

ВЗАИМОСВЯЗАННЫЕ СОВЕТЫ ДИРЕКТОРОВ И ДЕЯТЕЛЬНОСТЬ РОССИЙСКИХ КОМПАНИЙ: РЕЗУЛЬТАТЫ СЕТЕВОГО АНАЛИЗА

М. А. ЗАВЕРТЯЕВА

*Международная лаборатория экономики нематериальных активов,
Национальный исследовательский университет «Высшая школа экономики», Россия^а*

П. А. ПОПОВА

*Международный институт экономики и финансов, Национальный исследовательский
университет «Высшая школа экономики», Россия^б*

В статье применяется инструментарий сетевого анализа для глубокого изучения положения компании в сети, сформированной за счет формальных связей членов советов директоров. Эмпирический анализ проведен на данных российских компаний, акции которых входят в индекс широкого рынка Московской биржи за период с 2014 по 2018 г. В качестве результатов деятельности компании рассматриваются коэффициент Q Тобина и рентабельность активов. Анализ показал, что количество прямых связей совета директоров компании и его близость к другим компаниям сети отрицательно влияют на рентабельность активов компании. При этом центральность не оказывает прямого эффекта на стоимость компании, измеренную коэффициентом Q Тобина. Результаты свидетельствуют о затратности привлечения связанных с другими фирмами директоров. Анализ специфичных для российской экономики типов компаний выявил особенности влияния положения компании в сети на результаты деятельности компаний энергетической и нефтегазовой отраслей, а также компаний с долей директоров, имеющих опыт работы в государственных органах.

Ключевые слова: совет директоров, корпоративное управление, стоимость, российские компании, сетевой анализ, мультидиректорство.

JEL: G34, C45.

Исследование выполнено за счет гранта Российского научного фонда № 18-18-00270, <https://rscf.ru/project/18-18-00270/>

Адрес организаций: ^а Международная лаборатория экономики нематериальных активов, Национальный исследовательский университет «Высшая школа экономики», Бульвар Гагарина ул., 37, Пермь, 614060, Россия; ^б Международный институт экономики и финансов, Национальный исследовательский университет «Высшая школа экономики», Покровский б-р, 11, к. Т, Москва, 109028, Россия.

© М. А. Завертяева, П. А. Попова

<https://doi.org/10.21638/spbu18.2021.302>

Феномен взаимосвязанных советов директоров широко изучается в корпоративном управлении [Caiazza, Simoni, 2019]. Связи образуются посредством деятельности директоров, входящих одновременно в несколько советов директоров [Larcker, So, Wang, 2013; Biancho et al., 2019]. Например, В.А. Мау в 2018 г., по данным ПАО «Газпром», был включен в состав совета директоров еще пяти компаний, в частности ПАО «Сбербанк» и ПАО «Северсталь». Поэтому советы директоров указанных компаний становятся взаимосвязанными за счет включения в их состав одного и того же директора. В российской практике встречаются экстремальные случаи, когда директор одновременно входит в состав более чем 20 советов. С одной стороны, это демонстрирует важность определенных знаний и опыта директоров, а с другой — мультидиректорство вызывает вопросы о возможности качественно выполнять соответствующие задачи. Именно поэтому эмпирические исследования содержат свидетельства как положительных, так и отрицательных эффектов мультидиректорства.

Большинство эмпирических работ, посвященных связям советов директоров, проведено на развитых рынках, таких как США, некоторые страны Европы (Великобритания, Германия, Франция) и азиатские страны (Китай, Южная Корея, Япония). На развивающихся рынках изучение роли и последствий мультидиректорства еще не стало трендом, несмотря на его высокую значимость для такого типа экономики. Как отмечают авторы работы [Pfeffer, Salancik, 2003], важность связей объясняется тем, что фирмы обычно сталкиваются с нехваткой ресурсов, поскольку формальные институты и рынки находятся в стадии развития. При этом знания, опыт и связи директоров обеспечивают компании критически важными ресурсами. В частности, связи директоров особенно важны, учитывая потребность фирм в более тесных отношениях с внешней средой на развивающихся рынках.

В исследованиях, проведенных на компаниях развивающихся рынков, изучаются факт включения «занятых» директоров в советы и определенные типы связей директоров с внешней средой, например политические связи или опыт работы в компаниях той же отрасли. Авторы работ считают важным не только наличие определенных знаний и опыта внутри компании, но и их передачу по сети, сформированной взаимосвязанными советами директоров. Советы директоров, которые занимают в такой сети центральное положение, имеют лучший доступ к информации, выгодным связям с внешними стейкхолдерами и, как следствие, способны обеспечить фирму лучшими ресурсами [Abdollahian et al., 2017; Biancho et al., 2019; Lamb, Roundy, 2016]. В результате может наблюдаться увеличение эффективности деятельности связанных компаний и снижение для них внешней неопределенности [Hillman, Dalziel, 2003; Zona, Gomez-Mejia, Withers, 2018]. Тем не менее расположение в центре сети и поддержание большого числа связей затратно по времени и приводит к тому, что ценная информация, которой владеют менеджеры компании, перестает быть уникальной и может оказаться переданной по сети фирмам-конкурентам. Именно поэтому эмпирические исследования на выборках компаний развивающихся рынков при помощи сетевого анализа показывают неоднозначное влияние положения директоров в сети на эффективность компании.

Что касается России, то С. Михайлова и В. Ворм утверждают, что значимость личных связей установилась столетия назад, а сегодня они остаются чрезвычайно важными в современных компаниях, поскольку являются «продуктами особого культурного наследия» [Michailova, Worm, 2003]. Несмотря на широкое обсуждение значимости формальных связей компаний в теоретической литературе, влияние связей российских директоров на результаты деятельности компании эмпирически не изучено.

Необходимо отметить, что в работах, посвященных влиянию положения предприя-

тия в сети на финансовые результаты его деятельности, тестируемые модели нередко характеризуются высоким уровнем эндогенности [Biancho et al., 2019; Black, Carvalho, Gorga, 2012; Rossoni, Aranha, Mendes-Da-Silva, 2018]. В данном случае одной из причин этого являются пропущенные переменные, поскольку авторы не рассматривают детерминанты, отвечающие за то, как формируется положение компании в сети [Biancho et al., 2019]. К таким факторам могут относиться, например, личные характеристики директоров, которые приносят в фирму опыт, знания и связи, общие характеристики советов или непосредственно характеристики компаний. Еще одной причиной эндогенности в подобных работах выступает обратная причинность, которая заключается в том, что компании, показывающие высокие финансовые результаты, имеют возможность включать в свои советы более успешных директоров, тем самым повышая центральность компаний. В связи с этим в настоящем исследовании предприняты попытки снижения эндогенности сетевых метрик посредством использования анализа панельных данных с фиксированными эффектами и лагированными переменными.

Учитывая наличие в литературе нерешенных вопросов, а именно: неоднозначности имеющихся эмпирических свидетельств и отсутствия знаний о влиянии сетевых связей директоров на результаты компаний, — обозначена цель исследования. Она состоит в том, чтобы определить, как положение российских компаний в сети, сформированной за счет мультидиректорства членов советов директоров, влияет на итоговые показатели деятельности компаний.

Исследование проводится на выборке торгуемых российских компаний, акции которых включены в индекс широкого рынка ММВБ за 2014–2018 гг. Для определения положения компании в сети использован метод сетевого анализа (social networks analysis). В частности, применены такие метрики, как: степень центральности (degree

centrality), показывающая количество прямых связей совета директоров; центральность по близости (closeness centrality), демонстрирующая, насколько близко к остальным элементам сети находится совет директоров; центральность по собственному вектору (eigenvector centrality), характеризующая важность соседних элементов сети.

Эмпирическое тестирование было реализовано в три этапа. На первом этапе были построены базовые модели, которые предполагают экзогенность сетевых характеристик; на втором — использовался метод анализа панельных данных с фиксированными эффектами и лагированными переменными для учета ненаблюдаемых индивидуальных эффектов, присущих компании и периоду наблюдения; на третьем этапе — с помощью совместных эффектов протестировано влияние центральности определенного типа компаний на результаты их деятельности.

Основным вкладом исследования является эмпирический анализ взаимосвязанных советов директоров с применением сетевого анализа на данных российских компаний. Проведенный анализ позволяет не только определить, насколько центральными являются компании в сети, но и изучить положительное или отрицательное влияние центральности положения на деятельность компаний. Кроме того, ценность представляют и результаты тестирования влияния центральности на результаты деятельности компаний в важных для российской экономики отраслях (энергетической и нефтегазовой), а также изучение совместных эффектов центральности и доли директоров в совете директоров, имеющих опыт работы в органах государственной власти.

Статья имеет следующую структуру. В первом разделе приведены теоретические основы феномена мультидиректорства, а также результаты эмпирических исследований. Во втором — описана методология, касающаяся, в частности, осуществления сетевого анализа и двух этапов эмпирического тестирования, обоснован выбор переменных исследования, объясняются прин-

ципы формирования выборки и даны дескриптивные статистики основных переменных, характеризующих изучаемые фирмы. В третьем разделе обсуждаются результаты анализа, осуществленного при помощи МНК, и анализа панельных данных с фиксированными эффектами. В заключении продемонстрированы полученные результаты, описаны выводы и ограничения исследования.

1. ВЗАИМОСВЯЗАННЫЕ СОВЕТЫ ДИРЕКТОРОВ И РЕЗУЛЬТАТЫ ДЕЯТЕЛЬНОСТИ КОМПАНИИ

Взаимосвязанные советы директоров возникают за счет включения одного и того же директора (директоров) в советы нескольких компаний одновременно [Mizguchi, 1996]. В рамках исследования такие директора названы «занятыми директорами» (*busy directors*) [Caiazza, Simoni, 2019], или «взаимосвязанными директорами» (*interlocks*). Директора, включенные одновременно в советы директоров ряда компаний, образуют взаимодействия между ними. Поскольку советы директоров становятся взаимосвязанными, то и компании, включающие одновременно одних и тех же директоров, в настоящей работе определены как взаимосвязанные. Для обозначения феномена взаимосвязанных директоров и компаний в русскоязычной литературе также встречается понятие «множественность директорских позиций», или «мультидиректорство» [Никулин, Свиридов, Смирнов, 2020].

Существование взаимосвязанных директоров и возможные последствия мультидиректорства для компании имеют обоснование в рамках агентской теории, теории социального класса, теории ресурсной зависимости, теории репутации. Рассмотрим их подробнее.

С позиции агентской теории основная функция совета директоров — мониторинг и контроль менеджеров. При найме в совет независимых директоров, важных для ре-

ализации этой функции, нередко возникает мультидиректорство. Взаимосвязанные директора могут вести себя оппортунистически, реализуя собственные интересы [Andres, Van den Bongard, Lehmann, 2013]. В результате растут агентские издержки, что приводит к снижению эффективности компаний [Dalton et al., 2007; Du, Chen, Du, 2010]. Кроме того, согласно гипотезе отвлечения внимания (*attention hypothesis*), мультидиректорство часто приводит к менее эффективной работе, поскольку требует много времени [Böhler, Rapp, Wolff, 2010; Fich, Shivdasani, 2006]. Т. Перри и Ю. Пейер упоминают статью М. Липтона и Дж. Лорша, в которой говорится, что «человек должен посвящать не менее 100 часов в год выполнению обязанностей директора» в одной компании [Perry, Peyer, 2005, p. 2084]. Таким образом, в эмпирических исследованиях, выполненных на основе агентской теории, можно встретить выводы о том, что взаимосвязанные директора негативно влияют на финансовые показатели деятельности компаний [Dal Vesco, Beuren, 2016; Zona, Gomez-Mejia, Withers, 2018].

