

## 費雪效果再檢定-OECD 七國為例

### Nonlinear VECM Model To Explore Fisher Effect

### -OECD seven countries as an example

李政峰

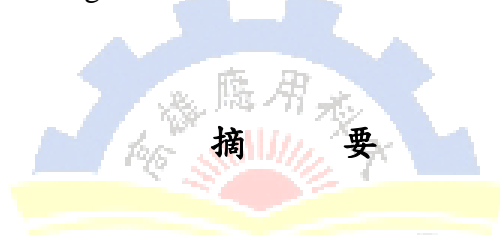
高雄應用科技大學 企業管理系副教授

iamjflee@hotmail.com

梁瑞麟

高雄應用科技大學 企業管理所研究生

gn001038600@hotmail.com



自從 1930 年費雪提出利率假說後，各方學者對這個議題有著非常多的探討，費雪認為實質利率受到實值因素之影響，與名目利率和預期通貨膨脹率無關。而名目利率則會和預期通貨膨脹率呈現一對一的調整情況。也就是說實質利率完全不會對名目利率和預期通貨膨脹率造成影響，故費雪定理隱含著貨幣中立性之原理，換句話說，也就是政府無法透過政策來干預經濟活動，很明顯的這並不符合現實情況。以最近發生的金融風暴為例，美國政府對於 AIG 採取認購股權的方式希望能穩定民眾的信心，而其他各國也紛紛採取降息的政策來刺激民間投資慾望。從種種跡象看來，政府在短期常常會做出為了因應金融時勢而提出一些解決政策。我們探討費雪效果實證不成功的案例，發現名目利率和通貨膨脹率間，不具有一對一的轉換關係，故僅存在部分的費雪效果，也就是說一般線性模型無法對這些突如其來的因素加以解釋，所以我們推測在名目利率和通貨膨脹率間可能含有非線性的情況，故本文採用非線性門檻共整合模型再檢定費雪效果，期望能找到以往實證失敗之盲點，得到可信度更高之結論。

**關鍵詞：**費雪、非線性、門檻共整合、利率

## 壹、緒論

利率在總體經濟為一非常重要的成長指標，是資金市場借貸的價格。社會大眾或是投資單位，對於儲蓄與投資的多寡，常常會取決於預期通貨膨脹率和名目利率的差額，也就是所謂的實質利率。換句話說，也就是考慮到物價上漲因素後，大眾的實際存款報酬率。而利率在眾家學派中又有著不同的解釋。在凱因斯學派的流動性偏好貨幣學說下，當實質利率降低時，人們會將貨幣轉向各類衍生性金融商品，實質利率較高時，人們會放棄貨幣的流動性報酬，而社會大眾也因貨幣的流動性高，才對貨幣造成需求，而利率就取決於貨幣市場的供需與存量。費雪利率假說則是認為，有效率的市場應充分的反應貨幣購買力的變化，名目利率和預期通貨膨脹率會呈現一對一的變動關係，這就稱為所謂的完全費雪效果，在長期暗指強力的貨幣中立(Superneutrality)性，和無貨幣幻覺(Money Illusion)，另外，費雪效果也指出預期通貨膨脹可以使用市場利率當指標，儘管這個理論有這個重要的關係，但實證上卻很少成功，我們認為造成大多數國家只有部分的費雪效果成立的主因在於貨幣幻覺的存在，導致社會大眾無法有效的區分實質利率，以及造成名目利率不會完全的反應在預期通貨膨脹率的變動上面。

各國央行的功能大多是在追求經濟成長與物價的穩定，故“低利率”可以使得社會大眾將資金轉向投資進而增加貨幣的流動使得經濟成長，並且穩定物價，卻忽略了貨幣幻覺所造成的不完全費雪效果，導致名目利率無法跟上通貨膨脹率的腳步。根據各項報導，今年四月起各國物價不斷攀升，台灣、中國、香港、新加坡、俄羅斯、卡達與中東產油國，都因為通膨走揚，出現實質利率呈現負的狀態，各國央行對此都束手無策。本文使用非線性門檻共積模型，進一步探討費雪效果的存在與否。而各國央行又可從費雪效果的成立部分多寡帶來擬定政策的新曙光，也可使得一般民眾對於利率與通貨膨脹有更深入的了解。

