

ФИНАНСОВЫЙ МЕНЕДЖМЕНТ

Д. Л. Волков, И. В. Березинец

УПРАВЛЕНИЕ ЦЕННОСТЬЮ: ПРОБЛЕМА ДОСТОВЕРНОСТИ БУХГАЛТЕРСКИХ МОДЕЛЕЙ ОЦЕНИВАНИЯ*

В статье анализируются модели оценивания собственного капитала компаний, основанные на бухгалтерских показателях. При этом исследование фокусируется на достоверности аналитических моделей, определяемой тем, насколько хорошо связаны друг с другом фундаментальные оценки собственного капитала, полученные при применении той или иной модели оценивания, с рыночными оценками. В статье дается определение моделей остаточной прибыли; подробно разбираются основные допущения, лежащие в основе этих моделей; формализуются варианты моделей при различных модификациях допущений; проводится эконометрический анализ полученных моделей, по данным российского рынка на временном промежутке с 2000 по 2005 г.

ВВЕДЕНИЕ В ПРОБЛЕМУ: УПРАВЛЕНЧЕСКИЙ КОНТЕКСТ

Построение современной системы управления компанией невозможно без ответа на вопрос о том, что является фундаментальной, основополагающей целью компании. Проблема определения такой цели, как отмечает М. Дженсен [Jensen, 2001], находится также в сердцевине современных глобальных дискуссий по поводу корпоративного управления¹. Управленческий подход, в центре которого стоит вопрос создания новой ценности для собственников компании как основной цели фирмы, получил название управления ценностью (стоимостью) компании, или ценностно-ориентированного менеджмента (*value based management* — *VBM*). Ценностно-ори-

* Авторы настоящего исследования выражают особую признательность д-ру физ.-мат. наук, профессору А. В. Бухвалову и канд. физ.-мат. наук, доценту Н. А. Зенкевичу за ценные замечания, сделанные при подготовке рукописи к изданию.

¹ О различии понятий «управление (management) корпорацией» и «корпоративное управление (governance)» см. подробнее в [Бухвалов, 2005].

© Д. Л. Волков, И. В. Березинец, 2006

ентированный менеджмент определяется как формальный и систематический подход к управлению компаниями, направленный на достижение цели максимизации создания ценности и максимизации ценности для акционеров в долгосрочном плане [McTaggart, Kontes, Mankins, 1994].

Концепция ценностно-ориентированного менеджмента основана на проблеме измерения ценности и процесса ее создания. Модуль оценивания как составная часть ценностно-ориентированного менеджмента предполагает выбор модели и процедур определения ценности компании для ее собственников, мониторинг изменения ценности, установление драйверов (механизмов) создания новой ценности [Волков, 2005б, с. 67]. Отсюда важнейшим, но и поныне дискуссионным является вопрос о построении системы измерения ценности компании для акционеров, что предполагает выбор компанией адекватной модели оценивания и разработку на основе этой модели системы инструментов, позволяющих принимать на всех уровнях управления организацией решения, обеспечивающие рост ценности для акционеров.

Выбор организацией модели оценивания предполагает поиск ответа на два ключевых вопроса. Во-первых, о приемлемости той или иной модели в качестве инструмента управления компанией; во-вторых, о степени ее достоверности — о том, насколько хорошо модель объясняет создание новой ценности для акционеров. Как отмечается в [Волков, 2005б], решение первой задачи предусматривает поиск ответов на целый комплекс взаимосвязанных вопросов, является ли дисконтируемый в модели показатель показателем результатов деятельности организации за период; связан ли он с созданием ценности для акционеров; насколько однозначно показатель результатов сигнализирует о создании либо разрушении ценности для акционеров; возможно ли построение системы принятия решений в организации на основе дисконтируемого в модели показателя; насколько показатель результатов (он же — показатель создания новой ценности) решает агентскую проблему и согласует интересы собственников и менеджеров; возможно ли построение системы материального стимулирования менеджеров на основе данного показателя; насколько сложен показатель; доступен ли он для понимания менеджерам и инвесторам, не имеющим специального образования в области учета и финансов; возможно ли на основе выбранной модели построение системы драйверов (механизмов) создания новой ценности, а также такое «доведение» этой системы до каждого менеджера, при котором индивидуальные показатели результатов деятельности отдельных менеджеров будут способствовать росту ценности для акционеров?

Настоящая статья посвящена поиску ответа на вопрос о степени достоверности моделей оценивания, которая определяется прежде всего

тем, насколько хорошо связаны друг с другом фундаментальные оценки собственного капитала, полученные при применении той или иной модели оценивания, с рыночными оценками. В качестве основных классов моделей оценивания, достоверность которых исследуется, выступают модели дисконтирования дивидендов, денежных потоков и остаточной прибыли. В настоящей статье мы фокусируемся на моделях оценивания, базирующихся на бухгалтерских показателях (в частности, на модели остаточной прибыли).

Основы методологии исследования проблемы достоверности указанных моделей были заложены в работах Дж. Олсона [Ohlson, 1995; Feltham, Ohlson, 1995]. Эмпирическому тестированию таких моделей оценивания и выявлению их преимуществ над моделями дисконтирования дивидендов и денежных потоков посвящена обширная литература, появившаяся в последнее десятилетие. Г. Ричардсон и С. Тинаикар [Richardson, Tinaikar, 2004] выделяют два основных направления этих публикаций: историческое и прогнозное. *Историческая* ветвь обоснований предполагает определение связи между фундаментальными и рыночными оценками на базе фактически наблюдаемых данных финансовой отчетности компаний и фактических рыночных цен. В отличие от этого *прогнозная* ветвь исследует взаимосвязь между прогнозными значениями финансовой отчетности и фактически наблюдаемыми рыночными ценами. Знаковыми работами в рамках исторического направления являются [Ohlson, 1995; Feltham, Ohlson, 1995; 1996; Bar-Yosef, Callen, Livnat, 1996; Dechow, Hutton, Sloan, 1999; Lee, 1999; Myers, 1999; Lo, Lys, 2000; Biddle, Peter, Zhang, 2001; Callen, Morel, 2001; Begley, Feltham, 2002; Easton, Pae, 2003], а прогнозного — [Penman, Sougiannis, 1998; Courteau, Као, Richardson, 2001]. Настоящее исследование, как и предшествующая работа одного из авторов данной статьи [Бухвалов, Волков, 2005], принадлежит к исторической ветви.

Представленная работа является закономерным продолжением серии статей, опубликованных в «Вестнике С.-Петербургского университета. Серия Менеджмент» и «Российском журнале менеджмента»: [Волков, 2004а; 2004б; Бухвалов, Волков, 2005; Волков, 2005а; 2005б]. Ее появление связано как с накоплением новой статистической информации по российскому рынку, так и с необходимостью более глубокого теоретического обоснования бухгалтерских моделей оценивания и базовых допущений, лежащих в их основе. В статье приводится определение моделей остаточной прибыли; подробно разбираются основные допущения, лежащие в основе модели; формализуются варианты модели при различных модификациях допущений; представлен эконометрический анализ полученных моделей по данным российского рынка на временном промежутке с 2000 по 2005 г.

**МОДЕЛЬ ОСТАТОЧНОЙ ПРИБЫЛИ:
ОСНОВНЫЕ ОПРЕДЕЛЕНИЯ И ФОРМУЛИРОВКИ**

В настоящей работе исследуются модели оценивания собственного капитала, основанные на бухгалтерских показателях, в частности модель остаточной прибыли. Истоки модели остаточной прибыли исследователи обычно связывают с концепцией экономической прибыли А. Маршалла [Marshall, 1890]. Интерес к этой концепции возродился в 60-х — 70-х гг. XX в., поэтому в качестве непосредственных теоретических источников модели остаточной прибыли можно назвать работы Е. Фамы, М. Миллера и Ф. Модильяни [Fama, Miller, 1972; Miller, Modigliani, 1961], с одной стороны, и Е. Эдвардса и П. Белла [Edwards, Bell, 1961] — с другой.

Модель остаточной прибыли (*residual income model* — RIM) предполагает, что фундаментальная ценность собственного капитала компании зависит от четырех факторов: 1) величины инвестированного капитала на момент оценки; 2) фактической доходности на капитал; 3) требуемой доходности на капитал; 4) устойчивости спреда результатов, т. е. способности организации приносить доходность на капитал выше требуемой. При этом временной период, в течение которого обеспечивается положительный спред результатов, определяется как период *конкурентного преимущества*.

Переформулировав базовые послышки модели остаточной прибыли, можно утверждать, что фундаментальная ценность собственного капитала организации складывается из двух основных элементов: 1) балансовой стоимости собственного капитала на момент оценки; 2) дисконтированного потока остаточных прибылей, обеспечивающих прирост фундаментальной ценности над балансовой стоимостью собственного капитала.

Отсюда центральным для данной модели является понятие *остаточной прибыли* (*residual income* — RI)², под которой понимается бухгалтерская прибыль организации за вычетом затрат на капитал. В самом общем виде величину остаточной прибыли можно выразить следующим образом:

$$RI_j = \pi_j - k \times I_{j-1}, \quad (1)$$

где RI_j — остаточная прибыль отчетного (j -го) года; π_j — бухгалтерская прибыль отчетного года; k — требуемая доходность на капитал; I_{j-1} — балансовая стоимость инвестиций на начало отчетного (конец предшествующего отчетному) года.

