ОРИГИНАЛЬНАЯ СТАТЬЯ

DOI: 10.26794/2587-5671-2022-26-3-64-84 УДК 336.63,519.237.5(045)

JEL C23, C26, G30



Проблема эндогенности в корпоративных финансах: теория и практика

3.В. Селезнева, М.С. Евдокимова

Национальный исследовательский университет «Высшая школа экономики», Москва, Россия

АННОТАЦИЯ

Эндогенность может вызывать значительное смещение оценок коэффициентов, вплоть до изменения знака влияния. Это приводит к противоречивым результатам в исследованиях, что также мешает адекватно проверять отдельные гипотезы и теории в корпоративных финансах (КФ). А практикам, например, консультантам по оценке стоимости компании, такие проблемы с моделями мешают получать максимально достоверные оценки в интересах заказчика. Цель исследования — систематизировать методы борьбы с эндогенностью в КФ и проиллюстрировать подход борьбы с нею. В работе приведены причины возникновения эндогенности с эконометрической точки зрения, с примерами из КФ, а также эконометрические методы борьбы с ней. В результате системного обзора литературы авторы показали, что в исследованиях, связанных с КФ, для борьбы с эндогенностью чаще всего используют динамические модели оценки панельных данных, в частности методом Бланделла-Бонда. Заключение, сделанное в рамках обзора литературы, авторы проверили эмпирически. Для обнаружения эндогенности использован тест Хаусмана, тест на эндогенность и анализ корреляционной матрицы, включающей сохраненные остатки регрессии. В ходе пошагового нивелирования эндогенности авторы пришли к выводу, что метод Бланделла-Бонда не всегда является оптимальным инструментом для борьбы с эндогенностью в КФ, как и регрессия с фиксированным эффектом. В ходе оценки модели стоимости капитала и устранения эндогенности наиболее подходящим оказался двухшаговый метод наименьших квадратов (IV 2SLS). Кроме этого, были усовершенствованы оценки модели стоимости капитала, анализирующей влияние нефинансовой отчетности. Ключевые слова: корпоративные финансы; эндогенность; инструментальные переменные; регрессионный анализ панельных данных; стоимость капитала; нефинансовая отчетность

Для цитирования: Селезнева З.В., Евдокимова М.С. Проблема эндогенности в корпоративных финансах: теория и практика. Финансы: теория и практика. 2022;26(3):64-84. DOI: 10.26794/2587-5671-2022-26-3-64-84

ORIGINAL PAPER

Endogeneity Problem in Corporate Finance: Theory and Practice

Z.V. Selezneva, M.S. Evdokimova

National Research University Higher School of Economics, Moscow, Russia

ABSTRACT

Endogeneity can cause a significant bias in the coefficient estimation, up to the change in sign. It leads to controversial research results, which also makes it difficult to adequately test individual hypotheses and theories in corporate finance (CF). For practitioners, such as company valuation consultants, these model problems interrupt obtaining the most reliable estimates in the interests of the customer. The **aim** of this study is to review an endogeneity problem in CF and ways to solve a problem of endogeneity. We will illustrate the methods found in the systematic review with an empirical example. The paper provides the reasons for this problem from an econometric point of view and with examples from the CF and econometric methods of dealing with it. As a **result** of a systematic literature review, we have shown that dynamics panel models, in particular the Blundell-Bond **method**, are mostly used to consider endogeneity in CF studies. We have verified empirically the conclusion made in the framework of the literature review. To detect the endogeneity, we used the Hausman test, the endogeneity test, and the analysis of the correlation matrix, including the saved regression residuals. Eliminating step-by-step endogeneity, we **concluded** that the Blundell-Bond method is not always the optimal one for dealing with endogeneity in CF, as well as regression with a fixed effect. It was revealed that the two-stage least squares method (IV 2SLS) is the most appropriate method for the cost of capital model estimation eliminating endogeneity. In addition, the estimates of the cost of capital model, which analyzes the impact of non-financial reporting, have been improved.

Keywords: corporate finance; endogeneity; instrumental variables; panel data regression analysis; cost of capital; non-financial reporting

For citation: Selezneva Z.V., Evdokimova M.S. Endogeneity problem in corporate finance: Theory and practice. Finance: Theory and Practice. 2022;26(3):64-84. DOI: 10.26794/2587-5671-2022-26-3-64-84

© Селезнева З.В., Евдокимова М.С., 2022

ВВЕДЕНИЕ

Корпоративные финансы (далее — КФ) как самостоятельная эмпирическая наука развиваются уже семьдесят лет [1]. Сложно найти в этой сфере за последние два десятка лет теоретические статьи без какого-либо элемента эмпирического исследования. В то же время можно отметить интенсивное применение разнообразных эконометрических моделей в КФ.

В этой области гипотезы традиционно проверялись с помощью линейной регрессии. Тем не менее сложность устройства объекта исследования КФ компании подразумевает потенциальное наличие взаимного влияния между несколькими факторами [2]. А ограниченность собираемых данных предполагает возможность неверной спецификации линейной регрессии, пропущенных важных факторов. Другими словами, исследования в КФ сопровождаются эндогенностью.

Дискуссия о присутствии эндогенности в моделях КФ активно ведется уже около 9 лет. Wintoki, Linck [2] отмечают, что исследователи в основном опираются только на два возможных источника эндогенности и используют в борьбе с нею модели для панельных данных, в частности, модель с фиксированными эффектами. Другие ученые [3] проиллюстрировали, что большая часть исследований в КФ проводится без учета потенциальной эндогенности. В нескольких работах [4, 5] было показано на симулированных данных, какие методы превосходят в точности оценки модели с фиксированными эффектами (FE) при наличии эндогенности. Тем самым они иллюстрируют, что моделей FE может быть недостаточно для борьбы с эндогенностью. Хотя, как отмечает Banik [6], этот подход распространен в современных научных исследованиях.

Наличие эндогенности в моделях является нарушением предпосылки теоремы Гаусса-Маркова о независимости остатков регрессии от объясняющих переменных, что вызывает смещенность и несостоятельность оценок. С практической точки зрения это негативно сказывается на:

• применимости моделей для оценивания: результаты, полученные с помощью «наивного» оценивания, например методом наименьших квадратов, не дают несмещенных оценок при присутствии эндогенности. В результате фактическое влияние независимых переменных может быть недооценено или завышено. Например, в работе Molina [7] учет эндогенности приводит к увеличению отрицательного влияния финансового рычага на кредитный рейтинг в 3 раза, а в статье Chen

et al. [8] после оценивания модели с учетом эндогенности влияние двойственной роли генерального директора (CEO duality) стало незначимым для эффективности фирмы;

- интерпретируемости моделей. Так, одно из проявлений эндогенности это невозможность установить причинно-следственную связь (causality), что может быть вызвано несколькими причинами:
- обратная связь между переменными (reverse causality). Изначально предполагается, что объясняющая переменная (X) влияет или предшествует объясняемой (Y). А в ходе анализа оказывается иначе. Подобный вопрос поднимается во многих исследованиях в различных областях КФ [9–11];
- одновременным определением переменных (simultaneity). Например, Harada, Ngyen [12] отмечают, что структура собственности и финансовая политика компании определяются одновременно;
- зависимостью объясняемой и объясняющей переменной от одного и того же неучтенного в модели фактора (CMV). Так, например, Molina [7] доказала, что финансовый рычаг и кредитный рейтинг компании зависят от ненаблюдаемого фундаментального уровня риска фирмы;
- сопоставимости результатов научных исследований. Flannery, Hankins [5] отмечают, что оценки регрессий по одинаковым моделям и схожим данным значительно разнятся от исследования к исследованию. Это наблюдается и в современных исследованиях. Так, например, неоднозначность влияния нефинансовой отчетности на показатели фирмы отмечается как российскими исследователями: Жуковой и Меликовой [13]; Мартыновой [14]; Поляковым и др., [15], так и зарубежными: Zahid et al. [16];
- точности прогнозных моделей, что важно, например, для аналитиков в прогнозировании стоимости активов как на финансовом рынке [17], так и доходности в реальном секторе [18], и для представителей государства [19];
- устойчивости моделей. Модели становятся чувствительны к введению дополнительных факторов или изменению выборки, что демонстрирует их неустойчивость. Например, Coles et al. [20] демонстрируют, что изменение параметров на 10% приводит к изменению знака эндогенной переменной в модели без учета эндогенности;
- подлинности выводов и адекватности мер, принятых по результатам регрессионного анализа: решения, основанные на выводах из модели, могут быть неоптимальными. Li [21] показал, что модель без учета эндогенности оценивает влия-

ние выплат генеральному директору на эффективность деятельности фирмы (Tobin's Q) как положительное, а с учетом — отрицательное.

Подводя итог вышеперечисленному, исследователь рискует столкнуться с некорректно оцененной моделью из-за эндогенности. При этом смещение оценок в таких моделях может колебаться от незначительного до огромного. Оценки могут даже поменять свой знак или оказаться незначимыми.

В этой статье мы систематизируем информацию о потенциальных источниках эндогенности и методах борьбы с нею в исследованиях по КФ. Как и Flannery, Hankins [5], в первую очередь нас интересует структурирование информации об эндогенности в исследованиях по КФ, как исследователи идентифицируют ее и как с ней борются.

В отличие от ранее указанных статей, в данной статье приведены описания потенциальных источников эндогенности. Также приводятся примеры из разных направлений исследований в КФ. Кроме этого, мы иллюстрируем один из способов борьбы с эндогенностью на примере изучения влияния раскрытия компаниями дополнительной нефинансовой информации о своей деятельности на показатели фирмы. Это сравнительно новая тема в области КФ. В журнале «Journal of Corporate Finance» насчитывается 56 статей, посвященных этой теме, из них 33 опубликованы за последние 5 лет¹. В рамках этой темы методы определения эндогенности и способы борьбы с нею демонстрируются на выборке из 630 компаний из стран БРИКС за 2007–2016 гг. В ходе оценки модели было показано, что один из самых надежных методов оценки регрессий с эндогенностью, метод Бланделла-Бонда, не является методом борьбы с эндогенностью «по умолчанию», как и модель с детерминированным индивидуальным эффектом. Со статистической точки зрения нам удалось избавиться от эндогенности в модели только при применении двухшагового метода наименьших квадратов. Это показывает, что исследователям стоит подбирать подходящий метод оценки с помощью релевантных эконометрических инструментов.

