

再次驗證 Fisher 假說與 Fama 代理假說 —以 OECD 國與非 OECD 國為例

*李源明¹、張家華²、林容萱¹

¹南臺科技大學財務金融系、²南臺科技大學應用英語系

*lym0436@stust.edu.tw

摘要

本研究運用38國自1981年第1季到2017年4季的追蹤資料(panel data)，分別建立OECD19國與非OECD19國之動態門檻追蹤資料模型(dynamic threshold panel data model, DTPDM)，以驗證不同特性之國家、通膨以及經濟成長是否會影響Fisher 假說與Fama代理假說的成立。由實證結果發現，雙體制DTPDM模型為最適模型，在OECD19國的Model1A 與2A，當門檻變數小(等)於門檻值時(本文簡稱體制1)時，Fisher假說是成立的，但在另一體制內則是不成立的。而非OECD19國的結果恰好與OECD 19國的結果顛倒。至於 Fama 代理假說；當門檻變數大於門檻值時(本文簡稱體制2)，在OECD 19國的Model 1B與 2B，Fama代理假說是成立的。相反地，在非OECD19國的Model 1B與 2B體制1之內，Fama代理假說是成立。最後，在非OECD19國Model 3B的體制1內，Fama代理假說無法成立。綜合兩群體國家的實證結果發現，變數之間存在不對稱的門檻效果，而Fisher假說與Fama代理假說成立與否，的確受到不同的經濟成長體制、不同特性的通膨以及不同國家特性的影響。

關鍵詞：Fisher 假說、Fama 代理假說、通貨膨脹、股票報酬、動態門檻追蹤資料模型

Re-examining Fisher Hypothesis and Fama Proxy Hypothesis with Data from OECD and non-OECD Countries

*Yuan-Ming Lee¹, Jessie Chang², Jung-Hsuan Lin¹

¹Department of Finance, Southern Taiwan University of Science and Technology

²Department of Applied English, Southern Taiwan University of Science and Technology

Abstract

This study constructed a dynamic threshold panel data model (DTPDM) to examine whether country specific characteristics, inflation, and economic growth would affect the validation of Fisher hypothesis and that of Fama proxy hypothesis. This study explored the empirical data of 38 countries, including 19 OECD countries and 19 non-OECD countries, dating from the first quarter of 1981 to the fourth quarter of 2017. The empirical results showed that a DTPDM with two regimes is the optimal model. Fisher hypothesis has proved to be valid for OECD 19 countries in Model 1A and Model 2A when the threshold variable is smaller than (or equal to) the threshold value—that is regime 1 in this study. The same hypothesis does not hold true in the other regime. For non-OECD 19 countries, the hypothesis is just opposite to that of OECD. Moreover, Fama proxy hypothesis is valid for OECD 19 countries in Model 1B and Model 2B when the threshold variable is larger than the threshold value—that is regime 2 in this study. On the contrary, Fama hypothesis for non-OECD 19 countries is valid in regime 1. Finally, Fama hypothesis for non-OECD 19 countries in regime 1 of Model 3B is not valid. The total opposite results of these two samples imply that when there is asymmetric threshold effect among variables, the validation of Fisher hypothesis and that of Fama proxy hypothesis depend not only on economic growth regime and inflation, but also

on country specific characteristics.

Keywords: Fisher Hypothesis, Fama Proxy Hypothesis, Stock Return, Inflation, Dynamic Threshold Panel Data Model

壹、前言

當Fisher假說成立時，則資產將成為規避通膨的最佳工具之一，基於這個因素，讓不少的學者相當重視Fisher假說成立與否。¹若以經濟學中的古典二分法的觀點來看，實質變數應該不會受到名目變數(如通貨膨脹)變動而受到衝擊，只能受到實質變數的影響；Fisher (1930)認為資產價格能夠反應通貨膨脹率的變動，當通貨膨脹率發生變化時，名目資產的報酬率會隨之調整，以便讓實質資產的報酬率能保持不變；因此名目股票報酬和通貨膨脹之間存在正向關係，而實質股票報酬應與通膨無關。但在實證研究中，卻發現通貨膨脹對於實質變數有影響力，例如Nelson (1976)以及Fama and Schwert (1977)，都發現美國的股票報酬和通膨之間存在負向關係，違反 Fisher假說。為了解釋此一不解的現象，Fama (1981)透過所謂的代理假說(proxy hypothesis)來解釋這個現象，他認為股票價格反應公司盈利水準，實質股票報酬與實質經濟成長正相關，通貨膨脹上升代表實質經濟成長降低，同時也降低了實質股票報酬。因此股票報酬和通貨膨脹同時受到實質經濟成長的影響而呈反向變動，出現負向關係，這種負相關只是股票報酬與實質經濟成長正相關的一種“代理”表現。

另外，研究Fisher假說成立與否並沒有因時間的經過而減少，例如Khan and Senhadji (2001)發現在高的通貨體制，通膨對經濟成長有負向的影響，主張Fisher假說在這個體制內不成立，而 Lee (2010)認為Fisher假說並不成立，還發現通膨與股價報酬之間存在正向與負向關係。但Katzur and Spierdijk (2013) 與Everaert (2014)主張Fisher假說是成立的，而Ozcan and Ari (2015)則認為Fisher假說僅部分成立。

而Fisher假說成立與否的另一個衍生的爭論—Fama代理假說，支持與反對的相關文獻也不在少數，其中，支持代理假說的文獻，例如Geske and Roll (1983) 該文發現負債具有「貨幣化」的特性，因此主張Fama代理假說成立；Kaul (1987)發現政府採用逆向或是順向的貨幣政策，將改變實質股票報酬以及通膨之間的關聯性，認為Fama代理假說成立；Cozier and Rahman (1988)以加拿大的資料進行研究，也主張Fama代理假說是存在的；Lee (1992) 利用運用美國相關資料進行實證研究，由其結果發現代理假說是存在的；而Gallagher and Taylor (2002)發現需求面與供給面的衝擊，對通貨膨脹與股票報酬之間的關係，會產生不同的結果，從美國的資料發現Fama代理假說是成立的；Kim (2003)進行通膨以及股票報酬關聯性的實證研究，其結果發現德國存在Fama代理假說；Madsen (2005)主張代理假說若要成立，則不可忽略供給面因素這個影響因子。而Omotor (2010)與Okuyan (2013)各自分別採用奈及利亞、土耳其的股市與總體變數的資料進行實證研究，兩者皆主張代理說成立。

認為代理假說不存在的文獻也不少；例如Balduzzi (1995) 驗證通膨和股票報酬之間是否具有負向相關，其結果發現代理假說並不成立。Caporal and Jung (1997)採用季資料進行實證研究，其實證結果發現，美國的實質股票報酬和通膨之間所存在的相關性，無法套用代理假說。Hu and Willett (2000)認為由於方法論有嚴重的問題，因此當這些問題被修正後，代理假說將不會成立，而該文發現美國戰後資料是支持的因果變異性假說。Adrangi et al. (2005)採用美國月資料進行實證研究，其實證結果不支持Fama代理假說。Schmelting and Schrimpf (2011)利用線性的混同(pool)模型、VAR模型及樣本內、外預測檢定，實證檢驗德國、英國、美國、法國、義大利和日本等國的資料，發現貨幣幻覺存在造成代理假說不成立。

由以往的文獻可知，進行實證研究時，多數採用線性模型和時間序列資料，而研究對象則是各有不同，贊成或反對Fisher假說與Fama代理假說的論點都並存，此顯示不同的研究對象、研究期間、變數選擇的差異，均可能影響Fisher假說Fama代理假說成立與否。若以資料類型區分，採用追蹤資料(panel data)進行實證研究者較少，而以單一國家或多國資料分別進行實證探討者較多，如此一來，將會輕忽了橫斷面

1 以抑止通膨為首要任務的美國聯準會(FED)，往往以調高利率來壓抑通膨的惡化。

的重要訊息 (Sarel, 1996)。若以研究方法區分, 有些文獻並未考慮變數與變數之間的非線性關係, 譬如 Granger and Terasvirta (1993)建議總體經濟變數大多具有非線性特性, 例如實質經濟成長、實質股票報酬以及通貨膨脹等變數之間都可能具有非線性關係。Kim and Ryoo (2011)與Tsong and Lee (2013)採用分別採用門檻共整合模型(threshold vector error correction model)與分量分析法(quantile analysis)等非線性模型進行Fisher假說的實證研究, 均獲得Fisher假說成立與不成立的正反結論, 認為Fisher假說成立與否要視條件而定, 但未對Fisher假說不成立的原因進行更深入的研究探討。

基於以往文獻的實證這些結果(贊成、反對皆有), 推測以往文獻的論點有矛盾牴觸之處, 應該是只採用線性模型進行實證研究, 未考慮到變數間的非線性關係所致; 也可能是只採用時間序料資料進行實證, 以致忽略橫斷面的訊息的結果, 而其研究內容只有局部並不具完整性, 應該要釐清這些因素是否具會干擾Fisher假說成立, 對於Fisher假說不成立之下, Fama代理假說是否成立? 這部分相關聯的議題也應該一併探討, 如此的研究才具有完整性, 這就是引起本文進行研究的動機。

在實證模型的運方面, 本研究依循Chen and Lin (2010)模式, 建構動態門檻追蹤資料模型(dynamic threshold panel data model, 簡稱DTPDM), 藉以再次檢驗Fisher假說與Fama代理假說是否成立! 換言之, 本文先估計實質股票報酬與一般(預期與非預期)通貨膨脹(兩變數)的DTPDM模型, 以確認兩變數間的非線性關係, 再將實質經濟成長納入DTPDM模型中(即三變數DTPDM模型), 以驗證實質股票報酬與不同特性通膨之間的相關性是否改變; 將可藉由實證模型的估計結果, 進一步地確認Fisher假說與Fama代理假說在DTPDM模型下是否仍然成立? 將會在何種經濟成長體制之下成立或是不成立? 一般通膨、預期通膨與非預期通膨, 以及若採用不同國家特性的資料, 是否對Fisher假說與Fama代理假說的成立與否也有所影響? 這就是本文的研究目的。