Одной из разновидностей показателя остаточной прибыли является *остаточная чистая прибыль* (*residual earnings* — RE), т. е. чистая прибыль

² Остаточная прибыль в литературе также называется сверхприбылью (*abnormal earnings*) (см., напр.: [Ohlson, 1995]).

организации за вычетом затрат на собственный капитал. В этом случае под инвестициями в организацию понимается балансовая стоимость собственного капитала (E). Соответственно, в качестве прибыли берется показатель чистой прибыли — NI (*net income*), а требуемой доходности — ставка затрат на собственный капитал k_E . Тогда формула расчета остаточной прибыли принимает вид:

$$RE_j = NI_j - k_E \times E_{j-1}. \quad (2)$$

Модель остаточной чистой прибыли (*residual earnings model* — REM) как вариант модели остаточной прибыли (RIM) предполагает, что фундаментальная ценность собственного капитала организации складывается из двух элементов: балансовой стоимости собственного капитала на момент оценки и величины прироста фундаментальной стоимости над балансовой, определяемой, в свою очередь, как бесконечный поток остаточных чистых прибылей, дисконтированных по ставке затрат на собственный капитал. В общем виде уравнение, задающее данную модель, имеет вид:

$$V_E^{REM} = E_0 + \sum_{j=1}^{\infty} \frac{RE_j}{(1 + k_E)^j}. \quad (3)$$

Становление модели остаточной чистой прибыли связывают с классической работой Е. Эдвардса и П. Белла [Edwards, Bell, 1961]. Знаковой фигурой в развитии рассматриваемого направления является Дж. Олсон, работы которого [Ohlson, 1990; 1991; 1995; Feltham, Ohlson, 1995] позволили последователям назвать данную модель оценки *моделью Эдвардса–Белла–Олсона* (*Edwards–Bell–Ohlson (EBO) valuation model*)³. В дальнейшем анализ модели остаточной чистой прибыли получил свое развитие в работах С. Пинмена [Ou, Penman, 1989a; 1989b; Penman, 1992; 1998; 2001; Penman, Sougiannis, 1998; Penman, Yehuda, 2003], В. Бернарда [Bernard, 1993; 1995], Ч. Ли [Lee, 1996, 1999; Frankel, Lee, 1998], Х. Ашбаха и П. Олссона [Ashbaugh, Olsson, 2002] и многих других авторов.

МОДЕЛЬ ОСТАТОЧНОЙ ПРИБЫЛИ: ОСНОВНЫЕ ДОПУЩЕНИЯ

Дальнейший анализ модели остаточной прибыли предполагает исследование основных допущений модели. Классическими работами, в которых они сформулированы, являются [Ohlson, 1995; Feltham, Ohlson, 1995]. Ука-

³ Обозначение данной модели как EBO-модели было введено В. Бернардом [Bernard, 1993]. В последующем данное обозначение стало общераспространенным (см., напр.: [Lee, 1996; Frankel, Lee, 1998]).

занные работы стали методологической базой для последующих исследований в данной области. Следуя Дж. Олсону [Ohlson, 1995], выделим три основных допущения модели остаточной прибыли:

- 1) о порядке бухгалтерского учета запасов и потоков;
- 2) о совместимости с равновесной моделью дисконтирования дивидендов;
- 3) о динамике прогнозных значений остаточной прибыли.

Рассмотрим каждое из них подробно.

Допущение о порядке бухгалтерского учета запасов и потоков предполагает, что соблюдается отношение, которое в западной бухгалтерской литературе получило название *clean-surplus relationship* (CSR) [Feltham, Ohlson, 1995, p. 694; Penman, 2001, p. 238–249]. Буквально его можно перевести как *отношение чистого прироста (собственного капитала и, соответственно, баланса)*. Указанное отношение говорит о том, что величина собственного капитала (E) изменяется только исключительно вследствие двух причин: во-первых, отношений с собственниками, выраженных в привлечении с их стороны дополнительного капитала и распределения в их пользу финансовых результатов в виде дивидендов (d); во-вторых, конечного результата деятельности организации в течение отчетного периода, выраженного показателем *чистой всевключающей прибыли* (*net comprehensive income* — NI):

$$E_i = E_{i-1} + NI_i - d_i. \quad (4)$$

Допущение о совместимости с равновесной моделью дисконтирования дивидендов предполагает эквивалентность рассматриваемых моделей. В общем виде модель дисконтирования дивидендов (*dividend discounted model* — *DDM*) может быть записана следующим образом:

$$P = V_E^{DDM} = \sum_{i=1}^{\infty} \frac{d_i}{(1 + k_E)^i}, \quad (5)$$

где V_E^{DDM} — фундаментальная ценность собственного капитала, полученная при применении модели дисконтирования дивидендов; P — рыночная ценность собственного капитала (рыночная цена акции, или рыночная капитализация); d_i — чистые дивиденды в i -м году прогнозирования; k_E — требуемая доходность на собственный капитал.

Эквивалентность моделей дисконтирования дивидендов и остаточной чистой прибыли продемонстрирована в [Волков, Березинец, 2006]. Можно показать также эквивалентность модели остаточной прибыли с моделями оценивания, основанными не на бухгалтерских показателях прибыли, а на денежных потоках, в том числе с моделью дисконтирования свободных денежных потоков. Она показана, в частности, в [Волков, 2004а]. С. Пинмен и

Т. Сугианнис [Penman, Sougiannis, 1998] подчеркнули, что если выполняется отношение чистого прироста, то модели оценивания различаются лишь порядком учета запасов и потоков. Следовательно, на бесконечных промежутках они эквивалентны. В то же время при переходе от бесконечных к конечным горизонтам прогнозирования модели могут давать различный результат.

Допущение о динамике прогнозных значений остаточной прибыли формулируется Дж. Олсоном [Ohlson, 1995] как *линейная информационная динамика (linear information dynamics — LID)*. Она определяется (см., напр.: [Richardson, Tinaikar, 2004]) как линейный стохастический процесс, выражающий изменения во времени и взаимосвязь бухгалтерских и небухгалтерских информационных переменных. *LID* дает прогнозы будущих ожидаемых величин остаточной прибыли, основываясь на фактических значениях бухгалтерских переменных, и прочей информации в настоящем. По Дж. Олсону [Ohlson, 1995], ценность собственного капитала (P) складывается из балансовой стоимости собственного капитала (E), линейной функции текущих остаточных прибылей (RE) и скалярной переменной, представляющей прочую (небухгалтерскую) информацию (θ):

$$P_t = E_t + \alpha_1 RE_t + \alpha_2 \theta_t. \quad (6)$$

При этом прогнозные ожидаемые значения переменных, включенных в модель (6), определяются следующей системой линейных уравнений:

$$\begin{cases} RE_{t+1} = w \times RE_t + \theta_t, \\ \theta_{t+1} = \gamma \theta_t. \end{cases} \quad (7)$$

В свою очередь, параметры процесса w ($0 \leq w \leq 1$) и γ ($0 \leq \gamma \leq 1$) являются постоянными и «известными» величинами. Коэффициенты уравнения (6) могут быть выражены через параметры системы (7) следующим образом [Ohlson, 1995, p. 669]:

$$\begin{aligned} \alpha_1 &= \frac{w}{R_E - w} \geq 0, \\ \alpha_2 &= \frac{R_E}{(R_E - w)(R_E - \gamma)} > 0. \end{aligned} \quad (8)$$

ФОРМАЛИЗАЦИЯ МОДЕЛЕЙ ИССЛЕДОВАНИЯ

Основная модель оценивания (3) в совокупности с допущениями о чистом приросте (4) и линейной информационной динамикой (6)–(8) дает возможность сформулировать класс различных моделей оценивания,

основанных на исторических данных как бухгалтерского, так и небухгалтерского характера. Различия определяются разными допущениями по поводу параметров процесса, устанавливающего линейную информационную динамику.

Рассмотрим сначала классическую модель Дж. Олсона, предположив, что инвесторы при определении рыночной цены акции ориентируются исключительно на бухгалтерскую информацию. Это означает, что параметр процесса γ равен 0 и, следовательно, скалярная переменная θ , отображающая прочую небухгалтерскую информацию, также равна 0. При таком предположении линейная динамика остаточной прибыли (7) определяется как:

$$RE_{t+1} = w \times RE_t. \quad (9)$$

Напомним, что параметр w изменяется в диапазоне от 0 до 1. Рассмотрим крайние случаи, когда $w = 1$ и $w = 0$.

