

ПРОГНОЗИРОВАНИЕ РЫНКА ЭЛЕКТРОЭНЕРГИИ «НА СУТКИ ВПЕРЕД»: ПРИМЕР ВТОРОЙ ЦЕНОВОЙ ЗОНЫ*

Е. О. Смирнова

Иркутский государственный университет

А. Ю. Филатов

Дальневосточный федеральный университет

Поступила в редакцию 12 июля 2017 г.

Аннотация: в работе представлена методика построения средне- и долгосрочного прогноза цен и объемов рынка электроэнергии «на сутки вперед» на основе регрессионных моделей, с учетом нелинейного воздействия, временных лагов и распределенного во времени влияния. На основе данных 2007–2015 гг. по второй ценовой зоне «Сибирь» выявлены наиболее значимые факторы, влияющие на уровень цен, получены их количественные оценки. Проведен анализ распределения ошибок прогноза. Гипотеза об их нормальном распределении, не учитывающем реалии толстых хвостов, была отвергнута на основе критерия Пирсона. На основе полученных результатов разработана стратегия поведения участников на оптовом рынке для заключения свободных договоров и фьючерсных контрактов по экономически обоснованным ценам. Осуществлен краткосрочный прогноз почасовых цен РСВ на основе экстраполяции по максимуму подобия.

Ключевые слова: рынок электроэнергии на сутки вперед, прогнозирование цен и объемов, временные ряды, прикладная эконометрика.

Abstract: the paper proposes techniques for medium-term and long-term price and quantities forecasting at electricity «day-ahead» market on the base of regression models. We took into account non-linear effects, time lags, and distributed in time influence. Using data for 2007–2015 years in second price zone «Siberia» we revealed the most significant factors, and obtained their quantitative estimates. The errors distribution analysis has been carried out. The hypothesis of normal distribution that doesn't take into account the reality of thick tails was rejected using the Pearson criterion. On the base of obtained results the agents' strategy of free spot and forward contracts signing at the wholesale market was working out. The short-term forecast of hourly prices at DAM is carried out on the base of maximum likeness extrapolation method.

Key words: day-ahead energy market, prices and quantities forecasting, time series, applied econometrics.

На сегодняшний день можно считать завершенным начатое в 2007 г. формирование российского оптового рынка электроэнергии и мощности. Модель ОРЭМ [1; 2] основывается на принципах дерегулирования рынков, заложенных в 1980–1990-х гг. в штатах Пенсильвания, Нью-Джерси, Мэриленд, Делавер, Вирджиния и Огайо [3], а также в Калифорнии [4] и апробированных в дальнейшем на всей территории США [5], а также в электроэнергетике Великобритании [6], Аргентины, Чили [7] и других стран.

ОРЭМ состоит из трех секторов торговли электроэнергией: рынка двусторонних договоров (РДД), рынка на сутки вперед (РСВ) и балансирующего

рынка. На рынке двусторонних договоров торговля электроэнергией осуществляется по регулируемым и свободным двусторонним контрактам. В регулируемом секторе тарифы на электроэнергию, поставляемую и покупаемую на оптовом рынке, устанавливаются Федеральной службой по тарифам России, контрагентов определяет Администратор торговой системы. В последние годы доля данного сегмента сильно сократилась и в настоящее время составляет около 17 % в Европейской части России и на Урале (причем практически полностью за счет регулируемого сектора) и 26 % в Сибири (где сектор свободных двусторонних контрактов пока превалирует).

На РСВ продаются/покупаются лишние/недостающие объемы планового почасового производства/потребления электроэнергии относительно объемов регулируемых договоров. Электроэнергия торгуется на РСВ по ценам, зависящим от спроса

* Исследование выполнено в рамках гранта РФФИ № 16-06-00071-а и программы Еврокомиссии FP7/2007-2013/ по грантовому соглашению REA 609642.

© Смирнова Е. О., Филатов А. Ю., 2018

и предложения. К настоящему времени доля продаж на РСВ достигла 77 % в Европейской части России и на Урале и 69 % во второй ценовой зоне.

Балансирующий рынок представляет собой рынок отклонений фактического почасового производства и потребления электроэнергии от планового торгового графика и предназначен для обеспечения баланса производства и потребления в реальном времени. Вознаграждения получают генераторы, которые корректируют свое производство электроэнергии по инициативе Системного оператора. В то же время генераторы, снижающие объемы производства в одностороннем порядке, а также потребители, увеличивающие нагрузку, несут дополнительные расходы. Доля данного сегмента невысока и составляет 5–6 %.

Данная структура рынка была призвана создать конкурентную среду. Механизм отбора заявок осуществлен в формате двойного аукциона. Аукцион является маржинальным, т. е. цена фиксируется на максимально возможном уровне замыкающей электростанции, заявка которой востребована по-

требителями. Процесс установления равновесных цен и принципов загрузки электростанций представлен на рис. 1.

При этом по факту в России, а особенно во второй ценовой зоне, полноценную конкуренцию создать не удалось. Причиной этого является объективно высокая концентрация на электроэнергетическом рынке, связанная в частности с географическими особенностями и структурой сети. Действительно, даже по сравнению с первой ценовой зоной, где достаточно много небольших генерирующих станций, в Сибири функционируют большие комплексы, включающие в себя гидроэлектростанции, для которых из-за низких предельных издержек рыночные стимулы практически не работают. Также значительное негативное влияние на уровень конкуренции оказывают существенные сетевые ограничения, в том числе в смысле потерь при транспортировке.

