

DOI: <https://doi.org/10.17323/j.jcfr.2073-0438.17.1.2023.27-43>

JEL classification: G30, G21, G34



Влияние факторов корпоративного управления на стоимость банков

Наталья УсковаГлавный специалист по финансовому моделированию, ПАО «Сбербанк», Москва, Россия
niuskovahse@gmail.com, [ORCID](#)

Аннотация

В рамках исследования было построено три модели, оценивающие панельные данные по 30 крупнейшим по активам и надежности банкам России. Сравнение всех трех моделей с помощью спецификационных тестов позволило сделать вывод о том, что МНК-модель с объясняющей способностью 67% является наиболее оптимальной.

Наличие женщин ухудшает оценку банков, в то время как количество заседаний совета директоров (СД), число директоров и наличие комитета по аудиту положительно влияют на стоимость чистых активов (СЧА) банков. Если доля женщин увеличится на 1%, СЧА банка снизится на 86%. Если в СД начнет действовать комитет по управлению рисками, СЧА банка увеличится на 225%. При увеличении количества членов СД на 1% оценка банка по СЧА растет на 4.4%. При увеличении ежегодных заседаний СД в два раза оценка банка по СЧА растет на 118%.

Ключевые слова: банк, корпоративное управление, оценка эффективности корпоративного управления, эмпирическая модель

Цитирование: Uskova N. (2023) How Do Corporate Governance Factors Influence Banks' Value: Evidence from Russia. *Journal of Corporate Finance Research*. 17(1): 27-43. <https://doi.org/10.17323/j.jcfr.2073-0438.17.1.2023.27-43>

Введение

Банковский сектор имеет ряд существенных отличий от других индустрий. В первую очередь различие можно увидеть, сравнив отчетности банков и других компаний. У коммерческих банков в отчете о финансовом положении (ОФП) большую часть активов занимают выданные кредиты, в отличие от других компаний реального сектора, где они находятся в разделе долги (обязательства). Активы банков менее прозрачны по сравнению с активами нефинансовых компаний, поэтому возникают возможности для переноса части риска с акционеров на держателей долга компании. Кроме того, в отчетах о финансовых результатах (ОФР) также можно увидеть существенные различия. Банковский ОФР не содержит в своей структуре привычных статей выручки, себестоимости и других традиционных для компаний реального сектора строк. Вместо этого банки раскрывают процентные доходы (эквивалент выручки) и процентные расходы (эквивалент себестоимости).

Очевидно, что устройство и функционирование компаний банковского сектора специфичны, поэтому и корпоративное управление, осуществляемое в них, тоже отличается от корпоративного управления в нефинансовых компаниях.

Понятие корпоративного управления

Современное понятие корпоративного управления закрепилось еще в 2004 г. в принципах управления корпорацией, которые были разработаны Организацией экономического сотрудничества и развития (ОЭСР) [1]. Согласно документам ОЭСР, корпоративное управление понимается как внутреннее устройство компании в системе отношений между тремя главными органами управления компанией: советом директоров (СД), общим собранием акционеров (ОСА) и членами правления.

С юридической точки зрения выделяют несколько основных подходов к определению понятия корпоративного управления. Так, Т.В. Кашанина считает, что под корпоративным управлением следует понимать работу органов управления, которые осуществляют контроль над основной деятельностью компании [2], Е.А. Суханов сравнивает корпоративное управление с компетенциями органов управления, но считает их субъектами гражданского права [3], а О.В. Осипенко понимает под корпоративным управлением комплекс взаимоотношений не только между органами управления, но и между другими внутренними собраниями и комитетами внутри компании, которые создаются для достижения краткосрочных целей [4]. По мнению Н.Н. Пахомовой, корпоративное управление в большей степени связано не с деятельностью предприятия, а с возникновением права собственности у участников управления [5], в учебном пособии по правовым отношениям И.Н. Ткаченко предлагает такой же подход к определению корпоративного управления, как и Н.Н. Пахомова [6].

Таблица 1. Требования Московской биржи к эмитенту

Требование	Уровень листинга	
	I уровень	II уровень
Количество независимых членов СД	Не менее 20% от состава СД и не менее трех человек	Не менее двух человек

Основным отличием зарубежных подходов является включение внешних связей компании в систему взаимоотношений между органами управления.

Поскольку корпоративное управление относится к определенной организационно-правовой форме – корпорации, оно должно рассматриваться только в рамках данной специфики и ограничиваться ею, т.е. понятие корпоративного управления не может быть применимо к любой другой организационно-правовой форме. Поэтому обычно под органами управления понимаются три главных субъекта: ОСА, СД и правление, присущие акционерному обществу (АО). Каждый из органов управления выполняет конкретные функции.

Таким образом, проанализировав несколько подходов к определению понятия корпоративного управления, можно дать его общую характеристику. Корпоративное управление – это:

- система управления, применимая только к АО;
- комплекс отношений между тремя основными органами управления АО (ОСА, СД и правление), а также другими, иногда внешними, структурами;
- одна из форм реализации права собственности.

Кодекс корпоративного управления

После кризиса 2008 г. Банк России начал выпускать первые редакции Кодекса корпоративного управления. В марте 2014 г. вышла новая редакция Кодекса, который теперь уже носил не теоретический характер, а был направлен на практическое применение стандартов и их реализацию с целью повышения эффективности управления компанией [7].

Основные положения Кодекса затрагивают как юридические, так и этические аспекты: наличие независимых директоров в составе СД; требования к определению независимости директоров; дивидендная политика компании; организация деятельности СД; управление рисками; справедливое отношение к миноритариям.

Важно отметить, что использование Кодекса и применение рекомендаций ЦБ носит необязательный характер, компании сами принимают решение о внедрении стандартов в свою структуру корпоративного управления.

Требования Московской биржи к корпоративному управлению

Московская биржа также предъявляет требования к эмитентам, стремящимся попасть в котировальные списки [8]. Для каждого уровня листинга выдвигаются свои требования в области корпоративного управления, несоблюдение которых приводит к невключению акций компаний в нужный уровень (Таблица 1).

Требование	Уровень листинга	
	I уровень	II уровень
Наличие комитета по аудиту	+	+
Наличие комитета по вознаграждениям	+	–
Наличие комитета по кадрам	+	–
Наличие корпоративного секретаря	+	+
Наличие положения о корпоративном секретаре	+	–
Наличие документа о дивидендной политике	+	+
Наличие комитета по внутреннему аудиту	+	+
Наличие положения о внутреннем аудите	+	+

Примечания: обозначение “+” – требование должно соблюдаться, “–” – требование не обязательно.

Источник: составлено автором на основании источника [8].

Подходы к оценке компании в эконометрическом анализе

Обычно для отражения оценки компании используется понятие рыночной стоимости, но исследователи по-разному определяют ее в своих работах. Довольно часто применяется показатель Q-Тобина [9]. Иногда в качестве оценки используется не соотношение (коэффициент), а абсолютное значение – рыночная капитализация компании [4; 10–12]. Ее получают путем перемножения количества выпущенных акций и средней цены на них на бирже. Также довольно часто в работах можно найти оценку с помощью цены акций, что позволяет не принимать во внимание размер компании [13; 14].

Достаточно сложным считается показатель, отражающий эквивалент экономической прибыли компании – *EVA* (*economic value added*). Его преимущество состоит в том, что он рассчитывается преимущественно на основе баланса компании и учитывает как заемный, так и собственный капиталы. Кроме того, в отличие, например, от *NPV* (*net present value*) *EVA* не требует прогнозирования денежных потоков, но по ее значениям можно сделать вывод о стоимости компании.

