

Финансовые рынки

ЭФФЕКТИВНОСТЬ УПРАВЛЕНИЯ ПОРТФЕЛЯМИ ПАЕВЫХ ИНВЕСТИЦИОННЫХ ФОНДОВ АКЦИЙ И ЕЕ ОЦЕНКА

Александр АБРАМОВ, Александр РАДЫГИН, Мария ЧЕРНОВА

Александр Евгеньевич Абрамов — кандидат экономических наук, заведующий лабораторией анализа институтов и финансовых рынков Института прикладных экономических исследований, РАНХиГС (РФ, 117517, Москва, пр. Вернадского, 82).
E-mail: abramov-ae@ranepa.ru

Александр Дмитриевич Радыгин — доктор экономических наук, профессор, директор Института экономики, математики и информационных технологий, РАНХиГС (РФ, 117517, Москва, пр. Вернадского, 82); член совета директоров, Институт экономической политики им. Е. Т. Гайдара (РФ, 125009, Москва, Газетный пер., 3–5).
E-mail: arad@ranepa.ru

Мария Игоревна Чернова — научный сотрудник лаборатории анализа институтов и финансовых рынков Института прикладных экономических исследований, РАНХиГС (РФ, 117517, Москва, пр. Вернадского, 82).
E-mail: chernova-mi@ranepa.ru

Аннотация

В статье затрагиваются ключевые проблемы информационной прозрачности фондов коллективного инвестирования, препятствующие их развитию на внутреннем фондовом рынке. В России открытые паевые инвестиционные фонды для розничных инвесторов пока не полностью раскрыли свой потенциал. Формирование доверия частных инвесторов к открытым ПИФам осложняется большим числом нерешенных проблем, прежде всего касающихся прозрачности и доступности информации. Анализируются ограничения применения традиционных способов оценки эффективности деятельности паевых инвестиционных фондов акций, связанные с их вложениями в иностранные финансовые инструменты, недостатками используемых бенчмарков и непрозрачностью информации о применяемых фондами инвестиционных стратегиях. В качестве дополнительного метода оценки доходности и риска портфелей ПИФов предложено использовать многофакторные модели ценообразования финансовых активов, разработанные с учетом специфики внутреннего фондового рынка. В статье обосновано, что использование таких моделей позволяет анализировать результативность фондов в стандартах, понятных международным инвесторам, и определять фундаментальные факторы, способные приносить устойчивую дополнительную доходность. Выявлено устойчивое влияние на избыточную доходность открытых ПИФов таких факторов, как доходность широкого портфеля акций и акций малой капитализации. Значимость факторных моделей при объяснении избыточной доходности ПИФов после кризиса 2008 года имеет тенденцию к снижению в результате роста доли вложений фондов в ценные бумаги иностранных эмитентов и оттока средств иностранных портфельных инвесторов из акций российских компаний. На примере разных стратегий построения портфелей, составленных из ПИФов акций, показано, что при определенных условиях информация о прошлой результативности фондов позволяет инвесторам извлекать дополнительную доходность.

Ключевые слова: модель ценообразования финансовых активов, CAPM, акции роста, акции стоимости, эффект инерции, ликвидность акций, иностранные портфельные инвесторы, факторное инвестирование, финансовый рынок, паевые инвестиционные фонды.

JEL: D53, E44, G11, G12, G17, G23.

Введение

В течение более чем полувека фонды коллективных инвестиций (взаимные и пенсионные фонды) остаются главными в мире источниками длинных денег, формируемых за счет сбережений частных лиц. Во время Великой рецессии 2007–2009 годов индустрия коллективных инвестиций в отличие от банковского сектора избежала громких финансовых крахов, потребовавших массовой поддержки за счет централизованных ресурсов. Эффективность деятельности прежде всего взаимных фондов основана на иной, чем в банковской системе, модели регулирования и надзора. За редким исключением фонды не являются носителями системного риска, поэтому основой их регулирования выступает поддержание рыночной конкуренции между управляющими компаниями и информационной прозрачности показателей их деятельности для общественности, а не классические для банков требования достаточности собственного капитала как средства хеджирования от системных рисков.

Модель регулирования взаимных фондов стала воплощением основополагающих мыслей создателей американского законодательства о ценных бумагах и биржах 1933–1934 годов, которое до сих пор служит эталоном для многих фондовых рынков в мире. Один из его принципов заключается в поддержании необходимой прозрачности публичной информации, имеющей существенное значение для принятия инвестиционных решений. Сто лет назад судья Верховного суда США Луи Брэндайс, один из авторов будущих законов о ценных бумагах и биржах в США, писал о финансовом регулировании: «Солнечный свет — лучшее дезинфицирующее средство, электрический свет — лучший полицейский» [Brandeis, 1913. P. 92].

По нашему мнению, именно проблемы конкуренции и информационной прозрачности препятствуют развитию подобных финансовых посредников на российском фондовом рынке. Стоимость чистых активов открытых и интервальных паевых инвестиционных фондов в конце 2018 года здесь составила всего 5,5 млрд долл., или 0,3% ВВП. Это значительно уступает показателям развития взаимных фондов во многих странах мира. По данным *Investment Company Institute (ICI)*, в том же году в мире в таких взаимных фондах хранилось 46,7 трлн долл. частных сбережений, или 55,1% мирового ВВП.

Выяснение причин слабого развития коллективных инвестиций на внутреннем рынке заслуживает особого анализа, но не является темой настоящей статьи¹. Однако необходимо отметить,

¹ Подробно эти проблемы рассматриваются, например, во второй части работы [Абрамов и др., 2015].

что один из ключевых факторов недоверия частных инвесторов к ПИФам — дефицит информации об их деятельности для принятия осмысленных инвестиционных решений. Недостаточная прозрачность информации о ПИФах не только сужает круг потенциальных инвесторов, готовых к коллективным инвестициям, но и затрудняет конкуренцию между фондами, основанную на сравнительном анализе показателей их деятельности.

В настоящей статье на примере паевых инвестиционных фондов акций исследуются возможности более точной оценки их эффективности на основе потенциала инструментов факторного инвестирования, разработанных в РАНХиГС². По нашему мнению, доверие в любой сфере основывается на справедливом доступе к существенной для принятия решений всеми сторонами информации, что пока отсутствует в сфере коллективных инвестиций в России. В то же время мы старались не ограничиваться критикой существующих реалий, а в большей мере искать позитивные идеи и подходы в целях улучшения понимания инвесторами одного из перспективных инструментов на внутреннем фондовом рынке.

1. Исходные теоретические положения

Одним из ключевых качеств паевых инвестиционных фондов как представителей коллективных инвестиций является их потенциальная способность генерировать добавленную стоимость, используя информацию и умение менеджера. Будущая эффективность фонда может зависеть от характеристик фонда (например, прошлых результатов, оборотов, возраста фонда, сборов, потоков фонда, отклонений от бенчмарка), структуры компенсаций (например, поощрительных выплат и участия менеджеров в собственности фонда), характеристики менеджера фонда (например, уровня его образования и заработной платы) и стратегического управления (например, смены менеджера, состава совета директоров, слияний и поглощений).

В научной литературе, посвященной паевым инвестиционным фондам, до сих пор не существует единого подхода к измерению эффективности их деятельности. Неоднозначен подход к выбору бенчмарка, отсутствует универсальный способ измерения отклонения результатов деятельности фондов от него. Существует несколько общепринятых методов, которые применяются как отдельно, так и путем комбинации нескольких моделей или подхо-

² Ресурс «Конструктор CAPM-ru». <https://ipei.ranepa.ru/ru/capm-ru>. Прикладные вопросы методик отбора и рейтингов ПИФов для массовой аудитории выходят за рамки настоящего исследования. Разработка подобных продуктов — долгий путь, предполагающий развитие систем сбора и обработки информации, учета и публичной отчетности схем коллективных инвестиций, стандартов профессиональной деятельности посредников, технологий, инфраструктуры и регулирования.

дов. Большинство исследователей эффективности взаимных фондов сосредоточены на оценке эффективности фондов, включая устойчивость эффективности, выбор времени совершения сделок и волатильности ценных бумаг. Так, например, в работах [Cremers et al., 2013; Cuthbertson et al., 2016; Lehmann, Timmermann, 2007] приводится краткий обзор показателей эффективности взаимных фондов. Кроме того, обобщаются эмпирические доказательства прогнозирующей способности текущей меры эффективности при объяснении будущих доходов фонда.

Анализ валовой доходности позволяет оценить, имеют ли активные менеджеры какие-либо навыки в достижении ожидаемой избыточной доходности в сравнении с пассивным бенчмарком³. На рынке США подобный анализ приводит к средней альфе, близкой к нулю; подразумевается, что по результативности портфель активно управляемых взаимных фондов акций достаточно близок к рыночному портфелю, однако после учета издержек инвесторы получают значительно более низкие доходности [Fama, French, 2010]. Такой результат для агрегированного портфеля из всех фондов означает, что активные фонды с положительной альфой уравниваются фондами с отрицательной альфой, и может быть следствием как навыка, так и удачи менеджеров. Анализ чистой доходности, напротив, показывает, что навык, достаточный для покрытия затрат, встречается редко. Фактические альфы чистых доходностей (после учета издержек) являются отрицательными для большинства активных фондов, причем они отличаются от нуля примерно на сумму всех издержек фонда. Таким образом, портфель из недорогих индексных фондов может генерировать ту же доходность, что и портфель из активных фондов — лидеров по доходности за последние периоды.

Существует ряд обзорных статей, посвященных выбору моделей эффективности и повышению эффективности управления [Cremers et al., 2013; Cuthbertson et al., 2010; Ferson, 2012; Lehmann, Timmermann, 2007; Wermers, 2011]. В работе [Grossman, Stiglitz, 1980] утверждается, что в состоянии равновесия ожидаемая доходность не должна быть равна нулю, иначе это приводило бы к отсутствию стимулов для сбора и обработки дорогостоящей информации. Авторы другой работы [Berk, Green, 2004] на основе концепции общего равновесия в модели конкуренции для анализа потоков фонда, исторических доходностей и устойчивости полученных фондом результатов делают вывод, что фонды с высокой доходностью в про-

³ Эффективность портфелей взаимных фондов часто измеряют так называемым показателем альфа. Он представляет собой разницу между показателем избыточной доходности портфеля фонда по сравнению с безрисковым активом и той частью доходности портфеля фонда, которая объясняется поведением фондовых индексов. В этом смысле можно считать, что альфа — это та часть общей доходности портфеля фонда, которая связана с усилиями лиц, управляющих данным портфелем.

шлом расширяются вплоть до начала инвестирования каждого нового доллара в индексные (пассивные) фонды, так как отбор акций становится невозможен. Это приведет к ожидаемой равновесной нулевой избыточной доходности, а прошлая доходность не может быть использована инвесторами для прогнозирования.

Таким образом, возникают две ключевые проблемы. Во-первых, выбор наиболее универсального или, напротив, наиболее подходящего для исследуемого рынка метода оценки эффективности взаимных фондов. Во-вторых, проверка гипотезы о нулевой равновесной избыточной доходности или определение длительности периода отсутствия равновесия и, следовательно, периода неравновесной эффективности (хорошей или плохой).

Эффективность менеджеров фонда обычно измеряется общей, или валовой, доходностью фондов. Однако инвесторы получают чистую доходность, которая в свою очередь определяется путем вычета вознаграждения за управление фондом из валовой доходности.

Инвесторы могут периодически перераспределять свои накопления в сторону предполагаемых фондов-победителей в будущем, что соответствует гипотезе *smart money* («умных денег»). В этом случае чистые доходности инвесторов должны превышать любые издержки переходов между фондами, в том числе издержки поиска, издержки покупки и т. д.

Чаще всего эффективность фонда измеряется либо избыточной доходностью сверх доходности бенчмарка ($r_p - r_b$), либо оценкой альфы по выбранной факторной модели. Пусть $f_{t+1} = \{f_{1,t+1}, f_{2,t+1}, \dots, f_{k,t+1}\}'$ представляет собой набор k -факторов, который определяет доходность акций, и $\beta'_{jt} = \{\beta_{j1}, \beta_{j2}, \dots, \beta_{jk}\}'$ является чувствительностью к факторам. Тогда взаимный фонд p в период t с портфелем активов $w_{j,t}$ ($j = 1, 2, \dots, m$) имеет ожидаемую доходность (которая компенсирует риск факторов), равную $\beta'_{p,t} E(f_{t+1} | I_t)$, и избыточную доходность фонда α_{pt} согласно модели регрессии [Jensen, 1968; Lehmann, Modest, 1987]:

$$r_{pt+1}^* = \sum_{j=1}^p (w_{jt} \alpha_{jt} + w_{jt} \beta'_{jt}) f_{t+1} + \sum_{j=1}^p w_{jt} \varepsilon_{jt+1} = \alpha_{pt} + \beta'_{pt} f_{t+1} + \varepsilon_{pt+1},$$

где $\varepsilon_{pt} = \sum_{j=1}^p w_{jt} \varepsilon_{jt}$, $\alpha_{pt} = \sum_{j=1}^p (w_{jt} \alpha_{jt})$, $\beta_{pt} = \sum_{j=1}^p (w_{jt} \beta_{jt})$. Зависимая переменная $r_{p,t+1}^*$ равна, как правило, избыточной доходности фонда r_{pt+1} по сравнению с безрисковой ставкой ($r_p - r$) или с доходностью выбранного бенчмарка ($r_p - r_b$).

Можно выделить четыре основных подхода к измерению эффективности фонда. Первый заключается в анализе стиля фонда. Зачастую при интерпретации параметра альфа в четырехфакторной модели для фондов избыточная доходность соотносится с факторами стиля фонда [Sharpe, 1992]. Если инвестор может повторить или сконструировать пассивную стратегию (например,

близкую к составу индекса S&P 500), то он может самостоятельно заработать ожидаемую доходность $\beta'_{pt} E(f_{t+1})$. Положительная альфа из четырехфакторной модели, очищенная от всех вознаграждений, для активно управляемого фонда означает наличие выдающихся способностей и навыков управления по сравнению с пассивным повторением портфеля, доступного инвесторам напрямую. В идеальной модели пассивные факторы должны представлять собой торгуемые активы с доходностью, очищенной от любых издержек инвестора.