В то же время, несмотря на сложившуюся олигопольную структуру отрасли, как для организаций, регулирующих энергосистему, так и для самих

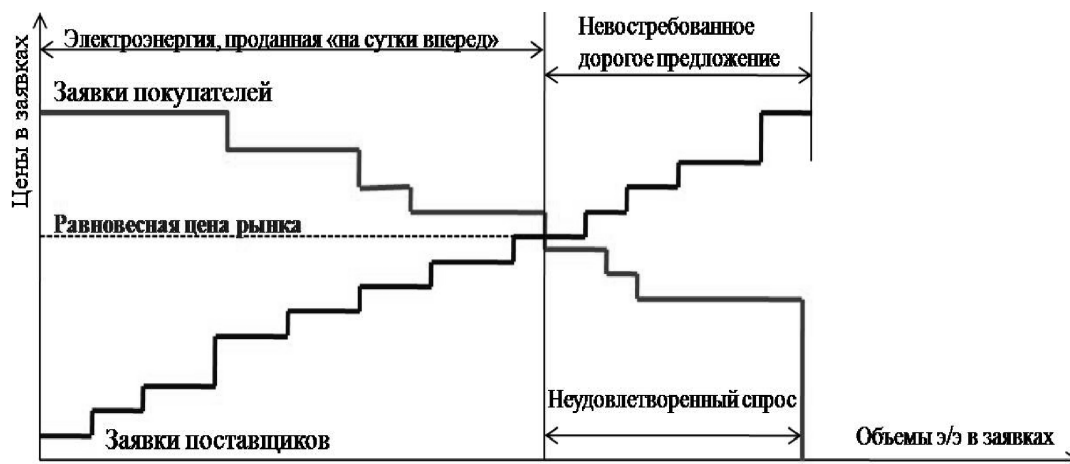


Рис. 1. Иллюстрация принципов формирования цены РСВ

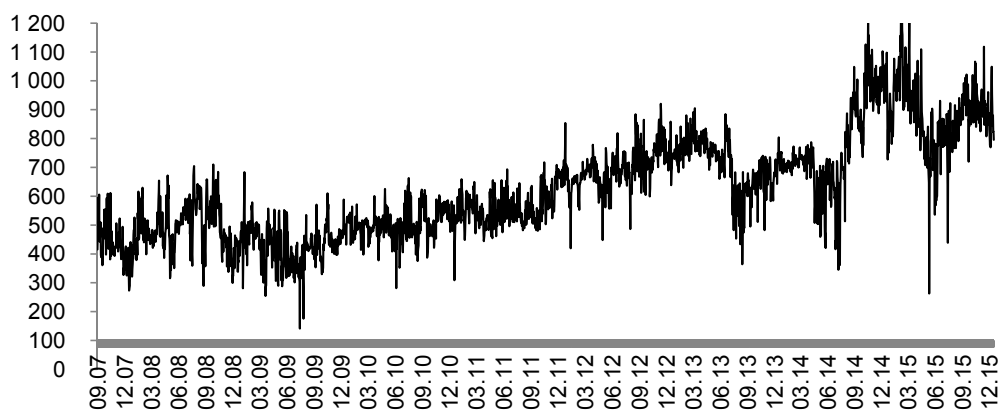


Рис. 2. Динамика индексированных цен на электроэнергию, руб./МВт·ч

энергетических компаний, а также крупных потребителей желательное отслеживание факторов, влияющих на цены электроэнергии, их количественная оценка и прогнозирование [8].

Базовая эконометрическая модель на суточных данных

В работе построим эконометрическую модель на данных статистики цен и объемов РСВ во второй ценовой зоне за 8 лет (3125 наблюдений) с сентября 2007 по декабрь 2015 г. (<http://www.atsenergo.ru>). В силу длительного интервала времени важен учет изменения цен в стране, поэтому исходный ряд был скорректирован на индекс потребительских цен (<http://www.gks.ru>). Динамика полученного ряда представлена на рис. 2.

Предварительная версия модели включала следующие регрессоры: тренд (t), дамми-переменные для дней недели $z^{(1)}-z^{(6)}$ и праздников $z^{(7)}$, доля работающих турбин на Саяно-Шушенской ГЭС (значимая из-за катастрофической аварии 2009 г.) $z^{(8)}$, средняя дневная температура $x^{(1)}$ и длительность светового дня $x^{(2)}$ (<http://rp5.ru>), индексированные цены на нефть $x^{(3)}$ и природный газ $x^{(4)}$ (<http://finam.ru>), обменный курс доллара $x^{(5)}$ и евро $x^{(6)}$ (<http://cbr.ru>), ВВП России $x^{(7)}$ (<http://www.gks.ru>). Базовые характеристики временных рядов, включая минимальное, максимальное и среднее значение, а также стандартную ошибку, приведены в табл. 1.

В окончательной версии часть переменных была исключена в целях борьбы с мультиколлинеарностью. Мы исключили температуру, коррелирующую с продолжительностью светового дня, но менее предсказуемую, цену нефти, коррелирующую с ценой на газ, и обменный курс евро из-за высокой корреляции с долларом. При этом все исключенные переменные были менее значимыми, чем оставленные в модели. Идентификация выявила следующую зависимость:

$$\begin{aligned} \hat{y} = & 182,9 + 0,174t^{**} - 0,000027t^{2**} + \\ & + 23,68z^{(1)**} + 16,05z^{(2)*} + 14,42z^{(3)*} + \\ & + 17,98z^{(4)*} + 21,49z^{(5)**} + 19,00z^{(6)*} - \\ & - 16,32z^{(7)*} - 51,43z^{(8)**} - 0,127x^{(2)**} + \\ & + 0,018x^{(4)**} + 2,68x^{(5)**} + 0,014x^{(7)**}. \end{aligned}$$

Коэффициент детерминации и среднеквадратическая ошибка составляют $\hat{R}^2 = 0,727$ и $\hat{\sigma} = 91,95$ соответственно. Одной и двумя звездочками обозначены регрессоры, значимые при уровне значимости 5 и 0,1 %.

Полученная модель продемонстрировала существенно опережающий, правда несколько замедлившийся в последнее время, рост цен на электроэнергию относительно общероссийского уровня инфляции. Явно выделяются недельные циклы – в рабочие дни (включая субботу, не отличающуюся принципиально от понедельника – пятницы, разница между которыми имеет, но не очень велика) цена электроэнергии значимо выше воскресной. В то же время в праздники цена падает значимо ниже даже воскресного минимума. Авария на Саяно-Шушенской ГЭС также очень сильно повлияла на уровень цен, поскольку сильно сократила предложение. На рынке электроэнергии наблюдается ярко выраженная сезонная компонента. Зимой, в связи с большими затратами на освещение и отопление, цены на электроэнергию становятся выше. Сильно влияют на цену электроэнергии цены на энергоносители, валютный курс, а также экономический рост (включенный в модель через ВВП), расширяющий спрос. Количественно это выглядит следующим образом:

1. Цена мегаватт-часа электроэнергии ежедневно увеличивалась в начале периода на 17,4 копейки.

