

МОДЕЛИРОВАНИЕ НЕРАВЕНСТВА ДОХОДОВ НАСЕЛЕНИЯ С УЧЕТОМ ПРОСТРАНСТВЕННОЙ ЗАВИСИМОСТИ В РФ

Т. Ю. ИВАХНЕНКО

В работе тестируется наличие пространственной зависимости в модели неравенства доходов населения для 77 регионов РФ в период 2004–2020 гг. Для этой цели оцениваются пространственные и панельные модели с включением пространственных лагов в зависимой переменной (SAR), а также ошибках (SEM) модели неравенства доходов. Результаты оценивания как пространственных, так и панельных моделей с фиксированными эффектами регионов свидетельствуют о существовании положительной пространственной корреляции как в уровне, так и в шоках неравенства доходов.

Основной вывод состоит в том, что уровень неравенства доходов в данном регионе положительно зависит от уровня и шоков неравенства доходов в соседних регионах. В качестве возможных каналов такого влияния рассматриваются межрегиональные миграция, трансферты, а также торговля.

Ключевые слова: индекс Джини, неравенство доходов, пространственные модели, регионы России.

JEL: C23, D31, O15.

Взаимосвязь между неравенством доходов населения и различными факторами остается актуальным предметом для исследований. В литературе установлено, что высокое неравенство пагубно сказывается на многих социально-экономических параметрах, в том числе уровне преступности, участии в голосовании и политической стабильности. Так, в работе [4] подтверждается идея, что неравенство доходов сопровождается ростом пространственной сегрегации, создавая положительный обратный эффект за счет снижения поддержки политики перераспределения, в результате чего неравенство снова будет усиливаться. Учитывая многообразие последствий, интерес к пониманию причин неравенства доходов населения только увеличивается.

В большинстве работ по неравенству доходов не принимаются во внимание возможные пространственные корреляции, что может привести к смещенным результатам [9]. По этой причине появляется все больше работ, в которых исследуется пространственная динамика неравенства доходов. Так, в эмпирической литературе можно найти ряд подтверждений существования пространственных зависимостей в неравенстве доходов [5; 6; 12]. Существуют также свидетельства [13], что про-

странственные эффекты имеют значение при исследовании неравенства доходов в европейских регионах: неравенство доходов в одном регионе положительно зависит от уровней неравенства в соседних.

Что касается неравенства доходов в России, то его изучение с учетом возможной пространственной зависимости не проводилось. Поэтому расширение анализа темы неравенства доходов с включением пространственных взаимосвязей в уровне неравенства может способствовать лучшему пониманию специфики внутрирегионального неравенства доходов в России. Данная работа расширяет литературу по исследованию неравенства доходов за счет рассмотрения моделей с включением пространственных лагов, которые позволяют учесть влияние регионов друг на друга. Иными словами, в работе тестируется, вызывает ли межрегиональное взаимодействие соседних регионов некоторую пространственную зависимость в таких показателях, как неравномерность распределения доходов.

Поскольку речь идет о различиях в уровне неравенства доходов населения в регионах одной страны, институциональные факторы вряд ли могут объяснить эти различия. Макроэкономические факторы неравенства дохо-

Ивахненко Татьяна Юрьевна, младший научный сотрудник РАНХиГС при Президенте Российской Федерации (Москва), e-mail: ivakhnenko-ty@ranepa.ru

дов лишь частично позволяют выявить причины различий в неравенстве на региональном уровне. При этом существует ряд стилизованных факторов неравенства доходов населения. Так, в [13] была установлена положительная взаимосвязь между доходом на душу населения, уровнем образования и неравенством доходов с учетом пространственной зависимости в неравенстве доходов. Также существует достаточное число работ, подтверждающих наличие кривой Кузнеця [8], в соответствии с которой между неравенством доходов и доходом на душу населения существует перевернутая U-образная связь. Как правило, в исследованиях используется нелинейная зависимость неравенства от дохода на душу, хотя и ведется дискуссия относительно того, существует ли эта кривая, каковы ее форма и положение.

