

歐元十一國利率互動關係探討 — 德國與美國支配臆說之比較

Dynamic Relationship among Eleven Interest Rates of Euro Countries - The Comparison of GDH and ADH

聶建中 *Chuen-Chung Nieh*
淡江大學
Tamkang University

劉嘉玟 *Chia-Wen Liu*
遠東銀行
Far East Commercial Bank

摘 要

本研究根據國際傳導機制的概念，探討德國及美國與參與歐元 11 個國家的利率互動走勢，檢驗德國或美國在歐元參與國中是否擁有強力貨幣影響力。研究結果發現，德國與美國兩大經濟強國對歐元 11 國的貨幣影響力相似，對歐元國的主導地位皆不顯著，德國支配假說與美國支配臆說都無法得到支持；然而，無論就長期利率或短期利率進行分析，美國利率及德國利率與其他歐元國利率皆存在顯著的長期均衡共整關係，且各國間的利率變化有著強烈相關互動。不同之處在：各利率的變異由德國的解釋能力比美國的解釋能力為大。尤其，德國長期利率對於大多國家的利率變異在第一期的解釋能力都較高，之後隨著期間的增加而逐漸減少；反之，美國在第一期的解釋能力較低，之後逐漸變大。另一個有趣的發現為：德國利率對許多國家的解釋變異能力，於第四期呈現最弱的解釋效果。另由衝擊反應函數分析得知，各國短期利率較長期利率受衝擊之影響效果較不一致，主要原因可能為短期較長期容易受到整體經濟環境的影響，且各國對短期利率預估後之走勢修正較不同步所致。

關鍵詞：歐元、利率、支配臆說

Abstract

Based on the concept of the international transmission, this paper intends to investigate the dynamic relationship of interest rates among eleven euro countries along with that of the U.S., with emphasis on the bearing of monetary power carried by the U.S. and the Germany. We empirically found that the influential powers of both the US and the German are not significant. This implies that both the GDH and the ADH are not supported. Nevertheless, whatever the long-run rates or the short-run rates, there exists a long-run equilibrium relationship between the U.S. and the 11 euro countries. The major difference is denoted in the forecast error variance (FEV) of each rate of euro countries, which can be explained more proportionally by the German rate, but this explanation power decreases with progression of time. On the contrary, although the U.S. rates carry a less accountability power for the FEV of euro countries in the first month, it gradually increases its credibility as time progress. Another interesting finding is that the German rate has a lowest accountability power in the fourth month. Meanwhile, the impulse response analysis finds that the response of the short-run rates to the shock is more irregular than the long-run rates. The reason for the irregularity is that the short-run rates are more subject to the macroeconomic and adjust fast with the expectation.

Keywords: Euro, Interest Rates, Dominant Hypothesis

壹、緒 論

一九九九年元月一日正式開跑的歐洲單一貨幣-歐元(euro)¹，對於國際間金融、貿易的往來，經濟實體的互動，及至各國政治動向、財經議題、金融改制，乃至一般人民的生活水準皆造成相當程度之影響，也影響到我國若干產業和貿易之發展，因此值得深入觀察。根據一九九九年的統計發現我國對歐聯國家出

¹ 歐元施行分三階段：(1)1999年1月~2001年底，以非現金形式出現(euro notes)；(2)2002年1月~2002年6月，與歐元國原幣同時流通之緩衝期；(3)2002年7月後，歐元國原幣走入歷史。

口值佔總出口量約百分之十七，其中以德國、法國、荷蘭及英國為我國在歐洲主要出口市場。

歐元國經濟要統合，必須將彼此的相關條件和經濟狀況調整一致。根據馬斯垂克條約(Masstricht Treaty)²，歐盟國家的貨幣政策由完全獨立自主的歐洲中央銀行(ECB)主導³，並統籌制訂。Artus et al. (1991)即認為各國中央銀行要跟隨歐洲中央銀行低通貨膨脹的政策，各國才可以增進信用。歐盟中，參與歐元的十一國之貨幣政策和預算編列⁴，因歐元之啓用，採共同的組合政策及一致對外的共同立場。歐元的實施，由於歐元國採取穩定政策，可以預期歐元的利率較低，且自從歐元問世以來，歐洲央行一直維持百分之三的基本利率，為刺激經濟活動，調降利率的壓力也越趨明顯，調降利率將降低歐陸投資的資金成本，進一步改善歐洲投資環境，預計將有較多歐洲及其它國家的多國籍企業將資金轉移到投資條件更好的歐洲內陸，此對於我國吸引外資投資之能力將有所衝擊，亦將有利於國內企業和金融產業在歐元區域內取得較便宜之資金，對以歐洲為主要市場之一的我國廠商而言，國內企業的資本管理，對歐元國利率走勢的敏感度將因之提高。

歐洲中央銀行(ECB)位於德國首府，組織架構又以德國聯邦央行(German Bundesbank)為藍圖，不得不令人置疑歐元國之貨幣政策受德國主導之意味濃厚，一般皆預估歐元的利率將接近目前德國馬克的利率。Karfakis and Moschos (1990)即利用雙變數的向量自我迴歸分析，測試比利時、法國、德國、愛爾蘭、義大利、荷蘭之間是否存在利率連鎖的關係，發現不論資本移動的限制程度和性質為何，德國都呈現顯著的支配作用。然而，歐洲的經濟強國-英國，雖尚未表達加入歐元國意願，然其在歐洲與其他歐盟國之財經互動，仍屬強烈；另外，世界經濟大國-美國，亦有著領導世界財經走向的趨勢，Kirchgaessner and Wolters (1993)於是加入英國和美國，分析其與法國、義大利、愛爾蘭、德國等國之間之利率互動，發現當 EMS 未受限制時，德國在歐洲有著很強的主導能力，且在考慮長期發展下，德國具有支配的地位。Dominguez (1997)另提出一個國際傳遞機

² 歐洲經濟暨貨幣同盟(EMU)的建立分為三個階段：(1)馬斯垂克條約(Masstricht Treaty)正式簽訂；(2)1994~1999年各會員國經濟整合；(3)1999年1月歐元正式啓用。

³ 歐洲中央銀行(ECB)位於德國法蘭克福，於1998年6月1日正式營運，組織架構以德國聯邦央行(German Bundesbank)為藍圖，為歐盟最高貨幣主管機關，不隸屬於任何國家，地位超然，獨立且不受政治干預。

⁴ 加入歐元的11個歐盟會員國包括有：德國、法國、義大利、荷蘭、比利時、盧森堡、愛爾蘭、西班牙、葡萄牙、奧地利、及芬蘭(英國、丹麥及瑞典尚未表達加入意願；而希臘不符合加入資格)

