

## ОЦІНКА ВОЛАТИЛЬНОСТІ СВІТОВИХ ІНДЕКСІВ ЦІН НА СИРОВИННІ РЕСУРСИ

### EVALUATION OF VOLATILITY OF WORLD COMMODITY PRICES INDEXES

*У статті здійснено оцінку волатильності цінних індексів на сировину за допомогою моделі GARCH. Виявлено підвищену волатильність світової ціни на сировину, яка визначає нестабільність загального індексу цін на сировинні товари. Проведено кореляційний аналіз зв'язку між окремими основними товарними сегментами світового ринку сировини. Встановлено, що із загальним індексом світових цін на сировинні товари найбільше корелюють ціни на метал і сировину, тоді як найменше – ціни на напівпродукти.*

**Ключові слова:** волатильність, індекс цін на сировину, кореляція цінних індексів, сировина, метали.

*основними товарними сегментами мирового рынка сырья. Выявлено, что с общим индексом мировых цен на сырьевые товары более всего коррелируют цены на металлы и сырую нефть, тогда как наименее – цены на напівпродукты.*

**Ключевые слова:** волатильность, индекс цен на сырьё, корреляция ценовых индексов, сырая нефть, металлы.

*The article assesses the volatility of commodity prices indexes using the GARCH model. The increased volatility of the world price for crude oil, which determines the instability of the general commodity prices index, is revealed. A correlation analysis of the connection between the individual main commodity segments of the world market of raw materials was conducted. It is established that with the general commodity prices index, the prices of metal and crude oil are most correlated, while the least correlated are the prices of beverages.*

**Key words:** volatility, commodity prices index, correlation of price indices, crude oil, metals.

УДК 339.9

**Ніконенко У.М.**

к.е.н., доцент,  
доцент кафедри фінансово-економічної безпеки, обліку і оподаткування  
Українська академія друкарства

*В статье осуществлена оценка волатильности ценовых индексов на сырьё с помощью модели GARCH. Выявлена повышенная волатильность мировой цены на сырую нефть, которая определяет нестабильность общего индекса цен на сырьевые товары. Проведен корреляционный анализ связи между отдельными*

**Постановка проблеми.** Після глобальної фінансової кризи 2008–2009 рр. коливання цін на основні види сировини на міжнародних ринках продемонстрували надзвичайно високу волатильність. Зміни світових цін на сировинні товари за останні два десятиріччя були безпрецедентними. Якщо раніше традиційно вважалося, що динаміка цін на сировину залежала від фундаментальних факторів (попиту і пропозиції на світових сировинних ринках), то починаючи з 2000-х років активізація процесу «фінансизації» сировинних ринків – зростаючої присутності фінансових інвесторів у торговельних операціях із сировинними товарами – привела до того, що ціни на сировину почали більше корелювати з цінами фінансових активів, ніж між собою. Така ситуація посилила невизначеність і волатильність цін на усіх товарних сегментах світового ринку сировини, що і робить обрану тематику дослідження актуальною.

#### **Аналіз останніх досліджень і публікацій.**

Цінова волатильність сировинних ринків завжди знаходилася у фокусі уваги багатьох учених-науковців. Так, В. Чарнавокі і Х. Доладо [1] пояснюють нестабільність світових цін на сировину переважно дією глобальних шоків з боку сукупного попиту (*англ.* global demand shock) та глобальних шоків на сировинних ринках (*англ.* global commodity-specific shocks), тоді як шоки з боку сукупної пропозиції на несировинних ринках (*англ.* global non-commodity supply shock) мають порівняно підпорядковане значення. З-поміж інших результатів отримано, що: а) сальдо експорту-імпорту країн-експортерів сировини переважно позитивно

корелює з поліпшенням умов торгівлі, б) реальний обмінний курс залежить від цін на сировину, в) поліпшення умов торгівлі супроводжується збільшенням приватного споживання, інвестицій та урядових видатків, г) явище «голандської хвороби» позначається втратою цінової конкурентоспроможності та зменшенням обсягів виробництва в несировинному експортному секторі.