Далее эта статья устроена следующим образом: в разделе «Эндогенность» рассматривается эта проблема как таковая, а также анализируется применимость методов борьбы с нею в КФ; раздел «Причины эндогенности и способы борьбы с ней» посвящен систематизации потенциальных

источников эндогенности в КФ и методам борьбы с ней в зависимости от ее источника. Третий раздел «Эндогенность в моделях для панельных данных» содержит таблицу, описывающую преимущества и недостатки наиболее популярных методов борьбы с эндогенностью при использовании панельных данных. Четвертый раздел «Тестирование эндогенности и борьба с нею на примере модели оценки влияния раскрытия нефинансовой информации на стоимость капитала в странах БРИКС» посвящен эмпирической проверке применимости вышеописанных методов. Последний раздел содержит выводы из теоретической и эмпирической частей работы.

ЭНДОГЕННОСТЬ

Прежде чем перейти к реальным причинам получения несостоятельных и/или смещенных результатов построения модели с эндогенностью, стоит отметить, что во многих исследовательских работах ее, возможно, на самом деле и не было. Исследователи Wintoki et al. [2] отметили статьи, в которых присутствовала эндогенность, но не было борьбы с ней. Однако у них могло сложиться такое впечатление из-за стиля преподнесения методологии в статьях. Как и во всех разделах экономики, в КФ эконометрические модели служат именно инструментом, детальным описанием которого довольно часто пренебрегают. Это связано с тем, что основной результат работы обычно состоит в опровержении или подтверждении гипотез, поставленных исследователем в области КФ, а не в применении эконометрической модели². В таких случаях авторы избавляются от «лишних» деталей, потому что вынуждены преподнести основной материал в тексте ограниченного размера. Описание важных эконометрических деталей зависит как от технических факторов (требования к объему текста в журналах), так и от принятых норм в кругу ученых из разных областей экономики. Вопрос детализации описания методологий заслуживает того, чтобы быть отмеченным в этой статье и отдельного обсуждения. Тем не менее недостаточно детальное описание методологии подтолкнуло авторов сконцентрироваться на одной из важных проблем в КФ — эндогенности.

По определению эндогенность — это наличие ненулевого условного математического ожидания

 $^{^1}$ Поиск проводился по ключевым словам «non-financlial report», «CSR», «ESG», «IR», «sustainability» по всем статьям журнала в Scopus.

² Исключение составляют статьи, в которых впервые применяется эконометрическая модель в рамках поставленной цели. В таких случаях авторы обычно детально отражают каждый свой шаг.

остатка регрессии при конкретном объясняющем факторе. Второе более привычное определение — наличие ненулевой ковариации между объясняющим фактором и ошибкой регрессии.

Как она возникает в КФ? Фирма решает комплексные задачи. На принятие решения по каждой из них влияют и внешние, и внутренние корпоративные факторы. В результате происходит одновременное влияние внутренних факторов друг на друга, что является одной из причин эндогенности в моделях КФ — одновременностью. Рассмотрим ее и другие причины на конкретном примере. Зачастую проблему эндогенности затрагивают в исследованиях, посвященных структуре капитала, которая является одной из основных тем в КФ. На структуру капитала может влиять сила исполнительного директора (СЕО ромег). Это относительно новый объясняющий фактор, который может повлечь за собой эндогенность. Причины этому могут быть следующие:

- 1) это сложно измеримая количественная величина, которая может так и остаться пропущенной значимой переменной (omitted variable);
- 2) для нее может быть придумана прокси, однако она может быть неточной и будет отражать силу СЕО с большой ошибкой. Или прокси будет учитывать не только влиятельность СЕО в компании (measurement error);
- 3) если исследователи решают использовать экспертную оценку для измерения силы СЕО и других показателей, то может возникнуть специфическая ошибка измерения ковариация общего метода (common-method variance, CMV);
- 4) также при проведении исследования может возникнуть одновременность (simultaneity). В КФ она может возникнуть, например, при исследовании факторов, влияющих на коэффициент абсолютной ликвидности. Теория компромисса (trade-off theory) гласит, что финансовый рычаг и коэффициент ликвидности определяются одновременно.

Наличие одного из четырех источников эндогенности делает оценки коэффициентов смещенными и несостоятельными, что также затрудняет интерпретацию модели в целом. Более того, несостоятельность усугубляется при росте числа наблюдений. А большие выборки (более тысячи наблюдений) характерны для исследований в области КФ, опубликованных в течение последнего десятилетия.

В свою очередь, Grisser и Hadlock [22] подчеркивают, что большое количество исследований в области КФ лишено проверки модели на эндогенность (в сильной или слабой форме), так же, как и применения методов для работы с этой проблемой.

Gippel et al. [3, p. 144] отмечают, что только в трех работах из 30 применяются тесты для обнаружения эндогенности и методы для ее нивелирования. В несколько большей части работ просто упоминается возможное ее присутствие. И хотя физически объем статей по КФ с упоминанием слова «endogeneity» в разы вырос, подобный феномен и некорректные способы борьбы с эндогенностью продолжают наблюдаться не только в австралийских статьях, но и в статьях по всему миру [23–25].

Тем не менее исследователи в области КФ стали гораздо чаще бороться с эндогенностью за последние 5–7 лет. Это может быть вызвано несколькими причинами:

- исследователи [5, 16] признают, что эндогенность может быть одной из возможных причин проблемы противоречивости и несопоставимости результатов;
- выросло число статей, в которых акцентируется внимание на проблеме эндогенности;
- рост популярности регрессий для оценки панельных данных, которые стали широко использоваться для работы с эндогенностью в КФ.

Если обратиться к методологическим эконометрическим статьям, вышедшим примерно одновременно со статьей Gippel et al. [3], то они цитируются нечасто в эмпирических исследованиях по $K\Phi^3$ (рис. 1).

Малое количество цитирований может быть связано с тем, что они были опубликованы в журналах не по теме КФ: за последние три года методологические статьи [22, 26–29] из журналов по КФ цитируются на порядок чаще статей из эконометрических журналов [30–34].

Эта статья привносит вклад в методологические исследования, посвященные борьбе с эндогенностью в КФ, и дополняет уже существующие статьи следующим образом:

- Здесь перечислены возможные источники эндогенности в исследованиях по КФ.
- Здесь указаны тесты для проверки наличия эндогенности и способы ее нивелирования.

Как и Flannery, Hankins [5] и Campbell, Nagel [35], мы иллюстрируем на реальных данных возможное смещение результатов исследования, не учитывающее

³ Речь идет о цитировании в статьях, в которых ссылаются именно на метод, а не на результат применения метода. Так, например, Dang et al. (2015) [26] цитируется в 67 статьях. Большая часть цитирований связана со степенью влияния SOA (от англ.— speed of adjustment) на уровень рычага. И только в некоторых статьях исследователи ссылаются на эффективность применения того или иного метода в зависимости от наличия эндогенности и других проблем в данных.



 $Puc.\ 1\ /\ Fig.\ 1$. Цитируемость методологических публикаций, посвященных применению панельных моделей с эндогенностью / Citation rate of methodological publications on the use of panel models with endogeneity

Источник / Source: анализ авторов публикаций в Scopus / authors' analysis of publications in Scopus.

эндогенность. В отличие от этих работ, здесь проводится иллюстрация в рамках решения задачи оценки влияния выпуска нефинансового отчета на стоимость собственного капитала компаний на данных по 630 компаниям из стран БРИКС за 2007–2016 гг.

ПРИЧИНЫ ЭНДОГЕННОСТИ И СПОСОБЫ БОРЬБЫ С НЕЙ

Как уже упоминалось, у эндогенности есть 4 причины: ошибки измерения переменных, ковариация общего метода, пропущенные переменные и одновременность. Эндогенность, вызванная любой из этих причин, может быть обнаружена с помощью теста Хаусмана [36], также упоминаемого как тест Дарбина-Ву-Хаусмана (DWH), и теста Вулдриджа [37].

Тест Хаусмана [36] заключается в сравнении состоятельности оценок. В случае с эндогенностью сравниваются оценки метода наименьших квадратов (МНК) и инструментальных переменных (IV) при эндогенной переменной. Если между ними в терминах состоятельности разницы нет, то нулевая гипотеза не отвергается, переменная экзогенная. Тест DWH представлен авторами по-разному, однако при гомоскедастичности ошибок варианты трех исследователей эквивалентны. В свою очередь тест Вулдриджа [37] является корректным инструментом для проверки эндогенности при гетероскедастичности. Нулевая гипотеза аналогична нулевой гипотезе теста Хаусмана.

Ошибки измерения

Ошибки измерения можно определить, как использование вместо реальных регрессоров — рег-

рессоров, измеренных с ошибкой. В КФ ошибки измерения могут быть связаны с:

- ошибками исходных данных (например, неверно загруженные данные из финансовой отчетности):
- ошибками при агрегировании данных (например, нерелевантные компании-аналоги подобраны для расчета коэффициента дисконтирования; ошибка в формуле при расчете средней капитализации по отрасли);
- ошибками, связанными с методами измерения (например, уровень квалификации СЕО неудачно измеряется его общим стажем работы).

