pISSN 2073-4484
eISSN 2311-8768

Экономико-статистические исследования

ЦЕНА ЭЛЕКТРОЭНЕРГИИ: ЧТО ОПРЕДЕЛЯЕТ ЕЕ ДИНАМИКУ НА РАЗЛИЧНЫХ ВРЕМЕННЫ́Х МАСШТАБАХ?

Дмитрий Олегович АФАНАСЬЕВ

аспирант департамента анализа данных, принятия решений и финансовых технологий,
Финансовый университет при Правительстве Российской Федерации,
Москва, Российская Федерация
doafanasiev@fa.ru

История статьи:
Получена 06.07.2017
Получена в доработанном виде 07.08.2017
Одобрена 10.08.2017
Доступна онлайн 15.09.2017

УДК 330.43, 339.13
JEL: C22, L94, Q41

Ключевые слова: цена, электроэнергия, спрос, декомпозиция, эмпирический мод, внутренняя регрессия

Аннотация

Тема. Ценообразование на оптовом рынке электроэнергии под влиянием фундаментальных факторов (спрос, цены на топливо).

Цели. Выявить факторы, значимо влияющие на оптовую цену электроэнергии, в различных временны́х масштабах.

Методология. Исследование проводилось с использованием разработанного мультимасштабного адаптивного подхода на базе зависящей от времени внутренней регрессии и декомпозиции на эмпирические моды. Рассмотрены два электроэнергетических рынка на сутки вперед: ценовые зоны Европа – Урал (ATS EU) и Сибирь (ATS SI) российской биржи ATS в период с 01.04.2011 по 31.12.2013.

Результаты. Влияние фундаментальных факторов на цену электроэнергии на изученных рынках зависит от рассматриваемого временно́го масштаба. Влияние спроса на цену электроэнергии является однонаправленным на краткосрочных и разнонаправленным на долгосрочных периодах в зоне Европа – Урал, а в зоне Сибирь на долгосрочных масштабах обнаружено сильное однонаправленное влияние. Воздействие топливных рынков на цену электроэнергии отсутствует в краткосрочных периодах и проявляется только в среднесрочных или долгосрочных масштабах времени.

Выводы. Для аккуратного прогнозирования цены существует потребность отказаться от традиционного монофрактального подхода, а разработка моделей должна выполняться отдельно для каждого временно́го масштаба с учетом зависимости параметров моделей от времени. В ценовой зоне Европа – Урал на краткосрочном горизонте риск-менеджмента необходимо сфокусировать внимание на прогнозирование спроса и его влияния на цену, а для зоны Сибирь – учитывать только долгосрочное изменение спроса. Рекомендовано генерирующим компаниям для хеджирования ценовых рисков заключать среднесрочные и долгосрочные контракты на поставку угля в зонах Сибирь и Европа – Урал соответственно.

© Издательский дом ФИНАНСЫ и КРЕДИТ, 2017

Для цитирования: Афанасьев Д.О. Цена электроэнергии: что определяет ее динамику на различных временны́х масштабах? // Финансовая аналитика: проблемы и решения. – 2017. – Т. 10, № 9. – С. 1032 – 1047.
https://doi.org/10.24891/fa.10.9.1032

Введение

Глобальный тренд на дерегуляцию рынков электроэнергии поставил перед учеными и практиками ряд новых нетривиальных задач в области стратегического планирования, риск-менеджмента и прогнозирования. Сложность их решения во многом определяется уникальностью электроэнергии как продукта, и это отражается на характерном для нее механизме ценообразования.

При этом ценообразование является очень важным аспектом функционирования рынков электроэнергии ввиду высокой капиталоемкости отрасли и длительных периодов создания и функционирования энергетических объектов. В данных условиях эконометрические методы

анализа оказываются крайне эффективным и полезным инструментом.

В литературе получили распространение так называемые структурные, или фундаментальные, модели цены [1, 2]. Основной их чертой является стремление при их формировании учесть влияние на цену электроэнергии наиболее значимых (фундаментальных) факторов, таких как величина спроса, доступная мощность генерации, затраты на топливо, климатические факторы и т.д.

Предыдущие исследования [3–5] показали, что данный тип моделей, являясь компромиссным вариантом, вместе с тем способен адекватно отражать основные свойства и особенности поведения цены электроэнергии. Однако стоит отметить, что известные работы чаще всего не учитывают ряд важных моментов.

Во-первых, анализ влияния объясняющих факторов на цену электроэнергии выполняется на уровне исходных данных. Попытки объяснения причин внутренней динамики, то есть изменений на тех или иных временны́х масштабах исследуемого ряда, предпринимаются достаточно редко.

При этом, как показано в работах [6–8], цена электроэнергии демонстрирует зависящее от временно́го масштаба поведение (краткосрочные флуктуации, среднесрочные переломы в динамике, долгосрочный тренд).

Исследователи приходят к выводу, что моделирование цены электроэнергии нужно выполнять на более детальном уровне с использованием моделей, выходящих за границы применимости монофрактального подхода. На практике могут возникать такие вопросы:

- под воздействием каких факторов формируется цена на том или ином временном масштабе;
- насколько различается влияние спроса на цену в краткосрочном и долгосрочном периодах;
- начиная с каких временны́х масштабов, изменения ситуации на топливных рынках отражаются на цене электроэнергии?

Получить верные ответы с использованием фундаментальных моделей представляется проблематичным.

Во-вторых, часто предполагается постоянство силы связи цены электроэнергии и объясняющих факторов на протяжении всего исследуемого периода. Учитывая сложность и нелинейность данного рынка [6], более естественно было бы предположить, что эта связь изменяется во времени.

Чтобы восполнить обозначенные пробелы в литературе, имеет смысл рассмотреть вопросы динамической взаимосвязи цены электроэнергии и ее фундаментальных детерминант на различных временны́х отрезках.

Предлагается использовать мультимасштабный адаптивный регрессионный анализ и его основной инструмент – зависящую от времени внутреннюю регрессию. Данная методика в своей основе содержит декомпозицию на эмпирические моды [9–12] и развивает идеи, предложенные в работе [13].

Гипотезы исследования

Выдвигаем три гипотезы о влиянии объясняющих факторов на цену электроэнергии в различных временны́х масштабах. При этом в соответствии с общей практикой в литературе по электроэнергетике под краткосрочными понимаются периоды от нескольких дней до одного месяца, под среднесрочными – от одного месяца до одного квартала, под долгосрочными – более одного квартала.