Второй подход заключается в оценке безусловных факторных моделей. Эмпирические исследования часто подразумевают, что факторная нагрузка не подвержена временным изменениям. Одной из наиболее популярных является четырехфакторная модель Кархарта [Carhart, 1997]:

$$r_{pt+1} = \alpha_p + \beta_{1p} r_{m, t+1} + \beta_{2p} SMB_{t+1} + \beta_{3p} HML_{t+1} + \beta_{4p} MOM_{t+1} + \varepsilon_{pt+1},$$

где r_m — избыточная доходность рыночного портфеля, SMB , HML и MOM — факторы, характеризующие портфели с эффектом размера, стоимости и импульса (инерции) соответственно. Если коэффициент при факторе инерции не значим, модель сводится к трехфакторной модели Фамы и Френча [Fama, French, 1993]. Альфа Дженсена [Jensen, 1968] является константой из однофакторной модели CAPM при измерении чувствительности лишь к доходности рыночного портфеля.

Третий подход заключается в оценке условных моделей. Выборка данных может разделяться на основе сигналов общедоступной информации (например, отдельные выборки для периодов рецессии или бума на рынке) или по разным периодам. Однако чаще разделяется влияние навыков, основанных на частной информации, и выгод от публично доступной информации Z_t на доходность фондов. В этом случае факторная модель расширяется до следующей формы:

$$r_{p, t+1} = \alpha_{0p} + \alpha'_{1p} z_t + \beta_{0p} f_{m, t+1} + \beta'_{1p} (z_t f_{m, t+1}) + \varepsilon_{p, t+1},$$

где $z_t = Z_t - E(Z_t)$ [Christopherson et al., 1998; Ferson, Schadt, 1996]. Модель часто включает такие переменные, как доходность по одномесечным казначейским ценным бумагам, доходность по дивидендам, различие в сроке до погашения и кредитный спред.

Последний подход заключается в оценке эффективности с помощью фундаментальных характеристик фонда. Потенциальными факторами, влияющими на эффективность фонда, являются характеристики фонда (например, размер, возраст, соотношение расходов, оборот, чистый приток денежных средств, концентрация вложений, компенсационные выплаты менеджера, конку-

рентное давление, дискретная или ликвидная торговля, степень активности управления фондом и т. д.), характеристики или навыки менеджера (академическая квалификация, возраст, стаж работы в фонде, эффективность менеджера в прошлом, связь менеджера с руководством фонда и т. д.) или внутреннее управление и стратегические факторы (корпоративная культура, распределение инвестиционной возможности внутри семьи фондов, слияния и поглощения и т. д.).

Взаимосвязь между избыточной доходностью фонда $\alpha_{i,t}$ и характеристиками фонда может изменяться, поэтому чаще всего применяется кросс-секционная регрессия, смещаемая во времени [Fama, MacBeth, 1973] вида:

$$\alpha_{i,t} = \theta_t + \delta'_t X_{i,t-k},$$

где $X_{i,t-k}$ — вектор длиной m из характеристик фонда и менеджера в период $t-k$.

Учесть влияние характеристик фонда на избыточную доходность позволяет также подход рекурсивного отбора портфелей. Предполагается, что в любой момент можно разбить выборку фондов на несколько портфелей, ранжируя их по некоторому выбранному фундаментальному параметру или другому показателю (например, по прошлой доходности или доле портфеля под активным управлением). После этого можно составить портфель из отобранных фондов с равными весами или путем применения любой схемы взвешивания внутри портфеля. В научной литературе, посвященной эффекту smart money, будущие доходности взвешиваются по чистым новым притокам по отношению к чистым активам для различения доходности от нового притока денег и доходности от «старых» активов фондов. Некоторые исследования отбирают фонды на основе прошлых значений альфы, коэффициента Шарпа и информационного критерия [Blitz, Huij, 2012]. Большое число подходов к схемам взвешивания описано в академической литературе по портфельной теории (например, в обзорной статье [DeMiguel et al., 2009]).

Период держания портфеля, как правило, устанавливается равным одному году, и для этого периода рассчитываются ежемесячные доходности портфелей. После этого производится формирование новых портфелей. Если фонд прекращает существование на рассматриваемом горизонте, он, как правило, включается в портфель до момента ликвидации. Это приводит к последовательности месячных прогнозных (или отсортированных по прошлым значениям) доходностей, которые затем используются для оценки будущей доходности.

Преимущество множественных регрессий в том, что большое количество независимых переменных может быть включено

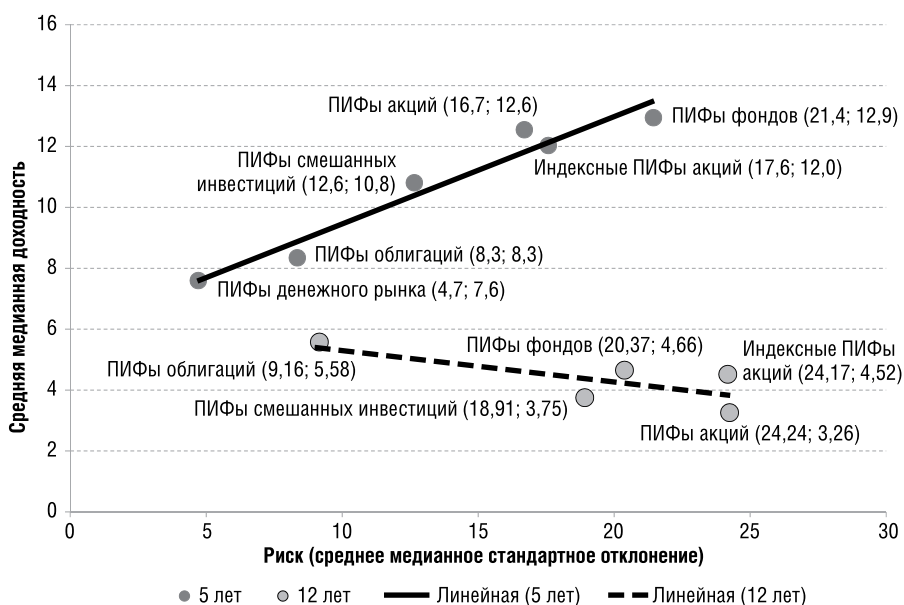
в модель и оценен предельный эффект каждой переменной. Недостатком является то, что такие результаты носят лишь ориентировочный характер и не гарантируют создания реализуемой и прибыльной инвестиционной стратегии. Например, в множественной модели регрессий высокие доходности в прошлом могут статистически значимо прогнозировать высокие доходности в будущем, то есть устойчивость в результативности. Однако сортировка фондов каждый месяц только на основе прошлых доходностей не приводит к выявлению фондов с высокой доходностью в будущем. В качестве примера можно привести фонд с высокой прошлой доходностью и высоким притоком денежных средств (по причине прошлой успешности), доходность которого в будущем будет снижена потерями от масштаба.

Независимо от критерия сортировки внутри каждого составленного портфеля фонды могут быть недостаточно гетерогенны (например, портфель с наилучшими фондами по прошлой доходности может содержать фонды с существенными различиями в размере фонда, оборачиваемости их портфеля, их стиля и т. д.). Сортировка и разбиение на большее число портфелей с малым составом фондов снижает вероятность размытия влияния остальных факторов. Чем большее количество портфелей используется, тем больше вероятность повышенного специфического риска.

2. Трудность первая: различия между категориями фондов

Выбор правильного бенчмарка для оценки портфеля ПИФа зависит от того, в какие классы инвестиционных активов вложены активы этого фонда. Анализируя состав и структуру активов конкретных ПИФов, мы сталкиваемся с первой трудностью для проведения объективной оценки результативности их деятельности — с отсутствием простых бенчмарков, соответствующих портфелям фондов.

Одним из ключевых индикаторов для ориентирования инвестора в системе координат доходности/риска ПИФов является их категория, указывающая, какой класс инвестиционных активов преобладает в портфеле фонда. Зная категорию фонда, инвестор может сам решить, соответствует ли тот или иной паевой фонд его персональному инвестиционному профилю. Поэтому в законодательстве многих стран (например, в США и странах Европейского Союза) предусматривается, что название взаимного фонда должно включать указание на его категорию. На российском рынке коллективных инвестиций требование об обязательном указании категории открытых и интервальных ПИФов (акций, облигаций, смешанных инвестиций, денежного рынка и т. п.) было отменено



Примечание. График составлен на основе базы данных о ежемесячной доходности открытых ПИФов разных категорий, которые продолжили свою деятельность в 2017 году.

Источник: расчеты авторов по данным НАУФОР и investfunds.ru.

Рис. 1. Медианная доходность и риск по открытым ПИФам разных категорий в пятилетнем (2014–2018) и двенадцатилетнем (2007–2018) периодах (% годовых)

Банком России⁴, однако фактически в данных информационно-аналитических систем и сайтов управляющих компаний ПИФы следуют прежним вполне оправданным подходам, предполагающим сохранение категорий фондов. Ожидается, что стандарт НАУФОР как саморегулируемой организации управляющих активами в какой-то мере исправит эту неопределенность с отражением в названиях ПИФов указания на их категорию и преобладающий класс активов в портфеле.

На рис. 1 на примере пятилетнего (с 2014 по 2018 годы) и двенадцатилетнего (с 2007 по 2018 годы) периодов показаны медианные значения индикаторов риска и доходности портфелей открытых ПИФов разных категорий. Если в 2014–2018 годах расположение показателей фондов каждой категории имеет привычный вид начиная от ПИФов денежного рынка с самыми низкими значениями риска и доходности портфеля и заканчивая наиболее рискованными и доходными портфелями ПИФов фондов, инвестирующих в разнообразные активы, то на временном горизонте 2007–2018 годов, включающем финансовый кризис 2008 года, наблюдается совсем иное расположение

⁴ Указание Банка России от 05.09.2016 № 4129-У «О составе и структуре активов акционерных инвестиционных фондов и активов паевых инвестиционных фондов». http://www.consultant.ru/document/cons_doc_LAW_204480/.

фондов в системе координат доходность/риск. На более долгосрочном периоде в результате влияния кризиса была нарушена классическая в мире инвестиций закономерность, когда вложения в более рискованные активы приносили инвесторам не ожидаемую премию за риск, а, наоборот, дисконт к доходности менее рискованных активов⁵. Подобные закономерности в поведении доходности и рисков разных категорий ПИФов должны приниматься в расчет частными инвесторами, а для этого нужно, чтобы по названию фонда можно было однозначно идентифицировать категорию фонда и специфику инвестиционной стратегии внутри этой категории.

Помимо понимания, к какой категории относится открытый ПИФ, важно знать, насколько точно реальный портфель фонда соответствует критериям той или иной категории. Так, после кризиса 2008 года многие открытые ПИФы акций переориентировали часть своего портфеля на ценные бумаги иностранных эмитентов. Это создает серьезные проблемы при оценке эффективности управления портфелями тех фондов, у которых базовый бенчмарк может не соответствовать инвестиционной стратегии, публично заявленной для инвесторов.

До 2012 года объем инвестиций в иностранные акции и аналогичные инструменты был незначительным (рис. 2). Во второй половине 2012 года в базе указаны лишь два фонда со значимо отличным от нуля весом, однако общий объем их иностранных активов составлял лишь 0,05 млрд руб. Начиная с 2013 года объем инвестиций в иностранные активы быстро растет, средняя доля этих инструментов в портфеле ПИФов увеличилась до 19%. Среди их иностранных вложений преобладали акции крупнейших американских компаний и биржевые фонды (ETF). Пики роста иностранных активов пришлось на 2015–2016 годы, когда объем инвестиций превысил 10 млрд руб., и на конец 2017-го — начало 2018-го с ростом активов до уровня, превышающего 20 млрд руб. Доля иностранных активов в портфелях ПИФов акций на конец 2018 года достигла 38%.

Изменение распределения активов фондов между двумя классами активов, национальными акциями и ценными бумагами иностранных эмитентов можно наглядно показать на диаграмме boxplot, в которой линия внутри каждого бокса является медианой, размеры бокса и интервала характеризуют распределение наблюдений, а точки за пределами являются выбросами. При оценке доли иностранных активов не учитывались фонды, не имеющие

⁵ После кризиса 2008 года из-за долгосрочных тенденций оттока иностранных портфельных инвестиций из акций российских компаний, медленного восстановления цен на сырьевые ресурсы и торможения роста российской экономики доходность акций была умеренно низкой, а доходность государственных и корпоративных облигаций при умеренно высокой ключевой ставке часто превышала среднюю доходность рынка акций. Например, 1000 руб., инвестированных до кризиса, в мае 2008 года, в 2018-м принесли бы 1300,9 руб. при вложениях в акции, 2557,0 руб. — в корпоративные облигации и 1309,0 руб. — в безрисковые ОФЗ.



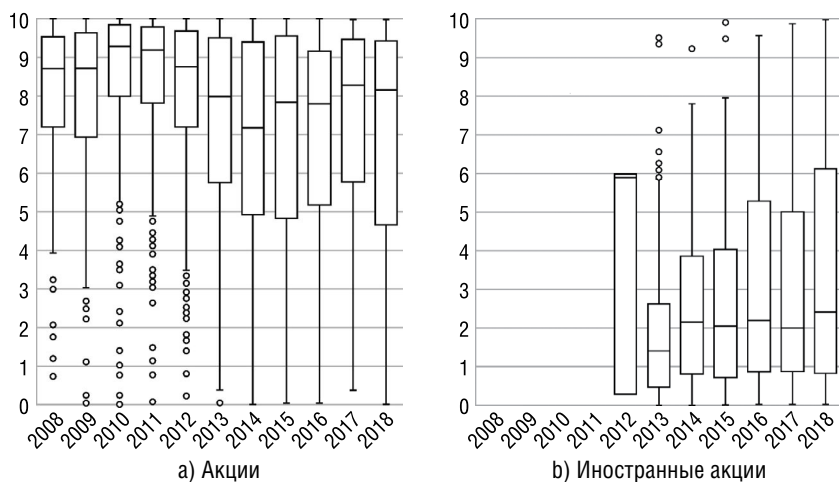
Источник: расчеты авторов по данным Cbonds Investfunds.

Рис. 2. Объем иностранных акций (левая шкала, млрд руб.) и их доля в портфелях ПИФов акций и индексных ПИФов акций (правая шкала, %), 2012–2018 годы

таких активов в портфеле, а расчет медиан велся исключительно по отличным от нуля значениям. На рис. 3 показано распределение доли акций внутренних и иностранных эмитентов в ПИФах акций, на рис. 4 — в индексных ПИФах.