Сначала предположим, что $w = 1$. В этом случае инвесторы основывают свои ожидания по поводу будущих значений остаточной прибыли полностью на текущем (фактически наблюдаемом) значении этого показателя, т. е. $RE_{t+1} = RE_t$. Коэффициент α_1 в (8) в данном случае таков:

$$\alpha_1 = \frac{w}{R_E - w} = \frac{1}{R_E - w} = \frac{1}{k_E}. \quad (10)$$

Следовательно, базовые модели оценивания (3) и (6) трансформируются таким образом:

$$P_t = E_t + \sum_{j=1}^{\infty} \frac{RE_{t+j}}{(1 + k_E)^j} = E_t + \frac{RE_{t+1}}{k_E} = E_t + \frac{RE_t}{k_E}. \quad (11)$$

Модель (11) означает, что рыночная цена акции определяется балансовой стоимостью собственного капитала на момент оценивания (E_t) и бесконечным дисконтированным на момент t по ставке затрат на собственный капитал потоком ожидаемой в будущем остаточной чистой прибыли. Последний, при принятых допущениях, есть перпетуитет фактически наблюдаемого значения остаточной чистой прибыли за прошлый период ($t - 1, t$).

Теперь предположим, что $w = 0$. Это допущение приводит нас к модели балансовой стоимости, в соответствии с которой рыночная цена акции определяется величиной балансовой стоимости собственного капитала на момент оценивания. Действительно, при $w = 0$ коэффициент α_1 в форму-

ле (8) равен нулю, и значение ожидаемой остаточной прибыли RE_{t+1} в соответствии с выражением (7) также равно 0. Отсюда базовые модели оценивания (6) и (3) трансформируются, соответственно, в следующие:

$$P_t = E_t + \alpha_1 RE_t = E_t + 0 = E_t;$$

$$P_t = E_t + \sum_{j=1}^{\infty} \frac{RE_{t+j}}{(1+k_E)^j} = E_t + 0 = E_t. \quad (12)$$

Допущение о нулевой ожидаемой остаточной прибыли означает, что инвесторы ожидают, что в будущем чистая прибыль компаний (NI) будет покрывать исключительно затраты на капитал, т. е.:

$$RE_{t+1} = NI_{t+1} - k_E \times E_t = 0_t \text{ или } NI_{t+1} = k_E \times E_t. \quad (13)$$

Модели (11) и (12) основаны на предположении о том, что ожидаемые величины остаточной чистой прибыли равновелики и постоянны на бесконечном промежутке прогнозирования (в первом случае они равны текущей величине остаточной прибыли, во втором — нулю). Различие в моделях кроется в значении параметра w , принимающего граничные значения: $w = 1$ и $w = 0$.

Продолжим анализ, предположив, что при сохранении базовых допущений о постоянстве ожидаемых величин остаточной прибыли параметр w принимает значение в интервале $0 < w < 1$ за будущий период ($t, t + 1$) и $w = 1$ в последующие периоды. В этом случае линейная информационная динамика без учета прочей небухгалтерской информации может быть выражена так:

$$NI_{t+1} = u \times NI_t. \quad (14)$$

Предположим, что коэффициент u в (14) равен единице. Это означает, что инвесторы полностью основывают свои ожидания по поводу будущих значений чистой прибыли на текущем значении этого показателя. При принятых допущениях уравнение (3) может быть переписано в следующем виде:

$$P_t = E_t + \sum_{j=1}^{\infty} \frac{RE_{t+j}}{(1+k_E)^j} = E_t + \frac{RE_{t+1}}{k_E},$$

при этом выполняется неравенство:

$$E_t + \frac{RE_{t+1}}{k_E} < E_t + \frac{RE_t}{k_E}. \quad (15)$$

Разложив балансовую стоимость собственного капитала на момент t на факторы в соответствии с отношением чистого прироста (4) и представив остаточную чистую прибыль по определению (2), получаем:

$$\begin{aligned}
P_t &= E_t + \frac{RE_{t+1}}{k_E} = E_{t-1} + NI_t - d_t + \frac{NI_{t+1} - k_E \times E_t}{k_E} = \\
&= E_{t-1} + NI_t - d_t + \frac{NI_{t+1} - k_E \times (E_{t-1} + NI_t - d_t)}{k_E} = \\
&= E_{t-1} + \frac{k_E \times NI_t - k_E \times d_t + NI_{t+1} - k_E \times E_{t-1} - k_E \times NI_t + k_E \times d_t}{k_E} = \quad (16) \\
&= E_{t-1} + \frac{NI_{t+1} - k_E \times E_{t-1}}{k_E}.
\end{aligned}$$

При принятом нами допущении о том, что в уравнении (14) коэффициент $u = 1$, т. е. $NI_{t+1} = NI_t$, выражение (16) может быть представлено в виде:

$$P_t = E_{t-1} + \frac{NI_{t+1} - k_E \times E_{t-1}}{k_E} = E_{t-1} + \frac{NI_t - k_E \times E_{t-1}}{k_E} = E_{t-1} + \frac{RE_t}{k_E}. \quad (17)$$

Таким образом, модель (17) означает, что рыночная цена акции определяется балансовой стоимостью собственного капитала на начало периода, предшествующего моменту оценивания (E_{t-1}), и бесконечным дисконтированным по ставке затрат на собственный капитал потоком ожидаемой в будущем остаточной чистой прибыли. Последний, в свою очередь, при принятых допущениях есть перпетуитет фактически наблюдаемого значения остаточной чистой прибыли за прошлый период ($t-1, t$).

Особо отметим, что (17) представляет собой модель чистой прибыли, в соответствии с которой цена акции определяется исключительно дисконтированным по ставке затрат на собственный капитал потоком текущей чистой бухгалтерской прибыли:

$$P_t = E_{t-1} + \frac{NI_t - k_E \times E_{t-1}}{k_E} = E_{t-1} + \frac{NI_t}{k_E} - E_{t-1} = \frac{NI_t}{k_E}. \quad (18)$$

На основании модели (17) можно построить модифицированный вариант модели балансовой стоимости. Предположим, что инвесторы ожидают в будущем получение чистой прибыли на уровне, покрывающем только затраты на капитал текущего периода ($t-1, t$). При этих допущениях значение коэффициента u выводится из следующей системы уравнений:

$$\begin{cases} NI_{t+1} = k_E \times E_{t-1}, \\ NI_{t+1} = u \times NI_t, \end{cases} \Rightarrow u = E_{t-1} \times \left(\frac{NI_t}{k_E} \right)^{-1}. \quad (19)$$

В этом случае модель оценивания принимает такой вид:

$$P_t = E_{t-1} + \frac{NI_{t+1} - k_E \times E_{t-1}}{k_E} = E_{t-1} + \frac{0}{k_E} = E_{t-1}. \quad (20)$$

Продолжая анализ, можно включить в область рассмотрения не только бухгалтерскую информацию, но и прочую небухгалтерскую информацию, т. е. проанализировать случай, при котором в уравнении (7) параметр $\gamma \neq 0$ и, следовательно, θ в формуле (6) больше нуля. Тогда цена акции может быть представлена так:

$$P_t = P_t^a + P_t', \quad (21)$$

где P_t^a — часть цены акции, объясняемой бухгалтерской информацией;
 P_t' — часть цены акции, объясняемой прочей небухгалтерской информацией.

Первое слагаемое в формуле (21) есть фундаментальная ценность собственного капитала (V_t), которая по определению есть балансовая стоимость собственного капитала плюс бесконечный поток остаточной бухгалтерской прибыли. Для оценки фундаментальной ценности выберем одну из рассмотренных выше моделей, к примеру, модель (17) со всеми присущими ей допущениями. Тогда:

$$P_t^a \equiv V_t = E_{t-1} + \frac{RE_t}{k_E}. \quad (22)$$

Относительно второго слагаемого в уравнении (21) можно предположить, что значение части цены акции, объясняемой прочей небухгалтерской информацией, есть линейная функция от аналогичного показателя прошлых лет, так что:

$$P_t' = \varphi \times P_{t-1}'. \quad (23)$$

Анализируя далее переменную P_{t-1}' , отметим два важных обстоятельства. Во-первых, момент $t - 1$ есть момент в прошлом, в котором значение фактически наблюдаемой цены акции (P_{t-1}^f) может отличаться от значения фундаментальной ценности, полученной при применении той или иной модели оценивания (V_{t-1}). Во-вторых, само по себе отклонение фактически наблюдаемой цены от фундаментальной ценности может определяться влиянием небухгалтерской информации, так что:

$$P'_{t-1} \equiv P_{t-1} - V_{t-1}. \quad (24)$$

Как было показано ранее, при условии, что величина ожидаемой чистой прибыли является постоянной величиной ($NI_t = NI_{t+1}$)⁴, фундаментальная ценность также постоянна: $V_t = \text{const}$. При указанных допущениях формула (24) может быть переписана в следующем виде:

$$P'_{t-1} \equiv P_{t-1} - V_{t-1} = P_{t-1} - V_t. \quad (25)$$

Подставив (25) в (23), получим:

$$P'_t = \varphi \times (P_{t-1} - V_t). \quad (26)$$

Выражения (22) и (26) подставляем в уравнение (21) и тогда:

$$P_t = V_t + \varphi \times (P_{t-1} - V_t) = V_t \times (1 - \varphi) + \varphi \times P_{t-1}. \quad (27)$$

Поскольку коэффициент φ изменяется от 0 до 1, то, рассуждая аналогично предыдущему, рассмотрим случаи, когда этот параметр принимает свои граничные значения. Пусть $\varphi = 0$. Это означает, что цена акции определяется исключительно бухгалтерской информацией, т. е.: $P_t = V_t$; $P'_t = 0$. Пусть $\varphi = 1$, т. е. цена акции не изменяется и равна фактически наблюдаемому значению в момент $(t-1)$: $P_t = P_{t-1}$; $P'_t = P'_{t-1}$. В реальности значение коэффициента φ не достигает граничных значений, поэтому $0 < \varphi < 1$.