Гипотеза 1. *Влияние на цену электроэнергии фундаментальных факторов (таких, как спрос на электроэнергию и стоимость топлива) зависит от рассматриваемого временно́го масштаба и на каждом из них изменяется во времени.*

Данное утверждение следует из результатов, полученных ранее в работах [6–8], и отражает комплексный и нелинейный характер процессов на рынке электроэнергии, динамика которого объясняется факторами с различными характерными временны́ми масштабами изменений и взаимодействием множества экономических агентов, которые строят торговые стратегии на периоды различной продолжительности.

Гипотеза 2. *Влияние спроса на цену электроэнергии различается в различных временны́х масштабах: оно положительное в краткосрочном периоде, относительно слабое в среднесрочном и отрицательное в долгосрочной перспективе.*

Первое утверждение следует из недельной периодичности спроса, влияющей на цену; второе объясняется сглаживанием дисбаланса спроса и предложения за счет включения резервных мощностей; третье основано на том, что с теоретической точки зрения долгосрочный рост цен должен приводить к оптимизации потребления за счет применения энергоэффективных технологий.

Гипотеза 3. *Влияние топливных рынков на цену электроэнергии проявляется, только начиная со среднесрочных или долгосрочных масштабов времени.*

Данное предположение следует из следующих фактов.

Во-первых, высокочастотные изменения цены электроэнергии обычно проходят параллельно с относительно медленно меняющимися и низковолатильными ценами на топливных рынках.

Во-вторых, теплоэлектростанции (ТЭС) формируют запасы топлива (либо прямо, либо косвенно – за счет заключения среднесрочных договоров на поставку), поэтому изменение ситуации на энергетических рынках не будет отражаться одномоментно на переменных затратах генерирующих компаний. Подобные результаты, только с использованием тестирования причинности по Гренджеру, были получены ранее в ряде исследований [14–16].

Исходные данные

Для проверки гипотез были рассмотрены два электроэнергетических рынка на сутки вперед: ценовые зоны Европа – Урал (ATS EU) и Сибирь (ATS SI) российской биржи ATS с 01.04.2011 по 31.12.2013. Выбор такого периода в основном продиктован доступностью необходимых данных.

Для российского рынка, функционирование которого обеспечивает администратор торговой системы (АО «АТС»), в качестве цены электроэнергии были использованы ежедневные значения средневзвешенной цены покупки[1], а для спроса рассчитано среднее арифметическое 24 часовых прогнозных значений[2].

По данным Международного энергетического агентства, на российском рынке в течение 2011–2013 гг. примерно 49% выработки электричества пришлось на газ и 16% – на уголь[3]. При этом в теплогенерацию ценовой зоны Сибирь существенный вклад вносит уголь, в то время, как в зоне Европа – Урал преобладают газовые электростанции. Именно эти виды топлива были учтены в дальнейшем при моделировании.

Цена на газ рассчитывалась как средний тариф для регионов, входящих в каждую из ценовых зон. Так как тарифы пересматриваются достаточно редко, они принимаются во внимание только при моделировании долгосрочной составляющей цены электроэнергии.

[1] Данные официального сайта АО «АТС». URL: http://atsenergo.ru

[2] Данные доступны в разделе «Оптовый рынок электроэнергии и мощности» официального сайта АО «СО ЕЭС». URL: http://br.so-ups.ru

[3] По данным отчета на официальном веб-сайте Международного энергетического агентства. URL: https://www.iea.org/statistics/statisticssearch/report/?country=Russia&product=electricityandheat

Данные по котировкам угля, включающие в себя затраты на перевозку железнодорожным транспортом (стоимость аренды полувагона), были предоставлены сотрудником одного из крупнейших международных аналитических агентств на условии анонимности.

Методология исследования

Модель цены электроэнергии. Следуя работам [4, 17], положим, что цена электроэнергии P_t определяется двумя фундаментальными факторами: спросом на электроэнергию D_t и стоимостью топлива F_t. При этом последняя входит в модель мультипликативно.

С учетом результатов исследований [3, 4] кривая предложения предполагается экспоненциальной. Учитывая это, а также топливную структуру теплогенерации исследуемых рынков, рассмотренную ранее, фундаментальную модель цены электроэнергии запишем в следующем виде:

$$P_t = \alpha_0 G_t^{\gamma g} C_t^{\gamma c} \exp(\beta_d D_t),$$

где G_t – цена на газ;

γ – эластичность цены электроэнергии по цене соответствующего топлива;

C_t – цена на уголь;

β_d – коэффициент чувствительности к спросу, показывающий на сколько процентов изменяется P_t при изменении D_t на одну абсолютную единицу.

Логарифмируя, данную модель можно переписать в аддитивном виде.

Для оценки параметров приведенной фундаментальной модели может быть применен регрессионный анализ. Однако, как уже было отмечено, подобный подход не позволяет понять, какие наборы факторов определяют динамику цены электроэнергии в различных временны́х масштабах. Для преодоления данной проблемы предлагается выполнить мультимасштабный адаптивный анализ на базе зависящей от времени внутренней регрессии.

Зависящая от времени внутренняя регрессия. Используемая в работе методика анализа взаимосвязи объясняемой и объясняющих переменных отталкивается от работы [13]. Исследователи ввели понятие и алгоритм для расчета зависящей от времени внутренней корреляции TDIC между парами компонент временно́го ряда – внутренними модовыми функциями IMF, выделенными с помощью декомпозиции на эмпирические моды EMD [9–12]. При этом оценка коэффициента выполняется в скользящем окне, размер которого определяется на основании мгновенного периода колебания мод в данный момент.

Вполне естественной идеей для развития TDIC является переход от корреляционного анализа к регрессионному. Обозначим через y зависимую переменную, а через $x_{k,t}$ – k-ю объясняющую переменную, где $k = 1 \ldots K$, t – отсчет времени. Тогда предлагаемый подход имеет следующий алгоритм.

Декомпозиция. Выделяем эмпирические моды (внутренние компоненты) y_t и $x_{k,t}$, используя полную ансамблевую декомпозицию на эмпирические моды с адаптивным шумом CEEMDAN [11, 12].

Тестирование значимости мод. Выполняем для каждой из $IMF_{i,t}^{y}$, $IMF_{i,t}^{xk}$ тест на значимость и исключаем из дальнейшего рассмотрения те моды, которые статистически не отличимы от шума[4]. Фактически проводится процедура удаления шума из исходных временны́х рядов.

