

6.6. ДИАГНОСТИКА РЫНОЧНОГО ОЦЕНИВАНИЯ ФОНДОВЫХ АКТИВОВ С ИСПОЛЬЗОВАНИЕМ МОДЕЛЕЙ ФУНДАМЕНТАЛЬНОГО АНАЛИЗА

Петров С.С., к.ф.-м.н., доцент,
кафедра финансов и кредита;
Бархатова Д.А., студент 5-го курса;
Кашина О.И., ассистент,
кафедра финансов и кредита;
Мурашкин Р.Н., ассистент,
кафедра финансов и кредита

*Институт экономики и предпринимательства
Нижегородского государственного университета
им. Н.И. Лобачевского, Нижний Новгород*

В работе предложена методика выявления ожидаемых участниками рынка перспектив роста обыкновенных акций, исследующая исторические временные ряды их цен и дивидендных выплат. Процедура апробирована на примере анализа ряда американских и российских ценных бумаг. Выявлены особенности оценивания спекулятивных акций, акций с пессимистическими ожиданиями роста, а также бумаг с постоянным ожидаемым ростом. Для последних разработан алгоритм определения рыночной ставки дисконтирования. Диагностика ожиданий инвесторов представляет интерес при управлении портфелем ценных бумаг.

ВВЕДЕНИЕ

Финансовая экономика – наука о финансовых рынках, интенсивно развиваемая в последние пять-шесть десятилетий (обзор некоторых существенных ее достижений см. в работах [12, 16]) – достигла заметных успехов в объяснении и прогнозировании явлений ценообразования активов и по целому ряду позиций потеснила известные эмпирические подходы технического и фундаментального анализа. Превосходство ее бесспорно в таких актуальных задачах, как моделирование значительно возросшей в условиях глобализации волатильности финансовых рынков, описание и интерпретация кризисных событий и многих других.

Тем не менее, во многих случаях простые и ручные эмпирические индикаторы по-прежнему сохраняют свою роль надежных и незаменимых ориентиров при оценке рыночной конъюнктуры; к их числу относится, например, известный мультипликатор P/E (коэффициент цена – прибыль) фундаментального анализа, введенный в практику инвестиционного менеджмента Б. Грэмом [3]. Дело в том, что современный уровень развития финансовой экономики далек от возможности описывать отклик сообщества инвесторов на фондовом рынке на информационные потоки¹; сумеет ли наука когда-либо приблизиться к практическому решению подобной задачи, покажет время. В связи с этим определение внутренней стоимости ценной бумаги, которое и является, собственно говоря, целью фундаментального анализа, на основе микроэкономического подхода представляется на сегодняшний день едва ли реальным. Фундаментальные же индикаторы, в некотором смысле «отвлекающиеся от эмоциональной состав-

ляющей» рыночной конъюнктуры² и рассматривающие ее как «колебания рынка» [3], непосредственно приводят к ориентиру «внутренней стоимости» (разумеется, будучи основаны на данных прошлого опыта, они не обеспечивают полной достоверности оценок).

По-видимому, в ближайшем будущем научному методу финансовой экономики предстоит пройти путь конвергенции с «интуитивными» идеями технического и фундаментального анализа (представлениями о трендах и фазах их развития, волновых движениях рынка, действиях инсайдеров, профессионалов и толпы, внутренней стоимости активов и рыночных колебаниях и многих других). Хотя первые признаки такого движения уже привели к существенным позитивным результатам (в качестве примера можно указать на исключительно плодотворную концепцию поведенческих финансов [13, 16], а также на Вальрасов подход к описанию ценообразования на рынках капитала [5-7]), очевидно, что этот путь не будет простым.

В фундаментальном анализе инструментов фондового рынка традиционно уделяется большое внимание дивидендным выплатам компаний-эмитентов [2, 3, 9]. Во-первых, дивидендный доход наряду с ожидаемым доходом от прироста капитала определяет ценность акций с точки зрения их держателей (модели дисконтирования дивидендов); во-вторых, дивидендам принадлежит важная роль в информировании инвесторов (сигнальный эффект [2]). В настоящей работе показано, что, анализируя совместно динамику дивидендов и цен акций компаний-эмитентов, можно решать обратную задачу диагностики восприятия рынком их инвестиционных перспектив. В отдельных случаях на этом пути удается отыскать рыночную ставку дисконтирования для акций; сопоставление с упоминавшимся выше индикатором P/E позволяет сделать дополнительные важные выводы о характере их оценивания.

Модификация аналитической модели оценивания: дисконтирование постоянно растущих дивидендов при ограниченном сроке владения акцией

Рассмотрим инвестора, планирующего купить некоторую обыкновенную акцию в начальный момент времени $t = 0$ и владеть ею в течение n лет (время для простоты считается дискретной переменной); пусть D_1, D_2, \dots, D_n – ежегодные ожидаемые дивиденды, приходящиеся на акцию. Кроме дивидендов, инвестор может рассчитывать на курсовой доход от продажи акции в конце периода владения; пусть P_n – ожидаемая цена продажи. Как хорошо известно из литературы (см., например, [2]), текущая оценка инвестором акции в этом случае (резервная цена покупки P_0) выражается процедурой дисконтирования дивидендов и дохода от продажи:

$$P_0 = \frac{D_1}{(1+r)} + \frac{D_2}{(1+r)^2} + \dots + \frac{D_n}{(1+r)^n} + \frac{P_n}{(1+r)^n}, \quad (1)$$

где r – ставка дисконтирования (требуемая инвестором доходность – ожидаемая доходность альтернативных вложений сопоставимого уровня риска [2]).

¹ Разработка этого направления моделей поведенческих финансов [16, 17] представляет большой интерес как в теоретическом, так и в практическом аспекте.

