

Київський національний університет імені Тараса Шевченка
Економічний факультет
Кафедра обліку і аудиту

Практичне застосування GJR model в Азії

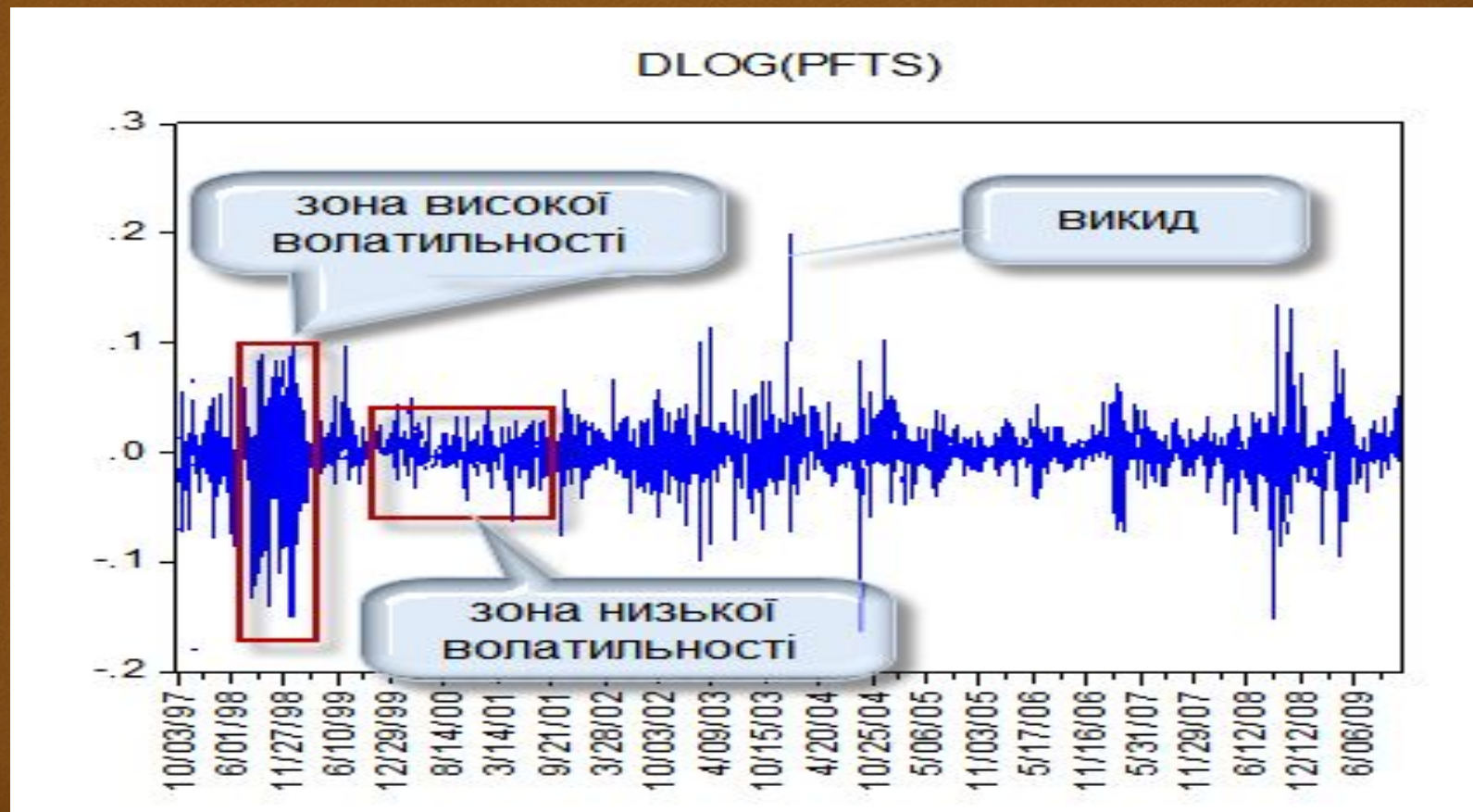


студентки 3 курсу, 1 групи
спеціальності "Облік і аудит"
денної форми навчання
Гедзюк Анастасії Вікторівни

