

# МЕТОДОЛОГИЯ VALUE-AT-RISK В МОДЕЛИРОВАНИИ ЦЕНОВЫХ РИСКОВ РЫНКА НЕФТИ

## VALUE-AT-RISK METHODOLOGY IN MODELING OIL MARKET PRICE RISKS

*I. Lyalkov*

### Annotation

The risks of energy markets are considered in the article. Fluctuations of the oil market is the central point of the analysis. Such risk measures as Value-at-Risk, Expected Shortfall and among the most widely used in the industry. The results of comparative analysis of different methods of their calculation demonstrate that the hypothesis of normality is not always supported by the data and other distributions, which are able to capture particular features of energy markets, need to be taken into considerations.

**Keywords:** oil market, risk measures, Value-at-Risk, Expected Shortfall, back-testing.

**Ляльков Иван Михайлович**  
Аспирант, Российской  
экономический университет  
им. Г. В. Плеханова

### Аннотация

В статье рассматриваются вопросы, связанные с расчетом основных показателей, характеризующих риски, с которыми сталкиваются участники рынков энергетических ресурсов. Проводится сравнительный анализ различных методов расчета показателей Value-at-Risk и Expected Shortfall, являющимися ключевыми мерами риска в финансовой индустрии. В качестве объекта анализа выбран рынок нефти. Основной вывод состоит в том, использование только стандартного нормального распределения не всегда правомерно, для более качественной и точной оценки рисков, связанных с инвестированием в энергетические активы требуется использование более сложных методов, учитывающих особенности распределений исследуемых показателей.

### Ключевые слова:

Рынок нефти, показатели риска, Value-at-Risk, Expected Shortfall, бэк-тестинг.

Управление финансовыми рисками в энергетическом секторе является важной задачей, с точки зрения, эффективного распределения ресурсов во всей экономической системе. Финансовые потери энергетических компаний сильно влияют на показатели деловой активности и состояние мировой экономики [4,5]. Важнейшим элементом процесса управления финансовыми рисками является измерение рисков (risk measurement). К числу наиболее популярных показателей риска относится Value-at-risk (VAR) или величина позиции под риском. С точки зрения теории вероятности и математической статистики, VAR представляет из себя ни что иное, как процентную точку распределения доходностей актива. VAR показывает минимальную величину убытка, который может произойти с определенной вероятностью на заданном временном интервале. Например, 10-дневный VAR@1%, равный 1 млн. руб., означает, что в течение четырнадцати календарных дней (что соответствует десяти торговым дням) с вероятностью 1% мы можем потерять 1 млн. руб. или больше[7].

Формально VAR определяют следующим образом[6]:

$$P(L > VAR) = 1 - \alpha$$

где  $L$  – уровень убытков

$1-\alpha$  – уровень доверительной вероятности

Показатель VAR имеет особую актуальность для финансовых институтов, владеющих большими портфелями ценных бумаг, производных инструментов и любых других финансовых активов, цены на которые подвержены ежедневным колебаниям. Для нефинансовых компаний эквивалентом VAR служит показатель Cash flow-at-risk (CAR) [7].

Для более полного использования всей информации о распределении (не только первый и второй моменты), вводятся различные поправки. Поправки также могут отражать ликвидность инструмента. Так как VAR изначально был сконструирован для быстрореализуемых ликвидных позиций по ценным бумагам, его пришлось адаптировать к банковской деятельности. В частности, Базельскими стандартами предусмотрены достаточно консервативные поправки к расчетному показателю[3,6]. Использование VAR в энергетическом секторе также имеет свои особенности.

Показатель VAR не лишен недостатков и нередко становится объектом серьезной критики со стороны финансовых экспертов (во многих случаях вполне справедливой). Другим индикатором риска, который частично решает проблемы, возникающие в связи с использованием

VAR, является Expected Shortfall (ES). ES показывает, сколько в среднем мы можем потерять, в случае, если величина позиции окажется левее (правее) значения VAR. Таким образом, ES, то это – не процентная точка, а условное математическое ожидание. Величина ES зависит от, того где мы проводим границу допустимых убытков.