С теоретической точки зрения, все методы можно выделить в три основные группы: 1) доходный подход; 2) сравнительный подход; 3) имущественный подход.

Отдельного внимания заслуживает ситуация, когда компания является не торгуемой на бирже. В зарубежной и российской литературе можно найти несколько способов оценки такой компании: по стоимости чистых активов; с помощью индексов, составленных с помощью факторного анализа, и др.

Подходы к оценке корпоративного управления

Исследования, относящиеся к анализу оценки корпоративного управления в секторе разных компаний, начали наиболее активно проводиться еще в начале XX в. [2; 4; 15; 16]. Стоит отметить, что в качестве оценки уровня корпоративного управления в ряде работ используются рейтинги, составленные либо специальными агентствами, либо самими авторами. Преимуществом такого подхода можно считать агрегирование нескольких факторов в одном показателе, при этом основным недостатком является отсутствие возможности оценить влияние каждого конкретного регрессора и степень его воздействия.

Можно выделить два основных подхода к оценке качества корпоративного управления, которые используются для определения степени его воздействия на стоимость компании:

- индексный метод (оценка на основе рейтингов, составляемых либо агентствами, либо авторами), который включает сразу несколько факторов, но способен оценить только общий характер влияния корпоративного управления;
- рассмотрение отдельных факторов корпоративного управления и оценка влияния каждого из них отдельно.

Методологическая база исследования

Для исследования был выбран российский банковский сектор [17; 18]. Выборка состоит из **30 банков**, которые входят в список Банка России как самые крупные по активам, а также вошли в список *Forbes* как самые надежные (Таблица 2).

Таблица 2. Исследуемая выборка

Номер	Банк	Номер лицензии ЦБ	Регион
1	Сбербанк	1481	Москва и область
2	ВТБ	1000	Санкт-Петербург и область
3	Газпромбанк	354	Москва и область

Номер	Банк	Номер лицензии ЦБ	Регион
4	Альфа-Банк	1326	Москва и область
5	Россельхозбанк	3349	Москва и область
6	Московский кредитный банк	1978	Москва и область
7	Совкомбанк	963	Костромская область
8	Райффайзенбанк	3292	Москва и область
9	Росбанк	2272	Москва и область
10	Юникредит банк	1	Москва и область
11	Банк «Россия»	328	Санкт-Петербург и область
12	Всероссийский банк развития регионов	3287	Москва и область
13	Тинькофф банк	2673	Москва и область
14	Банк «Санкт-Петербург»	436	Санкт-Петербург и область
15	Ситибанк	2557	Москва и область
16	АК Барс	2590	Татарстан
17	Новикомбанк	2546	Москва и область
18	СМП Банк	3368	Москва и область
19	Уралсиб	30	Москва и область
20	Банк Дом.РФ	2312	Москва и область
21	Почта-банк	650	Москва и область
22	БМ-банк	2748	Москва и область
23	Пересвет	2110	Москва и область
24	РНКБ	1354	Симферополь
25	Хоум кредит банк	316	Москва и область
26	Московский индустриальный банк	912	Москва и область
27	Русский стандарт	2289	Москва и область
28	Абсолют банк	2306	Москва и область
29	Алмазэргиэнбанк	2602	Республика Саха (Якутия)
30	Центр-инвест	2225	Ростовская область

Источник: составлено автором.

Выбор исследуемого периода (2016–2020) был обусловлен несколькими причинами: во-первых, до 2016 г. уже проводились подобные исследования в России; во-вторых, было принято решение не рассматривать кризисный период 2015–2016 гг., так как это могло привести к искажению результатов.

В качестве целевой переменной был выбран показатель нетто-активов (или стоимость чистых активов, СЧА) как

наиболее распространенный метод оценки в банковском секторе. Поскольку размеры компаний в выборке существенно различаются, более репрезентативны логарифмированные данные.

В качестве факторов корпоративного управления было использовано 18 переменных (Таблица 3).

Таблица 3. Описание переменных

Переменная	Описание
Y	Стоимость чистых активов банка, млрд руб.
Board size	Число директоров в СД на конец года
Independent directors	Доля независимых директоров в СД

Переменная	Описание
Female directors	Доля женщин в СД
Foreign directors	Доля иностранцев в СД
Board meetings	Количество заседаний СД за год
Audit committee dummy	Наличие комитета по аудиту (дамми переменная)
Audit committee size	Число директоров в комитете по аудиту на конец года
Audit committee CEO participation	Участие CEO в комитете по аудиту
Audit committee number of meetings	Количество заседаний комитета по аудиту за год
Strategy committee dummy	Наличие комитета по стратегии (дамми переменная)
Strategy committee size	Число директоров в комитете по стратегии на конец года
Strategy committee CEO participation	Участие CEO в комитете по стратегии
Strategy committee number of meetings	Количество заседаний комитета по стратегии за год
Risks committee dummy	Наличие комитета по управлению рисками (дамми переменная)
Risks committee size	Число директоров в комитете по управлению рисками на конец года
Risks committee CEO participation	Участие CEO в комитете по управлению рисками
Risks committee number of meetings	Количество заседаний комитета по управлению рисками за год

Источник: составлено автором.

Особенностью изучения российского банковского сектора является ограниченность раскрытой информации по корпоративному управлению по сравнению, например, с американским или европейским рынками. Поэтому достаточно проблематично было найти единый источник сбора данных. В связи с этим большая часть информации по факторам корпоративного управления была взята из годовых отчетов банков, которые они публикуют либо на своих официальных сайтах, либо в центре раскрытия корпоративной информации Интерфакс. Отчеты Банка Дом.РФ были доступны только на *Cbonds*.

В настоящем исследовании **выдвигаются следующие гипотезы**.

H_1 : доля независимых директоров положительно влияет на оценку банков.

H_2 : при увеличении доли женщин в совете директоров оценка банков увеличивается.

H_3 : факторы наличия комитетов по рискам, стратегии и аудиту будут значимыми в модели.

В ходе исследования рассматриваются 30 объектов в течение пяти лет, т.е. всего 150 наблюдений.

Эконометрический анализ влияния корпоративного управления на оценку российских банков

Построение OLS-модели

OLS на несбалансированной панели

Структуру данных можно назвать **панельной**, так как выборка содержит информацию об объектах, каждый из которых рассматривается на протяжении определенного периода. Для исследования структурных данных обычно используют оценивание методом наименьших квадратов (МНК), модель с фиксированными эффектами (*fixed effects, FE*) или модель со случайными эффектами (*random effects, RE*).

Рассматриваются объекты x_{it} , где i – номер наблюдения (1, ..., n); t – момент времени (1, ..., T). В данном случае $i = 30$, а $T = 5$, так как рассматривается период с 2016 по 2020 г.

Поскольку в выборке пропущены некоторые значения ввиду отсутствия данных, панель можно считать **несбалансированной**. Сначала будет построена МНК-модель на основе данных с пропусками некоторых значений.

В МНК (*ordinary least square, OLS*) были включены все рассматриваемые переменные. В качестве Y – целевой переменной – выступили нетто-активы, а независимых переменных – остальные 17 факторов из Таблицы 3.

В результате оценивания была получена OLS-модель (Таблица 4). Все факторы оказались незначимыми, а коэффициент детерминации слишком высоким ($R^2 = 0.99$).

