

**МОДЕЛЬ ОЦЕНКИ КРАТКОСРОЧНОЙ ДОХОДНОСТИ АКЦИЙ
(ИНДЕКС S&P 500)**DOI: <https://doi.org/10.24891/vfeyld>EDN: <https://elibrary.ru/vfeyld>**Александр Борисович МОЛОТКОВ**

кандидат технических наук, независимый эксперт, Москва, Российская Федерация

e-mail: abm91@rambler.ru

ORCID: 0000-0003-3007-3473

SPIN: отсутствует

История статьи:

Reg. № 494/2025

Получена 01.08.2025

Одобрена 05.09.2025

Доступна онлайн

27.11.2025

Специальность: 5.2.4**УДК** 336.763.2**JEL:** C51, G11, G12,
G17**Ключевые слова:**фондовый рынок,
доходность акций,
инфляция,
множественная
регрессия, лаговые
переменные**Аннотация****Предмет.** Зависимость доходности акций (индекс S&P 500) от лаговых переменных, характеризующих текущий уровень цен, состояние экономики и эффективность работы компаний.**Цели.** Расширение набора инструментов при формировании инвестиционных портфелей.**Методология.** Исследование базируется на методах регрессионного анализа временных рядов.**Результаты.** Предложенные соотношения позволяют оценивать вероятностные характеристики доходности акций на интервале 1 год, исходя из значений выбранных показателей. Подтверждено наличие линейной зависимости средней доходности акций от объясняющих переменных, взятых с лагом 1 год. Конкретный вид показателей выбран эмпирически на основе проведенных экспериментов: макроэкономический показатель – средний темп инфляции за последние 6 лет, эффективность работы компаний – отношение средней прибыли за последние 3 года к накопленной прибыли за предыдущие 10 лет, текущий уровень цен – отношение значения функции экспоненциального тренда для индекса S&P 500 к фактическому значению индекса. Расчеты выполнены для реальных данных.**Выводы.** Предложена модель, позволяющая получать оценки параметров распределения вероятностей прогнозируемой доходности на интервале 1 год. Коэффициенты регрессии значимы, коэффициент детерминации для рассмотренных наборов данных составил 29–36%. Эффективность модели для рассмотренных временных рядов (1945–2024 гг.) превышает эффективность использования исторического среднего доходности по значению среднеквадратической ошибки относительно реализованной доходности. Результаты работы могут дополнить совокупность инструментов принятия решений инвесторами на фондовом рынке.

© Издательский дом ФИНАНСЫ и КРЕДИТ, 2025

Для цитирования: Молотков А.Б. Модель оценки краткосрочной доходности акций (индекс S&P 500) // Финансовая аналитика: проблемы и решения. – 2025. – № 4. – С. 53 – 64.

DOI: 10.24891/vfeyld EDN: VFEYLD

Модели оценки доходности акций или премии за риск по временным рядам достаточно широко рассмотрены в научной литературе. Основные подходы к оценке изложены в работах J.Y. Campbell, R.J. Shiller [1, 2], E.F. Fama, K.R. French [3], R. Ball, S.P. Kothari, R.I. Watts [4], S. Aubert, P. Giot [5], G.W. Eaton, B.S. Paye [6] и др.

Как правило, такие модели базируются на регрессионном анализе. В качестве факторов используются оценочные отношения (такие как дивиденд-цена, цена-прибыль, балансовая стоимость собственного капитала к цене, дивидендная доходность, общая доходность выплат и др.), показатели экономической деятельности компаний или макроэкономические параметры. Для рынка в целом наибольшее распространение получил показатель отношения цены акций к средней прибыли за последние 10 лет (для долгосрочного прогнозирования) [2, 7].

Подробный анализ большого количества регрессионных моделей дают I. Welch, A. Goyal [8] и высказывают сомнения в возможности использования большинства из них для целей прогнозирования премии за риск (и, следовательно, доходности). Указывается, что они не всегда эффективны по сравнению с оценками, основанными на исторических средних. На недостаточную эффективность рассмотренных моделей указывают и другие авторы [9, 10]. В то же время корректность использования исторической средней реализованной доходности в качестве базовой величины для прогнозирования также подвергается сомнениям [11, 12].

Однако анализ недостатков или неэффективности моделей не может служить основанием для утверждения о принципиальной непредсказуемости доходности акций. Так, в работах [1, 3, 13, 14] обосновывается предсказуемость доходности. При этом превалирует мнение, что прогностическая сила увеличивается с увеличением интервала владения. Понятно, что увеличение интервала прогнозирования имеет свои ограничения, прежде всего – время влияния рассматриваемых факторов. По-видимому, можно считать, что чем больше интервал владения, тем больше значение доходности приближается к историческим средним за счет уменьшения влияния краткосрочных изменений.

