

ВЫСШАЯ ШКОЛА
ЭКОНОМИКИ
НАЦИОНАЛЬНЫЙ
ИССЛЕДОВАТЕЛЬСКИЙ
УНИВЕРСИТЕТ

ФАКУЛЬТЕТ ЭКОНОМИКИ

СБОРНИК
ЛУЧШИХ
ВЫПУСКНЫХ
РАБОТ

2010



СБОРНИК
ЛУЧШИХ
ВЫПУСКНЫХ
РАБОТ
2010



УДК 330.1(08)

ББК 65я43

С23

Сборник лучших выпускных работ — 2010 [Электронный ресурс] / С23 Нац. исслед. ун-т «Высшая школа экономики», ф-т экономики ; науч. ред. К. А. Букин. — Электрон. текст. дан. (8,7 Мб). — М. : Изд. дом Высшей школы экономики, 2011. — ISBN 978-5-7598-0870-1.

В сборник вошли лучшие выпускные работы бакалавров и магистерские диссертации, отобранные государственными аттестационными комиссиями факультета экономики Национального исследовательского университета «Высшая школа экономики» по результатам защит 2010 г. и рекомендованные комиссиями к опубликованию.

Для преподавателей, студентов и аспирантов экономических специальностей.

УДК 330.1(08)

ББК 65я43

ISBN 978-5-7598-0870-1

© Оформление. Издательский дом
Высшей школы экономики, 2011

Содержание

<i>Е.С. Вакуленко</i> Моделирование регистрируемых миграционных потоков между регионами Российской Федерации	5
<i>Е.А. Власова</i> Исследование динамических моделей общего экономического равновесия с финансовыми ограничениями	36
<i>Д.О. Волкова</i> Сравнительный анализ эффективности IPO банков России и Китая	64
<i>К.В. Галчёнкова</i> Взаимосвязь между индексом РТС и другими фондовыми индексами в докризисный и кризисный периоды.....	87
<i>В.А. Кочемировский</i> Гипотеза ожиданий как модель формирования временной структуры процентных ставок: тестирование на данных российского фондового рынка.....	113
<i>А.Ю. Кошелев</i> Дивидендная политика корпорации и ее влияние на рыночную стоимость компании.....	139
<i>Е.В. Левенец</i> Кредитование индивидуальных предпринимателей банками с государственным участием	157
<i>Л.И. Максютова</i> Рейтинговая модель уровня кредитного риска в разрезе регионов.....	180
<i>М.А. Масленникова</i> Влияние структуры собственности на эффективность деятельности на примере российских и бразильских компаний	209

<i>И.В. Пименова</i>	
Перколяционная модель финансового рынка и кризисы ликвидности	226
<i>Т.Д. Полиди</i>	
Оптимальное управление земельными ресурсами в городах	246
<i>А.В. Родионова</i>	
Исследование факторов, влияющих на доходность российских государственных ценных бумаг	269
<i>М.Ф. Смирнов</i>	
Факторы ценообразования акций на российском фондовом рынке	302
<i>А.Е. Ягафарова</i>	
Проблемы фискальной координации в монетарном союзе	324

Е.С. Вакуленко

Научные
руководители —
К.К. Фурманов,
Н.В. Мкртчян

Кафедра
математической
экономики
и эконометрики

Моделирование региструемых миграционных потоков между регионами Российской Федерации

На данный момент существует ряд исследований, посвященных эконометрическому анализу миграции в России, в которых предприняты попытки моделирования миграционных потоков между регионами.

В данной работе с использованием панельных данных 2001—2008 гг. о миграционных потоках между регионами, собираемых, но не публикуемых Федеральной службой государственной статистики РФ, оценена динамическая модель миграции между регионами.

Основной вывод работы заключается в том, что при построении эконометрической модели миграции следует учитывать изменчивость влияния различных социально-экономических характеристик на величину миграционных потоков, а также особую роль расстояния между регионами, которое не просто является фактором, отрицательно связанным с величиной потоков, а определяет тесноту и характер зависимости потока от социально-экономических характеристик.

В миграции населения отражаются события, происходящие в стране, и потому необходимо ее изучать и следить за ее динамикой [6]. С одной стороны, это один из основных индикаторов социально-экономической ситуации в стране и ее регионах, с другой — важнейший социально-экономический процесс, формирующий демографическую структуру населения, определяющий состояние региональных и локальных рынков труда. Для успешного проведения социально-экономической политики нужно уметь прогнозировать величину и направление миграционных потоков, что требует, в свою очередь, понимания особенностей внутрисроссийской миграции и факторов, ее определяющих, а также оценки ее последствий. Однако в современной России связь между миграцией и экономикой, факторы миграции остаются во многом неизученными, особенно это касается внутрисрос-

сийской миграции. Отсюда проблемы с прогнозированием трудовых ресурсов, социальной сферы, непонимание последствий миграции для отдельных регионов страны, проблемы с управлением.

В мировой литературе накоплен значительный опыт изучения внутренней миграции и ее моделирования, он обобщен в работе И.А. Алешковского [1]. В нашей стране в 1970—1980-е гг. изучением теоретического методологического аспекта внутренней миграции с использованием математического аппарата занимались многие исследователи: Т.И. Заславская, В.Д. Зайцев (1973), И.С. Матлин (1975), Т.Ю. Шулепкова (1979), Л.В. Корель, С.В. Тапилина, В.А. Трофимов (1988), А.Г. Коровкин (1989, [9]), О.В. Староверов (1978, 1997, 2002), М.Б. Денисенко (2004).

В современных исследованиях выделяются два основных направления, связанных с эмпирическим анализом внутренней миграции: 1) оценка гравитационных моделей внутренней миграции для разных стран, выбор объясняющих переменных, характеризующих различные аспекты регионов (А. Мулхерн и Дж. Ватсон [31], С. Хатак, А. Мулхерн и М. Ватсон [26]) и др.; 2) обоснование новых методов оценивания (Р. Фловерден и М. Айткин [23], П. Аллисон и Р. Ватерман [19]).

Особый интерес представляют некоторые результаты эконометрических исследований внутренней миграции в России. В работе А. Браун [22] было показано, что миграция не выполняет функцию сглаживания межрегиональных различий, поскольку она в основном происходит между успешными регионами. Работы Л. Корель и И. Корель [8] показали, что средний доход, цены на жилье и географическое положение оказывают значимое влияние на миграцию, в то время как безработица — незначимый фактор.

Исследованием изменения детерминант миграции при переходе от командной к рыночной экономике занимался японский экономист К. Кумо (2006), он показал, что в 1980-е гг. на внутреннюю миграцию в России воздействовали экономические стимулы, создаваемые государством, однако с переходом к рыночной экономике значительно усилилось влияние социально-экономических факторов развития регионов.

Т. Гербер [24; 25] показал, что неблагоприятная экономическая ситуация в регионе подвигает людей искать более привлекательные регионы с высокой реальной заработной платой, низкой безработицей и меньшим числом убыточных предприятий. Прирост реальной заработной платы положительно влияет на чистый миграционный поток, а изменение уровня безработицы не оказывает значимого воздействия.

С. Гуриев и Ю. Андриенко [3; 20] были первыми, кто оценил модифицированную гравитационную модель для России на основе панели данных с 1992 по 2003 г. Основные результаты их работы сводятся к следующему: миграционный поток положительно зависит от покупательной способности дохода в регионе прибытия и отрицательно — в регионе выбытия. Однако отток из региона положительно связан с уровнем дохода, что говорит о наличии финансовых ограничений для мигрантов из бедных регионов. Кроме того, миграционный поток отрицательно связан с расстоянием между регионами и положительно связан с населением, проживающим в регионах, что согласуется с предсказаниями гравитационной модели. Миграция в регион отрицательно зависит от уровня безработицы в нем.

А. Ощепков [14] показал, что на миграционные потоки между регионами влияют не только заработная плата и безработица, но и темпы роста последних.

Наконец, существует ряд работ, авторы которых занимались содержательным описанием процессов внутренней миграции, критическим анализом статистических источников (Т. Хелениак [27], Ж.А. Зайончковская [6], Н.В. Мкртчян (2005, [10; 11]), О.С. Чудиновских (2005), Л.Б. Карачурина [7], Андриенко и Гуриев [2]).

Информационной базой настоящего исследования послужили:

- данные о социально-экономических процессах в регионах России (доходы и заработная плата, занятость и рынок труда, обеспеченность жильем и социальной инфраструктурой и т.п.) за 2001—2008 гг.;
- матрицы межрайонной миграции размерностью 73 на 73¹ (так называемые шахматки) за 2001—2008 гг.;
- матрица расстояний между региональными центрами².

¹ Из рассмотрения были исключены: Республика Ингушетия, Республика Чечня и Чукотский автономный округ — из-за неполноты данных; девять автономных округов (Ненецкий, Коми-Пермяцкий, Ханты-Мансийский, Ямало-Ненецкий, Таймырский (Долгано-Ненецкий), Эвенкийский, Усть-Ордынский Бурятский, Агинский Бурятский, Корякский), входящих в состав более крупных регионов; Республика Дагестан, Кабардино-Балкарская Республика, Республика Калмыкия и Республика Северная Осетия — Алания из-за сомнительности описательных статистик основных исследуемых переменных для этих регионов.

² Расчеты производились Н.В. Мкртчяном и частично автором данной работы. Расстояние между региональными центрами рассчитывалось по расстоянию по железной дороге с помощью атласа железных дорог. Эта методика расчета была предложена Т.В. Татевосовым [17].

Факторы, объясняющие миграционные процессы

Основные переменные, которые будут участвовать в анализе, и их описательные статистики представлены в табл. 2 (см. Приложение). Для простоты анализа все переменные были разделены на содержательные блоки:

- 1) факторы базовой гравитационной модели;
- 2) характеристики населения региона;
- 3) характеристики рынка труда и уровня жизни населения;
- 4) характеристики обеспеченности жильем и рынка жилья;
- 5) характеристики качества жизни населения;
- 6) географические характеристики региона.

Эти блоки были выделены исходя из основных типов миграции: учебной, трудовой и брачной. Брачную миграцию сложно моделировать на макроуровне, поскольку неясно, какие характеристики региона соответствуют данному процессу.

Модель

В базовых работах по миграции оценивается модель, описывающая гравитационный закон пространственного взаимодействия, согласно которому «демографическая» сила притяжения между регионами прямо пропорциональна населению в регионе выбытия и регионе прибытия и обратно пропорциональна квадрату расстояния между регионами.

$$F_{ij} = k \frac{P_i^\alpha P_j^\beta}{D_{ij}^\gamma}, \quad (1)$$

где F_{ij} — сила притяжения между регионами I и j ; P_i — численность населения региона выбытия I ; P_j — численность населения региона прибытия j ; D_{ij} — географическое расстояние между центрами регионов I и j ; k — коэффициент пропорциональности, константа. Эту модель принято называть гравитационной, поскольку она аналогична существующему закону всемирного тяготения Ньютона в физике. Для того чтобы оценить модель, обычно логарифмируют обе части модели (1). Прделав это, получаем:

$$\ln F_{ij} = \ln k + \alpha \ln P_i + \beta \ln P_j - \gamma \ln D_{ij}. \quad (2)$$

В качестве зависимой переменной в данной модели обычно берут логарифм миграционного потока между регионами $\ln M_{ij}$. Параметры k, α, β, γ подлежат оцениванию.

Однако в дальнейших работах исследователи оценивали так называемую модифицированную гравитационную модель, в которую помимо стандартных факторов базовой гравитационной модели вносятся различные социально-демографические характеристики регионов.

$$\ln M_{ij} = c + \alpha' \ln Y_i + \beta' \ln Y_j - \gamma \ln D_{ij} + \varepsilon_{ij}, \quad (3)$$

где Y_i — это матрица наблюдений социально-демографических факторов региона выбытия; Y_j — факторы региона прибытия. В модели (3) возможна эндогенность, которая возникает в случае, когда факторы, вносимые в модель, определяются значениями зависимой переменной. Например, величина миграционного притока в некоторый регион предположительно зависит от уровня безработицы в нем, но и сам уровень безработицы меняется вследствие притока рабочей силы. В нашем исследовании для борьбы с эндогенностью было решено включать в модель значения объясняющих переменных с лагом в один год (метод, заимствованный из работ Андриенко и Гуриева [3; 20]. Этот технический момент содержательно интерпретируется: когда индивид принимает решение о смене места жительства, он ориентируется на характеристики регионов прошлого периода времени.

Как уже говорилось ранее, в силу ряда причин был выбран временной интервал 2001—2008 гг. Таким образом, мы располагаем панельными данными и можем воспользоваться их преимуществами. Однако здесь возникает вопрос, модель какого вида нужно оценивать: модель с детерминированными (FE) или со случайными (RE) индивидуальными эффектами. В данном случае выбирается модель FE. Основанием послужил проделанный тест Хаусмана, который показал, что ненаблюдаемые индивидуальные эффекты коррелируют со случайной ошибкой, следовательно, оценки RE будут несостоятельны. Кроме того, если содержательно подходить к выбору модели, то модель с детерминированными эффектами обычно используют тогда, когда выборка, с которой работают, по сути представляет собой генеральную совокупность. Это как раз наш случай, поскольку мы работаем почти со всеми регионами Российской Федерации.

Спецификация для модели с фиксированными индивидуальными эффектами (FE) выглядит следующим образом:

$$\ln M_{ij} = c + c_{ij} + \delta_i + \alpha' \ln Y_{i-1} + \beta' \ln Y_{j-1} + u_{ij}; \quad (4)$$

где δ_i — временные эффекты, которые учитывались в модели с помощью внесения в нее дамми-переменных на соответствующие года; u_{ij} — ошибка измерения. Все u_{ij} независимые и одинаково распределенные; $u_{ij} \sim iid(0; \sigma_u^2)$. c_{ij} — фиксированный эффект пары регионов i и j . Предполагаем также, что все Y_{i-1} , Y_{j-1} не зависят от u_{ij} . С помощью фиксированного эффекта моделируются ненаблюдаемые переменные, не меняющиеся во времени для пары регионов i и j . Ненаблюдаемыми переменными, которые влияют на миграционный поток, могут быть культурные, этнические, религиозные, родственные и прочие связи между регионами. В число ненаблюдаемых, но фиксированных эффектов, можно включить и величину издержек, которую несет индивид при миграции из региона i в регион j . Для оценки уравнения регрессии (4) применяют сначала оператор «within» (т.е. для каждой переменной вычитается среднее по времени значение, поэтому модель FE не позволяет оценивать инвариантные по времени переменные), а затем метод наименьших квадратов. Для учета гетероскедастичности в модели стандартные отклонения коэффициентов оцениваются в форме Уайта.

Проверка гипотезы о слиянии данных в панель по времени

Прежде чем строить модели на панельных данных, мы убедились, что для всего выбранного временного интервала можно принять одну модель миграции, т.е. во все периоды времени будут значимыми одни и те же факторы и эластичность миграционных потоков по этим факторам будет одинаковой. Оказалось, что данные не «сливаются» в панель по времени, поэтому было решено учесть изменение коэффициентов во времени с помощью тренда: $\beta_{j,t} = \alpha_{j,0} + \alpha_{j,1}t$. Для каждого фактора в модели вносится дополнительная переменная — произведение фактора с временным трендом. Конечно, этот вариант неидеален, поскольку здесь предполагается, что коэффициенты в модели меняются линейно, т.е. из года в год либо растут, либо снижаются. Однако предварительный анализ показал, что для такого варианта есть свои основания. Следовательно, модель можно представить следующим образом:

$$\ln M_{ij} = c \times trend_t + c_{ij} + \alpha' \ln Y_{i-1} + \phi' \ln Y_{i-1} \times trend_t + \beta' \ln Y_{j-1} + \phi' \ln Y_{j-1} \times trend_t + \varepsilon_{ij}. \quad (5)$$

Динамическая модель с изменяющимися во времени коэффициентами на панельных данных

Логично было бы предположить, что миграционный поток текущего периода зависит от миграционного потока предыдущего периода, т.е. выдвинуть гипотезу, что миграционный поток имеет инерцию. Это можно объяснить, например, так: мигранты, которые ранее переехали из региона i в регион j , налаживают социальные связи, осваивают новые места пребывания. Вновь приехавшие граждане могут рассчитывать на помощь в устройстве на работу, поиске жилья и удовлетворении других потребностей от ранее приехавших в этот регион их соплеменников. В случае учета инерции модель миграции между регионами будет иметь следующий вид:

$$\ln M_{jt} = \theta \ln M_{jt-1} + c \times trend_t + c_{jt} + \alpha' \ln Y_{it-1} + \phi' \ln Y_{it-1} \times trend_t + \beta' \ln Y_{jt-1} + \phi' \ln Y_{jt-1} \times trend_t + \varepsilon_{jt}. \quad (6)$$

Как и ранее, мы предполагаем, что коэффициенты в модели имеют линейный тренд. Модель (6) не может быть оценена теми же методами, что и модель с FE, поскольку такой метод оценивания приведет к несостоятельным оценкам: при применении оператора within первый регрессор $M_{jt-1} - \overline{M}_{jt}$ коррелирует с $\varepsilon_{jt} - \overline{\varepsilon}_{jt}$ (проблема эндогенности), потому что M_{jt-1} коррелирует с ε_{jt-1} , а значит, и с $\overline{\varepsilon}_{jt}$. Для того чтобы получить состоятельные оценки, нужно оценивать модель FE в первых разностях по времени с инструментальными переменными. В качестве инструментов в данной модели берутся лаги регрессоров. Этот способ оценивания получил название метода Ареллано — Бонда. Модель в первых разностях будет выглядеть так:

$$\Delta \ln M_{jt} = \theta \Delta \ln M_{jt-1} + c + \alpha' \Delta \ln Y_{it-1} + \phi' \Delta \ln Y_{it-1} \times trend_t + \beta' \Delta \ln Y_{jt-1} + \phi' \Delta \ln Y_{jt-1} \times trend_t + \Delta \varepsilon_{jt}, \quad (7)$$

где Δ — оператор взятия первых разностей, например, для расчета первых разностей для переменной Y_{it} , $\Delta Y_{it} = Y_{it} - Y_{it-1}$.

При оценке уравнения (7) предполагается, что ε_{jt} серийно не коррелируют. Это предположение тестируется. Модель оценивается с помощью обобщенного метода моментов (GMM), также называемого двухшаговым методом оценивания для системы из двух уравнений — (6) и (7).

При оценивании всех вышеприведенных моделей делалась поправка на возможную гетероскедастичность остатков. Для этого ковариационная матрица оценивалась методом Уайта. Оценка уравнения регрессии (7) проводилась в статистическом пакете STATA10.

После реализации процедуры Ареллано — Бонда были проведены два теста. Один из них — тест Саржана (Sargan) на валидность инструментов. С его помощью тестируется гипотеза о том, что выбранные инструментальные переменные не коррелируют с ошибкой. Второй тест (его называют также тестом Ареллано — Бонда) проверяет наличие автокорреляции в остатках.

Учет неоднородности регионов. Кластеризация регионов

Наивно полагать, что все пары регионов России описываются одной эконометрической моделью. Скорее всего есть пары, которые можно объединить одной моделью. Чтобы сформировать однородные группы пар регионов, необходимо выбрать признаки, по которым можно разделить регионы. При этом важно, чтобы в однородной группе по выбранному признаку мотивы людей, вызывающие миграционную активность, были одинаковыми, т.е. для поведения людей в пределах одной группы были существенны одни и те же факторы. Выбор факторов, по которым будет производиться кластеризация, сложен и субъективен. Нет методики, которая позволяла бы однозначно выявить факторы, определяющие кластеризацию. Поэтому следует прибегать к содержательному выбору признаков. Кроме того, нужно помнить, что единицей наблюдения является пара регионов, что также затрудняет выбор признака для кластеризации.

Выберем в качестве группирующего признака фактор «расстояние между регионами». Проводя такую кластеризацию, мы выдвигаем следующую гипотезу: мотивы людей, которые переезжают на близкие и дальние расстояния, разные. При этом на людей могут влиять одни и те же факторы, но чувствительность по ним скорее всего разная. Например, чтобы решиться переехать на дальнее расстояние от своего первоначального места жительства, нужно, чтобы факторы, которые влияют на миграцию, были еще более значимыми или у людей не было промежуточных возможностей (Стоуффер, 1955; см.: [1]). Если брать в качестве примера разницу в заработной плате, то она должна быть выше в случае, когда человек переезжает на большие расстояния. Это

согласуется с теоретической моделью: при переезде на более дальние расстояния человек несет сравнительно большие издержки миграции, следовательно, превышение в заработной плате должно быть больше. А значит, и чувствительность к изменению заработной платы у людей, переезжающих на разные расстояния, разная.

С точки зрения технической составляющей кластеризации расстояние — хороший признак, поскольку он не меняется во времени; это упрощает кластеризацию данных, имеющих панельную структуру.

С помощью метода кластеризации K -средних произведем кластеризацию пар регионов на K групп. Данный метод кластеризации имеет свои недостатки. Основной недостаток состоит в том, что неизвестно K , число групп, на которые следует разбивать. Попробуем варьировать K , а затем проделаем тест Чоу на равенство коэффициентов для близких по значениям группирующего признака классов. В случае если тест Чоу не отвергает гипотезу о равенстве коэффициентов, объединим две ближайшие группы.

Реализация процедуры кластеризации для пар регионов

В табл. 1 (см. Приложение) приведены группы, выделенные по расстояниям между регионами; рядом представлено значение R^2 -within. Видно, что самое высокое значение R^2 -within соответствует группам с самыми дальними расстояниями между регионами и группе с относительно близкими значениями. 20% наблюдаемых пар находятся на расстоянии до 1000 км друг от друга. Причем 14% из них — на расстоянии от 500 до 1000 км и 5,8% — на расстоянии меньше 500 км.

Теперь проанализируем численность мигрантов, переезжающих на различные расстояния. Оказывается, что на расстояние до 500 км переезжает 30% всех мигрантов (и это без учета внутрирегиональной миграции), на расстояние от 500 до 1000 км — 20%. Следовательно, на расстояние до 1000 км переезжает 50% всех межрегиональных мигрантов в России. Если посмотреть на перемещение людей на более чем 1000 км, то можно заметить, что численность мигрантов существенно падает с увеличением расстояния. В самой последней группе по расстоянию (свыше 10 000 км) всего 2,5% мигрантов. Таким образом, большинство людей склонны если уж менять место жительства, то на какое-нибудь близкое с первоначальным местом проживания. Это хорошо согласуется с теорией. При переезде на большие расстояния люди несут высокие издержки, как прямые (стоимость переезда,

транспортные издержки и т.д.), так и косвенные (смена работы, потеря социальных связей и т.д.). Следовательно, миграция населения обратно зависит от расстояния между регионами.

Результаты оценивания модели миграции с динамикой в коэффициентах для разных кластеров

Рассмотрим модели с динамикой в коэффициентах отдельно для пар регионов, находящихся на разных расстояниях. Проанализируем коэффициенты, демонстрирующие выраженную динамику (см. табл. 3). В модели для пар регионов, находящихся на расстоянии до 500 км, динамику имеют коэффициенты переменных, характеризующих *рынок жилья*: доступность жилья и ввод в действие новых квартир в принимающем регионе. Миграционный поток в регионы с менее доступным жильем меньше, со временем чувствительность к показателю доступности жилья растет. Этот факт можно расценить как барьер миграции населения. Эластичность по показателю «ввод новых квартир в принимающем регионе» снижается, но остается положительной, что говорит о большем миграционном потоке в те регионы, однако со временем этот эффект снижается. Вероятнее всего, это связано с ростом недоступности нового жилья. В тех регионах, в которых вводит жилье, есть необходимость в нем, а значит, есть и спрос, который вызывает рост цен на жилье и, как следствие, рост недоступности. Для регионов, находящихся на расстоянии от 500 до 1000 км, ввод в действие квартир в регионе выбытия оказывает тот же эффект.

На миграционные процессы населения для пар регионов, отстоящих на расстоянии до 500 км, оказывают влияние также характеристики *уровня жизни и рынка труда*. Коэффициент при переменной «разница в средних сопоставимых заработных платах»³ отрицательный и со временем уменьшается. Это означает, что чем меньше заработная плата в регионе прибытия по сравнению с регионом выбытия, тем меньше будет миграционный поток. И следовательно, будет выше миграционный поток в те регионы, в которых уровень заработных плат выше. Чувствительность миграции к разнице в заработных платах растет со временем. Так же ведет себя этот показатель для пар регионов на

³ Сопоставимая заработная плата — отношение средней месячной заработной платы к величине прожиточного минимума в регионе.

расстоянии от 500 до 1000 км. Однако для пар регионов на расстоянии до 500 км эластичность по данному показателю больше: $-0,354$ против $-0,29$.

Интересно влияние темпа роста реальных заработных плат и темпа роста средних душевых доходов. Для пар регионов на расстоянии до 500 км чувствительность миграции к темпам роста реальных заработных плат в регионе выбытия падает. Если в начале периода мигранты уезжали из регионов, в которых этот показатель был выше, то со временем из этих регионов миграционные потоки стали снижаться. Для показателя «темпа роста реальных среднедушевых доходов» как в регионе выбытия, так и в регионе прибытия наблюдается рост эластичности. Причем чем выше этот показатель и в регионе выбытия, и в регионе прибытия, тем выше будет миграционный поток, т.е. данный показатель является одновременно фактором притяжения и выталкивания. Это можно объяснить тем, что население в регионах с более высокими темпами роста реальных доходов более мобильно. На регионы, расстояние между которыми от 500 до 1000 км, темп роста реальных среднедушевых доходов в регионе выбытия оказывает такое же воздействие.

Что касается высокого уровня безработицы в регионе прибытия для пар регионов на расстоянии до 500 км, то этот фактор отталкивает мигрантов. Если в начале 2000-х гг. этот показатель, наоборот, был притягивающим, т.е. больше людей ехало в те регионы, где уровень безработицы выше, то со временем ситуация изменилась. Эластичность по уровню безработицы в регионе прибытия имеет отрицательную динамику. Повышенный коэффициент напряженности на рынке труда (отношение численности безработных к числу заявленных вакансий) — тоже фактор, отталкивающий мигрантов. Со временем эластичность миграции по данному показателю растет, т.е. миграционные потоки становятся более чувствительными к коэффициенту напряженности. Высокое значение этого коэффициента в регионе выбытия «выталкивает» население из региона, т.е. чем больше в нем безработных на одну вакансию, тем больше исходящий миграционный поток. Эластичность данного показателя — $-0,05$, и она, как видно из модели, не имеет линейного тренда.

Для пар регионов на расстоянии от 500 до 1000 км уровень безработицы в регионе выбытия также является значимым фактором. Эластичность по этому показателю положительная, но она снижается со временем. Следовательно, миграция выше из регионов с более высоким уровнем безработицы и с более высоким значением коэффици-

ента напряженности на рынке труда. Кроме того, для этих регионов оказался значимым коэффициент напряженности на рынке труда в регионе прибытия. Миграционный поток меньше в те регионы, где коэффициент напряженности выше. Эластичность этого показателя не менялась со временем.

Представляет интерес также динамика эластичностей некоторых факторов в блоке «*качество жизни населения*». Переменная «численность студентов вузов» является фактором притяжения мигрантов в регионы, со временем эластичность по этому показателю растет. Рост чувствительности миграционных потоков к образовательным услугам в регионе может быть вызван принятием новых правил поступления в вузы (введение ЕГЭ). Заметим, что такой же результат был получен для пар регионов, находящихся на расстоянии до 1000 км и от 8000 до 10 000 км. Однако эластичность по этому показателю выше на более близких расстояниях: 0,2 — для регионов до 1000 км против 0,09 — для пар регионов на расстоянии от 8000 до 10 000 км.

Важный показатель качества здравоохранения в регионе — коэффициент младенческой смертности. При «близкой» миграции до 500 км миграционные потоки ниже в те регионы, где коэффициент младенческой смертности выше. Со временем эластичность по этому показателю растет по модулю, что говорит о росте чувствительности миграции на короткие расстояния к качеству здравоохранения в регионе и иным показателям качества жизни.

По показателю «уровень сотовой связи в регионе выбытия» следует отметить снижение эластичности. Миграционный поток из регионов с более высоким уровнем сотовой связи в начале периода был выше, однако с течением времени эластичность снижалась, и в итоге стала отрицательной, т.е. миграция из регионов с более высоким уровнем сотовой связи стала ниже. Это можно объяснить насыщением регионов услугами сотовой связи. Начиная с 2000-х гг. показатель сотовой связи из года в год стремительно рос. На сегодняшний день доступность услуг сотовой связи достигла такого уровня, что она не является индикатором престижного потребления или иного качества жизни. Со временем региональные различия по уровню сотовой связи стали снижаться, соответственно снизилась и роль этого фактора в объяснении миграционных потоков между регионами.

Проанализируем результаты, которые получились для пар регионов, **находящихся на дальних расстояниях**. Для них значимым оказывается очень ограниченный набор переменных. Интересный результат

был получен для пар регионов, удаленных друг от друга на 8000—10 000 км. Выяснилось, что они отличаются большей миграцией в регионы с менее доступным жильем. Если в начале периода наблюдался обратный эффект, такой же, как и на коротких расстояниях, то с течением времени ситуация в корне изменилась. Этот факт можно объяснить следующим образом. Люди, которые переселяются на большие расстояния, должны иметь для этого сильную мотивировку. И поэтому даже недоступность жилья в тех местах, где они хотели бы жить, не может их остановить. Они тщательнее готовятся к переезду, в том числе долго копят средства на жилищное обустройство (например, переселяющиеся с Севера, Дальнего Востока).

Как и на коротких расстояниях, миграция на расстояния от 8000 до 10 000 км чувствительна к уровню сотовой связи, причем эта чувствительность со временем росла. Миграция ниже из тех регионов, где уровень сотовой связи выше.

Кроме того, миграция на большие расстояния чувствительна к доле убыточных предприятий и темпам роста реальной заработной платы в регионах выбытия. Эластичность по этим переменным со временем снижалась для пар регионов на расстоянии 8000—10 000 км. Отметим также, что фактор «доля убыточных предприятий» является фактором оттока населения и для пар регионов, находящихся на расстоянии более 10 000 км. Этот показатель характеризует экономическую ситуацию в регионе. Если в нем много убыточных предприятий, это может привести к увольнению сотрудников, безработице, нехватке рабочих мест, а значит, невозможности заработать средства для проживания.

Рассмотрим факторы миграции для самых дальних пар регионов, более 10 000 км. Из полученных результатов следует, что миграционные потоки больше в те регионы, где заработная плата выше. Эластичность по этому показателю со временем растет, что говорит о росте чувствительности миграции к разнице в заработных платах. Здесь стоит отметить, что чувствительность к этой разнице для пар регионов, находящихся на значительных расстояниях, намного больше, чем на коротких: $-1,327$ против $-0,354$. Люди, переезжающие на большие расстояния, несут существенные издержки, как прямые (связанные с переездом, устройством на новую работу), так и косвенные (потеря социальных связей, отрыв от «насиженных» мест, удаление от родственников и т.д.). Таким образом, переезд на большие расстояния сопровождается не только одновременными затратами, но и последующими издержками (например, поездки к родственникам на расстояние более

чем 10 000 км). Поэтому чувствительность к заработным платам при переезде на большие расстояния выше.

Миграция на большие расстояния испытывает на себе влияние и разницы в среднедушевых доходах. При этом миграционные потоки больше в регионы с более низкими среднедушевыми доходами и из регионов с более высокими среднедушевыми доходами. Эластичность по данному показателю растет: с одной стороны, миграция на большие расстояния выше в регионы с более высокими заработными платами, но с другой — чем выше разница между среднедушевыми доходами в регионах выбытия и прибытия, тем больше миграция из региона выбытия. Этот факт можно интерпретировать как ограничение ликвидности, о котором говорили Андриенко и Гуриев в своей работе [20]. Они показали, что из бедных регионов уехать очень сложно, поскольку у людей нет возможности понести высокие издержки миграции. А для переезда на значительные расстояния издержки миграции еще больше, поэтому чем выше среднедушевые доходы, тем больше возможностей у мигрантов совершить переезд.

Результаты оценивания динамической модели с изменяющимися во времени коэффициентами для разных кластеров на панельных данных

Рассмотрим результаты оценивания динамической модели. Построенные динамические регрессии на панельных данных должны тестироваться двумя видами тестов. Тест Саржана на валидность инструментов показал, что на 5%-ном уровне значимости гипотеза о валидности инструментов не отвергается. Второй тест, тест Ареллано — Бонда на автокорреляцию остатков, показал, что автокорреляции второго порядка $AR(2)$ в остатках (на 5%-ном уровне значимости) нет. Наличие в остатках $AR(1)$ допускается, поскольку она появляется там технически (в отличие от $AR(2)$, которая недопустима, поскольку в случае $AR(2)$ оценки метода GMM будут несостоятельными [21]). Отметим, что нам удалось подобрать спецификацию модели и инструменты, чтобы модель удовлетворяла формальным требованиям, в то время как динамическая модель миграции на панельных данных, построенная в работе Андриенко и Гуриева [3], не прошла эти тесты. Авторы объясняют это низким качеством исходных данных либо неверно выбранной спецификацией модели. Их динамическая модель миграции имеет несостоятельные оценки.

Проанализируем результаты, полученные по динамической модели миграции (см. табл. 4 в Приложении). Самое важное — это то, что на коротких расстояниях до 1000 км миграция имеет инерцию, поскольку миграционный поток предыдущего периода положительно влияет на миграцию следующего периода. Эластичность миграции по своему предыдущему значению составляет 0,11% для пар регионов на расстоянии до 1000 км и 0,8% — для регионов, удаленных друг от друга на 500—1000 км. А вот для пар регионов, находящихся на расстоянии от 8000 и до 10 000 км и свыше 10 000 км, запаздывание миграции в модели оказывается незначимым. Следовательно, для пар регионов, удаленных на большие расстояния друг от друга, не наблюдается никаких инерционных процессов (табл. 4 в Приложении).

Проанализируем другие полученные результаты по динамической модели. В целом они очень сходны с результатами по нединамической модели, построенной на панельных данных с изменяющимися во времени коэффициентами, как по значимости коэффициентов, так и по их значениям. Однако есть и некоторые различия. В частности, для пар регионов, расположенных на расстоянии до 1000 км друг от друга, эластичность миграции по уровню безработицы не изменяется во времени. Миграционный поток меньше в регионы с более высоким уровнем безработицы. При увеличении уровня безработицы в регионе прибытия на 1% миграционный поток уменьшится на 0,063%. Эластичность по показателю «численность студентов в вузах» в регионе прибытия положительна и не меняется во времени. В предыдущей модели этот показатель имел растущую динамику. Других различий для моделей миграции на близкие расстояния выявлено не было.

Для моделей миграции на расстояния от 8000 до 10 000 км оказались незначимыми факторы «численность студентов вузов» и «уровень сотовой связи», которые ранее были значимыми. А для моделей миграции на расстояния свыше 10 000 км незначимой стала разница в средних заработных платах, но разница в среднедушевых доходах осталась значимой. Появился и еще один значимый фактор — темп роста реальных доходов в регионе прибытия. Миграционный поток на дальние расстояния больше в те регионы, в которых темп роста реальных доходов выше. Кроме того, оказалось, что доля убыточных предприятий в регионе выбытия не оказывает влияния на миграцию на большие расстояния.

Заключение

Итоги проведенного исследования прежде всего базируются на новизне подхода и методологических особенностях. Отметим наиболее важные из них.

1. В работе проанализирована методология учета миграции на территории Российской Федерации. На основании этого сделан вывод о несопоставимости временных рядов миграции до и после 1996 г. (Ранее в исследованиях, посвященных России, при построении модели миграции этот факт не учитывался.) Приняты во внимание важнейшие методологические тонкости учета внутренних мигрантов и выбран наиболее подходящий период для анализа. Использована актуальная на текущий период времени информация.

2. В работе описаны и структурированы исследования в области миграции в зарубежных странах и в России. В результате анализа выбран перечень наиболее часто используемых в моделировании факторов миграции. Кроме того предложены факторы, которые ранее не использовались, например фактор доступности жилья.

3. Построена динамическая модель миграции, которая удовлетворяла необходимым формальным требованиям. Показано, что миграции между парами регионов, находящимися на очень больших расстояниях, не присуща инерционность, в отличие от пар близко-расположенных регионов.

4. Проведенная в исследовании проверка слияния данных в панель по времени показала, что коэффициенты модели нельзя считать одинаковыми в разные временные периоды. С учетом этого построена модель с изменяющимися во времени коэффициентами. Выявлены факторы, эластичность по которым менялась с течением времени, и предложены объяснения динамики коэффициентов.

5. В работе предприняты попытки учесть неоднородность пар регионов. Была предложена кластеризация регионов по расстоянию между центрами регионов. Оказалось, что для пар регионов, находящихся на разных расстояниях, модели миграции разные. Полученный впервые результат о различных моделях миграции для населения регионов, расположенных друг от друга на разных расстояниях, может стать важным для практики управления процессами внутренней миграции. Вместо того чтобы пытаться стимулировать переселение между отдаленными частями страны, например, из Европейской части России — в Сибирь

и на Дальний Восток, лучше подумать о возможности стимулирования миграции на сравнительно небольшие расстояния, например в центры экономически успешных регионов (Красноярск, Новосибирск) из близлежащих регионов с напряженной ситуацией на рынке труда.

6. В ходе исследования выявлено, что основными переменными, которые вносят наибольший вклад в объяснение регистрируемой миграции, являются характеристики жилья, такие как ввод в действие новых квартир и доступность жилья в регионе прибытия, разница в заработных платах в регионах выбытия и прибытия, разница в уровнях доходов, доля убыточных предприятий в регионе и уровень безработицы.

Миграционные процессы нужно изучать, поскольку они отображают происходящие в стране перемены. Миграция — это индикатор реальных социально-экономических процессов в человеческом преломлении (так как люди «голосуют ногами»), показатель социально-экономической обстановки в регионе, реакция на реформы в различных их проявлениях. Чтобы управлять этим процессом, избегать негативных последствий для страны и ее регионов, нужно знать, чем он определяется, на какие факторы в первую очередь реагирует. В данной работе была предпринята попытка уточнить и углубить знания о процессах внутренней миграции в России, опираясь на более надежные данные и более гибкую эконометрическую модель (по сравнению с предыдущими исследованиями). В целом поставленные в начале исследования задачи были решены, а разработанная эконометрическая модель позволила получить результаты, имеющие научную ценность и новизну.

Источники

1. *Алешковский И.А.* Детерминанты внутренней миграции населения: анализ отечественных и зарубежных исследований. М.: МАКС Пресс, 2006.
2. *Андриенко Ю., Гуриев С.* Анализ миграции в России. (Серия «Аналитические разработки и отчеты».) № 23. ЦЭФИР. 2006а.
3. *Андриенко Ю., Гуриев С.* Разработка прикладной модели внутренних и внешних миграционных потоков населения для регионов Российской Федерации. Отчет по проекту в рамках Программы поддержки независимых экономических аналитических центров. МОНФ, ЦЭФИР, 2006б.
4. *Гончаренко А.Б., Староверов О.В.* Мобильность населения и качество жизни // Экономика и математические методы. 2002. Т. 38. № 1. С. 24—35.
5. Демографический энциклопедический словарь. М.: Советская энциклопедия, 1985.

6. *Зайончковская Ж.А.* Миграция населения России как зеркало социально-экономических перемен // Демографическое развитие России и его социально-экономические последствия: Материалы Международной научной конференции. Сб. материалов секции «Проблемы миграции населения». Москва, 15—16 дек. 1994 г. С. 6—18.
7. *Карачурина Л.* Межрегиональная миграция и социально-экономическая дифференциация пространства современной России // Проблемы прогнозирования. 2006. № 3.
8. *Корель И., Корель Л.* Миграционные и макроэкономические процессы в постсоциалистической России: региональный аспект. РПЭИ Фонд Евразия, 1999.
9. *Коровкин А.Г.* Динамика занятости и рынка труда: вопросы макроэкономического анализа и прогнозирования. М.: МАКС Пресс, 2001.
10. *Мкртчян Н.* Миграция в России: западный дрейф // Демоскоп Weekly. 2005. № 185—186.
11. *Мкртчян Н.В.* Миграционная мобильность в России: оценки и проблемы анализа // SPERO. 2009. № 11. С. 149—164.
12. *Моисеев В.М.* Внутренняя миграция населения. М.: Экономический факультет МГУ: ТЕИС, 2004
13. Население России 2007. Пятнадцатый ежегодный демографический доклад / отв. ред. А.Г. Вишневский. ГУ ВШЭ, 2009.
14. *Ощепков А.Ю.* Межрегиональная миграция: равновесный подход. Исследовательский грант Научного фонда ГУ ВШЭ. 2008.
15. Регионы России: стат. сб.: в 2 т. Госкомстат России. 2001. М., 2001.
16. Регионы России. Социально-экономические показатели. 2009: стат. сб. Росстат. М., 2009.
17. *Татевосов Т.В.* Исследование пространственных закономерностей миграции населения. Статистика миграции населения. М.: Статистика, 1973.
18. *Чудиновских О.С.* Учет миграции в России: причины и последствия кризиса // Демоскоп Weekly, 2005.
19. *Allison P., Waterman R.* Fixed Effects Negative Binomial Regression Models // Sociological Methodology. 2002. No. 32. P. 247—265.
20. *Andrienko Y., Guriev S.* Determinants of Interregional Mobility in Russia. Evidence from Panel Data // Economics of Transition. 2004. Vol. 12. No.1. P. 1—27.
21. *Arellano M., Bond S.* Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations // The Review of Economic Studies. 1991. Vol. 58. No. 2. P. 277—297.
22. *Brown A.* The Economic Determinants of Internal Migration Flows in Russia during Transition. WDI WP. No. 89. 1997.
23. *Flowerdew R., Aitken M.* A Method of Fitting the Gravity Model Based on the Poisson Distribution // Journal of Regional Science. 1982. Vol. 22. No. 2.

24. *Gerber T.* Regional Migration Dynamics in Russia since the Collapse of Communism. University of Arizona. Mimeo, 2000.
25. *Gerber T.* Regional Economic Performance and Net Migration Rates in Russia, 1993—2002 // *International Migration Review*. 2006. Vol. 40. No. 3. P. 661—697.
26. *Ghatak S., Mulhern A., Watson J.* Inter-Regional Migration in Transition Economies: The Case of Poland // *Review of Development Economics*. 2008. Vol. 12. No. 1. P. 209—222.
27. *Heleniak T.* Migration from the Russian North During the Transition Period. Social Protection Discussion Paper Series. World Bank. 1999.
28. *Hsiao C.* Analysis of Panel Data. Cambridge: Cambridge University Press, 1999.
29. *Kumo K.* Interregional Population Migration in Russia: Using an Origin to Destination Matrix. DP Series A. No. 483. The Institute of Economic Research, Hitotsubashi University. Tokyo, 2006.
30. *Long J.S., Freese J.Y.* Regression Models for Categorical Dependent Variables Using Stata. A Stata Press Publication Stata Corporation College Station. Texas, 2001.
31. *Mulhern A., Watson J.* Spanish Internal Migration: Is There Anything New to Say? // *Spatial Economic Analysis*. 2009. Vol. 4. Iss. 1. P. 103—120.
32. *Stock J.H., Watson M.W.* Heteroskedasticity-Robust Standard Errors for Fixed Effects Panel Data Regression. NBER Technical Working Paper. No. 323. 2006.

Приложение

Таблица 1. Разбиение пар регионов на группы по расстоянию

Номер группы	Минимальное расстояние между парами регионов, км	Максимальное расстояние между парами регионов, км	R^2 -within	Количество пар регионов	Доля пар регионов, %	Доля мигрантов за период 1996–2008 гг., %
1	50	500	0,26	350	5,83	30,32
2	500	1080	0,11	854	14,21	20,50
3	1087	2022	0,09	1320	21,98	18,87
4	2026	3186	0,05	1046	17,42	10,67
5	3204	4585	0,06	704	11,72	6,95
6	4593	6094	0,07	530	8,82	4,03
7	6111	7891	0,08	376	6,26	2,96
8	7941	9985	0,13	452	7,53	3,20
9	10 025	13621	0,19	374	6,23	2,49

Таблица 2. Дескриптивные статистики переменных в модели

Переменные	Описание переменных	Количество наблюдений (пар регионов)	Среднее значение	Стандартное отклонение	Минимальное значение	Максимальное значение
Факторы базовой гравитационной модели						
Миграция	Миграционный поток из региона i в регион j	90 090	171,6384	550,2828	0	31 291
Население	Среднегодовая численность населения	114 114	1854,319	1577,652	49,892	10 509
Характеристики населения регионов						
Городское	Удельный вес городского населения в общей численности населения на 1 января, %	114 114	69,30	12,49	23,6	100
Молодые	Население моложе трудоспособного возраста, % от общей численности населения в регионе на 1 января	114 114	20,95	4,62	12,3	37,1
Характеристики рынка труда и уровня жизни населения						
Безработица	Среднегодовой уровень безработицы по методологии МОТ, %	89 859	9,97	4,79	0,77	31,97
Коэффициент напряженности	Численность незанятых граждан, зарегистрированных в государственных учреждениях службы занятости населения, в расчете на одну заявленную вакансию	102 102	10,74	24,23	0,3	467,5

Продолжение табл. 2

Переменные	Описание переменных	Количество наблюдений (пар регионов)	Среднее значение	Стандартное отклонение	Минимальное значение	Максимальное значение
Заработная плата	Среднемесячная начисленная заработная плата работников организаций в рублях, скорректированная на величину минимального прожиточного минимума в IV квартале для всего населения	76 596	1,74	1,18	0,0007	7,27
Доходы	Среднедушевые денежные доходы населения в месяц в рублях, скорректированные на величину прожиточного минимума в регионе в IV квартале для всего населения	82 602	1,41	1,10	0,0007	6,06
Темп роста зарплаты	Реальная заработная плата, % к предыдущему году	85 176	104,41	14,83	52	152,1
Темп роста доходов	Реальные денежные доходы, % к предыдущему году	91 260	104,64	12,95	62,1	172
Убыточные предприятия	Удельный вес убыточных предприятий и организаций, % от общего числа предприятий и организаций (по данным бухгалтерской отчетности)	103 350	39,54	14,30	1,9	85,5
Характеристики обеспеченности жильем и рынка жилья						
Ввод квартир	Ввод в действие квартир в регионе	114 037	7231,47	8979,07	8	83 026

Доступность жилья	Коэффициент доступности жилья: отношение цены 1 кв. м жилья к месячному среднему доходу в регионе	74 459	3,32	1,26	0,36	11,16
Обеспеченность жильем	Обеспеченность населения жильем (площадь жилищ, приходящаяся в среднем на одного жителя) на конец года, кв. м	90 090	19,78	2,76	12,1	30,8
Характеристики качества жизни населения						
Младенческая смертность	Коэффициент младенческой смертности (число детей, умерших в возрасте до одного года на 1000 родившихся)	114 114	15,38	4,87	4,28	42,1
Продолжительность жизни	Ожидаемая продолжительность жизни при рождении в годах (все население, оба пола)	114 114	65,54	2,88	53,76	74,37
Врачи	Численность врачей на 10 000 человек населения на конец года, человек	114 114	44,36	10,18	26,8	95,3
Больничные койки	Число больничных коек на 10 000 человек населения на конец года	114 114	126,64	22,46	68,1	252,4
Преступность	Число зарегистрированных преступлений на 10 000 человек населения на конец года	113 421	1965,49	678,15	430	4941
Загрязнения	Выбросы загрязняющих веществ в атмосферный воздух от стационарных источников, тыс. т	112 651	285,01	498,89	1	4179
Численность студентов	Численность студентов государственных и негосударственных вузов на начало учебного года, тыс. человек	107 800	61,21	112,34	0	1312,7

Переменные	Описание переменных	Количество наблюдений (пар регионов)	Среднее значение	Стандартное отклонение	Минимальное значение	Максимальное значение
Сотовая связь	Число зарегистрированных абонентских терминалов сотовой связи на конец года, тыс.	52 822	1422,49	3492,52	0,1	33961,8
Географические характеристики региона						
Зимняя температура	Средняя зимняя (январская) температура столицы региона	114 114	-13,03	7,31	-40	5
Летняя температура	Средняя летняя (июньская) температура столицы региона	114 114	18,87	3,51	8	30
Расстояние	Расстояние между столицами (центрами) регионов по железным дорогам, км, рассчитанных по атласу железных дорог	114 114	3628,08	3103,93	50	13 621

Таблица 3. Результаты оценки модифицированной гравитационной модели с динамикой в коэффициентах

Переменные****	Группа близких (<= 500 км) пар регионов, 2002 г.		Группа близких (<= 500 км) пар регионов, 2008 г.		Группа далеких (> 10 000 км) пар регионов, 2002 г.		Группа далеких (> 10 000 км) пар регионов, 2008 г.	
	Коэф.	Станд. ошибка	Коэф.	Станд. ошибка	Коэф.	Станд. ошибка	Коэф.	Станд. ошибка
Население								
Население (<i>i</i>)	3,910***	1,167	4,374***	1,191	3,755	2,554	3,801	2,666
Население (<i>j</i>)	-1,541	1,378	-1,495	1,400	3,598	2,294	3,839	2,571
Городское (<i>i</i>)	0,649	0,500	0,692	0,535	1,012	0,894	-0,530	1,136
Городское (<i>j</i>)	-1,003**	0,487	-1,434***	0,462	-0,035	0,857	-0,763	1,037
Молодые (<i>i</i>)	0,233	0,669	0,610	0,710	0,307	2,626	0,622	1,883
Молодые (<i>j</i>)	0,632	0,586	0,502	0,619	-0,068	1,562	-3,503**	1,487
Рынок труда								
Безработица (<i>i</i>)	-0,008	0,030	-0,015	0,033	-0,037	0,146	0,121	0,128
Безработица (<i>j</i>)	0,049	0,035	-0,000	0,032	-0,045	0,134	0,019	0,099
Коэффициент напряженности (<i>i</i>)	-0,024	0,024	0,015	0,027	-0,172**	0,085	-0,104*	0,059
Коэффициент напряженности (<i>j</i>)	-0,026	0,024	-0,106***	0,024	0,110	0,076	0,051	0,093
Разница сопоставимых зарплат	-0,091	0,094	-0,364**	0,158	0,349	0,333	-0,776**	0,392

Переменные****	Группа близких (< 500 км) пар регионов, 2002 г.		Группа близких (< 500 км) пар регионов, 2008 г.		Группа далеких (> 10 000 км) пар регионов, 2002 г.		Группа далеких (> 10 000 км) пар регионов, 2008 г.	
	Коэф.	Станд. ошибка	Коэф.	Станд. ошибка	Коэф.	Станд. ошибка	Коэф.	Станд. ошибка
Разница сопоставимых доходов	-0,044	0,081	0,145	0,112	-0,180	0,165	0,868**	0,365
Темп роста зарплаты (i)	0,190	0,230	0,139	0,271	0,018	0,695	-0,179	0,692
Темп роста зарплаты (j)	0,268	0,208	-0,246	0,287	1,111***	0,357	-0,982	0,854
Темп роста доходов (i)	-0,091	0,197	0,428***	0,154	1,001	0,973	0,144	0,665
Темп роста доходов (j)	-0,212	0,196	0,335*	0,172	-0,096	0,309	0,246	0,482
Убыточные предприятия (i)	0,177**	0,070	0,060	0,074	0,493*	0,270	0,312	0,200
Убыточные предприятия (j)	-0,037	0,084	-0,156**	0,076	-0,022	0,263	-0,879***	0,128
Рынок жилья								
Ввод квартир (i)	0,026	0,034	-0,035	0,035	0,111	0,081	0,200***	0,059
Ввод квартир (j)	0,091**	0,041	-0,075**	0,033	0,128**	0,062	-0,041	0,067
Доступность жилья (i)	-0,002	0,049	0,051	0,059	-0,028	0,107	0,104	0,130
Доступность жилья (j)	0,014	0,054	-0,231***	0,048	-0,102	0,132	-0,240	0,197

Обеспеченность жильем (<i>i</i>)	-0,284	0,696	-0,105	0,609	-4,459**	1,820	-2,824*	1,510
Обеспеченность жильем (<i>j</i>)	2,693***	0,617	2,880***	0,509	-0,172	2,651	-1,390	2,374
Качество жизни								
Продолжительность жизни (<i>i</i>)	0,232	0,978	-0,987	0,862	4,858*	2,932	1,200	2,325
Продолжительность жизни (<i>j</i>)	1,068	0,987	0,518	0,865	2,147	2,262	3,615	3,008
Больничные койки (<i>i</i>)	0,020	0,134	0,239*	0,128	0,619	0,541	0,462	0,342
Больничные койки (<i>j</i>)	0,472***	0,131	0,210	0,142	1,105*	0,586	1,120**	0,482
Врачи (<i>i</i>)	0,344	0,266	0,209	0,273	-0,971	0,696	-0,369	0,639
Врачи (<i>j</i>)	0,560**	0,279	0,644**	0,295	-0,141	0,803	0,038	0,711
Младенческая смертность (<i>i</i>)	0,005	0,071	0,092*	0,051	-0,115	0,243	-0,069	0,140
Младенческая смертность (<i>j</i>)	0,138*	0,078	-0,208***	0,049	-0,180	0,135	-0,085	0,123
Численность студентов (<i>i</i>)	-0,056	0,060	-0,172**	0,070	0,079	0,190	-0,042	0,216
Численность студентов (<i>j</i>)	-0,004	0,048	0,135*	0,079	0,159	0,164	-0,020	0,268
Преступность (<i>i</i>)	-0,050	0,051	-0,033	0,047	-0,112	0,173	-0,278	0,173
Преступность (<i>j</i>)	0,127**	0,058	0,056	0,050	-0,092	0,190	0,208	0,155

Переменные****	Группа близких (< 500 км) пар регионов, 2002 г.		Группа близких (< 500 км) пар регионов, 2008 г.		Группа далеких (> 10 000 км) пар регионов, 2002 г.		Группа далеких (> 10 000 км) пар регионов, 2008 г.	
	Коэф.	Станд. ошибка	Коэф.	Станд. ошибка	Коэф.	Станд. ошибка	Коэф.	Станд. ошибка
Загрязнения (<i>i</i>)	0,038	0,038	0,026	0,037	-0,515***	0,124	-0,360***	0,137
Загрязнения (<i>j</i>)	0,105***	0,032	0,131***	0,034	0,196	0,129	0,169	0,130
Сотовая связь (<i>i</i>)	0,049***	0,014	-0,062*	0,034	0,055	0,034	0,087	0,077
Сотовая связь (<i>j</i>)	-0,024**	0,012	-0,026	0,029	0,099***	0,034	0,171*	0,094
Тренд	0,433	1,304	0,433	1,304	5,838**	2,622	5,838**	2,622
Константа	-51,367*	27,685	-48,767*	26,351	-130,094***	35,379	-95,068**	37,719
R ² -within	0,32				0,25			
R ² -between	0,0021				0,38			
R ² -overall	0,0021				0,35			
Число наблюдений (NT)	2282				1525			

* На уровне 10%; ** На уровне 5%; *** Коэффициент значим на уровне 1%.

**** Все переменные включены в модель в логарифмированном виде, индексе *i* соответствует характеристикам региона выбытия, индексе *j* — характеристикам региона прибытия (то же относится к табл. 4).

В таблице не приведены оценки линейного тренда в коэффициентах. Вместо этого приводятся оценённые значения коэффициентов и их стандартные ошибки для 2002 и 2008 гг. Стандартные ошибки рассчитывались с учетом возможной корреляции случайной составляющей в наблюдениях, соответствовавших одинаковым регионам выбытия.

Таблица 4. Результаты оценивания динамической модели с динамикой в коэффициентах

Переменные	Группа близких (<= 500 км) пар регионов, 2002 г.		Группа близких (<= 500 км) пар регионов, 2008 г.		Группа далеких (>= 10 000 км) пар регионов, 2002 г.		Группа далеких (>= 10 000 км) пар регионов, 2008 г.	
	Коэф.	Станд. ошибка	Коэф.	Станд. ошибка	Коэф.	Станд. ошибка	Коэф.	Станд. ошибка
Миграция ($t-1$)	0,078**	0,033	0,078**	0,033	0,011	0,045	0,011	0,045
Население								
Население (t)	2,664***	0,967	2,837***	0,995	-0,410	4,422	-0,320	4,491
Население (t)	0,668	0,918	0,818	0,946	0,154	4,408	0,480	4,548
Городское (t)	-0,427	0,443	-0,251	0,469	1,592	1,111	0,072	1,393
Городское (t)	-0,384	0,481	-0,572	0,491	0,237	1,200	-0,469	1,376
Молодые (t)	0,026	0,554	0,471	0,578	-6,104	3,913	-7,028*	3,653
Молодые (t)	0,268	0,543	-0,095	0,563	1,671	3,448	-0,883	3,036
Рынок труда								
Безработица (t)	0,007	0,031	0,033	0,029	-0,006	0,198	0,058	0,153
Безработица (t)	-0,039	0,030	-0,005	0,030	0,092	0,145	0,144	0,126
Коэф. напряженности (t)	0,034*	0,020	0,022	0,023	-0,102	0,111	-0,016	0,117
Коэф. напряженности (t)	-0,057***	0,020	-0,037	0,027	0,236**	0,110	0,076	0,109
Разница сопоставимых зарплат	-0,019	0,080	-0,205**	0,101	0,309	0,435	0,240	0,504
Разница сопоставимых доходов	-0,046	0,071	0,086	0,080	-0,245	0,309	0,491	0,397

Переменные	Группа близких (< 500 км) пар регионов, 2002 г.		Группа близких (< 500 км) пар регионов, 2008 г.		Группа далеких (> 10 000 км) пар регионов, 2002 г.		Группа далеких (> 10 000 км) пар регионов, 2008 г.	
	Коэф.	Станд. ошибка	Коэф.	Станд. ошибка	Коэф.	Станд. ошибка	Коэф.	Станд. ошибка
Темп роста зарплат (<i>t</i>)	0,250*	0,149	-0,062	0,225	0,440	0,763	-0,800	0,881
Темп роста зарплат (<i>f</i>)	0,406***	0,148	-0,424*	0,221	0,429	0,565	-0,735	0,885
Темп роста доходов (<i>t</i>)	-0,112	0,149	0,175	0,159	0,670	0,804	0,102	0,771
Темп роста доходов (<i>f</i>)	-0,275*	0,143	0,238	0,151	0,252	0,554	-0,679	0,687
Убыточные предприятия (<i>t</i>)	0,214**	0,073	0,046	0,056	0,357	0,385	0,137	0,310
Убыточные предприятия (<i>f</i>)	0,260***	0,072	-0,190***	0,064	-0,055	0,307	-0,753**	0,299
Рынок жилья								
Ввод квартир (<i>t</i>)	0,023	0,032	0,017	0,036	0,139*	0,077	0,255**	0,106
Ввод квартир (<i>f</i>)	0,091***	0,032	-0,054	0,036	0,030	0,098	0,026	0,115
Доступность жилья (<i>t</i>)	0,011	0,047	0,031	0,048	-0,147	0,163	0,086	0,208
Доступность жилья (<i>f</i>)	0,024	0,049	-0,195***	0,048	0,087	0,147	-0,221	0,192
Обеспеченность жильем (<i>t</i>)	0,251	0,641	0,382	0,565	-7,989**	3,206	-7,256**	2,904
Обеспеченность жильем (<i>f</i>)	1,981***	0,651	1,832***	0,555	-3,894	3,364	-3,969	2,736
Качество жизни								
Продолжительность жизни (<i>t</i>)	0,421	0,648	-0,638	0,654	-1,807	3,316	1,553	3,271
Продолжительность жизни (<i>f</i>)	0,165	0,619	0,779	0,669	0,255	3,220	3,451	3,832

Больничные койки (<i>t</i>)	-0,233*	0,136	0,001	0,125	0,404	0,914	0,177	0,612
Больничные койки (<i>t</i>)	-0,133	0,150	0,323**	0,128	1,157	0,910	0,858	0,683
Врачи (<i>t</i>)	0,270	0,229	0,069	0,224	-1,353	0,970	-0,802	0,956
Врачи (<i>t</i>)	0,274	0,225	0,195	0,214	0,580	1,267	1,025	1,089
Младенческая смертность (<i>t</i>)	0,013	0,061	0,001	0,052	0,064	0,248	-0,174	0,202
Младенческая смертность (<i>t</i>)	0,083	0,063	-0,093*	0,052	-0,118	0,213	-0,047	0,203
Численность студентов (<i>t</i>)	0,070	0,047	0,006	0,069	0,272	0,198	0,020	0,275
Численность студентов (<i>t</i>)	0,023	0,043	0,089	0,063	0,320	0,213	-0,103	0,371
Преступность (<i>t</i>)	0,049	0,049	0,067	0,049	-0,504*	0,303	-0,285	0,206
Преступность (<i>t</i>)	-0,030	0,044	0,008	0,049	0,019	0,259	0,303	0,257
Загрязнения (<i>t</i>)	0,101***	0,029	0,067**	0,028	-0,349	0,237	-0,260	0,233
Загрязнения (<i>t</i>)	0,053*	0,030	0,026	0,027	-0,011	0,140	-0,044	0,134
Сотовая связь (<i>t</i>)	0,025**	0,012	0,014	0,026	0,050	0,060	0,109	0,076
Сотовая связь (<i>t</i>)	-0,008	0,012	0,023	0,024	0,043	0,065	0,203**	0,104
Константа	-55,532***	18,445	-55,532***	18,445	42,518	91,580	42,518	91,579
Число наблюдений (NT)	1956		1956		1283		1283	

Е.А. Власова
Научный
руководитель —
И.Г. Поспелов
Кафедра
математической
экономики
и эконометрики

Исследование динамических моделей общего экономического равновесия с финансовыми ограничениями

В работе представлена модель межвременного равновесия с двумя агрегированными агентами — фирмой-производителем и собственником-потребителем. Исследован новый механизм финансового взаимодействия фирмы и собственника. Получена система условий, определяющих равновесные траектории переменных. Изучен вопрос об эффективности межвременного равновесия.

Что лучше — центральное планирование или рыночное равновесие? Это не только фундаментальная проблема экономической теории, но и важный вопрос экономической политики. Доказано, что центральное планирование ведет к оптимальному результату, но только если планировщик обладает всей полнотой информации. Поскольку на практике последнее условие невыполнимо, централизованное планирование оказывается менее эффективным, чем свободный рынок. Однако и у рынка бывают свои «провалы», поскольку его институты не всегда способны надлежащим образом скоординировать действия экономических агентов. Какими же характеристиками должны обладать «правильные» институты, обеспечивающие эффективное функционирование рыночной системы? В данной работе этот вопрос исследуется в рамках проблемы декомпозиции задачи оптимального планирования в задачу поиска децентрализованного равновесия.

Отправной точкой анализа служит классическая задача оптимального планирования — модель Рамсея, предложенная Ф. Рамсеем [11] и развитая Д. Кассом [8] и Т. Купмансом [10]. В модели рассматривается следующая задача оптимального распределения выпуска между

потреблением и накоплением. В экономике, состоящей из большого количества домохозяйств, единственный продукт производится по технологии, описываемой неоклассической производственной функцией двух переменных — труда и капитала. Социальный планификатор максимизирует дисконтированную полезность домохозяйств на бесконечном временном горизонте при условии, что сумма потребления и прироста капитала в каждый момент времени будет равна выпуску. Единственным решением этой задачи является режим накопления, при котором капитал и потребление растут с постоянным темпом, равным темпу роста численности населения, благодаря чему данное решение получило название траектории сбалансированного роста (ТСР). Замечательной чертой ТСР является магистральный эффект: вне зависимости от начального состояния системы в долгосрочном периоде экономика попадает на ТСР.

Решение задачи Рамсея легко можно представить как децентрализованное равновесие в экономике семейных предприятий, где домохозяйства напрямую принимают производственные решения, а также в экономике, где конкурентные фирмы арендуют капитал у домохозяйств (см. [12], гл. 2). Однако в реальности капитал находится в собственности компаний — юридических лиц, а право собственности, как правило, отделено от права управления. Поэтому для эффективного моделирования современной рыночной экономики необходимы другие варианты декомпозиции задачи Рамсея в задачу поиска общего равновесия.

В последние годы появился ряд моделей, в которых указанные выше эффекты учитываются посредством введения более сложных механизмов взаимодействия фирм и домохозяйств. В разд. 1 приводится краткий обзор тех результатов, которые существенны для целей настоящей работы. В разд. 2 предлагается модель общего экономического равновесия, в основе которой лежит новая схема финансового взаимодействия агентов. Сравнение различных моделей позволит выявить, каким образом финансовые институты влияют на характеристики равновесия.

1. Динамические модели общего экономического равновесия с финансовыми ограничениями

Методология построения рассматриваемого класса моделей была предложена И.Г. Поспеловым [6] и может быть кратко описана следующим образом:

- в однопродуктовой рыночной экономике без участия государства выделяется набор агрегированных агентов, которые взаимодействуют на товарном и финансовом рынках;
- задачи агентов формулируются в непрерывном времени при конечном горизонте планирования, при этом вводятся терминальные ограничения на величину активов агентов;
- каждый агент, максимизируя свой функционал полезности, определяет спрос на продукт и финансовые активы в текущий и все будущие моменты времени в зависимости от значений информационных переменных, траектории которых считаются известными;
- равновесные траектории переменных определяются из условий равенства спроса и предложения на всех рынках.

На завершающем этапе исследуется вопрос об эффективности полученных равновесных траекторий. В данной работе равновесие будет называться эффективным, если равновесные траектории переменных совпадают с траекториями соответствующих переменных, полученных при решении задачи оптимального планирования.

В модели с независимым от собственника производственным сектором, предложенной И.Г. Поспеловым, А.В. Андрияшиным и Д.С. Фомченко [1], действуют два агента — фирма-производитель и собственник-потребитель. Фирма производит продукт $Y(t)$ по технологии, описываемой линейной функцией одной переменной — капитальных затрат того же продукта $K(t)$. Часть выпуска идет на изменение запаса капитала фирмы $\frac{d}{dt}K(t)$, остаток продается потребителю по конкурентной цене $p(t)$, которая воспринимается обоими агентами как заданная. Потребитель предъявляет на продукт фирмы спрос $C(t)$. Фирма самостоятельно определяет объем выпуска обязательств $A(t)$, которые покупаются собственником по сложившемуся на рынке курсу $s(t)$, и размер дивидендных выплат по ним $Z(t)$. Собственник предъявляет на обязательства фирмы спрос $S(t)$ и рассчитывает получать по ним рыночную доходность $r(t)$ в единицу времени. Под воздействием перечисленных операций происходит изменение денежных запасов потребителя и производителя ($W(t)$ и $M(t)$ соответственно); при этом совокупный денежный запас в экономике фиксирован.

Фирма максимизирует приведенную полезность выплат собственнику, скорректированных на уровень цен, а потребитель — приведенную полезность потребления при ограничениях, задаваемых денежными балансами, терминальными условиями и требованиями

неотрицательности планируемых переменных при заданных начальных значениях переменных.

Решения задач агентов описывают траектории планируемых переменных в зависимости от траекторий информационных переменных — цены продукта $p(t)$, стоимости обязательств фирмы $s(t)$ и доходности $r(t)$.

В процессе решения задач агентов вводятся понятия чистых активов производителя $\Omega_W(t) = W(t) + p(t)bY(t) - s(t)A(t)$ и потребителя $\Omega_M(t) = M(t) + s(t)S(t)$, динамика которых на оптимальной траектории задается уравнениями $\frac{d}{dt}\Omega_W(t) = \rho_W(t)\Omega_W(t) - Z(t)$ и $\frac{d}{dt}\Omega_M(t) = \rho_M(t)\Omega_M(t) - p(t)C(t)$, где $\rho_W(t), \rho_M(t)$ — доходности активов производителя и потребителя соответственно.

Равновесие в экономике достигается при равенстве спроса и предложения на рынке продукта: $Y(t) = C(t) + \frac{d}{dt}K(t)$ и на финансовом рынке: $A(t) = S(t)$. Кроме того, в равновесии дивиденды равномерно распределяются по выпущенным обязательствам: $Z(t) = r(t)A(t)$. Равновесные траектории переменных $Z(t), s(t)$ однозначно определяются через параметры модели и траекторию цен, тогда как траектории переменных $Y(t), C(t), S(t)$ зависят от параметров модели и величины

$G(t) = \exp\left\{\int_0^t \frac{r(\tau)}{s(\tau)} dt\right\}$. Для последней, однако, получается замкнутое

нелинейное интегро-дифференциальное уравнение, разрешимость которого в общем случае не гарантирована. Для целей настоящей работы важно отметить, что равновесные доходности активов производителя $\rho_W(t)$ и потребителя $\rho_M(t)$ в общем случае не равны между собой.

Сопоставление равновесных траекторий с решением задачи оптимального планирования показывает, что все равновесные траектории в модели неэффективны.

В модели с акционерным капиталом, предложенной И.Г. Поспеловым и Н.П. Пильником в [5], по мнению авторов, преодолеваются основные недостатки модели с независимым от собственника производственным сектором при сохранении основных ее достоинств (см. [5, с. 30]). В модель вводится третий агент — банк, в котором фирма и потребитель могут держать депозиты под процент соответственно $r_{lpb}(t)$ и $r_{lcb}(t)$ и у которого они могут брать кредиты по ставкам соответственно $r_{lbp}(t)$ и $r_{lbc}(t)$. Поскольку агрегированный банк пред-

ставляет собой банковский сектор, состоящий из множества банков, в модели рассматривается также межбанковский рынок, на котором банки могут ссужать друг другу деньги по ставке $r_{lbB}(t)$ и брать займы по ставке $r_{lBb}(t)$. Потребитель владеет акциями фирмы $Sp(t)$ и банка $Sb(t)$, которые торгуются на фондовом рынке по курсам $\theta_{ap}(t)$ и $\theta_{ab}(t)$ соответственно и по которым выплачиваются дивиденды в размере $Div^p(t)$ и $Div^b(t)$ соответственно. Потребитель определяет размер акционерного капитала фирмы и банка и полностью скупает новые выпуски их акций по сложившимся на рынке курсам. Банк и фирма самостоятельно устанавливают размер дивидендов по своим акциям, однако потребитель ориентируется на сложившиеся на рынке нормы дивидендных выплат в расчете на акцию $d_{ap}(t)$ и $d_{ab}(t)$.

Потребитель, как всегда, максимизирует приведенную полезность своего потребления, а фирма и банк — приведенную полезность своих дивидендных выплат собственнику, скорректированных на уровень цен, при ограничениях, задаваемых денежными балансами, терминальными условиями и требованиями неотрицательности планируемых переменных. На банк также накладывается резервное ограничение: долю χ депозитов производителя и потребителя он обязан направлять в резерв.

Как и раньше, при решении задач фирмы, собственника и банка вводятся их чистые активы, доходности которых составляют $\rho_p(t)$, $\rho_c(t)$ и $\rho_b(t)$ соответственно.

Равновесие задается материальным балансом $Y(t) = C(t) + \frac{d}{dt}K(t)$, а также условиями равенства спроса и предложения на различных сегментах финансового рынка. Во-первых, спрос на кредиты потребителя и фирмы должен быть равен предложению кредитов банком, а предложение депозитов потребителем и фирмой — спросу банка на депозиты этих агентов. Во-вторых, спрос и предложение на рынке межбанковских кредитов должны быть уравновешены. В-третьих, дивиденды должны равномерно распределяться по выпущенным акциям: $Div^p(t) = d_{ap}(t)Sp(t)$, $Div^b(t) = d_{ab}(t)Sb(t)$.

В работе рассматриваются только равновесия с выравниванием процентных ставок: $r_{lbB}(t) = r_{lBb}(t) = r_{lcb}(t) = r_{lbc}(t) = r_{lpb}(t) = r_{lbp}(t) = r(t)$, которое влечет за собой выравнивание доходностей чистых активов агентов: $\rho_p(t) = \rho_c(t) = \rho_b(t) = r(t)$.

Равновесные траектории всех переменных модели выражаются в явном виде и определяются параметрами модели, начальными значениями и темпом инфляции. При этом инфляция оказывает воздействие только на траектории финансовых переменных, но не влияет на выпуск и потребление. Интересной чертой рассматриваемой модели является то, что «в равновесии банк ничего не делает» [5, с. 54], т.е. объем кредитов и депозитов, а также акционерный капитал и дивиденды банка равны нулю.

Полученные равновесные траектории совпадают с эффективными при бесконечном горизонте планирования. Более того, при надлежащем выборе параметров в терминальных ограничениях производителя, потребителя и банка «равновесная траектория при конечном горизонте планирования совпадает на данном участке с траекторией, оптимальной для потребителя при $T \rightarrow \infty$ » [Там же, с. 66].

2. Модель межвременного равновесия с акционерным капиталом и возможностью заимствования

Любопытным результатом модели с акционерным капиталом, описанной в разд. 1, является бездействие банка. В таком случае, нельзя ли обойтись без него? Попытки ответить на этот вопрос привели к построению модели, представленной в настоящем разделе.

2.1. Общие предпосылки

В модели рассматривается закрытая рыночная экономика с двумя агрегированными агентами — фирмой-производителем и собственником-потребителем. Функционирование экономики описывается в непрерывном времени. Агенты абсолютно рациональны и обладают совершенным предвидением.

Фирма, как и прежде, выпускает однородный продукт, используемый на потребление и накопление. Однако теперь в производстве задействовано два ресурса — запас капитала $K(t)$, находящийся в собственности фирмы, и труд $N(t)$, предоставляемый потребителем. Объем трудовых ресурсов в экономике растет с постоянным экзогенным темпом n : $\overline{N}(t) = \overline{N}(0)e^{nt}$. Технология описывается дважды дифференцируемой производственной функцией $F(K, N)$, которая обладает следующими свойствами:

- для производства положительного выпуска необходимы ненулевые количества обоих факторов: $F(0, N) = F(K, 0) = 0$;
- предельный продукт труда и капитала положителен и убывает: $F'_K > 0, F'_N > 0, F''_{KK} < 0, F''_{NN} < 0$;
- производственная функция обладает постоянной отдачей от масштаба: $F(\lambda K, \lambda N) = \lambda F(K, N)$.

В каждый момент времени фирма и потребитель располагают неотрицательными денежными запасами $W(t)$ и $M(t)$ соответственно. Начальные запасы денег полагаются равными нулю:

$$W(0) = M(0) = 0,$$

а совокупный запас денег в экономике фиксирован:

$$\frac{d}{dt}W(t) + \frac{d}{dt}M(t) = 0. \quad (1)$$

Это означает, что в каждый момент времени агенты держат нулевые запасы денежных средств:

$$W(t) = M(t) = 0. \quad (2)$$

Однако, в силу того что агенты строят свои планы независимо, условия (1), (2) не будут использоваться при решении задач агентов.

2.2. Задача производителя

Для производства продукции фирма использует свой капитальный запас $K(t)$ и предъявляет спрос на труд потребителя $N(t)$, который оплачивает по сложившейся на рынке ставке заработной платы $s(t)$. Произведенный продукт она продает по конкурентной цене $p(t)$, а затем осуществляет капиталовложения в размере $p(t) \frac{d}{dt}K(t)$.

В модели предполагается, что фирма является акционерным обществом. Ее акционерный капитал $S(t)$ находится в собственности агрегированного потребителя, который в каждый момент времени определяет размер допэмиссии акций $\frac{d}{dt}S(t)$ и выкупает их у производителя по сложившемуся на рынке курсу $\theta(t)$. Фирма выплачивает по своим акциям дивиденды в размере $D(t)$ в единицу времени.

Предполагается также, что производитель и потребитель могут давать друг другу кредиты под одинаковый процент $r(t)$. Размер чистой

задолженности производителя перед потребителем, т.е. задолженность производителя перед потребителем за вычетом задолженности потребителя перед производителем, в каждый момент времени составляет $L(t)$. Чистая задолженность может быть как положительной, так и отрицательной в зависимости от того, кто из агентов в данный момент является чистым кредитором.

В результате перечисленных операций денежный запас производителя изменяется следующим образом:

$$\begin{aligned} \frac{d}{dt}W(t) = & p(t)F(K(t), N(t)) - p(t)\frac{d}{dt}K(t) - \\ & -s(t)N(t) + \theta(t)\frac{d}{dt}S(t) - D(t) + \frac{d}{dt}L(t) - r(t)L(t). \end{aligned} \quad (3)$$

Фирма максимизирует полезность потока реальных дивидендов на конечном временном отрезке $[0, T]$:

$$\int_0^T V\left(\frac{D(t)}{p(t)}\right) e^{-\delta_w t} dt \rightarrow \max, \quad (4)$$

где $\delta_w > 0$ — дисконтирующий фактор фирмы.

Целевой функционал фирмы задан функцией с постоянным относительным отвращением к риску (constant relative risk aversion, CRRA):

$$V(X) = \begin{cases} \frac{X^{1-\beta_w}}{1-\beta_w}, & \beta_w \neq 1 \\ \ln(X), & \beta_w = 1 \end{cases}, \quad (5)$$

где $\beta_w > 0$ — мера относительного отвращения к риску по Эрроу — Пратту. Строгая положительность этого параметра означает, что фирма является рискофобом.

Конечный горизонт планирования агентов необходим для корректной постановки задачи оптимального планирования, анализ которой будет проведен при исследовании эффективности равновесия. При больших T конечный горизонт является разумной аппроксимацией бесконечного. Однако вблизи T траектории переменных становятся неинформативными, поскольку агенты рассматривают момент T как «конец света». Для преодоления проблемы бессмысленности траекторий в конце периода вводится линейное терминальное ограничение¹:

¹ Такая форма терминального ограничения предложена в [4].

$$\begin{aligned} W(T) + a_K(T)K(T) + a_L(T)L(T) &\geq \\ &\geq \gamma_W (W(0) + a_K(0)K(0) + a_L(0)L(0)). \end{aligned} \quad (6)$$

Значения коэффициентов $a_K(T)$, $a_L(T)$ будут подобраны исходя из условий разрешимости задачи производителя.

Фирма максимизирует функционал (4) при ограничениях, задаваемых денежным балансом (3), терминальным ограничением (6) и требованием неотрицательности планируемых переменных

$$W(t) \geq 0, K(t) \geq 0, N(t) \geq 0, D(t) \geq 0 \quad (7)$$

при начальных условиях

$$W(0) = 0, K(0) > 0, N(0) > 0, L(0). \quad (8)$$

Начальные значения переменных рассматриваются агентами как заданные. Далее будет предполагаться, что значения цены продукта, курса акций, капитала, количества акций и чистых кредитов в начальный момент времени удовлетворяют соотношению

$$p(0)K(0) = \theta(0)S(0) + L(0). \quad (9)$$

Решение задачи фирмы определяет спрос фирмы на деньги $W(t)$, запас капитала $K(t)$, спрос фирмы на труд $N(t)$, план выплаты дивидендов $D(t)$ и спрос фирмы на чистые кредиты $L(t)$ в каждый момент времени $t \in [0, T]$ при заданных значениях информационных переменных $p(t)$, $r(t)$, $\theta(t)$, $s(t)$ и заданном количестве акций $S(t)$.

Для того чтобы набор переменных $W(t), K(t), N(t), D(t), L(t)$ являлся решением задачи производителя (4)–(8), достаточно, чтобы он доставлял максимум функционалу Лагранжа

$$\begin{aligned} &L_{\Psi_W(t), \Phi_W(t), \Phi_K(t), \Phi_N(t), \Phi_D(t), \Theta_W} [W(t), K(t), N(t), D(t), L(t)] = \\ &= \int_0^T V \left(\frac{D(t)}{p(t)} \right) e^{-\delta_W t} dt + \\ &+ \int_0^T \Psi_W(t) \left[p(t)F(K(t), N(t)) - p(t) \frac{d}{dt} K(t) - s(t)N(t) + \right. \\ &\left. + \theta(t) \frac{d}{dt} S(t) - D(t) + \frac{d}{dt} L(t) - r(t)L(t) - \frac{d}{dt} W(t) \right] dt + \\ &+ \int_0^T [\Phi_W(t)W(t) + \Phi_K(t)K(t) + \Phi_N(t)N(t) + \Phi_D(t)D(t)] dt + \end{aligned} \quad (10)$$

$$+\Theta_w \left[\begin{array}{l} W(T) + a_K(T)K(T) + a_L(T)L(T) - \\ -\gamma_w (W(0) + a_K(0)K(0) + a_L(0)L(0)) \end{array} \right]$$

при выполнении условий дополняющей нежесткости

$$\begin{aligned} \frac{d}{dt} W(t) &= p(t)F(K(t), N(t)) - p(t)\frac{d}{dt} K(t) - s(t)N(t) + \\ &+ \theta(t)\frac{d}{dt} S(t) - D(t) + \frac{d}{dt} L(t) - r(t)L(t), \end{aligned} \quad (11)$$

$$\begin{aligned} \varphi_w(t)W(t) &= 0, \varphi_w(t) \geq 0, W(t) \geq 0, \\ \varphi_K(t)K(t) &= 0, \varphi_K(t) \geq 0, K(t) \geq 0, \\ \varphi_N(t)N(t) &= 0, \varphi_N(t) \geq 0, N(t) \geq 0, \\ \varphi_D(t)D(t) &= 0, \varphi_D(t) \geq 0, D(t) \geq 0, \end{aligned} \quad (12)$$

$$\begin{aligned} \Theta_w \left[\begin{array}{l} W(T) + a_K(T)K(T) + a_L(T)L(T) - \\ -\gamma_w (W(0) + a_K(0)K(0) + a_L(0)L(0)) \end{array} \right] &= 0, \\ \Theta_w \geq 0, W(T) + a_K(T)K(T) + a_L(T)L(T) - \\ -\gamma_w (W(0) + a_K(0)K(0) + a_L(0)L(0)) &\geq 0. \end{aligned} \quad (13)$$

Существование и единственность² решения задачи производителя следует из строгой вогнутости этой задачи по планируемым переменным (см., например, [3]).

Для получения регулярного равновесия, определение которого дано ниже, в подразд. 2.4, будет предполагаться, что функции $p(t)$, $\theta(t)$ на отрезке $[0, T]$ являются строго положительными и кусочно-дифференцируемыми, а функции $s(t)$, $r(t)$ — строго положительными и кусочно-непрерывными. По той же причине будут рассматриваться не все решения задачи производителя, а только в некотором смысле регулярные.

Регулярным решением задачи (10)—(13) — назовем набор прямых $(W(t), K(t), N(t), D(t), L(t))$ и двойственных $(\psi_w(t), \varphi_w(t), \varphi_K(t), \varphi_N(t), \varphi_D(t), \Theta_w)$ переменных, такой, что:

1) функции $(W(t), K(t), N(t), L(t), D(t))$ доставляют максимум функционалу Лагранжа (10);

² С точностью до траекторий информационных переменных.

2) функции $(W(t), K(t), L(t), D(t))$ являются кусочно-дифференцируемыми, а функция $N(t)$ — кусочно-непрерывной;

3) функция $\psi_w(t)$ является кусочно-дифференцируемой, а функции $\varphi_w(t), \varphi_K(t), \varphi_N(t), \varphi_D(t)$ — кусочно-непрерывными;

4) выполнены условия дополняющей нежесткости (11)–(13).

Для нахождения регулярного решения задачи фирмы выполним интегрирование по частям в функционале Лагранжа (10):

$$\begin{aligned}
 & L_{\substack{\psi_w(t), \varphi_w(t), \varphi_K(t), \\ \varphi_N(t), \varphi_D(t), \Theta_w}} [W(t), K(t), N(t), D(t), L(t)] = \\
 & = \int_0^T V \left(\frac{D(t)}{p(t)} \right) e^{-\delta_w t} dt + \int_0^T \psi_w(t) p(t) F(K(t), N(t)) dt - \\
 & - \psi_w(T) p(T) K(T) + \psi_w(0) p(0) K(0) + \\
 & + \int_0^T K(t) \left[p(t) \frac{d}{dt} \psi_w(t) + \psi_w(t) \frac{d}{dt} p(t) \right] dt - \\
 & - \int_0^T \psi_w(t) s(t) N(t) dt + \int_0^T \psi_w(t) \theta(t) \frac{d}{dt} S(t) dt - \\
 & - \int_0^T \psi_w(t) D(t) dt + \psi_w(T) L(T) - \psi_w(0) L(0) - \\
 & - \int_0^T L(t) \frac{d}{dt} \psi_w(t) dt - \int_0^T \psi_w(t) r(t) L(t) dt - \\
 & - \psi_w(T) W(T) + \psi_w(0) W(0) + \int_0^T W(t) \frac{d}{dt} \psi_w(t) dt + \\
 & + \int_0^T \left[\varphi_w(t) W(t) + \varphi_K(t) K(t) + \varphi_N(t) N(t) + \varphi_D(t) D(t) \right] dt + \\
 & + \Theta_w \left[\begin{aligned} & W(T) + a_K(T) K(T) + a_L(T) L(T) - \\ & - \gamma_w (W(0) + a_K(0) K(0) + a_L(0) L(0)) \end{aligned} \right].
 \end{aligned} \tag{14}$$

Достаточным условием максимума (14) является равенство нулю первых производных по переменным $W(t), K(t), N(t), D(t), L(t), W(T), K(T), L(T)$:

$$\frac{d}{dt} \psi_w(t) + \varphi_w(t) = 0, \tag{15}$$

$$\psi_w(t) p(t) F'_K(K(t), N(t)) + p(t) \frac{d}{dt} \psi_w(t) + \tag{16}$$

$$+ \psi_w(t) \frac{d}{dt} p(t) + \varphi_K(t) = 0,$$

$$\psi_w(t)p(t)F'_N(K(t), N(t)) - \psi_w(t)s(t) + \varphi_N(t) = 0, \quad (17)$$

$$\frac{1}{p(t)}V' \left(\frac{D(t)}{p(t)} \right) e^{-\delta_w t} - \psi_w(t) + \varphi_D(t) = 0, \quad (18)$$

$$-\frac{d}{dt}\psi_w(t) - \psi_w(t)r(t) = 0, \quad (19)$$

$$-\psi_w(T) + \Theta_w = 0, \quad (20)$$

$$-\psi_w(T)p(T) + \Theta_w a_K(T) = 0, \quad (21)$$

$$\psi_w(T) + \Theta_w a_L(T) = 0. \quad (22)$$

Далее будут рассматриваться только режимы с положительным выпуском, так что $K(t) > 0, N(t) > 0$.

Из условия (18) и определения функции $V(g)$ следует, что в каждый момент времени фирма выплачивает строго положительные дивиденды: $D(t) > 0$. Это означает, что двойственная переменная $\psi_w(t)$ строго положительна: $\psi_w(t) > 0$. Поскольку последнее неравенство верно и для конечного момента времени, из (20) и (13) следует, что терминальное ограничение (6) выполняется как равенство.

В силу (15), (19) и положительности ставки процента двойственная переменная $\varphi_w(t)$ строго положительна. Это означает, что производитель всегда выбирает нулевой запас денег (см. (12)): $W(t) \equiv 0$. Действительно, альтернативные издержки хранения денег в модели положительны, поэтому при отсутствии неопределенности производителю невыгодно держать избыточные денежные средства.

