

**ИНСТИТУТ ЭКОНОМИКИ
ПЕРЕХОДНОГО ПЕРИОДА**

Научные труды № 69Р

**Финансовые рынки в переходной
экономике: некоторые проблемы развития**

Москва
2003

УДК 336.76(470)+ 336.71(470)
ББК 65.262.2(2Рос)+65.262.1(2Рос)
Ф59

Финансовые рынки в переходной экономике: некоторые проблемы развития. – М.: ИЭПП, 2003. 171 с.

Агентство СІР РГБ

Исследование посвящено некоторым проблемам текущего состояния и перспектив развития российского финансового сектора и, в частности, фондового рынка и банковской системы. Работа состоит из трех частей. В первой части изучается степень интегрированности российского рынка ценных бумаг в мировую финансовую систему. Во второй – факторы волатильности и доходности российских фондовых активов. Целью исследования третьей части являются некоторые вопросы эффективности в банковском секторе, а именно, изучение эффектов экономии на масштабе в деятельности российских кредитных организаций.

Авторский коллектив: Энтов Р.М., Луговой О.В., Пашенко С.А., Полевой Д.И., Скрипкин Д.Б.

Редакторы: К. Мезенцева, К. Серьянова

Корректор: С. Хорошкина

Компьютерный дизайн: В. Юдичев

Настоящее издание подготовлено по материалам исследовательского проекта Института экономики переходного периода, выполненного в рамках гранта, предоставленного Агентством международного развития США, и при финансовой поддержке Минпромнауки Российской Федерации в рамках проекта «Посткризисное развитие российских финансовых рынков и новые инвестиционные возможности предприятий»

ISBN 5-93255-133-X

Лицензия на издательскую деятельность Серия ИД № 02079 от 19 июня 2000 г. 125993, Москва, Газетный пер., 5

Тел. (095) 229–6736, FAX (095) 203–8816

E-MAIL – info@iet.ru, **WEB Site** – <http://www.iet.ru>

© **Институт экономики переходного периода 2003**

Содержание

Введение	5
1. Российские рынки и мировая финансовая система	20
1.1. История вопроса.....	21
1.2. Методика исследования	26
1.3. Эконометрическая модель	29
1.4. Исходные данные, их свойства и конструкция портфелей.....	34
1.5. Факторы риска и инструменты	36
1.5.1. Переменные и критерии их отбора	36
1.5.2. Статистические свойства данных	40
1.6. Эмпирические результаты	43
1.6.1. Анализ интеграции	43
1.6.2. Диагностика полученных результатов	45
1.7. Заключение	46
Источники данных	48
2. Эмпирическое исследование доходности и волатильности российского фондового рынка	49
2.1. Статистические особенности фондовых рынков стран с развивающейся и переходной экономикой	50
2.2. Равновесные модели ценообразования на фондовые активы: теоретические и эмпирические аспекты	54
2.3. Основные группы факторов риска и доходности	59
2.3.1. Инфляция	61
2.3.2. Процентная ставка.....	63
2.3.3. Временные спрэды процентных ставок.....	65
2.3.4. Обменный курс	65
2.3.5. Цены на энергоносители.....	67
2.3.6. Мировая конъюнктура финансовых рынков.....	69
2.4. Взаимосвязь между доходностью фондовых активов и волатильностью	70
2.4.1. Волатильность доходности фондовых активов: определение и методы изменения.....	70
2.4.2. Дилемма «риск – доходность»	71
2.4.3. Теоретическое обоснование зависимости между доходностью и волатильностью.....	73
2.5. Факторы изменения волатильности	76

2.5.1. Показатели реальной экономической активности.....	76
2.5.2. Интеграция и либерализация фондовых рынков.....	78
2.5.3. Макроэкономические и финансовые показатели	79
2.6. Результаты эмпирического анализа	83
2.6.1. Используемые данные.....	83
2.6.2. Методология исследования	88
2.6.3. Результаты эмпирических оценок.....	91
2.7. Основные выводы	102
Приложение 1	104
3. Проблемы концентрации в российском банковском секторе	126
3.1. История вопроса.....	127
3.2. Методология.....	130
3.2.1. Спецификация функции издержек.....	130
3.2.2. Обобщение модели.....	134
3.3. Оценка эффекта масштаба в российском банковском секторе	138
3.3.1. Исходные данные	138
3.3.2. Основные подходы к анализу данных	139
3.3.3. Результаты расчетов.....	142
Основные выводы	148
Приложение 2.....	150
Список использованных источников	152

Введение

Проблемы развития финансовых рынков в условиях переходной экономики привлекают в настоящее время интерес многих исследователей. В значительной степени, это, по-видимому, связано с особой ролью частных финансов в функционировании рыночной экономики. Часто появляются ссылки на связь процессов «углубления финансовой структуры» (*financial deepening*) и условия экономического роста. Сошлемся в этой связи лишь на вышедшую в свет в 2001 г. объемную коллективную монографию «Финансовая структура и экономический рост». В ней приведены сотни разнообразных межстрановых сопоставлений, призванных убедить в том, что при условии обеспечения снижения информационных и транзакционных издержек общее развитие финансовой структуры может инициировать приток капитала и тем самым оказать благоприятное влияние на экономический рост (см. «*Financial Structure and Economic Growth*» 2001. Ch. 4).

Особенно велика роль образующихся финансовых структур в формировании рыночных отношений в странах с переходной экономикой. Развертывание услуг частных финансовых посредников должно сдерживать тенденцию к снижению нормы личного сбережения, создать условия для мобилизации таких сбережений и более эффективной аллокации инвестиционных ресурсов. Вместе с тем стабильное развитие частных финансовых институтов и, в частности, негосударственных пенсионных фондов, страховых компаний, коммерческих банков и др. могло бы существенно смягчить тяготы разворачивавшихся рыночных реформ для большинства населения. Однако, как отмечают авторы обзора, посвященного финансовым реформам в странах с переходной экономикой, «важная роль финансовых рынков и частной собственности в капиталистической экономике... на начальных стадиях перехода (к рыночной экономике. – *Авт.*) оказалась забытой большинством западных экономистов... В этом нельзя винить лишь политических лидеров в странах с переходной экономикой: на протяжении ряда лет советы западных экономистов концентрировались на проблемах макроэкономической стабилизации» (*Dukas, Murinde, Wilborg 1998, p. 3*).

В последние годы в российской литературе появился ряд работ, посвященных изучению финансового сектора экономики (*Григорьев, Гурвич, Саватюгин и др. 2003; «Банковский сектор России: реформа или модернизация» 2003; Матовников 2000; Доронин, Захаров 1998; «Развитие российского финансового рынка и новые инструменты привлечения инвестиций» 1998*). Ряд интересных исследований указанных проблем был проведен за-

падными экономистами (обзор теоретических работ приведен в книге *Roland 2000. Ch. 12*; см. также, например, *Goetzmann, Spiegel, Ukhov 2003*; *Cull, Matesova, Sherley 2001*; *Kemme 2001*; *Claessens, Djankov, Klingebiel 2000 и др.*).

Формирование условий для развития системы частных финансов неразрывно связано с осуществлением общих рыночных реформ. В результате приватизации стали появляться частные банки и частные нефинансовые корпорации, выпускавшие свои акции и долговые обязательства. Параллельно с созданием сектора коммерческих банков в нефинансовом секторе складывается система частных заемщиков. С первых шагов формирования финансовых рынков отчетливо обнаруживалась ключевая роль отношений частной собственности. Дело в том, что складывавшаяся по итогам приватизации структура собственности носила аморфный и нестабильный характер: на большинстве приватизационных предприятий ни одна из групп акционеров не получила устойчивого большинства в акционерном капитале. В такой ситуации проблема морального риска приобрела большое значение: принудить предприятие к возврату долга было очень сложно, поскольку не всегда можно было точно определить лицо (группу лиц), ответственное за выполнение обязательств приватизированной фирмы. Трудности многократно усугублялись нарастающей волной неплатежей. В подобных условиях кредитные риски резко ограничили круг потенциальных частных заемщиков.

Одним из способов решить эту проблему стало предоставление кредитов «инсайдерам»; такой путь избрали многие банки. Однако в ряде случаев кредитование инсайдеров было основано не на большей информированности о заемщике, а на частных выгодах менеджмента банка. В результате с помощью тех же рычагов давления, которые позволили «инсайдеру» получить кредит, он мог обеспечить его пролонгацию, что в условиях стремительной инфляции практически означало списание долга. К тому же «разлаженность» хозяйственного механизма в реформируемой экономике, накопленные структурные проблемы, отсутствие опыта ведения бизнеса в рыночной среде и, что представляется особенно существенным, неустойчивое положение собственников препятствовали возобновлению нормальной коммерческой деятельности.

С аналогичными трудностями сталкивалось и функционирование складывавшегося рынка частных ценных бумаг. Вместе с тем здесь неизбежно обнаруживались и дополнительные проблемы. В условиях стремительной инфляции и отсутствия практики индексирования отсутствовал рыночный спрос на долгосрочные твердо процентные долговые обязательства. Рынок акций как первичный, так и вторичный оказывался прежде всего рынком

корпоративного контроля, причем наиболее крупные сделки осуществлялись вне бирж и вне системы организованного внебиржевого оборота. Это не могло не сказаться на ликвидности рынка акций. Чрезвычайно высокими оставались инвестиционные риски.

На протяжении 1996–1997 гг. рынок акций и рынок краткосрочных государственных обязательств обнаружил и чрезвычайную динамичность; однако этот взлет оказался кратковременным. С осени 1998 г. разразились потрясения, в которых кризис государственного кредита переплелся с банковским и валютным кризисами. Последствия кризиса наложили неизгладимый отпечаток на последующее развитие российских финансовых рынков.

Число фирм, акции которых выступают объектом рыночного оборота и обладают ликвидностью, резко сократилось. Так, осенью 2002 г. от 1/2 до 2/3 рыночного оборота акций на Московской межбанковской валютной бирже составили торговые операции с акциями РАО «ЕЭС», а в операциях с фьючерсами на акции РАО «ЕЭС» приходилось 100% торговли срочными контрактами на ММВБ (расчеты по данным, приводимым на сайте ММВБ). Все это существенно затрудняет формирование действительно диверсифицированного портфеля фондовых активов и вместе с тем ограничивает возможности использования стандартных методов финансового анализа, ориентированных на ликвидные финансовые рынки.

Низкими оказываются и характеристики оборачиваемости акций (исчисляемые как отношение между объемом текущего рыночного оборота и капитализацией компаний). В соответствии с расчетами, приводимыми в *С. Клессенса, С. Джанкова, Д. Клингбиель*, после финансовых кризисов 1997–1998 гг. показатели оборачиваемости акций в странах с переходной экономикой были примерно в 4 раза ниже, чем на финансовых рынках развитых стран (см. *Claessens, Djankov, Klingebiel 2000*)¹.

На протяжении последних десятилетий в теоретической литературе подробно обсуждался вопрос об «архитектуре» финансовых рынков. К. Мейер (*Mayer 1998*), а также Э. Френкел и Дж. Монтгомери (*Frankel, Mont-*

¹ Представляют интерес исследования некоторых авторов, пытающихся рассмотреть связи между ликвидностью рынков ценных бумаг и общим ходом рыночных преобразований в переходной экономике. Так, Л. Джонсон, Э. Ниви и Б. Паздерка сопоставили ликвидность рынка акций со значениями индексов, которые оценивают общую эффективность рыночных реформ в странах с переходной экономикой (к сожалению, круг стран невелик – использовались данные, относящиеся к Чехии, Польше, Словении, Венгрии, Эстонии и Словакии). Коэффициент ранговой корреляции между указанными показателями оказался положительным и статистически существенным на 95%-ном уровне (см. *Johnson, Neave, Pazderka 1999*).

gomery 1991) показали, что в финансировании капиталовложений, осуществлявшихся американскими корпорациями на протяжении 70–80-х гг., особенно большую роль играл рынок ценных бумаг, прежде всего частных облигаций; в странах Западной Европы (особенно в континентальной Европе) его роль была значительно меньшей. Как должна складываться структура финансовых рынков в переходной экономике?

Ряд авторов полагает, что, по крайней мере на первых этапах развития переходной экономики, ведущую роль должен играть рынок банковских услуг. В качестве обоснования указанного тезиса приводятся различные соображения: универсальность операций банковской системы и разнообразие услуг, предоставляемых банками (*Griffith-Jones, Drabek 1994*); асимметричность информации на финансовых рынках (*Mullineaux 1998*); недостаточная подготовленность населения к операциям с ценными бумагами (*Blommestein, Spencer 1994*) и др.

Соображения о том, что в переходной экономике центральной осью развертывающейся финансовой структуры должны стать крупные банки, неоднократно высказывались и в российских публикациях («именно банковская система... есть искомый внутренний и внешний интегратор, позволяющий ускорить и упорядочить экономические преобразования в стране», – читаем мы в докладе, который был представлен на заседании «круглого стола», организованного комитетом по финансовым рынкам и денежному обращению Совета Федерации Российской Федерации – см. *Шохин 2003, с. 16*). Однако бреши в системе отношений, которые регулируют корпоративное управление, осуществляемое в рамках кредитных институтов, оставляли многочисленные возможности для злоупотреблений и «увода» средств, принадлежавших вкладчикам и акционерам. Большую роль в активных операциях многих банков играли спекулятивные сделки, в том числе спекуляции с иностранной валютой. Вместе с тем недостаточное развитие экономических и правовых механизмов, которые должны были бы обеспечить реализацию залоговых прав, серьезно затрудняло востребование просроченных ссуд банками, добросовестно отстаивавшими интересы своих вкладчиков и мелких владельцев акций.

В результате этого разрушительные удары кризиса 1998 г. обрушились прежде всего на банковские центры. Причем складывалось впечатление, что в некоторых случаях владельцы банков недостаточно активно строили антикризисную «линию обороны»². Последствия не замедлили ска-

² Ограничимся лишь свидетельством бывшего первого заместителя председателя банка России: в сентябре 1998 г. крупнейшие банки отказались создавать переговорный блок для проведения переговоров с иностранными кредиторами по вопросу

заться: потерпели крушения и обанкротились крупнейшие, «системообразующие» банки – «СБС-Агро», «Инкомбанк», «Промстройбанк», «Мобизнесбанк», «Российский кредит», «Менатеп», «Мост-банк» и др. Массовый натиск вкладчиков наблюдался и во многих других кредитных учреждениях. Частный банковский сектор оказался в тяжелом состоянии; потребовались годы для того, чтобы преодолеть наиболее разрушительные последствия кризиса.

В последнее время опубликованы результаты ряда исследований (прежде всего коллектива, включающего Р. Ла Порту, Ф. Лопес-де-Силанеса, А. Шлайфера и Р. Вишны), свидетельствующие о том, что не только степень развития финансовых рынков, но и их структура («архитектура») существенно зависят от существующей системы правовых норм и прежде всего от того, насколько действенна система защиты прав собственника (инвестора) (см., например, *La Porta, Lopes-de-Silanes, Shleifer, Vishny 1997; 1998; 2001; Levine 1999; Demirguc-Kunt, Maksimovich 1999*). Формирование структуры российских финансовых рынков, по-видимому, в общем согласуется с указанной гипотезой.

Сразу же вслед за ликвидацией монополии государства на операции с иностранной валютой и общей либерализацией хозяйственной жизни начали разворачивать свои операции те секторы денежного рынка, которые в сравнительно меньшей степени опираются на механизмы инфорсmenta прав собственности инвестора и которые по существу наиболее близки товарным рынкам. Речь идет прежде всего о спотовых рынках иностранной валюты. Либерализация цен на товарных рынках и стремительное нарастание инфляционных процессов определили огромный размах торговых операций с наличной валютой.

Серьезные кредитные риски, связанные с ненадежным инфорсментом прав собственности и обострившимся кризисом неплатежей в системе частных финансов, придавали наибольшую привлекательность краткосрочным государственным обязательствам. Все более значительная часть средств российских и иностранных инвесторов устремлялась на рынки ГКО, выступавшие на протяжении ряда лет в качестве главной опоры для всей системы рынков ценных бумаг.

Неустойчивость складывавшихся хозяйственных отношений порождала острую потребность в развитии рынков производных финансовых институтов. Однако волна неплатежей, захлестнувшая в условиях кризиса 1998 г. рынок срочных сделок, подорвала доверие, столь необходимое даже в про-

урегулирования внешней задолженности. В результате, каждому пришлось вести переговоры в одиночку против группы кредиторов...» (*Алексаиенко 1999, с. 213*).

стейших операциях. Рынки опционов на основные ценные бумаги, срочных сделок с этими бумагами и биржевыми индексами, процентных свойств и других производных финансовых инструментов до настоящего времени не получили сколько-нибудь значительного развития. По многим выпущенным частным обязательствам отсутствуют вторичные рынки.

И все же обнаружившийся после кризиса 1998 г. постепенный рост хозяйственной активности смог обеспечить основу для оздоровления системы государственных и частных финансов. На рубеже 2000-х гг. наметилась новая волна увеличения вкладов в крупнейшие частные банки. В последние годы выявилась тенденция к устойчивому росту рыночных котировок акций. Обнаружились признаки «углубления» системы частных финансов. Так, некоторое упорядочение отношений собственности и замедление инфляции сделали возможными первые шаги, знаменующие формирование рынка корпоративных облигаций.

К числу наиболее острых проблем переходной экономики относятся: отсутствие к началу приватизации значительных легальных частных накоплений внутри страны и развертывающееся на протяжении переходного периода постепенное снижение нормы личных сбережений. Недостаточная интенсивность процессов внутреннего капиталообразования создает благоприятные условия для привлечения иностранного капитала.

В то же время инвесторы в развитых странах могут быть заинтересованы в дальнейшей диверсификации своего портфеля. Дело в том, что многие ценные бумаги, фигурирующие на фондовых рынках стран с переходной экономикой, характеризуются высокой доходностью и высоким риском. Особенно существенным представляется следующее обстоятельство: цена финансовых обязательств, обращающихся на таких рынках, часто оказывается слабо коррелированной с курсами, складывающимися на рынках развитых стран. Благодаря этому удается существенно снизить общий риск хранения международного портфеля, добавляя в него ценные бумаги, обращающиеся на «новых» рынках, в том числе на рынках стран с переходной экономикой.

И хотя волатильность рыночных курсов тех фондовых активов, которые эмитированы в странах с переходной экономикой, немного превышает волатильность рыночных курсов акций, эмитированных в развитых странах (см. ниже), общий размах колебаний курсовых доходов, как показывают расчеты, чаще всего не увеличивается, а уменьшается при включении в портфель акций, обращающихся на «переходных» рынках. Тем самым инвестирование в фондовые активы компаний, функционирующих в рамках переходной экономики, может существенно улучшить характеристики эффективного портфеля ценных бумаг.

В рамках стандартных предположений относительно формирования цен на рынке активов высокая ожидаемая доходность обычно сопровождается значительным риском. Однако риск, связанный с увеличением амплитуды колебаний рыночных курсов, может порождать асимметричные эффекты.

Так, одинаковое увеличение волатильности рыночных курсов в развитых странах и в переходных экономиках может не сопровождаться увеличением рыночной премии в развитых странах. Ведь рынок вознаграждает инвестора повышенной премией за риск (в стандартной модели формирования цен на активы) не при увеличении дисперсии, а при увеличении ковариации доходов, приносимых указанным активом, и доходов, обеспечиваемых рыночным портфелем. Поэтому, если предположить существование в рамках интегрированных финансовых рынков единой рыночной премии за риск, повышенная волатильность цен тех акций, курсы которых движутся вместе с рыночным портфелем, может как бы «уравновешиваться» значительной волатильностью курсов других активов, особенно акций, характеризующихся отрицательным бетта-коэффициентом.

Иные условия складываются на сегментированных финансовых рынках. В каждой из стран с сегментированными рынками рыночная премия за риск будет определяться лишь «местными» условиями. Формирующиеся в переходной экономике у отечественных инвесторов портфели ценных бумаг неизбежно будут характеризоваться гораздо меньшей степенью диверсификации, а движение курсов акций обнаруживает значительно большую синхронность. Поэтому в той мере, в какой на развивающихся рынках появляются реальные возможности выбора между активами, характеризующимися различной степенью риска, увеличение амплитуды колебаний рыночных цен и курсовых доходов, как правило, сопровождается компенсирующим увеличением премии за риск.

В связи со сказанным неизбежно возникает вопрос: в какой степени российские финансовые рынки, в том числе рынки ценных бумаг, интегрированы в систему мировых рынков? Нетрудно заметить, что формирующиеся время от времени «волны» притока иностранного капитала в российскую экономику (равно как и выход некоторых крупнейших российских компаний на международные финансовые рынки) закладывают основу для развития интеграционных тенденций. Вместе с тем на устойчивость таких связей и соответственно на степень интеграции могут влиять различные факторы, в том числе эффективность, характеризующая систему инфорсmenta прав собственности и контрактных прав, характер законодательства, налоговая система, ограничения на международное движение инвестиций, качество ценных бумаг, представленных на фондовом рынке, политические риски и др.

При наличии отчетливо выраженной тенденции к глобализации финансовых рынков связи между финансовыми рынками в переходных экономиках и в наиболее развитых странах могут характеризоваться некоторой сегментированностью. Так, М. Рокинджер и Дж. Урга показали, что рынки ценных бумаг в Польше, Чехословакии (Чехии) и в Венгрии испытывали наибольшее влияние со стороны европейских стран (английского и до 1995 г. немецкого финансовых рынков), тогда как на движение рыночных курсов российских акций сравнительно большее влияние оказывали события, происходящие на рынке ценных бумаг США (см. *Rockinger, Urga 2001*).

Приступая к исследованию современной структуры российских финансовых рынков, авторы предлагаемой работы столкнулись с рядом серьезных затруднений. Во-первых, как в зарубежной, так и в отечественной литературе, к сожалению, отсутствуют работы, в которых с теоретических позиций рассматривались бы специфические особенности функционирования финансовых рынков в условиях переходной экономики. Как правило, такие рынки и институты рассматриваются просто как некая «ухудшенная копия» соответствующих рынков и институтов в странах с развитой рыночной экономикой: скажем, частные банки функционируют во всякой экономике примерно одинаковым образом, просто в переходной экономике их размеры меньше, они сталкиваются с несколько большими рисками, могут использовать не бесспорные методы капитализации и т.п. Подобный подход, как нам представляется, затрудняет выявление качественных различий в функционировании финансовых рынков в развитых странах и переходных экономиках³.

Во-вторых, эмпирические исследования и попытки статистической проверки гипотез наталкиваются на узость информационной базы, определяющуюся не только скудостью публикуемых статистических материалов, но и их недостаточной надежностью. Опыт кризиса 1998 г. с особой наглядностью продемонстрировал, насколько низка «прозрачность» официальной отчетности в финансовой сфере экономики. Указанные обстоятельства существенно ограничивают исходный массив более или менее надежных статистических данных, используемых в эмпирических исследованиях российских финансовых рынков.

³ Так, в одной из последних работ о финансовых рынках, подготовленных отечественными авторами, справедливо отмечается: «до конца не ясна мотивировка поведения, принципов корпоративного управления российских собственников (и контролеров) – «неопределенность собственника» (*Григорьев, Гурвич, Советюгин и др. 2003, с. 18*).

В данном исследовании мы концентрируемся на некоторых вопросах, касающихся текущего состояния и перспектив развития российского финансового сектора и, в частности, фондового рынка и банковской системы. Работа состоит из трех частей. Первая часть работы посвящена изучению степени интегрированности российского рынка ценных бумаг в мировую финансовую систему. Во второй части работы изучаются факторы волатильности и доходности российских фондовых активов. Целью исследования третьей части являются некоторые вопросы эффективности в банковском секторе, а именно, изучение эффектов экономии на масштабе в деятельности российских кредитных организаций.

Как уже отмечалось, на интегрированных финансовых рынках потоки капитала через границы обеспечивают выравнивание цены активов, обладающих одинаковой степенью риска. Если государственные структуры осуществляют контроль над движением капитала или другие силы препятствуют его свободному перемещению между странами, то уровни компенсации риска в разных экономиках будут отличаться друг от друга.

В некоторых случаях возможно прямое измерение жесткости контроля над капиталом, откуда можно получить выводы о степени открытости и интегрированности рынков. Например, некоторые страны имеют два вида активов: активы, доступные только для национальных инвесторов, и активы, в которые могут вкладывать средства иностранные инвесторы. В такой ситуации возможно прямое измерение степени влияния инструментов капитального контроля: таковой является разница в ценах этих видов активов, если по ним идут одинаковые платежи. Аналогично, разница между официальным обменным курсом и курсом «черного» рынка, официальными и оффшорными процентными ставками или между рыночной ценой и величиной чистых активов closed-end паевых фондов и т.д. также может использоваться для оценки эффективности мер контроля над капиталом.

Однако при межстрановых сравнениях величины барьеров возникают проблемы, состоящие в том, что различные страны имеют различные механизмы ограничения потоков капитала. Например, страна, в которой запрещены все иностранные инвестиции, не имеет общедоступных активов или наоборот. Первый вариант представляет собой крайний случай сегментированного (закрытого) рынка, а второй – интегрированного (открытого). При этом могут существовать методы, благодаря которым инвесторы обходят преграды в первом случае (создание дочерних компаний и т.п.) и неформальные барьеры (например, большая разница в стоимости информации для различных категорий инвесторов, инсайдерская информация), которые приводят к фактической сегментации во втором случае (*Bekaert 1995*).

В первой части данного исследования проводится эмпирическая оценка степени интегрированности российского рынка ценных бумаг в мировой. Методология работы состоит в оценивании пространственных отклонений (*cross-sectional variations*) в интеграции для портфелей российского фондового рынка, содержащих различные размерные группы (*size portfolios*). При помощи обобщенного метода моментов и условной двухфакторной модели оценки активов анализируются недельные доходности в период с сентября 1998 г. по декабрь 2002 г. Короткий период наблюдений накладывает ограничения на использование количества факторов и инструментальных переменных; некоторые используемые параметры (цена ковариационного риска) были зафиксированы. Однако даже эта упрощенная модель позволила получить ряд интересных результатов.

Вычисленная в работе высокая степень зависимости доходностей портфелей российского рынка от мировых факторов может говорить о том, что маркетмейкерами на нашем рынке в рассматриваемый период являются в основном иностранные игроки. Это обуславливает тот факт, что отечественные инвесторы большое внимание уделяют мировым факторам. Такое положение достаточно тревожно, так как в случае потрясений на глобальных рынках массовый уход иностранного капитала с отечественного фондового рынка будет приводить к резкому падению котировок и объемов торгов на российских площадках.

Оценки средних коэффициентов интеграции показывают почти всегда нисходящий тренд с уменьшением размера портфеля. Снижение значения коэффициента для портфеля, содержащего акции компаний, обладающих максимальной рыночной капитализацией, вероятно, объясняется тем, что число факторов и инструментов в данной модели ограничено, чем можно объяснить найденный эффект. Большее число факторов используется в следующей части работы при исследовании доходности и волатильности фондовых активов.

Полученные в работе результаты могут быть также использованы для оценки эффективности международной диверсификации. Ослабление юридических ограничений на международное инвестирование во многих странах, либерализация и успехи в информационных технологиях за последние два десятка лет сильно повысили взаимозависимости мирового рынка капитала, снизив, таким образом, потенциальные выгоды глобальной диверсификации. Например, *Longin and Solnik 1995* показали, что деловой спад на рынке США быстро распространяется на рынки других стран. Авторы показали, что выгоды от глобальной диверсификации снижаются или даже совсем пропадают во времена «медвежьих» рынков. Тем не менее многие исследователи сошлись во мнении, что рыночная цена риска различается в

разных странах, и, что корреляция доходностей активов на локальном уровне выше, чем на международном. Таким образом, глобальное инвестирование все еще не утратило своих выгод.

Проведенное исследование приводит к выводу о том, что, благодаря значительным изменениям коэффициентов интеграции различных размерных групп для данной страны, инвестору выгоднее вложить средства в определенные активы страны, чем инвестировать в рыночный портфель для этой страны. Другими словами, чтобы уменьшить глобальный систематический риск своих портфелей, портфельным менеджерам следует использовать как межстрановую, так и внутрирыночную диверсификацию согласно капитализации компаний.

Следует отметить, что, если степень интеграции в мировой рынок какой-либо размерной группы одной страны невысока, это не означает, что та же самая группа во всех странах также покажет слабую интеграцию с внешним миром. В свете этого данная работа дополняет результаты, изложенные в публикации *Heston, Rouwenhorst 1994*, в которой показаны преимущества диверсификации по странам с учетом индустриальной структуры перед одной только отраслевой диверсификацией.

Во второй части исследования внимание концентрируется на факторах волатильности и доходности фондовых активов. Как уже отмечалось, развивающиеся рынки характеризуются несколько более высокой доходностью фондовых активов и ее волатильностью, что обычно связывается с большими страновыми рисками. В связи с этим интерес вызывают факторы, оказывающие доминирующее воздействие на характеристики динамики именно российских акций. Известные авторам работы, посвященные российскому финансовому рынку, не ставят напрямую таких задач, однако используют методы анализа волатильности (см., например, *Rockinger, Urga 1999; Hall, Urga 2002; Hayo, Kutan 2002*).

Для моделирования доходности и волатильности в нашем исследовании рассматриваются несколько групп показателей. В качестве факторов риска в работе рассматривается целый ряд макроэкономических и финансовых показателей, характеризующих внутреннюю и внешнюю конъюнктуру товарных рынков (рынка нефти) и рынков капитала: уровень процентных ставок, временные спреды доходности, инфляция, обменный курс, показатели денежного предложения, мировые цены на нефть, доходность по индексам развитых стран и показатели активности в РТС. Наряду с уровнями и динамическими характеристиками данных показателей в качестве влияющих факторов в работе используется их волатильность. Исследование проводилось на разных временных горизонтах – дневных и недельных данных на периоде с сентября 1995 г. по декабрь 2002 г.

Одним из основных методов исследования доходности и волатильности, использованных в данной работе, является метод обобщенных авторегрессионных моделей с условной гетероскедастичностью (*Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity (GARCH) Models*), который позволяет моделировать не только саму анализируемую переменную (уравнение среднего), но и ее дисперсию (уравнение волатильности). При этом для получения состоятельных и эффективных оценок в процессе оценки моделей учитывались статистические особенности используемых рядов (более «тяжелые» хвосты эмпирических распределений).

Отдельно следует выделить следующие результаты исследования. Во-первых, падение котировок на российском рынке акций происходит относительно большими темпами, чем их рост, т.е. эмпирическое распределение доходности асимметрично. Во-вторых, на протяжении всего рассматриваемого промежутка времени наблюдалось изменение инертности доходности по индексу РТС. *Hall, Urga 2002*, получив аналогичные результаты, в контексте информационной эффективности (слабая форма) финансовых рынков, интерпретируют их как изменение эффективности отечественного рынка акций. В то же время причиной таких результатов может быть длительный положительный тренд, связанный с восстановлением российского фондового рынка после кризиса 1998 г. и постепенным восстановлением доверия инвесторов.

В отношении волатильности было установлено, что на российском рынке акций для нее характерно свойство устойчивости (*persistence*); текущее значение волатильности определялось ее поведением в прошлом. Кроме того, на дневном горизонте планирования отчетливо наблюдалась асимметрия в динамике волатильности: отрицательные ошибки прогноза приводили к большему росту волатильности, нежели положительные. Такие результаты согласуются с результатами исследований других авторов как развитых рынков (для американского рынка см., например, *Nelson 1989; 1991*), так и рынков стран с развивающейся и переходной экономикой, в том числе России (см., например, *Rockinger, Urga 1999; Bekaert, Harvey 1995*). Таким образом, в краткосрочной перспективе российский рынок акций в большей степени реагировал на поступление неблагоприятной информации.

На основании полученных в работе результатов можно утверждать, что доходность и волатильность российского рынка акций подвержена влиянию нескольких групп факторов. В частности, факторы, отражающие конъюнктуру на мировых рынках капитала, оказывали положительное влияние на динамику доходности: в периоды роста мировых фондовых рынков российский индекс РТС, в среднем, также рос. Противоположная зависи-

мость была получена для волатильности: улучшение мировой конъюнктуры, по-видимому, ассоциируется с падением волатильности доходности по индексу РТС. Влияние конъюнктуры западных рынков, в частности, американского рынка акций, на российский рынок акций было показано, например, в работе *Hayo, Kutan 2002*. В ходе настоящего исследования получены статистические подтверждения взаимосвязей между доходностью и волатильностью, с одной стороны, и оборотом акций, уровнем процентных ставок, временных спрэдов, денежного предложения и инфляции, с другой, согласующихся с результатами исследований финансовых рынков других стран (см., например, *Fama, Schwert 1977; Schwert 1989; Bohl, Henke 2002; Chen, Roll, Ross 1986; Ferson 1989; Whitelaw 1994; Binder 2000*).

Воздействие ряда экономических показателей, предположительно влияющих на динамику курсов российских акций, оказалось нестабильным или статистически несущественным. В частности, конъюнктура мирового рынка нефти не оказывала стабильного влияния на котировки акций в РТС. Данные результаты контрастируют с результатами *Hayo, Kutan 2002*: последние получили положительное влияние динамики цен на нефть на доходность РТС с сентября 1995 г. вплоть до конца 2001 г. По-видимому, степень влияния цен на нефть на различных временных интервалах различна, что может стать предметом другого исследования.

Проведенное в данной работе исследование позволило определить группы факторов риска, которые, по-видимому, оказывают наиболее существенное влияние на динамику котировок российских акций. Полученные знания могут быть использованы для принятия более взвешенных экономических решений, поскольку некоторые из показателей являются инструментами денежно-кредитной политики. Учет всех выявленных закономерностей при условии их сохранения в будущем может повысить эффективность риск-менеджмента и способствовать улучшению инвестиционного климата в российской экономике.

Как уже отмечалось ранее, становление и развитие российского финансового сектора проходило в сложных макроэкономических и институциональных условиях. В результате основные функции финансовой системы, заключающиеся в финансировании экономического роста, практически не выполнялись. При этом число финансовых посредников и, в частности, банков превосходило всякие разумные пределы. В 1995 г. численность банков в России достигла 2500. Большинство из них впоследствии было закрыто либо подвергнуто реструктуризации, смене владельца, смене названия. В настоящее время численность кредитных организаций составляет порядка 1300. И хотя само по себе большое число банков не является проблемой (для сравнения, в Швейцарии насчитывается около 300 банков, в

Германии – около 3 тыс., в США – около 8 тыс.), большая часть мелких банков фактически не занимается финансовым посредничеством, ориентируясь на спекулятивные источники получения дохода.

Как представляется, одним из препятствий к полноценному осуществлению российскими банками своих базовых функций является их низкая капитализация. Размер даже крупнейших российских банков по мировым меркам является весьма скромным. В связи с этим эмпирическое исследование того, насколько ограничивающим именно в плане эффективности банков является фактор их низкой капитализации, приобретает практическое значение в области банковского регулирования. В случае участия государства в повышении банковской капитализации куда в первую очередь должны быть направлены дополнительные ресурсы: на поддержку наиболее крупных банков с целью создания универсальных игроков мирового масштаба или же на укрепление позиций средних игроков сектора? Предпринятое эмпирическое исследование, представленное в третьей части работы, ставит целью получить ответ на поставленный вопрос.

Первые попытки оценить экономию на масштабе в банковском секторе предпринимались еще в 1950-х гг. Однако базовыми в данной области считаются работы *Benston 1965; Bell, Murphy 1968*. Одной из причин дальнейшего нарастания интереса к данной теме является начавшаяся в 1980-х гг. волна слияний и поглощений в американском банковском секторе. Тенденция к консолидации зачастую объяснялась стремлением банков достичь экономии на масштабе. Исследования эффекта масштаба были призваны ответить на вопрос, насколько оправданным и экономически эффективным является такое поведение банков, и следует ли регулирующим органам накладывать на него какие-либо ограничения.

Одной из методологических трудностей при выявлении эффекта масштаба является учет рисков банковской деятельности. Управление рисками является одной из основных функций банка, требующих затрат на свое осуществление. Игнорирование риска при построении функции издержек банков может привести к недооценке эффекта масштаба. Впервые исследование эффекта масштаба с учетом риска было предпринято относительно недавно Лореттой Местер (*Mester*) в серии работ 1994–2000 гг. Местер предлагала учитывать риск за счет введения в функцию издержек двух дополнительных переменных: качество активов (измеренная как доля просроченных кредитов в общем объеме ссудного портфеля) и собственный капитал банков. По аналогии с Местер, в данной работе учитываются два вида рисков банковской деятельности: риск ликвидности и кредитный риск. Однако в предложенной модели банковского поведения риски учитываются несколько иначе.

В исследовании рассматривается процесс формирования функции издержек банка в контексте решения банком задачи максимизации прибыли. Для учета риска банковской деятельности в модель не просто добавляются дополнительные переменные в итоговое регрессионное уравнение для издержек, а модифицируется вся модель банковского поведения. Упомянутые два вида рисков приводят к тому, что прибыль банка носит стохастический характер. Максимизация банком ожидаемой прибыли позволяет получить функцию издержек, в которой риск ликвидности фигурирует как доля неликвидных активов в активах банка, а кредитный риск – как доля просроченной задолженности в общем объеме выданных кредитов.

Проведенные расчеты показали, что для российского банковского сектора характерно наличие значительной экономии на масштабе. Причем в 2001 г. возможности банков по снижению средних издержек за счет увеличения объема операций были несколько выше, чем в 2002 г. По-видимому, данный результат свидетельствует о том, что в 2002 г. часть экономии на масштабе была реализована вследствие общего расширения кредитования. Более того, по оценкам на 2002 г. отдача на масштаб стала убывающей для крупнейших российских банков рассматриваемой выборки с активами свыше 14 млрд руб. Таким образом, для повышения эффективности банки с данным размером активов должны искать альтернативные пути снижения издержек, так как эффект их снижения за счет роста размера банка, в соответствии с полученными оценками, у данных банков исчерпан.

1. Российские рынки и мировая финансовая система

Важной тенденцией в развитии мирового хозяйства в последнее десятилетие стала глобализация мировой финансовой системы. Основную роль здесь сыграло изменение мировой валютной системы, снятие барьеров по прямым и портфельным международным инвестициям, развитие связи и компьютерных технологий, появление новых производных финансовых инструментов, снижение инвестиционных рисков вследствие повышения открытости конкретных компаний и общей государственной финансовой системы в странах-получателях капитала. Для инвесторов, работающих на международных финансовых рынках, открылись новые возможности по вложению финансовых средств. В результате мировое хозяйство в настоящее время характеризуется не столько свободной торговлей товарами и услугами, сколько еще более свободным движением капитала. Процентные ставки, обменные курсы и котировки ценных бумаг в различных странах тесным образом связаны между собой; мировые финансовые рынки оказывают огромное влияние на экономические условия. Учитывая огромную роль, которую всемирный финансовый рынок играет в жизни отдельных стран, исследования мирового рынка, интегрированности рынков разных стран в общемировую финансовую систему чрезвычайно актуальны.

На интегрированных финансовых рынках потоки капитала через границы обеспечивают выравнивание цены активов, обладающих одинаковой степенью риска. Если государственные структуры осуществляют контроль над движением капитала или другие силы препятствуют его свободному перемещению между странами, то уровни компенсации риска в разных экономиках будут отличаться друг от друга. На некоторых рынках возможно прямое измерение жесткости контроля над капиталом. Например, некоторые страны имеют два вида активов: активы, доступные только для национальных инвесторов, и активы, в которые могут вкладывать средства иностранные инвесторы. В таком случае возможно прямое измерение степени влияния инструментов капитального контроля: таковой является разница в ценах этих видов активов, если по ним идут одинаковые платежи. Аналогично разница между официальным обменным курсом и курсом «черного» рынка, официальными и офшорными процентными ставками или между рыночной ценой и величиной чистых активов *closed-end* паевых фондов и т.д. также может использоваться для оценки эффективности мер контроля над капиталом.

При попытке межстранового сравнения величины барьеров возникают проблемы из-за того, что различные страны имеют различные механизмы ограничения потоков капитала. Например, страна, в которой запрещены все иностранные инвестиции, не имеет общедоступных активов, или наоборот. Первый вариант представляет собой крайний случай сегментированного (закрытого) рынка, а второй – интегрированного (открытого). Однако могут существовать методы, благодаря которым инвесторы обходят преграды в первом случае (создание дочерних компаний и т.п.) и неформальные барьеры (например, большая разница в стоимости информации для различных категорий инвесторов, инсайдерская информация), которые приводят к фактической сегментации во втором (*Bekaert 1995*).

Наиболее драматичным образом последствия возрастающей глобализации сказываются на развивающихся фондовых рынках, к которым относятся и российский рынок ценных бумаг.

Следует отметить, что развитые и развивающиеся рынки отличаются по своим характеристикам. Среди дифференциальных признаков последних можно назвать следующие: низкая капитализация, сравнимая с капитализацией крупных европейских или американских компаний, малое количество ликвидных активов, избыточная волатильность, т.е. более высокие риски и более высокая доходность. Дополнительная волатильность, создаваемая иностранными инвесторами, часто служит аргументом в пользу задержки либерализационного процесса (*Bekaert, Harvey 1997*).

Поскольку целью данного исследования является эмпирическое измерение степени интегрированности российского рынка ценных бумаг в мировой рынок, необходимо кратко охарактеризовать российский фондовый рынок. Его особенности и недостатки являются отражением проблем, присущих экономике Российской Федерации в целом.

1.1. История вопроса

Экономическая теория не оставляет сомнений относительно выгод глобального финансового рынка. Такой институт позволяет резидентам разных стран объединять различные риски, достигая более эффективного страхования, чем это позволяет сделать только внутренний рынок. Более того, государство, испытывающее временный спад деловой активности или стихийное природное бедствие, имеет возможность заимствовать необходимые ресурсы на мировом рынке. Развивающиеся страны с недостаточным объемом капитала могут привлекать иностранные инвестиции, обеспечивая таким образом экономический рост без резких увеличений нормы сбережения. На мировом уровне международный рынок капитала передает

ресурсы наиболее эффективным заемщикам, независимо от места их расположения. Например, те производители, которые в состоянии диверсифицировать риски на международных финансовых рынках, могут инвестировать в более доходные, но более рискованные проекты, увеличивая таким образом средние темпы экономического роста (*Obstfeld 1994; Obstfeld 1998*).

Другая позитивная роль международного финансового рынка состоит в создании определенных барьеров для политиков, которые имеют соблазн излишне эксплуатировать внутренний рынок. Нездоровая политика, состоящая, например, в избыточном заимствовании государством или неадекватном банковском регулировании, приведет к быстрым спекулятивным оттокам капитала из страны и более высоким процентным ставкам внутри государства. В теории, страх правительства перед этими эффектами должен делать менее привлекательным неосторожное поведение на внутреннем рынке (*Obstfeld 1998*).