Другими значимыми факторами являются социальные расходы и образование [1], инфляция [2], а также открытость торговли [11]. В классической интерпретации кривой Кузнеця урбанизация служит одним из факторов, способствующих снижению неравенства доходов в результате достижения определенного уровня дохода [7]. Наконец, как показали недавние исследования [10], степень зависимости экономики от добычи природных ресурсов также может быть фактором неравенства доходов в регионах одной страны. Таким образом, при моделировании внутрирегионального неравенства доходов населения важно контролировать все перечисленные факторы.

В настоящей работе использовались данные из статистических сборников «Регионы России. Социально-экономические показатели» с официального сайта Росстата. Из выборки были исключены Республика Крым и г. Севастополь, поскольку данные по ним доступны лишь с 2015 г., а также Чеченская Республика, данные по неравенству в которой доступны с 2011 г. Кроме того, не рассматривались как самостоятельные единицы автономные

округа, так как они являются частями других регионов. Наконец, из выборки были исключены Калининградская и Сахалинская области, поскольку для построения весовой матрицы был выбран принцип смежности (наличие общих точек на границах), а названные регионы не имеют соседей из-за своего географического положения. Временной интервал, в результате выбранных показателей, ограничивается периодом 2004–2020 гг. Таким образом, итоговый размер выборки составляет 77 регионов за 17 лет.

В качестве показателя внутрирегионального неравенства доходов населения используется индекс Джини (*Gini*). Контрольными переменными будут выступать следующие показатели: реальный ВРП на душу населения (*rGRP*), доля занятых с высшим профессиональным образованием (*HighEdu*), доля расходов на социально-культурные мероприятия в совокупных расходах консолидированного бюджета региона (*SocExp*), доля суммы экспорта и импорта в ВРП (*TradeOp*), уровень инфляции (*Infl*), доля городского населения в регионе (*City*) и доля добывающей промышленности в ВДС региона (*Mineral*). Все контрольные переменные, за исключением *Mineral*¹, будут включаться в модель с лагом для учета возможной двусторонней причинно-следственной связи [1].

Пространственный анализ удобнее начать с тестов на пространственную зависимость в индексе Джини. Проверим предположение о наличии пространственной зависимости в индексе Джини с помощью глобальных индексов Морана и Гири. (См. табл. 1.) По результатам проведенного теста Морана нулевая гипотеза об отсутствии пространственной зависимости в неравенстве доходов отвергается на 5%-ном уровне для всех периодов, поскольку Р-значения не превышают 0,05 ни для одного года. Так как статистики Морана (*Moran's I*) значимы и положительны для всех периодов, то можно предположить наличие положительной пространственной корреля-

¹ Поскольку данные доступны с 2004 г.

ции (кластеризации регионов) по индексу Джини. Значения глобального индекса Гири (*Geary's I*) статистически значимы на 5%-ном уровне для всех периодов (за исключением 2016–2017 гг., где они значимы только на 10%-ном уровне), меньше 1 и значимо отличаются от 1, в связи с чем гипотеза об отсутствии пространственной корреляции отвергается в пользу альтернативной гипотезы о наличии положительной пространственной корреляции в неравенстве доходов. Тест Морана на пространственную автокорреляцию для OLS-модели показывает, что в остатках линейной модели есть пространственная зависимость: значения статистики Морана (*Observed Moran's I*) значимо отличаются от 0 для всех периодов, кроме последнего, и положительны, что говорит о существовании положительной пространственной корреляции. Таким образом, статистические тесты дают основа-

ние для рассмотрения модели с пространственным лагом.

Для учета пространственной зависимости в модель добавляются различные пространственные лаги – показатели, скомбинированные из значений показателей для других регионов с весами, отражающими значимость каждого из них для данного региона. Предполагается, что вследствие межрегионального взаимодействия будут влиять друг на друга регионы, расположенные по соседству, поэтому веса будут составлены по принципу смежности, т.е. «соседями» являются регионы, имеющие общие точки на границе.