Кластерный анализ. Для эмпирических мод $IMF_{i,t}^{y}$, $IMF_{i,t}^{xk}$ выполняем по отдельности процедуру иерархической кластеризации с наблюдением [18]. Этот шаг требуется для

[4] Детали теста см. в работе: *Flandrin P., Goncalves P., Rilling G.* Detrending and denoising with empirical mode decomposition. In: 12th European Signal Processing Conference, 2004, pp. 1581–1584.

того, чтобы объединить похожие между собой IMF, которые возникают из-за проблемы перемешивания мод, когда, в частности, идентичные временны́е масштабы оказываются локализованы в различных модах [10].

Результатом данного шага является набор кластерных мод $CIMF_{i,t}^{y}$ и $CIMF_{i,t}^{xk}$, представляющих собой сумму мод в кластере и сопоставимых по среднему периоду колебаний, то есть характеризующих поведение временны́х рядов в одинаковых масштабах.

Определение ширины адаптивного окна. Используя преобразование Гильберта, находим мгновенные периоды $T_{i,t}^{y}$, $T_{i,t}^{xk}$ кластерных мод $CIMF_{i,t}^{y}$ и $CIMF_{i,t}^{xk}$ для каждого момента. Размер адаптивного окна $\tau_{i,t}^{n}$ после этого вычисляется по следующей формуле [13]:

$$\tau_{i,t}^{n} = \left[t - nT_{i,t}^{m} : 2 : t + nT_{i,t}^{m} : 2 \right],$$

где $T_{i,t}^{m} = \max\left(T_{i,t}^{y}, T_{i,t}^{x1} \ldots T_{i,t}^{xK}\right)$ – максимальный из мгновенных периодов всех IMF, а $n \geq 1$ определяет число циклов, которые попадают в окно.

Регрессионный анализ. В каждый момент t восстанавливаем линейную регрессию каждой из кластерных мод $CIMF_{i,t}^{y}$ на сумму соответствующих $CIMF_{i,t}^{xk}$ в адаптивном скользящем окне $\tau_{i,t}^{n}$:

$$CIMF_{i,t}^{y} = \beta_0^i + \beta_1^i CIMF_{i,t}^{x1} + \ldots + \beta_K^i CIMF_{i,t}^{xK} + \varepsilon_{i,t},$$
$$t \neq \tau_{i,t}^{n},$$

где β_K^i – коэффициент модели для k-й объясняющей переменной;

$\varepsilon_{i,t}$ – независимо и идентично распределенная ошибка.

Так как построение регрессии выполняется в адаптивном скользящем окне, на выходе этого шага получаем временно́й ряд оценок коэффициентов $\beta_k^i(t)$ и их стандартных ошибок $SE_k^i(t)$ а также общепринятые статистики для оценки адекватности и качества модели (F-тест на значимость модели в целом, тест Харке – Бера на нормальность остатков, корреляция остатков и регрессоров для проверки эндогенности, фактор вздутия дисперсии для выявления мультиколлинеарности, коэффициент детерминации и т.п.).

Усреднение на временны́х масштабах. Для определения характерных значений коэффициентов модели β_k^i в каждом из временны́х масштабов рассчитываем соответствующие бустрапированные медианные значения для статистически значимых $\beta_k^i(t)$, а также их стандартных ошибок $SE_k^i(t)$. В дальнейшем именно эти усредненные значения будут приниматься во внимание при формулировании выводов на основании построенных моделей.

Результаты

Для каждой из компонент в *табл. 1* приведены оценки кросс-эластичностей цены электроэнергии по цене первичных видов топлива, а также коэффициент чувствительности цены и спроса на электроэнергию. На *рис. 1, 2* показана динамика зависящих от времени коэффициентов моделей для компонент с периодами один месяц, два месяца, один квартал и более полугода. Рассмотрим более подробно полученные для каждого рынка результаты.

Ценовая зона Европа – Урал (ATS EU). На бирже ATS EU в краткосрочных масштабах до одного месяца значимое влияние оказывает только спрос на электроэнергию. Здесь рост спроса на 1 ГВт приводит в среднем к росту цены на 1,1% для компоненты, которая характеризуется периодом колебаний в одну неделю[5].

[5] Здесь и далее подразумевается реакция не цены в целом, а ее компоненты, соответствующей обсуждаемому временно́му масштабу.

В двухнедельные периоды влияние спроса на цену выявлено не было. Это вполне ожидаемо, так как за это время дисбаланс генерации и потребления в общем случае устраняется за счет включения резервных мощностей по требованию системного оператора. Что касается цены на уголь, то в краткосрочные периоды до двух недель включительно статистически значимое ее влияние на цену электроэнергии обнаружено не было.

В среднесрочной перспективе с временны́ми масштабами изменений от одного месяца до одного квартала спрос также оказывается значимым фактором при формировании цены электроэнергии. Так, на отрезке в один месяц его рост на 1 ГВт влечет за собой рост цены в среднем на 1%. В то же время на масштабах в два месяца влияние спроса в среднем уже отсутствует. Это же касается и цены на уголь, которая не отражается на цене электроэнергии в данных масштабах.

В долгосрочной перспективе для изменений в периоды от трех до шести месяцев спрос хотя и оказывает статистически значимое влияние, но оно достаточно слабое: рост спроса на 1 ГВт приводит к снижению цены всего на 0,1%.

Наиболее существенной для объяснения цены электроэнергии в данном масштабе является стоимость угля. Коэффициент γ_c составляет 1,98, то есть цена электроэнергии является эластичной по цене угля и реагирует ростом почти на 2% при изменении последней на 1%.

Для масштабов долгосрочного тренда (более шести месяцев) значимым оказывается влияние спроса: его рост на 1 ГВт приводит к снижению цены на 1,5%. Коэффициент при цене на уголь отрицательный, что показывает разнонаправленную динамику рынков данного топлива и электроэнергии и, как следствие, отсутствие влияния цены угля на электроэнергию[6].

Эластичность цены газа составляет 0,73%. Это говорит, с одной стороны, о наличии ожидаемого влияния газовых тарифов на рынок электроэнергии, а с другой – о неэластичности цены такого топлива: только часть роста затрат теплоэлектростанций на газ переносится в долгосрочном периоде на стоимость электроэнергии.

Ценовая зона Сибирь (ATS SI). На бирже ATS SI в краткосрочные периоды влияние как спроса на электроэнергию, так и цен на уголь выявлено не было. В среднесрочных масштабах времени, которые соответствуют периодам колебаний в два месяца, значимым оказалось влияние обоих факторов.

