

Прикладная эконометрика, 2021, т. 61, с. 5–27.

Applied Econometrics, 2021, v. 61, pp. 5–27.

DOI: 10.22394/1993-7601-2021-61-5-27

М. Б. Петров, Л. А. Серков, К. Б. Кожов¹

Анализ пространственных особенностей регионального электропотребления в РФ

В статье в рамках пространственной эконометрики проанализированы особенности межрегионального электропотребления в производственной и непроизводственной сферах. С помощью индекса Морана показано, что уровень электропотребления в определенном регионе положительно коррелирует с уровнем электропотребления в соседних регионах. Для оценки энергоэкономических факторов, обуславливающих это положительное влияние, построены модели пространственной авторегрессии. При этом наиболее подходящей является модель с пространственным лагом зависимой переменной (модель SAR). Из оценки предельных эффектов (прямого, косвенного и общего) сделан вывод о том, что региональное распределение электропотребления в большей степени объясняется процессами, происходящими внутри региона, чем в соседних регионах. Проанализирована модель с расширенной спецификацией, учитывающей наличие и взаимодействие ценовых и неценовых зон. Полученные результаты свидетельствуют о том, что пространственные взаимосвязи между регионами ценовой зоны отличаются от взаимосвязей регионов неценовой зоны.

Ключевые слова: регион; электропотребление; межрегиональные связи; пространственная автокорреляция; пространственное развитие; индекс Морана.

JEL classification: Q41; L94; C23; R12.

1. Введение

Электроэнергетика является не только особой отраслью промышленности, но и одной из ключевых инфраструктур, определяющих характер пространственного развития территорий и объединяющих регионы своими большими системами. Развитие территорий страны, осуществляемое, в частности, в соответствии со Стратегией пространственного развития Российской Федерации, возможно только в сочетании с оптимальным развитием энергетических систем. Разработке методологического подхода по пространственному развитию регионов страны (и входящих в них территориальных систем) и моделированию пространственных процессов посвящены работы (Лаврикова и др., 2019; Курушина, Петров, 2018; Демидова, Иванов, 2016). Исследования интенсификации межрегионального взаимодействия различных систем описаны в работе (Дубровская, 2017).

¹ Петров Михаил Борисович — Институт экономики УрО РАН, Екатеринбург; michpetrov@mail.ru.

Серков Леонид Александрович — Институт экономики УрО РАН, Екатеринбург; dsge2012@mail.ru.

Кожов Константин Борисович — Институт экономики УрО РАН, Екатеринбург; jefytt11@mail.ru.

В электроэнергетике выделяют сектор производства и передачи электроэнергии и сектор ее потребления производственной и непроизводственной сферами. Продукция электроэнергетики специфична, т. к. электроэнергию нельзя заменить другим видом энергии. Без электроэнергии в современном мире невозможно существование предприятий и домохозяйств. Дефицит электроэнергии приводит к увеличению потерь в экономике и росту тарифов на электроэнергию. Вследствие этого происходит снижение инвестиционной привлекательности территорий для размещения на них новых промышленных объектов, ускоренными темпами идет отток населения из депрессивных регионов (Петров, Кожов, 2019; Турыгин, 2018).

Для покрытия потребности в электроэнергии в субъектах Российской Федерации построены электростанции различных типов в зависимости от территориально-экономических условий. Массовое строительство атомных электростанций проведено в европейской части страны ввиду отсутствия там достаточного количества топливно-энергетических ресурсов. Генерирующие мощности на органическом топливе работают на угле или природном газе. Крупные угольные ГРЭС размещены на Урале и в восточных регионах и ориентированы на сжигание Экибастузского, Кузнецкого и Канско-Ачинского угля. В нефтегазовых регионах Западной Сибири электростанции построены вблизи месторождений природного и попутного газа. Крупные гидроэлектростанции сооружаются в основном на реках Сибири, средние ГЭС — на реках Дальнего Востока. ТЭЦ — когенерационные электростанции, вырабатывающие как электрическую, так и тепловую энергию на органическом топливе, размещены в привязке к городам и потребляющим тепло промышленным предприятиям. Они построены в абсолютном большинстве субъектов Российской Федерации. Более подробно вопросы перспективного развития единой энергосистемы страны (ЕЭС России) и региональных энергосистем рассмотрены в работах (Обоснование развития..., 2015; Шевелева, 2014).

В отдаленных районах страны (Камчатка и др.) электроэнергетика представлена автономными системами, не имеющими сетевого газоснабжения и электрической связи с ЕЭС России. Там используются преимущественно дизельные электростанции малой мощности, а в последнее время началось строительство возобновляемых источников энергии (ветровых и солнечных электростанций). Эти электростанции имеют высокую себестоимость производства электроэнергии и, как следствие, в районах их размещения наблюдаются высокие тарифы на электроэнергию. Указанные территории работают в режиме самобалансирования электроэнергии и вынуждены иметь большие резервы мощности на электростанциях, что также негативно влияет на ценовые показатели по электроэнергии. В Российской Федерации такие технологически изолированные территориальные электроэнергетические системы сконцентрированы на северо-востоке страны: Камчатский край, Магаданская область, большая часть Республики Саха, Сахалинская область, Чукотский и Таймырский автономные округа.

Таким образом, представляет интерес моделирование зависимости электропотребления от электроэнергетических (выработка и ценовые показатели использования электроэнергии) и экономических (валовой региональный продукт, уровень промышленного производства и т. д.) показателей. При моделировании объема электропотребления следует учесть, что регионы Урала, Сибири и Дальнего Востока характеризуются производством энергоемкой продукции при низкой плотности населения, в связи с чем объясняющие переменные для моделирования объема и динамики энергопотребления в большей мере должны быть связаны не с трудовыми ресурсами, а с конечными стоимостными результатами в виде валового регионального продукта (ВРП). В противовес этому, в европейской части страны,

особенно в мегаполисах, где высока плотность населения и особо критичны экологические ограничения, преимущественное развитие получают предприятия с большей трудоемкостью, но меньшей экологической нагрузкой. Поэтому в качестве основного фактора, влияющего на электропотребление, может рассматриваться численность населения (Galperova, 2019) и связанные с ней инфраструктурные и производственные факторы.

При моделировании электропотребления следует также учитывать высокий расход электроэнергии в непроизводственной сфере. Например, в городах-миллионниках основной объем электропотребления относится именно к непроизводственной сфере. Высокий расход электроэнергии в этой сфере приходится на городской электрический транспорт, строительство, сферу услуг и социально-бытового обслуживания и связан с более высоким уровнем жизни жителей этих городов по сравнению с близлежащими территориями.

Пространственная взаимосвязь регионов имеет непосредственное отношение к анализу электропотребления. Поэтому зависимость электропотребления от электроэнергетических и экономических показателей должна обязательно включать пространственный фактор. Пространственные автокорреляционные связи между регионами по электропотреблению обусловлены тем, что покрытие дефицита электроэнергии в одних регионах осуществляется с помощью перетоков электроэнергии по высоковольтным межсистемным линиям электропередачи из энергоизбыточных регионов в дефицитные, при этом тариф на передачу электроэнергии растет пропорционально расстоянию. Это обстоятельство является основополагающим фактором снижения электропотребления в наиболее удаленных энергодефицитных регионах.

Целью данной статьи является оценка влияния электроэнергетических и экономических показателей на объем электропотребления в производственной и непроизводственной сферах по всем регионам России с помощью моделей пространственной авторегрессии. Количественное измерение и качественный анализ роли пространственного фактора в оценке зависимости электропотребления от указанных факторов важны для эффективной экономической политики развития территорий.

2. Современное состояние изучаемой проблемы и подходы к оценке пространственных особенностей регионального электропотребления

Различные подходы к моделированию спроса на электроэнергию за последнее десятилетие можно найти в статье (Ghalekhondabi et al., 2017). Одним из самых распространенных подходов стала оценка спроса с использованием эконометрических моделей, в том числе оценивание его зависимости от энергоэкономических факторов. Среди отечественных статей следует отметить работы (Куковеров, 2019; Гайворонская, Цыплаков, 2018). Однако в большинстве статей игнорируется факт наличия пространственных взаимосвязей, учет пространственных эффектов имеется только в (Akarsu, 2017; Blázquez Gomez et al., 2013). Кроме того, подавляющее число работ посвящено исследованию спроса домашних хозяйств на электроэнергию, а статьи по спросу на электроэнергию в производственной и непроизводственной сферах практически отсутствуют. В настоящей статье на примере 84 регионов РФ анализируются пространственные особенности суммарного электропотребления в производственной и непроизводственной сферах. Кроме того, в отличие от существующих исследований,

матрица пространственных весов в предлагаемом подходе декомпозируется на матрицы ценовых и неценовых зон оптового рынка электроэнергетики.