В связи с повышенным интересом к рассматриваемому вопросу за последние три десятка лет появилось значительное число публикаций, затрагивающих проблемы интеграции рынков капитала разных стран. В этих исследованиях предложено несколько подходов к оценке и измерению степени открытости того или иного рынка. Как уже упоминалось ранее, в качестве критерия интеграции обычно рассматривается отклонение от закона одной цены (т.е. различие в цене риска на разных рынках). Однако модели, реализующие измерение такого отклонения, отличаются друг от друга. Далее будут рассмотрены некоторые из работ, посвященных данной проблематике.

Статья *Jorion, Schwartz 1986* посвящена исследованию интеграции рынка Канады в глобальный североамериканский рынок. В качестве модели ценообразования активов использовалась *CAPM* (*модель оценки финансовых активов – capital asset pricing model*). В рамках изложенного там подхода интеграция подразумевает ограничение на возможную оценку активов, а именно, то, что влияние чисто внутренних факторов на ожидаемые доходности отсутствует.

С одной стороны, при полной интеграции мировой рыночный портфель лежит на границе эффективных портфелей в пространстве «риск – доходность» (т.е. является *mean-variance efficient*), и, таким образом, единственным оцениваемым риском будет систематический риск мирового индекса. С другой стороны, полная сегментация подразумевает, что только национальные факторы, т.е. внутренние систематические риски, будут входить в оценку активов.

Проверка гипотезы о равенстве нулю коэффициента при компоненте доходности внутреннего рыночного портфеля, ортогональной доходности мирового индекса дает возможность сделать заключение об оценке риска в разных экономиках и, как следствие, об интеграции того или иного рынка в мировой.

Следует отметить, что при выполнении эконометрических тестов происходит проверка совместной гипотезы об интегрированности рынков и о релевантности определенной модели ценообразования.

Несколько иной подход изложен в работе *Gultekin, Gultekin, Penati 1989*. В ней рассматривается изменение в интеграции рынков двух стран, США и Японии, после принятия японским правительством в 1980 г. закона «*Foreign Exchange and Foreign Trade Control Law*» («Закон о регулировании внешней торговли и валютного курса»). Предпринятое исследование можно охарактеризовать как «изучение событий» (*event study*). В качестве модели для оценки активов авторами была выбрана арбитражная теория образования цен (*APT*).

Для эмпирической проверки гипотезы строилась следующая модель:

$$r_t^c = \lambda_{0,t}^c + B^e \lambda_t^c + v_t^c,$$

где r_t – вектор доходностей активов в момент времени t ; $\lambda_{0,t}$ – доходность безрискового актива; λ_t – вектор премии за риск; B – матрица коэффициентов чувствительности доходности активов к факторам риска; v_t – вектор ошибок. Индекс c обозначает страну $c = \{US, JA\}$.

Со следующей нулевой гипотезой:

$$\hat{\lambda}^{US} \neq \hat{\lambda}^{JA}, \quad \hat{\lambda}_0^{US} \neq \lambda_0^{JA} \quad \text{в } 1977\text{--}1980 \text{ гг.}$$

и

$$\hat{\lambda}^{US} = \hat{\lambda}^{JA}, \quad \hat{\lambda}_0^{US} = \lambda_0^{JA} \quad \text{в } 1981\text{--}1984 \text{ гг.}$$

Необходимо подчеркнуть, что использование данной методики позволяет лишь получить ответ на вопросы: есть ли интеграция, и повлияли ли на оценку рисков те или иные изменения на рынке. Вопросы же о количественном измерении степени интеграции и ее сравнении среди фондовых рынков разных стран остаются открытыми.

В работе *Korajczyk 1995* изучаются отклонения от закона одной цены на рынках различных стран. В качестве базовой модели образования цен на активы также служит арбитражная модель (*APT*). Следующий пример иллюстрирует основные положения изложенного метода.

Рассмотрим простейшую модель воображаемого мира, состоящего из двух рынков – A и B , – на которые влияет один мировой фактор. Цена на активы в каждой из экономик удовлетворяют однофакторной модели. Од-

нако, поскольку рынки сегментированы, параметры модели ценообразования активов различны на двух разных рынках:

$$\begin{aligned}\mu_{jt}^a &= \lambda_0^a + b_{j1}\lambda_1^a \\ \mu_{jt}^b &= \lambda_0^b + b_{j1}\lambda_1^b\end{aligned}$$

где μ_j – доходность j -ого актива; λ_0 – доходность безрискового актива; λ_1 – вектор премии за риск; b_{j1} – коэффициент чувствительности доходности j -ого актива к фактору риска, причем $\lambda_0^a \neq \lambda_0^b$ и $\lambda_1^a \neq \lambda_1^b$.

Далее, при предположении полной интеграции двух рынков оцениваются безрисковая ставка процента $\bar{\lambda}_0$ и премия за факторный риск $\bar{\lambda}_1$. Иначе говоря, для актива j в экономике A измеренное отклонение доходности (относительно модели, подразумевающей полную интеграцию) следующее:

$$\alpha_j^a = (\lambda_0^a - \bar{\lambda}_0) + b_{j1}(\lambda_1^a - \bar{\lambda}_1).$$

Для экономики B можно получить аналогичную формулу. Таким образом, параметр ошибки α обеспечивает прямую меру отклонения от закона одной цены. Следовательно, измерение степени интеграции сводится к оценке свободного члена в регрессии для рынка каждой страны отдельно: $r^n = \alpha^n + b^n F + \varepsilon$, где F – матрица эталонных портфелей (*factor-mimicking portfolios*), вычисленная при предположении полной интеграции всех рынков; как указывалось выше, вектор b^n отражает вклад того или иного эталонного портфеля в доходность соответствующего актива.

Недостатком рассмотренных выше работ является то, что в них используется определенная модель оценки активов (*SAPM* или *APT*) и предполагается, что равновесное соотношение оценки активов стабильно. Однако изменение состояния экономики, например, движение от сегментации к интеграции приводит к искажениям в ценообразовании и к значительным отклонениям от закона одной цены в коротком периоде, благодаря хеджированию рисков изменения состояния данной экономики.

Далее рассмотрены исследования, в которых не предполагается, что экономика полностью открыта или изолирована. В статье *Errunza, Losq 1985* рассматривается так называемый режим мягкой сегментации (*mild segmentation*). Рассматривается модель сегментации глобального рынка при следующих предположениях.

1. *Предположение неравного доступа.* Все бумаги делятся на «выбираемые» (*eligible*), которые доступны всем инвесторам и «невыбираемые» (*ineligible*), которые доступны лишь определенному классу (*unrestricted*) инвесторов.

2. *Предположение совершенного рынка капитала.* Иными словами, отсутствие налогов, транзакционных издержек и т.д.
3. *Mean-Variance assumption.* Функция ожидаемой полезности каждого инвестора может быть представлена в виде функции двух переменных: ожидаемой доходности и дисперсии портфеля.
4. *Предположение о свободном кредитном рынке.* Каждый инвестор может свободно давать и брать кредиты по одной и той же реальной процентной ставке.
5. *Предположение о нормальности.* Доходности распределены нормально.

Авторы показали, что сегментация не влияет на ожидаемую доходность «выбираемых» активов, в то время как для «невыбираемых» активов требуется дополнительная компенсация за риск, свыше предсказанной *SAPM*. Эта поправка пропорциональна разнице в несклонности к риску для двух указанных групп инвесторов и условному рыночному риску (*conditional market risk*). Отсюда следует, что эта поправка и является прямой мерой интегрированности. Недостатком такого подхода является то, что степень интеграции постоянна во времени.

В работе *Bekaert, Harvey 1995* исследование интеграции проводится при еще более слабых предпосылках. Доходности на рынках определяются однофакторными моделями, а коэффициент рыночной интеграции может изменяться во времени. В рамках данного подхода условные ожидаемые доходности активов зависят от их ковариации с мировым эталонным портфелем и дисперсией их доходностей. На совершенно интегрированных рынках играет роль только ковариация с доходностью мирового портфеля:

$$E_{t-1}[r_{i,t}] = \lambda_{t-1} \text{cov}_{t-1}[r_{i,t}, r_{w,t}],$$

где $E[\cdot]$ – оператор математического ожидания; r_i – доходность i -го актива; r_w – доходность эталонного мирового портфеля; λ – цена ковариационного риска.

На сегментированных рынках адекватной оценкой рыночного риска является дисперсия доходности самого i -го актива:

$$E_{t-1}[r_{i,t}] = \lambda_{i,t-1} \text{var}_{t-1}[r_{i,t}].$$

Мерой интеграции является переменный во времени вес $\phi_{i,t}$, который показывает относительную важность ковариации и дисперсии в формировании условных ожидаемых доходностей:

$$E_{t-1}[r_{i,t}] = \phi_{i,t-1} \lambda_{t-1} \text{cov}_{t-1}[r_{i,t}, r_{w,t}] + (1 - \phi_{i,t-1}) \lambda_{i,t-1} \text{var}_{t-1}[r_{i,t}].$$

В модели предполагается различие в цене дисперсионного риска $\lambda_{i,t}$ в разных странах, которое зависит от информации, специфичной для данной

страны, в то время как цена мирового риска λ_t зависит только от глобальных информационных переменных. Модель можно назвать условной в том смысле, что предопределенная информация влияет на ожидаемые доходности, ковариации, дисперсии и меру интеграции. Следует отметить, что использование простейшей однофакторной модели оценки активов может привести к изменениям в коэффициенте интеграции, не связанным с действительной открытостью капитальных рынков (из-за отбрасывания остальных факторов).

В статье *Fedorov, Sarkissian 2000* представлен иной тип моделей оценки активов, в которых рассмотрены «пространственные» (*cross-sectional*) аспекты интеграции для различных сегментов одного рынка в отличие от рассмотренных ранее моделей, в которых исследовались вопросы интеграции между двумя рынками (одним из которых обычно является рынок США), или сравнения степени интеграции для фондовых рынков разных стран.

Указанное исследование посвящено измерению коэффициентов интеграции для десяти портфелей российского рынка акций: пяти индустриальных (*industry portfolios*) и пяти, содержащих акции компаний, согласно их рыночной капитализации (*size portfolios*), в период с 1995 по 1997 гг.

В работе предполагается, что ценообразование на рынке подчиняется условной линейной многофакторной модели (*conditional multifactor asset pricing model with constant price of covariance risk*) с постоянной ценой риска. В рамках этой модели подразумевается, что доходности зависят от ковариаций с внутренними и внешними факторами. В указанной модели не предполагается, что какой-либо из портфелей полностью интегрирован с мировым рынком, более того, в отличие от работы *Bekaert, Harvey 1995* детально не изучаются временные свойства коэффициента интеграции. Нашей же целью является проведение пространственного анализа и получение средних коэффициентов для разных портфелей.

В качестве условного множества используются инструментальные переменные, отражающие состояние мировой и российской экономики. В нашем исследовании мы исходим из того, что факторы и доходности линейны по инструментам. Мерой интеграции является переменный во времени вес, показывающий относительный вклад глобальных и локальных инструментов в формирование текущих доходностей.

1.2. Методика исследования

В нашей работе представлено исследование пространственных изменений (*cross-sectional variations*) степени интеграции фондового рынка Рос-

сийской Федерации в период после кризиса 1998 г. Целью является проведение пространственного анализа и получение вектора средних коэффициентов для разных портфелей.

Следует отметить, что изучению отечественного рынка уделяется мало внимания со стороны как иностранных, так и российских исследователей. Это, вероятно, объясняется недостаточностью статистических данных и нежеланием операторов российского рынка сотрудничать с международными организациями, аккумулирующими информацию о развивающихся рынках (*emerging markets*), например, *IFC*. Данная работа призвана заполнить этот пробел и является продолжением исследований, начатых в статье *Fedorov, Sarkissian 2000*. Отличие же от указанной работы состоит в том, что рассматривается более поздний период.

В последних публикациях (*Rouwenhorst 1999; Sierra 2000*) большое внимание уделяется исследованию степени интегрированности не рынка в целом, а различных его сегментов. Признаком, по которому проводится селекция, может быть принадлежность к той или иной отрасли или размер рыночной капитализации. Поскольку на российском фондовом рынке отрасли представлены достаточно однообразно, то формировать индустриальные портфели представляется нецелесообразным.

Количество портфелей определяется двумя факторами: с одной стороны, в портфеле должны быть представлены акции компаний, мало отличающихся по капитализации, с другой – количество акций должно быть достаточным, чтобы обеспечить хорошие статистические характеристики портфеля. При исследовании американского фондового рынка (*Harvey 1989; Ferson, Kandel, Stambaugh 1987*) выделяли 10 размерных групп (*size groups*). Анализ показал, что для рынка РФ оптимальным количеством является пять портфелей. Следует отметить, что такое разбиение обеспечит сопоставимость с данными *Fedorov, Sarkissian 2000*.

При выборе модели, описывающей состояние внутреннего и мирового рынков необходимо учитывать следующие моменты: состояние экономики и статистическую базу. Состояние отечественной экономики после кризиса устойчивым назвать нельзя, поэтому модели, подразумевающие стационарность, не подходят. Также следует отметить, что используемые в большинстве исследований по интеграции рынков базы данных *CRSP* (по рынку акций США), *EMDB* (по рынкам акций развивающихся стран) были нам недоступны.

Для вычисления пространственных различий степени интеграции в работе используется метод, изложенный в работах *Harvey 1989, 1991; Harvey, Bekaert 1995, 1998; Fedorov, Sarkissian 2000*.

В модели предполагается, что ценообразование на рынке подчиняется условной линейной многофакторной модели (*conditional multifactor asset pricing model with constant price of covariance risk*) с постоянной ценой риска. В рамках этой модели подразумевается, что доходности зависят от условных ковариаций с внутренними и внешними факторами. Однако не предполагается, что какой-либо из портфелей полностью интегрирован с мировым рынком.

Условные ковариации моделируются произведениями линейных проекций доходностей активов и факторов на базис инструментальных переменных.

В качестве условного множества используются инструментальные переменные, отражающие состояние мировой и российской экономики. В данном исследовании предполагается, что факторы и доходности линейны по инструментам⁴. Мерой интеграции является изменяющийся во времени вес, который показывает относительный вклад глобальных и локальных инструментов в предсказание текущих доходностей. Благодаря короткому периоду наблюдений, сравнимому с длительностью бизнес-цикла, можно сделать предположение, что цена ковариационного риска – константа. Такая спецификация позволяет оценивать коэффициенты для всех портфелей одновременно.

Из-за малого объема выборки число факторов ограничено до двух: одного глобального и одного локального. Также из-за короткого периода исследования указаны дополнительные ограничения на выбор переменных⁵.

Для формирования портфелей применяется критерий плавающего оборота (*floating turnover criterion*) (см. *Fedorov, Sarkissian 2000*).

Полученные результаты могут оказаться полезными для портфельных инвесторов, желающих произвести диверсификацию рисков, а также для государственных органов контроля над рынками, желающими оценить степень открытости фондового рынка и эффективность мер контроля над капитальными потоками, если таковые (меры контроля) существуют⁶.

Проведенные расчеты показали, что, в основном, интеграция убывает от наибольшей к наименьшей размерной группе. Таким образом, оказалось, что, в общем, тенденции в интеграции после кризиса не изменились. Как уже упоминалось выше, спекулятивный характер роста, продолжающийся

⁴ Далее обсуждаются условия, при выполнении которых это утверждение верно.

⁵ См. часть 2.

⁶ Например, в работе *Gultekin, Gultekin, Penati 1989* показано, что после либерализации в декабре 1980 г. цены риска на рынках США и Японии выровнялись. Также см. *Bekaert, Harvey 1998*.

отрыв фондового рынка от реального сектора экономики и большая роль иностранного капитала обуславливают значительную зависимость российского рынка от глобальных факторов.

1.3. Эконометрическая модель

Для эмпирического исследования степени интеграции российского и мирового фондовых рынков в данной работе используется теоретическая модель, изложенная в статье *Fedorov, Sarkissian 2000*.

Рассмотрим условную многоиндексную модель ценообразования активов с постоянной оценкой риска. Пусть Ω_{t-1} представляет собой информационное множество, используемое инвесторами для определения стоимости ценных бумаг. В соотношении:

$$E(\mathbf{r}_t | \Omega_{t-1}) = \lambda \text{cov}(\mathbf{r}_t, \mathbf{f}_t | \Omega_{t-1}), \tag{1.1}$$

где r_t представляет собой избыточную доходность активов относительно безрисковой ставки процента; λ – строка размерности k , состоящая из цен ковариационных рисков; \mathbf{f}_t – вектор, состоящий из k факторов, определяющих цены на капитальные активы.

Поскольку полное информационное множество, Ω_{t-1} , не наблюдаемо, необходимо брать в качестве условия наблюдаемое подмножество \mathbf{Z}_{t-1} информационного множества⁷.

Несмотря на то что в некоторых исследованиях (*Harvey 1989; Harvey 1991; Ferson, Harvey 1993*) гипотеза о постоянстве цены риска λ была отвергнута, в нашей работе мы исходим из того, что данный параметр не зависит от времени. Следуя логике рассуждений, изложенных в статье *Fedorov, Sarkissian 2000*), предположим, что за короткий период наблюдений (чуть более двух лет), сравнимый по продолжительности с международным деловым циклом, цена риска изменяется незначительно и в первом приближении может рассматриваться как постоянная.

Обратимся теперь к предельным случаям полной интеграции или сегментации локального и международного рынков. На открытых финансовых рынках свободное движение капитала через границы обеспечивает выравнивание цены риска в различных странах для разных активов. На доход-

⁷ При этом: $E[\text{cov}(r_j, r_m | \Omega) | \mathbf{Z}] = \text{cov}(r_j, r_m | \mathbf{Z}) - \text{cov}[E(r_j | \Omega), E(r_m | \Omega) | \mathbf{Z}]$.

Ковариация между действительными условными средними принципиально не наблюдаема, и в эмпирических работах предполагается равной константе или нулю. Таким образом, вместо (1.1) получаем:

$$E(r_{jt} | \mathbf{Z}_{t-1}) = \lambda \text{cov}(r_{jt}, r_{mt} | \mathbf{Z}_{t-1}). \tag{1.1'}$$

ность влияют лишь глобальные риски, так как риски, присущие локальным рынкам, могут быть диверсифицированы. В то же время цена риска на изолированном рынке определяется исключительно местными факторами и прямо не зависит от конъюнктуры мирового рынка.

Известно, что если совместное распределение доходностей активов и инструментальных переменных принадлежат к достаточно обширному классу сферически инвариантных распределений, тогда, при полной интеграции, условное ожидание доходности актива может быть представлено как линейная функция глобальных инструментальных переменных. Что выражается следующим эконометрическим соотношением:

$$E(\mathbf{r}_t | \mathbf{Z}_{t-1}) = \mathbf{Z}_{t-1}^{gl} \delta^{gl} \quad (1.2)$$

где \mathbf{r}_t – вектор доходностей n активов и δ^{gl} – матрица коэффициентов. При полной сегментации рынка доходности активов целиком определяют внутренние факторы:

$$E(\mathbf{r}_t | \mathbf{Z}_{t-1}) = \mathbf{Z}_{t-1}^{loc} \delta^{loc} \quad (1.3)$$

Предположим, что первоначально рынки находились в одном из устойчивых состояний: полностью интегрированы или полностью изолированы. Когда происходит переход (полностью неожиданный или частично ожидаемый) от сегментации к интеграции (или наоборот), оценка будущих платежей и, отсюда, стохастический процесс формирования доходностей изменяется. Когда участники рынка ожидают в будущем переход между режимами, равновесная ожидаемая доходность может испытывать влияние хеджирования предстоящих рисков. В этом случае ни уравнение (1.2), ни уравнение (1.3) не описывают адекватно равновесную ожидаемую доходность.

Рассмотрим задачу формирования ожидаемой доходности в условиях возможного перехода между состояниями при помощи модели переключения режимов. Пусть S_t^i – ненаблюдаемая бинарная переменная, которая принимает значение, равное единице, при полной интеграции, и, равное нулю, при полной сегментации. В каждый момент времени существует положительная вероятность изменения режима, которая определяется через вероятности перехода. Таким образом, получаем:

$$E[r_{it} | \mathbf{Z}_{t-1}] = \varphi_{i,t-1} \delta^{gl} \mathbf{Z}_{t-1}^{gl} + (1 - \varphi_{i,t-1}) \delta^{loc} \mathbf{Z}_{t-1}^{loc} \quad (1.4)$$

где параметр $\varphi_{i,t-1}$, принадлежащий интервалу $[0,1]$, является переменной во времени оценкой правдоподобия того, что рынок интегрирован. Его можно интерпретировать как условную вероятность находиться в режиме полной интеграции. $\varphi_{i,t-1} = \Pr[S_t^i = 1 | \mathbf{Z}_{t-1}]$, где \mathbf{Z}_{t-1} – упоминавшееся выше,

наблюдаемое подмножество полного множества информации Ω_{t-1} . Существует несколько способов извлечения информации о $\varphi_{i,t-1}$ из имеющихся данных. Первый – применение стандартной гамильтоновой (*Hamilton 1989, 1990*) модели. В этой модели S_t^i следует марковскому процессу с постоянными вероятностями перехода. Хотя вероятности перехода не зависят от времени, вероятность режима $\varphi_{i,t-1}$ и, отсюда, степень рыночной интеграции изменяются во времени из-за того, что новая информация изменяет относительную вероятность нахождения в каждом из двух режимов. Во втором случае предположим, что вероятности перехода могут изменяться во времени, для этого представим их в форме логистической функции информационных переменных \mathbf{Z}_{t-1}^* :

$$\varphi_{t-1} = \frac{\exp(\beta' \mathbf{Z}_{t-1}^*)}{\exp(\beta' \mathbf{Z}_{t-1}^*) + 1} \quad (1.5)$$

или квадратичной функции:

$$\varphi_{t-1} = \frac{(\beta' \mathbf{Z}_{t-1}^*)^2}{(\beta' \mathbf{Z}_{t-1}^*)^2 + 1}, \quad (1.6)$$

где β – вектор параметров (для простоты индекс i в (1.5) и (1.6) опущен). Выбор той или иной формы зависимости определяется входными данными и призван обеспечить наилучшее поведение оценок. Приведенные функциональные соотношения указывают на нелинейную связь между φ_t и \mathbf{Z}_{t-1}^* , где \mathbf{Z}_{t-1}^* – это совокупность информационных переменных, специфичных для страны i при проведении межстрановых сравнений или портфеля i при сравнении разных портфелей одной страны⁸.

Аналогичным образом, предполагая частичную интеграцию локального и международного рынков, рассмотрим отдельно глобальные (F_t^{gl}) и локальные (F_t^{loc}) факторы риска. Если совместное распределение факторов и

⁸ \mathbf{Z}_{t-1}^* может включать прошлые дивидендные выплаты, отношение капитализации фондового рынка к объему ВВП, отношение суммы экспорта и импорта к ВВП и др. Поскольку изменения в государственной политике, затрагивающие интеграцию, влияют на все эти переменные, то они должны определять вероятности перехода между равновесными состояниями. Например, дивидендные выплаты обычно уменьшаются, а доля рыночной капитализации в ВВП увеличивается, когда локальные рынки становятся интегрированными в мировой.

инструментальных переменных попадает в класс сферически инвариантных распределений, то условные ожидания этих факторов линейны по инструментам. Принимая во внимание то, что глобальные факторы зависят только от глобальных инструментальных переменных, а локальные – и от тех и от других, можем записать следующие линейные соотношения:

$$E[F_t^{gl} | Z_{t-1}^{gl}] = Z_{t-1}^{gl} \gamma^{gl}, \quad (1.7)$$

$$E[F_t^{loc} | Z_{t-1}] = Z_{t-1} \gamma, \quad (1.8)$$

где γ и γ^{gl} – матрицы коэффициентов.

Оценку параметров модели целесообразно производить при помощи Обобщенного Метода Моментов (ОММ) (*Hansen 1982*). Hansen развил ОММ как обобщение классического метода моментов. Основная идея метода заключается в том, чтобы выбрать параметры модели таким образом, чтобы измеренные моменты модели совпали с моментами, косвенно вычисленными с помощью дополнительных данных настолько точно, насколько это возможно. Ключевое преимущество ОММ состоит в том, что статистические предпосылки, необходимые для тестирования гипотез, крайне слабы. Наиболее важное предположение состоит в том, что данные должны быть строго стационарными случайными процессами, т. е. совместное распределение (x_t, x_{t-j}) должно зависеть только от j , но не от t (*Cochrane 1997; Cochrane 1999; Cliff 2000*). Никаких предположений относительно формы распределения ошибок не делается.

Конечно, ничто не дается бесплатно. Стоимостью отсутствия строгих требований является потеря эффективности по сравнению с такими методами, как Метод Максимального Правдоподобия (ММП). Можно рассматривать ММП как предельный случай ОММ: в ММП распределения ошибок заданы, и, таким образом, все моменты уже учтены. ОММ предлагает компромисс между эффективностью ММП и устойчивостью к отклонениям от нормальности или других форм распределений. Заметим также, что за исключением некоторых специальных случаев, результаты ОММ асимптотически эффективны.

Следует отметить, что данную методику нельзя использовать для оценивания каждого портфеля отдельно, так как коэффициенты γ и λ должны быть одинаковыми для всех портфелей. Таким образом, модель необходимо оценивать одновременно для всех портфелей.

Для проверки теории необходимо моделирование условных моментов.

Определим следующие векторы ошибок:

$$v1_t = r_t - (\varphi_{t-1} \delta^{gl} Z_{t-1}^{gl} + (1 - \varphi_{t-1}) \delta^{loc} Z_{t-1}^{loc}) \quad (1.9)$$

$$\mathbf{v}2_t = \begin{bmatrix} \mathbf{F}_t^{gl} - \mathbf{Z}_{t-1}^{gl} \gamma^{gl} \\ \mathbf{F}_t^{loc} - \mathbf{Z}_{t-1} \gamma \end{bmatrix} \quad (1.10)$$

$$\mathbf{v}3_t = \mathbf{r}_t - \mathbf{v}2_t \lambda' \mathbf{v}1_t \quad (1.11)$$

Уравнения (1.9) – (1.11) могут быть записаны в виде одной системы:

$$\eta_t = (\mathbf{v}1_t \ \mathbf{v}2_t \ \mathbf{v}3_t)' = \begin{pmatrix} [\mathbf{r}_t - (\varphi_{t-1} \delta^{gl} \mathbf{Z}_{t-1}^{gl} + (1 - \varphi_{t-1}) \delta^{loc} \mathbf{Z}_{t-1}^{loc}) \gamma]' \\ \begin{bmatrix} \mathbf{F}_t^{gl} - \mathbf{Z}_{t-1}^{gl} \gamma^{gl} \\ \mathbf{F}_t^{loc} - \mathbf{Z}_{t-1} \gamma \end{bmatrix} \\ [\mathbf{r}_t - \mathbf{v}2_t \lambda' \mathbf{v}1_t]' \end{pmatrix}, \quad (1.12)$$

где φ_{t-1} выражается формулой (1.5) или (1.6).

Модель подразумевает, что $E(\eta_t | \mathbf{Z}_{t-1}) = 0$. При рассмотрении n активов и l инструментальных переменных получаем $(2n+k) \times l$ ортогональных условий и $[k+(n+k) \times l]$ оцениваемых параметров. Таким образом, получаем $n(l-1)$ степеней свободы. Для расчетов с помощью ОММ формируется вектор ортогональных условий:

$$\mathbf{g}_T = \frac{1}{T} \text{vec}(\boldsymbol{\eta}' \mathbf{Z}), \quad (1.13)$$

где $\boldsymbol{\eta}$ – матрица $T \times (2n+k)$ ошибок прогноза; \mathbf{Z} – матрица $T \times l$ наблюдений инструментальных переменных; T – количество наблюдений. Параметры $\theta = (\delta, \lambda, \gamma, \beta)$ выбираются таким образом, чтобы приблизить, насколько возможно, ортогональные условия к нулю путем минимизации квадратичной формы $\mathbf{g}_T' \mathbf{W} \mathbf{g}_T$, где \mathbf{W} – симметричная матрица весов, которая определяет метрику, используемую для оптимизации \mathbf{g} . Можно определить форму весовой матрицы, которая гарантирует, что оценки состоятельны и асимптотически нормальны⁹.

Hansen показал, что выбор $\mathbf{W} = \mathbf{S}^{-1}$, равной обратной к асимптотической ковариационной матрице или матрице спектральной плотности при нулевой частоте, оптимален в том смысле, что дает оценку $\hat{\theta}$ с минимальной асимптотической дисперсией.

⁹ Можно показать (*Hansen 1982; Cochrane 1999*), что асимптотическое распределение оценки $\hat{\theta}$ дается следующей формулой:

$$\sqrt{T}(\hat{\theta} - \theta) \rightarrow N[0, (d' \mathbf{S}^{-1} d)^{-1}], \text{ где } d \equiv \frac{\partial \mathbf{g}_T(\theta)}{\partial \theta}.$$

Минимизированная величина этой квадратичной формы распределена как χ^2 с числом степеней свободы, равным количеству ортогональных условий минус число оцениваемых параметров:

$$T\mathbf{g}_T(\hat{\theta})'\mathbf{S}^{-1}\mathbf{g}_T(\hat{\theta}) \rightarrow \chi^2(\#moments - \#parameters). \quad (1.14)$$

Статистика χ^2 обеспечивает тест правильности подгонки для модели. Большие значения χ^2 означают, что ошибки коррелируют с инструментальными параметрами, что свидетельствует о том, что эконометрическая модель плохо специфицирована.

В работах (Cochrane 1999; Cliff 2000) показано, что состоятельная оценка \mathbf{W} формируется следующим образом:

$$\mathbf{W} = \mathbf{S}^{-1} = \left[\sum_{t=1}^T (\eta_t \otimes \mathbf{Z}_{t-1})' (\eta_t \otimes \mathbf{Z}_{t-1}) \right]^{-1}. \quad (1.15)$$

Таким образом, «оптимальная» весовая матрица требует первоначальной оценки вектора параметров. В то же время, чтобы оценить параметры, необходимо знать весовую матрицу. Для разрешения данного противоречия процесс оценки происходит по шагам. Нулевое приближение оценки параметров получается при использовании единичной матрицы в качестве \mathbf{W} . Полученные значения используются для вычисления η_t и новой матрицы весов.

1.4. Исходные данные, их свойства и конструкция портфелей

В данной работе проанализированы 223 недельных доходности, с 25 сентября 1998 г. до 27 декабря 2002 г. более чем по 300 акциям, торгуемым в РТС и РТС-2 (с 5 января 2000 г. объединены). Котировки в РТС выставляются в долларах США, и, таким образом, отпадает нужда в пересчете стоимости бумаг, номинируемых в отечественной валюте. Недельные доходности определяются следующим образом:

$$r_{i,t}^{week} = \frac{\bar{P}_{i,t} - \bar{P}_{i,t-1}}{\bar{P}_{i,t-1}}, \quad (1.16)$$

где $\bar{P}_{i,t}$ – средняя цена i -ого актива за неделю t ; $\bar{P}_{i,t-1}$ – за неделю $t-1$.

Принимая во внимание ограничения на данные, упомянутые в Части 1, отметим, что в нашем исследовании предполагается стационарность всех использованных рядов из-за короткого времени наблюдения. Для того чтобы избавиться от высокочастотных шумов, недельные значения доходностей вычисляются как средние из дневных наблюдений; влияние же низко-

частотных компонент – тренда и сезонных колебаний – нивелируется при помощи использования первой производной рядов.

Будем считать цены акций, котируемых в РТС, адекватно отражающими ситуацию на рынке. Следует отметить следующую особенность рынка, а именно, наличие малого числа активно котируемых акций – «голубых фишек» и сравнительно большого количества акций, котируемых время от времени с длительными периодами затишья. Следует отметить, что в последнее время инвесторы стали больше внимания уделять акциям «второго эшелона». Однако этот интерес носит пиковый характер, обусловленный реструктуризацией отдельных отраслей (региональные телекомы или топливно-энергетические компании) или отдельными корпоративными новостями.

При исследовании развивающихся рынков перед экономистами возникает непростая задача – сконструировать портфели таким образом, чтобы отсеять неликвидные акции, цены на которые не несут в себе никакой информации, при этом наиболее полно учесть акции с умеренной ликвидностью. Выбор критерия мотивируется двумя противоположными причинами: показателями ликвидности и необходимостью иметь разумное количество активов за весь период обозрения. Действительно, если в портфель входит много неликвидных акций, его доходность не будет репрезентативной. Если слишком много активов классифицированы как неликвидные и портфель содержит лишь малое число акций, то состоятельность его доходных характеристик также может быть поставлена под сомнение.

В экономической литературе описываются различные подходы к формированию портфелей, учитывающие параметры исходных данных и цели исследования. Например, *плавающий критерий оборота* (Fedorov, Sarkissian 2000) включает только те акции, объем сделок по которым превышает определенный процент рыночной капитализации компании за рассматриваемую неделю. Иными словами, информативными считаются только те цены, сделки по которым сопровождались значительными объемами. Следует отметить, что даже если в данную неделю с данными акциями не проводилось каких-либо сделок, маркетмейкеры могли обновлять котировки, исходя из событий на других рынках. Для выделения необходимой информации следует применить месячное «движущееся окно»:

$$I_{j,t} = \begin{cases} 1, & \text{если } \sum_{k=0}^3 V_{j,t-k} / MkCap_{j,t} > 0.001, \\ 0, & \text{иначе.} \end{cases} \quad (1.17)$$

где $I_{j,t}$ – переменная-индикатор; $V_{j,t}$ – объем торговли для актива j во время t ; а $MkCap_{j,t}$ представляет собой среднюю капитализацию компании j в пе-

риод наблюдения t . Именно этот критерий будет применяться нами в дальнейшем¹⁰.

Следует отметить следующее: поскольку при выборе ценных бумаг для конструирования портфелей использовалась информация обо всех акциях, котировавшихся в системе, то удастся избежать смещения, обусловленного выбытием (*survivorship bias*). Однако ошибка появляется, если выборка делается только из тех компаний, которые сохранились в конце периода наблюдения. Таким образом, из портфелей выпадают те компании, чьи акции перестали котироваться на бирже между сентябрем 1998 г. и февралем 2001 г., в то время как реальная портфельная стратегия могла включать эти активы. Смещение, обусловленное выбытием, на развивающихся рынках изучалось в работе *Errunza, Losq 1985a*.

Алгоритм формирования портфелей следующий. Компании, акции которых в данную неделю удовлетворяют критерию оборота, ранжируются по рыночной капитализации в конце предыдущей недели и распределяются по соответствующим портфелям. После этого для каждой квинтили определяется средняя взвешенная по объему доходность, и затем вычисляется избыточная доходность, путем вычитания недельной доходности по трехмесячным облигациям Казначейства США.

1.5. Факторы риска и инструменты

1.5.1. Переменные и критерии их отбора

Важным этапом в проведении исследования является выбор информационного подмножества. Инструментальные переменные призваны наиболее полно отражать информацию, которую инвесторы используют для принятия решений о ценах. Выбранные величины должны адекватно отражать изменение во времени ожидаемых доходностей. Изложенная выше модель подразумевает выбор двух множеств инструментов: глобальных и локальных. Набор глобальных инструментов включает те риски, которые являют-

¹⁰ Также следует упомянуть *критерии, учитывающие ликвидность активов*. При использовании этого критерия акцент делается на частоту реально заключенных сделок. В работе *Korajczyk 1995* рассматривались только те акции, которые имели не менее 15 месячных наблюдений за период 18 месяцев. В статье *Захаров 2001* предлагается считать ликвидными, акции по которым в течение каждого торгового дня в рассматриваемом периоде была совершена хотя бы одна подтвержденная сделка. *Serra 2000* исключает те акции, цена на которые в течение 10 недель и более оставалась постоянной, то есть доходность по ним равнялась нулю, при шестилетнем (1990–1996 гг.) периоде изучения.

ся общими для всех стран. Множество локальных переменных отражает риски, специфичные для данной страны.

Предположим, что изменение котировок российских акций определяется следующими параметрами: средней доходностью мирового рынка, изменением мирового кредитного риска, изменением безрисковой ставки доходности (глобальные), общими тенденциями на российском рынке акций и изменением доходности вложения в альтернативные национальные активы (локальные).

Следует отметить, что при выделении потенциальных факторов риска и инструментов для российского фондового рынка исследователь сталкивается с двумя проблемами. Во-первых, из-за непродолжительного периода наблюдения необходимо использовать переменные, фиксируемые, по крайней мере, раз в неделю, в то время как все основные экономические показатели измеряются со значительно более низкими частотами. Во-вторых, из-за сравнительно малой величины выборки важно выделить небольшое число факторов и инструментов, для того, чтобы обеспечить лучшее проведение процедуры оценки.

Как указывалось ранее, гипотеза о том, что российский рынок капиталов не полностью интегрирован с мировым, вынуждает выделять глобальные и локальные факторы. Предположим, что единственным глобальным фактором риска является избыточная доходность мирового индекса MSCI, а единственным локальным фактором является избыточная доходность индекса РТС. Корреляция между этими величинами составляет 0,33, что обеспечивает возможность их одновременного применения для оценивания параметров модели (1.12). Графики изменения индексов РТС и мирового представлены на *рис. 1.1*.

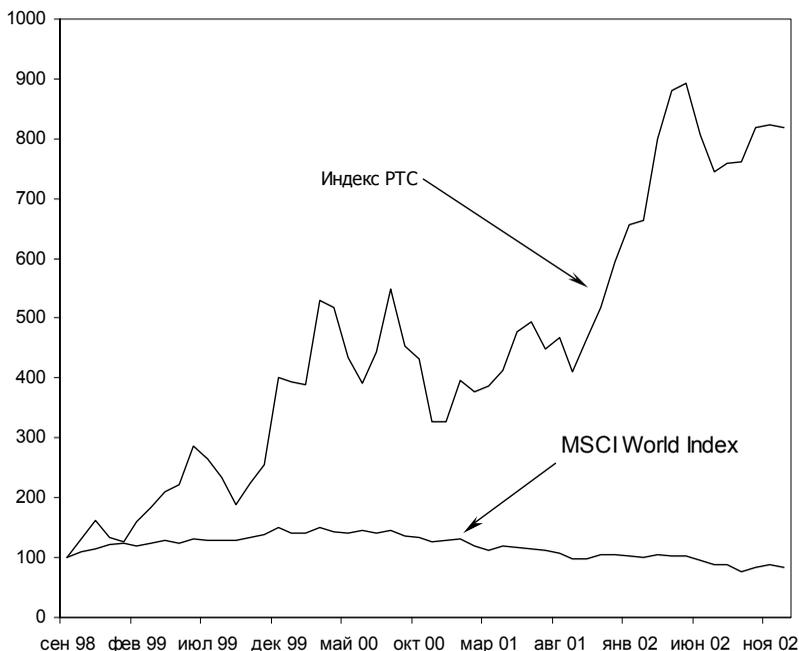
Как видно из графика, абсолютное значение и доходность индекса РТС обладают значительно большей волатильностью, чем соответствующие величины для мирового индекса. Ниже охарактеризованы переменные, использовавшиеся в исследовании.

1. *WDRET* – избыточная доходность мирового индекса MSCI (Morgan Stanley Capital International) относительно процентной ставки по краткосрочным (3-х месячным) государственным облигациям США, которую можно рассматривать в качестве мирового рыночного портфеля. Модели оценки активов обычно используют рыночный портфель для вычисления меры риска. *Harvey 1991* изучал рисковую премию, связанную с условной ковариацией доходностей активов с доходностью мирового индекса (рыночного портфеля), и сделал заключение о том, что она частично объясняет разницу в поведении американского и японского фондовых рынков. MSCI старается избегать двойного счета фирм, акции которых торгуются на рын-

как более чем одной страны. Следует отметить, что существуют другие индексы, отражающие состояние мировой экономики, например, Financial Times FT-Actuaries или SP Global. Выбор в пользу MSWI (*Morgan Stanley World Index*) был сделан благодаря его доступности. Доходность мирового индекса рассчитывается как отношение $r_{MSWI,t}^{week} = \frac{\bar{V}_t - \bar{V}_{t-1}}{\bar{V}_{t-1}}$, где \bar{V}_t – среднее за соответствующую неделю значение индекса.

Рисунок 1.1

Динамика индексов MSCI и РТС. Оба ряда для индексов нормированы на 100 на 30 сентября 1998 г.



2. *RTSRET* – избыточная доходность индекса РТС относительно безрисковой ставки процента. В качестве локальной безрисковой ставки процента некоторые исследователи (*Ferson, Harvey 1993*) предлагают использовать доходность по краткосрочным государственным облигациям данной стра-

ны, однако для развивающихся фондовых рынков нахождение такой ставки сопряжено с определенными трудностями. Поэтому в работах по интеграции развитых и развивающихся рынков (см., например, *Korajczyk 1995; Fedorov, Sarkissian 2000*) обычно используют ставку по краткосрочным T-Bills (3-х месячным). Косвенным подтверждением того, что индекс РТС является репрезентативным для всего российского рынка, а не только для самой площадки, является высокий коэффициент корреляции 0,91 с индексом MS для России.

3. *USTb3* – доходность по 3-х месячным облигациям казначейства США.

4. *DTEd* – изменение в разнице между процентной ставкой по 90-дневным евродолларовым депозитам и доходностью 90-дневных облигаций американского казначейства. «TED спрэд» – это премия по евродолларовым депозитным ставкам в Лондоне относительно соответствующих бумаг американского казначейства. Флуктуации в спрэде отражают изменения в глобальном кредитном риске.

5. *7dIBR* – ставка по 7-дневным межбанковским кредитам. Поскольку одними из основных игроков на фондовом рынке являются банки, соотношение между доходностями на рынке ценных бумаг и на рынке межбанковских кредитов определяет основное направление движения свободных денежных средств банков. Отметим, что кризис 1998 г. в значительной мере подорвал рынок межбанковских кредитов, и более-менее активным на протяжении рассматриваемого периода оставался лишь рынок однодневных МБК. Таким образом, 7-дневная процентная ставка вычислялась на основе однодневных ставок. Для расчета использовались ставки MIACR, фигурировавшие в реально заключенных сделках.