制觀點，從一九七五年至一九九三年中的 G-7、G-5、及 G-3 會議國中可以發現，美國貨幣政策最具影響力，所以美國貨幣政策可能比其它經濟衝擊更具有支配的能力。

文獻對於歐美各國貨幣機制互動研究者有許多，Bomhoff and Koteweg (1983)，Husted and Kitchen (1985)，及 Cumby and Mishkin (1986)皆發現在美國、西德、愛爾蘭、比利時、瑞士、瑞典和其它國家之間有著很強烈的貨幣市場共整關係。然而對於美、歐兩大經濟強國-美國和德國之主導地位作比較之論著付之闕如，本文於是根據國際傳導機制的概念，透過歐洲市場利率做驗證，進行德國與美國支配臆說(Dominate hypothesis)之比較，以瞭解美國的貨幣政策是否引導歐洲貨幣機制，抑或德國擁有著強力的貨幣影響力，期能提供歐洲利率變動時更完整的思維方向，並給予我國進軍歐洲市場之企業廠商一個投資策略之參考指標。本研究將結合時間序列多項方法作統合檢定，探討歐元 11 國與美國利率之間的長、短期互動，及至利率變化的相對衝擊及波動產生之相互解釋能力。研究方法包括有：(1)運用 Johansen(1988,1990, &1994)五個向量自我相關(VAR)模型，共整測試(Cointegration test)各國間利率是否具有長期均衡關係，以確保國際傳導機制的存在，並考慮利率間互動的線性趨勢(Linear Trend)及二次趨勢(Quadratic Trend)走向，和由共整向量數目(Cointegration Vector)來決定各國利率間的相關程度；(2) 進行誤差修正模型檢定，來檢定變數間長、短期的關係，除了檢驗本身与其它變數落後值對當期變數的影響，還必須考慮長期失衡的調整(誤差修正項)；(3) 進行 Granger 因果關係檢定，決定德國或美國貨幣政策短期的改變是否傳遞到其它國家，德國或美國貨幣政策對其它國家單方向的因果關係或是有回饋的關係存在下；(4)運用衝擊反應函數(Impulse Response Function)來分析各利率變化所致的跨期動態效果；(5)採用變異數分解(Variance Decomposition)來判定各利率波動的相對外生性(exogeneity ordering)強弱。

貳、研究方法

在經濟體系中，如產出、物價、利率、及貨幣供給等總體經濟變數，都是經濟學者研究的重點。以往的實證研究，大多採用傳統的迴歸分析方法，然而，當時時間序列資料為非定態時，則使用傳統方法將導致假性迴歸(spurious

regression)的問題⁵。因為在迴歸分析中假設殘差必須滿足白噪音(white noise)的條件，但是如果時間序列資料不符合定態時，其迴歸式之殘差項也為非定態，所以使用傳統方法進行分析將產生嚴重的偏誤。因此，本研究先探討各變數時間序列資料之屬性，然後再進行相關的探討。

一、單根檢定(Unit-Root test)

非定態時間序列的變異數會隨著時間的經過而增加，並不符合古典迴歸模型的假設條件，所以無法使用迴歸模型來表現經濟現象和預測未來變化。因此，在進行確認或估計各種隨機的時間序列之前，為了獲得可靠一致的結果，必須先行確定時間序列為一定態的序列。單根檢定主要目地是在確定時間序列的整合級次(integration order)藉以判定時間序列的定態性質，依 Schwert (1989)對多種單根檢定的整理比較，發現高階自我相關的 ADF 單根檢定法最為合適，故本研究採 ADF 檢定法進行各國利率資料之單根測試。

Dickey and Fuller(1981)在 DF 迴歸式等式右邊加入落差項 AR(P)，稱之為 ADF 單根檢定法，共有三個模型：

$$\text{模型一：} \Delta X_t = \rho X_{t-1} + \sum_i^L \lambda_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2.1-1)$$

$$\text{模型二：} \Delta X_t = \alpha + \rho X_{t-1} + \sum_i^L \lambda_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2.1-2)$$

$$\text{模型三：} \Delta X_t = \alpha + \gamma t + \rho X_{t-1} + \sum_i^L \lambda_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2.1-3)$$

模型一為標準模式，不含截距項及時間趨勢項。模型二包含截距項但不包含時間趨勢項。模型三包含截距項及時間趨勢項。其中， α 為截距項，t 代表定態的時間趨勢，L 為落後期數， ε_t 為白噪音。最適模型之決定與落差期數的選擇，對結果之可靠性影響甚巨。模型之決定依各國利率走勢不同，配置其最適模型；落差期數的選擇，依“簡約原則”(Principle of Parsimony)⁶，以 Akaike(1973)所提出 AIC 做為最適落差期數的判斷準則。ADF 之假設檢定為：

$$H_0 : \rho = 0$$

⁵ 參見 Granger and Newbold(1974)。

⁶ 參見 Box-Jenkin (1970)

$$H_1 : \rho \neq 0 \tag{2.1-4}$$

若經 ADF 檢定發現變數無法拒絕虛無假設，表示此變數為非定態，要進一步將 X_t 進行一次差分後，以此資料代入，再作一次 ADF 檢定，經 ADF 檢定後，如果拒絕 H_0 ，表示 X_t 為一次差分定態變數，可以和原始序列的檢定結果互相印證，表示原始序列 X_t 為一 I(1) 的時間序列。

二、共整檢定

Granger(1981)提出共整合的概念，用來探討兩個變數間的長期均衡關係。Granger(1986)指出兩個或多個整合級次相同的非定態數列，可能存在著一個或多個長期共同趨勢，使變數間的線性組合能成為一定態數列，這意味著變數之間存在有長期的穩定均衡關係。所以探討兩變數之間是否具有共整關係就是在探討兩變數之間是否存在長期均衡關係(long-run equilibrium relationship)。

本研究對於共整合檢定所採用的模型為 Johansen (1988,1990,1994)所提出最大概似法的五個模型⁷。Johansen 共整檢定的五個模型中的截距項、時間趨勢項等稱為模型中的確定成份(deterministic components)，假如模型中有確定成份出現但是資料本身沒有這種成份，可能造成檢定統計量的分配，臨界值也會有所不同，所以模型的選取非常重要。選取的原則為，依 Nieh and Lee (2001)的選取法則，先由左至右再由上至下，直到不拒絕虛無假設為止，不拒絕虛無假設之數值所位於的模型就是最適的模型，並因此判定共整向量數。

共整合的五個模型如下：

模型一(1988)

$$\Delta X_t = \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta X_{t-k+1} + \alpha \beta' X_{t-1} + \psi D_t + \varepsilon_t$$

模型二(1990)

$$\Delta X_t = \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta X_{t-k+1} + \alpha(\beta', \beta_0)(X'_{t-1}, 1)' + \psi D_t + \varepsilon_t$$

模型三(1990)

$$\Delta X_t = \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta X_{t-k+1} + \alpha \beta' X_{t-1} + \mu_0 + \psi D_t + \varepsilon_t$$

模型四(1994)

⁷ 此處之 Johansen (1990)實為 Johansen and Juselius (1990)

$$\Delta X_t = \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta X_{t-k+1} + \alpha(\beta', \beta_0)(X'_{t-1}, t)' + \mu_0 + \psi D_t + \varepsilon_t$$

模型五(1994)

$$\Delta X_t = \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta X_{t-k+1} + \alpha \beta' X_{t-1} + \mu_0 + \mu_1 t + \psi D_t + \varepsilon_t$$

三、誤差修正模型

若一組變數間存在有共整合關係，表示這些變數間在長期存在一種共同趨勢，但是這不代表各變數間都時時維持這種關係。若是有外在的干擾，長期關係就會遭到破壞，因為變數緩慢調整的特性，體系將產生誤差修正的調整機能，使變數的長期均衡關係逐期回復，稱之為體系中的誤差修正機能(ECM；error correction mechanism)。經由誤差修正模型的檢定可以看出變數的長期關係及短期失衡調整過程是受到那些變數影響⁸。

四、Granger 因果關係檢定

在 1969 年以前，學者對於因果關係的定義，有很大的爭議與不一致，直到 1969 年 Granger 根據可測性(predictability)來定義因果關係後，才普遍為學者所接受，並且根據 Granger 的定義提出各種因果關係檢定方法。