Теория социального класса рассматривает директоров как часть корпоративной элитной сети с общими ценностями и нормами. Как отмечалось в [Brass et al., 2004], включение директоров в сети приводит к усилению их влияния внутри организации. При этом мультидиректорство делает директоров более сосредоточенными на своих сетях, чем на управлении данной фирмой. Учитывая, что большинство взаимосвязанных директоров являются руководителями других фирм, лидерами отраслевых ассоциаций, правительственными чиновниками, профессорами университетов и т. д., это снижает их роль в мониторинге менеджеров [Chen, Wang, Lin, 2014].

В рамках теории ресурсной зависимости основная роль директора заключается в привлечении к фирме дополнительных, в основном нематериальных, ресурсов, таких как знания, опыт НИОКР, более легкий доступ к финансированию, особые условия контрактов с компаниями-поставщиками

и покупателями, консультации и т. д. [Hillman, Dalziel, 2003; Mizruchi, 1996; Zona, Gomez-Mejia, Withers, 2018]. С этой точки зрения мультидиректорство дает компании конкурентные преимущества для принятия и реализации стратегических решений [Mizruchi, 1996]. Как следствие, фирмы демонстрируют повышение производительности деятельности [Drees, Neugens, 2013; Hillman, Dalziel, 2003; Zona, Gomez-Mejia, Withers, 2018]. Данный вывод особенно характерен для более молодых компаний или фирм, ограниченных в ресурсах [Zona, Gomez-Mejia, Withers, 2018]. За предоставление таких ресурсов взаимосвязанные директора могут получать повышенное вознаграждение или обладать большей управленческой властью [Horton et al., 2012]. Эту власть директора могут использовать для извлечения частной выгоды, в том числе такой, которая способна нанести вред деятельности компании [Larcker et al., 2013; Renneboog, Zhao, 2011].

Теория репутации схожа с теорией ресурсной зависимости, но в отличие от нее фокусируется на отдельных директорах, а не на связях компании в целом. Фирмы нанимают директоров на основе их репутационного капитала (например, опыта, в том числе предыдущего управленческого, знаний, политических связей). В свою очередь, чем авторитетнее директор, тем в большее число советов директоров он включен [Perry, Peyer, 2005]. Эта теория предполагает наличие такого рынка директоров, на котором плохие результаты, полученные в прошлом, снижают его репутацию и «стоимость» в будущем [Ferris, Jagannathan, Pritchard, 2003].

Как показал анализ исследований, использующих указанные теории для объяснения феномена мультидиректорства, занятые директора нередко рассматриваются с позиции влияния на финансовые показатели компаний. Так, занятые директора, обладающие значительным количеством нематериальных ресурсов, положительно воздействуют на результаты деятельности компаний [Li, Xian, Yan, 2013]. Молодые

фирмы, как правило, включают директоров из компаний, обладающих большим влиянием на рынке, что позволяет им использовать их профессиональный опыт [Lamb, Roundy, 2016]. Кроме того, будучи взаимосвязанными с фирмами, которые имеют более высокую репутацию, компании сигнализируют инвесторам и владельцам о своем развитии на рынке, что приводит к повышению их эффективности [Gur, Greckhamer, 2017]. В свою очередь, более успешные компании либо имеют отрицательный эффект от взаимосвязанных советов директоров, либо не имеют никакого эффекта [Ferris, Jayaraman, 2018].

Вместе с тем ряд эмпирических исследований свидетельствует о том, что чрезмерная занятость директоров снижает результаты деятельности компании. Так, компании из списка Forbes 500, где основная часть внешних директоров являются занятыми, имеют более низкое соотношение рыночной стоимости и балансовой стоимости по сравнению с остальными [Fich, Shivdasani, 2006]. Немецкие компании со значительным количеством взаимосвязанных директоров также характеризуются снижением результатов деятельности [Andres, Van den Bongard, Lehmann, 2013; Böhler et al., 2010]. Схожие результаты были получены и для японских фирм [Kawai, Ko, 2012]. Некоторые авторы вообще не находят значимого влияния капитала советов директоров на показатели деятельности компаний, обосновывая это необходимостью разделения выборки по типам взаимосвязанных советов (внутри- и межотраслевые) [Blanco-Alcantara, Díez-Esteban, Romero-Merino, 2018] или типам директоров (независимые или внутренние) [Dal Vesco, Beuren, 2016].

Результаты как теоретических исследований, так и эмпирических тестирований свидетельствуют о справедливости выводов авторов работы [Cashman et al., 2012]. Они утверждают, что нелегко определить, преобладают ли выгоды от найма взаимосвязанных директоров над потенциальными издержками. В [Zavertiaeva, Lopez-Iturria-

га, 2020] подчеркивается, что соотношение выгод и издержек от найма взаимосвязанных директоров компаниями развитых рынков капитала обычно описывается положениями агентской теории и гипотезой отвлечения внимания. Именно поэтому исследования компаний развитых рынков чаще всего выявляют отрицательное влияние мультидиректорства на корпоративные результаты. Причем на развивающихся рынках на первый план выходит теория ресурсной зависимости: ввиду неразвитости рынков и асимметрии информации занятые директора обеспечивают фирму необходимыми ресурсами. По данной причине исследования компаний развивающихся рынков, как правило, выявляют положительные эффекты мультидиректорства.

В литературе обычно используются четыре основные метрики для анализа мультидиректорства: 1) количество компаний, в которых работает директор; 2) «занятость» директора; 3) блокирующие директора (interlocks); 4) позиция директора в сети директоров. Первая метрика учитывает только количество советов директоров, в которых работает конкретный директор [Ferris, Jagannathan, Pritchard, 2003; Perry, Peyer, 2005; Fich, Shivdasani, 2006; Chen, Ho, Hsu, 2013], а понятие «занятость» (вторая метрика) используется для описания ситуации, в которой директор входит в несколько советов директоров (обычно более трех) [Core, Holthausen, Larcker, 1999; Andres, Van den Bongard, Lehmann, 2013]. Блокирующие директора (третья метрика) появляются в том случае, когда инсайдер одной фирмы выступает в роли внешнего директора другой фирмы, и наоборот.

Ряд исследователей анализируют более конкретные ситуации, такие как взаимная блокировка генеральных директоров [Fich, White, 2005] или взаимосвязь между собственником и директором [Bohman, 2012; Comet, Pizarro, 2011]. Четвертая метрика использует методы анализа социальных сетей и ряд показателей центральности для оценки вовлеченности директора в сеть и его относительной важности по сравнению

с остальными директорами [Freeman, 1978; Schonlau, Singh, 2009]. Этот подход является новым для анализа корпоративного управления и описывается исследователями как наиболее глубокий, поскольку позволяет проанализировать сразу несколько характеристик связей [Barnea, Guedj, 2007].

На российском рынке, которому присущи сложности с доступом к ресурсам и придание важности персональным связям, изучение влияния мультидиректорства на результаты деятельности компании не проводилось. Устранение данного пробела в исследованиях и стало целью настоящей работы. В то же время планируется применить современный инструментальный сетевого анализа для измерения положения директора в сети.

Поэтому исследовательский вопрос работы сформулирован таким образом: как положение компаний в сети, созданной за счет мультидиректорства членов советов директоров, влияет на их стоимость? Следуя работе [Zavertiaeva, Lopez-Iturriaga, 2020], можно предположить, что для российских компаний наиболее актуальны положения теории ресурсной зависимости, а значит, занятые директора приносят дополнительные ресурсы, что позитивно отражается на результатах деятельности компании.

Таким образом, в ходе исследования будет протестирована следующая гипотеза: *увеличение центральности положения компании в сети, формируемое за счет занятых директоров, положительно влияет на результаты ее деятельности.*

2. МЕТОДОЛОГИЯ И ДАННЫЕ ИССЛЕДОВАНИЯ

Положение компании в сети будет определяться посредством сетевого анализа (social network analysis), который имеет определенный алгоритм проведения [Biancho et al., 2019]. Сначала строится матрица смежности (adjacency matrix), где в качестве названий строк и столбцов значатся директо-

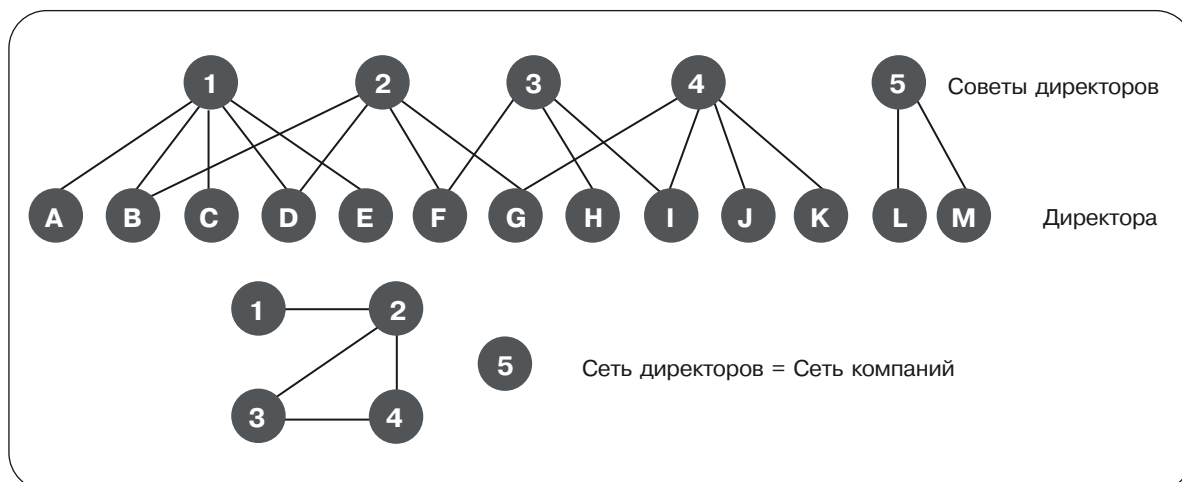


Рис. 1. Пример образования сети компаний на основе включения одних и тех же директоров в советы директоров компаний

Составлено по: [Mendes-Da-Silva, 2011].

ра, входящие в советы компаний выборки. В ячейке a_{ij} матрицы ставится 1, если директор i и директор j включены в один совет директоров, и 0 — в противном случае. Затем на основе данных матриц создаются сети директоров анализируемых компаний: для измерения положения и важности отдельных директоров или компаний в сетях используются наиболее распространенные показатели центральности, такие как степень центральности, центральность по близости, центральность по собственному вектору [Freeman, 1978; Larcker, So, Wang, 2013; Dal Vesco, Beuren, 2016; Esposito De Falco, Cucari, Franco, 2018].

