

В. И. Маевский, Л. Н. Слуцкий

Инфляция и фондовый рынок: CPI и S&P 500

В статье дается эмпирический/статистический анализ влияния изменений в индексе фондового рынка S&P 500 на инфляционные процессы в американской экономике на временном промежутке 1951–2008 гг. Показано, что имеется статистически значимая разница в изменениях индекса потребительских цен CPI в зависимости от положительной (отрицательной) динамики изменений индекса S&P 500.

1. Введение. Экономические теории

Согласно модели Ирвинга Фишера [Fisher (1930)] с изменением уровня ожидаемой инфляции в такой же степени должны увеличиваться (уменьшаться) номинальные доходы по акциям на фондовом рынке. Однако было замечено, что начиная с 1950-х годов прошлого века наблюдалась противоположная картина: отмечалась отрицательная корреляция между номинальными доходами по акциям и уровнем инфляции. Большинство исследователей такое поведение рассматривалось как аномальное, что, в свою очередь, породило ряд экономических теорий, призванных его объяснить. Приведем самые значительные из них.

1. Влияние невключенных факторов [Fama (1981)]. В соответствии с этой теорией упомянутая аномалия объясняется рядом невключенных факторов, связанных с реальной экономикой (таких, как капиталовложения, рост производства и др.). В соответствии с денежной теорией эти факторы, находясь в отрицательном отношении с инфляцией, в то же время положительно влияют на доходность по акциям.

2. Психологический фактор [Modigliani, Cohn (1979)]. Данные авторы утверждают, что при росте инфляции экономические агенты оказываются подверженными «инфляционной иллюзии», выражающейся в том, что игроки не в состоянии определить различие между реальными и номинальными доходами, разность между которыми как раз и составляет премиальный доход.

3. Инфляция фиктивного капитала [Маевский (2009)]. Так как данная концепция была предложена одним из авторов статьи совсем недавно и не была представлена в научной литературе, остановимся на ней более подробно.

Предлагаемая концепция основывается на особой роли фондового рынка, который способен демпфировать обычную инфляцию (проявляющуюся в росте цен на товары и услуги) посредством необычной инфляции, а именно *инфляции ценных бумаг*, или, что то же самое, *инфляции фиктивного капитала*. Поясним сказанное. Деньги, которые ежедневно обслуживают функционирование фондового рынка, его многомиллиардные операции, физически не могут обслуживать одновременно те кругообороты капитала, которые совершаются в реальном секторе экономики. На фондовом рынке действуют другие деньги. Разумеется, деньги реального сектора экономики способны переходить на фондовый рынок, но в таком случае размер чисто производственных трансакций сокращается, что грозит экономической рецессией. Если же рецессии нет, а индексы типа Dow Jones или S&P 500 растут, это значит, что часть избыточных денег не попала в реальный сектор экономики. Вместо того

чтобы спровоцировать сильную товарную (обычную) инфляцию, избыточные деньги проникают на фондовый рынок и приводят к повышению цены фиктивного капитала относительно того корпоративного (реального) капитала, тенью которого является фиктивный капитал.

Повышение цены фиктивного капитала относительно восстановительной стоимости основного физического капитала как раз и характеризует инфляцию фиктивного капитала. В свете сказанного становится понятным, почему в США или Китае, несмотря на активный рост ликвидности (за которым стоит политика бюджетного дефицита и секьюритизации активов), индекс инфляции находится на уровне 2–3%. Избыточные деньги абсорбирует фондовый рынок. Соответственно, индексы типа Dow Jones или S&P 500 в том случае, если они растут быстрее, чем возрастает качество основного физического капитала, представляют инфляцию фиктивного капитала.

Если идти дальше, то становится ясным, почему несостоятельна знаменитая количественная теория денег, в частности, утверждение о наличии статистически значимой зависимости между инфляцией и уровнем монетизации экономики, как и приростом денежной массы. Высказанные положения согласуются с позицией Глазьева по этому вопросу [Глазьев (2008)], хотя последний видит основную причину отрицательной корреляции между приростом денежной массы в России и инфляцией не в действии фондового рынка, а в научно-техническом прогрессе и инновационной активности.