貳、實證方法簡介與資料說明

一、實證方法

追蹤資料因為含有時間序列和橫斷面等雙重訊息, 除了可以表現橫斷面的個別特性外, 還可以展現變數與變數之間的動態互動關係, 另外也具有較大數量的觀察值, 在估計上較具有相對的優勢,²因此本文選擇以追蹤資料來進行實證研究。

另外, 本文的實證資料具時間序列特性, 所以模型設定為動態架構較為合理。所謂動態(dynamic)追蹤資料模型架構, 是把被解釋變數的遞延項作為解釋變數之一, 但如此一來, 若直接就以最小平方方法(ordinary least squares, OLS)來估計動態追蹤資料模型, 其估計結果將具有偏誤性。一般慣用的模式則是改採Arellano and Bond (1991)或Arellano and Bover (1995)的一般動差法(generalized method of moment, GMM)法進行模型的估計。由於本文所要探討的變數之間可能具有非線性的關係, 因此, 本文的動態追蹤資料模型還要再考慮非線性架構, 將會造成模型估計結果偏誤修正或調整的方式更加困難。因此有學者如Hensan(1999)就直接放棄複雜的動態設定, 僅建構較簡化的「靜態(static)」門檻追蹤資料模型, 藉以降低實證過程的困難程度。

應該如何克服其中複雜的修正過程, 而估計出正確地的動態門檻追蹤資料模型, 是許多學者嘗試想要完成的重要議題之一。其中, Chen and Lin (2010)擴展Hensan (1999)的架構, 將門檻追蹤資料模型, 由靜態設定, 改為動態設定, 估計動態門檻追蹤資料模型(DTPDM), 藉以檢視在不同所得水準下, 美國各州的香煙消費行為是否具有門檻效果。其實證結果發現, 可區分高、中與低3種收入體制, 在各體制內存在不同程度的香菸消費需求彈性。

² Hsiao (2003)認為採用追蹤料進行實證研究的優點有 (1)控制個體的異質性; (2)追蹤資料提供了更多的資訊資料、更多的可變性、更少的變數之間的共線性、更多的自由度和更高的效率; (3)追蹤資料能夠更好地研究調整的動態; (4)追蹤資料模型使我們能夠構建和檢定比純橫斷面或純時間序列資料更複雜的行為模型; (5)追蹤資料能夠更好地識別和衡量在純橫斷面或純時間序列資料中根本無法檢測到的效果; (6)所收集到的有關於個人、公司和家庭的個體面追蹤資料, 可能比總體層面的類似變數能夠更準確地衡量; (7)其他的總體面的追蹤資料具有較長的時間序列, 與時間序列分析中典型的單根的非標準分配問題有所不同。

有關在Chen and Lin (2010)的DTPDM模型特殊之處，在小樣本動態模型偏誤修正程序，是改採用拔靴帶法(bootstrap method)。若DTPDM模型採用GMM估計法去修正偏誤，追蹤資料之橫斷面個體數必須夠多。本研究所需的資料與股市報酬有關，但在全球國家與股市的數量畢竟有限，因此本文之追蹤資料橫斷面個數其實有限的，特別是適用小樣本追蹤資料，因為當橫斷面之個體數不夠大的動態追蹤資料內，若仍採用GMM進行模型估計，則其偏誤現象將無法完全修正。所以此一建構模型方法可適用於有限的橫斷面與非平衡(unbalanced)追蹤資料，這是該研究方法的主要優勢。³此一DTPDM模型是一種動態追蹤資料模型，而不是較為簡單的靜態追蹤模型，是其特色之一；仍可保留每一個體的特定參數也(如固定效果的參數)，⁴也是其特色之一；另外，可彰顯出在有限個體(N)的資料下，可估計出無偏誤的實證結果，是其另一特色。另外，為了讓讀者更容易了解DTPDM模型，本文增加附錄2，說明DTPDM模型相關的估計過程。這些特色恰好可適用於本研究的追蹤資料，即有限的橫斷面樣本個數，這是本文為何要以Chen and Lin (2010)架構進行實證探討的主要理由。

本文使用的實證方法與模型架構簡介如下：

Chen and Lin (2010)建構的動態門檻追蹤資料模型，以雙體制為說明，其設定如(1)式：

$$y_{it} = \alpha_i + (\beta_1 y_{i,t-1} + x_{it} \eta_1) I(q_{it-d} \leq \gamma) + (\beta_2 y_{i,t-1} + x_{it} \eta_2) I(q_{it-d} > \gamma) + e_{it} \quad (1)$$

其中， $i=1\sim N$ ，橫斷面個體； $t=1\sim T$ 時間； y_{it} 為被解釋變數， x_{it} 為解釋變數(向量)， q_{it-d} 為門檻變數， γ 為最適門檻值，經由殘差平方和的最小化，來搜尋最適門檻值， $I(q_{it-d} \leq \gamma)$ 與 $I(q_{it-d} > \gamma)$ 分別為區分不同體制的指標變數，當所設定條的內在件成立時，指標變數為1，若條件不成立則為0。 β_1, β_2 與 η_1, η_2 分別為不同體制內之估計參數(矩陣)，隨機干擾項 e_{it} 。在設定門檻值下，以最小平方方法估計DTPDM模型，並獲得該次殘差平方和，並再度設定門檻值進行下一次估計，再得到另一組殘差平方和，進行多次之後，最後藉由殘差平方和最小化過程，確認最適門檻值 γ ，估計出所有體制內(修正前)的係數。由於動態設定與非線性架構，式(1)的估計結果具有偏誤，必須加以修正。因此可進一步運用拔靴帶法模式，重複估計DTPDM模型，以得到夠多的樣本個數與統計量，進行修正偏誤。

另外在門檻值外生給定下，估計出固定效果下的 $\hat{\beta}_1(\gamma), \hat{\beta}_2(\gamma)$ 與 $\hat{\eta}_1(\gamma), \hat{\eta}_2(\gamma)$ ，再接續獲得所有的 $\hat{\alpha}_i(\gamma)$ 與殘差 $\hat{e}_{it}(\gamma)$ ；再針對各橫斷面個體 i ，透過拔靴帶法獲取解釋變數與殘差項，進一步可取得拔靴估計樣本為：

$$y_{it}^*(\gamma) = \hat{\alpha}_i(\gamma) + (\hat{\beta}_1(\gamma) y_{it-1}^* + x_{it}^* \hat{\eta}_1(\gamma)) I(q_{it-d} \leq \gamma) + (\hat{\beta}_2(\gamma) y_{it-1}^* + x_{it}^* \hat{\eta}_2(\gamma)) I(q_{it-d} > \gamma) + e_{it}^*(\gamma)$$

在設定各種門檻值之下，取得修正偏誤後之 β_1 及 β_2 估計式，如下：

$$\hat{\beta}_{1B}(\gamma) = 2\hat{\beta}_1(\gamma) - \frac{1}{B} \sum_{b=1}^B \beta_{1,b}^*(\gamma), \quad \hat{\beta}_{2B}(\gamma) = 2\hat{\beta}_2(\gamma) - \frac{1}{B} \sum_{b=1}^B \beta_{2,b}^*(\gamma),$$

若要得到更詳盡的說明，請讀者參見Chen and Lin (2010)全文。

二、實證模型

本研究的被解釋變數為實質股票報酬(率)(RS)，解釋變數包括一般通膨(PI)，以及預期通膨(PI_E)與非預期通膨(PI_U)(即一般通膨分解兩部分)；而實質變數則為實質經濟成長(率)(RY)。本文透過解釋變數不同的設定，來瞭解不同的解釋變數對於實質股票報酬的影響為何？其中，最重要的是驗證Fisher假說與Fama的代理假說。另外要說明的是，本研究的門檻變數為實質經濟成長，是景氣循環的代理變數，除了反映景氣變化不同的程度外，還可以簡化高、低通膨與高、低名目經濟成長之間的四種關係，例如在高實質經濟成長體制內，代表著此體制內，名目經濟成長(率)較通膨高；在低實質經濟成長體制內，則代

3 在動態的追蹤資料模型中，一般動差法的所存在的偏誤將以(1/N)比例降低 (Alvarez and Arellano, 2003)。

4 若經由 $y_{i,t}^* = y_{i,t} - \bar{y}_i$ (組內平均)的轉換方式，則模型內固定係數將被隨同刪除，其後的追蹤資料模型將無法估計固定係數。

表名目經濟成長(率)低於通膨。經由門檻模型內生搜尋產生的最適門檻值助於我們瞭解到劃分不同經濟成長體制的臨界點為何? 以下為基本模型設定(以雙體制DTPDM作為說明的例子):

$$RS_{i,t} = \alpha_i + \left(\sum_{j=1,4}^k \beta_{1,j} RS_{i,t-j} + \sum_{j=1}^k \varphi_{1,j} PI_{i,t-j} + \sum_{j=1}^k \omega_{1,j} RY_{i,t-j} \right) I(q_{i,t-d} \leq \gamma) + \left(\sum_{j=1,4}^k \beta_{2,j} RS_{i,t-j} + \sum_{j=1}^k \varphi_{2,j} PI_{i,t-j} + \sum_{j=1}^k \omega_{2,j} RY_{i,t-j} \right) I(q_{i,t-d} > \gamma) + e_{i,t} \quad (2)$$

