

УДК 339.9

Ніконенко У.М.

кандидат економічних наук, доцент,
доцент кафедри фінансово-економічної безпеки, обліку й оподаткування
Української академії друкарства

ВПЛИВ ВОЛАТИЛЬНОСТІ СВІТОВИХ ІНДЕКСІВ ЦІН НА СИРОВИНУ НА ОСНОВНІ ЦЕНТРИ СВІТОВОЇ ЕКОНОМІКИ

THE INFLUENCE OF VOLATILITY OF WORLD COMMODITY PRICES INDEXES ON THE MAIN CENTERS OF THE WORLD ECONOMY

АНОТАЦІЯ

У статті досліджено вплив волатильності світових індексів цін сировинних ресурсів на економічні процеси у країнах, які можна вважати основними центрами світової економіки. Також за допомогою моделей GARCH (1, 2) здійснено оцінку волатильності агрегованих та дизагрегованих сировинних індексів цін на метали та аграрну сировину. Виявлено, що світові ціни на метали відрізняються двома періодами підвищеної нестабільності (у другій половині 1980-х років та у 2008–2010 рр.). Зазначено, що найбільш волатильними виглядають ціни на мідь, нікель, свинець і цинк. З-поміж аграрної сировини, найбільш нестабільними є ціни на цукор і рис. Останнім часом зросла волатильність світових цін на пшеницю.

Ключові слова: волатильність, індекс цін на сировину, єврозона, США, метали, аграрна сировина.

АННОТАЦИЯ

В статье исследовано влияние волатильности мировых индексов цен сырьевых ресурсов на экономические процессы в странах, которые можно считать основными центрами мировой экономики. Также с помощью моделей GARCH (1, 2) осуществлена оценка волатильности агрегированных и дизагрегированных сырьевых индексов цен на металлы и аграрное сырье. Выведено, что мировые цены на металлы отличаются двумя периодами повышенной нестабильности (во второй половине 1980-х годов и в 2008–2010 гг.). Отмечено, что наиболее волатильными выглядят цены на медь, никель, свинец и цинк. Среди аграрного сырья, наиболее нестабильные цены на сахар и рис. В последнее время возросла волатильность мировых цен на пшеницу.

Ключевые слова: волатильность, индекс цен на сырье, еврозона, США, металлы, аграрное сырье.

ANNOTATION

The article analyzed of volatility of world commodity price indexes on economic processes in countries that can be considered the main centers of the world economy. Also, using GARCH models (1, 2), the volatility of aggregate and disaggregated commodity prices indexes for metals and agricultural raw materials was evaluated. It was found that world prices for metals differ in two periods of increased instability – in the second half of the 1980s and in 2008–2010. It's noted that prices for copper, nickel, lead and zinc are the most volatile ones. Among the agrarian raw materials, the most volatile are prices for sugar and rice. Recently, the volatility of world prices for wheat has increased.

Keywords: volatility, commodity prices index, euro zone, USA, metals, agricultural raw materials.

Постановка проблеми. Сьогодні цінова волатильність є основною характерною рисою сировинних ринків. Основним чинником волатильності світових індексів цін на сировинні товари, починаючи з 2000-х років, є збільшення присутності у торгівлі товарних ф'ючерсів фінансових інвесторів, котрі розглядають сировинні товари класом активів. При цьому учасники

ринку не торгують на основі фундаментальних взаємозв'язків між попитом і пропозицією, а утримують великі термінові позиції на товарних ринках, що спричиняє розгляд їх поведінки одним із вагомих чинників цінових коливань на основних сегментах світового ринку сировинних ресурсів, що робить обрану тематику дослідження актуальною.

Аналіз останніх досліджень і публікацій. Оскільки однією з особливостей світового ринку сировинних товарів є нестабільність цін, це не може не впливати на реальний сектор, причому в економіці із сировинною орієнтацією зміни зачіпають не лише експортний сектор, але й економіку загалом. Як показав М. Коус [1] за допомогою моделі DSGE, у малих відкритих економіках країн, що розвиваються, цінові шоки на світових ринках визначають цикл ділової активності. Раніше Е. Мендоса [2, с. 119–124] запропонував схожу модель DSGE, що передбачала можливості виробництва інвестиційних товарів у секторі товарів внутрішньої торгівлі та повне заміщення між експортом та імпортом у виробничому секторі. Калібрування моделі показало, що умови торгівлі визначають до 50% циклічних змін доходу країн, що розвиваються.

