



ЕВРОПЕЙСКИЙ  
УНИВЕРСИТЕТ  
В САНКТ-ПЕТЕРБУРГЕ

**Ольга Подкорытова  
Татьяна Чигвинцева**

О влиянии нефтяных цен  
на российские  
макроэкономические  
показатели

Препринт Ес–04/10

**Факультет экономики**

Санкт-Петербург  
2010

УДК 330.43

ББК 65.01

П44

Подкорытова О.А., Чигвинцева Т.А.

**П44** **О влиянии нефтяных цен на российские макроэкономические показатели** / Ольга Подкорытова, Татьяна Чигвинцева : Препринт Ес-04/10; Факультет экономики. — СПб.: Издательство Европейского университета в Санкт-Петербурге, 2010. — 12 с.

В данной работе проведено исследование макроэкономического эффекта нефтяных цен в России за 2000–2010 гг. Найдены долгосрочные и краткосрочные соотношения, связывающие нефтяные цены, ВВП, индекс потребительских цен и межбанковскую ставку.

*Информация об авторах:* Подкорытова Ольга Анатольевна — доцент факультета экономики Европейского университета в Санкт-Петербурге, [orodkorytova@eu.spb.ru](mailto:orodkorytova@eu.spb.ru); Чигвинцева Татьяна Андреевна — слушатель второго курса факультета экономики Европейского университета в Санкт-Петербурге, [tchigvintseva@eu.spb.ru](mailto:tchigvintseva@eu.spb.ru).

Издание осуществлено за счет средств проекта создания специализации по природным ресурсам и экономике энергетики «ЭксонМобил».

© О.А. Подкорытова, Т.А. Чигвинцева, 2010

## Введение

Начиная с 1970-х годов трудно найти фактор, который влиял бы на экономику сильнее, чем цена на нефть. Ни для кого не секрет, что экономика России в настоящее время существенно зависит от сырьевого экспорта, доходы от которого покрывают до 40 % госбюджета. Так, согласно словам министра финансов РФ Алексея Кудрина, для стабильного роста российской экономики необходимо, чтобы цена на нефть была выше 60 долларов за баррель. Согласно опросу 67% населения нашей страны уверены в том, что экономическое положение России связано с нефтяными ценами. Россия является одним из крупнейших экспортеров нефти. Последние 10 лет объем экспорта постоянно увеличивался, а цены на нефть в этот период колебались от 23 до 147 долларов за баррель.

Нас заинтересовало, какое влияние оказывают нефтяные цены на российские макроэкономические показатели, такие как ВВП и инфляция. Динамика ВВП и цены нефти сорта Brent показана на рисунке 1.

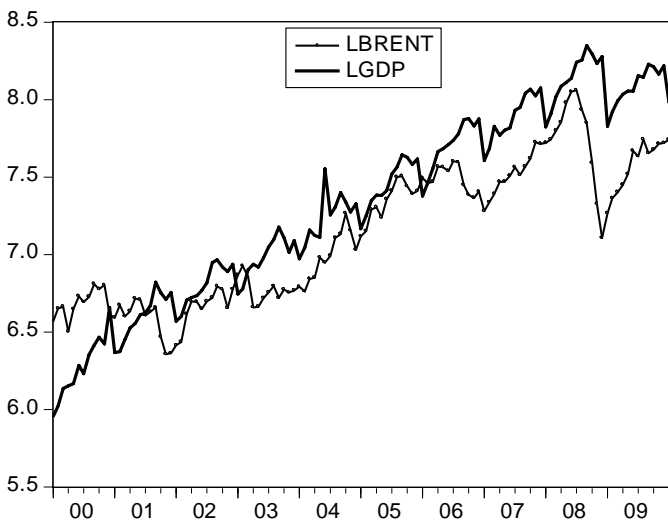


Рис. 1. Динамика логарифма ВВП (толстая линия) и логарифма цены нефти сорта Brent (тонкая линия)

## Обзор литературы

За последние тридцать лет проведено множество исследований о макроэкономическом эффекте нефтяных цен. Для стран, импортирующих нефть, этот эффект отрицателен. Для экспортирующих стран эффект неоднозначен. Дадим краткий обзор эмпирических результатов.

В работе Hamilton (1983) в рамках VAR-подхода обнаружена отрицательная корреляция между ценовыми шоками и экономическими спадами США. В Burbidge and Harrison (1984) показано, что промышленное производство в США и Великобритании подвержено существенному влиянию нефтяных шоков, в то время как для Японии, Германии и Канады это влияние относительно мало.

