

ОЦЕНКА ОТНОШЕНИЯ ПРИБЫЛИ К СТОИМОСТИ АКЦИЙ С ПОПРАВКОЙ НА ИНФЛЯЦИЮ

Александр Борисович МОЛОТКОВ

кандидат технических наук, независимый эксперт
Москва, Российская Федерация
abm91@rambler.ru
<https://orcid.org/0000-0003-3007-3473>
SPIN-код: отсутствует

История статьи:

Рег. № 49/2021
Получена 01.02.2021
Получена в
доработанном виде
15.02.2021
Одобрена 02.03.2021
Доступна онлайн
28.05.2021

УДК 336/02

JEL: C51, E31, G12,
G17

Ключевые слова:

отношение
прибыль/цена, премия
за риск, инфляция,
стоимость акций,
модель Гордона

Аннотация

Предмет. Зависимость оценок фундаментальной стоимости акций на базе отношения прибыль/цена от ожидаемой инфляции.

Цели. Определить вид и параметры зависимости.

Методология. Исследование базируется на методах оценки стоимости акций и регрессионном анализе для определения параметров предложенной модели.

Результаты. Для фондового рынка США (индекс S&P 500) показано, что оценочное отношение прибыль/цена на основе усредненной за 10 лет прибыли существенно и положительно зависит от показателя, выбранного для характеристики ожидаемой инфляции. Обосновывается, что основной причиной зависимости является влияние ожидаемой инфляции на реальные детерминанты фундаментальной стоимости, прежде всего на премию за риск. Сформулированы условия, при которых формула Гордона может использоваться для определения вида зависимости между фундаментальной стоимостью акций и ее детерминантами для временного ряда наблюдений с меняющейся реальной ставкой дисконтирования. Результаты исследования могут дополнить совокупность инструментов принятия решений инвесторами на фондовом рынке.

Выводы. Предложена модель оценки фундаментальной стоимости акций на основе линейной зависимости отношения прибыль/цена от инфляции и определены ее параметры. Эмпирически подтверждена адекватность модели для фондового рынка США.

© Издательский дом ФИНАНСЫ и КРЕДИТ, 2021

Для цитирования: Молотков А.Б. Оценка отношения прибыли к стоимости акций с поправкой на инфляцию // *Финансовая аналитика: проблемы и решения*. – 2021. – Т. 14, № 2. – С. 218 – 240.
<https://doi.org/10.24891/fa.14.2.218>

Введение

Проблема оценки фундаментальной стоимости активов чрезвычайно важна для инвесторов и имеет давнюю историю исследования. Общий консенсус заключается в приравнивании фундаментальной стоимости актива к сумме дисконтированных потоков денежных средств, получаемых инвестором. Для акций чаще всего используется модель дисконтирования дивидендов. Однако параметры модели (ставку дисконтирования и темпы роста) трудно задать достаточно адекватно на

длительный период. Поэтому, исходя из данных моделей предложены показатели, такие как отношения цены и прибыли P / E , прибыли и цены E / P , а также дивидендная доходность и доходность по прибыли, которые при определенных допущениях позволяют делать оценки фундаментальных параметров на основе наблюдаемых переменных.

Эти показатели применяются для формирования гипотез об ожидаемой доходности акций и оценки их близости к стандартным значениям, характеризующим фундаментальные цены акций [1–6].

Авторы работы [5] для данных, расширяющих индекс S&P 500 с 1872 г., убедительно показали, что отклонение оценочных соотношений $(P / E)_t$ в точке t от стандартных величин говорит прежде всего об отклонении цен акций от фундаментальных значений. В качестве стандартных величин используются средние исторические значения. То есть модель, характеризующую фундаментальную стоимость акций для выбранного длительного интервала, можно записать следующим образом:

$$(V / E)_t = (P / E)_{mn} = \text{const},$$

где V – оценка фундаментальной стоимости акций,

$(P / E)_{mn}$ – среднее значение оценочного отношения на длительном интервале.

В данном исследовании полагается, что возможность использования средних величин в качестве оценочных соотношений для фундаментальных параметров основывается на предпосылках, часть из которых требует дальнейшего обсуждения. В частности, неизменность ожидаемых реальных показателей (ставки дисконтирования и темпов роста) при меняющихся рыночных условиях, в том числе при изменении уровня инфляции.

Целью данной работы является построение модели, позволяющей корректировать оценку отношения прибыли на акцию и цены для фундаментальной стоимости акций $(E / V)_t$ в зависимости от изменений ожидаемой инфляции.

Предлагаемая модель имеет следующий вид:

$$(E / V)_t = (E / P)_{mn} + b (I_t - I_{mn})_t,$$

где b – коэффициент, близкий к 1;

I_t – показатель, характеризующий долгосрочную ожидаемую инфляцию в точке t ;

I_{mn} – среднее значение показателя I_t на выбранном длительном интервале.

Используется отношение E / P , так как именно оно при определенных допущениях может быть представлено в виде линейной зависимости от инфляции и дает высокий уровень детерминации для регрессионной модели.

Зависимость оценочных коэффициентов от инфляции рассматривалась ранее по следующим основным направлениям. Первое – «денежная иллюзия» и ошибочное оценивание инвесторами фондового рынка [7–9]. Второе – в рамках анализа так называемой модели ФРС, согласно которой существует прямая зависимость между E / P и номинальной доходностью государственных облигаций [10–14]. Третье – зависимость реальных ожидаемых переменных – ставки дисконтирования и темпов роста от инфляции [14–17].

Данная работа относится к третьему направлению.

Для регрессионной модели важно в качестве объясняющих переменных использовать наблюдаемые значения, а не оценочные величины. Поэтому показатель ожидаемой инфляции рассчитывается на основе исторических данных. Следуя работе [5], в оценочном отношении вместо текущей прибыли используется средняя за последние 10 лет чистая прибыль. Переменная E / P на основе усредненной за 10 лет прибыли существенно и положительно зависит от усредненной за 5 лет ставки инфляции. На квартальных данных для различных временных интервалов после Второй мировой войны линейная регрессия дает высокий уровень детерминации (более 70%), а параметры регрессии значимы (на интервале 1881–2019 гг. коэффициент детерминации 26%).

Эксперименты проводились для рынка США (индекс S&P 500) на основе данных с сайта Online Data Robert Shiller¹.

Обоснование модели

На отрицательную зависимость отношения P / E (обратного относительно показателя, рассматриваемого в данной статье) от ожидаемой инфляции указывали авторы работы [7]. В качестве основного обоснования для интервала 1960–70-х гг. была принята «денежная иллюзия» и ошибочное оценивание инвесторами фондового рынка. Данная гипотеза поддержана в работах [8, 9] и получила широкое распространение. Такое обоснование, по-видимому, может быть принято для отдельных временных интервалов как объяснение локальных иррациональных действий инвесторов, но как общее утверждение приводит нас к отрицанию или опытных данных, или модели дисконтирования дивидендов. Следует отметить, что модель дисконтирования дивидендов не предусматривает комбинацию номинальных и реальных переменных. То есть причину расхождения наблюдаемых величин и модельных оценок нужно искать в свойствах переменных самой

¹ Online Data Robert Shiller. URL: <http://www.econ.yale.edu/~shiller/data.htm>

используемой модели. О таких возможностях также упоминается в работе [7]. Это влияние инфляции на требуемую реальную ставку доходности.