Отдельно стоит остановиться на поправке VAR на математическое ожидание. Дело в том, что существует два варианта расчета этого показателя – абсолютный VAR (без поправки) и относительный (с поправкой). Для быстрореализуемых ликвидных позиций (в пределах 10 дней, как, в частности, предлагается Базелем), эта поправка не играет большой роли. На более долгосрочных интервалах, разница, будет заметнее. Ситуация усложняется в многомерном случае, от части поэтому, расчет VAR стараются упростить и использовать "консервативные" коэффициенты для введения соответствующих поправок.

Существует три основных метода расчета VAR: исторический, параметрический и метод моделирования Монте–Карло.

**Аналитический (параметрический).** Метод состоит в совместном анализе факторов риска на основе ковариационной матрицы. Модель обычно строится в предположении о нормальном законе распределении риск–факторов.

**Исторический (непараметрический).** Метод не требует нормальности распределения риск–факторов. Суть метода состоит в моделировании поведения факторов риска в будущем на основе их поведения в прошлом.

**Моделирование Монте–Карло.** Метод состоит в моделировании будущего поведения факторов риска на основе специальной функции реализации случайной величины, подчиняющейся заданному закону распределения.

В табл. 1 приведены показатели VAR по трем категориям энергетических ресурсов, рассчитываемые американской нефтяной компанией Chevron.

Таблица 1.

Расчет дневного VAR (5%) для газа, нефти и нефтепродуктам компании Chevron (в млн. долларах США).

Ресурс	2012	2013
Сырая нефть	3	22
Природный газ	3	4
Продукты нефтепереработки	12	11

Источник: годовая отчетность компании Chevron.

Продемонстрируем использование показателей VAR и ES на примере динамического ряда цен на нефть марки брент. На рис.1 представлена динамика цен на нефть марки брент в 2007–2016 гг. После краткосрочного восстановления в период 2010–2012 гг. произошел новый обвал цен, последствиями которого стали, в том числе и банкротства нефтяных компаний. В 2016 г. цены несколько стабилизировались, находясь в коридоре 45–55 долларов за баррель.

Исследование строится следующим образом. На первом этапе осуществляется расчет дневной "доходности" позиции по нефти с использованием следующей формуле:

$$r_i = \ln\left(\frac{P_i}{P_{i-1}}\right)$$

где  $r_i$  – доходность в  $i$ -ый день,  
 $P_i$  – цена нефти в  $i$ -ый день.

На рис. 2 показана динамика дневной доходности условной позиции по нефти марки брент. Дневная доходность (daily return) рассчитывается по формуле непрерывного начисления процентов (continuous compounding). В контексте проводимого исследования понятие доходности не используется в инвестиционном смысле, речь идет о показателе, отражающим относительный риск позиции. Далее осуществляется расчет показателя VAR различными методами и производится процедура обратного тестирования (или бэк–тестинг). Цель данной процедуры состоит в проверке того, насколько полученные показатели VAR и ES адекватно отражают реальный риск, связанный с рынком нефти, и выборе оптимального значения показателя. Для расчета VAR и ES был взят период 2007–2016 гг., общий размер выборки составил 2520 значений. Расчет показателей VAR и процедура бэк–тестинга осуществлялись методом скользящего окна с помощью статистического языка R. Размер скользящего окна был выбран на уровне 250 наблюдений (один торговый год). Окно смещается на одно наблюдение вперед, таким образом, на каждом шаге делается прогноз VAR на следующий торговый день. Прогнозное значение VAR сравнивается с фактическим значением дневной доходности, и если доходность оказывается ниже VAR, фиксируется превышение (exceedance).

Расчет показателя VAR производился историческим и параметрическим способами. Параметрический способ, в свою очередь, включал нормальный закон распределения, распределение Стьюдента и скорректированный нормальный закон распределение. Исторический VAR – не что иное, как точка распределения предварительно отсортированного по возрастанию ряда распределения, соответствующая заданному уровню доверительной вероятности. Например, 5% – исторический



Рисунок 1. Динамика цен на нефть марки брент за период 2007-2016 гг.