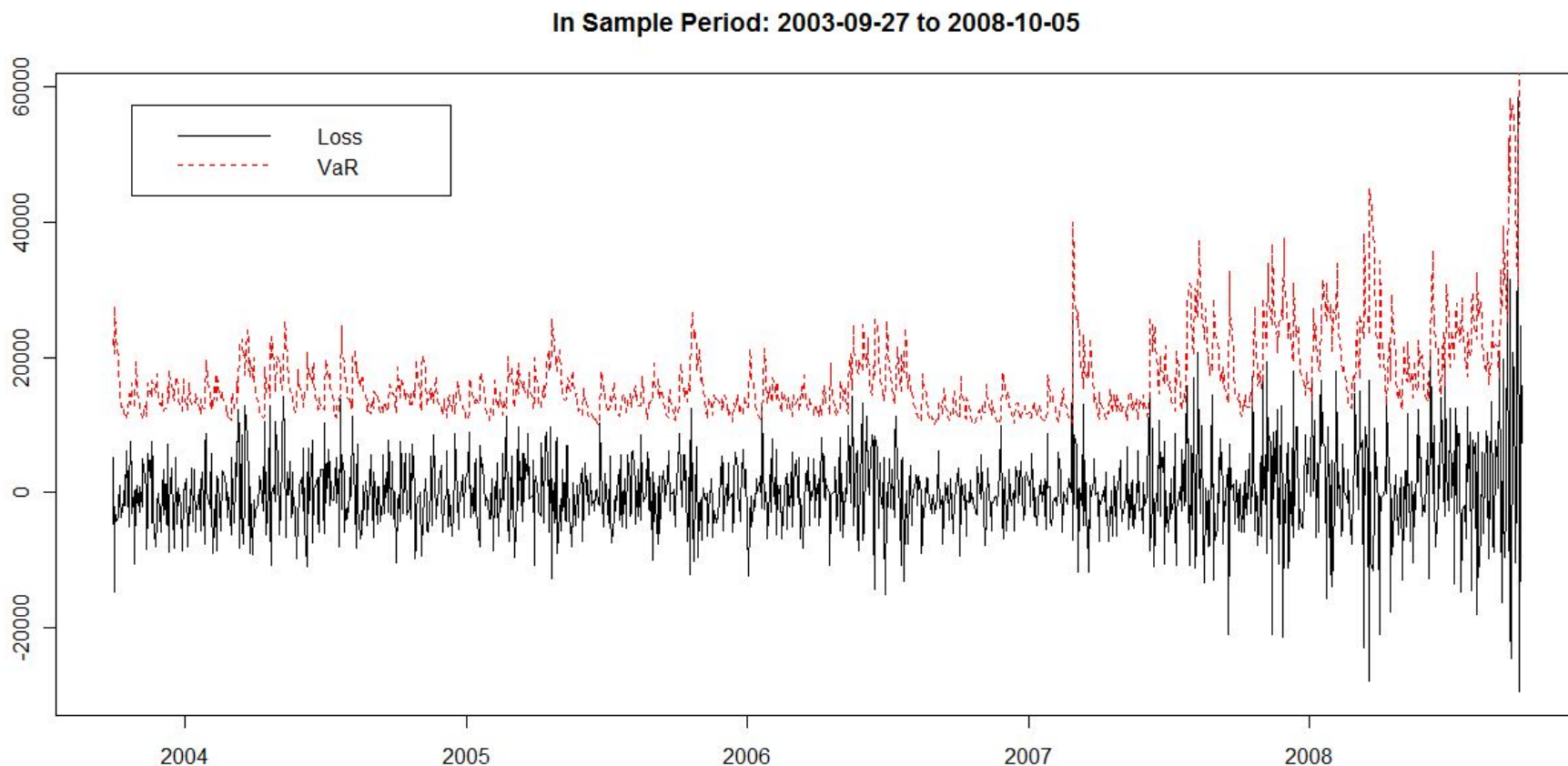
Київ –
2015

Задачі оцінювання та прогнозування волатильності становлять значний інтерес в різних сферах економіки і фінансів. Дослідження моделей визначення волатильності актуальні у зв'язку з нестабільною ситуацією на світових фінансових ринках. Показники волатильності дохідності фінансових активів можуть використовуватися для вимірювання ризику та своєчасної ідентифікації криз на фінансових ринках.