Так, при росте спроса на 1 ГВт цена электроэнергии в среднем возрастает на 2%. Что касается затрат на уголь, то эластичность составляет здесь 2,2%. Таким образом, изменение его цены на 1% приводит к значительно более сильной реакции цены электроэнергии.

В долгосрочном масштабе от трех до шести месяцев статистически значимое влияние оказывает спрос. Однако, как и в случае с биржей ATS EU, оно оказывается относительно слабым: рост спроса на 1 ГВт приводит в среднем к росту цены всего на 0,4%. Для коэффициента при цене угля был получен отрицательный знак, что говорит об отсутствии влияния рынка угля на цену электроэнергии в данном временно́м масштабе.

Во временны́х масштабах, соответствующих долгосрочному тренду (более шести месяцев), цена электроэнергии формируется под действием спроса на нее и тарифов на газ, а рынок угля не оказывает влияния. При этом

[6] Себестоимость электроэнергии (которая отражается в ценовых заявках на продажу) для ТЭС формируется как сумма условно-постоянных операционных издержек и условно-переменных затрат на топливо. Следовательно, с экономической точки зрения эластичность должна быть положительной. Отрицательное ее значение, по сути, говорит об отсутствии влияния соответствующего топливного рынка на цену электроэнергии.

реакция на изменение спроса очень значительна: рост в долгосрочной перспективе среднесуточного спроса на 1 ГВт влечет за собой увеличение цены на 23,6%.

Проанализировав данное значение на предмет адекватности, автор обнаружил, что в течение первой половины изучаемого периода цена на электроэнергию выросла со среднего значения 525 руб./МВт·ч до 653 руб./МВт·ч, а долгосрочная компонента среднесуточного спроса – с 23,1 ГВт до 24,2 ГВт. То есть рост цены составил около 24% на 1 ГВт, что примерно совпадает с оценкой соответствующего коэффициента модели.

Что касается тарифов на газ, то их эластичность составляет только 0,23%. Это говорит о том, что в ценовой зоне Сибирь лишь незначительная часть роста цены на газ переносится на цену электроэнергии в долгосрочных масштабах.

Проверка гипотез

Перейдем к обсуждению гипотез, которые были сформулированы в начале работы.

Гипотеза 1. Полученные результаты позволяют сделать вывод, что ее первая часть подтверждается для всех исследованных рынков. Из анализа данных *табл. 1* следует, что значения коэффициентов моделей в различных временны́х масштабах отличаются, при этом влияние фундаментальных факторов в определенные периоды может быть достаточно сильным, относительно слабым или полностью отсутствовать. Подтверждение факта зависимости от масштабов времени совпадает с результатами, которые получены ранее[7].

Вторая часть гипотезы также подтвердилась. *Рис. 1, 2* показывают, что в среднесрочных (до двух месяцев) масштабах коэффициенты эластичности γ и чувствительности к спросу β не постоянны во времени и демонстрируют разнонаправленную динамику. Это же относится и к долгосрочным колебаниям (с периодом от трех до шести месяцев).

Выводы о зависящем от времени поведении механизмов ценообразования на рынке электроэнергии находятся в соответствии с результатами работы [7], а непостоянство коэффициентов эластичности подтверждает результаты исследования [17]. Хотя стоит отметить, что в последнем анализ выполнялся на исходном уровне данных, в то время как данная работа распространяет выводы на более детальный уровень внутренних компонент.

Гипотеза 2 на рынке ATS EU выполняется во всех временны́х масштабах, кроме среднесрочных, а на рынке ATS SI не выполняется в краткосрочных и долгосрочных.

Первое объясняется тем, что в зоне Европа – Урал существенная доля генерации приходится на теплоэлектростанции, которые обладают определенной инерцией в смысле включения дополнительных резервных мощностей для устранения дисбаланса спроса и предложения, и это приводит к определенному влиянию спроса на цену в среднесрочных периодах.

Второе отклонение от выдвинутой гипотезы можно объяснить тем, что, во-первых, в зоне Сибирь среди потребителей значительную долю составляют алюминиевые производства с непрерывным технологическим циклом, что приводит к относительно небольшим недельным колебаниям спроса, а во-вторых, наличие значительного объема доступной электроэнергии, вырабатываемой на гидроэлектростанциях, не создает стимулов для оптимизации потребления в долгосрочной перспективе, что приводит к сонаправленной динамике цены и спроса.

Наконец, *гипотеза 3* подтвердилась для всех рынков, которые вошли в исследование.

[7] *Skantze P., Gubina A., Ilic M.* Bid-based stochastic model for electricity prices: the impact of fundamental drivers on market dynamics. MIT Energy Laboratory Technical Report EL 00-004, Massachusetts Institute of Technology, 2000.

Вместе с тем можно отметить определенные особенности, характерные для каждого из рынков.

Так, в ценовой зоне Европа – Урал влияние цен угля проявляется, начиная с долгосрочного масштаба времени с периодами изменений от одного квартала до полугодия. В Сибири влияние цен угля обнаруживается уже в среднесрочные периоды (два месяца).

Таким образом, рынок ATS SI по сравнению с рынком ATS EU раньше реагирует на изменение ситуации. Это вполне согласуется с тем фактом, что основная доля в топливной структуре теплогенерации ценовой зоны Сибирь приходится на уголь.

Во временны́х масштабах, которые отвечают долгосрочным тренд-циклическим изменениям, для рынка ATS EU определяющим топливом оказался газ. Аналогичные результаты, но с учетом интеграции электроэнергетических рынков Европы, получены для Германии и Скандинавии в работе [14]. Исследователи показали, что в долгосрочной перспективе цены электроэнергии на европейских рынках и цена английского газа корректируют друг друга до установления равновесного уровня.

В свою очередь, другие ученые [15] выявили долгосрочный коинтеграционный вектор, объясняющий совместную эволюцию цен электроэнергии и газа в Испании. Наконец, авторы работы [16] пришли к выводу: тренд в ценах электроэнергии с высокой вероятностью отражает тренд на топливных рынках.

Что касается ATS SI, то хотя на масштабах тренд-циклических изменений эластичность по газу и оказалась статистически значимой, она составила всего 0,23%. При этом влияние рынка угля обнаружено не было. Таким образом, можно заключить, что на ATS SI наиболее долгосрочные изменения на топливных рынках либо отражаются на цене электроэнергии в достаточно малой степени, либо не отражаются совсем.

Предположительно это можно объяснить: хотя тепловая генерация и обеспечивает львиную долю спроса на электроэнергию в зоне Сибирь, примерно 40–45% приходится на гидрогенерацию, которая и определяет долгосрочный тренд отрасли в регионе.