Подставим теперь выражение для модели фундаментальной стоимости (17) в уравнение (27) и получим полную модель цены акции с учетом как бухгалтерской, так и прочей небухгалтерской информации:

$$P_t = \left(E_{t-1} + \frac{RE_t}{k_E} \right) (1 - \varphi) + \varphi \times P_{t-1}. \quad (28)$$

Перед формализацией эконометрических моделей для анализа адекватности сформулированных теоретических моделей эмпирическим данным сделаем несколько общих замечаний.

Во всех рассматриваемых нами регрессионных моделях в качестве объясняемой переменной выбрана рыночная цена акции. Соответственно, и все объясняющие переменные берутся не по своим абсолютным значениям, а в расчете на одну акцию. В этом заключается отличие от моделей, исследованных в [Бухвалов, Волков, 2005], в которых в качестве объясняемой переменной выступает рыночная капитализация (произведение ры-

⁴ Если быть точнее, то не чистой, а нераспределенной прибыли. Однако указанная формальная неточность, упрощая изложение, не влияет на последующие выводы.

ночной цены на количество акций в обращении), а объясняющие переменные берутся по своим абсолютным значениям.

Вопрос выбора объясняемой переменной (цена или капитализация) относится к разряду дискуссионных и требует дальнейших исследований. С одной стороны, дробление собственного капитала на акции произвольно по масштабу отдельной акции и вносит статистическую ошибку в связи с гетероскедастичностью модели (разномасштабностью данных). В этом смысле построение моделей относительно цены, а не капитализации, «отсекает» целый класс управленческих приложений модели: прогнозирование ценности капитала закрытых компаний и компаний, осуществляющих IPO (первичное предложение акций). С другой стороны, модели цены по сравнению с моделями капитализации обладают большей объясняющей силой. Так, анализ модели остаточной чистой прибыли, по данным российского рынка за 2000–2003 гг., в которой результирующим показателем является рыночная капитализация, дает значение коэффициента детерминации $R^2 = 0,61$ [Бухвалов, Волков, 2005], в то время как анализ модели, проведенной в настоящем исследовании, по тем же данным и за тот же период времени, но относительно рыночной цены, дает значение коэффициента детерминации $R^2 = 0,89$. Отметим в этой связи, что в задачу дальнейших исследований входит модельный эконометрический анализ, сравнивающий модели рыночной капитализации и цены.

Как ранее указывалось, целью настоящего исследования является тестирование моделей оценивания, основанных на бухгалтерских показателях, на предмет их способности объяснять фактически наблюдаемые рыночные цены. Если модель способна хорошо объяснять цены, то это означает, что фундаментальные оценки, полученные при ее применении, могут служить мерой создания (разрушения) ценности для собственников. И в этом смысле такие оценки носят долгосрочный характер и могут служить основой для построения системы показателей результатов деятельности, определяющих схемы вознаграждения менеджмента, дизайн пенсионных систем, систем планирования деятельности и бюджетирования и т. п.

Особую сложность вызывает проблема сопоставления бухгалтерских и рыночных данных во времени. Дело в том, что бухгалтерская отчетность, составленная на момент t , публикуется с определенным временным лагом. Более того, рынку необходимо дополнительное время для того, чтобы среагировать на поступившую бухгалтерскую информацию. Отсюда сравнение фактически наблюдаемой в момент t рыночной цены акции (P_t) с бухгалтерскими показателями на тот же момент времени будет не совсем корректно, так как фактически в цену P_t бухгалтерская информация на момент t еще не включена. Для решения указанной проблемы в наших моделях бухгалтерская информация на момент t сравнивается с рыночной ценой акции

с определенным временным лагом τ ($0 < \tau < 1$), позволяющим рыночным ценам «отреагировать» на поступившую бухгалтерскую информацию.

Перейдем к рассмотрению эконометрических моделей. Сначала остановимся на однофакторных эконометрических моделях балансовой стоимости собственного капитала. Они определяются уравнениями (20) и (12) соответственно и основываются на допущениях, принятых нами при их обосновании:

$$P_{t+\tau, i} = \beta_0 + \beta_1 E_{t-1, i} + e_{1, t+\tau, i}; \quad (M1)$$

$$P_{t+\tau, i} = \lambda_0 + \lambda_1 E_{t, i} + e_{2, t+\tau, i}. \quad (M2)$$

В модели (M1) использованы следующие обозначения: $P_{t+\tau, i}$ — рыночная цена акций i -й компании в момент $(t + \tau)$; $E_{t-1, i}$ — балансовая стоимость собственного капитала i -й компании в расчете на одну акцию в момент $(t - 1)$; β_0, β_1 — неизвестные параметры регрессионной модели; $e_{1, t+\tau, i}$ — случайная составляющая, характеризующая не учтенные в модели (M1) факторы.

В модели (M2) все переменные имеют тот же смысл, что и в (M1), за исключением того, что балансовая стоимость собственного капитала i -й компании в расчете на одну акцию вычисляется не в момент $(t - 1)$, а в момент t . Через λ_0, λ_1 обозначены неизвестные параметры данной модели, а через $e_{2, t+\tau, i}$ — случайная составляющая.

В двухфакторных эконометрических моделях рыночная цена акции объясняется не только балансовой стоимостью собственного капитала на акцию, но и историческим значением остаточной чистой прибыли. Эти модели строятся, исходя из уравнений (17) и (11) соответственно, и основываются на допущениях, принятых нами при их теоретическом обосновании:

$$P_{t+\tau, i} = \mu_0 + \mu_1 E_{t-1, i} + \mu_2 RE_{t, i}^* + e_{3, t+\tau, i}; \quad (M3)$$

$$RE_{t, i}^* = \frac{RE_{t, i}}{k_E} = \frac{NI_{t, i} - k_E \times E_{t-1, i}}{k_E}; \quad (M3a)$$

$$P_{t+\tau, i} = \eta_0 + \eta_1 E_{t, i} + \eta_2 RE_{t, i}^* + e_{4, t+\tau, i}. \quad (M4)$$

В моделях (M3) и (M4) под $RE_{t, i}^*$ будем понимать (см. M3a) перпетуитет остаточной чистой прибыли периода $(t - 1, t)$ i -й компании в расчете на одну акцию. Коэффициенты μ_0, μ_1, μ_2 и η_0, η_1, η_2 есть неизвестные параметры моделей (M3) и (M4) соответственно, а $e_{3, t+\tau, i}$ и $e_{4, t+\tau, i}$ — случайные составляющие указанных моделей. Смысл прочих переменных,

включенных в модели (М3) и (М4), был объяснен при описании моделей (М1) и (М2).

Трехфакторная модель включает в себя, помимо бухгалтерских переменных (балансовой стоимости собственного капитала и перпетуитета остаточной чистой прибыли), также и лаговую переменную — рыночную цену акции на момент времени $(t + \tau - 1)$. Особо отметим, что включение лаговой переменной, как было показано ранее, приводит к тому, что цена акции в данный момент времени объясняется как бухгалтерской, так и прочей (небухгалтерской) информацией. Указанная модель строится на основе формулы (28) и базируется на допущениях, принятых нами при ее обосновании:

$$P_{t+\tau, i} = \chi_0 + \chi_1 E_{t-1, i} + \chi_2 RE_{t, i}^* + \chi_3 P_{t+\tau-1, i} + e_{5, t+\tau, i}, \quad (M5)$$

где $P_{t+\tau-1, i}$ — фактически наблюдаемая цена акции i -й компании в предшествующий год (момент $t + \tau - 1$); $\chi_0, \chi_1, \chi_2, \chi_3$ — неизвестные параметры модели; $e_{5, t+\tau, i}$ — случайная составляющая модели.

СТАТИСТИЧЕСКИЕ ДАННЫЕ

В настоящей работе в качестве исходной статистической информации выступает база данных, созданная одним из ее авторов и использованная при проведении исследования, результаты которого опубликованы в [Бухвалов, Волков, 2005]. Указанная база включала в себя данные по 47 нефинансовым компаниям, торгующим свои акции на фондовой бирже РТС. При этом период, по которому проводилось исследование, ограничивался двумя годами: бухгалтерские данные были взяты за 2000–2002 гг., а рыночные — за 2002–2003 гг. Таким образом, общий размер выборки составлял 94 фирм-лет (47 компаний за 2 года).

Указанная выше база данных была пополнена другим автором настоящего исследования из тех же источников за 2003–2005 гг. Как и в [Бухвалов, Волков, 2005], для расчета значений основных финансовых показателей были взяты данные по компаниям-эмитентам, котирующим и торгующим свои обыкновенные акции на фондовой бирже РТС. При этом акции банков и других финансовых институтов не включались в исследование. Вследствие динамичности рынка, «ухода» с рынка акций одних компаний и «появления» акций новых компаний был осуществлен пересмотр списка компаний, участвующих в проводимом анализе. После пересмотра для исследования была оставлена 31 компания.

