https://doi.org/10.31107/2075-1990-2026-5-25-42

CC BY

CAPM российского рынка: результаты забытой кросс-секционной регрессии

Юрий Роландович Ичкитидзе
E-mail: yichkitidze@hse.ru, ORCID: 0000-0002-4797-0229
Национальный исследовательский университет «Высшая школа экономики», г. Санкт-Петербург, Российская Федерация
Александр Вячеславович Попов
E-mail: avpopov0909@gmail.com, ORCID: 0009-0001-3047-0762
Национальный исследовательский университет «Высшая школа экономики», г. Санкт-Петербург, Российская Федерация

Аннотация
В статье представлены результаты впервые проведенного систематического тестирования стандартной однофакторной модели оценки капитальных активов — CAPM (Capital Asset Pricing Model) — на российском рынке акций с помощью кросс-секционного подхода. На протяжении десятилетий он является обязательным инструментом верификации моделей ценообразования активов в мировой финансовой литературе, но до сих пор оставался незаслуженно обделен вниманием в отечественных работах. Из-за этого имеющиеся свидетельства в пользу многофакторных CAPM для российских акций, сделанные без должной проверки значимости влияния отдельных факторов, могли проигнорировать риск переобучения. Для устранения этого пробела авторами была сформирована выборка из 92 компаний, когда-либо входивших в индекс Мосбиржи в период с ноября 2002 г. по январь 2022 г. Это позволило, с одной стороны, избежать ошибки выжившего (англ. survivorship bias), а с другой — сосредоточить внимание только на компаниях, представляющих интерес для институциональных инвесторов. Далее были построены три формы кросс-секционных моделей: модель Black, Jensen и Scholes (BJS) и модель Fama и MacBeth без и с использованием пятилетнего скользящего окна (FMB и FMB+RW соответственно) для оценки бета-коэффициентов. Модели BJS и FMB выявили две аномалии, несовместимые с CAPM Шарпа — Линтнера: значимую положительную избыточную доходность портфеля с нулевой бетой и отрицательное влияние систематического риска на избыточную доходность. Модель FMB+RW с априорными пятилетними бетами дала результат, совместимый с CAPM, подтвердив положительное влияние беты на доходность, однако ее эмпирическая объясняющая способность осталась весьма низкой. Дальнейший анализ показал, что выявленные аномалии сконцентрированы среди компаний с числом наблюдений менее десяти лет и среди компаний малой капитализации. Добавление фактора рыночной капитализации в кросс-секционную регрессию заметно не меняет полученных результатов, из чего следует, что он, скорее всего, не может объяснить найденные аномалии.

Ключевые слова: *CAPM, модель Fama–French, модели ценообразования, российский рынок акций*

JEL: *G12, G11, C58*

Для цитирования: *Ичкитидзе Ю. Р., Попов А. В. CAPM российского рынка: результаты забытой кросс-секционной регрессии // Финансовый журнал. 2026. Т. 18. № 5. С. 25–42. https://doi.org/10.31107/2075-1990-2026-5-25-42.*

© Ичкитидзе Ю. Р., Попов А. В., 2026

https://doi.org/10.31107/2075-1990-2026-5-25-42

CAPM of the Russian Market: Results of the Missed Cross-Sectional Regression

Yuriy R. Ichkitidze[1], ***Aleksandr V. Popov***[2]

[1, 2] *HSE University, Saint Petersburg, Russian Federation*

[1] *yichkitidze@hse.ru, https://orcid.org/0000-0002-4797-0229*
[2] *avpopov0909@gmail.com, https://orcid.org/0009-0001-3047-0762*

Abstract
In this paper a systematic testing of the standard single-factor CAPM on the Russian stock market is conducted using a cross-sectional approach. The existing evidence in favor of multifactor CAPM for Russian stocks, made without proper verification of the significance of the influence of individual factors, could have ignored the risk of overfitting. To eliminate this gap, we formed a sample of 92 companies that were ever included in the MOEX index from November 2002 to January 2022, which allowed, on the one hand, to avoid survivorship bias, and on the other, to focus only on companies of interest to institutional investors. Next, we applied three forms of cross-sectional models: the Black, Jensen, and Scholes (BJS) model and the Fama and MacBeth model without and with the use of a five-year rolling window (FMB and FMB+RW respectively) for estimating beta coefficients. The BJS and FMB models revealed two anomalies incompatible with the Sharpe-Lintner CAPM: a significant positive excess return of the zero-beta portfolio and a negative impact of systematic risk on excess return. The FMB+RW model with a priori five-year betas produced a result consistent with the CAPM, confirming the positive effect of beta on returns; however, its empirical explanatory power remained very low. Further analysis showed that the identified anomalies are concentrated among companies with fewer than 10 years of observations and among small capitalization companies. Adding the market capitalization factor to the cross-sectional regression does not noticeably change the obtained results, from which it follows that it most likely cannot explain the found anomalies.

Keywords: *CAPM, Fama-French model, asset pricing models, Russian stock market*

JEL: *G12, G11, C58*

For citation: *Ichkitidze Yu.R., Popov A.V. (2026). CAPM of the Russian Market: Results of the Missed Cross-Sectional Regression. Financial Journal, 18 (5), 25–42 (in Russ.). https://doi.org/10.31107/2075-1990-2026-5-25-42.*

© Ichkitidze Yu.R., Popov A.V., 2026

ВВЕДЕНИЕ

Подход кросс-секционной регрессии для тестирования CAPM на рынках акций развитых стран сыграл важную роль в переходе к многофакторным моделям. Исследователи [Black, Jensen et al., 1972] с его помощью показали, что для американских акций бета-коэффициент действительно положительно влияет на доходность акций, однако это влияние имеет более плоский наклон, чем предсказывается стандартной CAPM. Затем авторы [Fama, MacBeth, 1973] с помощью модифицированного подхода подтвердили этот результат, дополнительно указав на совместимость эмпирических данных с гипотезой о линейной зависимости между бетой и доходностью, а также указав на отсутствие влияния не связанного с бетой риска. И только позднее стали появляться исследования, связанные

с влиянием отдельных фундаментальных факторов на доходность [Basu, 1977; Stattman, 1980; Banz, 1981; Bhandari, 1988]. Наконец, авторы работы [Fama, French, 1992] систематизировали эти разрозненные находки, протестировав их с помощью подхода кросс-секционной регрессии в модификации, изложенной в статье [Fama, MacBeth, 1973]. И только после этого в исследовании [Fama, French, 1993] было доказано, что трехфакторная CAPM как альтернатива выглядит лучше, чем стандартная CAPM.

Применительно к данным по российскому рынку акций эта последовательная проверка стандартной CAPM оказалась сокращенной. Имеющиеся работы [Молодова, Пирогов, 2011; Федорова, Сивак, 2012; Аистов, Кузьмичёв, 2013; Микова, 2013; Ozornov, 2015; Абрамов, Радыгин и др., 2019; Бахтеев, Антясов, 2021; Manushkin, 2024] засвидетельствовали повышение скорректированного R-квадрата и значимость добавленных коэффициентов наклона в многофакторных регрессиях на временных рядах для доходности портфелей акций, но уделили слишком мало внимания кросс-секционному подходу, в том числе его непараметрической версии в виде сортировки портфелей по заданному фактору. Тем не менее в общепринятой процедуре тестирования дополнительных факторов для CAPM этот подход является обязательным [Cochrane, 2009]. Если его проигнорировать, построенная многофакторная модель на временных рядах может оказаться переобученной, что подробно раскрывается в обзоре литературы к данной статье.

