

Прикладная эконометрика, 2020, т. 58, с. 55–75.

Applied Econometrics, 2020, v. 58, pp. 55–75.

DOI: 10.22394/1993-7601-2020-58-55-75

Н. В. Артамонов, А. А. Воронина,
Н. Л. Емельянов, А. Н. Курбацкий¹

Оценка влияния доходности государственных облигаций на результативность взаимных фондов на примере США

В статье исследуется влияние доходности государственных казначейских облигаций США на доходность взаимных фондов относительно рыночного индекса. В выборке представлены 376 американских фондов за 12 лет наблюдений (2006–2017) по данным из Bloomberg и узкоспециализированной базы CRSP. На соответствующих панельных данных построена модель с фиксированными индивидуальными эффектами, в которой зависимая переменная — это так называемая ошибка отслеживания, получаемая как разность между доходностью фонда и доходностью индекса. Объясняющими переменными выступает ряд микропеременных и доходность государственных облигаций. По итогам исследования доходность государственных облигаций США оказалась значимым фактором для «альфы» взаимных фондов, что на практике должно позволить им хеджироваться против риска проигрыша рынку.

Ключевые слова: взаимные фонды; индекс S&P500; ошибка отслеживания; доходность государственных облигаций.

JEL classification: G11; G12; G15; G17.

Введение

Инвестирование во взаимные фонды (в России — паевые инвестиционные фонды (ПИФ)) является одним из самых простых и надежных способов привлечения средств частных вкладчиков, не желающих напрямую осуществлять биржевые сделки и готовых доверить управление активами опытному менеджеру, а также важнейшим проводником экономики, через который аккумулируются свободные средства домашних хозяйств.

Достаточно хорошо индустрия взаимных фондов развита в США: более трети американцев являются инвесторами на фондовом рынке посредством взаимных фондов, история существования которых превышает 90 лет, а средняя доходность старейшего фонда (Massachusetts Investors Trust) составляет 10.8% в год. Широкий опыт управления взаимными

¹ Артамонов Никита Вячеславович — МГИМО МИД России, Москва; nikita.artamonov@gmail.com.
Воронина Анна Амаяковна — Евразийская экономическая комиссия, Москва; voronina@campus.mse-msu.ru.
Емельянов Никита Львович — УК Система-Капитал, Москва; nikita.emelyanov@gmail.com.
Курбацкий Алексей Николаевич — МШЭ МГУ им. М. В. Ломоносова, Москва; akurbatskiy@gmail.com.

фондами в США обеспечивает ряд преимуществ, содействующих исследованию: обширная накопленная статистическая база, обладающая высокой степенью надежности; функционирование по околонулевым комиссиям за счет высококонкурентного рынка, что увеличивает вероятность обыгрывания рынка; открытость и прозрачность деятельности. Высокая значимость взаимных фондов в активах граждан обуславливает заинтересованность управляющих в хороших результатах, необходимых для поддержания репутация и привлечения новых средств.

Рядовому инвестору трудно сформировать ожидания относительно эффективности деятельности взаимных фондов, так же как и определить критерии, по которым следует выбрать тот или иной фонд. Обычно в качестве мерила управленческих способностей предполагается стабильное подтверждение результатов фонда относительно рыночного индекса (его бенчмарка). На вопрос о том, могут ли фонды действительно показывать устойчивые положительные результаты по сравнению с рынком, исследователи отвечают по-разному. Наиболее распространенным является мнение о том, что средний взаимный фонд ведет игру с нулевым результатом, т. е. его доходность примерно равна рыночной. Это утверждение существует в рамках теории эффективного рынка и, по сути, означает, что функционирование взаимных фондов бессмысленно. Вместе с тем большое число работ посвящено поиску структурных факторов, которые позволяют фондам осуществлять инвестиционную деятельность более успешно относительно пассивного вложения в биржевой индекс. Под структурными факторами подразумеваются характеристики взаимных фондов, такие как величина их активов, стиль управления, срок существования и пр. Анализ результатов деятельности фондов в зависимости от их параметров позволяет давать инвесторам рекомендации о том, какой фонд следует предпочесть для покупки доли в его портфеле. Однако важно учитывать и временные факторы, связанные с макроэкономическими условиями, роль которых неочевидна, но которые не могут не находить отражение в результатах деятельности институтов фондового рынка. В качестве такого фактора в данном исследовании взята доходность долгосрочных казначейских облигаций США, которая долгое время находилась на достаточно низком уровне и лишь со сворачиванием политики количественного смягчения в США стала расти вплоть до 2018 года. Наличие такого сдвига в динамике фактора может явно отразить воздействие макроэкономических условий на результаты функционирования взаимных фондов.

Итак, целью настоящего исследования является выявление и обоснование влияния доходности государственных облигаций на результативность взаимных фондов относительно рыночного индекса. Такое влияние может послужить доказательством целесообразности стратегии активного управления взаимными фондами и показать, что проблема обыгрывания рынка может быть связана не только со структурными характеристиками фондов, но и с временными макроэкономическими факторами.

Обратим внимание, что ключевым показателем в исследовании является использование в качестве зависимой переменной разности между доходностью фонда и доходностью рыночного индекса, а не абсолютной доходности фонда, т. к. анализу подлежит именно величина проигрыша или обыгрывания рынка в зависимости от динамики доходности государственных облигаций.

Наблюдение о росте доходности активных управляющих в период роста процентных ставок в экономике было отмечено в статье журнала «Barron's» под названием «Return of

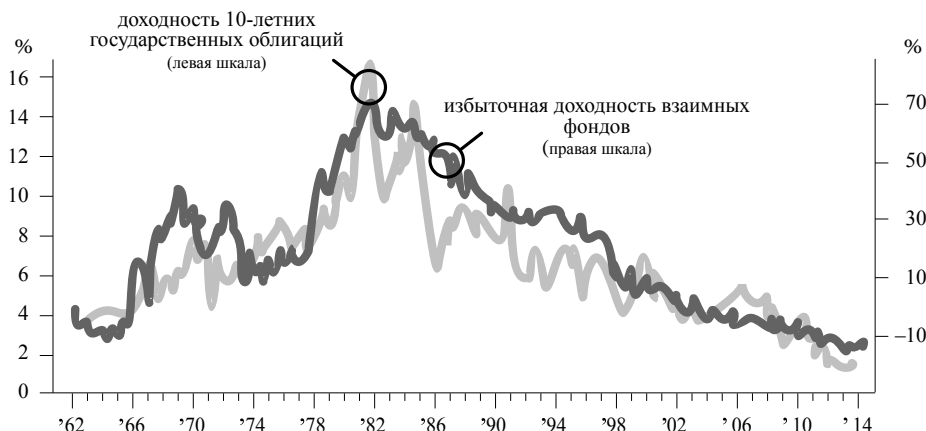


Рис. 1. Результативность активно управляемых взаимных фондов и доходность долгосрочных государственных облигаций США

Stockpickers» от 10 января 2015 года². Обоснование такой гипотезы с экономической точки зрения является нетривиальным, т. к. каналов воздействия процентной ставки на доходность взаимных фондов может быть достаточно много.

В статье был приведен график (рис. 1), на котором явно заметно сохранение фактически идентичной динамики доходности государственных облигаций и сверхдоходности активно управляемых фондов за последние 50 с лишним лет. Такая зависимость является неочевидной с точки зрения теории финансовых рынков. Более того, на основе обзора литературы на тему факторов изменения ожидаемой результативности взаимных фондов можно заключить, что макро-подход к проблеме остается недостаточно изученным.

