

Климатическая политика

Вклад возобновляемой энергетики и налогового регулирования в сокращение эмиссии парниковых газов в странах ОЭСР: CS-ARDL-подход

Данила ВАЛЬКО

Данила Валерьевич Валько —
кандидат экономических наук, доцент,
Южно-Уральский технологический университет
(РФ, 454052, Челябинск, ул. Комаровского, 9а).
E-mail: valkovd@inueco.ru

Аннотация

Мировая повестка признает необходимость снижения выбросов парниковых газов в целях глобально-устойчивого долгосрочного развития. В свете этой задачи стратегические приоритеты многих стран в области энергетики сфокусированы на возобновляемых источниках энергии. На современном этапе развития технологический переход к возобновляемой и чистой энергии требует поиска компромиссных решений в сфере экономической политики, в том числе уяснения роли налогового регулирования. В работе исследуется, как применение возобновляемых источников энергии (ВИЭ) влияет на выбросы парниковых газов в странах Организации экономического сотрудничества и развития (ОЭСР) с учетом внутренней добычи первичных ресурсов и инновационной активности. В ходе анализа панельных данных стран ОЭСР за 1991–2018 годы продемонстрированы их нестационарность, кросс-зависимость, а также наличие коинтеграции временных рядов. Такая демонстрация требует применения современной техники построения CS-ARDL-моделей для надежной оценки краткосрочного и долгосрочного влияния исследуемых факторов. Внимание уделяется также роли налоговой политики в результативности снижения выбросов парниковых газов. В частности, в странах с высокой налоговой нагрузкой в сфере окружающей среды обнаруживается более существенный вклад ВИЭ в сокращение выбросов, а также просматривается долгосрочное влияние повышения инновационной активности. В заключение обсуждаются полученные результаты и выводы, а также некоторые рекомендации для отечественной экономической политики. Работа может представлять интерес не только для установления исследовательского консенсуса в рассматриваемой области, но и в методологической области.

Ключевые слова: возобновляемая энергия, ВИЭ, налоговое регулирование, парниковые газы, ОЭСР, CS-ARDL.

JEL: Q48, Q54, Q58, H23, F64.

Автор благодарит профессора Сохага Кази (Австралия, Россия) за вдохновляющие работы и готовность к сотрудничеству и выражает признательность рецензентам журнала «Экономическая политика» за обстоятельную критику рукописи и полезные замечания, которые помогли улучшить работу.

Введение

В Парижском соглашении от 2015 года, подписанном 197 странами — участниками Рамочной конвенции ООН, сформулирована господствующая на сегодня точка зрения о необходимости перехода на траекторию низкоуглеродного развития [Макаров, Степанов, 2018]. Стороны заявили о необходимости согласованных действий всех стран для 39-процентного снижения глобальных выбросов парниковых газов к 2050 году по сравнению с уровнем 2000-го и стабилизации их концентрации¹. Разнообразные местные условия и особенности национальных экономик означают, что отдельные страны предпринимают различные шаги на пути достижения общих климатических целей. Парижский формат сотрудничества предполагает формулирование задач климатической политики соразмерно возможностям и с учетом приоритетов национальной социально-экономической политики [Falkner, 2016]. Такое коллективное действие, по крайней мере стран Организации экономического сотрудничества и развития (ОЭСР), снизило бы ВВП примерно на 0,5% в 2030 году и на 2,5% — в 2050-м, что соответствовало бы сокращению годового роста ВВП примерно на 0,1 п.п. в год в среднем². Разумеется, чем активнее разные страны и отрасли будут участвовать в действиях по смягчению изменений климата, тем ниже будут индивидуальные издержки и эффективнее — снижение глобальных выбросов парниковых газов.

Поскольку энергетический сектор является одним из крупнейших источников парниковых газов, использование возобновляемых источников энергии (ВИЭ) рассматривается как приоритетное направление в достижении целей устойчивого развития [Бекулова, 2019]. Возобновляемую энергию (renewable energy) получают из таких природных ресурсов, как солнечный свет, водные потоки, ветер, приливы и геотермальная теплота, а также из биотоплива — древесины, растительного масла, этанола. Разумеется, «возобновляемость» энергии еще не означает полного исключения выбросов парниковых газов, но поэтапный переход к использованию возобновляемых источников имеет свои положительные стороны. В сущности, это неизбежный шаг в направлении сокращения добычи ископаемых ресурсов, «разъединения»³ экономического роста и перехода к чистой энергии (clean energy).

¹ OECD Environmental Outlook to 2030. Summary in Russian, 2008. www.oecd.org/env/indicators-modelling-outlooks/40204814.pdf.

² Ibid.

³ Decoupling Natural Resource Use and Environmental Impacts from Economic Growth, 2011. www.wedocs.unep.org/handle/20.500.11822/9816.

Согласно данным Международного агентства по возобновляемым источникам энергии (IRENA), к началу 2020 года мировая мощность возобновляемых источников энергии составила 2657 ГВт, из них 49% пришлось на гидроэнергетику, 23% — на ветровую и 22% — солнечную энергию⁴. Средние темпы прироста мощностей ВИЭ за последние десять лет составили около 8%⁵. Порядка 45% мощностей ВИЭ приходится на Азию, 23% — на Европу, доля России составляет около 2% [Довбий и др., 2020]. Правительство России недавно уточнило целевые показатели объема производства и потребления электрической энергии с использованием возобновляемых источников энергии (кроме гидроэлектростанций установленной мощностью более 25 МВт). Их доля к 2024 году должна достичь 4,5%, а к 2035-му — не менее 6%⁶.

Развитие ВИЭ в странах ОЭСР во многом является результатом административных мер регулирования (льготных тарифов, зеленых сертификатов, тендеров на установку мощностей генерации ВИЭ и пр.), в том числе налогового регулирования [Степанов, 2019]. Однако на сегодня сравнительная себестоимость некоторых технологических решений в сфере ВИЭ перешагнула порог привлекательности для массового рыночного инвестора⁷. Ведущие аналитические агентства прогнозируют, что к 2050 году на реализацию проектов ВИЭ будет направлено до 77% всех инвестиций в электроэнергетику⁸. Наблюдается существенный разброс оценок ключевых прогнозных показателей, характеризующих долю возобновляемых источников энергии в объеме мирового первичного производства и потребления энергоресурсов [Прогноз развития энергетики..., 2019].

В целом можно предполагать вполне оптимистичный сценарий развития мировой возобновляемой энергетики в целях существенного снижения выбросов парниковых газов, но именно грядущее десятилетие является критически важным в этом процессе [Gole et al., 2020; Kotlikoff et al., 2021].

Современные исследования показывают тесную связь между ВИЭ и экономическим ростом. Например, в [Sohag et al., 2021] на материале стран ОЭСР показано, что использование возобновляемых источников энергии в производственном процессе стимулирует общую факторную производительность в долгосрочной перспективе через различные макроэкономические каналы. А че-

⁴ Renewable Energy and Jobs—Annual Review 2020. www.irena.org/publications/2020/Sep/Renewable-Energy-and-Jobs-Annual-Review-2020.

⁵ Рынок возобновляемой энергетики в России и в мире. 2020. www.techart.ru/insights/3623.

⁶ Распоряжение Правительства РФ от 01.06.2021 №1446-п. www.government.ru/docs/42377/.

⁷ Lazard's Levelized Cost of Energy Analysis, 2020. www.lazard.com/media/451419/lazards-levelized-cost-of-energy-version-140.pdf.

⁸ Возобновляемые источники энергии как новый шаг развития для нефтегазовых компаний. 2019. www.assets.kpmg/content/dam/kpmg/ru/pdf/2019/12/ru-ru-renewable-energy-sources-for-oil-and-gas.pdf.

ловеческий капитал и инновационный прогресс, по-видимому, являются движущими факторами. В [Ahmed et al., 2019] установлено, что использование невозобновляемых источников энергии контрпродуктивно в условиях технологической неэффективности по сокращению выбросов парниковых газов, тогда как использование возобновляемых источников энергии значительно способствует экономическому росту.

Однако глобальный сектор ВИЭ не является технологически и экономически однородным. Разные страны формулируют различные приоритеты в развитии конкретных технологических цепочек в различных экономических условиях. В результате вклад развития ВИЭ в сокращение выбросов парниковых газов для отдельных стран может значительно различаться в краткосрочном и долгосрочном периодах и, например, не обеспечивать сбалансированного устойчивого развития в долгосрочной перспективе, тем более в условиях, когда глобальная динамика выбросов оказывается плохо предсказуема [Кокорин, Поташников, 2018].

