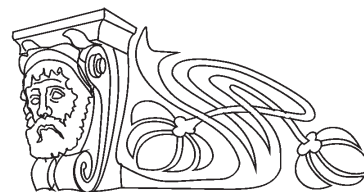




УДК 314.172

ПРОСТРАНСТВЕННЫЙ АНАЛИЗ РОЖДАЕМОСТИ И ПРОДОЛЖИТЕЛЬНОСТИ ЖИЗНИ В РОССИИ

Е. С. Иноземцев, О. В. Кочетыгова



Иноземцев Евгений Сергеевич, кандидат экономических наук, доцент кафедры статистики, Саратовский социально-экономический институт (филиал) Российского экономического университета имени Г. В. Плеханова, inevgenij@yandex.ru

Кочетыгова Ольга Вениаминовна, кандидат экономических наук, доцент кафедры статистики, Саратовский социально-экономический институт (филиал) Российского экономического университета имени Г. В. Плеханова, kochka1777@mail.ru

Введение. Пространственные аспекты важнейших демографических показателей (рождаемости и смертности) исследованы в недостаточной степени. Цель статьи – оценка влияния пространственных эффектов и внешних факторов на уровень и динамику суммарного коэффициента рождаемости и продолжительности жизни в Европейской части России. **Теоретический анализ.** В качестве зависимых переменных использовался суммарный коэффициент рождаемости и ожидаемая продолжительность жизни мужчин и женщин. Применялись три вида пространственных матриц – обратная матрица расстояний, обратная матрица квадратов расстояний и матрица, взвешенная по экономическому индикатору (ВРП). **Эмпирический анализ.** Анализ проводился на основе панели из 55 российских регионов Европейской части России за 2004–2015 гг. (660 наблюдений). Для проверки гипотезы о наличии пространственного лага рассчитывался индекс Морана. Оценивались три однофакторные эмпирических модели: SAR, модель с экзогенным пространственным лагом и модель Дарбина. Модели сравнивались с помощью значения функции максимального правдоподобия. **Результаты.** Гипотеза о наличии пространственной автокорреляции подтвердилась для обеих результативных переменных. Наилучшие результаты показали модели с фиксированными эффектами с матрицей обратных расстояний. По уровню правдоподобия оптимальной оказалась пространственная модель Дарбина.

Ключевые слова: Россия, пространственный анализ, рождаемость, продолжительность жизни.

DOI: 10.18500/1994-2540-2018-18-3-314-321

Введение

Проблема пространственной автокорреляции важнейших демографических индикаторов – рождаемости и смертности (продолжительности жизни) – на удивление слабо изучена не только в России, но и за рубежом. Из отечественных публикаций, использующих современный аппарат пространственной эконометрики, можно привести лишь работы [1, 2], где доказана значимость пространственного лага для продолжительности жизни в регионах РФ. Как правило, на Западе главное внимание уделяется пространственному

анализу не общей, а младенческой смертности или смертности от отдельных заболеваний. Что касается рождаемости, одним из немногих примеров является работа [3], где для Испании констатируется наличие весьма сильной пространственной автокорреляции.

Теоретический анализ

В качестве зависимых переменных использовался суммарный коэффициент рождаемости (total fertility rate, TFR) и ожидаемая продолжительность жизни мужчин и женщин (male/female life expectancy, MLE/FLE).

Выбор взвешивающей матрицы при пространственном анализе является весьма ответственным моментом. Она представляет собой симметричную матрицу с нулями на главной диагонали. Часто применяются матрицы соседства, где маркерами смежности (единицами) заполнены только клетки граничащих друг с другом регионов. Возможна их модификация для учета связи с особо важным регионом (в российских исследованиях – с Москвой). Модифицированная таким образом матрица включает все связи Москвы с центрами регионов [4, с. 115]. Вместо маркеров смежности можно использовать и обратные расстояния, однако качество моделей, взвешенных по данной матрице, как правило, оставляет желать лучшего [см., например, 5, с. 128; 6, с. 71].

С учетом этого использовались весовые матрицы двух типов. Первая – обратная матрица расстояний (Inverse Distance Weights, IDW):

$$w_{ij} = \begin{cases} 0, & \text{if } i = j; \\ d_{ij}^{-\gamma}, & \text{if } d_{ij} \leq D(q); \\ 0, & \text{if } d_{ij} > D(q), \end{cases}$$

где d_{ij} – расстояние между центрами регионов, $D(q)$ – квартили расстояний, $q = 1, \dots, 4$.

