

國立政治大學經濟學系研究所碩士論文

指導教授: 徐士勛博士

亞洲各國匯率與黃金期貨價格之頻域因果關係



研究生: 周清宥

中華民國 109 年 6 月

摘要

本文藉由時域架構下的 Granger 因果關係檢定及 Breitung and Candelon (2006) 提出之頻域架構下的因果關係檢定，探討亞洲各國匯率與黃金期貨價格之頻域因果關係，且在不同時間下的因果關係是否會有所不同。在時域的架構下探討亞洲匯率變數與黃金期貨價格之間的因果關係，可以發現在未加控制變數及加入控制變數後無條件及有條件模型下，得出兩變數之間僅存在單向的因果關係。然而本文在頻域的架構下探討亞洲匯率變數與黃金期貨價格之因果關係。在無條件模型中，欲將時間劃分成全期及三個子樣本下，得出在全期下，變數之間存在雙向因果關係，而在三個子樣本中，僅存在單向的因果關係；在有條件模型中，得出在全期及 2008 年至 2012 年這組子樣本下存在雙向的因果關係，另外兩個子樣本僅存在單向的因果關係。

關鍵詞：匯率、黃金期貨價格、頻域因果關係檢定、Granger 因果關係檢定

目錄

1	前言	1
2	文獻回顧	2
3	模型與方法	5
3.1	單根檢定	5
3.2	Granger Causality	8
3.3	頻域因果檢定	9
4	資料與基本統計性質	14
4.1	資料來源	14
4.2	資料說明	15
5	實證結果與討論	24
5.1	時域下因果關係檢定	25
5.1.1	雙變量無條件模型	25
5.1.2	雙變量有條件模型	30
5.2	頻域下因果關係檢定	34
5.2.1	雙變量無條件模型	34

5.2.2	雙變量有條件模型	43
5.3	美元指數與黃金期貨價格之頻域關係	48
6	結論與建議	50
	參考文獻	52

圖目錄

1	黃金期貨價格變動率趨勢圖	16
2	人民幣變動率趨勢圖	17
3	日圓變動率趨勢圖	18
4	港幣變動率趨勢圖	20
5	新加坡幣變動率趨勢圖	21
6	韓圓變動率趨勢圖	21
7	新台幣變動率趨勢圖	22
8	全期下港幣的時間趨勢圖	35
9	全期下新加坡幣的時間趨勢圖	36
10	全期下韓圓的時間趨勢圖	37
11	全期下新台幣的時間趨勢圖	37

12	子樣本下新加坡幣的時間趨勢圖	40
13	子樣本下新台幣的時間趨勢圖	41
14	全期下港幣的時間趨勢圖	44

表目錄

1	敘述統計量	23
2	有截距項之 ADF 檢定	24
3	時域下全期的無條件模型結果	26
4	時域下 2008 年至 2012 年的無條件模型結果	26
5	時域下 2013 年至 2016 年的無條件模型結果	27
6	時域下 2017 年至 2020 年的無條件模型結果	27
7	變數轉換後時域下全期的無條件模型結果	28
8	變數轉換後時域下 2008 年至 2012 年的無條件模型結果	29
9	變數轉換後時域下 2013 年至 2016 年的無條件模型結果	29
10	變數轉換後時域下 2017 年至 2020 年的無條件模型結果	30
11	時域下全期的有條件模型結果	30
12	時域下 2008 年至 2012 年的有條件模型結果	31
13	時域下 2013 年至 2016 年的有條件模型結果	31

14	時域下 2017 年至 2020 年的有條件模型結果	32
15	變數轉換後時域下全期的有條件模型結果	32
16	變數轉換後時域下 2008 年至 2012 年的有條件模型結果	33
17	變數轉換後時域下 2013 年至 2016 年的有條件模型結果	33
18	變數轉換後時域下 2017 年至 2020 年的有條件模型結果	34
19	頻域下全期的無條件模型檢定結果	35
20	頻域下 2008 年至 2012 年的無條件模型檢定結果	38
21	頻域下 2013 年至 2016 年的無條件模型檢定結果	38
22	頻域下 2017 年至 2020 年的無條件模型檢定結果	39
23	變數轉換後頻域下全期的無條件模型檢定結果	39
24	變數轉換後頻域下 2008 年至 2012 年的無條件模型檢 定結果	41
25	變數轉換後頻域下 2013 年至 2016 年的無條件模型檢 定結果	42
26	變數轉換後頻域下 2017 年至 2020 年的無條件模型檢 定結果	42
27	頻域下全期的有條件模型檢定結果	43
28	頻域下 2008 年至 2012 年有的條件模型檢定結果	45

29	頻域下 2013 年至 2016 年的有條件模型檢定結果	45
30	頻域下 2017 年至 2020 年的有條件模型檢定結果	45
31	變數轉換後頻域下全期的有條件模型檢定結果	46
32	變數轉換後頻域下 2008 年至 2012 年的有條件模型檢 定結果	47
33	變數轉換後頻域下 2013 年至 2016 年的有條件模型檢 定結果	47
34	變數轉換後頻域下 2017 年至 2020 年的有條件模型檢 定結果	47
35	頻域因果關係檢定結果之整理	49



1 前言

以往看金融日報或者是財經新聞時，都會讓我注意到許多商品的指數 (例如: 大台，小台)，然而許多分析師都會使用年線、季線、月線¹，甚至是用到極短時間下的 1 小時線及分線來判斷某一個商品的短中長期走勢，以便做出相對應的決策；在技術分析上有的人會使用 K 線圖 (主要是由陽線和陰線所組成，合稱為 K 線)² 穿過月線、日線來做短期進場出場的依據，抑或是運用時間序列的方法 (如: 加權移動平均法、趨勢預測法、指數平滑法) 來捕捉指數的短中長期趨勢，然而這些過往的經驗大多在時域 (time domain) 的維度上。

相較之下，頻域 (frequency domain) 分析是一種透過傅立葉轉換的方法將時域上的資料轉換到頻域上進行分析，其產生的頻譜都是一個複雜的頻率。簡言之，分析兩變數之間的相關性時，在時域維度下須為同樣的時間點去探討；在頻域維度下須為同樣的相位點去探討。而 Breitung and Candelon (2006) 使用戰後美國成長數據 (Quarterly US data) 對未來產量的成長率的議題且引入到頻域分析做探討甚至是預

¹表示最近 240 天收盤價的平均成本，又稱年線；表示最近 60 天收盤價的平均成本，又稱季線；表示最近 20 天收盤價的平均成本，又稱月線。

²當收盤價大於開盤價就是陽線；當收盤價小於開盤價就是陰線。

測。

本文將在時域分析的架構下，搭配頻域分析去探討亞洲各國匯率與黃金期貨價格之間的因果關係，進而使我們了解什麼匯率幣別會影響黃金期貨價格，或者是黃金期貨價格會影響哪些匯率幣別，且判斷在短中長期的趨勢下，區分出某個時間點是否有拒絕虛無假設(匯率是否有 Granger 黃金期貨價格，或是黃金期貨價格是否有 Granger 影響匯率)；在過去的文獻中，都是以黃金現貨價格或者是商品價格探討在歐美國家匯率的關係，在這樣的研究動機與目的下，故本篇採用亞洲各國匯率與黃金期貨價格進行探討。

2 文獻回顧

Granger(1969) 提出的 Granger Causality 概念是在自我迴歸模型中透過一系列的檢定探討不同變量之間的時間落差相關性，此因果關係的認定是建立在過去是否顯著影響未來事件以及現在事件上，此概念可以拓展到頻域上，以下，我將針對本篇論文主要參考的頻域分析相關文獻進行回顧與討論；

Granger (1996)、Geweke (1982) Hosoya (1991) 提出了頻域因果關係測量方法。在 Geweke (1982) and Hosoya (1991) 提出了在光譜分析中分解特定的頻率的因果關係；而 Yao and Hosoya (2000) 提出了在自我迴歸參數下受到非線性以及受限制模型的考量下，而發展了一個在特定的頻率下所使用的 Wald-type 檢定。

Breitung and Candelon (2006) 以上述所提到的模型中，利用二元向量自我迴歸 (VAR) 模型，以及考慮了共整合關係之模型。透過頻域轉換以區分是否存在短期及長期的因果關係；在實證中，作者利用了美國成長數據 (Quarterly US data) 對未來產量的成長率得到一個可作為商業週期頻率下的參考指標，最後經由頻域因果關係檢定成長率差對實際經濟成長的影響下，從而得到未來經濟成長的良好領先指標。

Bhunia and Pakira(2014) 探討印度金價 (現貨)、Sensex 指數和匯率這三個變數之間的關係，採用的資料在 1991 年至 2013 年之間，並利用 Johansen 共整合檢定出金價、Sensex 指數和匯率存在長期關係

且證實了 Sensex 受黃金價格和匯率的影響，而在 Granger 因果關係檢定下，金價與匯率之間存在雙向因果關係；有趣的是，在 Le and Chang(2013) 進行了一項研究，採用 1986 年 1 月至 2011 年 4 月的月資料，研究了黃金與石油之間的關係，在實證結果下，得出石油和黃金之間存在長期因果關係，得出石油價格可以用來預測黃金價格。

Schaling, Ndlovu and Alagidede(2014) 探討在商品貨幣 (黃金、原油和煤炭) 與匯率聯繫下的因果關係，採用的資料在 1996 年至 2010 年之間，並處理價格和匯率之間的短期和長期關係，他們採用 VAR 模型，Engle-Granger 模型和 Johansen 共整合檢定；在共整合檢定下，發現這兩個變數之間存在著負相關關係，並在 Granger 檢定下得出商品價格及匯率有因果關係。

大致而言，我們能發現大多文獻研究都是採用黃金現貨價格且非亞洲國家匯率的架構來探討這些變數的關聯性，並且他們都是在時域的角度去探討兩者之間的因果關係。此外，文獻回顧下也可以看出在不同國家下，或者是不同市場得出的結論可能都不盡相同，在此，我們使用 Breitung and Candelon(2006) 提出的頻域因果關係來探討在黃

金期貨價格與亞洲各國匯率之因果關係。

3 模型與方法

探討亞洲各國匯率與黃金期貨價格這兩個變數下，本文不僅在時域的架構下探討兩變數之間的因果關係，亦即也在頻域的架構下去探討短期、中期及長期下的因果關係。只有變數在定態的情況下，才能進行後續因果關係之檢定。在此，我們分別以時域架構下的 Granger causality 因果關係檢定及 Breitung and Candelon (2006) 所提出之頻域因果關係檢定來探討兩變數之間的因果關係。

