

8.4. ДИВИДЕНДНАЯ ПОЛИТИКА РОССИЙСКИХ КОМПАНИЙ: ОТСУТСТВИЕ СГЛАЖИВАНИЯ

Зальцман А.А., магистр экономики, аналитик лаборатории анализа финансовых рынков

Национальный исследовательский университет «Высшая школа экономики»

В статье проводится тестирование модели Линтнера, хорошо описывающей дивидендную политику компаний на развитых рынках, на данных российских публичных компаний в 2003-2011 гг. Отдельное внимание уделяется сравнению результатов при использовании различных стандартов финансовой отчетности. Проведенные расчеты свидетельствуют в пользу того, что модель Линтнера к российским компаниям в целом не применима. Для них типично наличие целевого коэффициента дивидендных выплат, но сглаживание дивидендов отсутствует.

ВВЕДЕНИЕ

Разговор о дивидендной политике принято начинать с упоминания работы Modigliani, Miller (1961) [22], в которой впервые были внимательно рассмотрены теоретические аспекты дивидендных выплат компаний. Введя несколько предпосылок, описывающих идеальный рынок, авторы аналитически показали, что дивидендная политика фирмы никак не влияет на ее стоимость, которая определяется исключительно инвестиционными решениями. Дальнейшее изучение дивидендной политики основывалось на ослаблении той или иной предпосылки, в результате чего было предложено несколько объяснений, почему в реальности дивидендные выплаты имеют место. Однако ни одно из них не было признано исчерпывающим, и после работы Black (1976) [9] эта проблема получила название «загадки дивидендов» (dividend puzzle).

Но несмотря на существующие сложности в объяснении самого факта, что многие компании платят дивиденды, еще в работе Lintner (1956) была предложена простая эмпирическая модель, описывающая фактическое поведение американских компаний. Согласно этой модели, фирмы имеют целевой коэффициент дивидендных выплат и стремятся сглаживать траекторию дивидендов, лишь отчасти реагируя на изменения в текущей прибыли и стараясь избежать ситуации снижения дивидендов.

Однако, как было показано, например, в La Porta et al. (2000) [19], институциональная среда может сильно влиять на дивидендную политику, которой придерживаются компании, принадлежащие к тому или иному рынку капитала. Именно поэтому большинство дивидендных теорий, возникая на данных США, затем многократно тестируются в применении к компаниям из других стран. На основе модели Линтнера также было проведено большое число исследований дивидендной политики по данным различных развитых и развивающихся рынков. Тем не менее, на текущий момент сглаживанию дивидендов в Российской Федерации в англоязычной академической литературе внимания не уделялось. Среди русскоязычных статей можно отметить работу Пирогова и Волковой (2009) [2]. Однако ввиду более широкой проблематики статьи тестированию модели Линтнера уделяется не столь пристальное внимание, как в имеющихся работах по другим развивающимся и развитым рынкам.

Цель данного исследования – всесторонне рассмотреть возможность применения модели Линтнера к ди-

видендной политике российских компаний и ответить на два вопроса: сглаживают ли российские компании траекторию дивидендов? Имеют ли они целевой коэффициент дивидендных выплат? Кроме того, пристальное внимание уделяется сопоставлению результатов, полученных при использовании разных методик бухгалтерского учета. Отчетность по национальным стандартам (в данном случае Российским стандартам бухгалтерского учета, РСБУ) может существенно отличаться от отчетностей по международным стандартам финансовой отчетности (МСФО) или US GAAP, а компании при этом могут отдавать им различные предпочтения, выбирая ориентир для своей дивидендной политики. Однако данному вопросу существенного внимания в литературе не уделялось. Из статей, которые были включены в обзор литературы, только в работе Andres et al. (2009) [8] есть упоминание различий между отчетностями по международным стандартам и отчетностью, используемой в Германии. Но выбор делается в пользу первой, и все исследование проводится на ее основе. Также ввиду наличия в РФ большого числа крупных компаний с государственным участием и их относительно более низкого уровня дивидендных выплат, проводится сравнение результатов модели Линтнера для подвыборок с разной структурой собственности.

Исследование является продолжением тестирования модели Линтнера, описанного в статье Зальцмана (2012) [27], и проведено в рамках работы Лаборатории анализа финансовых рынков (Национальный исследовательский университет «Высшая школа экономики»), которая реализует проект по мониторингу дивидендных выплат российских компаний и анализу факторов, влияющих на них.

Обзор литературы

Линтнер проводил исследование по 28 компаниям за период 1918-1953 гг. Главным критерием при их отборе являлось функционирование в как можно более разнообразных условиях. В выборку были включены компании, работающие в разных отраслях, имеющие различную структуру собственности и финансовые показатели. Первая часть исследования заключалась в подробном анализе дивидендной политики каждой компании в отдельности в 1947-1953 гг., в том числе проводились интервью с их менеджментом. На этом этапе были сделаны следующие выводы.

- Компании имеют стабильный долгосрочный целевой уровень доли прибыли, направляемой на дивиденды.
- Значение имеет не решение об абсолютной величине дивиденда, а его отношение к предыдущим выплатам.
- Менеджеры стараются избегать снижения дивидендов, поэтому они увеличивают дивиденды, только если предвидят долгосрочное увеличение прибыли. Они не склонны менять дивиденды, если возросшая прибыль может вернуться на прежний уровень.

Исходя из этих выводов, была построена простая количественная модель, ставящая изменение дивидендов ΔD_t в зависимость от разности целевого уровня дивидендов D_t^* и дивидендов прошлого периода D_{t-1} .

$$\Delta D_t = \alpha_i + SOA_i (D_t^* - D_{t-1}) + u_t \quad (1)$$

Иными словами, каждая фирма имеет целевой уровень дивидендов и в каждом периоде приближает к нему свой фактический уровень дивидендов, при этом сглаживая влияние текущей прибыли. В модели за сглаживание траектории дивидендов отвечает коэффициент speed of adjustment (SOA_i), предполагается, что он меньше единицы.

Свободный член a_i ожидается положительным, он отражает несклонность менеджеров к снижению дивидендов. Статистическое тестирование проводилось по тем же 28 фирмам, но за период 1918-1941 г. Оценивалась несколько видоизмененная модель с использованием:

$$D^* = PR \cdot E; \beta_1 = PR \cdot SOA; \beta_2 = 1 - SOA,$$

где PR – целевой коэффициент дивидендных выплат (payout ratio);

E – прибыль на одну акцию.

$$D_{it} = \alpha_i + \beta_{1i} E_{it} + \beta_{2i} D_{i(t-1)} + u_{it} \quad (2)$$

Для каждой фирмы в отдельности оценивались коэффициенты с помощью МНК, после этого полученные результаты усреднялись. Исходя из рассчитанных оценок, были получены значения переменных, имеющих экономический смысл:

- $PR = 0,5$;
- $SOA = 0,3$.

Т.е. в среднем компании в США имели целевой коэффициент дивидендных выплат 50% и увеличивали дивиденды на 30% от увеличения прибыли.

Проверка модели Линтнера на существенно большей выборке была проведена в работе Fama and Babiak (1968) [14]. Тестирование проводилось по 392 фирмам за период 1947-1964 г. При этом выборка по компаниям была разбита надвое: по половине фирм оценивались коэффициенты, другая половина использовалась для проверки полученных результатов. Модель получила подтверждение, и были получены довольно близкие к оригинальному исследованию оценки коэффициентов:

- $PR = 0,521$;
- $SOA = 0,317$.

Попутно было выявлено, что добавление в регрессию лаговой прибыли и исключение из нее свободного члена немного увеличивает предсказательную силу модели, хотя первое заметно смещает оценки PR и SOA . Иными словами, несмотря на увеличенный более чем вдвое период наблюдения, в несколько раз расширенную выборку и тестирование самых разных форм модели, выводы, сделанные Линтнером, почти не претерпели изменений.

Стоит заметить, однако, что в работе Brav et al. (2005) [11], в которой описываются результаты интервью с менеджерами 256 публичных компаний США, а также проводится и стандартный эконометрический анализ, авторы приходят к выводу, что модель Линтнера хуже работает в последние годы, чем раньше. Компании все так же стремятся сглаживать дивиденды, однако наличие целевого коэффициента дивидендных выплат перестает быть столь распространенным. Одна из причин этого заключается в увеличении популярности обратного выкупа акций. Этот способ передачи наличности от компании к акционерам зачастую предпочитается дивидендам, поскольку является более гибким инструментом, на него рынок не распространяет правило поддержания однажды принятого уровня выплат, применяющееся к дивидендам.

Подробно рассматривать прочие исследования по модели Линтнера в рамках данного обзора вряд ли целесообразно. Здесь имеет смысл указать лишь их основные результаты, а используемые в них технические приемы более подробно осветить в следующем разделе, который посвящен описанию выборки и методологии работы с российскими данными. Тестирования на развитых рын-

ках [6, 8, 11, 13, 15, 16, 21, 25] предоставляют качественно схожие выводы: дивидендная политика компаний Великобритании, Германии, Франции, Канады, США, Японии действительно является достаточно стабильной. Выявить, где именно сглаживание дивидендов более выражено, если автор сам не ставил себе целью провести соответствующие сравнения, достаточно затруднительно, поскольку методики расчетов заметно отличаются. Можно лишь отметить на основе работ Dewenter, Warther (1998) [13] и Andres et al. (2009) [8] относительно более слабо сглаживание дивидендов в Японии и Германии в сравнении с США. В то же время исследования различных развивающихся рынков выявляют либо гораздо меньшую степень сглаживания дивидендов, чем на развитых рынках [7, 12, 18, 24] (Индия, Южная Корея, Гонконг, Иордания), либо его отсутствие [4, 24] (Малайзия, Турция). При этом значимость текущей прибыли для дивидендов отмечается во всех работах.

Выборка и данные

Поскольку выбор методики исследования напрямую зависит от используемых данных, описание методологии имеет смысл предварить представлением имеющейся выборки.

