

ИННОВАЦИИ

на финансовых
рынках



ВЫСШАЯ ШКОЛА ЭКОНОМИКИ
НАЦИОНАЛЬНЫЙ ИССЛЕДОВАТЕЛЬСКИЙ УНИВЕРСИТЕТ

ИННОВАЦИИ на финансовых рынках

Под редакцией Н.И. Берзона и Т.В. Тепловой



Издательский дом Высшей школы экономики
Москва 2013

УДК 336.763
ББК 65.262.2
И66

Рецензент:

доктор экономических наук, профессор, зав. кафедрой
биржевого дела и ценных бумаг Российского экономического
университета им. Г.В. Плеханова

В.А. Галанов

И66 **Иновации на финансовых рынках** [Текст]: коллект. моногр. /
Н. И. Берзон, Е. А. Буянова, В. Д. Газман и др. ; под науч. ред.
Н. И. Берзона, Т. В. Тепловой ; Нац. исслед. ун-т «Высшая школа
экономики», ф-т экономики, кафедра фондового рынка и рынка
инвестиций. — М. : Изд. дом Высшей школы экономики, 2013. —
420, [4] с. — 600 экз. — ISBN 978-5-7598-0882-4 (в пер.).

В коллективной монографии кафедры фондового рынка и рынка инвестиций НИУ ВШЭ представлены результаты научных исследований по развитию инновационных процессов на финансовых рынках. В работе рассматриваются вопросы секьюритизации финансовых рынков и финансовых активов, конструирования новых финансовых инструментов и появления структурированных финансовых продуктов. Исследуются процессы, связанные с формированием новой архитектуры мирового финансового рынка, и особенности протекания этого процесса в России. Представлены новые подходы в финансовой аналитике по оценке компаний-эмитентов, диагностированию рыночного риска инвестирования, ценообразованию финансовых активов и моделированию оценки доходности активов.

Монография предназначена для научных работников, преподавателей и аспирантов, профессионально занимающихся изучением проблем функционирования и регулирования финансовых рынков, финансово-инвестиционной аналитикой и оценкой, а также для студентов финансово-экономических специальностей вузов. Книга может быть полезна для практических целей предприятиям, организациям, банкам, инвестиционным, лизинговым и факторинговым компаниям при формировании стратегии своего развития и работе на финансовом рынке.

УДК 336.763
ББК 65.262.2

ISBN 978-5-7598-0882-4

© НИУ ВШЭ, факультет экономики,
кафедра фондового рынка и рынка
инвестиций, 2013

© Оформление. Издательский дом
Высшей школы экономики, 2013

ОГЛАВЛЕНИЕ

Предисловие.....	7	
Часть I. СЕКЬЮРИТИЗАЦИЯ ФИНАНСОВЫХ РЫНКОВ И ФИНАНСОВЫХ АКТИВОВ		
Глава 1. Развитие процессов секьюритизации на финансовых рынках (Н.И. Берзон).....		13
1.1. Секьюритизация финансовых рынков.....	14	
1.2. Классическая секьюритизация финансовых активов	23	
Источники	38	
Глава 2. Инновационные модели секьюритизации активов (А.О. Солдатова, В.В. Мезенцев).....		40
2.1. Секьюритизация будущих денежных требований	40	
2.2. Секьюритизация диверсифицированных платежных прав	42	
2.3. Секьюритизация проектного финансирования и жилищного строительства	42	
2.4. Секьюритизация экзотических или фокусных активов	44	
2.5. Секьюритизация бизнеса или корпоративная секьюритизация	45	
2.6. Секьюритизация страховых обязательств.....	46	
2.7. Секьюритизация факторинговых платежей	48	
2.8. Секьюритизация государственного сектора. Секьюритизация малого и среднего бизнеса.....	51	
2.9. Ресекьюритизация	52	
2.10. Исламская секьюритизация.....	54	
2.11. Синтетическая секьюритизация.....	61	
Источники	70	
Глава 3. Секьюритизация лизинговых активов (В.Д. Газман).....		72
3.1. Лизинговый рынок России и его финансирование.....	72	
3.2. Сущность и экономические предпосылки секьюритизации.....	79	

3.3. Эффективность секьюритизации лизинговых активов.....	94
3.4. Ценообразование секьюритизации лизинговых активов.....	103
3.5. Развитие мирового и отечественного рынка секьюритизации лизинговых активов	109
3.6. Опыт секьюритизации лизинговых активов в России	118
Источники	125
Часть II. НОВЫЕ ФИНАНСОВЫЕ ИНСТРУМЕНТЫ И АНАЛИТИЧЕСКИЕ ПРИЕМЫ	
Глава 4. Гибридные ценные бумаги (Н.И. Берзон, В.В. Омельченко)	
4.1. Конвертируемые ценные бумаги.....	133
4.2. Структурированные финансовые продукты	154
Глава 5. Реальные опционы, или Сколько стоит право на принятие решений (Е.А. Буянова)	
5.1. Основные характеристики инвестиций	183
5.2. Где возникают реальные опционы	185
5.3. Необратимость	188
5.4. Отложенные инвестиции.....	190
5.5. Неопределенность.....	191
5.6. Примеры применения метода реальных опционов.....	197
Источники	207
Глава 6. Кредитный дефолтный своп и модели его оценки (В.В. Мезенцев)	
6.1. Оценка CDS на основе стоимости хеджирования	209
6.2. Модель оценки CDS на основе кредитного спреда и стоимости облигации	213
6.3. Модели кредитного спреда на основе распределения Пуассона и стохастического кредитного спреда	222
6.4. Модели оценки CDS, основанные на интенсивности дефолтов	224
6.5. Структурные модели или модели оценки CDS на основе стоимости фирмы	226
6.6. Модели на основе кредитного рейтинга	230
Источники	234

Глава 7. Факторинг и форфейтинг: инновационное финансирование под обеспечение активами (А.О. Солдатова)	238
7.1. Объектное финансирование: торговое и структурированное финансирование	238
7.2. Факторинг как механизм финансирования под уступку денежного требования	241
7.3. Форфейтинг, или безоборотный факторинг.....	252
Источники	255
Часть III. ТЕСТИРОВАНИЕ КОНЦЕПЦИИ «РИСК – ДОХОДНОСТЬ» НА СОВРЕМЕННОМ ЭТАПЕ РАЗВИТИЯ ФИНАНСОВЫХ РЫНКОВ	
Глава 8. Модификация модели CAPM с учетом временного горизонта инвестирования (Н.И. Берзон)	259
8.1. Измерение риска и доходности	260
8.2. Учет временного фактора при оценке риска и доходности	267
8.3. Влияние срока инвестирования на соотношение риска и доходности финансовых инструментов на российском фондовом рынке	275
8.4. Оценка эффективности инвестирования	278
8.5. Оценка реального и нормального распределения доходностей	282
Источники	288
Глава 9. Трактовка риска в анализе соотношения «риск – доходность» на развивающихся рынках капитала (Т.В. Теплова)	290
9.1. Стандартное отклонение как показатель оценки риска, бета как мера риска.....	290
9.2. Переход к односторонней трактовке риска в сопоставлении активов и портфелей	296
9.3. Односторонние меры риска в объяснении различий доходности по акциям	310
9.4. Тестирование мер риска в рамках конструкции CAPM для объяснения различий в доходности страновых индексов и отдельных портфелей (акций).....	323
9.5. Систематическая асимметрия и эксцесс как меры риска в объяснении различий доходности акций на рынке.....	333

3.3. Эффективность секьюритизации лизинговых активов.....	94
3.4. Ценообразование секьюритизации лизинговых активов.....	103
3.5. Развитие мирового и отечественного рынка секьюритизации лизинговых активов	109
3.6. Опыт секьюритизации лизинговых активов в России	118
Источники	125
Часть II. НОВЫЕ ФИНАНСОВЫЕ ИНСТРУМЕНТЫ И АНАЛИТИЧЕСКИЕ ПРИЕМЫ	
Глава 4. Гибридные ценные бумаги (Н.И. Берзон, В.В. Омельченко)	
4.1. Конвертируемые ценные бумаги.....	133
4.2. Структурированные финансовые продукты.....	154
Глава 5. Реальные опционы, или Сколько стоит право на принятие решений (Е.А. Буянова)	
5.1. Основные характеристики инвестиций	183
5.2. Где возникают реальные опционы	185
5.3. Необратимость	188
5.4. Отложенные инвестиции.....	190
5.5. Неопределенность.....	191
5.6. Примеры применения метода реальных опционов.....	197
Источники	207
Глава 6. Кредитный дефолтный своп и модели его оценки (В.В. Мезенцев)	
6.1. Оценка CDS на основе стоимости хеджирования	209
6.2. Модель оценки CDS на основе кредитного спреда и стоимости облигации	213
6.3. Модели кредитного спреда на основе распределения Пуассона и стохастического кредитного спреда	222
6.4. Модели оценки CDS, основанные на интенсивности дефолтов	224
6.5. Структурные модели или модели оценки CDS на основе стоимости фирмы	226
6.6. Модели на основе кредитного рейтинга	230
Источники	234

Глава 7. Факторинг и форфейтинг: инновационное финансирование под обеспечение активами (А.О. Солдатова)	238
7.1. Объектное финансирование: торговое и структурированное финансирование	238
7.2. Факторинг как механизм финансирования под уступку денежного требования	241
7.3. Форфейтинг, или безоборотный факторинг.....	252
Источники	255

Часть III. ТЕСТИРОВАНИЕ КОНЦЕПЦИИ «РИСК — ДОХОДНОСТЬ» НА СОВРЕМЕННОМ ЭТАПЕ РАЗВИТИЯ ФИНАНСОВЫХ РЫНКОВ

Глава 8. Модификация модели CAPM с учетом временного горизонта инвестирования (Н.И. Берзон)	259
8.1. Измерение риска и доходности	260
8.2. Учет временного фактора при оценке риска и доходности	267
8.3. Влияние срока инвестирования на соотношение риска и доходности финансовых инструментов на российском фондовом рынке	275
8.4. Оценка эффективности инвестирования	278
8.5. Оценка реального и нормального распределения доходностей	282
Источники	288

Глава 9. Трактовка риска в анализе соотношения «риск — доходность» на развивающихся рынках капитала (Т.В. Теплова)	290
9.1. Стандартное отклонение как показатель оценки риска, бета как мера риска.....	290
9.2. Переход к односторонней трактовке риска в сопоставлении активов и портфелей	296
9.3. Односторонние меры риска в объяснении различий доходности по акциям	310
9.4. Тестирование мер риска в рамках конструкции CAPM для объяснения различий в доходности страновых индексов и отдельных портфелей (акций).....	323
9.5. Систематическая асимметрия и эксцесс как меры риска в объяснении различий доходности акций на рынке.....	333

9.6. Переход от безусловных конструкций CAPM к условным (как меняется соотношение «риск — доходность» в периоды положительных и отрицательных премий за рыночный риск)	345
Приложения	352
Источники	361
Глава 10. Новая архитектура мирового финансового рынка (А.И. Столяров).....	368
10.1. Ликвидность — лекарство от всех болезней	368
10.2. Эффект страуса: доллар и кризис	372
10.3. Товарный рынок: чем определяется динамика — фундаментальными факторами или спросом со стороны финансовых инвесторов.....	381
10.4. «Люди гибнут за металл», или Почему растет цена на золото	387
10.5. «История учит человека тому, что человек ничему не учится из истории» (Гегель)	389
Источники	390
Глава 11. Реформа финансового сектора: предпосылки, основные направления и последствия (А.И. Столяров).....	392
11.1. Предпосылки реформы финансовой системы	392
11.2. Создание финансовой экономики и изменение роли финансовых посредников	395
11.3. Изменение функций банков	396
11.4. Новые риски: риски глобализации	401
11.5. А судьи кто, или Проблема международных финансовых регуляторов и рейтинговых агентств	407
11.6. Можно ли застраховаться от финансовых рисков, или О роли деривативов	409
11.7. Слишком большой, чтобы быть банкротами	413
11.8. А что делают менеджеры?	414
11.9. Перспективы реформы финансовой системы	415
Источники	420

ПРЕДИСЛОВИЕ

Последние годы характеризуются бурным развитием инноваций на финансовых рынках. В монографии, подготовленной коллективом кафедры «Фондовый рынок и рынок инвестиций» НИУ ВШЭ, исследуются существенные изменения, которые произошли на мировых финансовых рынках, а также на российском фондовом рынке. Раскрываются особенности конструирования и функционирования новых продуктов, появившихся на финансовых рынках, проводится анализ их инвестиционной привлекательности, исследуются модели оценки стоимости новых финансовых продуктов. Сопоставляются традиционные и новые методы привлечения капитала компаниями-эмитентами, излагаются новые подходы к оценке риска и доходности при принятии инвестиционных решений.

Цель монографии — представить научный анализ изменений, произошедших за последние 10 лет на финансовых рынках и оценить влияние этих подвижек на развитие фондового рынка Российской Федерации, а также на инвестиционную привлекательность финансового и реального секторов экономики России.

Монография состоит из четырех частей.

Первая часть посвящена рассмотрению процессов секьюритизации финансовых рынков и финансовых активов. Рассматривая секьюритизацию в широком смысле, авторы показывают причины бурного развития процессов секьюритизации, протекающих на финансовых рынках, преимущества привлечения капитала компаниями путем эмиссии ценных бумаг по сравнению с банковским кредитом. При этом отмечаются негативные моменты, которые стали наблюдаться на этом сегменте финансового рынка в начале 2000-х годов, которые в полной мере проявились в условиях финансового кризиса. Отдельного внимания заслуживает анализ развития процессов секьюритизации, как инновационной техники финансирования, обеспечивающей трансформацию неликвидных финансовых активов в высоколиквидные ценные бумаги, за счет которых осуществляется финансирование реального сектора экономики.

Во второй части монографии рассматриваются новые финансовые инструменты, которые появились на рынке как результат финансового инжиниринга. Стремление компаний удешевить стоимость привлекаемых финансовых ресурсов и при этом сконструировать финансовые инструменты, которые были бы привлекательны для инвесторов, привело к появлению гибридных финансовых инструментов. Особенностью данных инструментов является то, что в них одновременно сочетаются свойства разных видов ценных бумаг: акций и облигаций, облигаций и опционов. Создание структурированных финансовых продуктов способствовало тому, что инвесторы получили возможность приобрести финансовый актив, удовлетворяющий их профилю риска. Благодаря уникальным свойствам структурированных финансовых продуктов инвестиционные банки смогли предложить инвесторам финансовые инструменты, которые удовлетворяют индивидуальные потребности инвесторов по критерию «риск — доходность».

Третья часть монографии посвящена исследованию модели оценки финансовых активов (САРМ). Проведенный анализ показал, что с удлинением временного горизонта инвестирования меняются традиционные представления о соотношении риска и доходности. На длительных временных интервалах можно получить более высокую доходность при меньшем уровне риска, измеряемого показателями волатильности. Отдельного рассмотрения заслуживает анализ премии за риск инвестирования при односторонней трактовке риска и при учете асимметрии распределения доходностей рассматриваемых активов, что является инновацией в финансовой аналитике (традиционно модели ценообразования финансовых активов строятся на предположении «средняя доходность — стандартное отклонение доходности»). Одним из направлений модификации моделей (типа САРМ) является введение новых мер риска (например, полувариации как только левостороннего отклонения от заданного бенчмарка). Новые меры риска предлагаются и для сопоставления эффективности управления портфелем (коэффициент Сортина, омега-коэффициент и др.).

В четвертой части монографии рассматриваются вопросы построения новой архитектуры финансовых рынков и создания современной регулятивной системы. Оцениваются последствия количественного смягчения кризисных явлений, приведшие к необеспеченной денежной эмиссии и колоссальному росту дефи-

цитов государственных бюджетов, что может спровоцировать следующий финансовый кризис. Завершается работа рассмотрением новых методов регулирования финансовых рынков, адекватных современному этапу экономического развития.

Монография подготовлена коллективом авторов:

- глава 1 — Н.И. Берзон, д.э.н., профессор;
- глава 2 — А.О. Солдатова, к.э.н.; совместно
с В.В. Мезенцевым, к.э.н.;
- глава 3 — В.Д. Газман, к.э.н., профессор;
- глава 4 — Н.И. Берзон, д.э.н., профессор; совместно
с В.В. Омельченко, к.э.н.;
- глава 5 — Е.А. Буянова, к.ф.-м.н., доцент;
- глава 6 — В.В. Мезенцев, к.э.н.;
- глава 7 — А.О. Солдатова, к.э.н.;
- глава 8 — Н.И. Берзон, д.э.н., профессор;
- глава 9 — Т.В. Теплова, д.э.н., профессор;
- главы 10,11 — А.И. Столяров, к.э.н., доцент.

ТРАКТОВКА РИСКА В АНАЛИЗЕ СООТНОШЕНИЯ «РИСК — ДОХОДНОСТЬ» НА РАЗВИВАЮЩИХСЯ РЫНКАХ КАПИТАЛА

Инвестирование в любые активы (финансовые и реальные) практически всегда сопряжено с неопределенностью и риском¹. Большинство инвесторов характеризуются восприятием риска, как нежелательного фактора, т.е. трактуются как избегающие риск (любители риска и нейтральные к риску рассматриваются как незначительное число участников инвестиционного рынка). Заметим, что инвесторы различаются степенью избегания риска (*risk averse*), но в любом случае они при наличии выбора откажутся выбирать рискованную «честную игру» с нулевым ожидаемым выигрышем.

9.1. Стандартное отклонение как показатель оценки риска, бета как мера риска

Критерий ранжирования и отбора финансовых активов, а также ранжирования различных портфелей на основе соотношения «средняя доходность — стандартное отношение этой доходности» (*mean-variance*) является основополагающим в современных финансах. Портфельная теория Г. Марковица [Markowitz, 1959] гласит, что при выборе портфеля инвесторы, используя свои кривые безразличия (*indifference curves*)², должны сопоставить все аль-

¹ Дж.М. Кейнс ввел достаточно простой критерий разделения неопределенности и риска: неопределенность подразумевает невозможность вычисления вероятности или оценки ее на базе научных предпосылок, риск — это ситуация в инвестиционной деятельности, которая позволяет оценить вероятность исходов тем или иным методом (частотным или экспериментным). Таким образом, риск — это вероятностная категория.

² Которые для инвесторов-противников риска являются выпуклыми и имеющими положительный наклон из-за предположений о несыщаемости богатства и неприятия риска.

тернативные портфели с точки зрения их ожидаемых доходностей (учитывающих прирост богатства на некотором отрезке времени) и стандартных отклонений этих приростов от среднеожидаемого значения. Учет вероятности как «плохих событий», приводящих к падению стоимости портфеля, так и «хороших», т.е. использование в качестве оценки инвестиционного риска именно дисперсии (стандартного отклонения) является неочевидным решением. Г. Марковиц в работе 1959 г. отказался от идеи учета только одностороннего отклонения доходности от заданного бенчмарка и применил трактовку риска как двустороннего отклонения от среднего значения, которая впоследствии стала классической.

Первый мотив перехода к стандартному отклонению как двусторонней оценке риска — простота вычислений. Второй мотив — фиксация на фондовом рынке нормальности кривой распределения доходности, например, по акциям. Действительно, на небольших временных интервалах распределение доходности ценных бумаг (акций) можно признать близким к нормальному (Гауссову) распределению, которое симметрично относительно среднего значения доходности (равного медианному и модальному значению) или к логнормальному. Хотя существуют финансовые активы, которые явно не соответствуют таким предположениям нормальности или логнормальности распределения доходности. Графически различия между нормальным и логнормальным распределением богатства S показаны на рис. 9.1.

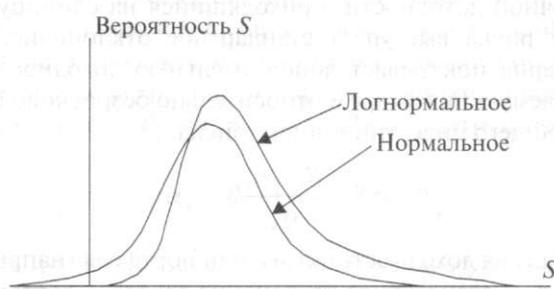


Рис 9.1. Традиционно используемые предположения о вероятностном распределении доходностей ценных бумаг

Например, опционы или ценные бумаги с включенными опционами (конвертируемые, отзывные облигации, привилегированные акции) заведомо не характеризуются нормальным распределением (см. рис. 9.1). Отбор портфелей таких активов должен учитывать специфику вероятностного распределения выгод по ним. Более того, можно утверждать, что ни одна мера риска не может претендовать на точность результатов в оценке эффективности инвестирования, при объяснении различий доходностей в любых обстоятельствах. Анализ рыночной среды и особенностей поведения доходности рассматриваемых активов должен позволить выработать адекватные меры для сопоставления и ранжирования этих активов по инвестиционной привлекательности.

