

當前我國投資問題與實證分析*

徐千婷、陳琬如**

摘要

本文深入探究影響我國投資的主要因素，輔以實證分析，並研究1997年亞洲金融風暴是否造成民間投資產生結構性的變化，分析期間則為1982年第1季至2009年第1季。至於所採用的分析方法有兩種，第一個是共整合分析法，第二個是季節差分後的誤差修正模型(ECM模型)。

依本文的實證結果發現，無論就長、短期而言，我國的民間投資行為大致符合學理上的預期，其中，實質GDP與我國民間投資的長期關係為正向，與理論預期相符。其次，利率降低與新台幣貶值對於民間投資皆具有正面助益，這可能是因為我國為一出口導向型經濟體，台幣貶值將有助於出口產業獲利之提升，進而帶動我國產業的資本支出所致。此外就長期而言，實質銀行放款與投資的係數值符號為正，代表銀行信用數量與民間投資呈正相關。匯率波動程度與民間投資水準呈反比，亦符合大部份文獻的實證發現。公共部門投資的估計係數符號為負，可能是因為公共部門投資的擴張，對於民間投資將產生排擠效果。至於就短期動態而言，實質股價指數上揚時，對於民間投資行為將帶來正面的激勵。近年我國廠商外移至海外設廠投資，則對於我國的民間投資產生若干替代效應。代表亞洲金融風暴的虛擬變數，在估計結果中並不顯著，可能是因為我國受到1997年亞洲金融風暴的衝擊並不嚴重。實質銀行放款與投資變動、匯率波動、以及政府投資與公營企業投資之和等3個解釋變數的估計係數則均不顯著。

* 作者感謝經濟研究處嚴處長宗大、林副處長宗耀、陳副處長一端、林襄理淑華、吳研究員懿娟對本文提出的寶貴意見。此外，本刊匿名審稿人的費心審閱，在此一併致謝。本文所有論點皆屬個人意見，不代表所服務單位之立場。

** 徐千婷、陳琬如分別為中央銀行經濟研究處副研究員及二等專員。

壹、前言

我國的實質國內投資年增率，在1980年代平均達7.7%。1997年雖發生亞洲金融風暴，然在政府積極排除投資障礙，以及電信市場開放等有利因素下，全年實質國內投資年增率仍達10.9%，平均1990年代為8.8%。2000年以來，則陸續受全球景氣下滑、資訊科技產業投資泡沫、美國911恐怖攻擊、美伊戰爭及SARS疫情等不利影響，衝擊我國投資。此外，源自2007年8月美國次級房貸風暴之全球金融危機延續至2008年，並於該年9月隨著美國雷曼兄弟聲請破產保護而陷入新的混亂局面。在全球化發展之推波效應下，此次金融危機蔓延至境外，全球景氣明顯走緩，重創我國出口動能及製造業生產，民間投資更因而急速萎縮，致使2000年至2008年之平均實質固定資本形成毛額年增率不及1%。

由於投資為經濟成長活力的重要來源，具有提升當期經濟成長與厚植成長潛力的雙重效果，面臨第二次世界大戰以來最嚴峻之經濟情勢，如何提振投資，尤其是民間投資，成為各國政府關注的焦點，因此，本報告將深入探究影響我國投資的主要因素，輔以實證分析，最後提出建議作為政府相關單位之政策參考。在實證分析時，由於截至目前為止，對於影響投資行為的因素，看法相當分歧，造成這種分歧的原因之一是投資的

波動性較大，不易於模型化。因此本文先設定一條基本的民間投資函數，解釋變數包括國內生產毛額、信用、利率，及匯率等；此外，由於近十餘年來本國廠商赴海外(特別是中國大陸)投資相當盛行，而對外直接投資與民間投資為替代或互補關係並無定論，本文乃特別加入對外直接投資為解釋變數。至於所採用的分析方法有兩種，第一個是共整合(cointegration)分析法，第二個是季節差分後的誤差修正模型(error correction model, ECM模型)，係因我國的民間投資資料存在明顯的季節性，因此，以一般的一階差分型式進行估計，可能會導致估計上的偏誤，故本文利用季節差分的方式來進行ECM模型的估計，分析期間則為1982年第1季至2009年第1季。共整合分析法的主要特色是針對變數間的長期均衡關係進行研究，至於誤差修正模型則可以觀察變數間的短期動態關係，因此，採用這兩種方法，有助於我們同時觀察民間投資與其他經濟變數間的長期均衡與短期動態關係。

在分析架構上，本文於第二部分說明我國不同時期的國內投資，包括民間及公共部門投資，與外人來台直接投資與國人對外直接投資的概況。第三部分利用共整合與季節差分型式的誤差修正模型，討論影響民間投資之因素與實證結果，最後則為結語。