Согласно так называемой модели ФРС существует прямая зависимость между E/P (или доходностью по прибыли) и номинальной доходностью государственных облигаций, включающей ожидаемую инфляцию. Когда доходность по прибыли ниже доходности государственных облигаций, рынок акций переоценен, и наоборот. Тем самым якобы существует возможность эффективного прогнозирования доходности акций. Модель пользуется большой популярностью, но в научной литературе по-разному оцениваются ее адекватность и возможность практического применения. Основные претензии к модели заключаются в том, что приравнивается доходность по прибыли (величина, имеющая реальное выражение) к номинальной доходности, а сама возможность использования модели для прогнозирования доходности акций не подтверждается [10–13]. Указывается, что основным компонент, ответственный за корреляцию доходностей акций и облигаций – ожидаемая инфляция [14].

Более того, следует отметить, что возможность прогнозирования доходности E/P основывается на предположении о постоянстве значений этого показателя для фундаментальной стоимости акций. В противном случае требуется дополнительное предположение о равной ставке ожидаемой инфляции в начале и в конце периода владения акциями.

Как известно, оценка отношений E/P , P/E для фундаментальной стоимости акций может быть выражена как через номинальные, так и через реальные переменные. При этом значение отношений не меняется. То есть единственным объяснением зависимости этих отношений от инфляции является зависимость от инфляции реальных переменных моделей: реальной ожидаемой доходности и (или) реальных темпов роста прибыли. В частности автор работы [16] утверждает, что отрицательная зависимость между P/E и ожидаемой инфляцией может быть результатом двух эффектов – более низкого ожидаемого роста реальных прибылей и более высокой реальной требуемой доходности при росте инфляции.

Многие исследователи отмечали наличие отрицательной зависимости между инфляцией и реальной реализованной доходностью акций [18–22]. Но это не значит, что данное утверждение может быть отнесено и к реальной требуемой доходности, определяющей текущие цены акций.

Автор работы [23] обращает внимание на различие ожидаемых и реализованных будущих событий. На наше нынешнее поведение может повлиять только ожидаемое будущее, не будущее, как оно обернется, а будущее, как нам кажется заранее через завесу неизвестного. Авторы работы [24] подчеркивают принципиальное различие ожидаемых и реализованных показателей доходности для рынка акций и приводят сценарий, подтверждающий эту точку зрения для интервала 1926–2001 гг.

То есть ожидания инвесторов будут выражены в прогнозируемых параметрах с учетом предполагаемого риска. При этом инфляционные риски, а следовательно, и премия за риск, зависят от ожидаемого уровня инфляции.

Автор работы [25] утверждает, что чем выше ставка инфляции, тем более изменчива инфляция и тем больше неопределенность относительно будущих темпов инфляции. В работе [26] отмечается, что высокий уровень инфляции связан со значительной изменчивостью ставки инфляции и с большими относительными изменениями цен, которые делают долгосрочное планирование рискованным. Положительная зависимость между ростом инфляции и большей неопределенностью подтверждается и рядом других авторов [10, 22, 27].

А большая неопределенность приводит к более высокой премии за риск, требуемой инвесторами при высокой инфляции. Наличие существенной корреляции между ожидаемой инфляцией и премией за риск доказывают авторы работы [14]. Выделены и подтверждены расчетами прокси-влияния ожидаемой инфляции на премию за риск: показатели экономической неопределенности и неприятия риска.

То есть текущая (следовательно, и ожидаемая) высокая инфляция ведет к росту неопределенности относительно будущих параметров, что должно отражаться в увеличении премии за риск, ставки дисконтирования будущих денежных потоков и снижении фундаментальной оценки акций.

Таким образом, можно считать, что реальные ожидаемые (требуемые) ставки доходности (возможно, и ожидаемые темпы роста прибыли) зависят от ожидаемой инфляции. Для данного исследования важен факт неравномерного изменения ставки дисконтирования и темпов роста прибыли при изменении инфляции. Причем при росте ожидаемой инфляции ожидаемый реальный темп роста прибыли отстает от реальной ставки дисконтирования, в которую заложена премия за инфляционный риск. Это в полной мере объясняет рост показателя E / V при росте инфляции.

Для формального обоснования вида зависимости сформулируем дополнительные условия. Предположим, что в каждый момент времени инвесторы оценивают рынок, исходя из постоянных долгосрочных ожидаемых реальных параметров: темпов роста прибыли g и ставки дисконтирования k .

$$V = \frac{rE(1+g)}{k-g}, \quad (1)$$

где $k = k_{fr0} + k_{r0} + k(X)$, k_{fr0} – реальная безрисковая ставка; k_{r0} – постоянная часть премии за риск; $k(X)$ – составляющая премии за риск, зависящая от параметров; X – множество параметров, $X = \{x_j\}$, $j = 1, m$; r – коэффициент выплат дивидендов. Обозначим также k_{con} – составляющая ставки дисконтирования, не зависящая от параметров X , $k_{con} = k_{fr0} + k_{r0}$.

Можно ли использовать исходный ряд наблюдений для оценки фундаментальных параметров при различных X , ориентируясь на формулу Гордона?

Дополнительно предположим:

- на рассматриваемом интервале реальный темп роста – постоянная величина, не зависящая от X ;
- зависимость премии за риск от параметров, линейная $k(X) = \sum a_j x_j$;
- отношение выплаченного дивиденда на акцию к прибыли на акцию r – постоянная величина.

Имеется исходный ряд наблюдений $\{(E/P)_i\}$ при различных значениях параметров в каждой точке X_i , которому соответствует ряд оценок показателя для фундаментальных значений $\{(E/V)_i\}$. Пусть существует процедура приведения ряда $\{(E/P)_i\}$ к ряду данных $\{(E/P)_i^*\}$ с одинаковыми значениями параметров, например X_0 , при тех же значениях k_{con} и g . Тогда для этого ряда можно применить формулу Гордона для оценки фундаментальных значений:

$$(E/V)_i^*(X_0) = \frac{k_{con} - g}{r(1+g)} + \frac{\sum a_j x_{j0}}{r(1+g)} = \text{const.} \quad (2)$$

Изменение показателя при изменении значений параметров в точке i от X_0 к X_i :

$$\Delta(E/V)_i^*(X_i, X_0) = \frac{\sum a_j (x_{ji} - x_{j0})}{r(1+g)}. \quad (3)$$

Учитывая предположение, что рынок в каждой точке оценивается исходя из постоянных долговременных ожидаемых показателей темпов роста и ставки дисконтирования, выражение (3) можно применить для перехода к значениям $(E/V)_i$, соответствующим исходному ряду наблюдений $\{(E/P)_i\}$, от значений $(E/V)_i^*$:

$$(E/V)_i = \frac{k_{con} - g}{r(1+g)} + \frac{\sum a_j x_{ji}}{r(1+g)}. \quad (4)$$

То есть при определенных ранее условиях формула Гордона связывает параметры, используемые для фундаментальной оценки акций при меняющейся ставке дисконтирования.