Базируясь на положениях портфельной теории Г. Марковица и критерии сопоставления портфелей «средняя доходность — стандартное отклонение»¹ У. Шарп (1964), Дж. Линтнер (1965) и Ж. Мосин (1966) разработали равновесную модель ценообразования финансовых активов (портфелей акций), которая объясняла взаимосвязь ожидаемой и требуемой доходностей по портфелю и инвестиционным риском этого портфеля (*Capital Assets Pricing Model* — CAPM). Одновременно были предложены портфельные оценки эффективности инвестирования (*performance measures*), которые базируются на критерии «средняя — стандартное отклонение»: индекс Трейнора (1965), коэффициент Шарпа (1966) и альфа-коэффициент Дженсена (1968).

Коэффициент Шарпа (*Sharp ratio* — *SR*, или *reward to variability ratio* — *RVarR*) показывает результат инвестирования в виде избыточной доходности, приходящийся на единицу риска, когда мерой риска выступает стандартное отклонение. Коэффициент Шарпа показывает дополнительную доходность (премию), получаемую инвестором относительно безрисковой ставки на единицу общего инвестиционного риска.

$$SR = \frac{R_p - R_f}{\sigma_p},$$

где R_p — расчетная доходность актива или портфеля (например, за месяц, год); σ_p — стандартное отклонение доходности этого порт-

¹ Имеется в виду сопоставление активов и портфелей по оценкам среднего значения доходности и стандартному отклонению доходности от этого среднего уровня.

феля; R_f — безрисковая ставка доходности на рынке, как доходность, принимаемая для безрискового актива.

Индекс Трейнора (*Treynor Index* или *Reward to Volatility Ratio* — *RVolR*) в отличие от коэффициента Шарпа в качестве показателя риска рассматривает не общий риск, а только его систематическую часть, выраженную через бета-коэффициент (как коэффициент эластичности доходности портфеля к доходности хорошо диверсифицированного портфеля).

$$RVolR = \frac{R_p - R_f}{\beta_p},$$

где бета-коэффициент портфеля — оценка систематического риска этого портфеля, как отношение коэффициента ковариации доходностей портфеля (P) и рынка (M) к дисперсии доходности рынка (фондового индекса):

$$\beta_p = \frac{\sigma_{PM}}{\sigma_M^2}.$$

Альфа-коэффициент Дженсена (Йенсена) рассматривается как мера несистематического риска портфеля, это результат, который может быть расценен как вклад в доходность управляющего портфелем. Альфа-коэффициент (α) рассчитывается по рыночной модели, увязывающей премию за инвестирование в портфель ($MRP = R_p - R_f$) с ожидаемой премией за систематический риск, которая пропорциональна бета-коэффициенту портфеля. Альфа-коэффициент показывает переоценку или недооценку рынком систематического риска портфеля (или отдельного актива). Рыночная модель: $R_p - R_f = \beta_p \times MRP + \alpha_p$, соответственно

$$\alpha_p = R_p - [R_f + \beta_p \cdot MRP].$$

Все три портфельные меры риска подразумевают, что доходность рассматриваемых портфелей нормально распределена и инвестор сопоставляет активы по риску и выгодам на основе критерия «средняя — стандартное отклонение» (*mean variance analysis framework*). На этом же предположении строится и модель CAPM.

Ключевая идея CAPM заключается в наличии линейной связи между доходностью актива (R) и мерой его систематического риска, определяемой бета-коэффициентом: $E(R_i) = R_f + \beta[E(R_M) - R_f]$.

Заметим, что в практике инвестиционного анализа приемлемы два подхода к расчету доходности. Процентная (дискретная) доходность с момента времени t до момента i : $R_{i,t}^{\%} = \frac{P_i - P_{i-t}}{P_{i-t}} = \frac{P_i}{P_{i-t}} - 1$, где P_i — цена актива в i -й период времени.

Логарифмическая (непрерывная) доходность с момента времени t до момента i : $R_{i,t} = \ln\left(\frac{P_i}{P_{i-t}}\right)$. При работе с финансовыми активами довольно часто используют логарифмическую доходность. Преимущество ее использования двояко: во-первых, она может быть экономически более содержательной, чем процентная доходность. Если логарифмическая доходность распределена нормально, распределение не приведет к отрицательной цене (в «левом хвосте» распределения логарифмы отношения цен стремятся к «минус бесконечности» при текущей цене, стремящейся к нулю. Напротив, в «левом хвосте» нормально распределенной доходности величина стремится к «минус бесконечности» при отрицательной величине текущей цены, что экономически бессмысленно). Второе преимущество логарифмических доходностей состоит в том, что они хорошо агрегируются во времени. Логарифмическая доходность от момента времени t до момента времени T эквивалентна сумме логарифмических доходностей на интервалах от t до τ и от τ до T , где $t \leq \tau \leq T$:

$$r_{i,T} = \ln\left(\frac{S_T}{S_t}\right) = \ln\left(\frac{S_T}{S_\tau} \cdot \frac{S_\tau}{S_t}\right) = \ln \frac{S_\tau}{S_t} + \ln \frac{S_T}{S_\tau} = r_{i,\tau} + r_{\tau,T}.$$

Эта временная аддитивность логарифмических доходностей говорит о том, что если однопериодные доходности независимы, волатильность доходностей масштабируется на квадратный корень из времени ($\sqrt{T}\sigma$). Однако процентные (дискретные) доходности имеют преимущества для случаев, когда ставится задача агрегировать активы в портфель. Например,

$$\frac{P_1 - P_0}{P_0} = \alpha r^{(1)} + (1 - \alpha)r^{(2)},$$

где α — доля портфеля, вложенная в акцию; $r^{(1)}$ — доходность акции; $r^{(2)}$ — доходность облигации; P_i — стоимость портфеля в i -й момент времени (P_0 — стоимость портфеля в начальный момент; P_1 — стоимость портфеля на конец периода).

В то же время логарифмическая доходность портфеля не является средневзвешенным логарифмических доходностей активов, входящих в портфель.

Насколько модель CAPM позволяет объяснить различия в доходностях отдельных акций или портфелей, зависит от соответствия достаточно жестких предпосылок модели рыночным реалиям. На протяжении многих лет от первых публикации по CAPM проводится тестирование модели на предмет объяснительной силы в наблюдаемых различиях доходности по активам рынка (*cross-section return variations*)¹, а также возможности предсказать будущую доходность (*test of predictability*) по той или иной ценной бумаге (портфелю) на основе моделирования риска². Хотя тесты на предмет объяснительной способности CAPM однозначно не дают положительных ответов, однако на практике модель получила огромное признание и распространение.

В расчетах аналитиков инвестиционных компаний и менеджеров нефинансовых корпораций модель CAPM и конструкция дисконтированных денежных потоков (*discounting cash flow, DCF*) занимают лидирующие позиции. Ведущие информационно-аналитические агентства (Bloomberg, ValueLine, DataStream, Merrill Lynch, Thomson Reuters) включают информацию о параметрах CAPM (регрессионный бета-коэффициент, скорректированный бета-коэффициент, безрисковая ставка) для компаний разных рынков. Ежегодные опросные исследования более 11 тыс. финансовых директоров США, проводимые периодически Duke University и CFO Magazine, показали, что и в докризисные годы, и в 2008–2009 гг. порядка 75% респондентов при принятии инвестиционно-финансовых решений ориентировались на CAPM [Graham, Harve, 2009]. Анализ публичных аналитических отчетов 38 инвестиционных

¹ Традиционно используется двухшаговый алгоритм [Fama, MacBeth, 1973], который, например, впоследствии применен в работах [Ferguson, Shockley, 2003; Ang et al., 2006; Teplova, Shutova, 2011].

² Рассмотрение методологии такого тестирования представлено в работе (Lamoureaux, Lastrapse, 1993).

компаний, работающих на российском рынке капитала [Terlova, 2010], показал, что в рамках конструкции дисконтированных выгод большинство аналитиков ориентируются на конструкцию CAPM с введением странового риска через поправку на относительную волатильность российского рынка по сравнению с глобальным. Значение бета-коэффициента в большинстве отчетов вводится на отраслевом уровне по глобальным компаниям или через экспертные оценки с учетом низкой ликвидности рассматриваемых акций.

9.2. Переход к односторонней трактовке риска в сопоставлении активов и портфелей

Одно из распространенных направлений модификации стандартной однофакторной модели ценообразования и введения новых мер риска диагностирования эффективности инвестирования основано на использовании полувариации в качестве меры риска активов, охватывающей только левостороннее (отрицательное) отклонение от среднего.

Данное предложение мотивируется тем, что дисперсия ожидаемой доходности является не лучшей мерой риска как минимум по двум причинам: во-первых, потому что она правдоподобна только для активов, у которых ожидаемая доходность имеет симметричное распределение, и, во-вторых, она может непосредственно применяться, только когда распределение является нормальным. Однако в реальности эти требования зачастую не выполняются.

В работе Ч. Мамогли и С. Дебюсси [Mamoghli, Daboussi, 2009] представлен сопоставительный анализ 27 развивающихся рынков на отрезке 1995–2004 гг. на предмет тестирования формы распределения месячной доходности. Авторы выявили, что по 20 развивающимся рынкам диагностируется положительная асимметрия, и по семи — отрицательная. Все рынки, за исключением рынка капитала Индии, демонстрируют островершинность в распределении доходности. Тестирование по критерию Jarque-Bera показало, что распределение нельзя признать нормальным по 22 рынкам из выборки (пять рынков могут быть охарактеризованы как подчиняющиеся нормальному распределению: Индия, Тайвань,

Израиль, Марокко, Колумбия). Более того статистический тест Jarque-Bera показал, что и глобальный рынок, оцениваемый по индексу MSCI EM, не позволяет признать гипотезу о нормальности распределения месячной доходности (табл. 9.1).

Таблица 9.1

**Сопоставительный анализ рынков на нормальность распределения
месячных доходностей**

Страна/ портфель	Средне- месячная доход- ность	Стан- дартное откло- нение	Коэф- фициент асиммет- рии	Коэф- фициент экс- цесса	Кри- терий Jarque- Bera	Вероят- ность нормаль- ности распреде- ления
Глобаль- ный рынок	0,620	4,17	-0,629	3,52	9,26	0,009776
Аргентина	0,670	11,49	0,420	6,34	59,40	0,000000
Бразилия	1,027	11,79	-0,400	4,29	11,58	0,003000
Индия	0,599	8,49	0,100	2,43	1,83	0,399000
Россия	3,140	18,89	0,156	4,16	7,20	0,027000
Турция	2,420	17,80	0,610	4,68	21,55	0,000021
Филиппины	-0,7	10,12	0,690	5,73	46,96	0,000000

Источник: [Mamoghli, Daboussi, 2009].

Как показывает анализ динамики акций российских компаний [Terlova, Shutova, 2011], а также компаний из развивающихся рынков капитала, одновременное выполнение требований о симметричности и нормальности распределения ожидаемой доходности не достигается¹. Таблица П.1 приложения показывает островершинность распределения доходности (*leptokurtosis*) практически по всем компаниям выборки (50 российских публичных компаний, которые определяют 95% капитализации российского

¹ В исследовании по российскому рынку используются недельные доходности, которые рассчитываются как разница между логарифмом цены закрытия на конец недели (пятницы) и логарифмом цены закрытия на начало недели (понедельника).

фондового рынка — ММВБ)¹. Аналогичная ситуация наблюдается и для временного отрезка 2008—2010 гг. Большинство компаний демонстрирует отрицательную асимметрию (в 2004—2007 гг. — 25 финансовых активов из 50, в 2008—2009 гг. — 30 финансовых активов из 50). Решение проблемы ненормальности распределения в ряде академических исследований предлагается искать через отказ от классической (двусторонней) дисперсии, и переход к односторонней (*semivariance frameworks*).

Односторонняя дисперсия доходности как оценка риска имеет несколько преимуществ. Во-первых, инвесторов действительно беспокоит именно отрицательная волатильность доходности, положительные всплески доходности рассматриваются как достоинство данного актива. Теория поведенческих финансов доказывает, что для инвесторов потери (отрицательная доходность) оказывают большее эмоциональное влияние, чем прибыль того же размера. Во-вторых, для применения односторонней дисперсии не требуется симметричность распределения. Более того, определение односторонней дисперсии предполагает расчет двух характеристик функции распределения: дисперсии и коэффициента скошенности, что дает возможность использовать однофакторную модель для оценки ожидаемого уровня доходности. Так как именно развивающиеся рынки капитала характеризуются повышенной асимметрией, то тестирование связи «односторонний риск — доходность» стало популярным направлением исследований с 90-х годов XX в. с ростом инвестиционной привлекательности быстро растущих рынков капитала Латинской Америки, Азии и Восточной Европы. В качестве односторонних мер систематического риска предлагается использовать односторонний бета-коэффициент (как показатель негативной чувствительности к рыночному риску).

Именно на учете вероятности отрицательных результатов строятся такие меры риска, как коэффициенты Сортино (простой и модифицированный), коэффициент UPR, мера Омега, коэффициент Эстрады.

Коэффициент Сортино (*Sortino ratio — SR*) предложен в 1994 г. Ф. Сортино и Л. Прайсом [Sortino, Price, 1994] и аналогичен коэффициенту Шарпа, однако вместо общей волатильности порт-

¹ Только по компаниям «Новатэк» и «Система Галс» значение коэффициента эксцесса близко к нулю.

феля используется так называемая волатильность вниз, как одностороннее отклонение доходности. Для коэффициента Сортино волатильность рассчитывается по значениям доходности, которые на рассматриваемом отрезке опускались ниже заданного (MAR) минимального допустимого уровня¹:

$$SR = \frac{R_p - MAR}{\sigma_{down}},$$

σ_{down} — одностороннее стандартное отклонение (*downside deviation*).

Модифицированный коэффициент Сортино вычисляется относительно безрисковой ставки, т.е. в качестве минимально допустимого уровня доходности выступает усредненная безрисковая ставка за рассматриваемый период времени. Односторонняя дисперсия и стандартное отклонение рассчитываются по формуле:

$$\sigma_{down} = \sqrt{\frac{1}{N-1} \sum_{R < R_f} (R - R_f)^2}.$$

Сопоставление динамики доходности и индикаторов риска по российскому рынку по различным активам глобального рынка представлены в табл. 9.2, 9.3 и 9.4.

Коэффициент UPR (*upside potential ratio*) предложен в 1999 г. Ф. Сортино, Р. Ван дер Меером и А. Плантингом [Sortino et al., 1999]. Предложено вместо «чистого риска» как отклонения «вниз» доходности относительно некоторого заданного уровня рассматривать потенциал роста «вверх». Частные моменты высшего порядка (*Higher Partial Moment* — НРМ) с единичной степенью для функции полезности, которые рассчитываются по превышениям наблюдаемых значений доходности над минимально приемлемым уровнем, делятся на одностороннее стандартное отклонение. Таким образом, в отличие от коэффициента Сортино, где в числителе фигурирует спред между наблюдаемыми значениями доходности и минимально допустимым уровнем, в коэффициенте UPR в числителе — превышение средней доходности над минимальным уровнем.

¹ Минимально допустимый уровень доходности портфеля (*Minimum Acceptable Return* — MAR), например средняя доходность, наблюдаемая ранее по портфелю, или рыночная доходность (как доходность рыночного портфеля).

Таблица 9.2

Традиционные индикаторы риска (стандартного отклонения) и доходности по индексу ММВБ, а также оценки коэффициентов асимметрии и эксцесса распределения недельной доходности

Показатель инвестирования	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
Средняя недельная волатильность, %	6,83	4,87	3,75	4,2	4,89	3,01	5,15	2,88	9,67	6,32
Средняя недельная доходность, %	-0,50	1,09	0,42	0,92	0,14	1,19	1,01	0,21	-2,14	1,83
Средняя годовая доходность, %	-25,5	57,6	21,8	47,7	7	60,5	51,6	10,90	-111,50	64,20
Коэффициент Шарпа (по недельным оценкам)	-0,09	0,21	0,09	0,19	0	0,38	0,18	0,05	-0,23	0,26
Коэффициент Сортино	-0,09	0,22	0,07	0,16	0	0,39	0,15	0,05	-0,23	0,24
Коэффициент асимметрии	0	-0,44	-0,19	-0,94	-0,24	-0,44	-0,63	-0,53	0,27	-0,11
Коэффициент эксцесса	0,51	1,67	0,09	4,93	1,98	2,11	3,36	2,03	8,65	0,62

Источник: Расчеты по базе Bloomberg проведены Т.В. Тепловой и К.Ф. Куш.

Таблица 9.3

Таблица 9.3

Динамика показателей эффективности инвестирования в портфели глобального рынка — коэффициент Шарпа (Сортино) на данных недельной доходности

Портфели в виде страновых фондовых и товарных индексов	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
Индекс ММВБ (MICEX), Россия	-0,087 (-0,079)	0,212 (0,232)	0,092 (0,091)	0,193 (0,184)	0,004 (0,027)	0,377 (0,409)	0,184 (0,155)	0,052 (0,065)	-0,229 (-0,226)	0,252 (0,234)	0,063 (0,052)
Индекс РТС (RTSI), Россия	-0,072 (-0,074)	0,259 (0,315)	0,116 (0,109)	0,186 (0,164)	0,026 (0,025)	0,394 (0,419)	0,210 (0,162)	0,101 (0,083)	-0,262 (-0,26)	0,223 (0,228)	0,047 (0,042)
Индекс Sп'P 500, компании США	-0,091 (-0,091)	-0,095 (-0,086)	-0,183 (-0,174)	0,177 (0,168)	0,098 (0,104)	-0,004 (-0,003)	0,112 (0,121)	-0,047 (-0,041)	-0,171 (-0,154)	0,098 (0,102)	0,04 (0,037)
Индекс SSE Composite, Китай	0,173 (0,169)	-0,201 (-0,186)	-0,132 (-0,149)	0,106 (0,116)	-0,138 (-0,168)	-0,08 (0,081)	0,452 (0,488)	0,307 (0,301)	-0,36 (-0,359)	0,295 (0,282)	-0,193 (-0,17)
Нефтяной индекс (Oil_Brent)	-0,02 (-0,019)	-0,023 (-0,02)	0,15 (0,143)	-0,029 (-0,025)	0,101 (0,103)	0,156 (0,15)	-0,014 (0,015)	0,224 (0,194)	-0,165 (-0,143)	0,197 (0,202)	0,047 (0,043)

Глава 9. Траектория риска в анализе соотношения «риск — доходность» на развивающихся рынках капитала

Портфели в виде стропо- вых фондовых и товарных индексов	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
Индекс NIKKEI 225, Япония	-0,208 (-0,182)	-0,162 (-0,156)	-0,147 (-0,148)	0,157 (0,136)	0,049 (0,048)	0,318 (0,363)	0,015 (0,013)	-0,146 (-0,13)	-0,177 (-0,146)	0,09 (0,092)	-0,09 (-0,07)
Индекс золо- та, Gold	-0,094 (-0,12)	-0,013 (-0,014)	0,196 (0,209)	0,139 (0,142)	0,035 (0,033)	0,130 (0,118)	0,094 (0,075)	0,195 (0,146)	0 (0)	0,165 (0,196)	0,246 (0,226)
Индекс FTSE, Великобри- тания	-0,084 (-0,075)	-0,123 (-0,120)	-0,221 (-0,201)	0,094 (0,087)	-0,080 (0,091)	0,192 (0,194)	0,063 (0,065)	-0,023 (-0,020)	-0,126 (-0,120)	0,106 (0,098)	0,04 (0,036)
Индекс BSE Sensex, Индия	-0,16 (-0,138)	-0,086 (-0,080)	0,013 (0,014)	0,307 (0,361)	0,044 (0,036)	0,215 (0,223)	0,204 (0,152)	0,169 (0,165)	-0,225 (-0,187)	0,212 (0,24)	0,191 (0,188)
Индекс фон- довый Bovespa, Бразилия	-0,054 (-0,053)	-0,059 (-0,051)	-0,064 (-0,060)	0,367 (0,315)	0,071 (0,072)	0,124 (0,101)	0,149 (0,138)	0,171 (0,147)	-0,133 (-0,128)	0,295 (0,279)	0,026 (0,023)
Индекс амери- канских 10-летних государствен- ных бумаг 10-Year treasury Yield Index	-0,329 (-0,321)	0,002 (0,003)	-0,165 (-0,177)	0,033 (0,038)	-0,037 (-0,036)	0,004 (0,004)	0,006 (0,005)	-0,189 (0,177)	-0,169 (-0,150)	0,166 (0,204)	-0,384 (-0,314)

Портфели в виде страновых фондовых и товарных индексов	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
Индекс акций компаний-лидеров World leaders Index	Нет данных	Нет данных	Нет данных	Нет данных	0,082 (0,088)	0,012 (0,011)	0,137 (0,142)	-0,007 (0,006)	-0,182 (-0,160)	0,081 (0,082)	0,01 (0,009)
Фондовый индекс KASE, Казахстан	0,002 (0,001)	-0,042 (-0,04)	0,041 (0,049)	0,050 (0,077)	0,309 (0,291)	0,395 (0,431)	0,352 (0,419)	0,013 (0,015)	-0,266 (-0,246)	0,197 (0,188)	-0,08 (-0,071)

Источник: Расчеты по базе Bloomberg проведены Т.В. Тепловой и К.Ф. Куш.

