
УДК 004.9:338.1:620.9:621.311

КАК ВЛИЯЕТ ВОЗОБНОВЛЯЕМАЯ ЭНЕРГЕТИКА НА ЭКОНОМИЧЕСКИЙ РОСТ? РЕЗУЛЬТАТЫ МОДЕЛИРОВАНИЯ НА ДАННЫХ РАЗНОЙ ЧАСТОТНОСТИ

© 2021 г. О. И. Кустова¹, А. Ю. Редькина¹, А. Л. Чадов¹, Е. А. Шенкман¹, *

¹Национальный исследовательский университет “Высшая школа экономики”, Пермь, Россия

*e-mail: ea_popova@hse.ru

Поступила в редакцию 30.04.2020 г.

После доработки 01.12.2020 г.

Принята к публикации 04.12.2020 г.

В работе моделируется влияние потребления возобновляемой энергии на экономический рост. Данные о потреблении возобновляемой электроэнергии и реальном ВВП обычно обладают разной частотностью, что приводит к потере части информации при стандартном использовании агрегирования. В нашей работе для “унификации” данных разной частотности использован метод временной дезагрегации (*temporal disaggregation*). Определение типа взаимосвязи проводится с помощью векторной модели коррекции ошибок. В долгосрочном периоде между ВВП и потреблением электрической энергии, произведенной от возобновляемых источников энергии, была выявлена положительная взаимосвязь. В краткосрочном периоде влияние потребления возобновляемой энергии на экономический рост не выявлено, однако доказано наличие обратной взаимосвязи, что подтверждает консервативную гипотезу.

Ключевые слова: возобновляемая энергия, экономический рост, метод временной дезагрегации

DOI: 10.31857/S0002331021010118

ВВЕДЕНИЕ

Согласно данным Международного агентства по возобновляемым источникам энергии¹, мировое потребление электрической энергии, произведенной от возобновляемых источников, с 2009 по 2018 увеличилось на 206.8%. При этом подобная энергия дает все больший вклад в общее мировое потребление электроэнергии. Так, по прогнозу Международного энергетического агентства, с 2018 по 2023 год потребление электроэнергии, выработанной с помощью возобновляемых источников энергии, должно вырасти на 20% и достигнуть уровня 12.4% от общего потребления к 2023 году. Эта тенденция возникла вследствие осознания по всему миру необходимости разработки систем экологически безопасного, рационального и рассчитанного на долгосрочную перспективу использования природных ресурсов.

Существует значительный пласт научных исследований, посвященных изучению взаимосвязи экономического роста страны и потребления электрической энергии, произведенной от возобновляемых источников энергии (далее — потребление ВИЭ) [1–13]. Это связано с тем, что определение типа такой взаимосвязи создает основу для формирования национальных политик как в области защиты окружающей среды, так

¹ International Renewable Energy Agency – IRENA. Доступ по ссылке: <https://www.irena.org/publications/2019/Mar/Renewable-Capacity-Statistics-2019> (Дата доступа – 12.12.2019).

и развития энергетики. Получив релевантные доказательства, национальные агентства, отвечающие за выработку соответствующих политик, могут разрабатывать устойчивые стратегии, обеспечивающие баланс интересов энергетики, экономики и экологии.

Однако разные авторы на разных временных промежутках и на данных разных стран приходят к противоречивым результатам: ряд исследований доказывают отсутствие взаимосвязи между интересующими нас показателями [1–5], другие авторы подтверждают влияние потребления возобновляемой энергии на экономический рост [6–10]. При этом в части работ находит подтверждение третья гипотеза, согласно которой экономический рост влияет на потребление ВИЭ [4, 10, 11]. В данной работе планируется изучить взаимосвязь потребления ВИЭ и реального ВВП (как показателя экономического роста) на примере США. США были выбраны по двум причинам. Во-первых, подобные исследования для этой экономики проводились неоднократно и выводы о характере взаимосвязи, полученные разными исследователями, не совпадают – ими были подтверждены разные гипотезы. Во-вторых, необходимые нам данные для США можно найти в открытом доступе за наиболее длинный промежуток времени. Большое количество наблюдений позволяет получить более надежные результаты.

Особенностью нашей работы является изучение взаимосвязи показателей экономического роста и возобновляемой энергии на ежемесячных данных. В то время как в большинстве предыдущих исследованиях эта взаимосвязь изучалась на ежегодных данных [1–13]. Дело в том, что изучаемые показатели – потребление ВИЭ и ВВП – имеют разную частотность. Например, самая малая доступная частотность для ВВП – квартальная, в то время как данные о потреблении энергии доступны с частотностью в месяц и меньше. Поэтому для построения моделей и проверки гипотез необходимо осуществить переход на единую частоту. Для этого “традиционно” применяется агрегирование высокочастотных показателей. В нашем исследовании применяется метод временной дезагрегации (*temporal disaggregation*) Чоу-Лиана [14] для построения ВВП в более частотной динамике – за каждый месяц.

Это позволяет, во-первых, не потерять информацию более частотного показателя, во-вторых, получить более состоятельные оценки взаимосвязи показателей [15]. Данный подход широко применяется при изучении безработицы [16], взаимосвязи ВВП и инфляции [14] и других преимущественно макроэкономических вопросов. Однако для изучения взаимосвязи экономического роста и потребления ВИЭ на данных разной частотности данный подход применяется, насколько нам известно, в первый раз.