² В работах адептов технического анализа для ее характеристики часто используют такие термины, как "шок", "ослепление", "энтузиазм", "отвращение" и пр.

Характер изменения дивидендов D_1, D_2, \dots, D_n в будущем, вообще говоря, неизвестен инвестору. В этой связи гипотеза популярной модели Гордона [9, 14] об их постоянном относительном росте:

$$D_{t+1} = D_t(1+g), \quad (2)$$

выглядит вполне естественной (трудно представить себе, например, инвестора, который воображал бы в перспективе какую-либо конкретную немонотонную динамику дивидендов). Степень оптимизма инвестора относительно будущего акций той или иной компании в таком случае выражается предполагаемым темпом роста g : в частности, если инвестор не видит для компании перспектив роста, он склонен будет полагать $g = 0$.

Если предполагаемые дивиденды связаны рекуррентным соотношением (2), их дисконтированные стоимости в выражении (1) легко суммировать как геометрическую прогрессию со знаменателем

$$q = \frac{1+g}{1+r}; \quad (3)$$

в таком случае формула оценивания принимает вид

$$P_0 = \frac{D_1}{r-g}(1-q^n) + \frac{P_n}{(1+r)^n}. \quad (4)$$

Если инвестор не ставит целью последующую продажу акции (иными словами, ее покупка не имеет спекулятивного мотива), в формуле (4) можно выполнить предельный переход $n \rightarrow \infty$; второе слагаемое при этом исчезает, и мы получаем хорошо известную модель Гордона [9, 14]:

$$P_0 = \frac{D_1}{r-g}. \quad (5)$$

Остановимся далее на одной существенной для анализа эмпирических данных особенности оценивания акций, свойственной модели Гордона. Поскольку цена в последующие моменты времени P_t ($t = 1, 2, \dots$) связана с дивидендными выплатами D_{t+1} соотношениями, подобными (5), рекуррентное уравнение (2) для дивидендов влечет за собой соответствующий постоянный относительный рост цен:

$$P_{t+1} = P_t(1+g), \quad (6)$$

с тем же ежегодным темпом g . Это означает, что если применять соотношение (4) к последующим моментам времени $t = 1, 2, \dots$, рассматривая их в качестве начальных (сдвигая последовательно начало отсчета времени), оба слагаемых в его правой части будут ежегодно возрастать в $(1+g)$ раз.

Последнему утверждению можно также дать эквивалентную формулировку: особый характер зависимости цены акции от времени в рамках модели Гордона (рекуррентная зависимость вида (6)) приводит к тому, что соотношения (4) и (5) оказываются тождественными при любом произвольном n . Заметим, что высказанные утверждения справедливы, строго говоря, при неизменности прочих условий оценивания, определяющих параметры соотношений (4) и (5).

Методика исследования ожидаемых инвестиционных перспектив финансовых инструментов

Соотношение (4) является основой для дальнейших рассуждений, позволяющих диагностировать восприятие фондовым рынком инвестиционных перспектив ценных бумаг.

Воспользуемся известным приемом, предложенным Ю. Фамой [2, 10, 12], позволяющим верифицировать теоретические модели, имеющие прогнозный характер (*ex-ante*), на основе исторических (*ex-post*) данных. Строго говоря, соотношение (4) связывает *текущую* цену P_0 с *ожидаемыми* (прогнозами) дивидендными выплатами D_t следующего года. Однако в условиях фондового рынка, обладающего ценовой эффективностью [2, 12], можно ожидать, что соотношение (4) должно соблюдаться *в среднем*, если сравнивать ретроспективные значения цены в начале каждого из прошедших годов с дивидендами по его итогам (иными словами, это означает, что ожидания инвесторов *в среднем* оправдываются, поскольку рыночные цены правильно отражают всю доступную информацию).

Таким образом, чтобы исследовать восприятие инвестиционных перспектив акций фондовым рынком на основе соотношения (4), необходимо сформировать ретроспективные (исторические) временные ряды:

- фактических цен акций P_t в начале каждого $(t+1)$ -го года³; поскольку биржевым ценам обычно свойственны заметные вариации, их целесообразно сглаживать; в этой связи в качестве усредненных цен начала года принимались средние взвешенные (по объему торгов) их ежедневных значений на закрытие за первый квартал;
- дивидендов за каждый $(t+1)$ -й год D_{t+1} .

Опытную проверку зависимостей, вытекающих из уравнения (4), можно выполнить при помощи эконометрических технологий; для их применения построенные временные ряды должны охватывать достаточно продолжительный период времени, позволяющий сформировать статистический ансамбль сравниваемых данных. Из этого ансамбля, кроме того, целесообразно отбраковывать единичные выбросы, связанные, например, с выплатами экстрадивидендов, встречающимися в практике западных компаний. Для ценных бумаг российских эмитентов, история регулярных дивидендных выплат большинства из которых берет начало в лучшем случае с 2002 г., подобный статистический ансамбль не обладает необходимой полнотой. В этой связи большая часть описываемого исследования выполнена применительно к акциям американских компаний.

Для иллюстрации его сути на рис. 1 на основе данных табл. 1 (см. приложение) построена точечная диаграмма, показывающая зависимость рассматриваемых переменных для акций McDonald's

³ Возможно, более корректно в качестве P_t было бы брать цену конца года t , однако для исключения календарного эффекта «конца года» [2] предпочтение было отдано описываемой технологии.