Таблица 4. OLS. Зависимая переменная: Y

	Коэффициент	Стандартная ошибка	t-статистика	p-значение
Const	9.08459e + 09	9.72942e + 09	0.9337	0.4193
BoardSize	-4.42807e + 08	1.53010e + 09	-0.2894	0.7911
IndependentDirectors	-8.36947e + 09	3.97748e + 10	-0.2104	0.8468
FemaleDirectors	-1.14558e + 11	6.24151e + 10	-1.835	0.1638
ForeignDirectors	3.39598e + 09	4.19348e + 09	0.8098	0.4773
BoardMeetings	-4.12233e + 08	3.80213e + 08	-1.084	0.3576
AuditCommitteedummy	-3.09504e + 10	1.58436e + 10	-1.953	0.1458
AuditCommitteeSize	-2.61342e + 09	4.55573e + 09	-0.5737	0.6064
AuditCommitteeCEOparticipation	-1.41583e + 10	1.72133e + 10	-0.8225	0.4711
AuditCommitteeNumberofMeetings	3.17644e + 09	1.41532e + 09	2.244	0.1105
StrategyCommitteedummy	3.76524e + 10	1.81802e + 10	2.071	0.1301
StrategyCommitteeSize	1.94612e + 09	1.40576e + 09	1.384	0.2602
StrategyCommitteeNumberofMeetings	-2.31519e + 09	2.02841e + 09	-1.141	0.3366
RisksCommitteedummy	3.18577e + 10	2.02574e + 10	1.573	0.2139
RisksCommitteeSize	2.97484e + 09	3.50202e + 09	0.8495	0.4580
RisksCommitteeNumberofMeetings	1.63187e + 09	7.31829e + 08	2.230	0.1120
Среднее зависимой переменной	1.11e + 10	Стандартное отклонение зависимой переменной		1.16e + 10
Сумма квадратов остатков	1.92e + 19	Стандартная ошибка модели		2.53e + 09
R-квадрат	0.992088	Скорректированный R-квадрат		0.95252
F(15, 3)	25.07713	P-значение (F)		0.011061
Логарифмическое правдоподобие	-420.7797	Критерий Акаике		873.5595
Критерий Шварца	888.6705	Критерий Хеннана – Куинна		876.1169
Параметр rho	-0.466542	Статистика Дарбина – Уотсона		2.295005

Источник: Gretl.

На основании графика остатков была выявлена гетероскедастичность, т.е. случайные ошибки имеют непостоянную дисперсию:

$$V(\varepsilon_i) = \sigma_i^2 \neq const.$$

К последствиям гетероскедастичности можно отнести неэффективность МНК-оценок коэффициентов и некорректность вычисления *t*-статистик из-за смещения и несостоятельности стандартных ошибок коэффициентов.

Поскольку в реальных данных чаще всего всегда присутствует гетероскедастичность, принято использовать **робастные стандартные ошибки**.

После включения в модель робастных ошибок была построена новая OLS-модель (Таблица 5). Четыре фактора в ней оказались значимыми: доля женщин в СД, наличие комитета по аудиту, количество заседаний комитета по рискам и комитета по стратегии. Кроме того, модель в целом значима: *p-value* меньше любого уровня значимости.

Таблица 5. OLS с робастными ошибками. Зависимая переменная: Y

	Коэффициент	Стандартная ошибка	t-статистика	p-значение	Значимость
Const	9.08459e + 09	1.14853e + 10	0.7910	0.4648	
BoardSize	-4.42807e + 08	2.07885e + 09	-0.2130	0.8397	

	Коэффициент	Стандартная ошибка	t-статистика	p-значение	Значимость
IndependentDirectors	-8.36947e + 09	2.50591e + 10	-0.3340	0.7519	
FemaleDirectors	-1.14558e + 11	2.33699e + 10	-4.902	0.0045	***
ForeignDirectors	3.39598e + 09	2.37880e + 09	1.428	0.2128	
BoardMeetings	-4.12233e + 08	2.12278e + 08	-1.942	0.1098	
AuditCommitteedummy	-3.09504e + 10	7.78422e + 09	-3.976	0.0106	**
AuditCommitteeSize	-2.61342e + 09	4.72623e + 09	-0.5530	0.6041	
AuditCommitteeCEOparticipati	-1.41583e + 10	1.96991e + 10	-0.7187	0.5045	
AuditCommitteeNumberofMeeti	3.17644e + 09	2.31218e + 09	1.374	0.2279	
StrategyCommitteedummy	3.76524e + 10	3.00924e + 10	1.251	0.2662	
StrategyCommitteeSize	1.94612e + 09	2.10301e + 09	0.9254	0.3972	
StrategyCommitteeNumberofMe	-2.31519e + 09	5.69684e + 08	-4.064	0.0097	***
RisksCommitteedummy	3.18577e + 10	3.13783e + 10	1.015	0.3566	
RisksCommitteeSize	2.97484e + 09	3.98657e + 09	0.7462	0.4891	
RisksCommitteeNumberofMeeti	1.63187e + 09	2.69099e + 08	6.064	0.0018	***
Среднее зависимой переменной	1.11e + 10	Стандартное отклонение зависимой переменной		1.16e + 10	
Сумма квадратов остатков	1.92e + 19	Стандартная ошибка модели		2.53e + 09	
R-квадрат	0.992088	Скорректированный R-квадрат		0.952526	
F(15, 5)	1.29e + 15	P-значение (F)		6.24e - 38	
Логарифмическое правдоподобие	-420.7797	Критерий Акаике		873.5595	
Критерий Шварца	888.6705	Критерий Хеннана – Куинна		876.1169	
Параметр rho	-0.466542	Статистика Дарбина – Уотсона		2.295005	

Примечания: здесь и далее * обозначает значимость на 10%-м уровне; ** – значимость на 5%-м уровне; *** – значимость на 1%-м уровне.

Источник: Gretl.

Далее был проведен *тест Рамсея (RESET)*. Это *тест на эндогенность*, который дает понять, нарушается ли предположение об экзогенности регрессора. Регрессор считается экзогенным, если он не коррелирован со случайной ошибкой модели. H_0 говорит в том, что спецификация исходной модели верна. Поскольку $p\text{-значение} = P(F(2,1) > 2.75063) = 0.002$,

что меньше критического значения, нулевая гипотеза отвергается. Значит, спецификацию построенной модели можно считать неверной, т.е. необходимо произвести преобразование данных. Поэтому была прологарифмирована зависимая переменная Y, отражающая СЧА банков, и построена третья модель с преобразованными данными (Таблица 6).

Таблица 6. OLS: зависимая переменная: ln Y

	Коэффициент	Стандартная ошибка	t-статистика	p-значение	Значимость
Const	19.2758	1.54466	12.48	<0.0001	***
BoardSize	-0.0960308	0.250281	-0.3837	0.7170	
IndependentDirectors	0.0504522	4.37744	0.01153	0.9912	
FemaleDirectors	-7.04002	4.76878	-1.476	0.1999	
ForeignDirectors	2.63506	0.348869	7.553	0.0006	***
BoardMeetings	-0.0355600	0.0303296	-1.172	0.2938	
AuditCommitteedummy	-3.21682	1.40427	-2.291	0.0706	*
AuditCommitteeSize	-0.215873	0.565690	-0.3816	0.7184	

	Коэффициент	Стандартная ошибка	t-статистика	p-значение	Значимость
AuditCommitteeCEOparticipati	1.29983	0.322810	4.027	0.0101	**
AuditCommitteeNumberofMeeti	0.193918	0.146682	1.322	0.2434	
StrategyCommitteedummy	6.15598	2.40423	2.560	0.0506	*
StrategyCommitteeSize	0.100167	0.113199	0.8849	0.4167	
StrategyCommitteeNumberofMe	-0.184176	0.180378	-1.021	0.3541	
RisksCommitteedummy	1.67363	2.14385	0.7807	0.4703	
RisksCommitteeSize	0.236691	0.135748	1.744	0.1417	
RisksCommitteeNumberofMeeti	0.124198	0.0419622	2.960	0.0315	**
Среднее зависимой переменной	22.15727	Стандартное отклонение зависимой переменной		1.746957	
Сумма квадратов остатков	0.113276	Стандартная ошибка модели		0.194316	
R-квадрат	0.997938	Скорректированный R-квадрат		0.987628	
F(15, 5)	3.59e + 14	P-значение (F)		1.53e – 36	
Логарифмическое правдоподобие	21.70263	Критерий Акаике		-11.40526	
Критерий Шварца	3.705761	Критерий Хеннана – Куинна		-8.847877	
Параметр rho	-0.276441	Статистика Дарбина – Уотсона		2.054812	

Источник: Gretl.