Волатильність - це статистичний показник, що характеризує тенденцію ринкової ціни або доходу змінюватися в часі.



GJR є модифікацією моделі GARCH, але із врахуванням ефектів асиметрії, які інколи виникають на фінансових ринках: погані новини (негативні шоки) зазвичай надають більший вплив на волатильність, ніж хороші новини (позитивні шоки).



Модель **GJR** названа на честь Glosten, Jagannathan і Runkle. Відмінність даної моделі від **TGARCH** – моделі полягає лише в тому, що модель Закояна (TGARCH) використовує умовні стандартні відхилення,

$$\sigma_t^2 = w + \alpha\sigma^2_{t-1} + \beta u^2_{t-1}$$

Головна відмінність від стандартної моделі **GARCH** полягає у тому, що вводиться додаткова змінна, для врахування асиметрії.

$$\sigma_t^2 = w + \alpha u^2_{t-1} + \beta\sigma^2_{t-1} + \gamma d_{t-1} u^2_{t-1},$$

де а) $d_{t-1} = 1$, якщо $u_{t-1} < 0$, б) $d_{t-1} = 0$, якщо $u_{t-1} > 0$.

Модель **GJR** основана на припущенні, що неочікувані зміни мають різні ефекти на умовну дисперсію. Непередбачене зростання являє собою гарні новини ($u_{t-1} > 0$) і впливає на дисперсію моделі через мультиплікатор α . Непередбачене падіння є продуктом поганих новин ($u_{t-1} < 0$) і генерує зростання волатильності через мультиплікатор $\alpha + \gamma$.

$$\sigma_t^2 = w + \alpha u_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2 + \gamma d_{t-1} u_{t-1}^2$$

Використання GJR- GARCH моделі для визначення зв'язку інфляції та волатильності в Азії



Набір даних складається з квартальних оцінок інфляції 10 азіатських країн:

Китай, Гонконг, Індія, Індонезія, Малайзія, Пакистан, Філіппіни, Сінгапур, Південна Корея і Таїланд.

Всі дані взяті з International Financial Statistics Database (IFS) Міжнародного валютного фонду (МВФ) і охоплює часовий період з 1991 першого кварталу до четвертого кварталу 2010 року.



Існують певні економічні та фінансові змінні, які вважаються важливими детермінантами інфляції, проте, ми вибираємо для моделювання інфляції динамічну модель, в якій інфляція в одному періоді є функцією св

$$\pi_t = \lambda + \sum_{i=1}^k \delta_i \pi_{t-i} + u_t$$

Table 2. Panel unit root tests.

Exogenous variables	Individual effects		Individual effects, individual linear trends		Cross-sections	Obs
	Statistic	Prob.**	Statistic	Prob.**		
<i>Null: Unit root (assumes common unit root process)</i>						
Levin, Lin and Chu t*	0.66668	0.7475	2.84705	0.9978	10	826
Breitung t-stat			-2.01232	0.0221	10	816
<i>Null: Unit root (assumes individual unit root process)</i>						
Im, Pesaran and Shin W-stat	-3.69279	0.0001	-2.78323	0.0027	10	826
(ADF) - Fisher Chi-square	61.4599	0.0000	54.8758	0.0000	10	826
(PP) - Fisher Chi-square	45.8235	0.0009	38.2066	0.0084	10	861

Source: Author's calculations.

Було обрано специфікації GARCH моделі для визначення впливу інфляції на волатильність, оскільки є багато припущень, що специфікації GARCH краще, ніж Arch.

Для подальшого дослідження асиметричної поведінки волатильності інфляції, було проаналізовано ефекти новин на волатильність з допомогою NIS (зв'язок між e_{t-1} та ht). Основною метою NIS є графічно представити вплив минулого колибання інфляції на теперішню волатильність, що сприятиме визначенню користі від стабілізації інфляції.