Таблица 9.4

Динамика оценок коэффициентов асимметрии (эксцесса) по портфелям глобального рынка

Портфели в виде страновых фон- довых и товар- ных индексов	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
Индекс ММББ (MICEX), Россия	0,008 (0,502)	-0,439 (1,650)	-0,184 (0,081)	-0,95 (4,925)	-0,23 (1,967)	-0,44 (2,090)	-0,629 (3,338)	-0,538 (2,035)	0,271 (8,606)	-0,071 (0,861)	-0,198 (2,038)
Индекс РТС (RTSI), Россия	-0,234 (0,531)	-0,364 (1,833)	-0,154 (0,803)	-1,228 (5,205)	-0,120 (3,462)	-0,667 (2,281)	-0,990 (4,673)	-0,542 (1,806)	-0,125 (6,323)	-0,027 (0,378)	-0,141 (2,605)
Индекс S&P 500, компании США	-0,006 (1,437)	0,021 (1,502)	0,428 (0,699)	0,054 (0,798)	-0,111 (-0,116)	-0,016 (-0,130)	0,103 (1,203)	-0,497 (1,502)	-0,034 (3,773)	-0,059 (2,104)	-0,192 (1,736)
Индекс SSE Composite, Китай	0,509 (8,188)	0,688 (11,235)	1,073 (8,482)	0,893 (3,161)	0,446 (0,701)	1,077 (5,178)	-0,444 (3)	-1,051 (2,3)	0,280 (1,018)	-0,644 (1,321)	-0,655 (1,608)
Нефтяной индекс (Oil Brent)	-0,681 (5,902)	-0,868 (8,161)	0,036 (3,556)	-0,221 (2,404)	0,144 (1,764)	0,431 (1,975)	0,044 (0,633)	-0,146 (0,636)	0,146 (3,082)	-0,347 (1,724)	-0,168 (0,78)
Индекс NIKKEI 225, Япония	-0,434 (2,308)	0,217 (1,362)	0,275 (0,179)	-0,521 (0,554)	-0,353 (1,023)	-0,265 (1,929)	-0,154 (0,41)	-0,531 (2,142)	-0,228 (3,779)	-0,055 (0,546)	-0,219 (-0,119)
Индекс золота Gold	2,516 (17,946)	0,875 (5,131)	-0,177 (1,66)	-0,44 (0,319)	-0,806 (1,429)	-0,192 (0,701)	-0,826 (2,813)	-0,529 (1,55)	0,241 (4,794)	-0,208 (1,688)	-0,689 (2,284)
Индекс FTSE, Великобритания	-0,106 (-0,197)	-0,057 (0,504)	-0,054 (1,236)	0,235 (2,899)	-0,383 (0,941)	-0,216 (0,786)	-0,405 (1,569)	-0,370 (1,590)	0,135 (3,424)	-0,206 (1,447)	0,097 (1,977)

Портфели в виде страновых фон- довых и товар- ных индексов	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
Индекс BSE Sensex, Индия	-0,437 (0,698)	-0,458 (1,717)	0,141 (1,48)	-0,139 (0,069)	-1,502 (13,322)	-0,429 (0,359)	-0,463 (2,859)	-0,202 (1,414)	-0,068 (0,858)	1,304 (10,746)	-0,33 (1,084)
Индекс фондо- вый Ibovespa, Бразилия	-0,006 (-0,232)	-0,042 (1,217)	-0,141 (0,315)	-0,304 (-0,079)	-0,296 (0,884)	-0,192 (-0,180)	0,030 (0,902)	-0,595 (0,996)	0,219 (3,042)	0,178 (1,321)	-0,266 (1,12)
Индекс амери- канских 10-летних госу- дарственных бумаг 10-Year Treasury Yield Index	-0,092 (0,098)	0,38 (1,342)	0,532 (0,737)	0,492 (0,273)	-0,027 (2,131)	0,162 (-0,060)	0,119 (0,071)	-0,178 (1,271)	-0,129 (1,476)	-0,887 (5,88)	-0,043 (0,187)
Индекс акций компаний- лидеров World leaders Index	Нет данных	Нет данных	Нет данных	Нет данных	-0,294 (0,083)	-0,045 (-0,005)	0,139 (1,856)	-0,443 (1,189)	-0,042 (3,956)	-0,211 (1,727)	-0,076 (1,644)
Фондовый индекс KASE, Казахстан	-0,528 (8,07)	0,290 (11,135)	0,279 (49,671)	2,963 (30,148)	-0,189 (5,98)	0,310 (8,538)	0,227 (0,341)	0,763 (5,324)	1,330 (16,188)	0,032 (2,453)	-0,841 (2,635)

Аналитическое выражение имеет вид:

$$UPR = \frac{HPM(MAR)}{\sigma_{down}}$$

Омега-коэффициент (*omega measure*) предложен К. Китингом и В. Шедвиком [Keating, Shadwick, 2002] и при расчете учитывает все моменты распределения вероятности. Все доходности, превышающие заданный уровень, делятся на доходности, которые оказались ниже заданного значения:

$$\Omega(R) = \frac{\int_a^b [1 - F(x)] dx}{\int_a^R F(x) dx},$$

где R — целевой уровень доходности (заданное значение); интервал от a до b — границы изменения доходности; $F(x)$ — кумулятивная функция распределения доходности.

Омега-коэффициент показывает соотношение вероятностей получить положительную и отрицательную доходность, рассчитанных на основе эмпирически выявленного распределения доходностей активов.

Появление односторонних систематических мер риска (односторонних бета-коэффициентов) способствовало развитию серии показателей эффективности инвестирования, нормирующих полученные избыточные доходности (над неким заданным уровнем) на односторонние бета-коэффициенты (по аналогии с коэффициентом Трейнора). В работе Б. Мишра и М. Рэмана [Mishra, Rahman, 2002] предлагается в качестве знаменателя в коэффициенте Трейнора использовать односторонний бета-коэффициент Харлоу и Рао [Harlow, Rao, 1989]. Таким образом, аналитическое выражение для коэффициента Mishra, Rahman (MR) примет вид:

$$MR_p = \frac{R_p - R_f}{\beta_p^{HR}}$$

Еще одна попытка развить набор коэффициентов сопоставительной эффективности — использовать односторонний бета-коэффициент Эстрады. Заменяя в формуле MR знаменатель на одно-

стороннюю бета Х. Эстрады (2007), Ч. Мамогли и С. Дебюсси [Mamoghli, Daboussi, 2009] доказывают преимущества коэффициента MD ,

$$MD_p = \frac{R_p - MAR}{\beta_p^D}$$

Соответственно по аналогии с альфа-коэффициентом Дженсена, предлагается оценивать меру одностороннего несистематического риска — альфа-коэффициент для «чистого риска». Альфа-коэффициент для этого случая будет показывать превышение доходности портфеля над требуемым уровнем доходности в соответствии с моделью D-CAPM Эстрады [Estrada, 2007].

Х. Эстрада предложил еще одну простую меру риска, учитывающую вероятность отрицательного результата инвестирования [Estrada, 2009]. Эта мера получила название «спред выигрыша-потерь» (*gain-loss spread — GLS*). Мера строится на учете за фиксированный период времени следующих оценок: вероятности потерь, средней величины потерь и средней величины выигрыша. Тестирование новой меры риска автор использовал для объяснения различий в месячной доходности портфелей локальных фондовых рынков и отраслевых портфелей на отрезке 1900–2007 гг. (в выборку вошли 22 развитых рынка капитала и 27 — развивающихся, 57 — отраслей). Эстрада доказывает, что GLS более корректная мера риска в объяснении различий доходности, чем стандартное отклонение или традиционный бета-коэффициент (причем как при сопоставлении стран, так и отраслевых портфелей). В табл. 9.5 представлены оценки доходности и риска по индексу S&P 500 за период с 1900 по 2007 г.

Таблица 9.5

Параметры для расчета меры риска Эстрады
для портфеля S&P 500, %

Показатель	<i>T</i>	<i>AM</i>	<i>GM</i>	<i>SD</i>	<i>PL</i>	<i>AL</i>	<i>EL</i>	<i>PG</i>	<i>AG</i>	<i>EG</i>	<i>GLS</i>
Месячные оценки	1296	0,9	0,8	5,1	38,3	-3,6	-1,4	61,5	3,7	2,3	3,7

Оценка на годовых интервалах для отрезка 1900–2007 гг. показывает, что GLS индекса S&P 500 составляет 19,1%, в то время как оценка глобально-го портфеля составляет 17,6%.

Источник: [Estrada, 2009].

Здесь и далее (табл. 9.6 и 9.7): T — число наблюдений; AM — среднее арифметическое значение доходности на рассматриваемом промежутке времени; GM — среднее геометрическое значение доходности; SD — стандартное отклонение (сигма); PL — вероятность потерь; AL — средняя оценка потерь; EL — ожидаемые потери; PG — вероятность выигрыша; AG — средний выигрыш в терминах доходности; EG — ожидаемый выигрыш; GLS — искомая мера риска.

Для демонстрации новой меры риска рассмотрим поведение российского индекса акций биржи ММВБ (*MICEX index*) на 24-месячном отрезке с начала 2008 по конец 2009 г. Арифметическое среднее и стандартное отклонение помесечной доходности составляют $-0,28$ и $13,72\%$ соответственно (табл. 9.6).

Таблица 9.6
Помесечная доходность индекса ММВБ за период 2008–2009 гг., %

2008	Доходность	2009	Доходность
Январь	-17,44	Январь	-4,34
Февраль	1,21	Февраль	6,33
Март	-0,91	Март	19,50
Апрель	1,62	Апрель	16,91
Май	15,47	Май	22,06
Июнь	-8,46	Июнь	-19,45
Июль	-11,69	Июль	7,71
Август	-9,62	Август	5,51
Сентябрь	-24,78	Сентябрь	11,06
Октябрь	-24,08	Октябрь	7,92
Ноябрь	-16,48	Ноябрь	3,95
Декабрь	9,22	Декабрь	6,00

Источники: Сайт ММВБ; расчеты Т.В. Тепловой.

Вероятность потерь составляет 42% (это результат учета тех месяцев из общей величины 24, для которых наблюдалась отрицательная доходность. Таких значений десять — 01.2008, 03.2008, 06.2008, 07.2008, 08.2008, 09.2008, 10.2008, 11.2008, 01.2009 и 06.2009). Ожидаемые потери составили $-5,9\% = (0,42)(-14,1\%)$.

Аналогичные расчеты позволяют получить ожидаемый выигрыш. Вероятность выигрыша на рассматриваемом отрезке составила 58% (индекс демонстрировал положительное значение в 14 месяцах из 24), среднемесячная доходность по этим месяцам составила 9,6%, следовательно, ожидаемый выигрыш составил $5,6\% = (0,58)(9,6\%)$. Спред выигрыша и потерь по российскому рынку (*GLS*) будет рассчитан как разность ожидаемого выигрыша и ожидаемых потерь: $GLS = 5,6\% - (-5,9\%) = 11,5\%$.

Расчет для разных компаний российского рынка (в выборку попали 50 финансовых активов, которые определяют 95% капитализации ММВБ) меры риска Эстрады на шестилетнем временном отрезке позволил получить следующие оценки. Период с января 2004 г. по январь 2010 г. разбит на два отрезка: докризисный и послекризисный. В табл. 9.7 и 9.8 показаны первые 10 компаний выборки по рыночной капитализации.

Таблица 9.7

**Расчет *GLS* для компаний российского рынка
за период с 2004 по 2007 г.**

Тикеры компаний на бирже ММВБ	<i>AM</i>	<i>PL</i>	<i>AL</i>	<i>PG</i>	<i>AG</i>	<i>GLS</i>
SIBN RM Equity	0,27	0,46	-6,38	0,54	5,59	5,96
GAZP RM Equity	0,57	0,53	-5,51	0,47	4,89	5,22
GMKN RM Equity	0,56	0,50	-7,66	0,50	7,38	7,52
MTSI RM Equity	0,50	0,51	-5,60	0,49	4,51	5,07
LKOH RM Equity	0,36	0,55	-4,94	0,45	5,73	5,30
NOTK RM Equity	0,32	0,52	-6,15	0,48	5,33	5,76
ROSN RM Equity	0,57	0,53	-5,51	0,47	6,20	5,83
SBER RM Equity	1,04	0,53	-6,37	0,47	6,62	6,49
CHMF RM Equity	0,91	0,49	-7,74	0,51	6,25	6,98
SNGS RM Equity	0,09	0,56	-5,15	0,44	5,63	5,36

Таблица 9.8

Расчет *GLS* для компаний российского рынка за период
с 2008 по 2009 г.

Тикеры компаний на бирже ММВБ	<i>AM</i>	<i>PL</i>	<i>AL</i>	<i>PG</i>	<i>AG</i>	<i>GLS</i>
SIBN RM Equity	-0,08	0,46	-6,38	0,54	5,59	5,96
GAZP RM Equity	-0,76	0,53	-5,51	0,47	4,89	5,22
GMKN RM Equity	-0,30	0,50	-7,66	0,50	7,38	7,52
MTSI RM Equity	-0,79	0,51	-5,60	0,49	4,51	5,07
LKOH RM Equity	-0,28	0,55	-4,94	0,45	5,73	5,30
NOTK RM Equity	-0,79	0,52	-6,15	0,48	5,33	5,76
ROSN RM Equity	-0,21	0,53	-5,51	0,47	6,20	5,83
SBER RM Equity	-0,41	0,53	-6,37	0,47	6,62	6,49
CHMF RM Equity	-0,76	0,49	-7,74	0,51	6,25	6,98
SNGS RM Equity	-0,54	0,56	-5,15	0,44	5,63	5,36

9.3. Односторонние меры риска в объяснении различий доходности по акциям

Одним из направлений развития конструкции CAPM стали модели, включающие вместо традиционного бета-коэффициента односторонние меры систематического риска (*expected return — semivariance capital asset pricing model*). Первые модификации шли по пути замены традиционного бета, как отношения двусторонней ковариации доходности актива (портфеля) и рынка к дисперсии доходности рынка, на односторонний бета-коэффициент. Следующий шаг — замена рыночного систематического риска на систематическую асимметрию и систематический эксцесс, тестирование как однофакторных, так и многофакторных моделей, учитывающих несколько аспектов диагностирования риска.

В работе В. Хогана и Дж. Варрена [Hogan, Warren, 1974] односторонняя ковариация (*cosemivariance — CSV*) между рыночной доходностью (R_M) и доходностью актива (R_i) представляет собой копию ковариации в рамках традиционного подхода, но учитывает односторонние отклонения:

$$CSV_{RF}(R_M, R_i) = E\{(R_i - R_f) \min[(R_M - R_f), 0]\}.$$

Путем деления односторонней ковариации на полувариацию рыночного портфеля авторы предложили следующую меру одностороннего риска (бета-коэффициент Хогана — Варрена, далее обозначение — HW-beta):

$$\beta_i^{HW} = \frac{CSV_{RF}(R_M, R_i)}{SV(R_M)} = \frac{E\{(R_i - R_f) \min[(R_M - R_f), 0]\}}{E[(\min(R_M - R_f), 0))^2]}. \quad (\text{HW-beta})$$

В данном представлении одностороннего риска следует отметить три момента. Во-первых, при расчете риска фиксируются не все отклонения вверх и вниз, а только левосторонние — вниз. Во-вторых, используется левостороннее отклонение только по рыночной доходности ($\min(R_M - R_f, 0)$), а не по доходности актива i , и осуществляется нормирование не с помощью дисперсии рыночного портфеля, а через левостороннюю дисперсию рыночной доходности (доходности рыночного портфеля). Заметим, что по доходности актива учитываются как правосторонние, так и левосторонние отклонения. В-третьих, в формуле HW-beta присутствует безрисковая ставка процента (R_f) как бенчмарк для фиксации ситуации потерь (одностороннего риска). Таким образом, безрисковая доходность на рынке играет роль целевого уровня доходности инвестирования в модели HW.

Заменяя традиционный бета-коэффициент на односторонний аналог, авторы доказывают корректность применения ES-CAPM (модели ценообразования финансовых активов, основанной на подходе «ожидаемая доходность — односторонняя вариация», *expected return — semivariance capital asset pricing model*). Ожидаемая доходность в рамках ES-CAPM записывается следующим образом:

$$E(R_i) = R_f + \frac{E(R_M) - R_f}{SV(R_M)} CSV_{RF}(R_M, R_i),$$

где $E(R_i)$ — требуемая (и ожидаемая) доходность на актив i ; R_f — безрисковая ставка процента; $E(R_M)$ — ожидаемая рыночная доходность; $SV(R_M)$ — односторонняя вариация рыночного портфеля

ля; $CSV_{RF}(R_M, R_i)$ — односторонняя ковариация между доходностью актива i и рыночным портфелем с принятым бенчмарком на уровне безрисковой ставки. Премия за риск инвестирования в актив находится в линейной зависимости от систематического риска этого актива, но в данном случае измеряемого не традиционным бета-коэффициентом, а односторонним бета-коэффициентом.

Опираясь на модель частичных моментов низших порядков (*Lower Partial Moment* — LPM), предложенную в 1975 г. В. Бава [Bawa, 1975], в работе В. Бава и Э. Линденберга [Bawa, Lindenberg, 1977] получила развитие еще одна равновесная модель формирования доходности активов с введением односторонней меры риска: «среднее — частичные моменты низшего порядка» (*Mean-Lower Partial Moment Model* — MLPM). Односторонний бета-коэффициент (BL-beta) в этой конструкции рассчитывается следующим образом:

$$\beta_i^{MLPM_n} = \frac{CLPM_n(R_F; M, j)}{LPM_n(R_F; M)}, \text{ (BL-beta)}$$

где $CLPM_n(R_F; M, j)$ определяется как систематическая мера риска (со-LPM) порядка n между активом j и рыночным портфелем (M):

$$CLPM_n(R_F; M, j) = \int_{R_M=-\infty}^{R_F} \int_{R_j=-\infty}^{\infty} (R_F - R_M)^{n-1} (R_F - R_j) dF(R_M, R_j).$$

В целом $LPM_n(R_F; M)$ (моменты низших порядков) представляет собой меру оценки одностороннего риска — одностороннюю дисперсию, только с учетом определенного вида функции полезности (n -степенной) и записывается следующим образом:

$$LPM_n(R_F; M) = \int_{-\infty}^{R_F} (R_F - R_M)^n dF(R_M).$$

LPM_0 нулевого порядка соответствует всем функциям полезности инвесторов, которые предпочитают линейный рост доходности ($u' > 0$). LPM_1 1-го порядка включает все функции полезности, характерные для инвесторов — противников риска ($u' > 0$ и $u'' < 0$). LPM_2 (2-го порядка) характеризует инвесторов, не только не склонных к риску, но и обладающих смещенными предпочте-

ниями ($u' > 0$, $u'' < 0$ и $u''' > 0$). Отметим, что, фиксируя n на 2-м уровне (т.е. выбирая общеупотребимую в теории финансов функцию полезности инвесторов), модель MLPМ [Bawa, Lindenberg, 1977] преобразуется до модели ES-CAPM [Hogan, Warren, 1974]. Для расчета одностороннего бета-коэффициента Бава и Линденберг [Bawa, Lindenberg, 1977] в качестве целевой нормы доходности (бенчмарка), как и в работе [Hogan, Warren, 1974], используют безрисковую ставку процента.

В еще одной модели, развивающей конструкцию CAPM, — модели Харлоу и Рао [Harlow, Rao, 1989] — также используется односторонний бета-коэффициент (HR-beta), который вычисляется по формуле:

$$\beta_i^{HR} = \frac{E[(R_i - \mu_i) \cdot \min(R_M - \mu_M)]}{E[\{\min(R_M - \mu_M), 0\}^2]}, \quad (\text{HR-beta})$$

где R_i — доходность актива i ; R_M — доходность рыночного портфеля, μ_i — средняя доходность актива i , μ_M — средняя доходность рыночного портфеля.

По сравнению с моделью Бава — Линденберга (1977) в модели Харлоу — Рао (1989) отклонение доходности актива и портфеля рассчитывается по отношению к соответствующим средним значениям (актива и рынка (индекса)).

Хавьер Эстрада [Estrada, 2002; 2007] предложил еще один вариант расчета бета-коэффициента для конструкции CAPM в рамках одностороннего риска, который позволил преодолеть ряд пробелов в ранее упомянутых моделях. Х. Эстрада показал, что односторонняя ковариация, предложенная Хоганом и Варреном, Бава и Линденбергом, а также Харлоу и Рао, имеет ряд ограничений. Односторонняя ковариация между доходностью актива i и рыночного портфеля M количественно отличается от односторонней ковариации между доходностью рыночного портфеля M и актива i .