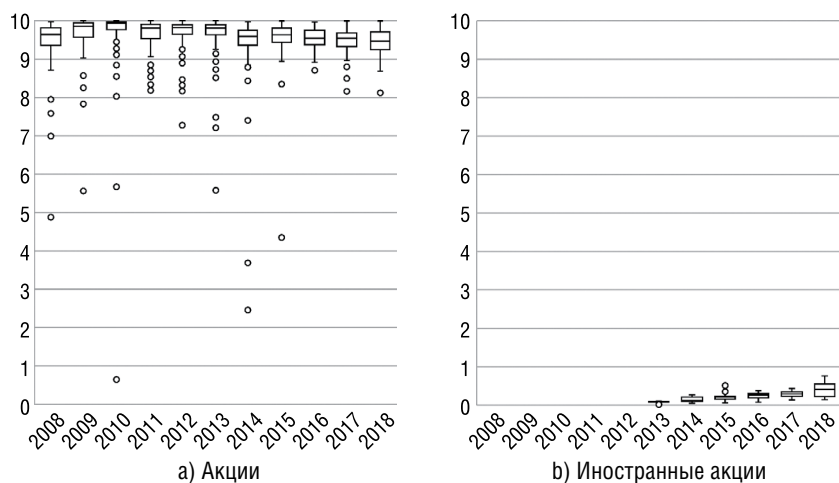
Для ПИФов акций наблюдается высокая концентрация фондов в достаточно узком диапазоне с медианой 87–93%. Только у малого числа фондов доля акций в портфеле была ниже 80% (на рис. 3 они показаны как выбросы). Доля иностранных акций в отчетах не раскрывалась, что говорит о ее отсутствии или незначительности. Затем произошло существенное снижение доли акций: в 2013 году медиана составила 79,8% — это подразумевает, что у половины ПИФов акций из выборки доля акций была меньше этого значения на фоне резкого роста иностранных активов с медианой 14%. Минимальная медианная доля национальных акций достигается в 2014 году (71,8%) при резком росте иностранных активов — вплоть до 21,5%. Далее у ПИФов акций стабилизируется низкая доля акций, которая лишь немного растет (82,8% в 2017 году, 81,6% — в 2018-м) на фоне всё большего распространения иностранных акций вплоть до наблюдений со значениями выше 50% (медиана составила 20,0% в 2017-м и 24,2% — в 2018-м). Таким образом, произошло замещение национальных акций иностранными, и тренд сохраняется в течение уже шести лет.

Для индексных ПИФов изменения не столь заметны, однако схожи с происходящим для ПИФов акций. Для них практически в любой год характерен крайне малый разброс вокруг медианного зна-



Источник: расчеты авторов по данным *Cbonds Investfunds*.

Рис. 3. Распределение доли акций внутренних и иностранных эмитентов в ПИФах акций, 2008-2018 годы (%)



Источник: расчеты авторов по данным *Cbonds Investfunds*.

Рис. 4. Распределение доли акций внутренних и иностранных эмитентов в индексных ПИФах, 2008-2018 годы (%)

чения. Максимальное медианное значение доли акций наблюдалось в 2010 году (99,3%) и вплоть до 2013 года оставалось высоким (98,1% в 2013-м), даже несмотря на ввод малой доли иностранных акций в портфели (0,85% в том же 2013 году). Далее в 2014-м наблюдался резкий спад доли национальных акций до 96,0% на фоне роста иностранных активов до 1,12%. С 2015-го закрепляется тренд на рост иностранных активов и снижение национальных. К 2018 году в портфелях индексных ПИФов медианное значение доли иностранных активов составило 94,8%, а доли иностранных активов — 4,16%.

Увеличение доли иностранных ценных бумаг в портфелях ПИФов акций и индексных ПИФов затрудняет применение традиционных бенчмарков и индексов для оценки эффективности их деятельности и вызывает необходимость поиска иных способов оценки доходностей и рисков портфелей фондов.

3. Трудность вторая: различия активно управляемых и индексных ПИФов

Для того чтобы оценить эффективность управления портфелем того или иного фонда, необходимо понимать, каковы особенности используемой им стратегии управления, является ли она активной или пассивной. Активно управляемые ПИФы ориентируются на получение дополнительной сверх индексного портфеля доходности, взимая более высокое вознаграждение за управление фондом. Пассивно управляемые ПИФы выбирают стратегию следования тому или иному индексному портфелю, ориентируясь на более скромное вознаграждение от инвесторов за свои услуги. Соответственно, эффективность активно управляемого портфеля измеряется его избыточной доходностью, или альфой, а для пассивного портфеля более важными являются критерии того, насколько точно этот портфель следовал показателям доходности и риска того или иного индекса (бенчмарка). Проблема с ПИФами заключается в отсутствии формальных критериев, позволяющих относить те или иные ПИФы, инвестирующие в акции, к активно управляемым или индексным портфелям.

В качестве критериев для такого анализа могут использоваться показатели ошибки отслеживания, коэффициент корреляции, индикатор active share [Cremers, Petajisto, 2009], превышение кумулятивной доходности ПИФов над аналогичной доходностью индекса и другие. Расчет указанных индикаторов предполагает сравнение показателей портфеля ПИФа акций и эталонного индексного портфеля. Кроме того, существенные различия между пассивными и активными стратегиями отражает коэффициент оборачиваемости портфеля фонда [Абрамов и др., 2015]⁶. Из всех перечисленных показателей мы остановимся далее только на ошибке отслеживания по причине высокой трудоемкости расчета такого индикатора, как active share, или невозможности определения коэффициента оборачиваемости портфеля фонда из-за сокращения

⁶ Согласно оценкам, которые приводятся в работе [Абрамов и др., 2015. С. 641], в 2013 году, иначе говоря, на одну из последних дат, когда можно было рассчитать этот показатель по отчетности фондов, средняя оборачиваемость портфелей открытых и интервальных ПИФов акций составляла 141,3% в год, в то время как у открытых индексных ПИФов — только 58,4%.

публичной отчетности ПИФов, произведенного Банком России в 2014 году⁷.

Ошибка отслеживания оценивает расхождения динамики стоимости портфеля по сравнению с бенчмарком и рассчитывается как стандартное отклонение избыточной доходности фонда в виде разницы доходностей фонда и соответствующего бенчмарка. Ошибка отслеживания показывает степень соответствия результативности инвестиций некоторому контрольному показателю за определенный период. Этот показатель может использоваться для оценки портфельных менеджеров. Если менеджер генерирует низкую среднюю доходность и имеет большую ошибку отслеживания, это признак неэффективного управления, а также завышенного и неоправданного риска.

Анализ ошибки отслеживания российских ПИФов проведен на выборке фондов, в которую вошли только открытые ПИФы акций и индексные фонды акций. Временной горизонт анализа составил 20 лет — с 1999 по 2018 годы. Всего в выборку вошло 360 фондов, из которых 310 — фонды акций (А), а 50 — индексные фонды акций (ИА). Для расчета меры риска требуется наличие минимум одного года исторических данных (полный календарный год), что привело к исключению 22 фондов акций из выборки. Ошибка отслеживания оценивалась на ежедневных данных. Исходя из определений ПИФов акций и индексных ПИФов акций следует ожидать, что ошибка отслеживания индексных фондов меньше в силу того, что их портфели строятся по принципу максимального соответствия бенчмарку. Поэтому наиболее корректным подходом является разделение этих категорий фондов на две выборки.

В качестве бенчмарка для всех фондов использован индекс МосБиржи. Предпосылка, что именно этот индекс выступает бенчмарком для всех фондов акций, является существенным упрощением анализа. В выборке присутствуют как фонды с широким портфелем акций, для которых такая предпосылка наиболее справедлива, так и фонды, например, малой капитализации, акции в составе портфелей которых не входят в индекс МосБиржи крупнейших пятидесяти компаний на рынке России. Выборка включает также специализированные фонды, например фонды технологических компаний и отраслевые фонды. Основной проблемой для всех перечисленных узких категорий фондов является отсутствие соответствующих бенчмарков, в состав которых входила бы репрезен-

⁷ Указание Банка России от 08.02.2018 № 4715-У «О формах, порядке и сроках составления и представления в Банк России отчетов акционерными инвестиционными фондами, управляющими компаниями инвестиционных фондов, паевых инвестиционных фондов и негосударственных пенсионных фондов» и более ранние версии этого нормативно-правового акта. http://www.consultant.ru/document/cons_doc_LAW_296532/.

тативная выборка компаний, а историческая глубина данных была бы соответствующей данным по ПИФам. Так, например, в состав индекса телекоммуникаций Московской биржи входят только четыре компании, которые существенно различаются по капитализации, а расчет индекса начинается лишь с 2004 года.

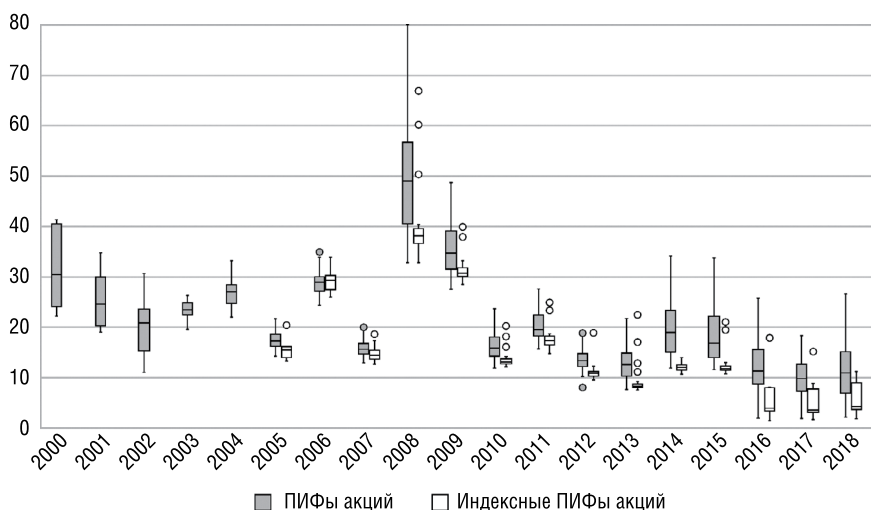
Применение единого бенчмарка — индекса МосБиржи ко всей выборке фондов может вести к завышению ошибки отслеживания, поскольку ожидается, что портфели ПИФов и индекс МосБиржи различаются существенно как по составу, так и по весам по сравнению с индивидуальным подбором наиболее подходящего бенчмарка каждому фонду. ПИФы в России не обязаны публиковать бенчмарк, который является эталонным портфелем для них⁸. Таким образом, предполагается, что истинные ошибки отслеживания ниже полученных нами оценок.

На рис. 5 статистика ошибок отслеживания на конец каждого календарного года за период с 2000 по 2018 годы представлена в виде диаграммы *boxplot*, на которой линия внутри каждого бокса отражает медианные значения показателя, а размеры бокса и интервала характеризуют распределение наблюдений, точки за пределами считаются выбросами. Диаграмма показывает несколько ключевых закономерностей. На рассматриваемом временном горизонте ошибка отслеживания индексных ПИФов существенно ниже, чем у ПИФов акций, особенно в 2016–2018 годах. Однако если брать за ориентир ошибку отслеживания наиболее распространенных в США индексных ETFs акций в размере 5% годовых, медианные значения для индексных ПИФов на уровне 4,2% в 2018 году с учетом разбросов значений показателей вокруг этого уровня являются довольно высокими, а для активно управляемых ПИФов акций, наоборот, относительно низкими — на уровне 11,0%⁹. После кризиса 2008 года, когда медианная ошибка отслеживания достигла максимального значения в размере 49,0% у ПИФов акций и 38,2% у индексных ПИФов,

⁸ Анализ публичных информационных ресурсов управляющих компаний в США и одного из наиболее популярных аналитических ресурсов по инвестиционным фондам — агентства *Morningstar* показывает, что, например, информация об ошибке отслеживания биржевых индексных фондов (ETFs) не раскрывается на регулярной основе. Значения более популярного и близкого по содержанию к ошибке отслеживания показателя — коэффициента корреляции доходностей портфелей ETFs и фондовых индексов характеризуются существенным разбросом. Так, по данным *Morningstar* на 18 мая 2019 года, размер корреляции 239 ETF на акции американских компаний и индекса S&P 500 на годовом интервале колебался от 99,98% у фонда *iShares Core S&P 500 ETF* (тикер IVV) и 99,97% у *SPDR® S&P 500 ETF* (SPY) до 0,00% у фонда акций коммунальных компаний *iShares Global Utilities ETF* (JXI). Это свидетельствует не только о важности учета проблемы подбора надлежащего базисного индекса для расчета ошибки отслеживания, но и об определенной условности этого показателя и невозможности таргетирования его минимального значения на уровне законодательства.

⁹ Расчеты ошибки отслеживания по ПИФам с учетом дивидендной доходности индекса МосБиржи незначительно влияют на точность расчетов. Например, в 2018 году при применении такой корректировки медианное значение ошибки отслеживания у ПИФов акций возрастает с 10,96 до 11,07%, а у индексных фондов — соответственно с 4,23 до 4,53%.

она снизилась до 11,0% у ПИФов акций и 4,2% — у индексных ПИФов в 2018-м. Эта тенденция отражает процесс сближения на рынке акций ошибок отслеживания у активно управляемых и индексных ПИФов в результате того, что обе категории фондов вынуждены формировать портфель из ограниченного набора акций из нескольких десятков российских компаний. При этом фактор низкой стоимости комиссий за управление индексными ПИФаами по сравнению с активными фондами акций не позволяет индексным фондам повысить популярность среди частных инвесторов из-за ограниченности каналов продаж паев ПИФов и высоких комиссий посредников, обеспечивающих основной объем продаж фондов.