Т. Дрехсель і С. Тенрейро [3] за допомогою моделі реального ділового циклу з двома секторами (сировинним і несировинним) продемонстрували, як саме цінові шоки зумовлюють циклічну нестабільність. Оскільки цінові шоки визначають і конкурентоспроможність економіки, і умови зовнішніх запозичень, ціновий бум має промовистий вплив на валовий внутрішній продукт (далі – ВВП), споживання та інвестиції, а торговельний баланс погіршується.

Р. Бемс та І. Карвальйо-Фільйо [4] зауважують, що вища нестабільність доходу в країнах-експортерах сировини схиляє до більших заощаджень. Емпіричні оцінки показують, що таких негативних наслідків сировинного буму, як «голландська хвороба», уникають країни з високими заощадженнями [5–7]. Проте відповідні приклади стосуються переважно країн із високим доходом, Малайзія і Таїланд є практично єдиним винятком з-поміж країн із низьким рівнем доходу.

В іншому дослідженні для африканських країн виявлено, що з початку 2000-х років зростаючі ціни на сировину зумовили значне збільшення обсягів кредитування приватного сектора, а це створило додаткове джерело макроекономічної нестабільності [8]. Гірше те,

що після зниження цін на сировину (початок 2014 р.) багато підприємств-експортерів виявилися нездатними обслуговувати власний зовнішній борг, що лише підсилює нестабільність фінансового ринку. Кореляція між обсягами кредитування та цінами на аграрну сировину

Таблиця 1

Оцінки макроекономічного впливу волатильності світових цін на сировину для промислових країн (єврозони та США)