Пространственная взаимосвязь регионов предполагает наличие между ними пространственной автокорреляции (Anselin, 2010). Большинство методик для проверки гипотезы о наличии пространственной автокорреляции служат только для проверки гипотезы о сходстве по некоторому признаку близко расположенных регионов и более отдаленных (Anselin et al., 2008). В случае сложной структуры, когда взаимосвязи между соседними территориями имеют нелинейный характер, более корректные результаты дает применение индекса Морана (Moran, 1950). Для выявления пространственной локализации используется глобальный I_m и локальный (LISA) I_{mi} индексы и диаграмма рассеяния Морана (Наумов, 2019; Аверина, Сиротин, 2020). Этот подход обеспечивает достаточно простую интерпретацию. Индекс I_m принимает значения от -1 до 1 . Если результат расчетов значим и положителен, то можно говорить о положительной пространственной автокорреляции. В экономическом смысле это соответствует кластеризации (кооперации) регионов России с похожими уровнями электропотребления. В случае отрицательных значений территории обособлены, и соседние регионы существенно различаются по объему электропотребления. Локальный индекс Морана характеризует степень взаимовлияния электропотребления определенного региона на электропотребление остальных территорий, связанных с данным субъектом.

Выражение для расчета глобального индекса Морана I_m распределения электропотребления по регионам РФ имеет следующий вид:

$$I_m = \frac{N}{S_0} \cdot \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^m w_{ij} (x_i - \mu)(x_j - \mu)}{\sum_{i=1}^n (x_i - \mu)^2}, \quad (1)$$

где x — анализируемый показатель региона; μ — его среднее значение; w_{ij} — элемент матрицы пространственных весов для регионов i и j ; N — число анализируемых регионов;

S_0 — сумма всех весов пространственной матрицы, $S_0 = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^m w_{ij}$. Значимость индекса Морана проверяется с помощью Z -статистики.

Локальный индекс Морана I_{mi} , характеризующий степень взаимного влияния электропотребления определенного (i -го) региона на электропотребление остальных территорий², связанных с данным субъектом, определяется как

$$I_{mi} = N \frac{(x_i - \mu) \sum_{j=1}^m w_{ij} (x_j - \mu)}{\sum_{i=1}^n (x_i - \mu)^2}. \quad (2)$$

² Степень взаимного влияния электропотребления между двумя территориями характеризует матрица взаимовлияния регионов $LISA_{ij} = z_i z_j w_{ij}$, где z_i, z_j — стандартизированные отклонения электропотребления регионов i и j от среднего значения.

Пространственную автокорреляцию можно считать положительной, если глобальный индекс I_m больше ожидаемого значения $E(I_m) = -1/(N-1)$. В противном случае автокорреляция отрицательна. Равенство индекса Морана его ожидаемому значению говорит о случайном характере связей между анализируемыми регионами.

Для количественной оценки функциональной пространственной зависимости между исследуемыми переменными анализируются модели пространственной эконометрики. При этом существуют различные спецификации данных моделей (LeSage, Pace, 2007).

Для моделирования пространственных эффектов в самой объясняемой переменной (объем электропотребления) используется модель SAR (spatial autoregressive model) вида

$$Y = \rho WY + X\beta + \varepsilon, \quad \varepsilon \sim N(0, \sigma^2 I_N), \quad (3)$$

где Y — объясняемая переменная (вектор $n \times 1$), X — матрица объясняющих переменных (размера $n \times k$), ε — случайная составляющая (вектор $n \times 1$), I_N — единичная матрица размера $N \times N$ (N — число регионов), W — матрица весов. Основное требование к матрице весов заключается в ее экзогенности.

Разновидностью этой модели является модель SAC:

$$Y = \rho WY + X\beta + \varepsilon, \quad \varepsilon = \lambda M\varepsilon + u, \quad u \sim N(0, \sigma^2 I_N), \quad (4)$$

где M — матрица весов при пространственной автокорреляции остатков.

Для учета пространственных взаимосвязей в ошибках используют модель SEM (spatially lagged error):

$$Y = X\beta + \varepsilon, \quad \varepsilon = \lambda W\varepsilon + u, \quad u \sim N(0, \sigma^2 I_N). \quad (5)$$

Существуют также модели Дарбина с пространственными лагами объясняющих переменных и пространственным лагом зависимой переменной:

$$Y = \rho WY + X\beta + WX\gamma + \varepsilon, \quad \varepsilon \sim N(0, \sigma^2 I_N). \quad (6)$$

Наконец, обобщением всех рассмотренных моделей является модель GNS (general nesting spatial model):

$$Y = \rho WY + X\beta + WX\gamma + \varepsilon, \quad \varepsilon = \lambda W\varepsilon + u, \quad u \sim N(0, \sigma^2 I_N). \quad (7)$$

Выбор между моделями осуществляется тестированием статистической значимости коэффициентов, стоящих перед пространственными лагами (ρ, λ, γ) , а также сравнением информационных критериев Акаике и Шварца.

Интерпретация моделей с пространственным регрессионным лагом (3), (6), (7) нетривиальна (Вакуленко и др., 2020). В отличие от простой линейной модели, в пространственных моделях предполагается, что ожидаемое значение зависимой переменной меняется вследствие изменения объясняющего фактора не только в заданном, но и в других регионах. Поэтому ожидаемое изменение уровня зависимой переменной $E(Y)$ при единичном увеличении фактора X равно

$$\left(\frac{\partial E(Y)}{\partial x_1} \dots \frac{\partial E(Y)}{\partial x_N} \right) = \begin{pmatrix} \frac{\partial E(y_1)}{\partial x_1} & \dots & \frac{\partial E(y_1)}{\partial x_N} \\ \dots & \dots & \dots \\ \frac{\partial E(y_N)}{\partial x_1} & \dots & \frac{\partial E(y_N)}{\partial x_N} \end{pmatrix} = (I_N - \rho W)^{-1} \beta. \quad (8)$$

Таким образом, в пространственных моделях изменение объясняющей переменной в каком-то регионе вызывает изменение зависимой переменной не только в этом, но и в соседних регионах, которые, в свою очередь, также влияют на данный регион. Тем самым возникают обратные связи, и предельный эффект описывается целой матрицей коэффициентов. В статьях по пространственной эконометрике предлагается суммировать элементы матрицы (8) и рассчитывать прямые, косвенные и совокупные эффекты. Прямой эффект рассчитывается как среднее (по всем регионам) изменение зависимой переменной в регионе при изменении объясняющей переменной в том же регионе, т. е. это среднее значение диагональных элементов матрицы (8). Косвенный эффект — это среднее изменение зависимой переменной в регионе при изменении объясняющей переменной во всех других регионах, т. е. среднее значение суммы внедиагональных элементов матрицы (8). Эти эффекты также называют эффектами перетока. Совокупный (общий) эффект — это сумма прямого и косвенного эффектов, т. е. среднее изменение зависимой переменной в данном регионе при изменении объясняющей переменной во всех регионах.

Для оценки вышеприведенных моделей обычно используют метод максимального правдоподобия (ММП) и обобщенный пространственный двухшаговый метод наименьших квадратов (GS2SLS). В первом методе, например для модели SAR, логарифмическая функция правдоподобия имеет следующий вид:

$$\ln(L) = -\frac{N}{2} \ln(\pi\sigma^2) + \ln |I_N - \rho W| - \frac{e'e}{2\sigma^2}, \quad (9)$$

где $e = (I_N - \rho W)Y - X\beta$; $\ln |I_N - \rho W| = \ln \prod_{i=1}^N |1 - \rho w_i| = \sum_{i=1}^N \ln |1 - \rho w_i|$; w — вектор-столбец, содержащий собственные значения матрицы W .