Соотношения между нефтяными ценами и макроэкономическими переменными для многих европейских и нескольких азиатских стран проанализировано в работе Cunado and Gracia (2003). В большинстве случаев (исключая Великобританию) авторы не нашли долгосрочной зависимости, однако в некоторых случаях обнаружили причинность по Гренжеру для рядов первых разностей.

В работе Jimenez and Sanchez (2005) исследовано влияние нефтяных шоков для нескольких стран OECD. Накопленный эффект от нефтяных шоков для Норвегии оказался положительным, а для Великобритании — отрицательным. Авторы работы Cologni and Manera (2008), используя VECM для стран G-7, пришли к мнению, что эти шоки затрагивают только Великобританию и Канаду.

Объектом исследования работы Bjørnland (2000) являлись Норвегия, Германия, Великобритания и Канада, авторы обнаружили, что эффект нефтяных цен был положителен только для Норвегии. В тоже время для Индонезии (Abeyasinghe, 2001) он оказался отрицательным. В работе Chuku, Effiong, Sam (2010) авторы показали, что изменения нефтяных цен не являются определяющими для макроэкономической активности нигерийской экономики. А в работе Tang, Wu и Zhang (2009) сообщается, что однопроцентное возрастание цен приводит к краткосрочному уменьшению выпуска на 0.38%.

Относительно России в Rautava (2002) сообщается о положительном эффекте. В работе Jin (2008) также показывается, что 10% возрастание ме-

ждународных нефтяных цен ассоциируется с 5.16%-ным ростом российского ВВП.

### **Данные**

В качестве цены на нефть (BRENT)<sup>1</sup> был взят ICE Brent Index, публикуемый Межконтинентальной биржей (ICE). Это связано с тем, что цена на российский экспортный сорт нефти Urals, который торгуется в виде фьючерсов на бирже РТС, привязана к цене сорта Brent, данных на который значительно больше. Цена Brent была преобразована из долларов США за баррель к российским рублям за баррель по курсу доллара США Банка России<sup>2</sup>. Данные по нефти и обменный курс были собраны дневные. В случаях несоответствия в датах пропуски заполнялись как среднее арифметическое значений за предшествующую и последующую даты. Затем цены на нефть были переведены в рубли. После чего месячные данные подсчитывались как среднее арифметическое всех известных дат соответствующего месяца.

Реальный ВВП (RGDP) был определен как номинальный ВВП<sup>3</sup> по оценке Минфина РФ (млрд руб.), скорректированный с помощью индекса потребительских цен. Индекс потребительских цен (CPI)<sup>4</sup> и индекс промышленного производства (IPI)<sup>5</sup> взяты в процентах к предыдущему периоду, базовым является декабрь 1999 г. Также была рассмотрена Межбанковская ставка (IR)<sup>6</sup> — средневзвешенная ставка по 1-дневным межбанковским кредитам на московском рынке.

Все данные рассматриваются за период с января 2000 г. по февраль 2010 г. Расчеты проводились в эконометрическом пакете Econometric Views 6.0.

### **Порядок интегрируемости**

На первом этапе исследования были установлены порядки интегрирования всех рассматриваемых рядов и их логарифмов.

---

<sup>1</sup> <https://www.theice.com>

<sup>2</sup> <http://cbr.ru>

<sup>3</sup> <http://e3.prime-tass.ru/macro>

<sup>4</sup> <http://e3.prime-tass.ru/macro>

<sup>5</sup> <http://e3.prime-tass.ru/macro>

<sup>6</sup> <http://cbr.ru>

Кроме широко распространенного теста Дики-Фуллера, мы использовали и такие тесты, как тест Филиппса-Перрона (PP) и тест Квятковского-Филиппса-Шмидта-Шина (KPSS). Тестовое уравнение Филиппса-Перрона выглядит следующим образом:

$$\Delta y_t = \alpha y_{t-1} + \delta x_t^* + u_t.$$

В этом уравнении  $y_t$  — исследуемый ряд. Нулевой гипотезой является  $\alpha=0$ , что означает наличие единичного корня в ряде и его нестационарность. Альтернативная гипотеза  $\alpha < 0$ , стационарный ряд. Сама статистика имеет вид:

$$\tilde{t}_a = t_a \left( \frac{\hat{\alpha}}{\alpha_0} \right)^{1/2} - \frac{T(f_0 - \hat{\alpha})(s.e.(\hat{\alpha}))}{2f_0^{1/2}s}.$$

PP-тест устойчив к автокорреляции остатков  $n$ -го порядка за счет не параметрической корректировки его  $t$ -статистики.