Ошибки измерения можно избежать с помощью некоторых общепринятых превентивных мер по проверке полученных данных. Это контролируется на этапе выгрузки данных и проведения расчетов для получения экзогенных факторов. Контроль фактора на этапе выгрузки проводится с помощью проверки методологии расчета переменной в источнике данных. Контрольная проверка собственных расчетов также является методом борьбы с ошибками измерения. Однако такие превентивные меры вовсе не являются гарантией отсутствия ошибки измерения. Несколько методов работы с данными, содержащими ошибки измерения, предложено Zhang et al. [38] и Qin et al. [39]. Ими они разделяются на категории следующим образом:

• методы, напрямую исправляющие смещение наивных оценок: метод «коррекции наивной оценки» (naive estimator correction method), «моделирование-экстраполяция» (SIMEX);

- методы коррекции, основанные на функции правдоподобия, обобщенные линейные модели;
- методы, основанные на несмещенно оценивающих функциях;
 - метод инструментальных переменных.

Стоит помнить о том, что у всех этих методов есть свои ограничения в применении. Инструментальные переменные могут быть просто недоступны. При реализации SIMEX могут возникнуть сложности с подбором функции экстраполяции. Методы коррекции, основанные на функции правдоподобия, требуют предположений об истинном распределении факторов и ошибки измерения. Построение несмещенно оценивающих функций при заданных предположениях о распределении факторов также является нетривиальной задачей. Кроме этих методов, есть другие робастные способы оценок регрессионных уравнений [20, 21], которые являются доработанными способами оценки параметров обобщенных линейных моделей.

Также в финансовой экономике присутствует богатая практика оценки моделей с ошибками. Агрегированную информацию касательно такой практики можно найти в статье Chen et al. [40]. Если ее систематизировать, то в финансовой экономике с ошибками в измерении борются с помощью:

- вычисления оценок обобщенного метода моментов (GMM);
 - Байесовских оценок;
 - процедуры 3-шагового МНК (3SLS);
- линейных структурных независимых уравнений (LISREL);
- частного случая LISREL «множественный индикатор, множественная причина» (МІМІС) модели.

Ковариация общего метода

Ковариация общего метода, CMV, описывается подробно Wall et al. [41]. По сути, CMV - это наличие псевдовзаимосвязи между переменными, которая обусловлена наличием фактора — источника значений этих переменных. Если бы исследователь устроил опрос среди экспертов касательно оценки компаний по различным параметрам, то пессимистичные эксперты всем бы занижали оценки по всем параметрам. Эта проблема преимущественно ассоциируется с анкетными данными. Исследователи в области КФ потенциально нечасто могут столкнуться с таким источником эндогенности. В случае необходимости решения подобного смещения оценок в моделях стоит обратиться к статьям по психологии или социологии [41–43]. Подходы к составлению опросных

материалов и их обработка описаны в разных источниках, наиболее цитируемым среди которых является статья Podsakoff et al. [42]. Способы проверки CMV и некоторые способы борьбы с ней описаны в статьях [41, 43].

ПРОПУЩЕННЫЕ ПЕРЕМЕННЫЕ

Пропущенные переменные являются одним из вариантов ошибки спецификации модели. Основные способы борьбы со смещением оценок, вызванным пропущенной переменной: изменение спецификации модели и применение IV. Изменение спецификации может быть выражено как в переходе к совершенно альтернативной спецификации, так и в переходе к моделям структурных уравнений (SEM).

Кардинальное изменение спецификации модели является затратным способом решения проблемы пропущенных переменных. Такой метод потребует много времени и ресурсов. Однако основным препятствием при ее реализации обычно является отсутствие теории для использования альтернативных спецификаций моделей. Что касается инструментальных переменных, то это такие переменные, которые должны обладать двумя свойствами: они должны сильно коррелировать с эндогенным объясняющим фактором и слабо коррелировать с ошибкой модели. И хотя поиск подходящего инструмента является нетривиальной задачей, этот метод довольно популярен в статьях. Только в «Journal of Corporate Finance» можно насчитать порядка 270 статей по КФ с применением IV за последние 5 лет⁴. Отчасти это объясняется тем, что есть некоторые универсальные инструменты: лаги эндогенной переменной или моменты высокого порядка фактора. Также инструментальные переменные можно искать в новых базах данных: специфические отраслевые и региональные показатели можно найти в базе Обсерватории экономической комплексности (сложности) MIT (The Observatory of Economic Complexity)⁵, информацию о CEO — в BoardEx of Management Diagnostics Limited⁶, Standard & Poor's ExecuComp database и других.

В качестве методов оценки с инструментальными переменными обычно используется метод

⁴ Результат поиска статей с ключевым словом «instrumental variable» в журнале Journal of Corporate Finance. URL: https://www.sciencedirect.com/search?qs=%22instrumental%20 variable%22&pub=Journal%20of%20Corporate%20Finance&cid=271687&years=2021%2C2020%2C2019%2C2018%2C2017&lastSelectedFacet=years (дата обращения: 06.07.2021).

⁵ URL: https://oec.world/en/ (дата обращения: 06.07.2021).

⁶ URL: https://corp.boardex.com/ (дата обращения: 06.07.2021).

инструментальных переменных (IV), в том числе с поправками Джекнайфа (Jackknife IV оценки, описание можно найти в статье Carrasco et al. [44]), двухшаговый метод наименьших квадратов (2SLS, описание можно найти в статье Schaffer [45]) и обобщенный метод моментов (GMM, описание можно найти в статье Schaffer [45]), который рекомендуется использовать для потенциально переопределенных моделей. Также имеется трехшаговый метод наименьших квадратов (3SLS, описание можно найти в статье Qian, Schmidt [46]), применение которого приведет к изменению спецификации модели до системы внешне несвязанных уравнений (SUR). В качестве метода решения проблемы пропущенной переменной, связанной с каждой компанией, стали популярны панельные модели с фиксированным эффектом. Они в явном виде включают индивидуальный эффект по каждой фирме. Тем не менее этот метод не является панацеей, о чем более подробно написали Campbell, Nagel [35].

ОДНОВРЕМЕННОСТЬ

Эта проблема связана с тем, что в модели вместе оказывается не одна эндогенная переменная, а две или более. Иными словами, в одну единицу времени определяются и объясняемая переменная, и какие-то объясняющие факторы. Это также проявляется в неочевидной причинно-следственной связи между эндогенными факторами. В КФ одновременность возникает, например, при рассмотрении следующих вопросов:

- нефинансовые отчеты увеличивают стоимость фирмы или фирмы с высокой стоимостью выпускают нефинансовые отчеты;
- собственники компании задают уровень кредитного риска, принимаемого компанией. Или же определенный уровень кредитного риска компании может привлечь новых инвесторов-собственников?

Как и в случае с предыдущей проблемой, для работы с одновременностью можно использовать модели с лаговыми переменными и системы одновременных уравнений, в частности векторные модели исправления ошибок (VECM) или векторные авторегрессии (VAR).

Включение в модель лага эндогенной объясняющей переменной довольно популярный и эффективный вариант при борьбе с эндогенностью. Однако некоторые варианты его применения вовсе не убирают смещение, вызванное одновременностью, а усугубляют его. Reed [47] показал, что в процессе борьбы с эндогенностью исследователи оценивали модели с одновременностью, хотя для этого не

было оснований. Он также продемонстрировал, что лаги эндогенного фактора лучше использовать как инструментальные переменные. Им было показано, что лаги являются эффективным инструментом, если они в достаточной степени коррелируют с объясняемой переменной, и лаговые значения не входят в изначально оцениваемое уравнение. Иными словами, если изначально оценивалось уравнение:

$$Y_t = \alpha + bX_t + cX_{t-1} + \varepsilon_t, \tag{1}$$

где Y_t, X_t — временные ряды, $\varepsilon_t \sim N(0; \sigma_y)$, а коэффициенты b и c могут равняться нулю. Многие исследователи заменяли⁷ спецификацию на:

$$Y_t = \alpha + \beta X_{t-1} + \text{error term.}$$
 (2)

Но для замены на нет оснований, потому что X может и не предшествовать Y [29, p. 898–902]. И следует оценивать (3):

$$Y_t = \alpha + \beta X_t + \text{error term},$$
 (3)

с помощью метода IV. При этом сильным инструментом будет лаг эндогенного объясняющего фактора (X_{t-1}). Эти результаты также подтверждаются и для панельных моделей.

ЭНДОГЕННОСТЬ В МОДЕЛЯХ ДЛЯ ПАНЕЛЬНЫХ ДАННЫХ

В ходе развития моделей для панельных данных были разработаны методы их оценки, которые позволяют успешно бороться с эндогенностью, в частности, модель с детерминированным индивидуальным эффектом (FE). Также метод инструментальных переменных был адаптирован для панельных данных. Помимо него в конце XX века Арелано Бондом и Бланделом Бондом [48] были разработаны одноименные методы оценки динамических панельных моделей (Arellano-Bond — AB и Blundell-Bond - BB). Кроме этих методов, с эндогенными переменными могут успешно работать методологии, предложенные в других исследованиях [49, 50]. Все эти 4 методологии (FE, IV, AB, BB) комплексно сравнивались Flannery, Hankins [5]. Они проверяли, какой из методов оценки динамической панельной регрессии дает наименьшую среднеквадратическую ошибку (RMSE). Исследование проводилось на реальных и имитированных данных из области КФ, при этом имитированные данные создавались со следующими несовершенствами: несбалансиро-

⁷ Часть из них перечислена в Reed, 2015, p. 897–898.

