

影響台灣投資因素之探討 —兼論貨幣政策的角色*

林馨怡、陳彥凱**

摘要

投資是影響一國經濟成長的重要成因，本研究使用門檻迴歸模型以及動態追蹤資料門檻迴歸模型，分析1982–2016年台灣總體面與產業面資料，探討影響台灣投資的因素。本文實證結果顯示，利率與投資之間為非線性關係，且以利率作為貨幣政策對台灣投資之影響效果並不對稱，在低利率時期，寬鬆貨幣政策沒有顯著效果，在較高利率時期，適用利率的貨幣政策有效。若以匯率作為貨幣政策工具，無論利率高低，匯率對民間投資沒有顯著影響效果，但匯率波動對民間投資有顯著的負向效果。本文的政策建議為，在低利率時期，央行應努力維持匯率穩定，降低匯率波動，以提振民間投資。而在較高利率時期，央行則可使用降低利率或是穩定匯率的貨幣政策，以促進民間投資，並增進台灣經濟成長。

* 本文節錄自中央銀行委託研究計畫報告，本文若有任何謬誤，當屬作者之責。

** 林馨怡為國立政治大學經濟學系教授，陳彥凱為國立政治大學經濟學系碩士。

壹、前言

促進一國經濟成長是世界各國政府積極追求的目標。當國家經濟成長，失業率下降，此時人民所得提高，且增加消費；反之，在景氣低迷時期，國內人民所得停滯，且消費力道減弱。當前台灣經濟成長疲軟，且人民所得停滯。因此，了解影響台灣經濟成長的因素至為重要。許多研究經濟成長的文獻皆指出，投資是影響一國經濟成長的重要成因。例如，Levin and Renelt (1992)、Landon and Smith (2009)、Favilukis and Lin (2013)。有鑑於此，若能確認影響國內投資的因素，一國政策實施者將能適切地採行有效的政策，以促進國內投資與刺激經濟成長。

財政政策與貨幣政策同為政府用以調整總合需求與刺激經濟的兩大工具，但由於財政政策在執行上，被認為具有較久的延遲性，無法立即成為對抗經濟衰退的解藥。在面對經濟問題時，貨幣政策因應快速，受關注程度也較高，因此以往學界對於刺激經濟的政策討論，著重於貨幣政策的效果。自2008年起，受到全球金融危機的影響，各國為了緩和危機的衝擊，迅速地將利率下調至接近零利率的水準。當貨幣政策的操作空間變小時，許多經濟學家便開始重新探討貨幣政策的效果。也因此，本文除了探討影響台灣投資因素，也將討論貨幣政策所扮演的角

色。

總體經濟理論中，較低的利率將促進投資支出與經濟成長，而提高利率將增加資本成本而導致投資下降 (Haavelmo, 1960; Jorgenson, 1963)。雖然以往理論文獻指出利率與投資之間呈現負向關係，然而實證文獻並無法得出一致之結論 (Molho, 1986; Jones and Tuzel, 2013; Blackley, 2014)。近年來的文獻則更進一步指出利率對投資的影響為非線性，此非線性效果需視利率或經濟成長水準而定。例如，Morgan (1993) 指出緊縮貨幣政策的效果大於寬鬆貨幣政策。Chetty (2007) 認為在不同利率水準之下，利率變動對於投資的影響效果並不對稱，利率與投資之間呈現後彎 (backward-bending) 關係。Kropp and Power (2016) 以美國廠商進行實證分析，發現投資需求確實為利率的後彎函數。匯率也是影響投資的重要因素，但其影響效果並不一定。既有文獻認為各國或各產業的進出口開放性不同而導致此不穩定結果 (Goldberg, 1993; Campa and Goldberg, 1995; Campa and Goldberg, 1999; Nucci and Pozzolo, 2001; Landon and Smith, 2009)。當一國出口銷售開放性較高，貨幣貶值會使投資上升，當一國進口生產要素開放性較高，貨幣貶值會使投資減少。

除了利率、匯率之外，不確定性對

於投資的影響也受到很多關注。例如，Servén (2003)、Fuentes (2006) 與Kandilov and Leblebicio lu (2011) 的實證結果均支持匯率波動對投資有負向影響。Elder and Serletis (2010)、Lee *et al.* (2011) 以及Kellogg (2014) 則認為油價波動對投資為負向影響，而Stokey (2016) 也提及政策不確定性將導致投資低落。再者，總體經濟的加速理論指出，對產出需求的變化會導致對資本存量需求的變化，從而引致投資，因此預期產出需求的變動將影響廠商的投資決策。最後，目前文獻對於公部門投資的影響效果以及排擠效果是否存在也有廣泛討論，如，Blackley (2014)、Bahal *et al.* (2015)、Ibarra (2016) 與Dreger and Reimers (2016)。綜合上述文獻可知，利率、匯率、產出變動、匯率波動、油價波動以及公部門投資等因素皆對投資有重要影響。

本文蒐集1982–2016年台灣總體與產業別資料，以探討影響台灣投資的因素。由於不同利率水準之下，利率對投資有非線性影響，所以我們使用Hansen (1999) 的門檻迴歸模型分析總體民間投資影響因素。本研究也使用動態追蹤資料門檻迴歸模型，分析產業別投資影響因素。實證結果顯示，不論是總體或產業別資料，利率對民間投資影響是非線性的：當利率高於門檻值時，利率對民間投資有負向效果，當利率低於門檻值時，利率則對民間投資有正向效果。上述結果顯

示利率與投資之間為後彎關係，可適切地詮釋Chetty (2007) 的理論模型。值得注意的是，總體面與產業面資料所判定之台灣利率門檻值，分別在3.588 % 與 2.616 %，當實質利率低於此門檻值時，利率對於投資之影響不顯著；只有在利率高於門檻值時，利率對投資才有顯著影響效果。在台灣，以利率作為貨幣政策工具，貨幣政策對投資之影響效果並不對稱，在低利率時期，寬鬆貨幣政策沒有效果，在較高利率時期，適用利率的貨幣政策有效，呼應Morgan (1993) 看法。

若以匯率作為貨幣政策工具，總體別實證結果顯示，無論利率高低，匯率本身對投資的影響並不顯著，但在低利率時期，匯率波動對民間投資具有顯著的負向效果，央行應著重維持匯率穩定，以促進民間投資。產業別實證結果同樣地顯示，不論利率高低，匯率對前三大產業投資皆無顯著影響效果，但當較高利率時期，匯率波動對前三大產業投資有顯著負向影響。當處於較高利率環境時，政府必須注意匯率波動對投資帶來的負面傷害，努力減少匯率波動，致力於匯率穩定。因此，本文的政策建議為，在低利率時期，央行應努力維持匯率穩定，降低匯率波動，以提振民間投資。而在較高利率時期，則可使用降低利率或是穩定匯率的貨幣政策，以促進民間投資，並增進台灣經濟成長。

本文的章節安排如下：第貳章為文獻回

顧，第參章為研究方法，第肆章為研究資
論。
料說明，第伍章為實證結果，最後一章為結

貳、文獻回顧

在維持物價與金融穩定的前提下，促進經濟成長為各國政府的重要目標。過去，許多研究經濟成長的文獻指出，投資是一國經濟成長的重要成因。如，Levin and Renelt (1992) 指出廠商投資為推動一國經濟成長之重要引擎。Landon and Smith (2009) 認為投資對於短期產出波動以及長期經濟成長與生產力相當重要。若投資動能不足，則一國的經濟成長將受到傷害；反之，若能有效的促進國內投資，將可推升一國經濟成長 (Favilukis and Lin, 2013)。因此，如何有效促進國內投資，進而推升一國經濟成長，是政策實施者所關注的重要議題。

一個國家的總體投資依購買主體可區分為民間企業投資、公營企業投資及政府投資，其中民間企業投資即為Levin and Renelt (1992) 的廠商投資。此外，對照台灣主計總處總體資料庫之統計資料，民間企業投資為民間固定資本形成毛額 (gross fixed capital formation)，此為民間企業所購置或自產的固定資產，扣除固定資產的銷售和轉出後的價值，其中不包含存貨的變動以及折舊。本文聚焦於民間企業投資，以探討影響國內廠商投資意願之因素。爬梳影響投資成因的文獻

之後，我們發現，除了傳統單一國家總體投資因素的探討外，目前文獻聚焦於廠商或產業面資料的分析，以及影響投資因素的非線性效果。以下將分別回顧相關文獻。

一、影響投資因素

利用調降利率刺激投資是貨幣政策影響總體變數的主要方法之一，利率調升對投資的負向影響將抑制總體效果。例如，根據新古典投資理論，利率上升將導致資本成本上升，投資量會因而下降 (Haavelmo, 1960; Jorgenson, 1963)。Hall (1977) 雖指出較低利率是刺激投資增加的途徑之一，但他發現短期利率會影響投資支出，但長期利率則否。他同時也發現當投資對利率的反應愈大時，貨幣政策將較財政政策更為有效。相同地，Molho (1986) 指出雖然大部分開發中國家的政策實施者使用調降利率的政策以促進經濟成長，但許多實證研究在觀察投資對利率的敏感程度時，得到的結論並不一致。

Lawrence and Siow (1985) 利用向量自我迴歸模型分析美國1947–1980年季資料，他們發現短期實質利率對生產設備投入支出有微弱的負向效果，而且短期利率對美國

生產設備支出的解釋能力遠大於長期利率。徐千婷 (2006) 使用轉換模型分析台灣1982–2005年的總體資料，實證結果顯示利率對台灣民間投資有顯著負向效果，徐千婷以此說明資本使用成本為影響台灣民間投資的重要因素。Bader and Malawi (2010) 使用共整合誤差修正模型探討約旦1990–2005年利率對投資的影響效果，實證結果指出實質利率對投資有顯著負向的影響。Ibarra (2016) 使用自我迴歸遞延分配模型與邊界共整合檢定 (Bounds test) 處理內生性與共整合問題，探討墨西哥1988–2013年總體投資之成因，實證結果為名目利率對投資有顯著負向的影響。

相反地，近年來許多實證研究發現利率對投資有正向影響。例如，Ehsani and Khatibi (2012) 使用三階段最小平方法分析利率對伊朗總體投資的影響效果，他們發現利率對投資的影響效果為正向。Gruber and Kamin (2016) 以固定效果追蹤資料迴歸模型分析26個OECD 國家1995–2014年的資料，探討投資下降的成因，實證結果發現利率對於投資有顯著正向影響。此外，Jones and Tuzel (2013) 使用兩階段最小平方法對美國1958–2006年之資料進行總體別、產業別與公司別之實證分析，他們發現利率對投資之影響效果不顯著。