Будут рассматриваться объединенные модели (Pool SAR², Pool SEM³) и модели с фиксированными эффектами регионов (FE-region SAR, FE-region SEM). В общем виде панельную модель с добавлением пространственной зависимости в данных можно записать как

Таблица 1

Результаты тестов на наличие пространственной зависимости в индексе Джини и линейной модели для каждого года (2004–2020 гг.)

Год	Индексы Морана и Гири для индекса Джини				Тест Морана на пространственную автокорреляцию в линейной модели	
	<i>Moran's I</i>	<i>P-value</i>	<i>Geary's I</i>	<i>P-value</i>	<i>Observed Moran's I</i>	<i>P-value</i>
2004	0,128	0,028	0,666	0,007	0,147	0,021
2005	0,164	0,009	0,644	0,002	0,197	0,004
2006	0,165	0,009	0,643	0,002	0,147	0,019
2007	0,195	0,003	0,636	0,0007	0,262	0,0001
2008	0,218	0,001	0,648	0,0004	0,242	0,0003
2009	0,210	0,002	0,649	0,0005	0,299	<< 0,001
2010	0,179	0,007	0,680	0,002	0,179	0,005
2011	0,189	0,005	0,685	0,002	0,176	0,005
2012	0,184	0,006	0,707	0,002	0,187	0,003
2013	0,219	0,002	0,683	0,0007	0,201	0,002
2014	0,202	0,003	0,737	0,003	0,186	0,004
2015	0,171	0,011	0,811	0,029	0,133	0,025
2016	0,153	0,019	0,844	0,07	0,134	0,024
2017	0,159	0,016	0,844	0,067	0,117	0,046
2018	0,179	0,008	0,810	0,025	0,106	0,062
2019	0,174	0,010	0,793	0,014	0,115	0,048
2020	0,150	0,021	0,796	0,017	0,065	0,164

Источник: составлено автором.

² SAR (Spatial Autoregressive Model) – пространственная авторегрессионная модель.

³ SEM (Spatial Error Model) – модель с пространственной зависимостью в ошибках.

$$Gini_{it} = \rho WGini_{it} + \beta_1 \cdot GRP_{it-1} + \beta_2 \cdot GRP_{it-1}^2 + \beta_3 \cdot SocExp_{it-1} + \beta_4 \cdot HighEdu_{it-1} + \beta_5 \cdot TradeOp_{it-1} + \beta_6 \cdot Infl_{it-1} + \beta_7 \cdot City_{it-1} + \beta_8 \cdot Mineral_{it} + \tau_i + \varepsilon_{it}$$

где W – весовая матрица, составленная по принципу *Queen*⁴; $WGini_{it}$ – пространственный лаг зависимой переменной; ρ – коэффициент пространственной автокорреляции; $\varepsilon_i = \lambda W\varepsilon_i + u_i$; $W\varepsilon_i$ – пространственный лаг ошибки модели; λ – коэффициент пространственной корреляции ошибок; τ_i – фиксированный эффект региона; i ; t – индекс временного периода; u_i – случайная ошибка. Все показатели включаются в модель в уровнях для удобства интерпретации и сопоставления с предыдущими исследованиями.

Названные модели были выбраны потому, что нас интересует влияние соседних регионов друг на друга как в пространстве (модель Pool OLS), так и во времени (модель FE-region). В частности, модели с фиксированными эффектами регионов позволяют оценить, как на изменение уровня неравенства во времени в данном регионе повлияло изменение (или шок) неравенства доходов в соседних регионах.

В литературе по исследованию пространственной зависимости в неравенстве доходов, как правило, оцениваются модели SAR и SEM ввиду их лучшей интерпретируемости [9; 13; 14]. В модели SAR предполагается пространственная зависимость только в зависимой переменной ($\lambda = 0, \rho \neq 0$), в модели SEM рассматривается пространственная зависимость в ошибке ($\lambda \neq 0, \rho = 0$). С помощью модели SAR оценивается, как неравенство доходов в данном регионе зависит от неравенства доходов в соседних, т.е. коэффициент ρ показывает степень межрегионального взаимодействия. Каналами влияния в этом случае могут выступать межрегиональные торговля, миграция и трансферты. В модели SEM оценивается про-

странственная корреляция в остатках регрессии, так как предполагается пространственная зависимость в пропущенных⁵ переменных [13], и, следовательно, коэффициент λ выражает степень пространственной корреляции в остатках. Обе модели оцениваются по принципу максимального правдоподобия.