Таблица 1 / Table 1

Сравнение методологий оценки панельных моделей, применяемых в КФ /

Comparison of methodologies for panel models' estimation used in CF

Методология оценки / Methods	Характеристики / Description	
МНК	Не пригодна	
FE	Точность коэффициентов низкая при работе с широкими (короткими) панелями. Достаточно точно оцениваются экзогенные регрессоры при наличии лагов регрессанта, коэффициенты при лагах оцениваются смещенно. Тем не менее при наличии лагов второго уровня показывает более надежные результаты, чем методы Arellano-Bond и Blundell-Bond. Неэффективен при наличии слабо меняющихся объясняющих факторов	
LSDVC [51]	Несмотря на смысловую идентичность коэффициентов в случае с моделями FE и состоятельность оценок при несбалансированной панели, для оценки панельных моделей с эндогенными переменными этот вариант не пригоден	
IV (2SLS)	Двухшаговый метод наименьших квадратов является традиционным способом оценки регрессий для борьбы с эндогенностью. Требуемые предпосылки: гомоскедастичность, в том числе условная, и не подразумевает работы в системах уравнений с зависимыми ошибками (одновременных системах). Потенциально может применяться для борьбы и с пропущенными переменными, и с одновременностью, и с ошибками в измерениях	
Arellano-Bond	Относится к GMM оценкам, что в совокупности со спецификацией позволяет оценивать модели с эндогенными переменными. Идеально подходит для оценки моделей с инструментами — лагами. Если лаговые значения объясняющих факторов являются слабыми инструментами, оценки получаются смещенными	
Blundell-Bond	Относится к GMM оценкам, что в совокупности со спецификацией позволяет оценивать модели с эндогенными переменными. Так же, как и в подходе АВ дает несостоятельные оценки при наличии автокорреляции второго порядка. Показывает более эффективные результаты при наличии слабо изменчивых объясняющих факторов. При прочих равных инвариантен к степени эндогенности в отличие от АВ и является более предпочтительным методом оценки, потому что дает наименьший RMSE при наличии разных источников эндогенности	
Long difference [49]	В отличие от ранее упомянутых подходов, в качестве инструментов могут использоваться лаги второго и большего порядка. Авторы предлагают выбирать наибольший из доступных лагов. Метод показал средние результаты при наличии эндогенности и других проблем	
Four period differencing [50]	В отличие от Hahn et al. [49], рекомендуется применять не самый большой доступный лаг. Метод показал средние результаты при наличии эндогенности и других проблем	

Источник / Source: анализ авторов / authors' analysis [5].

ванная панель, гетерогенность, эндогенность разного типа. В результате исследования было показано, что методология ВВ давала наименьшее RMSE в большинстве случаев (*табл. 1*).

Кроме того, ВВ показал себя эффективным и при разнородности. Flannery, Hankins [5] и Dang et al. [26] показали, что более эффективные оценки получаются только при применении бутстрап (bootstrap) техники для модели с фиксированным эффектом. Тем не менее метод ВВ на текущий момент востребован среди исследователей [6, 52–54].

Однако всегда стоит помнить о здравом смысле и не всегда полагаться на самые популярные

методы. Во-первых, исследователь должен быть уверен, что он применяет максимально корректную модель на сегодняшний день. Так же, как и при ее оценке, здравомысленно ли применять очень сложный инструмент для борьбы с эндогенностью, если решается сравнительно простая задача? Стоит ли брать уже проверенный кем-то продвинутый метод сходу или нужно прежде проверить альтернативы? Вопрос открытый, по крайней мере, стоит показывать в исследовании, что проблема эндогенности была обнаружена, если она действительно есть, и какие методы для борьбы с нею использовались. А если ее удалось побороть, и тесты говорят, что

все в порядке? Может быть и не совсем. Возможно, что источник эндогенности был не один. Руководствуясь этим принципом, мы проиллюстрируем в следующем разделе, что метод оценки Blundell-Bond не всегда является самым предпочтительным для оценки панельных регрессий в КФ. Хотя его часто применяют без сравнения с альтернативными методами.

ТЕСТИРОВАНИЕ ЭНДОГЕННОСТИ И БОРЬБА С НЕЙ НА ПРИМЕРЕ МОДЕЛИ ОЦЕНКИ ВЛИЯНИЯ РАСКРЫТИЯ НЕФИНАНСОВОЙ ИНФОРМАЦИИ НА СТОИМОСТЬ КАПИТАЛА В СТРАНАХ БРИКС

В качестве примера, иллюстрирующего тестирование эндогенности и борьбу с ней, мы используем модель оценки влияния раскрытия нефинансовой информации на стоимость собственного капитала. Для этого используем выборку, состоящую из 630 компаний стран БРИКС за 2007-2016 гг. (сбалансированная панель). Тема оценки влияния раскрытия нефинансовой информации, которая включает корпоративную социальную ответственность (CSR) и экологическое, социальное и корпоративное управление (ESG), начала набирать популярность в предыдущее десятилетие и актуальна до сих пор. Об этом свидетельствуют многочисленные статьи по этой теме [55-64]. Нефинансовая информация раскрывается в нефинансовых отчетах (далее — НФО). В выборке учтен выпуск НФО по наиболее популярным стандартам: Глобальной инициативы по отчетности (GRI)8 и Международного совета по интегрированной отчетности⁹, в который недавно вошли Международный комитет по интегрированной отчетности (IIRC)¹⁰ и Совет по стандартам отчетности в области устойчивого развития (SASB)¹¹.

Данная тема была выбрана для иллюстративного примера, так как многие исследователи в этой области [64, 65] обращали внимание на присутствие проблемы эндогенности в моделях. Содержательная интерпретация проблемы эндогенности следующая: компании, которые выпустили НФО, смогли привлечь капитал по более низкой ставке,

или компании, имеющие доступ к более дешевому собственному капиталу, выпустили НФО?

Модель

На основе ряда работ [66–70] была сформирована модель для оценки влияния раскрытия информации в нефинансовом отчете на стоимость капитала, описание переменных которой представлено в *табл. 2*.

$$\begin{split} COE_{i,t} &= \beta_{0} + \beta_{1} NFR_{i,t} + \beta_{2} Size_{i,t} + \beta_{3} M / B_{i,t} + \\ &+ \beta_{4} Lev_{i,t} + \beta_{5} LTG_{i,t} + \beta_{6} ROA_{i,t} + \sum_{j-1} Industry_{j} + \\ &+ \sum_{t-1} Year_{t} + \sum_{k-1} Country_{k} + \varepsilon_{i,t}. \end{split}$$

Выборка

Выборка содержит 6630 наблюдений по 630 компаниям за 10 лет: 2007–2016 гг. Данные были собраны из базы данных Bloomberg и специальной базы данных GRI^{12} . Описательная статистика переменных представлена в *табл.* 3.

Количество наблюдений по переменной долгосрочный темп роста (LTG) меньше на 1260 (по 630 наблюдений за 2007 и 2008 гг.), так как при расчете использовались данные за 3 года. С корреляционной матрицей можно ознакомиться в Приложении (табл. 1). Таблицы 2 и 3 Приложения показывают распределение компаний по странам и отраслям, соответственно. Компании финансового сектора были исключены из выборки по причинам отличной структуры баланса и наличия дополнительного государственного регулирования.

Оценивание модели и тестирование эндогенности

Оценивание моделей происходило с помощью пакета для анализа данных STATA14. Первым шагом в эконометрическом анализе является выбор метода оценки модели. Сравним сквозную модель (pool), оцененную с помощью МНК без учета индивидуального эффекта, с оценками, полученными с помощью обобщенного метода наименьших квадратов (GLS) со случайным (RE) и фиксированным/детерминированным (FE) индивидуальными эффектами (табл. 4).

В FE модели включение переменных, не меняющихся по времени, невозможно, так как они учитываются в индивидуальной фиксированной ошибке.

⁸ Global Reporting Initiative. URL: https://www.globalreporting.org/ (дата обращения: 22.07.2021).

⁹ Value Reporting Foundation. URL: https://www.valuereportingfoundation.org/ (дата обращения: 22.07.2021). ¹⁰ International Integrated Reporting Council. URL: https://integratedreporting.org/ (дата обращения: 22.07.2021).

¹¹ Accounting Standards Board. URL: https://www.sasb.org/ (дата обращения: 22.07.2021).

¹² URL: https://www.globalreporting.org/reporting-support/reporting-tools/sustainability-disclosure-database/ (дата обращения: 22.07.2021).

Таблица 2 / Table 2
Описание переменных, использованных в модели / Description of the variables used in the model

Переменная / Variable	Описание / Description	Влияние / Impact
$COE_{i,t}$	Стоимость собственного капитала компании, оцененная с помощью Модели ценообразования капитальных активов (САРМ [71]): $COE = r_f + \beta*(r_m - r_f)$, где r_f — безрисковая ставка, измеренная как доходность по 10-летним государственным облигациям, r_m — доходность рыночного индекса; $\beta = \frac{cov(COE, r_m)}{var(r_m)}$ — мера систематического риска	
$NFR_{i,t}$	Бинарная переменная НФО, равная 1, если компания выпустила НФО в текущем году, и 0— в остальных случаях	-
$Size_{i,t}$	Натуральный логарифм общих активов компании на конец года	-
$M/B_{i,t}$	Отношение рыночной стоимости компании к балансовой на конец года	-
$Lev_{i,t}$	Финансовый рычаг, измеренный как отношение общего долга к собственному капиталу на конец года	+
$LTG_{i,t}$	Долгосрочный темп роста, рассчитанный как среднее значение темпов роста продаж за 3 года	-
$ROA_{i,t}$	Рентабельность активов, рассчитанная как отношение чистой прибыли компании к величине общих активов на конец года	-
Industry _j	Бинарная переменная для отраслей	
Country _k	Бинарная переменная для стран	
Year _t	Бинарная переменная в годовом аспекте	

Источник / Source: Evdokimova M.S., Kuzubov S.A. [72].

По результатам тестов Бройша-Пагана [73], Хаусмана [36] и F-теста FE модели [74] была выбрана модель FE. Результаты тестов представлены в *табл. 5*.

