

УДК 336.742:336.748.12

ЦЕНА ЗОЛОТА И ИНФЛЯЦИЯ

Д.А. ДМИТРИЕВ

*Полесский государственный университет,
г. Пинск, Республика Беларусь*

ВВЕДЕНИЕ

Золото – это объект товарного рынка, который длительное время выступал в роли денежного товара и был основой денежной и валютной систем. В научной среде сформировано мнение о том, что произошла лишь частичная демонетизация золота. В настоящее время оно сохраняет черты денег в модифицированном виде, являясь средством сбережения и накопления или инфляционным хеджем [1, с. 125].

В условиях высокой волатильности и нестабильности мировых финансовых рынков, способствующих росту инфляционных ожиданий, золото рассматривается в качестве хеджирующего и инвестиционного актива [2, с. 593]. По мнению аналитиков World Gold Council (WGC) во время финансово-экономического кризиса, инвесторы, направляя свои капиталы на рынок золота, обеспокоены в большей степени его потерей, чем рентабельностью. [3, с. 7]. Поэтому, исследование взаимосвязи цен на золото и инфляционных процессов в государстве приобретает актуальный характер.

Данной теме посвящены работы следующих авторов: Керан М. В. (M. W. Keran), Пензер М. (M. Penzer), Лаурент Р. Д. (R. D. Laurent), Ткакз Г. (G. Tkacz), Гарнер А. (A. Garner) и др.

Среди экономистов сформировалось мнение о наличии связи ценовых изменений золота и инфляции. Так, в исследованиях Ткакз Г. и Гарнер А. золото рассматривается как индикатор будущих инфляционных процессов. Лаурент Р. Д., Керан М. В. и Пензер М. определяют золото как инвестиционный инструмент, предназначенный для защиты от потерь в результате инфляционного обесценения, при этом золото, по их мнению, является долгосрочным инфляционным хеджем.

Цель статьи – определение взаимосвязи между годовым уровнем инфляции и ценой золота на международном рынке.

МЕТОДИКА И ОБЪЕКТЫ ИССЛЕДОВАНИЯ

При обработке данных применялись следующие методы: метод графического анализа данных, метод корреляционного и регрессионного анализа с использованием программ статистической обработки данных Statistika 6.0, eViews 5.

В качестве объекта исследования выступают статистические данные годового уровня инфляции [4] и цены на золото [5] за тройскую унцию¹ в национальных валютах США и Великобритании, поскольку они являются основными странами – участницами мирового рынка золота, обеспечивая его ликвидность на протяжении всего исторического горизонта. Национальные рынки данных государств играют весомую роль на мировом рынке золота.

Анализируемый временной интервал охватывает период с 1971 года по 2008 год. Исторически сложилось, что с 1971 года золото больше не исполняет роль регулятора и стандарта монетарной системы [6, с. 324]. Прекращение конвертации доллара США в золото и выпуск Международным валютным фондом специальных прав заимствования (1970 год) послужили причиной снижения значимости золота в международных финансовых операциях и утраты им функции мировых денег. Впоследствии цена его стала определяться на открытом товарном рынке [7, с. 566].

¹ В торговле золотом используется мера – тройская унция (31,1035 гр.).

При построении уравнения регрессии в качестве отклика использовался индекс потребительских цен США и Великобритании в годовом исчислении² за период с 1971 года по 2008 год, предиктора – рост цен на золото в валюте соответствующего государства.

При использовании лог-линейного моделирования взаимосвязи предиктора и отклика была определена общая формальная зависимость следующего вида:

$$\ln(CPI_t^i) = b_0 \times \ln(Gold_t^i) + b_1 \times \ln(Gold_{t-1}^i) + b_2 \times \ln(Gold_{t-2}^i) + b_3 \quad (1)$$

где CPI_t^i – индекс потребительских цен i государства в период t ;
 $Gold_t^i$ – рост цен на золото в валюте i государства в период t .

Данная зависимость включает влияние ценовых колебаний золота со значениями временного лага 0, 1 и 2 на уровень инфляции.

