



Сергей Михалищев
Юлия Раскина

Экологическая кривая Кузнецца:
случай России

Препринт Ес-03/15
Факультет экономики

Санкт-Петербург
2015

УДК 330.43
ББК 65.01
М69

European University at St. Petersburg
Sergei Mihalischev, Yulia Raskina
Environmental Kuznets Curve: The Case of Russia
In Russian

Mihalischev S., Raskina Y. *Environmental Kuznets Curve: The Case of Russia.* — European University at St. Petersburg, Department of Economics. Working Paper Ec-03/15, 34 p.

Abstract: This paper investigates the relationship between economic development and environmental pollution among Russian regions based on the concept of Environmental Kuznets Curve. It shows how income inequality, growth of GRP and structure of regional economy affect emissions of three pollutants: carbon monoxide, nitrogen dioxide and sulfur dioxide. We estimate a panel data model using the Russian Statistical Agency's data for Russian regions in the period 2000–2013. It is shown that the majority of regions in Russia have not reached a turning point when economic growth leads to decrease in pollution. Growth of the non-manufacturing sector of GRP has either no statistically significant effect on the change in emissions or its impact is ambiguous. The increase in the level of economic inequality in the region is characterized by the decrease in emissions.

Keywords: Environmental Kuznets Curve, regional development, pollution, structural changes in the economy

JEL Classification: Q56, P28, C23

Sergei Mihalischev. National Research University Higher School of Economics
Yulia Raskina. European University at St. Petersburg, lecturer

УДК 330.43
ББК 65.01
М69

Европейский университет в Санкт-Петербурге
Сергей Михалищев, Юлия Раскина
Экологическая кривая Кузнецца: случай России
На русском языке

Михалищев С., Раскина Ю. Экологическая кривая Кузнецца: случай России. — Европейский университет в Санкт-Петербурге, Факультет экономики. Препринт Ес-03/15, 34 с.

Аннотация: Данное исследование посвящено изучению взаимосвязи экономического развития и загрязнения окружающей среды в регионах Российской Федерации. В работе проанализировано влияние роста валового регионального продукта, изменения структуры региональной экономики и распределения доходов на выбросы в атмосферу трех видов загрязняющих веществ: оксида углерода, диоксида азота и диоксида серы. Исследование опирается на концепцию экологической кривой Кузнецца, в основе которой лежит предположение о нелинейной зависимости экономического роста и выбросов загрязняющих веществ. Мы оцениваем модели панельных данных, используя показатели для регионов России за период 2000 – 2013 годы. Показано, что большинство регионов России лежат на восходящей ветви кривой Кузнецца — точка смены тенденции, когда экономический рост сопровождается снижением нагрузки на окружающую среду, пока не достигнута. Рост непроизводственного сектора ВРП либо статистически не влияет на изменение объема выбросов, либо его влияние неоднозначно. Рост экономического неравенства в регионе характеризуется снижением объема выбросов.

Ключевые слова: экологическая кривая Кузнецца, региональное развитие, загрязнения окружающей среды, структурные изменения экономики

Сергей Михалищев, аспирант Национального исследовательского университета «Высшая школа экономики», Санкт-Петербургский филиал
Юлия Раскина, преподаватель Европейского университета в Санкт-Петербурге

© С. Михалищев, Ю. Раскина, 2015

Введение

Взаимосвязь между экономическим ростом и деградацией окружающей среды является в настоящее время одной из самых обсуждаемых тем в области экономики. В научных и в общественных дискуссиях довольно часто высказывается мнение о том, что рост экономического благосостояния происходит за счет деградации окружающей среды. В силу этого экологи обычно утверждают, что экономический рост должен быть остановлен. В политических дебатах, однако, экономический рост по-прежнему является приоритетным направлением. Поэтому возникает конфликт между задачами экономического роста и охраны окружающей среды. Однако в последнее время исследователи в области устойчивого развития представили доказательства того, что рост доходов не обязательно приведет к росту нагрузки на окружающую среду в долгосрочной перспективе. В самом деле, при определенных условиях экономический рост может способствовать улучшению качества окружающей среды. Доказательством этому служат многочисленные работы, посвященные нелинейной зависимости деградации окружающей среды от экономического роста, рассматриваемой в рамках теории экологической кривой Кузнецца (далее в тексте – ЭКК). Тем не менее, на данный момент существует довольно ограниченное количество исследований, которые бы выявляли необходимые социальные и экономические условия, обеспечивающие улучшение состояния окружающей среды, сопровождающееся экономическим ростом, выполненных на основе российских данных. В тех же исследованиях, которые анализируют существование ЭКК в России (например, Дружинин и Шкиперова (2012); Vornovytskyu и Boyce (2010)), используются данные за более ограниченный период времени, чем в настоящем исследовании, а факторы, которые могут повлиять на взаимосвязь экономический рост – загрязнения окружающей среды, такие как структурные изменения экономики и неравенство в распределении доходов, анализируются в данных работах раздельно, тогда как в настоящем исследовании оцениваются эконометрические модели, учитывающие оба этих фактора наряду с экономическим ростом.

Целью исследования является исследование взаимосвязи экономического развития и загрязнения окружающей среды в России в период с 2000 по 2013 гг. Выбор начала периода исследования, главным образом, обусловлен тем, что теория экологической кривой Кузнецца описывает процессы, происходящие в период стабильного экономического роста, который в России наблюдается начиная с 2000 года. В работе используется эконометрическая методология, а именно, оценены модели панельных данных.

Статья организована следующим образом. В разделе 1 раскрывается сущность экологической кривой Кузнецца и основные направления исследований в рамках данной концепции. В разделе 2 представлен визуальный анализ используемых данных. В разделе 3 изложены используемые методы и дизайн исследования. В разделе 4 представлены результаты анализа моделей панельных данных. В разделе 5 представлен анализ полученных результатов. В заключении изложены основные выводы.

1. Сущность экологической кривой Кузнецца

В 1991 году Grossman и Krueger (Grossman and Krueger, 1991) впервые предложили перевернутую U-образную кривую, описывающую взаимосвязь между загрязнением окружающей среды и экономическим ростом, которая впоследствии и получила название экологической кривой Кузнецца. В основе концепции ЭКК лежит представление о том, что по мере экономического роста на ранних стадиях индустриального развития происходит деградация окружающей среды, затем, после определенной точки, дальнейший экономический рост вызывает улучшение состояния окружающей среды.

Классическая регрессионная модель панельных данных для тестирования гипотезы ЭКК имеет следующую форму:

$$Y_{it} = a_i + B_1 X_{it} + B_2 X_{it}^2 + B_3 X_{it}^3 + B_4 Z_{it} + e_{it},$$

где $i=1, \dots, N$ страны, $t=1, \dots, T$ года.

В уравнении Y - зависимая переменная, описывающая деградацию окружающей среды, X - объясняющая переменная, отвечающая за доход, Z - вектор переменных, отве-

чающий за другие факторы, которые могут влиять на Y , а константа и $B_k (k=1,2,3)$ -- матрицы коэффициентов при объясняющих переменных. В зависимости от значимости и знаков при коэффициентах B_k взаимосвязь экономического роста и качества окружающей среды может определяться следующим образом (Dinda, 2004):

- 1) Если $B_1=B_2=B_3=0$, то тогда нет взаимосвязи между Y и X ;
- 2) Если $B_1>0$, а $B_2=B_3=0$, то тогда наблюдается линейно-возрастающая взаимосвязь;
- 3) Если $B_1<0$, а $B_2=B_3=0$, то тогда наблюдается линейно-убывающая взаимосвязь;
- 4) Если $B_1>0$, а $B_2<0$ и $B_3=0$, то тогда наблюдается перевернутая U-образная взаимосвязь;
- 5) Если $B_1<0$, а $B_2>0$ и $B_3=0$, то тогда наблюдается U-образная взаимосвязь;
- 6) Если $B_1>0$, а $B_2<0$ и $B_3>0$, то тогда наблюдается N-образная взаимосвязь;
- 7) Если $B_1<0$, а $B_2>0$ и $B_3<0$, то тогда наблюдается перевернутая N-образная взаимосвязь между Y и X .

Для подтверждения гипотезы о существовании ЭКК необходимо, чтобы знаки и значимость коэффициентов соответствовали случаю 4. При этом в случаях 6 и 7 на определенных участках экономического роста также наблюдается изменение качества окружающей среды соответствующее теории ЭКК.

В последующие годы число работ, посвященных ЭКК, стремительно росло. В данном исследовании для нас наиболее важными являются несколько направлений, пытающихся объяснить существование ЭКК. Одно из них заключается в анализе таких механизмов как эффект масштаба, структурный эффект и технологический эффект. Суть теории, объясняющей данное направление, состоит в том, что с ростом экономики структура производства сдвигается сначала от аграрного к индустриальному производству, порождая высокий объем загрязнения, а затем к постиндустриальному информационному типу производства, снижая уровень загрязнения. Кроме этого развиваются технологии, которые увеличивают энергоэффективность производства, что также ведет к уменьшению нагруз-

ки на окружающую среду. Высокотехнологичное производство позволяет, не сокращая объемы производства, сократить выбросы загрязняющих веществ. Данное объяснение встречается, например, в работе Panayotou (1993).