除了利率之外，另一個影響投資支出的重要因素為匯率。Goldberg (1993) 指出匯率

的變化觸動廠商決定擴展或縮小其生產行為規模、進入或退出國外市場、改變廠房的位置或經由併購擴展其市場力量。他分析美國31個產業1970–1990年季資料，以觀察匯率對於投資的影響，其實證結果發現在1970年代，貨幣貶值導致產業投資擴張，而貨幣升值導致產業投資縮減。相反的，在1980年代，貨幣貶值造成投資減少，而貨幣升值則造成投資增加。也因此，Goldberg 對於貨幣貶值是有效刺激經濟的標準政策處方抱持著很大的疑慮。Campa and Goldberg (1995) 藉由出口銷售或進口生產要素對國外市場的開放程度，探討美國製造業投資與匯率之間的關係。他們計算1972–1986年美國製造業進口生產要素開放性及出口銷售開放性資料，並比較投資對匯率改變的反應。實證結果發現匯率變動對投資的影響會依據生產者對外開放的模式不同而不同。當進口生產要素較開放時，則國內貨幣貶值會降低國內投資；當出口銷售開放性較高時，則國內貨幣貶值會刺激國內投資。

Campa and Goldberg (1999) 利用不完全競爭模型推導匯率與投資的關係，在他們的模型中，匯率變動會透過國內市場價格、國外市場價格及進口生產要素價格之管道，進而影響資本預期邊際利潤及生產利潤。他們研究1970–1993年美國、加拿大、英國及日本的產業年資料，其實證結果發現，出口銷售開放性與匯率的交互作用為正，而進口生

產要素開放性與匯率的交互作用為負。由此可知，匯率對投資的影響效果及方向，會因為產業對外開放程度的不同而有所不同。Nucci and Pozzolo (2001) 使用一般動差估計方法，分析義大利製造業廠商的追蹤資料。他們指出貨幣貶值存在兩個效果，一個來自於收益面的正效果，另一個則是基於成本面的負效果。就收益面來看，當出口銷售比率愈高，貨幣貶值使廠商獲得利益的效果愈大，對投資的影響為正。而以成本面來看，貨幣貶值的負效果需視對進口生產要素的依賴程度而定，因此總體效果是不確定的。

Landon and Smith (2009) 提出廠商長期投資最適化決策模型，該模型指出，國內貨幣升值造成國內出口廠商的產品競爭力下降，進而降低需求量且使廠商減少生產，導致資本投資減少。另一方面，國內貨幣升值則會降低可交易資本的國內價格，導致投資增加。因此，實質匯率對於投資的影響效果不確定。關於1971–2003年17個國家年資料的實證結果顯示，短期內，部門別的投资會隨著貨幣的升值而增加。這表示，貨幣升值造成進口生產要素成本下降的力量，大於國內商品需求下降的力量。此部門別的投资增加效果在長期並不顯著。但若以總體投資來看，長期貨幣升值會導致總體投資增加。徐千婷與陳琬如 (2009) 使用共整合與誤差修正模型，分析台灣1982–2009年總體資料。她們的實證結果發現有效匯率指數上升會顯著

降低台灣民間投資，這表示新台幣升值會使得國內廠商商品外銷競爭力降低，進而抑制台灣民間投資。

關於不確定性對於投資的影響，最受關注的成因為匯率波動所造成的不確定性。Goldberg (1993) 與Campa and Goldberg (1995) 探討匯率對投資影響時也同時探討匯率波動的影響效果。他們指出，在總體理論中，匯率波動對投資的影響效果受到凸性效果與風險趨避效果兩股力量拉扯，總效果可能為正向，也可能為負向。Servèn (2003) 指出許多開發中國家面臨較高的匯率波動，對投資人的投資獲利率與成本而言，匯率波動造成很高的不確定性。波動大的匯率不僅會使投資獲利率不穩定，且新增的資本成本也變得較難以預測。Servèn (2003) 分析 61 個開發中國家1970–1995年的追蹤資料，實證結果發現匯率波動對投資為負向影響，但此負向效果只有在匯率波動超過某個特定數值時才顯著。當經濟體的貿易開放性較高及金融體制較不完整時，此負向效果愈強烈。

Fuentes (2006) 利用兩期模型說明匯率波動對投資的影響，他指出當調整成本函數為凸性且對稱時，此凸性效果會造成不確定性與投資之間有正向關係，而當投資的不可逆性導致調整成本不對稱時，此時不可逆效果會顯現。投資不可逆的負向效果一般而言會比凸性效果大，這造成匯率波動的不確定性與投資之間呈現負向關係。他研究智利

1979–2000年製造業廠商年資料，並利用不同貿易權重所計算出的各行業匯率資料來衡量匯率波動，其實證結果發現匯率波動對廠商的投資有顯著的負向影響。Kandilov and Leblebicioğlu (2011) 的廠商最適決策模型裡，匯率波動影響資本的邊際利潤，進而影響到投資決策，但影響效果不一定。他們分析哥倫比亞製造業廠商在1981–1987年的追蹤資料，以貿易份額來計算各廠商所面臨的匯率，並計算各廠商的匯率波動。實證結果發現匯率波動對廠商投資有負向影響效果。值得注意的是，較高訂價能力廠商的負向效果較小，這顯示高訂價能力廠商可以藉由調整其邊際利潤率來抵銷部分波動的影響。此外，較高的出口開放性也將降低匯率波動對廠商投資的負向影響效果。

除匯率波動之外，油價波動也是影響廠商投資的不確定性因素之一。Elder and Serletis (2010) 指出石油價格會透過不同的途徑影響經濟活動，他們以向量自我迴歸模型分析1974–2008年美國季資料，實證結果顯示石油價格的不確定性對實質產出、消費及投資有統計顯著的負向影響。此外，文中的衝擊反應函數分析結果指出，當石油價格上升時，石油價格的不確定性可能擴大實質產出下降的幅度。Lee *et al.* (2011) 提到石油價格衝擊可能藉由供給途徑及需求途徑影響非住宅的固定投資，其中供給途徑是指若石油價格上升將使生產成本上升，進而減少生

產，而需求途徑則是能源價格上升會使消費者的支出下降。他們使用一般動差估計方法分析美國3,000個製造業廠商在1962–2006年的資料。實證結果發現石油價格衝擊確實會抑制廠商的投資決策，且石油價格衝擊投資之負向效果持續至少一至兩年。

Kellogg (2014) 應用實質選擇權理論，解釋廠商在做投資決策時需考慮到沉沒成本。因為現實世界中，決策者會選擇在預期報酬與成本有相當大的差距時才會進行投資，此為延遲投資之現象，而當不確定性增加，延遲投資的現象更明顯。實證結果顯示油價波動對投資具有負向效果。Stokey (2016) 建構具有政策不確定性的投資決策模型，她假設政府有稅制改變的不確定性，由於該政策不確定性會影響投資計畫的獲利能力，廠商於是採取等著瞧措施。當政策不確定性結束後，廠商會重拾擱置的投資計畫，此時往往導致暫時性的投資熱潮，而該投資熱潮之幅度視該政策不確定性的持續時間與程度而定。Stokey (2016) 以此理論解釋2008年全球金融危機後的投資衰退大於二次世界大戰過後的幾次大蕭條的投資衰退，並認為許多與稅制相關的財政政策不確定性，是造成投資大幅衰退的因素之一。

除上述因素外，加速理論指出，對產出需求的變化會導致對資本存量需求的變化，從而引致投資，因此，預期產出需求的變動將影響廠商的投資決策。當廠商預期產出成

長時，會有正的淨投資，而當廠商預期產出和銷售量下降時，加速理論的作用會使得投資急遽下降。Favilukis and Lin (2013) 建構成長衝擊模型，以捕捉投資成長率與產出成長率的正向關係。他們的模型捕捉到持續性的總要素生產力衝擊，而這會使產出成長率持續成長，進而影響到投資率成長也具有持續性。Gruber and Kamin (2016) 之實證結果也發現當期與前一期的產出成長率皆會顯著正向地影響民間投資。再者，外人直接投資是否影響國內民間投資，這兩年來開始受到關注。Chen *et al.* (2017) 使用自我迴歸遞延分配模型與邊界共整合檢定，對中國1994–2014年季資料進行實證分析，結果顯示外人直接投資對民間投資的影響效果不顯著，然而若將外人直接投資之企業對象分為股權合資企業與外商獨資企業，則外人直接投資對民間投資之影響效果分別為正向與負向。

近年來，公部門投資對民間投資的影響廣受討論，惟文獻對於財政政策的影響效果以及排擠效果是否存在有所分歧。Ibarra (2016) 針對墨西哥所做的實證結果顯示，公部門投資對私部門投資有顯著負向影響，排擠效果存在。相反的，Blackley (2014) 使用共整合誤差修正模型分析美國1956–2010年季資料，他發現公部門投資對私部門投資有顯著正向的影響。Dreger and Reimers (2016) 使用追蹤資料共整合分析歐元區12個國家1991–2012年資料，其實證結果顯示公

部門投資對私部門投資有顯著正向的影響。此外，Bahal *et al.* (2015) 使用結構型向量共整合模型，若以樣本期間 (1950–2012年) 來看，公部門投資會顯著排擠私部門投資，若僅分析1980年代以後的資料，則公部門投資增加會顯著提升私部門投資。

二、非線性效果

由前面回顧的文獻可知，投資與利率之間的關係可能為正向，也可能為負向。近年來的文獻更進一步指出投資與利率之間的關係，可能並非線性關係，需視利率水準或經濟成長水準而定。Chetty (2007) 探討廠商在投資不可逆性及收益不確定性下，利率對投資的影響效果。他考慮一個追求利潤最大化的廠商，在決定新的投資時可能選擇立即投資或是等待以獲得更多資訊，後者也就是延遲投資。立即投資的成本是資本成本，Chetty稱之為資本成本效果；延遲投資的成本是廠商因為無法立即投資賺得利潤，導致無法快速償還債務而增加的利息支出，Chetty稱之為時間成本效果。資本成本效果會導致廠商在利率上升時減少當期投資，時間成本效果則會導致廠商在利率上升時增加當期投資。因此，當利率上升時，其對當期投資的影響效果將不一定。

Chetty (2007) 依此概念建構動態模型，他指出廠商會在投資的預期利潤大於零時，增加投資量。此外，廠商延遲投資時，其

所能獲得的市場資訊會增加，減少因冒險而投資失敗的機率，使得延遲投資的預期利潤會有較高的成長率，並以利率折現。因此，只有在預期利潤成長率小於利率時，廠商才會立即投資。綜合上述理論，當利率較低時，廠商投資的預期利潤成長率高於利率的機率較大，許多廠商將延遲投資，導致當期投資量較低。反之，當利率太高時，投資的資本成本效果過高，使得廠商減少投資，投資量也在較低水準，惟有在利率處於最適值時，會達到當期最高的投資量。值得注意的是，在低利率時期，資本成本效果較低，因此，利率上升會增加投資，利率對投資有正向效果。而當利率太高時，資本成本效果較高，利率上升會減少投資，利率對投資有負向效果。因此，投資和利率為非線性關係，Chetty稱為後彎關係。

Kropp and Power (2016) 以Chetty (2007) 的理論為基礎，利用固定效果迴歸模型以及兩階段最小平方法，分析美國1985–2003年2,685個廠商，共23個產業的追蹤資料。他們以廠商的資本使用成本作為利率的代理變數，並在模型中放入利率的一次方項及二次方項，用以檢測投資需求函數是否為後彎型式。實證結果為一次方項係數為正，二次方