Тест Бройша-Пагана демонстрирует, что нулевая гипотеза отвергается, и включение случайной индивидуальной ошибки делает оценки более точными, иначе говоря, RE модель предпочитается сквозная модель. По результатам теста Хаусмана основная гипотеза отвергается (p-value < 0,01): модель FE описывает данные лучше, чем модель RE. Выбранная модель значима, так как нулевая гипотеза F теста отвергается. Отметим, что модели с фиксированными эффектами — это широко распространенный способ оценивания панельных данных в КФ.

Также полученные результаты косвенно показывают присутствие эндогенности: наилучшей оказалась модель FE, т.е. обычной ошибки ($\varepsilon_{i,t}$) недостаточно для корректной оценки модели. При

дальнейшем анализе с помощью модифицированного теста Вальда была выявлена гетероскедастичность, поправку на которую мы будем делать при дальнейшем анализе. Мультиколлинеарности и пространственной автокорреляции не было обнаружено. Однако, согласно тесту Вулдриджа [75], есть серийная автокорреляция. Справиться с этой проблемой может доступный обобщенный метод наименьших квадратов (FGLS).

Для проверки гипотезы о том, что стоимость капитала снижается *после* выпуска НФО во вторую модель в *табл.* 6 был включен лаг НФО, который оказался значим. Следовательно, выпуск НФО приводит к сокращению стоимости собственного капитала, а не наоборот. Лаги более высокого порядка— незначимы. Отметим, что финансовый рычаг значим только на 15%-ном уровне значимости (p-value = 0,12). В ходе выяснения причин незначи-

Таблица 3 / Table 3

Описательная статистика / Descriptive statistics

Переменные / Variables	Набл. / Obser.	Среднее / Average	Ст. откл. / Stand. error	Мин. / Min.	Макс. / Мах.
COE	6,630	11,88	2,95	1,73	21,87
NFR	6,630	0,15	0,35	0	1
Size	6,630	6,75	1,38	2,86	11,48
ROA	6,630	5,03	6,47	-89,16	65,38
Leverage	6,630	0,35	0,55	0	11,95
LTG	5,304	7,83	11,24	-38,01	138,76
M/B	6,630	2,61	1,75	0,05	9,96

Источник / Source: расчеты авторов / authors' calculations.

Таблица 4 / Table 4
Оценки сквозной модели (pool) и GLS моделей со случайными (RE) и фиксированными
индивидуальными (FE) эффектами / Estimates of pool model and GLS models with random (RE)
and individual fixed effects (FE)

	pool	RE	FE		
VARIABLES		Cost of equity			
NFR	-0,144	-0,452***	-0,730***		
	(0,0917)	(0,103)	(0,117)		
Size	0,0216	-0,0676	-0,551***		
	(0,0263)	(0,0420)	(0,0950)		
ROA	-0,0458***	-0,0245***	-0,0146***		
	(0,00525)	(0,00526)	(0,00559)		
Leverage	0,0658***	0,0845***	0,118***		
	(0,0232)	(0,0303)	(0,0392)		
LTG	-0,0155***	-0,00921***	-0,00555**		
	(0,00280)	(0,00260)	(0,00268)		
M/B	0,0871***	-0,139***	-0,266***		
	(0,0200)	(0,0218)	(0,0240)		
Dummies for years	Yes	Yes	Yes		
Dummies for countries	Yes	Yes	No		
Dummies for industries	Yes	Yes	No		
	(0,117)	(0,0945)	(0,101)		
Constant	11,47***	12,27***	14,51***		
	(0,199)	(0,303)	(0,593)		
Observations	5,304	5,304	5,304		
R-squared	0,366		0,450		
Number of Id		663	663		

Примечание / Note: Standard errors in parentheses; *** p < 0,01, ** p < 0,05, * p < 0,1.

 $\it Источник / Source:$ расчеты авторов / authors' calculations.

Таблица 5 / Table 5
Результаты тестов Бройша-Пагана, Хаусмана и F-теста FE модели / Results of Breusch-Pagan,
Hausman tests and F-test of FE model

Tест / Test	(1) Бройша-Пагана / (1) Breusch-Pagan	(2) Хаусмана / (2) Hausman	(3) F-тест FE модели / F-test of FE model
Н0	Нет случайного индивидуального эффекта	Модель сложной ошибки $c\ cov\big(u_i,X_{it}\big)\!=\!0\ -\text{RE верно}$ специфицирована	Нет фиксированного индивидуального эффекта
Статистика	$\overline{\chi}^2(1) = 2222,33$	$\chi^2(6) = 175,95$	F (13, 4628) = 290,77
P-value	0,0000	0,0000	0,0000

Источник / Source: расчеты авторов / authors' calculations.

Таблица 6 / Table 6

FGLS FE оценка с учетом серийной автокорреляции и гетероскедастичности / FGLS FE estimation taking into account serial autocorrelation and heteroscedasticity

VARIABLES	FGLS,		
	(1) NFR	(2) lag NFR	
	Cost of	f equity	
NFR	-0,202**		
	(0,0952)		
L.NFR		-0,253**	
		(0,103)	
Size	0,109***	0,111***	
	(0,0264)	(0,0260)	
ROA	-0,0698***	-0,0699***	
	(0,00531)	(0,00530)	
Leverage	0,0368	0,0364	
	(0,0237)	(0,0237)	
LTG	-0,0194***	-0,0194***	
	(0,00291)	(0,00291)	
M/B	0,101***	0,101***	
	(0,0199)	(0,0199)	
Dummies for years	Yes	Yes	
Constant	10,23***	10,21***	
	(0,191)	(0,190)	
Observations	5,304	5,304	
Number of Id	663	663	

Примечание / Note: Standard errors in parentheses; *** p < 0,01, ** p < 0,05, * p < 0,1.

Источник / Source: расчеты авторов / authors' calculations.

Таблица 7 / Table 7

Тест на эндогенность НФО / NFR endogeneity test

Статистика теста на эндогенность НФО	10,634
P-value	0,0011

Источник / Source: расчеты авторов / authors' calculations.

мости этого фактора была обнаружена корреляция между остатками модели и НФО, равная 0,34, что свидетельствует об эндогенности НФО. Также мы провели тест на эндогенность, нулевая гипотеза которого говорит о том, что переменная — экзогенная. По результатам этого теста эндогенность НФО еще раз подтвердилась (табл. 7).

БОРЬБА С ЭНДОГЕННОСТЬЮ

Для борьбы с эндогенностью НФО перейдем к методу инструментальных переменных (IV), суть которого заключается в том, чтобы подобрать инструменты, коррелированные с эндогенной переменной, но не коррелирующие с остатками модели. Поиск инструментов проводился с помощью анализа расширенной корреляционной матрицы, включающей сохраненные остатки FGLS модели. Результаты оценивания модели методом инструментальных переменных с лагом НФО и лагом финансового рычага, использованными в качестве инструментов, представлены в табл. 8.

Отметим, что IV метод на панельных данных при использовании модели с фиксированными индивидуальными эффектами не позволяет добавить в модель константу. Из-за этого значение коэффициентов при бинарных переменных для

годов увеличилось. Для оценки качества инструментов необходимо провести несколько тестов:

- 1. Тест на неполную идентификацию (underidentification test), его нулевая гипотеза: инструменты обладают недостаточной объясняющей силой для предсказания эндогенных переменных [76].
- 2. Тест на «слабые» инструменты (weak identification test) проверяет, объясняют ли инструментальные переменные эндогенную переменную. Инструменты считаются «сильными», если Cragg-Donald Wald F статистика превышает все критические значения Stock-Yogo [77].
- 3. Тест на сверхиндентифицированные ограничения (Hansen / Sargan J overidentification test) [76]. Нулевая гипотеза: инструменты валидны (не коррелируют с ошибками).

В нашем случае все три теста успешно пройдены, следовательно, инструменты — сильные (*табл. 9*).

Однако нами была установлена автокорреляция второго порядка (AR (2)), для борьбы с которой мы включили первый и второй лаги стоимости собственного капитала в модель с инструментами, что разрешило проблему эндогенности. Результаты оценивания финальной модели представлены в табл. 10.

Инструментами для НФО выступают лаг НФО, лаг финансового рычага и лаг стоимости собственного капитала, использованные на первом этапе оценки методом 2SLS. Все три теста для данной спецификации успешно пройдены (табл. 11), инструменты— «сильные», а проблема эндогенности решена (табл. 12).

Корреляция между лагами стоимости капитала и остатками финальной модели не превышает 0,01 (*табл. 13*).

Таблица 8 / Table 8

IV FE оценка с учетом гетероскедастичности и эндогенности / IV FE estimation taking into account heteroscedasticity and endogeneity

VARIABLES	IV,
VARIABLES	Cost of equity
NFR	-1,303***
	(0,223)
Size	-0,455***
	(0,0886)
ROA	-0,0160**
	(0,00671)
Leverage	0,110**
	(0,0440)
LTG	-0,00656***
	(0,00254)
M/B	-0,259***
	(0,0244)
Dummies for years	Yes
Observations	5,304
Number of Id	663
R-squared	0,446

Примечание / Note: Robust standard errors in parentheses; *** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.1.

Источник / Source: расчеты авторов / authors' calculations.

Таблица 9 / Table 9
Результаты тестов для оценки качества инструментов / Test results for evaluating the quality
of instruments

Tест / Test	Underidentification test	Weak identification test	Overidentification test
Статистика	Kleibergen-Paap rk LM statistic = 290,956	Cragg-Donald Wald F statistic = 1090,522	Hansen J statistic = 0,363
P-value	0,000		0,5467
Stock-Yogo critical values:			
10% maximal IV size		19,53	
15% maximal IV size		11,59	
20% maximal IV size		8,75	
25% maximal IV size		7,25	

Источник / Source: расчеты авторов / authors' calculations.