Вторая матрица – взвешенная по экономическому индикатору (gravity economic weights, GEW):

$$w_{ij} = \begin{cases} 0, & \text{if } i = j; \\ \frac{\sqrt{E_i E_j}}{d_{ij}}, & \text{if } d_{ij} \leq D(q); \\ 0, & \text{if } d_{ij} > D(q), \end{cases}$$

где E_i и E_j – значения некоторого экономического индикатора для i -го и j -го регионов.



Таким образом, матрица GEW усиливает влияние связей не только между двумя крупными (с большим значением E) регионами, но и между крупным и мелким регионом, так как в числителе рассчитывается средняя геометрическая для двух регионов [7].

В качестве d_{ij} принималось кратчайшее расстояние по автомобильным дорогам между центрами регионов, в качестве E – значения валового регионального продукта (ВРП). Значение q принималось равным 4, т.е. учитывались все расстояния между объектами. С целью более подробного анализа сравнивались матрицы с $\gamma = 1$ и $\gamma = 2$, так как в последнем случае усиливаются связи с ближними регионами и наоборот.

Для улучшения качества моделей все матрицы были стандартизованы (сумма по каждой строке равна единице).

Модель для анализа (Spatial Autoregression Model, SAR):

$$\ln y_{it} = \beta_0 + \beta_1 \sum_{j=1}^N w_{ij} \ln y_{jt} + \beta_2 \ln x_{it-1} + \varepsilon. (1)$$

В качестве объясняющих переменных для суммарного коэффициента рождаемости были выбраны следующие:

- 1) реальные располагаемые денежные доходы на душу населения в ценах 2002 г., руб. (RealInc);
- 2) ввод в действие жилых домов, кв. м на душу населения (House);
- 3) мощность амбулаторно-поликлинических учреждений (АПУ), посещений в смену на 10000 чел. (AmbCapacity).

В качестве объясняющих переменных для MLE и FLE были выбраны следующие:

- 1) объем годовой розничной реализации водки на 1 чел. в трудоспособном возрасте, л (Vodka);

- 2) мощность амбулаторно-поликлинических учреждений (АПУ), посещений в смену на 10000 чел. (AmbCapacity).

Коэффициенты при каком-либо из факторов всегда оставались незначимыми (при совместном включении в модель). Таким образом, рассматривались лишь однофакторные модели.

Для оценки влияния пространственного лага объясняющей переменной чаще всего используют две эмпирические модели:

- 1) пространственная модель только с объясняющими переменными (exogenous variables only):

$$\ln y_{it} = \beta_0 + \beta_1 \sum_{j=1}^N w_{ij} \ln x_{jt} + \beta_2 x_{it} + \varepsilon; (2)$$

- 2) пространственная модель Дарбина (Spatial Durbin Model, SDM):

$$\ln y_{it} = \beta_0 + \beta_1 \sum_{j=1}^N w_{ij} \ln y_{jt} + \beta_2 \ln x_{it} + \beta_3 \sum_{j=1}^N w_{ij} \ln x_{jt} + \varepsilon. (3)$$

Оценка моделей проводилась по методу Ареллано – Бонда. Для оценки качества моделей использовался метод максимального правдоподобия [см., например, 8]. В качестве вспомогательного параметра применялся байесовский информационный критерий (BIC).

Эмпирический анализ

В качестве исходных данных использовалась панель за 12 лет (2004–2015 гг.) по 55 регионам Европейской части России, с некоторыми объективными исключениями, такими как Чечня и Ингушетия, а также Калининградская область, не имеющая общих границ с остальными регионами.

Определим значение индекса Морана, который является достаточно надежным индикатором наличия (или отсутствия) пространственной автокорреляции (табл. 1).