Период исследования – 2003-2011 гг. финансовые годы, при этом основная часть расчетов проводится по данным 2003-2010 гг., а информация за 2011 г. используется для сравнения предсказательной способности моделей. Изначально была отобрана 71 крупная компания, акции которых котировались на Московской межбанковской валютной бирже (ММВБ), и которые выплачивали своим акционерам значительные дивиденды (не менее 100 млн. руб. в среднем за годы, когда были выплаты). Для того чтобы тестирование модели Линтнера было возможно по каждой фирме в отдельности, по аналогии с зарубежными исследованиями (например, Dewenter, Warther (1998) [13]), дополнительно было наложено условие наличия данных о хотя бы пяти случаях выплаты ненулевых дивидендов. Поскольку дивидендная политика публичных компаний может существенно отличаться от дивидендной политики компаний, акции которых на бирже не обращаются, желательно принимать в расчет только дивиденды, выплаченные в годы, когда акции соответствующей компании котировались на ММВБ. Но в целях сохранения размера и без того скромной выборки в восьми случаях, когда по компаниям были данные о четырех дивидендных выплатах, были добавлены данные о дивидендах, выплаченных в непубличный период деятельности этих компаний, что дает итоговую выборку из 50 компаний.

Данные о суммарных дивидендах, чистой прибыли и числе акций в обращении собирались из ежеквартальных отчетов эмитентов, а также их отчетности по МСФО или US GAAP. По 39 из 50 компаний есть информация о консолидированной чистой прибыли (МСФО или US GAAP) за весь период наблюдения, а также о чистой прибыли по РСБУ. По 11 компаниям хотя бы за один год есть отчетность только по РСБУ, следовательно, даже при наличии данных о консолидированной прибыли в другие годы именно прибыль по РСБУ должна использоваться для тестирования модели Линтнера по этим компаниям.

Исследование проводится в трех вариантах:

- вариант 1: 50 компаний, по части из которых используется прибыль по МСФО или US GAAP, а по части – прибыль по РСБУ;

- вариант 2: 39 компаний с прибылью по МСФО или US GAAP;
- вариант 3: 50 компаний, для всех из которых используется прибыль по РСБУ.

Решение провести исследование для разных способов расчета прибыли принято ввиду того что компании могут ориентироваться на разные отчетности, выстраивая дивидендную политику. Использование выборки со смешанными методиками расчета прибыли обусловлено стремлением увеличить размер выборки с консолидированной прибылью. Прибыли по МСФО и US GAAP для целей данной исследования нет смысла разделять ввиду слишком маленьких размеров подвыборок, а также не столь существенных отличий между этими методиками по сравнению с их отличиями от РСБУ. В дальнейшем для краткости все консолидированные отчетности будут называться отчетностью по МСФО.

Принимаются во внимание только денежные дивиденды по обыкновенным акциям. Дивидендами за соответствующий год признается сумма дивидендов по результатам этого года, включая промежуточные. Нулевые дивиденды в начале или конце временного ряда исключались из рассмотрения, так как модель Линтнера объясняет политику компаний, платящих дивиденды, а в указанных случаях может иметь место качественный переход между состояниями плательщиков и неплательщиков дивидендов. Все расчеты проведены в двух вариантах: до и после исключения нулевых дивидендов внутри временного ряда, что является достаточно стандартной практикой (например, Aivazian et al. (2006) [5]). При наличии дивидендов по привилегированным акциям чистая прибыль для построения регрессий и расчета дивидендного выхода уменьшается на их величину. Информация о размере активов компаний бралась из базы данных Bloomberg и по необходимости дополнялась вручную. Описательная статистика выборки приведена в приложении 1.

Предварительная оценка влияния чистой прибыли на дивиденды и наличия сглаживания

Прежде всего, до построения регрессий, имеет смысл предварительно оценить, влияет ли изменение чистой прибыли на изменение в дивидендах. Ведь, несмотря на то, что источником выплаты дивидендов, согласно законодательству, является чистая прибыль (Федеральный закон «Об акционерных обществах», ст. 42, п. 2), компании не обязаны подстраивать под нее свои выплаты, они могут, например, всегда выплачивать фиксированный дивиденд на акцию. В таком случае можно прогнозировать незначимость коэффициента при чистой прибыли в модели Линтнера. Кроме того, такой анализ может показать, целесообразно ли включать в модель прибыль предыдущего периода. Оценка влияния производится с помощью построения таблицы, показывающей доли компаний увеличивших / снизивших дивиденды при условии увеличения / снижения прибыли в данном или в предыдущем периоде. Данная процедура является стандартной для работ, затрагивающих сглаживание дивидендов, начиная с Fama, Babiak (1968) [14]. Полученные таким образом результаты можно несколько уточнить, введя 10%-ный фильтр на изменения дивидендов и прибыли (следуя, например, Chemmanur et al. (2010) [12]). Иными словами, если показатель увеличился или уменьшился

менее чем на 10%, то этот случай рассматривается как отсутствие изменений.

В табл. 1 и 2 приводятся результаты для варианта 1 построения выборки, итоги для выборок с использованием отчетности только по МСФО и только по РСБУ приведены в приложении 2. Сразу следует заметить, что результаты для разных вариантов построения выборки слабо отличаются, поэтому имеет смысл подробно описать лишь один из них. Можно заключить, что направление изменения дивидендов тесно связано с направлением изменения прибыли: 78,91% компаний, увеличивших прибыль, повышает дивиденды, в то время как доля увеличивших дивиденды среди компаний со снизившейся прибылью составляет 36,26%. При введении фильтра эти показатели отличаются еще сильнее: 76,47% против 19,18% (табл. 1).

Таблица 1

ЗАВИСИМОСТЬ НАПРАВЛЕНИЯ ИЗМЕНЕНИЯ ДИВИДЕНДОВ ОТ НАПРАВЛЕНИЯ ИЗМЕНЕНИЯ ЧИСТОЙ ПРИБЫЛИ

Показатель и направление его изменения		ΔD_t			
		+		-	
ΔE_t	ΔE_{t-1}	Число наблюдений	% от суммы строки	Число наблюдений	% от суммы строки
+	+/-	116	78,9	31	21,09
-	+/-	33	36,2	58	63,74
+	+	53	75,7	17	24,29
+	-	36	81,8	8	18,18
-	+	16	35,5	29	64,44
-	-	11	37,9	18	62,07

Таблица 2

ЗАВИСИМОСТЬ НАПРАВЛЕНИЯ ИЗМЕНЕНИЯ ДИВИДЕНДОВ ОТ НАПРАВЛЕНИЯ ИЗМЕНЕНИЯ ЧИСТОЙ ПРИБЫЛИ ПОСЛЕ ВВЕДЕНИЯ 10%-НОГО ФИЛЬТРА

Показатель и направление его изменения		ΔD_t					
		+		0		-	
ΔE_t	ΔE_{t-1}	Число наблюдений	% от суммы строки	Число наблюдений	% от суммы строки	Число наблюдений	% от суммы строки
+	+/0/-	91	76,47	16	13,45	12	10,08
0	+/0/-	20	43,48	14	30,43	12	26,09
-	+/0/-	14	19,18	13	17,81	46	63,01
+	+	24	63,16	9	23,68	5	13,16
+	0	14	82,35	2	11,76	1	5,88
+	-	31	83,78	4	10,81	2	5,41
0	+	14	63,64	4	18,18	4	18,18
0	0	1	12,50	5	62,50	2	25,00
0	-	2	33,33	1	16,67	3	50,00
-	+	5	16,13	7	22,58	19	61,29
-	0	2	14,29	1	7,14	11	78,57
-	-	6	40,00	1	6,67	8	53,33

Однако изменение прибыли в предыдущем периоде, по-видимому, заметного влияния на дивиденды не оказывает: дивиденды увеличиваются в 75,71% случаев, когда прибыль росла два года подряд, и в 81,82% – когда прибыль выросла в текущем периоде и упала в предыдущем. Для случаев снижения дивидендов в текущем периоде разница еще меньше: 35,56% против 37,93%. При других способах построения выбор-

ки сохраняется вывод об отсутствии значимого влияния изменения предыдущей прибыли на дивиденды, однако доля компаний, увеличивающих дивиденды при условии увеличения предыдущей прибыли, несколько выше доли увеличивающих дивиденды при снижении предыдущей прибыли. Введение фильтра также подтверждает отсутствие четких закономерностей, но полученные доли являются слишком грубыми оценками влияния из-за редкости появления определенных последовательностей знаков (например, наблюдается только шесть случаев сохранения прибыли на прежнем уровне при снижении предыдущей прибыли).

Для предварительной оценки сглаживания дивидендов по каждой компании в отдельности рассчитывается коэффициент вариации для дивидендов и чистой прибыли. Поскольку временные ряды весьма коротки (4-7 лет), то используется следующая формула:

$$\hat{c}_v = \left(1 + \frac{1}{4n}\right) * \frac{\sigma}{\bar{x}}, \quad (3)$$

где

n – число наблюдений;

σ – стандартное отклонение;

\bar{x} – среднее.

Полученные коэффициенты по дивидендам и чистой прибыли усредняются между компаниями и сравниваются между собой. Если сглаживание дивидендов действительно имеет место, то логично предположить, что дивиденды должны характеризоваться меньшей изменчивостью, чем чистая прибыль. Идея данного метода взята у Andres et al. (2009) [8], но в данной работе эти коэффициенты рассчитываются по всей выборке сразу, что, по-видимому, приводит к учету различий уровня дивидендов между компаниями, делая их непоказательными для оценки сглаживания. Расчет коэффициентов по каждой компании в отдельности позволяет избежать этой проблемы.

