

106cbc-經1 (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

受委託單位：國立政治大學

研究主持人：林馨怡 教授 (國立政治大學經濟學系)

研究助理：陳彥凱 (國立政治大學經濟學系)

中央銀行 委託研究
中華民國 107 年 2 月

(本報告內容純係作者個人之觀點，不應引申為本機關之意見)

影響台灣投資因素之探討－兼論貨幣政策的角色

受委託單位：國立政治大學

研究主持人：林馨怡 教授（國立政治大學經濟學系）

研究助理：陳彥凱（國立政治大學經濟學系）

研究期程：中華民國106年2月至107年2月

研究經費：新臺幣598,617元

中央銀行 委託研究
中華民國 107 年 2 月

(本報告內容純係作者個人之觀點，不應引申為本機關之意見)

目 錄

第一章、 前言.....	1
第二章、 文獻回顧.....	4
第一節、 影響投資因素.....	5
第二節、 非線性效果.....	13
第三節、 影響台灣投資因素.....	16
第三章、 研究方法.....	18
第一節、 門檻迴歸模型.....	18
第二節、 動態追蹤資料門檻迴歸模型.....	20
第四章、 資料說明與分析.....	23
第一節、 投資概況.....	23
第二節、 影響投資變數.....	26
第三節、 資料概述.....	30
第五章、 實證結果.....	36
第一節、 總體別投資成因分析.....	36
第二節、 產業別投資成因分析.....	47
第六章、 結論.....	56
參考文獻.....	58
附錄一、考慮營利事業所得稅占 GDP 比率(總體別).....	63
附錄二、考慮遞延效果(總體別).....	65
期中報告審查會會議紀錄.....	67
期末報告審查會會議紀錄.....	76

表目錄

表一、投資影響因素文獻回顧整理(線性).....	14
表二、投資影響因素文獻回顧整理(非線性).....	17
表三、1982-2015 年投資率敘述統計(產業別).....	27
表四、變數定義和其來源說明(總體別).....	31
表五、變數定義和其來源說明(產業別).....	32
表六、1982 年 Q1-2016 年 Q4 總體別變數敘述統計(季資料).....	32
表七、1982-2015 年產業別變數敘述統計(年資料).....	35
表八、單根檢定結果(水準值).....	37
表九、單根檢定結果(季節差分後).....	37
表十、解釋變數 VIF 值.....	39
表十一、總體別基本模型結果.....	43
表十二、總體別完整模型結果.....	44
表十三、總體別完整模型結果(平滑利率).....	45
表十四、總體別穩健性測試結果.....	46
表十五、前三大產業動態追蹤資料基本模型結果.....	52
表十六、前三大產業動態追蹤資料完整模型結果.....	53
表十七、前三大與 ICT 產業動態追蹤資料完整模型結果.....	54
表十八、ICT 等三大產業動態追蹤資料完整模型結果.....	55
附錄表一、考慮營利事業所得稅(總體別).....	64
附錄表二、考慮遞延效果(總體別).....	66

圖目錄

圖一、1981–2016 年實質固定資本形成毛額占名目 GDP 比率(季資料).....	24
圖二、1981–2016 年各主體別投資占總體投資比率(年資料).....	24
圖三、1982–2016 年實質民間投資率(季資料).....	25
圖四、1981–2015 年各產業投資占總體投資比重(年資料).....	28
圖五、實質利率時間序列圖(季資料).....	34
圖六、實質有效匯率指數時間序列圖(季資料).....	34

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，以探討影響台灣投資的因素。本計畫實證結果顯示，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。本研究計畫的政策建議為，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。

作者感謝徐士勛副教授、李文傑助理教授、許育進副研究員、林宗耀處長、林淑華副處長、蔡炯民副處長、吳懿娟副處長、汪建南研究員、侯德潛研究員、廖俊男研究員、劉淑敏研究員、黃淑君科長與經研處相關同仁等對本計畫所提供的寶貴建議。此外，作者特別感謝計畫承辦人蔡釗旻、研究助理陳彥凱與李崇凱的協助。本文若有任何謬誤，當屬作者之責。

第一章、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零利率下限的水準。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，本研究計畫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; Hassan and Salim, 2007; 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 Leblebicioğlu (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，Hassan and Salim (2007)、Blackley (2014)、Ojo (2014)、Bahal *et al.* (2015)、Ibarra (2016)、Dreger and Reimers (2016) 與 Muthu (2017)。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。

本計畫蒐集 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) 提出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，以分析產業別的投資影響因素。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 2.516%，而且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，緊縮貨幣政策有效，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。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。因此，本研究計畫的政策建議為，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。

本文的章節安排如下：除本章為前言外，第二章為投資成因之文獻回顧，第三章為研究方法，包括門檻迴歸模型與動態追蹤資料門檻迴歸模型，第四章為研究資料說明，第五章為實證結果，第六章為結論。

第二章、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，投資是影響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，民間企業投資應為民間固定資本形成毛額 (gross fixed capital formation)，此變數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，其中並不包含存貨的變動以及折舊。本研究將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。

影響國內投資的可能因素眾多，在實務方面，若能確認哪些因素真正地影響國內投資，有關當局能採行合宜的政策，同時達到促進國內投資與經濟成長的效果。舉例而言，若能確認利率或是匯率在某個區間最能促進國內廠商投資，政策當局可藉由管理與調整利率或匯率於此區間內，以促進投資及經濟成長。在學術研究上，本研究爬梳探討影響投資因素的文獻，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。

第一節、影響投資因素

文獻中關於影響投資的成因主要分為探討利率、匯率以及傳統總體經濟理論所關心的產出成長率、公部門投資等文獻。近年來，全球化使得世界各國國內投資易於受到全球政經因素影響，因此不確定性因素也是目前文獻所關心的一個面向。以下依不同影響因素分別介紹，並條列整理於表一。

(一) 利率

政策實施者向來關注投資如何受到利率影響。總體經濟理論中，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，而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，投資量會因此而下降 (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，但他發現長期利率與短期利率對投資的影響並不一致，即短期利率會影響投資支出，但長期利率則否。Hall (1977) 也發現當投資對利率的反應愈大時，此時貨幣政策將較財政政策更為有效。再者，Lawrence and Sio (1985) 認為即使總體理論明確指出利率與投資之間呈現負向關係，但因為新古典投資理論對於總需求與資本使用成本有過多的非線性限制，在給定過多限制與不同的資本使用成本定義下，將難以分辨名目或實質利率與其他可能的變數對投資的影響效果。

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具有微弱的負向效果，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。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，他們的實證結果為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 (ARDL model) 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) 利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。Opreana (2013) 建構分析美國 1959–2011 年的長期投資模型，實證結果發現利率在當期對投資有正向影響，而利率的落後一期對投資則有負向影響。Ojo (2014) 針對奈及利亞 1980–2012 年的實證結論為利率對投資的影響效果為正且顯著，顯示利率為私部門投資重要的決定因素。他認為利率上升可能會增加儲蓄行為，當儲蓄轉化為更多的可貸資金，將導致投資上升。Gruber and Kamin (2016) 以固定效果追蹤資料模型分析 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，尚有文獻提出利率對投資影響不顯著之結論。Hassan and Salim (2007) 利用共整合誤差修正模型探討孟加拉私部門投資的決定因素，他們的實證結果顯示利率對於私部門投資沒有顯著的影響，也因此，當經濟蕭條時，利用貨幣政策降低利率無法有效的提升投資。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。最近，Blackley (2014) 以美國為實證例子，他也發現利率對投資之影響效果不顯著。

(二) 匯率

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) 指出理論上匯率對生產者行為的影響，會藉由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。Goldberg (1993) 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，貨幣貶值將導致產業投資擴張，而貨幣升值將導致產業投資縮減。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) 藉由衡量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。他們指出匯率變動會影響廠商的預期利潤，進而影響投資的行為及規模。在美國，匯率與投資之間的關係會隨著期間不同而改變，而在他們推導的模型中，匯率對投資的影響會受出口額占總銷售額或進口生產要素占總生產成本的比率的不同而不同。Campa and Goldberg (1995) 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之間的關係，他們延伸傳統的投資調整成本模型 (adjustment-cost model)，在模型中考慮出口銷售與進口生產要素。在他們的模型中，廠商的投資量是資本預期邊際利潤的增函數。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。Campa and Goldberg (1999) 研究 1970–1993 年美國、加拿大、英國及日本的產業年資料，以分析匯率與投資間關係的強度。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。亦即在出口銷售開放性較高時，國內貨幣貶值可增加投資；而在進口生產要素開放性較高的狀況下，國內貨幣貶值將造成

生產要素成本上升，因而抑制投資。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，以探討匯率與投資之間的關係。他們的模型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，當出口銷售的比率愈高，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。Nucci and Pozzolo (2001) 的實證結果證實貨幣貶值會藉由收益面正向的影響投資，也會藉由成本面負向影響投資，其中，這些效果的強度會隨著廠商對外開放性及進口生產要素的依賴程度不同而不同。

Landon and Smith (2009) 提出廠商長期投資最適化決策模型。其理論架構以新古典模型為基礎，並考慮廠商出口銷售與進口生產要素。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，部門別的投資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。此部門別的投資增加效果在長期並不顯著。但是，若以總體投資來看，長期貨幣升值會導致總體投資增加。

(三) 不確定性

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) 在探討匯率對投資影響大小時也同時探討匯率波動的影響效果，他們發現考慮不同資料期間，或是不同產業別，實證結果無法得出穩健的估計效果。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，總效果效果可能為正向，也可能為負向。

Servén (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，匯率波動造成了很高的不確定性。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。Servén (2003) 分析 61 個開發中國家 1970–1995 年的追蹤資料，其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。此外，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，他指出匯率波動對投資有兩股影響力量，包括凸性效果及不可逆效果。當調整成本為凸性且對稱時，此時有凸性效果，並造成不確定性與投資之間呈現正向關係。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，而這也造成匯率波動的不確定性與投資之間呈現負向關係。Fuentes (2006) 研究智利 1979–2000 年製造業廠商年資料，他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) 假設廠商可以在國內及國外的市場銷售產品，且兩個市場都是不完全競爭。在他們的廠商最適決策模型裡，投資將取決於折現因子、預期國外銷售量、預期進口生產要素成本及匯率的平均值與波動，其中，匯率波動將藉由國際貿易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。其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) 首先指出石油價格會透過不同的途徑影響經濟活動，例如，石油價格上漲將導致總體的價格上升，此時家計部門或廠商所持有的實質貨幣餘額會下降，最終降低總體需求。再者，能源價格也可能藉由影響勞動或資本的生產力而影響經濟活動。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。除此之外，於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。供給途徑是指若石油價格上升將驅使生產成本上升，進而減少生產量。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壓抑廠商的投資決策，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。因為現實世界中存在不可逆性與不確定性，決策者往往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。特別的是，該文分別使用歷史波動率與隱含波動率 (implied volatility) 計算油價波動，並比較兩者估計的不確定性對投資之影響效果，他發現使用歷史波動率估計的結果表現不佳，顯著程度大幅降低，而隱含波動率包含更多未來之資訊，資訊集合更為充份，因此估計結果較好。

除了上述匯率與油價波動的不確定性外，Hartman (1972) 及 Abel (1983) 指

出在線性且同質生產函數中，若邊際收益率是一個對產出價格的凸性函數，則價格不確定性隱含較高的資本邊際利潤，因此會增加投資。但是，Pindyck (1982) 則指出若邊際調整函數是凹性時，資本的調整成本在資本減少與資本增加時並不對稱，則價格不確定性反而會使總體投資下降。由此可知，價格不確定性對廠商投資的影響可能為正也可能為負，並無一致的結論。

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 (wait-and-see policy)。假使政策不確定性期間不算太長，廠商的理性決策應該是延遲投入資源進入具有不可逆性的投資計畫中。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。

(四) 其它影響因素

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。Tan and Tang (2016) 使用共整合檢定與向量誤差修正模型探討東協五國於 1970–2012 年民間投資與其他總體變數的相互關係，其實證結果發現，在短期之下，東協五國產出成長率皆會正向影響民間投資，然而長期之下，僅有泰國、新加坡、馬來西亞三

個國家，其產出成長率會正向影響民間投資。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。

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。Hassan and Salim (2007) 發現，不論長期或短期，公部門投資對私部門投資有顯著負向的影響，存在排擠效果。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，排擠效果同樣存在。相反的，Ojo (2014) 發現奈及利亞公部門投資增加會顯著提升該國私部門投資。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，就細項來看，軍購支出對於民間投資存在顯著的排擠效果。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。Muthu (2017) 使用自我迴歸遞延分配模型與邊界共整合檢定，他使用印度 1971–2010 年資料，發現不論在長期還是短期，公部門投資對私部門投資皆有顯著正向的影響，若再將公部門投資細分，則可發現基礎建設投資對私部門投資無顯著影響效果，非基礎建設投資對私部門投資則有顯著正向效果。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。

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，尤其是在亞洲新興市場，該因素之影響效果不容小覷。Tan and Tang (2016) 發現短期之下，泰國、新加坡、菲律賓三國的外人直接投資會正向影響民間投資；長期之下，泰國、新加坡、馬來西亞三國的外人直接投資對民間投資有正向效果。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。

第二節、非線性效果

由前面回顧的實證文獻可知，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 稱兩者為後彎關係。

表一、投資影響因素文獻回顧整理(線性)