Table 4. News impact curves for different GARCH processes.

Model	News impact curve representation
GARCH(1,1)	$h_t = A + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2$ where $A = \omega + \beta_1 \bar{\sigma}^2$ and $\bar{\sigma}^2 = \omega / [1 - \alpha_1 - \beta_1]$
GJR-GARCH(1,1) Or TGARCH(1,1)	$h_t = A + (\alpha_1 + \gamma_1 I_{t-1}) \varepsilon_{t-1}^2$ where $A = \omega + \beta_1 \bar{\sigma}^2$ and $\bar{\sigma}^2 = \omega / [1 - \alpha_1 - \beta_1 - (\frac{\gamma_1}{2})]$
EGARCH(1,1)	$h_t = A \exp \left\{ \frac{\alpha_1 (\varepsilon_{t-1} + \gamma_1 \varepsilon_{t-1})}{\bar{\sigma}} \right\}$ where $A = \bar{\sigma}^2 \beta_1 \exp\{\omega\}$ $\bar{\sigma}^2 = \exp \left\{ \frac{\omega + \alpha_1 \sqrt{2/\pi}}{1 - \beta_1} \right\}$

Table 4. News impact curves for different GARCH processes.

Model	News impact curve representation
GARCH(1,1)	$h_t = A + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2$ where $A = \omega + \beta_1 \bar{\sigma}^2$ and $\bar{\sigma}^2 = \omega / [1 - \alpha_1 - \beta_1]$
GJR-GARCH(1,1) Or TGARCH(1,1)	$h_t = A + (\alpha_1 + \gamma_1 I_{t-1}) \varepsilon_{t-1}^2$ where $A = \omega + \beta_1 \bar{\sigma}^2$ and $\bar{\sigma}^2 = \omega / [1 - \alpha_1 - \beta_1 - (\frac{\gamma_1}{2})]$
EGARCH(1,1)	$h_t = A \exp \left\{ \frac{\alpha_1 (\varepsilon_{t-1} + \gamma_1 \varepsilon_{t-1})}{\bar{\sigma}} \right\}$ where $A = \bar{\sigma}^{2\beta_1} \exp\{\omega\}$ $\bar{\sigma}^2 = \exp \left\{ \frac{\omega + \alpha_1 \sqrt{2/\pi}}{1 - \beta_1} \right\}$

В наведених вище рівняннях h_t - умовна дисперсія в момент часу t , ε_{t-1} інфляційний шум в період $t-1$, ω - постійний член і α_1 і β_1 параметри, що відповідають ε_{t-1} та h_t в GARCH, GJR-GARCH і EGARCH.

Форма НІС залежить від значень нахилу позитивних і негативних шумів.

У GJR-GARCH моделі, для негативних шумів, коли $\varepsilon_{t-1} > 0$, то НІС = $\alpha_1 + \beta_1$, а коли $\varepsilon_{t-1} < 0$ - що є знаком позитивних шумів.

Table 5. Coefficients restrictions on volatility models.

	GARCH (Mean Reverting Level)	GARCH (Stability)	GJR-GARCH (Covariance Stationarity)	GJR –GARCH (Non Negativity)	EGARCH $\alpha_i - \gamma_i$	EGARCH $\alpha_i + \gamma_i$
CHINA	-8.2851	1.020863	0.456016	0.098152	0.201157	0.843743
HONG KONG	0.817041	0.727299	0.395387	0.438464	1.247568	1.531182
HONG KONG (Cyclic)	0.937769	0.860247	0.657212	0.07826	0.366703	0.688071
INDIA	4.417416	0.946739	0.542511	-0.09041	-0.6009	0.908148
INDIA (cyclic)	1.610521	0.849445	0.625568	0.292448	0.820412	1.112438
INDONESIA	-4.37187	1.854417	0.269814	-0.23007	-2.33769	0.30183
MALAYSIA	0.419635	0.101467	-0.08363	0.160531	0.924166	0.925238
PAKISTAN	2.066967	0.65295	0.564163	-0.07614	-0.40042	0.426501
PAKISTAN (Cyclic)	7.629162	0.970386	0.306752	-0.0505	-0.15674	0.830713
PHILIPPINES	5.358836	0.918545	0.15968	0.044748	0.144877	0.996703
SINGAPORE	0.249842	0.534586	0.148038	0.015517	0.099954	0.505912
Singapore (Cyclic)	0.346369	0.980668	0.810881	0.092052	-0.08109	0.074869
SOUTH KOREA	1.137714	0.533554	0.659215	0.410593	1.15812	1.172058
SOUTH KOREA (Cyclic)	0.871926	0.47909	0.548528	0.299523	0.709121	1.246789
THAILAND	1.179098	0.605412	0.831552	-0.0863	-0.28006	0.427316