Подтверждение ключевой гипотезы исследования, заключающейся в том, что с ростом процентных ставок взаимные фонды чаще обыгрывают рынок, чем при низких ставках, имеет значимые практические выводы как для управляющих, так и для частных инвесторов, а также указывает на существование неэффективности фондового рынка.

1. Микро-подход в оценке результативности деятельности взаимных фондов

В исследовательской литературе уже сформулирован ряд гипотез относительно влияния особенностей взаимного фонда на его ожидаемую доходность, однако такой микро-подход к анализу результативности деятельности управляющей команды фонда не теряет своей актуальности. Авторы продолжают искать подтверждение или опровержение тех или иных утверждений, используя различные базы данных и методы количественной оценки. В таблице 1 приведены сравнительные результаты, полученные исследователями относительно влияния включенных в модель характеристик фонда.

В таблице 1 приведены наиболее популярные (их влияние изучено достаточно хорошо) показатели фондов, но на этом ряд включаемых переменных далеко не заканчивается.

² См. <https://www.barrons.com/articles/return-of-the-mutual-fund-stockpickers-1420870199>.

Таблица 1. Краткое описание результатов исследований результативности взаимных фондов в рамках микро-подхода

Характеристики фонда	Положительное влияние	Незначимое влияние	Отрицательное влияние
Управленческие расходы		Ippolito (1992), Grinblatt, Titman (1994), Chen et al. (2004)	Carhart (1997), Dahlquist et al. (2000), Prather et al. (2004), Kacperczyk et al. (2005), Pollet, Wilson (2008), Cremers, Peajisto (2009), Huang et al. (2011), Berkowitz et al. (2017)
Комиссия	Berkowitz et al. (2017)	Grinblatt, Titman (1994), Chen et al. (2004), Prather et al. (2004)	Carhart (1997), Pollet, Wilson (2008), Berkowitz et al. (2017), Prather et al. (2004)
Прошлая результативность	Grinblatt M., Titman S. (1994), Elton et al. (1996), Goetzmann, Ibbotson (1994), Brown, Goetzmann (1995)	Jensen (1968), Carhart (1997), Dahlquist et al. (2000)	Prather et al. (2004)
Размер фонда		Grinblatt, Titman (1994), Carhart (1997), Dahlquist et al. (2000), Prather et al. (2004), Kacperczyk et al. (2005), Elton et al. (2011)	Chen et al. (2004), Pollet, Wilson (2008), Cremers, Peajisto (2009), Huang et al. (2011), Ferreira et al. (2013)
Размер сети	Chen et al. (2004), Huang et al. (2011), Ferreira et al. (2013)		Prather et al. (2004)
Возраст	Cremers, Peajisto (2009)	Chen et al. (2004), Prather et al. (2004), Huang et al. (2011), Ferreira et al. (2013) (для США)	Ferreira et al. (2013) (не для США)
Приток инвестиций	Gruber (1996), Zheng (1994)	Dahlquist et al. (2000), Chen et al. (2004), Cremers, Peajisto (2009)	
Количество активов	Cremers, Peajisto (2009), Berkowitz et al. (2017)	Prather et al. (2004), Pollet, Wilson (2008)	Berkowitz et al. (2017), Kacperczyk et al. (2005)
Частота сделок	Grinblatt, Titman (1994), Dahlquist et al. (2000), Berkowitz et al. (2017), Wermers (2003)	Ippolito (1992), Chen et al. (2004), Prather et al. (2004), Kacperczyk et al. (2005), Cremers, Peajisto (2009), Huang et al. (2011)	Carhart (1997), Berkowitz et al. (2017)
Дисперсия доходности	Wermers (2003)	Cremers, Peajisto (2009)	

Примечание. Упоминание статьи в двух столбцах внутри одной характеристики фонда (с отрицательным и с положительным влиянием) свидетельствует о том, что авторы обнаружили влияние фактора на экстраординарную доходность (сильное обыгрывание или сильное проигрывание рынку).

В литературе относительно значимости влияния характеристик взаимных фондов сформулированы самые разнообразные гипотезы, а набор отслеживаемых показателей все сильнее разрастается. В частности, среди них исследуются даже профессионализм и талант руководителя фонда, а также смежные вопросы, связанные со временем, необходимым для оценки качества управления (Ivin et al., 2014). Соответствующий анализ действительно представляет интерес, но, во-первых, сбор данных по большинству из таких характеристик очень затруднен, а во-вторых, авторы полагают, что причиной, по которой средний взаимный фонд проигрывает рыночному индексу, может быть не наличие структурных проблем внутри индустрии, а существование временных макроэкономических условий, не позволяющих фондам обойти свой бенчмарк.

2. Традиционные подходы к оценке результативности деятельности взаимных фондов

Что касается способов оценки результативности фондов относительно рынка, в современных исследованиях существует две методологии. Во-первых, достаточно широко распространен метод построения модели бенчмарка и ее последующей оценки при помощи анализа панельных данных: построение моделей с фиксированными эффектами (по времени и по объектам) (Blake et al., 2014). Во-вторых, учет негауссовского распределения доходности взаимных фондов в некоторых работах происходит при помощи панельного бутстрапа (Kosowski et al., 2006). При этом в моделях бенчмарка используются стандартные факторы, предложенные в работе (Fama, French, 1993), либо модификация (Carhart, 1997), которая добавляет еще один фактор. Обе модели являются более поздними дополнениями к модели оценки финансовых активов CAPM (Capital Asset Pricing Model), на основе которой оценивается так называемая альфа Йенсена α_i (Jensen, 1968), отражающая разницу между фактической и ожидаемой доходностью, определяемой доходностью рынка и показателем чувствительности портфеля к рыночным колебаниям (бетой β_{0i}):

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_{0i} R_{mt} + \varepsilon_{it}, \quad (1)$$

где R_{it} и R_{mt} — это соответственно доходности i -го фонда и рыночного портфеля сверх доходности безрискового актива в момент t .

В случае корректности результатов модели CAPM альфа портфеля должна равняться нулю. В случае, когда альфа положительна и статистически значима, можно говорить о сверхдоходности фонда относительно рынка и о наличии управленческих навыков. Альфа может быть оценена, например, обобщенным методом моментов (Cuthbertson, Nitzsche, 2004).

Однако данная модель не лишена недостатков. Во-первых, если характеристики фонда слишком сильно коррелируют с бенчмарком, использование единственного показателя рыночной доходности может привести к неправильным выводам относительно значимости характеристик и производительности фонда (Prather et al., 2004), а с учетом высокой диверсификации инвестиционных портфелей таким методом вряд ли удастся уловить инвестиционную стратегию фонда (Gruber, 1996). Во-вторых, модель CAPM предполагает, что систематический риск портфеля не меняется во времени, хотя в действительности это не так,

особенно когда речь идет об активном управлении, при котором управляющий своевременно реагирует на рыночные колебания (Grinblatt, Titman, 1989).