Corporation (отрасль общественного питания) в период 1986-2014 гг. Вертикальной координатой каждой из изображающих точек является значение усредненной за 1-й квартал соответствующего года цены акций P_t (долл.), горизонтальной координатой – суммарные дивидендные выплаты на одну обыкновенную акцию D_{t+1} , (долл.), за тот же год. Данные табл. 1 показывают, что на протяжении почти трех рассматриваемых десятилетий как дивиденды компании, так и цена ее акций характеризовались устойчивой растущей тенденцией⁴. Усредненную зависимость между ценой и дивидендами визуализирует линейный тренд (сплошная прямая на рис. 1), уравнение которого можно представить в общем виде

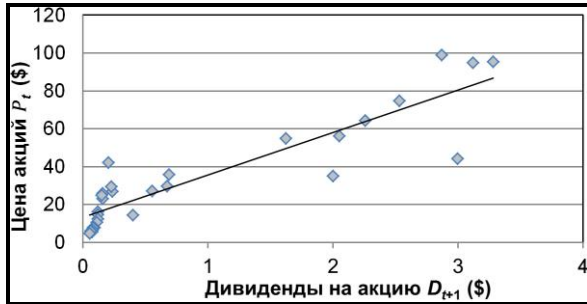


Рис. 1. Цены акций McDonald’s Corporation и ежегодные дивидендные выплаты по ним, 1986-2014 гг.

$$P_t = D_{t+1} \times \beta + \alpha. \tag{7}$$

Коэффициенты β и α рассчитываются, как обычно, по методу наименьших квадратов; об уровне статистической значимости их оценок можно судить по критерию t -статистики. Однако связать с ними параметры модельной формулы оценивания (4) в общем случае не удается. Наиболее серьезное препятствие заключается в том, что второе слагаемое в правых частях соотношений (4), записанных для различных моментов времени, отнюдь не является константой, поскольку ожидаемая цена последующей продажи акции P_n для инвестора, покупающего ее в разное время, будет, несомненно, различаться. Другое осложняющее обстоятельство касается гипотетического времени владения акцией n , которое является «скрытым» от измерения параметром; более того, нет никаких оснований ожидать его постоянства в течение периода исследования.

Тем не менее, анализ диаграммы на рис. 1 приводит к важному выводу о том, что модель оценивания по Гордону (соотношение (5)) не имеет места для акций McDonald’s Corporation. Положительная величина коэффициента α линейного тренда,

установленная на статистически значимом уровне⁵, позволяет утверждать, что возрастание со временем второго слагаемого в формуле (4), определяемого динамикой ожидаемой цены последующей продажи акции P_n , во всяком случае (если оно и имело место) происходило в среднем медленнее, чем первого, определяемого ростом дивидендов. Как отмечалось выше, если оценивание акций происходит в соответствии с моделью Гордона, оба слагаемых должны возрастать в одинаковых пропорциях (в $(1+g)$ раз ежегодно). Легко видеть, что линия тренда при этом будет проходить через начало координат (коэффициент α равен нулю с точностью до погрешности его определения) в полном согласии с формулой Гордона (5).

Иными словами, «репрезентативного» держателя акций McDonald’s Corporation вряд ли можно отнести к долгосрочным (в идеальном случае – бессрочным) инвесторам, предполагающим продолжительное $n \gg 1$ владение акциями, как это подразумевает модель Гордона. Спекулятивный мотив покупки (имея в виду расчет на опережающий рост цены по отношению к дивидендам) также не был для него характерен в среднем за весь рассмотренный период времени⁶: значимость курсового дохода, связанного с ожиданиями роста цены в будущем, после 2000 г. неуклонно снижалась по сравнению с возрастающими дивидендами. Дальнейшее исследование характера и параметров рыночного оценивания выбранных акций на основе фундаментальной модели совместного анализа динамики цены и дивидендных выплат затруднительно; в следующем параграфе показано, что оно оказывается возможным для ценных бумаг, перспективы которых воспринимаются инвесторами в соответствии с постулатами модели Гордона.

Результаты анализа ожидаемых инвестиционных перспектив фондовых активов

Изложенная методика совместного анализа динамики цены и дивидендных выплат с использованием модифицированной модели постоянного роста применялась и для ряда других обыкновенных акций американских компаний. Не задаваясь целью описания рыночной оценки инвестиционных перспектив для всей совокупности исследованных финансовых активов, рассмотрим наиболее характерные частные случаи выявленных ожиданий их держателей.

Для акций компании **UMB Financial Corporation** (основная сфера деятельности – бизнес финансовых

⁴ Дивиденды компании лишь дважды понижались (в 2001 г. после экстра-дивидендов 2000 г. и в 2008 г. после двухлетних экстра-дивидендов 2006 и 2007 гг.); в обоих случаях, несомненно, это связано было с кризисными явлениями на фондовом рынке США [16]. Цена акций, как обычно, несколько более волатильна, однако и ее тенденция роста очевидна из табл. 1.

⁵ Его среднее значение $\bar{\alpha} = 13,28 \$$, показатель t -статистики составляет 4,44.

⁶ Более внимательный анализ показывает, что на начальном его этапе (с 1986 по 2000 гг.) характер оценивания рынком этих акций был иным. Рост их цены в среднем опережал рост дивидендов; согласно соотношению (4), «подпитывался» он преобладающими ожиданиями выгодной перепродажи в будущем, которые и характерны для спекулятивного поведения инвесторов. Это наблюдение в полной мере соответствует известному и активно изучавшемуся в литературе (см., например, [16]) явлению «пузыря» 1984-1999 гг. на фондовом рынке США.