3.1 單根檢定

時間序列的性質我們可區分為定態 (stationary) 以及非定態 (nonstationary) 時間序列的資料。大致而言所謂的定態是指說時間序列隨著時間的變動，而保持著穩定的結構。一個弱定態時間序列必須滿足期望值為常數，不受到 t 的變動，變異數必須為同質，而自我共變異數為 k 之函數且與 t 無關。在實證分析中，我們要判斷此筆變數是否符合定態，透過單根檢定檢驗，若拒絕虛無假設亦即此變數符合

定態；反之，若沒有拒絕虛無假設，亦即此變數具有單根。由於總體經濟變數許多都具有非定態的性質，當資料在進行迴歸分析後將造成虛假迴歸 (Spurious Regression)，亦即利用兩獨立且具有隨機趨勢的時間序列變數 (z_t, v_t) 進行簡單迴歸分析並估計以下模型

$$z_t = \alpha + \beta v_t + u_t,$$

若拒絕 $H_0: \beta = 0$ 之虛無假設，則判定係數 R^2 會異常的高。若隨機拿取兩個沒有任何關係的變數，只因為他們有時間趨勢，進行迴歸分析後，會估計出一個不存在的相關性，簡稱虛假迴歸。由於過去的經驗上，在處理時間序列變數時只有考慮到固定趨勢，其認為去除固定趨勢，此變數就為定態，但其實這遠遠不足。Nelson and Plosser(1982) 提出，若時間序列的資料存在單根，若不去除，就會出現前面所提到的虛假迴歸，而導致後續模型無法分析。因此，先使用單根檢定，檢查變數是否都為定態。對於一時間序列 y_t 若 y_t 以及落後 k 期的變數 y_{t-k} ，滿足以下

$$E(y_t) = E(y_{t-k}) = \mu,$$

$$Var(y_t) = \Sigma_y,$$

$$Cov(y_t, y_{t-k}) = \gamma_k,$$

則稱 y_t 微弱定態 (weak stationary)，或稱為共變數定態 (covariance stationary)，或者直接稱為定態。

ADF(Augmented Dickey - Fuller test) 檢定是由 Dickey and Fuller (1981)，在 DF 檢定的基礎下，加入了落後項以及排除自我相關的影響，在時間序列下檢定個別變數的資料是否具有單根之檢定，考慮下列迴歸

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \beta_0 y_{t-1} + \beta_1 \Delta y_{t-1} + \dots + \beta_p \Delta y_{t-p} + \epsilon_t,$$

使用 ADF 檢定 y_t 具有單根檢定之 $ADF-t$ 統計量為

$$ADF-t = \frac{\hat{\sigma}}{\sqrt{var(\hat{\sigma})}},$$

在此虛無假設下，統計量的極限分配不為常態分配，且 $ADF-t$ 檢定是一個左尾的檢定，其統計量越小，愈能拒絕單根之虛無假設。

3.2 Granger Causality

Granger(1969) 提出，衡量變數 y 當前與過去的實現值是否有助於預測變數 x 的未來值，透過一系列的檢定探討不同變量之間的時間落差相關性，這套架構下所認定的相關性被稱為 **Granger 因果關係**。此因果關係的基本概念在於，未來事件並不會影響現在事件以及過去事件，但過去的事件可能會影響未來事件以及現在事件，舉例來說，我們要探討變數 y 是否對變數 x 存在因果關係，我們只要去探討變數 y 的落後期是否對變數 x 產生影響，我們就稱 $y \rightarrow x$ 為 **Granger Causality**，考慮以下模型

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \alpha_2 y_{t-2} + \dots + \alpha_p y_{t-p} + \beta_1 x_{t-1} + \beta_2 x_{t-2} + \dots + \beta_p x_{t-p} + \epsilon_t$$

若沒有任何 x 的落後項存在此模型下 ($\beta_i = 0, i = 1, 2, \dots, p$)，我們則可稱變數 x 對變數 y 並不存在因果關係；若有任一 x 的落後項存在此模型下 ($\beta_i \neq 0, i = 1, 2, \dots, p$)，我們稱變數 x 對變數 y 存在因果關係。值得注意的是，此 **Granger 因果關係** 中，我們並未考慮到干擾項以及非線性的因果關係，若真的出現第三變數的情況下，我們只要控制變數 x 下，也有可能拒絕虛無假設，並導致此因果關係的誤導。

3.3 頻域因果檢定

一個定態的時間序列資料中，我們可以把牠分為時域以及頻域的架構。在時域中，自變數是時間，橫軸是時間，縱軸是信號的變化。其動態信號 x_t 是描述在不同時刻下取值的函數。在頻域中，橫軸是頻率，縱軸是該頻率信號的幅度，也就是我們通常所看到的頻譜圖。此方法是由 Geweke(1982) 及 Hosoya(1991) 提出，在光譜分析中分解特定的頻率的因果關係，我們用以檢定黃金期貨價格與亞洲各國匯率之間的頻域因果關係，並區分這兩變數在短中長期下是否也存在著因果關係。

首先，令 $z_t = [x_t, y_t]'$, $t = 1, \dots, T$ 是一個二維時間序列觀測值的向量，我們令 x_t 為亞洲各匯率之變數， y_t 為黃金價格之變數，而 z_t 是一個有限次序 VAR 的表達方式為

$$\Theta(L)z_t = \epsilon_t, \quad (1)$$

根據上述，落後多項式是一個 2×2 的運算式為 $\Theta(L) = I - \Theta_1 L - \dots - \Theta_p L^p$ ，其中 I 為單位矩陣，而落後運算元為 $L^k z_t = z_{t-k}$ 。在此我們令誤差向量 ϵ_t 是一個白噪音且符合 $E(\epsilon_t) = 0$ 和 $E(\epsilon_t, \epsilon_t') = \Sigma$ 。

且 Σ 為正定矩陣。在正定矩陣下，Cholesky 分解為唯一解，令 G 為下三角矩陣且矩陣中的主對角元素，所有數值要嚴格大於 0，使得 $G'G = \Sigma^{-1}$ 、 $E(\eta_t\eta_t') = I$ 和 $\eta_t = G\epsilon_t$ 成立。為了便於闡述，我們忽略 (1) 的確定項，儘管在實證結果下，此模型包括了常數、趨勢或者是虛擬變數。

我們把 (1) 式做簡單的移項 $z_t = \Theta^{-1}(L)\epsilon_t$ ，令 $\Theta^{-1}(L) = \Phi(L)$ 得出 $z_t = \Phi(L)\epsilon_t$ 。若資料為定態，MA 模型對應式可以表示為

$$z_t = \begin{bmatrix} x_t \\ y_t \end{bmatrix} = \Phi(L)\epsilon_t = \begin{bmatrix} \Phi_{11}(L) & \Phi_{12}(L) \\ \Phi_{21}(L) & \Phi_{22}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \epsilon_{1t} \\ \epsilon_{2t} \end{bmatrix}, \quad (2)$$

$$= \Psi(L)\eta_t = \begin{bmatrix} \Psi_{11}(L) & \Psi_{12}(L) \\ \Psi_{21}(L) & \Psi_{22}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \eta_{1t} \\ \eta_{2t} \end{bmatrix},$$

其中 $\Phi(L) = \Theta(L)\epsilon_t^{-1}$ 和 $\Psi(L) = \Phi(L)G^{-1}$ ，在頻譜分析下 x_t 可以被表達為

$$f_x(\omega) = \frac{1}{2\pi} \{ |\Psi_{11}(e^{-i\omega})|^2 + |\Psi_{12}(e^{-i\omega})|^2 \},$$

在 Geweke (1982) 和 Hosoya (1991) 提出的因果關係的架構下被

定義為

$$M_{y \rightarrow x}(\omega) = \log \left[\frac{2\pi f_x(\omega)}{|\Psi_{11}(e^{-i\omega})|^2} \right], \quad (3)$$

$$= \log \left[1 + \frac{|\Psi_{12}(e^{-i\omega})|^2}{|\Psi_{11}(e^{-i\omega})|^2} \right], \quad (4)$$

如果檢定出 $|\Psi_{12}(e^{-i\omega})| = 0$ ，在這種情況下，我們可以說 $y \rightarrow x$ 沒有因果關係；若 z_t 跟 $I(1)$ 是共整合關係，而自我迴歸多項式的 $\Theta(L)$ 有一單根。其餘的根落在單位圓外，並且在式 (1) 的兩邊同時減去 z_{t-1} ，其中 $\Delta z_t = z_t - z_{t-1}$ 可得

$$\begin{aligned} \Delta z_t &= (\Theta_1 - I)z_{t-1} + \Theta_2 z_{t-2} + \dots + \Theta_p z_{t-p} + \epsilon_t \\ &= \tilde{\Theta}(L)z_{t-1} + \epsilon_t, \end{aligned} \quad (5)$$

其中 $\tilde{\Theta}(L) = \Theta_1 - I + \Theta_2 L + \dots + \Theta_p L^p$ 。當 $\Theta(L) = \tilde{\Theta}(L) = 0$ ，我們可以說是 $y \rightarrow x$ 並不存在因果關係，因為在 WALD 檢定得出，在極限分配下 VAR 的參數為複雜且非線性之函數。在頻域分析下測量的因果關係也可以用正交 MA 來表示

$$\begin{aligned} \Delta z_t &= \tilde{\Theta}(L)\epsilon_t, \\ &= \tilde{\Psi}(L)\eta_t, \end{aligned} \quad (6)$$

其中 $\tilde{\Psi}(L) = \tilde{\Phi}(L)G^{-1}$ ， $\eta_t = G\epsilon_t$ ， G 為一個下三角矩陣並且 $E(\eta_t, \eta_t') = I$ 。請注意在一個二元共整合的下 $\beta'\tilde{\Psi}(1) = 0$ ，其中 β 是一個共整合向量，使得 $\beta'z_t$ 為定態。在定態的情況下，因果關係的結果為

$$M_{y \rightarrow x}(\omega) = \log \left[1 + \frac{|\Psi_{12}(e^{-i\omega})|^2}{|\Psi_{11}(e^{-i\omega})|^2} \right], \quad (7)$$

這個因果關係能被延伸到更高維度的空間裡。

Hosoya(2001) 的方法是在二元因果關係度量下測量”條件作用外”的第三個變量。假設我們想要在一個三維度的空間裡面測量 y_{1t} 在 y_{2t} 的因果關係下且 y_{1t} 跟 y_{2t} 皆來自於 $y_t = [y_1, y_2, y_3]'$ 。在 Hilbert space $H(y_{1t}, y_{2t}, y_{t-1}, y_{t-2}, \dots)$ 中，我們令 w_t 為 y_{3t} 投影矩陣的投影殘差。再者， y_{1t} 為 u_t 在 $H(w_t, w_{t-1}, \dots)$ 上投影的投影殘差； y_{2t} 為 v_t 在 $H(w_t, w_{t-1}, \dots)$ 上投影的投影殘差，能被表示為

$$\begin{bmatrix} \Delta y_{1t} \\ \Delta y_{2t} \\ \Delta y_{3t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \Psi_{11}(L) & \Psi_{12}(L) & \Psi_{13}(L) \\ \Psi_{21}(L) & \Psi_{22}(L) & \Psi_{23}(L) \\ \Psi_{31}(L) & \Psi_{32}(L) & \Psi_{33}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \eta_{1t} \\ \eta_{2t} \\ \eta_{3t} \end{bmatrix},$$