Е. Мендоса [2] і М. Коус [3] дійшли висновку, що зміни умов торгівлі – найбільш вагомий чинник нестабільності доходу в країнах, що розвиваються, що, зі свого боку, погіршує динаміку економічного зростання. Подібні висновки щодо негативних наслідків нестабільності світових цін на сировину отримано для країн-експортерів моносировини [4]. У ще одному дослідженні наслідками цінової нестабільності названо: а) зменшення інвестицій у сільському господарстві, б) зниження зацікавленості отриманням освіти, в) погіршення розподілу ресурсів між секторами зовнішньої і внутрішньої торгівлі, г) підсилення симптомів «голандської хвороби», д) нестабільність надходжень до бюджету, е) хронічну інфляцію, є) політичний неспокій [5]. Використовуючи річні дані за 1970–2007 рр., Т. Кавальканті, К. Мохадес і М. Райсі [6] отримали, що негативний ефект від нестабільності світових цін на сировину переважає отриманий вигравш від сировинного буму; водночас диверсифікація країн – сировинних експортерів є сприятливою для економічного зростання. Відповідно зроблено висновок, що насправді не наявність сировинних ресурсів, а нестабільність їхньої ціни створює феномен

«сировинного прокляття» (негативний вплив цінової нестабільності здійснюється передусім через зменшення інвестицій у фізичний капітал).

Негативний вплив нестабільності цін на сировину на динаміку доходу та інфляцію виявлено для Бразилії, яка належить до найбільших країн зі сировинним експортом [7]. Подібні висновки отримано в дослідженні 17 краї– найбільших експортерів нафти за період 1961–2013 рр.: а) є негативна кореляція між нестабільністю надходжень від експорту нафти і темпом зростання ВВП, б) вищі надходження від експорту істотно стимулюють економічне зростання, в) краї інституції фіскальної політики здатні компенсувати (принаймні частково) негативні наслідки нестабільності цін на нафту [8].

**Постановка завдання.** Метою статті є емпіричне оцінювання волатильності світових цінових індексів на сировину.

**Виклад основного матеріалу дослідження.** Волатильність цінових індексів на сировину отримано за допомогою моделі GARCH (1,2):

$$\Delta \ln PCOM_t = \eta + AR(1) + MA(1) + \gamma CRISIS_t + \xi_t, \quad \xi_t / \Omega_{t-1} \approx N(0, \sigma_t),$$

$$\sigma_t = \omega + \alpha \xi_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1} + \beta_2 \sigma_{t-2}, \quad \omega > 0, \quad \alpha \geq 0, \quad \beta_1, \beta_2 \geq 0,$$

де  $\Delta$  – оператор перших різниць,  $\eta$  – середнє значення залежної змінної, що визначається інформаційним ретроспективним набором ( $\Omega_{t-1}$ ), AR(1) і MA(1) – авторегресивна і ковзна середня компоненти індексу цін на сировину, відповідно  $CRISIS_t$  – фіктивна змінна, що враховує вплив кризових явищ (1 – 1980Q1:1983Q3, 1990Q1:1991Q4, 1997Q3:1998Q3, 2004Q4:2010Q1, 0 – для решти кварталів),  $\sigma_t$  – умовна дисперсія,  $\xi_t$  – стохастичний чинник.

Умовна дисперсія  $\sigma_t$  залежить від квадрату залишків з рівняння попиту на сировину і має

авторегресивний характер. Зі свого боку, попит на кожен із декількох сировинних індексів описується процесом ARMA(1,1), тобто поточне значення цін залежить від лагового значення двох компонентів – авторегресивного і ковзної середньої.

У табл. 1 наведено оцінки моделей GARCH для декількох цінових індексів на сировину. У майже всіх ситуаціях виявлено вагомість процесу GARCH, адже коефіцієнт  $\alpha$  статистично значущий на рівні не нижче 10%. Найвищу залежність умовної дисперсії від залишків рівняння ARMA виявлено для загального індексу цін на сировину ( $PCOM_t$ ) та цін на сиру нафту ( $POIL_t$ ). Для решти цінових індексів значення  $\alpha$  набагато нижче. Авторегресивний характер умовної дисперсії найбільш помітний для промислової сировини ( $PIND_t$ ) і напоїв ( $PBEV_t$ ). Досить високі коефіцієнти  $\beta_1$  у межах 0,6–0,7 отримано для непаливної сировини ( $PNFUEL_t$ ), продовольчих товарів ( $PNFOOD_t$ ), аграрної сировини ( $PRAW_t$ ) і металів ( $PMETAL_t$ ). Авторегресивного зв'язку немає для цін на сиру нафту, а також для загального індексу цін на сировину. Авторегресивна корекція умовної дисперсії з лагом у два квартали простежується лише для цін на напої і промислову сировину.