В работе (Fama, French, 1993) в качестве модификации модели CAPM авторами была предложена трехфакторная модель бенчмарка, в которую были включены такие факторы, как размер фонда и коэффициент соотношения балансовой (стоимость активов фонда) и рыночной стоимости (произведение количества паев, обращающихся на рынке, на их стоимость) активов фонда. Вследствие оценки такой модели Fama и French (1993) обнаружили строго отрицательную взаимосвязь между размером и результативностью фонда: маленькие фонды имеют более высокую доходность (в среднем на 0.74% в месяц). Переменная, характеризующая размер фонда, включена в модель по той причине, что маленькие фонды, скорее всего, более чувствительны к условиям макросреды, из-за чего для них растет вероятность оказаться подверженными негативному влиянию спадов в экономике. Еще одним результатом является то, что маленькие фонды обладают дополнительной рисковой нагрузкой за счет большей асимметрии информации для инвесторов. Также авторы делают вывод о наличии прямой взаимосвязи между доходностью фонда и отношением балансовой и рыночной стоимости активов: доходность фондов, инвестирующих в растущие акции, выше доходности фондов, вкладывающих средства в недооцененные активы, в среднем на 1.5% в месяц.

Carhart (1997) вслед за Fama и French (1993) предложил четырехфакторную модель, которая, помимо указанных факторов, включает переменную, отражающую разность между портфелями с высокой (верхний квантиль) и низкой (нижний квантиль) доходностью за последний год (Jegadeesh, Titman, 1993). Этот фактор учитывает склонность фонда следовать стратегии, позволяющей генерировать нулевую прибыль («zero-investment portfolio») (Cuthbertson, Nitzche, 2004). Такое поведение управляющего взаимным фондом является альтернативой выбору агрессивной стратегии инвестирования. Аргументами в ее пользу является сокращение налоговых отчислений вследствие низкой доходности, сокращение риска портфеля, простота следования такой стратегии.

В итоге модель Carhart (1997) имеет следующий вид:

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_{0i} R_{mt} + \beta_{1i} SMB_t + \beta_{2i} HML_t + \beta_{3i} MOM_t + \varepsilon_{it}, \quad (2)$$

где SMB_t — средняя доходность портфелей с малой капитализацией минус средняя доходность портфелей с высокой капитализацией; HML_t — разность между доходностями фондов с высоким и низким коэффициентом соотношения балансовой и рыночной стоимости активов фонда («book-to-market stocks»); MOM_t — разность между доходностями портфелей с высокой и низкой доходностью за последний год.

Описанный подход помогает оценить безусловную результативность фонда. Однако он непригоден для учета такого сценария, при котором управляющие взаимными фондами обладают способностью своевременно идентифицировать рыночную информацию и на ее основе формировать инвестиционные портфели с учетом скорректированных ожиданий о доходности и риске.

Расширенная модель CAPM (Ferson, Schadt, 1996) позволяет оценить условную результативность фонда, допуская, что дополнительную нагрузку на показатель чувствительности портфеля к рыночному риску может оказывать вектор инструментальных переменных Z_t , отображающих информацию об экономических условиях (Ferson, Schadt, 1996). Тогда бета портфеля определяется следующим образом:

$$\beta_i = \beta_{0i} + B_i' [z_{t-1}], \quad (3)$$

где z_{t-1} — вектор отклонений Z_{t-1} от безусловных значений; β_{0i} — безусловное значение беты; B_i — вектор коэффициентов чувствительности беты к информационным переменным.

Подставляя новую переменную в модель CAPM с условной бетой (conditional-beta CAPM) и заменяя R_{mt} на R_{bt} (чтобы не путать с классической CAPM), авторы получили следующее выражение:

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_{0i} R_{bt} + B_i' [z_{t-1}] R_{bt} + \varepsilon_{it}. \quad (4)$$

В рамках данной спецификации модель улавливает ковариацию между переменными, отражающими состояние рынка, и ожидаемой доходностью рыночного портфеля:

$$E[z_{t-1} \cdot R_{bt}] = E[z_{t-1}] E[R_{bt}] + \text{cov}[z_{t-1}, R_{bt}]. \quad (5)$$

Данная модель все еще предполагает альфу Йенсена константой, однако разумно предположить, что она также может зависеть от рыночных условий. Christopherson et al. (1999) предлагают линейную зависимость результативности фонда от вектора рыночных условий:

$$\alpha_i = \alpha_{0i} + A_i' [z_{t-1}], \quad (6)$$

где A_i — вектор коэффициентов чувствительности альфы к информационным переменным.

Тогда уравнение CAPM приобретает вид

$$R_{it} = \alpha_{0i} + A_i' [z_{t-1}] + \beta_{0i} R_{bt} + B_i' [z_{t-1}] R_{bt} + \varepsilon_{it}. \quad (7)$$

Подход с использованием условных альфы и беты может быть распространен на четырехфакторную модификацию Carhart. В моделях (Ferson, Schadt, 1996) и (Christopherson et al., 1999) в качестве инструментальных переменных для описания рыночных условий используются: доходность краткосрочных облигаций (30 дней) с лагом, дивидендные доходы рыночных индексов с лагом, лагированный коэффициент наклона тренда за выбранный промежуток времени, лагированное значение спреда на рынке корпоративных облигаций и фиктивная переменная для отслеживания январского эффекта³.

Также популярны модели, базирующиеся на стратегиях покупки и продажи финансовых активов на основе представлений об их будущей стоимости. Теория «отслеживания рынка» (market timing) берет начало с работы (Baker, Wurgler, 2002) и находит развитие в Jenter (2005), сосредоточившегося на исследовании выгод от асимметрии информации. Для проверки гипотезы о способности менеджера отслеживать рыночную ситуацию достаточно понаблюдать за структурой портфеля и проконтролировать рост цены тех активов, доля которых была увеличена в предшествующем периоде. Однако проблема редкости и ограниченной

³ Январь — это месяц, когда рынок начинает новую жизнь. В конце года многие игроки рынка продали акции, и развертывается процесс подбора оптимальных кандидатур для инвестирования и трейдинга. Именно в январе активизируется массовый поиск малых компаний, которые могут принести большие прибыли в наступившем году, поэтому акции большинства малых компаний начинают расти в цене.

доступности данных о структуре портфеля побуждает исследователей к использованию условных переменных, изменяющихся во времени (Treynor, Mazuy, 1966). Например, условной беты, которая линейно зависит от прогноза инвестора о рыночной доходности:

$$\beta_t = \bar{\beta} + \lambda(\hat{R}_{bt+1} - ER_b), \quad (8)$$

где \hat{R}_{bt+1} — прогноз периода t о будущей рыночной доходности.

Однако параметризация моделей отслеживания рынка сопряжена с рядом ограничений и не позволяет ранжировать менеджеров по агрессивности и качеству способности улавливать рыночные тенденции. В связи с этим получает развитие непараметрический подход, основанный на предположении, что менеджер увеличивает бету портфеля в случае ожидания роста рыночной доходности в будущем периоде. В таком случае, если управляющий верно оценил состояние рынка, величина

$$x = 2 \text{Prob}(\beta_{t_1} > \beta_{t_2} | R_{bt_1+1} > R_{bt_2+1}) - 1 \quad (9)$$

будет больше нуля. В случае отсутствия способностей управляющего $x = 0$, а отрицательное значение величины x свидетельствует о плохих способностях управляющего.

Поскольку модель отслеживания рынка базируется на анализе всей существующей информации, можно допустить, что ряд инвесторов принимает во внимание также и показатели макроэкономической среды, следовательно, она уже содержится в их инвестиционных стратегиях. Таким образом, с теоретической точки зрения в этой модели авторы рассматриваемых работ подходят к исследуемой проблеме достаточно близко. Однако характеристики макросреды не оцениваются напрямую как фактор формирования избыточной доходности. Более того, при оценке сверхдоходности инвестиционных портфелей взаимных фондов используются расчетные бенчмарки вместо реальных, что является очевидным недостатком, поскольку реальные инвесторы ориентируются на фактические доходности рыночных индексов.