Введем понятие чистых активов производителя:

$$\Omega_w(t) = W(t) + p(t)K(t) - L(t).$$

Из условий (11), (12), (16), (17), (19) и линейной однородности производственной функции следует, что динамика чистых активов производителя задается следующим уравнением:

$$\frac{d}{dt}\Omega_w(t) = r(t)\Omega_w(t) + \theta(t)\frac{d}{dt}S(t) - D(t).$$

Из условий (20)—(22) следует, что $a_K(T) = p(T), a_L(T) = -1$. Естественно распространить эти соотношения и на начальный момент времени: $a_K(0) = p(0), a_L(0) = -1$. Тогда терминальное ограничение

ние (6) можно представить как условие роста чистых активов производителя:

$$\Omega_w(T) = \gamma_w \Omega_w(0).$$

Выразив из (19) ставку процента и продифференцировав (18) по времени, можно представить систему уравнений, описывающую решение задачи производителя, следующим образом³:

$$p(t)F(K(t), N(t)) - p(t)\frac{d}{dt}K(t) - s(t)N(t) + \tag{23}$$

$$+ \theta(t)\frac{d}{dt}S(t) - D(t) + \frac{d}{dt}L^p(t) - r(t)L^p(t) = 0,$$

$$F'_K(K(t), N(t)) = r(t) - \iota(t), \tag{24}$$

$$F'_N(K(t), N(t)) = \frac{s(t)}{p(t)}, \tag{25}$$

$$\frac{d}{dt}D(t) = \left[\frac{r(t) - (1 - \beta_w)\iota(t) - \delta_w}{\beta_w} \right] D(t), \tag{26}$$

$$\iota(t) = \frac{\frac{d}{dt}p(t)}{p(t)},$$

$$\Omega_w(t) = p(t)K(t) - L^p(t), \tag{27}$$

$$\frac{d}{dt}\Omega_w(t) = r(t)\Omega_w(t) + \theta(t)\frac{d}{dt}S(t) - D(t), \tag{28}$$

$$\Omega_w(T) = \gamma_w \Omega_w(0), \tag{29}$$

$$W(t) = 0, K(t) > 0, N(t) > 0, D(t) > 0. \tag{30}$$

2.3. Задача потребителя

Агрегированный потребитель получает от производителя заработную плату и проценты по кредитам, а также дивиденды в размере $d(t)$ на одну акцию. На полученные деньги он покупает у производителя

³ Верхний индекс p при переменной $L^p(t)$ означает спрос производителя на чистые кредиты.

потребительский продукт $C(t)$ по цене $p(t)$. Кроме того, он скупает вновь выпущенные акции производителя $\frac{d}{dt}S(t)$ по курсу $\theta(t)$ и выдает производителю чистые кредиты $\frac{d}{dt}L(t)$.

В результате перечисленных операций денежный запас потребителя изменяется следующим образом:

$$\begin{aligned} \frac{d}{dt}M(t) = & s(t)\bar{N}(t) + d(t)S(t) - p(t)C(t) - \\ & -\theta(t)\frac{d}{dt}S(t) - \frac{d}{dt}L(t) + r(t)L(t). \end{aligned} \quad (31)$$

Предполагается, что в каждый момент времени потребитель планирует продать производителю все имеющиеся у него трудовые ресурсы, т.е. $\bar{N}(t)$. Переменная $L(t)$ здесь имеет смысл предложения кредитов потребителем.

Потребитель максимизирует приведенную полезность потребления на временном отрезке $[0, T]$:

$$\int_0^T U(C(t))e^{-\delta_M t} dt \rightarrow \max, \quad (32)$$

где $\delta_M > 0$ — дисконтирующий фактор потребителя, $U(C)$ — функция CRRA с параметром отвращения к риску $\beta_M > 0$.

На потребителя накладывается терминальное ограничение, аналогичное условию (6) в задаче производителя:

$$M(t) + b_s(t)S(t) + b_L(t)L(t) \geq \gamma_M (M(0) + b_s(0)S(0) + b_L(0)L(0)). \quad (33)$$

Потребитель максимизирует функционал (32) при ограничениях, задаваемых денежным балансом (31), терминальным ограничением (33) и требованием неотрицательности переменных

$$M(t) \geq 0, C(t) \geq 0, S(t) \geq 0 \quad (34)$$

при начальных условиях

$$M(0) = 0, S(0) \geq 0, L(0). \quad (35)$$

Решая свою задачу, потребитель определяет спрос на деньги $M(t)$, спрос на потребительский продукт $C(t)$, акционерный капитал фирмы

$S(t)$ и предложение чистых кредитов производителю $L(t)$ в каждый момент времени $t \in [0, T]$ в зависимости от траекторий $p(t), r(t), \theta(t), d(t)$.

Для того чтобы набор величин $(M(t), C(t), S(t), L(t))$ являлся решением задачи (32)—(34), достаточно, чтобы он доставлял максимум функционалу Лагранжа

$$\begin{aligned}
 & L_{\substack{\psi_M(t), \varphi_M(t), \varphi_C(t), \\ \varphi_S(t), \Theta_M}} [M(t), C(t), S(t), L(t)] = \int_0^T U(C(t))e^{-\delta_M t} dt + \\
 & + \int_0^T \Psi_M(t) \left[s(t)\bar{N}(t) + d(t)S(t) - p(t)C(t) - \theta(t)\frac{d}{dt}S(t) - \right. \\
 & \left. - \frac{d}{dt}L(t) + r(t)L(t) - \frac{d}{dt}M(t) \right] dt + \\
 & + \int_0^T [\varphi_M(t)M(t) + \varphi_C(t)C(t) + \varphi_S(t)S(t)] dt + \\
 & + \Theta_M \left[M(T) + b_S(T)S(T) + b_L(T)L(T) - \right. \\
 & \left. - \gamma_M (M(0) + b_S(0)S(0) + b_L(0)L(0)) \right]
 \end{aligned} \tag{36}$$

при выполнении условий дополняющей нежесткости

$$\begin{aligned}
 \frac{d}{dt}M(t) &= s(t)\bar{N}(t) + d(t)S(t) - p(t)C(t) - \\
 & - \theta(t)\frac{d}{dt}S(t) - \frac{d}{dt}L(t) + r(t)L(t),
 \end{aligned} \tag{37}$$

$$\begin{aligned}
 \varphi_M(t)M(t) &= 0, \varphi_M(t) \geq 0, M(t) \geq 0, \\
 \varphi_C(t)C(t) &= 0, \varphi_C(t) \geq 0, C(t) \geq 0, \\
 \varphi_S(t)S(t) &= 0, \varphi_S(t) \geq 0, S(t) \geq 0,
 \end{aligned} \tag{38}$$

$$\begin{aligned}
 \Theta_M \left[M(T) + b_S(T)S(T) + b_L(T)L(T) - \right. \\
 \left. - \gamma_M (M(0) + b_S(0)S(0) + b_L(0)L(0)) \right] &= 0, \\
 \Theta_M \geq 0, M(T) + b_S(T)S(T) + b_L(T)L(T) - \\
 - \gamma_M (M(0) + b_S(0)S(0) + b_L(0)L(0)) &\geq 0.
 \end{aligned} \tag{39}$$

Регулярным решением задачи (36)—(39) будем называть набор прямых $(M(t), C(t), S(t), L(t))$ и двойственных $(\psi_M(t), \varphi_M(t), \varphi_C(t), \varphi_S(t), \Theta_M)$ переменных, такой, что:

1) функции $(M(t), C(t), S(t), L(t))$ доставляют максимум функционалу Лагранжа (36);

- 2) функции $(M(t), C(t), S(t), L(t))$ являются кусочно-дифференцируемыми;
- 3) функция $\Psi_M(t)$ является кусочно-дифференцируемой, а функции $\varphi_M(t), \varphi_C(t), \varphi_S(t)$ — кусочно-непрерывными;
- 4) выполнены условия дополняющей нежесткости (37)—(39).

Выполняя интегрирование по частям, функционал Лагранжа можно записать как

$$\begin{aligned}
& L_{\substack{\Psi_M(t), \varphi_M(t), \varphi_C(t), \\ \varphi_S(t), \Theta_M}} [M(t), C(t), S(t), L(t)] \int_0^T U(C(t)) e^{-\delta M t} dt + \\
& + \int_0^T \Psi_M(t) s(t) \bar{N}(t) dt + \int_0^T \Psi_M(t) d(t) S(t) dt - \\
& - \int_0^T \Psi_M(t) p(t) C(t) dt - \Psi_M(T) \theta(T) S(T) + \Psi_M(0) \theta(0) S(0) + \\
& + \int_0^T S(t) \left[\theta(t) \frac{d}{dt} \Psi_M(t) + \Psi_M(t) \frac{d}{dt} \theta(t) \right] dt - \Psi_M(T) L(T) + \\
& + \Psi_M(0) L(0) + \int_0^T L(t) \frac{d}{dt} \Psi_M(t) dt + \int_0^T \Psi_M(t) r(t) L(t) dt - \\
& - \Psi_M(T) M(T) + \Psi_M(0) M(0) + \int_0^T M(t) \frac{d}{dt} \Psi_M(t) dt + \\
& + \int_0^T [\varphi_M(t) M(t) + \varphi_C(t) C(t) + \varphi_S(t) S(t)] dt + \\
& + \Theta_M \left[\begin{array}{l} M(T) + b_s(T) S(T) + b_L(T) L(T) - \\ - \gamma_M (M(0) + b_s(0) S(0) + b_L(0) L(0)) \end{array} \right].
\end{aligned} \tag{40}$$

Достаточным условием максимума (40) является обращение в ноль производных по переменным $M(t), C(t), S(t), L(t), M(T), S(T), L(T)$:

$$\frac{d}{dt} \Psi_M(t) + \varphi_M(t) = 0, \tag{41}$$

$$U'(C(t)) e^{-\delta M t} - \Psi_M(t) p(t) + \varphi_C(t) = 0, \tag{42}$$

$$\Psi_M(t) d(t) + \theta(t) \frac{d}{dt} \Psi_M(t) + \Psi_M(t) \frac{d}{dt} \theta(t) + \varphi_S(t) = 0, \tag{43}$$

$$\frac{d}{dt} \Psi_M(t) + \Psi_M(t) r(t) = 0, \tag{44}$$

$$-\Psi_M(T) + \Theta_M = 0, \tag{45}$$

$$-\psi_M(T)\theta(T) + \Theta_M b_S(T) = 0, \quad (46)$$

$$-\psi_M(T) + \Theta_M b_L(T) = 0. \quad (47)$$

Заметим, что при нулевом потреблении условие (42) нарушается, поэтому на протяжении всего периода $[0, T]$ потребление строго положительно: $C(t) > 0$. Это позволяет заключить, что двойственная переменная $\psi_M(t)$ строго положительна на протяжении всего периода: $\psi_M(t) > 0$, а значит, в силу (39), (45) терминальное ограничение (33) выполняется как равенство.

Из условия (44) и строгой положительности ставки процента следует, что переменная $\psi_M(t)$ убывает. В силу (41) $\varphi_M(t) > 0$, а значит, потребитель, как и производитель, не держит запасов денежных средств: $M(t) \equiv 0$ (см. (38)).

Определим чистые активы потребителя следующим образом:

$$\Omega_M(t) = M(t) + \theta(t)S(t) + L(t).$$

Из условий (37), (38), (43), (44) следует, что динамика величины чистых активов потребителя описывается уравнением:

$$\frac{d}{dt}\Omega_M(t) = r(t)\Omega_M(t) + s(t)\bar{N}(t) - p(t)C(t).$$

Система уравнений (45)–(47) разрешима только в том случае, если $b_S(T) = \theta(T)$, $b_L(T) = 1$. Распространяя эти соотношения на начальный момент времени: $b_S(0) = \theta(0)$, $b_L(0) = 1$, терминальное ограничение потребителя можно переписать как условие роста его чистых активов:

$$\Omega_M(T) = \gamma_M \Omega_M(0).$$

Выразив из (44) ставку процента и продифференцировав обе части (42) по времени, систему уравнений⁴, описывающую решение задачи потребителя, можно записать следующим образом:

$$s(t)\bar{N}(t) + d(t)S(t) - p(t)C(t) - \theta(t)\frac{d}{dt}S(t) - \frac{d}{dt}L^c(t) + r(t)L^c(t) = 0, \quad (48)$$

⁴ Верхний индекс c при переменной $L^c(t)$ означает предложение потребителем чистых кредитов.

$$S(t) \left[d(t) - r(t)\theta(t) + \frac{d}{dt} \theta(t) \right] = 0, \quad (49)$$

$$\frac{d}{dt} C(t) = \left[\frac{r(t) - \iota(t) - \delta_M}{\beta_M} \right] C(t), \quad (50)$$

$$\iota(t) = \frac{\frac{d}{dt} p(t)}{p(t)},$$

$$\Omega_M(t) = \theta(t)S(t) + L^c(t), \quad (51)$$

$$\frac{d}{dt} \Omega_M(t) = r(t)\Omega_M(t) + s(t)\bar{N}(t) - p(t)C(t), \quad (52)$$

$$\Omega_M(T) = \gamma_M \Omega_M(0), \quad (53)$$

$$M(t) = 0, C(t) > 0, S(t) \geq 0. \quad (54)$$

2.4. Межвременное равновесие

2.4.1. Условия равновесия

Межвременное равновесие достигается при равенстве спроса и предложения на всех рассматриваемых в модели рынках — рынке товаров, рынке труда и финансовом рынке:

$$F(K(t), N(t)) = C(t) + \frac{d}{dt} K(t), \quad (55)$$

$$N(t) = \bar{N}(t), \quad (56)$$

$$L^p(t) = L^c(t) = L(t). \quad (57)$$

Регулярным межвременным равновесием мы будем называть набор прямых $(W(t), K(t), N(t), D(t), L^p(t), M(t), C(t), S(t), L^c(t))$ и информационных $(p(t), \theta(t), s(t), r(t), d(t))$ переменных, такой, что:

1) набор переменных $(W(t), K(t), N(t), D(t), L^p(t))$ является регулярным решением задачи производителя (4)—(8) при заданных $p(t), \theta(t), s(t), r(t)$;

- 2) набор переменных $(M(t), C(t), S(t), L^c(t))$ является регулярным решением задачи потребителя (32)—(35) при заданных $p(t), \theta(t), s(t), r(t), d(t)$;
- 3) выполнены условия равновесия (55)—(57);
- 4) функции $p(t), \theta(t), s(t), r(t), d(t)$ являются строго положительными и интегрируемыми на $[0, T]$, а функции $p(t), \theta(t)$ также являются кусочно-дифференцируемыми на $[0, T]$.

2.4.2. Равновесные траектории переменных: рынок товаров и рынок труда

Решение дифференциального уравнения (50) дает следующую траекторию потребления:

$$C(t) = C(0)e^{\int_0^t \frac{r(\tau) - \iota(\tau) - \delta_M}{\beta_M} d\tau} \quad (58)$$

Подставив условие равновесия на рынке труда (56) в уравнение (24), можно получить выражение $K(t)$ в зависимости от ставки процента и инфляции:

$$K(t) = K(u(t), r(t)). \quad (59)$$

Поскольку в модели рассматривается произвольная производственная функция, вывести выражение для капитала в явном виде невозможно.

Теперь, подставив полученное равновесное значение капитала (59) и условие равновесия на рынке труда (56) в (25), можно выразить заработную плату $s(t)$ через ставку процента, инфляцию и уровень цен:

$$s(t) = p(t)F(K(t), \bar{N}(t)) = s(p(t), u(t), r(t)). \quad (60)$$

Наконец, подставим выражения для потребления (58) и капитала (59) в условие равновесия на товарном рынке (55):

$$F(K(t), \bar{N}(t)) = C(t) + \frac{d}{dt} K(t).$$

Данное уравнение неявно задает зависимость ставки процента от инфляции. В подразд. 2.5 будет показано, что оно имеет решение.

Таким образом, уравнения (24), (25), (50), (55), (56) полностью определяют равновесные траектории переменных товарного рын-

ка и рынка труда (потребления, капитала, ставки процента и ставки заработной платы) в зависимости от траектории цен. Отметим, что эти траектории не зависят от поведения финансовых переменных $\theta(t), d(t), D(t), S(t), L(t)$.

2.4.3. Равновесные траектории переменных: финансовый рынок

Представим сумму денежных балансов производителя (23) и потребителя (48) в виде:

$$\begin{aligned}
 p(t) \left[F(K(t), N(t)) - \frac{d}{dt} K(t) - C(t) \right] + s(t) [\bar{N}(t) - N(t)] + \\
 [d(t)S(t) - D(t)] + \left[\frac{d}{dt} L^p(t) - \frac{d}{dt} L^c(t) \right] + \\
 + [r(t)L^c(t) - r(t)L^p(t)] = 0.
 \end{aligned} \tag{61}$$

Условие (61) представляет собой не что иное, как закон Вальраса, гласящий, что сумма стоимостей избыточного спроса на всех рынках тождественно равна нулю. Вытекающее из условий равновесия (55)—(57) зануление избыточного спроса на рынках товаров и труда, а также на одном из двух сегментов финансового рынка — рынке кредитов — автоматически ведет к уравниванию другого сегмента финансового рынка — рынка акций:

$$D(t) = d(t)S(t). \tag{62}$$

Таким образом, в равновесии выплачиваемые фирмой дивиденды равномерно распределяются по выпущенным акциям.

Из (62) следует, что акционерный капитал фирмы положителен: $S(t) > 0$. Это позволяет переписать выражение (49) в виде:

$$\frac{\frac{d}{dt} \theta(t) + d(t)}{\theta(t)} = r(t). \tag{63}$$

Выражение (63) представляет собой условие отсутствия арбитража на рынке акций: в ситуации полной определенности доходность акций, складывающаяся из курсовой прибыли и дивидендов, должна быть равна безрисковой ставке процента. Таким образом, исключает-

ся возможность получения арбитражной прибыли при вложении заемных средств в акции. В противном случае собственник-потребитель неограниченно увеличивал бы акционерный капитал фирмы и одновременно свой долг перед ней.

Решив дифференциальные уравнения для чистых активов производителя (28) и потребителя (52) с учетом (23), (27), (51) и условий равновесия (55)—(57), а также ограничения на начальные значения переменных (9), можно показать, что

$$p(t)K(t) = \theta(t)S(t) + L(t). \quad (64)$$

Выражение (64) можно рассматривать как требование равенства активов и пассивов фирмы: производитель финансирует накопление физического капитала за счет выпуска акций и привлечения кредитных ресурсов.

Возьмем производную по времени от (64) и подставим получившееся выражение в денежный баланс производителя (23). Используя свойство линейной однородности производственной функции и уравнения (24)—(25), получаем

$$r(t)p(t)K(t) = S(t)\frac{d}{dt}\theta(t) + D(t) + r(t)L(t). \quad (65)$$

Выражение (65) показывает, что доход от капитала полностью присваивается собственником — частично через получение дивидендов и процентного дохода, частично через рост стоимости принадлежащих ему акций.

Можно также показать, что условия (64) и (9) вместе с терминальными ограничениями производителя (29) и потребителя (53) задают величину чистых кредитов в конечный момент времени:

$$L(T) = (\gamma_M - \gamma_W) p(0)K(0) + \gamma_W L(0).$$

Это требование ограничивает производителя (и потребителя) в объеме заимствований в течение периода $[0, T]$ и поэтому аналогично условию отсутствия игр Понци (no Ponzi game condition).

Вернемся к задаче нахождения равновесных траекторий переменных. Решив дифференциальное уравнение (52) с учетом (51), (56) и (57), можно получить следующее условие:

$$\begin{aligned} \theta(t)S(t) + L(t) &= (\theta(0)S(0) + L(0))e^{\int_0^t r(\tau) d\tau} + \\ &+ \int_0^t (s(\tau)\bar{N}(\tau) - p(\tau)C(\tau))e^{\int_0^\tau r(\xi) d\xi - \int_0^\tau r(\xi) d\xi} d\tau. \end{aligned} \quad (66)$$

Теперь для определения значений пяти переменных — $\theta(t), d(t), D(t), S(t), L(t)$ — имеется четыре независимых уравнения (26), (62), (63), (66), т.е. решение модели, помимо $p(t)$, имеет еще одну степень свободы. Наиболее естественным «кандидатом» на роль второй экзогенной переменной является курс акций $\theta(t)$.

Решение дифференциального уравнения (26) дает следующую траекторию дивидендов:

$$D(t) = D(0)e^{\int_0^t \frac{r(\tau) - (1 - \beta_W)(\tau) - \delta_W}{\beta_W} d\tau} \quad (67)$$

Уравнение (63) задает зависимость нормы дивидендных выплат от ставки процента и траектории курса акций:

$$d(t) = r(t)\theta(t) - \frac{d}{dt}\theta(t). \quad (68)$$

Подставив (68) и (67) в (62), можно выразить величину акционерного капитала фирмы как

$$S(t) = \frac{D(0)e^{\int_0^t \frac{r(\tau) - (1 - \beta_W)(\tau) - \delta_W}{\beta_W} d\tau}}{r(t)\theta(t) - \frac{d}{dt}\theta(t)}. \quad (69)$$

Наконец, с учетом (69) величина чистых кредитов выражается из (66) как

$$\begin{aligned} L(t) &= (\theta(0)S(0) + L(0))e^{\int_0^t r(\tau) d\tau} + \\ &+ \int_0^t (s(\tau)\bar{N}(\tau) - p(\tau)C(\tau))e^{\int_0^\tau r(\xi) d\xi - \int_0^\tau r(\xi) d\xi} d\tau - \\ &- \theta(t) \frac{D(0)e^{\int_0^t \frac{r(\tau) - (1 - \beta_W)(\tau) - \delta_W}{\beta_W} d\tau}}{r(t)\theta(t) - \frac{d}{dt}\theta(t)}. \end{aligned} \quad (70)$$

Чтобы не усложнять и без того громоздкое выражение (70), отметим только, что уравнения (58)—(60) задают зависимость переменных

$C(t), s(t)$ от траекторий $p(t), r(t)$. Таким образом, правая часть (70) зависит от цены продукта, ставки процента и курса акций.

Наконец, напомним, что в подразд. 2.4.2 была постулирована возможность получения зависимости ставки процента от цен. Подстановка выражения для ставки процента в уравнения (67)—(70) завершает процесс определения траекторий финансовых переменных как функций от экзогенных переменных $p(t), \theta(t)$.

Заметим, что если в равновесии отсутствуют чистые кредиты, т.е. $L(t) = 0$, то (70) превращается в дифференциальное уравнение относительно $\theta(t)$, из которого можно выразить курс акций через цены⁵. Подстановка полученного выражения для курса в (68) и (69) дает зависимость нормы дивидендов и величины акционерного капитала от траектории цен. Таким образом, при отсутствии кредитов решение модели имеет только одну степень свободы — цены, тогда как наличие кредитов привносит дополнительную степень свободы — курс акций.

2.5. Эффективность межвременного равновесия

Как уже отмечалось, равновесие в рамках настоящей работы считается эффективным, если равновесные траектории потребления и капитала совпадают с траекториями соответствующих переменных, являющимися решением задачи оптимального планирования или, что то же самое, задачи собственника-потребителя, который напрямую контролирует производственный процесс.

При такой постановке задачи собственник-потребитель максимизирует полезность потребления на временном отрезке $[0, T]$:

$$\int_0^T U(C(t))e^{-\delta M t} dt \rightarrow \max_{C(t)}, \quad (71)$$

распределяя произведенный продукт между потреблением и инвестициями:

$$F(K(t), N(t)) = C(t) + \frac{d}{dt} K(t), \quad (72)$$

при условии полного использования трудовых ресурсов

$$N(t) = \bar{N}(t), \quad (73)$$

⁵ Несмотря на то что решение уравнения (70) при $L(t) = 0$ не представляет трудности, это решение не будет приводиться вследствие своей чрезвычайной громоздкости.

терминальном ограничении на величину капитала

$$K(T) \geq K_T > 0, \quad (74)$$

ограничении на знак переменных

$$C(t) \geq 0, K(t) \geq 0 \quad (75)$$

при начальном условии

$$K(0) > 0 \quad (76)$$

Функция полезности задана так же, как в подразд. 2.3.

Решение задачи (71)—(76) можно получить, максимизируя функционал Лагранжа

$$\begin{aligned} L_{\substack{\Psi_Y(t), \xi_C(t), \\ \xi_K(t), \Theta_Y}} [C(t), K(t)] = & \int_0^T U(C(t))e^{-\delta_M t} dt + \\ & + \int_0^T \Psi_Y(t) \left[F(K(t), \bar{N}(t)) - C(t) - \frac{d}{dt} K(t) \right] dt + \\ & + \int_0^T [\xi_C(t)C(t) + \xi_K(t)K(t)] dt + \Theta_Y [K(T) - K_T] \end{aligned} \quad (77)$$

при выполнении условий дополняющей нежесткости:

$$F(K(t), \bar{N}(t)) = C(t) + \frac{d}{dt} K(t), \quad (78)$$

$$\xi_C(t)C(t) = 0, \xi_C(t) \geq 0, C(t) \geq 0, \quad (79)$$

$$\xi_K(t)K(t) = 0, \xi_K(t) \geq 0, K(t) \geq 0$$

$$\Theta_Y [K(T) - K_T] = 0, \Theta_Y \geq 0, K(T) - K_T \geq 0. \quad (80)$$

Введя, как и раньше, предположение о кусочной дифференцируемости функции $\Psi_Y(t)$ и кусочной непрерывности функций $\xi_C(t), \xi_K(t)$ на $[0, T]$, можно произвести интегрирование по частям в функционале Лагранжа (77):

$$\begin{aligned}
L_{\substack{\Psi_Y(t), \xi_C(t), \\ \xi_K(t), \Theta_Y}}[C(t), K(t)] &= \int_0^T U(C(t))e^{-\delta_M t} dt + \\
&+ \int_0^T \Psi_Y(t)F(K(t), \bar{N}(t))dt - \\
&- \int_0^T \Psi_Y(t)C(t)dt - \Psi_Y(T)K(T) + \Psi_Y(0)K(0) + \\
&+ \int_0^T K(t)\frac{d}{dt}\Psi_Y(t)dt + \\
&+ \int_0^T [\xi_C(t)C(t) + \xi_K(t)K(t)]dt + \Theta_Y [K(T) - K_T].
\end{aligned} \tag{81}$$

Достаточным условием максимума (81) является равенство нулю первых производных по переменным $C(t), K(t), K(T)$:

$$U'(C(t))e^{-\delta_M t} - \Psi_Y(t) + \xi_C(t) = 0, \tag{82}$$

$$\Psi_Y(t)F'_K(K(t), \bar{N}(t)) + \frac{d}{dt}\Psi_Y(t) + \xi_K(t) = 0, \tag{83}$$

$$-\Psi_Y(T) + \Theta_Y = 0. \tag{84}$$

Поскольку при $C(t) = 0$ (82) не выполняется, в каждый момент времени потребление строго положительно: $C(t) > 0 \forall t \in [0, T]$. Для обеспечения ненулевого потребления необходим положительный капитал: $K(t) > 0 \forall t \in [0, T]$.

Из (82) также следует, что двойственная переменная $\Psi_Y(t)$ строго положительна: $\Psi_Y(t) > 0$. Поэтому в силу (84) и (80) терминальное ограничение выполняется как равенство.

Продифференцировав (82) по времени, получаем следующее описание решения задачи оптимального планирования:

$$F(K(t), \bar{N}(t)) = C(t) + \frac{d}{dt}K(t), \tag{85}$$

$$\frac{d}{dt}C(t) = \left[\frac{-\frac{d}{dt}\Psi_Y(t)/\Psi_Y(t) - \delta_M}{\beta_M} \right] C(t), \tag{86}$$

$$F'_K(K(t), \bar{N}(t)) = -\frac{\frac{d}{dt}\Psi_Y(t)}{\Psi_Y(t)}, \tag{87}$$

$$K(T) = K_T, \quad (88)$$

$$C(t) > 0, K(t) > 0, \Psi_Y > 0. \quad (89)$$

Нетрудно увидеть, что система (23)—(30), (48)—(54), (55)—(57), описывающая межвременное равновесие, задает те же траектории потребления и капитала, что и система (85)—(88) при $\gamma_M = \frac{K_T p(T)}{p(0)K(0)}$.

Таким образом, при надлежащем выборе темпа роста чистых активов потребителя γ_M равновесные траектории капитала и потребления эффективны.

У эквивалентности задачи оптимального управления и задачи поиска конкурентного равновесия есть еще одно очень важное следствие. Доказано, что задача оптимального управления (71)—(76) с неубывающими строго вогнутыми функцией полезности и производственной функцией имеет решение (см., например, [13]). Это означает, что *равновесие в исследуемой модели существует*, хотя получение равновесных траекторий переменных в явном виде не всегда возможно.

В моделях, обзор которых приведен в разд. 1, исследованы две схемы взаимодействия собственника и фирмы. В модели с независимыми фирмами производителю доступен только один способ внешнего финансирования инвестиций, а именно долговой. Кроме того, потребитель не обладает никакими инструментами воздействия на решения фирмы. Все равновесия в этой модели неэффективны. В модели с акционерным капиталом фирма может финансировать инвестиции как за счет выпуска акций, так и за счет банковских кредитов. Благодаря своему праву определять размер акционерного капитала собственник приобретает определенную власть над фирмой. В этой модели получены эффективные равновесия. В модели, исследуемой в разд. 2, используется сходный механизм финансового взаимодействия, однако теперь фирма берет кредиты не через посредника, а напрямую у собственника. Показано, что в этой модели также существуют эффективные равновесия.

Заметим, что отличительной чертой моделей, в которых получены эффективные равновесия, является выравнивание доходностей в экономике. Эта особенность проявляется особенно ярко, если из модели, представленной в разд. 2, исключается долговой механизм финансирования. В этом случае эффективные равновесия существу-

ют, однако необходимым условием эффективности становится пред-посылка о равенстве доходностей чистых активов потребителя и производителя.

Проведенный анализ позволяет заключить, что для эффективности равновесия требуется, во-первых, некоторая степень контроля собственника над фирмой, а во-вторых, выравнивание доходностей альтернативных способов использования денежных средств в экономике. Контроль собственника над фирмой обеспечивается через механизм акций. Выравнивание доходностей происходит через долговой механизм, причем не имеет значения, осуществляется ли кредитование напрямую или через посредника и используется ли этот механизм вообще. Таким образом, институты фондового рынка и долгового финансирования являются неотъемлемыми элементами рыночной системы, необходимыми для ее эффективного функционирования.

Источники

1. Андрияшин А.В., Поспелов И.Г., Фомченко Д.С. Динамическая модель общего равновесия при наличии рынка акций // Экономический журнал ВШЭ. 2003. Т. 7. № 3. С. 313—340.

2. Ашманов С.А. Введение в математическую экономику. М.: Наука, 1984.

3. Интриллигатор М. Математические методы оптимизации и экономическая теория. М.: Прогресс, 1975.

4. Пильник Н.П., Поспелов И.Г. О естественных терминальных условиях в моделях межвременного равновесия // Экономический журнал ВШЭ. 2007. Т. 11. № 1. С. 1—33.

5. Пильник Н.П., Поспелов И.Г. Описание целей деятельности фирмы в динамической модели экономического равновесия. М.: ВЦ РАН, 2009.

6. Поспелов И.Г. Модели экономической динамики, основанные на равновесии прогнозов экономических агентов. М.: ВЦ РАН, 2003. URL: <http://www.ccas.ru/mmes/mmest/ecodyn03.htm>

7. Becker R.A. Capital Theory // The New Palgrave Dictionary of Economics / S.N. Durlauf, L.E. Blume (eds). N.Y.: Palgrave Macmillan, 2008.

8. Cass D. Optimum Growth in an Aggregate Model of Capital Accumulation: A Turn-pike Theorem // Econometrica. 1966. No. 34. P. 833—850.

9. Hahn F. Neoclassical Growth Theory // The New Palgrave Dictionary of Economics / S.N. Durlauf, L.E. Blume (eds). N.Y.: Palgrave Macmillan, 2008.

10. Koopmans T.C. On the Concept of Optimal Economic Growth // The Economic Approach to Development Planning. Amsterdam: North Holland, 1965.

11. *Ramsey F.P.* A Mathematical Theory of Saving // *Economic Journal*. 1928. Vol. 38. No. 152. P. 543—559.
12. *Romer D.* *Advanced Macroeconomics*. 3rd ed. N.Y.: McGraw-Hill, 2006.
13. *Weitzman M.* *Income, Wealth and the Maximum Principle*. Massachusetts: Harvard University Press, 2003.

© Власова Е.А., 2011

Д.О. Волкова
Научный
руководитель —
А.Е. Абрамов
Кафедра фондового
рынка и рынка
инвестиций

Сравнительный анализ эффективности IPO банков России и Китая

В статье рассматриваются различия в эффективности первичных публичных размещений ценных бумаг российских и китайских банков, с точки зрения как ценообразования, так и доходности на протяжении всего периода владения акциями. Ставится задача — определить, существует ли некая специфическая модель национального рынка первичных размещений, для этого проводится сравнение характерных черт рынков различных стран. Интерес к теме обусловлен также, в частности, широким распространением практики проведения публичных размещений с целью привлечения дополнительного финансирования, а также возникновением нового для российского рынка механизма размещения ценных бумаг высококлассных предприятий среди широкого круга неквалифицированных инвесторов — физических лиц.

Введение

Цель исследования — оценка долгосрочной и краткосрочной эффективности размещения ценных бумаг на национальных первичных рынках капитала.

Предметом исследования является механизм проведения первичного публичного размещения акций, в качестве объектов исследования выступают четыре размещения, проведенных российскими банками, а также 10 размещений, проведенных банками КНР.

В соответствии с поставленной целью в статье рассматриваются специфические черты национальных рынков, которые могут являться причиной межстрановых различий как в краткосрочной, так и в долгосрочной эффективности первичных размещений. Проводится проверка выполнения эмпирических закономерностей, выявленных для размещений на развитых рынках капитала, в отношении размещений российских и китайских банков. Кроме того, дается сравнительная

характеристика ценообразования и доходностей выпуска акций с использованием механизма как розничного, так и традиционного размещений российских и китайских банков.

Феномены IPO: первоначальная недооцененность, частичное приспособление, долгосрочная неэффективность, «горячие рынки»

В исследованиях, проведенных специалистами на основе данных о первичном размещении ценных бумаг на западных рынках, выделяется ряд специфических проблем, связанных с IPO: во-первых, это проблема формирования цены акций непосредственно на этапе размещения; во-вторых, относительно низкие доходности компаний в долгосрочном периоде; в-третьих, наличие сезонности на рынке IPO.

К числу наиболее интересных феноменов, связанных с IPO, относится эффект высокой начальной доходности, который проявляется в том, что в первые торговые дни наблюдается резкий рост стоимости акций: средняя доходность составляет от 4,2% во Франции до 948,6% в Китае [8, p. 267].

Еще одним эмпирическим фактом, связанным с эффективностью ценообразования при IPO, является феномен частичного приспособления, в силу которого недооценка IPO непосредственно и положительно связана с отклонением цены размещения от середины ценового диапазона: чем больше разрыв, тем сильнее недооцененность.

Феномен «горячих рынков» заключается в подверженности IPO сезонным колебаниям как в количестве проведенных размещений, так и в значениях первоначальной доходности.

Феномен долгосрочной неэффективности базируется на изучении западными экономистами данных о курсовых стоимостях компаний, проводивших IPO, и их сравнении с аналогичными компаниями, не размещавшими акций на рынке. Отмечается, что первые стабильно демонстрируют более низкую доходность, причем этот эффект, с одной стороны, начинает проявляться обычно примерно через полгода после размещения акций, а с другой — практически исчезает через несколько лет. Продолжительность периода может различаться в зависимости от страны: так, в Германии он составляет всего год, а в Бразилии, Чили, Великобритании и Финляндии — около трех лет [12, p. 1004].

Розничные IPO

Под розничными («народными») IPO будем понимать те публичные размещения, в ходе которых акции распространяются среди крайне широкого круга физических лиц — неквалифицированных индивидуальных инвесторов.

В России прошли три подобных IPO: это размещения «Роснефти» (2006 г.), Сбербанка и Внешторгбанка (2007 г.). В Китае это размещения Bank of Beijing, 70% размещенных акций которого было куплено индивидуальными инвесторами, а также трех из четырех крупнейших банков: Bank of China, China Construction Bank и Industrial and Commercial Bank of China (первые три размещения прошли в 2006 г., а последнее — в 2007 г.).

Ряд теоретических концепций, объясняющих возникновение феномена первоначальной недооцененности, позволяют предполагать, что существует зависимость между первоначальной доходностью и преобладающей категорией инвесторов, вовлеченных в размещение. В частности, концепции проклятья победителей Рока [13] и информационных каскадов Вэлча [16] объясняют недооценку присутствием на рынке различных групп инвесторов с разным доступом к информации о размещении и будущей динамике курсовой стоимости. А теории размывания прав собственности Бреннана и Франка [4] и перераспределения благосостояния Риттера [12] исходят из предположения о намеренном занижении цены размещения для обеспечения полной подписки и привлечения мелких инвесторов, которые не могут влиять на политику менеджмента компании.

Факторы, определяющие эффективность IPO

Основные характеристики первичного рынка КНР и их влияние на недооценку акций

Рынок ценных бумаг Китая высоко сегментирован несмотря на ряд рыночных реформ, проводящихся с 2000 г. и частично открывших внутренний рынок для иностранных инвесторов, а также позволивших резидентам приобретать бумаги, номинированные в иностранной валюте.

В Китае существуют следующие типы акций [3].

- Рыночные акции, изначально предназначенные для национальных инвесторов (акции типа А), номинированные в национальной валюте и обращающиеся на биржах материкового Китая: Шанхайской и Шеньженьской фондовых биржах. В настоящее время акции данного типа могут также приобретаться квалифицированными иностранными институциональными инвесторами через специально учреждаемые фонды и с согласия Комиссии по регулированию рынка ценных бумаг, Народного банка Китая и ряда других организаций. К этой группе относятся и акции, предназначенные для иностранных инвесторов, в частности акции типа В, номинированные в иностранной валюте и торгуемые на биржах материкового Китая, и акции типа Н, N, L и S, размещенные соответственно на Гонконгской, Нью-Йоркской, Лондонской и Сингапурской фондовых биржах.

- Нерыночные акции, в том числе государственные акции, акции юридических лиц и акции трудового коллектива; последние могут быть допущены к обращению на фондовой бирже, но не ранее чем через три года после проведения первичного размещения.

Подобная сегментация повышает издержки инвесторов на внутреннем рынке, поскольку требования при проведении размещения акций типа А существенно ниже, чем в остальных случаях. Исследования подтвердили воздействие высокой сегментации рынка акций Китая на доходность первого дня и положительное влияние мер по упрощению движения денежных потоков на снижение величины недооценки [11, р. 456]. Результаты эмпирических тестов существенно различаются в зависимости от типа исследуемых акций и временного диапазона. Исследование размещений акций типа А в 1993—2007 гг. выявило доходность первого дня в размере 90,73%, причем более поздние характеристики сравнительно низкой доходностью [10]. Доходность размещений 1996—2000 гг. составила 129% [7], а 1987—1995 гг. — 948,6% [14]. При этом доходность первого дня для акций типа Н и В значительно ниже: 12,39% для акций типа Н в период с 1993 по 2007 г. [10] и 11,6% для акций типа В в 1995—1998 гг. [15], при этом доходность акций типа А в 1993—1998 гг. составила 175% [6].

Первичный рынок ценных бумаг является существенной частью финансовой системы Китая: он тщательно регулируется государством, которое контролирует предложение, устанавливая квоты на первичные размещения в рамках национальной денежно-кредитной политики. Раньше квоты распределялись между регионами и муниципалитетами, после чего местные власти утверждали список компаний, которым

разрешалось провести размещение. При этом цена размещения, определяемая комиссией по регулированию рынка ценных бумаг, устанавливалась заведомо ниже эффективного уровня, чтобы обеспечить полную подписку. В настоящее время квоты выделяются универсальным компаниям по ценным бумагам, что делает процесс IPO более приближенным к рыночному.

На протяжении всего периода формирования рынка ценных бумаг Китая одним из основных его характеристик являлось деление акций на рыночные и нерыночные. Поскольку количество акций, находящихся в государственной собственности или собственности юридических лиц, весьма велико в силу того, что финансовая система Китая относится к так называемой стейкхолдерской модели, доля бумаг, размещаемых в ходе IPO, составляла относительно небольшую часть капитала компании. С учетом ограниченного количества инструментов, доступных инвесторам, и высокой сегментации рынка это приводит к существенному превышению спроса над предложением. Кроме того, относительно небольшой процент размещаемых бумаг означает также сравнительно низкую ликвидность акций, что увеличивает риски и издержки инвесторов. В то же время значительная доля акций, остающаяся во владении государства и прежних собственников, способствует сокращению транзакционных издержек: высокая доля контролирующего органа в капитале компании является одним из механизмов снижения неопределенности, хотя государственный контроль за деятельностью компании традиционно воспринимается как причина сравнительно низкой эффективности. Тем не менее в условиях экономики Китая высокая доля государства рассматривается инвесторами как гарантия стабильности функционирования компании, которая в чрезвычайных обстоятельствах может рассчитывать на господдержку.

Эмпирические исследования показали неоднозначное влияние формы собственности на доходность первого торгового дня [11]: зависимость между недооценкой и долей акций в собственности государства и юридических лиц для акций типа А положительная, так как инвесторы-резиденты не получают в ходе размещения достаточной информации о компании, а потому для них участие прежних собственников и государства является фактором, уменьшающим издержки *ex ante*. В то же время для акций типа В данная зависимость отрицательна, поскольку требования к раскрытию информации при эмиссии акций данного типа жестче. Соответственно иностранные инвесторы располагают более полной информацией на этапе размещения и мо-

гут оценивать вероятность низкой эффективности функционирования компании, а потому главным следствием сохранения значительной доли государства и прежних собственников является для них низкий уровень free float и связанная с этим низкая ликвидность ценных бумаг.

Одной из отличительных черт первичного рынка ценных бумаг Китая является наличие существенного временного лага между проведением размещения и началом обращения бумаг на вторичном рынке, медианное значение которого составляет 34 дня [11, р. 3]. Наличие временного лага приводит к недостатку ликвидности ценных бумаг и росту риска для инвестора в связи с повышением неопределенности относительно будущих цен на акции.

Эмпирические исследования, в которых изучалось влияние временного лага на размер недооценки, подтвердили наличие положительной зависимости для акций типа А и ее отсутствие для акций типа В, временной лаг для которых существенно ниже и в среднем не превышает 20 дней [15, р. 459].

Таким образом, к основным факторам, влияющим на доходность первого дня на китайском рынке ценных бумаг, можно отнести:

- контроль предложения акций со стороны государства;
- высокую долю акций, остающихся в собственности государства и первоначальных собственников;
- отсутствие достаточного количества альтернативных инструментов инвестирования для индивидуальных инвесторов;
- временной лаг между первичным размещением и началом торгов на вторичном рынке;
- занижение цены предложения.

Различия в эффективности IPO на рынках России и Китая: фундаментальные факторы

Основными факторами, которые могут определять различия в краткосрочной эффективности IPO, т.е. в уровнях первоначальной недооцененности, между российским и китайскими рынками первичных размещений, являются:

- рыночные механизмы выхода на IPO и ценообразования в ходе проведения первичного размещения;
- относительно низкая вовлеченность индивидуальных инвесторов;

- отсутствие временного лага между размещением и листингом на бирже;
- отсутствие существенных различий в ценообразовании бумаг, предназначенных для разных категорий инвесторов.

Наиболее интересными представляются два последних фактора.

Отсутствие временного лага между проведением IPO и началом вторичных торгов не всегда было характерно для российского рынка. Внесение изменений в статьи 19 «Процедура эмиссии и ее этапы» и 25 «Отчет об итогах выпуска (дополнительного выпуска) эмиссионных ценных бумаг» Федерального закона «О рынке ценных бумаг» в 2005 г. установило право эмитента «представить в регистрирующий орган уведомление об итогах выпуска (дополнительного выпуска) эмиссионных ценных бумаг в случае оказания брокером услуг по размещению эмиссионных ценных бумаг путем открытой подписки и осуществления фондовой биржей их листинга» [1, гл. 5, ст. 25¹]. Действовавшее до этого требование обязательной регистрации выпуска создавало временной лаг до 30 дней между размещением и листингом. Таким образом, можно предположить, что размещения российских компаний, проведенные на российских площадках до 2006 г., должны характеризоваться сравнительно более высокими уровнями недооценки, чем более поздние.

С точки зрения различий в уровне доходности первого дня по разным типам ценных бумаг надо отметить, что эмпирическое исследование [2] процессов ценообразования акций российских компаний при размещении на внутреннем рынке и на зарубежных площадках, проведенное И. Ивашковской и М. Харламовым, не подтвердило наличия существенных отличий в уровнях недооценки обыкновенных акций, размещенных на РТС и ММВБ и предназначенных скорее для национальных инвесторов, и депозитарных расписок, размещенных на лондонской и нью-йоркской фондовых биржах. Это объясняет относительно более низкую доходность первого дня по сравнению с китайским рынком.

Первые два фактора интересны преимущественно с точки зрения сопоставления результатов розничных, или «народных», IPO, проведенных как российскими, так и китайскими банками, а также их сопоставления с уровнем недооценки по выборке в целом. Рассмотренные

¹ В редакции от 27 декабря 2005 г.

ранее теоретические концепции позволяют полагать, что подобные размещения должны характеризоваться более высокой доходностью первого дня, в силу того что цена на них установлена заведомо ниже справедливого уровня. Поскольку занижение цены размещения в целом характерно для китайского рынка, можно предположить, что уровень недооценки розничных IPO китайских банков будет отличаться от среднего в меньшей степени, чем на российском рынке. Кроме того, поскольку превалирование индивидуальных инвесторов для китайского рынка является нормой, а для российского — исключением, различия в уровне недооценки розничных банковских IPO и всех рассматриваемых размещений банков в Китае должны быть меньше, чем в России.

С точки зрения долгосрочной эффективности IPO, т.е. изменения стоимости ценных бумаг по сравнению с рынком в течение определенного периода после проведения размещения, основными факторами, обуславливающими различия между российским и китайскими рынками IPO, могут являться:

- намеренное занижение цены предложения китайских компаний;
- переоцененность банков по сравнению с рынком;
- различия в уровне долговой нагрузки;
- различия в темпах роста;
- различия в рыночных соотношениях «цена — прибыль» (PE).

В силу специфики установления цены размещения на китайском первичном рынке ценных бумаг, а также переоценки банков рынком можно предположить разнонаправленную динамику мультипликаторов кратного капитала (PBV) после размещения: поскольку стоимость ценных бумаг китайских банков, заниженная в ходе размещения, должна прийти к рыночной, что соответствует более быстрому росту рыночной цены по сравнению с балансовой. Однако, поскольку банки в целом переоценены, в среднесрочном и долгосрочном периодах рост цен должен замедлиться. Аналогичным образом и капитализация российских банков должна расти медленнее, чем балансовая стоимость активов.

Исходя из рассмотренных выше различий в эффективности ценообразования сформулированы следующие тезисы.

1. Оценка краткосрочной эффективности

1.1. Первоначальная недооцененность размещений, проведенных на российском рынке до марта 2006 г., выше, чем для последую-

ших, и зависит от временного лага между моментом проведения IPO и началом вторичных торгов.

1.2. Первоначальная недооцененность акций китайских банков зависит от временного лага между размещением и листингом.

1.3. Первоначальная недооцененность российских банков ниже, чем китайских.

2. Оценка долгосрочной эффективности

2.1. Динамика мультипликаторов Price-to-Book Value (PBV) российских и китайских банков разнонаправленна.

2.2. Динамика мультипликаторов Price-to-Earnings российских и китайских банков совпадает.

2.3. Феномен долгосрочной неэффективности затрагивает и российские, и китайские банки.

3. Оценка эффективности розничных IPO

3.1. Розничные IPO как российских, так и китайских банков характеризуются более высоким уровнем недооценки.

3.2. Отличие доходностей первого дня розничных IPO от средних по выборке меньше в Китае, чем в России.

Оценка эффективности IPO

Оценка краткосрочной эффективности

Для проверки приведенных выше тезисов составлены две выборки. В первую входят 67 размещений, проведенных российскими компаниями с 1996 г. по апрель 2010 г., в том числе 4 IPO, проведенных банками. Во вторую — 10 IPO, проведенных банками КНР. Данные о ценах предложения, ценах закрытия первого торгового дня, а также датах размещения российских компаний в 1996—2008 гг. взяты из исследований PBN Company серии «Пионеры IPO», базы данных эмитентов портала «IPO-конгресс». Источники данных о размещении 2009—2010 гг. — базы ИК «Финам» и проекта Offerings.ru. Данные о параметрах размещения китайских банков взяты с сайтов компаний-эмитентов и новостных лент, а сведения об исторических значениях индексов PTC и Shanghai Composite — из базы данных сайта www.quote.ru.

В качестве основы исследования используются модели оценки первоначальной недооцененности, предложенные Брауном и Уорнером [5] и Хэнли [9]. В модель внесены следующие изменения.

1. Вместо предложенного Брауном изменения рыночного индекса в период со дня размещения до закрытия первого торгового дня используется показатель изменения индекса в течение первого торгового дня: вариант Брауна предусматривал построение модели на развитых рынках капитала, в отсутствие значительного временного лага между листингом и размещением. Браун предлагал использовать изменение индекса для расчета скорректированной доходности первого торгового дня. Проведенные тесты показали, что более адекватным является включение изменения индекса в качестве дополнительного регрессора. Регрессор рассчитывается по формуле $I_{t-1} = \frac{I_t}{I_{t-1}} - 1$, где I_t — значение индекса РТС или Shanghai Composite на конец первого торгового дня, I_{t-1} — в предшествующий день.

2. Вводится фиктивная переменная для проверки гипотезы о сравнительно более высоком уровне недооценки ранних IPO российских компаний. Переменная принимает значение, равное 1, если размещение проведено до 2006 г. на российской бирже, и 0 — в иных случаях.

3. Вводится переменная для оценки влияния временного лага на уровень недооценки, принимающая значения, равные числу дней между датой размещения и началом вторичных торгов.

Из модели Хейнли без изменений берется коэффициент, отражающий рыночную конъюнктуру в период, предшествующий проведению размещения. Он рассчитывается по формуле $I_{t-15} = \frac{I_p}{I_{p-15}} - 1$, где I_p — значение индекса РТС или Shanghai Composite на конец дня проведения IPO, I_{p-15} — за 15 сессий, предшествующих проведению размещения.

Кроме того, используется переменная, отражающая изменение цены размещения по сравнению с серединой предварительно установленного ценного диапазона, рассчитываемая по формуле $\Delta = P_p - \frac{P_h + P_l}{2}$, где P_p — цена размещения, P_h — верхняя граница ценового диапазона, P_l — нижняя граница ценового диапазона.

Зависимая переменная рассчитывается по формуле $UP = \frac{P_c}{P_0} - 1$, где P_0 — цена размещения, P_c — цена закрытия первого торгового дня (табл. 1).

Одним из подходов к оценке эффективности IPO на этапе размещения является оценка сдвига цены предложения в сторону верхней

Таблица 1. Средние значения недооценки и изменения цены по сравнению с серединой ценового диапазона для рассматриваемых компаний

Группа компаний	UP, %	Δ, %
Российские компании	5,13	-2,68
Российские банки	2,54	6,22
Китайские банки	53,48	6,52

или нижней границы диапазона: чем ближе конечная цена к верхней границе, тем более успешным считается размещение. С этой точки зрения IPO российских банков характеризуются более высокой эффективностью по сравнению с результатами прочих размещений российских компаний, а также размещений китайских банков.

Полученные результаты доходности первого торгового дня являются ожидаемыми: недооценка акций китайских банков на порядок превышает аналогичный показатель для российских банков, равно как и недооценка всех IPO китайских компаний превышает недооценку IPO российских компаний. Сравнительно низкая доходность первого дня российских банков объясняется относительно более высокой ценой предложения. Ниже приводится оценка регрессии для российских компаний (табл. 2).

Регрессия является адекватной, о чем свидетельствует значимость F -статистики на уровне 10%. Таким образом, из исследуемых факторов значимым оказался только коэффициент, характеризующий рыночную конъюнктуру на момент проведения размещения. Временной лаг между IPO и вторичными торгами является незначимым: нечувствительность инвесторов к этому параметру — специфическая черта национального рынка первичных размещений.

В результате исключения незначимых параметров зависимость доходности первого торгового дня от рыночной конъюнктуры имеет следующий вид:

$$\underset{(P\text{-value})}{\text{underpricing}} = 0,035 + \underset{(0,007)}{0,057} I_{t-15}, \quad R_{adj}^2 = 25\%.$$

При этом регрессия для банков, в отличие от рынка в целом, указывает на значимость краткосрочных ожиданий, что свидетельствует о спекулятивном поведении инвесторов. Регрессия имеет следующий вид:

Таблица 2. Оценка регрессии для российских компаний

Регрессионная статистика						
Множественный R	0,5080					
R^2	0,2580					
Нормированный R^2	0,2086					
Наблюдения	65					
Дисперсионный анализ						
	df	SS	MS	F	Значимость F	
Регрессия	4	0,51685	0,12921	5,21685	0,00113	
Остаток	60	1,48610	0,02477			
Итого	64	2,00295				
	Коэффициенты	Стандартная ошибка	t -статистика	P -значение		
Intercept	0,041	0,022	1,851	0,06908		
It-15	0,057	0,013	4,480	0,00003		
Dummy	-0,030	0,054	-0,549	0,58492		
It-1	0,018	0,158	0,113	0,91041		
Δ	0,038	0,130	0,292	0,77101		

$$\underset{(P\text{-value})}{\text{underpricing}} = 0,036 + \underset{(0,0009)}{0,609} I_{t-1}, \quad R_{adj}^2 = 98\%.$$

Ниже приводится оценка регрессии для китайских банков (табл. 3).

Регрессия является адекватной на 10%-ном уровне значимости. Значимыми являются все объясняющие переменные, кроме изменения цены размещения по сравнению с серединой ценового диапазона. Значимость коэффициента, характеризующего рыночную конъюнктуру на момент IPO больше, чем параметра, показывающего изменение индекса в день начала торгов. Таким образом, относительно долгосрочные ожидания инвесторов имеют большее значение, чем сиюминутные настроения. Отрицательный коэффициент при данном регрессоре означает, что на подъеме цена размещения, вероятно, могла быть установлена выше справедливой, а следовательно, в дальнейшем должно произойти снижение цены до рыночных значений. Напротив, положительная зависимость для российского рынка свидетельствует о том, что доходности первого торгового дня на подъеме скорее всего достигнут более высоких значений: в отсутствие временного лага сохранение текущей тенденции на рынке более вероятно, чем возвращение цены к справедливому уровню.

Зависимость доходности первого торгового дня китайских банков от исследуемых параметров имеет следующий вид:

$$\underset{(P\text{-value})}{\text{underpricing}} = -0,029 - \underset{(0,79)}{2,16} I_{t-15} + \underset{(0,039)}{7,89} I_{t-1} + \underset{(0,087)}{0,075} T_{lag}, \quad R_{adj}^2 = 98\%.$$

На основе оценки краткосрочной эффективности размещений можно сделать следующие выводы:

- первоначальная недооцененность акций китайских банков зависит от временного лага между размещением и листингом;
- первоначальная недооцененность российских банков ниже, чем китайских;
- российский рынок первичных размещений не чувствителен к временному лагу между размещением и листингом;
- для рынка не характерен феномен частичной подстройки.

Оценка долгосрочной эффективности

Оценка долгосрочной эффективности размещений проводится на основе рыночных мультипликаторов, а также сопоставления доходности рассматриваемых ценных бумаг с доходностью рыночного портфеля.

Таблица 3. Оценка регрессии для китайских банков

Регрессионная статистика							
Множественный R	0,9992						
R^2	0,9984						
Нормированный R^2	0,992						
Наблюдения	6						
ANOVA							
	df	SS	MS	F	Значимость F		
Регрессия	4	0,589158428	0,147289607	156,75976	0,059822888		
Остаток	1	0,000939588	0,000939588				
Итого	5	0,590098016					
	Коэффициенты	Стандартная ошибка	t-статистика	P-значение			
Intercept	0,133	0,057	2,323	0,259			
It-15	0,07	0,004	16,586	0,038			
Dummy	-2,379	0,178	-13,34	0,048			
It-1	-1,747	0,488	-3,583	0,173			
Δ	7,436	0,955	7,783	0,081			

Сравним доходность вложений в бумаги, эмитированные в ходе проведения первичных размещений российскими компаниями, а также российскими и китайскими банками, с доходностью рыночного портфеля. В качестве доходности рыночного портфеля рассматривается изменение индексов Shanghai Composite и РТС.

Таблица 4. Сравнительная характеристика доходности вложений*

Группа компаний	Доходность за период, %	Доходность рыночного портфеля, %
Российские компании	30,12	61,41
Российские банки	-41,39	-29,90
Китайские банки	51,17	11,94

* По состоянию на 7 мая 2010 г.

Как видно из табл. 4, доходность акций российских компаний, проводивших IPO, в том числе доходность акций банков, ниже доходности рыночного портфеля, что подтверждает существование феномена долгосрочной неэффективности как для выборки в целом, так и для банков в частности. Напротив, размещения китайских банков характеризуются относительно более высокой доходностью в сравнении с рыночной. Это опровергает предположение о наличии долгосрочной неэффективности для данной группы ценных бумаг. Подобное превышение темпов роста стоимости акций над среднерыночными связано прежде всего с относительно низким уровнем цены размещения.

Однако с точки зрения сопоставления долгосрочной эффективности IPO банков России и Китая больший интерес представляют сравнения динамики рыночных мультипликаторов.

Для сопоставления рыночных стоимостей банков традиционно используется мультипликатор «кратное капитала» (Price-to-Book Value, PBV). Для оценки изменения рыночной стоимости банков в зависимости от их операционной эффективности будет использоваться скорректированный на рост мультипликатор «цена — доходность» (Price-to-Equity adjusted to Growth, PEG). Расчет всех мультипликаторов проводится на основе годовых данных бухгалтерской отчетности компаний. При расчете мультипликаторов для определения стоимости компании в год проведения первичного размещения и предшествующий ему в год используется цена размещения. Во все последующие используется рыночная цена на конец года.

Характерными чертами мультипликатора PE является его зависимость от темпов роста компании, а также от используемого финансового рычага. Для обеспечения сопоставимости полученных для разных компаний мультипликаторов используется скорректированный на темп роста мультипликатор PEG. В качестве темпов роста берется среднегодовой темп роста чистой прибыли за последние четыре года. Для обеспечения сопоставимости с точки зрения воздействия финансового рычага на мультипликатор выделяются в зависимости от соотношения рыночной стоимости долга и капитала² три группы компаний. Группировка на основе соотношения DEBT/EBITDA, применяемого в целях отражения долговой нагрузки на денежные потоки, генерируемые компаниями реального сектора, в данном случае не является оптимальным вариантом в силу отраслевой специфики.

Сопоставимость показателей с точки зрения межстрановых сравнений обеспечивается с помощью корректировки мультипликаторов методом Перейро на основе сопоставления их рыночных или отраслевых значений. В частности, для расчета корректировки кратного прибыли (PE) берется отношение мультипликаторов, оцененных по компаниям, входящим в расчет индекса PTC и Shanghai Composite. Коэффициент корректировки мультипликаторов PEG, PBV рассчитывается с использованием средних значений коэффициентов для банковского сектора России и Китая соответственно.

Как видно из рис. 1, необходимо отвергнуть тезис о разнонаправленной динамике мультипликаторов российских и китайских банков: по обеим группам наблюдается падение мультипликатора после проведения размещения. При этом падение для российских банков, проводивших IPO в 2007 г., составило, по сопоставимым данным, 0,83, а снижение аналогичного подателя для китайских компаний — 0,72. Более быстрое падение мультипликатора для российских банков частично обусловлено концентрированностью их размещений во времени. В целом анализ динамики мультипликатора подтверждает наличие феномена долгосрочной неэффективности как для российских, так и для китайских банков. Из графика также видно, что процесс восстановления для российских и китайских банков начинается относительно синхронно и приходится на конец года, следующего за размещением. Хотя времени, прошедшего после размещений банков обеих стран, недостаточно для окончательных выводов, можно предположить, что

² Данные из базы: www.damodaran.com

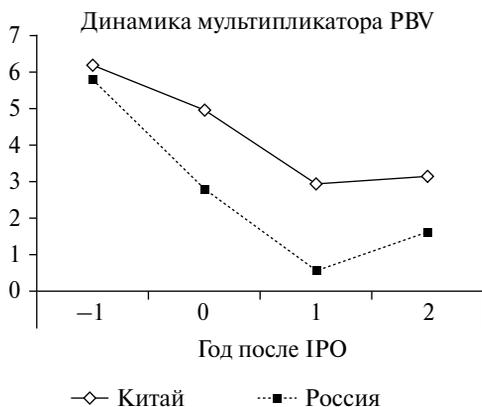


Рис. 1. Динамика мультипликатора PBV банков России и Китая в 2005—2009 гг.

выход на уровни, предшествующие IPO, приходится на третий-пятый год после размещения, что согласуется с результатами международных эмпирических исследований.

Динамика мультипликатора PEG, представленная на рис. 2, подтверждает результаты, полученные с использованием мультипликатора PBV: долгосрочная неэффективность характерна как для российских, так и для китайских банков. Однако показатели китайских банков в целом лучше, что отражается в более высоких значениях мультипликатора и большем потенциале роста с точки зрения сопоставления с рыночными показателями. Интересно, что мультипликатор PE для китайских банков согласуется с PBV и отражает перспективы восстановления, тогда как для российских банков он продолжает падать несмотря на существенное снижение прибылей банков за последний год. Анализ динамики мультипликаторов с разбивкой по группам, в зависимости от соотношения рыночной стоимости долга и капитала, тоже не выявляет необычных закономерностей в долгосрочной эффективности. Как показано на рис. 3—5, в целом динамика мультипликаторов в рамках каждой группы совпадает, а рост мультипликаторов российских банков в группах с большей долговой нагрузкой обусловлен не ростом рыночной цены, а падением чистой прибыли за 2009 г. Наибольшее расхождение показателей фиксируется по последней группе с наивысшим уровнем долга, поскольку разброс соотношения «рыночный долг/активы» здесь самый существенный. Таким образом, тезис о

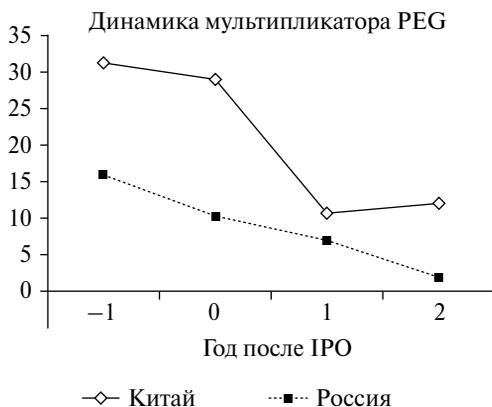


Рис. 2. Динамика мультипликатора PEG банков России и Китая

совпадении динамики мультипликаторов PE для российских и китайских банков подтверждается.

Несмотря на то что долгосрочная неэффективность российских банков подтверждается как на основе рыночных мультипликаторов, так и на основе сопоставления с рыночным портфелем, дать однозначную оценку размещениям китайских банков нельзя, поскольку результаты, полученные разными методами, отличаются. В целом оценка на основе рыночных мультипликаторов представляется более надежной,

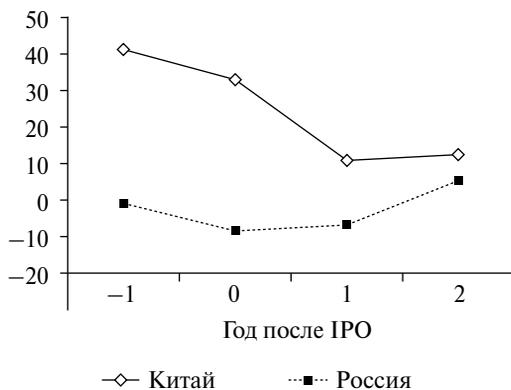


Рис. 3. Динамика мультипликатора PEG для группы компаний с уровнем D/E менее 0,4

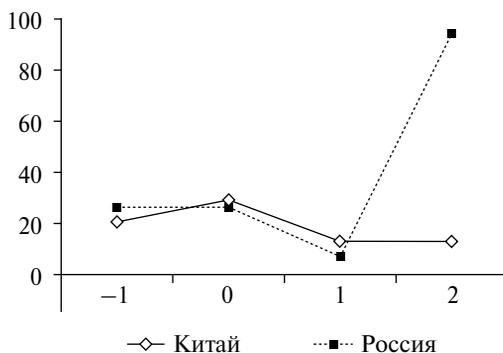


Рис. 4. Динамика мультипликатора PEG для группы компаний с уровнем D/E менее 1

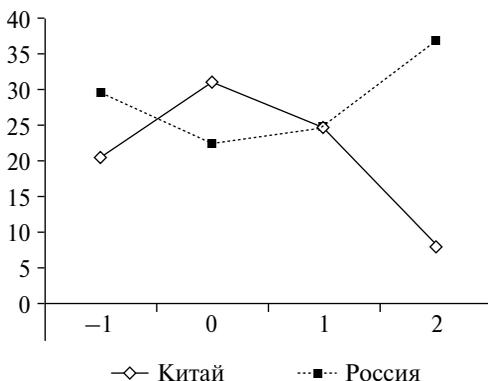


Рис. 5. Динамика мультипликатора PEG для группы компаний с уровнем D/E более 1

что скорее свидетельствует о наличии феномена долгосрочной неэффективности китайских банковских IPO.

Исходя из оценки долгосрочной эффективности размещений можно сделать следующие выводы:

- динамика кратного капитала российских и китайских банков совпадает;
- динамика мультипликаторов PE и PEG российских и китайских банков совпадает;
- долгосрочная неэффективность характерна для банков обеих стран, а также для российского рынка в целом;

- восстановление уровней доходности вероятно на третий-пятый год после размещения.

Оценка эффективности ценообразования розничных IPO

В табл. 5 представлены данные по компаниям, проводившим розничные IPO, а также средний показатель недооцененности по выборке, который составил 5,1%. При том что недооцененность IPO Сбербанка более чем в 3 раза превышает среднюю по выборке, в целом нельзя говорить о том, что розничные размещения характеризуются относительно более высокими значениями данного показателя: IPO ВТБ недооценено в значительно меньшей степени, акции «Роснефти», напротив, переоценены. Хотя среднее значение показателя по трем эмитентам составило 5,7% (что выше выборочного среднего на 12% и не укладывается в рамки статической погрешности), из-за серьезных, вплоть до разнонаправленности, различий в оценке нельзя утверждать, что по данным эмитентам недооцененность выше. Тем не менее, если рассматривать исключительно банковские розничные IPO, можно отметить, что средняя недооценка по данным размещениям составила 10% по сравнению с 2,6% для всех банковских IPO, хотя смещение цены размещения в сторону верхней границы ценового диапазона составило 12%, что в 2 раза больше, чем для банков в целом.

Интересно, что в большей степени цена закрытия первого торгового дня превышает цену размещения у Сбербанка, не установившего

Таблица 5. Недооценка российских «народных» (розничных) IPO

Эмитент	Цена предложения, долл.	Цена закрытия первого дня, долл.	Underpricing	Граница ценового диапазона, долл.		Середина ценового диапазона, долл.	Δ
				нижняя	верхняя		
«Роснефть»	7,55	7,4200	-0,017	5,8500	7,8500	6,8500	0,1022
Сбербанк	3,69	4,3000	0,167				
ВТБ	0,01	0,0054	0,023	0,0044	0,0050	0,0047	0,1234
Среднее по выборке			0,051				-0,027

ценовой диапазон. Таким образом, инвесторы были лишены ценовых ориентиров, что, вероятно, спровоцировало более высокую волатильность акций.

По поводу влияния отклонения от середины ценового диапазона на недооцененность надо заметить, что величины данного показателя для ВТБ и «Роснефти» крайне близки (12 и 10% соответственно), однако при этом показатели доходности первого дня имеют разный знак. К сожалению, малое количество размещений подобного типа в России не позволяет проверить, существует ли для них тенденция к устойчивому отклонению от концепции частичного ценового приспособления, характерного для выборки в целом.

Для китайских розничных размещений банков средняя доходность первого торгового дня составила 34,5%, что ниже среднего по выборке. Несмотря на то что розничные банковские IPO на российском рынке характеризуются более высокой доходностью первого дня, нельзя оценить степень отличия в ценообразовании подобных размещения для российских и китайских банков. Из-за того, что участие преимущественно частных инвесторов в размещении не является для китайского рынка исключительным случаем, недооценка розничных IPO банков оказывается ниже, чем по выборке в целом (табл. 6).

На основе оценки долгосрочной эффективности размещений можно сделать следующие выводы:

Таблица 6. Недооценка китайских «народных» (розничных) IPO

Эмитент	Цена предложения, долл.	Цена закрытия первого дня, долл.	Underpricing	Граница ценового диапазона		Середина ценового диапазона, долл.	Δ
				нижняя	верхняя		
Bank of China	2,95	3,52	0,193	2,5	3	2,75	0,073
Bank of Beijing	12,5	22,68	0,814	11,5	12,5	12	0,042
China Construction Bank	6,45	8,53	0,322	6,15	6,45	6,3	0,024
Industrial and Commercial Bank of China	3,12	3,28	0,051	2,6	3,12	2,86	0,091
Среднее по выборке			0,345				0,065

- данные по «народным» IPO не позволяют сделать вывод о существенных отличиях в их ценообразовании;
- первоначальная доходность розничных IPO российских банков относительно высокая;
- первоначальная доходность розничных IPO китайских банков относительно низкая.

Заключение

В статье были рассмотрены различия в эффективности размещений российских и китайских банков на национальных первичных рынках капитала с точки зрения как ценообразования, так и доходности на протяжении всего периода владения акциями. С учетом выдвинутых ранее тезисов можно сделать следующие выводы.

1. Различия в краткосрочной эффективности размещений определяются институциональными факторами.

1.1. Первоначальная недооцененность акций китайских банков зависит от временного лага между размещением и листингом.

1.2. Первоначальная недооцененность российских банков ниже, чем китайских.

1.3. Российский рынок первичных размещений не чувствителен к временному лагу между размещением и листингом.

2. Различия в долгосрочной эффективности размещений определяются параметрами среды.

2.1. Динамика мультипликаторов PBV, PE и PEG российских и китайских банков совпадает.

2.2. Долгосрочная неэффективность характерна как для российских, так и для китайских банков.

2.3. Восстановление уровней доходности для обеих групп вероятно на третий-пятый год после размещения.

3. Различия в специфике ценообразования розничных IPO обусловлены преобладанием на рынке определенной категории инвесторов.

Источники

1. Федеральный закон от 22 апреля 1996 г. № 39-ФЗ «О рынке ценных бумаг».

2. *Ивашковская И.В., Харламов Л.С.* Эффективность ценообразования российских IPO // Корпоративные финансы. 2007. № 3. С. 53—63.

3. *Рубцов Б.Б.* Фондовый рынок КНР // Вестник НАУФОР. 2008. № 12; 2009. № 2. URL: http://www.mirkin.ru/_docs/rubcov_kitai.pdf
4. *Brennan M., Franks J.* Underpricing, Ownership and Control in Initial Public Offerings of Equity Securities in the U.K. // *Journal of Financial Economics*. 1995. Vol. 45. No. 3. P. 391—413.
5. *Brown S.J., Warner J.B.* Measuring Security Price Performance // *Journal of Financial Economics*. 1980. Vol. 8. No. 3. P. 205—258.
6. *Chan K.L., Wei K.C.J., Wang J.* Under-Pricing and Long-Term Performance o IPOs in China. The Hong Kong University of Science and Technology. Working paper. 2001. URL: <http://home.ust.hk/~kachan/research/ipo.pdf>
7. *Chi J., Padgett C.* Short-Run Underpricing and Its Characteristics in Chinese Initial Public Offering (IPO) Markets // *Research in International Business and Finance*. 2005. Vol. 19. No. 1. P. 71—93.
8. *Dmowski W., Brooks R.* Do You Really Want to Ask an Underwriter How Much Money You Should Leave on the Table? // *Journal of International Financial Markets, Institutions & Money*. 2004. Vol. 14. No. 3. P. 267—280.
9. *Hanley K.W.* The Underpricing of Initial Public Offerings and the Partial Adjustment Phenomenon // *Journal of Financial Economics*. 1993. Vol. 34. No. 2. P. 231—250.
10. *Liu Y.* A Comparative Study of IPO Performance and Long-Term Return: Evidence from A+H Listing Companies // *Journal of Macau University of Science and Technology*. 2009. Vol. 3. No. 1. P. 75—86.
11. *Mok H.M.K., Hui Y.V.* Underpricing and Aftermarket Performance of IPOs in Shanghai, China // *Pacific-Basin Finance Journal*. 1998. Vol. 6. No. 5. P. 453—474.
12. *Ritter J.R., Ibbotson R.G.* Chapter 30 Initial Public Offerings // *Handbooks in Operations Research and Management Science*. 1995. Vol. 9. P. 993—1012.
13. *Rock K.* Why New Issues are Underpriced // *Journal of Financial Economics*. 1986. Vol. 15. No. 1—2. P. 187—212.
14. *Su D., Fleisher B.M.* An Empirical Investigation of Underpricing in Chinese IPOs // *Pacific-Basin Finance Journal*. 1999. Vol. 7. No. 2. P. 173—202.
15. *Tian L.* Financial Regulations, Investment Risks, and Determinants of the Chinese IPO Underpricing. Beijing University Working paper. URL: <http://www.marketobservation.ch/blogs/media/blogs/b/20072602-IPOUnderpricing-China.pdf>
16. *Welch I.* Sequential Sales, Learning and Cascades // *Journal of Finance*. 1992. Vol. 47. No. 2. P. 695—732.

К.В. Галчѐнкова

Научный
руководитель —
Г.Г. Канторович
Кафедра
математической
экономики
и эконометрики

Взаимосвязь между индексом РТС и другими фондовыми индексами в докризисный и кризисный периоды

Работа посвящена изучению взаимосвязей между фондовыми рынками ряда стран, включая Россию, в докризисный и кризисный периоды. С использованием эконометрического аппарата исследуется наличие взаимосвязей и их изменение под воздействием кризиса.

Введение

Фондовый рынок является для компаний существенным источником дополнительного капитала привлекаемого за счет продажи акций. Благодаря наличию фондового рынка повышается ликвидность ценных бумаг, вследствие чего они становятся более привлекательными для инвесторов.

История показала, что цена акций и других активов представляет собой важную переменную экономических циклов и может рассматриваться в качестве индикатора социального настроения. Экономика, в которой показатели фондового рынка повышаются, как правило, является растущей экономикой. Очень часто фондовый рынок считают первичным индикатором экономического развития страны. Рост цен акций, например, обычно связан с повышением количества деловых инвестиций, и наоборот. Цены акции оказывают также косвенное влияние на богатство домашних хозяйств и величину их потребления.

Стоит заметить, что фондовый рынок воздействует не только на отечественную экономику, но и на экономику других стран через их финансовые рынки. Известно, что существует взаимосвязь между финансовыми рынками разных стран, которая со временем может изменяться. Изменения особенно заметны в периоды финансового кризи-

са. Именно поэтому важно изучать влияние финансовых рынков друг на друга до, во время и после существенных экономических шоков, одним из примеров которых является мировой финансовый кризис.

В данной работе мы намерены проанализировать взаимосвязь между российским фондовым рынком и фондовыми рынками развитых стран: Великобритании, Германии, США и Франции в контексте мирового финансового кризиса и рассмотреть изменение взаимосвязей между индексами до и во время кризиса. Предположим при этом, что во время кризиса количество взаимосвязей между фондовыми рынками и степень их влияния друг на друга возрастают.

Структура работы включает анализ литературы, касающейся взаимосвязей между фондовыми индексами разных стран в разные периоды времени, изложение теоретических основ исследования и описание полученных результатов.

Обзор литературы

Янг, Колари и Мин [13] рассматривали долгосрочные и краткосрочные взаимосвязи между фондовыми рынками двух развитых стран — США и Японии — и десяти развивающихся азиатских стран (Индии, Индонезии, Кореи, Малайзии, Пакистана, Филиппин, Сингапура, Таиланда, Тайваня и Гонконга), акцентируя внимание на периоде азиатского финансового кризиса 1997—1998 г. Выборка состояла из ежедневных данных по следующим индексам: Hang Seng (Гонконг), BSE National (Индия), Jakarta SE composite (Индонезия), Nikkei 225 Stock Average (Япония), SE Composite (Корея), Kuala Lumpur Composite (Малайзия), Karachi SE 100 (Пакистан), SE Composite (Филиппины), Strait Times (Сингапур), Bangkok S.E.T. (Таиланд), SE weighted (Тайвань) и S&P 500 composite (США) в период со 2 января 1995 г. по 5 мая 2001 г. Авторы выделили четыре периода: предкризисный (2 января 1995 г. — 31 декабря 1996 г.), кризисный (1 июля 1997 г. — 30 июня 1998 г.), промежуточный период, во время которого экономика была еще дестабилизирована из-за прошедшего кризиса (1 июля 1998 г. — 30 июня 1999 г.), и посткризисный (1 июля 1999 г. — 15 мая 2001 г.). Цель авторов — изучить взаимосвязь между рынками в разные периоды и понять, оказывает ли кризис какое-либо влияние на эту взаимосвязь.

В работе была построена следующая модель. Пусть X_t — вектор, включающий m нестационарных переменных (в данном случае коли-

чество стран $m = 12$). Предположим, что k рядов в X_t коинтегрированы. Для получения этих k рядов авторы использовали сокращенную форму модели коррекции ошибками с количеством лагов $k - 1$:

$$\Delta X_t = \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta X_{t-k+1} + \Pi X_{t-1} + \mu + \varepsilon_t,$$

где $\Pi = \alpha\beta'$, матрица α содержит краткосрочные параметры приспособления к долгосрочным взаимосвязям, отражаемым в матрице β , ранг Π равен r , количеству коинтегрированных векторов.

Прежде чем тестировать данные на наличие коинтеграции, авторы убедились в том, что ряд каждого индекса является нестационарным интегрированным процессом первого порядка — $I(1)$.

Для выбора количества лагов в модели был использован информационный критерий АИС, который показал оптимальность выбора двух лагов для всех периодов. Стандартные тесты выявили отсутствие проблемы автокорреляции. При измерениях в местной валюте был получен следующий результат: коинтегрирующий вектор не существует в предкризисный и промежуточный периоды, но существует во время кризиса и в посткризисный период. В случае же измерений в долларах США коинтегрирующий вектор обнаруживается и в предкризисный период. Таким образом, в промежуточный период взаимосвязи между фондовыми рынками рассматриваемых стран отсутствуют или очень слабы, поэтому в дальнейшем ситуация анализируется только в трех периодах: предкризисном, кризисном и посткризисном. Теперь авторы используют модель коррекции ошибками. Фондовые рынки разделяются на три группы: серьезно пострадавшие от кризиса (Индонезия, Корея, Малайзия, Филиппины и Таиланд), менее серьезно пострадавшие (Гонконг, Сингапур и Тайвань) и не пострадавшие от кризиса (США, Япония, Индия и Пакистан).

Вывод, сделанный авторами в результате исследования, подтверждает их изначальную гипотезу о том, что взаимосвязи между рассматриваемыми фондовыми индексами усиливаются во время кризиса и влияние рынков друг на друга после кризиса существенно выше по сравнению с предкризисным периодом. Рынок США ощутимо влияет на все азиатские рынки во все три периода, тогда как сам он практически не подвержен влиянию других рынков.

Шенг и Ту [12] изучили взаимосвязь национальных фондовых индексов до азиатского финансового кризиса и во время него. Для исследования авторы взяли данные по следующим фондовым индексам:

S&P 500 index (США) и 11 индексам основных азиатско-тихоокеанских стран (Tokyo Nikkei 225, Hong Kong Hang-Seng, Singapore Straits Times, Sydney All Ordinaries, Seoul Composite Index, Taiwan Composite Index, Kuala Lumpur Composite Index, Manila Composite Index, Bangkok Composite Index, Jakarta Composite Index, Shanghai B-shares index). Период исследования начинается 1 июля 1996 г. и заканчивается 30 июня 1998 г. и при этом делится на две части: период до кризиса (1 июля 1996 г. — 30 июня 1997 г.) и период во время кризиса (1 июля 1997 г. — 30 июня 1998 г.).

Сначала исследуются взаимосвязи между индексами девяти стран: Японии, Сингапура, Южной Кореи, Тайваня, Гонконга, Малайзии, Филиппин, Индонезии и Китая. Результаты показывают, что во время кризиса существует один коинтегрирующий вектор, а после кризиса такого не существует. Затем к девяти странам добавляется еще Таиланд, исключенный из первого рассмотрения вследствие того, что соответствующие значения его индекса представляют собой стационарный ряд в период до кризиса. Был получен результат, что во время кризиса существуют два коинтегрирующих вектора. По мнению авторов, это говорит о ключевой роли Таиланда в азиатском финансовом кризисе.

Далее было решено разделить десять стран на два региона: Северо-Восточную Азию (Япония, Южная Корея, Тайвань, Гонконг, Китай) и Юго-Восточную Азию (Таиланд, Малайзия, Филиппины, Сингапур, Индонезия).

Наибольшее влияние на все фондовые рынки оказывает фондовый рынок США. Авторы используют методологию причинности по Грэнджеру для оценки отношений между рынками США и азиатских стран. При том что США воздействует на большинство азиатских рынков, на сам рынок США влияют только три азиатских: Гонконг, Южная Корея и Китай. В ходе дальнейшего анализа применяется декомпозиция дисперсии, результатом которой становится вывод об уменьшении степени экзогенности для всех стран с наступлением кризиса.

Теоретическая часть

Тест на наличие единичного корня

Перед анализом любых данных, представляющих собой временной ряд, необходимо проверить, является ли ряд стационарным. К нестационарным рядам нельзя в большинстве случаев применять обыч-

ные методы оценивания. По этой причине на первом же шаге нужно выяснить, обладает ли ряд единичным корнем, что влечет за собой его нестационарность.

Тестирование гипотезы наличия единичного корня с применением обычной t -статистики дает ошибочные результаты при использовании распределения Стьюдента, поэтому будем применять распределение Дики — Фуллера [6]. Они рассмотрели три различных тестовых уравнения регрессии:

$$\begin{aligned}\Delta y_t &= \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t, \\ \Delta y_t &= a_0 + \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t, \\ \Delta y_t &= a_0 + \gamma y_{t-1} + a_2 t + \varepsilon_t.\end{aligned}$$

Было выведено, что для этих трех спецификаций модели необходимы три разных распределения для проверки нулевой гипотезы $\gamma = 0$, соответственно τ , τ_μ , τ_τ . Далее установлено, что те же самые распределения верны и для более общих моделей (расширенный тест Дики — Фуллера):

$$\begin{aligned}\Delta y_t &= \gamma y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t, \\ \Delta y_t &= a_0 + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t, \\ \Delta y_t &= a_0 + \gamma y_{t-1} + a_2 t + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t.\end{aligned}$$

Однако тест Дики — Фуллера имеет малую мощность в случае, когда точная спецификация модели неизвестна. Для получения более достоверных результатов можно использовать процедуру, которую предложили Доладо, Дженкинсон и Сосвилла-Риверо (Dolado, Jenkinson, Sosvilla-Rivero) [7].

На первом шаге процедуры оценивается модель с трендом и константой:

$$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + a_2 t + \sum \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t.$$

Нулевая гипотеза: $\gamma = 0$ (что соответствует наличию единичного корня) — проверяется с помощью статистики Дики — Фуллера τ_τ . Если нулевая гипотеза отвергается, то делается вывод об отсутствии единичного корня. В противном случае переходим к следующему этапу.

На втором шаге тестируется гипотеза $a_2 = 0$ при условии $\gamma = 0$ (незначимость тренда при условии наличия единичного корня) для модели:

$$\Delta y_t = a_0 + a_2 t + \sum \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t.$$

Для тестирования используется следующая статистика:

$$\Phi_3 = \frac{(RSS_r - RSS_{ur}) / r}{RSS_{ur} / (N - k)} \sim F_{r, N-k},$$

где r — количество ограничений ($r = 1$);

N — количество наблюдений;

k — количество параметров, оцениваемых в модели без ограничений.

Если гипотеза отвергается, то тестируется гипотеза $\gamma = 0$ с использованием стандартного нормального распределения. Если, в свою очередь, отвергается гипотеза $\gamma = 0$, делается вывод об отсутствии единичного корня, а в противном случае — о его наличии. Если же гипотеза $a_2 = \gamma = 0$ не отвергается, то переходим к следующему этапу.

На третьем шаге оценивается модель уже без тренда, но с константой:

$$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + \sum \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t.$$

Нулевая гипотеза: $\gamma = 0$ проверяется с помощью распределения Дики — Фуллера τ_μ . Если нулевая гипотеза отвергается, то делается вывод об отсутствии единичного корня. В противном случае переходим к следующему этапу.

На четвертом шаге тестируется гипотеза $a_0 = 0$ при условии $\gamma = 0$ (незначимость константы при условии наличия единичного корня) для модели:

$$\Delta y_t = a_0 + \sum \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t.$$

Для тестирования используется следующая статистика:

$$\Phi_1 = \frac{(RSS_r - RSS_{ur}) / r}{RSS_{ur} / (N - k)} \sim F_{r, N-k},$$

где r — количество ограничений ($r = 1$);

N — количество наблюдений;

k — количество параметров, оцениваемых в модели без ограничений.

Если гипотеза отвергается, то тестируется гипотеза $\gamma = 0$ с использованием стандартного нормального распределения. Если же отверга-

ется гипотеза $\gamma = 0$, делается вывод об отсутствии единичного корня, а в противном случае — о его наличии. Если же гипотеза $a_0 = \gamma = 0$ не отвергается, то переходим к следующему этапу.

На пятом, последнем шаге оценивается модель без тренда и без константы:

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \sum \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t.$$

Нулевая гипотеза $\gamma = 0$ проверяется с помощью статистики Дики — Фуллера τ . Если нулевая гипотеза не отвергается, то делается вывод о наличии единичного корня. Если нулевая гипотеза отвергается, то делается вывод об отсутствии единичного корня.

Если ряд содержит единичный корень, то он является нестационарным. А для нестационарных рядов не всегда можно применять стандартные процедуры оценивания, поэтому в соответствии с подходом Бокса — Дженкинса данные необходимо преобразовать взятием разности:

$$\Delta p_t = p_t - p_{t-1}.$$

Если первая разность стационарна, то нестационарный процесс называется интегрированным процессом первого порядка и обозначается $I(1)$.

Для надежности используем еще один тест на наличие единичного корня — тест Квятковского, Филлипса, Шмидта и Шина (Kwiatkowski — Phillips — Schmidt — Shin, KPSS). Его главное отличие от теста Дики — Фуллера заключается в том, что в качестве нулевой берется гипотеза об отсутствии единичного корня.

Оценивается регрессия зависимой переменной на экзогенные регрессоры:

$$y_t = x_t' \delta + u_t.$$

Затем вычисляется статистика:

$$LM = \frac{\sum_t S^2(t)}{T^2 f_0},$$

где f_0 — оценка спектра остатков при нулевой частоте (estimator of the residual spectrum at frequency zero);

T — количество наблюдений;

$S(t)$ — кумулятивная функция остатков:

$$S(t) = \sum_{r=1}^t \hat{u}_r,$$

где $\hat{u}_t = y_t - x_t' \hat{\delta}(0)$.

Если значение статистики больше соответствующего критического, то нулевая гипотеза об отсутствии единичного корня отвергается и делается вывод о том, что ряд не является стационарным.

Модель VAR

Если необходимо проанализировать несколько взаимозависимых переменных, каждая из которых представляет собой временной ряд, то можно использовать модель векторной авторегрессии (VAR). В этой модели все переменные зависимы от собственных лагов и от лагов других переменных.

Причинность по Грэнджеру

Причинность по Грэнджеру применяется для стационарных рядов в случае нескольких переменных для определения того, является ли одна из переменных информативной с точки зрения предсказания другой переменной.

Рассмотрим две переменные x и y и оценим следующие регрессии:

$$x_t = \sum_{j=1}^p a_j x_{t-j} + \sum_{j=1}^p b_j y_{t-j} + v_t,$$

$$y_t = \sum_{j=1}^p c_j x_{t-j} + \sum_{j=1}^p d_j y_{t-j} + w_t.$$

Отсутствие причинной связи по Грэнджеру от x к y означает, что в уравнении для y_t все коэффициенты при лагах переменной x равны 0, т.е. $c_j = 0, \forall j$; y не является причиной по Грэнджеру x в случае, если $b_j = 0, \forall j$. Для тестирования гипотезы применяется обычная F -статистика:

$$F_1 = \frac{(RSS_r - RSS_{ur}) / r}{RSS_{ur} / (N - k)} \sim F_{r, N-k},$$

где r — количество ограничений;

N — количество наблюдений;

k — количество параметров, оцениваемых в модели без ограничений.