С учетом этого применительно к российскому рынку акций сейчас наблюдается, во-первых, недостаток внимания к изучению кросс-секционного подхода — вплоть до полного отсутствия качественных работ как для однофакторных моделей (в стиле [Black, Jensen et al., 1972; Fama, MacBeth, 1973]), так и для многофакторных (в стиле [Fama, French, 1992, 2008] и многих других). А во-вторых, сложилась ситуация, когда имеющиеся работы убеждают читателя, что многофакторные CAPM на российском рынке предпочтительнее однофакторной модели, однако никто из авторов не дает ответа на вопрос: что именно не так с однофакторной CAPM? Применительно к рынку акций США ответ на этот вопрос получен именно с помощью кросс-секционного подхода — это избыточная альфа портфелей с низким системным риском и более пологая, чем ожидалось, зависимость избыточной доходности от беты. Однако применительно к российским данным ответа на этот вопрос в литературе по-прежнему нет.

Полученные авторами настоящей статьи результаты показывают как аномалии CAPM на российском рынке, так и условия их возникновения, после устранения которых CAPM начинает выглядеть вполне совместимо с имеющимися данными. Однако достоверный вывод о правдоподобности однофакторной CAPM в модификациях без аномалий авторы статьи не могут сделать, что, возможно, связано с необходимостью большего числа наблюдений. Для сравнения: первые подобные работы применительно к рынку акций США были сделаны на данных за более чем 35-летний период, а выборка включала более чем 1 тыс. анализируемых компаний.

ОБЗОР ЛИТЕРАТУРЫ

Первыми качественными исследованиями по верификации стандартной CAPM с помощью подхода кросс-секционной регрессии являются работы [Black, Jensen et al., 1972; Fama, MacBeth, 1973], авторы которых подтвердили положительное влияние систематического риска, измеряемого бета-коэффициентом, на доходность. Однако они также выявили не предсказываемую CAPM Шарпа — Линтнера аномалию: более высокую доходность портфелей с низкой бетой при более пологой зависимости доходности от роста беты. С помощью дополнительных исследований авторы обеих работ показали, что обнаруженные аномалии вызваны неправдоподобной предпосылкой о доступности неограниченного финансирования, а модель CAPM в версии, представленной в публикации [Black, Jensen et al., 1972], отражает реальность более точно.

Только после этого кросс-секционный подход стал эволюционировать за счет включения новых факторов. С конца 1970-х до конца 1980-х гг. появилось множество свидетельств, что линейная зависимость между бетой и доходностью нарушается из-за фундаментальных показателей компаний [Basu, 1977; Stattman, 1980; Banz, 1981; Bhandari, 1988]. Авторы работы [Fama, French, 1992] систематизировали разрозненные находки, протестировав их при помощи кросс-секционного подхода, описанного в статье [Fama, MacBeth, 1973]. Исследователи обнаружили, что наилучшую объясняющую способность для доходностей акций имеют два фактора: размер компании (рыночная капитализация) и отношение Book-to-Market, в то время как другие факторы — финансовый рычаг и отношение «цена — прибыль», а также априорный бета-коэффициент — на их фоне оказываются незначимыми. При этом каждый из рассмотренных в этой работе факторов сам по себе имеет статистическую значимость для объяснения доходности, однако авторы отбирают лучшие факторы, в том числе с учетом возможности их априорного наблюдения. Во многом по этой причине фактор бета-коэффициента в их исследовании в конечном счете уступает фактору размера. Именно такой детальный и последовательный отбор факторов с помощью кросс-секционного подхода в конечном счете гарантирует, что в регрессии доходностей портфелей на временных рядах — стандартной трехфакторной модели Фамы — Френча [Fama, French, 1993] — переобучение не возникнет.

Дальнейший отбор факторов ценообразования акций также осуществлялся с помощью кросс-секционного подхода. В работе [Fama, French, 2008] авторы изучают объясняющую способность таких факторов, как чистый выпуск акций, начисленный компонент прибыли (accruals), моментум-фактор, темп прироста активов и прибыльность. При анализе сортированных портфелей изучается сверхдоходность относительно портфеля, соответствующего факторам размера и отношения Book-to-Market, т. е. лучшей модели, отобранной ранее в исследовании [Fama, French, 1992]. Результатом такой проверки оказывается, что влияние многих факторов из тех, что ранее были задокументированы как значимые, на самом деле является спорным. Так, авторы [Fama, French, 2008] приходят к выводу, что только моментум-фактор удовлетворяет всем требованиям для объяснения вариации доходностей; заметные уязвимости есть у факторов чистого выпуска акций и начисленного компонента прибыли (accruals), в то время как факторы прибыльности и роста активов вовсе не проходят проверку кросс-секционным подходом. Учитывая, что подставляемые во множественную регрессию переменные могут быть квазифакторами или прокси-переменными, отражающими эффект неизвестной, возможно ненаблюдаемой, переменной состояния (state-variable), включение в модель таких квазифакторов с очевидными недостатками может привести к переобучению в модели доходностей портфелей на временны́х рядах.

Нарушение подобной детальной процедуры отбора факторов с помощью кросс-секционного подхода приводит к возникновению т. н. «факторного зоопарка» [Cochrane, 2011]. Более подробно методологические недостатки при выявлении факторов ценообразования акций были системно исследованы в работе [Lewellen, Nagel et al., 2010]. Важный вклад в понимание причин появления «факторного зоопарка» внесла также публикация [Harvey, Liu et al., 2016]. В более поздней статье [Harvey, Liu, 2021] предлагается новый панельный подход к выбору факторов, который не зависит от произвольного выбора факторных портфелей и явно контролирует проблему множественного тестирования для выделения реальных, а не «счастливых» факторов ценообразования.

Резюмируя обзор литературы, необходимо отметить, что для обоснованного включения факторов в модель множественной регрессии на временны́х рядах требуются строгие подтверждения значимости факторов с помощью кросс-секционного подхода. Так, для трехфакторной модели такие подтверждения были представлены в исследовании [Fama, French, 1992], а для пятифакторной модели необходимые подтверждения были сделаны

в работах [Titman, Wei et al., 2004; Fama, French, 2006; Novy-Marx, 2013; Aharoni, Grundy et al., 2013]. Без предварительного применения кросс-секционного подхода такие факторы, как SMB, HML, CMA, RMW и другие рассчитанные подобным образом показатели, создают в моделях временных рядов бесконтрольное переобучение, даже если t-статистика по этим факторам подтверждает их ненулевое среднее, а в самой модели улучшается скорректированный R-квадрат и снижается значимость альфы. Кроме того, возникновение «факторного зоопарка» в мировой литературе показало, что даже применение кросс-секционного подхода не является гарантией от риска переобучения, т. к. часто наблюдаются произвольные отклонения от его стандартов, а ошибка выбора по результату (data-snooping) требует использования более высокой t-статистики для признания значимости факторов.

На этом фоне анализ статей, написанных для российского рынка акций, показывает, что в них сложилась практика игнорирования кросс-секционного подхода при повышенном внимании к моделям множественной регрессии на временных рядах в стиле [Fama, French, 1993; Fama, French, 2015]. К сожалению, вышеприведенный анализ мировой литературы свидетельствует, что такая практика чревата переобучением.

В табл. 1 систематизированы основные сведения об используемых в ключевых статьях для российского рынка акций данных и об особенностях примененных в них элементов кросс-секционного подхода. Пять представленных работ сразу не проходят фильтр из-за качества данных — или описание данных отсутствует, или работа сделана на данных за пять–шесть лет (чего, очевидно, недостаточно для надежности), или работа сделана на данных по дневным ценам. Остаются три работы — [Аистов, Кузьмичёв, 2013; Абрамов, Радыгин и др., 2019; Manushkin, 2024]. Все они содержат отдельные элементы кросс-секционного подхода, но очевидно, что ему не уделяется достаточного внимания. Так, все указанные авторы избегают отбора факторов в модель, то есть просто берут имеющиеся, по аналогии с работами на развитых рынках. При этом по портфелям и по факторам t-статистика не только не анализируется, но в двух из трех работ даже не приводится. Кроме того, анализ кросс-секционных различий в этих работах сделан или на основе общих доходностей — то есть либо полных, включая дивиденды, либо ценовых, без дивидендов, или на основе избыточных (excess) доходностей, что также может быть источником ошибки, поскольку не позволяет объяснить задокументированные авторами кросс-секционные различия в доходности портфелей за счет различий в бета-коэффициенте к рыночному портфелю.