Другое объяснение теории ЭКК заключается в изменении спроса на чистую окружающую среду. Так, согласно Lopez (1994), Baldwin (1995) и Beckerman (1992), роль эластичности спроса на чистую окружающую среду по доходу играет ключевую роль в объяснении существования ЭКК. Shibayama и Fraser (2014) предложили несколько моделей экономического роста, подтверждающих это соображение. Главная идея этого подхода заключается в том, что с ростом дохода увеличивается запросы населения на поддержания высокого качества окружающей среды. В связи с этим потребители не только начинают больше вкладывать в фонды поддержки окружающей среды, но и оказывать политическое давление на регуляторов с целью ужесточения законодательства в сфере защиты окружающей среды.

Существует еще одно направление, связывающее уменьшение объема выбросов и экономический рост с изменением в распределении доходов. Одной из работ в рамках данного направления является исследование Vornovytsskyu и Boyce (2010). В работе авторы исследуют взаимосвязь экономического роста, неравенства и нерегулируемых выбросов в атмосферу по данным регионов Российской Федерации. Согласно результатам авторов, между неравенством и уровнем загрязнения существует взаимосвязь: чем выше неравенство, тем больше уровень выбросов и наоборот. Схожие результаты можно найти и в других эмпирических исследованиях. Так, согласно Magnani (2000), снижение уровня загрязнения происходит быстрее, если экономический рост сопровождается сглаживанием неравенства получаемых доходов. В исследовании тропических стран, Коор и Tole (2001) сделали вывод о том, что неравенство в уровне доходов и собственности, как правило, способствуют вырубке лесов. Mikkelsen et al. (2007) в своей работе получили неравенство доходов статистически значимым предиктором для уменьшения биоразнообразия. При

этом существует ряд работ, в которых неравенство в доходах способствует улучшению состояния окружающей среды. Например, Ravallio et al. (2000) показали, что более высокое неравенство, как между странами, так и внутри стран связано с более низким уровнем выбросов оксидов углерода при данных средних доходах. Таким образом, их результат свидетельствует в пользу того, что существует выбор между защитой окружающей среды с одной стороны и социальной справедливостью и экономическим ростом с другой. В исследовании He et al. (2007) была предложена модель общественного выбора строгости экологического регулирования с гетерогенными в смысле богатства или дохода агентами. Согласно результатам моделирования, рост экономического неравенства приводит к усилению экологического регулирования. В данной работе также получены эмпирические подтверждения того, что неравенство в доходах приводит к повышению стандартов качества окружающей среды.

Неоднозначные результаты в данном случае скорее всего связаны с выбором фактора, отвечающего за загрязнение. Например, агенты будут прикладывать больше усилий для того, чтобы уменьшить уровень загрязнения воды, потому что её качество непосредственно отражается на их уровне жизни. И в данном случае снижение экономического неравенства будет способствовать улучшению качества воды. В случае же с выбросами, которые не затрагивают качество жизни граждан напрямую, может наблюдаться другая ситуация. Кроме того, надо понимать, что большинство исследований, в которых наблюдается положительное влияние роста равенства на снижение деградации окружающей среды, проводились на данных развитых странах. Исследования же, в которых рост равенства способствует росту выбросов, проводились на выборках, включающих развивающиеся страны. Соответственно, данные результаты позволяют предположить, что влияние изменения в уровне распределения дохода для стран с разным уровнем развития и для разных загрязнителей будет варьироваться.

Кроме вышеперечисленных направлений существуют другие теории пытающиеся объяснить форму кривой и существование взаимосвязи между экономическим ростом и загрязнением. Подробнее о них можно прочесть, например, в статьях Kaika и Zervas (2013) или Stern (2014).

2. Визуальный анализ используемых данных

Эмпирической базой для проведения исследования являются данные Федеральной службы государственной статистики Российской Федерации. В работе для определения характера взаимосвязи экологического загрязнения и экономического роста используются данные 79 регионов России с 2000 по 2013 гг. В исследование не вошли данные Чеченской республики, а также данные Ненецкого, Ханты-Мансийского и Ямало-Ненецкого автономных округов (данные по ним входят в состав Тюменской области). Выбор периода исследования обусловлен двумя причинами. Во-первых, это доступность данных. Так, некоторые используемые в исследовании показатели доступны только начиная с 2000 года. Во-вторых, начало 90-х годов 20 века в России характеризуется резким падением производства, и устойчивый рост наблюдается только с начала 21 века. Теория, лежащая в основе ЭКК, развита в предположении экономического роста и не описывает процессы, происходящие в период длительного экономического спада.

В данной работе в качестве фактора определяющего уровень экономического развития региона выступает внутренний региональный продукт (ВРП) на душу населения в постоянных ценах 2000 года рассчитанный на основе значений номинального ВРП и индексов-дефляторов валового внутреннего продукта.

К сожалению, Росстат не предоставляет данные по регионам Российской Федерации о выбросах диоксида углерода, который является наиболее интенсивным антропогенным загрязнителем окружающей среды. Поэтому в качестве фактора отражающего экологи-

гическое загрязнение используется объем выбросов оксида углерода (CO), диоксида серы (SO₂) и диоксида азота¹ (NO₂) отходящих от стационарных источников.

Для определения экономического неравенства используется коэффициент Джини. Для оценки влияния структурных изменений в экономике России на исследуемую зависимость используются данные о вкладе различных отраслей в ВРП. Полный список переменных, участвующих в эмпирической оценке, представлен в таблице 1.

Таблица 1. Список переменных, используемых в эмпирическом анализе

GRPP (X)	ВРП на душу населения в постоянных ценах 2000 г., рублей
GRPP2 (X ²)	Квадрат ВРП на душу населения в постоянных ценах 2000 г., рублей
GRPP3 (X ³)	Куб ВРП на душу населения в постоянных ценах 2000 г., рублей
NO ₂	Диоксид азота, тонн
CO	Оксид углерода, тонн
SO ₂	Диоксид серы, тонн
gini	Коэффициент Джини (%)
Структура валового регионального продукта: доля отрасли в ВРП (в процентах), значение показателя за год:	
OBR	Обрабатывающие производства
DOB	Добыча полезных ископаемых
ENERGY	Производство и распределение электроэнергии, газа и воды
RES	Гостиницы и рестораны
TORG	Оптовая и розничная торговля, ремонт автотранспортных средств, мотоциклов, бытовых изделий и предметов личного пользования
FIN	Финансовая деятельность
EDUC	Образование; здравоохранение, предоставление социальных услуг; предоставление прочих коммунальных, социальных и персональных услуг

Модели с использованием структуры ВРП оцениваются за период с 2004 по 2013 гг. по причине отсутствия данных за другие периоды времени. Сектор «транспорт и связь» не включен в оценку моделей в силу того, что используются данные о выбросах, отходящих от стационарных источников, и включение данного сектора в исследования создаст сложности с интерпретацией полученных результатов. Остальные сектора экономики не включены в оцениваемые модели либо по причине отсутствия теоретического обоснования для их использования, либо по причине малых значений параметров. Переменная EDUC представляет собой агрегированную переменную, отвечающую за такие сектора экономики, как:

— образование;

¹ Все выбросы оксидов азота оцениваются в пересчете на NO₂, хотя нельзя точно определить, какая часть выбросов присутствует в атмосфере в виде оксида азота, а какая в виде диоксида азота.

- здравоохранение, предоставление социальных услуг;
- предоставление прочих коммунальных, социальных и персональных услуг.

На рис. 1 представлено распределение основных источников выбросов по секторам ВРП в 2013 году. Так, для оксида углерода основными источниками являются: добыча полезных ископаемых; обрабатывающие производства; производство и распределение электроэнергии, газа и воды. Наиболее важным источником выбросов диоксида азота является сектор производства и распределение электроэнергии, газа и воды. Другими значимыми источниками выбросов NO_2 также являются обрабатывающая и добывающая промышленность. Основным источником выбросов SO_2 являются обрабатывающая промышленность и производство и распределение электроэнергии, газа и воды. При этом главным источником диоксида серы являются электростанции, котельные и предприятия металлургии.