Структура работы выглядит следующим образом. В следующем разделе проведен анализ релевантной литературы. Далее описаны собранные данные и используемая методология исследования. В предпоследнем разделе представлены результаты моделирования. Заключение завершает работу.

ОБЗОР ЛИТЕРАТУРЫ

В литературе по экономике энергетики исследования взаимосвязи между потреблением электроэнергии и экономическим ростом начались еще в конце 70-х гг. прошлого века. За прошедшее время был накоплен опыт исследования на данных десятков стран и с использованием разных подходов (хороший обзор дан, например, в [17]). В большинстве своем эти исследования тестируют четыре возможные гипотезы. Они отличаются по типу причинно-следственной связи между потреблением электроэнергии (любого типа) и экономическим ростом (поведением реального ВВП).

1. Гипотеза роста (*the growth hypothesis*). В рамках этой гипотезы постулируется, что увеличение потребления электроэнергии приводит к экономическому росту (однонаправленная причинно-следственная связь). Экономическое обоснование этой гипо-

тезы заключается в том, что электроэнергия выступает одним из важнейших экономических ресурсов наряду с трудом и капиталом и комплементарна им.

2. Консервативная гипотеза (*the conservative hypothesis*). В этом случае предполагается, что экономический рост вызывает увеличение потребления электроэнергии (причинно-следственная связь снова однонаправленная, но направление меняется на противоположное). Эта гипотеза имеет важное значение с точки зрения выработки рекомендаций по защите окружающей среды и контролю изменений климата. Если она подтверждается, то политика энергосбережения, имеющая целью ограничение спроса на энергию, не может негативно повлиять на экономические показатели экономики. В этом случае ожидается, что введение таких мер, как сокращение выбросов парниковых газов, повышение энергоэффективности или управление спросом на энергию, окажет лишь незначительное влияние на экономический рост, поскольку зависимость состояния экономики от спроса на электроэнергию относительно невелика.

3. Гипотеза обратного воздействия (*the feedback hypothesis*). Здесь используется предположение, что связь между экономическим ростом и потреблением электрической энергии является двусторонней. То есть увеличение потребления электроэнергии вызовет экономический рост с эффектом обратной связи.

4. Гипотеза нейтральности (*the neutrality hypothesis*) подразумевает, что между потреблением электрической энергии и экономическим ростом нет причинно-следственной связи, то есть они не оказывают влияния друг на друга. Это может происходить, если вклад потребления электроэнергии не дает значительного вклада в производство товаров и услуг.

Отражая увеличение значимости “зеленой” энергии для экономики разных стран, около 10 лет назад начал формироваться новый пласт литературы, где изучалось взаимное влияние экономического роста и потребления только энергии ВИЭ. При этом исследователи проверяли все те же 4 гипотезы, которые были сформированы ранее, – в ходе изучения взаимного влияния динамики ВВП и общего потребления электроэнергии. По результатам тестирования все исследования можно разделить на несколько групп.

Исследования, в которых *не обнаружено взаимного влияния* между потреблением ВИЭ и экономическим ростом. *Гипотеза нейтральности подтверждена*, например, в [1] для 27 европейских стран, в [2] для Бразилии, Финляндии и Швейцарии, в [3] для Турции, в [4] для Канады, Италии и США и для всех развитых стран в [6].

В тоже время существует ряд исследований, где авторами была *подтверждена гипотеза роста*. Среди прочих, положительное влияние потребления ВИЭ на экономический рост было подтверждено в [6] и [7] для 85 и 38 стран соответственно, в [4] для Германии и Японии, в [8] для стран-участниц ОЭСР, в [9] для регионов Италии, в [10] для 51 африканской страны, расположенной к югу от Сахары.

Находит свое *подтверждение* для потребления ВИЭ и *консервативная гипотеза о влиянии экономического роста на потребление ВИЭ*. Например, пришли к такому выводу авторы в [10] для 10 стран к югу от Сахары, в [11] для США, в [4] для Франции и Великобритании.

Однако при изучении влияния ВИЭ на экономику были также получены результаты, выходящие за пределы четырех традиционных гипотез. Ряд авторов демонстрирует, что увеличение использования возобновляемой энергии приводит к отрицательному экономическому росту, назовем такую гипотезу – “*гипотезой падения*”. В частности, она подтверждена в [12] для Турции, в [13] для 24 европейских стран, в [6] для Индии, Украины, США и Израиля. Этому эффекту можно дать следующее объяснение. Если экономика использует сравнительно небольшие объемы энергии, полученной из возобновляемых источников, то издержки их использования могут быть относительно более высокими по сравнению с ископаемыми видами топлива. Следовательно наращивание использования “зеленой” энергии в таких условиях может привести к по-

тере значимости влияния на экономической рост или даже возникновению отрицательного эффекта [5].

Проведенный анализ показывает, что среди исследователей нет консенсуса относительно значимости и знака интересующей нас взаимосвязи. В частности, на данных США ученые приходят к противоположным результатам: в [6] подтверждают гипотезу падения, в [11] подтверждают консервативную гипотезу (потребления ВИЭ растет в связи с ростом ВВП), в [4] авторы не находят значимого влияния между этими показателями. Более того, не выработано и единого методического подхода к изучаемому вопросу. Однако прикладная значимость исследуемой взаимосвязи приводит нас к необходимости совершенствования существующих методик оценки.