Кроме того, следует отметить, что регрессионные модели позволяют оценить условное математическое ожидание и параметры ошибок прогноза доходности, то есть вероятностные характеристики случайной величины. Такого рода модели могут использоваться в большей степени для определения структуры инвестиционных портфелей, чем для прогноза доходности при однократных операциях на фондовом рынке.

В настоящей статье предложена регрессионная модель оценки краткосрочной реальной доходности акций на интервале 1 год. В модель в качестве объясняющих переменных включены лаговые показатели, характеризующие текущее состояние рынка, эффективность работы компаний и макроэкономическую ситуацию.

Текущее состояние рынка характеризуется уровнем цен. Чтобы исключить фактор времени используется показатель отклонения цены относительно экспоненциального тренда – отношение значения функции тренда в данной точке к фактической цене. Присутствие текущей цены также в формуле расчета доходности может привести к зависимости выбранного показателя от других объясняющих переменных. Этот факт учитывается при выборе тестов оценки регрессии.

В качестве факторов, характеризующих работу компаний, предлагались различные показатели: темпы роста прибыли и дивидендов, рентабельность собственного капитала [15], объем общих выплат (дивиденды плюс выкуп акций) [16], отношение величины долга к собственному капиталу [17] и др.

В данной работе в качестве показателя эффективности работы компаний выбрано отношение средней прибыли за 3 года к накопленной нераспределенной прибыли за 10 лет. Выбор такого показателя обусловлен повышенным интересом инвесторов к относительно краткосрочным изменениям в результатах работы компаний. Данный показатель лучше отражает краткосрочную динамику, чем традиционный показатель рентабельности собственного капитала.

Среди макроэкономических показателей существенное влияние на уровень реальных цен и реальную доходность акций оказывает уровень инфляции. Например, J. Linter [18], C.R. Nelson [19], X. Hu, T.D. Willett [20] отмечают отрицательную зависимость реальной доходности акций от инфляции как ожидаемой, так и за период владения. В работах [21, 22] обосновывается наличие корреляции между ожидаемой инфляцией и премией за риск, а следовательно, и ценой акций в реальном выражении. В предлагаемой модели, как и в работе [22], в качестве показателя инфляции используется историческая оценка – средний темп инфляции по индексу CPI (Consumer Price Index). Период усреднения – 6 лет. Все периоды усреднения подобраны опытным путем.

Таким образом, рассматриваемая регрессия представляет собой линейную зависимость доходности акций от трех факторов, взятых с лагом в 1 шаг: показателя эффективности работы компаний, среднего темпа инфляции за 6 лет и показателя отклонения цены акций от временного тренда. Результаты тестирования подтверждают корректность использования метода наименьших квадратов (МНК) для оценки коэффициентов регрессии. Предложенная модель позволяет получать оценки параметров распределения вероятностей доходности.

Рассматривается интервал 1945–2024 гг. Объем выборки для оценки доходности – $n = 80$. Исследовались 4 набора данных на конец каждого квартала. Расчеты выполнены для реальных данных. Коэффициенты регрессии значимы. Коэффициенты детерминации составили 29–36%.

Основная гипотеза, положенная в основу модели, заключается в том, что временной тренд индекса S&P 500 (рис. 1) может служить основой для построения индикаторов, характеризующих локальное изменение цен акций.

Полная доходность акций на интервале 1 год рассчитывается по формуле

$$d_t = \frac{P_t + D_t}{P_{t-1}} - 1 = \frac{\varphi_{t-1} / P_{t-1}}{\varphi_{t-1} / (P_t + D_t)} - 1, \quad (1)$$

где P_t, P_{t-1} – цена акций в моменты времени t и $t-1$ соответственно; D_t – сумма дивидендов, начисленных к моменту времени t за истекший год; φ_{t-1} – значение функции экспоненциального тренда цены акций в точке $t-1$.

Величины P_t, D_t неизвестны на момент оценки, а отношение φ_{t-1} / P_{t-1} может быть включено в состав факторов линейной регрессии. Предполагается, что лаговые значения объясняющих переменных известны на момент оценки.