Выводы

В статье рассмотрен процесс ценообразования на дерегулированных российских рынках электроэнергии под влиянием фундаментальных факторов, в качестве которых выступали спрос на электроэнергию и цены на первичные топливные ресурсы – газ и уголь.

Были сформулированы три гипотезы о характере влияния данных факторов, в том числе о том, что оно зависит от временно́го масштаба.

В развитие идеи работы [13] предлагается применить мультимасштабный адаптивный регрессионный анализ на базе зависящей от времени внутренней регрессии и декомпозиции на эмпирические моды.

Для проверки сформулированных гипотез модели оценены на двух рынках электроэнергии России в ценовых зонах Европа – Урал и Сибирь.

В результате проведенного исследования можно сделать следующие выводы.

Во-первых, влияние фундаментальных факторов на цену электроэнергии на изученных рынках зависит от изучаемого временно́го масштаба и в большинстве из этих масштабов меняется по ходу времени. Следовательно, для аккуратного прогнозирования цены целесообразно отказаться от традиционного монофрактального подхода, а разработка моделей должна выполняться отдельно для каждого временно́го масштаба с учетом зависимости параметров моделей от времени.

Во-вторых, влияние спроса на цену электроэнергии является положительным в краткосрочные периоды и отрицательным – на

долгосрочных для ценовой зоны Европа – Урал, в то время как в зоне Сибирь в долгосрочных масштабах имеет место сильное положительное влияние. Для специалистов-практиков это означает, что на первом рынке в краткосрочном риск-менеджменте необходимо сфокусировать внимание на прогнозировании спроса и его влияния на цену, а на втором рынке – учитывать только долгосрочное изменение спроса.

В-третьих, на всех исследованных биржах влияние топливных рынков на цену электроэнергии отсутствует в краткосрочных периодах и проявляется только начиная со среднесрочных или долгосрочных масштабов времени.

При этом каждый из рынков демонстрирует определенные особенности (периоды, начиная с которых проявляется влияние, могут отличаться; на идентичных временны́х масштабах может преобладать влияние различных видов топлива). Учитывая это, можно рекомендовать генерирующим компаниям для хеджирования рисков заключать средне- и долгосрочные контракты на поставку угля в зонах Сибирь и Европа – Урал соответственно.

Таблица 1

Эластичность цены электроэнергии по ценам газа γg и угля γc и коэффициент чувствительности к спросу βd на рынках ATS EU и ATS SI в разные периоды

Table 1

Price flexibility of electric energy by γg gas and γc coal price and the sensibility factor of βd demand in the ATS EU and ATS SI markets in different periods

Период	α	γ_g	γ_c	β_d
		Европа – Урал (ATS EU)		
< 1 недели	0 (0,003)	–	0 (4,565)	0 (0,006)
1 неделя	0 (0,003)	–	0 (2,592)	0,011*** (0,002)
2 недели	0 (0,002)	–	0 (1,227)	0 (0,004)
1 месяц	0 (0,002)	–	–0,034 (0,551)	0,010*** (0,002)
2 месяца	0 (0,002)	–	0,003 (0,557)	0 (0,002)
3–6 месяцев	0 (0,002)	–	1,977*** (0,328)	–0,001** (0)
> 6 месяцев	9,034*** (1,951)	0,725*** (0,019)	–0,867*** (0,259)	–0,015*** (0,003)
		Сибирь (ATS SI)		
< 1 недели	0 (0,004)	–	0 (4,635)	0 (0,029)
1 неделя	0 (0,004)	–	0 (2,608)	0 (0,042)
2 недели	0 (0,004)	–	0 (1,924)	0 (0,038)
1 месяц	0 (0,003)	–	0 (0,684)	0 (0,016)
2 месяца	0 (0,002)	–	2,203*** (0,423)	0,020** (0,01)
3–6 месяцев	0,010*** (0,002)	–	–1,114*** (0,198)	0,004*** (0,001)
> 6 месяцев	13,402*** (0,896)	0,232*** (0,031)	–1,996*** (0,088)	0,236*** (0,006)

Примечание. В скобках приведены стандартные ошибки оценок коэффициентов моделей.
Уровни значимости: *** – 1%, ** – 5%, * – 10%.

Источник: авторская разработка

Note. Standard model-factor estimates errors are shown in parentheses. Importance levels: *** – 1%, ** – 5%, * – 10%.

