

Санкт-Петербургский государственный университет
Научно-исследовательский институт менеджмента

НАУЧНЫЕ ДОКЛАДЫ

А. В. Бухвалов, Д. Л. Волков

**ФУНДАМЕНТАЛЬНАЯ ЦЕННОСТЬ
СОБСТВЕННОГО КАПИТАЛА:
ИСПОЛЬЗОВАНИЕ В УПРАВЛЕНИИ
КОМПАНИЕЙ**

№ R1–2005

Санкт-Петербург
2005

А. В. Бухвалов, Д. Л. Волков. Фундаментальная ценность собственного капитала: использование в управлении компанией. Научные доклады № R1–2005 СПб.: НИИ менеджмента СПбГУ, 2005

В работе анализируется связь между фундаментальной оценкой собственного капитала компании, полученной с помощью применения основанной на данных учета модели остаточной чистой прибыли, и рыночной капитализацией. Показано, что на российском рынке простая двухфакторная модель дает статистически удовлетворительное описание капитализации через данные учета. На примере показано, что эта модель может быть успешно экстраполирована на компании, чьи акции не торгуются на фондовом рынке, что определяет практическую значимость модели. Кроме важной, но счетной задачи определения ценности имеется и основная менеджерская задача — управления ценностью. Мы показываем, что полученная формула может быть успешно положена в основу такого анализа, а потому работа вносит вклад в направление исследований, носящее название «ценностно-ориентированный менеджмент» (Value-Based Management).

Настоящая версия нашей работы в основном следует публикации [Бухвалов, Волков, 2005], но содержит целый ряд новых аспектов, расширяющих проблематику от чистых проблем учета в направлении стратегического менеджмента.

Бухвалов Александр Васильевич, д. ф.-м. н., профессор кафедры теории финансов факультета менеджмента Санкт-Петербургского государственного университета, директор НИИ менеджмента СПбГУ, зам. главного редактора «Российского журнала менеджмента», стипендиат Citigroup.

Волков Дмитрий Леонидович, к. э. н., доцент, заведующий кафедрой теории финансов факультета менеджмента Санкт-Петербургского государственного университета, директор программы International Executive MBA, стипендиат Citigroup.

Saint Petersburg State University
Institute of Management

DISCUSSION PAPER

A. V. Bukhvalov, D. L. Volkov

**FUNDAMENTAL VALUE OF EQUITY:
ITS APPLICATION TO MANAGEMENT**

R1–2005

Saint Petersburg
2005

Bukhvalov A. V., Volkov D. L. Fundamental Value of Equity: Its Application to Management. Discussion Paper # R1–2005. Institute of Management, Saint Petersburg State University: St. Petersburg, 2005.

The paper analyzes connection between market capitalization and fundamental value of equity of a company estimated on the base of residual earnings model. The authors use a version of this model, which is well-known in the Western literature, adapted to Russia. It is concluded that book value of equity and residual earnings as components of residual earnings model can explain stock prices also in Russian market. Some applications to strategic management are given.

Bukhvalov, Alexander V. — Professor, Department of Finance Theory, School of Management, St.Petersburg State University; Director, Institute of Management, St.Petersburg State University; Associate Editor, Russian Management Journal; Citigroup Fellow.

Volkov, Dmitry L. — Associate Professor, Head, Department of Finance Theory, School of Management, St.Petersburg State University; Co-Director, International Executive MBA; Citigroup Fellow.

Содержание

Цель и методологическая база исследования	6
Формулировка моделей	12
Выбор данных и первичный анализ.....	13
Результаты исследования	15
Интерпретация результатов и дальнейшие направления исследования.....	20
Литература	24

ЦЕЛЬ И МЕТОДОЛОГИЧЕСКАЯ БАЗА ИССЛЕДОВАНИЯ

Объяснение связи между фундаментальной оценкой собственного капитала, полученной при применении подходящей аналитической модели, и рыночной капитализацией является одним из важных критериев, по которым можно судить о качестве используемой аналитической модели. Понятно, что соответствие указанному критерию может служить весомым аргументом при принятии решения о выборе организациями модели фундаментальной оценки собственного капитала, используемой в рамках концепции управления стоимостью компании [Волков, 2004б; 2005].

Фирма выступает на рынке в двух своих ипостасях. Во-первых, фирма действует на реальном рынке, где происходит ее производственная деятельность. Эта деятельность связана с образованием различных денежных потоков, непосредственно связанных с этой деятельностью и отражающихся в агрегированных показателях бухгалтерской отчетности (балансах) для уже прошедших периодов и перспективных прогнозах для будущих периодов (проформа). Во-вторых, сама фирма является объектом купли-продажи, что происходит уже на финансовом рынке, где осуществляется перераспределение прав собственности или контроля. Первый подход приводит к различным моделям фундаментальной стоимости компании. Второй подход приводит к рыночной стоимости компании (имеется в виду фондовый рынок или, более общим образом, рынок контроля прав собственности) или капитализации (в строгом смысле о капитализации можно говорить только при наличии ликвидного рынка акций компании; это замечание не снимает важность решения актуальной проблемы оценивания *любой* компании или ее *части*). Целью краткого исторического обзора, приводимого ниже, является указание на некоторые основные направления в двух подходах к оцениванию, которые показывают тенденцию к их сближению.

Проблематике оценивания рыночной стоимости компаний посвящена обширная литература по корпоративным финансам. Можно выделить два основных класса задач — нахождение ставки доходности собственного капитала компании и оценка (собственного капитала) компании в целом. Между этими задачами имеется непростая зависимость. Простейшей моделью, устанавливающей такую зависимость, является известная модель Гордона, практическая ценность которой, однако, весьма ограничена. Целью нашего исследования является оценка компании, но так как объясняющие факторы родственны и в том и другом случае, то мы начнем с моделей ставки доходности.