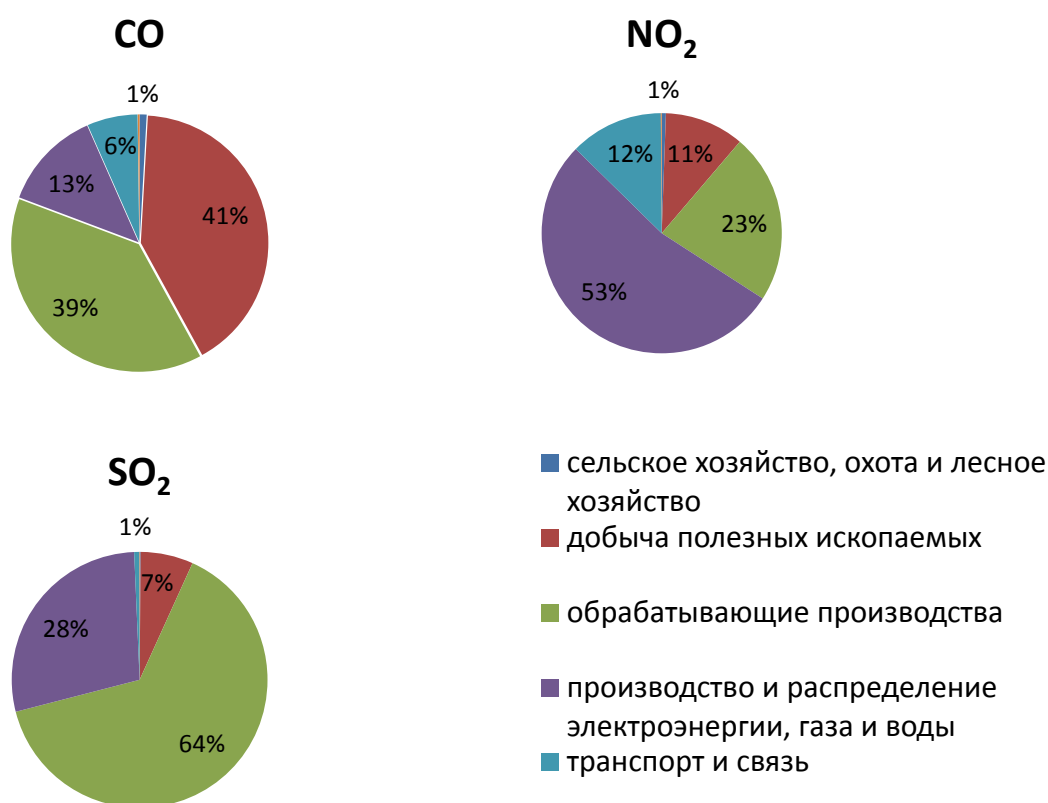


Рис. 1. Выбросы, отходящие от стационарных источников, по видам экономической деятельности, в 2013 г.²

² Составлено авторами на основе данных статистического сборника «Охрана окружающей среды в России» 2014 г.

На рис. 2 видно, что наибольшим объемом выбросов всех трех загрязнителей в 2013 г. отличаются промышленные регионы центра России, регионы восточной и западной Сибири, в частности: Республика Коми, Иркутская область, Тюменская область, Красноярская область, Свердловская область, Челябинская и Мурманская области. При этом Тюменская область является регионом с наибольшим объемом выбросов оксида углерода и диоксида азота. Кроме этого, большими значениями объема выбросов оксида углерода характеризуются Оренбургская, Кемеровская и Вологодская области. Красноярская область характеризуется наибольшим объемом выбросов диоксида серы.

На рис. 3 представлены выбросы в регионах России за 14 лет. Отчетливо видно, что в случае оксида углерода данные по Тюменской области значительно выбиваются из общей группы регионов, и могут исказить результаты оценки моделей в пользу N-образной взаимосвязи. Поэтому данные по Тюменской области не используются при оценке моделей для CO. Данные Тюменской области также находятся достаточно далеко от общей группы значений объема выбросов NO₂. Поэтому, несмотря на то, что, визуально данные по Тюменской области поддерживают гипотезу о существовании ЭКК в регионах России, они не участвуют в оценках моделей для диоксида азота. В случае диоксида серы показатели выбросов в Красноярской области на порядок выше, чем в любом другом регионе России и могут исказить результаты оценки. Поэтому данные Красноярской области не используются при дальнейшей оценке моделей панельных данных для SO₂.

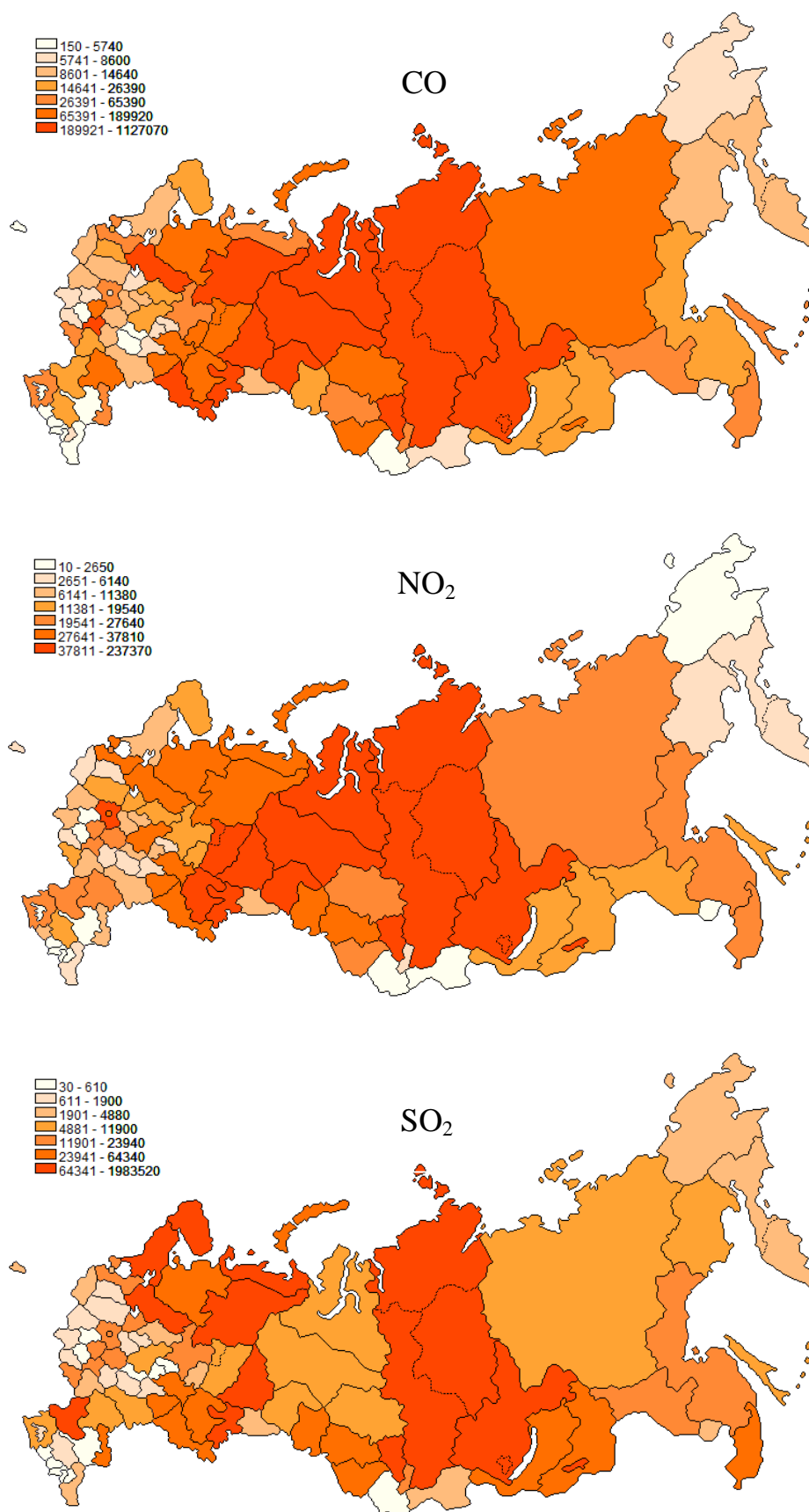


Рис. 2. Выбросы в регионах России (тонн), 2013 г.