貳、投資發展趨勢

我國自1970年代中期以來，由於經常帳持續順差，致超額儲蓄(即國民儲蓄毛額與國內投資毛額相抵後的差額)規模龐大，國內資金存量充沛，投資所需資金完全不必仰賴國外。然出口快速擴展而進口增加緩慢，貿易順差不斷擴大，造成外部失衡；另一方面，公共投資不足，且民間需求疲弱，超額儲蓄不斷累積，導致內部失衡，在內外皆失衡情形下，1980年代末期經濟泡沫，股票、房地產價格及生產成本飆漲，投資環境急速惡化。為導正總體經濟失衡，政府因而加快推動經濟自由化，擴充公共建設，充實基本設施，改善投資環境，並鼓勵產業升級以為因應；這些措施成功的使得經濟恢復穩定成長。

1997年雖發生亞洲金融風暴，然我國在政府積極排除投資障礙，以及電信市場開放等有利因素下，全年實質固定資本形成毛額(國內投資)年增率仍達10.9%。大致而言，國內投資毛額占國內生產毛額(GDP)比例在1990年代皆維持在22%以上，至2001年則在全球景氣急速下滑、資訊科技產業投資泡沫，及美國911恐怖攻擊衝擊下，下滑至19.4%。2004年受國內外景氣穩定擴張，以及央行低利率政策激勵下，國內投資占GDP比例反彈為21.9%，全年經濟成長率達6.2%，其中國內投資貢獻率達3.6個

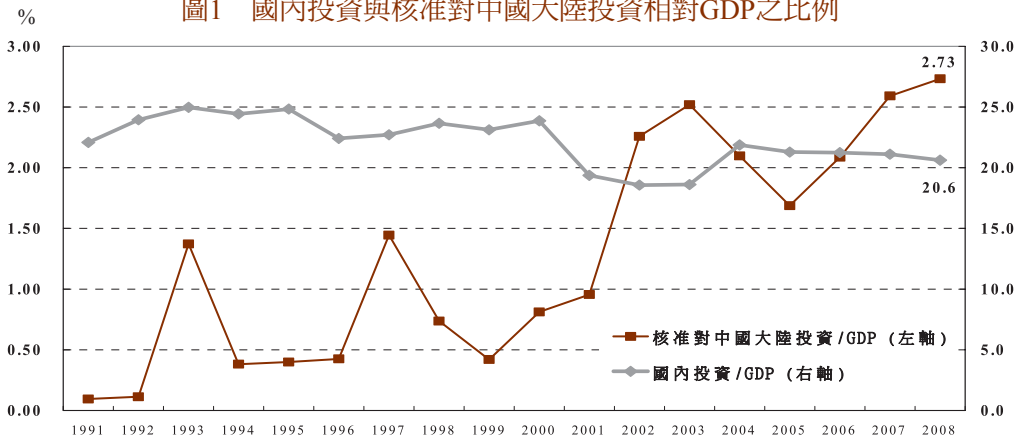
百分點。2008年國內投資占GDP比例仍達20.6%，惟對經濟成長率轉呈負貢獻1.98個百分點，其中民間投資與公共部門投資分為負貢獻1.95個與0.03個百分點，致全年經濟成長率僅0.1%。2009年第1季國內投資占GDP比例降至14.3%，對經濟成長率呈負貢獻5.18個百分點，係造成第1季經濟大幅衰退10.1%的原因。平均來說，2000年以來國內投資占GDP比例低於1990年代水準。

對外直接投資方面，我國在1980年代主要集中在投資在美國地區，惟伴隨國內勞工短缺、工資上漲以及新台幣升值，國內傳統勞力密集產業失去價格競爭優勢後，廠商開始將生產線外移至東南亞或中國大陸等成本較低的國家。1988年至1990年左右為第一波企業對外直接投資的高峰，2000年則為第二波高峰，外移的企業已不限於傳統勞力密集產業，而以電子業為主。其中對中國大陸投資方面，自2001年經濟發展諮詢委員會議將大陸投資由「戒急用忍」改為「積極開放、有效管理」後，不僅投資案件朝大型化發展，投資金額相對GDP比例亦漸增，與國內投資走勢相異(詳圖1)。