Современный поток работ по этой тематике надо начать с двух классических моделей Шарпа. Исторически первой из них является *ры-*

ночная или одноиндексная модель, которая представляет рыночную доходность R_i произвольной компании с помощью модели линейной регрессии

$$R_i = \alpha_i + \beta_i R_m + \varepsilon_i, \quad (1)$$

где единственным объясняющим фактором является рыночная доходность R_m (на практике берут доходность, рассчитанную по одному из фондовых индексов). В России в качестве индекса традиционно берется индекс РТС (как индикативный), в США это обычно индекс S&P500. Надо отметить, что для финансиста модель (1) является не просто статистической моделью регрессии, а моделью, с помощью которой полный риск актива раскладывается в недиверсифицируемый рыночный риск, описываемый с помощью коэффициента β_i , и специфический (диверсифицируемый) риск актива, описываемый вариацией члена ошибки ε_i , который инвестор может полностью диверсифицировать (устранить) в рамках построения портфеля.

Фундаментальность модели (1) подтверждается ее связью с теоретической равновесной моделью ценообразования на капитальные активы (САРМ), также принадлежащей Шарпу. Отметим, что если обычно воспроизводимое в учебниках исходное доказательство Шарпа основывалось исключительно на поведении финансового спекулянта (безотносительно к денежным потокам фирмы), то более позднее доказательство М. Дженсена [Jensen, 1972] было проведено в рамках построения модели общего равновесия, основанной на анализе денежных потоков фирм и полезностей инвесторов.

В модели (1), интерпретируемой в рамках теории портфеля, статистический коэффициент детерминации R^2 имеет не обычный статистический смысл, связанный с качеством оценивания (чем ближе к 1, или 100%, тем лучше модель), а содержательный — это величина, характеризующая долю специфического риска, которая может быть любой. На практике для модели (1) характерны низкие по статистическим меркам¹ значения R^2 .

Дальнейшее развитие модели (1) и САРМ было продолжено по линии построения многомерных регрессий и модели арбитражного ценооб-

¹ С. Беннинга, видный специалист по финансовому оцениванию, пишет [Benninga, 2000, p. 197]: «Величина $R^2 = 28\%$, которую мы получили для регрессии, является вполне приемлемой величиной в финансах. Студенты, под влиянием охваченных излишним энтузиазмом преподавателей статистики и чрезмерно линейного представления об устройстве нашего мира, часто считают, что R^2 в любой убедительной регрессии должен быть не меньше чем 90%. <...> Хорошим практическим правилом является утверждение, что любая финансовая регрессия, имеющая R^2 больше 80%, либо плохо специфицирована, либо просто неверна».

разования (АРТ) со многими факторами. Все эти факторы, однако, носили макроэкономический характер, т. е. доходность конкретной фирмы определялась через параметры, с ней никак не связанные.

Эмпирическая достоверность рыночной модели этого класса моделей подверглась, однако, серьезным сомнениям в течение последних двух десятилетий. В качестве итоговой работы этого направления можно рассматривать обзорную публикацию [Davis, Fama, French, 2000]. Многомерные регрессии по макроэкономическим показателям сменились на многомерные регрессии по факторам, связанным с неоднородностью фирм, чьи акции торгуются на рынке. Одним из таких факторов является «размер» фирмы. В рамках данного исследования для нас принципиален тот момент, что в связи с моделированием понятия размера в финансовом моделировании впервые появляются характеристики фирмы, определяемые в рамках учета, — речь идет о коэффициенте B/M (book-to-market), где B — балансовая стоимость собственного капитала, а M — капитализация. Таким образом, в теории оценивания произошел переход от чисто финансового подхода к подходу, совмещающему финансовые и учетные показатели. Отметим, что модели указанного направления, как и АРТ, не являются фундаментальными в том смысле, что они по-прежнему не основаны на информации или прогнозах о денежных потоках компании — идут чисто эконометрические поиски «счастливой» комбинации факторов для многомерной регрессии.

В фокусе нашей работы находится модель остаточной чистой прибыли (*residual earnings model* — *REM*), в соответствии с которой фундаментальная ценность² собственного капитала компании определяется как сумма балансовой стоимости собственного капитала и дисконтированного потока остаточных чистых прибылей. При этом сама остаточная чистая прибыль есть чистая прибыль отчетного периода за вычетом альтернативных затрат на капитал. В наиболее полном виде данный вариант модели фундаментальной оценки был исследован в [Penman, 2001]. Подробное обсуждение соответствующих подходов приведено в [Волков, 2004а; Волков, 2004б].

Ряд исследований авторитетных в международном научном сообществе авторов [Courteau, Kao, Richardson, 2001; Penman, Sougiannis, 1998; Penman, Yehuda, 2003], проведенных на основе данных по развитым финансовым рынкам, доказывают, что модели остаточной прибыли (остаточной чистой прибыли) лучше, чем модели дисконтирования дивиден-

² В этой работе мы всюду говорим о «ценности» (value) компании, а не о стоимости, как это более принято в отечественной литературе. Это связано с тем, что термин «стоимость капитала» используется в корпоративных финансах в другом смысле — как ставка доходности.

дендов и дисконтирования свободных денежных потоков, объясняют рыночные цены акций и их динамику. В то же время возникает вопрос о том, а верны ли данные закономерности для условий не развитых, а развивающихся рынков, к числу которых относится и Россия.

В постановке задачи авторы непосредственно отталкивались от модели остаточной чистой прибыли, положенной в основу вычислений в [Asbaugh, Olsson, 2002], где для компаний, торгующих свои акции на *Stock Exchange Automated Quotations International (SEAQ International)* в Лондоне (здесь не торгуются акции компаний из США и Великобритании), была получена оценка регрессии для цен акций с высоким значением коэффициента детерминации (скорректированный R^2) — более 0,8.

Проведенное авторами исследование российского рынка было построено на близкой модели и имело целью проверить гипотезу о том, что величины балансовой стоимости собственного капитала и остаточной чистой прибыли как компоненты модели остаточной чистой прибыли *могут* объяснять величину рыночной стоимости акций компаний. При этом доказательство указанной гипотезы проводилось методами регрессионного анализа по отношению к российским компаниям, торгующим свои акции на фондовой бирже РТС.