ДАННЫЕ

В нашем исследовании показателем экономического роста выбран реальный ВВП (далее – ВВП). Собранные данные показателя потребления ВИЭ включают в себя потребление электроэнергии, произведенной от всех возобновляемых источников энергии, доступных в конкретный год выборки. Так, начиная с 1990 года, потребление включает в себя потребление, произведенной за счет гидроэнергии, геотермальной энергии, солнечной энергии, ветровой энергии и энергии из биомассы².

Отметим, что и ВВП, и потребление ВИЭ являются потоковыми показателями, то есть они показывают объем (рыночной стоимости товаров и услуг или энергии) за определенный промежуток времени. На первый взгляд кажется, что для измерения потоковых показателей можно выбрать любой удобный промежуток времени. Теоретически, в случае измерения потребления электроэнергии, возможности выбора временного интервала широки, поскольку показания счетчиков могут снимать в любой момент времени. Однако для потребления ВИЭ обычно доступны только месячные данные. В то же время стандартным промежутком для расчета ВВП любой страны является год, а самым коротким промежутком, для которого этот показатель регулярно оценивают, – квартал. В данной работе анализируемые показатели взяты с максимальной частотной динамикой, которую удалось найти в открытом доступе. Другой важной характеристикой собираемых данных является количество наблюдений. Для получения надежных результатов ряды наблюдений должны быть достаточно длинными. Однако данные о потреблении ВИЭ для многих стран ограничены только двумя последними десятилетиями. Исключением являются США – для них в открытых источниках можно найти интересующие нас данные за период с начала 70-х гг. прошлого века – поэтому данная экономика и была выбрана в качестве объекта наблюдения. За период с 1973 по 2018 гг., во-первых, были собраны квартальные данные о ВВП США в млрд долл. (137 наблюдений). Во-вторых, за этот же период были собраны ежемесячные данные о потреблении ВИЭ в триллионах британских тепловых единиц – BTU³ (550 наблюдений). Показатели собраны с сайта базы экономических данных Федеральный резервного банка США⁴.

Первичный анализ данных позволяет сделать несколько выводов. На рисунке 1 представлены динамика ВВП и потребление ВИЭ за весь период наблюдения. Видно, что оба показателя на всем рассматриваемом промежутке имеют положительный тренд, что необходимо учитывать при дальнейшем моделировании потребления ВИЭ и ВВП страны. В отличие от ВВП потребление ВИЭ характеризуется периодическими

² До 1990 г. в США было представлено меньшее количество ВИЭ, а именно: гидроэнергии, геотермальной энергии и энергии из биомассы. Данные о структуре собраны с сайта Энергетической Информационной Администрации США. Доступ по ссылке https://www.eia.gov/totalenergy/data/monthly/pdf/sec1_7.pdf (Дата доступа – 29.08.2020).

³ 1000 BTU/ч = 293 Вт.

⁴ Federal Reserve Economic Data, FRED. Доступ по ссылке: <https://fred.stlouisfed.org/> (Дата доступа – 17.04.2019).

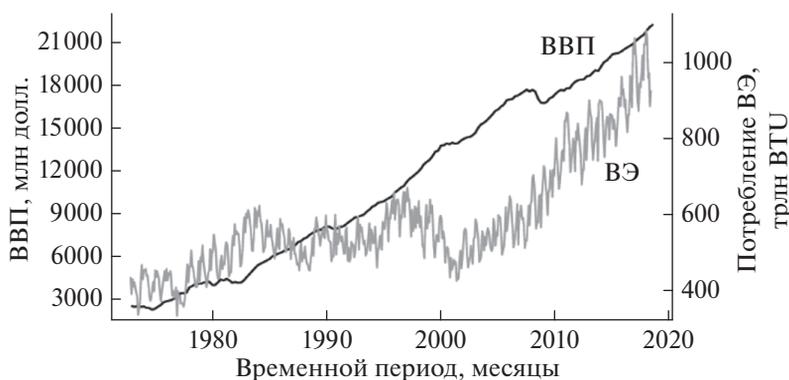


Рис. 1. ВВП в динамике за каждый квартал и потребление возобновляемой энергии в динамике за каждый месяц.

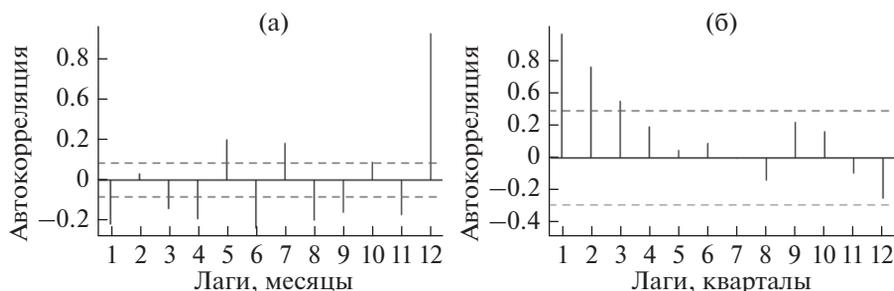


Рис. 2. Автокорреляционные функции (а) потребления возобновляемой энергии и (б) ВВП.