其中, $i=1 \sim N$ 個體數, $t=1 \sim T$ 時間, $RS_{i,t}$ 為被解釋變數, $PI_{i,t}$ 為通貨膨脹, 未來也將包括 $PI_E_{i,t}$ 預期通膨或 $PI_U_{i,t}$ 非預期通膨; $RY_{i,t}$ 為實質解釋變數, $q_{i,t-d}$ 為門檻變數, 本文後續將以實質經濟成長(率) $RY_{i,t-d}$ 作為門檻變數, γ 為最適門檻值, $I(RY_{i,t-d} \leq \gamma)$ 與 $I(RY_{i,t-d} > \gamma)$ 分別為區分低與高實質經濟成長體制的指標變數, 隨機干擾項 $e_{i,t}$, 而 $\beta_{1,j}$, $\beta_{2,j}$, $\varphi_{1,j}$, $\varphi_{2,j}$ 與 $\omega_{1,j}$, $\omega_{2,j}$ 為各兩個體制內各個解釋變數之估計係數。

在同一群體內的不同國家的確會有一些差異, 但就模型參數估計而言, 透過本文的實證方法, 仍然可以保留個別國家的差異, 而且參數假設檢定所需要的信賴區間, 經由拔靴帶法的程序, 已經排除這方面的干擾。另外也從國民每人平均所得分類發現, OECD 國家(全數均為高收入國家)相較非 OECD 國家有較為相近的特質, 這是本文特別區分為兩個群體分別建構模型的原因。

三、資料說明

本文以多國樣本為主要的研究對象, 所使用的變數包括各國主要的股票市場指數、GDP 以及 GDP 平減指數(或消費者物價指數)等資料, 資料來源為 IMF 之 IFS 資料庫、AREMOS 與中華民國統計資訊網等資料庫。研究對象有歐、亞、非洲、美洲以及中東(包括 7 大工業國)在內等共計 38 個國家(或地區), 將區分為兩類型國家, 每一類型有 19 國, 詳細資料內容請參閱附錄 1。研究期間自 1981 年第 1 季至 2017 年第 4 季, 共 37 年的季資料。

以下為模型變數之簡介:

實質股票報酬(率)(RS): 具代表性之股市指數除以 GDP 平減指數(或消費者物價指數)後, 再取對數後進行遞延 4 期差分, 以消除季節性, 並乘上 100。⁵

實質經濟成長(率)(RY): 以國內生產毛額除以 GDP 平減指數(或消費者物價指數)後, 即取得實質 GDP, 再取對數後並進行遞延 4 期差分, 並乘上 100。

通貨膨脹(PI): 以 GDP 平減指數或是消費者物價指數為主, 兩者擇一, 先行取對數後再進行遞延 4 期差分, 並乘上 100。此外, 依循 Katzur and Spierdijk (2013) 的做法, 將一般通膨(PI) 透過 AR(1) 模型, 分解為兩部分, 預期通膨(PI_E: 模型配適值)以及非預期通膨(PI_U: 模型殘差值)的設定。⁶

由於 Fama 代理假說是 Fisher 假說的擴展版本, 是用來解釋 Fisher 假說為何不成立而建構的假說, 所以本文實證過程才有前後兩個步驟。本文利用驗證 Fisher 假說與 Fama 「代理假說」是否成立的步驟有二: 步驟(I): 是利用實質股票報酬率、一般通膨、預期或非預期通膨先來驗證 Fisher 假說, 是屬於兩變數的 DTPDM 模型, 共有三組 DTPDM 模型。在模型估計完成之後, 在分別對每一個體制內的估計結果進行假設假定, 當通膨變數無法顯著地影響實質股票報酬時(即無法拒絕虛無假設: 通膨係數加總等於零時), 則代表 Fisher 假說成立, 在此情況下, 就不需要進入步驟(II); 但(三種)通膨變數若具顯著性的負向影響實質股票報酬時(即拒絕虛無假設: 通膨係數加總等於零時), 則代表 Fisher 假說不成立, 將進入步驟(II), 進一步驗證 Fama 代理假說是否成立, 此時模型內加入實質變數, 是屬於三變數的 DTPDM 模型, 也有三組 DTPDM 模型。在模型估計完成後, 將再度進行通膨係數加總的假設檢定(只針對步驟(I)中 Fisher 效果不成立的體制), 若(三種特性)通膨對於實質股票報酬原先具有顯著性的影響消失(即無法拒絕虛無假設: 通膨係數加總等於零時), 則代表 Fama 代理假說成立; 反之, 若三種特性通膨對於實質股票報酬原先具有顯著性的影響仍然存在(即拒絕虛無假設: 通膨係數加總等於零時), 則 Fama 代理假說就不成立。

5 由於本研究利用季資料進行實證探討, 原始資料均先取過自然對數, 若僅進行落遲 1 期差分, 即報酬率, 可能存在季節性。因此本文進行遞延 4 期差分 $RS_{i,t} = \ln(ST_{i,t}) - \ln(ST_{i,t-4})$, 消除季節性。

6 預期通膨(PI_E)是 AR(1)模型的估計值, 可將本文所採用的預期通膨視(PI_E), 視為經濟學上所稱之具有適應性預期(Adaptive Expectations)的通膨。

探討OECD國家與非OECD國家之間差異性並非本文首創，例如Li, Song and Geng (2008)討論OECD與非OECD國家之間的碳排放與GDP的差異，而West (2012) OECD國家與非OECD國家兩群體國家之間未來之發電成本。而透過Panel data建構實證模型的文獻不少，例如王富美、蔡群立與黃惠君 (2011)、陳志成 (2011)以及劉孟奇與盧敬植 (2011)，另外還有Wang and Lee (2016)、Wang and Lee (2018)更是採用與本文相似的非線性追蹤資料模型進行實證研究。

參、實證結果分析

本文研究的對象共38個國，其中23國現正屬於經濟合作暨發展組織(organization for economic co-operation and development: OECD)會員國，為了探討不同的國家特性對Fisher假說與Fama代理假說的成立是否有所影響？我們將所有的研究對象區分為兩類，第一類是OECD會員國(以1993年前就成為會員國為取捨標準)，共有19國，國家的特性較具一致性，在後續簡稱為OECD19國；另一類其國家特性較不齊一，共計有19國(或地區)，後續簡稱為非OECD19國。依據世界銀行Atlas計算方法(the world bank Atlas method)，本文所列之OECD19國均為高收入經濟體，各個經濟體之間的差異性較低。而混合19國(或地區)中，有8國是高收入經濟體，有7國是中高收入經濟體，有4國(印度、印尼、巴基斯坦與菲律賓)是中低收入經濟體，這19個經濟體所得差異較大。⁷有關38國所得分類詳細內容，請參考附錄1。

為了避免產生虛假迴歸的計量上的問題，在進行實證模型估計之前，須先確認各個變數是否具有定態(stationary)的特性。本研究運用4種慣用的追蹤資料單根檢定法：包括 Breitung (2000)的t檢定、Im et al.(2003)之W-檢定法、以及Maddala and Wu (1999)建議之ADF - Fisher 和PP - Fisher卡方(Chi-square)檢定法。由表1兩群體國家之追蹤資料單根檢定結果發現，兩群體國家之所有變數都拒絕具有單根的虛無假設，可確認RS、PI、與RY等3種追蹤資料變數均為定態，可進行後續模型估計程序。

表 1 兩群體國家之追蹤資料單根檢定結果

OECD 19 國 檢定法	變數名稱		
	RS	PI	RY
Breitung t 檢定	-6.792***	-7.231***	-6.485***
Im, Pesaran and Shin W 檢定	-13.143***	-7.848***	-11.982***
ADF – Fisher Chi-square 檢定	266.834***	142.925***	243.503***
PP - Fisher Chi-square 檢定	245.318***	232.448***	267.641***
非 OECD19 國 檢定法	變數名稱		
	RS	PI	RY
Breitung t 檢定	-1.633**	-2.172**	-4.237***
Im, Pesaran and Shin W 檢定	-11.259***	-3.924***	-12.065***
ADF – Fisher Chi-square 檢定	218.929***	84.701***	243.015***
PP - Fisher Chi-square 檢定	195.467***	125.912***	205.038***

註：單根檢定 H_0 ：存在單根。“*”，“**”，“***” 分別代表顯著水準為 10%、5%以及 1%。

本文建構 DTPDM 模型，並以實質經濟成長作為門檻變數，其經濟意涵：在不同的經濟成長體制內，將會影響通膨對實質股票報酬的關係，亦影響 Fisher 假說與 Fama 代理假說成立與否。其中門檻值，為劃分不同實質經濟成長的臨界值，此臨界值足以改變通膨對股票報酬的關係。若門檻效果顯著，則意味本文的實證模型應採用非線性模型。另外，本研究均設定動態實證模型(實質股票報酬的遞延項，作為解

7 依據世界銀行 Atlas 計算方法(the World Bank Atlas Method)，並依照各國在 2017 年度之每人平均國民所得(GNI per capita)，低收入經濟體是 2017 年人均國民總收入為 995 美元或以下的經濟體；中低收入經濟體是人均國民總收入在 996 美元至 3895 美元之間的經濟體；中上收入經濟體是人均國民總收入在 3896 美元至 12055 美元之間的經濟體；高收入經濟體是指人均國民總收入為 12056 美元或以上的經濟體。

釋變數之一)，可避免產生靜態模型設定時的偏誤。⁸

本文的 DTPDM 模型，透過 AIC 原則選取模型解釋變數的最適落後(lag)期數為 4 期，另外，依不同特性通膨設定，可在細分為 3 種模型，Model 1 顯示採用一般通膨(PI)、Model 2(採用預期通膨：PI_E) Model 3(採用非預期通膨：PI_U)。為便於後續實證研究的進行，本文的實證模型將再擴分為兩類子模型，其中，子模型 A 用來檢驗步驟(I)：驗證 Fisher 假說，即驗證 3 種通膨對實質股票報酬是否有影響，而子模型 B 則是用來驗證步驟(II)：檢視 Fama 的代理假說與否 (在 Fisher 假說不成立時)，在原先的 DTPDM 模型內之解釋變數加入實質變數(RY)。