Важное значение имеют также структурные преобразования в секторе ВИЭ [Кокорин, 2016]. К примеру, существенный рост доли ветровой и солнечной энергии в структуре ВИЭ обозначился только в последние десятилетия, а вклад больших ГЭС был переоценен из экологических и экономических соображений (например, в России крупные ГЭС не относятся к ВИЭ на законодательном уровне).

С методологической точки зрения взаимосвязь между выбросами углекислого газа, экономическим ростом и негативными экологическими эффектами долгое время рассматривалась и рассматривается ([Михалищев, Раскина, 2015]) в терминах «экологической» кривой Кузнеца [Grossman, Krueger, 1991; Shafik, Bandyopadhyay, 1992]. Однако недавние исследования указывают на недооценку возможных структурных разрывов, кросс-зависимости и нестационарности в ранних моделях [Румянцева, Котыгина, 2020; Bo, 2011; Galeotti et al., 2006; Romero-Ávila, 2008]. Например, в работе [Jardón et al., 2017] учет кросс-зависимости в страновых данных приводит к отклонению гипотезы об обратной U-образной форме связи между выбросами углекислого газа и экономическим ростом. Именно в этой ситуации целесообразно применение CS-ARDL-подхода, который будет более подробно рассмотрен ниже.

Названные соображения актуализируют исследования в этой области и определяют исследовательский интерес к количественной оценке вклада ВИЭ в сокращение эмиссии парниковых газов в странах ОЭСР, а также к изучению характера этого влияния в долгосрочной перспективе. Определенную значимость та-

кая цель имеет и по отношению к российской энергетике [Берёзкин, Синюгин, 2019; Довбий и др., 2020].

Этапы настоящей работы включают формулирование гипотез исследования, сбор и предварительный анализ панельных данных, выбор и обоснование применяемого эконометрического подхода, обсуждение результатов и возможных рекомендаций.

1. Материалы и методы

Материалы и гипотезы

Цель исследования — оценить, обеспечит ли переход от невозобновляемых источников энергии к возобновляемым значительное снижение выбросов парниковых газов в контексте стран ОЭСР. В статье использованы панельные данные за период с 1991 года по 2018-й для двадцати одной страны ОЭСР⁹.

Упомянутые работы на материале разных стран [Степанов, 2019; Ahmed et al., 2019; Kotlikoff et al., 2021], а также общие соображения относительно чистых видов энергии позволяют предполагать значимый положительный вклад ВИЭ в сокращение выбросов парниковых газов, который возможно обнаружить в данных по странам ОЭСР (гипотеза *H1*).

Вполне очевидной также выглядит гипотеза о положительном вкладе налогового регулирования в сфере окружающей среды (см., например, [Степанов, 2019]): в странах с высокой стимулирующей налоговой нагрузкой в сфере окружающей среды должен просматриваться более существенный вклад ВИЭ в сокращение выбросов парниковых газов (гипотеза *H2*).

В качестве основной зависимой переменной используются совокупные выбросы парниковых газов в тысячах тонн эквивалента CO₂, представленные в базе данных статистики ОЭСР. Для целей исследования основной независимой переменной является доля возобновляемой энергии, используются также некоторые другие переменные, учитывающие размер страны, уровень ее экономического развития, налоговой политики и инновационной активности. Определения и источники рассматриваемых переменных представлены в Приложении.

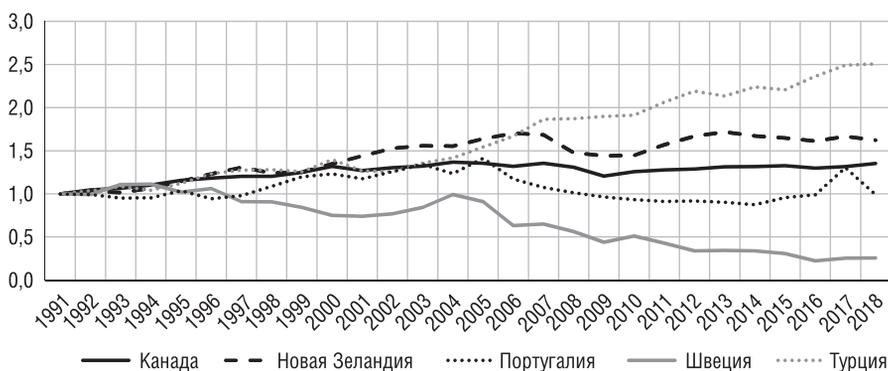
Важно отметить, что на нынешнем этапе развитие возобновляемой энергетики происходит преимущественно на основе техно-

⁹ С учетом задачи балансировки панельных данных из общей выборки стран ОЭСР были исключены страны, имеющие разрывы в данных за указанный период. Исключены также США и Китай как явные аутлаеры в смысле размера экономики и структуры ВИЭ. В выборку вошли Австрия, Бельгия, Великобритания, Венгрия, Германия, Греция, Дания, Исландия, Испания, Канада, Нидерланды, Новая Зеландия, Норвегия, Польша, Португалия, Турция, Финляндия, Франция, Швейцария, Швеция, Япония.

логических, а не организационных инноваций. Поэтому уровень внутренней добычи и инновационная активность рассматриваются и как факторы, влияющие на генерацию парниковых газов, и как существенные факторы развития ВИЭ.

Рис. 1а–1д показывают, что динамика выбросов парниковых газов неоднородна в разных странах.

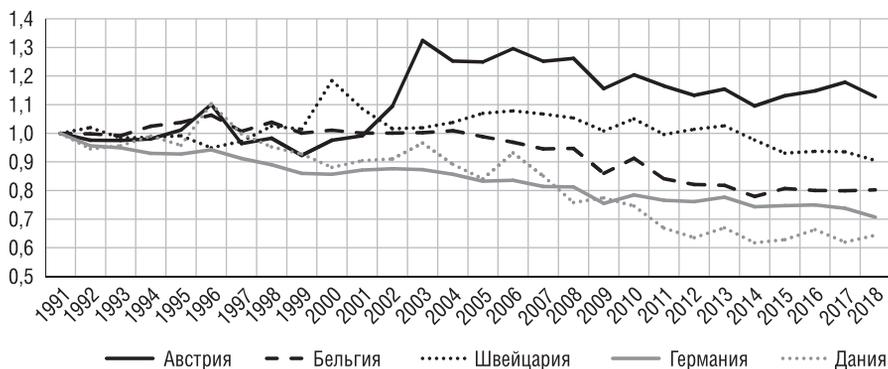
В ряде стран нашей выборки (например, в Канаде и Турции) наблюдается тенденция к росту совокупных выбросов парниковых газов, в других же — наоборот, стабилизация или даже снижение (в Великобритании, Германии). Можно заметить и закономерные спады в кризисные годы (например, в 2008–2009-м).



Примечание. В качестве базового взят 1991 год.

Источник: www.stats.oecd.org.

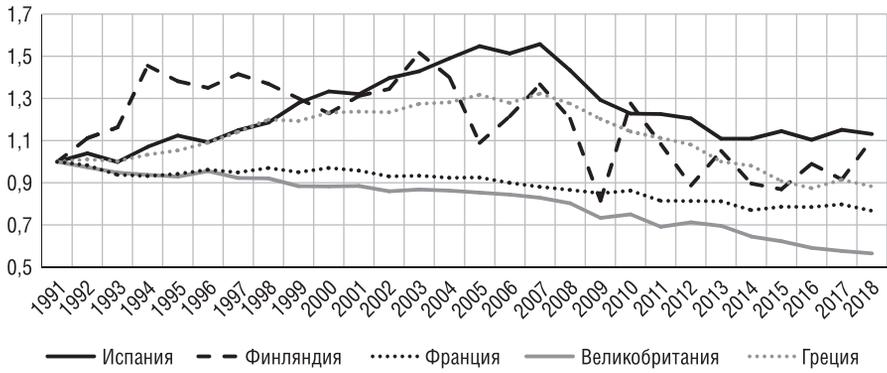
Рис. 1а. Динамика суммарных выбросов парниковых газов Канады, Новой Зеландии, Португалии, Швеции и Турции (базисный темп роста эквивалента CO_2), 1991–2018 годы



Примечание. В качестве базового взят 1991 год.

Источник: www.stats.oecd.org.