услуг) диаграмма, показывающая исследуемую зависимость в период 1985-2014 гг., приведена на рис. 2; она построена на основе временных рядов дивидендных выплат и средневзвешенных цен начала года (см. табл. 1). Как и для рассмотренных ранее в бумагах McDonald's Corporation, из рис. 2 очевидна довольно тесная связь роста цены акций (в среднем) и дивидендов по ним. Важное различие, однако, заключается в том, что линия тренда на диаграмме показывает прямо пропорциональную зависимость (коэффициент α в уравнении тренда (7) равен нулю в пределах статистической ошибки его расчета). В соответствии со сказанным выше можно утверждать, что акции **UMB Financial Corporation** в среднем оценивались рынком в соответствии с допущениями модели Гордона. По-видимому, это означает склонность их держателей к долгосрочным инвестициям, а не к спекулятивным играм.

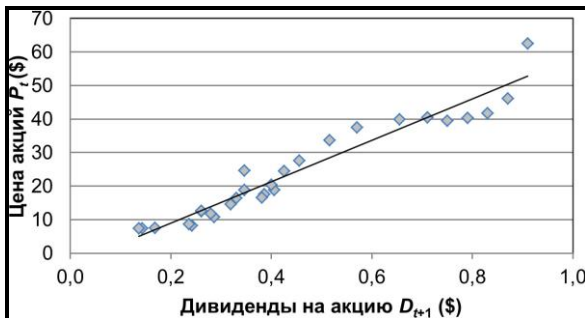


Рис. 2. Цены акций **UMB Financial Corporation** и ежегодные дивидендные выплаты по ним, 1985-2014 гг.

В рассматриваемом особом случае удастся провести и более глубокое исследование рыночного оценивания акций. Уравнение (7) линейного тренда диаграммы на рис. 2 с нулевым смещением α разумно соотносить с формулой Гордона (5); в предположении ценовой эффективности рынка⁷ рассчитанное по наблюдаемым данным значение коэффициента $\beta = 61,7$ для тренда может служить оценкой величины $(r - g)^{-1}$ (коэффициента пропорциональности в формуле Гордона (5)). Таким образом, разность между ожидаемой доходностью акций (их ставкой рыночной капитализации) и предполагаемым инвесторами (*ex-ante*) темпом роста дивидендов по ним в среднем за период составляла

$$r - g = \beta^{-1} = 0,016 = 1,6\%. \quad (8)$$

Следуя уже упоминавшимся идеям гипотезы ценовой эффективности рынка, в качестве оценки прогнозного (*ex-ante*) темпа роста дивидендов естественно принять его среднее историческое (*ex-post*) значение. Для его нахождения по данным табл. 1 заметим, что из рекуррентного соотношения для дивидендов (2) вытекает их степенная зависимость от времени:

$$D_{n+1} = D_1(1+g)^n. \quad (9)$$

Чтобы определить средний темп роста дивидендов g методом линейной регрессии, соотношению (9) удобно придать логарифмическую форму:

$$\ln D_{n+1} = \ln D_1 + n \cdot \ln(1+g), \quad (10)$$

поскольку зависимость от времени при этом становится линейной. Рис. 3, построенный на основе данных табл. 1, показывает, что линейный тренд хорошо аппроксимирует наблюдавшуюся в рассматриваемый период динамику логарифма дивидендных выплат **UMB Financial Corporation** (показатель $R^2 = 0,97$). Соотнося величину его углового коэффициента наклона (равного 0,0657) с коэффициентом $\ln(1+g)$ модельной линейной функции (10), находим средний темп роста дивидендов⁸:

$$g = 0,068 = 6,8\%.$$

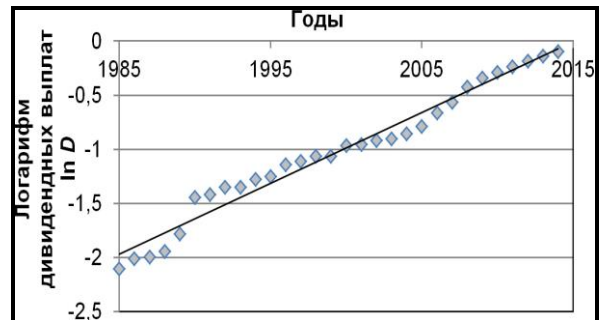


Рис. 3. Динамика логарифма ежегодных дивидендных выплат **UMB Financial Corporation**, 1985-2014 гг.

Таким образом, учитывая найденную ранее комбинацию (8), удастся определить ожидаемую доходность акций

$$r = 0,084 = 8,4\%. \quad (11)$$

Возможность нахождения ожидаемой доходности акций – ставки рыночной капитализации денежных потоков – весьма ценна при подготовке долгосрочных финансовых решений (анализе эффективности инвестиционных проектов, расчете взвешенной средней цены капитала, оценке стоимости бизнеса и пр.). Заметим при этом, что описанная процедура в наибольшей мере отвечает экономическому смыслу ожидаемой доходности как ставки дисконта, с которым финансовые активы оцениваются на рынке; любые методики определения ожидаемой доходности как исторической средней базируются на дополнительных допущениях (например, о сопоставимом уровне риска анализируемых компаний). К сожалению, она реализуема далеко не всегда – как показывает анализ (см. ниже), лишь небольшое количество акций оцениваются в соответствии с моделью Гордона.

Рассмотрим далее ежегодную динамику рыночных цен (как и прежде, усредненных цен 1-го квартала) акций компании коммунального хозяйства **UNITIL Corporation**, осуществляющей электро- и газоснаб-

⁷ В соответствии с рассуждениями, изложенными выше в предыдущем параграфе.

⁸ Аналогичный анализ темпа роста, проведенный для рыночных цен, показывает близкие значения, что вполне отвечает оцениванию по Гордону (см. выше).

жение ряда штатов в США, и дивидендных выплат по ним за тот же период времени; диаграмма, подобная приведенным ранее, построена на рис. 4. Ее линия тренда имеет отрицательное смещение по вертикали ($\bar{\alpha} < 0$) на статистически значимом уровне: рост цены в среднем опережал рост дивидендов. В соответствии с формулой (4) можно сделать вывод, что преобладающим фактором роста цены была динамика будущих спекулятивных ожиданий.