3. Отбор данных и спецификация модели

Прежде чем переходить к спецификации и оцениванию модели, обратим внимание на отбор данных и переменных. Исторические микроданные по взаимным фондам США содержатся в небольшом числе источников. В настоящей статье представлены результаты работы с двумя основными базами данных. Первоначальная выборка фондов, удовлетворяющих предпосылкам исследования, по которым была получена текущая статистика интересующих переменных, собрана в Bloomberg Terminal. Фонды были отобраны по следующим параметрам:

- открытые (с возможностью покупки и продажи паев в любой момент времени);
- активы инвестиционного портфеля состоят из долевых ценных бумаг;
- инвестиционные цели: Value (недооцененные акции), Blend (смешанные активы), Growth (растущие акции);
- ориентация на рынок: Large (с высокой капитализацией), Mid (со средней капитализацией), Small (с малой капитализацией);

- бенчмарком является рыночный индекс S&P500;
- страна происхождения — США;
- размещение команды управляющих — США;
- исключены индексные фонды и фонды специфической направленности (например, религиозноответственные и инвестирующие в погодные явления).

Для анализа используются открытые американские фонды акций, бенчмарком для которых является индекс S&P500, который выбран неслучайно, т. к. он, в основном, является ориентиром для фондов с высоким уровнем капитализации. Этот факт позволяет значительно снизить риск появления «ошибки выжившего», потому что мелкие фонды, помимо того что имеют свойство создавать излишний шум при анализе доходности, чаще всего становятся предметом ликвидации. В качестве дополнительной меры по избежанию «ошибки выжившего» было наложено требование к содержанию в выборке фондов как исчезнувших, так и возникших в течение наблюдаемого периода.

Помимо доходности облигаций и доходности выбранного индекса, были собраны микро-данные по основным контрольным переменным:

- доходность фонда (месячная);
- совокупные чистые активы (net assets);
- управленческие расходы (expense ratio);
- месячный оборот активов (holdings turnover);
- комиссия за управление активами;
- доля активов под управлением (assest under management) (или доля наличности в портфеле);
- возраст фонда;
- количество активов в портфеле (number of holdings);
- доля инвестиций в топ-10 активов фонда (% TOP10 holdings);
- волатильность доходности;
- стиль управления фондом.

Из некоторой части данных были сформированы временные ряды по фондам. Введены фиктивные переменные для стиля управления, который выделен путем поиска ключевых слов в паспорте фонда. Исторические данные по большинству выбранных для исследования параметров Bloomberg Terminal не хранит, поэтому исследователи преимущественно пользуются базами, имеющими узкую специализированную направленность: Morningstar, Lipper Fund Data или CRSP Survivor-Bias-Free US Mutual Funds, разработанной на базе университета Chicago Booth.

После получения доступа к базе CRSP удалось собрать данные по большинству требуемых переменных: комиссия, управленческие расходы, оборачиваемость активов, также повторно собраны ряды по доходности и совокупным чистым активам, чтобы сопоставить две базы (Bloomberg и CRSP). Из-за недоступности не удалось получить данные о доле наличности в портфеле, доле инвестиций в топ-10 активов и количестве активов в портфеле. Отметим, что база CRSP не содержит данных о бенчмарке фонда, но благодаря функции CRSP, позволяющей загрузить файл с мнемоническими идентификаторами фондов, удалось с минимальными потерями совместить имеющиеся базы. После совмещения в выборке оказалось 376 фондов (часть фондов не были найдены по идентификаторам или отброшены на этапе отсеивания пассивно управляемых фондов). В Приложении в табл. П1 приведены описательные статистики.

Нельзя не сказать, что в данных содержались очевидные ошибки. Например, расчетный показатель *age* (возраст фонда) иногда имел отрицательные значения из-за того, что для некоторых фондов имеется статистика до официальной даты создания фонда. У показателя *fee* (комиссия за управление) отрицательных значений оказалось еще больше. В окончательную модель эти переменные решено было не включать. Качество баз, предоставляющих микро-данные по финансовому рынку, остается невысоким, с чем могут быть связаны ненадлежащие результаты построения моделей.

Отметим также, что хотя отбор фондов из Bloomberg проводился с требованием следования активной стратегии управления, была проанализирована корреляция доходности фондов с доходностью рыночного индекса. Были отброшены фонды, доходность которых в значительной степени (выше 0.8) коррелирует с доходностью рыночного индекса. Зависимая переменная получена как разность между доходностью фонда и доходностью индекса S&P500 на каждый месяц, т. е. показатель «ошибки отслеживания», которую исследователи обычно применяют как идентификатор активной стратегии, был использован в качестве зависимой переменной. Тому есть ряд причин. Во-первых, взаимные фонды юридически обязаны декларировать бенчмарк, что позволяет напрямую пользоваться официально представленной информацией. Во-вторых, как инвесторы, так и управляющие ориентируются на результат именно в сравнении с официальным бенчмарком. Трудно представить инвестора, который рассчитывает альфу Йенсена из многофакторной модели Carhart, более того, большая часть игроков рынка даже не имеет представления об ее существовании. В-третьих, рыночные индексы являются легко торгуемыми на фондовой бирже, в то время как факторы модифицированной модели Carhart являются неторгуемыми и трудно поддаются репликации. Это значит, что активы (а также ETFs, индексные инвестиционные фонды, прочие производные инструменты, позволяющие инвестору отдать свое предпочтение рыночному индексу с более низкими издержками), входящие в рыночный портфель, являются наиболее очевидной и близкой альтернативой взаимному фонду. Взаимные фонды и рыночные индексы традиционно противопоставляются как конкуренты за средства инвесторов.

В итоге базовая спецификация модели выглядит следующим образом:

$$TE = R_{it} - R_{mt} = const + \beta_1 tres_{it} + \beta_2 tna_{it} + \beta_3 exp_{it} + \beta_4 turn_{it} + \beta_5 vol30_{it} + \beta_6 vol90_{it} + \beta_7 vol360_{it} + \varepsilon_{it}, \quad (10)$$

где *TE* — ошибка отслеживания (разность между доходностями фонда и рыночного индекса), *vol30* — 30-дневная волатильность доходности фонда, *vol90* — 90-дневная волатильность доходности фонда, *vol360* — 360-дневная волатильность доходности фонда, остальные переменные определены в следующем параграфе.

В качестве модели выбрана параметрическая регрессия такого вида, который позволяет сохранить структуру панельных данных. Ожидаемые гипотезы относительно оценок коэффициентов при контрольных переменных таковы:

- отрицательный коэффициент при совокупных чистых активах (*tna*) в рамках представлений об отсутствии экономии издержек от масштаба;
- отрицательный коэффициент при управленческих расходах (*exp*);
- положительность коэффициента оборачиваемости активов (*turn*) в случае подтверждения его значимости;
- положительный коэффициент при доходности государственных облигаций (*tres*).

4. Первичный анализ данных

Итак, массив данных состоит из 376 фондов, период наблюдения — с декабря 2005 г. по декабрь 2017 г., частотность данных — месячная. Результативность фондов оценивается разностью между доходностью фонда и доходностью рыночного индекса в момент t . Также имеется 6 базовых контрольных переменных и одна специальная введенная переменная — доходность долгосрочных государственных облигаций.