Разложение дисперсии ошибки прогноза

Так как модели VAR содержат очень много параметров, они не очень полезны для краткосрочных прогнозов. Однако существуют свойства ошибок прогнозов, которые могут помочь выявить взаимосвязи между переменными. Одним из них является разложение вариации ошибок прогноза. Оно показывает, какая доля изменений ряда приходится на его собственные шоки, а какая — на шоки других переменных. Чем меньшую долю дисперсии рассматриваемой переменной объясняют шоки других переменных, тем более экзогенной она является.

Модель коррекции ошибками

Векторная модель коррекции ошибками (VEC) используется для анализа нестационарных рядов, интегрированных первого порядка, применяется для учета коинтеграционных соотношений. Модель имеет вид:

$$\Delta x_t = \Pi x_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \Gamma_j \Delta x_{t-j} + v_t,$$

где вектор переменных $x_t = \sum_{j=1}^p \Pi_j x_{t-j} + v_t$;

$$\Gamma_j = - \sum_{i=j+1}^p \Pi_i,$$

$$\Pi = -(I - \sum_{i=1}^p \Pi_i).$$

Так как мы рассматриваем временные ряды, которые являются интегрированными первого порядка, то их первые разности Δx_t должны являться стационарными процессами, тогда процесс:

$$x_{t-1} \Pi = \Delta x_t - \sum_{j=1}^{p-1} \Delta x_{t-j} \Gamma_j - v_t$$

тоже является стационарным, потому что представляет собой линейную комбинацию стационарных процессов. Столбцы матрицы Π являются либо коинтегрирующими векторами, либо нулевыми векторами. Линейная оболочка коинтегрирующих векторов образует коинтегрирующее подпространство с базисом β . Вычислим матрицу α , так что $\alpha' = \beta^{-1} \Pi$. Модель примет вид:

$$\Delta x_t = x_{t-1} \beta \alpha' + \sum_{j=1}^{p-1} \Delta x_{t-j} \Gamma_j + v_t.$$

В общем случае в модель могут входить тренд и константа:

$$\Delta x_t = \mu_0 + \mu_1 t + x_{t-1} \beta \alpha' + \sum_{j=1}^{p-1} \Delta x_{t-j} \Gamma_j + v_t.$$

Коинтеграция

В некоторых случаях, даже если ряды нестационарны, но являются интегрированными первого порядка, существует их линейная комбинация, которая стационарна. Тогда эти ряды называют коинтегрированными порядка (1,1) и обозначают $CI(1,1)$. А вектор, координаты которого соответствуют коэффициентам в линейной комбинации, называется коинтегрирующим вектором.

Метод Йохансена

При построении модели коррекции ошибками необходимо знать количество коинтеграционных соотношений r , которое определяется рангом матрицы Π . При этом ранг матрицы Π равен количеству ненулевых собственных чисел этой матрицы. Метод Йохансена применяется для тестирования гипотез о количестве коинтегрирующих векторов.

Оцениваются следующие статистики:

$$\lambda_{\text{trace}}(r, k) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i),$$

$$\lambda_{\text{max}}(r, r+1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}),$$

где $\hat{\lambda}_i$ — оценки собственных чисел матрицы Π ;

T — число наблюдений;

k — размерность пространства данных временных рядов.

В первом случае нулевая гипотеза заключается в том, что количество коинтеграционных соотношений (и ранг матрицы Π) равно r против альтернативной гипотезы, что их количество равно k .

Во втором случае нулевая гипотеза состоит в том, что количество коинтеграционных соотношений равно r против альтернативной гипотезы, что их количество равно $r + 1$ [8].

Практическая часть

Данные

В настоящей работе анализируются взаимосвязи фондовых рынков нескольких стран, включая Россию. Для этого берется временной промежуток с января 2007 г. до мая 2010 г., с целью проанализировать изменение взаимосвязей в периоды до и во время мирового экономического кризиса. Разделительной чертой между периодами будет являться в нашем исследовании 19 мая 2008 г. — день, когда произошло резкое падение цен акций на фондовом рынке России.

Вначале рассматриваются следующие фондовые индексы: индекс РТС (Россия), DAX (Германия), FTSE 100 (Великобритания), S&P 500 (США), CAC 40 (Франция). При этом берутся дневные данные с целью более точного анализа и учета изменений, длящихся несколько дней [14].

Для того чтобы количество данных было одинаковым для каждого индекса, начало периода было смещено на 9 января 2007 г. (так как по индексу РТС нет данных в период со 2 по 8 января), удалены данные за те дни, когда в одной из стран отмечался праздник, вследствие чего отсутствовал показатель (например, в России нет данных за 23 февраля, 8 марта, 9 мая и т.п.).

Для анализа мы выбрали цену закрытия, так как максимальная и минимальная цены плохо отражают ситуацию на фондовом рынке и являются результатом мгновенных отклонений, не влияющих на общую динамику, а в сравнении с ценой открытия цена закрытия является более точным показателем, который используют для анализа большинство финансистов.

В ходе выполнения работы данные были разбиты на три периода.

Первый период — с 9 января 2007 г. до 16 мая 2008 г., период до кризиса; 316 наблюдений.

Второй период — с 19 мая 2008 г. до 30 апреля 2009 г., период начала кризиса, величины всех индексов уменьшаются; 222 наблюдения.

Третий период — с 5 мая 2009 г. до 7 мая 2010 г., период кризиса, но значения индексов начинают постепенно возрастать; 238 наблюдений.

На рис. 1 показаны графики индексов.

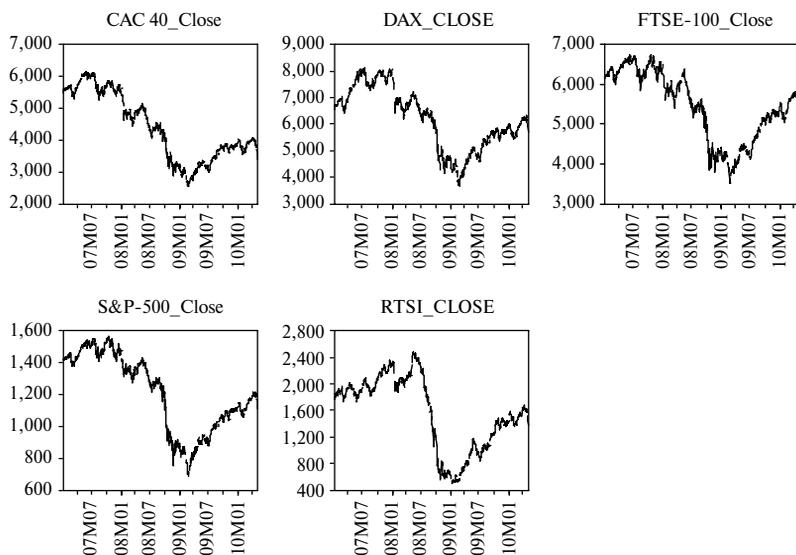


Рис. 1

Эмпирические результаты

Сначала проверим все ряды данных на наличие единичного корня, используя процедуру Доладо, Дженкинсона, Сосвилла-Риверо.

До кризиса

Результаты процедуры Доладо, Дженкинсона, Сосвилла-Риверо для определения наличия единичного корня приведены в табл. 1.

До кризиса единичный корень был у рядов всех индексов, за исключением FTSE 100, а у первых разностей единичный корень отсутствовал, поэтому делаем вывод, что до кризиса временные ряды индексов CAC 40, DAX, PTC, S&P 500 представляли собой интегрированные процессы первого порядка, $I(1)$, а временной ряд индекса FTSE 100 представлял собой стационарный процесс, или, другими словами, интегрированный процесс нулевого порядка, $I(0)$.

Таблица 1

Переменная	τ_τ (P-value)	ϕ_1 (P-value)	Значимость коэффициента при лаге	τ_μ (P-value)	ϕ_3 (P-value)	Значимость коэффициента при лаге	τ (P-value)	Процесс
CAC_40_CLOSE	-2,323 (0,420)	2,856 (0,059)	Да	-1,272 (0,644)	0,876 (0,418)	Нет	-0,465 (0,514)	I(1)
D(CAC_40_CLOSE)	-19,028 (0,000)							I(0)
DAX_CLOSE	-1,917 (0,644)	2,256 (0,107)	Нет	-1,876 (0,343)	1,815 (0,165)	Нет	0,199 (0,743)	I(1)
D(DAX_CLOSE)	-17,624 (0,000)							I(0)
FTSE_100_CLOSE	-2,935 (0,153)	4,310 (0,014)	Да	-2,498 (0,117)	3,124 (0,045)	Да	-0,034 (0,671)	I(0)
D(FTSE_100_CLOSE)	-19,998 (0,000)							I(0)
RTSI_CLOSE	-1,972 (0,614)	2,252 (0,107)	Да	-0,862 (0,799)	1,083 (0,340)	Нет	1,124 (0,933)	I(1)
D(RTSI_CLOSE)	-16,235 (0,000)							I(0)
S_P_500_CLOSE	-2,270 (0,448)	2,647 (0,073)	Да	-1,879 (0,342)	1,767 (0,173)	Нет	-0,045 (0,667)	I(1)
D(S_P_500_CLOSE)	-20,821 (0,000)							I(0)

Кризис — обвал

Результаты процедуры Доладо, Дженкинсона, Сосвилла-Риверо для определения наличия единичного корня приведены в табл. 2.

В период обвала значений индексов во время кризиса единичный корень был у временных рядов индексов DAX и S&P 500, при этом у первых разностей этих рядов единичный корень отсутствовал. Следовательно, в период обвала значений индексов во время кризиса временные ряды индексов DAX и S&P 500 представляли собой интегрированные процессы первого порядка, $I(1)$, а временные ряды индексов CAC 40, RТС и FTSE 100 представляли собой стационарные процессы, или, другими словами, интегрированные процессы нулевого порядка, $I(0)$.

Кризис — подъем

Результаты процедуры Доладо, Дженкинсона, Сосвилла-Риверо для определения наличия единичного корня приведены в табл. 3.

После прохождения дна кризиса единичный корень был у временных рядов всех индексов, кроме DAX. При этом у первых разностей этих рядов единичный корень отсутствовал. Следовательно, после прохождения дна кризиса временные ряды всех индексов, кроме DAX представляли собой интегрированные процессы первого порядка, $I(1)$, а временной ряд индекса DAX представлял собой стационарный процесс, или, другими словами, интегрированный процесс нулевого порядка, $I(0)$.

Для уточнения результатов воспользуемся тестом KPSS на отсутствие единичного корня.

До кризиса

Результаты теста KPSS приведены в табл. 4.

Согласно тесту KPSS до кризиса единичный корень был у временных рядов трех индексов: CAC 40, FTSE 100, S&P 500. У первых разностей этих рядов единичный корень отсутствовал. У временных рядов DAX и RТС единичных корней не было. Таким образом, до кризиса временные ряды индексов CAC-40, FTSE 100, S&P 500 представляли собой интегрированные процессы первого порядка, $I(1)$, а временные ряды индексов DAX и RTSI представляли собой стационарный процесс, или, другими словами, интегрированный процесс нулевого порядка, $I(0)$.

Таблица 2

Переменная	τ_τ (P-value)	ϕ_1 (P-value)	Значимость коэффициента при лаге	τ_μ (P-value)	ϕ_3 (P-value)	Значимость коэффициента при лаге	τ (P-value)	Процесс
CAC_40_CLOSE	-2,164 (0,507)	3,186 (0,043)	Да	-1,965 (0,302)	3,001 (0,052)	Нет	-1,811 (0,067)	I(0)
D(CAC_40_CLOSE)	-16,803 (0,000)							I(0)
DAX_CLOSE	-1,488 (0,831)	1,990 (0,139)	Нет	-1,801 (0,380)	2,530 (0,082)	Нет	-1,662 (0,091)	I(1)
D(DAX_CLOSE)	-16,096 (0,000)							I(0)
FTSE_100_CLOSE	-2,441 (0,357)	3,886 (0,022)	Да	-2,203 (0,206)	3,307 (0,039)	Да	-1,645 (0,094)	I(0)
D(FTSE_100_CLOSE)	-16,074 (0,000)							I(0)
RTSI_CLOSE	-0,084 (0,995)	2,991 (0,052)	Нет	-2,198 (0,208)	5,477 (0,005)	Да	-3,245 (0,001)	I(0)
D(RTSI_CLOSE)	-13,736 (0,000)							I(0)
S_P_500_CLOSE	-0,671 (0,973)	1,216 (0,298)	Нет	-1,560 (0,502)	3,210 (0,042)	Нет	-2,281 (0,022)	I(1)
D(S_P_500_CLOSE)	-14,237 (0,000)							I(0)

Таблица 3

Переменная	τ_r (P-value)	ϕ_1 (P-value)	Значимость коэффициента при лаге	τ_μ (P-value)	ϕ_3 (P-value)	Значимость коэффициента при лаге	τ (P-value)	Процесс
CAC_40_CLOSE	-0,773 (0,966)	1,404 (0,248)	Нет	-1,672 (0,444)	1,420 (0,243)	Нет	0,084 (0,709)	I(1)
D(CAC_40_CLOSE)	-15,213 (0,000)							I(0)
DAX_CLOSE	-2,458* (0,349)	3,320 (0,038)	Да	-1,800 (0,380)	1,891 (0,153)	Нет	0,591 (0,843)	I(0)
D(DAX_CLOSE)	-15,659 (0,000)							I(0)
FTSE_100_CLOSE	-0,974 (0,944)	1,279 (0,280)	Нет	-1,534 (0,515)	1,594 (0,205)	Нет	0,765 (0,878)	I(1)
D(FTSE_100_CLOSE)	-15,314 (0,000)							I(0)
RTSI_CLOSE	-1,556 (0,807)	2,028 (0,134)	Нет	-1,783 (0,389)	2,198 (0,113)	Нет	0,767 (0,879)	I(1)
D(RTSI_CLOSE)	-14,051 (0,000)							I(0)
S_P_500_CLOSE	-2,296 (0,434)	3,036 (0,050)	Да	-1,566 (0,499)	1,876 (0,156)	Нет	0,996 (0,916)	I(1)
D(S_P_500_CLOSE)	-15,529 (0,000)							I(0)

Таблица 4

Переменная	$\hat{\gamma}_t$ (критическое значение на 5% равно 0,146)	$\hat{\gamma}_{1t}$ (критическое значение на 5% равно 0,463)	$\hat{\gamma}_t$ для первой разности (критическое значение на 5% равно 0,146)	$\hat{\gamma}_{1t}$ для первой разности (критическое значение на 5% равно 0,463)	Процесс
CAC 40	0,343	1,239	0,077	0,134	I(1)
DAX	0,402	0,407	0,067	0,183	I(0)
FTSE 100	0,259	0,846	0,066	0,069	I(1)
RTSI	0,114	1,359	0,067	0,099	I(0)
S&P 500	0,372	0,764	0,063	0,089	I(1)

Кризис — обвал

Результаты теста KPSS приведены в табл. 5.

Таблица 5

Переменная	$\hat{\gamma}_t$ (критическое значение на 5% равно 0,146)	$\hat{\gamma}_{1t}$ (критическое значение на 5% равно 0,463)	$\hat{\gamma}_t$ для первой разности (критическое значение на 5% равно 0,146)	$\hat{\gamma}_{1t}$ для первой разности (критическое значение на 5% равно 0,463)	Процесс
CAC 40	0,219	1,810	0,074	0,292	I(1)
DAX	0,238	1,768	0,075	0,252	I(1)
FTSE 100	0,244	1,740	0,051	0,278	I(1)
RTSI	0,457	1,649	0,107	0,711	I(1)
S&P 500	0,247	1,778	0,087	0,242	I(1)

Согласно тесту KPSS в период обвала значений всех индексов во время кризиса единичный корень был у временных рядов всех пяти индексов. У первых разностей этих рядов единичный корень отсутствовал. Таким образом, согласно результатам теста KPSS, в период обвала значений всех индексов во время кризиса временные ряды всех

исследуемых индексов представляли собой интегрированные процессы первого порядка, I(1).

Кризис — подъем

Результаты теста KPSS приведены в табл. 6.

Таблица 6

Переменная	$\hat{\gamma}_t$ (критическое значение на 5% равно 0,146)	$\hat{\gamma}_t$ (критическое значение на 5% равно 0,463)	$\hat{\gamma}_t$ для первой разности (критическое значение на 5% равно 0,146)	$\hat{\gamma}_t$ для первой разности (критическое значение на 5% равно 0,463)	Процесс
CAC 40	0,269	1,572	0,094	0,279	I(1)
DAX	0,181	1,707	0,042	0,094	I(1)
FTSE 100	0,202	1,716	0,102	0,232	I(1)
PTC	0,167	1,873	0,064	0,163	I(1)
S&P 500	0,212	1,897	0,049	0,116	I(1)

Согласно тесту KPSS после прохождения дна кризиса единичный корень был у временных рядов всех пяти индексов. У первых разностей этих рядов единичный корень отсутствовал. Таким образом, согласно результатам теста KPSS, после прохождения дна кризиса временные ряды всех исследуемых индексов представляли собой интегрированные процессы первого порядка, I(1).

Процедура Доладо, Дженкинсона и Сосвилла-Риверо и тест KPSS дают разные результаты. До кризиса их результаты абсолютно разные, поэтому сложно сделать однозначный вывод о наличии и отсутствии единичного корня у рассматриваемых временных рядов. Следовательно, можно построить модель VAR для первых разностей, которые являются стационарными процессами; можно попробовать построить и модель VEC, но к ее результатам следует относиться с осторожностью и недоверием.

В период обвала значений всех индексов в начале кризиса согласно тесту KPSS все процессы являются интегрированными первого порядка, однако процедура Доладо, Дженкинсона и Сосвилла-Риверо показывает, что некоторые ряды стационарны. Следовательно, анало-

гично предыдущему периоду можно построить модель VAR для первых разностей, которые являются стационарными процессами, а также попробовать построить модель VEC, к результатам которой нужно относиться с осторожностью и недоверием. Для периода после прохождения дна кризиса тест KPSS показывает, что все ряды являются интегрированными первого порядка, а процедура Доладо, Дженкинсона и Сосвилла-Риверо делает тот же вывод в отношении всех рядов, кроме одного. Поэтому для данного периода можно построить не только VAR для первых разностей, но и модель VEC.

Перед построением модели векторной авторегрессии необходимо определить, какое количество лагов следует в нее включить. Для этого сравним модели с разным количеством лагов по пяти критериям: LR, FPE (финальная ошибка предсказания), AIC, SC, HQ. Затем, построив модели, воспользуемся для анализа тестами на причинность по Грэнджеру, а также исследуем разложение дисперсии ошибки прогноза. После этого, предварительно определив число коинтеграционных соотношений и количество лагов, построим модель VEC и исследуем для нее тесты причинности по Грэнджеру и разложение дисперсии ошибки прогноза.

До кризиса

В результате сравнения моделей с разным количеством лагов по различным информационным критериям был сделан вывод о целесообразности модели векторной авторегрессии с двумя лагами.

Из результатов теста на причинность по Грэнджеру следует, что изменения индекса S&P 500 не зависят от изменений других индексов. Наоборот, изменения всех остальных индексов зависят от изменений индекса S&P 500. Изменения индекса CAC 40 зависят только от изменений FTSE 100 и S&P 500, индекса DAX — только от изменений FTSE 100 и S&P 500, индексов RTSI и FTSE 100 — только от S&P 500.

Теперь исследуем разложение дисперсии ошибки прогноза (см. табл. 7).

Наиболее экзогенным индексом является S&P 500. Более 98% ошибки прогноза этого индекса через 20 дней приходится на его собственные шоки. Степени экзогенности других индексов достаточно близки, доля дисперсии, приходящаяся на их собственные шоки, составляет от 80,67 до 86,17%. Индекс RTSI являлся вторым по экзогенности после S&P 500.

Таблица 7

	D(CAC_40_CLOSE)	D(DAX_CLOSE)	D(FTSE_100_CLOSE)	D(RTSI_CLOSE)	D(S_P_500_CLOSE)
D(CAC_40_CLOSE)	80,67	0,82	2,60	0,64	15,28
D(DAX_CLOSE)	0,56	83,34	5,79	0,59	9,72
D(FTSE_100_CLOSE)	0,61	0,66	82,34	0,96	15,43
D(RTSI_CLOSE)	0,41	0,40	2,33	86,17	10,69
D(S_P_500_CLOSE)	0,29	0,26	0,44	0,70	98,31

Попробуем провести анализ, используя модель VEC. С помощью соответствующих тестов (trace statistic и max statistic) определяем, что в модели VEC с одним лагом количество коинтеграционных соотношений равно двум, в модели VEC с двумя лагами — одно коинтеграционное соотношение. Построив модели VEC с одним и с двумя лагами, выполним разложение дисперсии ошибки прогноза для обеих моделей соответственно (см. табл. 8, 9).

Таблица 8

	RTSI_CLOSE	S_P_500_CLOSE	CAC_40_CLOSE	DAX_CLOSE	FTSE_100_CLOSE
RTSI_CLOSE	47,40	39,53	12,24	0,75	0,07
S_P_500_CLOSE	0,15	97,51	0,42	0,00	1,91
CAC_40_CLOSE	0,03	38,98	53,72	1,23	6,02
DAX_CLOSE	0,08	40,92	0,37	50,20	8,43
FTSE_100_CLOSE	0,15	44,46	0,11	1,05	54,23

Таблица 9

	RTSI_CLOSE	S_P_500_CLOSE	CAC_40_CLOSE	DAX_CLOSE	FTSE_100_CLOSE
RTSI_CLOSE	74,09	16,44	3,43	0,31	5,73
S_P_500_CLOSE	0,16	96,82	0,63	0,12	2,27
CAC_40_CLOSE	0,06	13,54	81,15	0,19	5,06
DAX_CLOSE	0,02	7,96	0,04	86,63	5,35
FTSE_100_CLOSE	0,61	21,11	1,93	0,18	76,17

Результаты достаточно сходны. Наиболее экзогенным является индекс S&P-500. Однако, что совершенно не совпадает с результатами модели VAR, индекс РТС наименее экзогенен: для модели с одним лагом доля дисперсии, объясняемой собственными шоками, составляет всего лишь 47,4%; для модели с двумя лагами у индекса РТС 74,09% дисперсии объясняется собственными шоками. Тем не менее напомним, что достоверность результатов модели VEC находится под вопросом, так как нельзя точно определить, обладают ряды единичным корнем или нет.

Кризис — обвал

В результате сравнения моделей с разным количеством лагов по различным информационным критериям был сделан вывод о целесообразности анализа модели векторной авторегрессии с двумя лагами.

Согласно результатам теста на причинность по Грэнджеру изменения индекса S&P 500 не зависят от изменений других индексов. Наоборот, изменения всех остальных индексов зависят от изменений индекса S&P 500, аналогично докризисному периоду. Изменения индекса CAC 40 зависят по-прежнему только от изменений FTSE 100 и S&P 500, индекса DAX — только от S&P 500, влияние FTSE 100 на DAX исчезло. Изменения FTSE 100 зависят теперь не только от S&P 500, но и от CAC 40, а изменения РТС — не только от S&P 500, но и от CAC 40 и DAX.

Теперь исследуем разложение дисперсии ошибки прогноза (см. табл. 10).

Таблица 10

	D(CAC_40_CLOSE)	D(DAX_CLOSE)	D(FTSE_100_CLOSE)	D(RTSI_CLOSE)	D(S_P_500_CLOSE)
D(CAC_40_CLOSE)	78,33	0,60	2,15	0,48	18,44
D(DAX_CLOSE)	1,28	87,03	0,66	1,07	9,97
D(FTSE_100_CLOSE)	6,55	0,36	77,28	0,47	15,35
D(RTSI_CLOSE)	1,77	2,69	4,12	82,83	8,58
D(S_P_500_CLOSE)	1,16	0,88	0,41	0,44	97,11

Наиболее экзогенным индексом опять предстает S&P 500, однако степень его экзогенности чуть-чуть снизилась: с 98,31 до 97,11%. Единственным индексом, который после начала кризиса стал более экзогенным, является DAX. Степень экзогенности трех остальных после начала кризиса снизилась и теперь составляет от 77,28 до 82,83%. Из этих трех индексов вторым по экзогенности вновь стал индекс RTSI.

Попытка построить модель VEC показала, что среди переменных нет коинтеграционных соотношений, поэтому для данного периода модель VEC строить нельзя.

Кризис — подъем

В результате сравнения моделей с разным количеством лагов по различным информационным критериям был сделан вывод о целесообразности анализа модели векторной авторегрессии с одним лагом.

Из результатов теста на причинность по Грэнджеру можно сделать вывод, что изменения индекса S&P 500, как и в уже рассматриваемых периодах, не зависят от изменений других индексов. Наоборот, изменения всех остальных индексов зависят от изменений индекса

S&P 500. Изменения индекса CAC 40 зависят теперь уже от изменений DAX и S&P 500, зависимость от FTSE 100 не сохранилась. Изменения индекса DAX зависят, как и в предыдущем периоде, только от изменений S&P 500, а индексов PTC и FTSE 100, как и в докризисный период, — тоже только от S&P 500.

Теперь анализируем разложение дисперсии ошибки прогноза (см. табл. 11).

Таблица 11

	D(CAC_40_CLOSE)	D(DAX_CLOSE)	D(FTSE_100_CLOSE)	D(RTSI_CLOSE)	D(S_P_500_CLOSE)
D(CAC_40_CLOSE)	89,04	0,95	0,42	0,28	9,31
D(DAX_CLOSE)	0,61	92,24	0,02	0,37	6,77
D(FTSE_100_CLOSE)	2,01	1,41	90,72	0,31	5,56
D(RTSI_CLOSE)	0,13	0,01	0,48	87,57	11,82
D(S_P_500_CLOSE)	0,25	0,08	0,01	0,64	99,02

После прохождения дна кризиса все индексы стали более экзогенными, чем были до начала кризиса. Наименее экзогенным оказался индекс PTC, однако даже у него 87,57% ошибки прогноза через 20 дней приходится на собственные шоки. Наиболее экзогенным вновь является S&P 500, более 99% его дисперсии приходится на собственные шоки.

После построения векторной модели коррекции ошибками с помощью тестов trace statistic и max statistic был сделан вывод о том, что в модели VEC с одним лагом количество коинтеграционных соотношений равно одному. В модели VEC с двумя лагами второй лаг является незначимым. Таким образом, для дальнейшего анализа применяется векторная модель коррекции ошибками с одним лагом.

Согласно результатам теста на причинность по Грэнджеру для рассматриваемой модели VEC с одним лагом изменения индексов CAC 40, DAX, RTSI зависят только от изменений индекса S&P 500, изменения

индекса FTSE 100 — от изменения индексов DAX и S&P 500, а изменения индекса S&P 500 не зависят ни от каких индексов.

Проанализируем для модели VEC разложение дисперсии ошибки прогноза (см. табл. 12).

Таблица 12

	RTSI_CLOSE	S_P_500_CLOSE	CAC_40_CLOSE	DAX_CLOSE	FTSE_100_CLOSE
RTSI_CLOSE	88,02	2,86	0,74	1,69	6,70
S_P_500_CLOSE	0,67	92,48	0,04	0,44	6,36
CAC_40_CLOSE	0,35	1,86	96,26	0,49	1,04
DAX_CLOSE	0,41	6,07	0,30	93,21	0,02
FTSE_100_CLOSE	0,33	1,31	1,38	1,43	95,55

Здесь наиболее экзогенным является индекс CAC 40, что не согласуется с моделью VAR и тестами причинности по Грэнджеру. В целом все индексы достаточно экзогенны. Так же как и в модели VAR, получается, что наименее экзогенным индексом в этот период является RTS, но и у него 88,02% дисперсии приходится на собственные шоки, что даже выше, чем в модели VAR.

Заключение

Фондовые рынки оказывают существенное влияние на всю экономику, поэтому их изучение представляет для экономистов большой интерес. В данной работе мы исследовали взаимосвязи между фондовыми рынками нескольких стран (России, США, Великобритании, Германии, Франции) до и во время мирового финансового кризиса с целью проследить за изменением этих взаимосвязей под воздействием такого значительного экономического события, как мировой финансовый кризис.

Была выдвинута гипотеза о том, что во время кризиса связи между фондовыми рынками разных стран усиливаются. Полученные резуль-

таты показали, что во время кризисного обвала степень экзогенности снижается, а число значимых связей между индексами растет. Вместе с тем время после прохождения дна кризиса степень экзогенности растет, а число связей уменьшается.

Главная сложность работы состояла в том, что использовать модель VEC для выбранных рядов данных проблематично, поскольку тесты на наличие единичного корня дают противоречивые результаты: во всех периодах времени есть ряды, у которых хотя бы один тест показывает наличие единичного корня, но ни в одном из периодов нет ряда, для которого оба теста показали бы наличие единичного корня. Поэтому мы решили построить модели VEC в дополнение к моделям VAR.

Для докризисного периода можно построить модель VEC с двумя лагами и одним коинтеграционным соотношением или модель с одним лагом и двумя соотношениями. Для периода кризиса до достижения дна модель VEC построить нельзя, поскольку число коинтеграционных соотношений, согласно тесту Йохансена, равно 0. Для периода после прохождения дна кризиса число коинтеграционных соотношений и число лагов равно 1.

Разложение дисперсии ошибки прогнозирования в модели VEC показывает, что для всех индексов, кроме S&P 500, степень экзогенности после прохождения дна кризиса стала выше по сравнению с докризисным периодом, а для S&P 500 наоборот.

Итак финансовый кризис оказал существенное влияние на фондовые рынки рассматриваемых стран и взаимосвязи между ними, причем сразу после начала кризиса взаимосвязи между фондовыми рынками, как правило, усиливаются, а затем, напротив, ослабевают.

Источники

1. *Канторович Г.Г.* Анализ временных рядов. Лекционные и методические материалы // Экономический журнал ВШЭ. № 1—4. М.: ГУ ВШЭ, 2002; 2003.
2. *Турунцева М.Ю.* Пособие для студентов по курсу «Анализ временных рядов». М.: ГУ ВШЭ: МИЭФ, 2003.
3. *Baig T., Goldfajn I.* Financial Market Contagion in the Asian Crisis. IMF Working Paper. No. 98/155. Oct. 1998. Available at SSRN: URL: <http://ssrn.com/abstract=142285>
4. *Chen G.M., Firth M., Rui O.M.* Stock Market Linkages: Evidence from Latin America // Journal of Banking&Finance. 2002. No. 26. P. 1113—1141.

5. *Click R.W., Plummer M.G.* Stock Market Integration in ASEAN after the Asian Financial Crisis // *Journal of Asian Economics*. 2005. No. 16. P. 5—28.
6. *Dickey D.A., Fuller W.A.* Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root // *Econometrica*. 1981. No. 49. P. 1057—1072.
7. *Dolado J.J., Jenkinson T., Sosvilla-Rivero S.* Cointegration and Unit Roots // *Journal of Economic Surveys*. 1990. No. 4. P. 249—273.
8. *Enders W.* *Applied Econometric Time Series*. John Wiley & Sons, Inc., 1995.
9. *Hilliard J.E.* The Relationships between Equity Indices on World Exchanges // *The Journal of Finance*. 1979. Vol. XXXIV. No. 1. P. 103—114.
10. *Jorion P., Goetzmann W.N.* Global Stock Markets in the Twentieth Century // *The Journal of Finance*. 1999. Vol. LIV. No. 3. P. 953—980.
11. *Kwiatkowski D., Phillips P.C.B, Schmidt P., Shin Y.* Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root // *Journal of Econometrics*. 1992. No. 54. P. 159—178.
12. *Sheng H., Tu A.* A Study of Cointegration and Variance Decomposition Among National Equity Indices before and during the Period of the Asian Financial Crisis // *Journal of Multinational Financial Management*. 2000. No. 10. P. 345—365.
13. *Yang J., Kolari J.W., Min I.* Stock Market Integration and Financial Crises: The Case of Asia // *Applied Financial Economics*. 2003. Vol. 13. Iss. 7. P. 477—486.
14. <http://finance.yahoo.com>

В.А. Кочемировский

Научный
руководитель —
Д. Фантащини
Кафедра
математической
экономики
и эконометрики

Гипотеза ожиданий как модель формирования временной структуры процентных ставок: тестирование на данных российского фондового рынка

Статья посвящена тестированию гипотезы ожиданий на данных по временной структуре процентных ставок российского фондового рынка с 2000 по 2010 г. Тестирование проводится в форме динамического коинтеграционного анализа по рядам процентных ставок различных сроков к погашению. Результаты тестирования показывают, что гипотеза не отвергается в периоды постоянства премии за ликвидность, однако не объясняет совместную динамику процентных ставок при высокой волатильности рынка.

Введение

Широкий круг работ по экономике и финансам посвящен моделированию временной структуры процентных ставок. В этой сфере выделяют два теоретических направления [14]. Первое — макроэкономические гипотезы, рассматривающие структуру ставок как результат взаимодействия агентов с заданными предпочтениями, стратегиями и ожиданиями. Второе — стохастические финансовые модели, основанные на представлении процентных ставок как функций случайных процессов.

Данная работа посвящена эмпирическому тестированию одного из подходов макроэкономического направления — гипотезы ожиданий, согласно которой текущее значение долгосрочной ставки процента является средним из ожиданий агентов относительно будущих значений краткосрочной ставки. Сформулированная Фишером [19],

эта гипотеза получила дальнейшее развитие в форме гипотезы предпочтения ликвидности Хикса [21], включающей премию за ликвидность для долгосрочных вложений.

В настоящей работе гипотеза предпочтения ликвидности как расширенная версия гипотезы ожиданий используется в качестве основной. Для тестирования использованы дневные данные по вмененным бескупонным доходностям российских государственных облигаций и процентным ставкам московского межбанковского рынка за период 2000—2010 гг. Тестирование гипотезы проводится в рамках моделей коррекции ошибками путем проверки ограничения на коинтегрирующий вектор.

Результаты подобных исследований имеют стратегическую ценность для макроэкономической теории, поскольку таким образом оценивается правдоподобность ее предпосылок и открываются направления для дальнейшего развития моделей. Эмпирическое подтверждение справедливости гипотезы ожиданий имеет и оперативную ценность для планирования и проведения макроэкономической политики и принятия инвестиционных решений:

- если текущие долгосрочные ставки действительно определяются ожиданиями агентов относительно будущей динамики краткосрочной ставки, то эти ожидания несложно извлечь из актуальных данных;
- если гипотеза справедлива, то государственное вмешательство на рынке краткосрочных ценных бумаг с определенным лагом распространяется на ставки всех сроков к погашению, а значит, государство может оказывать влияние на всю временную структуру процентных ставок с помощью инструментов рынка краткосрочных бумаг.

Статья построена следующим образом. В разд. 1 представлены теоретическая сторона рассматриваемого вопроса и обзор литературы, посвященной тестированию гипотезы ожиданий. В разд. 2 описаны использованные данные и методология исследования. Раздел 3 посвящен предварительному анализу временных рядов, в разд. 4 проводятся формальные тесты гипотезы и дополнительный анализ полученных результатов. В заключении подводятся итоги исследования.

1. Гипотеза ожиданий: теория и тестирование

Ф. Мишкин [24] выделяет среди макроэкономических гипотез, призванных объяснить принципы формирования временной структуры процентных ставок, три основных класса:

- 1) гипотеза ожиданий;
- 2) гипотеза сегментированного рынка;
- 3) гипотеза предпочтения ликвидности и гипотеза предпочтительной среды обитания¹.

Интерес для настоящего исследования представляют гипотеза ожиданий и ее расширенный вариант — гипотеза предпочтения ликвидности. В настоящем разделе определены основные используемые понятия, сформулированы обе гипотезы и указана связь между ними, а также описаны применяемые в литературе способы тестирования.

1.1. Основные понятия

Бескупонной облигацией с номиналом N и датой погашения M называется финансовый актив, гарантирующий его владельцу платеж номинала в момент M . Цена бескупонной облигации в момент t как доля от номинала обозначается $ZCB(t, M)$.

Процентная ставка спот со сроком к погашению m есть ставка доходности по бескупонной облигации, определяемая из соотношения $e^{-r(t,m)m} = ZCB(t, t+m)$ ²:

$$r(t, m) \equiv -\frac{\ln ZCB(t, t+m)}{m}. \quad (1)$$

Временная структура процентных ставок может быть представлена совокупностью ставок спот различного срока к погашению, покрывающих сроки погашения от нуля до бесконечности. Так, функция $r_t(m) \equiv r(\bar{t}, m)$ представляет временную структуру процентных ставок в момент \bar{t} , а ее график $r_t(m)$ называется кривой (бескупонной) доходности. Предельное значение $r(t, m)$, $r(t) = \lim_{m \rightarrow 0} r(t, m)$, называется мгновенной ставкой спот в момент t .

1.2. Формулировка гипотез

Предполагая отсутствие у инвесторов предпочтений относительно риска и ликвидности облигаций, т.е. оставляя единственным критерием привлекательности бумаг разного срока к погашению их внутрен-

¹ Более полный обзор см. в [16].

² Применяется непрерывная схема начисления процентов.

ную доходность, гипотеза ожиданий определяет $r(t, m)$ как среднее ожидаемое значение $r(z)$ на промежутке $z \in (t, t + m)$.

В рамках гипотезы ожиданий результат инвестирования условной единицы по срочной ставке процента принимается равным ожидаемому результату от постоянного реинвестирования той же суммы по мгновенной ставке. Любые систематические отклонения от этого соотношения в отсутствие транзакционных издержек должны быть устранены за счет арбитражных сделок с облигациями. Таким образом, единственный фактор, определяющий форму $r_t(m)$, — ожидания участников рынка относительно будущей динамики мгновенной ставки.

В терминах введенных выше функций гипотеза ожиданий в узком смысле формулируется следующим образом:

$$E_t[r(t+m)] = \frac{\partial r(t, z)z}{\partial z} \Big|_{z=m} \quad (2)$$

Гипотеза предпочтения ликвидности — продолжение гипотезы ожиданий, ее более широкая формулировка. Согласно этой гипотезе, несмотря на отсутствие у инвесторов предпочтений относительно m , они требуют за большие сроки вложения большую доходность, компенсируя меньшую ликвидность бумаг. Обозначив как $l(t, m)$ значение в момент t премии за ликвидность при вложении на срок m по сравнению с последовательным реинвестированием, это можно сформулировать следующим образом:

$$E_t[r(t+m)] = \frac{\partial \{r(t, z)z - l(t, z)z\}}{\partial z} \Big|_{z=m} \quad (3)$$

Существенный функциональный недостаток данной модели состоит в том, что профиль $r(t, m)$ фактически ставится в зависимость от профиля $l(t, m)$, свойства которого неизвестны. Существует, в частности, предположение $l(t, m) = \text{const} \quad \forall m$.

1.3. Тестирование гипотез

Мишкин [24] отмечает сходную динамику процентных ставок различных сроков к погашению как один из стилизованных фактов о временной структуре процентных ставок. Первой работой, в которой уделено должное внимание этому обстоятельству, стала статья Кэмпбелла и Шиллера [10]. Основываясь на модели приведенной стоимости, авторы доказывают, что если в предположениях гипотезы ожиданий в широком смысле³ текущая долгосрочная и краткосрочная ставки — интегрированные процессы первого порядка, то их спред стационарен. Иначе говоря, гипотеза предполагает коинтегрированность процентных ставок с коинтегрирующим вектором $(1, -1)'$.

Торнтон [27], используя другую модель, приходит к тому же выводу. Автор формулирует гипотезу ожиданий в следующем виде: $r_t^n = (1/k) \sum_{i=0}^{k-1} E_t r_{t+mi}^m + \mu$, где $r_t^m = \rho r_{t-1}^m + \varepsilon_t$ ($0 \leq \rho \leq 1$) — процентная ставка на m периодов, ε_t — белый шум, $k = n/m$, а μ — премия за ликвидность. Тогда если процесс r_t^m интегрирован, т.е. $\rho = 1$, то выполняется $E_t r_{t+mi}^m = r_t^m \forall i$, это как раз означает, что ставки коинтегрированы: $r_t^n = r_t^m + \mu$.

Результат Кэмпбелла и Шиллера [10] позволил свести тестирование гипотезы ожиданий к двум шагам: 1) эконометрической проверке коинтегрированности рядов процентных ставок и 2) тестированию равенства коинтегрирующего вектора теоретическому значению $(1, -1)'$ в соответствующей модели коррекции ошибками (VECM).

Бауэнс и др. [5] анализируют данные по Бельгии, Канаде, Франции, Великобритании и США с 1960 по 1995 г. и приходят к выводу о наличии коинтеграции между краткосрочной и долгосрочной ставками процента на большинстве выборок. Гипотеза о равенстве коинтегрирующего вектора $(1, -1)'$, за некоторыми исключениями, не отвергается, свидетельствуя в пользу гипотезы ожиданий. Авторы отмечают, что для долгосрочной ставки корректирующий коэффициент, как правило, существенно ниже или близок к нулю, т.е. подстройка в основном происходит за счет краткосрочной ставки.

³ Как и в цитируемых статьях, термин «гипотеза ожиданий» далее используется в широком смысле, обозначая гипотезу предпочтения ликвидности. С точки зрения тестирования разница между гипотезой ожиданий в узком смысле и гипотезой предпочтения ликвидности лишь в дополнительном ограничении $l(t, z) = 0 \forall t$ в (3), однако, как правило, это равенство не проверяют.

Особое внимание в работе [5] уделено проблеме гетероскедастичности рядов процентных ставок. Для нейтрализации негативных эффектов переменной дисперсии авторы применяют модели ВЕКК Энгля и Кронера [16], получая более значимые результаты теста Йохансена и более качественные прогнозы, нежели в обычных моделях.

В статье [3] коинтеграция обнаруживается на каждой из выборок по 19 странам. За исключением лишь нескольких случаев, по тесту отношения правдоподобия гипотеза ожиданий не отвергается.

Авторы проводят проверку параметров моделей на стабильность с помощью тестов Хансена [20] в трех спецификациях на основе LR-статистики. В этих тестах главная гипотеза всегда предполагает стабильность коэффициентов, а альтернативные гипотезы различаются. В первой спецификации альтернативой служит общее предположение о непостоянстве коэффициентов, вторая предполагает наличие постепенного сдвига значений параметров, а третья — резкий скачок. Авторы не находят существенных опровержений предположения о стабильности коэффициентов.

В работе [23] развивается тема проверки постоянства коэффициентов. Авторы тестируют на основе месячных данных гипотезу о возможности разбиения рассматриваемого периода 1995—2006 гг. на четыре различных «режима». Гипотеза проверяется тестами Хансена с использованием дамми-переменных. Авторы находят подтверждения предположениям о наличии существенных структурных сдвигов в рассматриваемом процессе.

Торнтон [27] предлагает дальнейшие усовершенствования методики тестирования гипотез. Автор проводит тесты Дики — Фуллера по уменьшенным «скользящим» выборкам, что позволяет отслеживать результаты в динамике. Кроме того, также Торнтон указывает на неоднозначность результатов тестов на единичный корень и потому оценивает модели как в форме обычной VECM для первых разностей рядов, так и в рамках подхода [6], предполагающего стационарность рядов. Для стационарных рядов обобщенным методом моментов автор оценивает векторную авторегрессию (VAR) с набором нелинейных ограничений, которые тестируются с помощью статистики множителей Лагранжа. Торнтон приходит к противоречивым результатам: при предположении о стационарности рядов гипотеза ожиданий отвергается независимо от условий теста, однако при предположении о нестационарности рядов на некоторых участках и использовании более коротких ставок гипотеза находит подтверждение.

Наконец, в статье [13] авторы тестируют гипотезу ожиданий по дневным данным короткого участка американской кривой доходности. Наряду с традиционными статистическими тестами проводятся «экономические» тесты гипотезы, основанные на сравнении динамических рядов доходностей двух портфелей:

- арбитражного портфеля, балансировка которого основана на прогнозных доходностях по VAR без ограничений (т.е. если гипотеза не выполняется);
- арбитражного портфеля, балансировка которого происходит на основании прогнозов ограниченной модели VAR (в предположении справедливости гипотезы).

Оказывается, что, несмотря на статистическую значимость гипотезы, экономические выгоды от арбитража, построенные на отклонениях от равновесного коинтеграционного соотношения, несущественны.

Интересный эмпирический факт отмечен Бакли и др. [9]: с тех пор как вышла работа Кэмпбелла и Шиллера [11], в которой эмпирически опровергнута гипотеза ожиданий, в течение многих лет не выходили статьи, подтверждающие или опровергающие этот вывод. Авторы [9] полагают, что широкая публикация этих результатов привела к осознанию рыночными игроками данной «аномалии» и последующему ее ослаблению. Исследователи подтверждают предположения тестами гипотезы на данных с 1991 по 2004 г.

Следует заметить, что во всех упомянутых исследованиях предполагается постоянство премии за ликвидность, т.е. $l(t, z) = l(z) \forall t$ в (3). Как будет показано в настоящей работе, это предположение играет ключевую роль при тестировании гипотезы ожиданий.

2. Выбор данных и планирование исследования

Для тестирования гипотезы ожиданий необходимы временные ряды по краткосрочной и долгосрочной ставкам процента. Теоретически в качестве краткосрочной ставки следует использовать $r(t)$, а на роль долгосрочной подходит предел $r_l(t) = \lim_{m \rightarrow \infty} r(t, m)$. Однако из-за сложности оценки этих показателей и потенциально низкого качества самих оценок в эмпирических работах используются другие приближения. В качестве долгосрочной ставки берется доходность по государственным облигациям с наиболее долгим сроком к погашению [3; 5; 6; 9; 10], в качестве краткосрочной — доходность по казначейским

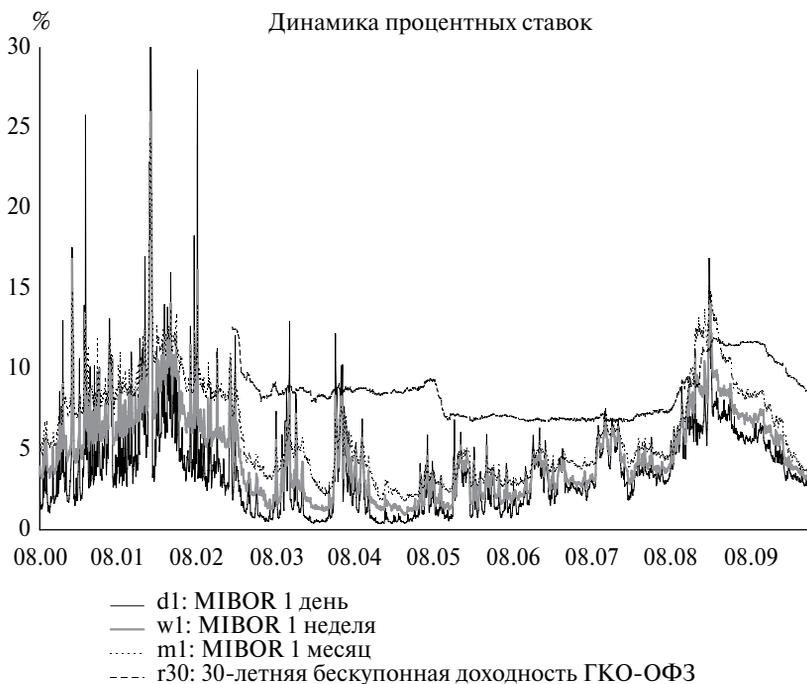


Рис. 1. Используемые временные ряды

векселям и другим краткосрочным государственным бумагам [6; 9; 10; 27], а также ставки денежного рынка [3; 5].

В настоящей работе в качестве долгосрочной ставки используется оценка 30-летней бескупонной доходности⁴ по российским государственным облигациям ГКО-ОФЗ (далее — r30). Аппроксимация кривой бескупонной доходности осуществляется Московской межбанковской валютной биржей (ММВБ) на основе параметрической модели Гамбарова и др. [2]. MIBOR⁵ овернайт (d1) используется в качестве краткосрочной ставки. MIBOR ежедневно регистрируется Банком России (ЦБ РФ) как арифметическое среднее из заявленных 29 банками ставок по размещению средств на межбанковском рынке. Как и в работе [13], гипотеза будет протестирована по паре коротких

⁴ UPL: http://www.cbr.ru/mkr_base/main.asp

⁵ UPL: <http://www.cbr.ru/GCurve/Curve.asp>

ставок. Для этих целей использованы недельная ($w1$) и месячная ($m1$) MIBOR.

Используются дневные данные за период с 01.08.2000 по 30.04.2010; ряды изображены на рис. 1. В силу наличия большого количества пропусков в ряде $r30$ во II квартале 2006 г. этот период исключен из рассмотрения. Тесты проводятся на выборках с 08.01.2003 по 18.05.2006 (ряд $r30i$) и с 27.10.2006 по 30.04.2010 (ряд $r30ii$).

Эмпирическая часть данной работы построена следующим образом.

- Раздел 3 посвящен предварительному анализу временных рядов: тестированию стационарности, построению индивидуальных авторегрессионных моделей со скользящим средним (ARMA) и тестированию коинтеграции по парам $r30$ — $d1$ и $m1$ — $w1$.

- В разд. 5 построены VECM по парам ставок и проведены тесты ограничения на коинтегрирующий вектор, осуществлен дополнительный анализ выполнения предпосылок модели и представлены окончательные скорректированные оценки.

Все расчеты выполнены в Eviews 6.

3. Предварительный анализ данных

Поскольку коинтегрированность пары рядов предполагает в качестве необходимого условия интегрированность каждого из них, в данном разделе тестирование наличия единичного корня по выбранным рядам предваряет тестирование коинтеграции. Знание законов индивидуальной динамики процессов понадобится при оценке VECM, а потому ниже приводятся также оценки индивидуальных авторегрессионных моделей со скользящим средним.

3.1. Тестирование интеграции

Коррелограммы рассматриваемых рядов указывают на наличие единичного корня в каждом случае⁶, однако расширенный тест Дики — Фуллера (ADF) опровергает предположение об интегрированности рядов. Дело в том, что рассматриваемые ряды характери-

⁶ Первый частный коэффициент автокорреляции близок к единице при незначимых остальных, а коэффициенты автокорреляции затухают очень медленно.

зуются гетероскедастичностью ошибок⁷, которая снижает мощность ADF [22].

Для учета этого эффекта при тестировании интеграции применен тест KPSS [26]. Несмотря на то что в оригинальном виде KPSS предполагает стационарность ошибок, в работе [4] показано, что если сумма лаговых коэффициентов процесса с условной гетероскедастичностью ошибок GARCH(1,1) не превышает единицу, то сохраняются предельные свойства теста. Указанное условие соблюдается во всех рассматриваемых случаях, а значит, учитывая большие объемы выборок, KPSS должен показывать результаты, близкие к предельным.

Гипотеза о стационарности ряда отвергается на уровне значимости 1% по всем рядам, причем тестирование рядов первых разностей дает противоположные результаты. Следовательно, все рассматриваемые ряды характеризуются наличием единичного корня первого порядка. Аналогичны выводы теста Брайтунга [7], особая устойчивость которого к гетероскедастичности была отмечена в работе [25].

Что касается ряда $r30i$, то неочевидные результаты ADF также объясняются наличием двух перманентных падений ставки, в I квартале 2003 г. и в III квартале 2005 г. Действительно, ADF по «средней» части ряда, 15.04.2003—22.07.2005, дает положительный результат, т.е. области долгого падения искажают результаты теста.

Для анализа результатов проведенных тестов в динамике применяется методика, использованная Торнтоном [27]. *P*-value тестов ADF и KPSS с константой (con), а также с трендом и константой (tr) по скользящим выборкам изображены на рис. 2. Для $r30i$ и $r30ii$ были использованы скользящие выборки из 100 наблюдений, в то время как для более волатильных рядов, $m1$ и $d1$ — выборки по 250 дней. На графиках по горизонтали отложена дата среднего наблюдения из выборки.

Результаты демонстрируют разницу в качестве тестов; в отношении более волатильных рядов, таких как $d1$, $w1$ и в несколько меньшей степени $m1$, следует ориентироваться на KPSS, поскольку ADF существенно занижает *P*-value. Кроме того, результаты позволяют обнаружить несколько периодов, на которых тесты свидетельствуют об отсутствии интеграции в рядах. В частности, это II квартал 2007 г. по ряду $r30$, а также II и IV квартал 2001 г., IV квартал 2005 г. и вновь — II квартал 2007 г. по рядам $d1$, $w1$ и $m1$.

⁷ Обнаруживаются значимо отличные от нуля *Q*-статистики по квадратам остатков регрессий AR(1) по каждому из рядов.

Необходимо заметить, что совокупная продолжительность участков рядов, на которых получены отрицательные результаты, достаточно мала по сравнению с длиной исследуемого периода. Поскольку такие результаты скользящих тестов могут быть вызваны особенностями локальной динамики ставок (всплесков волатильности), а статические тесты дают однозначно положительные результаты, достаточно оснований, чтобы в дальнейшем предполагать интегрированность рассматриваемых рядов.

3.2. Модели ARIMA

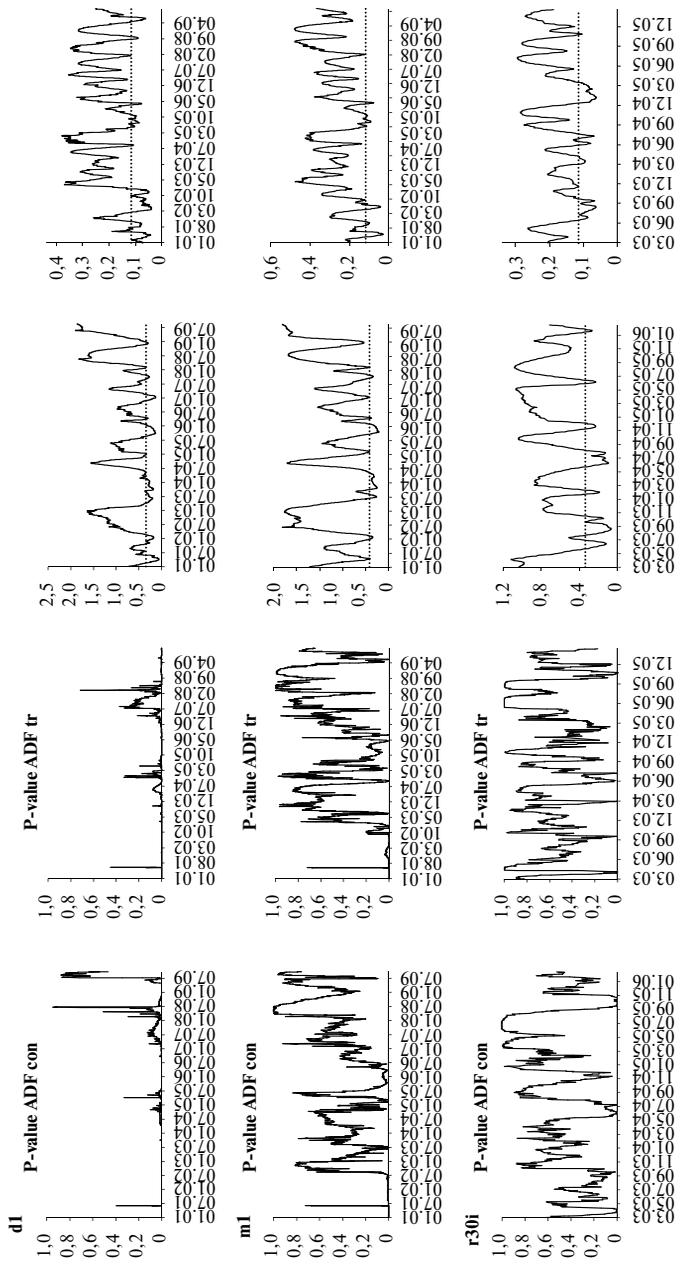
Так как ряды характеризуются наличием единичного корня первого порядка, все ARMA-модели рассчитаны для первых разностей рядов (модели ARIMA). Для получения ориентира при определении количества лагов для теста Йохансена и VECM также были построены авторегрессионные модели (ARI). Негативные эффекты переменной дисперсии ошибок учтены в форме обобщенной авторегрессионной модели условной гетероскедастичности (GARCH): GARCH(1,1) оптимальна для рядов $r30i$, $r30ii$, а GARCH(2, 2) — для более волатильных $d1$, $w1$, $m1$.

Оптимальное количество лагов в моделях определено по следующим критериям: значимости максимального количества коэффициентов; эффективному устранению корреляции остатков; информационным критериям Шварца (SBC) и Акаике (AIC). Модели были также рассчитаны для логарифмированных данных, однако преобразование не привело к улучшению подгонки.

Результаты оценки моделей представлены в табл. 1.

Таблица 1. Параметры моделей GARCH — ARIMA и GARCH — ARI по исходным данным (номера включенных лагов)

Ряд	GARCH		AR	I	MA	AR
r30I	1	1	1—4	1	1—4	1
r30II	1	1	1	1	4, 5, 9	1, 4, 5
d1	2	2	1—2	1	1, 7	1...10
w1	2	2	1, 2, 4, 7	1	1	1—4, 7—9, 11
m1	2	2	7	1	2, 4	3, 7



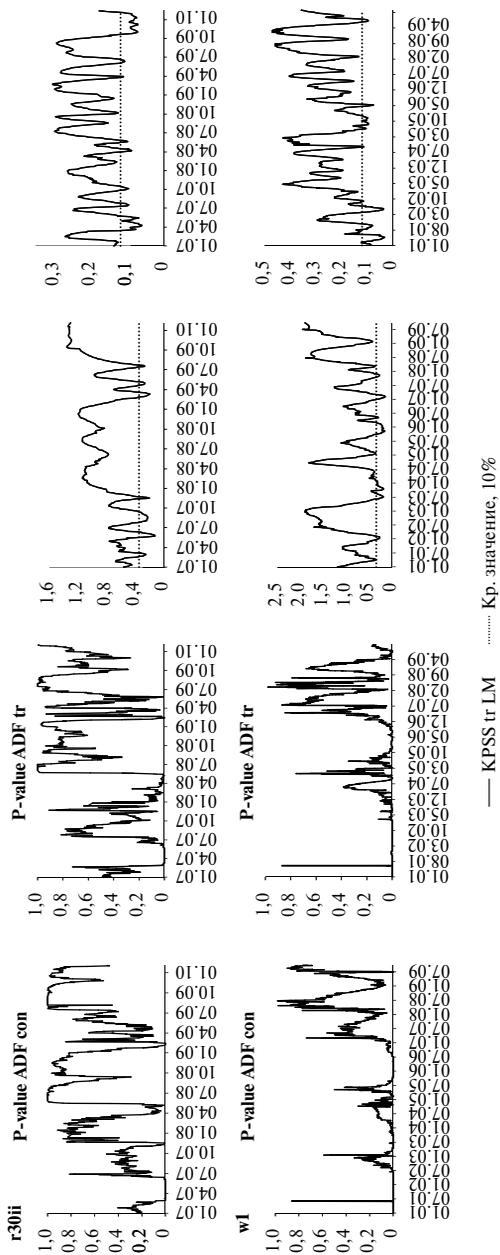


Рис. 2. Результаты ADF- и KPSS-тестов по скользящей выборке

Как следует из табл. 1, в основе динамики процентных ставок с различными сроками погашения лежат различные по структуре процессы, однако можно выделить наиболее частые номера лагов: 1—2, 4—5, 7—9. При этом ставки с более коротким сроком погашения более волатильны, что согласуется с представлением о том, что долгосрочные ставки определяются фундаментальными факторами экономики, изменение которых происходит постепенно, в то время как короткие ставки во многом зависят от текущей конъюнктуры и мгновенно реагируют на события.

3.3. Тестирование коинтеграции

Поскольку рассматриваемые ряды интегрированы, есть основания для тестирования коинтеграции. Проверка наличия коинтеграции в парах $d1 - r30i$, $d1 - r30ii$ и $w1 - m1$ осуществлена с помощью формальных тестов Йохансена. Проведение теста предполагает априорное задание спецификации векторной авторегрессии по группе переменных: необходимо принять решение относительно включения константы и линейного тренда в коинтегрирующее соотношение и в общее уравнение VAR.

Примененная спецификация теста основывается на гипотезе ожиданий в широком смысле: 1) в коинтегрирующем соотношении содержится константа, представляющая премию за ликвидность; 2) в предположении постоянной премии за ликвидность тренд не включен в коинтегрирующее соотношение. В общем уравнении VAR не включены константа и тренд, поскольку используемые ряды не содержат детерминистических участков. Исключение составляет $r30i$, в динамике которого выше были отмечены участки длительного снижения, и поэтому выборка ограничена периодом 15.04.2003—22.07.2005. Согласно классификации Eviews 6 выбран тест по второму типу. Результаты теста приведены в табл. 2.

Однозначный вывод о наличии одного коинтегрирующего вектора можно сделать для пары $w1 - m1$: результат сохраняется при выборе любого критерия. Тест также дает устойчивые результаты и по паре $d1 - r30ii$.

Результаты по паре $d1 - r30i$ сильно зависят от выбора критерия включения лагов. Поскольку второй участок тех же рядов однозначно демонстрирует коинтеграцию, нестабильные результаты теста по паре $d1 - r30i$ могут объясняться искажениями из-за гетероскедастич-

Таблица 2. Тест Йохансена: ранг матрицы П (уровень значимости 5%)

Пара		Критерии выбора лагов								
		ARI			SIC			AIC		
		Лаги	Trace	Max	Лаги	Trace	Max	Лаги	Trace	Max
d1	r30i	1–10	2	0	1–3	1	1	1–7	2	2
d1	r30ii	1–10	1	1	1–3	1	1	1–17	0	1
w1	m1	1–4, 7–11	1	1	1–5	1	1	1–19	1	1

ности d1. Для устранения этого эффекта была использована модель VAR — BEKK, по которой коинтеграция согласно работе [5] тестируется и с помощью теста Йохансена. Результаты подтверждают предположение: обе статистики свидетельствуют в пользу первого порядка коинтеграции, т.е. пара d1 — r30i тоже коинтегрирована.

Тесты Йохансена также были проведены по скользящей выборке. По парам d1 — r30i и d1 — r30ii использовалась модель с лагами 7 и 10 соответственно, а в использованную модель по паре w1 — m1 включено 10 лагов; в выборках — по 250 наблюдений. Результаты на уровне значимости 5% приведены на рис. 3. Как и в случае с тестами на единичный корень, были обнаружены кратковременные локальные отклонения от общей тенденции (в IV квартале 2007 г. — I квартале 2008 г. связь между d1 и r30ii ослабевает), однако в остальном свидетельства в пользу коинтеграции стабильны.

В целом результаты тестирования коинтеграции позволяют в дальнейшем придерживаться предположения о наличии одного коинтегрирующего вектора в рассматриваемых парах рядов.

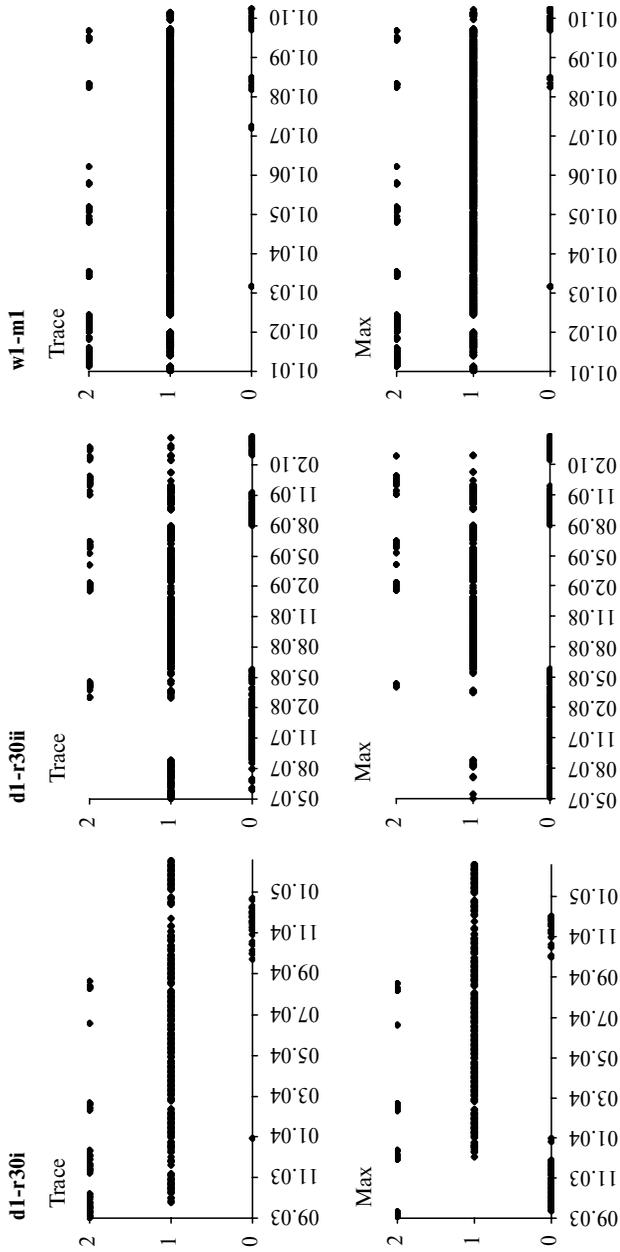


Рис. 3. Тест Йохансена по скользящей выборке: ранг матрицы П

4. Моделирование совместной динамики ставок

В данном разделе результаты проведенных тестов использованы для построения моделей совместной динамики процентных ставок и тестирования соотношений, вытекающих из гипотезы ожиданий.

4.1. Модели коррекции ошибками по полным выборкам

Поскольку рассматриваемые пары рядов коинтегрированы, были построены модели коррекции ошибками. Формальные тесты гипотезы ожиданий, как и в упомянутых исследованиях, основаны на статистической проверке равенства коинтегрирующего вектора в VECM его теоретическому значению $(1, -1)'$.

Спецификация VECM опирается на гипотезу ожиданий в широком смысле и свойства использованных данных, как указано в подразд. 3.3: в коинтегрирующем соотношении присутствует константа, но нет дрейфа, а общее уравнение не содержит детерминистических компонент (из выборки по г30i были удалены два участка резкого падения). Кроме того, поскольку краткосрочным ставкам свойственна высокая волатильность, подтвержденная Q -статистиками по квадратам остатков, VECM оценены с процессом ВЕКК для ковариационной матрицы ошибок.

Использованная модель принимает вид:

$$\Delta r_t = \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta r_{t-i} + \alpha(\beta' r_{t-1} + \rho_0) + \varepsilon_t, \quad (4)$$

$$H_t = \text{cov}(\varepsilon_t) : H_t = \Omega \Omega' + A \varepsilon_{t-1} \varepsilon'_{t-1} A' + B H_{t-1} B', \quad (5)$$

где r_t — вектор процентных ставок;

$\Pi = \alpha \beta'$ — коинтеграционная матрица;

Γ_i — матрицы коэффициентов;

β — коинтегрирующий вектор;

α — корректирующий вектор;

ρ_0 — премия за ликвидность;

ε_t — вектор ошибок;

H_t — ковариационная матрица ошибок;

Ω — матрица констант;

A, B — диагональные матрицы коэффициентов [18].

Поскольку исследования оптимальной длины лагов для включения в МКО, проведенные в разд. 4, не дали однозначных результатов, в ка-

честве точки отсчета по каждой паре рядов была использована модель с лагами по критерию SBC. При необходимости в модель включались дополнительные лаги, если это улучшало значения информационных критериев. Аналогично по некоторым рядам порядок ВЕКК был изменен с (1, 1) на более высокий.

Проверка гипотезы $\beta = (1, -1)'$ основана на статистике отношения правдоподобия (LR): $(T - q)(\log|\Sigma_r| - \log|\Sigma_{ur}|) \sim \chi_q$, где T — количество наблюдений, q — количество ограничений, $|\Sigma|$ — определитель ковариационной матрицы остатков.

Результаты оценки моделей и тестирования гипотезы представлены в табл. 3. Полученные результаты во многом согласуются с теорией. Во-первых, премия за ликвидность положительна и больше по паре ставок с большей разницей в сроках к погашению, т.е. инвесторы требуют большую надбавку за меньшую ликвидность. Во-вторых, как следует из значений α , ставка с большим сроком к погашению подстраивается медленнее, чем краткосрочная, и в противоположном направлении. Этот результат согласуется с представлением о том, что долгосрочная ставка является осредненным значением и потому медленнее реагирует

Таблица 3. Результаты оценки VECM — ВЕКК

	Пара рядов											
	r30i		d1		r30ii		d1		m1		w1	
Выборка	22.05.2003— 22.07.2005				15.11.2006— 30.04.2010				18.08.2000— 30.04.2010			
Количество наблюдений	561				847				2393			
Лаги МКО	1	1, 2, 3, 7			1, 4, 5, 11	1, 2, 3, 7			1, 2, 4, 7, 12			
Лаги ВЕКК	2, 1				1, 2				1, 2			
α , %	-0,0071	0,0197			-0,0026	0,0150			-0,0027	0,0415		
<i>P</i> -value	0,0678	0,1322			0,0134	0,0121			0,6927	0,0000		
β	1,0000	-0,3333			1,0000	-1,5294			1,0000	-1,2113		
<i>P</i> -value $\beta = (1, -1)'$	0,0561				0,0343				0,0000			
Премия за ликвидность, %	7,9791				1,7509				0,3209			

на изменения. Наконец, включенные в МКО лаги во многом совпадают с лагами в одномерных моделях, построенных в подразд. 4.2, что подтверждает корректность выбора лаговой структуры.

Тем не менее результаты формального тестирования гипотезы не позволяют сделать однозначный вывод: гипотеза не отвергается на уровне значимости 5% лишь по первой паре рядов. Кроме того, коэффициенты коррекции α не всегда оказываются значимы.

Различия в результатах по парам $r30i - d1$ и $r30ii - d1$ свидетельствуют о возможном влиянии периода выборки на значимость гипотезы. В частности, падение значимости $\beta = (1, -1)'$ и замедление коррекции может быть связано с влиянием кризиса ликвидности 2008 г. и общим повышением волатильности ставок.

Поскольку выше (как и во множестве работ по данной теме) предполагалось, что $l(t, m) = l(m) \forall t$, т.е. что премия за ликвидность постоянна во времени, неоднозначные результаты тестирования могут быть вызваны нарушением этой предпосылки. Следующий раздел посвящен анализу данного вопроса.

4.2. Дополнительный анализ коэффициентов модели

Проверка постоянства коэффициентов МКО, главным образом премии за ликвидность, может прояснить природу неоднозначных результатов, полученных выше.

Модели по каждой паре были дополнены фиктивной переменной, выделяющей конкретный параметр модели для 30 последовательных наблюдений. С каждой итерацией выделенный период сдвигался на одно наблюдение вперед, и фиксировались значения коэффициента при фиктивной переменной и его P -value. Результаты представлены на рис. 4 (по горизонтальной оси — средняя дата в выборке). Несмотря на то что полученные значения всех фиктивных переменных колеблются вокруг нуля, существуют продолжительные периоды, отмеченные низкими P -value, на которых отличия от нуля значимы. Иначе говоря, результаты свидетельствуют о непостоянстве коэффициентов модели, включая премию за ликвидность. Следовательно, поскольку постоянство премии за ликвидность является предположением, лежащим в основе модели (4)—(5), эта модель в действительности не всегда оказывается адекватна данным.

Можно выделить два альтернативных пути решения этой проблемы: 1) отдельное моделирование динамики $l(t, z)$; 2) выделение пе-

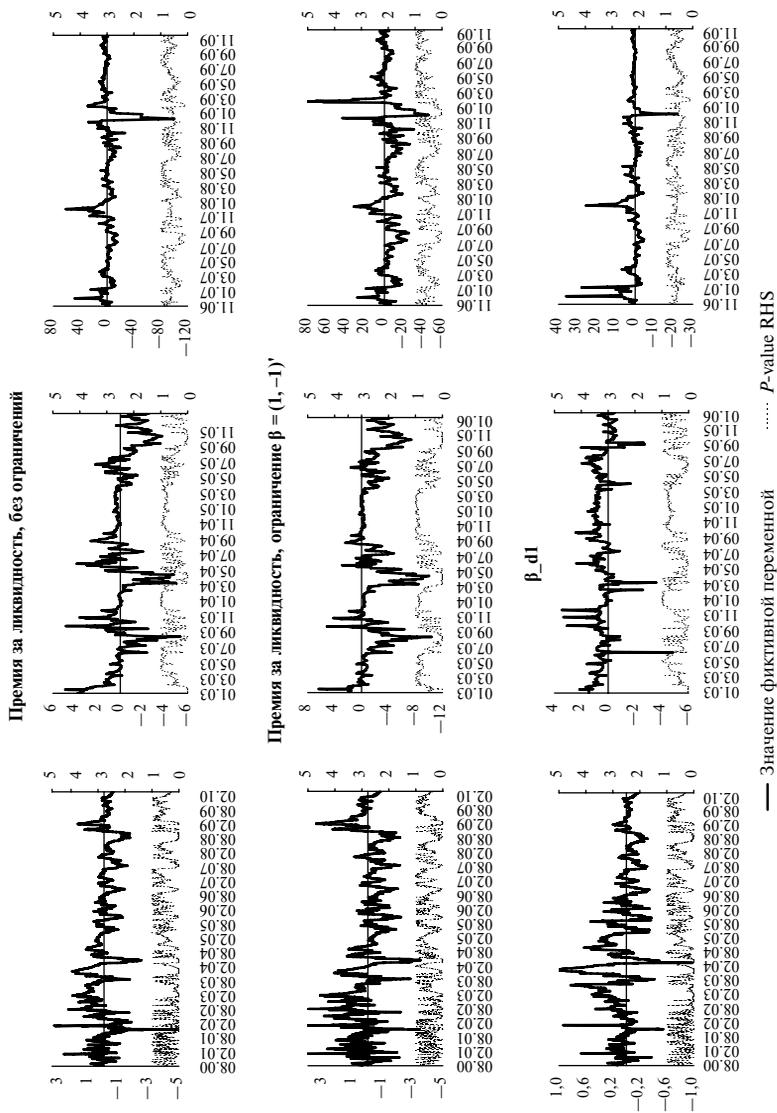


Рис. 4. Значения коэффициентов в регрессиях со скользящей фиктивной переменной

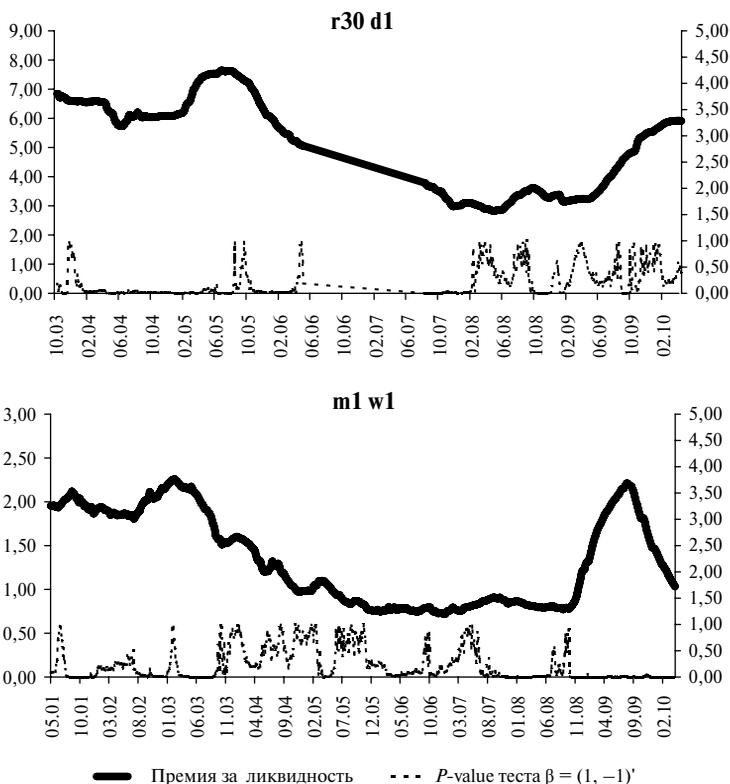


Рис. 5. Результаты теста $\beta = (1, -1)'$ и премия за ликвидность в динамике

риодов, на которых премия за ликвидность относительно постоянна. Первый путь предполагает обширное исследование свойств премии за ликвидность и построение более сложной модели, поэтому в настоящей работе избран второй путь.

Для выделения периодов постоянства премии за ликвидность МКО были оценены на скользящей выборке из 200 наблюдений. Из каждой оценки были извлечены значения премии за ликвидность и P -value ограничения $\beta = (1, -1)'$. Результаты представлены на рис. 5 (по горизонтальной оси — последняя дата в выборке).

Приведенные графики иллюстрируют проблему непостоянства премии за ликвидность и позволяют выделить периоды, которые в дальнейшем будут использованы для получения окончательных оценок модели.

Премия за ликвидность по паре $r30 - d1$ демонстрирует неоднозначную динамику. Общая тенденция к снижению началась в 2003 г., когда значение премии составило 6,84%, и закончилась с началом финансового кризиса в 2008 г., когда премия составляла 2,85%. Первая стадия кризиса, развернувшаяся непосредственно летом-осенью 2008 г., незначительно сказалась на величине премии, вызвав лишь кратковременный рост до 3,60%, но дальнейшее развитие ситуации привело к постепенному росту премии до 5,91% в апреле 2010 г.

Премия за ликвидность по $w1$ и $m1$ волнообразно снижалась с начала рассматриваемого периода, достигнув стабильного уровня 0,80% к концу 2005 г. Период стабильности, однако, прервался осенью 2008 г., когда под давлением кризиса банковской ликвидности значение премии начало стремительно расти, достигнув максимума 2,20% в августе 2009 г., после чего вновь быстро снизилось до 1,03% в апреле 2010 г.

Гипотеза ожиданий отвергается по паре $r30 - d1$ на большей части выборки до февраля 2008 г. и затем не может быть отвергнута, за исключением нескольких коротких периодов вплоть до апреля 2010 г. По паре $m1 - w1$ результаты несколько отличаются: гипотезу можно отвергнуть на большей части выборки вплоть до сентября 2003 г., далее она не отвергается вплоть до марта 2006 г., после чего наступает период изменчивых результатов. С начала кризиса 2008 г. и до конца выборки гипотеза однозначно незначима.

Полученные результаты позволяют сделать следующие выводы.

1. Общая тенденция к снижению премии за ликвидность была прервана в 2008 г. с наступлением финансового кризиса. Резкое падение показателей финансового рынка и рост неопределенности заставили игроков переключиться на краткосрочные активы.

2. Статистическая значимость гипотезы ожиданий зависит от сроков к погашению ставок, по которым она проверяется.

3. Премия за ликвидность по паре $m1 - w1$ изменяется быстрее и реагирует на текущую конъюнктуру рынка. Премия по $r30 - d1$ медленнее откликается на изменения, а значит, есть основания ожидать ее падения вслед за резким уменьшением краткосрочной премии.

Для получения окончательных оценок модели (4)–(5) можно использовать следующие периоды, на которых премия за ликвидность относительно постоянна: 01.02.2008–30.04.2009 для $d1 - r30$ и 15.05.2005–30.08.2008 для $w1 - m1$. Выборочные стандартные отклонения премии за ликвидность на этих промежутках составляют соответственно 23 и 17% от аналогичных показателей по полным выборкам.

4.3. Скорректированные оценки модели

Использованные выборки изображены на рис. 6. Обе пары ставок показывают динамику с дрейфом, поэтому в общие уравнения МКО были включены соответствующие переменные. Оценки моделей приведены в табл. 4.

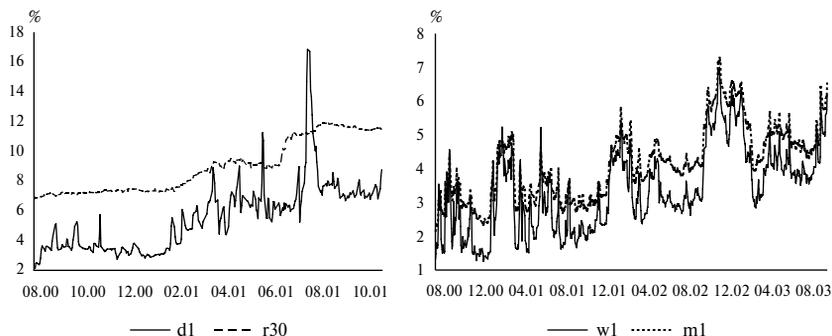


Рис. 6. Совместная динамика d1 — r30 и w1 — m1 на выбранных участках

Таблица 4. Результаты оценки МКО на выбранных участках

	Пара рядов			
	r30ii	d1	m1	w1
Выборка	01.02.2008—30.04.2009		15.05.2005—30.08.2008	
Количество наблюдений	306		816	
Лаги МКО	1, 4, 10	1, 7	1—3, 10, 12	1—3, 10, 12
Лаги ВЕКК	1, 1		1, 2	
α	-0,0125	0,1938	0,0811	0,2278
<i>P</i> -value	0,0191	0,0000	0,0010	0,0000
Дрейф	0,0115	0,0124	-0,0035	-0,0110
<i>P</i> -value	0,0205	0,0000	0,6063	0,2617
β	0,9771		0,9768	
<i>P</i> -value $\beta = (1, -1)'$	0,8647		0,4088	
Премия за ликвидность, %	3,5397		0,8719	

Как и следовало ожидать, на заранее подобранном участке гипотеза $\beta = (1, -1)'$ не отвергается на любом уровне значимости по обоим парам ставок, а оценки коэффициентов согласуются с теорией.

Полученные результаты свидетельствуют о том, что выполнение гипотезы ожиданий — не перманентная характеристика рынка, а лишь временами проявляющаяся его черта. Гипотеза в формулировке (3) с $l(t, m) = l(m) \forall t$ не отвергается на участках постоянства премии за ликвидность. Но как было выяснено в подразд. 4.2, условие на постоянство выполняется далеко не всегда, а значит, данное наблюдение подтверждает некорректность формулировки $l(t, m) = l(m) \forall t$ и указывает направление для дальнейшего развития теории.

Заключение

Настоящая работа посвящена тестированию гипотезы ожиданий на данных российского фондового рынка. Тестирование проводилось на дневных данных по дневным рядам процентных ставок рынка межбанковского кредитования и рынка суверенного долга Российской Федерации за неполный период с 2000 по 2010 г. Были выбраны две пары ставок с большей и меньшей разницей в сроках к погашению.

Известно, что если две процентные ставки — интегрированные процессы порядка 1, то при выполнении гипотезы ожиданий они коинтегрированы с коинтегрирующим вектором $(1, -1)'$ [10]. Тесты гипотезы ожиданий построены на проверке соответствующего ограничения на компоненты коинтегрирующего вектора в моделях коррекции ошибками по парам процентных ставок.

Рассмотренные ряды интегрированы и имеют сходную лаговую структуру. Тест Йохансена подтвердил наличие одного коинтеграционного соотношения. Тем не менее гипотеза о равенстве теоретическому значению $(1, -1)'$ коинтегрирующих векторов VECM, построенных в предположении о постоянстве премии за ликвидность, была отвергнута на уровне значимости 1% по всем парам рядов.

Для выяснения причин данного результата была проверена справедливость предпосылки о постоянстве премии за ликвидность. Результаты расчетов по скользящей выборке показали, что премия за ликвидность непостоянна, а гипотеза о равенстве коинтегрирующего вектора $(1, -1)'$ периодически подтверждается и отвергается на разных участках выборки.

Окончательные МКО были построены на подобранных периодах постоянства премии за ликвидность. Полученные оценки (см. табл. 4) полностью оправдывают гипотезу ожиданий.

Таким образом, выполнение гипотезы ожиданий в широком смысле с постоянной премией за ликвидность зависит от выполнения предпосылки о постоянстве премии. Поскольку это условие выполняется далеко не всегда, гипотеза ожиданий в такой формулировке не может быть полноценно использована для объяснения принципов формирования кривой доходности. Моделирование динамики премии за ликвидность можно выделить в качестве возможного пути дальнейших исследований в данном направлении.

Источники

1. *Канторович Г.Г.* Анализ временных рядов // Экономический журнал ВШЭ. 2003. № 1. С. 79—103.
2. Кривая бескупонной доходности на рынке ГКО-ОФЗ / Г. Гамбаров, И. Шевчук, А. Балабушкин, А. Никитин // Рынок ценных бумаг. 2006. № 306. С. 68—77.
3. *Arize A.C., Malindretos J., Ike Obi Z.* Long- and Short Term Interest Rates in 19 Countries: Test of Cointegration and Parameter Instability // *American Economic Journal*. 2002. No. 30. P. 105—119.
4. *Barassi M.* On KPSS with GARCH Errors // *Economics Bulletin*. 2005. No. 55. P. 1—12.
5. *Bauwens L., Deprins D., Vandeuren J.-P.* CORE Discussion paper. No. 9780. Universite Catholique de Louvain. 1997.
6. *Bekaert G., Hodrick R.J.* Expectations Hypotheses Tests // *Journal of Finance*. 2001. No. 56. P. 1357—1394.
7. *Breitung J.* Nonparametric Tests for Unit Roots and Cointegration // *Journal of Econometrics*. 2002. No. 108. P. 343—363.
8. *Brigo D., Mercurio F.* Interest Rate Models — Theory and Practice. 2nd ed. Berlin; Heidelberg; N.Y.: Springer, 2006.
9. *Bulkley G., Harris R.D.F., Nawosah V.* Revisiting the Expectations Hypothesis of the Term Structure of Interest Rates // University of Exeter Working paper. 2008.
10. *Campbell J., Shiller R.* Cointegration and Tests of Present Value Models // *Journal of Political Economy*. 1987. No. 95. P. 1062—1088.
11. *Campbell J., Shiller R.* Yield Spreads and Interest Rate Movements: a Bird's Eye View // *Review of Economic Studies*. 1991. No. 58. P. 495—514.

12. *Cuthbertson K., Nitzsche D.* Quantitative Financial Economics. West Sussex: John Wiley & Sons Ltd, 2005.
13. *Della Corte P., Sarno L., Thornton D.L.* The Expectation Hypothesis of the Term Structure of Very Short-Term Rates: Statistical Tests and Economic Value. Federal Reserve Bank of St. Louis Working paper. 2006. No. 2006-061B.
14. *Demmel R.* Fiscal Policy, Public Debt and the Term Structure of Interest Rates. 2nd ed. Berlin; Heidelberg; N.Y.; Barcelona; Hong Kong; London; Milan; Paris; Singapore; Tokyo: Springer, 1998.
15. *Enders W.* Applied Econometric Time Series. 2nd ed. N.Y.: John Wiley & Sons, 2003.
16. *Engle R.F., Kroner K.F.* Multivariate Simultaneous Generalized ARCH // Econometric Theory. 1995. No. 11. P. 122—150.
17. EViews 6 Command Reference. Quantitative Micro Software. LLC, 2007.
18. EViews 6 User's Guide (parts I and II). Quantitative Micro Software. LLC. 2007.
19. *Fisher I.* Appreciation and Interest: a Study of the Influence of Monetary appreciation and Depreciation on the Rate of Interest with Applications to the Bimetallic Controversy and the Theory of Interest. N.Y.: Macmillan, 1896.
20. *Hansen B.E.* Tests for Parameter Instability in Regressions with I(1) Processes // Journal of Business and Economic Statistics. 1992. No. 10. P. 45—59.
21. *Hicks J.* Value and Capital. Oxford: Oxford University Press, 1939.
22. *Kim K., Schmidt P.* Unit Root Tests With Conditional Heteroskedasticity // Journal of Econometrics. 1993. No. 59. P. 287—300.
23. *Marcal E.F., Valls Pereira P.L., Abbara O.* Testing the Long-Run Implications of the Expectation Hypothesis Using Cointegration Techniques with Structural Change // MPRA Paper. 2009. No. 15624.
24. *Mishkin F.* Economics of Money, Banking, and Financial Markets. 9th ed. New Jersey: Prentice Hall, 2009.
25. *Rodrigues P.M.M., Rubia A.* The Performance of Unit Root Tests Under Level-Dependent Heteroskedasticity // Economics Letters. 2005. No. 89. P. 262—268.
26. Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root / D. Kwiatkowski, P.C.B. Phillips, P. Schmidt, Y. Shin // Journal of Econometrics. 1992. No. 54. P. 159—178.
27. *Thornton D.L.* Testing the Expectations Hypothesis: Some New Evidence from Japan // Federal Reserve Bank of St. Louis Review. 2004. No. 86. P. 21—39.