Т а б л и ц а 1

Базовые характеристики исследуемых временных рядов

Временной ряд	Среднее	Станд. ошибка	Min	Max
Цена РСВ (руб./МВт·ч)	623	175	142	1249
Объем продаж (тыс. МВт·ч)	350	161	18	662
Дневная температура (°C)	+3	15	-36	+35
Длина светового дня (мин)	732	186	461	1009
Цена на газ (руб./1000 м³)	3931	1175	1564	8736
Цена на нефть (руб./баррель)	2925	655	1029	4112
Курс доллара (руб.)	34,00	10,68	22,69	72,06
Курс евро (руб.)	44,31	9,70	33,21	83,87
ВВП России (млрд руб.)	13 849	3358	8135	19 589

К настоящему времени рост практически исчерпался, составляя примерно 0,5 копейки в день (производная составит $0,174 - 0,000027 \cdot 2 \cdot 3125 = 0,005$), хотя есть и другие факторы, включая валютный курс, цены на энергоносители (заметим, типично противонаправленные) и экономический рост. Такой тренд, кстати, был незаметен в модели 2012 г. [9] в связи с короткой длиной временного ряда, а также наложением экономического кризиса 2009 г., который не был учтен ни в каком виде, поскольку в модели отсутствовала переменная, отвечающая за экономический рост.

2. Все будние дни недели значимо отличаются от воскресенья. В понедельник цена электроэнергии оказывается выше на 23,68 руб., во вторник – на 16,05 руб., в среду – на 14,42 руб., в четверг – на 17,98 руб., а в пятницу – на 21,49 руб. Эти значения поражают своей устойчивостью – в модели 2012 г. присутствовали полностью те же самые тенденции, включая некоторое проседание цен в середине недели. Единственное наблюдаемое отличие заключается в приближении субботних цен к ценам будней: разница с воскресеньем составляет ровно 19 руб. Прежде отличие от воскресенья было чуть менее значимым. Равновесная цена РСВ в официальный праздничный день, напротив, оказывается сильно (на 16,32 руб.) ниже воскресной.

3. Авария на Саяно-Шушенской ГЭС увеличила равновесную цену электроэнергии на 51,43 руб. Последовательный запуск каждого из 5 гидроагрегатов в свою очередь снижал цену примерно на 10 руб. 30 коп. каждый.

4. Увеличение длины светового дня на минуту уменьшает равновесную цену РСВ в среднем на 12,7 копеек. При увеличении длины светового дня необходимость в потреблении электроэнергии для освещения городов снижается. Кроме того, длинный летний световой день связан с теплой погодой и сокращением расходов на отопление. Этим объясняется более сильная, чем в модели 2012 г. зависимость, где свет и температура были разделены и включены в модель, как самостоятельные факторы.

5. При увеличении цен на газ на 1000 руб./1000 м³ цена РСВ увеличивается в среднем на 18 руб. Это также вдвое больше, чем в модели 2012 г., в связи с сильной корреляции цены газа с ценой нефти, которая была включена в старую модель как самостоятельный фактор. Механизм влияния прозрачен: удорожание топлива увеличивает издержки на производство электроэнергии, соответственно цена предложения также увеличивается.

6. Увеличение курса доллара на 1 руб. влечет увеличение цены электроэнергии на 2,68 руб. Валютный курс определяет в том числе цену оборудования, часто закупаемого за рубежом. Таким образом, ослабление рубля, делающее импорт более дорогим, приводит к перекладыванию этих дополнительных издержек на потребителя. Странная отрицательная зависимость, выявленная в модели 2012 г., как и предполагалось, была связана с тем, что в конце 2008 – начале 2009 г. резкий рост валютного курса, особенно по евро, совпал с резким снижением цен на энергоносители, экономическим кризисом и, как следствие, падением цен на электроэнергию.

7. В связи с тем, что макроэкономическое положение страны оказывает значимое влияние на рынки, тем более такие системообразующие, как электроэнергетический, в модель был включен ВВП. Модель показала, что его рост на 1 трлн руб. приведет к росту цены мегаватт-часа на 14 руб.

Еще одним свойством ряда цен на электроэнергию является возврат к среднему. Несмотря на достаточно высокую волатильность, цены возвращаются к предыдущему среднему после отработки фактора, приведшего к резкому отклонению. Такие ряды после устранения неслучайной составляющей и перехода к ряду остатков часто описываются авторегрессией первого порядка AR(1). В данном случае тесты подтверждают эту гипотезу. Идентифицированная модель имеет вид $\varepsilon(t) = 0,812\varepsilon(t-1) + \delta(t)$.

Коэффициент детерминации при этом увеличивается до $\hat{R}^2 = 0,907$, а среднеквадратическая ошибка прогноза будет равна $\hat{\sigma} = 53,58$. Таким образом, модель прогнозирует почти 91 % вариации результирующего показателя. Это означает, что ее вполне можно использовать и для прогноза. Правда, с интервальным прогнозом будет не всё так просто.

Анализ распределения ошибок прогноза

Типичным в эконометрических исследованиях является редко проверяемое предположение о нормальном законе распределения остатков. Предположение удобно: оно позволяет, используя несложные формулы, оценить точность прогноза и проверить гипотезы, в том числе о значимости модели. Однако оно не всегда подтверждается практикой.

Наш случай именно таков: значительные положительные и отрицательные отклонения происходят существенно чаще, чем для нормального и даже логистического закона, что подтверждают соответствующие функции плотности вероятности, изо-

браженные на рис. 3. В табл. 2 сведены те же данные. Для каждого из 20 интервалов указаны относительная частота попадания в него по эмпирическим данным, теоретические вероятности для нормального и логистического распределения, а также отклонения эмпирического закона от обоих теоретических.

Таблица ярко демонстрирует, что эмпирическое распределение имеет большую плотность вероятности, чем оба теоретических закона на хвостах и в середине (соответствующие строки табл. 2 выделены темным цветом) и меньшую в промежуточных участках. Это не случайно. И хотя логистиче-

ский закон во всех точках оказывается ближе к эмпирическим данным, чем нормальный, для него те же недостатки сохраняются.

При использовании критерия Пирсона для проверки гипотезы о законе распределения эмпирическое значение критерия составит $\chi^2_{emp} = 225,76$ для нормального закона и $\chi^2_{emp} = 77,73$ для логистического, что существенно выше критической точки $\chi^2_{crit} = 33,41$.

