



Аполонский О.Ю., [Орлов Ю.Н.](#)

Сравнительный анализ
долгосрочных прогнозов
развития мировой
энергетики. Часть III

Рекомендуемая форма библиографической ссылки: Аполонский О.Ю., Орлов Ю.Н. Сравнительный анализ долгосрочных прогнозов развития мировой энергетики. Часть III // Препринты ИПМ им. М.В.Келдыша. 2012. № 17. 26 с. URL: <http://library.keldysh.ru/preprint.asp?id=2012-17>

Ордена Ленина
ИНСТИТУТ ПРИКЛАДНОЙ МАТЕМАТИКИ
имени М.В. Келдыша
Российской Академии наук

О.Ю. Аполонский, Ю.Н. Орлов

**Сравнительный анализ долгосрочных прогнозов
развития мировой энергетики. Часть III**

Москва – 2012

О.Ю. Аполонский, Ю.Н. Орлов. Сравнительный анализ долгосрочных прогнозов развития мировой энергетики. Часть III. Препринт Института прикладной математики им. М.В. Келдыша РАН, 2012, 26 страниц, 9 рисунков, библиография: 7 наименований.

В работе проводится статистический анализ прогнозов потребления энергии в мире и, в частности, природного газа, которые делаются в Международном Энергетическом Агентстве (МЭА) и в Министерстве Энергетики США (МЭ США). Предложен количественный критерий качества прогнозных систем и сделан вывод о необходимости улучшения моделирования в области долгосрочных прогнозов. Проведен сравнительный анализ точностей прогнозов с регрессионными и авторегрессионными моделями.

O.Yu. Apolonsky, Yu.N. Orlov. Analysis and comparison of long-term forecasts of the world energetic development. Part III. Preprint, Inst. Appl. Mathem., Russian Academy of Sciences, 2012, 26 Pages, 9 Figures, 7 References.

In this work the statistical analysis of the world energy consumption forecasts (in part, natural gas consumption forecasts) is carried out. We considered the forecasts, published by DOE and IEA. We suggest quantitative criterion for estimation of the quality of prognosis systems. The comparison with regression and autoregression models is considered.

Оглавление

7. Сравнительный статистический анализ точности прогнозов МЭ США, МЭА и авторского регрессионного прогноза мирового потребления энергии и природного газа	4
8. Сравнение ошибок прогнозов МЭ США и МЭА с ошибкой наивного прогноза	9
9. Эмпирические распределения ошибок прогнозных систем	12
10. Анализ автокорреляций в динамике потребления энергии и природного газа	16
Источники	26

Перечень рисунков

Рис. 5. Среднеквадратичная относительная ошибка прогнозов мирового использования энергии по моделям IEO (МЭ США), WEO (МЭА) и регрессионной модели	5
Рис. 6. Среднеквадратичная относительная ошибка прогнозов мирового использования природного газа по моделям IEO (МЭ США), WEO (МЭА) и регрессионной модели	8
Рис. 7. Распределение числа относительных отклонений прогнозных значений мирового использования энергии от фактических значений по данным с 1994 по 2005 гг.	13
Рис. 8. Распределение числа относительных отклонений прогнозных значений мирового использования природного газа от фактических значений по данным с 1994 по 2005 гг.	15
Рис. 9. Автокорреляционная функция относительных годовых приростов фактических значений мирового потребления энергии и природного газа	17
Рис. 10. Среднеквадратичная относительная ошибка прогнозов мирового использования энергии по моделям IEO (МЭ США) и WEO (МЭА), регрессионной и авторегрессионной моделям	20
Рис. 11. Среднеквадратичная относительная ошибка прогнозов мирового использования природного газа по моделям IEO (МЭ США) и WEO (МЭА), регрессионной и авторегрессионной моделям	21
Рис. 12. Распределение числа относительных отклонений прогнозных значений мирового использования энергии от фактических значений по данным с 1995 по 2005 гг.	22
Рис. 13. Распределение числа относительных отклонений прогнозных значений мирового использования природного газа от фактических значений по данным с 1995 по 2005 гг.	23

Перечень таблиц

Табл. 16. Относительная ошибка регрессионных прогнозов мирового потребления природного газа	7
Табл. 17. Относительная ошибка авторегрессионных прогнозов мирового потребления энергии	19
Табл. 18. Относительная ошибка авторегрессионных прогнозов мирового потребления природного газа	21
Табл. 19. Сравнительные характеристики точности прогнозных систем и моделей	24

7. Сравнительный статистический анализ точности прогнозов МЭ США, МЭА и авторского регрессионного прогноза мирового потребления энергии и природного газа

Настоящая работа является третьей частью исследования по разработке методологии оценки точности прогнозов в области развития мировой энергетики и оценки качества соответствующих прогнозных систем, начатого в [1, 2]. Анализируются прогнозные системы, созданные такими крупными организациями, как МЭА [3] и МЭ США [4]. Для связности изложения в данной Части III мы будем придерживаться сквозной нумерации разделов, рисунков, таблиц и формул, продолжая тем самым нумерацию Частей I и II.

Ошибки прогнозов МЭ США и МЭА мирового использования энергии представлены, соответственно, в Табл. 8 и 9 Части II. Эти прогнозы были построены в годы k , $k = 1993, \dots, 2003$. Как видно из указанных таблиц, совокупности значений k для МЭА и МЭ США различны. Напомним, что под *прогнозом* в данной работе мы понимаем сформированный в год k набор из M значений прогнозируемой величины, соответствующих набору из M различных последующих лет. Среднеквадратичная ошибка (СКО) каждого из этих прогнозов определяется по формуле (3) Части I, а, точнее, по её частному случаю – формуле (1) и содержится в нижних строках указанных таблиц. Кроме того, в правых столбцах таблиц представлены СКО прогнозов, выполненных в различные годы на один и тот же год. При расчёте подобных СКО осредняются квадраты относительных погрешностей, расположенных в одной строке. Однако каких-либо выражений для их вычисления, типа (1) – (3), предложено не было, поскольку трудно в общем случае не слишком громоздким образом описать действительное количество членов в строке. (В этой связи следует отметить, что в Части II ошибочно утверждается, что такого рода СКО вычисляются – как и СКО из нижних строк – по формуле (3)) [2, стр. 10].

Хотя количество данных в Табл. 8 и 9 недостаточно для полноценных статистических выводов о точности прогнозных систем, оно все же в определённой степени позволяет провести сопоставление точности прогнозов, выполненных рассматриваемыми организациями.

Здесь необходимо напомнить сделанное в Части II существенное замечание относительно исключительно методологического характера наших изысканий в части сравнения точности прогнозов МЭА и МЭ США, поскольку пока ещё не решён вопрос о выявлении действительно «эталонных» фактических значений, с которыми можно было бы сопоставлять различные прогнозы. Именно поэтому нами совершенно произвольно были взяты в качестве «фактических», «эталонных» значений соответствующие значения МЭ США, что ставит МЭА в заведомо невыгодное положение и, тем самым, делает по-настоящему количественное сравнение прогнозов невозможным, а точнее – нерепрезентативным [2, стр. 9].

В Части II мы уже проделали определённую работу по сравнительному статистическому анализу точности прогнозов МЭ США, МЭА и авторского

регрессионного прогноза (Табл. 8-10). Здесь воспроизводятся отдельные характеристики, полученные в результате этого анализа, которые могут пригодиться нам в дальнейшем, а также сопоставляются в графическом виде некоторые интегральные показатели точности прогнозирования.

На Рис. 5 приводятся результаты расчета среднеквадратичного относительного отклонения $\sigma(k, M)$ прогнозов мирового энергопотребления от факта по данным МЭА и МЭ США (Табл. 8 и 9), а также регрессионного прогноза (Табл. 10). По оси абсцисс отложен год составления прогноза, а по оси ординат – значение величины $\sigma(k, M)$, где M есть разность между 2005-м годом и годом составления прогноза (в случае регрессионного прогноза таковыми являются последние годы прогнозных баз из Табл. 10).

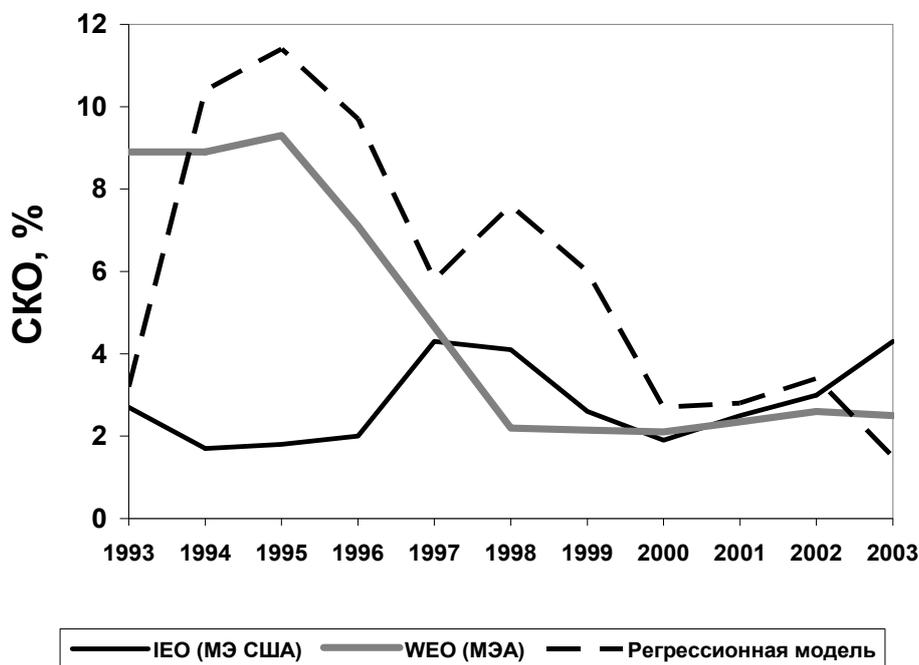


Рис. 5. Среднеквадратичная относительная ошибка прогнозов мирового использования энергии по моделям IEО (МЭ США), WEO (МЭА) и регрессионной модели. Расчет авторов

Как легко видеть из этого рисунка прогнозы МЭ США энергопотребления являются в среднем наиболее точными из всех рассматриваемых. Вместе с тем после 1998 г. прогнозы МЭА становятся существенно более точными (что было подробно рассмотрено в Части II), причем ошибки этих прогнозов меняются незначительно от года к году вблизи своего минимального значения. Заметим, что, начиная с 2000 г., прогнозы обеих организаций по точности оказались ничуть не лучше регрессионного прогноза. Напомним, что средняя в смысле формулы (4) относительная ошибка прогнозов на рассматриваемом временном участке выполнения прогнозов (с 1993 по 2003 гг.) такова: IEО (МЭ США) – 2,8%, WEO (МЭА) –

7,5%, регрессионная модель со скользящей базой в 14 лет – 7,6% [2, стр. 10, 13, 16]. Здесь необходимо отметить, что в выражение (4) Части I вкралась ошибка: вместо « D », обозначающей в данной работе дисперсию, в нём должна стоять « σ », обозначающая СКО.