В табл. 2 представлены оценки выбранных панельных моделей. Для моделей без пространственных лагов (Pool OLS и FE-region) был проведен CD-тест Песарана на пространственную зависимость. Р-значения теста приведены в таблице и составляют менее 0,01, в результате чего нулевая гипотеза об отсутствии пространственной зависимости отвергается на 1%-ном уровне, что еще раз свидетельствует о необходимости включения в модель пространственных лагов. Тот факт, что пространственные лаги статистически значимы во всех моделях, также говорит о том, что данные модельные спецификации предпочтительнее. Согласно результатам моделей SAR, коэффициент пространственной авторегрессии значим и положителен, что согласуется с проведенными ранее тестами на пространственную зависимость. Оценки моделей SEM также указывают на то, что коэффициент пространственной корреляции ошибок значим и положителен. Значение коэффициента ρ соотносится с работой [13], где для модели с фиксированными индивидуальными эффектами значение коэффициента составило 0,412 (в случае пяти ближайших соседей⁶). Параметр λ в [13] составил 0,526, что свидетельствует о более сильной положительной пространственной корреляции в остатках модели для регионов ЕС по сравнению с регионами РФ.

Так как в моделях Pool и FE-region тестируются разные статистические гипотезы, необходимо интерпретировать их результаты по отдельности. Оценки модели Pool SAR показывают, что в регионе, соседствующем с регионами с высоким неравенством доходов,

⁴ «Принцип ферзя», в соответствии с которым соседями признаются регионы, имеющие хотя бы одну общую точку на границе.

⁵ Например, наукоёмкость региональной экономики.

⁶ В работе [13] весовая матрица составлялась по принципу k ближайших соседней.

уровень неравенства доходов, при прочих равных, будет выше по сравнению с другими регионами. Оценки модели Pool SEM, в свою очередь, говорят о том, что существует положительная пространственная корреляция в пропущенных переменных, влияющих на равномерность распределения доходов. Это означает, что регион, соседствующий с регионами, где происходит положительный шок в распределении доходов, характеризуется более высоким уровнем неравенства доходов по

сравнению с другими регионами. Примером такого шока может служить изменение в технологии производства, в результате которого увеличивается спрос на высококвалифицированных работников, что ведет к росту оплаты их труда и усилению неравенства в доходах. Соседние регионы могут перенимать эту технологию и сталкиваться с аналогичными последствиями.

Оценки модели FE-region SAR показывают, что увеличение неравенства доходов населе-

Таблица 2
Оценки панельных моделей Pool OLS и FE-region с включением пространственных лагов и без (2004–2020 гг.)

	Модели					
	Pool OLS	Pool SAR	Pool SEM	FE-region	FE-region SAR	FE-region SEM
Константа	0,346*** (0,018)	0,271*** (0,008)	0,326*** (0,009)			
<i>rGRP lag</i>	0,058*** (0,011)	0,059*** (0,004)	0,066*** (0,004)	0,049*** (0,015)	0,038*** (0,006)	0,03*** (0,006)
<i>rGRP sq lag</i>	-0,007*** (0,002)	-0,008*** (0,001)	-0,009*** (0,001)	-0,010** (0,005)	-0,009*** (0,001)	-0,008*** (0,001)
<i>SocExp lag</i>	-0,017 (0,026)	-0,02* (0,009)	0,005 (0,01)	-0,028* (0,014)	-0,036*** (0,008)	-0,049*** (0,009)
<i>HighEdu lag</i>	0,010 (0,035)	0,016 (0,012)	0,028* (0,012)	-0,055* (0,030)	-0,021 (0,014)	-0,009 (0,014)
<i>TradeOp lag</i>	-0,002 (0,006)	-0,002 (0,003)	-0,006* (0,003)	-0,01** (0,005)	-0,01*** (0,002)	-0,01*** (0,002)
<i>Infl lag</i>	0,001*** (0,0002)	0,001*** (0,0002)	0,001*** (0,0002)	0,0002 (0,0001)	0,00001 (0,0001)	-0,0001 (0,0002)
<i>City lag</i>	-0,008 (0,020)	-0,009 (0,006)	-0,012* (0,006)	-0,166** (0,072)	-0,081* (0,0314)	-0,04 (0,031)
<i>Mineral</i>	-0,033* (0,018)	-0,033*** (0,007)	-0,036*** (0,006)	-0,061** (0,029)	-0,058*** (0,01)	-0,059*** (0,01)
ρ		0,2*** (0,03)			0,416*** (0,03)	
λ			0,343*** (0,035)			0,45*** (0,03)
Число наблюдений	1309	1309	1309	1309	1309	1309
<i>R²adj</i>	0,38			0,063		
<i>Log Likelihood</i>		3142,98	3166,45		3757,644	916,61
P-значение CD-теста	<< 0,001			<< 0,001		