Если множество X состоит из одного параметра – ожидаемой инфляции I , то $k(X) = k(I) = cI$, где c – постоянный коэффициент:

$$(E/V)_i = \frac{k_{con} - g}{r(1+g)} + \frac{cI_i}{r(1+g)} = a + bI_i, \quad (5)$$

где a, b – постоянные коэффициенты.

Таким образом, при принятых ограничениях показатель E/V описывается линейной зависимостью от ожидаемой инфляции, а для расчета коэффициентов a, b естественно применить метод наименьших квадратов для исходного ряда наблюдений $\{(E/P)_i\}$.

В данном случае не постулируется возможность прогнозирования доходности на основе E/V . Однако для подтверждения близости оценок к фундаментальным значениям далее проводится сравнение реализованной доходности с оценками на основе предложенной модели при известной будущей инфляции.

Параметры модели

Исследуется фондовый рынок США (показатель S&P 500) на интервале 1945–2019 гг., на котором выбранный показатель инфляции принимает только положительные значения (с I квартала 1945 г. по IV квартал 2019 г.). На *рис. 1* показаны зависимости для E/P и I от времени (E – средняя реальная прибыль на акцию за последние 10 лет, включая текущий квартал, P – значение индекса в реальном выражении на последний день квартала, I – средняя инфляция за последние 5 лет по индексу CPI). Близость динамики этих показателей очевидна. Для сравнения приведена также номинальная доходность 10-летних государственных облигаций $d10$.

На основе квартальных данных $\{E/P_i\}$ строится линейная регрессия $E/V = a + bI$ или $E/V = (E/P)_{mn} + b(I - I_{mn})$. На выбранном интервале $a = 0,025$ (17,43), $b = 0,974$ (29,73) – в скобках указаны значения t -критерия Стьюдента, существенно превышающие критические уровни, что подтверждает статистическую значимость коэффициентов регрессии; коэффициент детерминации $R^2 = 75\%$.

В пределах выбранного интервала выделены отрезки по 60 лет, для которых построены аналогичные регрессии. Первый – 1945–2004 гг., последний – 1960–2019 гг., всего 16 периодов. Каждый период начинается с первого квартала первого года и заканчивается четвертым кварталом последнего. Результаты сведены в *табл. 1*.

Коэффициент a меняется в пределах от 0,019 до 0,028, среднее значение – 0,025; b – в пределах от 0,939 до 1,054, среднее значение – 0,969; R^2 – от 70 до 84%. Зависимость $E/P(I)$ для 1960–2019 гг. представлена на *рис. 2*.

Для дальнейшего анализа удобно принять $b = 1$, тогда изменится и параметр a (последний столбец в *табл. 1*, среднее значение – 0,024).

Таким образом, в качестве приближенной записи модели примем выражение:

$$E / V = (E / P)_{mn} + (I - I_{mn}).$$

Для данного варианта модели далее проводится тестирование.

На *рис. 3, 4* для интервала 1960–2019 гг. приведены зависимости от времени: E / P , E / V , $(E / P)_{mn}$ и приближения к P на основе предлагаемой модели V и на основе среднего значения отношения $V(E / P_{mn})$.

Предлагаемая модель внешне похожа на модель ФРС, но имеет другое обоснование – ожидаемая инфляция постулируется в качестве переменного параметра премии за риск, никак не связанного с доходностью облигаций. А постоянный параметр модели a в соответствии с зависимостью (5) отличается от реальной безрисковой ставки, хотя и включает ее с коэффициентом. Кроме того, известно (см. работу [10]), что на интервалах, охватывающих более ранние периоды, доходность государственных облигаций плохо коррелирует с E / P (видно на *рис. 1* для усредненной прибыли за 10 лет).

И, наконец, следует отметить, что речь идет о разных показателях. В данном случае рассматривается отношение усредненной за десять лет прибыли на акцию к ее стоимости, а в модели ФРС – доходность по прибыли с использованием текущих значений.

Тестирование модели

Очевидная зависимость E / P от ожидаемой инфляции затрудняет возможность прогнозирования доходности акций на основе этого параметра. Однако возможность прогнозирования фундаментальных значений акций на конец интересующего инвестора интервала позволяет (при наличии разумных оценок будущей инфляции) оценить доходность акций относительно текущих цен при дополнительном допущении, которое уже использовалось ранее – ожидаемый долгосрочный темп роста реальной прибыли не зависит от ожидаемой инфляции. Тогда формулы для ценовой доходности (d_t , при $b = 1$) следующие:

- на интервале i лет:

$$d_t(i) = \frac{V_{t+i}}{P_t} - 1 \quad (6)$$

или

$$\begin{aligned}
 d_t(i) &= \frac{E_{t+i}}{P_t(E/V)_{t+i}} - 1 = (1+g)^i \frac{(E/P)_t}{(E/V)_{t+i}} - 1 = \\
 &= (1+g)^i \left[\frac{(E/P)_t}{[(E/V)_{mn} + (I_{t+i} - I_{mn})]} \right] - 1;
 \end{aligned} \tag{7}$$

- средняя за год:

$$d_t(1) = (1+g) \left\{ \frac{(E/P)_t}{[(E/V)_{mn} + (I_{t+i} - I_{mn})]} \right\}^{1/i} - 1. \tag{8}$$

Для конца интервала владения используется оценка фундаментальной стоимости; $(E/V)_{mn}$, I_{mn} – средние значения за предшествующие моменту оценки 60 лет, темпы роста g оцениваются на основе экспоненциального приближения динамики реальной прибыли за предшествующие 60 лет для каждого момента прогнозирования доходности.

На интервале 1960–2009 (2014) для каждой точки сравнивается прогнозируемое на основе модели среднее годовое значение ценовой доходности на 10 (и 5) лет вперед $d_t(1)$ и средняя годовая реализованная ценовая доходность на том же отрезке d_n . Оценка прогнозируемой доходности производится на годовых данных при условии, что будущая инфляция достоверно известна. Соответствующие зависимости представлены на *рис. 5, 6*. Для средней доходности за 10 лет $a = 0,037$, $b = 0,973$, $R^2 = 69\%$. Для средней доходности за 5 лет $a = 0,059$, $b = 0,747$, $R^2 = 47\%$. Как и следовало ожидать, долгосрочное прогнозирование дает более высокую степень детерминации.

Эффективность прогнозирования зависит от точности прогнозирования инфляции. Проведенный эксперимент направлен на подтверждение корректности модели оценки текущей фундаментальной стоимости акций, и не характеризует эффективности прогнозирования доходности при неизвестной будущей инфляции.

Выводы

Представленная модель позволяет оценивать фундаментальную стоимость акций с учетом ожидаемой инфляции и может служить инструментом принятия решения для инвесторов наряду с моделями прогнозирования экономических параметров.

Модель имеет теоретическое обоснование на базе расширенного использования модели дисконтирования дивидендов с постоянными параметрами. Определены условия для такого использования при анализе временного ряда наблюдений с изменяющейся реальной ставкой дисконтирования.