При построении модели (1) применена гипотеза о наличии лага между воздействием роста цен на золото и уровнем инфляции в государстве. Инструменты денежно-кредитной политики оказывают максимальное влияние на инфляционные процессы через полтора – два года [9, с. 32]. На этом основании предполагается, что экономические агенты при осуществлении операций с золотом учитывают свои инфляционные ожидания с временным горизонтом, не превышающим двух лет. Для определения лага воздействия предикторов на отклик использовался метод анализа распределенных лагов³.

Предварительная обработка данных проводилась с использованием MS Excel, преобразования временных рядов и анализ распределенных лагов – программы Statistika 6.0. В процессе предварительного анализа временные ряды подвергались следующим преобразованиям: вычитание линейного тренда (trend subtract) и линейное преобразование autocorr, позволяющее уменьшить выброс значения автокорреляции за пределы доверительного интервала на соответствующем лаге. Построение модели и анализ спецификации проводились с использованием программы eViews 5.

РЕЗУЛЬТАТЫ ИССЛЕДОВАНИЯ И ИХ ОБСУЖДЕНИЕ

В результате анализа распределенных лагов выявлено наличие запаздывающей зависимости отклика от предикторов и в США, и в Великобритании. В США каждое рассматриваемое лаговое значение можно включить в уравнение регрессии (множественный $R = 0,6118$, R -квадрат – $0,3743$). На основании данных таблицы 1 можно утверждать, что рост цен на золото оказывает наибольшее влияние на индекс потребительских цен при лаге, равном 1.

В таблице 2 представлены аналогичные статистические оценки для Великобритании (множественный $R = 0,4987$, R -квадрат – $0,2487$). Из приведенных данных следует, что предиктор оказывает влияние на отклик лишь при лаге со значением 2, а лаг, равный 0 и 1, необходимо исключить из уравнения регрессии.

Таблица 1 – Результаты анализа распределенных лагов для США

Лаг	Коэффициент регрессии	Стандартная ошибка	t-статистика	p-значение
0	0,4985	0,2254	2,2118	0,0345
1	0,6734	0,2142	3,1430	0,0037
2	0,4821	0,2182	2,2099	0,0346

² Использование годовых значений предиктора и отклика основано на том, что золото не может являться краткосрочным инфляционным хеджем, из-за значительных месячных колебаний цены [8, с.27].

³ Специальный метод оценки запаздывающей зависимости между рядами, позволяющий построить регрессию одного ряда на другой [10, с. 493]

Таблица 2 – Результаты анализа распределенных лагов для Великобритании

Лаг	Коэффициент регрессии	Стандартная ошибка	t-статистика	p-значение
0	0,2857	0,3526	0,8101	0,4241
1	0,5599	0,3499	1,6000	0,1197
2	0,9542	0,3431	2,7814	0,0091

В результате предварительного и регрессионного анализа модель (1) для США приняла следующий вид:

$$\ln(CPI_t^{US}) = 0.5015 \times \ln(Gold_t^{US}) + 0.6755 \times \ln(Gold_{t-1}^{US}) + 0.4838 \times \ln(Gold_{t-2}^{US}) + 0.0066 \quad (2)$$

где CPI_t^{US} – индекс потребительских цен США в период t;

$Gold_t^{US}$ – рост цен на золото в долларах США в период t.

Регрессионная модель для Великобритании:

$$\ln(CPI_t^{UK}) = 0.8987 \times \ln(Gold_{t-2}^{UK}) + 0.0038 \quad (3)$$

где CPI_t^{UK} – индекс потребительских цен Великобритании в период t;

$Gold_t^{UK}$ – рост цен на золото в фунтах стерлингов в период t.

В таблице 3 представлена статистическая оценка значимости уравнений регрессии (2) и (3). Модель (2) отражает умеренную силу связи отклика и предикторов, т.е. ценовые изменения золота в долларах США объясняют 37,37 % изменений индекса потребительских цен. В модели (3) выявлена слабая связь отклика и предикторов, т.е. ценовые изменения золота в фунтах стерлингов объясняют 17,48 % изменений индекса потребительских цен Великобритании. Гипотеза об одновременном равенстве нулю всех коэффициентов регрессии при предикторах в моделях (2) и (3) не подтвердилась, так как значение F-статистики превышает соответствующие значения критических точек распределения Фишера (уровень значимости $\alpha = 0,05$). Следовательно, уравнения регрессии достаточно качественно отражают динамику изменения откликов.