Таблица 3

ПОКАЗАТЕЛИ РАСПРЕДЕЛЕНИЯ КОЭФФИЦИЕНТОВ ВАРИАЦИИ ДИВИДЕНДОВ И ЧИСТОЙ ПРИБЫЛИ

Показатель	Отчетность	Исключены нулевые дивиденды	Среднее	Медиана	Стандартное отклонение	Число наблюдений
$\hat{c}_v(D)$	Смешанная	Нет	0,6841	0,5960	0,4309	50
$\hat{c}_v(E)$	Смешанная	Нет	0,7876	0,6070	0,6457	50
$\hat{c}_v(D)$	Смешанная	Да	0,6100	0,5784	0,3574	50
$\hat{c}_v(E)$	Смешанная	Да	0,7353	0,5621	0,6363	50
$\hat{c}_v(D)$	МСФО	Нет	0,6865	0,5870	0,4048	39
$\hat{c}_v(E)$	МСФО	Нет	0,8481	0,6736	0,7058	39
$\hat{c}_v(D)$	МСФО	Да	0,6122	0,5744	0,3197	39
$\hat{c}_v(E)$	МСФО	Да	0,7979	0,5939	0,6958	39
$\hat{c}_v(D)$	РСБУ	Нет	0,6841	0,5960	0,4309	50
$\hat{c}_v(E)$	РСБУ	Нет	0,8085	0,5777	0,9518	50
$\hat{c}_v(D)$	РСБУ	Да	0,6100	0,5784	0,3574	50
$\hat{c}_v(E)$	РСБУ	Да	0,7371	0,5639	0,8495	50

Среднее, медиана и стандартное отклонение полученных коэффициентов вариации сведены в табл. 3. Обращают на себя внимание очень близкие медианные значения коэффициентов для дивидендов и чистой прибыли при всех методиках расчета, кроме использования отчетности МСФО без удаления нулевых дивидендов. Причем и в данном случае разница невелика: 0,5870 против 0,6736. Средние коэффициенты вариации стабильно немого выше для прибыли, чем для дивидендов. Более показательным способом

усреднения здесь и далее логично считать взятие медианы ввиду небольшого размера выборки и существенного разброса. Поэтому предварительно можно предположить, что сглаживание дивидендов российскими компаниями, если и присутствует, то не является сильно выраженным. Интересным результатом также представляется то, что коэффициенты вариации чистой прибыли значительно сильнее отличаются между компаниями, чем коэффициенты вариации дивидендов. Но экономическая интерпретация этого факта является весьма затруднительной.

Итак, исходя из проведенного предварительно анализа, можно ожидать, что российские компании, принимая решение о дивидендах, ориентируются в первую очередь на чистую прибыль и не стремятся сгладить траекторию дивидендов.

Методология эконометрического тестирования

Для формального эмпирического тестирования используется оригинальная модель Линтнера:

$$D_{it} = \alpha_i + \beta_{1i} E_{it} + \beta_{2i} D_{i(t-1)} + u_{it}$$

Говорить о применимости модели можно, если полученные на ее основе оценки **PR** и **SOA** находятся в диапазоне (0; 1). Кроме того, модель может быть признана адекватной имеющимся данным, только если оцененный **PR** сопоставим с фактически наблюдаемым по выборке.

Добавление в регрессию прибыли предыдущего периода, по-видимому, не имеет смысла ввиду проведенных предварительных расчетов, а также и без того скромного размера выборки. В работе Fama, Babiak (1968) [14] отмечается, что включение лаговой прибыли ведет к небольшому улучшению предсказательной силы регрессии, однако ухудшает оценки **SOA** и **PR**. При этом предварительная оценка влияния лаговой прибыли на дивиденды дает все основания ожидать ее значимость, в то время как анализ данных российских компаний дает противоположный результат.

К эмпирической оценке коэффициентов модели Линтнера существует несколько подходов.

1. Метод, используемый в оригинальном исследовании, а также в Fama, Babiak (1968) [14] и Dewenter, Warther (1998) [13], заключается в построении регрессий по каждой компании в отдельности и последующем усреднении коэффициентов.
2. В работе Fama, French (2002) [16] предложен несколько иной подход: для каждого года строятся cross-section регрессии после деления суммарных дивидендов и прибыли по каждой компании на величину активов, и усредняются полученные результаты. Такая методика позволяет добавлять в регрессию различные контрольные переменные.
3. В большинстве современных работ по развивающимся рынкам [4, 7, 24, 26] для преодоления проблемы коротких временных рядов используется панельный анализ данных. Однако примечательно, что ни в одной из указанных работ не оговаривается, производится ли какая-либо нормировка данных. Если нет, то включение в регрессии абсолютных величин совершенно разного порядка неизбежно приведет к сильной гетероскедастичности, делающей полученные оценки неадекватными.
4. Последний метод заключается в построении одной регрессии по временному ряду агрегированных прибылей и дивидендов (например, Chemmanur et al. (2010) [12]).

Сразу можно отметить, что четвертый метод вряд ли может быть использован на имеющихся данных ввиду значительного изменения количества наблюдаемых

компаний от года к году, а также ввиду короткого временного ряда. В процессе расчетов было выявлено, что cross-section регрессии также не могут использоваться для тестирования модели Линтнера на российском рынке, так как разброс отношения дивидендов к активам в каждой из семи годовых подвыборок слишком велик, и распределение этого показателя далеко от нормальности. Даже удаление около 25% наблюдений с экстремальными значениями той или иной переменной не дает возможности построить регрессию, не страдающую от очень сильной гетероскедастичности. Такие регрессии демонстрируют псевдо-значимые коэффициенты при дивиденде предыдущего периода из-за различий в уровне выплат.

Так, например, если существует компания, платящая высокие дивиденды по отношению к активам (в среднем 15%), при этом абсолютно не сглаживающая дивиденды (т.е. она может выплатить в виде дивидендов случайно от 5% до 25% активов), и несколько компаний платящих низкие дивиденды (около 1%), то cross-section регрессия выявит ложную значимость дивиденда предыдущего периода. Изменение функциональной формы уравнения (например, замена переменных на их натуральные логарифмы) могло бы помочь решить проблему, но такой подход чреват утерей экономического смысла модели. По-видимому, для построения cross-section регрессий требуется выборка, состоящая как минимум из нескольких сотен компаний, распределение показателей в которой будет близко к нормальному.

Основным для исследования выбран первый метод. По временному ряду данных каждой из имеющихся в выборке компаний строится МНК регрессия, рассчитываются стандартные характеристики распределения полученных результатов. Единственного правильного метода проверки гипотезы о незначимости коэффициентов, по-видимому, нет. В существующих исследованиях с аналогичной методикой приводятся лишь показатели распределения t -статистики. Усреднение p -value из индивидуальных регрессий вероятнее всего приведет к искажению результатов, как минимум из-за возможной значимости коэффициентов со знаком, обратным ожидаемому. Представляется, что можно проверять гипотезу о незначимости коэффициентов, используя медианную t -статистику и среднее число наблюдений во временном ряду при расчете степеней свободы. Кроме того, существует метод использования t -статистики среднего ($t(Mn)$), предложенный в Fama, MacBeth (1973) [17] и применяющийся, например, в Fama, French (2002) [16] для межвременного усреднения данных cross-section регрессий. Для расчета этой статистики используются лишь полученные оценки коэффициентов в индивидуальных регрессиях:

$$t(Mn) = \frac{\bar{\beta}}{\sigma(\beta) / \sqrt{N}},$$

где N – число индивидуальных регрессий.

Однако сходный способ, по-видимому, не подходит для усреднения результатов регрессий, построенных по временным рядам данных российского рынка. Ведь оригинальный метод применяется только для межвременного усреднения и не предполагает очень сильных колебаний в значениях коэффициентов между годами. Число же наблюдаемых российских компаний невелико, их дивидендная политика достаточно сильно раз-

личается, как следствие, значение $t(Mn)$ становится очень чувствительным к включению или исключению из рассмотрения той или иной компании. Таким образом, для расчета усредненного p -value будет использоваться только медианная t -статистика. Для проверки устойчивости результатов строится четыре регрессии: до и после исключения из выборки случаев нулевых дивидендов, а также со свободным членом и без него.

Панельный анализ данных рассматривается в качестве вспомогательного метода и служит для дополнительной проверки результатов регрессий по временным рядам. Для смягчения обозначенной ранее проблемы существующих исследований, следуя методике Fama, French (2002) для cross-section регрессий, все переменные разделены на величину активов на акцию, кроме того, удалены наблюдения с 7,5% наименьшими и наибольшими значениями каждой из трех переменных. Однако, несмотря на это, как будет показано в разделе, посвященному эмпирическим результатам, проблема гетероскедастичности сохраняется, хотя и стоит не так остро. Это оуясняется тем, что учет индивидуальных эффектов не приводит к тому, что компании с разным уровнем выплат и прибыли имеют равное значение для определения коэффициентов регрессий. Поскольку они оцениваются методом наименьших квадратов, больший вес придается наблюдениям с большими абсолютными значениями той или иной переменной. И для данных, далеких от нормальности, это приводит к снижению качества построенных регрессий.

Эмпирические результаты

Усредненные результаты построенных регрессий для I варианта построения выборки сведены в табл. 4. Регрессиям по временным рядам соответствуют модели 1-4, панельному анализу – модель 5. Аналогичные показатели для выборок с использованием отдельно отчетностей по МСФО и РСБУ приведены в приложении 3. Ввиду существенного разброса результатов между компаниями, выводы о применимости модели к российскому рынку имеет смысл делать, исходя только из медианных, а не средних значений. Следует заметить, что p -value, приведенные для моделей 1-4, рассчитываются на основе медианной t -статистики и средней длины временного ряда.