其中 $u_t = \Psi_{11}(L)\eta_{1t} + \Psi_{12}(L)\eta_{2t}$ ， $v_t = \Psi_{21}(L)\eta_{1t} + \Psi_{22}(L)\eta_{2t}$ 。

在 Hosoya (2001) 提出的因果關係度量是等價於 u_t 和 v_t 雙變量因

果關係的度量。

$$M_{y_1 \rightarrow y_2 | y_3}(\omega) \equiv M_{u \rightarrow v}(\omega),$$

因此，在高維度的空間下的因果關係可以被改寫成具有適當的轉換變數雙變量因果關係測量。

而在雙變數結構下，我們想要知道頻域 ω 下變數 y 會不會影響變數 x ，首先，虛無假設為

$$M_{y \rightarrow x}(\omega) = 0, \quad (8)$$

從 (4) 得知，若 $|\Psi_{12}(e^{-i\omega})|^2 = 0$ 亦即 $M_{y \rightarrow x}(\omega) = 0$ 。並且給定 $\Psi(L) = \Theta(L)^{-1}G^{-1}$ 以及 $\Psi_{12}(L) = -\frac{g^{22}\Theta_{12}(L)}{|\Theta(L)|}$ ，然而 g^{22} 為 G^{-1} 的下對角元素且 $|\Theta(L)|$ 是 $\Theta(L)$ 之行列式。若

$$|\Theta_{12}(e^{-i\omega})| = |\sum_{k=1}^p \theta_{12,k} \cos(k\omega) - \sum_{k=1}^p \theta_{12,k} \sin(k\omega)i| = 0, \quad (9)$$

且 $\theta_{12,k}$ 為 Θ_k 之 $(-1, 2)$ 元素。因此，為了要滿足 $|\Theta_{12}(e^{-i\omega})| = 0$ 的充分且必要條件為

$$\sum_{k=1}^p \theta_{12,k} \cos(k\omega) = 0, \quad (10)$$

$$\sum_{k=1}^p \theta_{12,k} \sin(k\omega) = 0, \quad (11)$$

式 (10)(11) 為兩條線性限制式。為了簡化我們的符號，我們令

$\alpha_j = \theta_{11,j}$ 跟 $\beta_j = \theta_{12,j}$ ，致使我們的 x_t 對應於 VAR 模型中的式子可寫成

$$x_t = \alpha_1 x_{t-1} + \dots + \alpha_p x_{t-p} + \beta_1 y_{t-1} + \dots + \beta_p y_{t-p} + \epsilon_{1t}, \quad (12)$$

經過這些推導的過程下，愈檢定頻域 ω 下變數 y 是否對變數 x 是否有因果關係 $M_{y \rightarrow x}(\omega) = 0$ 等價為

$$H_0 = R(\omega)\beta = 0, \quad (13)$$

且 $\beta = [\beta_1, \dots, \beta_p]'$ 和

$$R(\omega) = \begin{bmatrix} \cos(\omega) & \cos(2\omega) & \dots & \cos(p\omega) \\ \sin(\omega) & \sin(2\omega) & \dots & \sin(p\omega) \end{bmatrix},$$

式 (13) 所得出的 F 檢定統計量在 $\omega \in (0, \pi/2)$ 下極限分配為 $F(2, T-2p)$ 。

4 資料與基本統計性質

4.1 資料來源

本文欲探討亞洲各國匯率與黃金期貨價格短中長期的頻域因果關係，一共使用了從 2008 年 1 月至 2020 年 3 月的日資料共 3062 筆，

來源均從 Investing.com。本文使用了 6 個解釋變數 1 個控制變數，分別為人民幣 (RMB)、日圓 (YEN)、港幣 (HK)、新加坡幣 (SGD)、韓圓 (KRW)，新台幣 (TWD) 而控制變數為恐慌指數 (VIX)，若加上欲觀察的黃金期貨價格 (GC) 共有 8 個變數。

4.2 資料說明

本文資料包含了亞洲金融風暴 (2008)、歐債危機 (2011)、美聯儲進入升息循環 (2015) 以及中美貿易戰 (2018) 期間。首先由黃金期貨價格變動率趨勢圖 (圖 1) 來看，我們能得到有兩段時間動盪很大。在 500 筆原始資料以前 (對應時期大約為 2008 年 1 月至 2009 年 12 月)，往上動盪的時間趨近於 2008 年的次級房貸危機的後續以及亞洲金融風暴發生的時候，³ 投資人為了不讓自己損失加劇，進而轉向投資黃金期貨來分散風險，故而使黃金期貨價格在那段時間為上揚的情況；而在接近於 1500 筆原始資料 (對應時期大約為 2013 年 12 月)，由於房地產市場升溫、股市回漲，從而使黃金期貨價格大幅下降。

³意指借款人的信用不好貸款，然而美國在 21 世紀時，由於房價不斷持續上揚，以至於能讓信用不好的借款人去借到貸款，金融機構把這些借款人的住屋抵押貸款證券 (Mortgage-Backed Security，簡稱 MBS) 作為金融性衍生商品，並打包出售給其他投資人以及金融機構，然而評級機構不負責任地把這些證券評為 AAA 級，而買家已可以透過信用約等手段來規避風險。然而當美國房價開始下跌之時，次級房貸大量違約，導致 MBS 失去了許多價值，並直接的造成許多金融機構資本大幅下降、雷曼兄弟破產、美國國籍集團瀕臨倒閉，造成世界各地緊縮信貸。

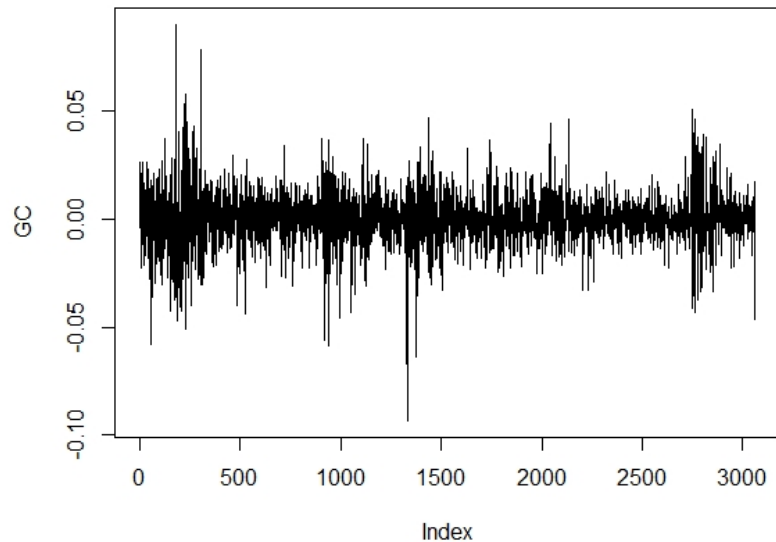


圖 1: 黃金期貨價格變動率趨勢圖

人民幣，我們能從圖 2 可以看出在接近 2000 筆原始資料 (對應的時期大約為 2015 年 7 月) 下有一段時間明顯的上揚；在 2500 筆至 3000 筆原始資料下 (對應時期大約為 2017 年 3 月至 2018 年 10 月)，人民幣的區間震盪也非常顯著，那時中國大陸正在發展一帶一路政策，且為了讓人民幣邁向國際化，無論是擴大到外國的基礎建設投資，還是向外國輸出資本，增加在資本結算後人民幣的規模，此舉可以減少資本產能過剩、增加進出口之外亦能加深中國的戰略位置，進而使中國有著極強的優勢。

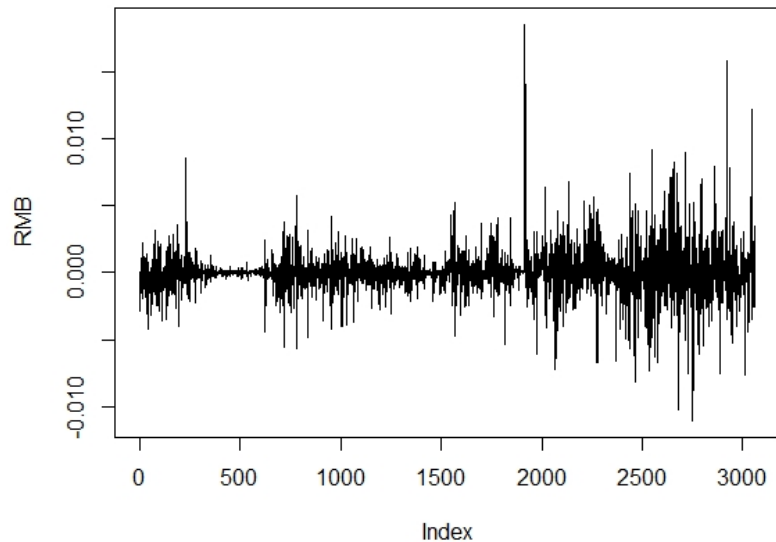


圖 2: 人民幣變動率趨勢圖

日圓，從圖 3 得之在 500 筆以前的原始資料下 (對應時期大約為 2008 年 1 月至 2009 年 12 月) 有很明顯的上下起伏，因受到亞洲金融風暴的影響，第一時間造成日圓大貶，同時日圓也為避險而做了資產的配置，在金融風暴結束後使得日圓上漲。而在 2011 年 10 月，日圓一度來到從第二世界大戰之後的最高紀錄，在此約一年的時間，由於日圓的一度強勢，危及到日本的出口，並在 2012 年安倍晉三上任之後，採行更激進的貨幣寬鬆政策，此為第一支箭，為解決低通膨並設置兩年內要達到通膨 2%；第二支箭，為擴大財政支出，促進民間經濟活性化、災害重建，以及維持民眾生計及區域經濟；第三支箭，為結構