Также в рамках рассматриваемой модели необходимо выбрать информационные переменные, которые могут служить мерой степени интеграции. Поскольку нас интересует интеграция различных портфелей внутри одной страны в мировой рынок, то необходимо использовать переменные, специфичные для данного портфеля, а не для всей экономики. Это означает, что ни отношение капитализации рынка к ВВП, ни отношение «экспорт плюс импорт» к ВВП не могут рассматриваться как мера интеграции, так как они одинаковы для всех портфелей. Одним из возможных вариантов является доля экспорта данного портфеля в общем экспорте страны, однако такие данные недоступны. Этот вопрос можно решить путем построения подходящей меры интеграции – вектора отклонений DIS_i (*Fedorov, Sarkissian 2000*). Наша мера отклонения – это модуль разности между доходностью i -го портфеля российского рынка и мирового индекса:

$$DIS_{i,t} = |r_{i,t} - WDRET_t| \quad (1.18)$$

В отличие от второго центрального момента, *отклонение* доходностей до сих пор широко не использовалось и не исследовалось в экономической литературе. Однако *Campbell, Lettau 199)* показали, что *отклонение* – важный индикатор бизнес-цикла. Выбор в пользу отклонения как меры для интеграции можно сделать на основании следующих рассуждений. Если какой-то сектор экономики страны становится более интегрированным с внешним миром (из-за увеличения экспорта или благодаря тому, что акции входящих в него компаний проходят процедуру листинга на иностранных биржах), то доходность от вложений в данный сектор выравнивается с доходностью мирового индекса. Высокая корреляция доходностей должна, в основном, подразумевать низкую кросс-вариацию между доходностями данного сектора и мировым индексом. Однако показатель интеграции, который здесь используется, не означает, что степень интеграции между различными портфелями российского фондового рынка и мировым рынком изменяется на недельной основе.

1.5.2. Статистические свойства данных

В *табл. 1.1* сведены данные о среднем, стандартном отклонении и автокорреляции для доходностей портфелей, факторов риска и инструментов. Также там указаны недельные, двухнедельные, месячные и квартальные автокорреляции. Подобно развитым рынкам наблюдается (для стран с переходной экономикой) постепенное увеличение доходности от портфеля, содержащего акции компаний с наибольшей капитализацией (первая квинтиль), к портфелю, включающему бумаги компаний с наименьшей капитализацией (пятая квинтиль). Максимальное стандартное отклонение также наблюдается для портфеля с наименьшей капитализацией, минимальное – для второй квинтили. Исключая эту особенность, в целом поведение отклонения аналогично наблюдающемуся на развитых рынках. Недельные и двухнедельные автокорреляции незначительны, в то время как месячные – заметно больше. Средние значения мер интеграции уменьшаются от пятой квинтили к первой; дисперсии показывают такую же зависимость. Эта зависимость подразумевает, что доходности портфелей, содержащих акции с большей капитализацией, больше выровнены со среднемировой доходностью, чем с меньшей капитализацией. Это легко объяснимо, если учесть, что в портфели с большей капитализацией в основном входят компании, которые занимаются продажей ресурсов на мировых рынках (НК «ЮКОС», НК «ЛУКОЙЛ», НК «Сургутнефтегаз», ОАО ГМК «Норильский никель» и т.п.) или депозитарные расписки которых котируются на крупнейших западных биржах (ОАО «Ростелеком» и т.д.).

Таблица 1.1

Статистические свойства данных

	Mean	S.D.	ρ_1	ρ_2	ρ_4	ρ_{12}
Портфели						
Size 1	0,0199	0,0923	-0,030	0,043	0,130	-0,021
Size 2	0,0177	0,1184	0,090	-0,019	-0,200	0,016
Size 3	0,0214	0,1850	-0,081	0,112	0,340	0,067
Size 4	0,0230	0,1925	0,156	-0,139	0,255	-0,014
Size 5	0,0345	0,1933	0,106	0,096	0,314	-0,047
Факторы риска						
WDRET	0,00108	0,0189	0,0962	-0,122	-0,061	0,006
RTSRET	0,0106	0,0780	0,170	0,045	-0,097	0,089
Инструменты						
WDRET(-1)	0,0011	0,0189	0,093	-0,126	-0,054	0,007
RTSRET(-1)	0,0101	0,0784	0,190	0,059	-0,126	0,099
USTB3(-1)	0,000986	0,000128	0,985	0,966	0,918	0,752
DTED(-1)	0,0000955	0,0000435	0,893	0,763	0,528	-0,104
7dIBR(-1)	0,00282	0,0033	0,842	0,721	0,503	0,256
Меры интеграции						
DIS ₁	0,0589	0,0575	-0,014	0,177	0,108	-0,412
DIS ₂	0,0583	0,0599	0,345	-0,057	0,127	0,216
DIS ₃	0,0612	0,0615	0,027	-0,095	0,267	-0,047
DIS ₄	0,0733	0,0604	-0,039	0,230	0,098	-0,015
DIS ₅	0,0875	0,0869	0,120	0,107	-0,067	-0,057

В таблице приведены средние (*Mean*), стандартные отклонения (*S.D.*) и автокорреляции 1-го (недельные), 2-го, 4-го (месячные), 12-го (квартальные) порядков ($\rho_1, \rho_2, \rho_4, \rho_{12}$ соответственно) для избыточных доходностей по пяти портфелям, содержащим размерные группы российского рынка акций (*size portfolios*) (Size 1 – Size 5), факторам риска (WDRET и RTSRET), инструментам (WDRET(-1), RTSRET(-1), USTb3(-1), dTED(-1) и 7dIBR(-1)) и информационным переменным (DIS₁–DIS₅). Выборка включает 223 недельных наблюдения с 25 сентября 1998 г. по 27 декабря 2002 г.

Табл. 1.2 отображает безусловные (*unconditional*) кросс-корреляции между доходностями портфелей, факторами риска и переменными, входящими в информационное множество инвестора. Следует отметить вполне логичную уменьшающуюся корреляцию доходностей с мировым и российским индексами от наиболее капитализированного портфеля к наименее капитализированному. Доходность по облигациям казначейства США (с

задержкой на неделю) имеет отрицательную корреляцию с доходностью всех портфелей. $dTED(-1)$ показывает положительную корреляцию. Однако все эти величины достаточно малы. $WDR(-1)$ имеет наибольшую корреляцию с первым и вторым портфелями и наименьшую – с пятым. Предварительный анализ приведенных данных подтверждает предположение о том, что наиболее интегрированы в мировую экономику портфели, содержащие акции компаний, имеющих выход на международные рынки. В российской экономике эти компании также обладают наибольшей рыночной стоимостью.

Таблица 1.2

Корреляции доходностей портфелей, факторов и инструментов

	Size 1	Size 2	Size 3	Size 4	Size 5
Size 1	1,000	0,867	0,806	0,478	0,342
Size 2		1,000	0,736	0,603	0,415
Size 3			1,000	0,672	0,453
Size 4				1,000	0,459
Size 5					1,000
RTSRET	0,913	0,878	0,795	0,645	0,395
WDRET	0,447	0,429	0,396	0,229	0,186
7dIBR(-1)	0,014	0,079	0,217	0,053	0,214
RTSRET(-1)	-0,049	0,120	-0,009	0,035	-0,014
USTb3(-1)	-0,065	-0,184	-0,161	-0,179	-0,173
WDRET(-1)	0,140	-0,002	-0,070	-0,014	0,135
dTED(-1)	0,085	0,119	0,183	0,155	0,170

Безусловные корреляции между избыточными доходностями портфелей российских акций, факторами риска и инструментальными переменными.

(-1) означает лаг. WDRET и RTSRET – недельная избыточная доходность мирового и российского индексов соответственно, USTb3 – недельная доходность по 3-месячным облигациям казначейства США, dTED – разница между недельными доходностями по 3-месячным евродолларовым депозитам (Лондон) и 3-месячным облигациям казначейства США, 7dIBR – ставка по 7-дневным межбанковским кредитам (в Москве).

1.6. Эмпирические результаты

1.6.1. Анализ интеграции

В *табл. 1.3* приведен результат оценивания системы (1.12). Благодаря высокой размерности системы (60 ортогональных условий, 40 оцениваемых параметров, 20 степеней свободы), при задании различных начальных условий достигаются различные локальные минимумы. Также в *табл. 1.3* показаны значения параметров, соответствующие минимальному значению целевой функции; приведены средние значения коэффициента интеграции

$\bar{\phi}_i$: $\bar{\phi}_i = \text{mean}(\phi_{i,t})$, средняя $\bar{e}_i = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T v_{i,t}$ и среднеквадратичная ошибки

$\bar{e}_i^2 = \frac{1}{T} \sqrt{\sum_{t=1}^T v_{i,t}^2}$, где T – число наблюдений; значения J -статистики и соот-

ветствующие P -значения. Как видно из приведенных данных, несмотря на то, что мы предположили, что цены глобальных и локальных рисков постоянны во времени, модель не отвергается. Таким образом, можно выдвинуть гипотезу о необходимости рассмотрения цены риска как категории, зависящей от времени, если период наблюдения охватывает несколько циклов развития мировой экономики. Также в *табл. 1.3* приведены значения параметров β_i и их t -статистики. Несмотря на то, что три из пяти параметров оказались статистически незначимыми, можно сделать следующие качественные выводы. Как и ожидалось, портфели, в которые входят фирмы, обладающие большей рыночной капитализацией, более тесно связаны с изменением мировой конъюнктуры, чем с меньшей.

Информация о средних и среднеквадратичных ошибках позволяет провести дополнительный анализ модели. Нетрудно заметить, что как средняя (по модулю), так и среднеквадратичные ошибки максимальны для портфеля с наименее капитализированными компаниями; среднеквадратичная ошибка почти монотонно уменьшается от минимальной квинтили к максимальной. Этот результат объясняется двумя причинами. Во-первых, акции

компаний с меньшей капитализацией обладают большим стандартным отклонением, во-вторых, применяемый критерий отбора ценных бумаг чаще затрагивает акции таких компаний и, таким образом, вносит дополнительный шум в построенный временной ряд доходностей.

Сравнивая полученный результат с приведенным в статье *Fedorov, Sarkissian 2000, table 4*, можно отметить более тесную степень интеграции для первой и пятой квинтилей и некоторое уменьшение для второй, третьей и четвертой. Аналогично известному результату, коэффициент интеграции для первой квинтили меньше, чем у второй и третьей. Увеличение зависимости доходности пятой квинтили от глобальных факторов можно объяснить тем, что из-за общего снижения активности фондового рынка после кризиса в этот портфель теперь входят акции компаний с большей капитализацией, чем в 1995–1997 гг., более интересные для иностранных инвесторов.

Полученный результат вполне согласуется с экономической интуицией, если учесть, что в портфели с высокой капитализацией входят компании, акции которых представлены на крупнейших мировых биржах в виде депозитарных расписок (например, телекоммуникационные), или компании, занимающиеся активной внешнеторговой деятельностью (металлургические, нефтегазовые). Высокая зависимость таких компаний от внешних факторов неоднократно отмечалась в литературе (*Griffin, Stulz 1998; Foerster, Karolyi 1999*). Следует отметить, что в модель не был включен такой фактор, как мировые цены на нефть, который, несомненно, играет важную роль в оценке активов нефтяных компаний. Таким образом, некоторое снижение коэффициента интеграции для портфеля *size 1*, который как раз и содержит акции указанных эмитентов, отчасти объясняется отсутствием дополнительных инструментов.

$$J\text{-stat} = 17,5594 \quad \text{Prob}[\chi^2(20) > J] = 0,62.$$

Для каждого портфеля российских ценных бумаг, содержащего соответствующую размерную группу, проводилась оценка коэффициентов β при информационных переменных (см (1.5)) и вычислялась средняя степень интеграции $\bar{\phi}$. \bar{e} – ошибка определения цены и \bar{e}^2 – корень из среднеквадратичного отклонения ошибки ценообразования. Ошибки вычисляются по (1.9). *J*-stat – это *J*-статистика Hansen'a, показывающая качество подгонки.

Тесты интеграции Российского рынка акций

Портфель	β (<i>t</i> -stat)	$\bar{\phi}$	$\bar{\epsilon}$	$\bar{\epsilon}^2$
Size 1	9,23 (1,68)	0,62	0,0069	0,0899
Size 2	298,65 (2,07)	0,88	0,0055	0,0836
Size 3	134,37 (2,16)	0,83	-0,0118	0,0914
Size 4	38,14 (0,95)	0,77	-0,0076	0,1215
Size 5	26,19 (0,22)	0,57	-0,0165	0,1262

1.6.2. Диагностика полученных результатов

Для анализа полученных результатов важно определить, могут ли инструментальные переменные объяснить остатки, оцененные по формуле (1.9). Существование зависимости означает, что модель неверно специфицирована. Для проверки этого предположения применим следующий тест. Проведем регрессию остатков для каждого портфеля i на три множества инструментов: глобальное \mathbf{Z}_{t-1}^{gl} , локальное \mathbf{Z}_{t-1}^{loc} и их комбинацию $\mathbf{Z}_{t-1} = [\mathbf{Z}_{t-1}^{gl}, \mathbf{Z}_{t-1}^{loc}]$. Результаты выполнения теста приведены в табл. 1.4. В ней указаны скорректированные R^2 и соответствующие P -величины для устойчивой к гетероскедастичности (*heteroskedasticity consistent*) статистики Вальда, которая отражает совместную статистическую значимость регрессоров. Если спецификация модели (1.12) верна, то эти величины не должны свидетельствовать о значимой способности инструментов предсказывать ошибки для любых портфелей. Как малые величины $adjR^2$, так и большие величины P -значений для статистики Вальда указывают на то, что для всех портфелей спецификация модели корректна. Максимальное $adjR^2$ наблюдается для четвертого портфеля и равно 3,15% от регрессии остатков (1.12) четвертого портфеля на множество всех инструментов, однако, соответствующее значение P -величины, равное 0,40, статистически подтверждает модель и в этом случае.

Диагностика результатов

Порт-фели	Глобальные инструменты		Локальные инструменты		Все инструменты	
	R_{adj}^2	<i>P</i> -VALUE	R_{adj}^2	<i>P</i> -VALUE	R_{adj}^2	<i>P</i> -VALUE
Size 1	-0,0128	0,89	-0,0205	0,62	0,0051	0,32
Size 2	-0,0213	0,92	-0,0158	0,71	-0,0062	0,47
Size 3	-0,0076	0,90	-0,0255	0,70	0,0256	0,49
Size 4	0,0199	0,70	-0,0029	0,91	0,0315	0,40
Size 5	0,0093	0,59	0,0127	0,68	0,0290	0,82

Для каждого портфеля российских акций, содержащего соответствующую размерную группу, проводилась регрессия остатков vI_t оценки модели (1.12) на множество локальных, глобальных и всех инструментов. Глобальные инструменты: WDRET, USTb3 и dTED; локальные: RTSRET и 7dIBR. R_{adj}^2 – коэффициент R^2 с поправкой на число степеней свободы. *P*-значение – уровень значимости для статистики Вальда.

1.7. Заключение

Цель данной части работы состояла в оценке пространственных отклонений (*cross-sectional variations*) в интеграции для портфелей российского фондового рынка, содержащих различные размерные группы (*size portfolios*). При помощи Обобщенного Метода Моментов и условной двухфакторной модели оценки активов проанализировано 223 недельных доходности в период с 25 сентября 1998 г. по 27 декабря 2002 г. Из-за короткого периода наблюдения количество факторов и инструментальных переменных было ограничено, а цена ковариационного риска принималась постоянной. Однако даже эта упрощенная модель позволила получить интересные результаты.

Оценки средних коэффициентов интеграции показывают почти всегда нисходящий тренд с уменьшением размера портфеля. Снижение значения коэффициента для портфеля, содержащего акции компаний, обладающих максимальной рыночной капитализацией, вероятно, объясняется тем, что число факторов и инструментов в данной модели ограничено. Поскольку в

исследовании не рассматривался такой важный фактор ценообразования, как мировые цены на нефть, а максимальной капитализацией на российском рынке обладают именно нефтяные компании («ЮКОС», «Сургутнефтегаз», «ЛУКОЙЛ» и др.), то отсутствием этого фактора можно объяснить найденный эффект.

Благодаря использованию данных обо всех акциях, обращавшихся в системе за исследуемый период, удастся избежать смещения, обусловленного выживанием (*survivorship bias*). Выполнение диагностических тестов показывает, что для коротких периодов наблюдения постоянная цена риска является приемлемым предположением.

Результаты исследования, проведенного в данной части, и применяемая в нем методика могут использоваться для выявления источника сегментации: формального (правительство) или неформального (участники рынка).

Вычисленная в работе высокая степень зависимости доходностей портфелей российского рынка от мировых факторов говорит о том, что маркет-мейкерами на нашем рынке являются, в основном, иностранные игроки, что обуславливает тот факт, что отечественные инвесторы также большое внимание уделяют мировым факторам. Такое положение является достаточно тревожным, так как в случае потрясений на глобальных рынках массовый уход иностранного капитала с отечественного фондового рынка будет приводить к резкому падению котировок и объемов торгов на российских площадках.

Результаты данной части исследования могут быть также использованы для оценки эффективности международной диверсификации. Ослабление юридических ограничений на международное инвестирование во многих странах, либерализация и успехи в информационных технологиях за последние два десятка лет сильно повысили взаимозависимости мирового рынка капитала, снизив, таким образом, потенциальные выгоды глобальной диверсификации. Например, (*Longin, Solnik 1995*) показали, что деловой спад на рынке США быстро распространяется на рынки других стран. Авторы показали, что выгоды от глобальной диверсификации снижаются или даже совсем пропадают во времена «медвежьих» рынков. Тем не менее многие исследователи сошлись во мнении, что рыночная цена риска различается в разных странах и что корреляция доходностей активов на локальном уровне выше, чем на международном. Таким образом, глобальное инвестирование все еще не утратило своих выгод.

Полученный результат означает, что, благодаря значительным изменениям коэффициентов интеграции различных размерных групп для данной страны, инвестору выгоднее вложить средства в определенные активы страны, чем инвестировать в рыночный портфель для этой страны. Други-

ми словами, чтобы уменьшить глобальный систематический риск своих портфелей, портфельным менеджерам следует использовать как межстрановую, так и внутрирыночную диверсификацию, согласно капитализации компаний.

Следует отметить, что, если степень интеграции в мировой рынок какой-либо размерной группы одной страны не высока, это не означает, что та же самая группа во всех странах также покажет слабую интеграцию с внешним миром. В свете этого данное исследование дополняет результаты, изложенные в публикации *Heston, Rouwenhorst 1994*), в которой показаны преимущества диверсификации по странам с учетом индустриальной структуры перед одной только отраслевой диверсификацией.

Источники данных

1. Данные по российскому рынку акций: Российская Торговая Система (www.rts.ru).
2. Данные по зарубежным фондовым рынкам: Morgan Stanley Capital Investment (www.msci.com).
3. Ставки МБК: Центральный Банк РФ (www.cbr.ru).
4. Ставки по Евродолларовым депозитам: Board of Governors of the Federal Reserve (www.federalreserve.gov); Economic Time Series Page (www.economagic.com).
5. Ставки по государственным облигациям США: Board of Governors of the Federal Reserve (www.federalreserve.gov); The Federal Reserve Bank of St. Louis (www.stls.frb.org).

2. Эмпирическое исследование доходности и волатильности российского фондового рынка

Среди важных особенностей фондовых рынков в странах с развивающейся и переходной экономикой, в том числе и в России, можно отметить относительно более высокий уровень доходности и волатильности. Оба этих показателя играют существенную роль, как для инвесторов, так и для властей, проводящих экономическую политику. Так, уровень доходности финансовых активов тесно связан со стоимостью заемных ресурсов и соответственно инвестиционной активностью в экономике. Лица, принимающие политические и экономические решения, зачастую рассматривают различные оценки волатильности в качестве одного из показателей уязвимости не только финансового рынка, но и всей экономики. Например, Федеральная резервная система США учитывает волатильность рынка акций, облигаций, иностранной валюты и различных товаров при определении приоритетов денежно-кредитной политики (*Nasar 1992*. Цит. по: *Poon, Granger 2003*).

В связи с этим целью данной работы является эмпирическое исследование факторов, влияющих на ценообразование на российском рынке акций с 1995 г. по 2003 г. Мы рассматриваем существующие теоретические и эмпирические подходы к анализу динамики доходности и волатильности фондового рынка. На основе существующих теоретических моделей и выявленных эмпирическим путем закономерностей выдвигается ряд гипотез относительно влияния основных групп факторов на динамику доходности и волатильности российского рынка акций.

На основе эмпирических оценок производится попытка идентифицировать наиболее значимые для российского фондового рынка факторы, влияющие на доходность и волатильность фондовых активов, и сравнить степень их влияния на различных временных интервалах. Такого рода исследование позволит лучше понять структуру факторов риска на российском рынке. Использование целого ряда показателей, часть из которых является инструментами проводимой внутриэкономической политики, поможет выявить более сложные механизмы влияния тех или иных экономических решений на российский фондовый рынок и его привлекательность как источника привлечения инвестиций в реальный сектор экономики, что, по-

видимому, может отразиться на темпах экономического роста¹⁰. Предполагается, что полученные знания могут оказаться полезными при определении ориентиров для принятия экономических и политических решений в области снижения рисков, присущих российской экономике, а также могут оказаться полезными инвесторам на российском фондовом рынке для решения задачи повышения эффективности риск-менеджмента.

2.1. Статистические особенности фондовых рынков стран с развивающейся и переходной экономикой

Наиболее обширное эмпирическое исследование фондовых рынков развивающихся и переходных экономических систем было проведено в работах *Harvey 1995a,b; Bekaert, Harvey 1995; Claessens, Dasgupta, Glen 1995; Claessens, Djankov, Klingebiel 2000*, которые позволили выявить ряд интересных особенностей этих рынков.

Так, *Claessens, Djankov, Klingebiel 2000* показали, что отличия рынков переходных и развивающихся стран выражаются в относительно низком значении показателей, характеризующих уровень развития и ликвидности фондового рынка. Одним из таких показателей является капитализация фондового рынка. Например, к марту 2000 г. только 3 из 20 стран с переходной экономикой (Чехия, Эстония и Венгрия) имели рынки, сравнимые по данному показателю с рынками других развивающихся стран. Аналогичные показатели для наиболее развитых рынков мира составляют более 100% от уровня ВВП. Суммарная капитализация российского фондового рынка в 2000 и 2001 гг. составляла соответственно около 40 и 80 млрд долларов США, или около 14% и 22% ВВП.

Примечательно, что капитализация фондовых рынков в странах с переходной экономикой, составляющая (в 2000 г.) в среднем 11% ВВП, намного ниже аналогичного показателя в развивающихся странах, сравнимых по уровню экономического развития. При этом страны СНГ, за исключением России, имели самую низкую рыночную капитализацию. Более того, фондовые рынки этих стран в значительной степени неликвидны. Это наиболее характерно для рынков Центральной Азии: для фондовых рынков Казахстана, Киргизии и Узбекистана показатель оборачиваемости акций составлял менее 5%.

В целом фондовые рынки в странах с переходной экономикой характеризуются меньшей ликвидностью, чем рынки наиболее крупных развитых

¹⁰ Влияние фондового рынка на темпы экономического роста показано, например, в работах *Levine, Zervos 1998* и *Fama 1990*.

и развивающихся стран. Для большинства переходных экономик величина показателя оборачиваемости акций составляла приблизительно 30%, по сравнению с 121% для 10 наиболее крупных рынков развитых стран. Только рынки Центральной Европы по ликвидности сравнимы с рынками Латинской Америки, где показатель оборачиваемости акций составляет в среднем 50%. Среди стран с переходной экономикой наибольшее значение данного показателя (в 2000 г.) отмечалось в Венгрии (93%), Чехии (81%) и Польше (69%). Тем не менее по данному показателю они сильно уступают рынкам развитых стран. Так, например, в Германии оборот акций в 2000 г. составлял 167%, в Португалии – 127%.

Для всех переходных экономик характерен достаточно высокий показатель концентрации оборота акций, определяемый как частное от оборота акций верхних 5% компаний листинга и общего оборота и составляющий в среднем около 75%. Хотя такие значения показателя сопоставимы с его значением для развитых рынков, он имеет другую структуру. Так, например, для рынка Великобритании верхние 5% компаний листинга составляют 112 фирм, тогда как для рынков переходных экономик – это всего несколько наиболее ликвидных компаний.

Существуют отличия в отношении основных показателей, характеризующих уровень доходности финансовых активов и его изменчивость. Так, например, *Harvey, 1995a*, проводя исследование развитых и развивающихся¹¹ рынков с 1980 по 1992 гг., показал, что средняя годовая долларовая доходность на развивающихся рынках изменялась в пределах от –11,4 до 71,8% годовых. В 2002 г. границы годовой доходности в этих странах еще больше увеличились: доходность изменялась от –36,5 (Турция) до 122,4% (Пакистан) годовых¹². Композитный индекс, рассчитываемый для большинства развивающихся стран, характеризовался средней годовой доходностью в 20,4%, что приблизительно вдвое превышает доходность по мировому композитному индексу MSCI (*Morgan Stanley Capital International*), рассчитываемого на основе данных по 23 развитым странам мира. Отметим, что в период с 1992 по 2002 гг. средняя годовая доходность в этих странах колебалась в еще больших пределах: от –83 до 246%.

Более высокий уровень доходности характеризуется более высокой волатильностью. Например, в 1980–1992 гг. стандартное отклонение доходности в Аргентине и Турции составила более 75%, в Тайване около 54%.

¹¹ Расчет велся по следующим странам: Аргентина, Бразилия, Чили, Колумбия, Мексика, Венесуэла, Индия, Индонезия, Корея, Малайзия, Пакистан, Филиппины, Тайвань, Таиланд, Греция, Португалия, Турция, Иордания, Нигерия и Зимбабве.

¹² Расчеты авторов.

Стандартное отклонение агрегированного фондового индекса MSCI развивающихся стран составляет 25%, что также превышает аналогичный показатель для мирового фондового индекса MSCI (14,4 %). По нашим оценкам, стандартное отклонение годовой доходности по развивающимся странам в период с 1992 по 2002 гг. составляет порядка 51%.

Другой статистически установленной особенностью рынков с развивающейся и переходной экономикой является отличная от нормального форма распределения доходности фондовых активов (см., например, *Harvey 1995*). По результатам проведенных автором тестов для 14 из 20 развивающихся стран нулевая гипотеза в пользу нормальности отвергается на 95%-ном уровне значимости. В то время как для трех развитых рынков (США, Японии и Великобритании) гипотеза о нормальности не отвергается на 95%-ном уровне значимости. Такие статистические особенности доходности на рынках стран с переходной и развивающейся экономикой необходимо учитывать, в частности, при проведении регрессионного анализа.

Эмпирические исследования также показывают, что развитые рынки больше интегрированы в мировую финансовую систему, чем развивающиеся. В частности, межстрановая корреляция для 17 развитых рынков в среднем составляет 0,41, тогда как для развивающихся рынков она составляет лишь 0,12. Корреляция между мировым фондовым индексом MSCI и индексами развивающихся стран также незначительна (среднее значение корреляции составляет 0,14), причем в ряде случаев она практически отсутствует. В связи с этим одним из вопросов является то, каким образом включение активов, торгуемых на рынках развивающихся стран и стран с переходной экономикой, влияет на уровень диверсификации глобальных инвестиционных портфелей. Было показано, что совместное рассмотрение рынков в странах с развитой, развивающейся и переходной экономикой приводит к снижению стандартного отклонения эффективного мирового портфеля с 13 до 7%.

Другой отличительной характеристикой доходности фондовых активов на развивающихся рынках является высокая автокорреляция, свидетельствующая о существенной инертности в движении котировок. На развитых фондовых рынках, как правило, автокорреляция доходности не наблюдается. Если для трех наиболее развитых фондовых рынков мира (США, Японии и Великобритании) автокорреляция не превышала 0,01, то для 8 из 20 рассматриваемых развивающихся рынков коэффициент автокорреляции превысил 0,2; для 12 стран коэффициент автокорреляции составлял более 0,1. Такая инертность доходности, по-видимому, может интерпретироваться через низкую информационную эффективность этих рынков.

Исследованию информационной эффективности фондовых рынков разных стран посвящено большое количество работ, однако в отношении переходных экономик данный вопрос наименее изучен. Например, в своей работе *Rockinger, Urga 1999* исследовали информационную эффективность рынков Венгрии, Чехии, Польши и России, а также степень интегрированности данных рынков в мировую финансовую систему и ее изменение во времени.

На основании проведенных эмпирических оценок было получено, что фондовые рынки Чехии, Венгрии и Польши в большей степени реагировали на изменение конъюнктуры фондового рынка Великобритании. Отсутствие статистически значимого влияния со стороны рынка США, по мнению авторов, могло быть обусловлено его географической удаленностью. Хотя существенность географического фактора в данном случае, по-видимому, является спорной. Проверка гипотезы о слабой эффективности показала, что наиболее эффективным является фондовый рынок Венгрии. Польский и чешский фондовые рынки, напротив, оказались наиболее предсказуемыми, что в соответствии с теорией могло свидетельствовать о более низкой эффективности. На российском рынке авторы обнаружили сильно меняющуюся во времени картину. Рынок эволюционировал с уровня отрицательной автокорреляции (по всей вероятности, из-за слишком сильной реакции участников рынка) до уровня нулевой предсказуемости, соответствующего июню 1997 г. При этом на протяжении рассматриваемого периода времени наибольшее влияние на конъюнктуру российского фондового рынка оказывали фондовые рынки США и Германии.

Изменчивость автокорреляции доходности и ее структуры авторы интерпретируют через возможное изменение степени эффективности отечественного рынка во времени. Исследуя эффективность российского фондового рынка на интервале с сентября 1995 г. по март 2000 г., авторы пришли к выводу, что эффективность рынка менялась с течением времени, отражая изменение экономической и политической нестабильности в экономике РФ.

Однако, говоря об эффективности рынка, важно понимать, что полученные результаты в значительной степени определяются выбранной моделью ценообразования. Отвержение гипотезы эффективности рынка может свидетельствовать о неадекватности модели, используемой для расчета избыточной доходности, а не о неэффективности исследуемого фондового рынка. Поэтому разработка теоретической модели ценообразования для фондовых активов является другим важным вопросом, исследованию которого посвящено большое количество работ.

2.2. Равновесные модели ценообразования на фондовые активы: теоретические и эмпирические аспекты

Самой простой моделью ценообразования, по-видимому, является модель постоянной ожидаемой доходности. Однако достаточно проанализировать динамику изменения котировок акций на различных фондовых рынках, чтобы осознать ее несостоятельность. Строгое теоретическое обоснование процессов ценообразования на фондовом рынке тесно связано с двумя равновесными моделями оценки финансовых активов – CAPM и APT. Первая из них, CAPM, была разработана У. Шарпом, Дж. Литнером и Дж. Трейнором на основе уже существующей портфельной теории, согласно которой инвестор оценивает ожидаемую доходность и ее стандартное отклонение (риск) для всего множества портфелей и выбирает на их основе оптимальный портфель. CAPM постулирует, что в равновесии на фондовом рынке при выполнении целого ряда предположений ожидаемая премия за риск по некоторому финансовому активу есть линейная функция рыночной премии за риск с коэффициентом, который принято называть «бетой». Она в свою очередь определяет вклад данного актива в суммарный рыночный риск и вычисляется на основе ковариации доходности акции и рыночного портфеля, состоящего из всего множества торгуемых на рынке активов.

Беспорным достоинством модели является теоретическое обоснование роли рыночного портфеля в процессе установления цен на отдельные акции. Тем не менее, очевидны и ее недостатки: модель основывалась на ряде жестких предпосылок, среди которых – существование рыночного портфеля и рациональность инвесторов. Вместе с тем логично предположить, что фондовый рынок, являясь весьма чувствительным к экономическим процессам институтом, может реагировать на воздействие целого ряда других факторов.

Логичным и достаточно строгим обобщением и продолжением таких рассуждений явилась модель арбитражного ценообразования (APT). Например, согласно APT, ожидаемая премия за риск по акции представляет собой линейную комбинацию премий по каждому из существующих факторов риска, где коэффициентами являются чувствительности к рассматриваемым факторам. Модель имела ряд неоспоримых преимуществ по сравнению с CAPM. Во-первых, не требовалось никаких предположений относительно вида распределения доходности фондовых активов. Во-вторых, существование рыночного портфеля и безрисковой ставки не являлось необходимым условием в модели, что не требовало определения структуры «истинного» рыночного портфеля. Помимо этого APT могла быть использована даже для некоторого подмножества фондовых активов. В-третьих,

данная модель учитывала возможность влияния на доходность целой группы факторов и могла быть расширена для многопериодного случая. В то же время существует и ряд проблем, ограничивающих ее использование. Первая из них заключается в том, что в своем первоначальном виде модель справедлива лишь приблизительно, и не существует гарантий того, что она будет адекватно описывать ценообразование отдельных фондовых активов. Вторая – в модели подразумевается, что истинный процесс генерирования доходности известен всем агентам на рынке, что, очевидно, не выполняется в реальности. Наконец, модель ничего не говорит о природе факторов риска, определяющих уровень доходности фондовых активов.

Вслед за появлением данных моделей было предпринято большое количество попыток по их эмпирической проверке. Например, в большинстве случаев была показана неприменимость CAPM для описания динамики доходности фондовых рынков как развитых, так и развивающихся стран и стран с переходной экономикой (см., например, работы *Rouwenhorst 1998; Harvey 1995b; Fama, French 1992; Turtle, Buse, Korkie 1994*). В свою очередь, в отношении АРТ были получены разноречивые результаты. С одной стороны, в ряде работ было выделено несколько групп факторов, которые можно было рассматривать в качестве устойчивых факторов риска. С другой стороны, АРТ не могла полностью объяснить ряд обнаруженных аномалий, в частности, эффект размера, который мог отражать дополнительный неучтенный фактор риска¹³.

Неоценимый вклад в исследование данного вопроса внесла трехфакторная модель Фамы и Френча (см. *Fama, French 1992; 1993; 1995*), элементы которой до сих пор используются многими авторами в своих работах. В частности, согласно предложенной ими модели, доходность по акциям определяется тремя факторами: рыночным фактором (индексом), фактором рыночной капитализации, а также фактором отношения балансовой стоимости к рыночной капитализации. Модель имеет следующий вид:

$$r_{it} - r_{ft} = a_i + b_{i1}(r_{Mt} - r_{ft}) + b_{i2}SMB_t + b_{i3}HML_t + e_{it} \quad (2.1)$$

где r_{it} , r_{ft} и r_{Mt} – доходность по акции I , безрисковая ставка процента и доходность по рыночному индексу в момент времени t соответственно.

Первый фактор представляет собой разность месячных доходностей рынка акций и одномесячных векселей Казначейства США ($r_{it} - r_{ft}$). Вторым фактором – размер капитализации SMB_t , представляющий собой разницу

¹³ Эффект размера состоит в том, что акции с меньшей капитализацией имеют более высокую доходность. Результаты проверки АРТ более подробно обсуждаются, например, в *Meggison, William, Addison, Wiley 2001. Ch. 3*.

в месячной доходности по двум индексам – индексам «малых» и «крупных» акций, где под размером подразумевается произведение курса акции и количества размещенных на рассматриваемый момент времени акций. Индекс «малых» акций включает акции компаний, которые имеют курс ниже уровня медианы курсов (на Нью-Йоркской фондовой бирже), а индекс «крупных» акций состоит из акций компаний, которые имеют курс выше медианного. Третий фактор – отношение балансовой стоимости к рыночной капитализации HML_t , также является разницей в месячной доходности по двум индексам – индексам акций с большим и малым отношением балансовой стоимости к рыночной капитализации. Здесь под балансовой стоимостью понимается стоимость собственного капитала акционеров по балансовой ведомости компании, а под рыночной капитализацией – совокупная рыночная стоимость находящихся в обращении акций (совпадает с определением фактора размера). Индекс акций с высоким отношением состоит из акций, находящихся в верхней трети спектра значений HML_t , а индекс акций с низким отношением состоит из тех акций, которые находятся в нижней трети спектра.

Согласно трехфакторной модели Фама–Френча, общая доходность портфеля рассчитывается по доходности двух портфелей. Доходность первого портфеля определяется доходом от операций по покупке акций с высоким отношением балансовой стоимости компании к рыночной капитализации и продаже акций с низким отношением балансовой стоимости компании к рыночной капитализации (HML). Доходность второго портфеля определяется доходом от операций по покупке акций с низкой рыночной капитализацией и продажей акций с высокой рыночной капитализацией (SMB).

Эмпирические оценки показали, что акции или портфели акций с меньшим значением рыночной капитализации, как правило, имели более высокую доходность. Кроме того, результаты свидетельствовали о том, что большее значение отношения балансовой стоимости к рыночной капитализации, по-видимому, подразумевает и более высокое значение доходности. При этом показатели размера и отношения балансовой стоимости к рыночной капитализации, по-видимому, отражают неизвестный фактор риска, который не был учтен АРТ, и характеризуют риск финансовой нестабильности компании (*distress*).

Наряду с эффектом размера также были обнаружены сезонные эффекты в динамике доходности на развитых фондовых рынках. Для доходности по акциям наблюдались эффекты, связанные с началом или окончанием календарного или финансового года: в данные периоды доходность по активам принимала значения, которые в значительной степени отличались от

среднегодовых значений. Данный вопрос также был исследован для рынков развивающихся и переходных экономик.

Например, в своей работе *Claessens, Dasgupta, Glen 1995* для исследования сезонности проверяли гипотезу о равенстве среднемесячной доходности в течение всего календарного года. Эмпирические результаты свидетельствовали в пользу того, что гипотеза отвергается для всех рассмотренных развивающихся стран, то есть в течение года величина доходности была подвержена значительным колебаниям. Результаты, полученные при проверке этой же гипотезы для развитых стран, диаметрально противоположны: *M. Gultekin, B. Gultekin 1983* показали, что среднемесячная доходность для 12 из 17 развитых стран не изменялась в таких широких пределах как на развивающихся рынках на протяжении всего рассматриваемого периода. Для выявления сезонных эффектов также проводились статистические тесты на отличие доходности за определенный месяц от среднемесячной доходности, рассчитанной на основе годовых данных. Анализ показал, что описанный эффект наблюдается для большинства исследуемых развивающихся стран, причем сезонность проявлялась в разные месяцы для разных стран. В ряде случаев наблюдался «январский» эффект и эффект, связанный с началом финансового года. По этой причине можно сделать вывод, что на развивающихся рынках, в отличие от развитых, эффекты сезонности, по-видимому, неоднородны и описываются не только «январским» эффектом. По мнению авторов, эта ситуация могла объясняться косвенным влиянием другого эффекта, связанного с размером акций данных компаний (size effect). Поэтому, возможно, выявленная сезонность могла быть следствием именно размера. Эмпирическая проверка такой гипотезы показала ее справедливость лишь для четырех из 12 стран.

В другой работе (см. *Rouwenhorst 1998*), посвященной исследованию доходности на развивающихся рынках, на основании cross-section-анализа для 1750 акций из 20 развивающихся стран автор попытался выявить наличие «аномалий», упомянутых Фамой и Френчем. В частности, было установлено, что акции с различным значением показателей капитализации, отношения балансовой стоимости к рыночной капитализации, цены к прибыли и др. имеют различную величину доходности. Также было установлено, что доходность на развивающихся рынках зависит от тех же факторов, что и доходность на развитых фондовых рынках: «малые» акции имеют более высокую доходность, чем «крупные» акции, что также справедливо для акций с высоким значением отношения балансовой стоимости к рыночной капитализации. Локальная «бета», т.е. коэффициент при показателе рыночной доходности, оказался статистически незначим, что свиде-

тельствует о неадекватности CAPM при описании доходности развивающихся рынков.

Еще раз оговоримся, что большинство эмпирических исследований проводились для развитых фондовых рынков США, Великобритании и Японии. Неспособность теоретических моделей объяснять различие в доходности на развитых рынках позволяет предположить, что применение таких моделей для развивающихся и переходных рынков приведет к аналогичным результатам. Это может объясняться следующими фактами. Во-первых, одной из основных предпосылок CAPM является существование эффективного рыночного портфеля, включающего все существующие активы и отражающего изменение лишь систематической компоненты рыночного риска. Изучение развивающихся фондовых рынков требует учета ряда отличий, выражающихся в ограниченном наборе торгуемых активов, низкой ликвидности рынка и др. Значительная политическая и макроэкономическая нестабильность на рынках таких стран делают инвестиции в акции крайне рискованными при любом уровне диверсификации. Еще одной чертой уже российского рынка акций является высокая степень коррелированности цен активов при ограниченной ликвидности рынка: инвесторы, принявшие решение приобрести акции на российском рынке выбирают одни и те же компании («голубые фишки»), обладающие стабильно высокой репутацией и, как следствие, ликвидностью.

Следовательно, задача построения эффективного портфеля на российском рынке акций, позволяющая свести риск активов исключительно к систематической компоненте, в настоящих условиях становится заведомо нерешаемой. А это, в свою очередь, говорит о невозможности проведения строгого разделения систематического и несистематического риска применительно к активам на отечественном фондовом рынке. В этой ситуации более приемлемым представляется подход арбитражной теории ценообразования, в которой доходность акций зависит от набора различных факторов (выражающих соответствующие риски для всего рынка, но по-разному влияющих на каждую акцию) и «шоков», определяемых исключительно событиями и рисками, касающимися какой-либо конкретной компании.

Во-вторых, логично предположить, что фондовые рынки развивающихся стран в той или иной степени сегментированы. Причиной тому является ряд формальных и неформальных инвестиционных барьеров, плохая нормативно-правовая база в защиту прав собственности, недостаточная эффективность работы регулирующих организаций и одновременно низкая активность саморегулирующих органов. В этом случае нарушается другая важная *предпосылка* равновесных моделей оценки финансовых активов в контексте мирового финансового рынка – *совершенная интегрированность*

рынков. На сегментированных рынках, по-видимому, доходность фондовых активов будет прежде всего определяться факторами риска каждой конкретной страны.

2.3. Основные группы факторов риска и доходности

По-видимому, первыми претендентами на роль таких факторов являются макроэкономические показатели. Изменения макроэкономических условий непосредственным образом оказывают влияние как на деятельность компаний, так и на рыночную стоимость фондовых активов. Можно предположить, что изменение макроэкономических условий приведет к пересмотру ожиданий относительно величины текущих и будущих финансовых потоков, а также рыночной премии за риск. На основе сравнительного анализа динамики фондового рынка и показателей реальной экономической активности в развитых странах среди многих экономистов сложилось мнение, что при стабильной ситуации в экономике курсы акций, как правило, растут, а при нарушении стабильности – падают. В исследовании деловой активности США, проведенном Национальным бюро экономических исследований (NBER)¹⁴, было показано, что рыночные цены обыкновенных акций в среднем в 75% случаев в своем движении опережали поворотные точки цикла деловой активности США.

Такого рода выводы можно проиллюстрировать следующими несложными рассуждениями. Согласно простейшей модели формирования цен на акции, текущая цена должна представлять собой дисконтированную стоимость ожидаемых в будущем дивидендов. Рассмотрим простейшую модель ценообразования,

$$p = \frac{E(c)}{k}, \quad (2.2)$$

где c представляет собой величину дивидендных выплат, а k – среднее по времени значение дисконтирующего коэффициента. Таким образом, числитель выражения (2.2) есть ожидаемая величина дивидендных выплат по акции, а знаменатель – ожидаемая доходность, определяемая на основе величины безрисковой ставки процента и премии за риск по данной ценной бумаге. Несложные преобразования выражения (2.2) позволяют получить зависимость между фактической доходностью по акции и определяющими ее факторами:

¹⁴ См. Moore 1983.

$$\frac{dp}{p} + \frac{c}{p} = \frac{d[E(c)]}{E(c)} - \frac{dk}{k} + \frac{c}{p}. \quad (2.3)$$

Выражение (2.3) свидетельствует о том, что изменение дисконта будет отрицательно сказываться на величине доходности по акциям. Непредвиденные изменения безрисковой ставки процента, являющейся одной из компонент дисконта, через влияние на межвременную стоимость будущих финансовых поступлений будут также влиять на величину доходности. Изменение величины премии за риск приведет к изменению дисконтирующего фактора, что также будет отражено в изменении доходности.