Параметры модели определены для фондового рынка США (индекс S&P 500) на основе регрессионного анализа. На квартальных данных для различных временных отрезков на интервале 1945–2019 гг. линейная регрессия отношения прибыль/цена от выбранного показателя инфляции дает высокий уровень детерминации более 70%, а параметры регрессии значимы. Эмпирический тест модели при известной будущей ставке инфляции дает высокую корреляцию между прогнозируемой и реализованной доходностью на 10-летнем интервале, коэффициент детерминации – 69% (для 5-летнего интервала – 47%).

Таблица 1

Значения коэффициентов регрессии $E / V = a + bI$

Table 1

Values of regression coefficients $E / V = a + bI$

Интервал	<i>a</i>	<i>b</i>	R^2 , %	<i>a</i> (<i>b</i> = 1)
1945–2004	0,028	0,939	71,8	0,025
1946–2005	0,027	0,945	72	0,025
1947–2006	0,027	0,952	72,2	0,025
1948–2007	0,026	0,957	71,8	0,025
1949–2008	0,026	0,955	71,2	0,025
1950–2009	0,027	0,942	70,4	0,024
1951–2010	0,027	0,94	70,1	0,024
1952–2011	0,027	0,943	70	0,024
1953–2012	0,026	0,942	70,5	0,024
1954–2013	0,025	0,954	73,4	0,024
1955–2014	0,024	0,967	75,3	0,023
1956–2015	0,024	0,973	75,8	0,023
1957–2016	0,023	0,989	77,1	0,023
1958–2017	0,021	1,017	80,1	0,022
1959–2018	0,02	1,041	82,5	0,022
1960–2019	0,019	1,054	83,6	0,021
Среднее	0,025	0,969	–	0,024

Источник: авторская разработка

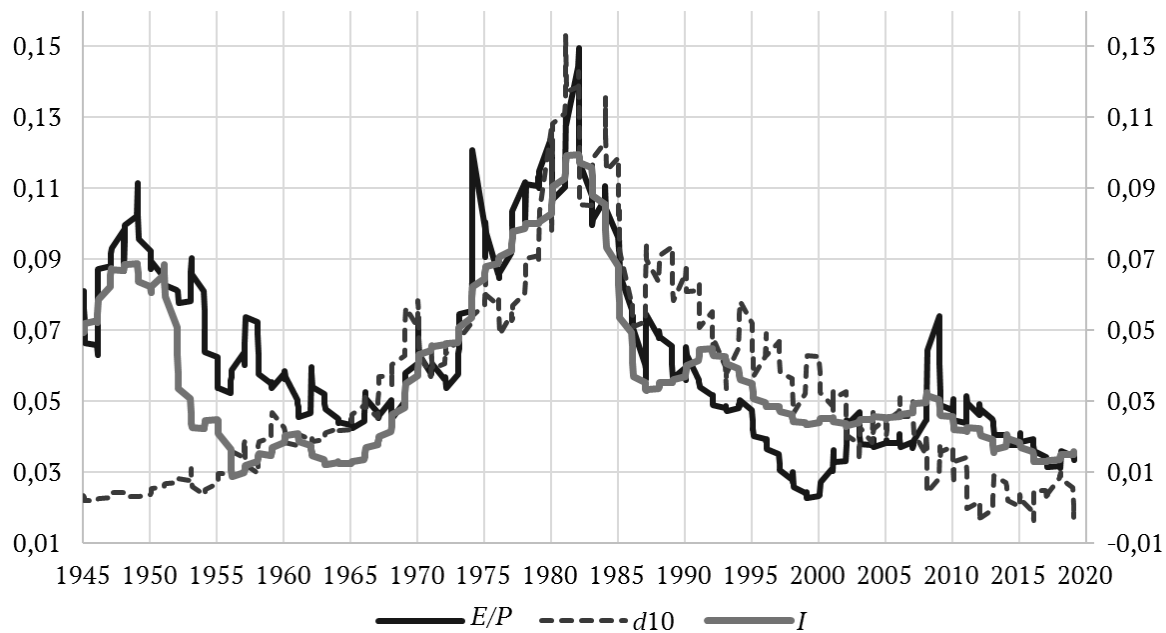
Source: Authoring

Рисунок 1

Динамика показателей 1945–2019 гг.

Figure 1

The dynamics of indicators within 1945–2019



Примечание. E – усредненная за 10 лет реальная прибыль; P – значение индекса в реальном выражении; I – средняя ставка инфляции за последние 5 лет (правая шкала), $d10$ – номинальная доходность 10-летних государственных облигаций.

Источник: Online Data Robert Shiller. URL: <http://www.econ.yale.edu/~shiller/data.htm>

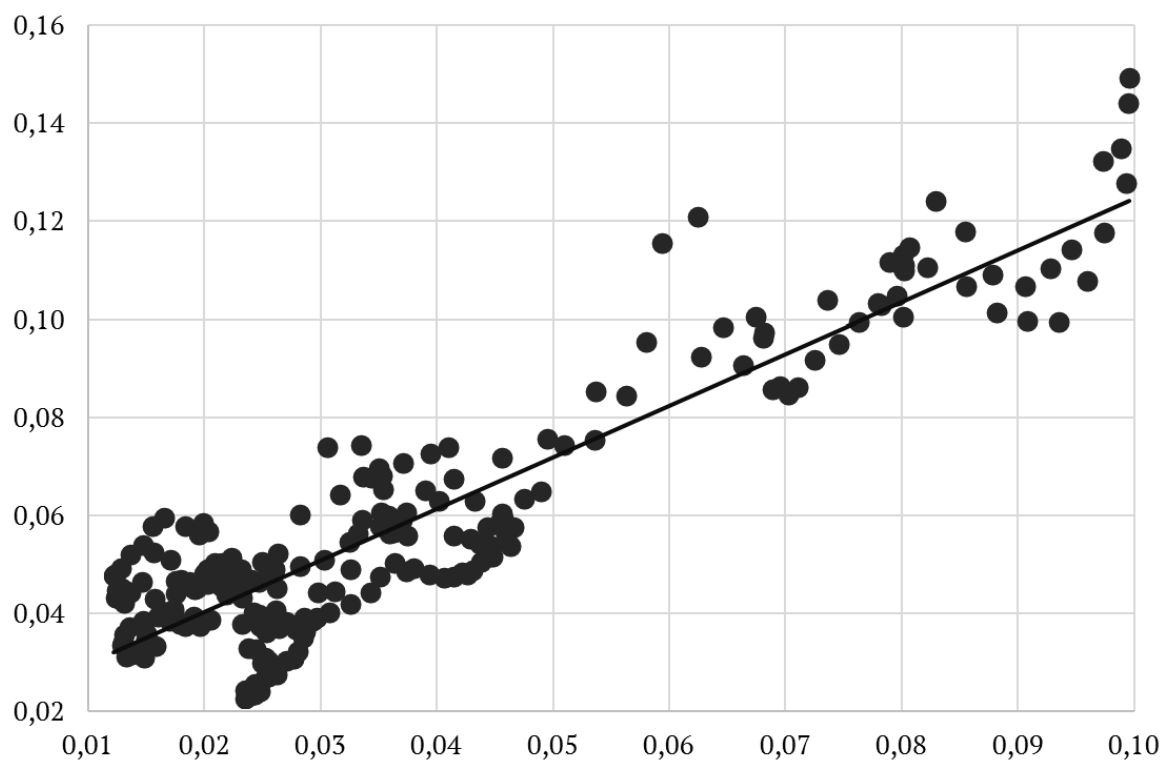
Source: Online Data Robert Shiller. URL: <http://www.econ.yale.edu/~shiller/data.htm>

Рисунок 2

Зависимость E/P от инфляции (средней за 5 лет) 1960–2019 гг.