В модели Х. Эстрада односторонняя ковариация рассчитывается следующим образом:

$$\Sigma_{iM} = E\{\min[(R_i - \mu_i), 0] \min[(R_M - \mu_M), 0]\}.$$

Односторонний коэффициент корреляции актива i и рыночного портфеля (Θ_{iM}) определяется по формуле:

Таким образом, получаем следующее распределение месячных доходностей (%): Газпром (–6,06; –6,65; 9,05; –2,56; 0,78) и МТС (–12,53; 1,58; 1,58; 3,51; 0,61).

Расчет математического ожидания доходности по акциям этих компаний показывает, что оно равно: Газпром — 1,1% [((-6,06%) + (-6,65%) + 9,05% + (-2,56%) + 0,78%)/5] и МТС — 1,1% [((-12,53%) + 1,58% + 1,58% + 3,51% + 0,61%)/5]. Компании показали одинаковую среднюю доходность за полгода.

Среднемесячное значение стандартного отклонения для обеих акций практически совпало, для Газпрома — 5,7% и для МТС — 5,8%.

Расчет бета-коэффициента по акциям двух компаний представлен в табл. 9.12.

Ковариация (cov) доходности рыночного портфеля с доходностью акций компаний рассчитывается по формуле:

$$\text{cov}_{iM} = \frac{1}{5} \sum_{i=1}^5 (R_i - \mu_i)(R_M - \mu_M)$$

и равна для Газпрома и МТС соответственно:

$$\text{cov}_\Gamma = \frac{1}{5} \left[\begin{aligned} &(-0,0497)(-0,0739) + (-0,0556)(-0,0194) + \\ &+ 0,1014 \times 0,0652 + (-0,0147)(-0,0221) + \\ &+ 0,0187 \times 0,05063 \end{aligned} \right] = 0,0025;$$

$$\text{cov}_{\text{МТС}} = 0,0019.$$

Рассчитав корреляцию доходности акций с рыночным портфелем и дисперсию рыночного портфеля, можно рассчитать бета-коэффициент по формуле:

$$\beta_i = \frac{\text{cov}_{iM}}{\delta_M^2} = \frac{E[(R_i - \mu_i)(R_M - \mu_M)]}{E[(R_M - \mu_M)^2]},$$

$$\beta_\Gamma = \frac{\text{cov}}{\delta_M^2} = \frac{0,00252}{0,00262} = 0,96;$$

$$\beta_{\text{МТС}} = 0,72.$$

Таблица 9.11

**Расчет стандартного отклонения доходности по акциям Газпрома
и МТС на полугодовом промежутке времени**

Дата	Значение котировки акции Газпрома на ММВБ, руб.	Доходность (R), %	Отклонение доходности от математического ожидания ($R - \mu$), %	Квадрат отклонения доходности $(R - \mu)^2$, %
31.05.2010	160,01	-6,06	-4,97	0,25
30.06.2010	149,37	-6,65	-5,56	0,31
31.07.2010	162,89	9,05	10,14	1,03
31.08.2010	158,72	-2,56	-1,47	0,02
30.09.2010	159,96	0,78	1,87	0,03
Среднее значение доходности	μ	-1,1		0,3
Квадратный корень (стандартное отклонение) — 5,7				
Дата	Значение котировки акции МТС на ММВБ, руб.	Доходность (R), %	Отклонение доходности от математического ожидания ($R - \mu$), %	Квадрат отклонения доходности $(R - \mu)^2$, %
31.05.2010	233,25	-12,53	-11,48	1,32
30.06.2010	236,94	1,58	2,63	0,07
31.07.2010	240,68	1,58	2,63	0,07
31.08.2010	249,12	3,51	4,56	0,21
30.09.2010	250,64	0,61	1,66	0,03
Среднее значение доходности	μ	-1,1		0,3
Квадратный корень — 5,8				

Таблица 9.12

Динамика индекса ММВБ
и месячная доходность индекса в 2010 г.

Дата	30.04.2010	31.05.2010	30.06.2010	31.07.2010	31.08.2010	30.09.2010
Цена акции, руб.	1436,04	1332,62	1309,31	1397,12	1368,9	1440,3
Доходность, %		-7,20	-1,75	6,71	-2,02	5,22

Среднемесячная доходность рынка равна $\mu_M = 0,2\%$, стандартное отклонение $\delta_M = 5,12\%$ и дисперсия соответственно $\delta_M^2 = 0,0512^2 = 0,00262$.

Расчет классического бета-коэффициента показывает, что инвестирование в акции Газпрома будет практически таким же, как инвестирование в индекс ММВБ, так как коэффициент бета близок к единице. С позиции портфельного инвестора, акции МТС менее подвержены системному риску (бета-коэффициент меньше единицы). В рамках конструкции CAPM расчет требуемой доходности будет следующим:

$$ER_G = 8\% + 0,96 \times 6,3\% = 14,05\%;$$

$$ER_{\text{МТС}} = 8\% + 0,72 \times 6,3\% = 12,53\%.$$

Примечание. Безрисковая ставка (средняя ставка по депозиту в 2010 г.) принимается на уровне 8% годовых, и рыночная премия за риск составляет 6,3% годовых в период с октября 2009 г. по сентябрь 2010 г.

Однако, если посмотреть на месячные доходности акций Газпрома (%): (-6,06; -6,65; 9,05; -2,56; 0,78) и МТС: (-12,53; 1,58; 1,58; 3,51; 0,61), можно заметить, что акции Газпрома в трех случаях (-6,06%; -6,65%; -2,56%) показали отрицательную доходность, один раз доходность чуть больше нуля (0,78%) и один раз очень хорошую доходность (9,05%). МТС, наоборот, в четырех случаях показал положительную доходность (1,58%; 1,58%; 3,51%; 0,61%) и в одном случае значительное падение доходности (-12,53%). Можно предположить, что оценка акций с учетом одностороннего отклонения будет давать более точные данные при сопоставлении этих акций.

Расчет бета-коэффициента Хогана — Варрена показан в табл. 9.13, Харлоу — Рао — в табл. 9.14, Эстрада — в табл. 9.15, сводные результаты — в табл. 9.16. Значение безрисковой ставки принято равным 0,67% (8% годовых по депозиту/12 мес.) в месяц.

Таблица 9.13

**Расчет бета-коэффициента Хогана — Варрена
для двух рассматриваемых акций**

$$\beta_i^{HW} = \frac{E\{(R_i - R_f) \min[(R_M - R_f), 0]\}}{E[(\min(R_M - R_f), 0))^2]}$$

Дата	Значение котировки акции Газпрома на ММВБ, руб.	Месячная доходность (R), %	Отклонение доходности от безрисковой ставки (R - R _f), %	Отклонение от безрисковой ставки индекса ММВБ (R _m - R _f), %	Значения отклонения меньше нуля (min (R _m - R _f), 0), %	Ковариация (R - R _f) (min (R _m - R _f), 0)
31.05.2010	160,01	-6,06	-6,73	-7,87	-7,87	0,0053
30.06.2010	149,37	-6,65	-7,32	-2,42	-2,42	0,0018
31.07.2010	162,89	9,05	8,38	6,04	0,00	0,0000
31.08.2010	158,72	-2,56	-3,23	-2,69	-2,69	0,0009
30.09.2010	159,96	0,78	0,11	4,55	0,00	0,0000
Среднее значение доходности — 0,0016						
Дисперсия рынка — 0,0015						
Для Газпрома $\beta^{HW} = \frac{E\{(R - R_f) \min[(R_m - R_f), 0]\}}{E[(\min(R_m - R_f), 0))^2]} = \frac{0,0016}{0,0015} = 1,06$						
Дата	Значение котировки акции МТС на ММВБ, руб.	Месячная доходность (R), %	Отклонение доходности от безрисковой ставки (R - R _f), %	Отклонение от безрисковой ставки индекса ММВБ (R _m - R _f), %	Значения отклонения меньше нуля (min (R _m - R _f), 0), %	Ковариация (R - R _f) (min (R _m - R _f), 0)
30.04.2010	266,66					
31.05.2010	233,25	-12,53	-13,20	-7,87	-7,87	0,0104
30.06.2010	236,94	1,58	0,91	-2,42	-2,42	-0,0002

Окончание табл. 9.13

Дата	Значение котировки акции МТС на ММВБ, руб.	Месячная доходность (R), %	Отклонение доходности от безрисковой ставки (R - R _f), %	Отклонение от безрисковой ставки индекса ММВБ (R _m - R _f), %	Значения отклонения меньше нуля (min (R _m - R _f), 0) %	Ковариация (R - R _f) (min (R _m - R _f), 0)
31.07.2010	240,68	1,58	0,91	6,04	0,00	0,0000
31.08.2010	249,12	3,51	2,84	-2,69	-2,69	-0,0008
30.09.2010	250,64	0,61	-0,06	4,55	0,00	0,0000
Среднее значение доходности — 0,0019						
Дисперсия рынка — 0,0015						
Для МТС $\beta_{\text{МТС}}^{\text{HW}} = \frac{E\{(R_{\text{МТС}} - R_f), \min[(R_m - R_f), 0]\}}{E\{[\min(R_m - R_f), 0]^2\}} = \frac{0,0019}{0,0015} = 1,26$						
По модели CAPM для Газпрома $ER_{\text{Г}} = 8\% + 1,06 \times 6,3\% = 14,67\%$						
Для МТС $ER_{\text{МТС}} = 8\% + 1,26 \times 6,3\% = 15,93\%$						

Таблица 9.14

Расчет меры риска и требуемой доходности по модели Харлоу — Рао

$$\beta_i^{\text{HR}} = \frac{E[(R_i - \mu_i), \min(R_m - \mu_m, 0)]}{E[(\min(R_m - \mu_m), 0)^2]}$$

Дата	Значение котировки акции Газпрома на ММВБ, руб.	Месячная доходность (R), %	Отклонение от средней доходности (R - μ), %	Отклонение доходности ММВБ от математического ожидания (R _m - μ _m), %	Значения отклонения меньше нуля (min (R _m - μ _m), 0), %	Ковариация ((R - μ) (min (R _m - μ _m), 0))
31.05.2010	160,01	-6,06	-4,97	-7,39	-7,39	0,0037
30.06.2010	149,37	-6,65	-5,56	-1,94	-1,94	0,0011
31.07.2010	162,89	9,05	10,14	6,52	0,00	0,0000
31.08.2010	158,72	-2,56	-1,47	-2,21	-2,21	0,0003

Окончание табл. 9.14

Дата	Значение котировки акции Газпрома на ММВБ, руб.	Месячная доходность (R), %	Отклонение от средней доходности (R - μ), %	Отклонение доходности ММВБ от математического ожидания (R _м - μ _м), %	Значения отклонения меньше нуля (min (R _м - μ _м), 0), %	Ковариация ((R - μ) (min (R _м - μ _м), 0))
30.09.2010	159,96	0,78	1,87	5,03	0,00	0,0000
Среднее значение доходности — 1,1						0,0010
Дисперсия рынка — 0,00126						
Для Газпрома $\beta_{ГР}^{HR} = \frac{E((R_{ГР} - \mu_{ГР}), \min[(R_{М} - \mu_{М}), 0])}{E[\{\min(R_{М} - \mu_{М}), 0\}^2]} = \frac{0,0010}{0,00126} = 0,79$						
Дата	Значение котировки акции МТС на ММВБ, руб.	Месячная доходность (R), %	Отклонение от средней доходности (R - μ), %	Отклонение доходности ММВБ от математического ожидания (R _м - μ _м), %	Значения отклонения меньше нуля (min (R _м - μ _м), 0), %	Ковариация ((R - μ) (min (R _м - μ _м), 0))
31.05.2010	233,25	-12,53	-11,48	-7,39	-7,39	0,0085
30.06.2010	236,94	1,58	2,63	-1,94	-1,94	-0,0005
31.07.2010	240,68	1,58	2,63	6,52	0,00	0,0000
31.08.2010	249,12	3,51	4,56	-2,21	-2,21	-0,0010
30.09.2010	250,64	0,61	1,66	5,03	0,00	0,0000
Среднее значение доходности — 1,1						0,0014
Дисперсия рынка — 0,00126						
Для МТС $\beta_{МТС}^{HR} = \frac{E((R_{МТС} - \mu_{МТС}), \min[(R_{М} - \mu_{М}), 0])}{E[\{\min(R_{М} - \mu_{М}), 0\}^2]} = \frac{0,0014}{0,00126} = 1,11$						
$ER_{ГР} = 8\% + 0,79 \times 6,3\% = 12,97\%$						
$ER_{МТС} = 8\% + 1,11 \times 6,3\% = 14,99\%$						

Таблица 9.15

Модель Эстрады для расчета мер систематического риска
и требуемой доходности

$$r_{i,t} = r_{f,t} + \beta_i (r_{m,t} - r_{f,t}) + \alpha_i + \epsilon_{i,t}$$

Дата	Значение котировки акции Газпрома на ММВБ, руб.	Доходность (*), %	Значения отклонения меньше нуля (min (K-Ц), 0), %	Доходность ММВБ (HJ, %)	Значения отклонения меньше нуля (min (K - Ю', 0), %)	Ковариация (($\sigma_{(L-p)}$), 0) (min($r_m - r_f$), 0))
31.05.2010	160,01	-6,06	-4,97	-7,20	-7,39	0,0037
30.06.2010	149,37	-6,65	-5,56	-1,75	-1,94	0,0011
31.07.2010	162,89	9,05	0,00	6,71	0,00	0,0000
31.08.2010	158,72	-2,56	-1,47	-2,02	-2,21	0,0003
30.09.2010	159,96	0,78	0,00	5,22	0,00	0,0000
Среднее значение доходности — 1,1				0,2%		0,0010
Дисперсия рынка — 0,00126						
Для Газпро — $\beta = \frac{\sigma_{(L-p),0} \cdot \sigma_{(L-m-p),0}}{\sigma_{(L-p),0}^2}$ 0,0010 $\sigma_{(L-p),0}^2$						
$\beta = \frac{\sigma_{(L-p),0} \cdot \sigma_{(L-p),0}}{\sigma_{(L-p),0}^2}$ 0,00126 "						
Дата	Значение котировки акции МТС на ММВБ, руб.	Доходность (Я), %	Значения отклонения меньше нуля (min (« - Ю, 0), %)	Доходность ММВБ («», %)	Значения отклонения меньше нуля (min (Л, - Ю), %)	Ковариация ((min («-p), 0) (min($r_m - r_f$), 0))
31.05.2010	233,25	-12,53	-11,48	-7,20	-7,39	0,0085
30.06.2010	236,94	1,58	0,00	-1,75	-1,94	0,0000
31.07.2010	240,68	1,58	0,00	6,71	0,00	0,0000
31.08.2010	249,12	3,51	0,00	-2,02	-2,21	0,0000
30.09.2010	250,64	0,61	0,00	5,22	0,00	0,0000
Среднее значение — 1,1				0,2		0,0017
Дисперсия рынка — 0,00126						

$$\text{Для МТС } \beta_{\text{МТС}}^d = \frac{E\left(\left[\min(R_{\text{МТС}} - \mu_{\text{МТС}}, 0), \min(R_M - \mu_M, 0)\right]\right)}{E\left[\left(\min(R_M - \mu_M, 0)\right)^2\right]} = \frac{0,0017}{0,00126} = 1,34$$

$$E_r = 8\% + 0,79 \times 6,3\% = 12,97\%;$$

$$E_{\text{МТС}} = 8\% + 1,34 \times 6,3\% = 16,45\%$$

Таблица 9.16

Сопоставительный анализ расчетных мер риска

Меры риска и ожидаемая доходность	Двусторонняя мера риска	Односторонние меры риска		
		Хогана — Варрена	Харлоу — Рао	Эстрады
Бета-коэффициент для Газпрома	0,96	1,06	0,79	0,79
Бета-коэффициент для МТС	0,72	1,26	1,11	1,34
Ожидаемая доходность Газпрома, % в год	14,05	14,67	12,97	12,97
Ожидаемая доходность МТС, % в год	12,53	15,93	14,99	16,45

Как видно из табл. 9.16, результаты, полученные по односторонним мерам риска, отличаются от первоначальных расчетов в рамках классической конструкции CAPM. В рамках двустороннего риска акции МТС характеризуются меньшим риском по сравнению с рынком и акциями Газпрома, однако анализ одностороннего риска показывает, что акции более рискованны и требуемая доходность по ним должна быть выше.

9.4. Тестирование мер риска в рамках конструкции CAPM для объяснения различий в доходности страновых индексов и отдельных портфелей (акций)

В работе С. Хванга и К.С. Педерсена [Hwang, Pedersen, 2002] представлены результаты тестирования трех моделей на основе

конструкции CAPM на уровне страновых индексов: с традиционным бета-коэффициентом и с двумя мерами одностороннего риска — LPM-CAPM (*Lower Partial Moment — CAPM*) и ARM (*Asymmetric Response Model*). Исследование проведено на выборке из 690 компаний развивающихся рынков капитала на 10-летнем временном горизонте (апрель 1992 г. — март 2002 г.). Авторы делают вывод, что по своей объясняющей способности традиционный бета-коэффициент не уступает альтернативным моделям формирования мер рыночного риска. При перекрестной выборке объясняющая способность традиционной CAPM достигла 80% по данным недельной и месячной доходности, и 55% — по данным дневной доходности. Значимых преимуществ асимметричных мер риска на уровне нескольких рынков капитала выявлено не было. Кроме того, проводя анализ, авторы разделили выборку 26 развивающихся стран по регионам, а затем разбили весь временной период наблюдений на два промежутка — до и после азиатского кризиса 1997 г. Именно это позволило показать значимое влияние локальных рисков на развивающихся рынках капитала, но не привело к доказательству преимуществ односторонних мер риска.

Для тестирования собственной модели Х. Эстрада использовал ежемесячные наблюдения о фондовых индексах 27 развивающихся стран из базы данных Morgan Stanley Capital за период с 1988 по 2001 г. Х. Эстрада превосходство β^D над традиционными мерами риска объясняет «вирусным эффектом» на финансовых рынках, именно тем, что рынки более интегрированы в случае кризиса, чем в случае экономического подъема, что и должны фиксировать односторонние меры риска по отношению к глобальному портфелю.

Аналитики, тестирующие преимущества односторонних мер риска, продолжают исследование Х. Эстрады, когда на данных разных страновых фондовых индексов сопоставляются несколько мер риска. Например Д. Коллинз [Collins, 2002] тестирует разные меры риска для 42 стран развивающегося рынка: систематического (бета-коэффициент), общего (стандартное отклонение), идиосинкратического, одностороннего (одностороннее отклонение, односторонний бета-коэффициент и VaR^1), а также размер рынка

¹ Value at risk — максимально возможная сумма потерь инвестора, оцененная за некоторый временной промежуток с определенной вероятностью.

(определяется по средней капитализации страны), учитываются также коэффициенты скошенности и эксцесса. Тестирование проводилось на основе эконометрического метода (так же как и в большинстве подобных работ) с позиции международного инвестора на 5-летнем временном промежутке (январь 1996 г. — июнь 2001 г.) по недельным доходностям. В зависимости от размера рынка капитала, ликвидности и степени развития инфраструктуры рынка первоначальная выборка из 42 стран была разделена на три группы: первая группа — страны с большим размером рынка капитала (например, Бразилия, ЮАР, Китай), а также с небольшим, но экономически и информационно развитым размером рынка; вторая группа — менее крупные развивающиеся рынки (сюда вошла Россия); третья группа — небольшие рынки (Латвия, Эстония, Кения, Литва, Словакия и др.). Полученные результаты исследования показали, что для некоторых рынков значения бета-коэффициентов получились меньше ожидаемых, что свидетельствует о ложном сигнале для инвесторов о существовании низкого риска. Коллинз делает вывод: бета-коэффициент (а следовательно, и модель CAPM) некорректно применять для всей совокупности развивающихся стран. Он также утверждает, что нет единого показателя риска, который подходил бы для любой страны из группы развивающихся. Для стран первой группы более подходящим показателем риска является коэффициент, учитывающий размер рынка; для стран второй группы — показатели одностороннего риска (в сравнении с другими лучшие результаты продемонстрировал показатель VaR); для стран третьей группы — либо стандартное отклонение, либо идиосинкратический риск.

Тестирование трех односторонних мер риска (BL, HB, E-beta) на уровне рынков капитала (для 27 развивающихся рынков)¹ на отрезке 1995–2004 г. проведено Д. Галагедера [Galagedera, 2007]. В качестве глобального портфеля используется индекс MSCI по развивающимся рынкам, в качестве безрисковой ставки фигурируют 10-летние государственные облигации США ($Tbond 10$). Показано, что для рынков с большой асимметрией распределения доходности (высокий коэффициент скошенности) наиболее приемлемой мерой систематического риска выступает HB-beta. Для рынков с наблюдаемыми существенными сверхнормальными доходностями преимущество над другими мерами риска имеет BL-beta.

¹ В выборку вошли азиатские и латиноамериканские рынки, африканские и восточноевропейские, включая Россию.