Укажем при этом, что среднеквадратичный относительный годовой прирост *фактических значений* мирового энергопотребления за годы, на которые делались прогнозы (с 1994 по 2005 г.г.), составляет 2,5%. Однако, следует признать, что сравнивать ошибки (прогнозов) с приростами (фактических значений) не очень логично, так как величины эти разнородны по своему содержанию и, значит, почти что несопоставимы. «Почти» – потому, что некоторый резон у подобного соотнесения всё-таки есть, о чём будет сказано позднее в параграфе 8. Но с чем, в таком случае, можно сопоставлять относительную ошибку прогноза? Что может служить для неё тем критерием или «эталоном», каковым для самого прогноза является соответствующее фактическое значение?

Следует учесть, что на точность прогнозирования существенно влияет характер изменения с течением времени прогнозируемых величин, и, главным образом, степень немонотонности их динамики, которую можно ретроспективно оценить по характеру поведения фактических значений этих величин. Указанная немонотонность математически характеризуется модулем вторых производных фактических значений. В таком случае интегральной характеристикой данной немонотонности может служить *среднеквадратичное значение относительных вторых производных фактических значений* рассматриваемых величин. Нетрудно показать, что для случая, когда шаг равен единице (то есть, одному году), и когда для разностной аппроксимации 2-ой производной используется *левая разность* и, соответственно, 2-я производная в точке n выражается через значения самой функции в точках n , $n-1$ и $n-2$, выражение для относительной второй производной фактического значения мирового потребления энергии будет иметь вид:

$$\frac{E_{fact}''(n)}{E_{fact}(n-1)} \cong \frac{E_{fact}(n) - E_{fact}(n-1)}{E_{fact}(n-1)} - \frac{E_{fact}(n-1) - E_{fact}(n-2)}{E_{fact}(n-2)} \quad (28)$$

В левой части этого выражения вторая производная в точке n нормируется на значение функции в точке $n-1$, то есть в центральной точке левой разности, что представляется вполне логичным.

Таким образом, среднеквадратичная относительная вторая производная фактических значений мирового энергопотребления составляет за период с 1994 по 2005 г.г. 1,6%.

Точно так же проводится анализ прогнозов использования газа в мире на доступном для сравнения интервале времени. Данные по ошибкам регрессионных прогнозов использования природного газа, необходимые для построения рисунка, подобного Рис. 5, но только в части газа, приведены

ниже в Табл. 16. Эта таблица имеет такую же структуру, как и Табл. 10 Части II, которая содержит аналогичные сведения по ошибкам в отношении энергии.

Табл. 16. Относительная ошибка регрессионных прогнозов мирового потребления природного газа, %. Расчет авторов

Год, на который составлен прогноз	Прогнозная база (от 1980-1993 до 1990-2003)											СКО, %
	80-93	81-94	82-95	83-96	84-97	85-98	86-99	87-00	88-01	89-02	90-03	
1994	2,9	–	–	–	–	–	–	–	–	–	–	2,9
1995	2,8	-1,6	–	–	–	–	–	–	–	–	–	2,2
1996	1,0	-4,8	-3,6	–	–	–	–	–	–	–	–	3,5
1997	3,4	-4,4	-3,6	0,5	–	–	–	–	–	–	–	3,3
1998	4,8	-5,1	-4,8	-0,2	-0,1	–	–	–	–	–	–	3,8
1999	4,6	-7,4	-7,7	-2,8	-1,8	-1,6	–	–	–	–	–	5,0
2000	3,4	-10,7	-11,6	-6,4	-4,6	-4,3	-2,6	–	–	–	–	7,1
2001	4,3	-12,3	-14,0	-8,5	-5,6	-5,2	-3,5	0,2	–	–	–	8,0
2002	3,2	-15,7	-18,1	-12,4	-8,5	-7,9	-6,3	-1,5	-1,4	–	–	10,1
2003	1,9	-19,3	-22,5	-16,6	-11,7	-10,9	-9,3	-3,4	-2,8	-0,6	–	12,3
2004	0,5	-23,1	-26,9	-21,0	-15,0	-14,1	-12,6	-5,4	-4,4	-1,3	-0,4	14,6
2005	0,6	-25,6	-30,2	-24,2	-17,0	-15,9	-14,5	-6,0	-4,5	-0,1	0,9	16,4
СКО, %	3,1	14,1	17,1	13,2	9,9	9,9	9,3	4,0	3,5	0,8	0,7	10,8

Данные этой таблицы – как и ранее данные Табл. 10 – демонстрируют характерный для простой экстраполяции тип поведения: явный рост ошибки такого прогноза по мере увеличения промежутка времени, на который он делается. Причём характерное значение промежутка, при превышении которого качество прогнозирования становится недопустимо низким, зависит от размера фиксированной базы фактических значений, на которой основывается экстраполяция.

Однако из общей картины резко выпадает и совершенно не соответствует только что сказанному первый прогноз с базой значений за 1980-1993 г.г. В самом деле, его погрешности очень невелики на всём диапазоне прогнозирования – кстати сказать, самом большом из диапазонов всех прогнозов Табл. 16, – а для наиболее удалённых годов этого диапазона (2004-го и 2005-го) они и вовсе становятся минимальными. Это резко контрастирует с показателями точности трёх следующих прогнозов, которые для указанных двух лет отличаются от соответствующих показателей первого прогноза на полтора порядка. Наиболее вероятным объяснением этого «казуса» является случайно сложившееся соответствие – с точки зрения качества экстраполирования – базы значений 1980-1993 г.г. и динамики фактического потребления газа в мире в 1994-2005 г.г. В частности, можно отметить на основании данных по мировому потреблению природного газа из

Табл. 4 (которые и использовались в фиксированной базе регрессионного прогноза), что сразу после 1993 года, которым как раз и заканчивается база первого прогноза, поведение глобального потребления газа носит, во-первых, немонотонный, а, во-вторых, очень переменчивый характер. Так, в 1994 г. глобальное потребление газа единственный раз на всём рассматриваемом диапазоне снижается, зато в последующих 1995 и 1996 годах оно резко растёт. Подобный характер поведения фактических значений вполне может быть причиной наблюдаемого различия качества прогнозирования для различных фиксированных баз (1980-1993 г.г., с одной стороны, и 1981-1994 г.г., 1982-1995 г.г. и т.д., с другой) в рамках простой экстраполяционной модели.

По материалам Табл. 16, а также Табл. 13, 14 из Части II подготовлен Рис. 6, на котором представлены СКО прогнозов – МЭ США, МЭА и авторского регрессионного – использования газа в мире. В этих же таблицах содержится определяемая по формуле (4) среднеквадратичная относительная ошибка указанных прогнозов на интервале с 1993 по 2003 гг.: ИЕО (МЭ США) – 4,1%, WEO (МЭА) – 11,3% и регрессионной модели – 10,8%. Следует отметить, что определяемая таким образом точность регрессионной модели близка к точности прогноза МЭА.

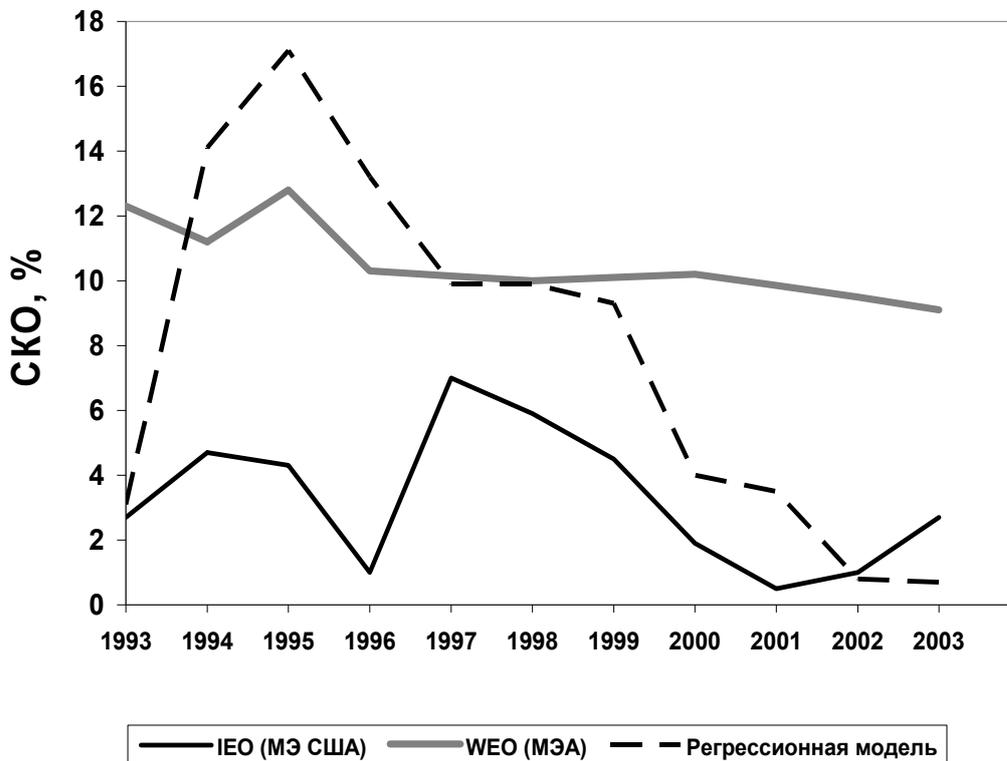


Рис. 6. Среднеквадратичная относительная ошибка прогнозов мирового использования природного газа по моделям ИЕО (МЭ США), WEO (МЭА) и регрессионной модели. Расчет авторов

Укажем для сравнения, что среднеквадратичный относительный годовой прирост фактических значений мирового потребления газа составил за промежуток времени с 1994 по 2005 г. 3,0%, что несколько больше аналогичного показателя мирового энергопотребления. А среднеквадратичная относительная вторая производная фактических значений использования природного газа в мире составляет за тот же период 2,1%.