Источник: [www.quanti.com](http://www.quanti.com)

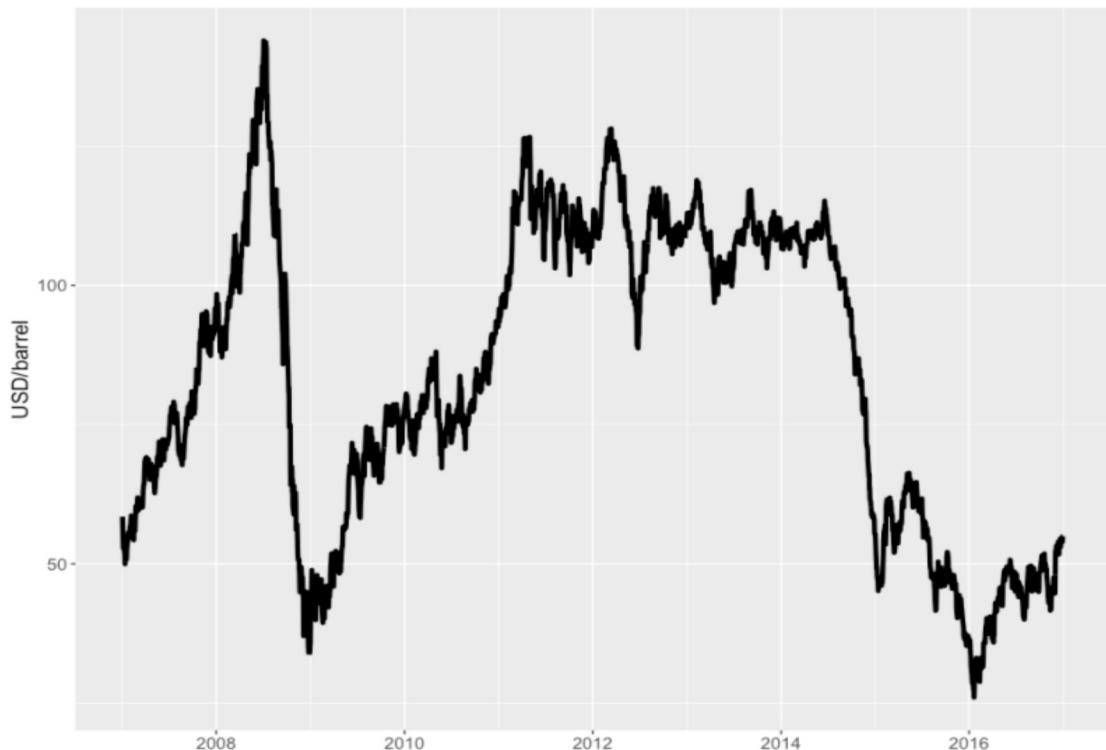


Рисунок 2. Дневная доходность нефти марки брент за период 2007-2016 гг.

VAR ряда распределения, состоящего из тысячи наблюдений, соответствует точке с номером 50. В статистике данная точка называется процентной точкой распределения или квантилем распределения.

Среди параметрических методов расчета VAR самым простым является метод, основанный на предположение о нормальности распределения исследуемого ряда.

$$VAR = \mu - \sigma \cdot Z_\alpha$$

где  $\mu$  – математическое ожидание,  
 $\sigma$  – стандартное отклонение,  
 $Z_\alpha$  – процентная точка нормального распределения, взятая на доверительном уровне вероятности  $\alpha$ .

Зачастую данный метод дает значительную погрешность, и, во-многом, именно по этой причине сам показатель VAR стал объектом сильной критики после кризиса 2008 г. Многочисленные исследования показывают, что распределение финансовых активов весьма находится весьма далеко от нормального закона. По этой причине для более полного описания исследуемого процесса целесообразно использовать информацию не только о первом и втором моментах распределения (т.е. математическом ожидании и дисперсии), но и о моментах более высокого порядка: коэффициенте асимметрии (третий момент) и коэффициенте эксцесса (четвертый момент).