Модель регрессии имеет вид

$$d_t = a_0 + a_1 q_{t-1} + a_2 I_{t-1} + a_3 s_{t-1} + u_t. \quad (2)$$

Объясняющие переменные:

q_{t-1} – показатель эффективности компаний (q -фактор):

$$q_{t-1} = E_{mt-1} / E_{Nt-2}, \quad (3)$$

где E_m – средняя прибыль за 3 года; E_N – накопленная прибыль за 10 лет;

$$E_{mi} = 1/3 \sum_{j=i-2,i} E_j; \quad (4)$$

$$E_{Ni} = \sum_{j=i-9,i} [E_j - D_j]; \quad (5)$$

где E_j – прибыль компаний за истекший год;

I_{t-1} – показатель инфляции:

$$I_{t-1} = (CPI_{t-1} / CPI_{t-7})^{1/6}, \quad (6)$$

где CPI – индекс потребительских цен;

s_{t-1} – отношение значения функции тренда к цене в точке формирования прогноза (s -фактор, рис. 2):

$$s_{t-1} = \varphi_{t-1} / P_{t-1}; \quad (7)$$

u_t – случайная составляющая.

Фактор s_{t-1} также может быть выражен через относительное отклонение цены от временного тренда δ_{t-1} :

$$s_{t-1} = 1 / (1 + \delta_{t-1}). \quad (8)$$

Значения переменных являются расчетными величинами, которые используют наблюдаемые ряды данных. При расчете доходности и одной из лаговых переменных – s -фактора, используется общий элемент – значение цены в момент времени $t - 1$. Это обстоятельство может привести к корреляции данной переменной с остальными объясняющими переменными. Однако при использовании МНК

подтверждена несущественность автокорреляции остатков регрессии – использовались h -статистики Дарбина (Durbin's h -statistic) и тест Бройша – Годфри (Breusch – Godfrey serial test). Также выполняется требование о гомоскедастичности остатков регрессии – проверка проводилась по тестам Спирмена (Spearman test) и Уайта (White test). Таким образом, можно считать, что МНК дает несмещенные и эффективные оценки коэффициентов регрессии.

Стандартизированная ошибка прогноза доходности на основе данной регрессии имеет t -распределение Стьюдента. Для имеющегося количества наблюдений ($n = 80$) t -распределение может быть заменено нормальным. Тогда прогнозное значение доходности будет иметь нормальное распределение с математическим ожиданием $d(X)$, определяемым для каждого набора значений факторов выражением (2) без случайного члена. Выборочная дисперсия зависит от значений объясняющих переменных и рассчитывается по формуле:

$$\sigma_i^2 = \sigma_u^2 \left(1 + x_i' (X'X)^{-1} x_i \right), \quad (9)$$

где σ_i^2 – дисперсия доходности в i -й точке; σ_u^2 – дисперсия остатков регрессии; X – матрица значений объясняющих переменных; x_i – вектор-столбец значений переменных в точке i .

Для иллюстрации изменений доходности на основе исторических данных за весь период использовано нормальное распределение. Оценка доходности проводилась отдельно для 4 наборов данных – на конец года и на конец кварталов. Результаты экспериментов представлены в *табл. 1*.

Коэффициенты регрессии для всех наборов близки, значимость коэффициентов превышает критический уровень на уровне значимости 0,05. Коэффициент детерминации в пределах 29–36%. Расчетные значения в тестах на автокорреляцию и гетероскедастичность ниже критических значений на уровне 0,05.

На основе полученных зависимостей можно сделать вывод о существенном изменении средней доходности от изменения значений факторов. Например, для данных на конец года изменение показателя эффективности на 10% от средней величины ($q_m = 0,226$) при неизменности остальных факторов приведет к изменению математического ожидания доходности на 0,03, а такой же процент изменения от средней для показателя инфляции ($I_m = 0,037$) приведет к изменению математического ожидания доходности на 0,022.

Предлагаемая модель в зависимости от значений факторов дает оценки условного математического ожидания доходности, которые могут существенно отличаться от исторического среднего (*рис. 3*).

Среднеквадратическая ошибка (MSE – mean squared error) относительно реализованной доходности для полученных оценок составляет 14,1%, для средней исторической доходности – 16,7% (по данным на конец года). Как уже отмечалось, модель позволяет оценить параметры распределения вероятностей прогнозируемой переменной. Вероятностные оценки играют важную роль при принятии инвестиционных решений о структуре портфелей.

В *табл. 2* приведены значения факторов и параметров распределений вероятностей для иллюстрации возможности применения модели (на основе коэффициентов регрессии по выборке с данными на конец года). На *рис. 4* показаны функции плотности вероятности прогнозируемой доходности для трех различных значений показателя инфляции (0,01, 0,04, 0,07) при средних по выборке величинах остальных факторов ($q_{t-1} = 0,23$, $s_{t-1} = 1$), и для оценок параметров по историческим данным $f(dmn)$. На *рис. 5* приведена зависимость вероятности получения положительной доходности от текущего значения показателя инфляции при средних величинах остальных факторов, а также значение такой вероятности в соответствии с историческими данными. На *рис. 6* показаны функции плотности вероятности прогнозируемой доходности для трех различных значений показателя эффективности компаний (0,17, 0,23, 0,29) при средних по выборке величинах остальных факторов ($I_{t-1} = 0,04$, $s_{t-1} = 1$), и для оценок параметров по историческим данным. На *рис. 7* приведена зависимость вероятности получения положительной доходности от текущего значения q -фактора при средних величинах остальных факторов и для исторических данных. Как видно из рисунков, вероятностные характеристики в зависимости от значений факторов могут существенно различаться. То есть модель позволяет уточнить параметры распределения вероятностей доходности индекса за следующий год, исходя из значений выбранных лаговых переменных.