спадами. В первую очередь эти спады объясняются изменением выработки гидроэлектроэнергии, которая связана с изменением уровня речного стока. Как видно на рис. 1, значительное падение потребления ВИЭ произошло в 1996–2001 гг.⁵

Для выявления сезонности данных в работе строятся графики автокорреляции для каждого показателя (рис. 2). Стоит отметить, что сезонность потребления ВИЭ в США преимущественно обусловлена гидроэнергией, объем потребления которой составляет большую часть от общего объема потребления ВИЭ на рассматриваемом временном промежутке. Следовательно, можно ожидать явно выраженное повышение потребления в весенние и летние месяцы. Однако в соответствии с собранными данными для потребления ВИЭ (рис. 2а) статистически значимыми на 95% уровне оказались коэффициенты автокорреляции 1, 3, 4, ..., 12 лага. Это означает, что потребление ВИЭ обладает более сложной сезонностью, не ограничивающейся только весенне-

⁵ Насколько нам известно, в этот период не было значительных изменений в структуре ВИЭ США, изменений в политике использования ВИЭ, однако было значительное уменьшение выработки гидроэнергетики, информация об этом доступна на сайте Энергетической Информационной Администрации США (Доступ по ссылке <https://www.eia.gov/totalenergy/data/annual/showtext.php?t=ptb0804b>, дата доступа 26.08.2020). Кроме того, в этот же промежуток времени было значительное уменьшение цен на нефть (Доступ к данным по <https://www.macrotrends.net/1369/crude-oil-price-history-chart>, дата доступа 26.08.2020), что сказалося на увеличении выработки электроэнергии за счет традиционных источников энергии. Обе причины могли привести к падению выработки электроэнергии от ВИЭ.

летним пиком выработки гидроэнергии. А именно рассчитанные значения коэффициентов автокорреляции демонстрируют значимую уникальную ежемесячную сезонность потребления ВИЭ. В свою очередь, ВВП также обладает четко выраженной квартальной сезонностью, что подтверждается значимым коэффициентом автокорреляции для лагов первого, второго и третьего порядка (рис. 2б). Выявленная сезонность в дальнейшем учитывается при моделировании потребления ВИЭ и ВВП США.

МЕТОДОЛОГИЯ

В основе методологии данного исследования лежит биофизическая модель экономического роста [18], в рамках которой потребление энергии выступает в качестве единственного объясняющего фактора. В данной работе по аналогии с [19] предполагается, что единственным объясняющим фактором является потребление ВИЭ, в то время как другие факторы экономического роста, такие как труд и капитал, в современной экономике являются производными от потребления энергии. Иными словами, в рамках биофизической модели предполагается, что основная часть факторов, влияющих на ВВП, влияет и на потребление ВИЭ, что позволяет рассматривать последнее как агрегированный фактор для ВВП. Проверке обоснованности и результатам применения данного предположения посвящена следующая часть настоящей работы.

Для моделирования долгосрочной взаимосвязи (*LR-relation*) между экономическим ростом и потребленной ВИЭ мы будем использовать следующую спецификацию:

$$\ln(GDP_t) = \mu + \beta \ln(RE_t) + \varepsilon_t, \quad (1)$$

где GDP_t – это показатель экономического роста (ВВП США) в момент времени t , RE_t – объем потребленной ВИЭ.

Для оценки взаимосвязи (1) необходимо выполнить три шага. Первый шаг заключается в преобразовании квартальных данных ВВП в данные с ежемесячной периодичностью для приведения к той же частотности, что и данные потребление ВИЭ. На втором шаге проводятся формальные статистические тесты (на стационарность и коинтеграцию) для выявления закономерностей в данных, которые необходимо учитывать при моделировании для получения более состоятельных оценок. Наконец, последний шаг заключается в построении и оценивании векторной модели коррекции ошибок, которая позволит ответить на вопрос о взаимосвязи ВВП и потребления ВИЭ. Более подробно шаги описаны ниже.

Первый шаг. Временная дезагрегация

Как уже упоминалось, количество потребленной ВИЭ – это “высокочастотный” показатель: его значения обновляются через относительно небольшие промежутки времени (день, неделя, месяц и т.д.). Напротив, ВВП – это “низкочастотный” показатель, измеряемый для более длительных промежутков времени (квартал, год). Следовательно, векторы GDP и RE имеют разную размерность. Традиционный подход к оценке параметров уравнения (1) предполагает агрегирование высокочастотных данных для приведения векторов данных к одинаковой размерности [20]. Однако такое агрегирование, во-первых, приводит к потере части данных, то есть не позволяет использовать всю доступную информацию для оценивания, во-вторых, приводит к несостоятельности оценки долгосрочной взаимосвязи между переменными [15].

Для решения указанной проблемы может использоваться метод временной дезинтеграции (*temporal disaggregation*) Чоу-Лина [14]. Суть метода заключается в “расширении” низкочастотных векторов до размерности высокочастотных с учетом структуры высокочастотных данных.

Пусть имеется низкочастотный ряд GDP_t размерности $n \times 1$, который необходимо преобразовать в высокочастотный ряд GDP_h размерностью $mn \times 1$. Здесь n – количество имеющихся наблюдений; m – число, показывающее, во сколько раз увеличится количество наблюдений.

