



А.А. МИЛОСЕРДОВ, Е.Б. ГЕРАСИМОВА

**РЫНОЧНЫЕ РИСКИ:
ФОРМАЛИЗАЦИЯ,
МОДЕЛИРОВАНИЕ, ОЦЕНКА
КАЧЕСТВА МОДЕЛЕЙ**

ИЗДАТЕЛЬСТВО ТГТУ

Министерство образования и науки Российской Федерации
Тамбовский государственный технический университет
Институт «Экономика и управление производствами»

А.А. МИЛОСЕРДОВ, Е.Б. ГЕРАСИМОВА

**РЫНОЧНЫЕ РИСКИ:
ФОРМАЛИЗАЦИЯ,
МОДЕЛИРОВАНИЕ, ОЦЕНКА
КАЧЕСТВА МОДЕЛЕЙ**

Тамбов
Издательство ТГТУ
2004

УДК 336.763
ББК У9(2)
М60

Рецензент
Доктор экономических наук, профессор
Б.И. Герасимов

А.А. Милосердов, Е.Б. Герасимова

М60 Рыночные риски: формализация, моделирование, оценка качества моделей. Тамбов: Изд-во Тамб. гос. техн. ун-та, 2004. 116 с.

В монографии рассматривается проблема формализации и моделирования рыночных рисков на основе социально-экономической теории и диалектического метода познания.

Предназначена для студентов экономических специальностей высших учебных заведений, научных работников и специалистов в области математических и инструментальных методов экономики, управления качеством продукции и услуг, интересующихся проблемой риска в инвестиционном процессе.

УДК 336.763
ББК У9(2)

ISBN 5-8265-0307-6

© Милосердов А.А., Герасимова Е.Б.,
2004
© Тамбовский государственный
технический университет
(ТГТУ), 2004

Научное издание

МИЛОСЕРДОВ Александр Анатольевич,
ГЕРАСИМОВА Елена Борисовна

РЫНОЧНЫЕ РИСКИ:
ФОРМАЛИЗАЦИЯ, МОДЕЛИРОВАНИЕ,
ОЦЕНКА КАЧЕСТВА МОДЕЛЕЙ

Монография

Редактор И.А. Денисова
Технический редактор М.А. Евсейчева
Компьютерное макетирование М.А. Филатовой

Подписано к печати 15.07.2004

Формат 60 × 84/16. Гарнитура Times. Бумага офсетная. Печать офсетная

Объем: 6,74 усл. печ. л.; 7,12 уч.-изд. л.

Тираж 400 экз. С. 512^М

Издательско-полиграфический центр
Тамбовского государственного технического университета
392000, Тамбов, Советская, 106, к. 14

ВВЕДЕНИЕ

Различные организации, действующие на национальных и транснациональных финансовых рынках, в последние несколько десятилетий столкнулись с проблемой возрастающей изменчивости рыночных цен (принимающей временами форму кризисов) и, следовательно, возрастания связанных с этим рисков потери прибыли. Это стимулировало переосмысление отношения к финансовому рынку и проблеме оценки рискованности финансовых инвестиций.

Понятие риск имеет достаточно длительную историю. Наиболее активно начали изучать различные аспекты риска лишь только в конце XIX – начале XX в. Для российской экономики проблема риска и его оценки также не является новой, так как в 20-х гг. XX столетия был принят ряд законодательных актов, учитывающих существование в России производственно-хозяйственного риска. Но по мере становления административно-командной системы происходило уничтожение реальной предприимчивости, свойственной рыночным отношениям, и уже в середине 30-х годов категория «риск» была отнесена к буржуазной (капиталистической).

Проведение современной экономической реформы и связанное с ней становление финансового рынка в России вызвало интерес к вопросам рассмотрения риска при осуществлении различных финансовых вложений хозяйствующими организациями, а сама теория риска финансовых инвестиций в процессе формирования рыночных отношений не только получила свое дальнейшее развитие, но и стала востребованной практически.

Данная работа посвящена одной из современных методик оценки риска финансовых инвестиций – методике «Value at Risk» (VAR-методике).

Целью данной работы является всестороннее исследование VAR-методики (подхода) оценки и моделирования рыночных рисков, возникающих у организации при осуществлении ей финансово-хозяйственной (инвестиционно-финансовой) деятельности. При этом автор стремится выработать системный подход к моделированию и оценке рисков как в целом, так и в рамках VAR-методики.

Исходя из заявленной цели, автором работы ставятся следующие задачи:

а) рассмотреть в целом проблему риска в инвестиционном процессе (это позволяет выработать системный подход к анализу и оценке риска в целом, а также выделить возможные пути и инструментарий для дальнейшего решения данной проблемы);

б) с позиции выделенных путей и инструментария оценки рисков исследовать VAR-методику (подход) моделирования и оценки рыночных рисков.

Решение поставленных задач осуществляется в соответствии с основными разделами работы.

Работа состоит из трех глав.

Первая глава затрагивает проблему необходимости учета рыночных рисков в процессе инвестирования. Риск рассматривается как экономическая категория, объективно связанная с инвестиционным процессом. С этой целью изучаются взгляды Ф.Х. Найта, Дж. Маршака, Дж. Уэстона, Дж. Хиршлейфера, М. Фридмана и Л.Дж. Сэвиджа, Ар.А. Алчиана, Г.А. Саймона, У.Дж. Баумоля и Р.Э. Квандта, Дж.Дж. Стиглера, Дж. Акерлофа, а также современных российских авторов: И.Т. Балабанова, И.А. Бланка, Я.С. Мелкумова, Г.Б. Поляка, С.Б. Авдашевой и Н.М. Розановой, М.М. Юдкевича, А.А. Новоселова и др.

Объяснение риска как экономической категории позволяет перейти к рассмотрению общей системы инвестиционных рисков хозяйствующей организации. В этом отношении автором были проанализированы взгляды различных современных авторов работ по данной проблематике: Е.С. Стояновой, И.А. Бланка, А.М. Литовских, В.С. Романова, В. Москвина. Результаты анализа позволили предложить автору собственный подход к построению системы инвестиционных рисков организации. С учетом данной системы автором выделяются и идентифицируются в качестве обособленной экономической категории рыночные риски.

Во второй главе рассматривается VAR-подход к моделированию и оценке рыночных рисков. Исходя из математического определения риска, данного в первой главе, а также специфических особенностей рыночных рисков, как обособленной экономической категории, формулируются условия инвестиционного процесса и вводится величина VAR как мера риска. Автором также предлагается оригинальное обоснование системы методов и моделей оценки рыночного риска, обычно предлагаемых в рамках VAR-подхода, с помощью использования аппарата теории случайных процессов.

Третья глава посвящена вопросу оценки применимости выделенных VAR-моделей на российском рынке акций. Для этого автором осуществлялось тестирование выбранных моделей на предмет точности и эффективности даваемых ими оценок. Данное тестирование осуществлялось на основе исторических данных рынка РТС (период тестирования 250 торговых дней). В качестве тестового был выбран портфель, состоящий из наиболее ликвидных акций российских предприятий.

1
Основные
рыночных рисков

Инвестиционный
предпосылки

процесс.
формализации

1.1 ИНВЕСТИЦИОННЫЙ ПРОЦЕСС И КАТЕГОРИЯ РИСКА

1.1.1 ФОРМАЛЬНЫЙ ПОДХОД К ПРОЦЕССУ ИНВЕСТИРОВАНИЯ. МОДЕЛЬ ФИШЕРА

Под инвестициями или капиталовложениями в самом общем смысле понимается временный отказ экономического субъекта (индивида) от потребления имеющихся у него в распоряжении ресурсов (капитала) и использование этих ресурсов для увеличения в будущем своего благосостояния.

Согласно Фишеру «инвестиции – сами по себе не цель, а скорее процесс распределения потребления во времени» [53, с. 179]. Так, в соответствии с двухпериодной моделью индивид (или фирма¹) в некий нулевой период имеет доход I_0 , доступный для потребления. Будущее индивида (фирмы) представлено периодом 1, в котором его гарантированный доход составляет величину I_1 . Потребление индивида в настоящем и будущем периодах необязательно должно совпадать с величиной дохода соответствующего периода. Потребление в настоящем периоде C_0 можно обменять на потребление в будущем периоде C_1 , сберегая часть текущего дохода и увеличивая за счет этого потребление будущего периода. И, наоборот, можно увеличить потребление текущего периода в обмен на уменьшение потребления будущего периода, занимая деньги в настоящем периоде и возвращая их с процентами из дохода будущего периода.

Проблема индивида заключается в выборе – с учетом доступных для него возможностей – оптимальной временной структуры потребления. Доступность выбора той или иной временной структуры потребления определяется наличием у индивида (фирмы) множества инвестиционных возможностей.

Фишер приводит различие между «инвестиционными и рыночными возможностями» [53, с. 181]. Первое – реальные производственные трансферты между доходом в один период времени и доходом в следующий период², второе – трансферты, связанные с заимствованием или кредитованием.

Хиршлейфер термин «инвестиции» употребляет в более широком смысле и относит его к «возможностям обоих типов» [53, с. 182]. При этом он вводит понятие «множество возможностей», задающееся тремя составляющими: начальный запас, производственные возможности, финансовые возможности. Начальный запас j -го индивида задается как $I_j = (I_{0,j}^1, I_{1,j}^1)$. Понятие производственных и финансовых возможностей идентично производственным и рыночным возможностям по Фишеру. На рис. 1 горизонтальная ось C_0 отображает величину фактического и потенциального потребления в периоде 0. Вертикальная ось C_1 отражает величину фактического и потенциального потребления в периоде 1.

Начальный запас индивида I_j может быть точкой на любой из осей (тогда первоначальный доход достается ему либо полностью в период 0, либо полностью в период 1), например, точкой T или P , или же точкой в положительном квадранте (первоначальный доход достается индивиду частично в период 0 и частично в период 1), например, точкой W или S . При этом точка, характеризующая величину начального запаса, может находиться даже во втором или четвертом квадранте.

¹ У Хиршлейфера [52, с. 232] делается различие между индивидом и фирмой: 1) фирмы не потребляют; 2) фирмы имеют нулевой начальный

3) все производственные возможности принадлежат фирмам.

² «Это то, что мы обычно называем физическими инвестициями, например посев семян» [53].

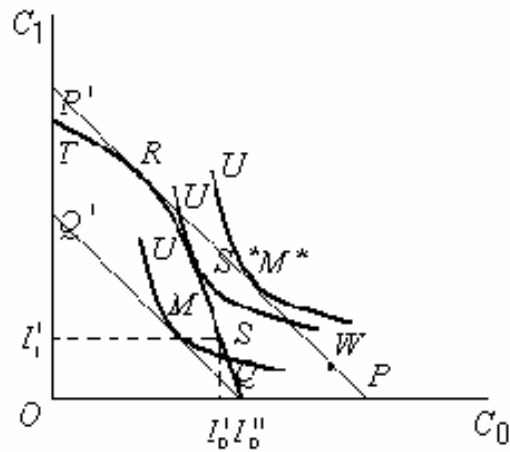


Рис. 1 Графическая интерпретация модели Фишера

Тогда исходная ситуация характеризуется отрицательным доходом либо в период 0, либо в период 1.

Производственные возможности индивида заданы кривой QS^*RT . Данная кривая показывает диапазон производственных возможностей (совокупность производственных инвестиций, ранжированных по убыванию предельной нормы доходности), доступных для индивида в начальной точке Q (некая производственная инвестиция с максимальной предельной нормой доходности). Этот диапазон представляет собой геометрическое место точек, достижимых индивидом, по мере того как он жертвует все большей и большей величиной дохода I_0 , осуществляя производственные инвестиции, приносящие ему доход I_1 .

Финансовые возможности индивида, находящегося в точке Q , представлены линией QQ' . Находясь в точке Q , индивиду доступен доход только в период 0 – $I_0^||$. При этом он может предоставить его в ссуду по некоторой рыночной ставке r^* , жертвуя сегодняшним доходом ради будущего.

Таким образом, данная линия отражает все доступные индивиду комбинации текущего и будущего дохода при заданных величинах I_0, I_1, r^3 и называется межвременным бюджетным ограничением.

Выбор величины потребления в каждом периоде осуществляется индивидом, исходя из принципа максимизации полезности. Так, если выбор чего-либо осуществляется не на случайной основе (т.е. если те, кто его делают, преследуют какую-то цель), возникает необходимость в критерии выбора. Каким бы не был данный критерий, выбранный вариант [альтернатива] будет означать утрату наиболее ценного из остальных вариантов выбора. Это означает, что стоимость [утраты] будет покрыта только в том случае, если выбирающий индивид делает выбор так, чтобы максимизировать (получаемую в конечном итоге) ценность [7, с. 401].

Согласно нормативной теории решений, «полезность» является тем критерием, который позволяет индивиду распределить свои средства между разнообразными потребностями, является необходимой основой для их сопоставления.

Термин «полезность» был введен английским философом И. Бентамом. «Под принципом пользы, – писал он, – понимается тот принцип, который одобряет или не одобряет какое бы то ни было действие, смотря по тому, имеет ли оно (как нам кажется) стремление увеличить или уменьшить счастье той стороны, об интересе которой идет дело, или, говоря то же самое другими словами, содействовать или препятствовать этому счастью»⁴ [35].

Таким образом, согласно Бентаму, максимизация полезности и является руководящим психологическим принципом поведения людей в их стремлении избежать страданий и увеличить удовольствия или счастье, подчеркивая тем самым их рациональность.

Содержание категории рациональности существенно эволюционировало по мере развития экономической науки. В концепции «естественного порядка» А. Смита «корыстный интерес» хозяйствующего агента был впервые интерпретирован в качестве движущей силы экономической системы. А в неоклассической теории рациональность выбора, осуществляемого индивидом, стала ведущим элементом

³ Все точки внутри области QQQ' достижимы но неэффективны, снаружи эффективны но недостижимы.

⁴ Бентам И. Введение в основания нравственности и законодательства // Избр. соч. СПб., 1867. Т. 1. С. 2.

«жесткого ядра» исследовательской программы и получила трактовку максимизирующего поведения в условиях ограниченных ресурсов.

Тем не менее, модель рационального максимизатора («блаженного калькулятора», по выражению И. Бентама) все же далека от реальности, в которой индивид озабочен максимизацией не только и не столько «корыстного интереса», сколько максимизацией более широкой целевой функции полезности.

Происшедшая трансформация представлений о рациональности и придание модели рационального поведения большей реалистичности явились следствием появления работ многих авторов. Однако определяющую роль сыграли исследования М. Вебера, выделившего типы социального действия, среди них – целерациональное поведение как эталон рациональности; основоположника неоявстрийской школы

Л. фон Мизеса, обосновавшего бытие максимизации полезности в качестве критерия рациональности; Т. Веблена и И. Шумпетера, расширивших представление о спектре мотиваций экономических агентов и показавших рациональность поведения субъекта демонстративного потребления и новатора [22].

Задавая величину полезности для j -го индивида как некую функцию от структуры потребления во времени, для двухпериодной модели имеем $U_j = g(C_{0,j}, C_{1,j})$, где $j = \overline{1, J}$. При этом каждый индивид пытается максимизировать полезность в рамках своего множества возможностей (производственных и финансовых).

Таким образом, в соответствии с необходимостью достижения индивидуумом своего оптимума полезности (максимизация полезности), инвестиционный процесс в теоретической системе Фишера можно описать, используя два случая.

В соответствии с первым случаем, множество возможностей содержит только финансовые возможности. Пусть начальный запас индивида $I_j = (I_{0,j}^{\parallel}, 0)$, а рыночная процентная ставка r^* . Тогда финансовые возможности индивида есть линия QQ^{\parallel} . С целью достижения оптимума (точка M) индивид, кредитуя по ставке $r = r^*$, движется соответственно вверх по прямой QQ^{\parallel} (см. рис. 1) до точки M (он может также двигаться и обратно, заимствуя по ставке $r = r^*$).

Если множество возможностей содержит также производственные возможности (кривая QSS^*RT), отдельный инвестор достигает своего оптимума полезности в точке M^* . Для этого он вначале движется из своего исходного положения (точка Q) вдоль кривой производственных возможностей QSS^*RT к своему производственному оптимуму R . Этот оптимум характеризуется достижением наивысшей его межвременного бюджетного ограничения, т.е «выходит» на более высокий уровень финансовых возможностей PP^{\parallel} .

Затем инвестор финансирует свою производственную деятельность, в целях достижения своего оптимума полезности (M^*).

Необходимо заметить, что в соответствии с Фишером, именно использование производственных возможностей («сделка с природой») создает богатство, соответствующие финансовые операции не влияют на него величину.

1.1.2 Допущение о возможной неопределенности условий инвестирования (ситуация риска).

Трансформация модели Фишера

1.1.2.1 Причины неопределенности. Неопределенность как экономическая категория

Рассмотренный выше подход к процессу инвестирования предполагал наличие следующих условий:

1) определенность относительно будущих перспектив (период 1 характеризовался гарантированной величиной дохода I_1);

2) определенность в отношении множества инвестиционных возможностей (множество производственных возможностей конечно; производственная норма доходности каждого инвестиционного проекта является фиксированной величиной (возможность упорядочения альтернативных производственных возможностей); величина рыночной процентной ставки известна и фиксирована;

3) однозначность в отношении критерия выбора тех или иных альтернатив, а следовательно, и механизма осуществления инвестиционного процесса (рациональность поведения индивида).

Таким образом, модель Фишера представляет собой подход к проблеме принятия инвестиционных решений в условиях полной определенности относительно настоящего и будущего.

Однако такая предпосылка делает инвестиционный процесс слишком абстрактным. В действительности каждому индивиду доступен лишь ограниченный массив информации. «Модель мира субъекта, принимающего решение, включает только мельчайшую долю всех необходимых характеристик реального мира, а его выводы извлекают только мельчайшую долю информации, которая присутствует в его модели» [45, с. 64].

В соответствии с [4], неполнота информации об объекте сделки, об осуществлении сделки, о ее возможных последствиях и т.п. может быть вызвана следующими причинами:

- получение информации связано с затратами ресурсов. Рациональный индивид не будет платить за информацию больше того уровня, на котором предельные издержки на ее получение превышают предельные доходы от ее использования. «Если расходы на поиск уравниваются ожидаемым предельным эффектом, можно найти оптимальный объем поиска» [47, с. 512];

- не всегда информация надежна. Даже если информация, получаемая индивидом сегодня, была точной, завтра она может устареть в силу изменения экономической среды и, следовательно, на нее нельзя будет более полагаться при принятии экономических решений;

- индивиды не в состоянии запомнить и переработать весь объем доступной им информации. Они вынуждены отбирать для хранения и непосредственно использования только наиболее важную информацию. Часть совокупной информации неизбежно теряется⁵;

- не все индивиды обладают достаточными знаниями и навыками, которые позволили бы им адекватно переработать поступающую информацию⁶.

С понятием «неполноты информации» обычно связывают такие понятия как «асимметричность информации»⁷, а также «неопределенность» (ожиданий). Под асимметричностью информации понимают различную степень информированности экономических контрагентов об объекте сделки (друг о друге). При этом ситуация неполноты информации может характеризоваться и симметричностью (экономические контрагенты обладают неполной информацией в равной степени)⁸.

Понятие «неопределенности» обычно связывается с неполнотой информации относительно настоящего и будущего, когда индивиду необходимо принять какое-то решение. Так, в основополагающей работе Найта [37] термин неопределенность трактуется как «недостаточная осведомленность, необходимость действовать, опираясь на мнение, а не на знание». «При отсутствии какой бы то ни было неопределенности каждый [индивид] обладает совершенным знанием о ситуации». Отдельные точки зрения по трактовке понятия «неопределенность» представлены в табл. 1.

1 Существующие трактовки понятия «неопределенность»

Содержание определения понятия «неопределенность»	Авторы, высказавшие свою точку зрения
Следствие незнания, т.е. неполноты, неточности знания законов деятельности в области бизнеса	Воропаев Ю.Н.
Обусловлена ограниченностью инфор-	Капустин В.Ф.

⁵ Каждый индивидуум живет в такой среде, которая ежесекундно генерирует миллионы бит информации, но наше восприятие, подобно горлышку бутылки, может пропустить не более 1000 бит в секунду, а возможно и гораздо меньше. Почти столько же информации теряется, пока она достигнет мозга [45].

⁶ Необходимо также учесть фактор субъективности восприятия, характеризующий каждого отдельного индивида (даже при условии наличия у них одинакового уровня навыков и знаний).

⁷ Асимметричность информации – особый тип неполной информации [4].

⁸ Анализ проблемы асимметричности информации в мировой теории восходит к модели «рынка лимонов» Дж. Акерлофа [6]. Исследования, развивающие анализ данной проблемы можно условно разделить на две группы: анализ последствий несовершенства информации на разных рынках и изучение возможности и эффективности различных типов сигналов о качестве. В книге [4] можно найти хороший обзор литературы по данной проблеме.

мации	
Связана с конфликтом, с риском, как информационными параметрами процесса принятия решений	Рудашевский В.Д.

Продолжение табл. 1

Содержание определения понятия «неопределенность»	Авторы, высказавшие свою точку зрения
В широком смысле – синоним не достоверности или полного отсутствия информации при принятии решений в научных и других исследованиях; это понятие, отражающее отсутствие однозначности	Капустин В.Ф.
Характеризуется недостаточностью сведений об условиях, в которых будет протекать экономическая деятельность, низкой степенью предсказуемости, предвидения этих условий	Райзберг Б.А.
Связана с неполнотой или неточностью информации о предпосылках, условиях или последствиях деятельности	Кузьмин В., Губенко А.
Обусловлена действием факторов, на которые человек не может повлиять (объективная неопределенность); связана с недостатком знаний субъекта о внешней среде или нечеткостью представлений о собственных потребностях, стимулах, желаниях (субъективная неопределенность)	Тамбовцев В., Клейнер Г.

Высказывания всех приведенных в таблице авторов однозначно связывают понятие неопределенности с неполнотой информации.

Помимо неполноты информации, неопределенность может быть также обусловлена «краткосрочной стохастической ситуацией» [49].

Рассмотрим понятие неопределенности более подробно. Так, Найт объясняет неопределенность, используя аппарат теории вероятностей. Предполагается, что при принятии решения относительно будущего индивид оперирует некими вероятностными суждениями в отношении ожидаемых альтернатив. Исходя из этого, Найт выделяет три типа вероятностей, которыми теоретически может оперировать индивид: «априорную», «статистическую» вероятности и «оценку».

В качестве основания деления выступает возможность индивида, в результате некоторого процесса переработки информации получить конечное множество ожидаемых альтернативных событий (исходов). Данное множество должно быть однородным, а его существование, в целом, объясняться только эффектом большого числа независимых причин (массовые однородные случайные события). Это позволяет выявить для него определенные «вероятностные закономерности» [19].

Возможность оперировать «априорной» вероятностью предполагает, что индивиду известны все альтернативные ожидаемые события. При этом, он обладает информацией о вероятностной закономерности наступления данных событий. «Вероятностные суждения этого типа находятся на том же логическом уровне, что и математические теоремы» [37]; индивид обладает полной информацией («полнота знания»).

Возможность оперировать статистической вероятностью предполагает, что индивиду на основе прошлого опыта известны в некоторой степени⁹ альтернативные ожидаемые события. Достаточный объем исторических данных позволяет идентифицировать закон распределения вероятностей наступления событий. При этом Найт отмечает, что в данной ситуации невозможно устранить действие всех действительно неслучайных факторов [т.е. помимо эффекта большого числа независимых причин, существуют некие причины, достаточно однозначно обусловленные чем-либо (неслучайные факторы по Найту)]. Кроме того, идентификация закона распределения связана с возможностью ошибок первого и второго рода, а также его непостоянством во времени (нестационарностью). Все это вносит элемент неопределенности в ситуацию принятия решения.

Рассматривая данные два типа вероятностей, Найт отмечает, что первый тип вероятности «практически никогда не встречается в деловой сфере, в то время как второй крайне распространен» [37].

Третий тип вероятности, выделяемый Найтом, существенно отличается от двух предыдущих. Предполагается, что у индивида отсутствует как прошлый опыт (возможно существование единичных примеров в прошлом), так и достаточный объем исторических данных («не существует никакого обоснованного критерия для классификации случаев»; индивид действует на основе «субъективного ощущения уверенности» [37]).

Именно третий тип субъективной вероятности связывается Найтом с «истинной неопределенностью» – «более высокой формой неопределенности, которая недоступна измерению, а значит, и устранению» [37].

Формализация идей Найта была осуществлена Маршаком¹⁰. Так, он выделил четыре ситуации, возникающие при необходимости принятия индивидом/фирмой решения:

- 1) индивид/фирма не знает величину p (вероятности);
- 2) индивид/фирма не знает p , но ей известны данные, позволяющие ей дать оценку p ;
- 3) индивид/фирма знает p ;
- 4) индивид/фирма знает p , и каждый элемент p либо 0, либо 1.

Каждая ситуация соответствует определенной степени информированности индивида/фирмы:

- неполная информация (1) – нестохастический случай (незнание);
- неполная информация (2) – стохастический случай;
- полная информация (3) – стохастический случай;
- полная информация (4) – нестохастический случай (определенность).

Очевидно, что ситуация 1 по Маршаку соответствует ситуации, возникающей при наличии у индивида возможности оперировать вероятностью 3-го типа («оценка») по Найту; ситуация 2 – ситуации, возникающей при наличии у индивида возможности оперировать вероятностью 2-го типа (статистическая вероятность) по Найту; ситуация 3 ситуации, возникающей при наличии у индивида возможности оперировать вероятностью 1-го типа (априорная вероятность) по Найту (неопределенность обусловлена лишь чистой случайностью). Ситуация определенности возникает по Маршаку только тогда, когда индивид оперирует вероятностями со значениями либо 0, либо 1.

В качестве отдельной ситуации Маршак выделяет промежуточный случай между первой и второй ситуациями (ситуация 1а) [49]. В ситуации 1а индивид/фирма не знает p . Он/она обладает некоторыми сведениями, но при наличии данной информации нельзя дать оценку p на основе статистических соотношений (например, потому что наблюдения выведены не из единой или однородной генеральной совокупности, наблюдения выведены не из стабильной генеральной совокупности, наблюдений слишком мало и т.д.). При этом, по мнению Уэстона [49], ситуации 1а имеют наибольшее практическое значение, поскольку огромное число важных сделок и экономических решений попадает в эту категорию¹¹.

Использование отчетливо выраженных ситуаций (как заметили Найт и Маршак) является идеализацией, поскольку «реальность представляет собой континуум легких переходов от определенности к возрастающим степеням неопределенности» [49, с. 454].

⁹ Найт считает, что в действительности невозможно перечислить все равновероятностные альтернативы и их возможные комбинации [37].

¹⁰ Marschak J. / Role of Liquidity under Complete and Incomplete Information // Amer. Econ. Rev. Suppl. 1949. Vol. 39. May. P. 183–184.

¹¹ Одной из целей статистического анализа и эконометрики является развитие учета и методов, которые позволят ситуации 1а превратить в ситуации 2. [49].

Неопределенность по Найту и Маршаку, согласно классификации, предложенной Капустиным В.Ф (табл. 2) [9] можно определить как стохастическую (ситуация 2, 3 по Маршаку) и лингвистическую¹² (ситуация 1, 1а по Маршаку) неопределенность.

2 Классификация неопределенности

Виды неопределенности	Краткая характеристика неопределенности по предлагаемому признаку
1 Перспективная неопределенность	Возникает вследствие появления непредусмотренных факторов, влияющих на ход развития и эффективность функционирования исследуемых объектов (процессов), исследуемый объект недостаточно изучен
2 Ретроспективная неопределенность	Связана с отсутствием информации о поведении изучаемого объекта в прошлом. Возможен либо переход к ситуациям определенности или риска, либо такой переход принципиально невозможен
3 Техническая неопределенность	Является следствием невозможности предсказания точных результатов принимаемых решений
4 Стохастическая неопределенность	Выступает результатом вероятностного (стохастического) характера исследуемых, процессов и явлений. Возможны следующие три случая: <ul style="list-style-type: none"> – имеется надежная статистическая информация; – известно, что ситуация стохастическая, но необходимой статистической информации для оценки ее вероятностных характеристик нет; – высказывается лишь гипотеза о стохастическом характере изучаемых процессов и явлений, которая требует проверки
5 Неопределенность состояния природы	Связана с полным или частичным незнанием природных условий, при которых придется принимать решения
6 Неопределенность целенаправленного противодействия	Встречается в ситуации конфликта двух или более сторон, когда каждая сторона не имеет сведений или располагает неполной, неточной информацией о мотивах и характере поведения противодействующих сторон
7 Неопределенность целей	Связана с неоднозначностью, а иногда и невозможностью выбора одной цели при принятии решения или нестроении оптимизационной модели

¹² Ситуация 1, 1а по Маршаку может быть также определена как ретроспективная неопределенность по классификации Капустина.

Продолжение табл. 2

Виды неопределенности	Краткая характеристика неопределенности по предлагаемому признаку
8 Неопределенность условий	Возникает при недостаточности или полном отсутствии информации об условиях, в которых принимаются решения
9 Лингвистическая (смысловая) неопределенность	При анализе экономических процессов, явлений, объектов используются вербальный (описательный) подход и соответствующие модели. Отличительным признаком такого подхода является широкое применение с математической точки зрения недостаточно точно описанных терминов, понятий, словосочетаний. Необходимо соответствующий учет лингвистической неопределенности, как основного свойства таких систем
10 Неопределенность действий	Отсутствует однозначность при выборе решений. Возможны следующие случаи: – цель единственная (целевая функция единственная) – необходимо определить среди всех допустимых решений наилучшее; – целей несколько, в этом случае проблема не всегда сводится к решению одной экстремальной задачи; – цели (одна или несколько) учтены в ограничениях – возникает проблема нахождения какого-либо элемента из фиксированного множества, выбора в определенном смысле хорошего элемента из этого множества

1.1.2.2 «Измеримая» неопределенность – ситуация риска

Основные подходы к определению понятия риск

Классическая трактовка понятия неопределенности (Найт и Маршак) позволила выявить две более или менее четкие ее разновидности: неопределенность более высокого порядка («истинная»/неизмеримая неопределенность в трактовке Найта (1, 1а по Маршаку) или лингвистическая неопределенность по классификации Капустина) и неопределенность более низкого порядка/«измеримая» неопределенность (наличие у индивида возможности оперировать статистическими вероятностями ожидаемых событий по Найту (2, 3 ситуация по Маршаку), или стохастическая неопределенность по классификации Капустина).