Важно отметить, что деньги, циркулирующие на фондовом рынке, отличаются от денег, циркулирующих на товарном рынке реального сектора, тем, что последние, как правило, достаточны для того, чтобы обслужить куплю-продажу всей товарной массы, тогда как первые никогда этого не делают. Они обслуживают сделки, составляющие максимум 5–10% всего фиктивного капитала. Если же по какой-то причине игроки фондового рынка начинают сбрасывать крупные пакеты акций (паника, катастрофа и другие эксцессы) и этот сброс составляет, скажем, 20% всего фиктивного капитала, у покупателей не окажется столь больших денег, чтобы приобрести эти пакеты. Отсюда — резкое удешевление ценных бумаг с угрозой последующего банкротства тех компаний, которые эти бумаги эмитировали, или тех банков, которые создали новые деньги под залог этих бумаг.

2. Статистический анализ

Наш статистический анализ предназначен проверить последнюю из трех приведенных во введении теорий (инфляцию фиктивного капитала). Так как здесь основной упор делается на перетекание денежной массы из одного рынка в другой (из реального в фондовый и наоборот), то, в отличие от предыдущих исследователей, наше внимание будет обращено не на нахождение взаимосвязи между самими показателями, а на их изменения, т. е. первые разности.

Исходные данные¹

Мы рассматриваем (ежегодный) прирост индекса S&P 500 за 1951–2008 гг.² Этот индекс представляет собой средневзвешенную величину курсов акций 500 наиболее крупных ком-

¹ Авторы хотят выразить благодарность сотруднику ИЭ РАН Кириллу Анатольевичу Зорину за очень ценную и своевременную информационную поддержку.

² Ежегодные приросты индекса S&P 500 были получены путем нахождения средних арифметических соответствующих приростов по отдельным месяцам, взятых с сайта <http://finance.yahoo.com>.

паний и является всеобщим признанным показателем динамики изменения доходности американского фондового рынка (NYSE — New York Stock Exchange). В качестве показателя изменения роста цен был взят индекс потребительских цен CPI (consumer price index)³, который публикуется американским Бюро трудовой статистики (Bureau of Labor Statistics — BLS)⁴. Имеется незначительная, хотя и статистически значимая, зависимость между этими величинами (рис. 1).

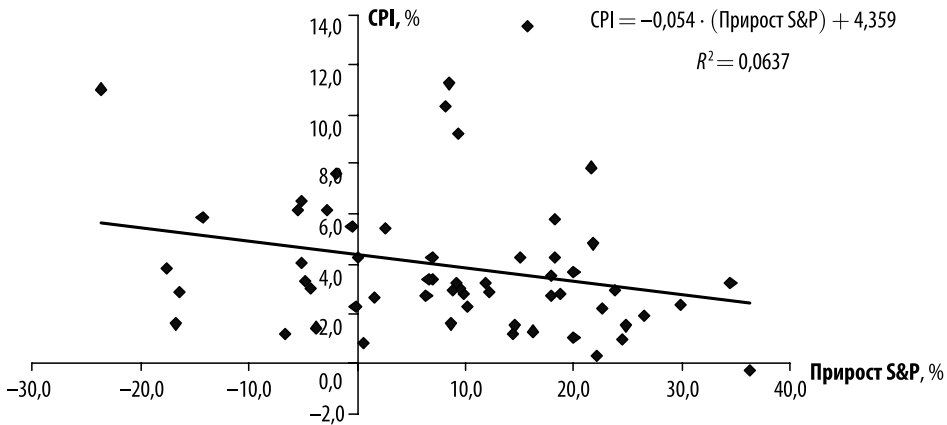


Рис. 1. Зависимость между приростом индекса S&P 500 и CPI, 1951–2008 гг.

Коэффициент при регрессоре «прирост S&P» ($k = -0,054$) можно считать значимым при уровне значимости 5% (P -значение = 0,056), что подтверждает результаты предыдущих работ на эту тему.