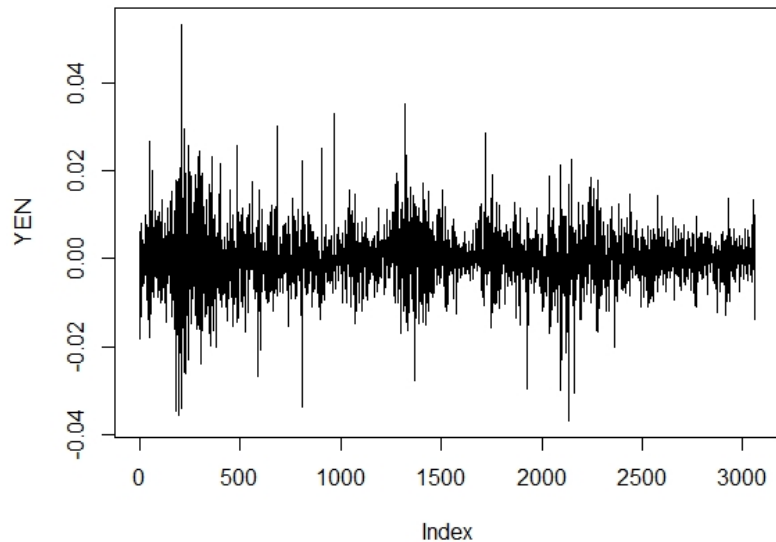


圖 3: 日圓變動率趨勢圖

性經濟改革與成長策略，分別為促進投資、基礎建設以及能源政策。而在 2015 年，安倍晉三又發表新的三支箭，這些政策措施讓日圓在 500 筆至 2500 筆原始資料下 (對應時期大約為 2009 年 12 月至 2017 年 3 月) 一直震盪起伏。

港幣，在 2008 年到 2020 年所有的日資料顯示下，港幣一直都處在區間震盪起並有幾處的高潮迭起。從圖 4 得知在一開始 1000 筆原始資料下 (對應時期大約為 2008 年 1 月至 2012 年 5 月)，香港在 2008 金融危機的時候也是災害國之一，衝擊了香港股市、金融行業、實體經

濟，並導致了資產泡沫化的出現，由於美國在戰後採取了大量的寬鬆貨幣政策，以刺激美國經濟復甦，但由於香港沒有外匯管制以及資金的流動性，突然大量的資金流入到香港境內，增加了香港的經濟危機，最後還有導致嚴重性輸入膨脹，因香港屬於外向型經濟，進口商品的價格也隨之增高，在 2009 年時通膨只有 0.5%，2010 增加至 2.4%，2011 年更高達於 5.3%，使企業增加了經營壓力，同時也削弱了人民的購買力；而在 1000 筆至 2000 筆原始資料下 (對應時期大約為 2012 年 5 月至 2015 年 7 月)，香港於金融危機後並做出了改善金融監察制度、政府應適當干預市場、減低對金融的依賴，以及中港合作抗衡外圍衝擊；在 2000 筆原始資料之後 (對應時期大約為 2015 年 7 月至 2020 年 3 月)，首先受到了美聯儲進入了升息循環，香港受到了有升值的壓力，在這之後又受到中美貿易戰的因素下，使得香港匯率在中美貿易戰下一直是很激烈的震盪區間起伏。

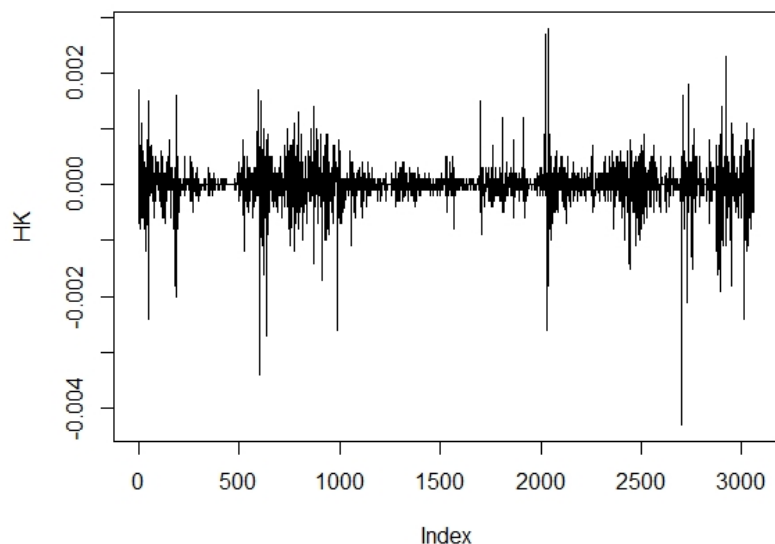


圖 4: 港幣變動率趨勢圖

新加坡幣，從圖 5 可以得知在亞洲金融風暴起伏很大，因為新加坡匯率制度是管理浮動匯率制度，意味著新加坡金管局讓匯率的波動範圍有一個上下限的浮動，但此舉只在短期的時候有效，而當發生金融海嘯時衝擊了匯率制度，故使得在 1000 筆以前的原始資料 (對應時期大約為 2008 年 1 月至 2012 年 5 月) 下有很明顯的劇烈震盪。

韓圓，韓圓的波動相較於其他匯率波動更為之平緩，從圖 6 我們能知道他只在金融風暴之間有受到一段很大的起伏，其餘的皆為平緩的區間震盪。

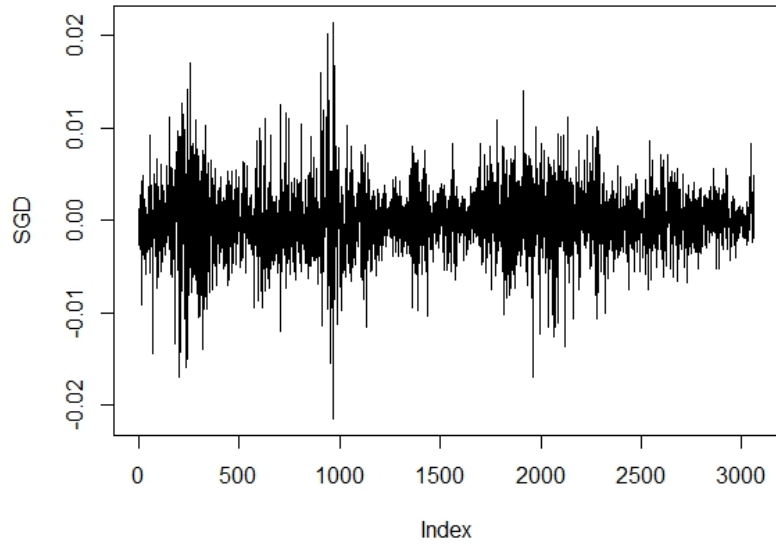


圖 5: 新加坡幣變動率趨勢圖

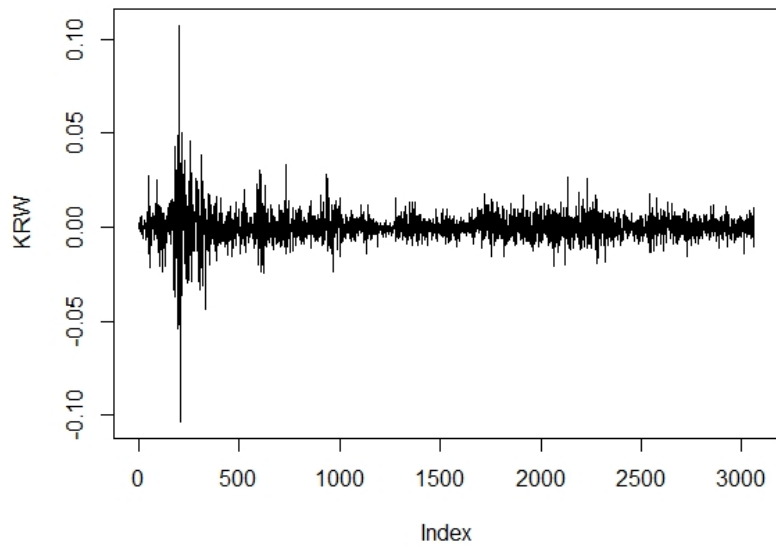


圖 6: 韓圓變動率趨勢圖

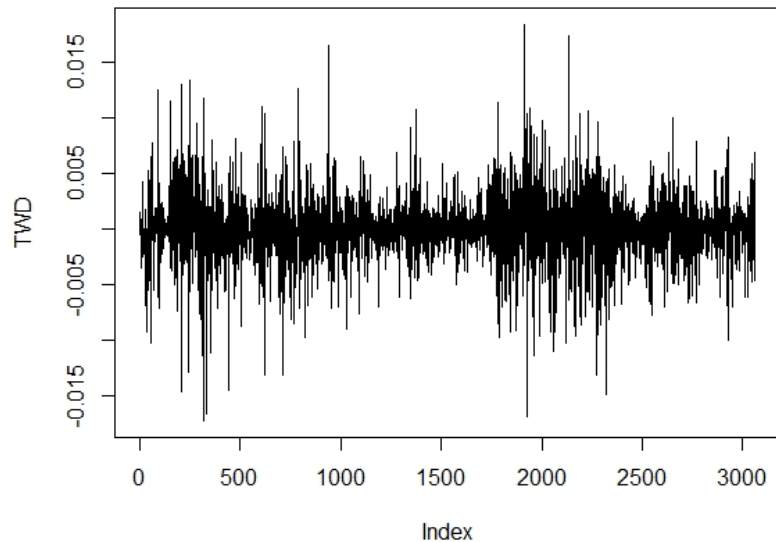


圖 7: 新台幣變動率趨勢圖

新台幣，受到亞洲金融風暴 (2008)、歐債危機 (2011)、國際油價大跌而美聯儲升息循環 (2015)，還有中美貿易戰開打 (2018) 影響劇烈波動。因台灣戰略位置的重要又加上體制的問題導致台灣為出口導向的國家，在遇到這些重大的金融危機事件下，而新台幣並不是國際上流通的貨幣，在外匯市場的流通地位很小，有極大的可能成為外資炒作的天堂。再加上台灣不是 IMF(國際貨幣基金組織)，世界銀行和亞洲銀行的成員，一但升值，大量的金錢流入台灣，恐怕會導致新台幣匯率崩壞，故我們能從圖中看出，貶值通常都是大於升值的。

表 1: 敘述統計量

Statistic	Mean	St. Dev.	Min	Max	Skewness	Kurtosis
GC	0.0002	0.0119	0.0903	-0.0935	-1.0051	5.6242
RMB	1.0780	0.0017	1.8600	-1.1100	4.4397	13.2477
YEN	2.3250	0.0066	5.3500	-3.7000	7.6376	4.8315
HK	-1.2080	0.0004	2.8000	-4.3000	-5.2227	19.8041
SGD	-2.0180	0.0036	2.1400	-2.1500	3.2807	3.2419
KRW	0.0001	0.0076	0.1076	-0.1037	1.2726	31.3872
TWD	-1.5610	0.0031	1.8400	-1.7300	-3.2854	3.8906
VIX	0.0032	0.0809	1.1560	-0.2957	0.0011	17.9101