На рис. 1 показано, как директора, включенные одновременно в несколько советов, образуют сети компаний.

В большинстве исследований, рассматривающих влияние взаимосвязанных директоров на деятельность компаний, отмечается высокий уровень эндогенности взаимосвязи [Dal Vesco, Beuren, 2016; Blanco-Alcantara, Díez-Esteban, Romero-Merino, 2018; Esposito De Falco, Cucari, Franco, 2018]. Это обусловлено тем, что авторы не принимают во внимание то, как возникает сеть советов директоров и какие характеристики лежат в ее основе [Biancho et al.,

2019]. Источниками эндогенности выступают как пропущенные переменные, так и обратная причинность. Пропущенные переменные возникают, поскольку не рассматриваются детерминанты, отвечающие за формирование положения компании в сети [Biancho et al., 2019]. К таким факторам могут относиться, например, личные характеристики директоров, которые приносят в фирму опыт, знания и связи, характеристики советов директоров или компаний. Еще одной причиной эндогенности является обратная причинность, при которой компании, демонстрирующие высокие финансовые результаты, имеют возможность включать в свои советы более успешных директоров, занимающих центральное положение в сети.

В исследованиях, посвященных эффективности мультидиректорства, редко рассматриваются способы борьбы с проблемой эндогенности, что может влиять на полученные эмпирические оценки. В настоящей работе предполагается использование методов анализа панельных данных для снижения влияния пропущенных переменных, а также лагированных переменных, чтобы снизить потенциальное влияние обратной причинности. Эмпирическая часть работы

будет реализована в два этапа, более подробно описанных далее.

На первом этапе эмпирического исследования строятся базовые модели вида:

$$Performance_{it} = \beta_0 + \beta_1 \cdot Centrality_{it} + \gamma \cdot Board_{it} + \delta \cdot Controls_{it} + \varepsilon_{it}, \quad i = 1, n, \quad (1)$$

где $Performance_{it}$ — коэффициент Q Тобина и рентабельность активов (ROA);

β_0 — свободный член модели; β_1 — коэффициент при независимой переменной центральности; $Centrality_{it}$ — переменная центральности, отвечающая за положение компании в сети (normalized degree centrality; harmonic closeness centrality; eigenvector centrality); γ — вектор коэффициентов при характеристиках совета директоров; $Board_{it}$ — вектор характеристик совета директоров; δ — вектор коэффициентов при контрольных переменных; $Controls_{it}$ — вектор контрольных переменных; ε_i — случайная ошибка модели.

В качестве первого результата деятельности компании используется коэффициент Q Тобина, который отражает привлекательность компании для инвесторов [Peng et al., 2015; Dal Vesco, Beuren, 2016; Rossoni, Aranha, Mendes-Da-Silva, 2018]. Существует несколько способов его расчета. В ходе исследования применяется метод расчета, предложенный в [Chung, Pruitt, 1994] и использованный в [Березинец, Ильина, Черкасская, 2013; Berezinets, Iina, Cherkasskaya, 2017]. Он отличается упрощенной формулой, однако дает результаты, согласующиеся с другими способами.

Вторым результатом деятельности компаний выступает рентабельность активов ROA , которая является балансовым показателем результативности деятельности компании и не зависит от колебаний рынка в отличие от показателя коэффициента Q Тобина. Рентабельность активов также часто используется при изучении феномена мультидиректорства [Larcker, So, Wang, 2013]. Применение двух показателей позволяет оценить влияние взаимосвязанных директоров как на инвестиционную привлекатель-

ность компании с точки зрения рыночных инвесторов, так и на прибыльность.

В качестве основной независимой переменной последовательно задействованы три показателя: нормализованная степень центральности (normalized degree centrality), гармоническая центральность по близости (harmonic closeness centrality) и центральность по собственному вектору (eigenvector centrality). В первом уравнении анализируется метрика нормализованной степени центральности, которая характеризует важность компании в сети, учитывая количество узлов, с которыми она связана [Esposito De Falco, Cucari, Franco, 2018]. Также необходимо отметить, что эта метрика учитывает только прямые связи каждой компании. Она является нормированной величиной степени центральности и используется для получения более точных результатов, так как количество узлов в сети различно в каждый исследуемый период [Larcker, So, Wang, 2013]. Чем больше нормализованная степень центральности, тем более влиятельной является компания.

Во втором уравнении оценивается влияние гармонической центральности по близости на результаты компании. Метрика основана на центральности по близости, которая показывает, как быстро распространяется информация между взаимосвязанными компаниями [Abdollahian et al., 2017].

Поскольку анализируемые сети компаний являются разъединенными, т. е. не все фирмы взаимосвязаны между собой, то классическая метрика дает некорректные результаты и необходимо использовать скорректированный показатель. Она характеризует центральность занимаемого компанией положения — вычисляется кратчайший путь между всеми узлами с присвоением каждому из них оценки, основанной на сумме этих путей [Larcker, So, Wang, 2013]. Предполагается, что компании, которые могут взаимодействовать с другими фирмами посредством меньшего количества связей до них, имеют более широкий доступ к уникальным ресурсам и знаниям в сети [Abdollahian et al., 2017]. Иными словами,

эта метрика позволяет понять, как быстро информация из узла i распространяется на другие узлы. Для более центральных компаний характерно большее значение гармонической центральности по близости.

Третье уравнение, в котором основной независимой переменной является центральность собственного вектора, описывает влияние характеристик советов директоров и компаний на положение фирм в сети с точки зрения важности организаций, с которыми они связаны [Larcker, So, Wang, 2013]. Чем выше значение центральности собственного вектора, тем с более влиятельными компаниями фирма связана.

В качестве характеристик совета директоров, влияющих на результаты деятельности компании, были выбраны следующие:

- доля директоров в совете директоров, имеющих опыт работы в органах государственной власти. Такой опыт может приносить в компанию конкурентные преимущества ввиду того, что руководители обладают знаниями о функционировании национальной экономики и располагают связями с государственными органами [Zhang, Truong, 2019]. Исследования и развитых, и развивающихся рынков свидетельствуют о наличии влияния директоров с опытом работы в госслужбе (как положительного, так и отрицательного) на стоимость компании [Faccio, 2010; Shi, Xu, Zhang, 2018];
- доля директоров в совете директоров, имеющих опыт работы в качестве генерального директора (СЕО). Отметим, что в России запрещено совмещение должностей члена совета и генерального директора в одной компании. Тем не менее существует практика включения генеральных директоров в советы других компаний. Опыт, который руководители получают в рамках управления другой компанией, позволяет им быть более эффективными при принятии советом решений [Klarin, Ray, 2019];
- доля независимых директоров в совете директоров. Независимость директоров считается одним из классических пока-

зателей корпоративного управления, которые могут влиять на стоимость компании, поскольку независимые директора не связаны с руководством компании и поэтому могут лучше защищать интересы акционеров [Fama, Jensen, 1983]. Кодексы корпоративного управления многих стран содержат рекомендации о необходимости включения независимых директоров в совет. Несмотря на то что результаты эмпирических работ свидетельствуют как о наличии влияния независимости совета на стоимость компании [Choi, Park, Yoo, 2007; Mishra, Kapil, 2018; Thenmozhi, Sasidharan, 2020], так и об его отсутствии [De Andres, Azofra, Lopez, 2005; Berezinets, Iina, Cherkasskaya, 2017], показатель включается в модель, принимая во внимание его распространенность и обоснованность в рамках агентской теории;

- средний возраст членов советов директоров. Возраст директоров может выступать прокси-показателем опыта управления, имеющимся у отдельно взятых директоров в совете, а также связей, которыми они располагают [Ferris, Jayaraman, 2018]. Ряд работ доказывает, что советы с большим средним возрастом директоров работают эффективнее, чем более молодые по составу [Mahadeo, Soobaroyen, Hanuman, 2011; Jonson et al., 2019].

Кроме того, в модель были включены контрольные переменные. Так, размер совета директоров достаточно часто используется как контрольная переменная в исследованиях советов, поскольку количество директоров, с одной стороны, увеличивает вероятность принятия качественных решений, а с другой — может приводить к высоким издержкам коммуникации [Adams, 2017], что делает размер совета важным предиктором результатов деятельности компании [Berezinets, Iina, Cherkasskaya, 2017].

Размер компании, рентабельность ее активов, структура капитала и возраст компании выступают классическими детерминантами рыночной стоимости компании,

поэтому также вошли в модель. Финансовый рычаг компании определялся как отношение общего долга компании к ее суммарным активам [Tan et al., 2018; Tao et al., 2019]. Размер компании будет измерен с помощью логарифма активов компании на конец года [Blanco-Alcantara, Díez-Esteban, Romero-Merino, 2018; Ferris, Jayaraman, 2018; Peng et al., 2015; Tan et al., 2018; Zona, Gomez-Mejia, Withers, 2018]. Рентабельность активов определялась как отношение чистой прибыли компании к ее суммарным активам [Chemmanur et al., 2019; Larcker, So, Wang, 2013; Peng et al., 2015; Wang et al., 2019; Zona, Gomez-Mejia, Withers, 2018]. Отметим, что рентабельность активов включалась как контрольная переменная только в модели с зависимой переменной Q .

Первый этап работы (построение базовой модели) будет реализован с использованием метода наименьших квадратов (МНК), что предполагает экзогенность сетевых метрик. В этом случае контрольные переменные добавляются для года наблюдения и отрасли, к которым относится каждое конкретное наблюдение.

Второй этап эмпирического исследования включает предположение об эндогенности сетевых метрик, для снижения которой используется анализ панельных данных с фиксированными эффектами, причем в модель вводятся лаги независимых переменных. Применение лага позволяет учесть возможное наличие обратной причинности в модели (*reversed causality*), а фиксированные эффекты — принять во внимание возможное наличие ненаблюдаемых пропущенных переменных (*omitted variables*). Тестируемые модели имеют такой вид:

$$Performance_{it} = \beta_0 + \beta_1 \cdot Centrality_{it-1} + \gamma \cdot Board_{it-1} + \delta \cdot Controls_{it-1} + \varepsilon_{it}, \quad i = 1, n. \quad (2)$$

Так как в модель включены фиксированные эффекты, учитывающие год наблюдения и компанию, контрольные переменные для отрасли и года не используются. Прочие контрольные переменные остаются прежними.

Описанные в разделе 2 переменные, а также методы их расчета представлены в Приложении.

3. АНАЛИЗ ДАННЫХ

Выборочная совокупность включает данные публичных акционерных российских компаний, которые входят в индекс широкого рынка Московской биржи на протяжении периода с 2014 по 2018 г. За каждый исследуемый год индекс охватывал 100 ценных бумаг. Выборка ограничивалась компаниями индекса по причине сложностей сбора информации о характеристиках членов советов директоров по менее ликвидным компаниям. Информация была собрана из годовых отчетов и с официальных сайтов компаний, а также с помощью баз данных СПАРК-Интерфакс, Ruslana, Amadeus (Bureau Van Dijk). Из исходной выборочной совокупности исключались компании, по которым отсутствовала какая-либо информация по анализируемым переменным. Также из выборки были удалены компании финансового сектора ввиду специфики финансовой отчетности. Итоговая выборка за анализируемый период (5 лет) после удаления статистических выбросов содержит 232 наблюдения. Отраслевая структура выборки представлена на рис. 2.