以下分別是 6 組非線性門檻追蹤資料模型的設定：

Model 1A (解釋變數：一般通膨)

$$RS_{i,t} = C_i + \left(\sum_{j=1,4} \beta_{1,j} RS_{i,t-j} + \sum_{j=1}^4 \varphi_{1,j} PI_{1,t-j} \right) I(RY_{i,t-d} \leq \gamma) \\ + \left(\sum_{j=1,4} \beta_{2,j} RS_{i,t-j} + \sum_{j=1}^4 \varphi_{2,j} PI_{1,t-j} \right) I(RY_{i,t-d} > \gamma) + e_{i,t}$$

Model 1B (解釋變數：一般通膨+實質變數)

$$RS_{i,t} = C_i + \left(\sum_{j=1,4} \beta_{1,j} RS_{i,t-j} + \sum_{j=1}^4 \varphi_{1,j} PI_{1,t-j} + \sum_{j=1}^4 \omega_{1,j} RY_{i,t-j} \right) I(RY_{i,t-d} \leq \gamma) \\ + \left(\sum_{j=1,4} \beta_{2,j} RS_{i,t-j} + \sum_{j=1}^4 \varphi_{2,j} PI_{1,t-j} + \sum_{j=1}^4 \omega_{2,j} RY_{i,t-j} \right) I(RY_{i,t-d} > \gamma) + e_{i,t}$$

Model 2A (解釋變數：預期通膨)

$$RS_{i,t} = C_i + \left(\sum_{j=1,4} \beta_{1,j} RS_{i,t-j} + \sum_{j=1}^4 \varphi_{1,j} PI_E_{i,t-j} \right) I(RY_{i,t-d} \leq \gamma) \\ + \left(\sum_{j=1,4} \beta_{2,j} RS_{i,t-j} + \sum_{j=1}^4 \varphi_{2,j} PI_E_{i,t-j} \right) I(RY_{i,t-d} > \gamma) + e_{i,t}$$

Model 2B (解釋變數：預期通膨+實質變數)

$$RS_{i,t} = C_i + \left(\sum_{j=1,4} \beta_{1,j} RS_{i,t-j} + \sum_{j=1}^4 \varphi_{1,j} PI_E_{i,t-j} + \sum_{j=1}^4 \omega_{1,j} RY_{i,t-j} \right) I(RY_{i,t-d} \leq \gamma) \\ + \left(\sum_{j=1,4} \beta_{2,j} RS_{i,t-j} + \sum_{j=1}^4 \varphi_{2,j} PI_E_{i,t-j} + \sum_{j=1}^4 \omega_{2,j} RY_{i,t-j} \right) I(RY_{i,t-d} > \gamma) + e_{i,t}$$

Model 3A (解釋變數：非預期通膨)

$$RS_{i,t} = C_i + \left(\sum_{j=1,4} \beta_{1,j} RS_{i,t-j} + \sum_{j=1}^4 \varphi_{1,j} PI_U_{i,t-j} \right) I(RY_{i,t-d} \leq \gamma) \\ + \left(\sum_{j=1,4} \beta_{2,j} RS_{i,t-j} + \sum_{j=1}^4 \varphi_{2,j} PI_U_{i,t-j} \right) I(RY_{i,t-d} > \gamma) + e_{i,t}$$

8 在非線性模型中，在解釋變數中增加實質股票報酬遞延項，建構動態追蹤資料模型，本文擇優加入實質股價報酬遞延 1 期與 4 期等兩個遞延變數到模型內。

Model 3B(解釋變數: 非預期通膨+實質變數)

$$RS_{i,t} = C_i + \left(\sum_{j=1,4} \beta_{1,j} RS_{i,t-j} + \sum_{j=1}^4 \varphi_{1,j} PI_{i,t-j} + \sum_{j=1}^4 \omega_{1,j} RY_{i,t-j} \right) I(RY_{i,t-d} \leq \gamma) \\ + \left(\sum_{j=1,4} \beta_{2,j} RS_{i,t-j} + \sum_{j=1}^4 \varphi_{2,j} PI_{i,t-j} + \sum_{j=1}^4 \omega_{2,j} RY_{i,t-j} \right) I(RY_{i,t-d} > \gamma) + e_{i,t}$$

其中， d 代表遲延期數， γ 為門檻值， $I(RY_{i,t-d} \leq \gamma)$ 以及 $I(RY_{i,t-d} > \gamma)$ 分別代表低與高實質經濟成長體制的指標變數，指標變數是用來切換不同經濟成長體制。

表2是報告(OECD19國與非OECD19國等兩群體)線性檢定的結果，兩個群體各有6組模型組合進行線性模型檢定(參見上述之Model 1A, 2A, 3A與Model 1B, 2B, 3B的模型設定)，為避免讀者產生混淆，兩群體的DTPDM模型的估計結果改採用精簡彙總方式呈現，其中，表3是報告OECD19國6組DTPDM的估計結果彙總，模型代碼增加上標“OECD”，作為區別之用。表4則是非OECD19國6組DTPDM的估計結果，模型代碼增加上標“NON”作為區別之用。

表 2 兩群體國家之線性檢定結果

	虛無假設	門檻變數	門檻值(%)	檢定統計量	P 值
OECD 19 國	Model 1A ^{OECD} 單體制(線性)	RY_{it-4}	1.6672	96.263	(0.032)
	雙體制	RY_{it-4}	1.6672, 1.0699	70.441	(0.408)
	Model 2A ^{OECD} 單體制(線性)	RY_{it-4}	1.6672	95.877	(0.037)
	雙體制	RY_{it-4}	1.6672, 1.0699	67.892	(0.445)
	Model 3A ^{OECD} 單體制(線性)	RY_{it-4}	1.6672	97.434	(0.027)
	雙體制	RY_{it-4}	1.6672, 1.0699	70.660	(0.418)
	Model 1B ^{OECD} 單體制(線性)	RY_{it-4}	1.6672	114.742	(0.033)
	雙體制	RY_{it-4}	1.6672, 1.0699	99.160	(0.132)
	Model 2B ^{OECD} 單體制(線性)	RY_{it-4}	1.6672	113.949	(0.035)
	雙體制	RY_{it-4}	1.6672, 1.0699	95.612	(0.140)
	Model 3B ^{OECD} 單體制(線性)	RY_{it-4}	1.6672	115.676	(0.031)
	雙體制	RY_{it-4}	1.6672, 1.0699	96.963	(0.135)
非 OECD 19 國	Model 1A ^{NON} 單體制(線性)	RY_{it-2}	-1.6699	87.238	(0.000)
	雙體制	RY_{it-2}	-1.6699, 7.0016	60.699	(0.104)
	Model 2A ^{NON} 單體制(線性)	RY_{it-2}	-1.6699	86.171	(0.000)
	雙體制	RY_{it-2}	-1.6699, 7.0016	54.672	(0.153)
	Model 3A ^{NON} 單體制(線性)	RY_{it-2}	-1.6699	99.284	(0.003)
	雙體制	RY_{it-2}	-1.6699, 7.0016	55.596	(0.139)
	Model 1B ^{NON} 單體制(線性)	RY_{it-2}	-1.6699	107.585	(0.000)
	雙體制	RY_{it-2}	-1.6699, 7.0016	64.9836	(0.096)
	Model 2B ^{NON} 單體制(線性)	RY_{it-2}	-1.6699	113.001	(0.000)
	雙體制	RY_{it-2}	-1.6699, 7.0016	54.494	(0.200)
	Model 3B ^{MI} 單體制(線性)	RY_{it-2}	-1.6699	112.533	(0.000)
	雙體制	RY_{it-2}	-1.6699, 7.0016	58.419	(0.136)

註: 門檻變數為實質 GDP 成長率 (RY)。線性檢定時，仍有驗證門檻變數落遲 1~4 期，只是為節省篇幅，所以將其他期數之檢定結果刪除，只留下最適遲延期數的線性模型檢定結果。

從表2可以發現兩子樣本的模型均存在門檻效果，仍以雙體制(regimes)為最佳模型設定，唯獨在於門檻變數落遲期數與門檻值的設定上，兩群體之模型則有些差異，其中，OECD19國的DTPDM門檻變數的落遲期數(Delay)設定為4期，而非OECD19國的DTPDM門檻變數的落遲期數則是設定為2期，而門檻值方面，OECD19國的6組DTPDM模型其門檻值都相同，均為1.6672(%)，而其他非OECD19國六組DTPDM模型，Model1A^{NON}(1B^{NON})、2A^{NON}(2B^{NON})與3A^{NON}(3B^{NON})的門檻值也相同，最適門檻值均為-1.6699(%)。

表3，OECD19國(6組模型)的DTPDM估計結果，首先，先檢視Model 1A^{OECD}、2A^{OECD}與3A^{OECD}的估計結果(表3之左半部)：當處在實質經濟成長低於等於門檻值之內(以下簡稱體制1)，三種特性通膨都對實質股價報酬具有正向卻不具有顯著的影響，換言之，Fisher假說均成立。