Таблица 1

Основные сведения о ключевых статьях для российского рынка акций на тему многофакторных CAPM

Работа	Данные	Элементы кросс-секционного подхода
[Молодова, Пирогов, 2011]	2005–2009 гг.	Общие доходности четырех портфелей и средняя доходность двух факторов без t-статистики
[Федорова, Сивак, 2012]	2009–2011 гг., дневные цены акций	Нет
[Аистов, Кузьмичёв, 2013]	2000–2012 гг.	Общие доходности шести портфелей без t-статистики
[Микова, 2013]	2005–2010 гг.	Общие доходности шести портфелей без t-статистики
[Ozornov, 2015]	2008–2014 гг.	Нет
[Абрамов, Радыгин и др., 2019]	1999/2001–2017 гг.	Общие доходности двадцати портфелей и средняя доходность четырех факторов с противоречивой t-статистикой
[Бахтеев, Антясов, 2021]	2012–2020 гг., дневные цены акций	Средняя доходность четырех факторов без t-статистики
[Manushkin, 2024]	2005–2019 гг.	Избыточные доходности 48 портфелей и средняя доходность четырех факторов без t-статистики

Источник: составлено авторами.

В работе [Аистов, Кузьмичёв, 2013] также содержится прямое свидетельство о переобучении из-за игнорирования предварительного отбора факторов с помощью кросс-секционного подхода. Оно связано с разнонаправленным влиянием фактора Book-to-Market для портфелей с малой (Small) и большой (Big) капитализацией. Для Small-портфелей наибольшая доходность наблюдается для Low-портфелей (компаний с низким Book-to-Market) — 3,61% против 2,28% для High-портфелей (компаний с высоким Book-to-Market), а для Big-портфелей все наоборот — наибольшая доходность портфеля наблюдается для High-портфелей — 1,66% против 0,52% для Low-портфелей (см. в табл. 2 [Аистов, Кузьмичёв, 2013]).

В то же время предварительное применение кросс-секционного подхода для отбора факторов наложило бы ограничение: каждый фактор в отдельности должен значимо влиять на доходность. Из-за этого факторы с разнонаправленным влиянием, в зависимости от другой переменной, не попали бы в итоговую регрессию. Так, в исходной работе [Fama, French, 1993] влияние фактора Book-to-Market одинаково для портфелей Small и Big, что гарантировано предварительным отбором факторов на основе кросс-секционного подхода, примененного в статье [Fama, French, 1992].

Наконец, если всмотреться в детали, то между указанными тремя работами можно увидеть неразрешимые противоречия, исходя из чего объективную, всеми подтвержденную картину о влиянии факторов на доходность российских акций составить нельзя. Так, в исследовании [Аистов, Кузьмичёв, 2013] выделяется положительный фактор SMB и, вероятно, значимый, хотя значения t-статистики в работе не приводятся. В статье [Абрамов, Радыгин и др., 2019] авторы также указывают на значимый положительный фактор SMB за период 1999–2017 гг., но это не подтверждается их же анализом на основе спреда в портфелях между компаниями большой и малой капитализации, которая рассчитана по данным 2001–2017 гг., приведенным в той же работе, и также положительна, но, по-видимому, незначима (t-статистика отсутствует). В то же время фактор HML за период 1999–2017 гг. в данной работе оказывается положительным, но незначимым, хотя рассчитанный этими же авторами спред в портфелях между компаниями с большим и маленьким значением Book-to-Market (по данным 2001–2017 гг.), напротив, выглядит значимым (несмотря на то, что авторы не приводят t-статистику). Это не только порождает внутреннее противоречие (в рамках одной работы), но и контрастирует с оценками спреда портфелей на основе Book-to-Market, представленного в исследовании [Аистов, Кузьмичёв, 2013], который, как указано выше, имеет различный знак для компаний большой и малой капитализации. Этого не должно быть при выводе о значимости фактора на основе кросс-секционного подхода. Наконец, судя по работе [Manushkin, 2024], фактор SMB отрицателен, что не соответствует выводам двух других анализируемых публикаций, но, по всей видимости, незначимо (авторы не приводят t-статистику), а фактор HML положителен, но, по всей видимости, это также незначимо (авторы не приводят t-статистику). Это также не согласуется с работами [Аистов, Кузьмичёв, 2013; Абрамов, Радыгин и др., 2019] — где-то положительно, где-то отрицательно, где-то значимо, где-то незначимо. У автора исследования [Manushkin, 2024], видимо, значим только один фактор RMW, но сверить эти результаты с другими работами не представляется возможным из-за отсутствия аналогичных работ.

Таким образом, невнимание к кросс-секционному подходу в работах на данных по российским акциям привело к тому, что имеющимся результатам нельзя доверять — все они свидетельствуют, что трех-, четырех- или пятифакторные модели на временных рядах для российских акций лучше стандартной CAPM, однако, если всмотреться в детали, они содержат существенные противоречия, позволяющие предполагать, что все-таки в этих моделях присутствует переобучение.

Важно отметить, что модели ценообразования на развивающихся рынках, к числу которых относится российский рынок, характеризуются рядом специфических особенностей. Среди них — высокие транзакционные издержки, недостаточное развитие института инвесторов, а также относительно низкая эффективность ценообразования. Данные особенности оказывают существенное влияние на получаемые эмпирические результаты.

Во-первых, они обусловливают специфический набор значимых ценообразующих факторов. Так, в исследовании [Hou, Karolyi et al., 2011], охватившем 49 стран, показано, что факторы моментума и отношения денежного потока к цене обладают большей объясняющей силой по сравнению с традиционными для американского рынка факторами размера и стоимости. Аналогично в работах [Lesmond, 2005; Bekaert, Harvey, 2007] акцентируется внимание на том, что фактор ликвидности выступает одной из ключевых детерминант доходности на развивающихся рынках.

Во-вторых, локальные институциональные особенности также играют важную роль. В частности, исследование [Bris, Goetzmann et al., 2007], проведенное на данных 47 рынков, демонстрирует, что наличие и активное использование коротких продаж положительно связано с эффективностью ценообразования. При этом запреты на короткие продажи чаще встречаются среди компаний с низкой долей институциональных инвесторов и могут служить источником ряда наблюдаемых ценовых аномалий [Nagel, 2005].

Таким образом, выявляемые аномалии ценообразования на развивающихся рынках во многом допускают рациональное объяснение через призму локальных особенностей их институционального и рыночного развития.

ДАННЫЕ

Для экстраполяции выводов данного исследования на генеральную совокупность, интересную крупным институциональным инвесторам, основным критерием включения компаний в анализируемую выборку был факт их присутствия в составе индекса Мосбиржи (IMOEX) на заданную дату. В этот индекс попадают крупнейшие и наиболее ликвидные акции, торгуемые на Мосбирже. Много паевых и пенсионных фондов используют этот индекс в качестве инвестиционного бенчмарка. Его состав репрезентативно отражает полноту инвестиционных возможностей российского рынка акций, а устоявшаяся методика и регулярный пересмотр базы индекса обеспечивают баланс между исторической преемственностью и своевременным отбором новых компаний по мере роста их капитализации и ликвидности.

Для институциональных инвесторов это означает, что будущая инвестиционная вселенная будет формироваться по тем же объективным правилам, что и в прошлом, что дает основания экстраполировать на будущее результаты моделей, тестируемых на истории. Кроме того, поскольку в историческом составе индекса присутствуют не только те компании, которые остались сейчас, но и те, которые впоследствии выбыли из индекса, то исследование на данных, соответствующих историческому составу индекса Мосбиржи, позволит избежать ошибки выжившего.

Используемая нами синтетическая база данных была собрана путем агрегирования информации из нескольких источников — Московской биржи, Центрального банка РФ, портала FRED, портала CBONDS, портала Smartlab, информационного агентства Bloomberg и финансовой отчетности компаний. Эта база представляет собой несбалансированные панельные данные 92 компаний за период с ноября 2002 г. по январь 2022 г. Несбалансированность данных является естественным результатом динамического включения и исключения из состава индекса Мосбиржи, а также выбытия из списка публично торгуемых компаний. В совокупности база данных содержит 8077 месячных наблюдений. Все цены акций и дивиденды были скорректированы на эффекты дроблений количества акций и обратных им процедур консолидации, где необходимо.