Figure 2

The relationship of E/P and inflation (mean for five years) within 1960–2019



Источник: авторская разработка

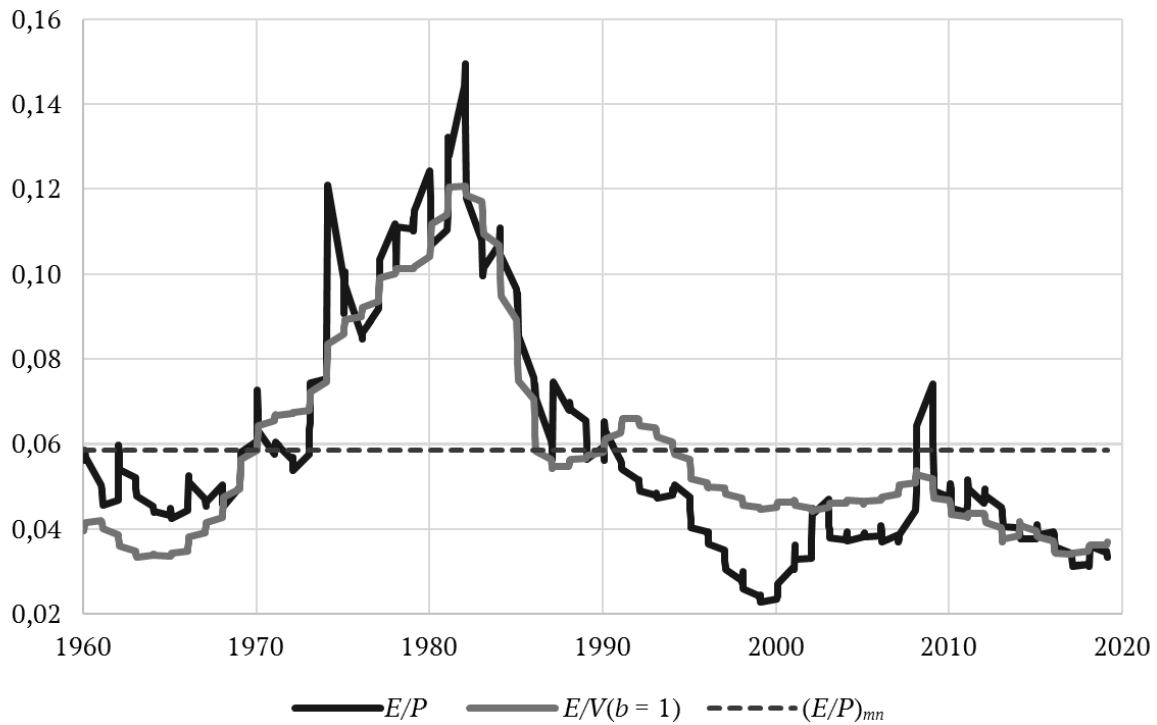
Source: Authoring

Рисунок 3

Динамика показателей 1960–2019 гг.

Figure 3

The dynamics of indicators within 1960–2019



Примечание. E – усредненная за 10 лет реальная прибыль; P – значение индекса в реальном выражении; V – оценка фундаментальной стоимости акций; $(E/P)_{mn}$ – среднее значение отношения.
Источник: авторская разработка

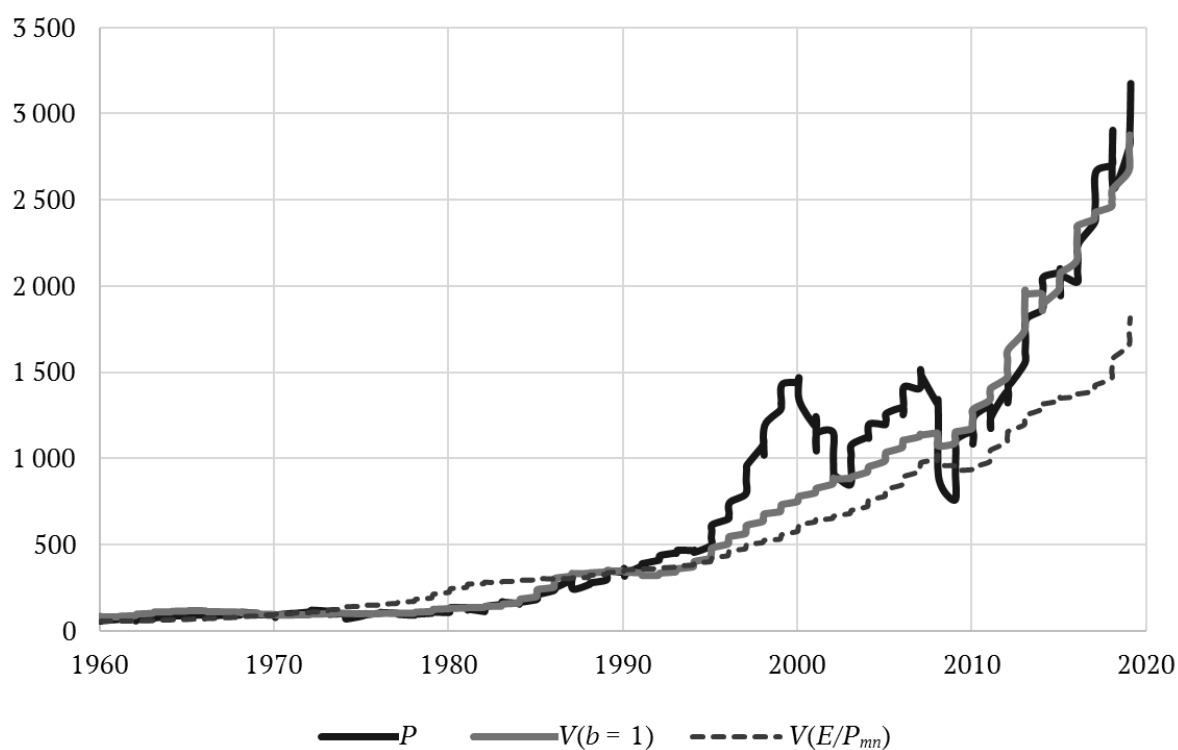
Source: Authoring

Рисунок 4

Текущие цены и фундаментальная стоимость

Figure 4

The current prices and the fundamental value



Примечание. P – значение индекса в реальном выражении; V – оценка фундаментальной стоимости акций; $V(E/P_{mn})$ – оценка фундаментальной стоимости на основе среднего значения E/V .