Для оценки моделей методом GS2SLS требуется набор инструментов, в качестве которых используются линейные независимые столбцы матриц $X, WX, \dots, W^q X, MX, MWX, \dots, MW^q X$ (обычно берется $q = 2$). Как минимум, инструменты должны содержать линейно независимые столбцы X и WX .

3. Результаты исследования и их обсуждение

В качестве базовой модели для изучения пространственных региональных особенностей электропотребления выбрана широко используемая для этих целей модель STIRPAT (stochastic impacts by regression on population, affluence and technology). Эта модель является обобщением классической модели IPAT (Dietz, Rosa, 1997), утверждающей, что воздействия на экосистемы (I) являются продуктом размера популяции (P), богатства (A) и технологии (T). Спецификация модели STIRPAT выглядит следующим образом: $I_i = aP_i^b A_i^c T_i^d e_i$,

где индекс i относится к региону, постоянная a является фактором масштаба, параметры b, c, d являются оцениваемыми, e — остаточный член (York et al., 2002). Зависимой переменной I в нашей модели является электропотребление $elpotr$ в производственной и непроизводственной сферах (тыс. кВт·ч). В качестве переменной богатства (A) выступает ВРП на душу населения vrp (руб./чел.), размера популяции — численность населения (тыс. чел.). Переменная T является композитом уровня индустриализации региона ind (% промышленного производства в ВРП), среднеотпускной цены электроэнергии для конечных потребителей на розничном рынке tar (руб./кВт·ч), уровня урбанизации региона urb (% городского населения) и выработки электроэнергии gen (тыс. кВт·ч). Отметим, что в начальную спецификацию модели были включены располагаемые доходы населения и среднегодовая температура региона, но они оказались незначимыми.

Информационной основой исследования является официальная статистика Росстата. В статье использовались пространственные данные за 2018 г. по 84 регионам РФ. Статистические данные по Тюменской области рассматривались отдельно от данных по Ханты-Мансийскому (ХМАО) и Ямало-Ненецкому автономным округам.

Для расчета глобального индекса Морана зависимой переменной и регрессоров использовалась весовая матрица обратных линейных расстояний (X_{ij}) в относительной форме, т. е. $v_{ij} = 1/X_{ij}$, которая затем стандартизировалась построчно в соответствующий элемент матрицы весов $w_{ij} = \frac{v_{ij}}{\sum_j v_{ij}}$. В таблице 1 приведены значения глобального индекса Морана (столбец I), которые положительны для всех переменных и значимо отличаются от нуля, о чем свидетельствует p -значение в последней колонке. Во втором, третьем и четвертом столбцах таблицы указаны, соответственно, математическое ожидание, стандартное отклонение и значение тестовой Z -статистики, имеющей стандартное нормальное распределение³. Положительные значения индекса Морана для всех переменных свидетельствуют о положительной пространственной корреляции межрегионального распределения этих показателей.

Таблица 1. Значение глобального индекса Морана I исследуемых переменных

Переменная	I	$E(I)$	$sd(I)$	z	P -значение
<i>elpotr</i>	0.108	−0.012	0.020	5.121	0.000
<i>gen</i>	0.087	−0.012	0.020	4.879	0.028
<i>tar</i>	0.115	−0.012	0.021	6.150	0.000
<i>vrp</i>	0.112	−0.012	0.020	5.102	0.000
<i>urb</i>	0.111	−0.012	0.021	5.830	0.000
<i>ind</i>	0.078	−0.012	0.021	4.273	0.000
<i>pop</i>	0.015	−0.012	0.019	1.418	0.047

По данным исследования для переменной «уровень электропотребления в производственной и непроизводственной сферах» 84 регионов построена пространственная диаграмма рассеяния Морана (рис. 1). По оси X отложены стандартизованные отклонения региональных уровней электропотребления от среднероссийского значения z_i , по оси Y — географически взвешенные стандартизованные уровни электропотребления Wz_i . Диаграмма

³ Все вычисления проводились в пакете Stata 15.0.

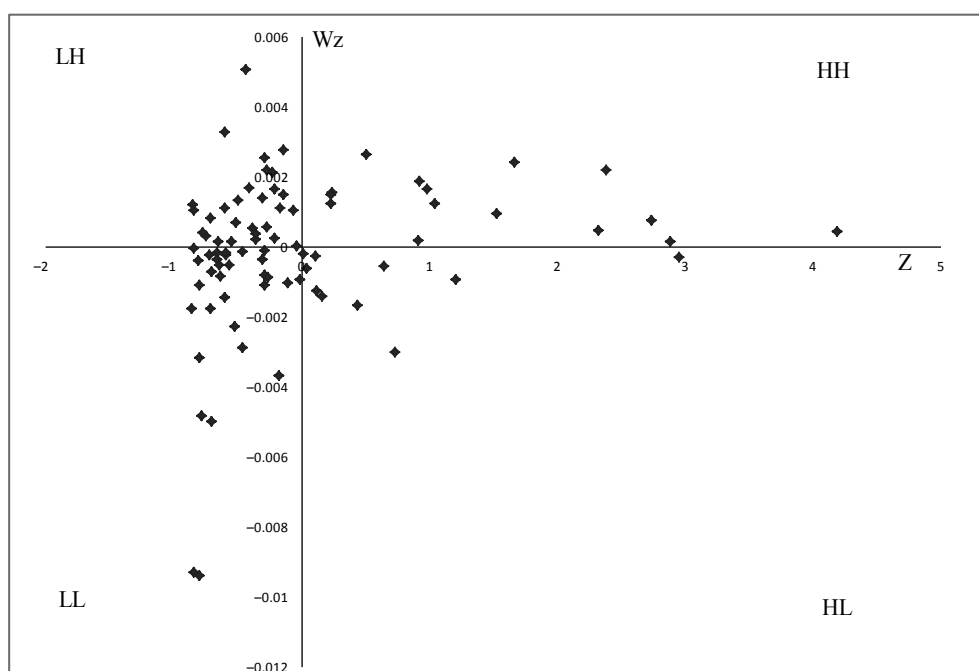


Рис. 1. Пространственная диаграмма рассеяния для электропотребления по 84 субъектам РФ (по данным за 2018 г.)

разделена на 4 квадранта (HH, LH, LL, HL), которые позволяют сгруппировать наблюдения по признаку пространственной автокорреляции (Павлов, Королева, 2014). Из диаграммы видно, что исследуемые 84 субъекта РФ распределились по всем четырем вышеуказанным кластерам (квадрантам).

Следует отметить, что территории (кластеры) с высокой концентрацией ресурсов находятся в четвертом квадранте HL. Но к этим кластерам предлагается относить лишь те, значение локального индекса Морана которых находится выше верхней границы разброса отклонения его значений, оцененных по всем регионам:

$$I_{mi} > \bar{I}_{mi} + \sqrt{\frac{1}{n} \sum (I_{mi} - \bar{I}_{mi})^2}.$$

Аналогично, не все территории, находящиеся в квадранте LH (второй квадрант) на диаграмме рассеяния примыкают (притягиваются) к территориям с высокой концентрацией ресурсов, а лишь те, для которых значение локального индекса Морана находится ниже верхней границы разброса отклонения его значений, оцененных по всем регионам, т. е.

$$I_{mi} < \bar{I}_{mi} + \sqrt{\frac{1}{n} \sum (I_{mi} - \bar{I}_{mi})^2}.$$

Территории, лежащие в четвертом квадранте HL, имеют высокие собственные значения z и окружены территориями с низкими z , с отрицательной автокорреляцией. Это территории

с экстремальным показателем z , притягивающие расположенные рядом территории с низким z . Всего по распределению электропотребления выявлено 10 таких территорий (см. табл. П1 в Приложении).

Территории в первом квадранте НН имеют высокие собственные значения z и окружены территориями с такими же высокими значениями z . При этом значения z у этих территорий ниже, чем у территорий квадранта НЛ. Всего по распределению электропотребления выявлено 15 таких территорий (табл. П1 в Приложении).

Территории в квадранте ЛН имеют низкие собственные значения z и окружены территориями с высокими z , с отрицательной автокорреляцией. К данному типу относятся территории, на которые распространяется влияние территорий из квадрантов НЛ и НН. Всего по распределению электропотребления выявлено 28 таких территорий (см. Приложение), все из них имеют $z < 1$.