項係數為負，表示投資的確為利率的後彎函數。惟Kropp and Power (2016) 的實證僅能說明在不同利率水準之下，利率對投資的影響，但無法說明不同利率水準之下，其他因素對投資的影響，因此，本文將應用門檻迴歸模型，完整地探討在不同利率水準之下，影響投資的因素。

除此之外，另有文獻指出在經濟成長狀態不同時，代表貨幣政策的利率變數對於投資的影響效果會不同。Morgan (1993) 對此貨幣政策不對稱性提出兩個解釋。首先，他提出信心程度問題：在經濟蕭條時期，廠商與消費者對政策信心不足，對於景氣的看法較悲觀，此時央行實施寬鬆貨幣政策，如降低利率，將無法刺激廠商增加借款，因此無法有效提升投資與產出，使得貨幣政策較不有效。再者，他提出信用限制問題：當經濟處於高成長且高利率時，銀行較不願意借款給高風險的借款人，當利率上升，銀行通常藉由提高放款利率以彌補上升的資金成本，這使得借款人的倒帳風險增加，銀行更不願意放款給高風險的借款人。因此，利率提高確實達到抑制投資的效果，緊縮貨幣政策有效。由Morgan (1993) 可知，貨幣政策在經濟蕭條時期與經濟過熱時期效果不同。

參、研究方法

由於利率對投資的影響為非線性，需視利率水準高低而定，亦即利率對國內投資的影響有門檻效果，故我們在探討影響投資因素時，必須考慮此非線性效果。本文採用 Hansen (1999) 的門檻迴歸方法估計及分析總體面的資料，並將門檻效果加入至追蹤資料迴歸模型，參考 Kremer *et al.* (2013) 所提方法估計動態追蹤資料迴歸模型，以分析產業別的資料。

首先，影響民間投資率的迴歸模型可設定如下：

$$\begin{aligned} IR_t = & \alpha_{1,0} 1\{i_t \leq \gamma\} + \sum_{j=1}^k \alpha_{1,j} IR_{t-j} 1\{i_t \leq \gamma\} \\ & + \beta_1 i_t 1\{i_t \leq \gamma\} + \delta_1 z_t 1\{i_t \leq \gamma\} \\ & + \alpha_{2,0} 1\{i_t > \gamma\} + \sum_{j=1}^k \alpha_{2,j} IR_{t-j} 1\{i_t > \gamma\} \\ & + \beta_2 i_t 1\{i_t > \gamma\} \\ & + \delta_2 z_t 1\{i_t > \gamma\} + e_t, \end{aligned}$$

其中，被解釋變數 IR_t 為民間投資率， IR_{t-j} 為落後 j 期的民間投資率， i_t 為利率， z_t 為其他控制變數，包括匯率、產出成長率、匯率波動、油價波動、公部門投資、直接投資淨額等。 α_0 、 α_j 、 β 、 δ 為迴歸參數， e_t 為誤差項， $1\{A\}$ 為指標函數，當 A 為真時，此函數值為 1， γ 為利率門檻值。根據上述門檻迴歸模型，當利率低於門檻值時，門檻迴歸模型可簡化為：

$$IR_t = \alpha_{1,0} + \sum_{j=1}^k \alpha_{1,j} IR_{t-j} + \beta_1 i_t + \delta_1 z_t + e_t,$$

而當利率高於門檻值時，門檻迴歸模型可簡化為：

$$IR_t = \alpha_{2,0} + \sum_{j=1}^k \alpha_{2,j} IR_{t-j} + \beta_2 i_t + \delta_2 z_t + e_t.$$

因此，可知，當利率低於門檻值時，利率對民間投資率的影響效果為 β_1 ，而當利率高於門檻值時，利率對民間投資率的影響效果為 β_2 。

為了使模型有較高的彈性，我們允許門檻值未知。但是，此時待估計參數取決於門檻值，因此需要兩階段的估計步驟來估計斜率參數與門檻值，估計步驟如下：

第一步驟：考慮所有可能的門檻值 $\{\gamma_r : r = 1, \dots, R\}$ ，先給定任一門檻值，並以最小平方法估計出 $\hat{\alpha}_{1,0}(\gamma_r)$ 、 $\hat{\alpha}_{2,0}(\gamma_r)$ 、 $\hat{\alpha}_{1,j}(\gamma_r)$ 、 $\hat{\alpha}_{2,j}(\gamma_r)$ 、 $\hat{\beta}_1(\gamma_r)$ 、 $\hat{\beta}_2(\gamma_r)$ 、 $\hat{\delta}_1(\gamma_r)$ 、 $\hat{\delta}_2(\gamma_r)$ ，作法如下：

$$\begin{aligned} & (\hat{\alpha}_{1,0}(\gamma_r), \hat{\alpha}_{2,0}(\gamma_r), \hat{\alpha}_{1,j}(\gamma_r), \hat{\alpha}_{2,j}(\gamma_r) \\ & , \hat{\beta}_1(\gamma_r), \hat{\beta}_2(\gamma_r), \hat{\delta}_1(\gamma_r), \hat{\delta}_2(\gamma_r)) \\ = & \operatorname{argmin}_{\{\alpha_{1,0}, \alpha_{2,0}, \alpha_{1,j}, \alpha_{2,j}, \beta_1, \beta_2, \delta_1, \delta_2\}} \\ & \sum_{t=1}^T e_t^2(\alpha_{1,0}, \alpha_{2,0}, \alpha_{1,j}, \alpha_{2,j}, \beta_1, \beta_2, \delta_1, \delta_2; \gamma_r), \end{aligned}$$

估計完後，將估計式代回模型中算出殘差平方和 $ESS_r(\gamma_r)$ ：

$$ESS_r(\gamma_r) = \sum_{t=1}^T e_t^2(\hat{\alpha}_{1,0}, \hat{\alpha}_{2,0}, \hat{\alpha}_{1,j}, \hat{\alpha}_{2,j}, \hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2, \hat{\delta}_1, \hat{\delta}_2; \gamma_r), r = 1, \dots, R.$$

第二步驟：找出上述 R 個 $ESS_r(\gamma_r)$ 中最小的殘差平方和後，對應的門檻值即為門檻估計值 $\hat{\gamma}$ ：

$$\hat{\gamma} = \underset{\gamma \in \{\gamma_r; r=1, \dots, R\}}{\operatorname{argmin}} ESS_r(\gamma_r),$$

此時，同時可得到參數估計值 $\hat{\alpha}_{1,0}(\hat{\gamma})$ 、 $\hat{\alpha}_{2,0}(\hat{\gamma})$ 、 $\hat{\alpha}_{1,j}(\hat{\gamma})$ 、 $\hat{\alpha}_{2,j}(\hat{\gamma})$ 、 $\hat{\beta}_1(\hat{\gamma})$ 、 $\hat{\beta}_2(\hat{\gamma})$ 、 $\hat{\delta}_1(\hat{\gamma})$ 、 $\hat{\delta}_2(\hat{\gamma})$ 。^{註1}

再者，除了分析總體面的投資因素，我們也分析產業面的追蹤資料之投資因素，此時，我們需要使用追蹤資料門檻模型，此模型同時包含門檻值與追蹤資料的特性。此外，由於解釋變數包括被解釋變數的落後期，因此我們稱之為動態追蹤資料門檻迴歸模型。令利率為門檻變數，考量一個具固定效果的動態追蹤資料門檻迴歸模型如下：

$$\begin{aligned} IR_{it} = & \mu_i + \alpha_0 1\{i_{it} \leq \gamma\} + \alpha_{1,1} IR_{it-1} 1\{i_{it} \leq \gamma\} \\ & + \beta_1 i_{it} 1\{i_{it} \leq \gamma\} + \delta_1 z_{it} 1\{i_{it} \leq \gamma\} \\ & + \alpha_{2,1} IR_{it-1} 1\{i_{it} > \gamma\} + \beta_2 i_{it} 1\{i_{it} > \gamma\} \\ & + \delta_2 z_{it} 1\{i_{it} > \gamma\} + e_{it}, \end{aligned}$$

其中， μ_i 為各個產業的固定效果， e_{it} 為平均數0且變異數 σ^2 的誤差項，被解釋變數 IR_{it} 為第 i 個產業第 t 年的民間投資率， i_{it} 為利率， γ 為門檻值， z_{it} 為解釋變數矩陣，包含匯率、產出成長率、匯率波動、油價波動、公部門投資、直接投資淨額等解釋變

數。 α_0 、 $\alpha_{1,1}$ 、 $\alpha_{2,1}$ 、 β_1 、 β_2 、 δ_1 、 δ_2 為迴歸參數向量。

當解釋變數包括被解釋變數的落後期時，動態追蹤資料門檻迴歸模型會有內生性問題，因此，我們採用 Arellano and Bover (1995) 所提出的向前離差轉換 (forward orthogonal deviations transformation) 處理內生性問題。由於我們允許門檻值未知，因此參考 Kremer *et al.* (2013) 所提出的估計方法來估計動態追蹤資料門檻迴歸模型，估計步驟如下：

第一步驟：考慮所有可能的門檻值 $\{\gamma_r : r = 1, \dots, R\}$ 。給定任一門檻值後，以向前離差轉換方法來轉換資料，並將轉換後的資料以最小平方方法估計出 $\hat{\alpha}_0$ 、 $\hat{\beta}_1$ 、 $\hat{\beta}_2$ 。作法如下：

$$(\hat{\alpha}_0(\gamma_r), \hat{\alpha}_{1,1}(\gamma_r), \hat{\alpha}_{2,1}(\gamma_r), \hat{\beta}_1(\gamma_r), \hat{\beta}_2(\gamma_r), \hat{\delta}_1(\gamma_r), \hat{\delta}_2(\gamma_r))$$

$$= \underset{\{\alpha_0, \alpha_{1,1}, \alpha_{2,1}, \beta_1, \beta_2, \delta_1, \delta_2\}}{\operatorname{argmin}} \sum_{t=1}^T \sum_{i=1}^N e_{it}^{*2}(\alpha_0, \alpha_{1,1}, \alpha_{2,1}, \beta_1, \beta_2, \delta_1, \delta_2; \gamma_r),$$

其中，

$$e_{it}^* = \sqrt{\frac{T-t}{T-t+1}} \left[e_{it} - \frac{1}{T-t} (e_{i,(t+1)} + \dots + e_{iT}) \right].$$

估計完後，將估計式代回模型中算出殘差平方和 $ESS_r(\gamma_r)$ ：

$$ESS_r(\gamma_r) = \sum_{t=1}^T \sum_{i=1}^N e_{it}^{*2}(\hat{\alpha}_0, \hat{\alpha}_{1,1}, \hat{\alpha}_{2,1}, \hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2, \hat{\delta}_1, \hat{\delta}_2; \gamma_r), r = 1, \dots, R.$$