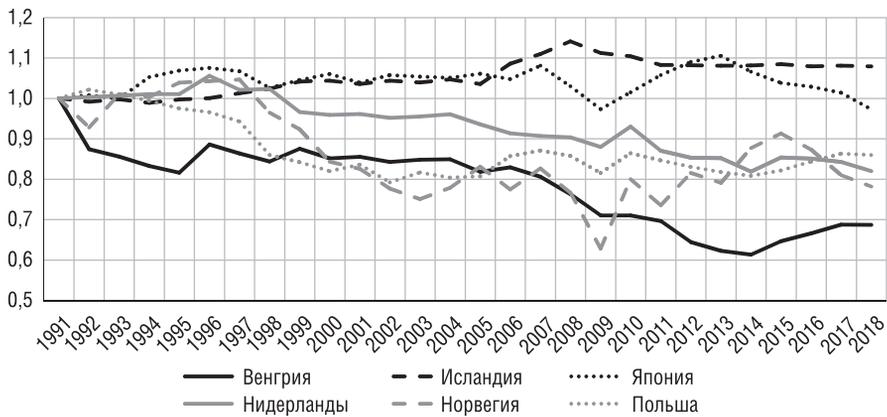
Рис. 1б. Динамика суммарных выбросов парниковых газов Австрии, Бельгии, Швейцарии, Германии и Дании (базисный темп роста эквивалента CO_2), 1991–2018 годы



Примечание. В качестве базового взят 1991 год.

Источник: www.stats.oecd.org.

Рис. 1с. Динамика суммарных выбросов парниковых газов Испании, Финляндии, Франции, Великобритании и Греции (базисный темп роста эквивалента CO₂), 1991–2018 годы



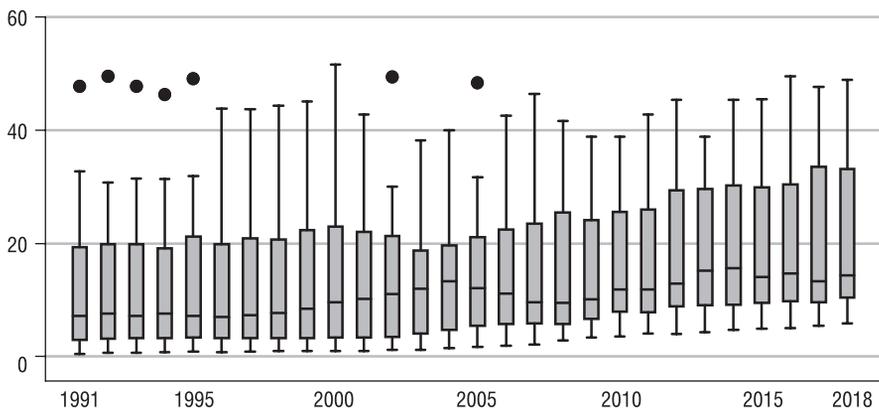
Примечание. В качестве базового взят 1991 год.

Источник: www.stats.oecd.org.

Рис. 1d. Динамика суммарных выбросов парниковых газов Венгрии, Исландии, Японии, Нидерландов, Норвегии и Польши (базисный темп роста эквивалента CO₂), 1991–2018 годы

На рис. 2 показана средняя доля возобновляемых источников энергии в общем объеме предложения первичной энергии по статистическим данным ОЭСР.

Заметно, что производство возобновляемой энергии в странах ОЭСР оставалось достаточно стабильным с 1991 года по 2000-й, затем можно наблюдать восходящий тренд и некоторые пики в 2004-м и 2014-м. Такую динамику отчасти объясняют структурные изменения. Для сравнения: на рост возобновляемых источников энергии в период 1990–2000 годов во многом повлияли



Среднее значение обозначено горизонтальной чертой, разделяющей столбик

Источник: www.stats.oecd.org.

Рис. 2. Средняя доля возобновляемых источников энергии в общем объеме предложения первичной энергии по странам ОЭСР (%), 1991–2018 годы

твердое биотопливо и гидроэнергетика. Несмотря на это, вклад современных возобновляемых источников энергии в общее энергоснабжение до недавнего времени был незначительным. Совокупная доля жидкого биотоплива, энергии ветра, солнца, биогаза, использования городских отходов и приливов в ОЭСР в общем объеме первичной энергии составила 3,1% в 1990 году, 7,6% — в 2000-м, 23,2% — в 2010-м и 37,2% — в 2019-м¹⁰.

Методы

Методология исследования опирается на базовый подход к выбору инструментов анализа в зависимости от характера панельных данных, представленный, например, в [Shrestha, Bhatta, 2018]. В выборке присутствуют страны ОЭСР, связанные друг с другом процессом глобализации с точки зрения торговых отношений, потоков финансового капитала, технологий, процесса передачи знаний и др. С учетом этого в работе реализуется алгоритм анализа, использованный, например, в [Sohag et al., 2021].

1. Принимая во внимание экономическую взаимозависимость выбранных стран, необходимо оценить потенциальные общие и перекрестные корреляционные эффекты в переменных. Для этого применяется тест Cross-Sectional Dependence (CD-тест), разработанный в [Pesaran, 2021]. Тест позволяет проверить гипотезу об отсутствии общей корреляции и кросс-независимости между странами в выборке.

2. Для проверки переменных на стационарность и оценки их интегрированности при наличии кросс-зависимости в соответ-

¹⁰ OECD Renewable Primary Energy Supply by Product, 1990–2019. www.iea.org/data-and-statistics/charts/oecd-renewable-primary-energy-supply-by-product-1990-2019.

ствии с [Shrestha, Bhatta, 2018] следует обратиться к тестам на панельный единичный корень второго поколения: CIPS [Pesaran et al., 2013] и CADF [Pesaran, 2007].

3. В целях проверки предположения о наличии долгосрочной равновесной динамики в переменных используется наиболее известный тест на наличие коинтеграции — тест Вестерлунда [Westerlund, 2007], а также его более мощный аналог [Westerlund, 2008].

4. Построение модели для оценки вклада интересующих нас переменных с учетом выявленных характеристик и взаимосвязей в данных требует применения CS-ARDL-подхода [Chudik et al., 2016], который в последнее время всё шире используется в межстрановых исследованиях (например, [Ahmed, 2020; Ahmed et al., 2019; Sohag et al., 2021; Talib et al., 2021]). Подход CS-ARDL имеет несколько существенных преимуществ по сравнению со стандартными эконометрическими подходами. Во-первых, он учитывает лаг в один год для зависимой переменной (в базовой спецификации) как слабо экзогенный регрессор в рамках коррекции ошибок (error-correction) [Chudik et al., 2013]. Кроме того, такой подход позволяет контролировать ненаблюдаемые факторы и наряду с краткосрочными эффектами оценивать в одной модели также долгосрочные эффекты, такие как технологический разворот, системный шок и т. п. Во-вторых, CS-ARDL-подход позволяет получить несмещенные оценки в условиях смешанного порядка интегрированности в регрессорах [Pesaran, 2001], а также устранить проблемы, связанные с эндогенностью, автокорреляцией и мультиколлинеарностью, путем включения достаточного числа лагов переменных [Chudik et al., 2016]. Базовая в рамках подхода CS-ARDL и используемая нами спецификация модели $ARDL(p_y, p_x)$ показана ниже:

$$y_{i,t} = \alpha_i + \sum_{k=1}^{p_y} \gamma_{k,i} y_{i,t-k} + \sum_{k=0}^{p_x} \beta_{k,i} x_{i,t-k} + \sum_{k=0}^{p_c} (\bar{y}_{i,t-k}, \bar{x}_{i,t-k}) + \varepsilon_{i,t}, \quad (1)$$

где y — зависимая переменная (в нашем случае GHG), x — набор независимых переменных (в нашем случае EX , TR , RS , PA , GDP , POP — аббревиатуры расшифрованы и пояснены в Приложении), α — константа, отражающая страновую специфику (intercept term), β — коэффициент регрессии, γ — коэффициент, отражающий автокорреляционную зависимость, p_y , p_x , p_c — лаги для зависимой и независимых переменных, а также для кросс-секционных средних соответственно, i — индекс страны, t — индекс периода (год), ε — композитная ошибка (composite error term).