В свою очередь, необходимо рассмотреть возможные причины изменения величины дивидендов по акции, которые могут быть следствием влияния как номинальных, так и реальных факторов. Изменение ожидаемого темпа инфляции приведет к изменению номинальной стоимости финансовых поступлений и номинальной ставки процента. Кроме того, неожиданное изменение уровня цен также будет оказывать систематическое влияние на цену акций и, как следствие, на их доходность.

Таким образом, можно выделить несколько групп факторов, которые потенциально могут оказывать влияние на доходность фондовых активов. Среди них в первую очередь необходимо рассматривать показатели, отражающие изменение краткосрочной и долгосрочной инфляции, а также инфляционных ожиданий. Общий уровень процентных ставок в экономике и величина премии за риск также могут быть тесно связаны с величиной доходности по фондовым активам. При этом неожиданные изменения данных показателей могут оказывать дополнительное систематическое влияние на доходность. В существующей литературе по теории финансов помимо этого предлагается еще ряд систематических факторов риска. Среди них, например, выделяют показатели денежного предложения, обменного курса и цен на энергоносители¹⁵.

Наконец, в ситуации глобализации мировой экономики и финансовой системы необходимо учитывать возможное влияние глобальных факторов риска на доходность фондовых рынков различных стран мира и, в первую очередь, развивающихся и переходных экономик. Поэтому в последнее время в эмпирических работах дополнительно исследовалось влияние глобальных факторов риска на доходность фондовых активов в странах с развивающейся и переходной экономикой.

¹⁵ См., например, *Шарп, Бейли 1998, с. 326, 330; Фабоцци 2000, с. 131.*

2.3.1. Инфляция

Говоря о влиянии инфляции на динамику курсов акций, следует разделять эффекты от ожидаемой и неожиданной инфляции. В соответствии с эффектом Фишера номинальная процентная ставка в экономике должна меняться вместе с ожидаемой инфляцией. В свою очередь акция представляет собой требование на доходы от реальных активов, поэтому доходность по ней должна меняться вместе с текущей инфляцией. Стоимость реальных активов фирмы должна расти с ростом цен в экономике, поэтому их реальная стоимость должна оставаться практически неизменной. Это подразумевает отсутствие зависимости между инфляцией и реальной стоимостью акций.

При неожиданной инфляции чистые должники выигрывают за счет чистых кредиторов, если контракты выражены в номинальных величинах (*Kessel, Alchian 1962*). Таким образом, доходность по акциям чистых кредиторов должна отрицательно зависеть от текущей неожиданной инфляции. *Fama, Schwert 1977*, используя данные за период с 1953 г. по 1977 г., обнаружили отрицательную зависимость между номинальной доходностью по обыкновенным акциям компаний в Соединенных штатах и ожидаемой инфляцией, неожиданной инфляцией и изменением ожидаемой инфляции.

Fama 1981 в своей работе показал, что отрицательная зависимость между реальной доходностью по акциям и неожиданной инфляцией является «фиктивной» с точки зрения используемой эконометрической модели. Утверждалось, что реальная доходность по акциям положительно коррелирует с показателями реальной экономической активности. В то же время на основе модели спроса на деньги и количественной теории денег автор показал отрицательную зависимость между инфляцией и реальной экономической активностью. Одновременное включение показателей ожидаемой и неожиданной инфляции и реальной экономической активности устраняло статистическую значимость наблюдаемой отрицательной зависимости между доходностью и инфляцией на месячных, квартальных и годовых данных.

Аналогичные результаты были получены в работе *Boudoukh, Richardson, Whitelaw 1994*, где исследовалась зависимость между инфляцией и доходностью акций компаний различных отраслей промышленности США. Знак анализируемой взаимосвязи менялся в зависимости от рассматриваемой отрасли промышленности. Отрасли, слабо коррелирующие с темпами выпуска в экономике, имели положительный коэффициент при показателе инфляции, тогда как для отраслей, выпуск которых сильно коррелировал с общими темпами выпуска в экономике, соответствующий коэффициент имел отрицательный знак.

Schwert 1981 в своей работе показал, что американский фондовый рынок отрицательно реагировал на неожиданную инфляцию в момент публикации информации о значении ИПЦ и не реагировал на нее в течение нескольких недель до появления данной информации. В исследовании было предложено несколько различных механизмов влияния неожиданной инфляции на доходность фондовых активов. Во-первых, неожиданная инфляция приведет к снижению котировок акций компаний, имеющих значительную долю контрактов, выраженных в номинальных величинах. Во-вторых, при неожиданном росте инфляции правительство попытается изменить денежно-кредитную политику для противодействия инфляционным механизмам, что может привести к изменению равновесного объема инвестиций и реальной доходности активов. Например, если вводимое правительством искусственное ограничение цен искажает оптимальное соотношение выпуска и инвестиций, то в этом случае можно ожидать негативной реакции котировок акций. Более того, ужесточение денежно-кредитной политики приведет к росту ставки процента, что отразится на издержках предприятий по привлечению заемных средств и, следовательно, снижению текущих котировок акций.

Отрицательное влияние неожиданной инфляции на доходность автор частично объяснил с помощью гипотезы *Fama 1981*, однако не смог интерпретировать отрицательную корреляцию доходности и ожидаемой инфляции. По-видимому, это можно объяснить с точки зрения эффекта Фишера, согласно которому требуемая номинальная доходность должна расти с ростом инфляционных ожиданий и, таким образом, приводить к снижению текущей курсовой стоимости. *Chen, Roll, Ross 1986; Flannery, Protopapadakis 1999* в своих исследованиях также обнаружили отрицательную корреляцию между показателями ожидаемой и неожиданной инфляции и доходностью фондовых активов.

Summers 1981a,b, исследовав связь между доходностью и инфляцией, заключил, что отрицательная зависимость между данными переменными в большей степени объясняется «налоговым эффектом», при котором в ситуации роста инфляции происходит увеличение реального налогового бремени фирмы при применении «исторической» амортизации капитала. *Engsted, Tanggaard 1999* показали, что акции на американском и датском фондовых рынках не позволяют инвесторам страховать себя от инфляции. *Amihud 1996*, в свою очередь, обнаружил устойчивую отрицательную зависимость между неожиданной инфляцией и доходностью фондовых активов в Израиле, которую автор интерпретировал с точки зрения гипотезы *Fama 1981*.

Другим возможным объяснением отрицательной зависимости между доходностью фондовых активов и ожидаемой инфляцией является так

называемая «денежная иллюзия», согласно которой инвесторы используют номинальную ставку процента, отражающую инфляционные ожидания при оценивании реальных финансовых поступлений, что приводит к заниженной величине цены акции и, следовательно, более низкой реализованной доходности. Например, *Ritter, Warr 2002* эмпирически показали справедливость данной гипотезы для американского фондового рынка.

Вместе с тем *Bilson, Brailsford 1999; Bilson, Brailsford, Hooper 1999* показали, что при исследовании долларовой доходности на развивающихся рынках показатель инфляции для разных стран имел различный знак и в преобладающем большинстве случаев оказывался статистически незначимым. На этом основании авторы предположили, что инфляция не является устойчивым фактором риска на фондовых рынках развивающихся стран. С точки зрения описанных выше теорий это могло объясняться различием существующих норм бухгалтерского учета, а также законодательными нормами, определяющими правила заключение контрактов (в номинальных или реальных терминах), нерациональностью инвесторов и др.

В отношении российского фондового рынка проводилась эмпирическая проверка следующих гипотез относительно влияния инфляционных переменных на доходность и волатильность индекса РТС. В нашей работе предполагается, что существует отрицательная зависимость между инфляцией и доходностью фондового рынка и положительная – между инфляцией и волатильностью. Это объясняется тем, что на протяжении довольно длительного периода времени инфляция находилась на достаточно высоком уровне, что свидетельствует о существенном обесценении номинальных вложений. Реализованное значение инфляции может использоваться инвесторами для формирования инфляционных ожиданий, которые, в соответствии с эффектом Фишера, должны учитываться в номинальной ставке процента. Поэтому высокая текущая инфляция может приводить к росту *требуемой* доходности по инвестициям в акции и, таким образом, падению текущей курсовой стоимости акции.

2.3.2. Процентная ставка

В соответствии с САРМ рост безрисковой процентной ставки приводит к росту ожидаемой доходности по акции или портфелю акций и, следовательно, снижению текущих рыночных котировок. Более того, при использовании инвестором безрисковой ставки процента для дисконтирования будущих финансовых поступлений от акции ее рост будет приводить к снижению текущей рыночной стоимости и, автоматически, падению реализованной доходности.

Помимо этого, на эффективном финансовом рынке безрисковая ставка по государственным ценным бумагам представляет собой сумму реальной ставки процента и ожидаемого темпа инфляции. Например, *Fama 1975* в своей работе показал, что на протяжении 1953–1971 гг. процентные ставки со сроком погашения от одного до шести месяцев достаточно хорошо отражали инфляционные ожидания. Вместе с тем было показано, что гипотеза о постоянстве во времени реальной ставки процента не отвергалась. Таким образом, авторы сделали вывод о том, что колебания безрисковой ставки процента были обусловлены корректными инфляционными ожиданиями на срок от одного до шести месяцев. Поэтому чаще всего увеличение процентных ставок в экономике могло свидетельствовать о росте инфляционных ожиданий и, следовательно, должно было отрицательно сказываться на текущих котировках фондовых активов.

В своей работе *Chen, Roll, Ross 1986* использовали показатели инфляции, которые отражали изменения номинальной ставки процента в США. Эмпирические результаты свидетельствовали в пользу того, что данные переменные отрицательно коррелировали с доходностью акций на фондовом рынке. *Ferson 1989; Whitelaw 1994* также обнаружили, что доходность портфеля американских акций для различного инвестиционного горизонта отрицательно коррелировала с процентной ставкой по векселю Казначейства США.

Таким образом, изменение процентной ставки может воздействовать на доходность фондовых активов как через инфляционные механизмы, так и через непосредственное влияние на текущую курсовую стоимость в роли дисконтирующего фактора будущих дивидендных выплат. По этой причине в данной работе предполагается, что рост процентных ставок (доходности на рынке ГКО–ОФЗ) может приводить к падению текущих котировок на рынке акций. Кроме того, можно предположить, что премии за риск по акциям и государственным облигациям будут меняться сонаправленно, т.е. с ростом доходности ГКО–ОФЗ будет наблюдаться падение текущей курсовой стоимости акций. В пользу данной гипотезы говорит также тот факт, что на российском финансовом рынке, наряду с акциями, наиболее ликвидными инструментами для инвестиций являются государственные облигации и иностранная валюта. Снижение доходности на рынке ГКО–ОФЗ может приводить к повышению интереса инвесторов к другим сегментам финансового рынка и, в частности, рынку корпоративных ценных бумаг. Это приведет к росту спроса на наиболее ликвидные акции и повышению их курсовой стоимости (реализованной доходности).

2.3.3. Временные спрэды процентных ставок

Как известно, временная структура процентных ставок, или кривая доходности, является мощным инструментом для работы с рыночными ожиданиями. Предсказательные свойства временных спрэдов доходности государственных долговых бумаг установлены в ряде эмпирических работ, при этом примечательным является тот факт, что предсказательные свойства кривой растут с ростом горизонта прогноза (см., например, *Mishkin 1990; 1993; Fama 1990; Harvey 1989; Bernanke 1990* и др.).

Предсказательные свойства спрэдов на российском рынке исследовались в некоторых работах (см. например, *Энтов, Радыгин, Мау и др. 1998; Дробышевский 1999*). Авторы обнаружили предсказательные свойства кривой на временном промежутке до трех месяцев. Долгосрочные прогнозные свойства не исследовались по причине отсутствия «длинных» ставок (исследования проводились до 1998 г., когда на рынке преобладали краткосрочные облигации).

Ясно, что изменение рыночных ожиданий относительно будущих процентных ставок, изменение премий за риск и ликвидность должны отражаться и на ценах фондовых активов. Так, например, *Campbell 1985; Chen, Roll, Ross 1986* и *Fama, French 1993* получили, что рост спрэда процентных ставок по долгосрочным и краткосрочным облигациям Казначейства США приводит к снижению реализованной доходности портфелей американских акций.

Таким образом, в соответствии с приведенными выше гипотезами, реализованная доходность по акциям должна отрицательно коррелировать с ростом временной структуры процентных ставок, тогда как волатильность доходности будет расти с ростом временного спрэда.

2.3.4. Обменный курс

В ситуации роста интегрированности мировых финансовых рынков инвесторы могут иметь возможность приобретать активы, номинированные в иностранной валюте. Поэтому поток платежей по данному активу в местной валюте будет зависеть от обменного курса на момент осуществления выплат. Например, в модели *Adler, Dumas 1983* доходность по активу содержала премию за риск, обусловленную ковариацией доходности актива с обменным курсом, наряду с традиционной премией, характеризующей ковариацию местной доходности с доходностью рыночного портфеля. *Dumas, Solnik 1995* показали, что премия за риск, связанная с изменением обменного курса по отношению к валютам наиболее развитых стран мира, является существенной компонентой, влияющей на доходность активов на интегрированных финансовых рынках.

Harvey 1995b при исследовании доходности на развитых и развивающихся рынках также использовал индекс обменного курса в качестве одного из факторов. Однако он получил, что коэффициент при данной переменной варьировался для разных стран.

Наряду с номинальным обменным курсом в ряде работ в качестве одного из факторов использовался реальный обменный курс. *Phylaktis, Ravazolo* исследовали влияние реального обменного курса на доходность фондового рынка стран Тихоокеанского бассейна. Результаты коинтеграционного анализа свидетельствовали о том, что реальный обменный курс (в единицах местной валюты к доллару США) и доходность на американском фондовом рынке положительно связаны с доходностью национального фондового рынка данных стран. Полученные результаты авторы интерпретировали с точки зрения «рыночного» подхода. Повышение доходности американского фондового рынка при предположении об интегрированности рынков приводит к росту доходности на национальном рынке капитала и, следовательно, дохода инвесторов-резидентов. В результате повышается спрос на деньги и впоследствии на уровень процентных ставок, стимулирующий приток иностранной валюты и последующий рост реального обменного курса.

Существует и другое, альтернативное объяснение связи между обменным курсом и доходностью фондового рынка – так называемая гипотеза «потока». Изменение реального обменного курса отражает изменение конкурентоспособности местных товаров на мировом рынке, что приводит к изменению совокупного спроса на внутренние товары, росту текущего и будущего выпуска и доходов, на что фондовый рынок реагирует ростом текущих котировок. Так, *Chow, Lee, Solt 1997* показали, что ослабление доллара США положительно коррелирует с реализованной доходностью фондовых активов на американском фондовом рынке.

В краткосрочном периоде колебания инфляции сравнительно менее существенны, чем колебания номинального обменного курса. В этой ситуации изменение номинального обменного курса в значительной степени коррелирует с изменением реального курса. Таким образом, если пренебречь различием инфляций разных стран в сверхкраткосрочном периоде (день, неделя), то гипотезы относительно связи между реальным обменным курсом и динамикой курсов акций могут быть справедливы и для номинальных обменных курсов. Однако, поскольку влияние реального обменного курса на экономические показатели имеет скорее долгосрочный характер, данные зависимости, по-видимому, в большей степени будут обусловлены ожиданиями экономических агентов.

В свою очередь, *Bilson, Brailsford, Hooper 1999*, проанализировав доходность на развивающихся рынках, показали, что переменная обменного курса является одним из наиболее значимых факторов. Отрицательный знак при данной переменной свидетельствовал о том, что девальвация местной валюты на таких рынках указывала на рост доходности активов, номинированных в иностранной валюте (в данном случае в долларах США), и падение спроса на активы (в данном случае акции), стоимость которых выражена в национальной валюте.

Отметим, что в странах с развивающейся и переходной экономикой, в том числе в России, иностранная валюта часто используется в качестве альтернативы другим финансовым инструментам. Рост темпа изменения обменного курса в данной ситуации может рассматриваться инвесторами как рост доходности по альтернативным активам (валюта), т.е. будет способствовать снижению курсовой стоимости акций (реализованной доходности).

Поэтому в отношении отечественного рынка акций можно предположить, что будет наблюдаться отрицательная зависимость между изменениями номинального обменного курса и доходностью фондового рынка. Следует также предположить, что влияние данного фактора на российском рынке акций может зависеть от рассматриваемого периода, поскольку до кризиса 1998 г. ЦБ РФ проводил политику валютного коридора, снижая валютные риски. После перехода к политике плавающего, но регулируемого курса влияние данного фактора могло возрасти. Кроме того, в последнее время в условиях благоприятных цен на нефть динамика обменного курса доллара частично определялась предложением валюты компаний-экспортеров, акции которых торгуются на фондовом рынке.

2.3.5. Цены на энергоносители

Учитывая важность энергоносителей в хозяйственном процессе, динамика цен на них (в первую очередь – на нефть) рассматривается в качестве одного из влияющих на рыночную стоимость акций факторов. Примечательно, что конъюнктура мирового рынка нефти может оказывать неодинаковое влияние на фондовые рынки различных стран. Несомненно, что в данной ситуации все определяется тем, является ли страна чистым импортером или экспортером нефти. В первом случае рост мировых цен на нефть будет приводить к росту издержек компаний, где затраты на энергоносители составляют существенную долю. В этой ситуации при неизменности остальных показателей может наблюдаться снижение цен их акций на фондовом рынке и, возможно, ухудшение общей экономической конъюнктуры. Во втором случае, напротив, рост мировых цен на нефть положительно

скажется на величине валютных поступлений и прибыли компаний-экспортеров энергоносителей.

Например, *Chen, Roll, Ross 1986* показали, что вплоть до 1977 г. фондовая доходность США положительно, но статистически незначимо коррелировала с темпом изменения мировых цен на нефть. Напротив, *Harvey 1995b* показал, что для большинства развитых стран мира рост мировых цен на нефть рассматривался инвесторами как неблагоприятное событие и приводил к снижению фондовой доходности. В свою очередь, лишь для 5 из 20 развивающихся стран темп изменения мировых цен на нефть оказывал влияние на доходность фондовых активов. *Jones, Kaul 1996*, исследовав реакцию фондовой доходности США, Канады, Великобритании и Японии на изменение мировых цен на нефть, показали, что реальная доходность на рынках рассматриваемых стран до 1991 г. отрицательно реагировала на текущие и лагированные изменения мировых цен. Тем не менее дальнейший анализ полученной зависимости показал, что для США и Канады отрицательная корреляция пропадала при учете дополнительных переменных, отражающих текущий и будущий объем реальных финансовых поступлений. Напротив, для Японии и Великобритании дополнительное включение реальных переменных не устраняло отрицательной зависимости между доходностью и изменением мировых цен на нефть, причем нефтяные шоки в данных странах также приводили к росту волатильности.

Вполне очевидно, что Россия в значительной степени зависит от конъюнктуры на мировом рынке нефти. При этом можно предположить два возможных канала воздействия мировых цен на нефть на российский фондовый рынок. Во-первых, федеральный бюджет чувствителен к падению мировых цен на нефть из-за их прямого и косвенного влияния на величину налоговых поступлений: по некоторым оценкам (см. *Кадочников 2001*) снижение мировых цен на 1 долл. США может привести к потере 1 млрд дол. США для бюджета. В такой ситуации значительное ухудшение конъюнктуры на мировом рынке нефти может привести к дефициту федерального бюджета, дестабилизации макроэкономической ситуации. Ухудшение ожиданий относительно макроэкономической стабильности должно привести к росту рискованной премии, снижению курсовой стоимости фондовых активов.

Во-вторых, на российском фондовом рынке высока доля акций нефтяных компаний, для которых рост мировых цен на нефть непосредственно определяет величину текущих и будущих прибылей, часть которых может

быть направлена на выплату дивидендов¹⁶. Поэтому, по-видимому, благоприятную конъюнктуру на мировом рынке нефти можно связывать с положительной динамикой котировок на российском фондовом рынке.

Одной из работ, в которых рассматривалась данная проблема, является исследование *Nauro, Kutan 2002*. Было получено, что с сентября 1995 г. по ноябрь 2001 г. доходность по индексу РТС положительно реагировала на рост мировых цен на нефть. Кроме того, сконструированные логические переменные, отражающие характер новостей в отношении нефтяного сектора российской экономики, позволили разделить эффект положительных, отрицательных или нейтральных новостей на доходность фондового и долгового рынка России. Авторы также получили, что отрицательные (положительные) новости приводят к падению (росту) доходности российских облигаций в среднем на 1%, тогда как для доходности по индексу РТС соответствующие коэффициенты оказались отрицательными и статистически незначимыми. Таким образом, можно говорить о том, что доходность активов на отечественном фондовом рынке, по-видимому, положительно связана с темпом изменения мировых цен на нефть.

2.3.6. Мировая конъюнктура финансовых рынков

В условиях глобализации мировой финансовой системы конъюнктура мировых рынков является одним из влияющих на стоимость фондовых активов факторов, что подтверждается эмпирическими исследованиями. Например, *Harvey 1991; Ferson Harvey 1993* показали, что различие в доходности развитых фондовых рынков в большей степени определяется глобальными факторами риска и изменением чувствительности к данным факторам. В частности, доходность по мировому портфелю MSCI оказалась устойчивым глобальным фактором риска. В то же время *Bilson, Brailsford 1999; Bilson, Brailsford, Hooper 1999; Harvey 1995a,b*, исследовав доходность фондовых активов развивающихся стран, заключили, что конъюнктура на мировом рынке капитала, которая определялась доходностью по мировому портфелю активов MSCI, для большинства стран не являлась фактором риска. Такие глобальные переменные, как валютный индекс, мировые цены на нефть, производство и инфляция в США и странах ОЭСР в основном не оказывали устойчивого влияния на доходность фондовых активов в развивающихся странах. При этом *Harvey 1995a* по результатам эмпирического анализа получил, что около 50% дисперсии доходности на развивающихся рынках объясняется только локальными факторами риска.

¹⁶ Описанный механизм, по-видимому, стал играть большую роль лишь в последние несколько лет, когда наиболее крупные компании стали уделять значительно больше внимания дивидендной политике.

Эмпирические оценки этой зависимости для российского рынка неоднозначны и дают в разных работах различные результаты в зависимости от исследуемого интервала и используемой методологии. *Rockinger, Urga 1999* показали, что доходность российского фондового рынка с момента своего образования отрицательно коррелировала с доходностью фондового рынка США и Германии, однако корреляция снижалась к 1997 г. *Hayo, Kuntan 2002*, в свою очередь, получили, что доходность по индексу РТС с 1995 г. по 2001 г. положительно и устойчиво коррелировала с темпом изменения американского фондового индекса S&P.

Наличие взаимосвязи подтверждается и в предыдущей части данной работы, где исследуется степень интегрированности российского фондового рынка в мировую финансовую систему. По-видимому, при учете большего числа факторов в моделях также следует ожидать наличия положительной зависимости между российским фондовым рынком и конъюнктурой на мировых финансовых рынках.

2.4. Взаимосвязь между доходностью фондовых активов и волатильностью

В данном разделе рассматриваются вопросы, касающиеся волатильности фондового рынка, описанию методов ее измерения, а также связи между доходностью и волатильностью фондовых активов. Обсуждаются две различные гипотезы, объясняющие отрицательную зависимость между реализованной доходностью и волатильностью.

2.4.1. Волатильность доходности фондовых активов: определение и методы измерения

Волатильность реализованной доходности характеризует степень нестабильности цен на финансовые активы, неопределенности, как для заемщиков, так и для инвесторов. При высокой волатильности инвестиции в ценные бумаги сопряжены с высоким риском, что автоматически приводит к росту премии за риск и стоимости заемных ресурсов и, как следствие, к сокращению инвестиционных потоков.

Волатильность отражает изменчивость доходности относительно некоторой тенденции (среднего значения), поэтому характеризует вероятность различных реализаций доходности. При таком подходе возникает сразу несколько вопросов относительно ее измерения, поскольку волатильность доходности по акции нельзя наблюдать непосредственно на рынке в момент принятия решения. Существует два основных метода получения оценок волатильности – «исторический» и «потенциальный» (*historical and implied*). «Историческая» волатильность рассчитывается на основе суще-

ствующих исторических данных о доходности по стандартной статистической формуле расчета стандартного отклонения или дисперсии. Напротив, «потенциальная» волатильность может быть получена с помощью цены финансового дериватива на рассматриваемый актив в рамках некоторой модели оценки производных финансовых инструментов.

Обоснованность того или иного подхода в большой степени зависит от предпосылок исследования: «историческая» волатильность является допустимой мерой будущего риска лишь в том случае, если предполагается выполнение существующих тенденций в будущем. В свою очередь, «потенциальная» волатильность является качественной оценкой истинной волатильности в случае адекватности модели, используемой для ее расчета. На основе самого определения «исторической» и «потенциальной» волатильности можно выделить три важных аспекта, которые необходимо учитывать при их сравнении между собой. Это модель, на основе которой рассчитывается «потенциальная» волатильность, критерий сравнения, период выборки или горизонт прогноза, а также используемый актив.

Другим важным вопросом при анализе волатильности является предположение о ее постоянстве во времени, что является основной предпосылкой большинства моделей по оценке опционов и других производных финансовых инструментов. Однако не существует веских оснований ожидать выполнения данной предпосылки на практике, о чем свидетельствуют существующие эмпирические исследования. Поэтому важно понимать, что вызывает изменение волатильности во времени, и каким образом можно моделировать данные изменения.

В соответствии с методологическими различиями при расчете описанных оценок волатильности возникает вопрос об их эмпирической зависимости между собой. С одной стороны, ряд работ (см., например, *Canina, Figlewski 1993*) свидетельствует о том, что «историческая» и «потенциальная» волатильность практически некоррелированы, и первая из них содержит информацию о будущем уровне волатильности фондовой доходности. С другой стороны, было показано (см., например, *Christensen, Prabhala 1998*), что «историческая» волатильность не имеет дополнительной объясняющей силы по сравнению с «потенциальной», тогда как последняя является более эффективной (хотя и смещенной) оценкой будущей волатильности.

2.4.2. Дилемма «риск – доходность»

Согласно теории, волатильность доходности фондовых активов может рассматриваться в качестве оценки риска. В соответствии с базовой моделью определения цен на финансовые активы (CAPM) ожидаемая доход-

ность актива определяется суммой величины безрисковой ставки процента и произведением рыночной премии за риск на коэффициент «бета», который, в свою очередь, представляет собой отношение ковариации доходности актива и рынка в целом и дисперсии рыночной доходности. Поскольку ковариация двух случайных величин может быть выражена через их стандартные отклонения, то при прочих равных величина ожидаемой доходности будет положительно зависеть от стандартного отклонения доходности рассматриваемого актива.

Эмпирической проверке данной зависимости посвящено достаточное количество работ. Например, *French, Schwert, Stambaugh 1987* пришли к выводу, что премия за риск по рассматриваемому портфелю американских акций положительно зависит от ожидаемой рыночной волатильности и отрицательно – от неожиданной. Если ожидаемая премия за риск положительно зависит от ожидаемой волатильности, тогда положительный неожиданный шок волатильности (и, таким образом, пересмотр ожидаемой волатильности в сторону повышения) приводит к росту будущей ожидаемой премии за риск и снижению текущей курсовой стоимости.

Glosten, Jagannathan, Runkle 1993 и *Nelson 1989, 1991* получили иные результаты с отрицательной зависимостью между условной доходностью и условной волатильностью при использовании *GARCH-M*-модели. По мнению авторов, различие в результатах было обусловлено свойствами исходной *GARCH-M*-модели, не учитывающей различную реакцию волатильности на положительные и отрицательные шоки.

Результаты, полученные в работе *Sheikh 1993*, свидетельствовали в пользу существования положительной зависимости между текущей доходностью фондового рынка и лагированными значениями «потенциальной» волатильности. Результаты эмпирической оценки подтвердили гипотезу о том, что инвесторы, по-видимому, используют информацию о текущей волатильности доходности фондовых активов для прогноза волатильности в будущем. *Whitelaw 1994* обнаружил отрицательную взаимосвязь между шоками доходности и волатильности, что согласовывалось с гипотезой о положительной зависимости между ожидаемой доходностью и условной волатильностью. Кроме того, при исследовании одновременной зависимости между реализованной доходностью и текущей условной волатильностью была обнаружена отрицательная корреляция.

Наконец, в одной из сравнительно недавних работ (см. *Verchenko 2002*) было показано, что, во-первых, эффект финансового рычага и обратной

связи¹⁷ может быть опровергнут, если структура исследования подразумевает наличие лишь одного из них и не подразумевает их совместное действие. Во-вторых, автор обнаружил устойчивую отрицательную зависимость между реализованной фондовой доходностью и условной волатильностью. Полученные результаты согласуются с теорией, согласно которой волатильность доходности фондовых активов положительно коррелирует с ожидаемой доходностью и отрицательно – с реализованной доходностью за период владения.

Исследование зависимости между премией за риск и волатильностью доходности на российском фондовом рынке проводилось, в частности, в работе *Hall, Urga 2002*. Используя *GARCH-M*-модель для доходности российского фондового рынка, авторы получили положительный и статистически значимый коэффициент для показателя условной волатильности для индекса ASP¹⁸ и незначимый коэффициент – для индекса PTC, что не согласуется с вышеприведенными результатами по исследованию фондовых рынков развитых стран. Одним из возможных объяснений является аргумент *Glosten, Jagannthan, Runkle 1993*, согласно которому *GARCH-M*-модель не позволяла различать влияние положительных и отрицательных шоков доходности на условную волатильность.

2.4.3. Теоретическое обоснование зависимости между доходностью и волатильностью

С точки зрения прогнозирования и моделирования риска и доходности, прежде всего, необходимо понимать, почему и каким образом связаны изменения в доходности и волатильности. *Black 1976* и *Christie 1982*, с одной стороны, и *Pindyck 1984*; *French, Schwert, Stambaugh 1987*, с другой, предложили две различные теоретические модели, объясняющие зависимость между доходностью и волатильностью: эффект финансового рычага (*leverage effect*) и эффект обратной связи (*volatility feedback effect*). Обе теории помогают объяснить наблюдаемую эмпирически асимметрию волатильности, зависящую от знака доходности. Отрицательная доходность (снижение курсовой стоимости акции) чаще всего ассоциируется с ростом волатильности, тогда как положительная доходность (рост курсовой стоимости акции) – со снижением волатильности.

Для начала рассмотрим эффект финансового рычага. Основная идея заключается в том, что структура капитала рассматриваемой фирмы влияет

¹⁷ Эффекты, позволяющие объяснить эмпирическую зависимость между доходностью и волатильностью фондовых активов, более подробно будут описаны ниже.

¹⁸ Индекс, рассчитываемый агентством Red-stars/financial для 100 акций PTC (индекс RSF 100). *Источник:* www.rsfr.ru

на поведение волатильности ее акций. Эффект основан на изменении общей стоимости фирмы, что по-разному отражается на изменениях соотношения акционерного и долгового капиталов. Поскольку требования держателей облигаций удовлетворяются в первую очередь, а параметры облигационных займов могут меняться лишь незначительно, практически все изменения в общей стоимости фирмы будут отражены в динамике стоимости акционерного капитала. Иначе говоря, неблагоприятные для фирмы новости, влияющие на ее общую стоимость, оказывают непропорциональное влияние на курсовую стоимость акций: чем больше значение финансового рычага, тем в большей степени курсовая стоимость акций будет реагировать на поступающую информацию.

Таким образом, из приведенных рассуждений можно получить наиболее вероятную зависимость между величиной финансового рычага и волатильностью доходности по акции. Отрицательная доходность по акциям снижает капитализацию фирмы, тем самым увеличивая величину финансового рычага и будущей волатильности. Напротив, положительная доходность будет уменьшать величину финансового рычага и соответственно уровень будущей волатильности доходности по акциям.

Приведенные рассуждения можно проиллюстрировать следующими вычислениями. Предположим, что структура капитала некоторой фирмы состоит из заемных и собственных средств. Для простоты исходим из положения о безрисковости заемного капитала: таким образом, акции отражают все изменения в общей стоимости фирмы. Обозначим общую стоимость фирмы – V , стоимость акционерного капитала – E , величину заемного капитала – D . Предположим также постоянное количество акций – N , находящихся в обращении, курсовая стоимость которых – P .

Тогда процентное изменение курсовой стоимости акций есть:

$$\frac{\Delta P}{P} = \frac{\Delta E}{E} = \frac{\Delta V}{V} \frac{V}{E} = \frac{\Delta V}{V} \left(\frac{E}{E} + \frac{D}{E} \right) = \frac{\Delta V}{V} \left(1 + \frac{D}{E} \right) = \frac{\Delta V}{V} L, \quad (2.4)$$

где L – отношение общей стоимости фирмы к рыночной капитализации. Из формулы видно, что чем выше величины финансового рычага, тем больше волатильность акций по отношению к общей стоимости фирмы. Если рассматривать все в терминах доходности, то можно переписать (2.4) в следующем виде:

$$\sigma_S = \sigma_E = \sigma_V L, \quad (2.5)$$

где σ_S , σ_E и σ_V – волатильность доходности по акции, волатильность стоимости акционерного капитала и общей стоимости фирмы соответственно. Таким образом, при постоянстве волатильности общей стоимости фирмы

падение курсовой стоимости акций приведет к росту финансового рычага и, как следствие, росту волатильности доходности.

Эффект обратной связи, в свою очередь, основан на наличии зависимости между изменением волатильности и величиной требуемой доходности по акции. Если волатильность оценивается рынком, тогда ожидаемое увеличение волатильности будет приводить к росту требуемой доходности по акции и немедленному снижению текущей курсовой стоимости. Таким образом, шоки доходности будут обусловлены изменением условной волатильности. Данная гипотеза позволяет объяснить ряд эмпирических фактов относительно поведения доходности на фондовом рынке.

Одним из примеров является отрицательная асимметрия эмпирических распределений фондовой доходности. Это свидетельствует о том, что отрицательная доходность более вероятна, нежели положительная. В рамках данной гипотезы предполагается, что поступление на рынок новой информации может привести к росту текущей и ожидаемой в будущем волатильности, что, в свою очередь, увеличит требуемую доходность и снизит текущую курсовую стоимость акций. Если поступившая информация благоприятна, тогда положительное влияние на цены будет компенсировано ростом ожидаемой волатильности. Напротив, если данная информация нежелательна для рынка, курсовая стоимость акций снизится в большей степени. Поэтому отрицательная фондовая доходность более вероятна, что приводит к эффекту отрицательной асимметрии эмпирических распределений доходности фондового рынка.

Важно также понимать, что может происходить в ситуации действия обоих эффектов. На уровне рынка в целом поступление неблагоприятной информации вызывает рост текущей волатильности, что далее приводит к пересмотру условной будущей волатильности вследствие ее устойчивости (*persistence*). Тогда, согласно теории, более высокий риск (волатильность) должен быть компенсирован более высокой ожидаемой доходностью и, как следствие, снижением текущей рыночной капитализации. В то же время общая рыночная тенденция к понижению котировок приводит к росту величины финансового рычага для рынка в целом. В соответствии с эффектом финансового рычага в этом случае, по-видимому, будет наблюдаться рост рыночной волатильности. Таким образом, мы получили, что эффект финансового рычага усиливает эффект обратной связи. В случае поступления на рынок благоприятной информации будет также наблюдаться рост текущей и условной волатильности, приводящий к снижению рыночных котировок для обеспечения более высокого уровня ожидаемой доходности. Это в некоторой степени компенсирует изначальный рост котировок, однако теперь эффект финансового рычага работает в обратном направлении:

рост котировок снижает величину финансового рычага и в итоге приводит к снижению условной волатильности. Окончательный результат действия обоих эффектов в такой ситуации невозможно спрогнозировать заранее.

2.5. Факторы изменения волатильности

Несмотря на то что волатильность доходности фондового рынка может реагировать на текущие шоки доходности, на ее динамику также могут оказывать влияние различные факторы. В качестве факторов, способных оказывать влияние на величину колебаний котировок на рынке капитала, в первую очередь рассматриваются различные макроэкономические и финансовые показатели.

Высокая волатильность котировок фондовых активов впервые была отмечена при эмпирической проверке простейшей рациональной модели ценообразования на акции, в соответствии с которой текущая цена акции есть дисконтированная стоимость будущих финансовых поступлений (см. *Shiller 1981*). Непосредственное применение данной модели для ценообразования на фондовом рынке было затруднительно, поскольку она требовала выполнения двух сильных предпосылок: рациональных ожиданий у инвесторов относительно будущих дивидендных выплат и величины реальной ставки процента. Тем не менее, используя существующие данные о реализованных дивидендных выплатах и оценке реальной ставки процента за период с 1870 по 1978 гг., была рассчитана цена акций, которая теоретически должна была соответствовать наблюдаемым дивидендам при условии рациональности ожиданий инвесторов. Однако наблюдаемая волатильность цен на акции в 5–13 раз превосходила волатильность, соответствующую реальной величине будущих дивидендов, даже при учете неопределенности, измеряемой с помощью величины стандартного отклонения реальных дивидендных выплат от долгосрочной экспоненциальной траектории роста. Большие различия могли свидетельствовать либо о значительных колебаниях реальной ставки процента, либо о нерациональности инвесторов на американском фондовом рынке. Тем не менее даже существенные колебания реальной ставки процента на протяжении рассматриваемого периода времени не позволяли полностью объяснить излишнюю волатильность цен на фондовые активы.

2.5.1. Показатели реальной экономической активности

В ряде исследований получено эмпирическое подтверждение взаимосвязи между волатильностью цен фондовых активов и динамикой реальных показателей. Например, *Schwert 1989*, исследовав поведение цен на американские акции и их волатильность за 150 лет с 1834 по 1987 гг., показал,

что в период рецессий американский фондовый рынок характеризовался относительно более высокой волатильностью. Это подтверждало существовавшее среди экономистов мнение о важности фондового рынка как одного из ключевых индикаторов деловой активности. Результаты также свидетельствовали в пользу того, что волатильность фондового рынка довольно сильно реагировала на исторические банковские кризисы.

Hamilton, Lin 1996, проанализировав зависимость между состоянием экономики и фондовой волатильностью, заключили, что за период 1965–1993 гг. рецессии экономики США позволяли объяснить динамику волатильности доходности фондового рынка. При этом показатель реальной активности, измеряемый посредством темпа изменения индекса промышленного производства, объяснял около 60% дисперсии рыночной доходности. *Campbell, Lettau 1999; Campbell, Lettau, Malkiel, Xu 2000* рассматривали проблему с другой стороны. Они показали способность волатильности фондовой доходности предсказывать динамику ВВП. *Flannery и Protopapadakis 1999*, исследовав причины изменения доходности и волатильности фондового рынка США, обнаружили, что появление благоприятной информации о величине ряда переменных, отражающих реальную экономическую активность в экономике, ассоциировалось с падением волатильности. *Schwert 1989* также получил подтверждение положения о том, что волатильность американского фондового рынка возрастала в периоды рецессий.

Полученные для развитых экономических систем результаты не находят подтверждения для переходных и развивающихся экономических систем. Например, *Levine, Zervos 1998* показали, что корреляция волатильности с темпами экономического роста на таких рынках была статистически незначимой в большинстве спецификаций регрессионных моделей. Повидимому, это может быть связано с высоким уровнем других видов рисков в таких экономических системах – политических, экономических, институциональных.

Buckberg 1995 предположил, что высокая волатильность доходности на развивающихся рынках возникает вследствие эффекта малых рынков и несовершенства информации: при небольшом числе сделок текущие цены на акции не могут в полной мере отразить поступающую информацию о финансовом положении компаний, которое может определяться текущей экономической конъюнктурой. В результате инвесторы будут сталкиваться с большим уровнем риска, определяемым высокой волатильностью на рынке.

Вследствие того, что российский фондовый рынок существует достаточно недавно и макроэкономическая статистика доступна лишь с перио-

дичностью в месяц или в квартал (хотя в нашем исследовании используются дневные и недельные данные), гипотезы о влиянии переменных, отражающих реальную экономическую активность, в явном виде не проверялись.

2.5.2. Интеграция и либерализация фондовых рынков

Одной из возможных причин относительно более высокой волатильности доходности на рынках развивающихся стран и стран с переходной экономикой является нестабильность инвестиционных потоков на рынки данных стран (см., например, *Claessens 1995*). Традиционно считается, что краткосрочные инвестиции, в частности, портфельные инвестиции в развивающиеся страны, достаточно нестабильны. Часто речь идет об анализе влияния спекулятивной активности на рынке, однако именно спекулятивные инвесторы обеспечивают необходимые для существования рынка спрос и предложение бумаг. Таким образом, без наличия спекулятивных инвесторов вторичный рынок акций становится неликвидным, что, в свою очередь, осложняет осуществление новых размещений акций на первичном рынке. Помимо этого, благодаря постоянному мониторингу многих переменных, спекулятивные инвесторы, как правило, наиболее быстро реагируют на изменение ситуации в корпорациях и общих экономических условиях.

В связи с этим во многих странах предпринимались попытки препятствовать краткосрочным инвестиционным потокам (посредством количественных ограничений, налогов и др.) и поощрять долгосрочные инвестиции. Например, *Claessens, Dooly, Warner 1995*, используя анализ временных рядов, показали, что определения «краткосрочные» и «долгосрочные» в отношении финансовых потоков характеризуются схожими статистическими свойствами соответствующих временных рядов. Было показано, что долгосрочные финансовые потоки обладают такой же волатильностью, что и краткосрочные. При этом анализ функций отклика свидетельствовал о том, что неожиданные шоки инвестиционных потоков затухают с одинаковой скоростью вне зависимости от типа ряда.

Несомненно, что США являются одним из основных инвесторов как на рынках развитых стран, так и на рынках развивающихся стран и стран с переходной экономикой, поэтому проблема влияния инвестиционных потоков из США на волатильность рынков в таких странах достаточно актуальна. Тем не менее *Tesar, Werner 1995* в своем исследовании обнаружили, что рост инвестиционной активности США на развивающихся рынках соответствовал росту доли развивающихся рынков в суммарной мировой ка-

питализации и не коррелировал с уровнем волатильности или оборачиваемости акций на таких рынках.