Отметим, что хотя точное применение модели [Asbaugh, Olsson, 2002] к российскому рынку, дает согласно нашим расчетам, высокий коэффициент детерминации R^2 на уровне 0,8, мы модифицировали предложенный статистический подход. Дело в том, что авторы указанной работы строили линейную регрессию цены акций компаний P_i по объясняющим переменным. Однако хорошо известно (см., например, раннюю работу [Davis, Dunn, Williams, 1973]), что такого рода оценки некорректны, так как дробление акционерного капитала компании на акции произвольно по масштабу отдельной акции, но вносит статистическую ошибку в связи с гетероскедстичностью модели (разномасштабностью данных, созданной здесь искусственно и не отвечающей никаким содержательным факторам). Исправление указанной слабости модели с помощью учета численности персонала компании [Asbaugh, Olsson, 2002, p. 124] выглядит наивно. Мы перешли к модели, формально получающейся из исходной умножением регрессионного уравнения на число акций. Новая рода модель линейной регрессии вовсе не эквивалентна исходной. В ней объясняемой величиной является рыночная капитализация (а не цена одной акции), а объясняющие величины рассчитываются не на одну акцию, а берутся по своим абсолютным значениям. Такой подход не снимает проблему гетероскедстичности, но теперь она содержательно связана с реальной величиной — размером компании.

Все рассматриваемые модели базируются на технике линейной регрессии (как правило, множественной), что ставит перед исследователем

многочисленные эконометрические проблемы проверки корректности результата, связанные с такими свойствами, как гетероскедстичность, автокорреляция, мультиколлинеарность. Проблема усугубляется вследствие естественного недостатка исторических статистических данных по российскому рынку (количество точек, или фирм-лет). На настоящем этапе исследования мы не имели возможности провести полное строгое исследование. Однако весьма высокая степень объясненной вариации результата в комбинации с высокой значимостью всех коэффициентов (что, например, практически исключает возможность мультиколлинеарности, т.е. зависимости объясняющих переменных) делает актуальной публикацию текущих результатов исследования. В связи с изложенными обстоятельствами формулировка проверяемой гипотезы по сравнению с [Courteau, Kao, Richardson, 2001; Penman, Sougiannis, 1998; Penman, Yehuda, 2003] была значительно смягчена: требуется доказать не то, что модель остаточной прибыли «лучше», чем другие, а только то, что рассматриваемая модель *может* объяснять цены акций на развивающихся рынках.

Необходимо также отметить недавно появившийся поток публикаций, связанный с интерпретацией величины R^2 для различных моделей оценивания с помощью отсылки к модели корпоративного управления, непрозрачности (opacity) деятельности фирм и более общих институциональных проблем. В статье [Morck, Yeung, Yu, 2000] на данных о фондовых рынках ряда развитых и развивающихся стран за 1995 г. сделан вывод, что цены на акции на развивающихся рынках ведут себя значительно более синхронно, чем на развитых рынках, что объясняет значительно более высокое значение R^2 , как в чисто рыночных моделях ценности компаний, так и в моделях, выраженных через фундаментальные показатели компаний (ROA). Правдоподобное спекулятивное объяснение было дано в терминах непрозрачности информации о компаниях: на прозрачном рынке более существенна специфическая информация о компании, тогда как на непрозрачном рынке можно отследить только общий тренд рынка (Россия в статье не рассматривается, что довольно естественно, так как фондовый рынок появился только в сентябре 1995 г. с открытием РТС). В статье [Jin, Myers, 2004], написанной после серии скандалов с бухгалтерской отчетностью в крупнейших корпорациях США, авторы уже более осторожны в поисках идеала прозрачности [Jin, Myers, 2004, p. 28] и не приводят данные по отдельным странам — вместо этого они занимаются более серьезным модельным анализом страновых институциональных факторов, влияющих на величину R^2 (при этом также используется более современный статистический материал).

Результаты нашей работы количественно укладываются в рамки сформулированной выше гипотезы работы [Morck, Yeung, Yu, 2000]. От-

метим, однако, что, принимая во внимание проблемы количества торгуемых акций на данном рынке, вероятности внезапной неплатежеспособности компаний (crash) и т. п., ни один из западных авторов не рассмотрел проблемы, связанные с влиянием неликвидности развивающихся рынков на статистическую информацию, которая была использована ими для расчетов. В частности, акции компаний, торги по которым происходят редко, должны трактоваться согласно их методикам как движущиеся в одном направлении, что, очевидно, является артефактом. Проблемы тесноты связи рассматриваемых зависимостей и качества корпоративного управления для российских фирм еще ждут своего исследования.

В последние десятилетия наряду с рассмотренной выше классической проблематикой появились работы, существенно уточняющие постановку задачи об оценивании ценности фирмы с содержательной стороны. Прежде всего ресурсная концепция теории стратегического менеджмента подчеркивает роль уникальных ресурсов фирмы для определения конкурентного положения фирмы, а тогда и ее ценности. По существу это сдвигает задачу оценивания фирмы к оценке ее нематериальных активов (человеческого капитала, знаний, патентов, активов торговых марок и т. п.). Данному вопросу посвящена, например, монография известного специалиста по учету Б. Лева (см.: [Лев, 2003]). Фундаментальная работа [Козырев, Макаров, 2003] раскрывает ту же проблему в более широком экономическом контексте. В [Бухвалов, 2004в, с. 108] отмечается, что для российских условий нематериальные активы часто не принимаются сторонами во внимание при оценивании фирмы в силу неразвитости всей структуры связей, позволяющей считать нематериальные активы «принадлежащими» фирме, а не отдельным персонажам. Задача эта очень интересна практически, так как подводит, например, к проблемам оценки российских компаний, работающих в сфере высоких технологий.

Современный подход к оцениванию компаний предполагает также, что принимается во внимание ценность реальных опционов компании [Бухвалов, 2004а; 2004б]. В частности, нематериальные активы и интеллектуальная собственность сами являются реальными опционами (см.: [Бухвалов, 2004б; Козырев, Макаров, 2003]).

На первый взгляд кажется, что весь спектр параметров от качества корпоративного управления до интеллектуальной собственности делает нереалистичной адекватность простой фундаментальной модели, основанной лишь на данных учета (и ситуационных поправочных коэффициентах). Это, однако, не так. Наши расчеты показывают, что данные параметры оказывают свое (сложное для явного моделирования) влияние на учетные показатели фирмы, используемые в нашей модели, позволяя тем самым все равно получить удовлетворительную оценку на основе регрессионной формулы.