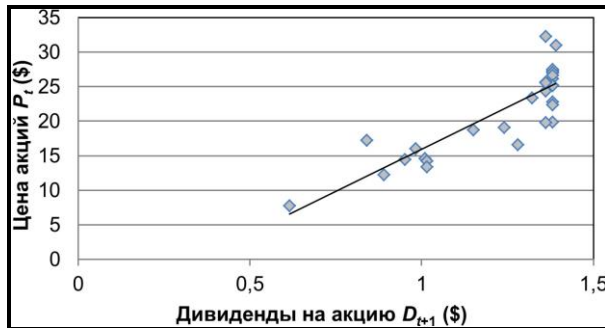


Рис. 4. Цены акций UNITIL Corporation и ежегодные дивидендные выплаты по ним, 1985-2014 гг.

Этот результат, однако, является очень грубым; более внимательный анализ показывает (рис. 5), что после 1996 г. тренд дивидендной политики UNITIL Corporation претерпел существенные изменения: компания почти не повышала дивидендов. В таком случае, вероятно, исследование зависимости цены и дивидендов целесообразно проводить по отдельности на каждом из двух качественно различающихся интервалов времени⁹ (двухэтапная модель дисконтирования дивидендов [9]). При этом оказывается, что, начиная с 1996 г. движения цены определялись исключительно спекулятивным мотивом инвесторов, поскольку практически утратили всякую связь с дивидендными выплатами.

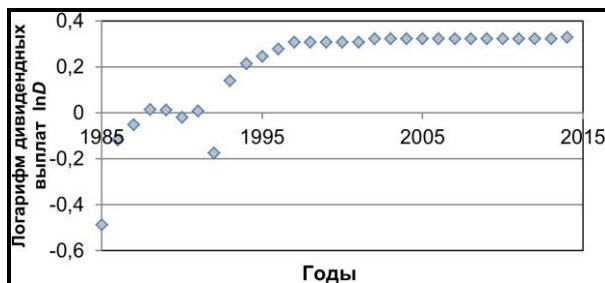


Рис. 5. Динамика логарифма ежегодных дивидендных выплат UNITIL Corporation, 1985-2014 гг.

Любопытно отметить, что среди исследованных американских фондовых активов встречаются и такие (в качестве примера можно указать на обыкновенные акции New York Community Bancorporation в

период 2005-2014 гг.), для которых линия регрессии на диаграммах зависимости цены и дивидендов является вертикальной прямой при высоком уровне статистической значимости: компания выплачивает фиксированные дивиденды по акциям, никак не влияющие на их цену (см. табл. 1, приложение). Цена при этом, хотя и испытывает некоторые вариации, остается на приблизительно постоянном в среднем уровне (рис. 6). Это явление заслуживает дополнительного анализа; наряду с объяснением, приведенным выше для бумаг UNITIL Corporation, возможна и другая его интерпретация: инвесторы не видят в ближайшем будущем перспектив роста для акций New York Community Bancorporation; оценивание их рынком соответствует идеям модели нулевого роста дивидендов [2, 9] (представляющей, по существу, частный случай формулы Гордона (5) с нулевым значением g). В пользу такого суждения говорит достаточно высокая средняя дивидендная доходность акций¹⁰:

$$\bar{d} \approx 6,5\% .$$

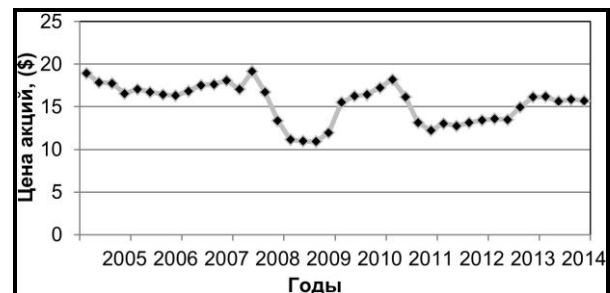


Рис. 6. Динамика усредненных за квартал значений цены акций New York Community Bancorporation, 2005-2014 гг.

На интерпретацию оценивания акций New York Community Bancorporation проливает свет анализ их коэффициента P/E (цена-прибыль), упоминавшегося во введении; его значения, рассчитанные авторами на основе информации источника [8], показаны графически на рис. 7. Если исключить единственный выброс коэффициента P/E в кризисном 2008 г., имевший место вследствие необычно низкой прибыли компании, его среднее значение за весь рассматриваемый период времени составляет $P/E \approx 15,3$. Учитывая, что коэффициент P/E отличается от обратной ожидаемой доходности акций $1/\bar{r}$ на величину «платы инвесторов за ожидания роста компании» [2], а также тот факт, что практически всю доходность держателям акций приносили в этот период времени дивиденды ($\bar{r} \approx \bar{d} \approx 6,5\%$), поскольку цена в среднем оставалась почти постоянной, находим:

¹⁰ Для обсуждавшегося ранее оценивания акций UNITIL Corporation в период после 1996 г. средняя дивидендная доходность была несколько ниже (около 5,4%); цена акций, хотя и незначительно, все же росла в среднем, поэтому говорить о применимости модели нулевого роста, на наш взгляд, вряд ли уместно.