Исходными статистическими данными для исследования послужили данные публичной финансовой отчетности компаний, включенных в выборку, за 2000–2004 гг., которые были получены с сайта www.skrin.ru, а также данные по результатам торгов обыкновенными акциями этих компаний

на фондовой бирже РТС в 2001–2005 гг. Источником последней информации послужил сайт www.rts.ru. Таким образом, общий размер выборки составил 124 фирм-лет: 31 компания за 4 года.

Следует отметить, что вся информация была предоставлена в соответствии с российскими стандартами финансового учета и отчетности. Единицей измерения служил доллар США, а перевод данных отчетности, представленных в рублях Российской Федерации, в доллары США, производился по курсу, установленному ЦБ РФ на конец отчетного периода. Данные об основных финансовых показателях были взяты из неконсолидированной финансовой отчетности эмитентов. Обоснование выбора неконсолидированной отчетности приведено в [Бухвалов, Волков, 2005].

Для расчета 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. Это означает, что временной лаг τ составил два квартала. Обоснованием такой величины лага служит то, что финансовая отчетность компаний за предыдущий год обычно публикуется в течение второго квартала года отчетного. При этом обычным явлением на российском рынке является «плановая корректировка» цены, вызванная появлением новой бухгалтерской информации, именно во втором квартале отчетного года.

Отдельного упоминания требует оценка выбранного авторами настоящего исследования значения требуемой доходности на собственный капитал k_E . Указанная ставка непосредственно влияет на значение перпетуитета остаточной чистой прибыли. Как и в [Бухвалов, Волков, 2005], авторы предположили, что требуемая доходность на собственный капитал одинакова для всех компаний, входящих в выборку, и составляет 30%. Хотя обоснование этого предположения находится за рамками нашего исследования, все же отметим, что, как показано в [Бухвалов, Волков, 2005], 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). Данный вывод согласуется с результатами исследований С. Пинмена и Т. Сугианниса [Penman, Sougiannis, 1998]. Эти авторы, анализируя различные модели с точки зрения того, насколько хорошо они объясняют рыночные цены акций, использовали различные методы оценки величины требуемой доходности на собственный капитал. Например, такие как безрисковая ставка для соответствующего календарного года плюс единая премия за риск инвестирования в собственный капитал; стоимость капитала, получающаяся при применении модели

оценки капитальных активов (*Capital Asset Pricing Model* — *CAPM*); стоимость капитала для отрасли, в которой действует фирма, основывающаяся на трехфакторной модели Фамы и Френча [Fama, French, 1997]; единая произвольная ставка для всех фирм по всем годам исследования. Последний подход использован в нашем исследовании. С. Пинмен и Т. Сугианнис показали, что разница в результатах при различных расчетах стоимости капитала невелика и очевидно, что обоснованная корректировка на риск не может объяснить полученные результаты.

РЕЗУЛЬТАТЫ ИССЛЕДОВАНИЯ

В эконометрическом анализе после того, как эконометрическая модель выбрана, дальнейшая работа связана с оцениванием неизвестных параметров этой модели и анализом ее адекватности эмпирическим данным. Последний включает в себя проверку гипотез о значимости модели с использованием критерия Фишера, а также о значимости факторов, включенных в модель, с использованием критерия Стьюдента.

Как известно, эконометрическая модель должна укладываться в рамки классической нормальной регрессионной модели, т. е. должна выполняться совокупность вероятностных предположений относительно случайных составляющих модели. Специфика используемых в работе данных такова, что с очевидностью не будет выполняться предположение о гомоскедастичности ошибок модели. Это подтвердилось при тестировании каждой модели на гетероскедастичность. Для устранения гетероскедастичности и улучшения качества оценок параметров все модели оценивались с помощью обобщенного метода наименьших квадратов. Для каждой многофакторной модели был проведен анализ факторов на мультиколлинеарность. Анализ значений выборочных коэффициентов корреляций между факторами позволил сделать вывод об отсутствии парной зависимости между ними.

Рассмотрим результаты оценивания регрессионных моделей и выпишем сначала полученные функции регрессии для моделей (M1) и (M2) за трехлетний период (2001–2004 гг.):

$$\hat{P}_{t+\tau} = 0,97 + 1,21 \times E_{t-1}; \quad (29)$$

$$\hat{P}_{t+\tau} = 0,86 + 1,08 \times E_t, \quad (30)$$

а также за четырехлетний период (2001–2005 гг.):

$$\hat{P}_{t+\tau} = 1,41 + 1,20 \times E_{t-1}; \quad (31)$$

$$\hat{P}_{t+\tau} = 1,23 + 1,07 \times E_t. \quad (32)$$

Для формулировки основной гипотезы о значимости модели введем следующие обозначения: через R^2 обозначим теоретический коэффициент детерминации, а через \hat{R}^2 — его выборочную оценку. Гипотезы (нулевая и альтернативная) о значимости модели парной линейной регрессии могут быть сформулированы следующим образом:

$$H_0: R^2 = 0;$$

$$H_1: R^2 \neq 0.$$

Проверка гипотез происходит согласно критерию Фишера. Выборочная статистика вычисляется по формуле: $F = \hat{R}^2 (n - 2) / (1 - \hat{R}^2)$. Если основная гипотеза верна, то указанная случайная величина распределена по закону Фишера с $v_1 = 1$, $v_2 = n - 2$ степенями свободы. Критическая область является правосторонней, ее границу k_2 ищут по таблицам распределения Фишера по заданному уровню значимости и указанному числу степеней свободы. Если $F \geq k_2$, то принимают альтернативную гипотезу и делают вывод о статистической значимости регрессионной модели; когда $0 < F < k_2$, принимается нулевая гипотеза и делается вывод о том, что модель статистически незначима. Иными словами, в первом случае принимают решение о том, что результирующий признак и фактор являются линейно зависимыми; во втором случае считается, что зависимость не имеет места либо носит нелинейный характер.

Проверка гипотезы о значимом влиянии фактора модели на результирующий признак сводится к проверке предположения о равенстве нулю неизвестного коэффициента перед объясняющей переменной. Например, для модели (M1) нулевая и альтернативная гипотезы могут быть сформулированы так:

$$H_0: \beta_1 = 0;$$

$$H_1: \beta_1 \neq 0.$$

Проверку указанных гипотез проводят, используя критерий Стьюдента. Для этого вычисляют выборочную статистику по формуле $t^* = b_1 / S_{b_1}$, где через b_1 обозначена точечная оценка неизвестно параметра β_1 , а через S_{b_1} стандартная ошибка этой оценки. В случае справедливости нулевой гипотезы указанная статистика будет иметь распределение Стьюдента с $v = n - 2$ числом степеней свободы. При сформулированной альтернативной гипотезе критическая область будет двусторонней. Границу k_2 этой области ищут по таблицам распределения Стьюдента по заданному уровню значимости и указанному числу степеней свободы, $k_1 = -k_2$. Если $k_1 < t^* < k_2$, то принимают нулевую гипотезу о том, что коэффициент β_1 незначимо отличается от нуля, а значит, и фактор, соответствующий данному коэффи-

циенту, незначимо влияет на изменение результирующего признака. В случае, когда выполняется неравенство $|t^*| \geq k_2$, делают вывод, что неизвестный коэффициент значимо отличается от нуля и соответствующий фактор оказывает влияние на изменение объясняемой переменной. Результаты статистического оценивания для моделей балансовой стоимости собственного капитала (M1) и (M2) представлены в табл. 1.

Таблица 1

Результаты статистического оценивания для моделей (M1) и (M2)

| Модель/объясняющая переменная | (M1)/ E_{t-1} | | (M2)/ E_t | |
|--|--|---|--|---|
| | 3 года (2000–2004) | 4 года (2000–2005) | 3 года (2000–2004) | 4 года (2000–2005) |
| 1. Точечные оценки неизвестных коэффициентов уравнения регрессии: • свободный член уравнения регрессии; • коэффициент перед объясняющей переменной | 0,97 1,21 | 1,41 1,20 | 0,86 1,08 | 1,23 1,07 |
| 2. Критерий Фишера: • количество степеней свободы; • граница правосторонней критической области (уровень значимости 0,05); • значение F -статистики для проверки гипотезы о значимости модели | $v_1 = 1$; $v_2 = 91$ 3,946 158,76 | $v_1 = 1$; $v_2 = 122$ 3,920 267,00 | $v_1 = 1$; $v_2 = 91$ 3,946 180,53 | $v_1 = 1$; $v_2 = 122$ 3,920 263,81 |
| 3. Критерий Стьюдента: • количество степеней свободы; • границы двусторонней критической области (уровень значимости 0,05); • значение t -статистики для оценки коэффициента перед объясняющей переменной | $v = 91$ $k_1 = -1,986$; $k_2 = 1,986$ 12,60 | $v = 122$ $k_1 = -1,986$; $k_2 = 1,986$ 14,99 | $v = 91$ $k_1 = -1,986$; $k_2 = 1,986$ 13,43 | $v = 122$ $k_1 = -1,986$; $k_2 = 1,986$ 16,24 |
| 4. Доверительные интервалы для неизвестных коэффициентов перед объясняющей переменной (доверительная вероятность 0,95): • левая граница; • правая граница | 1,02 1,40 | 0,69 1,03 | 0,92 1,24 | 0,94 1,21 |
| 5. Выборочный коэффициент детерминации R^2 | 0,63 | 0,65 | 0,68 | 0,68 |

Анализируя полученные результаты, можно сделать вывод о хорошем объясняющем свойстве указанных моделей и о том, что предположение о зависимости рыночной цены акции от балансовой стоимости собственного капитала на одну акцию для российского рынка статистически обосновано. В то же время модель (М2), в которой факторной переменной служит балансовая стоимость собственного капитала в момент t , лучше, чем модель (М1), где независимой переменной является балансовая стоимость собственного капитала в момент времени $(t - 1)$.