Для начала приведем графическую интерпретацию исследуемой взаимосвязи в течение периода наблюдения (рис. 2). В качестве показателя доходности была взята не стоимость одного пая, а индекс суммарной доходности, очищенный от выплаты и реинвестирования дивидендов в акции организации, выплачивающей их. В целом график согласуется с формулируемой гипотезой о сонаправленности доходности государственных облигаций и доходности взаимных фондов в США. Причем скорее заметен отложенный эффект воздействия ставки по облигациям на результативность фондов.

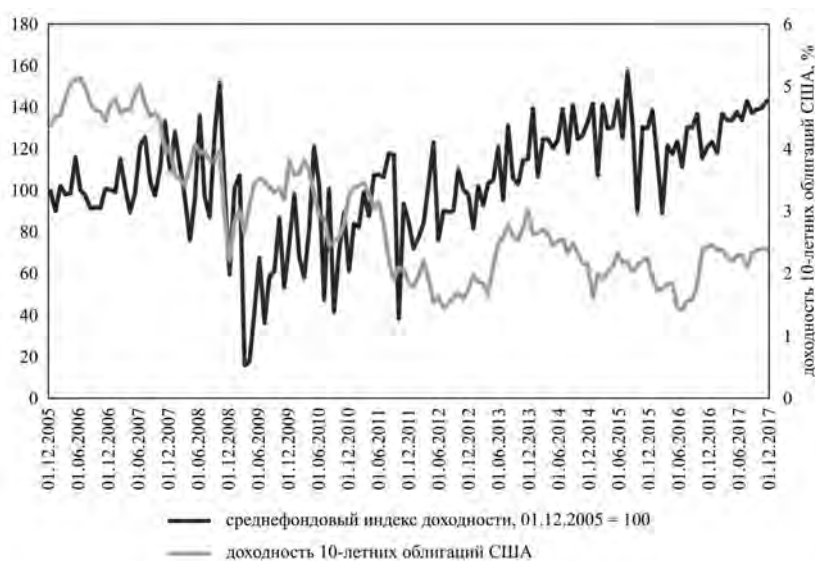


Рис. 2. Динамика среднефондового индекса доходности и 10-летних облигаций США в 2006–2017 гг.

Также можно отметить то, что сонаправленность динамики сохраняется не на всем периоде наблюдения, и влияние динамики процентных ставок имеет разную силу в разные отрезки времени. Например, рост ставок в 2013 г. повлек за собой достаточно длительный период обыгрывания рынка фондами.

В связи с тем, что наблюдаемая картина свидетельствует о непостоянном характере исследуемой зависимости, был проведен тест Баи–Перрона на наличие структурных сдвигов при помощи пакета *Eviews 9.0* на основе предложенной базовой модели.

Тестирование показало, что самым значимым является структурный сдвиг в мае 2013, затем — в апреле 2009, июле 2007 и сентябре 2011 гг. Наиболее очевидной является причина первого и третьего сдвигов: шок 2013 г. — сворачивание политики количественного смягчения в США, что нашло отражение в динамике процентных ставок, шок 2007 г. — начало

мирового финансового кризиса. Разрывы структуры можно также объяснить аномальным поведением взаимных фондов (т. е. издержками инвестиционной стратегии, оказавшей влияние на общую динамику доходности). К прочим причинам можно отнести другие рыночные явления вроде ожиданий инвесторов относительно эмиссии новых облигаций или появление новых направлений инвестирования. Вопрос о причинах структурных сдвигов, однако, не является ключевым для настоящей работы.

Обратимся к описанию переменных, выбранных для анализа. В связи с тем, что имеются данные о стиле инвестирования взаимных фондов, рассматривается описательная статистика в двух разрезах: по рыночной капитализации эмитентов активов портфеля (крупные, средние, мелкие) и по направленности инвестиций (недооцененные, смешанные, растущие). Диаграммы разброса для панельной выборки, представленные на рис. П1 в Приложении, после очистки данных от явно ошибочных в целом подтверждают базовые гипотезы: размер фонда отрицательно связан с доходностью, крупные фонды работают по более низким комиссиям, коэффициент управленческих расходов выше для мелких фондов (т. е. существует экономия издержек от масштаба), мелкие фонды являются более старыми, оборачиваемость активов выше у мелких фондов (однако разброс показателя выше для крупных фондов). Для данного исследования особый интерес представляет доходность взаимных фондов, поэтому для нее отдельно представлены точечные диаграммы в разрезе стилей инвестирования по подпериодам. В таблицах 2а и 2б указаны медианные значения индекса доходности в течение указанных периодов. Кажется неслучайным факт, что средняя доходность по фондам резко возрастает именно после сворачивания политики количественного смягчения (после мая 2013 г.).

Таблица 2а. Медианные значения индекса доходности по выбору активов

Период	Недооцененные	Смешанные	Растущие
01.2013–12.2017	128.4	59.9	130.1
08.2011–03.2013	93.2	22.9	98.7
05.2008–07.2011	80.7	44.5	97.2
12.2005–04.2008	107.1	103.6	102.7

Таблица 2б. Медианные значения индекса доходности по выбору эмитентов

Период	Мелкие	Средние	Крупные
01.2013–12.2017	93.6	151.3	144.2
08.2011–03.2013	58.3	98.7	94.8
05.2008–07.2011	64.9	84.5	77.1
12.2005–04.2008	107.2	99.8	104.2

Таким образом, первичный анализ имеющихся данных подтверждает выдвигаемые в литературе гипотезы, а также заметна сонаправленность динамики доходности фондов и процентных ставок. Более того, рост доходности в течение последних рассматриваемых 5 лет указывает на то, что на фондовом рынке появился фактор, стимулирующий рост доходности взаимных фондов.

5. Анализ результативности деятельности взаимных фондов на основе модели с фиксированными эффектами

Как уже говорилось, зависимой переменной выбрана результативность фонда относительно бенчмарка. В роли описывающих переменных выступают первые разности (Δ) ставок по облигациям, первые разности стоимости чистых активов, управленческие расходы и оборачиваемость активов. Переменные для волатильности специфицированы как первые разности логарифмов.

Для оценивания модели используется программная среда язык *R* и пакет «*plm*» для работы с панельными данными. Модель строится как на общей выборке, так и с разделением на подпериоды, определенные ранее при помощи теста Баи–Перрона.

В таблице 3 приведены результаты диагностических тестов: Хаусмана, Бреуша–Годфри на серийную корреляцию (для FE-модели), Вулдриджа на ненаблюдаемые индивидуальные эффекты, Вулдриджа на AR(1) ошибку. Результаты тестов указывают на предпочтительность модели фиксированных эффектов и на наличие серийной корреляции. В таблице *df* означает число степеней свободы.

Таблица 3. Диагностические тесты для модели на полном временном периоде и на подпериодах

Тест	Полный	12.2007–04.2008	05.2008–07.2011	08.2011–03.2013	04.2013–12.2017
Хаусмана (<i>df</i> = 7)	227.47 [0.000]	16.20 [0.023]	347.17 [0.000]	279.53 [0.000]	9.599 [0.212]
Бреуша–Годфри (для FE, <i>df</i> = 3)	264.75 [0.000]	76.68 [0.000]	260.63 [0.000]	171.92 [0.000]	30.13 [0.000]
Вулдриджа (инд. эффекты)	0.660 [0.509]	0.817 [0.414]	–1.681 [0.093]	–0.071 [0.944]	0.919 [0.358]
Вулдриджа на AR(1) ошибку, <i>F</i> -статистика (<i>df</i> 1; <i>df</i> 2)	58.28 [0.000] (1; 35263)	1.096 [0.295] (1; 6707)	94.64 [0.000] (1; 9494)	0.011 [0.917] (1; 4667)	0.475 [0.491] (1; 13599)

Примечание. В квадратных скобках указаны *p*-значения.