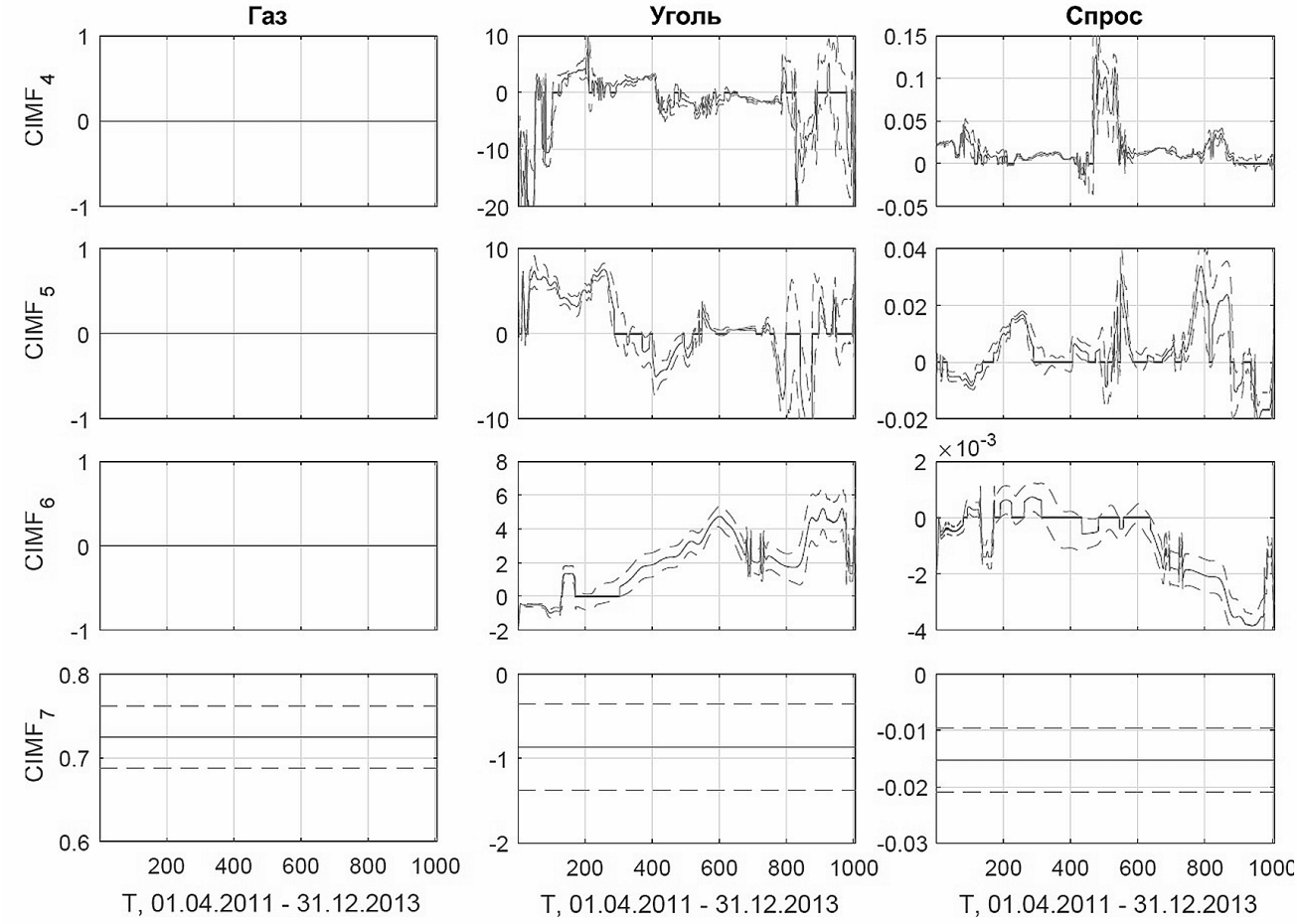
Source: Authoring

Рисунок 1

Динамика оценок коэффициентов моделей для компонент с периодом более одного месяца в зоне Европа – Урал (компьютерное отображение)

Figure 1

Evolution of model factor estimates for a component with a period of more than one month in the Europe-Ural zone (computer visualization)



Примечание. Штриховая линия – 95%-ный доверительный интервал.

Источник: составлено автором

Note. A dashed line means a 95-percent confidence interval.

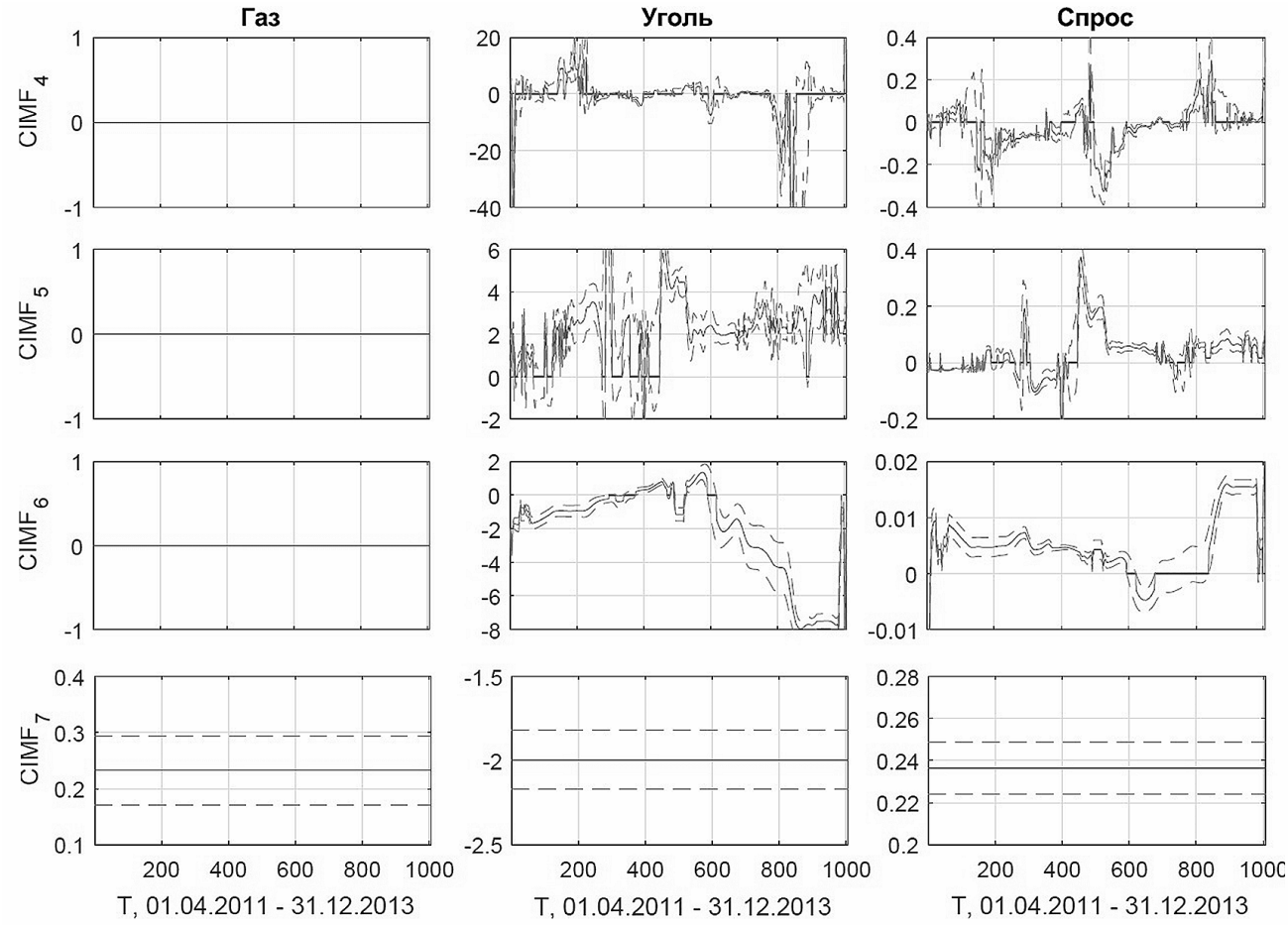
Source: Authoring

Рисунок 2

Динамика оценок коэффициентов моделей для компонент с периодом более одного месяца в зоне Сибирь (компьютерное отображение)

Figure 2

Evolution of model factor estimates for a component with a period of more than one month in the Siberia zone (computer visualization)



Примечание. Штриховая линия – 95%-ный доверительный интервал.