Для каждой i-ой компании была рассчитана избыточная доходность $Re_{i,t}$ за период времени t по следующей формуле:

$$Re_{i,t} = \frac{P_{i,t} - P_{i,t-1} + Div_{i,t}}{P_{i,t-1}} - Rf_t, \quad (1)$$

где $Re_{i,t}$ — избыточная доходность i-ой компании в период времени t;
$P_{i,t}$ — цена акций i-ой компании в конце периода t;
$P_{i,t-1}$ — цена акций i-ой компании в конце периода t−1;
$Div_{i,t}$ — выплаченные i-ой компанией за период t дивиденды;
Rf_t — доходность безрискового актива за период времени t.

В качестве доходности безрисковой ставки Rf_t была использована оценка доходности по десятилетним безрисковым вложениям. Данные за период до 2021 г. были получены с портала FRED, а для последующих — с портала CBONDS.

В качестве избыточной доходности рыночного портфеля Rme_t использовалась средняя, взвешенная по капитализации, избыточная доходность компаний, входивших в индекс Мосбиржи на соответствующую дату. Значения капитализации определялись путем перемножения рыночной цены и количества акций, находящихся в обращении. Информация о количестве акций в обращении была получена из разных источников, включая Московскую биржу, информационное агентство Bloomberg, финансовую отчетность компаний.

МЕТОДОЛОГИЯ

Согласно работам [Black, Jensen et al., 1972; Fama, MacBeth, 1973] первым этапом кросс-секционного подхода является получение оценок параметров модели (2) на временны́х рядах по каждой i-ой компании.

$$Re_{i,t} = \alpha_i + \beta_i * Rme_t, \quad (2)$$

где $Re_{i,t}$ — избыточная доходность i-ой компании в период времени t;
Rme_t — избыточная доходность рыночного портфеля в период времени t.

Далее, на втором этапе, необходимо изучить кросс-секционные различия в доходностях в зависимости от бета-коэффициентов акций, полученных с помощью модели (2). Для полноты картины мы применяем три формы кросс-секционных моделей: форму [Black, Jensen et al., 1972] и две формы [Fama, MacBeth, 1973] — без использования скользящего окна и с его использованием.

1. Модель BJS в форме [Black, Jensen et al., 1972]

$$\overline{Re_i} = \gamma_0 + \gamma_1 * \hat{\beta}_i, \quad (3)$$

где $\overline{Re_i}$ — средняя избыточная доходность i-го актива;
$\hat{\beta}_i$ — бета-коэффициент из модели (2), отражающий степень чувствительности i-го актива к избыточной доходности рыночного портфеля.

Данная форма модели рассматривает различия в средних избыточных доходностях между компаниями только как результат различий в бета-коэффициентах этих компаний, вместе с тем игнорирует возможные изменения данной зависимости во времени как для доходностей, так и для бета-коэффициентов.

Оценки коэффициентов $\hat{\beta}_i$ для каждой i-ой компании получаются на основе модели (2) независимо друг от друга за весь период наблюдений. Затем на основе полученных для каждой компании за весь период оценок $\overline{Re_i}$ и $\hat{\beta}_i$ строится модель (3) по всем компаниям выборки, в которой оцениваются параметры γ_0 и γ_1.

2. Модель FMB в форме [Fama, MacBeth, 1973] без использования скользящего окна:

$$\mathrm{Re}_{i,t} = \gamma_{0,t} + \gamma_{1,t} * \hat{\beta}_i, \quad (4)$$

где $\mathrm{Re}_{i,t}$ — избыточная доходность i-ой компании в период времени t;
$\hat{\beta}_i$ — бета-коэффициент из модели (2), оцененный так же, как для модели (3).

Эта форма модели также стремится раскрыть причины различий в доходностях отдельных компаний, однако, в отличие от предыдущей формы, использующей средние по времени значения доходностей, учитывает различия доходности во времени. При этом динамика бета-коэффициентов по-прежнему не учитывается.

Параметры $\gamma_{0,t}$ и $\gamma_{1,t}$ по модели (4) оцениваются на каждый месяц, после чего к ним применяется усреднение по времени с помощью:

$$\widehat{\gamma_j} = \frac{1}{T} * \sum_{t=1}^{T} \widehat{\gamma_{j,t}} \quad (5)$$

$$\mathrm{SE}_{\widehat{\gamma_j}} = \frac{\sqrt{\frac{1}{T} * \sum_{t=1}^{T} (\widehat{\gamma_{j,t}} - \widehat{\bar{\gamma}_j})^2}}{\sqrt{T}}. \quad (6)$$

3. Модель FMB+RW в форме [Fama, MacBeth, 1973] с использованием скользящего окна:

$$\mathrm{Re}_{i,t} = \gamma_{0,t} + \gamma_{1,t} * \hat{\beta}_{i,t}, \quad (7)$$

где $\hat{\beta}_{i,t}$ — бета-коэффициент из модели (2), оцененный за 60 месяцев до периода t, но с пересчетом раз в 12 месяцев.

В этой форме модели бета-коэффициенты для каждой i-ой компании оцениваются с помощью модели (2) на основе данных за 60 месяцев, предшествующих периоду t, но пересчитываются только раз в 12 месяцев, а параметры $\gamma_{0,t}$ и $\gamma_{1,t}$, так же как и в модели (4), оцениваются на каждый месяц, после чего к ним применяется усреднение по времени с помощью формул (5) и (6).

Данная форма модели (7) добавляет к предыдущей возможность изменчивости бета-коэффициента во времени. Кроме того, в отличие от моделей (3) и (4), она исключает так называемый forward-looking bias — ситуацию, когда данные, недоступные для принятия инвестиционных решений в момент анализа, влияют на результаты оценки моделей. Очевидно, что эта форма модели ближе к реальным условиям, в которых участники рынка акций могли бы реализовывать арбитраж на основе CAPM, чем две предыдущие формы модели. Однако недостатком этой формы является то, что стандартные ошибки бета-коэффициентов наименее пригодны для тестов, так как $\hat{\beta}_i$ «перекрываются» при оценке друг другом.

Для всех трех форм модели справедливо, что если CAPM Шарпа — Линтнера верна, то γ_0, отражающий избыточную доходность на актив с нулевым бета-коэффициентом, должен быть близок к нулю, а γ_1 должен быть положительным и близким к ожидаемому значению рисковой премии за рыночный портфель. При этом различия в результатах, полученных с помощью рассматриваемых разных форм модели, отражают чувствительность результатов к методологии и требуют отдельной дискуссии.

Для оценки устойчивости результатов моделей (3), (4), (7) к включению дополнительных факторов (контрольных переменных) они были исследованы в разрезе пятилетних периодов, в зависимости от числа доступных наблюдений по анализируемым компаниям (до десяти лет и не менее десяти лет), а также в зависимости от фактора размера, оцененного рыночной капитализацией. Все эти дополнительные факторы определялись апостериорно (на конец анализируемого периода), что позволило изучить свойства выборки, но не

достичь предсказательной способности моделей. Апостериорное разделение на компании большой и малой капитализации было сделано через ее принадлежность к той или иной группе бóльшую часть времени (более 50%), пока она находилась в индексе Мосбиржи.

В завершение, с учетом повышенного внимания исследователей к фактору рыночной капитализации, а также по аналогии с работой [Fama, French, 1992], для оценки устойчивости полученных результатов этот фактор добавлен в модели (4) и (7), которые теперь приняли следующий вид:

$$\mathrm{Re}_{i,t} = \gamma_{0,t} + \gamma_{1,t} * \beta_i + \gamma_{2,t} * \log(\mathrm{MC}_t) \quad (8)$$

$$\mathrm{Re}_{i,t} = \gamma_{0,t} + \gamma_{1,t} * \beta_{i,t} + \gamma_{2,t} * \log(\mathrm{MC}_t), \quad (9)$$

где $\log(\mathrm{MC}_t)$ — натуральный логарифм рыночной капитализации на конец периода, предшествующего периоду t.