文獻	變數	影響效果	
Haavelmo (1960) (理論)		負相關	
Jorgenson (1963) (理論)			
Hall (1977) (理論)		無顯著證據證明負相關	
Lawrence and Siow (1985)		微弱負相關	
Molho (1986)		過去文獻結論不一致	
Hassan and Salim (2007)		無顯著影響效果	
Bader and Malawi (2010)	利率	負相關	
Ehsani and Khatibi (2012)		正相關	
Opreana (2013)		當期正相關；落後一期負相關	
Jones and Tuzel (2013)		無顯著影響效果	
Ojo (2014)		正相關	
Blackley (2014)		無顯著影響效果	
Gruber and Kamin (2016)		正相關	
Ibarra (2016)		負相關	
Goldberg (1993)		匯率	(1970 年代) 貶值增加投資 (1980 年代) 貶值降低投資
Campa and Goldberg (1995)			(出口開放) 貶值增加投資 (進口開放) 貶值降低投資
Campa and Goldberg (1999)	(出口開放) 貶值增加投資 (進口開放) 貶值降低投資		
Nucci and Pozzolo (2001)	(出口開放) 貶值增加投資 (進口開放) 貶值降低投資		
Landon and Smith (2009)	貶值降低投資		
Favilukis and Lin (2013) (理論)			
Tan and Tang (2016)	產出成長率	正相關	
Gruber and Kamin (2016)			
Goldberg (1993)	匯率波動	無一致影響效果	
Campa and Goldberg (1995)			
Servén (2003)			
Fuentes (2006)		負相關	
Kandilov and Leblebicioğlu (2011)			
Elder and Serletis (2010)	油價波動		
Lee <i>et al.</i> (2011)		負相關	
Kellogg (2014)			

表一、投資影響因素文獻回顧整理(線性)(續)

文獻	變數	影響效果
Hartman (1972) (理論)		正相關
Pindyck (1982) (理論)	價格不確定性	負相關
Abel (1983) (理論)		正相關
Stokey (2016) (理論)	政策不確定性	負相關
Hassan and Salim (2007)		負相關
Ojo (2014)		正相關
Blackley (2014)		正相關；但軍購項目為負相關
Bahal <i>et al.</i> (2015)	公部門投資	(1980 年代以前)負相關
		(1980 年代以後)正相關
Ibarra (2016)		負相關
Dreger and Reimers (2016)		正相關
Muthu (2017)		正相關
Tan and Tang (2016)	外人直接投資	正相關
Chen <i>et al.</i> (2017)		無顯著影響效果

Kropp and Power (2016) 以 Chetty (2007) 的理論為基礎，利用固定效果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，銀行更不願意借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。

近期，Glover and Levine (2015) 應用報酬契約與資本代理衝突兩個概念建構嵌入資本代理衝突的新古典模型，並加入公司對外融資成本的波動代表產出的不確定性。該文設計「投資-波動反應變數」以衡量管理者投資決策受到波動影響的程度高低。他們發現考慮投資-波動反應變數後，不確定性對投資的影響效果為非線性：當投資-波動反應變數為負，不確定性對投資的影響效果為負；當投資-波動反應變數為正，不確定性對投資的影響效果為正。當投資-波動反應變數愈大，不確定性的估計係數值愈大。本文將上述非線性效果文獻，整理於表二。

第三節、影響台灣投資因素

雖然有關投資的實證文獻眾多，但是近期探討影響台灣投資因素的實證文獻，僅有徐千婷 (2006)、蔡玉時 (2007) 與徐千婷與陳琬如 (2009)。首先，徐千婷 (2006) 使用轉換模型分析台灣 1982-2005 年的總體資料。該文建構台灣投資函數，以民間固定資本形成毛額為被解釋變數，並加入利率、產出成長率、股價指數、對外直接投資占 GDP 比率與政府及公營事業投資作為解釋變數。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因素為影響台灣民間投資的重要因素。此外，產出成長率、股價指數以及政府與公營事業投資對台灣民間投資有顯著正向影響效果，而對外直接投資占 GDP 比率對台灣民間投資有顯著負向影響效果。

表二、投資影響因素文獻回顧整理(非線性)

文獻	變數	結果
Morgan (1993) (理論)	利率	(經濟成長低) 寬鬆貨幣政策無效
Chetty (2007) (理論)		(經濟成長高) 緊縮貨幣政策有效
Kropp and Power (2016)		(低利率) 正相關 (高利率) 負相關
Glover and Levine (2015)	產出波動	(低報酬誘因) 負相關 (高報酬誘因) 正相關

蔡玉時 (2007) 分析台灣外人直接投資與對外直接投資對民間投資之影響，但實證結果需依分析對象之產業特性與分析期間而定。若將產業細分，勞力密集產業中僅有「紙類製品、印刷及其輔助業」與「皮革、毛衣及其製品製造業」兩個產業，其對外直接投資對國內投資有顯著影響，但影響方向相反。資本密集產業中，僅有「非金屬礦物製品」產業之對外直接投資對國內投資有顯著負向效果。徐千婷與陳琬如 (2009) 使用共整合分析法與誤差修正模型，分析台灣 1982-2009 年總體資料。她們的實證結果發現台灣民間投資與產出成長率、銀行放款、利率、匯率、匯率波動與公部門投資等變數之間具有長期穩定的關係。短期的部分，產出成長率、利率、匯率、股價指數與對外直接投資占 GDP 比率變數對台灣民間投資有顯著影響效果。¹徐千婷與陳琬如 (2009) 以有效匯率指數作為匯率的代理變數，她們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量。

¹ 徐千婷 (2006) 並未考慮匯率變數。除匯率變數外，徐千婷與陳琬如 (2009) 的變數顯著性皆與徐千婷 (2006) 之結果相同。徐千婷與陳琬如 (2009) 採用央行內部自行計算的有效匯率指數，與本文不同，詳見該文附錄一。

第三章、研究方法

由文獻回顧可知，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。因此，我們在探討影響投資因素時，必須考慮此非線性效果。在方法上，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模型，參考 Kremer *et al.* (2013) 所提方法估計動態追蹤資料模型，以分析產業別的資料。以下將分別詳述之。

第一節、門檻迴歸模型

影響民間投資率的迴歸模型可設定如下：

$$IR_t = \alpha_0 + \sum_{j=1}^k \alpha_j IR_{t-j} + \beta i_t + \delta z_t + e_t, t = 1, \dots, T,$$

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，樣本數為 T 。

若我們考慮民間投資率與實質利率之間有非線性關係，且民間投資率對於實質利率的影響具有門檻效果，可以利用 Hansen (1999) 的門檻迴歸模型分析門檻效果，門檻迴歸模型設定如下：

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

其中， $1\{A\}$ 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：²

第一步驟：考慮所有可能的門檻值 $\{\gamma_r : r = 1, \dots, R\}$ ，先給定任一個門檻值，並以最小平方方法估計出 $\hat{\alpha}_{1,0}(\gamma_r)$ 、 $\hat{\alpha}_{2,0}(\gamma_r)$ 、 $\hat{\alpha}_{1,j}(\gamma_r)$ 、 $\hat{\alpha}_{2,j}(\gamma_r)$ 、 $\hat{\beta}_1(\gamma_r)$ 、 $\hat{\beta}_2(\gamma_r)$ 、 $\hat{\delta}_1(\gamma_r)$ 、 $\hat{\delta}_2(\gamma_r)$ ，作法如下：

² 本計畫使用 Eviews 軟體估計一般門檻迴歸模型。

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

估計完後，將估計式代入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 $\hat{\alpha}_{1,0}(\hat{\gamma})$ 、 $\hat{\alpha}_{2,0}(\hat{\gamma})$ 、 $\hat{\alpha}_{1,j}(\hat{\gamma})$ 、 $\hat{\alpha}_{2,j}(\hat{\gamma})$ 、 $\hat{\beta}_1(\hat{\gamma})$ 、 $\hat{\beta}_2(\hat{\gamma})$ 、 $\hat{\delta}_1(\hat{\gamma})$ 、 $\hat{\delta}_2(\hat{\gamma})$ 。³

第二節、動態追蹤資料門檻迴歸模型

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模型與追蹤資料的特性。此外，若解釋變數包括被解釋變數的落後期時，我們稱為動態追蹤資料門檻模型。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

³ 我們在本計畫中，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。

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，動態追蹤資料門檻模型會有內生性問題，因此，本計畫採用 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。⁴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模型，估計步驟如下：⁵

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：

$$\begin{aligned} & (\hat{\alpha}_0(\gamma_r), \hat{\alpha}_{1,1}(\gamma_r), \hat{\alpha}_{2,1}(\gamma_r), \hat{\beta}_1(\gamma_r), \hat{\beta}_2(\gamma_r), \hat{\delta}_1(\gamma_r), \hat{\delta}_2(\gamma_r)) \\ &= \underset{\{\alpha_0, \alpha_{1,1}, \alpha_{2,1}, \beta_1, \beta_2, \delta_1, \delta_2\}}{\operatorname{argmin}} \sum_{t=1}^T \sum_{i=1}^N e_{it}^{*2}(\alpha_0, \alpha_{1,1}, \alpha_{2,1}, \beta_1, \beta_2, \delta_1, \delta_2; \gamma_r), \end{aligned}$$

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，將估計式代入模型中算出殘差平方和 $ESS_r(\gamma_r)$ ：

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

⁴ 向前離差轉換是先將每筆觀察資料減去所有未來觀察值的平均，接著再將轉換後的資料以最小平方方法進行估計。

⁵ 動態追蹤資料門檻迴歸模型目前並未有套裝軟體可使用，故我們自行撰寫 R 程式，其估計步驟如本章所介紹。

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

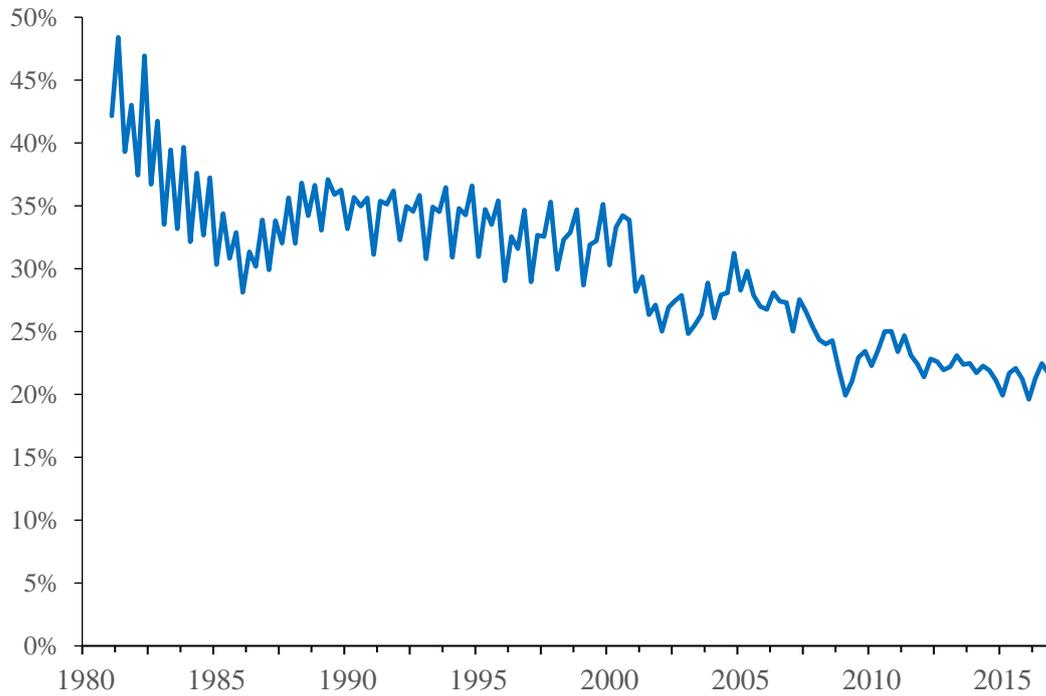
第四章、資料說明與分析

第一節、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，圖一畫出台灣整體實質投資量占名目 GDP 比率。由圖一可看出，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。

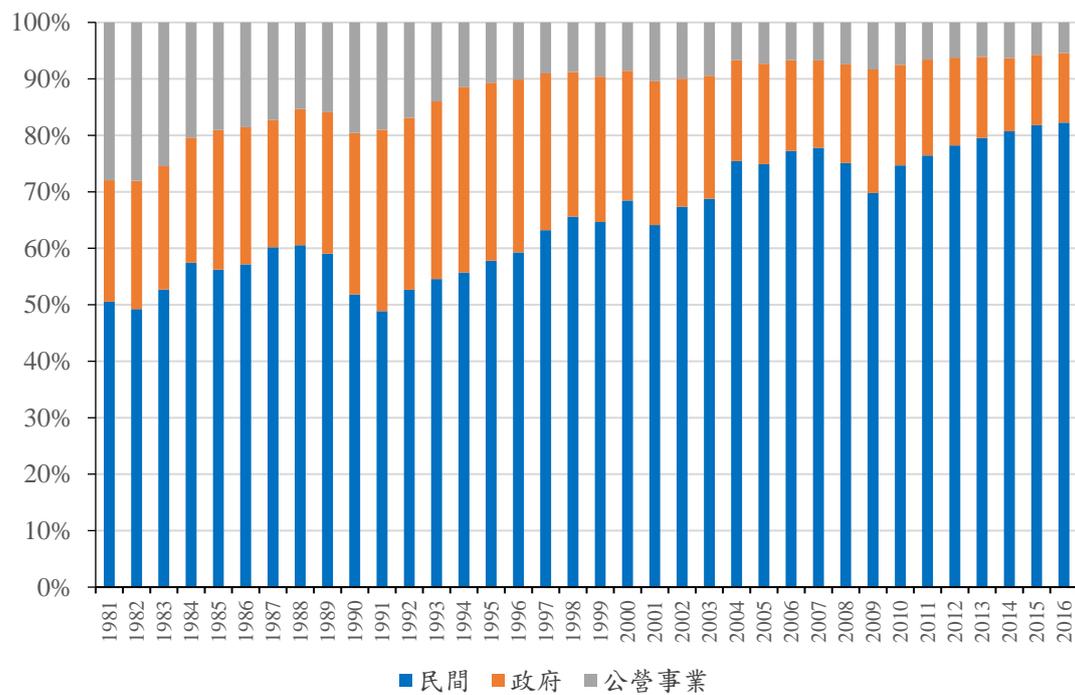
由於台灣自 2000 年來投資占比逐年下滑，若能瞭解影響台灣投資因素，我們將可以得知如何促進投資，進而推升經濟成長，因此，本研究計畫關心影響台灣投資因素。依投資主體來看，總體投資可區分為民間投資、政府投資以及公營事業投資。圖二畫出各主體別投資占總體投資比率。由圖二可看出民間投資約占總體投資比率五成以上，自 1981 年起呈增加趨勢，除了 1990 年代初期台灣股市泡沫化、2000 年代初期美國網路泡沫化時期，以及 2008 年全球金融危機時期有些微下降趨勢，其他時期大抵呈緩步上升狀況。由於民間投資是整體投資主要來源，且近三年來占比超過八成，故本研究計畫將專注於民間投資因素之探討。依主計總處定義，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。