Таблица 3 – Статистическая оценка значимости уравнений регрессии (2) и (3)

Регрессионная статистика	США (2)	Великобритания (3)
Множественный R	0,6113	0,4181
R-квадрат	0,3737	0,1748
Нормированный R-квадрат	0,3110	0,1490
Стандартная ошибка	0,2506	0,3585
F-статистика	5,9659	6,7790
p	0,0026	0,0139
Статистика Дарбина-Уотсона	1,9968	2,0960

Важной характеристикой регрессионной модели является анализ остатков уравнений регрессии (2) и (3). (Рисунок 1)

Значение статистики Дарбина-Уотсона (d-статистика) для США составляет 1,9968 ($d_u = 1,652^4$ при уровне значимости $\alpha = 0,05$), что свидетельствует об отсутствии сериальной корреляции между остатками для соседних переменных. D-статистика для Великобритании – 2,0960 ($4-d_u = 2,486$ при уровне значимости $\alpha = 0,05$), что позволяет сделать аналогичные выводы. Тесты на наличие автокорреляции остатков регрессионных уравнений (2) и (3) свидетельствуют об её отсутствии.

⁴ Значения d_u определено по таблице распределения Дарбина-Уотсона [11, с. 344].

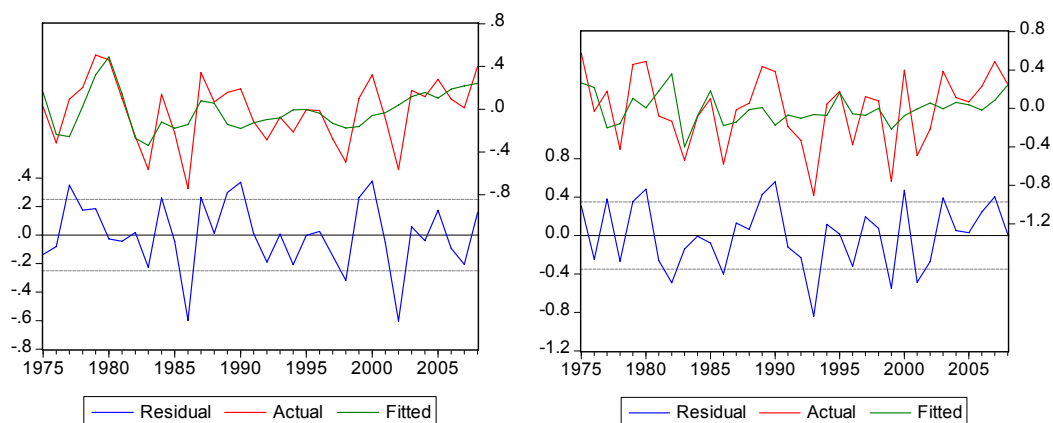


Рисунок 1 – Графическое представление остатков уравнений регрессии (2) и (3)

Тест Жака-Бера подтверждает гипотезу о соответствии распределения остатков моделей (2) и (3) нормальному закону для 95 % доверительного интервала. На рисунке 2 представлено распределение остатков уравнений регрессии (2) и (3), где видно, что они распределены вокруг нулевого значения (медиана – 0,0020 и 0,0224 соответственно). Для модели (2) коэффициент асимметрии составил -0,5810, эксцесс – 3,4408, что свидетельствует о наличии у распределения «левого хвоста», и превышении значения точки максимума нормального распределения. Для модели (3) значения коэффициента асимметрии (-0,3243) и эксцесса (2,4640) также подтверждают наличие «левого хвоста» и более плоское распределение остатков относительно нормального распределения.