В моделях (8) и (9) использовался априорный фактор капитализации — ее значение на конец предшествующего периода t. Отметим, что включение априорного фактора капитализации в модель (3) невозможно.

РЕЗУЛЬТАТЫ И ДИСКУССИЯ

В табл. 2 представлены результаты оценки кросс-секционной регрессии в соответствии с моделью BJS, формула (3), где каждый столбец показывает результаты, полученные на указанном временном интервале. В скобках приведены стандартные отклонения для соответствующих коэффициентов. Видно, что на полном периоде коэффициент $\widehat{\gamma_1}$ отрицателен и статистически значим на уровне 1%, а коэффициент $\widehat{\gamma_0}$ положителен и значим на уровне 5%. Это несовместимо с CAPM, которая требует, чтобы $\widehat{\gamma_1}$ был положителен; то есть чем больше систематический риск (бета), тем больше должна быть избыточная доходность актива, а $\widehat{\gamma_0}$ должен незначимо отличаться от нуля. Анализ пятилетних периодов показывает, что основным источником данных отклонений от CAPM является период 2012–2017 гг. В остальные периоды влияние $\widehat{\gamma_1}$ скорее нейтрально, чем положительно, что также несовместимо с CAPM, а $\widehat{\gamma_0}$ варьируется в допускаемом CAPM диапазоне.

Таблица 2

Результаты оценивания модели BJS

	Зависимая переменная: $\overline{\mathrm{Re}_i}$				
Период	Полный	дек. 2002 – нояб. 2007	дек. 2007 – нояб. 2012	дек. 2012 – нояб. 2017	дек. 2017 – янв. 2022
$\widehat{\gamma_1}$	−0,014*** (0,005)	0,003 (0,012)	−0,001 (0,010)	−0,020*** (0,005)	−0,003 (0,007)
$\widehat{\gamma_0}$	0,011** (0,005)	0,016 (0,010)	−0,007 (0,012)	0,017*** (0,005)	0,002 (0,006)
Количество наблюдений	92	34	41	67	56
Средний R^2	8,5 %	0,2 %	0,05 %	23,3 %	0,5 %
Средний R^2 adj	7,4 %	−2,9 %	−2,5 %	22,1 %	−1,4 %

*Примечание: * p < 0,1; ** p < 0,05; *** p < 0,01.*
Источник: рассчитано и составлено авторами.

В табл. 3 представлены усредненные по времени оценки кросс-секционной регрессии по модели FMB без скользящего окна на основе формулы (4). Каждый столбец соответствует результатам, полученным на указанном временном интервале. В скобках приведены стандартные отклонения.

Таблица 3

Результаты оценивания модели FMB без применения скользящего окна

	Зависимая переменная: $Re_{i,t}$				
Период	Полный	дек. 2002 – нояб. 2007	дек. 2007 – нояб. 2012	дек. 2012 – нояб. 2017	дек. 2017 – янв. 2022
$\widehat{\gamma_1}$	−0,007 (0,007)	−0,022 (0,018)	0,002 (0,016)	−0,012 (0,009)	0,0002 (0,008)
$\widehat{\gamma_0}$	0,016*** (0,005)	0,045*** (0,012)	−0,003 (0,010)	0,016*** (0,006)	0,007 (0,005)
Количество кросс-секционных регрессий	230	60	60	60	50
Средний R^2	9,2 %	15,55 %	10,04 %	7,94 %	10,49 %
Средний R^2 adj	6,05 %	10,69 %	6,82 %	6,00 %	8,25 %

*Примечание: * p < 0,1; ** p < 0,05; *** p < 0,01.*
Источник: рассчитано и составлено авторами.

Результаты модели FMB схожи с результатами модели BJS. Коэффициент $\widehat{\gamma_1}$ по-прежнему отрицателен на полной выборке, однако уже статистически незначим. В разрезе рассмотренных пятилетних периодов видно, что источником отрицательного $\widehat{\gamma_1}$ является не только период 2012–2017 гг., как в модели BJS, но также период 2002–2007 гг. В остальные периоды $\widehat{\gamma_1}$ скорее нейтральный, чем положительный. А усредненная по времени оценка константы $\widehat{\gamma_0}$ статистически значима на 1%-м уровне как на полном периоде, так и на двух из четырех пятилетних периодов.

Таким образом, результаты моделей BJS и FMB свидетельствуют, что анализируемые данные по российским акциям не соответствуют CAPM Шарпа — Линтнера. Первая аномалия состоит в положительном и статистически значимом — как в модели BJS, так и в модели FMB — коэффициенте $\widehat{\gamma_0}$, а вторая аномалия состоит в отрицательном влиянии систематического риска на избыточную доходность (отрицательный $\widehat{\gamma_1}$, статистически значимый в модели BJS). Первая аномалия, в общем-то, соответствует результатам для рынка акций США, задокументированным в работах [Black, Jensen et al., 1972; Fama, MacBeth, 1973]. А вот вторая аномалия для рынка акций США отсутствует — там наблюдается более пологая, чем ожидалось в соответствии с исторической рисковой премией по акциям, зависимость избыточной доходности от систематического риска, но коэффициент $\widehat{\gamma_1}$ все-таки положительный и даже статистически значимый (а не отрицательный, как для российских акций), из-за чего эта пологость интерпретируется как следствие первой аномалии.

В табл. 4 приведены усредненные оценки кросс-секционной регрессии по модели FMB+RW с использованием пятилетнего скользящего окна на основе формулы (7). Каждый столбец соответствует результатам, полученным на указанном временном интервале. В скобках приведены стандартные отклонения. Видно, что при использовании априорно измеренных пятилетних бет результат на полном периоде не только совместим с CAPM, но и отвергает в ее пользу нулевую гипотезу о том, что системный риск не влияет на избыточную доходность, — в табл. 4 для полного периода коэффициент $\widehat{\gamma_1}$ является положительным и статистически значимым на 5%-м уровне, а коэффициент $\widehat{\gamma_0}$ значимо не отличается от нуля. Тем не менее даже в лучшей на текущий момент спецификации модель способна объяснить лишь 8,7% кросс-секционной дисперсии (2,91% при использовании скорректированного R-квадрата).

Априорные пятилетние беты имеют особую ценность по трем причинам. Во-первых, в отсутствие forward-looking bias они отражают результат вполне воспроизводимой торговой стратегии, тем самым способствуя ценообразованию в соответствии с CAPM через арбитраж. Во-вторых, они позволяют исключить из рассмотрения те компании, которые

имеют недостаточную историю (менее пяти лет) для оценки беты. В-третьих, в работе [Fama, French, 1992] для американского рынка именно априорные пятилетние беты уступают в предсказательной способности априорному фактору рыночной капитализации, что является важнейшим аргументом в пользу последующей трехфакторной модели. При этом апостериорные беты для американских акций на равных с фактором капитализации объясняют вариацию избыточных доходностей. Таким образом, если следовать логике [Fama, French, 1992], то для обоснования значимости фактора капитализации с помощью кросс-секционного подхода его следует сравнивать именно с априорными пятилетними бетами.