ФОРМУЛИРОВКА МОДЕЛЕЙ

Для проведения регрессионного анализа зависимости между фундаментальной и рыночной ценностью собственного капитала компаний мы используем две модели: однофакторную и двухфакторную. При этом правая часть регрессионных уравнений представляет собой оценку фундаментальной стоимости, вывод различных вариантов которых (с формулировкой всех необходимых допущений) был приведен в [Волков, 2004а; Волков, 2004б]. Отметим, однако, что, как только модели сформулированы и эконометрически протестированы, мы можем экстраполировать их на более широкие классы объектов, не заботясь о том, в какой мере выполнены условные допущения. Подобный подход принят в теории финансов и использовался всеми авторами, применявшими модели оценивания, которые мы рассмотрели в предыдущем разделе.

Однофакторная модель непосредственно связывает указанные выше величины следующим образом:

$$Cap_i = \alpha + \beta \times V_i + \varepsilon_i, \quad (2)$$

- где Cap_i — рыночная капитализация (*market capitalization*) на момент оценивания;
 V_i — фундаментальная ценность собственного капитала (*equity fundamental value*) на момент оценки;
 α, β — параметры уравнения регрессии;
 ε — случайный член.

Отметим, что рыночная капитализация определяется нами как произведение средневзвешенной по объемам торгов рыночной цены акции на количество акций. В то же время фундаментальная ценность собственного капитала рассчитывается как сумма балансовой стоимости собственного капитала (*equity book value* — E^{BV}) и перпетуитета остаточной чистой прибыли (*residual earnings* — RE) текущего периода. Ясно, что в данном случае используется допущение о том, что остаточная прибыль компании будет постоянной во всех последующих периодах. Величина V_i при сделанных допущениях может быть выражена как:

$$V_i = E_{i0}^{BV} + \frac{RE_i}{k_E}, \quad (3)$$

- где E_{i0}^{BV} — балансовая стоимость собственного капитала (*equity book value*) на начало периода, в конце которого происходит оценивание;
 RE_i — остаточная чистая прибыль за период, по которому происходит оценивание (*residual earnings*); подчеркнем, что величина RE_i по определению является функцией от k_E (см.: [Волков, 2004б, формула (10)]
 k_E — требуемая доходность на собственный капитал.

В отличие от однофакторной, *двухфакторная модель* позволяет учесть в уравнении регрессии обособленное влияние каждого из элементов, формирующих фундаментальную стоимость:

$$Cap_i = \alpha + \beta_1 \times E_{i0}^{BV} + \beta_2 \times \frac{RE_i}{k_E} + \varepsilon_i, \quad (4)$$

где Cap_i — рыночная капитализация на момент оценивания;
 E_{i0}^{BV} — балансовая стоимость собственного капитала на начало периода, по результатам которого производится оценивание;
 RE_i — остаточная чистая прибыль (*residual earnings*) на момент оценки;
 k_E — требуемая доходность на собственный капитал;
 α, β_1, β_2 — параметры уравнения регрессии;
 ε — случайный член.

Сначала будет рассмотрена модель (2), а далее — модель (4).

ВЫБОР ДАННЫХ И ПЕРВИЧНЫЙ АНАЛИЗ

В выборку, на основании которой проводится исследование, включены данные по компаниям-эмитентам, котирующим и торгующим свои обыкновенные акции на фондовой бирже РТС. При этом в целях соблюдения требования однородности данных из состава выборки исключены данные по акциям финансовых посредников (банков и иных финансовых институтов). Итоговый размер выборки, таким образом, был ограничен 47 компаниями.

Необходимые для исследования данные взяты из публичной финансовой отчетности компаний, включенных в выборку, за 2000–2002 гг. и из результатов торгов обыкновенными акциями этих компаний на фондовой бирже РТС в 2002–2003 гг. Таким образом, общий размер выборки составил 94 фирм-лет (47 компаний за 2 года). Первичные данные о финансовых показателях исследуемых компаний, включая данные о количестве обыкновенных акций в обращении, были получены с сайта www.skrin.ru, а первичные рыночные данные (данные о рыночных ценах) — с сайта www.rts.ru.

Данные для расчета финансовых показателей исследуемых компаний были сформированы на основе следующих допущений:

а) данные представляются в соответствии с российскими стандартами финансового учета и отчетности. При этом допускается, что указанные данные позволяют давать правдивое и полное представление о финансовом состоянии и эффективности деятельности организации;

б) данные представлены в долларах США. Перевод отчетности, представленной в рублях Российской Федерации, в доллары США производился по курсу, установленному ЦБ РФ на конец отчетного периода;

в) в целях проводимого исследования основные финансовые показатели основываются на неконсолидированной финансовой отчетности эмитентов. Причины использования неконсолидированной отчетности в целях анализа представлены далее в настоящей работе.

В качестве данных о рыночной стоимости акций были взяты средние значения курсов обыкновенных акций, представленных на РТС, взвешенные с учетом объемов торгов. При этом расчет средневзвешенного курса акций производился по данным второго квартала соответствующего года. Использование рыночных данных именно по второму кварталу связано с тем обстоятельством, что инвесторам необходим определенный промежуток времени для того, чтобы наиболее «точно» отреагировать на данные новой публичной финансовой отчетности. Более того, финансовая отчетность компаний за предшествующий год обычно публикуется в течение второго квартала года отчетного.

Указанные выше обстоятельства определяют выбор именно неконсолидированной финансовой отчетности для анализа: компании публикуют (если публикуют вообще) свою консолидированную отчетность позже неконсолидированной, поэтому во втором квартале года (в расчете используются данные о курсах акций именно на этот период) инвесторы прежде всего реагируют на неконсолидированную отчетность, в то время как реакция на консолидированные данные наступает несколько позже.

Общая характеристика используемых в исследовании данных представлены в табл. 1.

Таблица 1

Общие характеристики выборки исследуемых компаний

№ п/п	Наименование показателя	Среднее	Медиана	Стандартное отклонение
1	Рыночная капитализация (тыс. USD)	2 158 362	316 798	5 228 461
2	Балансовая стоимость собственного капитала (тыс. USD)	833 869	251 591	1 646 818
3	Чистая прибыль (тыс. USD)	123 761	22 135	281 648

Важным вопросом при анализе моделей оценки является проблема выбора адекватной величины требуемой доходности на собственный капитал (k_E). Решение по данному вопросу непосредственно влияет на расчет размера остаточной прибыли и, соответственно, на расчет величины фундаментальной стоимости собственного капитала.