圖一、1981-2016 年實質固定資本形成毛額占名目 GDP 比率(季資料)



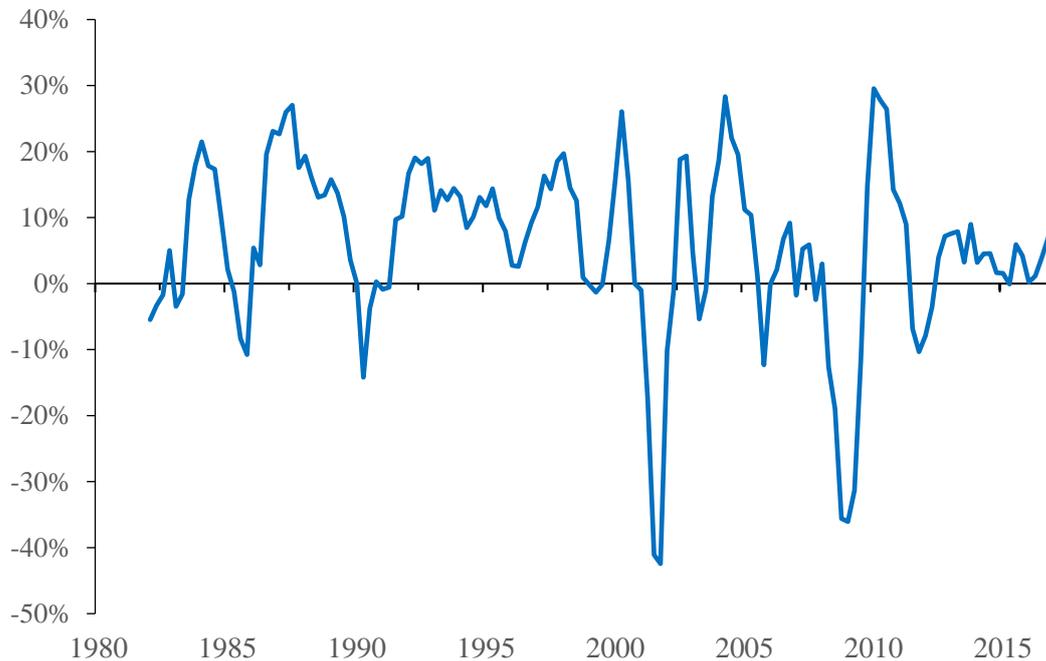
資料來源：行政院主計總處。

圖二、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。

圖三、1982-2016 年實質民間投資率(季資料)



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。以圖三為例，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）。由圖三可看出，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。綜合圖一與圖三可知，台灣面臨長期投資不振，我們亟需探究影響投資成因，這是本研究計畫主要動機。

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，⁶再加上資訊與通信科技產業（簡稱 ICT 產業），⁷共有 20 個產業。1982-2015 年產業別的投资率資料列於表三。由表三可看出，個別產業變化很大。例如：用水及污染整治業的投資率最大值為 469.52%，標準差為 81.41，農、林、漁、牧業，以及礦業及

⁶ 主計總處定義之行業別，請見表三第一欄。

⁷ 主計總處產業分類中，ICT 產業非原屬產業分類，然而其在台灣扮演產業的地位日益漸深，因此主計總處額外增設補充產業即 ICT 產業，ICT 產業包括製造業類別的中業「CR.電子零組件製造業」、「CS.電腦、電子產品及光學製品製造業」和資訊及通訊傳播業類別的中業「JB.電信業」及「JC.資訊業」加總總合。

土石採取業的歷年投資率平均為負數，顯示這兩個產業投資量下滑。

由於產業眾多，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，各產業投資占整體投資比重如表三第七欄。⁸近年來，由於資訊相關行業快速發展，ICT 產業在台灣產扮演重要角色，故在產業別投資分析將納入 ICT 產業。前三大產業以及 ICT 產業的產業投資占總體投資比重趨勢請見圖四。由圖四可看出，製造業的投資比重在各個階段皆屬最高，⁹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。ICT 產業的附加價值高，並著重於研究發展，為台灣近期之產業投資主力，自 1990 年代中期開始迅速發展，投資比重在十年內由一成躍升至超過三成，時至 2015 年 ICT 產業的投資比重約為 33%。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。

第二節、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。在本研究計畫中，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。

⁸ 公共行政及國防；強制性社會安全業比重超過 5%，但此產業並不屬於民間投資範疇，故不列入產業投資分析內。

⁹ 1983 年與 1985 年，不動產及住宅服務業曾短暫超越製造業。

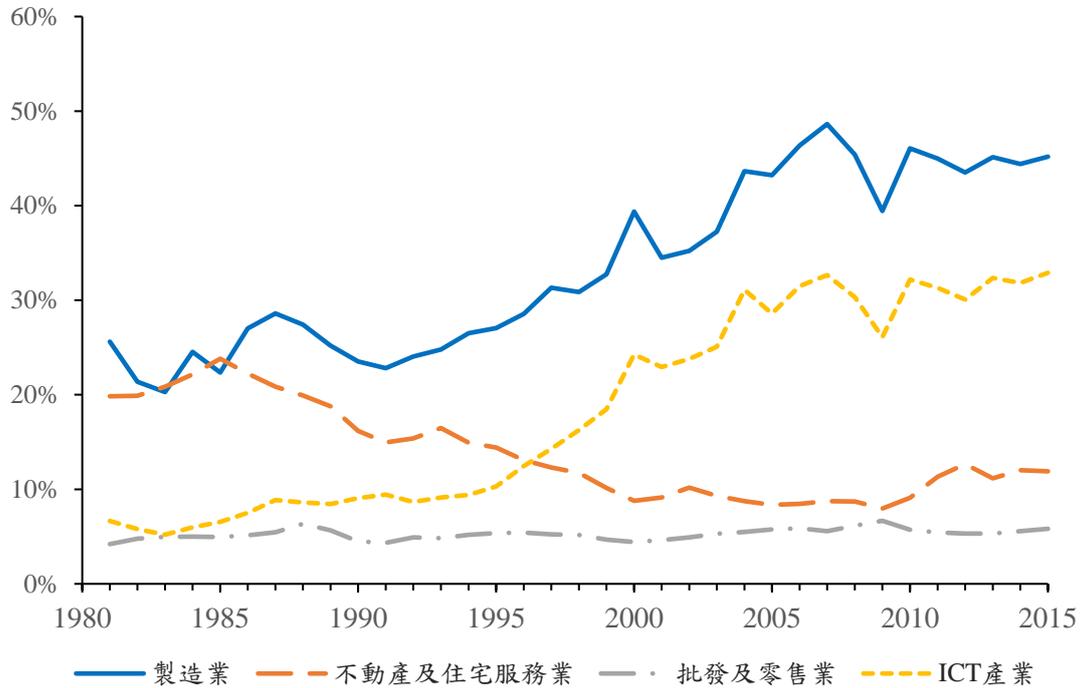
表三、1982–2015 年投資率敘述統計(產業別)

產業別	平均數	中位數	標準誤	最小值	最大值	比重(%)
農、林、漁、牧業	-0.31	1.33	26.25	-57.76	62.50	0.60
礦業及土石採取業	-1.51	-2.74	20.44	-39.36	61.71	0.10
製造業	6.14	7.08	15.28	-32.36	33.18	45.18
電力及燃氣供應業	1.03	2.01	13.72	-28.84	33.09	3.35
用水供應及污染整治業	17.40	5.70	81.41	-39.31	469.52	0.74
營造業	2.02	5.38	9.91	-19.67	23.41	0.79
批發及零售業	5.43	6.00	9.90	-14.72	29.23	5.83
運輸及倉儲業	3.88	4.75	20.94	-60.14	37.69	4.54
住宿及餐飲業	11.09	6.38	22.78	-35.85	87.99	1.81
資訊及通訊傳播業	3.48	2.87	16.71	-26.89	55.03	3.51
金融及保險業	8.18	4.44	21.67	-24.47	87.04	4.11
不動產及住宅服務業	2.96	3.46	10.39	-18.15	31.03	11.91
專業、科學及技術服務業	6.99	4.91	8.85	-7.04	31.20	2.02
支援服務業	7.51	9.43	16.90	-40.35	30.67	1.55
公共行政及國防；強制性社會安全	2.63	0.83	10.10	-13.04	21.77	9.81
教育服務業	2.47	2.87	12.30	-32.31	23.49	1.52
醫療保健及社會工作服務業	7.10	6.92	15.83	-29.45	35.74	1.75
藝術、娛樂及休閒服務業	4.59	3.48	27.28	-87.84	78.35	0.56
其他服務業	3.23	3.96	12.76	-21.80	33.47	0.32
ICT 產業	9.17	11.04	16.26	-24.84	38.67	32.90

註：比重資料為 2015 年各產業固定資本形成毛額占總體固定資本形成毛額比重。

資料來源：行政院主計總處。

圖四、1981–2015 年各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。

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。¹⁰

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和其投資決策。參考 Goldberg (1993)、Campa and Goldberg (1995)、Campa and Goldberg (1999)、Nucci and Pozzolo (2001)、Landon and Smith (2009)、徐千婷 (2006) 與徐千婷與陳琬如 (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

¹⁰ 感謝中央銀行經研處與業務局於期中報告時提出此問題並提供資料，使本研究計畫更加完善與穩健。

用 BIS 計算之狹義實質有效匯率指數 (Real Effective Exchange Rate (Narrow)) 衡量台灣匯率。¹¹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，本計畫使用匯率波動、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 Leblebicioğlu (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。¹²

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，因此一國產出多寡連帶影響投資意願，參考 Tan and Tang (2016)、Gruber and Kamin (2016)、徐千婷 (2006) 與徐千婷與陳琬如 (2009)，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，是否存在對民間投資的排擠效果仍有待商榷，參考 Bahal *et al.* (2015)、Dreger and Reimers (2016) 與徐千婷與陳琬如 (2009) 等人，本計畫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 Tan and Tang (2016)、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。¹³

以上各總體別變數來源與定義如表四。

¹¹ 由於 BIS 所計算的廣義實質有效匯率指數 (Broad REER) 資料始於 1994 年，資料期間過短，因此我們使用狹義實質有效匯率指數 (Narrow REER) 進行實證分析。此外，台北外匯市場發展基金會 (資料期間始於 2005 年) 與日本經濟產業研究所 (資料期間始於 2001 年) 皆有計算台灣的有效匯率指數，同樣的，由於資料期間過短而無法使用。

¹² 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/>。

¹³ 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。

除了總體別資料外，我們也關心產業別的投资成因。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。以上各產業別變數來源與定義如表五。

第三節、資料概述

(一) 總體別

本研究計畫蒐集 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六。投資資料概述已於本章第一小節說明，此處不再贅述。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%，¹⁴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。再由圖五實質利率時間序列圖可發現，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，¹⁵2003 年之後的實質平滑利率甚至多次出現利率為負的情況。

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。我們將實質有效匯率指數之時間序列圖繪於圖六。有趣的是，由圖六可發現，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，¹⁶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

¹⁴ 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%。

¹⁵ 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%。

¹⁶ 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。

表四、變數定義和其來源說明(總體別)

變數	定義與計算	來源
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)	Bank for International Settlements (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 模型估計其條件變異數	中央銀行
油價波動	Crude Oil (petroleum) Price index 月資料，以 GARCH 模型估計其條件變異數	International Monetary Fund (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

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。

表五、變數定義和其來源說明(產業別)

變數	定義與計算	來源
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

表六、1982 年 Q1–2016 年 Q4 總體別變數敘述統計(季資料)

變數	平均數	中位數	標準誤	最小值	最大值	樣本數
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 ¹⁷
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 ¹⁸

資料來源：行政院主計總處。

¹⁷ 直接投資淨額資料期間始於 1984 年 Q1。

¹⁸ 美國政策不確定性資料期間始於 1985 年 Q1。

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。由表六還可看到，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，公部門投資每季平均為 1,957 億元，大約占平均實質 GDP 的 8.9%。