В основе метода Чоу-Лина лежит предположение, что ненаблюдаемый высокочастотный временной ряд GDP_h можно представить как стохастическую функцию от наблюдаемых высокочастотных величин [14]. В нашем случае единственная наблюдаемая высокочастотная величина это RE_h , поэтому

$$GDP_h = RE_h \gamma + \varepsilon_h, \quad (2)$$

где RE_h – вектор размерности $mn \times 1$; γ – скалярный параметр; ε_h – вектор случайных ошибок, со средним равным 0 и ковариационной $(mn \times mn)$ -матрицей Ω . Предполагается, что вектор оценок γ одинаков для высокочастотных и для низкочастотных данных.

Для оценки параметра γ уравнение (2) преобразуется с помощью $(n \times mn)$ -матрицы C , которая конвертирует высокочастотные данные в низкочастотные. Матрица C конструируется таким образом, что высокочастотные данные суммируются поочередно по m элементам. По Чоу-Лину такое преобразование называется “распределение” (*distribution*). В данной работе для преобразования квартальных данных в месячные, матрица C имеет вид:

$$C = \begin{pmatrix} 1 & 1 & 1 & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 1 & 1 & \dots & 0 & 0 & 0 \\ & & & \vdots & & \ddots & & \vdots & & \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \dots & 1 & 1 & 1 \end{pmatrix}. \quad (3)$$

Умножив уравнение (2) на матрицу (3), получим:

$$GDP_t = RE_t \gamma + \varepsilon_t, \quad (4)$$

где $GDP_t = C GDP_h$, $RE_t = C RE_h$, $\varepsilon_t = C \varepsilon_h$.

Уравнение (4) можно оценить на имеющихся низкочастотных данных, используя метод обобщенных квадратов (GLS):

$$\hat{\gamma}_{GLS} = \left[RE_t' (C \Omega C')^{-1} RE_t \right]^{-1} RE_t' (C \Omega C')^{-1} GDP_t. \quad (5)$$

Имея $\hat{\gamma}_{GLS}$ для уравнения (4), можно предсказать недостающие значения для месячных данных, используя лучший прогноз для GDP_h в классе линейных несмещенных прогнозов [21]:

$$GDP_h = RE_h \hat{\gamma}_{GLS} + \Omega C' (C \Omega C')^{-1} (GDP_t - RE_t' \hat{\gamma}_{GLS}). \quad (6)$$

Первая часть уравнения (6) показывает изменения ожидаемого месячного значения GDP_h в ответ на изменение RE_h на единицу. Вторая часть уравнения – это низкочастотные ошибки, преобразованные в высокочастотные и полученные из оцененного уравнения регрессии для низкочастотных данных. Полученный таким образом прогноз является состоятельным [22].

Для практического использования формул (5)–(6) необходимо оценить единственную неизвестную величину – ковариационную матрицу высокочастотных остатков Ω . В предположении, что высокочастотные остатки могут быть описаны авторегрессией

первого порядка AR(1) вида $\varepsilon_t = \alpha\varepsilon_{t-1} + u_t$, где $u_t \sim WN(0, \sigma^2)$ тогда матрица Ω имеет следующий вид [14]:

$$\Omega = \frac{\sigma^2}{1 - \alpha^2} \begin{pmatrix} 1 & \alpha & \alpha^2 & \dots & \alpha^{mm-1} \\ \alpha & 1 & \alpha & \dots & \alpha^{mm-2} \\ \alpha^2 & \alpha & 1 & \dots & \alpha^{mm-3} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \alpha^{mm-1} & \alpha^{mm-2} & \alpha^{mm-3} & \dots & 1 \end{pmatrix}, \quad (7)$$

где α – это коэффициент автокорреляции первого порядка.

В работе [14] показано, что для оценки параметра α матрицы Ω необходимо решить уравнение $\alpha = \varphi(\alpha)$, где

$$\varphi(\alpha) = \frac{\alpha^5 + 2\alpha^4 + 3\alpha^3 + 2\alpha^2 + \alpha}{2\alpha^2 + 4\alpha + 3}. \quad (8)$$

Второй шаг. Тестирование рядов

Для выбора корректной спецификации модели необходимо *проверить ряды на стационарность*. Для этого в работе применяется расширенный тест Дикки–Фуллера (ADF) для проверки нулевой гипотезы о наличии единичного корня. При применении теста [23] необходимо указать количество лагов анализируемого показателя. В данной работе количество лагов выбирается так, чтобы минимизировать значение информационного критерия Акайке.

Поскольку на рис. 1 прослеживается ярко выраженный тренд как для ВВП, так и для потребления ВИЭ, целесообразно проверять на стационарность не сами ряды, но и их первые разности, а именно $\Delta GDP_t = GDP_t - GDP_{t-1}$ и $\Delta RE_t = RE_t - RE_{t-1}$.

Затем необходимо ряды *проверить на наличие коинтеграции*, то есть на наличие долгосрочного взаимоотношения между рядами, которое должно быть учтено при моделировании. Для этого применяются тесты на коинтеграцию Йохансена (Johansen, 1988): тест следа (*trace test*) и тест максимального собственного значения (*maximal eigenvalue test*). При применении этих тестов [23] на исходных рядах строится векторная авторегрессионная модель порядка p , который выбирается на основании информационного критерия Акайке. Для нашей модели нулевой гипотезой в этих тестах является то, что ранг матрицы коэффициентов модели не превышает некоторого заданного числа r . Альтернативная гипотеза – ранг матрицы больше заданного числа r для теста следа и ранг матрицы больше $r + 1$ для теста максимального собственного значения соответственно. Таким образом, значение r , при котором нулевая гипотеза не будет отклонена, равно количеству коинтеграционных выражений для данных показателей. В нашем случае показателей только два: ВВП и потребление ВИЭ, поэтому тест проводится только на проверку $r = 1$ коинтеграционного выражения.