表 3 OECD19 國 DTPDM 估計結果

模型代碼	Model 1A ^{OECD}				Model 1B ^{OECD}			
	通膨係數	P 值	CV. 95%	CV. 5%	通膨係數	P 值	CV. 95%	CV. 5%
$RY_{i,t-4} \leq 1.6672$ $\sum_{j=1}^4 \varphi_{1j}$	0.059	(0.206)	0.147	-0.606	0.028	(0.784)	0.329	-0.439
$RY_{i,t-4} > 1.6672$ $\sum_{j=1}^4 \varphi_{2j}$	-0.089*	(0.051)	-0.098	-0.653	-0.142	(0.826)	0.183	-0.352
模型代碼	Model 2A ^{OECD}				Model 2B ^{OECD}			
	通膨係數	P 值	CV. 95%	CV. 5%	通膨係數	P 值	CV. 95%	CV. 5%
$RY_{i,t-4} \leq 1.6672$ $\sum_{j=1}^4 \varphi_{1j}$	0.091	(0.106)	0.094	-0.736	0.040	(0.662)	0.362	-0.535
$RY_{i,t-4} > 1.6672$ $\sum_{j=1}^4 \varphi_{2j}$	-0.076**	(0.048)	-0.152	-0.820	-0.148	(0.866)	0.182	-0.431
模型代碼	Model 3A ^{OECD}				Model 3B ^{OECD}			
	通膨係數	P 值	CV. 95%	CV. 5%	通膨係數	P 值	CV. 95%	CV. 5%
$RY_{i,t-4} \leq 1.6672$ $\sum_{j=1}^4 \varphi_{1j}$	-0.943	(0.182)	1.224	-1.148	-1.256	(0.128)	1.062	-1.317
$RY_{i,t-4} > 1.6672$ $\sum_{j=1}^4 \varphi_{2j}$	-0.311	(0.792)	0.716	-1.021	-0.160	(0.654)	0.931	-0.961

註：使用拔靴帶法(bootstrapping method)獲得臨界值(critical value:CV)。

檢定 $H_0: \sum \varphi_j = 0, j = 1, 2, 3, 4$ ，是否成立，等同去檢視通膨是否顯著影響實質股價報酬(RS)。

“*”，“**”，“***” 分別代表顯著水準為 10%、5%以及 1%。

但當門檻變數大於門檻值之內(以下簡稱體制 2)，其中一般通膨與預期通膨等二種特性通膨的總效果對股價報酬都具有負向且顯著的影響，只有非預期通膨對實質股價報酬不具有顯著的影響力，換言之，Fisher 假說在體制 1 成立，但在體制 2 內，在三組模型中卻有兩組模型不成立的，從這樣的結果可以發現模型的不對稱效果相當明顯，若以線性模型檢視 Fisher 假說成立與否，必然得到單一面向的結論。

推估 OECD19 國在體制 1 較支持 Fisher 假說的原因是，因為體制 1 是屬於低(或等)於最適門檻值(1.6672)的狀況，此體制是經濟成長幅度較低或是負向成長的混合階段，通膨對實質股價較不具干擾，在此體制內央行較少插手。體制 2 屬於高於最適門檻值的狀況，是經濟正成長、成長較高的純粹階段，高經濟成長，伴隨高通膨，存在某種程度的貨幣幻覺，央行往往會去壓抑通膨而調高利率水準，因此通膨對實質股票報酬的干擾較大，形成 Fisher 假說不成立的現象。因此如以往文獻中，Nelson(1976)以及 Fama

and Schwert (1977)，都發現美國的股票報酬和通膨之間存在負向關係，違反 Fisher 假說。後續將再針對這三種模型的體制 2 內，繼續檢視 Fama 代理假說是否成立。

若檢視模型中加入實質經濟成長變數之後的變化(表 3 的右半部)，即為 Model 1B^{OECD}、2B^{OECD} 與 3B^{OECD} 等 3 組模型的結果，在體制 2 內(門檻值大於門檻變數時)，一般通膨(1B^{OECD})與預期通膨(2B^{OECD})對實質股價報酬的顯著影響消失了，顯然 Fama 代理假說在這 2 組模型中的體制 2 是成立的。而在 Model 3B^{OECD} 的體制 2，非預期通膨對實質股價報酬依然是不具有顯著的影響力，因此 Fama 代理假說在 Model 1B^{OECD} 與 2B^{OECD} 模型中的體制 2 是成立的。當然在體制 1 內(門檻變數小於等於門檻值時)，依然保持與未加入實質變數的相同結果，即“通膨”無法顯著影響實質股價報酬的結果。

表 4 非 OECD19 國 DTPDM 估計結果

模型代碼	Model 1A ^{NON}				Model 1B ^{NON}			
	通膨係數	P 值	CV. 95%	CV. 5%	通膨係數	P 值	CV. 95%	CV. 5%
$RY_{i,t-2} \leq -1.6699$								
$\sum_{j=1}^4 \varphi_{1j}$	-0.484***	(0.000)	0.111	-0.261	-0.114	(0.532)	0.308	-0.317
$RY_{i,t-2} > -1.6699$								
$\sum_{j=1}^4 \varphi_{2j}$	-0.135	(0.510)	0.129	-0.290	-0.043	(0.417)	0.144	-0.279
模型代碼	Model 2A ^{NON}				Model 2B ^{NON}			
	通膨係數	p 值	CV. 95%	CV. 5%	通膨係數	P 值	CV. 95%	CV. 5%
$RY_{i,t-2} \leq -1.6699$								
$\sum_{j=1}^4 \varphi_{1j}$	-0.386***	(0.002)	0.110	-0.268	0.009	(0.593)	0.272	-0.349
$RY_{i,t-2} > -1.6699$								
$\sum_{j=1}^4 \varphi_{2j}$	-0.165	(0.266)	0.178	-0.282	-0.063	(0.434)	0.176	-0.260
模型代碼	Model 3A ^{NON}				Model 3B ^{NON}			
	通膨係數	P 值	CV. 95%	CV. 5%	通膨係數	P 值	CV. 95%	CV. 5%
$RY_{i,t-2} \leq -1.6699$								
$\sum_{j=1}^4 \varphi_{1j}$	-2.219***	(0.004)	1.047	-1.267	-1.816***	(0.010)	1.128	-1.133
$RY_{i,t-2} > -1.6699$								
$\sum_{j=1}^4 \varphi_{2j}$	-0.007	(0.540)	0.663	-0.864	-0.133	(0.431)	0.768	-0.776

註：使用拔靴帶法(bootstrapping method)獲得臨界值(critical value :CV)。

檢定 $H_0: \sum \varphi_j = 0, j = 1, 2, 3, 4$ ，是否成立，等同去檢視通膨是否顯著影響實質股價報酬(RS)。

“*”，“**”，“***” 分別代表顯著水準為 10%、5%以及 1%。

表4非OECD19國(6組模型)DTPDM估計結果，同樣地也是先檢視(表4的左半部) Model 1A^{NON}、2A^{NON} 與3A^{NON}的估計結果：當處在實質經濟成長高於門檻值之內(體制2)，三種特性通膨都對實質股價報酬有負向但卻不具顯著性的影響，換言之，Fisher假說均成立。但當門檻變數小於等於門檻值之內(體制1)，三種特性通膨的總效果對股價報酬均有負向且具顯著性的影響效果，換言之，Fisher假說在體制1不成立，但在體制2卻是成立的，從這樣的結果可以發現模型具有明顯的不對稱效果，這樣的結果與表2的結果相同，可見實質所得高低的確會影響Fisher假說成立與否。

推估非OECD19國在體制2較支持Fisher假說的原因，這是因為體制2是高於最適門檻值(-1.6699)的狀況，也是經濟成長負向或是較高的混合階段，這樣的階段會吸引國外資金流入，股票報酬明顯提升，帶動後續經濟成長，政府當局此時不需要從貨幣政策去刺激經濟成長，此時通膨對經濟較不具干擾性，所

以Fisher假說。而體制1之內，是低(等)於最門閥值的狀況，是經成長全數為負向成長的純粹階段，此時經濟疲弱下，各國往往以擴大政府消費，或透過寬鬆貨幣政策來刺激經濟成長，誘發台己效果，促使民間名目利率提高，進而壓抑實質股價報酬，反而讓通膨對實質經濟有較大的干擾。在以往文獻中，Ozcan and Ari (2015)則認為Fisher假說僅部分成立，與本文的發現是一致的。接續將再針對這三種模型的體制1內，繼續檢視Fama的代理假說是否成立。

若檢視模型中加入實質經濟成長變數之後的變化(表4之右半部)，即為Model 1B^{NON}、2B^{NON}與3B^{NON}等3組模型的結果：在體制1內，一般通膨(Model 1B^{NON})以及預期通膨(Model 2B^{NON})對實質股價報酬的顯著影響消失了，顯然Fama代理假說在Model 1B^{NON}與2B^{NON}中的體制1是成立的，這樣的結果與表3的Model 1B^{OECD}與2B^{OECD}近似的(Fama代理假說成立，在體制2)。而在Model 3B^{NON}的體制1，非預期通膨對於實質股價報酬的顯著影響依然存在，因此Fama代理假說在Model 3B^{NON}中的體制1是不成立的，其結果與表3的結果存在著差異，由此可見，不同群體產生不同的國家特性，也會影響Fama代理假說的成立與否。當然在體制2內，依然保持與未加入實質變數的相同結果，即所有“通膨”變數均無法顯著影響實質股價報酬的結果，這點與表3相同(其差異在於體制不同，表3在發生在體制1之內)。

綜合表3以及表4的估計結果，⁹除門閥變數與門閥值設定有所不同之外，Fisher假說的成立與否在不同特性的國家群體，存在著“異中有同”(都有Fisher假說成立的體制)，“同中有異”(但其體制不同)的現象，又例如在Model 3B^{OECD}與Model 3B^{NON}模型的體制1內其結果有較大的差異，推估可能是非預期通膨所帶來的特殊影響。代表研究Fisher假說與Fama的代理假說成立與否時，除了實質經濟成長高低與不同特性的通膨要留意之外，也要考量不同國家群組，其國家特性所帶來的影響。