	α_0	α_1	α_2	β	β	Статистика
Специфікація з незалежною змінною $pcot_t$						
Δyus_t	0,005 (4,61 ^{***})	0,126 (1,22)	0,225 (2,47 [*])	0,014 (2,97 ^{**})	-0,805 (-3,19 ^{***})	$R^2=0,32$ ADF= -9,64 ^{***}
$\Delta indus_t$	0,006 (3,52 ^{***})	0,270 (2,73 ^{***})	-	0,030 (2,57 ^{***})	-0,201 (-3,46 ^{***})	$R^2=0,33$ ADF= -11,34 ^{***}
$\Delta indeuro_t$	0,004 (3,60 ^{***})	0,477 (5,44 ^{***})	-	0,046 (4,62 ^{***})	-0,272 (-5,71 ^{***})	$R^2=0,61$ ADF= -9,81 ^{***}
Специфікація з незалежною змінною $pnfuel_t$						
Δyus_t	0,005 (3,56 ^{***})	0,207 (1,98 ^{**})	0,163 (1,61 [*])	0,018 (2,12 ^{**})	-0,414 (-1,96 [*])	$R^2=0,22$ ADF= -9,91 ^{***}
$\Delta indus_t$	0,004 (2,07 ^{**})	0,411 (4,29 ^{***})	-	0,051 (2,40 ^{**})	-0,534 (-1,19)	$R^2=0,22$ ADF= -3,54 ^{***}
$\Delta indeuro_t$	0,003 (1,58)	0,656 (7,34 ^{***})	-	0,099 (5,23 ^{***})	-0,683 (-1,70 [*])	$R^2=0,51$ ADF= -11,23 ^{***}
Специфікація з незалежною змінною $pfood_t$						
Δyus_t	0,007 (3,91 ^{***})	0,173 (1,59)	0,121 (1,20)	0,005 (0,62)	-0,763 (-2,58 ^{**})	$R^2=0,22$ ADF= -9,58 ^{***}
$\Delta indus_t$	0,007 (2,91 ^{***})	0,335 (3,29 ^{***})	-	0,018 (0,90)	-1,420 (-2,26 ^{**})	$R^2=0,22$ ADF= -4,34 ^{***}
$\Delta indeuro_t$	0,005 (2,08 ^{**})	0,673 (7,03 ^{***})	-	0,064 (3,39 ^{***})	-1,233 (-2,07 ^{**})	$R^2=0,45$ ADF= -10,54 ^{***}
Специфікація з незалежною змінною $praw_t$						
Δyus_t	0,003 (1,62 [*])	0,300 (3,58 ^{***})	0,223 (1,73 [*])	0,015 (1,89 [*])	-0,043 (-0,09)	$R^2=0,20$ ADF= -12,98 ^{***}
$\Delta indus_t$	0,001 (0,23)	0,442 (6,12 ^{***})	-	0,044 (2,71 ^{***})	0,431 (0,45)	$R^2=0,24$ ADF= -4,22 ^{***}
$\Delta indeuro_t$	0,003 (0,88)	0,618 (6,70 ^{***})	-	0,083 (4,54 ^{***})	-0,709 (-0,71)	$R^2=0,45$ ADF= -10,21 ^{***}
Специфікація з незалежною змінною $pind_t$						
Δyus_t	0,004 (4,58 ^{***})	0,289 (3,70 ^{***})	0,117 (1,50)	0,021 (2,97 ^{***})	-0,172 (-1,73 [*])	$R^2=0,21$ ADF= -12,44 ^{***}
$\Delta indus_t$	0,004 (2,60 ^{**})	0,391 (5,44 ^{***})	-	0,053 (3,60 ^{***})	-0,268 (-1,24)	$R^2=0,24$ ADF= -4,19 ^{***}
$\Delta indeuro_t$	0,001 (1,09)	0,629 (7,19 ^{***})	-	0,084 (5,57 ^{***})	-0,206 (-0,98)	$R^2=0,45$ ADF= -11,46 ^{***}
Специфікація з незалежною змінною $pbrent_t$						
Δyus_t	0,005 (5,72 ^{***})	0,274 (3,56 ^{***})	0,139 (1,85 [*])	0,006 (2,32 ^{**})	-0,022 (-2,86 ^{***})	$R^2=0,24$ ADF= -11,95 ^{***}
$\Delta indus_t$	0,006 (4,72 ^{**})	0,361 (5,36 ^{***})	-	0,015 (2,73 ^{***})	-0,069 (-4,43 ^{***})	$R^2=0,31$ ADF= -5,40 ^{***}
$\Delta indeuro_t$	0,003 (2,16 ^{**})	0,637 (7,69 ^{***})	-	0,019 (2,91 ^{***})	-0,048 (-2,71 ^{***})	$R^2=0,46$ ADF= -10,38 ^{***}
Специфікація з незалежною змінною $pmetal_t$						
Δyus_t	0,005 (4,57 ^{***})	0,303 (3,89 ^{***})	0,109 (1,42)	0,014 (2,71 ^{***})	-0,107 (-1,65 [*])	$R^2=0,21$ ADF= -12,29 ^{***}
$\Delta indus_t$	0,004 (2,65 ^{**})	0,394 (5,48 ^{***})	-	0,034 (3,07 ^{***})	-0,183 (-1,36)	$R^2=0,23$ ADF= -5,42 ^{***}
$\Delta indeuro_t$	0,003 (1,54 [*])	0,643 (7,29 ^{***})	-	0,059 (5,18 ^{***})	-0,214 (-1,68 ^{***})	$R^2=0,50$ ADF= -11,27 ^{***}

Примітка: 1) в дужках подано t-статистику; *, **, *** означає статистичну значущість на рівні 10%, 5% і 1% відповідно; малими літерами позначено логарифми відповідних змінних;

2) $pcot_t$ – загальний індекс цін на сировинні товари, (2005=100), $pnfuel_t$ – індекс цін на непаливні сировинні товари, $pfood_t$ – індекс цін на продовольчі товари, $praw_t$ – індекс цін на аграрну сировину, $pind_t$ – індекс цін на промислову сировину, $pbrent_t$ – індекс цін на сиру нафту, $pmetal_t$ – індекс цін на метали.