⁹ В период 1985-1996 гг., несмотря на выпадающее значение дивидендов 1992 г., также можно говорить о линейном тренде логарифма дивидендных выплат (см. соотношение (10)).

$$\text{Плата за ожидания роста} = \frac{P}{E} - \frac{1}{r} \approx 0,1.$$

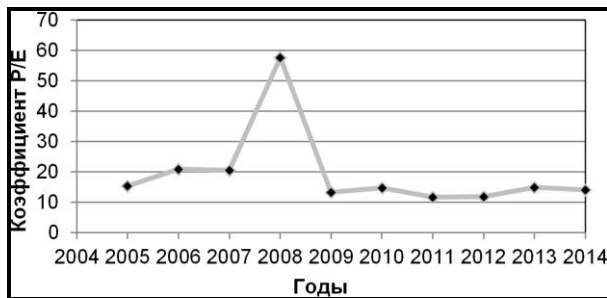


Рис. 7. Динамика коэффициента P/E для акций New York Community Bancorporation, 2005-2014 гг.

Таким образом, с учетом погрешности усреднения анализ коэффициента P/E подтверждает предположение об оценивании рынком выбранных акций в рассматриваемый период в соответствии с допущениями модели нулевого роста (плата за ожидания роста компании составляет лишь около 0,7% рыночной цены акций).

Заключительные замечания

1. В ходе проведенного исследования авторы использовали методику, изложенную выше, для анализа оценивания обыкновенных акций 14 американских и 11 российских компаний. При подготовке настоящей публикации мы отбирали результаты, относящиеся к тем ценным бумагам, картина рыночного оценивания которых выглядит наиболее прозрачной. Для российских компаний диаграммы, подобные показанным на рис. 1, 2 и 4, характеризуются большим разбросом точек относительно линии тренда, что снижает достоверность выводов. С одной стороны, это связано с тем, что отечественные компании далеко не всегда руководствуются принципом стабильности дивидендных выплат (который давно стал «классикой» финансового менеджмента на Западе) при распределении чистой прибыли. С другой стороны, значительное большинство инструментов российского фондового рынка, относящегося к категории развивающихся (emerging markets), отличаются высокой волатильностью. Кроме того, как уже отмечалось ранее, для российских компаний временные ряды ежегодных цен и дивидендов обычно ограничены 10...12 элементами; этого не всегда достаточно для выявления статистической закономерности. Тем не менее, для акций двух российских компаний — открытых акционерных обществ (ОАО) «Татнефть» и «Новатэк» — анализ показал картину оценивания, близкую к классической модели Гордона (5). На многих американских фондовых активах сказался глубокий финансовый кризис начала 2000 г., прервавший стремительный рост биржи в 1990-х гг. В этой связи для большинства из исследованных инструментов характерны пессимистические ожидания участников рынка; кроме описанных ранее акций McDonald's Corporation, это касается ценных бумаг Coca-Cola Company, Microsoft Corporation и ряда других. Тем не менее, в группу активов со стабильным ожидаемым ростом, предпочитаемых долгосрочными инвесторами, наряду с рассмотренными ценными бумагами UMB Financial Corporation попали обыкновенные акции General Electric и 3M Company (многоотрас-

левая инновационно-производственная компания). Для акций компании Apple, подобно рассмотренным выше ценным бумагам UNITIL Corporation, характерны спекулятивные ожидания их держателей.

2. Кризис на мировых фондовых биржах 2000 г., остановивший развитие пузыря, и следовавшие за ним события возродили интерес к дивидендным выплатам компаний, которые в эпоху преобладания спекулятивных настроений рассматривались порой в зарубежной литературе как отмирающий пережиток прошлого. В более широком плане можно говорить о ренессансе фундаментального анализа среди экономистов; это относится, в частности, к проблеме формирования портфеля. Красота и логическая стройность корреляционного алгоритма Г. Марковица [2, 9] бесспорны лишь с точки зрения вероятностного взгляда на динамику будущих рыночных цен (по существу, лишь с позиций гипотезы их случайных блужданий). Его практическая целесообразность особенно сомнительна в условиях развивающихся рынков, для которых характерна существенная негауссовость функции распределения доходности [1]. Если же инвестор рассчитывает переиграть рынок (придерживается активной портфельной стратегии), он вряд станет руководствоваться идеей минимизации стандартного отклонения доходности. Применение методики, развитой в настоящей работе, позволяет делать некоторые выводы о характере оценивания рынком обыкновенных акций и, тем самым, о целесообразности их включения в портфель ценных бумаг. На наш взгляд, акции, оцениваемые в соответствии с допущениями классической модели Гордона, можно считать наиболее «предсказуемыми» (речь не идет в данном случае об их риске — неизбежных ценовых флуктуациях). Активы, рост которых в последнее время был обусловлен спекулятивными настроениями инвесторов, имеет смысл приобретать лишь при формировании портфеля роста [2], причем весьма агрессивного.
3. Выше мы оставили в стороне вопрос о периоде времени, на котором следует анализировать зависимость цены акций и дивидендных выплат по ним, чтобы оценить восприятие рынком их инвестиционных перспектив. Очевидно, его решение должно предусматривать поиск компромисса между динамичностью диагностики ожиданий (в плане ее способности оперативно отслеживать перемены в настроениях инвесторов) и состоятельностью оценок параметров линейной регрессионной модели¹¹. На практике это решение во многом зависит от искусства аналитика улавливать моменты изменения тренда изучаемой зависимости [11]; соответствующий пример двухэтапного построения модели приводился выше применительно к диаграмме на рис. 5. Другая проблема развитой выше аналитической методики связана с возможными вариациями во времени таких параметров оценивания «репрезентативного инвестора», как планируемый период владения акциями n , ставка дисконтирования r , ожидаемые будущие дивиденды и их темп роста и пр. Подобные трудности возникают при решении большинства обратных задач (к которым относятся задачи диагностики); в этом случае, очевидно, получаемые результаты носят характер некоторых усредненных оценок искомых величин¹².
4. В данной публикации мы лишь наметили перспективы использования для диагностики рыночного оценивания активов такого весьма продуктивного фундаментального

¹¹ Так, удлинение периода исследования далеко не всегда улучшает достоверность диагностики.