Таблица 1/ Table 1

Динамика индекса Морана для суммарного коэффициента рождаемости (55 европейских регионов России), рассчитанного по трем вариантам пространственных матриц

Dynamics of Moran's I for total fertility rate (55 Russian regions), three alternatives of spatial weight matrixes

Год	IDW ($\gamma = 1$)		IDW ($\gamma = 2$)		GEW	
	Moran's I	z-value	Moran's I	z-value	Moran's I	z-value
2004	0.1058	4.6547	0.2306	3.4593	0.1176	4.7831
2005	0.1071	4.6621	0.2318	3.4711	0.1138	4.7031
2006	0.1121	4.6978	0.2526	3.7445	0.1332	5.0897
2007	0.1641	6.4561	0.3581	5.1887	0.1799	6.5320
2008	0.1849	7.2383	0.4001	5.7734	0.2044	7.3858
2009	0.1540	6.0555	0.3477	5.0400	0.1803	6.5080
2010	0.1473	5.7949	0.3333	4.8392	0.1710	6.1754
2011	0.1475	5.7911	0.3414	4.9490	0.1721	6.1976
2012	0.1403	5.5141	0.3240	4.7065	0.1694	6.0845
2013	0.1570	6.1024	0.3534	5.1110	0.1854	6.6143
2014	0.1555	6.0466	0.3441	4.9840	0.1852	6.6143
2015	0.1194	4.8205	0.2741	4.0253	0.1439	5.3290



Положительные значения индекса Морана свидетельствуют о наличии кластеров с относительно высоким (или низким) уровнем рождаемости. Использование матрицы с квадратами расстояний, естественно, значительно усиливает влияние пространственных эффектов на уровень рождаемости. Некоторое повышение индекса

Морана наблюдается и при переходе к матрице, взвешенной по ВРП, однако здесь оно гораздо слабее.

Прежде чем рассчитать параметры моделей, предварительно сравним качество пространственных моделей (1), взвешенных по разным вариантам матриц (табл. 2).

Таблица 2/Table 2

Значения функции максимального правдоподобия и байесовского информационного критерия (BIC) для однофакторных моделей SAR, зависимая переменная – TFR
Level of log-likelihood function and Bayesian information criterion (BIC) for SAR models, depended variable TFR

Факторный признак	Матрица					
	IDW ($\gamma=1$)		IDW ($\gamma=2$)		GEW	
	log-likelihood	BIC	log-likelihood	BIC	log-likelihood	BIC
ln[RealInc(t-1)]	1205,71	-2041,35	1068,72	-1767,38	997,34	-1624,63
ln[House(t-1)]	1214,83	-2059,60	1059,47	-1748,89	933,76	-1497,47
ln[AmbCapacity(t-1)]	1231,14	-2092,21	1073,11	-1776,15	850,46	-1330,86

Очевидно преимущество обычной обратной матрицы расстояний. Это подтверждает предположение о незначимости влияния ВРП на уровень рождаемости в регионах [см., например, 9]. Сравним модель SAR, взвешенную по матрице IDW ($\gamma = 1$), с обычной панелью без пространственного лага (табл. 3).

Коэффициенты детерминации обычных (не-пространственных) моделей с фиксированными эффектами (LSDV R-squared) составили соответственно 85,8, 74,2 и 61,8%. Это указывает на весьма высокую объясняющую способность однофакторной панельной модели для TFR даже без учета пространственных эффектов.

Таблица 3/Table 3

Модели с фиксированными эффектами (не-пространственные и SAR), зависимая переменная – TFR
Fixed effect models (non-spatial and SAR), depended variable TFR

Параметры	Факторный показатель (X)					
	RealInc(t-1)		House(t-1)		AmbCapacity(t-1)	
	non-spatial	IDW ($\gamma=1$)	non-spatial	IDW ($\gamma=1$)	non-spatial	IDW ($\gamma=1$)
const	-2,7302*** (0,1680)	-0,3138*** (0,1847)	-0,9278*** (0,1133)	-0,1420* (0,0778)	-5,0801*** (1,3026)	-1,2036*** (0,3800)
Wln[Y]	–	0,8493*** (0,0657)	–	0,8657*** (0,0544)	–	0,8850*** (0,0384)
ln[X]	0,3678*** (0,0197)	0,0440* (0,0240)	0,2314*** (0,0197)	0,0341** (0,0159)	0,9937*** (0,2361)	0,2265*** (0,0697)
F-тест (FE=0)	347,61***	271,08***	137,91***	298,79***	17,72***	331,70***
Тест Бриша – Пэгана	1328,9***	2013,1***	977,62***	1803,2***	664,61***	1802,1***
Тест Хаусмана	74,12***	87,13***	54,39***	125,96***	19,76***	103,64***
Логарифм. правдоподобие	952,65	1205,71	756,67	1214,83	626,94	1231,14
BIC	-1541,73	-2041,35	-1149,77	-2059,60	-890,32	-2092,21

Примечание. В скобках – робастные стандартные ошибки; значимость * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ (нулевые гипотезы в тестах отклоняются на тех же уровнях).