Территории, лежащие в квадранте LL, имеют низкие собственные значения z и окружены территориями также с низкими z , с положительной автокорреляцией. Эти территории практически не испытывают влияния территорий из других квадрантов. Всего по распределению электропотребления выявлена 31 такая территория (см. Приложение).

Для уточненного анализа пространственных особенностей используется локальный индекс Морана I_{mi} , характеризующий степень влияния электропотребления в определенном регионе на электропотребление всех территорий, в том числе, в наибольшей степени, близлежащих территорий, связанных с данным субъектом. Чем больше абсолютное значение этого индекса, тем больше степень влияния электропотребления определенного региона на электропотребление соседних регионов. Например, локальный индекс Морана для Свердловской и Челябинской областей превышает аналогичный индекс для ХМАО, хотя стандартизованное (на душу населения) значение электропотребления ХМАО гораздо выше (особенно по сравнению с Челябинской областью). Это свидетельствует о том, что по степени влияния электропотребления на электропотребление соседних территорий Свердловская и Челябинская области выглядят предпочтительнее по сравнению с ХМАО.

Следует отметить, что индексы Морана дают возможность сделать лишь начальные предположения о наличии пространственных эффектов. Например, положительное значение индекса Морана для распределения электропотребления означает лишь положительное влияние на уровень электропотребления в определенном регионе уровня электропотребления в соседних регионах. При этом остается неясным, за счет каких факторов обеспечивается это положительное влияние. Для ответа на этот вопрос необходимо установить функциональную связь между зависимой и независимыми переменными в виде моделей пространственной авторегрессии. Следующая часть статьи посвящена выбору и оценке таких моделей.

Для выбора подходящей спецификации исследуемой модели пространственной авторегрессии диагностировались ошибки линейной регрессии логарифма электропотребления на логарифмы выработки электроэнергии, тарифы, ВРП, уровня урбанизации, численности населения и уровня индустриализации с целью обнаружения пространственных лагов в остатках и в объясняемой переменной. Результаты диагностики приведены в табл. 2.

Результаты тестов свидетельствуют о присутствии пространственного лага в зависимой переменной. Кроме того, два из трех тестов показывают наличие пространственного лага в остатках модели. Таким образом, для дальнейшего анализа модели следует рассмотреть спецификации SAR, SEM, SAC, SDM и GNS (3)–(7). Зависимой переменной в этих уравнениях является логарифм электропотребления в производственной и непроизводственной

Таблица 2. Результаты диагностики остатков линейной регрессии на наличие пространственных лагов

Тест	Статистика	df	P-значение
<i>Spatial error:</i>			
Moran's <i>I</i>	2.332	1	0.020
Lagrange multiplier	0.022	1	0.882
Robust Lagrange multiplier	8.162	1	0.004
<i>Spatial lag:</i>			
Lagrange multiplier	11.019	1	0.001
Robust Lagrange multiplier	19.159	1	0.000

сферах, а объясняющими переменными являются логарифмы ВВП (*vrp*), выработки электроэнергии (*gen*), тарифов (*tar*), уровня урбанизации (*urb*), уровня индустриализации (*ind*) и численности населения (*pop*).

Таблица 3. Результаты оценки различных спецификаций исследуемой модели

Параметр	Спецификация				
	SAR	SEM	SAC	SDM	GNS
$\ln vrp$	0.468*** (0.072)	0.509*** (0.068)	0.506*** (0.062)	0.458*** (0.069)	0.435*** (0.082)
$\ln gen$	0.089*** (0.022)	0.129*** (0.023)	0.101*** (0.021)	0.111*** (0.021)	0.103*** (0.027)
$\ln tar$	-0.909*** (0.170)	-0.809*** (0.118)	-1.012*** (0.117)	-0.864*** (0.211)	-0.867*** (0.201)
$\ln urb$	0.496*** (0.110)	0.456*** (0.111)	0.565*** (0.173)	0.622** (0.301)	0.572*** (0.162)
$\ln ind$	0.327*** (0.113)	0.357*** (0.079)	0.153 (0.110)	0.219** (0.108)	0.247** (0.123)
$\ln pop$	0.833*** (0.041)	0.935*** (0.056)	0.565*** (0.033)	0.863*** (0.041)	0.868*** (0.058)
<i>const</i>	-7.398*** (1.358)	-6.036*** (0.821)	-8.448*** (0.092)	-25.121*** (8.160)	-22.370*** (6.546)
ρ	0.350*** (0.110)		0.307*** (0.105)	-1.344 (1.091)	-0.844 (0.797)
λ		0.492 (0.691)	-1.926 (1.622)		-1.434 (1.232)
$W(\ln vrp)$				1.627** (0.801)	1.523*** (0.521)
$W(\ln gen)$				0.211* (0.124)	0.155 (0.134)
$W(\ln tar)$				-2.729** (1.246)	-1.832 (1.533)
$W(\ln urb)$				1.427 (1.431)	0.762 (0.699)

Окончание табл. 3

Параметр	Спецификация				
	SAR	SEM	SAC	SDM	GNS
$W(\ln ind)$				-1.371 (0.978)	1.355 (1.326)
$W(\ln pop)$				1.577*** (0.584)	1.087** (0.545)
AIC	50.662	52.343	54.564	56.435	56.567
BIC	74.976	76.876	79.765	80.342	80.687
LR test ($\rho = 0$)	8.567***		8.897***	1.109	1.007
LR test ($\lambda = 0$)		0.117	0.145		1.567
Loglikelihood function	-19.166	19.434	-20.123	-21.323	-21.434
Wald test	985.434***	988.121***	985.780***	1003.003***	1004.323***

Примечание. *, **, *** соответствуют 10, 5 и 1%-ному уровню значимости. LR test — тест отношения правдоподобия. AIC, BIC — информационные критерии Акаике и Шварца соответственно. В скобках представлены стандартные ошибки. Зависимая переменная — электропотребление.

Результаты оценки различных спецификаций модели методом максимального правдоподобия приведены в табл. 3. Строка с λ — это строка с коэффициентом перед пространственным лагом для ошибки регрессии, строка с ρ — строка с коэффициентом перед пространственным лагом зависимой переменной. Строки с $W(\ln vrp)$, $W(\ln gen)$, $W(\ln tar)$, $W(\ln urb)$, $W(\ln pop)$ — строки с коэффициентами перед пространственными лагами независимых переменных. Из приведенных в табл. 3 результатов следует, что коэффициент ρ статистически значим только для спецификаций SAR и SAC. Коэффициент λ статистически незначим для всех сравниваемых моделей. Согласно информационным критериям и тестам на статистическую значимость коэффициентов ρ и λ , наиболее подходящей моделью, описывающей зависимость электропотребления от исследуемых факторов, является модель SAR. В этой модели коэффициент ρ перед пространственным лагом для зависимой переменной положителен и статистически значим, что говорит о положительной пространственной зависимости электропотребления. Отметим, что корректировка стандартных ошибок коэффициентов на гетероскедастичность с помощью робастных стандартных ошибок в форме Huber/White/sandwich не приводит к существенному изменению результатов оценки сравниваемых моделей. Тесты на пространственную автокорреляцию показывают ее отсутствие в ошибках регрессии и в пространственном лаге зависимой переменной.

Таблица 4. Результаты оценки прямых и косвенных предельных эффектов модели SAR

Переменная	Коэффициент	Суммарный	Прямой	Косвенный	Среднее
$\ln vrp$	0.469	0.468***	0.352***	0.116**	12.853
$\ln pop$	0.833	0.831***	0.624***	0.207	7.073
$\ln ind$	0.328	0.327***	0.246***	0.081**	3.599
$\ln tar$	-0.909	-0.907***	-0.681***	-0.226	1.419
$\ln urb$	0.497	0.495**	0.372**	0.123	4.234
$\ln gen$	0.089	0.089***	0.067***	0.022	8.105

Примечание. *, **, *** соответствуют 10, 5 и 1%-ному уровню значимости.