Это означает, что средние колебания годовых фактических приростов потребления энергии лишь немного меньше, чем среднеквадратичная ошибка всех рассмотренных прогнозов энергопотребления МЭ США и в 3 раза меньше, чем ошибка прогноза МЭА. Колебания же годовых темпов потребления природного газа примерно на четверть меньше, чем совокупная среднеквадратичная ошибка прогнозов газопотребления МЭ США, и почти в 4 раза меньше, чем ошибка прогноза МЭА.

А если взять в качестве показателя «колебательности» кривых фактического глобального потребления энергии и природного газа их среднеквадратичные относительные вторые производные вместо относительных приростов, то эти величины окажутся ещё меньше: 1,6% и 2,1% против 2,5% и 3,0%, соответственно, – и, таким образом, будут почти вдвое меньше СКО прогнозов МЭ США по энергии и по газу: 1,6% и 2,1% против 2,8% и 4,1%, соответственно.

8. Сравнение ошибок прогнозов МЭ США и МЭА с ошибкой наивного прогноза

Основной проблемой рациональной оценки качества энергетического (как, впрочем, и всякого другого) прогнозирования является формирование критериев такого качества, которые бы давали возможность обоснованно отвечать на вопрос что такое «хорошо» и что такое «плохо». Подход к решению этой проблемы путём разработки специальной методики оценки качества прогнозных систем предложен в работе [5].

Одним из возможных направлений подобной оценки является сопоставление анализируемого прогноза с каким-либо упрощённым или «модельным». Примером такового является использованный нами выше регрессионный прогноз. Теперь же обратимся ещё к одному модельному прогнозу, который гораздо грубее и примитивнее регрессионного, но зато позволяет соответствующий численный анализ дополнить анализом теоретическим. Речь идёт о так называемом «наивном прогнозе», состоящем в том, что потребление энергии в следующем году будет таким же, как и в предыдущем. По мере увеличения срока прогнозирования ошибка такого прогноза, естественно, будет нарастать в среднем с темпом, определяемым СГП на рассматриваемом промежутке времени. Попробуем оценить, на какой срок «наивный прогноз» даёт в среднем ту же точность, что и рассматриваемые нами прогнозные системы. Эту же проблему можно сформулировать иначе в терминах *горизонта прогнозирования* (то есть промежутка времени, на который прогнозная система способна давать прогноз

требуемой точности): при какой требуемой точности горизонты прогнозирования «наивного прогноза» и одной из рассматриваемых здесь систем совпадают.

Рассмотрим следующий модельный пример. Пусть относительный прирост потребления (энергии или газа) равен некоторой малой величине p и постоянен в течение определённого количества лет (в нашем случае – на анализируемом промежутке 1993-2003 гг.). И пусть указанная величина составляет для энергии или газа $p = 0,028$ или $0,030$, соответственно, т.е. совпадает с СГП их фактических значений. Если руководствоваться «наивным прогнозом», т.е. считать, что потребление все время будет равно одной и той же величине E_0 , то относительная ошибка такого прогноза в n -ый год будет равна

$$\Delta_n = \frac{E_0 - E_{fact}(n)}{E_{fact}(n)} = (1 + p)^{-n} - 1, \quad (29)$$

поскольку в данном примере с постоянным годовым приростом «фактическое» потребление равно $E_{fact}(n) = E_0(1 + p)^n \equiv E_0q^n$.

Тогда *среднеквадратичная относительная ошибка «наивного прогноза»* на интервале времени в n лет составит величину:

$$\bar{\Delta}(n, q) = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{k=1}^n \Delta_k^2} = \sqrt{1 - \frac{2}{n \cdot q^n} \cdot \frac{1 - q^n}{1 - q} + \frac{1}{n \cdot q^{2n}} \cdot \frac{1 - q^{2n}}{1 - q^2}}. \quad (30)$$

Из (30) можно найти тот промежуток времени в n лет, на котором ошибка станет равной заданной величине, например, сравняется с ошибкой МЭ США или МЭА. Если обсуждать прогноз потребления энергии, то возьмем в качестве $\bar{\Delta}(n, q)$ найденную выше среднеквадратичную ошибку прогноза МЭ США, равную $0,028$. Тогда из (30) вытекает, что «наивный прогноз» имеет такую же точность на горизонте в 1 год (поскольку $\bar{\Delta}(1, 1,028) = 0,027 \cong 0,028$, а $\bar{\Delta}(2, 1,028) = 0,043 \neq 0,028$), что, конечно же, не может считаться достаточным. Теперь необходимо ответить на вопрос о том, какой горизонт прогнозирования в рамках системы МЭ США можно рациональным образом поставить в соответствие вышеуказанной среднеквадратичной ошибке. Эта ошибка определена на множестве относительных ошибок прогнозов из Табл. 8 по формуле (25). При этом сроки, на которые делались прогнозы, варьировались от 1-го года до 12-ти. Причём, прогнозов на 1 год было 12, на 2 года – тоже 12, на 3 года – 11, на 4 года – 10 и так далее вплоть до прогноза на 12 лет, который был единственным. Всего же за 11 лет было сделано 77 прогнозов на один год. Поскольку при расчёте среднеквадратичной ошибки учитывались все 77 прогнозов, то было бы логичным учесть их все и при определении горизонта прогнозирования. С учётом сказанного вычислим средний срок, на который делались прогнозы в Табл. 8, как среднее арифметическое с весовыми коэффициентами, равными количеству прогнозов на каждый срок. В результате получим величину 4,7.

Это даёт основание определить горизонт прогнозирования для Табл. 8 приблизительно в 5 лет. Следовательно, прогноз МЭ США с горизонтом прогнозирования в 5 лет существенно точнее «наивного прогноза» с горизонтом в 1 год.

Для «наивного прогноза» с ошибкой 0,075 (как у МЭА) определённый вышеуказанным образом горизонт составляет 4 года, поскольку $\bar{\Delta}(4, 1,028) = 0,072 \cong 0,075$, а $\bar{\Delta}(5, 1,028) = 0,087$ (больше, чем 0,075). Если бы подобный результат был получен для достаточно широкого набора выборок прогнозных и соответствующих им фактических значений (и при обсуждавшемся выше условии действительной «эталонности» фактических значений), то это означало бы, что на таком горизонте нет необходимости прогнозировать энергопотребление по сложной системе. Правда, в «оправдание» системы МЭА можно сказать, что прогноз глобального потребления энергии на 4 года большого интереса не представляет.

Кроме того, определим горизонт прогнозирования для данного прогноза МЭА (Табл. 9) аналогично тому, как это было сделано в отношении Табл. 8. Средний срок прогнозирования для Табл. 9 составляет 5,1 года, а потому в этом случае можно говорить о горизонте прогнозирования также в 5 лет. Таким образом, горизонты прогнозирования глобального энергопотребления МЭА и «наивного прогноза» незначительно отличаются друг от друга, что является ещё одной негативной характеристикой данного прогноза МЭА (с учётом сделанной выше оговорки об особенностях используемых нами в целях сопоставления «эталонных» фактических значениях).

Аналогично можно поступить и в части оценки качества прогнозов потребления природного газа. Так, для ошибки 0,041 (как у МЭ США) соответствующий горизонт прогнозирования «наивного прогноза» составляет 2 года, так как $\bar{\Delta}(1, 1,030) = 0,029$, а $\bar{\Delta}(2, 1,030) = 0,043 \cong 0,041$, а для прогноза с ошибкой 0,113 (как у МЭА) аналогичный показатель равняется 7 годам ($\bar{\Delta}(7, 1,030) = 0,114 \cong 0,113$). Прогноз на 7-летний срок уже может представлять и практический интерес. А это означает, что если бы наш анализ был более статистически репрезентативен (в указанном выше смысле), то полученный результат являлся бы серьёзным упреком в адрес прогнозной системы МЭА в части качества прогнозирования глобального потребления природного газа.

Поскольку Табл. 13 и 14 (точности прогнозирования глобального потребления газа МЭ США и МЭА, соответственно) имеют ту же структуру, что и Табл. 8 и 9, то и горизонты прогнозирования для них будут теми же самыми – по 5 лет. Соответственно получаем, что для рассматриваемых результатов горизонт прогнозирования МЭ США по-прежнему значительно превосходит горизонт «наивного прогноза» (5 лет против 2-х), правда, не столь уже явно, как в случае энергопотребления. В отношении же МЭА дела обстоят совсем неважно: его горизонт прогнозирования в данном случае оказался даже меньше горизонта «наивного прогноза» (5 против 7-ми). Если бы наш анализ не носил исключительно модельного характера в отношении

МЭА, то полученный результат означал, скорее всего, явную несостоятельность его прогноза в отношении глобального потребления газа.