Данную задачу решает, так называемый, скорректированный VAR, основанный на разложении Корниша–Фишера (Cornish–Fisher expansion)[3,6]:

$$\begin{aligned} VAR = & Z_\alpha + \frac{1}{6} (Z_\alpha^2 - 1) S + \\ & + \frac{1}{24} (Z_\alpha^3 - 3Z_\alpha) K - \frac{1}{36} (2Z_\alpha^3 - 5Z_\alpha) K^2 \end{aligned}$$

где

$Z_\alpha$  – процентная точка распределения, взятая на доверительном уровне вероятности  $\alpha$ ,  
 $K$  – коэффициент эксцесса,  
 $S$  – коэффициент асимметрии.

Скорректированный VAR существенно эффективнее учитывает реальную форму распределения, в частности "тяжелые" хвосты. Необходимо отметить, что решение проблемы тяжелых хвостов играет исключительно важную роль в процессе измерения рисков. С точки зрения финансов, тяжелый хвост распределения (heavy tail) означает то, что вероятность больших убытков будет выше по сравнению с нормальным законом распределения. Преимуществом скорректированного VAR остаётся простота расчета.

Если все-таки исследователь отказывается от гипотезы нормальности, естественным кандидатом будет распределение Стьюдента, близкое по своим свойствам к нормальному закону, но имеющее более тяжелые хвосты. Основная проблема, связанная с использованием распределения Стьюдента, состоит в том, что данное распределение, в отличие от нормального закона, зависит от числа степеней свободы –  $v$ . Данный параметр обычно соответствует количеству наблюдений, уменьшенному на единицу (именно поэтому распределение Стьюдента стремится к нормальному закону при увеличении объема выборки). Однако для расчета VAR число степеней свободы выбирается именно с целью моделирования "утяжененного" хвоста, в этом случае в качестве берется заведомо небольшое число [6].

$$VAR = \mu - \sqrt{\frac{v-2}{v}} \sigma t_{\alpha, v}$$

где

$\mu$  – математическое ожидание,  
 $\sigma$  – стандартное отклонение,  
 $v$  – число степеней свободы,  
 $t_{\alpha, v}$  – процентная точка распределения Стьюдента, взятая на доверительном уровне вероятности  $\alpha$  для числа степеней свободы  $v$ .

Отбор и сравнение показателей VAR осуществляется посредством процедуры бэк-тестинга. Данная процедура основана на проверке статистической адекватности VAR с помощью различных тестов. На практике чаще всего используется тест Купица и тест Кристоферссона. Тест Купица рассчитывается следующим образом[3,6,7]:

$$\begin{aligned} LR_{uc} = & 2 \ln \left[ (1-p)^{T-N} p^N \right] + \\ & + 2 \ln \left\{ \left[ 1 - (N/T) \right]^{T-N} (N/T)^N \right\} \end{aligned}$$

где  $p$  – доверительный уровень вероятности,  
 $N$  – число случаев превышения VAR,  
 $T$  – число наблюдений.

Тест Кристоферссона имеет более сложный вид [6]:

$$\begin{aligned} LR_{ind} = & 2 \ln \left[ (1-\pi)^{(T_{00}+T_{10})} \pi^{(T_{01}+T_{11})} \right] + \\ & + 2 \ln \left[ (1-\pi_0)^{T_{00}} \pi_0^{T_{01}} (1-\pi_1)^{T_{10}} \pi_1^{T_{11}} \right] \end{aligned}$$

где –

$\pi_0$  – вероятность превышения VAR в при условии отсутствия превышения в предыдущий день,  
 $\pi_1$  – вероятность превышения VAR в при условии превышения VAR в предыдущий день,  
 $\pi$  – безусловная вероятность превышения VAR,  
 $T_{11}$  – число дней, когда имело место превышение

VAR, при условии превышения VAR в предыдущий день,

$T_{10}$  – число дней, когда имело место превышение VAR, при условии отсутствия превышения VAR в предыдущий день,

$T_{00}$  – число дней, когда осуществляло превышение VAR, при условии отсутствия превышения VAR в предыдущий день,

$T_{01}$  – число дней, когда осуществляло превышение VAR, при условии превышения VAR в предыдущий день.