Также при наличии серийной автокорреляции и эндогенности можно использовать динамические модели AB, и BB или же LSDVC оценки и метод длинных разностей (LD). Однако необходимость их применения обоснована наличием ненулевой корреляции между лагами объясняемой переменной и остатками модели, которой в нашей модели не наблюдается. Другими словами, в случае нашего применения AB, BB или LD сразу же, без постепенного разрешения всех проблем, нарушающих предпосылки Гаусса-Маркова, мы бы так и не получили несмещенные оценки коэффициентов. Переход к любой из этих моделей без проверок предпосылок и работоспособности более простых моделей показал бы их нерелевантность. Смущенность оценки ВВ можно видеть в табл. 14.

Учитывая, что среднее значение стоимости капитала в анализируемой выборке составляет 11,88 п.п., его сокращение от выпуска НФО колеблется от 0,73 и 0,78 п.п. (6% от среднего) в FE и финальной моделях, соответственно, до 1,3 п.п. (11% от среднего) в IV модели без учета автокорреляции. Оценки различаются почти в 2 раза, что существенно для интерпретации полученных результатов и использования их в практике.

Так как других эндогенных переменных выявлено не было, анализ иллюстративного примера завершается на финальной модели, результаты которой представлены в *табл.* 10.

ВЫВОДЫ

Ввиду сложности устройства компаний в моделях КФ потенциально всегда может встречаться эндогенность. Эта статья продолжает дискуссию о приТаблица 10 / Table 10

Финальная модель: IV FE оценка с учетом гетероскедастичности, эндогенности и AR (2) / Final model: IV FE estimation taking into account heteroscedasticity, endogeneity and AR (2)

VARIABLES	IV with COE lags, Cost of equity	
NFR	-0,784***	
	(0,264)	
L.COE	0,182***	
	(0,0197)	
L2.COE	-0,0970***	
	(0,0145)	
Size	-0,479***	
	(0,131)	
ROA	-0,0157**	
	(0,00734)	
Leverage	0,107**	
	(0,0494)	
LTG	-0,00337	
	(0,00281)	
M/B	-0,250***	
	(0,0272)	
Dummies for years	Yes	
Observations	4,641	
Number of Id	663	
R-squared	0,446	

Источник / Source: расчеты авторов / authors' calculations. *Примечание / Note:* Robust standard errors in parentheses; *** p < 0,01, *** p < 0,05, ** p < 0,1.

Таблица 11 / Table 11
Результаты тестов для оценки качества инструментов / Test results for evaluating the quality
of instruments

Tест / Test	Underidentification test	Weak identification test	Overidentification test
Статистика	Kleibergen-Paap rk LM statistic = 209,207	Cragg-Donald Wald F statistic = 710,499	Hansen J statistic = 0,672
P-value	0,000		0,4123
Stock-Yogo critical values:			
10% maximal IV size		19,53	
15% maximal IV size		11,59	
20% maximal IV size		8,75	
25% maximal IV size		7,25	

Источник / Source: расчеты авторов / authors' calculations.

сутствии эндогенности в этих моделях и способах борьбы с нею. В отличие от ранее написанных работ по этой теме, в нашей статье предложены примеры потенциальных источников в разных направлениях исследований в области КФ и рассмотрены различные способы борьбы с эндогенностью.

В ходе реализации систематического обзора литературы мы выяснили, что многие исследователи рекомендуют использовать регрессии для оценки динамических панельных моделей, потому что они наиболее успешно нивелируют эффекты эндогенности разного рода. В частности, по результату обзора наиболее подходящим является метод Blundell-Bond.

Тем не менее при проведении эмпирического исследования с использованием методов идентификации и борьбы с эндогенностью мы выяснили, что этот метод может не являться достаточным для устранения эндогенности. В рамках эмпирического исследования мы проверяли влияние НФО на стоимость капитала 630 компаний из стран БРИКС за 2007–2016 гг. Наш результат согласуется с раннее опубликованными исследованиями по этой теме: НФО отрицательно влияет на стоимость капитала. Тем не менее этот результат был получен с помо-

Таблица 12 / Table 12
Тест на эндогенность НФО /
NFR endogeneity test

Статистика теста на эндогенность НФО / NFR endogeneity test statistics	2,148
P-значение / P-value	0,1428

Источник / Source: расчеты авторов / authors' calculations.

щью метода инструментальных переменных на панельных данных (IV 2SLS). А обобщенного метода наименьших квадратов с фиксированным индивидуальным эффектом (FGLS FE), так же, как и ВВ, оказалось недостаточно для избавления от эндогенности.

Согласно полученным в данном исследовании оценкам мы выявили некритичное изменение коэффициента при эндогенной переменной между FE и финальной IV моделями, однако, если бы мы остановились на 2SLS IV оценке без учета автокорреляции, коэффициент был бы в 2 раза больше. Но согласно проведенному обзору литературы это — не самое плохое проявление эндогенности, так как отсутствие поправки на нее может привести к еще

Таблица 13 / Table 13
Корреляция потенциально эндогенных переменных с остатками финальной модели /
Correlation of potentially endogenous variables with the final model's residuals

Variables	COE	L.COE	L2.COE	NFR	Residuals
COE	1,00				
L.COE	0,49***	1,00			
L2.COE	0,21***	0,47***	1,00		
NFR	-0,09**	-0,01***	0,09***	1,00	
Residuals	0,58***	0,00	0,00	0,02	1,00

Источник / Source: расчеты авторов / authors' calculations. *Примечание / Note:* *** p < 0.01, **p < 0.05, *p < 0.1.

Таблица 14 / Table 14

Коэффициенты бета при переменной НФО в оцененных моделях / Beta coefficients of NFR variable in the estimated models

Model	FE /	FGLS	IV/	BB/	IV final
NFR beta	-0,730***	-0,202**	-1,303***	-1,018***	-0,784***
	(0,117)	(0,0952)	(0,223)	(0,217)	(0,223)

Источник / Source: расчеты авторов / authors' calculations.

Примечание / Note: Standard errors and robust standard errors in parentheses; *** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.1.

большему смещению коэффициентов, их незначимости и даже изменению знака.

Результаты нашего исследования будут в первую очередь полезны как для опытных и начинающих исследователей стоимости капитала, так и для исследователей КФ в целом. Также наше исследование может быть интересно практикам из сферы оценки бизнеса, инвесторам для оценки и применения моделей, обладающих высокой предсказательной способностью благодаря несмещенным оценкам коэффициентов. Также эта статья может быть по-

лезна при проведении семинаров по КФ или эконометрике.

Исследования, посвященные проблеме эндогенности, имеют большой потенциал для развития как с точки зрения исследователей в области эконометрики, вовлеченных в разработку новых моделей, учитывающих эндогенность, так и со стороны исследователей-практиков в КФ, многие из которых сталкиваются с проблемой выбора наилучшего способа оценки модели с эндогенностью.

БЛАГОДАРНОСТИ

Исследование осуществлено в рамках Программы фундаментальных исследований Национального исследовательского университета «Высшая школа экономики» (НИУ ВШЭ). НИУ ВШЭ, Москва, Россия.

ACKNOWLEDGEMENTS

This paper is an output of a research project implemented as part of the Basic Research Program at the National Research University Higher School of Economics (HSE University). National Research University Higher School of Economics, Moscow, Russia.

СПИСОК ИСТОЧНИКОВ / REFERENCES

- 1. Tucker G. M. On problems of corporate finance. *The American Journal of Economics and Sociology*. 1948;7(2):235–236. DOI: 10.1111/J.1536–7150.1948.TB 00679.x
- 2. Wintoki M.B., Linck J.S., Netter J.M. Endogeneity and the dynamics of internal corporate governance. *Journal of Financial Economics*. 2012;105(3):581–606. DOI: 10.1016/j.jfineco.2012.03.005
- 3. Gippel J., Smith T., Zhu Y. Endogeneity in accounting and finance research: Natural experiments as a state-of-the-art solution. *Abacus*. 2015;51(2):143–168. DOI: 10.1111/abac.12048
- 4. Barros L. A.B.C., Bergmann D. R., Henrique Castro F., da Silveira A. D.M. Endogeneity in panel data regressions: Methodological guidance for corporate finance researchers. *Revista Brasileira de Gestao de Negocios*. 2020;22:437–461. DOI: 10.7819/rbgn.v22i0.4059
- 5. Flannery M.J., Hankins K.W. Estimating dynamic panel models in corporate finance. *Journal of Corporate Finance*. 2013;19:1–19. DOI: 10.1016/j.jcorpfin.2012.09.004
- 6. Banik A., Chatterjee C. Ownership pattern and governance-performance relation: Evidence from an emerging economy. *Global Business Review*. 2021;22(2):422–441. DOI: 10.1177/0972150920966699
- 7. Molina C.A. Are firms underleveraged? An examination of the effect of leverage on default probabilities. *The Journal of Finance*. 2005;60(3):1427–1459. DOI: 10.1111/j.1540–6261.2005.00766.x
- 8. Chen C.-W., Lin J.B., Yi B. CEO duality and firm performance: An endogenous issue. *Corporate Ownership and Control*. 2008;6(1):58–65. DOI: 10.22495/cocv6i1p6
- 9. Poletti Hughes J. R&D and dividend payments as determinants of corporate value in the UK: Empirical evidence after controlling for endogeneity. *International Journal of Managerial Finance*. 2008;4(1):76–91. DOI: 10.1108/17439130810837393
- 10. Zhou T., Li W.-A. Board governance and managerial risk taking: Dynamic analysis. *The Chinese Economy*. 2016;49(2):60–80. DOI: 10.1080/10971475.2016.1142823
- 11. Malik Q. A., Hussain S., Ullah N., Waheed A., Naeem M., Mansoor M. Simultaneous equations and endogeneity in corporate finance: The linkage between institutional ownership and corporate financial performance. *The Journal of Asian Finance, Economics and Business*. 2021;8(3):69–77. DOI: 10.13106/jafeb.2021.vol8.no3.0069
- 12. Harada K., Nguyen P. Ownership concentration and dividend policy in Japan. *Managerial Finance*. 2011;37(4):362–379. DOI: 10.1108/03074351111115313
- 13. Жукова Н.Ю., Меликова А.Э. Социальная ответственность бизнеса: усиление стоимости бренда и влияние на финансовые показатели компании. *Финансы: теория и практика*. 2021;25(1):84–102. DOI: https://doi.org/10.26794/2587–5671–2021–25–1–84–102