Granger(1969)提出因果關係的概念是從變數預測的準確性，決定此變數是否具有因果關係。所以 Granger 因果關係是以預測能力為出發點，以實際值與預測值的差為判定的準則，兩者之差以預測的均方誤差(MSE)來衡量。

五、衝擊反應分析與變異數分解

首先將我們關心的總體經濟變數放入模型中，將所有的變數都視為內生變數，並以所有變數的落差項當作模型的解釋變數，在模型中，以落差項為解釋變數的理由，是基於時間序列分析的精神而來，認為落差項已經涵蓋了所有的相關訊息。因為模型的係數包含複雜的方程式間回饋的作用，很難對其做直覺性的描述，所以藉由 Wald 分解定理，將式子轉換成為向量移動平均的型態來表示，每一個變數皆可以用模型內所有當期及落後各期的隨機衝擊項來表示，型態如下：

⁸ 參見 Engle and Granger (1987)之"Granger Representation Theorem"。

$$Y_t = \sum_{s=0}^{\infty} A_s e_{t-s} \quad (2.5-1)$$

矩陣 A_s 即為衝擊反應函數，各內生變數可以視為當期及過去無限多期誤差項之線性組合，各誤差項數列均為白噪音數列。

若誤差項為當期不相關，則可求出唯一的預測變異數分解之百分比，藉以判斷變數間的關係。然而，誤差項並非都是當期不相關，因此一般採用正交化過程以去除誤差項之間的相關。將上式轉變為：

$$Y_t = \sum_{s=0}^{\infty} A_s G G^{-1} e_{t-s} = \sum_{s=0}^{\infty} C_s U_{t-s}, C_s = A_s G, U_{t-s} = G^{-1} e_{t-s} \quad (2.5-2)$$

其中 U 為序列不相關及當期不相關的衝擊項矩陣，即為 VAR 模型向量移動平均表示法，每一個變數階可以化成隨機衝擊項的函數。而矩陣 C_s 的第 (i, j) 個值，即為第 j 個變數在第 s 期變動一個標準差時，對第 i 個變數衝擊的大小，綜合各期的反應，即為衝擊反應函數。藉由衝擊反應函數的觀察，我們可以瞭解變數間相互影響，究竟是短暫的，或持續的，或是其它的形式。

可以由已正交化的隨機衝擊項，運用 Y_t 的 k 階預測誤差來導出預測變異數分解，型態如下：

$$Y_t - \tilde{E}_{t-k} Y_t = C_0 U_t + C_1 U_{t-1} + \dots + C_{k-1} U_{t-k+1} \quad (2.5-3)$$

上式中 $\tilde{E}_{t-k} Y_t$ 表在第 $t-k$ 期利用所有已知的訊息對 Y_t 做預測所得到的預測值，由上式所得之預測誤差可得知， k 階預測誤差的共變異矩陣如下：

$$E(Y_t - \tilde{E}_{t-k} Y_t)(Y_t - \tilde{E}_{t-k} Y_t)' \quad (2.5-4)$$

$$= C_0 E(U_t U_t') C_0' + \dots + C_{k-1} E(U_{t-k+1} U_{t-k+1}') C_{k-1}' \quad (2.5-5)$$

$$= C_0 C_0' + C_1 C_1' + \dots + C_{k-1} C_{k-1}' \quad (2.5-6)$$

若第 i 個變數的 K 階預測誤差變異數為 $w(i, j)$ ，其中由第 j 個變數所造成的部份為 $w(i, k, j)$ ，若模型中共有 n 個變數，則可以表示成：

$$w(i, k, j) = C_0^2(i, j) + C_1^2(i, j) + \dots + C_{k-1}^2(i, j) \quad (2.5-7)$$

$$w(i, k) = \sum_{j=1}^n w(i, k, j) \quad (2.5-8)$$

由上面兩式可以得到預測誤差變異數分解百分比為 $w(i, k, j)/w(i, k)$ 。藉由

分解內生變數未來各期預測誤差變異數，可評估其變動來自本身或其它內生變數之比重，可判斷各變數之外生性。

參、實證結果

資料取自於教育部電算中心之 AREMOS 套裝軟體，本研究的實證資料分為長期利率及短期利率，期間為 1988 年至 1998 年之月資料，其中長期利率資料為政府公債利率，短期利率資料為貸款利率。選取的國家共有十二個，分別為美國、德國、法國、義大利、西班牙、荷蘭、比利時、奧地利、芬蘭、葡萄牙、愛爾蘭及盧森堡。

一、單根檢定

本研究採用 ADF 單根檢定法來進行單根檢定，並且在三種模型中選出各變數最適的模型，並以水準項及差分項分別進行檢定以確定資料的性質。其檢定結果如表 3.1-1 所示。

表 3.1-1 ADF 檢定

	長期利率		短期利率	
	水準項	差分項	水準項	差分項
美國	-2.842	-5.390***	-0.730	-1.899*
奧地利	-1.833	-6.292***	-1.582	-2.175**
比利時	-2.440	-7.613***	-2.018**	-3.711***
荷蘭	-1.909	-6.885***	-1.418	-2.300**
法國	-2.011	-6.494***	-1.722**	-2.410**
芬蘭	-2.923	-6.127***	-2.351**	-3.520***
德國	-2.457	-7.085***	-1.121	-2.826***
愛爾蘭	-3.008	-3.969**	-4.034	-6.139***
義大利	-1.384	-4.306***	-2.675	-4.581**
西班牙	-3.493**	-4.139***	-3.943	-3.632***
葡萄牙	-2.569	-3.979**	-2.843	-8.918***
盧森堡	-2.616	-3.998**	-2.391	-3.888**

註 1：“*”、“**”、“***”分別表示 10%、5%、1%之顯著水準下拒絕虛無假設之單根存在。

在長期利率下，先使用模型三進行 ADF 檢定，發現每一個原始序列的時間趨勢項皆為顯著，因此長期利率的原始序列皆使用模型三進行單根檢定。在短期利率下，愛爾蘭、義大利、西班牙、葡萄牙、盧森堡的原始序列在模型三中，因為時間趨勢項顯著，所以單根檢定的最適模型為模型三，其餘國家使用模型一之配置較適當。

由表 6.3-2 中發現，不管長期利率或短期利率，在 1% 的顯著水準下，其水準項皆無法拒絕單根的虛無假設，因此每一個變數皆為非定態數列。因此將變數進行一階差分，發現不管長期利率或短期利率，在 10% 的顯著水準下，皆拒絕單根的虛無假設，則表示變數經過一次差分後為定態數列，所以皆為 I(1) 序列。

二、Johansen 共整合檢定

共整合檢定的變數必須皆為同階的整合級次，若變數間整合級次不同，則線性組合便不具意義。經過單根檢定發現不管長期利率或短期利率，一次差分項，在 10% 的顯著水準下，皆拒絕單根的虛無假設，則表示變數經過一次差分後為定態數列，所以皆為 I(1) 序列。因此全部的變數皆可以進行 Johansen 共整合檢定。

共整向量個數的檢定方法為先假設不存在共整關係，若該假設被拒絕則依序增加共整向量的數目再進行檢定直至假設無法被拒絕為止。Johansen 最大似法的共整合檢定中，會因為落差期數的不同而有不同的結果，本研究使用 Akaike (1973) 所提出 AIC 做為最適落差期數的判斷準則。