接下來，我們將這些變數的敘述統計量列於表 1，並以平均數、變異數以及峰態係數來說明。首先平均數衡量這些變數的集中趨勢；變異數衡量分散程度，而峰態係數來判斷此變數為低闊峰或高峽峰。

首先我們以平均數來衡量這些變數的集中程度，可看出 YEN 這變數有最高點的值；以標準差來衡量這些變數的離散程度，可以看出這些變數他們都是趨近於 0 的數值，表示說他們點與點的距離都非常接近；以偏態係數來說，可以得知 GC、HK、TWD 這三個變數為左偏分配而 RMB、YEN、SGD、KRW、VIX 為右偏分配；以峰態係數來說，可以得出這些變數他們全部都為高峽峰。

表 2: 有截距項之 ADF 檢定

Exchange	Dickey-Fuller	P-value	Lag order
GC	-14.266	0.01	14
RMB	-13.046	0.01	14
YEN	-14.314	0.01	14
HK	-14.558	0.01	14
SGD	-14.765	0.01	14
KRW	-13.508	0.01	14
TWD	-14.003	0.01	14
VIX	-16.145	0.01	14

接下來，我們以 Augmented-Dickey Fuller 單根檢定來檢驗 GC、RMB、YEN、HK、SGD、KRW、TWD、VIX，這些變數是否符合時間序列要求的定態，亦即不具單根。

由表 2 可以得知，所有變數都拒絕虛無假設，故不存在單根，亦即所有變數都為定態資料，這樣才能使我們進行後續頻域因果關係之探討。

5 實證結果與討論

接下來，我們將呈現在時域下以 Granger(1969) 的因果關係檢定，以及根據參考文獻中所提及的方法，由 Breitung and Candelon(2006)

提出的頻域因果關係檢定來探討亞洲各國匯率與黃金期貨價格之頻域因果關係。而在頻域因果關係中，本文把資料劃分成兩種方式，第一種型式為全期 2008 年至 2020 年；第二種型式為子樣本時間 2008 年至 2012 年、2013 年至 2016 年，以及 2017 年至 2020 年，將於下節進行探討。

5.1 時域下因果關係檢定

我們在時域的架構下做 VAR 模型，應變數 y 為黃金期貨價格，自變數 x 為人民幣、日圓、港幣、新加坡幣、韓圓，以及新台幣，且加入恐慌指數做為控制變數，來穩定此模型的結果，以便於在之後的 Granger 因果關係檢定出的結果與頻域因果關係檢定中進行比較。

5.1.1 雙變量無條件模型

在顯著水準為 $\alpha = 0.05$ 下，探討 2008 年至 2020 年全期資料，以及 3 組子樣本資料分別為 2008 年至 2012 年、2013 年至 2016 年，2017 年至 2020 年。當應變數黃金期貨價格 GC 且匯率自變數為人民幣 RMB、日圓 YEN、港幣 HK、新加坡幣 SGD、韓圓 KRW 以及新台幣 TWD 下，Granger 因果關係之虛無假設為人民幣 RMB、日圓

表 3: 時域下全期的無條件模型結果

Exchange	F-Test	p-value	H_0 : Exchange does not Granger GC
RMB	0.1054	0.7455	不拒絕
YEN	5.7522	0.0165	有拒絕
HK	3.3272	0.0682	不拒絕
SGD	15.3910	0.0088	有拒絕
KRW	0.1616	0.6875	不拒絕
TWD	2.6210	0.1052	不拒絕

YEN、港幣 HK、新加坡幣 SGD、韓圓 KRW 以及新台幣 TWD 不會 Granger 影響黃金期貨價格 GC，將結果列於下表中。

由表 3 我們可以得知，日圓跟新加坡幣對黃金期貨價格有因果關係；反之，人民幣、港幣、韓圓，新台幣對黃金期貨價格沒有因果關係。接下來我們探討在三個子樣本下的結果。

由表 4 我們可以得知在金融風暴以及歐債危機發生，能看出匯率與黃金期貨價格之間沒有任何的因果關係；在表 5 中，能發現僅有新加坡

表 4: 時域下 2008 年至 2012 年的無條件模型結果

Exchange	F-Test	p-value	H_0 : Exchange does not Granger GC
RMB	0.1785	0.6727	不拒絕
YEN	1.1348	0.2869	不拒絕
HK	3.4641	0.0628	不拒絕
SGD	3.6583	0.0559	不拒絕
KRW	0.6937	0.4050	不拒絕
TWD	0.0253	0.8737	不拒絕

表 5: 時域下 2013 年至 2016 年的無條件模型結果

Exchange	F-Test	p-value	H_0 :Exchange does not Granger GC
RMB	0.0508	0.8216	不拒絕
YEN	1.7507	0.1859	不拒絕
HK	0.0559	0.8130	不拒絕
SGD	7.2000	0.0073	有拒絕
KRW	0.8049	0.3697	不拒絕
TWD	3.6298	0.0568	不拒絕

表 6: 時域下 2017 年至 2020 年的無條件模型結果

Exchange	F-Test	p-value	H_0 :Exchange does not Granger GC
RMB	0.0168	0.8967	不拒絕
YEN	18.126	0.0001	有拒絕
HK	0.6856	0.4078	不拒絕
SGD	6.3672	0.0117	有拒絕
KRW	0.3766	0.5395	不拒絕
TWD	1.5873	0.2079	不拒絕

表 7: 變數轉換後時域下全期的無條件模型結果

Exchange	F-Test	p-value	H_0 :GC does not Granger Exchange
RMB	3.5465	0.0597	不拒絕
YEN	0.9751	0.3235	不拒絕
HK	4.4602	0.0347	有拒絕
SGD	2.3649	0.1241	不拒絕
KRW	0.0008	0.9771	不拒絕
TWD	8.5331	0.0035	有拒絕

幣與黃金期貨價格有因果關係；表 6 中有日圓與新加坡幣有拒絕虛無假設。再參考表 3 全期下，能得知日圓，新加坡幣與黃金期貨價格有因果關係，亦即透過三個子樣本下，我們能看出愈後期的資料愈有因果關係。

反之，當應變數匯率有人民幣 RMB、日圓 YEN、港幣 HK、新加坡幣 SGD、韓圓 KRW 以及新台幣 TWD 且自變數為黃金期貨價格 GC，Granger 因果關係之虛無假設為黃金期貨價格 GC 不會 Granger 影響人民幣 RMB、日圓 YEN、港幣 HK、新加坡幣 SGD、韓圓 KRW 以及新台幣 TWD，探討在全期下的結果列於下方。

由表 7 我們可以得知，黃金期貨價格對港幣跟新台幣有因果關係；反之，黃金期貨價格對人民幣、日圓、新加坡幣跟韓圓沒有因果關係。接下來我們探討在三個子樣本下的結果。

表 8: 變數轉換後時域下 2008 年至 2012 年的無條件模型結果

Exchange	F-Test	p-value	H_0 :GC does not Granger Exchange
RMB	28.624	0.0001	有拒絕
YEN	2.7661	0.0964	不拒絕
HK	6.7502	0.0094	有拒絕
SGD	4.0970	0.0431	有拒絕
KRW	0.0823	0.7742	不拒絕
TWD	17.468	0.0003	有拒絕

由表 8 可以得知在金融風暴下，黃金期貨價格對人民幣、港幣、新加坡幣跟新台幣有因果關係；而在表 9，表 10 中，我們可以得知黃金期貨價格對於匯率都沒有因果關係；再參照表 7 後，我們可以得出人民幣跟新加坡幣受到 2013 年至 2016 年跟 2017 年至 2020 年的資料影響，使得從有拒絕虛無假設變成沒有拒絕虛無假設。

表 9: 變數轉換後時域下 2013 年至 2016 年的無條件模型結果

Exchange	F-Test	p-value	H_0 :GC does not Granger Exchange
RMB	0.0357	0.8500	不拒絕
YEN	0.2353	0.6276	不拒絕
HK	0.0347	0.8520	不拒絕
SGD	1.1012	0.2941	不拒絕
KRW	0.1125	0.7374	不拒絕
TWD	0.3529	0.5525	不拒絕

表 10: 變數轉換後時域下 2017 年至 2020 年的無條件模型結果

Exchange	F-Test	p-value	H_0 :GC does not Granger Exchange
RMB	0.7861	0.3754	不拒絕
YEN	0.0824	0.7741	不拒絕
HK	0.0494	0.8241	不拒絕
SGD	0.7066	0.4407	不拒絕
KRW	0.8713	0.3507	不拒絕
TWD	0.0104	0.9187	不拒絕

5.1.2 雙變量有條件模型

探討完雙變量無條件模型後，我們欲加入 VIX(恐慌指數) 做為控制變數，並觀察在全期以及三組子樣本的資料下，當應變數匯率有黃金期貨價格 GC 且自變數為人民幣 RMB、日圓 YEN、港幣 HK、新加坡幣 SGD、韓圓 KRW 以及新台幣 TWD 下，Granger 因果關係之虛無假設為人民幣 RMB、日圓 YEN、港幣 HK、新加坡幣 SGD、韓圓 KRW 以及新台幣 TWD 不會 Granger 影響黃金期貨價格 GC，將結果列於下表中。

表 11: 時域下全期的有條件模型結果

Exchange	F-Test	p-value	H_0 :Exchange does not Granger GC
RMB	0.1236	0.7251	不拒絕
YEN	5.9702	0.0145	有拒絕
HK	3.4509	0.0632	不拒絕
SGD	15.742	0.0007	有拒絕
KRW	0.1253	0.7233	不拒絕
TWD	2.7003	0.1004	不拒絕

表 12: 時域下 2008 年至 2012 年的有條件模型結果

Exchange	F-Test	p-value	H_0 :Exchange does not Granger GC
RMB	0.1980	0.6563	不拒絕
YEN	1.0858	0.2975	不拒絕
HK	3.2898	0.0698	不拒絕
SGD	3.6909	0.0548	不拒絕
KRW	0.7166	0.3973	不拒絕
TWD	0.0275	0.8682	不拒絕

由表 11 可以看出在全期的觀測下，只有日圓跟新加坡幣與黃金期貨價格有因果關係，接下來我們探討在三個子樣本下資料的結果。

由表 12 我們可以得知在金融風暴以及歐債危機發生下，能得出匯率與黃金期貨價格之間沒有任何的因果關係；在表 13 中，能發現僅有新加坡幣與黃金期貨價格有因果關係；表 14 中有日圓與新加坡幣有拒絕虛無假設。再參考表 11 全期下，能得知日圓，新加坡幣與黃金期貨價格有因果關係，亦即透過三個子樣本下，我們能看出愈後期的資料愈有因果關係。