Похожие результаты были получены *Bekaert, Harvey 1997*, анализирующих влияние степени интеграции развивающихся рынков на их волатильность: была обнаружена лишь незначительная связь между степенью интеграции фондового рынка и волатильностью. Авторы зафиксировали эффект незначительного роста волатильности фондового рынка непосредственно после проведения либерализации, однако эффект оказывался незначимым при учете возможного взаимодействия других важных переменных. *Kim, Singal 2000* также показали, что либерализация фондового рынка не оказывает какого-либо существенного влияния на волатильность фондовой доходности на развивающихся рынках: в течение первых двух лет после либерализации волатильность оставалась на том же уровне, что и до нее. Более того, проведенные тесты свидетельствовали о том, что приблизительно через 4–5 лет после проведения либерализации наблюдалось значительное снижение волатильности доходности фондового рынка.

На основе приведенных результатов можно сделать вывод о том, что зависимость волатильности от степени открытости экономики и либерализации финансовых рынков неоднозначна. Тем не менее, с учетом специфики российского фондового рынка на исследуемом промежутке времени (в частности, существенная доля иностранных инвесторов), различные шоки на мировом рынке капитала могут привести к колебаниям доли их вложений в акции на развивающихся рынках, характеризующихся существенно более высокими рисками инвестирования по сравнению с акциями на развитых рынках. Существенные колебания спроса и предложения бумаг, возникающие в такой ситуации, в условиях недостаточной ликвидности будут создавать предпосылки для изменения волатильности на фондовом рынке.

2.5.3. Макроэкономические и финансовые показатели

Неспособность показателей реальной экономической активности в полной мере объяснять колебания волатильности на фондовых рынках как развитых, так и развивающихся и переходных экономик обусловила необходимость поиска дополнительных факторов, влияющих на колебания доходности фондовых активов. Чаще всего, в качестве таких переменных рассматривались показатели инфляции, процентных ставок, денежного предложения, а также ряд переменных, отражающих активность инвесторов на фондовом рынке.

Денежная масса и инфляция. Fama 1981 показал, что текущая ожидаемая и неожиданная инфляция могут рассматриваться в качестве прокси для будущей реальной экономической активности. В то же время волатиль-

ность фондового рынка является крайне чувствительным показателем к ожиданиям относительно будущей экономической конъюнктуры. Поэтому можно предположить, что увеличение неопределенности инвестирования повлечет за собой значительные колебания рыночных котировок и, следовательно, волатильности. Например, *Schwert 1989* одним из первых попытался связать волатильность фондового рынка с волатильностью ряда макроэкономических переменных и, в частности, инфляции. Было получено, что волатильность темпа изменения ИПЦ и денежного предложения оказывают влияние на волатильность фондовой доходности, однако зависимость не была устойчивой. *Binder 2000*, в свою очередь, на основе эмпирической проверки предложенной теоретической модели показал положительную взаимосвязь между волатильностью доходности фондового рынка и волатильностью ИПЦ.

Использование денежной базы в качестве одной из инфляционных переменных объясняется тем, что появление информации о величине денежного предложения может оказывать влияние на инфляционные ожидания инвесторов, поскольку такая информация может содержать неожиданную компоненту. При этом можно ожидать не только реакции текущих цен на фондовые активы, но и пересмотра ожиданий относительно их колебаний в будущем, т.е. их *ex ante* (потенциальной) волатильности. Например, *Flannery, Protopapadakis 1999* показали положительное влияние неожиданной компоненты денежного предложения M1 на условную волатильность доходности американского фондового рынка, тогда как непосредственные показатели инфляции не оказывали статистически значимого влияния.

По-видимому, при эмпирической проверке следует предполагать, что волатильность доходности на российском фондовом рынке может положительно зависеть от инфляционных переменных: значительная инфляционная нестабильность может привести к существенным колебаниям спроса и предложения на акции, вызывая рост рыночной волатильности. Показатели денежного предложения в приведенных выше работах рассматривались в качестве дополнительной инфляционной переменной, поскольку при анализе фондовых рынков развитых стран чаще всего использовались месячные, квартальные и годовые данные. В рамках нашей работы исследуются гипотезы на более коротких временных промежутках, поэтому изменение денежного предложения в краткосрочном периоде скорее всего необходимо рассматривать не с точки зрения инфляционных процессов, а с точки зрения эффекта ликвидности. В соответствии с данным эффектом в ситуации роста ликвидности в банковском секторе может наблюдаться рост спроса на финансовые активы и, в частности, акции, который приведет к

росту текущих котировок и, таким образом, увеличению реализованной доходности и волатильности.

Процентные ставки. Значение процентной ставки по государственным ценным бумагам отражает текущие инфляционные ожидания на финансовом рынке, поэтому изменение безрисковой процентной ставки может воздействовать на волатильность акций через инфляционные каналы, описанные выше. Однако существуют и другие механизмы, допускающие реакцию волатильности фондового рынка на изменение процентной ставки. С одной стороны, рост процентной ставки приводит к повышению премии за риск и, следовательно, снижению текущей курсовой стоимости акции, что изменяет величину финансового рычага. В такой ситуации, согласно гипотезе финансового рычага, может наблюдаться рост волатильности доходности. С другой стороны, рост процентной ставки способствует перераспределению доходов от держателей облигаций к держателям акций, снижая величину финансового рычага и, таким образом, волатильность. Окончательный результат зависит от результирующего знака двух описанных эффектов.

Christie 1982 эмпирически показал, что, по-видимому, первый эффект играет большую роль, и наблюдается положительная связь между изменением процентной ставки и волатильностью. *Schwert 1989* обнаружил, что рост волатильности безрисковой процентной ставки ассоциировался с ростом волатильности доходности фондового рынка США. *Glosten, Jagannathan, Runkle 1993* также сделали вывод о том, что безрисковая ставка процента положительно коррелирует с условной волатильностью и может содержать информацию о будущей волатильности. *Whitelaw 1994* установил, что процентная ставка по государственным векселям казначейства США положительно коррелировала с волатильностью доходности на американском фондовом рынке. *Binder 2000* предложил модель с неопределенностью, которая предсказывала влияние безрисковой процентной ставки на волатильность доходности фондового рынка. Тестирование модели на данных американского фондового рынка подтвердило положительную зависимость между волатильностью доходности и безрисковой процентной ставкой, а также ее волатильностью.

Таким образом, для российского рынка акций также предполагается положительная зависимость между волатильностью доходности и динамикой процентных ставок, которая будет протестирована эмпирически.

Показатели фондового рынка. На рациональном фондовом рынке инвесторы мгновенно реагируют на поступающую информацию, что может отразиться на их активности и, следовательно, на уровне рыночных транзакций. Таким образом, уровень объема торгов фондового рынка может быть

связан с уровнем волатильности фондовой доходности, отражая поступление новой информации на рынок. В настоящее время существует мнение (см., например, *Schwert 1989*), что объем торгов отражает различия в оценке инвесторами стоимости акций из-за асимметрии информации или различий во мнениях и, таким образом, характеризует содержащуюся в макроэкономических или финансовых событиях информацию.

Так, *Schwert 1989* показал, что темп роста объема торгов на фондовом рынке США положительно и устойчиво коррелирует с волатильностью доходности фондового рынка, для чего предложил несколько объяснений. Во-первых, если инвесторы обладают неоднородными ожиданиями, поступление новой информации может привести к изменению как цен на акции, так и объемов торгов. Во-вторых, если большое количество инвесторов при принятии решений полагается на технический анализ, то можно ожидать изменения объема торгов при значительных изменениях котировок. Наконец, если существует краткосрочное «давление на цены» вследствие неликвидности на вторичном рынке, большой объем торгов (преимущественно по покупке или продаже активов) приведет к изменению цен.

Результаты работы *Gallant, Rossi, Tauchen 1992* по исследованию колебаний объема торгов и рыночных котировок на рынке акций США свидетельствовали о том, что наблюдается положительная зависимость между объемом торгов и волатильностью доходности фондового рынка при использовании как условной (*GARCH*-модели), так и безусловной модели зависимости.

Ряд работ по исследованию развивающихся рынков также свидетельствуют о наличии положительной зависимости между объемом торгов и волатильностью. *Hopper 1998* на основании оценок факторной модели для волатильности доходности на развивающихся фондовых рынках заключил, что уровень ликвидности рынка акций положительно коррелировал с волатильностью. *Bohl, Henke 2002* на примере польского фондового рынка исследовали причины наличия *GARCH*-эффектов для фондовой доходности. Было показано, что включение объема торгов в качестве объясняющей переменной в уравнение условной дисперсии позволяет снизить устойчивость (*persistency*) условной волатильности.

В свою очередь, исследовав зависимость между волатильностью фондовой доходности и объемом торгов, *Jones, Kaul, Lipson 1994* показали, что положительная зависимость между данными переменными является следствием другой положительной зависимости, а именно корреляции между волатильностью и количеством рыночных транзакций. В среднем, объем торгов не содержал дополнительной информации, поскольку, как было по-

казано, любая информация в процессе торгов полностью отражается в частоте торговых операций за определенный промежуток времени.

В условиях недостаточной ликвидности на российском фондовом рынке значительный объем торгов может приводить к существенному изменению рыночных котировок и, таким образом, к изменению доходности и волатильности. В связи с этим при эмпирической оценке проверялась гипотеза о положительной зависимости между показателями объема торгов и доходности и волатильностью отечественного фондового рынка.

Продолжительность неторгуемого периода. Эмпирически было также показано, что продолжительность неторгуемого периода может сказываться на волатильности доходности фондового рынка. В частности, в первый день торговой недели волатильность оказывается выше, чем в любой другой день. Например, *Schwert 1989; Nelson 1989, 1991; Chordia, Sarkar, Subrahmanyam 2003* получили, что количество торговых дней за рассматриваемый месяц положительно связано с волатильностью доходности фондовых активов. К тому же *Chordia, Sarkar, Subrahmanyam 2003*, исследовав данные по торговой активности американского фондового рынка, установили рост активности на рынке акций в начале торговой недели. Возможным объяснением данной зависимости является тот факт, что в первый день торговой недели цены акций отражают информацию за более длительный промежуток времени, как правило, за 72 часа, тогда как в любой другой день – лишь за 24 часа. Поэтому дополнительно в работе проверяется гипотеза о положительной зависимости между числом неторгуемых дней и волатильностью доходности на российском рынке акций.

2.6. Результаты эмпирического анализа

2.6.1. Используемые данные

Для эмпирической проверки гипотез о влиянии ряда групп факторов на доходность и волатильность российского фондового рынка использовались макроэкономические и финансовые показатели, характеризующие российскую экономику и финансовый рынок. В качестве показателя доходности российского фондового рынка использовался дневной и недельный реализованный курсовой доход¹⁹ по портфелю акций, на основе которого рассчитывается фондовый индекс Российской торговой системы (РТС)²⁰ с начала его существования, т.е. с сентября 1995 г., по декабрь 2002 г. Для исследо-

¹⁹ В дальнейшем будет использоваться термин «доходность по фондовому индексу РТС» или «доходность РТС».

²⁰ Источник: РТС, www.rts.ru

вания существующих на рынке тенденций до кризиса 1998 г. и после него, а также для проверки стабильности результатов, полученных для всего исследуемого периода, дополнительно проводились оценки на двух подпериодах – с сентября 1995 г. по июль 1998 г. и с января 1999 г. по декабрь 2002 г.

Индекс РТС является официальным индикатором фондовой биржи «Российская Торговая Система» и рассчитывается один раз в 30 минут в течение всей торговой сессии с 12.00 по 18.00. Значение индекса на 18.00 является значением закрытия. Индекс рассчитывается в двух значениях – долларом и рублем. Рублевые значения являются вспомогательными и рассчитываются на основе валютных значений. Валютное значение на расчетное время (I_n) представляет собой отношение суммарной рыночной капитализации акций (MC_n), включенных в список для расчета индекса, к суммарной рыночной капитализации этих же акций на начальную дату (MC_1), умноженное на значение индекса на начальную дату (I_1):

$$I_n = I_1 \cdot \frac{MC_n}{MC_1} \quad (2.6)$$

Рублевое значение индекса РТС (I_m) определяется как произведение валютного значения индекса на коэффициент, рассчитанный как отношение текущего значения курса рубля к доллару США (K_n) к начальному значению (K_1):

$$I_m = I_n \cdot \frac{K_n}{K_1} \quad (2.7)$$

В качестве показателей, характеризующих макроэкономическую ситуацию в России, используются данные о динамике индекса потребительских цен (недельные данные), номинального обменного курса доллара (руб./долл. США) (дневные данные), денежной базы (недельные данные с августа 1998 г.). Кроме того, для учета уровня процентных ставок на российском финансовом рынке была рассчитана их временная структура, что позволило получить временные ряды процентных ставок с различным сроком до погашения. К сожалению, до и после кризиса 1998 г. срок до погашения большинства бумаг значительно различался, поэтому для оценивания на подпериодах использовались процентные ставки по ГКО–ОФЗ с разным сроком до погашения.

Для учета конъюнктуры на мировом фондовом рынке и рынке нефти использовались данные о мировых ценах на сырую нефть (дневные дан-

ные)²¹ и реализованной доходности по фондовым индексам агентства MSCI для развитых стран мира, в частности, индекс EAFE, мировой индекс MSCI и композитный фондовый индекс США²². Поскольку не удалось получить дневные данные по мировому индексу MSCI за весь рассматриваемый промежуток времени, при эмпирической оценке в качестве фактора, отражающего ситуацию на мировом фондовом рынке, использовались оба фондовых индекса. Однако для второго периода дополнительно проводилась оценка регрессионных моделей с использованием одного мирового индекса MSCI.

Динамика российского долларового и рублевого фондового индекса РТС и объема торгов приведена на *рис. 2.1–2.2*. Из *рис. 2.1* видно, что на рассматриваемом периоде времени можно выделить три этапа, характеризующихся различной динамикой российского фондового индекса. Первый этап – его постепенный рост с момента образования РТС с 1995 г. до октября 1997 г., когда индекс достиг максимального за анализируемый промежуток времени значения и поднялся до уровня 500,7 пункта. (На *рис. 2.1* и *2.2* цена деления по правой оси соответствует 100 пунктам.) Второй этап характеризовался достаточно быстрым падением индекса до минимального значения в 38,5 пункта.

Третий этап – его постепенное восстановление после августа 1998 г., характеризующееся несколькими периодами роста и последующего падения.

Кроме того, необходимо определить частоту данных, которые будут использованы для эмпирической проверки. Использование данных различной частоты имеет определенные достоинства и недостатки. Анализ дневных данных позволяет отследить внутринедельные циклы, которые могут пропадать при их агрегировании. Кроме того, использование дневных данных существенно повышает количество доступных наблюдений при применении регрессионного анализа, что важно для получения состоятельных оценок. Вместе с тем большинство переменных, которые потенциально могут оказывать влияние на доходность и волатильность, чаще всего доступны лишь с частотой в один месяц или, в ряде отдельных случаев, в одну неделю в силу специфики их расчета. Значительная зашумленность дневных

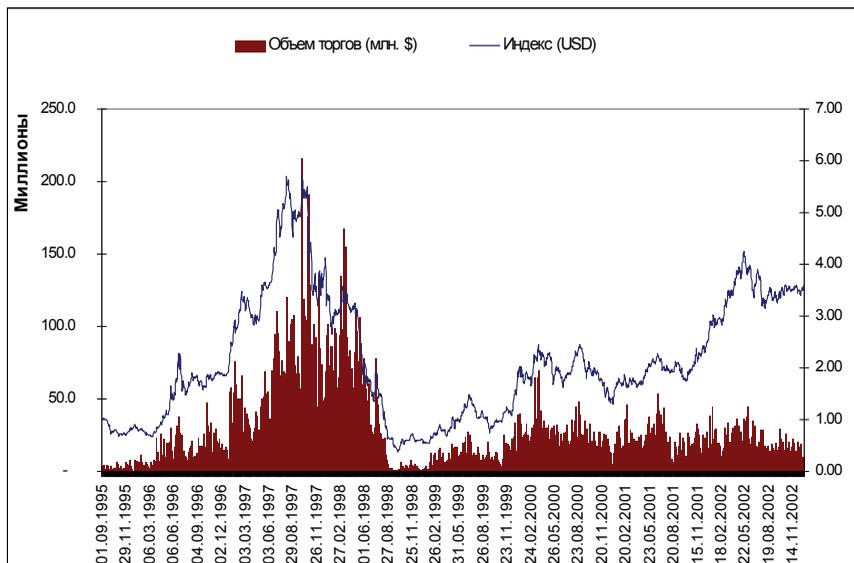
²¹ Используются данные о дневной спот-цене на нефть марки Brent с веб-сайта Energy Information Administration, www.eia.doe.gov.

²² Индексы агентства Morgan Stanley Capital International. Мировой индекс MSCI рассчитывается на основе фондовых индексов 23 развитых стран мира: Австралия, Австрия, Бельгия, Канада, Дания, Финляндия, Франция, Германия, Греция, Гонконг, Ирландия, Италия, Япония, Нидерланды, Новая Зеландия, Норвегия, Португалия, Сингапур, Испания, Швеция, Швейцария, Великобритания и США. Индекс EAFE совпадает с мировым индексом MSCI, но не включает США и Канаду.

данных также является одним из недостатков. Помимо этого, использование исходных данных различной частоты позволит сравнить результаты проведенных оценок и проверить гипотезы относительно влияния различных факторов на различных временных горизонтах.

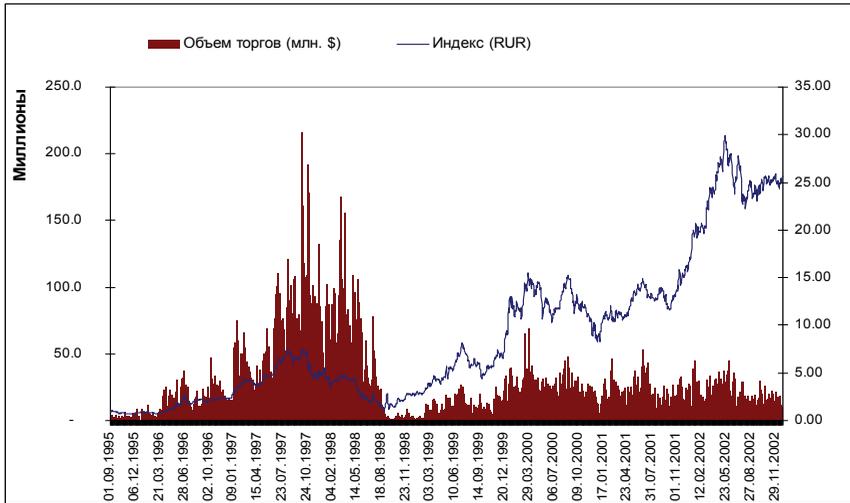
Рисунок 2.1

Динамика долларového фондового индекса РТС и объема торгов за период 01/09/95–30/12/02



Одним из необходимых условий для применения регрессионного анализа является стационарность используемых рядов. Результаты расширенного теста Дикки–Фуллера на проверку стационарности временных рядов приведены в *табл. 1*. Приложения 1. Нетрудно заметить, что для дневных данных гипотеза о наличии единичного корня отвергается лишь для рядов доходности по индексу РТС и объема торгов в РТС. Все остальные ряды оказываются нестационарными. Для недельных данных результаты практически совпадают: стационарными оказываются ряды доходности и в отдельных случаях – объема торгов и процентных ставок по ГКО–ОФЗ.

Динамика рублевого фондового индекса РТС и объема торгов за период 01/09/95 – 30/12/02



В такой ситуации нельзя использовать исходные ряды для проверки выдвинутых в работе гипотез. Поэтому при решении данной проблемы вместо рядов в уровнях для проверки гипотез о влиянии тех или иных переменных на доходность по индексу РТС и волатильность использовались логарифмические темпы прироста. Результаты *ADF*-теста для модифицированных рядов, представленные в *табл. 2*. Приложения 1, свидетельствуют о том, что гипотезы о существовании единичного корня отвергаются на 5%-ном уровне значимости.

В *табл. 3*. Приложения 1 представлены основные статистические характеристики для дневной и недельной доходности по индексу РТС и волатильности. Заметно, что средняя доходность по российскому индексу превышает аналогичный показатель для фондовых индексов развитых стран. При этом максимальная и минимальная дневная (недельная) долларовая доходность РТС за рассматриваемый промежуток времени составила соответственно 17,7% (32,2%) и -21,1% (-34,1%). При этом аналогичные показатели для фондового индекса EAFE, композитного американского индекса и индекса S&P 500 составили соответственно 4,5% (8,8%) и -4,7% (-13,8%), 5,3% (8,9%) и -6,9% (-13,9%), 3,6% (7,4%) и -5,6% (-12,4%). В то

же время отечественный фондовый рынок характеризуется относительно более высокой волатильностью по сравнению с фондовыми рынками развитых стран. Стандартное отклонение дневной (недельной) доходности для долларového индекса РТС составило соответственно 3,2% (8,1%), тогда как для индексов EAFE, композитного американского индекса и фондового индекса S&P 500 аналогичные показатели составили 1% (2,3%), 1,2% (2,7%) и 0,8% (2,5%) соответственно. Более того, из табл. 2.3 также следует, что стандартное отклонение дневной доходности РТС за неделю в несколько раз превышает аналогичные показатели доходности по индексам развитых стран мира.

Помимо этого, отдельно стоит обратить особое внимание на статистические показатели, характеризующие эмпирическое распределение используемых рядов доходности. Для нормального распределения показатели асимметрии и эксцесса должны быть равны 0 и 3 соответственно. Тем не менее это условие не выполняется для используемых в работе рядов. Более того, проведение теста Харке–Берра (Jarque–Berra) показало, что гипотеза о нормальности распределения доходности отвергается для всех используемых рядов.

Анализ исходных данных лишь подтверждает полученные ранее результаты при исследовании фондовых рынков развивающихся стран и стран с переходной экономикой, что доходность и волатильность на таких рынках выше аналогичных показателей для развитых стран. Данные по российскому фондовому рынку свидетельствуют о том, что российский фондовый рынок не является исключением. Более того, проверка гипотезы о нормальности распределения доходности также была отвергнута, что будет учтено при использовании регрессионного анализа.

2.6.2. Методология исследования

В настоящее время одним из популярных методов исследования доходности и волатильности фондового рынка является использование обобщенных авторегрессионных моделей с условной гетероскедастичностью (*Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity (GARCH) Models*), которые позволяют моделировать не только саму анализируемую переменную (уравнение среднего), но и ее дисперсию. В рамках данного подхода предполагается, что дисперсия доходности (волатильность) может подчиняться некоторому авторегрессионному процессу. Интерпретируя шоки уравнения среднего как «новости», можно получить, что процесс поступления информации на рынок может обладать авторегрессионными свойствами, при котором текущая волатильность может определяться ее поведением в прошлом. Поэтому использование *GARCH*-моделей позволит

учесть влияние поступившей на рынок информации на волатильность фондового рынка.

В такой ситуации важно подчеркнуть статистические преимущества *GARCH*-моделей, оценивание которых производится нелинейными методами, по сравнению с обычными *MHK*-регрессиями. Это объясняется тем, что линейная *MHK*-оценка не будет обладать минимальной дисперсией, если расширить класс рассматриваемых оценок и дополнительно рассмотреть нелинейные оценки. В частности, в данном случае используется оценка максимального правдоподобия (*Maximum Likelihood Estimation*), которая является нелинейной и асимптотически эффективной.

Тем не менее одним из предположений в рамках исходной *GARCH*-модели является то, что нормированные остатки в модели среднего подчиняются стандартному нормальному распределению. Однако существуют работы (см., например, *Nelson 1989, 1991; Bollerslev 1987; Bekaert, Harvey 1995; Hayo, Kutan 2002*), в которых было показано, что остатки в моделях для описания финансовых рядов и, в частности, доходности фондового рынка не подчиняются условному стандартному нормальному распределению. Как правило, условное распределение остатков *GARCH*-модели имеет отличный от нуля коэффициент асимметрии и более «тяжелые хвосты», что необходимо также учитывать при эмпирической оценке.

Предполагается, что нормированные остатки в модели среднего подчиняются условному распределению, отличному от нормального и имеющему «тяжелые хвосты». В частности, в своих работах Нельсон (*Nelson 1989, 1991*) использовал так называемое «обобщенное распределение ошибок» (*Generalized Error Distribution*, далее – *GED*), которое включает в себя стандартное нормальное распределение, а также позволяет учесть особенности данных, связанные с отличным от нуля показателем эксцесса. Например, *Bekaert, Harvey 1995*, наряду со стандартным нормальным, использовали распределение Стьюдента (*t*-распределение), а также более сложный вид распределения (*SPARCH*-распределение, *semi-parametric ARCH-model*), позволяющее учесть ненулевую асимметрию и избыточный эксцесс («тяжелые хвосты») распределения.

Принимая во внимание приведенные выше аргументы и результаты тестов на нормальность, представленные в *табл. 3*. Приложения 1, в данной работе использовалась следующая методология оценивания модели доходности и волатильности фондового рынка (*GARCH*-модель):

$$R_t = x_t' \beta + u_t$$

$$u_t = \sqrt{h_t} z_t, \quad E(z_t) = 0, \quad E(z_t^2) = 1$$

$$h_t = GARCH(p, q) + x_t' \gamma + w_t, \text{ где } w_t \sim WN(0, \lambda^2),$$

где R_t – логарифмическая доходность по индексу РТС; x_t' – некоторые объясняющие переменные; $E(\bullet)$ – математическое ожидание; u_t, w_t – ошибки. При этом для учета ненормальности распределения ошибок использовались различные предположения о виде распределения.

1. Предполагается, что ошибка u_t может подчиняться t -распределению с параметром ν , обозначающим количество степеней свободы, которое также оценивается в модели. В этом случае функция плотности распределения имеет следующий вид²³:

$$f(u_t) = \frac{\tilde{A}\left[\frac{(\nu+1)}{2}\right]}{(\pi\nu)^{1/2} \tilde{A}\left(\frac{\nu}{2}\right)} M_t^{-1/2} \left[1 + \frac{u_t^2}{M_t \nu}\right]^{-(\nu+1)/2},$$

где $\tilde{A}(\bullet)$ – это гамма-функция, M_t – параметр масштаба. Если $\nu > 2$, тогда z_t имеет нулевое среднее и дисперсию

$$E(u_t^2) = M_t \frac{\nu}{\nu-2}.$$

В этом случае для случайной величины, подчиняющейся t -распределению с ν степенями свободы и дисперсией h_t , параметр масштаба должен быть равен

$$M_t = h_t \frac{\nu}{\nu-2},$$

а функция плотности распределения принимает вид:

$$f(u_t) = \frac{\tilde{A}\left[\frac{(\nu+1)}{2}\right]}{(\pi\nu)^{1/2} \tilde{A}\left(\frac{\nu}{2}\right)} (\nu-2)^{-1/2} h_t^{-1/2} \left[1 + \frac{u_t^2}{h_t(\nu-2)}\right]^{-(\nu+1)/2}.$$

Тогда логарифмическая функция правдоподобия может быть вычислена следующим образом:

²³ См., например, *Hamilton 1994. Ch. 21.*

$$L = T \log \left\{ \frac{\tilde{A} \left[\frac{(\nu+1)}{2} \right]}{(\pi\nu)^{1/2} \tilde{A} \left(\frac{\nu}{2} \right)} (\nu-2)^{-1/2} \right\} - (1/2) \sum_{t=1}^T \log(h_t) - [(\nu+1)/2] \sum_{t=1}^T \log \left[1 + \frac{(R_t - x'_t \beta)^2}{h_t (\nu-2)} \right].$$

2. Предполагается, что нормализованная ошибка z_t подчиняется обобщенному распределению ошибок, функция плотности распределения которого равна:

$$f(z_t) = \frac{\nu \exp \left[- (1/2) \left| \frac{z_t}{\lambda} \right|^\nu \right]}{\lambda \cdot 2^{(\nu+1/\nu)} \cdot \tilde{A}(1/\nu)}, \quad \text{ããã} \quad \lambda = \left\{ \frac{2^{(-2/\nu)} \tilde{A}(1/\nu)}{\tilde{A}(3/\nu)} \right\}^{1/2}.$$

Параметр ν отражает эксцесс, и при его равенстве 2 нормированные остатки будут иметь стандартное нормальное распределение.

Логарифмическая функция правдоподобия в данном случае будет иметь следующий вид:

$$L = T \{ \log(\nu/\lambda) - (1+1/\nu) \log(2) - \log[\tilde{A}(1/\nu)] \} - (1/2) \sum_{t=1}^T \left| (R_t - x'_t \beta) / (\lambda \sqrt{h_t}) \right|^\nu - (1/2) \sum_{t=1}^T \log(h_t)$$

Показатель ν , характеризующий эксцесс эмпирического распределения остатков в уравнении среднего (доходности), является одним из параметров, оценка которого может быть получена в результате максимизации логарифмической функции правдоподобия. Она позволит судить о величине эксцесса эмпирического распределения остатков и, таким образом, о степени его несоответствия стандартному нормальному распределению. Поэтому можно будет оценить адекватность использования более сложных функций плотности распределения для эмпирической оценки.

2.6.3. Результаты эмпирических оценок

В данном разделе приводятся результаты эмпирической оценки уравнения доходности по индексу РТС и волатильности, полученные с помощью экспоненциальной модели с условной гетероскедастичностью (EGARCH), а также результаты оценки модели для безусловной волатильности доходности по индексу РТС. Эмпирическая оценка предложенной модели проводилась с использованием дневных и недельных данных по индексу РТС и ряду макроэкономических и финансовых переменных. Как уже было упомя-

нито выше, использование данных различной частоты позволяет провести более полный анализ и проверить стабильность полученных зависимостей при изменении горизонта инвестирования. Использование дневных рядов приводит к повышению количества наблюдений при оценивании, что важно в условиях относительно молодого российского фондового рынка, а также позволяет выявить внутринедельные тенденции, которые невозможно проследить при агрегировании имеющихся данных. Вместе с тем недельные данные характеризуются меньшей зашумленностью, которая может отразиться на статистических свойствах оценок.

Использование долларového и рублевого индекса одновременно имеет также свои преимущества, поскольку в данной ситуации доходность на российском рынке акций рассматривается с точки зрения как иностранного инвестора (долларовая доходность), так и с точки зрения отечественного инвестора. Для проверки гипотез о влиянии выделенных групп факторов на дневную и недельную доходность и волатильность российского фондового рынка оценивалась следующая многофакторная модель с условной гетероскедастичностью:

$$R_t = \alpha_0 + X_t' \beta + \varepsilon_t$$

$$\varepsilon_t = \sqrt{\sigma_t^2} z_t,$$

$$\log \sigma_t^2 = \zeta_t + X_t' \gamma + \sum_{j=1}^J \delta_j (\log \sigma_{t-j}^2 - \zeta_{t-j}) + \sum_{i=1}^I \alpha_i (|z_{t-i}| - E|z_{t-i}| + \chi z_{t-i}) \quad (a)$$

$$\zeta_t = \zeta + \log(1 + \rho n_t)$$

где R_t – лог-доходность по индексу РТС (в рублях или долларах США);

X_t' и X_1' – набор объясняющих переменных;

β, λ – векторы коэффициентов;

n_t – количество неторгуемых дней;

z_t описывается GED или t -распределением.

При исследовании недельной доходности использовалась несколько измененная модель, которая включала большее количество экзогенных переменных и не включала переменную, отражающую продолжительность неторгуемого периода.

Кроме того, для анализа безусловной волатильности доходности российского фондового рынка использовалась следующая модель²⁴:

$$\sigma_t = \alpha_0 + \sum \alpha_i \cdot \pi_t^i + \sum \gamma \cdot \sigma_t^j + \varepsilon_t,$$

где σ_t è σ_t^j – волатильность доходности по фондовому индексу РТС и некоторым дополнительным переменным соответственно, π_t^i – темп роста объясняющих переменных. При этом предварительный анализ остатков данной модели показал наличия GARCH эффектов, поэтому при оценивании использовалась GARCH-спецификация для нормированных остатков с использованием функции плотности распределения, учитывающего более «тяжелые хвосты».

Прежде всего следует остановиться на оценках показателей, характеризующих статистические свойства распределения нормированных остатков в уравнении доходности. За исключением единственного случая (оценка модели недельной доходности на первом подпериоде) полученные оценки подтверждают адекватность использования более сложных функций плотности распределения, поскольку эмпирическое распределение остатков имело более «тяжелые хвосты». Параметр *GED*-распределения был меньше 2 (значение 2 соответствует нормальному распределению) и статистически значим, тогда как для *t*-распределения оцененное количество степеней свободы изменялось от 3 до 8.

Например, *Nelson 1989, 1991* при исследовании американского фондового рынка показал, что показатель *GED*-распределения был меньше 2, что свидетельствует о более «тяжелых хвостах» эмпирического распределения остатков уравнения доходности. Кроме того, *Hayo, Kutan 2002*, используя *t*-распределение при анализе российского фондового рынка, показали, что эмпирическое распределение соответствовало *t*-распределению с количеством степеней свободы, превышающим 3, что также говорит об отвержении гипотезы о нормальности распределения остатков.

Доходность. Результаты оценки *EGARCH*-модели для дневной и недельной доходности и волатильности по индексу РТС представлены в табл. 4–6. Приложения 1.

Полученные оценки позволяют выявить следующие закономерности.

1. В среднем падение котировок происходит большими темпами, чем их рост. Об этом свидетельствует значимая на высоком уровне логическая переменная для периодов падения акций. Другими словами, с учетом всех

²⁴ Предварительная оценка данной модели свидетельствовала о наличии условной гетероскедастичности остатков. Поэтому оценка проводилась с помощью GARCH (1.1) модели.

влияющих факторов, в периоды падения индекса РТС дневная реализованная доходность снижалась приблизительно на 2,3%–2,7% (6,1%–9,6% для недельных оценок).

2. Анализ авторегрессионных составляющих в модели доходности показывает, что инертность доходности на отечественном рынке акций различалась в зависимости от периода оценки и, в несколько меньшей степени, от горизонта, для которого рассчитывается реализованная доходность. На всем рассматриваемом периоде коэффициенты при лагированном значении дневной доходности оказались статистически значимы, тогда как для недельной доходности статистическая значимость соответствующих коэффициентов пропала. Проверка стабильности данной зависимости на подпериодах показала, что статистически значимое влияние лагированной доходности на дневных и недельных данных наблюдалось лишь на первом подпериоде (1995–1998 гг.), что согласуется с результатами *Hall, Urga 2002*.

3. Доходность по индексу РТС по-разному реагировала на изменение мировых цен на нефть в зависимости от рассматриваемого инвестиционного горизонта. Так, дневная доходность по отечественному фондовому индексу положительно коррелировала с темпом изменения мировых цен на нефть за предыдущий торговый день на протяжении всего рассматриваемого периода времени и второго подпериода. Таким образом, в ситуации роста мировых цен на нефть наблюдался рост дневной реализованной доходности по индексу РТС, причем эластичность данной зависимости составила в среднем 0,034–0,042 для долларовой и рублевой доходности.

Напротив, недельная доходность по индексу РТС положительно реагировала на изменение темпа прироста цен на нефть на мировом рынке лишь на первом исследуемом подпериоде. Эластичность зависимости для долларовой и рублевой доходности составила соответственно 0,155 и 0,143.

По-видимому, этот показатель используется в большей степени для формирования ожиданий, тогда как его фундаментальное влияние на котировки акций слишком долгосрочно. Вероятнее всего влияние цен на нефть на прибыль нефтяных компаний происходит с довольно большим лагом. В российских же условиях это может практически не отразиться на величине дивидендов, выплачиваемых нефтяными компаниями. Более стабильная дневная зависимость может свидетельствовать о том, что этот фактор учитывается рынком именно для формирования краткосрочных ожиданий, но дальнейшее влияние уже не является стабильным. Во всяком случае, на недельных данных коэффициент уже оказывается незначимым. Для выявления более долгосрочных тенденций, по-видимому, необходимо переходить на месячные, квартальные и годовые данные, что осложнено коротким

горизонтом исследования, недостатком данных и влиянием других неучтенных тенденций.

4. Для проверки гипотезы о влиянии конъюнктуры на мировых финансовых рынках на динамику российских акций в работе использовалось несколько показателей, отражающих уровень доходности на развитых фондовых рынках: доходность по индексу EAFE, агрегированному индексу США и мировому фондовому индексу MSCI. Оценивание моделей с поочередным (для устранения проблем мультиколлинеарности) использованием двух индексов показало, что данный фактор является существенным для дневной доходности по индексу РТС, о чем свидетельствуют статистически значимые эластичности на всех рассматриваемых подпериодах. Анализируя величину эластичностей при данном показателе можно заключить, что наиболее сильная реакция отечественного рынка акций на изменение мировой конъюнктуры на фондовых рынках наблюдалась на первом подпериоде. Это могло объясняться тем, что до кризиса 1998 г. на российском рынке наблюдался приток иностранных портфельных инвестиций (так, называемых, *hot-capital*). Формируя международные портфели, они сильнее реагировали на колебания конъюнктуры на развитых рынках капитала, что в результате отражалось на колебаниях индекса РТС.

Аналогичные результаты были получены для недельной доходности РТС за исключением оценок для первого подпериода, которые имели положительный знак, но оказались статистически незначимы. По-видимому, в течение первого подпериода влияние иностранного капитала на российском фондовом рынке было более ощутимым. Действительно, азиатский кризис 1997 г. заставил интернациональных инвесторов пересмотреть свои взгляды относительно долей своих портфелей на развивающихся рынках.

5. Следующей проверяемой в работе гипотезой является взаимосвязь между изменением объема торгов в системе РТС и реализованной доходностью. Результаты показали, что характер зависимости различается при использовании доходности, рассчитанной для различных временных горизонтов. Так, дневная доходность РТС устойчиво и положительно коррелировала с темпом прироста объема торгов в РТС на протяжении всего исследуемого периода и на первом подпериоде, при этом эластичность составила в среднем $0,1-0,16$. Однако на втором подпериоде зависимость оказывалась незначимой. Для недельной доходности по индексу РТС были получены несколько иные результаты. Так, долларовая доходность РТС положительно реагировала на изменение темпа прироста объема торгов лишь на втором подпериоде, тогда как рублевая реализованная доходность повышалась с ростом темпа изменения объема торгов на всем рассматриваемом периоде времени и втором подпериоде. При этом эластичность зависимости между

данными переменными для недельных данных была значительно ниже аналогичного показателя для дневных рядов и составляла в среднем 0,01–0,02.

На основании полученных результатов можно сделать вывод, что доходность по индексу РТС в большей степени реагирует на изменение объема торгов на более коротких временных горизонтах, в частности, на дневных данных, тогда как при увеличении рассматриваемого инвестиционного горизонта значимость данной зависимости снижается. Таким образом, колебания спроса и предложения акций в большей степени имеют воздействие в краткосрочном периоде, тогда как при увеличении временного интервала большее влияние оказывают другие факторы.

6. Еще одним рассматриваемым в работе показателем является темп изменения номинального обменного курса рубля по отношению к доллару США. Полученные при оценивании результаты свидетельствуют о том, что характер влияния данного показателя различается в зависимости от валюты, используемой для расчета индекса РТС, и зависит от рассматриваемого подпериода. Так, на всем рассматриваемом промежутке времени долларова доходность отрицательно и статистически значимо коррелировала с темпом изменения номинального обменного курса. На первом подпериоде наблюдалась положительная зависимость между доходностью РТС и темпом изменения обменного курса, тогда как на втором подпериоде эластичность имела отрицательный знак, но была статистически незначима. Рублевая доходность, в свою очередь, также была подвержена влиянию данного фактора на протяжении всего исследуемого периода и на первом подпериоде. Причем положительный знак эластичности мог быть частично обусловлен использованием номинального обменного курса для расчета рублевого индекса РТС. На недельных данных влияние данного фактора было обнаружено лишь на первом подпериоде для рублевой доходности по индексу РТС, причем эластичность зависимости превысила единицу и составила 3,1.

Положительная взаимосвязь между показателем номинального обменного курса и доходностью РТС в течение первого подпериода может объясняться тем, что в это время ЦБ РФ проводил политику валютного коридора, что снижало риск девальвации национальной валюты, с которым сталкиваются инвесторы в условиях свободного валютного курса. В ситуации ограничения ликвидности инвесторы могли выводить необходимые финансовые средства с помощью продажи как валютных активов, так и фондовых, что подразумевает сонаправленное изменение курсов доллара и котировок акций.

7. Гипотеза о влиянии переменных, отражающих изменение краткосрочных процентных ставок, была проверена на двух отдельных подперио-

дах и не проверена для всего периода, что было вызвано отсутствием сопоставимых по сроку процентных ставок. На протяжении первого подпериода увеличение темпа изменения процентной ставки по 90-дневной ГКО–ОФЗ сопровождалось падением текущей реализованной доходностью РТС, тогда как для недельной доходности данная зависимость не наблюдалась. На втором рассматриваемом подпериоде эластичность, соответствующая темпу изменения процентной ставки по 350-дневной ГКО–ОФЗ, имела отрицательный знак, однако оказалась статистически значимой лишь на недельных данных.

Что касается спреда процентных ставок, нам не удалось получить устойчивых оценок влияния этого показателя на динамику доходности по индексу РТС. Полученные на подпериодах оценки эластичности имели разные знаки (положительный на первом подпериоде и отрицательный на втором). Различие в полученных результатах могло быть частично обусловлено использованием процентных ставок с различным сроком до погашения, что повлияло на стабильность полученных зависимостей.

8. Следующей гипотезой, которая в силу доступности данных была проверена только на послекризисном периоде времени, была положительная взаимосвязь между темпом изменения денежной базы и доходности на отечественном рынке акций. Положительные и статистически значимые на 1%-ном уровне значимости эластичности в уравнении недельной доходности по индексу РТС свидетельствуют о том, что данный фактор оказывал устойчивое влияние на динамику доходности по индексу РТС в период с января 1999 г. по декабрь 2002 г. Оценивание модели с использованием различных мировых индексов подтверждает устойчивость данной зависимости к частичному изменению используемой спецификации. Таким образом, было получено подтверждение эффекта ликвидности, согласно которому в ситуации роста денежного предложения в экономике наблюдается рост спроса на финансовые активы и, в частности, акции, сопровождающийся повышением их текущей стоимости и реализованной доходности.

9. Высокая корреляция между темпами изменения ИПЦ и номинального обменного курса доллара не позволила одновременно использовать данные переменные для проверки гипотезы о влиянии инфляционных переменных на доходность российского рынка акций. Поэтому в качестве показателя, отражающего инфляционные риски, была использована волатильность ИПЦ за предыдущие 4 недели. Стоит отметить, что все оцененные эластичности имели отрицательный знак. При этом для рублевой доходности статистически значимые коэффициенты были получены для всего рассматриваемого периода и второго подпериода, тогда как для долларовой доходности – лишь для второго подпериода. На втором подпериоде эластичность

в зависимости от используемого мирового индекса составила $-3,2$ ($-5,7$ для мирового индекса MSCI) для долларовой доходности и $-4,1$ ($-3,7$ для MSCI) – для рублевой. Таким образом, рост волатильности ИПЦ за предыдущий месяц сопровождался ростом требуемой доходности на фондовом рынке и, следовательно, падением текущей курсовой стоимости акций.