- Zhukova N. Yu., Melikova A. E. Corporate social responsibility: Strengthening brand value and affecting company's financial performance. *Finance: Theory and Practice*. 2021;25(1):84–102. DOI: 10.26794/2587–5671–2021–25–1–84–102
- 14. Мартынова М. Раскрытие информации о климате как фактор инвестиционной привлекательности российских компании. *Московский Экономический Журнал*. 2021;(5):365–379. DOI: 10.24411/2413–046X-2021–10277
 - Martynova M. Climate disclosure as a factor of investment attractiveness of Russian companies. *Moskovskii economicheskii zhurnal = Moscow Economic Journal*. 2021(5):365–379. (In Russ.). DOI: 10.24411/2413–046X-2021–10277
- 15. Поляков К.Л., Полякова М.В., Самойленко С.В. Моделирование влияния долговой нагрузки на эффективность деятельности субъектов предпринимательства. *Вопросы статистики*. 2016;(9):17–29. DOI: 10.34023/2313–6383–2016–0–9–17–29
 - Polyakov K. L., Polyakova M. V., Samoylenko S. V. Modeling the impact of the debt load on efficiency of business entities. *Voprosy statistiki*. 2016;(9):17–29. (In Russ.). DOI: 10.34023/2313–6383–2016–0–9–17–29
- 16. Zahid M., Rahman H.U., Khan M., Ali W., Shad F. Addressing endogeneity by proposing novel instrumental variables in the nexus of sustainability reporting and firm financial performance: A step-by-step procedure for non-experts. *Business Strategy and the Environment*. 2020;29(8):3086–3103. DOI: 10.1002/bse.2559
- 17. Cheng Q., Lo K. Insider trading and voluntary disclosures. *Journal of Accounting Research*. 2006;44(5):815–848. DOI: 10.1111/j.1475–679X.2006.00222.x
- 18. Gul F.A., Hutchinson M., Lai K.M.Y. Gender-diverse boards and properties of analyst earnings forecasts. *Accounting Horizons*. 2013;27(3):511–538. DOI: 10.2308/acch-50486
- 19. Kim C.-J., Nelson C.R. Estimation of a forward-looking monetary policy rule: A time-varying parameter model using ex post data. *Journal of Monetary Economics*. 2006;53(8):1949–1966. DOI: 10.1016/j. jmoneco.2005.10.017
- 20. Coles J.L., Lemmon M.L., Meschke J.F. Structural models and endogeneity in corporate finance: The link between managerial ownership and corporate performance. *Journal of Financial Economics*. 2012;103(1):149–168. DOI: 10.1016/j.jfineco.2011.04.002
- 21. Li F. Endogeneity in CEO power: A survey and experiment. *Investment Analysts Journal*. 2016;45(3):149–162. DOI: 10.1080/10293523.2016.1151985
- 22. Grieser W.D., Hadlock C.J. Panel-data estimation in finance: Testable assumptions and parameter (in) consistency. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*. 2019;54(1):1–29. DOI: 10.1017/S 0022109018000996
- 23. Киршин И.А. Эмпирический анализ детерминант структуры капитала фирмы. *Финансы: теория и практика*. 2017;21(2):106–112. DOI: 10.26794/2587–5671–2017–21–2–106–112

 Kirshin I.A. An empirical analysis of determinant factors of the company's capital structure. *Finansy: teoriya i praktika = Finance: Theory and Practice*. 2017;21(2):106–112. (In Russ.). DOI: 10.26794/2587–5671–2017–21–2–106–112
- 24. Mohammad W.M.W., Wasiuzzaman S. Environmental, social and governance (ESG) disclosure, competitive advantage and performance of firms in Malaysia. *Cleaner Environmental Systems*. 2021;2:100015. DOI: 10.1016/J.CESYS.2021.100015
- 25. Alareeni B.A., Hamdan A. ESG impact on performance of US S&P 500-listed firms. *Corporate Governance*. 2020;20(7):1409–1428. DOI: 10.1108/CG-06–2020–0258
- 26. Dang V.A., Kim M., Shin Y. In search of robust methods for dynamic panel data models in empirical corporate finance. *Journal of Banking & Finance*. 2015;53:84–98. DOI: 10.1016/j.jbankfin.2014.12.009
- 27. Ullah S., Akhtar P., Zaefarian G. Dealing with endogeneity bias: The generalized method of moments (GMM) for panel data. *Industrial Marketing Management*. 2018;71:69–78. DOI: 10.1016/j.indmarman.2017.11.010
- 28. Tarchouna A., Jarraya B., Bouri A. How to explain non-performing loans by many corporate governance variables simultaneously? A corporate governance index is built to US commercial banks. *Research in International Business and Finance*. 2017;42:645–657. DOI: 10.1016/j.ribaf.2017.07.008
- 29. Boneva L., Linton O. A discrete-choice model for large heterogeneous panels with interactive fixed effects with an application to the determinants of corporate bond issuance. *Journal of Applied Econometrics*. 2017;32(7):1226–1243. DOI: 10.1002/jae.2568
- 30. Kremer S., Bick A., Nautz D. Inflation and growth: New evidence from a dynamic panel threshold analysis. *Empirical Economics*. 2013;44(2):861–878. DOI: 10.1007/s00181–012–0553–9

- 31. Ahn S.C., Lee Y.H., Schmidt P. Panel data models with multiple time-varying individual effects. *Journal of Econometrics*. 2013;174(1):1–14. DOI: 10.1016/j.jeconom.2012.12.002
- 32. Chudik A., Pesaran M.H. Common correlated effects estimation of heterogeneous dynamic panel data models with weakly exogenous regressors. *Journal of Econometrics*. 2015;188(2):393–420. DOI: 10.1016/j. jeconom.2015.03.007
- 33. Pesaran M.H., Zhou Q. Estimation of time-invariant effects in static panel data models. *Econometric Reviews*. 2018;37(10):1137–1171. DOI: 10.1080/07474938.2016.1222225
- 34. Su L., Yang Z. QML estimation of dynamic panel data models with spatial errors. *Journal of Econometrics*. 2015;185(1):230–258. DOI: 10.1016/j.jeconom.2014.11.002
- 35. Campbell R.C., Nagel G.L. Private information and limitations of Heckman's estimator in banking and corporate finance research. *Journal of Empirical Finance*. 2016;37:186–195. DOI: 10.1016/j.jempfin.2016.03.007
- 36. Hausman J.A. Specification tests in econometrics. *Econometrica*. 1978;46(6):1251–1271. DOI: 10.2307/1913827
- 37. Wooldridge J.M. Selection corrections for panel data models under conditional mean independence assumptions. *Journal of Econometrics*. 1995;68(1):115–132. DOI: 10.1016/0304–4076(94)01645-G
- 38. Zhang Y., Qin G., Zhu Z., Zhang J. Robust estimation in linear regression models for longitudinal data with covariate measurement errors and outliers. *Journal of Multivariate Analysis*. 2018;168:261–275. DOI: 10.1016/j. jmva.2018.07.015
- 39. Qin G., Zhang J., Zhu Z. Simultaneous mean and covariance estimation of partially linear models for longitudinal data with missing responses and covariate measurement error. *Computational Statistics & Data Analysis*. 2016;96:24–39. DOI: 10.1016/j.csda.2015.11.001
- 40. Chen H.-Y., Lee A.C., Lee C.-F. Alternative errors-in-variables models and their applications in finance research. *Quarterly Review of Economics and Finance*. 2015;58:213–227. DOI: 10.1016/j.qref.2014.12.002
- 41. Wall T.D., Michie J., Patterson M., Wood S.J., Sheehan M., Clegg C.W., West M. On the validity of subjective measures of company performance. *Personnel Psychology*. 2004;57(1):95–118. DOI: 10.1111/j.1744–6570.2004. tb02485.x
- 42. Podsakoff P.M., MacKenzie S.B., Lee J.-Y., Podsakoff N.P. Common method biases in behavioral research: A critical review of the literature and recommended remedies. *Journal of Applied Psychology*. 2003;88(5):879–903. DOI: 10.1037/0021–9010.88.5.879
- 43. Tehseen S., Ramayah T., Sajilan S. Testing and controlling for common method variance: A review of available methods. *Journal of Management Sciences*. 2017;4(2):146–175. DOI: 10.20547/jms.2014.1704202
- 44. Carrasco M., Doukali M. Efficient estimation using regularized jackknife IV estimator. *Annals of Economics and Statistics*. 2017;(128):109–149. DOI: 10.15609/annaeconstat2009.128.0109
- 45. Schaffer M.E. XTIVREG2: Stata module to perform extended IV/2SLS, GMM and AC/HAC, LIML and k-class regression for panel data models. 2020.
- 46. Qian H., Schmidt P. The asymptotic equivalence between the iterated improved 2sls estimator and the 3sls estimator. *Econometric Reviews*. 1997;16(4):441–457. DOI: 10.1080/07474939708800398
- 47. Reed W.R. On the practice of lagging variables to avoid simultaneity. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*. 2015;77(6):897–905. DOI: 10.1111/obes.12088
- 48. Roodman D. M. How to do Xtabond2: An introduction to difference and system GMM in Stata. *The Stata Journal*. 2009;9(1):86–136. DOI: 10.1177/1536867X0900900106
- 49. Hahn J., Hausman J., Kuersteiner G. Long difference instrumental variables estimation for dynamic panel models with fixed effects. *Journal of Econometrics*. 2007;140(2):574–617. DOI: 10.1016/j.jeconom.2006.07.005
- 50. Huang R., Ritter J.R. Testing theories of capital structure and estimating the speed of adjustment. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*. 2009;44(2):237–271. DOI: 10.1017/S 0022109009090152
- 51. Bruno G.S.F. Approximating the bias of the LSDV estimator for dynamic unbalanced panel data models. *Economics Letters*. 2005;87(3):361–366. DOI: 10.1016/j.econlet.2005.01.005
- 52. Ezeani E., Salem R., Kwabi F., Boutaine K., Bilal, Komal B. Board monitoring and capital structure dynamics: evidence from bank-based economies. *Review of Quantitative Finance and Accounting*. 2022;58(2):473–498. DOI: 10.1007/S 11156–021–01000–4
- 53. Lartey T., Danso A., Boateng A. Co-opted boards and capital structure dynamics. *International Review of Financial Analysis*. 2021;77:101824. DOI: 10.1016/J.IRFA.2021.101824
- 54. Badayi S.A., Matemilola B.T., Bany-Ariffin A.N., Theng L.W. Does corporate social responsibility influence firm probability of default? *International Journal of Finance & Economics*. 2021;26(3):3377–3395. DOI: 10.1002/IJFE.1966