Перейдем далее к анализу двухфакторных функций регрессии. В результате были получены следующие функции регрессии для моделей (М3) и (М4) соответственно, по данным наблюдений за три года (2000–2004 гг.):

$$\hat{P}_{t+\tau} = 1,91 + 1,22 \times E_{t-1} + 0,55 \times RE_t^*; \quad (33)$$

$$\hat{P}_{t+\tau} = 2,01 + 1,02 \times E_t + 0,42 \times RE_t^*. \quad (34)$$

По данным наблюдений за четыре года (2000–2005 гг.) уравнение функции регрессии для регрессионных моделей (М3) и (М4) имеет следующий вид:

$$\hat{P}_{t+\tau} = 1,997 + 1,27 \times E_{t-1} + 0,553 \times RE_t^*; \quad (35)$$

$$\hat{P}_{t+\tau} = 2,07 + 1,06 \times E_t + 0,20 \times RE_t^*. \quad (36)$$

Так же, как и в случае с однофакторными моделями, был проведен анализ значимости и всей модели, и входящих в нее факторов. Продемонстрируем его на примере модели (М3).

Для того чтобы проверить двухфакторную модель (М3) на значимость, выдвинем следующие нулевую и альтернативную гипотезы:

$$H_0: \mu_1 = 0, \mu_2 = 0,$$

$$H_1: \mu_1 \neq 0, \mu_2 \neq 0.$$

Расчет выборочной статистики для проверки гипотез осуществляется по формуле:

$$F = \frac{\hat{R}^2}{1 - \hat{R}^2} \times \frac{n - m}{m - 1}, \quad (37)$$

где n — это объем выборки, $(m - 1)$ — число факторов в модели, m — число неизвестных коэффициентов.

При справедливости нулевой гипотезы эта статистика будет распределена по закону Фишера с $v_1 = m - 1$, $v_2 = n - m$ степенями свободы. Критическая область является правосторонней. Граница критической области

ищется по таблицам Фишера. Дальнейшие действия по принятию или отклонению нулевой гипотезы осуществляются согласно алгоритму, приведенному для однофакторной регрессии.

Для ответа на вопрос о значимости объясняющих переменных, входящих в модель, для каждого фактора выдвигаются и проверяются следующие гипотезы:

$$H_0: \mu_1 = 0, \quad H_1: \mu_1 \neq 0,$$

$$H_0: \mu_2 = 0, \quad H_1: \mu_2 \neq 0.$$

Выборочная статистика для проверки гипотез вычисляется по формуле: $t^* = t_j / S_{mj}$, $j = 1, 2$, где через t_j обозначена точечная оценка неизвестного параметра μ_j , а через S_{mj} — стандартная ошибка этой оценки. Алгоритм проверки гипотез полностью повторяет алгоритм проверки по критерию Стьюдента для однофакторной модели.

Результаты статистических вычислений для проверки указанных гипотез для моделей (М3) и (М4) представлены в табл. 2.

Таблица 2

Результаты статистического оценивания для модели (М3) и (М4)

| Модель/объясняющие переменные | (М3)/ $E_{t-1}; RE_t^*$ | | (М4)/ $E_t; RE_t^*$ | |
|---|--------------------------|---------------------------|--------------------------|---------------------------|
| | 3 года (2000–2004) | 4 года (2000–2005) | 3 года (2000–2004) | 4 года (2000–2005) |
| Период наблюдения | 2 | 3 | 4 | 5 |
| 1. Точечные оценки неизвестных коэффициентов уравнения регрессии: | | | | |
| • свободный член уравнения регрессии (μ_0, η_0); | 1,91 | 1,997 | 2,01 | 2,07 |
| • коэффициент перед первой объясняющей переменной (μ_1, η_1); | 1,22 | 1,27 | 1,02 | 1,62 |
| • коэффициент перед второй объясняющей переменной (μ_2, η_2) | 0,55 | 0,553 | 0,42 | 0,41 |
| 2. Критерий Фишера: | | | | |
| • количество степеней свободы; | $v_1 = 2;$ $v_2 = 90$ | $v_1 = 2;$ $v_2 = 121$ | $v_1 = 2;$ $v_2 = 90$ | $v_1 = 2;$ $v_2 = 121$ |
| • граница правосторонней критической области (уровень значимости 0,05); | 3,098 | 3,071 | 3,098 | 3,071 |
| • значение F -статистики для проверки гипотезы о значимости модели | 235,24 | 303,83 | 160,11 | 224,95 |

Окончание табл. 2

| 1 | 2 | 3 | 4 | 5 |
|---|--|---|---|--|
| 3. Критерий Стьюдента: <ul style="list-style-type: none"> • количество степеней свободы; • границы двусторонней критической области (уровень значимости 0,05); • значение t-статистики для оценки коэффициента перед первой объясняющей переменной; • значение t-статистики для оценки коэффициента перед второй объясняющей переменной | $v = 90$ $k_1 = -1,987;$ $k_2 = 1,987$ 19,04 10,69 | $v = 121$ $k_1 = -1,970;$ $k_2 = 1,970$ 22,85 11,63 | $v = 90$ $k_1 = -1,987;$ $k_2 = 1,987$ 15,53 6,86 | $v = 121$ $k_1 = -1,970;$ $k_2 = 1,970$ 19,57 7,72 |
| 4. Доверительные интервалы для неизвестных коэффициентов перед объясняющими переменными (доверительная вероятность 0,95): <ul style="list-style-type: none"> • для коэффициента (μ_1, η_1) перед первой объясняющей переменной: <ul style="list-style-type: none"> — левая граница; — правая граница; • для коэффициента (μ_2, η_2) перед второй объясняющей переменной: <ul style="list-style-type: none"> — левая граница; — правая граница | 1,09 1,35 0,45 0,65 | 1,16 1,38 0,46 0,65 | 0,89 1,15 0,30 0,54 | 0,96 1,17 0,31 0,52 |
| 5. Коэффициенты детерминации: <ul style="list-style-type: none"> • выборочный R^2 • скорректированный R^2_{adj} | 0,839 0,831 | 0,835 0,830 | 0,780 0,788 | 0,775 0,784 |

Проверка гипотез по критерию Стьюдента однозначно указывает на то, что нулевые гипотезы во всех случаях отклоняются и, следовательно, коэффициенты регрессии, а значит, и соответствующие факторы являются статистически значимыми. Критерий Фишера также позволяет принять статистическую гипотезу о значимости анализируемых двухфакторных моделей по данным как за три, так и за четыре года. Сравнивая результаты анализа однофакторных моделей (М1) и (М2) с результатами, полученными при анализе двухфакторных моделей (М3) и (М4), можно однозначно сделать вывод о лучшей объясняющей способности последних по всем параметрам. В то же время нетрудно убедиться в том, что хотя регрессионная

модель (М4) и является статистически значимой, тем не менее по всем параметрам она уступает модели (М3).

Учитывая лучшие статистические характеристики модели (М3), проведем ее дополнительный анализ, ответив на два вопроса: во-первых, насколько связаны друг с другом объясняющие переменные, включенные в модель; во-вторых, насколько хорошо «сохраняет» модель свои статистические характеристики во времени?

Для ответа на первый вопрос проанализируем матрицу выборочных коэффициентов корреляции. Для двухфакторной модели остаточной чистой прибыли эта матрица в общем виде может быть записана следующим образом:

$$V = \begin{pmatrix} 1 & \rho_{pE} & \rho_{pRE} \\ \rho_{pE} & 1 & \rho_{ERE} \\ \rho_{pRE} & \rho_{ERE} & 1 \end{pmatrix}. \quad (38)$$

Матрица (38) по переменным, включенным в модель (М3), для трехлетнего (V_3) и четырехлетнего (V_4) периодов наблюдения имела следующий вид:

$$V_3 = \begin{pmatrix} 1 & 0,797 & 0,439 \\ 0,797 & 1 & -0,016 \\ 0,439 & -0,016 & 1 \end{pmatrix}; \quad V_4 = \begin{pmatrix} 1 & 0,805 & 0,343 \\ 0,805 & 1 & -0,100 \\ 0,343 & -0,100 & 1 \end{pmatrix}.$$

Значения выборочных коэффициентов корреляции между факторными переменными как для трехлетнего (-0,016), так и для четырехлетнего (-0,1) периодов позволяют характеризовать связь между переменными как слабую и статистически не обоснованную.