А.Ю. Кошелев

Научный
руководитель —
Т.В. Теплова

Кафедра фондового
рынка и рынка
инвестиций

Дивидендная политика корпорации и ее влияние на рыночную стоимость компании

Тема данной работы — влияние дивидендной политики на рыночную стоимость компании — неизменно актуальна в силу того, что такого рода влияние не может быть до конца спрогнозировано и учтено в рыночных ценах на акции компании. Главной задачей исследования стало рассмотрение и описание поведения фондового рынка России, а также выявление ряда закономерностей его функционирования. Влияние пересмотра дивидендной политики на рыночную стоимость компании изучалось на основе тщательного изучения изменения цен акций 47 крупнейших российских корпораций в период с 2009 по 2010 г.

Введение

Менеджерам компаний в ходе работы приходится принимать различные решения в финансовой, инвестиционной и операционной сфере. Сделанный выбор зачастую оказывает значительное влияние на функционирование компании и ее рыночную стоимость. Как правило, в корпоративных финансах основным предположением является то, что деятельность финансового менеджера направлена на увеличение стоимости инвестиций акционеров и фирмы. Таким образом, управляющим важно знать, какие последствия повлечет то или иное действие, и в частности, выбор дивидендной политики корпорации. Суть ее заключается в решении компании относительно времени выплаты дивидендов: направлении на это нераспределенной прибыли или реинвестировании ее с переносом выплат дивидендов на более поздний срок. Если по поводу размера дивидендов спора не возникает и при прочих равных инвесторы предпочитают большую величину, то насчет выбора периода выплат не существует единственного и однозначно верного мнения.

Цель данной работы — анализ влияния изменений в дивидендной политике на стоимость компании. Исходя из этого ставятся следующие задачи:

- сопоставление полученных данных с ранее проведенными исследованиями на развитых рынках;
- проверка соответствия гипотез, объясняющих взаимосвязь стоимости компании и дивидендной политики, на примере реакции ММВБ на появление новостей относительно выплат дивидендов рядом публичных компаний в 2009—2010 гг. за 2008 и 2009 отчетные годы.

Ценность данной работы — в первоначальном рассмотрении проблем, касающихся российского финансового рынка и имеющих огромное значение как для теории, так и для практики. Полученные результаты могут стать ключевой информацией для будущих исследований, а также возможным объяснением ряда решений, которые принимаются управляющими в области финансов, поскольку все финансовые вопросы взаимосвязаны. К тому же эффект, который оказывают новости о дивидендных выплатах на текущие цены акций, имеет существенное значение не только для официальных лиц компании, принимающих данные решения, но и для инвесторов, планирующих портфели ценных бумаг, а также для экономистов, стремящихся понять, как функционирует финансовый рынок.

Глава 1. Влияние дивидендной политики компании на ее рыночную стоимость и информационное содержание дивиденда

1.1. Влияние дивидендной политики компании на ее рыночную стоимость

Долгое время в экономической литературе господствовал подход, согласно которому дивидендная политика, как и другие финансовые решения, иррелевантны и не влияют на рыночную стоимость компании, значение имеют лишь операционные и инвестиционные решения. С течением времени эта идея обрела более корректную формулировку: дивидендная политика иррелевантна и не влияет на стоимость компании в мире без налогов, операционных издержек и других проявлений несовершенства рынка. Данный подход стоит считать основным, поскольку в дальнейшем во всех научных работах он в силу жесткости базовых предпосылок рассматривался как неоспоримое утверждение.

Другие же сценарии реакции рынка на те или иные изменения в уровне дивидендных выплат создавались путем внесения более реалистичных предпосылок. Основателями такого подхода можно считать М. Миллера и Ф. Модильяни. В работе 1961 г. [25] они выдвинули предположение о том, что дивидендная политика корпорации, как и выбор структуры капитала, не влияет на стоимость корпорации.

Миллер и Модильяни доказывали этот тезис, рассматривая гипотетическую компанию, у которой есть своя инвестиционная стратегия, при этом часть инвестиционных расходов финансируются за счет займов, а оставшиеся расходы — за счет нераспределенной прибыли. Оставшаяся часть чистой прибыли распределяется в качестве дивидендов. Далее авторы показывали, что произойдет после решения компании увеличить дивиденды. Если система займов фиксирована, то единственным источником привлечения средств для выплат будет выпуск акций и продажа их новым акционерам. При этом инвесторы согласятся вложиться в эту фирму только при условии, что им предложат купить эти акции по справедливой стоимости. Поскольку активы, прибыли компании, ее инвестиционные возможности, а значит, и стоимость фирмы остаются постоянными, то должно происходить перемещение стоимости от старых акционеров к новым. Соответственно новые инвесторы получают свои акции по меньшей курсовой стоимости, чем до объявления об изменении дивидендных выплат. При этом потери старых по курсовой стоимости будут компенсированы возросшими дивидендными выплатами. Таким образом, рыночная стоимость компании не меняется.

Данная точка зрения поддерживалась идеей о том, что инвесторы могут создавать так называемые самодельные дивиденды [2] при помощи эффективных рынков капитала, т.е. в случае неудовлетворения политикой компании в отношении выплат акционеры «могут изменить» последнюю по своему усмотрению. При получении «избыточной» суммы дивидендов индивид мог бы реинвестировать ее в покупку дополнительных акций, а в случае получения «недостаточного» количества денег продать некоторое количество акций и получить за них недостающую сумму.

Тем не менее результаты исследований, утверждавших иррелевантность дивидендной политики, основывались на слишком жестких и нереалистичных предпосылках. Соответственно дальнейшие исследования в этой сфере были в основном построены на отходе от базовых предпосылок теории Миллера и Модильяни. Так, группа исследова-

телей выступала за идею о необходимости поддержания дивидендных выплат на высоком уровне, считая, что это положительно влияет на рыночную стоимость компании. Данная позиция подкреплялась огромным количеством факторов, один из которых — риск. Вполне понятно, что акционер может отказаться от дохода в виде прироста курсовой стоимости его ценных бумаг в будущем в пользу выплаты дивидендов, поскольку дивиденд — это реальные деньги, причем в текущий момент времени. Менеджеры могут сделать дивиденды устойчивыми, но они не в состоянии контролировать цены акций.

В качестве защиты высоких дивидендов может выступать информационное содержание этих выплат. Допустим, инвесторы получают очень мало достоверной информации о будущих прибылях фирмы, в таком случае одним из инструментов определения ее состояния может выступать информация о дивидендных выплатах. Компании не стали бы повышать уровень дивидендов, если бы не были уверены в своих будущих перспективах и в хорошем финансовом положении. Менеджмент увеличивает дивиденды только при условии, что ожидаемое увеличение масштаба будущих прибылей, движение денежной наличности и общие перспективы будут достаточными для того, чтобы сумма дивиденда не была сокращена в дальнейшем. Данная интерпретация роста выплат по акциям положительно влияет на спрос со стороны инвесторов, а значит, ведет к повышению цен акций и дальнейшему увеличению рыночной стоимости компании.

В принципе использование дивидендов в качестве сигнала может обуславливать и их низкий уровень, все зависит от того, какую новую информацию хотят передать менеджеры посредством дивидендов. Согласно последним исследованиям, охватывающим временной период с 1927 по 1999 г., понижение или отмена дивидендных выплат зачастую выступали для рынка более сильным сигналом, чем рост дивиденда. Так, после объявлений совета директоров о понижении выплат котировки ценных бумаг демонстрировали более значимую реакцию избыточной доходности [24]. Возвращаясь к основной теме данной работы, заметим, что сокращение дивидендов обычно не является запланированным добровольным шагом. Это сигнал того, что, по мнению менеджмента компании, дивидендная политика настоящего периода не может быть поддержана. В результате ожидаемые дивиденды пересматриваются в сторону понижения.

Авторы третьей группы работ, чьи позиции отличаются и от традиционного подхода к дивидендным выплатам, и от подхода, под-

держивающего высокие выплаты, выступают за выплату как можно более низких дивидендов. Логика здесь проста: когда дивиденды облагаются налогом, большим, чем прирост капитала, фирмы должны выплачивать самые низкие дивиденды, которые они себе могут позволить, а имеющиеся денежные средства сохранять и реинвестировать или направлять на выкуп акций. При такой политике налогообложения подобная практика должна приветствоваться любым налогооблагаемым инвестором. Но данный аргумент в пользу низких дивидендных выплат, как считает ряд экспертов, представляет собой скорее исторический интерес [10]. Сейчас законодательство в области налоговой политики во многих странах устроено так, чтобы не было какого-либо выигрыша, обусловленного структурой налогов. К тому же наличие налогового бремени необязательно может привести к политике «невывлачивания» дивидендов. Дело в том, что компания просто не может инвестировать эти деньги так же прибыльно, как это могут сделать акционеры с учетом результатов после выплаты налогов.

К факторам в пользу низких выплат можно отнести и высокие издержки размещения акций, с которыми сталкиваются компании при вынужденной продаже некоторого количества ценных бумаг в целях выплаты дивидендов. Существуют также дивидендные ограничения, описанные в договорах или установленные государством, для защиты держателей облигаций от злоупотреблений собственников.

1.2. Информационное содержание дивиденда и обзор эмпирических работ, посвященных сигнальной теории дивиденда

Почему же компаниям зачастую выгодно платить высокие дивиденды при наличии факторов, говорящих в пользу низких? На этот вопрос отвечают сигнальные теории. Основное свойство дивидендов состоит в том, что в них содержится информационный сигнал о будущих денежных потоках компании, о ее инвестиционных возможностях и имеющихся стимулах инвестировать. В реальных условиях инвесторы не смогли бы получить такую информацию напрямую. Повышение, как и снижение, уровня дивидендных выплат может быть смешанным сигналом. Так, повышение, с одной стороны, может говорить об успешной работе компании, а с другой — об исчерпании фирмой своих инвестиционных возможностей. Понижение же может отражать не

очень успешную работу, или, наоборот, свидетельствовать о том, что организация нашла эффективное применение денежным средствам.

Эмпирические работы, посвященные анализу дивидендной политики корпорации в контексте сигнальной теории и влиянию этой политики на рыночную стоимость фирмы, затрагивают следующие основные аспекты. Прежде всего это верификация при помощи статистических данных гипотезы информационного содержания дивиденда. Так, Ахарони и Свари [4] анализируют эффективность дивидендов для передачи информации в сравнении с данными о доходах компании. Если изменение дивидендных выплат несет какую-либо новую информацию о компании, это непременно должно быть отражено в рыночных ценах акций фирмы. Используя данные о стоимости ценных бумаг компании в день объявления о выплатах дивидендов, а также в предшествующий и последующий периоды, авторы с помощью метода *event study* анализируют реакцию рынка. Полученные результаты говорят о следующем. Акционеры тех фирм, где дивидендные выплаты оставались на прежнем уровне, довольствовались только нормальными доходностями. В случаях, когда анонсировался рост уровня дивидендных выплат, в среднем наблюдались доходности, превышающие нормальные значения, и наоборот. На основе этих наблюдений авторы делают вывод о том, что реакция рынка на данные о дивидендной политике подтверждает гипотезу об информационном содержании дивиденда. А отсюда следует, что уровень дивидендных выплат — хороший сигнальный инструмент для отражения ожиданий управляющих. Он столь же эффективен с информационной точки зрения, сколь и данные о доходах компании, — подводят итог авторы.

Следующий интересный момент, касающийся дивидендной политики корпорации, — это реакция стоимости акций (ее рост или падение) на изменение уровня дивидендных выплат. Данной тематике посвящено довольно много эмпирических работ, которые демонстрируют значимую положительную связь между направлением дивидендных изменений и рыночной доходностью по обыкновенным акциям в день объявления о выплатах. Авторы фиксируют эту связь в том случае, если за рассматриваемый промежуток времени, в который происходит объявление уровня дивидендов, не было других значительных новостей, могущих оказать воздействие на цены акций. Это предпосылка вводится ради упрощения, поскольку в противном случае эффекты нельзя было бы разделить. Стоит оговориться, что избавиться от всех других эффектов практически невозможно.

Большинство исследователей влияния дивидендной политики корпорации на ее рыночную стоимость приходят к выводу, что в среднем при росте уровня дивидендных выплат доходность на рынке по акциям данных фирм выше нормальной, предсказанной рынком. Необходимо отметить, что такие результаты получают авторы, рассматривающие ситуацию на торговых площадках развитых стран. А один из недостатков ряда компаний этих стран состоит в том, что у них может не быть прибыльных инвестиционных возможностей (характерная черта «зрелых» компаний). Соответственно инвесторы могут интерпретировать повышение уровня дивидендных выплат как проявление именно такой ситуации вкупе с хорошими перспективами компании. Снижение же дивидендов в пользу перераспределения прибыли для финансирования инвестиционных проектов может быть расценено как нерациональное поведение и инвестирование в неприбыльные проекты. Но если организации удастся доказать инвесторам, что она преодолела кризис «зрелости», то вполне реален рост рыночной стоимости в ответ на понижение дивиденда. К тому же для развивающихся стран вполне закономерной может быть и не только данная реакция. Так, для России в период с 1997 по 2006 г. отмечалось падение цены акций в ответ на рост дивидендов [3], что определялось следующим: инвесторы оценивали инвестиционные возможности российских компаний как крайне благоприятные. Отсюда и негативная реакция на решение управляющих о росте дивидендных выплат.

2. Метод event study и анализ реакции рыночной стоимости на новости об изменениях в дивидендной политике российских компаний

2.1. Исследование реакции реальной стоимости компаний на объявления о дивидендной политике. Применение метода event study

В основной части данного исследования анализируется, как российские торговые площадки реагировали на объявления об изменении дивидендной политики рядом компаний в 2009—2010 гг. В качестве основного инструмента использован метод event study, довольно популярная методика для рассмотрения реакции рынка на различные финансовые решения компаний.

Исходя из поставленной задачи была сформирована выборка, включающая события по ряду крупнейших российских публичных компаний, принадлежащих разным сферам бизнеса и отраслям. Так, в генеральную выборку вошли 47 корпораций, чьи ценные бумаги за рассматриваемый промежуток времени котировались на ММВБ. В качестве события рассматривалось объявление советом директоров той или иной величины дивиденда по обыкновенным акциям компании: помимо годовых выплат учитывались и промежуточные выплаты по тем организациям, которые осуществляли данные выплаты за рассматриваемый промежуток времени. Кроме того, отдельно анализировалась выборка, состоящая из привилегированных акций вышеупомянутых компаний. Здесь в качестве события выступала дата объявления чистой прибыли компании.

Проверялась гипотеза о том, что в среднем рынок положительно реагирует на «хорошие» события, расценивая их как позитивный сигнал, и наоборот, проявляет отрицательную реакцию на «плохие». Под «хорошими» событиями понимаются новости о поступивших рекомендациях со стороны совета директоров общему собранию акционеров увеличить дивиденды по сравнению с прошлым аналогичным промежуток времени, под «плохим» соответственно — рекомендация понизить выплаты на одну акцию или оставить их на прежнем уровне.

Необходимость проверить именно эту гипотезу была обусловлена рядом причин. Во-первых, данную реакцию рынка исследовали множество авторов, получивших аналогичный результат. Во-вторых, формулирование такой гипотезы вполне логично, поскольку можно предположить, что инвесторы учитывали бы в котировках акций рассматриваемых компаний наличие стабильных дивидендов, а соответственно положительно реагировали бы на новость об их увеличении. К тому же, если в условиях кризиса и ухудшения финансовой ситуации в стране компания, все предыдущие годы увеличивавшая дивиденды, решила их уменьшить, это может сигнализировать об ухудшении дел в самой компании, падении ее финансовых показателей и чистой прибыли. И наоборот, если несмотря на кризис компания увеличивает дивиденды, это может означать, что организации удалось выстоять в неблагоприятных для бизнеса обстоятельствах и она уверена в своих перспективах. Если чистая прибыль компании и не выросла по результатам прошедшего отчетного периода, корпорация все-таки сочла возможным распределить ее между собственниками и даже увеличить выплаты на одну акцию.

Дата события определялась исходя из того, когда данные о рекомендованных на совете директоров дивидендных выплатах проходили по новостным лентам информационных агентств «Финам», РБК, «Интерфакс». Это относится к обыкновенным акциям и промежуточным выплатам. Что касается привилегированных акций, то по ним промежуточные выплаты в рассмотренных компаниях не производились, а дата события определялась как дата появления первой официальной информации по чистой прибыли.

Следующим этапом стало определение событийного окна, во время которого наблюдалось отклонение наблюдаемой доходности от ожидаемой. В настоящей работе было выбрано окно в десять дней до и десять дней после появления новостей о рекомендациях относительно дивидендных выплат советом директоров в новостных лентах РБК и «Финама». Во-первых, данное окно рекомендовано при исследовании реакции рынка на события подобного рода, поскольку эффекты от объявления дивидендных выплат носят краткосрочный характер. Во-вторых, такое окно с наибольшей вероятностью позволяет избавиться от влияния эффектов, вызванных другими событиями в компании.

Перейдем к расчетной части данной работы. Фактическая доходность рассчитывается по формуле $R_t = \ln(P(t)/P(t-1))$, где котировки ценных бумаг брались по результатам торговли на ММВБ. Для расчета нормальной доходности используется рыночная модель, которая основана на предположении о сохранении линейной зависимости между доходностью рынка и доходностью рассматриваемой ценной бумаги: $R_i = \alpha_i + \beta_i \times R_m$. Модель однофакторной регрессии была взята потому, что она демонстрирует надежные и точные результаты. В данном исследовании брались дневные показатели доходности. В качестве независимой переменной была взята доходность индекса ММВБ (из-за наличия непрерывной истории котировок ценных бумаг компаний, входящих в нашу выборку). Прогонка данного уравнения проводилась на расчетном периоде, который составил три календарных месяца до событийного окна, или 60 торговых дней. Временной горизонт до событийного окна был выбран исходя из того, что рассматриваемое событие не влечет изменений чувствительности ценных бумаг компании к доходности рыночного портфеля, т.е. к изменениям параметров α и β .

Поскольку использование β , полученной методом наименьших квадратов, для расчета ожидаемых доходностей во время событийного окна некорректно в силу ее «сырости», то она была откорректи-

рована по методу Блюма: $\beta(blum) = 0,67 \times \beta(ols) + 0,33 \times 1$. Ожидаемое значение доходности рассчитывалось по формуле: $ERjt = \alpha(ols) + \beta(blum)Rmt$. Получив значение фактической рыночной доходности и значение нормальной доходности, рассчитанной при помощи полученных нами значений оценок коэффициентов α и β , рассчитываем сверхдоходность как разницу между фактической рыночной доходностью и нормальной доходностью. Далее вычисляется величина кумулятивной сверхдоходности, равная сумме избыточных доходностей всех предыдущих дней событийного окна. И уже на основании полученных данных мы можем говорить о том, как рынок реагирует на новость о дивидендной политике. Если значение CAR положительно, то наше событие должно рассматриваться как позитивное явление, поскольку оно приводит к созданию стоимости, и наоборот.

На последнем этапе проводилась проверка на значимость результатов, полученных по расширенной выборке: тестировалась гипотеза о том, что $CAR = 0$, против односторонней альтернативной гипотезы $CAR > 0$ для «хорошей» новости или $CAR < 0$ для «плохой» новости.

Рассчитывались t -статистики $t = \frac{\bar{X} - \mu_0}{\hat{\sigma} / \sqrt{n}}$ для каждого дня событийного

окна, затем они сравнивались с критическим значением t -статистики при 5-, 10- и 15%-ных уровнях значимости. Если в случае «хорошей» новости рассчитанное значение t -статистики превышало критическое, то можно говорить о значимой положительной реакции рынка на событие, в противном случае — о том, что реакция незначительна. Для «плохих» новостей наоборот: если рассчитанное значение меньше критического, то основная гипотеза не выполняется и реакция рынка неслучайна.

2.2. Результаты исследования и их интерпретация

При проведении исследования основной акцент делался на анализе того, как вела себя в течение событийного окна не только кумулятивная избыточная доходность, но и избыточная доходность. Следует пояснить, какой экономический смысл несет наблюдение за двумя названными показателями. Кумулятивная избыточная доходность — это величина накопленных отклонений наблюдаемой доходности от ожидаемой, рассчитанной в данной работе при помощи рыночной модели и однофакторной регрессии. В случае, если в течение событийного окна на котировки рассматриваемых ценных бумаг не оказывали

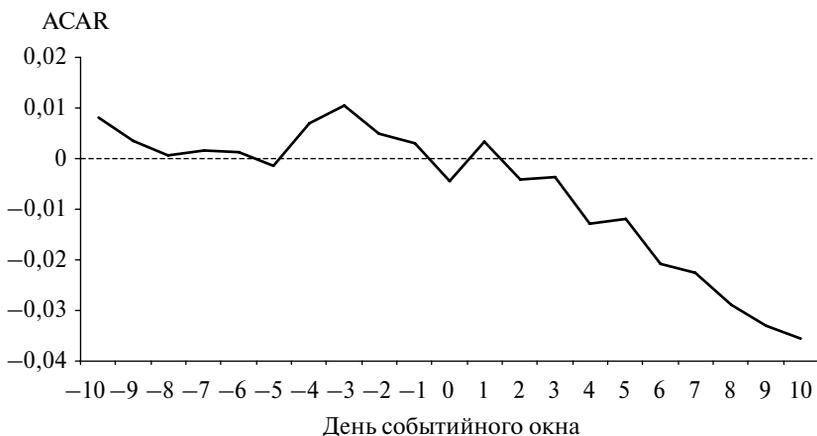


Рис. 1. Динамика изменения ACAR для «хорошей» новости по всей выборке (на основе расчетов автора)

бы влияния никакие факторы, то значения ожидаемой и наблюдаемой доходностей должны были бы совпадать, а остатки, таким образом, равнялись бы нулю. Для определения того, «случайно» ли анализируемое событие оказало влияние на котировки ценных бумаг или изменение цены, на втором этапе, после рассмотрения движения CAR и AR осуществляется проверка статистической значимости кумулятивной избыточной доходности, в данном исследовании — при помощи t -статистики. Если в среднем реакция рынка положительна и статистически значима, то событие приводит к повышению эффективности компании (созданию стоимости), и наоборот.

Итак, анализ выборки в целом показал следующее. У компаний, которым были даны рекомендации совета директоров о пересмотре величины дивиденда в сторону повышения, в течение событийного окна значение средней кумулятивной избыточной доходности (ACAR) имело тенденцию к падению, становясь при этом отрицательным за несколько дней до события (рис. 1).

Для «плохих» новостей наблюдалась ситуация прямо противоположная, при этом t -статистика показала значимость полученных сверхдоходностей (рис. 2).

Это можно объяснить следующим образом. За период с 2009 по 2010 г. рынок в среднем реагировал положительно на новости о пересмотре дивидендных выплат в сторону понижения. Реакция на «хо-

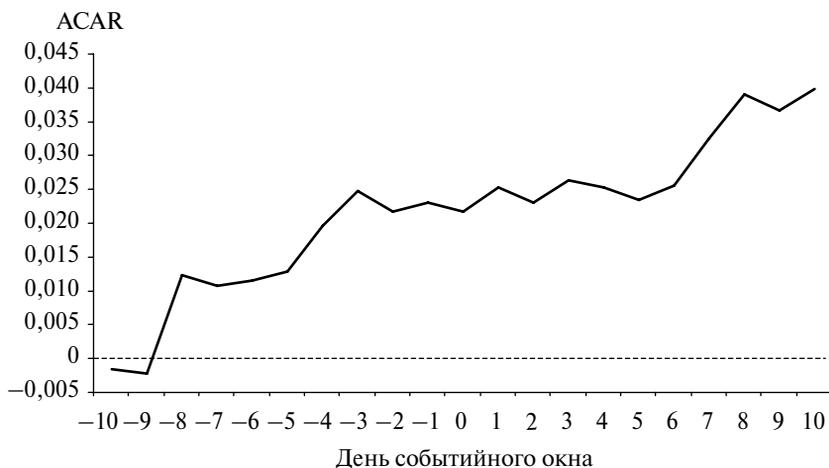


Рис. 2. Динамика изменения ACAR для «плохой» новости по всей выборке (на основе расчетов автора)

рошие» новости неоднозначна, поскольку проверка на значимость не принесла каких-либо существенных результатов. Чтобы оценить полученные результаты, вспомним, что экономики коснулся кризис ликвидности, и это могло привести к затруднениям в получении при необходимости рядом компаний дополнительного финансирования посредством кредита. В данном случае в качестве «подушки безопасности» могла бы выступить нераспределенная между собственниками чистая прибыль. Это одно из возможных объяснений того, почему рынок положительно отреагировал на новость о падении дивидендов. Что касается неоднозначной и незначимой реакции на «хорошую» новость, не стоит забывать, что рассматриваемая совокупность была составлена из компаний различных сфер бизнеса и отраслей, а кризис на них отразился по-разному.

Как было отмечено выше, поскольку на положительную новость не удалось выявить однозначной реакции, то возник интерес рассмотреть отдельные подвыборки, две из которых были сформированы по отраслевому признаку, а одна — по схожести динамики дивидендных выплат на протяжении 2000-х гг. у ряда компаний. Из всей совокупности было выделено три группы: «дивидендные аристократы»; компании нефтяной и нефтегазовой промышленности; компании телекоммуникации и связи.

«Дивидендные аристократы» — это те фирмы, которые начиная с 2000-х гг. не уменьшали размер дивидендов, последовательно увеличивая его. В группу входят такие организации, как «Балтика», ЛУКОЙЛ, «Татнефть», «ВолгаТелеком», Сбербанк, Газпром, «Уралсвязьинформ». Анализ средней кумулятивной избыточной доходности «дивидендных аристократов» в целом дает следующие результаты: увеличение дивидендных выплат этими компаниями в 2009 и 2010 гг. вызвало в среднем негативную реакцию, хотя и незначимую. Незначимую, но обратную тенденцию мы можем наблюдать и при рассмотрении реакции рынка на «плохое» событие. В итоге нельзя утверждать, что какое-либо решение об уровне дивидендов в среднем по этой группе приводит к повышению эффективности компании. В принципе варианты объяснения могут быть аналогичными приведенным ранее для всей выборки.

Что же касается компаний нефтяной и нефтегазовой отрасли, то здесь реакции на новости похожи на описанные ранее, но с рядом существенных отличий, которые можно было бы не заметить, если бы помимо анализа средней кумулятивной избыточной доходности не проводился еще и анализ средней избыточной доходности. Так, в обоих случаях на протяжении практически всего событийного окна средние кумулятивные избыточные доходности были меньше нуля, а в день событийного окна произошла положительная корректировка данной величины и в случае «плохой», и в случае «хорошей» новости. Но если при «плохой» новости резкий рост данного показателя сменился его дальнейшим резким падением, то в ситуации «хорошей» новости на второй день кумулятивная избыточная доходность стала больше нуля. В обоих случаях проверка на значимость ACAR не дала положительных результатов. Однако тест на значимость AAR показал, что та положительная корректировка, о которой говорилось выше, значима. Аналогичная ситуация складывается и в отношении отрицательной корректировки при появлении негативной новости. Все это позволяет нам говорить, что рынок в среднем положительно воспринимал новости о пересмотре компаниями данной отрасли дивидендных выплат в сторону повышения и отрицательно — в сторону понижения. Таким образом, проверяемая гипотеза выполняется. Эти выводы полностью согласуются с результатами, полученными по данной отрасли ранее, и утверждениями, что инвесторы потенциально рассматривали такие компании в качестве «дойных коров», приносящих высокие дивиденды [3]. Фирмы данной отрасли могут позволить себе увеличивать дивидендные выплаты, не затрагивая при этом инвестиционные страте-

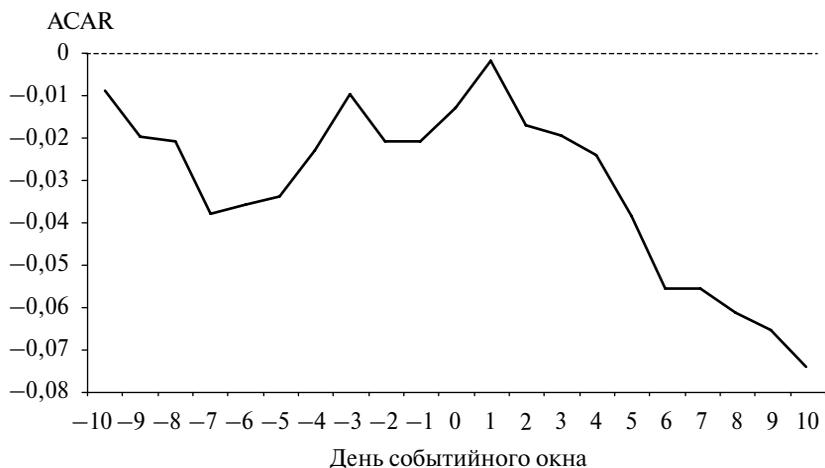


Рис. 3. Динамика изменения ACAR для «хорошей» новости по компаниям отрасли телекоммуникации и связи (на основе расчетов автора)

гии, ожидая в будущем роста доходов, с тем чтобы в перспективе не пришлось изменять дивидендную политику в сторону понижения выплат. В общем и целом компании данной отрасли аккумулируют достаточные денежные средства.

Выводы по исследованию компаний отрасли телекоммуникаций и связи показали нам следующее. На протяжении всего событийного окна для «хороших» новостей кумулятивная избыточная доходность оставалась ниже нуля и имела тенденцию к падению, эти данные подтвердили свою значимость. В то же время была отмечена значимая положительная корректировка в первые дни после наступления события (рис. 3).

Зеркально противоположная ситуация наблюдалась в отношении «плохих» новостей. Так, на протяжении всего событийного окна кумулятивная сверхдоходность была больше нуля, хотя в момент события она имела значимую отрицательную корректировку в сторону понижения собственного значения (рис. 4).

Все это позволяет говорить о том, что рынок в некоторой степени позитивно реагировал на «хорошие» новости, и наоборот. Компаниям данной отрасли удалось благополучно, без серьезных последствий для бизнеса, пережить кризис. Доходы большинства фирм по основным видам услуг возросли, увеличились потоки по быстроразвивающимся направлениям мобильного Интернета, 3G и 4G, передачи

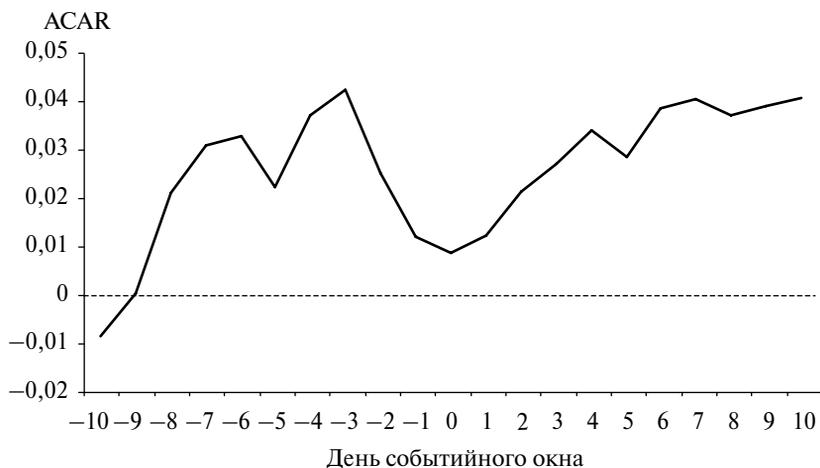


Рис. 4. Динамика изменения ACAR для «плохой» новости по компаниям отрасли телекоммуникации и связи (на основе расчетов автора)

различного контента. Необходимые инвестиции были сделаны до кризиса, а после него многие компании отказались от непрофильных направлений инвестирования, таких как, к примеру, сомнительного типа диверсификация бизнеса. В результате корпорациям отрасли телекоммуникации и связи удалось аккумулировать достаточные денежные средства и распределить часть из них путем выплат собственникам. Результаты проведенного исследования подтверждают выдвинутую гипотезу.

В заключение подведем итоги анализа реакции рынка на объявление дивидендов по привилегированным акциям. В обеих рассмотренных ситуациях на протяжении практически всего событийного окна имели место значимые положительные значения кумулятивной избыточной доходности. При этом для «хороших» новостей, другими словами, в случае публикации данных об увеличении чистой прибыли, до и после даты события наблюдались значимые положительные величины избыточных доходностей, а в день самой даты — значимая отрицательная корректировка. Такую ситуацию можно объяснить тем, что несмотря на позитивное отношение к возросшим дивидендам имело место небольшое разочарование по поводу их размера по сравнению с ожидаемым. В случае «плохих» новостей — падения величины чистой прибыли — имела место значимая отрицательная корректировка ку-

мулятивной избыточной доходности накануне события и незначимая положительная избыточная доходность в день самого события. В целом результаты подтверждают проверяемую гипотезу.

Заключение

В работе приведены основные результаты, полученные в ходе анализа методом event study реакции биржевой площадки ММВБ на появление новостей об исходящих от совета директоров рекомендациях относительно уровня дивидендов. Рынок в среднем демонстрировал значимые положительные значения кумулятивной избыточной доходности на негативные новости и не показал однозначной реакции на «хорошие» новости. Имевшие место корректировки также оказались незначимы. С одной стороны, это можно объяснить влиянием на ценообразование акций других эффектов, которые не были учтены в настоящем исследовании. С другой стороны, данная ситуация может быть истолкована с позиции информационного содержания дивиденда. Так, не всем компаниям, рекомендовавшим повысить выплаты, удалось убедить инвесторов в стабильности своей деятельности, а также успешном, без неблагоприятных последствий, преодолении кризиса. Напротив, корпорации, решившие понизить дивиденды, по рассуждениям инвесторов поступили благоразумно, решив попридержать выплаты собственникам. Рассмотрение группы «дивидендных аристократов» не выявило их однозначно значимой реакции на те или иные события. Вместе с тем имели место значимые положительные значения избыточных доходностей в момент поступления негативных новостей, и наоборот — в момент поступления позитивных новостей. Иначе говоря, рынок вполне мог расценивать изменение «дивидендными аристократами» ранее взятого курса как адекватную меру в условиях кризисных лет. Противоположные результаты, полностью соответствующие проверяемой гипотезе, дал анализ компаний нефтяной и нефтегазовой отрасли и компаний телекоммуникации и связи, а также рассмотрение реакции рынка на объявления по привилегированным акциям. Несмотря на то что наблюдались незначимые показатели кумулятивной избыточной доходности, рынок в среднем положительно реагировал на «хорошие» новости и отрицательно на «плохие» в виде значимых показателей избыточной доходности. Согласно методике событийного анализа решения относительно выплат приводят к росту эффективности компании только в том случае, если наблюдаются положительные кумулятивные

избыточные доходности. А поскольку данные результаты не были получены по рынку в среднем, нельзя говорить о том, что данный вид финансовых решений непременно ведет к созданию стоимости для всех компаний. В то же время, учитывая значимые результаты полученной избыточной доходности, нельзя не признать того, что рынок в среднем положительно реагировал на «хорошие» и отрицательно на «плохие» новости по компаниям ряда отраслей, а также по привилегированным акциям за рассмотренный период времени.

Источники

1. *Дегтярев А.А.* Факторы дивидендной политики и их классификация // Финансовый менеджмент. 2005. № 3. С. 64—73.
2. *Росс С.* Основы корпоративных финансов. М.: БИНОМ, 2000.
3. *Теплова Т.В.* Влияние дивидендных выплат на рыночную оценку // Аудит и финансовый анализ. 2008. № 2. С. 1—16.
4. *Aharony J., Swary I.* Quarterly Dividend and Earnings Announcements and Stockholders' Returns: an Empirical Analysis // Journal of Finance. 1980. No. 35. P. 1—12.
5. *Amihud Y., Murgia M.* Dividends, Taxes and Signaling: Evidence from Germany // Journal of Finance. 1997. No. 52(1). P. 397—408.
6. *Baker M., Wurgler J.* A Catering Theory of Dividends // Journal of Finance. 2004. Vol. 59. No. 3. P. 1125—1165.
7. *Bar-Yosef S., Huffman L.* The Information Content of Dividends: a Signaling Approach // The Journal of Financial and Quantitative Analysis. 1986. P. 47—58.
8. *Berry M.A., Gallinger G.V., Henderson G.V.* Using Daily Stock Returns in Event Studies and the Choice of Parametric Versus Non-parametric Test Statistics // Quarterly Journal of Business and Economics. 1990. No. 29. P. 70—85.
9. *Bhattacharya S.* Imperfect Information, Dividend Policy, and 'The-bird-in-the-hand policy' Fallacy // The Bell Journal of Economics. Spring 1979. P. 259—270.
10. *Brealey R., Myers S.* Principles of Corporate Finance. N.Y.: McGraw-Hill, 2000.
11. *Brenner M.* The Sensitivity of the Efficient Market Hypothesis to Alternative Specifications of the Market Model // Journal of Finance. 1979. No. 34. P. 915—929.
12. *Brown S.J., Warner J.B.* Using Daily Stock Returns: the Case of Event Studies // Journal of Financial Economics. 1985. No. 14. P. 3—32.
13. *Bulan L., Subramanian N., Tanlu L.* On the Timing of Dividend Initiations // Financial Management. Winter 2007. P. 31—65.

14. *Cohen G., Yagil J.* On the Catering Theory of Dividends and the Linkage between Investment, Financing and Dividend Policies // *International Research Journal of Finance and Economics*. 2008. No. 17. P. 33—39.
15. *Crawford D., Franz D.R., Lobo G.J.* Signaling Managerial Optimism through Stock Dividends and Stock Splits: A Reexamination of the Retained Earnings Hypothesis // *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*. 2005. Vol. 40. No. 3. P. 531—561.
16. *Glascok J.L., Davidson W.N., Henderson G.V.* Announcement Effects of Moody's Bond Rating Changes on Equity Returns // *Quarterly Journal of Business and Economics*. 1987. No. 26. P. 67—78.
17. *Gwilym O., Seaton J., Suddason K., Thomas S.* International Evidence on the Payout Ratio, Earnings, Dividends, and Returns // *Financial Analysts Journal*. 2006. Vol. 62. No. 1. P. 36—53.
18. *Henderson G.V.* Problems and Solutions in Conducting Event Studies // *The Journal of Risk and Insurance*. 1990. Vol. 57. No. 2. P. 282—306.
19. *Hoberg G., Prabhala N.R.* Disappearing Dividends, Catering, and Risk // *The Review of Financial Studies*. 2009. Vol. 22. No. 1. P. 79—116.
20. *Klein A., Rosenfeld J.* The Influence of Market Conditions on Event Studies Residuals // *Journal of Financial and Quantitative Analysis*. 1987. No. 22. P. 345—351.
21. *Koch A.S., Sun A.X.* Dividend Changes and the Persistence of Past Earnings Changes // *Journal of Finance*. 2004. Vol. 59. No. 5. P. 2093—2116.
22. *Krizman M.P.* What Practitioners Need to Know About Hypothesis Testing // *Financial Analysts Journal*. 1994. Vol. 50. No. 4. P. 18—22.
23. *La Porta R., Lopez-de-Silanes F., Shleifer A., Vishny R.W.* Agency Problems and Dividend Policies around the World // *Journal of Finance*. 2000. Vol. 55. No. 1. P. 1—33.
24. *Liu Y., Szewczyk S.H., Zantout Z.* Underreaction to Dividend Reductions and Omissions? // *Journal of Finance*. 2008. Vol. 63. No. 2. P. 987—1020.
25. *Miller M., Modigliani F.* Dividend Policy, Growth and the Valuation of Shares // *Journal of Business*. 1961. Vol. 34. P. 411—433.
26. *Pinkowitz L., Stulz R., Williamson R.* Does the Contribution of Corporate Cash Holdings and Dividends to Firm Value Depend on Governance? A Cross-Country Analysis // *The Journal of Finance*. 2006. Vol. 61. No. 6. P. 2725—2751.
27. *Woolridge R.* Dividend Changes and Security Prices // *Journal of Finance*. 1983. Vol. 23. P. 1607—1615.
28. *Yilmaz M.K., Gulay G.* Dividend Policies and Price-Volume Reactions to Cash Dividends on the Stock Market // *Emerging Markets Finance and Trade*. 2006. Vol. 42. No. 4. P. 19—49.
29. *Zhou P., Ruland W.* Dividend Payout and Future Earnings Growth // *Financial Analysts Journal*. 2006. Vol. 62. No. 3. P. 58—69.

Е.В. Левенец
Научный
руководитель —
А.В. Верников
Кафедра банковского
дела

Кредитование индивидуальных предпринимателей банками с государственным участием

В ходе исследования выявлено, что в России государственное участие в банках положительно влияет на объемы кредитования индивидуальных предпринимателей. Это относится только к прямому государственному участию и только в банках Москвы и Санкт-Петербурга. В то время как в регионах не наблюдается существенной разницы в объемах кредитования индивидуальных предпринимателей у частных и государственных банков. Между тем именно региональные банки заинтересованы в кредитовании индивидуальных предпринимателей и имеют более высокую долю таких кредитов в общем кредитном портфеле.

Введение

Настоящая работа направлена на исследование влияния государственного сектора на развитие банковского бизнеса в России, а именно кредитование малого бизнеса.

Актуальность данной темы определяется, во-первых, необходимостью развития кредитования малого бизнеса, так как известно, что основной проблемой развития этого сектора экономики в России является низкий уровень доступности финансовых ресурсов предприятий. Во-вторых, наблюдается рост доли государственной собственности банков, а как показывает ряд исследований, государственное участие банков оказывает как положительное, так и отрицательное влияние.

В связи с этим цель исследования — проверить, влияет ли государственная собственность банков на развитие кредитования малого бизнеса.

В работе рассматриваются индивидуальные предприниматели. Во-первых, на них приходится существенная доля малого бизнеса, и

понятие «индивидуальный предприниматель», в отличие от понятия «предприятие малого бизнеса», определено в законе. Во-вторых, изучение кредитования индивидуальных предпринимателей является новым направлением в исследовании малого бизнеса.

Структура работы выглядит следующим образом. Первая часть посвящена развитию кредитования предприятий малого бизнеса, в том числе обзору работ по этой проблематике. Во второй части рассматривается вопрос влияния государственного участия банков на развитие кредитования малого бизнеса, анализируется российская ситуация, включая описание исследуемых данных, модели и полученных результатов.

1. Кредитование малого бизнеса

1.1. Обзор литературы

Тема кредитования малых предприятий относится к числу самых распространенных тем финансовых исследований. Она привлекает внимание специалистов с конца 1990-х гг. Важность данной проблематики обусловлена тем, что во многих развивающихся странах на малые предприятия приходится весьма значительные доли общего объема добавленной стоимости и общего числа рабочих мест в экономике. Соответственно в кредитовании малого бизнеса банки видят определенное преимущество перед кредитными учреждениями, не занимающимися этим видом деятельности.

Однако прежде чем переходить к изучению результатов зарубежных исследований, следует остановиться на проблеме, возникающей при определении понятия малого бизнеса. Суть ее — в многообразии подходов к выделению малого бизнеса, и прежде всего у самих игроков рынка. В ряде крупных банков малым бизнесом считается предприятие с объемом выручки до 3—6 млн долл. США. Другие банки придерживаются определения, данного в Федеральном законе от 24 июля 2007 г. № 209-ФЗ «О государственной поддержке малого предпринимательства в Российской Федерации».

В связи с отсутствием единства в трактовке понятия «предприятие малого бизнеса» в исследовании рассматривается кредитование индивидуальных предпринимателей. Понятие индивидуального предпринимателя существует в российском законодательстве и трактуется одинаково всеми участниками рынка. Кроме того, на 1 января 2008 г.

доля индивидуальных предпринимателей среди малых предприятий составляла 75%. Согласно закону индивидуальный предприниматель — физическое лицо, зарегистрированное в установленном порядке и осуществляющее предпринимательскую деятельность без образования юридического лица [10].

В свою очередь, предпринимательской деятельностью является самостоятельная, осуществляемая на свой страх и риск деятельность, направленная на систематическое получение прибыли от пользования имуществом, продажи товаров, выполнения работ или оказания услуг [5].

На сегодняшний день нет официальных данных и об объемах рынка кредитования всего малого бизнеса в России в связи с отсутствием единой четкой дефиниции понятия малого бизнеса и спецификой бухгалтерского учета в российских банках. Последняя не предполагает отражения ссуд малому бизнесу на отдельно выделенных счетах: они входят в состав корпоративных кредитов. В то же время кредиты индивидуальным предпринимателям отражаются на отдельных счетах на бухгалтерском балансе банка.

Как уже было сказано, теме финансирования предприятий малого бизнеса посвящено много зарубежных исследований. В первую очередь в них рассматривается проблема недостаточного финансирования малого бизнеса, так как именно с этой проблемой прежде всего сталкиваются в силу своей специфики малые предприятия в процессе развития, в частности для них затруднен доступ к внешним ресурсам. Зарубежные исследователи выявили, что недостаточное кредитование малого бизнеса банками связано с целым рядом факторов: непрозрачностью заемщиков, сферой деятельности, различиями в характеристиках заемщиков, способами оценки их кредитоспособности в банках, размерами банков и их структурой, а также многими другими.

Рынок кредитования малого бизнеса характеризуется асимметрией информации между кредитором и заемщиком. Предприятия малого бизнеса как заемщики являются информационно непрозрачными по сравнению с крупными компаниями, и потому эта оценка представляет большую сложность для кредиторов. В этом состоит главная причина недостаточного развития кредитования малых предприятий, которая влечет за собой многие другие проблемы, заставляющие банки и сами предприятия отказываться от данной услуги.

Американские исследования показывают, что проблема слабого развития кредитования малых предприятий сопряжена с размерами

банков, кредитующих малый бизнес, и различиями в процессе оценки кредитоспособности клиента в малых и крупных банках. Хорошо известно, что более крупные банки выделяют меньший процент своих активов на кредитование малого бизнеса, чем более мелкие банки. Кроме того, исследователи уделили внимание некоторым микроаспектам банковского кредитования малого бизнеса, например тому, существуют ли систематические различия в процессе одобрения кредитов в больших и малых банках. Опыт показал, что крупные банки используют стандартизированные количественные критерии для оценки кредитных заявок от небольших фирм, т.е. трафаретный подход. Наиболее важные пункты для оценки кредитоспособности малой фирмы крупным банком — это финансовая отчетность и цель кредита.

В свою очередь, малые банки используют качественные критерии, основанные на мнении своих кредитных офицеров при личном взаимодействии с заемщиками. Иначе говоря, маленькие банки больше полагаются на нефинансовую отчетность, полученную при личном контакте. Кредитные аналитики мелких банков оценивают кредитоспособность малых фирм менее адекватно [36], в результате чего некрупные банки более активно кредитуют малый бизнес.

Некоторые исследования подтверждают эти различия: только 12% малых банков и более чем две трети крупных используют кредитные скоринговые модели для оценки кредитоспособности малого бизнеса. В итоге проблема заключается в том, что крупные банки, имеющие большие ресурсы, чем мелкие банки, при использовании стандартизованных подходов к оценке кредитоспособности заемщика либо отказывают заемщику в кредите, либо предлагают ему кредит на менее выгодных условиях, чем это сделает маленький банк. К тому же крупные банки менее нацелены на кредитование малого бизнеса и выделяют на эту сферу меньший процент своих активов.

Бергер и Удел [28] предложили теорию, подтверждающую несклонность крупных банков к кредитованию малых предприятий. Авторы пришли к выводу, что большие, сложные банковские организации могут попытаться минимизировать издержки управленческой нерентабельности, связанные с обслуживанием крупных и мелких заемщиков, за счет сокращения кредитного предложения для некоторых мелких заемщиков.

Вернемся к проблеме непрозрачности заемщиков. Как показывают результаты исследований, эта информационная проблема, характерная для кредитования малого бизнеса, может быть более успешно

решена маленькими банками, которые имеют штаб-квартиры в географической близости к заемщику, чем далекими крупными банками с централизованным принятием решений и большими кредитными возможностями, так как расстояние от заемщика до ближайшего отделения, как показывают более ранние исследования, имеет значение. Однако в последние годы в США замечена тенденция к увеличению дистанции между заемщиком, представляющим малый бизнес, и кредитором. Уменьшается также возможность личного контакта участников. Причем это устойчивый тренд, а не появившийся в период структурных и технологических изменений. Причины тому — сокращение времени при общении по электронной почте и наличие конкуренции на рынке кредитов МБ.

Согласно эмпирическим исследованиям маленькие банки кредитуют малый бизнес более активно и по менее высокой процентной ставке, чем крупные банки. Однако размер банков, предоставляющих кредит малым фирмам, в значительной степени определяется рыночной долей присутствия банков разных размеров. Быстрая консолидация банковской системы приводит к тому, что кредитование малого бизнеса снижается, так как большие банки поглощают малые.

Исследователи выделяют факторы, значимые при кредитовании малого бизнеса для мелких и крупных банков. Для обеих категорий важными являются: финансовая отчетность (положительное влияние), размер фирмы (положительное влияние), возраст фирмы (положительное влияние), преступления собственника (отрицательное влияние), африканское происхождение собственника (отрицательное влияние), размер существующего долга (отрицательное влияние) и финансовый менеджмент (положительное влияние).

2. Влияние государственного участия в банках на развитие кредитования малого бизнеса

2.1. Обзор эмпирических исследований влияния формы собственности банков на объем кредитования предприятий малого бизнеса

В этом разделе работы мы рассмотрим вопрос о том, влияет ли государственное участие в банках на развитие кредитования малого бизнеса. Для начала определим, какой банк является государственным. Существует литература, в которой оценивается размер государствен-

ного участия в банковском секторе России. В данной работе используется наиболее детальный подход, предложенный в статье А. Верникова [3], где государственные банки делятся на банки, прямо и косвенно принадлежащие государству и государственному капиталу (рис. 1).

Как показывает А. Верников, рыночная доля банков, контролируемых государством, в общих активах банковской системы России ежегодно растет. А в период, рассматриваемый в данном исследовании, она выросла с 44,7 до более 50%.

Итак, государственный сектор в России оказывает большое влияние на банковский. Но имеет ли это значение для развития кредитования малого бизнеса? В последние годы было опубликовано много работ, посвященных причинам и последствиям государственного участия в банках, результаты которых в большинстве своем не противоречат друг другу, а являются взаимодополняющими. Рассмотрим, как соотносятся некоторые из этих результатов с российским рынком кредитования малого бизнеса. Традиционным считается рассмотрение последствий государственного участия в банках с позиций двух теорий: политической и теории развития. Эти теории были предложены Ла Порта, Лопез-де-Силанезом и Шлейфером [38].

Согласно теории развития владение банками позволяет правительству собирать сбережения у населения и направлять их на долгосрочные стратегические проекты. Таким образом, государство преодолевает институциональные проблемы рынка частного капитала, а также генерирует спрос и другие показатели, формирующие быстрый рост рынка и экономики. Согласно политической теории владение банками позволяет государству финансировать не эффективные, но политически желаемые проекты. Эти проекты могут быть неэффективными как с социальной, так и с экономической точки зрения. По обеим теориям государство финансирует те проекты, которые не были бы профинансированы частными банками или рынком частного капитала. Разница состоит в том, что по теории развития такие проекты желательны с социальной точки зрения, а по политической теории — нет.

Исходя из этих двух теорий существуют причины для сохранения государственной собственности в банковском секторе, что имеет как положительные, так и отрицательные последствия. Государственное владение банками — явление распространенное, крупнейшие банки в мире являются государственными. Благодаря этому реализуются социально значимые проекты, предоставляется доступ к финансированию на конкурентных условиях агентам рынка в отдаленных регионах,

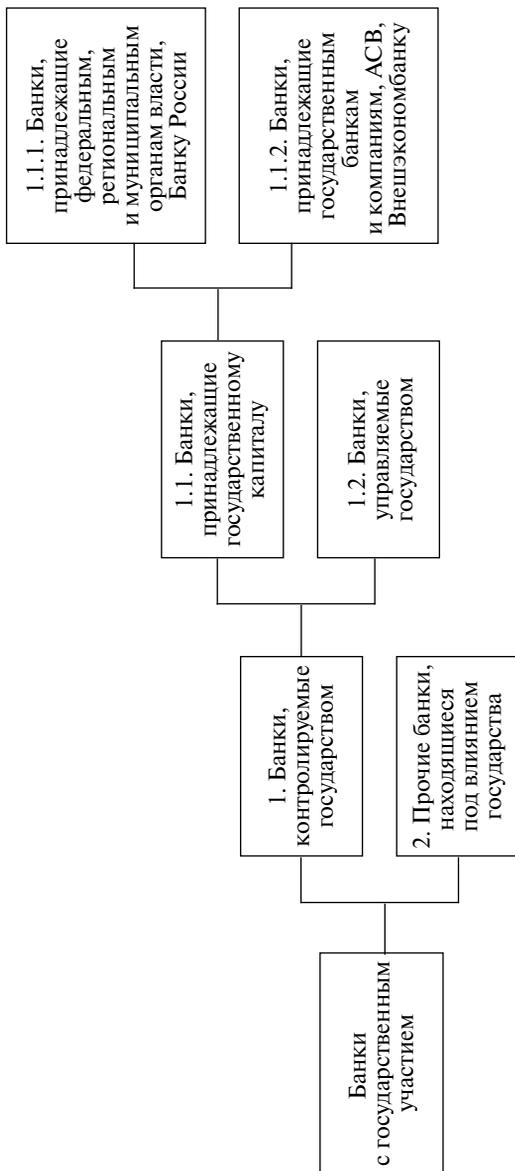


Рис. 1. Классификация банков с государственным участием

предоставляются кредиты под более низкий процент, а также осуществляется поддержка надежности и безопасности банковской системы в целом. Доверие населения к государственным банкам выше, чем к частным [20], в связи с чем государственные банки имеют большую ресурсную базу, а соответственно возможность финансировать больше социально и политически значимых проектов. Как следствие, государственные банки являются менее эффективными по сравнению с частными, преобладание же банков в государственном владении свидетельствует о неразвитости банковской системы страны. Высокая доля государственного участия характерна для банковского сектора развивающихся стран. Согласно результатам другого источника [29], в развивающихся странах, в том числе и в России, устойчиво сохраняется более высокий уровень процентной ставки, чем в развитых странах. Это символизирует низкую эффективность и низкую конкуренцию на рынке банковских услуг. Между тем Карес, Схурс и Вейл [36] показали, что в России государственные банки намного эффективнее частных и участие государства в банках положительно влияет на банковский сектор.

Влияние государственного участия в банках на кредитование предприятий тоже имеет две стороны. Сапиенза [42] продемонстрировала на примере Италии, где более половины кредитов были выданы государственными банками, что владение государства банками в целом положительно сказывается на кредитовании.

Предполагая, что на российском рынке кредитования малого бизнеса реализуется теория развития, мы можем выделить следующие подтверждающие ее факторы.

Главным кредитором малого бизнеса являются государственные банки вместе со Сбербанком России, которые имеют указания правительства развивать этот продукт. Крупным банкам невыгодно кредитовать малые предприятия на сравнительно небольшие суммы: это связано с высокими рисками и незначительной отдачей, поскольку процентные ставки по кредитам малым предприятиям у крупных банков ниже, чем у мелких [26]. Поэтому в первую очередь от таких кредитов будут отказываться частные банки. Кроме того в России, как и в Италии, в слаборазвитых и труднодоступных регионах представлены в основном банки с государственным участием (чаще Сбербанк России), что подтверждает теорию развития.

Если связать факторы, препятствующие развитию кредитования малого бизнеса в России, и отмеченные в исследованиях последствия государственного участия в банках, при условии, что они характерны

для российского рынка, можно вывести следующие гипотезы относительно кредитования малого бизнеса.

Одна из проблем этой сферы — недостаточность развития филиальных сетей банков. Открывать филиалы по всей России способны в основном крупные частные либо государственные банки, однако, если следовать идее Сапиенза [42], государственный банк с большей вероятностью откроет свой филиал в том месте, где частному банку это будет невыгодно. Второй, не менее важный сдерживающий фактор — это высокие процентные ставки по кредитам. Опять-таки, если учитывать результаты Сапиенза [42], государственный банк должен предоставлять процентные ставки ниже, чем частные, что, на наш взгляд, также выполнимо на российском рынке.

2.2. Влияние государственного участия на объем кредитования предприятий малого бизнеса в России

2.2.1. Данные

В эмпирической части исследования мы рассмотрим влияние государственного участия в банках на объемы кредитования малого бизнеса с двух сторон. Сначала проанализируем тенденции и их динамику в кредитовании индивидуальных предпринимателей государственными и частными банками, затем — построим регрессионную модель и опишем ее результаты. С одной стороны, на российском рынке кредитования МБ наблюдается реализация положений теории развития, что должно давать положительный эффект, с другой стороны, все российские государственные банки — это крупнейшие банки страны, а как известно, крупные банки меньше заинтересованы в кредитовании малых предприятий.

Для анализа используются данные о кредитах, выданных индивидуальным предприятиям как субъектам малого бизнеса.

На сегодняшний день в России работают более 1200 банков и кредитных организаций. Однако для анализа взята выборка из 60 банков, о структуре собственности которых есть открытая информация. Для того чтобы выборка была репрезентативной, все банки были проранжированы по величине активов, разбиты на группы, и из каждой группы выбрано по такому количеству банков, которое позволяет включить в анализируемую выборку помимо крупных мелкие и региональные банки. Таким образом, в выборку попали 27 банков с государственным

участием, а также все банки из списка лидеров кредитования предприятий малого бизнеса.

Располагая данными по 60 банкам в 11 периодах, мы имеем для анализа 660 наблюдений, что достаточно для построения хорошего уравнения регрессии исследуемой зависимости.

Для исследования были собраны следующие данные:

- размер кредитного портфеля ИП каждого банка в каждый период времени;
- размер банка: размер активов банка, валюта баланса. Показатель является контрольной величиной;
- размер общего кредитного портфеля каждого банка в каждый период времени. Известно, что банки ведут разную политику управления активами, поэтому данный показатель представляется важным наряду с размером банка. Ведь больший по общим активам банк может быть ориентирован на другой вид управления активами (например, ценные бумаги) и кредитовать меньше;
- возраст банка, т.е. количество лет с момента его образования (как показывают предыдущие исследования, это может иметь значение);
- сумма резервов на возможные потери каждого банка в каждый период времени. Отражает риски, принятые на себя банком. Как известно, кредитование малого бизнеса сопряжено с высокими рисками, поэтому такие банки могут иметь более крупные отчисления в резервы на возможные потери.

Поскольку цель исследования — выяснить, влияет ли государственное участие на объемы кредитования малого бизнеса, банки разделены на государственные и частные. При этом будет рассматриваться два типа государственных банков: с прямым и косвенным участием государства. Учитывая, что, согласно ряду исследований, банки с косвенным участием государства ведут себя аналогично частным, можно ожидать, что в этом случае форма собственности не будет оказывать влияния.

Кроме того, учитывая различия в развитии регионов, с одной стороны, и Москвы и Санкт-Петербурга — с другой, банки будут разделены на региональные и федеральные. При этом Санкт-Петербург рассматривается и как федеральный, и как региональный город. На то есть две причины. Во-первых, Санкт-Петербург — лидер (наряду с Москвой) по развитию банковских услуг. Во-вторых, банки Санкт-Петербурга могут кредитовать предприятия Ленинградской области, поэтому в целях максимального использования данных мы рассмотрим Санкт-Петербург и в качестве регионального города.

Сезонность данных исключается. Во-первых, потому что сезонность значений — это проблема потоковых данных, а в нашем исследовании используются данные запаса. Во-вторых, заемщик чаще всего работает в сфере оптовой и розничной торговли, а как известно, предприниматели этой сферы легче других подстраиваются под сезонные изменения.

2.2.2. Методология

На основе имеющихся данных построена модель, оценивающая зависимость величины кредитов, выдаваемых индивидуальным предпринимателям, от объясняющих переменных. Модель выглядит следующим образом:

$$\begin{aligned} LNCreditMB_{i,j} = & \alpha LNSize_{i,j} + \alpha CreditPortfolio_{i,j} + \alpha DummyGovDirect_{i,j} + \\ & + \alpha DummyGovIndirect_{i,j} + \alpha DummyReg1_{i,j} + \alpha DummyReg2_{i,j} + \alpha Age_{i,j} + \\ & + \alpha Reserves_{i,j} + \epsilon_{i,j}, \end{aligned}$$

где $i: 1...X$ — переменная банка;

$j: 1...X$ — период времени;

$LNCreditMB_{i,j}$ — размер кредитного портфеля индивидуальным предпринимателям (ИП) каждого банка в каждый период времени;

$LNSize_{i,j}$ — размер активов, валюта баланса. Размер банка;

$CreditPortfolio_{i,j}$ — размер общего кредитного портфеля каждого банка в каждый период времени;

$Age_{i,j}$ — возраст банка, т.е. количество лет с момента его образования;

$Reserves_{i,j}$ — сумма резервов на возможные потери каждого банка в каждый период времени; отражают риски, принятые на себя банком;

$DummyGovDirect_{i,j}$ — переменная, показывающая прямое участие государства в каждом банке в каждый период времени;

$DummyGovIndirect_{i,j}$ — переменная, показывающая косвенное участие государства в банке;

$DummyReg1_{i,j}$ — переменная, указывающая на то, что банк является региональным (в том числе банки Санкт-Петербурга — региональные банки);

$DummyReg2_{i,j}$ — переменная, указывающая на то, что банк является региональным (в том числе банки Санкт-Петербурга — федеральные банки);

ϵ_i — ошибка.

2.2.3. Результаты

В этом подразделе будут рассмотрены тенденции рынка и их динамика в кредитовании малого бизнеса государственными и частными банками. Затем будут описаны результаты регрессионной модели.

Как показывает анализ динамики кредитных портфелей индивидуальным предпринимателям, банки в каждый период времени наращивают эти кредитные портфели. За 2,5 года кредитные портфели ИП 60 рассматриваемых банков выросли за 2,5 года более чем в 3 раза.

Если проанализировать динамику кредитных портфелей ИП по срокам, то для всех рассматриваемых банков характерны следующие тенденции (рис. 2).

Растет величина кредитных портфелей на сроки: от 181 дня до одного года, от года до трех лет и свыше трех лет. Самая большая доля в кредитном портфеле приходится на кредиты по величине остаточного долга на срок от одного года до трех лет. Однако наиболее сильный рост наблюдается у кредитов свыше трех лет. За 2,5 года сумма кредитных портфелей рассматриваемых банков выросла почти в 46 раз. В то время как кредиты на срок от 181 дня до одного года, занимающие 2-е место в объеме кредитных портфелей, растут очень медленно.

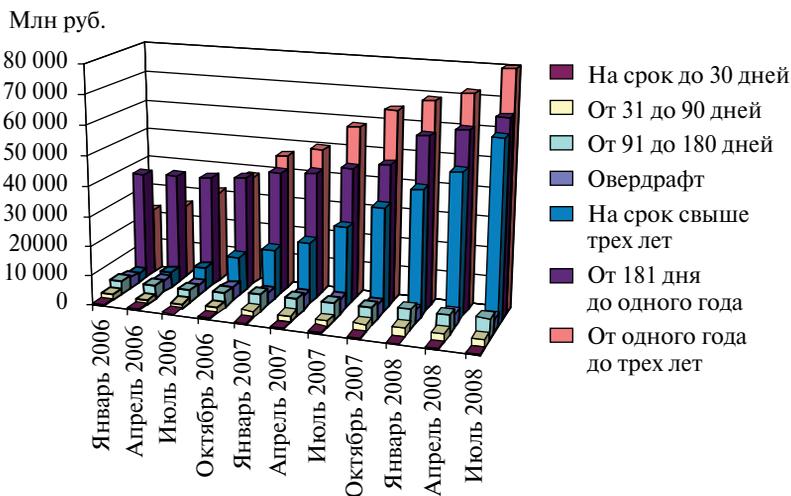


Рис. 2. Структура кредитных портфелей банков в период с 1 января 2006 г. по 1 июля 2008 г.

Итак, видна четкая тенденция на рынке кредитования ИП. Объемы этого рынка увеличиваются, в том числе за счет сильного роста кредитов, выдаваемых на больший срок, т.е. свыше трех лет.

Далее логично рассмотреть динамику кредитных портфелей по срокам для частных и государственных банков. Для визуального анализа под государственными банками будем подразумевать те, которые напрямую зависят от государственных структур.

Динамика кредитных портфелей ИП государственных и частных банков с разделением на сроки весьма различна (рис. 3, 4).

Как видно на графиках, именно частные банки приняли на себя большие риски и стали кредитовать ИП на срок свыше трех лет, в то время как у государственных банков кредитный портфель смещается в сторону более коротких кредитов индивидуальным предпринимателям. Кроме того, отмечается больший рост кредитных портфелей у частных банков, чем у государственных. Иными словами, частные банки начали активно занимать свободную нишу, в то время как государственные не демонстрируют существенного роста кредитных портфелей ИП.

Но несмотря на сильный рост кредитных портфелей, частные банки не могут достичь уровня государственных по объемам кредитования индивидуальных предпринимателей (рис. 5).

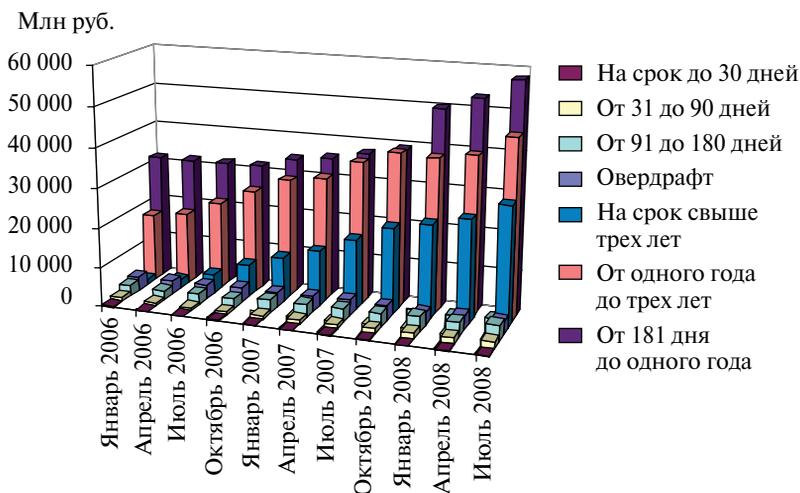


Рис. 3. Структура кредитных портфелей государственных банков в период с 1 января 2006 г. по 1 июля 2008 г.

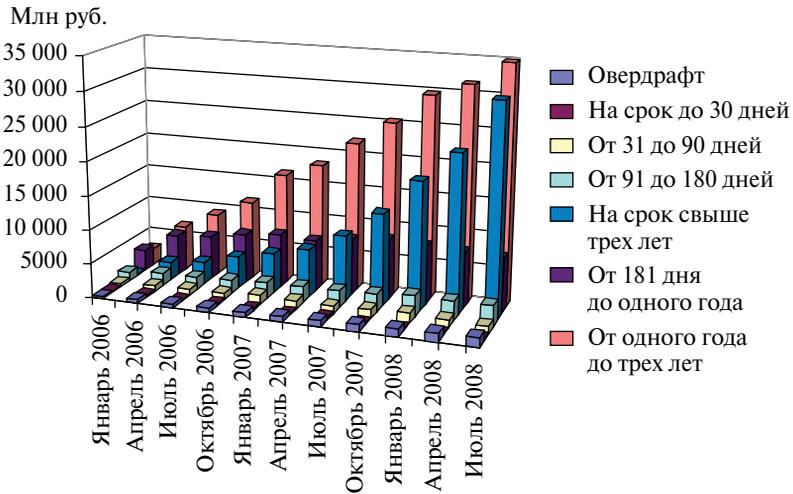


Рис. 4. Структура кредитных портфелей частных банков в период с 1 января 2006 г. по 1 июля 2008 г.

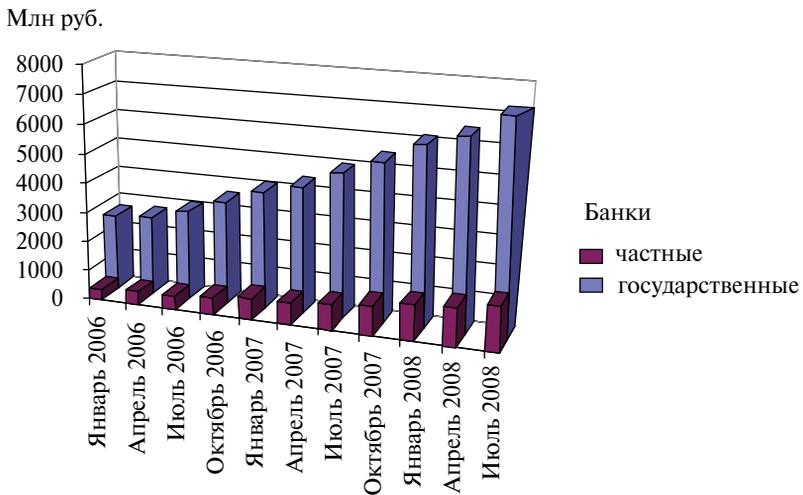


Рис. 5. Динамика среднего показателя кредитных портфелей частных и государственных банков в период с 1 января 2006 г. по 1 июля 2008 г.

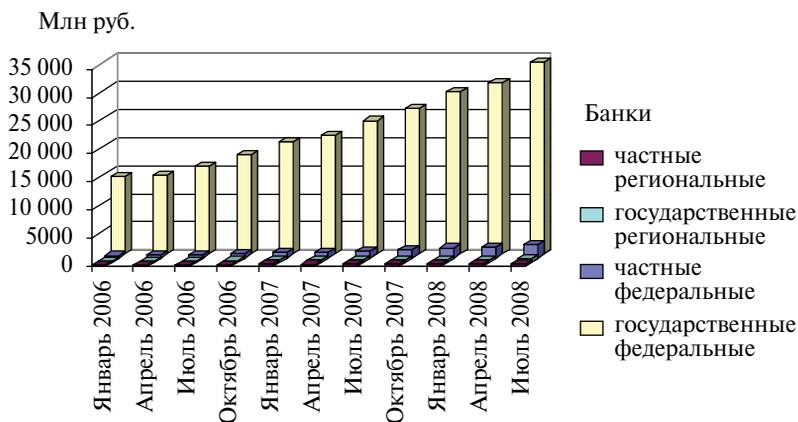


Рис. 6. Динамика средней величины кредитных портфелей банков в период с 1 января 2006 г. по 1 июля 2008 г.

Для выделения региональной составляющей разделим банки на четыре группы: государственные региональные, частные региональные, государственные федеральные (Москва, Питер), частные федеральные (Москва, Питер). Сравнив средние величины кредитных портфелей банков этих групп, получаем следующий результат. Наибольшие кредитные портфели ИП принадлежат федеральным государственным банкам (рис. 6). Что касается региональных банков, то кредитные портфели частных и государственных банков почти равны.

Государственное участие в банках оказывает положительное влияние на кредитование ИП только в таких городах, как Москва и Санкт-Петербург. В регионах обе категории банков кредитуют практически одинаково. Скорее всего это связано с тем, что, хотя спрос на дополнительное финансирование существует, предприниматели в регионах предпочитают находить другие способы финансирования своего бизнеса.

Следующий аспект анализа — это сравнение доли, которую кредитные портфели ИП занимают в общем кредитном портфеле и в активах банков (рис. 7).

Как видно на графике, ни одна из групп банков не специализируется на кредитовании ИП. В среднем кредитные портфели таким заемщикам составляют около 5% от общего кредитного портфеля банков. Только кредитные портфели государственных региональных банков составляют 8—9% от общего кредитного портфеля.

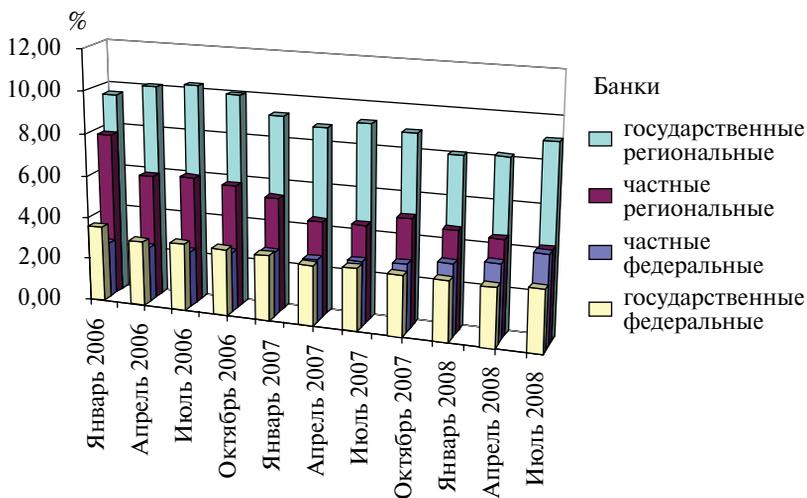


Рис. 7. Динамика средней доли кредитного портфеля ИП в общем кредитном портфеле банков

Частные банки больше, чем государственные, ориентированы на кредитование ИП, поскольку повышают долю кредитов таким заемщикам в своем портфеле. Иначе говоря, здесь как минимум отсутствует положительное влияние государственного участия в банках на кредитование ИП. Госбанки не ориентированы на кредитование данных субъектов: в регионах они снижают рассматриваемый показатель, а в столичных городах не изменяют свою политику в отношении индивидуальных предпринимателей.

Итак, проведя визуальный анализ данных, мы не получили ответа на вопрос, влияет ли государственное участие в банке на развитие кредитования индивидуальных предпринимателей. Поэтому на основе данных была проанализирована регрессионная модель, в которой оценивалась зависимость величины кредитного портфеля ИП от размера банка, общего кредитного портфеля, резервов на возможные потери, возраста банка с учетом *dummy*-переменных, отвечающих за структуру собственности и расположение в регионе.

Для оценки регрессии мы применяем модель со случайными эффектами. Результат оценки регрессионного уравнения показан в табл. 1. Здесь представлено наилучшее из оцененных уравнений ре-

дуальным предпринимателям. Этот вывод отрицает результаты более ранних исследований¹.

2.2.4. Интерпретация результатов

Итак, было построено регрессионное уравнение зависимости объема кредитного портфеля ИП от различных показателей, в том числе от переменных, отвечающих за прямое и косвенное государственное участие в банках. Как оказалось, только прямое государственное участие в банке имеет значимое влияние на объемы кредитных портфелей индивидуальным предпринимателям.

Все государственные банки являются крупнейшими банками страны и имеют большую клиентскую базу, чем частные, поэтому их кредитные портфели в несколько раз превышают кредитные портфели частных банков, что можно расценивать как положительный эффект присутствия государственной собственности в банке. Однако это наблюдается только в таких городах, как Москва и Санкт-Петербург, а в регионах как государственные, так и частные банки кредитуют малый бизнес одинаково. Для того чтобы проверить данный результат, было построено по два регрессионных уравнения отдельно для региональных и частных банков. Результаты четырех регрессий представлены в табл. 2.

Таблица 2. Результаты регрессионных уравнений

	Если Санкт-Петербург			
	федеральный город		региональный город	
	Региональные банки	Федеральные банки	Региональные банки	Федеральные банки
LNsize	0,272	1,028	0,362	1,102
Age	0,113	0,278	0,067	0,191
Reserve	1,27E-07	-1,71E-08	1,59E-07	—
DirectGovernment	—	2,103	—	—
Cons	5,797	-9,599	5,316	-10,073

¹ Де Янг, Гольдберг и Уайт [32] показали, что возраст банка не влияет на кредитование малого бизнеса.

В таблице отражены только значимые факторы. Как видим, переменная, отвечающая за прямое государственное участие в банках, статистически значима исключительно для федеральных банков, когда Санкт-Петербург считается федеральным городом. Переменная, отвечающая за косвенное государственное участие в банках, является статистически незначимой для всех случаев.

Интересным представляется следующий результат. Несмотря на то что кредитные портфели федеральных банков ИП намного превышают кредитные портфели ИП региональных банков, именно региональные банки заинтересованы в кредитовании индивидуальных предпринимателей. Коэффициент при *dummy*-переменной является статистически значимым, с положительным знаком. Это подтверждается и тем, что доля кредитов индивидуальным предпринимателям в общем объеме кредитов некоторых региональных банков достигает 50—60%. Среднее значение для региональных банков составляет 6,3%, а для федеральных — 4,18%. Таким образом, можно сказать, что региональные банки положительно влияют на развитие кредитования малого бизнеса.

Заключение

В данной работе была поставлена цель выявить наличие зависимости между величиной кредитов малому бизнесу и участием государства в капитале банка. В ходе исследования получены следующие результаты.

Во-первых, рынок кредитования малого бизнеса в России до начала кризиса был одним из самых быстроразвивающихся, но несмотря на это существовало много препятствий для развития как самого малого бизнеса, так и кредитования малых предприятий.

Во-вторых, портфели кредитов индивидуальным предпринимателям положительно зависят от размера банка и его возраста. Банки с более длинной историей кредитуют индивидуальных предпринимателей более активно.

В-третьих, только прямое государственное участие в банке имеет значимое влияние на объемы кредитных портфелей индивидуальным предпринимателям.

Следует также учитывать, что все государственные банки являются крупнейшими банками страны, а как известно, крупные банки предпочитают крупных клиентов. Поэтому существует тенденция к сни-

жению государственными банками доли кредитов индивидуальным предпринимателям в общем объеме кредитного портфеля.

В-четвертых, статистически значимой является *dummy*-переменная, выделяющая региональные банки, при условии, что банки Санкт-Петербурга будут считаться федеральными, а не региональными, т.е. именно региональные банки заинтересованы в кредитовании индивидуальных предпринимателей.

Итак, данная работа показывает, что в России государственное участие в банках положительно влияет на объемы кредитования индивидуальных предпринимателей, а следовательно, и малый бизнес. Однако имеет значение только прямое государственное участие в банках, и проявляется это только в Москве и Санкт-Петербурге, в то время как в регионах не наблюдается существенной разницы в объемах кредитования индивидуальных предпринимателей у частных и государственных банков. Между тем именно региональные банки заинтересованы в кредитовании индивидуальных предпринимателей и имеют большую долю таких кредитов в общем кредитном портфеле.

Источники

1. *Бабаев С.* Какой банк можно назвать государственным // *Деньги и Кредит.* 2007. № 7. С. 58—61.
2. *Большой путь к малому бизнесу* // *Банковское обозрение.* 2009. № 12.
3. *Верников А.* Доля государственного участия в банковской системе России // *Деньги и Кредит.* 2009. № 11. С. 4—14.
4. *Верников А.* Формы собственности и институциональные изменения в банковском секторе: науч. доклад. Институт экономики РАН. 2007.
5. Гражданский кодекс Российской Федерации.
6. *Картусов А.* Некому давать // *Эксперт.* 2010. № 21 (706).
7. *Кашкин В.* Проблемы кредитования малого и среднего бизнеса // *Деньги и Кредит.* 2010. № 4. С. 36—42.
8. *Кредитование малого бизнеса в России* // *Эксперт РА.* 2008.
9. *Мамонтов А.* Государство в банках: зло или благо? // *Национальный банковский журнал.* 2005. № 12. С. 24.
10. Налоговый кодекс Российской Федерации.
11. *Невозможные потери по ссудам* // *Коммерсантъ.* 2010. № 82 (4382). С. 10.
12. *Развитие малого и среднего предпринимательства в регионах России 2007—2008.* Отчет о ежегодном исследовании «ОПОРА России». 2008.

13. Рынок финансовых услуг малому бизнесу // Эксперт РА. 2007.
14. *Стахнюк В.* Малый бизнес: проблема доступности // Деньги и Кредит. 2010. № 3. С. 23—26.
15. *Трушин В.Ю.* Россельхозбанк: курс на развитие АПК // Деньги и Кредит. 2010. № 4. С. 20.
16. Условия кредитования МСБ смягчаются // Банковское обозрение. 2009. № 12.
17. Федеральный закон от 24 июля 2007 г. № 209-ФЗ «О развитии малого и среднего предпринимательства в Российской Федерации».
18. *Acs Z.* The Development and Expansion of Secondary Markets for Small Businesses // Business Access to Capital and Credit. A Federal Reserve System Research Conference / Blanton J.L. et al. (eds). 1999. P. 625—643.
19. *Altunbas Y., Evans L., Molyneux P.* Bank Ownership and Efficiency // Journal of Money, Credit and Banking. 2001. Vol. 33. No. 4. P. 926—954.
20. *Andrianova S., Demetriades P., Shortland A.* Government Ownership of Banks, Institutions, and Financial Development // Journal of Development Economics. 2008. Vol. 85. No. 1—2. P. 218—252.
21. *Barth J.R., Caprio G., Levine R.* Banking Systems Around the Globe: Do Regulation and Ownership Affect Performance and Stability? World Bank. Working paper. No. 2325. 2000. URL: <http://econ.worldbank.org>.
22. *Berger A.N., Udell G.F.* Small Business Credit Availability and Relationship Lending: The Importance of Bank Organisational Structure // Economic Journal, Royal Economic Society. Vol. 112. No. 477. P. F32—F53.
23. *Berger A.N., Udell G.F.* Universal Banking and the Future of Small Business Lending // Finance and Economics Discussion Series 95-21. Board of Governors of the Federal Reserve System (U.S.). 1995.
24. *Berger A., Klapper L., Udell G.* The Ability of Banks to Lend to Informationally Opaque Small Businesses // Journal of Banking and Finance. 2001. Vol. 25. No. 12. P. 2127—2167.
25. *Berger A.N., Frame W.S., Miller N.H.* Credit Scoring and the Availability, Price, and Risk of Small Business Credit. 2002. FRB of Atlanta. Working paper. No. 2002-6. FEDS Working paper. No. 2002-26. 2002.
26. *Berger A.N., Goldberg L.G., White L.J.* The Effects of Dynamic Changes in Bank Competition on the Supply of Small Business Credit. New York University, Leonard N. Stern School Finance Department. Working paper. Seires 01-07. 2001.
27. *Berger A.N., Saunders A., Scalise J.M., Udell G.F.* The Effects of Bank Mergers and Acquisitions on Small Business Lending. New York University, Leonard N. Stern School Finance Department. Working paper. Seires 98-007. 1998.
28. *Berger A.N., Udell G.F.* The Economics of Small Business Finance: The Roles of Private Equity and Debt Markets in the Financial Growth Cycle. Finance and

Economics Discussion Series 1998-15. Board of Governors of the Federal Reserve System (U.S.). 1998.

29. *Claeys S., Vander Venet R.* Determinants of Bank Interest Margins in Central and Eastern Europe: A Comparison with the West // *Economic Systems*. 1995. No. 32. P. 197—216.

30. *Clarke G., Cull R., Martinez Peria M.S., Sanchez S.M.* Bank Lending to Small Businesses in Latin America: Does Bank Origin Matter? // *Journal of Money, Credit and Banking*. Blackwell Publishing. 2005. Vol. 37. No. 1. P. 83—118.

31. *Cole R.A., Goldberg L.G., White L.J.* Cookie Cutter vs. Character: The Micro Structure of Small Business Lending by Large and Small Banks // *Journal of Financial and Quantitative Analysis*. 2004. No. 39. P. 227—251.

32. *De Young R., Goldberg L., White L.* Youth, Adolescence, and Maturity at Banks: Credit Availability to Small Business in an Era of Banking Consolidation // *Journal of Banking and Finance*. 1999. Vol. 23. P. 463—492.

33. *Fungacova Z., Poghosyan T.* Determinants of Bank Interest Margins in Russia: Does Bank Ownership Matter? BOFIT Discussion paper. No. 22. 2009.

34. *Glushkova E., Vernikov A.* How Big is the Visible Hand of the State in the Russian Banking Industry? MPRA paper. No. 15563. June 2009. Munich University Library.

35. *Gompers P., Lerner J.* What Drives Venture Capital Fundraising? Brookings Papers on Economic Activity // *Microeconomics*. July 1998. P. 149—192.

36. *Karas A., Schoors K., Weill L.* Are Private Banks More Efficient than Public Banks? Evidence from Russia. Working Papers of LaRGE Research Center (Laboratoire de Recherche en Gestion et Economie). No. 2008-15. Laboratoire de Recherche en Gestion et Economie, Université de Strasbourg (France). 2008.

37. *Kim N.* Financial Statements and Lending Decision by Large Banks and Small Banks. Working paper. 2007.

38. *La Porta R., López-de-Silanes F., Shleifer A.* Government Ownership of Banks // *Journal of Finance*. 2002. Vol. 57. No. 1. P. 256—301.

39. *Peek J., Rosengren E.S.* Banks and the Availability of Small Business Loans. Federal Reserve Bank of Boston. Working paper. No. 95-1. 1995.

40. *Peek J., Rosengren E.S.* Small Business Credit Availability: How Important Is the Size of the Lender? // *Universal Banking: Financial System Design Reconsidered* / A. Saunders, I. Walter (eds). Burr Ridge, Ill.: Irwin Publishing, 1996.

41. *Petersen M.A., Rajan R.G.* Does Distance Still Matter? The Information Revolution in Small Business Lending // *Journal of Finance*. Vol. 57. P. 2533—2570.

42. *Sapienza P.* The Effects of Government Ownership on Bank Lending // *Journal of Financial Economics*. 2004. No. 72. P. 357—384.

43. *Serdar Dinc I.* Politicians and Banks. Political Influences on Government-Owned Banks in Emerging Markets // *Journal of Financial Economics*. 2005. No. 77. P. 453—479.

44. *Strahan P.E., Weston J.* Small Business Lending and Bank Consolidation: Is There Cause for Concern? // *Current Issues in Economics and Finance*. 2005. Vol. 2. No. 3. P. 1—6.
45. *The Small Business Economy: A Report to the President for data year 2006.* The Office of Advocacy of the U.S. Small Business Administration. 2007.
46. *Vernikov A.* Direct and Indirect State Ownership on Banks in Russia. MPRA (Munich Personal RePEc Archive) paper. No. 21373. March 2010. University Library of Munich (Germany).
47. *Vernikov A.* Russian Banking: The State Makes a Comeback?, BOFIT (Bank of Finland Institute for Economies in Transition) Discussion paper. No. DP 24/2009. Bank of Finland, Helsinki. 2009.
48. *Vernikov A.* Russia's Banking Sector Transition: Where to? BOFIT Discussion paper. No. 5. 2007.
49. *Whalen G.* Out-of-State Holding Company Affiliation and Small Business Lending. Comptroller of the Currency Economic & Policy Analysis Working paper. No. 95—94. 1995.
50. *Whiteman L.* Small Banks Say One-on-one Beats Credit Scoring Models // *American Banker*. 1998. October 8. P. 13.

Л.И. Максютова

Научный

руководитель —

М.В. Помазанов

Кафедра

управления рисками

и страхования

Рейтинговая модель уровня кредитного риска в разрезе регионов

В данной работе представлена макроскоринговая рейтинговая модель, объясняющая зависимость уровня просроченной задолженности заемщика от макроэкономических показателей субъектов Российской Федерации. Предложенная модель построена на базе панели по регионам с использованием авторегрессионной модели. Полученные результаты свидетельствуют о хорошей прогностической способности модели, а следовательно, возможности использования ее на практике.

Введение

В настоящее время российская банковская система переживает период становления. Особенно динамично развивается сфера управления рисками в финансовых институтах, где основную роль играет контроль уровня кредитного риска банка, важным источником которого является просроченная задолженность заемщиков. Обострившаяся международная конкуренция и экономический кризис до предела повысили значимость проблемы «плохих» кредитов, выдвинув качество политики управления рисками на первый план.