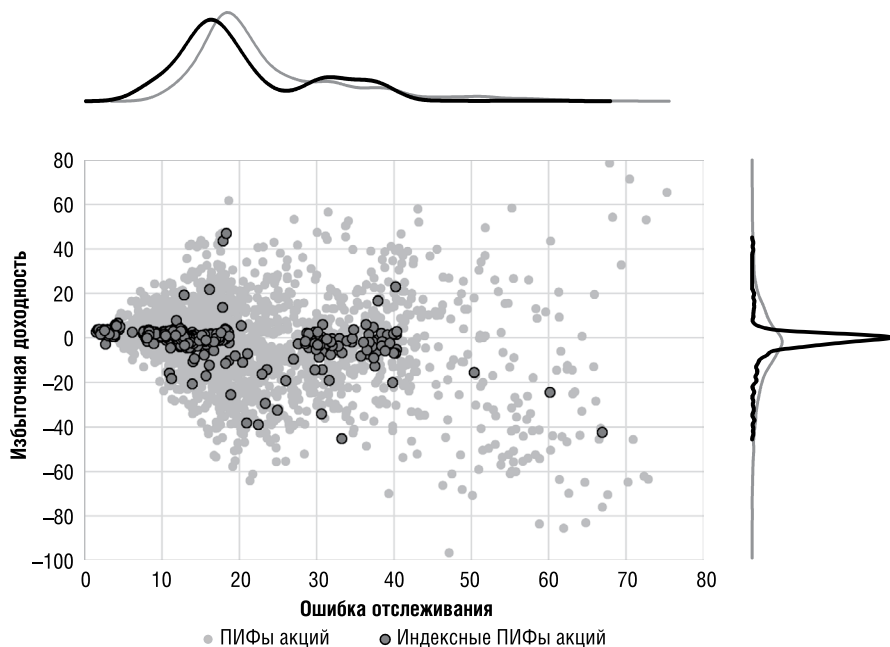


Источник: расчеты авторов на основе данных НАУФОР и Bloomberg.

Рис. 5. Ошибка отслеживания ПИФов акций и индексных ПИФов акций по сравнению с индексом МосБиржи отдельно по выборкам, 2000–2018 годы (% годовых)

Поскольку оценка риска не является исчерпывающей характеристикой инвестиционной стратегии фондов, ее следует сопоставлять с другой простой мерой — избыточной доходностью фондов. Средняя избыточная доходность фондов рассчитана на основе ежедневных данных об отклонениях доходности ПИФа от бенчмарка (индекса МосБиржи). Общее ее распределение совместно с ошибкой отслеживания за период 2000–2018 годов представлено на рис. 6. Заметны существенные различия между двумя видами специализации ПИФов. Для ПИФов акций наблюдается значительный разброс ошибки отслеживания от 1,9 до 80% с доверительным интервалом на 68-процентном уровне (одно стандартное отклонение), равным {9,06%, 34,19%}. Для индексных фондов

ошибка отслеживания и избыточная доходность меньше и эти показатели более концентрированы вокруг среднего: так, ошибка отслеживания изменяется от 1,5 до 67,0% с доверительным интервалом на 68-процентном уровне (одно стандартное отклонение), равным {6,53%, 28,5%}.



Источник: расчеты авторов на основе данных НАУФОР и Bloomberg.

Рис. 6. Ошибка отслеживания и избыточная доходность ПИФов акций и индексных ПИФов акций по сравнению с индексом МосБиржи, 2000–2018 годы (% годовых)

Таким образом, при оценке результативности открытых ПИФов, инвестирующих в акции российских эмитентов, зачастую не удается достаточно точно оценить принадлежность того или иного фонда к стратегиям активного или пассивного инвестирования. Многие ПИФы акций и индексные ПИФы могут иметь схожие размеры ошибки отслеживания, в этом случае различия между категориями фондов будет носить условный характер или потребуют применения более сложной системы классифицирующих ту или иную стратегию факторов, например показателя оборачиваемости активов, который пока невозможно подсчитать по действующим стандартам финансовой отчетности ПИФов. Кроме того, точность оценки ошибки отслеживания во многом зависит от выбора бенчмарка, который наиболее полно характеризовал бы стратегию инвестирования открытых ПИФов.

4. Оценка эффективности ПИФов по многофакторным моделям

Описание и оценка значимости модели ценообразования

Одним из способов оценки эффективности ПИФов акций и индексных ПИФов при ограниченных возможностях в подборе подходящих бенчмарков доходности их портфелей может стать использование факторных моделей ценообразования финансовых активов. Это предполагает расчет показателя альфа каждого ПИФа с помощью модели, составленной из разных факторов, которая имеет наибольшую объясняющую способность доходности этих фондов, характеризующую, например, коэффициентом детерминации. При этом доходность фактора представляет собой доходность портфеля, формируемого из акций российских компаний и обновляемого в зависимости от значения того или иного фундаментального фактора (размера компании, коэффициента капитализации к стоимости чистого капитала компании, ликвидности, дивидендной доходности и т. п.) за определенный период, например год.

Приведем пример такой оценки эффективности открытых ПИФов акций на временном горизонте 2002–2018 годов. Оценка проводилась на основе однофакторной модели CAPM и четырехфакторной модели Кархарта [Carhart, 1997], дополненной фактором ликвидности. Пятифакторная модель включает возможные смещения и ошибки в оценке справедливой цены из-за различий в размере, стоимости (book-to-market ratio) [Fama, French, 1993], ликвидности [Dash, Mahakud, 2014; Lam, Tam, 2011], а также из-за эффекта импульса [Jegadeesh, Titman, 1993]. Практическая значимость оценки пятифакторной модели для российского фондового рынка проявляется в том, насколько эта модель позволяет повысить объясняемую силу доходности паевых инвестиционных фондов акций по сравнению с однофакторной моделью CAPM, а также в возможностях факторной стратегии инвестирования повысить эффективность управления действующими портфелями фондов.

Оценка однофакторной модели производилась с использованием модели регрессии вида:

$$r_{it} = \alpha_i + \beta_{0i}RMRF_t + \varepsilon_{it},$$

где r_{it} — избыточная доходность фонда i по сравнению с безрисковой доходностью, $RMRF_t$ — избыточная доходность фондового рынка по сравнению с безрисковой доходностью.

Для оценки пятифакторной модели использована следующая модель регрессии:

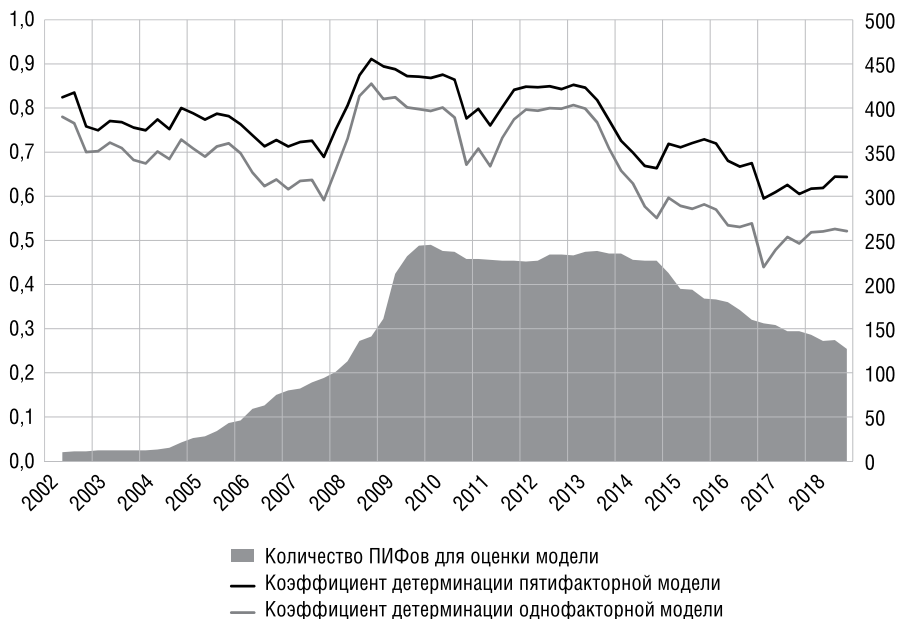
$$r_{it} = \alpha_i + \beta_{0i}RMRF_t + \beta_{1i}SMB_t + \beta_{2i}HML_t + \beta_{3i}MOM_t + \beta_{4i}LIQ_t + \varepsilon_{it},$$

где SMB_t — разница доходности портфеля из акций с малой капитализацией и доходности портфеля из акций с высокой капитализацией, HML_t — разница доходностей портфеля из акций с высоким соотношением балансовой стоимости к рыночной цене (book-to-market, B/M) и портфеля из акций с низким соотношением B/M , MOM_t — разница доходности портфеля из акций с наибольшей доходностью за последние двенадцать месяцев и портфеля из акций с наименьшей доходностью за последние двенадцать месяцев, LIQ_t — разница доходностей портфелей из акций с низкой ликвидностью и из акций с высокой ликвидностью.

Ежемесячная доходность ПИФа рассчитывается как прирост стоимости его пая за месяц. В выборку вошли только фонды, для которых собрано не менее двух лет исторических данных (минимум 24 наблюдения). Среди российских ПИФов акций порядка трехсот удовлетворяют таким требованиям. Схожее условие при отборе фондов использовалось во многих классических работах, например [Carhart, 1997; Fama, French, 1993; Ramos et al., 2013], однако в случае развитых рынков минимальная длина исторического ряда должна была быть не меньше 36 месяцев. Для каждого фонда факторная модель была рассчитана $N - 24$ раз, где N — общее количество ежемесячных наблюдений для этого фонда в выборке. На первом этапе проводилась очистка доходности фонда от безрисковой ставки доходности, в качестве которой выбрана средневзвешенная процентная ставка по привлеченным кредитными организациями вкладам (депозитам) физических лиц в рублях в целом по Российской Федерации со сроком привлечения от 181 дня до одного года.

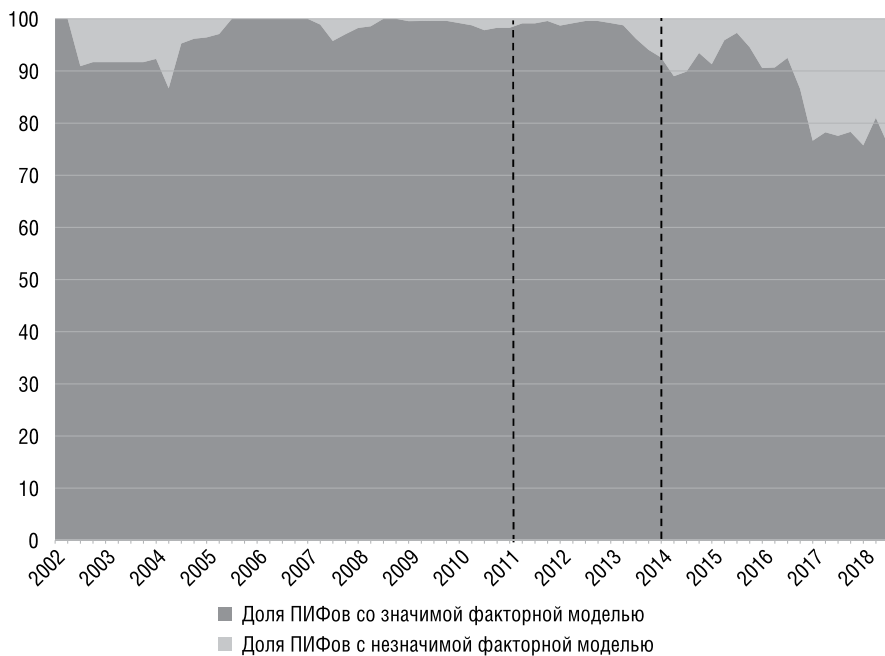
В процессе оценки однофакторной модели по каждому ПИФу вычислялся коэффициент альфа, представляющий собой разницу между фактической избыточной доходностью фонда и его ожидаемой доходностью по модели. В пятифакторной модели фиксировались значения коэффициентов при пяти факторах и также вычислялся коэффициент альфа.

В качестве критерия значимости моделей использовался коэффициент детерминации, значения которого показаны на рис. 7. Все ежемесячные результаты расчетов для их представления в графическом виде были усреднены на поквартальной основе. На графике также показано количество фондов в выборке по годам, равное числу оцениваемых моделей регрессии за квартал. С 2002 года по середину 2009-го число ПИФов акций в выборке стабильно росло, достигнув максимального значения в 240 фондов. Под воздействием кризиса 2008 года начиная со второй половины 2009-го по 2018 год число фондов стабильно убывало — до 127 фондов по итогам 2018 года. Средний коэффициент детерминации по выборке, рассчитанный по однофакторной модели, за весь рассма-



Источник: расчеты авторов.

Рис. 7. Средний коэффициент детерминации (левая шкала, %) и количество фондов при оценке однофакторной и пятифакторной моделей (правая шкала), 2002–2018 годы



Источник: расчеты авторов.

Рис. 8. Доля ПИФов с значимыми и незначимыми пятифакторными моделями (%)

триваемый период составил 67,5% при максимальном значении 100%, что свидетельствует о достаточно высоком уровне объясняемой силы модели. Однако с 2009 года указанный коэффициент имел тенденцию к снижению, достигнув в 2018 году лишь 52,1%. Средний коэффициент детерминации для пятифакторной модели в 2002–2018 годах составлял 76%, что на 8,5 п.п. выше, чем у однофакторной модели. Однако после кризиса 2008 года объясняющая сила пятифакторной модели также снижалась, при этом основной спад значимости обеих факторных моделей пришелся на период с 2014 по 2018 годы.

Как показано на рис. 8, на всем анализируемом временном горизонте пятифакторная модель являлась значимой для объяснения доходности не менее 80% ПИФов акций. Если согласно F-критерию разделить все ПИФы акций в выборке на фонды со значимой пятифакторной моделью и остальные фонды, на большей части рассматриваемого периода более 90% моделей регрессии характеризовалось высоким уровнем значимости. Однако с середины 2013 года доля фондов со значимыми пятифакторными моделями сократилась до 80%.

Значимость отдельных факторов модели ценообразования

Наряду с оценкой значимости всей пятифакторной модели важным является вопрос об оценках значимости каждого из пяти составляющих ее факторов, поскольку это позволяет лучше понять влияние на общую доходность ПИФов доходностей разных групп акций российских эмитентов, сформированных по тем критериям, которые применяются инвесторами во многих странах мира. Значимость таких факторов-критериев по разным группам компаний позволяет судить об инвестиционной привлекательности того или иного рынка капиталов с точки зрения разнообразия присутствующих на нем публичных компаний и возможностей построения из этих акций диверсифицированных портфелей, соответствующих предпочтениям тех или иных инвесторов. Разнообразие акций на рынке с точки зрения критериев факторного инвестирования является важным условием для развития внутренних институциональных инвесторов, включая сферу коллективных инвестиций.

Данные о значимости каждого критерия пятифакторной модели доходности ПИФов акций в 2002–2018 годах приведены на рис. 9. У фактора избыточной доходности широкого рыночного портфеля, рассчитываемого в виде разницы между доходностью широкого портфеля акций и доходностью безрисковых вложений, наблюдалась значимость минимум на 10-процентном

уровне для более 80% фондов в каждый отдельно взятый квартал до 2014 года. После 2014-го значимость рыночного фактора для фондов падает. Это говорит о том, что фонды акций ожидаемо сильно коррелированы с фондовым рынком и, несмотря на разные коэффициенты для разных фондов, их доходность так или иначе связана со средневзвешенной динамикой цен на акции.