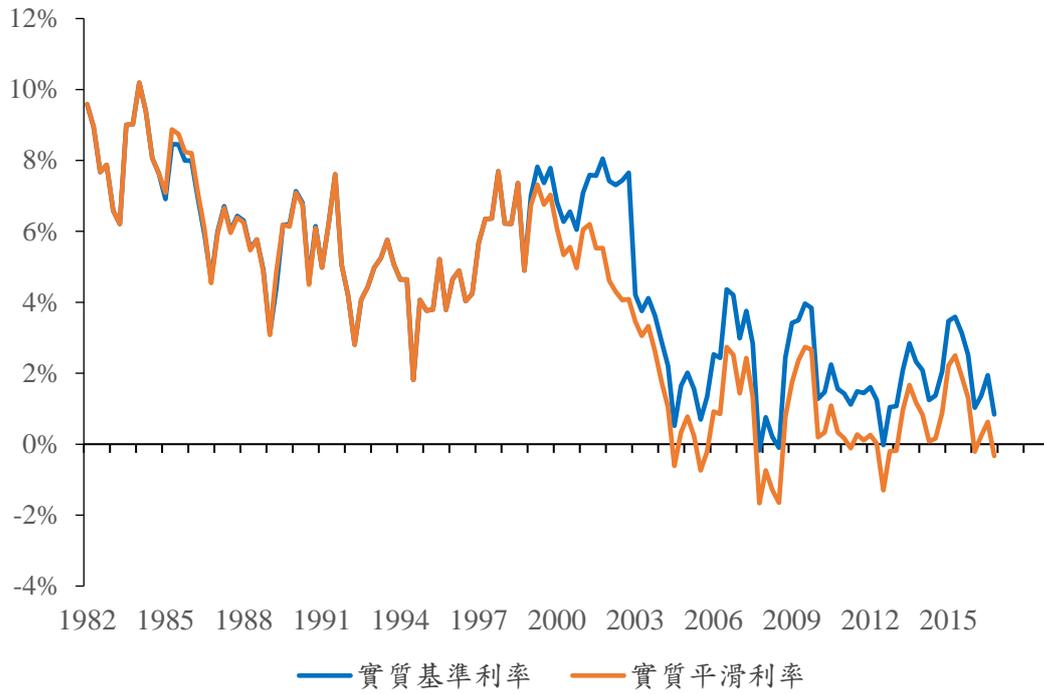
(二) 產業別

本章第一小節說明本研究計畫將針對前三大產業以及 ICT 產業之投資進行分析，故我們蒐集 1982–2015 年各個產業變數的年資料，¹⁹資料長度為 34 年。表七列出台灣不同產業群組的相關變數之敘述統計。由表七發現，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，綜合表三與表七可知，由於不動產及住宅服務業的平均投資率僅 2.96%，大大地拉低了前三大產業平均投資率，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。加入產業平均投資率為 9.17% 的 ICT 產業後，前三大與 ICT 產業的投資率平均為 5.92%，ICT 等三大產業的投資率平均數為 5.85%，皆接近於總體別民間投資率平均數，顯示 ICT 產業的重要性不容小覷。

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%。再者，前三大與 ICT 產業的產出成長率平均為 8.26%，ICT 等三大產業的產出成長率平均為 8.80%，都遠高於前三大產業以及總體別產出成長率平均，顯示除了投資占比較高的前三大產業，ICT 產業實為台灣民間投資的火車頭，其重要性不容忽視。

¹⁹ 主計總處的產業別投資資料僅有投資率與產出成長率資料，其資料頻率為年資料。

圖五、實質利率時間序列圖(季資料)



資料來源：中央銀行。

圖六、實質有效匯率指數時間序列圖(季資料)



資料來源：Bank for International Settlements (BIS)。

表七、1982-2015 年產業別變數敘述統計(年資料)

變數	平均數	中位數	標準誤	最小值	最大值	樣本數
前三大產業						
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
前三大與 ICT 產業						
投資率(%)	5.92	5.99	13.30	- 32.36	38.67	136
產出成長率(%)	8.26	7.74	6.61	- 6.88	28.38	136
ICT 產業、不動產及住宅服務業、批發及零售業						
投資率(%)	5.85	5.56	12.66	- 24.84	38.67	102
產出成長率(%)	8.80	7.98	6.72	- 3.58	28.38	102

資料來源：行政院主計總處。

第五章、實證結果

第一節、總體別投資成因分析

本研究計畫首先探究可能影響台灣總體投資的因素。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，表八為所有變數的單根檢定結果。由表八可知，ADF 單根檢定 (augmented Dickey–Fuller unit root test) 與 PP 單根檢定 (Phillip–Perron unit root test) 一致地指出民間投資率、產出成長率直接投資淨額、進口貿易開放性，以及美國政策不確定性序列為定態，而實質匯率、匯率波動、油價波動，以及出口貿易開放性序列為非定態。不過，實質基準利率、實質平滑利率與公部門投資序列資料則在 ADF 單根檢定下為非定態，但在 PP 單根檢定為定態。考量單根檢定的檢定力較低，本計畫因此將利率視為定態。另外，考量公部門投資為政府與公營事業固定資本形成毛額，代表公部門投資量，其季節差分為每年投資增量，故我們將之視為非定態，並以季節差分處理。總體資料頻率為季資料，所以我們把所有非定態序列資料，以季節差分處理後，再度進行單根檢定，結果列於表九。由表九可知，經過季節差分後的序列皆為定態。²⁰

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。首先，在投資模型設定上，僅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。²¹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中所提的公部門投資與直接投資淨額變數，探討公部

²⁰ 為了使出口貿易開放性與進口貿易開放性兩者具一致性，本文在設定迴歸模型時，將進口貿易開放性取季節差分。

²¹ 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）。

表八、單根檢定結果(水準值)

變數	ADF 單根檢定 (t 統計量)			PP 單根檢定 (t 統計量)		
	截距項	截距項與 固定趨勢	無	截距項	截距項與 固定趨勢	無
民間投資率	-6.42***	-6.73***	-5.03***	-3.48***	-3.44*	-3.19***
實質基準利率	-1.47	-2.58	-1.42	-2.69*	-4.25***	-1.85*
實質平滑利率	-1.17	-2.54	-1.58	-2.28	-4.40***	-1.99**
實質匯率	-1.91	-2.72	-0.88	-1.47	-2.47	-0.81
產出成長率	-4.13***	-5.08***	-1.91*	-4.19***	-4.97***	-1.44
匯率波動	-1.85	-3.22*	-1.30	-1.56	-2.96	-1.06
油價波動	-1.43	-2.00	-1.01	-1.60	-2.40	-1.15
公部門投資	-1.56	-0.80	0.17	-7.36***	-8.09***	-0.81
直接投資淨額	-3.34**	-3.62**	-1.29	-3.35**	-3.78**	-0.96
貿易開放性(出口)	-1.23	-2.07	-0.03	-2.03	-2.68	0.33
貿易開放性(進口)	-2.33	-3.55**	-0.26	-2.04	-3.45**	-0.26
美國政策不確定性	-3.71***	-3.79**	-0.63	-3.56***	-3.65**	-0.57

註 1：ADF 單根檢定使用 SIC 訊息準則來選擇最適落後期；PP 單根檢定使用 Barlett 核函數(kernel)、帶寬 (bandwidth) 使用 Newey-West Bandwidth 來選擇最適落後期。

註 2：*、**、*** 分別表示該檢定統計量在 10%、5%、1% 之顯著水準下拒絕虛無假設。

表九、單根檢定結果(季節差分後)

變數	ADF 單根檢定 (t 統計量)			PP 單根檢定 (t 統計量)		
	截距項	截距項與 固定趨勢	無	截距項	截距項與 固定趨勢	無
實質匯率	-3.81***	-3.82**	-3.73***	-3.18**	-3.17*	-3.20***
匯率波動	-3.76***	-3.76**	-3.65***	-3.19**	-3.12	-3.26***
油價波動	-3.69***	-3.64**	-3.71***	-3.08**	-3.08	-3.11***
公部門投資	-6.37***	-6.86***	-6.36***	-6.61***	-6.98***	-6.59***
貿易開放性(出口)	-4.08***	-4.07***	-4.10***	-3.70***	-3.69**	-3.71***

註 1：ADF 單根檢定使用 SIC 訊息準則來選擇最適落後期；PP 單根檢定使用 Barlett 核函數(kernel)、帶寬 (bandwidth) 使用 Newey-West Bandwidth 來選擇最適落後期。

註 2：*、**、*** 分別表示該檢定統計量在 10%、5%、1% 之顯著水準下拒絕虛無假設。

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，觀察圖三投資率之走勢，我們也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。此外，在進行上述所有迴歸分析之前，必須確認解釋變數間不存在共線性問題。當解釋變數間存在高度相關，會造成估計係數之偏誤。我們計算各個解釋變數的變異數膨脹係數 (Variance Inflation Factor; VIF) 大小。²²由表十可知，所有解釋變數之 VIF 值皆小於 10，代表解釋變數間無共線性問題。

(一) 基本模型結果

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十一。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，由第二章文獻回顧可知，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，本計畫參考 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。由第三章的研究方法介紹可知，我們設定存在利率門檻值，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。本研究計畫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。

²² 當變異數膨脹係數值愈大，代表解釋變數對於共線性的容忍度愈小。一般使用 VIF 值是否大於 10 作為判斷標準，當 VIF 值大於 10，代表加入該解釋變數會造成共線性問題。

表十、解釋變數 VIF 值

解釋變數	VIF 值	解釋變數	VIF 值
實質基準利率	1.477	直接投資淨額	1.557
實質匯率	1.808	貿易開放性(出口)*匯率	1.995
產出成長率	2.090	貿易開放性(進口)*匯率	2.115
匯率波動	1.856	美國政策不確定性	1.233
油價波動	1.900	虛擬變數	1.474
公部門投資	1.466		

由表十一的門檻迴歸模型實證結果可知，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具有不對稱性；亦即，在經濟較為蕭條的低利率時期，貨幣政策無效，而經濟高度成長且高利率時，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。

藉由表十一基本模型門檻迴歸估計結果，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，匯率對於民間投資的正向效果皆不顯著。對照第四章圖五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。

(二) 完整模型結果

表十二為台灣 1982 年 Q1 至 2016 年 Q4 總體別資料的完整模型實證結果。首先由表十二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。由表十二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。

最後，由於部分文獻認為投資影響成因的解釋變數可能具有內生性問題，²³並造成模型估計偏誤。為了確保模型正確估計，我們使用 Durbin–Wu–Hausman 檢定進行內生性檢定，其中對利率、匯率與產出成長率進行檢定的 J 統計量分別為 0.186、0.844 與 0.125，由檢定結果可得知，利率、匯率、產出成長率三個變數皆不具內生性問題。

（三）穩健性測試

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，實證結果列於表十三。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，然而對照第四章圖五的實質利率季資料時間序列圖可發現，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著顯著排擠效果，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。

²³ 見 Lawrence and Siow (1985)、Campa and Goldberg (1995)、Campa and Goldberg (1999)、Servén (2003) 與 Landom and Smith (2009)。

第二個穩健性測試則是參考 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。表十四列出台灣 1982 年 Q1 至 2016 年 Q4 總體資料之穩健性測試結果。由表十四可以看到，加入交乘項或是美國政策不確定性作為控制變數之後，所有原本完整模型既有的解釋變數，如利率、匯率、產出成長率、公部門投資、直接投資淨額與虛擬變數的影響方向與顯著性皆相同，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。

表十一、總體別基本模型結果

門檻值	一般迴歸模型	門檻迴歸模型	
		3.588 %	
		門檻以下	門檻以上
截距項	-1.972 (1.544)	-2.520 (2.410)	0.575 (3.072)
落後一期 民間投資率	0.947*** (0.089)	1.033*** (0.134)	0.794*** (0.110)
落後二期 民間投資率	-0.146 (0.120)	0.068 (0.201)	-0.210 (0.140)
落後三期 民間投資率	-0.190** (0.084)	-0.325** (0.138)	-0.108 (0.098)
實質基準利率	0.047 (0.259)	1.692 (1.055)	-0.922** (0.455)
實質有效匯率指數	0.004 (0.083)	0.055 (0.278)	0.008 (0.084)
產出成長率	0.666*** (0.230)	-0.089 (0.329)	1.326*** (0.297)
樣本個數	137	49	88

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

註2：括號內為標準誤。

表十二、總體別完整模型結果

門檻值	一般迴歸模型	門檻迴歸模型	
		3.626 %	
		門檻以下	門檻以上
截距項	- 3.230 (2.278)	- 7.150* (3.692)	- 1.007 (3.452)
落後一期民間投資率	0.703*** (0.091)	0.810*** (0.128)	0.463*** (0.115)
落後二期民間投資率	- 0.064 (0.110)	0.074 (0.171)	- 0.076 (0.125)
落後三期民間投資率	- 0.149* (0.076)	- 0.209 (0.127)	- 0.032 (0.087)
實質基準利率	0.187 (0.259)	0.988 (1.253)	- 0.754* (0.426)
實質有效匯率指數	0.072 (0.088)	0.337 (0.251)	0.036 (0.093)
產出成長率	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	132	50	82

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

註 2：括號內為標準誤。

表十三、總體別完整模型結果(平滑利率)

門檻值	一般迴歸模型	門檻迴歸模型	
		2.616 %	
		門檻以下	門檻以上
截距項	- 3.182 (2.151)	- 7.128* (4.028)	- 1.098 (3.071)
落後一期民間投資率	0.701*** (0.091)	0.726*** (0.126)	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)
落後三期民間投資率	- 0.157** (0.076)	- 0.235* (0.122)	- 0.003 (0.087)
實質平滑利率	0.249 (0.236)	1.844 (1.082)	- 0.854** (0.407)
實質有效匯率指數	0.079 (0.088)	0.132 (0.253)	0.025 (0.092)
產出成長率	0.885*** (0.243)	0.373 (0.345)	1.695*** (0.322)
匯率波動	- 0.807* (0.456)	- 2.858** (1.107)	- 0.624 (0.463)
油價波動	0.022 (0.022)	0.059* (0.030)	- 0.059 (0.049)
公部門投資	- 1.159*** (0.337)	- 1.186* (0.671)	- 1.810*** (0.380)
直接投資淨額	0.159 (0.164)	0.567 (0.362)	0.175 (0.169)
虛擬變數	- 14.849*** (2.628)	- 9.291*** (3.519)	- 20.017*** (3.468)
樣本個數	132	50	82