Объяснение здесь простое. Согласно эмпирическим данным, плотность вероятности убывает не по экспоненте, а в соответствии со степенным законом. Это означает, что несмотря на то, что

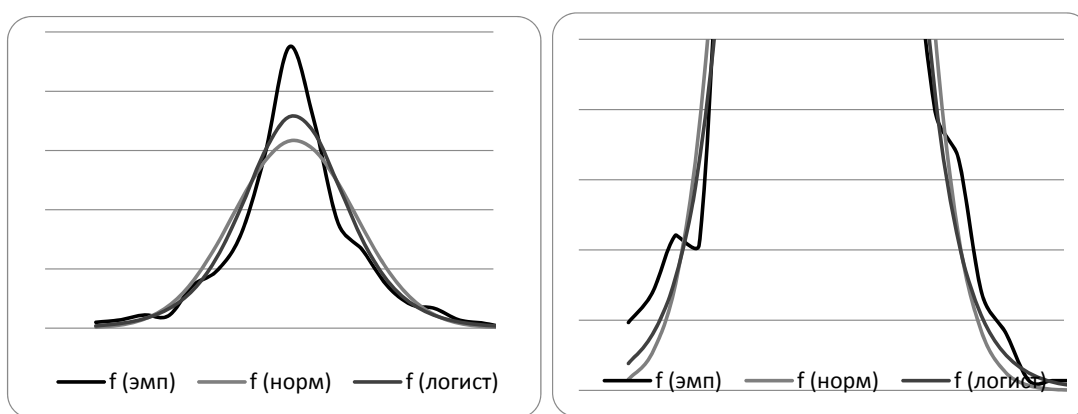


Рис. 3. Эмпирическая функция плотности вероятности, функции плотности вероятности для нормального и логистического закона (общий вид и распределение хвостов)

Таблица 2

Сравнение эмпирических данных с нормальным и логистическим законом

№ интервала	Эмпир.	Норм.	Логист.	Δнорм.	Δлогист.
1	0,005	0,001	0,002	0,004	0,003
2	0,007	0,003	0,004	0,004	0,003
3	0,011	0,008	0,008	0,003	0,003
4	0,010	0,019	0,016	-0,008	-0,006
5	0,036	0,039	0,032	-0,003	0,004
6	0,048	0,071	0,060	-0,022	-0,011
7	0,079	0,108	0,102	-0,029	-0,023
8	0,148	0,141	0,150	0,006	-0,002
9	0,238	0,158	0,179	0,080	0,059
10	0,176	0,151	0,166	0,025	0,010
11	0,089	0,123	0,122	-0,034	-0,033
12	0,066	0,086	0,075	-0,019	-0,009
13	0,037	0,051	0,041	-0,014	-0,005
14	0,020	0,026	0,021	-0,006	-0,001
15	0,017	0,011	0,011	0,005	0,006
16	0,007	0,004	0,005	0,003	0,002
17	0,004	0,001	0,003	0,003	0,002
18	0,001	0,000	0,001	0,000	-0,001
19	0,001	0,000	0,001	0,001	0,000
20	0,001	0,000	0,000	0,001	0,000

очень часто (даже чаще, чем прогнозируется) число наблюдений оказывается в тесной близости к нулю (или в общем случае к среднему значению), вероятность больших положительных и отрицательных отклонений значительно выше, чем это предсказывается стандартной моделью.

Соответственно, с учетом поправок, если в некоторых условиях точечный прогноз для цены электроэнергии на рынке на сутки вперед оказался равен \hat{y} , интервальный прогноз при заданной доверительной вероятности γ будет вычисляться по формуле

$$y \in [y_{\min}; y_{\max}] = \left[\hat{y} + s \ln\left(\frac{1-\gamma}{1+\gamma}\right); \hat{y} + s \ln\left(\frac{1+\gamma}{1-\gamma}\right) \right].$$

Например, если точечный прогноз равен 1000 руб., то в наших условиях при $s = 53,58$ доверительные интервалы для разных значений доверительной вероятности будут равны соответственно

$$\begin{aligned} y &\in [842; 1158] \text{ при } \gamma = 0,9, \\ y &\in [804; 1196] \text{ при } \gamma = 0,95, \\ y &\in [716; 1284] \text{ при } \gamma = 0,99. \end{aligned}$$

Заметим, что эти интервалы гораздо шире, чем при традиционно используемом нормальном законе распределения – редкие события действительно не настолько редки, как это кажется.

Наличие острой вершины и толстых степенных хвостов – особенность далеко не только рынка электроэнергии, но и многих других. В частности, после международного экономического кризиса 2008–2009 гг. в работе [10] похожие выводы были сделаны сотрудниками Банка Англии для модели динамики финансовых активов. Исследование подтвердило повышенную вероятность как очень хороших (что часто наблюдалось в начале 2000-х), так и очень плохих событий (в 2008–2009 гг.). Ошибочность модели с нормальным законом распределения, сильно занижающей риски, в некоторой степени объясняет подоплеку банковских кризисов, от которых не спасает и внедрение нормативов регулирования рисков Базель.

Модель с распределенными лагами

Базовая модель уже дает неплохие результаты, однако можно учесть то, что в экономике исследуемая величина часто изменяется не мгновенно, а спустя некоторое время. При этом наиболее распространенный тип воздействия – это воздействие, распределенное во времени. Так, например, продажи продукта зависят не только от сегодняшнего размера рекламного бюджета, но и от объема ре-

кламных вложений в прошлом, позапрошлом и т. д. месяцах. Дивиденды, выплачиваемые акционерным обществом, зависят от нынешних прибылей, однако в некоторой степени и от прошлогодних, позапрошлогодних и т. д.

В нашей модели на цену РСВ влияет цена газа, однако поскольку топливо не доставляется до электростанций мгновенно, логичнее рассматривать именно модель с распределенным на k периодов лагом, общий вид которой задается следующей формулой:

$$y_t = \alpha + \beta_0 x_t + \beta_1 x_{t-1} + \beta_2 x_{t-2} + \dots + \beta_k x_{t-k} + \varepsilon_t.$$

Здесь t – текущий период; x_{t-i} , $i = 1, 2, 3, \dots$ – значение влияющего фактора в $t-i$ период; β_i , $i = 1, 2, 3, \dots$ – коэффициенты влияния i -го временного лага; ε_t – случайная составляющая; β_0 – краткосрочный мультипликатор; $\sum_i \beta_i = \beta$ – долгосрочный мультипликатор.