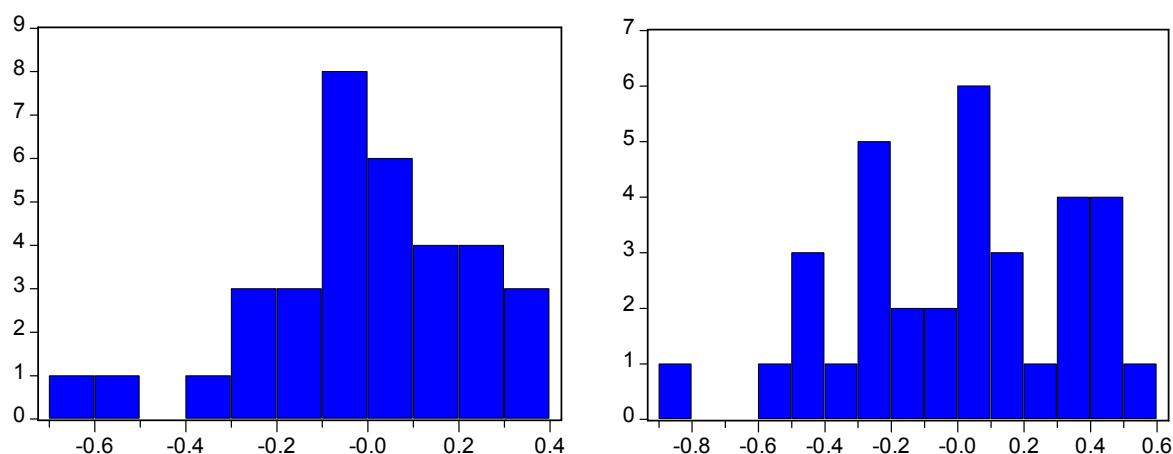


Рисунок 2 – Распределение остатков уравнений регрессии (2) и (3)

Тест Уайта на наличие гетероскедастичности остатков позволяет не отвергать гипотезу о наличии гомоскедастичности на 5 % уровне (Таблица 4). Следовательно, дисперсия случайных отклонений уравнений регрессии (2) и (3) постоянна.

Таблица 4 – Результаты теста Уайта регрессионных уравнений (2) и (3)

США (2)			
F-статистика	0,1168	p	0,3887
N* R-квадрат	10,0360	p	0,3476
Великобритания (3)			
F-статистика	0,2531	p	0,7780
N* R-квадрат	0,5462	p	0,7610

Проведенные тесты позволяют утверждать о достаточном уровне качества уравнений регрессии. На данном основании были построены диаграммы рассеяния роста цен на золото и уровня инфляции для США и Великобритании с учетом запаздывающей зависимости (рисунок 3). Для США характерно, что после значения уровня инфляции, равного 7 %, значение роста цен на золото не опускалось ниже отметки в 100 %; для Великобритании данная граница значения инфляции находится на уровне 10 %.