Таблица 4

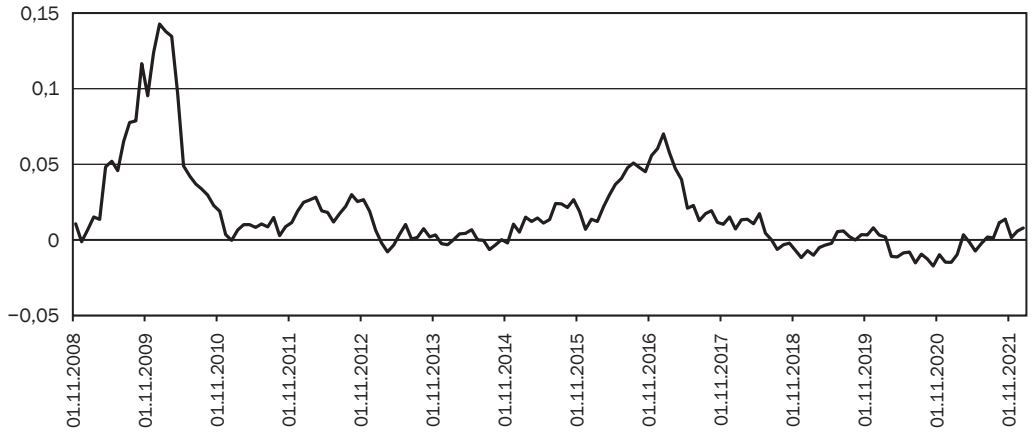
Результаты оценивания модели FMB+RW со скользящим окном

	Зависимая переменная: $\mathrm{Re}_{i,t}$				
Период	Полный	дек. 2002 – нояб. 2007	дек. 2007 – нояб. 2012	дек. 2012 – нояб. 2017	дек. 2017 – янв. 2022
$\widehat{\gamma_1}$	0,017** (0,008)	–	0,033 (0,02)	0,017** (0,008)	−0,003 (0,006)
$\widehat{\gamma_0}$	−0,009 (0,006)	–	−0,027* (0,014)	−0,008 (0,01)	0,013** (0,006)
Количество кросс-секционных регрессий	170	–	60	60	50
Средний R^2	8,7 %	–	12,39 %	8,32 %	4,83 %
Средний R^2 adj	2,91 %	–	3,51 %	3,62 %	1,42 %

*Примечание: * p < 0,1; ** p < 0,05; *** p < 0,01.*
Источник: рассчитано и составлено авторами.

Рисунок 1

Сглаженная при помощи 12-месячного скользящего окна оценка премии за рыночный риск в динамике $\widehat{\gamma_{1,t}}$



Источник: рисунок и расчеты авторов.

Результаты FMB+RW модели в разрезе пятилетних периодов показывают заметную чувствительность полученных итоговых значений к периоду, за который анализируются данные. Из анализа периодов видно, что за 2007–2012 гг. наклон $\widehat{\gamma_1}$ заметно растет, а пересечение $\widehat{\gamma_0}$ заметно падает, затем в 2012–2017 гг. наклон и пересечение возвращаются к уровням за полный период; далее, в 2017–2022 гг., наклон заметно падает, а пересечение заметно растет. Это нельзя интерпретировать как какую-либо аномалию CAPM, но, очевидно, это свидетельствует о неустойчивости полученного результата и потенциально может быть источником проблем.

Для более детального анализа целесообразно обратиться к рис. 1, на котором представлена усредненная за предшествующие 12 месяцев оценка премии за рыночный риск $\widehat{\gamma_{1,t}}$. На графике отчетливо прослеживаются периоды повышения премии, которые, с высокой степенью вероятности, обусловлены шоками 2008 и 2014–2015 гг., а также относительно стабильные интервалы 2009–2013 и 2017–2022 гг.

Выводы, полученные по результатам тестирования моделей на полном периоде и представленные в табл. 2–4, демонстрируют устойчивость к изменению спецификации безрисковой доходности (в качестве альтернативных мер рассматривались доходность индекса государственных облигаций RGBI и овернайт-ставка депозитов российского межбанковского рынка RUONIA), к выбору рыночного индекса (анализировалась доходность как без учета, так и с учетом дивидендов), а также к корректировке стандартных ошибок на основе методологии Newey-West (соответствующие результаты не приводятся, но доступны по запросу).

В рамках изучения чувствительности была также повторена оценка моделей BJS, FMB и FMB+RW на двух группах: отдельно с использованием апостериорного разделения компаний на основе числа доступных наблюдений и отдельно на основе рыночной капитализации (соответствующие результаты не приводятся, но доступны по запросу). Результаты оценивания говорят о том, что для всех трех моделей указанные выше две аномалии CAPM наблюдаются только для компаний с числом наблюдений менее десяти лет и для компаний малой капитализации. Вместе с тем оценки $\widehat{\gamma_1}$ с использованием подхода FMB+RW были положительными и статистически значимыми и в группе компаний большой капитализации, и в группе с количеством наблюдений более десяти лет; при использовании подходов FMB и BJS оценки оставались положительными, но теряли свою статистическую значимость.

В табл. 5 приведены результаты оценки моделей FMB и FMB+RW при добавлении к ним фактора рыночной капитализации в соответствии с формулами (8) и (9). Видно, что коэффициент $\widehat{\gamma_1}$, отражающий влияние бета-коэффициента на кросс-секционную вариацию избыточных доходностей, остается почти таким же, как в табл. 3 и 4: −0,007 для модели FMB и 0,014 для модели FMB+RW (есть небольшое снижение с 0,017). При этом вновь добавленный коэффициент $\widehat{\gamma_2}$, отражающий вклад логарифма априорной капитализации, в обеих моделях оказывается статистически незначимым. Из этого следует, что полученные результаты моделей FMB и FMB+RW в соответствии с формулами (4) и (7) устойчивы к добавлению контрольной переменной логарифма априорной капитализации.

Таблица 5

Результаты оценивания моделей FMB и FMB+RW с добавлением логарифма априорной капитализации

	Зависимая переменная: $\mathrm{Re}_{i,t}$	
Подход	FMB	FMB + RW
$\widehat{\gamma_1}$	−0,007 (0,007)	0,014* (0,008)
$\widehat{\gamma_2}$	−0,001 (0,001)	−0,001 (0,001)
$\widehat{\gamma_0}$	0,036* (0,022)	0,032 (0,028)
Количество наблюдений	230	
Количество кросс-секционных регрессий		170
R^2 \ Средний R^2	12,95 %	13,72 %
R^2 adj \ Средний R^2 adj	6,66 %	1,97 %

*Примечание: * p < 0,1; ** p < 0,05; *** p < 0,01.*
Источник: рассчитано и составлено авторами.

Схожие регрессии с двумя факторами для рынка акций США в работе [Fama, French, 1992] показали, что логарифм априорной капитализации лучше объясняет кросс-секционную вариацию избыточных доходностей, чем априорные беты. Это было серьезным аргументом в пользу многофакторных моделей. Но в данном случае подобный эффект отсутствует. Для российских акций наблюдается несущественный вклад априорного логарифма капитализации в объяснение кросс-секционной вариации по сравнению со вкладом априорной пятилетней беты (модель FMB-RW).

Обобщая результаты табл. 2–4 и 5, как можно объяснить аномалии, выявленные моделями BJS и FMB для всей выборки данных?

Во-первых, обнаруженные аномалии могут быть обусловлены как краткосрочными эффектами от компаний с числом доступных наблюдений менее десяти лет, так и от временной неэффективности ценообразования в периоды ценовых шоков (в частности, в 2008 г. и 2014–2015 гг.; см. рис. 1). Логика данного объяснения представляется достаточно прозрачной: корректное ценообразование в рамках CAPM требует достаточности информационной базы. Соответственно, сокращение объема данных сопряжено с увеличением вероятности возникновения аномалий. Кроме того, полученные отрицательные результаты могут быть вызваны наличием премии за неликвидность и связанными с этим транзакционными издержками. Вместе с тем в рамках данной интерпретации апостериорные оценки беты для компаний с достаточным числом наблюдений должны оставаться совместимыми с CAPM наравне с априорными оценками. Иными словами, предложенное объяснение приобретает бóльшую убедительность при отсутствии структурных разрывов в модели CAPM, оцениваемой по временным рядам.