В общем случае число влияющих периодов k может быть неограниченным. Однако в этом случае нельзя использовать простейший алгоритм последовательной оценки параметров с помощью процедуры Альта – Тинбергена [11]. Впрочем, для этого алгоритма возникают и иные проблемы, в частности, мультиколлинеарность, поэтому он не рекомендуется для использования на практике.

Другой подход, позволяющий более адекватно оценивать параметры, связан с определенным видом зависимости лаговых коэффициентов. Например, если мы считаем, что влияние лага на отклик y_t со временем экспоненциально убывает, то мы оказываемся в рамках предположения Койка [12].

Допустим, коэффициенты β_i для бесконечной модели с распределенным лагом

$$y_t = \alpha + \beta_0 x_t + \beta_1 x_{t-1} + \beta_2 x_{t-2} + \dots + \varepsilon_t$$

имеют одинаковый знак и представляют собой геометрическую прогрессию: $\beta_k = \beta_0 \lambda^k$. Поскольку темп убывания λ удовлетворяет условию $0 < \lambda < 1$, модель становится конечной:

$$\sum_{k=0}^{\infty} \beta_k = \beta_0 \left(\frac{1}{1-\lambda} \right).$$

Умножим исходную модель на λ и введем задержку на один период. Перепишем наряду с исходной моделью:

$$y_t = \alpha + \beta_0 x_t + \beta_0 \lambda x_{t-1} + \beta_0 \lambda^2 x_{t-2} + \dots + \varepsilon_t$$

$$\lambda y_{t-1} = \lambda \alpha + \beta_0 \lambda x_{t-1} + \beta_0 \lambda^2 x_{t-2} + \beta_0 \lambda^3 x_{t-3} + \dots + \lambda \varepsilon_{t-1}.$$

Вычтем второе равенство из первого:

$$y_t - \lambda y_{t-1} = \alpha(1-\lambda) + \beta_0 x_t + \varepsilon_t - \lambda \varepsilon_{t-1}.$$

Итоговая модель выглядит следующим образом:

$$y_t = \alpha(1 - \lambda) + \beta_0 x_t + \lambda y_{t-1} + \delta_t, \quad \delta_t = \varepsilon_t - \lambda \varepsilon_{t-1}.$$

Отметим пару важных особенностей преобразования Койка:

1) происходит замена бесконечного количества параметров на всего три: α , β_0 , λ , которые необходимо оценить;

2) исчезает проблема мультиколлинеарности;

3) модель из дистрибутивно-лаговой превращается в авторегрессионную, так как остается независимая переменная y_{t-1} .

Построим в развитие базовой модификации лаговую модель, учитывающую запаздывание во влиянии цены газа на цену электроэнергии. Моделирование осуществляется в два этапа.

На первом этапе учтем тренд, циклы и реальные факторы, кроме цены газа:

$$\begin{aligned} \hat{y}(t) = & 304,5 + 0,088t^{**} + 23,83z^{(1)**} + \\ & + 16,38z^{(2)**} + 14,76z^{(3)**} + 18,51z^{(4)**} + 21,38z^{(5)**} + \\ & + 18,68z^{(6)**} - 12,84z^{(7)**} - 49,08z^{(8)**} - 0,124x^{(2)**} + \\ & + 2,17x^{(5)**} + 0,015x^{(7)**} + l(t), \end{aligned}$$

а на втором применим преобразование Койка для цены газа:

$$l(t) = 0,817l(t-1)^{**} + 0,00012x^{(4)} + m(t).$$

Значение $\hat{\lambda} = 0,817$ в модели Койка на посуточных данных означает, что изменение цены газа достаточно быстро отражается в цене электроэнергии. Через неделю от сегодняшнего влияния остается чуть больше четверти, а через месяц – всего 0,3 %. В то же время полностью игнорировать эффект распределенного лага невозможно.

Прогнозирование объемов покупки электроэнергии на РСВ

Вторым направлением в работе являлось построение прогноза объемов покупки электроэнергии на РСВ.

Рисунок 4 показывает два принципиально различных этапа: период бурного роста продаж РСВ, происшедший в 2007–2011 гг., и дальнейшая стабилизация с поправкой на ярко выраженную сезонность. Особенно интересен первый участок. Поэтапное увеличение объемов в 2007–2011 гг. было связано с окончанием действия срочных договоров и соответствующим переходом участников на рынок РСВ. Процесс был неоднородным. Мы видим, что количество сдвигов длиной в полгода возникает после истечения срока действия контрактов с фиксированной датой 30 июня и 31 декабря. Этот эффект исследовался с использованием дамми-переменных $g^{(i)}$ для каждого полугодового интервала. Для прогнозирования объемов мы применяли использованные выше регрессоры, а также скорректированную на индекс потребительских цен цену электроэнергии $x^{(8)}$. Модель дала следующий результат [13]:

$$\begin{aligned} \hat{y} = & 420,05 - 0,04t^{**} + 4,19z^{(1)*} + 4,34z^{(2)*} + \\ & + 4,25z^{(3)*} + 4,21z^{(4)*} + 5,09z^{(5)**} - 17,68z^{(7)**} - \\ & - 30,40z^{(8)**} - 447,20g^{(1)**} - 409,86g^{(2)**} - \\ & - 368,95g^{(3)**} - 262,45g^{(4)**} - 189,34g^{(5)**} - \\ & - 113,93g^{(6)**} + 56,79g^{(7)**} - 0,85x^{(1)**} - 0,09x^{(2)**} + \\ & + 0,010x^{(4)**} + 2,08x^{(6)**} + 0,11x^{(8)**}. \end{aligned}$$



Рис. 4. Динамика объемов покупки электроэнергии на РСВ, ГВт·ч

Мы видим, что цена положительно значима. Это, в частности, означает, что на РСВ доминируют генерирующие компании, а не потребители. Это противоположно результатам, полученным для Евросоюза и даже для первой ценовой зоны России, но такая ситуация возможна для высококонцентрированных рынков, к которым относится рынок Сибири.