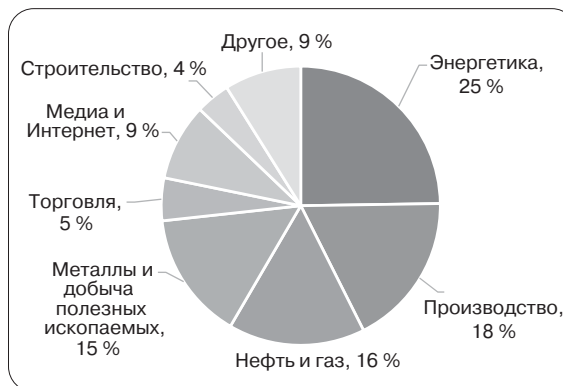


Рис. 2. Распределение компаний итоговой выборки исследования по отраслям, %
Составлено по: закрытые базы данных, СПАРК-Интерфакс, Ruslana, Amadeus (Bureau Van Dijk).

Таблица 1

Описательные характеристики выборки исследования

Переменная	<i>n</i>	Среднее значение	Стандартное отклонение	Медиана	Минимальное значение	Максимальное значение
<i>Зависимые и основные независимые переменные</i>						
Нормализованная степень центральности	232	0,055	0,067	0,032	0,000	0,388
Гармоническая центральность по близости	232	5,293	4,794	5,500	0,000	17,083
Центральность по собственному вектору	232	0,112	0,247	0,000	0,000	1,000
Коэффициент <i>Q</i> Тобина	232	1,171	0,896	1,051	0,002	5,010
<i>ROA</i>	232	0,071	0,163	0,047	-0,759	0,788
<i>Контрольные переменные</i>						
Доля директоров в СД с опытом работы в органах госвласти	232	0,257	0,216	0,222	0,000	0,889
Доля директоров в СД с опытом работы в качестве CEO	232	0,489	0,201	0,536	0,000	1,000
Доля независимых директоров в СД	232	0,331	0,135	0,333	0,067	0,846
Средний возраст членов СД	232	51,262	6,644	50,437	36,545	69,909
Размер СД	232	9,918	2,142	10,000	5,000	15,000
Размер компании	232	19,030	1,531	18,980	15,319	23,479
Финансовый рычаг компании	232	0,492	0,291	0,512	0,000	1,211
Возраст компании	232	32,332	29,773	22,000	2,000	135,000

Примечание: СД — совет директоров.

В табл. 1 приведены описательные статистики по переменным итоговой выборочной совокупности, за исключением дамми-переменных. Среднестатистический совет директоров состоит из 10 членов, средний возраст которых 51 год. Необходимо отметить, что 33 % директоров совета являются независимыми, около 25 % обладают опытом работы в органах государственной власти, а 49 % директоров — в качестве генерального директора.

Коэффициент *Q* Тобина среднестатистической компании составляет 1,17, т. е. рыночная стоимость компании в 1,17 раза превышает восстановительную стоимость

ее активов. Отметим, что средняя компания выборки характеризуется положительной рентабельностью (примерно 7 %) и превышением собственного капитала над долгом (финансовый рычаг — 0,492). Важно отметить, что среднестатистическая компания функционирует на протяжении 32 лет.

На рис. 3 приведены сети компаний, построенные на анализируемых данных. Необходимо отметить, что в каждый из рассматриваемых периодов сети компаний являются разьединенными. Это подтверждает необходимость использования показателя гармонической центральности по близости. Также визуальное изображение сетей по-

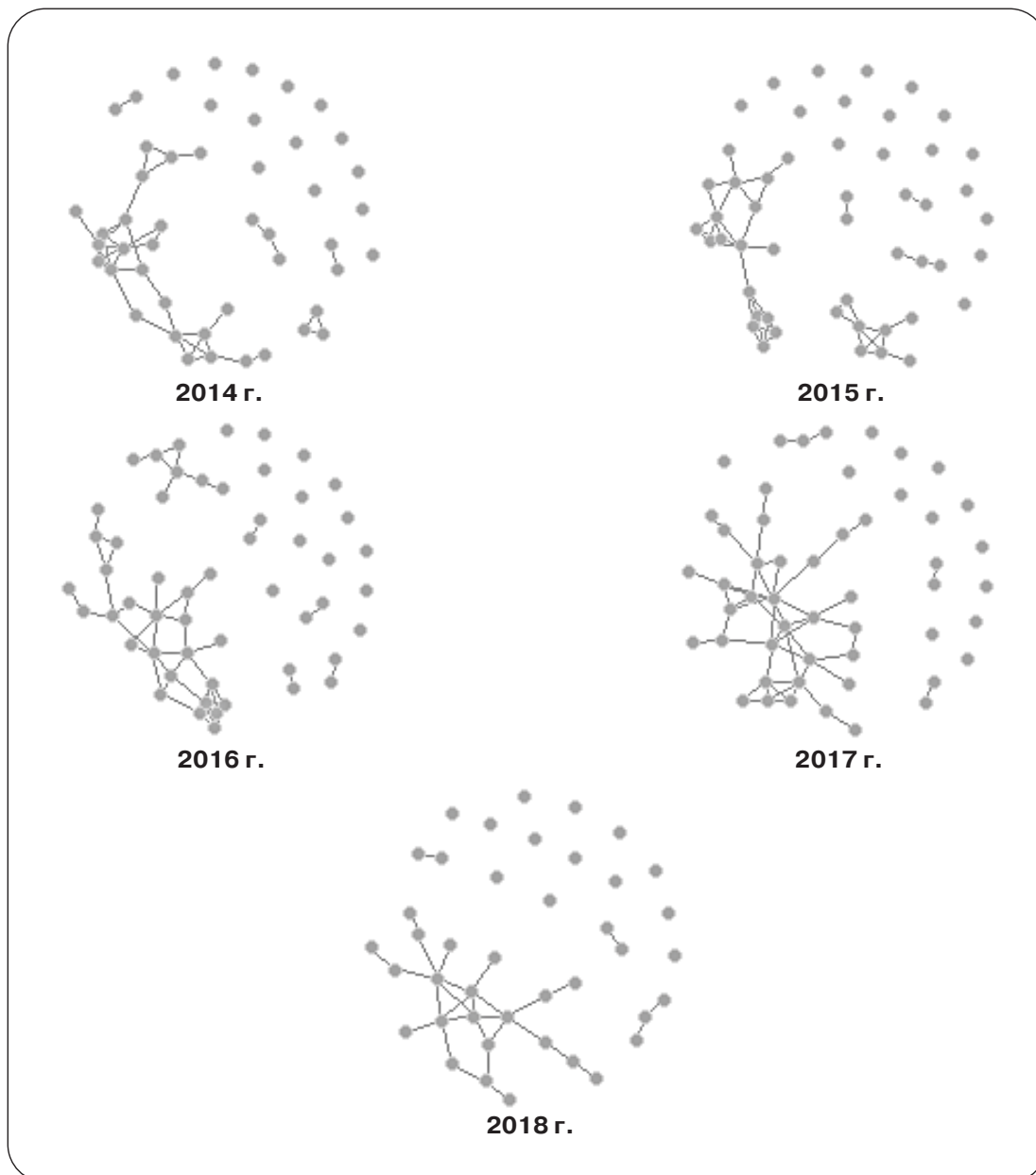


Рис. 3. Сети компаний по итоговой выборочной совокупности, 2014–2018 гг.

Примечание: вершины графа представлены компаниями, ребра — связями между компаниями, образованными за счет мультидиректорства.

зволяет увидеть, что их структура достаточно сильно меняется от периода к периоду.

На первом этапе эмпирического тестирования протестирована базовая модель (1), основанная на предположении об экзогенности сетевых метрик. В табл. 2 представ-

лены значения коэффициентов моделей, оцененных с помощью метода наименьших квадратов. Стандартные ошибки моделей кластеризованы по компаниям.

Видно, что нормализованная степень центральности и центральность по собствен-

Таблица 2

**Влияние центральности советов директоров компаний на результаты их деятельности
(оценка МНК)**

Переменная	<i>Tobin's Q</i>	<i>Tobin's Q</i>	<i>Tobin's Q</i>	<i>ROA</i>	<i>ROA</i>	<i>ROA</i>
Нормализованная степень центральности	-0,538 (0,639)			-0,311* (0,170)		
Гармоническая центральность по близости		0,016 (0,013)			-0,002 (0,002)	
Центральность по собственному вектору			-0,047			-0,071*
Размер СД	0,022 (0,024)	0,016 (0,025)	0,021 (0,024)	-0,003 (0,005)	-0,004 (0,006)	-0,004 (0,006)
Доля директоров в СД с опытом работы в органах госвласти	0,109 (0,229)	-0,012 (0,240)	0,083 (0,227)	-0,011 (0,049)	-0,017 (0,053)	-0,021 (0,048)
Доля независимых директоров в СД	0,582 (0,353)	0,629* (0,350)	0,609* (0,352)	0,066 (0,111)	0,087 (0,107)	0,073 (0,109)
Доля директоров в СД с опытом работы в качестве СЕО	1,397*** (0,333)	1,282*** (0,337)	1,374*** (0,328)	0,115** (0,058)	0,114* (0,06)	0,104* (0,058)
Средний возраст членов СД	0,009 (0,011)	0,016 (0,013)	0,01 (0,011)	-0,003 (0,002)	-0,003 (0,003)	-0,003 (0,002)
Размер компании	-0,133*** (0,047)	-0,15*** (0,050)	-0,134*** (0,048)	-0,005 (0,010)	-0,004 (0,010)	-0,005 (0,010)
<i>ROA</i>	0,822 (0,556)	0,864 (0,557)	0,837 (0,555)			
Финансовый рычаг компании	0,221 (0,167)	0,204 (0,166)	0,216 (0,167)	-0,197*** (0,049)	-0,199*** (0,048)	-0,2*** (0,048)
Возраст компании	-0,004*** (0,001)	-0,004*** (0,001)	-0,004*** (0,001)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)
Дамми на период	Включены					
Дамми на отрасль	Включены					
Константа	2,021** (0,872)	2,071** (0,872)	2,01** (0,874)	0,325 (0,230)	0,306 (0,229)	0,328 (0,232)
Количество наблюдений	232	232	232	232	232	232
Коэффициент детерминации	0,475	0,478	0,474	0,281	0,274	0,279

Примечания: СД — совет директоров; робастные стандартные ошибки, кластеризованные по компаниям, приведены в скобках; ***, **, * — значимость на 1 %-м, 5 %-м и 10 %-м уровнях соответственно.

ному вектору отрицательно влияют на рентабельность компании. При этом гармоническая центральность по близости не отражаются на результатах деятельности компании. На коэффициент *Q* Тобина цен-

тральность совета директоров не оказывает влияния.