Результаты тестирования D-CAPM с E-beta по странам со схожими географическими и макроэкономическими характеристиками Центральной и Восточной Европы (восемь стран бывшего соцлагеря: Чехия, Словакия, Венгрия, Польша, Словения, Эстония, Латвия и Литва на временном отрезке 1998–2003 гг.) представлено в работе Л. Девируса и Г. Жанкаускаса [Devyris, Jankauskas, 2004]. Авторы доказывают значимость односторонних мер риска наряду с сохранением влияния специфических страновых рисков.

Тестирование односторонней версии CAPM на уровне фирм для одного рынка капитала менее обширно¹. Некоторые важные моменты влияют на получаемые оценки значимости модели CAPM и ключевого параметра модели — бета-коэффициента, как в традиционной версии, так и в конструкции одностороннего риска. Первый момент — временной горизонт проводимого тестирования. Включение в горизонт анализа периодов финансовой устойчивости и нестабильности существенно влияет на статистические оценки связи «риск — доходность». Использование неизменного бета-коэффициента для длительного временного горизонта также дает неадекватные результаты. Второй момент — шаг расчета доходности (недельные, месячные, годовые данные). В ряде исследований показано, что увеличение шага анализа существенно повышает объяснительную способность CAPM². Однако использование годового шага часто затруднено, так как на развивающихся рынках капитала трудно найти относительно длинные периоды наблюдений (например, временные ряды доходностей акций и соответственно расчетные бета-коэффициенты по российскому рынку можно выстроить только с 1995 г.). Поэтому во многих исследованиях выбор делается в пользу недельного шага фиксации доходности.

Например, К. Педерсен и С. Хванг на основе анализа доходности акций британских компаний делают вывод, что хотя одно-

¹ Например, интересны исследования по рынку Пакистана [Javid, 2009], Израиля [Levy, 1980], Египта [Omran, 2007], по рынку России имеются исследования Т. Тепловой с соавторами [Teplova, Selivanova, 2007; Teplova, Shutova, 2011].

² Переход от традиционных месячных или квартальных показателей доходности к годовым позволил Х. Леви сделать вывод о допустимости использования CAPM на израильском рынке (R^2 в исследовании оценен на уровне 40%) [Levy, 1980].

сторонняя бета объясняет часть доходности обыкновенных акций в дополнение к традиционному бета-коэффициенту, однако переход на одностороннюю меру риска не приводит к существенным улучшениям модели ценообразования финансовых активов [Pedersen, Hwang, 2003]. Аналогичные данные были получены для развивающихся рынков. Например, М. Гонзалес [Gonzalez, 2001] тестировал модель CAPM на выборке компаний, акции которых торгуются на фондовой бирже Каракаса (Венесуэла). Используя регрессионный метод на данных за 6-летний период (1992–1998 гг.), автор приходит к выводу, что на рынке Венесуэлы модель CAPM не работает. Это заключение главным образом было сделано вследствие отвержения гипотезы о наличии положительной зависимости между риском и доходностью акций. Однако результаты исследования показали, что, во-первых, зависимость между риском (в качестве показателя которого использовался бета-коэффициент) и доходностью является линейной, и, во-вторых, систематический риск — это не единственный фактор, влияющий на ожидаемую доходность на собственный капитал. Схожие результаты были получены в ходе исследования М. Омрана [Omran, 2007] на египетском рынке капитала. В выборку вошла 41 компания с наиболее ликвидными акциями. Выборка данных была сформирована за период декабрь 2001 г. — декабрь 2002 г. на основе логарифмических доходностей акций, полученных на недельных наблюдениях. Эмпирические тесты М. Омрана свидетельствуют о том, что рыночный риск выступает существенным фактором, объясняющим ожидаемую доходность акций египетских компаний. Выявленный парадокс исследования — доходность портфеля, составленного из акций компаний с низкими бета-коэффициентами (в основном это компании, которые производят товары народного потребления и предоставляют финансовые услуги), выше, чем доходность портфеля из акций компаний строительной, текстильной отраслей и сектора гостиничного бизнеса с более высокими значениями бета-коэффициента. По мнению автора, причиной такого несоответствия является государственная национализация 1950–1960-х годов, которая в большей степени отрицательно повлияла на риски промышленного и строительного секторов экономики, чем на компании, производящие потребительские товары, а также на финансовые организации.

В работе Т. Тепловой и Н. Селивановой [Teplova, Selivanova, 2007] на временном отрезке 2003–2006 гг. по 25 обыкновенным ак-

циям крупнейших компаний российского рынка, акции которых котируются на бирже РТС, проведено сопоставительное тестирование E-beta в рамках D-CAPM X. Эстрады по сравнению с традиционной моделью (бета-коэффициент рассчитан регрессионным методом каждой компании по рыночной модели). Преимущества модели D-CAPM для описания доходности инвестирования в собственный капитал российских компаний не выявлены.

Традиционно используется двухшаговый алгоритм (*two-stage estimation procedure*) тестирования Ю. Фама и Дж. Макбет [Fama, MacBeth, 1973], когда на первом шаге вычисляются значения бета-коэффициента (в рамках традиционного представления «средняя — стандартное отклонение» или ряда односторонних значений) для каждой компании (портфеля) относительно странового индекса (как рыночного портфеля), а затем средние за период значения доходности компаний или портфелей (MR) регрессируются на полученные для этих компаний значения бета-коэффициентов для нахождения значений премий за риск¹. Однофакторные модели для тестирования различных спецификаций модели с разными значениями бенчмарка имеют вид:

$$E(MR_i) = \gamma_0 + \gamma_1 \beta_i + e;$$

$$E(MR_i) = \gamma_0 + \gamma_1 \beta_M^{HR} + e;$$

$$E(MR_i) = \gamma_0 + \gamma_1 \beta_0^{HR} + e;$$

$$E(MR_i) = \gamma_0 + \gamma_1 \beta_M^E + e;$$

$$E(MR_i) = \gamma_0 + \gamma_1 \beta_0^E + e.$$

По каждой объясняющей переменной и по свободному члену оценивается *t*-статистика, которые затем сопоставляются с критическим значением по таблице Стьюдента (также оценивается вероятность признания переменной статистически незначимой — *p-value*). Из моделей со статистически значимыми объясняющими переменными выбирается та спецификация модели, которая обеспечивает большую объяснительную способность в различии доходностей активов выборки (например, по критерию R^2).

¹ Эта процедура также применяется в исследованиях [Pettengill et al., 1995; Harvey, Siddique, 2000; Chung et al., 2006].

Пример возможного представления данных показан в табл. 9.17.

Таблица 9.17

Пример представления результатов регрессионной оценки объясняющей способности бета-коэффициентов

Вариант расчета бета-коэффициента	γ_0 или λ_0 оценки	t -статистика для свободного члена (t -value, t -statist)	γ_1 или λ_1 оценки	t -статистика для параметра риска	Коэффициент детерминации R^2 или $AdjR^2$
Традиционный коэффициент					
Односторонний бета-коэффициент по Harlow & Rao					
Односторонний бета-коэффициент по Estrada					

Так как по построенным регрессиям может наблюдаться гетероскедастичность (непостоянство дисперсий остаточных членов регрессии), рекомендуется на следующем шаге провести статистические тесты на корректность (несмещенность) полученных в регрессии оценок значимости переменных. Один из возможных вариантов тестирования — тест Вайта (*White heteroskedasticity-consistent covariance matrix*). В тесте Вайта тестирование дисперсий остатков заменяется оцениванием регрессии квадратов отклонений на объясняющие переменные, квадраты объясняющих переменных и их попарные произведения (исключая все повторяющиеся переменные). Таким образом, тестирующая регрессия в тесте Вайта включает N параметров, а для оценки ее качества значение $N \times R^2$ сравнивается с критическим значением по статистической таблице хи-квадрат (χ^2).

Следующим шагом может быть переход от однофакторных моделей к многофакторным, когда оцениваются перекрестные регрессии, отдельно с двумя переменными, измеряющими, на-

пример, полный риск (среднеквадратичное отклонение σ и одностороннее среднеквадратичное отклонение) и отдельно с двумя объясняющими переменными, измеряющими систематический риск (традиционный и односторонний бета-коэффициенты). Двухфакторная модель принимает вид:

$$MR_i = \gamma_0 + \gamma_1 RV_{1i} + \gamma_2 RV_{2i} + u_i,$$

где RV_1 и RV_2 — параметры для оценки риска.

Четырехфакторная перекрестная регрессия, одновременно учитывающая все четыре объясняющих переменных риска, примет вид:

$$MR_i = \gamma_0 + \gamma_1 RV_{1i} + \gamma_2 RV_{2i} + \gamma_3 RV_{3i} + \gamma_4 RV_{4i} + u_i.$$

Далее этот алгоритм рассматривается на основе данных российского фондового рынка по выборке 50 финансовых активов, которые определяют 95% капитализации индекса ММВБ (сбор данных и расчеты проведены совместно с Е.С. Миковой). Временной горизонт анализа — с января 2004 г. по ноябрь 2010 г. Гипотеза исследования — односторонние меры риска должны лучше объяснять различия доходностей ценных бумаг, так как вероятностное распределение доходностей акций, котирующихся на ММВБ, не подчиняется нормальному распределению. Отклонение рыночной доходности (по индексу ММВБ) от нормального распределения можно оценить по коэффициентам асимметрии и эксцесса в табл. П.2 и П.3. Оценки для ряда компаний российского рынка показаны в табл. П.1 и П.2 приложения (включая статистический тест Jarque-Bera на проверку нормальности распределения). Аналогичный вывод о невыполнении предпосылки нормальности и логнормальности распределения по другим зарубежным рынкам были описаны в работах (Harvey, 1995; Hussain, Uppal, 1998), [Javid, 2009].

Однофакторная модель для тестирования имеет вид:

$$MR_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 \times risk\ factor_i + \varepsilon_{it},$$

где MR — средняя за период доходность рассматриваемого актива i из выборки.

Факторы риска были отдельно рассчитаны для трех временных горизонтов: 2004–2007, 2008–2010, 2004–2010. Тестировались четыре разных меры систематического одностороннего риска (*downside systematic risk*): модель Бава — Линденберга с VL-beta, модель Харлоу — Рао с HR-beta, модель Хогана — Варрена с H-Wbeta и модель Эстрады с E-beta. В рамках этих четырех спецификаций моделей тестировалось также влияние выбора бенчмарка (τ) на объяснительную способность модели (рассмотрены следующие варианты: нулевая доходность, безрисковая ставка, средняя доходность для каждого актива, рыночная доходность как μ). Аналогичная двухшаговая процедура была применена и для новой меры риска X. Эстрады (GLS).

Расчет мер риска по компаниям выборки на двух отрезках представлен в табл. П.3 и П.4.

Рассмотрение объяснительной способности (*cross-sectional analysis*) различных спецификаций CAPM показало, что объяснительная сила традиционного бета-коэффициента находится на уровне 0,5% ($R^2 = 0,005$ в однофакторной регрессии по недельным значениям доходности). На отрезке с 2008 по 2009 г. объяснительная способность еще меньше. Замена в однофакторной модели традиционного бета-коэффициента на односторонние меры риска (*downside measures* — βE и βHR) повышает объяснительную способность, но только на периоде финансовой стабильности. Для периода финансовой нестабильности преимущества односторонних мер риска не выявляются (ни с какими значениями бенчмарка). Лучшей мерой по объяснительной способности для периода 2004–2007 гг. является односторонний бета-коэффициент Харлоу — Рао (HR-бета) с бенчмарком (*target return*), равным нулю $\tau = 0$ ($R^2 = 36,2\%$) (см. табл. 9.18).

В табл. 9.19 приведены результаты тестирования объяснительной способности меры риска Эстрады GLS на двух временных отрезках по недельным доходностям. Из таблицы видно, что в период финансовой стабильности эта мера риска не характеризуется статистической значимостью. Однако в период кризиса (2008–2009) мера риска GLS статистически значима, но объяснительная способность невелика и явно проигрывает мере Harlow & Rao (HR-бета).

В целом объяснительная способность однофакторных моделей на российском рынке не велика. Однофакторные модели (особенно спецификация Harlow & Rao (HR-бета) с нулевым бенчмарком) хорошо объясняют различия доходностей только на периоде финансовой стабильности.

Таблица 9.18

Премии за риск для традиционной и односторонней мер систематического риска на российском рынке

Период	Статистическая значимость	λ_0	λ_1	AdjR ²
$MR_{it} = \lambda_0 + \lambda_1\beta + \varepsilon$				
2004–2007	Estimate	0,843	0,613	0,005
	P-value	0,005	0,120	
2008–2010	Estimate	0,7	0,067	0,019
	P-value	0	0,755	
$MR_{it} = \lambda_0 + \lambda_1\beta E + \varepsilon \quad \tau = \mu$				
2004–2007	Estimate	1,016	0,774	0,091
	P-value	0,009	0,099	
$MR_{it} = \lambda_0 + \lambda_1\beta HR + \varepsilon \quad \tau = \mu$				
2004–2007	Estimate	0,886	0,665	0,094
	P-value	0,004	0,096	
$MR_{it} = \lambda_0 + \lambda_1\beta E + \varepsilon \quad \tau = 0$				
2004–2007	Estimate	1,189	1,033	0,357
	P-value	0	0,003	
2008–2010	Estimate	-0,383	-0,279	0,015
	P-value	0,057	0,193	
$MR_{it} = \lambda_0 + \lambda_1\beta HR + \varepsilon \quad \tau = 0$				
2004–2007	Estimate	0,999	0,874	0,362
	P-value	0	0,002	
2008–2010	Estimate	-0,444	-0,237	0,021
	P-value	0,011	0,160	

Таблица 9.19

Результаты тестирования однофакторной модели
с мерой риска GLS (1%-й уровень значимости)

Период	Статистическая значимость	λ_0	λ_1	AdjR ²
$MR_{it} - R_{ft} = \lambda_0 + \lambda_1 + \varepsilon$				
2004–2007	Estimate	0,16	0,05	0,02
	t-statist	0,50	0,99	
2008–2010	Estimate	–0,22	–0,07	0,05
	t-statist	–0,83	–1,97**	

* 5%-й уровень значимости; ** 10%-й уровень значимости.

9.5. Систематическая асимметрия и эксцесс как меры риска в объяснении различий доходности акций на рынке

Статистически асимметрия и эксцесс рассматриваются как третий и четвертый моменты распределения доходности, нормализованные на кубическую и четвертую степень волатильности.

Ограничение анализа первыми двумя моментами распределения подразумевает пренебрежение значимости моментов более высокого порядка, что приемлемо только, во-первых, когда функция полезности инвесторов принимает квадратичную форму и, во-вторых, когда распределение доходностей подчиняется нормальному закону [Rubinstein, 1973]. Следует отметить, российский фондовый рынок отличается большой волатильностью и смещенностью относительно нормального распределения. Уровень ликвидности существенно различен по акциям публичных компаний. Традиционные приемы моделирования доходности на российском рынке показывают удовлетворительные результаты только в отдельные периоды развития экономики. Таким образом, по причине того, что развивающиеся рынки, и в частности российский фондовый рынок, не подчиняются нормальному закону распределения и характеризуются асимметричным распределением доходностей, для инвесторов важную роль при принятии решений на-

чинает играть форма хвостов распределения доходностей, мерой которых могут выступать моменты более высоких порядков.

Впервые переход к систематической асимметрии (*coskewness*) как дополнительной мере риска предложен в работе А. Крауса и Р. Литценберга [Kraus, Litzenberger, 1976], когда стандартная двухмоментная (средняя доходность и дисперсия) модель CAPM модифицировалась путем добавления еще одной меры риска — систематической скошенности. Авторы отстаивали преимущества новой спецификации модели для объяснения связи «риск — доходность». Хотя Дж. Фрэнсис [Francis, 1975] показал, что общая (*total*) скошенность не значима в объяснении различий доходности акций, однако Краус и Литценберг [Kraus, Litzenberger, 1976] доказывают, что именно систематическая (*co-skewness*), а не общая скошенность должна вводиться в модель для объяснения уровней доходности по портфелям и активам.

Общий вид модели:

$$\bar{R}_i - R_F = \lambda_0 + \lambda_1 \beta_{iM} + \lambda_2 g_{iM},$$

где \bar{R}_i — ожидаемая доходность ценной бумаги или портфеля i ; R_F — безрисковая ставка процента; $\bar{R}_i - R_F$ — ожидаемая премия за риск по ценной бумаге i ; β_{iM} — систематический риск (бета-коэффициент) ценной бумаги

$$i = E[(R_i - \bar{R}_i)(R_M - \bar{R}_M)] / E[(R_M - \bar{R}_M)^2] = \text{Cov}(R_i, R_M) / (S_M)^2,$$

g_{iM} — систематическая скошенность (гамма) ценной бумаги

$$i = E[(R_i - \bar{R}_i)(R_M - \bar{R}_M)^2] / E[(R_M - \bar{R}_M)^3] = \text{Cov}(R_i, R_M^2) / (M_M)^3;$$

λ_0 — свободный член; λ_1 — рыночная премия за систематический риск, измеряемый $\beta = (dR/dS)S_M$; λ_2 — рыночная премия за риск, измеряемый систематической асимметрией — $(-dR/dM)M_M$.

Кроме того, модель Крауса и Литценберга может быть записана следующим образом [Kraus, Litzenberger, 1976]:

$$\bar{R}_i - R_F = \lambda_0 + (dR/dS)S_M \beta_{iM} + (-dR/dM)M_M g_{iM}. \quad (1)$$

На протяжении ряда лет с 1980-х годов проводились тестирования трехфакторной CAPM, а с конца 1990-х годов появились исследования в рамках четырехфакторной CAPM с добавлением четвертого момента распределения доходностей — систематического эксцесса.

Четырехфакторная модель CAPM в уравнении представляет собой комбинацию систематической беты, систематической асимметрии и систематического эксцесса с соответствующими премиями за риск (лямбды). Если эти три фактора значимы для инвестора при объяснении доходности инвестирования, то оцененные по регрессии коэффициенты $\lambda_1, \lambda_2, \lambda_3$ должны быть статистически значимы и отличны от нуля.

Аналитическое представление для этих мер риска имеет вид:

$$\beta_{im} = \frac{E[\{R_{it} - E(R_t)\}\{R_m - E(R_m)\}]}{E\{R_m - E(R_m)\}^2} = \beta;$$

$$\gamma_{im} = \frac{E[\{R_{it} - E(R_t)\}\{R_m - E(R_m)\}^2]}{E[R_m - E(R_m)]^3} = \gamma$$

(коэффициент систематической асимметрии);

$$\theta_{im} = \frac{E[\{R_{it} - E(R_t)\}\{R_m - E(R_m)\}^3]}{E\{R_m - E(R_m)\}^4} = \theta$$

(коэффициент систематического эксцесса).

При тестировании проверяется гипотеза, что согласно свойствам функции полезности рационального инвестора рыночная премия для бета-коэффициента как показателя рыночного риска — λ_1 будет положительной, знак рыночной цены систематической асимметрии — λ_2 будет противоположным знаком асимметрии распределения доходности, рыночная цена систематического эксцесса (премия) — λ_3 должна быть положительна.

Модифицированная модель CAPM прошла ряд эмпирических проверок и несмотря на неоднозначность общих выводов продемонстрировала достаточно неплохую объяснительную спо-

способность как на развитых, так и развивающихся рынках [Doan, Lin, Zurbruegg, 2010; Hung, 2007; Chiao, Hung, Srivastava, 2003]. В работе [Friend, Westerfield, 1980] представлен отрицательный результат тестирования систематической асимметрии как дополнительного объясняющего риска на отрезке 1952–1976 гг. для американского рынка акций и облигаций. Помимо акций в анализ были включены также облигации, что позволило построить авторам два варианта рискованных портфелей, первый из которых содержал как акции, так и облигации, в то время как второй строился исключительно на акциях. В качестве показателя рыночного портфеля, построенного по акциям, выступали средневзвешенный индекс и индекс, взвешенный по стоимости акций компаний. Тестирования проводились как для отдельных финансовых активов, так и для портфелей. Авторы не нашли подтверждения выводов, сделанных Краусом и Литценбергом [Kraus, Litzenberger, 1976], хотя их результаты слабо подтверждают то, что инвесторы платят премию за положительную скошенность доходностей портфелей. Авторы также отмечают факт чувствительности выводов к рыночным условиям, в частности к связи между средней рыночной доходностью и безрисковой ставкой. Основным выводом работы — степень объяснения цен отдельных финансовых активов при добавлении систематической ко-асимметрии к бета-коэффициенту находится под значительным влиянием выбора, какие рыночные индексы используются как прокси рыночных портфелей и какие процедуры оценки и тестирования проводятся. Например, эмпирические результаты выявили, что оцененная безрисковая ставка гораздо выше фактической безрисковой доходности. Как результат, авторы доказывают, что модель 3-го порядка с включением бета-коэффициента и систематической асимметрии применима для американского рынка в определенных случаях и при определенных условиях.

Кроме того, К. Лим [Lim, 1989] по данным американского рынка акций на 50-летнем временном горизонте (с января 1933 г. по декабрь 1982 г.) подтверждает, что показатель систематической асимметрии повышает объяснительную способность CAPM.