Кризові явища 1981–1982, 1990–1991, 1997–1998 і 2008–2009 рр. позначилися зниженням цін на непаливну сировину, продовольчі товари, аграрну і промислову сировину. Водночас цього не виявлено для решти цінових індексів, включно з цінами сирової нафти і металів, що з легкістю пояснює відсутність залежності від кризових явищ для загального індексу цін на сировинні товари.

Як показує додатний авторегресивний коефіцієнт AR(1), висока інерційність притаманна загальному індексу цін на сировинні товари, але цього не помітно для більшості дизагредованих цінових

Таблиця 1

Оцінки моделей GARCH для основних сировинних індексів

	h	AR(1)	MA(1)	w	a	$\beta_1$	$\beta_2$	g
$PCOM_t$	0,006 (0,64)	0,469 (2,12**)	-0,183 (-0,70)	0,003 (2,37**)	0,805 (3,19***)	0,017 (0,84)	—	—
$PNFUEL_t$	0,002 (0,28)	0,319 (2,48**)	—	0,001 (1,26)	0,198 (2,52**)	0,731 (6,67***)	—	—
$PFOOD_t$	0,005 (0,89)	-0,842 (-13,82***)	0,981 (8,69**)	0,001 (0,96)	0,208 (1,70**)	0,688 (3,36***)	—	-0,034 (-2,07**)
$PBEV_t$	0,004 (0,51)	0,757 (3,58**)	-0,737 (-3,24***)	0,003 (4,50***)	0,143 (1,89)	1,196 (9,33***)	-0,633 (-5,39***)	—
$PRAW_t$	0,006 (1,01)	0,544 (0,55)	-0,534 (-0,52)	0,001 (0,78)	0,073 (0,64)	0,669 (1,60)	—	-0,031 (-2,05**)
$PIND_t$	0,008 (1,44)	-0,370 (-1,07)	0,490 (1,54)	0,001 (1,16)	0,161 (1,62)	1,223 (2,87***)	-0,425 (-1,35)	-0,039 (-2,22***)
$PMETAL_t$	0,009 (1,15)	-0,690 (-2,73***)	0,752 (3,21***)	0,001 (1,48)	0,234 (2,48**)	0,722 (6,93***)	—	—
$PBRENT_t$	0,024 (1,72)	-0,304 (-1,12)	0,526 (2,27**)	0,017 (6,18***)	0,716 (3,94***)	-0,038 (-0,31)	—	—

Примітка: в дужках подано z-статистику; \*, \*\*, \*\*\* означає статистичну значущість на рівні 10, 5 і 1% відповідно.

індексів. Наприклад, авторегресивної залежності не виявлено для цін на сиру нафту, а для цін на метали і продовольчі товари коефіцієнт AR(1) виявився від'ємним. Корекція відхилень від рівноважного значення за допомогою коефіцієнта ковзної середньої MA(1) простежується на статистично значущому рівні лише для напоїв; натомість статистично значущі додатні коефіцієнти MA(1) для продовольчих товарів і металів означають брак такого коригування. У решті випадків коефіцієнтам бракує статистичної значущості.

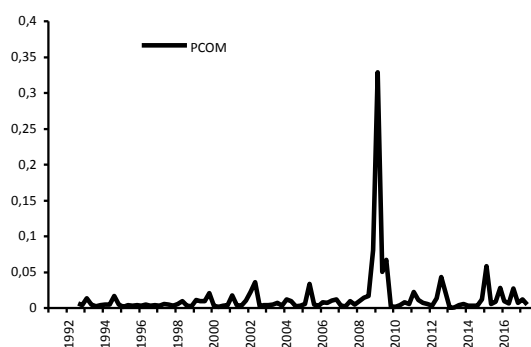
Отримані коефіцієнти умовної дисперсії для кожного з цінових індексів наведено на рис. 1. Виразно помітно підвищену волатильність світової ціни на сиру нафту (рис. 1в), яка, зі свого боку, визначає нестабільність загального індексу цін на сировинні товари (рис. 1а).