Таким образом, при росте степени центральности совета компании, которая показывает количество прямых связей дирек-

торов, на 0,1 рентабельность активов компании снизится примерно на 3%. Среднее значение степени центральности в выборке — 0,055. Показатель составляет меньше 1,0, поскольку количество связей директоров нормировалось на максимально возможное количество прямых связей в выборке. Кроме того, в среднем и при прочих равных при росте на 0,1% собственного вектора, отвечающего за связь компании с компаниями с высокой центральностью, рентабельность активов снизится на 0,007. Это говорит о том, что чем больше компания взаимодействует с другими важными (центральными) компаниями в сети, тем меньшую отдачу на вложенные активы она получает. При этом среднее значение центральности по собственному вектору в выборке — 0,112. Значит, мультидиректорство негативно сказывается на балансовом показателе результатов деятельности компании, что может быть связано с описанной в литературе гипотезой отвлечения внимания и со снижением качества мониторинга.

На втором этапе исследования используется анализ панельных данных с фиксированными эффектами для снижения предполагаемой эндогенности сетевых метрик, возникающей по причине пропущенных переменных (*omitted variables*) и обратной причинности (*reversed causality*). Фиксированные эффекты были выбраны: во-первых, потому, что выборка формировалась не случайно и каждая выбранная компания характеризуется индивидуальными особенностями; во-вторых, выбор фиксированных эффектов подтвержден тестами, в частности тестом Хаусмана; в-третьих, фиксированные эффекты позволяют учесть наличие ненаблюдаемых переменных и частично снизить влияние эндогенности на оценки. Результаты оценивания представлены в табл. 3.

В данном случае также видно, что рыночный показатель результатов деятельности компании коэффициент Q Тобина не подвержен влиянию центральности совета директоров. Тем не менее было выявлено, что два показателя центральности, гармо-

ническая центральность по близости и нормализованная степень центральности отрицательно влияют на рентабельность компании. При росте количества прямых связей директоров на 0,1 рентабельность активов компании снизится примерно на 3%, что соответствует результатам, полученным ранее с помощью метода наименьших квадратов. При росте показателя гармонической центральности по близости, который демонстрирует близость совета директоров к другим советам сети, на 1,0 рентабельность активов снижается на 0,7% (среднее значение гармонической центральности по близости в выборке равно 5,293).

В целом результаты обоих этапов исследования свидетельствуют о том, что гипотеза о положительном влиянии метрик центральности на результаты деятельности компании не подтвердилась в ходе исследования: две тестируемые метрики влияют на показатель ROA отрицательно, в то время как третья не оказывает статистически значимого влияния; показатель коэффициент Q Тобина вообще не подвержен влиянию метрик центральности.

Помимо изучения прямого влияния скорректированных метрик на результаты компании, был проведен дополнительный анализ того, меняется ли эффект в зависимости от типа компании. Поскольку исследование проводится на выборке российских компаний, то дополнительное тестирование учитывает особенности российской экономики.

Во-первых, была изучена центральность компаний из ключевых для российской экономики отраслей — энергетической и нефтегазовой. Так, согласно расчетам Росстата, суммарная доля нефтегазового и энергетического секторов в структуре ВВП по итогам 2020 г. составляла 17,5%¹. Отметим, что эти компании составляют значительную часть изучаемой выборки — 25 и 16% со-

¹ Основано на Бюллетене о текущих тенденциях российской экономики «Динамика и структура ВВП России» (июнь 2020 г.), подготовленном Аналитическим центром при Правительстве РФ. URL: https://ac.gov.ru/uploads/2-Publications/BRE_62.pdf (дата обращения: 16.03.2022).

Таблица 3

Влияние центральности советов директоров на стоимость компаний (анализ панельных данных с фиксированными эффектами и лагами независимых переменных)

Переменные	<i>Tobin's Q</i>	<i>Tobin's Q</i>	<i>Tobin's Q</i>	<i>ROA</i>	<i>ROA</i>	<i>ROA</i>
Нормализованная степень центральности _{<i>t-1</i>}	-0,774 (0,647)			-0,300* (0,137)		
Гармоническая центральность по близости _{<i>t-1</i>}		-0,006 (0,014)			-0,007** (0,002)	
Центральность по собственному вектору _{<i>t-1</i>}			-0,089 (0,179)			-0,031 (0,066)
Размер СД _{<i>t-1</i>}	-0,052 (0,026)	-0,052 (0,028)	-0,053 (0,025)	0,001 (0,004)	0,002 (0,004)	0,001 (0,004)
Доля директоров в СД с опытом работы в органах госвласти _{<i>t-1</i>}	-0,832*** (0,176)	-0,857** (0,194)	-0,873** (0,191)	-0,025 (0,039)	-0,012 (0,043)	-0,042 (0,036)
Доля независимых директоров в СД _{<i>t-1</i>}	0,089 (0,350)	0,142 (0,370)	0,13 (0,324)	-0,061 (0,114)	-0,005 (0,105)	-0,043 (0,134)
Доля директоров в СД с опытом работы в качестве СЕО _{<i>t-1</i>}	0,652*** (0,051)	0,645*** (0,052)	0,618*** (0,053)	0,241* (0,089)	0,263** (0,087)	0,229* (0,098)
Средний возраст членов СД _{<i>t-1</i>}	-0,002 (0,009)	-0,001 (0,004)	0,000 (0,009)	-0,001 (0,002)	-0,003 (0,001)	0,000 (0,002)
Размер компании _{<i>t-1</i>}	0,118* (0,044)	0,119** (0,038)	0,115** (0,041)	0,010 (0,010)	0,014 (0,001)	0,009 (0,011)
<i>ROA</i> _{<i>t-1</i>}	-0,285 (0,312)	-0,262 (0,347)	-0,257 (0,332)			
Финансовый рычаг компании _{<i>t-1</i>}	0,245 (0,497)	0,245 (0,484)	0,241 (0,500)	0,035 (0,062)	0,039 (0,006)	0,031 (0,066)
Возраст компании _{<i>t-1</i>}	0,006** (0,001)	0,006** (0,001)	0,006** (0,001)	0,001 (0,000)	0,001 (0,000)	0,001 (0,000)
Константа	-0,23 (0,525)	-0,277 (0,555)	-0,256 (0,543)	-0,121 (0,240)	-0,138 (0,237)	-0,129 (0,232)
Фиксированные эффекты на компанию	Включены					
Фиксированные эффекты на период	Включены					
Количество наблюдений	193	193	193	193	193	193
Коэффициент детерминации	0,210	0,209	0,208	0,151	0,162	0,145

Примечания: СД — совет директоров; робастные стандартные ошибки, кластеризованные по компаниям, приведены в скобках; ***, **, * — значимость на 1 %-м, 5 %-м и 10 %-м уровнях соответственно.

ответственно. Было выдвинуто предположение о том, что компании этих отраслей могут выигрывать от более центрального положения их советов директоров.

Результаты тестирования совместных эффектов показателей центральности и дамми-переменных отраслей представлены в табл. 4. Поскольку отрасль компании не-

Таблица 4

Влияние центральности советов директоров на стоимость компаний (совместный эффект центральности и отраслевой принадлежности компании)

Переменная	Tobin's Q	Tobin's Q	Tobin's Q	ROA	ROA	ROA
Нормализованная степень центральности _{t-1}	-1,781 (2,232)			-1,397 (0,878)		
Нормализованная степень центральности _{t-1} × Отрасль «Нефть и газ»	2,036 (4,670)			2,007 (1,131)		
Нормализованная степень центральности _{t-1} × Отрасль «Энергетика»	1,123 (2,356)			1,249 (1,062)		
Гармоническая центральность по близости _{t-1}		0,013 (0,017)			-0,011* (0,004)	
Гармоническая центральность по близости _{t-1} × Отрасль «Нефть и газ»		0,012 (0,043)			0,023* (0,009)	
Гармоническая центральность по близости _{t-1} × Отрасль «Энергетика»		-0,076** (0,021)			-0,001 (0,007)	
Центральность по собственному вектору _{t-1}			0,576 (0,824)			-0,655** (0,161)
Центральность по собственному вектору _{t-1} × Отрасль «Нефть и газ»			0,783 (0,569)			0,584** (0,171)
Центральность по собственному вектору _{t-1} × Отрасль «Энергетика»			-0,841 (0,992)			0,642** (0,190)
Отрасль «Нефть и газ»	-0,465 (0,436)	-0,522 (0,586)	-0,440 (0,314)	-0,246* (0,115)	-0,281** (0,099)	-0,167* (0,065)
Отрасль «Энергетика»	-0,838*** (0,122)	-0,259*** (0,041)	-0,714*** (0,102)	-0,124 (0,107)	-0,041 (0,092)	-0,098 (0,069)
Размер СД _{t-1}	-0,046 (0,032)	-0,052 (0,028)	-0,046 (0,027)	0,007 (0,004)	0,011** (0,004)	0,003 (0,004)
Доля директоров в СД с опытом работы в органах госвласти _{t-1}	-0,864** (0,209)	-0,725*** (0,119)	-0,909** (0,200)	-0,056 (0,035)	-0,055 (0,034)	-0,030 (0,040)
Доля независимых директоров в СД _{t-1}	0,075 (0,372)	0,158 (0,432)	0,089 (0,374)	-0,076 (0,102)	-0,044 (0,115)	-0,059 (0,135)
Доля директоров в СД с опытом работы в качестве СЕО _{t-1}	0,665*** (0,062)	0,573** (0,136)	0,633*** (0,081)	0,254** (0,087)	0,265** (0,079)	0,249* (0,101)
Средний возраст членов СД _{t-1}	-0,001 (0,008)	0,003 (0,004)	0,004 (0,010)	0,000 (0,002)	-0,001 (0,002)	-0,001 (0,002)
Размер компании _{t-1}	0,116** (0,033)	0,112*** (0,024)	0,090* (0,035)	0,008 (0,007)	0,008 (0,010)	0,010 (0,010)
ROA _{t-1}	-0,293 (0,299)	-0,257 (0,387)	-0,245 (0,331)			

Таблица 4 (окончание)

Переменная	<i>Tobin's Q</i>	<i>Tobin's Q</i>	<i>Tobin's Q</i>	<i>ROA</i>	<i>ROA</i>	<i>ROA</i>
Финансовый рычаг компании _{<i>t-1</i>}	0,253 (0,467)	0,156 (0,451)	0,264 (0,506)	0,046 (0,042)	0,022 (0,005)	0,027 (0,067)
Возраст компании _{<i>t-1</i>}	0,006** (0,002)	0,006** (0,002)	0,006** (0,002)	0,001** (0,000)	0,001 (0,000)	0,001 (0,000)
Дамми на отрасль	Включены					
Фиксированные эффекты на период	Включены					
Константа	-0,238 (0,531)	-0,401 (0,630)	-0,075 (0,379)	-0,131 (0,223)	-0,180 (0,238)	-0,128 (0,226)
Количество наблюдений	193	193	193	193	193	193
Коэффициент детерминации	0,211	0,230	0,218	0,182	0,204	0,163

Примечания: СД — совет директоров; робастные стандартные ошибки, кластеризованные по компаниям, приведены в скобках; ***, **, * — значимость на 1 %-м, 5 %-м и 10 %-м уровнях соответственно.