Скорость корректировки зависимой переменной от изменения независимых переменных θ , отражающая возможность достижения долгосрочного равновесия, вычисляется следующим образом:

$$\theta_i = \frac{\sum_{k=0}^{p_x} \beta_{k,i}}{1 - \sum_{k=1}^{p_y} \gamma_{k,i}}. \quad (2)$$

2. Результаты и обсуждение

Корреляционный анализ и причинность

В табл. 1 представлены коэффициенты корреляции между рассматриваемыми переменными. Наблюдается ожидаемая отрицательная корреляция между долей возобновляемой энергии и выбросами парниковых газов, а также значимая, но слабая отрицательная корреляция с налоговыми поступлениями в рамках охраны окружающей среды.

Т а б л и ц а 1

Кoeffициенты корреляции

Переменная	GHG	RS	TR	EX	PA	GDP	POP
GHG	1,000						
RS	-0,717***	1,000					
TR	-0,240***	-0,035	1,000				
EX	0,821***	-0,669***	-0,215***	1,000			
PA	0,737***	-0,420***	-0,374***	0,739***	1,000		
GDP	0,879***	-0,739***	-0,254***	0,900***	0,763***	1,000	
POP	0,901***	-0,790***	-0,233***	0,917***	0,714***	0,966***	1,000

Примечания: 1. Указаны значения коэффициента корреляции по панельным данным. Результаты получены по логарифмированным переменным (за исключением RS и TR). 2. Уровень значимости коэффициентов: *** — $p < 0,01$.

Достаточно высокие значимые уровни корреляции могли бы указать, с одной стороны, на возможное взаимовлияние, а с другой — на сильную общую корреляцию и кросс-зависимость между отдельными странами в выборке. Однако простой корреляционный анализ в этом случае не позволяет сделать сколько-нибудь состоятельные выводы о том, наблюдаем ли мы действительную взаимозависимость экономик и системные эффекты или это лишь искажения, связанные с временными трендами, гетерогенностью объектов в выборке и т. п.

Т а б л и ц а 2

Результаты теста на причинность по Грэнджеру

Гипотеза	W-stat	Z-stat	Причинность
RS → GHG	5,5121	12,2460***	Да
GDP → GHG	3,8547	7,6553***	Да
PA → GHG	2,7336	4,5500***	Да
EX → GHG	2,4664	3,6792***	Да
TR → GHG	2,9022	4,8570***	Да
POP → GHG	4,8366	10,3749***	Да

Примечания: 1. Результаты получены по логарифмированным переменным (за исключением RS и TR). 2. Уровень значимости коэффициентов, при котором отвергается нулевая гипотеза теста об отсутствии причинности: *** — $p < 0,01$. 3. Вычисления произведены на основе `xtgcause/stata`.

Для предварительных соображений относительно взаимосвязей в подобной ситуации можно применить тест на причинность по Грэнджеру, например тест Димитреску — Харлина [Dumitrescu, Hurlin, 2012]. Нулевая гипотеза этого теста предполагает, что динамика каждого отдельного фактора (например, *RS*, *TR*, *GDP* и др.) не позволяет предсказать поведение зависимой переменной (табл. 2).

Преимущество теста заключается в том, что он дает устойчивые оценки в случае гетерогенных панельных данных. Статистики теста, представленные в табл. 2, указывают на возможную причинность для всех детерминант относительно эмиссии парниковых газов.

Основные результаты

В табл. 3 представлены результаты CD-теста на кросс-зависимость. По всем переменным нулевая гипотеза об отсутствии общей корреляции и кросс-эффектов отвергается на уровне значимости 1%. Это подтверждает предварительные предположения о скоррелированности уровней страновой динамики в выборке, обусловленной сильными экономическими связями между странами.

Т а б л и ц а 3

Результаты теста на кросс-зависимость

Переменная	CD-stat	Avg. Corr.
<i>GHG</i>	11,17***	0,524
<i>RS</i>	45,53***	0,710
<i>GDP</i>	71,71***	0,935
<i>PA</i>	3,62***	0,412
<i>EX</i>	3,95***	0,447
<i>TR</i>	14,65***	0,465
<i>POP</i>	47,19***	0,784

Примечания: 1. Результаты получены по логарифмированным переменным (за исключением *RS* и *TR*). 2. В столбце Avg. Corr. указан средний коэффициент корреляции. 3. Уровень значимости коэффициентов, при котором отвергается гипотеза о слабой кросс-секционной зависимости: *** — $p < 0,01$. 4. Вычисления произведены на основе xtcd/stata.

По большинству переменных наблюдается значительная средняя корреляция. В частности, переменная интереса *RS* в среднем коррелирует с другими переменными с коэффициентом 0,7. Этим и вызвана необходимость применить более надежный эконометрический подход по сравнению со стандартной OLS-регрессией с фиксированными эффектами.

Другая важная характеристика, определяющая выбор и обоснование метода оценки, — стационарность ряда. Для агрегированных экономических показателей по странам в целом характерны наличие тренда и некоторая нестационарность динамики (рис. 1).

Возможны случаи, когда такой временной ряд имеет единичный корень, или порядок интегрированности $I(1)$, иначе говоря, его первые разности образуют стационарный ряд $I(0)$. Недавние исследования по странам ОЭСР демонстрирует такую особенность данных (см., например, [Kirikkaleli et al., 2018; Sohag et al., 2021]).

В табл. 4 представлены результаты тестов CIPS и CADF. В основном переменные нестационарны по уровню, но становятся стационарными в первых разностях; таким образом, мы принимаем общий уровень интегрированности — $I(1)$. Результаты в целом устойчивы к включению тренда в тестовую модель. При этом есть признаки интегрированности $I(0)$ для переменных *GHG* и *POP*, что позволяет говорить о возможном смешанном уровне интегрированности. Смешанный уровень интегрированности — существенное обстоятельство для выбора в пользу CS-ARDL-подхода, ввиду того что ARDL-модель может непосредственно применяться как в случае нестационарности, так и при смешанном порядке интегрированности [Shrestha, Bhatta, 2018].

Т а б л и ц а 4

Результаты тестов на стационарность

Переменная	CIPS-stat		CADF-stat	
	level	1 st diff	level	1 st diff
<i>GHG</i>	-2,088**	-6,850***	1,093	-9,495***
<i>RS</i>	0,880	-8,270***	1,409	-8,051***
<i>GDP</i>	-1,567*	-3,599***	-0,768	-4,886***
<i>PA</i>	-0,136	-5,957***	-0,805	-7,305***
<i>EX</i>	-1,232	-5,752***	1,159	-8,370***
<i>TR</i>	2,763	-3,865***	0,262	-4,397***
<i>POP</i>	-1,521*	-1,508*	-4,897***	-1,755**

Примечания: 1. Результаты получены по логарифмированным переменным (за исключением *RS* и *TR*). CIPS-тест представлен в спецификации с учетом тренда, CADF — без тренда. Используется первый лаг на основе байесовского информационного критерия. 2. Уровни значимости коэффициентов, при которых отвергается гипотеза о нестационарности: * — $p < 0,1$, ** — $p < 0,05$, *** — $p < 0,01$. 3. Вычисления произведены на основе `multipurt, pescadf/stata`.

После подтверждения $I(1)$ -уровня интегрированности необходимо выполнить тесты на наличие коинтеграции. В табл. 5 отражены результаты тестов Вестерлунда.

Обнаружение коинтеграции означает наличие долгосрочной равновесной динамики в переменных, иначе говоря, позволяет оценивать долгосрочное влияние факторов и скорость достижения социально-экономической системой равновесного состояния в будущем. В целом полученные результаты можно интерпретировать в пользу предположения о том, что рассматриваемые переменные коинтегрированы (табл. 5).

Т а б л и ц а 5

Результаты тестов на наличие коинтеграции

Method	Stat.
<i>Westerlund Cointegration Tests [Westerlund, 2007]</i>	
Panel Statistics (Within-Dimension)	
t-stat	-1,367*
a-stat	3,376
Group Statistics (Between-Dimension)	
t-stat	-2,773***
a-stat	4,362
<i>Westerlund Cointegration Tests (Durbin-Hausman Principle) [Westerlund, 2008]</i>	
DH _p	2,008**
DH _g	6,104***
DH _p ^a	1,414*
DH _g ^a	2,524***

^a — статистики теста [Westerlund, 2008] для модели с тремя регрессорами (*RS*, *GDP*, *POP*).