Волатильність світових цін на сировину дещо зросла з початку 2000-х років порівняно з періодом 1990-х років, а максимального значення досягла в 2008–2009 рр. – під час світової фінансової кризи. У наступні два роки ціни на сировину стабілізувалися, але чергова локальна нестабіль-

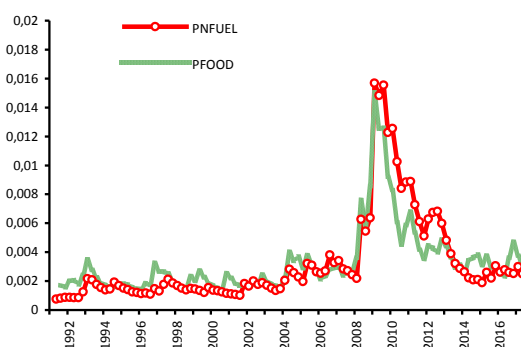
ність виникла у 2012 р. Потім ціни на сировину дещо стабілізувалися, але з кінця 2014 р. знову виникає підвищена нестабільність сировинних цін. Зазначена нестабільність ще більшою мірою стосується цін на сиру нафту. Загалом остання в часі нестабільність нафтового ринку нагадує події 1998–2002 рр. Волатильність інших цінових індексів на порядок нижча, а періоди нестабільності не обов'язково збігаються.

Продовольчі товари і непаливна сировина виявляють вищу волатильність приблизно з 2004 р., потім виникає «пік» нестабільності в 2008–2009 рр., а згодом так само в унісон волатильність обох цінових індексів спадає. Світові ціни на метали і промислову сировину аналогічно волатильні в 2008–2009 рр., що загалом повторює ситуацію наприкінці 1980-х – на початку 1990-х років.

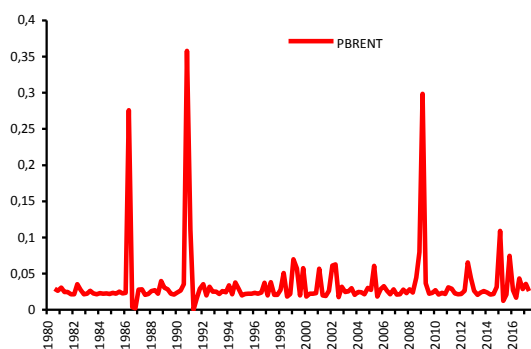
Досить несподівано найменшою волатильністю відрізняються ціни на аграрну сировину, тоді як набагато вища волатильність характеризує ціни на напої. Примітно, що обидва цінові індекси –  $PRAW_t$  і  $PBEV_t$  – не виявляють підвищеної неста-



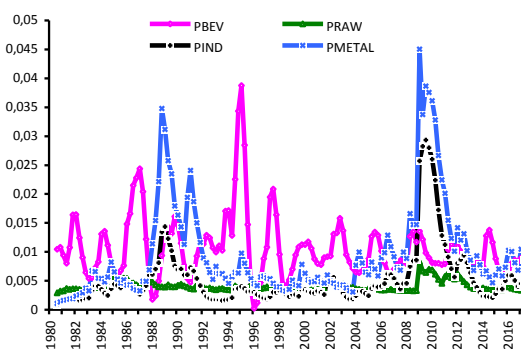
а) волатильність загального індексу цін на сировину;



б) волатильність індексу цін на непаливні сировинні товари та продовольчі товари;



в) волатильність індексу цін на сиру нафту;



г) волатильність індексу цін на напої, промислову, аграрну сировину, метали;

Рис. 1. Волатильність світових цін на основні сировинні ресурси (індекс, 2010=100)

Джерело: МВФ [9]

Таблиця 2

## Кореляція волатильності цінних індексів із показниками доходу в світовій економіці та ставкою LIBOR

	PCOMVAR	PNFUELVAR	PFOODVAR	PBEVVAR	PINDVAR	PRAWVAR	METALVAR	OILVAR	LIBOR	YUSAC	INDUSAC	USD
PCOMVAR	1											
PNFUELVAR	0.50	1										
PFOODVAR	0.63	0.92	1									
PBEVVAR	0.04	-0.06	-0.04	1								
PINDVAR	0.45	0.95	0.86	-0.04	1							
PRAWVAR	0.47	0.81	0.68	0.00	0.82	1						
METALVAR	0.52	0.95	0.89	-0.02	0.96	0.78	1					
OILVAR	0.93	0.33	0.46	0.03	0.29	0.36	0.35	1				
LIBOR	-0.14	-0.47	-0.43	0.24	-0.37	-0.43	-0.37	-0.09	1			
YUSAC	-0.29	-0.43	-0.41	-0.04	-0.46	0.61	-0.40	-0.19	0.43	1		
INDUSAC	-0.35	-0.51	-0.50	-0.01	-0.57	-0.65	-0.52	-0.24	0.38	0.88	1	
USD	-0.05	0.24	0.19	0.23	0.14	0.12	0.24	-0.12	-0.02	-0.04	0.02	1