表 13: 時域下 2013 年至 2016 年的有條件模型結果

Exchange	F-Test	p-value	H_0 :Exchange does not Granger GC
RMB	0.0636	0.8009	不拒絕
YEN	1.9892	0.1586	不拒絕
HK	0.0591	0.8080	不拒絕
SGD	7.7656	0.0053	有拒絕
KRW	1.0347	0.3092	不拒絕
TWD	3.6916	0.0548	不拒絕

表 14: 時域下 2017 年至 2020 年的有條件模型結果

Exchange	F-Test	p-value	H_0 : Exchange does not Granger GC
RMB	0.0051	0.9432	不拒絕
YEN	19.727	0.0009	有拒絕
HK	0.7881	0.3748	不拒絕
SGD	7.6607	0.0057	有拒絕
KRW	0.7233	0.3952	不拒絕
TWD	2.1019	0.1473	不拒絕

反之，當應變數匯率有人民幣 RMB、日圓 YEN、港幣 HK、新加坡幣 SGD、韓圓 KRW 以及新台幣 TWD 且自變數為黃金期貨價格 GC，Granger 因果關係之虛無假設為黃金期貨價格 GC 不會 Granger 影響人民幣 RMB、日圓 YEN、港幣 HK、新加坡幣 SGD、韓圓 KRW 以及新台幣 TWD，探討在全期下的結果列於下方。

由表 15 可以看出在全期的觀測下，只有日圓跟新台幣與黃金期貨價

表 15: 變數轉換後時域下全期的有條件模型結果

Exchange	F-Test	p-value	H_0 : GC does not Granger Exchange
RMB	3.4374	0.0637	不拒絕
YEN	1.2223	0.2689	不拒絕
HK	4.4272	0.0354	有拒絕
SGD	2.8390	0.0920	不拒絕
KRW	0.0004	0.9843	不拒絕
TWD	8.8769	0.0029	有拒絕

表 16: 變數轉換後時域下 2008 年至 2012 年的有條件模型結果

Exchange	F-Test	p-value	H_0 :GC does not Granger Exchange
RMB	28.116	0.0001	有拒絕
YEN	2.4243	0.1196	不拒絕
HK	6.4975	0.0108	有拒絕
SGD	3.5729	0.0588	不拒絕
KRW	0.0224	0.8809	不拒絕
TWD	16.895	0.0004	有拒絕

格有因果關係，接下來我們探討在三個子樣本下資料的結果。

由表 16 可以得知在金融風暴下，黃金期貨價格對人民幣、港幣跟新台幣有因果關係；而在表 17，表 18 中，我們可以得知黃金期貨價格對於匯率都沒有因果關係；再參照表 15 後，我們可以得出人民幣受到後兩個子樣本資料的影響下，在全期的結果是沒有拒絕虛無假設的，反之港幣跟新台幣受到後兩個子樣本的資料影響依然是拒絕虛無假設。由此可知，在時域的架構下，因果關係為雙向。

表 17: 變數轉換後時域下 2013 年至 2016 年的有條件模型結果

Exchange	F-Test	p-value	H_0 :GC does not Granger Exchange
RMB	0.0315	0.8590	不拒絕
YEN	0.1523	0.6963	不拒絕
HK	0.0301	0.8621	不拒絕
SGD	1.0190	0.3129	不拒絕
KRW	0.1429	0.7054	不拒絕
TWD	0.3988	0.5277	不拒絕

表 18: 變數轉換後時域下 2017 年至 2020 年的有條件模型結果

Exchange	F-Test	p-value	H_0 :GC does not Granger Exchange
RMB	0.6846	0.4081	不拒絕
YEN	0.0197	0.8882	不拒絕
HK	0.0791	0.7785	不拒絕
SGD	1.2175	0.2700	不拒絕
KRW	0.3548	0.5515	不拒絕
TWD	0.0463	0.8296	不拒絕

5.2 頻域下因果關係檢定

接下來，我們分成兩種形式去探討，第一種形式在全期為 2008 年 1 月至 2020 年 3 月做為第二種模型參考的依據；第二種形式在三個子樣本分別是，2008 年 1 月至 2012 年 12 月、2013 年 1 月至 2016 年 12 月，以及 2017 年 1 月至 2020 年 3 月，然而模型分別為雙變量無條件模型以及雙變量有條件模型來估計變數之間的頻域因果關係。

5.2.1 雙變量無條件模型

首先，我們先觀察 2008 年 1 月至 2020 年 12 月的日資料，將應變數匯率有人民幣 RMB、日圓 YEN、港幣 HK、新加坡幣 SGD、韓圓 KRW 以及新台幣 TWD 且自變數為黃金期貨價格 GC 之雙變量無條件模型結果列於下方。

表 19: 頻域下全期的無條件模型檢定結果

Exchange	F-threshold	F-test	H_0 :GC does not Granger Exchange
RMB	3	2.2	不拒絕
YEN	3	0.438	不拒絕
HK	3	3.66 至 0.88	大於 36.62 天有預測能力
SGD	3	6.09 至 0.48	大於 21.87 天有預測能力
KRW	3	10.63 至 0.17	大於 23.53 天有預測能力
TWD	3	9.38 至 4.56	大於 38 天且小於 18.89 天有預測能力

由表 19 可以得知，黃金期貨價格對人民幣及日圓沒有因果關係。而比較感興趣的是港幣、新加坡幣、韓圓，以及新台幣，以下我們用圖形來說明這四個幣別。

由圖 8 我們可以得知，港幣在第 1 筆至第 529 筆的變動率資料下，F-test 大於 F-threshold=3，表示黃金期貨價格對港幣有因果關係。換

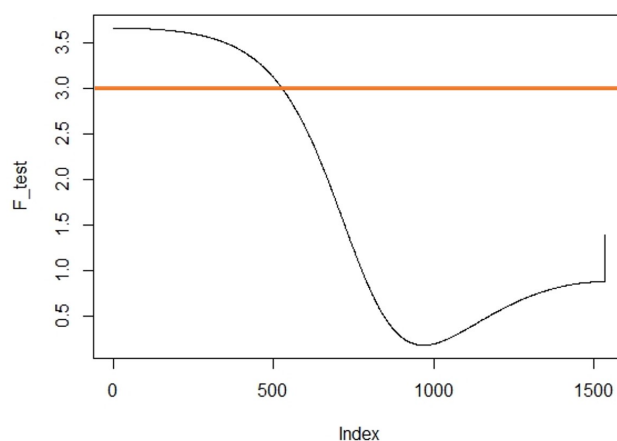


圖 8: 全期下港幣的時間趨勢圖

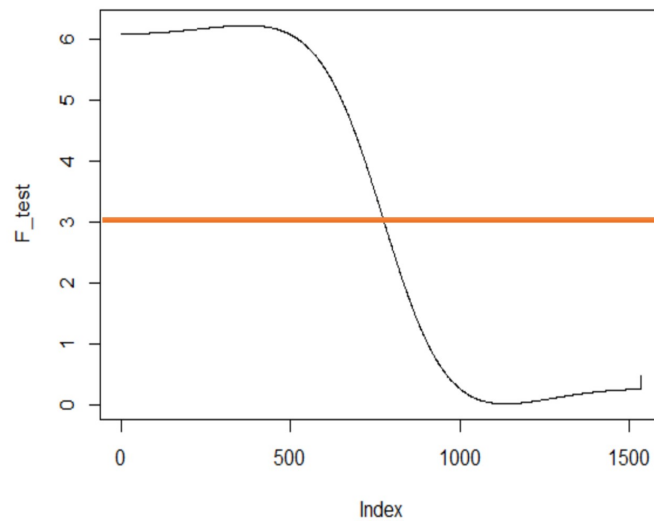


圖 9: 全期下新加坡幣的時間趨勢圖

算成頻率下，我們可以得知在大於 36.62 天皆有預測能力。

由圖 9 我們可以得知，新加坡幣在第 1 筆至第 774 筆的變動率資料下，F-test 大於 F-threshold=3，表示黃金期貨價格對新加坡幣有因果關係。換算成頻率下，我們可以得知在大於 21.87 天皆有預測能力。

由圖 10 我們可以得知，韓圓在第 1 筆至第 818 筆的變動率資料下，F-test 大於 F-threshold=3，表示黃金期貨價格對韓圓有因果關係。換算成頻率下，我們可以得知在大於 23.53 天皆有預測能力。

由圖 11 我們可以得知，新台幣在第 1 筆至第 508 筆跟第 1022 筆至第

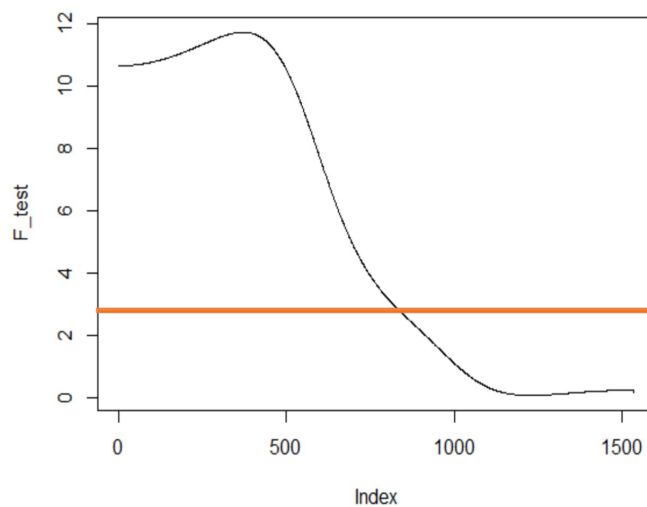


圖 10: 全期下韓圓的時間趨勢圖

1535 筆的變動率資料下，F-test 大於 F-threshold=3，表示黃金期貨價格對新台幣有因果關係。換算成頻率下，我們可以得知在大於 38 天且小於 18.89 天皆有預測能力。