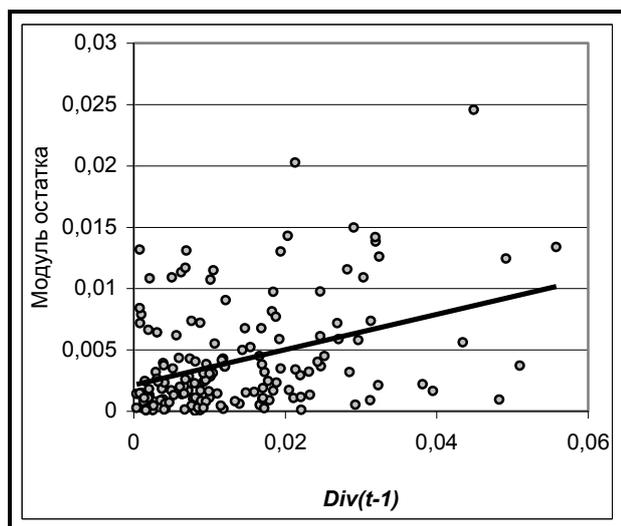


Рис. 1. Зависимость абсолютной величины остатков от дивиденда предыдущего периода в модели 5 выборки, построенной на основе прибыли по МСФО

Таблица 4

УСРЕДНЕННЫЕ РЕЗУЛЬТАТЫ РЕГРЕССИЙ ДЛЯ ВЫБОРКИ СО СМЕШАННОЙ ОТЧЕТНОСТЬЮ

Модель	Показатель распределения по индивидуальным регрессиям	R ² adj	Н наблюдений	Н компаний	Н временного ряда	β_1	β_2	t(β_1)	t(β_2)	p-value (β_1)	p-value (β_2)	SOA	PR
Модель 1 (до удаления нулевых дивидендов, со свободным членом)	Среднее	0,474	287	50	5,74	0,273	0,032	11,19	-5,57	-	-	0,969	0,331
	Медиана	0,667			6	0,115	0,078	2,56	0,23	0,051	0,829	0,922	0,142
	Станд. отклон.	0,559			1,12	0,636	1,337	53,06	46,17	-	-	1,337	0,900
Модель 2 (до удаления нулевых дивидендов, без свободного члена)	Среднее	0,548	287	50	5,74	0,216	0,253	4,61	1,37	-	-	0,747	0,296
	Медиана	0,632			6	0,135	0,265	3,13	1,13	0,026	0,309	0,735	0,238
	Станд. отклон.	0,236			1,12	0,288	1,573	5,63	2,96	-	-	1,573	0,256
Модель 3 (после удаления нулевых дивидендов, со свободным членом)	Среднее	0,513	271	50	5,42	0,267	0,046	11,02	-5,34	-	-	0,955	0,338
	Медиана	0,812			6	0,111	0,093	2,47	0,28	0,057	0,789	0,907	0,142
	Станд. отклон.	0,570			1,21	0,731	1,935	53,14	46,23	-	-	1,935	0,877
Модель 4 (после удаления нулевых дивидендов, без свободного члена)	Среднее	0,558	271	50	5,42	0,184	0,436	4,75	1,50	-	-	0,564	0,306
	Медиана	0,621			6	0,135	0,265	2,99	1,19	0,031	0,288	0,735	0,240
	Станд. отклон.	0,197			1,21	0,461	2,783	5,94	3,06	-	-	2,783	0,257
Модель 5 (с фиксированным эффектом по компаниям, после деления всех переменных на активы на акцию и удаления экстремальных значений)	-	0,7526	204	47	-	0,155	-0,114	7,09	-1,41	0,000	0,161	1,114	0,139

Первое, на что стоит обратить внимание, это значимость коэффициентов. Почти во всех моделях β_1 оказывается значим (на 5-10% уровне значимости для моделей 1-4 и на 1% – для модели 5), в то время как β_2 почти везде незначим.

Исключения составляют регрессии со свободным членом по выборке с использованием отчетности по РСБУ (β_1 незначим) и панельная регрессия по выборке с отчетностью МСФО (β_2 значим на 1%-ном уровне). Однако как отмечалось ранее, к регрессиям по панельным данным нужно относиться с осторожностью, поскольку их качество остается под вопросом. Даже визуальный анализ графика абсолютной величины остатков от дивиденда предыдущего периода свидетельствует о существенной гетероскедастичности (рис. 1).

Примечательно, что при переходе от модели со свободным членом к модели без него β_1 меняется слабо, в то время как β_2 , а вместе с ним и его t-статистика, возрастают в несколько раз. Ввиду этого представляется, что для оценки PR и SOA имеет смысл исполь-

зовать только модели 1, 3 и 5. В этих моделях для всех вариантов построения выборки SOA близок к единице, он составляет от 0,76 до 1,11. Вместе с незначимостью β_2 это служит еще одним свидетельством того, что сглаживание дивидендов не является стандартной практикой для российских компаний.

Для оценки адекватности построенных регрессий, полученные из них значения PR нужно сравнить с фактически наблюдаемыми по выборке. К расчету усредненного коэффициента дивидендных выплат может быть применено несколько подходов, различия между которыми заключаются в трактовке случаев выплаты дивидендов при отрицательной прибыли и при превышении дивидендов над чистой прибылью. При первом способе расчета в этих случаях PR = 100%. При втором и третьем способах расчета случаи отрицательной прибыли исключаются из рассмотрения, а при превышении дивидендов над чистой прибылью PR равен 100% и отношению дивидендов к чистой прибыли соответственно. Полученные результаты приведены в приложении 4. Средние оценки PR из регрессий для всех вариантов

построения выборки очень близки к наблюдаемым значениям. Медианные оценки систематически несколько ниже реальных показателей, хотя и сопоставимы с ними: 14% против 20%. Данные результаты вместе со значимостью β_1 говорят в пользу того, что российские компании в среднем действительно имеют целевой коэффициент дивидендных выплат и выплачивают дивиденды, ориентируясь на текущую прибыль.

Поскольку результаты регрессий, на основе которых составлены таблицы усредненных значений, имеют значительный разброс, а также ввиду несколько более высоких t -статистик для β_2 в выборке, составленной на основе отчетности по МСФО, и значимости этого коэффициента в модели 5, имеет смысл перейти от анализа усредненных данных к более подробному исследованию индивидуальных регрессий. В табл. 5 представлено количество компаний (и доля от их общего числа), в регрессиях по которым была выявлена значимость того или иного коэффициента, с условием, что полученные на их основе оценки PR и SOA нахо-

дятся в диапазоне (0; 1). В моделях 1 и 3 приблизительно в половине случаев наблюдается значимое влияние чистой прибыли на дивиденды, в то время как влияние дивиденда предыдущего периода выявлено в 10-15% регрессий. Оба коэффициента значимы менее чем в 10% случаев, что убедительно говорит о том, что модель Линтнера в целом к российскому рынку неприменима. Тем не менее, можно выделить несколько компаний со значимыми β_1 и β_2 во всех четырех моделях. При использовании прибыли по МСФО такими компаниями являются «МТС» и «Северо-Западный Телеком», а по РСБУ – «Пермэнергосбыт» и «Северо-Западный Телеком». Т.е. для МТС прибыли по МСФО и РСБУ существенно различаются и в своей дивидендной политике компания руководствуется первой из них, в то время как для «Северо-Западного Телекома» методика учета большого значения не имеет. «Пермэнергосбыт» же публикует только отчетность по российским стандартам и на ее основе выплачивает дивиденды.

Таблица 5

КОЛИЧЕСТВО ИНДИВИДУАЛЬНЫХ РЕГРЕССИЙ СО ЗНАЧИМЫМИ КОЭФФИЦИЕНТАМИ

Отчетность	Модель	N компаний	Оба коэффициента значимы на 10% уровне	β_1 значим на 10% уровне	β_2 значим на 10% уровне
Смешанная	1	50	4 (8,00%)	27 (54,00%)	6 (12,00%)
	2	50	9 (18,00%)	32 (64,00%)	13 (26,00%)
	3	50	3 (6,00%)	24 (48,00%)	7 (14,00%)
	4	50	9 (18,00%)	29 (58,00%)	14 (28,00%)
МСФО	1	39	3 (7,69%)	20 (51,28%)	5 (12,82%)
	2	39	8 (20,51%)	24 (61,54%)	11 (28,21%)
	3	39	2 (5,13%)	19 (48,72%)	6 (15,38%)
	4	39	8 (20,51%)	22 (56,41%)	12 (30,77%)
РСБУ	1	50	3 (6,00%)	22 (44,00%)	5 (10,00%)
	2	50	8 (16,00%)	28 (56,00%)	10 (20,00%)
	3	50	3 (6,00%)	18 (36,00%)	6 (12,00%)
	4	50	8 (16,00%)	27 (54,00%)	11 (22,00%)

Таблица 6

ДОЛИ КОМПАНИЙ СО ЗНАЧИМЫМИ КОЭФФИЦИЕНТАМИ ПРИ ЧИСТОЙ ПРИБЫЛИ ПО РАЗНЫМ МЕТОДИКАМ УЧЕТА

Модель	Значима хоть одна прибыль (1)	Значима хоть одна прибыль (2)	Значимы обе прибыли (2)	Значима только прибыль по МСФО (2)	Значима только прибыль по РСБУ (2)	Есть только прибыль по РСБУ и она значима (3)
1	60,00	64,10	30,77	25,64	7,69	63,64
2	72,00	71,79	41,03	20,51	10,26	72,73
3	56,00	66,67	23,08	33,33	10,26	45,45
4	68,00	69,23	38,46	17,95	12,82	63,64

1 – доля рассчитывается от общего числа компаний (50)
 2 – доля рассчитывается от числа компаний, имеющих отчетность по МСФО за весь период наблюдения (39)
 3 – доля рассчитывается от числа компаний, не имеющих отчетность по МСФО за весь период наблюдения (11)

Таблица 7

УСРЕДНЕННЫЙ ФАКТИЧЕСКИЙ КОЭФФИЦИЕНТ ДИВИДЕНДНЫХ ВЫПЛАТ, РАССЧИТАННЫЙ ПЕРВЫМ СПОСОБОМ, ДЛЯ ВЫБОРОК С РАЗНЫМИ МЕТОДИКАМИ УЧЕТА

Структура собственности	N компаний	Среднее			Медиана		
		Фактический PR (смесь)	Фактический PR (МСФО)	Фактический PR (РСБУ)	Фактический PR (смесь)	Фактический PR (МСФО)	Фактический PR (РСБУ)
Частная	15	35,54	33,42	43,67	27,59	27,59	31,63
Смешанная	7	28,71	27,01	28,21	23,08	23,08	27,61
Государственная	28	29,62	26,26	26,42	16,57	16,43	16,63
Всего	50	31,37	28,55	32,10	20,38	20,17	21,87

Ввиду наблюдаемых отличий результатов для различных методик учета, целесообразно несколько углубиться в анализ индивидуальных регрессий и разгра-

ничить компании, ориентирующиеся на отчетность по РСБУ при определении размера дивидендов, и компании, ориентирующиеся на отчетность по МСФО.