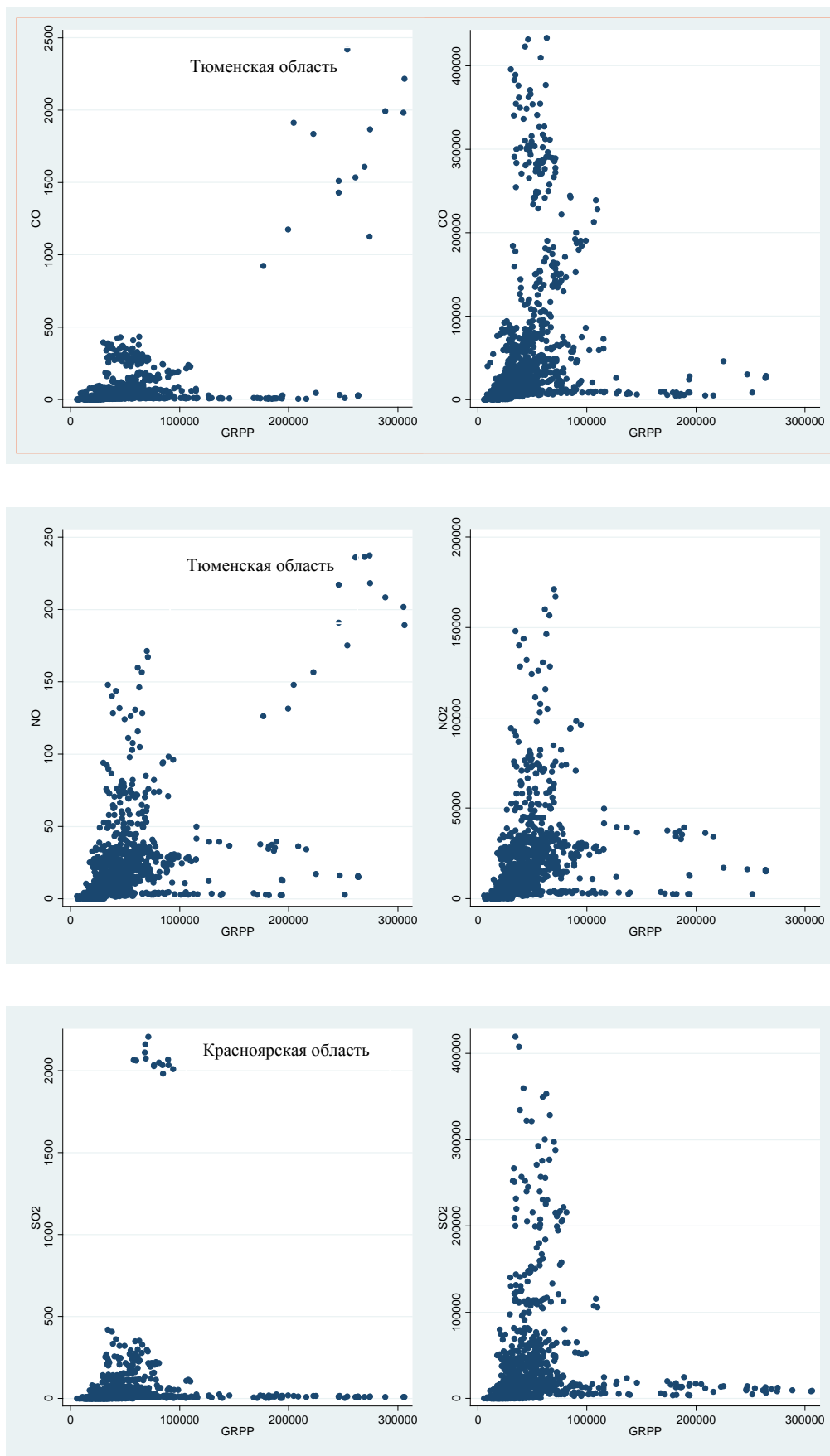


Рис. 3. Объем выбросов в регионах России в тыс. тонн (слева) и в регионах России без Тюменской области для CO и NO₂, без Красноярской области для SO₂ в тоннах (справа), 2000-2013 гг.

3. Используемые методы и дизайн исследования

Как было показано в разделе 1, включение в регрессионную модель таких факторов, как структура экономики регионов и экономическое неравенство, может помочь объяснить процесс смены восходящего участка ЭКК (роста выбросов по мере роста дохода) нисходящим участком (снижение выбросов по мере роста дохода). Поэтому для того чтобы определить характер взаимосвязи ВРП на душу населения с объемом выбросов загрязняющих веществ мы оцениваем следующую модель:

$$Y_{it} = a_i + B_1X_{it} + B_2X_{it}^2 + B_3X_{it}^3 + B_4gini_{it} + B_5STRUCT_{it} + e_{it}, \quad (1)$$

где $i=1, \dots, N$ регионы, $t=1, \dots, T$ года, $gini$ - коэффициент Джини, $STRUCT$ – вектор переменных, отвечающих за структуру ВРП (см. таблицу 1). Данные модели оцениваются на данных за период 2004 – 2013 гг., поскольку, как уже было указано, данные о структуре ВРП российских регионов доступны только начиная с 2004 года.

Затем мы оцениваем дополнительные модели, где в качестве объясняющих переменных используются только ВРП на душу населения и его квадрат и куб на данных за период 2000 – 2013 гг.:

$$Y_{it} = a_i + B_1X_{it} + B_2X_{it}^2 + B_3X_{it}^3 + e_{it}. \quad (2)$$

Это делается с целью проверки устойчивости значимости и знаков при коэффициентах, а, следовательно, надежного выявления функциональной зависимости загрязнений окружающей среды от уровня экономического развития. На основе сравнения результатов оценки модели 1 и модели 2 мы можем сказать насколько тренд взаимосвязи ВРП на душу населения и объема выбросов в промежуток времени с 2000-2013 гг. аналогичен промежутку 2004-2013 гг.

При описании результатов оценивания моделей будем называть модель 1 полной моделью, так как она содержит все переменные, которые нас интересуют в данном исследовании, а модель 2 – короткой моделью, так как часть переменных в ней опущена.

Далее мы проводим серию стандартных тестов на качество оцененных моделей. Для выбора между сквозной моделью и регрессионной моделью со случайными эффектами мы используем тест Бройша-Пагана (Breusch и Pagan, 1980). Для выбора между моделями с детерминированными и случайным эффектом используется тест Хаусмана (Hausman и McFadden, 1984). Для выбора между регрессионной моделью с детерминированным эффектом и сквозной моделью в данном проекте используется тест Вальда на проверку гипотезы о равенстве нулю всех индивидуальных эффектов.

При оценке панельных данных имеет место стандартное предположение о том, что ошибки независимы по объектам. В случае, когда T (количество периодов наблюдения) значительно больше N (количество объектов), данное предположение можно проверить с помощью LM-теста предложенного Бройшем и Паганом (Breusch и Pagan, 1980). Однако так как мы имеем дело с данными, в которых $N > T$, результаты LM-теста не валидны. Поэтому для выявления одновременной корреляции мы применяем параметрическую процедуру тестирования гипотезы о том, что в панельных данных нет признаков одновременной корреляции, предложенную Песараном (Pesaran, 2004). Для выявления гетероскедастичности в остатках регрессионной модели с фиксированными эффектами применяется модифицированная статистика Вальда (Greene, 2000). Несмотря на то, что данный тест не всегда позволяет выявить гетероскедастичность в данных, где $N > T$, в данной работе его достаточно для того, чтобы отвергнуть нулевую гипотезу о гомоскедастичности. Для выявления автокорреляции в работе применяется тест Вулдриджа (Wooldridge, 2002). Данный тест проверяет нулевую гипотезу об отсутствии автокорреляции. Результаты тестов и оценки промежуточных моделей могут быть предоставлены по требованию.

Затем для коррекции данных проблем, с учетом того, что для конечной спецификации тесты подтверждают обоснованность использование FE-модели, мы оцениваем модели панельных данных с фиксированным эффектом с использованием стандарт-

ных ошибок Дрисколл-Крэйя (Driscoll and Kraay, 1998), которые делают оценки модели устойчивыми к гетероскедастичности, автокорреляции и одновременной корреляции в используемых данных. Несмотря на то, что данный непараметрический метод основан на асимптотической теории, его использование не накладывает никаких ограничений на число объектов, и поэтому результаты оценки валидны даже при $N > T$.

Еще одной проблемой при оценке панельных данных может стать наличие нестационарности в используемых данных и необходимости тестирования данных на коинтеграцию. В случае если переменные не стационарны и между переменными нет коинтеграции, оценка моделей может давать ложные результаты. В случае если коинтеграция есть, необходимы дополнительные методы оценивания. В данной работе, для выбора подходящего инструмента оценивания, мы применяем тест Левина–Лиина–Чу (Levin и Chu, 2002). Результаты теста представлены в таблице 2 и показывают, что наши данные стационарны на 5% уровне значимости, нулевая гипотеза о наличии единичного корня (нестационарности) отвергается для всех трех загрязнителей. Поэтому, в данном исследовании мы не применяем инструменты оценки коинтеграционных уравнений для панельных данных.

Таблица 2. Результаты теста на проверку стационарности

Переменная	Статистика	p-value
CO	-5.2472	0.000
NO2	-7.3915	0.000
SO2	-6.7670	0.000

По результатам оценки моделей, для случаев, когда коэффициенты B_1 и B_2 статистически значимы и $B_1 > 0$, а $B_2 < 0$ рассчитывается величина дохода, по достижении которого тенденция роста загрязнения, т.е. уровня экологической деградации, по мере экономического роста меняется на противоположную (далее в тексте — точка перегиба³) по следующей формуле:

³ Мы используем термин “точка перегиба” для определения точки изменения тенденции (экстремума функции), а не в привычном в математике смысле - точка изменения направления выпуклости функции,

$$x = -\frac{B_1}{2 * B_2}$$

В случае если коэффициенты B_1 , B_2 и B_3 статистически значимы и $B_1 < 0$, $B_2 > 0$ и $B_3 < 0$ рассчитываются две точки перегиба по следующей формуле:

$$x_{1,2} = -\frac{2B_2 \pm \sqrt{4B_2^2 - 12B_1 * B_3}}{6 * B_3}$$

В данном случае $x_2 > x_1$. Тогда x_2 обозначает точку, после которой происходит снижение объема выбросов, а x_1 точку после которой происходит рост объема выбросов. В случае если коэффициенты B_1 , B_2 и B_3 статистически значимы и $B_1 > 0$, $B_2 < 0$ и $B_3 > 0$ рассчитываются две точки перегиба по следующей формуле:

$$x_{1,2} = \frac{2B_2 \pm \sqrt{4B_2^2 - 12B_1 * B_3}}{6 * B_3}$$

В данном случае $x_2 < x_1$. Тогда x_2 обозначает точку, после которой происходит рост объема выбросов, а x_1 точку после, которой происходит снижение объема выбросов.

4. Результаты анализа моделей панельных данных

В силу того, что каждый из трех загрязнителей участвующих в исследовании характеризуется собственной структурой источников, результаты оценок моделей для каждой зависимой переменной будут рассмотрены по отдельности.