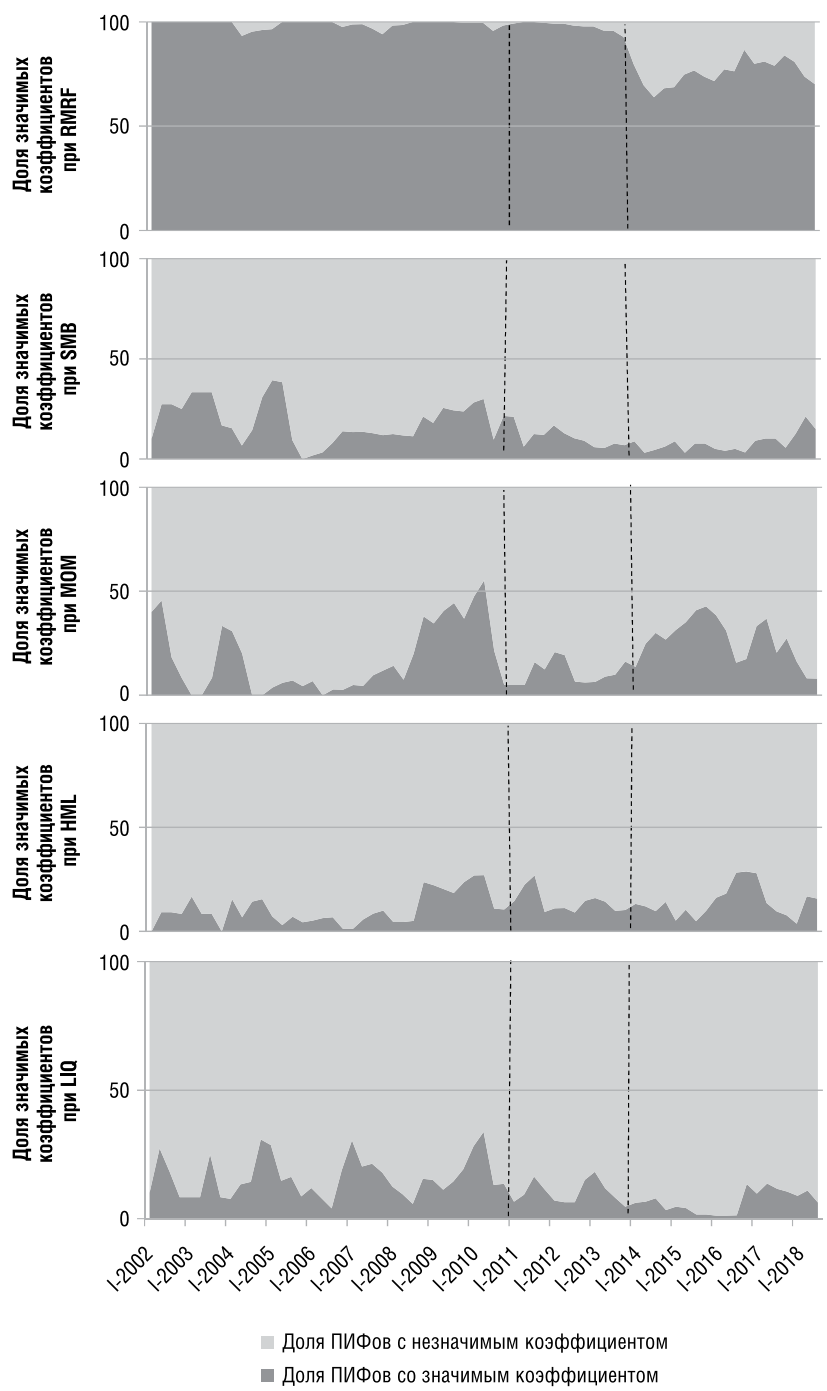
Коэффициент при факторе размера был значим для достаточно большой части фондов (порядка 20–40% в зависимости от года) до 2011 года. Далее в период с 2011 по 2014 годы произошло снижение доли фондов со значимыми коэффициентами, причем уже с 2013 года и до конца 2017-го этот фактор был значим менее чем для 10% фондов в выборке. Аналогичным образом ведет себя коэффициент при факторе ликвидности, что является следствием высокой корреляции между факторами ликвидности и размера. Значимость этих двух факторов растет лишь в 2018 году.

Коэффициент при факторе стоимости также значим для части ПИФов. Например, в 2009–2010 годах и в конце 2016-го — начале 2017-го этот фактор стал значим для более 20% фондов. Это говорит о том, что для ряда фондов стратегия группировки акций в портфели стоимости или роста в этом периоде стала актуальной. Значимость фактора момента была высокой в 2009–2010 годах, а также выросла с середины 2014-го. Вероятно, это может быть следствием применения фондами относительно простых инвестиционных стратегий и отбора акций в портфели по критерию «лучшие» или «худшие» (знак коэффициента как отрицательный, так и положительный для разных фондов).

Снижение объясняющей силы у пятифакторной модели для доходности ПИФов акций с 2013 года может быть вызвано разными причинами. Одна из них связана с тем, что, как было показано на рис. 2, именно с 2013-го начался резкий рост доли иностранных вложений в активах ПИФов акций. При этом наблюдался процесс не только повышения этой доли у отдельных ПИФов акций, но и заметный рост количества фондов, использующих вложения в ценные бумаги иностранных эмитентов.

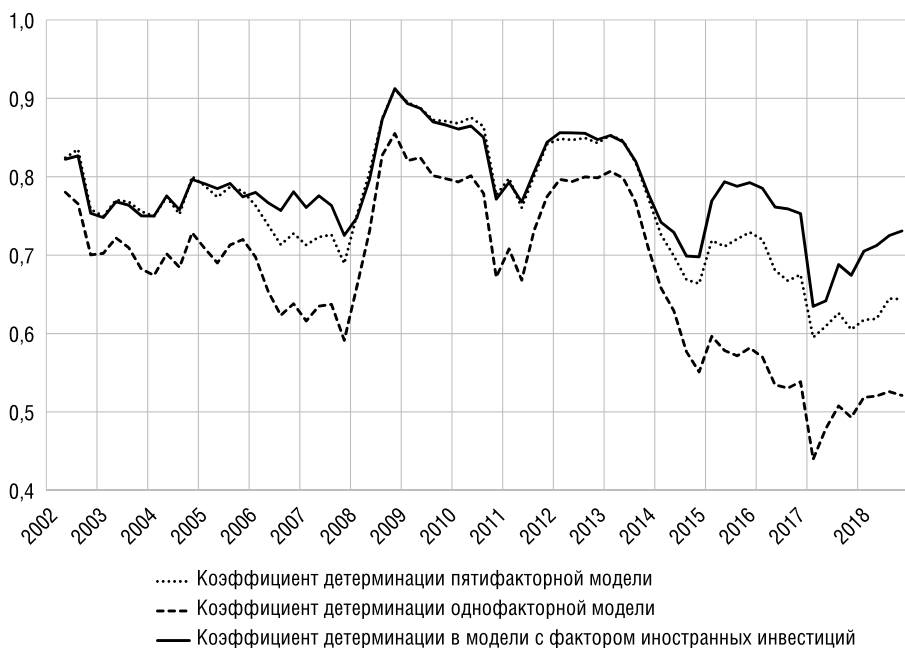
Для оценки влияния фактора иностранных вложений на уровень объяснимости пятифакторной модели была построена модифицированная пятифакторная модель, где фактор ликвидности был заменен показателем разницы между доходностью американского индекса S&P 500 в рублях и российского индекса МосБиржи (рис. 10)¹⁰. Это позволило заметно улучшить качество факторных

¹⁰ Поскольку факторные модели оцениваются по наблюдениям за два года, добавление иностранных инвестиций шестым фактором в модель было бы излишним. Поэтому данный фактор добавлен вместо фактора ликвидности, так как тот — особенно в последние годы — достаточно сильно коррелирован с фактором размера.



Источник: расчеты авторов.

Рис. 9. Доля оцененных моделей со значимыми коэффициентами при пяти факторах, 2002–2018 годы (%)



Источник: расчеты авторов.

Рис. 10. Средний коэффициент детерминации факторных моделей с одним фактором, пятью факторами и пятью факторами с учетом фактора иностранных инвестиций, 2002–2018 годы

моделей, прежде всего для 2014–2018 годов. Коэффициент детерминации за этот период в среднем повысился на 7 п.п., что подтверждает влияние на объясняющую силу рассматриваемых моделей фактора роста доли иностранных вложений ПИФов акций. Тем не менее добавление фактора доходности акций американских компаний не помогло исправить в расчетах тенденцию снижения объясняющей силы пятифакторной модели ценообразования, наблюдаемую после кризиса 2008 года, что дает основания предположить наличие иных факторов, влияющих на уменьшение коэффициента детерминации этих моделей.

Исследование факторов, влияющих на понижение коэффициента детерминации факторных моделей, не является специальной темой нашего исследования, поэтому выделим лишь отдельные предположения. В работе [Абрамов и др., 2019] показано, что одной из причин может быть начавшийся в 2012 году отток иностранных портфельных инвесторов, учитывавших особенности фундаментальных характеристик. В последующем этот фактор мог отразиться и на снижении объясняющей силы модели для ПИФов, инвестирующих в акции российских компаний. Другой причиной мог оказаться рост влияния в объяснении доходности ПИФов акций фактора дивидендной до-

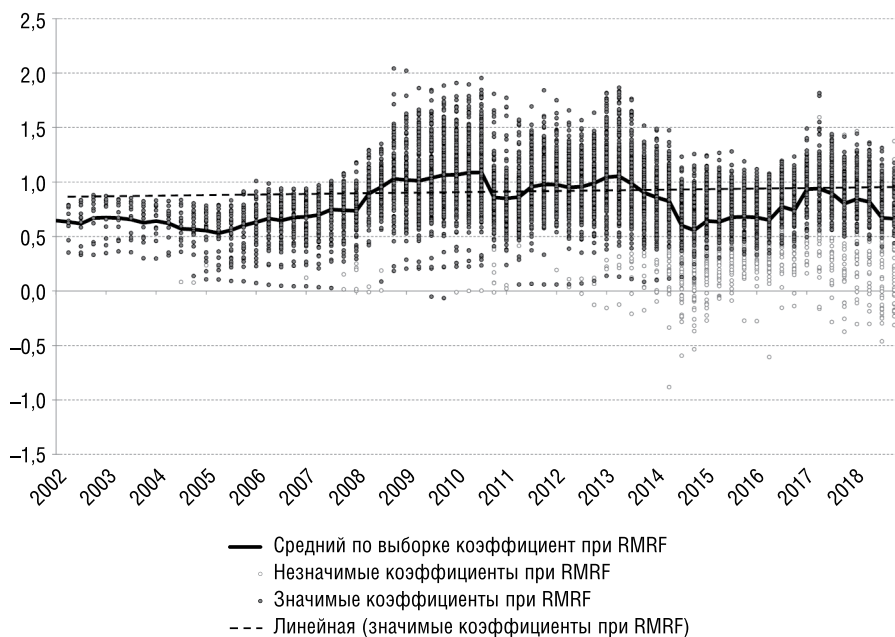
ходности или иного фактора, не вошедшего в рассматриваемые модели ценообразования. На объясняющую силу модели могут влиять и другие факторы, связанные с циклическим характером поведения доходности тех или иных факторов. Однако, несмотря на указанные оговорки, подчеркнем, что при наблюдаемом в последние годы некотором снижении значимости рассматриваемой пятифакторной модели ценообразования она остается значимой на достаточно высоком уровне и характеризуется более высокими коэффициентами детерминации по сравнению с обычной однофакторной моделью.

Оценка эластичности изменения доходности фондов и доходности факторов

После рассмотрения вопроса о значимости моделей ценообразования и их факторов при объяснении доходности ПИФов акций необходимо оценить степень эластичности реакции доходности фондов на изменения того или иного фактора. Иными словами, для каждого квартала на временном горизонте 2002–2018 годов нужно проанализировать значения бета-коэффициентов в среднем по выборке фондов и их разброс по отдельным ПИФам. В пятифакторной модели каждый из пяти бета-коэффициентов можно рассматривать как меру системного риска доходности портфеля ПИФа по отношению к каждому из рассматриваемых факторов.

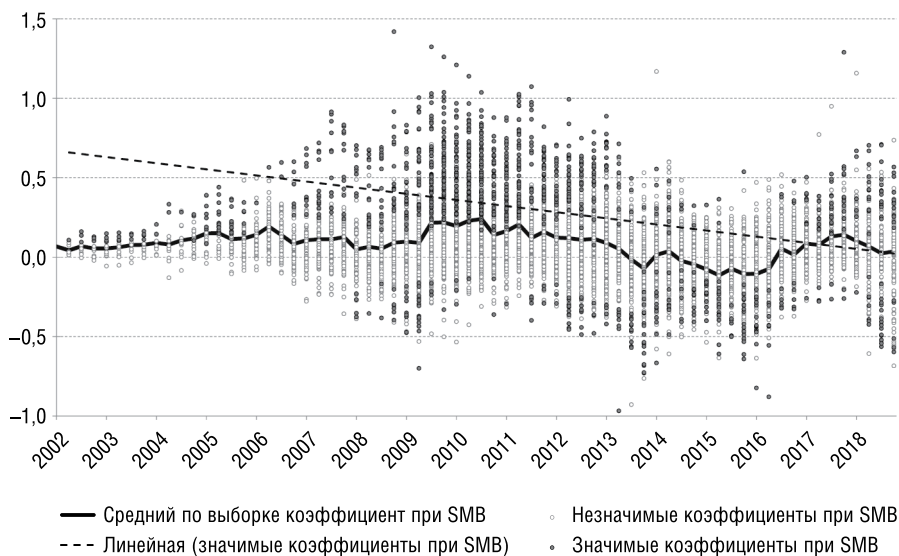
По фактору избыточной доходности широкого рыночного портфеля (RMRF) в 2002–2018 годах среднее значение значимых коэффициентов бета составило 0,92 (рис. 11), то есть на долгосрочном временном горизонте в среднем доходность ПИФов акций и этого фактора изменялись с относительно высокой степенью синхронности и прямо пропорционально друг другу. Однако в поведении беты по этому фактору наблюдался циклический характер изменений. С середины 2014 года по 2017-й показатель существенно снижался почти до уровня 0,5. Между значениями беты разных фондов на один и тот же момент наблюдается существенный разброс, усиливавшийся после кризиса 2008 года и в 2013 году, что свидетельствует о высокой и периодически меняющейся роли стратегий активного управления ПИФа́ми акций. В большинстве периодов фактор широкого рыночного портфеля оказывался преимущественно значимым, однако в 2014–2018 годах доля фондов, где этот фактор оказывался незначимым, выросла по причинам, рассмотренным выше.