Для долгосрочного прогноза значения средних за полугодие уровней продаж аппроксимировались логистической функцией. Выделялись полугодовые участки ступенчатого повышения объемов продаж на РСВ (рис. 5, а), описываемые только что оцененными коэффициентами g_1, \dots, g_7 для дамми-переменных $g^{(1)}, \dots, g^{(7)}$. Поскольку логистическая функция работает только в положительной области, имело смысл сдвинуть график в положительную область на произвольную константу $g_0 > |\min g_j|$.

В зависимости от значения константы модель покажет различные результаты. Пусть $g_0 = 456,72$, причину данного выбора значения укажем позже. Тогда ступени полугодовых участков перейдут в положительную область (рис. 5, б).

Формула логистической функции имеет вид $\hat{y} = 1 / (\theta_0 + \theta_1 e^{-x})$. Для оценки параметров производим замену переменных: $\tilde{x} = e^{-x}$, $\tilde{y} = 1/y$ и с учетом гетероскедастичности получаем [14] зависимость $\hat{y} = 1 / (0,0021 + 0,1856 e^{-x})$.

В связи с тем, что модель является нелинейной по результирующему показателю, в общем случае математическое ожидание остатков не равняется нулю. Однако, варьируя значение константы сдвиг

га g_0 , можно добиться нулевых средних ошибок прогноза. Это происходит как раз при выбранном выше значении $g_0 = 456,72$. В то же время значение константы несущественно влияет на результаты.

Интересно, что предложенный прогноз оказался довольно точным. На основе представленной в [14] калибровки по данным до 2011 г. можно оценить максимальный объем продаж за 2014 г. Модель показала максимум 28 января в размере $\hat{y} = 591,47$. В реальности максимум в размере $y = 603,16$ был достигнут на сутки позже.

Прогнозирование почасовых цен РСВ

Третье направление исследования связано с краткосрочным прогнозом почасовых цен РСВ. Для этой задачи мы предлагаем два разных подхода: классические регрессионные модели рассмотренного выше типа с добавлением дамми-переменных для каждого часа суток и экстраполяционные модели, основанные на методе максимума подобия [15].

Для реализации обоих подходов необходимо провести предварительную обработку данных – устранить спайки и сгладить пиковые цены, используя скользящее среднее по 3 и 5 точкам. Затем для регрессионного подхода в модель, помимо представленных выше реальных факторов $x^{(1)}, \dots, x^{(7)}$ и дамми-переменных $z^{(1)}, \dots, z^{(7)}$ для дней недели и праздников, включаются дамми $\tilde{z}^{(i)}$, $i = 1, \dots, 23$ для часов:

$$\hat{y} = c + \alpha t + \sum_{i=1}^7 \theta_i x^{(i)} + \sum_{i=1}^7 \tilde{d}_i z^{(i)} + \sum_{i=1}^{23} d_i \tilde{z}^{(i)}.$$

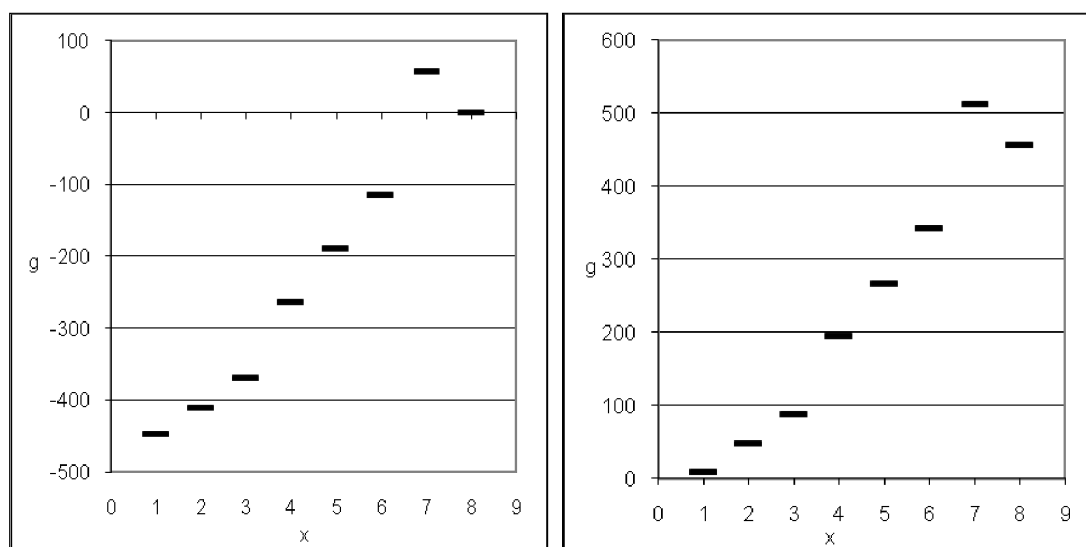


Рис. 5. Изменение объемов продаж на РСВ с полугодовым шагом:
а) исходные данные; б) скорректированные данные

Влияние внешних факторов, сезонности и еженедельных циклов незначительно отличается от базовой модели, но мы получили значительную дисперсию цен в течение дня. С 5 до 18 часов цены РСВ в основном одинаковы и достигают максимума (заметим, что в ценовой зоне «Сибирь» не обнаружено значимого утреннего и вечернего пика, которые наблюдаются в ряде других стран, а также в первой ценовой зоне России), поэтому модель сводится к версии с единой дамми-переменной для всех указанных часов. Напротив, ночью цены заметно снижаются. Мы приняли за базовый уровень цен 24-й час (последний час до полуночи). Все коэффициенты, описывающие отличия от базового уровня, представлены в табл. 3. Коэффициенты, отмеченные одной и двумя звездочками, значимо отличаются от нуля на уровне значимости 5 и 0,1 % соответственно.

Альтернативный способ для почасового прогнозирования – использование модели экстраполяции по максимуму подобия. Эта модель основана на предположении, что если общее влияние всего множества факторов в какой-то период времени привело к определенному профилю процесса, то в некоторый момент суперпозиция влияния всего множества факторов снова приведет к аналогичному профилю (рис. 6).