4.1. Результаты оценки моделей для оксида углерода

В таблице 3 представлены результаты оценки полных моделей. В моделях присутствует гетероскедастичность и автокорреляция. Поэтому мы оцениваем модели с использованием стандартных ошибок Дрисколла-Крэйя. В модели 1 значимым оказался только коэффициент при переменной GRPP. Поэтому мы оцениваем модель 2, в которой значимыми являются коэффициенты при GRPP2 и GRPP3. Затем мы исключаем из

так как эта терминология традиционно используется в литературе, посвященной экологической кривой Кузнеця.

модели 2 незначимую переменную EDUC, отвечающую за образование, здравоохранение и прочие социальные услуги, и оцениваем модель 3.

Таблица 3. Результаты оценки полных моделей для оксида углерода

Переменные	модель 1	модель 2	модель 3
GRPP	0.658 (0.195)***	0.586 (0.062)***	0.587 (0.064)***
GRPP2	-0.0000026 (0.0000019)	-0.0000019 (0.0000002)***	-0.0000019 (0.0000002)***
GRPP3	0.0000000000002 (0.0000000000004)		
gini	-1,601.432 (204.402)***	-1,546.613 (201.282)***	-1,548.298 (210.355)***
DOB	653.260 (195.323)***	634.037 (167.385)***	635.261 (168.489)***
OBR	424.145 (109.573)***	419.224 (108.788)***	420.646 (104.912)***
ENERGY	-1,101.786 (349.097)***	-1,107.912 (348.588)***	-1,108.004 (348.101)***
TORG	558.366 (269.032)**	546.631 (242.157)**	547.885 (241.264)**
FIN	-661.854 (371.830)*	-650.074 (345.368)*	-653.151 (317.982)**
RES	-2,178.430 (799.179)***	-2,146.112 (848.072)**	-2,148.156 (849.357)**
EDUC	12.650 (184.429)	-11.079 (146.547)	
Constant	78,483.664 (9,388.436)***	78,781.673 (8,610.661)***	78,650.967 (7,843.123)***
R2_W	0.05	0.05	0.05
N	780	780	780

* p<0.1; ** p<0.05; *** p<0.01

Результаты оценки моделей 2 и 3 говорят в пользу квадратичной зависимости объема выбросов оксида углерода от ВРП на душу населения, при этом данная зависимость соответствует концепции ЭКК - по мере экономического развития загрязнения сначала возрастают, а затем, после достижения определенного уровня развития, начинают убывать. Во всех трех моделях, знак при коэффициенте Джини значим и положителен, что говорит о том, что большее неравенство характеризуется меньшим объемом

выбросов CO. Как и ожидалось, рост сектора добывающей и обрабатывающей промышленности (переменные DOB и OBR) ведет к росту объема выбросов. Рост сектора производства и распределения электроэнергии, газа и воды (переменная ENERGY) характеризуется снижением объема выбросов. При этом рост сектора оптовой и розничной торговли (переменная TORG) характеризуется ростом объема выбросов, а рост значений секторов финансовых услуг и гостиничного и ресторанного бизнеса (переменных FIN и RES) сопровождается уменьшением выбросов оксида углерода.

Как уже говорилось выше, в силу того, что при включении структуры ВРП в модель количество наблюдений уменьшается, для каждого загрязнителя мы оцениваем короткие модели за более длительный промежуток времени. Результаты оценки моделей с использованием стандартных ошибок Дрисколла-Крэйя, в которых в качестве независимых переменных выступает ВРП на душу населения и его квадрат и куб, представлены в таблице 4. Результаты моделей 1-2 показывают одинаковый вид взаимосвязи на области положительных значений переменной ВРП - загрязнения вначале возрастают, но после определенного уровня ВРП на душу населения начинают убывать, но при этом выбор модели 2 выглядит наиболее адекватным, так как использует более простую функциональную форму, которая к тому же лучше теоретически обоснована. При этом в силу статистической значимости коэффициента при квадрате ВРП на душу населения, модель 3 также не участвует в дальнейшем анализе. Результаты оценки модели 2 говорят в пользу существования перевернутой U-образной взаимосвязи между ВРП на душу населения и выбросами оксида углерода в период с 2000-2013 гг.

Таким образом, результаты оценки как полной, так и короткой моделей свидетельствуют в пользу гипотезы о существовании ЭКК для оксида углерода в регионах России в исследуемый период.

Таблица 4. Результаты оценки коротких моделей для оксида углерода

Переменные	модель 1	модель 2	модель 3
GRPP	0.051 (0.133)	0.322 (0.060)***	0.121 (0.019)***
GRPP2	0.0000025 (0.0000015)*	-0.0000008 (0.0000002)***	
GRPP3	-0.00000000001 (0.00000000000)**		
Constant	46,413.603 (2,964.720)***	41,208.709 (2,230.075)***	47,887.857 (953.995)***
R2_W	0.02	0.02	0.01
N	1,092	1,092	1,092

* p<0.1; ** p<0.05; *** p<0.01

4.2. Результаты оценки моделей для диоксида азота

В таблице 5 представлены результаты оценки полных моделей для диоксида азота. В оцененных моделях выявлено наличие одновременной корреляция и гетероскедастичности. Поэтому мы оцениваем модели с использованием стандартных ошибок Дрисколла-Крэйя. В модели 2 из оценки удалены оказавшиеся незначимыми переменные EDUC и RES. В модели 3 удалена также незначимая переменная TORG.

Результаты оценки всех трех моделей свидетельствуют о значимости первой, второй и третьей степени переменной ВРП, что поддерживает гипотезу о существовании N-образной взаимосвязи между объемом выбросов диоксида азота и ВРП на душу населения. Как и ожидалось рост переменных, отвечающих за производственные сектора экономики и, в частности, рост секторов добывающей промышленности и производства и распределения электроэнергии, газа и воды, приводит к увеличению объема выбросов диоксида азота. Рост значения секторов финансовой деятельности и торговли также приводит к росту выбросов диоксида азота, тогда как рост других непродовственных секторов оказался статистически незначим.

В модели 3 статистически значимым оказалось изменение экономического неравенства: рост значения коэффициента Джини характеризуется снижением выбросов диоксида азота.

Таблица 5. Результаты оценки полных моделей для диоксида азота

Переменные	модель 1	модель 2	модель 3
GRPP	0.302 (0.061)***	0.311 (0.061)***	0.338 (0.055)***
GRPP2	-0.0000015 (0.0000003)***	-0.0000015 (0.0000003)***	-0.0000017 (0.0000003)***
GRPP3	0.0000000000002 (0.0000000000001)***	0.0000000000002 (0.0000000000000)***	0.0000000000003 (0.0000000000001)***
gini	-90.465 (95.103)	-114.529 (91.683)	-155.756 (80.930)*
DOB	91.331 (47.133)*	101.090 (45.177)**	121.207 (38.707)***
OBR	-238.889 (45.888)***	-227.953 (53.412)***	-206.268 (43.889)***
ENERGY	261.711 (136.151)*	263.143 (138.151)*	293.984 (133.113)**
TORG	-148.864 (89.738)	-143.857 (93.310)	
FIN	609.996 (192.137)***	594.176 (201.128)***	536.200 (208.451)**
RES	-155.353 (239.297)		
EDUC	-75.789 (83.257)		
Constant	18,334.277 (2,459.834)***	17,685.454 (2,340.619)***	15,574.483 (1,410.779)***
R2_W	0.11	0.11	0.10
N	780	780	780

* p<0.1; ** p<0.05; *** p<0.01

Результаты оценки коротких моделей с использованием стандартных ошибок Дрисколла-Крэйя для диоксида азота представлены в таблице 6. В данном случае модель 2 наиболее точно описывает имеющиеся данные, так как коэффициент при переменной GRPP3 статистически незначим, а при GRPP2 значим. Таким образом, на 1% уровне значимости на основании оценки моделей по данным 2000 – 2013 гг. мы не можем отвергнуть гипотезу о существовании ЭКК в регионах России для диоксида азота.

Таблица 6. Результаты оценки коротких моделей для диоксида азота

Переменные	модель 1	модель 2	модель 3
GRPP	0.120 (0.037)***	0.100 (0.044)**	0.031 (0.016)*
GRPP2	-0.0000005 (0.0000001)***	-0.0000003 (0.0000001)***	
GRPP3	0.000000000001 (0.000000000000)		
Constant	15,873.596 (1,552.080)***	16,273.279 (1,691.759)***	18,567.9827165 (745.8230327)***
R2_W	0.02	0.02	0.01
N	1,092	1,092	1,092

* p<0.1; ** p<0.05; *** p<0.01

4.3. Результаты оценки моделей для диоксида серы

В таблице 7 представлены результаты оценки полных моделей. В оцененных моделях выявлено наличие одновременной корреляция, гетероскедастичности и автокорреляции первого порядка. Поэтому мы оцениваем модели с использованием стандартных ошибок Дрисколла-Крэйя. В таблице 7 видно, что в модели 1 значим коэффициент при квадрате и кубе ВРП на душу населения, что говорит в пользу гипотезы N-образной зависимости выбросов диоксида серы от экономического роста. Однако значения оцененных коэффициентов таковы, что данная функция является убывающей на области, соответствующей реальным значениям ВРП на душу населения в регионах России. В модели 2 и 3, из которых последовательно удалены куб и квадрат ВРП на душу населения (в модели 2 он оказался незначимым), экономический рост приводит к снижению выбросов диоксида серы. В модели 3 приведены только значимые коэффициенты. Таким образом, результаты оценки модели 3 являются наиболее предпочтительными и свидетельствуют в пользу того, что объем выбросов линейно убывает по мере роста ВРП на душу населения.