Имеет смысл вместо сопоставления усредненных результатов по разным методикам учета сравнить результаты непосредственно на уровне каждой отдельной компании и только затем провести усреднение (табл. 6).

Для большей части компаний значима хотя бы одна прибыль, и примерно в половине таких случаев значимыми являются прибыли по обеим методикам расчета. Когда ориентиром для дивидендной политики является прибыль только по одной из отчетностей, в подавляющем большинстве случаев ей является МСФО: в среднем только четыре компании, публикуя отчетность по МСФО, строят свою дивидендную политику исходя только из прибыли по РСБУ. Однако теперь дополнительно выделяется еще одна группа наблюдений – компании, не имеющие отчетности по МСФО за весь период наблюдения. Примечательно, что доля регрессий со значимыми β_1 в данной группе очень близка к доле компаний, для которых значима хотя бы одна прибыль, от всей выборки, а также от группы, имеющей отчетность по МСФО за весь период наблюдения. Иными словами, получается, что доля компаний, ориентирующихся на чистую прибыль при определении размера дивидендов, не зависит от наличия отчетности по международным стандартам. Но если компания публикует такую отчетность, и финансовые результаты по ней заметно отличаются от результатов по РСБУ, в большинстве случаев дивидендная политика этой компании будет строиться на основе прибыли по МСФО. Это подтверждает также и выявленная незначимость β_1 в среднем по выборке при использовании прибыли по РСБУ.

Следующим этапом исследования является сравнение полученных результатов для подгрупп с различной государственной собственностью. Частными признаются компании, в которых государство не владеет ни одной обыкновенной акцией. В качестве государственных рассматриваются компании, контрольный пакет акций которых принадлежит или государству или контролируемой им компании. Если государство владеет не контрольным пакетом акций, то компания считается как имеющая смешанную структуру собственности. Принимаются во внимание только компании, структура собственности которых соответствует одному из описанных типов на протяжении как минимум $n - 1$ лет, где n – число наблюдений по данной компании. Стоит сразу заметить, что из-за малого числа компаний со смешанной собственностью сравнивать имеет смысл в основном результаты между компаниями, находящимися полностью в частной собственности, и компаниями, контролируруемыми государством.

Поскольку государственные компании имеют в среднем несколько более низкий уровень выплат, чем частные (табл. 7), можно предположить, что механизм построения дивидендной политики отличается также и качественно. Однако данная гипотеза подтверждения не находит: большинство рассчитанных показателей различаются между подгруппами не слишком существенно и в разных направлениях в зависимости от выбора той или иной модели (см. приложение 5). Различными оказываются лишь оценки PR , полученные из регрессий. Для всех вариантов расчета имеет место зависимость, обозначенная ранее.

Проверка основных результатов на данных 2011 г.

Завершить тестирование модели Линтнера на российском рынке целесообразно сравнением качества предсказаний дивидендов, построенных на ее основе, и предсказаний «наивных» моделей. Все регрессии построены на данных 2003-2010 гг., поэтому модели оцениваются по точности прогнозирования дивидендов за 2011 г.

Прогноз строится с использованием коэффициентов из индивидуальных регрессий. Абсолютная ошибка прогноза для каждой модели для компании i рассчитывается следующим образом:

$$u_{i,11} = D_{i,11} - \hat{D}_{i,11},$$

где

$\hat{D}_{i,11}$ – предсказанные дивиденды компании i в 2011 г.

Относительная ошибка вычисляется двумя способами:

$$\varepsilon_i = \frac{u_{i,11}}{\sigma(D_i)} \quad \text{и} \quad \varepsilon_i = \frac{u_{i,11}}{\bar{D}_i},$$

где $\sigma(D_i)$ – стандартное отклонение дивидендов в 2003-2010 гг.,

\bar{D}_i – средние дивиденды в 2003-2010 гг.

Первый способ является стандартным и используется, например, в работе Fama and Blahnik (1968) [14], второй способ применяется из-за особенностей российской выборки. Существуют компании, платящие стабильный или почти стабильный размер дивиденда, в результате, даже при небольшой абсолютной ошибке прогноза относительная ошибка, рассчитанная по формуле:

$$\varepsilon_i = \frac{u_{i,11}}{\sigma(D_i)},$$

будет очень велика из-за знаменателя, близкого к нулю.

Сравнение моделей проводится по двум величинам: медианному значению относительной ошибки по модулю и межквартильному интервалу относительной ошибки. Средний квадрат ошибки не используется, так как нет смысла в придании большего веса результатам по компаниям, политика которых явно не соответствует модели Линтнера. Модель предполагает достаточно точное описание действий большинства компаний, а не усредненное, менее качественное описание политики сразу всех фирм. Применение медианы вместо среднего объясняется наличием выбросов и небольшим размером выборки.

Оценивается качество прогноза моделей 1-4, а также модели 5*, которая предполагает использование для каждой компании коэффициентов из регрессии, которая имеет наиболее высокий показатель R^2_{adj} . Полученные результаты и список используемых «наивных» моделей предсказания дивидендов представлены в табл. 8. Для удобства оценки качества прогноза каждой модели в скобках после соответствующего показателя относительной ошибки указан ранг этого показателя среди показателей всех моделей. Сделанные ранее выводы подтверждаются: ни один вариант модели Линтнера не дает более точных предсказаний, чем «наивные» модели. Среди «наивных» моделей можно выделить предсказание изменения дивиденда, равное предыдущему изменению, и предсказание сохранения коэффициента дивидендных выплат на прежнем уровне.

Таблица 8

ОТНОСИТЕЛЬНЫЕ ОШИБКИ ПРЕДСКАЗАНИЙ ДИВИДЕНДОВ ПО РАЗЛИЧНЫМ МОДЕЛЯМ. В СКОБКАХ
УКАЗАН РАНГ ПОКАЗАТЕЛЯ СРЕДИ 13 МОДЕЛЕЙ, РАНГ 1 СООТВЕТСТВУЕТ САМОЙ НИЗКОЙ ОШИБКЕ

Тип модели, по которой предсказываются дивиденды за 2011 г.	Спецификация модели	Медиана $ \varepsilon_i $	Межквартильный размах ε_i	Медиана $ \varepsilon_i $	Межквартильный размах ε_i
		$\varepsilon_i = \frac{U_{i,11}}{\sigma(D_i)}$		$\varepsilon_i = \frac{U_{i,11}}{D_i}$	
«Наивные» модели	Дивиденд, равный предыдущему	0,93 (6)	1,42 (4)	0,51 (3)	0,84 (2)
	Изменение дивиденда равно предыдущему изменению	0,81 (4)	1,12 (1)	0,41 (1)	0,78 (1)
	Изменение дивиденда равно среднему изменению	1,04 (7)	1,41 (3)	0,61 (6)	0,86 (3)
	Темп роста дивиденда равен среднему темпу роста	0,88 (5)	1,31 (2)	0,56 (4)	0,88 (4)
	Процентное изменение дивиденда равно предыдущему процентному изменению	1,13 (8)	3,62 (13)	0,66 (7)	1,78 (13)
	Payout ratio равен предыдущему	0,71 (1)	1,47 (7)	0,47 (2)	1,08 (6)
	Payout ratio равен среднему	1,45 (12)	2,4 (10)	0,85 (10)	1,57 (11)
Вариации модели Линтнера	Payout ratio равен среднему без учета нулевых дивидендов	1,6 (13)	2,14 (8)	0,98 (13)	1,41 (8)
	Модель 1	1,21 (9)	2,28 (9)	0,58 (5)	1,46 (10)
	Модель 2	0,73 (2)	1,46 (5)	0,67 (8)	1,04 (5)
	Модель 3	1,42 (11)	2,86 (12)	0,87 (11)	1,46 (9)
	Модель 4	0,73 (2)	1,46 (5)	0,67 (8)	1,08 (7)
	Модель 5*	1,27 (10)	2,49 (11)	0,93 (12)	1,62 (12)

Млн. руб.

ЗАКЛЮЧЕНИЕ

Итак, на основании проделанного исследования можно заключить, что сглаживание дивидендов не является типичным на российском рынке. Предварительный анализ показывает, что коэффициенты вариации чистой прибыли и дивидендов сопоставимы. При формальном эконометрическом тестировании β_2 оказывается в среднем незначимым в подавляющем большинстве регрессий, а оценка **SOA** – близкой к единице. Точность прогноза дивидендов у различных вариантов модели Линтнера в 2011 г. оказывается в целом ниже, чем у «наивных» моделей.

Однако, по-видимому, российские компании действительно имеют целевой коэффициент дивидендных выплат и не следуют политике постоянного размера дивидендов. Направления изменения дивидендов и чистой прибыли сильно взаимосвязаны. Кроме того, почти во всех эконометрических моделях коэффициент при чистой прибыли значим, а оценка **PR** адекватна реально наблюдаемым значениям. Более детальный анализ показывает, что 60-70% всех рассмотренных компаний ориентируются на чистую прибыль по одной из методик учета, устанавливая размер дивидендов. При публикации чистой прибыли по МСФО или US GAAP, существенно отличных от чистой прибыли по РСБУ, чаще всего именно первые два вида отчетности используются при определении дивидендной политики.

Таким образом, можно сделать вывод, что модель Линтнера лишь отчасти применима к российскому рынку. Дивидендная политика только трех компаний, а именно МТС, Пермэнергосбыта и Северо-Западного Телекома (являющегося частью Ростелекома с 1 апреля 2011 г.), полностью описывается данной моделью. Остальные российские компании, хоть и имеют целевой коэффициент дивидендных выплат, не стремятся к сглаживанию дивидендов и зачастую снижают их при падении прибыли. Данный результат согласуется с большинством работ по развивающимся рынкам, выявляющим или отсутствие сглаживания или заметно менее выраженную его форму, в сравнении с развитыми рынками.

Дальнейшее исследование может заключаться в выявлении внутренних факторов компаний, влияющих на величину коэффициента сглаживания в индивидуальной регрессии или на его значимость. Однако, по-видимому, это потребует более строгого отбора компаний в выборку по критерию минимального числа лет, по итогам которых платились ненулевые дивиденды.