Новоселов в [38] предлагает описывать данные разновидности неопределенности с помощью следующих математических моделей:

- 1) модели нечетких множеств (ситуация лингвистической неопределенности);
- 2) вероятностные математические модели (ситуация стохастической неопределенности).

В настоящей работе будем использовать только второй способ описания.

Введем понятие риска. Так, Найт в [37] вводит термин «риск», чтобы сохранить различие между неопределенностью более высокого и более низкого порядка. Риском будет считаться ситуация «измеримой» неопределенности, когда индивид в результате некоторого процесса переработки доступной инфор-

мации может получить ожидаемые альтернативы в виде массовых однородных случайных событий и идентифицировать их вероятностное распределение (ситуация 2, 3 по Маршаку).

Дж.Ф Уэстон в [49, с. 455] приводит два широко распространенных подхода к определению значения термина «риск». Первый – трактовка риска Найтом. При этом, он замечает, что Найт «отождествил риск со случаями, поддающимися страхованию». По мнению Уэстона, то, что Найт называет риском более правильное было бы отнести к «преобразуемой неопределенности»¹³ [49]. Второй подход относит термин «риск» к случаям, касающимся возможности неблагоприятного исхода решения, принятого в условиях неопределенности. При этом Уэстон отмечает, что значение вероятности p в общем случае «не может быть известно».

Подход к определению понятия риска современными авторами можно назвать комбинированным – включающим отдельные элементы приведенных выше подходов. В табл. 3 приводится ряд определений риска, даваемых российскими и зарубежными авторами.

3 Существующие трактовки понятия «риск»

Авторы	Содержание понятия
Балабанов И.Т.	Возможная опасность потерь, вытекающая из специфики тех или иных явлений природы и видов деятельности человеческого общества
Бланк И.А.	Возможность наступления неблагоприятного события, связанного с различными видами потерь
Мелкумов Я.С.	Вероятности неблагоприятного исхода финансовой операции
Поляк Г.Б.	Вероятность возникновения потерь, убытков, недопоступлений планируемых доходов, прибыли
Жуков Е.Ф.	Стоимостное выражение вероятностного события, ведущего к потерям

Продолжение табл. 3

Авторы	Содержание понятия
Шенаев В.Н., Ир- ниязов Б.С	Вероятность неожиданного воздействия на экономический процесс определенных факторов, под влиянием которых может произойти отклонение результата от запланированной величины
Vaughan E.J.	Гипотетическую возможность наступления ущерба (страхового случая)
Morgan J.P.	Степень неопределенности получения будущих чистых доходов

Данные определения риска относятся к различным сферам деятельности. Общим для них является связывание риска с возможностью (вероятностью) наступления некоторого события (исхода). При этом под событием, в общем случае, понимается возникновение убытка или ущерба, потеря доходов и появление дополнительных расходов, отклонение результата от запланированной величины. Последнее, подразумевающее возможность получения индивидом в случае принятия решения как отрицательного, так и положительного результата (некоторого дополнительного дохода), не рассматривается большинством авторов как риск. Данное обстоятельство частично можно объяснить, используя результаты исследований проведенных Д. Канеманом и

¹³ Страхуемые (или – в более широком понимании – преобразуемые) ситуации уже больше не содержат в себе риска после страховки от риска (или его преобразования) [49, с. 455].

А. Тверски. Так, они отмечают, что люди по-разному реагируют на возможность получить доходы или понести потери (убытки), придавая большее значение потерям, чем приобретениям, даже если их величина одинакова [27].

Учитывая данное обстоятельство, В. Москвин в [36], предлагает под риском понимать «возможность наступления события под влиянием каких-либо факторов». При этом он выделяет следующие преимущества данного определения.

1 Понятие риска не учитывает специфики какой-либо сферы деятельности, достаточно четко и непротиворечиво; лишено субъективных эмоций: ощущение надвигающейся опасности, ожидания выпавшей на долю удачи.

2 Позволяет осуществлять построение «системы рисков», а также исследовать их динамику и закономерности.

По мнению автора, недостатком данного определения является подмена понятия «вероятности» понятием «возможности». Последнее не позволяет применить математический аппарат, что, в принципе, приводит к бесполезности данного определения как с теоретической, так и с практической точек зрения.

Таким образом, из приведенных определений видно, что на сегодняшний день еще не сложилось однозначного понимания сущности риска. Это объясняется, в частности, многоаспектностью этого явления, практически полным игнорированием его российским хозяйственным законодательством в реальной экономической практике и управленческой деятельности. Кроме того, риск, по мнению множества современных авторов, сложное явление, имеющее множество несовпадающих, а иногда противоположных реальных основ [42]. Все это, по мнению А. Новоселова в [38], препятствует созданию единой математической теории риска и взаимному проникновению идей из одной прикладной области в другую.

ФАКТОРЫ НЕОПРЕДЕЛЕННОСТИ. РИСКООБРАЗУЮЩИЕ (РИСКОВЫЕ) ФАКТОРЫ

Рассмотрим неопределенность как ситуацию, обусловленную действием некоторого числа факторов, природа которых нам неизвестна. Как уже отмечалось ранее, в качестве причин неопределенности можно выделить:

- 1) неполноту информации;
- 2) стохастический случай (массовые однородных случайных события).

Противоположностью ситуации неполной информации будем считать такую ситуацию, при которой может быть выявлена некоторая зависимость между действием определенных факторов и появлением определенных событий. В противном случае может быть принято допущение¹⁴ об отсутствии всякой связи и обусловленности появления событий действием только случайных факторов (действует большое число независимых факторов, причем сила воздействия каждого из отдельного фактора мала и не может превалировать среди остальных).

Исходя из этого, процесс принятия решения в общем виде будет заключаться в выявлении индивидом факторов неопределенности и поиске определенных зависимостей между их действием и появлением событий. Результатом может быть либо переход к ситуации полной определенности (неопределенность устранена посредством выявления некоторой зависимости), либо к ситуации «измеримой неопределенности» (действуют только большое число мелких случайных факторов; существует некоторый способ оценки вероятностной закономерности появления ожидаемых событий), либо к их комбинации.

При этом, в зависимости от объема доступной индивиду информации о прошлом можно выделить две ситуации:

1) индивид не обладает достаточной информацией о прошлом (у индивида отсутствует как прошлый опыт (возможно существование единичных примеров в прошлом), так и достаточный объем исторических данных) (ситуация 1, 1а по Маршаку или ситуация лингвистической неопределенности по классификации Капустина). При этом, предполагается, что индивид способен выявить некоторое число возможных будущих альтернатив. В данной ситуации индивид на основе умозаключений пытается обнаружить некую зависимость и таким образом устранить существующую неопределенность. При ее отсутствии индивид может предположить, что появление ожидае-

¹⁴ В терминах статистики принятие данной гипотезы допускает возможность появления статистической ошибки второго рода, в целом является слабым выводом и требует для подтверждения применения достаточно мощных статистических тестов.

мых событий носит случайный характер. Для формализации данной ситуации используется аппарат нечеткой логики;

2) индивид обладает достаточной информацией о прошлом (достаточный объем исторических данных позволяет определить возможные альтернативы и идентифицировать закон распределения вероятностей их наступления). В данной ситуации индивид может в полной мере использовать статистический аппарат для выявления некоторой зависимости либо идентификации вероятностной закономерности.

В данной работе, как уже отмечалось ранее, будет рассматриваться только ситуация два.

Таким образом, случайные факторы, обуславливающие существование ситуации «измеримой» неопределенности могут быть названы как рискообразующие (рисковые). При этом следует различать рисковые факторы более высокого порядка и более низкого порядка. Так, в ситуации «измеримой»/вероятностной неопределенности рисковыми факторами более высокого порядка можно считать большое число мелких случайных факторов. Рисковыми же факторами более низкого порядка – «базовыми» рисковыми факторами – можно считать случайные величины.

Формализация риска

Задача принятия решений в условиях вероятностной неопределенности

В детерминированной постановке (ситуация определенности) задача принятия решения может быть описана следующим образом. Имеется некоторое множество решений (действий) D и множество результатов R , достижимых посредством действий из D , т.е. задано отображение $f: D \rightarrow R$ такое, что принятие решения $d \in D$ приводит к результату $r = f(d) \in R$. Если множество R упорядочено каким-либо соотношением \leq так, что для некоторых $r_1, r_2 \in R$ соотношение $r_1 \leq r_2$ означает « r_2 не хуже r_1 », то задача выбора наилучшего решения представляется в виде обычной задачи максимизации:

$$f(d) \rightarrow \max_{d \in D} . \quad (1)$$

В ситуации неопределенности помимо множества возможных решений D и множества возможных результатов R существует также множество возможных состояний среды S в будущем. Незнание индивидом будущего состояния среды, также оказывающее влияние на результат, и обуславливает наличие неопределенности.

Пусть всевозможные состояния среды описываются множеством S , тогда математическая модель рассматриваемой ситуации есть отображение $f: S \times D \rightarrow R$, так что принятие решения $d \in D$ при условии, что среда оказывается в состоянии $s \in S$, приводит к результату $r = f(s, d) \in R$.

Поскольку в момент принятия решения состояние среды неизвестно, представление задачи принятия решения в виде (1) становится невозможным. В условиях «измеримой» неопределенности естественно предполагать, что неопределенность состояний среды носит вероятностный характер. Моделировать такую неопределенность можно, вводя на множестве S структуру вероятностного пространства (S, A, P) , на множестве результатов R – структуру измеримого пространства (R, B) , и считая отображение f измеримым (при каждом фиксированном $d \in D$) относительно пары σ -алгебр A, B ¹⁵. При каждом фиксированном d каждому состоянию $s \in S$ можно ставить в соответствие отображение $f_d: S \rightarrow R$ так, что при условии наступления состояния s решение d приводит к результату $r = f_d(s) \in R$.

Пусть теперь каждому событию $B \in B$ мы ставим в соответствие в качестве его прообраза $A \in A$, причем $A = f_d^{-1}(B)$, тогда распределение P на множестве состояний среды и отображение f_d порождает на (R, B) вероятностное распределение P_d :

$$P_d(B) = P(f_d^{-1}(B)), \quad B \in B. \quad (2)$$

Таким образом, каждое решение $d \in D$ приводит при наличии «измеримой» (вероятностной) неопределенности к некоторому распределению P_d . Данное распределение P_d и называется риском, обусловленным случайным характером S .

Выбор наилучшего решения означает выбор «наилучшего» распределения из множества распределений $F = \{P_d, d \in D\}$.

¹⁵ Множество событий A (B), состоящее из подмножеств множества исходов S (R) (необязательно всех) называется σ -алгеброй событий [55].

Мера риска

Для того чтобы выбрать оптимальное решение, необходимо каким-то образом сравнить распределения из $F = \{P_d, d \in D\}$. Традиционным способом введения на F отношения предпочтения (сравнения распределений из F) является задание на F какого-либо вещественно-значного функционала¹⁶ $\mu: F \rightarrow R$. При этом:

$$F_1 \leq F_2 \Leftrightarrow \mu(F_1) \leq \mu(F_2), \quad (3)$$

[или, для некоторых функционалов, $\mu(F_1) \geq \mu(F_2)$].

Проблема принятия наилучшего решения сводится в этом случае к решению оптимизационной задачи [38]:

$$\mu(F) \rightarrow \max_{F \in F} (\min_{F \in F}). \quad (4)$$

Таким образом, мерой риска можно назвать функционал $\mu: F \rightarrow R$, монотонный относительно предпочтений на F в смысле (3).

Новоселов в [38] приводит следующие примеры функционалов:

а) математическое ожидание $a(F) = \int x dF(x), F \in F$;

б) дисперсия $\sigma(F) = \int (x - a(F))^2 dF(x), F \in F$;

в) смешанный функционал ($\beta > 0$) $\theta(F) = \sigma(F) - \beta a(F), F \in F$;

г) ожидаемая полезность $\rho(F) = \int U(x) dF(x), F \in F$;

д) функционал возмущенной вероятности

$$\pi(F) = \int_{-\infty}^0 [g(1 - F(x)) - 1] dx + \int_0^{\infty} g(1 - f(x)) dx, F \in F.$$

Здесь $U: R \rightarrow R$ – функция полезности, а $g: [0, 1] \rightarrow [0, 1]$ – возмущенная функция вероятности, $g(0) = 0, g(1) = 1$.

1.1.2.3 Инвестиционный процесс в условиях «измеримой» неопределенности (риска). Подход Хиршлейфера

Введенное понятие риска, а также меры риска позволяет отойти от условия полной определенности процесса инвестирования в модели Фишера. В этом смысле более правильной будет использовать подходы к инвестированию, рассмотренные Хиршлейфером в [52].

Как уже отмечалось ранее, принятие индивидом инвестиционного решения в условиях полной определенности означает следующее:

- 1) определенность относительно будущих перспектив;
- 2) определенность в отношении множества инвестиционных возможностей;
- 3) определенность критерия выбора тех или иных альтернатив.

При снятии условия (1), получаем подход Хиршлейфера к принятию индивидом инвестиционных решений в условиях неопределенности. При снятии условия (2), получаем подход Г. Марковица¹⁷.

В соответствии с подходом Хиршлейфера, объектами выбора, осуществляемого индивидом в процессе инвестирования при наличии неопределенности, являются альтернативные потенциальные «состояния мира», характеризующиеся различными потребительскими возможностями.

Хиршлейфер выделяет следующие потребительские возможности индивида: C_0, C_{1a}, C_{1b} – потребление индивида в периоде 0 и в периоде 1 при a -м и b -м состоянии мира соответственно. При этом он предлагает учитывать два параметра выбора: одновременное уравнивание «рисковых требований» между C_{1a} и C_{1b} и включающий время и риск. обмен между сегодняшним C_0 и будущими неопределен-

¹⁶ Функционал – это вещественная функция, определенная на некотором множестве функций, т.е. область определения функционала есть некоторое множество функций [в данном случае $\{P_d(S), d \in D\}$] [20].

¹⁷ Harry Markowitz «Portfolio Selection», The Journal of Finance, Vol. VII, No 1, March 1952, pp. 77 – 91.

ными C_{1a} и C_{1c} . Фиксируя неявно величину C_0 , он анализирует простой обмен между одновременными «рисковыми требованиями».

Мерой риска здесь выступает ожидаемая полезность Неймана-Моргенштерна.

Подход Г. Марковица является более известным и широко применяемым. Однако он, по мнению Хиршлейфера, содержит определенные недостатки [52, с. 235].

В качестве объектов выбора, осуществляемого индивидом в процессе инвестирования, рассматриваются альтернативные наборы финансовых инструментов¹⁸, доступных индивиду в некоторый момент времени t_0 (период 0). Проблема временной структуры потребления не рассматривается. Предполагается, что индивид (инвестор) в период 0 использует часть своего дохода для приобретения некоторого набора финансовых инструментов. В период 1 (некоторый момент t_1) он продает их, после чего использует полученный доход на потребление, либо осуществляет реинвестирование¹⁹.

Данный подход сосредотачивается на проблеме выбора оптимальной структуры портфеля (определенного набора) финансовых инструментов. При этом предполагается, что стоимость портфеля в некоторый момент t_1 (доходность портфеля за некий период $\Delta t = t_1 - t_0$) является случайной величиной (рисковым фактором), распределенной по определенному закону (ситуация измеримой неопределенности (риска) по Найту).

В качестве меры риска используется математическое ожидание и стандартное отклонение (дисперсия)²⁰.

1.2 РЫНОЧНЫЕ РИСКИ КАК СОСТАВНОЙ ЭЛЕМЕНТ РИСКА ИНВЕСТИРОВАНИЯ

1.2.1 ИНВЕСТИЦИОННЫЕ РИСКИ

1.2.1.1 Инвестиционные риски и их место в общей системе рисков организации

Инвестирование в ситуации риска («измеримой» неопределенности) позволяет говорить о существовании некоторого числа рисков факторов («базового» рискового фактора). В дальнейшем, для избежания возможной путаницы, ситуацию риска будем называть риском, а соответственно, различные типы рисков ситуаций – различными типами рисков. Множество типов рисков ситуаций, присущих инвестиционному процессу, будем называть инвестиционными рисками.

Данное допущение позволяет сохранить терминологическую строгость излагаемого материала. Помимо этого, оно дает возможность использовать взгляды различных авторов на проблему рисков, не прибегая к постоянной их адаптации.

Таким образом, под инвестиционным риском, в общем случае, можно понимать риск, возникающий в процессе инвестирования. Данное определение является достаточно абстрактным (обобщенным). При этом оно соответствует взглядам большинства авторов работ по данной тематике. Так, у Стояновой в [51], под инвестиционными рисками понимаются риски, связанные с вложением капитала. Бланк, в [15], определяет инвестиционный риск как риск возможных финансовых потерь в процессе инвестиционной деятельности. В [44] под инвестиционным риском понимают возможность потери капитала при осуществлении инвестирования.

Однозначная позиция большинства авторов в отношении определения инвестиционных рисков сменяется достаточно противоречивыми взглядами авторов относительно их положения в общей системе рисков организации. Так, Стоянова в [51] инвестиционные риски включает в состав финансовых рисков. Помимо этого, в состав последних включаются также риски связанные с покупательной способностью денег. Финансовые риски непосредственно включаются в состав коммерческих рисков, под которыми понимается опасность потерь, возникающая в процессе осуществления организацией финансово-хозяйственной деятельности.

¹⁸ Тот же самый подход можно расширить с учетом реальных (производственных) инвестиций в дополнение к финансовому портфелю.

¹⁹ Таким образом, Марковиц, в отличие от Фишера, рассматривает инвестиции как цель.

²⁰ Подробнее, см. например [56], или Миросердов А.А. Портфельный выбор инвестора // Математические и инструментальные методы экономического анализа: управление качеством. Тамбов, 2003.

При этом необходимо отметить, что финансовые риски, а соответственно и инвестиционные риски, имеют спекулятивную природу, выражающуюся в возможности получения как положительного, так и отрицательного результата (рис. 2).

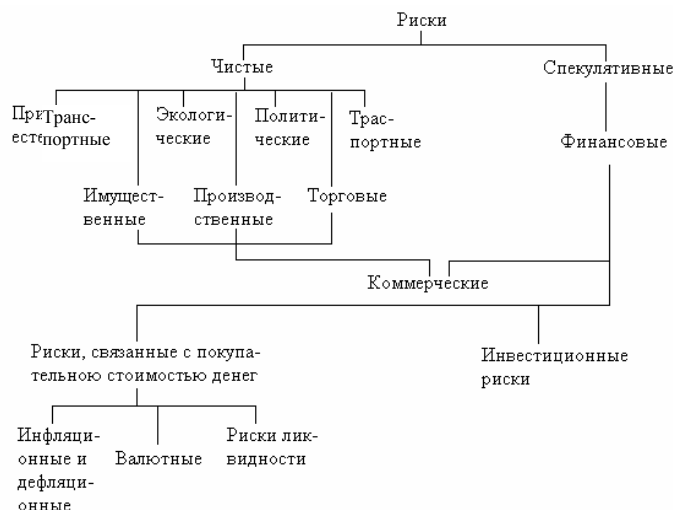


Рис. 2 Место инвестиционных рисков в общей системе рисков организации

Бланк в [15] также включает инвестиционные риски в состав финансовых, при этом относя их к группе «наиболее опасных финансовых рисков», связанных с возможной потерей капитала предприятия (организации). Как и Стоянова, Бланк подчеркивает спекулятивную природу инвестиционных рисков.

Литовских в [61] не выделяет инвестиционные риски в качестве самостоятельной категории. Им рассматриваются лишь финансовые риски. При этом последние достаточно однозначно отождествляются с коммерческими.

Романов в [43] упоминает о инвестиционных рисках как о достаточно обособленной группе рисков, «характеризующих деятельность предприятия как хозяйствующего субъекта».

1.2.1.2 Инвестиционные риски: состав и структура

Неоднозначность положения инвестиционных рисков в общей системе рисков организации приводит к достаточно различным взглядам относительно их структуры и состава. Так, у Стояновой инвестиционные риски включают в себя следующие подвиды рисков:

- 1) риск упущенной выгоды (риск наступления косвенного (побочного) финансового ущерба (недополученная прибыль) в результате неосуществления какого-либо мероприятия);
- 2) риск снижения доходности (данный риск может возникнуть в результате уменьшения размера процентов и дивидендов по портфельным инвестициям);
- 3) риск прямых финансовых потерь.

К риску снижения доходности относятся процентные и кредитные риски. Под первыми понимается опасность потерь (различными видами организаций), возникающая в результате возможного превышения процентных ставок, выплачиваемых ими по привлеченным средствам, над процентными ставками по предоставленным средствам. Под вторыми – опасность неуплаты заемщиком основного долга и процентов по нему.

Риски прямых финансовых потерь включают в себя биржевой риск (опасность потерь от биржевых сделок), селективный риск (риск неправильного выбора способа вложения капитала), риск банкротства (опасность, в результате неправильного выбора способа вложения капитала, полной потери собственного капитала и неспособность рассчитываться по взятым на себя обязательствам) (рис. 3).

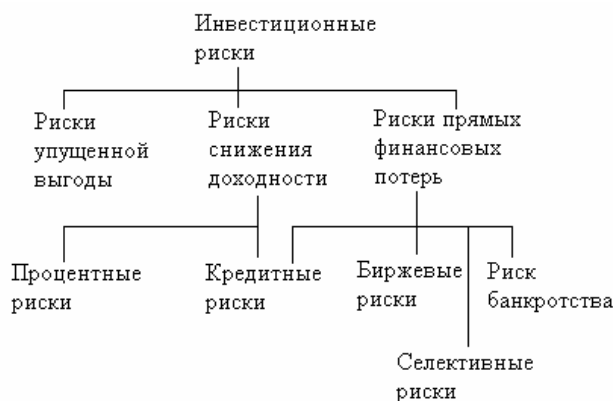


Рис. 3 Структура и состав инвестиционных рисков

Бланк в [14] выделяет следующие виды инвестиционных рисков.

По сферам проявления

1) Экономические риски. К ним относятся риски, связанные с изменением экономических факторов (факторов экономической природы). Так как инвестиционная деятельность осуществляется в экономической сфере, то она в наибольшей степени подвержена экономическим рискам.

2) Политические риски. К ним относятся различные виды возникающих административных ограничений инвестиционной деятельности, связанных с изменениями осуществляемого государством политического курса.

3) Социальные риски. К ним относятся риски забастовок, осуществления под воздействием работников инвестируемых предприятий незапланированных социальных программ и другие аналогичные виды рисков.

4) Экологические риски. К ним относятся риски различных экологических катастроф и бедствий (наводнений, пожаров и т.п.), отрицательно сказывающихся на деятельности инвестируемых объектов.

5) Другие виды рисков. К ним можно отнести рэккет, хищения имущества, обман со стороны инвестиционных или хозяйственных партнеров и т.п.

По формам инвестирования

1) Риски реального инвестирования. Эти риски связаны с неудачным выбором месторасположения строящегося объекта; перебоями в поставке строительных материалов и оборудования; существенным ростом цен на инвестиционные товары; выбором неквалифицированного или недобросовестного подрядчика и другими факторами, задерживающими ввод в эксплуатацию объекта инвестирования или снижающими доход (прибыль) в процессе его эксплуатации.

2) Риски финансового инвестирования. Эти риски связаны с непродуманным подбором финансовых инструментов для инвестирования; финансовыми затруднениями или банкротством отдельных эмитентов; непредвиденными изменениями условий инвестирования, прямым обманом инвесторов и т.п.

По источникам возникновения

1) Систематический (рыночный) риск. Этот вид риска возникает для всех участников инвестиционной деятельности и форм инвестирования. Он определяется сменой стадий экономического цикла развития страны или конъюнктурных циклов развития инвестиционного рынка; значительными изменениями налогового законодательства в сфере инвестирования и другими аналогичными факторами, на которые инвестор повлиять при выборе объектов инвестирования не может.

2) Несистематический (или специфический) риск. Этот вид риска присущ конкретному объекту инвестирования или деятельности конкретного инвестора. Он может быть связан с неквалифицированным руководством компанией (фирмой) – объектом инвестирования, усилением конкуренции в отдельном сегменте инвестиционного рынка; нерациональной структурой инвестируемых средств и другими аналогичными факторами, отрицательные последствия которых в значительной мере можно предотвратить за счет эффективного управления инвестиционным процессом.

Некоторые авторы, например [31], подразделяют инвестиционные риски на общие и рыночные (риск инвестиционного портфеля). При этом первые делятся на внутренние и внешние (основание деления – возможность организации оказывать влияние на данные виды рисков). Вторые подразделяются на систематические и несистематические (рис. 4).

Важно отметить, что у Бланка в [15] рыночный риск отождествляется только с систематическим риском, а валютный, процентный, инфляционный риски отнесены к финансовым рискам и не связываются непосредственно с инвестиционными.

Стоянова также относит валютные, процентные и инфляционные риски к финансовым. При этом, к инвестиционным у нее отнесены только процентные риски.

Отдельные авторы различают в составе инвестиционных рисков: деловой риск, финансовый риск, риск ликвидности, риск обменного курса, а также политический риск.

С целью некоторой систематизации и обобщения приведенных точек зрения, автором работы предлагается следующая возможная структура и состав инвестиционных рисков (рис. 5).

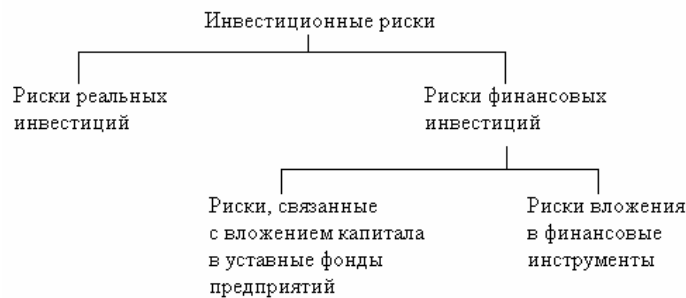


Рис. 5 Возможный состав и структура инвестиционных рисков

Выделение основных групп (видов) инвестиционных рисков осуществляется, исходя из специфики определенного вида инвестиционной деятельности.

Все инвестиционные риски можно подразделить на риски реальных инвестиций и риски финансовых инвестиций. В составе рисков реального инвестирования могут быть выделены, например, такие риски как: риск несвоевременной подготовки инвестиционного проекта; риск несвоевременного завершения проектно-конструкторских работ; риск несвоевременного окончания строительно-монтажных работ; риск несвоевременного открытия финансирования по инвестиционному проекту; риск потери инвестиционной привлекательности проекта в связи с возможным снижением его эффективности и т.п. (подробную классификацию рисков реального инвестирования можно построить, учитывая отдельные особенности реальных инвестиций).

Риски финансовых инвестиций (исходя из их основных форм) могут быть поделены на риски, связанные с вложением капитала в уставные фонды предприятий и риски вложения в финансовые инструменты²¹ (инструменты денежного рынка и рынка капитала). К первым можно отнести, например, такие риски как: риск снижения финансовой устойчивости, риск неплатежеспособности, деловой риск и т.д.

Ко вторым в общем случае можно отнести все финансовые риски, выделяемые западной практикой финансовой деятельности. Так, отражением стандартного подхода западной практики и, в определенной степени, итогом эволюции исследовательской мысли выступают документы Базельского комитета по банковскому надзору, выделяющие следующие основные виды рисков:

- кредитные;
- рыночные риски (валютный, фондовый, товарный и процентный, в ряде случаев выделяемый отдельно);
- прочие риски (операционные, ликвидности, правовые, потери деловой репутации и пр.).

Представленная классификация является косвенным отражением целей Базельского комитета обеспечения стабильности финансовых рынков за счет соответствия величины капитала принимаемым участниками рискам. Риски, фактически, группируются по возможным подходам к их оценке, управлению и покрытию капиталом.

В других материалах комитета, в ряде случаев, выделяются дополнительные отражающие специфические цели соответствующих документов виды рисков (например, риск введения валютных ограничений, риск манипулирования финансовой информацией, риск хищения имущества). Однако базовая классификация представлена на достаточно общем уровне, что определяет ее высокую универсальность и постоянство. Это, в частности, выразилось в отсутствии необходимости изменений при достаточно существенном пересмотре рекомендаций Базельского комитета в 2001 г., призванном отразить усложнение форм и увеличение масштабов рисков международных финансовых рынков, нововведения последних лет в части финансовых инструментов, а также достигнутыми результатами в области оценки и контроля рисков.

Банк России как регулятор рынка, наряду с предписанной ему нормотворческой функцией ставящий перед собой цель методологического содействия совершенствованию культуры делового оборота, предлагает следующую классификацию финансовых рисков:

- кредитный риск;
- страновой риск;
- рыночный риск;
- процентный риск (в других документах Банка России включаемый в состав рыночных рисков);

²¹ Граница между первыми и вторыми сточки зрения некоторых рисков является весьма условной.

- риск потери ликвидности;
- операционный риск;
- правовой риск;
- риск потери репутации.

Отдельной группой также выделяются риски непроверенных и некомпетентных решений работников банка.