Таблица 7. Результаты оценки полных моделей для диоксида серы

Переменные	модель 1	модель 2	модель 3
GRPP	0.071 (0.093)	-0.137 (0.038)***	-0.177 (0.026)***
GRPP2	-0.0000019 (0.0000007)***	-0.0000001 (0.0000001)	
GRPP3	0.000000000004 (0.000000000001)***		
gini	-1,242.971 (222.457)***	-1,039.403 (228.142)***	-958.334 (192.837)***
DOB	718.786 (143.260)***	639.518 (119.657)***	648.117 (84.736)***
OBR	228.018 (90.147)**	202.661 (91.230)**	233.952 (64.254)***
ENERGY	-598.808 (343.160)*	-641.228 (345.264)*	-628.746 (312.840)**
TORG	-143.528 (259.700)	-156.635 (255.091)	
FIN	119.856 (222.524)	150.211 (204.818)	
RES	-20.392 (650.437)	37.598 (656.632)	
EDUC	-463.313 (137.070)***	-549.999 (125.411)***	-521.768 (136.597)***
Constant	81,913.364 (11,611.817)***	81,946.503 (10,975.823)***	77,145.284 (7,292.636)***
R2_W	0.06	0.06	0.06
N	779	779	779

* p<0.1; ** p<0.05; *** p<0.01

Как и для других загрязнителей, описанных выше, статистически значимым оказалось изменение экономического неравенства: знак при коэффициенте Джини, говорит о том, что большее неравенство характеризуется меньшим объемом выбросов SO₂. Рост сектора добывающей и обрабатывающей промышленности ведет к росту выбросов. Сектор производства и распределения электроэнергии, газа и воды, как и в случае оксида углерода, характеризуется снижением объема выбросов. Также, в моделях 2 и 3 значим коэффициент при переменной EDUC. При этом чем он больше, тем меньше объем выбросов диоксида серы. Изменение остальных непродуцированных секторов ВРП оказалось незначимо в данных моделях.

Результаты оценки коротких моделей с использованием стандартных ошибок Дрисколла-Крэйя для переменной SO₂ приведены в таблице 8. Результаты оценивания показывают значимость коэффициентов при первой, второй и третьей степени переменной ВРП на душу населения (модель 1). Однако необходимо заметить, что данная функция является убывающей на всей ее области определения. Модель 2 говорит в пользу U-образной зависимости загрязнения от экономического роста – случай, обратный ЭКК, то есть ситуация, когда загрязнения падают, а затем начинают расти по мере экономического роста. Модель 3, как и в случае полных моделей, свидетельствует в пользу того, что объем выбросов линейно убывает по мере роста ВРП на душу населения. По нашему мнению, результаты оценивания говорят в пользу того, что, как и в случае полных моделей, мы можем говорить об убывании объема выбросов диоксида серы по мере экономического развития.

Таблица 8. Результаты оценки коротких моделей для диоксида серы

Переменные	модель 1	модель 2	модель 3
GRPP	-0.823 (0.098)***	-0.528 (0.077)***	-0.171 (0.030)***
GRPP2	0.0000045 (0.0000006)***	0.0000013 (0.0000003)***	
GRPP3	-0.00000000001 (0.0000000000)***		
Constant	60,456.473 (3,101.170)***	54,068.636 (3,011.248)***	41,952.523 (2,207.981)***
R2_W	0.09	0.07	0.04
N	1,088	1,088	1,088

* p<0.1; ** p<0.05; *** p<0.01

5. Интерпретация и обсуждение результатов

Прежде чем перейти к непосредственному обсуждению полученных результатов необходимо остановиться на двух моментах. Во-первых, необходимо понимать, что основным источником используемых в исследовании переменных, отвечающих за качество окружающей среды, являются стационарные источники. Другими словами, глав-

ным образом данное исследование показывает, как изменялись объемы выбросов загрязняющих веществ в атмосферу, источниками которой являлись промышленные предприятия. Тем самым влияние частных домохозяйств и индивидов на результаты исследования является незначительным. Во-вторых, регионы России характеризуются значительной стратификацией как по характеру экономической, так и по характеру социальной структуры. И несмотря на то, что существует обширный ряд работ, изучающих региональные различия в России (например, Григорьев и др., 2011) и тесты на выбор наилучшей модели говорят в пользу выбора моделей с фиксированным эффектом, нам придется коснуться региональных различий в рамках необходимых для интерпретации полученных результатов. На рис. 4 видно, что наибольшие значения ВРП присущи регионам западной и восточной Сибири и некоторым регионам центральной России. При этом за некоторым исключением⁴ данные регионы характеризуются развитой добывающей и обрабатывающей промышленностью. Самые большие значения ВРП характерны для Москвы и регионов с сырьевой экспортно-ориентированной экономикой, таким как республики Коми и Саха, Сахалинская и Тюменская области.

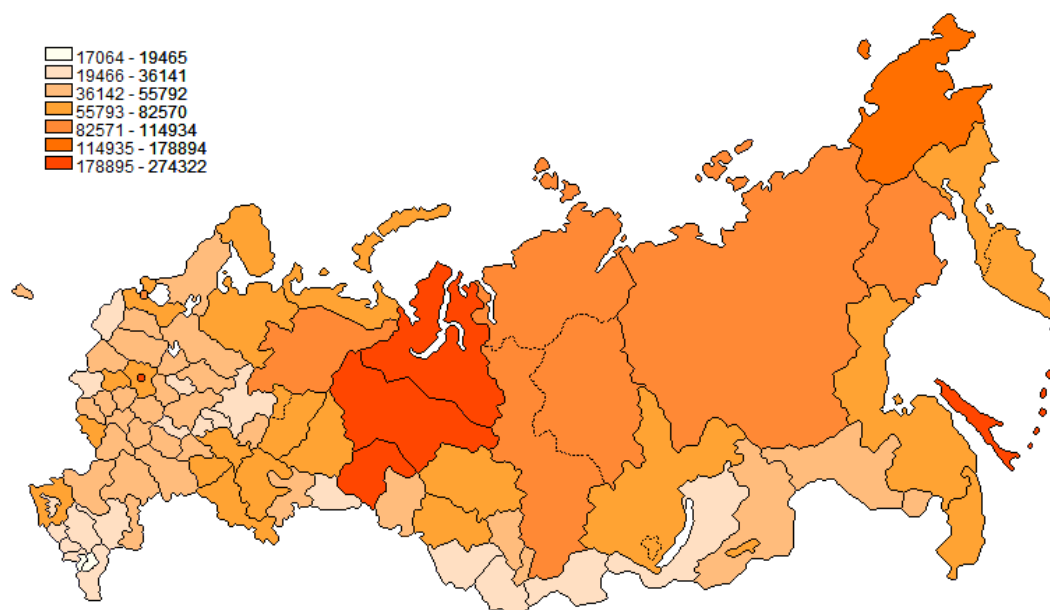


Рис. 4. ВРП на душу населения в постоянных ценах 2000 года (рублей) –2013 г.

⁴ Регионы с достаточно высокими значениями ВРП и диверсифицированной экономикой: Татарстан, Нижегородская, Новосибирская, Ростовская, Самарская, Свердловская области.

В период с 2000 по 2013 гг. в России наблюдался устойчивый экономический рост. При этом, как видно на рис. 5, объем выбросов диоксида серы стабильно уменьшался на протяжении этого промежутка времени. Выбросы диоксида азота оставались относительно стабильными. Тем не менее, можно заметить, что на данный момент объем выбросов диоксида азота выше, чем в 2000 г., но при этом начиная с 2012 г. заметно снижение выбросов. Объемы выбросов оксида углерода имеют ломаную линию, на которой наблюдается два достаточно долгих участка подъема и два спада.

По нашему мнению, наблюдаемая динамика снижения объема выбросов в последние годы в первую очередь связана с ростом энергоэффективности добывающего и обрабатывающего производств. Так на рис. 5 видно, что регионы с наиболее развитым промышленным сектором, как правило, характеризуются наименьшей энергоемкостью ВРП. При этом именно в наиболее развитых регионах наблюдается снижение энергоемкости в 2013 г. по сравнению с прошлым годом (рис. 6). К сожалению, Росстат начал публиковать данные по энергоемкости ВРП в регионах России совсем недавно, и данные доступны только за 2012 и 2013 годы. Поэтому данные по энергоемкости не были включены в оцененные модели.