Приложение 1

Таблица 9

ОПИСАТЕЛЬНАЯ СТАТИСТИКА ВЫБОРКИ СО СМЕШАННОЙ ОТЧЕТНОСТЬЮ (АБСОЛЮТНЫЕ ПОКАЗАТЕЛИ)

Показатель	Смешанная отчетность		
	D	E	A
Среднее	7 122	38 950	538 489
Стандартная ошибка	772	6 552	80 928
Медиана	759	4 066	65 032
Стандартное отклонение	13 079	110 994	1 371 011
Дисперсия выборки	171 050 437	12 319 738 460	1 879 671 352 729
Эксцесс	9,62	34,13	19,24
Асимметричность	2,79	5,41	4,23
Минимум	0	-63 400	1 302
Максимум	91 145	968 557	9 235 993
Счет	287	287	287

Таблица 10

ОПИСАТЕЛЬНАЯ СТАТИСТИКА ВЫБОРКИ С ОТЧЕТНОСТЬЮ ПО МСФО. АБСОЛЮТНЫЕ ПОКАЗАТЕЛИ

Млн. руб.

Показатель	МСФО		
	D	E	A
Среднее	7 804	44 792	631 376
Стандартная ошибка	927	8 064	99 440
Медиана	806	5 367	82 906
Стандартное отклонение	14 060	122 298	1 508 085
Дисперсия выборки	197 690 567	14 956 706 654	2 274 320 094 076
Эксцесс	8,26	27,64	15,08
Асимметричность	2,64	4,92	3,80
Минимум	0	-63 400	4 591
Максимум	91 145	968 557	9 235 993
Счет	230	230	230

Таблица 11

ОПИСАТЕЛЬНАЯ СТАТИСТИКА ВЫБОРКИ С ОТЧЕТНОСТЬЮ ПО РСБУ. АБСОЛЮТНЫЕ ПОКАЗАТЕЛИ

Млн. руб.

Показатель	РСБУ		
	D	E	A
Среднее	7 122	26 587	538 489
Стандартная ошибка	772	3 791	80 928
Медиана	759	3 937	65 032
Стандартное отклонение	13 079	64 219	1 371 011
Дисперсия выборки	171 050 437	4 124 027 378	1 879 671 352 729
Экссесс	9,62	32,72	19,24
Асимметричность	2,79	4,76	4,23
Минимум	0	-106 745	1 302
Максимум	91 145	624 613	9 235 993
Счет	287	287	287

ЧИСТОЙ ПРИБЫЛИ, РАССЧИТАННАЯ ПО ВЫБОРКЕ С ОТЧЕТНОСТЬЮ ПО МСФО.

Показатель и направление его изменения		ΔD _t			
		+		-	
ΔE _t	ΔE _{t-1}	Число наблюдений	% от суммы строки	Число наблюдений	% от суммы строки
+	+/-	99	78,57	27	21,43
-	+/-	32	39,51	49	60,49
+	+	47	79,66	12	20,34
+	-	31	77,50	9	22,50
-	+	15	36,59	26	63,41
-	-	10	35,71	18	64,29

Приложение 2

Таблица 12

ЗАВИСИМОСТЬ НАПРАВЛЕНИЯ ИЗМЕНЕНИЯ ДИВИДЕНДОВ ОТ НАПРАВЛЕНИЯ ИЗМЕНЕНИЯ

Таблица 13

ЗАВИСИМОСТЬ НАПРАВЛЕНИЯ ИЗМЕНЕНИЯ ДИВИДЕНДОВ ОТ НАПРАВЛЕНИЯ ИЗМЕНЕНИЯ ЧИСТОЙ ПРИБЫЛИ ПОСЛЕ ВВЕДЕНИЯ 10% ФИЛЬТРА, РАССЧИТАННАЯ ПО ВЫБОРКЕ С ОТЧЕТНОСТЬЮ ПО МСФО

Показатель и направление его изменения		ΔD _t					
		+		0		-	
ΔE _t	ΔE _{t-1}	Число наблюдений	% от суммы строки	Число наблюдений	% от суммы строки	Число наблюдений	% от суммы строки
+	+/0/-	78	73,58	15	14,15	13	12,26
0	+/0/-	17	44,74	10	26,32	11	28,95
-	+/0/-	16	25,40	10	15,87	37	58,73
+	+	24	66,67	7	19,44	5	13,89
+	0	10	83,33	1	8,33	1	8,33
+	-	27	79,41	5	14,71	2	5,88
0	+	12	60,00	4	20,00	4	20,00
0	0	1	16,67	3	50,00	2	33,33
0	-	2	33,33	1	16,67	3	50,00
-	+	6	22,22	5	18,52	16	59,26
-	0	2	14,29	1	7,14	11	78,57
-	-	5	38,46	1	7,69	7	53,85

Таблица 14

ЗАВИСИМОСТЬ НАПРАВЛЕНИЯ ИЗМЕНЕНИЯ ДИВИДЕНДОВ ОТ НАПРАВЛЕНИЯ ИЗМЕНЕНИЯ ЧИСТОЙ ПРИБЫЛИ, РАССЧИТАННАЯ ПО ВЫБОРКЕ С ОТЧЕТНОСТЬЮ ПО РСБУ

Показатель и направление его изменения		ΔD _t			
		+		-	
ΔE _t	ΔE _{t-1}	Число наблюдений	% от суммы строки	Число наблюдений	% от суммы строки
+	+/-	112	77,78	32	22,22
-	+/-	37	39,36	57	60,64
+	+	46	80,70	11	19,30
+	-	37	71,15	15	28,85
-	+	23	41,82	32	58,18
-	-	10	41,67	14	58,33

Таблица 15

ЗАВИСИМОСТЬ НАПРАВЛЕНИЯ ИЗМЕНЕНИЯ ДИВИДЕНДОВ ОТ НАПРАВЛЕНИЯ ИЗМЕНЕНИЯ ЧИСТОЙ ПРИБЫЛИ ПОСЛЕ ВВЕДЕНИЯ 10% ФИЛЬТРА, РАССЧИТАННАЯ ПО ВЫБОРКЕ С ОТЧЕТНОСТЬЮ ПО РСБУ

Показатель и направление его изменения		ΔD _t					
		+		0		-	
ΔE _t	ΔE _{t-1}	Число наблюдений	% от суммы строки	Число наблюдений	% от суммы строки	Число наблюдений	% от суммы строки
+	+/0/-	92	71,88	15	11,72	21	16,41
0	+/0/-	11	36,67	15	50,00	4	13,33
-	+/0/-	22	27,50	13	16,25	45	56,25

Показатель и направление его изменения		ΔD_t					
		+		0		-	
ΔE_t	ΔE_{t-1}	Число наблюдений	% от суммы строки	Число наблюдений	% от суммы строки	Число наблюдений	% от суммы строки
+	+	33	80,49	3	7,32	5	12,20
+	0	5	55,56	2	22,22	2	22,22
+	-	32	69,57	4	8,70	10	21,74
0	+	8	53,33	6	40,00	1	6,67
0	0	0	0,00	4	100,00	0	0,00
0	-	1	25,00	2	50,00	1	25,00
-	+	12	26,67	11	24,44	22	48,89
-	0	3	30,00	2	20,00	5	50,00
-	-	5	35,71	0	0,00	9	64,29

Приложение 3

Таблица 16

РЕЗУЛЬТАТЫ РЕГРЕССИЙ ПО ВЫБОРКЕ С ОТЧЕТНОСТЬЮ ПО МСФО

Модель	Показатель распределения по индивидуальным регрессиям	R^2_{adj}	N наблюдений	N компаний	N временно-го ряда	β_1	β_2	$t(\beta_1)$	$t(\beta_2)$	p-value (β_1)	p-value (β_2)	SOA	PR	
Модель 1 (до удаления нулевых дивидендов, со свободным членом)	Среднее	0,4451	230	39	6	5,90	0,1873	0,2368	12,39	-7,28	-	-	0,7632	0,2429
	Медиана	0,6531				6	0,1065	0,1012	2,46	0,31	0,0572	0,7717	0,8988	0,1594
	Станд. отклон.	0,5412				1,07	0,5828	0,6825	60,04	52,29	-	-	0,6825	0,8430
Модель 2 (до удаления нулевых дивидендов, без свободного члена)	Среднее	0,5489	230	39	6	5,90	0,1498	0,4769	3,53	1,64	-	-	0,5231	0,2443
	Медиана	0,6402				6	0,1192	0,3399	2,97	1,26	0,0312	0,2626	0,6601	0,2284
	Станд. отклон.	0,2468				1,07	0,2200	1,2297	3,28	3,16	-	-	1,2297	0,1726
Модель 3 (после удаления нулевых дивидендов, со свободным членом)	Среднее	0,4990	221	39	6	5,56	0,1599	0,3370	12,36	-6,95	-	-	0,6630	0,2505
	Медиана	0,7242				6	0,1022	0,1814	2,46	0,52	0,0572	0,6267	0,8186	0,1594
	Станд. отклон.	0,5603				1,19	0,6857	1,2042	60,11	52,36	-	-	1,2042	0,8372
Модель 4 (после удаления нулевых дивидендов, без свободного члена)	Среднее	0,5698	221	39	6	5,56	0,1037	0,7338	3,73	1,81	-	-	0,2662	0,2545
	Медиана	0,6402				6	0,1194	0,3561	2,81	1,47	0,0375	0,2023	0,6439	0,2309
	Станд. отклон.	0,1962				1,19	0,4494	2,7953	3,99	3,27	-	-	2,7953	0,1663
Модель 5 (с фиксированным эффектом по компаниям, после деления всех переменных на активы на акцию и удаления экстремальных значений)	-	0,7439	162	37	-	0,1186	0,2408	6,77	3,05	0,0000	0,0028	0,7592	0,1562	