Во-вторых, аномалии можно объяснить использованием апостериорных бет, в то время как при использовании априорной пятилетней беты в модели FMB+RW они пропадают (см. табл. 4). Априорные пятилетние беты имеют очевидное преимущество из-за фильтра по минимальному числу наблюдений, возможности учета динамики бета-коэффициента и отсутствию forward-looking bias. Наблюдаемые изменения бета-коэффициентов могут носить структурный характер, вполне объясняемый среднесрочным изменением макроэкономического режима (например, через смену модели экономического роста, адаптации к новым внешним макроэкономическим ограничениям, изменению стоимости капитала для корпоративного сектора и др.). Апостериорные же беты в сравнении с априорными пятилетними бетами имеют меньше гибкости и потому при наличии структурных разрывов в CAPM на временных рядах могут отражать бессмысленную «среднюю температуру по больнице». Однако серьезным недостатком этого объяснения является сокращение числа анализируемых наблюдений и возможная чувствительность полученных результатов к периоду, за который анализируются данные, что требует дополнительной проверки.

В-третьих, аномалии также могут быть вызваны компаниями малой капитализации. Это можно проверить, внимательно изучив фактор капитализации с помощью кросс-секционного подхода по аналогии с [Fama, French, 1992]. Однако, как показали результаты табл. 5, для российских акций это объяснение пока что не выглядит предпочтительнее, чем конкурирующее объяснение через априорные пятилетние беты. Другое логичное объяснение может состоять в пересечении малых компаний и компаний с числом доступных наблюдений менее десяти лет. Из-за этого число доступных наблюдений окажется «спутывающей переменной» (confounder) для переменной размера, порождающей ложную видимость причинно-следственной связи между размером компании и наличием аномалий в CAPM.

Пока следует воздержаться от окончательного вывода о том, какое из этих трех возможных объяснений найденных аномалий является верным. Использование априорных пятилетних бет выглядит весьма правдоподобно и точно может быть принято за основу

для последующего отбора переменных для многофакторных CAPM. Однако связано ли это именно с влиянием краткосрочных эффектов, с плавающими бетами (из-за наличия структурных разрывов в CAPM) или же с удачным способом фильтрации по числу доступных наблюдений — однозначно утверждать пока не представляется возможным. Недостатком двух оставшихся способов объяснения найденных аномалий является статистическая незначимость $\widehat{\gamma_1}$ в тех модификациях, где аномалии пропадают. Связано ли это с недостатком наблюдений или указывает на то, что систематический риск (бета) не так уж сильно влияет на избыточные доходности, остается неизвестным. С учетом того, что аналогичные работы для рынка акций США базировались на более чем 35-летней истории и охватывали свыше 1 тыс. компаний, недостаток наблюдений как причина, по которой нельзя подтвердить однофакторную CAPM во многих модификациях без аномалий, выглядит вполне правдоподобно.

ЗАКЛЮЧЕНИЕ

Проведенный анализ показал, что применение кросс-секционной регрессии в формах Black, Jensen и Scholes (BJS), а также Fama и MacBeth (FMB) демонстрирует в данных по российским акциям две аномалии, не совместимые с CAPM Шарпа — Линтнера. Во-первых, это положительный и статистически значимый коэффициент $\widehat{\gamma_0}$, отражающий положительную избыточную доходность портфеля с нулевой бетой. А во-вторых, это отрицательное влияние систематического риска на избыточную доходность, выражающееся в отрицательном коэффициенте $\widehat{\gamma_1}$, статистически значимом только в BJS-модели. Если первая аномалия в целом соответствует результатам для рынка акций США, то вторая является специфической для российского рынка — на американском рынке зависимость доходности от беты положительна и статистически значима, хотя и более пологая, чем ожидалось.

Наиболее правдоподобным объяснением выявленных аномалий на российском рынке, по результатам настоящего исследования, представляется различие между априорными и апостериорными оценками бета-коэффициентов, а также погрешность оценивания, характерная для акций с малым числом наблюдений. Установлено, что указанные аномалии устраняются при исключении forward-looking bias посредством использования априорных пятилетних бета-коэффициентов в спецификации FMB+RW, что обеспечивает совместимость полученных результатов с предсказаниями CAPM. Аналогичным образом оценки, полученные в рамках моделей BJS и FMB для выборки компаний с продолжительностью наблюдений не менее десяти лет, также оказываются согласованными с CAPM.

Вместе с тем необходимо сформулировать ряд существенных оговорок. Во-первых, несмотря на достижение статистической совместимости с теоретической моделью, ее эмпирическая объясняющая способность остается весьма ограниченной: применение априорных бета-коэффициентов позволяет объяснить менее трех процентов кросс-секционной дисперсии доходностей. Во-вторых, для более обоснованного установления причин возникновения обнаруженных аномалий требуется проведение дополнительного анализа.

Так или иначе, полученные результаты с достаточной степенью надежности допускают использование CAPM, основанной на априорных пятилетних бета-коэффициентах, в качестве обоснованной нулевой гипотезы при последующем тестировании иных факторов в рамках кросс-секционного подхода.

Также установлено, что фактор капитализации скорее всего не влияет на полученные результаты кросс-секционного подхода. Да, для компаний малой капитализации найденные аномалии выражены более сильно, чем для компаний большой капитализации. Однако добавление логарифма априорной капитализации в кросс-секционную регрессию

в качестве второго фактора заметно не меняет полученные ранее результаты. В частности, для модели FMB+RW коэффициент $\widehat{\gamma_1}$, отражающий влияние априорных пятилетних бет на избыточную доходность, остается положительным и статистически значимым, а коэффициент $\widehat{\gamma_2}$, показывающий роль фактора размера, оказывается незначим. Это ставит под сомнение существование премии за размер на российском рынке акций для выборки компаний, интересной институциональным инвесторам. Однако более тщательный анализ в стиле авторов исследования [Fama, French, 1992] необходим, чтобы подтвердить этот вывод окончательно.

К недостаткам этой работы следует отнести заметную чувствительность результатов модели FMB+RW к выбранному пятилетнему периоду анализа, что требует дополнительной проверки. Кроме того, имеющаяся выборка (92 компании за почти 20-летний период), по всей видимости, является недостаточной для надежных выводов; по крайней мере, подобные пионерские работы для рынка акций США опирались на данные за более чем 35-летний период при охвате свыше 1 тыс. компаний.

Тем не менее результаты данного исследования имеют важное практическое значение. Они указывают: прежде чем строить и использовать многофакторные CAPM для российских акций (для оценки стоимости собственного капитала или для портфельного инвестирования), необходимо провести тщательный предварительный отбор факторов с помощью кросс-секционного подхода. Без такой процедуры включение в модель на временны́х рядах факторов по аналогии с моделями, разработанными для развитых рынков, создает риск переобучения с последующей ошибкой вне выборки. Только такая методологически строгая процедура позволит определить, какие факторы действительно значимы для ценообразования российских акций, а какие являются артефактами переобучения.