Пусть есть исходная последовательность $X(t) = [x_1, x_2, \dots, x_T]$ длины T . Для этой последовательности необходимо решить задачу экстраполяции в точках $X_{T+1}^P = [x_{T+1}, x_{T+2}, \dots, x_{T+P}]$ на основании

максимума подобия. Заметим, что верхним индексом определяется длина вектора, а нижним – его начало на оси времени. В качестве меры подобия двух векторов внутри одной последовательности используется коэффициент линейной корреляции:

$$L_{N,M,i} = \text{corr}(X_N^M; X_i^M), \forall N, i \in [1, T-1], \\ \forall M \in [1, T-1]: M+N < T \cup M+i < T.$$

Функция подобия

$Likeness(X_N^M) = L(i) = |\text{corr}(X_N^M, X_i^M)|, \forall i \in [1, T-1]$ возвращает вектор значений модулей коэффициентов линейной корреляции со всеми векторами длины M , лежащими левее X_N на оси времени.

Вектор X_{imax}^M , доставляющий максимум функции подобия

$$L(imax) = \max(L(i)),$$

назовем максимумом подобия для исходного вектора X_N^M .

Далее введем предположение о том, что если X_N^M и X_{imax}^M имеют высокое подобие, т. е. модуль линейного коэффициента корреляции близок к единице, то вектора X_N^{M+1} и X_{imax}^{M+1} будут также иметь высокое подобие. Данное рассуждение назовем предположением о подобии. На основании предположения о подобии решается задача экстраполяции вектора $X(t) = [x_1, x_2, \dots, x_T]$ в точках $X_{T+1}^P = [x_{T+1}, x_{T+2}, \dots, x_{T+P}]$.

Таким образом, экстраполированные значения исходной последовательности определяются согласно

$$X_{T+1}^P = A \times X_{imax+M+1}^P,$$

где A – матрица линейных коэффициентов.

Таблица 3

Значения коэффициентов при дамми-переменных для каждого часа суток

Дамми для часов	МА(3)	МА(5)	Дамми для часов	МА(3)	МА(5)
Час 1 (00:00–01:00)	-0,24*	1,31*	Час 19	44,54**	39,43**
Час 2	3,22*	6,83*	Час 20	29,10**	29,23**
Час 3	13,6**	15,56**	Час 21	14,72**	17,49**
Час 4	28,18**	26,26**	Час 22	6,16*	8,15**
Час 5	41,64**	37,11**	Час 23	2,10*	2,49*
Час 6 – Час 18	54,74**	52,79**			

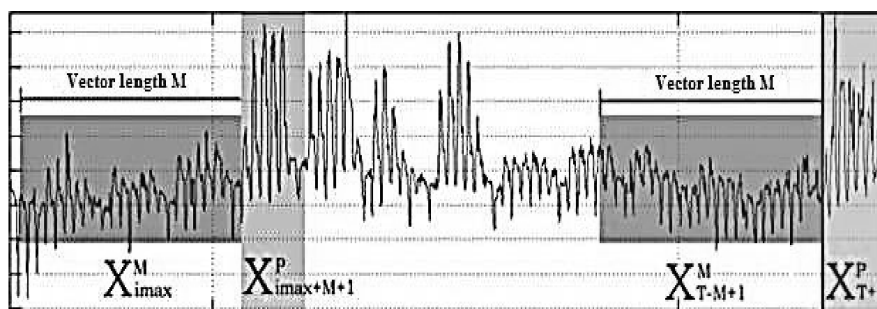


Рис. 6. Графическое представление метода максимума подобия

Считаем, что для векторов X_{T-M+1}^M и $X_{i_{max}}^M$ верно следующее:

$$X_{T-M+1}^M = A \cdot X_{i_{max}}^M + \varepsilon^M,$$

где вектор ε^M – вектор ошибок аппроксимации.

Аппроксимация $X_{T-M+1}^M = A \cdot X_{i_{max}}^M$ позволяет определить матрицу A , найденную с помощью метода наименьших квадратов:

$$A = ((X_{i_{max}}^M)^T \cdot X_{i_{max}}^M)^{-1} \cdot (X_{i_{max}}^M)^T \cdot X_{T-M+1}^M.$$

Оценивание параметров проходило по следующей методике. Временной ряд был разделен на два непересекающихся отрезка: исследовательский и контрольный. Предварительная обработка данных включала устранение аутлаеров и сглаживание пиковых цен с помощью скользящего среднего по 3 и 5 точек. Затем каждый из рядов (изначально нестационарных) приводился к стационарности первого порядка двумя алгоритмами: переходом к ряду ошибок путем вычитания уравнения регрессии (устранение влияния тренда и внешних факторов) и переходом к первым разностям. Далее проводилась экстраполяция исследо-

вательского отрезка при различных значениях параметра M , базовый отрезок выступал в качестве исторических данных. Затем на основании полученного прогнозного ряда осуществляется переход к исходному ряду, в результате чего получен прогнозный ряд почасовых цен РСВ.

$$\hat{Y} = \hat{Y}_{\text{стац}} + \hat{\varepsilon}, \quad \sigma = \sqrt{\frac{1}{T} \sum_{i=1}^T (y_i - \bar{y})^2}.$$

На основе выборочных данных удалось выявить оптимальную длину вектора M^* (168 часов, что в точности соответствует одной неделе), а также оптимальный способ устранения аутлаеров и сглаживания пиковых цен (скользящее среднее по 5 точек). Это позволило уменьшить среднеквадратическую ошибку прогноза цены электроэнергии до $\hat{\sigma} = 1,68$.

Результаты экстраполяции в зависимости от типа усреднения и способа устранения нестационарности представлены на рис. 7. Также на каждом графике отмечено оптимальное значение M^* и соответствующая ему среднеквадратическая ошибка σ^* .