В результате исследования сформирован набор показателей для оценки доходности акций (индекс S&P 500) на интервале 1 год. Предложена модель, позволяющая на основе известных методов регрессионного анализа получать оценки параметров распределения вероятностей прогнозируемой доходности. Коэффициенты регрессии значимы, коэффициент детерминации для рассмотренных наборов данных составил 29–36%. Эффективность модели для рассмотренных временных рядов (1945–2024 гг.) превышает эффективность использования исторического среднего доходности по значению среднеквадратической ошибки относительно реализованной доходности. Основным практическим результатом является возможность уточнения на основе полученных зависимостей параметров распределения вероятностей доходности, исходя из значений выбранных лаговых переменных. Модель дополняет набор инструментов, который может использоваться при формировании инвестиционных портфелей. Построение моделей оценки краткосрочной доходности на интервалах более 1 года (2 и 3 года) требует проведения дополнительных исследований.

Таблица 1
Результаты экспериментов

Table 1
Experimental results

Наборы данных	a_0	a_1	ta_1	a_2	ta_2	a_3	ta_3	R^2	hD	$BG5$	Sp	Wh
Конец года	-0,4	1,3	3,28	-6,1	4,74	0,4	5,51	0,29	0,95	8,37	0,91	12,71
Конец I квартала	-0,4	1,1	2,86	-6,8	5,32	0,5	6,18	0,34	0,71	3,78	0,67	3,62
Конец II квартала	-0,5	1,3	3,69	-7	5,65	0,5	6,56	0,36	1,35	5,65	0,79	9,58
Конец III квартала	-0,5	1,4	3,4	-6,8	5,23	0,5	5,96	0,32	1,4	6,98	0,44	13,2
Критические значения на уровне 0,05	-	-	1,99	-	1,99	-	1,99	-	1,96	11,07	1,99	15,51

Примечание. a_0, a_1, a_2, a_3 – оценки коэффициентов регрессии; ta_0, ta_1, ta_2, ta_3 – значения t - критерия; R^2 – коэффициент детерминации; hD – h -статистика Дарбина; $BG5$ – статистика теста Бройша – Годфри (пятого порядка).

Источник: авторская разработка

Source: Authoring

Таблица 2
Данные для иллюстративных примеров

Table 2
Data for illustrative examples

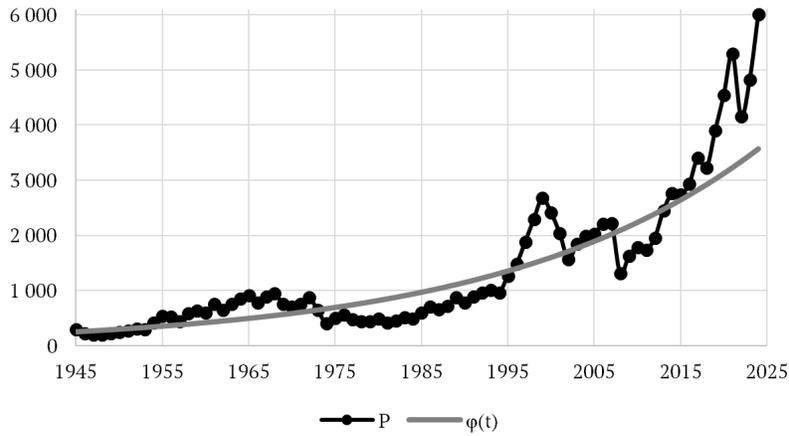
Значения факторов			Параметры	
q	I	s	$d(X)$	σ
0,23	0,01	1	0,23	0,148
0,23	0,04	1	0,04	0,146
0,23	0,07	1	-0,14	0,153
0,17	0,04	1	-0,01	0,147
0,23	0,04	1	0,07	0,145
0,29	0,04	1	0,14	0,147
Исторические средние			0,09	0,168

Источник: авторская разработка

Source: Authoring

Рисунок 1
Индекс S&P 500 и экспоненциальный тренд 1945–2024 гг.