Источник: авторская разработка

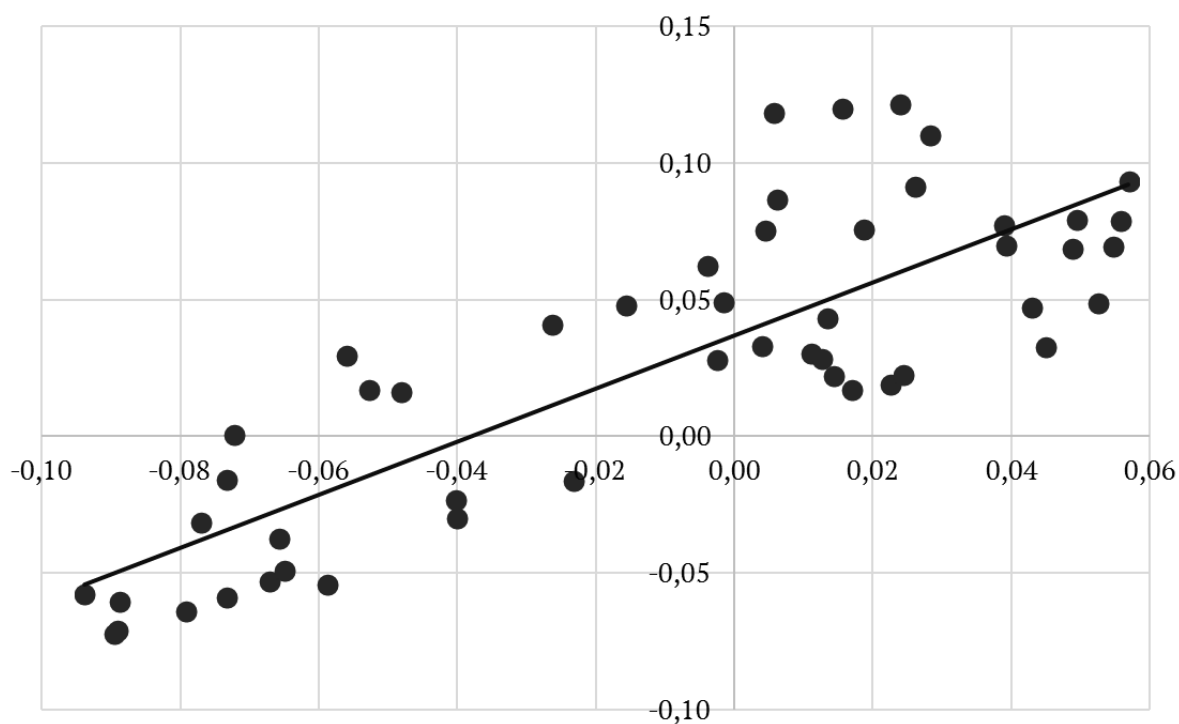
Source: Authoring

Рисунок 5

Зависимость реализованной ценовой доходности от прогнозируемой (интервал 10 лет)

Figure 5

The relationship of the mean realized and predicted price returns (a ten-year interval)



Источник: авторская разработка

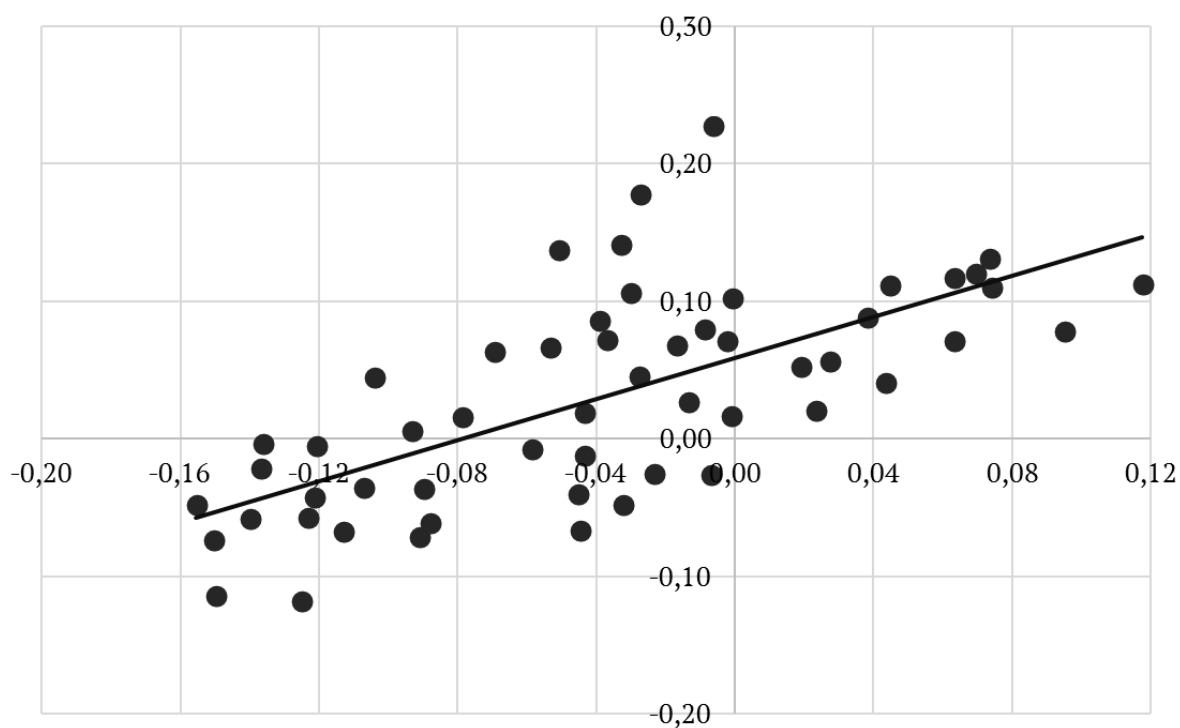
Source: Authoring

Рисунок 6

Зависимость реализованной ценовой доходности от прогнозируемой (интервал 5 лет)

Figure 6

The relationship of the mean realized and predicted price returns (a five-year interval)