В целях дальнейшего анализа мы предположим, что требуемая доходность на собственный капитал одинакова для всех компаний, входящих в выборку, и составляет 30% в долларах США. Проблема анализа этого предположения находится за рамками нашего исследования. Указанная практика типична при проведении оценки ведущими российскими инвестиционно-аналитическими компаниями. Например, в своем анализе дисконтированных денежных потоков при первоначальной эмиссии акций РБК (2002 г.) компания «Атон» указывала на (долларовую) ставку дисконтирования в 20% как применяемую ко всем компаниям с капитализацией менее 1 млрд долл.

Результаты расчетов основных показателей исследуемых моделей при использовании основной ставки доходности (30%) представлены в табл. 2.

Таблица 2

**Результаты расчета основных показателей моделей
(тыс. USD, $k_E = 30\%$)**

№ п/п	Наименование показателя	Среднее	Медиана	Стандартное отклонение
1	Фундаментальная стоимость собственного капитала на момент оценки (V)	412 537	73 783	941 348
2	Балансовая стоимость собственного капитала на начало года, по результатам которого проводится оценка (E^{BV})	833 869	251 591	1 646 818
3	Перпетуитет остаточной чистой прибыли (RE/k_E)	-421 332	-152 097	1 500 606

РЕЗУЛЬТАТЫ ИССЛЕДОВАНИЯ

Уравнение регрессии, полученное в результате оценки параметров *однофакторной модели* (2), выглядит следующим образом³:

$$Cap_i = 379\,070,9871 + 4,3130 \times V_i. \quad (5)$$

Далее следует дать ответ на два основных вопроса: во-первых, насколько полученное уравнение (5) объясняет взаимосвязь между выбранными параметрами; во-вторых, каковы свойства полученных коэффициентов регрессии и насколько полученные оценки являются надежными.

³ Напомним, что все измерения в настоящем исследовании проводятся в тыс. долларов США.

Ответ на первый вопрос дает коэффициент детерминации R^2 , показывающий, какая часть дисперсии зависимой переменной объясняется уравнением регрессии. Понятно, что если $R^2 = 1$, то связь между переменными является не стохастической (вероятностной), а функциональной (детерминированной), т.е. уравнение регрессии полностью объясняет зависимость одной переменной от другой. В случае же $R^2 = 0$ можно говорить об отсутствии связи между зависимой и независимой переменными, включенными в уравнение регрессии. В нашем случае коэффициент R^2 оказался равным **0,6030**, что означает, что полученное уравнение регрессии на 60,3% объясняет колебание рыночной капитализации с помощью величины фундаментальной стоимости собственного капитала, полученной методом остаточной чистой прибыли при отсутствии роста.

Ответ на второй вопрос дается с помощью формулирования нулевой гипотезы и проведения t - и F -тестов. Сформулируем сначала нулевую и альтернативную гипотезы:

$$H_0 : \beta = 0, \quad H_1 : \beta \neq 0. \quad (6)$$

Такие формулировки гипотез трактуются следующим образом: если нулевая гипотеза (H_0) верна, то это означает, что величина рыночной капитализации не зависит от фундаментальной стоимости капитала, полученного методом остаточной чистой прибыли. Альтернативная гипотеза состоит в том, что указанная выше зависимость существует. Нас интересует возможность отклонения нулевой и, соответственно, принятия альтернативной гипотез.

Для проверки сформулированных гипотез рассчитаем величину t -статистики и сравним ее с t -критическим. Стандартная ошибка коэффициента β составляет **0,3649**, поэтому величина t -статистики при принятой нулевой гипотезе составляет:

$$t = \frac{\beta - \beta_0}{c.o.(b)} = \frac{4,3130 - 0}{0,3649} = 11,8212. \quad (7)$$

При 1%-ном уровне значимости и 92 степенях свободы величина t -критического составляет **2,6303**. Нетрудно заметить, что неравенство

$$-t_{крит} < t < t_{крит} \quad (8)$$

не выполняется. Следовательно, нулевая гипотеза должна быть отвергнута, и надо принять гипотезу альтернативную. Это означает, что величина рыночной стоимости акций действительно зависит от фундаментальной стоимости, полученной методом остаточной чистой прибыли. Особо отметим, что в данном случае мы не будем проводить особой проверки по

F -критерию, так как в случае парного регрессионного анализа t - и F -критерии эквивалентны.

Можно ожидать обнаружение более тесной связи в случае *двухфакторной модели*. В нашем случае уравнение двухфакторной модели получается из уравнения однофакторной путем разложения последнего на две объясняющие составляющие: величину балансовой стоимости собственного капитала на акцию на начало периода, предшествующего периоду оценки, и величину перпетуитета остаточной чистой прибыли на момент оценки (формулы (3) и (4)). Результатом проведенной оценки указанной двухфакторной модели (при $k_E = 30\%$) стало следующее уравнение регрессии:

$$Cap_i = 158\,939,4047 + 4,4119 \times E_{i0}^{BV} + 3,9861 \times \frac{RE_i}{0,3}. \quad (9)$$

Дальнейший эконометрический анализ полученного уравнения регрессии проводился аналогично случаю однофакторной модели с учетом особенностей, возникающих в случае многомерного анализа.

Во-первых, был дан ответ на вопрос, насколько полученная зависимость (9) объясняет зависимую переменную. Расчет коэффициента детерминации R^2 дал очень высокое значение — 0,6176 (см. обсуждение в предыдущем разделе). Известно, что при добавлении каждой последующей переменной к уравнению регрессии коэффициент R^2 никогда не уменьшается, а, как правило, увеличивается. В этом случае обычно рассчитывается так называемый скорректированный коэффициент R^2 (*adjusted R^2*), который обеспечивает компенсацию для такого естественного сдвига вверх путем наложения «штрафа» за увеличение числа независимых переменных. В нашем случае значение скорректированного коэффициента детерминации R^2 составило **0,6092**. Такое высокое значение коэффициента детерминации (как обычного, так и скорректированного) означает, что рыночная стоимость акций на российском рынке на 60% определяется бухгалтерскими показателями: балансовой стоимостью собственного капитала и величиной остаточной чистой прибыли.