Figure 1
S&P 500 Index and exponential trend 1945–2024



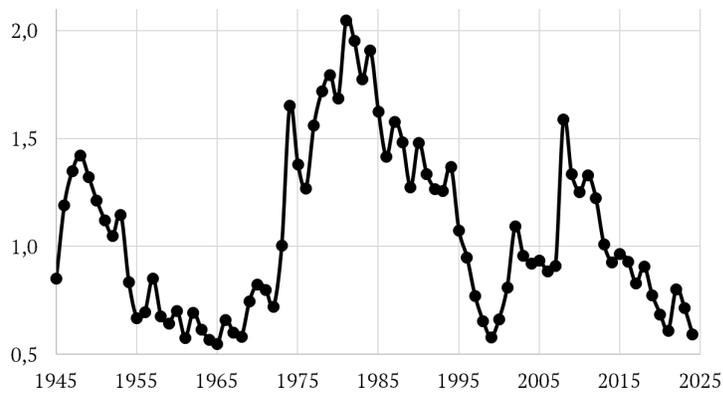
Примечание. В реальных ценах (2024 г.) на конец года.

Источник: авторская разработка

Source: Authoring

Рисунок 2
Значения s-фактора

Figure 2
s-factor values

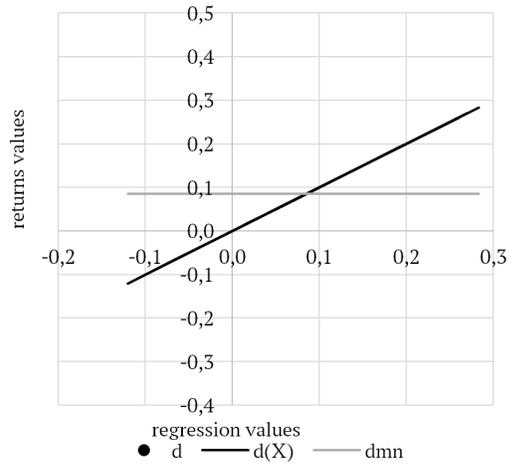


Источник: авторская разработка

Source: Authoring

Рисунок 3
Реализованная доходность и оценочные значения

Figure 3
Realized returns and estimated values

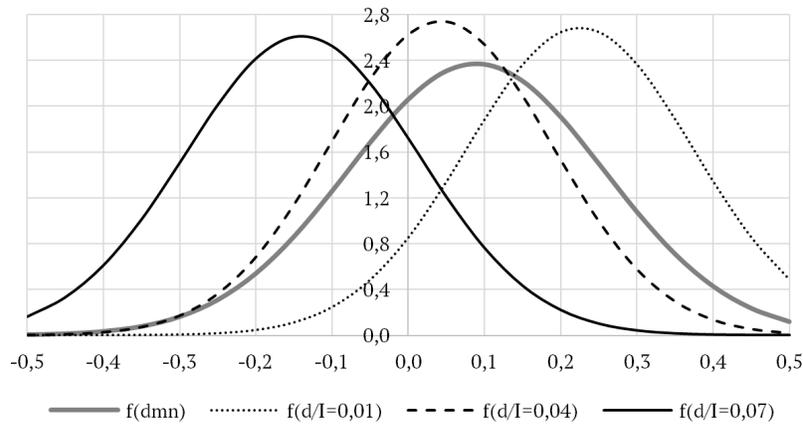


Источник: авторская разработка

Source: Authoring

Рисунок 4
Функции плотности вероятности доходности. Вариант 1

Figure 4
Probability density function of returns. Option 1

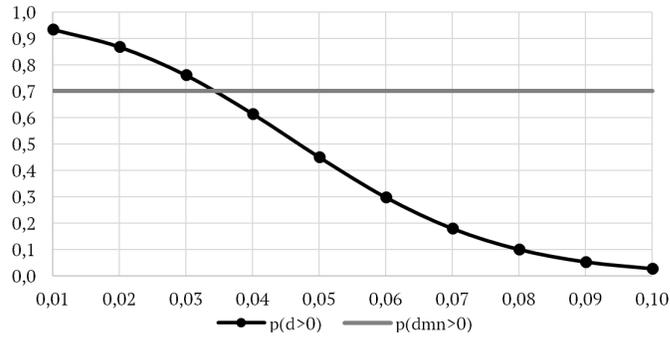


Источник: авторская разработка

Source: Authoring

Рисунок 5
Вероятности получения положительной доходности. Вариант 1

Figure 5
Probabilities of obtaining a positive return. Option 1

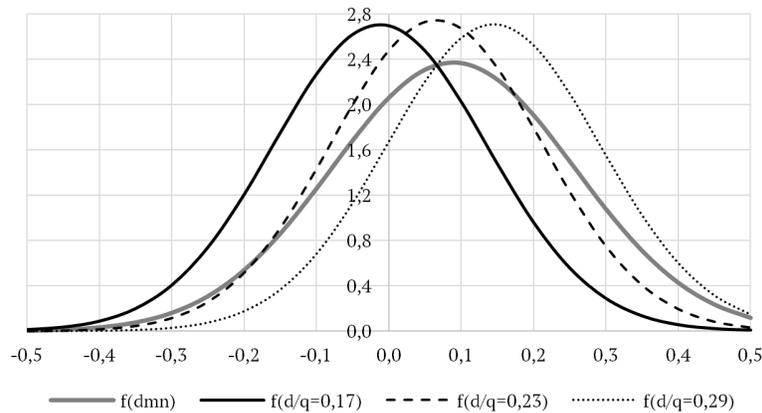


Источник: авторская разработка

Source: Authoring

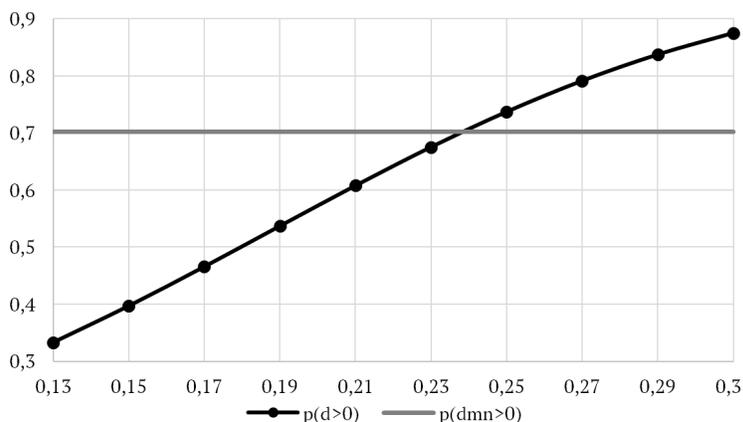
Рисунок 6
Функции плотности вероятности доходности. Вариант 2

Figure 6
Probability density function of returns. Option 2



Источник: авторская разработка

Source: Authoring

Рисунок 7**Вероятности получения положительной доходности. Вариант 2****Figure 7****Probabilities of obtaining a positive return. Option 2**

Источник: авторская разработка

Source: Authoring

Список литературы

1. Campbell J.Y., Shiller R.J. Stock Prices, Earnings, and Expected Dividends. *The Journal of Finance*, 1988, vol. 43, iss. 3, pp. 661–676. DOI: 10.1111/j.1540-6261.1988.tb04598.x
2. 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. DOI: 10.3905/jpm.24.2.11