Результаты оценивания моделей можно видеть в табл. 4.

Относительно сформулированных в конце раздела 3 гипотез отметим следующее:

- коэффициент при ставках по облигациям на всех подвыборках значим и имеет положительное значение (ключевая гипотеза исследования);
- влияние волатильности доходности в основном отрицательное;
- влияние коэффициента оборачиваемости активов не является значимым;
- отрицательное влияние управленческих расходов не подтверждается, и ни на одном из подпериодов нет значимости;
- значимое положительное влияние величины чистых активов на всем периоде наблюдений говорит о наличии экономии издержек от масштаба.

Таблица 4. Результаты оценивания модели с фиксированными эффектами с разделением на подпериоды

	Период				
	Полный	12.2007–04.2008	05.2008–07.2011	08.2011–03.2013	04.2013–12.2017
$\Delta(tres)$	0.607*** (0.080)	0.305** (0.122)	0.530*** (0.063)	1.094*** (0.224)	0.680*** (0.135)
$\Delta(tna)$	0.0005** (0.0002)	0.001** (0.0003)	0.0005 (0.0003)	0.0005* (0.0003)	0.0004*** (0.0001)
exp	8.531 (16.809)	–1.546 (20.111)	50.281 (36.432)	–6.021 (16.066)	–0.077 (11.039)
$turn$	–0.057 (0.111)	0.072 (0.086)	–0.213 (0.187)	0.123** (0.056)	0.010 (0.019)
$\Delta(\log(vol30))$	–0.107*** (0.032)	0.122** (0.057)	–0.171** (0.077)	–0.106* (0.057)	–0.144** (0.058)
$\Delta(\log(vol90))$	–0.190*** (0.058)	–0.148 (0.115)	–0.952*** (0.241)	–0.157 (0.101)	0.135** (0.065)
$\Delta(\log(vol360))$	–0.562 (0.620)	0.082 (0.581)	0.901** (0.352)	–0.019 (0.493)	–1.713 (1.378)
F -статистика	11.753	2.381	14.738	7.572	10.014
Число наблюдений	35635	6997	9806	4954	13878
R^2	0.024	0.013	0.030	0.047	0.028
Adjusted R^2	0.013	–0.030	–0.002	–0.013	0.008

Примечание. * — $p < 0.1$; ** — $p < 0.05$; *** — $p < 0.01$. В скобках — робастные стандартные ошибки Арелано–Бонда.

6. Обсуждение полученных результатов

Для взаимных фондов, зарегистрированных в США, одним из факторов, влияющих на доходность относительно рынка, может являться доходность по долгосрочным государственным облигациям.

Такая гипотеза базируется на том, что низкие процентные ставки, скорее всего, уменьшают пул потенциальной прибыли взаимных фондов: растущий спрос на активы со стороны большого числа инвесторов уменьшает возможную прибыль до тех пор, пока ожидаемая доходность не опустится ниже уровня процентных ставок. При этом фонды устанавливают комиссию за управление в размере 2–3%, что соответствует уровню процентных ставок, на котором они удерживались в течение периода действия политики количественного смягчения в США. В такой ситуации взаимные фонды не имеют возможности обыграть рынок и в среднем имеют отрицательную прибыль.

Другой причиной зависимости результатов деятельности взаимных фондов от процентных ставок может являться склонность управляющих держать в своих портфелях больший вес акций с высокой волатильностью (финансовый сектор, энергетика, технологический сектор). В периоды резкого снижения доходностей по государственным облигациям более волатильные акции склонны проигрывать в динамике менее волатильным.

С практической точки зрения, полученные результаты указывают на:

- неэффективность рынка ценных бумаг и целесообразность активной стратегии управления инвестиционным портфелем взаимных фондов;
- влияние макроэкономических условий на эффективность управления фондами помимо влияния структурных факторов;
- возможный будущий рост доходностей по 10-летним казначейским облигациям США, что позволит активно управляемым стратегиям более успешно конкурировать с пассивными (индексными), что дает шанс на выживание небольшим управляющим компаниям;
- возможность хеджирования риска проигрыша рынку.

Последний вывод является ключевым для управляющих взаимными фондами. Достаточно выделить 5% активов портфеля на инвестирование в плечевые ETFs или на приобретение срочных контрактов (фьючерсы или опционы) на облигации. Плечевые ETFs могут дать экспозицию в 200–300% на долгосрочные казначейские облигации, что позволяет в значительной степени застраховать имеющиеся риски, при этом избегая высоких транзакционных издержек от покупки казначейских облигаций напрямую.

Благодарности. Исследование выполнено при поддержке РФФИ (грант № 18-010-01169 «Демографические изменения и экономический рост»).

Список литературы

- Baker M., Wurgler J. (2002). Market timing and capital structure. *The Journal of Finance*, 57 (1), 1–32.
- Berkowitz J. P., Schorno P. J., Shapiro D. A. (2017). Characteristics of mutual funds with extreme performance. *Review of Financial Economics*, 34, 50–60.
- Blake D., Caulfield T., Ioannidis C., Tonks I. (2014). Improved inference in the evaluation of mutual fund performance using panel bootstrap methods. *Journal of Econometrics*, 183 (2), 202–210.
- Brown S. J., Goetzmann W. N. (1995). Performance persistence. *The Journal of Finance*, 50 (2), 679–698.
- Carhart M. (1997). On persistence in mutual fund performance. *The Journal of Finance*, 52 (1), 57–82.
- Chen J., Hong H., Huang M., Kubik J. (2004). Does fund size erode mutual fund performance? The role of liquidity and organization. *American Economic Review*, 94 (5), 1276–1302.
- Christopherson J. A., Ferson W. E., Turner A. L. (1999). Performance evaluation using conditional alphas and betas. *The Journal of Portfolio Management*, 26 (1), 59–72.
- Cremers K. J. M., Peajisto A. (2009). How active you fund manager? A measure that predicts performance. *The Review of Financial Studies*, 22 (9), 3329–3365.
- Cuthbertson K., Nitzche D. (2004). *Quantitative financial economics: Stocks, bonds and foreign exchange*. 2nd ed. John Wiley & Sons.
- Dahlquist M., Engstrom S., Soderlind P. (2000). Performance and characteristics of Swedish mutual funds. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 35 (3), 409–423.
- Elton E. J., Gruber M. J., Blake C. R. (1996). The persistence of risk-adjusted mutual fund performance. *The Journal of Business*, 69 (2), 133–157.
- Elton E. J., Gruber M. J., Blake C. R. (2011). Does size matter? The relationship between size and performance. *Fordham University Schools of Business Research Paper* No. 1826406.