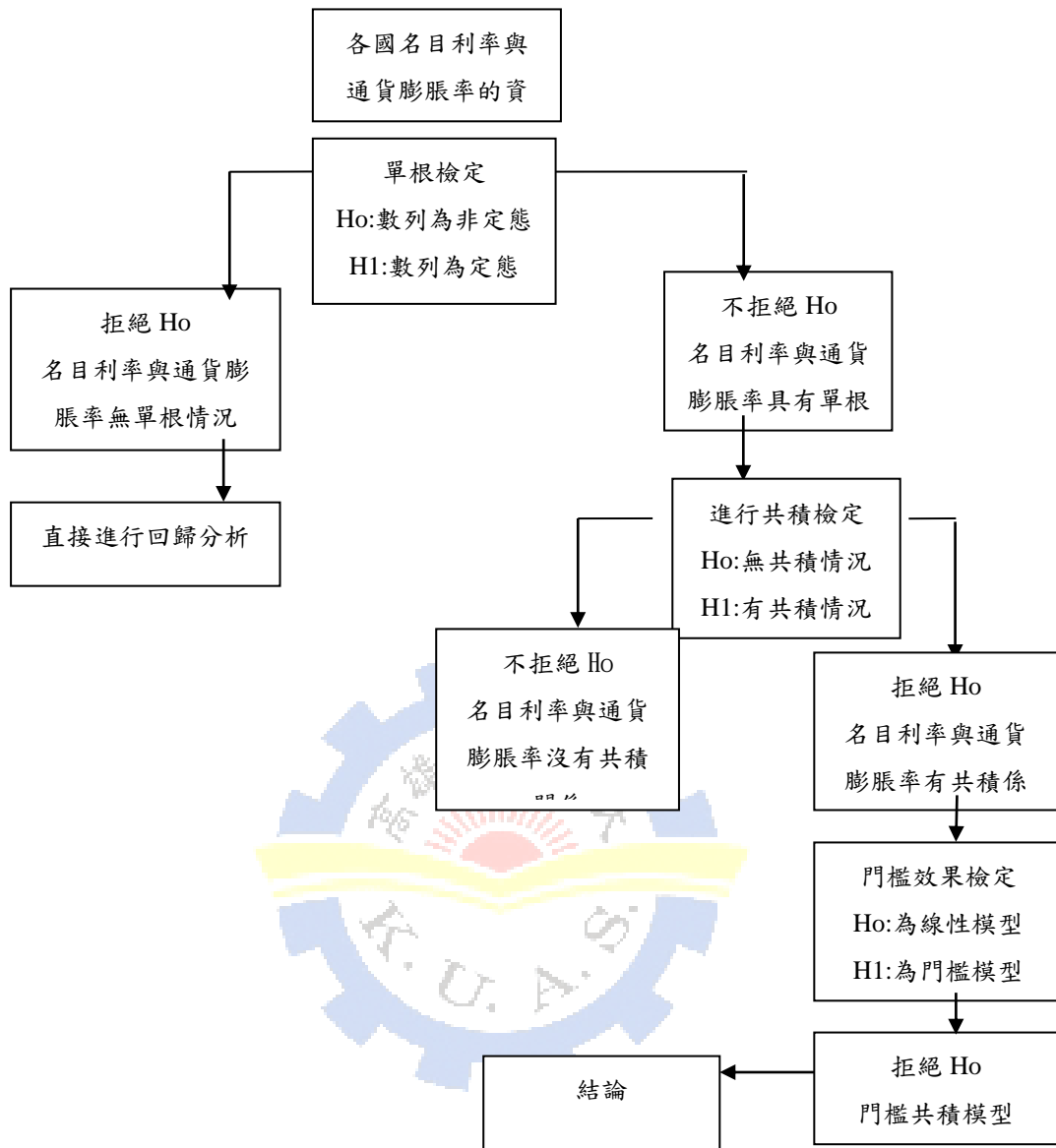


圖 1 研究分析流程

## 貳、文獻探討

在古典貨幣學派的貨幣數量說認為貨幣的增加，會使得物價上漲，而凱因斯學派的流動性偏好理論則認為貨幣供給增加，促使利率下跌。很多實證結果顯示，名目利率與物價呈獻有相同的動態趨勢，故 Fisher(1930)提出了利率假說，其認為實質利率受實值總體因素所影響，故認為實質利率和預期通貨膨脹率無顯著的關聯性，而名目利率和預期通貨膨脹的變動率呈現一對一的變動情況，也就是所謂的費雪效果。完全費雪效果在長期暗指強力的貨幣中立性，和無貨幣幻覺。另外，費雪效果也指出預期通貨膨脹可以使用市場利率當指標，儘管這個理論有這個重要的關係，但實證上卻很少成功。大多數的比例關係在費雪方程式中都無法產生名目利率和預期通貨膨脹率連動的顯著關係，預期通貨膨脹率和名目利率同步共動的比例很小，造成費雪困惑。

Fisher(1930)調查美國 1980 年至 1927 年和英國 1820 年至 1924 年期間名目利率與和通貨膨脹率的關係，費雪發現預期通貨膨脹率並沒有很立即的反應在利率上，在美國，其物價落後期間約為 20 年，也就是說人們必須要花 20 年左右的時間來完成物價預期。同樣的情形也發生在英國。

Rose(1988)發現，通貨膨脹率為定態  $I(0)$  之數列而利率則為非定態  $I(1)$  之數列。研究樣本使用美國兩個時期的年資料，其間為 1892~1970，1901~1950。他發現通貨膨脹率在虛無假設，可以拒絕虛無假設。為了增加報導的可信度，他又使用季資料去檢定 18 個 OECD(經濟合作發展組織)國家，結果顯示與美國季資料結果相同。最後他使用美國月資料，期間為 1947 年 1 月至 1986 年 6 月也是得到相同的結論。

Yuhn (1996)證實費雪效果存在美國，德國與日本。可是在英國和加拿大卻沒有顯著的成立，結果也發現，費雪效果不顯著成立是因為貨幣政策的改變，其結果與 Mishkin (1992)對立。

Balke and Fomby(1997) 指出由於政府單位在調控經濟時，必需付出一定的調整成本，所以變數在不同期間，向長期均衡調整的過程會呈現不一致的現象，即非連續性的調整過程，因此調整過程要調整後的效益要大於成本時，也就是偏離長期均衡較大時才會出現。

Bajo-Rubio, Diaz-Roldan and Esteve(2004)利用門檻共整合模型探討西班牙 1963~2002 年名目利率與通貨膨脹率間的非線性調整過程，作者並提及假如費雪效果存在，則名目利率將是未來通貨膨脹率很好的一個預測值，實證結果發現，模型顯著具門檻效果，且估計出的門檻值為 0.8，共整向量為 0.5，因為在門檻值左、右兩邊（不同狀態下）存在不同程度的貨幣幻覺，因此造成名目利率與通貨膨脹率調整速度不一樣與部分費雪效果。

我們探討這些可能的非線性關係也許對於那些無法成立的費雪效果有可靠性的解釋，本文對於那些檢驗費雪假說失敗的情況也許可以更加清楚的解釋原由。無論如何，在長期關係下，如上述多位學者所發表出來的文獻，指出名目利率與通貨膨脹率並非處於相同趨勢之移動，那只有抓住一部分的費雪效果影響，故本文使用非線性門檻共積模型來解釋說明這類的困惑。

## 參、研究方法

### 一、資料的來源與處理

本研究使用 OECD 七國的季資料，研究資料採自 IFS 資料庫，期間由 1957 年第二季至 2008 年第四季。名目利率以政府公債利率，通貨膨脹率則以消費者物價指數 CPI 變動率為準，使用非線性門檻共積模型對於不完全的費雪效果加以解釋。

### 二、費雪方程式

1930 年 Fisher 提出費雪方程式為名目利率等於預期實值利率，與預期通貨膨脹率之和。

$$i_t^k = r_t^e + \pi_t^e \quad \text{-----(1)}$$

$i_t^k$  為名目利率第 t 期和 k 為已知期間

$r_t^e$  為實值利率

$\pi_t^e$  為預期通貨膨脹率期間為 t 期到 t+k 期

我們將式(1)改寫成迴歸式(2)

$$i_t = \alpha + \pi_t^e + \varepsilon_t \quad \text{-----(2)}$$

本文使用 VECM  $w_t = i_t - \beta\pi_t$  來代替式(3)進而分析名目利率以及通貨膨脹率的關係。接著，若  $i_t$  和  $\pi_t$  有共整合關係，我們直接進行門檻效果檢定。在對沒有門檻效果的國家進行  $\beta$  係數檢定，以證實這些國家有著完全費雪效果，故在非線性的模型下無法拒絕為線性的虛無假設。

### 三、單根檢定

本研究以 Ng-Perron 單根檢定法來判別變數之恆定性。Perron and Ng(1996)認為，傳統單根檢定會遇到兩個重大問題，其一當回歸多項式的解相當接近，且數值非常小時，會導致檢定力(power)不足，其二當一階差分序列移動平均多項式的殘差項為負根，且值很大時，會產生資料失真(size)。