Согласно классификации, разработанной аудиторской группой Coopers & Lybrand и изложенной в «Общепринятых принципах управления рисками» выделяют шесть групп риска: рыночные, кредитные, риски концентрации, риски ликвидности, операционные риски и риски бизнес-события.

Стандарт Национальной фондовой ассоциации (НФА), как результат совместной работы представителей крупнейших участников российского финансового рынка, в первой редакции (2001 г.) предложил достаточно близкий вариант классификации. В соответствии с ним выделяют следующие риски [2]:

- кредитный;
- процентный;
- ликвидности;
- рыночные;
- операционный;
- другие виды рисков (риск концентрации портфелей; пруденциальные риски; риск потери репутации; правовые риски и пр.).

С учетом теоретической обоснованности, а также возможности практического применения в [25] предлагается выделять следующие группы финансовых рисков:

- кредитный (или, в некоторых вариантах риск на контрагента);
- ликвидности (в других вариантах – фондирования);
- рыночные;
- операционный и пр.

1.2.2 РЫНОЧНЫЕ РИСКИ: СУЩНОСТЬ И КЛАССИФИКАЦИЯ

Приведенная классификация позволяет определить место рыночных рисков в системе рисков инвестирования. Это, в свою очередь, определяет возможность их идентификации.

Исходя из этого, под рыночными рисками, в общем случае, может пониматься специфическая часть финансовых рисков, появление которых обусловлено инвестиционно-финансовой деятельностью организации.

Как часть финансовых рисков, рыночные риски обладают следующими основными характеристиками.

1) Экономическая природа. Рыночные риски как часть финансовых рисков появляются в сфере экономической деятельности организации, прямо связаны с формированием ее доходов и характеризуются возможными экономическими потерями организации в процессе осуществления инвестиционно-финансовой деятельности. Таким образом, рыночный риск как экономическая категория занимает определенное место в системе экономических категорий, связанных с осуществлением хозяйственного процесса.

2) Объективность проявления. Рыночным рискам, как и финансовым, присущ объективный характер проявления в процессе осуществления организацией инвестиционно-финансовой деятельности.

3) Спекулятивный характер. Рыночные риски как и финансовые могут сопровождаться как существенными финансовыми потерями, так и формированием дополнительных доходов.

Специфическая особенность рыночных рисков заключается в том, что возможность их появления обусловлена только нестабильностью финансовых рынков.

Таким образом, под рыночными рисками можно понимать специфическую часть финансовых рисков, связанную с возможным ухудшением финансового состояния организации, вызванного неблагоприятными колебаниями финансового рынка (рыночных показателей финансового рынка – цен, ставок, курсов).

Большинство современных авторов при определении рыночных рисков обычно стараются подчеркнуть природу источников рыночных рисков, а также связанную с ними специфическую область инвестиционно-финансовой деятельности организации. Так, В.С. Романов в [43], определяет рыночный риск как риск потерь, зафиксированных на балансовых и забалансовых позициях, из-за изменения рыночных

цен. При этом, под рыночными ценами понимаются некоторые параметры рынка, такие как процентные ставки, курсы валют, цены акций или товаров, корреляция между различными параметрами рынка и т.п. В методических рекомендациях НФА [2] под рыночным риском понимается риск того, что [открытая] позиция не будет настолько прибыльна, как это ожидал инвестор, или будет убыточна в связи с колебаниями рыночных цен или ставок (например, цен на акции, процентных ставок, курсов валют, цен на недвижимость и т.п.). В [18] рыночный риск трактуют как риск, связанный с возможным изменением рыночных котировок активов и изменением процентных ставок. [59] определяет рыночный риск как возможность понижения цены определенной ценной бумаги (финансового инструмента); покупка, после совершения которой цены или конъюнктура на рынке падают; потеря, которая может произойти для владельца инвестированных средств при продаже. Положение Банка России «О порядке расчета кредитными организациями размера рыночных рисков» [1] определяет рыночный риск как риск возникновения у кредитной организации финансовых потерь (убытков), вследствие изменения рыночной стоимости финансовых инструментов торгового портфеля [сформированного данной кредитной организацией], а также курсов иностранных валют.

Исходя из приведенных определений, можно выделить следующие основные особенности рыночного риска как самостоятельной экономической категории:

- а) природа источников рыночных рисков – нестабильность финансовых рынков;
- б) проявляются в виде изменений (колебаний) основных характеристик финансового рынка (цен, ставок, курсов); данные характеристики можно считать базовыми рисковыми факторами.

Процесс идентификации рыночных рисков должен осуществляться организацией, исходя из особенностей ее финансово-хозяйственной деятельности. Наиболее просто можно идентифицировать рыночный риск, связанный с операцией покупки/продажи финансового инструмента (формированием торгового портфеля). Так, открытая позиция (длинная или короткая) означает подверженность организации (ее открывшей) определенному виду рыночного риска.

Классификация рыночных рисков осуществляется по базовым рисковым факторам (по рынкам). Исходя из этого, в составе рыночного риска принято выделять валютный, фондовый, товарный и процентный риски. В российских условиях, в силу относительной неразвитости финансового рынка, законодательно [1] выделяются валютный, процентный и фондовый риски.

Возникновение у организации данных видов рыночных рисков, при осуществлении организацией торговых операций на финансовом рынке, законодательно [1] принято связывать с покупкой продажей следующих финансовых инструментов (табл. 4).

4 Финансовые инструменты и соответствующие им виды рыночного риска

Вид рыночного риска	Финансовые инструменты
Процентный риск	<ul style="list-style-type: none"> а) долговые обязательства Российской Федерации; б) долговые обязательства субъектов Российской Федерации и местных органов власти; в) облигации; г) еврооблигации; д) ценные бумаги, приобретенные/проданные по сделкам типа «РЕПО»; е) ценные бумаги, принятые/переданные в залог; ж) депозитные сертификаты; з) долговые обязательства юридических лиц; и) производные финансовые инструменты (за исключением купленных опционов), чувствительные к изменению процентных ставок
Фондовый риск	<ul style="list-style-type: none"> а) акции обыкновенные; б) депозитарные расписки;

	в) конвертируемые финансовые инструменты (облигации и привилегированные акции) ²² ; г) производные финансовые инструменты, базисным активом которых являются ценные бумаги, указанные в пп. а–в
Валютный риск	Иностранная валюта

2 (VAR) рыночных рисков Использование для моделирования методики «Value at Risk» и оценки

Как уже отмечалось ранее, ситуация риска возникающая в процессе осуществления инвестиционной деятельности индивида (организации) обусловлена действием рисков факторов некоторой природы. Вместо данного множества рисков факторов можно использовать некий «базовый» рисков фактор, природу которого можно определить, в общем случае, по специфическим особенностям рисков ситуации, им (фактором) «порождаемой».

Если под базовыми рисков фактором понимаются основные характеристики финансового рынка (цены, ставки, курсы), то можно говорить о базовых рисков факторах рыночной природы.

Исходя из этого, формально рыночный риск можно определить как вероятностное распределение $P(X)$, где X – некоторый рисков фактор рыночной природы. В качестве меры риска можно использовать некоторый функционал $\mu(P(X))$. При этом выбор определенного функционала (либо любого другого показателя меры риска, в случае, если выбран «невероятностный» подход к оценке риска) должен определяться, прежде всего, целями анализа и доступным инструментарием – методом анализа.

2.1 МЕТОДИКА VAR

2.1.1 ПОКАЗАТЕЛЬ VAR КАК МЕРА РИСКА

С середины 90-х гг. XX в. для количественного измерения рыночного риска особенно широко стала применяться методика известная как «Value at Risk» (VAR). Она позволила унифицировать подходы к количественной оценке рыночного риска.

Данная методика впервые была рекомендована Группой Тридцати (The Global Derivatives Study Group, G30) в 1993 г. в исследовании "Derivatives: Practices and Principles" [17]. В том же году Европейский Совет в директиве "ЕЕС 6-93" предписал финансовым институтам осуществлять установку резервов капитала для покрытия рыночных рисков с использованием моделей VAR. В 1994 г. The Bank of International Settlements рекомендовал банкам раскрытие своих значений VAR. В 1995 г. Базельский комитет по надзору за банками предложил банкам использовать собственные модели оценки VAR в качестве основы для расчета величины капитала, резервируемого с целью покрытия потенциальных убытков, которые могут возникнуть в результате неблагоприятной конъюнктуры финансового рынка.

В 1996 г. организации по регулированию банковской деятельности США одобрили предложение Базельского комитета, а Федеральный Резервный Банк США определил двухлетний период для его реализации.

В настоящее время методика VAR используется такими международными регулирующими органами, как Банк международных расчетов (BIS), Банковская федерация Европейского Сообщества, «Группа тридцати» (G 30) в качестве основы при установлении нормативов величины собственного капитала банка относительно величины его активов.

²² Данные инструменты относятся к группе фондового риска только в той части, для которой выполняются некоторых условия относительно: а) срочности конверсии; б) величины и условий расчета доходности для них [1].

Методика предлагается данными организациями и рядом национальных центральных банков качестве стандарта для оценки рыночного риска [63]. Такая позиция регулирующих органов объяснима, поскольку VAR позволяет измерить и привести к общему значению все рыночные риски, которым подвержена кредитная организация (организация), что значительно упрощает задачи, стоящие перед регулирующими органами.

Под термином VAR понимают как методику, так и количественную оценку рыночного риска в виде единственного параметра – VAR. Эта оценка является вероятностной. По сути, данная методика является развитием классического метода измерения риска и в простейшем варианте также основана на вычислении среднего и среднеквадратического отклонения с последующим применением закона нормального распределения²³. Принципиальное отличие методики VAR от классического подхода состоит в следующем: в классическом методе мерой риска является среднеквадратическое отклонение, а в методике VAR при заданной доверительной вероятности и доверительном предположении о нормальности распределения это среднеквадратическое отклонение используется для определения параметра VAR, который и является в данном случае мерой риска.

Величина VAR отражает уровень потенциальных потерь для организации, имеющей открытую позицию по некоторому финансовому инструменту (портфелю) в течение определенного периода времени. При этом предполагается, что реальные потери по открытой позиции за данный временной период с заданной вероятностью (обычно принимается в интервале 95 – 99 %) не превысят установленный уровень (может определяться как в стоимостном выражении, так и в процентах от первоначальной стоимости открытой позиции).

Величина капитала L , резервируемого с целью покрытия потенциальных убытков, которые могут возникнуть у финансовой организации в результате неблагоприятной конъюнктуры финансового рынка, в соответствии с требованиями Базельского комитета по банковскому надзору, рассчитывается как максимум двух величин – текущего значения VAR (VAR_t) и среднего VAR за предыдущие 60 дней, умноженного на некоторый коэффициент λ [67]:

$$L = \lambda \max \left\{ VAR_t, \frac{1}{60} \sum_{i=1}^{60} VAR_{t-i} \right\}, 3 \leq \lambda \leq 4. \quad (5)$$

В инвестиционных компаниях и банках методика VAR может применяться по крайней мере в 4-х направлениях деятельности [17].

- Внутренний мониторинг рыночных рисков. Институциональные инвесторы могут вычислять и производить мониторинг значений VAR по нескольким уровням: агрегированному портфелю, по классу инструмента, по эмитенту, по контрагенту, по трейдеру/портфельному менеджеру и т.д. С точки зрения мониторинга точность оценивания величины VAR уходит на второй план, поскольку в данном случае важна величина относительного, а не абсолютного значения VAR, т.е. VAR управляющего или VAR портфеля по сравнению с VAR эталонного портфеля, индекса, другого менеджера или того же менеджера в предыдущие моменты времени.

- Внешний мониторинг. VAR позволяет создать представление о рыночном риске портфеля без раскрытия информации о составе портфеля (который может быть довольно запутанным). Кроме того, регулярные отчеты с использованием цифр VAR, предоставляемые начальству, могут служить одним из аргументов того, что риск, который взяли на себя управляющие менеджеры, находится в приемлемых рамках.

- Мониторинг эффективности хеджа. Значения VAR могут использоваться для определения степени того, насколько хеджирующая стратегия выполняет поставленные цели. Менеджер может оценить эффективность хеджа путем сравнения величин VAR портфелей с хеджем и без хеджа. Если, например, разница между этими двумя величинами невелика, то возникает вопрос о целесообразности хеджирования или правильно ли хеджирование применяется.

- «Что если» анализ возможных трейдов. Методология VAR позволяет дать больше свободы и автономии управляющему персоналу, так как становится возможным сократить всевозможные бюрократические процедуры, связанные с утверждением тех или иных сделок (особенно с производными инструментами). Это достигается через мониторинг транзакций (сделок) с использованием VAR. Например,

²³ Прообразом современных VAR-оценок считается предложенная Бамолем в 1963 г. мера риска: $\mu - k\sigma$, где μ – математическое ожидание, σ – стандартное отклонение, k – коэффициент «аппетита к риску», рассчитываемый экспертным путем [24].

высшее руководство организации может просто установить правило для своих брокеров-дилеров подобного рода: «никакая операция не должна приводить к увеличению значения VAR более чем на $X\%$ начального капитала» и после этого не вдаваться впоследствии в подробности каждого конкретного трейда.

Таким образом, финансовые организации в целом могут использовать значения VAR для создания отчетов для менеджеров, акционеров и внешних инвесторов, так как VAR позволяет агрегировать всевозможные рыночные риски в одно число, имеющее денежное выражение. С помощью методики VAR становится возможным вычислить оценки риска различных сегментов рынка и отождествить наиболее рискованные позиции. Оценки VAR могут использоваться для диверсификации капитала, установки лимитов, а также оценки деятельности компании.

В некоторых кредитных организациях оценка операций трейдеров, а также их вознаграждение вычисляется исходя из расчета доходности на единицу VAR.

Нефинансовые организации могут использовать подход VAR для оценки рисковости денежных потоков и принятия решений о хеджировании (защите капитала от неблагоприятного движения цен). Так одной из трактовок VAR является количество незастрахованного риска, которое принимает на себя организация²⁴.

Инвестиционные аналитики используют VAR для оценивания различных проектов. Институциональные инвесторы, такие как пенсионные фонды, используют VAR для расчета рыночных рисков.

Сущность и основные направления применения данной методики позволяют выявить следующие очевидные ее преимущества:

- возможность измерить риск величиной потерь, соотнесенных с вероятностью их возникновения;
- измерить и сравнить риски по операциям на различных рынках универсальным образом;
- агрегировать риски отдельных финансовых инструментов (позиций) в единую величину для всего портфеля.

Недостатком методики, как и любой другой, основанной на вероятностном (статистическом) подходе, является невозможность получения абсолютно надежных (достаточно надежных) значений величины риска. Данная методика (в ее наиболее распространенной форме) применима только для анализа ликвидных рынков с большой историей, емкостью и числом операторов (субъектов риска). При этом необходимым условием точности оценки, в общем случае, является подтверждение гипотезы эффективного рынка (поведение цен финансовых инструментов должно быть случайным).

Однако в последнее время все большее распространение в рамках методики VAR получают альтернативные модели оценки величины VAR, которые основываются на гипотезе эффективного рынка в ее менее строгой форме.

2.1.2 Вычисление величины VAR портфеля финансовых инструментов

Пусть имеется некоторый набор (портфель) финансовых инструментов, который инвестор приобретает в момент t_0 на период $\Delta t = t_1 - t_0$.

Текущая стоимость данного портфеля:

$$p^p(t_0) = \sum n_i(t_0)p_i(t_0), \quad (6)$$

где $p_i(t_0)$ – текущая рыночная стоимость i -го инструмента, а $n_i(t_0)$ – его количество в момент t_0 . При этом будем предполагать, что количество i -го инструмента в портфеле остается неизменным на протяжении всего периода Δt ($\{n_i(t) = n_i = \text{const}, t \in \Delta t\}$).

Охарактеризуем ситуацию риска. Приобретая портфель, инвестор не может точно знать его стоимость в момент t_1 , из-за незнания закономерности изменения цен внутри периода Δt для финансовых

²⁴ Среди первых нефинансовых организаций, начавших применять VAR для оценки рыночного риска, можно отметить американскую компанию Mobil Oil, немецкие компании Veba и Siemens, норвежскую Statoil [17].

инструментов, входящих в портфель. При этом он может предположить возможные значения цены каждого инструмента в некоторый момент времени $t \in \Delta t$ и, в частности, в момент времени t_1 .

Это в целом позволяет говорить о ситуации неопределенности, обусловленной существованием факторов неопределенности: $p_i(t)$ и $p^p(t)$, $t \in \Delta t$. При этом, фактор $p_i(t)$ является «базовым» фактором, а фактор $p^p(t)$ – от него образованным («производным»). Деление факторов на базовые и производные можно также осуществить, учитывая тип финансового инструмента. Так, цены простых инструментов являются базовыми факторами, цены производных инструментов, связанные с ценами базовых инструментов – производными²⁵.

В целях упрощения, в дальнейшем будем рассматривать портфель, состоящий лишь из одного, например i -го, инструмента. Это позволяет использовать довольно простую зависимость между базовым и производным факторами неопределенности $p^p(t) = n_i p_i(t)$, $n_i = 1, t \in \Delta t$ и, в принципе что более удобно, рассматривать лишь «производный» фактор $p^p(t)$.

Если инвестор может на основе некоторой имеющейся у него информации оценить вероятности конечного числа значений цены $p^p(t)$ в момент $t = t_1$, то можно говорить о наличии ситуации риска (ситуации «измеримой»/вероятностной неопределенности).

Формально под риском будем понимать вероятностное распределение рискового фактора $P^p(t)$ в момент времени $t = t_1$.

Функция распределения случайной величины (рискового фактора) $\{P^p(t), t = t_1\}$ будет определяться как:

$$F(w) = P[P^p(t) < w], t = t_1. \quad (7)$$

Величина VAR отражает некий уровень $L = p^p(t_1) - p^p(t_0)$ потенциальных потерь инвестора за период Δt по некоторому портфелю (финансовому инструменту). При этом предполагается, что фактическая стоимость портфеля в момент времени t_1 будет не меньше некоторой величины $p^p(t_1) = w$ с вероятностью $1 - \alpha = P$. Тогда вероятность того, что фактическая стоимость портфеля в момент t_1 составит меньшую величину (т.е. величина фактических потерь за период Δt будет больше чем L) будет равняться α . Исходя из этого, величина VAR в стоимостном выражении может быть определена следующим образом:

$$\text{VAR}_{p,1-\alpha,t} = L = [w_\alpha - p^p(t_0)] \mid \{P[P^p(t) < w_\alpha] = \alpha, t = t_1\}. \quad (8)$$

Вместо цены портфеля $p^p(t)$ в момент времени $t = t_1$ инвестор может попытаться оценить его доходность за период $\Delta t = t_1 - t_0$.

Доходность портфеля за период Δt будет вычисляться следующим образом:

$$r_p(\Delta t) = \frac{p^p(t_1) - p^p(t_0)}{p^p(t_0)}, \quad (9)$$

где $r_p(\Delta t)$ – доходность портфеля за период Δt .

Необходимо отметить, что доходность портфеля может увеличиваться на некоторые фиксированные выплаты, производимые по отдельным инструментам, составляющим портфель. В дальнейшем будем предполагать, что доходность каждого инструмента портфеля, а следовательно и всего портфеля, образуется лишь за счет изменения курса (цены) инструмента [т.е. рассчитывается в соответствии с (9)].

Задавая структуру вероятностного пространства на множестве значений доходности и используя равенство (2), получаем производный рисковый фактор $R_p(\Delta t), \Delta t = t_1 - t_0$ [порожден «производным» рисковым фактором $P^p(t), t = t_1$].

Исходя из этого, под риском будет пониматься вероятностное распределение рискового фактора $R_p(\Delta t), \Delta t = t_1 - t_0$.

Функция распределения $R_p(\Delta t)$ будет определяться как:

²⁵ Производные факторы в полной мере уже нельзя считать факторами неопределенности, так как между ними и базовыми факторами существует однозначная зависимость. Однако в некоторых случаях использование производных факторов в качестве факторов неопределенности является более удобным.

$$F(u) = P[R_p(\Delta t) < u], \Delta t = t_1 - t_0. \quad (10)$$

Величина VAR портфеля в относительном выражении [доля потерь в первоначальной стоимости инвестированных средств $p^P(t_0)$] будет определяться следующим образом:

$$\text{VAR}_{p,1-\alpha,\Delta t} = u_\alpha \mid \{P[R_p(\Delta t) < u_\alpha] = \alpha\}. \quad (11)$$

В абсолютном выражении:

$$\text{VAR}_{p,1-\alpha,\Delta t} = u_\alpha P^P(t_0). \quad (12)$$

2.2 Основные методы и модели, используемые для вычисления величины VAR

2.2.1 Классификация методов и моделей оценки величины VAR

Исходя из раздела 2.1.2, важную роль при определении значения VAR играет функция распределения случайной величины (базового рискового фактора).

Рассмотрим некоторую совокупность наблюдений случайной величины $X(t)$ в определенные моменты времени $t = t_k$ из временного периода T . Будем предполагать, что данная совокупность является упорядоченной по времени и является конечной, т.е. $t_{k-1} < t_k, k = \overline{1, n}$ (конечная последовательность).

Данную последовательность, где каждому моменту времени t_k соответствует по определенному правилу случайная величина $X(t_k)$, распределенная по некоторому закону, можно рассматривать как функцию двух разнородных величин: случая и времени [21] (дискретный скалярный случайный процесс).

При фиксированном значении случая имеем некоторую временную последовательность (временной ряд длиной l) реализованных значений $x(t_k)$ случайной величины (реализация случайного процесса).

Дискретный скалярный случайный процесс, в общем виде, в дальнейшем будем обозначать как $\{X(t_k), t_k \in T, k = \overline{1, n}\}^{26}$, а его реализацию как $\{x(t_k), t_k \in T, k = \overline{1, l}\}$.

Наиболее полной характеристикой дискретного скалярного случайного процесса является совместная функция распределения случайной величины или совместная функция плотности, если она существует [21]. Вместо совместной функции распределения, в качестве характеристик случайного процесса можно (более удобно) использовать моменты: математическое ожидание (начальный момент первого порядка), дисперсию (центральный момент второго порядка)²⁷ и корреляционную функцию (корреляционный момент) [19], если они существуют.

В данном случае, характеристикой $\{X(t_k), t_k \in T, k = \overline{1, n}\}$ будет являться n -мерная функция распределения (n -мерная функция плотности).

Для определения характеристик случайного процесса в общем случае может быть использована совокупность реализаций за некоторый прошедший период T . При этом, делается предположение относительно степени постоянства данных характеристик во времени (предположение относительно стационарности случайного процесса).

Условие стационарности случайного процесса (сильная стационарность) позволяет говорить о его эргодичности. Последнее, в свою очередь, позволяет использовать лишь одну реализацию случайного процесса для определения его характеристик (в общем случае – совместной функции распределения).

²⁶ Система скалярных случайных процессов есть векторный случайный процесс (некоторому моменту времени соответствует вектор случайных величин $(X_1(t_k), \dots, X_m(t_k))$). Векторный случайный процесс можно рассматривать в случае, когда портфель состоит более чем из одного инструмента.

²⁷ Для случая векторного случайного процесса вместо дисперсии используется матрица ковариаций.

Учет вида функции распределения позволяет, по мнению [34], выделить в рамках VAR подхода ряд методов анализа и оценки рыночных рисков.

Строгость ограничений, накладываемых на характер анализируемых временных рядов (выполнение условия стационарности), позволяет различать в рамках методов возможные модели вычисления величины VAR.

Таким образом, можно выделить следующие основные методы и модели, используемые для вычисления величины VAR [34] (рис. 6).

Непараметрический метод. Не делается никаких предположений относительно закона распределения случайной величины (рискового фактора). В качестве характеристики случайного процесса используется эмпирическая функция распределения. Примером такого метода является историческое моделирование (historical simulation).

Метод ковариаций. Рассматривается класс нормальных процессов, характеристиками которых являются многомерные нормальные функции (функции плотности) распределения. При этом, в зависимости от способа оценки параметров распределения, в рамках данного метода, различают параметрические и непараметрические модели.

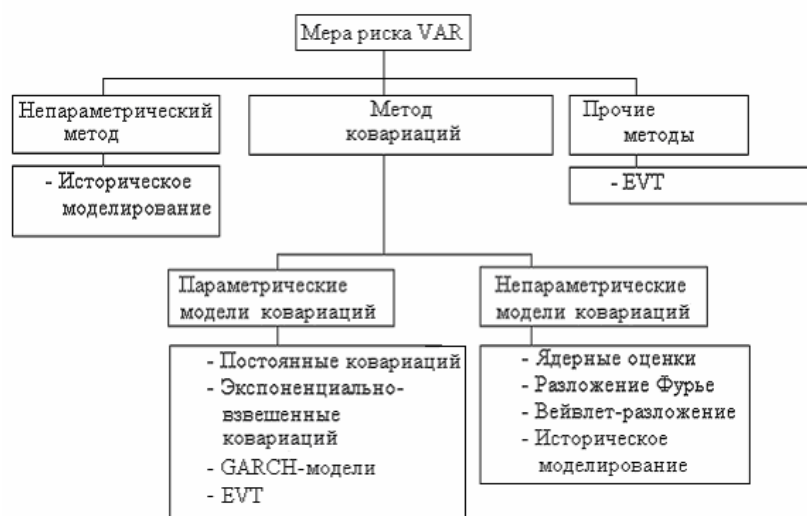


Рис. 6 Классификация методов и моделей VAR

Прочие методы. Данные методы основаны на предположении о характере распределения, отличном от нормального. Например, это может быть какое-либо из распределений, подходящих для описания тяжелых «хвостов» распределений. Для получения функции распределения всего портфеля используют предположения о виде функциональной зависимости изменений стоимости портфеля от изменений цен финансовых инструментов, его составляющих (функциональная зависимость между базовыми и производным рисковыми факторами). В зависимости от этих предположений функция распределения изменений стоимости портфеля получается либо в аналитическом виде, либо как эмпирическая функция распределения.

2.2.2 МОДЕЛИ ОЦЕНКИ ВЕЛИЧИНЫ VAR

2.2.2.1 Историческое моделирование

Пусть инвестор, в общем случае, обладает информацией относительно реализации случайного процесса на историческом периоде $T = \{p^p(t_i), t_i \in T, i = \overline{1, m}\}$ (т.е. имеет временной ряд цен некоторого инструмента за прошедший период T). Как уже отмечалось, в рамках данного метода не делается никаких предположений относительно закона распределения случайной величины (рискового фактора). Оценка величины VAR осуществляется на основе использования эмпирической функции распределения.

Эмпирическая функция распределения может задаваться с помощью таблицы, графически или аналитически. Будем рассматривать только первый и второй способы задания.

Зададим некоторые начальные условия. Пусть в качестве рискового фактора рассматривается доходность портфеля, а не его цена. Это связано с тем, что ценовая последовательность, в общем случае, не стационарна из-за изменения уровня цен.

Использование временного ряда доходностей предполагает переход от последовательности моментов времени к последовательности временных интервалов $\{\Delta t_k = t_k - t_{k-1}, \Delta t_k \in T, k = \overline{1, m-1}\}$. Тогда реализация случайного процесса может быть представлена в виде $\{r_p(\Delta t_k), \Delta t_k \in T, k = \overline{1, m-1}\}$.

Для задания эмпирической функции распределения, необходимо каждому неповторяющемуся значению временного ряда доходностей поставить в однозначное соответствие относительное ее количество в нем. Таким образом, получим два вектора: вектор значений доходности $\overline{r_p} = (r_{p,1}, \dots, r_{p,l}), l \leq m-1$ и вектор вероятности данного значения $\overline{p} = (p_1, \dots, p_l)$. Каждый i -ый элемент вектора $\overline{r_p}$ однозначно соответствует i -му элементу вектора \overline{p} . Необходимо отметить, что в отношении элементов вектора $\overline{r_p}$ выполняется условие $r_{p,i-1} \leq r_{p,i}, i = \overline{1, l}$, т.е. элементы вектора $\overline{r_p}$ упорядочены по возрастанию.

При табличном способе задания эмпирической функции распределения рисков фактора $R_p(\Delta t)$, первая строка таблицы содержит элементы вектора $\overline{r_p}$, вторая – вероятности их появления. Произведем замену каждого элемента вектора \overline{p} , начиная со второго, на $p_i = p_{i-1} + p_i, i = \overline{2, l}$ – получим кумулятивную эмпирическую функцию распределения $F_e(u)$ (табл. 5).

5 Табличный способ задания $F_e(u)$

r_p	$r_{p,1}$	$r_{p,2}$...	$r_{p,l}$
p	p_1	p_2	...	p_l

Графически кумулятивную эмпирическую функцию распределения рисков фактора $R_p(\Delta t)$ можно изобразить следующим образом: в прямоугольной системе координат отмечаются точки $(r_{p,i}, p_i), i = \overline{1, l}$, а затем соединяют их отрезками (рис. 7).

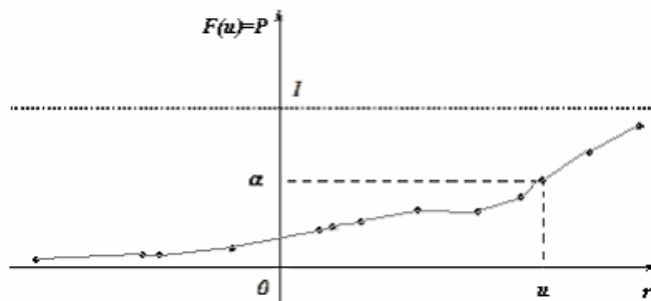


Рис. 7 Кумулятивная эмпирическая функция распределения $F_e(u)$ дискретной случайной величины $R_p(\Delta t)$

Данная функция имеет ломанный вид вследствие того, что $R_p(\Delta t)$ – дискретная случайная величина. Для устранения этого недостатка может производиться сглаживание. Оно можно осуществлять, например, путем свертки функции распределения некоторым ядром [34]. В качестве ядра часто используют гауссиан $V(x) = e^{-\frac{x^2}{2}}$. Сглаженная (гладкая) кумулятивная эмпирическая функция распределения приведена на рис. 8.