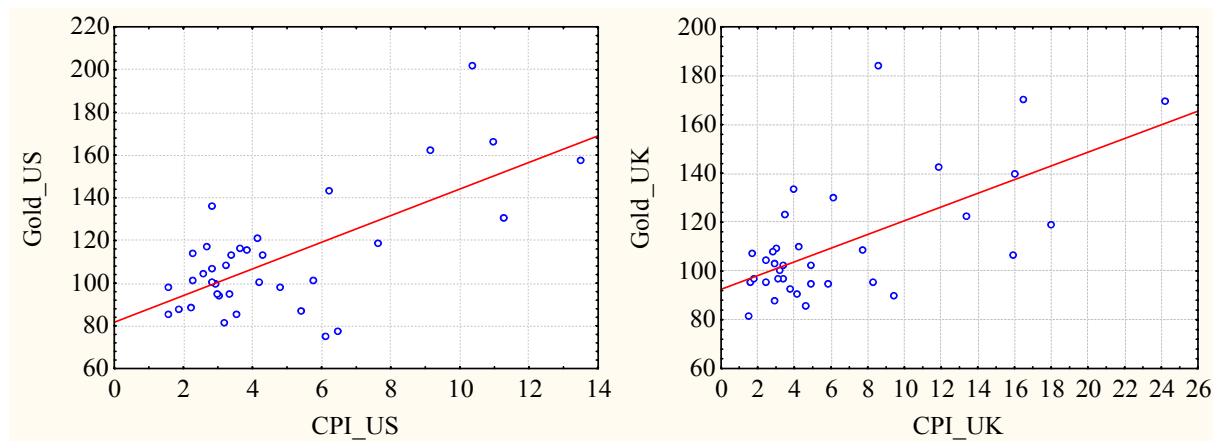


Рисунок 3 – Диаграммы рассеяния роста цен на золото и уровня инфляции

Цена на золото может использоваться в роли индикатора будущего значения инфляции. Однако использование его как индикатора на всем анализируемом временном интервале не целесообразно, так как ценовое движение золота зависит от изменения объемов спроса и предложения на него. Рост цен на золото может основываться на уменьшении предложения на международном рынке в части золотодобычи, скрапа⁵ или осуществления продаж золота центральными банками. Увеличение спроса со стороны инвесторов, промышленного и ювелирного сектора так же способствует росту цен на драгоценный металл. Золото выступает объектом международного товарного рынка, и его цена не может зависеть только от экономических факторов одного государства. Таким образом, изменение цены золота не может основываться только на инфляционных ожиданиях, однако их влияние на формирование цены этого благородного металла очевидно. Поэтому в научных кругах сформировано мнение о необходимости включения в модели прогнозных значений уровня инфляции цену золота в качестве предиктора. Результаты проведенного исследования подтверждают возможность подобного расширения числа объясняющих переменных в инфляционных моделях.

Высокие инфляционные ожидания в 1970-х годах в США обеспечили инвестиционную привлекательность золоту [6, с. 316]. На рисунке 1 видна близость расчетной и фактической кривой уровня инфляции до начала 1980-х годов. В 1980-х годах в США со снижением уровня инфляции золото потеряло инвестиционную привлекательность. Гарнер А. в своей работе «How Useful Are Leading Indicators of Inflation?» пришел к выводу о том, что в период с 1983 года – по 1994 год золото не могло выполнять функцию опережающего инфляционного индикатора [12, с. 15]. Аналогичные результаты получены и в результате проведенного регрессионного анализа. Рисунок 1 отражает выбросы остатков уравнения регрессии (2) за пределы доверительного интервала в 1986, 1989 и 1990 годах. Подобные выбросы остатков наблюдаются в аналогичном периоде и в уравнении регрессии (3). Динамика индекса потребительских цен и цен на золото для США и Великобритании подобны, коэффициенты корреляции между временными рядами этих стран составляют 0,9507 и 0,8439 соответственно.

WGC связывает рост цен на золото с увеличением инвестиционного спроса в 2008 году. Согласно отчету WGC [3] в 2008 году инвестиционный спрос на золото в мировом масштабе составил 30% от совокупного спроса на этот драгоценный металл. Рост данного показателя наблюдался

⁵ Лом золота и отходы его производства, поступающие в переплавку.

практически по всем направлениям инвестиционных вложений⁶. Спрос на золотые слитки в 2008 году увеличился по отношению к 2007 году более чем на 60% (или 141,9 тонны) и составил 378,2 тонны. Спрос на инвестиционные монеты за тот же период возрос на 44% (или 60,7 тонны) и составил 197,7 тонны, спрос на биржевые торговые фонды увеличился на 27% (или 68,1 тонны) и составил 321,4 тонны.

В тоже время мировой промышленный спрос, включающий спрос со стороны электронной промышленности, стоматологического сектора и прочих отраслей, в 2008 году по отношению к 2007 году снизился на 6,68%. Значительное падение спроса наблюдалось со стороны электронной промышленности (на 6,73 % или на 20,9 тонны за 2008 год). По мнению аналитиков WGC, данный сектор более подвержен экономическому кризису, чем иные промышленные отрасли, включенные в категорию промышленного спроса на золото.

Таким образом, рост цены на золото в 2008 – 2009 годах дает основание для прогнозирования роста уровня инфляции в 2010 – 2011 годах в США и Великобритании.

ВЫВОДЫ

В результате проведенного анализа установлена умеренная сила связи между ценовыми изменениями золота и индексом потребительских цен США. Аналогичная связь для Великобритании определена как слабая. Выявлено наличие запаздывающей зависимости между предикторами и откликами, при этом наибольшее влияние на отклик оказывают предикторы с лаговым значением 1 для США и 2 для Великобритании.