Во-вторых, как и в случае с однофакторной моделью, был проведен анализ коэффициентов регрессии на предмет их надежности. Для этого последовательно были сформулированы нулевые гипотезы о равенстве коэффициентов регрессии нулю:

$$\begin{aligned} H_0^1 : \beta_1 = 0, & \quad H_1^1 : \beta_1 \neq 0 \\ H_0^2 : \beta_2 = 0, & \quad H_1^2 : \beta_2 \neq 0 \end{aligned} \quad (10)$$

Результаты проверки указанных гипотез представлены в табл. 3. Эти результаты однозначно указывают на то, что нулевые гипотезы должны быть отклонены и, следовательно, что полученные значения коэффициентов регрессии являются надежными.

Представленные выше результаты исследования относятся к общему случаю, когда ставка затрат на собственный капитал определена в 30%. Возникает в этой связи следующий вопрос: насколько величина требуемой доходности релевантна для целей проводимого анализа? Другими словами, существенно ли влияет величина требуемой доходности на собственный капитал на результаты анализа.

Таблица 3

Результаты проверки гипотез по двухфакторной модели при $k_E = 30\%$.

№ п/п	Наименование показателя	Коэффициенты регрессии	
		b_1	b_2
1	Стандартная ошибка	0,3639	0,4004
2	t -статистика	12,123	9,954
3	t -критическое (1%-ный уровень значимости)	2,631	2,631
4	Вывод о нулевой гипотезе по результатам t -теста	Отклонить	Отклонить
5	Доверительный интервал (1%-ный уровень значимости)		
	– нижняя граница	3,4544	2,9326
	– верхняя граница	5,3693	5,0397
6	F -статистика	73,4910	
7	F -критическое (1%-ный уровень значимости)	6,9218	
8	Вывод о нулевых гипотезах по результатам F -теста	Отклонить	

Результаты статистического анализа, проведенного для различных ставок требуемой доходности, представлены в табл. 4.

Таблица 4

Результаты анализа двухфакторной модели при альтернативных ставках затрат на собственный капитал

№ п/п	Показатели	Альтернативные ставки требуемой доходности на собственный капитал (k_E), %				
		30	25	20	15	10
1	2	3	4	5	6	7
1	Коэффициенты уравнения регрессии					
	– коэффициент a	158939,4	158939,4	158939,4	158939,4	158939,4
	– коэффициент b_1	4,4119	3,7475	3,0831	2,4188	1,7544
	– коэффициент b_2	3,9861	3,3218	2,6574	1,9931	1,3287
2	Коэффициенты детерминации					
	– коэффициент R^2	0,6176	0,6176	0,6176	0,6176	0,6176
	– скорректированный коэфф. R^2	0,6092	0,6092	0,6092	0,6092	0,6092

1	2	3	4	5	6	7
3	Стандартные ошибки					
	– коэффициент $b1$	0,3639	0,3111	0,2646	0,2284	0,2080
	– коэффициент $b2$	0,4004	0,3337	0,2670	0,2002	0,1335
4	t -тест (1%-ный уровень значимости)					
	– t -критическое	2,631	2,631	2,631	2,631	2,631
	– t -статистика ($b1$)	12,123	12,046	11,651	10,588	8,436
	– t -статистика ($b2$)	9,954	9,954	9,954	9,954	9,954
5	Доверительные интервалы					
	– коэффициент $b1$					
	нижняя граница	3,4544	2,4438	2,3869	1,8178	1,2073
	верхняя граница	5,3693	4,1998	3,7794	3,0198	2,3016
	– коэффициент $b2$					
	нижняя граница	2,9326	2,9290	1,9551	1,4663	0,9775
	верхняя граница	5,0397	4,5660	3,3598	2,5199	1,6799
6	F -тест (1%-ный уровень значимости)					
	– F -критическое	6,9218	6,9218	6,9218	6,9218	6,9218
	– F -статистика	73,4910	73,4910	73,4910	73,4910	73,4910
7	Вывод о нулевых гипотезах	Отвергн.	Отвергн.	Отвергн.	Отвергн.	Отвергн.

Представленные в табл. 4 результаты позволяют сделать общий вывод, что величина требуемой доходности не является релевантным показателем, позволяющим судить о связи между рыночной капитализацией и бухгалтерскими показателями балансовой стоимости собственного капитала и остаточной чистой прибыли (хотя для расчета последнего показателя требуемая доходность на собственный капитал непосредственно используется). Указанный вывод основывается прежде всего на том, что при изменении ставки затрат на собственный капитал:

- свободный член a остается неизменным (158 939,4);
- значения коэффициентов $b1$ и $b2$ уменьшаются с уменьшением величины ставки затрат на собственный капитал, но при этом коэффициенты детерминации уравнения регрессии остаются неизменными ($R^2 = 0,6176$; $adjR^2 = 0,6092$);
- выводы по результатам t - и F -тестов однозначны и указывают на надежность коэффициентов регрессии.

В заключение отметим, что полученные нами результаты применительно к российскому рынку в принципе близки к результатам, полученным по развитым рынкам. Буквальное сравнение наших результатов с результатами рассматриваемых ниже работ невозможно, так как в них изу-

чается модель цены, а у нас — модель капитализации. Тем не менее укажем, что анализ связи между компонентами модели остаточной чистой прибыли и рыночной стоимостью акций по развитым рынкам дает следующие значения коэффициента детерминации R^2 : в исследовании [Asbaugh, Olsson, 2002] — от 0,83 до 0,87; в исследовании [Courteau, Као, Richardson, 2001] — 0,80 (для модели с нулевым ростом).

В то же время естественная ограниченность статистических данных по российскому рынку позволяет сделать только мягкий вывод о том, что модель остаточной прибыли может объяснять рыночную капитализацию. Понятно, что накопление статистических данных⁴ будет определять дальнейшие направления исследования российского рынка.

ИНТЕРПРЕТАЦИЯ РЕЗУЛЬТАТОВ И ДАЛЬНЕЙШИЕ НАПРАВЛЕНИЯ ИССЛЕДОВАНИЯ

Предметом исследования настоящей работы является анализ связи между фундаментальной оценкой собственного капитала, полученной с помощью модели остаточной чистой прибыли, и рыночной капитализацией. При этом указанный анализ проводится на статистическом материале российских финансовых рынков (2001–2003 гг.).