Примечания:

1. Зависимая переменная - Gini index.
 2. Жирным шрифтом выделены оценки коэффициентов при пространственных лагах.
 3. Уровни значимости коэффициентов: * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$. В скобках приведены стандартные ошибки.
- Источник: составлено автором.

ния в соседних регионах может стать, с течением времени, фактором роста неравенства в данном регионе. Такой эффект, в том числе, может быть связан с межрегиональной миграцией, так как работники из более бедных регионов обычно стремятся переехать в регионы с более высокой оплатой труда. Следовательно, в богатых регионах дифференциация доходов может усиливаться из-за роста конкуренции за рабочие места. Примером такого региона может служить г. Москва – регион с высоким уровнем неравенства доходов и высоким миграционным приростом. В свою очередь, близость к столице можно рассматривать как вероятную причину роста неравенства доходов населения в Московской области. Оценки модели FE-region SEM также свидетельствуют в пользу того, что шоки, приводящие к росту неравенства в соседних регионах, мо-

гут со временем стать фактором роста неравенства доходов в данном регионе.

Для проверки устойчивости результатов, а также рассмотрения степени пространственной зависимости в разных временных периодах были оценены модели на пространственных выборках для каждого года. (См. табл. 3.) Из таблицы видно, что, согласно оценкам SAR-моделей, для периода 2004–2010 гг. неравенство доходов в данном регионе положительно зависело от уровней неравенства доходов в соседних регионах. Однако далее это влияние обнаружило себя только в 2013–2014 гг., а затем перестало быть значимым. Такой результат можно связать с последствиями кризиса 2014 г. и замедлением σ -конвергенции неравенства доходов в этот период в регионах РФ [3]. Что касается SEM-моделей, то коэффициент пространственной корреляции ошибок

Таблица 3
Оценки пространственных моделей SAR и SEM для каждого года (2004–2020 гг.)

Год	SAR				SEM			
	ρ	Log Lik	AIC	Spatial Pseudo R ²	λ	Log Lik	AIC	Spatial Pseudo R ²
2004	0,219*	175,56	-329,13	0,542	0,465***	177,98	-333,97	0,589
2005	0,342***	180,41	-338,82	0,59	0,467***	182,44	-342,88	0,622
2006	0,311***	191,88	-361,75	0,649	0,422***	193,15	-364,31	0,668
2007	0,34***	191,37	-360,75	0,618	0,575***	196,37	-370,74	0,685
2008	0,333***	199,51	-377,03	0,577	0,535***	202,61	-383,23	0,629
2009	0,35***	200,34	-378,68	0,582	0,596***	205,77	-389,55	0,661
2010	0,224*	205,39	-388,78	0,558	0,534***	208,28	-394,56	0,616
2011	0,188	208,45	-394,9	0,588	0,399***	210,19	-398,38	0,618
2012	0,161	218,03	-414,06	0,57	0,466***	220,89	-419,77	0,62
2013	0,222*	213,67	-405,35	0,595	0,555***	217,17	-412,34	0,656
2014	0,209*	220,33	-418,66	0,574	0,421***	221,9	-421,79	0,605
2015	0,147	216,39	-410,77	0,538	0,261*	216,92	-411,84	0,549
2016	0,122	219,22	-416,45	0,565	0,288**	220,21	-418,42	0,583
2017	0,164	218,98	-415,95	0,531	0,238*	219,17	-416,33	0,537
2018	0,176	216,84	-411,69	0,567	0,254*	216,88	-411,75	0,571
2019	0,187	209,11	-396,21	0,526	0,254*	209,2	-396,41	0,53
2020	0,157	211,5	-401	0,539	0,157	211,22	-400,44	0,535