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

註 2：括號內為標準誤。

表十四、總體別穩健性測試結果

門檻值	一般迴歸模型		門檻迴歸模型	
			3.626 %	
		門檻以下	門檻以上	
截距項	-0.388 (3.317)	-2.726 (5.243)	-1.080 (4.659)	
落後一期民間投資率	0.685*** (0.093)	0.796*** (0.131)	0.457*** (0.116)	
落後二期民間投資率	-0.035 (0.113)	0.078 (0.174)	-0.080 (0.130)	
落後三期民間投資率	-0.170** (0.079)	-0.257* (0.140)	-0.016 (0.090)	
實質基準利率	0.177 (0.281)	0.965 (1.351)	-0.852* (0.491)	
實質有效匯率指數	0.027 (0.094)	0.291 (0.256)	0.005 (0.103)	
產出成長率	1.005*** (0.254)	0.414 (0.368)	1.797*** (0.353)	
匯率波動	-0.395 (0.510)	-1.296 (1.468)	-0.397 (0.536)	
油價波動	0.007 (0.023)	0.028 (0.035)	-0.076 (0.053)	
公部門投資	-1.233*** (0.342)	-1.360* (0.775)	-2.081*** (0.408)	
直接投資淨額	0.138 (0.167)	0.313 (0.331)	0.235 (0.190)	
虛擬變數	-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	128	50	78	

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

註2：括號內為標準誤。

第二節、產業別投資成因分析

前面小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。²⁴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，由第四章第三節資料敘述可知，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，因此本計畫將探討前三大產業別投資成因，以分析影響台灣投資因素。又由圖四可觀察到，近年來 ICT 產業之重要性快速上升，因此在穩健性測試中，我們在前三大產業別，再加入 ICT 產業進行分析；由於製造業與 ICT 產業之重疊性高，我們另外以 ICT 產業取代製造業，並與不動產及住宅服務業、批發及零售業共三個產業進行實證分析。

由於產業別資料為追蹤資料形式，故本小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模型，以及動態追蹤資料門檻模型分析。以下，我們首先探討前三大產業之基本實證結果，接著討論加入 ICT 產業的產業別投資成因。

（一）基本模型結果

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。台灣 1982–2015 年前三大產業的基本模型實證結果列於表十五。²⁵由一般動態追蹤資料模型結果可發現，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

²⁴ Guiso and Parigi (1999) 主張個別企業所建構之資料優於總體資料。

²⁵ 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。

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，我們以第三章第二節所介紹的動態追蹤資料門檻迴歸模型進行分析。由表十五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，故我們在下面小節考慮更完整模型。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。

(二) 完整模型結果

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。表十六為台灣 1982–2015 年前三大產業的完整模型實證結果。由表十六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 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，表十六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，表十六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；亦即，在經濟蕭條時，寬鬆貨幣政策之效果不彰，而在高成長與高利率時期，實施緊縮貨幣政策相當有效。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。

匯率對前三大產業投資的影響之實證結果，從表十六我們可以看到，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的現象，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的現象，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。

此外，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。對比圖五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變數對前三大產業投資皆為負向影響，惟效果不顯著。

(三) 考量 ICT 產業

由於近年來 ICT 產業之重要性快速上升 (見圖四)，因此我們合併前三大產業與 ICT 產業年資料進行實證分析。我們考慮動態追蹤資料一般迴歸模型與動態追蹤資料門檻迴歸模型分析 1982–2015 年台灣前三大與 ICT 產業年資料，實證結果列於表十七。首先，由表十七的一般迴歸模型結果可知，利率和匯率對產業投資都有顯著影響，其中，降低一個百分點的利率可以提升投資率達 1.319 個百分點，但是國內貨幣升值反而有助於提升投資。另外，公部門投資對民間投資有顯著負向排擠效果。

在門檻迴歸部份，由表十七的實證結果可知，加入 ICT 產業分析之利率門檻值不變，仍為 2.087 %。當利率高於此門檻值，利率對產業投資的影響為顯著負向；當利率低於門檻值，利率對產業投資為正向影響，利率與產業投資存在非線性的後彎關係，且貨幣政策對產業投資之效果僅在較高利率時期才有效。就匯率對投資的影響來看，我們也發現僅在高利率時期，匯率對 ICT 等產業投資有顯著影響，在低利率時期則無。由此可知，無論是使用利率或匯率作為貨幣政策，對前三大以及 ICT 產業來說，貨幣政策效果並不對稱。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。

由於製造業與 ICT 產業有高度重疊，我們也考慮將前三大產業中的製造業

以 ICT 產業取代，另外針對 ICT 產業、不動產及住宅服務業、批發及零售業三個產業別進行分析，實證結果如表十八。由表十八結果可發現，一般動態追蹤資料的結果並不穩健，利率與匯率在此時不具統計上的顯著影響。動態追蹤資料門檻迴歸模模的實證結果的實證結果則較為穩健，僅有匯率變數在利率門檻值以下顯著性提高，也就是，在低利率時期，國內貨幣貶值會提升國內投資。而較高利率時期的所有其他變數結果都和表十七相同。這顯示 ICT 產業較易受到匯率變數影響，在利率較低的時期，適當的貨幣貶值或許能提升 ICT 等產業的投資。

表十五、前三大產業動態追蹤資料基本模型結果

門檻值	一般迴歸模型	門檻迴歸模型	
		門檻以下	門檻以上
		3.137 %	
截距項	- 10.345 (8.342)	61.432 (77.554)	
落後一期投資率	0.000 (0.090)	- 0.137 (0.155)	0.119 (0.114)
實質基準利率	- 1.063* (0.636)	5.029 (3.513)	- 0.539 (0.862)
實質有效匯率指數	0.099 (0.088)	- 0.573 (0.755)	0.056 (0.122)
產出成長率	1.198*** (0.239)	0.931* (0.472)	1.371*** (0.285)
樣本個數	96	27	69

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

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 Arellano and Bond (1991) 提出的 GMM 估計方法。

表十六、前三大產業動態追蹤資料完整模型結果

門檻值	一般迴歸模型	門檻迴歸模型	
		2.087 %	
		門檻以下	門檻以上
截距項	- 9.094 (21.758)	315.074 (253.245)	
落後一期投資率	- 0.058 (0.090)	- 0.012 (0.209)	- 0.019 (0.117)
實質基準利率	- 1.599** (0.794)	11.301 (11.139)	- 2.261* (1.178)
實質有效匯率指數	0.232 (0.179)	- 2.414 (1.919)	0.416 (0.261)
產出成長率	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	93	21	72

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

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 Arellano and Bond (1991) 提出的 GMM 估計方法。

表十七、前三大與 ICT 產業動態追蹤資料完整模型結果

門檻值	一般迴歸模型	門檻迴歸模型	
		2.087 %	
		門檻以下	門檻以上
截距項	- 15.664 (20.007)	328.253 (211.842)	
落後一期投資率	- 0.075 (0.074)	- 0.146 (0.173)	0.030 (0.089)
實質基準利率	- 1.319* (0.703)	14.492 (9.331)	- 1.789* (0.946)
實質有效匯率指數	0.280* (0.161)	- 2.506 (1.616)	0.526** (0.215)
產出成長率	0.898*** (0.180)	0.124 (0.395)	0.878*** (0.169)
匯率波動	- 1.198 (0.779)	- 4.913 (6.801)	- 2.605*** (0.976)
油價波動	- 0.006 (0.042)	- 0.084 (0.126)	- 0.096 (0.063)
公部門投資	- 0.085* (0.049)	- 0.483 (0.655)	- 0.163*** (0.055)
直接投資淨額	- 0.278 (0.303)	- 0.163 (6.580)	- 0.792** (0.328)
虛擬變數	- 16.113*** (4.134)	- 9.627 (10.510)	- 18.506*** (5.502)
樣本個數	124	28	96

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

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 Arellano and Bond (1991) 提出的 GMM 估計方法。

表十八、ICT 等三大產業動態追蹤資料完整模型結果

門檻值	一般迴歸模型	門檻迴歸模型	
		2.087 %	
		門檻以下	門檻以上
截距項	- 8.310 (23.910)	407.745 (252.273)	
落後一期投資率	- 0.042 (0.091)	- 0.172 (0.193)	- 0.017 (0.113)
實質基準利率	- 1.254 (0.835)	15.556 (11.050)	- 1.980* (1.136)
實質有效匯率指數	0.231 (0.192)	- 3.192* (1.914)	0.482* (0.254)
產出成長率	0.741*** (0.224)	- 0.192 (0.471)	0.725*** (0.206)
匯率波動	- 1.053 (0.922)	- 4.111 (7.107)	- 2.557** (1.159)
油價波動	- 0.006 (0.050)	- 0.016 (0.149)	- 0.116 (0.077)
公部門投資	- 0.103* (0.059)	- 0.483 (0.655)	- 0.191*** (0.066)
直接投資淨額	- 0.294 (0.360)	- 3.310 (7.525)	- 0.766* (0.396)
虛擬變數	- 15.092*** (4.881)	- 10.017 (11.842)	- 15.750** (6.520)
樣本個數	93	21	72

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

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 Arellano and Bond (1991) 提出的 GMM 估計方法。

第六章、結論

本計畫探討影響台灣民間投資之因素，並兼論貨幣政策之角色。我們爬梳所有投資相關文獻，除將相關文獻做統整性的整理與分析，並建構出投資函數的變數，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之影響的文獻中，目前著重於非線性效果之討論，本計畫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。

上述結果在加入 ICT 產業後，其實證結果也相當穩健。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。本計畫因此建議，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，本計畫以嚴謹的計量方法分析影響台灣民間投資成因，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，將可收到預期的成效。值得注意的是，本計畫分析期間為 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。

參考文獻

- 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。
- 蔡玉時，2007，我國對外直接投資與國內民間投資關係之研析，*經濟研究*，第七期，頁 69–101。
- Abel, A.B., 1983. Optimal investment under uncertainty. *American Economic Review*, **73(1)**, 228–233.
- 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*.
- Glover, B., Levine, O., 2015. Uncertainty, investment, and managerial incentives. *Journal of Monetary Economics*, **69**, 121–137.
- 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.

Hartman, R., 1972. The effects of price and cost uncertainty on investment. *Journal of*

Economic Theory, **5(2)**, 258–266.

Hansen, B. E., 1999. Threshold effects in non-dynamic panels: estimation, testing, and

inference. *Journal of Econometrics*, **93**, 345–368.

Hassan, A.F.M.K., Salim, R.A., 2007. Determinants of private investment: time series

evidence from Bangladesh. *Economic Change and Restructuring*, **45**, 229–249.

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.
- Muthu, S., 2017. Does public investment crowd-out private investment in India. *Journal of Financial Economic Policy*, **9(1)**, 50–69.
- 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.
- Ojo, A.K., 2014. Interest rate policy and private domestic investment in Nigeria. *The Business and Management Review*, **5(1)**, 250–255.
- Opreana, A., 2013. A new approach of investment for the future economic policies. *Expert Journal of Economics*, **1**, 4–12.
- Pindyck, R.S., 1982. Adjustment costs, uncertainty, and the behavior of the firm. *The American Economic Review*, **72(3)**, 415–427.
- 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.

Tan, B.W., Tang, C.F., 2016. Examining the causal linkages among domestic investment, FDI, trade, interest rate and economic growth in ASEAN-5. *International Journal of Economics and Financial Issues*, **6(1)**, 214–220.

附錄一、考慮營利事業所得稅占 GDP 比率(總體別)

我們另外考慮營利事業所得稅占 GDP 比率於總體別完整模型中，結果如附錄表一。由附錄表一可發現，與原模型之結果，無論是影響方向與顯著程度皆完全相同，顯示本研究結果具穩健性。除此之外，營利事業所得稅占 GDP 比率對台灣民間投資之影響效果，不論是在一般迴歸模型，或是門檻迴歸模型皆不具顯著性，顯示營利事業所得稅占 GDP 比率非影響台灣民間投資之重要變數。

附錄表一、考慮營利事業所得稅(總體別)

門檻值	一般迴歸模型	門檻迴歸模型	
		3.588 %	
		門檻以下	門檻以上
截距項	-2.756 (2.432)	-8.040** (4.034)	-0.066 (3.560)
落後一期民間投資率	0.707*** (0.092)	0.803*** (0.130)	0.450*** (0.114)
落後二期民間投資率	-0.068 (0.110)	0.096 (0.177)	-0.057 (0.126)
落後三期民間投資率	-0.148* (0.076)	-0.224 (0.130)	-0.040 (0.087)
實質基準利率	0.169 (0.262)	1.201 (1.300)	-0.758* (0.427)
實質有效匯率指數	0.071 (0.089)	0.370 (0.260)	0.026 (0.094)
產出成長率	0.904*** (0.243)	0.445 (0.359)	1.658*** (0.319)
匯率波動	-0.791* (0.459)	-2.185** (1.052)	-0.669 (0.480)
油價波動	0.019 (0.022)	0.037 (0.031)	-0.051 (0.043)
公部門投資	-1.115*** (0.334)	-1.255* (0.696)	-1.914*** (0.386)
直接投資淨額	0.148 (0.165)	0.433 (0.291)	0.247 (0.187)
營利事業所得稅	-0.178 (0.312)	0.182 (0.375)	-0.628 (0.501)
虛擬變數	-14.745*** (2.666)	-9.515*** (3.604)	-18.944*** (3.576)
樣本個數	132	49	83

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

註2：括號內為標準誤。

附錄二、考慮遞延效果(總體別)

除了放入當期的總體變數之外，我們另外考慮了落後一期變數，替代當期變數，去捕捉其遞延效果，結果如附錄表二。由一般迴歸模型結果可發現，利率、匯率、油價波動、直接投資淨額等變數之影響效果同樣不具顯著性，不存在遞延效果。此外，相較於原結果，產出成長率與匯率波動之影響效果顯著性消失，顯示在台灣的民間投資模型中，產出成長率與匯率波動同樣不存在遞延效果。比較特別的是，公部門投資對台灣民間投資的影響效果從顯著負向變成顯著正向，不但顯現財政政策之遞延效果，更可說明政府實施擴張財政政策，雖然當前具排擠效果，然而長期會刺激投資。

接著從門檻迴歸模型可發現，門檻值從 3.626 % 略升至 4.034 %，接近實質利率之中位數。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。此外，產出成長率與匯率波動的影響效果顯著性消失，再次證實遞延效果不存在。油價波動在較高利率時期，對於台灣民間投資有顯著負向影響，公部門投資的增加，在較低利率時期可有效刺激民間投資，再次證實財政政策之遞延效果，以及長期之下擴張財政政策之正向效果。最後，不論是否考慮遞延效果，直接投資淨額皆對投資無顯著影響效果。

