

Статьи: пространственная эконометрика ВРП и загрязнение окружающей среды в регионах России: пространственно-эконометрический анализ*

Вера Иванова[†]

*Национальный исследовательский университет «Высшая школа экономики»,
Санкт-Петербург, Россия*

В работе проводится эмпирическая оценка зависимости уровня загрязнения окружающей среды от уровня дохода на душу населения в российских регионах с учетом особенностей взаимного пространственного расположения территорий. Показано, что региональный индикатор загрязнения окружающей среды является пространственно автокоррелированным. Гипотеза о том, что среднедушевые региональные выбросы в окружающую среду имеют вид перевернутой U-образной зависимости от среднедушевого ВРП, подтвердилась. Полученные значения поворотной точки дохода показывают, что положение большинства российских регионов соответствует возрастающей части экологической кривой Кузнеца, т.е. для существенной части российских регионов характерно увеличение уровня загрязнения окружающей среды при росте доходов.

Ключевые слова: экологическая кривая Кузнеца, пространственная эконометрика, индекс Морана, российские регионы

Классификация JEL: C23, O13, O44, Q53

1 Введение

Интерес к проблеме качества окружающей среды трудно переоценить. Несмотря на то, что Россия присоединилась к Рамочной конвенции ООН об изменении климата, обязывающей развитые страны и страны с переходной экономикой сократить или стабилизировать выбросы парниковых газов, она продолжает оставаться одним из мировых лидеров по количеству выбросов отдельных видов загрязняющих веществ в окружающую среду. Согласно данным Всемирного Банка, Российская Федерация занимает второе место по выбросам CO₂ в пересчете на душу населения после США, опережая Китай, Евросоюз и Индию.¹

В статье исследуется взаимосвязь между уровнем загрязнения окружающей среды и среднедушевым доходом, известная как гипотеза об экологической кривой Кузнеца, в российских регионах с учетом их взаимного расположения. В существующих работах, выполненных на российских региональных данных, полностью игнорируется пространственная компонента, а следовательно, не учитывается то, что загрязнение одного региона может негативно сказаться на экологической ситуации близлежащих территорий. Данная статья заполняет соответствующую нишу в эмпирических исследованиях взаимосвязи регионального дохода и уровня деградации окружающей среды в регионах России.

*Цитировать как: Иванова, Вера (2019) «ВРП и загрязнение окружающей среды в регионах России: пространственно-эконометрический анализ», Квантиль, №14, стр. 53–62. Citation: Ivanova, Vera (2019) “GRP and environmental pollution in Russian regions: spatial econometric analysis”, Quantile, No.14, pp. 53–62.

[†]Адрес: 190068, Санкт-Петербург, набережная канала Грибоедова, д. 123, к. 123, Лаборатория теории рынков и пространственной экономики. Электронная почта: viivanova@hse.ru. Работа выполнена в рамках Программы фундаментальных исследований НИУ ВШЭ, финансируемой Проектом повышения конкурентоспособности ведущих университетов Российской Федерации «5-100».

¹Источник: Всемирный Банк, режим доступа: <https://data.worldbank.org/indicator/EN.ATM.CO2E.PC>.

Принцип экологической кривой Кузнецца (ЭКК) следующий: до достижения определенного уровня (поворотной точки) дохода регионы демонстрируют увеличение выбросов в окружающую среду с ростом доходов, а после достижения поворотной точки происходит уменьшение объемов выбросов с увеличением дохода. Свое название ЭКК получило благодаря схожести со структурой неравенства доходов, выявленной в работе Kuznets (1955).

Первые эмпирические оценки экологической кривой Кузнецца были получены в работах Grossman & Krueger (1991, 1995) и Selden & Song (1994) на межстрановых выборках с различными типами загрязняющих выбросов. Авторы показали, что уровень загрязнений воздуха и воды увеличивается с ростом национального дохода при низких значениях валового внутреннего продукта, и убывает при высоких значениях ВВП, имея вид перевернутой U-образной зависимости уровня загрязнений от среднедушевого ВВП. В исследовании Shafik & Bandyopadhyay (1992) аналогичная зависимость была найдена для показателей вырубки леса и национального дохода. Возросший с появлением этих работ интерес к экологической кривой Кузнецца подтверждается многочисленными эмпирическими исследованиями, детальные обзоры и критику можно найти, например, в работах Harbaugh, Levinson & Wilson (2002), Millimet, List & Stengos (2003), Stern (2004), в которых, в частности, отмечается чувствительность результатов к выбору индикатора загрязнения и территориальных единиц. Простое теоретическое обоснование ЭКК приведено в работе Andreoni & Levinson (2001).