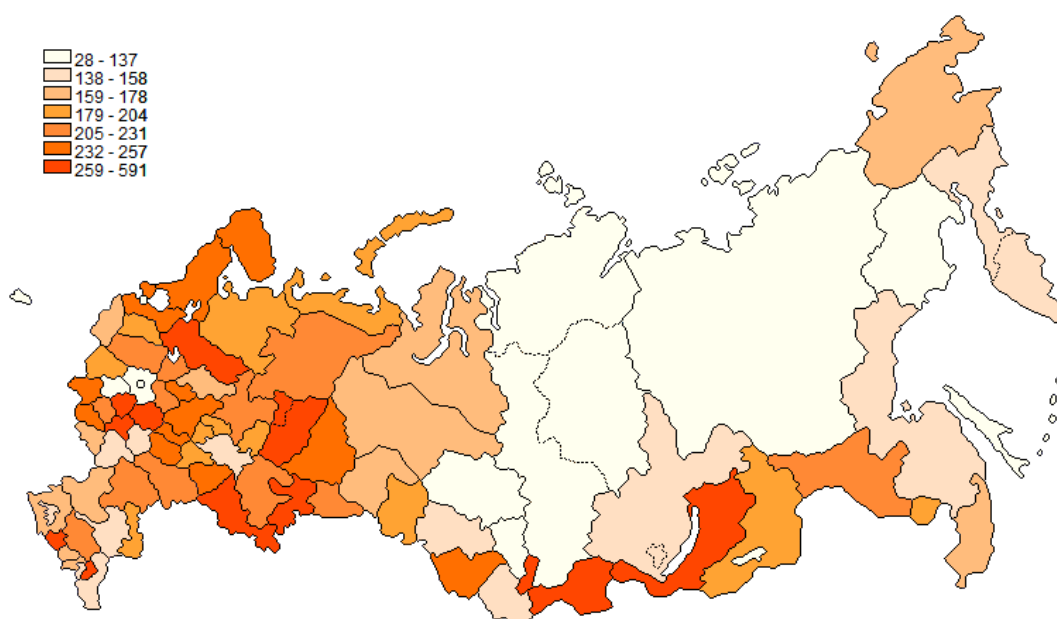


Рис. 5. Энергоемкость ВРП, кг условного топлива/ на 10 тыс. рублей – 2013 г.

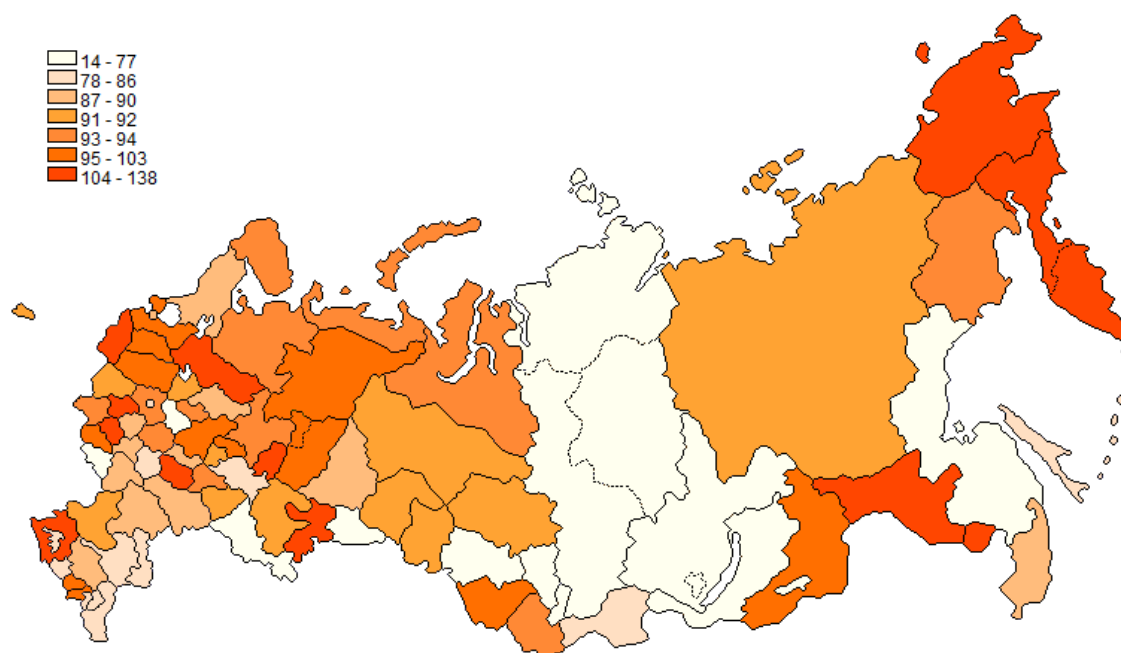


Рис. 6. Изменение энергоемкости ВРП в 2013 г. по сравнению с 2012 г., в процентах

В таблице 9 представлен вид взаимосвязи ВРП с выбросами, а также значение ВРП на душу населения, после которого, согласно результатам оценок короткой и полной моделей с использованием стандартных ошибок Дрисколла-Крэйя, дальнейший экономический рост будет сопровождаться сменой тренда объема выбросов загрязняющих веществ.

Таблица 9. Вид зависимости объема выбросов от ВРП и значение точки перегиба (руб. на душу населения)

	CO	NO2	SO2
<i>Полная модель</i>			
<i>Вид зависимости</i>	\cap	N	\backslash
<i>1-ая точка перегиба</i>	154474	146720	-
<i>2-ая точка перегиба</i>	-	353280	-
<i>Короткая модель</i>			
<i>Вид зависимости</i>	\cap	\cap	\backslash
<i>1-ая точка перегиба</i>	201250	166667	-
<i>2-ая точка перегиба</i>	-	-	-

В случае оксида углерода и диоксида азота экономически развитые регионы преодолели точки перегиба, после которых начинается снижение давления на окружа-

ющую среду. Результаты оценки полной модели в случае диоксида азота говорят в пользу того, что в будущем дальнейший экономический рост может способствовать росту объема выбросов диоксида азота при сохранении структуры промышленности и уровня неравенства неизменными. При этом на данный момент ни один из регионов России не достиг достаточного уровня развития экономики, чтобы это произошло. Для диоксида серы результаты короткой и полной модели говорят о существовании убывающей зависимости выбросов от уровня экономического развития.

Как показывают результаты оценок моделей панельных данных, для оксида углерода рост сектора гостиницы и рестораны сопровождается снижением объема выбросов. В моделях с диоксидами азота и серы переменная RES также имеет отрицательный знак, но при этом незначима. Рост секторов отвечающих за образование, здравоохранение и прочие социальные услуги оказался статистически значим для снижения выбросов диоксида серы. Рост переменной TORG, отвечающей за оптовую и розничную торговлю, приводит к росту объема выбросов оксида углерода. Кроме этого рост финансовой деятельности в структуре ВВП приводит к росту объема выбросов диоксида азота, но к снижению выбросов оксида углерода. Таким образом, изменение непроизводственного сектора ВВП либо статистически не влияет на изменение объема выбросов, либо его влияние неоднозначно и скорее способствует росту выбросов загрязняющих веществ. Тем самым, гипотеза о том, что в регионах России не происходят структурные изменения в экономике, приводящие к снижению объема выбросов, не отвергается.

Для оксида углерода и диоксида серы знак при переменной, отвечающей за производство и распределение электроэнергии, газа и воды, отрицательный. Кроме уже рассмотренного изменения энергоемкости, данное явление может быть связано с тем, что регионы, в которых переменная ENERGY достаточно велика, характеризуются либо использованием природного газа как основного источника электроэнергии (Ивановская область, Костромская область), либо существованием в регионе крупных АЭС, яв-

ляющихся основным источником энергии (Курская область, Смоленская область, Тверская область, Мурманская область, Саратовская область), либо существованием ГЭС малой мощности (Амурская область, Мурманская область, Магаданская область). Соответственно при оценке данных рост энергетического сектора будет сопровождаться более низким показателем выбросов. Для диоксида азота, в силу специфики структуры источников данного вида загрязнения, рост сектора производство и распределение электроэнергии, газа и воды вполне ожидаемо приводит к увеличению объема выбросов.

Для всех трех загрязнителей рост значения коэффициента Джини, а, следовательно, и рост экономического неравенства в регионе характеризуется уменьшением объема выбросов. Наиболее вероятным объяснением данного явления может служить гипотеза о том, что экономический рост последних лет сопровождался ростом неравенства (рис. 7). Как видно на рис.8, высокое неравенство наблюдается в первую очередь в экономически развитых регионах. Соответственно, в данном случае, мы скорее наблюдаем сильную корреляцию между ВРП и значением коэффициента Джини, нежели изменение в эластичности спроса на качество окружающей среды, о котором говорится в большинстве работ по теории ЭКК, учитывающих экономическое неравенство как объясняющий фактор. Тем не менее, между экономическим неравенством и объемом выбросов может существовать квадратичная взаимосвязь, которая, по сути, будет означать существование классической кривой Кузнеца в России (на ранних стадиях экономического развития рост экономики сопровождается ростом неравенства, а затем, после достижения определенного уровня развития, дальнейший экономический рост сопровождается снижением экономического неравенства). В случае если данная гипотеза верна, то существующие данные говорят о том, что на данный момент регионы России находятся на восходящей ветви, что вполне логично учитывая специфику экономического роста и достаточно короткий период развития рыночной экономики в России. Бо-

лее подробные теоретические выкладки о нелинейном влиянии неравенства на взаимосвязь экономического роста и качества окружающей среды можно найти, например, у Bousquet и Favard (2000).