Для обычной панели оптимальным (из рассмотренных) факторным признаком являются реальные располагаемые доходы, однако учет пространственного лага меняет картину в пользу мощности АПУ.

Результаты оценивания моделей (2) и (3) приведены в табл. 4.

Использование модели с пространственным лагом только объясняющей переменной, очевидно, нецелесообразно. Модель Дарбина для всех



Таблица 4/Table 4

Модели с фиксированными эффектами (экзогенная и SDM), зависимая переменная – TFR, матрица IDW ($\gamma = 1$)

Fixed effect models (exogenous only and SDM), depended variable TFR with IDW matrix ($\gamma = 1$)

Параметры	Факторный показатель (X)					
	RealInc(t-1)		House(t-1)		AmbCapacity(t-1)	
	exogenous only	SDM	exogenous only	SDM	exogenous only	SDM
const	-3,2831*** (0,1238)	-1,0655*** (0,2077)	-1,5921*** (0,0586)	-0,5473*** (0,0975)	-16,817*** (0,4987)	-6,5858*** (1,1028)
Wln[Y]	–	0,6846*** (0,0558)	–	0,6647*** (0,0543)	–	0,6188*** (0,0559)
ln[X]	-0,0141 (0,0416)	-0,0887* (0,0470)	0,0250* (0,0126)	0,0107 (0,0156)	0,1462** (0,0590)	0,1528*** (0,0409)
Wln[X]	0,4456*** (0,0473)	0,2281*** (0,0561)	0,3160*** (0,0157)	0,1060*** (0,0202)	2,9854*** (0,1186)	1,0724*** (0,1964)
F-тест (FE=0)	471,34***	268,37***	579,71***	261,90***	647,91***	319,12***
Тест Бриша – Пэгона	1448,5***	1633,7***	1217,7***	1406,7***	385,8***	2204,5***
Тест Хаусмана	140,78***	146,36***	161,42***	125,96***	908,63***	69,48***
Логарифм. правдоподобие	1087,32	1257,66	1059,18	1252,77	1108,03	1282,33
BIC	-1804,57	-2138,77	-1748,30	-2128,98	-1846,00	-2188,12

Примечание. В скобках – робастные стандартные ошибки; значимость * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ (нулевые гипотезы в тестах отклоняются на тех же уровнях).

факторных показателей демонстрирует лучшие результаты, чем SAR.

Как и в случае с рождаемостью, проверим значимость пространственных эффектов для смертности с помощью индекса Морана (табл. 5).

Очевидно, что матрица с учетом экономического веса районов не подходит для оценки

пространственных моделей продолжительности жизни. Если для мужского населения пространственная автокорреляция по матрице GEW крайне слаба и находится на границе значимости, то для женщин индекс Морана (принимаящий как положительные, так и отрицательные значения) можно считать практически незначимым.

Таблица 5/Table 5

**Динамика индекса Морана для ожидаемой продолжительности жизни мужчин и женщин (55 европейских регионов России), рассчитанного по трем вариантам пространственных матриц
Dynamics of Moran's I for male and female life expectancy (55 Russian regions), three alternatives of spatial weights matrixes**

Год	IDW ($\gamma=1$)		IDW ($\gamma=2$)		GEW	
	Moran's I	z-value	Moran's I	z-value	Moran's I	z-value
	Мужчины					
2004	0.1869	7.4375	0.3791	5.4967	0.0755	3.2089
2005	0.1564	6.3968	0.3247	4.7506	0.0430	2.1552
2006	0.1506	6.1521	0.3152	4.6161	0.0377	1.9057
2007	0.1530	6.3056	0.3206	4.6970	0.0299	1.6483
2008	0.1511	6.2027	0.3157	4.6262	0.0306	1.6650
2009	0.1219	5.1123	0.2547	3.7790	0.0155	1.1479
2010	0.1354	5.5863	0.2858	4.2074	0.0285	1.5806
2011	0.1162	5.0205	0.2536	3.7757	0.0195	1.3065
2012	0.1313	5.5326	0.2849	4.2061	0.0313	1.7021
2013	0.1293	5.4868	0.2814	4.1598	0.0395	1.9904
2014	0.1340	5.6995	0.2962	4.3690	0.0344	1.8290
2015	0.1294	5.5062	0.2909	4.2925	0.0507	2.3987