С учётом изложенного, можно предложить следующий грубый критерий определения некачественных прогнозов, основанный на их сравнении с «наивными прогнозами», которые, как отмечалось, можно получить, буквально «ничего не делая»: *прогноз считается некачественным, если его среднеквадратичная относительная ошибка σ не меньше, чем среднеквадратичная относительная ошибка «наивного прогноза» $\bar{\Delta}(n, p)$, вычисленная с учётом фактического среднегодового прироста p на интервале времени в n лет, равном горизонту прогнозирования рассматриваемого прогноза.*

При малых p , когда $|p| \ll 1$, и с учётом того, что $p = q - 1$, можно получить приближенное выражение для ошибки (30), выраженной, при этом, через p вместо q :

$$\bar{\Delta}(n, p) = |p| \cdot \sqrt{\frac{(n+1) \cdot (2n+1)}{6}} + o(|p| \cdot n) = |p| \cdot \sqrt{\frac{n^2}{3} + \frac{n}{2} + \frac{1}{6}} + o(|p| \cdot n), \quad (31)$$

где $o(|p| \cdot n)$ обозначает величину меньшего порядка, чем $|p| \cdot n$.

Из (31) можно получить приближенное количественное выражение приведённого выше «грубого» критерия определения некачественных прогнозов, равное $|p| \cdot n / \sqrt{3}$, которое уместно при условии $n^2 / 3 \gg n / 2 + 1 / 6$, справедливом, в свою очередь, при $n \geq 5$. Это означает, что если среднеквадратичная ошибка прогноза на n лет (с первого года по n -й) при состоявшемся фактическом СГП на этом промежутке, равном p , больше, чем $|p| \cdot n / \sqrt{3}$, то такой прогноз статистически не лучше наивного, и потому его качество можно оценить как низкое.

Данное рассмотрение «наивного прогноза» даёт, кроме всего прочего, определённый аргумент в пользу обоснованности сопоставления в этой работе *ошибок* прогнозов (в данном случае – СКО) с *приростами* фактических значений (о чём было упомянуто в параграфе 7). Поскольку прирост фактического значения это, по определению, ошибка наивного прогноза, то получается, что рассматриваемое сопоставление является сравнением двух *прогнозов* – обычного и «наивного», что сразу снимает по отношению к рассматриваемым объектам претензию в их «разнородности», а значит – в несопоставимости. Действительно, раз сравниваются одинаковые по своему содержанию понятия – прогнозы, – то такое сопоставление является обоснованным.

9. Эмпирические распределения ошибок прогнозных систем

Более детально, чем на Рис.5-6, качество прогнозной системы в целом может быть описано эмпирической функцией распределения вероятности величины отклонения прогноза от факта на рассматриваемом промежутке времени. На Рис. 7 приведены гистограммы распределения числа

относительных ошибок прогнозных значений МЭ США и МЭА мирового использования энергии от соответствующих фактических значений, в качестве которых, как отмечалось выше (см. параграф 7), используются данные МЭ США. Также на нём приведена гистограмма распределения ошибки прогноза по регрессионной модели (15-16). Гистограммы получены на основе данных, содержащихся в Табл. 8, 9, 10 по всем прогнозам, выполненным с 1993 по 2003 г.г. При попадании (округленных величин) отклонений в граничные точки интервалов мы для определенности считаем, что левая граница не включается, а правая, соответственно, включается в рассматриваемый промежуток. Ширина этих интервалов выбрана равной 2-м (процентам), при этом на диаграммах указывается правая граница интервала.

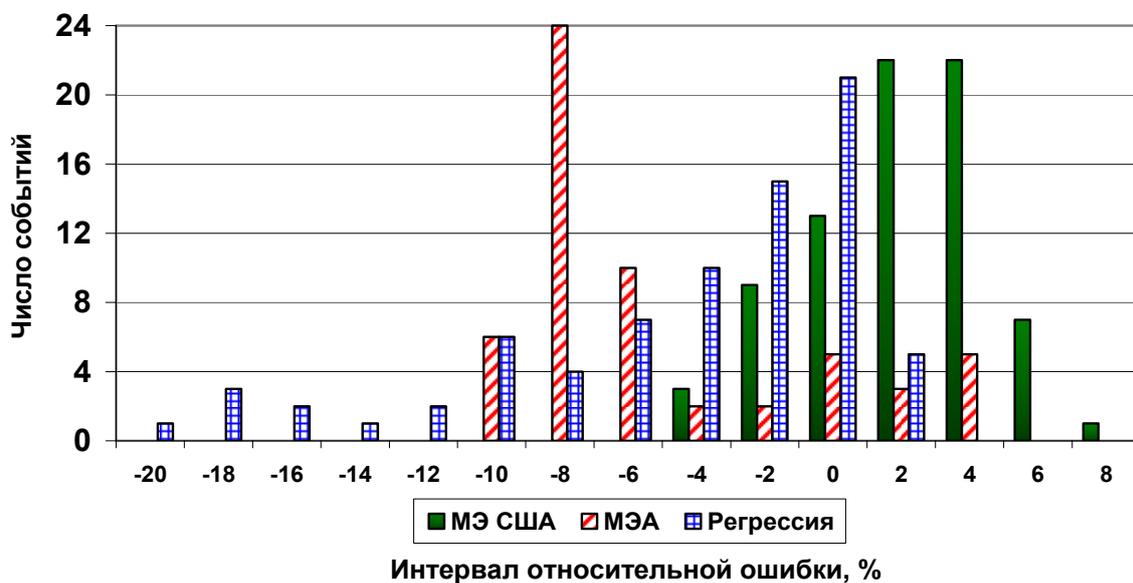


Рис. 7. Распределение числа относительных отклонений прогнозных значений мирового использования энергии от фактических значений по данным с 1994 по 2005 гг. Расчет авторов

Из Рис. 7 следует, что распределение ошибок прогнозов МЭ США не очень существенно сдвинуто вправо относительно нуля, а распределение ошибок прогноза МЭА – значительно влево. Сдвиг распределения МЭ США означает, что соответствующие прогнозы были, в среднем, несколько завышенными. А вот сдвиг распределения МЭА имеет другую природу и связан с использованием в качестве фактических значений данных МЭ США, что и приводит в части МЭА к появлению особой систематической погрешности, что уже неоднократно обсуждалось.

Распределение ошибок регрессионного прогноза значительно простирается влево. Причиной этого может быть наличие в использованных исторических данных, являющихся основой экстраполяции в рамках регрессионной модели, участков с очень низкими – и даже отрицательными – темпами роста (1980-1983 г.г. и 1988-1992 г.г.), которые могли существенно

повлиять – в сторону занижения – на характер ряда регрессионных прогнозов из общего числа выполненных. Наличие подобного «хвоста» распределения, далеко уходящего в область отрицательных значений относительных отклонений, свидетельствует о типичном для такого рода прогнозов резком ухудшении качества прогнозирования на значительные сроки при недостаточных объёмах фактических значений. Примечательным моментом является то, что максимум распределения относительного отклонения регрессионного прогноза от факта приходится на интервал, примыкающий к нулю, а именно, на интервал $(-2\%, 0\%]$. Это означает, что у регрессионного прогноза, существует много значений, близких к фактическим, наряду с упомянутым выше большим количеством значений, значительно отличающихся от факта. Что и понятно: эти прогнозы весьма хороши на короткий срок, и очень плохи – на длительный.

Качественно распределение ошибок прогнозов МЭ США имеет профиль, в общих чертах схожий с распределением ошибок регрессионного прогноза: более протяжённая левая часть, уходящая в отрицательную область ошибок, хоть и не такая длинная как у регрессионной гистограммы, и резко обрывающаяся часть распределения справа от широкого максимума, приходящегося на интервал $(0\%, 4\%]$. Профиль МЭА имеет совершенно иную форму, чем профиль МЭ США: у него резкий экстремум в интервале $(-10\%, -8\%]$ и протяжённый правый «хвост». Возможно, это является следствием различий математических аппаратов, лежащих в основе моделей МЭА и МЭ США, о чем говорилось в Части I.

Интересно сравнить долю более-менее точных прогнозов, ошибка которых сопоставима с приведённой в параграфе 7 среднеквадратичной относительной второй производной фактических значений мирового энергопотребления, составляющей за период с 1994 по 2005 г.г. 1,6%. Доля прогнозов МЭ США с ошибкой по абсолютной величине менее 1,6% составила 27%, прогнозов МЭА – 9%, регрессионных прогнозов – 26%.

Таким образом, доля «условно точных» (в вышеуказанном смысле) прогнозов потребления энергии составляет почти четверть для МЭ США и для регрессионного прогноза и менее одной десятой для МЭА. Последнее, впрочем, вполне объяснимо.

Гистограммы, представленные на Рис. 8, отражают результаты МЭ США, МЭА и авторского регрессионного моделирования в части использования природного газа. Они взяты из Табл. 13, 14 и 16. Для прогнозов потребления природного газа ситуация несколько отличается от той, что наблюдалась в отношении использования энергии. Во-первых, максимум распределения для МЭ США здесь уже не сдвинут относительно нуля и принадлежит интервалу $(-2\%, 0\%]$, и здесь он не сдвоенный, как на Рис. 7. А вот экстремум регрессионного профиля в данном случае как раз оказался сдвоенным, хотя и не совсем обычным. Данный экстремум – «двугорбый»: с одним «горбом» на том же интервале $(-2\%, 0\%]$, а с другим – на интервале $(-6\%, -4\%]$ и с небольшой «седловиной» между ними на интервале $(-4\%, -2\%]$.