Основным препятствием, тормозящим развитие российской финансовой системы, является крайне неравномерное географическое распределение финансовых институтов. Сталкиваясь с проблемой асимметрии информации, крупные столичные банки в основной массе не решаются принять на себя риск первопроходца и внедрить кредитные продукты в малоисследованные регионы. Таким образом, вновь встает вопрос о создании более совершенной системы управления рисками, которая зиждется на политике управления просроченной задолженностью как столичных заемщиков, так и клиентов региональных филиалов.

Для более тщательного анализа объемов «плохих» кредитов целесообразно использовать микроэкономические показатели. Однако та-

кая информация, как правило, не находится в свободном доступе. В то же время система сбора макроэкономических данных, организованная Федеральной службой государственной статистики, является открытым источником и доступна для публичного пользования. Вместе с тем высокая волатильность показателя просроченной задолженности по регионам не позволяет опираться только на наивные прогнозы, т.е. на данные предыдущих периодов, для предсказания задолженности в текущий момент времени. Для системного прогнозирования столь изменчивого показателя необходимо разработать более сложную модель оценки кредитного риска для каждого отдельного региона.

Целью данной работы является создание прототипа такой макроскоринговой рейтинговой системы оценки кредитного риска для физических и юридических лиц, ориентированной на субъектов РФ. В связи с отсутствием теоретических моделей, объясняющих вышеупомянутый феномен применительно к России, решено было отталкиваться в ходе анализа от эмпирических исследований.

В работе был проведен регрессионный анализ ряда доступных макроэкономических показателей по регионам РФ, таких как уровень безработицы, процент убыточных предприятий из общего числа зарегистрированных на территории региона, доход на душу населения региона, объем отношения выданных кредитов к доходам, валовой региональный продукт на душу населения, сальдо прибылей и убытков на душу населения для анализа объема просроченной задолженности физических лиц. Соответственно для юридических лиц были выбраны такие факторы, как уровень безработицы, процент убыточных предприятий, валовой региональный продукт и нетто-выручка. Построенные регрессии для просроченной задолженности физических лиц от вышеупомянутых факторов показали зависимость прогнозируемого параметра от доли убыточных предприятий в регионе, сальдо прибылей и убытков на душу населения и валового регионального продукта на душу населения. Для юридических лиц оказался значимым фактор безработицы и нетто-выручки предприятий. Несмотря на небольшое количество значимых зависимых переменных, на следующем этапе исследования было выявлено, что уровень просроченной задолженности юридических лиц гораздо лучше поддается прогнозированию, чем объем соответствующих долгов физических лиц.

При построении рейтинговой модели веса первоначально определялись по схеме Фишберна в соответствии с уровнем значимости отдельных переменных. В процессе анализа на основании выделенных факторов с помощью метода наименьших квадратов (МНК) были рас-

считаны веса, оптимизирующие веса Фишберна, и построены рейтинговые модели для каждого типа заемщиков. Оценка корреляции между прогнозным значением рейтинга для юридических лиц и историческим уровнем просрочки показала, что построенный прогноз превосходит наивные ожидания.

Данная работа состоит из четырех частей. В первой приводится обзор литературы, обсуждаются теоретические аспекты исследования. Во второй дается описание выбранных для анализа факторов и статистических данных. Третья часть работы посвящена результатам регрессионного анализа. В четвертой описываются основания для введения рейтинговой модели и даются объяснения полученных прогнозов. В заключении излагаются основные выводы и планы дальнейших исследований.

1. Обзор литературы

Приведенный ниже обзор литературы представляет собой рассмотрение четырех источников, а именно трех академических статей и практического пособия по анализу кредитных рисков. Первая статья посвящена построению модели оценки кредитных рисков в российских реалиях. Вторая описывает применение теории для анализа влияния макроэкономических показателей на вероятность дефолта в моделях кредитного скоринга. Методология оценки вероятности дефолта и подходы к построению рейтинговых моделей подробно изложены в третьей статье и практическом пособии.

1.1. Скоринговые модели в российской практике

В статье [1] предложена кредит-скоринговая модель банкротств субъектов РФ, базирующаяся на финансовых и экономических показателях, определяемых на основании месячных отчетов об исполнении бюджета субъектов РФ и данных Росстата.

Как отмечают авторы, кредитоспособность региона, или его способность обслуживать свои обязательства в установленные сроки и в полном объеме, зависит от различных факторов, среди которых — бюджетная политика субъекта Федерации, объем государственного долга, административно-политическое устройство, качество управления, социально-экономическое положение и т.д.

Целью данного исследования является построение формулы для вычисления вероятности банкротства государственного субъекта на

основе индекса кредитоспособности Эдварда Альтмана, основанно-го на многофакторной регрессии. Формула вероятности банкротства субъекта является нелинейной функцией от финансовых и экономических показателей, которые наиболее полно характеризуют кредитоспособность региона. Были выбраны следующие показатели: отношение государственного долга к собственным доходам бюджета; отношение дефицита бюджета к доходам бюджета; доля собственных доходов в общем объеме доходов; доля средств, направляемых в бюджеты других уровней, в расходах; доля прибыльных предприятий в общем количестве зарегистрированных на территории субъекта; десятичный логарифм сальдо прибылей и убытков предприятий; десятичный логарифм денежных доходов населения в расчете на одного жителя [1, с. 3—4].

В построенной регрессионной модели оценки вероятности банкротства субъекта РФ, согласованной со спредами облигаций, выделяется достаточно существенная зависимость между спредами дефолта и финансово-экономическими показателями [Там же, с. 9].

Поскольку вероятность банкротства субъекта Федерации и отдельного заемщика в целом взаимосвязаны, в настоящей работе для построения модели оценки кредитного риска в регионах в качестве факторов, от которых в наибольшей степени зависит платежеспособность индивида и компании, можно взять те же, что использовались в статье [1].

1.2. Макроскоринговые модели

Исследование статистически значимых факторов, влияющих на вероятность банкротства компании, описывается в статье [3]. Авторы объясняют применение анализа выживаемости к моделям дефолта на большой выборке счетов владельцев кредитных карт.

В работе проверяется гипотеза о том, что вероятность дефолта зависит от экономических условий, которые измеряются макроэкономическими показателями. В процессе анализа были отобраны некоторые макроэкономические показатели, более всего влияющие на вероятность дефолта. Это процентная ставка, уровень безработицы и цены на жилье. Вместе с тем авторы подчеркивают, что увеличение дохода, значения индекса FTSE и производства — индикаторы улучшения состояния экономики, обеспеченного условиями для уменьшения риска дефолта [3, р. 3]. Полученные результаты свидетельствуют о том, что включение макроэкономических показателей дает значительное

улучшение предсказательной силы. Кроме того, авторы приходят к выводу, что процентная ставка — наиболее важный макроэкономический параметр для оценки риска дефолта [3, р. 11].

Таким образом, для целей настоящего исследования при оценке уровня кредитоспособности заемщиков в регионах РФ будет полезно учесть факторы, выбранные авторами статьи [3] в качестве ключевых, для оценки вероятности дефолта владельцев кредитных карт.

1.3. Методология оценки кредитного риска и построения рейтинга

Наряду с оценкой вероятности дефолта региональных заемщиков задача настоящего исследования состоит в построении рейтинговой модели, классифицирующей субъекты РФ по степени кредитного риска. Практический инструментарий для создания такой модели изложен в пособии [2].

Как отмечено в пособии, основной целью рейтинговой системы является наиболее эффективное разделение заемщиков на «плохих» и «хороших» с точки зрения кредитного риска. В процессе присвоения рейтинга должны учитываться индивидуальные стресс-сценарии, или факторы риска, а также характеристики заемщика, отражающие его подверженность изменениям экономических условий или неожиданным событиям [2, с. 26, 27]. Как утверждает автор пособия, в основе присвоения кредитного рейтинга компании лежит балльная оценка риск-факторов и риск-событий. На практике наиболее часто применяется подход, при котором балльная оценка формируется путем суммирования баллов, набранных по основным компонентам рейтинга с соответствующими весовыми коэффициентами.

Таким образом, результатом работы рейтинговой системы является балл кредитного рейтинга, по которому определяется вероятность дефолта (после соответствующей калибровки рейтинговой системы) и рейтинговый разряд. Рейтинг должен учитывать все факторы, значимые для эффективного функционирования рейтинговой системы.

Итоговый балл рейтинга R рассчитывается по формуле:

$$R_i = \sum K_i \times r_i,$$

где K_i — вес i -го атрибута (конечного показателя) рейтинга в итоговом балле или атрибуте более высокого уровня рейтинга; r_i — оценка в баллах i -той компоненты рейтинга [Там же, с. 39].

При этом должно выполняться условие:

$$\sum K_i = 100\%.$$

Кредитный рейтинг рекомендуется строить по принципу иерархий показателей. Сначала идут несколько основных качественных и количественных характеристик. Внутри каждой характеристики определенного уровня идет разбиение на атрибуты (конечные показатели). Для выбора весов каждого атрибута-характеристики необходимо распределить уровни значимости факторов. В идеале веса должны быть распределены оптимально с точки зрения максимальной мощности рейтинговой системы [Там же, с. 40].

Распределение весов рекомендуется проводить по правилу Фишберна. Правило состоит в следующем: после установки отношений значимости $F_i, F_{i,j}$, если больше ничего не известно, оптимальными будут показатели, распределенные в арифметической прогрессии. Самый незначимый показатель будет иметь вес, пропорциональный единице, следующий по значимости — двойке и т.д. Если показатели в рамках одного уровня значимости равнозначны, они получают эквивалентный вес. Далее веса нормируются так, чтобы их сумма была равна единице [Там же, с. 41].

Вышеописанная методика анализа кредитных рисков и построения рейтинговой модели будет применена в настоящей работе на этапе практического исследования.

1.4. Применение эконометрического анализа в оценке вероятности дефолта

Задача оценки уровня долговой просрочки и вероятности дефолта физического или юридического лица подразумевает анализ большого количества временных рядов, описывающих динамику изменения многочисленных параметров оцениваемых моделей. Такие прослеженные по времени пространственные выборки называют панельными данными, для анализа которых современная эконометрическая теория предлагает отдельную методику.

Пример использования инструментария анализа панельных данных для анализа уровня кредитной просрочки заемщиков приводится в статье [4]. Данная работа расширяет анализ, представленный в существующих источниках. В ней утверждается, что макроэкономические

условия и безработица в значительной мере влияют на факт банкротства потребителей [4, p. 1, 2].

В процессе анализа автор проверяет эффект, оказываемый безработицей на вероятность дефолта, предусмотренную теорией жизненного цикла потребителей. Подчеркивается, что профиль риска потребителя сдвинется после взятия ссуды, если совокупный уровень безработицы увеличится. Игнорирование этого изменяющегося в времени фактора, когда кредитный риск смоделирован, может исказить процесс принятия решений и увеличить неожиданные потери вследствие взятия кредита [Ibid., p. 2]. Приведенный автором анализ модели свидетельствует о том, что безработица является важным фактором наличия кредитной просрочки, а значит, и дефолта [Ibid., p. 13].

По аналогии с рассмотренной работой в настоящем исследовании на этапе построения и анализа модели будет учтено влияние макроэкономических факторов на уровень просроченной задолженности, особое внимание мы уделим показателю безработицы при оценке вероятности банкротства как физических, так и юридических лиц.

2. Выбор факторов для анализа и использование статистических данных

В этом разделе приводится описание и обоснование выбранных для оценки вероятности банкротства показателей, из которых впоследствии будут сформированы факторы для построения регрессионной модели. Представлен также обзор статистических баз данных, использованных в качестве основных источников при построении и оценке модели вероятности банкротства.

2.1. Факторы, характеризующие кредитоспособность экономических агентов

Кредитоспособность физического или юридического лица, или способность обслуживать обязательства в установленные сроки и в полном объеме, зависит от различных факторов, таких как социально-экономическое положение региона, уровень жизни в целом и т.д.

Первым показателем, определяющим кредитоспособность экономического агента, будь то физическое лицо или компания, является денежный доход. Так, для физических лиц учитывается доход в регионе

на душу населения, а для предприятий соответственно нетто-выручка. Показатель дохода связан с вероятностью дефолта обратной зависимостью. Говоря на языке микроэкономики, уменьшение количества денежных средств, находящихся в распоряжении экономического агента, приводит к понижению благосостояния, как следствие, увеличивается кредитный риск и повышается вероятность банкротства заемщика.

Важным показателем уровня экономического развития региона является доля прибыльных предприятий в общем количестве зарегистрированных на его территории. Данный показатель определяет уровень поступления в бюджет региона налога на прибыль предприятий, а также отражает обеспеченность их работников стабильным доходом, наличие которого уменьшает вероятность возникновения просроченных платежей. Таким образом, наблюдается отрицательная связь между значением этого показателя и вероятностью дефолта.

Сальдо прибылей и убытков на душу населения отражает уровень избыточных доходов населения, т.е. количество денежных средств, оставшееся после выплаты расходов на текущее потребление. При оценке вероятности дефолта физических лиц этот показатель помогает определить степень обеспеченности населения денежными средствами, которые могут быть потрачены на возврат кредита без ущерба для уровня жизни.

Следующим ключевым показателем является уровень безработицы, который позволяет оценить количество потенциальных заемщиков и потенциальных должников, не имеющих возможности погасить кредит вследствие отсутствия постоянного места работы, а значит, и стабильного заработка. Очевидно, что в данном случае наблюдается положительная корреляция между оцениваемым количеством заемщиков и должников и настоящим показателем.

Еще один важный показатель макроскоринговой модели — объем выданных кредитов на территории региона для физических и юридических лиц соответственно. Существует положительная зависимость между общим количеством денежных средств, выданных в виде кредитов, и вероятностью банкротства заемщика.

Наконец, валовой региональный продукт на душу населения отражает общий уровень жизни в регионе, дифференцирует регионы по уровню экономического развития, производству, вкладу в бюджет страны, следовательно, отрицательно коррелирует с вероятностью дефолта заемщика.

2.2. Используемые в модели показатели

В связи с тем, что в настоящем исследовании предполагается оценка вероятности банкротства как физических, так и юридических лиц, подразумевается построение отдельной модели для каждого типа заемщиков.

Для анализа платежеспособности физических лиц были выбраны следующие показатели: натуральный логарифм денежного дохода в регионе на душу населения; доля убыточных предприятий (в процентах) в общем количестве зарегистрированных на территории региона; сальдо прибылей и убытков на душу населения; уровень безработицы; отношение объема выданных кредитов физическим лицам на территории региона к общей сумме доходов, полученных физическими лицами в регионе; валовой региональный продукт на душу населения;

Для модели, позволяющей оценить вероятность дефолта юридических лиц, в качестве регрессоров были выбраны: натуральный логарифм нетто-выручки предприятий в регионе; доля убыточных предприятий (в процентах) в общем количестве зарегистрированных на территории региона; уровень безработицы; валовой региональный продукт.

2.3. Источники данных

Исходной информацией для построения модели стали данные ежегодных отчетов по финансовым показателям по регионам Российской Федерации¹, данные Росстата²: 75 субъектов за период с 2003 по 2006 г. — для физических лиц и 74 регионов за период с 2001 по 2006 г. — для юридических лиц. Во избежание неоднородности выборки из рассмотрения были исключены федеральные округа. Критерием отбора среди оставшихся субъектов РФ служило наличие данных, необходимых для оценки финансовых и экономических показателей.

Продолжительность периода наблюдения определялась исходя из специфики рынка кредитования каждой группы заемщиков в России. Так, в силу объективных причин кредитование физических лиц до 2003 г. как таковое отсутствовало. Следовательно, и статистики по

¹ Данные получены из открытых источников, например, с сервера Банка России (URL: <http://www.cbr.ru/>).

² Федеральная служба государственной статистики. URL: <http://www.gks.ru/>

индивидуальным кредитам до этого момента не существует. Что же касается юридических лиц, то нижняя граница периода наблюдения для этой группы заемщиков выбиралась в соответствии с доступностью данных по всем отобранным для анализа показателям. По этому принципу оптимальным годом начала наблюдения является 2001 г. Верхняя граница наблюдения для обоих типов заемщиков определялась исходя из наличия данных по основным факторам платежеспособности на всем периоде наблюдения. Таким образом, верхней границей оказался 2006 г.

Основной набор данных был взят из базы данных Федеральной службы государственной статистики (ежегодный сборник «Регионы России» и Центральная база статистических данных), а также из регионального раздела Центрального банка РФ. В названных источниках данные по задолженности физических и юридических лиц представлены в годовом выражении, в то время как данные по уровню просрочек публикуются с квартальной и даже месячной частотой. Квартальные данные предоставляют больше информации, а значит, позволяют построить более точные прогнозы. Вследствие отсутствия свободного доступа к периодичным данным для более тщательного анализа целесообразно использовать интерполяцию с целью получения более высокочастотных данных или применить метод оценки регрессий, в которых зависимая переменная и объясняющие факторы имеют разную частоту, — такой как фильтр Кальмана. В настоящем же исследовании было решено использовать все показатели в годовом выражении.

3. Регрессионный анализ

В этом разделе работы приводятся результаты регрессионного анализа представленной выше модели оценки вероятности дефолта физических и юридических лиц. В первом разделе дается расшифровка вида функций зависимой переменной и экзогенных параметров, входящих в модель. Во втором приводятся эконометрические и статистические выкладки, раскрывающие результаты анализа.

3.1. Зависимость между вероятностью дефолта и рейтинговым баллом

Так как основной целью работы является построение рейтинговой модели регионов по уровню кредитного риска, при оценке регресси-

онной модели для вероятности дефолта необходимо учесть связь выбранного показателя с рейтинговым баллом.

Согласно пособию [2], самая простая зависимость между рейтинговым баллом R и среднегодовым уровнем просроченной задолженности (долей просроченной задолженности в общей задолженности) P задается нелинейной логистической функцией следующего вида:

$$P = \frac{1}{1 + e^R}.$$

Обратная зависимость выражается формулой:

$$R = \ln\left(\frac{1}{P} - 1\right),$$

где R — рейтинг кредитоспособности заемщика, выраженный в баллах.

Таким образом, полученная функциональная форма для рейтинга отражает обратную к просроченной задолженности величину, т.е. уровень возвращенных кредитов. Соответственно знаки коэффициентов регрессии при факторах, выделенных для оценки кредитоспособности регионов, меняются на противоположные.

Практическое применение подхода для оценки уровня кредитного риска предусматривает наличие в рейтинговой модели прогнозных качеств. Для предсказания уровня просроченной задолженности представляется логичным использовать в качестве экзогенных переменных не текущие факторы, отмеченные на этапе построения модели, а их запаздывающие (лагированные) значения. В целях улучшения качества модели к отмеченным ранее параметрам будет добавлено запаздывающее значение зависимой переменной. Полученная динамическая модель позволит оценить ожидаемые значения просрочки и получить прогнозы уровня кредитного рейтинга для каждого региона.

3.2. Регрессионный анализ

Для того чтобы выяснить, какие показатели действительно являются значимыми при определении уровня кредитного риска в разрезе регионов, необходимо оценить значимость выбранных переменных в соответствующей регрессионной модели.

Начнем с модели для оценки кредитоспособности юридических лиц.

Уравнение регрессии имеет следующий вид:

$$\ln\left(\frac{1}{P_i} - 1\right) = \beta_0 + \beta_1 x_{1i} + \beta_2 x_{2i} + \beta_3 x_{3i} + \beta_4 x_{4i} + \beta_5 x_{5i} + \varepsilon_i,$$

где x_1 — запаздывающее на один период значение зависимой переменной;

x_2 — запаздывающее на период значение натурального логарифма нетто-выручки предприятий в регионе;

x_3 — запаздывающее на период значение доли убыточных предприятий (в процентах) в общем количестве зарегистрированных на территории региона;

x_4 — запаздывающее на период значение уровня безработицы;

x_5 — запаздывающее на период значение валового регионального продукта.

Регрессия строится на выборке из четырех лет с 2002 по 2005 г. Последний, 2006 г. будет задействован при расчете прогнозов.

В результате анализа получена логарифмическая модель для оценки платежеспособности юридических лиц по регионам:

$$\ln\left(\frac{1}{P} - 1\right) = 0,68x_1 + 0,075x_2 - 0,0158x_4 + \varepsilon_i,$$

где x_1 — запаздывающее на период значение зависимой переменной;

x_2 — запаздывающее на период значение натурального логарифма нетто-выручки предприятий в регионе;

x_4 — запаздывающее на период значение уровня безработицы.

Знаки при коэффициентах модели согласуются со здравым смыслом. Так, сумма кредитов, возвращенных периодом раньше, положительно связана с суммой кредитов, которые не будут просрочены в текущем периоде. Аналогичным образом, увеличение выручки предприятий в прошлом периоде благоприятно скажется на количестве возвращенных кредитов в настоящем периоде. Вместе с тем уровень безработицы отрицательно коррелирует с объемом средств, которые будут возвращены кредиторам. Как и ожидалось, этот показатель играет важную роль при оценке кредитоспособности заемщиков.

Качество построенной регрессии определяется не только величиной полученного R^2 и значимостью параметров, но и предсказательной силой модели. Для того чтобы убедиться, что модель действительно пригодна для использования, сравним прогноз значения зависимой переменной для 2006 г., полученный с помощью модели, с наивным

прогнозом, т.е. в качестве альтернативного возьмем случай, когда агенты ожидают, что сумма возвращенных долгов в 2006 г. будет той же, что и в 2005 г.

Итак, получаем следующие результаты. Стандартное отклонение, или ошибка прогноза, построенной модели на 2006 г. по сравнению с историческим значением 2006 г. составляет 0,74, в то время как ошибка наивного прогноза по сравнению с реальными данными 2006 г. равна 0,81. Таким образом, полученная модель дает возможность построить на 9% более точный прогноз, чем наивные ожидания, а значит, лучше описывает реальное положение дел.

Обратимся к модели для оценки кредитоспособности физических лиц. Модель имеет вид:

$$\ln\left(\frac{1}{P_i} - 1\right) = \beta_0 + \beta_1 x_{1i} + \beta_2 x_{2i} + \beta_3 x_{3i} + \beta_4 x_{4i} + \beta_5 x_{5i} + \beta_6 x_{6i} + \beta_7 x_{7i} + \varepsilon_i,$$

где x_1 — запаздывающее на период значение зависимой переменной;
 x_2 — запаздывающее на период значение натурального логарифма денежного дохода в регионе на душу населения;

x_3 — запаздывающее на период значение доли убыточных предприятий (в процентах) в общем количестве зарегистрированных на территории региона;

x_4 — запаздывающее на период значение сальдо прибылей и убытков на душу населения;

x_5 — запаздывающее на период значение уровня безработицы;

x_6 — запаздывающее на период значение отношения объема выданных кредитов физическим лицам на территории региона к общей сумме доходов, полученных физическими лицами в регионе;

x_7 — запаздывающее на период значение валового регионального продукта на душу населения.

Окончательно модель для оценки кредитоспособности физических лиц можно описать следующим уравнением регрессии:

$$\ln\left(\frac{1}{P} - 1\right) = 0,76x_1 + 1,31x_3 - 0,018x_4 + 0,009x_7 + \varepsilon_i,$$

где x_1 — запаздывающее на период значение зависимой переменной;
 x_3 — запаздывающее на период значение доли убыточных предприятий (в процентах) в общем количестве зарегистрированных на территории региона;

x_4 — запаздывающее на период значение сальдо прибылей и убытков на душу населения;

x_7 — запаздывающее на период значение валового регионального продукта (ВРП) на душу населения.

Как и в модели для юридических лиц, запаздывающее значение логарифма дохода положительно связано с суммой возвращенных кредитов. Кроме того, вполне понятна положительная зависимость между ВРП и суммой возвращенных кредитов. В то же время связь доли убыточных предприятий в регионе и сальдо прибылей и убытков с зависимой переменной неочевидна.

Сальдо прибылей и убытков представляет собой разность между выручкой и расходами. Иными словами, данный показатель практически совпадает по смыслу с чистой прибылью. С точки зрения здравого смысла увеличение этого показателя должно привести к повышению суммы возвращенных кредитов вследствие улучшения финансового положения заемщиков. Но в силу некоторых причин положительного коэффициента при названном показателе не наблюдается. Такими причинами могут быть либо нелинейная природа данных, требующая более сложной модели, либо сильная «зашумленность» данных.

Что касается показателя доли убыточных предприятий, увеличение количества таких компаний означает возрастание числа фирм, не получающих прибыли. Логично предположить, что в таком случае работники не получают зарплату или вовсе будут уволены. В свою очередь, те из них, на которых оформлен кредит, не смогут своевременно погасить свои обязательства, а следовательно, повысится уровень просроченных долгов. В полученной регрессии оценивался объем кредитов, которые не будут просрочены, а значит, знак коэффициента перед запаздывающим значением доли убыточных предприятий должен быть отрицательным.

Несоответствие полученных результатов и здравого смысла может быть объяснено отсутствием объективной информации по физическим лицам в открытых источниках. С одной стороны, это связано с механизмом сбора данных. Так, статистика по задолженности физических лиц формируется из данных кредитных историй банков. Передача банком информации о заемщиках осуществляется при условии, что клиент дает свое письменное согласие на хранение и обработку банком своих личных данных, т.е. по желанию физического лица информация может быть скрыта. Таким образом, сбор данных такого рода не носит систематического характера и статистика сильно «зашумлена».

С другой стороны, убыточность предприятий — не мгновенно сказывающийся показатель. Случается, что компании, получающие отрицательную прибыль, нормально функционируют в течение не одного периода. Таким образом, увеличение просроченных задолженностей вследствие отсутствия прибыли может проявиться только через несколько периодов. Более того, менеджмент компании зачастую сознательно доводит ее до границы убыточности. Такое положение выгодно, так как позволяет компании платить минимальные налоги вследствие мнимых финансовых затруднений. Учитывая, что статистика по убыточности собирается из налоговых органов, мы опять-таки получаем сильно «зашумленные» данные.

Для проверки качества модели для физических лиц рассмотрим прогнозную силу построенной модели.

Получаем следующие результаты. Стандартное отклонение, или ошибка прогноза, построенной модели на 2006 г. по сравнению с историческим значением 2006 г. составляет 0,46, в то время как ошибка наивного прогноза по сравнению с реальными данными 2006 г. равна 0,56. Таким образом, полученная модель дает возможность построить на 19% более точный прогноз, чем наивные ожидания. Хотя убыточность — не самый надежный показатель, результаты анализа прогнозных силы модели доказывают, что данная логарифмическая модель пригодна для практического использования.

4. Построение рейтинговой модели

В данном разделе приводится описание четырех этапов построения рейтинговой модели. На первом этапе осуществляется переход от логарифмической модели оценки кредитоспособности заемщика к уравнению линейной модели. На втором — производится формирование рейтинга регионов. На третьем этапе рассчитываются оптимальные веса и строится скорректированный рейтинг. На последнем этапе производится анализ прогнозных силы полученного рейтинга.

4.1. Линейная модель зависимости доли просроченной задолженности от объясняющих факторов

Для построения рейтинговой модели необходимо выявить зависимость уровня просроченной задолженности от объясняющих переменных. В процессе анализа было выявлено, что для оценки кредитоспо-

способности юридических лиц в логарифмической модели значимыми являются такие факторы, как запаздывающее на период значение зависимой переменной, запаздывающие на период значения уровня безработицы и логарифма нетто-выручки предприятий. Проверим значимость выделенных показателей для случая линейной модели.

Линейная модель кредитоспособности юридических лиц по регионам описывается следующим линейным уравнением:

$$P(x) = \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \beta_3 x_3 + \varepsilon_i,$$

где $P(x)$ — доля просроченной задолженности в общей задолженности юридических лиц;

x_1 — запаздывающее на период значение доли просроченной задолженности юридических лиц;

x_2 — запаздывающее на период значение уровня безработицы;

x_3 — запаздывающее на период значение нетто-выручки юридических лиц в регионе.

Окончательный вид уравнения линейной модели для юридических лиц:

$$P(x) = 0,607x_1 + 0,0014x_2 + \varepsilon_i,$$

где $P(x)$ — доля просроченной задолженности в общей задолженности юридических лиц;

x_1 — запаздывающее на период значение доли просроченной задолженности юридических лиц;

x_2 — запаздывающее на период значение уровня безработицы.

Основной критерий качества модели — прогнозная сила. В данном случае получаем, что стандартное отклонение, или ошибка прогноза, построенной модели на 2006 г. по сравнению с историческим значением 2006 г. составляет 0,027, в то время как ошибка наивного прогноза по сравнению с реальными данными 2006 г. равна 0,037. Таким образом, полученная модель дает возможность построить на 27% более точный прогноз, чем наивные ожидания, а значит, такая модель действительно применима для построения рейтинга регионов.

Для физических лиц линейная модель вероятности дефолта по регионам описывается следующим уравнением:

$$P(x) = \beta_1 x_{1i} + \beta_2 x_{2i} + \beta_3 x_{3i} + \beta_4 x_{4i} + \varepsilon_i,$$

где $P(x)$ — доля просроченной задолженности в общей задолженности юридических лиц;

x_1 — запаздывающее на период значение доли просроченной задолженности юридических лиц;

x_2 — запаздывающее на период значение доли убыточных предприятий из числа зарегистрированных в регионе;

x_3 — запаздывающее на период значение ВРП на душу населения;

x_4 — запаздывающее значение сальдо прибылей и убытков на душу населения.

В итоге была получена модель, в которой единственной объясняющей переменной является запаздывающее значение зависимой переменной:

$$P(t) = 1,09P(t-1) + \epsilon_t.$$

Анализ прогнозных качеств подтверждает несостоятельность модели. Стандартное отклонение, или ошибка прогноза, построенной модели на 2006 г. по сравнению с историческим значением 2006 г. составляет 0,75. В свою очередь, ошибка наивного прогноза по сравнению с реальными данными 2006 г. равна 0,57. Таким образом, наивный прогноз на 32% лучше предсказывает уровень просроченной задолженности, чем построенная модель. Данное обстоятельство свидетельствует о том, что модель не может служить основой для построения рейтинга.

4.2. Построение рейтинга

Рейтинг регионов представляет собой список регионов, расположенных по возрастанию суммы присвоенных каждому региону баллов. Количество присвоенных баллов определяется как средневзвешенная сумма баллов объясняющих переменных, выделенных в линейной модели.

Таким образом, рейтинговая модель имеет вид:

$$R = \alpha R_{t-1} + \beta R_{in},$$

где R — значение доли просроченной задолженности в общей задолженности по региону в баллах;

R_{t-1} — запаздывающее на период значение доли просроченной задолженности в баллах;

$R_{ин}$ — запаздывающее на период значение уровня безработицы в баллах;

α — вес показателя запаздывающего значения доли просроченной задолженности;

β — вес показателя запаздывающего значения уровня безработицы.

Веса для каждого показателя модели рассчитываются по схеме Фишберна, которая детально рассмотрена в пособии [2].

Результат оценки линейной модели для юридических лиц представлен в табл. 1.

Таблица 1. Уровень значимости коэффициентов линейной модели для юридических лиц

Объясняющие переменные	Коэффициент	Станд. ошибка	P-значение
Запаздывающее значение доли просроченной задолженности	0,607	0,031	0,00
Уровень безработицы	0,0014	0,00049	0,0043

Как видно из таблицы, менее значимым, из двух объясняющих переменных оказался уровень безработицы, ему присвоен балл 1; более значимому запаздывающему значению доли просроченной задолженности присвоен балл 2. В сумме оценки обоих коэффициентов дают 3, значит, вес первого показателя соответствует $1/3 = 0,(3)$, а второго — $2/3 = 0,(6)$.

Таким образом, рейтинговая модель для юридических лиц имеет вид:

$$R = 0,67R_{т-1} + 0,33R_{ин}. \quad (1)$$

Для того чтобы произвести пересчет значений показателей в баллы, необходимо определить интервалы распределения регионов по уровню риска.

Распределение регионов по значению показателя запаздывающего на период значения доли просроченной задолженности к общей задолженности представлено на рис. 1.

Диапазон возможных значений просрочки регионов необходимо разбить на несколько интервалов (границ значений), каждому из которых присваивается определенный балл. После построения распределения показателя становится ясно, где необходимо расставить бенчмар-

Количество регионов

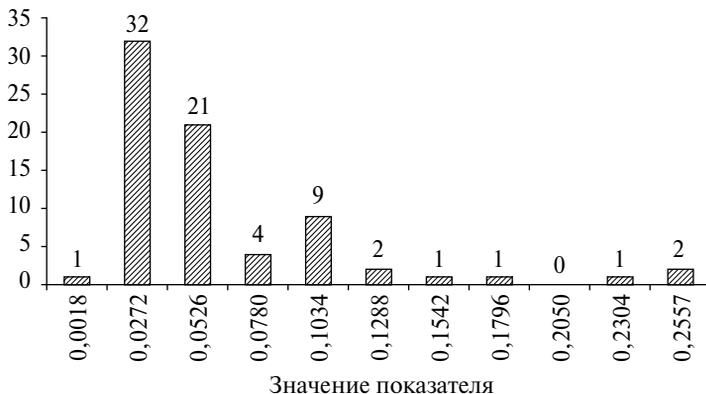


Рис. 1. Распределение регионов по значению показателя лагированного значения доли просроченной задолженности

ки принятия решений. Границы определяются таким образом, чтобы в образованные интервалы попадало примерно одинаковое количество регионов (табл. 2).

Таблица 2. Сопоставление интервалов значений показателя запаздывающего на период значения доли просроченной задолженности и рейтингового балла

min	max	Балл
0,0018	0,0064	100
0,0064	0,012	90
0,012	0,017	80
0,017	0,022	70
0,022	0,027	60
0,027	0,034	50
0,034	0,041	40
0,041	0,063	30
0,063	0,083	20
0,083	0,105	10
0,105		0

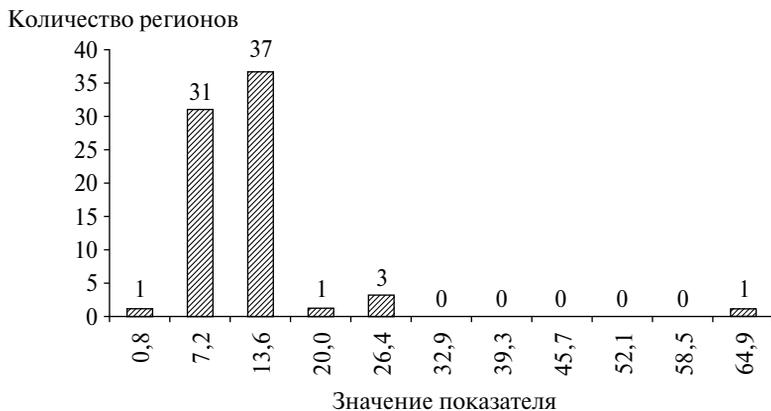


Рис. 2. Распределение регионов по значению показателя уровня безработицы

Распределение регионов по второму показателю — уровню безработицы показано на рис. 2.

Соответственно границы принятых решений отображены в табл. 3.

Таблица 3. Сопоставление интервалов значений показателя запаздывающего на период значения уровня безработицы и рейтингового балла

min	max	Балл
0,8	5,2	100
5,2	5,8	90
5,8	6,6	80
6,6	7,0	70
7,0	7,5	60
7,5	8,0	50
8,0	8,8	40
8,8	9,1	30
9,1	10,5	20
10,5	12,9	10
12,9		0

По границам принятия решений определяются десять интервалов, при попадании в которые значениям показателя присваиваются баллы. В нашем случае более высокое место в рейтинге, а значит, большее количество баллов присваивается региону с меньшим уровнем просроченной задолженности. Таким образом, рейтинг и уровень просроченной задолженности связаны обратной зависимостью. Учитывая, что и запаздывающее значение зависимой переменной, и уровень безработицы положительно коррелируют с уровнем просроченной задолженности, интервалу, в который попадает наименьшее значение каждого показателя, присваивается 100 баллов, а интервалу, в который попадает наибольшее значение показателя, — 0 баллов. Затем эти баллы для каждого показателя взвешиваются в соответствии с определенными ранее весами и складываются. Средневзвешенная сумма баллов характеризует уровень просроченной задолженности для каждого региона.

Результатом подстановки в рейтинговую модель (1) балльных значений доли просроченной задолженности для предыдущего периода и запаздывающего значения уровня безработицы в каждом регионе является рейтинг, представленный в Приложении 1.

4.3. Поиск оптимальных весов

Для дальнейшей оптимизации модели в качестве первого приближения целесообразно использовать экспертные веса. Более точные веса можно найти с помощью оценок МНК. Для этого необходимо построить регрессию для рейтинговой модели, в которой зависимая переменная содержит данные с 2003 по 2005 г., а запаздывающие на период объясняющие переменные — соответственно с 2002 по 2004 г.

Рейтинговая модель (1) преобразуется к виду:

$$R = 0,801R_{t-1} + 0,16R_{un}. \quad (2)$$

Рейтинг, построенный на основе модели (2), представлен в Приложении 2.

По большому счету рейтинги немногим отличаются друг от друга, однако для того чтобы сделать окончательный вывод, какой из рейтингов наиболее точно описывает реальное состояние дел, необходимо сравнить прогнозную силу каждого из предложенных вариантов.

4.4. Анализ прогнозности силы рейтинга

В случае с рейтинговыми моделями качество прогноза определяется исходя из значения корреляции между полученным в результате анализа рейтингом и рейтингом регионов по реальным данным. Так, результатом исследования является рейтинг регионов Российской Федерации по уровню риска на 2006 г. по данным предыдущего периода. Для проверки качества прогноза сравним полученный рейтинг с рейтингом регионов по уровню риска по историческим данным за 2006 г. Следует учесть, что хотя сравнивать придется по баллам, а не по абсолютным значениям просрочки, балльные показатели не являются ранговыми показателями в чистом виде, они имеют числовую природу. Таким образом, для сравнения указанных выборок правомерно использовать коэффициент корреляции Пирсона.

Для рейтинга, рассчитанного с помощью весов Фишберна, значение коэффициента корреляции отражено в табл. 4.

Таблица 4. Значение коэффициента корреляции между прогнозируемым рейтингом и рейтингом, построенным на основе реальных значений показателя

	Истор. значение рейтинга	Прогноз
Истор. значение рейтинга	1	
Прогноз	0,763	1

Результат оценки весов по МНК представлен в табл. 5.

Таблица 5. Значение коэффициента корреляции между прогнозируемым рейтингом с учетом коррекции весов и рейтингом, построенным на основе реальных значений показателя

	Истор. значение рейтинга	Прогноз
Истор. значение рейтинга	1	
Прогноз	0,755	1

Несложно заметить, что для анализируемого 2006 г. оценки весов Фишберна дают лучший прогнозный результат по сравнению с весами, полученными по МНК. Однако это выполнено только для одного года. При расчете рейтинга для будущих периодов логичнее брать оценки весов по МНК.

Заключение

В настоящем исследовании рассматривался вопрос о возможности построения рейтинговой модели оценки уровня кредитного риска по регионам Российской Федерации для физических и юридических лиц.

Из-за отсутствия в свободном доступе микроданных, обычно используемых в исследованиях по данной теме, для проведения настоящего анализа были применены макроэкономические показатели и построена макроскоринговая модель для оценки уровня просроченной задолженности в региональном разрезе.

В рамках исследования для обоих типов заемщиков при помощи регрессионного анализа был выявлен ряд макроэкономических показателей, характеризующих уровень кредитного риска по регионам. Построенные регрессии оценки кредитоспособности физических лиц продемонстрировали зависимость прогнозируемой переменной от доли убыточных предприятий в регионе, сальдо прибылей и убытков на душу населения и валового регионального продукта на душу населения. Для юридических лиц оказались значимыми фактор безработицы и нетто-выручки предприятий, что согласуется с результатами существующих исследований по данной теме.

В процессе анализа было выявлено, что уровень просроченной задолженности юридических лиц гораздо лучше поддается прогнозированию, несмотря на небольшое количество значимых зависимых переменных, чем объем безвозвратных долгов физических лиц. На этапе построения рейтинга было признано нецелесообразным использовать в дальнейшем анализе линейную модель для физических лиц ввиду незначимости всех факторов, кроме запаздывающего значения зависимой переменной, и плохих прогнозных свойств. В то же время оценка корреляции между прогнозным значением рейтинга для юридических лиц и историческим уровнем просрочки показала, что построенный прогноз превосходит наивные ожидания, и это оправдывает его использование.

Стоит также отметить, что разработанный подход позволяет делать более высокочастотные прогнозы, например с квартальной или месячной периодичностью. Использование же в исследовании годовых данных прежде всего связано с отсутствием в свободном доступе квартальной и месячной информации по ключевым показателям модели. Для решения указанной проблемы предлагается провести интерполя-

цию существующих данных, чтобы получить основу для более точного анализа и улучшить качество построенных прогнозов.

Разработанный подход прогнозирования уровня кредитного риска и рейтинговой модели для регионов может применяться в целях обеспечения основы для выработки стратегии региональной экспансии банков и выбора процентной ставки, адекватной финансовому положению региона.

Возвращаясь к существующей литературе по данной теме, необходимо отметить, что исследования по оценке вероятности дефолта индивидов, основанные на микроданных, показывают, что при построении модели оценки кредитоспособности на уровне компании и даже отдельного заемщика необходимо учитывать макрофакторы. Это подтверждается и российской практикой. Таким образом, выделенные в процессе анализа объясняющие переменные должны быть включены в исследование кредитоспособности заемщика на микроуровне.

Таким образом, выделенные в работе факторы риска и построенный прототип рейтинговой модели могут послужить отправной точкой для дальнейших исследований в области оценки кредитного риска, как на макро-, так и на микроуровне.

Источники

1. *Помазанов М.В., Петрук Т.В.* Модель банкротств государственных субъектов РФ по финансовым и экономическим показателям // Управление финансовыми рисками. 2006. № 1.
2. *Помазанов М.В.* Продвинутый подход к управлению кредитным риском в банке: методология, практика, рекомендации. М.: Изд. дом «Регламент — Медиа», 2010.
3. *Bellotti T., Crook J.* Credit Scoring with Macroeconomic Variables Using Survival Analysis. Credit Research Centre of Management School and Economics. University of Edinburgh. 2007.
4. *Ji T.* Consumer Credit Delinquency and Bankruptcy Forecasting Using Advanced Econometric Modeling. Munich, MPRA paper. No. 3187. 2004.

Приложение 1

Рейтинг регионов по уровню кредитного риска
для юридических лиц, полученный с помощью весов Фишберна

Регион	Суммарный балл	Место
г. Москва	100	1
г. Санкт-Петербург	100	2
Новгородская область	96,7	3
Московская область	93,3	4
Архангельская область	90	5
Волгоградская область	90	6
Рязанская область	90	7
Самарская область	90	8
Свердловская область	90	9
Ленинградская область	86,7	10
Тюменская область	83,3	11
Костромская область	80	12
Краснодарский край	80	13
Республика Хакасия	76,7	14
Челябинская область	76,7	15
Белгородская область	73,3	16
Кировская область	73,3	17
Курская область	73,3	18
Омская область	73,3	19
Ставропольский край	73,3	20
Тульская область	73,3	21
Калужская область	70	22
Сахалинская область	70	23
Удмуртская Республика	70	24
Орловская область	66,7	25
Республика Башкортостан	66,7	26
Смоленская область	63,3	27
Амурская область	60	28
Иркутская область	60	29

Регион	Суммарный балл	Место
Нижегородская область	60	30
Псковская область	60	31
Ярославская область	60	32
Вологодская область	53,3	33
Воронежская область	53,3	34
Калининградская область	53,3	35
Оренбургская область	53,3	36
Республика Карелия	53,3	37
Ростовская область	53,3	38
Томская область	53,3	39
Липецкая область	50	40
Республика Мордовия	50	41
Республика Татарстан	50	42
Саратовская область	50	43
Ульяновская область	50	44
Республика Бурятия	43,3	45
Кемеровская область	40	46
Республика Алтай	40	47
Тверская область	40	48
Брянская область	36,7	49
Республика Коми	36,7	50
Мурманская область	33,3	51
Пензенская область	33,3	52
Тамбовская область	33,3	53
Алтайский край	30	54
Астраханская область	30	55
Ивановская область	30	56
Новосибирская область	30	57
Республика Саха (Якутия)	30	58
Республика Северная Осетия — Алания	30	59
Хабаровский край	30	60

Регион	Суммарный балл	Место
Карачаево-Черкесская Республика	26,7	61
Владимирская область	23,3	62
Курганская область	23,3	63
Еврейская автономная область	23,3	64
Приморский край	20	65
Республика Марий Эл	20	66
Чувашская Республика	16,7	67
Красноярский край	10	68
Республика Адыгея	10	69
Республика Дагестан	6,7	70
Кабардино-Балкарская Республика	0	71
Республика Ингушетия	0	72
Республика Калмыкия	0	73
Республика Тыва	0	74

Приложение 2

Рейтинг регионов по уровню кредитного риска для юридических лиц,
рассчитанный для весов, определенных с помощью МНК

Регион	Суммарный балл	Место
г. Москва	96,3	1
г. Санкт-Петербург	96,3	2
Новгородская область	94,7	3
Волгоградская область	91,5	4
Свердловская область	91,5	5
Ленинградская область	89,9	6
Московская область	88,3	7
Архангельская область	86,7	8
Рязанская область	86,7	9
Самарская область	86,7	10
Республика Хакасия	84,9	11
Тюменская область	83,5	12
Краснодарский край	81,9	13

Регион	Суммарный балл	Место
Омская область	78,6	14
Кировская область	73,8	15
Курская область	73,8	16
Ставропольский край	73,8	17
Костромская область	72,3	18
Сахалинская область	72,2	19
Удмуртская Республика	72,2	20
Челябинская область	70,7	21
Белгородская область	69	22
Амурская область	67,3	23
Иркутская область	67,3	24
Республика Башкортостан	65,8	25
Тульская область	64,3	26
Смоленская область	64,2	27
Калужская область	62,7	28
Орловская область	61	29
Оренбургская область	59	30
Томская область	59,3	31
Республика Карелия	54,6	32
Ростовская область	54,6	33
Нижегородская область	53	34
Псковская область	53	35
Саратовская область	52,9	36
Воронежская область	49,8	37
Республика Бурятия	49,7	38
Ярославская область	48,3	39
Липецкая область	48,2	40
Ульяновская область	48,2	41
Калининградская область	45	42
Республика Мордовия	43,4	43
Республика Татарстан	43,4	44
Республика Алтай	43,3	45

Регион	Суммарный балл	Место
Республика Коми	41,7	46
Вологодская область	40,3	47
Кемеровская область	38,5	48
Астраханская область	33,7	49
Карачаево-Черкесская Республика	32	50
Мурманская область	30,5	51
Тамбовская область	30,5	52
Тверская область	29	53
Алтайский край	28,9	54
Республика Саха (Якутия)	28,9	55
Республика Северная Осетия — Алания	28,9	56
Брянская область	27,4	57
Курганская область	25,7	58
Новосибирская область	24,1	59
Пензенская область	20,9	60
Владимирская область	20,9	61
Ивановская область	19,4	62
Республика Марий Эл	19,3	63
Чувашская Республика	17,6	64
Еврейская автономная область	16,1	65
Хабаровский край	14,6	66
Приморский край	14,5	67
Республика Адыгея	9,6	68
Республика Дагестан	8	69
Красноярский край	4,8	70
Кабардино-Балкарская Республика	0	71
Республика Ингушетия	0	72
Республика Калмыкия	0	73
Республика Тыва	0	74

© Максютова Л.И., 2011

М.А. Масленникова

Научный
руководитель —
А.Н. Степанова

Кафедра экономики
и финансов фирмы

Влияние структуры собственности на эффективность деятельности на примере российских и бразильских компаний

В основу статьи положено эмпирическое исследование, посвященное изучению влияния структуры собственности на эффективность деятельности компании в контексте интегрированного подхода финансовой архитектуры. Объектом исследования выступили крупнейшие бразильские и российские публичные компании, котирующиеся на бразильской и российской фондовых биржах на конец 2008 г. В исследовании была использована уникальная база данных Лаборатории корпоративных финансов НИУ ВШЭ.

Введение

В условиях возрастающей конкуренции на мировом рынке капитала максимизация корпоративной эффективности — жизненно важная задача для любой компании. Таким образом, выявление детерминантов эффективности деятельности компаний представляет собой актуальную исследовательскую задачу, особенно с учетом кризисного 2008 г., выбранного для исследования. Большое количество работ, посвященных данной проблематике, также свидетельствует о наличии активного интереса к ней в мировом научном сообществе.

Для моделирования эффективности деятельности компании автором применен интегрированный подход с использованием концепции *финансовой архитектуры (financial architecture)*, предложенный С. Майерсом [33] и позволяющий изучить характер воздействия системы структурных характеристик компании на эффективность ее деятельности. На сегодняшний день этот подход не применяется на растущих

рынках капитала, а именно в отношении российских и бразильских компаний, что обуславливает научную новизну настоящего эмпирического исследования.

Данная статья структурирована следующим образом. Сначала представлен краткий обзор теоретических и эмпирических работ, посвященных развитым рынкам капитала, а также России и Бразилии. Затем приводится описание методологической базы исследования (сконструированная выборка, выдвинутые гипотезы, спецификация модели), представлены полученные результаты эконометрического анализа. В заключении изложены выводы проведенного эмпирического исследования и дается их интерпретация.

Обзор литературы

Теоретическую основу исследования составили работы зарубежных и российских авторов по проблемам воздействия структуры собственности и других компонент финансовой архитектуры на корпоративную эффективность. Проанализированные источники были разделены на две группы: исследования на основе данных развитых рынков капитала и развивающихся, а именно России и Бразилии.

Накопленный исследовательский опыт охватывает широкий круг аспектов в рассмотрении избранной темы, таких как концентрация собственности, идентификация типа собственника, характер зависимости между структурой собственности и эффективностью деятельности компании, проблема эндогенности структуры собственности и обратной причинно-следственной связи между структурой собственности и эффективностью деятельности компании.

Так, некоторые исследователи, рассматривавшие развитые рынки капитала, не обнаружили существенной взаимосвязи между концентрацией собственности и эффективностью деятельности компании [19], другие авторы, напротив, отмечали серьезное влияние одного фактора на другой [31; 28; 29; 23 и др.]. Положительное воздействие высокой концентрации на эффективность деятельности компаний отмечали Морк и др. [32], в то время как в работах [21; 22; 34; 20 и др.], посвященных исследованию конфликтов между крупными и мелкими акционерами, возникающих при экспроприации миноритариев мажоритариями, было зафиксировано отрицательное воздействие высокого уровня концентрации собственности. Подтверждение доводу в пользу распыленной собственности можно найти и в работе [38].

В частности, в работе [29] отмечено, что отсутствие единства мнений в вопросе взаимосвязи между концентрацией собственности и эффективностью деятельности компаний может частично объясняться выделением и анализом лишь нескольких категорий компаний, чего, по мнению автора, недостаточно. Несколько позже Минтцберг в своей работе [30] рассмотрел два базовых критерия, используя которые можно описать большинство компаний. Одними из первых, кто провел детальный анализ компаний с институциональной собственностью и ее влиянием на эффективность деятельности были Чаганти и Даланпур [14]. Ранее фактически ни в одном эмпирическом исследовании не рассматривался вопрос о дифференциации влияния институциональной собственности, а также возможном взаимодействии институциональных и корпоративных инвесторов при влиянии на поведение компании. Методология этих работ доказала значимость включения в анализ такого аспекта, как идентификация типа собственника. Должное внимание данному вопросу было впервые уделено в работе [36]. Авторы показали, что идентификация типа собственника может весьма существенно помочь при анализе разницы в эффективности деятельности компании в зависимости от устоявшейся структуры собственности.

Морк и др. [32] стали одними из первых, кто обнаружил немонотонную зависимость между структурой собственности и эффективностью деятельности компаний, причем авторы отметили в найденной зависимости доминирование одного из двух эффектов: эффекта конвергенции интересов менеджеров и собственников (*convergence-of-interest effect*) и эффекта «окапывания» (*entrenchment hypothesis*). Немонотонный характер вышеупомянутой зависимости был также зафиксирован в работах [28; 17; 36; 37 и др.].

Важным аспектом в контексте взаимосвязи структуры собственности и эффективности деятельности компании является проблема эндогенности структуры собственности. Еще Демсец и Виллалонга [19] указывали на необходимость учета эндогенности структуры собственности, но особое внимание этому вопросу было уделено в работе [37], где применялась модель, предложенная вышеуказанными авторами [19], при этом собственность задавалась многомерной эндогенно определяемой переменной. Вопрос эндогенности был также затронут в работах [15; 24; 25 и др.].

Интерес к вопросу о влиянии структуры собственности на эффективность деятельности компаний проявили и российские исследова-

тели [6; 16; 8; 2; 1; 3; 9; 26]. Резюмируя основные результаты работ по концентрации собственности в России, необходимо отметить следующее: А. Радыгин и Р. Энтов [7] зафиксировали положительное влияние концентрации собственности на эффективность деятельности компании, в то время как Р. Капелюшников и Н. Демина [5] выявили отрицательную зависимость.

Среди российских работ заслуживает внимания также исследование П. Кузнецова и А. Муравьева [6], в котором анализируется влияние концентрации собственности на показатели эффективности деятельности компании и роль различных групп собственников в корпоративном управлении. Авторам удалось прийти к следующим важным результатам: взаимосвязь между рентабельностью и концентрацией собственности может быть описана U-образной кривой, достигающей минимума при концентрации в 56%, кроме того, с ростом концентрации собственности рыночная капитализация падает, причем падение происходит с некоторым замедлением. По мнению авторов, полученные результаты следует рассматривать в контексте конфликтов между крупными и мелкими акционерами. Что касается анализа роли различных групп собственников, то эмпирически было доказано, что наличие иностранных акционеров повышает эффективность деятельности компаний, измеряемую производительностью труда и q Тобина. Данный результат был получен с учетом оценки методом инструментальных переменных, без корректировки на эндогенность полученный позитивный эффект зафиксирован не был.

В работе Т. Долгопятовой [2], основанной на интервьюировании руководителей российских ОАО, была предпринята попытка проиллюстрировать связь между структурой собственности и корпоративным контролем, с одной стороны, и формами интеграции — с другой. Интервью, проведенные автором, подтверждают, что для российских ОАО характерен высокий уровень концентрации собственности.

Для выдвижения гипотез в настоящем эмпирическом исследовании были использованы результаты ряда работ [9; 26], анализирующих влияние финансовой архитектуры (объединяющей структуру собственности, структуру капитала и корпоративное управление) компании на стратегическую эффективность. В данных исследованиях была представлена новая переменная, отвечающая за структуру собственности, с целью более полно и достоверно отразить влияние последней на эффективность деятельности компании в условиях не только развитых европейских, но и развивающихся рынков капитала. В частности, в

работе [26] было установлено положительное влияние собственности в руках вовлеченных инвесторов на коэффициент q Тобина, а также эмпирически доказано, что влияние структуры собственности на эффективность деятельности компании в России и странах Восточной Европы более значимо, чем в развитых странах.

Среди работ по Бразилии хотелось бы отметить исследование [12], в котором рассматривалось влияние концентрации собственности на эффективность деятельности компании, и работу [13], где рассматривался вопрос идентификации типа собственника.

Для настоящего эмпирического исследования наибольший интерес представляли более поздние работы на бразильских данных. В частности, в работе [10] изучалось влияние концентрации собственности крупнейшего акционера на эффективность деятельности компании, выраженную показателем рентабельности активов. Авторы проанализировали работу 600 бразильских компаний за период 1997—2002 гг. Среди основных выводов необходимо отметить следующий: концентрация собственности в руках крупнейшего акционера оказывает весьма отрицательное влияние на рентабельность активов (ROA). Данный результат авторы объясняют экспроприацией мелких акционеров крупными и неэффективностью корпоративного законодательства в Бразилии. Кроме того, выявлено значимое отрицательное влияние уровня долговой нагрузки на эффективность деятельности компании, что опровергает концепцию [27] о дисциплинирующем воздействии показателя структуры капитала.

В работе Роджерса и др. [35] было изучено влияние концентрации собственности на корпоративную эффективность на данных 176 бразильских компаний за 1997—2001 гг. и отмечен следующий интересный факт: концентрация собственности поддерживается на высоком уровне при наличии таких механизмов, как пирамидальная структура собственности и выпуск двух видов акций (обыкновенные и привилегированные). В исследовании не установлено значимой взаимосвязи между показателями концентрации собственности (собственность в руках крупнейшего акционера, собственность в руках трех крупнейших акционеров и индекс Герфиндаля) и эффективностью деятельности компании (q Тобина).

Выборка и использованные базы данных

Выборка проведенного эмпирического исследования состоит из 40 российских и 38 бразильских компаний реального сектора экономики, которые на конец 2008 г. котировались на российской площадке РТС и бразильской бирже Bovespa (Bolsa de Valores de São Paulo) (табл. 1). В выборку были включены крупнейшие компании, большая часть которых входит в национальные фондовые индексы, за исключением компаний финансового сектора. Данные по российским компаниям взяты из базы Лаборатории корпоративных финансов при НИУ ВШЭ, составленной на основе баз данных Ruslana агентства Van Dijk и Bloomberg, а также отчетов российских компаний. В основу конструирования выборки по бразильским компаниям положен отраслевой классификатор Bovespa, данные собирались вручную, анализировалась вся имеющаяся информация на официальных сайтах компаний. Для сбора финансовых показателей была использована база данных Bloomberg.

Таблица 1. Отраслевое распределение компаний выборки

Отрасль	Количество бразильских компаний	Количество российских компаний	Объединенная выборка
Нефть и газ	2	3	5
Металлургия	3	6	9
Строительство	2	0	2
Транспорт	3	3	6
Промышленность	6	8	14
Потребительские товары и ритейл	5	4	9
Пищевая промышленность и с/х	3	1	4
Телекоммуникации и ИТ	4	4	8
Услуги	3	2	5
Коммунальные услуги	7	9	16
Всего	38	40	78

Спецификация модели

В проведенном эмпирическом исследовании рассматривалась модель влияния структуры собственности на эффективность деятельно-

сти компании (ЭДК), которую в общем виде можно специфицировать следующим образом:

$$\text{Perf} = \alpha + (\beta_1, \dots, \beta_n)OS + (\delta_1, \dots, \delta_n)CG + \gamma D/E + \eta_1 \ln \text{Assets} + \eta_2 \ln \text{Sales} + (\lambda_1, \dots, \lambda_n)\text{Dummy} + \varepsilon,$$

где Perf — один из показателей эффективности деятельности компаний (*q* Тобина; ROA; *q* Тобина с ROA в качестве независимой переменной);

OS — вектор переменных, отвечающих за структуру собственности;

CG — вектор переменных, отвечающих за корпоративное управление;

Dummy — вектор фиктивных переменных, введенных в анализ.

Данная модель была разработана в соответствии с концепцией финансовой архитектуры, основанной на предпосылках об экзогенном характере переменных структуры собственности и структуры капитала. При этом измерение эффективности деятельности компаний было проведено с позиции трех показателей (*q* Тобина; ROA; *q* Тобина с ROA в качестве независимой переменной), что позволило нивелировать субъективность выбора в пользу того или иного показателя, а также сравнить полученные результаты.

Использованные переменные

В табл. 2 приведены все независимые переменные, в том числе контрольные и фиктивные.

Таблица 2. Независимые переменные, введенные в анализ

Обозначение переменной	Описание
1 st major SH %	Доля акций в руках первого крупнейшего акционера, %
2 nd major SH %	Доля акций в руках второго крупнейшего акционера (для России), %
BoD Own %	Доля акций в руках членов совета директоров, %
BoD Size	Количество членов в совете директоров
<i>N</i> Bod Ind	Количество независимых членов в совете директоров
<i>D/E</i>	Отношение совокупного долга к бухгалтерской стоимости акционерного капитала компании

Обозначение переменной	Описание
ln Assets	Натуральный логарифм совокупных активов
ln Sales	Натуральный логарифм объемов продаж
dummy Country	Фиктивная переменная, связанная со страновым фактором (для объединенной выборки)
dummy Utilities	Фиктивная переменная, связанная с отраслью коммунальных услуг
dummy Tele + IT	Фиктивная переменная, связанная с отраслью телекоммуникаций и ИТ
dummy 1 st major SH	Фиктивная переменная, связанная с первым крупнейшим акционером
dummy BoD Own	Фиктивная переменная, связанная с долей акций в руках членов совета директоров и исполнительного комитета
dummy Transparency	Фиктивная переменная, отвечающая за «открытость» компании
dummy N BoD Ind	Фиктивная переменная, отвечающая за количество независимых членов совета директоров

В контексте Бразилии и России структура собственности была рассмотрена с точки зрения концентрации собственности в руках крупнейших акционеров и с позиции инсайдерской собственности, представленной собственностью совета директоров (BoD Own). В ходе сбора данных по бразильским компаниям, а также анализа имеющегося массива данных по России была выявлена статистика относительно раскрытия информации по крупнейшим собственникам (табл. 3).

Таким образом, в Бразилии и на объединенном массиве была рассмотрена собственность в руках первого крупнейшего акционера (1st major SH), в то время как российские данные позволили включить в анализ также собственность в руках второго крупнейшего акционера (2nd major SH).

За корпоративный контроль отвечали две переменные: размер совета директоров (BoD Size) и количество независимых членов совета директоров (N BoD Ind).

Таблица 3. Раскрытие информации о крупнейших собственниках

Известен(ны)	Количество бразильских компаний	Количество российских компаний	Объединенная выборка
1 крупнейший акционер	38	40	78
2 крупнейших акционера	32	40	72
3 крупнейших акционера	22	22	44
4 крупнейших акционера	10	10	20
5 крупнейших акционеров	7	10	17

Тестируемые гипотезы

Таблица 4. Выдвинутые гипотезы

№	Формулировка гипотезы
1	Степень концентрации собственности оказывает значимое влияние на ЭДК
2	Доля акций в руках членов совета директоров отрицательно влияет на ЭДК
3	Уровень долговой нагрузки компании влияет на ЭДК
4	Размер совета директоров оказывает влияние на ЭДК
5	Наличие независимых членов совета директоров положительно влияет на ЭДК
6	Уровень долговой нагрузки имеет эндогенный характер
7	Структура собственности имеет эндогенный характер
8	Структура собственности зависит от ЭДК

Как отмечено в работе [6], концентрация акционерного капитала является самым простым способом устранения неэффективности, порождаемой распылением собственности из-за агентских издержек. Вместе с тем высокая концентрация собственности может спровоцировать конфликты между мажоритариями и миноритариями. Таким образом, наиболее корректным было выдвинуть гипотезу 1 в общем виде: *степень концентрации собственности оказывает значимое влияние на эффективность деятельности компании* (см. табл. 4).

Следующая гипотеза была продиктована желанием проверить, есть ли зависимость между собственностью в руках членов совета директоров и эффективностью деятельности компании. Поскольку фактически этот показатель отражает инсайдерскую собственность, возвращаясь к классическому агентскому конфликту, можно сформулировать гипотезу 2: *доля акций в руках членов совета директоров отрицательно влияет на эффективность деятельности компании.*

Учитывая концепции компромиссной теории, а также теории иерархии, гипотезу 3 имело смысл сформулировать обобщенно: *уровень долговой нагрузки компании влияет на эффективность деятельности компании.*

Принимая во внимание тот факт, что размер совета директоров может оказывать как положительное (теория «зависимости ресурсов»), так и отрицательное влияние на эффективность деятельности компаний (концепция «перенаселения» совета директоров), целесообразно было представить гипотезу 4 тоже в обобщенном виде: *размер совета директоров оказывает влияние на эффективность деятельности компании.*

Что касается наличия в совете директоров независимых членов, анализ имеющихся работ не позволил сделать однозначного вывода о характере влияния, поэтому нами была предложена следующая гипотеза: *наличие независимых членов совета директоров положительно влияет на эффективность деятельности компании.*

Следует отметить, что предпосылки об экзогенности переменных, отвечающих за структуру собственности и структуру капитала, введенные при конструировании модели, могут серьезно исказить результаты, если окажутся неверными. Поэтому необходимо сформулировать гипотезы 6 и 7 об *эндогенном характере уровня долговой нагрузки и структуры собственности.*

Наконец, в работах [6; 9] было выдвинуто предположение об обратной причинно-следственной связи между структурой собственности и эффективностью деятельности компаний. Для выявления данной зависимости была введена гипотеза 8: *структура собственности зависит от эффективности деятельности компании.*

Результаты исследования

Тестирование представленных выше моделей на описанной выборке позволило получить результаты, отраженные в табл. 5. Значи-

мость коэффициента q Тобина на уровне 1, 5 и 10% обозначена соответственно ***, ** и *.

Таблица 5. Результаты тестирования моделей эффективности деятельности компании с коэффициентом q Тобина в качестве зависимой переменной

	Бразилия	Россия	Объединенная выборка
1 st major SH %	-0,004	-1,007**	-0,006***
2 nd major SH %	—	0,937*	—
BoD Own %	—	—	—
BoD Size	—	—	-0,037*
N Bod Ind	—	0,069**	0,039*
D/E	0,001***	-0,189*	0,001**
ln Assets	—	—	0,072**
ln Sales	—	—	-0,072**
ROA	0,010**	—	0,015***
dummy BoD Own	0,334***	—	—
dummy Country	—	—	-0,531***
N наблюдений	38	40	78
R^2	0,42	0,37	0,61

На объединенной выборке по Бразилии и России зафиксирован самый высокий R^2 . Увеличение объема выборки позволило в данном случае выявить некоторые не столь явные зависимости и, следовательно, уточнить спецификацию модели.

Значимость показателя (1st major SH %) на уровне 1% не дает оснований отвергнуть гипотезу 1 о значимом влиянии концентрации собственности на эффективность деятельности компании. Отрицательное влияние, которое оказывает концентрация собственности на эффективность деятельности компании, было зафиксировано для Бразилии и России, поэтому на межстрановой выборке противоречий не возникло. То же касается и гипотезы 2 о негативном влиянии собственности в руках членов совета директоров на эффективность, которая отвергается как для Бразилии и России, так и для объединенной

выборки. При этом незначимость самого показателя (BoD Own %) может быть объяснена подавляющим большинством нулевых значений пакетов акций в руках членов совета директоров как бразильских, так и российских компаний выборки.

Гипотеза 3 о влиянии структуры капитала на корпоративную эффективность не отвергается для Бразилии, России и межстрановой выборки, однако следует отметить, что влияние уровня долга разнонаправленно для Бразилии и России. Для российских компаний было выявлено значительное отрицательное влияние на показатель q Тобина в период кризиса, что можно объяснить превышением уровня долговой нагрузки над его оптимальным значением. На бразильской выборке было зафиксировано положительное влияние уровня долга на эффективность деятельности компаний, однако коэффициент при показателе D/E существенно ниже, чем для России, что свидетельствует о меньшей значимости структуры капитала для эффективности бразильских компаний.

Значимость показателя размера совета директоров на 10%-ном уровне не позволяет отвергнуть на межстрановой выборке *гипотезу 4*, таким образом, слишком многочисленный совет директоров усложняет процесс принятия решений и снижает качество корпоративного управления, что не противоречит мнению многих финансистов-практиков.

Что касается еще одной характеристики корпоративного управления — уровня независимости совета директоров, межстрановой анализ показал, что число независимых директоров положительно влияет на эффективность российских компаний, в то время как для бразильских оно незначимо. Высокий уровень значимости независимых директоров для российской выборки был зафиксирован и на докризисных данных в работе [26].

Будучи важным аспектом в контексте эффективности деятельности компаний, проблема эндогенности структуры собственности и структуры капитала была рассмотрена в зарубежных и российских исследованиях [15; 25; 24; 19; 11; 37; 10; 6; 9; 26]. Для полноценного изучения проблемы эндогенности в настоящем исследовании необходимо существенное расширение выборки, однако нами были проведены пилотные тесты на эндогенность структуры собственности и структуры капитала, а также проверка обратной причинно-следственной связи. Построен ряд регрессий, которые показали, что уровень долговой нагрузки и структура собственности на межстрановой выборке зависят

от таких индивидуальных характеристик компании, как ее размер (In Assets, In Sales), рентабельность активов (ROA), а также коэффициент Тобина (q Tobin). Таким образом, нет оснований отвергать гипотезы 6—8 об эндогенном характере структуры капитала и структуры собственности и наличии обратной причинно-следственной связи. Однако изучение эндогенности компонентов финансовой архитектуры представляет собой обширное поле для дальнейших исследований, а тестирование гипотез о наличии обратной причинно-следственной связи требует проведения анализа с помощью панельных данных.

Заключение

Автором разработана и верифицирована на данных бразильских и российских компаний модель влияния структуры собственности и других компонент финансовой архитектуры на эффективность деятельности компании, а также выявлены страновые особенности спецификации модели для России и Бразилии, принадлежащих к числу наиболее быстро развивающихся стран в мире.

Основные результаты работы таковы. Во-первых, было эмпирически доказано, что концентрация собственности, измеренная показателем акций в руках крупнейшего акционера, оказывает значительное отрицательное влияние на эффективность деятельности компании. Данный результат справедлив в отношении России, Бразилии и объединенной выборки. Более того, он находит подтверждение в статьях российских авторов [6] и исследованиях по Бразилии [35; 10], а также соотносится с концепцией, выдвинутой в работах [34; 20 и др.] и объясняющей отрицательное воздействие концентрации собственности через призму конфликтов между мажоритариями и миноритариями.

Во-вторых, отмечено, что тенденция к высокой концентрации собственности, характерна для бразильских и российских компаний, сохранилась. В среднем по бразильской выборке, в руках первого крупнейшего акционера в 2008 г. было сосредоточено 47,6% собственности, что практически идентично значению, отмеченному в работе [10], где средняя концентрация собственности бразильских компаний за 1997—2002 гг., измеренная по показателю первого крупнейшего собственника, составляла 46,4%. В руках первого крупнейшего акционера в России в 2008 г. было сосредоточено в среднем 42,3% собственности, что в целом идентично показателю в 40% для российских компаний начала 2000-х гг., приведенному в работах [4; 2]. Исследо-

вание зафиксировало отрицательное влияние высокой концентрации для бразильских и российских компаний, что противоречит мнению Морка и др. [32], которые указывали на содействие крупного акционера развитию рынка корпоративного контроля и улучшению результатов деятельности фирм.

В-третьих, на объединенной выборке была выявлена значимость странового фактора: страновые различия касаются показателя независимых членов совета директоров, уровня долговой нагрузки и ROA в качестве независимой переменной. Устойчивость положительного коэффициента при показателе независимых членов совета директоров свидетельствует о позитивном воздействии на стратегическую эффективность, при этом различная значимость данного показателя может объясняться соответствующим уровнем развития института независимого директора в России и в Бразилии. Кроме того, для российских компаний зафиксирована отрицательная корреляция между D/E и q Тобина, что согласуется с теорией иерархии и может объясняться превышением оптимального уровня D/E [9; 26], чего нельзя сказать о Бразилии. Для российских компаний нехарактерно включение ROA в качестве независимой переменной, в то время как для бразильских показатель прибыльности оказался весьма значимым.

Модели, представленные в работе, доказали устойчивость коэффициентов и продемонстрировали высокую объясняющую силу, поэтому могут быть рекомендованы для использования на практике при решении задачи повышения показателя стратегической эффективности компании (в управлении капиталом и в деятельности советов директоров как российских, так и бразильских компаний, а также в сфере консалтинга). Перспективами дальнейшего развития заданного в работе направления представляются включение в анализ временных данных для сопоставления результатов в динамике, расширение количества наблюдений, а также рассмотрение вопроса идентификации типа собственника, что позволит задействовать новый пласт данных и потенциально — ввести в анализ институциональный фактор.

Источники

1. Авдашева С., Долгопятова Т., Пляйнес Х. Корпоративное управление в АО с государственным участием: российские проблемы в контексте мирового опыта: препр. ГУ ВШЭ. WP1/2007/01. (Серия «Институциональные проблемы российской экономики».) М.: Изд. дом ГУ ВШЭ, 2007.

2. Долгопятова Т. Собственность и корпоративный контроль в российских компаниях в условиях активизации интеграционных процессов // Русский журнал менеджмента. 2004. № 2. С. 3—26.

3. Ивашковская И., Солнцева М. Детерминанты стратегических решений о финансировании крупных компаний на развивающихся рынках капитала: пример России, Бразилии и Китая // Российский журнал менеджмента. 2009. Т. 7. С. 25—42.

4. Капелюшников Р. Собственность и контроль в российской промышленности» // Вопросы экономики. 2001. № 12. С. 103—124.

5. Капелюшников Р., Демина Н. Концентрация собственности и поведение российских промышленных предприятий // Вестник общественного мнения. 2005. № 3. С. 77.

6. Кузнецов П., Муравьев А. Структура акционерного капитала и результаты деятельности в России // Экономический журнал ВШЭ. 2000. № 4. С. 475—504.

7. Радыгин А., Энтов Р. Корпоративное управление и защита прав собственности: эмпирический анализ и актуальное направление реформ // Научные труды ИЭПП. 2001. № 36. С. 26—45.

8. Рачинский А. Корпоративное управление и рыночная стоимость российских компаний. М.: Центр экономических и финансовых исследований и разработок, 2003. С. 1—16.

9. Степанова А. Влияние финансовой архитектуры компании на ее стратегическую эффективность // Финансы и Кредит. 2009. № 17. С. 38—45.

10. Aldrighi M., Oliveira A. The Influence of Ownership and Control Structures on the Firm Performance: Evidence from Brazil. Working paper series. 2007. URL: <http://www.ssrn.com>; Second Singapore International Conference of Finance 2008. JEL Classifications: 32. P. 1—18. URL: <http://ssrn.com/abstract-972615>

11. Brailsford T., Oliver P., Pua S. On the Relation of Ownership Structure and Capital Structure // Accounting and Finance. 2002. No. 42. P. 1—26.

12. Carvalhal-Da-Silva A. Corporate Governance Index, Firm Valuation and Performance in Brazil. Rio de Janeiro: E-Papers, 2002.

13. Carvalhal-Da-Silva A. Corporate Governance, Market Valuation and Dividend Policy in Brazil // RAUSP. San-Paulo. 2005. Vol. 39. No. 4. P. 348—361.

14. Chaganti R., Damanpour F. Institutional Ownership, Capital Structure and Firm Performance // Strategic Management Journal. 1991. Vol. 12. P. 479—491.

15. Cho M. Ownership Structure, Investment and the Corporate Value: An Empirical Analysis // Journal of Financial Economics. 1998. Vol. 47. P. 103—121.

16. Concentrated Ownership, Market for Corporate Control and Corporate Governance // S. Guriev, O. Lazareva, A. Rachinski, S. Tsouhlo. SEFIR Project. 2003. P. 1—22.

17. Craswell A., Taylor S., Saywell R. Ownership Structure and Corporate Performance: Australian Evidence // Pacific-Basin Finance Journal. 1997. Vol. 5. P. 301—323.

18. *Demsetz H., Lehn K.* The Structure of Corporate Ownership: Causes and Consequences // *Journal of Political Economy*. 1985. Vol. 93. No. 6. P. 1155—1177.
19. *Demsetz H., Villalonga B.* Ownership Structure and Corporate Performance // *Journal of Corporate Finance*. 2001. Vol. 7. P. 209—233.
20. *Dyck A., Zingales L.* Private Benefits of Control: An International Comparison // *Journal of Finance*. 2004. Vol. 16. P. 537—601.
21. *Fama E., Jensen M.* Separation of Ownership and Control // *Journal of Law and Economics*. 1983. No. 26. P. 301—325.
22. *Grossman S., Hart O.* One Share, One Vote and the Market for Corporate Control // *Journal of Financial Economics*. 1988. Vol. 20. P. 175—202.
23. *Hermalin B., Weisbach M.* The Effect of Board Composition and Direct Incentives on Firm Performance // *Financial Management*. 1991. Vol. 20. P. 123—155.
24. *Himmelberg C., Hubbard G., Palia D.* Understanding the Determinants of Managerial Ownership and Performance // *Journal of Financial Economics*. 1999. Vol. 21. P. 353—384.
25. *Holderness C., Kroszner R., Sheehan D.* Were the Good Old Days That Good? Changes in Managerial Stock Ownership since the Great Depression // *Journal of Finance*. 1999. Vol. 54. P. 361—389.
26. *Ivashkovskaya I., Stepanova A.* Does Strategic Corporate Performance Depend on Corporate Financial Architecture? Empirical Study of European, Russian and Other Emerging Market's Firms. Springer, 2010. P. 1—14.
27. *Jensen M.* Agency Costs of Free Cash Flow, Corporate Finance, and Takeovers // *American Economic Review*. 1986. Vol. 76. P. 323—329. URL: <http://www.jstor.org/stable/1818789>
28. *McConnell J., Servaes H.* Additional Evidence on Equity Ownership and Corporate Value // *Journal of Financial Economics*. 1990. Vol. 27. P. 597—612.
29. *McEachern W.* Managerial Control and Performance. Lexington Books, 1975. P. 122—138.
30. *Mintzberg H.* Power in and Around Organizations. Prentice-Hall, EngleWood Cliffs, NJ, 1983.
31. *Monsen R., Chiu J., Cooley D.* The Effect of Separation of Ownership and Control on the Performance of the Large Firm // *Quarterly Journal of Economics*. 1968. Vol. 82. No. 3. P. 435—451.
32. *Morck R., Shleifer A., Vishny R.* Management Ownership and Market Valuation: an Empirical Analysis // *Journal of Finance Economics*. 1988. Vol. 25. P. 293—315.
33. *Myers S.* Financial Architecture // *European Financial Management*. 1999. Vol. 17. P. 113—141.
34. *Nenova T.* The Value of Corporate Votes and Control Benefits: A Cross Country Analysis // Harvard University Working Paper. 2000.

35. *Rogers P., Dami A., Ribeiro K., Sousa A.* Corporate Governance and Ownership Structure in Brazil: Causes and Consequences. // *Journal of Corporate Ownership & Control*. 2007. Vol. 5. No. 2. P. 1—26. URL: <http://ssrn.com/abstract=976198>

36. *Thomsen S., Pedersen T.* Ownership Structure and Economic Performance in the Largest European Companies // *Strategic Management Journal*. 2000. Vol. 32. P. 689—705.

37. *Welch E.* The Relationship between Ownership Structure and Performance in Listed Australian Companies // *Australian Journal of Management*. 2003. Vol. 28. No. 3. P. 256—278.

38. *Zingales L., Rajan R.* Saving Capitalism from the Capitalists: Unleashing the Power of Financial Markets to Create Wealth and Spread Opportunity. N.Y.: Crown Business, 2003.

© Масленникова М.А., 2011

И.В. Пименова

Научный
руководитель —
А.Д. Смирнов

Кафедра прикладной
макрэкономки

Перколяционная модель финансового рынка и кризисы ликвидности

В данной работе изучается перколяционная модель финансового рынка, разработанная А.Д. Смирновым. В рамках этой модели был проведен ряд имитационных экспериментов, которые позволяют сделать выводы, касающиеся поведения агентов в условиях кризиса. В частности, были изучены случаи простой перколяции и временной диффузионной перколяции.

Введение

Глобальный экономический кризис 2007—2010 гг., который начался с краха на ипотечном рынке и привел, по мнению некоторых авторов, к краху всей мировой финансовой системы, вовсе не является заурядным периодом современной экономической истории. Для экономической науки он послужил серьезным поводом переосмыслить последние десятилетия своего развития [7; 14; 15].

По подсчетам МВФ, размер банковских списаний с начала финансового кризиса составил приблизительно 2,8 трлн долл. [12]. Как выяснилось, на мировых рынках развилось столько пузырей, что мировая финансовая система стала похожей на губку. Рост пузырей был обеспечен спекулятивным бумом на рынках. Наиболее ярким примером является рынок ипотечного кредитования США, крах которого и стал «спусковым крючком» для глобального кризиса.

История не раз сталкивалась с пузырями. Например, пузырь на рынке акций интернет-компаний США в 2000-х гг. был успешно преодолен. Но на этот раз регуляторы не смогли остановить распространяющуюся панику. Частично такая неудача и масштаб кризиса объясняются изменениями в финансовой системе, которые произошли за эти годы. Возьмем финансовые инновации. За относительно недолгий период на рынке появились новые финансовые инструменты. В лучшем случае они лишь перераспределяют риски, в худшем — скры-

вают, а то и преумножают уже существующие. Яркий пример тому — CDO (collateralized debt obligations). Обнаружилась еще одна интересная особенность экономической системы США. Она состоит в том, что прирост денежной массы не трансформируется в инфляцию, несмотря на небольшой ежегодный прирост выпуска.

Цель данной работы — представить перколяционную модель финансового кризиса, которая может несколько углубить понимание процесса его возникновения. В отличие от часто используемых моделей финансового рынка, в ней предполагается иррациональное поведение инвесторов. В первом разделе представлено введение в теорию перколяции, необходимое для понимания модели. Во втором разделе кратко излагается модель поведения инвесторов на финансовом рынке, которая была предложена профессором А.Д. Смирновым. Наконец, в третьем разделе работы будет представлен ряд экспериментов на основе модели А.Д. Смирнова.

1. Модель перколяции для квадратной ячеистой сети 2D

1.1. Что такое перколяция

Название перколяция (percolation) происходит от латинского слова «протекание». Модель перколяции была впервые использована в 1941 г. американским химиком П. Флори, который исследовал распределение размера молекул полимеров при полимеризации [9]. Сам термин был предложен позже, в 1957 г. американскими учеными С. Бродбентом и Дж. Хаммерсли, которые исследовали непосредственно процессы перколяции с математической точки зрения, используя концепции теории вероятностей [5]. В экономике эта модель используется для анализа кризисных ситуаций и колебаний цен на рынке [8; 16]. Более подробное изложение теории перколяции можно найти в книгах Ахарони, Штауффера [4] и Гоулда, Тобочника, Кристиана [10]. В настоящей же работе мы приведем лишь некоторые базовые понятия.

Основная идея перколяционной теории довольно проста. Рассмотрим некоторую сеть или решетку (lattice), состоящую из отдельных ячеек. Перколяционная теория рассматривает сети различных измерений: двумерные, трехмерные, вплоть до бесконечности. Ячейки сети тоже могут иметь различную форму: квадратную, треугольную, ше-

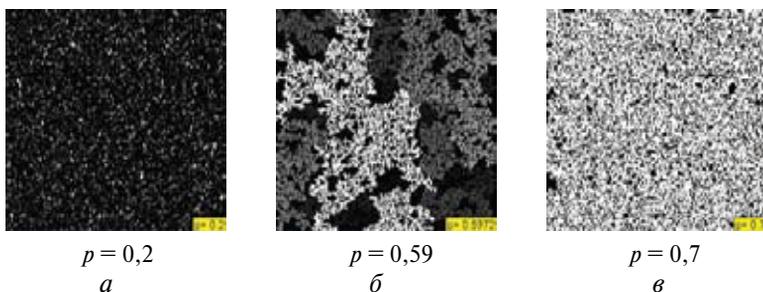


Рис. 1. Сеть 100×100 при различных значениях вероятности

стигульную и т.д. Для простоты рассмотрим самый простой случай: двумерную сеть, состоящую из квадратных ячеек.

Основные свойства перколяции проявляются в предельном случае для сети бесконечно большого размера¹. В реальности же встречаются лишь конечные сети. Предположим, что рассматриваемая сеть имеет линейный размер L с числом ячеек $N = L \times L$. Перколяция узлов предполагает, что каждая ячейка независимо от других ячеек занята с вероятностью p и свободна с вероятностью $1 - p$. «Ближайшими соседями» (nearest neighbors) называют только ячейки, которые имеют общую сторону. В том случае, если ячейки касаются углов друг друга, их принято называть «следующими ближайшими соседями» (next nearest neighbors). Группы ближайших соседей называются кластерами. Перколяционная теория изучает кластеры, полученные в результате такого алгоритма, и их свойства. Для выявления кластеров используется механизм Хошена — Копельмана [11]. При некотором значении вероятности $p = p_c$ (так называемый перколяционный порог (percolation threshold)) формируется кластер, размер которого сравним с размером всей системы². В том случае, если система бесконечно большая, она демонстрирует процесс фазового перехода из фазы фрагментации при $p < p_c$, когда появляются кластеры только конечных размеров, в фазу

¹ На практике достаточно большой считается система, размерность которой сравнима с числом Авогадро $N_A = 6,022\ 141\ 79(30) \times 10^{23}$. В экономике таких систем не существует, поэтому встает вопрос о том, какой масштаб должен быть выбран. Ответа на него, к сожалению, пока нет.

² Теоретически этот кластер бесконечен. Если рассматривается не бесконечная сеть, то перколяционным кластером принято считать кластер, пересекающий сеть с одной стороны до другой.

перколяции при $p \geq p_c$, когда появляется перколяционный кластер. Этот кластер виден на рис. 1б,в и отсутствует на рис. 1а.

Именно такой тип перколяции будет рассматриваться в дальнейшем.

2. Перколяционная модель поведения инвестора на финансовом рынке

Представленная ниже модель была разработана профессором А.Д. Смирновым [1; 2]. Основная идея модели состоит в том, что главным индикатором состояния экономической системы является накопленный объем ликвидности. Современная экономика характеризуется тем, что избыток ликвидности, не подкрепленный реальным ростом, не трансформируется в инфляцию. По этой причине накопленная ликвидность становится избыточной, что увеличивает издержки держания денег. Это побуждает инвесторов переключиться на сравнительно более доходные долговые ценные бумаги, степень риска которых не всегда можно корректно определить. Модель предлагает механизм перехода рынка из режима нормальной монетизации долга к режиму избыточной ликвидности, характеризующемуся сингулярностью системы и ведущему к кризису.

В модели вводится два режима: «нормальный» режим и режим избыточной ликвидности. Основной предпосылкой является отсутствие инфляции. Долги, новые заимствования и объем ликвидности рассматриваются как аддитивные процессы. Модель сформулирована в первую очередь для государственного долга, это делает ее более простой для понимания. Но различия между государственным и частным долгом в режиме избыточной ликвидности несущественны, поэтому данная предпосылка не ограничивает глубину модели. «Нормальный» режим характеризуется гетерогенными, развитыми, конкурентными рынками как долгов, так и денег. На обоих рынках действует большое число агентов, причем число продавцов приблизительно равно числу покупателей. Инвесторы действуют рационально, пытаются построить безрисковые портфели: их рыночные ожидания, как правило, выполняются. В этом режиме объем ликвидности и объем долга тесно связаны между собой. Накопленный объем ликвидности способствует развитию системы, но недостаточен для долгового коллапса.

Однако объем ликвидности, при котором рынок может действовать в нормальном режиме, ограничен. Если в нормальном режиме

деньги легко обратить в товары и услуги, то в режиме избыточной ликвидности использование денег сопряжено с дополнительными издержками. Как только превышает некоторый уровень, система начинает качественно меняться изнутри. Эти изменения обусловлены процессами секьюритизации активов и финансовыми инновациями, которые делают долговые обязательства еще более привлекательными по сравнению с деньгами, в силу чего инвесторы переключаются на покупку долговых обязательств. Рынок долга становится узким и гомогенным, на нем преобладают покупатели. Такие изменения приводят к неконтролируемому росту задолженности при заданном объеме ликвидности. Теоретически стоимость новой задолженности стремится к бесконечности, что ведет к краху финансовой системы.

3. Эксперименты в модели поведения инвестора

Перколяционная теория очень удобна для описания процессов возникновения кризиса. Попробуем выяснить, насколько она правдоподобно описывает реальные экономические процессы. Для этого проведем ряд экспериментов, которые представляют собой попытки «сымитировать» развитие экономической системы в рамках описанной выше модели профессора А.Д. Смирнова.