第二步驟：找出上述 R 個 $ESS_r(\gamma_r)$ 中最小的殘差平方和後，對應到的門檻值即為門檻估計值 $\hat{\gamma}$ ：

$$\hat{\gamma} = \underset{\gamma \in \{\gamma_r : r=1, \dots, R\}}{\operatorname{argmin}} ESS_r(\gamma_r),$$

其中，對應的數值 $\hat{\alpha}_0(\hat{\gamma})$ 、 $\hat{\alpha}_{1,1}(\hat{\gamma})$ 、 $\hat{\alpha}_{2,1}(\hat{\gamma})$ 、 $\hat{\beta}_1(\hat{\gamma})$ 、 $\hat{\delta}_1(\hat{\gamma})$ 、 $\hat{\delta}_2(\hat{\gamma})$ 即為參數估計值。使用二步驟方法可以估計利率對民間投資率的非線性效果，並找出效果發生轉變的利率門檻值。

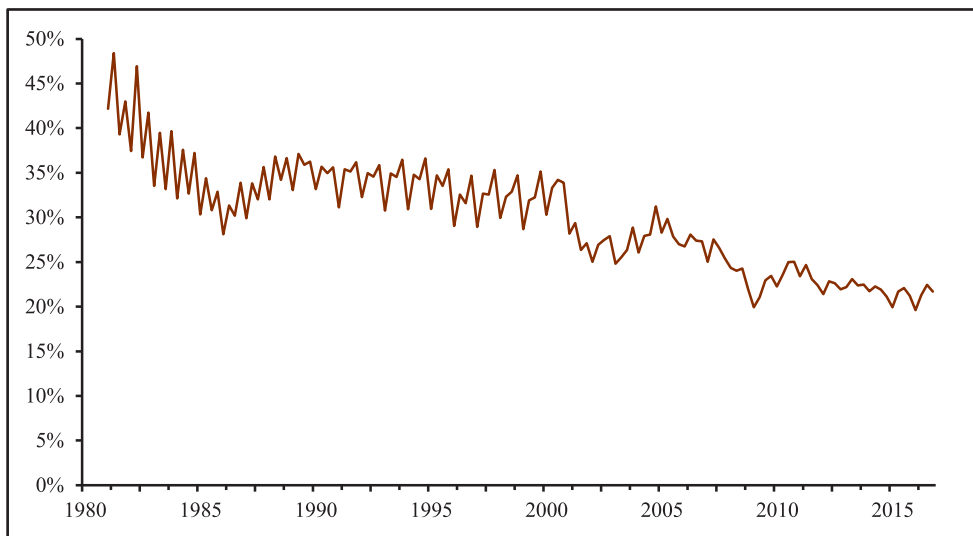
肆、資料說明與分析

一、投資概況

近年來，台灣經濟成長動能縮減，許多人關心影響原因。由於投資是一國經濟成長的主要因素，因此，台灣經濟成長疲乏的原因可能來自投資。以主計總處的固定資本形

成毛額作為台灣總體投資量，圖1畫出台灣整體實質投資量占名目GDP比率。由圖1可看出，早期台灣投資占比約在四成左右，1990年代投資占比大致維持在三成至三成五之間上下波動，此後逐步下降，近年台灣投資占比已下滑至接近兩成。

圖1 1981–2016年實質固定資本形成毛額占名目GDP比率(季資料)

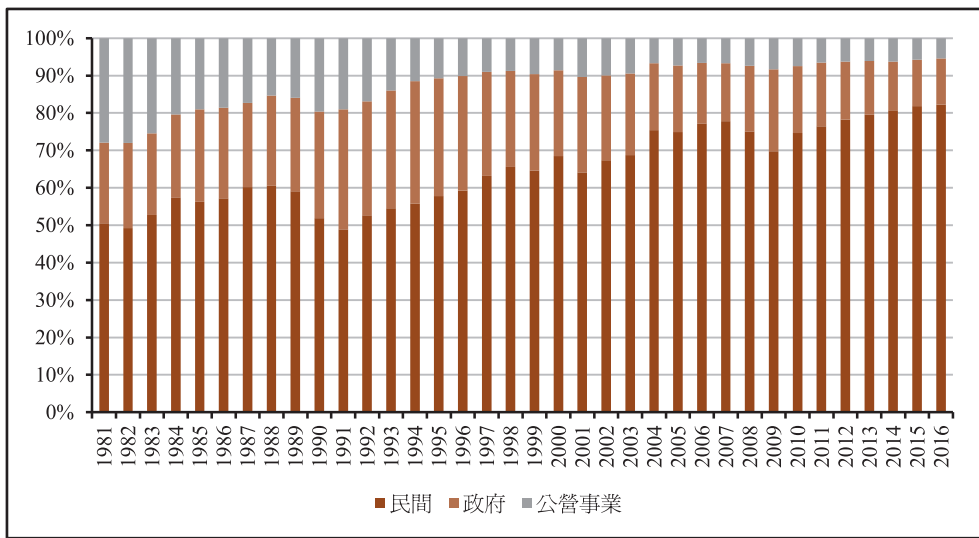


資料來源：行政院主計總處。

依投資主體來看，總體投資可區分為民間投資、政府投資以及公營事業投資。圖2畫出各主體別投資占總體投資比率。由圖2可看出民間投資約占總體投資比率五成以上，自1981年起呈增加趨勢，除了1990年代初期台灣股市泡沫化、2000年代初期美國網路泡沫化時期，以及2008年全球金融危機時期有些微下降趨勢，其他時期大抵呈緩步上升狀況。由於民間投資是整體投資主要來

源，且近三年來占比超過八成，故本文將著重於影響民間投資因素之探討。依主計總處定義，國內資本形成毛額分為固定資本形成毛額與存貨變動兩項，本文主要分析的投資為固定資本形成毛額，並未將存貨變動列入考量，而毛額在此係指未扣除「固定資本消耗」(俗稱折舊)的部分。本文後續內容論及的投資皆屬民間固定資本形成毛額，簡稱民間投資。

圖2 1981-2016年各主體別投資占總體投資比率(年資料)

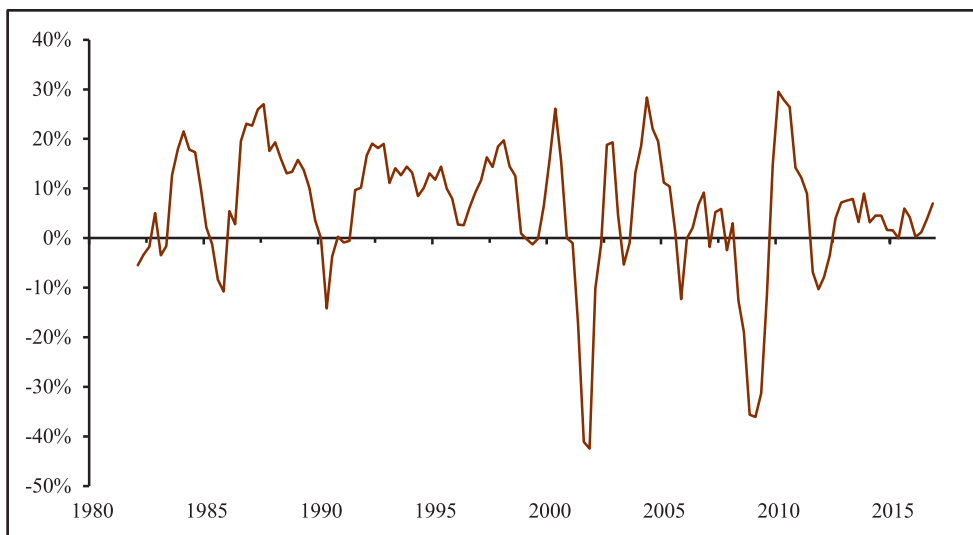


資料來源：行政院主計總處。

台灣民間投資雖然占整體投資比率大，惟其成長率偏低。以圖3為例，我們畫出1982-2016年台灣實質民間投資成長率(又稱實質民間投資率)。由圖3可看出，除少數幾季，台灣實質民間投資率大多在20%以下，

長期平均為5.88%。近十年之台灣平均民間投資率更下降至1.55%水準。綜合圖1與圖3可知，台灣面臨長期投資不振，我們亟需探究影響投資成因，這是本文主要動機。

圖3 1982–2016年實質民間投資率(季資料)

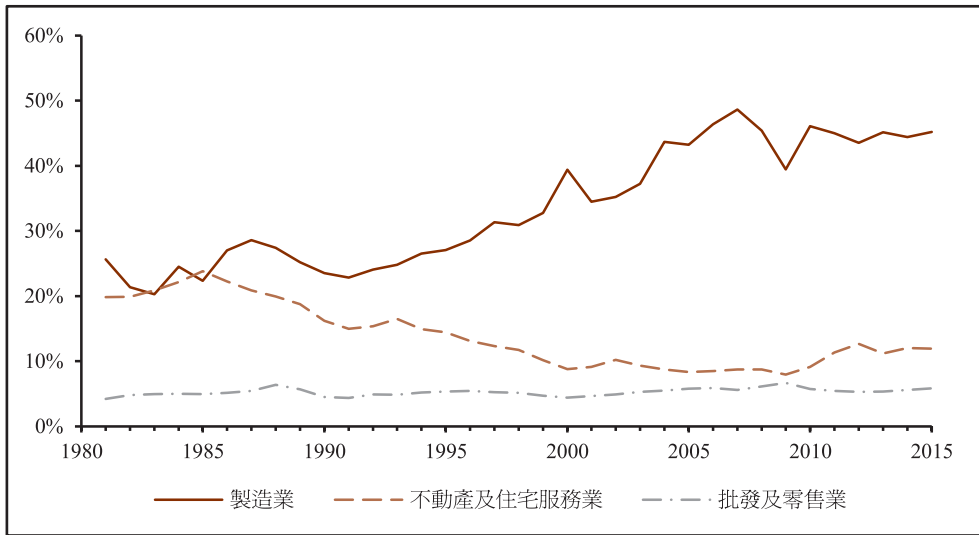


資料來源：行政院主計總處。

除了總體民間投資以外，我們也關心不同產業投資，以深入探究民間投資之成因。在產業別投資資料上，主計總處將全國產業分為19個產業，但由於產業眾多，且個別產業變化很大，在此本文僅針對產業投資占整體投資比重高於5%的三大產業分析，分別為製造業、不動產及住宅服務業、批發及零售業。前三大產業的產業投資占總體投資比重趨勢請見圖4。由圖4可看出，製造業的投資比重在各個階段皆屬最高，^{註2}且大抵持續上升，於2004年占比突破40%，並持續維

持超過四成的占比。除了2008年全球金融危機時期，近年製造業投資比重皆有45%左右之水準，顯示製造業為驅動台灣總體投資能量不可或缺的產業類別。此外，由於台灣基礎建設蓬勃發展，不動產及住宅服務業在台灣早期有著不容忽視的投資比重，然而國內市場漸趨飽和，該投資比重也逐年下降，自2000年後，占比大約維持在一成左右。最後，批發及零售業的投資占比則自1980年代以來皆屬穩定，長期維持在5%左右的水準。

圖4 1981–2015年前三大產業投資占總體投資比重(年資料)