Третий шаг. Моделирование

В данной работе применяется векторная модель коррекции ошибок (VECM), предложенная Йохансеном. В данной модели, во-первых, предполагается, что все переменные оказывают взаимное влияние друга на друга с лагом. А именно, предполагается, что на ВВП страны влияет объем потребления ВИЭ в прошлые периоды, и, наоборот, на потребление ВИЭ влияет ВВП прошлых периодов. Данная предпосылка подтверждается проведенными исследованиями [24–27]. Во-вторых, наряду с краткосрочным влиянием эта модель позволяет оценить долгосрочную взаимосвязь между ВВП и потреблением ВИЭ.

Таблица 1. Результаты проведения тестов на стационарность для ВВП и потребление ВИЭ

	Ряды		Первые разности	
	$I(GDP)$	$I(RE)$	$\Delta I(GDP)$	$\Delta I(RE)$
Статистика	6.597	1.758	-6.429***	-6.806***

Примечание: * – отклонение нулевой гипотезы на 10% уровне, ** – на 5% уровне, *** – на 1% уровне. Для всех тестов применена спецификация без константы и тренда 12 лагами, количество которых выбранно на основании информационного критерия Акайке.

Векторная модель коррекции ошибок с одним коинтеграционным уравнением имеет следующую спецификацию:

$$\begin{cases} \Delta \ln(GDP_t) = \sum_{i=1}^p a_{1,i} \Delta \ln(GDP_{t-i}) + \sum_{i=1}^p b_{1,i} \Delta \ln(RE_{t-i}) + \sum_{s=1}^{11} c_{1,i} D_{s,t} + \alpha_{1,1} ECT_{t-1} + \varepsilon_{1,t}, \\ \Delta \ln(RE_t) = \sum_{i=1}^p a_{2,i} \Delta \ln(GDP_{t-i}) + \sum_{i=1}^p b_{2,i} \Delta \ln(RE_{t-i}) + \sum_{s=1}^{11} c_{2,i} D_{s,t} + \alpha_{2,1} ECT_{t-1} + \varepsilon_{2,t}, \\ ECT_t = \ln(GDP_t) - \beta \ln(RE_t) - \mu, \end{cases} \quad (9)$$

где ΔGDP_t и ΔRE_t – это первые разности показателей ВВП и потребление ВИЭ соответственно; p – это количество лагов в модели, которое выбирается исходя из минимизации информационного критерия Акайке.

Сезонность исходных данных в модели учитывается за счет включения индикативных переменных D_s для месяца s . При этом в качестве базового месяца выбран декабрь. Таким образом, коэффициенты $c_{1,s}$ и $c_{2,s}$ отражают влияние месяца s в сравнении с базовыми на прирост ВВП и потребление ВИЭ соответственно.

Долгосрочная взаимосвязь ВВП и потребления ВИЭ учитывается в модели за счет коинтеграционного выражения ECT . В нем коэффициент β отражает долгосрочную взаимосвязь между показателями ВВП и потребления ВИЭ. Коэффициенты α в первых двух уравнениях системы (9) отвечают за скорость сходимости к ECT , а именно, к долгосрочному равновесию.

Краткосрочная взаимосвязь ВВП и потребления ВИЭ может быть проанализирована с помощью импульсных функций отклика (*Impulse response functions*), которые конструируются на основе коэффициентов модели $a_{j,i}$ и $b_{j,i}, j \in \{1, 2\}$. Для оценки изолированного эффекта одной переменной на другую применяются ортогональные функции отклика. Для построения доверительного интервала рассчитанных оценок отклика применяется техника бустрап с 100 репликациями, как рекомендовано в [28].

ЭМПИРИЧЕСКИЕ РЕЗУЛЬТАТЫ

В соответствии с методикой, описанной выше, на первом этапе была реализована временная дезагрегация данных ВВП (матрица C имеет размер $n \times 3n$). В результате сконструирован новый ряд данных GDP_h размерностью 550×1 с месячной частотностью. Динамика дезагрегированного ВВП показана на графике 3.

На следующем шаге временные ряды данных (сконструированный ВВП и потребление ВИЭ) были логарифмированы и проверены на стационарность. Как можно увидеть в табл. 1, сами ряды не являются стационарными, однако первые разности рядов на 1% уровне значимости являются стационарными.

Результаты теста Йохансена на коинтеграцию логарифмированных показателей ВВП и потребления ВИЭ отражены в табл. 2. Для теста следа и для теста максималь-

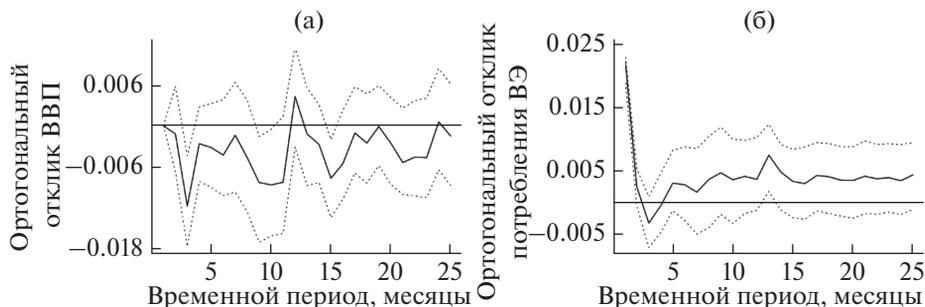


Рис. 4. Ортогональные функции импульсных откликов (а) ВВП на шок в переменной потребления ВИЭ, (б) ВИЭ на шок в переменной ВВП.