Пусть предполагается стационарность случайного процесса на временном периоде $T = T + T^l$, где T – исторический период, T^l – временной горизонт. На T^l имеем дискретный скалярный случайный процесс $\{R_p(\Delta t_k), \Delta t_k \in T^l, k = \overline{1, n}\}$, на T – его реализацию $\{r_p(\Delta t_k), \Delta t_k \in T, k = \overline{1, m-1}\}$.

Задавая некоторым образом (графически или таблично) кумулятивную эмпирическую функцию $F_e(u)$, где $u \in \overline{r_p}$, можно предположить, что вероятность того, что $R_p(\Delta t)$ за период $\Delta t \in T^l$ примет значение меньше u будет равняться $\alpha = p_i$ (10):

$$F_e(u_\alpha) = P[R_p(\Delta t) < u_\alpha] = \alpha. \quad (13)$$

Величину риска (в относительном выражении) для данного портфеля можно вычислить следующим образом:

$$\text{VAR}_{p,1-\alpha,\Delta t} = u_\alpha = F_e^{-1}(\alpha), \alpha \in \bar{p}, \quad (14)$$

где $F_e^{-1}: (0,1) \rightarrow R$ – функция, обратная к функции $F_e(u)$.

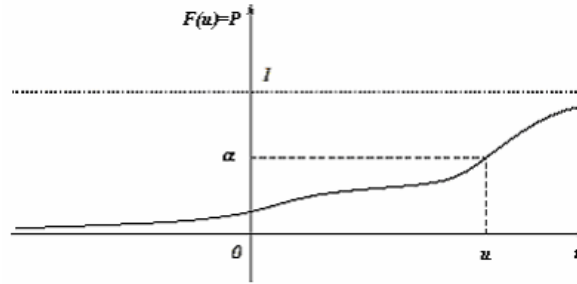


Рис. 8 Сглаженная (гладкая) кумулятивная эмпирическая функция распределения $F_e(u)$

Данная модель позволяет достаточно быстро вычислить величину $\text{VAR}_{p,1-\alpha,\Delta t}$, используя временной ряд доходностей портфеля (за период Δt) за прошедший период T . Недостатком данной модели, как отмечают в [34], являются трудности при вычислении вероятностей экстремальных (маловероятных) событий, так как для этого требуются достаточно длинные временные ряды.

2.2.2.2 Ковариационные модели

Данные модели рассматриваются в рамках метода ковариаций. Последний, как уже отмечалось выше, определяется классом нормальных процессов, характеристиками которых являются совместные нормальные функции (функции плотности) распределения.

Все ковариационные модели можно подразделить на параметрические (имеющих конечное число параметров) и непараметрические модели. Рассмотрим последовательно данные модели.

Параметрические модели

Модель постоянных ковариаций

Пусть рассматривается дискретный скалярный случайный процесс для некоторого периода T , включающего исторический период времени T и временной горизонт T^l ($T = T + T^l$). В качестве случайной величины (дискретной случайной величины) будем использовать доходность портфеля за некоторый период времени Δt . На временном горизонте T^l будем рассматривать непосредственно случайный процесс $\{R_p(\Delta t_k), \Delta t_k \in T^l, k = \overline{1, n}\}$, а на историческом периоде T – его реализацию $\{r_p(\Delta t_k), \Delta t_k \in T, k = \overline{1, l}\}$.

Если совместная функция распределения временной последовательности случайной величины $R_p(\Delta t)$ является нормальной, то данный скалярный случайный процесс можно называть нормальным [21].

В качестве характеристик класса нормальных процессов более удобно использовать моменты (начальный момент первого порядка, центральный момент второго порядка и корреляционный момент).

В отношении случайного процесса данные моменты необходимо рассматривать как неслучайные функции от времени [19].

Нормальный или гаусовый случайный процесс характеризуется сильной стационарностью [21], что позволяет говорить о независимости многомерной функции распределения от времени, по крайней мере, на всем анализируемом периоде T . Последнее, в свою очередь, позволяет перейти от рассмотрения неслучайных функций математического ожидания и дисперсии к их фиксированным значениям.

Корреляционная функция для случайной величины $R_p(\Delta t)$ за Δt_k и Δt_{k+j} временные периоды будет зависеть лишь от $\tau = \Delta t_{k+j} - \Delta t_k$:

$$K(\tau) = \text{cov}_{R_p(\Delta t)}(\Delta t_k, \Delta t_{k+j}) = M[(R(\Delta t_k) - a)(R(\Delta t_{k+j}) - a)]. \quad (15)$$

При этом, в общем случае, предполагается ее убывающий характер с увеличением τ . Это свойство можно использовать для идентификации нормального процесса.

Первые предположение о нормальном законе распределения величины доходности выдвинул Луи Башелье (1900 г.), рассматривая динамику поведения французских государственных облигаций. Он предположил, что рыночные прибыли являются независимыми, идентично распределенными случайными величинами.

Позднее утверждение о том, что прибыли акций следуют случайному блужданию (являются независимыми случайными величинами), было формализовано Осборном (1964 г.) в его теоретической статье о броуновском движении. Осборн предложил модель, в которой изменения цен на фондовом рынке эквивалентна движению частицы в жидкости, обычно именуемому броуновским движением. Это было сделано путем выдвижения ряда предположений и формальных выводов, приводящих к требуемому результату. Так в соответствии с 7 предположением Осборна [39, с. 33], ценовые изменения независимы (т.е. представляют собой случайные блуждания), и следует ожидать нормального распределения этих изменений с устойчивым средним и конечной дисперсией. Это не что иное как следствие центральной предельной теоремы теории вероятностей или закона больших чисел: выборка независимых идентично распределенных случайных переменных будет нормально распределенной, если эта выборка достаточно велика.

Для определения математического ожидания и дисперсии, характеризующих нормальный случайный процесс, как уже отмечалось, может быть использована реализация случайного процесса на некотором историческом периоде $T \{ r_p(\Delta t_k), \Delta t_k \in T, k = \overline{1, l} \}$.

Однако, реализация данного случайного процесса $\{ R_p(\Delta t_k), \Delta t_k \in T^l, k = \overline{1, n} \}$ свидетельствует о его логнормальном характере (совместная функция распределения является логнормальной), что подтверждается многочисленными исследованиями [32]. Это приводит к необходимости поиска некоторой новой случайной величины (нового «производного» рискового фактора), имеющей нормальную функцию распределения.

Предположим, что цена портфеля изменяется по экспоненциальному закону, тогда его цена в момент t_1 будет равна:

$$p^p(t_1) = p^p(t_0)e^{r_{c,p}(\Delta t)}, \quad (16)$$

где $r_{c,p}(\Delta t)$ – доходность портфеля при условии непрерывного начисления процентов за период $\Delta t = t_1 - t_0$ (напомним, что портфель состоит только из одного инструмента).

Прологарифмируем обе части уравнения и найдем величину $r_{c,p}(\Delta t)$:

$$r_{c,p}(\Delta t) = \ln \frac{p^p(t_1)}{p^p(t_0)}. \quad (17)$$

Задавая структуру вероятностного пространства на множестве значений логарифмической доходности и используя равенство (2), получаем производный рисковый фактор $R_{c,p}(\Delta t), \Delta t = t_1 - t_0$ [порожден производным рисковым фактором $P^p(t), t = t_1$].

Помимо этого, $R_{c,p}(\Delta t)$ можно рассматривать как производный рисковый фактор, образованный от производного рискового фактора $R_p(\Delta t)$.

Распределение $R_{c,p}(\Delta t)$ очень близко к нормальному [32] и поэтому обычно аппроксимируется нормальным, со случайной непрерывной величиной $R_{n,c,p}(\Delta t)$.

Реализация дискретного случайного процесса $\{ r_{c,p}(\Delta t_k), \Delta t_k \in T, k = \overline{1, l} \}$ позволяет оценить параметры функции распределения нормальной непрерывной случайной величины $R_{n,c,p}(\Delta t)$: математическое ожидание ($a_{p,\Delta t}$) и дисперсию ($\sigma_{p,\Delta t}^2$).

Данная функция обозначается $F(u, a_{p,\Delta t}, \sigma_{p,\Delta t}^2)$ и задается следующим образом:

$$F(u, a_{p,\Delta t}, \sigma_{p,\Delta t}^2) = \mathbb{P}([R_{n,c,p}(\Delta t) | a_{p,\Delta t}, \sigma_{p,\Delta t}^2] < u) = \frac{1}{\sigma_{p,\Delta t} \sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^u e^{-\frac{(y-a_{p,\Delta t})^2}{2\sigma_{p,\Delta t}^2}} dy. \quad (18)$$

Введем величину $z = \frac{y - a_{p,\Delta t}}{\sigma_{p,\Delta t}}$ стандартизированная (нормированная) случайная величина. Если случайная величина $\{R_{n,c,p}(\Delta t) | (a_{p,\Delta t}, \sigma_{p,\Delta t}^2)\}$ нормально распределена, то z также будет нормально распределена с математическим ожиданием, равным нулю, и дисперсией равной единице $z(0,1)$.

Осуществив некоторые преобразования см. [55], получим стандартизированную функцию нормального распределения, которую в общем виде можно записать следующим образом:

$$F(k; 0,1) = \mathbb{P}\{z(0,1) < k\} = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{\frac{u-a}{\sigma}} e^{-\frac{z^2}{2}} dz. \quad (19)$$

Величину k обычно называют квантилем. Под квантилью уровня α понимается такое значение k_α случайной величины z , для которого вероятность события $z < k_\alpha$ равна α . Преобразовав левую и правую части неравенства получим:

$$[R_{n,c,p}(\Delta t) | (a_{p,\Delta t}, \sigma_{p,\Delta t}^2)] < a_{p,\Delta t} + k_\alpha \sigma_{p,\Delta t} = u_\alpha, \quad (20)$$

где α – вероятность того, что доходность портфеля за период Δt составит величину меньшую чем u_α .

Для наиболее часто используемых значений доверительного интервала $1 - \alpha = 0,95(0,99)$ соответствующие квантили будут равны $k_{0,05} = -1,65$ и $k_{0,001} = -2,33$.

Используя формулу (11), величину $\text{VAR}_{p,1-\alpha,\Delta t}$ портфеля в относительном выражении найдем следующим образом:

$$\text{VAR}_{p,1-\alpha,\Delta t} = a_{p,\Delta t} + k_\alpha \sigma_{p,\Delta t}. \quad (21)$$

В абсолютном выражении величина риска портфеля составит:

$$\text{VAR}_{p,1-\alpha,\Delta t} = (a_{p,\Delta t} + k_\alpha \sigma_{p,\Delta t}) p^p(t_0). \quad (22)$$

Если портфель состоит более чем из одного инструмента, то в общем случае величина риска по портфелю может быть вычислена в два этапа. На первом этапе рассчитывается величина риска по каждой отдельной позиции (инструменту) $\text{VAR}_{i,1-\alpha,\Delta t}$. На втором этапе с учетом матрицы корреляций вычисляется совокупный риск инвестиционного портфеля $\text{VAR}_{p,1-\alpha,\Delta t}$ [29].

Необходимо отметить, что в случае, когда портфеля состоит более чем из одного инструмента, мы имеем на временном периоде T дискретный векторный случайный процесс. С целью учета взаимного влияния случайных величин рассчитывается матрица ковариаций. Далее, путем нормирования каждого ее элемента, получаем матрицу корреляций²⁸.

Для вычисления $\text{VAR}_{i,1-\alpha,\Delta t}$ в формуле (21) необходимо учесть удельный вес инструмента в портфеле. Преобразуя формулу (21), получим:

²⁸ Каждый элемент ковариационной матрицы $\text{cov}_{i,j}, i = \overline{1, n}, j = \overline{1, n}$ связан с соответствующим элементом корреляционной матрицы

$\rho_{i,j}, i = \overline{1, n}, j = \overline{1, n}$ следующим соотношением: $\rho_{i,j} = \frac{\text{cov}_{i,j}}{\sigma_i \sigma_j}$.

$$\text{VAR}_{i,1-\alpha,\Delta t} = \frac{n_i p_i(t_0)}{\sum n_i p_i(t_0)} (a_{i,\Delta t} + k_\alpha \sigma_{i,\Delta t}). \quad (23)$$

Формула для расчета $\text{VAR}_{p,1-\alpha,\Delta t}$ по портфелю имеет следующий вид:

$$\text{VAR}_{p,1-\alpha,\Delta t} = \sqrt{IVAR^T \Omega IVAR}, \quad (24)$$

где $IVAR$ – вектор столбец индивидуальных рисков ($\text{VAR}_{i,1-\alpha,\Delta t}$, $i \in \overline{1,n}$) отдельных инструментов, составляющих портфель; Ω – корреляционная матрица доходностей инструментов портфеля.

Рассмотренная модель обладает следующими преимуществами:

- 1) концептуальная и вычислительная простота расчетов;
- 2) возможность рассчитывать VAR в режиме времени, близком к реальному для торговых портфелей крупных финансовых институтов;
- 3) позволяет легко анализировать «вклады» отдельных инструментов в общий риск портфеля и оценивать чувствительность показателя VAR к изменениям размеров позиции.

Помимо указанных преимуществ данная модель расчета VAR имеет ряд недостатков.

- 1 Невыполнение основополагающей предпосылки о нормальном распределении доходностей инструментов. Данное обстоятельство существенно ограничивает применимость данной модели.
- 2 Низкая точность оценки VAR для инструментов с нелинейными ценовыми характеристиками (например, для опционов). В целях снижения погрешности при оценке рисков таких инструментов прибегают к аппроксимации с использованием членов ряда Тейлора второго порядка на основе коэффициентов Гамма. Такой метод носит название «дельта-гамма-нормальный» [29].

Модель оценки экспоненциально-взвешенной ковариации

В предыдущей модели предполагалось, что рассматриваемый случайный процесс на всем периоде T является нормальным, что обуславливает его стационарность.

Однако проведенные многочисленные исследования [48] показывают, что случайный процесс, описывающий поведение доходности некоторого портфеля финансовых инструментов во времени, в общем случае не является стационарным. Отмечая сильную зависимость волатильности рынка от времени, многие исследователи заметили ее кластерный характер. Под кластерами волатильности понимались периоды времени, внутри которых она не зависела от времени.

Принимая во внимание данную особенность, формально можно говорить о наличии некоторых периодов времени $\Delta T_k, k = \overline{1,m}$ внутри $T (\Delta T_k \in T)$ и в общем случае не равных между собой $\{\Delta T_i \neq \Delta T_j | i \neq j, i = \overline{1,m}, j = \overline{1,m}\}$, на протяжении которых рассматриваемый случайный процесс является стационарным.

Это приводит к необходимости, в общем случае, рассматривать математические ожидания и дисперсии как неслучайные функции от $\Delta T_i, i = \overline{1,m}$: соответственно $a_{\Delta t}(\Delta T)$ и $\sigma_{\Delta t}(\Delta T)$, а корреляционную функцию $K(\tau)$ рассматривать, в общем случае, как убывающую с ростом τ при условии $\tau \leq \Delta T_i$. Исторический период уменьшается до $T = \Delta T$. Для данного периода по реализации случайного процесса оцениваются его основные характеристики (для определенного ΔT они фиксированы). При этом неявно предполагается, что правый край данного периода (конец исторического периода) не фиксирован.

Помимо этого определяются также некоторые параметры, посредством которых будет осуществляться прогноз величины характеристик на период Δt .

Расчет VAR производится с использованием экспоненциально-взвешенного стандартного отклонения²⁹. Для этого в формулу стандартного отклонения вводится весовой коэффициент λ (фактор ослабления или константа сглаживания (decey factor); $0 < \lambda \leq 1$)³⁰. Чем меньше значение множителя λ , тем

²⁹ Для прогноза математического ожидания может быть использована модель AR(1). В случае однодневного инвестиционного горизонта математическое ожидание обычно приравнивают к нулю.

³⁰ При $\lambda = 1$ экспоненциально взвешенное стандартное отклонение тождественно стандартному отклонению.

чувствительнее модель к изменениям, происходящим с временным рядом. Оценку параметра λ можно осуществить, например, с помощью метода максимального правдоподобия.

Чтобы спрогнозировать риск по портфелю в момент времени Δt_k (портфель состоит из одного инструмента), может быть использована следующая формула:

$$\sigma_{p,\Delta t_k} = \sqrt{\lambda \sigma_{p,\Delta t_{k-1}}^2 + (1-\lambda) r_{p,\Delta t_{k-1}}^2} . \quad (25)$$

Значение $\sigma_{p,\Delta t_{k-1}}^2$ рассчитывается следующим образом:

$$\sigma_{p,\Delta t_{k-1}}^2 = \frac{\sum_{s=1}^{\Delta T} \lambda^{s-1} (r_{p,\Delta t_{k-s}} - a_{p,\Delta t})^2}{\sum_{s=1}^{\Delta T} \lambda^{s-1}}, \Delta t_i \in \Delta T . \quad (26)$$

Если портфель состоит из более чем одного инструмента, то определяется ковариационная матрица:

$$\Sigma_{\Delta t_k} = \lambda \Sigma_{\Delta t_{k-1}} + (1-\lambda) r_{\Delta t_{k-1}} r_{\Delta t_{k-1}}^T , \quad (27)$$

что представляет собой взвешенное среднее авторегрессии и скользящего среднего первого порядка.

Значение $\Sigma_{\Delta t_{k-1}}$ рассчитывается следующим образом:

$$\Sigma_{\Delta t_{k-1}} = \frac{1-\lambda}{1-\lambda^{\Delta T}} \sum_{s=1}^{\Delta T} \lambda^s r_{\Delta t_{k-s}} r_{\Delta t_{k-s}}^T . \quad (28)$$

GARCH – Модель

Обобщением модели экспоненциально-взвешенных ковариаций является оценка VAR, основанная на модели обобщенной авторегрессионной условной гетероскедастичности (GARCH).

Случайный процесс определяется условным математическим ожиданием и условной дисперсией и условной ковариацией. При этом, в общем случае под условной характеристикой понимается обусловленность ожидаемого значения характеристики за период Δt реализацией случайного процесса на историческом периоде T [48].

Так, условное математическое ожидание (для отдельного инструмента) можно обозначить как:

$$a_{i,\Delta t}(r_i) = M[r_{i,\Delta t} | \{r_i(\Delta t), \Delta t \in T\}] , \quad (29)$$

где r_i – вектор реализовавшихся значений i -ой случайной величины $R_{i,\Delta t}$.

Условная дисперсия определяется следующим образом:

$$\sigma_{i,\Delta t}^2 = M[(r_{i,\Delta t} - a_{i,\Delta t}(r_i))^2 | \{r_i(\Delta t), \Delta t \in T\}] . \quad (30)$$

Условная ковариация определяется как:

$$\begin{aligned} \text{cov}_{i,j,\Delta t} &= \\ &= M\left[(r_{i,\Delta t} - a_{i,\Delta t}(r_i))(r_{j,\Delta t} - a_{i,\Delta t}(r_j)) | \{r_i(\Delta t), \Delta t \in T\}, \{r_j(\Delta t), \Delta t \in T\} \right] . \end{aligned} \quad (31)$$

GARCH-модель была предложена Боллерслом (1986) путем обобщения модели ARCH, разработанной Инглом (1982) для отражения изменчивости дисперсии во времени.

В общем виде модель GARCH (p, q) определяет условную дисперсию как линейную комбинацию p предыдущих квадратов остатков $\varepsilon_{\Delta t_{k-i}}$ и q лагов предыдущих значений условной дисперсии и имеет вид:

$$\sigma_{\Delta t_k}^2 = \beta_0 + \sum_{i=1}^p \beta_i \varepsilon_{\Delta t_{k-i}}^2 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \sigma_{\Delta t_{k-i}}^2 . \quad (32)$$

Остаток $\varepsilon_{\Delta t_k}$ есть разница между $r_{\Delta t_k}$ и условным математическим ожиданием $a_{\Delta t_k}(r)$. В общем виде данный остаток для Δt_k можно найти как:

$$\varepsilon_{\Delta t_k} = r_{\Delta t_k} - a_{\Delta t_k}(r) = r_{\Delta t_k} - \left(\gamma_0 + \sum_{i=1}^p \gamma_i r_{\Delta t_{k-i}} \right). \quad (33)$$

Коэффициенты в формулах могут находиться с помощью метода максимального правдоподобия.

С целью вычисления стандартного отклонения за период Δt_k наиболее часто применяется модель GARCH (1, 1).

Простейшая и наиболее часто используемая модель для вычисления дисперсии портфеля модель имеет вид:

$$\sigma_{p, \Delta t_k} = \sqrt{\sigma_{p, \Delta t_k}^2} = \sqrt{\beta_0 + \beta_1 \varepsilon_{p, \Delta t_{k-1}}^2 + \alpha_1 \sigma_{p, \Delta t_{k-1}}^2}. \quad (34)$$

Если портфель включает более чем один инструмент, вычисляется также величина условной ковариации между i -м и j -м инструментом, входящим в портфель.

Величина условной ковариации i и j инструмента за период Δt_k рассчитывается следующим образом:

$$\text{cov}_{ij, \Delta t_k} = \omega_0 + \omega_1 \varepsilon_{i, \Delta t_{k-1}} \varepsilon_{j, \Delta t_{k-1}} + \omega_2 \text{cov}_{ij, \Delta t_{k-1}}. \quad (35)$$

Отсюда, величина условной корреляции i и j инструмента за период Δt_k может быть рассчитана следующим образом:

$$\rho_{ij, \Delta t_k} = \frac{\text{cov}_{ij, \Delta t_k}}{\sqrt{\sigma_{i, \Delta t_k}^2 \sigma_{j, \Delta t_k}^2}}. \quad (36)$$

При увеличении числа параметров применение модели GARCH становится затруднительным по причине возникающих трудностей в связи с нахождением коэффициентов в указанных выше формулах.

GARCH с постоянными корреляциями. В этой модели принимается предположение, что внедиагональные элементы ковариационной матрицы имеют вид:

$$\text{cov}_{i, j, \Delta t_k} = \rho_{ij} \sigma_{i, \Delta t_k} \sigma_{j, \Delta t_k}, \quad (37)$$

где коэффициент корреляции ρ_{ij} не зависит от времени.

Диагональные же элементы $\sigma_{i, \Delta t_k}^2$ моделируются, например, посредством одномерной GARCH (1, 1) модели, как описано выше.

Ортогональный GARCH. Данные модели используют факторный анализ, в котором через небольшое число параметров выражается большая часть структуры ковариационной матрицы. При этом существенно уменьшается число оцениваемых параметров.

Непараметрические модели

Если рассматриваемый случайный процесс может быть охарактеризован лишь совместной функцией распределения случайной величины, то модели, на основе которых вычисляется VAR, обычно называют непараметрическими (отсутствие конечного числа параметров) [34].

Для получения непараметрических оценок дисперсии (стандартного отклонения) традиционно используются два класса моделей: модели ядерной оценки (kernel estimation), использующие свертку с некоторым ядром, и модели, использующие разложение в функциональный ряд (например, ряд Фурье).

Методы ядерной оценки используют для оценки дисперсии взвешенную сумму:

$$\sigma_{\Delta t_k}^2 = \sum_{i=1}^q w_i \sigma_{\Delta t_{k-i}}^2, \text{ где } \sum w_i = 1. \quad (38)$$

Существует множество схем для выбора весовых коэффициентов, и опять наиболее популярной из них является использование гауссовского ядра [34].

Другим подходом к непараметрической оценке является разложение исходного ряда $\{r_{i,\Delta t_k}\}_{k=1}^q$ в функциональный ряд, например, в ряд Фурье. Оценка дисперсии при этом выражается через значения коэффициентов разложения. Недостатком традиционного преобразования Фурье является то, что для нахождения коэффициентов преобразования используется весь временной ряд, а значит, удаленные события вносят равный вклад наряду с недавними.

Альтернативой Фурье-анализу, свободной от этого недостатка, является Вейвлет-анализ – сравнительно новая методология, в последнее время успешно применяемая в задачах, связанных с анализом нестационарных временных рядов. Вейвлет-анализ заключается в разложении временного ряда по базису, образованному специальным семейством функций – вейвлет. В отличие от традиционного одномерного Фурье-анализа (разложения по частотам) одномерный Вейвлет-анализ представляет собой разложение по двум переменным – масштабу (scale) и времени. Аналогично тому, как в Фурье-анализе базисом является набор функций, полученных из базовой функции – синусоиды путем изменения частоты, так и семейство Вейвлет образуется из некоторой базовой функции путем сдвигов (по времени) и изменений масштаба, что является удобным и естественным инструментом для работы с нестационарными временными рядами [34].

2.2.2.3 Модели экстремальных событий (прочие методы)

Нормальное распределение, как следует из центральной предельной теоремы, хорошо подходит для описания «центральной» части распределения сумм независимых одинаково распределенных случайных величин. Для нахождения больших квантилей (т.е. значений VAR для значений уровня достоверности, скажем, больших 99 %) в статистике применяется теория экстремальных значений (Extreme Value Theory – EVT) [34].

Математически это формулируется следующим образом. Пусть (X_1, \dots, X_n) – выборка независимых одинаково распределенных случайных величин. Тогда согласно центральной предельной теореме:

$$\sqrt{n} \left(\frac{(X_1 + \dots + X_n)/n - \mu}{\sigma} \right) \rightarrow N(0,1), \text{ при } n \rightarrow \infty. \quad (39)$$

Задачей теории экстремальных значений является нахождение распределения не суммы, а минимума (или максимума), т.е. такой функции $G(x)$, что:

$$P \left(\frac{\min\{X_1, \dots, X_n\} - b_n}{a_n} \leq x \right) \rightarrow G(x), \text{ при } n \rightarrow \infty, \quad (40)$$

где $\{a_n\}$ и $\{b_n\}$ – некоторые числовые последовательности.

Согласно теории экстремальных значений функция $G(x)$ может относиться к одному из нескольких семейств распределений, среди которых чаще всего используются следующие (табл. 6).

6 Возможные распределения для $G(x)$

Название	Функция распределения
Обобщенное распределение экстремальных значений (General Extreme Value distribution)	$\exp \left[-\frac{1}{(1 + \gamma x)^{1/\gamma}} \right], 1 + \gamma x > 0$
Распределение Парето, или степенной закон	$1 - x^{-\alpha}, x > 1, \alpha > 0$

Распределение (Weibull)	Вейбулла	$1 - \exp[-\lambda x^\tau]$, $x > 0, \lambda > 0, \tau > 0$
----------------------------	----------	--

Из этих распределений только распределение Парето обладает свойством устойчивости (stable distribution), т.е. сумма двух случайных переменных, имеющих распределение Парето, также будет иметь это распределение. Это свойство также присуще нормальному распределению, является крайне важным для расчета суммарного VAR портфеля. Для остальных распределений получить оценку VAR в аналитическом виде крайне затруднительно, поэтому они используются в основном в методе Монте-Карло.

3 РЫНОЧНЫЕ РИСКИ НА РОССИЙСКОМ ФОНДОВОМ РЫНКЕ: АНАЛИЗ И ОЦЕНКА КАЧЕСТВА VAR-МОДЕЛЕЙ

3.1 МЕТОДИКА ТЕСТИРОВАНИЯ МОДЕЛЕЙ

3.1.1 Выбор инструментов, включаемых в состав тестового портфеля

С целью анализа и оценки применимости методики VAR для моделирования и оценки рыночных рисков был выбран российский рынок акций (торговая площадка РТС). Данная площадка считается второй по объему осуществляемых на ней торгов после ММВБ. В рамках нее ведется торговля различными видами инструментов. Однако преобладающее большинство операций осуществляется с акциями российских предприятий.

Все акции, которые могут явиться объектом сделки, подразделяются в соответствии с правилами торговой системы на:

- 1) списочные акции (акции допущенные к обращению);
- 2) внесписочные акции (не допущенные к обращению; могут быть объектом, совершаемых через торговую систему, сделок [3]).

Допуск к обращению (листинг) означает совокупность процедур по включению ценных бумаг (акций) в котировальные листы А или Б.

В отношении эмитентов, акции которых включены в котировальные листы А и Б, существуют достаточно жесткие требования относительно объемов обращающихся ценных бумаг, срока деятельности эмитента, количества акционеров, стоимости чистых активов, форм предоставляемой отчетности и т.д.

Совокупность данных требований приводит к двум достаточно важным следствиям:

- 1) акции данных эмитентов являются достаточно ликвидными, что позволяет при оценке рыночного риска, в общем случае, не учитывать возможный риск ликвидности;
- 2) данные акции не подвержены риску дефолта (как таковая возможность дефолта по акциям данного эмитента существует, однако она достаточно предсказуема в силу жестких требований, установленных в отношении эмитента).

Необходимо отметить, что в большей степени данные следствия характерны для акций из котировального листа А. Это позволяет уменьшить возможный круг выбора акций для формирования тестового портфеля.

Полезно также, с точки зрения возможной диверсификации тестового портфеля, представить отраслевую структуру российского рынка акций. Так, наиболее высокий удельный вес в общем объеме акций, которые могут являться объектом сделок, занимают акции эмитентов нефтегазовой отрасли. Достаточно высокий удельный вес имеют также акции эмитентов электроэнергетики и телекоммуникационной отрасли.

Сравнительно небольшой удельный вес имеют акции эмитентов металлургической и машиностроительной отраслей. Акции эмитентов прочих отраслей представлены в незначительном объеме.

Помимо этого, важным при выборе акций тех или иных эмитентов для включения в тестовый портфель является наличие для них достаточно длительной истории без значительных «пропусков» в данных.