Еще одна попытка протестировать расширенную модель CAPM до 3-го порядка на американском рынке была сделана Р. Серсом и К. Веем [Sears, Wei, 1988]. Авторы использовали факт чувствительности ожидаемой премии за риск ценной бумаги i к ры-

ночной премии за риск. Если рыночную премию за риск явным образом вставить в уравнение (1), данная модификация примет вид:

$$\bar{R}_i - R_F = \lambda_0 + [(\bar{R}_M - R_F) / (1 + K_3)] \beta_{iM} + \\ + [K_3(\bar{R}_M - R_F) / (1 + K_3)] g_{iM}, \quad (2)$$

где $K_3 = [(-dR/dM)/(dR/dS)](M_M/S_M)$ — рыночная предельная норма замещения между асимметрией и риском, нормированная на асимметрию с поправкой на риск рыночного портфеля.

K_3 можно преобразовать в $-(dS/S_M)(dM/M_M)$ — как показатель перекрестной эластичности между стандартным отклонением и асимметрией. Это показывает, насколько процентов увеличится (уменьшится) стандартное отклонение доходности при увеличении положительной (отрицательной) асимметрии на 1% при прочих равных условиях.

Исследователи гораздо реже обращали внимание на четвертый момент распределения доходности (эксцесс, *kurtosis*) по сравнению с моментом 3-го порядка, и на анализ влияния эксцесса на ценообразование активов. В работе [Fang, Lai, 1997] сделан вывод, что инвесторы получают компенсацию за несение риска эксцесса, так же как и за риски ковариации и систематической асимметрии (скошенности) в виде более высоких ожиданий доходности. В ряде работ [Homaifar, Graddy, 1988; Lai, 1997; Iqbal, 2007] отстаивается важность учета систематического эксцесса (*cokurtosis*), однако результаты эмпирических исследований, направленных на выявление значимости этой меры риска при объяснении различий доходности, неоднозначны.

Большинство исследователей развивающихся рынков капитала фокусируют свое внимание на рыночных индексах, нежели на отдельных ценных бумагах. Например, в работе [Hwang, Satchell, 1999] моменты более высоких порядков включены в модель ценообразования на развивающихся рынках капитала. В работе [Mitra, Low, 1998] сравниваются асимметрия и эксцесс при объяснении различий доходности рыночных индексов на развитых и развивающихся рынках капитала.

В работах [Rinaldo, Favre, 2005; Christie-David, Chaudhry, 2001; Chang et al., 2001; Jurczenko, Maillat, 2002; Galagedera et al., 2002] используется спецификация модели для тестирования систематической асимметрии и эксцесса, которая базируется на ку-

бической зависимости. При этом используют данные не только акций, но и специфических портфелей. Например, в работе [Rinaldo, Favre, 2005] тестируется четырехмоментная CAPM по результатам инвестирования хедж-фондов и показано, что применение двухмоментной модели может привести к неадекватным результатам оценки компенсации за инвестиционный риск. В работе [Christie-David, Chaudhry, 2001] исследуется четырехмоментная модель на рынке фьючерсов, авторы делают вывод, что систематическая асимметрия увеличивает объяснительную способность модели на рынке фьючерсов.

В исследовании CAPM с моментами более высоких порядков на рынке Пакистана [Javid, 2009] показано, что трехмоментная CAPM относительно неплохо объясняет взаимосвязь «риск — доходность» на пакистанском фондовом рынке в исследуемом периоде времени на основе 50 компаний. Однако результаты четырехмоментной модели подчеркивают, что систематическая ковариация и систематический эксцесс не значимы в объяснении поведения цен акций, тогда как систематическая асимметрия остается значимым фактором.

Р. Доан с соавторами [Doan et al., 2010] приводит результаты тестирования более высоких моментов распределения доходностей в объяснении вариации средних доходностей акций компаний, котирующихся на американской (индекс S&P) и австралийской площадках. Сопоставление распределения доходностей выявило, что австралийские акции характеризуются более значимой отрицательной асимметрией, однако распределение менее островершинное, чем на американском рынке. Авторы приходят к выводу, что степень влияния систематической асимметрии и систематического эксцесса на ценообразование активов в целом зависит от характеристик компаний выборки и склонности инвесторов к риску. Систематическая скошенность играет более важную роль в ценообразовании австралийских акций (статистически значима на 1%-м уровне значимости). Кроме того, на американском рынке существенное воздействие на формирование цены актива оказывает систематический эксцесс, в то время как на австралийском фондовом рынке степень влияния систематического эксцесса уменьшается в зависимости от размера портфеля. Данный вывод подкрепляется фактом, что распределение доходностей американского рынка характеризуется более высоким выборочным эксцессом по сравнению с австралийским фондовым рынком. Авторы выдвигают

гипотезу, что различия в результатах связаны с особенностями компаний, формирующих выборки: австралийские фирмы в основном меньше по размеру, чем их американские аналоги и в меньшей степени сконцентрированы в промышленном секторе. В целом авторы показали, что добавление систематической асимметрии и систематического эксцесса улучшают объяснительную способность модели (аналогично выводу М. Кахарта [Carhart, 1997]) с четырьмя факторами, включая размер компании, индикатор инвестиционных возможностей (BV/MV) и моменты более высоких порядков.

На основе конструкции, предложенной Хоганом и Варреном [Hogan, Warren, 1974], Д. Галагедера и Р. Брукс [Galagedera, Brooks, 2007] определили меру односторонней систематической скошенности (HW-gamma) следующим образом:

$$\gamma_{im}^{(HW)} = \frac{E[(R_i - R_f)\{\min(R_m - R_f, 0)\}^2]}{E[\{\min(R_m - R_f, 0)\}^3]},$$

где R_i — доходность ценной бумаги i ; R_m — доходность рыночного портфеля; R_f — безрисковая ставка.

Соответственно в рамках спецификации [Harlow, Rao, 1989] односторонняя систематическая скошенность (HR-gamma) примет вид:

$$\gamma_{im}^{(HR)} = \frac{E[\{\min(R_i - \mu_i)\{\min(R_m - \mu_m, 0)\}^2\}]}{E[\{\min(R_m - \mu_m, 0)\}^3]},$$

где μ_i и μ_m — средняя доходность ценной бумаги i и среднерыночная доходность соответственно.

Для спецификации модели Х. Эстрады [Estrada, 2002; 2007] по аналогии с односторонним бета-коэффициентом соответствующая мера односторонней систематической скошенности (E-gamma) примет вид:

$$\gamma_{im}^{(E)} = \frac{E[\{\min(R_i - \mu_i)\{\min(R_m - \mu_m, 0)\}^2\}]}{E[\{\min(R_m - \mu_m, 0)\}^3]}.$$

Заметим, что все избыточные доходности рыночного портфеля неположительны ($\min(R_m - \tau, 0) \leq 0$, где τ — бенчмарк) в случае одностороннего бета-коэффициента и все принимают неотрицательное значение ($\min(R_m - \tau, 0)^2 \geq 0$) в случае односторонней гаммы. Более того, для одностороннего бета-коэффициента (одностороннего гамма) увеличение числителя (уменьшение) происходит, когда избыточная доходность портфеля отрицательна и уменьшение (увеличение) в случае, когда избыточная доходность портфеля положительна.

Для выборки 50 финансовых активов российского рынка рассчитанные значения гамма-коэффициента как систематической асимметрии в рамках двух спецификаций с несколькими бенчмарками и дельта как систематического эксцесса приведены в табл. 9.20 и 9.21 для двух временных отрезков. В табл. 9.22 показаны премии за риск по выделенным мерам в рамках однофакторных моделей. В табл. 9.23 и 9.24 — результаты перекрестной регрессии с включением меры Эстрада (2009), гамма и дельта.

Таблица 9.20

Меры одностороннего риска высшего порядка распределения,
2004–2007 гг. (top 10)

Акции российского рынка (тикеры биржи ММВБ)	$E(R)$	Гамма	Дельта	Гамма Estrada с $\tau = \mu$	Гамма Estrada с $\tau = 0$	Гамма HR с $\tau = \mu$	Гамма HR с $\tau = 0$
GAZP RM Equity	0,57	1,10	1,03	1,04	1,04	1,04	1,03
ROSN RM Equity	0,57	0,97	0,77	0,78	0,79	0,77	0,77
LKOH RM Equity	0,36	1,02	1,01	0,98	1,00	0,98	1,00
SBER RM Equity	1,04	0,69	0,89	0,84	0,76	0,84	0,75
SNGS RM Equity	0,09	1,12	1,17	1,12	1,19	1,11	1,18
GMKN RM Equity	0,56	1,11	1,22	1,20	1,21	1,20	1,20
SIBN RM Equity	0,27	0,85	0,60	0,71	0,72	0,69	0,70
MTSI RM Equity	0,50	1,03	0,70	0,78	0,77	0,77	0,76
NOTK RM Equity	0,86	4,02	0,80	1,06	1,03	1,04	1,01
CHMF RM Equity	0,91	0,54	0,81	0,76	0,73	0,72	0,68

Таблица 9.21

Меры одностороннего риска высшего порядка распределения,
2008–2009 гг. (top 10)

Акции российского рынка (тикеры биржи ММВБ)	$E(R)$	Гамма	Дельта	Гамма Estrada $c \tau = \mu$	Гамма Estrada $c \tau = 0$	Гамма HR $c \tau = \mu$	Гамма HR $c \tau = 0$
GAZP RM Equity	-0,61	1,40	1,19	1,04	1,07	1,04	1,07
ROSN RM Equity	-0,06	1,11	1,09	1,09	1,08	1,08	1,07
LKOH RM Equity	-0,13	0,97	0,96	0,96	0,95	0,95	0,95
SBER RM Equity	-0,26	1,31	1,30	1,28	1,27	1,26	1,25
SNGS RM Equity	-0,39	1,11	0,79	0,68	0,70	0,67	0,70
GMKN RM Equity	-0,14	1,89	1,43	1,23	1,22	1,18	1,17
SIBN RM Equity	0,08	1,17	1,16	1,13	1,10	1,11	1,09
MTSI RM Equity	-0,64	0,68	1,12	1,29	1,30	1,28	1,30
NLMK RU Equity	-0,26	0,63	0,97	1,19	1,19	1,16	1,16
CHMF RM Equity	-0,61	-0,38	0,56	1,14	1,17	1,14	1,17

Для односторонних коэффициентов гамма и дельта лучшая объясняющая способность наблюдается в спецификациях с нулевым бенчмарком. Односторонняя систематическая асимметрия в рамках спецификации Харлоу — Рао, а также Эстрада с бенчмарком, равным нулю, показывает статистическую значимость на 5%-м уровне. Другие меры систематического риска статистически не значимы. Значимость моделей в объяснении доходности зависит от выделенных временных периодов (финансовой стабильности и нестабильности).

Систематическая асимметрия статистически значима на 5%-м уровне в однофакторных и двухфакторных моделях, объяснительная способность модели улучшается с введением гамма-коэффициента по сравнению с другими моделями ($R^2 = 0,123$ в однофакторных моделях и $R^2 = 0,126$ в двух факторных моделях). Лучшие результаты в объяснении различий доходности по активам наблюдаются на отрезке финансовой нестабильности (2008–2010).

Сопоставление разных спецификаций CAPM с моментами высшего порядка (50 финансовых активов российского рынка на временных отрезках 2004–2007 и 2008–2010 гг.)

Статистические оценки параметров моделей									
$MR_{it} = \lambda_0 + \lambda_1 \gamma_E + \varepsilon$ при $\tau = \mu$					$MR_{it} = \lambda_0 + \lambda_1 g_{hr} + \varepsilon$ при $\tau = \mu$				
Период	Статистическая значимость	λ_0	λ_1	AdjR ₂	Период	Статистическая значимость	λ_0	λ_1	AdjR ₂
2004–2007	Estimate	0,887	-0,655	0,074	2004–2007	Estimate	0,837	-0,609	0,079
	P-value	0,007	0,123			P-value	0,005	0,116	
2008–2010	Estimate	-0,573	-0,087	-0,015	2008–2010	Estimate	-0,588	-0,075	-0,016
	P-value	0,001	0,616			P-value	0,000	0,634	
$MR_{it} = \lambda_0 + \lambda_1 \gamma_E + \varepsilon$ при $\tau = 0$					$MR_{it} = \lambda_0 + \lambda_1 \gamma_{HR} + \varepsilon$ при $\tau = 0$				
Период	Статистическая значимость	λ_0	λ_1	AdjR ₂	Период	Статистическая значимость	λ_0	λ_1	AdjR ₂
2004–2007	Estimate	1,023	-0,873	0,262	2004–2007	Estimate	0,949	-0,812	0,275
	P-value	0,000	0,010			P-value	0,000	0,009	
2008–2010	Estimate	-0,489	-0,179	0,001	2008–2010	Estimate	-0,508	-0,168	0,003
	P-value	0,005	0,309			P-value	0,001	0,294	

Таблица 9.23

Мера GLS (как бета-коэффициент) в расширенных моделях
с асимметрией и эксцессом

Статистические оценки параметров моделей						
Период	Статистическая значимость	λ_0	λ_1	λ_2	λ_3	AdjR ₂
$MR_{it} - Rf = \lambda_0 + \lambda_1\beta + \lambda_2\gamma + \varepsilon$						
2004–2007	Estimate	0,253	0,052	0,088		0,038
	t-statist	1,332	0,187	1,262		
2008–2010	Estimate	-0,663	-0,086	0,190		0,126
	t-statist	-4,002*	-0,411	2,585*		
$MR_{it} - Rf = \lambda_0 + \lambda_1\beta + \lambda_2\gamma + \lambda_3\delta + \varepsilon$						
2004–2007	Estimate	0,255	-0,067	0,09	0,112	0,039
	t-statist	1,329	-0,111	1,267	0,221	
2008–2010	Estimate	-0,670	-0,029	0,207	-0,066	0,127
	t-statist	-3,718*	-0,051	1,193	-0,110	

*5%-й уровень значимости; **10%-й уровень значимости.
Расчет проведен на основе недельных доходностей.

Таблица 9.24

Тестирование многофакторных моделей
с моментами высшего порядка

Период	Статистическая значимость	Статистические оценки параметров моделей				
		λ_0	λ_1	λ_2	λ_4	AdjR ₂
$MR_{it} - rf = \lambda_0 + \lambda_1\beta + \lambda_2\gamma + \varepsilon$						
2004–2007	Estimate	0,253	0,052	0,088		0,038
	t-statist	1,332	0,187	1,262		
2008–2010	Estimate	-0,663	-0,086	0,190		0,126
	t-statist	-4,002*	-0,411	2,585*		

Окончание табл. 9.24

Период	Статистическая значимость	Статистические оценки параметров моделей				
		λ_0	λ_1	λ_2	λ_4	AdjR ₂
$MR_{it} - rf = \lambda_0 + \lambda_1 \beta_E + \lambda_2 \gamma_E + \varepsilon$						
2004–2007	Estimate	0,215	-0,055	0,257		0,014
	t-statist	0,728	-0,036	0,192		
2008–2010	Estimate	-0,505	-0,365	0,225		0,009
	t-statist	-2,242*	-0,440	0,308		
$MR_{it} - rf = \lambda_0 + \lambda_1 \beta_{HR} + \lambda_2 \gamma_{HR} + \varepsilon$						
2004–2007	Estimate	0,266	-0,741	0,868		0,031
	t-statist	1,387	-0,790	1,023		
2008–2010	Estimate	-0,643	0,416	-0,431		0,011
	t-statist	-3,655*	0,527	-0,621		
$MR_{it} - rf = \lambda_0 + \lambda_1 \beta + \lambda_2 \delta + \varepsilon$						
2004–2007	Estimate	0,266	0,109	0,033		0,006
	t-statist	1,381	0,183	0,065		
2008–2010	Estimate	-0,606	-0,562	0,583		0,100
	t-statist	-3,507*	-1,627	2,255*		
$MR_{it} - rf = \lambda_0 + \lambda_1 \gamma + \lambda_2 \delta + \varepsilon$						
2004–2007	Estimate	0,245	0,088	0,063		0,039
	t-statist	1,451	1,289	0,269		
2008–2010	Estimate	-0,677	0,214	-0,095		0,126
	t-statist	-5,069*	2,044*	-0,423		
$MR_{it} - rf = \lambda_0 + \lambda_1 \beta + \lambda_2 \gamma + \lambda_3 \delta + \varepsilon$						
2004–2007	Estimate	0,255	-0,067	0,090	0,112	0,039
	t-statist	1,329	-0,111	1,267	0,221	
2008–2010	Estimate	-0,670	-0,029	0,207	-0,066	0,127
	t-statist	-3,718*	-0,051	1,193	-0,110	

*5%-й уровень значимости; ** 10%-й уровень значимости.

Кросс-секционный анализ четырехфакторной модели CAPM показал (см. табл. 9.24), что такие параметры систематического риска, как бета, гамма и дельта, статистически не значимы, только свободный член статистически значим на 5%-м уровне. Более того, объяснительная способность четырехмоментной модели на отрезке с 2004 по 2007 г. гораздо ниже по сравнению с качеством традиционной рыночной модели ($AdjR^2 = 0,076$). Для отрезка финансовой нестабильности качество четырехмоментной модели улучшается по сравнению со стандартной версией CAPM, но данный положительный результат не свидетельствует в пользу выбора данной спецификации модели. Данное улучшение качества модели во многом обязано высокой объясняющей способности систематической асимметрии, тем не менее все переменные в модели, включая ко-асимметрию, статистически не значимы.

9.6. Переход от безусловных конструкций CAPM к условным

(как меняется соотношение «риск — доходность» в периоды положительных и отрицательных премий за рыночный риск)

В работе [Pettengill et al., 1995] отмечалось, что расчет бета-коэффициента и тестирование CAPM по панельным данным доходности ценных бумаг, в которых реализованные (фактические, *realized*) доходности выступают как прокси ожидаемых значений доходности, могут приводить к смещенным результатам оценки параметров. Причиной данного смещения является агрегирование периодов с положительными и негативными избыточными доходностями (*excess return periods*). Авторы предположили, если рыночная доходность оказывается меньше безрисковой, может наблюдаться обратная связь между доходностью ценной бумаги (портфеля) и бета-коэффициентом. Таким образом, вместо безусловной (*unconditional*) модели CAPM, целесообразно рассматривать условные модели и тестировать условную систематическую связь фактической доходности портфеля (актива) и его меры риска. Гипотеза исследования — условные модели лучше объясняют связь доходности и риска.

Условные (*conditional*) модели строятся на разграничении положительной и отрицательной премии за рыночный риск, наблюдаемой в отдельные моменты времени. Разграничение при эмпирических тестированиях достигается путем разделения полного ряда данных на подпериоды растущего (*up market*) и падаю-

шего (down market) рынков и оценки объясняющих коэффициентов (бета, бета одностороннее, гамма, дельта) отдельно для каждого подпериода. Соответственно и тестирование CAPM реализуется в рамках выделенных подпериодов.

Гипотеза, тестируемая в условных моделях: на растущем (падающем) рынке, систематические меры риска и доходность акций меняют знак зависимости. В периоды, когда безрисковая доходность превышает рыночную доходность, наблюдаются обратные связи между фактическими доходностями и бета-, гамма- и дельта-коэффициентами [Galagedera et al., 2004].

Эмпирическое исследование на американском рынке за 1936–1990 гг. [Pettengill et al., 1995] подтверждает эту гипотезу. Наблюдается положительный наклон бета-коэффициента на растущем рынке и отрицательный на падающем. В исследовании [Crombez, Vennet, 2000] на основе сопоставления безусловной и условной систематической связи доходности и риска (бета) на брюссельской фондовой бирже показано, что безусловные модели обладают низкой способностью объяснять наблюдаемые кросс-секционные различия, в то время как условные модели демонстрируют гораздо лучшие результаты. В работе [Friend, Westerfield, 1980] по данным американского рынка акций сопоставляются бета и гамма (систематическая асимметрия) как меры риска. Авторы доказывают, что бета существенна как на растущем, так и на падающем рынках, и знак премии за риск согласуется с теорией CAPM, в то время как систематическая асимметрия имеет место в объяснении доходностей только на растущем рынке.

В работе по австралийскому рынку [Galagedera et al., 2003] на отрезке 1990–2000 гг. авторы также тестируют гипотезу, что на падающем рынке бета-, гамма- и дельта-коэффициенты как показатели систематического риска должны иметь между собой отрицательную связь.

$$R_{it} = \delta_{0t} + \delta_{1t}k\beta_{im} + \delta_{2t}(1-k)\beta_{im} + \delta_{3t}k\gamma_{im} + \\ + \delta_{4t}(1-k)\gamma_{im} + \delta_{5t}k\theta_{im} + \delta_{6t}(1-k)\theta_{im} + \varepsilon_t,$$

где $k=1$, если $(R_{mt} - R_{ft}) > 0$ и $k=0$, если $(R_{mt} - R_{ft}) < 0$.