Принципиальное отличие указанных тестов состоит в том, что тест Купибера основан на независимости последовательных превышений (т.е. превышение в день  $i$  не зависит от того, был ли превышен VAR в день  $i+1$ ), в то время как тест Кристоферсона учитывает тот факт, что превышения могут группироваться в кластеры. В этом смысле тест Кристоферсона считается более надежной оценкой адекватности VAR.

Статистики  $LR_{uc}$  и  $LR_{ind}$  имеют  $\chi^2$  распределение с одной степенью свободы. Критическое значение для уровня значимости 0.05%, соответственно, равно 3.8415. Комбинированная статистика определяется как сумма двух тестов и имеет  $\chi^2$  распределение с двумя степенями свободы (критическое значение для  $\alpha=0.05$  равно 5.9915) [6]:

$$LR_{cc} = LR_{uc} + LR_{ind}$$

В табл. 2 – 3 представлены результаты проведенной процедуры бэк-тестирования. Теоретическое число

превышений VAR для уровня 5% равно 101, для уровня 1% – 20.

В соответствии с результатами теста Купибера (UC) на уровне 5% все используемые методы дают приемлемый результат, однако комбинированный тест "проходит" только VAR, рассчитанный с использованием распределения Стьюдента ( $v=8$ ). Что касается уровня вероятности 1%, ни один метод не прошел комбинированный тест. VAR, рассчитанный с помощью нормального закона распределения, и скорректированный VAR не проходят оба теста. Вместе с тем, интересно отметить, что скорректированный VAR не проходит тест ввиду своей консервативности. Особенно отчетливо выявленный феномен наблюдался в начале периода выборки. Объясняется это тем, что в 2007–2009 гг. имели место резкие колебания рынка нефти, что, в свою очередь, существенно повлияло на значения коэффициентов асимметрии и эксцесса.

На рис. 3 – 4 показан сравнительный анализ различных методов расчета VAR для доверительных уровней вероятности 1% и 5%. Для целей визуализации на графике отражены только отрицательные значения доходности.

В заключение приведем расчет показателя Expected Shortfall историческим и параметрическим способами (табл. 4). Как было отмечено, ES является условным ма-

Таблица 2.

Тестирование дневного VAR@5%.

Метод	Число превышений	UC-тест	CC-тест
Исторический	120	Принимается	Не принимается
Нормальный	108	Принимается	Не принимается
Скорректированный	115	Принимается	Принимается
Стьюдент_5	128	Принимается	Не принимается
Стьюдент_8	113	Принимается	Принимается

Таблица 3.

Тестирование дневного VAR@1%.

Метод	Число превышений	UC-тест	CC-тест
Исторический	29	Принимается	Не принимается
Нормальный	39	Не принимается	Не принимается
Скорректированный	28	Принимается	Не принимается
Стьюдент_5	29	Принимается	Не принимается
Стьюдент_8	32	Принимается	Не принимается