Распределение регрессионного прогноза на Рис. 8 так же далеко простирается влево, в область отрицательных значений, как и на предыдущем рисунке, но только ещё в большей степени, чем на Рис. 7. (Во избежание чрезмерного измельчения интервалов пришлось даже несколько «обрезать» гистограмму слева: единственное значение из интервала $(-32\%, -30\%]$ было перенесено в интервал $(-28\%, -26\%]$ – который и стал левым крайним интервалом – и присовокуплено к имевшемуся в нём значению, тоже единственному.) Этот факт, а также наличие не столь выраженного экстремума могут означать, что качество прогнозирования использования природного газа в рамках регрессионной модели хуже качества прогнозирования потребления энергии.

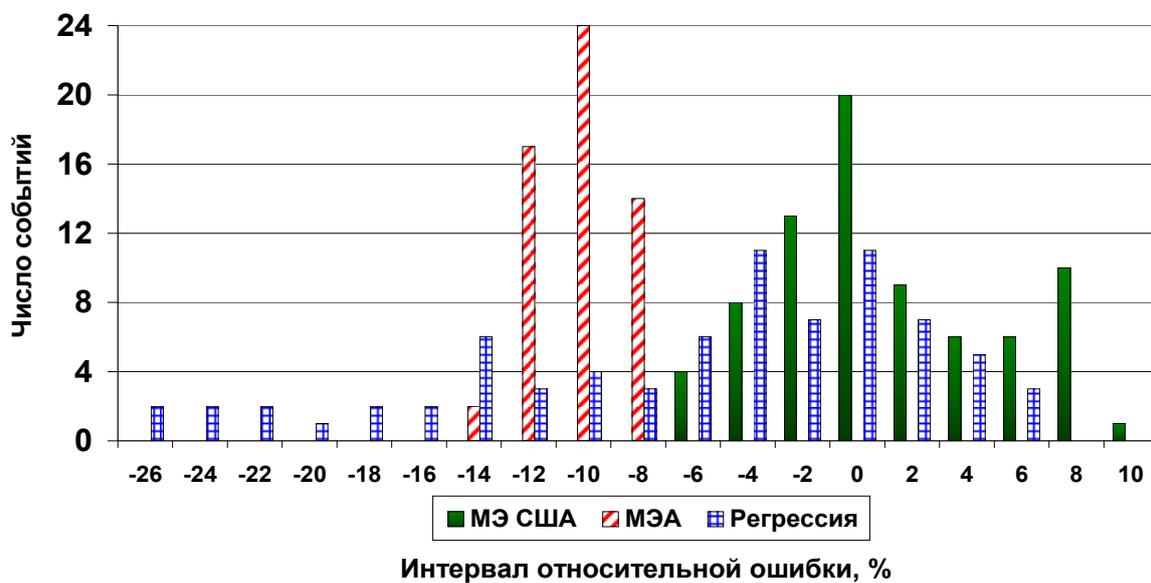


Рис. 8. Распределение числа относительных отклонений прогнозных значений мирового использования природного газа от фактических по данным с 1994 по 2005 гг. Расчет авторов

Профиль ошибок прогнозов МЭ США на Рис. 8 имеет более протяжённую правую часть, в отличие от профиля МЭ США на Рис. 7, причём на ней имеется небольшой локальный экстремум на интервале $(6\%, 8\%]$. Правда и левая не выглядит короткой, так что профиль, в целом, оказывается достаточно симметричным. Это означает, что данный прогноз не отличался ни преимущественным завышением, ни занижением показателей использования газа по сравнению с фактом. А если и давал ошибочные прогнозы, то отклонялся примерно поровну и в ту, и в другую сторону.

Профиль МЭА на Рис. 8 имеет весьма примечательный вид. С одной стороны, он так же, как и на Рис. 7, имеет выраженную систематическую погрешность в виде смещения его экстремума в отрицательную область. Причём смещения ещё более значительного: пик данной кривой находится в интервале $(-12\%, -10\%]$. Вместе с тем, этот профиль получился чрезвычайно

компактным: гистограмма не имеет протяжённых «хвостов» и занимает интервал $(-16\%, -8\%]$, то есть помещается всего лишь в четырёх двухпроцентных интервалах, на которые мы разбили ось абсцисс. Это означает, что, если бы такой профиль был несмещённым относительно нулевого значения ошибки, то соответствующий прогноз следовало признать очень хорошим.

Что касается доли относительно хороших прогнозов в том смысле, как мы определили их выше (с ошибками, не превосходящими по абсолютной величине, в случае природного газа, 2,1%), то их доля в прогнозах МЭ США составила 38%, а регрессионных прогнозов – 23%. В прогнозах МЭА эта доля равняется нулю, что легко видеть на Рис. 8. Из этого следует, что доля таких вот «хороших прогнозов» по энергии выше, чем по газу для МЭА и регрессии и ниже – для МЭ США.

10. Анализ автокорреляций в динамике потребления энергии и природного газа

Завершим наш анализ качества прогнозирования мирового энергетического рынка на примере прогнозных систем МЭ США и МЭА построением ещё одного упрощённого или «модельного» прогноза эволюции его показателей, таких, как потребность в энергоресурсах. Эта модель основывается на представлении о том, что в главном своем тренде на некотором промежутке времени эволюция обусловлена только соотношениями между несколькими прошлыми значениями этих параметров и не зависит явно от времени.

Сопоставление сложных прогнозных систем МЭ США и МЭА с достаточно тривиальными методами прогноза, применяемое в данной работе наряду с ретроспективным анализом результатов использования этих систем, позволило получить более разностороннее представление об их достоинствах и недостатках. В рассмотренных выше простых моделях эволюция явно зависела от времени как аргумента линейной (регрессия) или показательной (прогноз по СГП) функций. Как уже отмечалось выше, ограниченность таких моделей состоит в их монотонности по времени, включая как само потребление (энергии или газа), так и темпы его роста. Фактические же данные, приведенные в Части I, показывают, что темпы роста меняются немонотонно, т.е. вторая производная потребления и газа и энергии по времени не знакопостоянна.

Чтобы построить модель, учитывающую это обстоятельство, рассмотрим выборочную автокорреляционную функцию (АКФ) годовых приростов потребления энергии или природного газа. Напомним, что выборочная автокорреляционная функция $F_N(n)$ выборки $\{x_k\}$ объемом N с лагом n определяется по следующей формуле:

$$F_N(n) = \frac{(N-n) \sum_{k=1}^{N-n} x_k x_{k+n} - \sum_{k=1}^{N-n} x_k \sum_{j=1}^{N-n} x_{j+n}}{\sqrt{(N-n) \sum_{k=1}^{N-n} (x_k)^2 - \left(\sum_{k=1}^{N-n} x_k \right)^2} \sqrt{(N-n) \sum_{k=1}^{N-n} (x_{k+n})^2 - \left(\sum_{k=1}^{N-n} x_{k+n} \right)^2}}. \quad (32)$$

Результаты расчета АКФ относительных годовых приростов фактических значений мирового потребления энергии и природного газа $p(t)$ (Табл. 4) по объему данных за $N = 25$ лет (с 1981 г. по 2005 г.) представлены на Рис. 9.

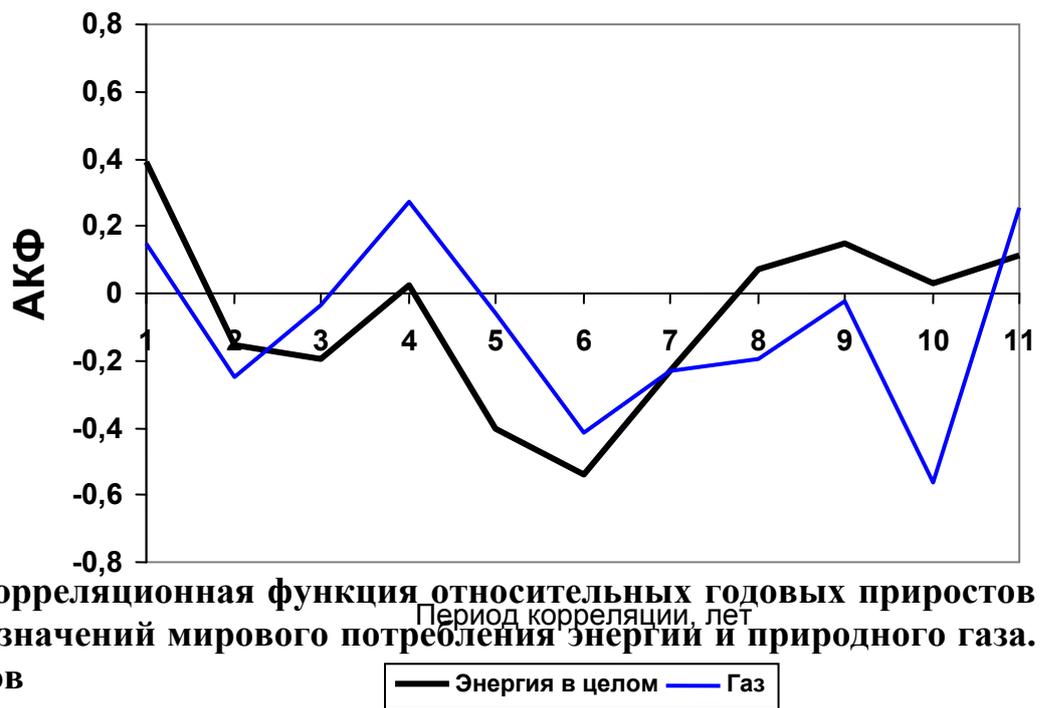


Рис. 9. Автокорреляционная функция относительных годовых приростов фактических значений мирового потребления энергии и природного газа. Расчет авторов

Максимумы модуля АКФ указывают на наличие статистической связи между значениями временного ряда, взятыми с соответствующими лагами. Связь можно считать существенной, если величина модуля превосходит 0,5. Оказалось, что рассматриваемая автокорреляция имеет существенный в указанном выше смысле отрицательный экстремум при лаге $n = 6$ для случая энергии. В случае газа аналогичный существенный экстремум соответствует лагу $n = 10$, тогда как для $n = 6$ $F_{25}(6) = 0,414 \leq 0,5$. Вместе с тем, взять для газа за основу лаг $n = 10$ не представляется возможным в силу следующих причин. С увеличением лага n объём выборки наблюдений $N - n$ уменьшается, что снижает статистическую достоверность анализа. Поэтому в эконометрике для оценки оптимального значения n пользуются соотношением $n \leq N/4$ [6, с.137]. Легко видеть, что для случая $N = 25$ данное неравенство справедливо при $n < 7$. Таким образом, при $n = 10$ это неравенство не выполняется, и потому соответствующий анализ может оказаться статистически недостоверным. По этой причине для газа, как и для энергии, сосредоточим внимание на втором по величине экстремуме при $n = 6$. Это, в свою очередь,

означает, что в среднем с интервалом в 6 лет положительный темп роста кривых потребления энергии и газа сменяется отрицательным и наоборот.