Источник: авторская разработка

Source: Authoring

Список литературы

1. Ball R. Anomalies in relationships between securities' yields and yield surrogates. *Journal of Financial Economics*, 1978, vol. 6, iss. 2-3, pp. 103–126.
URL: [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(78\)90026-0](https://doi.org/10.1016/0304-405X(78)90026-0)
2. Ball R., Gerakos J., Linnainmaa J.T., Nikolaev V. Earnings, retained earnings, and book-to-market in the cross section of expected returns. *Journal of Financial Economics*, 2020, vol. 135, iss. 1, pp. 231–254.
URL: <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2019.05.013>
3. Campbell J.Y., Shiller R.J. Stock Prices, Earnings, and Expected Dividends. *The Journal of Finance*, 1988, vol. 43, iss. 3, pp. 661–676.
URL: <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1988.tb04598.x>
4. Campbell J.Y., Shiller R.J. The Dividend-Price Ratio and Expectations of Future Dividends and Discount Factors. *The Review of Financial Studies*, 1989, vol. 1, iss. 3, pp. 195–228. URL: <https://doi.org/10.1093/rfs/1.3.195>
5. Campbell J.Y., Shiller R.J. Valuation Ratios and the Long-Run Stock Market Outlook. *Journal of Portfolio Management*, 1998, vol. 24, iss. 2, pp. 11–26.
URL: <https://doi.org/10.3905/jpm.24.2.11>
6. Fama E.F., French K.R. Dividend yields and expected stock returns. *Journal of Financial Economics*, 1988, vol. 22, iss. 1, pp. 3–25.
URL: [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(88\)90020-7](https://doi.org/10.1016/0304-405X(88)90020-7)
7. Modigliani F., Cohn R.A. Inflation, Rational Valuation and the Market. *Financial Analysts Journal*, 1979, vol. 35, iss. 2, pp. 24–44.
URL: <https://doi.org/10.2469/faj.v35.n2.24>
8. Ritter J.R., Warr R.S. The Decline of Inflation and the Bull Market of 1982-1999. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 2002, vol. 37, iss. 1, pp. 29–61.
URL: <https://doi.org/10.2307/3594994>
9. Campbell J.Y., Vuolteenaho T. Inflation Illusion and Stock Prices. *The American Economic Review*, 2004, vol. 94, iss. 2, pp. 19–23.
URL: <https://doi.org/10.1257/0002828041301533>
10. Asness C.S. Fight the Fed Model. *Journal of Portfolio Management*, 2003, vol. 30, iss. 1, pp. 11–24. URL: <https://doi.org/10.3905/jpm.2003.319916>
11. Malkiel B.G. Models of Stock Market Predictability. *The Journal of Financial Research*, 2004, vol. 27, iss. 4, pp. 449–459.
URL: <https://doi.org/10.1111/j.1475-6803.2004.00102.x>

12. Durre A., Giot P. An International Analysis of Earnings, Stock Prices and Bond Yields. *Journal of Business Finance & Accounting*, 2007, vol. 34, iss. 3-4, pp. 613–641.
URL: <https://doi.org/10.1111/j.1468-5957.2007.02010.x>
13. Aubert S., Giot P. An International Test of the Fed Model. *Journal of Asset Management*, 2007, vol. 8, iss. 2, pp. 86–100.
URL: <https://doi.org/10.1057/palgrave.jam.2250063>
14. Bekaert G., Engstrom E. Inflation and the stock market: Understanding the “Fed Model”. *Journal of Monetary Economics*, 2010, vol. 57, iss. 3, pp. 278–294.
URL: <https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2010.02.004>
15. Peavy J.W. III., Goodman D.A. How Inflation, Risk and Corporate Profitability Affect Common Stock Returns. *Financial Analysts Journal*, 1985, vol. 41, iss. 5, pp. 59–65.
URL: <https://doi.org/10.2469/faj.v41.n5.59>
16. Sharpe S.A. Reexamining Stock Valuation And Inflation: The Implications of Analysts’ Earnings Forecasts. *The Review of Economics and Statistics*, 2002, vol. 84, iss. 4, pp. 632–648. URL: <https://doi.org/10.1162/003465302760556468>
17. Boucher C. Stock Prices, Inflation and Stock Returns Predictability. *Revue de L’association Française de Finance*, 2006, vol. 27, no. 2, pp. 71–101.
URL: <https://doi.org/10.3917/fina.272.0071>
18. Linter J. Inflation and Security Returns. *The Journal of Finance*, 1975, vol. 30, iss. 2, pp. 259–280. URL: <https://doi.org/10.2307/2978713>
19. Nelson C.R. Inflation and Rates of Return on Common Stocks. *The Journal of Finance*, 1976, vol. 31, iss. 2, pp. 471–483.
URL: <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1976.tb01900.x>
20. Fama E.F., Schwert W.O. Asset Returns and Inflation. *Journal of Financial Economics*, 1977, vol. 5, iss. 2, pp. 115–146.
URL: [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(77\)90014-9](https://doi.org/10.1016/0304-405X(77)90014-9)
21. Fama E.F. Stock Returns, Real Activity, Inflation, and Money. *The American Economic Review*, 1981, vol. 71, iss. 4, pp. 545–565.
22. Xiaoqiang Hu, Willett T.D. The variability of inflation and real stock returns. *Applied Financial Economics*, 2000, vol. 10, iss. 6, pp. 655–665.
URL: <https://doi.org/10.1080/096031000438006>
23. Fisher I. The Theory of Interest as Determined by Impatience to Spend Income and Opportunity to Invest It. New York, The Macmillan Company, 1930, 566 p.

24. *Arnott R.D., Bernstein P.L.* What Risk Premium Is "Normal"? *Financial Analysts Journal*, 2002, vol. 58, iss. 2, pp. 64–85. URL: <https://doi.org/10.2469/faj.v58.n2.2524>
25. *Friedman M.* Nobel Lecture: Inflation and Unemployment. *The Journal of Political Economy*, 1977, vol. 85, iss. 3, pp. 451–472. URL: <https://doi.org/10.1086/260579>
26. *Malkiel B.G.* The Capital Formation Problem in the United States. *The Journal of Finance*, 1979, vol. 34, iss. 2, pp. 291–306.
URL: <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1979.tb02092.x>
27. *Ball L.* Why Does High Inflation Raise Inflation Uncertainty? *Journal of Monetary Economics*, 1992, vol. 29, iss. 3, pp. 371–388.
URL: [https://doi.org/10.1016/0304-3932\(92\)90032-W](https://doi.org/10.1016/0304-3932(92)90032-W)

Информация о конфликте интересов

Я, автор данной статьи, со всей ответственностью заявляю о частичном и полном отсутствии фактического или потенциального конфликта интересов с какой бы то ни было третьей стороной, который может возникнуть вследствие публикации данной статьи. Настоящее заявление относится к проведению научной работы, сбору и обработке данных, написанию и подготовке статьи, принятию решения о публикации рукописи.

THE ASSESSMENT OF THE EARNINGS TO STOCK VALUE RATIO IN LINE WITH INFLATION

Aleksandr B. MOLOTKOV

independent expert,
Moscow, Russian Federation
abm91@rambler.ru
<https://orcid.org/0000-0003-3007-3473>

Article history:

Article No. 49/2021
Received 1 Feb 2021
Received in revised form
15 February 2021
Accepted 2 March 2021
Available online
28 May 2021

JEL classification: C51,
E31, G12, G17

Keywords: stock market,
Earnings-price ratio, Risk
premium, Inflation, Stock
value, Gordon model

Abstract

Subject. The study discusses the dependence of estimates of the fundamental stock value (based on the earnings-price ratio) on the expected inflation.

Objectives. I determine the type and parameters of such dependence.

Methods. The research is based on methods for estimating the stock value and regression analysis to define the parameters of the suggested model.

Results. For the US stock market (S&P 500 index), it is shown that earnings-price ratio for the earnings averaged over 10 years has a significant positive correlation with the indicator chosen to characterize the expected inflation. It is substantiated that the main reason is the impact of the expected inflation on the real determinants of the fundamental value, primarily on the risk premium. Conditions are formulated under which Gordon's formula can be used to determine the type of relationship between the fundamental stock value and its determinants for a time series of observations with a changing real discount rate.

Conclusions. The model is suggested for estimating the fundamental stock value based on the linear relationship between the earnings-price ratio and inflation, and its parameters are determined. The adequacy of the model is confirmed empirically for the US stock market. The findings can complement investor's decision-making methods in the stock market.