Объяснительная способность модели выросла по сравнению с предыдущей моделью ($R^2 = 0.997$), к значимым факторам добавился и показатель доли иностранных директоров. Однако тест Рамсея опять показал, что спецификация модели неверна. В качестве одной из возможных причин можно рассматривать пропуски в данных, которые влияют на модель. Поэтому было принято решение добавить недостающие значения.

Для этого была построена МНК-модель для всех наблюдений без пропусков значений. Полученные коэффициенты в модели были использованы для прогнозирования недостающих значений. Таким образом, была получена сбалансированная панель, в которой представлены данные для всех наблюдений.

OLS на сбалансированной панели

Теперь OLS-модель была построена на основе новых данных, при этом робастные ошибки и логарифмирование были учтены. Так, новая модель оказалась в целом значимой, но была выявлена совершенная коллинеарность фактора, отвечающего за участие CEO банка в комитете по управлению рисками. Кроме того, по корреляционной матрице можно заметить сильную связь этого фактора со всеми другими, которые относятся к комитету по управлению рисками: его наличие, размер комитета и количество заседаний за год.

В результате анализа корреляционной матрицы было принято решение удалить из модели фактор участия CEO в комитете по управлению рисками. Таким образом, в модели осталось 16 факторов. Новая МНК-модель имеет высокое значение $R^2 = 0.98$ (Таблица 7).

Таблица 7. OLS на сбалансированных данных. Зависимая переменная: ln Y

	Коэффициент	Стандартная ошибка	t-статистика	p-значение
IndependentDirectors	-60.1611	66.2420	-0.9082	0.3988
FemaleDirectors	-1.12108	12.5312	-0.08946	0.9316
ForeignDirectors	1.29677	4.60411	0.2817	0.7877
AuditCommitteeSize	2.94006	4.33491	0.6782	0.5229
AuditCommitteeCEOparticipation	-26.0268	40.0120	-0.6505	0.5395
AuditCommitteeNumberofMeetings	0.351006	1.07810	0.3256	0.7558
StrategyCommitteeSize	-0.138428	0.893606	-0.1549	0.8820
StrategyCommitteeCEOparticipation	17.1378	19.9800	0.8577	0.4240
StrategyCommitteeNumberofMeetings	0.852699	1.48833	0.5729	0.5875

	Коэффициент	Стандартная ошибка	t-статистика	p-значение
RisksCommitteeSize	-1.21310	4.29278	-0.2826	0.7870
RisksCommitteeNumberofMeetngs	0.489926	0.351709	1.393	0.2130
BoardSize	1.79396	1.36986	1.310	0.2382
BoardMeetings	0.367144	0.339293	1.082	0.3208
Среднее зависимой переменной	21.59839	Стандартное отклонение зависимой переменной		1.905989
Сумма квадратов остатков	126.8300	Стандартная ошибка модели		3.395586
Нецентрированный R-квадрат	0.988756	Центрированный R-квадрат		-0.517937
Логарифмическое правдоподобие	-54.03205	Критерий Акаике		134.0641
Критерий Шварца	149.3788	Критерий Хенна – Куинна		138.1271
Параметр rho	-0.106979	Статистика Дарбина – Уотсона		1.596886

Источник: Gretl.

Тест Рамсея показал, что спецификация модели верна: **p-value = 1.33e – 11**. Также все факторы оказались незначимыми, что дает основание полагать, что осталась частичная мультиколлинеарность факторов.

Затем была проанализирована матрица корреляции между всеми переменными и отмечена сильная взаимосвязь между бинарной переменной наличия комитета по стратегии и факторами, которые относятся к этому комитету:

- с количеством заседаний комитета по стратегии за год
- с размером комитета по стратегии $r = 0.911$;
- с участием CEO в комитете по стратегии $r = 0.795$.

Значения коэффициента корреляции $r = 0.739$; больше 0.8 обычно свидетельствуют о сильной взаимосвязи между переменными.

Аналогично была выявлена сильная корреляционная зависимость между соответствующими факторами в комитете по аудиту.

Чтобы убедиться в корректности выводов, сделанных в результате анализа корреляционных матриц, был проведен **тест на наличие мультиколлинеарности**.

С помощью теста Белли – Ку – Велша (BKW) производится диагностика на наличие коллинеарности данных. Рассчитанные с помощью теста индексы указывают на силу взаимосвязи между переменными. Согласно BKW, если полученное значение индекса больше 30, это указывает на сильную (близкую к линейной) зависимость, а значение в диапазоне между 10 и 30 – на умеренно сильную зависимость.

Так, были проверены переменные трех комитетов (по рискам, стратегии и аудиту), в каждом из которых рассматривается четыре фактора: дамми, участие CEO, количество заседаний и размер комитета.

В результате проведенных тестов в комитетах по рискам и аудиту не была обнаружена коллинеарность, а в комитете по стратегии был выявлен один параметр со значением индекса 21.6 (>10) – размер комитета. То есть этот фактор имеет умеренно сильную связь с другими параметрами. Таким образом, из модели был исключен фактор *StrategyCommitteeSize*.

Затем была построена новая модель с учетом исключенного параметра (Таблица 8).

Таблица 8. OLS на сбалансированных данных. Зависимая переменная: $\ln Y$

	Коэффициент	Стандартная ошибка	t-статистика	p-значение	Значимость
Const	17.8792	2.14471	8.336	<0.0001	***
BoardSize	0.291603	0.265856	1.097	0.3012	
IndependentDirectors	-0.696860	1.36285	-0.5113	0.6214	
FemaleDirectors	-3.25271	1.95492	-1.664	0.1305	
ForeignDirectors	0.809417	0.643148	1.259	0.2399	
BoardMeetings	0.00425396	0.020326	0.2093	0.8389	
AuditCommitteedummy	0.879120	1.26036	0.6975	0.5031	
AuditCommitteeSize	0.0660033	0.199987	0.3300	0.7489	
AuditCommitteeCEOparticipation	-2.03148	1.00668	-2.018	0.0744	*
AuditCommitteeNumberofMeetings	0.0389559	0.0485224	0.8028	0.4428	

	Коэффициент	Стандартная ошибка	t-статистика	p-значение	Значимость
StrategyCommitteedummy	0.195874	1.65653	0.1182	0.9085	
StrategyCommitteeCEOparticipation	4.21506	1.45409	2.899	0.0176	**
StrategyCommitteeNumberofMeetings	-0.156576	0.0956471	-1.637	0.1361	
RisksCommitteedummy	3.32764	3.15767	1.054	0.3194	
RisksCommitteeSize	0.284131	0.239014	1.189	0.2650	
RisksCommitteeNumberofMeetings	0.142983	0.0615514	2.323	0.0453	**
Среднее зависимой переменной	21.22325	Стандартное отклонение зависимой переменной		1.681836	
Сумма квадратов остатков	4.357507	Стандартная ошибка модели		0.455522	
R-квадрат	0.957207	Скорректированный R-квадрат		0.926641	
Логарифмическое правдоподобие	-12.92889	Критерий Акаике		57.85779	
Критерий Шварца	83.63248	Критерий Хеннана – Куинна		66.94457	
Параметр rho	0.312358	Статистика Дарбина – Уотсона		0.616400	

Источник: Gretl.