Эмпирические исследования, проведенные на российских данных, демонстрируют довольно широкий разброс выводов по ЭКК, зависящий от типа выбросов, объясняющих переменных, рассматриваемого временного интервала и исследуемых регионов. В работе Михалищева и Раскиной (2016) протестирована гипотеза об ЭКК на российских региональных данных за 2000–2013 гг. для трех различных видов загрязнителей (CO , SO_2 , NO_2) с использованием полной модели с широким перечнем объясняющих переменных и короткой модели, в которой опущена часть контрольных переменных. Их результаты подтверждают наличие ЭКК для CO выбросов, в то время как для выбросов NO_2 и SO_2 выводы по короткой и полной моделям неоднозначны. В статье Rudenko & Skripnuk (2016) фокус исследования настроен на 4 арктических региона России за период 2000–2013 гг., авторы отмечают, что исследуемые территории демонстрируют увеличение загрязнения окружающей среды с ростом доходов. Результаты Vornovyt'skyu & Boyce (2010), полученные для 2000, 2004 и 2005 гг. для неконтролируемых региональных выбросов, показывают возрастание уровня загрязнений от региональных доходов.

Также существуют эмпирические исследования на агрегированных российских данных, оценивающие ЭКК и ее поворотную точку во времени. В работе Yang, Lou, Sun, Wang & Wang (2017) тестируется наличие ЭКК за период 1998–2013 гг., в качестве исследуемого загрязнителя используются оцененные значения объемов выброса парниковых газов. Авторы, основываясь на подтверждении перевернутой U-образной зависимости загрязняющих веществ от времени, предсказывают, что при условии сохранения Россией устойчивых темпов роста поворотная точка будет достигнута через 10 лет, после чего начнется снижение выбросов парниковых газов. В статье Ketenci (2018) моделируется эмпирическая зависимость объема выбросов CO_2 от реальных доходов, энергопотребления, уровня образования, международной торговли, уровня урбанизации для периода с 1991 по 2016 гг. Автор выявляет наличие ЭКК для России и приходит к выводу, что экономический рост имеет краткосрочный эффект на выбросы CO_2 , энергопотребление — как краткосрочный, так и долгосрочный, а уровень урбанизации оказывает долгосрочное воздействие на выбросы CO_2 .

Таким образом, выводы, полученные в исследованиях ЭКК на российских региональных данных за различные временные периоды, неоднозначны. Необходимо подчеркнуть, что имеющиеся исследования не учитывают возможную пространственную автокорреляцию региональных индикаторов, в частности, показателей загрязнения окружающей среды и региональных доходов. С эконометрической точки зрения, наличие пространственной автокор-

реляции в данных требует специальных методов оценивания моделей, в противном случае полученные эмпирические оценки не заслуживают доверия. Так, в работе Maddison (2006) показано, что среднедушевые выбросы загрязняющих веществ в окружающую среду являются функцией пространственно средневзвешенных значений данного индикатора соседних стран. Maddison (2006) также выявил следующий пространственный эффект: страна, окруженная территориями с высокими доходами населения, демонстрирует более низкий уровень загрязнения окружающей среды. В статье Rupasingha, Goetz, Debertin & Pagoulatos (2004) на примере штатов США также подтверждена значимость пространственной компоненты в эмпирической модели ЭКК и показано различие результатов расчета поворотной точки дохода. В работе Ивановой (2017) продемонстрировано, что уровень загрязнения окружающей среды в российских регионах является пространственно автокоррелированным, и получены эмпирические оценки экологической кривой Кузнеця на кросс-секционных данных 2014 года.

В данной работе будет протестирована ЭКК для российских регионов с учетом их пространственной взаимозависимости, определяемой различными пространственными весами. Исследование охватывает период с 2005-й по 2015-й года и опирается на ежегодные официальные статистические данные по 78 субъектам федерации.

Структура работы следующая. В разделе 2 приведено описание используемых данных и показано, что индикатор уровня выбросов загрязняющих веществ в атмосферу является пространственно автокоррелированным. В разделе 3 оцениваются пространственные регрессионные модели экологической кривой Кузнеця с различными пространственными весами. В разделе 4 приведена интерпретация результатов оценивания. Раздел 5 содержит основные выводы и заключительные замечания.