В таблице 4 приведены рассчитанные для модели SAR предельные эффекты (прямой, косвенный и суммарный). Из данных таблицы следует, что все коэффициенты для прямых эффектов статистически значимы (на 5 и 1%-ном уровне), в отличие от аналогичных коэффициентов для косвенных эффектов. Сравнивая эти эффекты, можно сделать заключение, что прямой эффект для этой модели дает больший вклад в общий эффект (электропотребление). Это означает, что особенности регионального распределения электропотребления в большей степени объясняются процессами, происходящими внутри региона, чем в соседних регионах. Суммарный эффект может трактоваться как среднее изменение уровня электропотребления в регионе при изменении фактора во всех других субъектах (включая данный), что может интерпретироваться как условная эластичность спроса на электроэнергию. В этом контексте по данным табл. 4 наименьшей является эластичность электропотребления по выработке электроэнергии, которая составляет 0.089. Наибольшими являются ценовая эластичность спроса на электроэнергию (-0.907) и эластичность по численности населения (0.831). При этом показатель тарифов отрицательно коррелирует с электропотреблением, что вполне логично.

Таким образом, существенным фактором, влияющим на электропотребление, является среднеотпускная цена электроэнергии для конечных потребителей на розничном рынке. Объясним, что входит в эту цену. В нее включены четыре основные составляющие: цена генерирования электроэнергии; цена мощности, покупаемой на рынке; тариф на передачу и сбытовые надбавки. Наибольшее значение имеет первая составляющая. На рынке цена поставки для потребителей формируется исходя из самой дорогой цены заявки, которую подает электрогенерирующая компания. Каждая такая компания подает свою ценовую заявку с учетом затрат топлива на выработку электроэнергии. Поэтому основным фактором, влияющим на цену, является расход генерирующей компании на топливо при производстве электроэнергии. В регионах РФ эксплуатируются в основном гидроэлектростанции (ГЭС), атомные электростанции (АЭС) и тепловые электростанции (ТЭС). На рынке электроэнергии ГЭС и АЭС не влияют на формирование конечной цены на электроэнергию (за исключением объема). Максимальное влияние на формирование замыкающей цены оказывают электростанции, работающие на органическом топливе (ТЭЦ и ГРЭС). Основным топливом на этих тепловых электростанциях является газ, уголь, мазут, торф. В европейской части страны порядка 80% станций работают на газе и около 20% — на угле, в Сибири и на Дальнем Востоке большая доля электростанций работает на угле. В итоге на конечную среднеотпускную цену электроэнергии большое влияние оказывают цены на газ и уголь с учетом транспортных издержек от места добычи топлива до площадки электростанции.

Эластичности электропотребления по индексу промышленного производства и ВРП примерно совпадают со статистическими данными о соотношении этих вкладов в суммарном электропотреблении в производственной и непроизводственной сферах. Минимальное влияние выработки электроэнергии на ее потребление (эластичность спроса 0.089) связано с тем, что покрытие дефицита электроэнергии в одних регионах осуществляется с помощью перетока электроэнергии по линиям электропередачи из энергоизбыточных регионов в дефицитные. Кроме того, в России существует единый оптовый рынок электроэнергии и мощности (ОРЭМ), на котором генерирующие компании из любого региона страны продают произведенную ими электроэнергию, а сбытовые компании и крупные промышленные потребители из различных регионов покупают необходимое им количество электроэнергии. Этим самым в какой-то мере нивелируется вклад выработки электроэнергии

в электропотребление, а важными остаются только ценовые показатели электроэнергии для каждого региона страны, определяемые на этом рынке. Превалирование прямых предельных эффектов над косвенными можно объяснить тем, что спрос на электроэнергию прежде всего удовлетворяется потребителями внутри региона, и лишь затем избытки электроэнергии могут поставляться в другие регионы.

По состоянию на сегодняшний момент в России отношения по купле-продаже электроэнергии можно условно разделить на две основные части:

- купля-продажа электроэнергии на оптовом рынке электроэнергии и мощности;
- купля-продажа электроэнергии на розничном рынке электроэнергии.

На оптовом рынке продавцами и покупателями могут выступать:

- генерирующие компании оптового рынка электроэнергии;
- операторы экспорта/импорта электроэнергии;
- энергосбытовые компании и гарантирующие поставщики;
- сетевые компании (территориальные сетевые компании и ОАО «ФСК ЕЭС») в части покупки потерь;
- крупные потребители.

Указанные выше субъекты оптового рынка электроэнергии и мощности могут быть как продавцами на оптовом рынке электроэнергии и мощности, так и покупателями.

В России оптовый рынок электроэнергии и мощности пока действует только на территории ценовых зон. Ценовая зона — это часть территории РФ, где возможна конкуренция между участниками оптового рынка электроэнергии и мощности. Существует две ценовые зоны⁴:

- первая ценовая зона (территория Европейской части России и Урала);
- вторая ценовая зона (Сибирь).

Кроме того, есть так называемые неценовые зоны (регионы Дальнего Востока, Архангельская область, Калининградская область и Республика Коми). На этих территориях конкуренция пока по различным техническим причинам невозможна. В неценовых зонах реализация электроэнергии на розничном рынке электроэнергии и мощности производится по регулируемым ценам. Кроме того, на части территории Сибири и практически всей территории Дальнего Востока оптовый рынок электроэнергии вообще отсутствует, там существуют лишь разрозненные изолированные энергосистемы.

Таким образом, можно предположить различие в пространственных эффектах в ценовых зонах с одной стороны, и в неценовых и зонах с изолированными энергосистемами с другой стороны (в дальнейшем будем называть их неценовыми зонами). Для выявления таких различий следует сравнить коэффициенты при объясняющих факторах для двух зон. С этой целью был использован подход, описанный в работе (Демидова, 2014), основой которого является использование расширенной спецификации модели SAR. В ней исходную весовую матрицу представим в виде суммы четырех блочных матриц

$$W = \begin{pmatrix} W_{cc} & 0 \\ 0 & 0 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} 0 & W_{cn} \\ 0 & 0 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} 0 & 0 \\ W_{nc} & 0 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} 0 & 0 \\ 0 & W_{nn} \end{pmatrix},$$

где первая матрица (W_{cc}) описывает влияние ценовых зон друг на друга, вторая (W_{cn}) — влияние ценовых зон на неценовые, третья (W_{nc}) — влияние неценовых зон на ценовые

⁴ См. <https://encost.com/publikacii/cenovye-i-necenovye-zony-optovogo-rynka-2>.

и четвертая (W_{nn}) — влияние неценовых зон друг на друга. При этом сами матрицы определяются как

$$W_{cc} = \begin{cases} w_{ij}, & 1 \leq i \leq k_1, 1 \leq j \leq k_1, \\ 0, & \text{в остальных случаях,} \end{cases} \quad W_{cn} = \begin{cases} w_{ij}, & 1 \leq i \leq k_1, k_1 + 1 \leq j \leq k_1 + k_2, \\ 0, & \text{в остальных случаях,} \end{cases}$$

$$W_{nc} = \begin{cases} w_{ij}, & k_1 + 1 \leq i \leq k_1 + k_2, 1 \leq j \leq k_1, \\ 0, & \text{в остальных случаях,} \end{cases} \quad W_{nn} = \begin{cases} w_{ij}, & k_1 + 1 \leq i \leq k_1 + k_2, k_1 + 1 \leq j \leq k_1 + k_2, \\ 0, & \text{в остальных случаях,} \end{cases}$$

где k_1 — число регионов в ценовой зоне, k_2 — число регионов в неценовой зоне.

Вектор регрессионных факторов X представим в виде суммы двух векторов, один из которых (X^c) относится к ценовой зоне, а другой (X^n) — к неценовой:

$$X = X^c + X^n \quad X^c = \begin{cases} X_i, & 1 \leq i \leq k, \\ 0, & \text{в остальных случаях,} \end{cases} \quad X^n = \begin{cases} X_i, & k_1 + 1 \leq i \leq k_1 + k_2, \\ 0, & \text{в остальных случаях,} \end{cases}$$

Таким образом, в результате деления каждого вектора регрессионных факторов на два и представления весовой матрицы в виде суммы четырех блочных матриц получим модель следующего вида:

$$\ln elpotr = const + \rho_{cc} W_{cc} \ln elpotr + \rho_{cn} W_{cn} \ln elpotr + \rho_{nc} W_{nc} \ln elpotr + \rho_{nn} W_{nn} \ln elpotr + \beta_1^1 (\ln vrp_01) + \beta_1^2 (\ln vrp_02) + \beta_2^1 (\ln gen_01) + \beta_2^2 (\ln gen_02) + \beta_3^1 (\ln tar_01) + \beta_3^2 (\ln tar_02) + \beta_4^1 (\ln ind_01) + \beta_4^2 (\ln ind_02) + \beta_5^1 (\ln urb_01) + \beta_5^2 (\ln urb_02) + \beta_6^1 (\ln pop_01) + \beta_6^2 (\ln pop_02) + \varepsilon, \quad \varepsilon \sim N(0, \sigma^2 I_N), \quad (10)$$

где $X^c = (\ln vrp_01, \ln gen_01, \ln tar_01, \ln ind_01, \ln urb_01, \ln pop_01)^T$ — вектор регрессионных факторов, относящихся к ценовой зоне. Вектор факторов неценовой зоны — $X^n = (\ln vrp_02, \ln gen_02, \ln tar_02, \ln ind_02, \ln urb_02, \ln pop_02)^T$. Коэффициенты ρ_{cc}, ρ_{nn} характеризуют пространственные эффекты внутри ценовых и неценовых зон, а ρ_{cn}, ρ_{nc} отражают влияние ценовых зон на неценовые и наоборот.