Тестовое уравнение в KPSS-тесте выглядит следующим образом:

$$\Delta y_t = \delta x_t^* + u_t.$$

KPSS-тест является прямым тестом на стационарность, т. е. нулевой гипотезой является стационарность ряда. Альтернативная гипотеза — наличие единичного корня в ряде и его нестационарность. При этом LM — статистика имеет вид:

$$LM = \sum_t \frac{S(t)^2}{T^2 f_0}, \text{ где } S(t) = \sum_{i=1}^t \hat{u}_i.$$

В тестовые уравнения включалась константа, за редким исключением так же добавлялся тренд, например для ряда процентной ставки. В качестве примера в таблицах 1 и 2 представлены  $t$ -статистики для PP-теста и LM-статистики для KPSS-теста. Значимость соответствующих статистик на 1, 5 и 10 процентном уровне отмечена тремя, двумя и одной звездочками соответственно. Таблица 1 показывает результаты проверки прологарифмированных рядов, таблица 2 — их первых разностей.

По совместным результатам тестов в модель включили прологарифмированные ряды, при этом из анализа пришлось исключить индекс промышленного производства, так как выяснилось, что он стационарен.

Таблица 1. Результаты PP, KPSS тестов для самих рядов

Переменная	PP	KPSS
<i>rgdp</i>	-2.434	1.277***
<i>brent</i>	-1.202	1.212***
<i>cpi</i>	-2.914**	1.312***
<i>ipi</i>	-4.479***	0.217
<i>ir</i>	-3.813**	0.265***

Таблица 2. Результаты PP, KPSS тестов для рядов в первых разностях

Переменная	PP	KPSS
<i>rgdp</i>	-18.778***	0.252
<i>brent</i>	-8.784***	0.037
<i>cpi</i>	-5.777***	0.555*
<i>ir</i>	-14.290***	0.105

### Коинтеграционный анализ

На втором этапе был сформирован вектор переменных

$$y_t = (\ln Rgdp_t, \ln Brent_t, \ln CPI_t, \ln IR_t)^T$$

и оценена модель векторной авторегрессии порядка (VAR(p)) Sims (1980)

$$y_t = A_0 + A_1 y_{t-1} + A_2 y_{t-2} + \dots + A_p y_{t-p} + \varepsilon_t, \quad (1)$$

где  $Y_t$  -  $(4 \cdot 1)$  вектор из 4 переменных, включенных в VAR,  $A_0$  -  $(4 \cdot 1)$  вектор случайных членов,  $A_j, j = 1, \dots, p$  -  $(4 \cdot 4)$  матрицы коэффициентов,  $\varepsilon_t$  -  $(4 \cdot 1)$  вектор ошибок. Предполагается, что ошибки имеют нулевое среднее и некоррелированы:

$$E \varepsilon_t = 0, E \varepsilon_t \varepsilon_{t-s}^T = 0, E \varepsilon_t \varepsilon_t^T = S.$$

Пользуясь тем, что в работе J. Paulsen (1984) показано, что обычные тесты для выбора порядка стационарной VAR применимы и для коинтегрированных  $I(1)$  рядов, на основании информационных критериев Шварца и Ханнана-Куина (см. Таблицу 3) мы выбрали максимальный лаг  $p=2$ . Эти критерии состоятельны при весьма общих условиях, если истинный процесс, порождающий данные, есть VAR конечного порядка и  $p_{\max}$  больше, чем истинный порядок.

Таблица 3. Результаты теста на понижение порядка VAR

Lag	LogL	LR	AIC	SC	HQ
0	-24.422	NA	0.517	0.615	0.557
1	606.330	1204.163	-10.661	-10.170	-10.461
2	644.966	70.950	-11.072	<b>-10.188*</b>	<b>-10.714*</b>
3	664.112	33.766	-11.129	-9.853	-10.612
4	671.147	11.895	-10.966	-9.297	-10.289
5	676.998	9.468	-10.782	-8.720	-9.945
6	706.903	46.217	-11.035	-8.580	-10.039
7	718.521	17.110	-10.955	-8.107	-9.800
8	739.196	28.946	-11.040	-7.799	-9.726
9	752.071	17.088	-10.983	-7.350	-9.509
10	759.426	9.227	-10.826	-6.800	-9.193
11	783.305	28.221	-10.969	-6.550	-9.177
12	816.558	<b>36.881*</b>	<b>-11.283*</b>	-6.471	-9.331

Согласно теореме Грейнджера о представлении модель (1) может быть записана в виде векторной модели коррекции ошибок VECM

$$Dy_t = P y_{t-1} + G_1 Dy_{t-1} + G_2 Dy_{t-2} + \dots + G_p Dy_{t-p+1} + e_t, \quad (2)$$

где  $P = -I_k + \sum_{i=1}^p A_i$ ,  $G_j = \sum_{i=j+1}^p A_i$ .