¹² Как, впрочем, и само понятие репрезентативного инвестора.

индикатора, как коэффициент цена – прибыль (P/E) обыкновенных акций. Его применение совместно с изложенной выше методикой выявления инвестиционных ожиданий открывает дополнительные возможности для обоснованного формирования портфеля и представляет тему дальнейшего научного исследования.

5. Определение ставки дисконтирования для акций, воспринимаемых рынком в соответствии с предпосылками классической формулы Гордона (5) (несмотря на ограниченное количество таких акций), наводит на мысль об опытной проверке предсказываемой моделью оценивания финансовых активов (САРМ) роли коэффициента бета. Насколько известно авторам, подобный способ косвенной проверки САРМ в литературе не описывался.
6. Наконец, устойчивость в среднем связи цены и дивидендных выплат рассматриваемых акций характеризует, по всей видимости, правильность отражения в их ценах доступной инвесторам информации; применительно к рынку в целом в этом случае можно говорить о высокой степени его ценовой эффективности. Напротив, беспорядочный характер изменения цен по отношению к дивидендным выплатам свидетельствует о «неуверенности» держателей данных активов, либо о доминировании среди держателей спекулятивных настроений; в обоих случаях инвестору следует ожидать от них высокой волатильности.

ПРИЛОЖЕНИЕ

Таблица 1

ЕЖЕГОДНАЯ ДИНАМИКА УСРЕДНЕННЫХ ЦЕН 1-го КВАРТАЛА И ДИВИДЕНДНЫХ ВЫПЛАТ РЯДА КОМПАНИЙ ФОНДОВОГО РЫНКА США, 1985-2014 г. [8, 15, 18]

Год	McDonald's Corporation		UMB Financial Corporation		UNITIL Corporation		New York Community Bancorporation	
	цена акции, долл.	дивиденды, долл.	цена акции, долл.	дивиденды, долл.	цена акции, долл.	дивиденды, долл.	цена акции, долл.	дивиденды, долл.
1985	NA	NA	7,13	0,12	7,80	0,62	NA	NA
1986	13,59	0,05	7,75	0,13	12,31	0,89	NA	NA
1987	13,62	0,06	7,45	0,14	14,49	0,95	NA	NA
1988	13,70	0,07	7,49	0,14	13,46	1,02	NA	NA
1989	13,77	0,08	7,62	0,17	14,30	1,01	NA	NA
1990	13,82	0,08	8,80	0,24	16,07	0,98	NA	NA
1991	13,90	0,09	8,32	0,24	14,66	1,01	NA	NA
1992	13,98	0,11	12,73	0,26	17,27	0,84	NA	NA
1993	14,06	0,12	12,61	0,26	18,77	1,15	NA	NA
1994	14,16	0,12	11,81	0,28	19,15	1,24	0,05	1,36
1995	14,40	0,12	10,96	0,29	16,61	1,28	0,02	1,53
1996	22,89	0,15	14,68	0,32	23,39	1,32	0,06	2,30
1997	22,94	0,16	16,50	0,33	19,86	1,36	0,10	3,92
1998	24,44	0,16	24,81	0,35	25,63	1,36	0,17	6,67
1999	41,03	0,20	18,98	0,35	24,38	1,36	0,25	7,27
2000	35,69	0,68	16,66	0,38	32,34	1,36	0,25	5,18
2001	28,49	0,23	17,70	0,39	25,71	1,36	0,30	9,96
2002	27,63	0,24	20,43	0,40	25,18	1,38	0,43	15,39
2003	15,30	0,40	19,01	0,41	25,23	1,38	0,66	16,41
2004	27,63	0,55	24,64	0,43	26,70	1,38	0,96	32,63
2005	29,75	0,67	27,75	0,46	27,11	1,38	1,00	17,90
2006	35,10	2,00	33,85	0,52	25,26	1,38	1,00	17,12
2007	44,36	3,00	37,63	0,57	26,19	1,38	1,00	16,85

Год	McDonald's Corporation		UMB Financial Corporation		UNITIL Corporation		New York Community Bancorporation	
	цена акции, долл.	дивиденды, долл.	цена акции, долл.	дивиденды, долл.	цена акции, долл.	дивиденды, долл.	цена акции, долл.	дивиденды, долл.
2008	54,71	1,63	39,95	0,66	27,54	1,38	1,00	17,07
2009	56,25	2,05	40,60	0,71	19,91	1,38	1,00	11,16
2010	64,31	2,26	39,61	0,75	22,38	1,38	1,00	15,52
2011	74,93	2,53	40,47	0,79	22,86	1,38	1,00	18,22
2012	99,09	2,87	41,83	0,83	27,29	1,38	1,00	13,06
2013	95,07	3,12	46,19	0,87	27,06	1,38	1,00	13,59
2014	95,62	3,28	62,57	0,91	31,02	1,39	1,00	16,21