В нашей работе проверяется гипотеза о том, что балансовая стоимость собственного капитала и величина остаточной чистой прибыли как компоненты модели остаточной прибыли могут объяснять величину капитализации компаний, а тогда и рыночную цену акций. Для этого были сформулированы две модели: однофакторная и двухфакторная. При этом однофакторная модель непосредственно связывает фундаментальную и рыночную стоимости, а двухфакторная позволяет учесть обособленное влияние отдельных компонентов, формирующих фундаментальную стоимость.

Полученные в ходе исследования результаты имеют понятную управленческую интерпретацию как в качественном, так и в количественном смысле. Дадим эту интерпретацию по отношению к полученной нами двухфакторной модели как наиболее полной.

В качественном смысле следует сделать три основных вывода. Во-первых, свободный член α в представленном исследовании не имеет четкого экономического смысла. Фактически результат влияния на рыночную капитализацию иных причин, не включенных в рассмотренную двухфакторную модель, разделяется каким-либо образом между α и ε .

⁴ Исследования западных авторов, на которые осуществляются ссылки в настоящей статье, построены на гораздо более богатом статистическом материале. Так, в [Courteau, Као, Richardson, 2001] исследовано 500 компаний на протяжении 5 лет (1992–1996), т. е. имеется в наличии 2500 фирм-лет; выборка в исследовании [Penman, Yehuda, 2003] состоит из 56 628 фирм-лет (временной интервал — с 1963 по 2001 г.).

Во-вторых, второе слагаемое уравнения регрессии говорит о собственном капитале компаний, вложенном в активы, согласно балансовой оценке. Таким образом, оно свидетельствует об историческом уровне эффективности ранее осуществленных капиталовложений с учетом отношений с собственниками (дополнительное привлечение собственного капитала и выплата дивидендов). В-третьих, третье слагаемое уравнения регрессии (дисконтированная ожидаемая остаточная чистая прибыль) говорит о перспективах развития бизнеса. Следует особо отметить, что увеличение этого слагаемого для конкретной фирмы вовсе не требует каких-либо дополнительных капитальных вложений. Оно характеризует в рассмотренной модели исключительно эффективность использования имеющегося капитала в будущем.

В количественном смысле полученные коэффициенты регрессии могут быть интерпретированы в терминах чувствительности объясняемой величины к единичному изменению соответствующей переменной. Во-первых, так как $b_1 = 4,4119$, то можно сделать вывод, что каждый дополнительный доллар балансовой стоимости собственного капитала, вложенный в основную деятельность компании, дает 4,41 доллара прироста рыночной капитализации. Во-вторых, так как $b_2 = 3,9861$, а принятая в исследовании ставка $k_E = 30\%$, то можно сделать вывод, что каждый доллар прироста остаточной прибыли дает $(3,9861/0,3000 = 13,2870)$ 13,29 доллара роста рыночной капитализации. Верно и обратное утверждение: каждый доллар остаточных убытков означает снижение рыночной капитализации на указанную выше величину. Отметим, что в рассмотренный период большинство компаний имело не остаточную прибыль, а остаточный убыток. Поэтому, учитывая большую силу влияния второго фактора по сравнению с первым, можно объяснить повсеместное наличие на российском рынке отрицательной рыночной премии (рыночная премия есть разница между рыночной капитализацией и балансовой стоимостью собственного капитала). В этой связи важно подчеркнуть, что увеличение (или просто сохранение на достигнутом уровне) остаточной прибыли означает устойчивое повышение эффективности основной деятельности организации. Отметим, что этого можно зачастую достигнуть организационными (управленческими) средствами без дополнительных капиталовложений.

Чрезвычайно соблазнительно экстраполировать полученные результаты на компании, чьи акции не торгуются на фондовом рынке. К их числу относятся не только ООО и ЗАО, но и большинство ОАО. Необходимо отметить, что величина оценки существенно зависит от целей и обстоятельств оценки, а это не может быть схвачено нашей универсальной моделью. Ясно, например, что оценка небольшого пакета акций приведет к цене, отличной от той, что получится при оценке блокирующего или

контрольного пакета акций, ценой с учетом гудвил при поглощении и т. п. Тем не менее мы попробуем сейчас применить нашу методику к оценке акций при IPO (первоначальном публичном предложении, или первичной эмиссии) — также весьма специфической ситуации.

В феврале 2002 г. состоялось IPO российской компании «Вимм-Билль-Данн» (WBD) на Нью-Йоркской фондовой бирже (NYSE) в форме ADR (американских депозитарных расписок). При этом на продажу был выставлен блокирующий пакет акций. Акции были успешно размещены (при значительном превышении спроса над предложением) по цене $P = \$19,50$. Это соответствовало капитализации свыше 800 млн долл. и величине коэффициента $P/E > 20$. Такие результаты российской компании оказались неожиданными для многих отечественных маркетологов. В течение 2002 г. цена акций колебалась и стабилизировалась к концу года на уровне около \$15.

Произведем теперь расчет фундаментальной оценки собственного капитала компании WBD в соответствии с нашими результатами. Для этого приведем нашу формулу, рассчитанную по данным за 2001 г.:

$$Cap_{2002} = 158\,939 + 4,4119 \times E_{2001}^{BV} + 3,9861 \times \frac{RE_{2001}}{0,3}.$$

Для оценки капитализации WBD используем следующие данные:

— балансовая стоимость собственного капитала на начало 2001 г. = 53 706 тыс. долл.;

— чистая прибыль за 2001 г. = 31 800 тыс. долл.;

— требуемая доходность = 30%;

— количество акций в обращении = 44 млн.

Тогда остаточная прибыль за 2001 г. составляет:

$$RE_{2001} = 31\,800 - 0,3 \times 53\,706 = 15\,688 \text{ тыс. долл.},$$

что приводит к следующей оценке рыночной капитализации:

$$Cap_{2002} = 158\,939 + 4,4119 \times 53\,706 + 3,9861 \times \frac{15\,688}{0,3} = 604\,336 \text{ тыс. долл.}$$

и цене акции:

$$P_{2002} = \frac{604\,336}{44\,000} = 13,73 \text{ долл.}$$

Тем самым мы получили оценку, которая лишь на 30% отличается от фактической при IPO. При этом сам факт IPO блокирующего пакета, а также наличие идентифицируемого инвесторами брэнда, создают повышающий ситуационный эффект. Отметим, что стабильная цена акции в \$15 уже лишь на 9% отличается от расчетной. К сожалению, в России имеется очень мало случаев IPO для того, чтобы получить репрезентативную статистику, которую мы могли бы использовать для проверки модели, но полученный расчет дает оптимистические надежды по поводу

возможности практических применений с учетом ситуационных поправочных коэффициентов.