Наличие экстремума на графике автокорреляционной функции при $n = 6$ дает основание предположить, что для прогнозирования может оказаться целесообразным использование авторегрессионной модели 6-го порядка. Для прогноза относительных приростов использования энергии или газа в год n такая модель имеет вид:

$$x_n = \sum_{k=1}^6 a_k x_{n-k}, \quad (33)$$

где

$$x_n = p_n - \bar{p}, \quad p_n = E_n / E_{n-1} - 1, \quad n = 1, \dots, N; \quad \bar{p} = \frac{1}{N} \sum_{n=1}^N p_n. \quad (34)$$

Коэффициенты a_k в (33) выражаются через АКФ $F_N(k)$ и находятся в результате решения системы уравнений Юла-Уокера [7]:

$$\begin{cases} F_N(1) = a_1 + F_N(1)a_2 + \dots + F_N(5)a_6 \\ F_N(2) = F_N(1)a_1 + a_2 + \dots + F_N(4)a_6 \\ \dots \\ F_N(6) = F_N(5)a_1 + F_N(4)a_2 + \dots + a_6 \end{cases} \quad (35)$$

В результате расчетов получаем следующие значения для коэффициентов авторегрессионной модели (33):

для энергии:

$$a_1 = 0,617; a_2 = -0,371; a_3 = -0,243; a_4 = 0,466; a_5 = -0,719; a_6 = 0,250;$$

для газа:

$$a_1 = 0,253; a_2 = -0,122; a_3 = -0,123; a_4 = 0,251; a_5 = -0,490; a_6 = -0,361.$$

После этого по формуле (34) строится прогноз приростов потребления энергии и природного газа, а затем находятся и прогнозные значения самих величин потребления. Таким образом, мы получаем ещё один вариант прогнозов потребления энергии и природного газа, а именно прогнозов, сделанных по описанной выше авторегрессионной модели 6-го порядка.

Проанализируем теперь результаты этого последнего прогноза с использованием того же подхода, которым мы пользовались при рассмотрении трёх ранее выполненных прогнозов – МЭ США, МЭА и регрессионного – и начнём с построения таблиц относительных ошибок.

Таблицы 17 и 18 относительных ошибок авторегрессионных прогнозов мирового потребления энергии и природного газа имеют структуру,

аналогичную таблицам 8-10, 13,14 и 16. В их первых строках представлены последние годы баз соответствующих прогнозов – с 1994-го по 2002-й. Таким образом, эти таблицы содержат по 9 прогнозов, каждый из которых включает в себя от 3-х до 11-ти одногодичных прогнозов, что в совокупности позволяет охватить прогнозами период с 1995 по 2005 годы.

Табл. 17. Относительная ошибка авторегрессионных прогнозов мирового потребления энергии, %. Расчет авторов

Год, на который составлен прогноз	Последний год базы авторегрессионного прогноза									СКО, %
	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	
1995	-0,4	–	–	–	–	–	–	–	–	0,4
1996	-0,3	0,4	–	–	–	–	–	–	–	0,3
1997	1,7	2,4	1,8	–	–	–	–	–	–	2,0
1998	4,0	4,5	3,9	1,0	–	–	–	–	–	3,6
1999	4,1	4,6	4,2	1,3	-0,3	–	–	–	–	3,4
2000	3,1	3,5	3,1	1,0	-0,6	-0,1	–	–	–	2,3
2001	3,9	4,1	3,7	1,6	0,5	0,9	1,1	–	–	2,7
2002	3,3	3,3	3,1	1,4	0,3	0,6	0,8	-1,0	–	2,1
2003	0,5	0,6	0,6	-0,2	-1,1	-0,8	-0,6	-2,4	-0,9	1,1
2004	-2,7	-2,4	-2,6	-2,7	-3,1	-2,8	-2,7	-4,0	-2,5	2,9
2005	-1,6	-1,2	-1,5	-2,2	-2,2	-2,1	-2,0	-3,3	-2,2	2,1
СКО, %	2,7	3,1	2,9	1,6	1,5	1,5	1,7	2,9	2,0	2,4

Из сопоставления Табл. 17 с таблицами 8-10, также относящимися к прогнозированию потребления энергии, можно видеть, что качество данного прогнозирования в рамках авторегрессионной модели является одним из лучших. Так, СКО, определяемая на основании формулы (4) по всей совокупности одногодичных прогнозов данной таблицы, составляет 2,4%, что меньше аналогичных показателей МЭ США, МЭА и регрессионного прогноза (2,8%, 7,5% и 7,6%, соответственно). Более детальный анализ погрешностей картины не меняет. СКО нижней строки (средняя ошибка прогноза на ряд лет, выполненного в определённый год) Табл. 17 (авторегрессионный прогноз) меняется в диапазоне от 1,5% до 3,1%, тогда как в Табл. 8 (МЭ США) аналогичный разброс составляет от 1,7% до 4,3%, то есть несколько хуже. Нагляднее отмеченное здесь соотношение между СКО различных прогнозов представлено на Рис. 10, являющемся развитием Рис. 5 путём включения в него кривой СКО прогнозов использования энергии по авторегрессионной модели.

А СКО правого столбца Табл. 17, представляющая собой среднюю ошибку прогнозов на один и тот же год, изменяется в диапазоне от 0,3% до 3,6%. В правом столбце Табл. 8 значения СКО меняются от 1,1% до 3,7%, уступая по точности значениям правого столбца Табл. 17. Таким образом, и

здесь, как и в случае нижних строк этих таблиц, наблюдается преимущество авторегрессионной модели.

Ну а прогнозы МЭА и регрессионный уступают авторегрессионному по всем упомянутым показателям ещё в большей степени, чем прогноз МЭ США.

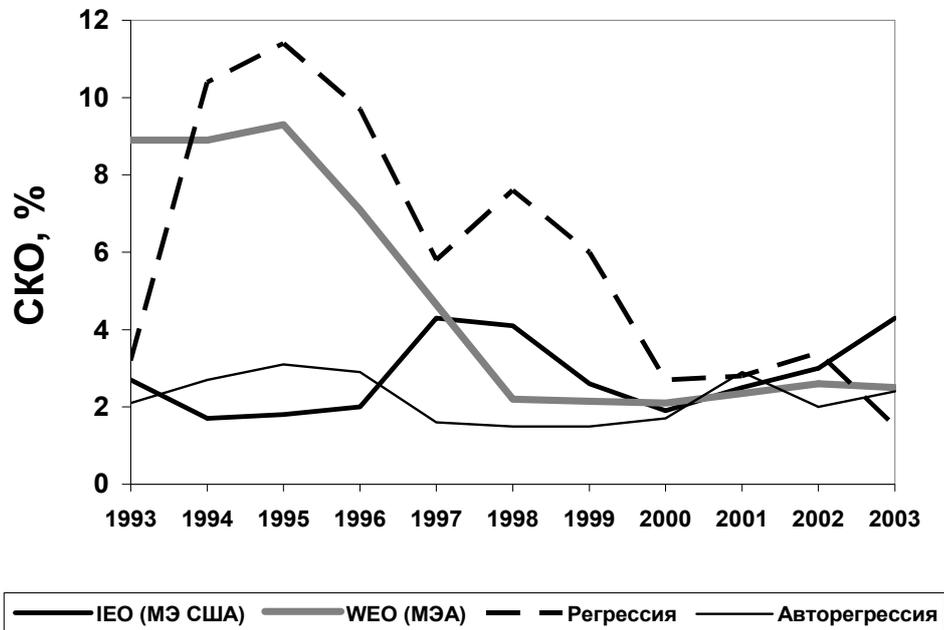


Рис. 10 Среднеквадратичная относительная ошибка прогнозов мирового использования энергии по моделям IEO (МЭ США) и WEO (МЭА), регрессионной и авторегрессионной моделям. Расчет авторов

Погрешности авторегрессионного прогноза использования газа представлены в Табл. 18. Её сравнение с таблицами 13, 14 и 16 позволяет сделать выводы во многом схожие с теми, что были получены при анализе погрешностей прогнозирования использования энергии. А именно: СКО по формуле (4) – вычисленное по всему множеству прогнозов Табл. 18 – составляет 2,6%, что заметно лучше аналогичного показателя МЭ США (4,1%) и в разы лучше СКО от МЭА и регрессионного прогноза (11,3% и 10,8%, соответственно).