2 Данные

Для проведения данного исследования была подготовлена база данных российских региональных индикаторов, включающая в себя загрязнения окружающей среды от стационарных источников, а также индикаторы регионального дохода в пересчете на душу населения, контрольные переменные, отражающие региональный уровень активности отраслей, оказывающих наибольший ущерб окружающей среде. Единица наблюдения — субъект федерации (регион) России, при этом составные субъекты федерации — Тюменская область и Архангельская область — рассматриваются как единые регионы. Чеченская Республика и Республика Ингушетия исключены из анализа ввиду отсутствия данных по отдельным индикаторам. Таким образом, число регионов составляет 78. База данных имеет панельную структуру с ежегодными данными за 2005–2015 гг., источник данных — Федеральная служба государственной статистики.² Также в работе использованы геокодированные наборы (шейп-файлы) российских регионов для учета их пространственной неоднородности и моделирования пространственных взаимосвязей.³

Тестирование гипотезы о наличии ЭКК обычно проводят на базе регрессионного уравнения с зависимой переменной, соответствующей уровню загрязнения, и правой частью в виде перевернутой U-образной зависимости от среднедушевого дохода. Следуя Martinez-Zarzoso & Bengochea-Morancho (2004), в качестве базового уравнения будем рассматривать следующую регрессионную модель с индивидуальными эффектами регионов и временным трендом:

$$Y = \alpha + \beta_1 \ln GRP + \beta_2 (\ln GRP)^2 + X' \delta + \gamma t + \varepsilon, \quad (1)$$

где Y — выбросы загрязняющих веществ в атмосферный воздух от стационарных источников в пересчете на душу населения (кг), логарифм, $\ln GRP$ — валовый региональный продукт на

²Источник: Федеральная служба государственной статистики, режим доступа: <http://www.gks.ru/>

³Источник: Свободные данные по границам субъектов РФ, режим доступа: <http://gis-lab.info/qa/rusbounds-rosreestr.html>

душу населения (руб), логарифм, α — индивидуальные эффекты регионов, X' — векторы строки объясняющих переменных, δ — вектор коэффициентов, t — временной тренд, $\varepsilon \sim i.i.d. N(0, \sigma^2)$ и удовлетворяют условиям классической линейной регрессионной модели. Если коэффициенты β_1 и β_2 таковы, что $\beta_2 < 0$, а поворотная точка дохода (абсцисса вершины параболы)

$$\tau = \exp\left(-\frac{\beta_1}{2\beta_2}\right) \quad (2)$$

принимает «разумно достижимые» значения, то будем считать, что гипотеза о наличии экологической кривой Кузнецца для российских регионов выполняется.

На Рис. 1 представлено пространственное распределение среднедушевых выбросов загрязняющих веществ в атмосферу, исходящих от стационарных источников, за 2015 г. Визуальный анализ пространственного распределения выбросов по территориям не позволяет считать их случайными. Аналогичную картину можно наблюдать и при построении карт пространственного распределения данного показателя за весь рассматриваемый период: регионы с высоким уровнем выбросов окружены, в основном, регионами также с высокими показателями загрязнения окружающей среды. Данная визуально выявленная закономерность позволяет выдвинуть предположение о ненулевой пространственной автокорреляции уровня загрязнений в российских регионах.

Для количественной оценки тесноты взаимосвязи значений показателя x для регионов, расположенных географически близко, используется глобальный индекс пространственной автокорреляции Морана I :

$$I = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}}, \quad (3)$$

где w_{ij} — пространственные веса, являющиеся (i, j) -ми элементами пространственной матрицы W размерности $n \times n$, x_i — значения исследуемого показателя, \bar{x} — его среднее значение. Пространственные веса w_{ij} служат в качестве меры локационной схожести регионов i и j , $i \neq j$; чем больше значения w_{ij} , тем выше схожесть расположения их территорий. При расчете данной пространственной статистики принято считать, что $w_{ii} = 0$.

Одна из ключевых проблем пространственного анализа данных — выбор весов, описывающих интенсивность пространственного воздействия индикаторов других регионов на значения индикатора данного региона. В работе Harris, Moffat & Kravtsova (2011) представлен широкий обзор стандартных подходов к построению матрицы пространственных весов. Обычной практикой является использование пространственных весовых матриц, основанных либо на смежности, либо на расстоянии. Расстояния между регионами могут определяться как расстояния между центроидами, или региональными центрами (или крупнейшими городами).