### 四、共積檢定

本文使用 Johansen(1998, 1991)所提出的最大概似法作為共整合檢定的依據，而最大概似法是經濟計劃中最重要的估計方法之一，許多重要的個體經濟模型及時間序列模型均建立在這個架構上。此方法可修正 Engle and Granger 提出兩階段共積檢定法的缺失。Gonzalo(1994)證明 Johansen 共整合分析法之檢定力高於 Engle and Granger 兩階段檢定法。

### 五、門檻模型的檢定與估計

在1987年共積觀念引進前，一旦變數被檢定出為非定態I(1)時，就會將其取差分，再進行分析。此一做法會使變數間的“長期”關係被犧牲，只剩下“短期”的關係，因此根據 Granger(1987)所提出的 Granger Representation Theorem 理論我們將採用 ECM 模型來取代傳統的差分模型。和傳統差分模型最具差異性的地方為 ECM 模型中加入誤差修正向(在有共積情況下此項為I(0)，使得長期關係仍然在於模型中，同時由於差分模型中所有變數均為定態I(0)，故不用擔心檢定統計量的分配為非標準分配。Granger Representation Theorem 也說明了若  $Y_t \sim I(1)$ ，則存在一個 ECM 的表現式。本文所採用費雪方程式中的名目利率以及通貨膨脹率的兩個變數的 ECM，首先  $ECT \equiv \varepsilon_t = i_t - \pi_t$  長期均衡時， $ECT=0$ 。短期時  $ECT \neq 0$ ，故需要求  $i_t$  係數以及  $\pi_t$  係數必為反向關係，以求體系的穩定。

本研究以下進行之分析根據 Hansen and Seo(2002)所提出的兩狀態門檻共積模型(Two Regimes Threshold VECM)模型，在共積向量未知的情況下，估計出共積向量 $\beta$ 與門檻值 $\gamma$ 由於在不同落後期下估計值會有差異，故我們使用 AIC 與 BIC 準則選取最佳之落後期數。

## 肆、實證分析

### 一、單根檢定

單根檢定是用以檢測時間數列資料是否為定態，或是非定態的情況，本研究以 Ng-Perron 單根檢定法來判別數列是形態。本篇最大階次設為 18，並且是用 MAIC 準則(Perron and Ng 2001)。本研究名目利率和通貨膨脹率的單根檢定結果如表 1。

表 1 名目利率與通貨膨脹率之單根檢定結果

國家	名目利率( $i_t$ )				
	lag	MZa	MZt	MSB	MPT
奧地利	5	-2.06	-0.76	0.37	9.73
英國	2	-2.23	-1.03	0.46	10.82
比利時	4	-3.61	-1.25	0.35	6.81
荷蘭	4	-3.84	-1.38	0.36	6.38
愛爾蘭	5	-1.80	-0.93	0.52	13.31
瑞典	6	-1.76	-0.92	0.52	13.63
	通貨膨脹率( $\pi_t$ )				
	lag	MZa	MZt	MSB	MPT
奧地利	7	-3.26	-1.11	0.34	7.39
英國	2	-2.23	-1.03	0.46	10.82
比利時	3	-2.06	-1.01	0.49	11.82
荷蘭	18	-0.83	-0.54	0.66	23.22
愛爾蘭	7	-3.26	-1.04	0.319	7.33
瑞典	7	-2.87	-1.18	0.41	8.48
臨界值					
5%臨界值		-8.10	-1.98	0.23	3.17
10%臨界值		-5.70	-1.62	0.28	4.45

10%顯著\* 5%顯著\*\*

由上表我們可以發現 OECD 六國的名目利率和通貨膨脹率皆無法拒絕虛無假設，全部顯示皆為非定態 I(1)之數列。此時，若直接分析資料則會造成虛假回

歸，導致模型估計偏誤。故接下來我們將對名目利率以及通貨膨脹率作共整合的檢定。看資料是否具有共積的情況。

## 二、Johansen 共整合檢定

在確定各國名目利率以及通貨膨脹率皆呈現非定態 I(1) 的情況，為了能夠讓模型分析結果正確，我們必須確定名目利率和通貨膨脹率必須有共整合的關係，才可以繼續分析。本節使用 Johansen 最大特徵根檢定各國的名目利率以及通貨膨脹率是否具有共整合的情形。為了避免落後皆次過多造成模型解釋能力不佳，本文使用 BIC 選取 VAR 的落後階次，並且設立最大階次為 4。表 2 為 OECD 六國的共整合檢定結果。

表 2 OECD 六國共整合檢定

國家	$H_0 : r = 0$	$H_0 : r = 1$	共積關係
瑞典 1957Q1~2008Q4	14.77(0.04)	4.36(0.04)	無
比利時 1957Q1~2008Q4	14.51(0.045)	1.61(0.2)	有
英國 1957Q1~2008Q4	26.87(0)*	2.20(0.14)	有
荷蘭 1957Q1~2008Q4	85.48(0)*	2.12(0.15)	有
愛爾蘭 1957Q1~2008Q4	14.79(0.04)*	2.17(0.14)	有
奧地利 1970Q1~2008Q4	8.53(0.33)	1.74(0.19)	無

5% 顯著\*

由表二我們可以觀察到比利時、英國、荷蘭、愛爾蘭四國，當 rank=0 時皆拒絕虛無假設，rank=1 時無法拒絕，明確的顯示比利時、英國、荷蘭、愛爾蘭都存在有一個共整合的關係。而奧地利和瑞典在 rank=0 和 rank=1 的時候皆無法拒絕虛無假設，故奧地利和瑞典不存在共整合的關係。

## 三、非線性 VECM 模型配適

配適線性非線性 VECM 模型之前，我們首先將各國的名目利率以及通貨膨脹率做線性的回歸分析  $i_t = \alpha + \beta\pi_t$ ，我們可以發現，如先前的文獻所述其  $\beta$  值皆小於 1 如下表 3 所示：

表 3 共整合向量估計值

	共整合向量 $\beta$ 值
英國	0.38
比利時	0.37



愛爾蘭	0.49
荷蘭	0.23

由於各國之央行都會根據不同的時點，擬定出不同的貨幣政策，導致名目利率和實質利率的關係在線性模型下無法做出完善的解釋，造成費雪困惑。因此我們懷疑這些資料具有非線性的效果，接著我們使用 Hansen 和 Seo (2002)所提之 Sup LM 檢定。根據誤差修正項(ECT)來建立 Lagrange Multiplier 統計量來檢驗是否存在門檻效果對這四國進行門檻效果檢定如表：