附錄表二、考慮遞延效果(總體別)

門檻值	一般迴歸模型	門檻迴歸模型	
		4.034 %	
		門檻以下	門檻以上
截距項	2.916 (2.377)	-1.968 (4.178)	8.386 (4.122)
落後一期民間投資率	0.898*** (0.094)	0.865*** (0.136)	0.742*** (0.147)
落後二期民間投資率	-0.107 (0.116)	0.003 (0.179)	-0.099 (0.155)
落後三期民間投資率	-0.207** (0.080)	-0.281** (0.131)	-0.177 (0.109)
實質基準利率	-0.116 (0.269)	0.428 (0.924)	-1.004** (0.501)
實質有效匯率指數	-0.055 (0.092)	-0.201 (0.227)	-0.067 (0.111)
產出成長率	0.155 (0.265)	0.043 (0.353)	0.403 (0.444)
匯率波動	-0.154 (0.483)	-0.680 (1.202)	-0.129 (0.561)
油價波動	-0.023 (0.023)	0.005 (0.034)	-0.235** (0.100)
公部門投資	0.858** (0.363)	1.454** (0.670)	0.342 (0.539)
直接投資淨額	-0.074 (0.174)	0.527 (0.360)	-0.136 (0.214)
虛擬變數	-10.850*** (3.099)	-14.726*** (4.326)	-12.635** (5.154)
樣本個數	131	58	73

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

註2：括號內為標準誤。

「影響台灣投資因素之探討—兼論貨幣政策的角色」委託研究計畫期中報告審查會會議紀錄

時間：民國 106 年 7 月 31 日下午 2 時至 4 時

地點：中央銀行第 2 大樓第 1102 會議室

主席：林處長宗耀

報告人：林馨怡教授（政治大學經濟學系）

出席：

評論人：徐士勛副教授（政治大學經濟學系）

李文傑助理教授（政治大學經濟學系）

經研處：林處長宗耀、林副處長淑華、吳副處長懿娟、蔡副處長炯民、程研究員玉秀、廖研究員俊男、劉研究員淑敏、蔡副研究員曜如、張副研究員天惠、許副研究員碧純、吳副研究員俊毅、鄭副研究員漢亮、李副科長美琴、林專員依伶、陳專員佩玗、莊專員萱如、朱專員浩榜、蕭專員宇翔、蔡辦事員釗旻

業務局：王專員曉敏、陳專員娟娟

外匯局：曹副研究員體仁

金檢處：侯研究員德潛、黃科長淑君、吳辦事員端霖

記錄：蔡辦事員釗旻

報告內容：詳附件

壹、評論人意見與報告人答覆：

徐副教授士勛：

- 一、 本報告擷取實質利率、實質有效匯率指數、油價波動性、匯率波動性、產出成長率、貿易開放性、公部門投資、實質工資共 8 個解釋變數試圖解釋對民

間投資率的同期影響，惟前提係要確定因果關係存在，惟該 8 個解釋變數在同期上不必然都會影響到民間投資率，可能存在反向的因果關係，例如：民間投資影響同期的產出成長率，因此，同期變數間之因果關係可能要再進一步確認。

- 二、 遞延效果的期數選擇，如，落後期之實質利率可能會影響到民間投資率，因此，在後續模型修正時，或可將遞延效果納入考慮。
- 三、 樣本期間為 1982 年至 2016 年，估計之實質利率門檻值為 3.588%，對照實際資料，自 2004 年後便處於低利率時期，意謂採行貨幣政策之效果可能不顯著，惟先進國家於全球金融危機後，即使處於低利率環境，亦仍採行寬鬆的貨幣政策來刺激經濟景氣，表示先進國家仍認為這些刺激性政策是有效的。另外，從經濟成長率來看，2000 年以前經濟成長率在 5% 以上，惟 2000 年以後經濟成長率則多落在 5% 以下，似乎顯示之經濟結構有所改變，因此，建議將結構性改變納入考量。

林教授馨怡答覆：

- 一、 有關因果關係的問題，我們使用 VIF 檢定確認是否存在共線性問題，並且使用 Durbin-Wu-Hausman test 進行內生性檢定。由檢定結果可看出不存在共線性問題與內生性問題，因此本研究並無針對此問題多加處理。如期末報告第 38 頁第 9 行、第 40 頁表十與第 41 頁第 4 行。
- 二、 由於本研究使用門檻迴歸模型估計政策效果，且資料筆數限制，模型設定若考慮利率、匯率與公部門支出之遞延效果將無法估計。若未來資料更為豐富，可考慮此遞延效果。
- 三、 同意評論人認為資料分析期間存在結構性轉變的問題，惟門檻迴歸模型屬非線性模型，且在本研究中使用利率作為門檻值的選擇基準，可以捕捉此結構性轉變。

李助理教授文傑：

- 一、 報告利用門檻迴歸計量模型得出有趣的實證結果，不論在總體及產業資料皆獲得利率對投資的後彎效果，並進一步發現台灣的貨幣政策對投資為非對稱之影響，當低利率時，寬鬆貨幣政策無效，當高利率時，緊縮貨幣政策有效。另實證結果亦指出，當低利率時，政府支出增加對民間投資不具排擠效果，當高利率時，政府支出增加對民間投資產生排擠效果。
- 二、 報告中之檢討與未來方向，將引進各行業放款除以 GDP 比率變數，並將其與總體利率交乘，以捕捉產業對利率敏感程度，但由於企業資金來源除銀行放款外，尚有股票市場籌資、發行公司債及自有現金流量等，可以考慮將放款以外的因素納入。
- 三、 文章可適度考量投資障礙，例如引入 Tobin Q 設定分析資本流通障礙是否應為政策關注點之一，有關該研究方法可提供林教授參考。
- 四、 本文提出財政政策以補足私部門投資成長不足狀況，就此建議之下，財政政策的 lag 效果可能為一政策參考重點，其採行及生效的時間差距以及真正牽引的投資成效乘數如何，或可為下一延伸計畫之重點。

林教授馨怡答覆：

- 一、 謝謝評論人對於本研究計畫結果的認同與總結。
- 二、 本計畫嘗試引進各行業放款除以 GDP 比率變數，並將其與總體利率交乘，以捕捉產業對利率敏感程度，惟結果並不穩健，無法確定此做法是否正確，故期末報告中並未列出。此外，股票市場籌資、公司債、自有現金流量等變數並無產業別資料，無法應用在產業別實證分析中。
- 三、 有關資本流通障礙變數的 Tobin Q 變數，經研究團隊確認，以及會後詢問評論人，確實並無產業別資料，無法應用在產業別實證分析當中。
- 四、 本研究計畫主要探討貨幣政策對台灣民間投資的影響效果，至於財政政策效果與投資乘數大小之探討，或可作為未來相關計畫之研究方向。

貳、本行同仁發言意見與報告人答覆(依發言順序記錄)：

林處長宗耀：

- 一、實質匯率與匯率波動性兩者計算方式似乎不同，實質匯率採用 BIS 公布之實質有效匯率指數，而匯率波動性則以新台幣兌美元之雙邊匯率為標的估計之 GARCH 來衡量，是否有其他考量原因？

林教授馨怡答覆：

- 一、謝謝指正，已參考林處長的建議，本研究關於匯率與匯率波動性變數皆一致採用 BIS 公布之狹義實質有效匯率指數進行實證分析，期末報告結果全部皆已更新。

黃科長淑君：

- 一、動態追蹤資料迴歸模型，已考量各產業固定效果，除該報告設定之解釋變數矩陣(如落後一期的民間匯率與利率、匯率波動性、產出成長率、工資及開放性程度等)外，政府在特定時點推出之獎勵產業投資方案(如制訂獎勵投資條例)，對提升產業投資率亦具有一定影響力，似可考量以虛擬變數之形式納入解釋變數。另國內獎勵投資條例對各期不同產業之投資效果可能不同，前揭動態迴歸模型不知可否捕捉該等產業投資效果之差異性。
- 二、解數變數「貿易開放性」之定義為進出口值/GDP，鑑於我國對進出口開放程度甚高，似可改稱「貿易依存度」較能表達該解釋變數與產業投資率之相關性。
- 三、配合行政院組織改造，主計處已改稱為主計總處，請一併修正資料來源，如第 22 頁第二段及第 24 頁 4 註 7 及註 8 等。

林教授馨怡答覆：

- 一、已參考黃科長的建議並向貴行索取獎勵產業投資方案等制度面改變資料，惟其無法量化為實證指標，因此無法應用在產業別實證分析當中。

- 二、 研究計畫於期末報告，參考 Campa and Goldberg (1999)，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，如期末報告第 28 頁第 11 行。由於此版本已無使用進出口總額占 GDP 之比率，無更動名稱之疑慮。
- 三、 謝謝指正，已於期末報告各處作修正。

侯研究員德潛：

- 一、 在前言第二段說明本文討論貨幣政策所扮演角色的原因之一是「貨幣機構在舉辦學術研討會上往往比財政機構來得積極」？不知可否以「貨幣市場變化較敏感且政策因應快速、受關注程度較高」等類似文字來修正。
- 二、 表一有關利率及公部門投資部分，其中 Ojo (2014)的結果皆與眾不同，雖然豐富了本表的多元性，但是可否加註說明「這是就奈及利亞的情況分析」，以便利解讀。
- 三、 台灣各產業特性並不相同，或許可以使用 Tobin's Q 來反映產業投融资由利率成本較高的間接融資(銀行貸款)，轉向較低成本股債市直接金融，建議考慮連同批發零售業將四大產業的實證結果分業估計及比較(就央行而言，政策變數如利率、匯率並不需要區分產業別)，或許可帶來更豐碩的成果。
- 四、 內生性及解釋變數之間具有相關性的問題，徐千婷 (2006)及徐千婷等 (2009)分別有不考慮及考慮匯率兩種版本；就利率平價理論來說，匯率與利率一定有關連，就計量方法來看，解釋變數同期及前後期間的相互關聯，會造成迴歸係數不容易具有統計顯著性，對本文結論有重要影響；在本文一般迴歸結果表十中利率與匯率確實也不顯著；表十一門檻模型的迴歸結果顯著的不多，較分歧；表十二動態追蹤模型的迴歸結果，雖然顯著的較多，但因為另外還有 ICT 與製造業具有重複計算共通企業的相關性問題，情況更複雜；不知道未來在期末報告是不是會處理這種問題。

林教授馨怡答覆：

- 一、 謝謝指正，已參考侯研究員建議，在期末報告前言適度修正，請見期末報告第 1 頁第 10 行。
- 二、 我們再次爬梳近期文獻，於期末報告補充利率影響投資的相關實證文獻，其中，Ehsani and Khatibi (2012) 針對伊朗，Ojo (2014) 針對奈及利亞，Gruber and Kamin (2016) 針對 OECD 國家共 26 國進行分析，三篇文章皆發現利率提高對投資有正向影響。
- 三、 同回覆李助理教授文傑的第三點，Tobin Q 變數並無產業別資料；此外，直接金融管道同樣無產業別資料，無法應用在產業別實證分析當中。至於分業估計的建議，受限於年資料樣本數不足，無法分別針對各個產業別進行門檻迴歸分析。
- 四、 同回覆徐副教授士勛的第一點，解釋變數間不存在高度相關，因此不另行處理。此外，於期末報告，本研究調整產業別分析對象，針對前三大產業別進行實證分析，僅在穩健性測試時額外考慮 ICT 產業或以 ICT 產業取代製造業，故無重複計算之問題。

蔡副研究員曜如：

- 一、 討論貨幣政策對投資之影響，除了利率管道外，尚可探討信用管道對民間投資的影響及不同時期之差異。
- 二、 影響企業投資的不確定性因素，除了國際油價、全球經濟情勢變動外，尚包括產業政策與兩岸關係等政經不確定性(例如，營建相關產業投資受住宅政策影響，觀光休閒產業投資則受兩岸關係變動影響)，建議林老師斟酌納入相關變數之可能性。
- 三、 由於工業與服務業的投資屬性有別，建議可分別考量較易呈現相關變數對投資之影響，並可進一步探究產業結構變化，相關變數對投資影響程度之差異。不動產及住宅服務業含約 8 成之住宅服務(包括出租與自用設算)，

惟該類服務多非新增投資。為衡量營建相關投資變動情形，建議整併營造業與不動產及住宅服務業，較能反映營建投資變動情形。

林教授馨怡答覆：

- 一、 我們嘗試放入主要金融機構對民間部門放款變數作為衡量信用管道之代理，惟效果不顯著且不穩健，因此不考慮放入最終模型作為解釋變數。
- 二、 期末報告中，總體別分析考慮政策不確定性衡量兩岸政經不確定性，惟中國政策不確定性與全球政策不確定性資料期間皆過短(中國政策不確定性資料始於 1995 年，全球政策不確定性資料始於 1997 年)，參考蔡副處長的建議，放入美國政策不確定性，控制國際的政經不確定性因素，如期末報告第五節實證結果。
- 三、 由於各個產業別投資比重差異極大，本研究計畫僅挑選前三大產業別進行分析，且前三大產業別合計投資比重已超過六成，其餘產業別投資比重皆未達百分之五(營造業投資占比僅 0.79%)，未免模糊焦點，故不考慮加入其餘產業別進行分析。

陳專員娟娟：

- 一、 報告中採用台灣五大銀行基準放款利率的時間數列，惟該時間數列在 2003 年前係指基本放款利率，由於基本放款利率與基準放款利率二者本質上有所差異，導致 2003 年二者在資料銜接上形成大幅的差距。

劉研究員淑敏：

- 一、 該資料的時間數列在 2003 年前為基本放款利率，後來因基本放款利率明顯呈現向下僵固性，無法真實反映市場放款利率走勢，因此，改以基準放款利率呈現，二者在資料銜接上確實有缺口存在。為此，經研處曾與業務局陳局長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，以延展放款指標利率之樣本時點，會後再將該資料提供給老師參考。