Примечания:

1. Зависимая переменная – Gini index.
2. Жирным шрифтом выделены статистически значимые оценки коэффициентов при пространственных лагах.
3. Уровни значимости коэффициентов: * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$.

Источник: составлено автором.

значим и положителен для всех периодов, за исключением 2020 г. Отметим, что коэффициент λ в период 2015–2019 гг. заметно снизился, что, аналогично, может быть следствием кризиса 2014 г. Незначимость пространственной корреляции в прочих факторах, влияющих на неравенство доходов, в 2020 г. можно объяснить ограничительными мерами, введенными из-за пандемии Covid-19 и повлекшими снижение интенсивности межрегионального взаимодействия. Полученные коэффициенты при пространственных лагах в данном случае можно сопоставить с результатами [9], где в простых SAR- и SEM-моделях⁷ для 2379 австрийских муниципалитетов коэффициенты ρ и λ были равны 0,25 и 0,42 соответственно.

Таким образом, в модели внутрорегионального неравенства доходов населения для РФ существует пространственная зависимость. Оценки панельных и пространственных моделей показывают, что как уровень, так и шоки неравенства доходов в соседних регионах будут оказывать значимое влияние на распределение доходов в данном регионе. Обнаруженная для регионов РФ положительная пространственная корреляция в уровне неравенства доходов, а также в остатках модели неравенства доходов согласуется с некоторыми предыдущими результатами [9; 13]. Полученные нами результаты могут стать предпосылкой для дальнейшего исследования пространственной зависимости в неравенстве доходов для российских регионов. ■

Литература

1. Ващелюк Н.В. Влияние динамики выпуска на степень дифференциации доходов в регионах России // Экономика региона. 2015. № 4. С. 132–144.
2. Картаев Ф.С., Клачкова О.А., Лукьянова А.С. Как инфляция влияет на неравенство доходов в России? // Вопросы экономики. 2020. № 4. С. 54–66.
3. Полбин А.В., Ивахненко Т.Ю. Конвергенция неравенства доходов в российских регионах // Пространственная экономика. 2022. № 4. С. 68–92.
4. Bailey N. et al. Living apart. losing sympathy? How neighbourhood context affects attitudes to redistribution and to welfare recipients // Environment and Planning A. 2013. Vol. 45. No. 9. Pp. 2154–2175.
5. Ezcurra R., Pascual P., Rapun M. The spatial distribution of income inequality in the European Union // Environment and Planning A. 2007. Vol. 39. No. 4. Pp. 869–890.
6. Hoffmeister O. The spatial structure of income inequality in the enlarged EU // Review of Income and Wealth. 2009. Vol. 55. No. 1. Pp. 101–127.
7. Kanbur R., Zhuang J. Urbanization and inequality in Asia // Asian Development Review. 2013. Vol. 30. No. 1. Pp. 131–147.
8. Kuznets S. Economic growth and income inequality // The American Economic Review. 1955. Vol. 45. No. 1. Pp. 1–28.
9. Moser M., Schnetzer M. The Geography of Average Income and Inequality: Spatial Evidence from Austria. WU Vienna University of Economics and Business. 2014. No. 191.
10. Nademi Y. The resource curse and income inequality in Iran // Quality & Quantity. 2018. Vol. 52. No. 3. Pp. 1159–1172.
11. Parcero O.J., Papyrakis E. Income inequality and the oil resource curse // Resource and Energy Economics. 2016. Vol. 45. Pp. 159–177.
12. Rey S.J., Sastre-Gutierrez M.L. Interregional inequality dynamics in Mexico // Spatial Economic Analysis. 2010. Vol. 5. No. 3. Pp. 277–298.
13. Rodriguez-Pose A., Tselios V. Education and income inequality in the regions of the European Union // Journal of Regional Science. 2009. Vol. 49. No. 3. Pp. 411–437.
14. Tselios V. Growth and convergence in income per capita and income inequality in the regions of the EU // Spatial Economic Analysis. 2009. Vol. 4. No. 3. Pp. 343–370.