Тест Рамсея свидетельствует о том, что даже с учетом избавления от мультиколлинеарности спецификация модели опять неверна. Такая проблема может возникать при высоком значении коэффициента детерминации и большом количестве регрессоров. Поэтому рекомендуется исключить часть из них, опираясь не только на эконометрические результаты, но и на причинно-следственную связь между факторами в реальности.

Поскольку все бинарные переменные связаны с теми факторами, которые к ним относятся (например, если какой-либо комитет отсутствует, остальные показатели по

этому комитету тоже будут равны нулю), то целесообразно использовать в модели только дамми переменные. Поэтому из модели были исключены все регрессоры, связанные с участием CEO, размером комитета и количеством его ежегодных заседаний.

Теперь OLS-модель состоит из уравнения с восемью переменными и константой (Таблица 9). Коэффициент детерминации существенно снизился, т.е. мультиколлинеарность была устранена. Но тест Рамсея указывает на то, что спецификация модели неверна ($p\text{-value} = 0.001$, что меньше любого уровня значимости).

Таблица 9. OLS с семью факторами. Зависимая переменная: ln Y

	Коэффициент	Стандартная ошибка	t-статистика	p-значение	Значимость
Const	15.4587	0.821465	18.82	<0.0001	***
BoardSize	0.528190	0.0898649	5.878	<0.0001	***
IndependentDirectors	0.508225	0.637996	0.7966	0.4350	
FemaleDirectors	-1.50849	1.09859	-1.373	0.1849	
ForeignDirectors	0.258631	0.616665	0.4194	0.6794	
BoardMeetings	0.0252048	0.0153989	1.637	0.1173	
AuditCommitteedummy	0.153450	0.362111	0.4238	0.6763	
StrategyCommitteedummy	-0.118317	0.431540	-0.2742	0.7868	
RisksCommitteedummy	0.955509	0.472413	2.023	0.0567	*
Среднее зависимой переменной	20.50812	Стандартное отклонение зависимой переменной		1.594168	
Сумма квадратов остатков	84.97872	Стандартная ошибка модели		0.940848	
R-квадрат	0.678479	Скорректированный R-квадрат		0.651686	
F(8, 20)	6.903489	F-значение (F)		0.000221	

	Коэффициент	Стандартная ошибка	t-статистика	p-значение	Значимость
Логарифмическое правдоподобие	-137.8817		Критерий Акаике	293.7633	
Критерий Шварца	317.6490		Критерий Хеннана – Куинна	303.4423	
Параметр rho	0.814419		Статистика Дарбина – Уотсона	0.293595	

Источник: Gretl.

Улучшить модель обычно помогают операции с исходными данными – их преобразования с помощью логарифмирования, взятия первой разности и другие изменения. Чтобы определить, если ли необходимость производить какие-либо преобразования, нужно проанализировать исходные переменные. Из 18 изначальных факторов в модели осталось только восемь:

- три дамми переменных, показывающие наличие или отсутствие действующих комитетов при СД;
- три регрессора, которые отражают долю женщин, иностранцев или независимых директоров в составе СД – относительные переменные;
- два фактора в абсолютном выражении – *BoardSize* и *BoardMeetings*.

Последние два регрессора могут исказить коэффициенты в модели и влиять на результаты ввиду того, что они не нормализованы. Поэтому для них была приведена описа-

тельная статистика в виде «ящика с усами». Построенные графики свидетельствуют о том, что в обоих случаях присутствуют «выбросы». Кроме того, медиана у переменной *BoardMeetings* близка к верхнему квартилю, а «усы» у фактора *BoardSize* непропорциональны. Все это позволяет сделать вывод о том, что в обоих случаях данные распределены ненормально, поэтому они требуют стандартизации. Она будет произведена с помощью логарифмирования.

После логарифмирования факторов *BoardSize* и *BoardMeetings* была получена модель с $R^2 = 0.66$ и четырьмя значимыми факторами, помимо константы, среди которых доля женщин в совете директоров (*FemaleDirectors*), наличие комитета по регулированию рисков (*RisksCommitteedummy*), логарифм количества заседаний совета директоров за год ($\ln BoardMeetings$) и логарифм размера совета директоров ($\ln BoardSize$). Тест Рамсея показал, что спецификация модели верная, так как $p\text{-value} = 0.397$, что больше порогового уровня значимости (Таблица 10).

Таблица 10. OLS с $\ln BoardSize$ и $\ln BoardMeetings$. Зависимая переменная: $\ln Y$

	Коэффициент	Стандартная ошибка	t-статистика	p-значение	Значимость
Const	7.53600	1.16456	6.471	<0.0001	***
IndependentDirectors	0.374311	0.476878	0.7849	0.4345	
FemaleDirectors	-1.93003	0.794519	-2.429	0.0170	**
ForeignDirectors	0.368774	0.326375	1.130	0.2614	
AuditCommitteedummy	0.270962	0.334256	0.8106	0.4196	
StrategyCommitteedummy	-0.00837847	0.252711	-0.03315	0.9736	
RisksCommitteedummy	1.18262	0.255035	4.637	<0.0001	***
$\ln BoardMeetings$	1.18516	0.297310	3.986	0.0001	***
$\ln BoardSize$	4.40150	0.376219	11.70	<0.0001	***
Среднее зависимой переменной	20.51396	Стандартное отклонение зависимой переменной		1.600760	
Сумма квадратов остатков	90.68009	Стандартная ошибка модели		0.976999	
R-квадрат	0.656424	Скорректированный R-квадрат		0.627492	
F(8, 95)	22.68799	P-значение (F)		5.40e – 19	
Логарифмическое правдоподобие	-140.4428	Критерий Акаике		298.8857	
Критерий Шварца	322.6852	Критерий Хеннана – Куинна		308.5276	
Параметр rho	0.774356	Статистика Дарбина – Уотсона		0.341886	

Источник: Gretl.

Таким образом, итоговая *OLS*-модель может быть представлена следующим регрессионным уравнением:

$$\begin{aligned} \ln Y = & 7.54 + 0.374 \cdot \text{IndependentDirectors} - \\ & - 1.93 \cdot \text{FemaleDirectors} + \\ & + 0.369 \cdot \text{ForeignDirectors} + \\ & + 0.270 \cdot \text{AuditCommitteedummy} - \\ & - 0.0083 \cdot \text{StrategyCommitteedummy} + \\ & + 1.18 \cdot \text{RisksCommitteedummy} + \\ & + 4.40 \cdot \ln \text{BoardSize} + 1.18 \cdot \ln \text{BoardMeetings}. \end{aligned}$$

Стоит отметить, что интерпретировать целесообразно только влияние четырех факторов, которые оказались значимыми.