вища під час спадної фази світових цін, а цінами на метал і енергоносії – під час цінового буму.

Як вказував Т. МакГрегор [9], для країн зі сировинним експортом підвищення цін на сировину на одне стандартне відхилення супроводжується збільшенням доходу на душу населення на 0,26%, а урядових витратків та інвестицій – на 4,4% і 12,4%, відповідно.

Залежність від світових цін на сировину виявляє себе не лише у циклічних змінах доходу, але й може впливати на рівноважний тренд ВВП. Р. Арезкі та М. Наблі [10] продемонстрували, що багаті на сировину країни характеризуються більшою макроекономічною нестабільністю. Як виявили Ф. Плог і С. Поелхекке [11], нестабільність доходу знижує динаміку економічного зростання і значно послаблює стимулюючий ефект від вищих цін на сировину. А. Агйон і А. Банержі [12] підтвердили емпірично, що надмірна волатильність погіршує динаміку доходу. Схожий результат отримано для 92 країн із відмінним рівнем доходу і країн ОЕСР [13], а також для групи африканських країн (переважно експортерів сировини) [14].

Виділення невирішених раніше частин загальної проблеми. Незважаючи на достатньо велику кількість досліджень щодо промислових країн загалом та країн-експортерів сировинних ресурсів, країн, що спеціалізуються на виробництві товарів із низькою доданою вартістю, бракує оцінок впливу волатильності світових індексів сировинних цін на два основні центри світової економіки – США та Єврозону.

Мета статті полягає в емпіричному оцінюванні впливу волатильності світових індексів цін на сировину на економічні процеси в основних центрах світової економіки.

Виклад основного матеріалу дослідження. Для оцінки макроекономічного впливу світових цін на сировинні товари використано таку статистичну модель:

$$\Delta \ln Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^n \alpha_i \Delta \ln Y_{t-i} + \beta_1 \ln p_t + \beta_2 pvar_t + \varepsilon_t, \quad (1)$$

де Y_t – дохід (індекс, 2010=100), p_t – один з індексів світових цін на сировину (індекс, 2005=100), $pvar_t$ – умовна дисперсія індексу світових цін на сировину, ε_t – стохастичний чинник.

Приймається те, що перші різниці логарифмів показника доходу залежать від власних лагових значень (одного з індексів світових цін на сировину і його волатильності). Залежність доходу від цінового чинника на світових сировинних ринках досліджувалася на основі статистичної моделі (1) для основних «центрів» світової економіки – США і Єврозону. Певною мірою це може розглядатися наближеною характеристикою наслідків зміни світових цін на сировину для світової економіки. Отримані результати для трьох показників (ВВП і промислового виробництва в США (yus_t і $indus_t$) та промислового виробництва у Єврозоні ($indeuro_t$)) представлено у таблиці 1.

Отримані оцінки засвідчують сприятливу залежність динаміки американського ВВП (перші різниці прологарифмованих значень) від підвищення світових цін на сировину. Схо-