Источник: составлено автором

Note. A dashed line means a 95-percent confidence interval.

Source: Authoring

Список литературы

1. *Howison S., Coulon M.* Stochastic Behavior of the Electricity Bid Stack: From Fundamental Drivers to Power Prices. *Journal of Energy Markets*, 2009, no. 2, pp. 29–69. URL: http://people.maths.ox.ac.uk/~howison/papers/CoulonHowison211008.pdf

2. *Carmona R., Coulon M.* A Survey of Commodity Markets and Structural Models for Electricity Prices. In: Quantitative Energy Finance. New York, Springer, 2014, pp. 41–83.

3. *Barlow M.* A Diffusion Model for Electricity Prices. *Mathematical Finance*, 2002, vol. 12, iss. 4, pp. 287–289. doi: 10.1111/j.1467-9965.2002.tb00125.x

4. *Pirrong C., Jermakyan M.* The Price of Power: The Valuation of Power and Weather Derivatives. *Journal of Banking and Finance*, 2008, vol. 32, iss. 12, pp. 2520–2529. URL: https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2008.04.007

5. *Karakatsani N., Bunn D.* Forecasting Electricity Prices: The Impact of Fundamentals and Time-Varying Coefficients. *International Journal of Forecasting*, 2008, no. 24, pp. 764–785. URL: https://doi.org/10.1016/j.ijforecast.2008.09.008

6. *Uritskaya O.Y., Serletis A.* Quantifying Multiscale Inefficiency in Electricity Markets. *Energy Economics*, 2008, vol. 30, iss. 6, pp. 3109–3117. URL: https://doi.org/10.1016/j.eneco.2008.03.009

7. *Alvarez-Ramirez J., Escarela-Perez R.* Time-Dependent Correlations in Electricity Markets. *Energy Economics*, 2010, vol. 32, iss. 2, pp. 269–277. URL: https://doi.org/10.1016/j.eneco.2009.05.008

8. *Zhu B., Han D., Chevallier J., Wei Y.-M.* Dynamic Multiscale Interactions Between European Carbon and Electricity Markets During 2005–2016. *Energy Policy*, 2017, vol. 107, pp. 309–322. URL: https://doi.org/10.1016/j.enpol.2017.04.051

9. *Huang N., Shen Z. et al.* The Empirical Mode Decomposition and the Hilbert Spectrum for Nonlinear and Non-Stationary Time Series Analysis. *Proceedings of the Royal Society of London. Series A: Mathematical, Physical and Engineering Sciences*, 1998, vol. 454, pp. 903–995. doi: 10.1098/rspa.1998.0193

10. *Wu Z., Huang N.* Ensemble Empirical Mode Decomposition: A Noise-Assisted Data Analysis Method. *Advances in Adaptive Data Analysis*, 2009, vol. 1, iss. 1, pp. 1–41. URL: http://www.worldscientific.com/doi/abs/10.1142/S1793536909000047

11. *Torres M., Colominas M., Schlotthauer G., Flandrin P.* A Complete Ensemble Empirical Mode Decomposition with Adaptive Noise. Proceedings of the IEEE International Conference on Acoustics, Speech and Signal Processing, 2011, pp. 4144–4147. URL: http://bioingenieria.edu.ar/grupos/ldnlys/metorres/metorres_files/ICASSP2011_Torres.pdf

12. *Colominas M., Schlotthauer G., Torres M., Flandrin P.* Noise-Assisted EMD Methods in Action. *Advances in Adaptive Data Analysis*, 2012, vol. 4, iss. 4. URL: http://www.worldscientific.com/doi/abs/10.1142/S1793536912500252

13. *Chen N., Wu Z., Huang N.* The Time-Dependent Intrinsic Correlation Based on the Empirical Mode Decomposition. *Advances in Adaptive Data Analysis*, 2010, vol. 2, iss. 2, pp. 223–265. URL: http://www.worldscientific.com/doi/abs/10.1142/S1793536910000471

14. *Ferkingstad E., Løland A., Wilhelmsen M.* Causal Modeling and Inference for Electricity Markets. *Energy Economics*, 2011, vol. 33, iss. 3, pp. 404–412. URL: https://doi.org/10.1016/j.eneco.2010.10.006

15. *Moutinho V., Vieira J., Moreira A.C.* The Crucial Relationship among Energy Commodity Prices: Evidence from the Spanish Electricity Market. *Energy Policy*, 2011, vol. 39, iss. 10, pp. 5898–5908. URL: https://doi.org/10.1016/j.enpol.2011.06.043

16. *De Menezes L., Houllier M.A., Tamvakis M.* Time-Varying Convergence in European Electricity Spot Markets and Their Association with Carbon and Fuel Prices. *Energy Policy*, 2016, vol. 88, pp. 613–627. URL: https://doi.org/10.1016/j.enpol.2015.09.008

17. *Fuss R., Mahringer S., Prokopczuk M.* Electricity Derivatives Pricing with Forward-Looking Information. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 2015, vol. 58, pp. 34–57. URL: https://doi.org/10.1016/j.jedc.2015.05.016

18. *Chih-Yu K., Shao-Kuan W., Pi-Wen T.* Ensemble Empirical Mode Decomposition with Supervised Cluster Analysis. *Advances in Adaptive Data Analysis*, 2013, vol. 5, iss. 1. URL: https://doi.org/10.1142/S1793536913500052

Информация о конфликте интересов

Я, автор данной статьи, со всей ответственностью заявляю о частичном и полном отсутствии фактического или потенциального конфликта интересов с какой бы то ни было третьей стороной, который может возникнуть вследствие публикации данной статьи. Настоящее заявление относится к проведению научной работы, сбору и обработке информации, написанию и подготовке статьи, принятию решения о публикации рукописи.

pISSN 2073-4484
eISSN 2311-8768

Economic and Statistical Research

ELECTRICITY PRICE: WHAT DETERMINES ITS CHANGE ON DIFFERENT TIME SCALES?

Dmitrii O. AFANAS'EV

Financial University under Government of Russian Federation,
Moscow, Russian Federation
doafanasiev@fa.ru

Article history:
Received 6 July 2017
Received in revised form
7 August 2017
Accepted 10 August 2017
Available online
15 September 2017

JEL classification: C22, L94, Q41

Keywords: price, electric energy, demand, decomposition, empiric mode, internal regression

Abstract

Importance The paper considers the issues of pricing on the wholesale electricity market under the influence of fundamental factors (demand, fuel prices).

Objectives The paper's aim is to identify the factors that significantly affect the wholesale electricity price on different time scales.