3. Fama E.F., French K.R. Dividend yields and expected stock returns. *Journal of Financial Economics*, 1988, vol. 22, iss. 1, pp. 3–25. DOI: 10.1016/0304-405X(88)90020-7
4. Ball R., Kothari S.P., Watts R.L. Economic Determinants of the Relation Between Earnings Changes and Stock Returns. *The Accounting Review*, 1993, vol. 68, iss. 3, pp. 622–638. URL: <https://www.jstor.org/stable/248205>
5. Aubert S., Giot P. An international test of the Fed model. *Journal of Asset Management*, 2007, vol. 8, pp. 86–100. DOI: 10.1057/palgrave.jam.2250063
6. Eaton G.W., Paye B.S. Payout Yields and Stock Return Predictability: How Important Is the Measure of Cash Flow? *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 2017, vol. 52, iss. 4, pp. 1639–1666. DOI: 10.1017/S0022109017000370
7. Jivraj F., Shiller R.J. The Many Colours of CAPE. *Yale ICF Working Paper No. 2018-22*, 2018, 25 p. DOI: 10.2139/ssrn.3258404
8. Welch I., Goyal A. A Comprehensive Look at the Empirical Performance of Equity Premium Prediction. *The Review of Financial Studies*, 2008, vol. 21, iss. 4, pp. 1455–1508. DOI: 10.1093/rfs/hhm014
9. Malkiel B.G. Models of stock market predictability. *The Journal of Financial Research*, 2004, vol. 27, iss. 4, pp. 449–459. DOI: 10.1111/j.1475-6803.2004.00102.x
10. Harvey C.R., Yan Liu, Heqing Zhu. ... and the Cross-Section of Expected Returns. *The Review of Financial Studies*, 2016, vol. 29, iss. 1, pp. 5–68. DOI: 10.1093/rfs/hhv059
11. Elton E.J. Expected return, realized return and asset pricing tests. *Journal of Finance*, 1999, vol. 54, iss. 4, pp. 1199–1220. DOI: 10.1111/0022-1082.00144df