3.1. Простая модель перколяции

Для начала рассмотрим наиболее простой случай. Представим себе экономику, основным показателем развития которой является уровень ликвидности по сравнению с некоторым критическим уровнем. Инфляционные процессы в этой экономике подавлены. На финансовом рынке действуют инвесторы, которые не взаимодействуют друг с другом и не имеют памяти, т.е. каждый период они принимают решение независимо от того, какое решение было ими принято в предыдущем периоде. Их поведение объясняется исключительно общей экономической ситуацией, которая описывается значением перколяционной вероятности, прямо зависящей от уровня ликвидности в системе. Вероятность p остается неизменной в течение всего периода. Будем считать, что в системе произошел кризис, если появился перколяционный кластер. В данной системе не изучается «нормальный» режим действия рынка, поскольку при нормальном режиме нет избыточной ликвидности, а значит, перколяционная вероятность $p = 0$. Предложенные ниже

эксперименты указывают на некоторые предпосылки роста пузыря, описывают процесс его развития, поскольку чем раньше будет замечен растущий пузырь, тем больше шансов избежать краха. Рост пузыря характеризуется ростом связности, т.е. переходом от изолированных кластеров инвесторов к системе, в которой все инвесторы объединены стремлением «покупать». Возникновение перколяционного кластера говорит о появившейся в системе сингулярности, что в экономической интерпретации означает теоретически бесконечный рост новых заимствований, и как следствие, пузырь на рынке лопается.

3.1.1. Детерминированные значения p

Предположим, что в экономике существует центральный банк, который полностью контролирует объем ликвидности. Рассмотрим ситуацию, когда предложение денег постоянно увеличивается таким образом, что в каждый период перколяционная вероятность p возрастает на 1%.

Для описанной выше системы был проведен эксперимент. Вероятности p присваивались значения в интервале $[0; 0,99]$ с шагом 0,01. Для каждого значения p эксперимент повторялся 50 раз. После этого подсчитывалась средняя вероятность того, что покупатель долга попадет в перколяционный кластер (P_{inf}).

$$P_{\text{inf}}(p) = \frac{\text{Число ячеек в перколяционном кластере}}{\text{Общее число занятых ячеек}}$$

Эта величина определяет рост перколяционного кластера при увеличении концентрации при $p \geq p_c$. Отметим, что для бесконечных систем $P_{\text{inf}}(p < p_c) = 0$ и $P_{\text{inf}}(1) = 1$.

По графику (рис. 2) можно определить, при каких значениях вероятности в системе наступит кризис (т.е. вероятность попадания в перколяционный кластер станет больше нуля) и насколько быстро покупатели долга образуют единый перколяционный кластер (т.е. вероятность попадания в перколяционный кластер приблизится к единице).

Полученные результаты стандартны для перколяционной теории. Теоретическое значение критической вероятности для бесконечной сети $p_c = 0,5927$. Для конечных сетей в системе проявляется кризис при p в интервале $[0,55; 0,6]$. Обратим внимание на то, что, как и предсказывает теория, чем больше система (т.е. чем ближе она к предельному

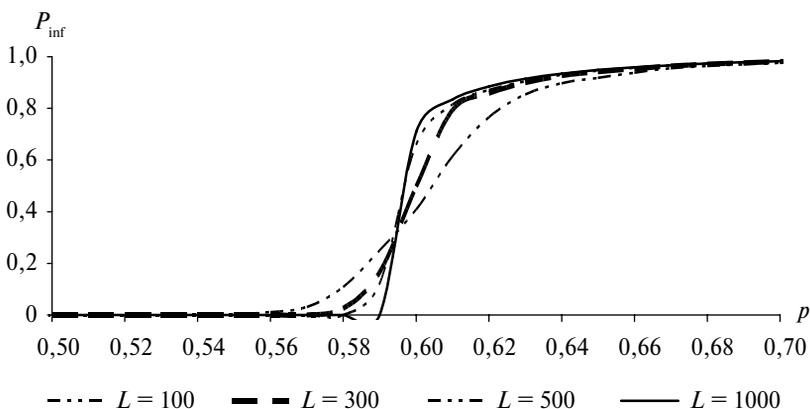


Рис. 2. Вероятность попадания инвестора в перколяционный кластер для сетей различных размеров

бесконечному случаю), тем быстрее растет перколяционный кластер после начала паники. В контексте изучаемой системы это можно интерпретировать следующим образом: чем больше агентов действуют на финансовом рынке, тем более резким и неожиданным будет переход из фазы нормального развития в фазу кризиса и паники.

На основании простейшего приведенного выше эксперимента можно сделать несколько выводов. Первый: если центральный банк «накачивает» экономику деньгами, то первой реакцией рынка будет увеличение активности инвесторов. Но в условиях современной экономики это оживление будет связано с тем, что инвесторы начнут переключаться с ликвидных активов на долговые обязательства. Отсюда следует второй фундаментальный вывод: «закачивание» денег в экономику эффективно только на начальном этапе ее развития, далее подобные меры неминуемо приведут к кризису. Поэтому «лекарство», которое оказалось эффективным в предыдущие рецессии, — политика «дешевых денег», — привело к коллапсу мировой финансовой системы в 2007—2010 гг.

Теперь несколько усложним задачу и представим ситуацию, когда темп роста денежной массы не известен заранее. Центральный банк в каждый момент времени принимает решение об объеме ликвидности независимо от тех денег, которые были выпущены в обращение в предыдущем периоде. Оставляем предпосылку о том, что ЦБ «пере-

бирает» все возможные значения p с шагом 0,1 в интервале $[0; 0,99]$, при этом неизвестно, какое конкретно значение будет задано в каждом периоде.

В простейшем случае при достаточно большом масштабе системы кризис происходит всякий раз, когда превышено критическое значение вероятности. В предельном случае кризисными будут все периоды, для которых вероятность $p > p_c = 0,59$. Как следствие, распределение сильно отличается от распределения Пуассона из-за слишком маленькой дисперсии, т.е. система практически полностью детерминирована. Число кризисов будет колебаться около значения 41 за 100 периодов. Колебания обусловлены исключительно тем, что система не бесконечна. Чем больше линейный размер сети, тем быстрее будет происходить формирование перколяционного кластера при приближении системы к критической точке, т.е. разброс числа кризисов будет меньше. Если же система достаточно велика, то всегда можно с уверенностью предсказать число кризисных периодов. В предельном случае бесконечной сети число кризисов для 100 периодов всегда будет равным 41.

В реальности, однако, число кризисов не может являться почти фиксированной величиной, поэтому необходимо рассмотреть другие варианты задания p .

3.1.2. Случайные значения p

Попробуем внести элемент неопределенности в рассматриваемую выше систему. Возьмем ту же простейшую экономическую систему, где взаимодействуют агенты, не обладающие памятью. Предположим, что система практически нерегулируема и вероятность p экзогенно задается случайным образом. Пусть p — это случайная величина, равномерно распределенная от 0 до 1, которая определяется каждый год независимо от предыдущего. Согласно перколяционной теории по-прежнему верно, что кризис будет проявляться в те периоды, где превышено критическое значение $p > p_c = 0,59$.

Пусть экономика развивается на протяжении 100 периодов, в каждый из которых агенты действуют в соответствии с экзогенно заданной вероятностью. Можно ожидать, что среднее число кризисов будет стремиться к 41, но в реальности число кризисных периодов гораздо меньше. Невозможно представить экономику, которая половину времени оперирует в состоянии рецессии, поэтому полученные результаты вызывают некоторое сомнение (за исключением разве что Японии,

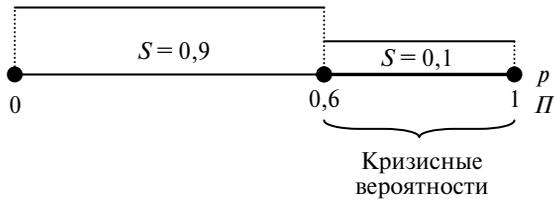


Рис. 3. Функция плотности вероятности (S обозначает площадь под функцией плотности)

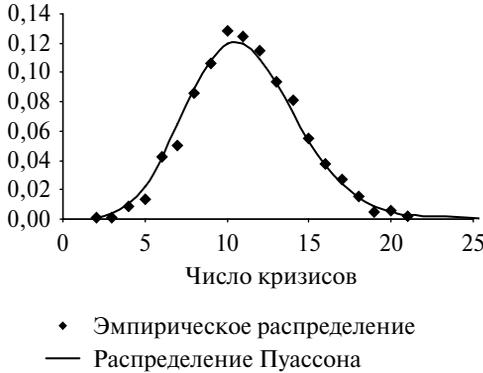
последнее десятилетие развивающейся в режиме постоянного кризиса, что в литературе называют «рецессия роста»). Неправдоподобно большое число кризисов легко скорректировать, задав другую функцию плотности вероятности случайной величины p .

Предположим, что один период равен одному году. В США за последние 30 лет было примерно три кризиса: кризис 1990-х, кризис «доткомов» (dot.com) начала 2000-х и текущий финансовый кризис, который начался в 2007 г. Учитывая априорные знания о том, что в среднем за 100 лет должно быть около 10 кризисов, и что по свойствам перколяционных моделей при $p = p_c \geq 0,59$ (для удобства будем в дальнейшем оперировать значением 0,6) проявится кризис, функцию плотности вероятности можно задать иначе (рис. 3).

Симулируем описанную выше систему, чтобы получить распределение числа кризисов (обозначим его как эмпирическое распределение, т.е. полученное в результате эксперимента). Для экспериментов была выбрана система небольшого размера 300×300 , что приводит к некоторым отклонениям от «идеального» бесконечного случая, как представляется, более близкого к реальности. Вместе с тем система достаточно велика, чтобы эти отклонения были существенны. Рассмотрим распределение числа кризисов k (число кризисов для каждого отдельного наблюдения — случайная величина), т.е. эмпирическую функцию плотности $f(t): f(K) = Pr(k = K)$, где Pr означает вероятность.

Сравним число кризисов с теоретическим. Для сравнения в основном будет использоваться распределение Пуассона. Это распределение применяется потому, что оно характерно для случайной величины, которая представляет собой число событий, произошедших за фиксированное время, при условии, что они происходят с некоторой фиксированной средней интенсивностью и независимо друг от друга (рис. 4). Полученное распределение похоже на распределение Пуассона и соответствует

Распределение числа кризисов



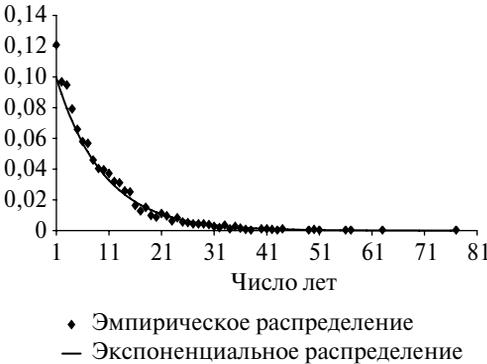
	Эмпирическое	Пуассона
Среднее	11,17	11
Дисперсия	10,08	11
Коэф. асимметрии	0,26	0,30
Коэф. эксцесса	0,03	0,09

Рис. 4. Эмпирическое распределение числа кризисов (100 периодов, $N = 300 \times 300$, 2500 наблюдений)

нашим ожиданиям о том, сколько кризисов может произойти за 10 лет. Сохраняется и неопределенность относительно числа кризисов.

Теперь обратим внимание на величину промежутка между двумя кризисами. Определим эмпирическое распределение числа лет между двумя кризисами и сравним его с экспоненциальным распределением, которое связано с распределением Пуассона (рис. 5).

Распределение числа лет между кризисами



	Эмпирическое	Экспоненциальное
Среднее	8,63	9
Дисперсия	64,84	81
Коэф. асимметрии	2,00	2
Коэф. эксцесса	6,36	6

Рис. 5. Эмпирическое распределение числа лет между кризисами (100 лет, $N = 300 \times 300$, 2500 наблюдений)

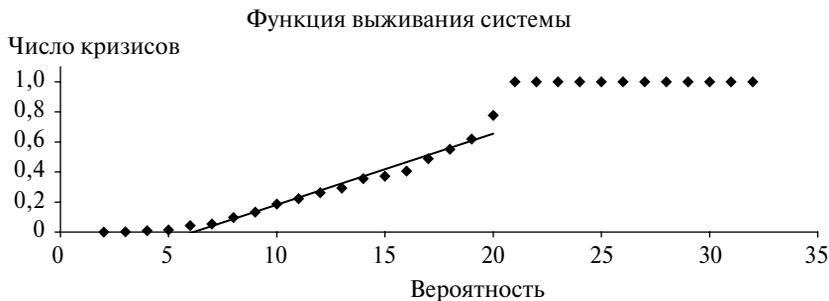


Рис. 6. Функция выживания системы (100 лет, $N = 300 \times 300$, 2500 наблюдений)

Распределение похоже на экспоненциальное, что не удивительно, если учесть тесную связь между распределением Пуассона и экспоненциальным распределением. Среднее количество лет между кризисами — 8,63 года — приблизительно соответствует числу лет между кризисами, которое мы наблюдали в последние десятилетия. (Кризис в США 1991—1992 гг., затем кризис «доткомов» в 2001—2002 гг. и, наконец, текущий кризис 2007—2010 гг.).

На основе полученных данных можно вычислить условную вероятность кризиса, если его не было в прошлом (hazard rate). Для этого необходимо из полученной функции плотности (на рис. 4) вычислить кумулятивную функцию вероятности $F(K) = Pr(k \leq K)$. Из кумулятивной функции вероятности можно получить функцию вычитания (survival function) $S(K) = 1 - F(K)$. Тогда условная вероятность кризиса $h(K) = f(K)/S(K)$.

Простая модель перколяции предсказывает системе стабильность в течение первых пяти лет (рис. 6). После этого вероятность наступления кризиса возрастает. Согласно этой модели, кризис гарантированно наступит через 20 лет после предыдущего. В промежутке между пятью и двадцатью годами вероятность наступления кризиса возрастает почти линейно (это показано на рис. 6 сплошной линией тренда).

Следует отметить, что сходство с пуассоновским процессом обеспечивается прежде всего наличием жестких предпосылок, которые были приняты. Ниже представлены некоторые попытки отойти от них.

3.2. Агенты, реагирующие с запозданием

Для того чтобы создать в модели связь между двумя соседними периодами времени, можно использовать диффузионную перколяцию (информацию о диффузионной перколяции см. в работах [3; 6]). Введем предпосылку о том, что агент «копирует» поведение d своих соседей в следующем периоде, при условии, что стратегия по покупке долга оказалась успешной (рис. 7). При этом учтем, что если в предыдущем периоде был кризис, то из-за возникшей паники агенту будет не выгодно копировать покупателей долга, поскольку эта стратегия была невыигрышной. Если же кризиса не было, то рост ликвидности и спроса на долг привел к увеличению стоимости долговых обязательств и снижению удобства от держания денег, т.е. стратегия покупки долга была успешной.

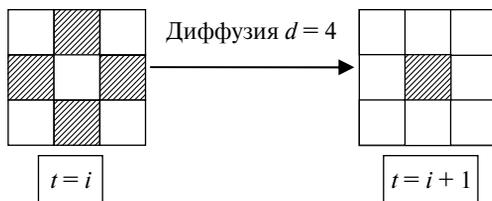


Рис. 7. Диффузионная перколяция

3.2.1. Детерминированные значения p

Обратимся к ситуации, когда центральный банк «вливает» деньги в экономику, т.е. значение p увеличивается от 0 до 1 с шагом 0,01 (рис. 8). Для каждого периода была подсчитана доля агентов, купивших долговые обязательства v . Полученная величина была сравнена с перколяционной вероятностью p . Эксперимент проводился при значении параметра $d = 3$, поскольку это промежуточное значение между 2 и 4. После этого был применен процесс одношаговой диффузии. Если обратиться к экономическим терминам, агенты, соседи которых успешно купили долг в предыдущем периоде, применили стратегию покупки в текущем периоде.

Можно отметить очень интересный результат. В системе, сконструированной таким образом, очень рано возникает перколяцион-

Сравнение априорной вероятности (p)
и доли покупателей долга (v) среди инвесторов

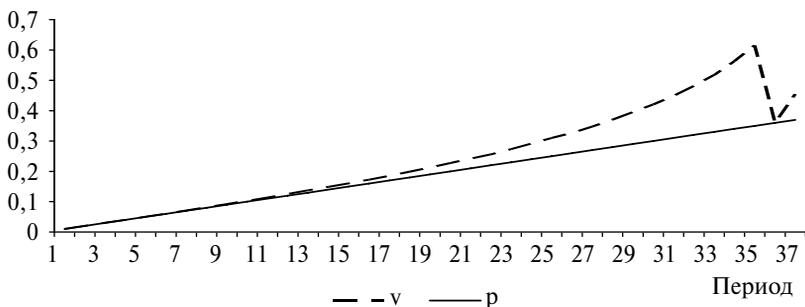


Рис. 8. Сравнение доли покупателей долга (v) и перколяционной вероятности (p) для сети размера 500×500 , $d = 3$

ный кластер, т.е. кризис. Пока экономика находится в «благоприятном» положении, т.е. ликвидности недостаточно для начала кризиса, стратегия покупки долгов очень успешна. По этой причине все меньше агентов обращает внимание на экономическую ситуацию и копирует выигрышное поведение своих соседей, т.е. большинство экономических агентов ведет себя иррационально. Описанный процесс подстегивает сам себя, потому что инвесторы копируют поведение соседей, которые его в предыдущем периоде тоже копировали. Инвесторы теряют из вида реальные экономические ориентиры, которые в данной простой системе представлены уровнем ликвидности. На рис. 9 это отражается как увеличивающийся разрыв между значением перколяционной вероятности и долей покупателей кризиса.

Несмотря на увеличение объема ликвидности со стороны ЦБ, экономика быстро выходит из кризиса, «откатывается» назад благодаря временному отказу агентов от покупки долга. Система выходит из кризиса самостоятельно. Если центральный банк, действующий в этой выдуманной экономике, примет данный факт как знак успешности своей макроэкономической политики и несмотря на случившееся продолжит политику «дешевых денег», экономика вновь упадет в кризисное состояние. По мере увеличения объема ликвидности кризисы станут все более затяжными, а «спокойные» периоды между ними короче. В экономике проявятся «квазициклы», включающие спады и подъемы деловой активности, но не имеющие отношения к реальной экономической ситуации. Эта обнаруженная цикличность связана исключи-

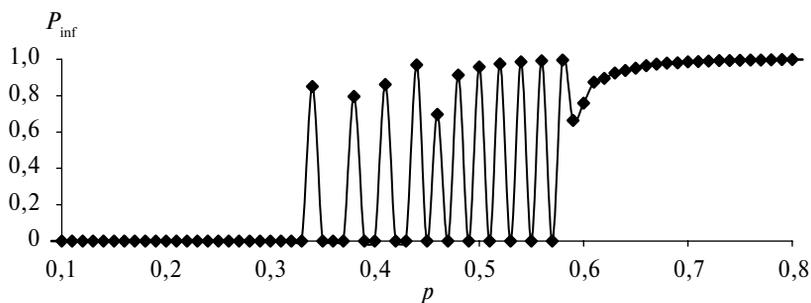


Рис. 9. Вероятность попадания инвестора в перколяционный кластер для сети размером 500×500 , $d = 3$

тельно с тем, что инвесторы не способны оценить реальное состояние экономики. Экономические агенты «теряют ориентацию», подражая друг другу, а центральный банк, по сути, уже не в состоянии контролировать экономику. Даже если эмиссия денег резко снизится, экономика все равно может впасть в кризис. Причем подобные колебания могут наблюдаться и в том случае, если эмиссия системы каждый год одинакова. Например, по нашим оценкам, для сети размером $N = 128 \times 128$ при значении параметра $d = 3$ и ежегодном значении априорной вероятности $p = 0,31$ кризис будет происходить приблизительно каждые 10 лет, т.е. в системе будет наблюдаться цикл финансового рынка. Движущей силой подобного цикла становится иррациональное подражание, свойственное инвесторам. Желая заработать не меньше, чем их соседи, они отвлекаются от реальных экономических показателей. В случае если центральный банк эмитирует деньги, увеличивая значение p , циклы перестают быть стабильными и становятся более частыми. Отсюда можно сделать вывод, что даже если дополнительная эмиссия помогла быстро вывести экономику из спада, это вовсе не означает, что достигнута стабильность. Это может означать только то, что экономика сделала еще один шаг на пути к полному коллапсу.

3.2.2. Случайные значения p

Интересно изучить поведение системы на примере отдельного эксперимента, если в экономике не наблюдается стабильной эмиссии ликвидности. Для этого было сгенерировано 100 значений p случайным образом (рис. 10).

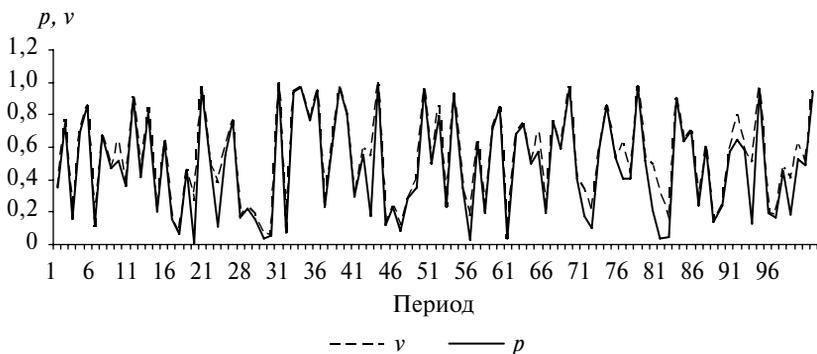


Рис. 10. Сравнение перколяционной вероятности и доли покупателей долга (100 периодов, $N = 300 \times 300$, $d = 3$)

Отметим, что такое поведение ведет к тому, что несколько периодов «достаточно высокого» роста ликвидности очень быстро приводят к спаду. Подобная связь между периодами делает систему более хрупкой. Сколь бы «надежна» ни была система в текущем периоде — если ей предшествовали годы «процветания», то она не сможет избежать кризиса. Причем чем дольше длится «благоприятный» период, когда инвесторы могут зарабатывать на росте стоимости долга, тем больше агентов копируют своих соседей, не обращая внимания на реальную экономическую ситуацию. Уместно вспомнить пример Кейнса про конкурс красоты, участники которого пытаются определить не самое красивое лицо, а лицо, которое покажется наиболее привлекательным остальным участникам [13].

Перколяционная теория подсказывает, что эффект нестабильности тем сильнее, чем меньше значение d , т.е. чем больше инвесторов копируют поведение окружающих.

Обратимся теперь к распределению числа кризисов для описанной выше системы, если значение p задано случайным образом извне и распределено равномерно в промежутке $[0; 1]$. (Здесь в силу ограниченных возможностей используемой техники рассматривалась сеть размером 128×128 .) Вновь условно обозначим один период как год. Поскольку для динамической модели нет критического значения вероятности, функция плотности была подобрана экспериментальным путем (рис. 11).

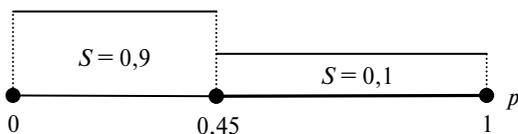
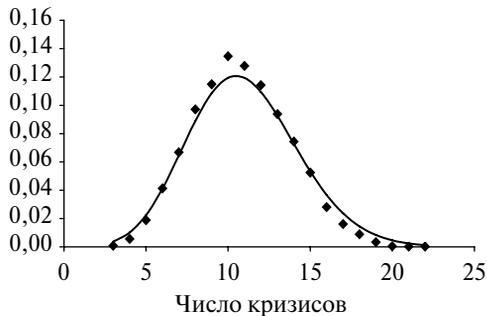


Рис. 11. Функция плотности вероятности (S обозначает площадь под функцией плотности)

Распределение числа кризисов



- ◆ Эмпирическое распределение
- Распределение Пуассона

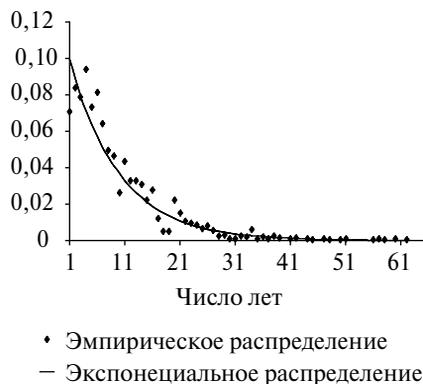
	Эмпирическое	Пуассона
Среднее	10,78	11
Дисперсия	8,53	11
Коеф. асимметрии	0,19	0,30
Коеф. эксцесса	-0,03	0,09

Рис. 12. Эмпирическое распределение числа кризисов (100 периодов, $N = 300 \times 300$, 2500 наблюдений)

Как и ожидалось, после того как агенты в системе стали обладать свойством памяти, распределение стало отличным от распределения Пуассона (рис. 12). Пик полученного распределения выше, чем у распределения Пуассона, распределение несимметрично. Экономика уже не может быстро замедлиться, период оживления не может смениться периодом «затишья», как это было в предыдущих случаях, поэтому разброс числа кризисных периодов стал меньше. Чем больше «мимикрирующих» агентов, тем более уязвима система, больше число кризисов и более необратимым становится процесс приближения к коллапсу. Как подсказывает теория, уменьшение параметра d приведет к увеличению числа кризисных периодов и сделает экономику еще более «неповоротливой».

Распределение числа лет между кризисами похоже на экспоненциальное. Однако можно наблюдать больше отклонений, чем в случае отсутствия у агентов памяти (рис. 13).

Распределение числа лет между кризисами



	Эмпирическое	Экспоненциальное
Среднее	9,38	9
Дисперсия	68,73	81
Коеф. асимметрии	2,00	2
Коеф. эксцесса	5,74	6

Рис. 13. Эмпирическое распределение числа лет между кризисами (100 лет, $N = 128 \times 128$, 2500 наблюдений)

Наконец, рассмотрим условную вероятность наступления кризиса, если до этого его не было (рис. 14). График демонстрирует интересный результат. Как и в случае простой перколяции, система стабильна в течение пяти лет, но вероятность наступления кризиса увеличивается до единицы за 15 лет (в простой модели, напомним, за 20), хотя в обеих моделях последняя примерно одинакова. Если в случае простой модели перколяции зависимость между вероятностью кризиса и числом лет «благополучия» была почти линейной, то сейчас она имеет скорее

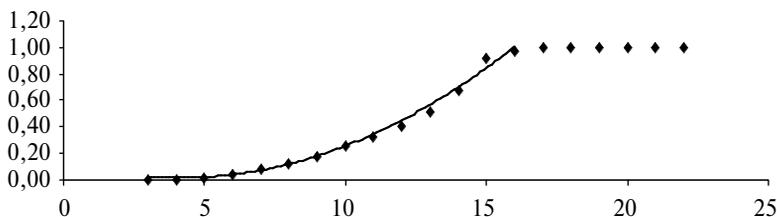


Рис. 14. Функция выживания системы (100 лет, $N = 128 \times 128$, 2500 наблюдений)

полиномиальный характер. На этом основании можно сделать вывод, что чем дольше сконструированная таким образом система пребывает в состоянии процветания при отсутствии должного государственного регулирования, тем быстрее она может обрушиться.

Заключение

В работе представлена перколяционная модель поведения участников на финансовом рынке. Дается краткое описание модели поведения инвесторов на финансовом рынке, разработанной профессором А.Д. Смирновым и фиксирующей внимание на процессе накопления ликвидности, которая не трансформируется в инфляцию. Рассматривая объем избыточной ликвидности как главную характеристику финансового рынка, автор предлагает использовать модель перколяции для описания поведения отдельных инвесторов.

В рамках этой модели был проведен ряд экспериментов, и несмотря на свою простоту, модель продемонстрировала несколько интересных эффектов. Так, если центральный банк «накачивает» экономику деньгами, это неизбежно приводит к коллапсу системы. Если агенты в модели не обладают памятью, то распределение числа кризисов подчиняется пуассоновскому процессу. Между тем память агентов может быть добавлена в модель с помощью механизма диффузионной перколяции. В результате экономика станет гораздо более хрупкой, поскольку благоприятные прошедшие периоды будут оказывать влияние на поведение инвесторов в текущем периоде. Часть инвесторов начнут вести себя абсолютно нерационально, не обращая внимания на реальную экономическую ситуацию. Тогда, в случае постоянной эмиссии, система гораздо раньше впадет в кризис и может стать практически неконтролируемой.

Проведенные эксперименты доказывают, что модель перколяции применима для моделирования поведения финансового рынка, поскольку при ее использовании проявляются свойства, характерные для реальной экономической системы. Были получены некоторые эффекты, которые наблюдаются в реальной экономике. Например, в модели сформировались «квазициклы» деловой активности.

Конечно, модель поведения инвестора нельзя напрямую приложить к экономической ситуации в том виде, в каком она сформулирована в данной статье, поскольку в модели заложены очень жесткие

ограничения и используются нереалистичные предпосылки. Но полученные результаты подсказывают, что при должном развитии перколяционная модель может стать весьма полезным инструментом для анализа финансового рынка.

Источники

1. *Смирнов А.Д.* Глобальный долг: погашение или кризис? WP2/2008/01. М.: ГУ ВШЭ, 2008а.
2. *Смирнов А.Д.* Кредитный пузырь и кризис: модель перколяции финансового рынка // Вестник Российской академии естественных наук. 2008б. Т. 8. № 2. С. 90—100.
3. *Adler J., Aharony A.* Diffusion Percolation. I: Infinite Time Limit and Bootstrap Percolation // Journal of Physies. A: Mathematical and General Physies. 1988. No. 21. P. 1387—1404.
4. *Aharony A., Stauffer D.* Introduction to Percolation Theory. Cambridge, 1994.
5. *Broadbent S.R., Hammersley J.M.* Percolation Processes. I, II // Mathematical Proceedings of the Cambridge Philosophical Society. 1957. No. 53. P. 629—645.
6. *Bunde A., Kandelhardt J.* Diffusion and Conduction in Percolation Systems — Theory and Applications. 2005. URL: <http://www.uni-giessen.de/physik/theorie/theorie3/publications/JWK-Springer1.pdf>
7. *Cochrane J.* How Did Paul Krugman Get it So Wrong? URL: <http://modeled-behavior.com/2009/09/11/john-cochrane-responds-to-paul-krugman-full-text/>
8. *Cont R., Bouchaud J.P.* Herd Behavior and Aggregate Fluctuations in Financial Markets // Macroeconomic Dynamics. 2000. No. 4. P. 543—550.
9. *Flory P.J.* Molecular Size Distribution in Three Dimensional Polymers // Journal of American Chemical Society. 1941. No. 63. P. 3083—3090.
10. *Gould H., Tobochnik J., Christian W.* An Introduction to Computer Simulation Methods: Application to Physical Systems. 3rd ed. Ch. 12. Addison-Wesley, 2007.
11. *Hoshen J., Kopelman R.* Percolation and Cluster Distribution. I. Cluster Multiple Labeling Technique and Critical Concentration Algorithm // Physical Review. 1974. No. 14. P. 3438—3445.
12. International Monetary Fund. Global Financial Stability Report: New Challenges to Stability and Building a Safer System. URL: <http://www.imf.org/external/pubs/ft/gfsr/2010/01/index.htm>
13. *Keynes J.M.* The General Theory of Employment, Interest and Money. N.Y.: Palgrave Macmillan, 2007. URL: <http://www.humanities.edu.ru/db/msg/6442>

14. *Krugman P.* How Did Economists Get It So Wrong? // The New York Times. 2009a. Sept. 2.
15. *Krugman P.* Robins Memorial Lecture. London School of Economics. 2009b. June 8.
16. *Sornette D., Stauffer D.* Self-Organized Percolation Model for Stock Market Fluctuations // *Statistical Mechanics and its Applications*. 1999. Vol. 271. Iss. 3—4. P. 496—506.

© Пименова И.В., 2011

Т.Д. Полиди
Научный
руководитель —
А.А. Фридман
Кафедра
микроэкономического
анализа

Оптимальное управление земельными ресурсами в городах

В условиях растущего спроса на жилую недвижимость во многих современных городах существует проблема нехватки земли для жилищного строительства. Редко удастся решить эту проблему путем расширения границ города. В настоящей статье автором предложена модель, на основании которой сделаны выводы относительно оптимальной политики в области управления ограниченными земельными ресурсами в городах.

Введение

Рынок недвижимости имеет ряд особенностей. Продуктом на этом рынке является объект недвижимости, который относится к продуктам длительного пользования. Один из основных ресурсов, необходимых для производства (строительства) объектов недвижимости, — это свободная земля. Во многих городах данный ресурс является истощаемым, что происходит по целому ряду причин. Например, если границы города четко определены из-за того, что вокруг него плотно расположены поселения, которые невозможно перенести (Москва, Санкт-Петербург). Или в случае, когда значительная часть территорий города является природоохранной зоной (леса федерального значения, расположенные в городе Геленджик, занимают 87,6% городских земель [1]). Или в случае, когда город (или район) не может экстенсивно расширяться по причине своего территориального расположения (Манхэттен, Нью-Йорк, США) (на полуострове, острове). Возможна и ситуация, когда у города нет потребности в экстенсивном расширении, а существует необходимость интенсивного расширения в целях повышения энергоэффективности (Пермь). В таких городах существует проблема ограниченности запасов свободной земли. Однако следует отметить, что этот ресурс нельзя считать абсолютно истощаемым, так как любой объект недвижимости всегда можно снести, и участок

земли из статуса застроенного перейдет в статус свободного, пополнив общих запас свободной земли в городе. Мы будем рассматривать свободную землю как ограниченный, но возобновляемый ресурс.

В России существует федеральная программа «Жилище 2002—2010», направленная на улучшение жилищных условий граждан. Одним из направлений этой программы является экстенсивное расширение городов, которое поможет решить проблему недостатка жилья. Но как отмечено выше, ряд городов не имеют такой возможности либо сама стратегия является неэффективной, поэтому необходимо понять, каким образом должна решаться в них проблема нехватки жилья. В связи с этим данная работа крайне актуальна как для российских, так и для зарубежных городов. В статье представлена модель оптимального управления городскими земельными ресурсами.

Работа состоит из четырех разделов. В первом разделе рассматриваются различные модели истощаемых ресурсов, на основе которых разрабатывается методология исследования. Второй раздел посвящен обзору работ, в которых анализируются рынки земли и недвижимости. В третьем разделе представлена методология исследования, а также базовая модель. В четвертом разделе проанализированы полученные результаты и рассмотрены различные модификации базовой модели, которые могут стать предметом дальнейшего изучения.

1. Модели истощаемых ресурсов

Одной из первых теоретических работ, посвященных теме истощаемых ресурсов, стала классическая работа Хотеллинга [8] «The economics of Exhaustible Resources». Он показал, что при эффективном использовании истощаемых ресурсов чистая цена (цена минус предельные издержки добычи) растет на $r\%$ (норма дисконтирования) в каждый момент времени. Динамика добычи истощаемого ресурса соответствует этому правилу на конкурентном рынке. Если же на рынке существует монополия на добычу, то на равновесной траектории добычи чистая предельная выручка (за вычетом предельных издержек) растет с темпом $r\%$ и монополист максимизирует приведенную стоимость будущей прибыли.

Многие истощаемые ресурсы являются ресурсами (продуктами) длительного пользования. К ним относится большинство драгоценных металлов, камней, а также медь, алюминий и другие негорючие минералы.

Существует ряд работ, в которых авторы построили модели истощаемых ресурсов и модели истощаемых ресурсов длительного пользования, объясняющие более медленное по сравнению с конкурентным рынком производство монополиста. Вайнштейн и Цекхаузер [18], а затем Стиглиц [17] показали, что монополист склонен снижать (повышать) объемы добычи относительно конкурентного рынка, если эластичность спроса на ресурс является возрастающей (убывающей) функцией от времени. Дасгупта и Хил [6] пришли к выводу, что такое поведение монополиста имеет место, если абсолютное значение эластичности спроса является возрастающей (убывающей) функцией от объема выпуска.

Мэлюг и Солоу [12] обратили внимание на проблему динамической согласованности производственного плана монополиста. Результаты анализа показали, что монополист в равновесии будет производить продукт медленнее, чем при конкуренции, в итоге общий объем добычи также будет ниже в последний период. В каждый момент времени объем добычи монополии ниже, чем эффективный.

По мнению Левари и Пиндайка [11], простая версия правила Хотеллинга имела небольшой успех в объяснении реальной эволюции цен. Цены большинства истощаемых ресурсов не росли постепенно в течение времени, а напротив, демонстрировали длительные спады или чаще падали в течение долгого времени, а затем начинали расти, приобретая U-образную форму.

Поскольку многие виды истощаемых ресурсов относятся к продуктам длительного пользования¹, спрос на них зависит от объемов, находящихся в обращении, а не от объемов производства (добычи), и, кроме того, от ожидаемых и текущих цен. Наилучшие примеры таких ресурсов — это бриллианты, золото, серебро, другие драгоценные металлы, однако, по мнению авторов, характер длительности использования имеют также медь и другие недрагоценные металлы.

Левари и Пиндайк показали, что для ресурса длительного пользования правило Хотеллинга выполняется, но результаты, которые из него следуют, являются нереалистичными, если издержки добычи постоянны (неограниченный объем добычи в первый момент приводит объем ресурса в обращении к максимальному уровню), и из него не следует,

¹ Свойства некоторых ресурсов допускают их повторное использование, которое сопряжено с издержками в отличие от ресурсов длительного пользования. См. об этом: [14].

что цена всегда будет расти. В частности, цена всегда падает для случая неизнашиваемого ресурса длительного пользования и постоянного спроса, и динамика цен имеет U-образную форму для изнашиваемого ресурса длительного пользования и (или) растущего спроса.

В работе Хартвика [7] в центре внимания находится факт, что равновесие характеризуется правилом $r\%$ -ного роста потоков стоимости капитала за вычетом предельных издержек добычи. Автор рассматривает конкурентную среду. Так как стоимость капитала — это сумма дисконтированных цен всех будущих периодов, а рента (цена минус предельные издержки) определяется в одном периоде, то классическое правило Хотеллинга является частным случаем $r\%$ -ного правила для истощаемых ресурсов длительного пользования.

В работе [7] представлена модель, определяющая оптимальную траекторию добычи ресурса, на которой либо максимизируется общественное благосостояние ($B(D(t))$ — функция полезности), либо конкурентный рынок находится в равновесии ($B(D(t))$ — функция выручки конкурентного производителя).

$$\max_R \int_0^T e^{-rt} [B(D(t)) - C(R(t), S(t))] dt,$$

$$\text{s.t. } \dot{S}(t) = -R(t),$$

$$\dot{D}(t) = R(t) - \delta D(t),$$

где $R(t)$ — текущий объем добычи в момент времени t ;

$B(D(t))$ — выгоды от использования ресурса в момент времени t ;

$S(t)$ — доступный запас ресурса в момент времени t (под землей);

$D(t)$ — объем ресурса в обращении в момент времени t (над землей):

$$D(t) = \int_0^t e^{(t-s)\delta} R(s) ds;$$

$C(R(t), S(t))$ — издержки добычи, $C_R > 0$, $C_{RR} > 0$, $C_S < 0$ (чем меньше доступный для добычи запас ресурса, тем выше издержки его добычи);

δ — норма амортизации (износа).

Функция Гамильтона в оценке по текущей стоимости имеет следующий вид:

$$H = B(D(t)) - C(R(t), S(t)) + \varphi(t)(-R(t)) + \mu(t)(R(t) - \delta D(t)).$$

(i) Случай *недолговечного ресурса* $R(t) = D(t)$ и $\dot{D}(t) = 0$.
Получаем классическое $r\%$ -ное правило:

$$(B_R(t) - \dot{C}_R(t)) - r(B_R(t) - C_R(t)) - C_S(t) = 0. \quad (1)$$

(ii) Случай ресурса *совершенной долговечности* ($\delta = 0$).

$$\dot{C}_R(t) - rC_R(t) + B_D(t) + C_S(t) = 0. \quad (2)$$

Так как $\mu(t)$ — это теневая цена $D(t)$ (ресурса над землей) и $\varphi(t)$ — это соответствующая теневая цена $S(t)$ (ресурса под землей), то $\mu(t) - C_R(t)$ — это чистая цена запаса одной единицы ресурса над землей. Уравнение (2) — это модифицированное $r\%$ -ное правило в ценах запаса.

(iii) Случай *средней долговечности* ($0 < \delta < 1$).

$$\dot{C}_R(t) - rC_R(t) + B_D(t) + C_S(t) - \delta\mu(t) = 0. \quad (3)$$

Это уравнение интерпретируется как обобщенное модифицированное $r\%$ -ное правило.

$$V(t) = \int_0^{\infty} e^{-r(s-t)} [B_D(s)e^{-\delta(s-t)}] ds - C_R(t) -$$

чистая стоимость единицы извлеченного ресурса, убывающая с темпом δ ,

где $B_D(s)$ — текущая рентная цена или ценовой поток;

$C_R(t)$ — предельные издержки добычи.

$$V^G(t) = \int_0^{\infty} e^{-r(s-t)} [B_D(s)e^{-\delta(s-t)}] ds -$$

валовая стоимость единицы извлеченного ресурса (приведенная стоимость, или цена актива по теории И. Фишера).

Учитывая, что $V^G(t) = \mu(t)$, $\dot{V}(t) - rV(t) = 0$ показывает $r\%$ -ное правило для чистой цены запаса, а $\dot{V}(t) - rV(t) - C_S(t) = 0$ — $r\%$ -ное правило с поправкой на эффект запаса (увеличение издержек добычи с уменьшением запаса ресурса).

В случае совершенной долговечности ресурса, по мере того как запасы добытых ресурсов (над землей) увеличиваются, рента $B_D(D(t))$ падает (при условии постоянного спроса). Одновременно падает и стоимость капитала или цена запаса $V^G(t)$, если начальный запас S_0 велик относительно спроса. Если S_0 мал относительно спроса, то к

последнему периоду добычи предельная прибыль $V^G(t) - C_R(t)$ вырастет, а текущие объемы добычи упадут до нуля.

В случае средней долговечности ($0 < \delta < 1$) рента и цена могут падать на ранних этапах добычи, а затем начинать расти по мере исчерпания ресурса, динамика цен имеет U-образную форму.

2. Модели рынков недвижимости

Существует большое количество работ, посвященных изучению рынков недвижимости, как макроэкономических, так и микроэкономических. Предметом исследований макроэкономистов является воздействие на рынок недвижимости таких факторов, как инфляция, ставка процента, доходы населения, структура и уровень налогов, уровень ВВП, безработица, структура экспорта и импорта. Объект недвижимости может быть не только местом проживания, но и спекулятивным активом. В периоды быстрого роста цен на недвижимость (связанного, например, с ростом инвестиционного спроса, что характерно для экспортоориентированных экономик) она становится объектом спекуляций. Помимо этого функционирование рынка недвижимости тесно связано с функционированием финансового, в частности банковского, сектора, поскольку в развитых странах сделки с недвижимостью финансируются, как правило, при помощи заемных средств. В силу данных обстоятельств рынок недвижимости оказывается весьма зависимым от колебаний макроэкономических показателей.

В работе Потербы [13] рассматривается влияние изменения ожидаемой инфляции и налоговой политики на реальные цены на недвижимость и равновесный объем жилого фонда. Для этого строится модель рынка актива для рынка жилья, не сдаваемого в аренду. Рациональный покупатель считает, что цена дома равна дисконтированной ценности будущего потока услуг, которые он получит от эксплуатации дома. Ценность этих услуг зависит от общего объема жилого фонда в будущем, так как предельная ценность от использования одной жилой единицы убывает с увеличением совокупного объема жилья. Таким образом, текущие цены на жилье зависят от ожидаемых объемов строительства. В данной модели предполагается, что агенты обладают совершенным предвидением. Автор особо отмечает, что в его анализе ценой недвижимости является именно цена дома, а не цена композитного блага «дом + земля».

Спрос на жилье HS^d зависит от ставки арендной платы R так, что $HS^d = f(R)$, $f'_R < 0$. Предложение жилья обусловлено производственной функцией $HS^s = h(H)$. Так как в краткосрочном периоде объем жилого фонда H фиксирован, то равновесная ставка арендной платы определяется из условия равенства спроса и предложения $HS^d = HS^s$. Отсюда $R = R(h(H))$, $R' < 0$, где R — обратная функция спроса. Таким образом, $R(H)$ является предельной ценностью услуг, произведенных жильем объема H .

Индивиды будут приобретать жилье, пока предельная ценность услуг жилья не станет равной их издержкам. В своем анализе Потерба [13] предполагает, что жилье изнашивается с постоянным темпом δ и требует издержек по содержанию и ремонту в размере доли k от его текущей стоимости. Далее, недвижимость облагается налогом по ставке μ , помимо этого каждый индивид обязан платить подоходный налог θ , при этом налог на недвижимость вычитается из базы подоходного налога. Каждый агент имеет возможность занимать и давать в долг любую сумму денег по номинальной ставке процента i . Таким образом, издержки, которые несет владелец дома, составляют долю ω от его реальной стоимости Q , где

$$\omega = (\delta + k + (1 - \theta)(\mu + i) - \pi_H). \quad (4)$$

Темп роста номинальных цен на недвижимость π_H равен сумме общей инфляции π и темпа роста реальных цен на недвижимость π_Q , где $\pi_Q = \dot{Q}/Q = \pi_H - \pi$.

Из данной модели следует, что рост инфляции приводит к снижению издержек по пользованию жильем, так как процентные платежи по ипотеке вычитаются из налогооблагаемой базы, а доход от владения недвижимостью, выраженный в приросте ее реальной цены, налогом не облагается.

$$\frac{d\omega}{d\pi} = (1 - \theta) \frac{di}{d\pi} - \frac{d\pi_H}{d\pi}. \quad (5)$$

Поскольку в стационарном состоянии $d\pi_H = d\pi$, то из (5) следует, что $\frac{d\omega}{d\pi} < 0$, если $\frac{di}{d\pi} < \frac{1}{1 - \theta}$.

Итак, динамика рынка недвижимости в модели Потербы [13] описывается следующими дифференциальными уравнениями:

$$\dot{H} = \varphi(Q) - \delta H, \quad (6)$$

$$\dot{Q} = -R(H) + vQ,$$

где $I = \varphi(Q)$, $\varphi'(Q) > 0$ — совокупные инвестиции в строительство,

$$v = \delta + k + (1 - \theta)(\mu + i) - \pi.$$

Точка A — исходное стационарное состояние (H^*, Q^*) . В момент, когда происходит инфляционный шок, реальная цена скачком увеличивается до \bar{Q} , поскольку H^* остается неизменным. Затем система движется по траектории BB' к новому стационарному состоянию B' , в котором и реальная цена недвижимости, и объем жилого фонда больше, чем в исходном состоянии.

Если ожидания агентов являются статичными, то они полагают, что объем жилого фонда останется неизменным, и в этом случае реальная цена вырастет до \bar{Q} (см. рис. 1).

Модель Потербы [13] объясняет строительный бум середины 1970-х гг. в США, когда рост инфляции привел к росту реальных цен на недвижимость, к значительному увеличению инвестиций в строительство и наращиванию объема жилого фонда.

В работе Чамберса, Гарига и Шлагенхуафа [5] изучается влияние структуры ипотечного контракта на выбор заемщиком конкретно-

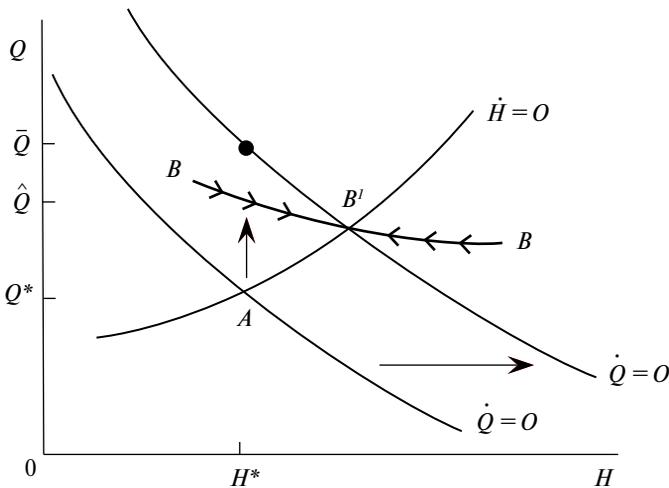


Рис. 1. Эффект снижения издержек по пользованию жильем

Источник: [13].

го типа ипотеки, а также на экономику в целом. Поскольку объект недвижимости является весьма крупной покупкой, то для домохозяйства очень важен способ финансирования этой сделки, так как от него зависит распределение расходов между потреблением и сбережениями. В то же время инвестиции в недвижимость составляют около половины совокупных частных инвестиций, а объемы ипотеки — около 2/3 ВВП в развитых странах, что обуславливает важность способов финансирования сделок с недвижимостью для экономики в целом. Все типы ипотечных контрактов различаются по размеру и периодичности платежей, структуре платежей (процент по кредиту и погашение основного долга), размеру первоначального взноса и сроку кредита. Авторы показали, что от выбора конкретного типа ипотечного контракта зависит объем сделок по покупке жилья, объем инвестиций в строительство. В свою очередь, изменения в совокупном объеме задолженности по ипотечным кредитам и в совокупном спросе на жилье оказывают влияние на ставку процента и цену аренды жилья.

Существует небольшое число теоретических работ, описывающих функционирование рынков земли, аренды или приобретения жилья и строительного рынка с точки зрения управления ограниченными запасами земли в городе.

В работе Сина [15] представлена многопериодная модель равновесия рынков земли, аренды и строительного рынка, которая объясняет причины существования свободных земель в городских зонах. Основными предпосылками модели являются бесконечный временной горизонт, зависимость от времени функция спроса на аренду жилья, необратимость инвестиций в недвижимость (невозможность сноса), совершенная долговечность недвижимости (отсутствие износа), свободный выбор плотности новой застройки, полное предвидение всех принимающих решения участников рынка и данный начальный запас земли.

Модель определяет траектории потребления свободной земли и предельной капиталоемкости земли (инвестиции на единицу потребления земли), при которых максимизируется общественное благосостояние (приведенная стоимость всех будущих потоков арендной платы за вычетом капиталовложений). Переменными состояниями являются запас свободной земли и объем жилого фонда (запас жилых единиц). Основной вывод модели состоит в том, что оптимальное решение — это постепенное вовлечение свободных земель в оборот. Так как спрос

на аренду жилья постоянно растет, а жилой фонд не изнашивается и решение о плотности застройки является необратимым (если земля застроена, то она больше никогда не сможет быть использована для другой застройки с возможной другой плотностью), то оптимально и с общественной, и с частной точек зрения сначала застраивать часть доступной земли с маленькой плотностью, а оставшиеся земли сохранить для будущей застройки с высокой плотностью. Начальный запас свободной земли будет истрачен только асимптотически. Таким образом, по мере постепенного расходования запаса свободной земли в городах нарастает плотность застройки, что отвечает требованиям растущего спроса на аренду жилья. Иными словами, по мнению авторов, наличие незастроенных земель является требованием эффективности в условиях необратимости инвестиций в строительство и растущего спроса, а не следствием спекулятивного поведения их владельцев (в условиях быстрого роста цен доходность земли может значительно превышать доходность финансовых активов). Но объем свободной земли в каждый момент времени может быть все-таки больше Парето-оптимального в силу искажающего налогообложения доходов. Подоходный налог способствует излишнему спекулятивному мотиву, так как сбережения более выгодно вкладывать в недвижимость, чем в другие капитальные блага. В работе показано, что компенсировать это можно введением дополнительного налога на собственность в виде недвижимого имущества.

Койшниц и Нильсен [10] в своей работе показали, что отказ от предпосылки необратимости инвестиций и отсутствия износа объектов жилой недвижимости приводит к другим результатам. Авторы предполагают, что по мере износа жилого фонда часть земель снова становится доступной для нового строительства с любой плотностью. В таком случае сохранение свободной земли не имеет смысла, т.е. земля будет застраиваться в короткий период: свободная земля в городе — лишь временное явление. В виду растущего спроса на жилье средняя плотность застройки будет всегда расти.

3. Методология исследования и модель

Как следует из обзора литературы, в рамках экономики истощаемых ресурсов были изучены следующие вопросы:

- динамика цен на истощаемые ресурсы на равновесной траектории (правило Хотеллинга и его модификации);

- влияние структуры рынка на равновесную траекторию добычи истощаемого ресурса (сравнение монопольной и конкурентной структур рынка).

В ходе анализа экономисты использовали модели в дискретном и в непрерывном времени. В настоящей работе применяются методы моделирования, аналогичные тем, которые использованы в работах Левари и Пиндайка [11], а также Хартвика [7]. В отличие от существующих моделей, описывающих функционирование рынков земли, аренды или приобретения жилья и строительного рынка, в рамках нашей модели рассматривается не только процесс исчерпания ограниченных земельных ресурсов, но и процесс пополнения их запаса. Таким образом, переменная сноса обветшавшего жилья в нашем анализе становится переменной управления, в отличие от модели Койшнига и Нильсена [10].

Рассмотрим задачу поиска оптимальных траекторий нового строительства и сноса обветшавшего жилья в городе с ограниченными земельными ресурсами.

В данной модели предполагается однофакторная технология: в качестве единственного фактора производства жилых единиц выступает земля L . В отличие от модели Сина [15] предполагается, что жилой фонд со временем изнашивается с постоянным темпом δ . Совокупный объем жилого фонда H пополняется в каждый момент времени за счет нового строительства N и убывает в силу износа δH . Издержки строительства новых жилых единиц C_N линейно возрастают с увеличением объемов строительства, т.е. предельные издержки строительства постоянны во времени. Запас свободной земли ограничен и составляет L_0 , но он может пополняться за счет сноса обветшавшего жилья $\delta\beta H$. Снос старого жилья сопряжен с издержками C_H , и предельные издержки сноса также являются постоянными. Таким образом, земля представляет собой возобновляемый ресурс, или ресурс, который можно повторно использовать, но эта возможность ограничена объемами сноса $\delta\beta H$. В нашей модели средняя плотность застройки $\theta = \frac{1}{\alpha} = \frac{H}{L}$ задана экзогенно и является постоянной во времени.

В каждый момент времени функция общественного благосостояния выглядит следующим образом:

$$W(t) = U(H(t)) - C_H(\delta\beta(t)H(t)) - C_N(N(t)),$$

где $U(H(t))$ — функция полезности (непрерывная, дифференцируемая функция $U' > 0$, $U'' < 0$; в качестве частного случая можно рассмотреть случай линейного спроса, для которого $U(H(t)) = nH(t) - m(H(t))^2$); $C_H(\delta\beta(t)H(t)) = b\delta\beta(t)H(t)$ — линейная функция издержек сноса; $C_N(N(t)) = cN(t)$ — линейная функция издержек строительства.

Оптимальные траектории сноса $\{\beta\}$ и нового строительства $\{N\}$ выбираются таким образом, чтобы максимизировать общественное благосостояние на временном интервале $(0, \infty)$.

$$\max_{N, \beta} \int_0^{\infty} (U(H_t)e^{(\gamma-r)t} - (C_H(\delta H_t \beta_t) - C_N(N_t))e^{-\alpha t}) dt,$$

$$\text{s.t. } \dot{H}_t = N_t - \delta H_t,$$

$$\dot{L}_t = -\alpha N_t + \alpha \delta H_t \beta_t,$$

$$H(0) = H_0, L(0) = L_0, H \geq 0, 0 \leq \beta \leq 1, N \geq 0,$$

где γ — темп роста спроса (константа);

r — дисконт фактор;

H, L — переменные состояния;

N, β — переменные управления.

Для решения задачи выпишем функцию Гамильтона в оценке по приведенной стоимости и необходимые условия оптимума:

$$H = (U(H_t)e^{(\gamma-r)t} - (C_H(\delta\beta H) - C_N(N))e^{-\alpha t}) + \varphi_1(N - \delta H) + \varphi_2(-\alpha N + \alpha H\delta\beta).$$

Необходимые условия:

1) дифференциальные уравнения для переменных состояния

$$\dot{H}_t = N_t - \delta H_t,$$

$$\dot{L}_t = -\alpha N_t + \alpha \delta H_t \beta_t;$$

2) дифференциальные уравнения для сопряженных функций

$$\dot{\varphi}_1 \leq \frac{\partial H}{\partial H} \text{ и } = 0, \text{ если } H(t) > 0,$$

$$\dot{\varphi}_2 \leq \frac{\partial H}{\partial L} \text{ и } = 0, \text{ если } L(t) > 0;$$

3) условия оптимальности

$$\frac{\partial H}{\partial \beta} \leq 0, \text{ если } \beta = 0,$$

$$\begin{aligned} &\geq 0, \text{ если } \beta = 1, \\ &= 0, \text{ если } 0 < \beta < 1, \end{aligned}$$

$$\frac{\partial H}{\partial N} \leq 0 \text{ и } = 0, \text{ если } N(t) > 0;$$

4) условия трансверсальности

$$\lim_{t \rightarrow \infty} \varphi_1(t)H(t) = 0,$$

$$\lim_{t \rightarrow \infty} \varphi_2(t)L(t) = 0,$$

$$H(0) = H_0, \quad L(0) = L_0, \quad H \geq 0, \quad 1 \leq \beta \leq 0, \quad N \geq 0.$$

Дифференциальные уравнения (1) и (2) определяют динамику φ_1 и φ_2 соответственно на оптимальной траектории:

$$\dot{\varphi}_1 = -U'(H)e^{(\gamma-r)t} + b\beta\delta e^{-rt} + \varphi_1\delta - \varphi_2\alpha\beta\delta, \quad (1)$$

$$\dot{\varphi}_2 \leq 0 \text{ и } = 0, \text{ если } L > 0. \quad (2)$$

Траектория строительства N является оптимальной, если выполняется необходимое условие (3):

$$-ce^{-rt} + \varphi_1 - \varphi_2\alpha \leq 0 \text{ и } = 0, \text{ если } N > 0. \quad (3)$$

Траектория сноса старого жилья β является оптимальной, если выполняется необходимое условие (4):

$$\begin{aligned} -bH\delta e^{-rt} + \varphi_2\alpha H\delta &= 0, \text{ если } 0 < \beta < 1, \\ &\leq 0, \text{ если } \beta = 0, \\ &\geq 0, \text{ если } \beta = 1. \end{aligned} \quad (4)$$

Из условия (4) (см. рис. 2) следует, что $\beta = 0$ при $\varphi_2\alpha \leq be^{-rt}$, $\beta = 1$ при $\varphi_2\alpha \geq be^{-rt}$ и $0 < \beta < 1$ при $\varphi_2\alpha = be^{-rt}$. Из условия (2) следует, что $\varphi_2 = \text{const}$.

Таким образом, на оптимальной траектории обветшавшее жильё:

- не будет сноситься ($\beta = 0$), если $\varphi_2\alpha \leq be^{-rt}$ и φ_2 является константой, тогда свободная земля есть, и она полностью застраивается, если условие (3) выполняется как равенство;

- будет сноситься ($0 < \beta \leq 1$), если $\varphi_2\alpha \geq be^{-rt}$ и φ_2 является константой, тогда в каждый момент времени есть свободная земля, но она мгновенно застраивается, если условие (3) выполняется как равенство.

Утверждение 1. На оптимальной траектории $\beta = 0$ или $\beta = 1$.

Доказательство.

Пусть $0 < \beta < 1$ в течение временного интервала. Тогда $\varphi_2 \alpha = be^{-nt}$, $\dot{\varphi}_2 < 0$ и $\dot{L} = 0$, значит, $N = \beta \delta H < \delta H$, следовательно, $\dot{H} < 0$. Из (3) следует, что $\varphi_1 = (b + c)e^{-nt}$. Тогда из (1) получаем:

$$U'(H(t)) = (b + c)(r + \delta)e^{-nt},$$

$$U''(t) = -\gamma(b + c)(r + \delta)e^{-nt} < 0.$$

Значит, $U'(H(t))$ — убывающая функция. Так как $(b + c)(r + \delta)e^{-nt}$ является убывающей функцией от времени, $H(t)$ — возрастающая функция, т.е. $\dot{H} > 0$, что противоречит $\dot{H} < 0$.

Утверждение 2. На оптимальной траектории, если $\dot{\varphi}_2 = 0$, то $\beta = 0$ при $\varphi_2 \alpha \leq be^{-nt}$, $\beta = 1$ при $\varphi_2 \alpha \geq be^{-nt}$.

Доказательство.

$\varphi_2 \alpha = \text{const}$ и либо $\varphi_2 \alpha \geq be^{-nt}$ для $\forall t \geq 0$, либо $\varphi_2 \alpha \leq be^{-nt}$ для $0 \leq t < T$ и $\varphi_2 \alpha \geq be^{-nt}$ для $t \geq T$.

Пусть $\varphi_2 \alpha = \text{const} \geq be^{-nt}$ для $\forall t \geq 0$. Тогда $0 < \beta \leq 1$ для $\forall t \geq 0$. Пусть в момент t^* есть запас свободной земли, тогда можно снизить $\beta^* \delta H^*$ на $\tau > 0$, а объемы строительства оставить неизменными. Чтобы компенсировать уменьшение запаса свободной земли, можно увеличить снос в следующем периоде на ту же величину. Следовательно, издержки сноса C_H изменятся таким образом, что $\Delta C_H = -b\tau + b\tau e^{-nt} < 0$, а уровень полезности $U(H)$ останется прежним. Таким образом, общественное благосостояние повысится, что противоречит оптимальности.

Следовательно, $\varphi_2 \alpha \leq be^{-nt}$ для $0 \leq t < T$ и $\varphi_2 \alpha < be^{-nt}$ для $t \geq T$.

Утверждение 3. Оптимальная траектория приводит к стационарному состоянию.

Доказательство.

Пусть свободная земля заканчивается в момент $t = T$, $L_0 = \alpha \int_0^T N(t) dt$. Тогда при $t > T$ $\beta = 1$. Из условия трансверсальности $\lim_{t \rightarrow \infty} \varphi_2(t)L(t) = 0$ следует, что $\lim_{t \rightarrow \infty} L(t) = 0$, так как $\varphi_2 \alpha = \text{const}$. Так как $L(t) = -\alpha(N(t) - \delta H(t))$, то $N(t) = \delta H(t)$, следовательно, $\dot{H} = 0$ и $\dot{L} = 0$.

Итак, на оптимальной траектории динамика системы следующая.

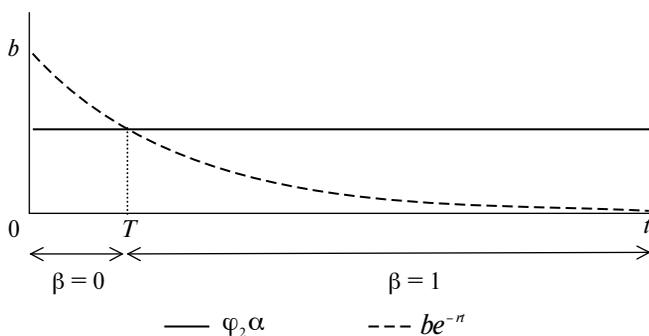


Рис. 2. Графическая иллюстрация необходимого условия (4)

Пока есть свободная земля, нет необходимости сносить обветшавшее жилье ($\beta = 0$), при этом приведенная теневая стоимость земли остается неизменной (а текущая растет с темпом $r\%$), и она ниже приведенных предельных издержек сноса, которые убывают ($\varphi_2 \alpha = \text{const} \leq be^{-rt}$). Когда запас земли кончается ($L = 0$), начинается снос всего обветшавшего жилья ($\beta = 1$), а приведенная теневая стоимость земли превышает приведенные предельные издержки сноса ($\varphi_2 \alpha \geq be^{-rt}$).

Выпишем решение в явном виде:

$$1) 0 < t < T, \quad \beta = 0, \quad N > 0, \quad L > 0, \quad L(T) = 0.$$

Уравнение (1) перепишем в следующем виде:

$$\dot{\varphi}_1 = -U'(H)e^{(r-t)t} + \varphi_1 \delta, \quad (5)$$

$$\varphi_2 = \text{const}. \quad (6)$$

Так как $\beta = 0$, из (4) получаем:

$$\varphi_2 \alpha \leq be^{-rt}, \quad (7)$$

$$\varphi_1 = ce^{-rt} + \varphi_2 \alpha < (b + c)e^{-rt}, \quad (8)$$

Из (8) следует:

$$\dot{\varphi}_1 = -rce^{-rt}. \quad (9)$$

Подставляя (8) и (9) в уравнение (5), получаем:

$$-rce^{-\pi} = -U'(H)e^{(\gamma-r)t} + (ce^{-\pi} + \varphi_2\alpha)\delta, \quad (10)$$

$$H = U^{-1}(((r + \delta)c + \varphi_2\alpha\delta e^{\pi})e^{-\gamma t}), \quad (11)$$

$$\dot{H} = \frac{(\gamma(r + \delta)c + (\gamma - r)\varphi_2\alpha\delta e^{\pi})e^{-\gamma t}}{U''} > 0 \text{ при } \gamma \geq r. \quad (12)$$

То есть объемы нового строительства превышают объемы износа:

$$N = \dot{H} + \delta H. \quad (13)$$

В момент времени $t = T$ происходит переключение с $\beta = 0$ на $\beta = 1$:

$$\varphi_2\alpha = be^{-\pi} \Rightarrow T = \frac{\ln \frac{b}{\varphi_2\alpha}}{r} \quad (14)$$

Условие (15) показывает, что в момент $t = T$ запас свободной земли заканчивается

$$L_0 = \alpha \int_0^T N(t) dt; \quad (15)$$

$$2) t \geq T, \quad \beta = 1, \quad N > 0, \quad L = 0, \quad L(T) = 0.$$

$$H(T) = U^{-1}(((r + \delta)c + \varphi_2\alpha\delta e^{\pi})e^{-\gamma T}).$$

$$\dot{\varphi}_1 = -U'(H)e^{(\gamma-r)t} + b\delta e^{-\pi} + \varphi_1\delta - \varphi_2\alpha\delta, \quad (16)$$

$$\dot{\varphi}_2 = 0. \quad (17)$$

Так как $\beta = 1$, из (4) получаем:

$$\varphi_2\alpha \geq be^{-\pi}, \quad (18)$$

$$\varphi_1 = ce^{-\pi} + \varphi_2\alpha \geq (b + c)e^{-\pi}, \quad (19)$$

$$\dot{\varphi}_1 = -rce^{-\pi}, \quad (20)$$

Подставляя (19) и (20) в (16), получаем:

$$-rce^{-\pi} = -U'(H)e^{(\gamma-r)t} + (b + c)\delta e^{-\pi}. \quad (21)$$

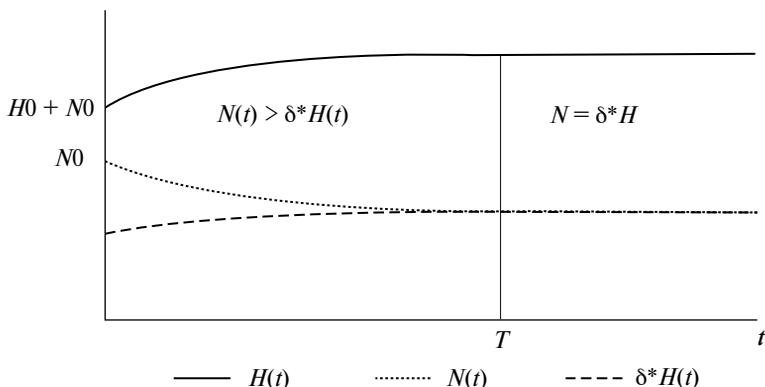


Рис. 3. Оптимальные траектории объема жилищного фонда, нового строительства, сноса обветшавшего жилья

Учитывая, что $H(T) = U^{-1}(((r + \delta)c + \varphi_2 \alpha \delta e^{\gamma T}) e^{-\gamma T})$ и $\dot{H} = 0$, из (21) находим:

$$H(t) = U^{-1}(((r + \delta)c + b\delta)e^{-\gamma T}) \text{ для } \forall t \geq T. \quad (22)$$

Таким образом, свободная земля, появившаяся в результате сноса, моментально застраивается и объем жилья находится на постоянном уровне (см. рис. 3).

1. Статичный спрос $\gamma = 0$.

Новое строительство характеризуется максимальными объемами в момент $t = 0$, и H достигает своего максимального значения. В момент $t > 0$ новое строительство возмещает объем износа, за счет которого высвобождается земля. Объем жилищного фонда составляет:

$$H(t) = \frac{n - ((r + \delta)c + b\delta)}{2m} \text{ — для линейной функции спроса.}$$

2. Спрос растет с постоянным темпом $\gamma > 0$.

В момент $t = 0$ новое строительство также характеризуется максимальным объемом $H(0) = \frac{n - ((r + \delta)c + b\delta)}{2m}$, затем при $0 < t < T$ происходит наращивание объемов жилья, что соответствует растущему

спросу. При этом объемы нового строительства сокращаются, достигая к моменту T объемов износа. Строительство продолжается до момента $t = T$, когда заканчивается свободная земля, и объем жилого фонда составляет:

$$H(t) = U^{-1}(((r + \delta)c + b\delta)e^{-\gamma t}),$$

$$H(T) = \frac{n - ((r + \delta)c + b\delta)e^{-\gamma T}}{2m} \quad \text{— для линейной функции спроса.}$$

В последующее время $t > T$ новое строительство покрывает лишь износ, и объем жилья остается неизменным.

4. Анализ результатов и модификации модели

Койшницг и Нильсен [10] не рассматривали объемы сноса как управляемую переменную. В своей модели они предполагали, что $\beta = 1$ всегда, т.е. снос равен износу. Основной вывод нашей модели состоит в том, что в городах с компактной застройкой, в которых четко определены территориальные границы, поддерживается постоянная средняя плотность застройки и постоянны предельные издержки строительства и сноса, не оптимально с точки зрения общественного благосостояния начинать снос обветшавшего жилья до того, как будет израсходован запас свободной земли. Хотя наша модель содержит ряд упрощающих предпосылок, полученный вывод является весьма реалистичным.

В некоторых российских городах проводится противоположная политика. Рассмотрим данную ситуацию на примере Москвы. Москва — город с относительно четко определенными границами, поскольку вокруг нее плотно расположены другие поселения. При этом спрос на жилье в Москве постоянно растет. В последние годы власти реализуют программы по сносу: сначала сносят пятиэтажные панельные дома, затем предполагается сносить девятиэтажные и двенадцатиэтажные дома [3]. Эта политика проводится с целью строительства на освобожденных территориях жилья большей высотности. При этом в городе имеются огромные промышленные зоны — пустые участки земли, которые никак не используются. Площадь этих участков составляет 14% земель Москвы (около 20 тыс. га из 107 тыс. га московской земли), из них лишь 7 тыс. га должны использоваться для производства, остальную же часть можно задействовать для гражданского

строительства [4]. Оптимальной политикой является вовлечение этих земель в жилищное строительство, а лишь затем реализация проектов по сносу старого жилищного фонда.

В качестве примера оптимальной политики в области управления земельными ресурсами приведем город Пермь [3]. Эдесь под жилой застройкой находится лишь около 30% территории. Остальные 70% площади занимают парковые и прочие зоны. Одной из основных целей управления городом является повышение энергоэффективности. Иначе говоря, интенсивное расширение города предпочитается экстенсивному. Таким образом, необходимо нарастить объемы жилищного фонда в условиях ограниченности территорий под строительство. Генеральным планом Перми предусмотрен снос обветшавшего жилья и строительство на освобожденной земле нового, более высотного жилья, в силу чего увеличивается плотность застройки.

В нашей модели плотность застройки не является управляемой переменной. Плотность застройки также может использоваться как инструмент управления земельными ресурсами, поэтому исходную модель можно модифицировать следующим образом.

$$\begin{aligned} \max_{N, \beta, \alpha} \int_0^{\infty} (U(H_t)e^{(\gamma-r)t} - (C_H(H_t\beta_t) + C_N(N_t))e^{-\rho t}) dt, \\ \text{s.t. } \dot{H}_t = N_t - \delta H_t, \\ \dot{N}_t = -\alpha_t N_t + \alpha_t \delta H_t \beta_t, \end{aligned}$$

где $\alpha_0 \leq \alpha_t \leq \alpha_b$ — переменная управления.

Плотность застройки имеет ограничения, которые закреплены в градостроительных требованиях каждого города. При помощи увеличения плотности застройки проблема нехватки жилья при ограниченных земельных ресурсах может быть полностью решена, только если объем спроса ограничен. Такая ситуация наблюдается в Перми: в городе существует миграционный отток, но есть спрос на жилье. Это связано с тем, что 13% семей являются межпоколенными, т.е. взрослые дети живут с пожилыми родителями. Необходимостью расселения таких семей обусловлен неудовлетворенный спрос на жилье, который ограничен.

Если же спрос постоянно растет, то увеличением плотности застройки проблема полностью не решается. Примером является Манхэттен (район Нью-Йорка) — площадь полуострова очень маленькая,

спрос же постоянно растет. На Манхэттене нет свободной земли, он полностью застроен небоскребами, нормы по плотности застройки уже значительно превышены, а спрос продолжает расти. В результате наблюдается неограниченный рост цен, недвижимость становится спекулятивным активом, нарастает социальная напряженность, связанная с перенаселенностью. Такая же ситуация сложилась и в районе Лондона Сохо.

Увеличение плотности застройки влечет за собой рост издержек, так как необходимо развитие инфраструктуры (инженерной, транспортной и др.). Поэтому в модель целесообразно также включить предпосылку о росте предельных издержек строительства. Здесь можно провести аналогию с моделью истощаемых ресурсов, которую рассмотрел Хартвик [7]. В ней предельные издержки добычи истощаемого ресурса растут с уменьшением его запаса. В нашем случае можно включить такую предпосылку: чем меньше земли становится относительно спроса, тем выше плотность застройки, тем выше предельные издержки строительства. Введение данной предпосылки позволяет получить более реалистичный результат в отношении оптимальной траектории строительства. При постоянных предельных издержках строительства его объемы неограничены, и по результатам нашей модели являются максимальными в момент времени $t = 0$. Если же издержки строительства растут, то его объемы ограничены, и земля будет застраиваться не сразу, а постепенно.

Другим вариантом ограничения объемов строительства является введение предпосылки об ограничении на мощности: объемы строительства N в каждый момент времени не могут превосходить экзогенно заданного объема \bar{N} , в силу производственных ограничений.

Одним из выводов модели является следующий. После того как запас свободной земли исчерпан, объемы сноса должны быть равны объемам износа, т.е. $\beta = 1$, иначе говоря, сносить обветшавшее жилье частями не оптимально. В реальных условиях невозможно сносить сразу все старое жилье, так как возникает проблема переселения людей. Поэтому логичным будет добавить в модель предпосылку о возрастающей функции предельных издержек сноса: чем больше жилья сносится в один момент, тем выше издержки, которые включают издержки по переселению людей во временное жилье.

В анализе можно учесть и наличие неограниченных загородных территорий. Но проживание за городом связано с большими издержками, поскольку людям приходится долго добираться до своей работы,

там меньше развита инфраструктура и проч. Следовательно, такое жилье можно включить в модель как неограниченный товар-заменитель либо с очень высокими издержками, либо с коэффициентом замещения, отличным от 1.

$$\max_{N, \beta} \int_0^{\infty} (U(H_t, OH_t) e^{(\gamma-r)t} - (C_H(\beta_t H_t) - C_N(N_t) + C_{OH}(OH_t)) e^{-rt}) dt,$$

$$\text{s.t. } \dot{H}_t = N_t - \delta H_t,$$

$$\dot{L}_t = -\alpha N_t + \alpha \delta \beta_t H_t,$$

где OH_t — загородное жилье;

$C_{OH}(OH_t)$ — издержки строительства загородного жилья или издержки проживания за городом.

Как и в модели Койшница и Нильсена [10], мы получили, что свободная земля — временное, а именно одномоментное явление. Как только она появляется, то моментально застраивается.

Заключение

Одна из основных задач эффективного управления ресурсами города — это задача оптимального управления его земельными ресурсами. В настоящее время существует тенденция к так называемому расползанию городов, т.е. увеличению их территорий. Это происходит в ответ на растущий спрос среди населения на городскую недвижимость. Часть городов имеет возможность расширяться экстенсивно. Но некоторые в силу географических (Геленджик) или экономических причин (Пермь) такой возможности не имеют. Ведь экстенсивное расширение города связано не только с расширением его территории, но и со значительными инвестициями в инфраструктуру (социальную, инженерную, транспортную), привлечь которые довольно сложно.

Наряду с концепцией экстенсивного расширения города существует концепция интенсивного расширения, или концепция «компактного города». Преимущество таких городов является более эффективное распоряжение ресурсами. Помимо более эффективного использования земельных ресурсов, в них существенно возрастает энергоэффективность деятельности топливно-энергетического комплекса.

Таким образом, в силу различных причин многие города вынуждены решать задачу оптимального управления ограниченными земельными

ми ресурсами. В данной работе была построена модель оптимального управления. В качестве инструментов управления земельными ресурсами мы рассмотрели новое строительство и снос обветшавшего жилья.

Аналогично Койшнику и Нильсену [10] мы пришли к выводу, что свободная земля является временным явлением: если она появляется, то сразу застраивается. Сначала используется имеющаяся земля, а затем, когда вся площадь города уже застроена, начинается снос всего обветшавшего жилья, при этом новое строительство в точности покрывает износ, а объем жилого фонда остается неизменным. Данный результат получен с учетом предпосылок о постоянных предельных издержках строительства и сноса и постоянной средней плотности застройки. В свою очередь Койшник и Нильсен сделали заключение, что свободная земля застраивается сразу, но с возрастающей плотностью застройки, что отвечает требованиям растущего спроса.

Основной вывод настоящей работы состоит в следующем. При выполнении наших предпосылок оптимально начинать снос обветшавшего жилья после того, как были израсходованы ресурсы свободной земли. При этом сносить старое жилье частями неоптимально.

Источники

1. Геленджик. URL: <http://ru.wikipedia.org/wiki/Геленджик>
2. Генеральный план развития г. Москвы на период до 2025 года. URL: <http://gpinfo.mka.mos.ru/>
3. Генеральный план города Перми. URL: <http://www.gorodperm.ru/economic/building-up/genplan/>
4. Принятие Генплана Москвы даст возможность застроить часть промзон. URL: <http://www.rian.ru/moscow/20100422/225486788.html>
5. *Chambers M., Garriga C., Schlagenhuaf D.* The Loan Structure and Housing Tenure Decisions in an Equilibrium Model of Mortgage Choice // *Review of Economic Dynamics*. 2009. No. 12. P. 444—468.
6. *Dasgupta P., Heal G.* Economic Theory and Exhaustible Resources. Welwyn: James Nisbet, 1979.
7. *Hartwick J.* The generalized $r\%$ Rule for Semi-Durable Exhaustible Resources // *Resource and Energy Economics*. 1993. Vol. 15. No. 2. P. 147—152.
8. *Hotelling H.* The Economics of Exhaustible Resources // *Journal of Political Economy*. 1931. Vol. 39. P. 137—175.
9. *Kamien M., Schwartz N.* Dynamic Optimization: The Calculus of Variations and Optimal Control in Economics and Management. 2nd ed. North Holland; L., 1993.

10. *Keuschnigg C., Bo Nielsen S.* Housing Markets and Vacant Land // Journal of Economic Dynamics and Control. 1996. No. 20. P. 1731—1762.
11. *Levhari D., Pindyck R.* The Pricing of Durable Exhaustible Resources // Quarterly Journal of Economics. 1981. No. 96. P. 365—377.
12. *Malueg D., Solow J.* Monopoly Production of Durable Exhaustible Resources // *Economica*. New Series. 1990. Vol. 57. No. 225. P. 29—47.
13. *Poterba J.* Tax Subsidies to Owner-Occupied Housing: an Asset-Market Approach // The Quarterly Journal of Economics. 1984. Vol. 99. No. 4. P. 729—752.
14. *Seyhan D., Weikard H., Ierland E.* Extraction and Recycling of the Non-renewable and Non-substitutable Resource Phosphorus. Environmental Economics and Natural Resources Group. Wageningen University. 2009.
15. *Sinn H.* Vacant Land and the Role of Government Intervention // Regional Science and Urban Economics. 1986. No. 16. P. 353—385.
16. *Stewart M.* Monopoly and the Intertemporal Production of a Durable Extractable Resource // Quarterly Journal of Economics. 1980. No. 94. P. 99—112.
17. *Stiglitz J.* Monopoly and the Rate of Extraction of Exhaustible Resources // American Economic Review. 1976. No. 66. P. 655—661.
18. *Weinstein M., Zeckhauser R.* Use Patterns of Depletable and Recyclable Resources // Review of Economic Studies. 1974. Symposium. P. 67—88.

© Полиди Г.Д., 2011

А.В. Родионова

Научный
руководитель —
А.Ю. Аршавский
Кафедра фондового
рынка и рынка
инвестиций

Исследование факторов, влияющих на доходность российских государственных ценных бумаг

Данная статья посвящена изучению реакции доходности государственных ценных бумаг России на изменения в различных экономических индикаторах за период с 2003 по 2009 г. На первом этапе исследования выделяются наиболее релевантные факторы потенциального воздействия на процентные ставки в соответствии с характеристиками рынка ГКО-ОФЗ, а также эмпирической и теоретической литературой. Второй этап исследования посвящен эмпирическому анализу обособленного и совместного, долгосрочного и краткосрочного влияния выделенного спектра экономических факторов на формирование доходности государственных облигаций РФ.

Введение

Динамика доходности государственных облигаций как главного инструмента госдолга является одним из основных показателей состояния и развития рынка внутреннего долга, традиционно выполняя роль ориентира для общего уровня ставок в экономике, будущих тенденций и изменений в оценке финансовых инструментов, а также роль индикатора стоимости безрисковых займов и существующих реальных ставок на финансовом рынке.

Гипотезы временной структуры процентных ставок пытаются объяснить взаимное расположение ставок по облигациям с различными сроками до погашения, коррелированность номинальных ставок различной срочности, объяснить ту или иную форму кривой доходности. Соответственно можно предположить, что нормы доходности облигаций разных сроков изменяются под воздействием общих внутренних и внешних факторов, причем значимость и сила воздействия тех

и других различна. Выделение этих факторов и понимание особенностей их влияния на формирование кривой процентных ставок по государственным облигациям — важный аспект анализа при принятии решений относительно торговых операций на финансовых рынках, особенно в кризисных условиях и при постоянно совершенствующихся методах финансирования. Объективно такими факторами могут являться параметры общеэкономического развития, изменения в фискальной и монетарной политике, ожидания инфляции, воздействия информации с внешних рынков, а также некоторые характеристики самого рынка. Наряду с этим перед исследователями встает важный вопрос, действительно ли динамика процентных ставок разной срочности в определенной степени подвержена влиянию фундаментальных и рыночных факторов или же для нее первичны иные неучтенные источники информации, такие как настроения на рынке, субъективные цели инвесторов либо четкие коррективы государственных регуляторов.

Основная цель настоящего исследования — определение наличия и вероятной силы воздействия ряда внутренних и внешних экономических факторов и особенностей текущей экономической и политической ситуации на формирование доходности российских государственных ценных бумаг различной срочности в период с 2003 по 2009 г.

1. Доходность на рынке государственного долга: обзор литературы

Одно из основных утверждений, описываемых в теоретических монографиях о рынке ценных бумаг [12; 15], — это предположение, что требуемая доходность по гособлигациям является функцией учетной ставки центрального банка. Среди иных факторов указываются: относительный размер бюджетного дефицита правительства и государственного долга в ВВП в процентном измерении, проводимая экономическая политика, а также спрос и предложение на самом рынке государственных облигаций.

Эмпирические исследования в области факторного анализа доходности государственных ценных бумаг имеют определенную специфику и могут быть в целом поделены на следующие группы: работы, ориентированные на проверку гипотезы влияния ожиданий инфляции на номинальный процент [9; 13; 19; 23; 28; 29 и др.] и зависимости доходности от зарубежных рынков госдолга на основе теории паритета

процентных ставок (в основном по азиатским странам [11; 22 и др.]); исследования, анализирующие формирование спредов доходности определенных облигаций рынка ГЦБ к безрисковой ставке на основе многофакторных моделей (в основном в странах Еврозоны [14; 16; 18; 24; 27 и др.]); работы, направленные на изучение государственных облигаций определенного срока до погашения [10; 25; 26].

Далее будут кратко охарактеризованы результаты исследований, представляющих наибольший интерес для целей настоящей статьи.

М. Иногучи [22] с помощью регрессионного анализа на основе паритета процентных ставок определил значимую корреляцию между основными рынками госдолга Восточной Азии (Гонконг, Сингапур, Таиланд) и динамикой государственных облигаций США, принимая во внимание и возможное влияние изменчивости зарубежных ставок. Напротив, в одном из исследований краткосрочных ставок КНР [11] авторы приходят к выводу, что вне зависимости от конструкции модели эффект изменения ставок в США очень слабо отражается в динамике краткосрочных ставок Китая.

Много исследований посвящено проверке гипотезы Фишера. Практически все они основаны на анализе коинтеграционных связей, учитывая, что эффект Фишера — это преимущественно долгосрочное равновесное соотношение. Гранвилл и Маллик [19], проверяя взаимосвязь между инфляцией и доходностью 3-месячных T-bills Великобритании на протяжении 100 лет (1900—2000), приходят к подтверждению гипотезы о полном эффекте Фишера; Остерхольм [28] исследует эффект отражения текущей инфляции в ставках по государственным облигациям Норвегии и США с 1850 г. за длительный период времени и подтверждает гипотезу Фишера при допущении об интеграции рядов одного порядка (что эконометрически не подтвердилось). Интересно, что в Китае полный эффект Фишера не подтверждается, не были найдены и свидетельства в пользу воздействия инфляции на процентные ставки в краткосрочном периоде [23].

Ряд исследований посвящен анализу формирования спредов доходностей к ставке, считающейся безрисковой (в ЕС — ставка по 10-летним облигациям Германии). Так, в одной из современных работ Эбнер [14] анализирует зависимость спреда доходностей гособлигаций 11 стран Центральной и Восточной Европы от рыночных, фундаментальных и событийных факторов. Автор находит свидетельства значимого воздействия рыночных факторов (инфляции, волатильности, учетной ставки и ликвидности) и гораздо более низкого влияния

макрофакторов, в целом объясняя около 20—25% вариации спредов. Феруччи [16] в своей работе исследует спреды государственных облигаций 23 стран и приходит к выводу, что рынок отражает некоторую информацию, касающуюся фундаментальных факторов, в динамике номинальных спредов. При этом автор указывает, что важную роль играют и рыночные факторы, а также дополнительная информация о «политическом риске, качестве институтов» и других изменениях, которые сложно отразить в модели. Результаты исследования Орловского [27] показывают наличие влияния прироста ИПЦ, валютного курса, учетной ставки и зарубежной ставки (Германия) на волатильность номинальных доходностей в Чехии, Польше и Венгрии. Авторы небольшого регрессионного анализа доходностей ГЦБ на тех же рынках [18] делают вывод о наиболее значимом эффекте макроэкономических изменений и отсутствии влияния номинальных ставок Германии.

Изучение факторных зависимостей номинальных ставок определенной срочности на основе коинтеграционного анализа позволяет оценить особенности изменений доходности облигаций в долгосрочной и краткосрочной перспективе. Так, Яш П. Мехра [25; 26] на основе квартальных данных с 1955 по 1994 г. строит краткосрочную и долгосрочную модели объяснения динамики однолетней и 30-летней номинальных ставок на рынке US Treasuries на основе фундаментальных макроэкономических факторов. Результаты показывают, что основной детерминантой долгосрочной динамики доходности является уровень инфляции (реальный дефицит влияет очень незначительно); монетарные изменения оказывают существенное воздействие в краткосрочном периоде. Краткосрочная динамика однолетней ставки отражает более высокую зависимость от изменения реальной ставки Fed Funds и реального ВВП, что демонстрирует более четкое отражение действий монетарной политики ФРС на коротком конце кривой доходности.

В своем исследовании Бандхольц, Клостерман и Сейтц [10] предпринимают попытку объяснить необычно низкий уровень долгосрочных ставок по государственным облигациям США в период с 1986 по 2006 г. Авторы анализируют и подтверждают влияние традиционных фундаментальных (годовая инфляция, монетарная политика, бизнес-цикл) и менее используемых структурных (объем Treasuries у иностранных держателей в % от общего долга) факторов, предполагая, что развитие динамики долгосрочных ставок невозможно объяснить толь-

ко внутренними фундаментальными изменениями в экономике. Как и в [25; 26], значимой зависимости от фискальных изменений (размера долга, дефицита) выявлено не было.