Окончание табл. 5/End of table 5

Год	IDW ($\gamma=1$)		IDW ($\gamma=2$)		GEW	
	Moran's I	z-value	Moran's I	z-value	Moran's I	z-value
Женщины						
2004	0.1542	6.0607	0.3313	4.8142	0.0778	3.1973
2005	0.1634	6.3843	0.3493	5.0622	0.0741	3.1246
2006	0.1270	5.1678	0.2737	4.0288	0.0386	1.8948
2007	0.1266	5.1385	0.2802	4.1166	0.0300	1.5994
2008	0.1311	5.2623	0.2906	4.2553	0.0274	1.5066
2009	0.1091	4.5240	0.2427	3.6004	0.0165	1.1564
2010	0.1279	5.2139	0.2829	4.1572	0.0306	1.6243
2011	0.0748	3.3792	0.1771	2.7050	-0.0124	0.2064
2012	0.1047	4.4067	0.2434	3.6144	0.0079	0.8774
2013	0.0966	4.1458	0.2261	3.3785	-0.0012	0.5789
2014	0.0786	3.5096	0.1990	3.0068	-0.0060	0.4207
2015	0.1116	4.6647	0.2684	3.9604	0.0173	1.2030

В дальнейшем при построении моделей продолжительности жизни мы будем использовать только матрицы IDW ($\gamma = 1$) и ($\gamma = 2$). Заметим, что при использовании матрицы соседства значения индекса Морана увеличиваются в 3–4 раза (по сравнению с IDW ($\gamma = 1$)), но вывод не меняется – пространственные эффекты для мужской смертности сильнее [2, с. 118].

Сравнение качества моделей (табл. 6 и 7) показывает явное превосходство модели с про-

странственным лагом, взвешенным по матрице IDW ($\gamma = 1$). Как для мужчин, так и для женщин наблюдается положительная автокорреляция в пространстве. Коэффициенты детерминации не-пространственных моделей колебались от 60,7% (AmbCapacity, женщины) до 77,4% (Vodka, мужчины).

Рассмотрим модели (2) и (3) применительно к продолжительности жизни мужчин и женщин (табл. 8 и 9 соответственно).

Таблица 6/Table 6

Модели с фиксированными эффектами (не-пространственные и SAR), зависимая переменная – MLE
Fixed effect models (non-spatial and SAR), depended variable MLE

Параметры	Факторный показатель (X)					
	Vodka			AmbCapacity(t-1)		
	non-spatial	IDW ($\gamma=1$)	IDW ($\gamma=2$)	non-spatial	IDW ($\gamma=1$)	IDW ($\gamma=2$)
const	4,3294*** (0,0237)	0,5099** (0,2410)	1,6608*** (0,5688)	2,2476*** (0,4712)	0,0345 (0,1411)	0,2851 (0,2325)
Wln[Y]	–	0,8820*** (0,0566)	0,6156*** (0,1325)	–	0,8919*** (0,0484)	0,7030*** (0,0938)
ln[X]	-0,0727*** (0,0088)	-0,0082** (0,0039)	-0,0267*** (0,0094)	0,3417*** (0,0854)	0,0747** (0,0297)	0,1708*** (0,0575)
F-тест (FE=0)	68,82***	277,03***	84,95***	16,01***	423,37***	139,95***
Тест Бриша – Пэгана	1212,6***	1216,2***	1203,2***	628,7***	632,2***	625,6***
Тест Хаусмана	2,22	275,16***	23,97***	20,84***	401,81***	186,85***
Логарифмическое правдоподобие	1466,28	1971,64	1727,14	1314,04	1995,75	1761,31
BIC	-2569,00	-3573,22	-3084,23	-2264,52	-3621,44	-3152,55

Примечание. В скобках – робастные стандартные ошибки; значимость ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ (нулевые гипотезы в тестах отклоняются на тех же уровнях).