12. Koutmos D. Is there a Positive Risk-Return Tradeoff? A Forward-Looking Approach to Measuring the Equity Premium. *European Financial Management*, 2015, vol. 21, iss. 5, pp. 974–1013. DOI: 10.1111/EUFM.12043
13. Cochrane J.H. The Dog that Did Not Bark: A Defense of Return Predictability. *The Review of Financial Studies*, 2008, vol. 21, iss. 4, pp. 1533–1575. DOI: 10.1093/rfs/hhm046
14. Fama E.F., French K.R. Permanent and Temporary Components of Stock Prices. *Journal of Political Economy*, 1988, vol. 96, iss. 2, pp. 246–273. DOI: 10.1086/261535
15. Ibbotson R.G., Chen P. Long-Run Stock Returns: Participating in the Real Economy. *Financial Analysts Journal*, 2003, vol. 59, iss. 1, pp. 88–98. DOI: 10.2469/faj.v59.n1.2505
16. Straehl P.U., Ibbotson R.G. The Long-Run Drivers of Stock Returns: Total Payouts and the Real Economy. *Financial Analysts Journal*, 2017, vol. 73, iss. 3, pp. 32–52. DOI: 10.2469/faj.v73.n3.4
17. Bhandari L.C. Debt/Equity Ratio and Expected Common Stock Returns: Empirical Evidence. *The Journal of Finance*, 1988, vol. 43, iss. 2, pp. 507–528. DOI: 10.2307/2328473
18. Linter J. Inflation and Security Returns. *The Journal of Finance*, 1975, vol. 30, iss. 2, pp. 259–280. DOI: 10.1111/j.1540-6261.1975.tb01809.x
19. Nelson C.R. Inflation and Rates of Return on Common Stocks. *The Journal of Finance*, 1976, vol. 31, iss. 2, pp. 471–483. DOI: 10.1111/j.1540-6261.1976.tb01900.x x
20. Xiaoqiang Hu, Willett T.D. The variability of inflation and real stock returns. *Applied Financial Economies*, 2000, vol. 10, iss. 6, pp. 655–665. DOI: 10.1080/096031000438006
21. Bekaert G., Engstrom E. Inflation and the stock market: Understanding the “Fed Model”. *Journal of Monetary Economics*, 2010, vol. 57, pp. 278–294. DOI: 10.1016/j.jmoneco.2010.02.004
22. Molotkov A.B. The estimation of inflation-adjusted earnings to stock value ratio. *Digest Finance*, 2021, vol. 26, iss. 1, pp. 53–66. DOI: 10.24891/df.26.1.53 EDN: RMDVCA

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.

A SHORT-TERM STOCK PERFORMANCE EVALUATION MODEL: THE S&P 500 INDEX

DOI: <https://doi.org/10.24891/vfeyld>EDN: <https://elibrary.ru/vfeyld>

Aleksandr B. MOLOTKOV

Independent expert, Moscow, Russian Federation

e-mail: abm91@rambler.ru

ORCID: 0000-0003-3007-3473

Article history:

Article No. 494/2025

Received 1 Aug 2025

Accepted 5 Sept 2025

Available online

27 Nov 2025

JEL Classification:

C51, G11, G12, G17

Keywords:

stock market, stock yield, inflation, multivariate regression, lagged variables

Abstract

Subject. This article analyzes the dependence of stock yield (the S&P 500 Index) on lagged variables that characterize the going rate, the state of economy, and the companies' performance.

Objectives. The article aims to expand the set of tools used when portfolio setting-up.

Methods. For the study, I used the time series regression analysis.

Results. The article proposes a model that can help obtain estimates of the parameters of probability distribution of the projected profitability over the 1-year interval. The regression coefficients are significant, and the coefficient of determination for the considered data sets is 29 to 36 percent. The efficiency of the model for the considered time series (1945–2024) exceeds the efficiency of using the historical average return in terms of the standard error relative to the realized return.

Relevance. The results obtained can complement the set of tools for decision-making by investors in the stock market.

© Publishing house FINANCE and CREDIT, 2025

Please cite this article as: Molotkov A.B. A short-term stock performance evaluation model:

The S&P 500 Index. *Financial Analytics: Science and Experience*, 2025, iss. 4, pp. 53–64.