В данной работе рассматриваются три вида пространственных взаимосвязей между регионами: (1) обратные географические расстояния ($w_{ij} = 1/d$ для регионов i и j , $i \neq j$, где d — географическое расстояние между центроидами регионов, $w_{ii} = 0$); (2) квадраты обратных географических расстояний ($w_{ij} = 1/d^2$, для регионов i и j , $i \neq j$, $w'_{ii} = 0$); (3) смежности ($w_{ij} = 1$ для регионов i и j , $i \neq j$, имеющих общую сухопутную границу,⁴ для остальных регионов — 0). В литературе строки матрицы пространственных весов стандартизированы,

⁴В случае отсутствия сухопутной границы с другими регионами в качестве «соседа» рассматривался ближайший в смысле географического расстояния субъект федерации.

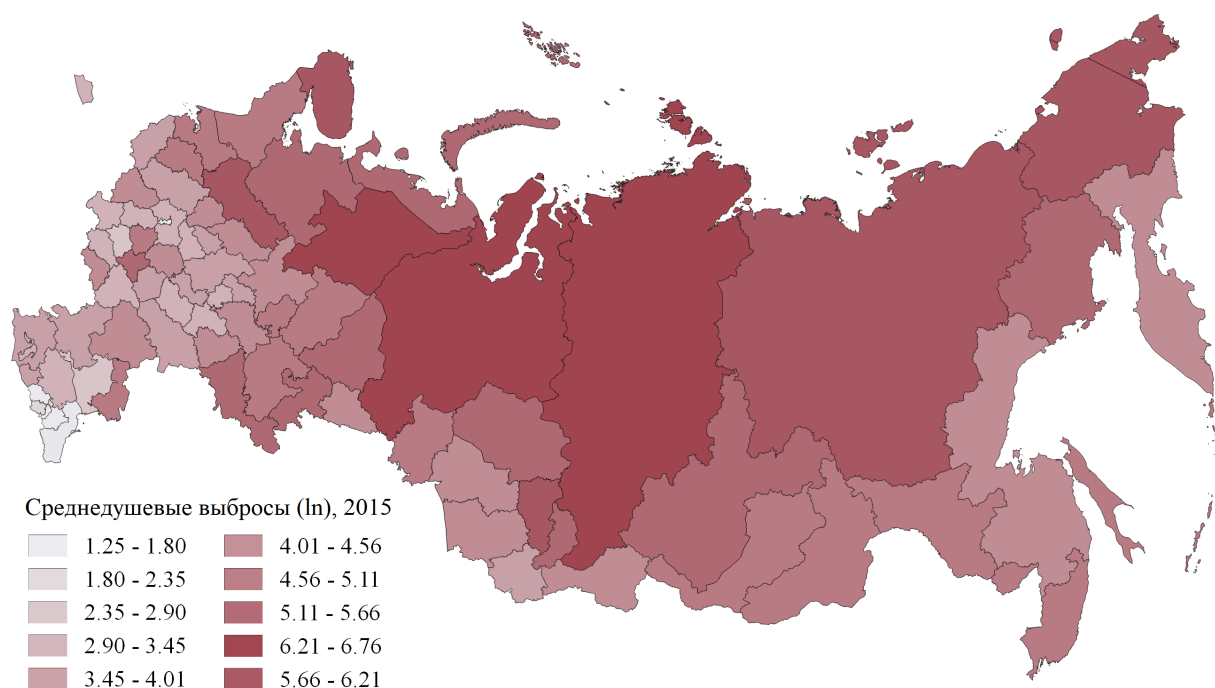


Рис. 1: Выбросы загрязняющих веществ в атмосферный воздух от стационарных источников, в пересчете на душу населения, кг (ln), 2015 г.

их сумма равна 1: $\sum_{j=1}^n w_{ij} = 1$ для всех i , в этом случае элементы строк весовых матриц могут быть проинтерпретированы как доли влияния соседних регионов на рассматриваемый регион. Матрицы пространственных весов, полученные после применения к описанным матрицам операции стандартизации строк, обозначим следующим образом: $W^{(d)}$ — матрица обратных географических расстояний, $W^{(d^2)}$ — матрица квадратов обратных географических расстояний, $W^{(e)}$ — матрица смежности.