Johansen 共整合檢定結果整理如下，如表 3.2-1 及表 3.2-2 所示。

表 3.2-1 共整合檢定-長期利率

Rank	$T_0(r)$	C_0 5%	$T_1^*(r)$	C_1^* 5%	$T_1(r)$	C_1 5%	$T_2^*(r)$	C_2^* 5%	$T_2(r)$	C_2 5%
R=0	2353.2	261.3	2657.8	297.4	2591.1	283.7	2845.9	316.8	2783.1	302.0
R≤1	1774.8	255.3	2066.5	291.4	2000.5	277.7	2253.7	310.8	2191.5	296.0
R≤2	1341.8	212.7	1627.3	244.2	1561.4	233.1	1784.7	263.4	1722.7	250.8
R≤3	981.3	175.8	1197.4	202.9	1133.3	192.9	1353.5	222.2	1294.6	209.0
R≤4	698.2	141.2	886.9	165.6	835.7	156	1053.5	182.8	994.6	170.8
R≤5	473.8	110.0	659.9	131.7	608.7	124.2	794.6	146.8	736.0	136.6
R≤6	341.6	82.5	440.7	102.1	389.8	94.2	569.4	114.9	513.5	104.9

$R \leq 7$	234.4	59.5	317.7	76.1	266.9	68.5	359.3	87.3	310.7	77.7
$R \leq 8$	136.8	39.9	213.2	53.12	162.4	47.2	241.0	63.0	201.0	54.6
$R \leq 9$	74.7	24.3	117.4	34.9	77.8	29.7	137.7	42.4	98.0	34.6
$R \leq 10$	39.7	12.5	56.7	20.0	25.5	15.4	60.0	25.3	42.2	18.2
$R \leq 11$	10.1	3.8	23.3	9.24	1.52	3.8	20.5	12.3	2.7	3.7

註 1： $C_0(5\%)$ 、 $C_1^*(5\%)$ 、 $C_1(5\%)$ 、 $C_2^*(5\%)$ 、及 $C_2(5\%)$ 分別表示在模型一、模型二、模型三、模型四及模型五下之 5% 顯著水準的臨界值。

註 2： $T_0(5\%)$ 、 $T_1^*(5\%)$ 、 $T_1(5\%)$ 、 $T_2^*(5\%)$ 、及 $T_2(5\%)$ 分別為模型一、模型二、模型三、模型四及模型五下之最大概似比率。

註 3：拒絕臨界值取自 Osterwald-Lenum(1992)所整理的共整合臨界值表⁹。

註 4：AIC 之最適落差期數為 8 期。

由表中可以發現，在長期利率中，最適的 Johansen 共整合模型配置為模型三。而共整合向量個數檢定中，發現在 5% 的顯著水準下無法拒絕 $r \leq 11$ 的虛無假設，表示這些變數存在共移的共整合關係，且共整向量數為 11；換句話說，美國及德國與其它歐元國家的長期利率之間存在顯著的長期均衡關係。

表 3.2-2 共整合檢定-短期利率

Rank	$T_0(r)$	$C_0 5\%$	$T_1^*(r)$	$C_1^* 5\%$	$T_1(r)$	$C_1 5\%$	$T_2^*(r)$	$C_2^* 5\%$	$T_2(r)$	$C_2 5\%$
$R = 0$	1397.0	261.3	1597.6	297.4	1514.7	283.7	1628.3	316.8	1558.8	302.0
$R \leq 1$	1105.7	255.3	1293.2	291.4	1211.1	277.7	1312.0	310.8	1246.2	296.0
$R \leq 2$	890.5	212.7	1002.7	244.2	922.5	233.1	1023.1	263.4	960.2	250.8
$R \leq 3$	698.9	175.8	787.6	202.9	712.1	192.9	811.9	222.2	752.7	209.0
$R \leq 4$	515.0	141.2	598.7	165.6	530.0	156.0	625.5	182.8	569.2	170.8
$R \leq 5$	369.9	110.0	435.9	131.7	372.7	124.2	464.2	146.8	409.1	136.6
$R \leq 6$	255.7	82.5	294.7	102.1	241.5	94.2	310.0	114.9	256.6	104.9
$R \leq 7$	173.5	59.5	198.6	76.1	157.6	68.5	223.7	87.3	176.2	77.7
$R \leq 8$	118.0	39.9	128.8	53.1	87.9	47.2	145.7	63.0	111.5	54.6
$R \leq 9$	67.6	24.3	78.4	34.9	44.4	29.7	81.9	42.4	60.3	34.6
$R \leq 10$	36.9	12.5	40.1	20.0	18.4	15.4	38.4	25.3	18.8	18.2
$R \leq 11$	13.0	3.8	14.3	9.2	2.9	3.76	15.4	12.3	3.3	3.74

⁹ Osterwald-Lenum(1992)克服 Johansen and Juselius (1990)共整測試最多 6 個變數互動的限制，將可測試值擴充至 12 個變數。

歐元十一國利率互動關係探討－德國與美國支配臆說之比較

註 1： $C_0(5\%)$ 、 $C_1^*(5\%)$ 、 $C_1(5\%)$ 、 $C_2^*(5\%)$ 、及 $C_2(5\%)$ 分別表示在模型一、模型二、模型三、模型四及模型五下之 5% 顯著水準的臨界值。

註 2： $T_0(5\%)$ 、 $T_1^*(5\%)$ 、 $T_1(5\%)$ 、 $T_2^*(5\%)$ 、及 $T_2(5\%)$ 分別為模型一、模型二、模型三、模型四及模型五下之最大似然比率。

註 3：拒絕臨界值取自 Osterwald-Lenum(1992)所整理的共整合臨界值表。

註 4：AIC 之最適落差期數為 6 期。

至於對短期利率之分析，由表中可得相同結果，最適的 Johansen 共整合模型仍為模型三。共整合向量個數檢定中，也發現在 5% 的顯著水準下無法拒絕 $r \leq 11$ 的虛無假設，表示 12 國短期利率有 11 個共整合向量；此即表示，美國及德國，與其它歐元國家的短期利率之間亦存在顯著的長期均衡關係。

三、誤差修正模型

由共整合檢定結果中發現，變數間存在共整合關係，接著進行誤差修正模型檢定，來檢定變數間長、短期的關係，除了檢驗本身与其它變數落後值對當期變數的影響，還必須考慮長期失衡的調整(誤差修正項)。透過 t 檢定，檢定變數間是否具有長期互動關係存在，結果如表 3.3-1 所示。

表 3.3-1 誤差修正模型

變數	長期利率	短期利率
	誤差修正項係數	誤差修正項係數
美國	-0.082(1.296)	-0.335(1.501)
奧地利	0.013(-0.317)	0.209(-1.324)
比利時	-0.668(0.780)	-0.567(2.570)**
荷蘭	-0.062(1.353)	-0.089(0.471)
法國	-0.109(2.133)**	-0.094(0.656)
芬蘭	0.010(-0.081)	0.192(-1.490)
德國	-0.037(0.565)	-0.032(0.177)
愛爾蘭	-0.091(0.872)	-2.568(3.673)***
義大利	0.010(-0.092)	0.579(-2.661)***
西班牙	-0.218(-2.522)**	-0.008(0.019)
葡萄牙	0.193(-1.794)*	2.516(-2.960)***
盧森堡	0.022(-0.299)	-0.308(2.069)**