Использование золота в качестве опережающего индикатора на всем временном интервале принято не целесообразно, так как на цену золота и значение индекса потребительских цен влияет множество факторов. Однако во время высокого уровня инфляции данная взаимосвязь очевидна. На данном основании представляется возможным включение изменение цены золота в состав объясняющих переменных прогнозного значения уровня инфляции.

ЛИТЕРАТУРА

1. Букато, В.И. Современный рынок золота / В.И. Букато, М.Х. Лapidуса. – М.: Финансы и статистика, 2004. – 320 с.
2. Тагибекова, К.Р. Организация деятельности коммерческого банка / К.Р. Тагибекова – М.: Издательство «Весь Мир», 2004 – 848 с.
3. Gold Demand Trends. Full year and fourth quarter 2008 / World Gold Council [Electronic resource]. – 2008 – Mode of access: http://www.gold.org/deliver.php?file=/assets/file/pub_archive/pdf/GDT_Q4_2008.pdf – Date of access: 11.03.2009.
4. Annual Inflation Rates in the United States, 1775 - 2008, and United Kingdom, 1265 - 2008 / Measuring Worth [Electronic resource]. – Mode of access: <http://www.measuringworth.com/inflation/> – Date of access: 11.06.2009.
5. Annual gold prices since 1900 [Electronic resource]. – 2009 – Mode of access: http://www.gold.org/deliver.php?file=/value/stats/statistics/xls/annual_gold_price_from_1900.xls – Date of access: 11.06.2009.
6. Бернштейн, П. Власть золота. История наваждения / П. Бернштейн / Пер. с англ. – М.: ЗАО «Олимп-Бизнес», 2004. – 400 с.
7. Мишкин, Ф.С. Экономическая теория денег, банковского дела и финансовых рынков / Ф.С. Мишкин. – 7-е изд. – М.: ООО «И.Д. Вильямс», 2006. – 880 с.
8. Gold as Private Hedge Against Inflation / M.W. Keran, M. Penzer [Electronic resource]. – 1975 – Mode of access: http://www.frbsf.org/publications/economics/review/1975/75-1a_21-31.pdf – Date of access: 11.06.2009.
9. Inflation Targeting in Practice. Strategic and Operational Issues and Application to Emerging Market Economies / Mario I. Blejer, Alain Ize, Alfredo M. Leone, Sergio Werlang // International Monetary Fund [Electronic resource]. – 2000 – Mode of access: <http://www.imf.org/external/pubs/cat/longres.cfm?sk=3664.0> – Date of access: 20.11.2007.
10. Халафян, А. STATISTICA 6. Статистический анализ данных. / А Халафян. – 3-е изд. – М.: ООО «Бином-Пресс», 2007. – 512 с.
11. Бородич, С. А., Вводный курс эконометрики: учеб. пособие / С. А. Бородич. – Минск.: БГУ, 2000. – 354 с.
12. Garner, A. How Useful Are Leading Indicators of Inflation? / A. Garner [Electronic resource]. – 2005 – Mode of access: <http://www.kc.frb.org/publicat/econrev/pdf/2q95garn.pdf> – Date of access: 11.06.2009.

⁶ Инвестиционный спрос на золото подразделяется на: 1) розничный инвестиционный спрос, который, в свою очередь, включает: а) спрос на первичном рынке на золотые слитки и инвестиционные монеты; б) спрос на вторичном рынке на золотые слитки и инвестиционные монеты; 2) биржевые торговые фонды.

GOLD PRICE AND INFLATION

D. DMITRIEV

Summary

In the article it is shown research of interrelation of the gold prices and inflationary processes with application the correlated regression analysis. In the offered model is considered simultaneous influence of gold price fluctuations with values of a time lag 0, 1 and 2 on a rate of inflation. The analysis was spent on the statistical given USA and the Great Britain, as the national gold markets of the states play a powerful role at the world gold market. As a result of the spent analysis is established the form and force of interrelation between gold price changes and a consumer price index.

Поступила в редакцию 17 сентября 2009г.