В работе [Harvey, Siddique, 1999] авторы проводят тестирование однофакторной модели ценообразования активов, где един-

ственным фактором является систематический риск, измеряемый бета-коэффициентом, и получают неудовлетворительные результаты в объяснении кросс-секционной вариации фактических доходностей акций на американском рынке за период с июля 1963 г. по декабрь 1993 г. Авторы находят убедительные доказательства того, что и систематическая асимметрия, и соответствующая ей премия за риск изменяются во времени. Авторы предполагают, что если инвесторы знают, что доходности акций имеют условную систематическую асимметрию в момент t , то ожидаемые доходности должны включать компоненту, характеризующую условную систематическую асимметрию. Предлагаемая авторами модель ценообразования активов формализует это предположение путем включения дополнительного фактора — условной систематической асимметрии. В работе [Harvey, Siddique, 1999] авторы тестируют разные спецификации модели на основе доходностей построенных портфелей и отдельных акций. Портфели формируются на основе разных критериев, таких как принадлежность к отрасли, размер компании, отношение балансовой стоимости к рыночной и систематическая асимметрия. Вывод исследования — систематическая асимметрия влияет на ценообразование, премия за риск, ассоциируемый с асимметрией, составляет в среднем 3,6% в год. В целом делается вывод, что модель с включением условной систематической асимметрии более точно объясняет различия в доходности акций.

Д. Смит [Smith, 2007] представил результаты тестирования условной версии CAPM 3-го порядка. Смит утверждает, что систематическая асимметрия является важным фактором в объяснении доходностей акций, инвесторы в большей степени учитывают риск систематической асимметрии в ситуации, когда рынок в целом характеризуется положительной асимметрией, чем когда распределение рыночного портфеля скошено отрицательно. Когда рынок положительно скошен, инвесторы готовы пожертвовать 7,87% доходности при изменении систематической асимметрии на единицу в год. Однако когда рынок отрицательно скошен, инвесторы требуют премию за риск только в размере 1,8% годовых. Схожие оценки были получены также в работе [Harvey, Siddique, 1999]. Премия за риск систематической асимметрии равна 5% в год, когда рынок положительно скошен, и только 2,81% в год, когда рынок демонстрирует отрицательную асимметрию.

Еще один интересный результат получил Д. Смит [Smith, 2007] — сопоставление факторов объяснения доходности с включением систематической асимметрии с тремя факторами модели Фама — Френча [Fama, French, 1993]. Показано, что добавление условной систематической асимметрии к трем факторам Фама — Френча (премия за размер компании и отношение балансовой стоимости к рыночной, BV/MV) улучшает качество модели по сравнению с оригинальной моделью.

Значимость условных моделей продемонстрирована и на рынке Тайваня. В работе [Chiao et al., 2003] приведены результаты тестирования расширенной модели ценообразования финансовых активов с добавлением моментов более высоких порядков. Исследуется 25-летний временной отрезок с января 1974 г. по декабрь 1998 г. Авторы доказывают, что безусловная модель CAPM демонстрирует низкую объясняющую способность на фондовом рынке Тайваня, несмотря на включение систематической асимметрии и систематического эксцесса. Когда безусловная четырехмоментная CAPM была расширена до условной модели, делящая выборку для растущего и падающего рынков, результаты тестирования оказались более статистически значимыми. Инвесторы предпочитают акции, распределение доходностей которых характеризуется положительной асимметрией и отрицательным эксцессом.

Для российского рынка тестирование условных моделей предполагало на двух отрезках (2004–2007 гг. и 2008–2010 гг.) выделение подпериодов положительной рыночной премии за риск — *up market* и подпериодов отрицательной рыночной премии за риск — *down market*. В табл. 9.25 представлены оценки премий за риск в двухмоментной (классической) условной спецификации CAPM, а также результаты тестирования расширенной условной модели с введением систематической асимметрии и систематического эксцесса.

Как и предполагалось, премия за риск систематической скошенности отрицательна на растущем рынке и положительна на падающем. Движения на падающем и растущем рынках оказывают существенное асимметричное влияние на премию за бета-риск. Согласно результатам тестирования на российском рынке премия за бета-риск во всех моделях положительна и статистически отлична от нуля на растущем рынке, и отрицательна и статистически значима на 5%-м уровне на падающем рынке, как и предполагалось. Объяснительная способность двухмоментной CAPM (однофакторной) с классическим бета-коэффициентом (средний за весь пери-

Таблица 9.25

Премии за риск в конструкции «средняя — стандартное отклонение» в условной CAPM

Традиционное предположение — положительная рыночная премия за риск up market		Отрицательная рыночная премия за риск down market							
$MR_{it} - rf = \lambda_0 + \lambda_1 \beta + \varepsilon$									
Период	Статистическая значимость	λ_0	λ_1	AdjR ²	Период	Статистическая значимость	λ_0	λ_1	AdjR ²
2004—2007	Estimate	1,279	0,825	0,148	2004—2007	Estimate	-1,167	-1,017	0,189
	t-statist	6,020*	2,888*			t-statist	-4,914*	-3,343*	
2008—2010	Estimate	1,968	0,856	0,075	2008—2010	Estimate	-2,352	-2,201	0,456
	t-statist	5,202*	2,035*			t-statist	-6,416*	-6,348*	
$MR_{it} - rf = \lambda_0 + \lambda_1 \gamma + \varepsilon$									
2004—2007	Estimate	1,724	0,117	0,010	2004—2007	Estimate	-1,638	-0,245	0,022
	t-statist	10,853*	0,703			t-statist	-7,022*	-1,029	
2008—2010	Estimate	2,060	0,800	0,087	2008—2010	Estimate	-3,118	-1,708	0,375
	t-statist	6,817*	2,143*			t-statist	-9,341*	-5,762*	

* 5%-й уровень значимости.

од $AdjR^2$ равен 32%) на падающем рынке значительно выше, чем качество модели на рынке с положительной рыночной премией за риск (средний за весь период $AdjR^2$ равен 11%).

Значимость условных моделей значительно возрастает для периодов финансовой нестабильности и периодов отрицательной рыночной премии (объяснительная способность возрастает до 37,5–45,6% значения $AdjR^2$). Этот вывод относится как к однофакторной модели (рыночный бета-коэффициент), так и к моделям с введением гамма- и дельта-коэффициентов (табл. 9.26 и 9.27). Включение в модель систематической асимметрии повышает объяснительную способность модели.

Таблица 9.26

Результаты тестирования условной расширенной CAPM
(трехфакторная модель)

Период	Оценки параметров моделей				$AdjR^2$
	Статистическая значимость	λ_0	λ_2	λ_3	
Растущий рынок up market $MR_{it} = \lambda_0 + \lambda_2\gamma + \lambda_3\delta + \varepsilon$					
2004–2007	Estimate	1,357	–0,564	1,214	0,169
	t-statist	7,093	–2,055	2,999	
2008–2010	Estimate	2,048	–2,628	1,781	0,112
	t-statist	6,791	–1,591	1,136	
Падающий рынок down market $MR_{it} = \lambda_0 + \lambda_2\gamma + \lambda_3\delta + \varepsilon$					
2004–2007	Estimate	–1,492	0,317	–0,879	0,207
	t-statist	–6,264	0,868	–1,981	
2008–2010	Estimate	–2,892	3,704	–5,669	0,449
	t-statist	–9,619	1,702	–2,511	

Примечание. Условная расширенная трехфакторная модель CAPM — mean-skewness-kurtosis framework.

Кросс-секционный анализ четырехфакторной CAPM доказывает, что премии за риск беты и гаммы отрицательны, премия за риск эксцесса положительна, переменные статистически не значимы, однако скорректированный коэффициент детерминации ($AdjR^2$) принимает высокое значение равное 48%.

Таблица 9.27

Результаты тестирования условной расширенной CAPM
(четырёхфакторная модель)

Период	Оценки параметров моделей					
	Статистическая значимость	λ_0	λ_1	λ_2	λ_3	R^2
Растущий рынок — up market $r_{it} = \lambda_0 + \lambda_1\beta + \lambda_2\gamma + \lambda_3\delta + \varepsilon$						
2004–2007	Estimate	1,205	0,871	-0,508	0,544	0,210
	t-statist	5,656	1,540	-1,859	0,922	
2008–2010	Estimate	1,667	1,871	3,120	-3,710	0,140
	t-statist	3,869	1,229	1,845	-1,677	
Падающий рынок down market $r_{it} = \lambda_0 + \lambda_1\beta + \lambda_2\gamma + \lambda_3\delta + \varepsilon$						
2004–2007	Estimate	-1,098	-2,163	-0,216	1,278	0,239
	t-statist	-4,243	-2,930	-0,561	1,515	
2008–2010	Estimate	-2,471	-1,382	2,729	-3,557	0,480
	t-statist	-6,312	-1,639	1,229	-1,386	

Примечание. Условная расширенная четырехфакторная модель CAPM — mean-skew-ness-kurtosis framework, four — moment conditional CAPM.

Главный вывод, полученный из тестирования условных моделей, заключается в том, что использование моделей с учетом дифференциации периодов с положительной и отрицательной рыночной премией за риск гораздо в большей степени по сравнению с моделями одностороннего риска позволяет объяснить различие доходностей по активам выборки.

Приложения

Таблица П.1

Статистика по доходности, волатильности, коэффициентов асимметрии и эксцесса компаний «Новатэк» и «Система Галс» выборки на отрезке с января 2004 г. по декабрь 2007 г. Недельные значения доходности и стандартного отклонения по компаниям российского рынка, %

Тикер ценной бумаги на бирже ММВБ	Средняя недельная доходность	Стандартное отклонение недельной доходности	Дисперсия	Эксцесс	Асимметрия	Минимум доходности, %	Максимум, %	Начало сбора данных
MSNG RM Equity	0,034	8,453	71,460	32,373	-1,772	-20,738	48,273	02.01.2004
SIBN RM Equity	0,272	4,359	18,997	1,591	-0,257	-16,336	15,270	02.01.2004
GAZP RM Equity	0,566	4,302	18,506	1,314	-0,542	-15,274	9,423	27.01.2006
GMKN RM Equity	0,556	5,631	31,709	1,881	-0,264	-20,229	19,885	02.01.2004
IRGZ RU Equity	0,803	4,863	23,644	1,732	0,551	-11,229	20,365	02.01.2004
KMAZ RU Equity	1,376	5,637	31,772	7,140	1,912	-10,038	29,126	18.02.2005
VTBR RM Equity	-0,229	4,333	18,779	3,870	1,125	-8,213	14,812	01.06.2007
SCON RU Equity	0,574	4,372	19,114	4,310	-0,277	-20,516	16,372	14.01.2005
OGK2 RM Equity	0,313	3,449	11,894	2,575	0,943	-6,768	12,344	11.08.2006
OGK3 RM Equity	0,859	3,873	15,001	2,474	0,716	-10,011	13,683	17.02.2006
OGK4 RM Equity	0,891	3,957	15,656	1,681	0,987	-6,914	12,043	01.12.2006
OGK5 RM Equity	0,964	4,376	19,146	5,237	1,536	-9,585	21,383	23.09.2005
MTSI RM Equity	0,502	4,249	18,055	0,927	0,341	-10,514	17,982	02.01.2004

Продолжение табл. П.1

Тикер ценной бумаги на бирже ММВБ	Средняя недельная доходность	Стандартное отклонение недельной доходности	Дисперсия	Эксцесс	Асимметрия	Минимум доходности, %	Максимум, %	Начало сбора данных
PIKK RU Equity	1,262	7,516	56,483	13,237	3,209	-6,805	33,117	06.07.2007
PMTL RM Equity	-0,538	4,617	21,317	3,422	0,468	-12,729	14,248	09.03.2007
PLZL RM Equity	-0,283	4,706	22,143	1,525	-0,480	-13,872	11,988	19.05.2006
LKOH RM Equity	0,361	4,185	17,514	2,722	-0,118	-16,359	17,356	02.01.2004
MGNT RU Equity	1,035	4,339	18,824	3,241	-0,844	-16,252	9,531	30.06.2006
MGTS RU Equity	0,409	3,550	12,602	9,977	1,569	-9,471	24,599	02.01.2004
MAGN RM Equity	0,953	4,082	16,663	1,497	0,795	-9,219	14,560	27.01.2006
NLMK RU Equity	0,858	5,092	25,927	1,520	-0,714	-17,284	10,817	21.04.2006
NOTK RM Equity	0,319	4,530	20,517	0,873	0,106	-12,711	13,879	25.08.2006
OGK1 RM Equity	0,342	4,547	20,672	-0,196	-0,438	-9,385	8,119	27.07.2007
RASP RM Equity	1,225	5,438	29,575	1,892	0,988	-11,744	19,398	17.11.2006
ROSB RM Equity	-0,805	5,473	29,952	4,098	0,347	-17,895	22,037	24.02.2006
ROSN RM Equity	0,572	3,071	9,434	1,995	-0,355	-10,449	7,843	28.07.2006
RTKM RM Equity	0,437	4,635	21,479	5,408	0,985	-10,898	25,682	02.01.2004
SBER03 RM Equity	1,038	4,514	20,377	1,613	0,379	-10,728	19,003	02.01.2004
SBERP03 RM Equity	1,001	4,976	24,760	3,027	0,511	-14,815	23,576	02.01.2004
CHMF RM Equity	0,909	4,413	19,477	1,354	-0,106	-14,332	16,275	24.06.2005
HALS RM Equity	-0,657	3,435	11,798	0,645	-0,660	-11,264	5,530	17.11.2006

Табл. 9. Траектория риска в анализе соотношения «риск — доходность» на развивающихся рынках капитала

Окончание табл. П.1

Тикер ценной бумаги на бирже ММББ	Средняя недельная доходность	Стандартное отклонение недельной доходности	Дисперсия	Эксцесс	Асимметрия	Минимум доходности, %	Максимум, %	Начало сбора данных
SNGS RM Equity	0,086	4,776	22,809	2,867	-0,379	-20,393	18,319	02.01.2004
SNGSP RM Equity	0,182	4,679	21,892	3,499	-0,279	-19,249	21,247	02.01.2004
TATN3 RM Equity	0,631	5,060	25,608	2,027	-0,747	-19,172	13,711	02.01.2004
TGKA RM Equity	-0,468	2,979	8,877	1,405	-0,405	-9,015	6,531	30.03.2007
TGKD RU Equity	-0,299	3,386	11,468	1,495	0,759	-6,357	9,560	09.03.2007
TGKI RM Equity	0,943	8,883	78,912	11,354	2,623	-20,764	41,664	27.10.2006
TRMK RM Equity	0,411	4,910	24,106	0,891	-0,545	-13,496	9,626	27.04.2007
TRNFP RM Equity	0,475	4,866	23,681	0,685	0,321	-11,806	15,383	02.01.2004
URSI RM Equity	0,162	4,411	19,453	0,689	0,445	-11,367	14,963	02.01.2004
TGKJG RU Equity	-0,002	2,225	4,949	0,651	0,434	-5,220	4,936	25.05.2007
AVAZ RM Equity	0,770	5,601	31,373	3,240	0,697	-16,329	22,761	02.01.2004
AKRN RU Equity	0,511	3,902	15,226	4,356	1,152	-10,727	15,990	27.10.2006
AFLT RM Equity	0,654	4,465	19,940	4,796	1,076	-13,684	22,342	02.01.2004
PKBA RM Equity	0,086	1,809	3,271	0,350	-0,307	-4,966	4,033	08.09.2006
MMBM RU Equity	1,270	6,751	45,579	3,359	1,118	-16,938	26,953	24.12.2004
WBDF RU Equity	1,019	4,728	22,353	1,735	0,297	-12,747	14,524	22.09.2006
MFGS RU Equity	0,198	4,362	19,024	1,429	0,605	-11,545	16,003	02.01.2004
RBCI RU Equity	0,476	3,948	15,589	3,203	0,606	-14,321	16,700	02.01.2004
KLNA RU Equity	0,304	4,580	20,980	1,715	-0,355	-14,705	12,114	20.05.2005

Однопроцентный уровень статистической значимости	Период финансовой стабильности 2004–2007		Период финансовой нестабильности 2008–2010	
	тест на нормальность распределения	вероятность подтверждения гипотезы	тест на нормальность распределения	вероятность подтверждения гипотезы
Тикеры биржи ММВБ	Jarque-Bera	P-value	Jarque-Bera	P-value
LKOH RM Equity	59,71*	0	69,22*	0
MGNT RU Equity	36,28*	0	20,17*	0
MGTS RU Equity	887,50*	0	108,91*	0
MAGN RM Equity	17,98*	0	15,36*	0
NLMK RU Equity	14,09*	0	23,83*	0
NOTK RM Equity	1,67	0,43	24,58*	0
OGK1 RM Equity	0,8	0,67	63,50*	0
RASP RM Equity	15,38*	0	91,67*	0
ROSB RM Equity	59,69*	0	388,37*	0
ROSN RM Equity	11,29*	0	92,08*	0
RTKM RM Equity	269,28*	0	278,27*	0
SBER RM Equity	25,08	0	193,77*	0
SBERP03 RM Equity	81,41*	0	62,27*	0
CHMF RM Equity	8,8*	0,01	33,20*	0
HALS RM Equity	4,48	0,11	407,43*	0
SNGS RM Equity	70,67*	0	29,51*	0
SNGSP RM Equity	101,05*	0	51,78*	0
TATN3 RM Equity	51,48*	0	93,77*	0
TGKA RM Equity	2,99	0,22	20,34*	0

Окончание табл. П.1

Однопроцентный уровень статистической значимости	Период финансовой стабильности 2004–2007		Период финансовой нестабильности 2008–2010	
	тест на нормальность распределения	вероятность подтверж- дения гипотезы	тест на нормальность распределения	вероятность подтверж- дения гипотезы
Тикеры биржи ММВБ	Jarque-Bera	P-value	Jarque-Bera	P-value
TGKD RU Equity	6,38*	0,04	393,42*	0
TGKI RM Equity	338,70*	0	8,58*	0,01
TRMK RM Equity	2,19	0,33	291,52*	0
TRNFP RM Equity	6,29*	0,04	48,71*	0
URSI RM Equity	10,27*	0,01	0,85	0,65
TGKJG RU Equity	1,09	0,58	1749,44*	0
AVAZ RM Equity	95,03*	0	85,16*	0
AKRN RU Equity	51,68	0	35,87*	0
AFLT RM Equity	224,86*	0	166,15*	0
PKBA RM Equity	1,18	0,55	1357,88*	0
MMBM RU Equity	98,36*	0	115,18*	0
WBDF RU Equity	7,25*	0,03	185,78*	0
MFGS RU Equity	28,39*	0	305,81*	0
RBCI RU Equity	94,77*	0	158,44*	0
KLNA RU Equity	17,31*	0	102,74*	0
Index MICEX	29,94*	0	248,78*	0

* 5%-й уровень значимости; ** 10%-й уровень значимости.

Таблица П.3

Сравнение мер риска (бета-коэффициент) с разными целевыми уровнями доходности 50 активов за период с 2004 по 2007 г.