註 1：“*”、“**”、“***”分別表示 10%(=1.65)、5%(=1.98)、1%(=2.62)之顯著水準下拒絕虛無假設。

註 2：括弧內的數值為 t 統計值。

由表 3.3-1 可以發現：在長期利率中只有法國的利率及西班牙的利率的誤差修正項係數為負值且為顯著，表示當法國的利率及西班牙的利率在短期中若偏離長期均衡時，它將會回歸並朝向長期均衡。換句話說，當法國的利率及西班牙的利率低於長期均衡利率時，我們可以預期利率將會提高，其比例為誤差修正項係數，並朝向長期均衡利率移動。同樣的若法國的利率及西班牙的利率高於長期均衡利率時，我們可以預期利率將會降低至長期均衡利率。另外，也表示當法國的利率及西班牙的利率長期關係發生失衡狀況的時候，可以藉由其它國家利率的變動來調整失衡的情況。如此藉由其它國家利率變動所作的失衡調整，進一步驗證共整長期均衡關係的存在¹⁰。

而在短期利率中，只有比利時的利率、愛爾蘭的利率及盧森堡的利率的誤差修正項係數為負值且為顯著。表示當比利時的利率、愛爾蘭的利率及盧森堡的利率在短期中偏離長期均衡時，它將會回歸並朝向長期均衡且可以藉由其它國家利率的變動來調整失衡的情況。

在誤差修正模型檢定中，發現不管短期利率或長期利率的 t 值大部份都不顯著，因此變數間長期的互動關係不明顯。

四、Granger 因果關係檢定

本研究進行 Granger 因果關係檢定，決定德國或美國貨幣政策短期的改變是否傳遞到其它國家，即探討德國或美國貨幣政策，對其它國家之單方向“領先”關係，或存在著“領先-落後”之雙向回饋(feedback)關係。其實證結果如表 3.4-1 及表 3.4-2 所示。

表 3.4-1 Granger 因果關係檢定-長期利率

長期利率					
From	To	P Value	From	To	P Value
美國	奧地利	0.0635*	奧地利	美國	0.9632
美國	比利時	0.5119	比利時	美國	0.3142
美國	荷蘭	0.1929	荷蘭	美國	0.9532
美國	法國	0.1575	法國	美國	0.6165

¹⁰ 誤差修正模型中只要有一個誤差修正項為顯著，則表示變數間之共整關係存在，參見 Engle and Granger (1987)。

歐元十一國利率互動關係探討－德國與美國支配臆說之比較

美國	芬蘭	0.1549	芬蘭	美國	0.0747*
美國	德國	0.1145	德國	美國	0.7569
美國	愛爾蘭	0.4092	愛爾蘭	美國	0.0180*
美國	義大利	0.2361	義大利	美國	0.4968
美國	西班牙	0.0402*	西班牙	美國	0.0244*
美國	葡萄牙	0.0502*	葡萄牙	美國	0.6416
美國	盧森堡	0.0151*	盧森堡	美國	0.8972
德國	奧地利	0.0260*	奧地利	德國	0.3623
德國	比利時	0.1295	比利時	德國	0.0004*
德國	荷蘭	0.0841*	荷蘭	德國	0.6446
德國	法國	0.3356	法國	德國	0.3477
德國	芬蘭	0.1009	芬蘭	德國	0.4281
德國	愛爾蘭	0.2683	愛爾蘭	德國	0.2132
德國	義大利	0.0220*	義大利	德國	0.4367
德國	西班牙	0.0822*	西班牙	德國	0.2377
德國	葡萄牙	0.1116	葡萄牙	德國	0.0044*
德國	盧森堡	0.0850*	盧森堡	德國	0.0939*

註 1：“*”表示在 10%顯著水準下棄卻虛無假設。

註 2：數值為 p value 值。

在長期利率中，美國利率和西班牙利率之間存在回饋關係，表示兩者之間會相互影響。美國與奧地利、葡萄牙、盧森堡長期利率之間存在單方面的“領先-落後”關係，但是某些國家的利率也對美國利率具有單方面的“領先-落後”關係。

另外，德國利率和盧森堡利率之間存在回饋關係，表示兩者之間會相互影響。德國與奧地利、荷蘭、義大利、西班牙長期利率之間存在單方面的“領先-落後”關係，但是某些國家的利率也對美國利率具有單方面的“領先-落後”關係。

表 3.4-2 Granger 因果關係檢定-短期利率

短期利率					
From	To	P Value	From	To	P Value
美國	奧地利	0.3505	奧地利	美國	0.2415
美國	比利時	0.1086	比利時	美國	0.3724
美國	荷蘭	0.0654*	荷蘭	美國	0.5143
美國	法國	0.3467	法國	美國	0.2314
美國	芬蘭	0.2615	芬蘭	美國	0.0182*
美國	德國	0.1109	德國	美國	0.2809
美國	愛爾蘭	0.7567	愛爾蘭	美國	0.8583
美國	義大利	0.1346	義大利	美國	0.9885
美國	西班牙	0.4057	西班牙	美國	0.5658
美國	葡萄牙	0.0115*	葡萄牙	美國	0.4924
美國	盧森堡	0.8321	盧森堡	美國	0.3148
德國	奧地利	0.3956	奧地利	德國	0.0008*
德國	比利時	0.1782	比利時	德國	0.2455
德國	荷蘭	0.1186	荷蘭	德國	0.0006*
德國	法國	0.0026*	法國	德國	0.1301
德國	芬蘭	0.0375*	芬蘭	德國	0.0062*
德國	愛爾蘭	3.80E-05*	愛爾蘭	德國	0.9058
德國	義大利	0.1369	義大利	德國	0.1011
德國	西班牙	0.0816*	西班牙	德國	0.2004
德國	葡萄牙	0.1143	葡萄牙	德國	0.0020*
德國	盧森堡	0.0154*	盧森堡	德國	0.0774*

註 1：“*”表示在 10%顯著水準下拒絕虛無假設。

註 2：數值為 p value 值。

在短期利率中，美國與葡萄牙、荷蘭長期利率之間存在單方面的領先-落後關係，但是某些國家的利率也對美國利率具有單方面的“領先-落後”關係。

另外，德國利率和法國、盧森堡利率之間存在回饋關係，表示兩者之間會

相互影響。德國與法國、愛爾蘭、西班牙短期利率之間存在單方面的“領先-落後”關係，但是某些國家的利率也對美國利率具有單方面的“領先-落後”關係。

由因果關係檢定來看，不管長期利率或短期利率中，皆無法支持德國支配臆說及美國支配臆說，因為美國利率或德國利率雖然對某些國家的利率具有領先的關係存在，但某些國家的的利率也對美國利率或德國利率具有領先關係，此雙向回饋關係，使德國支配臆說與美國支配臆說無法得到支持。

五、預測誤差變異分解

經由單根與共整檢定後發現各變數均為 $I(1)$ 序列，而且存在著長期均衡關係。因此本研究將進行預測誤差變異分析，藉著得到預測誤差變異分解百分比，評估其變動來自本身或其它內生變數的比重，並可判斷各變數的外生性。

預測誤差變異與衝擊反應分析的結果與變數的次序有密切的關係，因為排序在前的變數會影響同期排序在後的變數，而排序在後的變數卻無法影響同期排序在前的變數，因此，各變數排序的差異會直接影響到預測誤差變異與衝擊反應的結果。