資料來源：行政院主計總處。

二、影響投資變數

在文獻回顧中，Lawrence and Siow (1985)、Molho (1986)、Chetty (2007)、Jones and Tuzel (2013)、Gruber and Kamin (2016) 與Kropp and Power (2016) 等人認為資本使用成本是影響投資的重要變數，並以利率衡量資本使用成本。在本文中，我們參考徐千婷 (2006) 與徐千婷與陳琬如 (2009)，使用台灣五大銀行基準放款利率為名目利率，並以減去通貨膨脹率後的實質利率作為解釋變數。此外，由於五大銀行基準放款利率事實上是由基本放款利率 (2003年前) 與基準放款利率 (2003年後) 合併而成，兩者在計算方法有所不同，資料銜接上存在落差，因此我們另外採用將基本放款利率與五大銀行新承做放款利率加以平滑連接的合併放款利率，稱之為

「平滑放款利率」，作為另一個名目利率變數，以測試估計結果的穩定性。

台灣為一小型開放經濟體，並以貿易為導向，因此對外貿易的競爭力和幣值強弱等因素皆會影響進出口廠商的利潤及其投資決策。參考Goldberg (1993)、Campa and Goldberg (1995)、Campa and Goldberg (1999)、Nucci and Pozzolo (2001) 與Landon and Smith (2009)，我們選擇匯率以及貿易開放性作為解釋變數，其中，我們參考Nucci and Pozzolo (2001)使用BIS計算之狹義實質有效匯率指數衡量台灣匯率。此外，參考Campa and Goldberg (1999)，我們分別使用出口貿易開放性與進口貿易開放性與狹義實質有效匯率指數交乘，用來衡量貿易開放對民間投資的影響程度。

近二十年來，由於全球化，以致國際因素不確定性對於投資發展的影響對台灣愈來愈重要，因此，本文使用匯率波動、油價波動、政策不確定性作為可能的不確定來源。我們參考 Kandilov and Leblebicio lu (2011)，以新台幣兌美元匯率並使用GARCH (1, 1) 模型計算之條件變異數代表匯率波動。再者，參考Elder and Serletis (2010)，我們以IMF公布之石油價格並以GARCH (1, 1) 模型計算油價波動。最後，我們使用Economic Policy Uncertainty Index網站建構的美國政策不確定性指標作為政策不確定性變數。^{註3}

最後，由於投資加速理論指出，對產出需求的變化會導致對資本存量需求的變化，因此一國產出多寡將影響投資，故參考 Gruber and Kamin (2016)，我們選擇產出成

長率作為解釋變數。公部門投資對於一國經濟發展的影響效果存有爭論，我們參考Bahal et al. (2015) 與Dreger and Reimers (2016)，使用公部門投資作為影響投資因素，並以政府與公營部門實質固定資本形成毛額衡量。由於國內廠商赴海外投資風氣興盛，參考Chen et al. (2017)、徐千婷 (2006) 與徐千婷與陳琬如 (2009)，我們以直接投資淨額占GDP比率衡量該因素影響效果。^{註4}

除了總體別資料外，我們也關心產業別的投資成因。不過產業別的資料取得相當困難，就總體別討論的變數而言，僅有投資率與產出成長率兩個變數有產業別的資料。以上各總體別與產業別變數來源與定義如表 1。

表1 變數定義和其來源說明

變數	定義與計算	來源
總體別		
民間投資率	民間實質固定資本形成毛額年成長率	行政院主計總處
利率(基準)	五大銀行基準放款利率	中央銀行
利率(平滑)	平滑連接基本放款利率與五大銀行新承做放款利率	中央銀行
匯率	狹義實質有效匯率指數(Narrow REER)	BIS
產出成長率	實質GDP成長率(年成長率)	行政院主計總處
匯率波動	新台幣兌美元匯率月資料，以GARCH模型估計條件變異數	中央銀行
油價波動	Crude Oil (petroleum) Price index月資料，以GARCH模型估計條件變異數	IMF
公部門投資	政府與公營事業實質固定資本形成毛額	行政院主計總處
直接投資淨額	該季直接投資淨額/該季名目GDP	中央銀行
貿易開放性(出口)	該季出口總值/該季名目GDP	財政部
貿易開放性(進口)	該季進口總值/該季名目GDP	財政部
美國政策不確定性	美國政策不確定性季資料	Economic Policy Uncertainty Index
通貨膨脹率	消費者物價指數年增率	行政院主計總處
產業別		
投資率	各產業實質固定資本形成毛額年成長率	行政院主計總處
產出成長率	各產業實質GDP成長率(年成長率)	行政院主計總處

註1：匯率波動與油價波動為使用來源資料自行估計。

註2：利率、匯率、匯率波動、油價波動、進口與出口總值、美國政策不確定性、通貨膨脹率皆屬月資料，係使用簡單平均求得該筆季資料。

三、資料概述

本文蒐集1982年Q1至2016年Q4各個總體變數的季資料，我們將這些資料之敘述統計整理於表2。實質基準利率平均數為 4.60%，中位數為 4.62%；實質平滑利率平均數為 3.92%，^{註5} 中位數為 4.36%，顯示不論是實質基準利率或實質平滑利率，皆近似對稱分配。再由圖5可發現，實質基準利率與

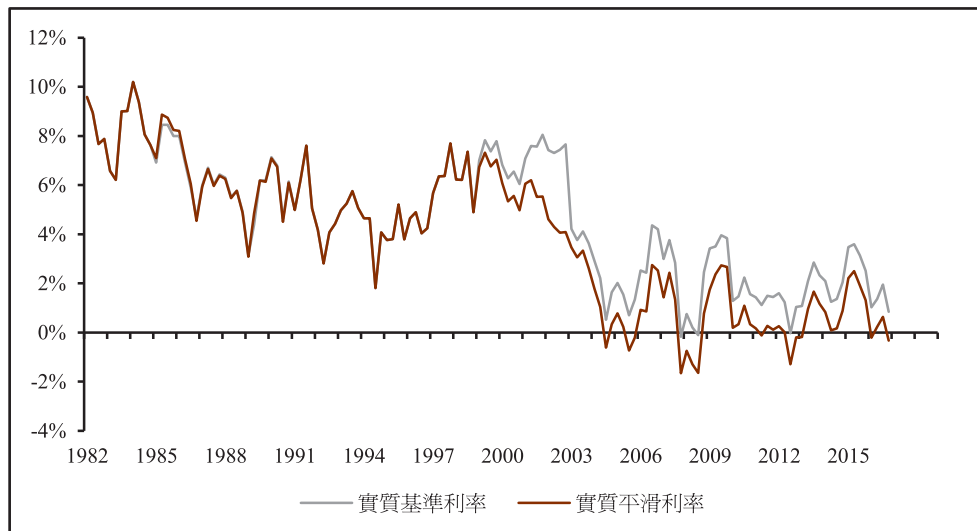
實質平滑利率兩者走勢大致相同，惟實質基準利率在2002–2005年確實有一段不小的落差。實質平滑利率即結合基本放款利率與五大銀行新承做放款利率處理此問題。此外，2003年Q1前的實質利率普遍較 2003年Q1後的實質利率來得高，^{註6} 2003年之後的實質平滑利率甚至多次出現利率為負的情況。

表2 變數敘述統計

變數	平均數	中位數	標準誤	最小值	最大值	樣本數
總體別 (1982Q1-2016Q4, 季資料)						
民間投資率(%)	5.88	6.87	13.05	-42.44	29.55	140
實質利率(基準)(%)	4.60	4.62	2.53	-0.18	10.19	140
實質利率(平滑)(%)	3.92	4.36	2.94	-1.66	10.19	140
實質有效匯率指數	120.81	120.85	15.14	97.02	152.94	140
產出成長率(%)	6.18	6.25	3.11	0.23	14.29	140
匯率波動	13.71	14.29	6.59	1.86	33.67	140
油價波動	47.37	19.00	57.72	1.71	211.82	140
公部門投資(百億元)	19.57	19.94	6.56	8.43	34.37	140
直接投資淨額(%)	6.18	5.64	4.09	0.11	22.19	132 ^{註7}
貿易開放性(出口)(%)	49.05	48.36	8.65	33.32	67.62	140
貿易開放性(進口)(%)	42.03	39.11	9.11	30.53	67.03	140
美國政策不確定性	107.80	102.72	29.47	63.12	215.89	128 ^{註8}
前三大產業別 (1982-2015, 年資料)						
投資率(%)	4.84	5.28	12.06	-32.36	33.18	102
產出成長率(%)	6.49	6.41	4.82	-6.88	22.66	102

資料來源：行政院主計總處、中央銀行、財政部、BIS、IMF及Economic Policy Uncertainty Index。

圖5 實質利率時間序列圖(季資料)

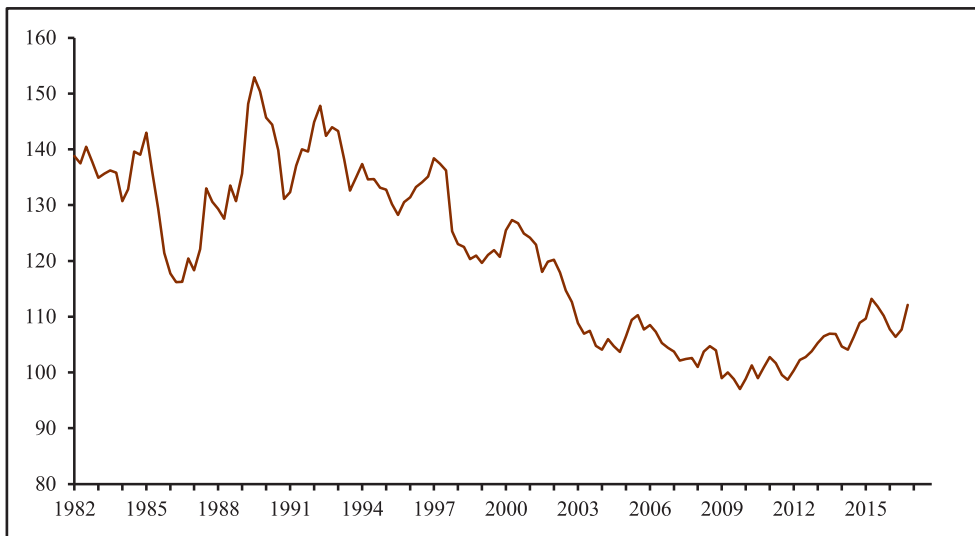


資料來源：中央銀行。

本研究以實質有效匯率指數代表實質匯率，歷年平均為120.81。由圖6可發現，與實質利率相同，2003年Q1之前的實質有效匯率指數普遍較2003年Q1之後的實質有效匯率指數來得高，2003年Q1之前大約在130上下波動，2003年Q1之後大約在100上下波動，^{註9}近年來有稍微上升的趨勢，2016年Q4的實質有效匯率指數為112.13。由利率和匯率的敘述統計分析可知，2003年為這兩個變數可能的結構變化點。接著，由於產出成長率最小