Для ответа на второй из поставленных вопросов покажем, как изменяются основные статистические характеристики модели (М3) при увеличении периода наблюдения. Представленные в табл. 3 данные еще раз позволяют убедиться в том, что двухфакторная модель остаточной чистой прибыли сохраняет на всех рассмотренных временных промежутках статистически устойчивое поведение.

Остановимся теперь на последней модели (М5), в которую для учета специфики изменения самого рынка включена лаговая переменная: значение рыночной цены в предыдущий момент времени. Для этой модели было получено следующее уравнение функции регрессии:

$$\hat{P}_{t+\tau, i} = 2,02 + 0,60E_{t-1, i} + 0,55RE_{t, i}^* + 0,61P_{t+\tau-1, i}. \quad (39)$$

Результаты статистического оценивания для модели (М5) представлены в табл. 4. Анализ результатов статистического оценивания модели (М5) показывает, что коэффициенты регрессии, а значит, и соответствующие

факторы являются статистически значимыми. Сравнивая результаты анализа двухфакторных моделей (М3) и (М4) с результатами, полученными при анализе трехфакторной модели (М5), можно заметить, что значение скорректированного коэффициента детерминации R^2 у трехфакторной модели выше, чем у двухфакторных моделей. Это означает, что включение в модель переменных, представляющих не только бухгалтерскую, но и прочую небухгалтерскую информацию (в нашей модели — лаговой переменной), повышает объясняющие свойства модели. В то же время по прочим характеристикам, таким как критерии Фишера и Стьюдента, трехфакторная модель (М5) уступает не только двухфакторным моделям (М3) и (М4), но и однофакторным моделям балансовой стоимости (М1) и (М2).

Таблица 3

Основные статистические показатели модели (М3)/ E_{t-1} ; RE_t^* для различных периодов наблюдения

| Статистические показатели | Для одного года (2000–2002) | Для двух лет (2000–2003) | Для трех лет (2000–2004) | Для четырех лет (2000–2005) |
|---|-----------------------------|--------------------------|--------------------------|-----------------------------|
| 1. Значение коэффициента детерминации R^2 | 0,87 | 0,89 | 0,84 | 0,83 |
| 2. Величина F -статистики | 95,87 | 247,26 | 235,41 | 303,83 |
| 3. Величина t -статистики перед первой объясняющей переменной | 7,62 | 12,21 | 19,04 | 22,85 |
| 4. Величина t -статистики перед второй объясняющей переменной | 3,03 | 4,73 | 10,69 | 11,63 |
| 5. Оценка свободного члена уравнения | 0,59 | 0,81 | 1,91 | 1,997 |
| 6. Оценка коэффициента перед первой объясняющей переменной | 1,51 | 1,46 | 1,22 | 1,27 |
| 7. Оценка коэффициента перед второй объясняющей переменной | 0,83 | 0,81 | 0,55 | 0,553 |

Таким образом, анализ всех рассмотренных в настоящей работе моделей на гетероскедастичность проводился с использованием коэффициента ранговой корреляции Спирмена и при помощи теста Голдфелда–Квандта. Во всех моделях имеет место гетероскедастичность, поэтому, как отмечалось, для построения функций регрессии использовался обобщенный метод наименьших квадратов. Наличия мультиколлинеарности в многофакторных моделях установлено не было.

Таблица 4

Результаты статистического оценивания для модели (M5)

| Модель/объясняющие переменные | $(M5)/E_{t-1};$ $RE_t^*; P_{t+\tau-1}$ |
|--|---|
| Период наблюдения | 4 года (2000–2005) |
| 1. Точечные оценки неизвестных коэффициентов уравнения регрессии: <ul style="list-style-type: none"> • свободный член уравнения регрессии (χ_0); • коэффициент перед первой объясняющей переменной (χ_1); • коэффициент перед второй объясняющей переменной (χ_2); • коэффициент перед третьей объясняющей переменной (χ_3) | 2,02 0,60 0,55 0,61 |
| 2. Критерий Фишера: <ul style="list-style-type: none"> • количество степеней свободы; • граница правосторонней критической области (уровень значимости 0,05); • значение F-статистики для проверки гипотезы о значимости модели | $v_1 = 3; v_2 = 59$ 2,76 112,89 |
| 3. Критерий Стьюдента: <ul style="list-style-type: none"> • количество степеней свободы; • границы двусторонней критической области (уровень значимости 0,05); • значение t-статистики для оценки коэффициента перед первой объясняющей переменной; • значение t-статистики для оценки коэффициента перед второй объясняющей переменной; • значение t-статистики для оценки коэффициента перед третьей объясняющей переменной | $v = 59$ $k_1 = -2,00$ $k_2 = 2,00$ 2,57 8,88 2,62 |
| 4. Доверительные интервалы для неизвестных коэффициентов перед объясняющими переменными (доверительная вероятность 0,95): <ul style="list-style-type: none"> • для коэффициента (χ_1) перед первой объясняющей переменной: <ul style="list-style-type: none"> — левая граница; — правая граница; • для коэффициента (χ_2) перед второй объясняющей переменной: <ul style="list-style-type: none"> — левая граница; — правая граница; • для коэффициента (χ_3) перед третьей объясняющей переменной: <ul style="list-style-type: none"> — левая граница; — правая граница | 0,13 1,07 0,43 0,67 0,14 1,08 |
| 5. Коэффициенты детерминации: <ul style="list-style-type: none"> • выборочный R^2; • скорректированный R^2_{adj} | 0,854 0,846 |

ЗАКЛЮЧЕНИЕ

В настоящей работе исследуются фундаментальные модели оценки собственного капитала компаний, основанные на бухгалтерских показателях, с точки зрения их достоверности. Под достоверностью модели оценивания понимается способность фундаментальных оценок, полученных при применении модели, объяснять фактически наблюдаемые рыночные оценки.

Эмпирическое тестирование моделей оценивания в мировой бухгалтерской литературе развивается по двум основным направлениям: историческому и прогнозному. Историческое направление, в рамках которого проведено настоящее исследование, предполагает определение связи между фундаментальными и рыночными оценками на основе фактически наблюдаемых (в прогнозном направлении — прогнозных) данных финансовой отчетности компаний и фактических рыночных цен. Учитывая, что ценность собственного капитала определяется ожидаемыми будущими выплатами, методология исторического направления исследований требует сформулировать допущения по поводу ожиданий инвесторов. В качестве инструментария прогнозирования будущих ожидаемых величин бухгалтерских показателей, в частности остаточной прибыли, используется линейная информационная динамика (*LID*), которая определяется как линейный стохастический процесс, выражающий изменения во времени и взаимосвязь бухгалтерских и небухгалтерских информационных переменных.

Различные допущения, лежащие в основе линейной информационной динамики, позволяют сформулировать целый класс моделей оценивания, обладающих различными объясняющими свойствами. В настоящем исследовании формулируется пять моделей оценивания и проводится их эмпирическое тестирование, по данным российского рынка на временном промежутке с 2000 по 2005 г. Результаты проведенного исследования показывают, что все пять сформулированных бухгалтерских моделей оценивания достоверны и обладают хорошими объясняющими свойствами. В то же время их можно проранжировать по указанному выше критерию.

Если предположить, что инвесторы при определении рыночной цены акции ориентируются исключительно на бухгалтерскую информацию, оставляя в стороне прочую небухгалтерскую информацию, то наилучшими объясняющими свойствами по всем параметрам обладает модель (М3) (скорректированный коэффициент детерминации $R^2 = 0,83$). В соответствии с моделью (М3) рыночная цена акции определяется балансовой стоимостью собственного капитала на начало периода, предшествующего моменту оценивания, и перпетуитетом фактически наблюдаемого значения остаточной чистой прибыли за прошлый период. Эта модель базируется на допущении, что инвесторы полностью основывают свои ожидания по поводу будущих значений чистой прибыли на текущем значении этого пока-

зателя. Фактически эта модель есть модель чистой прибыли, в соответствии с которой цена акции определяется исключительно дисконтированным по ставке затрат на собственный капитал потоком чистой бухгалтерской прибыли.

На втором месте по степени достоверности находится модель (M4) (скорректированный коэффициент детерминации $R^2 = 0,78$), в соответствии с которой рыночная цена акции определяется балансовой стоимостью собственного капитала на момент оценивания и перпетуитетом фактически наблюдаемого значения остаточной чистой прибыли за прошлый период. Эта модель основана на допущении, что инвесторы основывают свои ожидания по поводу будущей остаточной прибыли полностью на текущем (фактически наблюдаемом) значении этого показателя.

На третьем месте с коэффициентом детерминации $R^2 = 0,68$ находится модель балансовой стоимости (M2), в соответствии с которой рыночная цена акции определяется балансовой стоимостью собственного капитала на момент оценивания. Эта модель построена на допущении о нулевой ожидаемой остаточной прибыли, означая, что инвесторы ожидают, что чистая прибыль компании в будущем покроет исключительно затраты на капитал. Наихудшие результаты с коэффициентом детерминации $R^2 = 0,65$ дает модифицированная модель балансовой стоимости (M1), в соответствии с которой рыночная цена акции определяется балансовой стоимостью собственного капитала на начало периода, предшествующего моменту оценивания. Эта модель базируется на предположении, что при ненулевом значении остаточной чистой прибыли в текущем периоде инвесторы ожидают получение нулевой остаточной чистой прибыли в будущем.