- Fama E. F., French K. R. (1993). Common risk factors in the returns on stocks and bonds. *The Journal of Financial Economics*, 33, 3–56.
- Ferreira M. A., Miguel A. F., Ramos S. B. (2013). The determinants of mutual fund performance: A cross-country study. *Review of Finance*, 17 (2), 483–525.
- Ferson W. E., Schadt R. W. (1996). Measuring fund strategy and performance in changing economic conditions. *The Journal of Finance*, 51 (2), 425–461.
- Goetzmann W. N., Ibbotson R. G. (1994). Do winners repeat? *The Journal of Portfolio Management*, 20 (2), 9–18.
- Grinblatt M., Titman S. (1989). Mutual fund performance: An analysis of quarterly portfolio holdings. *The Journal of Business*, 62 (3), 393–416.
- Grinblatt M., Titman S. (1994). A study of monthly mutual fund returns and performance evaluation techniques. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 29 (3), 419–444.
- Gruber M. J. (1996). Another puzzle: The growth in actively managed mutual funds. *The Journal of Finance*, 51 (3), 783–810.
- Huang J., Sialm C., Zhang H. (2011). Risk shifting and mutual fund performance. *The Review of Financial Studies*, 24 (8), 2575–2616.
- Ippolito R. A. (1992). Consumer reaction to measures of poor quality: Evidence from the mutual fund industry. *The Journal of Law and Economics*, 35 (1), 45–70.
- Ivin E. A., Kurbatskiy A. N., Slovesnov A. V. (2014). Time aspects of a fund manager appraisal. *International Journal of Computational Economics and Econometrics*, 4 (1), 96–111.
- Jegadeesh N., Titman S. (1993). Returns to buying winner and selling losers: Implications for stock market efficiency. *The Journal of Finance*, 48, 65–91.
- Jensen M. (1968). The performance of mutual funds in the period 1945–1964. *The Journal of Finance*, 23 (2), 389–416.
- Jenter D. (2005). Market timing and managerial portfolio decisions. *The Journal of Finance*, 60 (4), 1903–1949.
- Kacperczyk M., Sialm C., Zheng L. (2005). On the industry concentration of actively managed equity mutual funds. *The Journal of Finance*, 60 (4), 1983–2011.
- Kosowski R., Timmermann A., Wermers R., White H. (2006). Can mutual fund «stars» really pick stocks? New evidence from a bootstrap analysis. *The Journal of Finance*, 61 (6), 2551–2595.
- Pollet J., Wilson M. (2008). How does size affect mutual fund behavior? *The Journal of Finance*, 63 (6), 2941–2969.
- Prather L., Bertin W., Henker T. (2004). Mutual fund characteristics, managerial attributes and fund performance. *Review of Financial Economics*, 13 (4), 305–326.
- Treynor J., Mazuy K. (1966). Can mutual funds outguess the market? *Harvard Business Review*, 44, 131–136.
- Wermers R. (2003). Are mutual fund shareholders compensated for active management «bets»? *Working Paper*, University of Maryland. <http://terpconnect.umd.edu/~wermers/FAJ%20Paper%20Post-Submitted%20Version.pdf>.
- Zheng L. (1994). Is money smart? A study of mutual fund investors fund selection ability. *The Journal of Finance*, 54, 901–933.

Поступила в редакцию 08.01.2020;
принята в печать 06.05.2020.

Приложение

Таблица П1. Описательные статистики за 2005–2017 гг.

Статистика	Число наблюдений	Минимум	Медиана	Среднее	Максимум	Стандартное отклонение
TE	40046	–54.637	0.099	0.086	22.585	1.663
tres	54520	1.450	2.603	2.918	5.145	1.023
fee	40288	–41.775	0.635	0.496	1.962	1.242
tna	39641	0.000	121.90	1562.4	96715.2	6201.5
exp	40288	0.000	0.010	0.011	0.145	0.007
turn	39706	0.000	0.510	0.721	34.520	0.974
age	40288	–131.000	145.00	270.86	24216.0	1448.0
vol30	39032	0.353	13.91	17.785	288.51	12.734
vol90	38826	0.661	14.964	18.536	163.59	11.318
vol360	37703	3.516	17.184	19.577	83.916	9.068

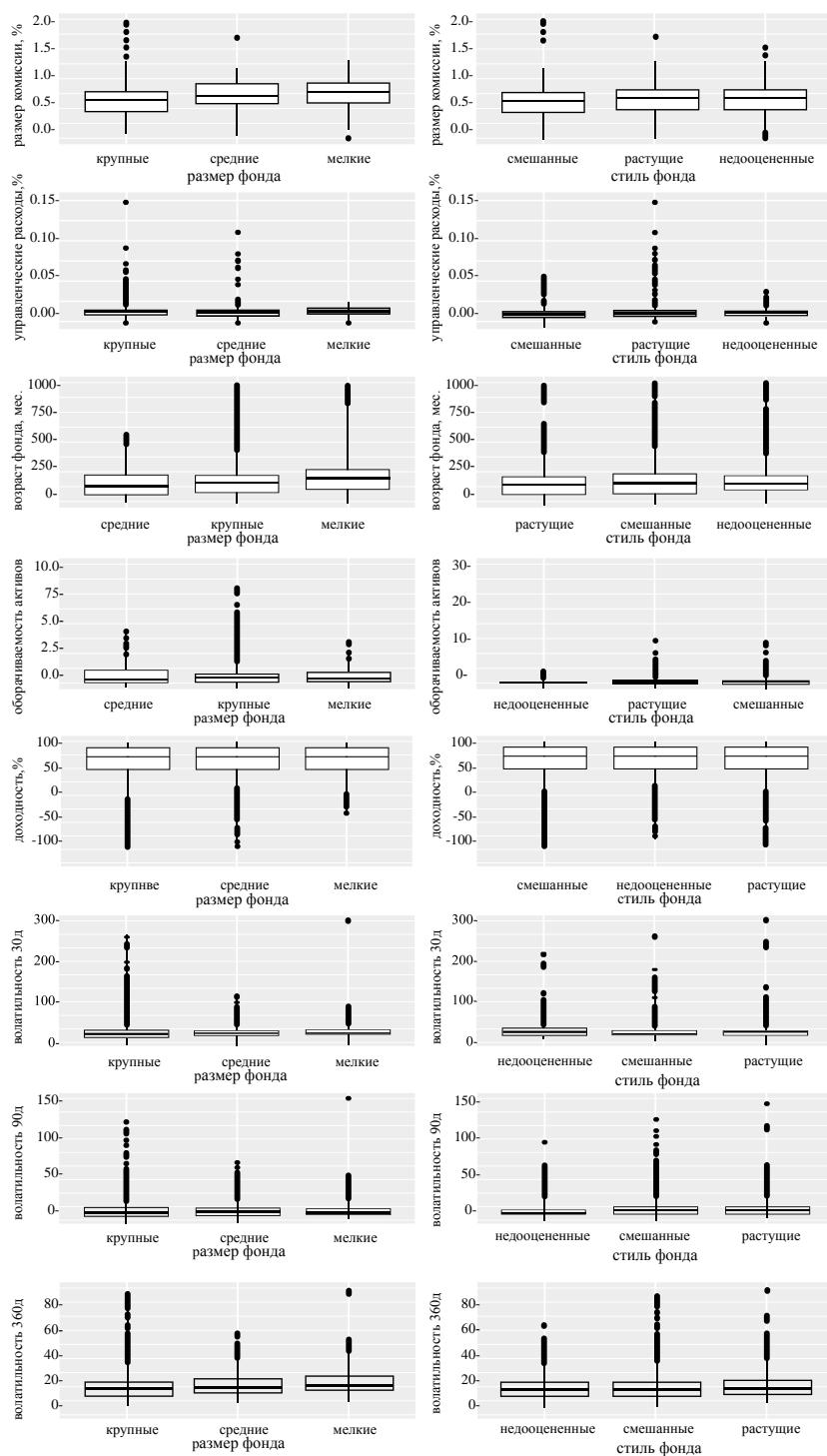


Рис. П1. Диаграммы разброса по стилям инвестирования за 2005–2017 гг.
 («тело» коробчатой диаграммы задается первым и третьим квартилем,
 длина усов — 1.5 межквартильного размаха)

Artamonov N., Voronina A., Emelyanov N., Kurbatskii A. Estimation of interest rates' impact on mutual funds' performance in the USA. *Applied Econometrics*, 2020, v. 58, pp. 55–75.