值為0.23%，最大值為14.29%，這顯示1980年代以來台灣經濟成長波動幅度稍大，也顯示台灣經歷了不同成長階段。由表2還可看到，出口貿易開放性與進口貿易開放性平均皆超過40%，兩者相加後之進出口貿易開放性則超過90%，顯示台灣為典型的貿易高度開放之小型經濟體，國內經濟易受國際因素影響。最後，公部門投資平均為1,957億元，大約占平均實質GDP的8.9%。

圖6 實質有效匯率指數時間序列圖(季資料)



資料來源：BIS。

本文於第肆章第一節說明將針對前三大產業之投資進行分析，故我們蒐集1982–2015年前三大產業變數的年資料，資料長度為34年。於表2下方列出台灣前三大產業群組的相關變數之敘述統計。就投資率來看，前三大產業的投資率平均數為4.84%，低於總體別民間投資率平均5.88%，顯示前三大產業投資雖占全部投資六成以上，然而投資

率偏低。值得注意的是，由於不動產及住宅服務業的平均投資率僅2.96%，大幅拉低了前三大產業平均投資率，可見在探討台灣投資不振問題時，不可忽視不動產及住宅服務業的角色。在產出成長率的部分，前三大產業的產出成長率平均為6.49%，高於總體別產出成長率平均為6.18%。

伍、實證結果

一、總體別投資成因分析

本文首先探究可能影響台灣總體投資的因素，為了仔細確認影響台灣投資的可能因素，我們考慮多個模型設定。^{註10} 首先，在投資模型設定上，考慮落後期民間投資率、實質利率、實質匯率，以及產出成長率，作為基本模型。在基本模型中，民間投資落後期數為三。^{註11} 再者，由於不確定性因素愈來愈受到重視，我們延伸基本模型，加入匯率波動以及油價波動變數。我們也考量既有文獻所提的公部門投資與直接投資淨額變數，探討公部門投資與直接投資淨額是否會影響台灣民間投資。又由於2001年與2008年分別發生科技泡沫崩解以及全球金融危機，觀察圖3投資率之走勢，我們發現這兩個時間點為歷年低點，故本文設定標出此兩個衝擊時間點之虛擬變數，以捕捉此現象，並建構完整模型。除完整模型之外，為檢驗實證

結果的穩健性，我們考量兩個穩健性測試。第一，採用央行所提供的平滑利率作為新的利率變數；第二，迴歸模型設定加入出口貿易開放性與實質匯率交乘項、進口貿易開放性與實質匯率交乘項，以及美國政策不確定性因素。

首先，台灣1982年Q1至2016年Q4總體資料的基本模型實證結果列於表3第二至四欄。由一般迴歸模型結果可發現，代表一國貨幣政策的利率與匯率變數，對台灣投資率沒有顯著影響，而產出成長率對投資有顯著正向影響，符合加速理論。由於一般迴歸模型結果無法證明貨幣政策有效性，與既有文獻不符，可能原因是傳統一般線性迴歸不適合用來分析投資因素。此外，由前面文獻回顧可知，貨幣政策對投資有非線性效果。Chetty (2007) 理論推導出投資和利率為非線性關係，兩者為後彎關係。因此，本文參考

Chetty (2007) 與 Kropp and Power (2016)，使用門檻迴歸模型探討影響台灣投資因素。由第參章的研究方法介紹可知，我們設定利率門檻值，在門檻值以上和以下，利率對於

投資影響效果可能不同，具有非線性效果。本文是既有文獻中第一個應用Chetty 經濟理論，使用門檻迴歸模型分析投資成因的文章，此為本文一大貢獻。

表3 總體別模型結果

	基本模型			完整模型		
	一般迴歸模型	門檻迴歸模型		一般迴歸模型	門檻迴歸模型	
門檻值		3.588 %			3.626 %	
		門檻以下	門檻以上		門檻以下	門檻以上
截距項	-1.972 (1.544)	-2.520 (2.410)	0.575 (3.072)	-3.230 (2.278)	-7.150* (3.692)	-1.007 (3.452)
落後一期 民間投資率	0.947*** (0.089)	1.033*** (0.134)	0.794*** (0.110)	0.703*** (0.091)	0.810*** (0.128)	0.463*** (0.115)
落後二期 民間投資率	-0.146 (0.120)	0.068 (0.201)	-0.210 (0.140)	-0.064 (0.110)	0.074 (0.171)	-0.076 (0.125)
落後三期 民間投資率	-0.190** (0.084)	-0.325** (0.138)	-0.108 (0.098)	-0.149* (0.076)	-0.209 (0.127)	-0.032 (0.087)
實質基準利率	0.047 (0.259)	1.692 (1.055)	-0.922** (0.455)	0.187 (0.259)	0.988 (1.253)	-0.754* (0.426)
實質有效 匯率指數	0.004 (0.083)	0.055 (0.278)	0.008 (0.084)	0.072 (0.088)	0.337 (0.251)	0.036 (0.093)
產出成長率	0.666*** (0.230)	-0.089 (0.329)	1.326*** (0.297)	0.912*** (0.242)	0.473 (0.351)	1.644*** (0.325)
匯率波動				-0.793* (0.458)	-2.159** (1.049)	-0.685 (0.479)
油價波動				0.020 (0.022)	0.037 (0.031)	-0.051 (0.049)
公部門投資				-1.115*** (0.333)	-1.258* (0.690)	-1.856*** (0.382)
直接投資淨額				0.143 (0.164)	0.406 (0.287)	0.207 (0.183)
虛擬變數				-14.889*** (2.647)	-9.594*** (3.572)	-19.048*** (3.575)
樣本個數	137	49	88	132	50	82

註1：*、**、*** 分別表示該係數在 10%、5%、1% 之顯著水準下異於零。

註2：括號內為標準誤。

由表3的基本模型的門檻迴歸模型之實證結果可知，基本模型的門檻迴歸模型估計之門檻值為3.588 %，且利率變數對台灣民間投資成長率的效果在利率門檻值以上和門檻值以下明顯不同。當實質利率在3.588 %以下時，利率對民間投資的效果為正向，而實質利率在3.588 %以上時，利率對民間投資的效果為負向。我們實證結果證實，台灣的利率與投資存在Chetty (2007) 所提的後彎關係。值得注意的是，在利率較低時期，利率對民間投資影響不顯著，但利率較高時期，利率對民間投資有顯著影響，顯示台灣貨幣政策的有效性並不對稱；亦即，在低利率時期，貨幣政策無效，而在高利率時，利率提高將抑制投資，此實證發現與Morgan (1993) 一致。一般迴歸模型的利率效果不顯著可能是因為模型未考慮非線性效果，門檻以上與門檻以下效果互相抵銷所致。

藉由表3基本模型的門檻迴歸模型估計結果，我們也發現，不論利率在門檻值以上或以下，匯率對於投資的影響效果為正向，不過，此正向效果皆不顯著。對照本文圖5的實質利率季資料時間序列圖可發現，台灣的利率於2003年Q1出現轉變，在此之後，利率大部份落入低利率時期。因此，本文實證結果說明，近十多年來，由於處於低利率環境，貨幣政策無法有顯著振興經濟的效果。最後，產出成長率的結果說明，當利率在門檻值以下時，產出成長率提高對於投資率無

顯著影響，但利率高於門檻值時，產出成長率提高會顯著促進投資率。

表3第五至七欄為台灣1982年Q1至2016年Q4總體別資料的完整模型實證結果。首先由表3第五欄的一般迴歸模型結果發現，代表貨幣政策的利率與匯率變數之影響效果不顯著，另外，產出成長率因為總體經濟的加速理論，對投資的影響為顯著正向，皆與基本模型結果一致。匯率波動對台灣民間投資有顯著負向影響，顯示不確定性有害投資。公部門投資的估計結果為顯著負向，表示存在財政政策排擠效果。

為了考慮影響投資因素的非線性效果，我們使用門檻迴歸模型。由表3第六和七欄的門檻迴歸模型結果顯示，完整模型的門檻值為3.626 %，接近基本模型的門檻值。完整模型的利率、匯率與產出成長率的結果與基本模型相同，表示我們的實證結果具穩健性。同樣地，利率對投資成長率有非線性與不對稱效果，符合Chetty (2007) 與 Morgan (1993) 之看法。無論在利率門檻值以上或以下，匯率皆沒有顯著效果，但在較低利率時期，匯率波動對民間投資有顯著負向影響，也就是匯率波動上升將使投資下降。綜合上述實證結果可知，在利率較高時期，央行降低利率有助提振投資，但在利率較低期間，央行應採取維持穩定匯率的貨幣政策，以促進投資。

產出成長率有門檻效果，只有在利率高

於門檻值以上才有加速效果產生。但公部門投資則無門檻效果，不論門檻值以上或以下，公部門投資對台灣民間投資皆有顯著的排擠效果，其中，公部門投資在較高利率時期之排擠效果高於較低利率時期。以本研究估計結果來看，實質利率高於3.626 %時，公部門投資提升一百億元時，將導致民間投資成長率下降1.856個百分點；而實質利率低於3.626 %時，此下降之效果較低，為1.258個百分點。最後，不論門檻值以上或以下，虛擬變數對民間投資率皆有顯著負向效果，顯示科技泡沫崩解與全球金融危機確實對台灣民間投資有負向衝擊。

為了檢驗實證結果的穩健性，我們考量兩個穩健性測試。首先，我們採用央行所提供的平滑利率作為新的利率變數，觀察不同利率是否會影響估計結果，實證結果列於表4第二至四欄。由此表可看到，使用平滑利率重新估計之一般迴歸模型結果與使用基準利率估計之結果完全相同。我們也可以觀察到，以平滑利率進行門檻迴歸估計，其估計之門檻值由原先實質基準利率的3.588 %，降到實質平滑利率的2.616 %的水準，然而對照圖5可發現，兩者的門檻值皆落在2003年的水準，顯示不論使用何種利率變數，門檻迴歸模型皆可捕捉此種結構轉變現象。

從解釋變數的估計結果可發現，不論使用何種利率進行模型估計，結果均相當接近，這表示本研究之實證結果具穩健性。實

質利率對投資的影響同樣有明顯的門檻效果，呈現 Chetty (2007) 所提的後彎關係，且利率對投資的影響同樣具不對稱性，與 Morgan (1993) 一致。產出成長率在利率處於門檻值以上時，對民間投資有顯著正向影響，符合加速理論。匯率波動對民間投資有負向影響，且利率處於門檻值以下時，該負向效果相當顯著。公部門投資則對民間投資有顯著排擠效果，且利率處於門檻值以上時，該排擠效果更顯著。不過，當使用平滑利率重新估計，在門檻值以下，油價波動對投資有顯著正向效果，與使用原本的利率變數之結果不同。