Таблица 7/ Table 7

Модели с фиксированными эффектами (не-пространственные и SAR), зависимая переменная – FLE
Fixed effect models (non-spatial and SAR), depended variable FLE

Параметры	Факторный показатель (X)					
	Vodka			AmbCapacity(t-1)		
	non-spatial	IDW ($\gamma = 1$)	IDW ($\gamma = 2$)	non-spatial	IDW ($\gamma = 1$)	IDW ($\gamma = 2$)
const	4,4167*** (0,0120)	0,5655** (0,2720)	1,7093*** (0,5846)	3,3117*** (0,2476)	0,2855* (0,1699)	0,7968*** (0,2860)
Wln[Y]	–	0,8717*** (0,0620)	0,6126*** (0,1329)	–	0,8779*** (0,0505)	0,6982*** (0,0932)
ln[X]	-0,0377*** (0,0044)	-0,0045** (0,0022)	-0,0139*** (0,0049)	0,1818*** (0,0449)	0,0437** (0,0177)	0,0916*** (0,0314)
F-тест (FE = 0)	72,18***	247,14***	86,68***	16,41***	324,95***	131,19***
Тест Бриша – Пэгана	954,5***	915,0***	913,8***	540,6***	526,1***	519,8***
Тест Хаусмана	3,99**	214,21***	24,09***	20,24***	457,17***	222,58***
Логарифметрическое правдоподобие	1894,75	2329,48	2131,02	1750,53	2355,31	2168,56
BIC	-425,94	-4288,90	-3891,99	-3137,49	-4340,56	-3967,05

Примечание. В скобках – робастные стандартные ошибки; значимость * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ (нулевые гипотезы в тестах отклоняются на тех же уровнях).

Таблица 8/ Table 8

Модели с фиксированными эффектами (экзогенная и SDM), зависимая переменная – MLE, матрица IDW ($\gamma = 1$)

Fixed effect models (exogenous only and SDM), depended variable MLE with IDW matrix ($\gamma = 1$)

Параметры	Факторный показатель (X)			
	Vodka		AmbCapacity(t-1)	
	exogenous only	SDM	exogenous only	SDM
const	4,4405*** (0,0113)	1,1384*** (0,3594)	-1,8725*** (0,2312)	-0,6069** (0,2361)
Wln[Y]	–	0,7436*** (0,0817)	–	0,6928*** (0,0749)
ln[X]	0,0144*** (0,0053)	0,0044 (0,0047)	0,0441* (0,0234)	0,0523*** (0,0182)
Wln[X]	-0,1262*** (0,0068)	-0,0330*** (0,0116)	1,0480*** (0,0508)	0,2888*** (0,0784)
F-тест (FE = 0)	374,83***	281,91***	351,64***	342,44***
Тест Бриша – Пэгана	1630,9***	1794,0***	643,1***	626,2***
Тест Хаусмана	86,36***	95,68***	496,10***	263,59***
Логарифметрическое правдоподобие	1720,39	1999,35	1782,89	2034,64
BIC	-3070,71	-3622,15	-3195,72	-3692,72

Примечание. В скобках – робастные стандартные ошибки; значимость * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ (нулевые гипотезы в тестах отклоняются на тех же уровнях).

Для фактора «реализация водки» наблюдаются нехарактерные положительные значения бета-коэффициента при внутрирегиональном параметре. Это не позволяет признать удовлетворитель-

ными модели с данным фактором, несмотря на формальные признаки. Что касается параметра «мощность АПУ», то модель Дарбина является оптимальной для продолжительности жизни мужчин.



Таблица 9/Table 9

Модели с фиксированными эффектами (экзогенная и SDM), зависимая переменная – FLE,
матрица IDW ($\gamma = 1$)

Fixed effect models (exogenous only and SDM), depended variable FLE with IDW matrix ($\gamma = 1$)

Параметры	Факторный показатель (X)			
	Vodka		AmbCapacity(t-1)	
	exogenous only	SDM	exogenous only	SDM
const	4,4752*** (0,0060)	1,3592*** (0,3881)	1,1653*** (0,1172)	0,4352** (0,1462)
Wln[Y]	–	0,6963*** (0,0871)	–	0,6100*** (0,0832)
ln[X]	0,0081*** (0,0029)	0,0033 (0,0028)	0,0268** (0,0109)	0,0300*** (0,0099)
Wln[X]	-0,0664*** (0,0041)	-0,0210*** (0,0069)	0,5460*** (0,0241)	0,1968*** (0,0470)
F-тест (FE=0)	362,25***	240,64***	365,86***	285,09***
Тест Бриша – Пэгана	1292,4***	1542,7***	571,3***	697,0***
Тест Хаусмана	96,29***	90,01***	626,31***	187,04***
Логарифметрическое правдоподобие	2154,54	2361,32	2239,33	2404,54
BIC	-3939,03	-4346,10	-4108,60	-4432,54

Примечание. В скобках – робастные стандартные ошибки; значимость ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ (нулевые гипотезы в тестах отклоняются на тех же уровнях).