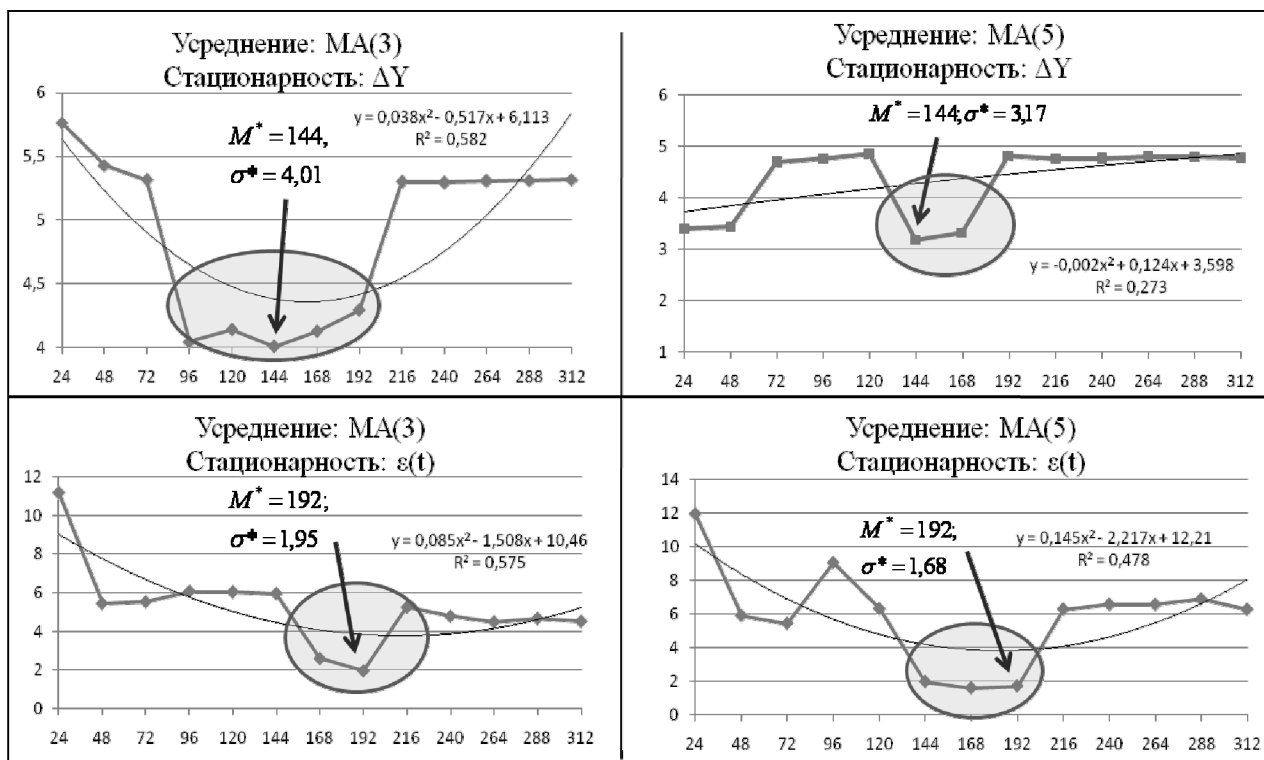


Рис. 7. Зависимость точности экстраполяции от типа усреднения и способа устранения нестационарности

ЛИТЕРАТУРА

1. Давидсон М. Р. Математическая модель конкурентного оптового рынка электроэнергии в России / М. Р. Давидсон [и др.] // Известия РАН. Теория и системы управления. – 2004. – № 3. – С. 72–83.
2. Pittman R. Restructuring the Russian electricity sector : Re-creating California? / R. Pittman // Energy Policy. – 2007. – Т. 35. – № 3. – P. 1872–1883.
3. Borenstein S. Understanding competitive pricing and market power in wholesale electricity markets / S. Borenstein // The Electricity Journal. – 2000. – V. 13. – P. 49–57.
4. Borenstein S. The trouble with electricity markets : understanding California's restructuring disaster / S. Borenstein // The Journal of Economic Perspectives. – 2002. – V. 16. – № 1. – P. 191–211.
5. Barkovich B. Charting a new course in California (electricity market restructuring) / B. Barkovich, D. Hawk // IEEE Spectrum. – 1996. – V. 33. – № 7. – P. 26–31.
6. Surrey J. The British electricity experiment. Privatization: the record, the issues, the lessons / J. Surrey // Journal of Energy Literature. – 1996. – V. 2. – P. 64–67.
7. Rudnick H. Pioneering electricity reform in South America / H. Rudnick // IEEE Spectrum. – 1996. – V. 33. – № 8. – P. 38–44.
8. Крупский А. В. Методика прогнозирования узловых цен на энергорынках / А. В. Крупский // Электроэнергетика глазами молодежи : научные труды всероссийской научно-технической конференции : сборник статей. – Екатеринбург : УрФУ. – 2010. – Т. 1. – С. 375–379.
9. Смирнова Е. О. Прогнозирование основных характеристик рынка электроэнергии на сутки вперед эконометрическими методами / Е. О. Смирнова, А. Ю. Филатов // Материалы XIV Международной научной конференции НИУ ВШЭ по проблемам развития экономики и общества, Москва : НИУ ВШЭ. – 2014. – Т. 2. – С. 293–302.
10. Anand K., Gai P., Kapadia S., Brennan S., Willison M. A network model of financial system resilience // Journal of Economic Behavior and Organization. – 2013. – V. 85. – P. 219–235.
11. Alt F. Distributed Lags / F. Alt // Econometrica. – 1942. – V. 10. – № 2. – P. 113–128.
12. Koyck L. Distributed lags and investment analysis / L. Koyck. – Amsterdam : North-Holland Publishing Company, 1954.
13. Filatov A. The electricity price and quantity forecasting at the day-ahead market / A. Filatov, E. Smirnova // Scientific Enquiry in the Contemporary World : Theoretical Basics and Innovative Approach. – Titusville, FL, USA : L&L Publishing. – 2012. – P. 47–50.
14. Айзенберг Н. И. Моделирование и анализ механизмов функционирования электроэнергетических рынков / Н. И. Айзенберг, А. Ю. Филатов. – Иркутск : Изд-во Иркут. гос. ун-та. – 2013. – 98 с.
15. Чучуева И. А. Модель экстраполяции временных рядов по выборке максимального подобию / И. А. Чучуева // Информационные технологии. – 2010. – № 12. – С. 43–47.

Иркутский государственный университет
Смирнова Е. О., аспирант
E-mail: smirnovengen-91@mail.ru
Тел.: +7 (950) 113-28-56

Irkutsk State University
Smirnova E. O., Post-graduate Student
E-mail: smirnovengen-91@mail.ru
Tel.: +7 (950) 113-28-56

Дальневосточный федеральный университет,
Владивосток
Филатов А. Ю., главный научный сотрудник
Академического департамента ШЭМ ДВФУ
E-mail: alexander.filatov@gmail.com
Тел.: +7 (914) 882-18-88

Far Eastern Federal University, Vladivostok
Filatov A. Yu., Principal Research Scientist of
Academic Department SEM FEFU
E-mail: alexander.filatov@gmail.com
Tel.: +7 (914) 882-18-88