第二個穩健性測試參考 Campa and Goldberg (1999)，在迴歸模型設定加入出口貿易開放性與實質匯率交乘項、進口貿易開放性與實質匯率交乘項，以及美國政策不確定性因素，用以衡量國際經貿因素對台灣民間投資的影響效果。表4第五至七欄列出台灣1982年Q1至2016年Q4總體資料之穩健性測試結果。由表4可以看到，加入交乘項與美國政策不確定性之後，結果大抵與原完整模型之結果相同，故可說明總體別實證結果之穩健性。值得注意的是，與前面完整模型比較可知，加入國際經貿因素後，代表國際不確定因素的匯率波動與油價波動對投資的影響效果相同，但是顯著性有所改變。此實證結果說明國際因素相關變數對台灣投資成因相當重要，且彼此相互影響。

表4 總體別穩健性測試結果

門檻值	平滑利率			增加變數		
	一般迴歸模型	門檻迴歸模型		一般迴歸模型	門檻迴歸模型	
		2.616%			3.626%	
		門檻以下	門檻以上		門檻以下	門檻以上
截距項	-3.182 (2.151)	-7.128* (4.028)	-1.098 (3.071)	-0.388 (3.317)	-2.726 (5.243)	-1.080 (4.659)
落後一期 民間投資率	0.701*** (0.091)	0.726*** (0.126)	0.457*** (0.116)	0.685*** (0.093)	0.796*** (0.131)	0.457*** (0.116)
落後二期 民間投資率	-0.064 (0.109)	0.165 (0.164)	-0.065 (0.125)	-0.035 (0.113)	0.078 (0.174)	-0.080 (0.130)
落後三期 民間投資率	-0.157** (0.076)	-0.235* (0.122)	-0.003 (0.087)	-0.170** (0.079)	-0.257* (0.140)	-0.016 (0.090)
實質基準利率	0.249 (0.236)	1.844 (1.082)	-0.854** (0.407)	0.177 (0.281)	0.965 (1.351)	-0.852* (0.491)
實質有效 匯率指數	0.079 (0.088)	0.132 (0.253)	0.025 (0.092)	0.027 (0.094)	0.291 (0.256)	0.005 (0.103)
產出成長率	0.885*** (0.243)	0.373 (0.345)	1.695*** (0.322)	1.005*** (0.254)	0.414 (0.368)	1.797*** (0.353)
匯率波動	-0.807* (0.456)	-2.858** (1.107)	-0.624 (0.463)	-0.395 (0.510)	-1.296 (1.468)	-0.397 (0.536)
油價波動	0.022 (0.022)	0.059* (0.030)	-0.059 (0.049)	0.007 (0.023)	0.028 (0.035)	-0.076 (0.053)
公部門投資	-1.159*** (0.337)	-1.186* (0.671)	-1.810*** (0.380)	-1.233*** (0.342)	-1.360* (0.775)	-2.081*** (0.408)
直接投資淨額	0.159 (0.164)	0.567 (0.362)	0.175 (0.169)	0.138 (0.167)	0.313 (0.331)	0.235 (0.190)
虛擬變數	-14.849*** (2.628)	-9.291*** (3.519)	-20.017*** (3.468)	-14.414*** (2.687)	-10.024*** (3.638)	-19.133*** (3.746)
貿易開放性 (出口)*匯率				0.023 (0.032)	-0.131 (0.156)	0.060* (0.031)
貿易開放性 (進口)*匯率				0.015 (0.027)	0.167 (0.126)	-0.000 (0.026)
美國政策 不確定性				-0.027 (0.020)	-0.023 (0.033)	0.003 (0.036)
樣本個數	132	50	82	128	50	78

註1：*、**、***分別表示該係數在10%、5%、1%之顯著水準下異於零。

註2：括號內為標準誤。

二、產業別投資成因分析

前一節分析總體台灣民間投資之影響因素，但是匯率變數效果並不顯著，與既有投資文獻不符。一個可能原因為總體資料過於局限，無法深入探究可能成因。^{註12}若能尋找產業別資料，將可助我們進一步釐清台灣民間投資成因。此外，由本文第肆章資料敘述可知，各產業別投資占比差異極大，製造業等前三大產業投資占全部產業投資的比例極高，是帶動台灣民間投資火車頭，因此本文探討前三大產業別投資成因，以分析影響台灣投資因素。由於產業別資料為追蹤資料形式，故本節所有投資成因之實證分析，皆同時進行一般動態追蹤資料迴歸模型，以及動態追蹤資料門檻迴歸模型分析。

為探討台灣產業投資成因，我們首先考慮以利率、匯率以及產出成長率和落後一期投資率作為基本模型設定。^{註13}台灣1982–2015年前三大產業的基本模型實證結果列於表5第二至四欄。由一般動態追蹤資料迴歸模型結果可發現，利率對於前三大產業的投資有顯著負向效果，提升一個百分點的利率，將使投資下降1.063個百分點，這呼應文獻上將利率視為資本成本之看法。產出成長率對前三大產業投資有顯著正向影響，顯示文獻上的加速效果同樣成立。匯率則對投資無顯著影響效果，此實證結果與總體別相同。

由於不同利率水準可能對產業投資有非線性效果，我們以動態追蹤資料門檻迴歸模型進行分析。由表5的動態追蹤資料門檻迴歸模型結果可知，實質利率門檻值為3.137%，當利率高於此門檻值，利率對前三大產業別投資率的影響為負向；當利率低於門檻值，利率對前三大產業投資為正向影響。此實證結果說明，利率與產業投資存在非線性的後彎關係，呼應 Chetty (2007) 的理論。匯率對投資的影響則依利率位於門檻以下或門檻以上而不同，當低利率時期，國內貨幣貶值有助提升投資，而在較高利率時，貨幣升值有助增加投資。不過，無論是利率或匯率變數，其對於產業投資皆無顯著效果，與理論並不一致，故我們於下一段考慮更完整模型。最後，不論利率處於門檻值以上或以下，產出成長率對於前三大產業投資皆有顯著正向影響，惟影響效果不同。

我們進一步考慮其他可能影響投資的變數，採用與前述總體別完整模型相同變數，我們於基本模型再加入匯率波動、油價波動、公部門投資、直接投資淨額變數以及代表科技泡沫崩解以及全球金融危機的虛擬變數，建構產業別完整模型。表5第五至七欄為台灣1982–2015年前三大產業的完整模型實證結果。由表5第五欄的一般迴歸模型可發現，加入其他解釋變數後，利率對於前三大產業投資的負向影響效果更大且顯著，當利率提高一個百分點，會使得投資率下降

表5 產業別動態追蹤資料迴歸模型結果

	基本模型			完整模型		
	一般迴歸模型	門檻迴歸模型		一般迴歸模型	門檻迴歸模型	
		3.137%			2.087%	
門檻值		門檻以下	門檻以上		門檻以下	門檻以上
截距項	-10.345 (8.342)	61.432 (77.554)		-9.094 (21.758)	315.074 (253.245)	
落後一期 民間投資率	0.000 (0.090)	-0.137 (0.155)	0.119 (0.114)	-0.058 (0.090)	-0.012 (0.209)	-0.019 (0.117)
實質基準利率	-1.063* (0.636)	5.029 (3.513)	-0.539 (0.862)	-1.599** (0.794)	11.301 (11.139)	-2.261* (1.178)
實質有效 匯率指數	0.099 (0.088)	-0.573 (0.755)	0.056 (0.122)	0.232 (0.179)	-2.414 (1.919)	0.416 (0.261)
產出成長率	1.198*** (0.239)	0.931* (0.472)	1.371*** (0.285)	0.871*** (0.257)	0.166 (0.605)	0.860*** (0.285)
匯率波動				-1.050 (0.837)	-6.368 (7.480)	-2.392** (1.166)
油價波動				-0.005 (0.046)	-0.030 (0.148)	-0.123 (0.077)
公部門投資				-0.072 (0.055)	-0.522 (0.661)	-0.154** (0.070)
直接投資淨額				-0.403 (0.331)	-0.928 (7.354)	-0.793* (0.401)
虛擬變數				-14.851*** (4.484)	-12.202 (12.307)	-16.721** (6.427)
樣本個數	96	27	69	93	21	72

註1：*、**、***分別表示該係數在10%、5%、1%之顯著水準下異於零。

註2：括號內為標準誤。

註3：一般動態追蹤資料迴歸模型使用ArellanoandBond (1991)提出的GMM估計方法。

1.599 個百分點。匯率與產出成長率對前三大產業投資的影響與基本模型相同。然而，代表不確定性的匯率波動與油價波動變數，以及公部門投資與直接投資淨額，其對前三大產業投資的影響效果皆不顯著。

為了探究不同利率水準對產業投資的非線性影響效果，表5的動態追蹤資料門檻迴歸模型結果顯示，當增加控制變數後，利率門檻值下降，由3.137% 下降至2.087%，大

約為全樣本期間的第一分位數。這表示，考慮更完整模型時，台灣投資函數在利率位於第一分位數時，台灣民間投資成因有明顯的結構轉變。此外，表5的門檻迴歸模型的結果也說明，當利率高於門檻值2.087%時，利率對前三大產業投資的影響為負向；當利率低於門檻值，利率對前三大產業投資為正向影響。上述結果表示，利率與產業投資存在非線性的後彎關係，呼應 Chetty (2007) 的

理論。此外，低於2.087%的低利率時期，利率對前三大產業投資影響並不顯著，顯示此時貨幣政策無法收到成效。一旦利率高於2.087%，利率對產業投資有顯著影響，表示貨幣政策有效。產業面與總體面相同，實證結果皆支持Morgan (1993) 提出貨幣政策的不對稱性。以產業面資料估計結果可知，較高利率時期，一旦提升一個百分點的利率，會減少產業投資成長率達2.261個百分點，可以進一步抑制過熱的經濟。

再者，從表5我們可以看到，在門檻值以下的低利率時期，匯率對前三大產業投資為負向影響，此時台灣有出口生產要素開放較高現象，國內貨幣貶值會提升國內投資。而在較高利率時期，台灣有進口生產要素開放性較高現象，國內貨幣貶值會降低國內投資。然而不論門檻值以上或以下，匯率對前三大產業投資皆無顯著影響效果，顯示以匯率作為貨幣政策，對台灣前三大產業投資並沒有顯著影響。值得注意的是，與使用一般迴歸模型不同，使用動態追蹤資料門檻迴歸模型可以發現，匯率波動對前三大產業投資同為負向影響，但其影響效果並不對稱，當

利率低於門檻值時的較低利率時期，匯率波動對於前三大產業投資沒有顯著影響，而較高利率時期，匯率波動對前三大產業投資有負向影響。此結果顯示，當處於較高利率環境時，政府必須注意匯率波動對投資帶來的負面傷害，努力減少匯率波動，致力於匯率穩定。綜上所述，由產業別完整模型可知，無論是以利率或匯率代表貨幣政策，在較低利率時期較無法發揮作用，但在高成長高利率時期，貨幣政策的重要性上升。

最後，產出成長率對前三大產業投資有正向影響，可說明總體理論之加速效果。公部門投資與直接投資淨額對前三大產業投資的影響則為負向，也可說明總體理論之排擠效果。不過，無論是加速效果或排擠效果，皆在利率較高的高成長時期才具有顯著性，而在低利率時期則否。對比圖5台灣利率走勢圖可知，近年台灣的利率位於較低水準，因此，這二個變數對產業投資的重要性下降。最後，不論利率在門檻值以上或以下，代表國際價格不確定性的油價波動對前三大產業投資皆為負向影響，惟效果不顯著。