В заключение обзора следует остановиться на работах российского научного круга, где выделяются исследования С.М. Дробышевского [2; 7] по доходности рынка ГКО-ОФЗ до кризиса 1998 г. и в посткризисный период. Автор исследует воздействие макроэкономических параметров, монетарных воздействий и бюджетной политики на изменения в уровне номинальных и реальных процентов. Так, на российском рынке 1990-х гг. не было обнаружено существенной зависимости доходности государственных финансовых инструментов от изменений в сфере бюджетной и монетарной политики, но подчеркивался эффект инфляционных ожиданий и изменения валютного курса. Вторая работа С.М. Дробышевского, посвященная более позднему периоду (после 1998 г.), демонстрирует сходную методику и результаты.

2. Методика исследования воздействия факторов на динамику доходности российских государственных ценных бумаг

2.1. Краткий обзор особенностей развития рынка государственных ценных бумаг РФ

В целях более глубокого понимания основ формирования доходности на рынке ГКО-ОФЗ необходимо определить главные тенденции развития данного сегмента финансового рынка (в особенности после 2002 г.), а также выделить основные экономические факторы и политические изменения, которые согласно текущей рыночной ситуации могли вызвать определенную реакцию номинальных ставок за период с 2003 по 2009 г.

К наиболее существенным характеристикам развития рынка ГКО-ОФЗ относятся:

1) наличие профицита государственного бюджета (за исключением изменений 2009 г.) и осторожная политика Минфина РФ и ЦБ РФ по восстановлению рынка ГКО-ОФЗ, а как следствие, низкая нагрузка долга на бюджет, низкая емкость рынка государственного долга и небольшой прирост долга в номинальном выражении;

2) постепенное подтверждение кредитоспособности России международными рейтинговыми агентствами (до периода кризиса);

3) доминирование крупных государственных участников (ВЭБ, Сбербанк, ПФ РФ и др.) и депозитных учреждений в структуре инвесторов рынка ГКО-ОФЗ; незначительное присутствие иностранного капитала в инвестициях в рублевые облигации в исследуемый период;

4) поддерживаемый низкий уровень доходности и результирующая отрицательная реальная доходность на рынке государственного долга с 2002 г., повлекшие ограничение заинтересованности инвесторов в рублевых «безрисковых» инструментах;

5) низкая и неоднородная ликвидность инструментов рынка рублевого долга РФ вследствие узкой структуры инвесторов, отрицательной реальной доходности и низкой емкости рынка.

В результате подробного анализа ситуации на рынке ГКО-ОФЗ с 2003 по 2009 г. на основе обзоров долговых аналитиков¹ выделены следующие экономические и политические факторы, предположительно влияющие на доходности ОФЗ: 1) изменение ИПЦ относительно предшествующего периода и неопределенность в ожиданиях инфляции; 2) изменение ставок МБК и остатков на корреспондентских счетах; 3) ожидаемое инфляционное давление расширяющейся банковской ликвидности; 4) изменение обменного курса национальной валюты, цен на энергоносители; 5) принятие решений относительно погашения внешнего долга РФ (2005—2006 гг.), заявления политических деятелей, конъюнктура внешнедолговых рынков.

2.2. Отбор тестируемых факторов

На основе краткого анализа ситуации на рынке ГКО-ОФЗ за 2003—2009 гг., а также изучения научной литературы в области анализа доходности на внутренних долговых рынках можно определить широкий набор факторов, под воздействием которых могут изменяться номинальные ставки по ГЦБ. В табл. 1 приведены основные принципы выделения *более узкого спектра* фундаментальных и рыночных потенциальных факторов воздействия на динамику доходности рынка ГКО-ОФЗ.

Таким образом, для исследования были отобраны и разделены на четыре категории следующие потенциальные факторы: темп прироста реального ВВП, изменение ИПЦ, темп прироста реального рыночного

¹ Основная информационная база данного подраздела взята из аналитического раздела «Ежемесячные обзоры по итогам работы рынка государственных ценных бумаг на ММВБ», развернутый текст подраздела предоставляется по требованию.

Таблица 1

Фактор	Характер влияния	Предполагаемое влияние на доходность ОФЗ
Прирост ВВП	Влияние общего состояния экономики на все отдельно взятые рынки страны	Обратное
Дефицит госбюджета	Высокий дефицит бюджета вызывает большую потребность в средствах у государства, соответственно выше становятся ставки по государственным облигациям	Отсутствует (учитывается наличие итогового годового положительного сальдо (кроме 2009 г.), а также низкая емкость рынка ГКО-ОФЗ до 2009 г.)
Прирост реального госдолга	Участники рынка оценивают рост рисков возможной несостоятельности должника-государства в условиях увеличения емкости внутреннего долгового рынка	Низкая вероятность прямого воздействия (учитывается низкая емкость рынка)
Инфляция	Характерное для инвесторов требование компенсации за обесценение актива (выплачиваемого номинала). Ожидания жесткой политики монетарных властей с целью контроля и снижения инфляции. Теоретическое обоснование — гипотеза Фишера	Прямое
Изменение курса национальной валюты (укрепление)	Снижение валютных рисков инвестирования. Через изменение инфляционных ожиданий и улучшение государственного баланса оказывается позитивное воздействие на доходности облигаций всех сроков до погашения	Прямое
Ситуация на рынке казначейских облигаций США	Теоретическое обоснование — теория паритета процентных ставок, согласно которой в условиях открытой экономики процентные ставки в разных	Прямое

Фактор	Характер влияния	Предполагаемое влияние на доходность ОФЗ
Межбанковская процентная ставка	<p>странах различаются в зависимости от обесценения валюты и страновых рисков</p> <p>Как ориентир действий монетарной политики и индикатор альтернативных вложений на смежном для рынка ГЦБ денежном рынке этот фактор в наибольшей степени отражается на доходности кратко- и среднесрочных облигаций</p>	Прямое
Остатки на корсчетах в ЦБ М2	<p>Индикатор избыточной банковской ликвидности</p> <p>Индикатор общего уровня ликвидности. Впрыск денежной ликвидности в финансовую систему ведет за собой увеличение спроса на финансовые активы, вызывая падение номинальных ставок в краткосрочном периоде; в среднесрочном периоде это вызовет рост цен и замедление в снижении ставок. Теоретическое обоснование — эффект расширения ликвидности</p>	<p>Обратное</p> <p>Краткосрочный период — обратное, среднесрочный период — прямое</p>
Учетная ставка ЦБ	<p>Отражение стратегии монетарной политики (эффект в основном по рынку США)</p>	<p>Отсутствует (предполагаем, что на развивающихся рынках ставка не является ключевым индикатором изменений в финансовой сфере, а является производной от экономических процессов)</p>
Изменение минимальной ставки РЕПО против ЦБ РФ	<p>Значимость средней стоимости фондирования банков на денежном рынке. ОФЗ на балансе коммерческой</p>	Прямое

Фактор	Характер влияния	Предполагаемое влияние на доходность ОФЗ
Цена на нефть	<p>организации (банка) отражается как наиболее ликвидный актив, практически не приносящий дохода. Соответственно практика операций на рынке показывает, что низкодоходные государственные облигации используются инвесторами как инструменты повышения отдачи на вложенные средства и привлечения ликвидности путем повторения операций РЕПО. Так как затраты на «репование» портфеля гособлигаций ограничиваются уровнем чуть выше минимальной ставки РЕПО против ЦБ, ее рост приводит к пропорциональному повышению требуемой доходности используемых бумаг</p> <p>Воздействие на международную экономическую ситуацию: результатом повышения цен на нефть становится поднятие цен на товары потребления, улучшение положения стран-экспортеров, приведение к пересмотру платежного баланса</p>	Обратное
Прирост золотовалютных резервов	<p>Объем ЗВР демонстрирует устойчивость экономики к валютным потрясениям и показывает потенциал возможного укрепления рубля и поддержки финансовой системы</p>	Обратное
Политические события/заявления	<p>Оказание влияния на доходности в связи с усилением/ослаблением политических и страновых рисков</p>	Усиление рисков — прямое, ослабление рисков — обратное
Информация, получаемая с рынка	<p>Фактическая кризисная обстановка на финансовых рынках отражается в поведении инвесторов: доходности</p>	

Фактор	Характер влияния	Предполагаемое влияние на доходность ОФЗ
	находятся под воздействием настроений беспокойных, более «не любящих» риск инвесторов, что отражается в дополнительном росте ставок по практически безрисковым инструментам.	Прямое

долга, изменение обменного курса национальной валюты (*макроэкономические*); межбанковская процентная ставка, изменение остатков на корреспондентских счетах в банках, изменение денежного агрегата М2, изменение минимальной ставки РЕПО (*монетарные*); изменение цены Brent, изменение золотовалютных резервов, доходность зарубежного рынка облигаций (США) (*внешние*); кризисная ситуация в 2008—2009 гг., информация о выплате внешнего долга странам — членам Парижского клуба в 2005 и 2006 гг., победа В. Путина на президентских выборах 2004 г., арест главы «ЮКОСа» в 2003 г. (*событийные*).

2.3. Обзор используемых данных

В качестве объясняемого показателя доходности на рынке государственных ценных бумаг принят показатель *бескупонной доходности*, рассчитываемый на ММВБ на основе сделок вторичных торгов с государственными облигациями². Использование бескупонной доходности позволит определить особенности динамики номинальных ставок различной срочности, а также элиминировать купонный эффект, характерный для традиционной доходности к погашению. В целях объяснения флуктуаций по всей длине кривой доходности и определения различий в воздействии тех или иных факторов на динамику ставок разной срочности в исследовании анализируются доходности облигаций пяти сроков до погашения (1 (SR), 3, 5 (MR), 10, 15 (LR)³ лет), представленные на рис. 1.

² Расчет производится по модели Нельсона — Сигеля с корректировками на особенности ликвидности российского рынка госбумаг. Подробнее об этом см.: [3; 4].

³ SR — краткосрочный сегмент, MR — среднесрочный сегмент, LR — долгосрочный сегмент.

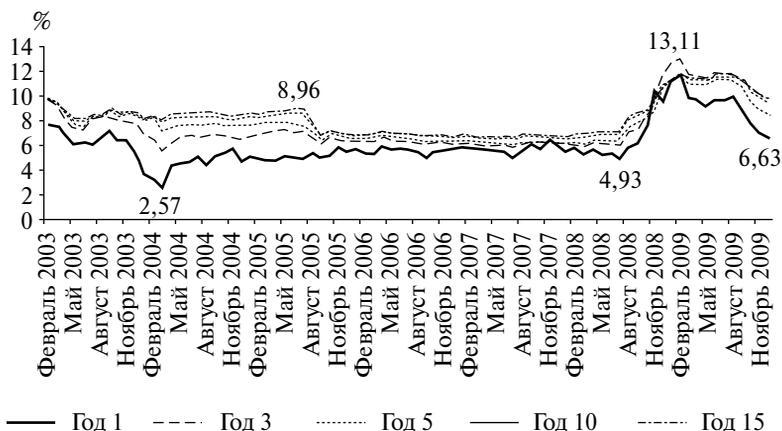


Рис. 1. Доходности государственных ценных бумаг РФ

Динамика показателя анализируется за период с 2003 по 2009 г., что обусловлено доступностью данных по расчетным бескупонным доходностям на рынке ГКО-ОФЗ, а также предположением о возвращении роли ориентира рыночных процентных ставок рынку государственных ценных бумаг после 2002 г.

Все используемые в анализе данные (как объясняемая, так и объясняющие переменные) имеют месячную размерность (на конец месяца⁴). Переменные выражены в процентах либо в процентных пунктах. В табл. 2 ниже представлена подробная расшифровка используемых в эмпирическом исследовании параметров и их вариаций.

Одна из проблем измерения факторных моделей состоит в том, что ожидаемая инфляция и обменный курс являются ненаблюдаемыми переменными. Соответственно в некоторых оцениваемых факторных моделях используется концепция абсолютного предвидения, отражающая рациональность экономических агентов, что позволяет включать в анализ фактические будущие значения параметров в качестве ожиданий.

⁴ Это обусловлено следующими причинами: во-первых, месячная размерность дает возможность использовать в анализе макрофакторы, исчисляемые в основном помесечно и поквартально; во-вторых, данные на конец месяца позволяют избежать излишней автокоррелированности в остатках, а также отражают воздействие всей полученной информации в соответствующем месяце.

Таблица 2. Описание используемых переменных

Описание переменной	Обозначение	Описание переменной	Обозначение
Приrost доходности N -го срока до погашения (приrost), п.п.	(Δ)YEARN	Приrost спот-цен на Brent, %	LBRENTREL
Темп прироста реального ВВП, %*	Δ GDP_REAL	Приrost цен 1 (2)-месячных фьючерсов на Brent, %	Δ BRENTFUT_1(2)M
Темп прироста реального госдолга, %	Δ DEBT_REAL	Ставка МБК (приrost), п.п.	(Δ)MIACR_1M
Текущая инфляция (приrost), п.п.	(Δ)CPIYU	Ставка РЕПО (приrost), п.п.	(Δ)REPOMIN
Срм. ожидаемая инфляция за n месяцев вперед (приrost), п.п.	(Δ)CPIYU_0_n	Темп прироста денежной массы (M2), %	Δ M2_RATE
Срм. инфляция за прошлые m месяцев (приrost), %	(Δ)CPIYU_m_0	Проблемы с ЮКОСом (июль 2003) (=1)	DBLIP_03
Темп прироста обменного курса (на основе официального курса USD/RUR), %	Δ USD	Переизбрание В. В. Путина Президентом РФ (март 2004) (=1)	DBLIP_04
Срм. ожидаемый темп прироста обменного курса за n месяцев вперед, %	Δ USD0_n	Погашение внешнего LR-долга (сентябрь 2005) (=1)	DBLIP_05
Темп прироста ЗВР, %	Δ RESERVES	Ожидание погашения внешнего LR-долга (август 2005) (=1)	DBLIP_05_EXP
Доходность 10-летних Treasuries США (приrost), п.п.	(Δ)UST10Y	Погашение внешнего LR-долга (сентябрь 2006) (=1)	DBLIP_06
Темп прироста остатков на корсчетах, %	Δ CORR_RATE	Кризисные изменения (июль 2008 — декабрь 2009) (=1 при превышении средней доходности облигаций сроком N за кризисный период)	DUMN
Срм. темп прироста M2 за 3 месяца 6 месяцев назад** (приrost), п.п.	(Δ)DM2_4_7		

* Темпы прироста измеряются как $\left(\frac{P_t}{P_{t-1}} \right) 100\%$;

** В соответствии с [5] исчисляется как $dm2(n-k) = \left(\frac{M2_{t-n}}{M2_{t-k}} \right)^{\frac{1}{k-n}} - 1$ 100%.

2.4. Основной эконометрический инструментарий и структура исследования

Эмпирическое исследование включает следующие этапы:

1) предварительный анализ данных в целях корректного использования эконометрических методик:

а) корреляционный анализ, по результатам которого делаются предварительные выводы о знаках чувствительности номинальной доходности к факторам, а также отбираются наиболее релевантные факторы для дальнейшего моделирования взаимосвязей;

б) анализ стационарности временных рядов на основе расширенного теста Дикки — Фуллера (ADF Test) и теста Филлипса — Перрона (PP Test), а также теста KPSS при разногласиях между первыми двумя тестами;

2) анализ взаимосвязи между доходностью ГЦБ и экономическими факторами, обоснованными теоретически, — инфляцией (гипотеза Фишера), денежной массой (эффект расширения ликвидности), обменным курсом и ставкой внешнего долгового рынка (теория непокрытого паритета процентных ставок):

а) исследование коинтеграционных взаимосвязей при нестационарных временных рядах (нахождение стационарной линейной комбинации), отражающих возможную долгосрочную связь между доходностью и фактором, их сближение к долгосрочному равновесию. Для оценки коинтеграции рядов используется две методики: 2-этапная процедура Энгла — Грейнджера (1987), проверяющая стационарность в остатках первичной регрессии ($ECT_t = YearN_t - \alpha - \beta P_t$, где P — нестационарный ряд объясняющей переменной) и более мощный тест Йохансена на основе VAR-модели;

б) разделение по результатам коинтеграции долгосрочной и краткосрочной динамики доходности: частичная корректировка отклонения от долгосрочного равновесия в SR «механизмом коррекции ошибок» — добавлением в модель стационарной ошибки коинтеграционного соотношения прошлого периода. Формально модель с коррекцией ошибок выглядит следующим образом: $\Delta y_t = \alpha \Delta x_t + \gamma (y_{t-1} - \beta x_{t-1}) + \varepsilon_t$, где выражение в скобках есть стационарное долгосрочное неравновесие прошлого периода с параметром γ , обозначаемое далее ECT_{t-1} ; Δy и Δx — стационарные первые разности объясняемой и объясняющей переменной;

3) оценка моделей совместного влияния базовых факторов с использованием результатов проведенного ранее анализа индивидуаль-

ного воздействия инфляции, ожидаемого изменения обменного курса и внешней ставки.

После проверки гипотезы Фишера на российском рынке делается вывод о наличии/отсутствии долгосрочной связи между доходностью и инфляцией в зависимости от которого в соответствующие факторные модели динамики приростов доходности будет включаться параметр балансировки долгосрочного неравновесия⁵. Основным итогом оценки такого типа моделей является определение различий в восприимчивости номинальных ставок к изменениям в базовых факторах, а также выделение наиболее качественных спецификаций моделей в соответствии с объясняющей силой, информационными критериями Акаике и Шварца, стандартной ошибкой регрессии и «хорошими» характеристиками остатков;

4) построение многофакторных моделей формирования доходности на рынке ГЦБ с учетом всех полученных ранее результатов относительно чувствительности к инфляционным ожиданиям и риску девальвации, а также результатов корреляционного анализа.

Оцениваются модели следующего вида: $\Delta YearN_t = \alpha + \sum_{i=1}^k \beta_i x_{it} + \sum_{i=k+1}^K \beta_i x'_{it} + \varepsilon_t$, где x'_{it} — dummy-переменные событийных факторов, x'_{it} — три другие категории исследуемых факторов, охарактеризованные нами выше. При наличии в оптимальной модели с теоретически обоснованными факторами значимого воздействия корректировки долгосрочного неравновесия с инфляцией, данный эффект также учитывается в итоговых моделях⁶.

Результатом оценки многофакторных моделей является выделение тех экономических изменений, внешних воздействий, политических событий, влияние которых при совместном учете, оказывалось наиболее весомым и существенным в формировании доходности государственных облигаций различных сроков до погашения. Принимая во внимание объективную сложность моделирования *изменений* финансовых переменных, специфику «нерыночности» рынка российского госдолга, а также результаты проанализированных ранее исследований, мы будем считать удовлетворительным уровень объ-

⁵ Согласно предположениям и выводам Мехра [26] в долгосрочной перспективе экономическая политика может влиять на номинальную ставку главным образом через контроль над инфляцией.

⁶ Необходимые подробности и уточнения по анализу взаимосвязей с факторами и построению моделей будут описаны по ходу исследования.

яснения дисперсии зависимой переменной в диапазоне 40—70% (по R^2 норм.).

3. Основные результаты построения факторных моделей доходности российских государственных ценных бумаг

3.1. Предварительный анализ данных

В результате оценки исторической парной *корреляции* между доходностью и различными вариациями численного представления факторов делаются следующие выводы относительно релевантности факторов:

1) выявлена наиболее сильная потенциальная взаимосвязь доходности с текущей инфляцией, инфляцией, ожидаемой за 1 и 2 месяца (снижение коэффициента с ростом срока прогнозирования), среднемесячной инфляцией за прошедший год, укреплением/ослаблением национальной валюты относительно доллара США в текущем месяце, девальвационными ожиданиями с максимальным сроком прогноза на 3 месяца, темпом прироста агрегата M2, одномесячной межбанковской ставкой (MIACR), минимальной ставкой РЕПО против ЦБ РФ в текущем месяце, изменением золотовалютных резервов в текущем периоде, а также приростом цен по двухмесячным фьючерсам, который можно расценить как ожидание изменения «месячной нефтяной инфляции» за период в 2 месяца;

2) прирост реального долга и реального ВВП отличаются низкой и незначимой корреляцией с доходностью, но будут участвовать в дальнейшем исследовании;

3) остальные вариации факторов и их ожиданий (инфляция, монетарные изменения) элиминируются из анализа как менее информативные.

Проверка стационарности временных рядов приводит к следующим результатам:

1) бескупонная доходность государственных облигаций всех сроков до погашения нестационарна на уровне значимости в 5%;

2) все исследуемые ряды инфляции, ряд номинальных ставок UST10Y, минимальной ставки РЕПО против ЦБ РФ и приростов денежной массы за 3 месяца 6 месяцев назад обладают единичными корнями.

Следовательно, большинство построенных моделей содержат зависимую переменную доходности и нестационарные факторы в виде первых разностей, интегрированных первого порядка.

3.2. Проверка воздействия отдельных факторов на доходность государственных ценных бумаг

Воздействие инфляции

На основе корреляционного анализа были выбраны четыре наиболее релевантные вариации факторов прироста ИПЦ: текущая, ожидаемая на 1 и 2 месяца инфляция, а также инфляция, усредненная за прошедшие 12 месяцев. Далее анализируется возможное взаимодействие инфляции и ставок номинальной доходности с учетом нестационарности временных рядов.

В результате сводной оценки коинтеграции с помощью процедуры Энга — Грейнджера и более мощного теста Йохансена выявляется слабая долгосрочная взаимосвязь между ожидаемыми рядами инфляции и средне- и долгосрочными процентными ставками, а также между ставками краткосрочного сегмента и текущей инфляцией. Так, гипотеза Фишера выполняется в части наличия взаимодействия с ожидаемой инфляцией в долгосрочном периоде; полный эффект Фишера на рынке не наблюдается.

Более строгая модель с коррекцией ошибок вида $\Delta YearN_t = c + \alpha \Delta \text{ср} \text{у}(_0_n_t) + \gamma ECTN_{t-1} + \varepsilon_t$, где $ECTN_{t-1}$ — соответствующий параметр коррекции ошибок при наличии коинтеграции между конкретным исследуемым рядом инфляции и доходностью облигаций сроком до погашения N лет, проверяет краткосрочное воздействие изменения годовой инфляции (ожиданий) на доходность⁷. Полученные результаты подтверждают долгосрочные взаимосвязи доходностей с ожидаемой инфляцией (значимые коэффициенты при ECT отрицательны и малы по величине, что указывает на очень медленную балансировку долгосрочного неравновесия), а также показывают, что в краткосрочном периоде доходности ГЦБ отражают только изменения в усредненной инфляции за прошлый год. Очевидно также, что чувствительность ставок уменьшается при росте срока до погашения облигаций.

⁷ Результаты представлены в табл. 4 в Приложении.

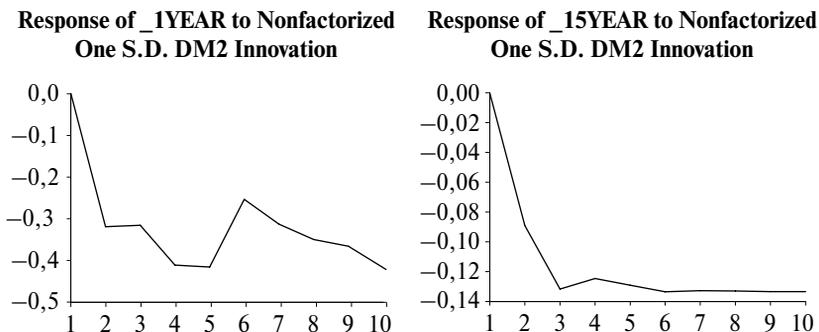


Рис. 2. Функции отклика на увеличение прироста денежной массы для ставок 1 года и 15 лет до погашения

В целом полученные результаты свидетельствуют о низком влиянии текущей инфляции и инфляционных ожиданий на изменения в доходности государственных облигаций различной срочности. С одной стороны, это может объясняться несоответствием ожиданий инфляции инвесторами фактическим значениям, которые мы закладывали в модель, с другой — такие результаты относительно текущей и ожидаемой инфляции можно интерпретировать как несостоятельность монетарной политики в краткосрочном периоде.

Воздействие монетарных шоков

Влияние расширения денежной массы удобно проанализировать на основе векторной авторегрессии с коррекцией ошибок (VECM, учитывая нестационарность переменных), которая включает не только лагированные изменения номинальных ставок и прироста M2, но и одновременное изменение текущей инфляции.

Соответственно функции отклика изменения номинальных ставок на *положительный* шок агрегата M2 размером 1 ст. отклонение (увеличение темпов прироста M2) характеризуют снижение ставок всех сроков до погашения. Резкий спад доходности происходит в течение первых четырех месяцев для доходностей облигаций 1 года и 3 лет до погашения, более плавное снижение — на протяжении трех месяцев для более длинных процентных ставок (рис. 2⁸). Для краткосрочных

⁸ Функции отклика для ставок срочностью в 3, 5 и 10 лет см. на рис. 6 в Приложении.

ставок до 6—7 месяцев следует ослабление снижения ставок, что оказывается несущественным для динамики доходности долгосрочного сегмента.

Таким образом, инфляционные последствия расширения денежной массы практически не закладываются при формировании уровня текущей доходности средне- и долгосрочных облигаций и не отражаются в ней, ослабляя падение процентных ставок только в краткосрочном сегменте. Кроме того, из представления функций откликов очевидно серьезное ослабление эффекта расширения ликвидности при росте срока до погашения.

Воздействие изменения обменного курса

Как было указано ранее, уровень доходности государственных облигаций может включать премию за возможный риск девальвации национальной валюты. С учетом сравнительно высокого уровня прямой связи между приростом доходности и изменением уровня обменного курса оценивается простейшая модель в приростах переменных (без коррекции ошибок, так как ряды изменений курса стационарны) вида:

$$\Delta YearN_t = \alpha + \beta \times \Delta usd0_n_t (\Delta usd_t) + \varepsilon_t$$

Результаты практически во всех случаях указывают на значимую, но невысокую в абсолютном выражении зависимость номинальной ставки от текущего и ожидаемого (с горизонтом до трех месяцев) изменения обменного курса⁹. С увеличением срока до погашения облигаций наблюдается снижение эффекта воздействия текущего изменения курса, а также значимости этого воздействия для формирования динамики доходности. На фоне ожиданий текущее изменение является наиболее значимым для доходностей краткосрочного и среднесрочного сегментов, хотя для долгосрочных облигаций более существенным оказывается ожидание изменения курса в будущем месяце.

Таким образом, изменение в доходностях ГЦБ различных сроков до погашения отчасти вызывается ожидаемым изменением курса национальной валюты, но основная динамика подвержена изменению тенденции обменного курса в текущем месяце (ожидаемого в будущем месяце курса для LR-доходностей).

⁹ См. табл. 5 в Приложении.

Взаимодействие с внешним долговым рынком

В целях моделирования долгосрочной взаимосвязи с доходностью внешнего рынка мы придерживаемся результата коинтегрированности рядов по методике Энгла — Грейнджера, включая балансирующий параметр прошлого периода в регрессионные зависимости. Тогда гипотеза о влиянии ставок по U.S. Treasuries на доходность российского долгового рынка проверяется с использованием следующей ЕС-модели, построенной на основе непокрытого паритета процентных ставок¹⁰:

$$\Delta YearN_t = \alpha + \beta ECTN_{t-1} + \delta \Delta ust10y_t + \theta \Delta usd_t + \varepsilon_t,$$

где $ECTN_{t-1}$ — стационарный корректирующий параметр балансировки неравновесия с UST10Y в прошлом периоде; ожидания изменения курса рубля приняты равными текущим значениям. Отметим, что одной из целей проверки указанной модели для российского рынка является проверка воздействия изменения волатильности в номинальных ставках в США на волатильность доходности в России. В связи с этим наличие условной гетероскедастичности в ошибках регрессии корректируется приведением модели к нелинейному виду с оценкой условной дисперсии в виде EGARCH (1,1) с включением абсолютного изменения доходности UST10 в выражение для волатильности ($abs(\Delta ust10y_t)$)¹¹.

В итоге воздействующим на доходность оказывается только фактор прироста курса рубля к доллару (на 1%-ном уровне значимости), был также подтвержден убывающий эффект его воздействия на динамику процента с ростом срока до погашения¹². Кроме того, можно сделать вывод об отсутствии влияния изменчивости зарубежных ставок на ставки короткого конца кривой доходности в России.

Следует отметить, что полученная обратная взаимосвязь с изменением ставки UST10 (в итоге незначимая) может быть вызвана сильным воздействием кризисного периода с июля 2008 г.: на фоне общей напряженной ситуации на долговых рынках инвесторы старались перенести средства в наиболее «безрисковое убежище», каковым считались казначейские облигации США, что повлекло существенное увеличение

¹⁰ Построено на основе [5; 22].

¹¹ Кластерная волатильность в остатках моделей была обнаружена только у наиболее коротких доходностей (1 и 3 года).

¹² Результаты представлены в табл. 6 в Приложении.

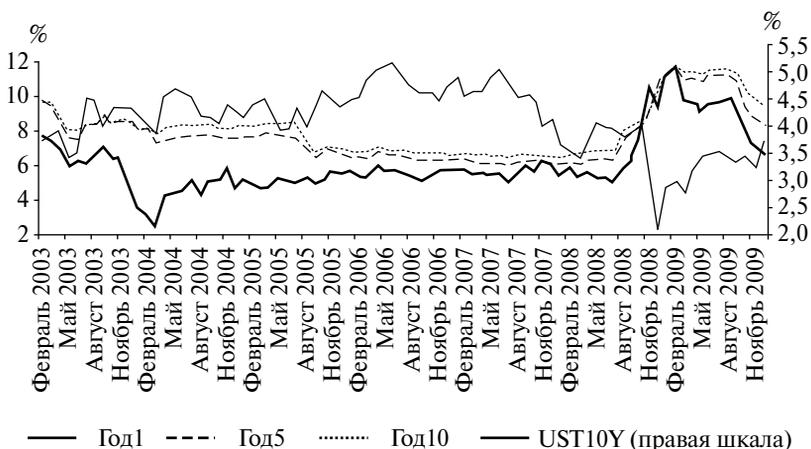


Рис. 3. Динамика доходности облигаций 1—5—10 лет до погашения и доходности UST10Y

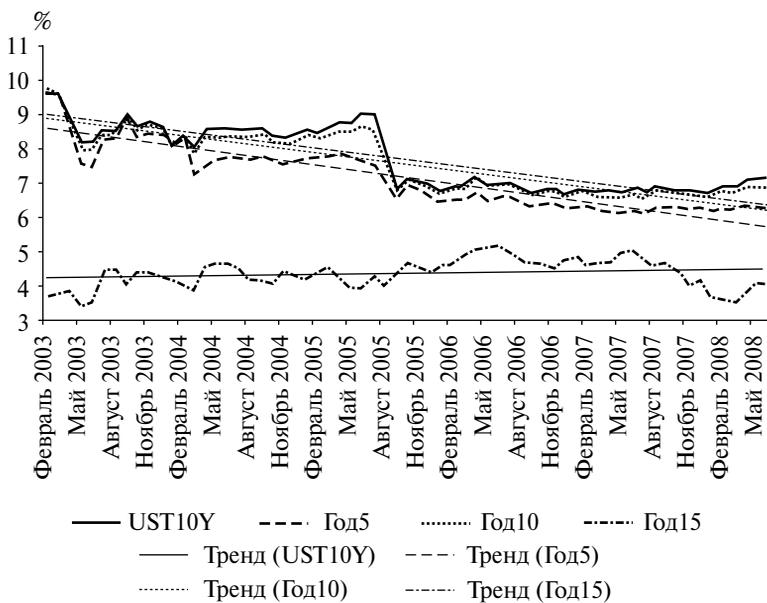


Рис. 4. Динамика доходности долгосрочных облигаций и UST10Y (февраль 2003 — июнь 2008)

их цен. Такая ситуация довольно явно наблюдалась на рынке (рис. 3). Однако это не означает, что доходность государственных облигаций в России увеличивалась *по причине* падения доходности государственных ценных бумаг США.

Вместе с тем полученные результаты по взаимосвязи доходности долгосрочных государственных облигаций РФ с UST10Y могут свидетельствовать о тенденции снижения странового риска России на фоне практически стабильной динамики ставок развитого долгового рынка США. На графике (рис. 4) отражены тенденции совместной динамики ставок РФ и США в докризисный период.

Таким образом, мы придерживаемся мнения об отсутствии как краткосрочного, так и долгосрочного фактического *влияния* ситуации на внешних долговых рынках на формирование доходности государственных облигаций в России. Этот вывод согласуется с результатами анализа качественных характеристик рынка ГКО-ОФЗ относительно наличия на нем низкой доли нерезидентов и в связи с этим низкой роли воздействия иностранного капитала на рыночную ситуацию.

3.3. Построение многофакторных моделей

Оценка различных моделей совместного влияния базовых факторов (за исключением ставки внешнего рынка) на номинальные процентные ставки по государственным облигациям с учетом возможного воздействия инфляционных последствий роста денежной массы ($dM2_{4-7}$) и потенциального сближения с инфляционными ожиданиями на рынке позволила сделать следующие выводы:

1) инфляционные последствия расширения денежной массы 6 месяцев назад отражаются в наиболее коротких процентных ставках (подтверждаются результаты анализа VEC-модели);

2) изменения в девальвационных рисках практически всегда играют наиболее важную роль в формировании номинальных процентных ставок; более существенную информационную составляющую в изменение доходности долгосрочных облигаций вносит изменение обменного курса в будущем месяце;

3) текущие изменения в уровне цен и прошлая инфляция не оказывают информационного влияния на поведение доходности всех сегментов временной структуры, т.е. не учитываются в ожиданиях; в долгосрочном периоде связь прослеживается только с инфляцией, ожидаемой на 2 месяца вперед.

Таким образом, базовые факторы играют определенную, но мало-значимую роль в формировании динамики бескупонного номинального процента по ГЦБ за период с 2003 по 2009 г., в совокупности объясняя не более трети изменчивости доходности. На основе полученных выводов строятся многофакторные регрессионные модели зависимости от макроэкономических, монетарных, событийных факторов и факторов внешнего воздействия.

Так, во все первоначальные спецификации моделей формирования доходности государственных облигаций, анализируемые далее, входят следующие факторы: событийные (DBLIP_03, DBLIP_04, DBLIP_05, DBLIP_05_exp, DBLIP_06, DUMN), внешние (Δ BRENTFUT_2M, Δ RESERVES), макроэкономические (Δ DEBT_REAL, Δ GDP_REAL), монетарные (Δ DM2_4_7, Δ M2_RATE, Δ MIACR_1M, Δ REPO_MIN). Добавляемые факторы инфляционных ожиданий и ожиданий обесценения/укрепления рубля характеризуют особенности оцениваемых моделей:

модель № 1 ($N = 1$): $\Delta YearN_t(\Delta cpi_{yy_12_0_t}, \Delta usd_t)$;

модель № 2 ($N = 3, 5$): $\Delta YearN_t(\Delta cpi_{yy_0_2_t}, ECTN_cpi_0_2_{t-1}, \Delta usd_t)$;

модель № 3 ($N = 10, 15$): $\Delta YearN_t(\Delta cpi_{yy_0_2_t}, ECTN_cpi_0_2_{t-1}, \Delta usd_{t-1})$.

В табл. 3 представлены результаты оценки предпочитаемых моделей, наиболее качественно отражающих восприимчивость номинальной бескупонной доходности к происходящим изменениям.

Главный вывод из итоговых моделей факторной зависимости состоит в отсутствии значимого влияния международных факторов (цена на нефть, объем ЗВР) на доходность государственных рублевых облигаций, а также в высокой подверженности рынка государственных ценных бумаг воздействию ситуации на денежном рынке и монетарных изменений. Заметим, что воздействие динамики ставки МБК на долгосрочные облигации снижается практически в 2 раза по сравнению с краткосрочным сегментом внутреннего государственного долга.

Как и предполагалось, фискальные и глобальные макроэкономические факторы (экономическая активность) не оказывают значимого воздействия на динамику ставок по государственным рублевым облигациям. В то же время подтверждается вывод о влиянии информации по ожидаемому и текущему курсу национальной валюты, причем сила этого влияния снижается с продвижением вдоль кривой доходности. Отметим, что эффект от изменения ожиданий девальвации рубля при воздействии факторов денежного рынка и событий, происходящих в экономике и политике, существенно снижается по сравнению с тем

Таблица 3. Результаты оценки оптимальных спецификаций многофакторных моделей доходности после удаления незначимых переменных

	$\Delta year1^*$	$\Delta year3$	$\Delta year5$	$\Delta year10$	$\Delta year15^*$
DBLIP_03		0,780097****	0,780983**		
DBLIP_04	-0,683534**	-0,847116**	-0,841185**	-0,466213****	
DBLIP_05			-0,558025****	-1,024162**	-1,179822**
DBLIP_05_EXP			-0,443930****	-0,801486**	-0,959638**
$\Delta MIACR_IM$	0,111341**	0,100596**	0,059605**	0,053066**	0,049513***
$\Delta REPOMIN$	0,508722***	0,728418**	0,638684**	0,473185**	0,411260**
DUMN		0,550174**	0,511102**	0,402480**	0,410692**
ECTN_cpi_0_2		-0,082454**	-0,066933**	-0,060932**	-0,060913**
ΔUSD	0,056313***	0,043087**	0,021575****		
AUSD0_1				0,026775****	0,029527**
$\Delta M2_RATE$	-0,039260****				
ADM2_4_7	0,068693****				
R-squared	0,434093	0,691227	0,691438	0,629510	0,634588
Adjusted R-squared	0,388820	0,662019	0,652868	0,588909	0,600022
S.E. of regression	0,553351	0,313627	0,252883	0,254916	0,251520
F-statistic	9,588433	23,66546	19,92671	15,50457	18,35876
Prob(F-statistic)	0,000000	0,000000	0,000000	0,000000	0,000000

* Ошибки в виде Newey-West (HAC); **, ***, **** — значимость соответственно на 1-, 5- и 10%-ном уровне.

же эффектом при учете только факторов инфляции и изменения денежной массы.

Как и в моделях с базовыми факторами, отсутствует прямое воздействие инфляционных ожиданий на доходности всех сроков до погашения, что для среднесрочного и долгосрочного сегментов компенсируется замедляющейся балансировкой долгосрочного равновесия с ожидаемой на 2 месяца инфляцией.

Введенная в модель фиктивная переменная субъективных настроений на рынке ОФЗ в кризисный период (DUMN) улучшает характеристики модели, демонстрируя значимое, труднообъяснимое традиционными факторами отличие в поведении доходности с июля 2008 до конца 2009 г. по сравнению с достаточно стабильным докризисным периодом. Так, доходности оказались в среднем на 0,5% выше по сравнению с уровнем, объясненным экономическими детерминантами.

Значимость импульсных переменных по погашению внешнего долга странам-участникам Парижского клуба в 2005 г. (DBLIP_05 and DBLIP_05_exp) подтверждает наше предположение о влиянии этого события на долгосрочные доходности и «схлопывания» этих доходностей к среднему уровню. Информация о полном погашении долга в 2006 г. на рынке не отразилась. Рост политических рисков в 2003 г. и их снижение в 2004-м фиксируются номинальными процентами срочностью 3—5 лет, причем позитивные настроения на рынке вследствие политического курса и сокращения неопределенности в 2004 г. распространились на более долгосрочную перспективу, отразившись в снижении доходности облигаций 10 лет до погашения, а также усилив позитивную динамику краткосрочных номинальных ставок.

Следует особо выделить поведение краткосрочной ставки на рынке российских государственных облигаций. Помимо основного влияния монетарных изменений и изменения курса рубля к доллару дополнительными факторами формирования краткосрочного процента являются инфляционные последствия расширения денежной массы и само увеличение ликвидности. Подверженность влиянию экономических и политических событий эконометрическая модель выявила только в отношении общего снижения политических рисков в 2004 г. В целом выводы, касающиеся построения многофакторной модели, свидетельствуют о низкой степени зависимости поведения краткосрочной ставки от экономических изменений.

Наиболее ликвидные государственные облигации 3 и 5 лет до погашения, характеризующие относительно «рыночный» сегмент рынка

ГЦБ в России, более четко фиксируют изменения в политической сфере, анализируемые инфляционные ожидания, ожидания относительно валютного риска. Их доходности с большей вероятностью находятся под влиянием экономических изменений. На доходности этого сегмента рынка в большей степени отражаются и краткосрочные риски финансового рынка (в соответствии с коэффициентами при DUMN).

Очевидно, что под воздействием исследуемых нами факторов определяется общая тенденция в динамике номинальной доходности на рынке ГЦБ (рис. 5).

С середины 2008 г. рыночные условия начинают играть основную роль в формировании предпочтений рыночных участников, вследствие чего сконструированные факторные взаимосвязи могут не полностью отражать суть поставленной задачи. Отметим, что включаемая в анализ «кризисная» переменная (DUMN), которая отражает настроения, господствующие на рынке в период неопределенности и «бегства от риска», улучшает качества моделей и позволяет отследить основную часть кризисных изменений, но, что видно из графиков остатков, таким образом невозможно уловить всю повышенную волатильность.

Высокие абсолютные значения ошибки прогноза по модели в некоторые временные периоды (до 2004 г., с середины 2008 г.) можно объяснить наличием влияния неучтенных факторов (волатильность, внешние шоки, политическая неопределенность, неопределенность относительно дальнейших действий регулятора, вероятности дефолта и др.), а также возможным несовершенством рынка в оценивании премий и корректного уровня доходности суверенного долга. Текущая инфляция и ожидаемая инфляция на 2 месяца вперед (на основе фактических значений) могут быть некорректными аппроксимациями сформированных ожиданий относительно изменения уровня цен, которые закладываются участниками рынка в требуемую доходность. Аналогичным образом ожидания укрепления/обесценения рубля к доллару, формирующие премию за валютный риск, могут не полностью отображаться в текущем темпе прироста *официального* курса ЦБ и будущих приростах курса на основе фактических значений. Тем не менее объяснение от 38 до 66% волатильности приростов доходности представляется нам хорошим результатом в условиях российской специфики.

В заключение, учитывая то, что в исследование включен период кризисных изменений, определяемый нами с июля 2008 г. (согласно качественному анализу и росту остатков в моделях регрессий), проверяется устойчивость полученных результатов на исследуемом диапа-

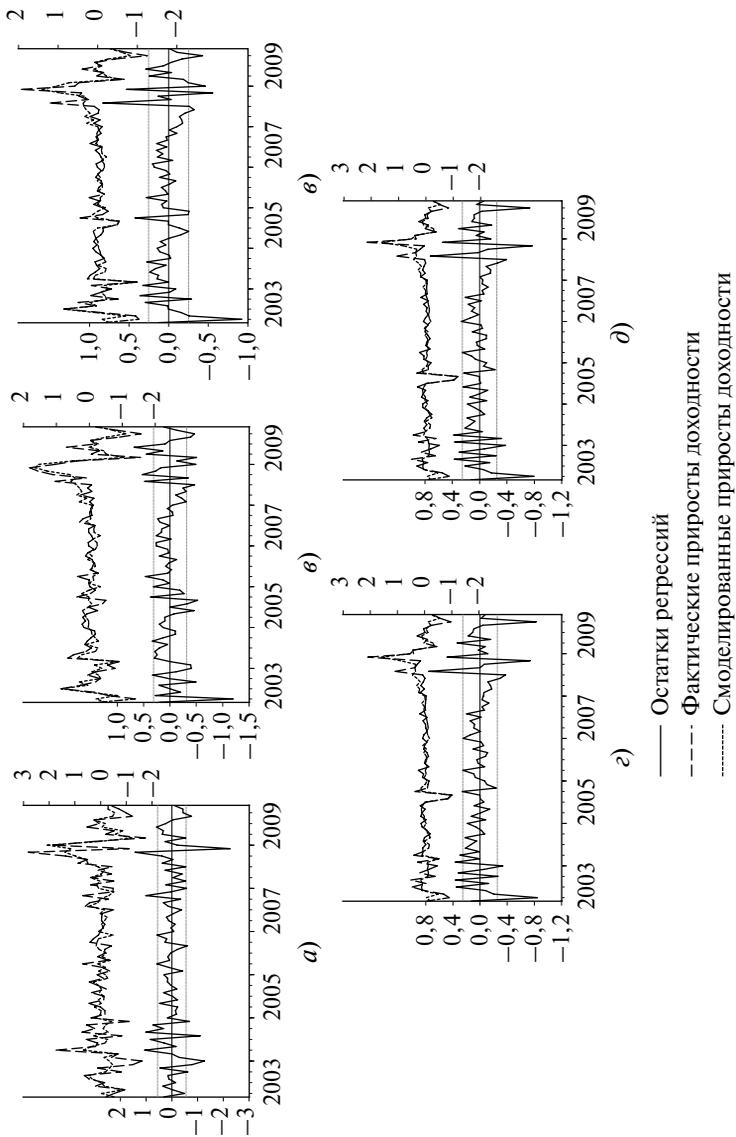


Рис. 5. Остатки регрессий, фактические и смоделированные приросты доходности на основе многофакторных моделей:

а) Год1; б) Год3; в) Год5; г) Год10; д) Год15

зоне. Проведенные тесты Чоу, Рамсея (Ramsey Reset Test) и традиционные тесты на устойчивость оцененного регрессионного уравнения (CUSUM, CUSUMSQ) практически во всех случаях свидетельствуют в пользу стабильности модели. Следовательно, даже в кризисных условиях выявленные взаимосвязи продолжали иметь место и оказывать значимое влияние на формирование доходности ГЦБ. Логичность этого вывода подтверждается постоянным повышением минимальных уровней процентной ставки РЕПО, а также повышением ставок межбанковского кредитования на фоне роста дефицита ликвидности. Соответственно при постоянном проведении операций РЕПО повышались ставки по используемым в этих операциях ОФЗ.

Заключение

В ходе настоящего исследования была оценена чувствительность номинального беспкупонного процента по государственным облигациям различной срочности к изменениям экономических факторов и выявлены наиболее значимые детерминанты, определяющие динамику доходности на рынке ГЦБ в период с 2003 по 2009 г.

Подводя общие итоги проведенного анализа, можно сделать вывод об отсутствии значимого влияния международных внешних факторов на кривую ГЦБ в России, а также о наиболее существенном прямом воздействии ситуации на денежном рынке. Базовые факторы инфляционных ожиданий, изменения валютного риска и расширения денежного предложения в экономике играют свою роль в определении динамики номинального процента, но объясняют менее трети изменчивости доходности рынка ГКО-ОФЗ. Довольно неожиданным результатом оказалось отсутствие свидетельств влияния текущей инфляции на формирование процентных ставок в краткосрочном периоде и слабое влияние фактора на долгосрочную динамику доходности. Важные политические и экономические события помогают более четко объяснить движение номинального процента. Получается, что «внешние» финансовые индикаторы подчиняют себе базисный сегмент финансового рынка — сегмент рынка суверенного долга — больше, чем он сам на них воздействует. Этот вывод нельзя считать неожиданным в условиях специфического развития рынка ГКО-ОФЗ за исследуемый период.

Ослабление влияния экономических факторов при формировании доходности долгосрочных облигаций говорит о более слабой восприимчивости долгосрочных ставок к текущим изменениям и большей

инерционности в их динамике. Краткосрочные облигации в малой степени подвержены влиянию значимых факторов в силу более высокой роли субъективных настроений на рынке и динамичной волатильности, присущей поведению этого сегмента кривой доходности.

Полученные результаты в известной степени свидетельствуют о том, что изменение процентных ставок на рынке ГКО-ОФЗ в период 2003—2009 гг. не соответствовало представлениям о рыночном формировании доходности. Это объясняется качественными характеристиками рынка, такими как низкая емкость, крайне низкая и неоднородная ликвидность, отсутствие заинтересованности рыночных участников в инвестировании в условиях отрицательных реальных процентных ставок, узость круга инвесторов, часто вынужденных инвестировать в безрисковые облигации, а кроме того, мониторинг ситуации на рынке рублевого государственного долга и поддержка низкого уровня доходности со стороны государственных регуляторов, которые имели место на рынке на протяжении большей части исследуемого временного периода. Отметим, что после 2009 г. тенденции на рынке могут поменяться из-за возможного постепенного увеличения доли нерезидентов, перехода к концепции дефицитного бюджета, довольно динамичного роста объема внутренних займов.

Таким образом, проведенный анализ помог приблизиться к пониманию механизмов формирования нормы доходности по государственным облигациям в условиях российской специфики.

Источники

1. *Гамбаров Г., Шевчук И.* Индексы и индикаторы доходности рынка государственных ценных бумаг России // Рынок ценных бумаг. 2005. № 12. С. 65—71.
2. *Дробышевский С.* Анализ рынка ГКО на основе изучения временной структуры процентных ставок // Научные труды. ИЭПП. 1999. № 17Р.
3. Ежемесячные обзоры по итогам работы рынка государственных ценных бумаг на ММВБ. Янв. 2003 — дек. 2009. URL: www.micex.ru.
4. Кривая бескупонной доходности на рынке ГКО-ОФЗ / Г. Гамбаров, И. Шевчук, А. Балабушкин, А. Никитин // Рынок ценных бумаг. 2006. № 3. С. 68—77.
5. *Майоров С.И., Оксенойт Г.К.* Рынок государственных ценных бумаг: инструменты и организация. М.: ИИЦ «Статистика России», 2006.
6. *Миркин Я.* Рынок ценных бумаг в России: воздействие фундаментальных факторов, прогнозирование, политика развития. М.: Альпина Паблишер, 2002.

7. Моделирование временной структуры процентных ставок по российским государственным облигациям в 2000—2008 гг. / С.М. Дробышевский, О.В. Луговой, Е.В. Астафьева, Н.Ю. Буркова // Научные труды. ИЭПП. 2009. № 130Р.
8. Проблемы моделирования финансовых показателей: цены, обменный курс, процентные ставки, фондовый индекс в российской экономике / С.М. Дробышевский, С.А. Архипов, П.А. Кадочников и др. // ИЭПП. Москва. Март 1999. URL: www.iet.ru.
9. *Atkins F.J.* Co-integration, Error Correction and the Fisher Effect // *Applied Economics*. 1989. No. 21. P. 1611—1620.
10. *Bandholz H., Clostermann J., Seitz F.* Explaining the US Bond Yield Conundrum // *Applied Financial Economics* 2009. No. 19(7). P. 539—550.
11. *Cheung Y.-W., Tam C.D., Yiu S.M.* Does the Chinese Interest Rate Follow the US Interest Rate // *International Journal of Finance and Economics*. 2008. No. 13. P. 53—67.
12. *Choudhry M.* Bond and Money Markets: Strategy, Trading, Analysis. Hardbound, May 2001.
13. *Crowder W.J., Hoffman D.L.* The Long-run Relationship Between Nominal Interest Rates and Inflation: the Fisher Equation Revisited // *Journal of Money, Credit, and Banking*. 1996. No. 28. P. 102—118.
14. *Ebner A.* An Empirical Analysis on the Determinants of CEE Government Bond Spreads // *Emerging Markets Review*. 2009. No. 10. P. 91—121.
15. *Fabozzi F.J., Anson M.J.P.* Fixed Income Analysis. CFA Institute. 2nd ed. Hoboken, New Jersey: John Wiley and Sons, 2007.
16. *Ferrucci G.* Empirical Determinants of Emerging Market Economies' Sovereign Bond Spreads // Bank of England working paper series. No. 205. 2003. URL: <http://www.bankofengland.co.uk/publications/workingpapers/wp205.pdf>
17. *Gagnon E.J.* Currency Crashes and Bond Yields in Industrial Countries // *Journal of International Money and Finance*. 2009. No. 28. P. 161—181.
18. Global Stability Report. IMF. 2003. URL: www.imf.org
19. *Granville B., Mallick S.* Fisher hypothesis: UK evidence over a century // *Applied Economics Letters*. 2004. No. 11. P. 87—93.
20. *Guarati D.N.* Basic Econometrics. 2nd ed. Singapore: McGraw-Hill, 1995.
21. *Hill R.C., Griffiths E.W., Lim C.G.* Principles of Econometrics. 3rd ed. Hoboken; N.J.: John Wiley and Sons, 2007.
22. *Inoguchi M.* Influence of ADB Bond Issues and US Bonds on Asian Government Bonds // *Asian Economic Journal*. 2007. Vol. 21. No. 4.
23. *Liu M.-H., Margaritis D., Tourani-Rad A.* Monetary Policy and Deposit Rates Rigidity in a Transitional Economy: The Case of China. Faculty of Business, Auckland University of Technology, New Zealand. 2006.
24. *Manganelli S., Wolswijk G.* What Drives Spreads in the Euro Area Government Bond Market? ECB Working paper series. No. 745. April 2007.

25. *Mehra Y.P.* An Error-Correction Model of the Long-Term Bond Rate // Federal Reserve Bank of Richmond Economic Quarterly. 1994. Vol. 80. No. 4. P. 49—68.
26. *Mehra Y.P.* Some Key Empirical Determinants of Short-Term Nominal Interest Rates // Federal Reserve Bank of Richmond Economic Quarterly. 1995. Vol. 81. No. 3. P. 33—51.
27. *Orlowski L.T., Lommatzsch K.* Bond Yield Compression in the Countries Converging to the Euro // William Davidson Institute. Working paper. No. 799. Oct. 2005. URL: <http://wdi.umich.edu/files/publications/workingpapers/wp799.pdf>
28. *Österholm P.* The Time-Series Properties of Norwegian Inflation and Nominal Interest Rate // Applied Economics. 2009. No. 41. P. 1303—1309.
29. *Payne J.E., Ewing B.T.* Evidence from Lesser Developed Countries on the Fisher Hypothesis: A Cointegration Analysis // Applied Economics Letters. 1997. No. 4. P. 683—687.
30. *Stock J.H.* Introduction to Econometrics. 2nd ed. Pearson Education, 2007.
31. *Tam C.-S., Ip-Wingyu.* Modelling Sovereign Bond Yield Curves of the US, Japan and Germany // International Journal of Finance and Economics. 2008. No. 13. P. 82—91.
32. Статистические данные интернет-сайтов. URL: www.minfin.ru (Минфин), www.crb.ru (Банк России), www.micex.ru (ММББ), www.prime-tass.ru (Агентство Прайм-Тасс), www.gks.ru (Росстат), www.ustreas.gov (Департамент казначейства США).

Приложение

Таблица 1. Проверка влияния инфляции на динамику приростов доходности с возможной балансирующей отклонения от долгосрочного равновесия*

	Δyear1		Δyear3		Δyear5		Δyear10		Δyear15	
	Коэф.	P-value								
ECTN	-0,064986	0,0927	-0,081408	0,0001	—	—	—	—	—	—
ΔCPIYY	0,065641	0,6281	-0,045364	0,4636	0,088700	0,3334	0,096711	0,3059	0,112553	0,1875
ECTN	—	—	-0,166253	0,0006	-0,050695	0,2625	-0,068457	0,0607	-0,048864	0,0680
ΔCPIYY_0_1	0,179292	0,2154	0,018048	0,8358	0,143254	0,2542	0,121861	0,2898	0,119343	0,2220
ECTN	—	—	-0,075110	0,0000	-0,094816	0,0307	-0,071575	0,0504	-0,050360	0,0594
ΔCPIYY_0_2	0,106255	0,3074	-0,029422	0,6764	0,056509	0,7153	0,078375	0,5641	0,100290	0,3583
ΔCPIYY_12_0	0,595010	0,0091	0,266551	0,0409	0,462574	0,0083	0,442545	0,0073	0,414168	0,0126

* Свободный член незначим и опущен для удобства; отсутствие коинтеграции между 5-летней ставкой доходности и одномесячными ожиданиями мы считаем нерепрезентативным результатом.

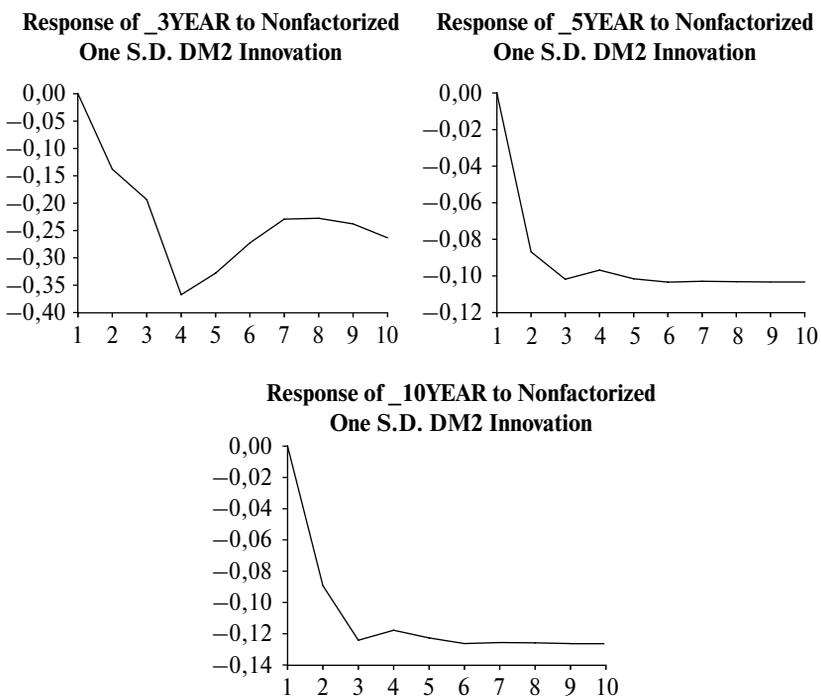


Рис. 6. Функции отклика на шоки денежной массы для ставок 3—5—10 лет до погашения

Таблица 2. Проверка влияния изменений обменного курса рубля на динамику приростов доходности*

	$\Delta year1$	$\Delta year3$	$\Delta year5$	$\Delta year10$	$\Delta year15$
ΔUSD	0,117241	0,098903	0,064904	0,054929	0,052129
<i>P</i> -value	(0,0000)	(0,0000)	(0,0181)	(0,0006)	(0,0010)
R^2 норм.	0,248247	0,306932	0,204815	0,168898	0,150783
$\Delta USD0_1$	0,009567	0,080232*	0,063779*	0,064607*	0,065291*
<i>P</i> -value	(0,7268)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)
R^2 норм.	-0,010756	0,198668	0,198306	0,239597	0,244815
$\Delta USD0_2$	0,079050	0,109431	0,062285	0,062052	0,060330
<i>P</i> -value	(0,0646)	(0,0000)	(0,0004)	(0,0018)	(0,0030)
R^2 норм.	0,064521	0,241585	0,143796	0,137915	0,129602
$\Delta USD0_3$	0,095250	0,103046	0,057619	0,049382	0,046943
<i>P</i> -value	(0,0456)	(0,0007)	(0,0032)	(0,0048)	(0,0061)
R^2 норм.	0,070204	0,154133	0,069804	0,057955	0,051130

* Невысокая объясняющая сила регрессий характеризует наличие неучтенных факторов. Использованы ошибки в виде Newey-West (HAC).

Ошибки в исходном виде.

Таблица 3. Проверка взаимодействия доходности внешнего рынка и приростов доходности государственных облигаций РФ с возможной балансировкой отклонения от долгосрочного равновесия (в скобках приведены *p*-values)

	$\Delta year1^{**}$	$\Delta year3^{**}$	$\Delta year5$	$\Delta year10^*$	$\Delta year15^*$
ECTN-1	-0,041842 (0,2886)	-0,060307 (0,2004)	-0,090087 (0,0217)	-0,096417 (0,0346)	-0,100512 (0,0323)
$\Delta ust10y$	-0,137500 (0,5543)	-0,128494 (0,3431)	-0,137764 (0,3144)	-0,200516 (0,3719)	-0,218481 (0,3113)
Δusd	0,113810 (0,0000)	0,080735 (0,0000)	0,059154 (0,0001)	0,049787 (0,0001)	0,047039 (0,0002)
abs(Δust_10y)	1,023015 (0,3414)	1,002840 (0,3296)			
R^2 норм.	0,273199	0,311880	0,241779	0,228209	0,218398

* Ошибки в виде Newey-West (HAC).

** Автокорреляция устранена с помощью процедуры Кохрейна — Оркута.

М.Ф. Смирнов

Научный
руководитель —
А.И. Столяров
Кафедра фондового
рынка и рынка
инвестиций

Факторы ценообразования акций на российском фондовом рынке

Российский фондовый рынок, несмотря на катастрофическое падение в недавнем прошлом, продолжает очень динамично развиваться. На фоне повышенного внимания к акциям российских эмитентов все больший интерес у инвесторов вызывают фундаментальные факторы, влияющие на доходности, а следовательно, и на цены российских акций.

Введение

Во всех развитых и развивающихся странах фондовый рынок является в значительной степени катализатором экономического развития: он позволяет большинству компаний привлечь финансовые ресурсы для инвестирования в прибыльные проекты, а кредиторам — осуществить выгодное вложение свободных денежных средств.

Российский фондовый рынок сравнительно молод, он зародился в начале 1990-х гг., и, как для всякого развивающегося рынка, для него характерны относительно высокий риск и высокая доходность, что делает данный рынок в значительной мере спекулятивным.

На данный момент фондовые рынки всех стран восстанавливаются после сокрушительного кризиса 2007—2009 гг. Так, например, индекс Dow (DJIA)¹ начал падение в конце 2007 г., а в марте 2009 г. достиг своего минимума за более чем десять лет. Однако затем чуть более чем за год он вырос на 50% (правда, так и не достигнув докризисного уровня).

Хорошую динамику показал за последнее время и российский фондовый рынок. Так, после катастрофического падения на более чем 65% в 2008 г., в 2009 г. индекс ММВБ² вырос более чем в 2 раза, что

¹ Dow Jones Industrial Average.

² Московская межбанковская валютная биржа.

является лучшим показателем в мире. Поскольку изменения индекса отражают изменение цен акций, эти цены на российском рынке также значительно изменились за последние годы.

Цена акций, а стало быть, и их доходность — важнейший показатель для каждого инвестора. Следовательно, осведомленность относительно факторов, воздействующих на изменение доходности, весьма значима как для инвесторов, так и для эмитентов, что делает анализ этих факторов, особенно в период восстановления фондового рынка (2009 г.), актуальнейшей темой для исследования.

Цель данной работы — изучение макроэкономических факторов, влияющих на стоимость российских акций, исследование степени их влияния, а также динамики его изменения во времени. Исходя из этого необходимо решить ряд задач. В частности, проанализировать исследовательские работы по данной проблеме, разработать модель оценки доходности и протестировать полученную модель на российском фондовом рынке.

1. Исследования, посвященные изучению факторов ценообразования российских акций

Вопрос определения факторов, влияющих на стоимость ценных бумаг, волнует исследователей во всем мире. Но несмотря на это, исследований, которые описывают факторы ценообразования ценных бумаг развивающихся рынков, не так уж и много. Доходности финансовых инструментов Центральной и Восточной Европы были изучены в работе Холфилдта и др. [9], в свою очередь пакистанские и турецкие ценные бумаги исследованы соответственно в статьях Хасана и Назира [8] и Турсоя и Гюнсея [19]. Рассмотрим подробнее наиболее информативные с нашей точки зрения исследования, посвященные ценообразованию российских акций.

Маури Паавола [14] изучила факторы, влияющие на стоимость акций 20 крупнейших компаний-эмитентов России в период с января 1999 г. по март 2006 г. В данной работе была использована арбитражная теория ценообразования. По мнению автора, должны влиять на доходность российских акций шесть факторов:

- 1) предложение денег;
- 2) инфляция;
- 3) цена на нефть;
- 4) обменный курс;

- 5) промышленное производство;
- 6) MSCI Russia Index³.

Данные факторы были выделены a priori, в соответствии с уникальными свойствами российского фондового рынка.

Исследование показало, что такие макроэкономические факторы, как предложение денег, инфляция, обменный курс, промышленное производство, не в полной мере объясняют доходности выбранных 20 акций крупнейших компаний-эмитентов России и, следовательно, не отражены в ценах данных ценных бумаг. Единственный фактор, который оказался значимым, причем только для одной акции, это цена на нефть.

Полученные результаты вряд ли можно назвать репрезентативными для всего российского рынка ценных бумаг, так как Маури Паавола использовала в работе ограниченную выборку из 20 акций. Вместе с тем автор считает, что выводы о неприменимости арбитражной теории ценообразования для российского рынка акций преждевременны.

Перейдем к рассмотрению работы Алексея Горяева и Алексея Заботкина [7]. Целью данного исследования является изучение эволюции фондового рынка России за первое десятилетие его существования, особое внимание уделено факторам, которые влияют на величину доходности акций.

Авторы подробно описывают политические и экономические события, которые, по их мнению, достаточно сильно повлияли на восприятие инвесторами риска на российском фондовом рынке. Наиболее крупные и значимые события, отмеченные в исследовании: президентские выборы 1996 г., экономический кризис 1998 г., а также дело ЮКОСа. Таким образом, исследователи отмечают высокую зависимость цен на российские акции от политического риска и корпоративного управления.

Помимо описания событий, Горяев и Заботкин исследуют факторы, влияющие на ценообразование российских акций. В качестве инструмента для анализа выбрана модель CAPM. В работе использовались как и однофакторная, так и многофакторная модели. Согласно выводам авторов однофакторная модель показала сильную взаимосвязь между российскими акциями и развивающимися рынками. Но результаты исследования не отражают всех взаимосвязей на фондо-

³ Morgan Stanley Capital International Russia Index.

вом рынке России, так как объясняющая сила однофакторной модели крайне низка: она объяснила лишь чуть более 30% изменения цен.

В свою очередь, в многофакторную модель авторы включили ряд макроэкономических факторов, способных, по их мнению, влиять на ценообразование российских акций:

- 1) цены на нефть (переменная OIL);
- 2) LIBOR⁴;
- 3) обменный курс рубля к доллару (RUB/USD);
- 4) обменный курс доллара к евро (USD/EUR);
- 5) остатки средств на корреспондентских счетах коммерческих банков РФ (LIQUIDITY).

Исследование с использованием многофакторной модели CAPM показало, что наиболее важную роль в ценообразовании акций играют такие макроэкономические факторы, как цены на нефть, обменные курсы и доходности на развивающихся рынках. Однако авторы отмечают, что эти результаты достаточно спорны, так как многофакторная модель объясняет не более половины колебаний индекса РТС.

Влияние новостей на фондовые рынки было исследовано многими учеными, в частности, данный аспект российского фондового рынка изучили Хэйю и Кутан [11]. Авторы проанализировали влияние различных новостей, цен на нефть и событий глобального финансового рынка на российский финансовый рынок, уделили большое внимание воздействию кризиса 1998 г. на глобальную интеграцию российского рынка. Исследование охватывает временной период с сентября 1995 г. по ноябрь 2001 г.

Сначала исследуется влияние экономических и политических новостей на доходности акций и облигаций. Выбранные экономические новости, по мнению авторов, должны были существенно влиять на настроения инвесторов. Экономические новости в работе представлены в основном новостями об энергетическом секторе, ввиду сильной зависимости экономики России от экспортных поставок энергоносителей. В качестве политических новостей выбраны новости о войне в Чечне, так как во время проведения исследования этот вопрос был одним из главных на повестке дня в России. Далее, и те, и другие новости разделены на три категории: новости положительно влияющие, не влияющие и отрицательно влияющие на настроения инвесторов.

⁴ Лондонская межбанковская ставка предложения (LIBOR).

В итоге авторы установили, что события, происходящие на глобальном финансовом рынке после кризиса 1998 г., значительно повысили степень своего воздействия на финансовый рынок России. Более детальный анализ показал, что внешнеэкономическое влияние на российский рынок зависит от степени либерализации последнего, в частности более высокий уровень финансовой либерализации в России соотносится с большим влиянием доходности по акциям в США, и наоборот.

Кроме того, было обнаружено, что российский фондовый рынок очень чувствителен к движению цен на нефть. Вместе с тем не выявлено статистически значимого влияния на российские ценные бумаги политических новостей, особенно широко публикуемых в западной прессе сообщений о войне в Чечне.

Целью статьи С. Анатольева [1] является изучение воздействия как глобальных, так и внутренних макроэкономических и финансовых переменных на российский фондовый рынок. Автор отобрал семь переменных, которые, по его мнению, могли бы влиять на ценообразование на российском рынке акций:

- 1) цены на нефть марки Brent (переменная *oil*);
- 2) обменный курс рубля к доллару США (*er*);
- 3) индекс MSCI для США (*MSCI^{us}*);
- 4) ставка процента по трехмесячным облигациям казначейства США (*tbill*);
- 5) MIBOR (*mibor*);
- 6) золотовалютные резервы ЦБ РФ (*gold*);
- 7) остатки средств на корреспондентских счетах кредитных организаций в ЦБ РФ (*money*).

С. Анатольев прибегает к простому регрессионному анализу с окном в один год. В качестве переменной левой стороны было использовано значение индекса MSCI Russia.

В ходе работы исследователь выявил, что взаимосвязь между ценами на нефть и на акции является положительной. Он отмечает, что в последнее время наблюдается слабая положительная зависимость между обменным курсом и стоимостью ценных бумаг российских компаний. Показана также высокая степень влияния фондового рынка США на динамику российского рынка.

Учитывая результаты работ, посвященных изучению формирования доходности и цен акций на российском рынке ценных бумаг, мы сочли наиболее подходящей моделью для настоящего исследования

многофакторную модель. В связи с этим стоит задача выбора факторов а priori, что вызвало большие сложности у исследователей ввиду отсутствия четких процедур отбора факторов, при которых переменные были бы значимы и обладали бы хорошей объясняющей способностью.

2. Описание методологии исследования факторов, влияющих на стоимость российских акций

Перейдем к одному из самых важных этапов нашей работы — описанию методологии исследования.

2.1. Период исследования

Период исследования составляет четыре года, с 1 января 2005 г. по 31 декабря 2009 г.

Для того чтобы получить более точные и объективные результаты, период исследования разделим на три периода, отражающих различную динамику российского фондового рынка:

- 1) докризисный период (с 1 января 2005 г. по 18 мая 2008 г.);
- 2) кризисный период (с 19 мая 2008 г. по 20 ноября 2008 г.);



Рис. 1. Динамика индекса ММВБ

3) период восстановления (с 21 ноября 2008 г. по 31 декабря 2009 г.).

Как видно из графика (рис. 1) динамики индекса ММВБ⁵, в докризисный период индекс ММВБ следовал восходящему тренду. Началом периода исследования выбрано 1 января 2005 г., поскольку именно с этого времени значения индекса ММВБ наиболее стремительно менялись.

В кризисный период индекс ММВБ буквально обрушился, что стало реакцией на кризисные явления в экономике. В период восстановления индекс начал расти после драматического падения предыдущего периода.

2.2. Выбор факторов

Сложность выбора макроэкономических факторов, которые могут влиять на ценообразование российских акций и при которых переменные были бы значимы и обладали хорошей объясняющей способностью, связана, как уже говорилось, с отсутствием каких-либо четких научно обоснованных процедур выбора таких факторов.

Тем не менее существуют критерии, позволяющие интерпретировать макроэкономические факторы как значимые еще до начала исследования. Согласно данным критериям, разработанным Берри [2], отобранные факторы должны обладать следующими важными свойствами:

- 1) в начале каждого периода влияние фактора должно быть полностью непредсказуемым;
- 2) каждый фактор должен иметь всеобъемлющее влияние на доходности акций;
- 3) факторы должны иметь ненулевое значение.

В соответствии с критериями Берри мы выделили семь факторов⁶:

- 1) валовой внутренний продукт России (переменная GDP);
- 2) инфляция в РФ (Inflation);
- 3) цены на нефть (Oil);
- 4) обменный курс рубля к доллару (RUS/USD);
- 5) международные резервы РФ (GOLD);

⁵ Moscow Interbanking Currency Exchange.

⁶ Динамику данных показателей отражают графики 2—8 в Приложении.

6) кредитные балансы корреспондентских счетов Центрального банка РФ (Money Supply (MS));

7) индекс MSCI World (MSCI).

Рассмотрим, как данные факторы могут влиять на цены российских акций.

ВВП РФ является важнейшим индикатором состояния экономики страны. Направление и темпы изменения ВВП существенно влияют на фондовый рынок и, следовательно, на цены акций. Например, рост ВВП улучшает перспективы экономики страны, а значит, и компаний, которые работают на этом рынке, соответственно растут цены акций данных компаний, и наоборот.

Темпы роста или падения цен также воздействуют на состояние экономики. Существенные изменения цен могут сильно повлиять на ставку дисконтирования, а следовательно, на величину будущих денежных потоков [5], что скажется на перспективах компаний и, в свою очередь, на стоимости акций данных эмитентов.

Влияние цен на нефть на фондовые рынки многих стран является достаточно сильным. Данный факт был отмечен во многих исследованиях как российского, так и зарубежных рынков, в том числе развитых [16]. Доля нефти в ценовом выражении составляет около трети в российском экспорте, а нефтегазовые доходы бюджета равняются 9% ВВП⁷. Таким образом, цены на нефть существенно влияют и на состояние бюджетной системы, и на общее состояние экономики России. Это соответственно отражается на перспективах развития российских компаний и на ценах их акций.

Обменный курс рубля к доллару оказывает сильное воздействие на стоимость российских активов (в том числе акций) для иностранных инвесторов. Изменения курса влияют как на текущую, так и на ожидаемую стоимость активов, что способствует их большей или меньшей привлекательности. В зависимости от этого меняется и спрос иностранных инвесторов на российские активы, что, естественно, отражается и их ценах.

Теперь проанализируем, как может сказаться на ценах акций изменение международных резервов России. Последние выступают в роли индикатора риска инвестиций в активы страны. Таким образом, в результате изменения объема международных резервов риск инвестиций

⁷ <http://www.garant.ru/news/14406/>

в российские активы меняется, что может привести к изменению цен на данные активы.

Кредитные балансы корреспондентских счетов Центрального банка РФ являются показателем предложения денег. Значит, данный показатель может воздействовать на экономические переменные, однако, это воздействие, как правило, носит запаздывающий характер [3]. Следовательно, сильные изменения показателя могут отразиться на доходности акций, а также на их цене.

Последний выделенный нами фактор — индикатор внешнего рынка индекс MSCI World. Мы выбрали именно этот индекс потому, что он отражает ситуацию на глобальном фондовом рынке, поскольку учитывает ценные бумаги компаний из многих стран.

2.3. Процедура исследования

Перейдем к описанию процедуры исследования. Для оценки влияния каждого фактора мы будем использовать множественную регрессию. Данный метод наиболее прост в применении и в то же время позволяет решить поставленные задачи.

В качестве зависимой переменной выступает индекс ММВБ, так как он включает самые ликвидные акции российского фондового рынка и соответственно в наибольшей мере отражает ценовые движения на нем. Независимыми переменными будут отобранные ранее макроэкономические факторы.

В начале исследования каждого периода строится корреляционная матрица, с помощью которой можно оценить степени корреляции переменных друг с другом.

Затем выстраивается множественная регрессия. Для того чтобы оценить значимость коэффициентов в регрессии, в настоящей работе применяется *P-value*. Чем больше превышает данный показатель уровень значимости в 5%, тем менее значим коэффициент. При значении ниже 5% коэффициент является значимым. Ввиду того что в изначально построенных моделях для каждого периода имеются незначимые переменные, мы отбрасываем эти переменные по очереди, начиная с самой незначимой, и таким образом приходим к моделям, в которых все независимые переменные значимы.

Оценивать регрессию мы будем с помощью R^2 . При высоком значении R^2 , близком к единице, вариация зависимой переменной хорошо

объясняется регрессорами в модели. В случае низкого R^2 — наоборот. Следовательно, чем выше R^2 , тем лучше объясняющая способность регрессии.

Следующим шагом в нашем исследовании будет проверка качества регрессии, т.е. тестирование ее на присутствие мультиколлинеарности, гетероскедастичности и автокорреляции. Мультиколлинеарность представляет опасность для нашей регрессии, поскольку при ее наличии две или более независимые переменные являются взаимозависимыми, что влечет неустойчивость коэффициентов в регрессии к малым изменениям в данных. Мультиколлинеарность будет диагностирована при помощи VIF.

В свою очередь, гетероскедастичность приводит к неэффективности оценок наших параметров в классе линейных несмещенных оценок. Проверять модель на наличие гетероскедастичности мы будем при помощи теста Бройша — Пагана — Голдфилда⁸.

Автокорреляция, как и гетероскедастичность, приводит к неэффективным оценкам параметров: заключается она в корреляционной связи между значениями одного и того же параметра в разные периоды времени. Для выявления автокорреляции будет использован тест Бройша — Годфри⁹.

Таким образом, алгоритм нашего исследования можно описать следующим образом.

1. Построение корреляционной матрицы.
2. Проведение регрессионного анализа и нахождение значимых переменных в модели.
3. Оценка объясняющей способности регрессии при помощи R^2 .
4. Тестирование модели на присутствие мультиколлинеарности, гетероскедастичности и автокорреляции.
5. Проведение преобразований модели при необходимости для преодоления проблем мультиколлинеарности, гетероскедастичности и автокорреляции.
6. Интерпретация полученных результатов.

⁸ Breusch — Pagan — Goldfield Test.

⁹ Breusch — Godfrey Test.

3. Исследование факторов, влияющих на цены российских акций

3.1. Докризисный период

Проанализируем докризисный период российского рынка акций (01.01.2005—18.05.2008).

На первом этапе исследования построим корреляционную матрицу (табл. 1).

Корреляционная матрица показывает сильную зависимость индекса ММВБ от индекса MSCI World, а также взаимозависимость ВВП и международных резервов РФ. Во избежание мультиколлинеарности необходимо проследить, чтобы хотя бы одной переменной — ВВП или международных резервов РФ не было в итоговой модели.

Перейдем к этапу регрессионного анализа. После построения множественной регрессии модель выглядит следующим образом:

$$\text{MICEX} = -1994,52 - 3,88\text{RUB/USD} + 0,04\text{GDP} - 44,38\text{INF} + 4,85\text{OIL} + 2,22\text{MSCI} - 0,31\text{GOLD} + 0,0003\text{MS}.$$

Но поскольку в данной модели все переменные, кроме OIL и MSCI, незначимы на уровне значимости 5%, мы отбрасываем их по очереди, начиная с самой незначимой. После этой процедуры в модель входят только значимые переменные:

$$\text{MICEX} = -2069,38 + 4,63\text{OIL} + 2,22\text{MSCI}.$$

Данная модель тоже обладает хорошей объясняющей способностью, так как R^2 равняется 87%. Тем не менее модель должна быть протестирована на присутствие мультиколлинеарности, гетероскедастичности и автокорреляции.

Проведя тест Бройша — Пагана — Голдфилда и проанализировав VIF, мы не выявили присутствия мультиколлинеарности и гетероскедастичности. В свою очередь, тест Бройша — Годфри показал отсутствие автокорреляции. Следовательно, нами получена итоговая модель.

Как видно из модели, объясняющими переменными индекса ММВБ являются цены на нефть и значение индекса MSCI World. Данные переменные значимы на 5%-ном уровне значимости.

Таблица 1. Корреляционная матрица для докризисного периода*

	MICEX	RUB/USD	GDP (bill. RUB)	Inflation (% per week)	Oil (USD)	MSCI World	Gold (bill. USD)	Money Supply (bill. RUB)
MICEX**	1							
RUB/USD	-0,82676	1						
GDP (bill. RUB)	0,838154	-0,87581	1					
Inflation (% per week)	0,055783	-0,18187	0,083036	1				
Oil (USD)	0,679401	-0,84466	0,846442	0,124572	1			
MSCI World	0,945457	-0,80896	0,819087	0,055277	0,598267	1		
Gold (bill. USD)	0,875688	-0,96853	0,934388	0,152461	0,860535	0,863692	1	
Money Supply (bill. RUB)	0,777474	-0,80488	0,779601	0,177694	0,694815	0,755806	0,835791	1

*Характеристику факторов, включенных в табл. 1—4, см. в подразд. 3.2.

**Индекс ММББ.

Согласно итоговой модели в докризисном периоде, т.е. с 1 января 2005 г. по 18 мая 2008 г., наиболее значимой переменной была цена на нефть. При увеличении цены на нефть на 1% значение индекса ММВБ увеличивалось на 4,63%. Данный результат можно объяснить сильной зависимостью России от экспорта нефти, а также высокой долей акций нефтяных компаний при расчете индекса ММВБ. В свою очередь, при изменении значения индекса MSCI World на 1% значение индекса ММВБ менялось на 2,22%. Таким образом, в докризисном периоде прослеживается высокая зависимость между российским рынком и глобальным фондовым рынком. Данные выводы коррелируют с результатами исследования Воронковой [13] и Кравченко [12], которые показали, что после кризиса 1998 г. влияние глобального рынка, в частности фондовых рынков США и ЕС, стало возрастать.

3.2. Кризисный период

Перейдем к рассмотрению кризисного периода (19.05.2008—20.11.2008) российского фондового рынка. Согласно алгоритму нашего исследования построим корреляционную матрицу (табл. 2).

Как видно из корреляционной матрицы, индекс ММВБ сильно зависит от индекса MSCI World, цен на нефть и обменного курса рубля к доллару. Матрица также отражает высокую корреляцию между некоторыми независимыми переменными, что в итоге может привести к мультиколлинеарности.

После построения множественной регрессии получена следующая модель:

$$\text{MICEX} = 1138,86 - 13,12\text{RUB/USD} - 0,76\text{GDP} - 381,47\text{INF} + 7,16\text{OIL} + 1,69\text{MSCI} - 3,05\text{GOLD} + 0,00008\text{MS}.$$

Поскольку большое количество незначимых переменных в данной модели находятся на 5%-ном уровне значимости, мы отбрасываем их по очереди, начиная с самой незначимой. После проведения данной процедуры получаем модель, включающую только значимые переменные:

$$\text{MICEX} = 197,67 - 0,90\text{GDP} + 6,97\text{OIL} + 1,65\text{MSCI} - 1,61\text{GOLD}.$$

Эта модель обладает хорошей объясняющей способностью, ввиду того что R^2 составляет 84%.

Таблица 2. Корреляционная матрица для кризисного периода

	MICEX	RUB/USD	GDP (bill. RUB)	Inflation (% в неделю)	Oil (USD)	MSCI World	Gold (bill. USD)	Money Supply (bill. RUB)
MICEX	1							
RUB/USD	-0,928871	1						
GDP (bill. RUB)	0,444561	-0,4809	1					
Inflation (% в неделю)	0,110825	0,122295	-0,28237	1				
Oil (USD)	0,955444	-0,96493	0,530553	-0,01928	1			
MSCI World	0,960682	-0,91172	0,638051	0,026998	0,932752	1		
Gold (bill. USD)	0,613162	-0,77518	0,790129	-0,54262	0,74147	0,728988	1	
Money Supply (bill. RUB)	-0,076221	0,0977	0,548595	-0,19252	0,009335	0,054905	0,282895	1

Для оценки качества модели мы проверили ее на наличие мультиколлинеарности, гетероскедастичности и автокорреляции. Проведенные тесты не выявили наличия указанных недостатков. Таким образом, мы получили итоговую модель.

Как видно из нашей итоговой модели, объясняющими переменными индекса ММВБ являются валовый внутренний продукт, цена на нефть, значение индекса MSCI World, а также международные резервы России.

Наиболее значимая переменная — это цена на нефть. В частности, при ее увеличении на 1% значение индекса ММВБ увеличивалось на 6,97%. Данная ситуация характерна для российского рынка по причине сильной зависимости России от экспорта нефти, а также высокой доли акций нефтяных компаний в индексе ММВБ.

Следующий фактор, существенно влияющий на российский фондовый рынок, — это индекс MSCI World. При изменении значения индекса MSCI World на 1% значение индекса ММВБ менялось на 1,65%. Данный показатель говорит о сильной зависимости между российским фондовым и глобальным рынками.

Изменение ВВП отрицательно влияет на индекс ММВБ в кризисном периоде, т.е. при увеличении ВВП на 1% значение индекса падает на 0,9%. Данная нетипичная на первый взгляд ситуация связана с запаздывающим характером переменной ВВП. Подобная зависимость была отмечена Хампом и Макмилланом [10] в исследовании американского и японского фондовых рынков. Таким образом, в то время как на финансовом рынке России была паника и индекс ММВБ стремительно падал, показатель ВВП продолжал расти как бы по инерции.

Изменение золотовалютных резервов РФ в кризисное время приводило к противоположному изменению индекса ММВБ. Такая ситуация, по нашему мнению, связана с тем, что переменная международных резервов в данном периоде также является запаздывающей. Иначе говоря, в то время как индекс ММВБ уже достаточно продолжительное время падал, резервы еще росли. Но в момент, когда иностранные инвесторы начали выводить свои средства из России, международные резервы стали уменьшаться, поскольку ЦБ РФ начал активно продавать валюту для недопущения резкого обвала рубля.

3.3. Период восстановления

Проанализируем период восстановления российского рынка акций (21.11.2008—31.12.2009). На первом этапе исследования построим корреляционную матрицу (табл. 3).

Она показывает, что индекс ММББ находится в сильной зависимости от цен на нефть и от значения индекса MSCI World.

Перейдем к этапу регрессионного анализа. После построения множественной регрессии модель выглядит следующим образом:

$$\text{MICEX} = -1004,03 + 22,52\text{RUB/USD} - 0,75\text{GDP} - 181,94\text{INF} + \\ + 9,13\text{OIL} + 1,45\text{MSCI} - 0,52\text{GOLD} + 0,0002\text{MS}.$$

Ввиду того что в данной модели все переменные (кроме OIL, GDP и MSCI) незначимы на 5%-ном уровне значимости, мы отбрасываем их по очереди, начиная с самой незначимой. Модель, включающая только значимые переменные, описывается следующим уравнением:

$$\text{MICEX} = -1023,49 + 16,02\text{RUB/USD} - 0,91\text{GDP} + \\ + 8,76\text{OIL} + 1,68\text{MSCI}.$$

Тестирование ее на присутствие гетероскедастичности дало отрицательный результат. Проанализировав VIF, мы не были выявили и присутствия мультиколлинеарности. Однако тест на автокорреляцию показал явное ее наличие.

Для преодоления автокорреляции нами была произведена двухшаговая процедура Дарбина. Итоговая модель без автокорреляции выглядит следующим образом:

$$\text{MICEX} = -506,92 + 2,27\text{RUB/USD} - 0,14\text{GDP} + \\ + 4,87\text{OIL} + 1,24\text{MSCI}.$$

Объясняющими переменными индекса ММББ являются обменный курс рубля к доллару, цена на нефть, индекс MSCI World, а также ВВП. Независимые переменные значимы на 5%-ном уровне значимости. А модель обладает хорошей объясняющей способностью, так как R^2 составляет 86%.

В модели периода восстановления наиболее значимой переменной являлась цена на нефть. При ее увеличении на 1% значение индекса ММББ увеличивалось на 4,87%.

Таблица 3. Корреляционная матрица для восстановительного периода

	MICEX	RUB/USD	GDP (bill. RUB)	Inflation (% в неделю)	Oil (USD)	Gold (bill. USD)	Money Supply (bill. RUB)	MSCI World
MICEX	1							
RUB/USD	-0,35337	1						
GDP (bill. RUB)	0,631959	-0,65214	1					
Inflation (% в неделю)	-0,70055	0,592462	-0,5217	1				
Oil (USD)	0,925536	-0,45532	0,703516	-0,68826	1			
Gold (bill. USD)	0,261837	-0,89987	0,640463	-0,41149	0,371395	1		
Money Supply (bill. RUB)	0,157924	-0,75202	0,534283	-0,29213	0,169516	0,810478	1	
MSCI World	0,90479	-0,58234	0,848988	-0,7041	0,907292	0,508253	0,401237	1

В свою очередь, при изменении значения индекса MSCI World на 1%, значение индекса ММВБ менялось на 1,24%, что говорит о высокой зависимости между российским и глобальным фондовым рынком.

Значение индекса ММВБ зависит и от обменного курса рубля и доллара. При увеличении соотношения рубля к доллару на 1% индекс увеличивается на 2,27%. Данную зависимость можно объяснить наличием на российском фондовом рынке большого количества иностранных инвесторов: при удешевлении рубля российские акции для иностранных инвесторов становятся более привлекательными ввиду уменьшения их стоимости в долларах.