При моделировании продолжительности жизни женщин с факторным признаком «реализация водки» возникают те же проблемы, что и для мужчин. Модель Дарбина с параметром «мощность АПУ» вновь является наиболее приемлемой.

Результаты

Обобщим результаты анализа.

1. Подтверждена гипотеза о наличии положительных пространственных эффектов в отношении как рождаемости, так и смертности (продолжительности жизни).

2. При анализе панельных данных наилучшие результаты показали модели с фиксированными эффектами с матрицей обратных расстояний размерности 1. Гипотеза об опосредованном влиянии ВРП на рождаемость или смертность (через матрицу GEW) отклонена.

3. Наиболее перспективным объясняющим параметром не только для продолжительности жизни, но и для рождаемости, является мощность АПУ, очевидно, отражающая степень доступности первичной медицинской помощи. При планировании семьи (рождаемость) доступность медицины, по-видимому, рассматривается населением как более весомый фактор, нежели динамика реальных доходов и обеспеченности жильем.

4. Наилучшей пространственной моделью, как для рождаемости, так и для смертности,

является модель Дарбина (SDM), включающая пространственные лаги зависимой и объясняющей переменных. Стоит заметить, что уровень рождаемости во всех случаях описывается факторными признаками гораздо хуже, чем продолжительность жизни. По-видимому, для рождаемости предпочтительнее многофакторные модели, однако весьма высокий уровень мультиколлинеарности (особенно в панельных данных) во многих случаях затрудняет их построение.

Список литературы

1. Балаш О. С. Пространственное моделирование темпов роста численности населения городов России // Изв. Саратов. ун-та. Нов. сер. Сер. Экономика. Управление. Право. 2014. Т. 14, вып. 1. С. 80–86.
2. Жукова А. К., Силаев А. М., Силаева М. В. Анализ ожидаемой продолжительности жизни с учетом пространственной зависимости по регионам России // Пространственная экономика. 2016. № 4. С. 112–128. DOI: 10.14530/se.2016.4.112–128.
3. Carioli A., Devolder D., Recano J. A Spatial Analysis of Recent Fertility Patterns in Spain // European Population Conference, 25–28 June 2014. Budapest, Hungary, 2014. Paper № 140253.
4. Иванова В. И. Региональная конвергенция доходов населения : пространственный анализ // Пространственная экономика. 2014. № 4. С. 100–119. DOI: 10.14530/se.2014.4.100–119.



5. Иноземцев Е. С. Пространственный анализ молодежной безработицы в России // Молодежный рынок труда : оценка и моделирование межрегиональных различий / под ред. Т. В. Блиновой. М. : Изд-во КДУ, 2016. С. 116–130.
6. Семерикова О. В., Демидова В. А. Анализ региональной безработицы в России и Германии : пространственно-эконометрический подход // Пространственная экономика. 2015. № 2. С. 64–85. DOI: 10.14530/se.2015.2.064–085.
7. Anselin L. *Spatial Econometrics : Methods and Models*. Dordrecht : Kluwer Academic Publishers, 1988. 284 p.
8. Yu, J., De Jong R., Lee L.-F. Quasi-maximum likelihood estimators for spatial dynamic panel data with fixed effects when both n and t are large // *Journal of Econometrics*. 2008. Vol. 146. P. 118–134.
9. Иноземцев Е. С. Программа «материнский капитал» как информационный аспект демографической безопасности региона // Информационная безопасность регионов. 2014. № 3. С. 39–45.