門檻效果檢定					
		SupLM 檢定			
		落後 1 期	落後 2 期	落後 3 期	落後 4 期
英國	LM 檢定量	17.07	32.24	32.36	37.95
	Bootstrap P-value	0.16	0.00**	0.03**	0.02**
比利時	LM 檢定量	16.20	24.39	34.05	36.41
	Bootstrap P-value	0.20	0.08*	0.01**	0.03**
愛爾蘭	LM 檢定量	18.91	21.52	25.36	28.28
	Bootstrap P-value	0.07*	0.19	0.27	0.41
荷蘭	LM 檢定量	18.12	17.32	29.08	31.88
	Bootstrap P-value	0.07*	0.57	0.18	0.13

表 4 Lagrange Multiplier 門檻效果檢定

10% 顯著\* 5% 顯著\*\*

由上表 4 的門檻效果檢定我們可以得知英國、比利時、愛爾蘭、荷蘭皆有存在非線性的門檻效果。故我們對這四國配適非線性 VECM 模型來解釋費雪效果。

在配適模型前首先我們要確定各國的落後階次，選取準則為以具有門檻效果的情況來挑選最適階次，若有發生多個落後項皆有門檻效果的情況，我們也以 BIC 最小來最為最適落後階次的選擇。表 5 為英國、比利時、愛爾蘭、荷蘭四國的最適落後階次表：

表 5 非線性模型最適落後階次

	最適階次選擇表			
	落後一期	落後二期	落後三期	落後四期

英國	-	162.226*	163.156	170.889
荷蘭	193.165*	-	198.982	-
愛爾蘭	242.173*	-	-	-
比利時	-	-64.5982*	-59.9238	-45.5373

由上表我們可以選出最佳的落後項，傳統的共整合模型無法觀察出兩變數在長期均衡下非線性的調整過程，因此接著探討門檻共整合的估計狀態，本研究在共整合項量未知的情況下，估計出共整合向量 $\beta$ 和門檻值 $\gamma$ ，並求出兩個區間內各包含多少百分比的資料。表6為非線性門檻模型的估計結果。

表6 非線性門檻模型估計結果

	門檻模型估計結果			
	門檻值( $\gamma$ )	共積向量( $\beta$ )	Regime1%	Regime2%
英國	0.87	0.78	0.15	0.85
荷蘭	5.56	0.49	0.60	0.40
愛爾蘭	0.11	0.80	0.12	0.88
比利時	1.20	0.73	0.07	0.93

為了更進一步了解門檻值內外各區間(regime)的調整情況，表7~10為各國的非線性VECM模型：

表7 英國非線性門檻VECM模型

VECM 模型		
門檻值以下 ( $ W_{t-1}  \leq 0.87$ )		
	名目利率( $\Delta i_t$ )	通貨膨脹率( $\Delta \pi_t$ )
誤差修正項( $W_{t-1}$ )	0.015[0.050]	0.197[0.428]
$\Delta i_{t-1}$	0.589[0.164]	-6.227[1.518]
$\Delta i_{t-2}$	-0.002[0.026]	-0.360[0.237]
$\Delta \pi_{t-1}$	-0.093[0.122]	3.057[1.129]
$\Delta \pi_{t-2}$	0.046[0.028]	-0.506[0.257]
門檻值以上 ( $ W_{t-1}  > 0.87$ )		
	名目利率( $\Delta i_t$ )	通貨膨脹率( $\Delta \pi_t$ )
誤差修正項( $W_{t-1}$ )	-0.032[0.023]*	0.540[0.141]

$\Delta i_{t-1}$	0.140[0.080]	2.003[0.481]
$\Delta i_{t-2}$	-0.005[0.087]	-0.224[0.481]
$\Delta \pi_{t-1}$	-0.127[0.087]	0.115[0.524]
$\Delta \pi_{t-2}$	0.008[0.011]	0.016[0.064]

註:()內之值為 p-value \*表 5%顯著水準下顯著

表 8 荷蘭非線性門檻 VECM 模型

VECM 模型		
門檻值以下 ( $ W_{t-1}  \leq 5.56$ )		
	名目利率( $\Delta i_t$ )	通貨膨脹率( $\Delta \pi_t$ )
誤差修正項( $W_{t-1}$ )	0.007[0.012]*慢	2.106[0.287]
$\Delta i_{t-1}$	0.446[0.080]	-0.537[1.932]
$\Delta \pi_{t-1}$	0.003[0.004]	-0.034[0.100]
門檻值以上 ( $ W_{t-1}  > 5.56$ )		
	名目利率( $\Delta i_t$ )	通貨膨脹率( $\Delta \pi_t$ )
誤差修正項( $W_{t-1}$ )	-0.008[0.021]*快	2.415[0.290]
$\Delta i_{t-1}$	0.200[0.107]	0.510[1.474]
$\Delta \pi_{t-1}$	-0.001[0.006]	-0.112[0.079]

註:()內之值為 p-value \*表 5%顯著水準下顯著

表 9 愛爾蘭非線性門檻 VECM 模型

VECM 模型		
門檻值以下 ( $ W_{t-1}  \leq 0.11$ )		
	名目利率( $\Delta i_t$ )	通貨膨脹率( $\Delta \pi_t$ )
誤差修正項( $W_{t-1}$ )	0.145[0.060]	2.953[0.543]
$\Delta i_{t-1}$	0.121[0.141]	-2.918[1.276]

$\Delta\pi_{t-1}$	0.081[0.019]	0.901[0.176]
門檻值以上 ( $ W_{t-1}  > 0.11$ )		
	名目利率( $\Delta i_t$ )	通貨膨脹率( $\Delta\pi_t$ )
誤差修正項( $W_{t-1}$ )	-0.071[0.020]*	0.468[0.111]
$\Delta i_{t-1}$	0.140[0.071]	1.740[0.393]
$\Delta\pi_{t-1}$	-0.070[0.012]	-0.222[0.066]

註:()內之值為 p-value \*表 5%顯著水準下顯著

表 10 比利時非線性門檻 VECM 模型

VECM 模型		
門檻值以下 ( $ W_{t-1}  \leq 1.2$ )		
	名目利率( $\Delta i_t$ )	通貨膨脹率( $\Delta\pi_t$ )
誤差修正項( $W_{t-1}$ )	0.036[0.077]	-1.956[1.081]
$\Delta i_{t-1}$	0.268[0.232]	-7.261[3.239]
$\Delta i_{t-2}$	0.014[0.021]	0.395[0.296]
$\Delta\pi_{t-1}$	-0.058[0.308]	1.367[4.298]
$\Delta\pi_{t-2}$	0.086[0.028]	-0.506[0.395]
門檻值以上 ( $ W_{t-1}  > 1.2$ )		
	名目利率( $\Delta i_t$ )	通貨膨脹率( $\Delta\pi_t$ )
誤差修正項( $W_{t-1}$ )	-0.028[0.012]*	0.036[0.081]
$\Delta i_{t-1}$	0.470[0.073]	0.296[0.481]
$\Delta i_{t-2}$	-0.002[0.012]	-0.646[0.078]
$\Delta\pi_{t-1}$	-0.044[0.071]	-0.061[0.467]
$\Delta\pi_{t-2}$	-0.005[0.011]	-0.357[0.070]