Таблиця 2

Оцінки моделей GARCH (1, 2) для окремих сировинних товарів

	η	AR(1)	MA(1)	ω	α	b	β	γ
ALUMIN _t	0,013 (1,48)	0,139 (1,55)	–	0,001 (2,01*)	0,249 (3,12**)	0,653 (9,98**)	–	-0,064 (-2,56**)
COPPER _t	0,008 (1,44)	-0,961 (-4,56***)	0,229 (6,96***)	0,002 (1,43)	0,708 (4,23***)	0,383 (3,09**)	–	-0,042 (-1,61*)
LEAD _t	0,003 (0,36)	-0,667 (-4,19***)	0,479 (2,45**)	0,003 (2,68**)	0,344 (2,44**)	0,858 (3,51**)	-0,307 (-1,60*)	-0,048 (-1,89**)
NICKEL _t	–	0,112 (1,14)	–	0,005 (3,52***)	0,278 (4,12***)	1,116 (10,64***)	-0,541 (-5,87***)	-0,039 (-1,06)
TIN _t	0,008 (0,78)	0,179 (1,98**)	–	0,006 (4,57***)	0,297 (2,34**)	0,555 (2,27**)	-0,290 (-1,61*)	–
ZINC _t	0,004 (0,35)	-0,862 (-4,32***)	0,914 (4,31***)	0,002 (1,48)	0,252 (2,34**)	0,635 (3,64**)	–	–
COTTON _t	0,002 (0,14)	0,237 (-1,08)	0,397 (2,61***)	0,002 (3,76***)	0,094 (1,80*)	1,436 (10,59***)	-0,661 (-5,52***)	-0,042 (-1,72*)
SOY _t	0,006 (4,26***)	0,863 (-19,34***)	-0,867 (-17,15***)	0,001 (1,16)	0,161 (1,62*)	1,223 (2,87**)	–	-0,039 (-2,22**)
WHEAT _t	0,062 (0,46)	-0,472 (-1,59)	0,689 (2,86***)	0,004 (5,01***)	0,049 (1,87**)	1,475 (13,71***)	-0,801 (-7,59***)	–
RICE _t	–	-1,081 (-9,02***)	1,407 (27,15***)	0,003 (4,80***)	0,522 (4,33***)	0,626 (4,40***)	-0,310 (-3,75***)	–
PALM _t	–	0,153 (1,41)	–	0,001 (1,76*)	0,052 (1,57)	1,555 (6,05***)	-0,669 (-3,02***)	0,029 (0,91)
SUNF _t	–	0,087 (0,82)	–	0,002 (1,29*)	0,079 (1,29)	0,821 (6,22***)	–	–

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

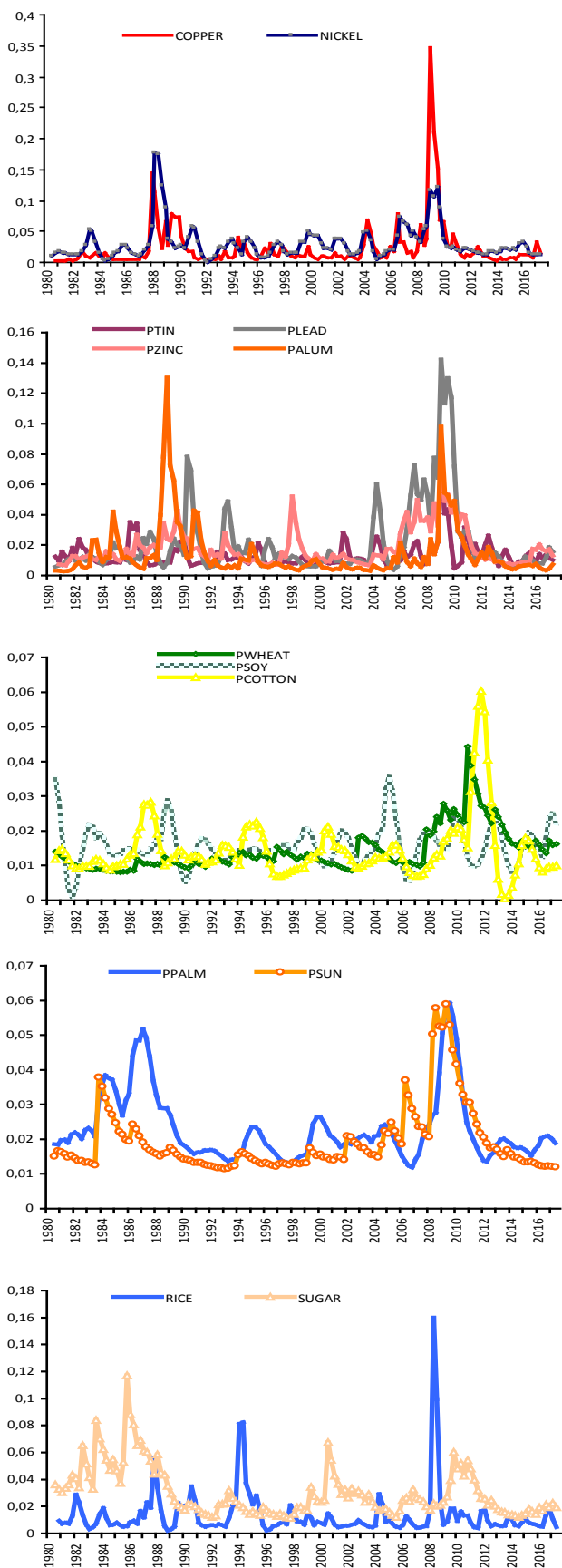


Рис. 1. Волатильність світових цін на основні сировинні товари (індекс, 2010=100)