林教授馨怡答覆：

- 一、 謝謝指正，已參考陳專員建議，並向劉研究員索取平滑連接過後的利率，進行研究。期末報告同時使用不同利率作為總體別實證結果的穩健性測試，如期末報告第五章第一節第三部分。

蔡副處長炯民：

- 一、 關於不確定性或可參考美國的 EPU 不確定指數，可在模型中加入該變數。另外，或可採用不同的樣本期間進行估計，以解決結構性問題，而廠商海外生產比可能會造成結構性改變，亦可再做考慮。
- 二、 台灣是出口導向的國家，產業的投資可能主要受外需牽動，當然以 $(X+M)/GDP$ 作為代理變數亦可，不過可以試著加入代表外需的走勢變數，如全球貿易成長率重新評估結果。
- 三、 無論係 BIS 編製或係採用央行內部資料的資料走勢差異不會過大，可能可以試著採用同樣的樣本期間重新估計，或許結果會顯著。
- 四、 您提到投資占 GDP 在 30% 以下會影響到經濟成長率，不知是引述自哪篇文獻？就我所知，美國的投資占 GDP 大約在 20% 左右甚至更低，至於韓國大概都有 30% 左右，而台灣目前則降至 22%~25%。

林教授馨怡答覆：

- 一、 謝謝建議，已參考蔡副處長建議，於期末報告總體別實證模型加入美國 EPU 不確定指數，作為穩健性測試。結構性改變問題同回覆徐副教授士勳第三點答覆。海外生產比因為資料期間過短(始於 1999 年)，無法應用在實證分析當中。
- 二、 本研究計畫以總體別模型設定為基準，再進一步推廣至產業別模型設定。WTO 與 IMF 皆有全球貿易成長率資料，惟兩者提供的季資料之資料期間皆過短(WTO 提供的全球貿易成長率季資料始於 2005 年，IMF 提供的全

球貿易成長率季資料始於 2010 年)，於總體別資料無法使用門檻迴歸進行分析。

三、 曾嘗試以與徐千婷 (2006) 相同的樣本期間重新估計，惟結果仍不顯著，可能係因本研究計畫採用的模型設定與徐千婷(2006) 採用的模型設定不同所致。

四、 於世界銀行資助的成長與發展委員會 (Commission on Growth and Development) 於 2008 年的成長報告書指出，全球經濟高度成長國家的共通點之一，投資占比皆達 25% 以上。見

<http://documents.worldbank.org/curated/en/120981468138262912/pdf/449860PUB0Box3101OFFICIAL0USE0ONLY1.pdf>。

劉研究員淑敏：

一、 主辦科感謝林教授與兩位評論人(徐教授與李教授)撥冗參與期中報告審查會，期末時仍須兩位參與審查，預計舉辦時間約在 11 月中、下旬或 12 月上旬。

二、 會後本科會將期中會議評論記錄與本處同仁之意見提供予林教授參考，請林教授酌參辦理，於期末報告中加以呈現。

「影響台灣投資因素之探討—兼論貨幣政策的角色」委託研究計畫期末報告審查會會議紀錄

時 間：民國 106 年 11 月 30 日上午 10 時至 12 時

地 點：中央銀行第 2 大樓第 B602 會議室

主 席：林處長宗耀

報告人：林馨怡教授（政治大學經濟學系）

出 席：

評論人：徐士勛副教授（政治大學經濟學系）

許育進副研究員（中央研究院經濟研究所）

經研處：林處長宗耀、吳副處長懿娟、蔡副處長烱民、汪研究員建南、廖研究員俊男、劉研究員淑敏、蔡副研究員曜如、張副研究員天惠、吳副研究員俊毅、李副科長美琴、蔡辦事員釗旻

業務局：王專員曉敏、陳專員娟娟

金檢處：侯研究員德潛、黃科長淑君、吳辦事員端霖

記 錄：蔡辦事員釗旻

報告內容：詳附件

壹、評論人意見與報告人答覆：

徐副教授士勛：

- 一、 有關央行在低利率的時期促進民間投資率的政策工具建議，綜合研究團隊的分析結果：（1）針對總體的民間投資率，以利率作為貨幣政策時，在低利率時期，貨幣政策沒有顯著效果，在較高利率時期，貨幣政策有效，而匯率的影響並不顯著；（2）針對各產業的投資率而言，低利率時期，利率對投資無顯著影響，而較高利率時期，利率下降會顯著刺激民間投資上升，而匯率對投資則有顯著效果，因此在較高利率時期，應使用利率作

為政策工具，在較低利率時期，則應使用匯率作為政策工具。

由於當前我國處於低利率的狀態，若以振興或促進民間投資率為目標，則此研究成果顯示，央行唯一可能有效的工具為匯率。然而，我國匯率一向由市場決定，央行並不干涉外匯市場自由運作。因此，根據此研究成果以及客觀的國際環境，我們是否可推論，在此民間投資持續不振的當前環境中，貨幣政策的效果相當有限，似無有效的政策工具可用？

- 二、 一般而言，政策工具與不確定性對投資率影響具有遞延效果，惟在模型中，僅投資成長率的落後 3 期變數被納入模型的解釋變數中，其餘變數皆無考量落後期的影響，換言之，在目前模型設定下，似直接否定了政策工具變數與不確定性因素對於投資成長率的遞延效果存在的可能性，此假設是否周延或合理？是否有文獻討論或是統計結果可支持？由於涉及本研究基本模型設定，因此建議相關解釋變數的選取原則應在報告中有更清楚的說明，給予讀者完整的資訊。
- 三、 由於資料限制，建議可以採用落後 1 期取代當期，以觀察遞延效果是否存在。另外，其他建議則有書面資料提供林老師參考。

林教授馨怡答覆：

- 一、 本研究之實證結果確實發現，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，維持金融市場秩序，是目前央行所能提振投資的最好方法。
- 二、 關於模型設定，因為文獻（Gruber and Kamin (2016)、Jones and Tuzel (2013) 等）均考慮當期，加以資料限制，故僅放入當期變數。當然遞延效果確實非常重要，我們參考您的建議以落後 1 期取代當期再重新估計結果，實證結果如結案報告附錄二。

許副研究員育進：

- 一、 報告中的結果相當有趣，惟就我的專長，主要針對計量模型做評論：報告

第 22 頁的模型撰寫似乎係筆誤，惟實證結果的門檻估計值均屬合理，因此，在程式撰寫上應該無誤，請林老師進一步確認。

二、 報告中第 21 頁，

$$\left(\hat{\alpha}_0(\gamma_r), \hat{\beta}_1(\gamma_r), \hat{\beta}_2(\gamma_r)\right) = \min_{\alpha_0, \beta_1, \beta_2} \sum_{t=1}^T \sum_{i=1}^N e_{it}^2$$

該模型寫法，建議寫成

$$\left(\hat{\alpha}_0(\gamma_r), \hat{\beta}_1(\gamma_r), \hat{\beta}_2(\gamma_r)\right) = \arg \min_{a_0, b_1, b_2} \sum_{t=1}^T e_t^2(a_0, b_1, b_2; \gamma_r)。$$

三、 對於模型表達方式建議將 α_j^1 、 α_j^2 上標，改以下標方式表達為 α_{1j} 、 α_{2j} ，避免讀者誤解為平方項。

林教授馨怡答覆：

- 一、 謝謝指正，報告中模型撰寫確實為筆誤，已於結案報告第三章作修正，但程式上撰寫無誤。
- 二、 謝謝指正，已於結案報告第三章作修正。
- 三、 謝謝指正，已於結案報告第三章作修正。

貳、本行同仁發言意見與報告人答覆(依發言順序記錄)：

蔡副處長焯民：

- 一、 針對剛剛報告中提到從圖形來看，利率似乎存在結構性轉變，惟投資似乎看不出來結構性轉變，但是我覺得如果採用移動平均計算投資率，應該可以看的出來。
- 二、 看到這個實證結果很高興，因為我們之前就一直跟總裁報告，也許台灣的投資需求曲線存在一個後彎現象，即低利率時，降息對投資沒有顯著的效果；而高利率時，升息對投資有顯著地抑制效果。因為國外存在此一現象，那麼台灣應該也是有類似情形。
- 三、 針對雙邊匯率與實質有效匯率，例如，新加坡採行釘住名目匯率制度，在

某些時間觀察到，新幣兌美元匯率波動大於新台幣兌美元匯率波動，惟新加坡的 NEER 波動小於台灣的 NERR 波動。新台幣實際上係釘住美元，我個人偏好選擇用雙邊匯率配適匯率波動度，因為，當美國實施 QE，造成美元貶值與亞洲國家貨幣升值時，倘若其他貨幣升值幅度大於新台幣，則台灣的 REER 會指出新台幣為貶值，惟相對於美元而言，新台幣係處於升值情形。相反地，當新台幣貶值，我們不希望像歐元、日圓重挫時，不希望貶值幅度過大，則台灣的 REER 反而指出新台幣為升值，惟相對於美元而言，新台幣係處於貶值情形。因此，實質有效匯率指數與雙邊匯率的方向有時會不同，而雙邊匯率比較符合央行的政策，我們能做的也只是這樣。

林處長宗耀：

- 一、 所以，請林老師就針對雙邊匯率為主，另外，於報告中可以在附註說明有採行多邊匯率配適匯率波動度，再重新估計結果，惟部分實證結果與經濟直覺、文獻與技術(如截距項過大等)上不符。另外，可考慮試著加入新變數，如稅賦(即公司營利事業所得稅)，重新進行模型估計。

林教授馨怡答覆：

- 一、 謝謝指正，已確認結案報告中無投資看不出結構性轉變等相關敘述。
- 二、 謝謝蔡副處長對於本研究計畫結果之認同。
- 三、 感謝處長與蔡副處長的意見，已在結案報告中將匯率波動性變數改以雙邊匯率計算，實證結果如結案報告第五章之內容。另外我們也考慮稅賦變數之影響效果，如結案報告附錄一。

侯研究員德潛：

- 一、 首先是(頁 4)第一段「在維持物價與金融體制穩定的前提下，促進經濟成長」，建議剔除「體制」修正為「在維持物價與金融穩定的前提下，促進經濟成長」，因為在目前以及未來，遵循國際規範的相關金融體制改革，

仍將持續進行。

- 二、其次是(頁 3)的政策建議，第一段最後「在較低利率時期，以利率作為貨幣政策工具沒有顯著效果，此時應使用匯率作為貨幣政策工具」，原則上「匯率干預」是很敏感的議題，央行一向強調尊重外匯市場供需機能，由於實證結果中實質有效匯率指數大致對產業別(特別是 ICT)具有顯著影響(頁 53 表十七，及雙邊匯率波動表)，文字部分建議修正「惟匯率對產業(特別是 ICT)具有顯著影響，維持幣值穩定有助投資」

林教授馨怡答覆：

- 一、 謝謝指正，已參考侯研究員建議，於結案報告前言作修正，請見結案報告第 4 頁第 1 行。
- 二、 謝謝指正，已參考侯研究員建議，於結案報告作修正，如結案報告第 57 頁第 7 行。

黃科長淑君：

- 一、 會後將書面意見提供林老師參考。

劉研究員淑敏：

- 一、 主辦科感謝林教授與兩位評論人(徐副教授與許副研究員)撥冗參與期末報告審查會。
- 二、 感謝林教授在前一天收到經研處期末報告書面審查意見後，便在今天針對該意見進行回覆。請林教授於結論部分針對貨幣政策的角色多做探討與補充。
- 三、 若林教授欲延期，須於結案日(明年 1 月底)前一個月提出。此外，請林教授於結案報告完成後，撰寫一至二頁的非技術性摘要供參。
- 四、 會後本科會將期末會議記錄與金檢處同仁之意見提供予林教授參考，請林

教授酌參辦理，於結案報告中加以呈現。

參、會後補充意見(經研處)

一、資料與模型

- (1) 有關「對外直接投資」因素(見第 12、13、15、31、32、37 頁等)：由於「國人對外直接投資」與「外人直接投資」(Foreign Direct Investment, FDI)對國內投資之影響效果不同，本文似宜釐清有關「對外直接投資」之說明或相關變數，是指國人對外直接投資或外人對內直接投資。經查本文引述之 Tan and Tang(2016)與 Chen et al.(2017)均係指 FDI 對國內投資之影響。台灣早期經濟發展亦受外援與外人直接投資影響，惟近年外人來台直接投資明顯減少，恐影響國內投資動能。

作者答覆：

謝謝指正，本研究使用的對外直接投資變數，係屬「外人直接投資」扣除「國人對外直接投資」之「直接投資淨額」，已於結案報告作修正，如結案報告第 29 頁第 18 行與第 31 頁表四等。

- (2) 第四章有關民間投資占整體投資比率乙節(見第 23-25 頁)，本文以實質固定資本形成毛額計算占比(見第 24 頁圖一與圖二)，建議參考主計總處計算國民生產毛額分配比重方式，改以名目金額計算；有關民間投資成長率(簡稱民間投資率)則維持以實質金額計算。

作者答覆：

謝謝指正，已於結案報告中將其修正為對名目 GDP 比率，如結案報告第 23 頁第 3 行與第 24 頁圖一

- (3) 請研究團隊補充說明，月頻資料如何轉換成季頻資料，如匯率波動性、油價波動性與利率等。

作者答覆：

本研究所有季(年)頻資料皆為月頻資料以簡單平均轉換而成，已於結案報

告中補充說明，如結案報告第 31 頁註 2。

- (4) P.36 提及單根檢定力較低部分，建議研究團隊可改以 ADF-GLS 或 MZ-GLS(詳 Ng and Perron, 2001)之說明，避免 ADF 產生的低檢定力與過度拒絕虛無假設的問題。