Таблица 1: Индексы Морана показателя Y_t

Год t	$W^{(d)}$	$W^{(d^2)}$	$W^{(e)}$
2005	0,195	0,377	0,533
2006	0,185	0,366	0,514
2007	0,184	0,364	0,520
2008	0,188	0,371	0,531
2009	0,191	0,376	0,543
2010	0,182	0,357	0,532
2011	0,185	0,374	0,524
2012	0,179	0,357	0,510
2013	0,179	0,365	0,520
2014	0,181	0,372	0,514
2015	0,178	0,352	0,512

Значения индекса Морана для логарифмов среднедушевых выбросов загрязняющих веществ в атмосферу, исходящих от стационарных источников, приведены в таблице 1, все они являются статистически значимыми при уровне значимости 0,05. Это означает, что зависимая переменная в уравнении (1) является пространственно автокоррелированной.

Следовательно, можно считать, что процесс, порождающий данные переменной Y , является пространственно автокоррелированным. Поэтому в модели (1) ошибки ε не удовлетворяют условиям классической линейной регрессионной модели, и стандартные методы оценивания неприменимы.

3 Пространственная экологическая кривая Кузнеця

Как было показано выше, среднелюдские региональные загрязнения являются пространственно автокоррелированными, т.е. проявляют взаимосвязь, обусловленную тем, как регионы расположены друг относительно друга. Поэтому дальнейшая эмпирическая стратегия состоит в формулировке соответствующей пространственной модели для ЭКК. Регрессионные модели с наиболее простой структурой, учитывающей пространственно автокоррелированную структуру данных Y , следующие:

- пространственная авторегрессионная модель (SAR — spatial autoregression), содержащая пространственный лаг зависимой переменной:

$$Y = \alpha + \rho WY + \beta_1 \ln GRP + \beta_2 (\ln GRP)^2 + X'\delta + \gamma t + \varepsilon, \quad (4)$$

- модель с пространственной ошибкой (SEM — spatial error model):

$$Y = \alpha + \beta_1 \ln GRP + \beta_2 (\ln GRP)^2 + X'\delta + \gamma t + \varepsilon, \quad \varepsilon = \lambda W\varepsilon + \varepsilon, \quad (5)$$

где W — матрица пространственных весов, X — матрица контрольных переменных, ρ и λ — пространственные параметры. В качестве контрольных переменных будем использовать следующие: $\ln Elc$ — потребление электроэнергии в пересчете на душу населения (тыс. кВтч), логарифм, $Gini$, $Gini^2$ — коэффициент Джини (индекс концентрации доходов) и его квадрат, $Manf$ — доля обрабатывающих производств в отраслевой структуре валовой добавленной стоимости, $Ming$ — доля добычи полезных ископаемых в отраслевой структуре валовой добавленной стоимости.⁵

Для того чтобы определить, которая из двух приведенных моделей лучше описывает данные, воспользуемся пространственными тестами множителей Лагранжа (Anselin, Vera, Florax & Yoon 1996). Значения тестовых статистик LM , рассчитанные для трех различных пространственных матриц $W^{(d)}$, $W^{(d^2)}$ и $W^{(c)}$, а также соответствующие p -значения приведены в таблице 2.

Таблица 2: Результаты тестов множителей Лагранжа

Тест	$W^{(d)}$		$W^{(d^2)}$		$W^{(c)}$	
	LM	p	LM	p	LM	p
lag	27,257	0,000	33,654	0,000	34,074	0,000
error	10,35	0,001	21,083	0,000	2,161	0,141

⁵Включение данных о структуре ВРП обусловлено тем, что, согласно данным Государственного доклада (2018), обрабатывающая и добывающая отрасли вносят наибольший вклад в общее количество выбросов загрязняющих веществ, поступающих в атмосферу от стационарных источников. Так, в 2005 году вклад предприятий обрабатывающей отрасли составлял 35,5%, вклад добывающей отрасли — 30,1%. В 2015 году эти пропорции изменились в незначительной степени: основные объемы и основная доля рассматриваемых выбросов приходилась на предприятия обрабатывающих производств (34,5% от всех выбросов от стационарных источников), на предприятия по добыче полезных ископаемых — 27,5%.