Таблица 17

РЕЗУЛЬТАТЫ РЕГРЕССИЙ ПО ВЫБОРКЕ С ОТЧЕТНОСТЬЮ ПО РСБУ

Модель	Показатель распределения по индивидуальным регрессиям	R^2_{adj}	N наблюдений	N компаний	N временно-го ряда	β_1	β_2	$t(\beta_1)$	$t(\beta_2)$	p-value (β_1)	p-value (β_2)	SOA	PR	
Модель 1 (до удаления нулевых дивидендов, со свободным членом)	Среднее	0,3815	287	50	6	5,74	0,208	-0,124	115,93	0,85	-	-	1,124	0,3206
	Медиана	0,6329				6	0,1131	0,0771	1,74	0,25	0,1424	0,8143	0,9229	0,1203
	Станд. отклон.	0,6259				1,12	0,5068	1,3556	770,73	2,71	-	-	1,3556	0,7771
Модель 2 (до удаления нулевых дивидендов, без свободного члена)	Среднее	0,5184	287	50	6	5,74	0,2146	0,1715	181,6	1,78	-	-	0,8285	0,4168
	Медиана	0,5432				6	0,1432	0,3016	2,51	1	0,0538	0,3645	0,6984	0,2061
	Станд. отклон.	0,2481				1,12	0,2435	1,236	1206,25	3,96	-	-	1,236	1,0656
Модель 3 (после удаления нулевых дивидендов, со свободным членом)	Среднее	0,3042	271	50	6	5,42	0,2055	0,1364	115,69	1	-	-	0,8636	0,3282
	Медиана	0,6329				6	0,1118	0,1589	1,51	0,3	0,1919	0,7753	0,8411	0,1154
	Станд. отклон.	0,729				1,21	0,5754	2,296	770,77	2,9	-	-	2,296	0,7527
Модель 4 (после удаления нулевых дивидендов, без свободного члена)	Среднее	0,5136	271	50	6	5,42	0,1866	0,5882	181,49	1,98	-	-	0,4118	0,4269
	Медиана	0,5004				6	0,1432	0,3956	2,4	1,28	0,0617	0,2562	0,6044	0,2112
	Станд. отклон.	0,2355				1,21	0,3521	3,2521	1206,27	4,05	-	-	3,2521	1,0659
Модель 5 (с фиксированным эффектом)	-	0,7486	208	47	-	0,1055	0,0489	4,22	0,53	0	0,5962	0,9511	0,1109	

Модель	Показатель распределения по индивидуальным регрессиям	R ² adj	N наблюдений	N компаний	N временного ряда	β_1	β_2	t(β_1)	t(β_2)	p-value (β_1)	p-value (β_2)	SOA	PR
том по компаниям, после деления всех переменных на активы на акцию и удаления экстремальных значений)													

Приложение 4

Таблица 18

ПОКАЗАТЕЛИ РАСПРЕДЕЛЕНИЯ ФАКТИЧЕСКОГО КОЭФФИЦИЕНТА ДИВИДЕНДНЫХ ВЫПЛАТ ПО РАЗНЫМ МЕТОДИКАМ РАСЧЕТА

Отчетность	Исключены нулевые дивиденды	Вариант расчета PR	Среднее, %	Медиана	Стандартное отклонение, %	Число наблюдений
Смешанная	Нет	1	31,37	20,38	29,71	288
		2	29,08	20,24	27,18	266
		3	35,26	20,24	95,92	266
	Да	1	33,22	21,93	29,55	272
		2	30,40	20,64	26,72	261
		3	36,70	20,64	96,55	261
МСФО	Нет	1	28,55	20,17	27,11	231
		2	24,98	19,36	22,41	220
		3	31,96	19,36	103,42	220
	Да	1	30,26	20,84	26,96	218
		2	26,55	20,20	22,19	207
		3	33,96	20,20	106,31	207
РСБУ	Нет	1	32,10	21,87	30,00	288
		2	30,41	20,97	28,36	281
		3	40,60	20,97	118,46	281
	Да	1	33,99	24,38	29,81	272
		2	32,25	23,36	28,18	265
		3	43,05	23,36	121,57	265

Среднее от средних значений: 32,48%.

Среднее от медианных значений: 21,06%.

1 – при отрицательной прибыли или дивидендах, превышающих чистую прибыль PR принимается за 100%;

2 – случаи отрицательной прибыли удалены, при дивидендах, превышающих чистую прибыль PR принимается за 100%;

3 – случаи отрицательной прибыли удалены, при дивидендах, превышающих чистую прибыль PR принимается равным отношению дивидендов к чистой прибыли

Таблица 19

УСРЕДНЕННЫЕ МЕЖДУ РАЗЛИЧНЫМИ МЕТОДАМИ РАСЧЕТА ЗНАЧЕНИЯ ФАКТИЧЕСКОГО КОЭФФИЦИЕНТА ДИВИДЕНДНЫХ ВЫПЛАТ ПО ГОДАМ В ОТДЕЛЬНОСТИ ДЛЯ СРЕДНИХ И МЕДИАННЫХ ПОКАЗАТЕЛЕЙ

Метод усреднения	Годы						
	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
Среднее	22,79	39,95	30,88	31,68	38,94	31,21	29,27
Медиана	19,91	19,37	20,14	25,29	21,29	19,71	20,33

Приложение 5

Таблица 20

КОЛИЧЕСТВО НАБЛЮДЕНИЙ ПО КОМПАНИЯМ С РАЗЛИЧНОЙ СТРУКТУРОЙ СОБСТВЕННОСТИ

Структура собственности	N компаний	Доля компаний, у которых есть только прибыль по РСБУ, %
Частная	15	20,00
Смешанная	7	28,57
Государственная	28	21,43
Всего	50	22,00

Таблица 21

ДОЛИ КОМПАНИЙ СО ЗНАЧИМЫМИ КОЭФФИЦИЕНТАМИ ПРИ ЧИСТОЙ ПРИБЫЛИ ПО РАЗНЫМ МЕТОДИКАМ УЧЕТА

%

Мо- дель	Структура соб- ственности	Знача- мость одна прибыль (1)	Знача- мость одна прибыль (2)	Значимы обе прибы- ли (2)	Знача- мость только прибыль по МСФО (2)	Знача- мость только прибыль по РСБУ (2)	Есть только при- быль по РСБУ и она значима (3)
1	Частная	53,33	50,00	25,00	25,00	0,00	66,67
	Смешанная	57,14	80,00	20,00	40,00	20,00	0,00
	Государственная	64,29	68,18	36,36	22,73	9,09	83,33
	Всего	60,00	64,10	30,77	25,64	7,69	63,64
2	Частная	80,00	75,00	25,00	41,67	8,33	100,00
	Смешанная	71,43	100,00	80,00	20,00	0,00	0,00
	Государственная	60,71	63,64	40,91	9,09	13,64	83,33
	Всего	72,00	71,79	41,03	20,51	10,26	72,73
3	Частная	53,33	50,00	16,67	25,00	8,33	66,67
	Смешанная	57,14	80,00	0,00	60,00	20,00	0,00
	Государственная	60,71	72,73	31,82	31,82	9,09	50,00
	Всего	56,00	66,67	23,08	33,33	10,26	45,45
4	Частная	66,67	66,67	25,00	33,33	8,33	66,67
	Смешанная	71,43	100,00	80,00	20,00	0,00	0,00
	Государственная	60,71	63,64	36,36	9,09	18,18	83,33
	Всего	68,00	69,23	38,46	17,95	12,82	63,64
1 – доля рассчитывается от общего числа компаний (50)							
2 – доля рассчитывается от числа компаний, имеющих отчетность по МСФО за весь период наблюдения (39)							
3 – доля рассчитывается от числа компаний, не имеющих отчетность по МСФО за весь период наблюдения (11)							

Таблица 22

ДОЛИ КОМПАНИЙ СО ЗНАЧИМЫМИ КОЭФФИЦИЕНТАМИ ПРИ ДИВИДЕНДЕ ПРЕДЫДУЩЕГО ПЕРИОДА ДЛЯ РАЗНЫХ ВАРИАНТОВ ПОСТРОЕНИЯ ВЫБОРКИ

%

Мо- дель	Структура собственности	Значим β_2 (смешанная отчетность) (1)	Значим β_2 (МСФО) (2)	Значим β_2 (РСБУ) (1)	Есть только при- быль по РСБУ и значим β_2 (3)
1	Частная	13,33	16,67	6,67	0,00
	Смешанная	0,00	0,00	14,29	0,00
	Государственная	14,29	13,64	10,71	16,67
	Всего	12,00	12,82	10,00	9,09
2	Частная	20,00	25,00	13,33	0,00
	Смешанная	28,57	20,00	28,57	50,00
	Государственная	28,57	31,82	21,43	16,67
	Всего	26,00	28,21	20,00	18,18
3	Частная	20,00	25,00	13,33	0,00
	Смешанная	0,00	0,00	14,29	0,00
	Государственная	14,29	13,64	10,71	16,67
	Всего	14,00	15,38	12,00	9,09
4	Частная	26,67	33,33	13,33	0,00
	Смешанная	28,57	20,00	28,57	50,00
	Государственная	28,57	31,82	21,43	16,67
	Всего	28,00	30,77	22,00	18,18
1 – доля рассчитывается от общего числа компаний (50)					
2 – доля рассчитывается от числа компаний, имеющих отчетность по МСФО за весь период наблюдения (39)					
3 – доля рассчитывается от числа компаний, не имеющих отчетность по МСФО за весь период наблюдения (11)					

Таблица 23

УСРЕДНЕННЫЕ ОЦЕНКИ КОЭФФИЦИЕНТА СГЛАЖИВАНИЯ (SOA) И КОЭФФИЦИЕНТА ДИВИДЕНДНЫХ ВЫПЛАТ (PR) ДЛЯ РАЗНЫХ ВАРИАНТОВ ПОСТРОЕНИЯ ВЫБОРКИ