作者答覆：

雖以 ADF-GLS 或 MZ-GLS 可以避免檢定力較低的問題，但是仍會出現檢定結果不一致狀況，故是否值得使用，仍需嘗試才能得知。

- (5) 本文設定一個利率門檻的投資函數模型，惟本文並未檢定門檻效果是否存在?因此也無從判斷以門檻模型分析是否合理。

作者答覆：

本研究使用 Bai and Perron (1998) 之門檻檢定，由於本研究門檻效果檢定結果不一，故我們未提供門檻檢定結果，而是建議參考 Chetty (2007) 的理論文獻，使用門檻迴歸模型捕捉影響投資的非線性效果，由實際資料中，尋找門檻值，此做法應較適合目前之研究目的。

- (6) 本文之總體一般迴歸模型未能顯示利率與匯率的顯著影響，實則定態 (stationary)變數間的短期關係很難求全，也常是各種期數落差關係的嘗試組合結果。根據 p.36 的陳述，除利率被視為定態外，其餘變數均為明確測試為定態。但利率常為 trend stationary，要將有 trend 之變數和其他定態變數一起估計，似放入 trend 為解釋變數估計。

作者答覆：

本研究中，台灣利率並非常為 trend stationary，這可由報告中單根檢定結果得知。使用 ADF 單根檢定與 PP 單根檢定 trend stationary，兩者結果並不一致，故不考慮對利率變數進行差分或放入 trend 變數。

- (7) 圖四 1995-2000 年間 ICT 產業投資的大幅上揚，與促進產業升級條例對創投股東的稅務減免，與工研院人才技術 spin-off 造成創投業蓬勃發展有密切關係。

作者答覆：

謝謝您的建議，建議貴行未來研究計畫可朝此方向思考。

- (8) p.30 指出 REER 歷年平均為 120.81，顯示我國匯率過去有高估情況。但各時點的均衡匯率隨基本面因素變動而不同，均衡匯率本身也可有大幅的變動，似不宜以歷年平均值作為判斷匯率高低估的根據。

作者答覆：

我們同意您的建議，已在結案報告中採納您的意見，刪去該段文字，如結案報告第 30 頁第 10 行。

- (9) 表四貿易開放性(進口)的定義與 Campa and Goldberg (1995, 1999)主要考慮的「進口生產要素開放性」不同，後者為進口生產要素占總生產成本之比重，由產業 input-output table 算出。基此，表十四之貿易開放性(進口)與匯率之交乘項是否恰當？

作者答覆：

這是本研究之限制，由於無產業別貿易開放性變數，我們曾嘗試實際計算產業別貿易開放性，但無法得到所需資料，故本研究使用總體別貿易開放性作為替代變數。

二、總體投資成因分析

- (1) 本文有關總體別實證模型涵蓋 1982 年第 1 季至 2016 年第 4 季資料，因台灣產業逐漸轉型，其間涉及多項政策或制度性變革，惟本文未考量政策或制度面因素，實證結果恐高估實質利率門檻(如第 39 頁之基本模型實質利率門檻 3.588%；第 40 頁之完整模型實質利率門檻 3.626%)，致使 93 年以來，銀行基準放款利率均低於利率門檻。

作者答覆：

此建議十分重要，但由於政策或制度面因素無法量化為實證指標，因此無法應用在本計畫實證分析當中。

- (2) 本文實證結果顯示，「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排擠效果(見 P.40)」，似無法呼應當前政府推動擴張性財政政策目的

作者答覆：

此為本研究實證結果的一部分，至於財政政策之確切效果有待後續深入研究。

- (3) 表十二與表十三結果中，門檻變數分別為實質利率與實質平滑利率，門檻值分別為 3.626%與 2.52%，惟門檻值以上與以下的樣本數卻為 50、82 與 49、83，因觀察圖五，似乎門檻值的個數可能會有點差異，請確認是否正確。

作者答覆：

由於使用的利率變數不同，門檻值以上與以下的樣本數不同屬正常現象。我們再次確認無誤。

- (4) 表十四穩健性結果，在門檻值以上，貿易開放(出口)與匯率的交乘項為正，表示貿易(出口)開放程度愈高，匯率上升(升值)有助投資，似乎與文獻或台灣現象不符，請補充說明其意義。

作者答覆：

參考 Campa and Goldberg (1995, 1999) 之解釋，匯率上升有助投資，代表台灣具有進口生產要素開放性較高的現象。而所謂的出(進)口生產要素開放性定義與一般出(進)口貿易開放程度之定義不同，故是否與文獻或台灣現象不符，將需再深入討論。

三、 產業別分析

- (1) 本文依 2015 年各產業別固定資本形成毛額比重，選取前三大產業(製造業、批發零售業、不動產及住宅服務業)與 ICT 產業，其中製造業與 ICT 產業投資以機器設備投資與智慧財產投資為主，批發零售業與不動產及住宅服務業為服務業之投資金額則以營建工程投資為主。由於投資屬性有

別，可能影響相關變數對投資決策之影響，似宜補充說明。

作者答覆：

我們同意您的看法，但投資屬性為何，其判斷標準及相關資料取得等問題，已非本研究計畫之範疇。

- (2) 有關不動產及住宅服務業的角色(見 P.33)，不動產及住宅服務業為重要內需產業，但因不動產及住宅服務業的固定資本形成毛額多數為設算之出租與自用住宅服務，投資性質與製造業與批發零售業投資不同，加以近年因住宅存量累增，不動產業者減量經營，致投資率趨緩。此為該產業合理調整現象，但非為近年台灣投資不振的關鍵原因。

作者答覆：

本計畫根據主計總處提供之不動產及住宅服務業的資料及數據說明並作初步判斷，至於下滑之可能成因，以及此現象是否合理，並非本研究計畫之範疇。

- (3) 表十六與表十七分別為「前三大產業」以及「前三大與 ICT 產業」結果大致一致，惟前後說明需注意。如 P.49 說明表十六結果，前三大產業在低利率時期，貨幣政策無效；利率高於 2.516%，利率對投資有效。P.50 說明表十七結果，貨幣政策對前三大與 ICT 產業有效(低利率與利率高於 2.516%)。

作者答覆：

謝謝指正，已於結案報告之產業別實證結果內容，清楚說明分析之產業別群組為何。

- (4) 表十六、十七與十八結果中，在門檻值以下，匯率波動性之係數皆為正，是否意味匯率波動愈大(不確定性愈大)，反而有助投資？再者，匯率波動性亦由不顯著轉為正向顯著且估計值頗大，請補充說明其意義。而表 16-18，門檻迴歸估計結果並未完整陳列截距項(門檻以上為缺漏值)，且門檻以下截距項之估計結果亦與一般迴歸模型估計結果差異頗大。另外，為何

表 16-18 的門檻值均相同，但觀察值個數卻不一樣。

作者答覆：

謝謝指正，惟在結案報告中改採雙邊匯率計算匯率波動性後，已無此問題。

另外，由於分析的產業別個數不同(表 16 為前三大產業，表 17 為前三大與 ICT 產業，表 18 為 ICT 等三大產業)，因此觀察值個數不同。

- (5) 在大部分實證結果(產業別與總體別，除了表十七與十八)中，在利率門檻值以下，實質利率係數雖為正，但不顯著；在門檻值以上，實質利率為負顯著。係數不顯著，其實就等於 0，這樣結果一般稱為不對稱效果，而非作者強調的 Chetty 後彎理論，請作者補充說明。

作者答覆：

在利率門檻值以下，實質利率係數為正但不顯著，其 p 值約為 0.15，亦即門檻值以下，利率對投資之正向影響效果較平緩，不代表完全無影響效果，故本計畫仍將視之為符合 Chetty 後彎理論。

- (6) P.48，利率高於門檻值，利率對產業投資為負向影響，而低於門檻值則為正向影響，因此符合非線性後彎關係。但兩者均統計不顯著，據以說明具後彎關係，理由太牽強。

作者答覆：

理由同上題之回覆意見。

- (7) P.49 提及「較低利率時期，以利率做為貨幣政策工具沒有顯著效果，此時應使用匯率作為貨幣政策工具」，此句恐應有所保留，畢竟用總體資料並未發現匯率對投資有顯著正向效果，且前三大產業，在利率門檻值 3.137% 以下為負向不顯著(見表十五)。建議此句可改為「...，此時匯率或可作為貨幣政策工具」。

作者答覆：

謝謝指正，已參考建議，於結案報告作修正，如結案報告第 57 頁第 7 行。

- (8) 本文多僅陳述實證結果，惟未探討可能的原因，並提出可能的解釋，如產

業面分析，表十七提及當利率高於 2.516% 門檻值時(P.50)，利率對產業投資影響為正，但並未說明何以利率高於門檻值，利率愈高，產業投資會增加。

作者答覆：

謝謝指正，此段敘述屬筆誤，已於結案報告作修正，如結案報告第 50 頁第 15 行。

- (9) 貿易開放度對投資的影響，係參考 Campa and Goldberg(1999)，惟該文主要是針對產業資料研究，而本文在產業別分析卻未放入出口及進口開放性 (=產業別出進口/產業別 GDP) 與匯率的交乘項，若時間許可，建議可將此變數納入處理。

作者答覆：

這是本研究之限制，由於無產業別貿易開放性變數，我們曾嘗試實際計算產業別貿易開放性，但無法得到所需資料，故本研究使用總體別貿易開放性作為替代變數，未來若時間允許，將再將此變數納入處理。

- (10) 產業前三大不宜加入 ICT 產業作為一類別估測，因樣本重複。即使僅作為穩健性測試，因結果會有偏誤似亦不宜。

作者答覆：

加入 ICT 產業僅提供穩健性測試參考，非本研究之主要結果。

四、 其他

- (1) P.50 第二段「當利率高於此門檻值，利率對產業投資的影響為正向；當利率低於門檻值，利率對產業投資為負向影響」→「當利率高於此門檻值，利率對產業投資的影響為負項；當利率低於門檻值，利率對產業投資為正向影響」。

作者答覆：

謝謝指正，此段敘述屬筆誤，已於結案報告作修正，如結案報告第 50 頁第 15 行。

- (2) 各國央行之政策目標不同，部分未含維護金融穩定目標。本文提及「在維持物價與金融體制穩定的前提下，促進經濟成長為各國政府的重要目標」(見 P.4)，似宜酌予修正。

作者答覆：

謝謝指正，已參考建議，於結案報告前言作修正，請見結案報告第 4 頁第 1 行。

- (3) 有關「產出變動」因素之說明(如 P.2 與 P.11)：由於產出變動可能源自於需求因素或生產力因素，「產出需求變動」與「產出變動」意涵大不相同，惟本文引述相關文獻時，常有交替使用情形，似宜釐清或酌予修正。

作者答覆：

謝謝指正，已在結案報告中統一稱之「產出變動」。

- (4) P.3 第 1 段第 5 行與第 7 行、P.36 第 2 段第 3 行「做為」改為「作為」。

作者答覆：

謝謝指正，已在結案報告中各處統一將「做為」修正為「作為」。

- (5) P.3 第 1 段最後 1 行，則應使用利率為作為貨幣政策工具，贅字。

作者答覆：

謝謝指正，已校閱全文，無此贅字問題。

- (6) 近年，利率長期維持較低的狀態，而投資成長亦減緩，如同作者實證結果發現利率門檻以下，利率變動對投資沒有影響。從圖五來看，利率大約自 2003 年開始下降，或許作者可以 2003 年作為切點，採用一般迴歸模型進行實證，或許亦可證實低利率時代之利率對投資無效。

作者答覆：

由於 2003 年之後仍有某些時間利率高於門檻值，故不宜切割樣本進行實證分析。

- (7) 投資率在國民所得統計是專有名詞，其等於投資除以國民(內)所得毛額，

為避免混淆，建議直接以民間投資成長率稱之。同理，產業投資率宜一併修正。

作者答覆：

投資率係 investment rate 之直譯，為了簡化名稱，故統一以投資率稱之。

- (8) 請老師於撰寫回應會議上意見時，亦針對書面意見做簡單回應。

作者答覆：

貴處承辦單位說明期中報告時各局處的意見要在期末報告當天回應，不需有書面回覆。為了增加與各局處評論人對話之機會，我們將在結案報告中說明部份本回覆意見。

- (9) P.30 指實質有效匯率指數歷年平均為 120.81，顯示我國匯率過去有高估情況，惟基期年匯率未必是均衡匯率，故此僅能解讀為相對於基期年匯率升值，而不宜解讀為匯率高估。

作者答覆：

我們同意您的建議，已在結案報告中採納您的意見，刪去該段文字，如結案報告第 30 頁第 10 行。

- (10) P.31 「民間投資率」的定義與計算，遺漏了「民間」兩個字，即應為「民間」實質固定投資。

作者答覆：

謝謝指正，已在結案報告中進行修正，如結案報告第 31 頁表四。

- (11) P.41、P.47-P.50 提及公部門投資或利率下降一個百分「比」對投資率影響多少百分「比」，應改為百分「點」。

作者答覆：

謝謝指正，已在結案報告中統一將「百分比」修正為「百分點」。

- (12) P.44-P.46 表十二~十四解釋變數中的虛擬變數並未說明其定義或使用的原由。

作者答覆：

於期末報告中已進行說明，見期末報告第 38 頁第 3 行(同結案報告第 38 頁第 1 行)。

(13) 表十一至表十八 「一般」迴歸模型，建議改為「線性」迴歸模型，以與非線性門檻模型做對比。

作者答覆：

謝謝您的建議，惟實證上慣用一般迴歸模型之稱呼去說明。

(14) p.55 倒數第 5 行，民間投資下降而非上升。

作者答覆：

謝謝指正，已在結案報告中進行相關文字勘誤。

(15) p.55 倒數第 3 行，可寫成：「顯示執行貨幣政策並以產業投資為標的時」，意思較為清楚。前言(p.3 倒數第 6 行)也可做此調整。

作者答覆：

謝謝您的建議，已在結案報告中採用您的說法，並針對產業投資之闡述修正更精確。