Примечания: 1. Результаты получены по логарифмированным переменным (за исключением *RS* и *TR*). Используется определение оптимального лага на основе байесовского информационного критерия. Ширина окна Бартлетта установлена по формуле $4(t/100)^{2/9} \approx 3$. Робастные значения *p*-value теста Вестерлунда [Westerlund, 2007] рассчитаны для 500 итераций. 2. Уровни значимости коэффициентов, при которых отвергается гипотеза об отсутствии коинтеграции: * — $p < 0,1$, ** — $p < 0,05$, *** — $p < 0,01$. 3. Вычисления произведены на основе *xtwest/stata* и *gauss+ox*.

Следующий — и основной — этап исследования, установление краткосрочного и долгосрочного влияния доли возобновляемой энергии в общем объеме предложения первичной энергии (*RS*) на суммарный уровень выбросов парниковых газов (*GHG*) в странах ОЭСР, выполнен в рамках спецификации нескольких *CS-ARDL*-моделей. Анализ литературы, а также предварительные построения на основе байесовского информационного критерия указывают на экономичные варианты спецификации модели — *ARDL(1,0)* и *ARDL(1,1)*. Стоит рассмотреть также некоторые другие спецификации, в том числе с разным составом контрольных переменных (табл. 6).

Результаты демонстрируют ожидаемый отрицательный вклад изменения доли ВИЭ в прирост выбросов парниковых газов по всем рассмотренным спецификациям моделей. Просматривающийся в среднем положительный вклад прироста ВВП также предсказуем и, по всей видимости, объясняется пока еще недостаточной углеродной нейтральностью основных цепочек создания ценности в экономике исследуемых стран ОЭСР. Статистически значимая и отрицательная ошибка коррекции θ указывает на состоятельность предположения о наличии долгосрочного равновесия в рассматриваемой системе. Отрицательная статистика *CD*-теста и значение *p*-value, превышающее 0,05, свидетельствуют, что построенные модели успешно решают проблему кросс-зависимости в данных.

Т а б л и ц а 6

Оценка параметров для различных спецификаций CS-ARDL-модели

ΔGHG	ARDL(1,0)	ARDL(1,0)	ARDL(1,0)	ARDL(1,1)	ARDL(2,2)	ARDL(3,3)
<i>Short Run</i>						
ΔRS	-0,0246*** (0,0071)	-0,0226*** (0,0051)	-0,0197*** (0,0064)	-0,0466** (0,0191)	-0,0126*** (0,0042)	-0,0143*** (0,0046)
ΔGDP	0,1622 (0,3227)	0,5269* (0,3034)	1,7788* (1,0229)	2,0956*** (0,6601)	-	-
ΔPA	0,0027 (0,0957)	-0,0861 (0,1020)	-0,0127 (0,1661)	-0,0529 (0,1918)	-	-
ΔEX	0,1269 (0,0823)	0,0992 (0,0802)	0,0989 (0,1219)	0,0846 (0,1492)	-	-
ΔTR	-0,030 (0,0528)	-0,0275 (0,0413)	-	-	-	-
ΔPOP	8,8381 (6,3093)	-	-	-	-	-
<i>Long Run</i>						
θ	-1,2224*** (0,1318)	-1,2570*** (0,0617)	-1,2309*** (0,0623)	-1,4908*** (0,1535)	-1,3234*** (0,1044)	-1,5802*** (0,1318)
RS_{t-k}	-0,0123** (0,0062)	-0,0195*** (0,0049)	-0,0189*** (0,0063)	-0,0667*** (0,0255)	-0,0168** (0,0065)	-0,0261*** (0,0094)
GDP_{t-k}	0,0779 (0,2486)	0,3749* (0,2226)	1,3435** (0,6151)	3,8658** (1,9345)	-	-
PA_{t-k}	-0,0342 (0,0802)	-0,0612 (0,0766)	-0,0574 (0,1193)	-0,1925 (0,2681)	-	-
EX_{t-k}	0,0755 (0,0738)	-0,0806 (0,0616)	0,0699 (0,0890)	-0,5157 (0,3536)	-	-
TR_{t-k}	-0,0243 (0,0406)	-0,0138 (0,0339)	-	-	-	-
POP_{t-k}	5,9298 (6,0916)	-	-	-	-	-
R_{MG}^2	0,61	0,51	0,59	0,73	0,53	0,51
CD-stat	-1,08	1,10	-0,29	-0,58	-1,26	-0,66
p-value	0,2793	0,2729	0,7690	0,5615	0,2083	0,5105

Примечания: 1. Результаты получены по логарифмированным переменным (за исключением RS и TR). 2. Уровни значимости коэффициентов: * — $p < 0,1$, ** — $p < 0,05$, *** — $p < 0,01$. 3. Вычисления произведены на основе xtdcse2/stata.

Как видно из результатов моделирования, уровень налоговых поступлений в сфере окружающей среды не оказывает статистически значимого непосредственного влияния на эмиссию парниковых газов в странах ОЭСР на фоне более значимых регрессоров, поэтому стоит рассмотреть возможность его опосредованного влияния. Для этого методом медианного деления выборка стран была разбита на две подгруппы по уровню налоговых поступлений: с высоким уровнем налоговых поступлений (1) и с низким (2). В нашем случае медианный уровень поступлений от налогов по всей выборке составляет 2,4%. Результаты моделирования для данных групп представлены в табл. 7.

Заметно, что в группе стран со значительными поступлениями от налогов в сфере окружающей среды влияние ВИЭ на

Т а б л и ц а 7

**Оценка параметров CS-ARDL-модели
для групп с разным уровнем налоговых поступлений**

ΔGHG	ARDL(1,1)	
	(1)	(2)
<i>Short Run</i>		
ΔRS	-0,0238** (0,0099)	-0,0007 (0,0085)
ΔGDP	0,4625 (0,5721)	0,3685 (0,6710)
ΔPA	-0,0399 (0,0725)	-0,0397 (0,1046)
ΔEX	0,0818 (0,1366)	0,2089 (0,1653)
<i>Long Run</i>		
θ	-1,4206 (0,3085)***	-1,5422 (0,1878)***
$RS_{t,k}$	-0,0295 (0,0103)***	-0,0109 (0,0079)
$GDP_{t,k}$	0,1366 (0,3516)	0,0095 (0,7338)
$PA_{t,k}$	-0,2593 (0,1568)*	0,0166 (0,0818)
$EX_{t,k}$	0,0566 (0,0426)	0,1119 (0,1550)
R^2_{MG}	0,90	0,64
CD-stat	-1,60	0,61
p-value	0,1098	0,5417

Примечания: 1. Результаты получены по логарифмированным переменным (за исключением RS и TR). 2. Уровень значимости коэффициентов: * — $p < 0,1$, ** — $p < 0,05$, *** — $p < 0,01$. 3. Вычисления произведены на основе `xtdcce2/stata`.

сокращение выбросов парниковых газов более существенное в краткосрочной и долгосрочной перспективе, чем в группе с низким уровнем поступления налогов. Этот факт приводит к выводу о том, что некоторый пороговый уровень развития ВИЭ создает условия для эффективного ужесточения налоговой политики в отношении загрязнителей. В случае же недостаточного пространства для организационного и технологического маневров в секторе электроэнергетики политика налогового давления может привести к ситуации, при которой снижения выбросов добиться не удастся. В группе с высокими налоговыми поступлениями просматривается также отрицательный вклад инновационной активности. Здесь сложно проследить направление причинно-следственной связи, но можно предположить, что стимулирование инновационной активности, в том числе в энергетике, вполне может усиливать влияние ВИЭ на сокращение выбросов парниковых газов.

Надежность результатов

Известные ограничения для полученных выводов касаются прежде всего агрегированного уровня анализа, опирающегося на статистику ОЭСР, недостаточно полную для целого ряда стран. Определенные искажения могут быть выявлены также в связи со структурными изменениями в секторе ВИЭ за столь долгое время анализа.

Уверенность в результатах опирается преимущественно на потенциальную надежность оценок, которые получены в рамках CS-ARDL-подхода, специально разработанного для учета долгосрочных и структурных эффектов. В целях диагностики устойчивости результатов построены несколько спецификаций базовой модели с различной лаговой структурой и различным составом контрольных переменных.

Кроме того, полученные результаты в целом не противоречат известным качественным исследованиям о механизме влияния ВИЭ на динамику выбросов парниковых газов и общей интуиции в рамках проверяемых гипотез.

В части результатов, касающихся налогового регулирования, необходимо отметить целесообразность дальнейшего более глубокого исследования, поскольку налоговая политика по-разному влияет на отдельные отрасли в рамках ВИЭ (например, на деятельность крупных ГЭС)¹¹, что усложняет и интерпретацию результатов, и разработку конкретных рекомендаций.