По фактору размера эмитентов акций в 2002–2018 годах среднее арифметическое значимых коэффициентов бета составило 0,3 при большом количестве незначимых коэффициентов, близких



Источник: расчеты авторов.

Рис. 11. Оценки коэффициента бета при рыночном факторе в пятифакторной модели у ПИФов акций, 2002–2018 годы



Источник: расчеты авторов.

Рис. 12. Оценки коэффициента бета при факторе размера в пятифакторной модели у ПИФов акций, 2002–2018 годы

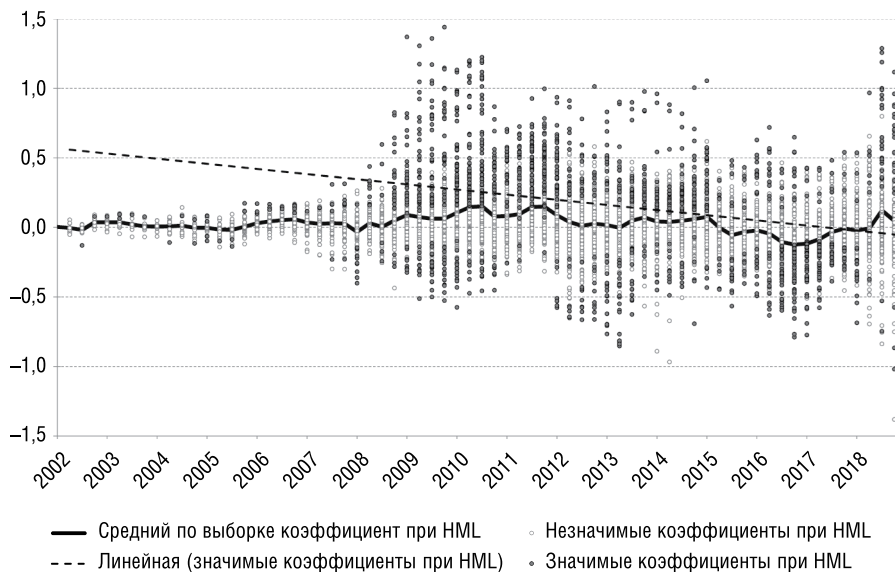
к нулю (рис. 12), то есть на долгосрочном временном горизонте в среднем доходность ПИФов акций и этого фактора изменялись

с низкой степенью синхронности и прямо пропорционально друг другу. Однако в среднем ПИФы акций слабо следовали стратегии инвестирования в акции малых компаний, предпочитая акции крупных эмитентов и отказываясь от премии за малый размер компаний. Это выражалось в том, что с 2013 года среднее значение коэффициента бета для фактора размера компаний достигло отрицательного уровня, а в последующие годы циклически изменялось по отношению к нулевому уровню. Кроме того, во многих периодах доля ПИФов, для которых фактор размера компаний оказывался значимым, была незначительной.

Другие факторы — стоимость, инерция и ликвидность — на большей части рассматриваемого периода оказались незначимыми (рис. 13–15), то есть изменения доходности портфелей ПИФов акций оказывались неэластичными с доходностью таких факторов, как недооценка стоимости акций компаний, их ликвидность на вторичном рынке, а также доходность рынка акций за прошлые периоды. Так, по фактору стоимости в 2002–2018 годах среднее арифметическое значимых коэффициентов бета составило 0,17 при существенном разбросе значений по каждому фонду в течение разных периодов (рис. 13). После 2012-го средняя бета по фактору стоимости стала отрицательной. По фактору инерции в 2002–2018 годах среднее арифметическое значимых коэффициентов бета составило –0,22 (рис. 14), то есть на долгосрочном временном горизонте в среднем доходность ПИФов акций и этот фактор изменились в противоположном направлении с низкой степенью синхронности. По фактору ликвидности в 2002–2018 годах среднее арифметическое значимых коэффициентов бета составило 0,22 (рис. 15), однако нельзя однозначно сделать вывод о преимущественно положительном влиянии этого фактора в силу наличия оценок с разными знаками в разные периоды.

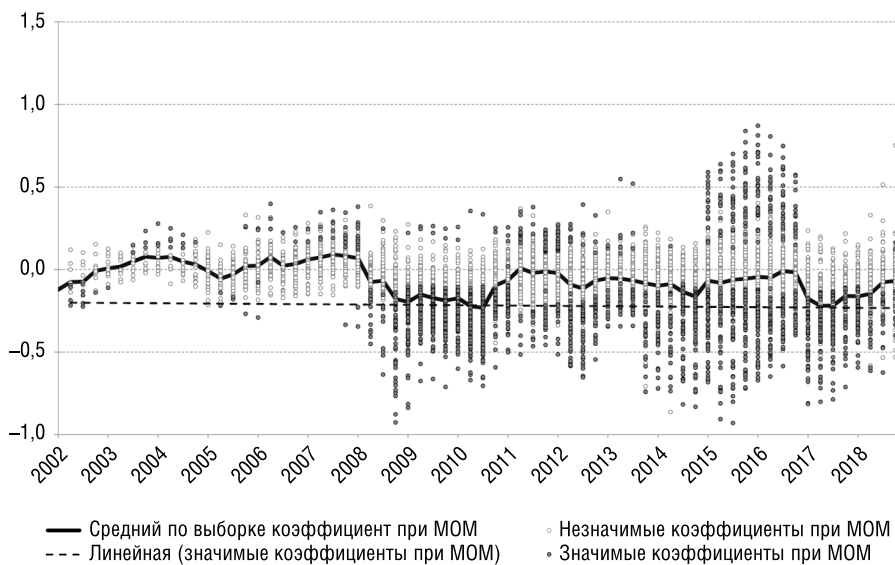
Выявленная недостаточность объясняющей силы таких традиционных для моделей ценообразования акций факторов, как стоимость, инерция и ликвидность, возможно, означает необходимость дальнейшего поиска новых факторов, специфических для развивающихся фондовых рынков, таких как факторы дивидендной доходности, доли государства в структуре собственности эмитентов, доходности иностранных финансовых инструментов, наиболее популярных в структуре портфелей российских ПИФов¹¹. Возможно, значимость неработающих пока факторов может по-

¹¹ Текущая и историческая доходности многих из указанных факторов публично раскрываются на страницах «Конструктор CAPM-ru», что открывает новые возможности для поиска такой модели ценообразования финансовых инструментов российских компаний, которая может иметь более высокий уровень значимости при объяснении избыточной доходности ПИФов и других портфелей на внутреннем фондовом рынке.



Источник: расчеты авторов.

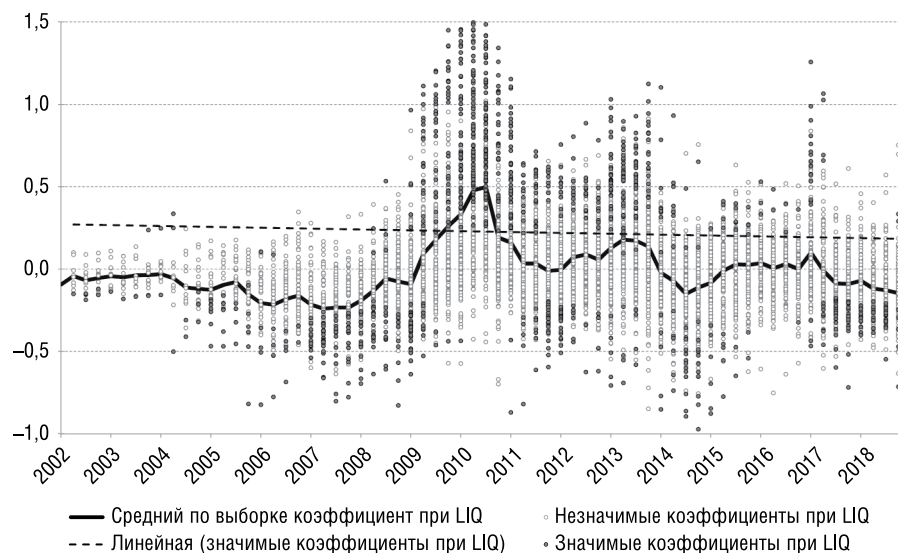
Рис. 13. Оценки коэффициента бета при факторе стоимости в пятифакторной модели у ПИФов акций, 2002–2018 годы



Источник: расчеты авторов.

Рис. 14. Оценки коэффициента бета при факторе инерции (момента) в пятифакторной модели у ПИФов акций, 2002–2018 годы

выситься по мере прихода на внутренний рынок новых институциональных инвесторов и новых компаний-эмитентов. Однако и в действующем виде наша модель позволяет оценивать избыточную доходность фондов с учетом фактора систематического ри-



Источник: расчеты авторов.

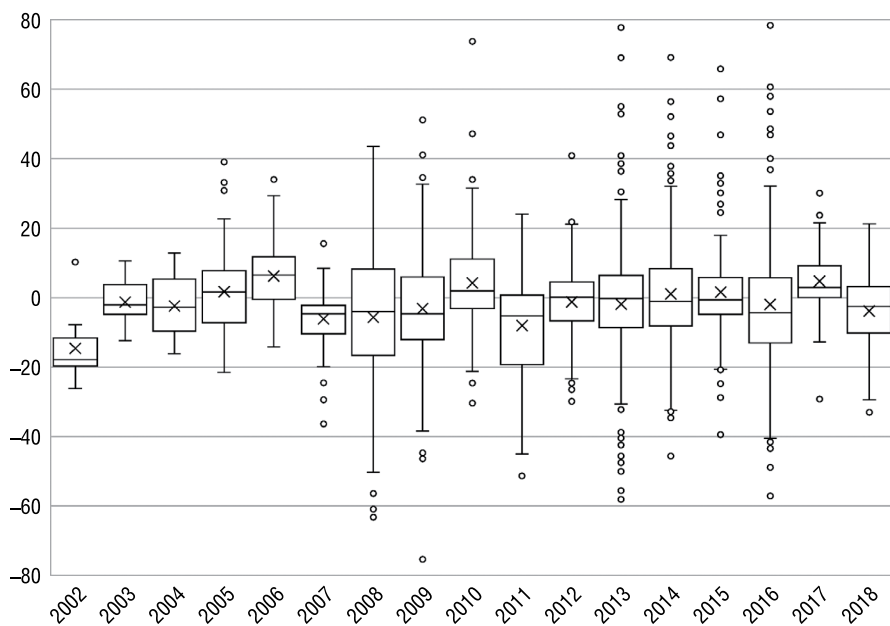
Рис. 15. Оценки коэффициента бета при факторе ликвидности в пятифакторной модели у ПИФов акций, 2002–2018 годы

ска (беты) и обладает большей объясняющей силой по сравнению с традиционной однофакторной моделью ценообразования.

Альфа ПИФов акций и ее использование в инвестиционных стратегиях

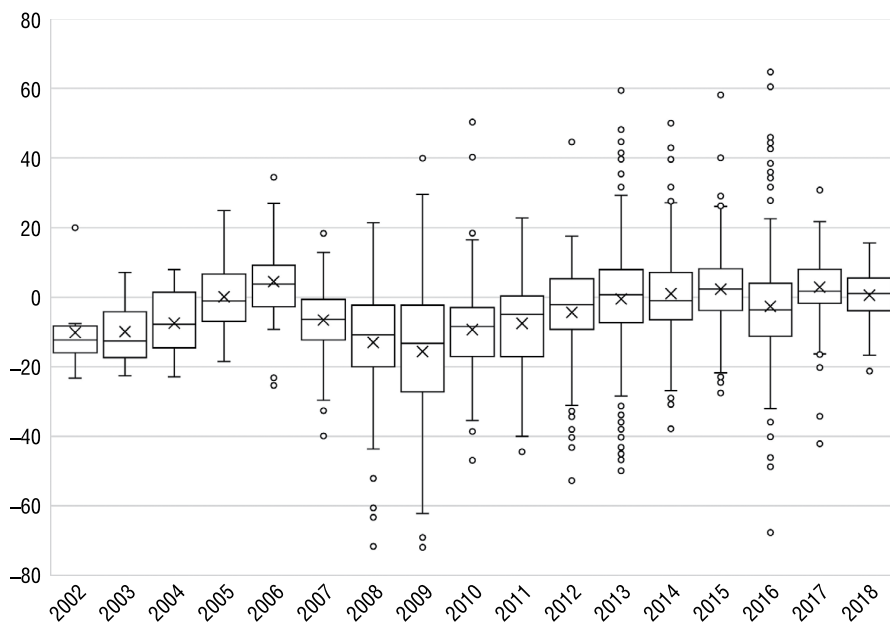
Рассчитаем коэффициенты альфа ПИФов акций. На рис. 16 представлена диаграмма размаха для коэффициента альфа по годам для однофакторной модели. Коэффициент альфа в годовом расчете по однофакторной модели имеет высокую волатильность со средним значением $-1,21$ и стандартным отклонением $15,91$. Больше половины наблюдений ПИФ/год находится в отрицательной области, что может служить индикатором низкой эффективности фондов. Большая часть экстремально низких значений коэффициента альфа относится к 2008 и 2009 годам. Медианное значение выделено чертой внутри прямоугольников, оно меньше нуля для большинства периодов, то есть минимум 50% ПИФов показывают относительную неэффективность по результатам оценки модели CAPM.

Аналогичный анализ оценки коэффициента альфа с помощью пятифакторной модели выявляет еще больше различий между ПИФаами — все доверительные интервалы становятся, как правило, шире (рис. 17). Все медианные значения, кроме 2006, 2015 и 2017 годов находятся около или ниже нуля, причем большинство находятся ниже уровня, оцененного по однофакторной модели.



Источник: расчеты авторов.

Рис. 16. Диаграмма размаха (boxplot) коэффициентов альфа ПИФов акций (однофакторная модель), 2002–2018 годы



Источник: расчеты авторов.

Рис. 17. Диаграмма размаха (boxplot) коэффициентов альфа ПИФов акций (пятифакторная модель), 2002–2018 годы

Более явно проявляются последствия кризиса 2008 года и его влияние на эффективность ПИФов. Среднее значение альфы падает до $-4,34$. Причем кризис 2014 года и последующее повышение волатильности на российском рынке не отражено в альфах, что является следствием снижения значимости моделей после 2014 года, их неспособностью корректно выявить зависимости и очистить фактические доходности от влияния рыночных факторов.