肆、結論

本文採用38國自1981年到2017年共37年的季追蹤資料，並以Chen and Lin (2010)建構的動態門閥追蹤資料模型(DTPDM)模型，分別依OECD19國與非OECD19國建構兩群體各6組DTPDM模型，探討實質股票報酬、三種特性通貨膨脹與實質產出成長之間相關性，以及不同國家特性等多項因素，是否會顯著影響Fisher假說與Fama代理假說成立。本文透過線性檢定，確認門閥效果的存在，而雙體制的DTPDM為最佳模型架構，若僅以線性模型檢視Fisher假說與Fama的代理假說成立與否，將只得到單一、不完整的結果。

實證結果發現，當實質經濟成長率大門閥值時(即在體制2內)，在未加入實質變數前，在OECD19國(由表3左半邊之估計結果彙總)，1A、2A與3A三組DTPDM模型中，只有3A模型Fisher假說是成立，因此在體制二內有2/3機會Fisher假說是不成立的，但在非OECD19國(由表4左半邊之估計結果彙總) 1A、2A與3A三組DTPDM模型中，Fisher假說都是成立的；當實質經濟成長率小於等於門閥變數時(即在體制1內)，非OECD19國(由表4左半邊之估計結果彙總)，三種特性通貨膨脹對實質股票報酬存在負向且具顯著性的影響，此時Fisher假說均不成立，但在OECD19國(由表3左半邊之估計結果彙總)，三種特性通貨膨脹對實質股票報酬均不存在顯著性的影響力，因此Fisher假說是成立的。

而當模型加入實質變數後，不管是OECD19國或是非OECD19國，其一般通膨與預期通膨對於實質股票報酬原先的影響效果消失；只有非OECD19國之非預期通膨對於實質股票報酬原有的影響效果則依然存在。換言之，預期與非預期通膨之特性，的確會影響Fama代理假說的成立與否。

由OECD19國與非OECD19國等兩群體的實證結果發現，對於Fisher假說以及Fama代理假說的成立與否，在Model 1A與2A中，均出現Fisher是假說成立與不成立，只是所在的體制恰好是顛倒的，而在Model 1B與2B，Fama假說是成立的，其結果則是近似的。差異較大者(Fama代理假說不成立)，則是存在於Model 3的體制1之內的结果，兩類型國家的結果完全相反。代表進行本議題相關的研究時，仍要考量不同國家群組特性所帶來的影響。

⁹ 首先要強調的是，OECD19國與非OECD19國之兩群體的结果有所差異，是符合實證前的預期，否則就不須區分為兩個群體分別進行模型估計！而OECD19國與非OECD19國的结果顛倒，指的是分別在體制1與體制2內，Fisher假說都成立，其實兩個群體的體制1與體制2的內涵卻有極大的差異(由不同的門閥值區分出不同的體制內容)。

綜合來說，經由兩群體國家的追蹤資料，所建構的兩組DTPDM模型，搭配不同特性的通貨膨脹，獲得Fisher假說以及Fama代理假說成立與否的多種結論，可以用來說明為何以往文獻會有正反不同的看法，本文的結論也可給予在金融市場的投資者要進行資產調整時作為參考，畢竟掌握Fisher假說與Fama代理假說在何種狀況或受到那些因素影響下才會成立，將有助於利用資產來規避通貨膨脹所帶來的風險。

本文的研究方法DTPDM模型，就是非線性的門檻模型、動態模型設定再加上追蹤資料，DTPDM模型擴展自Hansen (1999)的靜態門檻追蹤模型，本文也認為實證模型沒有最好的，只有更好的，後續可能有更完美的實證模型可運用在本文相關議題的探討上，因此建議後續研究上可改進的地方，例如加入更多的國家樣本數，以及區分更多的群體，以便相互印證實證結果的對錯。另外，也建議研究方法上可以改採用參數隨時而變模型(time-varying coefficient model)的非線性架構，再搭配追蹤資料，可以藉此檢視模型內各個參數隨著不同時間變動的情況，如此一來，可以讓本議題相關實證結論更加完美。

參考文獻

- 王富美、蔡群立與黃惠君 (2011)。管制資本流入對經濟成長的影響—動態 GMM 追蹤資料模型之研究。台灣金融財務季刊，12(4)，71–114。
- 陳志成 (2011)。國光客運民營化後國道客運業之生產效率分析。人文及社會科學集刊，23(4)，447–499。
- 劉孟奇與盧敬植(2011)。所得分配不均與犯罪：台灣縣市動態追蹤資料分析。經濟論文叢刊，39(2)，243–276。
- Adrangi, B., Battistel, G., Chatath, A., Gritta, R. & Raffiee, K. (2005). An empirical examination of the effects of inflation and hedging on investments in the U.S. air transport sector over the period since deregulation. *Journal of Business & Economic Research*, 3(8), 11–28.
- Alvarez, J. & Arellano, M. (2003). The time series and cross-section asymptotics of dynamic panel data estimators. *Econometrica*, 71, 1121–1159.
- Arellano, M. & Bond, S. (1991). Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *Review of Economic Studies*, 58, 277–297.
- Arellano, M. & Bover, S. (1995). Another look at the instrumental-variable estimation of error-components models. *Journal of Economics*, 68, 29–51.
- Balduzzi, P. (1995). Stock returns, inflation, and the proxy hypothesis : A new look at the data. *Economics Letters* 48, 47–53.
- Breitung, J. (2000). The local power of some unit root tests for panel data. *Advances in Econometrics*, 15, 161–177.
- Caporal, T. & Jung, C. (1997). Inflation and real stock prices. *Applied Financial Economics*, 7, 265–266.
- Chen, Y. C. & Lin, C. C. (2010). Threshold effects in cigarette addiction: An application of the threshold model in dynamic panels. *Economics Bulletin*, 30, 3128–3142.
- Cozier, B. V. & Rahman, A. H. (1988). Stock return, inflation, and real activity in Canada. *Canadian Journal of Economics*, 21, 759–774.
- Everaert, G. (2014). A panel analysis of the fisher effect with an unobserved I (1) world real interest rate. *Economic Modelling*, 41, 198–210.
- Fama, E. F. (1981). Stock return, real activity, inflation and money. *American Economic Review*, 71, 545–546.
- Fama, E. F. & G. W. Schwert (1977). Asset returns and inflation. *Journal of Financial Economics*, 5(2), 115–146.

- Fisher, I. (1930). *The theory of interest*. New York, NY: Macmillan.
- Gallagher, L. A. & Taylor, M. P. (2002). The stock return-inflation puzzle revisited. *Economics Letters*, 75, 147–156.
- Geske, R. & Roll, R. (1983). The fiscal and monetary linkage between stock returns and inflation. *The Journal of Finance*, 38, 1–33.
- Granger, C. W. J. & Terasvirta, T. (1993). *Modeling non-linear economic relationships*. Oxford: Oxford University Press.
- Hensan, B. (1999). Threshold effects in non-dynamic panels: Estimation, testing and inference. *Journal of Econometrics*, 93, 345–368.
- Hsiao, C. (2003). *Analysis of panel data*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Hu, X. & Willett, T. D. (2000). The variability of inflation and real stock returns. *Applied Financial Economics*, 10(6), 655–665.
- Im, K. S., Pesaran, M. H. & Shin, Y. (2003). Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of Econometrics*, 115, 361–65.
- Kaul, G. (1987). Stock Returns and Inflation: The role of the monetary sector. *Journal of Financial Economics*, 18, 253–276.
- Katzur, T. & Spierdijk, L. (2013). Stock returns and inflation risk: Economic versus statistical evidence. *Applied Financial Economics*, 23, 1123–1136.
- Khan, M. & Senhadji A. (2001). Threshold effects in the relationship between inflation and growth. *IMF Staff Papers*, 48, 1–21.
- Kim, J. R. (2003). The stock return-inflation puzzle and the asymmetric causality in stock returns, inflation and real activity. *Economics Letters*, 80, 155–160.
- Kim, J. H. & Ryoo, H. H. (2011). Common stocks as a hedge against inflation: Evidence from century-long US data. *Economics Letters*, 113, 168–171.
- Lee, B. S. (1992). Causal relations among stock returns, interest rates, real activity, and inflation. *Journal of Finance*, 47, 1591–1603.
- Lee, B. S. (2010). Stock returns and inflation revisited: An evaluation of the inflation illusion hypothesis. *Journal of Banking & Finance*, 34, 1257–1273.
- Li, J., Song, H. & Geng, D. (2008). Causality relationship between coal consumption and GDP: Difference of major OECD and Non-OECD countries. *Applied Energy*, 85(6), 421–429.
- Maddala, G. S. & Wu, S. (1999). A comparative study of unit roots with panel data and a new simple test. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61, 631–652.
- Madsen, J. B. (2005). The fisher hypothesis and the interaction between share returns, inflation and supply shocks. *Journal of International Money and Finance*, 24, 103–120.
- Nelson, C. R. (1976). Inflation and rates of return on common stocks. *Journal of Finance*, 31, 471–483.
- Okuyan, H. Aydın (2013). Real macroeconomic variables and stock prices: Evidence from Turkey. *Journal of Empirical Research*, 3(6), 654–662.
- Omotor, D. G. (2010). Relationship between inflation and stock market returns: Evidence from Nigeria. *Journal of Applied Statistics*, 1(1), 1–16.