Полученные результаты подтверждают, что колебания индекса потребительских цен могут оказывать влияние на инфляционные ожидания инвесторов и, как следствие, на уровень спроса на акции российских компаний. При этом отсутствие статистической зависимости на первом подпериоде, по-видимому, можно объяснить недостаточным учетом данного фактора риска на отечественном фондовом рынке. Напротив, после кризиса 1998 г. инвесторы, по всей вероятности, стали в большей степени отслеживать колебания индекса потребительских цен, что автоматически отразилось на динамике котировок акций.

10. В заключение стоит остановиться на результатах оценки коэффициентов в уравнении дневной доходности при показателе условной волатильности. Положительный и статистически значимый коэффициент при данной переменной свидетельствует о том, что рост условной волатильности доходности РТС ассоциируется с ростом текущей курсовой стоимости акций и, как следствие, реализованной доходности. При этом значимость данной зависимости пропадает при оценивании модели на первом подпериоде. Полученный знак зависимости не согласуется с результатами других авторов, которые выявили отрицательную взаимосвязь между данными показателями. Это может объясняться тем, что рост волатильности доходности на отечественном фондовом рынке, по крайней мере частично, может быть следствием повышенной активности инвесторов, выраженной повышенным спросом на торгуемые активы и, следовательно, повышением текущих котировок. По-видимому, на дневном горизонте планирования инвесторы не рассматривают условную волатильность в качестве дополнительного фактора риска.

Волатильность. В табл. 4–8 Приложения 1 также приведены результаты оценки для условной и безусловной волатильности доходности по индексу РТС.

1. Анализ результатов оценивания на дневных и недельных данных свидетельствует о том, что волатильность обладает свойством «устойчивости» (persistence), о чем свидетельствуют положительные и статистически значимые коэффициенты при ее лагированном значении, причем значение коэффициентов близко к единице. Безусловная волатильность в несколько меньшей степени зависит от предыдущих значений: статистически значимое влияние на текущее значение безусловной волатильности оказывают ее

лагируемые на одну и две недели значения, при этом сумма коэффициентов не превышает 0,6.

2. Полученные на дневных данных результаты подтвердили существование зависимости между продолжительностью неторгуемого периода на рынке и условной волатильностью доходности РТС. Об этом свидетельствует положительный и значимый коэффициент при количестве неторгуемых дней. При этом значение коэффициента на протяжении всего рассматриваемого периода времени составляло от 0,146 до кризиса 1998 г. до 0,437 после кризиса. Это подтверждает существующее мнение, что поступившая на рынок за более длительный промежуток времени информация приводит к большему колебанию цен на фондовые активы.

Кроме того, при использовании дневных данных выяснилось, что поступление на рынок неблагоприятной информации (отрицательные ошибки прогноза в уравнении доходности) приводит к большему росту волатильности. Напротив, на недельных данных соответствующий коэффициент был незначим. Это еще раз подтверждает сделанное ранее предположение о том, что эффект поступления на рынок новой информации, по-видимому, наблюдается лишь в краткосрочном периоде (в данном случае, на дневном горизонте).

3. Примечательно, что темп изменения мировых цен на нефть, по всей вероятности, не оказывает устойчивого влияния на условную и безусловную волатильность доходности РТС, что подтверждается незначимостью соответствующих эластичностей. Использование в уравнении безусловной волатильности в качестве дополнительного объясняющего фактора волатильности темпа прироста цен на нефть также свидетельствовало об отсутствии статистически значимой взаимосвязи между колебаниями конъюнктуры на мировом рынке нефти и доходностью отечественного рынка акций.

Таким образом, полученные эмпирические оценки показали, что данный фактор риска оказывает влияние лишь на величину реализованной доходности по индексу РТС, а не на уровень ее волатильности.

4. Влияние конъюнктуры на мировых фондовых рынках характеризовалось показателями доходности по индексам EAFE и на втором подпериоде, дополнительно, доходностью по мировому индексу MSCI. Проведенные оценки на дневных и недельных данных показали, что улучшение конъюнктуры на мировых фондовых рынках на протяжении всего рассматриваемого промежутка времени сопровождалось снижением как условной, так и безусловной волатильности. Проверка стабильности данной зависимости на подпериодах свидетельствовала о том, что статистически значимое влияние на условную волатильность доходности по индексу РТС наблюдалось

лишь на первом подпериоде, тогда как на втором подпериоде статистическая значимость пропала.

Аналогичные оценки для безусловной волатильности оказались в значительной степени нестабильны и были чувствительны к изменению функции плотности распределения, используемой для оценивания модели. Тем не менее полученные эластичности при переменной волатильности доходности по индексу EAFE в уравнении безусловной волатильности РТС согласовались с результатами, полученными при оценивании *GARCH*-моделей: на всем периоде и первом подпериоде: волатильность доходности EAFE положительно коррелировала с безусловной волатильностью РТС.

Полученные результаты могут быть интерпретированы следующим образом. На протяжении первого подпериода влияние конъюнктуры мировых рынков на волатильность РТС могло быть обусловлено значительной долей иностранных инвесторов на отечественном фондовом рынке. Напротив, после кризиса 1998 г. их доля уменьшилась. При этом на фоне стагнации экономики большинства развитых стран мира в российской экономике наблюдалось повышение макроэкономической и политической стабильности, обусловленной восстановительным экономическим ростом. В такой ситуации колебания котировок на российском рынке акций, по-видимому, в большей степени отражали улучшение ситуации в отечественной экономике и в меньшей степени – ситуацию на мировых рынках капитала.

5. Среди факторов, оказывающих стабильное влияние на волатильность доходности отечественного фондового рынка, в первую очередь необходимо выделить изменение объема торгов в РТС. Проведенные оценки на дневных и недельных данных свидетельствуют о том, что рост объема торгов в РТС положительно и статистически значимо коррелирует как с условной, так и с безусловной волатильностью доходности РТС. При этом величина полученных эластичностей незначительно изменялась при изменении периода оценки, что подтверждает устойчивость выявленной зависимости. Данная зависимость может объясняться тем, что при поступлении новой информации рынок переходит в состояние нового равновесия, что вызывает изменение текущих котировок и, следовательно, отражается на величине волатильности.

6. Темп изменения номинального обменного курса, по-видимому, не оказывает статистически значимого влияния на волатильность. При этом стоит отметить, что статистически значимые эластичности были получены в ряде случаев лишь для рублевой доходности, что могло быть обусловлено методикой расчета рублевого индекса РТС. В целом, на основании данных оценок, можно сделать вывод о том, что этот показатель не является объясняющим фактором для волатильности доходности по индексу РТС.

7. Проверка гипотезы о влиянии колебаний краткосрочных процентных ставок на волатильность российского фондового рынка проводилась на двух подпериодах. Переменные, отражающие колебания процентной ставки по 90-дневной ГКО–ОФЗ, оказались положительны и статистически значимы на первом подпериоде при оценивании *GARCH*-модели на дневных данных и уравнения безусловной волатильности на недельных данных. Спрэды процентных ставок в первом подпериоде, по-видимому, не оказывали устойчивого влияния на волатильность доходности РТС.

Напротив, при использовании на втором подпериоде ставки с более длительным сроком до погашения было выявлено, что статистически значимая зависимость наблюдается лишь в уравнении условной волатильности для недельных данных. Более того, значимые положительные коэффициенты были также получены при переменных, отражающих форму кривой временной структуры процентных ставок. Таким образом, полученные результаты в отношении влияния процентных ставок, по всей вероятности, свидетельствуют о наличии довольно интересной зависимости: с ростом инвестиционного горизонта статистически значимое влияние оказывают переменные процентных ставок с более длительным сроком до погашения. Однако устойчивость данной зависимости к изменению срока до погашения на всем периоде не может быть проверена вследствие отсутствия на российском рынке рублевых государственных облигаций инструментов, торгуемых на всем рассматриваемом периоде.

Полученные результаты полностью согласуются с результатами других авторов, исследовавших волатильность на развитых и развивающихся фондовых рынках. Существует несколько различных теорий, позволяющих объяснить положительный знак перед данной переменной. Во-первых, колебания процентной ставки отражают колебания инфляционных ожиданий, что приводит к росту неопределенности вложений в финансовые активы и, в частности, к росту волатильности доходности по акциям. Во-вторых, в соответствии с гипотезой финансового рычага, изменения безрисковой процентной ставки приводят к изменению соотношения между заемным и акционерным капиталом, росту риска, связанного с инвестированием в акции данной компании и, следовательно, повышению волатильности. Тем не менее на российском рынке, по-видимому, преобладает первый эффект, поскольку инфляционные колебания в условиях переходной экономики могут рассматриваться как один из основных факторов риска и отражать общеэкономическую нестабильность.

8. Гипотеза о положительной взаимосвязи между волатильностью и темпом изменения денежной базы также получила эмпирическое подтверждение на высоком уровне значимости. Так, на посткризисном подпериоде

увеличение темпа прироста денежной базы ассоциировалось с ростом волатильности доходности по индексу РТС. Таким образом, рост ликвидности в банковском секторе характеризуется ростом активности на фондовом рынке, что вызывает большие колебания котировок на отечественном рынке акций и, таким образом, положительно сказывается на волатильности.

2.7. Основные выводы

Проведенная работа дает представление о структуре рисков на российском рынке акций и ее основных составляющих. Среди основных факторов, влияющих на движение котировок, следует в первую очередь выделить конъюнктуру на мировых фондовых рынках, объем торгов в РТС, краткосрочные процентные ставки, денежную базу и волатильность ИПЦ. При этом все эти показатели, за исключением волатильности ИПЦ, также являются факторами динамики волатильности доходности по индексу РТС. Таким образом, большинство выдвинутых в работе гипотез относительно влияния основных групп факторов на доходность и волатильность российского фондового рынка получило подтверждение при эмпирической проверке.

Полученные же в работе эмпирические зависимости в целом отражают ситуацию на отечественном финансовом рынке и в российской экономике. Подверженность влиянию мировой конъюнктуры согласуется с тем фактом, что все сегменты российского финансового рынка в той или иной степени зависят от предложения иностранного капитала. При этом результаты анализа в очередной раз подтверждают изменение во времени данной тенденции. Устойчивое влияние показателя оборота РТС свидетельствует о том, что российский рынок акций по-прежнему характеризуется недостаточной ликвидностью. В такой ситуации значительный объем сделок автоматически приводит к существенному изменению котировок и, как следствие, изменению текущей доходности и волатильности.

Следует отметить роль инфляционных показателей в анализе доходности и волатильности российского фондового рынка. Полученные результаты свидетельствуют о том, что нестабильность инфляционных процессов, по-видимому, рассматривается рынком в качестве фактора риска. В такой ситуации важным становится вопрос о влиянии денежно-кредитной политики на рынок российских акций: снижение инфляции может привести, по крайней мере, частично, к снижению систематической компоненты риска на российском финансовом рынке.

Результаты, полученные нами в результате эмпирической оценки, частично согласуются с результатами других авторов, исследовавших российский фондовый рынок. В частности, структура авторегрессионной зави-

симости на подпериодах в некоторой степени подтверждает выводы, полученные в работе *Hall, Urga 2000* о повышении эффективности российского фондового рынка. Однако меньший (по сравнению с представленным в нашей работе) временной интервал наблюдений не позволил в полной мере сравнить оценки динамики эффективности российского рынка акций, полученные в обеих работах.

Обнаруженная взаимосвязь с рынками развитых стран также согласуется с результатами исследований *Hayo, Kutan 2002*, которые выявили положительную зависимость между динамикой доходности российского и американского фондового рынка. Несмотря на то, что, в отличие от нашего исследования, авторами использовался индекс S&P500, результаты обеих работ подтвердили влияние конъюнктуры мировых рынков капитала на динамику котировок российского рынка акций. Положительная взаимосвязь с конъюнктурой мирового рынка нефти на всем рассматриваемом периоде также согласуется с результатами *Hayo, Kutan 2002*. Однако проведенные в нашей работе оценки на подпериодах показали, что данная зависимость оказалась нестабильной и менялась на протяжении рассматриваемого промежутка времени.

Некоторые из полученных в исследовании зависимостей оказались нестабильны при изменении периода оценки, что может объясняться как изменением взаимосвязи между анализируемыми показателями, так и переменной во времени чувствительностью к рассматриваемым факторам риска. Последнее положение требует дальнейших разработок в следующих направлениях: изучение влияния дополнительных макроэкономических и политических факторов на динамику доходности и волатильности российского фондового рынка, что возможно лишь при переходе к месячным и квартальным данным; использование моделей, позволяющих учесть изменение во времени чувствительности к факторам риска.

Полученные в работе результаты могут быть использованы для принятия более взвешенных экономических решений, поскольку факторы, влияющие на доходность и волатильность РТС, являются инструментами проводимой экономической политики либо подвержены ее влиянию. Осознание этих процессов позволит снизить риски инвестирования в акции российских компаний, а также будет способствовать улучшению инвестиционного климата в экономике.

Приложение 1

В данном Приложении представлены результаты эмпирического анализа за данных и полученные регрессионные оценки.

Таблица 1

Результаты проведения *ADF*-теста для проверки исходных рядов на стационарность

Название переменной	Дневные данные			Недельные данные		
	04/09/95–31/12/02	04/09/95–16/08/98	01/01/99–31/12/02	04/09/95–31/12/02	04/09/95–16/08/98	01/01/99–31/12/02
1	2	3	4	5	6	7
Долларовая доходность по индексу РТС (разность логарифмов индекса РТС)	-16,474***	-11,148***	-13,128***	-7,582***	-4,535***	-6,121***
Рублевая доходность по индексу РТС (разность логарифмов индекса РТС)	-18,955***	-11,113***	-13,311***	-8,175***	-4,477***	-5,798***
Номинальный обменный курс	-0,574	-2,457	-2,581	-0,605	-2,509	-2,616
Объем торгов в РТС	-5,922***	-5,684***	-6,913***	-2,638*	-1,008	-3,447**
Мировая цена на нефть	-1,680	-1,764	-2,341	-1,590	-1,826	-2,505
Индекс EAFE	-0,395	-2,601	-1,983	-0,423	-2,765	-2,122
Индекс S&P500	-0,281	-2,344	-2,289	-1,680	-2,651	-2,229
Индекс MSCI	-	-	-2,268	-	-	-2,176
ИПЦ	-	-	-	-2,036	-2,964	-2,659
Денежная база	-	-	-	-	-	-1,887

Продолжение таблицы 1

1	2	3	4	5	6	7
Процентная ставка по ГКО–ОФЗ (30 дней)	–	–3,704***	–	–	–2,964**	–
Процентная ставка по ГКО–ОФЗ (60 дней)	–	–2,535	–	–	–2,079**	–
Процентная ставка по ГКО–ОФЗ (90 дней)	–	–2,536	–	–	–1,915*	–
Процентная ставка по ГКО–ОФЗ (120 дней)	–	–2,441	–	–	–1,846*	–
Процентная ставка по ГКО–ОФЗ (350 дней)	–	–	–2,736	–	–	–1,922*
Процентная ставка по ГКО–ОФЗ (500 дней)	–	–	–2,841	–	–	–2,347**
Спрэд ставок 120/30	–	–3,313**	–	–	–3,240**	–
Спрэд ставок 120/30 (отношение)	–	–3,106**	–	–	–3,589***	–
Спрэд ставок 500/350	–	–	–4,256***	–	–	–2,930**
Спрэд ставок 500/350 (отношение)	–	–	–4,161***	–	–	–2,971**

Примечание: Здесь и далее в таблицах настоящего Приложения:*** – статистически значим на 1%-ном уровне; ** – статистически значим на 5%-ном уровне; * – статистически значим на 10%-ном уровне.

Таблица 2

**Результаты *ADF*-теста на стационарность для рядов
в логарифмических темпах прироста и их стандартных отклонений**

Название переменной	Дневные данные			Недельные данные		
	04/09/95– 31/12/02	04/09/95– 16/08/98	01/01/99– 31/12/02	04/09/95– 31/12/02	04/09/95– 16/08/98	01/01/99– 31/12/02
1	2	3	4	5	6	7
Долларовая доходность по индексу РТС (разность логарифмов индекса РТС)	-16,474***	-11,148***	-13,128***	-7,582***	-4,535***	-6,121***
Рублевая доходность по индексу РТС	-18,955***	-11,113***	-13,311***	-8,175***	-4,477***	-5,798***
Темп прироста номинального обменного курса	-26,380***	-10,805***	-19,353***	-7,074***	-3,291**	-6,816***
Объем торгов в РТС (уровень)	-5,922***	-5,684***	-6,913***	-2,638*	-1,008	-3,447**
Объем торгов в РТС	-20,217***	-12,515***	-17,342***	-11,277***	-8,384***	-7,866***
Мировая цена на нефть	-19,498***	-13,404***	-14,115***	-9,312***	-5,784***	-6,890***
Индекс EAFE	-20,702***	-12,961***	-15,280***	-9,313***	-5,836***	-7,096***
Индекс S&P500	-18,755***	-11,770***	-14,273***	-9,164***	-6,886***	-7,380***
Индекс USA (MSCI)	-20,315***	-13,526***	-15,620***	-9,148***	-6,372***	-7,493***
Мировой индекс MSCI	-	-	-15,016***	-	-	-7,116***
ИПЦ	-	-	-	-7,743***	-2,384**	-6,439***
Денежная база	-	-	-	-	-	-6,086***
Процентная ставка по ГКО–ОФЗ (30 дней)	-	-11,148***	-	-	-6,554***	-

Продолжение таблицы 2

1	2	3	4	5	6	7
Процентная ставка по ГКО–ОФЗ (60 дней)	–	-11,319***	–	–	-5,428***	–
Процентная ставка по ГКО–ОФЗ (90 дней)	–	-12,121***	–	–	-4,646***	–
Процентная ставка по ГКО–ОФЗ (120 дней)	–	-12,152***	–	–	-4,377***	–
Процентная ставка по ГКО–ОФЗ (350 дней)	–	–	-13,853***	–	–	-4,758***
Процентная ставка по ГКО–ОФЗ (500 дней)	–	–	-14,376***	–	–	-4,450***
Волатильность доходности РТС (USD)	–	–	–	-5,608***	-3,421**	-4,516***
Волатильность доходности РТС (RUR)	–	–	–	-5,448***	-3,413**	-4,364***
Волатильность обменного курса	–	–	–	-4,558***	-2,769*	-5,058***
Волатильность темпа прироста обменного курса	–	–	–	-4,446***	-2,597*	-8,237***
Волатильность ИПЦ (4 дня)	–	–	–	-6,822***	-1,945**	-2,713***
Волатильность ИПЦ (5 дней)	–	–	–	-4,808***	-1,976**	-2,963***
Волатильность темпа прироста ИПЦ (4 дня)	–	–	–	-5,627***	-3,402**	-4,074***
Волатильность темпа прироста ИПЦ (5 дней)	–	–	–	-7,983***	-3,399**	-3,510***
Волатильность объема торгов	–	–	–	-3,453***	-2,319	-4,538***

Продолжение таблицы 2

1	2	3	4	5	6	7
Волатильность темпа прироста объема торгов	-	-	-	-4,558***	-2,769*	-5,058***
Волатильность доходности по индексу EAFE	-	-	-	-4,706***	-3,138**	-4,126***
Волатильность доходности по индексу S&P	-	-	-	-6,208***	-4,447***	-4,829***
Волатильность доходности по индексу USA	-	-	-	-5,174***	-4,274***	-4,419***
Волатильность доходности по мировому индексу	-	-	-	-	-	-4,022***
Волатильность темпа изменения мировых цен на нефть	-	-	-	-6,613***	-4,158***	-5,509***
Волатильность процентной ставки (30 дней)	-	-	-	-	-3,625***	
Волатильность процентной ставки (60 дней)	-	-	-	-	-2,429	
Волатильность процентной ставки (90 дней)	-	-	-	-	-1,058	
Волатильность процентной ставки (120 дней)	-	-	-	-	-1,201	
Волатильность процентной ставки (350 дней)	-	-	-	-		-3,662***
Волатильность процентной ставки (500 дней)	-	-	-	-		-5,077***

Таблица 3

**Статистические характеристики доходности по индексу РТС
и основным фондовым индексам развитых стран за период
с 04/09/95 по 31/12/02**

Показатель	Индекс РТС (USD)	Индекс РТС (RUR)	Индекс EAFE	Мировой индекс MSCI	Композитный индекс USA	Индекс S&P500
	04/09/95–31/12/02	04/09/95–31/12/02	04/09/95–31/12/02	01/01/99–31/12/02	04/09/95–31/12/02	04/09/95–31/12/02
Средняя дневная доходность, %	0,07	0,17	-0,007	-0,03	0,03	0,02
Средняя недельная доходность, %	0,33	0,85	-0,03	-0,16	0,14	0,12
Максимальная дневная доходность, %	17,7	23,5	4,5	4,6	5,3	3,6
Максимальная недельная доходность, %	32,2	48,2	8,8	7,8	8,9	7,4
Минимальная дневная доходность, %	-21,1	-30,5	-4,7	-4,3	-6,9	-5,6
Минимальная недельная доходность, %	-34,1	-30,1	-13,8	-9,9	-13,9	-12,4
Стандартное отклонение дневной доходности, %	3,2	3,5	1	1,1	1,2	0,8
Стандартное отклонение недельной доходности, %	8,1	8,2	2,3	2,4	2,7	2,5
Макс. ст. отклон. за неделю, %	12,8	21,2	2,6	3,2	4	2,6
Мин. ст. отклон. за неделю, %	0,3	0,3	0,03	0,11	0,04	0,00
Skewness (дневная доходность)	-0,272	-0,527	-0,253	0,040	-0,137	-0,536
Kurtosis (дневная доходность)	7,496	12,265	5,144	4,641	5,824	6,993
Skewness (недельная доходность)	-0,253	0,256	-0,532	-0,306	-0,743	-0,432
Kurtosis (недельная доходность)	5,371	6,833	7,265	4,375	6,202	4,783
Jaqure–Beta (дневная доходность)	1560,92	6616,56	369,20	112,44	612,78	1300,48
Jaqure–Beta (недельная доходность)	93,364	241,25	307,66	19,62	198,41	62,371

Таблица 4

**Результаты эмпирической оценки уравнения дневной рублевой
доходности и волатильности индекса РТС за период
с 01.09.95 по 31.12.02 гг.**

	<i>GED</i> -распределение				<i>t</i> - распределение			
Период оценки (коли- чество наблю- дений)	04.09.95– 31.12.02 (1827)	04.09.95– 16.08.98 (733)	01.01.99– 31.12.02 (965)	01.01.99– 31.12.02 (965)	04.09.95– 31.12.02 (1827)	04.09.95– 16.08.98 (733)	01.01.99– 31.12.02 (965)	01.01.99– 31.12.02 (965)
1	2	3	4	5	6	7	8	9
	Уравнение доходности							
GARCH	0,045***	0,027	0,118***	0,112***	0,021*	0,034*	0,117***	0,119***
Кон- станта	1,120***	0,944***	1,045***	1,073***	1,298***	0,977***	1,149***	1,168***
Дамми (доход- ность РТС <0)	-2,486***	-2,352***	-2,471***	-2,481***	-2,677***	-2,463***	-2,551***	-2,560***
AR(1)	0,036***	0,064***	-0,002	0,002	0,048***	0,067***	-0,003	0,001
Темп измене- ния мировых цен на нефть в период <i>t</i> -1	0,034***	0,031	0,039**	0,041**	0,034**	0,035	0,038**	0,038**
Доход- ность по индексу EAFE	0,285***	0,460***	0,210***	-	0,284***	0,479***	0,205***	-
Доход- ность по мирово- му ин- дексу MSCI	-	-	-	0,238***	-	-	-	0,233***

Продолжение таблицы 4

1	2	3	4	5	6	7	8	9
Темп изменения объема торгов в РТС	0,102***	0,108**	0,080	-0,073	0,167***	0,079	-0,078	-0,084
Темп изменения номинального обменного курса	0,401***	0,747*	0,068	0,037	0,390***	0,356	0,078	0,044
Темп процента процентной ставки (90 дней)	-	-0,029***	-	-	-	-0,031***	-	-
Спрэд ставок 90/30	-	0,004**	-	-	-	0,004**	-	-
Темп процента процентной ставки (350 дней)	-	-	-0,002	-0,003	-	-	-0,007	-0,008
Спрэд ставок 500/350	-	-	-0,004	-0,005	-	-	-0,004	-0,006
Уравнение условной дисперсии (волатильности)								
ζ	1,298***	1,335**	0,710***	0,729***	1,215	1,682	3,314***	3,377***
ρ	0,324***	0,146*	0,437***	0,394***	0,247***	0,122	0,367***	0,340***
δ_1	0,932***	1,029***	0,830***	0,832***	0,980***	0,974***	0,808***	0,812***
δ_2	0,020	-0,064	0,108	0,109	-0,039	-0,022	0,147*	0,143*
α_1	0,310***	0,361***	0,125***	0,138***	0,378***	1,024***	0,545***	0,533***
χ	-0,183**	-0,061	-1,040**	-0,898**	-0,416**	-0,344***	-0,539***	-0,554***

Продолжение таблицы 4

1	2	3	4	5	6	7	8	9
Темп изменения мировых цен на нефть в период	-0,013	-0,002	-0,008	-0,009	-0,020**	-0,019	-0,008	-0,010
Доходность по индексу EAFE	-0,084***	-0,146***	0,002	-	-0,107***	-0,132***	-0,012	-
Доходность по мировому индексу MSCI	-	-	-	-0,009	-	-	-	-0,014
Темп изменения объема торгов в РТС	1,242***	1,292***	1,687***	1,691***	1,022***	1,250***	1,515***	1,531***
Темп изменения номинального обменного курса	0,011	0,262	0,028	0,027	-0,004	0,333	0,054	0,060
Темп прироста процентной ставки (90 дней)	-	0,012***	-	-	-	0,015***	-	-
Спрэд ставок 90/30	-	-0,001	-	-	-	-0,001	-	-

Продолжение таблицы 4

1	2	3	4	5	6	7	8	9
Темп прироста процентной ставки (350 дней)	–	–	0,002	0,003	–	–	0,008	0,007
Спрэд ставок 500/350	–	–	0,001	0,001	–	–	0,001	0,001
Параметр V для GED распределения	1,273***	1,492***	1,386	1,393***	–	–	–	–
Кол-во степеней свободы для t -распределения (V)	–	–	–	–	4,993***	7,787***	6,201***	6,071***
AIC	3,961	4,009	3,728	3,722	3,974	4,019	3,721	3,714
BIC	4,018	4,153	3,844	3,838	4,032	4,164	3,837	3,829
HQ	3,982	4,064	3,773	3,766	3,996	4,075	3,765	3,757
Log-likelihood	–3599,320	–1446,138	–1775,956	–1772,891	–3611,932	–1450,084	–1772,511	–1768,776
Ур-е доходности: Wald test (all coeff.=0) ²⁵	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Ур-е волатильности: Wald test (all coeff.=0)	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000

²⁵ Проверяемая нулевая гипотеза – все коэффициенты при экзогенных переменных равны нулю.

Таблица 5

**Результаты эмпирической оценки уравнения дневной
долларовой доходности и волатильности индекса
PTC за период с 01.09.95 по 31.12.02 гг.**

Период оценки (количе- ство наблде- ний)	GED-распределение				t-распределение			
	04.09.95– 31.12.02 (1827)	04.09.95– 16.08.98 (733)	01.01.99– 31.12.02 (965)	01.01.99– 31.12.02 (965)	04.09.95– 31.12.02 (1827)	04.09.95– 16.08.98 (733)	01.01.99– 31.12.02 (965)	01.01.99– 31.12.02 (965)
1	2	3	4	5	6	7	8	9
	Уравнение доходности							
GARCH	0,032***	0,015	0,127***	0,122***	0,044*	0,023	0,116***	0,119***
Константа	1,155***	0,958***	1,011***	1,046***	1,352***	1,020***	1,134***	1,150***
Дамми (доход- ность PTC <0)	-2,441***	-2,313***	-2,476***	-2,486***	-2,809***	-2,454***	-2,535***	-2,554***
AR(1)	0,040***	0,073***	-0,002	-0,002	0,057***	0,082***	-0,006	-0,001
Темп из- менения мировых цен на нефть в период t-1	0,033**	0,034	0,042***	0,044***	0,020	0,034	0,040**	0,041**
Доход- ность по индексу EAFE	0,277***	0,468***	0,194***	–	0,328***	0,474***	0,200***	–
Доход- ность по мировому индексу MSCI	–	–	–	0,217***	–	–	–	0,223***
Темп из- менения объема торгов в PTC	0,160***	0,127***	-0,041	-0,034	0,123***	0,116**	-0,020	-0,029
Темп из- менения номиналь- ного об- менного курса	-0,062***	0,835**	-0,188	-0,186	-0,068	0,528	-0,168	-0,194

Продолжение таблицы 5

1	2	3	4	5	6	7	8	9
Темп прироста процентной ставки (90 дней)	-	-0,023***	-	-	-	-0,025***	-	-
Спрэд ставок 90/30	-	0,004**	-	-	-	0,004**	-	-
Темп прироста процентной ставки (350 дней)	-	-	-0,007	-0,008	-	-	-0,012	-0,012
Спрэд ставок 500/350	-	-	-0,006	-0,007	-	-	-0,006	-0,007
	Уравнение условной дисперсии (волатильности)							
ζ	1,261***	1,339**	0,828***	0,851***	0,087	1,715	3,275***	3,309***
ρ	0,257***	0,164*	0,406***	0,358***	0,209**	0,137*	0,355***	0,323***
δ_1	0,894***	1,025***	0,811***	0,812***	0,841***	0,988***	0,815***	0,812***
δ_2	0,062	-0,059	0,130	0,133	0,085	-0,037	0,144*	0,146*
α_1	0,303***	0,367***	0,120***	0,140***	0,442***	0,983***	0,504***	0,482***
χ	-0,203***	-0,061	-1,028**	-0,803**	-0,423***	-0,351***	-0,537***	-0,553***
Темп изменения мировых цен на нефть	-0,010	-0,003	-0,002	-0,004	-0,014	-0,019	-0,005	-0,008
Доходность по индексу EAFE	-0,109***	-0,155***	0,011	-	-0,162***	-0,135***	-0,010	-
Доходность по мировому индексу MSCI	-	-	-	-0,001	-	-	-	-0,008
Темп изменения объема торгов в РТС	1,244***	1,265***	1,602***	1,592***	1,262***	1,176***	1,491***	1,485***

Продолжение таблицы 5

1	2	3	4	5	6	7	8	9
Темп изменения номинального обменного курса	0,002	0,291	-0,010	-0,010	0,009	0,311	0,022	0,028
Темп прироста процентной ставки (90 дней)	-	0,012***	-	-	-	0,016***	-	-
Спрэд ставок 90/30	-	-0,001	-	-	-	-0,001	-	-
Темп прироста процентной ставки (350 дней)	-	-	-0,001	0,001	-	-	0,006	0,006
Спрэд ставок 500/350	-	-	-0,001	-0,001	-	-	0,001	0,001
Параметр V для GED -распределения	1,324***	1,479***	1,344***	1,351***	-	-	-	-
Кол-во степеней свободы для t -распределения (V)	-	-	-	-	4,982***	7,447***	5,985***	5,797***
AIC	3,926	4,015	3,724	3,720	5,035	4,024	3,714	3,708
BIC	3,984	4,159	3,841	3,836	5,092	4,168	3,830	3,824
HQ	3,947	4,071	3,768	3,764	5,056	4,079	3,758	3,752
Log-likelihood	-3567,968	-1448,638	-1774,083	-1771,938	-4580,657	-1451,697	-1769,123	-1766,220
Ур-е доходности: Wald test (all coeff.=0)	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000

Продолжение таблицы 5

1	2	3	4	5	6	7	8	9
Ур-е волатильности: Wald test (all coeff.=0)	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000

Таблица 6

Результаты эмпирической оценки уравнения недельной доходности и волатильности индекса РТС за период с 01.09.95 по 31.12.02 гг.

Период оценки (количество наблюдений)	Долларовая доходность				Рублевая доходность			
	04.09.95– 31.12.02 (375)	04.09.95– 16.08.98 (145)	01.01.99– 31.12.02 (196)	01.01.99– 31.12.02 (196)	04.09.95– 31.12.02 (375)	04.09.95– 16.08.98 (145)	01.01.99– 31.12.02 (196)	01.01.99– 31.12.02 (196)
1	2	3	4	5	6	7	8	9
	Уравнение доходности							
Константа	3,857***	4,600***	3,652***	4,103***	4,483***	3,794***	3,833***	3,762***
Дамми (доходность РТС <0)	-7,003***	-9,174***	-6,152***	-6,758***	-7,697***	-9,641***	-6,004***	-5,786***
AR(1)	0,030	0,109**	-0,043	-0,051	0,052*	0,078*	-0,031	-0,009
Темп изменения мировых цен на нефть	0,048	0,155**	0,039	0,049	0,017	0,143**	0,037	0,019
Доходность по индексу EAFE	0,495***	0,115	0,336***	–	0,489***	0,207	0,288***	–
Доходность по мировому индексу MSCI	–	–	–	0,414***	–	–	–	0,391***
Темп изменения объема торгов в РТС	0,003	0,003	0,019***	0,017***	0,011***	0,002	0,017***	0,018***

Продолжение таблицы 6

1	2	3	4	5	6	7	8	9
Темп изменения номинального обменного курса	-0,017	1,880	0,094	0,216	0,009	3,132**	0,001	-0,203
Волатильность ИПЦ за предыдущие 4 недели	-0,288	-3,833	-3,259*	-5,659**	-0,339**	-0,781	-4,092*	-3,714*
Темп прироста ставки 90	-	0,002	-	-	-	0,013	-	-
Спрэд ставок 90/30	-	0,002	-	-	-	0,016	-	-
Темп прироста ставки 350	-	-	-0,064*	-0,060	-	-	-0,057	-0,073
Спрэд ставок 500/350	-	-	-0,003	0,014	-	-	-0,018	-0,015
Темп прироста денежной базы			0,533***	0,506***			0,511***	0,484***
Уравнение условной дисперсии (волатильности)								
ζ	0,679**	0,682***	-0,034	1,272**	2,044***	0,914***	-0,069	-0,075
δ_1	0,785***	0,839***	0,869***	0,355	0,346**	0,798***	0,913***	0,893***
α_1	0,505***	-0,544***	-0,457***	0,741**	0,425***	-0,602***	-0,351**	-0,399*
χ	-0,089	0,214	0,206	0,065	0,048	0,290	-0,042	-0,035
Темп изменения мировых цен на нефть	0,003	-0,014	-0,008	-0,027	-0,021	-0,016	-0,009	-0,014
Доходность по индексу EAFE	-0,087***	-0,175***	-0,017	-	-0,085**	-0,226***	-0,022	-

Продолжение таблицы 6

1	2	3	4	5	6	7	8	9
Доходность по мировому индексу MSCI	-	-	-	-0,129*	-	-	-	-0,042
Темп изменения объема торгов в РТС	0,010***	0,013***	0,012**	0,005	0,007***	0,014***	0,012**	0,012**
Темп изменения номинального обменного курса	0,019	-0,124	0,408***	-0,081	0,110***	-0,674*	0,276**	0,347***
Волатильность ИПЦ за предыдущие 4 недели	0,028	-2,067***	0,228	1,994	-0,064	-1,988***	0,238	0,283
Темп прироста ставки 90	-	0,005	-	-	-	-0,003	-	-
Спрэд ставок 90/30	-	0,002	-	-	-	0,003	-	-
Темп прироста ставки 350	-	-	0,041***	0,041	-	-	0,039***	0,040***
Спрэд ставок 500/350	-	-	0,010***	0,013	-	-	0,008***	0,009***
Темп прироста денежной базы			0,261***	0,168*			0,198***	0,231***
Параметр V для GED -распределения	1,138***	2,687***	1,544***	1,319***	1,142***	2,945***	1,602***	1,672***
AIC	6,006	5,802	5,500	5,674	5,994	5,770	5,495	5,472
BIC	6,194	6,253	5,902	6,076	6,183	6,222	5,897	5,874

Продолжение таблицы 6

1	2	3	4	5	6	7	8	9
HQ	6,081	5,985	5,663	5,836	6,068	5,953	5,658	5,635
Log-likelihood	-1108,17	-398,616	-515,062	-532,092	-1105,85	-396,330	-514,590	-512,332
Ур-е доходности: Wald test (all coeff.=0)	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Ур-е волатильности: Wald test (all coeff.=0)	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000

Таблица 7

Оценка модели для безусловной волатильности долларовой доходности по индексу PTC

Название переменной	GED-распределение				t-распределение			
	Волатильность (USD)							
Период оценки (количество наблюдений)	04.09.95–31.12.02 (375)	04.09.95–16.08.98 (145)	01.01.99–31.12.02 (196)	01.01.99–31.12.02 (196)	04.09.95–31.12.02 (375)	04.09.95–16.08.98 (145)	01.01.99–31.12.02 (196)	01.01.99–31.12.02 (196)
1	2	3	4	5	6	7	8	9
Константа	0,750***	0,350*	1,056***	0,741***	0,847***	-0,007	1,125***	0,983***
Волатильность в период $t-1$	0,360***	0,401***	0,308***	0,214***	0,255***	0,368***	0,353***	0,346***
Волатильность в период $t-2$	0,123***	0,128***	0,129**	0,117**	0,109**	0,140*	0,070	0,073
Темп прироста цен на нефть	0,003	0,023**	-0,001	0,003	0,001	0,021	-0,014	-0,013
Доходность по индексу EAFE	-0,056***	0,121***	-0,069***	-	-0,041	0,080	-0,065**	-

Продолжение таблицы 7

1	2	3	4	5	6	7	8	9
Доходность по мировому индексу MSCI	-	-	-	-0,059***	-	-	-	-0,056**
Темп прироста объема торгов в РТС	0,009***	0,007***	0,007***	0,007***	0,008***	0,006***	0,008***	0,009***
Тем прироста обменного курса	0,029	-0,580**	0,083	0,094	0,014	-0,180	0,051	0,061
Волатильность ИПЦ за предыдущие 4 недели	0,016	1,420**	0,463	1,278**	0,048	1,999*	0,956	0,876
Волатильность темпа прироста цен на нефть	0,058*	-0,002	0,057	0,087**	0,076*	0,028	0,059	0,063
Волатильность доходности EAFE	0,250***	0,929***	0,080	-	0,172	1,109***	-0,088	-
Волатильность доходности по мировому индексу MSCI	-	-	-	0,135	-	-	-	0,049
Волатильность темпа прироста объема торгов в РТС	-0,002	-0,001	-0,004	-0,002	-0,002	-0,001	-0,004	-0,003
Темп прироста процентной ставки (90 дней)	-	0,017***	-	-	-	0,006	-	-

Продолжение таблицы 7

1	2	3	4	5	6	7	8	9
Темп прироста процентной ставки (350 дней)	-	-	0,004	-0,004	-	-	0,008	0,009
Спрэд ставок 90/30	-	-0,005**	-	-	-	0,002	-	-
Спрэд ставок 500/350	-	-	0,003	-0,004	-	-	0,007	0,009
Темп прироста денежной базы	-	-	-0,039	-0,040	-	-	-0,026	-0,028
Параметр V для GED распределения	0,924***	0,750***	0,954***	0,922***	-	-	-	-
Кол-во степеней свободы для t -распределения (V)	-	-	-	-	3,247***	3,141***	3,164***	3,290***
AIC	3,413	3,532	3,161	3,165	3,365	3,526	3,120	3,132
BIC	3,570	3,881	3,462	3,466	3,522	3,875	3,421	3,435
HQ	3,476	3,674	3,282	3,287	3,428	3,668	3,242	3,254
Log-likelihood	-625,09	-239,08	-291,77	-292,25	-616,02	-238,64	-287,76	-288,99
Wald test (all coeff =0), P -value	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000

Таблица 8

**Оценка модели для безусловной волатильности рублевой
доходности по индексу РТС**

	<i>GED</i> –распределение				<i>t</i> –распределение			
Название переменной	Волатильность (RUR)	Волатильность (RUR)	Волатильность (RUR)	Волатильность (RUR)	Волатильность (RUR)	Волатильность (RUR)	Волатильность (RUR)	Волатильность (RUR)
Период оценки (число наблюдений)	04.09.95–31.12.02 (375)	04.09.95–16.08.98 (145)	01.01.99–31.12.02 (196)	01.01.99–31.12.02 (196)	04.09.95–31.12.02 (375)	04.09.95–16.08.98 (145)	01.01.99–31.12.02 (196)	01.01.99–31.12.02 (196)
1	2	3	4	5	6	7	8	9
Константа	0,637***	0,350	0,867***	1,037	0,823***	–0,020	1,075***	0,915***
Волатильность в период <i>t</i> –1	0,378***	0,360***	0,343***	0,280*	0,378***	0,367***	0,356***	0,350***
Волатильность в период <i>t</i> –2	0,123***	0,154***	0,145***	0,096	0,100**	0,139*	0,074	0,079
Темп прироста цен на нефть	0,002	0,021*	–0,007	–0,021	–0,002	0,020	–0,018	–0,016
Доходность по индексу EAFE	–0,046***	0,122***	–0,073***	–	–0,036	0,082	–0,062**	–
Доходность по мировому индексу MSCI	–	–	–	–0,081	–	–	–	–0,053*
Темп прироста объема торгов в РТС	0,008***	0,007***	0,009***	0,015***	0,008***	0,006***	0,009***	0,009***
Темп прироста обменного курса	0,082***	–0,588**	0,136	0,010	0,098***	–0,139	0,144	0,151

Продолжение таблицы 8

1	2	3	4	5	6	7	8	9
Волатильность ИПЦ за предыдущие 4 недели	0,415***	1,708***	0,904	1,023	0,207	2,077*	1,109	1,020
Волатильность темпа прироста цен на нефть	0,065**	-0,016	0,046	0,229	0,057	0,030	0,056	0,060
Волатильность доходности EAFE	0,237***	0,944***	0,107	-	0,158	1,125***	-0,095	-
Волатильность доходности по мировому индексу MSCI	-	-	-	-0,466	-	-	-	0,053
Волатильность темпа прироста объема торгов в РТС	-0,003	-0,001	-0,004	0,002	-0,002	-0,001	-0,002	-0,003
Темп прироста ставки 90	-	0,016***	-	-	-	0,006	-	-
Темп прироста ставки 350	-	-	0,008	0,008	-	-	0,015	0,017*
Спрэд ставок 90/30	-	-0,003	-	-	-	-0,002	-	-
Спрэд ставок 500/350	-	-	0,007	-0,009	-	-	0,007	0,009
Темп прироста денежной базы	-	-	-0,036	-0,139	-	-	-0,034	-0,035

Продолжение таблицы 8

1	2	3	4	5	6	7	8	9
Параметр V для GED -распределения	0,883***	0,773***	0,921***	1,096***	–	–	–	–
Кол-во степеней свободы для t -распределения (V)	–	–	–	–	3,087***	3,115	3,065***	3,210***
AIC	3,490	3,531	3,172	3,583	3,445	3,523	3,137	3,148
BIC	3,647	3,879	3,473	3,883	3,602	3,872	3,438	3,449
HQ	3,553	3,672	3,294	3,704	3,508	3,665	3,259	3,270
Log-likelihood	-639,49	-238,99	-292,86	-333,11	-631,00	-238,43	-289,46	-290,58
Wald test (all coeff =0), P -value	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000

3. Проблемы концентрации в российском банковском секторе

В данной части работы проводится оценка эффекта масштаба в российском банковском секторе. Основной вопрос состоит в том, имеют ли банки возможность за счет увеличения размера повысить свою эффективность в смысле снижения средних издержек функционирования. Эффект масштаба отражает характер изменения издержек банка с ростом выпуска. Если увеличение выпуска приводит к снижению средних издержек, наблюдается возрастающая отдача от масштаба, в противном случае – убывающая.