Могут ли знания о прошлой доходности фондов использоваться для построения стратегий отбора ПИФов акций, приносящих более высокую альфу? Интересный подход для получения ответа на этот вопрос был предложен в работах [Carhart, 1997; Hendricks et al., 1993].

Согласно такому подходу в конце каждого года рассчитывается годовая доходность всех ПИФов, фонды ранжируются по ее возрастанию и разбиваются на несколько портфелей, начиная от портфеля фондов с самой низкой доходностью за прошедший период и заканчивая портфелем фондов с самой высокой доходностью за тот же срок. Автор работы [Carhart, 1997] при таких расчетах делит фонды на десять категорий (квантилей). В России в 2000-х годах количество фондов в выборке мало, поэтому количество таких портфелей ПИФов мы ограничили до пяти. В конце следующего года все ПИФы снова ранжируются по доходности за прошедший период, и с учетом этого производится обновление пяти портфелей фондов разной категории доходности. Первый портфель включает ПИФы с самой низкой доходностью, пятый — с самой высокой доходностью за предшествующий год.

Таким образом, предполагается, что состав и структура активов всех пяти портфелей фондов обновляются один раз по итогам завершившегося года и остаются неизменными в следующем году, а все фонды в составе таких портфелей имеют равные веса. Зная ежемесячную доходность каждого ПИФа, можно построить ряды ежемесячной доходности всех пяти портфелей, например, с 2002 по 2018 года.

На завершающем этапе на основании ежемесячных доходностей и разных факторов модели ценообразования активов по каждому из пяти указанных портфелей за период 2002–2018 годов с помощью одно- и пятифакторных моделей рассчитываются коэффициенты альфа, бета и показатели, характеризующие уровни значимости данных моделей.

Стратегия, предусматривающая пересмотр состава пяти портфелей из фондов с регулярностью один раз в год, показала достаточно хорошие результаты с точки зрения предсказания будущей доходности (табл. 1, часть а). Наименьшую среднюю доходность получил портфель ПИФов с наименьшей доходностью за пред-

ыдущий год. Портфель фондов с наилучшей прошлой доходностью (пятый портфель) показал наибольшую доходность. Однако внутри каждого портфеля наблюдались высокие значения стандартного отклонения доходности разных ПИФов, составляющих данный портфель, что не позволяет однозначно утверждать, что для индивидуальных ПИФов хороший результат в прошлом является гарантией хорошего результата в будущем. Портфель с ПИФаами с худшей в прошлом доходностью характеризовался самым низким коэффициентом альфа, рассчитанным по пятифакторной модели, а портфель из фондов с самой высокой доходностью — самым высоким коэффициентом альфа. Наибольшую значимость в пятифакторной модели по всем пяти портфелям имел коэффициент бета при факторе избыточной доходности широкого индексного портфеля. Кроме того, наибольшую значимость имел отрицательный коэффициент бета при факторе моментума для трех портфелей из фондов с низкой прошлой доходностью. Это говорит о том, что одной из причин низкой эффективности фондов из портфелей с низкой доходностью были потери от роста премии по стратегии моментума. Коэффициенты бета по другим факторам демонстрировали значимость фрагментарно лишь для отдельных портфелей.

Интересно, что тестирование той же стратегии отбора индивидуальных ПИФов в пять портфелей по доходности за прошедший год, но с условием пересмотра состава портфелей лишь через три года приносит совсем иные результаты (табл. 1, часть б). В этом случае за период 2002–2018 годов наиболее высокую избыточную доходность заработал портфель из фондов с самой низкой доходностью в прошлом, а коэффициенты альфа портфелей с «худшими» и «лучшими» ПИФаами, рассчитанные по пятифакторной модели, практически не отличаются друг от друга. Возможно, столь неожиданные результаты пяти портфелей из фондов в этом случае объясняются эффектом реверсии, когда выбор самых низкодоходных в прошлом объектов инвестирования в будущем приносит самый высокий доход.

Использование стратегии более частого — раз в месяц — пересмотра тех же пяти портфелей по результатам доходности индивидуальных ПИФов за последние двенадцать месяцев позволяет значительно улучшить достигаемые результаты (табл. 1, часть с). Средняя избыточная доходность линейно повышается от первого до пятого портфелей, где наименьшую доходность демонстрирует портфель из «худших» ПИФов. Альфа портфелей также линейно растет при переходе от худшего портфеля к портфелю из фондов с самой высокой прошлой доходностью как в однофакторной, так и пятифакторной модели. При этом последняя указывает на воз-

Т а б л и ц а 1

Анализ портфелей, сформированных на основе доходности в предыдущих двенадцати месяцах (% месячных)

Портфель	Избыточная доходность (средняя)	Стандартное отклонение (среднее)	Однофакторная модель		Пятифакторная модель						скорректированный R^2	
			α	β	скорректированный R^2	α	β_{RMRF}	β_{SMB}	β_{HML}	β_{MOM}		β_{LIQ}
а) Составление портфелей один раз в год												
1 (низкая доходность)	0,0520	6,3468	-0,6520 (-3,23)	0,8113 -28,51	0,8112	-0,9230 (-4,50)	0,8172 -26,58	0,1283 —	0,0357 -1,42	-0,0929 (-3,24)	-0,0239 (-0,48)	0,8326
2	0,2076	6,1270	-0,4877 (-2,80)	0,8013 -32,64	0,8492	-0,5066 (-2,72)	0,7885 -28,19	0,0138 -0,37	0,0219 -0,96	-0,0564 (-2,16)	-0,0216 (-0,47)	0,8513
3	0,3162	6,2280	-0,4025 (-2,53)	0,8282 -36,92	0,8782	-0,4423 (-2,67)	0,8007 -32,21	0,0250 -0,75	0,0455 -2,24	-0,0629 (-2,71)	-0,0585 (-1,45)	0,8864
4	0,6415	6,5422	-0,1145 (-0,69)	0,8712 -37,37	0,8807	-0,2395 (-1,36)	0,8636 -32,65	0,0437 -1,23	0,0457 -2,11	-0,0177 (-0,72)	-0,0234 (-0,54)	0,8834
5	0,5068	5,8427	-0,1541 (-0,91)	0,7616 -31,94	0,8436	-0,1464 (-0,80)	0,7377 -26,94	0,0218 -0,59	0,0077 -0,34	-0,0065 (-0,25)	-0,0776 (-1,74)	0,8434
б) Составление портфелей один раз в три года												
1 (низкая доходность)	0,4090	6,0024	-0,2573 (-1,35)	0,7679 -28,63	0,8125	-0,4810 (-2,44)	0,7666 -25,93	0,1165 -2,93	0,0264 -1,09	-0,0689 (-2,50)	-0,0476 (-0,99)	0,827
2	0,1337	6,4193	-0,5954 (-3,28)	0,8403 -32,84	0,8508	-0,6521 (-3,33)	0,8304 -28,29	0,0336 -0,85	0,0185 -0,77	-0,0372 (-1,36)	-0,0318 (-0,67)	0,8508
3	0,3674	5,9714	-0,3041 (-1,71)	0,7738 -30,8	0,8337	-0,2750 (-1,45)	0,7383 -25,92	0,0182 -0,47	0,0181 -0,77	-0,0347 (-1,30)	-0,0974 (-2,10)	0,8377
4	0,3460	6,9224	-0,4405 (-2,26)	0,9063 -32,89	0,8512	-0,5857 (-2,84)	0,9021 -29,15	0,0376 -0,91	0,0633 -2,50	-0,0488 (-1,69)	0,0059 -0,12	0,8575
5	0,3317	6,1987	-0,3705 (-2,08)	0,8092 -32,25	0,8461	-0,4108 (-2,12)	0,8101 -27,93	0,0158 -0,41	0,0097 -0,41	-0,0226 (-0,84)	0,0027 -0,06	0,8439

О к о н ч а н и е т а б л и ц ы 1

Портфель	Избыточная доходность (средняя)	Стандартное отклонение (среднее)	Однофакторная модель		Пятифакторная модель							скорректированный R^2
			α	β	скорректированный R^2	α	β_{RMRF}	β_{SMB}	β_{HML}	β_{MOM}	β_{LIQ}	
с) Составление портфелей каждый месяц												
1 (низкая доходность)	-0,1896	6,4269	-0,9197 (-4,11)	0,8033 -25,43	0,7744	-1,1503 (-5,05)	0,7974 -23,32	0,1055 -2,30	0,0541 -1,93	-0,1150 (-3,61)	-0,0301 (-0,54)	0,7992
2	0,3788	6,1675	-0,3573 (-2,08)	0,8101 -33,41	0,8557	-0,5398 (-3,03)	0,8216 -30,72	0,0651 -1,81	0,0367 -1,67	-0,0692 (-2,77)	0,0268 -0,62	0,8666
3	0,3656	6,1851	-0,3923 (-2,76)	0,8340 -41,63	0,9021	-0,3996 (-2,66)	0,8078 -35,81	0,0335 -1,11	0,0109 -0,59	-0,0394 (-1,87)	-0,0825 (-2,25)	0,9057
4	0,4706	6,3658	-0,3025 (-1,92)	0,8507 -38,24	0,886	-0,3201 (-1,89)	0,8324 -32,78	0,0228 -0,67	0,0175 -0,84	-0,0374 (-1,58)	-0,0503 (-1,22)	0,8872
5	0,8370	6,0314	0,1325 -0,7	0,7753 -29,23	0,8194	0,0792 -0,39	0,7613 -24,95	0,0228 -0,56	0,0287 -1,15	0,0253 -0,89	-0,0467 (-0,94)	0,8185

Примечание. В скобках указаны t-статистики полученных оценок коэффициентов, выделены статистически значимые коэффициенты.

Источник: расчеты авторов.

возможность получения положительной и значимой альфы по портфелю самых доходных в прошлом ПИФов. По-прежнему наблюдается положительное влияние факторов размера и стоимости и отрицательное влияние факторов моментума и ликвидности. Применение пятифакторной модели при частой корректировке портфелей приводит к росту значимости факторов риска, что вновь подтверждает их лишь краткосрочное влияние на российском рынке.

Заключение

Во многих странах мира коллективные инвестиции являются одной из наиболее эффективных форм привлечения населения на фондовый рынок, повышения благосостояния и накопления инвестиционных ресурсов. Их преимуществами по сравнению с другими формами инвестиций являются относительно низкие издержки и стартовая сумма вложений для инвесторов, профессионализм управления, строгое регулирование и самоограничения в применении кредитного плеча и вложениях в сложные финансовые инструменты. Эффективность и надежность взаимных фондов обеспечиваются за счет высокого уровня конкуренции и стандартов раскрытия публичной информации об их деятельности.

Однако в России открытые паевые инвестиционные фонды для розничных инвесторов пока не могут полностью раскрыть свой потенциал, суммарный объем их активов в размере 0,3% ВВП является одним из самых низких в мире. Формирование доверия частных инвесторов к открытым ПИФам во многом зависит от того, насколько информация о них прозрачна, доступна и понятна общественности. Однако здесь пока много нерешенных проблем: отсутствие официальных бенчмарков у многих ПИФов или их слабая репрезентативность, сложность оценки эффективности фондов в случае их вложения в иностранные ценные бумаги, отсутствие критериев, позволяющих инвесторам отличать активно управляемые портфели ПИФов от пассивных. Высокие издержки по сбору и анализу информации о фондах стали барьерами для принятия разумных инвестиционных решений.

Предложенный в статье инструментарий позволяет более объективно оценивать результаты деятельности ПИФов акций на основании использования многофакторных моделей ценообразования финансовых активов. По сравнению с традиционными способами оценки доходности фондов с помощью фондовых индексов он обладает рядом преимуществ. Получаемые оценки коэффициентов альфа учитывают факторы систематического (рыночного) риска, присущего портфелям ПИФов, что позволяет

более точно оценить вклад портфельного управляющего в сводную доходность фонда. Многофакторные модели ценообразования имеют более высокую объясняющую силу для доходности фондов, а их использование позволяет анализировать результативность фондов в стандартах, понятных международным инвесторам.

Использование многофакторных моделей ценообразования финансовых активов имеет важное общее экономическое значение. Оно позволяет инвесторам лучше понимать национальные фондовые рынки, анализировать, за счет каких факторов (размера компаний, преодоления их недооценки, ликвидности) акции той или иной компании приносят дополнительную доходность или, наоборот, увеличивают убытки.

В сфере коллективных инвестиций такие модели ценообразования активов позволяют выявлять фундаментальные факторы, способные приносить устойчивую дополнительную доходность портфельным инвестициям. Более того, именно благодаря факторным моделям Фамы и Фрэнча, Кархарта и др. в США в начале 1990-х годов появилась новая классификация взаимных фондов, сделавшая более понятной для частных инвесторов риски и доходность разных категорий фондов. Как было показано в статье, на российском рынке коллективных инвестиций в настоящее время отсутствуют понятные для общественности классификации категорий открытых ПИФов с точки зрения их доходности и риска. Возможно, использование факторных моделей ценообразования в перспективе позволит разработать такую классификацию, что важно в свете реализуемого законодателями подхода по риск-профилированию частных инвесторов.

Применение многофакторной модели для оценки доходности открытых ПИФов акций в 2002–2018 годах позволило установить, что средний размер альфы этих фондов является отрицательным и равен $-4,34\%$. С учетом среднего уровня расходов на управление ПИФов акций в размере $3,5\%$ это показывает, что в среднем за рассмотренный период фонды акций не приносили дополнительную доходность, достаточную, чтобы окупить издержки инвесторов в виде затрат на управление фондами. Уровень вознаграждения за управление российскими ПИФах акций примерно в 4,6 раза ($3,5\%$ против $0,76\%$ от среднегодовой стоимости чистых активов фондов акций) выше, чем у аналогичных фондов в США.

При анализе доходности ПИФов не все факторы в множественной модели ценообразования имели одинаково высокую объясняющую силу. На постоянной основе высокую значимость демонстрировал лишь фактор избыточной доходности широкого портфеля акций и отчасти фактор размера компаний. Влияние

других факторов (стоимости, инерции и ликвидности) было незначительным на основных отрезках рассматриваемого временного интервала. Более того, общая значимость рассматриваемой пятифакторной модели демонстрировала тенденцию к снижению после кризиса 2008 года. Это явление может объясняться ростом с 2013 года доли вложений ПИФов акций в акции иностранных эмитентов и биржевых индексных фондов (ETFs), а также снижением с 2012 года объясняющей силы факторной модели ценообразования акций российских компаний по мере нарастания оттока с этого сегмента рынка средств иностранных портфельных инвесторов.