більності в 2008–2009 рр., як це притаманно іншим сировинним індексам. Обмінний курс долара не виявляє помітної кореляції з жодним із показників волатильності цінових індексів на сировину.

Коефіцієнти кореляції (табл. 2) підтверджують істотний прямий зв'язок між волатильністю цін на сиру нафту і загальним індексом цін на сировинні товари (0,93). Також більш-менш високий коефіцієнт кореляції отримано для цін на метали (0,52). Високою кореляцією відрізняються пари «непаливна сировина – продовольчі товари» (0,92), «непаливна сировина – промислова сировина» (0,95), «непаливна сировина – метали» (0,95). Натомість оберненою кореляцією характеризуються пари «напої-непаливна сировина» (–0,06) і «напої-продовольчі товари» (–0,04).

Підвищення ставки LIBOR, ймовірно, обмежуватиме волатильність цін на непаливну сировину (–0,47), продовольчі товари і аграрну сировину (–0,43); протилежне очікується для цін на напої (0,24). Економічний бум в США корелює лише з волатильністю цін на аграрну сировину (0,61).

**Висновки з проведеного дослідження.** Проведений емпіричний аналіз зв'язку між волатильністю цін на світовому ринку сировинних товарів дає змогу стверджувати, що зв'язок є лише між окремими основними товарними сегментами світового ринку сировини. Така динаміка загального індексу світових цін на сировину відбиває головним чином реакцію на ринках сирої нафти і металів. Слід зазначити, що найменшою волатильністю відрізняються ціни на аграрну сировину, тоді як дещо вища волатильність характеризує ціни на напої. Водночас обидва цінові індекси не виявляють підвищеної нестабільності з початку 2000-х років, як це притаманно іншим сировинним індексам. Інтуїтивно зрозумілою є обернена кореляція між цінами на сировину і ставкою LIBOR, адже подорожчання кредитних ресурсів – це чинник зменшення сукупного попиту на світових ринках. Обмінний курс долара не виявляє помітної кореляції з жодним із показників волатильності цінових індексів на сировину.

#### БІБЛІОГРАФІЧНИЙ СПИСОК:

1. Charnavoki V., Dolado J. The effects of global shocks on small commodity-exporting economies: Lessons from Canada // *American Economic Journal: Macroeconomics*. 2014. Vol. 6. No. 2. P. 207–237.
2. Mendoza E. The terms of trade, the real exchange rate, and economic fluctuations // *International Economic Review*. 1995. Vol. 36. Issue 1. P. 101–137.
3. Kose M. Explaining business cycles in small open economies: how much do world prices mat-

ter? // *Journal of International Economy*. 2002. Vol. 56. Issue 2. P. 299–327.

4. Bodart V., Candelon B., Carpentier J.-F. Real exchanges rates in commodity producing countries: A reappraisal // *Journal of International Money and Finance*. 2012. Vol. 31. P. 1482–1502.

5. Guillaumont P., Guillaumont Jeanneney S. Dampening Price Shocks // *Natural Resources and Violent Conflict* / I. Bannon and P. Collier (eds.). Washington: World Bank. 2003. P. 353–367.

6. Cavalcanti, de V., Mohaddes K., Raissi M. Commodity Price Volatility and the Sources of Growth // *WP/12/12*. 2012. 43 p.

7. Moreira R. Commodities prices volatility, expected inflation and GDP levels: an application for a net-exporting economy // *Procedia Economics and Finance*. 2014. Vol. 14. P. 435–444.

8. El-Anshasy A., Mohaddes K., Nugent J.B. Oil, Volatility and Institutions: Cross-Country Evidence from Major Oil Producers // *FRB of Dallas Working Paper*. Dallas: Federal Reserve Bank of Dallas. – 2017. No. 310. 21 p.