GJR-GARCH



Отже, із табл. 5 ми можемо побачити, що результати GJR-GARCH моделі є дуже обіцяючими для майже всіх показників, окрім циклічної складової інфляції в Сінгапурі. Ваговий або асиметричний параметр γ є негативним (значимий на рівні 5% або нижче для Пакистану, Китаю, Індонезії, Таїланду, та Індії), що і очікувалось, та засвідчує факт, що негативні інфляційні шуми (хороші новини) в одному періоді зменшують волатильність у наступному періоді.

Умова волатильності коваріюється стаціонарно (стопчик4 табл. 5) і також виконується для усіх випадків. Хоча умова незаперечливості (стопчик 5 табл.5) не виконується для Пакистау та Інденозії ,Таїланду та Індії, очевидною причиною для цього є те, що параметр асиметрії є набагато більший також набагато значиміший, ніж ARCH коефіцієнт для цих країн.

Table 5. Coefficients restrictions on volatility models.

	GARCH (Mean Reverting Level)	GARCH (Stability)	GJR-GARCH (Covariance Stationarity)	GJR -GARCH (Non Negativity)	EGARCH $\alpha_i - \gamma_i$	EGARCH $\alpha_i + \gamma_i$
CHINA	-8.2851	1.020863	0.456016	0.098152	0.201157	0.843743
HONG KONG	0.817041	0.727299	0.395387	0.438464	1.247568	1.531182
HONG KONG (Cyclic)	0.937769	0.860247	0.657212	0.07826	0.366703	0.688071
INDIA	4.417416	0.946739	0.542511	-0.09041	-0.6009	0.908148
INDIA (cyclic)	1.610521	0.849445	0.625568	0.292448	0.820412	1.112438
INDONESIA	-4.37187	1.854417	0.269814	-0.23007	-2.33769	0.30183
MALAYSIA	0.419635	0.101467	-0.08363	0.160531	0.924166	0.925238
PAKISTAN	2.066967	0.65295	0.564163	-0.07614	-0.40042	0.426501
PAKISTAN (Cyclic)	7.629162	0.970386	0.306752	-0.0505	-0.15674	0.830713
PHILIPPINES	5.358836	0.918545	0.15968	0.044748	0.144877	0.996703
SINGAPORE	0.249842	0.534586	0.148038	0.015517	0.099954	0.505912
Singapore (Cyclic)	0.346369	0.980668	0.810881	0.092052	-0.08109	0.074869
SOUTH KOREA	1.137714	0.533554	0.659215	0.410593	1.15812	1.172058
SOUTH KOREA (Cyclic)	0.871926	0.47909	0.548528	0.299523	0.709121	1.246789
THAILAND	1.179098	0.605412	0.831552	-0.0863	-0.28006	0.427316

Звернути увагу необхідно на показники Індії, Індонезії, Пакистану та Таїланду, де NIC, що базується на GJR-GARCH досить сильно відрізняється від його широковідомої параболічної форми на графіку 1.