Добавление в модели оценивания прочей небухгалтерской информации, выраженной в модели (M5) лаговой переменной (рыночной ценой акции в предшествующем периоде), носит противоречивый характер. С одной стороны, коэффициент детерминации R^2 несколько улучшается по сравнению с наилучшей из исключительно бухгалтерских моделей (M3), достигая значения **0,85**. В то же время по прочим характеристикам (t -статистика и F -статистика) модель (M5) уступает всем рассмотренным моделям, основанным исключительно на бухгалтерской информации.

В заключение статьи можно сформулировать основные направления дальнейших исследований в данной области. Во-первых, эмпирическое тестирование рассмотренных моделей будет развиваться по мере накопления статистической информации в целях выявления устойчивости моделей. Во-вторых, находясь в рамках исторического направления, возможно построение и иных моделей при иных допущениях об информационной динамике как линейного, так и нелинейного характера. В-третьих, доступ-

ность прогнозов аналитиков по поводу динамики бухгалтерских показателей позволит эмпирически протестировать модели в рамках прогнозного направления исследований.

Литература

- Бухвалов А. В.* Корпоративное управление как объект научных исследований // Российский журнал менеджмента. 2005. Т. 3. № 3. С. 81–96.
- Бухвалов А. В., Волков Д. Л.* Исследование зависимости между фундаментальной ценностью и рыночной капитализацией российских компаний // Вестн. С.-Петербург. ун-та. Сер. Менеджмент. 2005. Вып. 1. С. 26–44.
- Волков Д. Л.* Модели оценки фундаментальной стоимости собственного капитала компании: проблема совместимости // Вестн. С.-Петербург. ун-та. Сер. Менеджмент. 2004а. Вып. 3. С. 3–36.
- Волков Д. Л.* Управление стоимостью компаний и проблема выбора адекватной модели оценки // Вестн. С.-Петербург. ун-та. Сер. Менеджмент. 2004б. Вып. 4. С. 79–98.
- Волков Д. Л.* Показатели результатов деятельности: использование в управлении стоимостью компании // Российский журнал менеджмента. 2005а. Т. 3. № 2. С. 3–42.
- Волков Д. Л.* Управление ценностью: показатели и модели оценки // Российский журнал менеджмента. 2005б. Т. 3. № 4. С. 67–76.
- Волков Д. Л., Березинец И. В.* Управление ценностью: анализ основанных на бухгалтерских показателях моделей оценки // Научные доклады № 3 (R)–2006. СПб.: НИИ менеджмента СПбГУ, 2006.
- Ashbaugh H., Olsson P.* An Exploratory Study of the Valuation Properties of Cross-Listed Firms' IAS and U.S. GAAP Earnings and Book Values // Accounting Review. 2002. Vol. 77. N 1. P. 107–126.
- Bar-Yosef S., Callen J., Livnat J.* Modeling Dividends, Earnings, and Book Value Equity: An Empirical Investigation of the Ohlson Valuation Dynamics // Review of Accounting Studies. 1996. Vol. 1. N 3. P. 207–224.
- Begley J., Feltham G.* The Relation between Market Values, Earnings Forecasts, and Reported Earnings // Contemporary Accounting Research. 2002. Vol. 19. N 1. P. 1–48.
- Bernard V.* Accounting-Based Valuation Methods, Determinants of Market-to-book Ratios, and Implications for Financial Statement Analysis // Working Paper. Ann Arbor: University of Michigan, 1993.
- Bernard V.* The Feltham–Ohlson Framework: Implications for Empiricists // Contemporary Accounting Research. 1995. Vol. 11. N 2. P. 733–747.
- Biddle G., Peter C., Zhang G.* When Capital Follows Profitability: Non-linear Residual Income Dynamics // Review of Accounting Studies. 2001. Vol. 6. N 2–3. P. 229–265.
- Callen J., Morel M.* Linear Accounting Valuation when Abnormal Earnings are AR (2) // Review of Quantitative Finance and Accounting. 2001. Vol. 16. P. 191–204.
- Courteau L., Kao J., Richardson G.* Equity Valuation Employing the Ideal Versus Ad Hoc Terminal Value Expressions // Contemporary Accounting Research. 2001. Vol. 18. N 4. P. 625–661.

- Dechow P., Hutton A., Sloan R.* An Empirical Assessment of the Residual Income Valuation Model // *Journal of Accounting and Economics*. 1999. Vol. 26. N 1–3. P. 1–34.
- Easton P., Pae J.* Accounting Conservatism and the Regression of Returns on Earnings and Earnings Changes // Working Paper. Notre-Dame, IN: University of Notre-Dame, 2003.
- Edwards E., Bell P.* The Theory and Measurement of Business Income. Berkeley, CA: University of California Press, 1961.
- Fama E., Miller M.* The Theory of Finance. Hinsdale, IL: Dryden Press, 1972.
- Fama E., French K.* Industry Costs of Equity // *Journal of Financial Economics*. Vol. 43. N 2. P. 153–193.
- Feltham G., Ohlson J.* Valuation and Clean Surplus Accounting for Operating and Financial Activities // *Contemporary Accounting Research*. 1995. Vol. 11. N 2. P. 689–731.
- Feltham G., Ohlson J.* Uncertainty Resolution and the Theory of Depreciation Measurement // *Journal of Accounting Research*. 1996. Vol. 34. N 2. P. 209–234.
- Frankel R., Lee C.* Accounting Valuation, Market Expectation, and Cross-sectional Stock Returns // *Journal of Accounting and Economics*. 1998. Vol. 25. N 3. P. 283–319.
- Jensen M.* Value Maximization, Stakeholder Theory, and the Corporate Objective Function // *Journal of Applied Corporate Finance*. 2001. Vol. 14. N 3. P. 8–21.
- Lee C.* Measuring Wealth // *CA Magazine*. 1996. Vol. 129. N 3. P. 32–37.
- Lee C.* Accounting Based Valuation: Impact on Business Practices and Research // *Accounting Horizons*. 1999. Vol. 13. P. 413–425.
- Lo K., Lys T.* The Ohlson Model: Contribution to Valuation Theory, Limitations, and Empirical Applications // *Journal of Accounting, Auditing and Finance*. 2000. Vol. 15. P. 337–360.
- Marshall A.* Principles of Economics. N. Y., 1890. (Рус. пер.: *Маршалл А.* Принципы политической экономики. М.: Прогресс, 1984.)
- McTaggart J., Kontes P., Mankins M.* The Value Imperative: Managing for Superior Shareholder Returns. N. Y.: Free Press, 1994.
- Miller M., Modigliani F.* Dividend Policy, Growth, and Valuation of Shares // *Journal of Business*. 1961. Vol. 34. N 4. P. 411–433.
- Myers J.* Implementing Residual Income Valuation with Linear Information Dynamics // *Accounting Review*. 1999. Vol. 74. N 1. P. 1–28.
- Ohlson J.* A Synthesis of Security Valuation Theory and the Role of Dividends, Cash Flows, and Earnings // *Contemporary Accounting Research*. 1990. Vol. 6. N 2. P. 648–676.
- Ohlson J.* The Theory of Value and Earnings, and an Introduction to the Ball–Brown Analysis // *Contemporary Accounting Research*. 1991. Vol. 7. N 1. P. 1–19.
- Ohlson J.* Earnings, Book Values, and Dividends in Security Valuation // *Contemporary Accounting Research*. 1995. Vol. 11. N 2. P. 661–687.
- Ou J., Penman S.* Financial Statement Analysis and the Prediction of Stock Returns // *Journal of Accounting and Economics*. 1989a. Vol. 11. N 2. P. 295–329.
- Ou J., Penman S.* Accounting Measurement, Price–Earnings Ratios, and the Information Content of Security Prices // *Journal of Accounting Research*. 1989b. Supplement. Vol. 27. N 3. P. 111–144.

- Penman S.* Return to Fundamentals // Journal of Accounting, Auditing & Finance. 1992. Vol. 7. N 4. P. 465–484.
- Penman S.* A Synthesis of Equity Valuation Techniques and the Terminal Value Calculation for the Dividend Discount Model // Review of Accounting Studies. 1998. Vol. 2. N 4. P. 303–323.
- Penman S.* Financial Statement Analysis and Security Valuation. N. Y.: McGraw-Hill, 2001.
- Penman S., Sougiannis T.* A Comparison of Dividend, Cash Flow, and Earnings Approaches to Equity Valuation // Contemporary Accounting Research. 1998. Vol. 15. N 3. P. 343–383. (Рус. пер.: Пинмен С., Сугианнис Т. Сравнение подходов, основанных на дивидендах, денежных потоках и прибылях, к оценке собственного капитала // Российский журнал менеджмента. 2005. Т. 3. № 4. С. 101–140.)
- Penman S., Yehuda N.* The Pricing of Earnings and Cash Flows and the Valuation of Accrual Accounting // Working Paper. N. Y.: Columbia University, 2003.
- Richardson G., Tinaikar S.* Accounting Based Valuation Models: What Have We Learned? // Accounting and Finance. 2004. Vol. 44. N 2. P. 223–255.

Статья поступила в редакцию 11 сентября 2006 г.