Актуальность исследования вытекает из низкой капитализации российских банков, которая является одним из основных препятствий к полноценному осуществлению банками своих базовых функций. Согласно заявлению Правительства Российской Федерации и Центрального банка от 30 декабря 2001 г. «О стратегии развития банковского сектора Российской Федерации», «...важным условием повышения надежности и эффективности банковского сектора является принятие мер по увеличению его капитализации».

Вопрос о реформировании сектора обсуждается уже довольно давно; существуют различные варианты его целевой структуры. В качестве двух альтернатив можно выделить следующие:

- доминирующее положение нескольких крупных универсальных банков и создание ряда специализированных игроков;
- повышение конкуренции в банковском секторе за счет увеличения числа крупных банков, способных конкурировать с сегодняшними лидерами.

Любой вариант развития предполагает повышение общей капитализации сектора за счет целевой поддержки определенных групп банков. Основная проблема при этом заключается в следующем: увеличение размера каких банков будет обладать наибольшей результативностью? Одним из аргументов в пользу того или иного пути реформирования может стать изучение эффекта масштаба, оценка оптимального размера банка с точки зрения минимизации издержек.

Следует отметить, что такого рода заключения имеют ряд допущений и могут рассматриваться лишь как информационные. В частности, предполагается, что основной целью банков является максимизация прибыли, полученной от осуществления посреднических операций. Однако в реальности, тем более в условиях российской переходной экономики, данная предпо-

сылка может быть справедливой не для всех банков. Оставляя в стороне дискуссию о небанковском характере деятельности многих российских банков, необходимо признать, что в ряде случаев используемая модель банковского поведения может иметь ограниченное применение. Так, если банк является частью финансово-промышленной группы, направленность на максимизацию прибыли может носить подчиненный характер по отношению к общим целям группы. Более подробно все ограничивающие предпосылки используемой модели обсуждаются далее.

3.1. История вопроса

Первые попытки оценить экономию на масштабе в банковском секторе предпринимались еще в 50-х гг. Однако классическими в данной области считаются работы *Benston 1965; Bell, Murphy 1968*. Начавшаяся в 80-х гг. волна слияний и поглощений в американском банковском секторе возобновила интерес к данной теме. Тенденция к консолидации зачастую объяснялась стремлением банков достичь экономии на масштабе. Исследования эффекта масштаба были призваны ответить на вопрос, насколько оправданным и экономически эффективным является такое поведение банков, и следует ли регулирующим органам накладывать на него какие-либо ограничения.

Основные методологические разногласия при оценке экономии на масштабе в банковском секторе связаны со спецификацией вида функции издержек и определением выпуска банка.

Ранние исследования экономии на масштабе (*Bell, Murphy 1968*) в основном использовали простейшую логлинейную функцию. Такой вид функция издержек приобретает в предположении, что производственный процесс банка описывается функцией Кобба–Дугласа. Недостатком такой спецификации является то, что логлинейная функциональная форма предполагает одинаковый эффект масштаба для всех банков. Функция средних издержек банка либо монотонно убывает, либо монотонно возрастает. Однако в том случае, если лежащие в основе данные предполагают иную форму функции, например U-образную, данная спецификация не позволит ее уловить. По этой причине логлинейный вид функции издержек не позволяет определить оптимальный размер банка.

Под оптимальным размером понимается тот объем выпуска, превышение которого приводит к исчерпанию эффекта масштаба, а недостижение равносильно неиспользованию возможностей по снижению средних издержек за счет увеличения выпуска.

Перечисленные недостатки логлинейной функции привели к тому, что начиная с 80-х гг. активно используется более гибкая функциональная форма – транслогарифмическая. Большинство исследований, посвященных сравнению качества оценивания различных функциональных форм, пришли к выводу о предпочтительности транслогарифмической функции по сравнению с логлинейной (см., например, *Lawrence 1989*).

В дальнейших исследованиях предпринимались попытки усовершенствовать технику измерения эффекта масштаба двумя путями: за счет совершенствования применяемого математического инструментария или же за счет изменения набора экономических предпосылок. Например, использовалась обобщенная транслогарифмическая форма (*Lawrence 1989*), получаемая из стандартной посредством преобразования Бокса–Кокса. Параллельно была предложена альтернатива транслогарифмической спецификации в виде квадратичной функции, разделяющая выпуск и результаты (*Pulle, Braunstein 1982; Röller 1990*) и различных ее обобщений. Некоторые исследователи также использовали непараметрические способы оценивания функции издержек, в частности, функциональную форму Фурье (см., например, *Mitchell, Onvural 1996*). Однако указанные технические модификации, опробованные на данных для банковского сектора США, не внесли серьезных изменений в основные выводы предыдущих исследований эффекта масштаба.

Основные изменения экономических предпосылок были связаны с введением дополнительных факторов, влияющих на издержки банка (*Hughes, Mester 1993, 1994, 2000*). Прежде всего, это качество активов и величина капитала банка. Качество активов, которое предлагается измерять как долю просроченных кредитов в активах, отражает распределение банками средств на отбор и мониторинг проектов. Экономия на этих двух видах деятельности внешне может выражаться в виде уменьшения издержек банка, однако, в ущерб качеству кредитного портфеля. Необходимость учета капитала аргументируется тем, что он зачастую используется для финансирования активных операций, а также выступает резервным источником ликвидности при неблагоприятном развитии ситуации с кредитным портфелем. Учет же этих дополнительных факторов, как правило, приводит к увеличению показателя эффекта масштаба для всех банков.

Существуют разногласия в определении издержек, цен и выпуска. Выделяют посреднический и производственный подходы. В первом случае предполагается, что банки используют депозиты вместе с другими платными ресурсами для «производства» различных категорий банковских активов, измеренные в денежном эквиваленте. Общие издержки определяются как процентные расходы на депозиты плюс затраты на прочие ресурсы.

Производственный подход предполагает, что банки используют платные ресурсы для производства депозитов и различных категорий банковских активов. Издержки в таком случае складываются только из непроцентных операционных расходов (*Mitchell, Onvural 1996*). Основное отличие подходов состоит в том, что в первом случае депозиты рассматриваются как ресурс, а во втором – как выпуск.

В ранних исследованиях для каждого вида выпуска банка оценивалась своя функция издержек, либо различные виды банковских услуг сводились к единому показателю путем простого или взвешенного суммирования, либо использовался более сложный индексный метод. Достаточно часто производство услуг банками измерялось не в долларовом выражении, а с помощью среднего числа обслуживаемых счетов по соответствующим операциям. В более поздних работах разные категории выпуска, измеренные в долларах США, входят в функцию издержек как самостоятельные переменные.

Эмпирические результаты исследований экономии на масштабе в банковском секторе, как правило, показывают, что кривая средних издержек является относительно плоской, то есть изменение уровня выпуска приводит к незначительной экономии на масштабе. Наибольшие разногласия вызывает вопрос об оптимальном объеме производства. Определение оптимального уровня во многом зависит от характеристик выборки, по которой проводилось исследование. Большинство исследований концентрируется на небольших американских банках с активами меньше 1 млрд долл. США. При этом обнаруживается наличие экономии на масштабе, которая уже не наблюдается между 75 и 300 млн долл. США (*Berger, Humphrey 1994*). Причем для банков, не достигших оптимального размера, рассчитанный показатель эффекта масштаба является довольно низким: однопроцентный рост в уровне выпуска приводит к росту издержек на 0,95%, т.е. средние издержки производства сокращаются на 0,05%. Для более крупных банков, с активами свыше 1 млн долл., оптимальный размер активов (выпуска) находится между 2 и 10 млрд долл. Однако, как и для малых банков, значение экономии на масштабе является достаточно скромным (*Berger, Humphrey 1994*).

Таблица с кратким описанием методологии и основных выводов наиболее известных работ по изучению эффекта масштаба представлена в Приложении 2.

3.2. Методология

Процедура оценки эффекта масштаба предполагает введение в явной форме функциональной взаимосвязи между издержками банка и объемом его выпуска. Более подробно о видах данной зависимости и методах ее оценки говорится ниже. Зная функцию издержек, можно воспользоваться показателем, идея построения которого принадлежит *Baumol, Panzar, Willig 1982*. Данный показатель представляет собой эластичность издержек по выпуску:

$$Scale = \frac{\partial \ln C(y, \bar{\theta})}{\partial \ln y},$$

где C , y – издержки и выпуск банка соответственно; $\bar{\theta}$ – вектор прочих параметров, от которых зависит функция издержек.

В случае множественного характера выпуска банка предполагается, что расширение деятельности происходит при неизменной структуре выпуска, иными словами происходит одновременный рост всех элементов выпуска. В такой ситуации показатель «эффекта масштаба» *Scale* приобретает вид:

$$Scale = \sum_i \frac{\partial \ln C(y, \bar{\theta})}{\partial \ln y_i},$$

где y_i – различные элементы выпуска.

Показатель *Scale* измеряет процентное изменение издержек, вызванное однопроцентным изменением совокупного выпуска при неизменной его структуре. $Scale > 1$ ($<$) означает наличие убывающей (возрастающей) отдачи от масштаба, $RSE^B = 1$ свидетельствует о постоянной отдаче.

При такой постановке задачи наиболее существенной методологической проблемой является определение вида функции издержек.

3.2.1. Спецификация функции издержек

Для того чтобы получить представление о виде функции издержек банков, вводится ряд предпосылок, позволяющих смоделировать деятельность банка в рамках микроэкономической теории фирмы.

С целью продемонстрировать основные идеи оценки эффекта масштаба банков рассмотрим простейшую модель в рамках подхода к моделированию банковского поведения, заложенного в модели *Монти-Клейна 1972* (цит. по: *Freixas, Rochet 1997*) и используемого впоследствии в более поздних работах (см., например, *Freixas, Rochet 1997*). Банк рассматривается как фирма, занимающаяся финансовым посредничеством. Он получает до-

ходы от кредитных и прочих активных операций, выплачивает проценты по депозитам и прочим обязательствам и несет операционные издержки. При этом задачей менеджеров является максимизация прибыли.

Будем считать, что банк занимается только двумя видами деятельности – выдает кредиты и привлекает депозиты. Тогда активы банка состоят исключительно из кредитов небанковскому сектору, а пассивы – из капитала и депозитов. Прибыль банка в таком случае можно выразить следующим образом:

$$\Pi = r_y Y - r_D D - C_o,$$

где Y – объем выданных кредитов;

D – объем привлеченных депозитов;

r_y – ставка по кредиту;

r_D – ставка по депозитам;

C_o – операционные издержки банка.

$C_o = \sum_{i=1}^k w_i R_i$, где w_i, R_i – соответственно цена и объем задействован-

ного ресурса вида i (как правило, рассматриваются два основных вида ресурсов, не влекущих процентных расходов, – труд и капитал). Введем новую переменную C , отражающую все расходы банка:

$$C = r_D D + \sum_{i=1}^k w_i R_i, \text{ или же, если положить } r_D = w_{k+1}, D = R_{k+1},$$

$$C = \sum_{i=1}^{k+1} w_i R_i. \text{ Тогда каждый банк сталкивается со следующей оптимизаци-}$$

онной задачей:

$$\Pi = r_y Y - C \rightarrow \max_{Y, D, \{R_i\}} \quad (3.1)$$

Допустим, что объем кредитов, которые банк может предоставить, зависит от объема задействованных ресурсов. Данная зависимость определяется некоторой технологией, которая задается производственной функцией $F_y(R)$: $Y = F(R)$.

Для получения функции издержек необходимо также ввести предположение об экзогенном характере определения цен на ресурсы и процентных ставок. Кроме того, изменения в объеме привлекаемых банком ресурсов не

вливают на их цену: $\frac{\partial w_i}{\partial R_i} = 0, \forall i$. Данное предположение не представляется

противоречащим российской экономической реальности. Значение процентных ставок по привлекаемым средствам во многом определяется макроэкономическими факторами, а также поведением крупнейшего игрока – Сбербанка. Кроме того, специфика деятельности банков состоит в том, что основными видами ресурсов для них являются деньги, занимаемые у других экономических агентов. В связи с этим возможности банков влиять на объем указанных привлеченных ресурсов посредством цены достаточно ограничены, в то же время особое значение приобретают такие дополнительные факторы, как репутация и надежность.

Далее будем считать, что объем кредитов, которые следует выдать, определяется банком экзогенно, исходя из состояния конъюнктуры. Данное предположение представляется реалистичным, поскольку банк принимает решение об объеме выдаваемых кредитов, основываясь не только на максимизации прибыли, но и принимая во внимание дополнительные соображения, такие, например, как наличие надежных заемщиков. С учетом данного предположения мы получаем задачу на локальный минимум вида:

$$\begin{cases} C = \sum w_i R_i \rightarrow \min_{\{R_i\}} \\ F_y(\bar{R}) = \bar{Y} \end{cases}, \quad (3.2)$$

где \bar{Y} – заданный объем кредитования, $\bar{R} = (R_1 \dots R_{k+1})$ – вектор объема привлекаемых ресурсов.

Таким образом, банк решает задачу «производства» определенного объема кредитов с минимальными издержками.

Решая задачу (3.2), мы получаем оптимальные объемы используемых ресурсов как функции от цен на ресурсы и объема выпуска:

$$R_i^* = R_i^*(\vec{w}, \bar{Y}),$$

где $\vec{w} = (w_1 \dots w_{k+1})$ – вектор цен на ресурсы, $i = 1 \dots k + 1$.

Подставляя оптимальные значения объема используемых ресурсов в издержки, мы получаем минимальное значение издержек как функцию от цен на ресурсы и объема выпуска:

$$C^* = C^*(\vec{w}, \bar{Y}). \quad (3.3)$$

Если мы знаем вид производственной функции $F(R)$, мы можем получить соотношение (3.3) в явном виде. Так, в случае функции Кобба–

Дугласа, когда $F(\vec{R}) = A \prod R_i^{\beta_i}$, мы имеем логлинейную форму следующего вида:

$$\ln C = \alpha_1 + \alpha_2 \ln Y + \sum \alpha_i \ln w_i . \quad (3.4)$$

Предполагая, что данная закономерность справедлива для каждого банка, можно оценить среднюю для банков выборки функцию издержек с помощью стандартной эконометрической методологии. Оценивание функции в таком виде справедливо в предположении о том, что все банки выборки равноэффективны, т.е. нет банков, по каким-либо причинам не справляющихся с решением задачи (3.2). Тогда отклонения наблюдаемых издержек отдельного банка от оцененной средней функции вызваны исключительно случайными шоками. При оценке регрессии cross-section предполагается, что цены на ресурсы для каждого банка свои. При этом берутся эффективные, т.е. реально уплаченные цены, определяющиеся как отношения балансовых расходов банка по ресурсу к среднему объему соответствующего используемого ресурса.

Имея представление об общем виде функции издержек, а также получив оценки параметров этой функции, можно оценить эффект масштаба для банков выборки, который, как уже оговаривалось, представляет собой процентное изменение издержек в ответ на однопроцентное изменение выпуска. При этом предполагается не только то, что все банки выборки лежат на одной кривой средних издержек, но и то, что они будут перемещаться по этой кривой при расширении масштабов своей деятельности. Иными словами, найденное на основе анализа cross-section соотношение между издержками и выпуском будет справедливо для каждого отдельного банка в динамике.

Функцию издержек банка можно получить, и не накладывая ограничений на вид его производственной функции. Предполагая, что банк решает оптимизационную задачу (3.2), мы вновь получаем соотношение (3.3), т.е. мы имеем некую функциональную зависимость вида:

$$C = f(\vec{w}, Y) .$$

С помощью нехитрых преобразований можно получить следующий результат, учитывая, что $w_i = \exp(\ln w_i)$, $Y = \exp(\ln Y)$:

$$\ln C = \varphi(\ln \vec{w}, \ln Y) \quad (\text{Greene } 2000). \quad (3.5)$$

Раскладывая функцию (3.5) в ряд Тейлора до второго члена в точке $(1, \dots, 1)$, мы получаем транслогарифмическую функцию вида:

$$\ln C = \alpha_0 + \alpha_y \ln y + \sum_j \beta_j \ln w_j + 1/2 \alpha_{yy} (\ln y)^2 + 1/2 \sum_i \sum_j g_{ij} \ln w_i \ln w_j + \sum_j u_{yj} \ln y \ln w_j,$$

где $\alpha_0, \alpha_y, \alpha_{yy}, \beta_{ij}, g_{ij}, u_{ij}$ – значения производных функции $\varphi(\cdot)$ в точке $(1, \dots, 1)$. При этом при дальнейшей работе с данной функцией на коэффициенты $\beta_{ij}, g_{ij}, u_{ij}$ необходимо наложить следующие ограничения. Для обеспечения однородности производственной функции предполагается, что $\sum_j \beta_j = 1, \sum_i g_{ij} = 0 \forall i$. Кроме того, из теоремы о независимости значения смешанной производной от порядка дифференцирования вытекает $g_{ij} = g_{ji}, \forall i, j$.

3.2.2. Обобщение модели

Опустим теперь ряд упрощающих предпосылок с тем, чтобы приблизить модель к реальности. Будем считать, что банк не только выдает кредиты и привлекает депозиты, но и выходит на рынок МБК и привлекает прочие заемные средства. Банк размещает в ЦБ в качестве резервов часть депозитов, определяемую нормой обязательного резервирования τ . И баланс банка выглядит следующим образом:

Активы	Пассивы
Кредиты НБС Y	Депозиты D
Обязательные резервы по депозитам в ЦБ τD	Прочие привлеченные средства L_t , $t = 1 \dots T$
Межбанковские кредиты, выданные M_+	Межбанковские кредиты, полученные M_-
	Капитал K

Позиция банка на рынке МБК формируется по остаточному принципу. Банк финансирует выдаваемые кредиты с помощью привлеченных в пассивы ресурсов. В случае избытка средств остаток размещается на межбанковском рынке, в случае недостатка межбанковский рынок служит источником его пополнения:

$$\left\{ \begin{array}{l} (1 - \tau)D + \sum_{t=1}^T L_t - Y = M_+, \text{ если } D + \sum_{t=1}^T L_t > Y, \\ Y - (1 - \tau)D - \sum_{t=1}^T L_t = M_-, \text{ в противном случае.} \end{array} \right.$$

Далее предположим, что банк сталкивается с двумя видами рисков: кредитным и риском ликвидности. Наличие кредитного риска приводит к тому, что банк знает только ожидаемое значение дохода от кредитной деятельности. Иначе говоря, если вероятность невозврата кредитов заемщиком составляет p_C , ожидаемый доход банка определяется следующим образом:

$$E(\tilde{P}_L) = (1 - p_C) \times r_y Y + p_C \times 0.$$

Будем считать, что вероятность невозврата кредитов заемщиком аппроксимируется банком с помощью доли просроченных кредитов в общем объеме кредитов q : $p_C \approx q$.

Предположим, что активы и пассивы банка сбалансированы по срокам, и единственным источником риска ликвидности является возможность досрочного востребования депозитов вкладчиками. В том случае, если объем изымаемых депозитов превысит ликвидные активы банка, ему придется искать дополнительные ресурсы по более высокой ставке процента, чтобы расплатиться по обязательствам. Объем изымаемых депозитов является случайной величиной, обозначим его \tilde{D} . Тогда ожидаемые потери банка от реализации риска ликвидности составляют:

$$E(C_L) = rE[\max(\tilde{D} - M_+, 0)] = r \max[E(\tilde{D}) - M_+, 0],$$

где r – ставка привлечения необходимых средств.

При появлении негативной информации о банке вероятность досрочного изъятия депозитов возрастает, т.е. параметры функции распределения величины \tilde{D} зависят от состояния банка. Будем считать, что вкладчики следят за состоянием банка, используя в качестве индикатора долю неликвидных активов в общем объеме активов h . Предположим, банку известна функция распределения \tilde{D} , так что он может посчитать математическое ожидание величины изымаемых депозитов:

$$E(\tilde{D}) = \int_0^D x f(x, \chi, h) dx,$$

где $f(x, \chi, h)$ – функция распределения величины досрочно изымаемых депозитов; χ – прочие параметры, определяющие поведение вкладчиков, но не зависящие от конкретного банка, в частности, макроэкономическая ситуация. Предполагается, что данная функция распределения имеет одинаковый вид для всех банков.

При перечисленных условиях ожидаемая прибыль банка задается выражением:

$$\Pi = r_y Y - r_D D + r_M M - \sum_{t=1}^T r_t^L L_t - qY - r \max[E(\tilde{D}) - M_+, 0],$$

где r_M – ставка по МБК; %

M – позиция банка на межбанковском рынке, $M = M_+ - M_-$;

L_t – прочие обязательства банка;

r_t^L – ставка по прочим обязательствам, $t = 1 \dots T$.

Вновь переобозначим

$$C = r_D D + \sum_{t=1}^T r_t^L L_t + \sum_{i=1}^k w_i R_i + qY + r \max[E(\tilde{D}) - M_+, 0].$$

Задача банка состоит в максимизации прибыли путем влияния на следующие подконтрольные ему параметры: Y, D, L_t ($t = 1 \dots T$), R_i ($i = 1 \dots k$).

Если мы, как и прежде, предположим, что объем выдаваемых кредитов определяется экзогенно, оптимизационная задача банка приобретает вид:

$$\begin{cases} C = r_D D + \sum_{t=1}^T r_t^L L_t + \sum_{i=1}^k w_i R_i + qY + r \max[E(\tilde{D}) - M_+, 0] \rightarrow \min_{D, \{L_t\}, \{R_i\}} \\ F_y(D, \bar{L}, \bar{R}) = \bar{Y} \end{cases} \quad (3.6)$$

Решая задачу (3.1), мы получаем оптимальные значения управляющих параметров как функции от цен на ресурсы и ставок по привлеченным обязательствам, объема кредитования, рисков банка и параметров функции распределения изымаемых досрочно депозитов:

$$R_i^* = R_i^*(\bar{w}, r_D, \bar{r}^L, r, q, h, \chi, \bar{Y}) \quad i = 1 \dots k,$$

$$D^* = D^*(\bar{w}, r_D, \bar{r}^L, r, q, h, \chi, \bar{Y}),$$

$$L_t^* = L_t^*(\bar{w}, r_D, \bar{r}^L, r, q, h, \chi, \bar{Y}) \quad t = 1 \dots T,$$

где $\bar{w} = (w_1 \dots w_k)$ – вектор цен на ресурсы; $\bar{r}^L = (r_1^L \dots r_T^L)$ – вектор ставок по привлеченным обязательствам; χ – параметры функции распределения досрочно изымаемых депозитов.

Подставляя оптимальные значения объема используемых ресурсов в издержки, мы получаем минимальное значение издержек как функцию от цен

на ресурсы и ставок по привлеченным обязательствам, объема кредитования и рисков банка:

$$C^* = C^*(\bar{w}, r_D, \bar{r}^L, r, q, h, \chi, \bar{Y}) . \tag{3.7}$$

Если предположить, что производственная функция банка имеет вид Кобба–Дугласа, а также задать функцию распределения досрочно изымаемых депозитов, мы вновь можем получить логлинейную спецификацию функции издержек. При построении средней функции издержек для банков выборки мы оцениваем следующее уравнение (переменные r и χ превращаются в константы при оценке cross-section):

$$\ln C = \alpha_1 + \alpha_2 \ln Y + \sum \alpha_i \ln w_i + t_q \ln q + t_h \ln h . \tag{3.8}$$

При отсутствии предположений о виде производственной функции и функции распределения досрочно изымаемых депозитов мы можем воспользоваться транслогарифмической спецификацией, которая в данном случае примет вид:

$\begin{aligned} \ln C = & \alpha_0 + \alpha_y \ln y + \sum_j \beta_j \ln w_j + 1/2 \alpha_{yy} (\ln y)^2 + 1/2 \sum_i \sum_j g_{ij} \ln w_i \ln w_j + \\ & + \sum_j u_{yj} \ln y \ln w_j + t_q \ln q + t_h \ln h + u_{yh} \ln y \ln h + u_{yq} \ln y \ln q + \sum_j u_j \ln w_j \ln h + \\ & + \sum_j v_j \ln w_j \ln q \end{aligned}$	(3.9)
---	-------

В случае, если мы снимем предположение об однопродуктовом характере деятельности банка, т.е. допустим, что помимо кредитов он также осуществляет $m - 1$ прочих активных операций, для получения логлинейной формы нам необходимо предположить, что производство каждого из m элементов выпуска описывается функцией Кобба–Дугласа:

$$\begin{cases} Y_1 = F_1(\bar{R}) \\ \vdots \\ Y_m = F_m(\bar{R}) \end{cases} ,$$

причем функции $F_1(\bar{R}) \dots F_m(\bar{R})$ отличаются только константой:

$$\begin{cases} F_1(\bar{R}) = A_1 \prod R_i^{\beta_i} \\ \vdots \\ F_m(\bar{R}) = A_m \prod R_i^{\beta_i} \end{cases} .$$

При перечисленных условиях возможно построение логлинейной функции, отличающейся от однопродуктового варианта наличием дополнительных слагаемых – логарифмов вложений банка в прочие активные операции.

При построении транслогарифмической функции помимо дополнительных слагаемых – элементов выпуска необходимо ввести в модель переменные, отражающие взаимодействие этих элементов друг с другом, а также с ценами и переменными, отражающими риск.

3.3. Оценка эффекта масштаба в российском банковском секторе

3.3.1. Исходные данные

Для исследования отбирались крупнейшие российские банки по объему активов по итогам 2001 г. согласно рейтингу агентства «Интерфакс». Были рассмотрены две выборки: расширенная, где мы имели дело с 232 крупнейшими (по объему активов) российскими банками, и малая – 96 банков (Сбербанк не вошел ни в одну из выборок в силу отсутствия ряда необходимых показателей).

Для первой выборки расчеты проводились по данным 2001 и 2002 гг. Для второй – только по 2001 г. Отличие второй выборки от первой состоит в наличии большего круга показателей, что позволило несколько по-другому определить издержки, а также ввести в модель дополнительные переменные. Основные характеристики используемых выборок представлены в *табл. 3.1*.

Несмотря на относительно небольшое число анализируемых банков, суммарный объем собственного капитала банков расширенной выборки составляет более 50% капитала всей банковской системы и более 70% капитала банковской системы без учета Сбербанка. Банки выборки привлекают 60–80% вкладов населения вне Сбербанка. Этими же банками выдается примерно 1/5 часть всех кредитов небанковскому сектору экономики.

Проведение расчетов на выборке большего объема, с одной стороны, осложнено отсутствием необходимой информации для круга более мелких банков. С другой, среди таких банков все чаще встречаются институты, плохо вписывающиеся по своим балансовым показателям во взятую нами за основу модель функционирования банка. Например, они имеют почти нулевое значение выданных кредитов, или привлеченных депозитов.

Таблица 3.1

Основные характеристики выборки банков

Наименование показателя	Расширенная выборка, 2002 г.			Малая выборка, 2001 г.		
	Среднее значение показателя по выборке (млн руб.)	Суммарное значение для выборки в процентах от суммарного значения для всего банковского сектора (%)		Среднее значение показателя по выборке (млн руб.)	Суммарное значение для выборки в процентах от суммарного значения для всего банковского сектора (%)	
		Весь банковский сектор, включая Сбербанк	Весь банковский сектор, не включая Сбербанк		Весь банковский сектор, включая Сбербанк	Весь банковский сектор, не включая Сбербанк
Активы	9629,52	20,7	23,0	14650,36	16,7	18,3
Собственный капитал	1435,83	57,7	72,6	2725,59	57,6	73,0
Депозиты частных лиц	1195,38	27,2	83,1	1246,10	17,6	63,3
Кредиты небанковскому сектору	4872,64	20,8	23,1	6919,77	16,2	17,9
Эмиссия ценных бумаг	1684,53	76,2	86,8	1603,53	56,9	56,9

3.3.2. Основные подходы к анализу данных

В данной части работы используется посреднический подход к банкам как экономическим агентам. Предполагается, что банк как единица, производящая услуги, использует следующие ресурсы: труд, капитал, депозиты населения, средства предприятий и выпущенные долговые обязательства.

Выпуск банка определяется двумя способами. Первый вариант расчетов был проведен, исходя из предположения о том, что основным результатом деятельности банка являются кредиты, выданные небанковскому сектору. Остальные элементы активов рассматриваются в данном случае как промежуточные спекулятивные операции, не являющимися основным источником прибыли банков. Такое допущение представляется оправданным в силу доминирующей роли кредитов в активах банков. Так, в среднем по банкам расширенной выборки доля кредитов в работающих активах составляет 46% в 2001 г. и 68% в 2002 г. Во втором варианте расчетов было введено предположение о множественном характере выпуска банка. В ка-

честве дополнительного элемента выпуска в модель вводятся вложения банка в государственные ценные бумаги и векселя. В таком определении суммарный выпуск банков составляет уже около 80% в среднем для банков выборки.

Издержки банка для малой выборки определялись как расходы на арендную плату и оплату труда плюс процентные расходы по депозитам, средствам предприятий и выпущенным долговым обязательствам. Для корректного построения функции издержек необходимо учесть только те расходы, которые идут на «производство» банком «продукции», в нашем определении кредитов и вложений в государственные ценные бумаги и векселя. С этой целью совокупные расходы банка корректировались путем умножения на долю выпуска банка в работающих активах. Для расширенной выборки издержки определялись также, но без учета расходов на арендную плату из-за отсутствия данных.

Условные цены (далее – цены) используемых ресурсов определяются как средние издержки банка по привлечению ресурсов и рассчитываются следующим образом. Цена труда соответствует расходам на оплату персонала в расчете на одного работающего. Условная цена привлеченных средств населения определялась как отношение расходов по депозитам физических лиц к среднему объему депозитов данного вида за год. Условная цена привлеченных средств предприятий равна отношению расходов банков по депозитам предприятий и расчетным счетам к среднему за год объему данного источника ресурсов. Аналогичным образом цены средств, привлеченных путем выпуска долговых обязательств, определялись как отношение расходов по выплате процентов по долговым обязательствам к объему выпущенных долговых ценных бумаг. Усреднение всех объемных показателей для расширенной выборки производилось на основе балансовых данных по соответствующим статьям за три даты: конец предыдущего года, середина и конец текущего. Применительно к России такое усреднение представляется более корректным по сравнению с традиционным усреднением по началу и концу года (обычно используется в исследованиях экономии на масштабе в банковском секторе США), поскольку большая часть пассивов российских банков по срочности не превышает одного года. Чтобы выявить те средства, расходы по которым отражаются в итоговом отчете о прибылях и убытках, необходимо учитывать состояние банковских балансов в середине года.

Тем не менее такая процедура является довольно приблизительной, поскольку учитываются лишь некоторые из составляющих расходов, связанных с той или другой статьей пассивов. Однако она является необходимой, исходя из поставленной задачи определения эффекта масштаба, а предло-

жить другой метод оценки довольно сложно, вследствие ограниченности статистической базы.

Использование данного метода приближения цен требует проведения ряда корректировок, связанных с несовершенством данной процедуры. Так, банк, не выпускающий долговые ценные бумаги, не несет расходов по ним, а оценка цены данного ресурса для такого банка по нашим расчетам будет равна нулю. Для устранения данного искажения предполагалось, что стоимость ресурсов для таких банков равной средней стоимости для выборки. Та же процедура была применена к банкам, для которых значение цены привлеченных средств превышало единицу в силу нереалистичности полученных оценок.

Вследствие отсутствия данных, позволяющих аппроксимировать цену собственного капитала, предполагалось, что данная цена одинакова для всех банков выборки. Данное предположение, по-видимому, недалеко от реальности, поскольку в качестве цены капитала обычно рассматривается ставка арендной платы, а большинство банков выборки расположены в одном регионе (Москва). При этом можно предположить, что стоимость аренды пропорциональна стоимости недвижимости, поэтому месторасположение банка в пределах города (и даже страны) не имеет большого значения для цены капитала.

Для банков расширенной выборки отсутствуют также и данные о численности занятых, что не позволяет приблизить для них цену труда. Поэтому здесь вводится предположение о совершенно конкурентном предложении труда, что превращает цену на труд в константу при анализе cross-section.

Кредитный риск банка определялся как доля просроченных кредитов в общем объеме кредитов банка. Несомненно, что в процессе деятельности банки не могут не сталкиваться с кредитным риском. Для банков, декларирующих нулевое значение просроченных кредитов, кредитный риск предполагался равным среднему по выборки.

Риск ликвидности банка определялся как единица минус деленный на сто процентов норматив ликвидности Н5 (ЦБ РФ).

Краткое описание используемых переменных представлено в *табл. 3.2*.

Балансовые данные были получены из годовой отчетности банков за 2000–2001 гг. (источник ЦБР), а также регулярно публикуемых отчетов Интерфакса. Данные о численности персонала опубликованы на сайте информационного центра «Рейтинг».

Таблица 3.2

Описание используемых переменных

Обозначение	Наименование	Описание
C_1	Издержки банка из расширенной выборки	(Расходы на оплату труда + процентные расходы на обслуживание депозитов, расчетных счетов и выпущенных долговых обязательств) \times доля выпуска в работающих активах ²⁶
C_2	Издержки банка из малой выборки	(Расходы на арендную плату и оплату труда + процентные расходы на обслуживание депозитов, расчетных счетов и выпущенных долговых обязательств) \times доля выпуска в работающих активах
Y_1	Объем выданных кредитов	Среднее значение за год
Y_2	Вложения банка в государственные ценные бумаги и векселя	Среднее значение за год
W_l	Цена труда	Расходы на оплату труда/численность занятых в банке
W_{dp}	Цена депозитов населения	Процентные расходы по депозитам/средний за год объем депозитов
W_c	Цена привлеченных средств предприятий	Расходы по депозитам и расчетным счетам предприятий/средний за год объем депозитов и расчетных счетов предприятий
W_{vd}	Цена долгового финансирования	Процентные расходы по долговым обязательствам/средний за год объем выпущенных долговых ценных бумаг
q	Кредитный риск	Доля просроченных кредитов в общем объеме кредитов
h	Риск ликвидности	(100%-ный норматив ЦБР Н5)/100

3.3.3. Результаты расчетов

Для сравнения расчеты проводились для двух вариантов функций издержек: на основе логлинейной (3.8) и транслогарифмической (3.9), и двух вариантов расчета выпуска: в первом случае выпуск определяется как объем выданных кредитов (агрегированный), во втором – как объем кредитов плюс вложения в ценные бумаги и векселя (множественный). В случае множественного характера выпуска результаты оценки для транслогариф-

²⁶ Работающие активы определялись как вложения банка в государственные ценные бумаги + кредиты небанковскому сектору + кредиты банкам + вложения в долговые обязательства российских банков + вложения в векселя.

мической функции являются неустойчивыми. По-видимому, это связано с мультиколлинеарностью переменных, отражающих составные элементы выпуска. По этой причине результаты оценки транслогарифмической функции для множественного определения выпуска не приводятся.

Как показали результаты оценки, издержки банка достаточно хорошо аппроксимируются предложенными функциональными формами: коэффициент детерминации составляет 0,4–0,7 в зависимости от периода и объема выборки (см. *табл. 3.3*).

Переходя к анализу результатов, отметим, что рассматриваемая модель является логарифмической, поэтому все коэффициенты интерпретируются как эластичности.

Из всех цен на ресурсы наибольшее влияние на издержки 96 крупнейших банков оказывает цена выпущенных долговых обязательств. Издержки банков расширенной выборки наиболее чувствительны к цене на депозиты населения. Данный факт скорее всего связан с тем, что в отсутствие переменной «цена труда» часть объясняющей способности берет на себя переменная «цена депозитов населения», поскольку значительная доля издержек на труд направляется на привлечение вкладов физических лиц. Отметим, что коэффициент при переменной «цена труда» в модели для 96 банков имеет высокую значимость. Поэтому логично предположить, что невозможность учета расходов на персонал в расчетах для расширенной выборки может привести к смещению оценок.

Для выборки из 96 крупнейших банков чувствительность издержек к цене средств предприятий практически равна нулю. Коэффициент при переменной «риск ликвидности» меняет свой знак в зависимости от выборки: для расширенной выборки он отрицателен, в то время как для малой – положителен. Напомним, что риск ликвидности определялся как доля неликвидных активов в общем объеме активов банка. По условиям рассматриваемой модели увеличение риска ликвидности может означать для банка рост издержек, поскольку повышается вероятность «набега» вкладчиков. В случае крупнейших банков, из которых состоит малая выборка, увеличение доли неликвидных активов, по всей видимости, сопровождается адекватным изменением пассивов. Иными словами, увеличение срочности вложений в активные операции обеспечивается путем привлечения более долгосрочных, а следовательно, более дорогих пассивов, что вызывает увеличение общих издержек банка. В этом же направлении может действовать и увеличение расходов на управление риском ликвидности. Для менее крупных банков, чьи возможности по привлечению долгосрочных средств, по-видимому, более ограничены, увеличение риска ликвидности не сопровождается адекватной перестройкой пассивов. В результате, банк «эконо-

мит» на управлении соответствующим видом риска, чем и объясняется отрицательный коэффициент при переменной «риск ликвидности».

Таблица 3.3

Результаты оценки функции издержек

Коэффициенты при переменной	Расширенная выборка			Малая выборка		
	Выпуск определяется как объем выданных кредитов	Множественный выпуск	Множественный выпуск	Выпуск определяется как объем выданных кредитов		Множественный выпуск
				2001	2002	
Объем выданных кредитов	0,82** (15,76)	0,86** (19,9)	0,53** (9,4)	0,75** (14,99)	0,65** (6,75)	0,51** (3,88)
Вложения в государственные ценные бумаги и векселя	–	–	0,08* (1,93)	0,02 (0,81)	–	0,12 (1,45)
Цена выпущенных долговых обязательств	0,08* (1,71)	0,32** (6,27)	0,14** (2,98)	0,35** (7,30)	0,45** (4,24)	0,45** (4,21)
Цена депозитов населения	0,52** (8,23)	0,44** (6,65)	0,44** (7,54)	0,42** (6,85)	0,29** (2,12)	0,28** (2,13)
Цена средств предприятий ²⁷	0,39	0,24	0,41	0,23	–0,004	0,002
Цена труда	–	–	–	–	0,26** (2,77)	0,26** (2,8)
Кредитный риск	0,04 (1,07)	–0,07 (–1,47)	0,04 (1,1)	–0,05 (–1,18)	0,14 (1,25)	0,14 (1,25)
Риск ликвидности	–0,48** (–4,3)	–0,21 (–1,21)	–0,17 (–1,21)	–0,16 (–1,00)	0,25 (0,55)	0,20 (0,45)
Коэффициент детерминации	0,55	0,69	0,45	0,68	0,43	0,44
Скорректированный коэффициент детерминации	0,53	0,68	0,43	0,67	0,39	0,39

Примечание: в скобках указаны значения *t*-статистик.

* Значим на 10%-ном уровне.;

** Значим на 5%-ном уровне.

²⁷ Значения *t*-статистик не приводятся, так как коэффициент рассчитывался как единица – сумма коэффициентов при переменных «цена выпущенных долговых обязательств», «цена депозитов населения», «цена труда».

Коэффициент при переменной «кредитный риск» статистически незначим и меняет свой знак в зависимости от года наблюдения: в 2001 г. он положителен для обеих выборок, однако для 2002 г. коэффициент отрицательный. Весьма вероятно, это связано с тем, что используемый показатель не слишком хорошо отражает реальную ситуацию с наличием просроченных долгов. Как известно, банки неохотно демонстрируют «плохие долги», тщательно скрывая реальное состояние. Соответственно, оценка риска является смещенной.

Необходимо также отметить, что коэффициент при переменной, отражающей второй элемент выпуска банка, а именно, вложения в государственные ценные бумаги и векселя, имеет низкую значимость. По всей видимости, это связано с тем, что операции с векселями и государственными ценными бумагами не являются основной статьей доходов, особенно в послекризисный период.

Задав общий вид функции издержек банков, и оценив соответствующие параметры, можно перейти к измерению эффекта масштаба в банковском секторе по изложенной методологии. При использовании логлинейной спецификации, значение эффекта масштаба одинаково для всех банков и задается значением коэффициента при $\ln y_1$ в случае определения выпуска как объема выданных кредитов, и суммой значений коэффициентов при $\ln y_1$ и $\ln y_2$ в предположении о множественности выпуска. При использовании же транслогарифмической спецификации значение эффекта масштаба в целом для выборки рассчитывалось при фиксации цен на среднем для выборки уровне. Также были рассчитаны значения эффекта масштаба отдельно для различных групп банков, разбитых по величине активов. Цены при этом фиксировались на среднем для группы уровне. Результаты расчетов эффекта масштаба представлены в *табл. 3.4–3.6*.

Таблица 3.4

Расчет эффекта масштаба для расширенной выборки, 2001 г.

Интервалы группирования (млн руб.)	Логлинейная форма	Транслогарифмическая форма	Логлинейная форма	Число банков в группе
	Выпуск включает только объем выданных кредитов		Множественный выпуск	
1	2	3	4	5
До 1000	0,82	0,76	0,61	26
1000–1500	0,82	0,78	0,61	50
1500–2000	0,82	0,82	0,61	36

Продолжение таблицы 3.4

1	2	3	4	5
2000–2500	0,82	0,78	0,61	23
2500–3000	0,82	0,86	0,61	16
3000–4000	0,82	0,86	0,61	23
4000–6000	0,82	0,89	0,61	12
6000–10000	0,82	0,82	0,61	14
10000–14000	0,82	0,92	0,61	12
Свыше 14000	0,82	0,97	0,61	20
Вся выборка	0,82	0,84	0,61	232

Таблица 3.5

Расчет эффекта масштаба для малой выборки, 2001 г.

Интервалы группирования (млн руб.)	Логлинейная форма	Транслогарифмическая форма	Логлинейная форма	Число банков в выборке
	Выпуск включает только объем выданных кредитов		Множественный выпуск	
До 2000	0,65	0,43	0,64	8
2000–4000	0,65	0,59	0,64	34
4000–6000	0,65	0,66	0,64	15
6000–10000	0,65	0,72	0,64	11
10000–22000	0,65	0,82	0,64	14
Свыше 22000	0,65	0,94	0,64	14
Вся выборка	0,65	0,75	0,64	96

Таблица 3.6

Расчет эффекта масштаба для расширенной выборки, 2002 г.