- 55. Schadewitz H., Niskala M. Communication via responsibility reporting and its effect on firm value in Finland. *Corporate Social Responsibility and Environmental Management*. 2010;17(2):96–106. DOI: 10.1002/csr.234
- 56. de Klerk M., de Villiers C. The value relevance of corporate responsibility reporting: South African evidence. *Meditari Accountancy Research*. 2012;20(1):21–38. DOI: 10.1108/10222521211234200
- 57. Iatridis G.E. Environmental disclosure quality: Evidence on environmental performance, corporate governance and value relevance. *Emerging Markets Review*. 2013;14:55–75. DOI: 10.1016/j.ememar.2012.11.003
- 58. Fatemi A., Fooladi I., Tehranian H. Valuation effects of corporate social responsibility. *Journal of Banking & Finance*. 2015;59:182–192. DOI: 10.1016/j.jbankfin.2015.04.028
- 59. Oshika T., Saka C. Sustainability KPIs for integrated reporting. *Social Responsibility Journal*. 2017;13(3):625–642. DOI: 10.1108/SRJ-07–2016–0122
- 60. de Villiers C., Venter E.R., Hsiao P.-C.K. Integrated reporting: background, measurement issues, approaches and an agenda for future research. *Accounting & Finance*. 2017;57(4):937–959. DOI: 10.1111/acfi.12246
- 61. García-Sánchez I.-M., Noguera-Gámez L. Integrated information and the cost of capital. *International Business Review*. 2017;26(5):959–975. DOI: 10.1016/j.ibusrev.2017.03.004
- 62. Albuquerque R., Koskinen Y., Zhang C. Corporate social responsibility and firm risk: Theory and empirical evidence. *Management Science*. 2019;65(10):4451–4469. DOI: 10.1287/mnsc.2018.3043
- 63. Bhuiyan M.B.U., Nguyen T.H.N. Impact of CSR on cost of debt and cost of capital: Australian evidence. *Social Responsibility Journal*. 2020;16(3):419–430. DOI: 10.1108/SRJ-08–2018–0208
- 64. Yeh C.-C., Lin F., Wang T.-S., Wu C.-M. Does corporate social responsibility affect cost of capital in China? *Asia Pacific Management Review.* 2020;25(1):1–12. DOI: 10.1016/j.apmrv.2019.04.001
- 65. Manchiraju H., Rajgopal S. Does corporate social responsibility (CSR) create shareholder value? Evidence from the Indian Companies Act 2013. *Journal of Accounting Research*. 2017;55(5):1257–1300. DOI: 10.1111/1475–679X.12174
- 66. Dhaliwal D.S., Li O.Z., Tsang A., Yang Y.G. Voluntary nonfinancial disclosure and the cost of equity capital: The initiation of corporate social responsibility reporting. *The Accounting Review*. 2011;86(1):59–100. DOI: 10.2308/accr.00000005
- 67. El Ghoul S., Guedhami O., Kwok C.C.Y., Mishra D.R. Does corporate social responsibility affect the cost of capital? *Journal of Banking & Finance*. 2011;35(9):2388–2406. DOI: 10.1016/j.jbankfin.2011.02.007
- 68. Boujelbene M.A., Affes H. The impact of intellectual capital disclosure on cost of equity capital: A case of French firms. *Journal of Economics, Finance and Administrative Science*. 2013;18(34):45–53. DOI: 10.1016/S 2077–1886(13)70022–2
- 69. Zhou S., Simnett R., Green W. Does integrated reporting matter to the capital market? *Abacus*. 2017;53(1):94–132. DOI: 10.1111/abac.12104
- 70. Fama E.F., French K.R. Common risk factors in the returns on stocks and bonds. *Journal of Financial Economics*. 1993;33(1):3–56. DOI: 10.1016/0304–405X(93)90023–5
- 71. Fama E.F., French K.R. The cross-section of expected stock returns. *The Journal of Finance*. 1992;47(2):427–465. DOI: 10.1111/j.1540–6261.1992.tb04398.x
- 72. Evdokimova M. S., Kuzubov S.A. Non-financial reporting and the cost of capital in BRICS countries. Higher School of Economics. Basic Research Program Working Paper. 2021;(83/FE). URL: https://wp.hse.ru/data/202 1/06/25/1430000555/83FE 2021.pdf
- 73. Breush T.S., Pagan A.R. A simple test for heteroscedasticity and random coefficient variation. *Econometrica*. 1979;47(5):1287–1294. DOI: 10.2307/1911963
- 74. Park H.M. Practical guides to panel data modeling: A step by step analysis using stata. Niigata: International University of Japan; 2011. 53 p. URL: https://www.iuj.ac.jp/faculty/kucc625/method/panel/panel_iuj.pdf
- 75. Drukker D.M. Testing for serial correlation in linear panel-data models. *The Stata Journal*. 2003;3(2):168–177. DOI: 10.1177/1536867X0300300206
- 76. Baum C.F., Schaffer M.E., Stillman S. Enhanced routines for instrumental variables/generalized method of moments estimation and testing. *The Stata Journal*. 2007;7(4):465–506. DOI: 10.1177/1536867X0800700402
- 77. Stock J.H., Yogo M. Testing for weak instruments in linear IV regression. In: Andrews D.W.K., Stock J.H., eds. Identification and inference for econometric models: Essays in honor of Thomas Rothenberg. Cambridge, New York: Cambridge University Press; 2005:80–108. DOI: 10.1017/CBO9780511614491.006

Приложение / Appendix

Таблица 1 / Table 1
Корреляционная матрица / Correlation matrix

Variables	COE	NFR	Size	ROA	Leverage	LTG	M/B
COE	1,00						
NFR	-0,03***	1,00					
Size	0,04***	0,43***	1,00				
ROA	-0,15***	0,09***	-0,03**	1,00			
Leverage	0,06***	0,05***	0,29***	-0,28***	1,00		
LTG	-0,09***	0,03**	0,08***	0,32***	-0,01**	1,00	
M/B	-0,03***	-0,05***	-0,25***	0,24***	-0,043	0,12***	1,00

Note: *** p < 0,01, ** p < 0,05, * p < 0,1.

Источник / Source: расчеты авторов / authors' calculations.

Таблица 2 / Table 2
Распределение компаний по странам / Companies' distribution across countries

Страна / Country	Количество компаний / Number of companies
Бразилия	15
Китай	437
Индия	163
Россия	11
Южная Африка	37
Итого	663

Источник / Source: расчеты авторов / authors' calculations.

Таблица 3 / Table 3
Распределение компаний по отраслям / Companies' distribution across industries

GICS код / GICS code	Отрасль / Industry	Количество компаний / Number of companies
10	Энергетика	17
15	Материалы	133
20	Промышленность	177
25	Потребительские товары выборочного спроса	115
30	Потребительские товары повседневного спроса	58
35	Здравоохранение	54

Окончание таблицы 3 / Table 3 (continued)

GICS код / GICS code	Отрасль / Industry	Количество компаний / Number of companies
45	Информационные технологии	53
50	Коммуникационные услуги	4
55	Коммунальные услуги	39
	Многоотраслевые корпорации	13
	Итого	663

Источник / Source: расчеты авторов / authors' calculations.

ИНФОРМАЦИЯ ОБ ABTOPAX / ABOUT THE AUTHORS



Зинаида Владимировна Селезнева — стажер-исследователь лаборатории по финансовой инженерии и риск-менеджменту, аспирант Школы финансов факультета экономических наук, Национальный исследовательский университет «Высшая школа экономики», Москва, Россия

Zinaida V. Selezneva — Research Assistant, Financial Engineering and Risk Management Laboratory, PhD student, School of Finance, National Research University Higher School of Economics, Moscow, Russia

http://orcid.org/0000-0002-0487-4181 zseleznyova@hse.ru



Мария Сергеевна Евдокимова — преподаватель и аспирант Школы финансов факультета экономических наук, Национальный исследовательский университет «Высшая школа экономики», Москва, Россия

Mariya S. Evdokimova — Lecturer and PhD student, School of Finance, National Research University Higher School of Economics, Moscow, Russia

http://orcid.org/0000-0002-7915-4736

evdokimovamary@mail.ru

Конфликт интересов: авторы заявляют об отсутствии конфликта интересов. Conflicts of Interest Statement: The authors have no conflicts of interest to declare.

Статья поступила в редакцию 30.07.2021; после рецензирования 15.08.2021; принята к публикации 17.12.2021. Авторы прочитали и одобрили окончательный вариант рукописи.

The article was submitted on 30.07.2021; revised on 15.08.2021 and accepted for publication on 17.12.2021. The authors read and approved the final version of the manuscript.