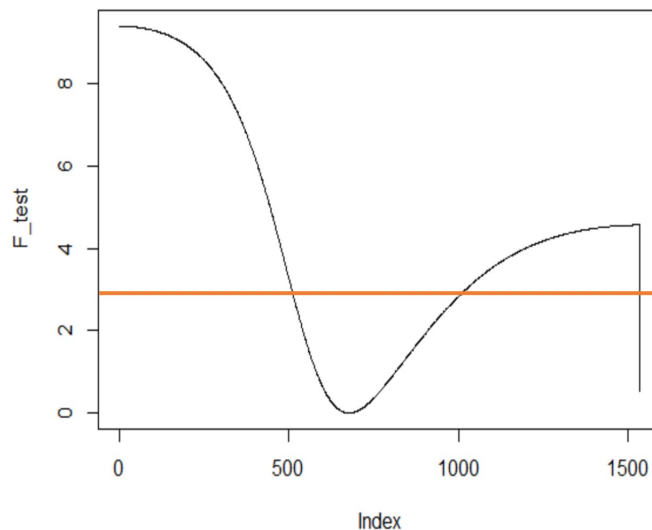


圖 11: 全期下新台幣的時間趨勢圖

表 20: 頻域下 2008 年至 2012 年的無條件模型檢定結果

Exchange	F-threshold	F-test	H_0 :GC does not Granger Exchange
RMB	3	14.8036	全期都有預測能力
YEN	3	2.359	不拒絕
HK	3	6.70 至 0.26	大於 23.45 天有預測能力
SGD	3	7.56 至 0.71	大於 24.67 天有預測能力
KRW	3	5.72 至 1.95	大於 24.37 天有預測能力
TWD	3	9.6213	全期都有預測能力

再來，我們探討三個子樣本下，黃金期貨價格對匯率有沒有因果關係。

從表 21，表 22 我們可得知在 2013 年至 2016 年跟 2017 年至 2020 年這兩組區間下，得出共同的結論為黃金期貨價格對匯率並沒有因果關係；而在表 20 的部分，我們可得出只有日圓是沒有預測能力的，而人民幣、港幣、新加坡幣、韓圓以及新台幣都有預測能力；再把表 20、表 21，表 22 與表 19 去比較，可以發現出人民幣在全期下是沒有預測能力，而其他匯率幣別在全期下都有預測能力，亦即受到資料

表 21: 頻域下 2013 年至 2016 年的無條件模型檢定結果

Exchange	F-threshold	F-test	H_0 :GC does not Granger Exchange
RMB	3	0.5893	不拒絕
YEN	3	0.9046	不拒絕
HK	3	2.9020 至 0.024	不拒絕
SGD	3	0.6701	不拒絕
KRW	3	0.1521	不拒絕
TWD	3	0.2268	不拒絕

表 22: 頻域下 2017 年至 2020 年的無條件模型檢定結果

Exchange	F-threshold	F-test	H_0 :GC does not Granger Exchange
RMB	3	0.4825	不拒絕
YEN	3	0.0654	不拒絕
HK	3	0.4546	不拒絕
SGD	3	0.5403	不拒絕
KRW	3	1.2174	不拒絕
TWD	3	0.7768	不拒絕

的影響從而改變了黃金期貨價格對人民幣的因果關係；在日圓下，我們可以看出不論是全期下，抑或是我們分三個子樣本下，黃金期貨價格對日圓都沒有因果關係。

接下來，我們觀察反向的因果關係，把應變數為黃金期貨價格 GC 且自變數為匯率有人民幣 RMB、日圓 YEN、港幣 HK、新加坡幣 SGD、韓圓 KRW 以及新台幣 TWD 之雙變量無條件模型結果列於下方。

表 23: 變數轉換後頻域下全期的無條件模型檢定結果

Exchange	F-threshold	F-test	H_0 :Exchange does not Granger GC
RMB	3	0.1444	不拒絕
YEN	3	2.9991	不拒絕
HK	3	2.5813 至 0.5202	不拒絕
SGD	3	10.6169 至 5.2941	大於 25.46 天且小於 17.89 天有預測能力
KRW	3	3.2563 至 4.1480	全期都有預測能力
TWD	3	1.1585 至 2.9153	介於 18.89 天至 14.42 天有預測能力

由表 23 可以得知，人民幣、日圓、港幣對黃金期貨價格沒有因果關係且韓圓對黃金期貨價格有全期的因果關係，而讓我們比較感興趣的是新加坡幣跟新台幣，以下我們用圖形來說明這兩個幣別。

由圖 12 我們可以得知，新加坡幣在第 1 筆至第 760 筆及第 1079 筆至第 1538 筆的變動率資料下，F-test 大於 F-threshold=3，表示新加坡幣對黃金期貨價格有因果關係。換算成頻率下，我們可以得知在大於 25.46 天且小於 17.89 天皆有預測能力。

由圖 13 我們可以得知，新台幣在第 1023 筆至第 1339 筆的變動率資

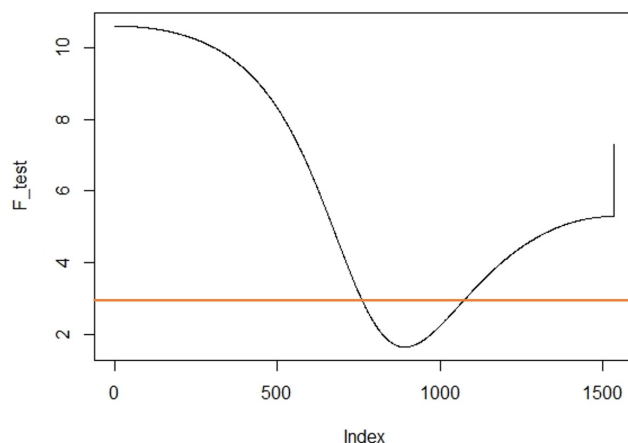


圖 12: 子樣本下新加坡幣的時間趨勢圖

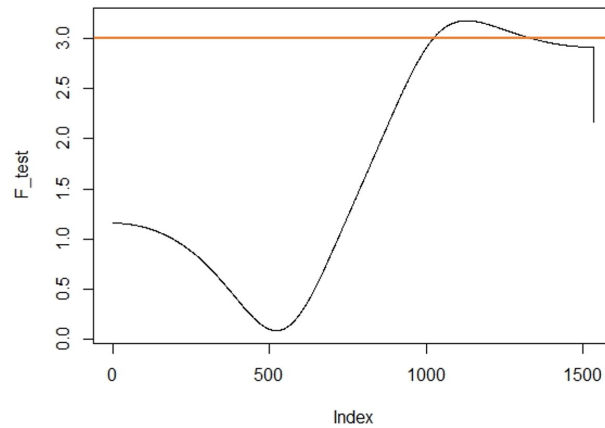


圖 13: 子樣本下新台幣的時間趨勢圖

料下，F-test 大於 F-threshold=3，表示新台幣對黃金期貨價格有因果關係。換算成頻率下，我們可以得知在介於 18.89 天至 14.42 天內皆有預測能力。

再來，我們我們探討在三個子樣本下匯率對黃金期貨價格有沒有因果關係。

表 24: 變數轉換後頻域下 2008 年至 2012 年的無條件模型檢定結果

Exchange	F-threshold	F-test	H_0 : Exchange does not Granger GC
RMB	3	0.4412	不拒絕
YEN	3	0.3521	不拒絕
HK	3	3.1800	全期都有預測能力
SGD	3	4.3239 至 2.4214	大於 33.79 天有預測能力
KRW	3	5.4396 至 11.1356	全期都有預測能力
TWD	3	0.3521	不拒絕

表 25: 變數轉換後頻域下 2013 年至 2016 年的無條件模型檢定結果

Exchange	F-threshold	F-test	H_0 : Exchange does not Granger GC
RMB	3	0.1680	不拒絕
YEN	3	0.9950	不拒絕
HK	3	0.1810 至 0.1688	不拒絕
SGD	3	4.360	全期都有預測能力
KRW	3	3.2563 至 4.1480	不拒絕
TWD	3	1.1585 至 2.9153	小於 19.32 天有預測能力

由表 24、表 25，表 26，我們可以發現人民幣對黃金期貨價格都沒有因果關係，而也可以看日圓在 2008 年至 2012 年及 2013 年至 2016 年都沒有拒絕虛無假設，但特別的是在 2017 年至 2020 年時全期都有拒絕虛無假設，代表亞洲金融風暴、歐債危機，對於日圓與黃金期貨價格因果關係都無關；港幣、韓圓只有在亞洲金融風暴時間對黃金期貨價格有因果關係；特別的是新加坡幣，在這三組區間內，他都有拒絕虛無假設；而新台幣的部分，只有在歐債危機發生時對黃金

表 26: 變數轉換後頻域下 2017 年至 2020 年的無條件模型檢定結果

Exchange	F-threshold	F-test	H_0 : Exchange does not Granger GC
RMB	3	0.0554	不拒絕
YEN	3	14.4492	全期都有預測能力
HK	3	0.4654	不拒絕
SGD	3	3.5713	全期都有預測能力
KRW	3	0.3025	不拒絕
TWD	3	1.0627	不拒絕

期貨價格有因果關係。加入表 23 下去觀察，我們可以發現唯獨新加坡幣在全期下跟分三組討論下對黃金期貨價格都有因果關係。

5.2.2 雙變量有條件模型

探討完雙變量無條件模型後，我們愈加入 VIX(恐慌指數) 做為控制變數，並觀察在全期以及三組子樣本的資料下，將應變數匯率有人民幣 RMB、日圓 YEN、港幣 HK、新加坡幣 SGD、韓圓 KRW 以及新台幣 TWD 且自變數為黃金期貨價格 GC 之雙變量有條件模型結果列於下方。

由表 27 我們可以得知，黃金期貨價格對人民幣、日圓、新加坡幣都沒有因果關係，而對於韓圓及新台幣有因果關係；讓我們感興趣的是港幣，以下我們用圖形來說明。

表 27: 頻域下全期的有條件模型檢定結果

Exchange	F-threshold	F-test	H_0 :GC does not Granger Exchange
RMB	3	2.2888	不拒絕
YEN	3	0.4507	不拒絕
HK	3	4.0355 至 1.8525	大於 16.70 天有預測能力
SGD	3	2.9857	不拒絕
KRW	3	10.8655 至 3.0147	全期都有預測能力
TWD	3	5.7516	全期都有預測能力

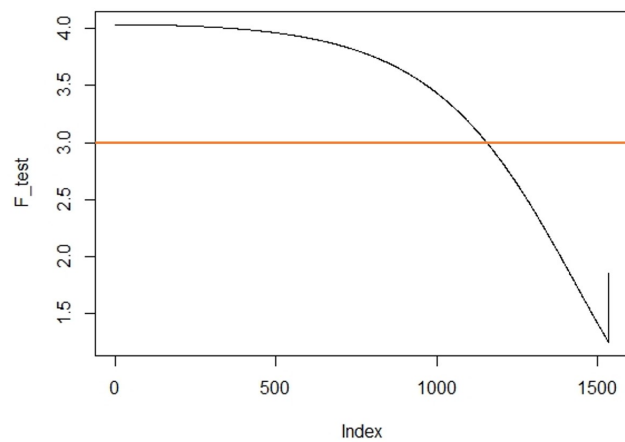


圖 14: 全期下港幣的時間趨勢圖

由圖 14 我們可以得知，港幣在第 1 筆至第 1157 筆的變動率資料下，F-test 大於 $F\text{-threshold}=3$ ，表示港幣對黃金期貨價格有因果關係。換算成頻率下，我們可以得知大於 16.70 天有預測能力。