DOI: 10.22394/1993-7601-2020-58-55-75

Nikita Artamonov

MGIMO University, Moscow, Russian Federation;
nikita.artamonov@gmail.com

Anna Voronina

Eurasian Economic Commission, Moscow, Russian Federation;
voronina@campus.mse-msu.ru

Nikita Emelyanov

Sistema-capital, Moscow, Russian Federation;
nikita.emelyanov@gmail.com

Aleksei Kurbatskii

Moscow School of Economics, Lomonosov Moscow State University, Moscow, Russian Federation;
akurbatskiy@gmail.com

Estimation of interest rates' impact on mutual funds' performance in the USA

The article examines the impact of US government Treasury bonds yield on the return of mutual funds relative to the respective benchmark. The sample includes 376 American funds over 12 years of observations from 2006 to 2017 using data from Bloomberg and the highly specialized CRSP database. Panel data model with fixed individual effects was constructed in which the dependent variable is the so-called tracking error, obtained as the difference between the return of the Fund and the return of the benchmark. The explanatory variables are a number of micro-variables and the yield of government bonds. It turns out that the yield of US government bonds is a significant factor for the mutual funds “alpha”, which in practice should allow them to hedge against the risk of underperformance.

Keywords: mutual funds; S&P500 index; tracking error; government bond yields.

JEL classification: G11; G12; G14; G15; G17.

References

- Baker M., Wurgler J. (2002). Market timing and capital structure. *The Journal of Finance*, 57 (1), 1–32.
- Berkowitz J. P., Schorno P. J., Shapiro D. A. (2017). Characteristics of mutual funds with extreme performance. *Review of Financial Economics*, 34, 50–60.
- Blake D., Caulfield T., Ioannidis C., Tonks I. (2014). Improved inference in the evaluation of mutual fund performance using panel bootstrap methods. *Journal of Econometrics*, 183 (2), 202–210.
- Brown S. J., Goetzmann W. N. (1995). Performance persistence. *The Journal of Finance*, 50 (2), 679–698.
- Carhart M. (1997). On persistence in mutual fund performance. *The Journal of Finance*, 52 (1), 57–82.
- Chen J., Hong H., Huang M., Kubik J. (2004). Does fund size erode mutual fund performance? The role of liquidity and organization. *American Economic Review*, 94 (5), 1276–1302.

- Christopherson J. A., Ferson W. E., Turner A. L. (1999). Performance evaluation using conditional alphas and betas. *The Journal of Portfolio Management*, 26 (1), 59–72.
- Cremers K. J. M., Peajisto A. (2009). How active you fund manager? A measure that predicts performance. *The Review of Financial Studies*, 22 (9), 3329–3365.
- Cuthbertson K., Nitzche D. (2004). *Quantitative financial economics: Stocks, bonds and foreign exchange*. 2nd ed. John Wiley & Sons.
- Dahlquist M., Engstrom S., Soderlind P. (2000). Performance and characteristics of Swedish mutual funds. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 35 (3), 409–423.
- Elton E. J., Gruber M. J., Blake C. R. (1996). The persistence of risk-adjusted mutual fund performance. *The Journal of Business*, 69 (2), 133–157.
- Elton E. J., Gruber M. J., Blake C. R. (2011). Does size matter? The relationship between size and performance. *Fordham University Schools of Business Research Paper* No. 1826406.
- Fama E. F., French K. R. (1993). Common risk factors in the returns on stocks and bonds. *The Journal of Financial Economics*, 33, 3–56.
- Ferreira M. A., Miguel A. F., Ramos S. B. (2013). The determinants of mutual fund performance: A cross-country study. *Review of Finance*, 17 (2), 483–525.
- Ferson W. E., Schadt R. W. (1996). Measuring fund strategy and performance in changing economic conditions. *The Journal of Finance*, 51 (2), 425–461.
- Goetzmann W. N., Ibbotson R. G. (1994). Do winners repeat? *The Journal of Portfolio Management*, 20 (2), 9–18.
- Grinblatt M., Titman S. (1989). Mutual fund performance: An analysis of quarterly portfolio holdings. *The Journal of Business*, 62 (3), 393–416.
- Grinblatt M., Titman S. (1994). A study of monthly mutual fund returns and performance evaluation techniques. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 29 (3), 419–444.
- Gruber M. J. (1996). Another puzzle: The growth in actively managed mutual funds. *The Journal of Finance*, 51 (3), 783–810.
- Huang J., Sialm C., Zhang H. (2011). Risk shifting and mutual fund performance. *The Review of Financial Studies*, 24 (8), 2575–2616.
- Ippolito R. A. (1992). Consumer reaction to measures of poor quality: Evidence from the mutual fund industry. *The Journal of Law and Economics*, 35 (1), 45–70.
- Ivin E. A., Kurbatskiy A. N., Slovesnov A. V. (2014). Time aspects of a fund manager appraisal. *International Journal of Computational Economics and Econometrics*, 4 (1), 96–111.
- Jegadeesh N., Titman S. (1993). Returns to buying winner and selling losers: Implications for stock market efficiency. *The Journal of Finance*, 48, 65–91.
- Jensen M. (1968). The performance of mutual funds in the period 1945–1964. *The Journal of Finance*, 23 (2), 389–416.
- Jenter D. (2005). Market timing and managerial portfolio decisions. *The Journal of Finance*, 60 (4), 1903–1949.
- Kacperczyk M., Sialm C., Zheng L. (2005). On the industry concentration of actively managed equity mutual funds. *The Journal of Finance*, 60 (4), 1983–2011.
- Kosowski R., Timmermann A., Wermers R., White H. (2006). Can mutual fund «stars» really pick stocks? New evidence from a bootstrap analysis. *The Journal of Finance*, 61 (6), 2551–2595.

Pollet J., Wilson M. (2008). How does size affect mutual fund behavior? *The Journal of Finance*, 63 (6), 2941–2969.

Prather L., Bertin W., Henker T. (2004). Mutual fund characteristics, managerial attributes and fund performance. *Review of Financial Economics*, 13 (4), 305–326.

Treynor J., Mazuy K. (1966). Can mutual funds outguess the market? *Harvard Business Review*, 44, 131–136.

Wermers R. (2003). Are mutual fund shareholders compensated for active management «bets»? *Working Paper*, University of Maryland. <http://terpconnect.umd.edu/~wermers/FAJ%20Paper%20Post-Submitted%20Version.pdf>.

Zheng L. (1994). Is money smart? A study of mutual fund investors fund selection ability. *The Journal of Finance*, 54, 901–933.

Received 08.01.2020; accepted 06.05.2020

Н. В. Артамонов, А. А. Воронина, Н. Л. Емельянов, А. Н. Курбацкий