Заключение

Мир всё быстрее движется в сторону низкоуглеродной энергетики. Это объясняется не только намерениями стран и отдельных компаний снижать выбросы парниковых газов и становиться углеродно-нейтральными, но и главным экономическим фактором: возобновляемые источники энергии становятся дешевыми и технологичными¹². Глобальная поэтапная корректировка экономической политики всё в большей степени способствует изменению условий межтопливной конкуренции в направлении укрепления положения низкоуглеродных и углеродно-нейтральных источников энергии¹³.

В основе экономического регулирования энергетического сектора лежит целый набор налогов, субсидий и льгот для разных типов используемой энергии как на уровне потребления, так и на

¹¹ www.unece.org/fileadmin/DAM/energy/se/pdfs/gere/GERE_November_2018/ECE_ENERGY_GE.7_2018-3.r.pdf.

¹² www.climate-science.ru/articles/5fa660a20ae65d0019d8fc1f.

¹³ www.pwc.ru/ru/oil-and-gas/publications/assets/new-energy-futures-final_rus.pdf.

уровне производства¹⁴. Имеющиеся научные свидетельства до последнего времени указывали на наличие слабой взаимосвязи (или даже ее отсутствие) между собственно налоговой политикой и расширением отрасли ВИЭ, поскольку развитие последней во многом является результатом иных мер административного регулирования [Kilinc-Ata, 2016; Liu et al., 2019; Tvinnereim, Mehling, 2018].

В ходе настоящего исследования принята гипотеза о значимом вкладе ВИЭ в сокращение выбросов парниковых газов, несмотря на то что возобновляемая энергетика сегодня не вполне соответствует идее чистой энергии. Кроме того, обнаружена опосредованная роль налогового регулирования в странах ОЭСР. В частности, в странах с высокой налоговой нагрузкой в сфере окружающей среды обнаруживается более существенный вклад ВИЭ в сокращение выбросов, а также просматривается долгосрочное влияние усиления инновационной активности. Эти результаты подчеркивают роль налогового регулирования в сфере окружающей среды и согласуются с выводами [Степанов, 2019] о позитивном вкладе энергетических налогов в сдерживание роста выбросов.

С точки зрения дальнейшего исследования целесообразно рассмотрение некоторых конкретных мер налогового регулирования и их восприятия энергетической отраслью, а также изучение агрегированных эффектов имплементации циркулярной, то есть ориентированной на замкнутый цикл ресурсов и отходов, экономической политики в странах ОЭСР.

В отношении России, где роль энергетического сектора сложно переоценить, а налогообложение выполняет принципиальные для стратегического планирования функции, автор настоящего исследования солидаризуется с позицией, предполагающей формирование взвешенной и долгосрочной климатической политики на основе внедрения новых инструментов углеродного регулирования, способных, с одной стороны, оказать позитивное воздействие на условия межтопливной конкуренции [Степанов, 2019], а с другой — стимулировать инновационную активность в целях обеспечения долгосрочного восходящего тренда в развитии ВИЭ.

Хочется надеяться, что работа окажется полезной не только для установления исследовательского консенсуса в рассматриваемой области, но и для актуализации задач энергетической политики России, а также будет способствовать расширению использования CS-ARDL-подхода в отечественных страновых исследованиях.

¹⁴ Taxing Energy Use 2018: Companion to the Taxing Energy Use Database. https://www.oecd-ilibrary.org/taxation/taxing-energy-use-2018_9789264289635-en.

Приложение

Данные и их источники

Переменная	Наименование	Примечание	Источник
GHG	Суммарные выбросы парниковых газов (тыс. тонн эквивалента CO ₂)	Суммарная эмиссия	https://stats.oecd.org/
RS	Доля возобновляемой энергии (% в общем объеме предложения первичной энергии)	Возобновляемые источники энергии включают первичный энергетический эквивалент гидроэнергетических (без гидроаккумулирующих), геотермальных, солнечных, ветровых, приливных и волновых источников	https://data.oecd.org/
TR	Налоговые поступления в сфере окружающей среды (% ВВП)	Общие налоговые поступления по всем налоговым базам, относящимся к охране окружающей среды, используются как прокси-переменные налоговой политики	https://stats.oecd.org/
EX	Внутренняя добыча (млн т)	Общая внутренняя добыча включает потоки сырья, извлекаемого или собираемого из окружающей среды и физически поступающего в экономическую систему для дальнейшей обработки или прямого потребления	https://stats.oecd.org/
PA	Патентные заявки	Количество патентных заявок нерезидентов и резидентов за год используется как приблизительный измеритель инновационной активности	https://databank.worldbank.org/
GDP	Валовой внутренний продукт (млн долл.)	Валовой внутренний продукт (расходный подход) в постоянных ценах, ППС за базовый год (1990-й)	https://stats.oecd.org/
POP	Население (чел.)	Среднегодовая численность населения	https://stats.oecd.org/

Литература

1. *Бекулова С. Р.* Возобновляемые источники энергии в условиях новой промышленной революции: мировой и отечественный опыт // Мир новой экономики. 2019. Т. 13. № 4. С. 14–21.
2. *Берёзкин М. Ю., Синюгин О. А.* Перспективы низкоуглеродного развития энергетики России // Окружающая среда и энерговедение. 2019. № 2. С. 4–13.
3. *Довбий И. П., Кондратов М. В., Кобылякова В. В., Дегтеренко А. Н.* Возобновляемая энергетика России: потребности и возможности регионов // Управление в современных системах. 2020. Т. 4. № 28. С. 18–32.
4. *Кокорин А.* Новые факторы и этапы глобальной и российской климатической политики // Экономическая политика. 2016. Т. 11. № 1. С. 157–176.
5. *Кокорин А., Потапшиков В.* Глобальный низкоуглеродный тренд развития как движущая сила реализации Парижского соглашения // Экономическая политика. 2018. Т. 13. № 3. С. 234–255.
6. *Макаров И. А., Степанов И. А.* Парижское соглашение по климату: влияние на мировую энергетику и вызовы для России // Актуальные проблемы Европы. 2018. № 1. С. 77–100.
7. *Михалищев С., Раскина Ю.* Экологическая кривая Кузнецца: случай России // Финансы и бизнес. 2016. № 1. С. 17–39.