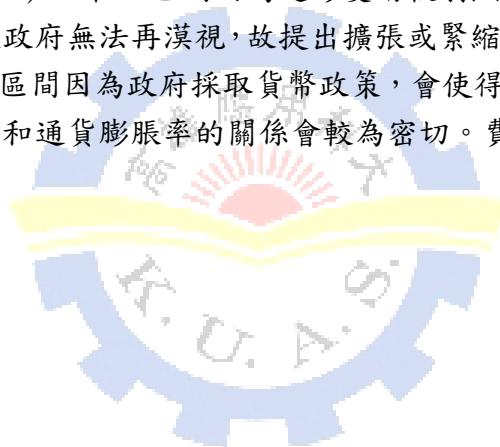
註:()內之值為 p-value \*表 5%顯著水準下顯著

為了更進一步看清楚各區間的分佈，下圖 2~圖 6 為通貨膨脹和門檻值 ECT 的分布狀況。我們從圖 2~圖 6 看到在 ECT(實質利率)和通貨膨脹率近乎成反向變動，故我們將其狀態分為三種，第一種為門檻值以下( $|w_{t-1}| \leq \gamma$ )的適當通膨。第

二、三種我們將門檻值以上( $|w_{t-1}| > \gamma$ )的拆成兩個部分。二為  $w_{t-1} < \gamma$ ，我們可以很清楚的由上圖探之此區間為高通膨時期，三為  $w_{t-1} > \gamma$  低通膨的情況。

接著我們將焦點轉至 VECM 模型，並且觀察各國門檻值的左右兩邊呈現出來的狀態與結果，我們可以清楚的發現在門檻值以下，誤差修正項的調整係數非常不明顯(英國為 0.015，荷蘭為 0.007)，甚至出現誤差修正項係數不顯著的情形(愛爾蘭的誤差修正項係數的 p-value 為 0.06，比利時 p-value 為 0.077)。我們推估各國央行在此區間內，其通膨的上升或下降的程度是可以被政府所接受的，故不採取任何的貨幣政策，放任市場自由運行，故此區間的名目利率和通貨膨脹率的關係並不是這樣的密切，導致名目利率調整速度非常之緩慢。故費雪效果非常微弱。

而在門檻值以上的我們可以看到名目利率之調整速度較門檻值以下的區間來的快速且顯著。英國的調整係數為 -0.032(p-value 為 0.023)，荷蘭為 -0.008(p-value 為 0.021)，愛爾蘭則為 -0.071(p-value 為 0.020)，比利時為 -0.028(p-value 為 0.012)。在此區間內為通膨變動較劇烈的區間，此時通膨的上升或下降呈度已經讓政府無法再漠視，故提出擴張或緊縮貨幣政策來解決通膨過高和過低的問題。此區間因為政府採取貨幣政策，會使得名目利率提高或降低，故此區間的名目利率和通貨膨脹率的關係會較為密切。費雪效果較明顯。



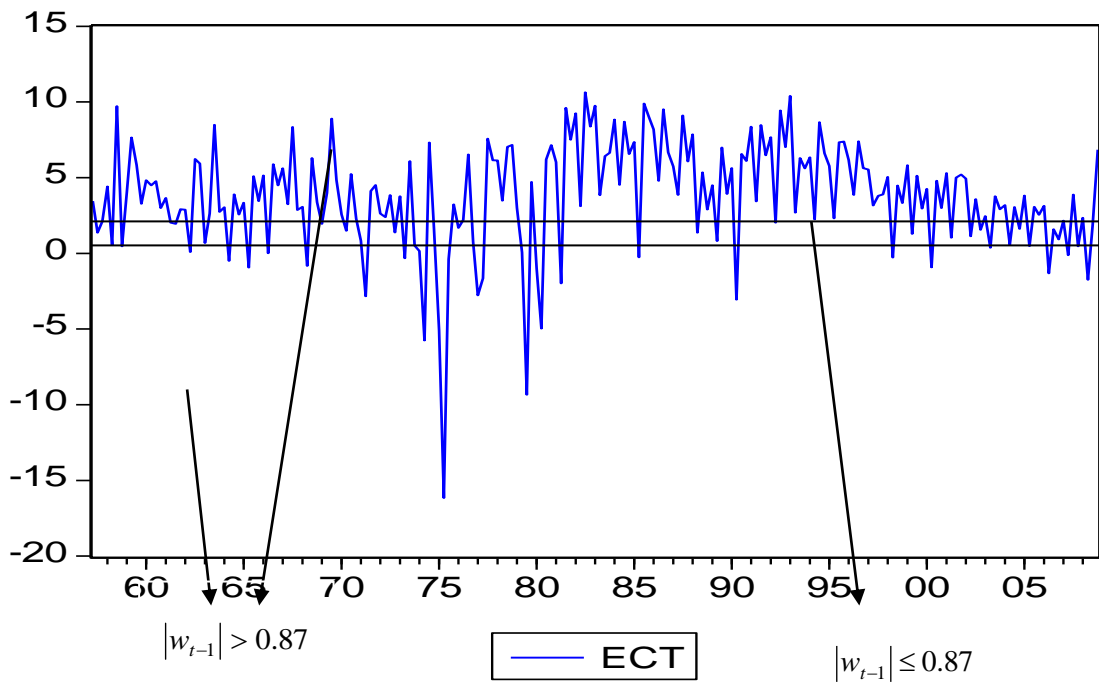
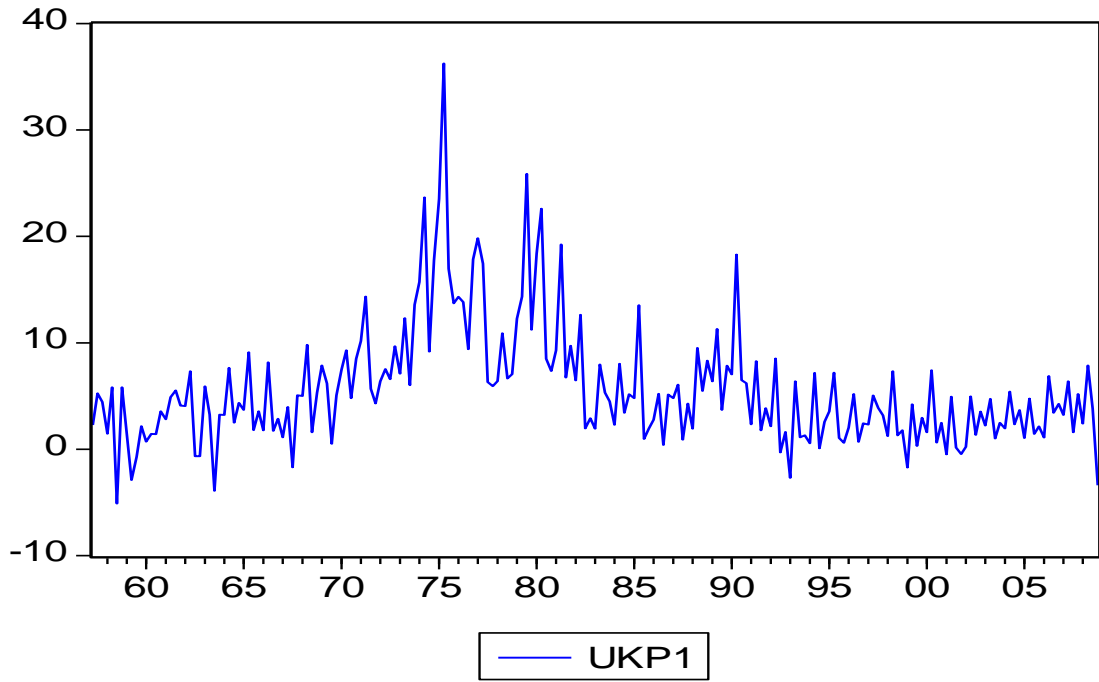