Мо- дель	Структура собственности	SOA (МСФО), среднее	SOA (МСФО), медиана	SOA (смесь), среднее	SOA (смесь), медиана	SOA (РСБУ), среднее	SOA (РСБУ), медиана	PR (МСФО), среднее	PR (МСФО), медиана	PR (смесь), среднее	PR (смесь), медиана	PR (РСБУ), среднее	PR (РСБУ), медиана
1	Частная	0,86	1,08	0,91	1,07	0,94	0,92	0,54	0,22	0,73	0,26	0,61	0,15
	Смешанная	1,07	0,92	0,95	0,66	1,18	0,66	0,20	0,22	0,15	0,20	0,25	0,24
	Государственная	0,64	0,77	1,00	0,85	1,21	0,95	0,09	0,09	0,16	0,10	0,18	0,11
	Всего	0,76	0,90	0,97	0,92	1,12	0,92	0,24	0,16	0,33	0,14	0,32	0,12
2	Частная	0,78	0,87	0,84	0,86	0,62	0,70	0,35	0,33	0,41	0,34	0,76	0,31
	Смешанная	0,97	0,70	0,77	0,65	0,96	0,55	0,24	0,30	0,29	0,30	0,33	0,28
	Государственная	0,28	0,54	0,69	0,66	0,91	0,75	0,18	0,17	0,24	0,17	0,25	0,17
	Всего	0,52	0,66	0,75	0,73	0,83	0,70	0,24	0,23	0,30	0,24	0,42	0,21
3	Частная	0,91	1,04	0,95	0,99	0,81	0,83	0,55	0,26	0,71	0,27	0,59	0,17
	Смешанная	1,08	0,92	0,96	0,66	1,16	0,66	0,20	0,22	0,15	0,20	0,25	0,24
	Государственная	0,43	0,79	0,96	0,86	0,82	0,90	0,10	0,10	0,18	0,11	0,21	0,11

Мо- дель	Структура собственности	SOA (МСФО), среднее	SOA (МСФО), медиана	SOA (смесь), среднее	SOA (смесь), медиана	SOA (РСБУ), среднее	SOA (РСБУ), медиана	PR (МСФО), среднее	PR (МСФО), медиана	PR (смесь), среднее	PR (смесь), медиана	PR (РСБУ), среднее	PR (РСБУ), медиана
	Всего	0,66	0,82	0,95	0,91	0,86	0,84	0,25	0,16	0,34	0,14	0,33	0,12
4	Частная	0,88	0,94	0,92	0,93	0,60	0,55	0,36	0,33	0,42	0,34	0,78	0,31
	Смешанная	0,93	0,70	0,75	0,65	0,66	0,32	0,24	0,30	0,29	0,30	0,34	0,28
	Государственная	-0,22	0,51	0,33	0,65	0,25	0,75	0,20	0,18	0,25	0,18	0,26	0,17
	Всего	0,27	0,64	0,56	0,73	0,41	0,60	0,25	0,23	0,31	0,24	0,43	0,21

Литературы

1. Зальцман А.А. Детерминанты дивидендной политики российских публичных компаний [Текст] / А.А. Зальцман // Аудит и финансовый анализ. – 2012. – №1.
2. Пирогов Н.К. Дивидендная политика компаний на развивающихся рынках [Текст] / Н.К. Пирогов, Н.Н. Волкова // Корпоративные финансы. – 2009. – №4. – С. 57-77.
3. Шагалева Г.Б. Особенности дивидендной политики компаний развивающихся рынков капитала [Текст] : автореф. дис. ... канд. экон. наук / Г.Б. Шагалева. – М., 2011. – 27 с.
4. Adaoglu C. Instability in the dividend policy of the Istanbul stock exchange (ISE) corporations: evidence from an emerging market // Emerging markets review. 2000. Vol. 1., №3. Pp. 252-270.
5. Aivazian V., Booth L., Cleary S. 2003a. Dividend policy and the organization of capital markets // Journal of multinational financial management. 2003. Vol. 13. Pp. 101-121.
6. Aivazian V., Booth L., Cleary S. Dividend smoothing and debt ratings // Journal of financial and quantitative analysis. 2006. Vol. 41, №2. Pp. 439-453.
7. Al-Najjar B. Dividend behaviour and smoothing new evidence from Jordanian panel data // Studies in economics and finance. 2009. Vol. 26, №3. Pp. 182-197.
8. Andres C., Betzer A., Goergen M., Renneboog L. Dividend policy of German firms. A dynamic panel data analysis of partial adjustment models // Journal of empirical finance. 2009. Vol. 16, №2. Pp. 175-187.
9. Black F. The dividend puzzle // Journal of portfolio management. 1976. Vol. 2. Pp. 5-8.
10. Brav A., Graham J., Campbell H., Michaely R. Payout policy in the 21st century // Journal of financial economics. 2005. Vol. 77, №3. Pp. 483-527.
11. Chateau J.-P. Dividend policy revisited: within-and out-of-sample tests // Journal of business finance & accounting. 1979. Vol. 6, №3. Pp. 355-372.
12. Chemmanur T., He J., Hu G., Liu H. Is Dividend smoothing universal? New insights from a comparative study of dividend policies in Hong Kong and the U.S. // Journal of corporate finance. 2010. Vol. 16. Pp. 413-430.
13. Dewenter K., Warther V. Dividends, asymmetric information, and agency conflicts: evidence from a comparison of the dividend policies of Japanese and U.S. firms // Journal of finance. 1998. Vol. 53, №3. Pp. 879-904.
14. Fama E., Babiak H. Dividend policy: an empirical analysis // Journal of the American statistical association. 1968. Vol. 63, №324. Pp. 1132-1161.
15. Fama E., French K. Disappearing dividends: changing firm characteristics or lower propensity to pay // Journal of financial economics. 2001. Vol. 60. Pp. 3-43.
16. Fama E., French K. Testing tradeoff and pecking order predictions about dividends and debt // Review of financial studies. 2002. Vol. 15, №1. Pp. 1-33.
17. Fama E.F., MacBeth J.D. Risk, return, and equilibrium: empirical tests // Journal of political economy. 1973. Vol. 81, №3. Pp. 607-636.
18. Jeong J. An investigation of dynamic dividend behavior In Korea // International business & economics research journal. 2011. Vol. 10, №6. Pp. 21-31.
19. La Porta R., Lopez-de-Silanes F., Shleifer A., Vishny R. Agency problems and dividend policies around the world // The journal of finance. 2000. Vol. 55, №1. Pp. 1-33.

20. Lintner J. Distribution of income of corporations among dividends, retained earnings, and taxes // American economic review. 1956. Vol. 46, №2. Pp. 97-113.
21. McDonald J.G., Jacquillat B., Nussenbaum M. Dividend, investment and financing decisions: empirical evidence on french firms // Journal of financial & quantitative analysis. 1975. Vol. 10, №5. Pp. 741-755.
22. Miller M., Modigliani F. Dividend policy, growth and the valuation of shares // Journal of business. 1961. Vol. 4, №34. Pp. 411-433.
23. Pandey I.M. Corporate dividend policy and behaviour: the Malaysian evidence // Asian academy of management journal. 2003. Vol. 8, №1. Pp. 17-32.
24. Pandey I.M., Bhat R. Dividend behaviour of Indian companies under monetary policy restrictions // IIMA working papers WP2004-05-07. Indian institute of management ahmedabad, research and publication department. <http://www.iimahd.ernet.in/publications/data/2004-05-07impandey.pdf>
25. Short H., Zhang H., Keasey K. The link between dividend policy and institutional ownership // Journal of corporate finance. 2002. Vol. 8, №2. Pp. 105-122.
26. Teplova T., Shagaleeva G. Dividend policy of companies on emerging markets. New bulgarian university, Academia. Sofia, 2010.

Ключевые слова

Дивидендная политика; модель Линтнера; российский рынок капитала.

Зальцман Александр Александрович

РЕЦЕНЗИЯ

Выбранная Зальцманом Александром тема исследования является актуальной и с академической, и с практической точек зрения. Дивидендной политике в научной литературе уделяется большое внимание, но большинство работ посвящены компаниям развитых рынков капитала, а существующие исследования по развивающимся рынкам, имеющим важные институциональные особенности, не являются исчерпывающими. Кроме того, понимание существующих закономерностей в дивидендной политике российских компаний может быть полезно как для инвесторов, так и для регуляторов фондового рынка. Тема дивидендных выплат (в частности, компаний с государственным участием) крайне актуальна для российского рынка ввиду необходимости пополнения бюджета и поддержания инвестиционного интереса глобальных инвесторов к российским компаниям.

Целью работы Зальцман А. ставит выявление динамических характеристик дивидендной политики российских компаний. Для этого проводится исследование, состоящее из ряда этапов: обзора существующих академических работ по теме, предварительной оценки наличия сглаживания дивидендов на основе статистического анализа, эконометрического тестирования нескольких вариаций модели Линтнера, сравнения результатов индивидуальных регрессий при использовании различных стандартов финансовой отчетности и при разбиении выборки на подвыборки с частной и государственной собственностью, а также проверки полученных результатов на данных 2011 г.

Достоинством работы является присутствие крупного блока эмпирических исследований, в которых автор адаптирует уже существующие методы к специфическим данным российского рынка, а также добавляет некоторые собственные оригинальные методы (такие как оценка сглаживания дивидендов по коэффициентам вариации соответствующих показателей для каждой компании в отдельности, сравнение результатов для разных стандартов финансовой отчетности). Показано, что российские компании в среднем, хотя и имеют целевую долю дивидендов в чистой прибыли, но не стремятся сгладить свои выплаты так, как это предсказывает модель Линтнера. Это согласуется с другими существующими работами по развивающимся рынкам капитала. Получен интересный вывод, что компании, публикующие данные о чистой прибыли как по российским стандартам бухгалтерского учета (РСБУ), так и по международным стандартам финансовой отчетности (МСФО) или US GAAP, в установлении дивидендных выплат чаще руководствуются именно отчетностью по международным стандартам.

Работа написана на высоком профессиональном уровне, демонстрирует аналитические способности авторы (включая умение использовать эконометрические методы, работать с финансовой отчетностью компаний, критически подходить к вопросу формирования выборки). Автор четко и связно излагает как изученные и систематизированные академические работы, так и собственные гипотезы, и выводы по ним.

Теплова Т.В., д.э.н., проф. Национального исследовательского университета «Высшая школа экономики»