8. Прогноз развития энергетики мира и России 2019 / Под ред. А. А. Макарова, Т. А. Митровой, В. А. Кулагина. М.: ИНЭИ РАН, 2019.
9. Румянцева С. Ю., Котыгина Е. Экологическая кривая Кузнецца в странах ЕАЭС // Проблемы современной экономики. 2020. № 2(74). С. 25–31.
10. Степанов И. А. Налоги в энергетике и их роль в сокращении выбросов парниковых газов // Экономический журнал ВШЭ. 2019. Т. 23. № 2. С. 290–313.
11. Ahmed S., Alam K., Sohag K., Gow J., Rashid A., Akter M. Renewable and Non-Renewable Energy Use and Its Relationship with Economic Growth in Myanmar // Environmental Science and Pollution Research. 2019. Vol. 26. No 22. P. 22812–22825.
12. Ahmed W. M. A. Stock Market Reactions to Domestic Sentiment: Panel CS-ARDL Evidence // Research in International Business and Finance. 2020. Vol. 54(C). P. 1–25.
13. Bo S. A Literature Survey on Environmental Kuznets Curve // Energy Procedia. 2011. Vol. 5. P. 1322–1325.
14. Chudik A., Mohaddes K., Pesaran M. H., Raissi M. Debt, Inflation and Growth: Robust Estimation of Long-Run Effects in Dynamic Panel Data Models. Cambridge Working Papers in Economics. No 1350. 2013.
15. Chudik A., Mohaddes K., Pesaran M. H., Raissi M. Long-Run Effects in Large Heterogeneous Panel Data Models with Cross-Sectionally Correlated Errors // Advances in Econometrics. 2016. Vol. 36. P. 85–135.
16. Dumitrescu E. I., Hurlin C. Testing for Granger Non-Causality in Heterogeneous Panels // Economic Modelling. 2012. Vol. 29. No 4. P. 1450–1460.
17. Falkner R. The Paris Agreement and the New Logic of International Climate Politics // International Affairs. 2016. Vol. 92. No 5. P. 1107–1125.
18. Galeotti M., Lanza A., Pauli F. Reassessing the Environmental Kuznets Curve for CO₂ Emissions: A Robustness Exercise // Ecological Economics. 2006. Vol. 57. No 1. P. 152–163.
19. Gole I., Dumitrache V.-M., Bălu F. O. Assessment of a Decade of Greenhouse Gas Emissions // Proceedings of the International Conference on Economics and Social Sciences. Bucharest, 2020. P. 332–340.
20. Grossman G. M., Krueger A. B. Environmental Impacts of a North American Free Trade Agreement. NBER Working Paper Series. No 3914. 1991.
21. Jardón A., Kuik O., Tol R. S. J. Economic Growth and Carbon Dioxide Emissions: An Analysis of Latin America and the Caribbean // Atmósfera. 2017. Vol. 30. No 2. P. 87–100.
22. Kilinc-Ata N. The Evaluation of Renewable Energy Policies Across EU Countries and US States: An Econometric Approach // Energy for Sustainable Development. 2016. Vol. 31. P. 83–90.
23. Kirikkaleli D., Sokri A., Candemir M., Ertugrul H. M. Panel Cointegration: Long-Run Relationship Between Internet, Electricity Consumption and Economic Growth. Evidence from OECD Countries // Investigación Económica. 2018. Vol. 77. No 303. P. 161–176.
24. Kotlikoff L., Polbin A., Zubarev A. Will the Paris Accord Accelerate Climate Change? // Экономическая политика. 2021. Т. 16. № 1. С. 8–37.
25. Liu W., Zhang X., Feng S. Does Renewable Energy Policy Work? Evidence from a Panel Data Analysis // Renewable Energy. 2019. Vol. 135(C). P. 635–642.
26. Pesaran M. H. A Simple Panel Unit Root Test in the Presence of Cross-Section Dependence // Journal of Applied Econometrics. 2007. Vol. 22. No 2. P. 265–312.
27. Pesaran M. H. General Diagnostic Tests for Cross-Sectional Dependence in Panels // Empirical Economics. 2021. Vol. 60. P. 13–50.
28. Pesaran M. H., Shin Y., Smith R. J. Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships // Journal of Applied Econometrics. 2001. Vol. 16. No 3. P. 289–326.
29. Pesaran M. H., Smith V., Yamagata T. Panel Unit Root Tests in the Presence of a Multifactor Error Structure // Journal of Econometrics. 2013. Vol. 175. No 2. P. 94–115.
30. Romero-Ávila D. Questioning the Empirical Basis of the Environmental Kuznets Curve for CO₂: New Evidence from a Panel Stationarity Test Robust to Multiple Breaks and Cross-Dependence // Ecological Economics. 2008. Vol. 64. No 3. P. 559–574.
31. Shafik N., Bandyopadhyay S. Economic Growth and Environmental Quality: Time Series and Cross-Country Evidence. World Bank Policy Research Working Paper Series. No 904. 1992.
32. Shrestha M. B., Bhatta G. R. Selecting Appropriate Methodological Framework for Time Series Data Analysis // Journal of Finance and Data Science. 2018. Vol. 4. No 2. P. 71–89.

33. *Sohag K., Chukavina K., Samargandi N.* Renewable Energy and Total Factor Productivity in OECD Member Countries // *Journal of Cleaner Production*. 2021. Vol. 296.
34. *Talib M. N. A., Ahmed M., Naseer M. M., Slusarczyk B., Popp J.* The Long-Run Impacts of Temperature and Rainfall on Agricultural Growth in Sub-Saharan Africa // *Sustainability*. 2021. Vol. 13. No 2.
35. *Tvinnereim E., Mehling M.* Carbon Pricing and Deep Decarbonisation // *Energy Policy*. 2018. Vol. 121(C). P. 185–189.
36. *Westerlund J.* Panel Cointegration Tests of the Fisher Effect // *Journal of Applied Econometrics*. 2008. Vol. 23. No 2. P. 193–233.
37. *Westerlund J.* Testing for Error Correction in Panel Data // *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*. 2007. Vol. 69. No 6. P. 709–748.

Ekonomicheskaya Politika, 2021, vol. 16, no. 5, pp. 40-61

Danila V. VALKO, Cand. Sci. (Econ.), Associate Professor. South Ural University of Technology (9a, Komarovskogo ul., Chelyabinsk, 454052, Russian Federation).

E-mail: valkodv@inueco.ru

Impact of Renewable Energy and Tax Regulation on Reducing Greenhouse Gas Emissions in OECD Countries: CS-ARDL Approach

Abstract

The global agenda recognizes the necessity to reduce greenhouse gas emissions for sustainable long-term development. In this regard, the strategic priorities of many countries in the field of energy are focused on renewable energy sources. At the current stage of development, the technological transition to renewable and clean energy requires the search for compromise solutions in the field of economic policy, including an understanding of the role of tax regulation. This paper examines how the use of renewable energy sources impacts the reduction of greenhouse gas emissions in the countries of the Organization for Economic Co-operation and Development (OECD), considering the domestic extraction of primary resources and innovative activity. Attention is also paid to the role of tax policy in the effectiveness of reducing greenhouse gas emissions. The panel data of OECD countries (1991–2018) was analyzed, and the non-stationarity and the cross-correlation across countries were demonstrated, as well as the presence of time series cointegration. The above requires the use of modern techniques in order to build CS-ARDL models (cross-section augmented autoregressive distributed lag modeling) to reliably estimate the short-term and long-term impact of the factors. These results support the hypothesis of the good contribution of renewable energy to the reduction of greenhouse gas emissions, as well as demonstrate its long-term positive impact. At the same time, a significant contribution is found in countries with stricter tax policies in the field of environmental protection. The obtained results are discussed in the conclusion section, and so are some recommendations for Russian economic policy. The present work may be useful within the scope of establishing research consensus in the area under consideration, and also prove to be of some methodological interest.

Keywords: *renewable energy, tax regulation, greenhouse gases, OECD, CS-ARDL.*

JEL: Q48, Q54, Q58, H23, F64.

Acknowledgements

The author would like to thank Professor Kazi Sohag (Australia, Russia) for his inspiring works and willingness to cooperate, and the reviewers of the *Economic Policy Journal* for detailed criticism of the manuscript and helpful comments that helped to improve the work.

