

СТАТИСТИЧНЕ ТЕСТУВАННЯ КОІНТЕГРАЦІЇ НА РИНКУ КРИПТОГРАФІЧНОЇ ВАЛЮТИ

Прогнозування на ринку криптовалюти Bitcoin являється цікавою та актуальною задачею. Дійсно, якщо прибутки можна було б прогнозувати постійно, то багато інвесторів генерували б їх безлімітно. Тим не менш, час від часу можуть виникати патерни, які тимчасово дозволяють інвесторам робити прогнози, які тим не менш неминуче зникають по мірі їх розкриття широким колом інвесторів під впливом їх транзакцій [1, с. 15–17]. У 2017 році в децентралізованій платіжній системі Bitcoin, яка побудована на технології розподіленого реєстру Блокчейн вперше відбулися два сильні розгалуження, в результаті чого започаткувалися дві нові криптовалюти, оформленні під брендами Bitcoin Cash і Bitcoin Gold [2]. Метою даного дослідження є аналіз зв'язку ринкових цін криптографічних валют Bitcoin, Bitcoin Cash і Bitcoin Gold та перевірка статистичної гіпотези відносно того, чи існує між ними довгострокове рівноважне відношення.

Plot of Time Series 2017.295–2018.306. T=377

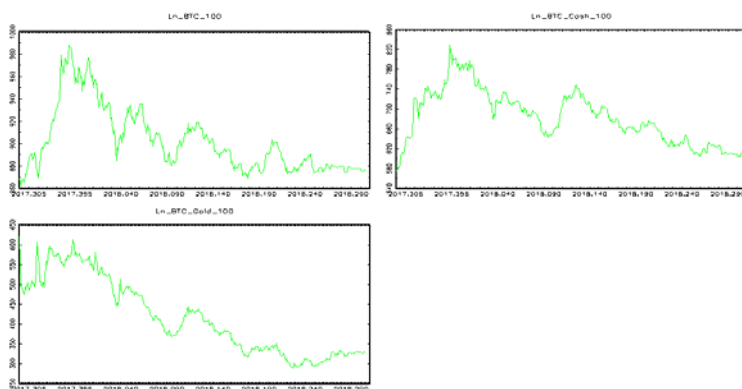


Рис.1 Часовими рядами є лог-трансформація щоденних ринкових цін на криптовалюти Bitcoin, Bitcoin Cash та Bitcoin Gold, що були реалізовані з 23.10.2017 – 3.11.2018, а саме $\ln(X)*100$.

Джерело: розроблено автором в JMulTi.

Моделюванням часових рядів в системі, на яку діє спільна сила, займалися Гренджер Ц. та Енгел Р.[3], за що економісти отримали Нобелівську премію з економіки. Їхній підхід був в подальшому детально розроблений Х. Люткеполом [4] та втілено в програмі JMulTi.

Тестування гіпотези про те, що процес є коінтегрованим. У лівосторонньому (правосторонньому) тесті основна гіпотеза H_0 відхиляється, коли статистика $\hat{t}$ є меншою (більшою) за критичне значення, а у так званому двосторонньому тесті гіпотеза відхиляється як за дуже низького, так і дуже високого значення $\hat{t}$ [5, с. 427].

Коінтеграція. Стохастичний процес для вектору з трьох інтегрованих випадкових величин $Y_t = (Y_{1,t}, Y_{2,t}, Y_{3,t})'$ називається коінтегрованим, якщо існує лінійна комбінація $\beta'Y_t = \beta_1 Y_{1,t} + \beta_2 Y_{2,t} + \beta_3 Y_{3,t}$, яка є стаціонарною.

Нехай $Z_{1,t}$ та $Z_{2,t}$ позначають ціну на один і той самий товар на ринку 1 і 2 відповідно. Припустимо існування рівноважного відношення між ціми цінами, так що $Z_{1,t} = \beta_1 Z_{2,t}$. Тоді зміну в ціні можна регресувати на вищевказане рівноважне відношення у вигляді лінійної регресії:

$$\begin{aligned}\Delta Z_{1,t} &= \alpha_1 (Z_{1,t-1} - \beta_1 Z_{2,t-1}) + \epsilon_{1,t} \\ \Delta Z_{2,t} &= \alpha_2 (Z_{1,t-1} - \beta_1 Z_{2,t-1}) + \epsilon_{2,t}\end{aligned}$$

так що вираз в дужках є лінійною комбінацією між Z_1 та Z_2 та представляє коінтеграційне відношення.