Интервалы группирования (млн руб.)	Логлинейная форма	Транслогарифмическая форма	Логлинейная форма	Число банков в выборке
	Выпуск включает только объем выданных кредитов		Множественный выпуск	
До 1000	0,86	0,75	0,78	17
1000–1500	0,86	0,80	0,78	36
1500–2000	0,86	0,83	0,78	22
2000–2500	0,86	0,84	0,78	26
2500–3000	0,86	0,83	0,78	21
3000–4000	0,86	0,89	0,78	21
4000–6000	0,86	0,88	0,78	35
6000–10000	0,86	0,93	0,78	12
10000–14000	0,86	0,97	0,78	10
Свыше 14000	0,86	1,06	0,78	30
Вся выборка	0,86	0,94	0,78	231

По результатам расчетов при использовании логлинейной спецификации эффект масштаба для банков выборки колеблется в интервале от 0,61 до 0,86. Иными словами, вне зависимости от рассматриваемого периода, выборки и от определения выпуска банка в российском банковском секторе наблюдается довольно значительная экономия на масштабе: увеличение выпуска на 10% приводит к увеличению издержек только на 6,1–8,6%.

Другим интересным результатом является некоторое снижение экономии на масштабе в 2002 г. относительно оценок предыдущего периода. Это может быть объяснено тем, что рост работающих активов банковского сектора, наблюдавшийся в 2002 г., привел к реализации части экономии на масштабе, выявленной в 2001 г.

Результаты, полученные при использовании транслогарифмической спецификации функции издержек, согласуются с результатами оценивания логлинейной функции. Однако значение экономии на масштабе, рассчитанное на основе транслогарифмической функции, ниже, а для некоторых групп банков принимает даже отрицательные значения.

Транслогарифмическая спецификация позволяет проследить, как меняется эффект масштаба для банков различного размера. В соответствии с полученными результатами, по мере роста активов банка наблюдается уменьшение экономии на масштабе: крупнейшие банки имеют меньше возможностей воспользоваться снижением средних издержек за счет расширения выпуска.

При определении выпуска как объема выданных кредитов в 2001 г. возрастающая отдача на масштаб характерна для всех банков выборки, однако в 2002 г. для 30 крупнейших банков отдача на масштаб становится убывающей. Таким образом, если рассматривать банк как институт, специализирующийся на кредитовании, объем выдаваемых кредитов ни в одном из банков не достиг оптимального уровня в 2001 г., а в 2002 г. на этот уровень вышли лишь 30 крупнейших банков. Заметим, что под оптимальным объемом кредитования, как уже говорилось, понимается такой выпуск банка (объем выданных кредитов), при котором достигается минимум средних издержек. Анализируя полученные оценки, можно сказать, что порядка 30 крупнейших банков рассматриваемой выборки предоставляют оптимальный объем кредитов в России. В целом оптимальными по размеру можно назвать лишь банки, имеющие величину активов не менее 14 млрд руб. В то же время размер активов среднего российского банка по данным на конец 2002 г. составляет около 8 млрд руб. Без учета Сбербанка это значение оказывается на уровне 7,3 млрд. Проведенный анализ позволяет заключить, что размер среднего российского банка меньше оптимального почти в два раза.

По результатам эмпирических расчетов можно сделать вывод о том, что по мере укрупнения банка перечисленные тенденции к уменьшению издержек, как операционных, так и процентных, действительно имеют место. Причем при более полном учете в модели операционных издержек значение экономии на масштабе увеличивается, как это показал анализ выборки из 96 банков.

Основные выводы

Проведенные расчеты показали, что для российского банковского сектора характерно наличие значительной экономии на масштабе. Причем в 2001 г. возможности банков по снижению средних издержек за счет увеличения объема операций были несколько выше, чем в 2002 г. По-видимому, данный результат свидетельствует о том, что в 2002 г. часть экономии на масштабе была реализована вследствие общего расширения кредитования. Более того, по оценкам на 2002 г. отдача на масштаб стала убывающей для

крупнейших российских банков рассматриваемой выборки с активами свыше 14 млрд руб. Таким образом, для повышения эффективности банки с данным размером активов должны искать альтернативные пути снижения издержек, поскольку эффект их снижения за счет роста размера банка, в соответствии с полученными оценками, у данных банков исчерпан.

В то же время для средних российских банков экономия на масштабе может составлять значительную величину. Укрупнение таких банков может привести к снижению средних издержек и повысить, тем самым, эффективность их функционирования. Данный вывод можно рассматривать как один из аргументов в пользу целевой поддержки именно средних российских банков при реформировании российского банковского сектора.

Приложение 2

Результаты работ по оценке эффекта масштаба

	Функция издержек	Определение выпуска	Основные результаты
1	2	3	4
<i>Benston, Hanweck, Humphrey 1982</i>	Транслогарифмическая функция	<ul style="list-style-type: none"> – Суммарное число счетов по ссудным и депозитным операциям – Взвешенный индекс числа обслуженных счетов (веса строятся пропорционально издержкам в расчете на один счет для различных услуг) – Суммарное число депозитов и кредитов в долларовом выражении 	Средние издержки банков имеют U-образную форму; для крупнейших банков наблюдается убывающая отдача на масштаб
<i>Clark 1984</i>	Обобщенная с помощью преобразования Бокса–Кокса функциональная форма (функция Кобба–Дугласа – частный случай)	<ul style="list-style-type: none"> – Сумма работающих активов, взвешенная с учетом приносимых ими доходов (Q) – $Q +$ разница между общим операционным доходом банка и его операционным доходом от кредитования – Невзвешенная сумма работающих активов в долларах 	Кривая средних издержек убывает. Отдача на масштаб положительна, но незначительна
<i>Hughes, Mester 1996</i>	Транслогарифмическая функция, включающая капитал и качество активов	Кредиты разного вида в долларовом выражении входят в функцию издержек как отдельные переменные	Наличие значимой экономики для всех банков
<i>Hunter, Timme, Yang 1990</i>	Транслогарифмическая функция Minflex Laurent	<ul style="list-style-type: none"> – Кредиты и депозиты – Кредиты 	Постоянная отдача на масштаб для наименьших банков и убывающая отдача для более крупных банков

1	2	3	4
<i>Lawrence, 1989</i>	Обобщенная функциональная форма с применением преобразования Бокса–Кокса (функция Кобба–Дугласа и транслогарифмическая функция – частные случаи)	Депозиты, кредиты, инвестиции в долларовом выражении входят в функцию издержек как отдельные переменные	Транслогарифмическая функция обладает лучшей объясняющей способностью, чем более простая функция Кобба–Дугласа и более сложная обобщенная функциональная форма
<i>Mester 1994</i>	Транслогарифмическая функция	Кредиты разного вида в долларовом выражении входят в функцию издержек как отдельные переменные	Отдача от масштаба примерно постоянна для всех банков
<i>Mitchell, Onvural 1996</i>	Функциональная форма Фурье	– Кредиты – Кредиты и депозиты	Кривая средних издержек либо U-образна, либо имеет два минимума в зависимости от техники оценивания
<i>Pulley, Braunstein 1982</i>	Комбинированная функция, сочетающая логквадратичную структуру цен на ресурсы транслогарифмической модели с квадратичной структурой для мультипродуктового выпуска Кроме того, оцениваются пять спецификаций, являющиеся частными случаями комбинированной функции, в т.ч. транслогарифмическая	– Депозиты до востребования и краткосрочные депозиты – Ипотечные кредиты – Коммерческие ссуды – Займы по кредитным карточкам Все измерено в долларах	Оценки экономии на масштабе с помощью различных спецификаций функции издержек дают схожие результаты. Для крупных банков (из которых состоит выборка) экономия на масштабе положительна, но имеет небольшое значение

Список использованных источников

1. *Алексащенко С.* Банковский кризис: туман рассеивается? // *Вопросы экономики.* 1999. № 5.
2. *Алексащенко С.* Битва за рубль. М., 1999.
3. *Алексащенко С., Астапович А., Клепач А., Лепетиков Д.* Российские банки после кризиса // *Вопросы экономики.* 2000. № 4.
4. *Алексащенко С., Высоков В.* Иностранные банки в России. Материалы семинара, 1999.
5. *Ананьев С.* Межбанковский кризис: причины и последствия // *Деньги и кредит.* 1996. № 8.
6. *Анчак Р. и др.* Сравнительный анализ стабилизационных программ 90-х гг. М.: Московский центр Карнеги, 2003.
7. *Астапович А., Сырмолов Д.* Российские банки в 1998 г.: развитие системного кризиса // *Вопросы экономики.* 1999. № 5.
8. Банковский сектор России: реформа или модернизация / Московский общественный научный фонд. Научные доклады. № 144. М., 2003.
9. *Борисов С., Коротков П.* Банковская система России: состояние и перспективы // *Деньги и кредит.* 1996. № 8.
10. *Буасье К., Коэн Д., Понбриан Г.* Банковская система России: проблемы переходного периода // *Деньги и кредит.* 1996. № 4.
11. *Григорьев Л., Гурвич Л., Саватюгин А. и др.* Анализ и прогноз развития финансовых рынков в России. М., 2003.
12. *Дмитриев М.Э., Матовников М.Ю., Михайлов Л.В., Сычева Л.И., Тимофеев Е.В., Уорнер Э.* Российские банки накануне финансовой стабилизации. СПб., 1996.
13. *Доронин И., Захаров А.* Российские банки в переходный период / Экономика переходного периода. Очерки экономической политики посткоммунистической России. 1991–1997 гг. М., 1998.
14. *Дробышевский С.* Обзор современной теории временной структуры процентных ставок. Основные гипотезы и модели. Научные труды ИЭПП. № 14Р. М.: ИЭПП, 1999.
15. *Дробышевский С.* Эконометрическая модель российского банковского кризиса. М.: ИЭПП, 2000.
16. *Захаров А.* Глобализация мирового финансового рынка и проблемы финансирования торгово-экономического сотрудничества государств СНГ // *Индикатор.* 2000. № 2 (30). С. 5–7.

17. *Захаров А.* Экономические реформы и фондовый рынок // *Рынок ценных бумаг*. 2001. № 3 (186). С. 7–13.
18. *Золотарева А., Дробышевский С., Синельников-Мурылев С., Кадочников П.* Перспективы создания стабилизационного фонда в РФ. Научные труды ИЭПП. № 27Р. М.: ИЭПП, 2001.
19. *Интерфакс-100.* Обзор банковской системы // Центр экономического анализа агентства «Интерфакс», 2000, 2001, 2002.
20. *Кирьян П.* Лечение ампутацией // *Эксперт*. 2002. № 23.
21. *Лепетиков Д.В., Солнцев О.Г.* Российские банки в 2001 году: ключевые тенденции развития и состояние основных групп банков, Центра развития. М.: ЦМАКП, 2001.
22. *Матовников М.Ю.* Функционирование банковской системы России в условиях макроэкономической нестабильности. Научные труды ИЭПП, № 23Р. М.: ИЭПП, 2000.
23. *Матовников М.* Год передышки // *Эксперт*. 2001. № 11.
24. *Матовников М.* Не надо ампутаций // *Эксперт*. 2001. № 34.
25. *Матовников М.* Худая теплица // *Эксперт*. 2001. № 46.
26. *Матовников М.Ю., Михайлов Л.В., Сычева Л.И., Тимофеев Е.В.* Российские банки: 10 лет спустя. М., 1998.
27. *Михайлов Л.В., Сычева Л.И., Тимофеев Е.В.* Банковский кризис 1998 года в России и его последствия. М., 2000.
28. *Михайлов Л.В., Сычева Л.И., Тимофеев Е.В., Марушкина Е.В.* Банковская система в период посткризисной стабилизации. М.: ИЭПП, 2002.
29. *Обзор экономики России. Основные тенденции развития.* М.: Российско-европейский центр экономической политики, 1996, 1998.
30. *Официальный веб-сайт ММВБ, www.micex.ru*
31. *Официальный веб-сайт РТС, www.rts.ru*
32. *Официальный веб-сайт Morgan Stanley Capital International, www.msci.com*
33. *Развитие российского финансового рынка и новые инструменты привлечения инвестиций.* М.: ИЭПП, 1998.
34. *Попков В.* Россия и ВТО: что ожидает российский рынок банковских услуг // *Аналитический банковский журнал*. 2002. № 5.
35. *Солнцев О., Хромов М.* Кредитный бум и стратегии различных групп банков // *Банковское дело в Москве*. 2002. № 11.
36. *Тенденции развития банковской системы во втором – третьем кварталах 2002 г.* М.: МАКП, 2002.

37. Финансирование роста. Выбор методов в изменчивом мире. Научный доклад о политике Всемирного банка. М., 2002.
38. *Фабоци Ф.Д.* Управление инвестициями. М., 2000.
39. *Чернявский А.* Перспективы преодоления банковского кризиса в России // *Вопросы экономики.* 1999. № 5.
40. *Шарп У.Ф., Александер. Г.Дж., Бейли Д.В.* Инвестиции. Пер. с англ. М., 1998.
41. *Шваркман Н., Бугров Д., Лука Л., Поляков Д.* Лидеров надо поддержать // *Эксперт.* 2002. № 23.
42. *Шохин А.* Банковская реформа: стратегия и механизмы, «Банковский сектор России», Москва, 2003.
43. *Шпрингель В.К.* Функционирование банковской системы России в период финансовой стабилизации // *Экономический журнал ВШЭ.* 2000. Т. 4. № 1.
44. *Энтов Р.М.* Банковский кризис: механизмы вызревания и развертывания кризисных процессов. М.: ИЭПП, 1999.
45. *Энтов Р., Синельников С., Архипов С. и др.* Анализ макроэкономических и институциональных проблем финансового кризиса в России, разработка программы мер, направленных на его преодоление и осуществление финансовой стабилизации. Взаимодействие финансовых показателей и некоторых характеристик реального сектора. М.: ИЭПП, 2000.
46. *Adler M., Dumas B.* International Portfolio Choice and Corporation Finance: A Synthesis // *The Journal of Finance.* 1983. Vol. 38. Issue 3. P. 925–984.
47. *Aghion P., Bolton P., Fries S.* Optimal design of bank bailouts: the case of transition economies // *Journal of Institutional and Theoretical Economics.* 1999. 155(1).
48. *Amihud Y* Unexpected Inflation and Stock Returns Revisited – Evidence from Israel // *Journal of Money, Credit and Banking.* 1996. Vol. 28. Issue 1. P. 22–33.
49. *Andersen T., Bollerslev T., Diebold F., Labys P.* Modeling and Forecasting Realized Volatility // *NBER Working Paper.* 2001. № 816.
50. *Ang A. and Bekaert G.* International asset allocation with time-varying correlations // *NBER Working Paper.* 1999. № 7056.
51. *Bailey W.* Money Supply Announcements and the Ex Ante Volatility of Asset Prices // *Journal of Money, Credit and Banking.* 1988. Vol. 20. Issue 4. P. 611–620.

52. *Bekaert G.* Market Integration and Investment Barriers in Emerging Equity Markets // *The World Bank Economic Review*. 1995. Vol. 9. P. 75–107.
53. *Bekaert G., Harvey C.* Emerging Stock Market Volatility // *NBER Working Paper*. 1995. № 5307.
54. *Bekaert G., Harvey C.* Foreign Speculators and Emerging Equity Markets // *NBER Working Paper*. 1997. № 6312.
55. *Bekaert G. and Harvey C.R.* Time-varying World Market Integration // *Journal of Finance*. 1995. № 50. P. 403–445.
56. *Bekaert G., Harvey C.R. and Lumsdaine R.L.* Dating the Integration of World Equity Markets // *NBER Working Paper*. 1998. № 6724.
57. *Bekaert G., Harvey C.R. and Lundblat C.* Does Financial Liberalization Spur Growth? // *NBER Working Paper*. 2001. № 8245.
58. *Bekaert G., Harvey C.R. and Lundblat C.* Emerging Equity Markets and Economic Development // *NBER Working Paper*. 2000. № 7763.
59. *Bekaert G., Wu G.* Asymmetric Volatility and Risk in Equity Markets // *NBER Working Paper*. 1997. № 6022.
60. *Bencivenga V., Smith B., Starr R.* Transactions Costs, Technological Choice, and Endogenous Growth // *Journal of Economic Theory*. 1995. № 67(1). P. 53–177.
61. *Benston G., Hanweck G., Humphrey D.* Scale Economies in Banking: A Restructuring and Reassessment // *Journal of Money, Credit and Banking*. 1982. Vol. 14. Issue 4.
62. *Berger A.N., Humphrey D.B.* Bank Scale Economies, Mergers, Concentration, and Efficiency: The U.S. Experience. The Wharton Financial Institutions Center, 1994.
63. *Berger A., Humphrey D.* Efficiency of Financial Institutions: International Survey and Directions for Future Research. The Wharton Financial Institution Center, 1997.
64. *Bernanke B.* The Predictive Power of Interest Rates and Interest Rates Spreads // *NBER Working Paper*. 1990. № 3486.
65. *Bilson C., Brailsford T.* Time-Varying Asset Pricing Models in the Context of Segmented Markets // *SSRN Working Paper*. 2002.
66. *Bilson C., Brailsford T., Hooper V.* Selecting Macroeconomic Variables as Explanatory Factors of Emerging Stock Market Returns // *SSRN Working Paper*. 1999.
67. *Binder J.* Stock Market Volatility and Economic Factors, College of Business, University of Illinois-Chicago, 2000.

68. *Blommestein H., Spencer M.* The Role of Financial Markets in the Transition to a Market Economy / Building Sound Finance in Emerging Market Economies. IMF, Washington, D.C., 1993. June 10–11.
69. *Bohl M., Henke H.* Trading Volume and Stock Market Volatility: The Polish Case. Department of Economics European University Viadrina Frankfurt, 2002.
70. *Bonaccorsi di Patti E., Dell’Ariccia G.* Bank competition and firm creation // *IMF Working Paper*. 2001. № 21.
71. *Boudoukh J., Richardson M., Whitelaw R.* Industry Returns and Fisher Effect // *The Journal of Finance*. 1994. Vol. 49. Issue 5. P. 1595–1615.
72. *Brandt M., Kang Q.* On the Relationship Between the Conditional Mean and Volatility of Stock Returns: A Latent VAR Approach // *NBER Working Paper*. 2002. № 9056.
73. *Brock W., LeBaron B.* A Dynamic Structural Model for Stock Return Volatility and Trading Volume // *NBER Working Paper*. 1995. № 4988.
74. *Buckberg E.* Emerging Stock Markets and International Asset Pricing // *The World Bank Economic Review*. 1995. Vol. 9. P. 51–74.
75. *Calvo J., Frenkel J.* Credit markets, credibility, and economic transformation // *The Journal of Economic Perspectives*. 1991. Vol. 5 (4).
76. *Campbell J.Y.* Asset Pricing at the Millennium // *Journal of Finance*. 2000. № 55. P. 1515–1567.
77. *Campbell J.* Stock Returns and the Term Structure // *NBER Working Paper*. 1985. № 1626.
78. *Campbell J., Lettau M.* Dispersion and Volatility in Stock Returns: An Empirical Investigation // *NBER Working Paper*. 1999. № 7144.
79. *Campbell J., Lettau M., Malkiel B., Xu Y.* Have Individual Stocks Become More Volatile? An Empirical Exploration Of Idiosyncratic Risk // *NBER Working Paper*. 2000. № 7590.
80. *Canina L., Figlewski S.* The Informational Content of Implied Volatility // *Review of Financial Studies*. 1993. № 6. P. 659–681.
81. *Chen Nai-Fu, Roll R., Ross S.* Economic Forces and the Stock Market // *Journal of Business*. 1986. Vol. 59. № 3.
82. *Chordia T., Sarkar A., Subragmanyam A.* An Empirical Analysis of Stock and Bond Market Liquidity // *Federal Reserve Bank of New York Staff Report*. 2003. № 164.
83. *Chow E. H., Lee W., Solt M.* The Exchange-Rate Risk Exposure of Asset Returns // *The Journal of Business*. 1997. Vol. 70. Issue 1. P. 105–123.

84. *Christensen L., Jorgenson D., Lau L.* Transcendental Logarithmic Utility Functions // *The American Economic Review*. 1975. Vol. 65. Issue 3.
85. *Christensen L., Greene W.* Economies of Scale in U.S. Electric Power Generation // *The Journal of Political Economy*. 1976. Vol. 84. Issue 4.
86. *Christensen B. J., Prabhala N. R.* The Relation Between Implied and Realized Volatility // *Journal of Financial Economics*. 1998. № 50. P. 125–150.
87. *Claessens S.* Banking Reform in Transition Countries. The World Bank, 1996.
88. *Claessens S.* The Emergence of Equity Investment in Developing Countries: Overview // *The World Bank Economic Review*. 1995. Vol. 9. P. 1–17 (inflows).
89. *Claessens S., Dasgupta S., Glen J.* Return Behavior in Emerging Stock Markets // *The World Bank Economic Review*. 1995. Vol. 9. P. 131–151.
90. *Claessens S., Dasgupta S., Glen J.* The Cross-Section of Stock Returns // *Policy Research Working Papers*. 1995. № 1505.
91. *Claessens S., Djankov S., Klingebiel D.* Stock Markets in Transition Economies // *Financial Sector Discussion Paper, The World Bank*. Washington, 2000.
92. *Claessens S., Dooly M., Warner A.* Portfolio Flows: Hot or Cold // *The World Bank Economic Review*. 1995. № 9 (1). P. 153–174.
93. *Clark J.* Estimation of Economies of Scale in Banking Using a Generalized Functional Form // *Journal of Money, Credit and Banking*. 1984. Vol. 16. Issue 1.
94. *Cliff M.T.* GMM and MINZ Program Libraries for Matlab., Krannert Graduate School of Management Purdue University, 2000.
95. *Cochrane J.H.* Asset Pricing. Princeton University Press, 2001.
96. *Cochrane J.H.* Time Series for Macroeconomics and Finance. University of Chicago, Unpublished, 1997.
97. *Cochrane J.H.* Where is the Market Going? Uncertain Facts and Novel Theories // *Economic Perspectives*. 1997. Vol. 21. Issue 6. P. 3–37.
98. CSI (Coalition of Service Industries) Background Paper on Russian Banking Services // May 22, 2002.
99. *Dailami M., Atkin M.* Stock Markets in Developing Countries. Key Issues and Research Agenda. Working Papers, The World Bank, 1990.
100. *Demirguc-Kunt A.* Developing Country Capital Structures and Emerging Stock Markets. Working Papers, The World Bank, 1992.
101. *Demirguc-Kunt A., Huizinga H.* Barriers to Portfolio Investments in Emerging Stock Markets. Working Papers, The World Bank, 1992.

102. *Demirguc-Kunt A., Kane J.* Deposit Insurance Around the Glob: Where Does it Work? // *Journal of Economic Perspectives*. 2002. Vol. 16. No. 2.
103. *Demirguc-Kunt A., Levine R.* Stock Market Development and Financial Intermediaries // *Policy Research Working Papers*. 1995. № 1462.
104. *Demirguc-Kunt A., Maksimovic V.* Stock Market Development an Firm Financing Choices // *Policy Research Working Paper*. The World Bank, 1995.
105. *de Santis G. and Gerard B.* International Asset Pricing and Portfolio Diversification with Time-Varying Risk // *Journal of Finance*. 1997. Vol. 52. P. 1881–1912.
106. *The Determinants of Economic Growth*, (edited by M. S. Oosterbaan, N. Windt). Netherlands Economic Institute, 2000.
107. *The Development of Russian banking system: basic trends and problems* // Центр развития, 2001 (www.dcenter.ru).
108. *Doukas I., Murinde V., Wihlborg C.* Main Issues in Financial Sector Reform and Privatization in Transition Economies: Introduction and Overview, Financial Sector Reform and Privatization in Transition Economies. Elsevier, Amsterdam, 1998.
109. *Dumas B.* A Test of the International CAPM Using Business Cycles Indicators as Instrumental Variables / Jeffrey Frankel, ed.: *The Internationalization of Equity Markets*. University of Chicago Press. Chicago, 1994. P. 23–50.
110. *Dumas B., Solnik B.* The World Price of Foreign Exchange Risk // *The Journal of Finance*. 1995. Vol. 50. Issue 2. P. 445–479.
111. *Demirguc-Kunt A., Maksimovic V.* Institutions, Financial Markets, and Firm Debt Maturity // *Journal of Financial Economics*. 1999. № 54. P. 295–336.
112. *Edwards S., Susmel R.* Volatility Dependence and Contagion in Emerging Equity Markets // *NBER Working Paper*. 2001. № 8506.
113. *Emerging Stock Markets Factbook 1998*. International Finance Corporation, The World Bank.
114. *Engsted T., Tanggaard C.* The Relation Between Asset returns and Inflation at Short and Long Horizons, 2000.
115. *Errunza V.R. and Losq E.* The Behaviour of Stock Prices on LDC Markets // *Journal of Banking and Finance*. 1985(a). № 9. P. 561–575.
116. *Errunza V.R. and Losq E.* International Asset Pricing Under Mild Segmentation: Theory and Test // *Journal of Finance*. 1985 (b). № 40. P. 105–124.
117. *Estrin S., Hare P., Suranyi M.* Banking in transition: development and current problems in Hunary. *Soviet Studies*. 1992. Vol. 44 (5).
118. *Fama E. F.* Short-Term Interest Rates as Predictors of Inflation // *The American Economic Review*. 1975. Vol. 65. Issue 3. P. 269–282.

119. *Fama E.* Stock Returns, Expected Returns, Inflation and Money // *American Economic Review*. 1981. Vol. 71. P. 545–565.
120. *Fama E.* Stock Returns, Expected Returns and Real Activity // *The Journal of Finance*. 1990. Vol. 45. Issue 4. P. 1089–1108.
121. *Fama E.* Term Structure Forecast of Interest Rates, Inflation, and real returns // *Journal of Monetary Economics*. 1990. № 25. P. 59–76.
122. *Fama E., French K.* The Cross-Section of Expected Stock Returns // *Journal of Finance*. 1992. Vol. 47. P. 427–465.
123. *Fama E., French K.* Common Risk Factors in the Returns of Stocks and Bonds // *Journal of Financial Economics*. 1993. № 33. P. 3–56.
124. *Fama E., French K.* Size and Book-to-Market Factors in Earnings and Returns // *Journal of Finance*. 1995. № 50. P. 131–156.
125. *Fama E., Schwert G.* Asset Returns and Inflation // *Journal of Financial Economics*. 1977. Vol. 5. P. 115–146.
126. *Fan Q., Lee U., Schaffer M.* Firms, Banks, and Credit in Russia, Centre for Economic Reform and Transformation // *Discussion Paper*. 1996. № 9.
127. *Fedorov P., Sarkissian S.* Cross-sectional Variations in the Degree of Global Integration: the Case of Russian Equities // *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*. 2000. Vol. 10. P. 131–150.
128. *Ferson W.* Changes in Expected Security Returns, Risk, and the Level of Interest Rates // *The Journal of Finance*. 1989. Vol. 44. Issue 5. P. 1191–1217.
129. *Ferson W., Harvey C.* The Risk and Predictability of International Equity Returns // *The Review of Financial Studies*. 1993. Vol. 6. P. 527–566.
130. *Ferson W.E., Kandel S. and Stambaugh R.F.* Tests of Asset Pricing with Time-varying Expected Risk Premiums and Market Betas // *Journal of Finance*. 1987. Vol. 42. P. 201–220.
131. *Financial Sector and Economic Growth.* Ed. by A.Demirguc-Kunt, R.Levine. MIT Press. Cambridge, Mass., 2001.
132. *Flannery M., Protopapadakis A.* Macroeconomic Factors Do Influence Aggregate Stock Returns, 1999.
133. *Foerster S.R. and Karolyi A.* The Effects of Market Segmentation and Investor Recognition on Asset Prices: Evidence from Foreign Stocks Listing in the US // *Journal of Finance*. 1999. Vol. 54. P. 981–1014.
134. *Freixas, Rochet.* Microeconomics of banking. MIT Press, 1997.
135. *French K., Schwert G.W., Stambaugh R.* Expected Stock Returns and Volatility // *Journal of Financial Economics*. 1987. Vol. 19. P. 3–29.

136. Gallant A., Rossi P., Tauchen G. Stock Prices and Volume // *The review of Financial Studies*. 1992. Vol. 5. Issue 2. P. 199–242.
137. Gilbert R. Bank Market Structure and Competition: A Survey // *Journal of Money, Credit and Banking*. 1984. Vol. 16. Issue 4.
138. Glosien L., Jagannathan R., Runkle D. On the Relation Between the Expected Value and the Volatility of the Nominal Excess Return on Stocks. Federal Reserve Bank of Minneapolis // *Research Department Staff Report*. 1993. № 157.
139. Goetzmann W., Spiegel M., Ukhov A. Modeling and Measuring Russian Corporate Governance: The Case of Russian Preferred and Common Shares // *NBER Working Paper*. 2003. № 9469. Cambridge, Mass.
140. Greene W. *Econometric Analyses*. Forth Edition, 2000.
141. Griffin J. and Stulz R. International Competition and Exchange Rate Shocks: A Cross-Country Industry Analysis of Stock Returns. Working Paper, Ohio State University, 1998.
142. Gultekin M., Gultekin B. Stock Market Seasonality: International Evidence // *Journal of Financial Economics*. 1983. Vol. 12. P. 469–481.
143. Gultekin N.B., Gultekin M.N. and Penati A. Capital Controls and International Market Segmentation: The Evidence from the Japanese and American Stock Markets // *Journal of Finance*. 1989. Vol. 44. P. 849–869.
144. Hall S., Urga G. Testing for Ongoing Efficiency in the Russian Stock Market. Cass Business School, 2002.
145. Hamilton J.D. Analysis of Time Series Subject to Changes in Regime // *Journal of Econometrics*. 1990. Vol. 45. P. 39–70.
146. Hamilton J.D. A New Approach of the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle // *Econometrica*. 1989. Vol. 57. P. 357–384.
147. Hamilton J., Lin G. Stock Market Volatility and The Business Cycle // *Journal of Applied Econometrics*. 1996. Vol. 11. P. 573–593.
148. Hamilton J. D. *Time Series Analysis*. Princeton University Press, Princeton, New Jersey, 1994.
149. Hansen L.P. Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators // *Econometrica*. 1982. Vol. 50. P. 1029–1054.
150. Harvey C. Predictable Risk and Returns in Emerging Markets // *The Review of Financial Studies*. 1995 (a). Vol. 8. P. 773–816.
151. Harvey C. The Risk Exposure of Emerging Equity Markets // *The World Bank Economic Review*. 1995 (b). № 9(1). P. 19–50.

152. *Harvey C.* The Term Structure and Consumption Growth // *Journal of Financial Economics*. 1989. № 22. Vol. 305–333.
153. *Harvey C.R.* Time-varying Conditional Covariances in Tests of Asset Pricing Models // *Journal of Financial Economics*. 1989. Vol. 24. P. 289–317.
154. *Harvey C.* The World Price of Covariance Risk // *The Journal of Finance*. 1991. Vol. 46. P. 111–157.
155. *Hayo B., Kutan A. M.* The Impact of News, Oil Prices, And International Spillovers on Russian Financial Markets. Center for European Integration Studies, Working Paper B20, 2002.
156. *Heston S.L. and Rouwenhorst K.G.* Does Industrial Structure Explain the Benefits of International Diversification? // *Journal of Financial Economics*. 1994. Vol. 36. P. 3–27.
157. *Hooper V.* Volatility and Openness of Emerging Markets: Some Empirical Evidence, Emerging Capital Markets: Financial and Investment Issues, 1998.
158. *Hughes J., Mester L.J.* Bank Capitalization and Cost: Evidence of Scale Economies in Risk Management and Signaling. The Wharton Financial Institutions Center, Federal Reserve Bank of Philadelphia, 1996.
159. *Hughes J., Mester L.J., Moon C.* Are Scale Economies in Banking Elusive or Illusive? Evidence Obtained by Incorporating Capital Structure and Risk-taking into Models of Bank Production. Federal Reserve Bank of Philadelphia, 2000.
160. *Humphrey D.* Cost Dispersion and the Measurement of Economies in Banking. Economic review, 1987.
161. *Humphrey D.* Why Do Estimates of Bank Scale Economies Differ? Economic review, 1990.
162. *Hunter W., Timme S., Yang W.* An Examination of Cost Subadditivity and Multiproduct Production in Large U.S. Banks // *Journal of Money, Credit and Banking*. 1990. Vol. 22. Issue 4.
163. FC Securities Markets. International Finance Corporation (IFC), Securities Markets, IFC occasional Papers, 1985.
164. *Johnson L., Neave E., Pazderka B.* Financial System in Ex-Soviet Block Transition Economies / *Advances in Financial Economics*. Vol. 4. Ed. by M.Hirschey, K.John, A.Makhija. JAI Press, Stanford, Conn., 1999.
165. *Jones C. M., Kaul G.* Oil and the Stock Marke // *The Journal of Finance*. 1996. Vol. 51. Issue 2. P. 463–491.
166. *Jones C. M., Kaul G., Lipson M.* Transactions, Volume, and Volatility // *The Review of Financial Studies*. 1994. Vol. 7. Issue 4. P. 631–651.

167. *Jorion P. and Schwartz E.* Integration versus segmentation in the Canadian stock market // *Journal of Finance*. 1986. Vol. 41. P. 603–613.
168. *Karolyi G.A., Stulz R.M.* Why Do Markets Move Together? An Investigation of U.S. – Japan Stock Return Comovement // *Journal of Finance*. 1996. Vol. 51. P. 951–986.
169. *Kaul G.* Stock Returns and Inflation: The role of the monetary sector // *Journal of Financial Economics*. 1987. Vol. 18. P. 253–276.
170. *Kemme D.M.* Russian Financial Transition: The Development of Institutions and Markets for Growth. William Davidson Working Paper. 2001. No. 455.
171. *Kessel R. A., Alchian A. A.* Effects of Inflation // *The Journal of Political Economy*. 1962. Vol. 70. Issue 6. P. 521–537.
172. *Kim E., Singal V.* Stock Market Openings: Experience of Emerging Economies // *The Journal of Business*. 2000. Vol. 73.
173. *Koford K., Tschoegl A.* Problems of Bank Lending in Bulgaria: Information Asymmetry and Institutional Learning. Financial Institutions Center, 1997.
174. *Korajczyk R.* A Measure of Stock Market Integration for Developed and Emerging Markets. Policy Research Working Papers, 1995.
175. *Laeven L.* Insider lending and bank ownership: the case of Russia // *Journal of comparative economics*. 2000. Vol. 29. Issue 2.
176. *La Porta R., Lopez-de-Silanes F., Shleifer A., Vishny R.* Legal Determinants of External Finance // *Journal of Finance*. 1997. Vol. 52. №. 2. P. 1131–1150.
177. *La Porta R., Lopez-de-Silanes F., Shleifer A., Vishny R.* Law and Finance // NBER Working Paper. 1998. W 5661.
178. *Lawrence C.* Banking Costs, Generalized Functional Forms, and Estimation of Economies of Scale and Scope // *Journal of Money, Credit and Banking*. 1989. Vol. 21. Issue 3.
179. *Levine R.* Financial Development and Economic Growth. Views and Agenda // *Policy Research Working Paper*. World Bank, 1996.
180. *Levine R.* Law, Finance, and Economic Growth // *The World Bank*, <http://www.worldbank.org/research/growth/pdfiles/levin2w.pdf>
181. *Levine R.* Stock Markets, Growth, and Tax Policy // *Journal of Finance*. 1991. № 46(4). P. 1445–1465.
182. *Levine R., Loayza N., Beck T.* Financial Intermediation and Growth: Causality and Causes // *Journal of Monetary Economics*. 2000. № 46.
183. *Levine R., Zervos S.* Stock Markets, Banks and Economic Growth // *American Economic Review*. 1998. Vol. 88.

184. Longin F. and Solnik B. Is the correlation in International Equity Returns Constant: 1970–1990 // *Journal of International Money and Finance*. 1995. Vol. 14. 3–26.
185. Mayer C. New Issues in Corporate Finance // *European Economic Review*, 1998. P. 1167–1182.
186. Megginson W. L. Addison & Wiley Corporate Finance Theory, 2001. Ch. 3.
187. Mehl A. Les systemes bancaires dans les PECO. Le courrier des pays de l'Est, 2000. № 1009.
188. Merton R.C. An Intertemporal Capital Asset Pricing Model // *Econometrica*. 1973. Vol. 41. P. 867–887.
189. Mester L.J. Efficiency of Banks in the Third Federal Reserve District. The Wharton Financial Institutions Center, 1994.
190. Mishkin F. What does the term structure tell us about future inflation // *Journal of Monetary Economics*. 1990. № 25. P. 77–95.
191. Mishkin F. Money, Interest Rates and Inflation. Edward Elgar, 1993.
192. Mishkin F. The economics of Money, Banking and financial Markets, 5th ed. Addison-Wesley, 1997.
193. Mitchell J. Theories of soft budget constraints and the analyses of banking crises // *Economics of Transition*. 2000. Vol. 8 (1).
194. Mitchell K., Onvural M. Economies of Scale and Scope at Large Commercial Banks: Evidence from the Fourier Flexible Functional Form // *Journal of Money, Credit and Banking*. 1996. Vol. 28. Issue 2.
195. Moore G.H. Business Cycles, Inflation, and Forecasting, Published for the National Bureau of Economic Research, Inc. By Ballinger Publishing Company. Cambridge, MA, 1983.
196. Mullineaux A. Banking Sector Restructuring in Transition Economies / Financial Sector Reform and Privatization in Transition Economies, Elsevier. Amsterdam, 1998.
197. Nelson D. Modeling Stock Market Volatility Changes. Proceedings of the American Statistical Association. Business and Economic Statistics Section, 1989. P. 93–98.
198. Nelson D. Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach // *Econometrica*. 1991. № 59. P. 347–370.
199. Obstfeld M. The Global Capital Market: Benefactor or Menace? University of California. Berkeley, Working Paper, 1998.
200. Obstfeld M. Risk-Taking, Global Diversification and Growth // *American Economic Review*. 1994. № 85. P. 1310–1329.

201. *Phylaktis K., Ravazzolo F.* Stock Prices and Exchange Rate Dynamics. City University Business School, 2000.
202. *Poon S., Granger C. W.* Forecasting Volatility in Financial Markets // *Journal of Economic Literature*. 2003. Vol. XLI. № 2.
203. *Pulley L., Braunstein Y.* A Composite Cost Function for Multiproduct Firms With An Application to Economies of Scope in Banking // *The Review of Economics and Statistics*. 1982. Vol. 74. Issue 2.
204. *Ritter J. R., Warr R.* The Decline of Inflation and the Bull Market of 1982–1999 // *Journal of Financial and Quantitative Analysis*. 2002. Vol. 37. № 1.
205. *Rockinger M., Urga G.* The Evolution of Stock Markets in Transition Economies // *Journal of Comparative Economics*. 2000. P. 456–472.
206. *Rockinger M., Urga G.* A Time-Varying Parameter Model To Test For Predictability and Integration In Stock Markets of Transition Economies, 1999.
207. *Roland G.* Transition and Economics: Politics, Markets, and Firms. The MIT Press, 2000.
208. *Roll R.* Industrial Structure and the Comparative Behavior of International Stock Market Indices // *Journal Of Finance*. 1992. Vol. 47. P. 3–41.
209. *Ross S.A.* The Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing // *Journal of Economic Theory*. 1976. Vol. 13. P. 341–360.
210. *Rouwenhorst K. G.* Local Return Factors and Turnover in Emerging Stock Markets // *Journal of Finance*. 1998. Vol. 54. P. 1439–1464.
211. *Schnitzer M.* On the role of bank competition for corporate finance and corporate control in transition economies // *Journal of Institutional and Theoretical Economics*. 1999. № 155(1).
212. *Schwert G. W.* The Adjustment of Stock Prices to Information About Inflation // *The Journal of Finance*. 1981. Vol. XXXVI. № 1.
213. *Schwert G. W.* Business Cycles, Financial Crises and Stock Volatility // *NBER Working Paper*. 1989. № 2957.
214. *Schwert G. W.* Why Does Stock Market Volatility Change Over Time? // *The Journal of Finance*. 1989. Vol. 44. P. 1115–1153.
215. *Schwert G. W.* Stock returns and real activity: A Century of Evidence // *The Journal of Finance*. 1990. Vol. XLV. № 4.
216. *Schwert G. W.* Stock Market Volatility in the New Millenium: How Wacky Is NASDAQ? // *NBER Working Paper*. 2001. № 8436.
217. *Serra A.P.* Country and Industry Factors in Returns: Evidence from Emerging Markets' Stocks // *Emerging Markets Review*. 2000. № 1. P. 127–151.

218. *Sheikh A. M.* The Behavior of Volatility Expectations and Their Effects on Expected Returns // *The Journal of Business*. 1993. Vol. 66. Issue 1. P. 93–116.
219. *Shiller R. J.* Do Stock Prices Move Too Much to be Justified by Subsequent Changes in Dividends? // *The American Economic Review*. 1981. Vol. 71. Issue 3. P. 421–436.
220. *Shleifer A., Vishny R.* A Survey of Corporate Governance // *Journal of Finance*. 1997. Vol. 52. P. 737–783.
221. *Shukla R.* Notes On Asset Pricing., Syracuse University, 1997.
222. *Shukla R.* An Empiricist's Guide to the Arbitrage Pricing Theory. Syracuse University, 1997.
223. *Solnik B.* International Arbitrage Pricing Theory // *Journal of Finance*. 1983. № 38. P. 449–457.
224. *Summers L.* Inflation and the Valuation of Corporate Equities // *NBER Working Paper*. 1981 (a). № 824.
225. *Summers L.* Inflation, the Stock Market, and Owner-Occupied Housing // *NBER Working Paper*. 1981 (b). № 0606.
226. *Tesar L., Werner I.* U.S. Equity Investment in Emerging Stock Markets // *The World Bank Economic Review*. 1995. Vol. 9. P. 109–129.
227. *Thieben U.* Banking crises in transition countries. Theory and empirical evidence: the case of Russia, 2000.
228. *Tuuli Koivu.* Do efficient banking sectors accelerate economic growth in transition countries? Bank of Finland Institute for Economies in Transition, BOFIT, 2002.
229. *Turtle H., Buse A., Korkie B.* Tests of Conditional Asset Pricing with Time-Varying Moments and Risk Prices // *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*. 1994. Vol. 29. P. 15–29.
230. *Verchenko O.* Determinants of Stock Market Volatility Dynamics. University of Lausanne, 2002.
231. *Wheatley S.* Some Tests of International Equity Integration // *Journal of Financial Economics*. 1988. № 21. P. 177–212.
232. *Whitelaw R.* Time Variations and Covariations in the Expectation and Volatility of Stock Market Returns // *The Journal of Finance*. 1994. Vol. XLIX. № 2.