© Publishing house FINANCE and CREDIT, 2021

Please cite this article as: Molotkov A.B. The Assessment of the Earnings to Stock Value Ratio in Line with Inflation. *Financial Analytics: Science and Experience*, 2021, vol. 14, iss. 2, pp. 218–240. <https://doi.org/10.24891/fa.14.2.218>

References

1. Ball R. Anomalies in Relationships between Securities' Yields and Yield Surrogates. *Journal of Financial Economics*, 1978, vol. 6, no. 2-3, pp. 103–126.
URL: [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(78\)90026-0](https://doi.org/10.1016/0304-405X(78)90026-0)
2. Ball R., Gerakos J., Linnainmaa J.T., Nikolaev V. Earnings, Retained Earnings, and Book-to-Market in the Cross Section of Expected Returns. *Journal of Financial Economics*, 2020, vol. 135, iss. 1, pp. 231–254.
URL: <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2019.05.013>

3. Campbell J.Y., Shiller R.J. Stock Prices, Earnings, and Expected Dividends. *The Journal of Finance*, 1988, vol. 43, iss. 3, pp. 661–676.
URL: <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1988.tb04598.x>
4. Campbell J.Y., Shiller R.J. The Dividend-Price Ratio and Expectations of Future Dividends and Discount Factors. *The Review of Financial Studies*, 1989, vol. 1, iss. 3, pp. 195–228. URL: <https://doi.org/10.1093/rfs/1.3.195>
5. Campbell J.Y., Shiller R.J. Valuation Ratios and the Long-Run Stock Market Outlook. *Journal of Portfolio Management*, 1998, vol. 24, no. 2, pp. 11–26.
URL: <https://doi.org/10.3905/jpm.24.2.11>
6. Fama E. F., French K.R. Dividend Yields and Expected Stock Returns. *Journal of Financial Economics*, 1988, vol. 22, no. 1, pp. 3–25.
URL: [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(88\)90020-7](https://doi.org/10.1016/0304-405X(88)90020-7)
7. Modigliani F., Cohn R.A. Inflation, Rational Valuation and the Market. *Financial Analysts Journal*, 1979, vol. 35, iss. 2, pp. 24–44.
URL: <https://doi.org/10.2469/faj.v35.n2.24>
8. Ritter J.R., Warr R.S. The Decline of Inflation and the Bull Market of 1982–1999. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 2002, vol. 37, no. 1, pp. 29–61.
URL: <https://doi.org/10.2307/3594994>
9. Campbell J.Y., Vuolteenaho T. Inflation Illusion and Stock Prices. *The American Economic Review*, 2004, vol. 94, no. 2, pp. 19–23.
URL: <https://doi.org/10.1257/0002828041301533>
10. Asness C.S. Fight the Fed Model. *Journal of Portfolio Management*, 2003, vol. 30, iss. 1, pp. 11–24. URL: <https://doi.org/10.3905/jpm.2003.319916>
11. Malkiel B.G. Models of Stock Market Predictability. *The Journal of Financial Research*, 2004, vol. 27, iss. 4, pp. 449–459.
URL: <https://doi.org/10.1111/j.1475-6803.2004.00102.x>
12. Durre A., Giot P. An International Analysis of Earnings, Stock Prices and Bond Yields. *Journal of Business Finance & Accounting*, 2007, vol. 34, iss. 3-4, pp. 613–641.
URL: <https://doi.org/10.1111/j.1468-5957.2007.02010.x>
13. Aubert S., Giot P. An International Test of the Fed Model. *Journal of Asset Management*, 2007, vol. 8, iss. 2, pp. 86–100.
URL: <https://doi.org/10.1057/palgrave.jam.2250063>
14. Bekaert G., Engstrom E. Inflation and the Stock Market: Understanding the “Fed Model”. *Journal of Monetary Economics*, 2010, vol. 57, iss. 3, pp. 278–294.
URL: <https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2010.02.004>

15. Peavy J.W. III, Goodman D.A. How Inflation, Risk and Corporate Profitability Affect Common Stock Returns. *Financial Analysts Journal*, 1985, vol. 41, iss. 5, pp. 59–65. URL: <https://doi.org/10.2469/faj.v41.n5.59>
16. Sharpe S.A. Reexamining Stock Valuation And Inflation: The Implications of Analysts' Earnings Forecasts. *The Review of Economics and Statistics*, 2002, vol. 84, iss. 4, pp. 632–648. URL: <https://doi.org/10.1162/003465302760556468>
17. Boucher C. Stock Prices, Inflation and Stock Returns Predictability. *Revue de l'association française de finance*, 2006, vol. 27, no. 2, pp. 71–101. URL: <https://doi.org/10.3917/fina.272.0071>
18. Linter J. Inflation and Security Returns. *The Journal of Finance*, 1975, vol. 30, no. 2, pp. 259–280. URL: <https://doi.org/10.2307/2978713>
19. Nelson C.R. Inflation and Rates of Return on Common Stocks. *The Journal of Finance*, 1976, vol. XXXI, no. 2, pp. 471–483. URL: <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1976.tb01900.x>
20. Fama E.F., Schwert W.O. Asset Returns and Inflation. *Journal of Financial Economics*, 1977, vol. 5, iss. 2, pp. 115–146. URL: [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(77\)90014-9](https://doi.org/10.1016/0304-405X(77)90014-9)
21. Fama E.F. Stock Returns, Real Activity, Inflation, and Money. *The American Economic Review*, 1981, vol. 71, no. 4, pp. 545–565. URL: <https://www.jstor.org/stable/1806180>
22. Hu X., Willett T.D. The Variability of Inflation and Real Stock Returns. *Applied Financial Economics*, 2000, vol. 10, iss. 6, pp. 655–665. URL: <https://doi.org/10.1080/096031000438006>
23. Fisher I. The Theory of Interest as Determined by Impatience to Spend Income and Opportunity to Invest it. New York, The Macmillan Company., 1930, 566 p.
24. Arnott R.D., Bernstein P.L. What Risk Premium Is "Normal"? *Financial Analysts Journal*, 2002, vol. 58, iss. 2, pp. 64–85. URL: <https://doi.org/10.2469/faj.v58.n2.2524>
25. Friedman M. Nobel Lecture: Inflation and Unemployment. *The Journal of Political Economy*, 1977, vol. 85, no. 3, pp. 451–472. URL: <https://www.jstor.org/stable/1830192>
26. Malkiel B.G. The Capital Formation Problem in the United States. *The Journal of Finance*, 1979, vol. 34, no. 2, pp. 291–306. URL: <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1979.tb02092.x>

27. Ball L. Why Does High Inflation Raise Inflation Uncertainty? *Journal of Monetary Economics*, 1992, vol. 29, iss. 3, pp. 371–388.

URL: [https://doi.org/10.1016/0304-3932\(92\)90032-W](https://doi.org/10.1016/0304-3932(92)90032-W)

Conflict-of-interest notification

I, the author of this article, bindingly and explicitly declare of the partial and total lack of actual or potential conflict of interest with any other third party whatsoever, which may arise as a result of the publication of this article. This statement relates to the study, data collection and interpretation, writing and preparation of the article, and the decision to submit the manuscript for publication.