Литература

1. Аистов А.В. и др. Сравнительный анализ критериев выбора инвестиционного портфеля на фондовом рынке с несимметричным распределением доходностей акций [Текст] / А.В. Аистов, А.М. Ошарин, С.С. Петров // Аудит и финансовый анализ. – 2011. – №3. – С. 103-108.
2. Брейли Р. Принципы корпоративных финансов [Текст] / Ричард Брейли, Стюарт Майерс ; пер. с англ. Н. Барышиковой. – М. : Олимп-бизнес, 2008. – 1008 с.
3. Грэхем Б. Разумный инвестор [Текст] / Б. Грэхем, Д. Цвейг ; пер. с англ. – М. : Вильямс, 2009. – 672 с.
4. Московская биржа [Электронный ресурс]. Режим доступа: <http://moex.com>.
5. Петров С.С. О возможностях прогнозирования доходности финансовых активов на основе анализа окна биржевых котировок [Текст] / С.С. Петров, О.И. Кашина // Аудит и финансовый анализ. – 2015. – №2. – С. 135-141.
6. Петров С.С. Экономико-математическая модель ценообразования финансовых активов в ходе биржевых торгов и ее применение для активного управления портфельными инвестициями [Текст] / С.С. Петров, О.И. Кашина // Науч. тр. Вольного экон. об-ва России. – 2014. – Т. 186. – С. 94-99.
7. Петров С.С. и др. Ценообразование финансовых активов в ходе биржевых торгов: аналитическое описание методами теории рыночного равновесия [Текст] / С.С. Петров, М.В. Медведева, О.И. Кашина // Аудит и финансовый анализ. – 2013. – №3. – С. 249-257.
8. Фондовая биржа Nasdaq [Электронный ресурс]. URL: <http://www.nasdaq.com/symbol/umbf/interactive-chart>.
9. Шарп У. и др. Инвестиции [Текст] / Уильям Ф. Шарп, Гордон Дж. Александер, Джэфри В. Бэйли ; пер. с англ. – М. : ИНФРА-М, 2001. – XII, 1028 с.
10. Яшин С.Н. Управление бюджетами территорий в современных условиях реформирования бюджетной системы Российской Федерации [Электронный ресурс] / С.Н. Яшин, Н.И. Яшина // Финансы и кредит. – 2004. – №15. С. 47-56. URL: <http://elibrary.ru/item.asp?id=9290559>.
11. Яшина Н.И. Комплексная оценка бюджетной устойчивости муниципальных образований с учетом интегрального трендового индекса и показателя риска бюджетных потоков региона [Текст] / Н.И. Яшина, А.А. Табаков // Финансы и кредит. – 2007. – №44. – С. 25-35.
12. Fama E.F. Efficient capital markets: a review of theory and empirical work [Text] / E.F. Fama // The journal of finance. – 1970. – Vol. 25 ; no. 2. – Pp. 383–417.
13. Fama E.F. Market efficiency, long-term returns, and behavioral finance [Text] / E.F. Fama // Journal of financial economics. – 1998. – Vol. 49 ; no. 3. – Pp. 283-306.

14. Gordon M.J. Dividends, earnings, and stock prices [Text] / M.J. Gordon // The review of economics and statistics. – 1959. – Vol. 41 ; no. 2 ; part 1. – Pp. 99-105.
15. Investfunds [Electronic resource] : information agency. Access mode: <http://www.investfunds.ru/>.
16. Shiller R. From efficient markets theory to behavioral finance [Text] / Robert J. Shiller // The journal of economic perspectives. – 2003. – Vol. 17 ; no. 1. – Pp. 83-104.
17. Shiller R. Market volatility [Text] / Robert J. Shiller. – The MIT Press, 1990. – 478 p.
18. Ycharts [Electronic resource]. Access mode: <http://ycharts.com>.

Ключевые слова

Фондовый рынок; метод дисконтирования в применении к оцениванию акций; выявление ожиданий инвесторов; коэффициент цена – прибыль; диагностика ожиданий роста на фондовом рынке; спекулятивные ожидания; модель постоянного роста дивидендов; ставка дисконтирования для обыкновенных акций; портфельные инвестиции; фундаментальный анализ.

Петров Сергей Сергеевич

Бархатова Дарья Анатольевна

Кашина Оксана Ивановна

Мурашкин Роман Николаевич

РЕЦЕНЗИЯ

Актуальность проблемы и практическая значимость результатов. Последние полтора десятилетия отмечены существенной нестабильностью мировых финансовых рынков. Свою роль в этом, несомненно, сыграла и глобализация, значительно увеличившая число степеней свободы международной экономической системы. В связи с этим задачи, стоящие перед последовательным научным подходом финансовой экономики, многократно усложнились. С другой стороны, классическими эмпирическими подходами к исследованию фондовой биржи – техническим и фундаментальным анализом – накоплен большой опыт изучения рыночных явлений, что позволяет и в новых условиях надеяться на их прогнозные возможности; интерес к ним ученых-экономистов заметно вырос в последнее время.

В предлагаемой работе авторы показали, что подходы фундаментального анализа можно применить для диагностики восприятия участниками рынка инвестиционных перспектив различных ценных бумаг. Результаты работы позволяют отнести (разумеется, по ретроспективным оценкам) акции к одной из трех групп: наиболее предсказуемых, спекулятивно растущих и пессимистически оцениваемых; несомненна их практическая ценность при формировании инвестиционного портфеля. Авторами развита последовательная методика определения рыночной ставки дисконтирования некоторых ценных бумаг, что значительно повышает достоверность оценки эффективности финансовых решений долгосрочного характера.

Научная новизна. Развитый в статье подход к выявлению ожиданий держателей активов по косвенным признакам их оценивания является оригинальным, он открывает целый спектр возможностей для исследования отдельных ценных бумаг и фондового рынка в целом; некоторые из них намечены в работе. Авторами найдена удачная форма сопряжения сильных сторон эмпирических методов и индикаторов фундаментального анализа с инструментарием последовательной теории инвестиций.

Заключение. Предложенная статья имеет несомненную научную ценность и заслуживает опубликования в ведущих научных изданиях.

Яшина Н.И., д.э.н., профессор, заведующий кафедрой финансов и кредита Нижегородского государственного университета им. Н.И. Лобачевского, Институт экономики и предпринимательства.