Из 84 регионов в ценовых зонах (первой и второй) находится 70. Остальные 14 регионов были отнесены к неценовой зоне. Список регионов, относящихся к неценовой зоне, представлен в табл. 5.

Оценка модели (10) с расширенной спецификацией проводилась с помощью двухшагового метода наименьших квадратов⁵ (Drukker et al., 2013a). В качестве инструментов использовались линейно независимые столбцы матриц $X, WX, \dots, W^q X$, где компонентами вектора X являются регрессоры ценовой и неценовой зоны, а компонентами W — блочные матрицы. Наилучшее значение показателя степени q выбиралось исходя из критерия качества модели, оно равно двум. Результаты оценки представлены в табл. 6. При интерпретации результатов оценки модели (10) следует иметь в виду, что для корректного сравнения коэффициентов

⁵ В пакете Stata модель с несколькими пространственными лагами зависимой переменной можно оценить только с помощью функции *spregress* и только двухшаговым методом наименьших квадратов.

Таблица 5. Регионы, относящиеся к неценовой зоне

№	Регионы
1	Архангельская область
2	Калининградская область
3	Республика Коми
4	г. Севастополь
5	Республика Крым
6	Амурская область
7	Еврейская автономная область
8	Камчатский край
9	Магаданская область
10	Приморский край
11	Республика Саха (Якутия)
12	Сахалинская область
13	Хабаровский край
14	Чукотский автономный округ

при регрессорах для двух зон весовая матрица разбивается на четыре части, каждая из которых не нормируется, т. к. нормировка матриц с блоками разной размерности приводит к искажению оценок этих коэффициентов. Поэтому $\rho_{cc}, \rho_{cn}, \rho_{nc}, \rho_{nn}$ уже нельзя интерпретировать как коэффициенты корреляции, и они могут принимать значения по модулю, превышающие единицу. При этом, однако, важен их знак и значимость (а не значения).

Как следует из таблицы, все коэффициенты перед регрессорами, относящимися к ценовой зоне, являются статистически значимыми (на 5%-ном уровне). Коэффициенты перед регрессорами, относящимися ко второй зоне (неценовой), являются статистически незначимыми. Гипотезы о равенстве коэффициентов при одинаковых регрессорах разных ценовых зон отвергаются. То же самое относится к коэффициентам $\rho_{cc}, \rho_{cn}, \rho_{nc}$, которые являются значимыми и положительными. Таким образом, пространственные эффекты внутри ценовой зоны и влияние ценовой зоны на неценовую (и наоборот) являются значимыми и положительно автокоррелированными. В свою очередь, коэффициент ρ_{nn} незначителен. Тест Вальда подтверждает значимость пространственных эффектов для модели (10). Так же как и для модели SAR, корректировка стандартных ошибок коэффициентов на гетероскедастичность с помощью робастных стандартных ошибок в форме Huber/White/sandwich не приводит к существенному изменению результатов оценки модели. В таблице 7 приведены рассчитанные для модели (10) результаты оценки предельных эффектов⁶, которые подтверждают ранее полученные результаты о превалировании прямых эффектов над косвенными. При этом статистическая значимость прямых предельных эффектов для переменных $\ln gen$, $\ln tar$, $\ln ind$, соответствующая 10%-ному уровню (и отсутствие ее у переменной $\ln urb$), связаны, вероятнее всего, с отсутствием нормировки весовых матриц. Статистическая значимость прямых и косвенных предельных эффектов, соответствующая уровню 10%, у переменных,

⁶ Расчет предельных эффектов проводился после оценки параметров модели (10) с помощью команды *estat impact* (Drukker et al., 2013b).

Таблица 6. Результаты оценки модели (10)

Параметр	Оценка	Стандартное отклонение
β_1^1	0.564***	0.064
β_1^2	0.220	0.043
β_2^1	0.102***	0.031
β_2^2	0.062	0.024
β_3^1	-0.852***	0.170
β_3^2	-0.0547	0.021
β_4^1	0.327***	0.050
β_4^2	0.021	0.012
β_5^1	0.490***	0.077
β_5^2	0.231	0.041
β_6^1	0.912***	0.016
β_6^2	0.028	0.089
<i>const</i>	-10.732	4.972
ρ_{cc}	0.341***	0.265
ρ_{cn}	1.395***	0.715
ρ_{nc}	2.460***	1.430
ρ_{nn}	-0.842	0.713
Pseudo R^2	0.812	
Wald test ($\chi^2(16)$)	172.42***	
<i>Проверяемые гипотезы и соответствующие p-значения</i>		
$\beta_1^1 = \beta_1^2$	0.000	
$\beta_2^1 = \beta_2^2$	0.011	
$\beta_3^1 = \beta_3^2$	0.001	
$\beta_4^1 = \beta_4^2$	0.000	
$\beta_5^1 = \beta_5^2$	0.000	
$\beta_6^1 = \beta_6^2$	0.000	

Примечание. *, **, *** соответствуют 10, 5 и 1%-ному уровню значимости.

относящихся к неценовой зоне, отсутствует (кроме переменной $\ln \rho \rho r$). Для косвенных эффектов она отсутствует и для переменных, относящихся к ценовой зоне.

Полученные результаты свидетельствуют о том, что пространственные взаимосвязи между регионами ценовой зоны отличаются от взаимосвязей регионов неценовой зоны, включая зону с изолированными энергосистемами. Это обусловлено тем, что ценообразование для ценовых и неценовых зон оптового рынка принципиально отличается. Ценовые зоны — это территории, на которых возможна свободная конкуренция между производителями, обеспечиваемая значительной пропускной способностью электрической сети, в то время как на территориях неценовой зоны конкуренция ограничена из-за низкой пропускной способности сетей. Проблемой изолированных энергорайонов является то, что они не соединены с единой национальной электрической сетью, и ЕЭС пока не охватывает территории

Таблица 7. Результаты оценки прямых и косвенных предельных эффектов модели с расширенной спецификацией (10)

Переменная	Коэффициент	Суммарный	Прямой	Косвенный
ln <i>vrp</i> _01	0.564	0.458**	0.352**	0.106
ln <i>vrp</i> _02	0.220	0.460	0.312	0.147
ln <i>gen</i> _01	0.102	0.207*	0.145*	0.061
ln <i>gen</i> _02	0.062	0.033	0.022	0.011
ln <i>tar</i> _01	−0.852	−1.127*	−0.934*	−0.193
ln <i>tar</i> _02	−0.055	−0.079	−0.067	−0.012
ln <i>ind</i> _01	0.327	0.341*	0.223*	0.118
ln <i>ind</i> _02	0.021	0.047	0.035	0.0123
ln <i>urb</i> _01	0.490	0.674	0.399	0.235
ln <i>urb</i> _02	0.231	0.456	0.343	0.112
ln <i>pop</i> _01	0.912	1.052***	0.598***	0.453
ln <i>pop</i> _02	0.028	0.035**	0.023**	0.012

Примечание. *, **, *** соответствуют 10, 5 и 1%-ному уровню значимости.