Сравнительный статистический анализ зависимости между первыми разностями прироста индекса S&P 500 и CPI

В нашем анализе перейдем от величин — прирост индекса S&P 500 и CPI к соответствующим первым разностям этих приростов. Таким образом, $D_t(S\&P)$ будет означать изменение прироста индекса S&P 500, а $D_t(CPI)$ — изменение индекса CPI за год t .

Значения новых переменных (отсортированных по возрастанию значений $D_t(S\&P)$) представлены в табл. 1.

Таблица 1

Значения $D_t(S\&P)$ и $D_t(CPI)$, отсортированные по возрастанию $D_t(S\&P)$, 1952–2008 гг.

Год	$D_t(S\&P)$, %	$D_t(CPI)$, %
1984	-34,6	1,1
2008	-29,9	1,0

³ В отличие от российского индекса потребительских цен (ИПЦ), публикуемого Росстатом, CPI представляет собой не рост, а прирост потребительских цен.

⁴ <http://data.bls.gov>.

Окончание табл. 1

Год	$D_t(S\&P)$, %	$D_t(CPI)$, %
⋮	⋮	⋮
1976	9,0	-3,5
1979	10,3	3,6
1958	11,2	-0,6
1991	12,5	-1,1
1967	14,2	-0,2
1955	14,2	-0,6
2003	16,6	0,7
1995	17,2	0,2
1959	18,0	-1,7
1985	18,1	-0,8
2004	18,1	0,4
1963	21,1	0,0
1954	21,6	-0,5
1961	23,7	-0,4
1989	26,8	0,8
1971	32,5	-1,5
1975	33,0	-1,8
1983	40,0	-2,9

Примечание. Полностью текст таблицы см. на сайте Издательства Маркет ДС: <http://marketds.ru>

График регрессии $D(CPI)$ по $D(S\&P)$ представлен на рис. 2.

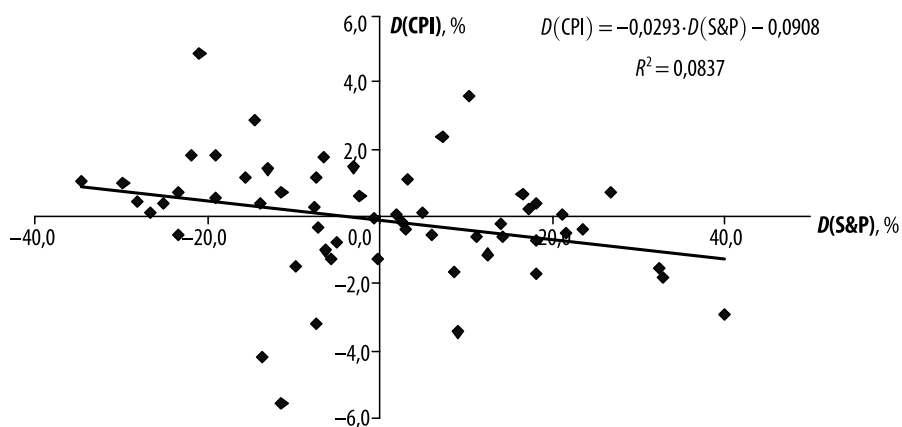


Рис. 2. Зависимость между $D(S\&P)$ и $D(CPI)$, 1952–2008 гг.

Значение коэффициента детерминации ($R^2 = 0,084$) немного выше, чем на рис. 1. Так же меньшее P -значение, равное 0,029, коэффициента регрессии при $D(S\&P)$ ($k = -0,029$) свидетельствует о более устойчивой связи между данными⁵.