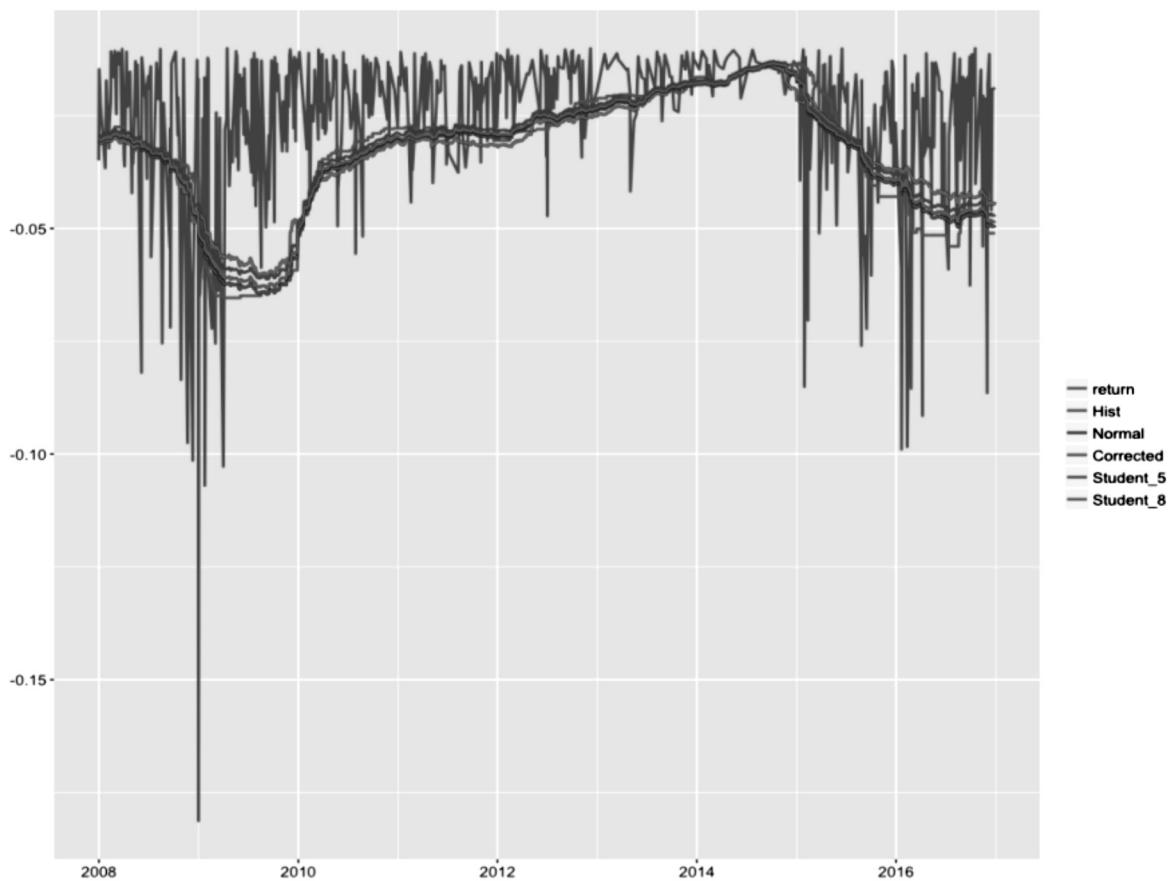


Рисунок 3. Тестирование дневного VAR 5%,

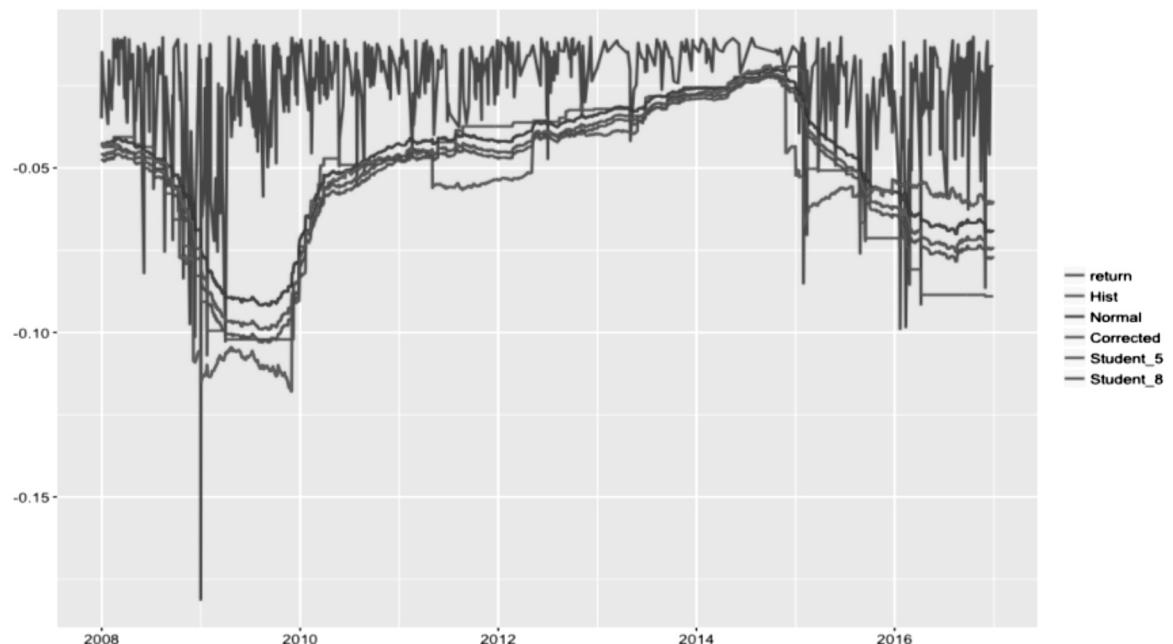


Рисунок 4. Тестирование дневного VAR 1%,

тематическим ожиданием. Для расчета параметрического VAR мы, фактически, усредняем значения случайной переменной, расположенных левее точки, соответствующей значению VAR. Расчет параметрического ES более сложен, так как требует аналитического выражения условного математического ожидания.

$$ES = \frac{\int_{-\infty}^{Var} xf(x)dx}{\int_{-\infty}^{Var} f(x)dx}$$

Для нормального закона распределения аналитическое выражение ES имеет следующий вид [3,6]:

$$ES = -\sigma \frac{exp\left(-\frac{Z_a^2}{2}\right)}{(1-a)\sqrt{2\pi}}$$

где

$\sigma$  – стандартное отклонение,

$Z_a$  – процентная точка распределения, взятая на доверительном уровне вероятности  $a$ .

Как и в случае расчета показателя VAR результаты моделирования показателя ES свидетельствуют о том, что параметрический метод, реализованный на базе нормального закона распределения, не в полной мере учитывает рыночный риск.

Таблица 4.

Расчет показателя ES.

Ресурс	Вероятность	Значение
Исторический	0.05	-0.0531
Параметрический	0.05	-0.0459
Исторический	0.01	-0.0855
Параметрический	0.01	-0.0593

В заключении отметим, что теория измерения рыночных рисков достаточно сложна и многообразна, VAR – всего лишь процентная точка распределения, поэтому, от того, какое распределение выбирает исследователь, будет зависеть окончательный результат. Использование только стандартного нормального распределения не всегда правомерно, хотя для большинства приложений его оказывается вполне