再來，我們我們探討三個子樣本下黃金期貨價格對匯率有沒有因果關係。

由表 28、29，30，可以得知在 2013 年至 2016 年跟 2017 年至 2020 年這兩組子樣本下，黃金期貨價格對人民幣、日圓、港幣、新加坡幣、韓圓、新台幣都沒有因果關係，故在 2008 年至 2020 年以及 2008 年至 2012 年我們可以得黃金期貨價格對港幣、韓圓跟新台幣有因果

表 28: 頻域下 2008 年至 2012 年有的條件模型檢定結果

Exchange	F-threshold	F-test	H_0 :GC does not Granger Exchange
RMB	3	10.1237 至 3.3758	全期都有預測能力
YEN	3	3.5801 至 0.3088	大於 23.52 天有預測能力
HK	3	6.2268 至 4.0411	全期都有預測能力
SGD	3	5.4661 至 2.6272	大於 12.97 天有預測能力
KRW	3	7.1702 至 2.0272	大於 14.29 天有預測能力
TWD	3	10.0280	全期都有預測能力

表 29: 頻域下 2013 年至 2016 年的有條件模型檢定結果

Exchange	F-threshold	F-test	H_0 :GC does not Granger Exchange
RMB	3	0.5893	不拒絕
YEN	3	0.9046	不拒絕
HK	3	2.9020 至 1.6790	不拒絕
SGD	3	0.6702	不拒絕
KRW	3	0.1521	不拒絕
TWD	3	0.2268	不拒絕

表 30: 頻域下 2017 年至 2020 年的有條件模型檢定結果

Exchange	F-threshold	F-test	H_0 :GC does not Granger Exchange
RMB	3	0.4750	不拒絕
YEN	3	0.0416	不拒絕
HK	3	0.4080	不拒絕
SGD	3	0.2493	不拒絕
KRW	3	1.4704	不拒絕
TWD	3	0.5114	不拒絕

關係；然而黃金期貨價格對於人民幣、日圓跟新加坡幣有可能受到 2013 年至 2016 年跟 2017 年至 2020 年的資料影響，從有拒絕虛無假設變成沒有拒絕虛無假設。

接下來，我們觀察反向的因果關係，探討在 2008 年至 2020 年之間的資料，把應變數為黃金期貨價格 GC 且自變數為匯率有人民幣 RMB、日圓 YEN、港幣 HK、新加坡幣 SGD、韓圓 KRW 以及新台幣 TWD 之雙變量有條件模型結果列於下方。

由表 31 我們可以得出日圓、新加坡幣跟韓圓對黃金期貨價格有因果關係，而人民幣、港幣跟新台幣對黃金期貨價格沒有因果關係，再來我們探討在三個子樣本下的因果關係。

由表 32、33，34 我們可以得出人民幣對黃金期貨價格在這三組區間下都沒有因果關係，而新加坡幣對黃金期貨價格在這三個子樣本下都

表 31: 變數轉換後頻域下全期的有條件模型檢定結果

Exchange	F-threshold	F-test	H_0 : Exchange does not Granger GC
RMB	3	0.2979	不拒絕
YEN	3	5.4582	全期都有預測能力
HK	3	2.5401	不拒絕
SGD	3	10.2694	全期都有預測能力
KRW	3	4.4231 至 9.2823	全期都有預測能力
TWD	3	1.3808	不拒絕

表 32: 變數轉換後頻域下 2008 年至 2012 年的有條件模型檢定結果

Exchange	F-threshold	F-test	H_0 :Exchange does not Granger GC
RMB	3	2.1979 至 2.3711	不拒絕
YEN	3	0.9016 至 0.2407	不拒絕
HK	3	3.7973 至 3.2972	全期都有預測能力
SGD	3	12.1045 至 5.5762	全期都有預測能力
KRW	3	3.2340 至 9.0234	全期都有預測能力
TWD	3	0.1991	沒有拒絕

表 33: 變數轉換後頻域下 2013 年至 2016 年的有條件模型檢定結果

Exchange	F-threshold	F-test	H_0 :Exchange does not Granger GC
RMB	3	0.1544	不拒絕
YEN	3	1.2058	不拒絕
HK	3	0.2020 至 0.7961	不拒絕
SGD	3	4.8461	全期都有預測能力
KRW	3	0.5415	不拒絕
TWD	3	3.4170	全期都有預測能力

表 34: 變數轉換後頻域下 2017 年至 2020 年的有條件模型檢定結果

Exchange	F-threshold	F-test	H_0 :Exchange does not Granger GC
RMB	3	0.0010	不拒絕
YEN	3	18.0291	全期都有預測能力
HK	3	0.4017	不拒絕
SGD	3	3.6881	全期都有預測能力
KRW	3	0.6161	不拒絕
TWD	3	1.3402	不拒絕

有因果關係；加入表 31 一起觀察下，我們可以得出日圓只有在 2017 年至 2020 年有拒絕虛無假設，但在全期的觀察下，日圓有拒絕虛無假設，亦即亞洲金融風暴跟歐債危機使日圓對黃金期貨價格的因果關係沒有影響；在港幣、韓圓的部分，港幣、韓圓對黃金期貨價格在 2008 年至 2012 年下有拒絕虛無假設，但在全期的觀察下沒有拒絕虛無假設，亦即港幣、韓圓在加入後 8 年的資料下，使得港幣對黃金期貨價格沒有因果關係；最後新台幣的部分，可以觀察到新台幣對黃金期貨價格只有在歐債危機下有果關係，而在全期的觀察下，新台幣並沒有拒絕虛無假設。

5.3 美元指數與黃金期貨價格之頻域關係

在此，我們進一步探討美元期貨指數與黃金期貨價格之頻域因果關係，由表 35 我們能看出當自變數為美元期貨指數，應變數為黃金期貨價格，我們能得知只有在 2013 年至 2016 年這個子樣本中是有拒絕虛無假設的；反之，當自變數為黃金期貨價格，應變數為美元期貨指數，我們能看出不論在全期下或者是三個子樣本中，都是有拒絕虛無假的。

表 35: 頻域因果關係檢定結果之整理

	2008-2012		2013-2016		2017-2020	
全期	無條件	有條件	無條件	有條件	無條件	有條件
<i>US</i> does not granger cause <i>GC</i>	不拒絕	不拒絕	不拒絕	有拒絕	有拒絕	不拒絕
<i>GC</i> does not granger cause <i>US</i>	有拒絕	有拒絕	有拒絕	有拒絕	有拒絕	有拒絕

註：顯著水準為
5%。

6 結論與建議

在不同的匯率幣別皆常用以預測黃金期貨價格的走向，故我們猜測匯率與黃金期貨價格可能存在因果關係，而在此研究中得出這兩變數存在雙向的因果關係。實證結果中，Granger 因果關係以及 Breitung and Candelon(2006) 提出的雙變量無條件模型跟雙變量有條件模型之頻域因果關係檢定皆證明不同匯率幣別下與黃金期貨價格存在因果關係。在前者的實證結果中，我們可以知道不同匯率幣別下與黃金期貨價格存在雙向因果關係；後者的實證結果發現在不同的模型下，匯率幣別與黃金期貨價格在中期或中長期下具有雙向的因果關係。

本文共採用 12 年的日資料為 2008 年 1 月至 2020 年 3 月，便於分析亞洲各國匯率與黃金期貨價格之頻域因果關係。首先，我們將資料經過單根檢定後皆為定態下，進行時域下的 Granger 因果關係檢定，在無條件模型下，由表 4 與表 7 我們發現兩變數之間存在著雙向因果關係；在有條件模型下，我們加入恐慌指數作為控制變數來進行因果關係檢定，由表 11 與表 15 發現兩變數之間亦存在著雙向因果關係。再來，本文將此模型延伸到頻域分析的因果關係檢定中進行探討，在

無條件模型下，由表 19 與表 23 發現兩變數也存在雙向因果關係，且因果關係存在於中期、中長期跟全期；然而在有條件模型下，由表 27 與表 31 也發現兩變數也存在著雙向因果關係，且因果關係存在於中期、中長期跟全期。整體而言，我們可以發現亞洲各國匯率與黃金期貨價格不論在時域抑或是頻域的模式下，我們皆能得出兩變數之間皆存在雙向因果關係。

本研究使用傳統的 Granger 因果關係檢定法以及 Breitung and Candelon(2006) 提出的頻域因果關係檢定法進行分析。鑒於往後的研究者可以運用不同的計量模型方法，能夠進一步探討在亞洲各國匯率與黃金期貨價格間間接因果關係。

參考文獻

- [1] Breitung, J., and B. Candelon(2006).“Testing for Short-and Long-Run Causality:A Frequency-Domain Approach.”*Journal of Econometrics*, 132(2),363-378.
- [2] Bhunia, A., and Pakira, S., (2014).“Investing the impact of gold price and exchange rates on sensex:An evidence of India.”*European Journal of Accounting,Finance of Business*, 2(1), 1-11.
- [3] Dickey, D.A. and W.A. Fuller (1981). “Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root.”*Econometrica*, 49,1057 – 1072.
- [4] Geweke, J., (1982).“Measurement of linear dependence and feedback between multiple time series.” *Journal of the American Statistical Association*, 77, 304–313.
- [5] Granger,C.W.J (1969).“Investigating casual relations by econometric models and cross-spectral methods.”*Econometrica*, 37,424–438.

- [6] Hosoya, Y., (1991).“The decomposition and measurement of the inter-dependency between second-order stationary processes.”*Probability Theory Relat Fields*, 88, pp. 429-444.
- [7] Hosoya, Y., (2001).“Elimination of third-series effect and defining partial measures of causality.”*Journal of time series analysis*, 22(5), 537-554.
- [8] Le, T.H., and Chang, Y.,(2013).“Dynamic Relationships between the Price of Oil, Gold and Financial Variables in Japan: A Bounds Testing Approach.”*Online at <http://mpa.ub.uni-muenchen.de/33030/> MPRA , Paper No. 33030.*
- [9] Nelson, C. R., and Plosser, C. R.,(1982). “Trends and random walks in macroeconomic time series: some evidence and implications.”*Journal of monetary economics*, 10(2), 139-162.
- [10] Schaling,E., Ndlovu,X., and Alagidede,P.,(2014).“Modelling the rand and commodity prices: A Ganger causality and cointegration analysis.”*Sajems Ns* ,17,No 5:673–690.

- [11] Yao, F., and Hosoya, Y., (2000). “Inference on one-way effect and evidence in Japanese macroeconomic data.” *Journal of Econometrics*, 98, 225–255.