изменна во времени, то использование фиксированных эффектов по кросс-секции становится невозможным. В связи с этим в уравнения были включены дамми-переменные по отраслям.

Во-вторых, был проведен анализ совместного влияния центральности компаний и доли директоров в совете директоров, имеющих опыт работы в органах государственной власти. Как отмечалось, подобный опыт руководителей в совете директоров может привносить в компанию знания о функционировании национальной экономики и связи с государственными органами, что может выигрышно отражаться на результатах деятельности компании. Для более центральных компаний значимость включения в совет директоров с государственным опытом может быть ниже, поскольку они могут получать нужные знания через сетевые взаимодействия. Кроме того, знания, привнесенные директорами с государственным опытом, в центральных компаниях могут распространяться по сети дальше, снижая их ценность и негативно влияя на результаты деятельности компании. Поэтому предполагается, что для компаний с высокой долей директоров с государственным опытом центральность совета директоров негативно влияет на *ROA* и коэффициент *Q*

Тобина. Результаты тестирования представлены в табл. 5. Поскольку и переменная «доля директоров в СД с опытом работы в органах госвласти», и показатели центральности непрерывны, то они были центрированы² для получения более интерпретируемых коэффициентов.

Как показано в табл. 4, центральность компаний энергетической и нефтегазовой отраслей оказывает значимое влияние на их результаты деятельности. Так, сокращение расстояния до прочих директоров в сети на 1,0 (иными словами, увеличение показателя гармоническая центральность по близости) дополнительно снижает стоимость компаний энергетической отрасли, измеренную коэффициентом *Q* Тобина, на 0,076. В то же время принадлежность к этой отрасли позволяет сгладить негативный эффект показателя центральности по собственному вектору на рентабельность активов: рост центральности по собственному вектору компаний энергетической отрасли на 0,1 вызывает сокращение рентабельности на 0,13 %, тогда как в других отраслях приводит к снижению *ROA* на 6,55 %.

² Центрирование проводилось с помощью вычитания из переменной ее среднего значения по выборке.

Таблица 5

Влияние центральности советов директоров на стоимость компаний (совместный эффект центральности и доли директоров с опытом работы в органах госвласти)

Переменная	<i>Tobin's Q</i>	<i>Tobin's Q</i>	<i>Tobin's Q</i>	<i>ROA</i>	<i>ROA</i>	<i>ROA</i>
Нормализованная степень центральности _{<i>t</i>-1}	-0,915 (0,541)			-0,327 (0,160)		
Нормализованная степень центральности _{<i>t</i>-1} × Доля директоров в СД с опытом работы в органах госвласти	9,343** (2,781)			1,529 (0,958)		
Гармоническая центральность по близости _{<i>t</i>-1}		-0,007 (0,014)			-0,007** (0,002)	
Гармоническая центральность по близости _{<i>t</i>-1} × Доля директоров в СД с опытом работы в органах госвласти		0,137* (0,057)			0,017 (0,011)	
Центральность по собственному вектору _{<i>t</i>-1}			-0,126 (0,141)			-0,037 (0,069)
Центральность по собственному вектору _{<i>t</i>-1} × Доля директоров в СД с опытом работы в органах госвласти			1,061 (1,259)			0,160 (0,191)
Доля директоров СД с опытом работы в органах госвласти	-0,928** (0,025)	-1,051** (0,026)	-0,873** (0,024)	-0,041 (0,004)	-0,035 (0,003)	-0,042 (0,004)
Доля независимых директоров в СД	0,124 (0,353)	0,193 (0,327)	0,150 (0,322)	-0,055 (0,113)	-0,044 (0,107)	-0,039 (0,134)
Доля директоров в СД с опытом работы в качестве CEO	0,535*** (0,066)	0,627*** (0,063)	0,574*** (0,021)	0,223* (0,085)	0,260** (0,086)	0,223* (0,099)
Средний возраст членов СД	-0,002 (0,008)	0,000 (0,003)	-0,001 (0,001)	-0,001 (0,002)	-0,002 (0,001)	0,000 (0,002)
Размер компании	0,094** (0,034)	0,088** (0,029)	0,109** (0,032)	0,006 (0,009)	0,001 (0,008)	0,008 (0,011)
<i>ROA</i>	-0,234 (0,298)	-0,309 (0,325)	-0,234 (0,348)			
Финансовый рычаг компании	0,364 (0,495)	0,296 (0,461)	0,290 (0,544)	0,053 (0,066)	0,046 (0,057)	0,038 (0,007)
Возраст компании	0,006** (0,001)	0,006** (0,001)	0,006** (0,001)	0,001 (0,000)	0,001 (0,000)	0,001 (0,000)
Фиксированные эффекты на компанию	Включены					
Фиксированные эффекты на период	Включены					
Константа	-0,091 (0,498)	-0,160 (0,484)	-0,335 (0,476)	-0,077 (0,219)	-0,133 (0,224)	-0,119 (0,231)
Количество наблюдений	193	193	193	193	193	193
Коэффициент детерминации	0,220	0,223	0,210	0,160	0,169	0,146

Примечания: СД — совет директоров; робастные стандартные ошибки, кластеризованные по компании, приведены в скобках; ***, **, * — значимость на 1 %-м, 5 %-м и 10 %-м уровнях соответственно.

Что касается нефтегазовой отрасли, то принадлежащие к ней компании в среднем характеризуются более низкой рентабельностью активов, что объясняется отраслевыми особенностями, в частности высокой капиталоемкостью производства. Тем не менее рост центральности советов директоров компаний этой отрасли сокращает негативный эффект, что говорит о важности связей. Так, рост гармонической центральности по близости компаний нефтегазовой отрасли на 1,0 приводит к снижению рентабельности на 0,269, тогда как рентабельность компаний этой отрасли на 0,281 ниже средней компании выборки. Увеличение центральности по собственному вектору компаний нефтегазовой отрасли на 1,0 способствует снижению рентабельности на 0,238. Это может свидетельствовать о том, что негативный эффект «занятости» директоров и высокой капиталоемкости отрасли снижается за счет передачи ценного опыта и информации по сети директоров.

Как видно из табл. 5, центральность директоров влияет на эффект, который оказывает доля директоров совета с опытом работы в органах государственной власти на рыночные результаты деятельности компании, измеренные с помощью коэффициента Q Тобина. Поскольку переменные были центрированы, необходимо определить эффект с помощью полученных коэффициентов и изменения переменных на одно стандартное отклонение. Так, при увеличении степени центральности и доли директоров в совете директоров с опытом работы в органах госвласти на одно стандартное отклонение относительно средней компании выборки коэффициент Q Тобина снижается на 0,065. Если же степень центральности соответствует средней компании выборки, а доля директоров в совете директоров с опытом работы в органах госвласти увеличивается на одно стандартное отклонение относительно средней компании выборки, коэффициент Q Тобина сокращается на 0,2.

Таким образом, большее количество связей совета директоров позволяет уменьшить негативный эффект, который оказывает до-

ля директоров совета с опытом работы в органах государственной власти на рыночный результат деятельности компании. При увеличении показателя центральности по близости и доли директоров в совете с опытом работы в госвласти на одно стандартное отклонение относительно средней компании выборки коэффициент Q Тобина снижается на 0,085. При увеличении только лишь доли директоров на одно стандартное отклонение он уменьшается на 0,227. Значит, более близкое расположение компании к другим компаниям сети снижает негативное влияние доли директоров совета с опытом работы в органах государственной власти на рыночный результат деятельности компании. Вопреки выдвинутому предположениям, результаты показали, что центральность совета директоров важна для снижения негативного эффекта от доли директоров с опытом работы в органах госвласти.

В целом проведенное тестирование не позволило подтвердить гипотезу о том, что чем более центральное положение занимает компания в сети, тем более высокие финансовые результаты она демонстрирует. Полученные результаты свидетельствуют о том, что чем меньше компания взаимодействует с другими компаниями, а также чем ближе к другим компаниям сети она находится, тем большую отдачу на вложенные активы она получает, что выражается в более высоком значении показателя ROA .

ЗАКЛЮЧЕНИЕ

Анализ литературы, а также изучение реальной практики корпоративного управления подтвердили растущий интерес к феномену взаимосвязанных директоров и его влиянию на показатели деятельности компаний. Мотивацией к проведению работы послужили важность передачи знаний и опыта через сети связанных директоров, отсутствие эмпирических исследований влияния российских взаимосвязанных директоров на результаты деятельности ком-

пании и высокий уровень эндогенности объясняющих переменных, возникающий при решении подобного исследовательского вопроса [Dal Vesco, Beuren, 2016; Blanco-Alcantara, Díez-Esteban, Romero-Merino, 2018; Esposito De Falco, Cucari, Franco, 2018]. Осуществленный анализ направлен на выявление влияния положения российских компаний в сети на показатели их деятельности, измеряемые коэффициентом Q Тобина и рентабельностью активов.

Для определения положения компании в сети был использован сетевой анализ, с помощью которого построены связи между компаниями, а также рассчитаны три популярные метрики центральности: нормализованная степень центральности, гармоническая центральность по близости и центральность по собственному вектору [Larcker, So, Wang, 2013; Abdollahian et al., 2017; Blanco-Alcantara, Díez-Esteban, Romero-Merino, 2018; Esposito De Falco, Cucari, Franco, 2018; Tao et al., 2019].

Первый этап эмпирической части исследования представлял собой базовую модель, предполагающую экзогенность сетевых метрик, тестируемую методом наименьших квадратов. Далее, на втором этапе, был использован метод анализа панельных данных с фиксированными эффектами и лагированными переменными, который позволил частично снизить эндогенность положения компании в сети. Кроме того, в качестве дополнительного тестирования изучена центральность российских компаний с учетом характерных особенностей российской экономики. Так, были проверены совместные эффекты центральности и ключевых для российской экономики отраслей, нефтегазовой и энергетической, а также доли директоров совета, имеющих опыт работы в органах госвласти.

Эмпирическое тестирование проводилось на основе данных крупнейших российских публичных компаний, акции которых включены в индекс широкого рынка ММВБ, в период с 2014 по 2018 г. Полученные результаты не позволили подтвердить выдвинутую гипотезу о том, что чем более центральное

положение занимает компания в сети, тем более высокие финансовые результаты она демонстрирует. Отрицательное влияние связей российских компаний с более центральными фирмами в сети на результаты деятельности компаний может быть объяснено с помощью теории ресурсной зависимости: компании делятся ресурсами со взаимосвязанными организациями, из-за чего их финансовые результаты снижаются [Hillman, Dalziel, 2003; Zona, Gomez-Mejia, Withers, 2018]. Кроме того, негативное воздействие сетевых метрик на балансовый показатель деятельности компании может быть обусловлено рамками агентской теории, которая предполагает, что директора, совмещающие позиции в нескольких советах, уделяют меньше времени каждой компании, а также более склонны к оппортунистическому поведению [Никулин, Свиридов, Смирнов, 2020]. Также не выявлено наличия влияния мультидиректорства на рыночный показатель деятельности компании — коэффициент Q Тобина. Иными словами, занятость директоров не позволяет компаниям получать выгоды от включения таких директоров в советы. Как отмечалось, подобные выводы лежат в основе гипотезы отвлечения внимания [Hauser, 2018; Masulis, Zhang, 2019; Stein, Zhao, 2019].