С учетом перечисленных выше особенностей, тестовый портфель был сформирован только из акций российских эмитентов. При этом, в его состав были включены наиболее ликвидные акции из котировального листа А Российской торговой системы.

С целью некоторой диверсификации в тестовый портфель вошли акции нефтегазовой отрасли – акции ОАО «Нефтяной компании «Лукойл» (тиккер в РТС – LKOH), обыкновенные акции ОАО «Сургутнефтегаза» (тиккер в РТС – SNGS); акции эмитентов электроэнергетики – обыкновенные акции Российского акционерного общества энергетики и электрификации «ЕЭС России» (тиккер в РТС – EESR) и акции ОАО энергетики и электрификации «Мосэнерго» (тиккер в РТС – MSNG); акции эмитентов телекоммуникационной отрасли – обыкновенные акции ОАО междугородной и международной электрической связи «Ростелеком» (тиккер в РТС – RTKM).

Необходимо отметить, что в целях упрощения акции предполагались абсолютно делимыми.

3.1.2 ОСОБЕННОСТИ ПРОЦЕДУРЫ ТЕСТИРОВАНИЯ

С целью тестирования моделей был выбран период с 03.01.01 по 29.12.01 (250 торговых дней).

Для данного периода рассматривались два варианта тестового портфеля:

- 1) портфель, состоящий из акций, с равными весами;
- 2) портфель со случайными весами (рассматривалось 50 случайных портфелей).

Использование двух вариантов тестового портфеля позволило достаточно однозначно определить особенности каждой из рассматриваемых моделей VAR, с точки зрения точности и эффективности даваемых ею оценок.

В качестве периода инвестирования (горизонта прогнозирования) Δt был выбран однодневный период. Исходя из этого, временные ряды цен закрытия по акциям выбранных эмитентов были преобразованы во временные ряды однодневных логарифмических доходностей. Все дальнейшие расчеты осуществлялись исключительно по ним.

Для тестирования были выбраны следующие модели:

- 1) модель постоянных ковариаций [модель (CW)];
- 2) модель экспоненциально-взвешенных ковариаций {данная модель тестировалась с параметрами $\lambda = 0,94$ [модель (EW; 0,94)] и оптимальным λ , определенным опытным путем [модель (EW; опт)]};
- 3) GARCH (1, 1)-модель {модель [GARCH (1, 1)]}.

Все параметры моделей определялись по данным исторического периода (с 05.01.00 по 29.12.00).

Необходимо также отметить, что для оценок VAR, получаемых на основе данных моделей, использовался доверительный равный $1 - \alpha = 0,99$. Выбор данного значения доверительного интервала был обусловлен основными требованиями, предъявляемыми к процедуре тестирования моделей и изложенными в [66].

Непосредственно перед тестированием осуществлялась проверка возможности применения данных моделей для анализа и оценки рыночного риска по данному виду инструментов. С этой целью выдвигались и проверялись гипотезы о стационарности и нормальности рассматриваемых случайных процессов. Для этого использовались различные графические методы и простейшие статистические тесты на нормальность (тест Колмагорова-Смирнова с поправкой Лилиефорса, тест Шапиро-Уилкса).

После этого осуществлялось тестирование моделей на точность и эффективность даваемых ими оценок. Для этого использовались различные тесты, предложенные в [34].

Все расчеты были осуществлены с использованием MS Excel, Statistica 6.0, Matlab 6.1.

3.2 ВЫБОР ОСНОВНЫХ МОДЕЛЕЙ ОЦЕНКИ VAR: ИДЕНТИФИКАЦИЯ СЛУЧАЙНОГО ПРОЦЕССА

В общем случае, для того чтобы вычислить VAR портфеля, необходимо для рассматриваемого случайного процесса определить вид совместной функции распределения случайной величины, т.е. идентифицировать случайный процесс.

В случае наличия портфеля из пяти инструментов, имеем векторный случайный процесс (систему из пяти скалярных случайных процессов) на временном периоде T.

Идентификацию случайного процесса можно осуществить путем определения вида совместной функции для каждого скалярного процесса. При этом, идентичность природы базовых рисков факто-

ров, в принципе, предполагает принадлежность данных скалярных случайных процессов к одному классу.

Самым удобным явилась бы их принадлежность к классу нормальных процессов. Это позволило бы для вычисления величины VAR использовать модели в рамках метода, основанного на нормальном распределении.

3.2.1 Проверка гипотезы о стационарности случайного процесса

Проверка

гипотезы

Для отнесения рассматриваемого случайного процесса к классу нормальных, прежде всего, необходимо убедиться в его стационарности.

Следует различать строгую стационарность (стационарность в узком смысле) и слабую стационарность (стационарность в широком смысле).

Случайный процесс является строго стационарным, если для временной последовательности некоторой случайной величины длиной m и начинающейся с Δt_k , и временной последовательности той же случайной величины длиной m , но начинающуюся с Δt_{k+m} , то совместная функция распределения остается постоянной.

Из условия строгой стационарности следует слабая стационарность. Последняя определяется следующими условиями:

- 1) математическое ожидание не зависит от времени;
- 2) дисперсия не зависит от времени;
- 3) корреляционная функция зависит только от временного лага τ .

Для проверки выполнения условия стационарности мы можем воспользоваться лишь единственной реализацией случайного процесса на историческом периоде T . Это неявно подразумевает постулирование эргодичности случайного процесса, и, следовательно, строгую стационарность.

Учитывая данное обстоятельство, выдвинем гипотезу о том, что рассматриваемые процессы являются строго стационарными, а следовательно, эргодичными. Из предположения о строгой стационарности случайного процесса, как уже отмечалось, следует слабая стационарность. Эргодичность позволяет использовать единственную реализацию для оценки характеристик случайного процесса.

Исходя из этого, в первом приближении, для подтверждения или опровержения выдвинутой гипотезы, может использоваться корреляционная или нормированная корреляционная функции (их эмпирические аналоги задаются по реализовавшимся значениям случайной величины на историческом периоде T).

В общем виде для стационарного случайного процесса требуется выполнение следующего условия:

$$\lim_{\tau \rightarrow \infty} K(\tau) = \text{cov}(X(t), X(t + \tau)) = M[(X(t) - a)(X(t + \tau) - a)] = 0, \quad (41)$$

либо, что фактически то же самое:

$$\lim_{\tau \rightarrow \infty} \rho(\tau) = \frac{\text{cov}(X(t), X(t + \tau))}{\sigma^2} = \frac{M[(X(t) - a)(X(t + \tau) - a)]}{\sigma^2} = 0. \quad (42)$$

Таким образом, для стационарного случайного процесса с увеличением лага τ взаимосвязь между $X(t)$ и $X(t + \tau)$ ослабевает, корреляционная функция должна убывать по абсолютной величине. В тоже время, как отмечается в [58], для эмпирических аналогов данных функций свойство монотонного убывания (по абсолютной величине) при возрастании τ может нарушаться (особенно при небольшом числе пар наблюдений).

Предварительно, для приблизительной оценки выполнения условия стационарности, можно использовать график временного ряда (реализации случайного процесса). Графическое представление временного ряда также дает возможность проверить, является ли рассматриваемый процесс полностью случайным, или помимо факторов стохастической природы обусловлен действием факторов иной природы.

Рассмотрим временной ряд однодневных логарифмических доходностей обыкновенных акций РАО ЕЭС за период с 05.01.00 по 29.12.00 (250 дней) (рис. 9)

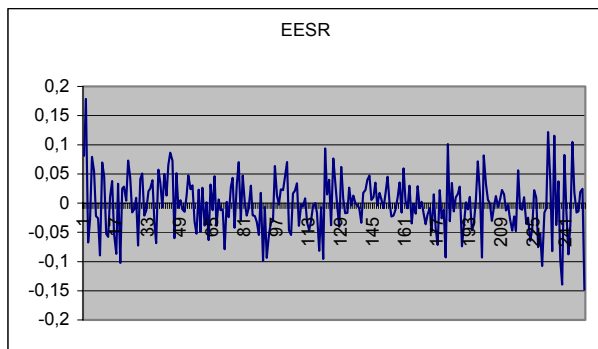


Рис. 9 Временной ряд однодневных логарифмических доходностей обыкновенных акций РАО ЕЭС

В первом приближении данный временной ряд свидетельствует о стационарности рассматриваемого случайного процесса. Также можно приблизительно оценить математическое ожидание однодневной логарифмической доходности для обыкновенных акций РАО ЕЭС – оно достаточно постоянно и равно нулю.

Для сравнения можно привести временной ряд цен закрытия по данным акциям (рис. 10).

Характер временного ряда цен закрытия позволяет говорить о возможном наличии некоторых типов факторов нестохастической природы, сформировавших данный ряд.

Графики временных рядов однодневных логарифмических доходностей для остальных акций приведены в прил. А (см. рис. А.1 – А.4). Их характер, в первом приближении, также свидетельствует о стационарности случайных процессов, характеризующихся нулевым математическим ожиданием.

Для проверки выполнения условия (41 – 42) будем использовать автокорреляционную функцию и частную автокорреляционную функцию. Для оценки их характера построим, используя реализации соответствующих случайных процессов, соответствующие коррелограммы. Построение осуществим, используя статистический пакет Statistica 6.0.

При установлении лага τ будем пользоваться условием, предложенным в [58]: $\tau \leq \frac{n}{4}$, т.е. в отношении рассматриваемого временного ряда при выборе длины лага должно выполняться условие $\tau \leq 62$. Ниже приводятся коррелограммы для временного ряда однодневных логарифмических доходностей обыкновенных акций РАО ЕЭС для $\tau \leq 30$ (рис. 11).

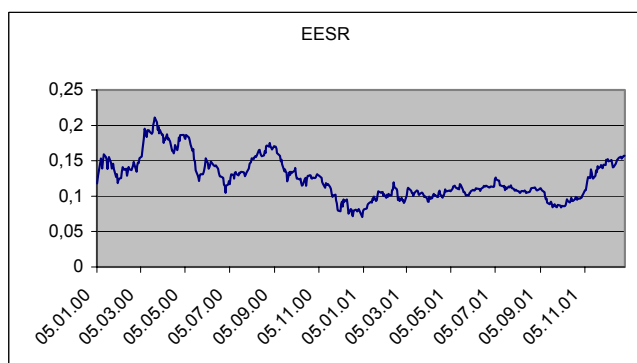


Рис. 10 Временной ряд цен закрытия по обыкновенным акциям РАО ЕЭС

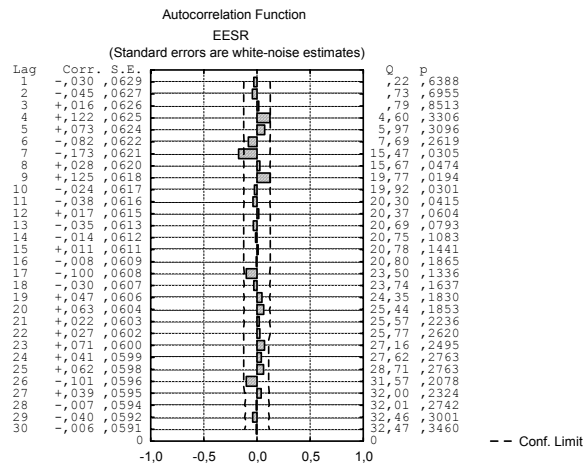


Рис. 11 Коррелограммы для автокорреляционной и частной автокорреляционной функций

Характер приведенных коррелограмм не позволяет говорить об однозначном убывании автокорреляционной (частной автокорреляционной) функции с ростом лага τ . При этом, результаты расчетов позволили выявить значимую корреляцию (уровень значимости $\alpha = 0,05$) между k и $k + 7$ элементом временного ряда (см. прил. Б, табл. Б.1). При использовании более длинного ряда ($n = 500$, $\tau \leq 30$, $\alpha = 0,05$) характер функций значимо не меняется.

Коррелограммы для других акций (KLOH, SNGS, MSNG, RTKM) также не имеют четко выраженного убывающего характера (см. прил. Б, рис. Б.1 – Б.4 соответственно). Исключением, в некотором роде, можно назвать график частной автокорреляционной функции для акций SNGS (см. прил. Б, рис. Б.2).

Одним из самых распространенных способов приведения временного ряда к стационарному является переход от рассмотрению его значений к рассмотрению их разностей (первых, вторых и т.д.) [21, ст. 92].

Используя данный прием, построим коррелограммы для первых разностей исходных временных рядов (рис. 12).

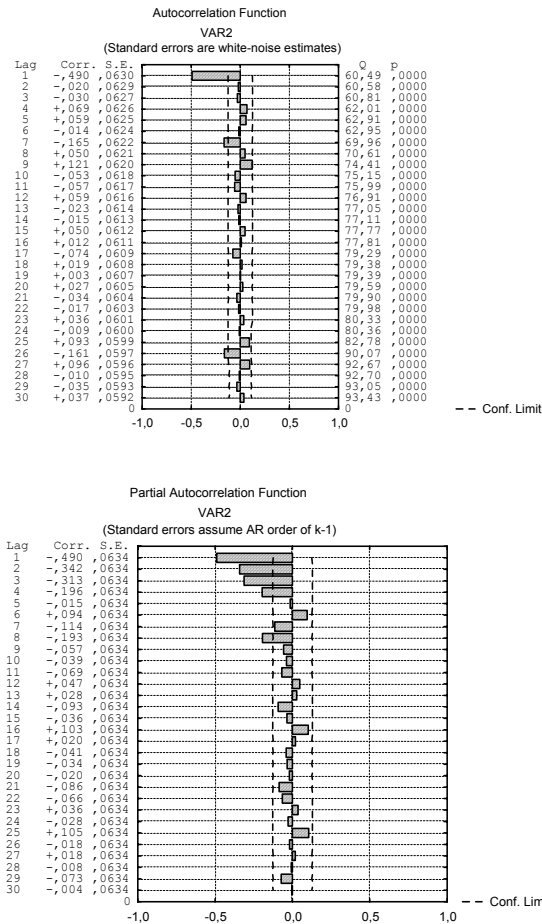


Рис. 12 Коррелограммы для первых разностей исходных временных рядов для EESR

Полученные коррелограммы свидетельствуют о том, что преобразованные ряды уже вполне удовлетворяют условию стационарности. Так, на рис. 12, график частной автокорреляционной функции для ряда первых разностей однодневных логарифмических доходностей для акций EESR имеет четко выраженный убывающий характер.

Графики автокорреляционной и частной автокорреляционной функций для преобразованных рядов остальных акций можно найти в прил. Б, рис. Б.5 – Б.8.

3.2.2 Проверка гипотезы о принадлежности процессов к классу нормальных

Для отнесения рассматриваемых случайных процессов к классу нормальных выдвинем гипотезу о нормальности процесса. Тогда, в силу строгой стационарности нормального процесса (а следовательно, эргодичности) можно использовать его реализацию для проверки выдвинутой гипотезы.

Наиболее наглядными являются различные графические способы проверки гипотезы. Так, в [34], предлагается использовать квантиль-квантиль графики для идентификации вида распределения рассматриваемого временного ряда.

Пусть имеется временной ряд длиной n (x_1, \dots, x_n) . Центрируя, нормируя данные значения и осуществляя некоторые преобразования, получим два вектора: вектор \bar{k} и вектор вероятности \bar{p} , причем каждому i -му элементу вектора \bar{p} однозначно соответствует элемент вектора \bar{k} (k_{p_i}) , т.е. имеется некоторая функция $\{\bar{Q}(p_i), i = \overline{1, k}, k \leq n\}$. Данную функцию будем называть эмпирической квантиль-функцией.

Квантиль-квантиль графиком для временного ряда (x_1, \dots, x_n) назовем график [34]:

$$\{\bar{Q}(p_i), Q(p_i), i = \overline{1, k}\}, \quad (43)$$

где $Q(p_i)$ – теоретическая квантиль функция [путем использования функции обратной стандартизированной функции нормального распределения для вектора $p = (p_1, \dots, p_k)$ получаем вектор теоретических квантилей $k = (k_1, \dots, k_k)$].

Если существует взаимно-однозначное соответствие между $Q(p_i)$ и $\bar{Q}(p_i)$, графически представленное в виде прямой линии, то можно говорить о том, что некоторое выбранное распределение наиболее точно описывает временной ряд (x_1, \dots, x_n) .

Для построения квантиль-квантиль графика можно воспользоваться блоком «Прогноз/серия время» статистического пакета Statistica 6.0. Ниже приводится квантиль-квантиль график для временного ряда однодневных логарифмических доходностей акций EESR (рис. 13). Значения теоретической квантиль-функции – квантили нормального распределения с математическим ожиданием и стандартным отклонением, рассчитанным по значениям ряда (соответственно $a = -0,002$, $\sigma = 0,0467$).

Результаты построения квантиль-квантиль графика для временного ряда однодневных логарифмических доходностей по обыкновенным акциям РАО ЕЭС показывают, что данный график достаточно хорошо аппроксимируется прямой. Для экстремальных значений квантилей (по абсолютной величине) существует некоторое несоответствие (эмпирические квантили распределения, аппроксимируемого нормальным меньше чем ожидаемые). Последнее может привести к тому, что реальная вероятность появления достаточно ощутимых убытков, при аппроксимации эмпирического распределения нормальным, будет занижаться.

Воспользуемся стандартной процедурой построения квантиль-квантиль графиков, имеющейся в Statistica 6.0. Данный график строится в осях – {теоретические квантили – ожидаемые значения временного ряда} (рис. 14).

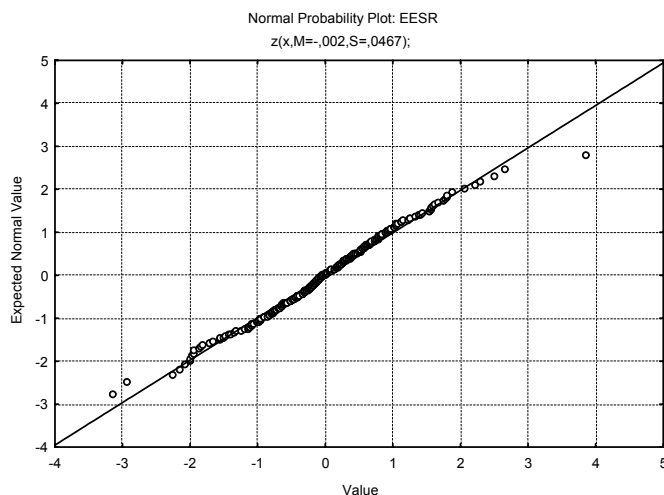


Рис. 13 Квантиль-квантиль график для EESR

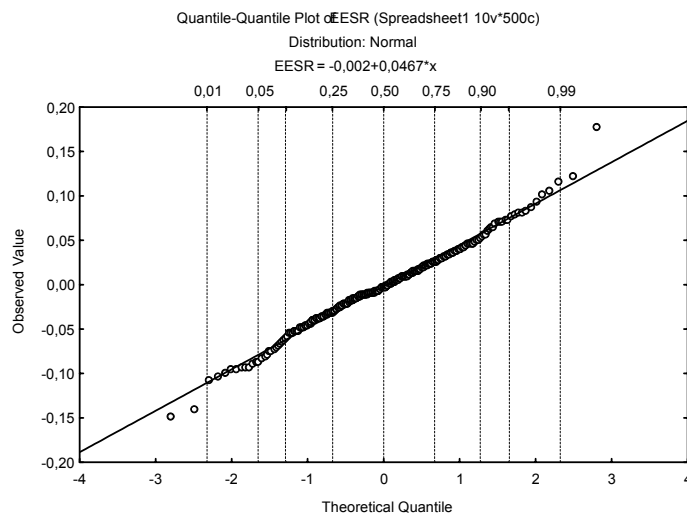


Рис. 14 Квантиль-квантиль график для EESR

Полученные результаты свидетельствуют, что для достаточно малых значений квантилей $k < k_{0,05}$ (левая часть графика) наблюдаемые значения однодневной доходности меньше, чем ожидаемые в соответствии с нормальным распределением; для достаточно больших значений квантилей $k > k_{0,98}$ (правая часть графика) наблюдаемые значения больше ожидаемых. Переходя к плотности распределения, можно утверждать, что на обоих «хвостах» эмпирическое распределение несколько «тяжелее», чем нормальное [т.е. имеет более длинные (обычно говорят – «жирные») хвосты].

Идентичные результаты были получены для LKOH и SNGS. При этом, если для LKOH эмпирическое распределение достаточно точно аппроксимировалось нормальным в интервале от $k_{0,01}$ до $k_{0,99}$, то для SNGS интервал сузился и составил приблизительно от $k_{0,03}$ до $k_{0,99}$ (см. прил. В, рис. В.1 – В.2).

Замечательно, что в отношении MSNG и RTKM для малых значений квантилей эмпирическое распределение достаточно хорошо соответствует нормальному (отсутствуют сильные отклонения для малых значений квантилей) (см. прил. В, рис. В.3 – В.4).

С целью количественной оценки схожести эмпирического распределения с нормальным можно использовать такие характеристики, как асимметрию (Skewness) и эксцесс (Kurtosis). Для нормального распределения данные характеристики равны нулю и вычисляются как:

$$\bar{\gamma} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left(\frac{x_i - a}{\sigma} \right)^3, \quad (44)$$

$$\bar{k} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left(\frac{x_i - a}{\sigma} \right)^4 - 3. \quad (45)$$

Если данные характеристики имеют небольшие значения, то можно предположить близость эмпирического распределения к нормальному.

Результаты расчетов данных характеристик для временного ряда EESR даны в табл. 7.

7 Результаты расчетов основных характеристик для временного ряда EESR

Descriptive Statistics (Spreadsheet1)									
Variable	Valid N	Mean	Minimum	Maximum	Std.Dev.	Skewness	Std.Err. Skewness	Kurtosis	Std.Err. Kurtosis
EESR	250	-0,00204	-0,14827	0,17840	0,04668	0,04975	0,15400	0,93791	0,30681

Для обыкновенных акций РАО ЕЭС коэффициент асимметрии эмпирического распределения незначимо отличается от нуля (кривая плотности симметрична), коэффициент эксцесса находится в интервале 0,63...1,24, что говорит о наличии у кривой плотности эмпирического распределения более «острой» вершины.

Результаты расчетов коэффициентов асимметрии и эксцесса для временных рядов остальных акций приведены в прил. В, табл. В.1. Так, расчет данных характеристик для временного ряда RTKM показал их незначимое отличие от нуля ($\alpha = 0,05$). Для временного ряда MSNG значимо отличается от нуля только коэффициент асимметрии. Для временных рядов остальных акций данные характеристики значимо отличны от нуля. При этом, наиболее островершим и ассиметричным является распределение для LKOH.

Результаты тестов на нормальность (тест Колмагорова-Смирнова с поправкой Лилиефорса, тест Шапиро-Уилкса) свидетельствуют о принятии гипотезы нормального распределения для временного ряда однодневных логарифмических доходностей обыкновенных акций РАО ЕЭС (табл. 8).

8 Результаты тестов на нормальность для временного ряда EESR

Tests of Normality (Spreadsheet4)						
Variable	N	max D	K-S p	Lilliefors p	W	p
EESR	250	0,043845	p > .20	p > .20	0,991175	0,136933

Результаты тестов для временных рядов остальных акций приводятся в прил. В, табл. В.2. Как и ожидалось, для LKOH и SNGS тесты показали значимое отличие эмпирического распределения от нормального. Значение поправки Лилиефорса было значимо на уровне соответственно $p < 0,01$ и $p < 0,05$; тест Шапиро-Уилкса оказался значим на уровне $p = 0,00003$ и $p = 0,0027$ для LKOH и SNGS соответственно.

3.3 ТЕСТИРОВАНИЕ МОДЕЛЕЙ

Критерии оценки и сравнения различных моделей VAR можно условно разделить на две группы – критерии точности модели и критерии эффективности модели.

К первой группе относятся тесты на соответствие исследуемой модели вычисления VAR самому определению VAR. Поскольку определение дано в статистических терминах, то для проверки соответствия можно использовать различные статистические тесты. Так, например, случайный процесс, принимающий нулевое значение, если изменение стоимости портфеля не превышает значения VAR, и 1 – иначе, является процессом Бернулли, где событие 1 происходит с вероятностью α . Данную гипотезу можно проверить стандартными статистическими методами. Недостатком такого подхода является то, что для проверки гипотез требуются достаточно большие тестовые выборки, которые не всегда доступны (в особенности для развивающихся рынков, в том числе российского), а также отсутствие наглядной интерпретации результатов.

Наряду с этим, существуют традиционные тесты, применяемые специалистами-практиками по управлению рисками. Они сводятся к простому подсчету числа случаев превышения уровня VAR (при некотором уровне достоверности $1 - \alpha$) и сравнения полученного числа с теоретически ожидаемым.

Второй группой критериев является эффективность применяемой модели. При использовании меры риска VAR для управления рисками менеджер по рискам формирует некоторую стратегию. В качестве такой стратегии в данной работе будет рассматриваться «пассивное» управление рисками, т.е. стратегия, заключающаяся в резервировании дополнительных средств для покрытия возможных потерь. Размер этих дополнительных средств, называемых рисковым капиталом (risk capital), и определяется величиной VAR.

Эффективность такой стратегии, в общем случае, можно оценить величиной превышения реальных убытков по открытой позиции (портфелю) над расчетной величиной рискового капитала. Минимизация величины превышения позволяет оптимизировать затраты по поддержанию открытой позиции (сформированному портфелю).

3.3.1 ОЦЕНКА ТОЧНОСТИ МОДЕЛЕЙ

В данном разделе приведены тесты, определяющие соответствие модели собственно статистическому определению VAR. Точность модели контролируется регулируемыми органами, поэтому каждая модель должна пройти тестирование на соответствие определению VAR.

3.3.1.1 Функция потерь

Как уже отмечалось выше, критерием точности модели обычно выступает число случаев превышения реальных потерь над величиной VAR.

В общем случае, для проверки точности модели может быть использована некоторая общая функция потерь (General Loss Function), имеющая вид:

$$L = \begin{cases} f(r_{p, \Delta_{k+1}}, \text{VAR}_{p, \Delta_k}), & \text{если } r_{p, \Delta_{k+1}} > \text{VAR}_{p, \Delta_k} \\ g(r_{p, \Delta_{k+1}}, \text{VAR}_{p, \Delta_k}), & \text{если } r_{p, \Delta_{k+1}} < \text{VAR}_{p, \Delta_k} \end{cases} \quad (46)$$

В частном случае, общая функция потерь может быть представлена как бинарная функция потерь, где каждому случаю превышения реальных потерь над оценкой соответствует 1, в противном случае функция принимает нулевое значение:

$$BL = \begin{cases} 1, & \text{если } |r_{p, \Delta_{k+1}}| > |\text{VAR}_{p, \Delta_k}| \\ 0. & \end{cases} \quad (47)$$

Данная функция учитывает только сами факты наличия превышения без учета величины превышения.

На основе использования данной функции, Базельским комитетом по банковскому надзору разработана стандартная процедура («backtesting») для оценки точности моделей VAR. Данная процедура описывается в [66] и предполагает тестирование модели на некотором историческом периоде (в качестве стандартного периода предлагается использовать период в 250 дней). В качестве параметров модели

предлагается использовать однодневный горизонт прогнозирования (период инвестирования) и 99 %-ый доверительный интервал. Для выбранной модели и заданного исторического периода определяется значение бинарной функции потерь – количество превышений («exceptions») реальных убытков над величиной VAR.

Исходя из количества превышений, выделяют три зоны, в которые может попасть тестируемая модель: зеленую, желтую и красную. Модель попадает в зеленую зону, если на протяжении 250 дней при уровне достоверности 99 % и однодневном периоде прогнозирования (инвестирования) было не более четырех превышений; модель попадает в желтую зону, если при тех же условиях значение бинарной функции потерь попало в интервал от пяти до девяти превышений; модель попадает в красную зону, если при тех же условиях значение функции больше либо равно 10 превышениям (см. прил. Г, табл. Г.1).

Если модель попадает в зеленую зону, то ее использование для предоставления информации регулирующим органам о рисках, принимаемых организацией, разрешается. Соответственно при попадании в красную зону – использование модели запрещено.

Точность модели, попадающей в желтую зону, считается сомнительной, однако с некоторыми ограничениями использование данной модели разрешается.

Данная процедура была использована автором для тестирования выбранных моделей. В целом, результаты тестирования позволяют отнести рассматриваемые модели к зеленой и желтой зонам, что свидетельствует, в общем, о возможности их использования в соответствии с базельскими требованиями (см. прил. Д, табл. Д.1)

Наиболее точной для рассматриваемого периода (с 03.01.01 по 29.12.01) можно считать модель постоянных ковариаций. Так, для портфеля с равными весами установленный нижний и верхний VAR за рассматриваемый период был «пробит» по одному разу. Для портфеля со случайными весами среднее количество превышений нижней VAR составило 2,06 раза, верхней – 2,68 раза.

GARCH (1, 1)-модель давала менее точные оценки VAR на рассматриваемом периоде. Так, для портфеля с равными весами количество превышений нижнего VAR равнялось 3, верхнего VAR – 4. Для портфеля со случайными весами среднее число превышений нижнего VAR составило 2,42 раза, верхнего VAR – 4,02 раза.

Сопоставимые по точности оценки VAR давала модель экспоненциально-взвешенных ковариаций. При этом, использование различного значения параметра λ (оптимальный λ , рассчитанный опытным путем, и $\lambda = 0,94$ – по методологии Рискметрикс) значимо не влияло на точность даваемых моделью оценок VAR. Так, при использовании оптимального λ , для портфеля с равными весами число превышения нижнего VAR для рассматриваемого периода составило 5 раз, верхнего VAR – 3 раза. При $\lambda = 0,94$ число превышений нижнего VAR сократилось на 1 раз, количество превышений верхнего VAR осталось неизменным.