Наличие коинтеграции означает, что матрица  $P$  является матрицей неполного ранга, то есть в рассматриваемом случае ее ранг  $r$  больше 0 и меньше четырех. Разложение  $P = ab^T$ , где  $a$  и  $b - (k \cdot r)$  матрицы полного ранга, дает стационарную линейную комбинацию  $b^T y_t$ , представляющую собой  $r$  коинтеграционных соотношений. Элементы матрицы  $a$  (иногда называемые элементами загрузочной матрицы) показывают, сколь быстро элементы  $Dy_t$  подвергаются корректировке при отклонении от долгосрочных соотношений. Ненулевые коэффициенты матриц  $G_j$  описывают краткосрочную динамику. Таким образом, VECM связывает долгосрочные соотношения с краткосрочной динамикой корректирующего механизма.

Тест Йохансена (Johansen, 1988) использует тот факт, что ранг квадратной матрицы равен количеству ненулевых собственных чисел  $I_1 > I_2 > \dots > I_k$ .



Статистика  $\mathcal{L}_{\max}(r|r+1) = -T \ln(1 - \hat{\mathcal{I}}_{r+1})$  позволяет тестировать нулевую гипотезу  $r \in r_0$  против альтернативы  $r = r_0 + 1$ , поэтому для нахождения коинтеграционного ранга выполняется последовательность тестов. Результаты содержатся в таблице 4.

Таблица 4. Результаты теста Йохансена

Rank	Eigenvalue	Max test	p-value
0	0.287	40.173	0.001
1	0.162	20.965	0.053
2	0.105	13.234	0.072
3	0.028	3.406	0.065

Отметим, что для проведения теста Йохансена был выбран третий вариант, предусматривающий наличие в коинтеграционном пространстве константы, но не тренда, а в данных — линейный, но не квадратичный тренд.

На 5%-ном уровне значимости  $\lambda_{\max}$ -тест показывает, что есть одно коинтеграционное соотношение, связывающее ВВП и нефтяные цены.

Следующим шагом является оценивание векторной модели коррекции ошибок VECM(2). Долгосрочное соотношение имеет вид

$$\ln RGDP = 0.96 \ln BRENT - 0.78 \ln CPI + 0.06 \ln IR - 3.8.$$

Знаки коэффициентов соответствуют априорным предположениям. Тест на отсутствие автокорреляции в остатках подтвердил адекватность модели (см. Таблицу 5).

Таким образом, в долгосрочном периоде увеличение нефтяных цен на 1% приводит к увеличению реального ВВП практически на такую же величину.

Построенные модели коррекции ошибок говорят о том, что коррекции подвергаются только  $\ln RGDP$  и  $\ln BRENT$ . Скорость коррекции ВВП довольно большая и составляет 17%.

Анализ обобщенных функций реакции на отклик (GIRF) показывает, что накопленный за год отклик на шок в нефтяных ценах в одно стандартное отклонение оценивается в 0.41% (см. Таблицу 6).

Таблица 5. Результаты теста на отсутствие корреляции

Lag	LM-Stat	p-value
1	15.371	0.498
2	11.270	0.793
3	16.265	0.435
4	13.368	0.646

Таблица 6. Обобщенные функции реакции на отклик

Period	LRGDP	LBRENT	LCPI	LIR
1	0.087	-0.011	-0.054	0.011
2	0.138	0.011	-0.117	0.039
3	0.188	0.043	-0.159	0.057
4	0.245	0.086	-0.198	0.070
5	0.288	0.131	-0.230	0.088
6	0.329	0.172	-0.251	0.103
7	0.369	0.212	-0.272	0.118
8	0.404	0.251	-0.290	0.135
9	0.439	0.290	-0.306	0.151
10	0.472	0.330	-0.323	0.167
11	0.504	0.372	-0.338	0.183
12	0.535	0.415	-0.352	0.199

### Заключение

Мы обнаружили положительное влияние нефтяных цен на российские макроэкономические показатели. В долгосрочном периоде увеличение нефтяных цен на 1% приводит к увеличению реального ВВП практически на такую же величину. При этом коррекции подвергаются только ВВП и сами нефтяные цены. Скорость коррекции ВВП составляет 17%. А накопленный за год отклик на шок в нефтяных ценах в одно стандартное отклонение оценивается в 0.41%.