所以本研究變數的排序以每個國家的 GDP 為排序基礎，這裡的 GDP 是以現在的價值並且皆轉換成美金計價，選取的時間由 1987 年至 1997 年，將這 11 年的 GDP 加以平均，並以平均的 GDP 數值由大至小加以排列，以此順序做為變數排序的順序。變數順序為美國、德國、法國、義大利、西班牙、荷蘭、比利時、奧地利、芬蘭、葡萄牙、愛爾蘭、盧森堡。

因為變數間存在長期均衡的關係，因此 VAR 模型的落差項與 Johansen 共整合檢定中相同。並以蒙地卡羅整合試行 500 次進行預測變異數分解及衝擊反應分析，並假設某種衝擊後，體系內變數呈現連續動態調整，至 12 個月始回到均衡，所以只探討 12 個月的結果，並以點估計值(平均值)大於兩倍的標準差認定具有顯著性。結果整理如下，如表 3.5-1 及表 3.5-2 所示。

在長期利率中，美國長期利率對法國長期利率、盧森堡長期利率、葡萄牙長期利率及義大利長期利率在第一期的解釋能力較低，之後逐漸變大。而且美國長期利率除了在盧森堡第一個月的分解值小於估計標準差的兩倍外，其餘月份皆大於兩倍估計標準差，表示美國長期利率對其它各國的長期利率有顯著的影響。

表 3.5-1 預測誤差變異分析-長期利率

變數	期間(月)	由美國利率解釋的百分比	由德國利率解釋的百分比	變數	期間(月)	由美國利率解釋的百分比	由德國利率解釋的百分比
法國	1	2.34*	37.18*	奧地利	1	27.07*	36.07*
	4	2.26*	16.95*		4	10.76*	8.43*
	8	5.07*	23.84*		8	7.76*	35.20*
	12	5.63*	28.85*		12	9.09*	36.30*
義大利	1	1.12*	11.53*	芬蘭	1	9.91*	14.95*
	4	11.92*	11.05*		4	3.93*	12.46*
	8	13.06*	27.38*		8	3.98*	11.27*
	12	12.45*	34.87*		12	5.80*	20.43*
西班牙	1	2.68*	18.79*	葡萄牙	1	2.65*	3.30*
	4	1.06*	20.75*		4	2.30*	27.64*
	8	4.25*	15.17*		8	11.48*	26.83*
	12	4.73*	18.94*		12	7.99*	25.97*
荷蘭	1	27.17*	57.71*	愛爾蘭	1	24.25*	43.05*
	4	6.64*	15.42*		4	10.42*	27.84*
	8	18.11*	31.41*		8	15.76*	20.22*
	12	15.72*	34.48*		12	10.10*	26.94*
比利時	1	9.48*	37.95*	盧森堡	1	0.09	36.66*
	4	8.96*	11.97*		4	2.29*	36.15*
	8	8.98*	32.32*		8	4.47*	27.42*
	12	8.62*	33.91*		12	4.12*	30.08*

註 1：***代表顯著，大於兩倍的標準差。

在長期利率中，可以發現普遍而言各變數的變異由德國的解釋能力比美國的解釋能力大，而且德國的百分比通常大於美國的百分比。由表上觀察到，德國長期利率對於大部份的變數在第一期的解釋能力都較高，之後隨著期間的增加而逐漸減少。另外有一個有趣的現象，德國利率在各國的支配能力，於第四期呈現最弱的解釋效果。德國在各變數的分解值皆大於兩倍估計標準差，表示德國長期利率對其它各國的長期利率有顯著的影響。

表 3.5-2 預測誤差變異分析-短期利率

變數	期間(月)	由美國利率解釋的百分比	由德國利率解釋的百分比	變數	期間(月)	由美國利率解釋的百分比	由德國利率解釋的百分比
法國	1	3.34*	3.05*	奧地利	1	1.25*	12.04*
	4	0.84*	19.00*		4	7.01*	9.03*
	8	12.67*	26.64*		8	5.58*	11.36*
	12	22.23*	17.01*		12	6.72*	11.84*
義大利	1	1.36*	4.47*	芬蘭	1	1.11*	5.59*
	4	10.8*	5.53*		4	24.56*	6.63*
	8	18.92*	1.87		8	27.36*	8.85*
	12	15.82*	2.37		12	24.01*	11.76*
西班牙	1	6.22*	1.74*	葡萄牙	1	0.00	3.01*
	4	11.74*	5.64*		4	8.87*	1.83*
	8	29.58*	6.08*		8	34.39*	3.71*
	12	29.69*	4.07*		12	37.35*	3.42*
荷蘭	1	2.77*	2.94*	愛爾蘭	1	13.63*	0.00
	4	0.81*	4.76*		4	19.52*	0.24
	8	1.50*	7.78*		8	20.56*	3.58*
	12	1.48	9.16*		12	23.95*	2.10
比利時	1	6.54*	14.91*	盧森堡	1	0.01	4.44*
	4	6.53*	18.04*		4	4.32*	11.63*
	8	13.03*	18.38*		8	3.84*	27.39*
	12	8.80*	18.01*		12	4.03*	26.10*

註 1：“*”代表顯著，大於兩倍的標準差。

在短期利率中，由表上觀察到，美國短期利率對各變數的解釋百分比普遍在第一期的解釋能力較低，之後逐漸變大。而且美國短期利率除了在盧森堡、葡萄牙第一個月的分解值及荷蘭第四個月的分解值小於估計標準差的兩倍外，其餘月份皆大於兩倍估計標準差，表示美國短期利率對其它各國的短期利率有顯著的影響。

德國短期利率對於大部份的變數在第一期的解釋能力都較低，之後隨著期

間的增加而逐漸增加。德國在各變數的分解值除了義大利第三、四個月的分解值及愛爾蘭第一、四個月的分解值小於估計標準差的兩倍外，其餘月份皆大於兩倍估計標準差，表示德國短期利率對其它各國的短期利率有顯著的影響。

由以上預測誤差變異數分解的結果，發現不管長期利率或短期利率下，美國利率及德國利率對於其它國家的利率為一強列相關因素，但是預測誤差變異數分解無法指出效果為正、或負，此訊息必須經由衝擊反應分析來獲得。

六、衝擊反應函數

衝擊反應分析可以瞭解當所關心的變數發生變動時，對經濟活動產生的衝擊，而此種衝擊是持續性或跳動性、長期或短期的效果、正向或負向的反應。分別探討美國長期利率、德國長期利率、美國短期利率及德國短期利率發生變動對其它國家利率的影響。

其結果如圖 3.6-1、圖 3.6-2、圖 3.6-3 及圖 3.6-4 所示。在長期利率下，當美國利率變動時對於其它國家利率影響，大部份初期為正向影響，之後中間轉變為負向效果，最後幾期又呈現正向效果。而德國利率變動對於其它國家利率的影響，和美國的情況有些許不同，初期也是呈現正向效果，但是之後就轉變成一致之負向效果。

在短期利率下，當美國利率變動時對於其它國家利率影響，情況比較不一致，大致上可以分成幾種情況：初期至結束大多呈現正向影響，如對於西班牙、芬蘭、奧地利短期利率影響情況，或是初期為負向影響之後轉變成正向影響，如對於荷蘭、葡萄牙、法國短期利率影響情況；另外一種情況就是在零附近上下起伏。另外，德國利率變動時對於其它國家利率之影響，情況亦不一致，大致上可以分成幾種情況：初期為正向影響之後轉變成負向影響，如對於法國、比利時、奧地利、芬蘭短期利率之影響；或是從初期至結束皆為正向影響，如對義大利、盧森堡短期利率之影響。