Из таблицы 2 следует, что для всех трех видов пространственных весов наилучшей регрессионной моделью является SAR модель, содержащая пространственный лаг зависимой переменной. Оценки модели SAR (4), полученные методом максимального правдоподобия, для всех трех пространственных матриц приведены в таблице 3, стандартные ошибки коэффициентов указаны в скобках.⁶

Таблица 3: Оценки модели SAR (4)

Весы →	$W^{(d)}$		$W^{(d^2)}$		$W^{(c)}$	
	(1) коэфф.	(2) ст.ош.	(3) коэфф.	(4) ст.ош.	(5) коэфф.	(6) ст.ош.
Регрессоры						
$\text{spatial } \rho$	0,351***	(0,040)	0,294***	(0,033)	0,201***	(0,027)
$\ln GRP$	4,200***	(0,918)	4,070***	(0,910)	4,270***	(0,920)
$(\ln GRP)^2$	-0,170***	(0,037)	-0,165***	(0,037)	-0,174***	(0,037)
$\ln Elc$	1,215***	(0,055)	1,201***	(0,055)	1,215***	(0,056)
$Gini$	40,465***	(9,360)	41,209***	(9,255)	46,306***	(9,321)
$Gini^2$	-54,760***	(11,476)	-55,860***	(11,342)	-62,025***	(11,420)
$Manf$	0,001	(0,003)	0,002	(0,003)	0,002	(0,003)
$Ming$	0,028***	(0,003)	0,028***	(0,003)	0,028***	(0,003)
t	-0,036**	(0,012)	-0,037**	(0,012)	-0,037**	(0,012)
R^2	0,752		0,756		0,750	
σ^2	0,349		0,343		0,351	
log-likelihood	-767,5		-762,5		-772,3	

Замечания: *** $p < 0,001$, ** $p < 0,01$, * $p < 0,05$. Число регионов 78, число наблюдений 858.

Коэффициенты для разных пространственных матриц различаются незначительно. Параметр пространственной авторегрессии ρ является статистически значимым и положительным для всех трех видов пространственных весов, что является подтверждением взаимозависимости среднедушевого уровня загрязнений соседних регионов. Коэффициенты при всех переменных (столбцы 1, 3, 5), кроме $Manf$, являются статистически значимыми при уровне 0,01. Коэффициент при квадрате среднедушевого дохода является отрицательным, что соответствует предположению о перевернутой U-образной зависимости уровня загрязнений от доходов. Однако для содержательной интерпретации величины коэффициентов потребуется учесть специфику пространственной регрессии.

4 Интерпретация результатов

Особенность пространственной модели SAR состоит в том, что правая часть уравнения содержит пространственный лаг зависимой переменной. Следовательно, коэффициенты при объясняющих не могут быть проинтерпретированы напрямую, т.к. не являются предельными эффектами, означающими, на какую величину изменится зависимая переменная наблюдения i в результате увеличения объясняющей переменной наблюдения i на 1 единицу при неизменности остальных переменных.

Согласно структуре модели SAR (4), пространственный эффект зависимой переменной может быть описан следующим образом. Изменение объясняющих переменных в регионе i приведет к *прямому* воздействию на зависимую переменную (уровень выбросов в окружающую среду) в регионе i и *косвенному* воздействию на зависимую переменную в регионе

⁶Расчеты выполнены в программе R с использованием пакета `spdep` (Millo & Piras, 2012).

$j \neq i$. (Например, использование усовершенствованных технологий на производстве, повлекшее уменьшение выбросов и повышение качества жизни в одном регионе, может привлечь в этот регион инвестиции и/или квалифицированную рабочую силу из соседних регионов. Соседние регионы, из которых происходит отток рабочей силы и инвестиций, могут отреагировать на данную ситуацию сокращением производства, что может снизить уровень негативного воздействия на окружающую среду). Усредненные суммы таких воздействий для каждой объясняющей переменной называются «усредненным прямым эффектом» (“average direct impact”) и «усредненным косвенным эффектом» (“average indirect impact”) объясняющей переменной (LeSage & Pace 2009).

Прямые и косвенные эффекты объясняющих переменных приведены в таблице 4. Вклад доли добывающих отраслей в структуре ВРП (прямые эффекты *Ming*) устойчив к выбору пространственной матрицы и показывает, что в регионах с высокой ресурсной составляющей уровень выбросов загрязняющих веществ в атмосферу также высокий. Индекс Джини проявляет нелинейную взаимосвязь с уровнем выбросов загрязняющих веществ в окружающую среду: при малых значениях индекса Джини (при низком уровне неравенства распределения доходов населения) наблюдается небольшой уровень загрязнения окружающей среды, затем после достижения определенного уровня неравенства по доходам наблюдается уменьшение негативного воздействия на окружающую среду. Следовательно, уровень выбросов загрязняющих веществ также имеет перевернутую U-образную зависимость от внутрирегиональных различий распределения дохода. Взаимосвязь энергоёмкости и количества выбросов положительная, что соответствует выводам в литературе.