Для портфеля со случайными весами данная тенденция также имела место. Так, для оптимального λ среднее число превышений нижнего VAR за рассматриваемый период составило 4,34 раза, для верхнего VAR – 2,8 раза. При $\lambda = 0,94$ среднее число превышений сократилось для нижнего VAR на 0,14 раза, для верхнего VAR – на 0,12 раза.

Таким образом, произведенный анализ позволяет говорить о том, что наиболее точные оценки VAR, с точки зрения минимизации значений бинарной функции потерь, дает модель постоянных ковариаций. Данная модель попадает в зеленую зону.

Затем следуют GARCH (1, 1)-модель и модель экспоненциально-взвешенных ковариаций ($\lambda = 0,94$). При этом следует отметить, что если более точные оценки нижнего VAR (для различных портфелей) получаются на основе первой модели, то верхний VAR более точно оценивается последней (рис. 15).

GARCH (1, 1)-модель и модель экспоненциально-взвешенных ковариаций для случая $\lambda = 0,94$ можно отнести к зеленой зоне. Модель экспоненциально-взвешенных ковариаций при оптимальном λ дает достаточно точные оценки нижнего VAR, однако верхний VAR оценивается наименее точно. Данную модель можно отнести к желтой зоне.

О данной тенденции нельзя говорить как о закономерности, вероятней всего это обусловлено характером рынка на рассматриваемом периоде, неточностями вычислений и проч.

В [66] выделяют следующие возможные причины недостаточной точности оценок VAR, получаемых на основе использования тех или иных моделей:

1) касающиеся надежности непосредственно модели:

а) банковская система неточно фиксирует риск (daily profit/loses) по отдельным позициям;

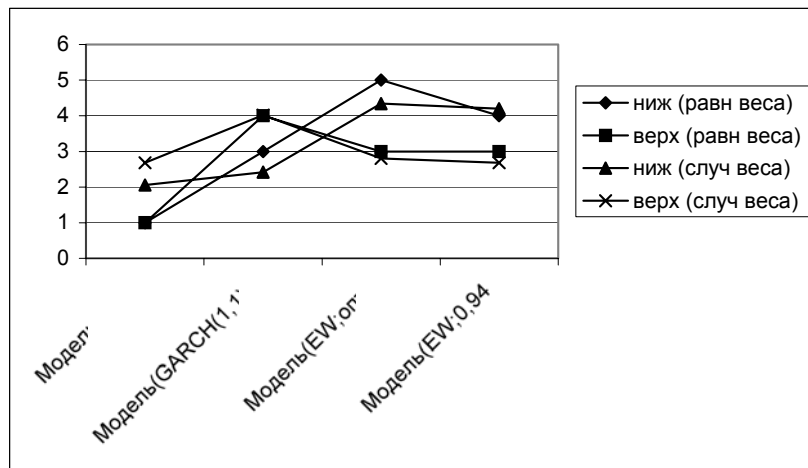


Рис. 15 Значение бинарной функции потерь при различных вариантах тестируемого портфеля

б) волатильность и/или корреляция рассчитана неточно / неправильно;

2) точность модели может быть улучшена (lack of model precision):

а) рискованная модель не достаточно точно оценивает риск отдельных инструментов;

3) разработанная модель не предупреждает о рыночных изменениях (or bad luck) (поведение рынка

может настолько измениться, что оценка волатильности и корреляции будут не соответствовать действительности):

а) маловероятные события;

б) волатильность была значимо больше, чем ожидалось (чем та, на основе которой была рассчитана модель);

в) корреляция значимо отличалась от первоначальных предположений в модели;

4) внутридневная торговля:

а) значительные изменения банковских позиций внутри дня.

3.3.1.2 Множитель, обеспечивающий покрытие

Множитель, обеспечивающий покрытие (Multiple to Obtain Coverage), сочетает в себе анализ как количества превышений, так и их величины, и показывает, на сколько в среднем надо умножить значение VAR, чтобы в точности получить покрытие риска с заданным уровнем достоверности [34].

Математически это формулируется следующим образом: найти такой масштабирующий множитель M , что:

$$F = T\alpha, \text{ где } F = \sum_{t=1}^T \begin{cases} 1, & \text{если } |r_{p, \Delta t_{k+1}}| > MVAR_{p, \Delta t_k} \\ 0 & \text{иначе} \end{cases} \quad (48)$$

Интерпретировать данный множитель можно следующим образом. При нахождении квантилей нормального распределения значение стандартного отклонения умножается на соответствующий множитель k_α – квантиль стандартного нормального распределения. Исходя из этого, множитель M , обеспечивающий покрытие, оценивает ошибку k_α .

В соответствии с требованиями Базельского комитета по банковскому надзору, относительно достаточности банковского капитала, значения множителя могут устанавливаться в промежутке 3...4.

Для моделей, попадающих в зеленую зону, величина множителя устанавливается равной 3. Для моделей из желтой зоны к множителю добавляется штрафная надбавка, увеличивающая его значение 3,4...3,85 в зависимости от числа превышений. Если же модель относится к красной зоне, то штрафная надбавка составляет 1, а множитель возрастает до максимального значения, равного 4 (см. прил. Г, табл. Г.1).

В этом случае орган надзора может применить и другие санкции, включая требование пересмотра модели, ограничения на операции с торговым портфелем банка и др.

Результаты расчетов множителей для VAR-оценок соответствующих моделей для рассматриваемого периода (период с 03.01.01 по 29.12.01) приведены в табл. Ж.1 – Ж.4, прил. Ж.

Так, для модели постоянных ковариаций среднее значение однодневного множителя для нижнего VAR составило 1,31. Такой же результат (для нижнего VAR) был получен по GARCH(1,1)-модели. Среднее значение однодневного множителя для верхнего VAR составило, для соответствующих моделей, 1,12 и 1,11. Для модели экспоненциально-взвешенных ковариаций, для случая оптимального λ и $\lambda = 0,94$, множитель соответственно был равен: для нижнего VAR – 1,2 и 1,17, для верхнего VAR – 1,15.

Следует отметить, что однодневные множители, полученные для модели экспоненциально-взвешенных ковариаций, как для нижних, так и для верхних оценок VAR, в среднем, лежат в достаточно узком диапазоне 1,15...1,2 (рис. 16).

Для остальных моделей диапазон значений множителя значительно шире – от 1,11 до 1,31.

Для среднего множителя покрытия за период 250 дней повторяется тенденция, имевшая место при анализе точности модели (рис. 17).

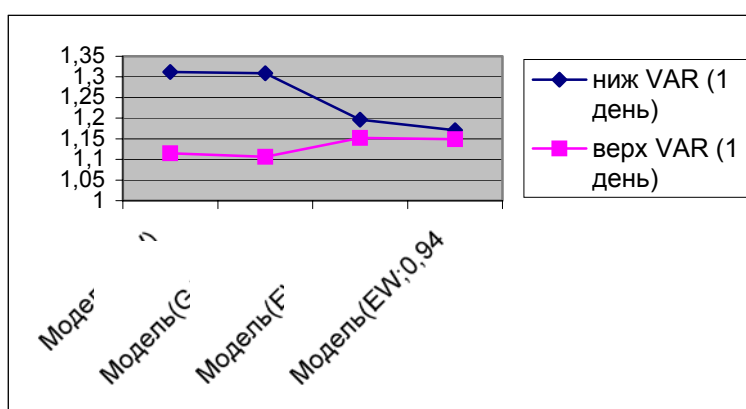


Рис. 16 Среднее значение однодневного множителя покрытия для различных моделей

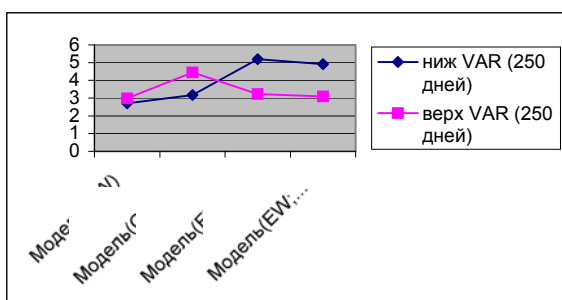


Рис. 17 Среднее значение множителя покрытия за период 250 дней для различных моделей

Так, модель постоянных ковариаций и GARCH (1, 1)-модель были отнесены к зеленой зоне, а следовательно, в соответствии с базельскими требованиями по достаточности капитала требовали для оценок VAR множителя равного трем.

Расчеты для оценок VAR, полученных на основе первой модели, в целом подтверждают обоснованность выбора данного значения множителя: для рассматриваемого периода значения множителя, равнялись в среднем 2,7 для нижних оценок VAR и в среднем 2,99 для верхних оценок VAR.

Однако, для GARCH (1, 1)-модели полученное расчетное значение множителя, в целом, было больше рекомендуемого. Так, для нижних оценок VAR значение расчетного множителя в среднем равнялось 3,17, что на 0,17 больше рекомендуемого значения; для верхних оценок VAR – 4,45, что значительно больше (на 1,45) рекомендуемого значения (рис. 17).

Модель экспоненциально-взвешенных ковариаций попала в желтую зону и, учитывая число превышений, требовала множителя равного 3,4. Однако, значение, полученное по результатам расчетов, оказалось несколько заниженным. Для покрытия превышений, имевших место на рассматриваемом периоде, для нижних оценок VAR требовался множитель в среднем равный 5,19 и 4,92 (соответственно для модели с оптимальным λ и с $\lambda=0,94$), для верхних оценок VAR – 3,23 и 3,1 (соответственно для модели с оптимальным λ и с $\lambda=0,94$). Усредненное требуемое значение множителя составило 4,21 и 4,01 для модели с оптимальным λ и с $\lambda=0,94$ соответственно, что достаточно выше рекомендуемого значения.

3.3.1.3 Соответствие распределения

Данный тест показывает, насколько соответствует распределение оценок VAR реальному распределению прибылей/убытков. Рассмотрим следующее отношение:

$$K(\alpha) = \frac{\overline{BL}(1-\alpha)}{T\alpha}, \quad (49)$$

где \overline{BL} – значение средней бинарной функции потерь при значении уровня достоверности $1-\alpha$.

При полном совпадении распределений величина $K(\alpha)$ тождественно равна единице. Если величина $K(\alpha)$ больше единицы, то можно говорить о том, что реальное распределение «тяжелее», т.е. происходит недооценка риска.

По графику функции $K(\alpha)$ можно определить интервал параметров – уровней достоверности, для которых исследуемая модель является пригодной.

В прил. И (см. табл. И.1) приведены значения величины $K(\alpha)$ для каждой модели. Все значения $K(\alpha)$ рассчитаны для $1-\alpha=0,99$.

Так, наиболее близкое к единице значение $K(\alpha)$ было получено для модели постоянных ковариаций: для нижних оценок VAR среднее значение $K(\alpha)$ для рассматриваемого периода составило 0,824, для верхних оценок VAR – 1,072. Остальные же модели давали распределение достаточно близкие к реальному либо только для нижних, либо только для верхних оценок VAR (рис. 18).

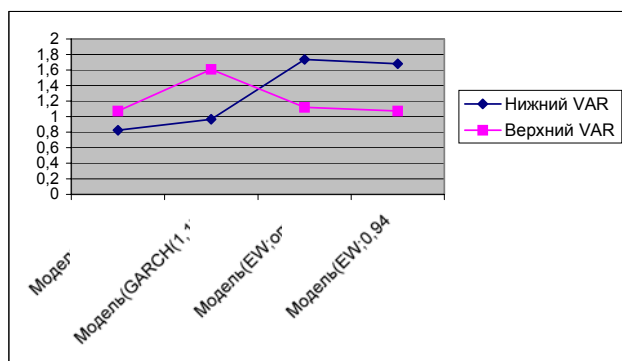


Рис. 18 Результаты теста на соответствие распределений

Таким образом, результаты тестирования моделей на предмет точности получаемых оценок VAR позволяют сделать ряд выводов:

1) все рассматриваемые модели могут быть использованы для предоставления информации регулирующим органам о рисках, принимаемых организацией (в случае если деятельность данной организации регулируется международным законодательством о деятельности финансовых институтов);

2) наиболее точными моделями оценки VAR можно считать модель постоянных ковариаций и GARCH(1,1)-модель. Данные модели попадают в зеленую зону и позволяют, как показывают расчеты, в общем случае, резервировать только тройную величину VAR;

3) модель экспоненциально-взвешенных ковариаций попадает в желтую зону, что приводит к необходимости резервировать более чем тройную величину VAR. При этом, как предполагается, данная мо-

дель лучше учитывает изменения в характере рынка, что выражается в наличии более узкого диапазона для однодневного множителя покрытия.

3.3.2 ОЦЕНКА ЭФФЕКТИВНОСТИ МОДЕЛЕЙ

Так как при «пассивном» управлении риском мера VAR используется для определения величины рискованного капитала, т.е. средств, необходимых для покрытия возможных убытков, то необходимы дополнительные тесты, характеризующие модели уже не со статистической, а с экономической точки зрения.

Превышение значения VAR означает, что зарезервированного рискованного капитала не хватило для покрытия убытков и организации необходимо изыскивать дополнительные средства, что зачастую связано с дополнительными издержками.

С другой стороны, модель, завышающая степень риска, приводит к излишнему зарезервированному капиталу, что экономически неэффективно.

3.3.2.1 Функция потерь

Как отмечалось в разделе 3.3.1.1 функция потерь, в общем случае, имеет вид:

$$L = \begin{cases} f(r_{p,\Delta t_{k+1}}, \text{VAR}_{p,\Delta t_k}), & \text{если } r_{p,\Delta t_{k+1}} > \text{VAR}_{p,\Delta t_k} \\ g(r_{p,\Delta t_{k+1}}, \text{VAR}_{p,\Delta t_k}), & \text{если } r_{p,\Delta t_{k+1}} < \text{VAR}_{p,\Delta t_k} \end{cases} \quad (50)$$

Пусть f имеет вид: $f = |r_p| - |\text{VAR}_p|$, а $g = 0$, тогда имеем:

$$L = \begin{cases} |r_{p,\Delta t_{k+1}}| - |\text{VAR}_{p,\Delta t_k}|, & \text{если } |r_{p,\Delta t_{k+1}}| > |\text{VAR}_{p,\Delta t_k}| \\ 0 & \text{иначе} \end{cases} \quad (51)$$

Данная функция показывает, насколько реальные прибыли/убытки превышают величину VAR. При этом рассматривается средняя однодневная величина превышения, выраженная в долях от первоначальной стоимости портфеля. Данную функцию в дальнейшем будем называть функцией превышения.

Средняя величина однодневного превышения значения VAR в сущности показывает какой объем средств (в процентах от первоначальной стоимости портфеля), в среднем, организация должна привлечь (период привлечения – один день) с целью покрытия возможных превышений. Данный показатель, в общем случае, играет достаточно существенную роль при оценке эффективности модели, отражая ее возможность адекватно учитывать внезапные изменения, происходящие на рынке.

Для учета средней относительной однодневной величины превышения VAR может быть использована следующая функция (относительная функция превышения):

$$L = \begin{cases} \frac{|r_{p,\Delta t_{k+1}}| - |\text{VAR}_{p,\Delta t_k}|}{|\text{VAR}_{p,\Delta t_k}|}, & \text{если } |r_{p,\Delta t_{k+1}}| > |\text{VAR}_{p,\Delta t_k}| \\ 0 & \text{иначе} \end{cases} \quad (52)$$

Тестирование моделей позволило выявить следующие результаты (см. прил. К, табл. К.1 – К.4).

Для модели постоянных ковариаций средняя величина однодневного превышения нижнего VAR составила 2,02 % от стоимости портфеля на начало дня для рассматриваемого периода, средняя величина однодневного превышения для верхнего VAR – 0,7 %.

Тестирование GARCH (1, 1)-модели привело, в целом, к идентичному результату. Так, средняя величина однодневного превышения нижнего VAR составила 1,97 % от первоначальной стоимости портфеля; средняя величина однодневного превышения верхнего VAR – 0,67 %.

Более низкие значение были получены для модели экспоненциально-взвешенных ковариаций. Средняя величина однодневного превышения нижнего VAR для модели с оптимальным λ составила 1,04 % от первоначальной стоимости портфеля (для модели с $\lambda = 0,94$ – 0,94 % от первоначальной стоимости портфеля), средняя величина однодневного превышения верхнего VAR за рассматриваемый период составила 0,93 % (для $\lambda = 0,94$ – 0,91 %), что, в общем, свидетельствует о неплохом учете моделью изменений в характере рынка (рис. 19).

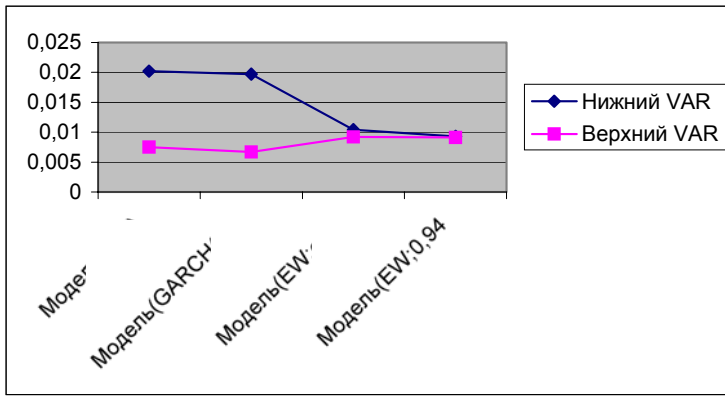


Рис. 19 Результаты расчетов средней величины однодневного превышения оценок VAR

В относительных величинах средняя величина однодневного превышения VAR для модели с $\lambda = 0,94$ составила в среднем 0,17 для нижней VAR и 0,15 для верхней VAR. Для модели с оптимальным λ относительная величина однодневного превышения составила 0,2 для нижнего VAR и 0,15 для верхнего VAR. Диапазон для остальных моделей является более широким (0,11...0,31) (рис. 20).

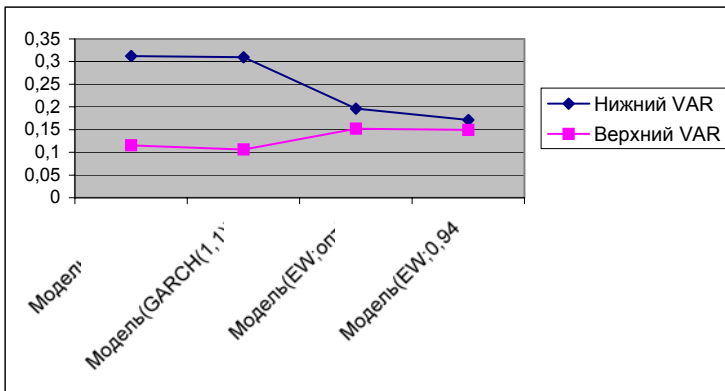


Рис. 20 Результаты расчетов средней величины однодневного превышения оценок VAR в относительном выражении
3.3.2.2 Средний неиспользованный капитал

Данный тест фактически является дополнительным к предыдущему тесту на средний непокрытый риск и показывает, насколько в среднем оценка VAR превышает реализовавшиеся прибыли/убытки, т.е. характеризует неиспользованный рисковый капитал. Функция потерь при этом имеет вид:

$$F = \begin{cases} \frac{|\text{VAR}_{p,\Delta_k}| - |r_{p,\Delta_{k+1}}|}{|\text{VAR}_{p,\Delta_k}|}, & \text{если } |r_{p,\Delta_{k+1}}| < |\text{VAR}_{p,\Delta_k}| \\ 0 & \text{иначе} \end{cases} \quad (53)$$

Зарезервированный рисковый капитал не приносит дохода, поэтому желательно, чтобы значение неиспользованного рискового капитала было как можно меньше.

Тестирование моделей позволило выявить следующее: средняя величина неиспользованного капитала для всех моделей является достаточно постоянной. Так, для нижнего VAR, в соответствии с результатами расчетов, средняя величина неиспользованного капитала (в долях от однодневной величины VAR портфеля) находилась в диапазоне от 1,038 для модели экспоненциально-взвешенных ковариаций ($\lambda = 0,94$) до 1,042 для GARCH (1, 1)-модели. Для верхнего VAR диапазон значений составил 0,988...0,995 (см. прил. Л, табл. Л.1).

3.3.2.3 Многокритериальный анализ моделей

Предыдущие два теста можно проанализировать вместе, разместив на двумерной плоскости соответствующие точки, каждая из которых характеризует модель с точки зрения средней величины избыточного капитала и средней величины недостаточности капитала, резервируемого для покрытия возможных убытков. По этим графикам можно определить парето-оптимальные модели. Под парето-оптимальной моделью будем считать такую модель, которая в сравнении с другими моделями дает меньшую величину непокрытого и неиспользованного капитала.

В начале оценим эффективность моделей для нижних оценок VAR (рис. 21).

Результаты построения показывают, что парето-оптимальной моделью для нижних оценок VAR можно считать модель экспоненциально-взвешенных ковариаций. При этом необходимо отметить, что модель с параметром $\lambda = 0,94$ является более эффективной по обоим критериям, чем модель с оптимальным λ .

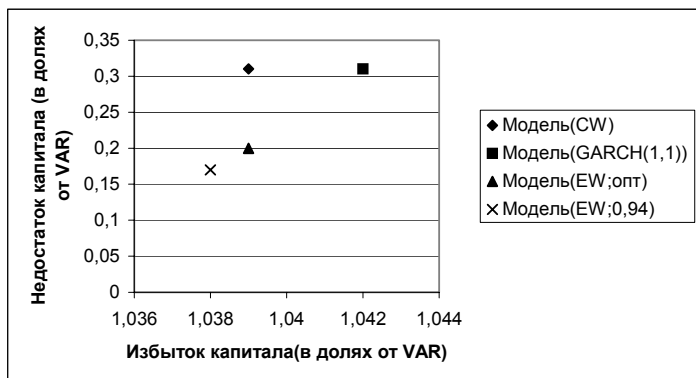


Рис. 21 Многокритериальный анализ моделей для нижних оценок VAR

Модель постоянных ковариаций идентична модели экспоненциально-взвешенных ковариаций по критерию избыточности капитала, однако несколько менее эффективна по критерию недостаточности капитала.

GARCH (1, 1)-модель идентична модели на постоянных ковариаций по критерию недостаточности капитала, однако несколько менее эффективна по критерию избыточности резервируемого капитала.

Для верхних оценок VAR парето-оптимальной является GARCH (1, 1)-модель (рис. 22). Менее эффективной по критерию избыточности резервируемого капитала является модель постоянных ковариаций. Модель экспоненциально-взвешенных ковариаций является наименее эффективной по обоим критериям.

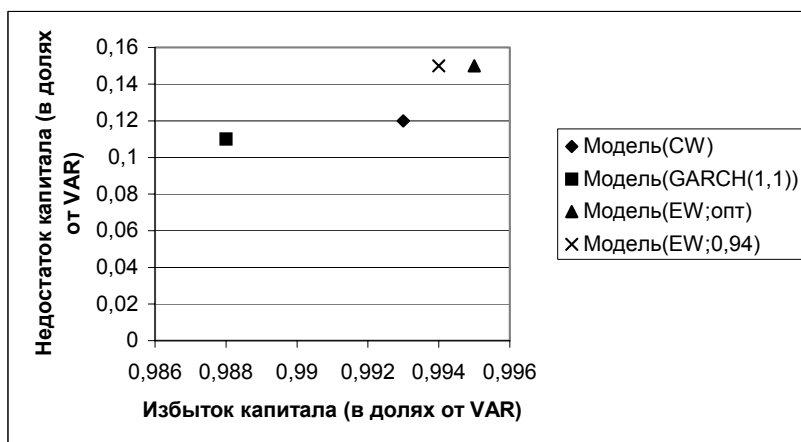


Рис. 22 Многокритериальный анализ моделей для верхних оценок VAR

Парето-оптимальной моделью как для нижних, так и для верхних оценок VAR можно считать модель экспоненциально-взвешенных ковариаций с параметром $\lambda = 0,94$ (рис. 23).

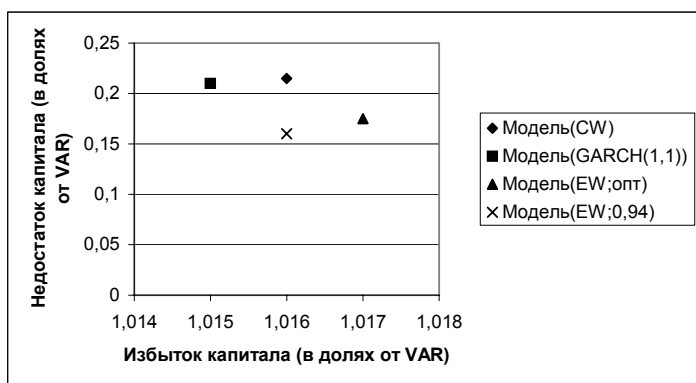


Рис. 23 Многокритериальный анализ моделей (общий случай)

3.3.2.4 Корреляция VAR и реальных убытков

Данный тест, состоящий в измерении корреляции между значением VAR и относительным изменением стоимости портфеля, показывает степень взаимосвязи между прогнозами VAR, осуществляемыми моделью и реализовавшимися прибылью/убытками.

Более эффективным моделям, как дающим более точный прогноз, должны соответствовать большие коэффициенты корреляции.

Результаты расчетов показывают, что наиболее эффективной моделью является модель экспоненциально-взвешенных ковариаций ($\lambda = 0,94$). Значение коэффициента корреляции для данной модели равно 0,28. Далее следует модель экспоненциально-взвешенных ковариаций с оптимальным λ (значение коэффициент корреляции равно 0,278) (см. прил. М, табл. М.1).

Для GARCH (1, 1)-модели значение коэффициента корреляции составляет 0,257. Для модели постоянных ковариаций значение коэффициента корреляции равно 0,233 (рис. 24).

Таким образом, результаты анализа эффективности моделей показывают, что наиболее эффективной (парето-оптимальной) для рассматриваемого периода является модель экспоненциально-взвешенных ковариаций с параметром $\lambda = 0,94$.

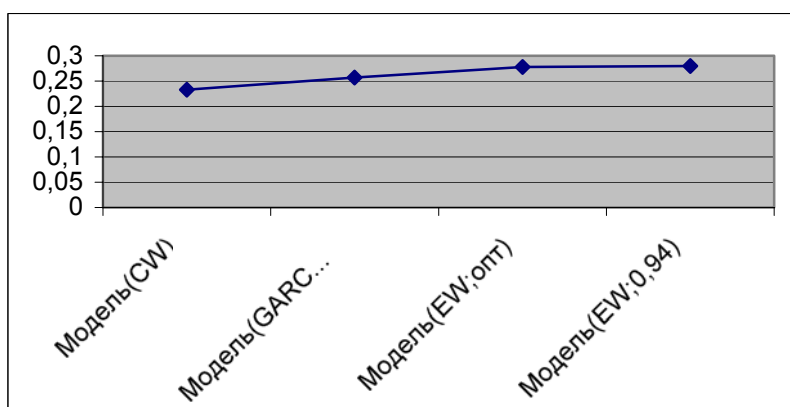


Рис. 24 Корреляция VAR и реальных убытков

Данная модель позволила наиболее оптимально резервировать капитал, что можно считать прямым следствием точности расчетов, а также правильно выбранным значением параметра λ . Последнее позволяет наиболее точно учесть изменения волатильности рынка.

Достаточно низкую эффективность GARCH (1, 1)-модели можно объяснить только наличием ошибок в расчетах.

Целью данной работы являлось всестороннее исследование VAR-методики (подхода) к оценке и моделированию рыночных рисков, возникающих у организации при осуществлении ей финансово-хозяйственной (инвестиционно-финансовой) деятельности.

Для реализации выдвинутой цели автором ставились следующие задачи: а) рассмотреть, в целом, проблему риска в инвестиционном процессе (это позволяет выработать системный подход к анализу и оценке риска в целом, а также выделить возможные пути и инструментарий для дальнейшего решения данной проблемы); б) с позиции выделенных путей и инструментария оценки рисков исследовать VAR-методику (подход) моделирования и оценки рыночных рисков.

С целью решения поставленных задач был проведен теоретический анализ научной литературы, раскрывающей те или иные аспекты поставленной проблемы. Так, изучались взгляды западных теоретиков экономической науки: Ф.Х. Найта, Дж. Маршака, Дж. Уэстона, Дж. Хиршлейфера, М. Фридмана и Л.Дж. Сэвиджа, Ар.А. Алчиана, Г.А. Саймона, У.Дж. Баумоля и Р.Э. Квандта, Дж.Дж. Стиглера, Дж. Акерлофа. Помимо этого, анализировались взгляды современных российских экономистов: И.Т. Балабанова, И.А. Бланка, Я.С. Мелкумова, Г.Б. Поляка, С.Б. Авдашевой и Н.М. Розановой, М.М. Юджевича, А.А. Новоселова, Е.С. Стояновой, А.М. Литовских, В.С. Романова, В. Москвина, И.С. Меньшикова и Д.А. Шелагина.

Результаты данной работы позволили говорить, что хотя методика VAR является уже достаточно унифицированным подходом к количественной оценке рыночного риска (по крайней мере на западе), однако говорить о ней как о методологии пока еще рано. Существует достаточно обширный класс моделей мало разработанных, однако, как показывают исследования некоторых экономистов, более эффективных, чем существующие.

Приведем основные выводы сделанные по данной работе.

Под термином «риск» необходимо понимать некоторую ситуацию «измеримой»/вероятностной неопределенности, возникающую при принятии индивидом решения, последствия которого неизвестны. Субъективная причина наличие ситуации неопределенности – неполнота информации у индивида, принимающего решение. Объективная причина – действие некоторого числа причин (факторов), природа которых, в общем случае, может быть неизвестна. При этом, для ситуации «измеримой» неопределенности (ситуации риска) не может быть выявлена некоторая закономерность между действием данных факторов и появлением ожидаемых событий (последствий принятого решения) – либо ее не существует объективно в силу действия большого числа факторов, сила воздействия каждого из которых мала и не может превалировать среди остальных, либо это постулируется.