наличие положительной взаимосвязи между переменными. Значимость коэффициента β подтверждает наличие долгосрочного соотношения или равновесия между этими показателями, к которому после краткосрочных шоков стремится показатель ВВП.

По графику импульсных функций отклика (рис. 4) можно сделать следующие выводы о краткосрочной взаимосвязи ВВП и потребления ВИЭ. Шок потребления ВИЭ, который является резким изменением в рассматриваемой переменной на 1 стандартное отклонение, незначительно влияет на ВВП на любом временном горизонте. Таким образом, нельзя утверждать, что в краткосрочном периоде потребление ВИЭ влияет на экономический рост. Однако шок ВВП на 95% уровне значимости отрицательно влияет на объем потребления ВИЭ через 2 месяца. Под “шоком ВВП” здесь понимается заметное изменение уровня ВВП в очередном периоде по сравнению с текущим значением. При этом, начиная с 5 месяца и далее, эффект становится уже положительным. Если суммировать эффекты первых 12-ти месяцев, то положительным будет кумулятивное (накопленное) влияние шока ВВП на потребление ВИЭ за 1 год. Данный результат совпадает с [11], где авторами на данных редкой частотности для США также был спрогнозирован положительный эффект шока ВВП на потребление ВИЭ через год. И тем самым была подтверждена консервативная гипотеза, то есть предположение о росте потребления электроэнергии, произведенной из возобновляемых источников, в связи с ростом ВВП.

ЗАКЛЮЧЕНИЕ

В данной работе проведен анализ влияния потребления возобновляемой энергии на экономический рост на основе данных США с 1973 по 2018 год. Перед моделированием данные были приведены к одинаковой (более высокой) частотности с помощью подхода временной дезагрегации Чоу-Лина. А именно, ежеквартальные данные ВВП были приведены к ежемесячным, что позволило получить состоятельные оценки эффектов и выявить взаимосвязь интересующих нас показателей на более частотном уровне (меньше квартала).

На основе биофизической модели экономического роста была построена векторная модель коррекции ошибок, которая позволила оценить краткосрочные и долгосрочные эффекты. В долгосрочном периоде между ВВП и потреблением ВИЭ была выявлена положительная взаимосвязь. Поскольку природа модели не позволяет определить направление причинно-следственной связи, полученный результат может быть интерпретирован следующим образом. Прирост потребления ВИЭ на 1% приводит к

большему, чем на 1% росту ВВП при прочих равных. Или наоборот – рост ВВП на 1.28% позволяет увеличить потребление ВИЭ на 1% при прочих равных.

В краткосрочном периоде модель позволяет оценить направление влияния показателей. Так влияние потребления ВИЭ на экономический рост не выявлено, однако статистически значимым является влияние ВВП на потребление ВИЭ. Интересно то, что знак влияния меняется со временем. Положительный шок ВВП в первые месяцы приводит сначала к снижению потребления ВИЭ (отрицательный эффект), и только через три месяца потребление ВИЭ начинает увеличиваться (положительный эффект). Если суммировать эффекты первых 12-ти месяцев, то кумулятивный эффект шока ВВП на потребление ВИЭ на год вперед получается положительным. Это позволяет подтвердить консервативную гипотезу о росте потребления электроэнергии в связи с ростом ВВП, и совпадает с некоторыми результатами, полученными ранее (например, в [11].)