Поскольку коэффициент при переменной *FemaleDirectors* достаточно большой – существенно превышает 0.1 по модулю, расчет влияния по приближенной формуле может вызвать искажение результатов, поэтому следует уточнить расчеты:

$$\ln \hat{y}_1 - \ln \hat{y}_0 = -1.93;$$

$$\ln \left(\frac{\hat{y}_1}{\hat{y}_0} \right) = -1.93;$$

$$\frac{\hat{y}_1}{\hat{y}_0} = e^{-1.93} = 0.145;$$

$$\frac{\hat{y}_1 - \hat{y}_0}{\hat{y}_0} = -0.86.$$

Следовательно, при увеличении переменной *FemaleDirectors* на единицу зависимая переменная *Y* снижается на 86%. Значит, если в СД начнет действовать комитет по управлению рисками (дамми переменная равна 1), СЧА банка снизится на 86%.

Исходя из того, что коэффициент при бинарной переменной *RisksCommitteedummy* тоже достаточно большой, расчет влияния по приближенной формуле может вызвать искажение результатов, поэтому следует уточнить расчеты:

$$\ln \hat{y}_1 - \ln \hat{y}_0 = 1.18;$$

$$\ln \left(\frac{\hat{y}_1}{\hat{y}_0} \right) = 1.18;$$

$$\frac{\hat{y}_1}{\hat{y}_0} = e^{1.18} = 3.25;$$

$$\frac{\hat{y}_1 - \hat{y}_0}{\hat{y}_0} = 2.25.$$

Следовательно, при увеличении переменной *RisksCommitteedummy* на единицу зависимая переменная *Y* вырастет на 225%. Значит, если в СД начнет действовать комитет по управлению рисками (дамми переменная равна 1), СЧА банка увеличится на 225%.

Пусть $\ln \text{BoardSize} = \ln x_3$, тогда

$$d(\ln Y) = 4.4 \frac{dx_3}{x_3}; \frac{dY}{Y} = 4.4 \frac{dx_3}{x_3}; \frac{\Delta Y}{Y} = 4.4 \frac{\Delta x_3}{x_3}.$$

Следовательно, при увеличении переменной *BoardSize* на 1% переменная *Y* (СЧА банка) вырастет на 4.4%, т.е. при увеличении числа членов СД на 1% оценка банка по СЧА растет на 4.4%.

Пусть $\ln \text{BoardMeetings} = \ln x_4$, тогда

$$d(\ln Y) = 1.18 \frac{dx_4}{x_4}; \frac{dY}{Y} = 1.18 \frac{dx_4}{x_4}; \frac{\Delta Y}{Y} = 1.18 \frac{\Delta x_4}{x_4}.$$

Следовательно, при увеличении переменной *BoardMeetings* на 1% переменная *Y* (СЧА банка) вырастет на 1.18%, т.е. при увеличении ежегодных заседаний СД в два раза оценка банка по СЧА растет на 118%.

Проверка качества модели

Если построить график остатков модели *OLS*, то он покажет, что они распределены нормально. Несмотря на то что при построении модели *OLS* и приведении ее к окончательному виду не раз осуществлялись проверки на наличие мультиколлинеарности и гетероскедастичности (тест Рамсея), необходимо еще раз убедиться в отсутствии перечисленных проблем.

Сначала была произведена проверка на наличие мультиколлинеарности с помощью **метода инфляционных факторов**.

Метод предполагает расчет коэффициентов *VIF* (*variance inflation factor*) для каждого регрессора, чтобы определить связь между разными факторами. Для расчета коэффициента, который соответствует фактору $x^{(j)}$, необходимо построить дополнительную регрессию, в уравнении которой слева будет находиться регрессор $x^{(j)}$, а справа – все оставшиеся регрессоры исходной модели. Таким образом рассчитывается коэффициент множественной корреляции между переменной *j* и остальными факторами (R_j^2). Далее находятся коэффициенты *VIF* по следующей формуле

$$VIF_j = \frac{1}{1 - R_j^2}.$$

Таким образом, для построенной *OLS*-модели были получены значения коэффициентов по всем регрессорам (Таблица 11).

Таблица 11. Коэффициенты *VIF*

Регрессор	VIF
IndependentDirectors	1.154
FemaleDirectors	1.147
ForeignDirectors	1.085
AuditCommitteedummy	1.585
StrategyCommitteedummy	1.723
RisksCommitteedummy	1.425
ln BoardMeetings	1.251
ln BoardSize	1.165

Источник: Gretl.

Поскольку значения всех коэффициентов не превышают 10, можно сделать вывод, что *коллинеарность отсутствует*.

Затем был проведен *тест Уайта (White test)*, с помощью которого проверяется нулевая гипотеза об отсутствии гетероскедастичности:

$$H_0: \sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \dots = \sigma_n^2 = \text{const}.$$

При этом тестовая статистика такова: $nR^2 \sim \chi^2(p)$, где p – число переменных во второй регрессии, а расчетное значение равно nR^2 .

Согласно тесту Уайта, $p\text{-value} = P(\chi^2(39) > 60.841024) = 0.014142$. Следовательно, поскольку $p\text{-value}$ больше порогового уровня значимости и тестовая статистика больше расчетного значения, нулевая гипотеза не отвергается, т.е. *гетероскедастичность в модели отсутствует*. Значит, случайные ошибки имеют постоянную дисперсию.

Построение модели со случайными эффектами (GLS)

Предпосылкой модели со случайными эффектами (*random effects, RE*), или *GLS (generalized least squares)*, является некоррелируемость ненаблюдаемых эффектов μ_i с регрессором:

$$E(\mu_i | x_{i1}^{(1)}, x_{i2}^{(1)}, \dots, x_{iT}^{(1)}, x_{i1}^{(2)}, \dots, x_{iT}^{(2)}, \dots, x_{i1}^{(k)}, \dots, x_{iT}^{(k)}) = E(\mu_i) = 0$$

В общем виде уравнение модели со случайным регрессором принимает вид:

$$y_{it} = \alpha + \beta x_{it} + v_{it}, \text{ где } v_{it} = \mu_0 + \varepsilon_{it}.$$

Главное преимущество данной модели по сравнению с моделью с фиксированными эффектами заключается в возможности делать оценки коэффициентов при тех регрессорах, которые не меняются в течение заданного периода.

В построенной модели *GLS* все коэффициенты, кроме $\ln \text{BoardSize}$, оказались незначимыми (Таблица 12).

Таблица 12. Модель со случайными эффектами (GLS). Зависимая переменная: $\ln Y$

	Коэффициент	Стандартная ошибка	z	p-значение	Значимость
Const	18.7573	1.35161	13.88	<0.0001	***
IndependentDirectors	0.145897	0.384911	0.3790	0.7047	
FemaleDirectors	-0.446829	0.657920	-0.6792	0.4970	
ForeignDirectors	0.588857	0.513720	1.146	0.2517	
AuditCommitteedummy	0.100629	0.107172	0.9390	0.3478	
StrategyCommitteedummy	0.327719	0.322139	1.017	0.3090	
RisksCommitteedummy	0.00161951	0.177536	0.009122	0.9927	
ln_BoardMeetings	-0.162665	0.196014	-0.8299	0.4066	
ln_BoardSize	0.883519	0.480911	1.837	0.0662	*
Среднее зависимой переменной	20.51396	Стандартное отклонение зависимой переменной		1.600760	
Сумма квадратов остатков	218.9924	Стандартная ошибка модели		1.510355	
Логарифмическое правдоподобие	-186.2912	Критерий Акаике		390.5824	
Критерий Шварца	414.3819	Критерий Хеннана – Куинна		400.2243	
Параметр rho	0.450087	Статистика Дарбина – Уотсона		0.711062	

Источник: Gretl.