Формально риск есть вероятностное распределение некоторой случайной величины. Данную случайную величину можно называть «базовым» рисковым фактором.

Рыночные риски есть специфическая часть финансовых рисков, появление которых обусловлено инвестиционно-финансовой деятельностью организации. При этом можно выделить следующие специфические особенности рыночных рисков как обособленной экономической категории:

- 1) природа источников рыночных рисков – нестабильность финансовых рынков;
- 2) проявляются в виде изменений (колебаний) основных характеристик финансового рынка (цен, ставок, курсов); данные характеристики можно считать базовыми рисковыми факторами.

Процесс идентификации рыночных рисков должен осуществляться организацией, исходя из особенностей ее финансово-хозяйственной деятельности. Наиболее просто можно идентифицировать рыночный риск, связанный с операцией покупки/продажи финансового инструмента (формированием торгового портфеля). Так, открытая позиция (длинная или короткая) означает подверженность организации (ее открывшей) определенному виду рыночного риска.

Наиболее универсальным подходом к оценке и моделированию рыночного риска является методика VAR.

Очевидными ее преимуществами является:

- 1) возможность измерить риск величиной потерь, соотнесенных с вероятностью их возникновения;
- 2) измерить и сравнить риски по операциям на различных рынках универсальным образом;
- 3) агрегировать риски отдельных финансовых инструментов (позиций) в единую величину для всего портфеля.

Традиционно в рамках данной методики выделяют три метода оценки рыночных рисков. Наиболее применяемым из них является метод ковариаций. В свою очередь, в рамках данного метода наиболее исследованными являются модель постоянных ковариаций, модель экспоненциально-взвешенных ковариаций. Их основными преимуществами являются:

- 4) концептуальная и вычислительная простота расчетов;
- 5) возможность рассчитывать VAR в режиме времени, близком к реальному для торговых портфелей крупных финансовых институтов;
- 6) позволяют легко анализировать «вклады» отдельных инструментов в общий риск портфеля и оценивать чувствительность показателя VAR к изменениям размеров позиции.

Помимо указанных преимуществ данные модели расчета VAR имеют ряд недостатков:

- 1) невыполнение основополагающей предпосылки о нормальном распределении доходностей инструментов (данное обстоятельство существенно ограничивает применимость данных моделей);
- 2) низкая точность оценки VAR для инструментов с нелинейными ценовыми характеристиками (например, для опционов).

Результаты тестирования модели постоянных ковариаций, модели экспоненциально-взвешенных ковариаций и GARCH (1, 1)-модели на точность и эффективность даваемых ими оценок позволили выявить следующее.

1 С точки зрения точности даваемых моделями оценок:

а) все рассматриваемые модели могут быть использованы для предоставления информации регулирующим органам о рисках, принимаемых организацией (в случае если деятельность данной организации регулируется международным законодательством о деятельности финансовых институтов);

б) наиболее точными моделями оценки VAR можно считать модель постоянных ковариаций и GARCH (1, 1)-модель. Использование кредитной организацией данных моделей с целью выполнения требований о достаточности капитала позволяет резервировать лишь тройную величину VAR;

в) модель экспоненциально-взвешенных ковариаций является менее точной, что приводит к необходимости, с целью выполнения требований о достаточности капитала, резервировать более чем тройную величину VAR. Однако результаты тестов показывают, что данная модель лучше остальных моделей учитывает изменения в характере рынка.

2 С точки зрения эффективности даваемых моделями оценок:

а) наиболее эффективной (парето-оптимальной) для рассматриваемого периода является модель экспоненциально-взвешенных ковариаций с параметром $\lambda = 0,94$. Данная модель позволила наиболее оптимально резервировать капитал, что можно считать прямым следствием точности расчетов, а также правильно выбранным значением параметра λ . Последнее позволяет наиболее точно учесть изменения волатильности рынка;

б) достаточно низкую эффективность GARCH (1, 1)-модели можно объяснить только наличием ошибок в расчетах.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

-
- 1 *О порядке расчета кредитными организациями размера рыночных рисков: Положение Центрального Банка РФ от 24.09.1999. № 89-П.*
 - 2 *Методические рекомендации по управлению рисками кредитных организаций на рынке ценных бумаг. НФА. М., 2000.*
 - 3 Правила допуска к обращению ценных бумаг Некоммерческого партнерства «Фондовая биржа РТС» от 24.12.2002. www.rts.ru
 - 4 Авдашева С.Б., Розанова Н.М. Теория организации отраслевых рынков. М.: Магистр, 1998.
 - 5 Айвазян С.А., Мхитарян В.С. Прикладная статистика. Основы эконометрики: Учеб. для вузов: В 2 т. М.: ЮНИТИ-ДАНА, 2001.
 - 6 Акерлоф Дж. Рынок «лимонов»: неопределенность качества и рыночный механизм / В сб. THESIS. 1994. Вып. 5. С. 91 – 104.
 - 7 Алчиан А. Стоимость // Вехи экономической мысли. Т. 3.: Рынки факторов производства / Под ред. В.М. Гальперина. СПб.: Экономическая школа, 2000.
 - 8 Альгин А.П. Грани экономического риска. М.: Знание, 1991

- 9 Аралбаева Ф.З., Карабанова О.Г., Круталевич-Леваева М.Г. Риск и неопределенность в принятии управленческого решения // Вестник ОГУ. № 4. 2002.
- 10 Баврин И.И. Высшая математика. М., 2002.
- 11 Балабанов И.Т. Риск-менеджмент. М.: Финансы и статистика, 1996.
- 12 Банки и банковские операции / Под ред. проф. Е.Ф. Жукова. М.: Банки и биржи, ЮНИТИ, 1997.
- 13 Баумоль У.Дж., Квандт Р.Э. Эмпирические методы и оптимально не совершенные решения // Вехи экономической мысли. Т. 2: Теория фирмы / Под ред. В.М. Гальперина. СПб.: Экономическая школа, 2000.
- 14 Бланк И.А. Инвестиционный менеджмент. Киев: МП Итем; ЛТД Юнайтед. Лондон Трейд Лимитед, 1995.
- 15 Бланк И.А. Финансовый менеджмент: Учебный курс. Киев, 2002.
- 16 Бочаров В.В. Инвестиционный менеджмент. СПб., 2000.
- 17 Волков С.Н. Современный риск-менеджмент с использованием методологии VAR. www.currency.kiev.ru
- 18 Вьюков М.Л., Ермошин С.И. Управление портфельными рисками в России. http://www.fact400.ru/rmis/rm_article.htm
- 19 Гмурман В.Е. Теория вероятностей и математическая статистика. М.: Высшая школа, 1977.
- 20 Интрилигатор М. Математические методы оптимизации и экономическая теория / Пер. с англ. Г.И. Жуковой, Ф.Я. Кельмана. М.: Айрис-пресс, 2002.
- 21 Канторович Г.Г. Анализ временных рядов: Лекционные и методические материалы // Экономический журнал ВШЭ. № 1. 2002. С. 85 – 116.
- 22 Клишова Е.В. Теория рационального поведения как общая основа институциональной теории. <http://ie.boom.ru>.
- 23 Колмогоров А.Н. Основные понятия теории вероятности / Пер. с нем. Г.М. Бавли. М., 1936.
- 24 Кудрявцев О., Кудрявцева М. Методы количественной оценки рыночных рисков. Классификация. <http://riskinfo.ru>.
- 25 Кудрявцев О., Кудрявцева М. Финансовые риски: теоретическое понятие и практическая классификация. <http://riskinfo.ru>.
- 26 Кузнецов В. Измерение финансовых рисков. Банковские технологии №7 1997. www.bizcom.ru.
- 27 Кулагин О.А. Принятие решений в организациях: Лекционные материалы. www.oaipkro.ru.
- 28 Лобанов А., Чугунов А. Тенденции развития риск-менеджмента: мировой опыт // РЦБ. № 5. 2001.
- 29 Лобанов А. Проблема метода при расчете value at risk // РЦБ. № 21. 2000.
- 30 Лобанов А. Регулирование рыночных рисков банков на основе внутренних моделей расчета VAR.
- 31 Лытнев О. Основы финансового менеджмента: Курс лекций. <http://www.cfin.ru/finanalysis/lytnev/index.shtml>.
- 32 Маршалл Дж.Ф., Бансал В.К. Финансовая инженерия. Полное руководство по финансовым нововведениям / Пер. с англ. М.: Инфра-М, 1998.
- 33 Мелкумов Я.С. Экономическая оценка эффективности инвестиций. М.: ИКЦ «ДИС», 1997.
- 34 Меньшиков И.С., Шелагин Д.А. Рыночные риски: модели и методы. Вычислительный центр РАН, 2000.
- 35 Микроэкономика. В 2-х т. / Под общ. ред. В.М. Гальперина. СПб., 1999.
- 36 Москвин В. Основы теории риска для реализации инвестиционных проектов. <http://ivr.nm.ru>.
- 37 Найт Ф. Понятие риска и неопределенности / В сб. THESIS. 1994. Вып. 5. С. 12 – 28.
- 38 Новеселов А.А. Понятие риска и методы его измерения. Институт вычислительного моделирования СО РАН.
- 39 Петерс Э. Хаос и порядок на рынках капитала: Новый аналитический взгляд на циклы, цены и изменчивость рынка. М.: Мир, 2000.
- 40 Рогов М.А. Риск-менеджмент. М.: Финансы и статистика, 2001. 120 с.
- 41 Романов В.С. Волатильность как характеристика изменчивости финансово-экономических переменных // Теория и практика реструктуризации предприятий: Сборник материалов Всероссийской научно-практической конференции. Пенза, 2001. С. 146 – 150.
- 42 Романов В.С. Понятие рисков в экономической деятельности. www.aup.ru.
- 43 Романов В.С. Классификация рисков: принципы и критерии. www.aup.ru.

- 44 Рубенчик А. Словарь терминов риск-менеджмента. www.ndc.ru.
- 45 Саймон Г.А. Теория принятия решений в экономической теории и науке о поведении // Вехи экономической мысли. Том 2: Теория фирмы / Под ред. В.М. Гальперина. СПб.: Экономическая школа, 2000.
- 46 Смирнов С., Скворцов А., Дзигоева Е. Достаточность банковского капитала в отношении рыночных рисков: как улучшить регулирование в России // Аналитический банковский журнал. 7(98). Июль 2003.
- 47 Стиглер Дж.Дж. Экономическая теория информации // Вехи экономической мысли. Т. 2: Теория фирмы / Под ред. В.М. Гальперина. СПб.: Экономическая школа, 2000.
- 48 Уотшем Т.Дж., Паррамоу К. Количественные методы в финансах. М., 1999.
- 49 Уэстон Дж.Ф. Концепция теории прибыли: новый взгляд на проблему // Вехи экономической мысли. Т. 3: Рынки факторов производства / Под ред. В.М. Гальперина. СПб.: Экономическая школа, 2000.
- 50 Финансовый менеджмент / Под ред. Г.Б. Поляка. М.: Финансы, Юнити, 1997.
- 51 Финансовый менеджмент: теория и практика: Учеб. / Под ред. Е.С. Стояновой. М.: Перспектива, 2002.
- 52 Хиршлейфер Дж. Инвестиционные решения при неопределенности: подходы с точки зрения теории выбора // Вехи экономической мысли. Т. 3: Рынки факторов производства / Под ред. В.М. Гальперина. СПб.: Экономическая школа, 2000.
- 53 Хиршлейфер Дж. К теории оптимальных инвестиционных решений // Вехи экономической мысли. Т. 3: Рынки факторов производства / Под ред. В.М. Гальперина. СПб.: Экономическая школа, 2000.
- 54 Центр статистических исследований. Сценарии и моделирование. www.riskmetrics.com. 2001.
- 55 Чернова Н.И. Теория вероятностей. www.nsu.ru/mmf/tvims/chernova/tv/lec.
- 56 Шарп У.Ф., Александер Г.Дж., Бейли Д.В. Инвестиции / Пер с англ. М., 2001.
- 57 Шеремет В.В., Павлюченко В.М., Шапиро В.Д. и др. Управление инвестициями: В 2 т. М.: Высшая школа, 1998.
- 58 Эконометрика: Учеб. для вузов / Под ред. проф. Н.Ш. Кремера. М.: ЮНИТИ-ДАНА, 2003.
- 59 Электронный словарь: <http://www.znay.ru/dictionary/>.
- 60 Юдкевич М.М., Подколзина Е.А., Рябинина Е.Ю. Основы теории контрактов. Модели и задачи: Учеб. пособие. М., 2002.
- 61 Литовских А.М. Финансовый менеджмент. www.aup.ru.
- 62 Harry Markowitz «Portfolio Selection», The Journal of Finance, Vol VII, No 1, March 1952, pp. 77 – 91.
- 63 J.P Morgan / Reuters RiskMetrics – Technical Document. 11-th Ed., 1996.
- 64 Laubsch Alan J. Risk Management: A Practical Guide. RiskMetrics Group.
- 65 CorporateMetrics Technical Document. RiskMetrics Group. April 1999.
- 66 Supervisory Framework for The Use of «Backtesting» in Conjunction with The Internal Models Approach to Market Risk Capital Requirements // Basle Committee on Banking Supervision, January, 1996.
- 67 Performance of Models-Based Capital Charges for Market Risk 1 July-31 December 1998 // Basel Committee on Banking Supervision, Basel, September 1999.

приложения

Приложение А

**Проверка
(графический анализ временных рядов)**

на

стационарность

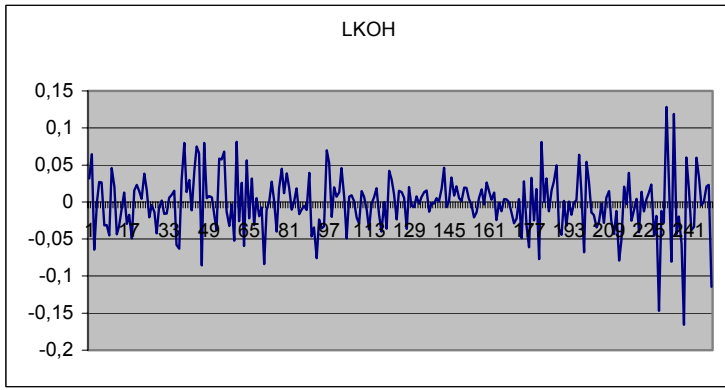


Рис. А.1 *Временной ряд для LKOH*

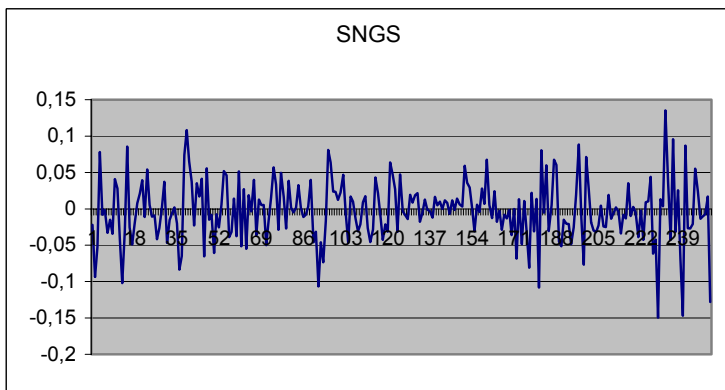


Рис. А.2 *Временной ряд для SNGS*

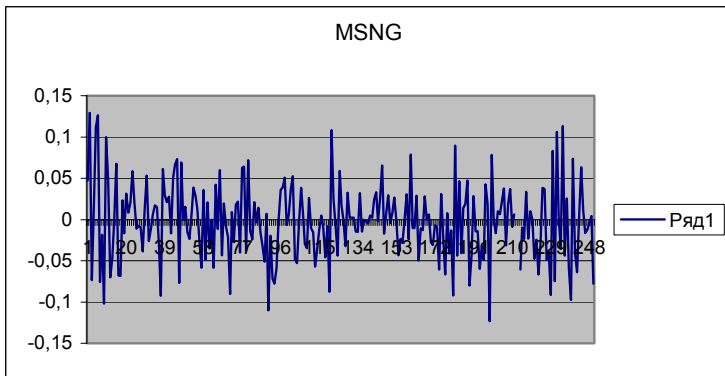


Рис. А.3 *Временной ряд для MSNG*

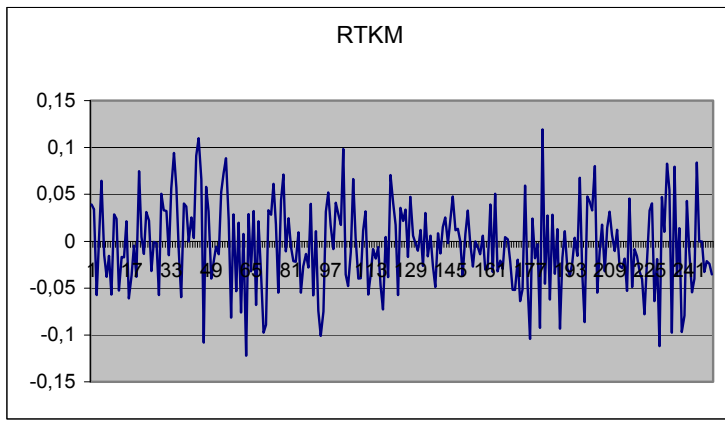


Рис. А.4 Временной ряд для RTKM

приложение Б

ПРОВЕРКА НА СТАЦИОНАРНОСТЬ
(ИСПОЛЬЗОВАНИЕ АВТОКОРРЕЛЯЦИОННОЙ И
ЧАСТОЙ АВТОКОРРЕЛЯЦИОННОЙ ФУНКЦИЙ)

Б.1 ЗНАЧЕНИЕ ЧАСТНОЙ АВТОКОРРЕЛЯЦИОННОЙ ФУНКЦИИ ДЛЯ EESR

Lag	Partial Autocorrelation EESR (Standard errors assumed)	
	Partial- Auto r.	Std.Err.
1	-0,029513	0,063246
2	-0,045538	0,063246
3	0,013400	0,063246
4	0,121225	0,063246
5	0,083134	0,063246
6	-0,067640	0,063246
7	-0,182101	0,063246
8	-0,011136	0,063246
9	0,108058	0,063246
10	0,013146	0,063246
11	0,019569	0,063246
12	0,023852	0,063246

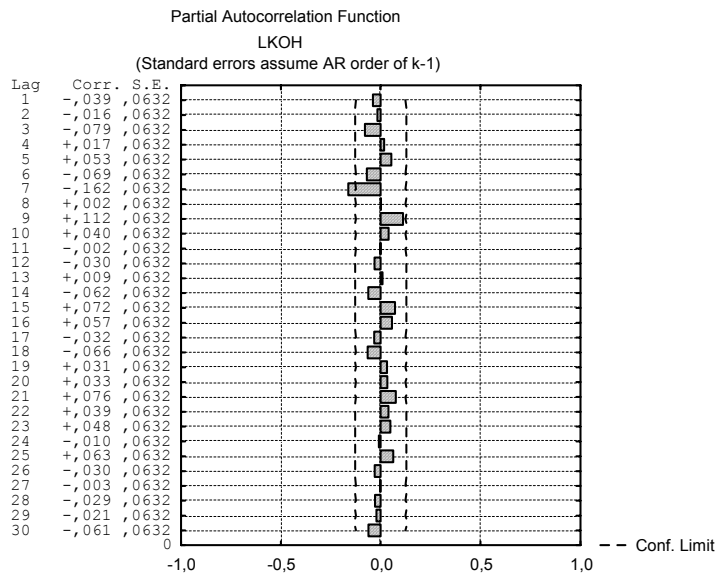
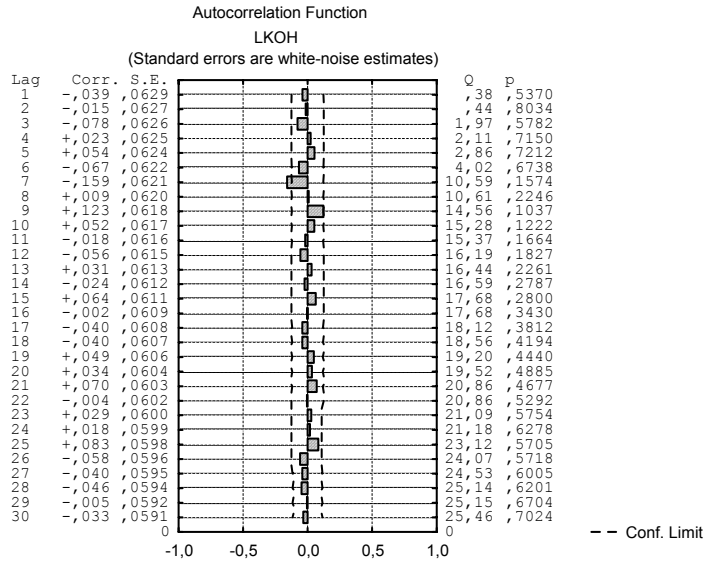
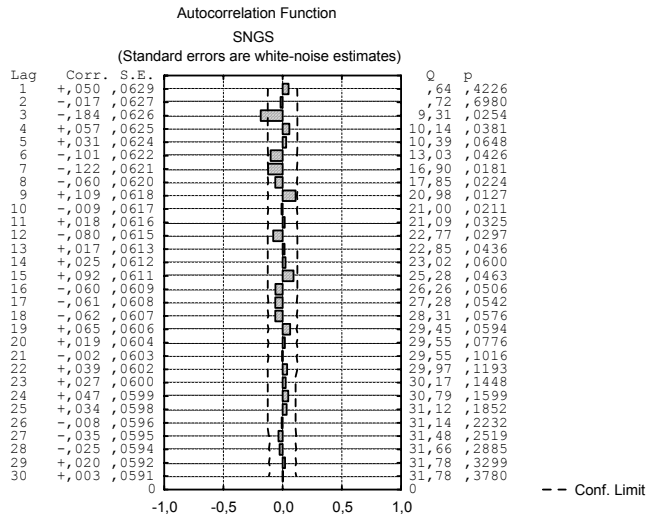


Рис. Б.1 Коррелограммы для ЛКОН
($n = 250, \tau \leq 30, \alpha = 0,05$)



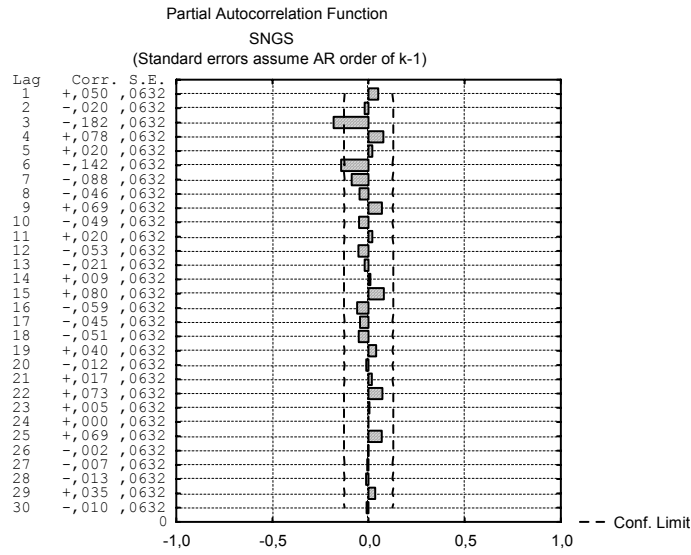


Рис. Б.2 Коррелограммы для SNGS ($n = 250$, $\tau \leq 30$, $\alpha = 0,05$)

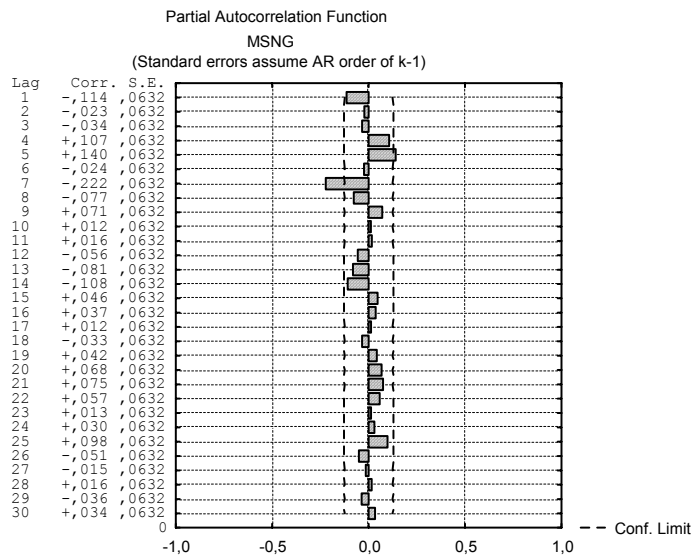
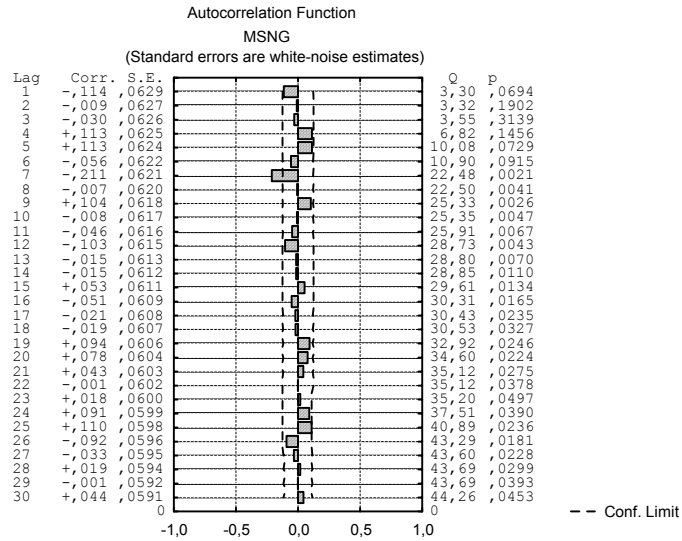


Рис. Б.3 Коррелограммы для MSG ($n = 250$, $\tau \leq 30$, $\alpha = 0,05$)