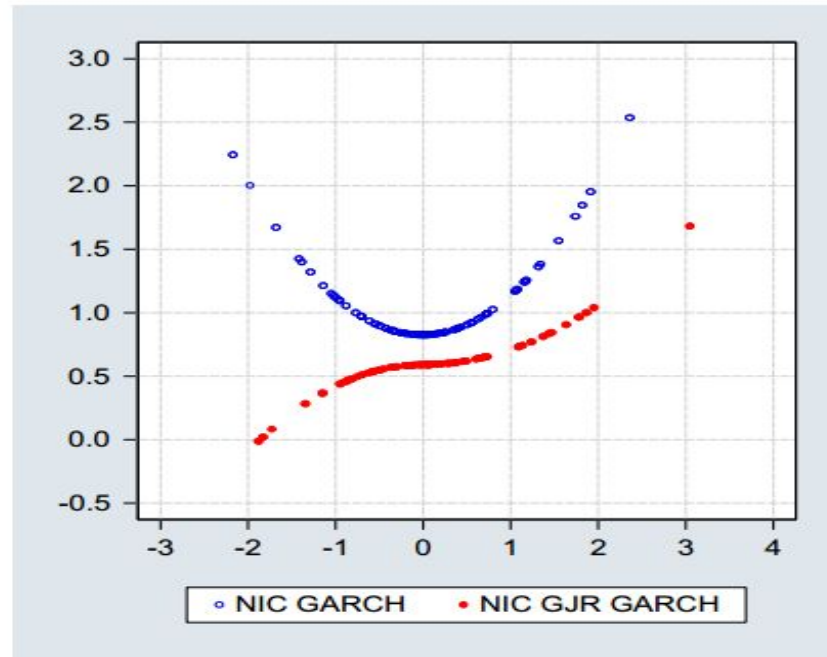


Figure 1. Hyperbolic shape of GJR-GARCH news impact curve (Thailand).

Гіпербола інтегральної форми GJR – NIC є важливою для регулювання грошово-кредитної політики і підкреслює важливість стабілізаційних програм інфляції або формування вірної інфляційної політики, яка б знижувала волатильність наступного періоду.

Даний графік показує відносні позиції країн на основі умовного середнього стандартного відхилення, отриманого з трьох різних специфікацій GARCH моделі.