На систему може діяти не одна, а одразу декілька сил. Статистичний тест Йохансена застосовується для тестування гіпотези щодо кількості коінтеграційних зв'язків і здійснюється на основі рангу матриці з параметрами $\Pi = \alpha\beta'$: H_0 : $\text{rang}(\Pi) = r_0$, H_2 : $\text{rang}(\Pi) > r_0$ [4, с. 327]. Нагадаємо, що ранг матриці вказує на кількість лінійно незалежних рядків матриці [5, с. 295]. Оскільки тест є правостороннім, нульова гіпотеза відхиляється, якщо порахована з даних статистика буде меншою за критичне значення. Тест-статистику прийнято позначати λ . Таким чином, проводять декілька тестів Йохансена для встановлення кількості коінтеграційних зв'язків r

Таблиця 1

**Результати тесту Йохансена на ранг коінтегрованості
криптовалют Bitcoin, Bitcoin Cash та Bitcoin Gold.**

r_0	Тест- статистика $\hat{\lambda}$	p- value	Критичне значення λ^* на 90% значущості	Критичне значення λ^* на 95% значущості	Критичне значення λ^* на 99% значущості	Чи ранг коінтеграції дорівнює r_0 ?
0	63.23	0.0001	39.73	42.77	48.87	Ні
1	32.43	0.0053	23.32	25.73	30.67	Ні
2	4.83	0.6265	10.68	12.45	16.22	Так

Джерело: розроблено автором в JMULTi.

У системі з трьох змінних ($K = 3$), спочатку тестується гіпотеза, що $\text{ранг}(\Pi) = 0$. З таблиці видно, що ця гіпотеза відхиляється, оскільки статистика $\hat{\lambda}$ є більшою за критичне значення на 95% значущості, яке становить $\lambda^* = 42.77$. Тобто якщо ранг матриці дійсно був би 0, то з імовірністю 95% тест-статистика $\hat{\lambda}$ була б меншою за критичне значення. Оскільки $\text{ранг}(\Pi) = 0$ відхилено, тому далі тестується наступна гіпотеза, а саме чи $\text{ранг}(\Pi) = 1$. Тест-статистика $\hat{\lambda} = 20.60$, що є більшим за критичне значення на 95% значущості, яке становить $\lambda^* = 20.16$, тому нульову гіпотезу слід відхилити на користь альтернативної гіпотези, що $\text{ранг}(\Pi) > 1$. Якщо нульову гіпотезу не було б відхилено, то система мала б одне коінтеграційне рівняння. Однак далі тестується наступна нульова гіпотеза – H_0 : $\text{ранг}(\Pi) = 2$ проти альтернативи H_1 : $\text{ранг}(\Pi) > 2$, яку вже не можна відхилити, оскільки тест-статистика значно менша за критичне значення на 95% значущості ($4.83 < 12.45$).

Таким чином, Йохансен тест вказує на існування двох довгострокових рівноважних відношень в досліджуваній системі криптовалют, і тому моделювання приросту криптовалюти ΔY_t слід обов'язково робити з їх врахуванням. Вищенаведена Vector Error Correction Model (VECM) модель має рівноважне відношення, яке знаходиться в регресорах $\alpha\beta'Y_{t-1}$, і тому є адекватним вибором при моделюванні динаміки криптовалют, тоді як Vector Autoregression Model (VAR) не буде адекватно відображати її.

Список використаних джерел

1. Timmermann A., Granger C. W.J. Efficient market hypothesis and forecasting // International Journal of Forecasting. 2004. 20. № 1. С. 15–27.
2. Бойко О. Ризики для економічної безпеки з боку платіжних систем на основі технології розподіленого реєстру Блокчейн // Актуальные проблемы инновационной экономики. 2018. № 4. С. 32–40.
3. Engle R. F., Granger C. W. J. Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing // Econometrica. 1987. 55. № 2. С. 251–276.
4. Lütkepohl H. New introduction to multiple time series analysis. Berlin, New York: Springer, 2005.
5. Devore J. L., Berk K. N. Modern mathematical statistics with applications. 2-е изд. New York, London: Springer, 2012. xii, 845.

Булкін С. М.

*Харківський національний економічний університет імені
Семена Кузнеця, м. Харків*

ВИКОРИСТАННЯ УДАРНО-ХВИЛЬОВИХ МОДЕЛЕЙ В ПРОЦЕСІ ПРОГНОЗУВАННЯ ФІНАНСОВИХ КРИЗ

Фінансові «бульбашки» відіграють визначальну роль у виникненні і перебігу фінансової кризи, а також її поширенні в реальному секторі економіки. Саме специфіка і масштаб бульбашки визначають, яким чином криза розвивається в фінансовому секторі і впливає на канали її поширення в реальний сектор економіки. Відповідно до такого, моделі розповсюдження фінансової кризи в реальному секторі економіки описують розрив фінансової «бульбашки» як виникнення ударної хвилі. Подальше розповсюдження фінансової кризи у реальний сектор у рамках запропонованого підходу розглядається як рух та поступове розповсюдження ударної хвилі. Вибір такого підходу до моделювання ґрунтується на базовій гіпотезі про передування фінансової кризи, а також на визначенні кризи як процесу розв'язування протиріч, який супроводжується значною зміною вартості активів.

Основним фактором впливу ударної хвилі є надлишковий тиск на фронті хвилі [1]. Тиск на фронті хвилі відображає тільки, з якою енергією в кожен конкретний період часу ударна хвиля