Список источников / References

1. Абрамов А. Е., Радыгин А. Д. и др. Модели ценообразования акций российских компаний и их практическое применение // Вопросы экономики. 2019. № 3. С. 48–76. https://doi.org/10.32609/0042-8736-2019-3-48-76. Abramov A.E., Radygin A.D. et al. (2019). Stock Pricing Models for Russian Companies and Their Practical Application. *Issues of Economics*, 3, 48–76 (in Russ.). https://doi.org/10.32609/0042-8736-2019-3-48-76.
2. Аистов А. В., Кузьмичёв К. Е. Эмпирический анализ моделей ценообразования активов на российском фондовом рынке // Финансовая аналитика: проблемы и решения. 2013. № 5. С. 36–44. URL: https://www.fin-izdat.ru/journal/fa/detail.php?ID=55028. Aistov A.V., Kuz'michyov K.E. (2013). Empirical Analysis of Asset Pricing Models on the Russian Stock Market. *Financial Analytics: Science and Experience*, 5, 36–44 (in Russ.). URL: https://www.fin-izdat.ru/journal/fa/detail.php?ID=55028.
3. Бахтеев С. А., Антясов Е. А. Эмпирическое тестирование пятифакторной модели Фама–Френча на российском фондовом рынке // Экономика. 2021. № 10. С. 1171–1177. URL: https://www.elibrary.ru/item.asp?id=47473597. Bakhteev S.A., Antyasov E.A. (2021). Empirical Testing of the Fama-French Five-Factor Model on the Russian Stock Market. *Economics*, 10, 1171–1177 (in Russ.). URL: https://www.elibrary.ru/item.asp?id=47473597.
4. Микова Е. С. Тестирование рыночного риска, ликвидности, размера компаний и моментов более высоких порядков при объяснении доходности российских акций // Финансовая аналитика: проблемы и решения. 2013. № 12. С. 43–51. URL: https://www.fin-izdat.ru/journal/fa/detail.php?ID=55902. Mikova E.S. (2013). Testing Market Risk, Liquidity, Company Size and Higher-Order Moments in Explaining Russian Stock Returns. *Financial Analytics: Science and Experience*, 12, 43–51 (in Russ.). URL: https://www.fin-izdat.ru/journal/fa/detail.php?ID=55902.
5. Молодова Е. А., Пирогов Н. К. Затраты на собственный капитал: тестирование трехфазной модели Фамы и Френча на российском рынке капитала // Корпоративные финансовые решения. Эмпирический анализ российских компаний (корпоративные финансовые решения на развивающихся рынках капитала): монография / науч. ред.: И. В. Ивашковская. М.: ИНФРА-М, 2011. Гл. 4. С. 48–79. URL: https://publications.hse.ru/chapters/79513334. Molodova E.A., Pirogov N.K. (2011). Cost of Equity: Testing the Fama and French Three-Factor Model on the Russian Capital Market. Moscow: INFRA-M, 48–79 (in Russ.). URL: https://publications.hse.ru/chapters/79513334.

6. Федорова Е. А., Сивак А. Р. Сравнение моделей CAPM и Фамы — Френча на российском фондовом рынке // Финансы и кредит. 2012. № 42 (522). С. 42–48. URL: https://www.fin-izdat.ru/journal/fc/detail.php?ID=53697. Fedorova E.A., Sivak A.R. (2012). Comparison of CAPM and Fama-French Models on the Russian Stock Market. *Finance and Credit*, 42 (522), 42–48 (in Russ.). URL: https://www.fin-izdat.ru/journal/fc/detail.php?ID=53697.
7. Aharoni G., Grundy B. et al. (2013). Stock returns and the Miller Modigliani valuation formula: Revisiting the Fama French analysis. *Journal of Financial Economics*, 110, 2, 347–357. https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2013.08.003.
8. Banz R.W. (1981). The relationship between return and market value of common stocks. *Journal of Financial Economics*, 9, 1, 3–18. https://doi.org/10.1016/0304-405X(81)90018-0.
9. Basu S. (1977). Investment performance of common stocks in relation to their price-earnings ratios: A test of the efficient market hypothesis. *The Journal of Finance*, 32, 3, 663–682. https://doi.org/10.2307/2326304.
10. Bekaert G., Harvey C.R. et al. (2007). Liquidity and Expected Returns: Lessons from Emerging Markets. *The Review of Financial Studies*, 20 (6), 1783–1831. URL: https://business.columbia.edu/sites/default/files-efs/pubfiles/2827/lessons.pdf.
11. Bhandari L.C. (1988). Debt equity ratio and expected common stock returns: Empirical evidence. *The Journal of Finance*, 43, 2, 507–528. https://doi.org/10.2307/2328473.
12. Black F., Jensen M.C. et al. (1972). The capital asset pricing model: Some empirical tests. URL: https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=908569.
13. Bris A., Goetzmann W.N. et al. (2007). Efficiency and the Bear: Short Sales and Markets around the World. *The Journal of Finance*, 62 (3), 1029–1079. https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2007.01230.x.
14. Cochrane J.H. (2009). Asset Pricing: Revised Edition. Princeton: Princeton University Press. URL: https://bsutrisno.wordpress.com/wp-content/uploads/2017/02/cochrane_2005_asset-pricing.pdf.
15. Cochrane J.H. (2011). Presidential address: Discount rates. *The Journal of Finance*, 66, 4, 1047–1108. https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2011.01671.x.
16. Fama E.F., French K.R. (1992). The cross-section of expected stock returns. *The Journal of Finance*, 47, 2, 427–465. https://doi.org/10.2307/2329112.
17. Fama E.F., French K.R. (1993). Common risk factors in the returns on stocks and bonds. *Journal of Financial Economics*, 33, 1, 3–56. https://doi.org/10.1016/0304-405X(93)90023-5.
18. Fama E.F., French K.R. (2006). Profitability, investment and average returns. *Journal of Financial Economics*, 82, 3, 491–518. https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2005.09.009.
19. Fama E.F., French K.R. (2008). Dissecting anomalies. *The Journal of Finance*, 63, 4, 1653–1678. https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2008.01371.x.
20. Fama E.F., French K.R. (2015). A five-factor asset pricing model. *Journal of Financial Economics*, 116, 1, 1–22. https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2014.10.010.
21. Fama E.F., MacBeth J.D. (1973). Risk, return, and equilibrium: Empirical tests. *Journal of Political Economy*, 81, 3, 607–636. https://doi.org/10.1086/260061.
22. Harvey C.R., Liu Y. et al. (2016). … and the cross-section of expected returns. *The Review of Financial Studies*, 29, 1, 5–68. https://doi.org/10.1093/rfs/hhv059.
23. Harvey C.R., Liu Y. (2021). Lucky factors. *Journal of Financial Economics*, 141, 2, 413–435. https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2021.04.014.
24. Hou K., Karolyi G.A. et al. (2011). What Factors Drive Global Stock Returns? *The Review of Financial Studies*, 24 (8), 2527–2574. https://doi.org/10.2139/ssrn.908345.
25. Lesmond D.A. (2005). Liquidity of Emerging Markets. *Journal of Financial Economics*, 77 (2), 411–452. https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2004.01.005.
26. Lewellen J., Nagel S. et al. (2010). A skeptical appraisal of asset pricing tests. *Journal of Financial Economics*, 96, 2, 175–194. https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2009.09.001.
27. Manushkin N.A. (2024). Application of Fama-French five factor model on the Russian market. URL: https://www.hse.ru/data/2024/05/23/2124896007/95FE2024.pdf?ysclid=mv2ricgumu439533825.
28. Nagel S. (2005). Short Sales, Institutional Investors and the Cross-Section of Stock Returns. *Journal of Financial Economics*, 78 (2), 277–309. https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2004.08.008.
29. Novy-Marx R. (2013). The other side of value: The gross profitability premium. *Journal of Financial Economics*, 108, 1, 1–28. https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2013.01.003.
30. Ozornov S. (2015). Validity of Fama and French model on RTS index. *Review of Business and Economics Studies*, 4, 22–43. URL: https://rbes.fa.ru/jour/article/view/25.
31. Stattman D. (1980). Book values and stock returns. *The Chicago MBA: A Journal of Selected Papers*, 4, 1, 25–45. URL: https://www.scirp.org/reference/referencespapers?referenceid=2127330.
32. Titman S., Wei K.C.J. et al. (2004). Capital investments and stock returns. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 39, 4, 677–700. https://doi.org/10.1017/S0022109000003173.

Информация об авторах

***Юрий Роландович Ичкитидзе**, кандидат экономических наук, доцент департамента финансов Национального исследовательского университета «Высшая школа экономики», г. Санкт-Петербург, Российская Федерация*

***Александр Вячеславович Попов**, аспирант Национального исследовательского университета «Высшая школа экономики», г. Санкт-Петербург, Российская Федерация*

Information about the authors

***Yuriy R. Ichkitidze**, Candidate of Economic Sciences, Associate Professor of the Department of Finance, HSE University, Saint Petersburg, Russian Federation*

***Aleksandr V. Popov**, Postgraduate Student, HSE University, Saint Petersburg, Russian Federation*

Статья поступила в редакцию 06.04.2026
Одобрена после рецензирования 24.08.2026
Принята к публикации 30.09.2026

The article submitted April 6, 2026
Approved after reviewing August 24, 2026
Accepted for publication September 30, 2026