Уравнение регрессии имеет вид:

$$\ln Y = 18.8 + 0.146 \cdot \text{IndependentDirectors} - 0.447 \cdot \text{FemaleDirectors} + 0.589 \cdot \text{ForeignDirectors} + 0.101 \cdot \text{AuditCommitteedummy} + 0.328 \cdot \text{StrategyCommitteedummy} + 0.00162 \cdot \text{RisksCommitteedummy} - 0.163 + 0.884 \cdot \ln.$$

Построение модели с фиксированными эффектами

Последняя модель для оценки – модель с фиксированными эффектами (*fixed effects, FE*), имеет только значимую константу, все факторы оказались незначимыми (Таблица 13).

Таблица 13. Модель с фиксированными эффектами. Зависимая переменная: $\ln Y$

	Коэффициент	Стандартная ошибка	t-статистика	p-значение	Значимость
Const	20.4042	1.12498	18.14	<0.0001	***
IndependentDirectors	-0.114379	0.492655	-0.2322	0.8188	
FemaleDirectors	-0.108947	0.559222	-0.1948	0.8475	
ForeignDirectors	0.649975	0.547888	1.186	0.2494	
AuditCommitteedummy	0.00457190	0.138197	0.03308	0.9739	
StrategyCommitteedummy	0.589526	0.394195	1.496	0.1504	
RisksCommitteedummy	0.0431834	0.153967	0.2805	0.7820	
\ln BoardMeetings	-0.268975	0.204445	-1.316	0.2032	
\ln BoardSize	0.237635	0.380486	0.6246	0.5393	
Среднее зависимой переменной	20.51396	Стандартное отклонение зависимой переменной		1.600760	
Сумма квадратов остатков	4.971401	Стандартная ошибка модели		0.257459	
LSDV R-квадрат	0.981164	В пределах R-квадрата		0.560325	
Логарифмическое правдоподобие	10.54623	Критерий Акаике		36.90754	
Критерий Шварца	113.5949	Критерий Хеннана – Куинна		67.97583	
Параметр rho	0.450087	Статистика Дарбина – Уотсона		0.711062	

Источник: Gretl.

Уравнение регрессии имеет вид:

$$\begin{aligned} \ln Y = & 20.4 - 0.114 \cdot \text{IndependentDirectors} - \\ & - 0.109 \cdot \text{FemaleDirectors} + \\ & + 0.650 \cdot \text{ForeignDirectors} + \\ & + 0.00457 \cdot \text{AuditCommitteedummy} + \\ & + 0.590 \cdot \text{StrategyCommitteedummy} + \\ & + 0.0432 \cdot \text{RisksCommitteedummy} - 0.269 + 0.238. \end{aligned}$$

Выбор лучшей модели

В ходе исследования было использовано три подхода к оценке панельных данных и построены соответствующие модели: модель OLS (*pooled regression*); модель со случайными эффектами (GLS); модель с фиксированными эффектами (FE).

Полученные оценки регрессий сведены в Таблицу 14.

Таблица 14. Сравнение моделей

Модель	OLS	GLS (RE)	FE
Const	7.54 (***)	18.76 (***)	20.40 (***)
IndependentDirectors	0.37	0.15	-0.11
FemaleDirectors	-1.93 (**)	-0.45	-0.11
ForeignDirectors	0.37	0.59	0.65
AuditCommitteedummy	0.27	0.10	0.005
StrategyCommitteedummy	-0.008	0.33	0.59
RisksCommitteedummy	1.18 (***)	0.0016	0.04
\ln BoardMeetings	1.19 (***)	-0.16	-0.27

Модель	OLS	GLS (RE)	FE
In BoardSize	4.40 (***)	0.88 (*)	0.24
Индивидуальные эффекты	Нет	Да	Да
Число наблюдений	150	150	150
R ²	0.66	–	0.56

Примечания: в скобках указана значимость коэффициентов.

Источник: Gretl.

Чтобы сделать выбор в пользу одной модели, необходимо воспользоваться спецификационными тестами (Таблица 15).

Таблица 15. Спецификационные тесты

Тест	Модели
Хаусмана (Hausman)	FE и RE
Бреуша – Пегана (Breusch-Pagan)	RE и OLS
Тест на линейное ограничение	FE и OLS

Источник: составлено автором.

Сначала был использован *тест Хаусмана*, который сравнивает оценки в модели со случайными эффектами и оценки, полученные с помощью внутригруппового преобразования в модели с фиксированными эффектами. Нулевая гипотеза заключается в том, что оценки модели со случайными эффектами состоятельны:

$$H_0: \mu_0 \text{ не коррелированы с } x_{i,t_0} \forall i, i_0, t_0.$$

При этом расчетное значение статистики таково:

$$(\hat{\beta}_{FE} - \hat{\beta}_{RE})' (\hat{V}(\hat{\beta}_{FE}) - \hat{V}(\hat{\beta}_{RE}))^{-1} (\hat{\beta}_{FE} - \hat{\beta}_{RE}) \sim \chi^2(k),$$

где k – количество оцениваемых коэффициентов при переменных.

Согласно проведенному тесту,

$$\chi^2(8) = 72.8498, p\text{-value} = 0.0617.$$

Таким образом, p -value больше 5%-ного уровня значимости. Это позволяет сделать вывод о том, что нулевая гипотеза не отвергается, т.е. оценки модели со случайными эффектами являются состоятельными и нужно сделать выбор в пользу модели со случайными эффектами (RE).

Затем был проведен *тест Бреуша – Пегана*, который позволяет сравнить модель МНК с моделью RE. Согласно тесту, модель МНК можно использовать, если отсутствуют индивидуальные эффекты (μ_0). Нулевая гипотеза заключается в том, что все объекты модели RE являются однородными, т.е. дисперсия равна нулю:

$$H_0: \text{Var}(\mu_0) = \sigma_\mu^2 = 0.$$

При этом расчетное значение статистики таково:

$$LM = \frac{nT}{2(T-1)} \left(\frac{\sum_{i=1}^n (\sum_{t=1}^T e_{it})^2}{\sum_{i=1}^n (\sum_{t=1}^T e_{it})} - 1 \right)^2 \sim \chi^2(1),$$

где e_{it} – остатки в модели OLS.

Согласно проведенному тесту,

$$\chi^2(1) = 87.7817, p\text{-value} = 0.1215.$$

Следовательно, p -value больше порогового уровня значимости, нулевая гипотеза не отвергается, т.е. в использовании модели со случайными эффектами нет необходимости и можно применять обычную модель OLS, которая не учитывает случайные эффекты.

Таким образом, оптимальной моделью стала регрессия, оцененная с помощью МНК (*pooled regression*), которая может быть представлена следующим уравнением:

$$\begin{aligned} \ln Y = & 7.54 + 0.374 \cdot \text{IndependentDirectors} - \\ & - 1.93 \cdot \text{FemaleDirectors} + \\ & + 0.369 \cdot \text{ForeignDirectors} + \\ & + 0.270 \cdot \text{AuditCommitteedummy} - \\ & - 0.0083 \cdot \text{StrategyCommitteedummy} + \\ & + 1.18 \cdot \text{RisksCommitteedummy} + \\ & + 4.40 \cdot \ln \text{BoardSize} + 1.18 \cdot \ln. \end{aligned}$$

Интерпретировать полученную модель можно следующим образом.

При увеличении переменной *FemaleDirectors* на единицу зависимая переменная Y уменьшается на 86%. Значит, если доля женщин увеличится на 1%, СЧА банка снизится на 86%.