由圖中可以發現，短期利率較長期利率受衝擊變動的情況較不一致，主要原因可能為短期較長期容易受到整體經濟環境的影響，且各國對短期利率預估後之走勢修正較不同步所致，因此長期利率的衝擊反應情況較短期利率穩定且一致。

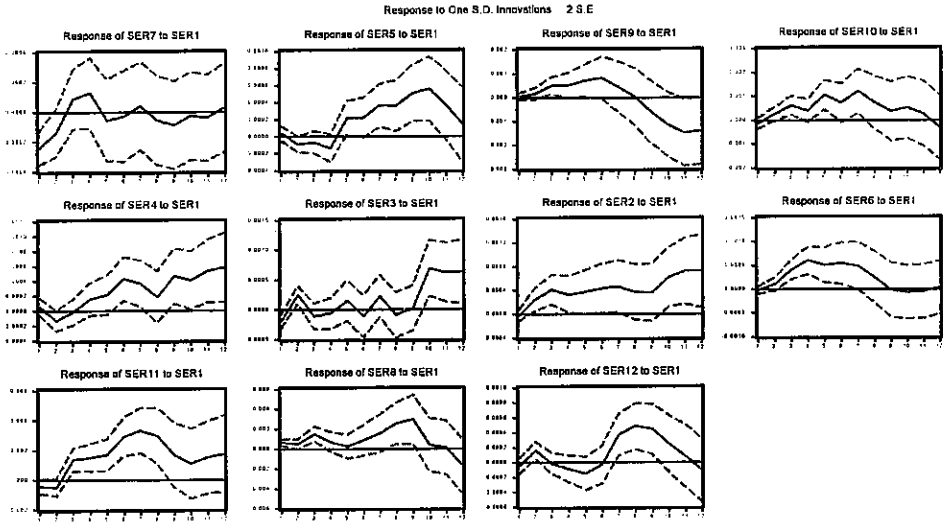
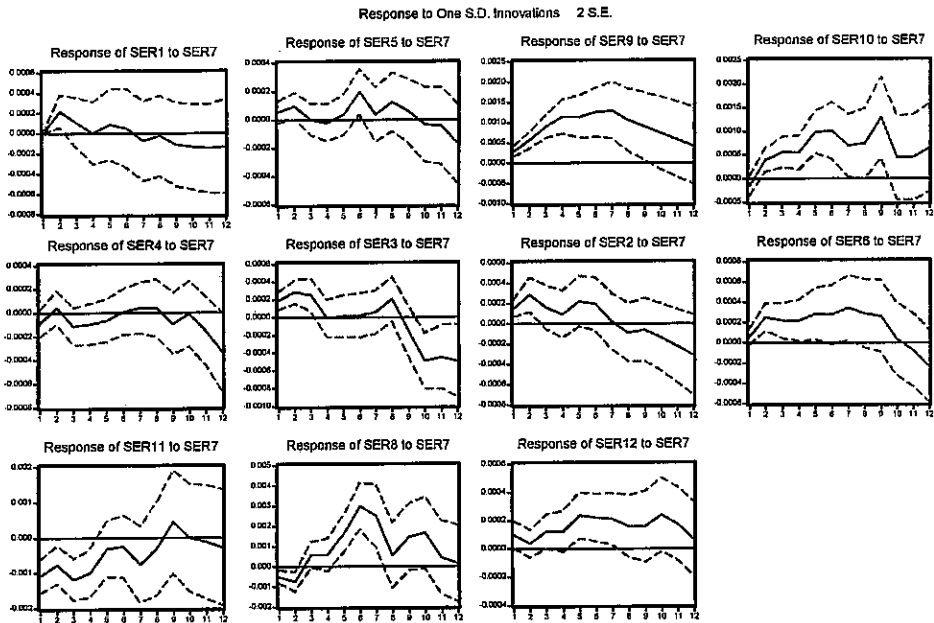


圖 3.6-1 短期利率下美國利率對其它國家利率的衝擊



圖例：ser1 美國 ser2 奧地利 ser3 比利時 ser4 荷蘭
 ser5 法國 ser6 芬蘭 ser7 德國 ser8 愛爾蘭
 ser9 義大利 ser10 西班牙 ser11 葡萄牙 ser12 盧森堡

圖 3.6-2 短期利率下德國利率對其它國家利率的衝擊

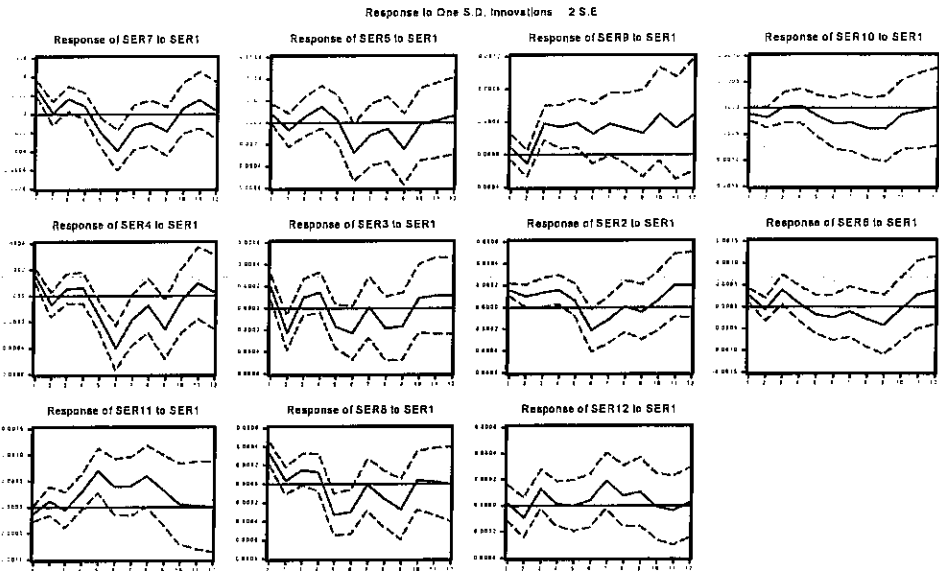
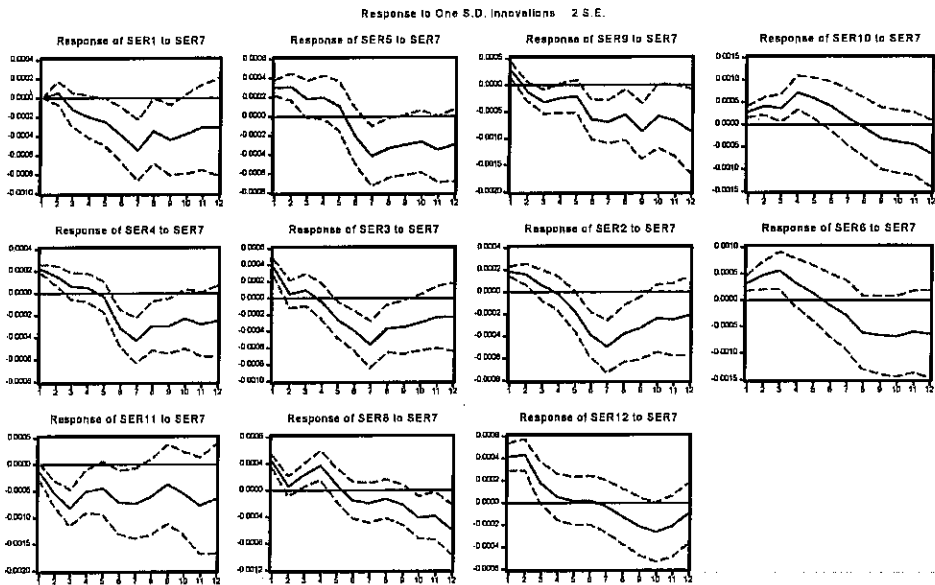