В данной работе исследование проводилось на данных США. В силу значительных различий структуры генерации ВИЭ, а также энергетических политик разных стран, полученные выводы не могут быть распространены на другие страны и регионы. Однако предложенная методология исследования может быть применима для ответа на вопрос о взаимосвязи потребления ВИЭ и экономического роста для других стран, как развитых, так и развивающихся.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. *Menegaki A.N.* Growth and renewable energy in Europe: a random effect model with evidence for neutrality hypothesis // *Energy economics*. 2011. V. 33. № 2. P. 257–263.
2. *Omri A., Mabrouk N.B., Sassi-Tmar A.* Modeling the causal linkages between nuclear energy, renewable energy and economic growth in developed and developing countries // *Renewable and Sustainable Energy Reviews*. 2015. V. 42. P. 1012–1022.
3. *Bulut U., Muratoglu G.* Renewable energy in Turkey: Great potential, low but increasing utilization, and an empirical analysis on renewable energy-growth nexus // *Energy Policy*. 2018. V. 123. P. 240–250.
4. *Chang T., Gupta R., Inglesi-Lotz R., Simo-Kengne B., Smithers D., Trembling, A.* Renewable energy and growth: Evidence from heterogeneous panel of G7 countries using Granger causality // *Renewable and Sustainable Energy Reviews*. 2015. V. 52. P. 1405–1412.
5. *Chen C., Pinar M., Stengos T.* Renewable energy consumption and economic growth nexus: Evidence from a threshold model // *Energy Policy*. 2020. V. 139. P. 1–13.
6. *Bhattacharya M., Paramati S.R., Ozturk I., Bhattacharya S.* The effect of renewable energy consumption on economic growth: Evidence from top 38 countries // *Applied Energy*. 2016. V. 162. P. 733–741.
7. *Bhattacharya M., Churchill S.A., Paramati S.R.* The dynamic impact of renewable energy and institutions on economic output and CO₂ emissions across regions // *Renewable Energy*. 2017. V. 111. P. 157–167.
8. *Inglesi-Lotz R.* The impact of renewable energy consumption to economic growth: A panel data application // *Energy Economics*. 2016. V. 53. P. 58–63.
9. *Magnani N., Vaona A.* Regional spillover effects of renewable energy generation in Italy // *Energy Policy*. 2013. V. 56. P. 663–671.
10. *Ozturk I., Bilgili F.* Economic growth and biomass consumption nexus: Dynamic panel analysis for Sub-Saharan African countries // *Applied Energy*. 2015. V. 137. P. 110–116.
11. *Menyah K., Wolde-Rufael Y.* CO₂ emissions, nuclear energy, renewable energy and economic growth in the US // *Energy Policy*. 2010. V. 38. № 6. P. 2911–2915.
12. *Ocal O., Aslan A.* Renewable energy consumption–economic growth nexus in Turkey // *Renewable and sustainable energy reviews*. 2013. V. 28. P. 494–499.
13. *Marques A.C., Fuinhas J.A.* Is renewable energy effective in promoting growth? // *Energy Policy*. 2012. V. 46. P. 434–442.
14. *Chow G.C., Lin A.* Best linear unbiased interpolation, distribution, and extrapolation of time series by related series // *The review of Economics and Statistics*. 1971. V. 53. № 4. P. 372–375.
15. *Granger C.W.J., Siklos P.L.* Systematic sampling, temporal aggregation, seasonal adjustment, and cointegration theory and evidence // *Journal of Econometrics*. 1995. V. 66. № 1-2. P. 357-369.
16. *Moauero F., Savio G.* Temporal disaggregation using multivariate structural time series models // *The Econometrics Journal*. 2005. V. 8. № 2. P. 214–234.
17. *Ozturk I.* A literature survey on energy–growth nexus // *Energy policy*. 2010. V. 38. № 1. P. 340–349.

18. *Cleveland C.J., Costanza R., Hall C.A., Kaufmann R.* Energy and the US economy: a biophysical perspective // *Science*. 1984. V. 225. P. 890–897.
19. *Yoo S.H., Kwak S.Y.* Electricity consumption and economic growth in seven South American countries // *Energy Policy*. 2010. V. 38. № 1. P. 181–188.
20. *Seong B., Ahn S.K., Zadrozny P.A.* Cointegration analysis with mixed-frequency data // CESIFO working paper 2007. № 1939.
21. *Goldberger A.S.* Best Linear Unbiased Prediction in the Generalized Linear Regression Model // *J. American Statistical Association*. 1962. V. 57. № 298. P. 369–375.
22. *Silva J.M.C.S., Cardoso F.N.* The Chow-Lin method using dynamic models // *Economic modeling*. 2001. V. 18. № 2. P. 269–280.
23. *Brini R., Amara M., Jemmali H.* Renewable energy consumption, International trade, oil price and economic growth inter-linkages: The case of Tunisia // *Renewable and Sustainable Energy Reviews*. 2017. V. 76. P. 620–627.
24. *Adams S., Klobodu E.K.M., Apio A.* Renewable and non-renewable energy, regime type and economic growth // *Renewable Energy*. 2018. V. 125. P. 755–767.
25. *Kahia M., Aïssa M.S.B., Lanouar C.* Renewable and non-renewable energy use-economic growth nexus: The case of MENA Net Oil Importing Countries // *Renewable and Sustainable Energy Reviews*. 2017. V. 71. P. 127–140.
26. *Narayan S., Doytch N.* An investigation of renewable and non-renewable energy consumption and economic growth inter-linkages using industrial and residential energy consumption // *Energy Economics*. 2017. V. 68. P. 160–176.
27. *Zeb R., Salar L., Awan U., Zaman K., Shahbaz M.* Causal links between renewable energy, environmental degradation and economic growth in selected SAARC countries: Progress towards green economy // *Renewable energy*. 2014. V. 71. P. 123–132.
28. *Lütkepohl H.* Impulse response function // *Macroeconometrics and time series analysis*. London: Palgrave Macmillan, 2010. P. 145–150.

How Does Renewable Energy affect Economic Growth? Results of Modeling on Mixed Frequency Data

O. I. Kustova^a, A. U. Redkina^a, A. L. Chadov^a, and E. A. Shenkman^{a, *}

^a*National Research University Higher School of Economics, Perm, Russia*

^{*}*e-mail: ea_popova@hse.ru*

This study models the impact of renewable energy consumption on economic growth. Data on renewable energy consumption and real GDP usually have different frequency, and commonly used methods of data aggregation lead to the information loss. In order to avoid the problem, the method of temporal disaggregation was used in our paper. Further, we implemented the vector error correction model to define the type of causal relationship between variables. As a result, our analysis has indicated a positive relationship between renewable energy consumption and economic growth in the long-run period, whereas in the short-run period, economic growth has been found to cause renewable energy consumption. Therefore, the conservation hypothesis has been confirmed in our work.

Keywords: renewable energy, economic growth, temporal disaggregation method