DOI: 10.24891/vfeyld EDN: VFEYLD

References

1. Campbell J.Y., Shiller R.J. Stock Prices, Earnings, and Expected Dividends. *The Journal of Finance*, 1988, vol. 43, iss. 3, pp. 661–676. DOI: 10.1111/j.1540-6261.1988.tb04598.x
2. 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. DOI: 10.3905/jpm.24.2.11
3. Fama E.F., French K.R. Dividend yields and expected stock returns. *Journal of Financial Economics*, 1988, vol. 22, iss. 1, pp. 3–25. DOI: 10.1016/0304-405X(88)90020-7
4. Ball R., Kothari S.P., Watts R.L. Economic Determinants of the Relation Between Earnings Changes and Stock Returns. *The Accounting Review*, 1993, vol. 68, iss. 3, pp. 622–638. URL: <https://www.jstor.org/stable/248205>
5. Aubert S., Giot P. An international test of the Fed model. *Journal of Asset Management*, 2007, vol. 8, pp. 86–100. DOI: 10.1057/palgrave.jam.2250063
6. Eaton G.W., Paye B.S. Payout Yields and Stock Return Predictability: How Important Is the Measure of Cash Flow? *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 2017, vol. 52, iss. 4, pp. 1639–1666. DOI: 10.1017/S0022109017000370

7. Jivraj F., Shiller R.J. The Many Colours of CAPE. *Yale ICF Working Paper No. 2018-22*, 2018, 25 p. DOI: 10.2139/ssrn.3258404
8. Welch I., Goyal A. A Comprehensive Look at the Empirical Performance of Equity Premium Prediction. *The Review of Financial Studies*, 2008, vol. 21, iss. 4, pp. 1455–1508. DOI: 10.1093/rfs/hhm014
9. Malkiel B.G. Models of stock market predictability. *The Journal of Financial Research*, 2004, vol. 27, iss. 4, pp. 449–459. DOI: 10.1111/j.1475-6803.2004.00102.x
10. Harvey C.R., Yan Liu, Heqing Zhu. ... and the Cross-Section of Expected Returns. *The Review of Financial Studies*, 2016, vol. 29, iss. 1, pp. 5–68. DOI: 10.1093/rfs/hhv059
11. Elton E.J. Expected return, realized return and asset pricing tests. *Journal of Finance*, 1999, vol. 54, iss. 4, pp. 1199–1220. DOI: 10.1111/0022-1082.00144df
12. Koutmos D. Is there a Positive Risk-Return Tradeoff? A Forward-Looking Approach to Measuring the Equity Premium. *European Financial Management*, 2015, vol. 21, iss. 5, pp. 974–1013. DOI: 10.1111/EUFM.12043
13. Cochrane J.H. The Dog that Did Not Bark: A Defense of Return Predictability. *The Review of Financial Studies*, 2008, vol. 21, iss. 4, pp. 1533–1575. DOI: 10.1093/rfs/hhm046
14. Fama E.F., French K.R. Permanent and Temporary Components of Stock Prices. *Journal of Political Economy*, 1988, vol. 96, iss. 2, pp. 246–273. DOI: 10.1086/261535
15. Ibbotson R.G., Chen P. Long-Run Stock Returns: Participating in the Real Economy. *Financial Analysts Journal*, 2003, vol. 59, iss. 1, pp. 88–98. DOI: 10.2469/faj.v59.n1.2505
16. Straehl P.U., Ibbotson R.G. The Long-Run Drivers of Stock Returns: Total Payouts and the Real Economy. *Financial Analysts Journal*, 2017, vol. 73, iss. 3, pp. 32–52. DOI: 10.2469/faj.v73.n3.4
17. Bhandari L.C. Debt/Equity Ratio and Expected Common Stock Returns: Empirical Evidence. *The Journal of Finance*, 1988, vol. 43, iss. 2, pp. 507–528. DOI: 10.2307/2328473
18. Linter J. Inflation and Security Returns. *The Journal of Finance*, 1975, vol. 30, iss. 2, pp. 259–280. DOI: 10.1111/j.1540-6261.1975.tb01809.x
19. Nelson C.R. Inflation and Rates of Return on Common Stocks. *The Journal of Finance*, 1976, vol. 31, iss. 2, pp. 471–483. DOI: 10.1111/j.1540-6261.1976.tb01900.x x
20. Xiaoqiang Hu, Willett T.D. The variability of inflation and real stock returns. *Applied Financial Economics*, 2000, vol. 10, iss. 6, pp. 655–665. DOI: 10.1080/096031000438006
21. Bekaert G., Engstrom E. Inflation and the stock market: Understanding the “Fed Model”. *Journal of Monetary Economics*, 2010, vol. 57, pp. 278–294. DOI: 10.1016/j.jmoneco.2010.02.004
22. Molotkov A.B. The estimation of inflation-adjusted earnings to stock value ratio. *Digest Finance*, 2021, vol. 26, iss. 1, pp. 53–66. DOI: 10.24891/df.26.1.53 EDN: RMDVCA

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.