СКО нижней строки Табл. 18 также демонстрируют превосходство авторегрессионной модели, принимая значения в пределах от 0,4% до 6,5%, тогда как для МЭ США этот диапазон равняется 0,5% – 7,0%. Преимущество по сравнению с МЭ США незначительное, но оно всё же имеется. Что же касается МЭА и регрессионного прогноза, то их значения СКО, как и раньше в отношении энергии, оказываются ещё хуже, причём – значительно. Отмеченное здесь преимущество авторегрессионной модели хорошо видно на Рис. 11, который – подобно Рис. 10 – является развитием соответствующего рисунка из параграфа 7 (Рис. 6).

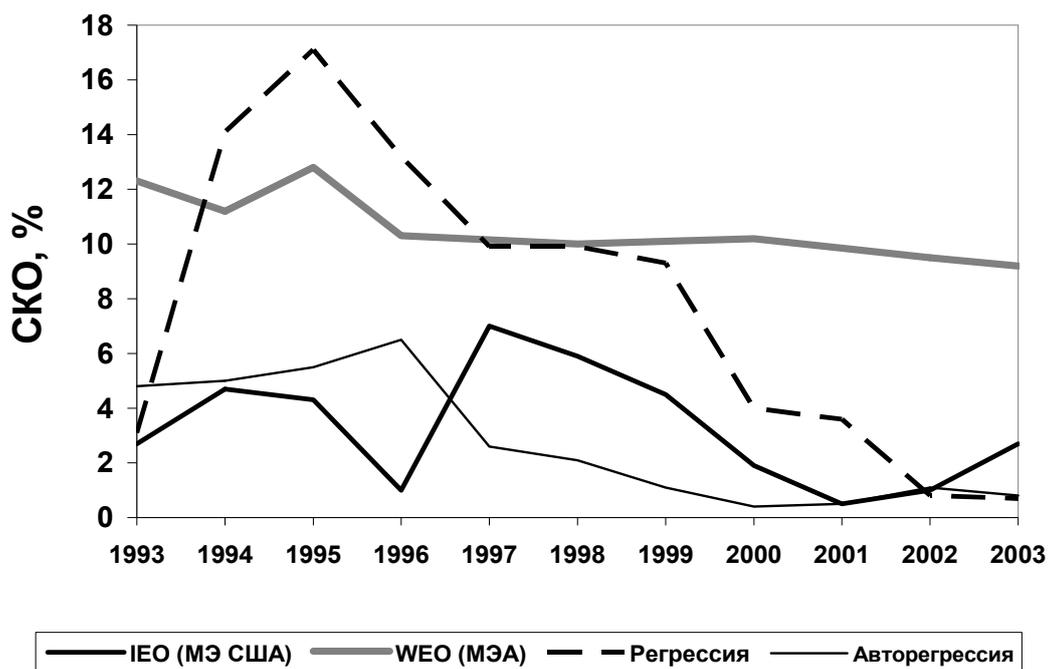


Рис. 11 Среднеквадратичная относительная ошибка прогнозов мирового использования природного газа по моделям IEO (MЭ США), WEO (MЭА), регрессионной и авторегрессионной моделям. Расчет авторов

Табл. 18. Относительная ошибка авторегрессионных прогнозов мирового потребления природного газа, %. Расчет авторов

Год, на который составлен прогноз	Последний год базы авторегрессионного прогноза									SKO, %
	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	
1995	-0,6	–	–	–	–	–	–	–	–	0,6
1996	-1,6	-0,8	–	–	–	–	–	–	–	1,3
1997	2,9	3,7	4,8	–	–	–	–	–	–	3,9
1998	5,1	5,8	6,9	0,8	–	–	–	–	–	5,2
1999	6,3	7,1	8,0	2,2	1,1	–	–	–	–	5,6
2000	6,9	7,4	8,5	3,5	2,5	1,0	–	–	–	5,7
2001	8,7	8,8	9,6	3,6	2,8	1,4	0,1	–	–	6,2
2002	6,5	6,6	6,8	2,6	1,6	4,4	-0,8	-0,9	–	4,2
2003	4,2	4,4	4,4	3,1	2,4	1,0	-0,1	-0,2	0,9	2,8
2004	2,5	2,6	2,8	2,6	2,4	1,4	0,2	0,1	1,2	2,0
2005	2,3	2,4	2,6	1,5	1,4	1,1	0,3	0,2	1,1	1,7
SKO, %	5,0	5,5	6,5	2,6	2,1	1,1	0,4	0,5	1,1	2,6

Значения правого столбца Табл. 18 варьируются от 0,6% до 6,2%, а Табл. 13 (МЭ США, природный газ) – от 0,0% до 5,1%. Таким образом, в случае прогнозирования природного газа значения СКО, представляющие собой средние ошибки прогнозов на один и тот же год (правые столбцы сравниваемых таблиц), оказались лучше у МЭ США, а не у авторегрессионного прогноза. При этом, соответствующие значения МЭА и регрессионного прогноза по-прежнему остались значительно хуже значений двух «лидеров» по причинам, подробно нами изложенным выше по тексту.

И в заключение нашего анализа авторегрессионной модели воспользуемся ещё раз эмпирической функцией распределения вероятности величин отклонения прогноза от факта. Модифицируем рисунки 7 и 8 из параграфа 9, включив в них гистограммы указанной функции распределения авторегрессионного прогноза для энергии и природного газа, и получим, соответственно, рисунки 12 и 13.

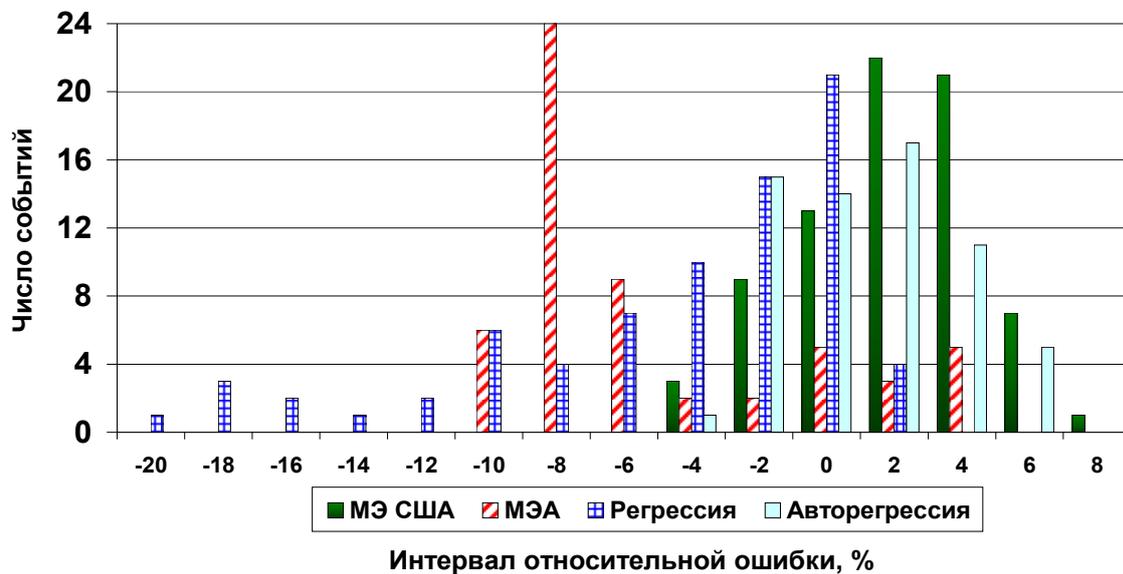


Рис. 12 Распределение числа относительных отклонений прогнозных значений мирового использования энергии от фактических значений по данным с 1995 по 2005 гг. Расчет авторов

На Рис. 12 видно, что распределение отклонений для авторегрессионного прогноза потребления энергии носит практически несмещённый характер, то есть оно достаточно симметрично относительно нуля, что говорит о хорошем совпадении, в целом, данного прогноза с фактом. Профиль авторегрессии выглядит весьма компактно и не имеет «хвостов» ни в левой, ни в правой части гистограммы, что, вкупе с его «несмещённостью», наглядно демонстрирует хорошее качество прогнозирования. Почти идеальную структуру распределения слегка нарушает наличие небольшой седловины в левой окрестности нуля: значение интервала (-4%, -2%] немного превышает значение, соответствующее интервалу (-2%, 0%].

Оценим для авторегрессионной модели долю условно точных прогнозов, в качестве которых мы определили в параграфе 9 прогнозы, ошибка которых сопоставима с приведённой в параграфе 7 среднеквадратичной относительной второй производной фактических значений мирового энергопотребления, составляющей за период с 1994 по 2005 г.г. 1,6%. Эта доля равняется 43%, что лучше соответствующих значений МЭ США, МЭА и регрессионного прогноза, составляющих 27%, 9% и 26%, соответственно.