- Ozcan, B. & Ari, A. (2015). Does the fisher hypothesis hold for G7? Evidence from the panel cointegration test. *Economic Research-Ekonomska Istrazivanja*, 28, 271–283.
- Sarel, M. (1996). Nonlinear effects of inflation on economic growth. *IMF Staff papers, International Monetary Fund*, 43, 199–215.
- Schmeling, M. & Schrimpf, A. (2011). Expected inflation, expected stock returns, and money illusion: What can we learn from survey expectation. *European Economic Review*, 55, 702–719.
- Tsong, C. C. & Lee, C. F. (2013). Quantile cointegration analysis of the fisher hypothesis. *Journal of Macroeconomics*, 35, 186–198.
- Wang, K. M. & Lee, Y. M. (2016). Hedging exchange rate risk in the gold market: A panel data analysis. *Journal of Multinational Financial Management*, 35, 1–23.
- Wang, K. M. & Lee, Y. M. (2018). The impacts of life insurance asymmetrically on health expenditure and economic growth: Dynamic panel threshold approach. *Economic Research-Ekonomska Istrazivanja*, 31(1), 440–460.
- West, J. (2012). A comparative analysis of the future cost of electricity generation in OECD and Non-OECD countries. *Electricity Journal*, 25(1), 68–83.

附錄 1 資料來源與摘要

國 家 中文名 (所得分類)	國 家 英文名	資 料 起訖時間	股 市 指 數	物 價 變 數
阿根廷 (高收)	Argentina	1993Q1~2017Q4	IMF-IFS Equities, 指數	GDP 平減指數
澳 洲* (高收)	Australia*	1981Q1~2017Q4	IMF-IFS Equities, 指數	GDP 平減指數
奧地利* (高收)	Austria*	1981Q1~2017Q4	IMF-IFS Equities, 指數	GDP 平減指數
比利時* (高收)	Belgium*	1981Q1~2017Q4	IMF-IFS Equities, 指數	GDP 平減指數
巴 西 (中高)	Brazil	1995Q1~ 2017Q4	BOVESPA 指數	GDP 平減指數
加拿大* (高收)	Canada*	1981Q1~2017Q4	S&P/TSX OMPOSITE 指數	GDP 平減指數
中國大陸 (中高)	China	1992Q1~2017Q4	Shanghai Composite 指數	消費者物價指數
智 利# (高收)	Chile#	1997Q4~ 2017Q4	IPSA 指數	消費者物價指數
哥倫比亞 (中高)	Colombia	1994Q1~2017Q4	IMF-IFS Equities, 指數	消費者物價指數
丹 麥* (高收)	Denmark*	1989Q4~2017Q4	IMF-IFS Equities, 指數	GDP 平減指數
芬 蘭* (高收)	Finland*	1981Q1~2017Q4	IMF-IFS Equities, 指數	GDP 平減指數
法 國* (高收)	France*	1981Q1~2017Q4	IMF-IFS Equities, 指數	GDP 平減指數
德 國* (高收)	Germany*	1986Q2~2017Q4	DAX 指數	GDP 平減指數
香 港 (高收)	Hong Kong	1981Q1~2017Q4	Hang Seng 指數	GDP 平減指數
印 度 (中低)	India	1981Q1~2017Q4	IMF-IFS Equities, 指數	消費者物價指數
印 尼 (中低)	Indonesia	1995Q3~2017Q4	IMF-IFS Equities, 指數	消費者物價指數
愛爾蘭* (高收)	Ireland*	1997Q1~2017Q4	IMF-IFS Equities, 指數	GDP 平減指數
以色列# (高收)	Israel#	1987Q2~ 2017Q4	特拉維夫 TA125(100)指數	GDP 平減指數
義大利* (高收)	Italy*	1981Q1~2017Q4	IMF-IFS Equities, 指數	GDP 平減指數
日 本* (高收)	Japan*	1981Q1~2017Q4	Nikkei 225 指數	GDP 平減指數
南 韓# (高收)	South Korea#	1981Q1~2017Q4	SE Composite 指數	GDP 平減指數
馬來西亞 (中高)	Malaysia	1991Q1~2017Q4	KLSE Composite 指數	GDP 平減指數
墨西哥# (中高)	Mexico#	1988Q1~2017Q4	Share 指數指數(IPC)	GDP 平減指數
荷 蘭* (高收)	Netherlands*	1981Q1~2017Q4	IMF-IFS Equities, 指數	GDP 平減指數
挪 威* (高收)	Norway*	1981Q1~2017Q4	IMF-IFS Equities, 指數	GDP 平減指數
紐西蘭* (高收)	New Zealand*	1987Q2~2017Q4	IMF-IFS Equities, 指數	GDP 平減指數
巴基斯坦 (中低)	Pakistan	1981Q1~2017Q4	IMF-IFS Equities, 指數	消費者物價指數
菲律賓 (中低)	Philippines	1989Q2~2017Q4	Manila Composite 指數	GDP 平減指數
俄羅斯 (中高)	Russian	1995Q3~2017Q4	Russian RTS 指數	GDP 平減指數
南 非 (高收)	South Africa	1981Q1~2017Q4	IMF-IFS Equities, 指數	消費者物價指數
新加坡 (高收)	Singapore	1982Q1~2017Q4	Straits Times 指數	消費者物價指數
西班牙* (高收)	Spain*	1981Q1~2017Q4	IMF-IFS Equities, 指數	GDP 平減指數
瑞 典* (高收)	Sweden*	1981Q1~2017Q4	IMF-IFS Equities, 指數	GDP 平減指數
瑞 士* (高收)	Switzerland*	1988Q3~2017Q4	Swiss Marke 指數	GDP 平減指數
泰 國 (中高)	Thailand	1993Q1~2017Q4	Bangkok SET 指數	GDP 平減指數
臺 灣 中華民國 (高收)	Taiwan, ROC.	1981Q1~2017Q4	TSE Weight.Stock 指數	GDP 平減指數
英 國* (高收)	United Kingdom*	1984Q1~2017Q4	FTSE 100 指數	GDP 平減指數
美 國* (高收)	United States*	1981Q1~2017Q4	D.J. Indus. Average 指數	GDP 平減指數

註: “IMF-IFS Equities, 指數”表示採用國際貨幣基金會(IMF)之 IFS 資料庫內之股價指數(Financial Market Prices, Equities, Index)。

“*”代表該國家為經濟合作暨發展組織(OECD)會員國, 共有 19 國。

“#”代表該國雖然也是 OECD 會員國, 但因為入會時間較短(1993 年以後才加入), 分別是智利、以色列、南韓以及墨西哥等四國, 被歸類在非 OECD19 國。

國家所得的定義, 是採用世界銀行的計算方式(World Bank Atlas Method), 並以 2017 年度為衡量標準, (1). 低收入經濟體(簡稱低收)是每人平均國民所得(GNI Per capita)為 995 美元或以下的經濟體; (2). 中低收入經濟體(簡稱中低)是每人平均國民所得在 996 美元至 3 895 美元之間的經濟體; (3). 中上收入經濟體(簡稱中高)是每人平均國民所得在 3 896 美元至 12, 055 美元之間的經濟體; (4). 高收入經濟體(簡稱高收)是指每人平均國民所得為 12, 056 美元或以上的經濟體。

Received: Sep. 5, 2018; first revised: Dec. 18, 2018; accepted: Dec., 2018.

Corresponding author: Y. -M. Lee, Department of Finance, Southern Taiwan University of Science and Technology, Tainan 71005, Taiwan.

附錄2 動態門檻追蹤資料模型(Dynamic Threshold Panel Data Model: DTPDM)估計簡介

簡單來說，本文的研究方法 DTPDM 模型，就是非線性的門檻模型、動態模型設定再加上追蹤資料，DTPDM 模型擴展自 Hansen (1999)的靜態門檻追蹤模型，兩種模型的差異在於，DTPDM 模型允許模型的解釋變數中存在遞延(Lag)的被解釋變數，即改採用動態設定的門檻追蹤模型進行實證研究。

在實證研究中，偏差的修正是相當重要的。本研究利用實質經濟成長變動為門檻變數後，各體制內成為不平衡的追蹤資料；另外，利用門檻模型估計時，每個體制的觀察值可能變少，在此情況下 LSDV (Least Squares Dummy Variable) 偏誤在一般的動態追蹤門檻模型內可能被忽視，而本模型的估計過程利用拔靴帶法對動態門檻追蹤模型初步的估計參數進行相關的偏差修正。

門檻模型是利用可觀察變數(即門檻變數)的數值，劃分成多個體制而不是純粹利用截斷點將資料進行劃分。Hansen (1999) 指出最小平方方法估計反應出漸近分配理論，本文首先利用拔靴帶法修正動態追蹤資料之偏差，再利用實質經濟成長變動率為門檻變數，選取最適之門檻值，將模型予以劃分成多個體制。假設門檻模型之最適門檻數為雙體制，此時門檻模型可設定如下：

$$y_{it} = \alpha_i + (\beta_1 y_{it-1} + x_{it} \eta_1) I(q_{it-d} \leq \gamma) + (\beta_2 y_{it-1} + x_{it} \eta_2) I(q_{it-d} > \gamma) + e_{it} \quad (A1)$$

其中，國家 $i = 1, \dots, N$ ，時間 $t = 1, \dots, T$ ， y_{it} 是被解釋變數， x_{it} 是 m 向量的解釋變數， q_{it-d} 是可觀察到的門檻變數， $\gamma \in \Gamma$ 為門檻估計參數， Γ 為潛在的門檻估計值， β_1 與 β_2 是在不同區間下之斜率參數， e_{it} 為誤差項。 $I(q_{it-d} \leq \gamma)$ 表示當 $q_{it-d} \leq \gamma$ 時值為 1 否則為 0 的指標變數。 $I(q_{it-d} > \gamma)$ 則相反。估計步驟包括：(1)在給定 $\gamma \in \Gamma$ 下，利用最小平方方法估計殘差平方和(SSR)；(2)利用最小的 SSR，估計出最適的門檻估計值 $\hat{\gamma}$ ，利用門檻值將模型劃分成 2 個體制，再利用最小平方方法估計每個體制。