Образец для цитирования:

Иноземцев Е. С., Кочетыгова О. В. Пространственный анализ рождаемости и продолжительности жизни в России // Изв. Саратов. ун-та. Нов. сер. Сер. Экономика. Управление. Право. 2018. Т. 18, вып. 3. С. 314–321. DOI: 10.18500/1994-2540-2018-18-3-314-321

Spatial Panel Analysis of Fertility and Life Expectancy in Russia

E. S. Inozemcev, O. V. Kochetygova

Eugeny S. Inozemcev, ORCID 0000-0002-0146-3395, Saratov Socio-Economic Institute of the Plekhanov Russian University of Economics, 89, Radischeva Str., Saratov, 410003, Russia, inevgenij@yandex.ru

Olga V. Kochetygova, ORCID 0000-0002-0150-6850, Saratov Socio-Economic Institute of the Plekhanov Russian University of Economics, 89, Radischeva Str., Saratov, 410003, Russia, kochka1777@mail.ru

Introduction. Spatial aspects of most important demographic indicators (fertility and mortality) need further studies. The purpose of this work is to assess the impact of spatial effects and external factors on the level and dynamics of the total fertility rate and life expectancy in European Russia. **Theoretical analysis.** Total fertility rate and male/female life expectancy made use of depended variables. Three variants of spatial weight matrices were chosen: inverted weights matrixes ($\gamma = 1$ and $\gamma = 2$) and gravity economic weights matrix (with GRP as economic indicator). **Empirical analysis.** The analysis based on the panel data for 55 Russian regions in 2004–2015 (660 observations). The hypothesis of available of spatial lag verified through Moran's I. Three empiric models estimated and compared: spatial autoregression model, model with exogenous variables and spatial Durbin model. **Results.** This study proved the existence of spatial effects for both dependent variables. The best results showed herewith fixed effect models with inverted weights matrix. Spatial Durbin models (with relative capacity of ambulances as independent variable) has optimal level of log-likelihood.

Key words: Russia, spatial panel analysis, fertility, life expectancy.

References

1. Balash O. S. Spatial Modeling of Population Growth Rate of Russian Cities. *Izv. Sarat. Univ. (N. S.), Ser. Economics. Management. Law*, 2014, vol. 14, iss. 1, pp. 80–86 (in Russian).
2. Zhukova A. K., Silaev A. M., Silaeva M. V. Analysis of life expectancy with account of spatial dependence by Russian regions. *Prostranstvennaia ekonomika* [Spatial economics], 2016, no. 4, pp. 112–128. DOI: 10.14530/se.2016.4.112–128 (in Russian).
3. Carioli A., Devolder D., Recano J. A spatial analysis of recent fertility patterns in Spain. In: *European Population Conference, 25–28 June 2014*. Budapest, Hungary, 2014. Paper No. 140253.
4. Ivanova V. I. Regional convergence of household incomes: A spatial analysis. *Prostranstvennaia ekonomika* [Spatial economics], 2014, no. 4, pp. 100–119. DOI: 10.14530/se.2014.4.100–119 (in Russian).
5. Inozemcev E. S. Spatial analysis of youth unemployment in Russia. In: *Molodezhnyi rynek truda: otsenka i modelirovanie mezhregional'nykh razlichiy* [Youth labor market: Assessment and modeling of interregional differences. Ed. by T. V. Blinova]. Moscow, KDU Publ., 2016, pp. 116–130 (in Russian).
6. Semerikova O. V., Demidova V. A. Analysis of regional unemployment in Russia and Germany: Spatial-econometric approach. *Prostranstvennaia ekonomika* [Spatial economics], 2015, no. 2, pp. 64–85. DOI: 10.14530/se.2015.2.064–085 (in Russian).
7. Anselin L. *Spatial Econometrics: Methods and Models*. Dordrecht: Kluwer Academic Publishers, 1988. 284 p.
8. Yu J., De Jong R., Lee L.-F. Quasi-maximum likelihood estimators for spatial dynamic panel data with fixed effects when both n and t are large. *Journal of Econometrics*, 2008, vol. 146, pp. 118–134.
9. Inozemcev E. S. «Maternity capital» as an information aspect of regional demographic security. *Informatsionnaia bezopasnost' regionov* [Information security of regions], 2014, no. 3, pp. 39–45 (in Russian).

Cite this article as:

Inozemcev E. S., Kochetygova O. V. Spatial Panel Analysis of Fertility and Life Expectancy in Russia. *Izv. Saratov Univ. (N. S.), Ser. Economics. Management. Law*, 2018, vol. 18, iss. 3, pp. 314–321 (in Russian). DOI: 10.18500/1994-2540-2018-18-3-314-321