При увеличении переменной *RisksCommitteedummy* на единицу зависимая переменная Y вырастет на 225%. Значит, если в СД начнет действовать комитет по управлению рисками (дамки переменной равна 1), СЧА банка увеличится на 225%.

При увеличении переменной *BoardSize* на 1% переменная Y (СЧА банка) вырастет на 4.4%, т.е. при увеличении числа членов СД на 1% оценка банка по СЧА вырастет на 4.4%.

При увеличении переменной *BoardMeetings* на 1% переменная Y (СЧА банка) вырастет на 1.18%, т.е. при увеличении ежегодных заседаний СД в два раза оценка банка по СЧА растет на 118%.

Таким образом, можно сделать следующие выводы по поводу выдвинутых гипотез:

Относительно первой гипотезы о том, что доля независимых директоров положительно влияет на оценку российских банков, ничего определенного сказать нельзя, поскольку фактор оказался незначимым в модели.

Вторая гипотеза, которая заключалась в том, что наличие женщин в совете директоров оказывает положительный эффект на оценку банков, отвергается с вероятностью ошибки 10%. Несмотря на то что диверсификация совета директоров обычно повышает эффективность его работы и, следовательно, оценку компании, в российских банках, как показывает модель, возникает обратный эффект.

Третья гипотеза о значимости наличия комитетов при совете директоров принимается частично, поскольку только комитет по управлению рисками оказался значимым. Об остальных комитетах точного вывода по исследуемой выборке сделать нельзя.

Заключение

Несколько финансовых кризисов позволили выявить в банковской системе России недостатки, которые могут быть устранены только при совместном влиянии мегарегулятора и внутреннего устройства компаний финансового сектора.

В ходе исследования были проанализированы различные подходы к определению понятия корпоративного управления. Его можно охарактеризовать как систему взаимоотношений главных органов управления АО (ОСА, СД и правления) с целью повышения эффективности деятельности компании.

После введения ЦБ РФ Кодекса о корпоративном управлении многие компании внедрили в свою практику рекомендации Банка России и начали раскрывать информацию о корпоративном управлении на ежегодной основе. Требования в сфере корпоративного управления, которые предъявляет Московская биржа к компаниям, стремящимся получить 1-й и 2-й уровни листинга, также способствуют повышению качества корпоративного управления.

В рамках исследования было построено три модели, оценивающие панельные данные по 30 крупнейшим по активам и надежности банкам России. Изначально в модель было включено 18 регрессоров и одна зависящая переменная – СЧА банков. Ввиду неверной спецификации, которую показал тест Рамсея, было исключено несколько переменных. Модель МНК была проверена на отсутствие гетероскедастичности и мультиколлинеарности. Затем было построено две модели со случайными и фиксированными эффектами. Сравнение всех трех моделей с помощью спецификационных тестов позволило сделать вывод о том, что МНК-модель с объясняющей способностью 67% является оптимальной.

Согласно уравнению регрессии, наличие женщин в руководстве ухудшает оценку банков, в то время как число заседаний СД, число директоров и наличие комитета по аудиту положительно влияют на СЧА банков. Если доля женщин увеличится на 1%, СЧА банка снизится на 86%. Если в СД начнет действовать комитет по управлению рисками, СЧА банка увеличится на 225%. При увеличении числа членов СД на 1% оценка банка по СЧА растет на 4.4%, а ежегодных заседаний СД в два раза – на 118%.

В качестве одной из возможных перспектив исследования можно рассмотреть кластеризацию банков, например, по объему активов, чтобы выделить значимые факторы для каждой категории. Кроме того, можно рассмотреть и другие факторы корпоративного управления, например те, которые связаны с организационной структурой общего собрания акционеров.

Список литературы

1. G20/OECD Principles of corporate governance. Paris: OECD; 2015. 60 p. URL: https://www.oecd-ilibrary.org/docserver/9789264236882-en.pdf?expire_s=1680199640&id=id&accname=guest&checksum=25B7550D50D41C3111D63CE2124129F6 (accessed on 24.04.2022).
2. Kashanina T.V. Corporate law. Law of economic partnerships and companies. Moscow: Infra-M-Norma; 1999. 815 p. (In Russ.).
3. Sukhanov E.A. Comparative corporate law. Moscow: Statut; 2014. 456 p. (In Russ.).
4. Chistyakov A.E., Savicheva A.N., Antippova N.A., Ulanova A.V. Fundamental problems of companies estimation: Practical verification of theoretical approaches in the long term. *Teoreticheskaya ekonomika = The Theoretical Economy*. 2018;(3):181-188. (In Russ.).
5. Pakhomova N.N. Foundations of the corporate relations theory (legal aspect). Ekaterinburg: Nalogi i Finansovoe Pravo; 2004. 208 p. (In Russ.).
6. Tkachenko I.N. Corporate governance. Ekaterinburg: Ural State Economic University Publ.; 2001. 206 p. (In Russ.).
7. Corporate governance code. *Vestnik Banka Rossii = Bank of Russia Bulletin*. 2014;(40):1-63. URL: <http://www.cbr.ru/publ/vestnik/ves140418040.pdf> (accessed on 25.04.2022). (In Russ.).
8. Requirements for the issuer's corporate governance, compliance with which is a condition for the inclusion of shares in the First and Second levels. Moscow Exchange (MOEX). URL: <https://www.moex.com/a2585> (accessed on 25.04.2022). (In Russ.).
9. Minervin I.G. Corporate governance: Trends and changes. *Sotsial'nye i gumanitarnye nauki. Otechestvennaya i zarubezhnaya literatura. Seriya 2: Ekonomika. Referativnyi zhurnal = Social Sciences and Humanities. Domestic and Foreign Literature. Series 2: Economics. Abstracts Journal*. 2018;(4):124-134. (In Russ.).
10. Dalton D. R., Daily C. M., Ellstrand A. E., Johnson J. L. (1998) Meta-Analytic Reviews of Board Composition, Leadership Structure, and Financial Performance. *Strategic Management Journal*. 1998;19:269–290.
11. Klapper L.F., Love I. Corporate Governance, Investor Protection, and Performance in Emerging Markets. *Journal of Corporate Finance*. 2004;10:287–322.
12. Rachinsky A. Corporate Governance and Valuation of Russian Firms. Moscow: CEFIR, 2019.
13. Core J. E., Guay W. R., Rusticus T. O. Does Weak Governance Cause Weak Stock Returns? *An Examination of Firm Operating Performance and Investors' Expectations*. Working paper, 2019 (<http://ssrn.com/abstract=533582>).

14. Demsetz H., Villalonga B. Ownership Structure and Corporate Performance. *Journal of Corporate Finance*. 2011:7:209–233.
15. Black B. The Corporate Governance and Market Value of Russian Firms. *Emerging Markets Review*. 2001:2:89–108.
16. Yermack D. Higher Market Valuation of Companies with a Small Board of Directors. *The Journal of Financial Economics*. 1996:40:185–211.
17. Banking sector results for 2021. Moscow: Bank of Russia; 2022. 13 p. URL: https://www.cbr.ru/Collection/Collection/File/39722/presentation_20220128.pdf (accessed on 10.04.2022). (In Russ.).
18. On the development of the banking sector of the Russian Federation in March 2022. Moscow: Bank of Russia; 2022. 6 p. URL: https://www.cbr.ru/Collection/Collection/File/40940/razv_bs_22_03.pdf (accessed on 22.04.2022). (In Russ.).

Статья была представлена 25.12.2022; одобрена после рецензирования 23.01.2023; принята для публикации 10.02.2023.