ОЭС Дальнего Востока и изолированных энергорайонов. Это не позволяет повысить интегрированность всех регионов страны вследствие развития межсистемных и внутрисистемных электрических сетей различных классов напряжения. Отрицательной пространственной экстерналией здесь является то, что из-за отсутствия связей с ЕЭС невозможно поставлять избыток мощности от энергосистем Дальнего Востока в другие регионы страны, поэтому приходится периодически проводить холостые сбросы на ГЭС этого региона. Также невозможно заключить договор по полномасштабному экспорту электроэнергии в Китай с учетом требований всех режимных факторов и обеспечения устойчивой параллельной работы российских и китайских энергосистем.

4. Заключение

В статье проанализированы пространственные особенности энергоэкономического состояния территорий РФ. Для определения и оценки факторов, обеспечивающих положительное влияние на уровень электропотребления в определенном регионе уровня электропотребления в соседних регионах, построены модели пространственной авторегрессии. Из всех анализируемых моделей наиболее подходящей является модель SAR. Оценка предельных эффектов показала, что для этой модели наибольшими являются ценовая эластичность спроса на электроэнергию и эластичность спроса по численности населения. При этом показатель тарифов отрицательно коррелирует с электропотреблением. Наименьшей является эластичность электропотребления по выработке электроэнергии. Из оценки предельных эффектов (прямого, косвенного и общего) сделан вывод о том, что региональное распределение электропотребления в большей степени объясняется процессами, происходящими внутри самого региона, чем в соседних регионах. Проанализирована модель с расширенной спецификацией, учитывающей наличие и взаимодействие ценовых и неценовых зон. Полученные результаты свидетельствуют о том, что пространственные взаимосвязи между регионами

ценовой зоны отличаются от взаимосвязей регионов неценовой зоны. В данном исследовании получил развитие инструментарий и опыт оценки взаимодействия регионов различного промышленно-технологических и инфраструктурных типов. Конечно, использование пространственных данных в исследовании несколько сужает ценность полученных результатов. Поэтому направлением дальнейших исследований может быть расширение модельно-методического инструментария для сравнительного и стратегического анализа (на основе панельных данных) взаимодействия макрорегионов России с Республикой Беларусь в рамках их экономического сближения. Полученные в статье результаты по оценке предельных эффектов исследуемых моделей (влияние среднеспутской цены, генерации электроэнергии, ВРП, индекса промышленного производства, уровня урбанизации и численности населения на электропотребление в производственной и непроизводственной сферах) могут использоваться при формировании структуры генерирующих мощностей и оптимального размещения энергетических объектов. В частности, для предотвращения прогнозируемых дефицитов электроэнергии и мощности наиболее эффективным способом является учет оценок и соотношений между такими факторами, как среднеспутская цена и генерация электроэнергии.

Благодарности. Исследование выполнено при поддержке гранта РФФИ 20-510-0002 (Бел_а) «Инструментарий оценки взаимодействия регионов России и Беларуси в промышленно-технологическом развитии и обоснования его приоритетов в условиях углубления интеграционных процессов и глобальных вызовов».

Список литературы

Аверина Л. М., Сиротин Д. В. (2020). Оценка пространственных эффектов от инновационной активности промышленно развитых регионов РФ. *Экономика региона*, 16 (1), 268–282.

Вакуленко Е. С., Ратникова Т. А., Фурманов К. К. (2020). *Эконометрика (продвинутый курс). Применение пакета Stata*. М.: Юрайт.

Гайворонская Е. А., Цыплаков А. А. (2018). Использование модифицированного алгоритма Эрева–Рота в агент-ориентированной модели рынка электроэнергии. *Журнал Новой экономической ассоциации*, 39 (3), 55–83.

Демидова О. А., Иванов Д. С. (2016). Модели экономического роста с неоднородными пространственными эффектами (на примере российских регионов). *Экономический журнал высшей школы экономики*, 20 (1), 52–75.

Демидова О. А. (2014). Пространственно-авторегрессионная модель для двух групп взаимосвязанных регионов (на примере восточной и западной части России). *Прикладная эконометрика*, 34 (2), 19–35.

Дубровская Ю. В. (2017). Инструменты и институты активизации межрегионального взаимодействия в отечественной экономике. *Вестник Омского университета*, 4 (60), 34–44.

Куковеров М. В. (2019). О ценовой эластичности спроса на электроэнергию. *Журнал Новой экономической ассоциации*, 42 (2), 70–92.

Курушина Е. В., Петров М. Б. (2018). Критерии успешности проектов пространственного развития на основе межрегиональной интеграции. *Экономика региона*, 14 (1), 176–189.

Лаврикова Ю. Г., Акбердина В. В., Суворова А. В. (2019). Согласование приоритетов научно-технологического и пространственного развития индустриальных регионов. *Экономика региона*, 15 (4), 1022–1035.

Наумов И. В. (2019). Исследование межрегиональных взаимосвязей в процессах формирования инвестиционного потенциала территорий методами пространственного моделирования. *Экономика региона*, 15 (3), 720–735.

Обоснование развития электроэнергетических систем: Методология, модели, методы, их использование. (2015). Отв. ред. Н. И. Воропай. Новосибирск: Наука.

Павлов Ю. Н., Королева Е. Н. (2014). Пространственные взаимодействия: оценка на основе глобального и локального индексов Морана. *Пространственная экономика*, 3, 95–110.

Петров М. Б., Кожов К. Б. (2019). Оценка депрессивности регионального энергетического комплекса на основе кластерного анализа. *Вестник Уральского государственного университета путей сообщения*, 3 (43), 176–189.

Турьгин О. М. (2018). Внутренние источники увеличения финансирования инвестиций в основной капитал компаний. *Экономика региона*, 14 (4), 1498–1511.

Шевелева Г. И. (2014). Финансово-экономическая модель электроэнергетической компании. *Вестник ИргТУ*, 10 (93), 265–269.

Akarsu G. (2017). Analysis of regional electricity demand for Turkey. *Regional Studies, Regional Science*, 4 (1), 32–41.

Anselin L., Gallo J. L., Jayet H. (2008). Spatial panel econometrics. In: *The Econometrics of Panel Data*, 625–660.

Anselin L. (2010). Thirty years of spatial econometrics. *Papers in Regional Science*, 89 (1), 3–25.

Blázquez Gomez L. M., Filippini M., Heimsch F. (2013). Regional impact of changes in disposable income on Spanish electricity demand: A spatial econometric analysis. *Energy Economics*, 40 (1), 58–66.

Dietz T., Rosa E. A. (1997). Effects of population and affluence on CO2 emissions. *Proceedings of the National Academy of Sciences of the USA*, 94, 175–179.

Drukker D., Prucha I., Raciborski R. (2013a). Maximum likelihood and generalized spatial two-stage least-squares estimators for a spatial autoregressive model with spatial autoregressive disturbances. *Stata Journal*, 13, 221–241.

Drukker D., Egger P., Prucha I. (2013b). On two-step estimation of a spatial autoregressive model with autoregressive disturbances and endogenous regressors. *Econometric Reviews*, 32, 686–733.

Galperova E. (2019). Long-term analysis of energy consumption by household. *Studies on Russian Economic Development*, 30 (2), 146–153.

Ghalekhondabi I., Ardjmand E., Weckman G. R., Young W. A. (2017). An overview of energy demand forecasting methods published in 2005–2015. *Energy Systems*, 8 (2), 411–447.

LeSage J. P., Pace R. K. (2007). A matrix exponential spatial specification. *Journal of Econometrics*, 140 (1), 190–214.

Moran P. (1950). Notes on continuous stochastic phenomena. *Biometrika*, 37, 17–23.

York R., Rosa E. A., Dietz T. (2002). Bridging environmental science with environmental policy: Plasticity of population, affluence, and technology. *Social Science Quarterly*, 83 (1), 18–34.

Поступила в редакцию 13.09.2020;
принята в печать 19.11.2020.