достаточно. На практике приходится часто иметь дело со смесью распределений, когда интересующий актив представляет из себя, своего рода, смесь, двух (реже нескольких) совокупностей. Таким образом, для более качественной и точной оценки рисков, связанных с инвестированием в энергетические активы требуется использование более сложных методов, учитывающих особенности их распределений.

#### ЛИТЕРАТУРА

1. Балабушкин А.Н. Опционы и фьючерсы – М.: Фондовая биржа РТС, 2004
2. Ляльков И.М. Международный рынок нефти: риски и вызовы для российских компаний // Новая российская экономика: движущие силы и факторы. Международная научно–практическая конференция молодых ученых, аспирантов и магистрантов (3 декабря 2016 г. Ярославль)
3. Халл Дж К. Опционы, фьючерсы и другие производные инструменты.– М.: Издательский дом Вильямс, 2008
4. Хоминич И.П., Ляльков И.М. Управление финансовыми рисками в компаниях топливно–энергетического комплекса // Финансовые стратегии и модели экономического роста России: проблемы и решения. Сборник научных статей коллектива Финансового факультета научно–педагогических работников и молодых ученых выпускающих кафедр Образовательно–научного центра "Экономика и финансы"
5. Энциклопедия финансового риска–менеджмента. Под ред. А. А. Лобанова, А. В. Чугунова, – М.: Альпина Паблишерз, 2009
6. Jorion P. Value at risk: The New Benchmark for Managing Financial Risk.– The McGraw–Hill Companies, Inc. 2007
7. Stulz R. Risk Management and Derivatives. – South–Western Mason, OH, 2003

© И.М. Ляльков, ( lyalkov\_ivan@mail.ru ), Журнал «Современная наука: актуальные проблемы теории и практики»,