Тем не менее при более внимательном изучении рис. 2 заметим нестабильность полученной регрессионной связи. Разобьем данные на три части по мере возрастания значений $D_t(S\&P)$. В группе A — первая четверть наблюдений (14), в (средней) группе B — примерно половина всех данных (29 наблюдений из 57), и в последней группе — C — оставшиеся 14 наблюдений. Наблюдения, соответствующие группам A и C , выделены в табл. 1 полужирным шрифтом. На рис. 2 группы A и C представлены наблюдениями лежащими соответственно в его левой и правой четвертях, а группа B — серединой. Регрессии, осуществленные в первых двух группах, выявили *положительную* корреляцию между $D(S\&P)$ и $D(CPI)$ с почти одинаковыми коэффициентами регрессии, равными соответственно 0,059 и 0,056, и с коэффициентами детерминации — 0,05 и 0,07. Только в группе C наблюдалась значительная отрицательная корреляция: $k = -0,09$ и $R^2 = 0,435$. Основная причина первоначальной отрицательной корреляции между данными, как мы это сейчас увидим, заключается в значимой статистической разнице между средними значениями $D(CPI)$ в группах A и C .

Прежде чем перейти к формальным процедурам статистического вывода, дадим сравнительную описательную характеристику статистических свойств значений $D_t(CPI)$ по их принадлежности группам A и C (табл. 2).

Таблица 2

Сравнительная статистическая характеристика значений $D_t(CPI)$ по группам A и C

	Группа	
	A	C
min	-0,6	-2,9
max	4,9	0,8
Размах (max – min)	5,5	3,7
Количество отрицательных значений	1	9
Количество положительных значений	13	5
Арифметическое среднее	1,2	-0,6
Стандартное отклонение	1,35	1,07

Также важна оценка *взаимного расположения* значений $D_t(SPI)$ в двух группах. В то время как среднее значение группы C (-0,6) совпадает с нижней границей группы A , среднее значение группы A (1,2) лежит полностью вне группы C .

⁵ В то время как тест Уайта (White's heteroskedasticity test) (P -значение равно 0,458) не отклонил гипотезу об отсутствии гетероскедастичности, низкое значение статистики Дарбина—Уотсона ($DW = 1,186$) свидетельствует о наличие автокорреляции случайных членов (по годам). Стандартная ошибка коэффициента регрессии в форме Невье-Веста (Newey-West HAC estimator) [Вербик (2008)] не принесла существенных изменений при определении его значимости. Соответствующее P -значение равно 0,033.

Обращает на себя внимание *асимметрия* полученных результатов для двух групп. Данные в группе А гораздо четче выражены как по абсолютным значениям, так и по знакам. В то время как в группе А имеются только 1 отрицательная величина и 7 значений, превосходящих 1%, в группе С — 5 положительных и только 4 отрицательных значения по абсолютной величине, превосходящих 1%. Причем три из этих значений в порядке возрастания расположены в самом низу табл. 2. Асимметрия также находит свое выражение в перцентилях средних значений двух групп (в совокупности всех данных). В то время как среднее значение группы С, равное $-0,6$, является 31-м перцентилем, для группы А значение $1,2$ является 84-м перцентилем. Это означает, что, если в вариационном ряде из 57 чисел всех значений $D_t(\text{CPI})$ ($t = 1952, \dots, 2008$) среднее группы С примерно замыкает нижнюю треть, то среднее группы А находится в начале одной шестой верхних значений.

Статистические тесты

Сформулируем нулевую гипотезу H_0 следующим образом:

изменения в доходностях фондового рынка $D_t(\text{S\&P})$ не оказывают влияния на изменения в росте потребительских цен $D_t(\text{CPI})$.

Альтернативная гипотеза H_1 будет соответственно:

изменения в доходностях фондового рынка оказывают влияние на изменения в росте цен.

Опровержение H_0 в пользу H_1 будет получено путем сравнения арифметических средних значений $D_t(\text{CPI})$ групп А и С, которые будем обозначать соответственно \bar{A} и \bar{C} . Из табл. 2 следует, что $\bar{A} = 1,2$ и $\bar{C} = -0,6$. Таким образом, согласно гипотезе H_0 тот факт, что $\bar{A} - \bar{C} = 1,8$, что составляет примерно 17,2% общего размаха всех наблюдений $D_t(\text{CPI})$ за 57 лет, является чистой случайностью и не служит поводом для признания истинной альтернативной гипотезы H_1 .