### Литература

- ABEYSINGHE, T. (2001): “Estimation of Direct and Indirect Impact of Oil Price on Growth”, *Economic Letters*, 73, 147–153.
- BJØRNLAND, H. C. (2000): “The Dynamic Effects of Aggregate Demand, Supply and Oil Price Shocks — A Comparative Study”, *The Manchester School*, 68, 578–607.
- BURBIDGE, J., HARRISON, A. (1984): “Testing for the Effects of Oil-Price Rises Using Vector Autoregressions”, *International Economic Review*, 25, 459–484.

CHUKU, C., EFFIONG, E. AND SAM, N. (2010): "Oil price distortions and their short- and long-run impacts on the Nigerian economy", *Unpublished*. <http://mpr.ub.uni-muenchen.de/24434/>

COLOGNI, A., MANERA, M. (2008): "Oil prices, inflation and interest rates in a structural cointegrated VAR model for the G-7 countries" *Energy economics, Elsevier, vol. 30*(3), 856–888.

CUNADO, J., PEREZ DE GRACIA, F. (2003): "Do Oil Price Shocks Matter? Evidence for some European Countries" *Energy Economics, 25*, 137–154.

DICKEY, D. A., FULLER, W. A. (1981): "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Econometrica, 49*, 1057–1072.

ENGLE, R. F., GRANGER, C. W. J. (1987): "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing", *Econometrica, 55*, 251–276.

FERDERER, J. P. (1996): "Oil Price Volatility and the Macroeconomy: A Solution to the Asymmetry Puzzle", *Journal of Macroeconomics, 18*, 1–26.

HAMILTON, J. D. (1983): "Oil and the Macroeconomy Since World War II", *Journal of Political Economy, 91*, 228–248.

HENDRY, D.F., JUSELIUS, K. (1999): "Explaining Cointegration Analysis: Part II" *Energy Journal, 22*, 75–120.

JIMENEZ-RODRIGUEZ, R., SANCHEZ, M. (2005): "Oil Price Shocks and Real GDP Growth: Empirical Evidence for some OECD Countries", *Applied Economics, 37*, 201–228.

JIN, G. (2008): "The Impact of Oil Price Shock and Exchange Rate Volatility on Economic Growth: A Comparative Analysis for Russia Japan and China", *Research Journal of International Studies, Issue, 8*, 98–111.

JOHANSEN, S. (1988): "Statistical Analysis of Cointegrating Vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control, 12*, 231–254.

JOHANSEN, S., JUSELIUS, K. (1992): "Testing Structural Hypotheses in a Multivariate Cointegration Analysis of the PPP and the UIP for UK", *Journal of Econometrics, 53*, 211–244.

KWIATKOWSKI, D., PHILLIPS, P. C. B., SCHMIDT, P. AND SHIN, Y. (1992): "Testing the Null Hypothesis of Stationarity against the Alternative of a Unit Root", *Journal of Econometrics, 54*, 159–178.

MORK, K. A. (1989): "Oil and the Macroeconomy When Prices Go Up and Down: An Extension of Hamilton's Results", *Journal of Political Economy, 97*, 740–744.

PAULSEN, J. (1984): "Order determination of multivariate autoregressive time series with unit root", *Journal of Time Series Analysis, 5*, 115–127.

PERRON, P. (1988): "Trends and random walks in macroeconomic time series", *Journal of Economic Dynamics and Control, 12*, 297–332.

RAUTAVA, J. (2002): "The Role of Oil Prices and the Real Exchange Rate on Russia's Economy", *BOFIT Discussion Papers*, [http://ideas.repec.org/p/hhs/bofitp/2002\\_003.html](http://ideas.repec.org/p/hhs/bofitp/2002_003.html)

SIMS, C. A. (1980): "Macroeconomics and Reality", *Econometrica, 48*, 1–48.

WEIQI, T., LIBO W. AND ZHANG, Z. X. (2009): "Oil Price Shocks and Their Short- and Long- Term Effects on the Chinese Economy", *East-West CenteWorking Papers, Economics Series, 102*.

Подкорытова О.А., Чигвинцева Т.А.  
О влиянии нефтяных цен на российские  
макроэкономические показатели

Серия препринтов; факультет экономики, Ес-04/10

В авторской редакции

Подписано в печать 16.10.10  
Формат 60x88 1/16. Тираж 50 экз.

Издательство Европейского университета в Санкт-Петербурге  
191187, Санкт-Петербург, ул. Гагаринская, 3  
books@eu.spb.ru