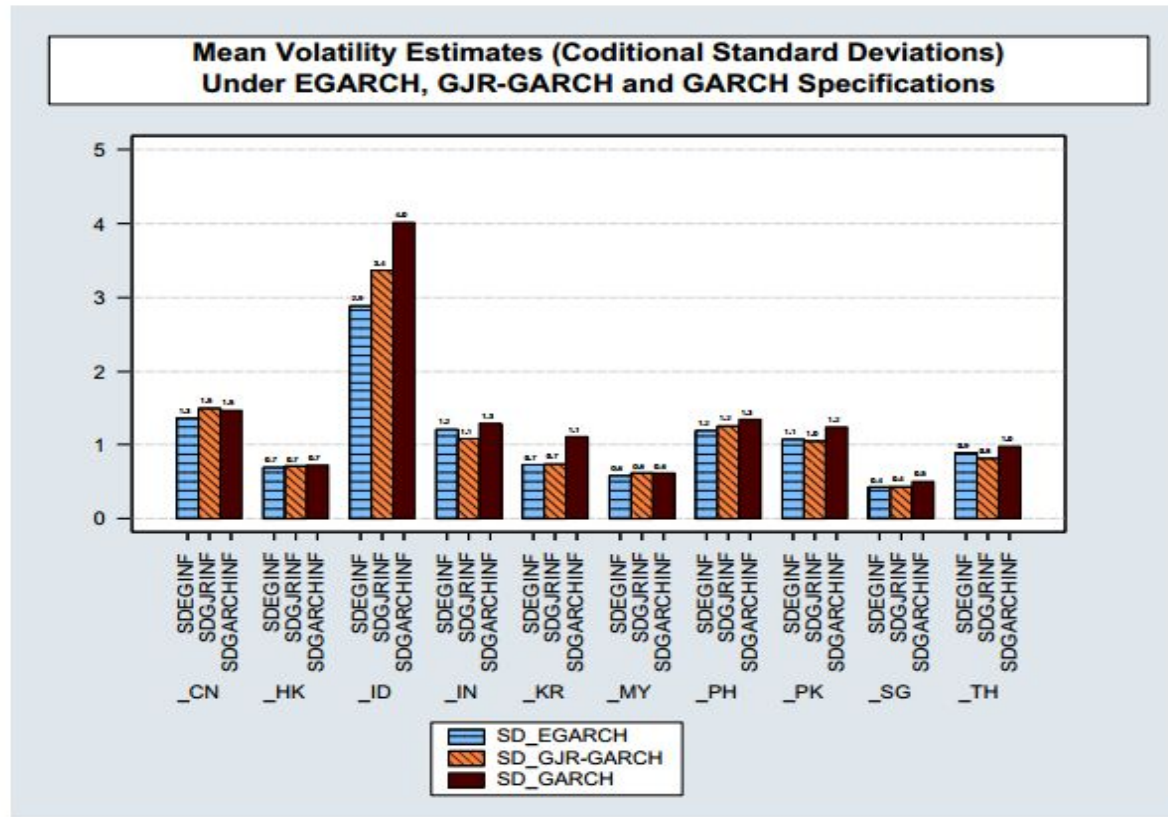


Figure 3. Mean volatility estimates (conditional standard deviations).

Є декілька незначних відмінностей у значеннях трьох специфікацій; однак відносне положення країн однакове. Індонезія, Китай, Індія, Філіппіни і Пакистан мають найбільший зв'язок волатильності та інфляції, тоді як Сінгапур, Малайзія, Корея і Гонконг мають відносно стабільну інфляцію.

Модифікації GARCH моделі не є сильно успішними для фіксації причинність між інфляцією і волатильністю інфляції, хоча для більшості країн ми не знайдемо і достатньо доказів, щоб також відхилити нульову гіпотезу.

	GJR GARCH	
	Friedman–Ball Hypothesis	Cukierman–Meltzer Hypothesis
<i>Null Hypothesis</i>	<i>π does not cause h_t</i>	<i>h_t does not cause π</i>
CHINA	Strong Rejection	Strong Rejection
HONG KONG	No Rejection	No Rejection
HONG KONG (Cyclic)	No Rejection	No Rejection
INDIA	Strong Rejection	Strong Rejection
INDIA (cyclic)	Strong Rejection	No Rejection
INDONESIA	Strong Rejection	No Rejection
MALAYSIA	Strong Rejection	No Rejection
PAKISTAN	Strong Rejection	No Rejection
PAKISTAN (Cyclic)	Strong Rejection	Moderate Rejection
PHILIPPINES	Strong Rejection	No Rejection
SINGAPORE	Strong Rejection	Strong Rejection
SINGAPORE (Cyclic)	Strong Rejection	Strong Rejection
S KOREA	Strong Rejection	Moderate Rejection
S KOREA (Cyclic)	Strong Rejection	No Rejection
THAILAND	Strong Rejection	Moderate Rejection

Результати тесту причинності
Грейнджера

Зосереджуючись на асиметричних моделях (EGARCH і GJR-GARCH), обидві приймають гіпотезу Friedman-ball і відхиляють Cuckierman-meltzer гіпотезу для Індонезії, Малайзії, Пакистану і Філіппін.. Результати інших країнах, також свідчать на користь гіпотези Friedman-ball , але загалом результати є змішаними, що свідчить про двонаправлену причинність між інфляцією та волатильністю.



Лише Гонконг є особливим випадком, для якого і асиметричні моделі рішуче відкидають будь-який зв'язок між інфляцією та волатильністю незалежно від того, чи будуватимемо ми аналіз на основі загальної, або циклічної інфляції



Наслідки



У ході роботи було визначено кілька важливих аспектів, пов'язаних з інфляцією і волатильністю, які потребують уваги уряду.

Перший – виявлення і оцінка асиметрії в волатильності інфляції, що було зроблено за допомогою моделі GARCH-GJR. Якщо директивні органи не знатимуть про ті можливі асиметрії, вони не зможуть по-справжньому зрозуміти необхідність програм стабілізації інфляції або таргетування інфляційної політики.