Валовой внутренний продукт, как и в кризисном периоде, в периоде восстановления отрицательно влияет на индекс ММВБ, т.е. при увеличении ВВП на 1% значение индекса падает на 0,14%. Объясняется это тем же, что и в кризисный период. Отрицательная зависимость между значениями ВВП и индекса ММВБ связана с запаздывающим характером переменной ВВП.

3.4. Весь период

Проанализируем временной промежуток с 1 января 2005 г. по 31 декабря 2009 г., который охватывает все исследованные нами ранее периоды.

Изначальная модель, включающая все рассматриваемые факторы, такова:

$$\text{MICEX} = -3713,9 + 70,39\text{RUB/USD} - 0,47\text{GDP} - 133,3\text{INF} + 3,6\text{OIL} + 1,95\text{MSCI} - 0,001\text{GOLD} + 0,0002\text{MS}.$$

Из модели мы исключили незначимые факторы (ни мультиколлинеарность, ни гетероскедастичность не были обнаружены), затем провели двухшаговую процедуру Дарбина для преодоления автокорреляции. Итоговая модель выглядит следующим образом:

$$\text{MICEX} = -656,18 - 0,75\text{RUB/USD} + 3,98\text{OIL} + 1,06\text{MSCI} + 0,0008\text{GOLD}.$$

Данная модель обладает хорошей объясняющей способностью (R^2 составляет 83%), все переменные значимы на 5%-ном уровне значимости.

Как видно из итоговой модели, наиболее значимым фактором, воздействующим на стоимость российских акций, является цена на нефть. Достаточно сильное влияние на индекс ММВБ имеет индекс MSCI, так при 1%-ном увеличении последнего значение индекса ММВБ возрастает на 1,06%. Данная зависимость отражает существенное влияние процессов, происходящих на глобальном финансовом рынке, на рынок российский.

Для российского фондового рынка имеет переменная обменного курса рубля к доллару. При изменении валютного курса на 1% индекс ММВБ изменяется в противоположную сторону на 0,75%. Данную зависимость легко объяснить с помощью графиков пары «рубли — доллар» и индекса ММВБ. Так, во время стремительного роста индекса в докризисном периоде обменный курс постепенно снижался, поскольку в страну приходили иностранные инвестиции, т.е. увеличивался спрос на местную валюту, что и приводило к снижению курса. В свою очередь, во время кризиса капитал бежал из России, а следовательно, был высокий спрос на иностранную валюту, в частности доллары, что вело к подорожанию доллара и увеличению обменного курса.

Международные резервы на российском фондовом рынке с начала 2005 г. по конец 2009 г. также влияли на стоимость российских акций. Правда, при увеличении международных резервов РФ на 1% значение индекса ММВБ росло всего на 0,0008%, т.е. риск вложения в российские активы все-таки уменьшался, что, в свою очередь, стимулировало инвестиции, в частности в акции.

Мы проанализировали факторы, влияющие на стоимость российских акций для трех периодов развития российского фондового рынка: докризисного, кризисного и периода восстановления. Кроме того, были рассмотрены факторы ценообразования акций на всем временном промежутке с 1 января 2005 г. по 31 декабря 2009 г. Построим таблицу, которая будет отражать все факторы для каждого периода (табл. 4). В таблице знаком «+» отмечены факторы, при увеличении которых индекс ММВБ растет, и наоборот, знаком «-» — факторы, при изменении которых значение индекса меняется в противоположную сторону. Числа, стоящие после знаков, являются коэффициентами перед переменными в соответствующих уравнениях регрессии. Пустые ячейки означают, что данные факторы незначимы в рассматриваемом периоде.

Таблица 4. Влияние факторов на цены российских акций

Период исследования / переменная	RUB/USD	GDP	Inflation	Oil	MSCI World	Gold	Money Supply
Весь	-0,75			+3,98	+1,06	+0,0008	
Докризисный				+4,63	+2,22		
Кризисный		-0,90		+6,97	+1,65	-1,61	
Восстановления	+2,27	-0,14		+4,87	+1,24		

Заключение

В данной работе было исследовано влияние макроэкономических факторов на цены российских акций в 2005—2009 гг. В процессе анализа основных теорий ценообразования мы пришли к выводу, что наиболее подходящей моделью для нашего исследования является многофакторная модель.

Как было показано, в различных периодах исследования (докризисный, кризисный, восстановления) влияют неодинаковые наборы факторов на стоимость акций в России. Так, цены на нефть во всех периодах являются главным фактором ценообразования. Однако с течением времени ситуация меняется. Так, во время кризисного периода воздействие цен на нефть на стоимость российских акций увеличилось, а в периоде восстановления — уменьшилось.

Значимой переменной в течение всех периодов является и значение индекса MSCI World, но со временем его влияние ослабевает. В свою очередь, обменный курс рубля к доллару значим только в периоде восстановления и имеет положительное влияние на стоимость российских акций.

Показатель ВВП значим лишь в кризисном периоде и периоде восстановления, причем со временем сила воздействия этой переменной уменьшается. Данная переменная обладает отрицательным влиянием на индекс ММВБ, что объясняется ее запаздывающим характером.

Последняя значимая переменная — это международные резервы РФ. Она является значимой только в кризисный период и при этом имеет отрицательное влияние на цены акций.

Таким образом, переменные инфляции и кредитных балансов корреспондентских счетов Центрального банка РФ не значимы ни в одном из периодов исследования.

Анализ всего временного интервала с 1 января 2005 г. по 31 декабря 2009 г. показал, что значимыми факторами на данном промежутке являются обменный курс рубля к доллару, цены на нефть, международные резервы РФ, а также индекс MSCI World.

Итак, наибольшую роль на российском фондовом рынке играют цены на нефть, так как доля нефти в российском экспорте в ценовом выражении составляет около трети, а нефтегазовые доходы бюджета равняются 9% ВВП, что приводит к большой зависимости состояния экономики от нефтяных котировок. Тем не менее воздействие данной переменной на цены акций меняется от периода к периоду.

Влияние индекса MSCI World на российские акции подчеркивает значимость процессов, происходящих на глобальном финансовом рынке, для российского рынка, но, как было показано выше, данная зависимость постепенно уменьшается. Отрицательное влияние на индекс ММВБ валютного курса объясняется изменением спроса и предложения валюты иностранными инвесторами. Величина международных резервов России отражается на риске вложения в российские активы, что, в свою очередь, сказывается на инвестициях в российские акции.

Источники

1. *Anatolyev S.* A Ten-Year Retrospection of the Behavior of Russian Stock Returns. Bofit Discussion Paper. 2005. No. 9.
2. *Berry M.A., Bermeister E.* Sorting out Risks Using Known APT Factors // *Financial Analyst Journal*. 1988. Vol. 50. No. 2. P. 29—39.
3. *Bilson C., Christopher M. et al.* Selecting Macroeconomic Variables as Explanatory Factors of Emerging Stock Market Returns // *Pacific-Basin Finance Journal*. 2001. Vol. 9. Iss. 4. P. 401—426.
4. *Brealey R., Mayers S.* Principles of Corporate Finance. N.Y.: International edition, 1997. P. 167—180, 181—183.
5. *Chen N., Roll R., Ross S.* Economic Forces and the Stock Market // *Journal of Business*. 1986. Vol. 59. No. 3. P. 383—403.
6. *Gillam L., Ahmad K.* Economic News and Stock Market Correlation: A Study of the UK Market. University of Surrey Working paper. Surrey, UK, 2002.
7. *Goriaev A., Zobotkin A.* Risks of Investing in the Russian Stock Market: Lessons of the First Decade // *Emerging Markets Review*. 2006. No. 4. P. 380—397.
8. *Hasan A., Nasir D.* Macroeconomic Factors and Equity Prices // *The Pakistan Development Review*. Pakistan Institute of Development Economics. 2008. Vol. 47. No. 4. P. 501—513.

9. *Hogfeldt P., Kepitis G., Pajuste A.* Risk Factors and Predictability of Stock Returns in Central and Eastern Europe // *Emerging Markets Quarterly*. 2000. No. 4. P. 7—25.

10. *Humpe A., Macmillan P.* Can Macroeconomic Variables Explain Long Term Stock Market Movements? A Comparison of the US and Japan // *Applied Financial Economics*. 2007. Vol. 19. No. 2. P. 111—119.

11. *Huyo B., Kutan A.* The Impact of News, Oil Prices, and Global Market Developments on Russian Financial Market // *Economics of Transaction*. 2004. Vol. 2. No. 2. P. 373—393.

12. *Jithendranathan T., Kravchenko N.* Integration of Russian Equity Market with the World Equity Market-effect of the Russian Financial Crises of 1998. University of St. Thomas. Working paper. 2002.

13. *Lucey B., Voronkova S.* Linkages and Relationships between Emerging European and Developed Stock Markets before and after the Russian Crises of 1997—1998. Working paper. School of Business Studies. University of Dublin and Institute for International Studies. Trinity College. Dublin, 2004.

14. *Paavola M.* Tests of the Arbitrage Pricing Theory Using Macroeconomic Variables in the Russian Equity Market. Lappeenranta University of Technology. Working paper. 2006.

15. *Ross S.A.* The Arbitrage Pricing Theory of Capital Asset Pricing // *Journal of Economic Theory*. 1976. Vol. 13. No. 2. P. 341—360.

16. *Sadorsky P.* Oil Price Shocks and Stock Market Activity // *The Journal of Energy Economics*. 1976. Vol. 21. No. 5. P. 449—469.

17. *Sharpe W.F.* Capital Asset Prices — A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk // *Journal of Finance*. 1964. Vol. XIX. No. 3. P. 425—442.

18. *Treyno J.L.* Market Value, Time, and Risk. Unpublished manuscript, 1961.

19. *Türsoy T., Günsel N.* Macroeconomic Factors, the APT and the Istanbul Stock Market // *International Research Journal of Finance and Economics*. 2008. No. 22. P. 49—57.

20. www.cbr.ru

21. www.finam.ru

22. www.garant.ru

23. www.gks.ru

24. www.mscibarra.ru

А.Е. Ягафарова

Научные
руководители —
С.Э. Пекарский,
С.А. Мерзляков

Кафедра
макрэкономического
анализа

Проблемы фискальной координации в монетарном союзе

В работе проводится анализ взаимодействия центрального банка и правительств стран, входящих в монетарный союз. Построена теоретико-игровая модель взаимодействия фискальной и монетарной политик. Рассмотрены различные варианты взаимодействия агентов при координации фискальных властей и при ее отсутствии. Выводы модели получены с помощью числовых примеров. Проведенный анализ показывает, что координация фискальной политики выгодна в монетарном союзе.

Введение

Кризис, начавшийся в 2007 г. на рынке ипотечного кредитования в США, постепенно захватил финансовую систему всего мира. В 2008 г. инфляция в странах Европы достигла максимального уровня за последние более чем 10 лет и существенно превысила установленное целевое значение. Глобальный экономический кризис стал вызовом для правительств почти всех стран мира. На борьбу с ним были брошены колоссальные финансовые ресурсы. Европейская экономика поначалу оказалась более устойчивой к влиянию кризиса, чем экономика США. В 2008 г. экономический рост в Европе снизился, но оставался достаточно стабильным. Однако замедление роста экономики стало сказываться все сильнее: во II квартале 2008 г. ВВП впервые за время существования Еврозоны показал отрицательный квартальный прирост. Затем последовало банкротство американского Lehman Brothers, которое сильно ударило по многим европейским банкам. В результате центральные банки стран США, Еврозоны, Великобритании снизили ключевые ставки. В условиях единой монетарной политики для стран Еврозоны роль фискальных властей в поддержании стабильности в экономике возростала.

Одной из самых проблемных зон в Европе стала Греция, ситуация в которой осложнилась в конце 2009 г. Проблемы Греции начались еще в октябре 2009-го, когда правительство «обнаружило», что дефицит бюджета составляет 12,7% ВВП, хотя еще в начале года этот показатель прогнозировался на уровне 3—4%. Это в 4 раза превышало установленное ограничение на размер дефицита бюджета для стран ЕС. В результате рейтинговые агентства стали снижать рейтинги, инвесторы — говорить о возможности дефолта правительства Греции. За этим последовал доклад Европейской комиссии, где отмечалось, что показатели государственного долга и дефицита могут быть выше заявленных правительством Греции, потому что данные были сфальсифицированы. Затем выяснилось, что Греция не в состоянии выплачивать обязательства по своим долгам. Все эти известия негативно сказались на курсе евро по отношению к другим валютам. К началу апреля 2010 г. европейская валюта достигла 14-месячного минимума, фондовые индексы по всему миру упали, цены на сырье также снизились.

Европейские страны стали в срочном порядке искать решение данной проблемы. В марте 2010 г. министр финансов Германии В. Шойбле высказал идею о создании Европейского валютного фонда (ЕМФ), наподобие Международного валютного союза, который бы сыграл роль кредитора последней инстанции для стран Еврозоны¹. Естественно, ЕМФ не должен быть «конкурентом» для МВФ. Однако предложение министра содержало и некоторые идеи, которые касались непосредственно уставов и законов Европейского союза. Так, одним из дополнительных предложений было то, что страны могут выходить из зоны евро, не покидая самого Европейского союза. В соответствии с этим предложением страна будет временно исключена из зоны евро, если не сможет поддерживать размер долга и дефицита на уровне, который требуется в Пакте о стабильности и росте и в Маастрихтском соглашении. Наряду с этим будет удвоено внимание к сфере управления в проблемной стране со стороны других государств. Фактически это предложение сводилось к тому, что Греция стала бы последней страной, которой помогли бы выбраться из кризисной ситуации, выкупив долги. Если бы предложение приняли, то Греция в скором времени перестала бы быть частью европейского сообщества. Но идея Шойбле

¹ URL: <http://www.euointelligence.com/article.581+M553bed2d2ad.0.html>

не нашла поддержки, потому что в таком случае необходимо было бы корректировать правила учреждения членами ЕС специальных институтов и очень многих законов союза. Слишком много изменений пришлось бы внести.

На экстренно созванном саммите в Брюсселе, прошедшем в начале мая 2010 г., обсуждались вопросы о том, в какой мере необходима помощь Греции и как не позволить другим странам Европейского союза (Испании, Португалии) приблизиться к критическим отметкам по показателям государственного долга и дефицита государственного бюджета. Министры утвердили план финансовой помощи Греции со стороны как Европейского союза, так и Международного валютного фонда. Размер помощи оценивается в 110 млрд евро. 20% помощи будет выплачивать Германия как самая крупная экономика Еврозоны. Всего помощь ЕС составит около 80 млрд евро, остальное ложится на плечи МВФ.

Результат кризиса в Греции — пошатнувшееся доверие не только к валюте евро, но и к самой Еврозоне. Вполне вероятно дальнейшее развитие кризисной ситуации — в Испании, Португалии. Но это приведет к еще большему по масштабу кризису. И если правительства стран откажутся помогать проблемным зонам, то последствия будут непредсказуемы.

Долговой кризис Греции показал, что бюджетная дисциплина и фискальная координация недостаточно хорошо работают в зоне евро. Означает ли это, что идея проведения скоординированной фискальной политики была изначально обречена на провал?

В данной работе мы постараемся ответить на поставленный вопрос. Для этого будет построена макроэкономическая модель, с помощью которой мы определим наиболее эффективную форму взаимодействия фискальных властей стран, входящих в монетарный союз, и монетарных властей, которые определяют единую монетарную политику союза.

Структура работы такова. В подразд. 1.1 и 1.2 представлены соответственно основные направления моделирования фискальных союзов и моделирования стратегического взаимодействия фискальной и монетарной политик. В разделе 2 построена макроэкономическая модель для анализа взаимодействия фискальных и монетарных властей. В подразд. 2.1 дается сравнительный анализ различных форм стратегического взаимодействия властей. В заключении содержатся выводы.

1. Обзор литературы

1.1. Моделирование фискального союза

В работах [1; 2; 3] строится модель фискального союза как группы стран с неоднородными интересами, которая решает делегировать наднациональному органу выполнение функций по регулированию и распределению общественных благ. Неоднородность интересов стран относительно того, насколько они ценят общественное потребление по сравнению с частным, порождает внешние эффекты в союзе. Если неоднородность интересов низкая и существуют положительные внешние эффекты, то издержки нахождения в союзе сравнительно малы. В таком случае страны формируют фискальный союз.

Авторы рассматривают два вида фискальных союзов: жесткий и гибкий. Жесткий союз предполагает, что устанавливается одинаковая для всех его членов фискальная политика. Гибкий же союз, наоборот, предполагает разную политику для разных стран. В фискальных союзах, так же как и в монетарных, возникает проблема недостаточного приспособления политики под локальные нужды. Формирование жесткого союза может быть затруднено из-за того, что некоторые страны не захотят присоединиться к союзу, так как их интересы далеки от «средних». В гибком союзе может возникнуть проблема фрирайдерства: страны, которые предпочитают в большей мере тратить деньги на общественные блага, будут вынуждены обеспечивать благами те страны, у которых противоположные предпочтения. Таким образом, в работах [1; 2; 3] моделируется несколько видов союзов, что могло бы иметь практическое применение в рамках Европейского союза.

Еще один пример моделирования фискальных союзов представлен в работе [20]. Автор рассматривает фискальный союз как финансирование проектов с помощью налогов (например, строительство аэропортов, дорог, университетов, т.е. дискретные общественные блага). Выбор проектов и их финансирования может быть в ведении центральных или местных органов. В первом случае централизованно с помощью голосования принимается решение об установлении уровня налогов для всех, а затем местные органы выбирают, какой проект финансировать. Второй случай предполагает, что центральные органы выбирают проекты, которые будут финансироваться, а затем местные органы их финансируют. В терминах статей [1; 2; 3] автор рассматривает только гибкие союзы, однако основной упор Локвуд [20] делает

на эффективность децентрализованной политики. Кроме того, автор отмечает издержки при вступлении в союз и рассматривает наличие не только положительного влияния от вступления, но и отрицательного внешнего эффекта.

В работе [15] Херцог анализирует координацию фискальной политики для Содружества Независимых Государств (СНГ). Херцог [15] показывает, что страны, обладающие высокой переговорной силой, например Россия, в гораздо меньшей степени склонны согласовывать фискальную и монетарную политику, чем маленькие страны. Мотивы маленьких стран основаны на появлении возможности вести себя оппортунистически, и они «грабят» своих больших соседей. Кроме того, экономика больших стран подвержена меньшим колебаниям выпуска по сравнению с экономикой маленьких стран. Если структура фискальной политики, размер правительства и его репутация сильно различаются, то, несмотря на возникающие положительные внешние эффекты, координация фискальной политики может быть неэффективной.

Кроме того, в работе [15] рассматривается модель для анализа внешних эффектов, когда две страны принимают решение, координировать или нет фискальную политику. Внешний эффект, «произведенный» страной-партнером по фискальному союзу, повышает уровень благосостояния. А внешний эффект, который «производится» самой страной, наоборот, негативно отражается на ее благосостоянии (происходит отток ресурсов). Чем выше положительный внешний эффект, тем предпочтительнее координация фискальных властей, что совпадает с выводами из вышеприведенных статей.

1.2. Стратегическое взаимодействие политик

В работе Беетсма и Бовенберга [4] анализируется взаимодействие фискальной и монетарной политик. Авторы утверждают, что фискальная координация снижает общественное благосостояние, если фискальные власти, устанавливая уровень налогов, принимают решение раньше монетарных властей. Напротив, отсутствие фискального союза внутри монетарного снижает инфляцию и уровень государственных расходов. Фискальная координация предполагает, что некоторый национальный орган определяет уровень налогов и государственных расходов, минимизируя функцию потерь, которая представляет собой взвешенную сумму функций потерь фискальных властей всех стран.

В работе [9] показано, что если предпочтения монетарных и фискальных властей относительно целевых значений выпуска и инфляции совпадают, то желаемые уровни инфляции и выпуска могут быть достигнуты, во-первых, без построения согласованной фискальной политики, во-вторых, без построения монетарной политики на основе обязательств, в-третьих, безотносительно того, кто совершает первый шаг и, в-четвертых, вне зависимости от того, какие веса приписываются показателям выпуска и инфляции. В данной статье используется модель для анализа взаимодействия фискальной и монетарной политик, схожая с моделью в работе [4].

Обе статьи ([4; 9]) анализируют статическую модель. Отличие моделей состоит в порядке действий властей. Согласно статье [4] страны сначала делегируют осуществление единой монетарной политики Единым центральным банком (ЕЦБ). На данном этапе монетарные власти устанавливают таргет инфляции. Затем подписываются контракты и определяется уровень заработной платы. После этого фискальные власти фиксируют налоги (т.е. являются лидером по Штакельбергу). Вслед за тем монетарные власти устанавливают инфляцию, а фискальные — уровень расходов, чтобы сбалансировать бюджет. По модели, представленной в работе [9], вначале монетарные власти выбирают режим: дискреционный или политику правил. При политике правил ЦБ определяет, каков будет уровень инфляции в зависимости от различных шоковых воздействий. Если политика дискреционная, то на первом шаге ничего не происходит, а затем частный сектор формирует ожидания относительно будущей инфляции. После этого происходят шоки. ЦБ в зависимости от шоков устанавливает уровень инфляции, определенный на первом шаге, если предварительно была выбрана политика правил, а фискальные власти страны проводят фискальную политику, предварительно решив, координировать свои действия с другими странами или нет.

В статье [4] утверждается, что увеличение размера монетарного союза улучшает стратегическую позицию монетарных властей. Когда возрастают ожидаемый уровень инфляции и уровень налогов, то монетарные власти вынуждены увеличивать таргет инфляции и проводить политику сохранения занятости на прежнем уровне, способствующую возрастанию инфляции. Возрастание инфляции в союзе приводит к росту выручки от сеньоража, а в результате и к снижению издержек по обслуживанию долга. Поэтому если правительство стремится увеличить свои доходы, то фискальные власти будут способствовать повы-

шению инфляции в стране при прочих равных условиях. Создание же фискального союза внутри монетарного улучшает стратегическую позицию фискальных властей. Если страны являются симметричными, то разница между тем, осуществляется ли координация фискальной политики или нет, сводится к нулю. Но если фискальные власти разделяют общественные предпочтения, которые выражаются в неприятии политики сеньоража, то координация фискальной политики снижает общественное благосостояние.

Несмотря на различие в предпосылках, авторы приходят к выводу, что координация фискальной политики внутри монетарного союза не является необходимым условием. Однако в работе [9] результат модели зависит от того, существует ли договоренность относительно целевых показателей выпуска и инфляции. Кроме того, согласно этой модели целевые уровни выпуска и инфляции могут не совпадать с общественно оптимальным решением в случае, если инструменты фискальной политики приводят к потерям мертвого груза.

В работе [6] проанализировано несколько способов стратегического взаимодействия политик. Авторы утверждают, что фискальная координация способствует увеличению общественного благосостояния, поскольку она снижает размер долга, являющегося результатом близорукости тех, кто осуществляет фискальную политику. Авторы строят модель со множеством стран, определяющих фискальную политику, и ЕЦБ, определяющим единую монетарную политику. В силу того, что политики принимают решение под влиянием каких-либо групп интересов, у них возникают стимулы к оппортунистическому поведению. Оппортунистически настроенные политики будут принимать решения только в своих интересах, не заботясь об интересах общества. Иногда политики также не оценивают в полной мере последствия своих действий. Кроме того, возможно возникновение проблемы морального риска в коллективе стран: каждый политик или каждая группа интересов, находящаяся у власти, будет затягивать продвижение реформы в фискальной сфере, надеясь, что другие возьмут на себя большую ответственность, большее бремя, что чревато ухудшением общей экономической ситуации. Поэтому авторы утверждают, что страны, которые сформировали монетарный союз, хотя и подписали соглашения типа «Пакта о стабильности и росте».

Работа [8] расширяет анализ модели Беетсма и Бовенберга [4]. Центральный банк в монетарном союзе контролирует инфляцию, в то время как фискальные власти в каждой стране могут увеличить выпуск

путем снижения налоговой ставки или проведения политики, которая повысит реальный валютный курс.

Авторы приходят к выводу, что если центральный банк более консервативен, чем фискальные власти, то координация фискальной политики выгодна. Если страны не координируют фискальную политику, то правительство, преследующее цель повысить свои доходы, будет стремиться увеличить уровень налоговых поступлений, которые взимаются с производителей. При сбалансированном бюджете увеличится и уровень государственных расходов. Это приведет к росту совокупного спроса, в результате чего возрастет выпуск. Но повышение налогов частично скомпенсирует этот эффект. При этом, чтобы не происходило роста инфляции, монетарные власти будут вынуждены проводить сдерживающую монетарную политику. Иначе говоря, произойдет рост выпуска, а уровень цен останется прежним. Если правительства координируют фискальную политику, то эффект от увеличения государственных расходов будет сведен на нет, потому что увеличится средняя ставка налога по союзу, монетарные власти будут вынуждены проводить стимулирующую политику, и инфляция вырастет. Таким образом, налоговые ставки в фискальном союзе будут выше ставок при отсутствии координации. Поэтому формирование фискального союза становится выгодным в отличие от случая, рассмотренного в работе [4].

Проведенный обзор литературы показывает, что страны формируют фискальный союз, если наблюдается положительный внешний эффект проводимой политики и существуют минимальные различия между странами-членами союза [1; 2; 3; 20]. Страны с большей переговорной силой имеют стимул к более слабой и замедленной координации из-за возникающих проблем безбилетника и асимметрии информации [15]. Но децентрализованная фискальная политика может привести к росту инфляции и государственных закупок [17; 18; 19; 21]. Поэтому, чтобы избежать такого эффекта, необходимо координировать действия фискальных властей. При рассмотрении стратегического взаимодействия фискальных и монетарных властей выяснено, что фискальная координация невыгодна в случае, когда фискальные власти являются лидером по Штакельбергу [4] из-за снижения уровня общественного благосостояния. Но отсутствие фискальной координации ведет к слишком высокому уровню государственного долга и к установлению более высокого уровня налоговых ставок [6; 8]. В работе [9] отмечается, что для эффективного функционирования монетарного союза в первую очередь необходима не столько координация фи-

скальной и монетарной властей или объединение усилий фискальных властей в разных странах, сколько согласованность целей относительно оптимального значения выпуска и уровня инфляции.

Таким образом, вопрос о том, стоит ли проводить согласованную фискальную политику в монетарном союзе, остается открытым. Далее мы проанализируем взаимодействие фискальных и монетарных властей на основе модели с двумя странами.

2. Модель

В данной работе рассматривается модель монетарного союза, состоящего из двух стран, $i = 1, 2$, монетарную политику которого устанавливает Единый центральный банк. Процессы вхождения в союз и выхода из него в данной статье не анализируются.

ЕЦБ определяет монетарную политику для всех стран (выбирает переменную инфляции π). В каждой стране есть правительство, которое проводит фискальную политику, т.е. определяет уровень государственных закупок g_i . Политика монетарных и фискальных властей оказывает влияние на уровень ВВП в каждой стране. Уровень ВВП в каждой стране представлен следующим уравнением:

$$x_i = a_i g_i + b_i \pi + c_i x_j + d_i. \quad (1)$$

Параметр c_i показывает внешний эффект воздействия уровня ВВП одной страны, x_j , на уровень ВВП другой страны. Первое и второе слагаемое в уравнении (1) показывают результат воздействия проводимой фискальной и монетарной политик. Последнее слагаемое — это свободный член, включающий влияние других факторов, которые в данной работе не рассматриваются.

Присоединение страны к зоне монетарного союза приносит выгоду в виде расширения финансового рынка. Кроме того, эмпирические исследования показывают, что присоединение к валютному союзу стимулирует торговлю между странами. Исследователи приходят к выводу, что доля торговли в ВВП является определяющим фактором экономического роста [10; 16].

Если выполнено условие $|c_1 c_2| < 1$, то уравнение (1) для каждой страны может быть сведено к виду:

$$x_1 = \frac{1}{1 - c_1 c_2} (a_1 g_1 + (b_1 + b_2 c_1) \pi + d_1 + d_2 c_1 + a_2 g_2 c_1),$$

$$x_2 = \frac{1}{1 - c_1 c_2} (a_2 g_2 + (b_2 + b_1 c_2) \pi + d_2 + d_1 c_2 + a_1 g_1 c_2).$$
(2)

Для того чтобы провести более наглядный анализ, воспользуемся числовым примером. Предположим, что $a_1 = a_2 = 0,3$; $b_1 = b_2 = 0,2$; $c_1 = 0,15$; $c_2 = 0,7$; $d_1 = d_2 = 0$, условие $|c_1 c_2| < 1$ выполнено.

Традиционно в качестве критерия оптимальности взаимодействия фискальной и монетарной политик используется функция потерь, которая строится как сумма квадратов отклонений выпуска и инфляции от своих оптимальных значений.

Функция потерь ЕЦБ записывается следующим образом:

$$L^M = 1/2 [\alpha_{\pi M} (\pi - \bar{\pi})^2 + \sum_i \beta_{iM} (x_i - \bar{x})^2],$$
(3)

где π — уровень инфляции;

x_i — выпуск в i -й стране;

$\bar{\pi}$, \bar{x} — таргет инфляции, выпуска соответственно;

$\alpha_{\pi M}$, β_{1M} , β_{2M} — весовые коэффициенты функции потерь монетарных властей.

Чем выше $\alpha_{\pi M}$, тем в большей степени ЕЦБ придает значение стабилизации инфляции. За счет регулирования уровня цен ЕЦБ может воздействовать на уровень выпуска в обеих странах.

Функция потерь фискальных властей каждой страны i представляет собой взвешенную сумму квадратов отклонений выпуска, инфляции и уровня государственных расходов от своих таргетов:

$$L_i^F = 1/2 [\alpha_{\pi Fi} (\pi - \bar{\pi})^2 + \beta_{iF} (x_i - \bar{x})^2 + \alpha_{g_i} (g_i - \bar{g})^2].$$
(4)

Выражения $(\pi - \bar{\pi})^2$, $(x_i - \bar{x})^2$, $(g_i - \bar{g})^2$ показывают квадрат отклонения инфляции, выпуска и уровня государственных закупок от целевых значений соответственно. Целевые значения инфляции, выпуска и государственных расходов определяются исходя из политических и экономических соображений. Предположим, что целевые значения, установленные правительствами двух стран и ЕЦБ, совпадают. Другими словами, мы рассматриваем симметричный случай экономик одинакового масштаба, а также предполагаем бенеvolentность правительств и центрального банка относительно таргетов

($\bar{\pi} = 2\%$, $\bar{x} = 1$ млрд условных единиц валюты, $\bar{g} = 0,15$ млрд условных единиц валюты). Кроме того, предположим, что функция общественных потерь страны совпадает с функцией benevolentного правительства. Если страны формируют фискальный союз внутри монетарного, то функция общественных потерь совпадает с функцией benevolentного ЕЦБ. Различные коэффициенты чувствительности $\alpha_{\pi Fi}$, β_{iF} , α_{gi} характеризуют предпочтения правительств относительно изменений инфляции, выпуска и государственных расходов соответственно. Правительство проводит фискальную политику, решая проблему компромиссного выбора между выпуском и инфляцией. Оно может непосредственно влиять на уровень государственных закупок.

Если страны формируют фискальный союз, то функция потерь фискальных властей принимает следующий вид:

$$L_{union}^F = \sum_i w_i L_i^F, \quad (5a)$$

где w_i — переговорная сила правительства i -й страны.

Подставив уравнение (4) в уравнение (5a), получим:

$$L_{union}^F = 1/2[(\alpha_{\pi F1} + \alpha_{\pi F2} w)(\pi - \bar{\pi})^2 + \beta_{1F}(x_1 - \bar{x})^2 + \\ + w\beta_{2F}(x_2 - \bar{x})^2 + \alpha_{g1}(g_1 - \bar{g})^2 + w\alpha_{g2}(g_2 - \bar{g})^2]. \quad (5b)$$

Параметр w (пронормированный коэффициент) характеризует относительную переговорную силу правительства страны 2. Если $w = 1$, то переговорная сила правительств двух стран совпадает. При $w > 1$ переговорная сила правительства страны 2 превышает аналогичный показатель страны 1. Обратная ситуация прослеживается при $w < 1$.

При рассмотрении числовых примеров использовались следующие данные: $\alpha_{\pi M} = 0,8$; $\beta_{iM} = 0,5$; $\beta_{1F} = 0,6$; $\beta_{2F} = 0,7$; $w = 1$; $\alpha_{\pi Fi} = 0,5$; $\alpha_{gi} = 0,5$.

2.1. Различные формы стратегического взаимодействия

Эффективность инструментов, находящихся в распоряжении фискальных и монетарных властей, зависит от формы стратегического взаимодействия властей двух стран. Рассмотрим несколько способов такого взаимодействия и сравним результаты. В частности, проанализируем взаимодействие властей по Курно и по Штакельбергу в случаях,

когда отсутствует кооперация фискальных властей и когда фискальные власти координируют свои действия.

2.1.1. Отсутствие координации

Взаимодействие по Курно

Во-первых, проанализируем случай, когда правительства стран не вступают в фискальный союз, принимают решение одновременно с ЕЦБ и независимо от него. Вначале монетарные и фискальные власти устанавливают целевые уровни инфляции, выпуска и государственных расходов, затем фискальные власти определяют уровень государственных расходов, принимая уровень инфляции как заданный, а монетарные власти выбирают уровень инфляции, принимая как заданные уровни государственных расходов. Ни ЕЦБ, ни правительства стран не учитывают действия друг друга при принятии решений.

Правительства двух стран минимизируют свою функцию потерь. Правительство каждой страны считает уровень государственных закупок другой страны заданным. Тогда функция потерь для страны 1 принимает следующий вид:

$$L_1^F = 1/2[\alpha_{\pi F_1}(\pi - \bar{\pi})^2 + \frac{\beta_{1F}}{(1 - c_1 c_2)^2}(a_1 g_1 + (b_1 + b_2 c_1)\pi + d_1 + d_2 c_1 + a_2 g_2 c_1 - (1 - c_1 c_2)\bar{x})^2 + \alpha_{g_1}(g_1 - \bar{g})^2]. \quad (6a)$$

Функция потерь для страны 2 выглядит так:

$$L_2^F = 1/2[\alpha_{\pi F_2}(\pi - \bar{\pi})^2 + \frac{\beta_{2F}}{(1 - c_1 c_2)^2}(a_2 g_2 + (b_2 + b_1 c_2)\pi + d_2 + d_1 c_2 + a_1 g_1 c_2 - (1 - c_1 c_2)\bar{x})^2 + \alpha_{g_2}(g_2 - \bar{g})^2]. \quad (6b)$$

При взаимодействии по Курно существуют единственные значения g_i и π , определяющие оптимальную фискальную и монетарную политики. Для анализа полученных результатов были использованы числовые примеры.

На рис. 1а видно, что при росте коэффициента чувствительности в функции потерь страны 2 инфляция и государственные закупки изменяются в обратном направлении, если $\alpha_{g_2} \geq 0,2$. При этом для

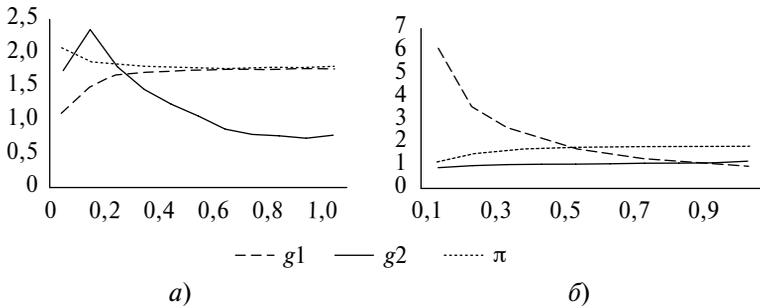


Рис. 1. Темп роста уровня цен и уровень госзакупок при изменении α_{g_2} (а) и α_{g_1} (б)

сравнительно небольших значений α_{g_2} ($\alpha_{g_2} \leq 0,2$) оба правительства увеличивают государственные расходы, т.е. проводят стимулирующую фискальную политику. При $\alpha_{g_2} \geq 0,2$ правительство страны 2 проводит сдерживающую фискальную политику. На это Единый центральный банк отвечает стимулирующей монетарной политикой, но целевой уровень инфляции достигается при небольших значениях показателя α_{g_2} (2%). Правительство страны 1 проводит стимулирующую фискальную политику при всех рассмотренных значениях показателя чувствительности. При изменении аналогичного показателя в функции потерь страны 1 (рис. 1б) ЕЦБ также проводит стимулирующую монетарную политику. Правительство страны 1, напротив, проводит сдерживающую политику при всех значениях α_{g_1} , чтобы достичь установленного целевого значения для уровня государственных закупок. Уровень государственных закупок в стране 2 при этом практически не изменяется.

По мере увеличения показателей чувствительности β_{1F} , β_{2F} при проводимой сдерживающей фискальной политике потери правительств и ЕЦБ снижаются (рис. 2).

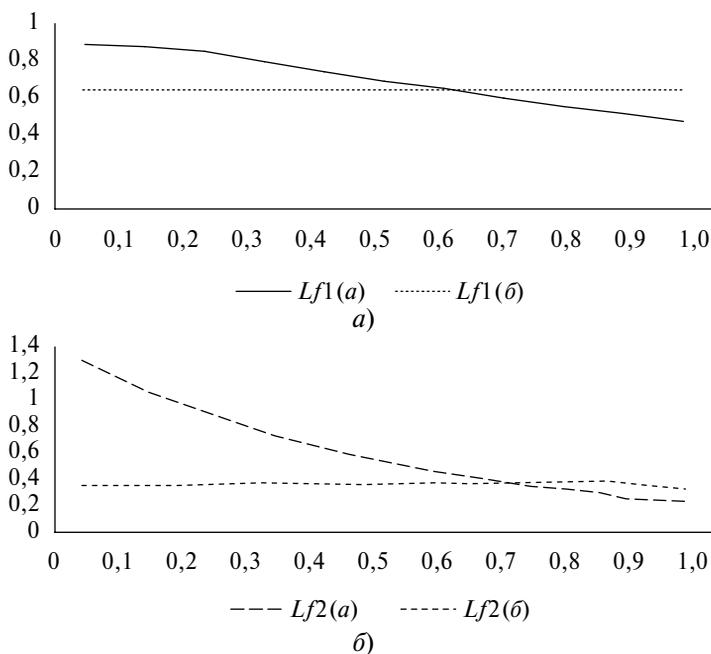


Рис. 2. Потери правительств страны 1 ($Lf1$) при изменении β_{1F} (1) и β_{2F} (2) (а) и страны 2 ($Lf2$) при изменении β_{1F} (1) и β_{2F} (2) (б)

Взаимодействие по Штакельбергу (правительства-лидеры)

Следующим видом стратегического взаимодействия фискальных и монетарных политик является взаимодействие по Штакельбергу. Рассмотрим взаимодействие по Штакельбергу при отсутствии координации властей для случая, когда правительство является лидером, а Единый центральный банк — последователем. Оба правительства, выступая лидером по отношению к ЕЦБ, воздействуют на политику Единого центрального банка для достижения собственных целей. При определении своей оптимальной политики агент-лидер рассматривает возможную реакцию агента-последователя на предпринятые действия. Фискальные власти обеих стран одновременно устанавливают уровень государственных расходов, а затем ЕЦБ выбирает уровень инфляции.

ЕЦБ устанавливает уровень инфляции, чтобы минимизировать свою функцию потерь, которая представлена в уравнении (3). В ре-

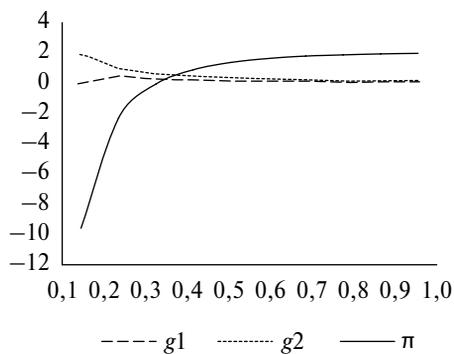


Рис. 4. Темп роста уровня цен и уровень госзакупок в странах 1 и 2 при изменении $\alpha_{\pi M}$

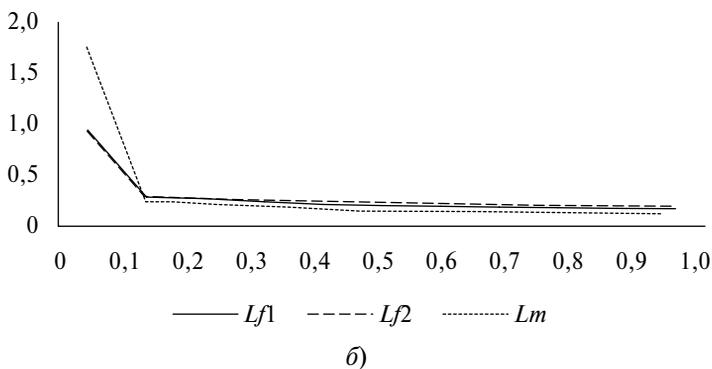
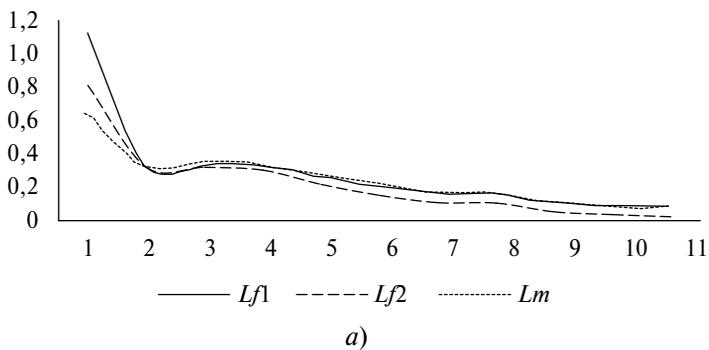


Рис. 5. Потери правительств страны 1 ($Lf1$), страны 2 ($Lf2$) и ЕЦБ (Lm) при изменении β_{1F} (а) и β_{2F} (б)

казателей чувствительности к квадрату отклонения выпуска в функции потерь фискальных властей и выравниваются при сравнительно больших значениях (для рассматриваемой параметризации модели $\beta_{1F} \geq 0,5$). При низких значениях β_{1F} и β_{2F} (рис. 5а и 5б соответственно) небольшое изменение показателя чувствительности влечет за собой резкое сокращение потерь фискальных и монетарных властей.

Взаимодействие по Штакельбергу (ЕЦБ-лидер)

Теперь перейдем к рассмотрению еще одного случая взаимодействия по Штакельбергу при отсутствии координации властей, когда Единый центральный банк является лидером, а правительства обеих стран — последователями, принимающими решения о проведении фискальной политики одновременно. Для анализа полученных уровней государственных закупок и инфляции использованы числовые примеры.

Правительство обеих стран минимизируют свою функцию потерь, которые представлены в уравнениях (6а) и (6б), по переменным g_1 и g_2 соответственно. Функции реакции стран 1 и 2 следующие:

$$g_1(\pi) = 1,75 + 0,79\bar{g} - 0,072\pi, \quad (8a)$$

$$g_2(\pi) = 1,16 + 0,58\bar{g} - 0,09\pi. \quad (8б)$$

ЕЦБ минимизирует уравнение (3) при условии (1), (8а) и (8б), устанавливая инфляцию. А затем определяются параметры фискальной политики в странах 1 и 2. В результате решения задач оптимизации для правительства и ЕЦБ однозначно определяются равновесные значения государственных закупок и инфляции.

При любых анализируемых значениях показателей α_{g_1} и $\alpha_{\pi M}$ ЕЦБ проводит стимулирующую монетарную политику: уровень инфляции растет, но не достигает своего целевого уровня (2%) (рис. 6 и 7). В ответ на это правительство страны 1 проводит сдерживающую фискальную политику при изменении α_{g_1} , а правительство страны 2 — стимулирующую (рис. 6а). Обратная ситуация происходит при изменении α_{g_2} (рис. 6б). Данная ситуация схожа со случаем взаимодействия по Курно.

При изменении приоритета относительно отклонения уровня инфляции от целевого в функции потерь монетарных властей ЕЦБ про-

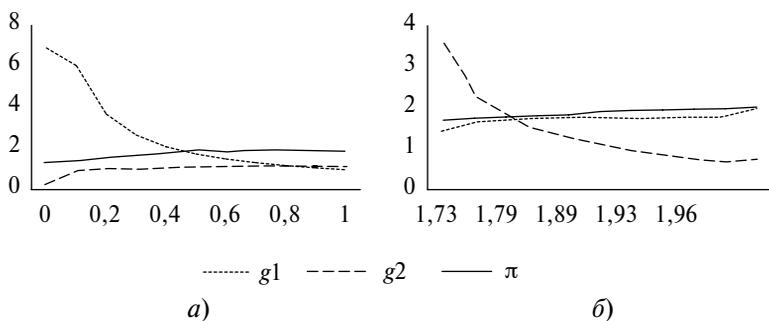


Рис. 6. Темп роста уровня цен и уровень госзакупок в странах 1 и 2 при изменении α_{g1} (а) и α_{g2} (б)

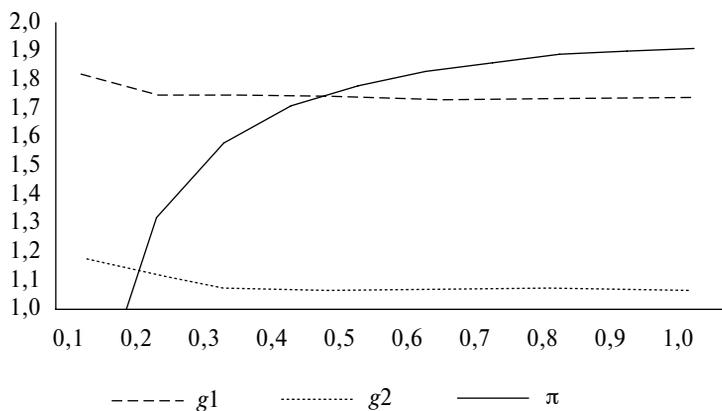


Рис. 7. Темп роста уровня цен и уровень госзакупок в странах 1 и 2 при изменении $\alpha_{\pi M}$

водит стимулирующую монетарную политику (рис. 7), но темп роста уровня цен не достигает целевого уровня. При сравнительно небольших $\alpha_{\pi M}$ ($\alpha_{\pi M} \leq 0,3$) правительства обеих стран проводят сдерживающую фискальную политику. Затем по мере увеличения $\alpha_{\pi M}$ уровень государственных закупок выравнивается.

На рис. 8 видно, что динамика изменения выпуска в обеих странах схожая. При проводимой сдерживающей фискальной политике уровни выпуска в странах снижаются при изменении приоритета относительно стабилизации выпуска. Но целевой уровень выпуска не

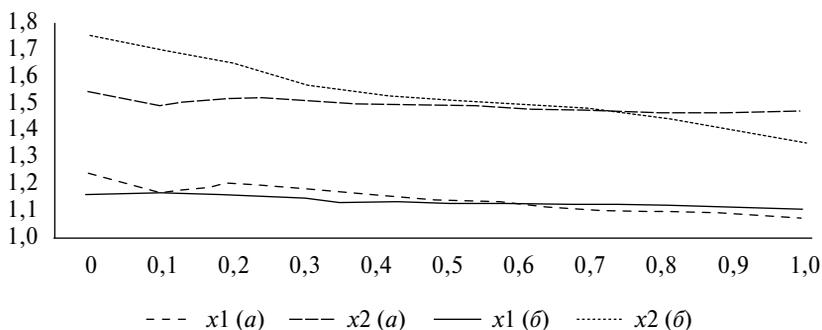


Рис. 8. Объем выпуска в странах 1 и 2 при изменении β_{1F} (а) и β_{2F} (б)

достигается. Так же как и в случае взаимодействия по Курно, выпуск в стране 1 остается ниже выпуска в стране 2.

2.1.2. Случай координации

У стран есть возможность создать фискальный союз внутри монетарного, т.е. фискальная политика будет осуществляться скоординированно. Правительства формируют объединенный орган, который одновременно определяет уровень государственных закупок в обеих странах. Предположим, что издержки формирования объединенного правительства нулевые.

Взаимодействие по Курно

Данный случай аналогичен взаимодействию по Курно для нескоординированных фискальных политик. Фискальные власти, выбирая уровень государственных закупок, минимизируют уравнение (5). Монетарные власти, действуя одновременно с объединенным правительством, определяют уровень инфляции и минимизируют уравнение (3). g_i и π определяются однозначно при кооперации фискальных властей.

На рис. 9 видно, что для низкого значения $\alpha_{\pi M}$ правительства обеих стран проводят стимулирующую фискальную политику, но затем ситуация кардинально меняется: фискальная политика становится сдерживающей. Аналогичная ситуация наблюдается, если мы посмотрим на изменение уровня инфляции: сначала ЕЦБ проводит стимули-

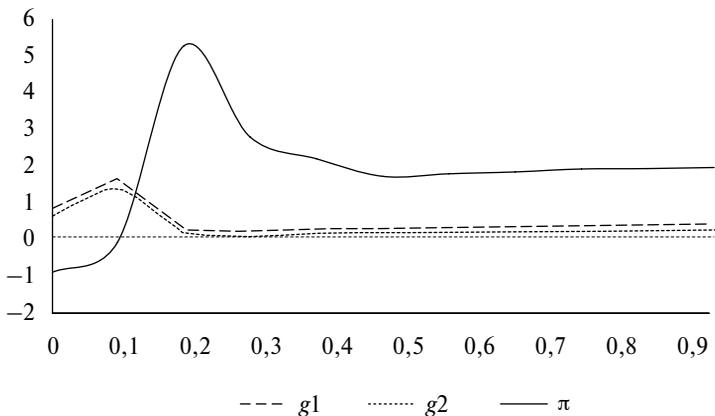
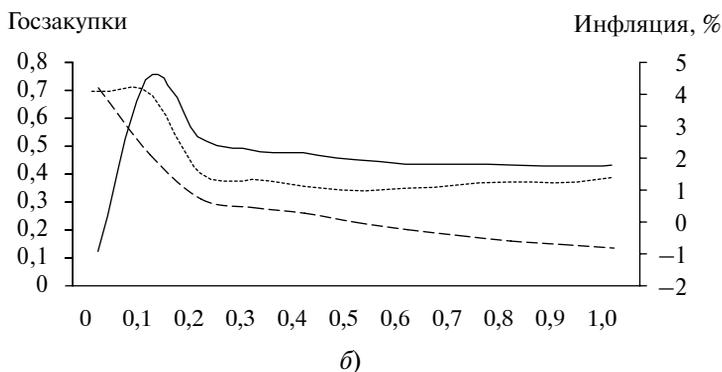
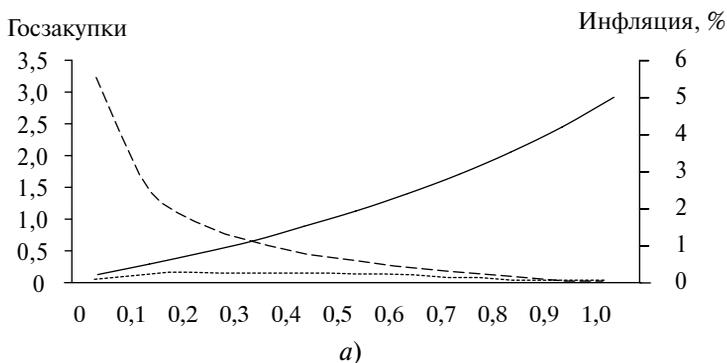


Рис. 9. Темп роста уровня цен и уровень госзакупок в странах 1 и 2 при изменении $\alpha_{\pi M}$

рующую монетарную политику, чтобы темп роста уровня цен перестал быть отрицательным, а затем монетарная политика становится сдерживающей. По мере роста показателя чувствительности темп роста уровня цен достигает целевого значения. При сравнительно больших $\alpha_{\pi M}$ ($\alpha_{\pi M} \geq 0,5$) уровень государственных закупок и инфляции в обеих странах практически не изменяются.

Рис. 10а показывает, что по мере увеличения α_{g_1} уровень инфляции растет, а уровень государственных закупок в стране 1 падает. При этом правительство страны 2 проводит сначала стимулирующую фискальную политику, а затем сдерживающую. Но уровень государственных закупок в стране 2 остается меньше уровня государственных закупок в стране 1 при всех рассмотренных значениях показателя чувствительности. Отметим, что уровень потерь монетарных и объединенных фискальных властей становится минимальным при $\alpha_{g_1} = 0,5$ (рис. 11а).

Кардинальным образом отличается поведение правительства и ЕЦБ при изменении α_{g_2} (рис. 10б). При сравнительно малых значениях α_{g_2} ($\alpha_{g_2} \leq 0,2$) ЕЦБ проводит стимулирующую монетарную политику, а затем переключается на сдерживающую политику. Уровень инфляции при $\alpha_{g_2} \geq 0,5$ близок к целевому. Объединенное правительство при изменении α_{g_2} проводит сдерживающую политику, и при $\alpha_{g_2} = 0,8$ достигается целевой уровень государственных закупок



----- g_1 g_2 — π

Рис. 10. Темп роста уровня цен и уровень госзакупок в странах 1 и 2 при изменении α_{g1} (а) и α_{g2} (б)

в стране 2. При этом в стране 1 проводится сдерживающая фискальная политика. По мере увеличения приоритета стабилизации уровня государственных закупок в стране 2 правительство переключается на стимулирующую политику. Так же как и при изменении α_{g1} , при изменении α_{g2} потери монетарных властей ниже потерь объединенного правительства (рис. 11б).

Рис. 12а, б показывает, что при увеличении β_{1F} , β_{2F} потери фискальных и монетарных властей снижаются при сравнительно небольших значениях показателя чувствительности. Затем при небольшом увеличении β_{1F} , β_{2F} потери ЕЦБ и объединенного правительства рез-

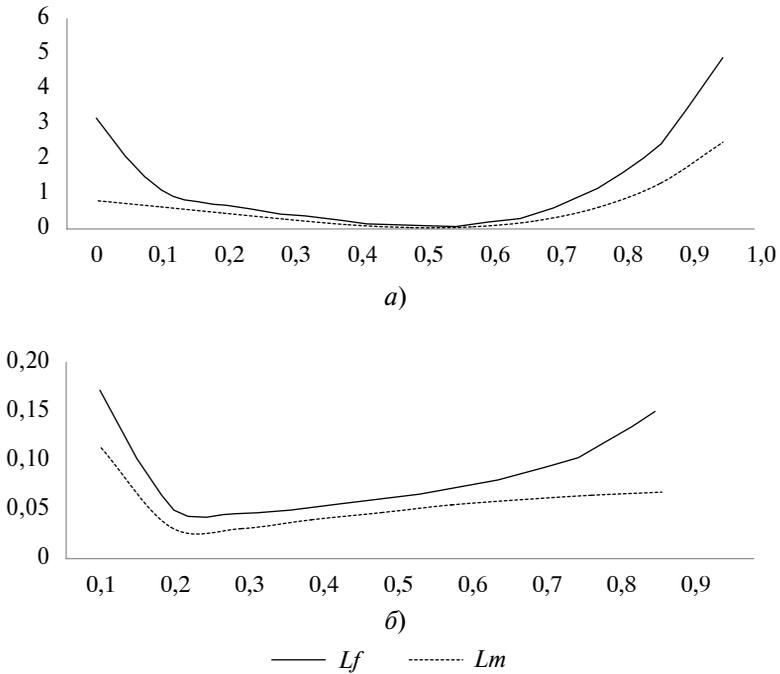


Рис. 11. Потери объединенного правительства и ЕЦБ при изменении α_{g1} (а) и α_{g2} (б)

ко снижаются (это происходит в диапазоне от 0,4 до 0,7). При сравнительно больших значениях показателей чувствительности ($\beta_{if} \geq 0,7$) потери выравниваются.

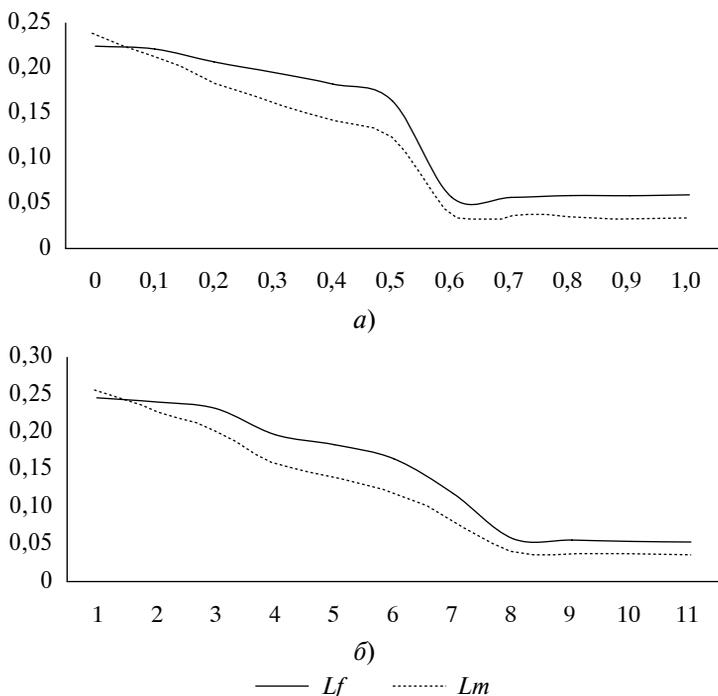


Рис. 12. Потери объединенного правительства и ЕЦБ при изменении β_{1F} (а) и β_{2F} (б)

Взаимодействие по Штакельбергу (правительство-лидер)

Следующим видом стратегического взаимодействия скоординированных фискальных и монетарных политик является взаимодействие по Штакельбергу. Рассмотрим взаимодействие по Штакельбергу для случая, когда правительство является лидером, а центральный банк — последователем.

ЕЦБ выбирает уровень инфляции, минимизируя потери, представленные в уравнении (3). Мы получаем функцию реакции монетарных властей в зависимости от изменений государственных закупок. Объединенное правительство устанавливает уровень государственных закупок в обеих странах, минимизируя функцию потерь (уравнение (5)) при выполнении условий (1) и полученной ранее функции потерь.

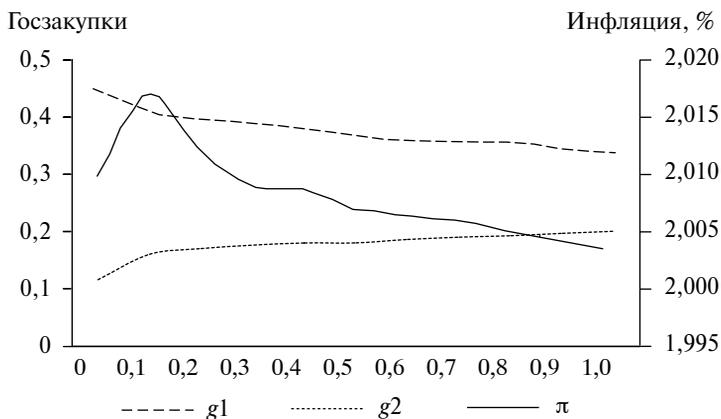


Рис. 13. Темп роста уровня цен и уровень госзакупок в странах 1 и 2 при изменении $\alpha_{\pi M}$

На рис. 13 видно, что для низкого показателя чувствительности при квадрате отклонения уровня инфляции в функции потерь монетарных властей ЕЦБ проводит стимулирующую монетарную политику, а затем переключается на сдерживающую. Но целевой темп роста уровня цен не достигается. В ответ на это в стране 1 проводится сдерживающая фискальная политика, а в стране 2 — стимулирующая. При этом в стране 2 достигается целевой уровень государственных закупок.

При изменении α_{g_1} , α_{g_2} ЕЦБ также проводит стимулирующую монетарную политику (рис. 14а, б). Но при изменении показателя чувствительности α_{g_1} проводимая в странах фискальная политика различается: в стране 1 мы наблюдаем сдерживающую политику, а в стране 2 — стимулирующую. Однако целевой уровень государственных закупок не достигается. При изменении показателя α_{g_2} объединенное правительство проводит в обеих странах сдерживающую фискальную политику.

Как показано на рис. 15, потери фискальных властей растут при низких показателях β_{IF} , а затем выравниваются при проводимой стимулирующей фискальной политике. Но при сравнительно высоких β_{2F} потери объединенного правительства снова начинают расти. При этом потери монетарных властей (рис. 16) остаются приблизительно на одинаковом уровне при изменении β_{1F} . В случае, когда изменяется показатель чувствительности β_{2F} , потери монетарных властей постепенно снижаются.

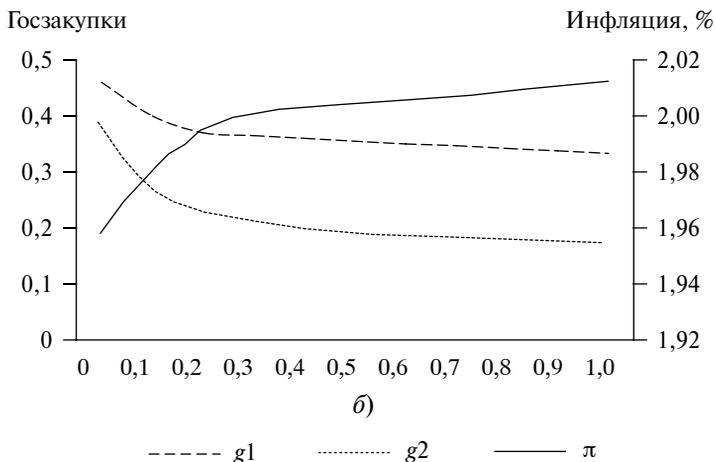
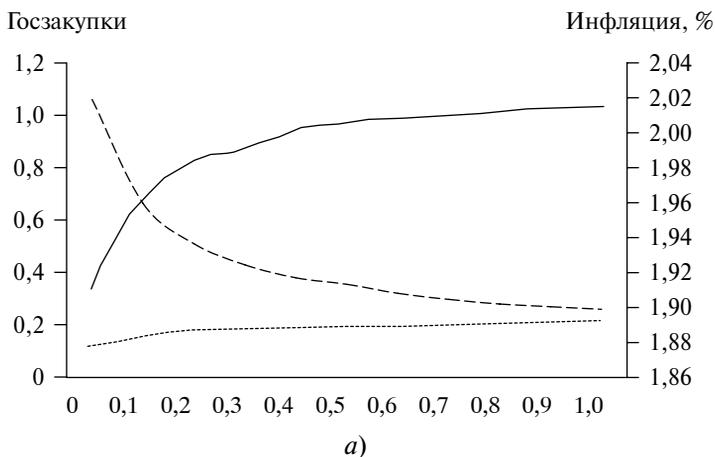


Рис. 14. Темп роста уровня цен и государственных закупок в странах 1 и 2 при изменении α_{g1} (а) и α_{g2} (б).

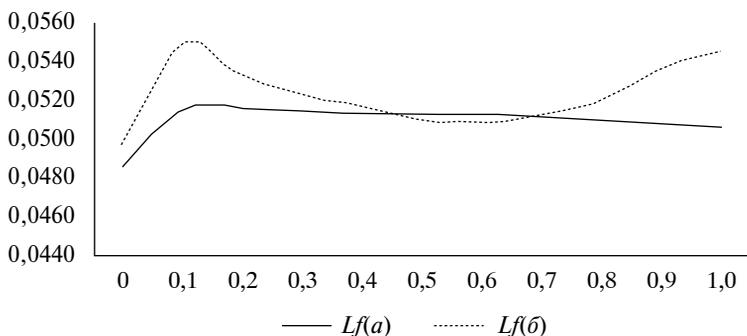


Рис. 15. Потери объединенного правительства при изменении β_{1F} (а) и β_{2F} (б)

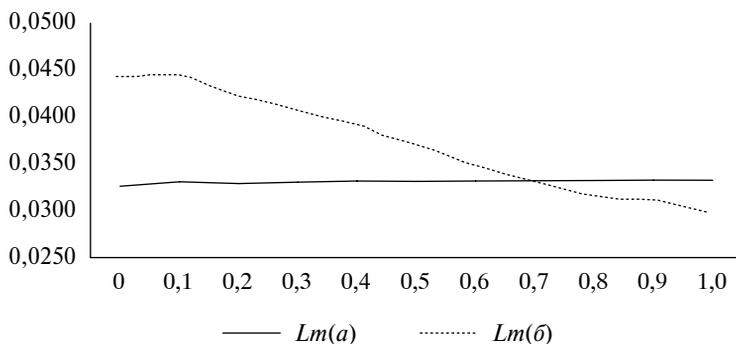


Рис. 16. Потери монетарных властей при изменении β_{1F} (а) и β_{2F} (б)

Взаимодействие по Штакельбергу (ЕЦБ-лидер)

Рассмотрим случай, когда Единый центральный банк является лидером, правительство — последователем. Единый центральный банк, выступая лидером по отношению к объединенному правительству, воздействует на политику для достижения собственных целей. При определении своей оптимальной политики агент-лидер рассматривает возможную реакцию агента-последователя на предпринятые действия. Монетарные власти выбирают уровень инфляции, а затем фискальные власти устанавливают уровень государственных расходов обеих стран.

Фискальные власти, выбирая уровень государственных закупок, минимизируют уравнение (5), в результате чего мы получаем функции реакции государственных закупок обеих стран в зависимости от устанавливаемой инфляции. ЕЦБ выбирает уровень инфляции, минимизируя уравнение (3) при условии (1) и полученных ранее функциях реакции государственных закупок. В результате решения задач оптимизации для правительства и ЕЦБ однозначно определяются равновесные значения государственных закупок и инфляции.

Рисунок 17а показывает, что при росте чувствительности к квадрату отклонения уровня государственных закупок в стране 1 ЕЦБ и

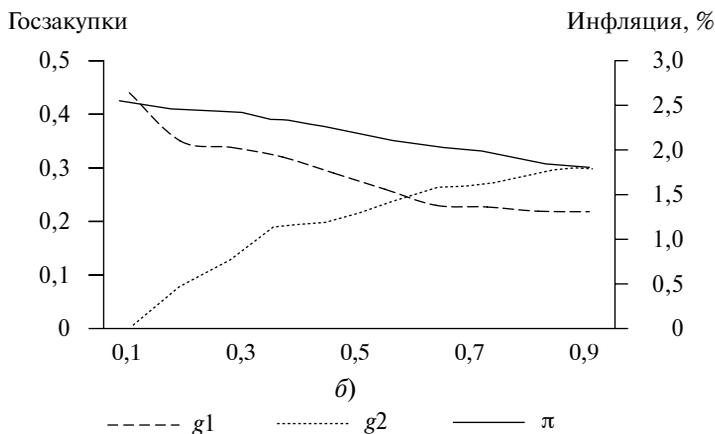
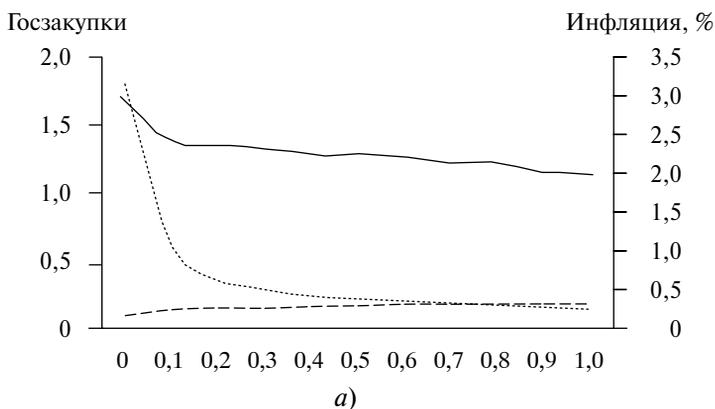


Рис. 17. Темп роста уровня цен и уровень госзакупок в странах 1 и 2 при изменении α_{g2} (а) и α_{g1} (б)

объединенное правительство проводят в стране 2 соответственно сдерживающую монетарную и фискальную политику. При этом в стране 1 правительство проводит стимулирующую политику. Для сравнительно низкого значения α_{g_2} ($\alpha_{g_2} \leq 0,2$) небольшое отклонение данного показателя приводит к резкому сокращению уровня государственных закупок в стране 2. Обратная ситуация наблюдается при изменении показателя чувствительности α_{g_1} (рис. 17б). При увеличении данного показателя уровень инфляции падает: ЕЦБ проводит сдерживающую монетарную политику. Целевой уровень инфляции достигается при $\alpha_{g_1} = 0,7$. Правительство страны 2 в ответ на действия монетарных властей проводит сдерживающую фискальную политику, в результате чего уровень государственных закупок снижается. Но в стране 1 проводится стимулирующая фискальная политика. По мере увеличения показателей чувствительности α_{gi} потери правительства и ЕЦБ резко снижаются, а затем стабилизируются на достаточно низком уровне (рис. 18).

При изменении β_{if} объемы выпуска в обеих странах изменяются в одном направлении. Правительство предпочитает проводить стимулирующую фискальную политику в обеих странах, в результате чего увеличивается выпуск в обеих странах. Однако, несмотря на увеличение выпуска в обеих странах и приближение его к целевому уровню,

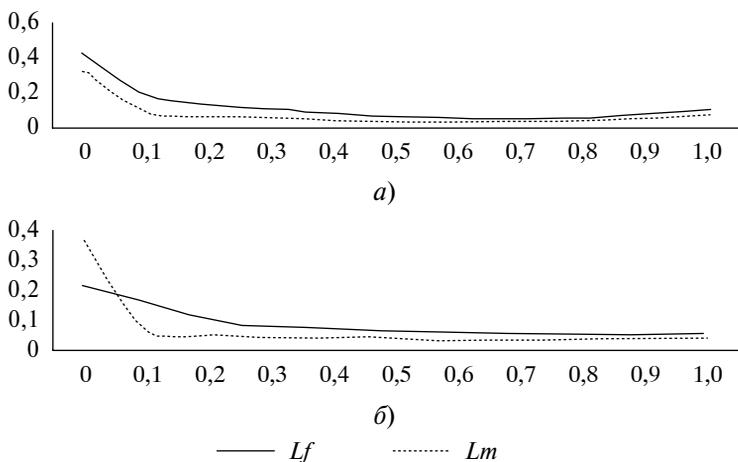


Рис. 18. Потери объединенного правительства и ЕЦБ при изменении α_{g_1} (а) и α_{g_2} (б)

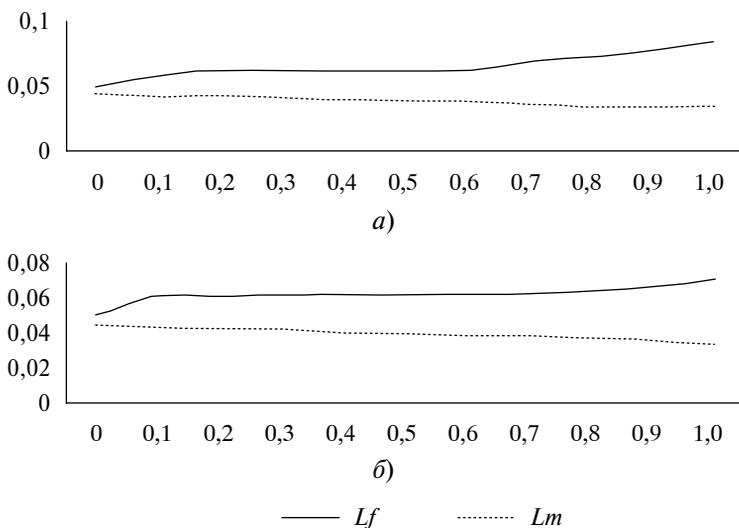


Рис. 19. Потери объединенного правительства при изменении β_{1F} (а) и β_{2F} (б)

потери фискальных властей возрастают (рис. 19). Потери монетарных властей, напротив, снижаются незначительно.

Анализ переговорной силы

При формировании объединенного правительства необходимо понять, какой переговорной силой обладает каждое правительство при решении вопросов. На рис. 20 видно, что при взаимодействии по Курно уровень государственных закупок в обеих странах снижается при росте параметра переговорной силы. Если переговорная сила правительства страны 2 меньше переговорной силы страны 1 ($w < 1$), то темп роста уровня цен увеличивается и находится в пределах 2%. Когда же переговорная сила страны 2 становится больше аналогичного показателя страны 1, то темп роста уровня цен резко повышается, а затем резко снижается и становится отрицательным. При сравнительно небольших значениях параметра переговорной силы уровни государственных закупок в обеих странах резко снижаются в ответ на небольшое изменение показателя, а затем выравниваются, почти совпадая. При снижении переговорной силы правительства страны 1 уровень госу-

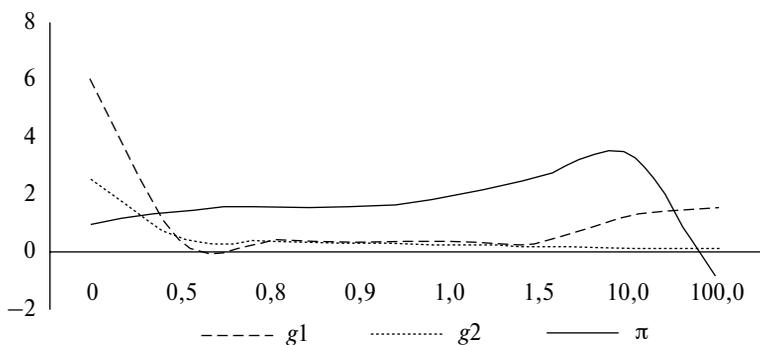


Рис. 20. Темп роста уровня цен и уровень госзакупок в странах 1 и 2 при различных значениях переговорной силы при взаимодействии по Курно

дарственных закупок резко возрастает, значительно превышая целевой уровень.

При рассмотрении случая взаимодействия по Штакельбергу (рис. 21) ситуация кардинальным образом меняется. При росте параметра переговорной силы уровень государственных закупок в стране 2 снижается. Напротив, в стране 1 проводится стимулирующая фискальная политика. Иначе говоря, правительство страны 2 перекладывает бремя государственных расходов на правительство страны 1.

При увеличении показателя переговорной силы наблюдается значительное увеличение потерь скоординированных фискальных властей (рис. 22). При сравнительно большой переговорной силе страны 2 потери монетарных властей также возрастают в случае взаимодействия по Курно (рис. 22а) и Штакельбергу (ЕЦБ-лидер) (рис. 22б). Но в случае взаимодействия по Штакельбергу (правительство-лидер) потери ЕЦБ, наоборот, снижаются. Таким образом, взаимодействие объединенного правительства и ЕЦБ является эффективным, когда переговорная сила страны 1 больше или равна переговорной силе страны 2.

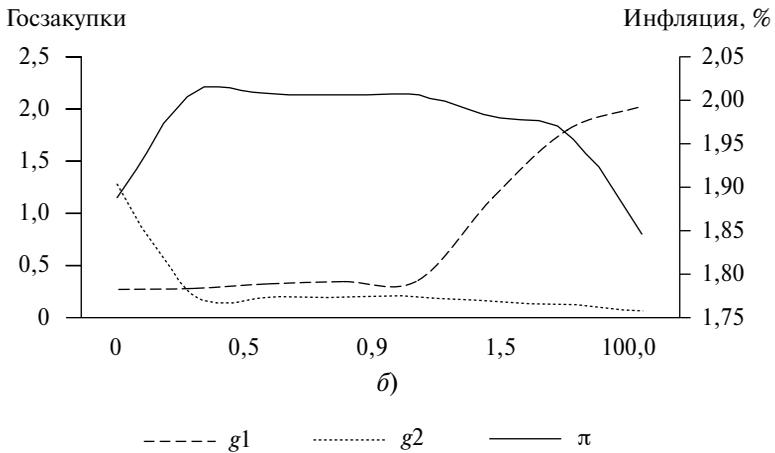
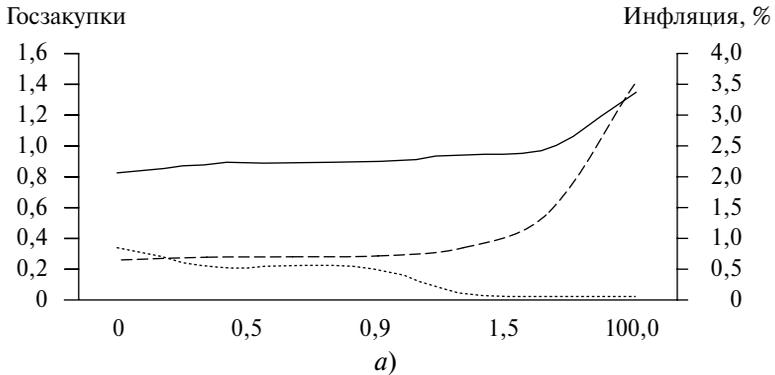
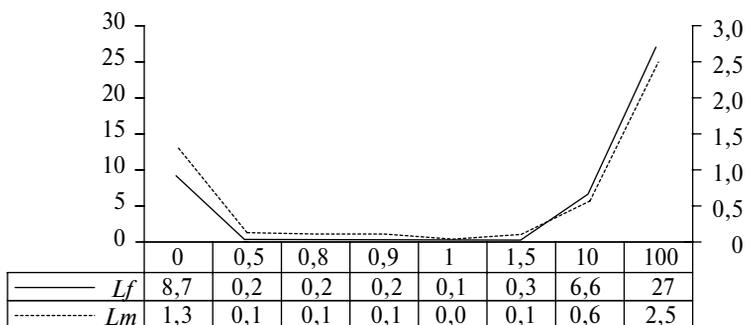
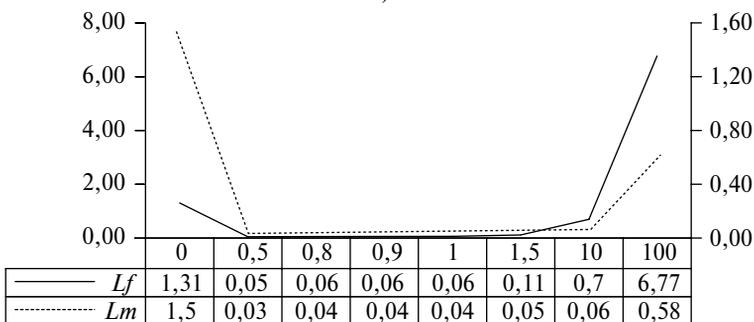


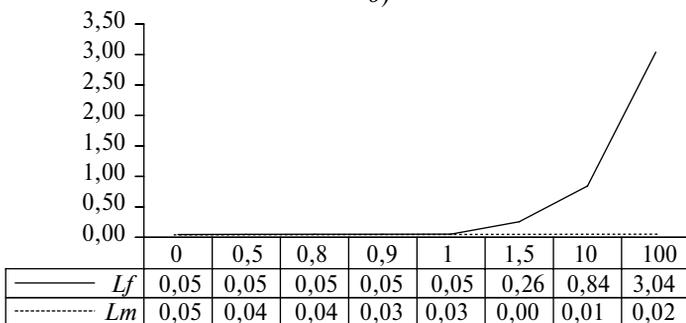
Рис. 21. Темп роста уровня цен и уровень госзакупок в странах 1 и 2 при различных значениях переговорной силы при взаимодействии по Штакельбергу (ЕЦБ-лидер) (а) и при взаимодействии по Штакельбергу (правительство-лидер) (б)



a)



б)



в)

Рис. 22. Потери фискальных и монетарных властей при различных значениях переговорной силы при взаимодействии по Курно (а), по Штакельбергу (ЕЦБ-лидер) (б), по Штакельбергу (правительство-лидер) (в)

2.2. Результаты модели

Проанализировав различные формы стратегического взаимодействия фискальных и монетарных властей при создании фискального союза и при его отсутствии, мы получили следующие результаты (см. табл. 1)

Таблица 1. Результаты стратегического взаимодействия фискальных и монетарных властей при наличии и отсутствии фискального союза

	$\pi, \%$	g_1	g_2	Форма стратегического взаимодействия
Отсутствие координации	1,37	0,13	0,35	Правительство-лидер по Штакельбергу
	1,89	1,73	1,07	ЕЦБ-лидер по Штакельбергу
	1,78	1,73	1,067	Взаимодействие по Курно
Координация фискальных властей	2,005	0,35	0,19	Правительство-лидер по Штакельбергу
	2,23	0,29	0,19	ЕЦБ-лидер по Штакельбергу
	1,93	0,34	0,23	Взаимодействие по Курно

Целевое значение инфляции достигается при создании фискального союза внутри монетарного. В данном случае достигается и наиболее близкий к целевому уровень государственных закупок в стране 2. В целом уровни государственных закупок в обеих странах при создании фискального союза меньше аналогичных показателей при отсутствии координации, за исключением случая, когда правительства являются лидером по Штакельбергу. Более того, при создании фискального союза потери фискальных и монетарных властей (рис. 23) ниже соответствующих показателей при отсутствии союза (рис. 24).

Анализ показывает, что наиболее эффективным взаимодействием фискальных властей является кооперация. Как уже говорилось выше, во всех случаях взаимодействия фискальных и монетарных властей объем выпуска в стране 1 ниже соответствующего показателя страны 2. Показатель чувствительности к увеличению квадрата отклонения инфляции от целевого уровня в функции потерь фискальных властей влияет на параметры модели только в случае взаимодействия по Штакельбергу (правительство-лидер).



Рис. 23. Потери фискальных и монетарных властей при координации фискальных властей

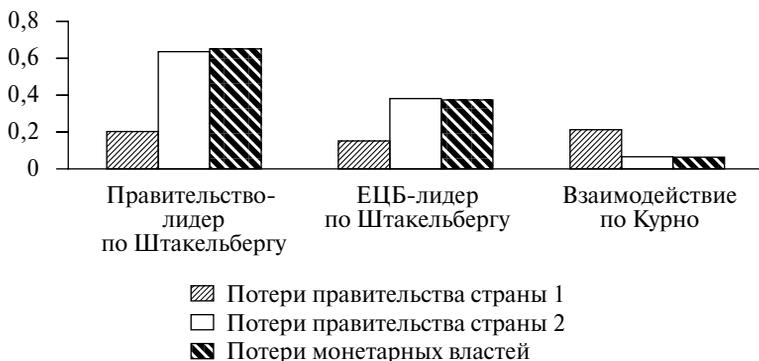


Рис. 24. Потери фискальных и монетарных властей при отсутствии координации

Заключение

Данная работа выявила, что формирование фискального союза внутри монетарного может быть эффективной формой взаимодействия фискальных и монетарных властей. Модель, приведенная в разд. 2, показала, что инфляция и уровень государственных закупок в обеих странах близки к целевому уровню при создании фискального союза. Кроме того, наличие большего внешнего эффекта ведет к возрастанию выпуска. Но полученные результаты не позволяют утверждать, что ко-

операция фискальных властей всегда является наиболее эффективной формой взаимодействия. Если правительства разных стран, входящих в монетарный союз, имеют различные цели, то отсутствие координации может быть для общества предпочтительнее.

Проведенный анализ может иметь практическое применение для стран Европейского союза. Несмотря на то что ЕЦБ является в нашей модели независимым (ЕЦБ не принимает во внимание бюджетное ограничение правительства), политика правительства косвенно влияет на проводимую монетарную политику, выраженную в изменениях выпуска.

Дальнейшее развитие модели предполагает увеличение количества стран, входящих в монетарный союз. Кроме того, планируется рассмотреть не только положительный внешний эффект, возникающий в процессе торговли между странами, но и другие аспекты их взаимосвязей, например политику ограбления соседа.

Источники

1. *Alesina A., Angeloni I., Etro F.* Institutional Rules for Federations. National Bureau of Economic Research, Inc. NBER Working paper. No. 8646. 2001.
2. *Alesina A., Angeloni I., Etro F.* The Political Economy of International Unions. National Bureau of Economic Research, Inc. NBER Working paper. No. 8645. 2001.
3. *Alesina A., Angeloni I., Etro F.* International Unions // *The American Economic Review*. 2005. Vol. 95. No. 3. P. 602—615.
4. *Beetsma R., Bovenberg A.L.* Monetary Union without Fiscal Co-ordination May Discipline Policymakers // *Journal of International Economics*. 1998. Vol. 45. Iss. 2. P. 239—258.
5. *Beetsma R., Debrun X., Klaasen F.* Is Fiscal Policy Coordination in EMU Desirable? International Monetary Fund Institute. Working paper. WP/01/178. 2001.
6. *Beetsma R., Uhling H.* An Analysis of the Stability and Growth Pact // *The Economic Journal*. 1999. No. 109. P. 546—571.
7. *Buti M., Pench L.R.* Why Do Large Countries Flout the Stability Pact? And What Can Be Done About It? // *Journal of Common Market Studies*. 2004. Vol. 42. Iss. 5. P. 1025—1032.
8. *Caterano M., Tirelli P.* Reconsidering the Pros and Cons of Fiscal Policy Coordination in a Monetary Union: Should We Set Public Expenditure Targets? Spring Meeting of Young Economists. University of Oxford. 2000.
9. *Dixit A., Lambertini L.* Symbiosis of Monetary and Fiscal Policies in a Monetary Union // *Journal of International Economics*. 2002. Vol. 60. No. 2. P. 235—247.

10. *Frankel J.A., Romer D.* Does Trade Cause Growth? // *American Economic Review*. 1999. Vol. 89. No. 3. P. 379—399.
11. *Gali J., Perotti R.* Fiscal Policy and Monetary Integration in Europe // *Economic Policy: A European Forum*. 2003. No. 37. P. 533—572.
12. *Hallerberg M.* *Domestic Budgets in a United Europe: Fiscal Governance from the End of Bretton Woods to EMU*. Ithaca, NY: Cornell University Press, 2004.
13. *Hallerberg M., Strauch R., von Hagen J.* The Use and Effectiveness of Budgetary Rules and Norms in the EU Member States. Report Prepared for the Dutch Ministry of Finance by the Institute of European Integration Studies. 2001.
14. *Hallerberg M., Strauch R., von Hagen J.* The Design of Fiscal Rules and Forms of Fiscal Governance in European Union Countries. ECB Working paper. No. 419. 2004. P. 338—359.
15. *Herzog B.* Coordination of Fiscal and Monetary Policy in CIS-countries. A Theory of Optimum Fiscal Area? // *Research in International Business and Finance*. 2006. Vol. 20. P. 256—274.
16. *Irwin D., Tervio M.* Does Trade Raise Income? Evidence from the Twentieth Century // *Journal of International Economics*. 2002. Vol. 58. P. 1—18.
17. *Levine P.* Fiscal Policy Co-ordination under EMU and the Choice of the Monetary Instrument. Manchester School 41. Supplement. 1993.
18. *Levine P., Brociner A.* Fiscal Policy Co-ordination and EMU // *Journal of Economic Dynamics and Control*. 1994. Vol. 18. P. 699—729.
19. *Levine P., Pearlman J.* Monetary Union: The Ins and the Outs of Strategic Delegation. London Business School Discussion Paper. No. 07-98 (forthcoming in the Manchester School), 1998.
20. *Lockwood B.* Distributive Politics and the Costs of Decentralization // *Review of Economic Studies*. 2002. No. 69. P. 313—337.
21. *Sibert A.* Government Finance in a Common Currency Area // *Journal of International Money and Finance*. 1992. Vol. 11. No. 6. P. 567—578.
22. *Von Hagen J.* Budgeting Institutions for Aggregate Fiscal Discipline. ZEI Policy Paper. No. B98-01. Center for European Integration Studies. 1998.
23. *Von Hagen J.* Fiscal Rules and Fiscal Performance in the EU and Japan. Institute for Monetary and Economic Studies. Bank of Japan. Discussion Paper. No. 2005-E-5. 2005.

Электронное научное издание

Сборник лучших выпускных работ — 2010

Зав. редакцией *Е.А. Бережнова*

Редактор *Г.Е. Шерихова*

Художественный редактор *А.М. Павлов*

Компьютерная верстка и графика: *О.А. Быстрова*

Корректор *Е.Е. Андреева*

Гарнитура Newton С. 8,7 Мб. Уч.-изд. л. 15,8. Изд. № 1413

Национальный исследовательский университет «Высшая школа экономики»
101000, Москва, ул. Мясницкая, 20
Тел./факс: (499) 611-15-52