圖 2 英國通貨膨脹率與門檻變數 ECT 的對應圖

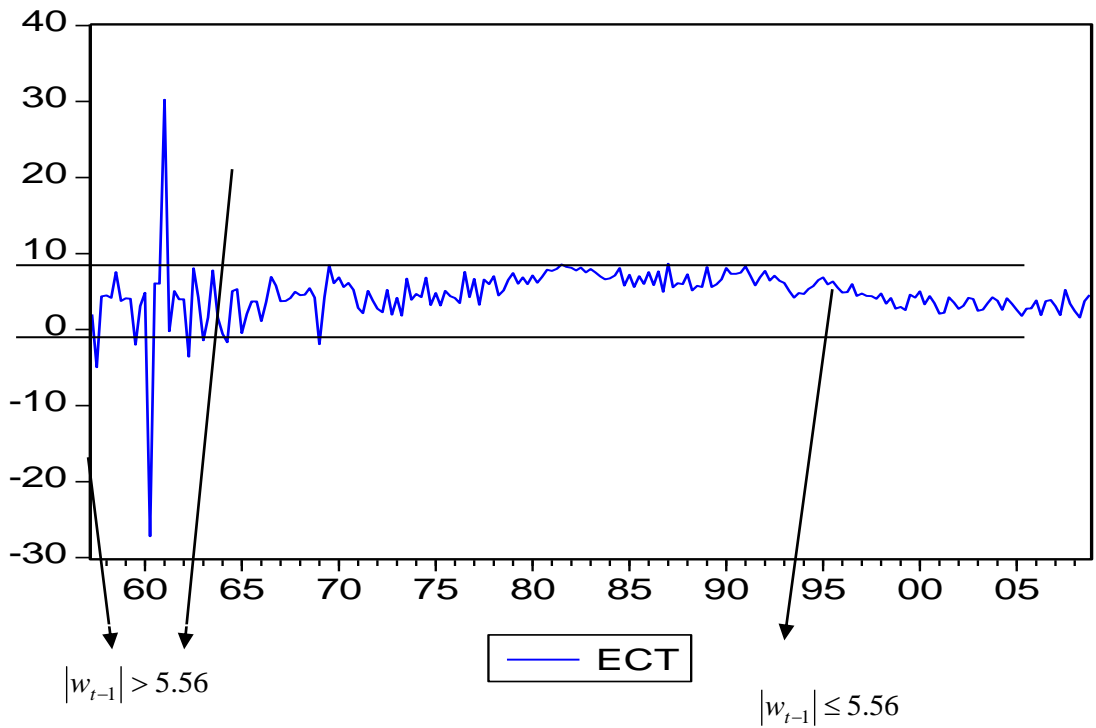
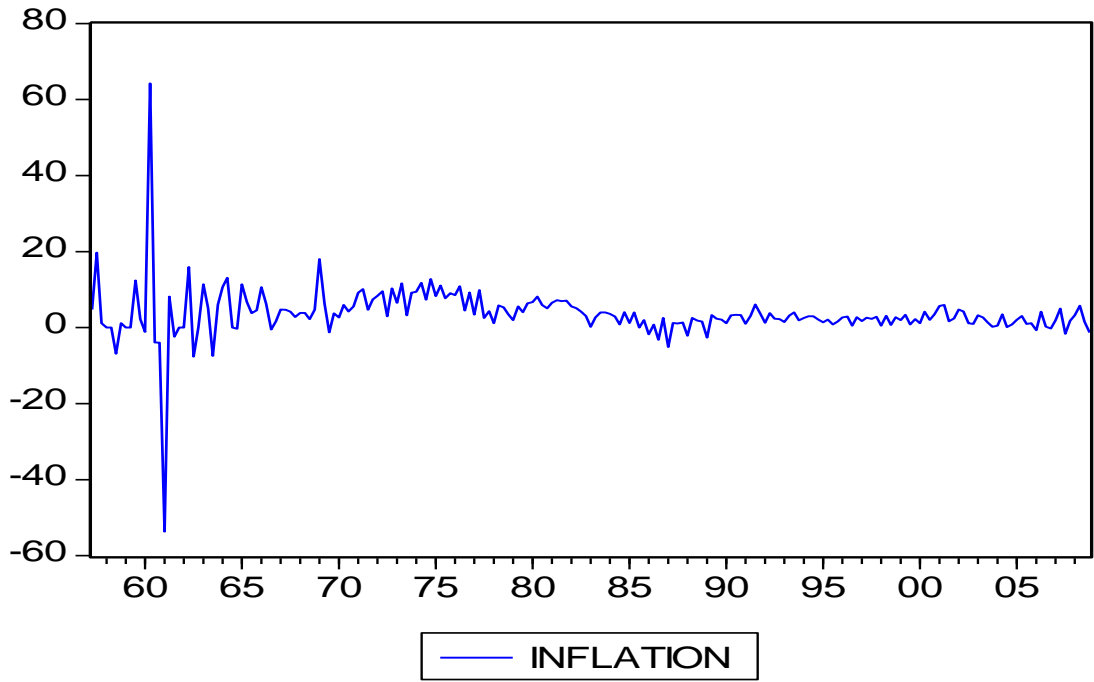