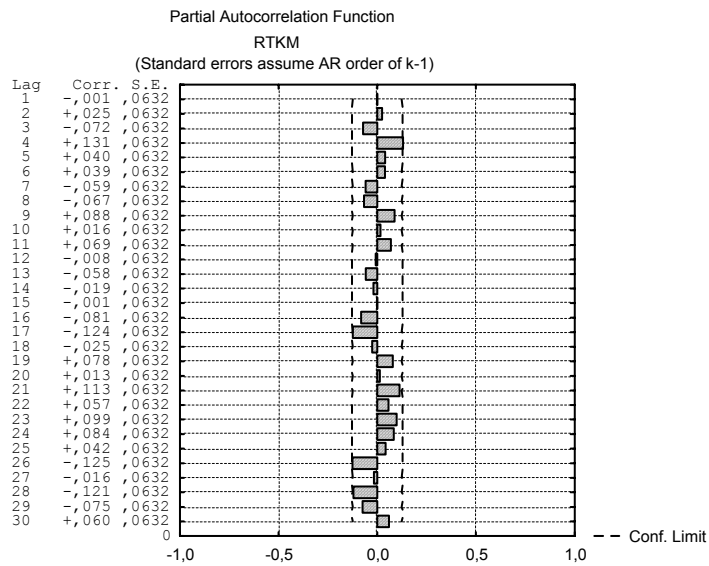
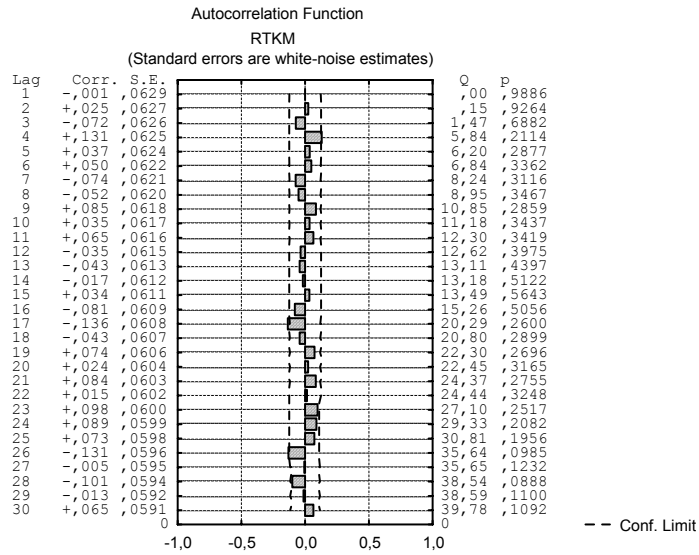
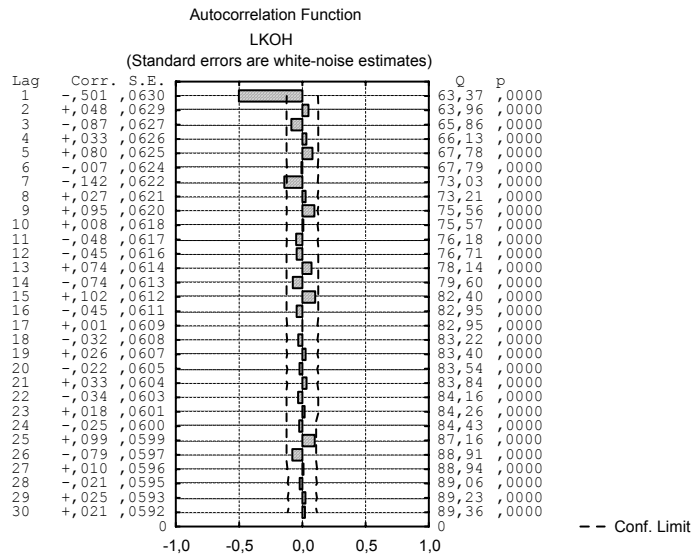
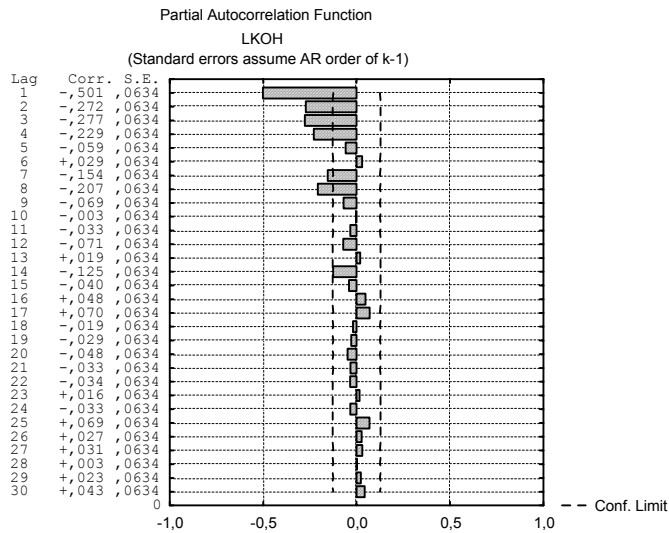
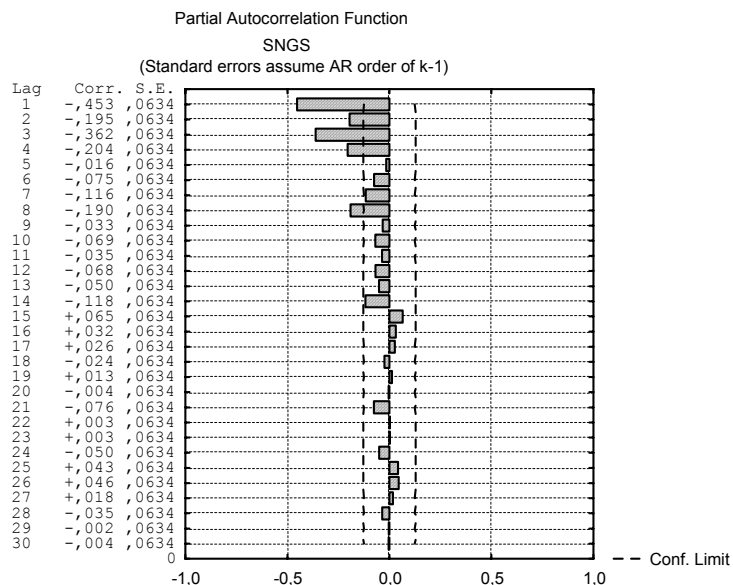
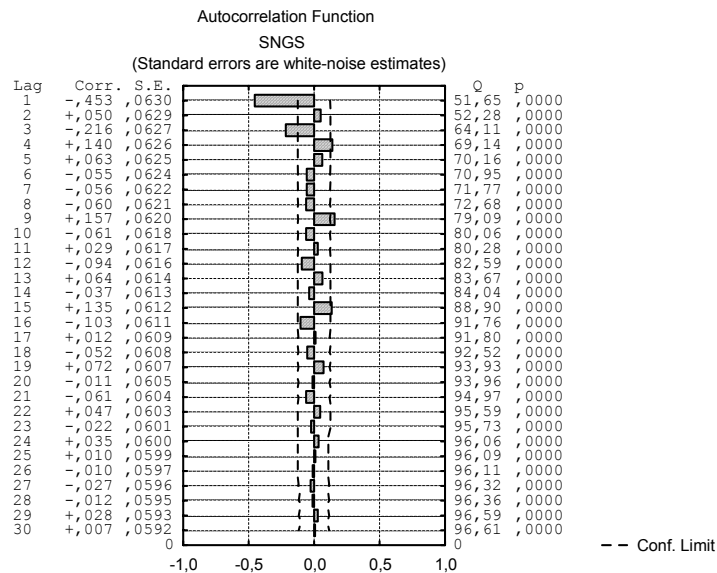


Рис. Б.4 Коррелограммы для RTKM ($n = 250$, $\tau \leq 30$, $\alpha = 0,05$)

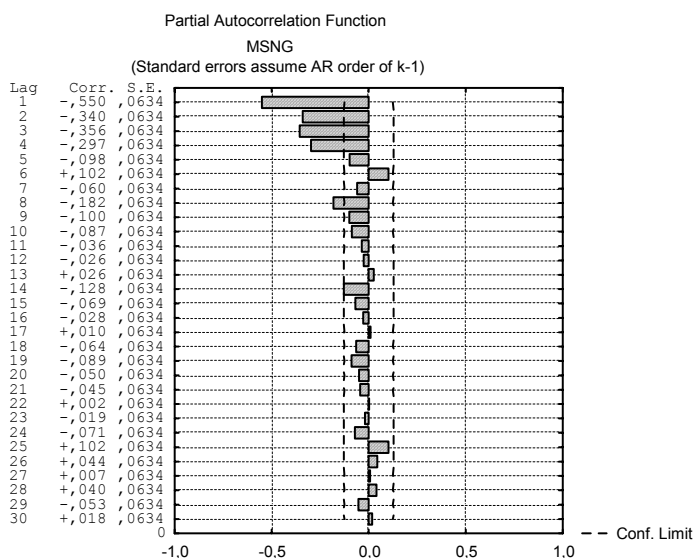
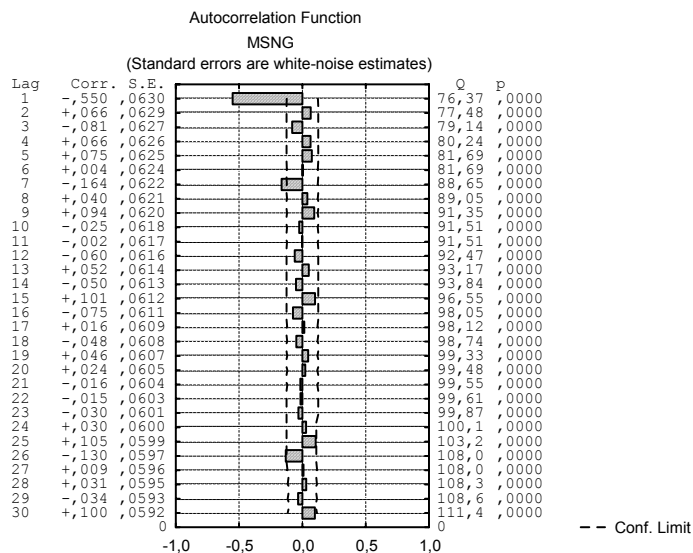




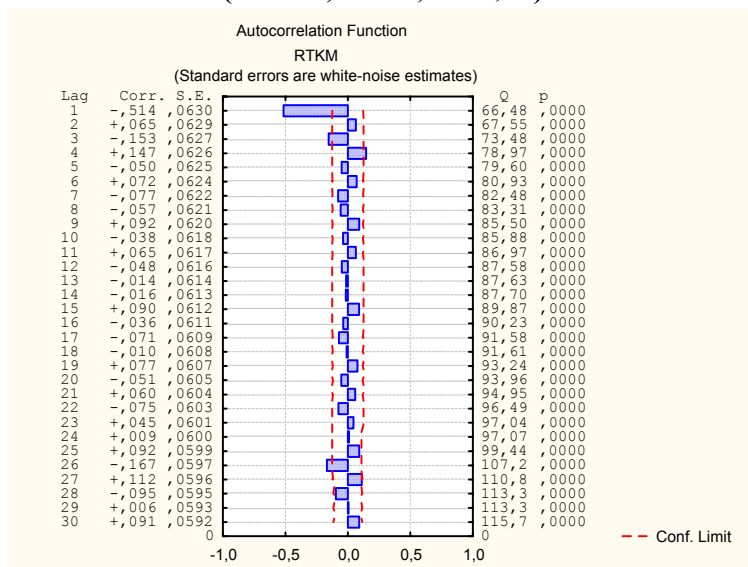
**Рис. Б.5 Коррелограммы для рядов первых разностей
однодневных логарифмических доходностей для LKOH**
($n = 250$, $\tau \leq 30$, $\alpha = 0,05$)



**Рис. Б.6 Коррелограммы для рядов первых разностей
однодневных логарифмических доходностей для SNGS**
($n = 250$, $\tau \leq 30$, $\alpha = 0,05$)



**Рис. Б.7 Коррелограммы для рядов первых разностей
однодневных логарифмических доходностей для MSG
($n = 250$, $\tau \leq 30$, $\alpha = 0,05$)**



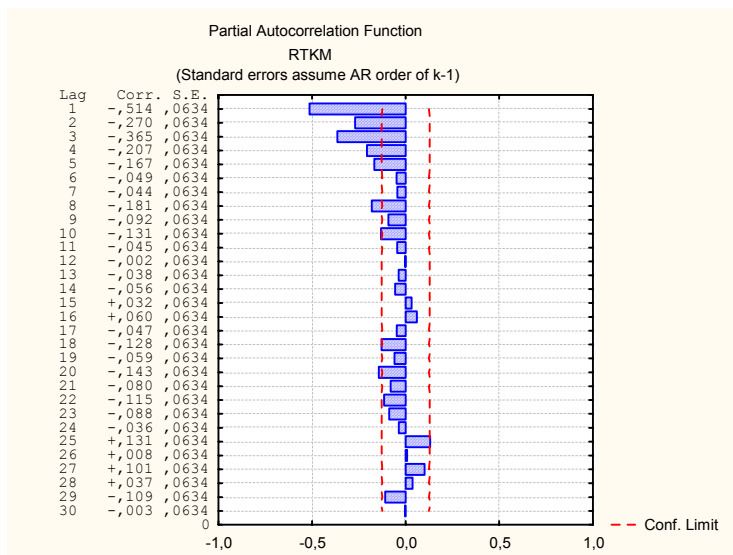


Рис. Б.8 Коррелограммы для рядов первых разностей однодневных логарифмических доходностей для RTKM ($n = 250$, $\tau \leq 30$, $\alpha = 0,05$)

Приложение В

ПРОВЕРКА ГИПОТЕЗЫ О НОРМАЛЬНОМ РАСПРЕДЕЛЕНИИ

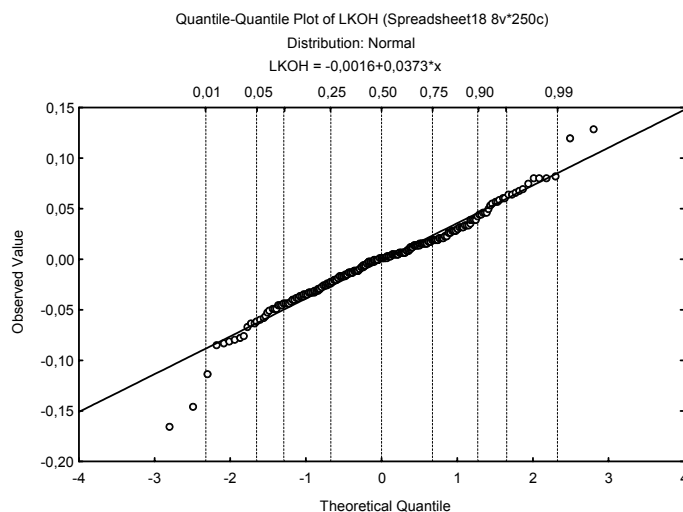
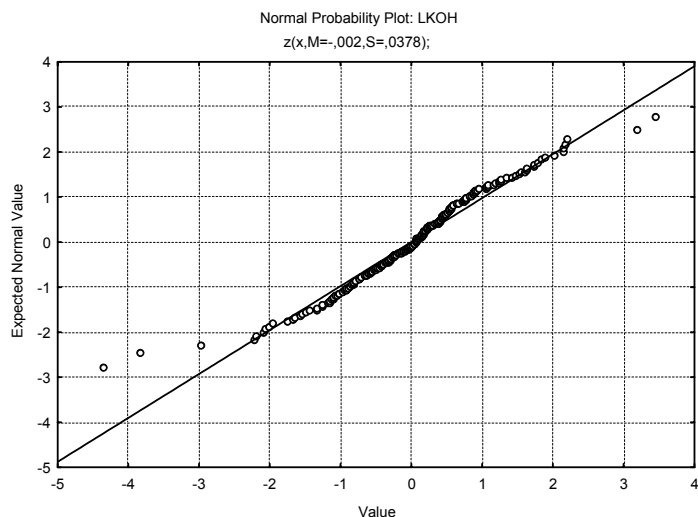


Рис. В.1 Квантиль-квантиль график для *LКОН*

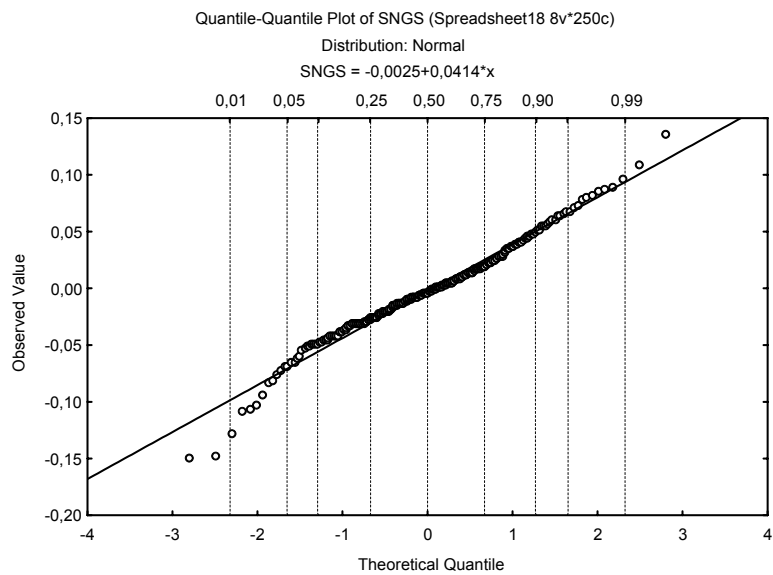
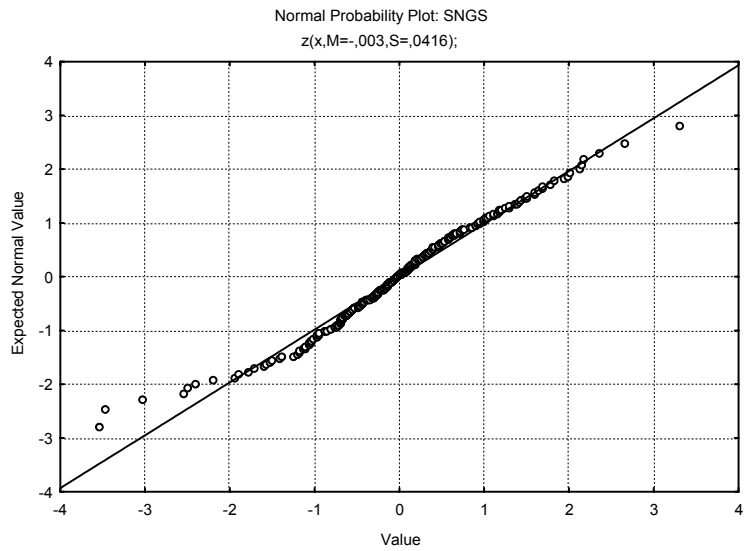
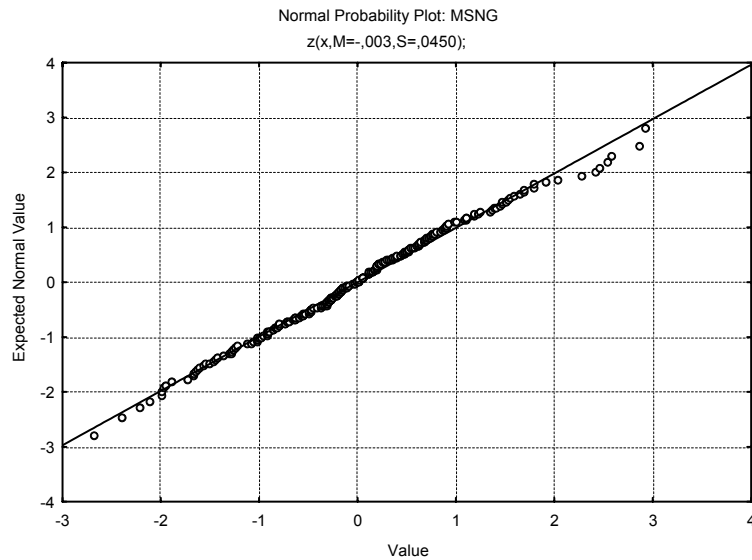


Рис. В.2 Квантиль-квантиль график для *SNGS*



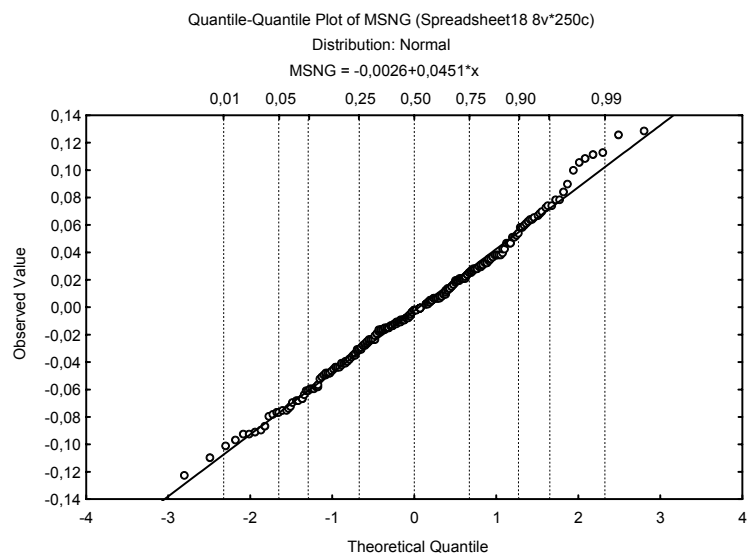
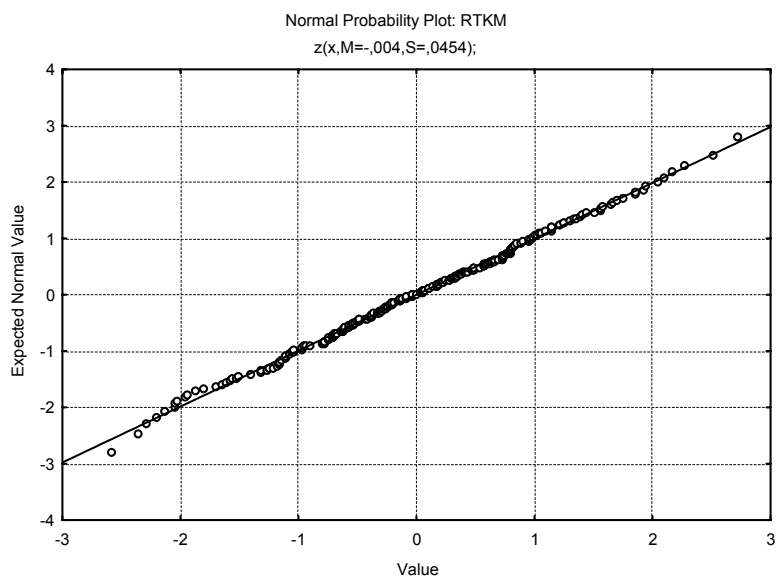


Рис. В.3 Квантиль-квантиль график для MSNG



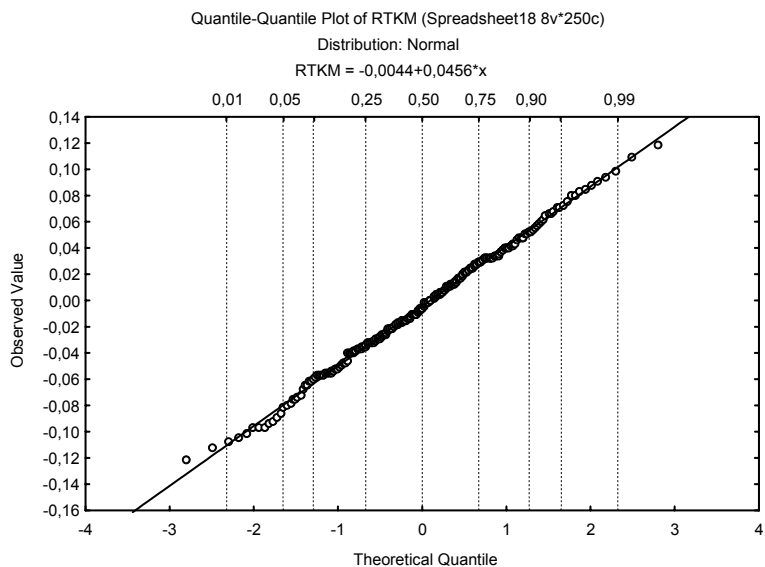


Рис. В.4 Квантиль-квантиль график для RTKM

В.1 Основные характеристики эмпирического распределения для LKOH, SNGS, MSNG, RTKM

Variable	Descriptive Statistics (Spreadsheet18)								
	Valid N	Mean	Minimum	Maximum	Std.Dev.	Skewness	Std.Err. Skewness	Kurtosis	Std.Err. Kurtosis
LKOH	250	-0,001630	-0,165620	0,128519	0,037808	-0,314525	0,154001	2,436306	0,306811
SNGS	250	-0,002507	-0,149605	0,135091	0,041594	-0,165137	0,154001	1,364922	0,306811
MSNG	250	-0,002634	-0,123284	0,129212	0,045024	0,187967	0,154001	0,280248	0,306811
RTKM	250	-0,004410	-0,122035	0,119263	0,045436	-0,004217	0,154001	-0,164152	0,306811

В.2 ТЕСТЫ НА НОРМАЛЬНОСТЬ ДЛЯ LKOH, SNGS, MSNG, RTKM

Variable	Tests of Normality (Spreadsheet18)					
	N	max D	K-S p	Lilliefors p	W	p
LKOH	250	0,068608	p < ,20	p < ,01	0,969392	0,000033
SNGS	250	0,057628	p > ,20	p < ,05	0,981747	0,002675
MSNG	250	0,042042	p > ,20	p > ,20	0,993289	0,323834
RTKM	250	0,029147	p > ,20	p > ,20	0,997020	0,923866

Приложение Г

ТАБЛИЦА ДЛЯ ОЦЕНКИ РЕЗУЛЬТАТОВ ПРОЦЕДУРЫ BACKTESTING

Г.1 ТАБЛИЦА ДЛЯ ОЦЕНКИ РЕЗУЛЬТАТОВ ПРОЦЕДУРЫ BACKTESTING

Zone	Number of exceptions	Increase in scaling factor	Cumulative probability
Green Zone	0	0,00	8,11 %
	1	0,00	28,58 %
	2	0,00	54,32 %
	3	0,00	75,81 %
	4	0,00	89,22 %
Yellow Zone	5	0,40	95,88 %
	6	0,50	98,63 %
	7	0,65	99,60 %
	8	0,75	99,89 %
	9	0,85	99,97 %
Red Zone	10 or more	1,00	99,99 %

Notes: The table defines the green, yellow and red zones that supervisors will use to assess backtesting results in conjunction with the internal models approach to market risk capital requirements. The boundaries shown in the table are based on a sample of 250 observations. For other sample sizes, the yellow zone begins at the point where the cumulative probability equals or exceeds 95%, and the red zone begins at the point where the cumulative probability equals or exceeds 99.99%.

The cumulative probability is simply the probability of obtaining a given number or fewer exceptions in a sample of 250 observations when the true coverage level is 99%. For example, the cumulative probability shown for four exceptions is the probability of obtaining between zero and four exceptions.

Note that these cumulative probabilities and the type 1 error probabilities reported in Table 1 do not sum to one because the cumulative probability for a given number of exceptions includes the possibility of obtaining exactly that number of exceptions, as does the type 1 error probability. Thus, the sum of these two probabilities exceeds one by the amount of the probability of obtaining exactly that number of exceptions.

Приложение Д

РЕЗУЛЬТАТЫ ИСПОЛЬЗОВАНИЯ БИНАРНОЙ ФУНКЦИИ ПОТЕРЬ ДЛЯ ПРОВЕРКИ ТОЧНОСТИ ОЦЕНОК VAR, ДАВАЕМЫХ МОДЕЛЯМИ

Д.1 ЗНАЧЕНИЕ БИНАРНОЙ ФУНКЦИИ ПОТЕРЬ ДЛЯ ТЕСТИРУЕМЫХ МОДЕЛЕЙ
(КОЛИЧЕСТВО ПРЕВЫШЕНИЙ)

	Равные веса		Случайные веса	
	Нижний VAR	Верхний VAR	Нижний VAR	Верхний VAR
Модель(CW)	1	1	2,06	2,68
Модель(EW; опт)	5	3	4,34	2,8
Модель(EW; $\lambda = 0,94$)	4	3	4,2	2,68
Модель(GARCH (1, 1))	3	4	2,42	4,02

Приложение Ж

РЕЗУЛЬТАТЫ РАСЧЕТОВ МНОЖИТЕЛЯ, ОБЕСПЕЧИВАЮЩЕГО
ПОКРЫТИЕ (MULTIPLE TO OBTAIN COVERAGE)

Ж.1 РАСЧЕТНАЯ ВЕЛИЧИНА МНОЖИТЕЛЯ ДЛЯ VAR (МОДЕЛЬ(CW))

	Нижний VAR	Верхний VAR
Средний дневной множитель	1,311985	1,115364

Среднее число дней превышений	2,06	2,68
Множитель обеспечивающий покрытие в среднем за период 250 дней	2,7	2,99

Ж.2 РАСЧЕТНАЯ ВЕЛИЧИНА МНОЖИТЕЛЯ ДЛЯ VAR (МОДЕЛЬ (EW; ОПТ))

	Нижний VAR	Верхний VAR
Средний дневной множитель	1,196317	1,152301
Среднее число дней превышений	4,34	2,8
Множитель обеспечивающий покрытие в среднем за период 250 дней	5,19	3,23

Ж.3 Расчетная величина множителя для VAR (модель (EW; $\lambda = 0,94$))

	Нижний VAR	Верхний VAR
Средний дневной множитель	1,171201	1,149485
Среднее число дней превышений	4,2	2,68
Множитель обеспечивающий покрытие в среднем за период 250 дней	4,92	3,1

Ж.4 РАСЧЕТНАЯ ВЕЛИЧИНА МНОЖИТЕЛЯ ДЛЯ VAR (МОДЕЛЬ (GARCH (1, 1)))

	Нижний VAR	Верхний VAR
Средний дневной множитель	1,309374	1,105887
Среднее число дней превышений	2,42	4,02
Множитель обеспечивающий покрытие в среднем за период 250 дней	3,17	4,45

ПРИЛОЖЕНИЕ И

РЕЗУЛЬТАТЫ ТЕСТИРОВАНИЯ МОДЕЛЕЙ НА СООТВЕТСТВИЕ РАСПРЕДЕЛЕНИЙ

И.1 – Результаты расчета величина $K(\alpha)$ для выбранных моделей

	Нижний VAR	Верхний VAR
Модель (CW)	0,824	1,072
Модель (EW; опт)	1,736	1,12
Модель (EW; $\lambda = 0,94$)	1,68	1,072
Модель (GARCH(1,1))	0,968	1,608

Приложение К

РЕЗУЛЬТАТЫ РАСЧЕТОВ СРЕДНЕЙ ОДНОДНЕВНОЙ ВЕЛИЧИНЫ ПРЕВЫШЕНИЯ VAR

К.1 СРЕДНЯЯ ОДНОДНЕВНАЯ ВЕЛИЧИНА ПРЕВЫШЕНИЯ VAR
ПО МОДЕЛИ (GARCH (1, 1))

	Нижний VAR	Верхний VAR
Средняя величина однодневного превышения (доли от первоначальной позиции на начало дня)	0,019715	0,0067

Средняя доля превышения от однодневной величины VAR портфеля	0,309374	0,105887
--	----------	----------

К.2 Средняя однодневная величина превышения VAR по модели (EW; $\lambda = 0,94$)

	Нижний VAR	Верхний VAR
Средняя величина однодневного превышения (доли от первоначальной позиции на начало дня)	0,00943	0,009141
Средняя доля превышения от однодневной величины VAR портфеля	0,171201	0,149485

К.3 СРЕДНЯЯ ОДНОДНЕВНАЯ ВЕЛИЧИНА ПРЕВЫШЕНИЯ VAR ПО МОДЕЛИ (EW; ОПТ)

	Нижний VAR	Верхний VAR
Средняя величина однодневного превышения (доли от первоначальной позиции на начало дня)	0,010433	0,009293
Средняя доля превышения от однодневной величины VAR портфеля	0,196317	0,152301

К.4 СРЕДНЯЯ ОДНОДНЕВНАЯ ВЕЛИЧИНА ПРЕВЫШЕНИЯ VAR ПО МОДЕЛИ(CW)

	Нижний VAR	Верхний VAR
Средняя величина однодневного превышения (в долях от стоимости позиции на начало дня)	0,020221	0,007554
Средняя доля превышения от однодневной величины VAR портфеля	0,311985	0,115364

ПРИЛОЖЕНИЕ Л

РЕЗУЛЬТАТЫ РАСЧЕТОВ СРЕДНЕЙ ВЕЛИЧИНЫ НЕИСПОЛЬЗОВАННОГО КАПИТАЛА

Л.1 СРЕДНЯЯ ВЕЛИЧИНА НЕИСПОЛЬЗОВАННОГО КАПИТАЛА (В ДОЛЯХ ОТ ОДНОДНЕВНОЙ ВЕЛИЧИНЫ VAR ПОРТФЕЛЯ)

	Нижний VAR	Верхний VAR
--	------------	-------------



Рис. 4 Структура и состав инвестиционных рисков