Джерело: власні розрахунки за даними Міжнародного валютного фонду [15]

жий результат отримано для показників промислового виробництва у США і єврозоні, а відповідні регресійні коефіцієнти значно вищі. В усіх трьох випадках волатильність загального індексу світових цін на сировину має негативний вплив на динаміку залежної змінної, а найбільш відчутною така залежність виявилася для промислового виробництва у США. Також відповідне регресійне рівняння має найвищу пояснювальну силу, адже коефіцієнт детермінації R^2 становить 0,61.

Для дослідження впливу цін на первинні ресурси на економічні процеси у країнах-експортерах сировини використано квартальні дані декількох країн із відмінним рівнем доходу, а також оцінки GARCH (1,2), як це подано у рівнянні (2) для волатильності відповідних агрегованих та дизагрегованих сировинних індексів.

$$\Delta \ln PCOM_t = \eta + AR(1) + MA(1) + \gamma CRISIS_t + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t / \Omega_{t-1} \approx N(0, \sigma_t), \quad (2)$$

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

де Δ – оператор перших різниць, η – середнє значення залежної змінної, що визначається інформаційним ретроспективним набором (Ω_{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), σ_t – умовна дисперсія, ε_t – стохастичний чинник.

Оцінено волатильність для індексів світових цін на такі сировинні товари: $ALUMIN_t$ – алюміній, $COPPER_t$ – мідь, $LEAD_t$ – свинець, $NICKEL_t$ – нікель, TIN_t – олово, $ZINC_t$ – цинк, $COTTON_t$ – бавовна, SOY_t – соя, $WHEAT_t$ – пшениця, $RICE_t$ – рис, $PALM_t$ – пальмова олія, $SUNF_t$ – соняшникова олія. Відповідні розрахунки для дизагрегованих сировинних індексів наведено в таблиці 2.

Компонент ARCH виявився значущим на рівні 1% для п'яти сировинних товарів (алюміній, мідь, свинець, нікель, рис), 5% – трьох (олово, цинк, пшениця) і 10% – двох (бавовна, соя). Коефіцієнт α виявився незначущим лише для пальмової і соняшничкової олії. Приблизно для половини сировинних товарів умовна дисперсія, що характеризує волатильність, має авторегресивний характер із лагом у квартал, але у семи випадках виявлено корекцію такої залежності з лагом у два квартали.

Авторегресивний характер цінових індексів із від'ємним значенням AR(1) виявлено на статистично значущому рівні для більшості металів, сої та рису. Авторегресивний коефіцієнт виявився додатним лише для олова. У решті випадків отриманим авторегресивним коефіцієнтам бракує статистичної значущості. Деяко несподівано коефіцієнт для ковзної середньої виявився додатним і на високому рівні статистичної значущості для шести цінових індексів, тоді як інтуїтивно очікуваний від'ємний коефіцієнт отримано лише для одного сировинного

товару – сої. Кризові явища переважно позначаються зниженням світових цін на сировину.

Світові ціни на метали відрізняються двома періодами підвищеної нестабільності: у другій половині 1980-х років та у 2008-2010 рр. (рис. 1). Найбільш волатильними виглядають ціни на мідь і нікель, причому показники нестабільності обох металів більш-менш щільно корелюють між собою (0,86). Світові ціни на решту металів теж відрізняються підвищеною волатильністю у зазначені вище два періоди, але обидва «піки» нестабільності менш виразні. Також помітна підвищена волатильність цін на свинець і цинк, які теж корелюють між собою (0,86).