А. t-тест. При тестировании рассматривается величина

$$t = \frac{n^{\frac{1}{2}} [(\bar{A} - \bar{C}) - (\mu_A - \mu_C)]}{(s_A^2 + s_C^2)^{\frac{1}{2}}}, \quad (1)^6$$

которая следует распределению Стьюдента с $2(n-1)$ степенями свободы (*d. f.* — degree of freedom). В формуле (1) μ_A , s_A^2 и μ_C , s_C^2 — математические ожидания и выборочные дисперсии для групп А и С соответственно. Обычно предполагается, что при нулевой гипотезе $H_0 \mu_A = \mu_C$, т. е. тестируется предположение, что группы имеют одно и то же математическое ожидание. Для нашего случая из табл. 2 имеем: $s_A^2 = 1,83$, $s_C^2 = 1,14$. Так как $n = 14$, получаем $t = 3,906$. Соответствующее *P*-значение при *d. f.* = 26 равно 0,0006. Таким образом, нулевая гипотеза H_0 отвергается при уровне значимости 0,1%.

Из представления (1) с помощью $100(1-\alpha)$ -процентного доверительного интервала, можно оценить разность $\mu_A - \mu_C$. Например, с вероятностью 95% можно быть уверенным, что разность $\mu_A - \mu_C$ будет больше, чем 1,01, а с вероятностью 99% — чем 0,66.

⁶ Формула (1) приведена для случая, когда число наблюдений в каждой группе одинаково и равно n . Описание *t*-теста имеется в любом учебнике по математической статистике (см., например, [Ван дер Варден (1960)]).

t -тест имеет то ограничение, что данные в обеих группах предполагаются полученными из нормальных распределений с одинаковыми дисперсиями. Тест Ливина на равенство дисперсий (Levene's test) дает P -значение, равное 0,7. Таким образом, предположение о равенстве дисперсий не отвергается. Тест Шапиро—Уилка на нормальность распределения отвергает нулевую гипотезу для группы А при уровне значимости 5%, но не отвергает ее для группы С даже при уровне значимости 10% (соответствующие P -значения равны 0,03 и 0,52).

Б. Тест Уэлша [Welch (1947)]. При различных дисперсиях для нормального распределения значение t берется таким же, как и в формуле (1). Для выборок одинакового размера:

$$d.f. = \frac{(n-1)(s_A^2 + s_C^2)^2}{s_A^4 + s_C^4}. \quad (2)$$

Из выражения (2) получаем, что $d.f. \approx 25$. P -значение практически не отличается от полученного в пункте А.

3. Заключение

Произведенные статистические тесты показали, что значения $D(CPI)$ значимо отличаются при резких отклонениях $D(S\&P)$ от срединных значений: если доходность фондового рынка значительно повышается или падает по отношению к предыдущему году, это отрицательно влияет на изменения в уровне роста потребительских цен.

Наблюдалась также своеобразная асимметрия: резкое падение фондового рынка гораздо чаще вызывает увеличение в росте потребительских цен, чем примерно такой же взлет — их уменьшение. Только при значительном подъеме фондового рынка (свыше 30%) наблюдалось систематическое значительное падение уровня роста цен.

Из вышесказанного можно заключить, что концепция «инфляция фиктивного капитала» нашла свое эмпирическое подтверждение на данных американской экономики за период с 1951 по 2008 г.

Список литературы

- Варден Б. Л. ван дер. Математическая статистика. М.: Иностранная литература, 1960.
- Вербик М. Путеводитель по современной эконометрике. М.: Научная книга, 2008.
- Глазьев С. Ю. О практичности количественной теории денег // *Вопросы экономики*. 2008. № 7. Р. 43–45.
- Маевский В. И. Инфляция капитала или тень отца Гамлета? // *Бизнес и банки*. 2009. № 19 (952).
- Fama E. F. Stock returns, real activity, inflation, and money // *American Economic Review*. 1981. № 71(4) P. 545–565.
- Fisher I. The theory of interest. New York, 1930.
- Modigliani F., Cohn R. A. Inflation, rational valuation and the market // *Financial Analysis Journal*. 1979. P. 24–44.
- Welch B. L. The generalization of "student's" problem when several different population variances are involved // *Biometrik*. 1947. № 34. P. 28–35.