Дані асиметрії дадуть зрозуміти, чи якщо в один період політика скорочення інфляції є ефективною у зв'язку зі стабілізацією інфляційних програм, то чи ця ж політика допоможе їм і у зниженні волатильності на наступний період часу .

Інший факт, який виходить із дослідження моделі GJR-GARCH це прийняття гіпотези Friedman–Ball про наявність причинності волатильності інфляції від інфляції

Ця причинність робить завдання політиків складніше, тому що, якщо вони не наблизили рівень інфляції до цільового рівня в одному періоді, він автоматично підвищить волатильність інфляції в наступному періоді. А підвищена волатильність може завдати серйозних збитків для економіки.

Проте, з іншого боку, можна і спрямувати причинно-наслідковий зв'язок на свою користь. Якщо успішно реалізується програма стабілізації інфляції протягом одного періоду часу це, безумовно, знизить волатильність наступного періоду і

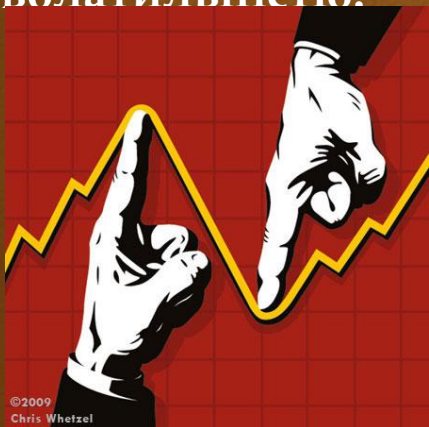
В



Висновки



- Отже, із аналізу даного дослідження, можна визначити, що
- ✓ Асиметрична модель GJR-GARCH надає коректніші данні для визначення причинності волатильності інфляції у регіонах Азії, ніж симетрична GARCH-модель.
 - ✓ Підтверджена залежність інфляції та волатильності у таких регіонах, як Індонезія, Китай, Індія, Філіппіни і Пакистан .
 - ✓ Підкреслено важливість програм стабілізації інфляції та інфляційної політики, особливо якщо існує зв'язок між інфляцією та волатильністю.



©2009
Chris Whetzel



СПИСОК ВИКОРИСТАНИХ

ДЖЕРЕЛ:

1. А.В. Ставицький, С.А. Ніколайчук, В І С Н И К Київського національного університету імені Тараса Шевченка: ЗАСТОСУВАННЯ GARCH-МОДЕЛЕЙ ДЛЯ ПРОГНОЗУВАННЯ ВОЛАТИЛЬНОСТІ ПФТС-ІНДЕКСУ ЕКОНОМІКА.

75-76/2005. Режим доступу :

[http://papers.univ.kiev.ua/ekonomika/articles/Using GARCH models for forecasting volatility of PFTS Index 14773.pdf](http://papers.univ.kiev.ua/ekonomika/articles/Using_GARCH_models_for_forecasting_volatility_of_PFTS_Index_14773.pdf)

2. А.В. Субботин Прикладная эконометрика. Режим доступу :

[http://www.applieconometrics.ru/general/upload/articles/pe1509-94\[1\].pdf](http://www.applieconometrics.ru/general/upload/articles/pe1509-94[1].pdf)

3. Syed Kumail Abbas Rizvi, Bushra Naqvi, Christian Bordes & Nawazish Mirza Inflation volatility: an Asian perspective, Economic Research-Ekonomska Istraživanja, 27:1, 280-303, DOI: 10.1080/1331677X.2014.952090 (2014) . Режим доступу:

<http://www.tandfonline.com/doi/pdf/10.1080/1331677X.2014.952090>

4. Neon-Yong Jung¹ , Wei-Xing Wu ² , Bing-Lu Xi³ SPILLOVER EFFECTS IN DIFFERENT TIME ZONES: EVIDENCE FROM CHINA, KOREA AND USA (2014).

Режим доступу: file:///C:/Users/user/Downloads/ape_2014_4_53%20(1).pdf

5. Режим доступу : <http://www.mathworks.com/help/econ/gjr-object.html>

6. Режим доступу: <http://vlab.stern.nyu.edu/doc/3?topic=mdls#>