圖 3 荷蘭通貨膨脹率率與門檻變數 ECT 的對應圖

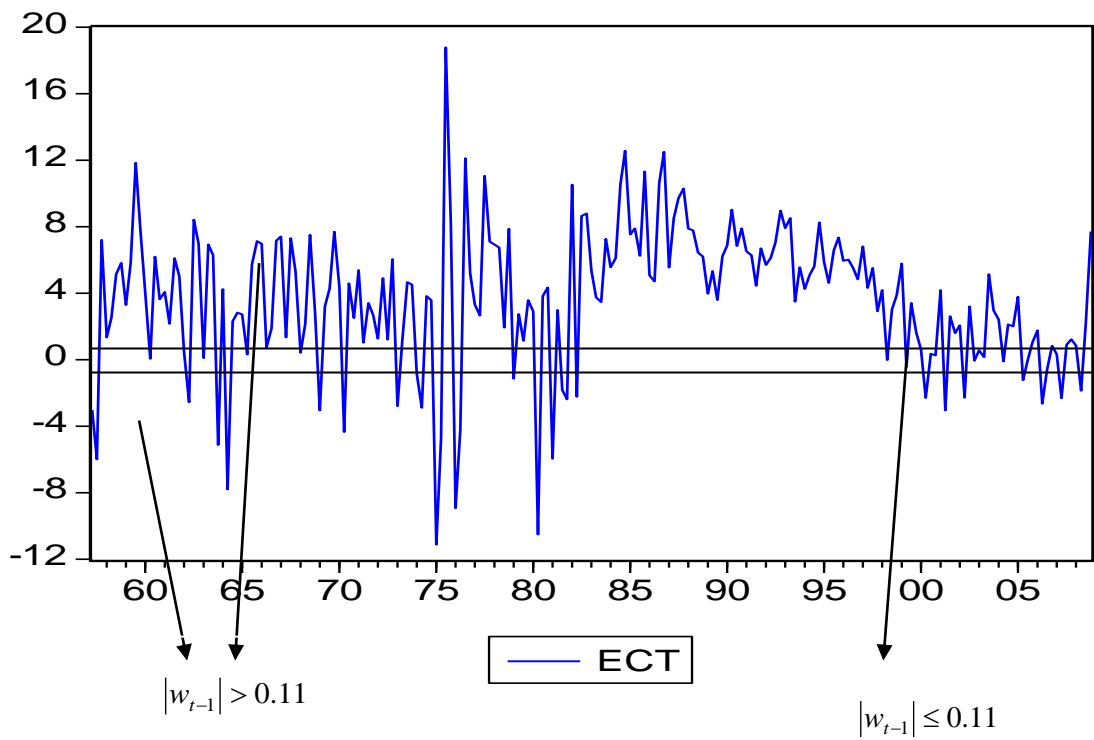
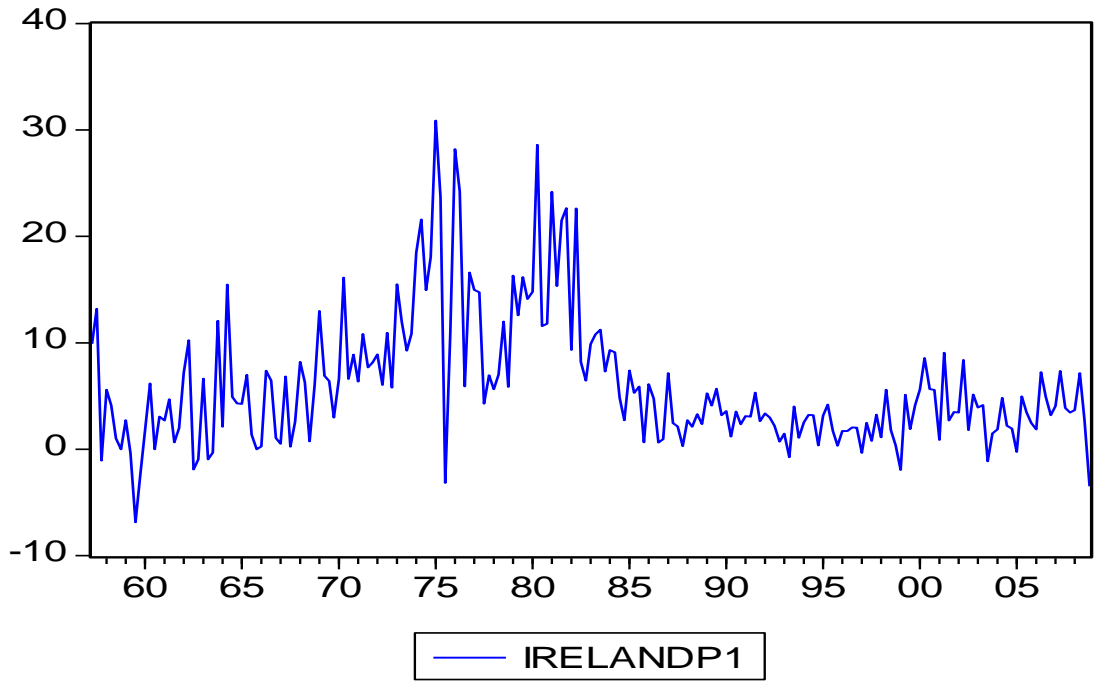