本研究利用拔靴帶法對動態門檻追蹤模型進行偏差修正，對給定 $\gamma \in \Gamma$ ，首先可以得在固定效果下的 $\hat{\beta}_1(\gamma)$ 與 $\hat{\beta}_2(\gamma)$ ，然後在所有的 i 及 t 可進一步計算出 $\hat{\alpha}_i(\gamma)$ 與 $\hat{e}_{it}(\gamma)$ 。對個別 i 來說， $e_i^*(\gamma) = (e_{i,-49}^*(\gamma), e_{i,-48}^*(\gamma), \dots, e_{iT}^*(\gamma))$ 取自於 $\hat{e}_i(\gamma) = (\hat{e}_{i,-49}(\gamma), \hat{e}_{i,-48}(\gamma), \dots, \hat{e}_{iT}(\gamma))$ 的反覆替代。對所有的 i 及 t ，拔靴帶樣本可由 $y_{it}^* = \hat{\alpha}_i + \hat{\beta}_1 y_{it-1}^* I(q_{it-d} \leq \gamma) + \hat{\beta}_2 y_{it-1}^* I(q_{it-d} > \gamma) + e_{it}^*(\gamma)$ 中收集到。估計過程中，前 I (國家數)的資料會先捨棄，再利用剩下的觀察值估計出 $\beta_{1,b}^*(\gamma)$ 和 $\beta_{2,b}^*(\gamma)$ 。此過程重覆至 $B=400$ 次以上。在給定之 γ 下，經過修正之 β_1 與 β_2 可定義為：

$$\hat{\beta}_{1,B}(\gamma) = 2\hat{\beta}_1(\gamma) - \frac{1}{B} \sum_{b=1}^B \beta_{1,b}^*(\gamma), \quad \hat{\beta}_{2,B}(\gamma) = 2\hat{\beta}_2(\gamma) - \frac{1}{B} \sum_{b=1}^B \beta_{2,b}^*(\gamma),$$

修正後之轉置參數定義為 $\hat{\gamma}_B = \arg \min_{\gamma \in \Gamma} \tilde{S}' NT(\gamma)$ 。

其中 $\tilde{S}' NT(\gamma) = \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T [\tilde{y}_{it} - \hat{\beta}_{1,B}(\gamma) \tilde{y}_{i,t-1} I(q_{it} \leq \gamma) - \hat{\beta}_{2,B}(\gamma) \tilde{y}_{i,t-1} I(q_{it} > \gamma)]$ ；

且 $(\hat{\beta}_{1,B}, \hat{\beta}_{2,B}) = (\hat{\beta}_{1,B}(\hat{\gamma}_B), \hat{\beta}_{2,B}(\hat{\gamma}_B))$ 。我們進一步考慮存在外生變數方程式(A1)中之動態追蹤模型。對一個給定之 $\gamma \in \Gamma$ 。我們可得到固定效果 $\hat{\beta}_1(\gamma)$ ， $\hat{\beta}_2(\gamma)$ ， $\hat{\eta}_1(\gamma)$ ， $\hat{\eta}_2(\gamma)$ ，以及進一步計算出 $\hat{\alpha}_i(\gamma)$ 與殘差 $\hat{e}_{it}(\gamma)$ 。此時對於個別 i 之拔靴出的外生變數和誤差 $(x_i^*, e_i^*(\gamma))$ ，可以藉由替換(i.e., $(x_{is}^*, e_{is}^*) = (x_{i\tau}, e_{i\tau})$ ， $s=1, \dots, T$ ，且 τ 是隨機由 $\{1, \dots, T\}$ 來替換)所抽取出來。當獲得拔靴帶後之樣本後。修正偏差後之轉換後參數可容易估計出來。

以下是最適門檻數量的檢定過程介紹：

我們必須進行門檻效果檢定，來檢定門檻效果是否顯著的存在，其中檢定的虛無假設為：

$$H_0: \alpha_1 = \alpha_2, \quad \beta_1 = \beta_2 \quad (A2)$$

所以在(A2)式的虛無假設下，本模型的門檻消失成為沒有門檻的 Arellano and Bond (1991)的模型，如下式所示：

$$y_{i,t} = \mu_i + \alpha_1' y_{i,t-1} + \beta_1' x_{i,t} + e_{i,t} \quad (A3)$$

估計時，為了消除 μ_i 可得：

$$y_{i,t}^* = \alpha_1' y_{i,t-1}^* + \beta_1' x_{i,t}^* + e_{i,t} \quad (A4)$$

在對於此式進行估計後，我們可以獲得虛無假設下的迴歸式估計矩陣為 $\tilde{\theta}$ ，另外殘差為 $\tilde{e}_i^*$ ，而誤差平方和 $\tilde{S}_0$ 為 $\tilde{e}^* \tilde{e}^*$ ，因此在(A2)式的虛無假設下，其檢定統計量為(A5)式所示：

$$F_1 = \frac{\tilde{S}_0 - S_1^*(\hat{\gamma})}{\hat{\sigma}^2} \quad (\text{A5})$$

因為在此模型中，其虛無假設設定為無門檻效果，其門檻值 γ 不能認定(not identified)，所以此處無法使用一般標準的檢定統計量，例如 LM、Wald 等檢定統計量。由於 DTPDM 模型是延續 Hansen (1999) 的估計程序，因此與 Hansen (1999) 相同，在檢定過程中我們同樣依循 Hansen (1996) 的建議，採用拔靴帶法來模擬出 F_1 檢定統計量的臨界值。¹⁰ 一旦發現門檻效果存在，如果又關心其大小，我們可以進一步對 γ 值做檢定，依據 Hansen (1999) 此時檢定的虛無假設為： $H_0: \gamma = \gamma_0$ ， 概度比則為：

$$LR_1(\gamma_0) = \frac{S_1^*(\gamma_0) - S_1^*(\hat{\gamma})}{\hat{\sigma}^2} \quad (\text{A6})$$

上面所提到 LR_1 檢定統計量的漸進分配並不是標準的卡方分配，所以我們無法以標準的方法找出檢定的臨界值，然而因為本 DTPDM 的漸進理論未明，所以暫時仍沿用 Hansen (1999) 所推導的方法來進行檢定，但無法確定是否完全符合我們目前的模型設定，這一部份將有待未來的進一步研究。此處我們採用 Hansen (1999) 提供的公式來計算顯著水準 α 的臨界值，此公式如(A7)式所示：

$$c(\alpha) = -1 \log(1 - \sqrt{1 - \alpha}) \quad (\text{A7})$$

此時當 $LR_1(\gamma_0)$ 超過臨界值 $c(\alpha)$ 代表著拒絕虛無假設，可確認建構非線性 DTPDM 是適當的(換言之，若此時建構線性模型，將產生偏誤的結論)。進一步我們可以在將之前估計的門檻值視為已知之下，對於第二個門檻值進行搜尋，其中使得(A7)式成立下的 $\hat{\gamma}_2^\gamma$ 即為所估計的第二個門檻值：

$$\hat{\gamma}_2^\gamma = \arg \min_{\gamma_2} S_2^*(\gamma_2) \quad (\text{A8})$$

$$S_2^*(\gamma_2) = \begin{cases} S^*(\hat{\gamma}_1, \gamma_2), & \text{if } \hat{\gamma}_1 < \gamma_2 \\ S^*(\gamma_2, \hat{\gamma}_1), & \text{if } \gamma_2 < \hat{\gamma}_1 \end{cases},$$

所估計出第二個門檻值對應的殘差變異數為 $\hat{\sigma}_2^2 = \frac{1}{N(T-1)} S_2^*(\hat{\gamma}_2^\gamma)$ 。

在獲得此殘差變異數後，我們即可以對第二個門檻效果進行檢定，其虛無假設與對立假設分別如下：

H_0 ：只有一個門檻值， H_1 ：存在兩個門檻值。

所對應的檢定統計量為 F_2 ：

$$F_2 = \frac{S_1^*(\hat{\gamma}_1) - S_2^*(\hat{\gamma}_2^\gamma)}{\hat{\sigma}^2} \quad (\text{A9})$$

另外我們關心的概度比 LR 為 $LR_1^\gamma(\gamma)$ 、 $LR_2^\gamma(\gamma)$ 為：

$$LR_1^\gamma(\gamma) = \frac{S_1^*(\gamma) - S_1^*(\hat{\gamma}_1^\gamma)}{\hat{\sigma}^2}, \quad LR_2^\gamma(\gamma) = \frac{S_2^*(\gamma) - S_2^*(\hat{\gamma}_2^\gamma)}{\hat{\sigma}^2} \quad (\text{A10})$$

由於 Bai (1997) 認為「雙門檻迴歸模型」的估計過程應與「單門檻迴歸模型」具有相同的漸進分配，因此針對(A9)式、(A10)式與(A11)式的檢定統計量我們可以採用與「單門檻迴歸模型」相同的方式來建構其臨界值。其中的 F_2 同樣依循 Hansen (1996) 的建議，採用拔靴帶法來獲得 F_2 檢定統計量的漸近分配，並模擬出 F_2 檢定統計量的臨界值；而 $LR_1^\gamma(\gamma)$ 與 $LR_2^\gamma(\gamma)$ 則以 Hansen (1999) 所提供的公式來計算顯著水準 α 的臨界值。在檢定之後如果具有二個門檻效果時，我們必須假設存在二個門檻值，並將資料重新估計，進一步獲得使誤差平方和為最小的雙門檻估計值。

¹⁰ 在一般假設環境下，若無法得知檢定統計量的標準分配，可以採用拔靴法方法獲得，而 Hansen (1996) 亦指出拔靴法方法的過程可以獲得 F_1 檢定統計量的漸近分配，因此適合採用拔靴法方法由漸近分配中建構 F_1 檢定統計量的 p 值。