Приложение

Таблица П1. Распределение регионов РФ по квадрантам диаграммы рассеяния Морана для переменной *уровень электропотребления в производственной и непроизводственной сферах*

Регион	Квадрант	Регион	Квадрант
Алтайский край	LN	Амурская область	LL
Архангельская область	LN	Астраханская область	LL
Владимирская область	LN	Брянская область	LL
Забайкальский край	LN	Воронежская область	LL
Калужская область	LN	Еврейская автономная область	LL
Камчатский край	LN	Ивановская область	LL
Кировская область	LN	Кабардино-Балкарская Республика	LL
Курганская область	LN	Калининградская область	LL
Мурманская область	LN	Карачаево-Черкесская Республика	LL
Новгородская область	LN	Костромская область	LL
Омская область	LN	Курская область	LL
Псковская область	LN	Липецкая область	LL
Республика Алтай	LN	Магаданская область	LL
Республика Бурятия	LN	Орловская область	LL
Республика Карелия	LN	Пензенская область	LL
Республика Коми	LN	Республика Адыгея	LL
Республика Марий Эл	LN	Республика Дагестан	LL
Республика Тыва	LN	Республика Ингушетия	LL
Рязанская область	LN	Республика Калмыкия	LL
Тамбовская область	LN	Республика Крым	LL
Тверская область	LN	Республика Мордовия	LL
Томская область	LN	Республика Саха (Якутия)	LL
Тульская область	LN	Республика Северная Осетия-Алания	LL
Тюменская область	LN	Сахалинская область	LL
Удмуртская Республика	LN	Севастополь	LL
Ульяновская область	LN	Смоленская область	LL
Чувашская Республика	LN	Ставропольский край	LL
Ямало-Ненецкий АО	LN	Хабаровский край	LL
		Чеченская Республика	LL
Иркутская область	NN	Чукотский АО	LL
Кемеровская область	NN	Ярославская область	LL
Красноярский край	NN		
Ленинградская область	NN	Белгородская область	NL
Московская область	NN	Волгоградская область	NL
Новосибирская область	NN	Вологодская область	NL
Оренбургская область	NN	Краснодарский край	NL
Пермский край	NN	Москва	NL
Республика Башкортостан	NN	Нижегородская область	NL
Республика Хакасия	NN	Приморский край	NL
Самарская область	NN	Республика Татарстан	NL
Санкт-Петербург	NN	Ростовская область	NL
Свердловская область	NN	Саратовская область	NL
Ханты-Мансийский АО — Югра	NN		
Челябинская область	NN		

Petrov M. B., Serkov L. A., Kozhov K. B. Analysis of the spatial features of regional power consumption in the Russian Federation. *Applied Econometrics*, 2021, v. 61, pp. 5–27.

DOI: 10.22394/1993-7601-2021-61-5-27

Mikhail Petrov

Institute of Economics of the Ural Branch of RAS, Ekaterinburg, Russian Federation;
michpetrov@mail.ru

Leonid Serkov

Institute of Economics of the Ural Branch of RAS, Ekaterinburg, Russian Federation;
dsge2012@mail.ru

Konstantin Kozhov

Institute of Economics of the Ural Branch of RAS, Ekaterinburg, Russian Federation;
jefytt11@mail.ru

Analysis of the spatial features of regional power consumption in the Russian Federation

The article analyzes the features of interregional power consumption within the framework of spatial econometrics. Using the Moran's method, it is shown that the level of electricity consumption in a certain region is positively correlated with the level of electricity consumption in neighboring regions. To assess the energy-economic factors providing this positive impact, spatial autoregression models have been built. Of all the models analyzed, the most appropriate is the one with the spatial lag of the dependent variable (SAR model). From the assessment of the marginal effects (direct, indirect and general), it was concluded that the regional distribution of electricity consumption is largely explained by the processes taking place within the region than in neighboring regions. A model with an extended specification that takes into account the presence and interaction of price and non-price zones is analyzed. The results obtained indicate that the spatial relationships between the regions of the price zone differ from the relationships between the regions of the non-price zone.

Keywords: region; power consumption; interregional connections; spatial autocorrelation; spatial development; Moran's method.

JEL classification: Q41; L94; C23; R12.

References

- Averina L., Sirotnin D. (2020). Assessment of Spatial effects from innovation activities in the industrialized Russian regions. *Economy of region*, 16 (1), 268–282 (in Russian).
- Vakulenko E., Ratnikova T., Furmanov K. (2020). *Ekonometrika (prodvinutyj kurs). Primenenie paketa Stata*. M.: Yurajt (in Russian).
- Gaivoronskaia E. A., Tsyplakov A. A. (2018). Using a modified Erev-Roth algorithm in an agent-based electricity market model. *Journal of the New Economic Association*, 39 (3), 55–83 (in Russian).
- Demidova O., Ivanov D. (2016). Models of economic growth with heterogeneous spatial effects: The case of Russian regions. *HSE Economic Journal*, 20 (1), 52–75 (in Russian).

Demidova O. (2014). Spatial-autoregressive model for the two groups of related regions (eastern and western parts of Russia) *Applied Econometrics*, 34 (2), 19–35 (in Russian).

Dubrovskaya Yu. V. (2017). Instruments and institutions of interregional interaction activation in the Russian economy. *Herald of Omsk University. Series "Economics"*, 2017, 4 (60), 34–44 (in Russian).

Kukoverov M. (2019). On price elasticity of electricity demand. *Journal of the New Economic Association*, 42 (2), 70–92 (in Russian).

Kurushina E., Petrov M. (2018). Performance criteria of spatial development projects based on interregional integration. *Economy of Region*, 14 (1), 176–189 (in Russian).

Lavrikova Yu., Akberdina V., Suvorova A. (2019). Coordinating the priorities of scientific, technological and spatial development of industrial regions. *Economy of Region*, 15 (4), 1022–1035 (in Russian).

Naumov I. (2019). Investigation of the interregional relationships in the processes of shaping the territories' investment potential using the methods of spatial modelling. *Economy of Region*, 15 (3), 720–735 (in Russian).

Obosnovanie razvitiya elektroenergeticheskikh sistem: Metodologiya, modeli, metody, ih ispol'zovanie. (2015). *Otv. red. N. I. Voropai*. Novosibirsk: Nauka (in Russian).

Pavlov Yu., Koroleva E. (2014). Spatial interaction: Evaluation with the help of global and local Moran's index. *Spatial Economics*, 3, 95–110 (in Russian).

Petrov M., Kozhov K. (2019). Assessment of depression of the regional energy complex on the basis of cluster analysis. *Herald of the Ural State University of Railway Transport*, 3 (43), 89–101 (in Russian).

Turygin O. (2018). Internal sources to increase financing for fixed investments in a company. *Economy of Region*, 14 (4), 1498–1511 (in Russian).

Sheveleva G. (2014). Financial and economic model of an electric power company. *Proceedings of Irkutsk State Technical University*, 10 (93), 265–269 (in Russian).

Akarsu G. (2017). Analysis of regional electricity demand for Turkey. *Regional Studies, Regional Science*, 4 (1), 32–41.

Anselin L., Gallo J. L., Jayet H. (2008). Spatial panel econometrics. In: *The Econometrics of Panel Data*, 625–660.

Anselin L. (2010). Thirty years of spatial econometrics. *Papers in Regional Science*, 89 (1), 3–25.

Blázquez Gomez L. M., Filippini M., Heimsch F. (2013). Regional impact of changes in disposable income on Spanish electricity demand: A spatial econometric analysis. *Energy Economics*, 40 (1), 58–66.

Dietz T., Rosa E. A. (1997). Effects of population and affluence on CO2 emissions. *Proceedings of the National Academy of Sciences of the USA*, 94, 175–179.

Drukker D., Prucha I., Raciborski R. (2013a). Maximum likelihood and generalized spatial two-stage least-squares estimators for a spatial autoregressive model with spatial autoregressive disturbances. *Stata Journal*, 13, 221–241.

Drukker D., Egger P., Prucha I. (2013b). On two-step estimation of a spatial autoregressive model with autoregressive disturbances and endogenous regressors. *Econometric Reviews*, 32, 686–733.

Galperova E. (2019). Long-term analysis of energy consumption by household. *Studies on Russian Economic Development*, 30 (2), 146–153.

Ghalekhondabi I., Ardjmand E., Weckman G. R., Young W. A. (2017). An overview of energy demand forecasting methods published in 2005–2015. *Energy Systems*, 8 (2), 411–447.

LeSage J. P., Pace R. K. (2007). A matrix exponential spatial specification. *Journal of Econometrics*, 140 (1), 190–214.

Moran P. (1950). Notes on continuous stochastic phenomena. *Biometrika*, 37, 17–23.

York R., Rosa E. A., Dietz T. (2002). Bridging environmental science with environmental policy: Plasticity of population, affluence, and technology. *Social Science Quarterly*, 83 (1), 18–34.

Received 13.09.2020; accepted 19.11.2020.