⁷ В работе [9] также использовался «принцип ферзя».

References

1. Valeschuk N.V. The impact of output dynamics on the degree of income differentiation in the regions of Russia // *Economy of Region*. 2015. No. 4. Pp. 132–144.
2. Kartayev F.S., Klachkova O.A., Lukianova A.S. How does inflation influence income inequality in Russia? // *Voprosy Ekonomiki*. 2020. No. 4. Pp. 54–66.
3. Polbin A.V., Ivakhnenko T.Yu. Convergence of income inequality in Russian regions // *Spatial Economics*. 2022. No. 4. Pp. 68–92.
4. Bailey N. et al. Living apart. losing sympathy? How neighbourhood context affects attitudes to redistribution and to welfare recipients // *Environment and Planning A*. 2013. Vol. 45. No. 9. Pp. 2154–2175.
5. Ezcurra R., Pascual P., Rapun M. The spatial distribution of income inequality in the European Union // *Environment and Planning A*. 2007. Vol. 39. No. 4. Pp. 869–890.
6. Hoffmeister O. The spatial structure of income inequality in the enlarged EU // *Review of Income and Wealth*. 2009. Vol. 55. No. 1. Pp. 101–127.
7. Kanbur R., Zhuang J. Urbanization and inequality in Asia // *Asian Development Review*. 2013. Vol. 30. No. 1. Pp. 131–147.
8. Kuznets S. Economic growth and income inequality // *The American Economic Review*. 1955. Vol. 45. No. 1. Pp. 1–28.
9. Moser M., Schnetzer M. The Geography of Average Income and Inequality: Spatial Evidence from Austria. WU Vienna University of Economics and Business. 2014. No. 191.
10. Nademi Y. The resource curse and income inequality in Iran // *Quality & Quantity*. 2018. Vol. 52. No. 3. Pp. 1159–1172.
11. Parcerro O.J., Papyrakis E. Income inequality and the oil resource curse // *Resource and Energy Economics*. 2016. Vol. 45. Pp. 159–177.
12. Rey S.J., Sastre-Gutierrez M.L. Interregional inequality dynamics in Mexico // *Spatial Economic Analysis*. 2010. Vol. 5. No. 3. Pp. 277–298.
13. Rodriguez-Pose A., Tselios V. Education and income inequality in the regions of the European Union // *Journal of Regional Science*. 2009. Vol. 49. No. 3. Pp. 411–437.
14. Tselios V. Growth and convergence in income per capita and income inequality in the regions of the EU // *Spatial Economic Analysis*. 2009. Vol. 4. No. 3. Pp. 343–370.

Modeling of Income Inequality of the Population with Spatial Dependence in Russia

Tatiana Yu. Ivakhnenko – Junior Researcher of the Russian Presidential Academy of National Economy and Public Administration (Moscow, Russia). E-mail: ivakhnenko-ty@ranepa.ru

The paper tested the existence of spatial dependence in the model of income inequality for 77 regions of the Russian Federation in the period 2004–2020. For this purpose, cross-section and panel models were evaluated with the inclusion of spatial lags in the dependent variable (SAR), as well as errors (SEM) of the income inequality model. The results of the estimation of both cross-section and panel models with region fixed effects indicate the existence of a positive spatial correlation both in the level and in the shocks of income inequality.

The main conclusion is that the level of income inequality in a given region positively depends on the level and shocks of income inequality in neighboring regions. Interregional migration, transfers, and trade are considered as possible channels of this influence.

Key words: Gini index, income inequality, spatial models, Russia's regions.

JEL-codes: C23, D31, O15.