圖 3.6-3 長期利率下美國利率對其它國家利率的衝擊



圖例： ser1 美國 ser2 奧地利 ser3 比利時 ser4 荷蘭
 ser5 法國 ser6 芬蘭 ser7 德國 ser8 愛爾蘭
 ser9 義大利 ser10 西班牙 ser11 葡萄牙 ser12 盧森堡

圖 3.6-4 長期利率下德國利率對其它國家利率的衝擊

肆、結 論

本研究根據國際傳導機制的概念，透過歐洲市場利率做驗證，以歐盟中參與單一貨幣(歐元)的十一個會員國以及美國的長、短期利率為樣本，選取一九八八年至一九九八年的利率月資料，進行德國與美國支配假說之比較，以探討美國的貨幣政策是否引導歐洲貨幣機制，抑或德國擁有著強力的貨幣影響力。

共整合檢定顯示：無論是長期利率或短期利率，美國或德國與歐元參與國家利率之間皆存在顯著長期均衡的共整合關係。然而，由因果關檢定來看，不管長期利率或短期利率，美國利率或德國利率雖然對歐元 11 國某些國家的利率有著領先的關係存在，但亦落後於歐元 11 國部份國家的的利率走勢，如此雙向回饋關係，使德國支配臆說(GDH)與美國支配臆說(ADH)，均無法獲得實證之支持。

於預測誤差變異分解之分析中發現：觀察長期利率，德國利率對其他國利率波動的解釋百分比通常大於美國的百分比，此一發現，說明了各利率的變異由德國的解釋能力比美國的解釋能力為大。尤其，德國長期利率對於大多國家的利率變異在第一期的解釋能力都較高，之後隨著期間的增加而逐漸減少；反之，美國在第一期的解釋能力較低，之後逐漸變大。另一個有趣的發現為，德國利率對許多國家的解釋變異能力，於第四期呈現最弱的解釋效果。美國與德國在各利率波動的分解值皆大於兩倍估計標準差，表示德國與美國長期利率對其它各國的長期利率有顯著的影響。至於對短期利率的變異分析，發現美國與德國的短期利率對各變數的解釋百分比普遍在第一期的解釋能力均較低，之後皆逐漸變大，且美國與德國短期利率對其它各國的短期利率普遍存在著顯著的影響。其中，美國短期利率除了在盧森堡、葡萄牙第一個月的分解值及荷蘭第四個月的分解值小於估計標準差的兩倍外，其餘月份皆大於兩倍估計標準差。

另由衝擊反應函數分析得知，短期利率較長期利率變動的情況較不一致，主要原因可能為短期較長期容易受到整體經濟環境的影響，且各國對短期利率預估後之走勢修正較不同步所致，因此長期利率的衝擊反應情況較短期利率穩定且一致。在長期利率下，當美國利率變動時對於其它國家利率影響，初期大多呈正向影響，之後或永續正向影響(如：義大利)，或經歷較常時期轉為負向，終又再反轉呈現正向效果。而德國利率變動對於其它國家利率的影響，和美國的情況不盡相同，雖初期也是呈現正向效果，但於較短期便轉變成負向效果，且持續為負。在短期利率下，當美國利率變動時對於其它國家利率影響，情況

比較不一致，大致上可以分成幾種情況：如初期至結束大多呈現正向影響，或是初期為負向影響之後轉變成正向影響；另一種情況就是在零附近上下起伏。另外，德國利率變動時對於其它國家利率之影響，情況亦不一致，大致上可以分成：初期為正向影響之後轉變成負向影響，或是從初期至結束皆為正向影響。

綜合上述各項時間數列測試結果，本研究發現德國與美國兩大經濟強國對歐元十一國的貨幣影響力相似，對歐元國的主導地位皆不顯著。換言之，德國支配臆說與美國支配臆說，並未能得到實證上之支持；然而，無論就長期利率或短期利率進行分析，美國利率及德國利率與其他歐元國利率皆存在顯著的長期均衡共整關係，且各國間的利率變化有著強烈相關互動。

參考文獻

- Artus, P., S. Avouyi-Dovi, E. Bleuze, and F. Lecointre. 1991. Transmission of US monetary policy to Europe and asymmetry in the European monetary system. *European Economic Review*, 35:1369-1384.
- Akaike, H. 1973. Statistical predictor identification. *Annals of the Institute of Statistical Mathematics*, 22(1):203-217.
- Bomhoff, E. and P. Korteweg. 1983. Exchange rate variability and monetary policy with rational expectations: Some Euro-American experience, 1973-1979. *Journal of Monetary Economics*, 169-205.
- Box, G.E.P. and G.M. Jenkins. 1970. *Time series analysis, forecasting, and control*, San Francisco, CA: Holden-Day.
- Cumby, R. and F. Mishkin. 1986. The international linkage of real interest rate: The European-U.S. connection. *Journal of International Money and Finance*, 5-23.
- Dominguez, K. M. E. 1997. Monetary interdependence and coordination. *Paper Presented at the Econometric Society Meetings*, Yale University.
- Dickey, D. A. and W. A. Fuller. 1981. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, 49:1057-1072.
- Engle, R. and C. Granger. 1987. Cointegration and error correction: Representation, estimation and testing. *Econometrica*, 55:251-276.
- Granger, C.W. J. 1969. Investigation causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica*, 37:424-438.
- _____. 1981. Some properties of time series data and their use in econometric model specification. *Journal of Econometrics*, 16:121-130.
- _____. 1986. Developments in the study of cointegrated economic variables. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 48:213-228.

- Granger, C.W. J. and P. Newbold. 1974. Spurious regressions in econometrics. *Journal of Econometrics*, 2:111-120.
- Huster, S. and J. Kitchen. 1985. Some evidence on the international transmission for U.S. money supply announcement effects. *Journal of Money, Credit and Banking*, 456-466.
- Johansen, S. 1988. Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12:231-254.
- _____. 1994. The role of the constant and linear term in cointegration analysis of nonstationary variables. *Econometric Reviews*, 13(2):205-229.
- Johansen, S. and K. Juselius. 1990. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with application to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52:169-210.
- Karfakis, J. C. and D. Moschos. 1990. Interest rate linkages within the European Monetary System:A time series analysis. *Journal of Money, Credit and Banking*, 22: 388-394.
- Kirchgaessner, G. and J. Wolters. 1993. Does the DM dominate the Euro market? An empirical investigation. *Review of Economics and statistics*, 75:773-778.
- Nieh, C. C. and C. F. Lee. 2001. Dynamic relationship between stock prices and exchange rates for G-7 countries. *Quarterly Review of Economics and Finance*, forthcoming.
- Osterwald-Lenum, M. 1992. Practitioner's corner-a note with quantiles of the asymptotic distribution of the maximum likelihood co-integration rank test statistics. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54:461-472.
- Schwert, G. W. 1989. Tests for unit roots: A Monte Carlo investigation. *Journal of Business and Economic Statistics*, 7:147-159.