References

1. Bekulova S. R. Vozobnovyaemye istochniki energii v usloviyakh novoy promyshlennoy revolyutsii: mirovoy i otechestvennyy opyt [Renewable Energy Sources in the New Industrial Revolution: World and Domestic Experience]. *Mir novoy ekonomiki [The World of the New Economy]*, 2019, vol. 13, no. 4, pp. 14-21. DOI:10.26794/2220-6469-2019-13-4-14-21. (In Russ.)
2. Berezkin M. Yu., Sinyugin O. A. Perspektivy nizkouglerodnogo razvitiya energetiki Rossii [Prospects of Low-Carbon Development Energy of Russia]. *Okruzhayushchaya sreda i energovedenie [Journal of Environmental Earth and Energy Study]*, 2019, no. 2, pp. 4-13. (In Russ.)
3. Dovbiiy I. P., Kondratov M. V., Koblyakova V. V., Degterenko A. N. Vozobnovyaemaya energetika Rossii: potrebnosti i vozmozhnosti regionov [Renewable Energy in Russia: Regional Needs and Opportunities]. *Upravlenie v sovremennykh sistemakh [Management in Modern Systems]*, 2020, vol. 4, no. 28, pp. 18-32. DOI:10.24411/2311-1313-2020-10009. (In Russ.)
4. Kokorin A. Novye faktory i etapy global'noy i rossiyskoy klimaticheskoy politiki [New Factors and Stages of the Global and Russian Climate Policy]. *Ekonomicheskaya politika [Economic Policy]*, 2016, vol. 11, no. 1, pp. 157-176. DOI:10.18288/1994-5124-2016-1-10. (In Russ.)
5. Kokorin A., Potashnikov V. Global'nyy nizkouglerodnyy trend razvitiya kak dvizhushchaya sila realizatsii Parizhskogo soglasheniya [Global Low Carbon Trend of Development as a Driving Force for Paris Agreement Implementation]. *Ekonomicheskaya politika [Economic Policy]*, 2018, vol. 13, no. 3, pp. 234-255. DOI:10.18288/1994-5124-2018-3-10. (In Russ.)
6. Makarov I. A., Stepanov I. A. Parizhskoe soglashenie po klimatu: Vliyaniye na mirovuyu energetiku i vyzovy dlya Rossii [Paris Climate Agreement on Climate Change: Its Impact on World Energy Sector and New Challenges for Russia]. *Aktual'nye problemy Evropy [Current Problems of Europe]*, 2018, no. 1, pp. 77-100. (In Russ.)
7. Mikhailshev S., Raskina Yu. *Ekologicheskaya krivaya Kuzneta: sluchay Rossii* [Environmental Kuznets Curve: A Case of Russia]. *Finansy i biznes [Finance and Business]*, 2016, no. 1, pp. 17-39. (In Russ.)
8. A. Makarov, T. Mitrova, V. Kulagin (eds.). *Prognoz razvitiya energetiki mira i Rossii 2019 [Global and Russian Energy Outlook 2019]*. Moscow, 2019. (In Russ.)
9. Rumiantseva S. Yu., Kotygina E. Ekologicheskaya krivaya Kuzneta v stranakh EAES [Environmental Kuznets Curve in EEU Countries]. *Problemy sovremennoy ekonomiki [Problems of Modern Economics]*, 2020, no. 2, pp. 25-31. (In Russ.)
10. Stepanov I. A. Nalogi v energetike i ikh rol' v sokrashchenii vybrosov parnikovyykh gazov [Energy Taxes and Their Contribution to Greenhouse Gas Emissions Reduction]. *Ekonomicheskii zhurnal VShE [HSE Economic Journal]*, 2019, vol. 23, no. 2, pp. 290-313. DOI:10.17323/1813-8691-2019-23-2-290-313. (In Russ.)
11. Ahmed S., Alam K., Sohag K., Gow J., Rashid A., Akter M. Renewable and Non-Renewable Energy Use and Its Relationship with Economic Growth in Myanmar. *Environmental Science and Pollution Research*, 2019, vol. 26, no. 22, pp. 22812-22825. DOI:10.1007/s11356-019-05491-6.
12. Ahmed W. M. A. Stock Market Reactions to Domestic Sentiment: Panel CS-ARDL Evidence. *Research in International Business and Finance*, 2020, vol. 54(C), pp. 1-25. DOI:10.1016/j.ribaf.2020.101240.
13. Bo S. A Literature Survey on Environmental Kuznets Curve. *Energy Procedia*, 2011, vol. 5, pp. 1322-1325. DOI:10.1016/j.egypro.2011.03.229.
14. Chudik A., Mohaddes K., Pesaran M. H., Raissi M. Debt, Inflation and Growth: Robust Estimation of Long-Run Effects in Dynamic Panel Data Models. *Cambridge Working Papers in Economics*, no. 1350, 2013. DOI:10.17863/CAM.5716.
15. Chudik A., Mohaddes K., Pesaran M. H., Raissi M. Long-Run Effects in Large Heterogeneous Panel Data Models with Cross-Sectionally Correlated Errors. *Advances in Econometrics*, 2016, vol. 36, pp. 85-135. DOI:10.1108/S0731-90532016000036013.
16. Dumitrescu E. I., Hurlin C. Testing for Granger Non-Causality in Heterogeneous Panels. *Economic Modelling*, 2012, vol. 29, no. 4, pp. 1450-1460. DOI:10.1016/j.econmod.2012.02.014.
17. Falkner R. The Paris Agreement and the New Logic of International Climate Politics. *International Affairs*, 2016, vol. 92, no. 5, pp. 1107-1125. DOI:10.1111/1468-2346.12708.

18. Galeotti M., Lanza A., Pauli F. Reassessing the Environmental Kuznets Curve for CO₂ Emissions: A Robustness Exercise. *Ecological Economics*, 2006, vol. 57, no. 1, pp. 152-163. DOI:10.1016/j.ecolecon.2005.03.031.
19. Gole I., Dumitrache V.-M., Bălu F. O. Assessment of a Decade of Greenhouse Gas Emissions. In: *Proceedings of the International Conference on Economics and Social Sciences*. Bucharest, 2020, pp. 332-340. DOI:10.2478/9788395815072-036.
20. Grossman G. M., Krueger A. B. Environmental Impacts of a North American Free Trade Agreement. *NBER Working Paper Series*, no. 3914, 1991. DOI:10.3386/w3914.
21. Jardón A., Kuik O., Tol R. S. J. Economic Growth and Carbon Dioxide Emissions: An Analysis of Latin America and the Caribbean. *Atmósfera*, 2017, vol. 30, no. 2, pp. 87-100. DOI:10.20937/ATM.2017.30.02.02.
22. Kilinc-Ata N. The Evaluation of Renewable Energy Policies Across EU Countries and US States: An Econometric Approach. *Energy for Sustainable Development*, 2016, vol. 31, pp. 83-90. DOI:10.1016/j.esd.2015.12.006.
23. Kirikkaleli D., Sokri A., Candemir M., Ertugrul H. M. Panel Cointegration: Long-Run Relationship Between Internet, Electricity Consumption and Economic Growth. Evidence from OECD Countries. *Investigación Económica*, 2018, vol. 77, no. 303, pp. 161-176.
24. Kotlikoff L., Polbin A., Zubarev A. Will the Paris Accord Accelerate Climate Change? *Ekonomicheskaya politika [Economic Policy]*, 2021, vol. 16, no. 1, pp. 8-37. DOI:10.18288/1994-5124-2021-1-8-37.
25. Liu W., Zhang X., Feng S. Does Renewable Energy Policy Work? Evidence from a Panel Data Analysis. *Renewable Energy*, 2019, vol. 135(C), pp. 635-642. DOI:10.1016/j.renene.2018.12.037.
26. Pesaran M. H. A Simple Panel Unit Root Test in the Presence of Cross-Section Dependence. *Journal of Applied Econometrics*, 2007, vol. 22, no. 2, pp. 265-312. DOI:10.1002/jae.951.
27. Pesaran M. H. General Diagnostic Tests for Cross-Sectional Dependence in Panels. *Empirical Economics*, 2021, vol. 60, pp. 13-50. DOI:10.1007/s00181-020-01875-7.
28. Pesaran M. H., Shin Y., Smith R. J. Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 2001, vol. 16, no. 3, pp. 289-326. DOI:10.1002/jae.616.
29. Pesaran M. H., Smith V., Yamagata T. Panel Unit Root Tests in the Presence of a Multifactor Error Structure. *Journal of Econometrics*, 2013, vol. 175, no. 2, pp. 94-115. DOI:10.1016/j.jeconom.2013.02.001.
30. Romero-Ávila D. Questioning the Empirical Basis of the Environmental Kuznets Curve for CO₂: New Evidence from a Panel Stationarity Test Robust to Multiple Breaks and Cross-Dependence. *Ecological Economics*, 2008, vol. 64, no. 3, pp. 559-574. DOI:10.1016/j.ecolecon.2007.03.011.
31. Shafik N., Bandyopadhyay S. Economic Growth and Environmental Quality: Time Series and Cross-Country Evidence. *World Bank Policy Research Working Paper Series*, no. 904, 1992.
32. Shrestha M. B., Bhatta G. R. Selecting Appropriate Methodological Framework for Time Series Data Analysis. *Journal of Finance and Data Science*, 2018, vol. 4, no. 2, pp. 71-89. DOI:10.1016/j.jfds.2017.11.001.
33. Sohag K., Chukavina K., Samargandi N. Renewable Energy and Total Factor Productivity in OECD Member Countries. *Journal of Cleaner Production*, 2021, vol. 296. DOI:10.1016/j.jclepro.2021.126499.
34. Talib M. N. A., Ahmed M., Naseer M. M., Slusarczyk B., Popp J. The Long-Run Impacts of Temperature and Rainfall on Agricultural Growth in Sub-Saharan Africa. *Sustainability*, 2021, vol. 13, no. 2. DOI:10.3390/su13020595.
35. Tvinnereim E., Mehling M. Carbon Pricing and Deep Decarbonisation. *Energy Policy*, 2018, vol. 121(C), pp. 185-189. DOI:10.1016/j.enpol.2018.06.020.
36. Westerlund J. Panel Cointegration Tests of the Fisher Effect. *Journal of Applied Econometrics*, 2008, vol. 23, no. 2, pp. 193-233. DOI:10.1002/jae.967.
37. Westerlund J. Testing for Error Correction in Panel Data. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 2007, vol. 69, no. 6, pp. 709-748. DOI:10.1111/j.1468-0084.2007.00477.x.