Methods The study uses the developed multi-scale adaptive approach based on time-dependent internal regression and empirical mode decomposition. I investigate two day-ahead electricity markets: the price areas Europe-Ural and Siberia of the Russian exchange ATS during the period from April 1, 2011 to December 31, 2013.

Results The influence of fundamental factors on the electricity price depends on the time scales considered. The impact of fuel prices on the electricity price does not appear in short-term periods and manifests only in the mid-term or long-term time scales.

Conclusions and Relevance For the thorough price forecasting, there is a need in rejection of the traditional mono-fractal approach. For instance, in the Europe-Ural price area, it is necessary to focus on demand forecasting and its impact on price, while for Siberia, only long-term changes in demand should be taken into account.

© Publishing house FINANCE and CREDIT, 2017

Please cite this article as: Afanas'ev D.O. Electricity Price: What Determines Its Change on Different Time Scales? *Financial Analytics: Science and Experience*, 2017, vol. 10, iss. 9, pp. 1032–1047.
https://doi.org/10.24891/fa.10.9.1032

References

1. Howison S., Coulon M. Stochastic Behavior of the Electricity Bid Stack: From Fundamental Drivers to Power Prices. *Journal of Energy Markets*, 2009, no. 2, pp. 29–69. URL: http://people.maths.ox.ac.uk/~howison/papers/CoulonHowison211008.pdf
2. Carmona R., Coulon M. A Survey of Commodity Markets and Structural Models for Electricity Prices. In: Quantitative Energy Finance. New York, Springer, 2014, pp. 41–83.
3. Barlow M. A Diffusion Model for Electricity Prices. *Mathematical Finance*, 2002, vol. 12, iss. 4, pp. 287–289. doi: 10.1111/j.1467-9965.2002.tb00125.x
4. Pirrong C., Jermakyan M. The Price of Power: The Valuation of Power and Weather Derivatives. *Journal of Banking and Finance*, 2008, vol. 32, iss. 12, pp. 2520–2529. URL: https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2008.04.007
5. Karakatsani N., Bunn D. Forecasting Electricity Prices: The Impact of Fundamentals and Time-Varying Coefficients. *International Journal of Forecasting*, 2008, no. 24, pp. 764–785. URL: https://doi.org/10.1016/j.ijforecast.2008.09.008
6. Uritskaya O.Y., Serletis A. Quantifying Multiscale Inefficiency in Electricity Markets. *Energy Economics*, 2008, vol. 30, iss. 6, pp. 3109–3117. URL: https://doi.org/10.1016/j.eneco.2008.03.009

7. Alvarez-Ramirez J., Escarela-Perez R. Time-Dependent Correlations in Electricity Markets. *Energy Economics*, 2010, vol. 32, iss. 2, pp. 269–277. URL: https://doi.org/10.1016/j.eneco.2009.05.008

8. Zhu B., Han D., Chevallier J., Wei Y.-M. Dynamic Multiscale Interactions Between European Carbon and Electricity Markets During 2005–2016. *Energy Policy*, 2017, vol. 107, pp. 309–322. URL: https://doi.org/10.1016/j.enpol.2017.04.051

9. Huang N., Shen Z. et al. The Empirical Mode Decomposition and the Hilbert Spectrum for Nonlinear and Non-Stationary Time Series Analysis. *Proceedings of the Royal Society of London. Series A: Mathematical, Physical and Engineering Sciences*, 1998, vol. 454, pp. 903–995. doi: 10.1098/rspa.1998.0193

10. Wu Z., Huang N. Ensemble Empirical Mode Decomposition: A Noise-Assisted Data Analysis Method. *Advances in Adaptive Data Analysis*, 2009, vol. 1, iss. 1, pp. 1–41. URL: http://www.worldscientific.com/doi/abs/10.1142/S1793536909000047

11. Torres M., Colominas M., Schlotthauer G., Flandrin P. A Complete Ensemble Empirical Mode Decomposition with Adaptive Noise. Proceedings of the IEEE International Conference on Acoustics, Speech and Signal Processing, 2011, pp. 4144–4147. URL: http://bioingenieria.edu.ar/grupos/ldnlys/metorres/metorres_files/ICASSP2011_Torres.pdf

12. Colominas M., Schlotthauer G., Torres M., Flandrin P. Noise-Assisted EMD Methods in Action. *Advances in Adaptive Data Analysis*, 2012, vol. 4, iss. 4. URL: http://www.worldscientific.com/doi/abs/10.1142/S1793536912500252

13. Chen N., Wu Z., Huang N. The Time-Dependent Intrinsic Correlation Based on the Empirical Mode Decomposition. *Advances in Adaptive Data Analysis*, 2010, vol. 2, iss. 2, pp. 223–265. URL: http://www.worldscientific.com/doi/abs/10.1142/S1793536910000471

14. Ferkingstad E., Løland A., Wilhelmsen M. Causal Modeling and Inference for Electricity Markets. *Energy Economics*, 2011, vol. 33, iss. 3, pp. 404–412. URL: https://doi.org/10.1016/j.eneco.2010.10.006

15. Moutinho V., Vieira J., Moreira A.C. The Crucial Relationship among Energy Commodity Prices: Evidence from the Spanish Electricity Market. *Energy Policy*, 2011, vol. 39, iss. 10, pp. 5898–5908. URL: https://doi.org/10.1016/j.enpol.2011.06.043

16. De Menezes L., Houllier M.A., Tamvakis M. Time-Varying Convergence in European Electricity Spot Markets and Their Association with Carbon and Fuel Prices. *Energy Policy*, 2016, vol. 88, pp. 613–627. URL: https://doi.org/10.1016/j.enpol.2015.09.008

17. Fuss R., Mahringer S., Prokopczuk M. Electricity Derivatives Pricing with Forward-Looking Information. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 2015, vol. 58, pp. 34–57. URL: https://doi.org/10.1016/j.jedc.2015.05.016

18. Chih-Yu K., Shao-Kuan W., Pi-Wen T. Ensemble Empirical Mode Decomposition with Supervised Cluster Analysis. *Advances in Adaptive Data Analysis*, 2013, vol. 5, iss. 1. URL: https://doi.org/10.1142/S1793536913500052

Conflict-of-interest notification

I, the author of this article, bindingly and explicitly declare of the partial and total lack of actual or potential conflict of interest with any other third party whatsoever, which may arise as a result of the publication of this article. This statement relates to the study, data collection and interpretation, writing and preparation of the article, and the decision to submit the manuscript for publication.