З-поміж аграрної сировини найбільш нестабільними є ціни на цукор і рис. Останнім часом зросла волатильність світових цін на пшеницю. Ціни на бавовну стали більш волатильними у кризових 2008–2009 рр., але надалі цінова динаміка стабілізувалася на докризовому рівні. Волатильність світових цін на сою практично не змінювалася за останні три десятиліття, що відрізняє від інших товарних позицій. Волатильність цін на пальмову і соняшникову олію практично не відрізняється, що цілком очікувано. Хоча характер нестабільності обох сировинних індексів останнім часом нагадує поведінку цін на пшеницю, насправді волатильність обох цінових індексів удвічі вища, а до того простежується підвищена нестабільність у 1980-х роках, що нагадує поведінку світових цін на цукор і метали.

Висновки. Проведений емпіричний аналіз залежності доходу від цінового чинника в основних центрах світової економіки (США та ЄС) засвідчує сприятливу залежність динаміки американського ВВП від підвищення світових цін на сировину. Схожий результат отримано для показників промислового виробництва в обох досліджуваних групах країн.

Під час оцінювання окремих сировинних груп товарів (металів та аграрної сировини на світовому ринку сировинних ресурсів) виявлено, що серед металів найбільшою волатильністю характеризуються ціни на мідь, нікель, свинець і цинк. Світові ціни на решту металів також є волатильними, проте їх динаміка менш виразна. Щодо аграрної сировини, то найволатильнішими вважаються ціни на цукор

і рис. Проте слід зауважити, що останнім часом зросла волатильність світових цін на пшеницю.

БІБЛІОГРАФІЧНИЙ СПИСОК:

1. Kose M. Explaining business cycles in small open economies: how much do world prices matter? *Journal of International Economy*. 2002. Vol. 56. Issue 2. P. 299–327.
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. Drechsel T., Tenreyro S.. Commodity Booms and Busts in Emerging Economies. NBER International Seminar on Macroeconomics (30 June–1 July 2017). 52 p.
4. Bems R., de Carvalho Filho I. The current account and precautionary savings for exporters of exhaustible resources. *Journal of International Economics*. 2011. Vol. 84. P. 48–64.
5. Atkinson G., Hamilton K. Savings, Growth and the Resource Curse Hypothesis. *World Development*. 2003. Vol. 31. Issue 11. P. 1793–1807.
6. Boyce J.R., Emery H. Is a negative correlation between resource abundance and growth sufficient evidence that there is a “resource curse”? *Resources Policy*. 2011. Vol. 36. Issue 1. P. 1–13.
7. Neumayer E. Does the “Resource Curse” hold for Growth in Genuine Income as Well? *World Development*. 2004. Vol. 32. No. 10. P. 1627–1640.
8. Kablan S., Ftiti Z., Guesmi K. Commodity price cycles and financial pressures in African commodities exporters. *Emerging Markets Review*. 2017. Vol. 30. P. 215–231.
9. McGregor T. Commodity price shocks, growth and structural transformation in low-income countries. *The Quarterly Review of Economics and Finance*. 2017. Vol. 65. P. 285–303.
10. Arezki R., Nabli M.K. Natural Resources, Volatility, and Inclusive Growth: Perspectives from the Middle East and North Africa. IMF Working Paper. 2011. 12/111, Washington D.C.
11. Ploeg F., Poelhekke S. Volatility, Financial Development and the Natural Resource Curse. // *EUI Working Papers ECO 2007/36*. European University Institute. 2007. 40 p.
12. Aghion P., Banerjee A. Volatility and Growth: The Clarendon Lectures in Economics. Oxford University Press, Oxford, UK. 2005. 160 p.
13. Ramey G., Ramey V. Cross-Country Evidence on the Link between Volatility and Growth. *American Economic Review*. 1995. Vol. 85(5). P. 1138–1151.
14. Romero-Avila D. Multiple Breaks, Terms of Trade Shocks and the Unit-Root Hypothesis for African Per Capita Real GDP. *World Development*. 2009. Vol. 37. No. 6. P. 1051–1068.
15. IMF International Financial Statistics. URL: <https://www.data.imf.org>.