Таблица 4: Прямые и косвенные эффекты переменных модели SAR (4)

Веса → Регрессоры	$W^{(d)}$		$W^{(d^2)}$		$W^{(c)}$	
	прямые	косвенные	прямые	косвенные	прямые	косвенные
$\ln GRP$	4,217	2,258	4,114	1,649	4,310	1,034
$(\ln GRP)^2$	-0,171	-0,091	-0,167	-0,067	-0,175	-0,042
$\ln Elc$	1,220	0,653	1,214	0,487	1,227	0,294
<i>Gini</i>	40,633	21,753	41,657	16,698	46,748	11,215
<i>Gini</i> ²	-54,987	-29,437	-56,467	-22,635	-62,617	-15,022
<i>Manf</i>	0,001	0,001	0,002	0,001	0,002	0,000
<i>Ming</i>	0,028	0,015	0,028	0,011	0,029	0,007
<i>year</i>	-0,037	-0,020	-0,037	-0,015	-0,038	-0,009
τ	228732		226547		215836	

Итак, результаты оценивания SAR-модели, учитывающей пространственные взаимосвязи регионов, подтвердили наличие перевернутой U-образной зависимости региональных среднелюдских выбросов от среднелюдского ВРП. Рассчитаем поворотную точку дохода, после достижения которой будет наблюдаться снижение количества выбросов. Поскольку β_1 и β_2 не являются предельными эффектами $\ln GRPpc$ и $(\ln GRPpc)^2$, они не могут быть использованы для расчета значений поворотной точки ЭКК по формуле (2). Для этих целей воспользуемся значениями прямых эффектов $\ln GRPpc$ и $(\ln GRPpc)^2$, расчетные значения поворотной точки дохода τ (в рублях) приведены в таблице 4. Лишь 25 регионов из 79 рассматриваемых продемонстрировали среднегодовой ВРП на душу населения, превышающий указанные значения τ , за период с 2005 по 2015 гг., большинство из которых имеют высокую долю добывающей отрасли в ВРП. Следовательно, значения τ , рассчитанные за данный временной интервал, нельзя рассматривать как разумно достижимые для большинства регионов.

5 Заключение

Эмпирический анализ показал наличие перевернутой U-образной зависимости среднедушевых загрязнений, исходящих от стационарных источников, от среднедушевого ВРП в российских регионах за период с 2005 по 2015 г. Однако расчет поворотной точки дохода, по достижению которой уровень загрязнений начинает уменьшаться, показал, что для российских регионов уровень поворотного дохода оказался достаточно высоким, и лишь малая часть регионов демонстрирует снижение загрязняющих веществ в окружающую среду при достижении поворотного значения ВРП на душу населения. Следовательно, выполнение экологической гипотезы Кузнеца для случая российских регионов можно считать условным, т.к. ЭКК поддерживается формальными тестами статистической значимости коэффициентов уравнения регрессии, но не проходит проверку в смысле разумно низкого, достижимого для существенной части регионов значения среднедушевого ВРП. Следует отметить, что российские регионы с высоким уровнем среднедушевого дохода, следующим экологической гипотезе Кузнеца, как правило, имеют высокую сырьевую базу. Однако, согласно полученным эмпирическим результатам, можно сделать вывод о том, что экономический рост, основанный на высокой ресурсной ренте, может привести к повышению уровня загрязнения окружающей среды в российских регионах.