Результаты анализа соответствуют исследованиям развитых рынков [Dal Vesco, Beuren, 2016; Zona, Gomez-Mejia, Withers, 2018; Ferris et al., 2020]. Тем не менее работы, выполненные на развивающихся рынках, обычно подтверждают важную роль мультидиректорства для обеспечения фирмы ресурсами, что находит отражение в увеличении стоимости компании [Pombo, Gutiérrez, 2011; Singh, Delios, 2017].

Несмотря на то что полученный в настоящем исследовании результат не является типичным для развивающихся рынков, ряд недавних публикаций показывает, что занятые директора снижают эффективность политики, проводимой компанией. Например, в [Никулин, Свиридов, Смирнов, 2020] показано, что множественность директорских позиций членов комитета по аудиту

напрямую связана с уровнем манипулирования прибылью российских компаний. Это может быть одним из возможных объяснений полученного негативного эффекта, который оказывает центральность фирм на рентабельность компании. Изучение механизмов, снижающих результаты деятельности компании с учетом ее положения в сети, может служить мотивацией для дальнейшего развития исследования.

Анализ совместных эффектов центральности компаний с их принадлежностью к важным для российской экономики отраслям — нефтегазовой и энергетической — продемонстрировал, что более центральное расположение совета директоров компании снижает негативный эффект, который оказывает отрасль на рентабельность активов. Тем не менее для рыночного показателя деятельности коэффициента Q Тобина более близкое расположение совета директоров компании к другим советам сети усиливает негативный отраслевой эффект. Также было выявлено, что центральность совета позволяет снизить негативный эффект доли директоров с опытом работы в органах госвласти.

Исследование связано с рядом ограничений. Так, в эмпирическом анализе приме-

нена выборка, состоящая из 232 наблюдений, что связано с отсутствием данных обо всех членах советов директоров анализируемых российских компаний, входящих в индекс широкого рынка, а также с удалением статистических выбросов. Использование индекса, с одной стороны, обеспечило однородность выборки, а с другой — ограничило возможность применения полученных результатов лишь крупнейшими российскими компаниями. Задействованные метрики центральности также крайне чувствительны к выборке. Например, в случае включения наблюдения, связанного с рядом других элементов в сети, может произойти значительное изменение в показателях. Однако упомянутое ограничение характерно в целом для данного метода.

Несмотря на указанные ограничения, настоящее исследование позволило получить новые эмпирические результаты с использованием инструментария сетевого анализа. Результаты данной работы могут быть полезны как для научных исследований, посвященных феномену взаимосвязанных директоров и его последствиям для компании, так и для компаний, принимающих решение о найме директоров в советы директоров.

ЛИТЕРАТУРА НА РУССКОМ ЯЗЫКЕ

Березинец И. В., Ильина Ю. Б., Черкасская А. В. 2013. Структура совета директоров и финансовая результативность российских открытых акционерных обществ. *Вестник Санкт-Петербургского университета, серия Менеджмент* 2: 3–52.

Никулин Е. Д., Свиридов А. А., Смирнов М. В. 2020. Взаимосвязь характеристик

совета директоров, комитета по аудиту и уровня манипулирования прибылью: анализ российских публичных компаний. *Российский журнал менеджмента* 18 (2): 189–216. <https://doi.org/10.21638/spbu18.2020.203>

REFERENCES IN LATIN ALPHABET

Abdollahian M., Thomas J., Yang Z., Chiang R. 2017. *Making Relationships Matter: Director Interlocks and Fortune 500 Per-*

formance, 1996–2007. https://doi.org/10.1007/978-3-319-42070-7_105 (accessed: 12.12.2019).

- Adams R. B. 2017. Boards, and the directors who sit on them. In: B. E. Hermlin, M. S. Weisbach (eds). *The Economics of Corporate Governance*, 291–382. Elsevier: North Holland.
- Andres C., Van den Bongard I., Lehmann, M. 2013. Is busy really busy? Board governance revisited. *Journal of Business Finance and Accounting* 40 (9–10): 1221–1246.
- Berezinets I., Garanina T., Ilina Y. 2016. Intellectual capital of a board of directors and its elements: introduction to the concepts. *Journal of Intellectual Capital* 17 (4): 632–653.
- Berezinets I., Ilina Y., Cherkasskaya A. 2017. Board structure, board committees and corporate performance in Russia. *Managerial Finance* 43 (10): 1073–1092.
- Biancho P. A., Causholli M., Minutti-Meza M., Villamil-Otero R. 2019. *Social Networks Analysis in Accounting and Finance* [Electronic resource]. https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=3495299 (accessed: 23.03.2020).
- Blanco-Alcantara D., Díez-Esteban J. M., Romero-Merino E. M. 2018. Board networks as a source of intellectual capital for companies: Empirical evidence from a panel of Spanish firms. *Management Decision* 57 (10): 2653–2671. <https://doi.org/10.1108/MD-12-2017-1238>
- Black B. S., Carvalho A. G., Gorga E. 2012. What matters and for which firms for corporate governance in emerging markets? Evidence from Brazil (and other BRIK countries). *Journal of Corporate Finance* 18: 934–952.
- Böhler D., Rapp M. S., Wolff M. 2010. *Director Networks, Firm Performance, and Shareholder Base*. [Electronic resource]. <http://ssrn.com/abstract=1691241> (accessed: 15.03.2020).
- Bohman L. 2012. Bringing the owners back in: An analysis of a 3-mode interlock network. *Social Networks* 34: 275–287.
- Brass D. J., Galaskiewicz J., Greve H. R., Tsai W. 2004. Taking stock of networks and organizations: A multilevel perspective. *Academy of Management Journal* 47: 795–817.
- Cashman G. D., Gillan S. L., Jun C. 2012. Going overboard? On busy directors and firm value. *Journal of Banking & Finance* 36: 3248–3259.
- Caiazza R., Simoni M. 2019. Directorate ties: A bibliometric analysis. *Management Decision* 57 (10): 2837–2851.
- Chemmanur T. J., Kong L., Krishnan K., Yu Q. 2019. *Human capital, anagement Quality, and Firm Performance*. [Electronic resource]. <https://ssrn.com/abstract=2411231> (accessed: 17.11.2019).
- Chen H.-L., Ho M. H.-C., Hsu W.-T. 2013. Does board social capital influence chief executive officers' investment decisions in research and development? *R&D Management* 43: 381–393.
- Chen Y., Wang Y., Lin L. 2014. Independent directors' board networks and controlling shareholders' tunneling behavior. *China Journal of Accounting Research* 7: 101–118.
- Chung K., Pruitt S. 1994. A simple approximation of Tobin's Q. *Financial Management* 23 (3): 70–74.
- Choi J. J., Park S. W., Yoo S. S. 2007. The value of outside directors: Evidence from corporate governance reform in Korea. *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 42 (4): 941–962. <https://doi.org/10.1017/S0022109000003458>
- Comet C., Pizarro N. 2011. The cohesion of intercorporate networks in France. *Procedia-Social and Behavioral Sciences* 10: 52–61.
- Core J. E., Holthausen R. W., Larcker D. F. 1999. Corporate governance, chief executive officer compensation, and firm performance. *Journal of Financial Economics* 51: 371–406.
- Dalton D. R., Hitt M. A., Certo S. T., Dalton C. M. 2007. Agency theory and its mitigation. *The Academy of Management Annals* 1: 1–64.
- Dal Vesco D. G., Beuren I. M. 2016. Do the board of directors composition and the board interlocking influence on performance? *Brazilian Administration Review* 13 (2): 1–26.
- De Andres P., Azofra V., Lopez F. 2005. Corporate boards in OECD countries: Size,

- composition, functioning and effectiveness. *Corporate Governance* **13** (2): 197–210. <https://doi.org/10.1111/j.1467-8683.2005.00418.x>
- Drees J. M., Heugens P. P. M. A. R. 2013. Synthesizing and extending resource dependence theory: A meta-analysis. *Journal of Management* **39**: 1666–1698.
- Du X. Q., Chen Y. H., Du Y. J. 2010. Rent-seeking, political connections and real performance. *Journal of Financial Research* **10**: 135–157.
- Esposito De Falco S., Cucari N., Di Franco F. 2018. Interlocking directorates and different power forms: An explorative analysis in the Italian context. *Corporate Board: Role, Duties and Composition* **14** (2): 7–19.
- Fama E. F., Jensen M. C. 1983. Separation of ownership and control. *The Journal of Law and Economics* **26** (2): 301–325.
- Fassio M. 2010. Differences between Politically Connected and Nonconnected Firms: A Cross-Country Analysis. *Financial Management* **39** (3): 905–928.
- Ferris S. P., Jagannathan M., Pritchard A. C. 2003. Too busy to mind the business? Monitoring by directors with multiple board appointments. *Journal of Finance* **58**: 1087–1111.
- Ferris S. P., Jayaraman N. 2018. Better directors or distracted directors? An international analysis of busy boards. *Global Finance Journal* **44**: 100437. <https://doi.org/10.1016/j.gfj.2018.05.006>
- Ferris S. P., Narayanan J., Min-Yu Liao. 2020. Better directors or distracted directors? An international analysis of busy boards. *Global Finance Journal* **44**: 1–25.
- Fich E. M., White L. J. 2005. Why do CEOs reciprocally sit on each other's boards? *Journal of Corporate Finance* **11**: 175–195.
- Fich E. M., Shivdasani A. 2006. Are busy boards effective monitors? *Journal of Finance* **61**: 689–724.
- Freeman L. 1978. Centrality in social networks: Conceptual clarification. *Social Networks* **1**: 215–239.
- Granovetter M. S. 1973. The strength of weak ties. *American Journal of Sociology* **78** (6): 1360–1380.
- Gur F. A., Greckhamer T. 2017. Managers' interpretations of interorganizational field and relationship characteristics. *Academy of Management Proceedings* **2017** (1): 17552.
- Hauser R. 2018. Busy directors and firm performance: Evidence from mergers. *Journal of Financial Economics* **128** (1): 16–37.
- Hillman A. J., Dalziel T. 2003. Boards of directors and firm performance: Integrating agency and resource dependence perspectives. *Academy of Management Review* **28** (3): 383–396.
- Horton J., Millo Y., Serafeim G. 2012. Resources or power? Implications of social networks on compensation and firm performance. *Journal of Business Finance & Accounting* **39**: 399–426.
- Jonson E. P., McGuire L., Rasel S., Cooper B. 2020. Older boards are better boards, so beware of diversity targets. *Journal of Management & Organization* **26** (1): 15–28.
- Kawai N., Ko J.-H. 2012. The dark sides of institutionalized informal connections: Evidence from the Japanese banking sector in the post-bubble crisis era. *International Journal of Business* **17**: 238–257.
- Klarin A., Ray P. K. 2019. Political connections and strategic choices of emerging market firms. Case study of Russia's pharmaceutical industry. *International Journal of Emerging Markets* (3): 410–435.
- Lamb N. H., Roundy P. 2016. The “ties that bind” board interlocks research: A systematic Review. *Management Research Review* **39** (11): 1516–1542.
- Larcker D. F., So E. C., Wang C. C. Y. 2013. Boardroom centrality and firm performance. *Journal of Accounting and Economics* **55** (2–3): 225–250.
- Li L., Xian G., Yan W. 2013. The Network of interlocking directorates and firm performance in transition economies: evidence from China. *Journal of Applied Business Research* **29**: 607–620.
- Mahadeo J. D., Soobaroyen T., Hanuman V. O. 2012. Board composition and financial performance: Uncovering the effects of diversity in an emerging economy. *Journal of Business Ethics* **105**: 375–388.
- Masulis R. W., Zhang E. J. 2019. How valuable are independent directors? Evidence