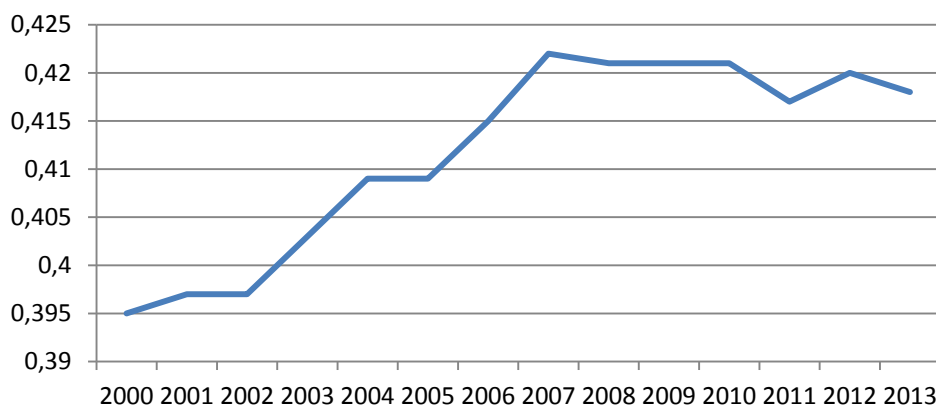


Рис.7. Коэффициент Джини, 2000 – 2013 гг.

Еще одной гипотезой объясняющей данный феномен является предположение о том, что рост неравенства также может быть связан с укреплением прав собственности (подробнее о данной теории можно прочитать, например, у Storper и Griffiths, 1994). У экономических агентов в начале 2000-х годов появилась возможность накапливать капитал и вкладывать его в модернизацию производства, что в свою очередь привело к снижению выбросов загрязняющих веществ и к росту экономического неравенства.

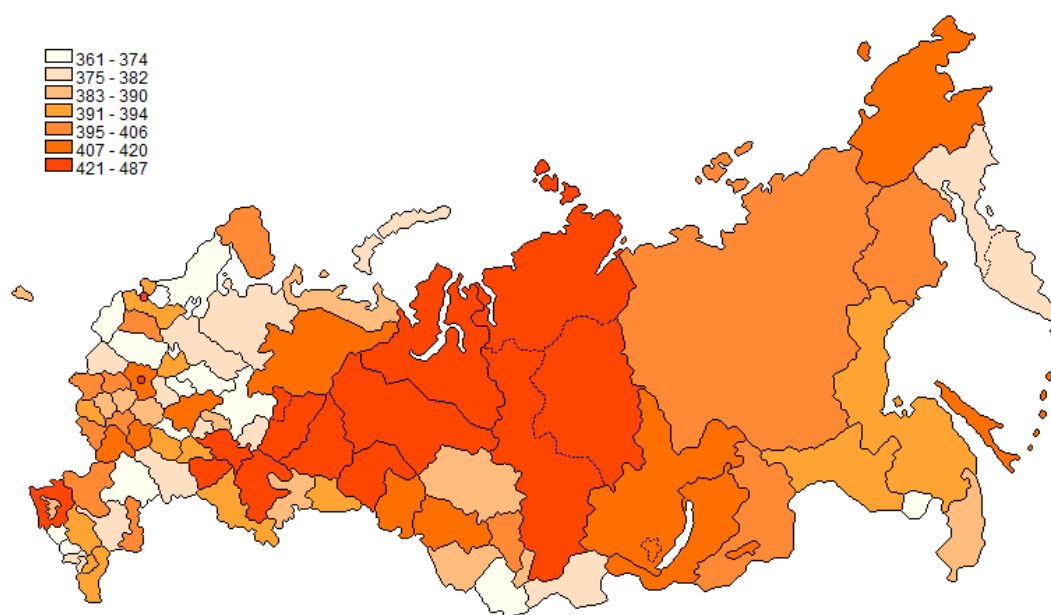


Рис. 8. Коэффициент Джини – 2013 г.

Суммируя все вышесказанное, можно предположить, что существование ЭКК в регионах России обусловлено в первую очередь бурным экономическим ростом. Наиболее вероятным фактором объясняющим снижение уровня выбросов является рост энергоэффективности в экономически развитых регионах. Экономическое развитие регионов позволяет инвестировать в развитие производственных технологий, использовать более эффективные инструменты добычи и обработки ресурсов и при этом наращивать объемы производства.

6. Заключение

Полученные результаты могут свидетельствовать в пользу того, что, несмотря на существование ЭКК для выбросов наиболее распространенных загрязняющих веществ в атмосферу, отходящих от стационарных источников, экономическое развитие регионов России не может в полной мере быть определено как устойчивое в долгосрочном периоде и способствующее снижению оказываемого давления на окружающую среду. Наиболее вероятной причиной для этого может являться сырьевая зависимость российской экономики. Кроме этого, неразвитость социальных и экономических институтов также способствуют тому, что рост факторов, которые в развитых странах способствуют развитию экономики и снижению экологической деградации, в России ведут себя совершенно иначе.

В силу всего вышесказанного, необходимо понимать, что если мы хотим уменьшить уровень загрязнения в России, то необходимо, в первую очередь, увеличивать ВРП на душу населения, при этом осуществлять это нужно за счет диверсификации экономики и внедрении более эффективных и «чистых» технологий в добывающие и обрабатывающие производства.

Литература и источники данных

- Российские регионы: экономический кризис и проблемы модернизации / Науч. ред.: Л. М. Григорьев, Н. В. Зубаревич, Г. Хасаев. М.: ТЕИС, 2011 г.
- Статистический сборник «Охрана окружающей среды в России», 2012 г. [Электронный ресурс]. – Режим доступа: http://www.gks.ru/bgd/regl/b14_54/Main.htm (07.05.2015).
- Центральная база статистических данных федеральной службы государственной статистики. [Электронный ресурс]. – Режим доступа: <http://www.gks.ru/dbscripts>.
- Baldwin, R. Does sustainability require growth? // In: Goldin, I., Winters, L.A. (Eds.), *The Economics of Sustainable Development*. Cambridge Univ. Press, Cambridge, UK. 1995. P. 19–47.
- Beckerman, W. Economic growth and the environment: whose growth? Whose environment? // *World Development*. 1992. Vol. 20. P. 481–496.
- Bousquet, A. Favard, P. Does S. Kuznets' Belief Question the Environmental Kuznets Curves? // mimeo. Université des Sciences Sociales Toulouse. 2000.
- Breusch, T. S., Pagan. A. R. The Lagrange multiplier test and its applications to model specification in econometrics // *Review of Economic Studies*. 1980. Vol. 47. P. 239-253.
- Cropper, M., Griffiths, C. The interaction of population growth and environmental quality // *American Economic Review*. 1994. Vol. 84. P. 250-254.
- Driscoll, J. C., Kraay A. C. Consistent covariance matrix estimation with spatially dependent panel data // *Review of Economics and Statistics*. 1998. Vol. 80. P. 549-560.
- Greene, W. *Econometric Analysis*. Upper Saddle River, NJ: Prentice--Hall. 2000.
- Grossman, G. M., Krueger, A. B. Environmental impact of a North American Free Trade Agreement // NBER Working paper, 3914. 1991.
- Hausman, J. A., McFadden D. L. Specification tests for the multinomial logit model // *Econometrica*. 1984. Vol. 52. P. 1219–1240.
- He, J., Makdissi, P., Wodon, Q. Corruption, Inequality, and Environmental Regulation // *Cahier de recherche Working Paper*, 07-13. 2007.
- Kaika, D., Zervas, E. The Environmental Kuznets Curve (EKC) theory // *Energy Policy*. 2013. Vol. 62. P. 1392–1411.
- Koop, G., Tole, L. Deforestation, Distribution and Development // *Global Environmental Change*. 2001. Vol. 11. P. 193-202.
- Levin, A., C.-F. Lin, Chu C.-S. J. Unit root tests in panel data: Asymptotic and finite-sample properties // *Journal of Econometrics*. 2002. Vol. 108. P. 1-24.
- Lopez, R. The environment as a factor of production: The effects of economic growth and trade liberalization // *Journal of Environmental Economics and Management*. 1994. Vol. 27. P. 163–184.
- Magnani, E. The Environmental Kuznets Curve, Environmental Protection Policy and Income Distribution // *Ecological Economics*. 2000. Vol. 32. P. 431 – 443.

- Mikkelsen, G. M., Gonzalez, A., Peterson, G. D. Economic Inequality Predicts Biodiversity Loss // *PloS One*. 2007. Vol. 5. May.
- Panayotou, T. Empirical tests and policy analysis of environmental degradation at different stages of economic development // Geneva, Switzerland: International Labour Office, Working Paper, WP238. 1993.
- Pesaran, M. H. General diagnostic tests for cross section dependence in panels // University of Cambridge, Faculty of Economics, Cambridge Working Papers in Economics No. 0435. 2004.
- Ravallion, M., Heil, M., Jyotsna, J. (2000). Carbon Emissions and Income Inequality // *Oxford Economic Papers*. 2000. Vol. 52, No. 4. P. 651-669.
- Shibayama, K., Fraser, I. Nonhomothetic growth models for the environmental Kuznets curve // *International Economic Review*. 2014. Vol. 55, No. 3. P. 919-942.
- Stern, D. I. The Environmental Kuznets Curve: A Primer // Crawford School of Public Policy, The Australian National University. CCEP Working Paper 1404, June. 2014.
- Vornovyt'skyy, M., Boyce, J. Economic Inequality and Environmental Quality: Evidence of Pollution Shifting in Russia // Working paper series, number 217. POLY. 2010.
- Wooldridge, J. M. *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. Cambridge, MA: MIT Press. 2002.