Представленное в настоящей работе исследование является только первым шагом на пути построения адекватных российскому рынку моделей оценивания. Дальнейшие исследования могут проводиться по следующим основным направлениям. Во-первых, следует проанализировать влияние на рыночную капитализацию требуемой доходности на собственный капитал (k_E) и фундаментальных принципов ее определения, учитывая не только эконометрические показатели, но и поведенческие (бихевеиористические) стереотипы. Во-вторых, следует исследовать другие причины, влияющие на рыночную капитализацию. Указанная проблема связана с тем, что по результатам проведенного нами исследования можно сделать вывод, что показатель α меняется во времени, в то время как показатели β стабильны во времени. Это обстоятельство дает основание думать, что имеются и иные параметры, определяющие величину рыночной капитализации. В-третьих, исходя из предыдущего вывода, следует отметить, что полученная авторами модель является объясняющей, но не прогнозной. Объясняющая сила модели означает, что полученные коэффициенты регрессии могут рассматриваться как коэффициенты чувствительности по соответствующим параметрам. Для того чтобы превратить модель в прогнозную (усилить предсказующую силу модели), следует, на наш взгляд, по мере накопления статистических данных (количество фирм-лет) осуществить проверку корректности получаемых результатов, связанных с такими свойствами модели, как гетероскедстичность, автокорреляция, мультиколлинеарность, и явно ввести динамические факторы. Есть также все основания полагать, что на российском рынке особую роль играют факторы, связанные с финансовой политикой компании, в частности издержки долга и банкротства.

Для превращения нашей модели в полезный прикладной инструмент необходимо, как указывалось выше, ввести ситуационные поправочные коэффициенты, если мы хотим получить оценку в связи с конкретной целью (слияние, дивестиции, первичная эмиссия и т. п.) или если мы хотим оценить компанию для стратегического инвестора, надо учесть перспективы долговременного роста компании на основе использования и развития ее уникальных ресурсов в соответствии с ее стратегией. Например, расчеты для компании «Газпром» за 2003–2004 гг. показывают ее сильную недооцененность на фондовом рынке (что и следовало ожидать) при практически точной оценке роста капитализации. Очевидно, что в такой ситуации реально вычислить поправочный коэффициент.

Прикладные расчеты в указанных направлениях ведутся сейчас в Центре «Корпоративных финансов и корпоративного управления» НИИ менеджмента СПбГУ.

ЛИТЕРАТУРА

- Бухвалов А. В. 2004а. Реальные опционы в менеджменте: введение в проблему. *Российский журнал менеджмента* **2** (1): 3–32.
- Бухвалов А. В. 2004б. Реальные опционы в менеджменте: классификация и приложения. *Российский журнал менеджмента* **2** (2): 27–56.
- Бухвалов А. В. 2004с. Теория фирмы и теория корпоративного управления. *Вестник С.-Петербургского ун-та. Сер. Менеджмент* (4): 99–117.
- Бухвалов А. В., Волков Д. Л. 2005. Исследование зависимости между показателями фундаментальной стоимости и рыночной капитализацией российских компаний. *Вестник С.-Петербургского ун-та. Сер. Менеджмент* (1): 26–43.
- Волков Д. Л. 2004а. Модели оценки фундаментальной стоимости собственного капитала компаний: проблема эквивалентности. *Вестник С.-Петербургского ун-та. Сер. Менеджмент* (3): 3–35.
- Волков Д. Л. 2004б. Управление стоимостью компаний и проблема выбора адекватной модели оценки. *Вестник С.-Петербургского ун-та. Сер. Менеджмент* (4): 79–98.
- Волков Д. Л. 2005. Показатели результатов деятельности: использование в управлении стоимостью компании. *Российский журнал менеджмента* **3** (2): 3–42.
- Козырев А. Н., Макаров В. Л. 2003. *Оценка стоимости нематериальных активов и интеллектуальной собственности*. 2-е изд. М.: РИЦ ГШ ВС РФ.
- Лев Б. 2003. *Нематериальные активы: управление, измерение, отчетность*. М.: Квинто-Консалтинг.
- Ashbaugh H., Olsson P. 2002. An exploratory study of the valuation properties of cross-listed firms' IAS and U. S. GAAP earnings and book values. *Accounting Review* **77** (1): 107–126.
- Benninga S. 2000. *Financial Modeling*. MIT Press: Cambridge, MA.
- Courteau L., Kao J., Richardson G. 2001. Equity valuation employing the ideal versus ad hoc terminal value expressions. *Contemporary Accounting Research* **18** (4): 625–661.
- Davis E. G., Dunn D. M., Williams W. H. 1973. Ambiguities in the cross-section analysis per share financial data. *Journal of Finance* **28** (5): 1241–1248.

- Davis J. L., Fama E. F., French K. R. 2000. Characteristics, covariances, and average returns: 1929 to 1997. *Journal of Finance* **55** (1): 389–406.
- Jensen M. C. 1972. Capital markets: Theory and evidence. *Bell Journal of Economics and Management Science* **3** (2): 357–398.
- Jin L., Myers S. 2004. *R-squared Around the World: New Theory and New Tests*. NBER Working Paper N 10453.
- Morck R., Yeung B., Yu W. 2000. The information content of stock markets: Why do emerging markets have synchronous stock price movements. *Journal of Financial Economics* **58** (1–2): 215–260.
- Penman S., Sougiannis T. A. 1998. Comparison of dividend, cash flow, and earnings approaches to equity valuation. *Contemporary Accounting Research*. **15** (3): 343–383.
- Penman S. 2001. *Financial Statement Analysis and Security Valuation*. McGraw-Hill: N. Y.
- Penman S., Yehuda N. 2003. *The Pricing of Earnings and Cash Flows and the Valuation of Accrual Accounting*. Unpublished paper. Columbia University.