- from external distractions. *Journal of Financial Economics* **132** (3): 226–256.
- Michailova S., Worm V. 2003. Personal networking in Russia and China: Blat and Guanxi. *European Management Journal* **21** (4): 509–519.
- Mishra R. K., Kapil S. 2018. Effect of board characteristics on firm value: Evidence from India. *South Asian Journal of Business Studies* **7** (1): 41–72. <https://doi.org/10.1108/SAJBS-08-2016-0073>
- Mizruchi M. S. 1996. What do interlocks do? An analysis, critique, and assessment of research on interlocking directorates. *Annual Review of Sociology* **22** (1): 271–298.
- Peng M. W., Mutlu C. C., Sauerwald S., Au K. Y., Wang D. Y. L. 2015. Board interlocks and corporate performance among firms listed abroad. *Journal of Management History* **21** (2): 257–282.
- Perry T. O. D., Peyer U. R. S. 2005. Board Seat Accumulation by Executives: A Shareholder's Perspective. *The Journal of Finance* **60**: 2083–2123.
- Pombo C., Gutiérrez L. H. 2011. Outside directors, board interlocks and firm performance: Empirical evidence from Colombian business groups. *Journal of Economics and Business* **63** (4): 251–277.
- Rossoni L., Aranha C. E., Mendes-Da-Silva W. 2018. Does the capital of social capital matter? Relational resources of the board and the performance of Brazilian companies. *Journal of Management and Governance* **22**: 153–185.
- Renneboog L., Zhao Y. 2011. Us knows us in the UK: On director networks and CEO compensation. *Journal of Corporate Finance* **17**: 1132–1157.
- Santos R. L., Silveira A. D. M. D., Barros L. A. 2012. Board interlocking in Brazil: Directors' participation in multiple companies and its effect on firm value and profitability. *Latin American Business Review* **13**: 1–28.
- Singh D., Delios A. 2017. Corporate governance, board networks and growth in domestic and international markets: Evidence from India. *Journal of World Business* **52** (5): 615–627.
- Shi H., Xu H., Zhang X. 2018. Do politically connected independent directors create or destroy value? *Journal of Business Research* **83**: 82–96. <https://doi.org/10.1016/j.jbusres.2017.10.009>
- Stein L. C. D., Zhao H. 2019. Independent executive directors: How distraction affects their advisory and monitoring roles. *Journal of Corporate Finance* **56**: 199–223.
- Tan K. M., Bany-Arifin A. N., Kamarudin F., Rahim N. A. 2018. Does directors' experience positively moderate the impact of board busyness on firm efficiency? Evidence from Asia-Pacific. *Asia-Pacific Journal of Business Administration* **11** (3): 232–250.
- Tao Q., Li H., Wu Q., Zhang T., Zhu Y. 2019. The dark side of board network centrality: Evidence from merger performance. *Journal of Business Research* **104**: 215–232.
- Thenmozhi M., Sasidharan A. 2020. Does board independence enhance firm value of state-owned enterprises? Evidence from India and China. *European Business Review* **32** (5): 785–800. <https://doi.org/10.1108/EBR-09-2019-0224>
- Wang W.-K., Lu W.-M., Kweh Q.-L., Nouraln M., Hong R.-S. 2019. Interlocking directorates and dynamic corporate performance: the roles of centrality, structural holes and number of connections in social networks. *Review of Managerial Science* **15**: 437–457. <https://doi.org/10.1007/s11846-019-00347-2>
- Zavertiaeva M. A., López-Iturriaga F. J. 2020. Networks of directors on Russian boards: The hidden part of the corporate governance iceberg. *Russian Management Journal* **18** (1): 29–50. <https://doi.org/10.21638/spbu18.2020.102>
- Zhang K., Truong C. 2019. What's the value of politically connected directors? *Journal of Contemporary Accounting & Economics* **15** (3): 100161. <https://doi.org/10.1016/j.jcae.2019.100161>
- Zona F., Gomez-Mejia L. R., Withers M. C. 2018. Board interlocks and firm performance: toward a combined agency-resource dependence perspective. *Journal of Management* **44** (2): 589–618.

Translation of references in Russian into English

- Berezinets I., Ilina Y., Cherkasskaya A. 2013. Board structure and financial results of Russian joint stock companies. *Vestnik of Saint-Petersburg University, series Management* 2: 3–52.
- Nikulin E., Sviridov A., Smirnov M. 2020. The relationship of board of directors, audit committee and earnings management: Analysis of Russian public companies. *Russian Management Journal* 18 (2): 189–216. <https://doi.org/10.21638/spbu18.2020.203>

*Статья поступила в редакцию
18 сентября 2020 г.
Принята к публикации
25 февраля 2022 г.*

Board networks and Russian companies performance: The results of the social network analysis

M. A. Zavertiaeva

International Laboratory of Intangible-Driven Economy, National Research University Higher School of Economics, Russia

P. A. Popova

International College of Economics and Finance, National Research University Higher School of Economics, Russia

Despite the importance of personal ties in the Russian economy, established by researchers, there is still no empirical evidence of the effect that interlocked boards of directors have on company performance. The paper uses the Social Network Analysis technique to provide in-depth study of a company's position in a network formed by formal connections among board members. The calculated network metrics are used to determine their impact on the company's financial results. Empirical analysis is provided using data on Russian companies whose shares are included in the Moscow Exchange Broad Market Index for the period from 2014 to 2018. We use return on assets (ROA) and Tobin's Q as metrics of a company's performance. The results show that a company's position in the network, described by degree centrality and closeness centrality, negatively affects the company's return on assets. At the same time, centrality does not affect Tobin's Q. An analysis of the specific for the Russian economy features of companies revealed the peculiarities of the influence of a company's position in the network on the results of companies in the energy and oil and gas industries, as well as companies with a share of directors with experience in government bodies.

Keywords: boards of directors, corporate governance, value, Russian companies, social networks, multidirectorship.

For citation: Zavertiaeva M. A., Popova P. A. 2021. Board networks and Russian companies performance: The results of the social network analysis. *Russian Management Journal* 19 (3): 288–314. (In Russian)

*Initial Submission: September 18, 2020
Final Version Accepted: February 25, 2022*

This work was supported by the Russian Science Foundation under Grant 18-18-00270, <https://rscf.ru/en/project/18-18-00270/>.

Приложение

АНАЛИЗИРУЕМЫЕ ПЕРЕМЕННЫЕ ДВУХЭТАПНОГО ИССЛЕДОВАНИЯ

Переменная	Метод расчета
<i>Зависимые переменные</i>	
Рентабельность активов, %	$ROA = \frac{NI_{it}}{TA_{it}},$ <p>где NI_{it} — чистая прибыль компании i в период t; TA_{it} — балансовая величина суммарных активов компании i в период t</p>
Tobin's Q	$Tobin's Q = \frac{MVE_{it} + DEBT_{it}}{TA_{it}},$ <p>где MVE_{it} — размер капитализации компании i в период t; $DEBT_{it}$ — размер долга компании i в период t, равный сумме долгосрочных и краткосрочных обязательств за вычетом оборотных активов; TA_{it} — балансовая величина суммарных активов компании i в период t</p>
<i>Сетевые метрики</i>	
Нормализованная степень центральности	$Normalized\ degree_centrality = \frac{\sum_{i \neq j}^n b_{ij}}{n-1},$ <p>где $b_{ij} = 1$ в случае, если i-я компания имеет прямую связь с j-й компанией; n — количество компаний в сети компаний</p>
Гармоническая центральность по близости	$Harmonic\ centrality = \frac{1}{\sum_{i \neq j}^n dist(b_i, b_j)},$ <p>где $\frac{1}{dist(b_i, b_j)} = 0$ в случае, если между компаниями i и j не будет связи; $dist(b_i, b_j)$ — расстояние между компаниями i и j</p>
Центральность по собственному вектору	$Eigenvector\ centrality = \frac{1}{\lambda} \sum_{j=1}^n b_{ij} E_j,$ <p>где $b_{ij} = 1$, если i-я компания и j-я компания связаны за счет включения одних и тех же директоров, $d_{ij} = 0$, если компании не связаны никаким образом; λ — наибольшее собственное значение; E_j — собственное значение центральности компании j</p>
<i>Независимые и контрольные переменные</i>	
Доля директоров в СД с опытом работы в органах госвласти	$Share\ govexp\ directors = \frac{\sum_{i=1}^n govexp\ director_{it}}{Board\ size},$ <p>где $govexp\ director_{it}$ — директор с опытом работы в органах госвласти, входящий в СД компании i в период t; $Board\ size$ — размер СД</p>

Переменная	Метод расчета
Доля директоров в СД с опытом работы в качестве CEO	$Share_{CEOexpdirectors} = \frac{\sum_{i=1}^n CEOexpdirector_{it}}{Board\ size},$ <p>где $CEOexpdirector_{it}$ — директор с опытом работы CEO, входящий в СД компании i в период t</p>
Доля независимых директоров в СД	$Share_{indepdirectors} = \frac{\sum_{i=1}^n indepdirector_{it}}{Board\ size},$ <p>где $indepdirector_{it}$ — независимый директор, входящий в СД компании i в период t</p>
Средний возраст членов СД, годы	$Averageboardage = \frac{\sum_{i=1}^n directorage_{it}}{Board\ size},$ <p>где $directorage_{it}$ — возраст директора, входящего в СД компании i в период t</p>
Размер СД	$Board\ size = \sum_{i=1}^n director_{it},$ <p>где $director_{it}$ — директор, входящий в СД компании i в период t</p>
Размер компании	$Company\ size = \log(TA_{it}),$ <p>где TA_{it} — балансовая величина суммарных активов компании i в период t</p>
Финансовый рычаг компании	$Leverage = \frac{TD_{it}}{TA_{it}},$ <p>где TD_{it} — суммарный долг компании i в период t; TA_{it} — балансовая величина суммарных активов компании i в период t</p>
Возраст компании, годы	$Company_age = observ_year - year_foundatuion_{it},$ <p>где $observ_year$ — год, к которому относится наблюдение; $year_foundatuion_{it}$ — год создания компании</p>
Период, к которому относится наблюдение	2014–2018 гг.

Примечание: СД — совет директоров.