Компания	$E(R)$	Beta	$\beta_i D$ Estrada with $\tau = \mu$	$\beta_i D$ Estrada with $\tau = 0$	$\beta_i D$ HR with $\tau = \mu$	$\beta_i D$ HR with $\tau = 0$
Мосэнерго	0,03	0,52	0,70	0,74	0,59	0,65
Газпрнефть	0,27	0,71	0,76	0,77	0,71	0,72
Газпром	0,57	1,00	1,03	1,02	1,02	1,01
Гмкнорник	0,56	1,20	1,23	1,24	1,21	1,22
Иркэнерго	0,80	0,72	0,83	0,76	0,74	0,67
КамАЗ	1,38	0,52	0,60	0,50	0,49	0,33
ВТБ	-0,23	1,04	0,87	1,07	0,87	1,07
7 континент	0,57	0,23	0,47	0,44	0,34	0,30
ОГК-2	0,31	0,37	0,45	0,44	0,32	0,29
ОГК-3	0,86	0,30	0,44	0,36	0,38	0,28
ОГК-4	0,89	0,59	0,71	0,63	0,52	0,41
ОГК-5	0,96	0,45	0,58	0,49	0,55	0,46
МТС	0,50	0,75	0,81	0,80	0,77	0,76
ПИК	1,26	0,79	0,73	0,48	0,71	0,39
Полиметалл	-0,54	0,94	0,99	1,23	0,94	1,21
Полюсзолото	-0,28	0,77	0,97	1,08	0,92	1,05
ЛУКОЙЛ	0,36	0,94	0,97	0,99	0,96	0,98
Магнит АО	1,04	0,25	0,49	0,36	0,22	0,04
МГТС-5АО	0,41	0,26	0,39	0,37	0,27	0,23
ММК	0,95	0,50	0,50	0,40	0,48	0,36
НЛМК	0,86	0,91	1,05	1,01	1,01	0,96
Новатэк	0,32	1,10	1,00	1,02	0,98	1,00
ОГК1 АО	0,34	0,48	0,90	0,88	0,58	0,53
Распадская	1,23	0,66	0,68	0,50	0,56	0,35
Росбанк	-0,81	0,46	0,46	0,58	0,35	0,52
Роснефть	0,57	0,68	0,73	0,71	0,71	0,68
Ростел	0,44	0,78	0,77	0,77	0,74	0,73
Сбербанк	1,04	0,87	0,89	0,79	0,87	0,76

Окончание табл. П.3

Компания	$E(R)$	Beta	βiD Estrada with $\tau = \mu$	βiD Estrada with $\tau = 0$	βiD HR with $\tau = \mu$	βiD HR with $\tau = 0$
Сбербанк-п	1,00	0,89	0,96	0,87	0,94	0,84
Севст	0,91	0,74	0,79	0,74	0,74	0,67
Систгалс	-0,66	0,13	0,41	0,53	0,15	0,33
Сургнфгз	0,09	1,05	1,07	1,14	1,04	1,12
Сургнфгз-п	0,18	0,93	1,01	1,06	0,96	1,02
Татнфтзао	0,63	1,06	1,15	1,14	1,10	1,09
ТГК-1	-0,47	0,61	0,72	0,84	0,62	0,80
ТГК-4	-0,30	0,65	0,74	0,87	0,65	0,81
ТГК-9	0,94	0,95	1,54	1,54	1,19	1,17
Тмкао	0,41	0,71	0,84	0,80	0,61	0,54
Трансифап	0,47	0,84	0,94	0,95	0,86	0,86
Уралсви-АО	0,16	0,78	0,81	0,85	0,78	0,82
Фортум	0,00	0,27	0,39	0,44	0,29	0,33
Автоваз	0,77	0,69	0,75	0,70	0,68	0,62
Акрон	0,51	0,33	0,51	0,46	0,32	0,24
Аэрофлот	0,65	0,37	0,60	0,55	0,42	0,35
Балтика	0,09	0,15	0,26	0,28	0,16	0,19
Банк Москвы	1,27	0,71	0,92	0,84	0,78	0,69
ВБДПП	1,02	0,63	0,69	0,61	0,50	0,37
Мегион АО	0,20	0,30	0,51	0,52	0,36	0,38
РБКИС	0,48	0,55	0,66	0,65	0,62	0,60
Калина АО	0,30	0,31	0,50	0,53	0,27	0,28

Таблица П.4

Сравнение мер риска (бета) с разными целевыми уровнями
доходности 50 активов на отрезке 2008–2009 гг.

Компания	$E(R)$	Beta	βiD Estrada with $\tau = \mu$	βiD Estrada with $\tau = 0$	βiD HR with $\tau = \mu$	βiD HR with $\tau = 0$
Мосэнерго	-0,30	0,77	0,96	0,96	0,81	0,82
Газпрнефть	0,08	1,05	1,12	1,07	1,07	1,03
Газпром	-0,61	1,07	1,04	1,07	1,03	1,07

Часть III. Тестирование концепции «риск — доходность»
на современном этапе развития финансовых рынков

Продолжение табл. П.4

Компания	$E(R)$	Beta	βiD Estrada with $\tau = \mu$	βiD Estrada with $\tau = 0$	βiD HR with $\tau = \mu$	βiD HR with $\tau = 0$
ГМК Норник	-0,14	1,33	1,35	1,33	1,27	1,25
Иркутэнерго	0,08	0,42	0,39	0,39	0,34	0,34
КамАЗ	-0,34	0,82	0,89	0,90	0,74	0,76
ВТБ	-0,53	0,97	0,95	0,98	0,93	0,96
7 континент	-0,30	0,24	0,36	0,36	0,19	0,23
ОГК-2	-1,02	0,83	1,16	1,21	0,99	1,07
ОГК-3	-0,45	0,85	1,29	1,29	1,15	1,15
ОГК-4	-0,30	0,74	1,12	1,12	1,07	1,06
ОГК-5	-1,13	0,40	0,52	0,61	0,43	0,55
МТС	-0,64	1,01	1,14	1,16	1,11	1,14
ПИК	-0,98	0,76	1,22	1,28	1,07	1,15
Полиметалл	0,16	0,36	0,50	0,49	0,30	0,29
Полюсзолото	-0,69	0,74	0,90	0,94	0,76	0,81
ЛУКОЙЛ	-0,13	0,94	0,94	0,93	0,92	0,91
Магнит АО	0,27	0,45	0,80	0,76	0,73	0,68
МГТС-5АО	-0,34	0,08	0,45	0,46	0,05	0,10
ММК	-0,15	1,12	1,40	1,37	1,34	1,31
НЛМК	-0,25	1,08	1,29	1,29	1,21	1,20
Новатэк	-0,63	0,86	0,94	0,97	0,90	0,94
ОГК1 АО	-1,14	0,86	1,33	1,38	1,09	1,17
Распадская	-0,14	1,09	1,13	1,12	1,05	1,04
Росбанк	-0,46	0,43	0,72	0,75	0,41	0,46
Роснефть	-0,06	1,07	1,08	1,06	1,05	1,03
Ростел	-0,84	0,21	0,19	0,25	0,06	0,16
Сбербанк	-0,26	1,18	1,21	1,20	1,17	1,16
Сбербанк-п	-0,31	1,16	1,27	1,26	1,20	1,20
Севст	-0,61	0,97	1,23	1,26	1,22	1,25
Систгалс	-1,13	0,55	0,55	0,64	0,28	0,43
Сургнфгз	-0,39	0,85	0,80	0,82	0,78	0,81
Сургнфгз-п	-0,21	0,77	0,82	0,83	0,76	0,76
Татнфгзао	-0,28	1,23	1,39	1,38	1,34	1,33

Окончание табл. П.4

Компания	$E(R)$	Beta	βiD Estrada with $\tau = \mu$	βiD Estrada with $\tau = 0$	βiD HR with $\tau = \mu$	βiD HR with $\tau = 0$
ТГК-1	-0,41	0,72	1,05	1,06	0,94	0,95
ТГК-4	-0,94	0,51	0,76	0,80	0,65	0,73
ТГК-9	0,09	0,50	0,65	0,64	0,47	0,46
Тмкао	-0,73	0,96	1,45	1,48	1,39	1,42
Трансфап	-0,98	1,13	1,24	1,29	1,18	1,24
Уралсви-АО	-0,14	0,55	0,74	0,75	0,56	0,57
Фортум	-0,78	0,71	0,62	0,67	0,54	0,62
Автоваз	-1,56	0,84	0,96	1,08	0,91	1,06
Акрон	-0,82	0,87	1,32	1,35	1,24	1,29
Аэрофлот	-0,56	0,24	0,40	0,45	0,28	0,35
Балтика	-0,25	0,71	0,77	0,77	0,74	0,75
Банк Москвы	-0,35	0,36	0,44	0,46	0,41	0,44
ВБДПП	-0,47	0,94	1,14	1,14	1,08	1,09
Мегион АО	-0,04	0,77	0,82	0,81	0,74	0,72
РБКИС	-1,87	0,68	1,08	1,22	0,97	1,14
Калина АО	-0,87	0,59	0,77	0,82	0,62	0,70

Источники

Теплова Т.В., Шутова Е.С. Моделирование систематического инвестиционного риска на разных этапах развития российского рынка капитала. XI Международная научная конференция по проблемам развития экономики и общества / отв. ред. Е.Г. Ясин. 2010. Т. 1. С. 548–558.

Ang A., Hodrick R.J., Xing Y., Zhang X. The Cross-Section of Volatility and Expected Returns // *Journal of Finance*. Vol. 51. No. 1. P. 259–299.

Bakaert G., Harvey C.R. Emerging Equity Market Volatility // *Journal of Financial Economics*. 1997. No. 43. P. 29–77.

Barone-Adesi G. Arbitrage Equilibrium with Skewed Asset Returns // *Journal of Financial and Quantitative Analysis*. 1985. No. 20. P. 299–313.

Bawa V., Lindenberg E. Capital Market Equilibrium in a Mean-lower Partial Moment Framework // *Journal of Financial Economics*. 1977. No. 5. P. 189–200.

Carhart M.M. On Persistence in Mutual Fund Performance // *Journal of Finance*. 1997. No. 52. P. 57–82.

Chiao C., Hung K., Srivastava S. Taiwan Stock Market and Four-moment Asset Pricing Model. *Int. Fin. Markets, Inst. and Money*. 2003. No. 13. P. 355–381.

Christie-David R., Chaudhy M. Coskewness and Cokurtosis in Futures Markets // *Journal of Empirical Finance*. 2001. Vol. 8. P. 55–81.

Chung P., Johnson H., Schill M. Asset Pricing when Returns are Non Normal: Fama-French Factors vs Higher Order Systematic Co-moments. Working paper, 2001.

Chung Y.P., Johnson H., Schill M. Asset Pricing When Returns are Non-normal: Fama-French Factors vs Higher-Order Systematic Co-moments // *Journal of Business*. 2006. No. 79. P. 923–940.

Chunhachinda P., Dandapani K., Hamid S., Prakash A.J. Portfolio Selection and Skewness: Evidence from International Stock Markets // *Journal of Banking and Finance*. 1997. No. 21. P. 143–167.

Collins D. Measuring the Cost of Equity in Frontier Financial Markets. Working paper. University of Cape Town, 2002.

Conine T.E., Tamarkin M.J. On Diversification Given Asymmetry in Returns. *Journal of Finance*. 1981. No. 36. P. 1143–1155.

Crombez J., Vander Vennet R. The Risk-Return Relationship Conditional on Market Movements on the Brussels Stock Exchange, *Tijdschrift voor Economie en Management*. 2000. Vol. 45. P. 163–188.

Devyris L., Jankauskas G. Explaining the Cost of Equity in Central and Eastern Europe, Stockholm School of Economics in Riga. SSE // *Riga Working papers*. 2004. Vol. 13. No. 68.

Dittmar R.F. Nonlinear Pricing Kernels, Kurtosis Preference, and Evidence from the Cross Section of Equity Returns // *Journal of Finance*. 2002. No. 57. P. 369–403.

Doan P., Lin C., Zurbruegg R. Pricing Assets with Higher Moments: Evidence From the Australian and US Stock Markets. *Int. Fin. Markets, Inst. and Money*. 2010. No. 20. P. 51–67.

Estrada J. Systematic Risk in Emerging Markets: The D-CAPM // *Emerging Markets Review*. 2002. No. 3. P. 365–379.

Estrada J. Mean-Semivariance Behavior: Downside Risk and Capital Asset Pricing // *International Review of Economics and Finance*. 2007. No. 16. P. 69–185.

Estrada J. The Gain-Loss Spread: A New and Intuitive Measure of Risk // *Journal of Applied Corporate Finance*. 2009. Vol. 21. No. 4. P. 104–114.

Estrada J., Serra A. Risk and Return in Emerging Markets: Family Matters // *Journal of Multinational Financial Management*. 2005. No. 15. P. 257–272.

Fama E., French K. Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds // *Journal of Financial Economics*. 1993. Vol. 33 (1). P. 3–56.

Fama E., MacBeth J.D. Risk Return and Equilibrium: Empirical Test // *Journal of Political Economy*. 1973. No. 81. P. 607–636.

Fang H., Lai T.Y. Co-Kurtosis and Capital Asset Pricing // *The Financial Review*. 1997. No. 32. P. 293–307.

Ferguson M., Shockley R.L. Equilibrium «Anomalies» // *Journal of Finance*. 2003. Vol. 58. No. 6. P. 2549–2580.

Francis J.C. Skewness and Investors' Decisions // *Journal of Financial and Quantitative Analysis*. No. 10. P. 163–176.

Friend I., Westerfield R. Co-skewness and Capital Asset Pricing // *Journal of Finance*. No. 35. P. 1085–1100.

Galagedera D.H., Silvapulle P. Conditional Relation between Higher Moments and Stock Returns: Evidence from Australian Data // *Proceedings from the Econometric Society Australian Meeting*. CD Rom, Queensland University of Technology. Brisbane, Australia, 2002.

Galagedera D., Henry D., Silvapulle P. Conditional Relation between High Co-moments and Stock Returns: Evidence from Australian Data. Working paper, 2002.

Galagedera D.A. A Review of Capital Asset Pricing Models // *Managerial Finance*. 2007. Vol. 33. No. 10. P. 821–832.

Galagedera D.A. Relationship between Systematic-risk Measured in the Second-order and Third-order Co-moments in the Downside Framework // *Applied Financial Economics Letters*. 2007. Vol. 3. P. 147–153.

Galagedera D.A. An Alternative Perspective on the Relationship between Downside Beta and CAPM-beta // *Emerging Markets Review*. 2007. Vol. 8. P. 4–19.

Galagedera D.A., Maharaj E.A. Wavelet Timescales and Conditional Relationship between Higher-order Systematic Co-moments and Portfolio Returns // *Quantitative Finance*. 2007. No. 8. P. 201–215.

Galagedera D.A., Brooks R.D. Is Co-skewness a Better Measure of Risk in the Downside than Downside Beta? Evidence in Emerging Market Data // *Journal of Multinational Financial Management*. 2007. Vol. 17. No. 3. P. 214–230.

Gibbons M., Ross S., Shanken J. A Test of the Efficiency of a Given Portfolio // *Econometrica*. 1989. No. 57. P. 1121–1152.

Gonzalez M. CAPM Performance in the Caracas Stock Exchange from 1992 to 1998 // *International Review of Financial Analysis*. 2001. No. 10. P. 333–341.

Goriaev A., Zobotkin A. Risks of Investing in the Russian Stock Market: Lessons of the First Decade // *Emerging Market Review*. 2006. Vol. 7. No. 4. P. 380–397.

Graham J., Harvey C. Equity Risk Premium Amid a Global Financial Crisis, Evidence from the Global CFO Outlook survey 2009. SSRN WP.

Graham J.R., Harvey C.R. The CFO Global Business Outlook: 1996–2009. <<http://www.cfosurvey.org>>

Harlow V., Rao R. Asset Pricing in a Generalized Mean-lower Partial Moment Framework: Theory and Evidence // *Journal of Financial and Quantitative Analysis*. 1989. No. 24. P. 285–301.

Hartmann M.A., Khambata D. Emerging Stock Markets: Investment Strategies for the Future // *Columbia Journal of World Business*. 1993. No. 21. P. 83–103.

Harvey C., Siddique A. Conditional Skewness in Asset Pricing Tests // *Journal of Finance*. 2000. No. 55. P. 1263–1295.

Harvey C., Siddique A. Autoregressive Conditional Skewness // *Journal of Financial and Quantitative Analysis*. 1999. No. 34. P. 465–488.

Hogan W.W., Warren J.M. Toward the Development of an Equilibrium Capital Market Model Based on Semivariance // *Journal of Financial and Quantitative Analysis*. 1974. No. 9. P. 1–11.

Homaifar G., Graddy D. Equity Yields in Models Considering Higher Moments of the Return Distribution // *Applied Economics*. 1988. No. 20. P. 325–334.

Hung C.-H. Momentum, Size and Value Factors versus Systematic Co-Moments in Stock Returns. Working paper. Durham University, 2007.

- Hung C.-H.* Return Predictability of Higher-Moment CAPM Market Models // *Journal of Business Finance And Accounting*. 2008. Vol. 35. No. 7, 8. P. 998–1022.
- Hwang S., Pedersen C.S.* Best Practice Risk Measurement in Emerging Markets: Empirical Test of Asymmetric Alternatives to CAPM. Working paper, 2002. August 29.
- Hwang S., Satchell S.* Modeling Emerging Risk Premia Using Higher Moments // *International Journal of Finance and Economics*. 1999. Vol. 4. No. 1. P. 271–296.
- Ingersoll J.* Multidimensional Security Pricing // *Journal of Financial and Quantitative Analysis*. 1975. Vol. 10. No. 4. P. 785–798.
- Iqbal J., Brooks R., Galagedera D.U.* Asset Pricing with Higher Comovement And Alternate Factor Models: The Case of Emerging Markets. Working paper. Monash University, Australia, 2007.
- Iqbal J., Brooks R., Galagedera D.U.* Testing Conditional Asset Pricing Model: An Emerging Market Perspective. Working paper. Monash University, Australia, 2008.
- Javid A.* Test of Higher Moment Capital Asset Pricing Model in Case of Pakistani Equity Market // *European Journal of Economics, Finance and Administrative Sciences*. 2009. No. 15. P. 144–162.
- Jegadeesh N., Titman S.* Returns to Buying Winners and Selling Losers: Implications of Stock Market Inefficiency // *Journal of Finance*. 1993. No. 58. P. 65–91.
- Jurcenzko E., Maillet B.* The Four-Moment Capital Asset Pricing Model: Some Basic Results. Working paper, 2002.
- Keating C., Shadwick W.* A Universal Performance Measure // *Journal of Performance Measurement*. 2002. No. 6. P. 59–84.
- Korajczyk R.A.* A Measure of Stock Market Integration for Developed and Emerging Markets // *World Bank Economic Review*. 1996. No. 10. P. 167–289.
- Kraus A., Litzenberger R.* Skewness Preference and Valuation of Risk Assets // *Journal of Finance*. 1976. No. 31. P. 1085–1100.
- Lai T.Y.* Portfolio Selection with Skewness: A Multiple-objective Approach // *Review of Quantitative Finance and Accounting*. 1991. No. 1. P. 293–305.

- Lee C.F.* Functional Form, Skewness Effect and the Risk Return Relationship // *Journal of Financial and Quantitative Analysis*. 1977. Vol. 12. No. 1. P. 55–72.
- Levy H.* The Capital Asset Pricing Model, Inflation and the Investment Horizon: The Israel Experience // *Journal of Financial and Quantitative Analysis*. 1980. September.
- Lim K.G.* A New Test of the Three-moment CAPM // *Journal of Financial and Quantitative Analysis*. 1989. No. 24. P. 205–216.
- Mamoghli C., Daboussi S.* Performance Measurement of Hedge Funds Portfolios in a Downside Risk Framework // *The Journal of Wealth Management* Fall. 2009. Vol. 12. No. 2. P. 101–112.
- Markowitz H.* Portfolio Selection: Efficient Diversification of Investments. N.Y.: Wiley, 1959.
- Mishra B., Rahman M.* Measuring Mutual Fund Performance Using Lower Partial Moment. Working paper, 2002.
- Mitra D., Low S.K.* A Study of Risk and Return in Developed and Emerging Markets from a Canadian perspective, Mid-Atlantic // *Journal of Business*. 1998. No. 34. P. 75–91.
- Mossin J.* Equilibrium in a Capital Asset Market // *Econometrica*. 1966. No. 34. P. 768–783.
- Mossin J.* Theory of Financial Markets. Prentice-Hall, 1973.
- Omran M.F.* An Analysis of the Capital asset Pricing Model in the Egyptian Stock Market // *The Quarterly Review of Economics and Finance*. 2007. Vol. 46.
- Peiro A.* Skewness in Financial Returns // *Journal of Banking and Finance*. 1999. No. 32. P. 847–862.
- Pettengill G.N., Sundaram S., Mathur L.* The Conditional Relation between Beta and Returns // *Journal of Financial and Quantitative Analysis*. 1995. No. 30. P. 101–116.
- Ranaldo A., Farve L.* How to Price Hedge Funds: From Two to Four Moment CAPM. Working paper. Swiss National Bank, Zurich, Switzerland, 2005.
- Rubinstein M.E.* The Fundamental Theorem of Parameter-Preference Security Valuation // *Journal of Financial and Quantitative Analysis*. 1973. Vol. 8. No. 1. P. 61–69.

- Schweser C., Schneeweis T.* Risk Return and the Multidimensional Security Pricing Market // *Journal of Financial Research*. 1980. No. 3. P. 23–31.
- Sears R.S., Wei K.C.J.* Asset Pricing, Higher Moments, and the Market Risk Premium: a Note // *Journal of Finance*. 1985. No. 40. P. 1251–1253.
- Simkowitz M., Beedles W.* Diversification in a Three Moment World // *Journal of Financial and Quantitative Analysis*. 1978. No. 13. P. 927–941.
- Smith D.* Conditional Coskewness and Capital Asset Pricing // *Journal of Empirical Finance*. 2007. No. 91. P. 91–119.
- Sortino F., Price L.* Performance Measurement in a Downside Risk Framework // *Journal of Investing*. 1994. No. 3. P. 59–58.
- Sortino F., Van der Meer R., Plantinga A.* The Dutch Triangle // *Journal of Portfolio Management*. 1999. No. 26. P. 50–58.
- Tan K.J.* Risk Return and the Three-moment Capital Asset Pricing Model: Another Look // *Journal of Banking and Finance*. 1991. No. 15. P. 449–460.
- Teplova T.* Discount Factor in Analyst's Notes in Russian Capital Market (37 analytical teams). Testing Predicted Beta with Liquidity Adjustment // *Vanguard Scientific Instruments in Management*. 2010. Vol. 3. P. 129–150.
- Teplova T., Selivanova N.* DCAPM Testing in Russia Stock Market // *Journal of Corporate Finance*. 2007. No. 3. P. 5–25.
- Teplova T., Shutova E.* Higher Moment Downside Framework of Conditional and Unconditional CAPM in Russian Stock Market // *Eurasian Economic Review*. 2011. Vol. 1. No. 2. P. 156–177.