Список литературы

- Государственный доклад «О состоянии и об охране окружающей среды Российской Федерации в 2016 году» (2018). Министерство природных ресурсов и экологии Российской Федерации.
- Иванова В. И. (2017). Пространственный анализ загрязнения окружающей среды в регионах Российской Федерации. В книге *Третьи чтения памяти профессора Б.Л.Овсиевича "Экономико-математические исследования: математические модели и информационные технологии"*, материалы Всероссийской конференции 7-9 ноября 2017 г. Издательство Нестор-История, 2017, стр. 121–125.
- Михаилищев, С.Г. & Ю.В. Раскина (2016). Экологическая кривая Кузнеца: случай России. *Финансы и бизнес* 1, 17–39.
- Andreoni, J. & A. Levinson (2001). The simple analytics of the environmental Kuznets curve. *Journal of Public Economics* 80(2), 269–286.
- Anselin, L., A.K. Bera, R. Florax & M.J. Yoon (1996). Simple diagnostic tests for spatial dependence. *Regional Science and Urban Economics* 26(1), 77–104.
- Grossman, G.M. & A.B. Krueger (1991). Environmental impacts of a North American free trade agreement. National Bureau of Economic Research, рабочая статья №. w3914.
- Grossman, G.M. & A.B. Krueger (1995). Economic growth and the environment. *Quarterly Journal of Economics* 110(2), 353–377.
- Harbaugh, W.T., A. Levinson & D.M. Wilson (2002). Reexamining the empirical evidence for an environmental Kuznets curve. *Review of Economics and Statistics* 84(3), 541–551.
- Harris R., J. Moffat & V. Kravtsova (2011). In search of 'W'. *Spatial Economic Analysis* 6(3), 249–270.
- Ketenci, N. (2018). The environmental Kuznets curve in the case of Russia. *Russian Journal of Economics* 4(3), 249–265.
- Kuznets, S. (1955). Economic growth and income inequality. *American Economic Review* 45(1), 1–28.
- LeSage, J. & R.K. Pace (2009). *Introduction to spatial econometrics*. Chapman and Hall/CRC.
- Maddison, D. (2006). Environmental Kuznets curves: A spatial econometric approach. *Journal of Environmental Economics and management* 51(2), 218–230.
- Martinez-Zarzoso, I. & A. Bengochea-Morancho (2004). Pooled mean group estimation of an environmental Kuznets curve for CO₂. *Economics Letters* 82(1), 121–126.
- Millimet, D.L., J.A. List & T. Stengos (2003). The environmental Kuznets curve: Real progress or misspecified models? *Review of Economics and Statistics* 85(4), 1038–1047.

- Millo, G. & G. Piras (2012) splm: Spatial panel data models in R. *Journal of Statistical Software* 47(1), 1–38.
- Olivier, J.G. & J.A.H.W. Peters (2018). Trends in global CO2 and total greenhouse gas emissions: 2018 report. PBL Netherlands Environmental Assessment Agency, 5.
- Rudenko, D. & D. Skripnuk (2016). Environmental Kuznets curve: The case of arctic Russian regions. *Ecology Management* 3, 209–216.
- Rupasingha, A., S.J. Goetz, D.L. Debertin & A. Pagoulatos (2004). The environmental Kuznets curve for US counties: A spatial econometric analysis with extensions. *Papers in Regional Science* 83(2), 407–424.
- Selden, T.M. & D. Song (1994). Environmental quality and development: Is there a Kuznets curve for air pollution emissions? *Journal of Environmental Economics and Management* 27(2), 147–162.
- Shafik, N. & S. Bandyopadhyay (1992). Economic growth and environmental quality: time series and cross-country evidence. World Bank Policy Research, рабочая статья WPS904.
- Stern, D.I. (2004). The rise and fall of the environmental Kuznets curve. *World Development* 32(8), 1419–1439.
- Vornovytsky M. & J. Boyce (2010). Economic inequality and environmental quality: Evidence of pollution shifting in Russia. University of Massachusetts Working Paper Series, No. 217.2010.
- Yang, X., F. Lou, M. Sun, R. Wang & Y. Wang (2017). Study of the relationship between greenhouse gas emissions and the economic growth of Russia based on the Environmental Kuznets Curve. *Applied Energy* 193, 162–173.

GRP and environmental pollution in Russian regions: spatial econometric analysis

Vera Ivanova

National Research University Higher School of Economics, Saint Petersburg, Russia

The article performs empirical estimation of the relationship between per capita income and per capita pollutant emissions in Russian regions taking into account their spatial interdependence. It is shown that the pollutant emissions in the Russian regions are spatially autocorrelated. The estimation results confirm an inverted U-shaped relationship between per capita income and per capita pollution at the regional level. The estimates of the income turning point suggest that most Russian regions are on an upward part of the environmental Kuznets curve, i.e., an increase in GRP is associated with higher pollution levels.

Keywords: environmental Kuznets Curve, spatial econometrics, Moran's index, Russian regions

JEL Classification: C23, O13, O44, Q53