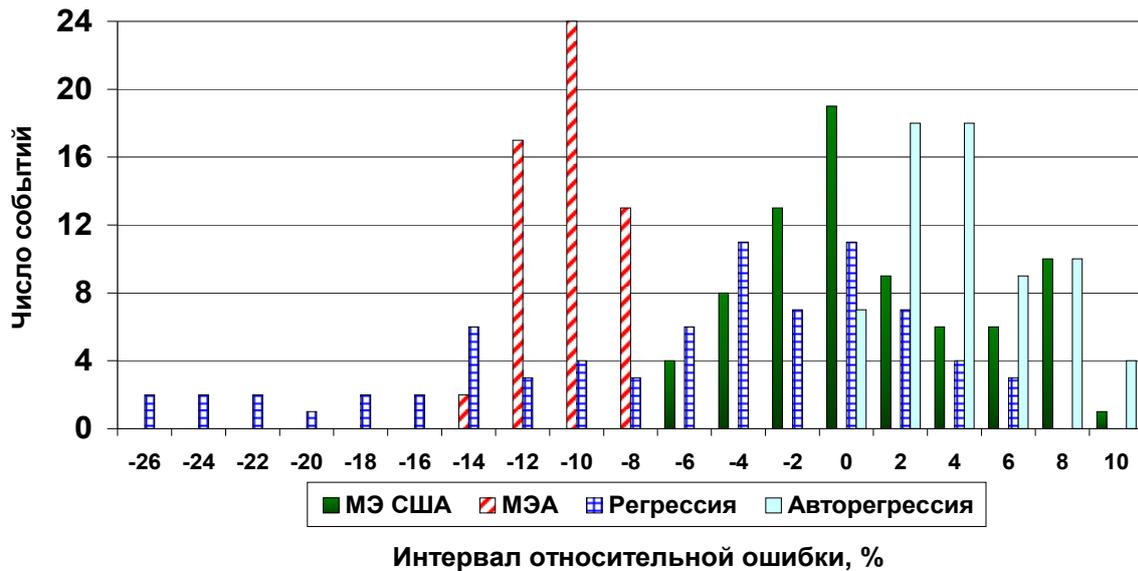


Рис. 13. Распределение числа относительных отклонений прогнозных значений мирового использования природного газа от фактических значений по данным с 1995 по 2005 гг. Расчет авторов

Что касается газа, то из Рис. 13 следует, что соответствующее авторегрессионное распределение заметно смещено вправо от нуля. Это говорит об определённом превышении, в среднем, прогноза над фактом. При этом профиль, как и для энергии, остаётся весьма компактным, что позволяет и в этом случае (в случае газа) говорить о неплохом качестве прогнозирования.

Условно точные прогнозы в случае газа не должны превышать 2,1% - такова для него величина среднеквадратичной относительной второй производной фактических значений. Их доля в авторегрессионном прогнозе равна 40%, что почти совпадает с долей в случае прогноза МЭ США (38%) и значительно больше доли регрессионного прогноза (23%). Доля в прогнозе МЭА равняется нулю.

Характеристики точности рассмотренных статистических моделей и прогнозных систем приведены в Табл. 19. Наиболее точной по большинству представленных характеристик оказалась авторегрессионная модель, причём как в части прогноза потребления энергии, так и природного газа. Лишь

величина « $\max \delta$ » в случае газа оказалась немного лучше для прогноза МЭ США, чем для авторегрессионной модели.

Превосходство чисто статистической модели над столь развитой и, прямо скажем, дорогостоящей прогнозной системой поначалу озадачивает. Вместе с тем, если оценивать ситуацию без эмоций, то данный результат не выглядит таким уж парадоксальным и удручающим.

Табл. 19. Сравнительные характеристики точности прогнозных систем и моделей, %. Расчет авторов

Системы и модели	СКО*		$\max \delta$ **		Доля с $\delta < \delta_{\text{сВП}}$ ***	
	Энергия	Газ	Энергия	Газ	Энергия, $\delta_{\text{сВП}}=1,6$	Газ, $\delta_{\text{сВП}}=2,1$
МЭ США	2,8	4,1	6,2	8,4	27	38
МЭА	7,5	11,3	11,2	14,2	9	0
Регрессионная модель	7,6	10,8	21,1	30,2	26	23
Авторегрессионная модель	2,4	2,6	4,6	9,6	43	40

* **СКО** – средняя в смысле формулы (4) (среднеквадратичная на всём множестве значений) относительная ошибка прогнозов на рассматриваемом временном участке,

** **$\max \delta$** – максимум модуля относительной ошибки прогноза,

*** **$\delta_{\text{сВП}}$** – среднеквадратичная относительная вторая производная фактических значений мирового использования энергии и природного газа.

Действительно, по результатам проведённого анализа (см. Табл. 19) прогнозная система немного уступила по своим показателям авторегрессионной модели. Причём, следует отметить, что лишь одна прогнозная система (МЭ США) уступила, поскольку вторая (МЭА), как здесь уже неоднократно отмечалось, оказалась в заведомо проигрышном положении в силу особенности выбора в данном анализе «эталонных» фактических значений и потому в «состязании» по существу не участвовала. При этом, отставание МЭ США от авторегрессии оказалось весьма незначительным. Необходимо также принять во внимание тот факт, что сопоставлялись только две прогнозных величины – глобальное использование энергии в целом и природного газа – с достаточно монотонным характером поведения, хорошо подходящим для чисто статистических оценок. Вместе с тем, прогнозные системы МЭА и МЭ США способны выдавать десятки прогнозных величин с более сложным характером поведения. И как проявила бы себя авторегрессионная модель в отношении них – вопрос открытый.

Таким образом, оснований для серьёзного пессимизма по отношению к прогнозным системам МЭ США и МЭА, пожалуй что, нет. Во всяком случае, пока – нет. А вот поводов для критического их рассмотрения – вполне достаточно. Думается, есть серьёзные основания утверждать, что прогнозные

системы пока что работают на относительно низком, «качественном» уровне описания, и не слишком подходят для требуемого на практике анализа количественных взаимосвязей.

К тому же, следует подчеркнуть, что лидером среди моделей стала не самая сложная статистическая модель, при том, что в математической статистике существуют гораздо более тонко устроенные конструкции, которые могут составить прогнозным системам куда более жёсткую конкуренцию.

Часть III завершает собой определённый целостный этап данного исследования, посвящённого ретроспективному анализу качества прогнозирования мировых энергетических рынков и осуществляемого путём сопоставления прогнозных и фактических значений. В этой работе указанный анализ проведён на примере глобального потребления энергии в целом и природного газа.

В начале Части I авторы предполагали, что настоящий этап исследования (который решено было именовать «статьёй», что, впрочем, не часто использовалось в дальнейшем) будет состоять из двух частей. Однако таким объёмом ограничиться не удалось, в результате чего появилась ещё и Часть III, которая тоже не смогла вместить в себя ответы на все возникшие в процессе работы вопросы, что, впрочем, вполне типично для исследовательской деятельности. Тем не менее, авторы сочли возможным подвести черту под данным этапом, зафиксировав, тем самым, завершение вышеупомянутой «статьи» (но, разумеется, не всего исследования). Напомним кратко основные этапы проделанной работы.

В Части I сформулирован подход к изучению вопроса оценки качества – и, в том числе, точности – прогнозирования в сфере энергетики и обозначены многие проблемные моменты на этом пути (отметим, что в процессе данной работы одним из авторов в отдельной статье [5] упомянутые подходы были развиты в программу исследований, выполнение которой, по его мнению, необходимо для создания методики оценки качества прогнозных систем). В качестве критерия точности энергетических прогнозов предложено использовать величину относительного среднеквадратичного отклонения. Представлено несколько конкретных вариантов такого критерия (см. (1) – (4)). Кроме того, дана краткая характеристика прогнозных систем МЭ США и МЭА – основных объектов изучения на данном этапе, и приведены первые количественные результаты анализа этих систем.

В Части II рассмотрен вопрос существования погрешности определения фактических значений, играющих роль «эталона» в данном ретроспективном анализе, и связанные с этим возможные проблемы оценивания точности прогнозирования. Причём, в рамках «статьи» эта проблема только лишь поставлена, тогда как решение её – дело будущего. В этой же Части количественно проанализирована точность прогнозирования в рамках систем МЭ США и МЭА глобального потребления энергии в целом и природного газа. При этом для случая энергии также оценена точность прогнозирования

по чисто статистической модели, представляющей собой линейную регрессию с расчётной базой из фактических значений прогнозируемой величины за определённое количество лет, и сопоставлена с точностью прогнозирования вышеупомянутых крупных систем. Приведены основные понятия статистического анализа временных рядов.

В Части III завершён сравнительный анализ точности прогнозных систем МЭ США и МЭА, а также регрессионной модели. Рассмотрена модель так называемого «наивного прогноза», в которой искомая величина прогнозируется константой и которая, при всей своей грубости, даёт возможность расширить исследовательский инструментарий путём дополнения численного анализа анализом теоретическим. Предложен «грубый» критерий определения некачественных прогнозов. Сформированы и проанализированы эмпирические функции распределения вероятности величины отклонения прогнозных величин от фактических и выявлены характерные особенности результатов прогнозирования энергии и природного газа в рамках систем МЭ США и МЭА, а также регрессионной модели. Проанализированы автокорреляции фактических значений потребления энергии и природного газа. По результатам такого анализа предложена прогнозная авторегрессионная модель. Сопоставлены результаты прогнозирования с использованием прогнозных систем МЭ США и МЭА, а также линейной регрессионной и авторегрессионной моделей. Установлено, что для случая прогнозирования потребления энергии в целом и природного газа на период с 1994 по 2005 годы с учётом использования в качестве «эталона» фактических значений, взятых из материалов МЭ США, наилучшую в целом точность прогнозирования продемонстрировала авторегрессионная модель.

Источники

1. Аполонский О.Ю., Орлов Ю.Н. Сравнительный анализ долгосрочных прогнозов развития мировой энергетики / Препринт ИПМ им. М.В. Келдыша РАН, № 26, 2007 (Часть I).
2. Аполонский О.Ю., Орлов Ю.Н. Сравнительный анализ долгосрочных прогнозов развития мировой энергетики. Часть II / Препринт ИПМ им. М.В. Келдыша РАН, № 56, 2010.
3. International Energy Agency. World Energy Outlook. / www.iea.org
4. International Energy Outlook. DOE/EIA-0484. / <http://www.eia.doe.gov/international/reports.html#Archive>
5. Аполонский О.Ю. Об оценке качества прогнозных систем для анализа энергетических рынков. – Известия РАН, Энергетика, 2009, № 6.
6. Кремер Н.Ш., Путко Б.А. Эконометрика. – М.: ЮНИТИ-ДАНА, 2002.
7. «Вероятность и математическая статистика». Энциклопедия. Научное издательство «Большая российская энциклопедия», Москва, 1999.