На примере различных стратегий отбора ПИФов показано, что при ежемесячном пересмотре состава таких портфелей использование информации о прошлой доходности фондов может привести к более высоким уровням избыточной доходности и коэффициентов альфа. Практика применения одной из многофакторных моделей ценообразования финансовых активов в целях оценки эффективности портфелей ПИФов акций только начинает развиваться. Тем не менее публичное раскрытие ежемесячной исторической доходности широкого спектра факторов доходности финансовых инструментов, в том числе через ресурс «Конструктор САРМ-ru», в будущем позволит разработать модели, способствующие более точному объяснению доходности паевых инвестиционных фондов.

Литература

1. Абрамов А. Е., Акишенцева К. С., Чернова М. И., Логинова Д. А., Новиков Д. В., Радыгин А. Д., Сивай Ю. В. Экономика инвестиционных фондов / Под общ. ред. А. Д. Радыгина. М.: Дело, 2015.
2. Абрамов А. Е., Радыгин А. Д., Чернова М. И. Модели ценообразования акций российских компаний и их практическое применение // Вопросы экономики. 2019. № 3. С. 48–76.
3. Berk J. B., Green R. C. Mutual Fund Flows and Performance in Rational Markets // Journal of Political Economy. 2004. Vol. 112. No 6. P. 1269–1295.
4. Blitz D., Huij J. Another Look at the Performance of Actively Managed Equity Mutual Funds // SSRN Electronic Journal, February 2012. <https://www.ssrn.com/abstract=2004972>.
5. Brandeis L. Other People's Money and How the Bankers Use It. N. Y.: Frederick A. Stock Company Publishers, 1913.
6. Carhart M. On Persistence in Mutual Fund Performance // Journal of Finance. 1997. Vol. 52. No 1. P. 7–82.
7. Christopherson J. A., Ferson W. E., Glassman D. A. Conditioning Manager Alphas on Economic Information: Another Look at the Persistence of Performance // Review of Financial Studies. 1998. Vol. 11. No 1. P. 111–142.
8. Cremers M., Petajisto A. How Active Is Your Fund Manager? A New Measure That Predicts Performance // Review of Financial Studies. 2009. Vol. 22. No 9. P. 3329–3365.
9. Cremers M., Petajisto A., Zitzewitz E. Should Benchmark Indices Have Alpha? Revisiting Performance Evaluation // Critical Finance Review. 2013. Vol. 2. No 1. P. 1–48.

10. Cuthbertson K., Nitzsche D., O'Sullivan N. A Review of Behavioural and Management Effects in Mutual Fund Performance // *International Review of Financial Analysis*. 2016. Vol. 44(C). P. 162–176.
11. Cuthbertson K., Nitzsche D., O'Sullivan N. Mutual Fund Performance: Measurement and Evidence // *Journal of Financial Markets, Instruments and Institutions*. 2010. Vol. 19. No 2. P. 95–187.
12. Dash R. S., Mahakud J. Do Asset Pricing Models Explain Size, Value, Momentum and Liquidity Effects? The Case of an Emerging Stock Market // *Journal of Emerging Market Finance*. 2014. Vol. 13. No 3. P. 217–251.
13. DeMiguel V., Garlappi L., Nogales F. J., Uppal R. A Generalized Approach to Portfolio Optimization: Improving Performance by Constraining Portfolio Norms // *Management Science*. 2009. Vol. 55. No 5. P. 798–812.
14. Fama E. F., French K. R. Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds // *Journal of Financial Economics*. 1993. Vol. 33. No 1. P. 3–56.
15. Fama E. F., French K. R. Luck Versus Skill in the Cross-Section of Mutual Fund Returns // *Journal of Finance*. 2010. Vol. 65. No 5. P. 1915–1947.
16. Fama E. F., MacBeth J. Risk, Return and Equilibrium: Empirical Tests // *Journal of Political Economy*. 1973. Vol. 81. No 3. P. 607–636.
17. Ferreira M. A., Keswani A., Miguel A. F., Ramos S. B. The Determinants of Mutual Fund Performance: A Cross-Country Study // *Review of Finance*. 2013. Vol. 17. No 2. P. 483–525.
18. Ferson W. E. Performance Measurement with Market and Volatility Timing and Selectivity // *SSRN Electronic Journal*, February 2012. <https://ssrn.com/abstract=2022142>.
19. Ferson W. E., Schadt R. W. Measuring Fund Strategy and Performance in Changing Economic Conditions // *Journal of Finance*. 1996. Vol. 51. No 2. P. 425–462.
20. Grossman S. J., Stiglitz J. E. On the Impossibility of Informationally Efficient Markets // *American Economic Review*. 1980. Vol. 70. No 3. P. 393–408.
21. Hendricks D., Patel J., Zeckhauser R. Hot Hands in Mutual Funds: Short-Run Persistence of Relative Performance, 1974–1988 // *Journal of Finance*. 1993. Vol. 48. No 1. P. 93–130.
22. Jegadeesh N., Titman S. Returns to Buying Winners and Selling Losers: Implications for Stock Market Efficiency // *Journal of Finance*. 1993. Vol. 48. No 1. P. 65–91.
23. Jensen M. C. The Performance of Mutual Funds in the Period 1945–1964 // *Journal of Finance*. 1968. Vol. 23. No 2. P. 389–416.
24. Lam K. S. K., Tam L. H. K. Liquidity and Asset Pricing: Evidence from the Hong Kong Stock Market // *Journal of Banking and Finance*. 2011. Vol. 35. No 9. P. 2217–2230.
25. Lehmann B., Timmermann A. Performance Measurement and Evaluation // *Handbook of Financial Intermediation and Banking* / A. Thakor, A. W. A. Boot (eds.). Amsterdam: Elsevier, 2007. P. 189–259.
26. Lehmann B. N., Modest D. M. Mutual Fund Performance Evaluation: A Comparison of Benchmarks and Benchmark Comparisons // *Journal of Finance*. 1987. Vol. 42. No 2. P. 233–265.
27. Sharpe W. F. Asset Allocation: Management Style and Performance Measurement // *Journal of Portfolio Management*. 1992. Vol. 18. No 2. P. 7–19.
28. Wermers R. Performance Measurement of Mutual Funds, Hedge Funds, and Institutional Accounts // *Annual Review of Financial Economics*. 2011. Vol. 3. P. 537–574.

Alexander E. ABRAMOV, Cand. Sci. (Econ.). Russian Presidential Academy of National Economy and Public Administration (82, Vernadskogo pr., Moscow, 119571, Russian Federation).
E-mail: abramov-ae@ranepa.ru

Alexander D. RADYGIN, Dr. Sci. (Econ.), Professor. Russian Presidential Academy of National Economy and Public Administration (82, Vernad-

skogo pr., Moscow, 119571, Russian Federation); Gaidar Institute for Economic Policy (3–5, Gazetny per., Moscow, 125009, Russian Federation).
E-mail: arad@ranepa.ru

Maria I. CHERNOVA. Russian Presidential Academy of National Economy and Public Administration (82, Vernadskogo pr., Moscow, 119571, Russian Federation).

E-mail: chernova-mi@ranepa.ru

Efficiency in Portfolio Management of Equity Funds and Methods of Its Evaluation.

Abstract

The paper discusses the key problems of information transparency of mutual funds which impede their development in the domestic financial market. In Russia, open-end mutual funds have not yet fulfilled their potential for retail investors. Earning the trust of private investors for them is complicated by a lot of unsolved problems. The most severe ones relate to the level of transparency and accessibility of information. We analyze some restrictions imposed on efficiency evaluation of equity funds by their investments in foreign financial instruments, the weakness of the benchmarks, and non-transparent information about the investment strategies. The multifactor asset pricing model tailored to the domestic stock market was used as an additional method of evaluating risks and returns of the equity funds. We rationalize that these models allow for internationally standardized analysis of fund performance and can identify fundamental factors which generate sustainable excess return. Our study revealed significant exposure of excess return of the funds to the broad market index and the small-cap equity premium. Since the 2008 financial crisis, the significance of the factor models for fund returns has tended to decline as a result of an increase of foreign assets share in fund portfolios and outflows of foreign investors from the Russian stock market. Using different examples of portfolio composition from the equity funds, we show that, under certain conditions, some methods of portfolio rebalancing combined with information on past performance allow investors to gain an excess return.

Keywords: asset pricing model, CAPM, growth stocks, value stocks, momentum, stock liquidity, foreign portfolio investors, factor investing, financial market, mutual funds.

JEL: D53, E44, G11, G12, G17, G23.

References

1. Abramov A., Akshentseva K., Chernova M., Loginova D., Novikov D., Radygin A., Sivay Y. *Ekonomika investitsionnykh fondov [Economics of Investment Funds]*. A. Radygin (ed.). Moscow, Delo, 2015.
2. Abramov A., Radygin A., Chernova M. Modeli tsenoobrazovaniya aktsiy rossiyskikh kompaniy i ikh prakticheskoe primeneniye [Pricing Models of Shares of Russian Companies and Their Practical Application]. *Voprosy ekonomiki*, 2019, no. 3, pp. 48-76.
3. Berk J. B., Green R. C. Mutual Fund Flows and Performance in Rational Markets. *Journal of Political Economy*, 2004, vol. 112, no. 6, pp. 1269-1295.
4. Blitz D., Huij J. Another Look at the Performance of Actively Managed Equity Mutual Funds. *SSRN Electronic Journal*, 2012, February. <https://www.ssrn.com/abstract=2004972>.
5. Brandeis L. *Other People's Money and How the Bankers Use It*. N. Y., Frederick A. Stock Company Publishers, 2013.

6. Carhart M. On Persistence in Mutual Fund Performance. *Journal of Finance*, 1997, vol. 52, no. 1, pp. 7-82.
7. Christopherson J. A., Ferson W. E., Glassman D. A. Conditioning Manager Alphas on Economic Information: Another Look at the Persistence of Performance. *Review of Financial Studies*, 1998, vol. 11, no. 1, pp. 111-142.
8. Cremers M., Petajisto A. How Active Is Your Fund Manager? A New Measure That Predicts Performance. *Review of Financial Studies*, 2009, vol. 22, no. 9, pp. 3329-3365.
9. Cremers M., Petajisto A., Zitzewitz E. Should Benchmark Indices Have Alpha? Revisiting Performance Evaluation. *Critical Finance Review*, 2013, vol. 2, no. 1, pp. 1-48.
10. Cuthbertson K., Nitzsche D., O'Sullivan N. A Review of Behavioural and Management Effects in Mutual Fund Performance. *International Review of Financial Analysis*, 2016, vol. 44(C), pp. 162-176.
11. Cuthbertson K., Nitzsche D., O'Sullivan N. Mutual Fund Performance: Measurement and Evidence. *Journal of Financial Markets, Instruments and Institutions*, 2010, vol. 19, no. 2, pp. 95-187.
12. Dash R. S., Mahakud J. Do Asset Pricing Models Explain Size, Value, Momentum and Liquidity Effects? The Case of an Emerging Stock Market. *Journal of Emerging Market Finance*, 2014, vol. 13, no. 3, pp. 217-251.
13. DeMiguel V., Garlappi L., Nogales F. J., Uppal R. A Generalized Approach to Portfolio Optimization: Improving Performance by Constraining Portfolio Norms. *Management Science*, 2009, vol. 55, no. 5, pp. 798-812.
14. Fama E. F., French K. R. Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds. *Journal of Financial Economics*, 1993, vol. 33, no. 1, pp. 3-56.
15. Fama E. F., French K. R. Luck Versus Skill in the Cross-Section of Mutual Fund Returns. *Journal of Finance*, 2010, vol. 65, no. 5, pp. 1915-1947.
16. Fama E. F., MacBeth J. Risk, Return and Equilibrium: Empirical Tests. *Journal of Political Economy*, 1973, vol. 81, no. 3, pp. 607-636.
17. Ferreira M. A., Keswani A., Miguel A. F., Ramos S. B. The Determinants of Mutual Fund Performance: A Cross-Country Study. *Review of Finance*, 2013, vol. 17, no. 2, pp. 483-525.
18. Ferson W. E. Performance Measurement with Market and Volatility Timing and Selectivity. *SSRN Electronic Journal*, 2012, February. <https://ssrn.com/abstract=2022142>.
19. Ferson W. E., Schadt R. W. Measuring Fund Strategy and Performance in Changing Economic Conditions. *Journal of Finance*, 1996, vol. 51, no. 2, pp. 425-462.
20. Grossman S. J., Stiglitz J. E. On the Impossibility of Informationally Efficient Markets. *American Economic Review*, 1980, vol. 70, no. 3, pp. 393-408.
21. Hendricks D., Patel J., Zeckhauser R. Hot Hands in Mutual Funds: Short-Run Persistence of Relative Performance, 1974-1988. *Journal of Finance*, 1993, vol. 48, no. 1, pp. 93-130.
22. Jegadeesh N., Titman S. Returns to Buying Winners and Selling Losers: Implications for Stock Market Efficiency. *Journal of Finance*, 1993, vol. 48, no. 1, pp. 65-91.
23. Jensen M. C. The Performance of Mutual Funds in the Period 1945-1964. *Journal of Finance*, 1968, vol. 23, no. 2, pp. 389-416.
24. Lam K. S. K., Tam L. H. K. Liquidity and Asset Pricing: Evidence from the Hong Kong Stock Market. *Journal of Banking and Finance*, 2011, vol. 35, no. 9, pp. 2217-2230.
25. Lehmann B., Timmermann A. Performance Measurement and Evaluation. In: Thakor A., Boot A. W. A. (eds.). *Handbook of Financial Intermediation and Banking*. Amsterdam, Elsevier, 2007, pp. 189-259.
26. Lehmann B. N., Modest D. M. Mutual Fund Performance Evaluation: A Comparison of Benchmarks and Benchmark Comparisons. *Journal of Finance*, 1987, vol. 42, no. 2, pp. 233-265.
27. Sharpe W. F. Asset Allocation: Management Style and Performance Measurement. *Journal of Portfolio Management*, 1992, vol. 18, no. 2, pp. 7-19.
28. Wermers R. Performance Measurement of Mutual Funds, Hedge Funds, and Institutional Accounts. *Annual Review of Financial Economics*, 2011, vol. 3, pp. 537-574.