圖 4 愛爾蘭通貨膨脹率率與門檻變數 ECT 的對應圖



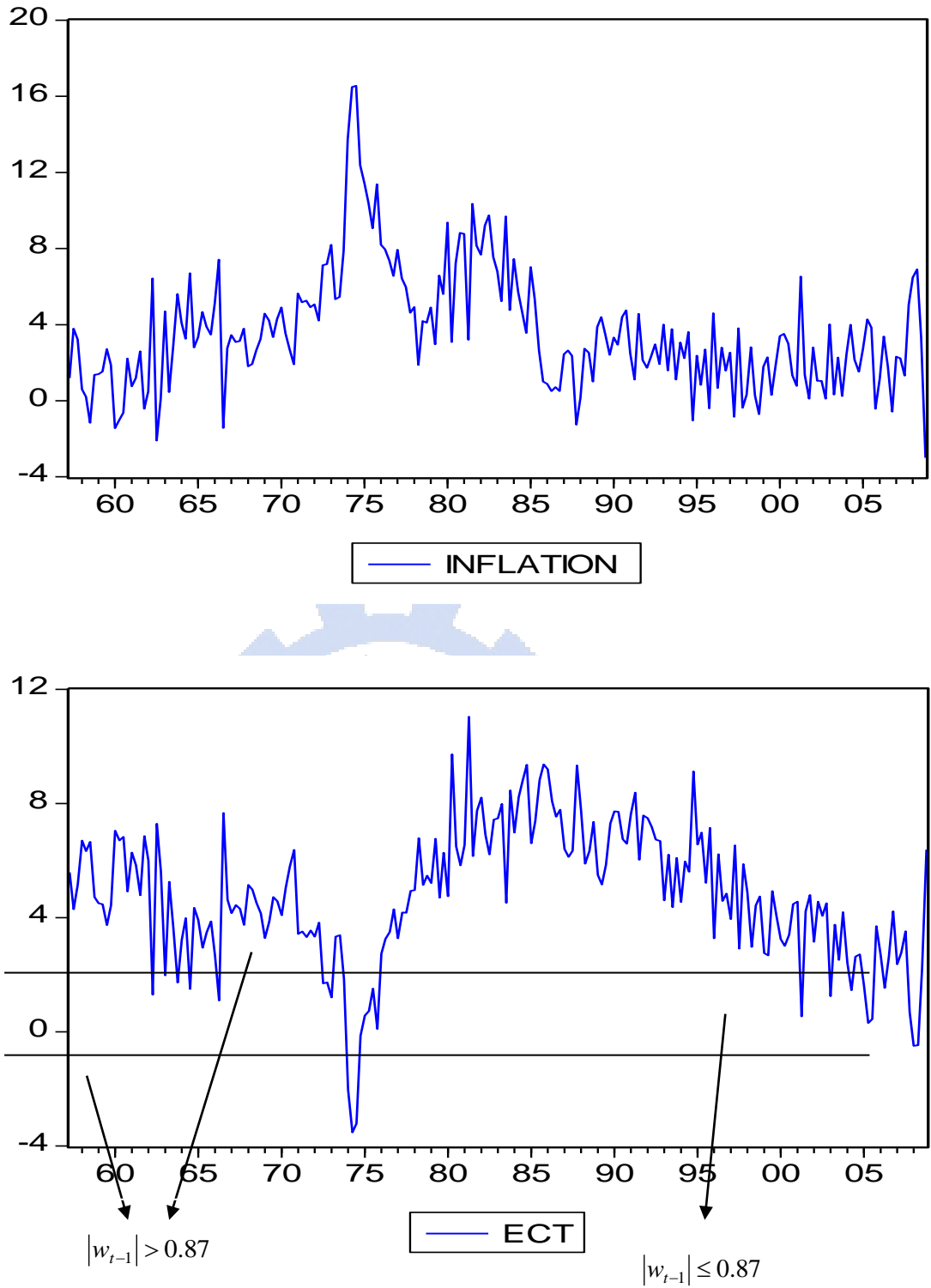


圖 5 比利時通貨膨脹率與門檻變數 ECT 的對應圖

## 伍、 結論

本文使用非線性的方式對 OECD 六國做費雪效果檢定，不同於以往的研究，本文使用門檻效果檢定並根據各國資料配適其非線性模型。結果顯示，除了瑞典和奧地利不具共整合的情況無法進行分析，其他結果如以往文獻，完全費雪效果並不存在與所有國家的成因至今仍無法做出有效的解釋。故我們使用 VECM 模型，對於部分費雪效果的可能原因進行探索。

英國，荷蘭，愛爾蘭，比利時四國具有門檻效果，且各國的共積向量共積向量  $\beta$  值皆小於 1，僅存在部分完全費雪效果，故我們對其配適非線性 VECM 模型來解釋原因。在  $|w_{t-1}| \leq \gamma$  的時候為政府可接受的通貨膨脹率，此時政府會讓市場的機制自由運作，並不會採取貨幣政策去干涉市場運作。我們可以看到在這個區間下的 VECM 模型偏離均衡較小，故調整力道較小。我們可以看到名目利率調整係數皆很小或是呈現不顯著的狀態，故此區間費雪效果為弱。在  $w_{t-1} < \gamma$  的 VECM 模型為偏離均衡值較大，故調整力道較大，在高通膨的時候，此時的名目利率的 ECT 反應程度相對於門檻值以下是較大的且為顯著的情形，原因為政府採取緊縮貨幣政策可以提高名目利率，使得人民的儲蓄利息增加，消費減少，進而壓制通貨膨脹保持幣值相對穩定，有利於經濟健康發展和人民生活水平穩步提高但也伴隨著經濟成長率下降，失業率上升，生產萎縮，經濟衰退，使失業人數增加，人民實際收入下降。在  $w_{t-1} > \gamma$  低通膨的時候，此時的名目利率的 ECT 反應程度相對於門檻值以下也是呈現是較大的且為顯著的情形，原因為政府採取擴張貨幣政策可以降低名目利率，使得人民的儲蓄利息減少，消費增加，進而提升通貨膨脹保持幣值相對穩定，也會間接使得經濟成長率上升，失業率下降，生產增加，使失業人數減少，人民實際收入增加。換言之，在門檻值以上的時後，由於貨幣政策的影響，導致名目利率和通貨膨脹率的關係較密切，故在此區間的費雪效果較強。

## 參考文獻

1. Bajo-Rubio, Oscar, Carmen Díaz-Roldán, and Vicente Esteve. (2004) “Is the Fisher effect nonlinear? Some evidence for Spain, 1963-2002.” *Applied Financial Economics* Mimeo.
2. Balke, N. S. and Fomby, T, (1997), Threshold cointegration, *International Economic Review*,38, 624-644
3. Bierens, Herman.J.(2000) “Nonparametric Nonlinear Co-Trending Analysis, with an Application to Inflation and Interest in the U.S.” *Journal of Business & Economic Statistics*, 18, 323-337.
4. Fama, E.F. and Gibbons, M.R.,(1982),Inflation , Real Returns ,and Capital Investment, *Journal of Monetaryeconomics* 9, 297-324.
5. Fisher, I,(1930), Appreciation and Interest, AEA Publications, 3, 331-442 .
6. Hansen, B. and B. Seo,( 2002), Testing for Two-Regime Threshold Cointegration in Vector Error-Correction Models, *Journal of Econometrics*, 110, 293–318.
7. Johansen, S. and Juselius, K. (1990), ‘Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration – with Applications to the Demand for Money’, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 52, 169–210
8. Mishkin, F. S. (1992), ‘Is the Fisher Effect for Real? A Reexamination of the Relationship between Inflation and Interest Rates’, *Journal of Monetary Economics* 30, 195–215
9. Rose, Andrew K. (1988) “Is the real interest rate stable?” *Journal of Finance*, 43, 1095–1112.