9. IMF International Financial Statistics. URL: <https://www.data.imf.org>.

#### REFERENCES:

1. Charnavoki, V., and Dolado, J. (2014). The effects of global shocks on small commodity-exporting economies: Lessons from Canada // *American Economic Journal: Macroeconomics*. Vol. 6. No. 2, 207–237.
2. Mendoza, E. (1995). The terms of trade, the real exchange rate, and economic fluctuations // *International Economic Review*. Vol. 36. Issue 1, 101–137.
3. Kose, M. (2002). Explaining business cycles in small open economies: how much do world prices matter? // *Journal of International Economy*. Vol. 56. Issue 2, 299–327.
4. Bodart, V., Candelon, B., and Carpentier, J.-F. (2012). Real exchanges rates in commodity producing countries: A reappraisal // *Journal of International Money and Finance*. Vol. 31, 1482–1502.
5. Guillaumont, P., and Guillaumont Jeanneney, S. (2003). Dampening Price Shocks // *Natural Resources and Violent Conflict* / I. Bannon and P. Collier (eds.). Washington: World Bank, 353–367.
6. Cavalcanti, de V., Mohaddes, K., and Raissi, M. (2012). Commodity Price Volatility and the Sources of Growth // *WP/12/12*, 43.
7. Moreira, R. (2014). Commodities prices volatility, expected inflation and GDP levels: an application for a net-exporting economy // *Procedia Economics and Finance* Vol. 14, 435–444.
8. El-Anshasy, A., Mohaddes, K., and Nugent, J.B. (2017). Oil, Volatility and Institutions: Cross-Country Evidence from Major Oil Producers // *FRB of Dallas Working Paper* No. 310. Dallas: Federal Reserve Bank of Dallas, 21.
9. IMF. International Financial Statistics. Available at: <https://www.data.imf.org>.

**Nikonenko U.M.**

Candidate of Economic Sciences, Associate Professor,  
Senior Lecturer at Department of Financial  
and Economic Security,  
Accounting and Taxation  
Ukrainian Academy of Printing

### EVALUATION OF VOLATILITY OF WORLD COMMODITY PRICES INDEXES

In this work, an empirical evaluation of volatility of global price indexes for raw materials is carried out using the GARCH model. In almost all cases, the significance of the GARCH process is revealed, since the coefficient  $\alpha$  is statistically significant at the level not lower than 10%. The highest dependence of the conditional dispersion on the residuals of the ARMA equation is established for the general index of raw material prices and crude oil prices. For the rest of the price indices, the value of  $\alpha$  is much lower. The autoregressive nature of the conditional dispersion is most noticeable for industrial raw materials and beverages. Sufficiently high coefficients  $\beta_1$  in the range of 0.6-0.7 were obtained for non-fuel raw materials, food products, agrarian raw materials, and metals.

A positive autoregressive coefficient AR(1) was found, which indicates a high inertia of the general index of commodity prices, although this is not noticeable for most disaggregated price indices. In particular, autoregressive dependence was not found for crude oil prices, and for the prices of metals and food products, the coefficient AR(1) turned out to be negative. Correction of deviations from equilibrium value by means of the coefficient of moving average MA(1) can be traced at a statistically significant level only for drinks; instead, statistically significant positive coefficients of MA(1) for foodstuffs and metals indicate a lack of such a correction. In other cases, the coefficients lack statistical significance.

On the basis of the obtained coefficients of the conditional dispersion for each of the price indexes, a higher volatility of the world price for crude oil is observed, which, on its part, determines the instability of the general index of commodity prices.

Correlation coefficients confirm a significant direct correlation between the volatility of prices for crude oil and the general index of prices for commodity goods (0.93). Also, a relatively high correlation coefficient is obtained for metal prices (0.52). Pairs of "non-fuel raw materials – food products" (0.92), "non-fuel raw materials – industrial raw materials" (0.95), "non-fuel raw materials – metals" (0.95) are distinguished by high correlation. Instead, pairs of "drinks – non-fuel raw materials" (-0.06) and "drinks – food products" (-0.04) are characterized by inverse correlation.

An inverse correlation between the prices for raw materials and the LIBOR rate is obtained. There was no detectable correlation between the dollar exchange rate and none of the indexes of the volatility of price indices for raw materials.