陸、結 論

本文探討影響台灣民間投資之因素，並兼論貨幣政策之角色。我們爬梳投資相關文獻，建構投資成因，包括利率、匯率、產

出成長率、匯率波動、油價波動、公部門投資，以及直接投資淨額等變數。更進一步，我們發現討論貨幣政策對於投資影響的文獻

中，著重於非線性效果之討論，本文因此使用門檻迴歸模型進行台灣民間投資成因探討之實證分析。本研究的總體別實證結果顯示，利率對台灣投資之影響效果呈現非線性且不對稱。若以利率作為貨幣政策，在低利率時期，貨幣政策對投資沒有顯著效果，在較高利率時期，貨幣政策則有顯著效果，提升利率可抑制過熱的景氣，或是降低利率以促進投資。匯率本身對投資的影響並不顯著，但在低利率時期，匯率波動則對民間投資有顯著的負向效果。若以匯率作為貨幣政策，無論利率高低，匯率本身對投資的影響並不顯著，但在低利率時期，央行應著重維持匯率穩定，以促進民間投資。

近年來重要投資成因文獻，大都針對廠商等級資料分析，因此我們選擇產業別資料作為總體資料的延伸，並使用動態追蹤資料門檻迴歸模型分析。產業別實證結果同樣地顯示，利率與產業投資存在非線性的後彎關係，在低利率時期，利率對前三大產業投資影響並不顯著。當利率高於2.087%，利率對產業投資有顯著負向效果，央行此時的貨幣政策有效。然而不論利率高低，匯率對前三大產業投資皆無顯著影響效果，但當較高利率時期，匯率波動對前三大產業投資有顯著負向影響。產業別實證結果顯示，當處於

較高利率環境時，政府必須注意匯率波動對投資帶來的負面傷害，努力減少匯率波動，致力於匯率穩定。無論是以利率或匯率代表貨幣政策，在較低利率時期較無法發揮作用，但在高利率時期，貨幣政策的重要性上升。因此，無論是使用利率或匯率作為貨幣政策，貨幣政策對產業投資效果並不對稱。本文因此建議，若欲增加產業投資，應當在高利率時期，積極地使用貨幣政策，而在較低利率時期，貨幣政策所能扮演的角色有限。

綜合言之，無論是總體別或產業別實證結果皆顯示，在低利率時期，若以利率作為貨幣政策，對提振投資無顯著效果，此時應當著重降低匯率波動，維持穩定的匯率。當利率處於較高水準時，央行提升利率可抑制過熱的景氣，或是降低利率以促進投資。央行可在維持匯率穩定的前提下，適當地實施貨幣政策，將可收到預期成效。值得注意的是，本文分析期間為1982–2016年，這段期間，台灣的利率於2003年出現轉變，在此之後，近十多年來，利率大部份落入低利率時期，我們因此建議，降低匯率波動、維持金融市場秩序是目前央行所能提振投資的最好方法。

附 註

- (註1) 在本文中，為了避免實質利率小於或大於門檻值的資料太少，迴歸自由度不足，因此限制門檻估計值需介於所有實質利率資料的第一和第三四分位數之間。
- (註2) 1983年與1985年，不動產及住宅服務業曾短暫超越製造業
- (註3) 由於全球政策不確定性 (Global EPU) 資料始於1997年，資料期間過短，本文使用美國政策不確定性 (US EPU) 作為替代變數。資料來源網址：<http://www.policyuncertainty.com/>。
- (註4) 由於「直接投資淨額占GDP比率」名稱過於冗長，後續皆以「直接投資淨額」稱之。
- (註5) 名目基準利率平均為6.23%，名目平滑利率平均為5.55%，通貨膨脹率平均為1.63%。
- (註6) 2003年Q1之前的實質基準利率平均為6.26%，實質平滑利率平均為5.97%；2003年Q1之後的實質基準利率平均為2.11%，實質平滑利率平均為0.84%。
- (註7) 直接投資淨額資料期間始於1984年Q1。
- (註8) 美國政策不確定性資料期間始於1985年Q1。
- (註9) 2003年Q1之前的實質有效匯率指數平均為131.53，2003年Q1之後的實質有效匯率指數平均為104.74。
- (註10) 由於總體面資料為時間序列資料，我們先進行各個變數的單根檢定，並將具單根之變數以季節差分處理。詳細單根檢定結果與討論，請見中央銀行委託研究報告《影響台灣投資因素之探討—兼論貨幣政策的角色》。
- (註11) 被解釋變數落後期數選擇方法如下：給定一最大落後期 (資料為季資料，故此處選擇8期)，採「由大至小」方法去檢定該最大落後期數項之估計係數，反覆操作直到某落後期數項之估計係數顯著異於零，則該落後期數即為應放進模型中的被解釋變數最適落後期數 (此處結果為3期)。
- (註12) Guiso and Parigi (1999) 主張個別企業所建構之資料優於總體資料。
- (註13) 產業別分析模型中，由於資料期數限制，僅放入投資率的落後一期作為解釋變數

參考文獻

中文文獻

- 徐千婷，2006，利率對台灣民間投資影響之實證分析，中央銀行季刊，第二十八卷第三期，頁49-76。
- 徐千婷，陳琬如，2009，當前我國投資問題與實證分析，中央銀行季刊，第三十卷第三期，頁3-32。

英文文獻

- 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, O., 1995. Another look at the instrumental variable estimation of error-components models. *Journal of Econometrics*, **68**(1), 29-51.
- Bader, M., Malawi, A.I., 2010. The impact of interest rate on investment in Jordan: a cointegration analysis. *Economics and Administration Journal*, **24**(1), 199-209.
- Bahal, G., Raissi, M., Tulin, V., 2015. Crowding-out or crowding-in? Public and private investment in India. *IMF Working Paper*, WP/15/264.

- Blackley, P.R., 2014. New estimates of direct crowding out (or in) of investment and of a peace dividend for the U.S. economy. *Journal of Post Keynesian Economics*, **37(1)**, 67–90.
- Campa, J.M., Goldberg, L.S., 1995. Investment in manufacturing, exchange rates and external exposure. *Journal of International Economics*, **38(3)**, 297–320.
- Campa, J.M., Goldberg, L.S., 1999. Investment, pass-through, and exchange rates: a cross-country comparison. *International Economic Review*, **40(2)**, 287–314.
- Chen, G.S., Yao, Y., Malizard, J., 2017. Does foreign direct investment crowd in or crowd out private domestic investment in China? The effect of entry mode. *Economic Modelling*, **61**, 409–419.
- Chetty, R., 2007. Interest rates, irreversibility, and backward-bending investment. *The Review of Economic Studies*, **74(1)**, 64–91.
- Dreger, C., Reimers H.-E., 2016. Does public investment stimulate private investment? Evidence for the euro area. *Economic Modelling*, **58**, 154–158.
- Ehsani, M.A., Khatibi, Y., 2012. The impact of interest rate ceiling on investment in Iran. *Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research*, **2(8)**, 69–82.
- Elder, J., Serletis, A., 2010. Oil price uncertainty. *Journal of Money, Credit, and Banking*, **42(6)**, 1137–1159.
- Favilukis, J., Lin, S., 2013. Long run productivity risk and aggregate investment. *Journal of Monetary Economics*, **60**, 737–751.
- Fuentes, O., 2006. Exchange rate volatility and investment: evidence at the plant level. *mimeo*.
- Goldberg, L.S., 1993. Exchange rates and investment in United States industry. *The Review of Economics and Statistics*, **75(4)**, 575–588.
- Gruber, J.W., Kamin, S.B., 2016. The corporate saving glut and falloff of investment spending in OECD economies. *IMF Economic Review*, **64(4)**, 777–799.
- Guiso, L., Parigi G., 1999. Investment and demand uncertainty. *Quarterly Journal of Economics*, **114(1)**, 185–227.
- Haavelmo, T., 1960. A study in the theory of investment. *Chicago: Chicago University Press*.
- Hall, R.E., 1977. Investment, interest rates, and the effects of stabilization policies. *Brookings Papers on Economic Activity*, **1977(1)**, 61–121.
- Hansen, B.E., 1999. Threshold effects in non-dynamic panels: estimation, testing, and inference. *Journal of Econometrics*, **93**, 345–368.
- Ibarra, C.A., 2016. Investment, asset market, and the relative unit labor cost in Mexico. *Economic Change and Restructuring*, **49**, 339–364.
- Jones, C.S., Tuzel, S., 2013. Inventory investment and the cost of capital. *Journal of Financial Economics*, **107(3)**, 557–579.
- Jorgenson, D., 1963. Capital theory and investment behavior. *American Economic Review*, **53(2)**, 247–259.
- Kandilov, I.T., Leblebicioglu, A., 2011. The impact of exchange rate volatility on plant-level investment: evidence from Colombia. *Journal of Development Economics*, **94**, 220–230.
- Kellogg, R., 2014. The effect of uncertainty on investment: evidence from Texas oil drilling. *American Economic Review*, **104(6)**, 1698–1734.
- Kremer, S., Bick, A., Nautz, D., 2013. Inflation and growth: new evidence from a dynamic panel threshold analysis. *Empirical Economics*, **44**, 861–878.
- Kropp, J.D., Power, G.J., 2016. Asset fixity and backward-bending investment demand functions. *Research in International Business and Finance*, **38**, 151–160.

- Landon, S., Smith, C.E., 2009. Investment and the exchange rate: short run and long run aggregate and sector-level estimates. *Journal of International Money and Finance*, **28**, 813–835.
- Lawrence, C., Siow, A., 1985. Interest rates and investment spending: some empirical evidence for postwar U.S. producer equipment, 1947–1980. *The Journal of Business*, **58(4)**, 359–375.
- Lee, K., Kang, W., Ratti, R.A., 2011. Oil price shocks, firm uncertainty, and investment. *Macroeconomic Dynamics*, **15(3)**, 416–436.
- Levin, R., Renelt, D., 1992. A sensitivity analysis of cross-country growth regression. *American Economic Review*, **82(4)**, 942–963.
- Molho, L.E., 1986. Interest rates, saving, and investment in developing countries: a re-examination of the McKinnon–Shaw hypotheses. *IMF Staff Papers*, **33(1)**, 90–116.
- Morgan, D.P., 1993. Asymmetric effects of monetary policy. *Economic Review Federal Reserve Bank of Kansas City*, **78(2)**, 21–33.
- Nucci, F., Pozzolo, A.F., 2001. Investment and the exchange rate: an analysis with firm-level panel data. *European Economic Review*, **45(2)**, 259–283.
- Servén, L., 2003. Real exchange-rate uncertainty and private investment in LDCs. *The Review of Economics and Statistics*, **85(1)**, 212–218.
- Stokey, N.L., 2016. Wait-and-see: investment options under policy uncertainty. *Review of Economic Dynamics*, **21**, 246–265.