一、國內投資發展趨勢

我國在1980年代與1990年代的國內投資平均年增率高於7%，惟自2000年以來，受

圖1 國內投資與核准對中國大陸投資相對GDP之比例



資料來源：行政院主計處。

經濟部投資審議委員會編「中華民國歷年核准華僑及外國人投資、國外投資、對中國大陸投資統計年報」。

到資訊科技產業投資泡沫、美國911恐怖攻擊、SARS疫情，以及2008年全球金融危機等衝擊之影響，平均實質年增率不及1%。同時亦由於服務業占GDP比例已超過70%，在服務業的資本密集度較低、對大規模投資的需求較少之下，2000年代的投資金額占GDP比例逐漸下降。其中，民間投資方面，平均實質年增率在1980年至1999年期間高達10%左右，2000年至2008年平均僅3%；就民間投資占GDP比例觀察，1980年代與1990年代分別為12%與14%，2000年至2008年仍高達15%。

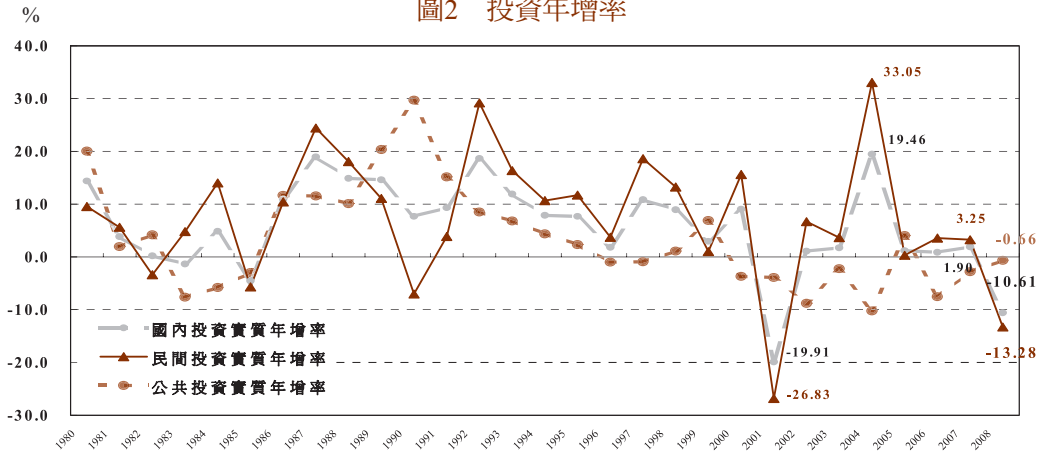
就公共部門(包括政府及公營事業)投資觀察，平均實質投資年增率在1980年至1999年期間約7%左右，2000年至2008年平均則降至負4%。在⁽¹⁾主要公共建設投資案透過BOT(Build/Operate/Transfer)方式轉為民間投資，⁽²⁾政府為追求財政健全而採行稅制改革，減少公共支出，⁽³⁾大型公共投資計畫工

程推動遲緩，以及⁽⁴⁾部分公營事業民營化等因素影響下，公共部門投資自1996年以來呈負成長趨勢。此外，就公共部門投資占GDP比例觀察，1980年至1999年期間多介於7%與15%之間，2000年開始逐漸下滑，至2008年僅占5%左右(詳圖2與圖3)。以下僅就國內投資發展，依1997年亞洲金融風暴為分界點說明如下。

(一) 1995年至1997年亞洲金融危機時期

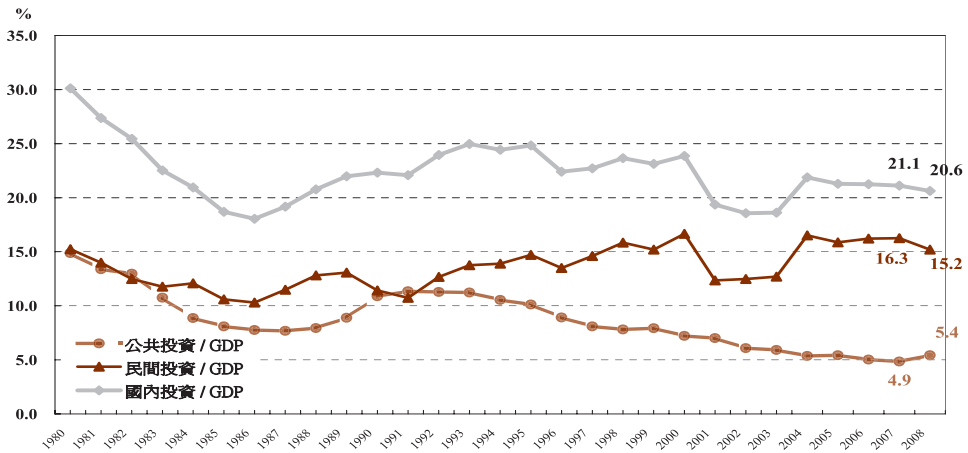
1995年實質國內投資與民間投資分別成長7.7%與11.7%，主要係因國內產業逐漸朝資本與技術密集型態調整，民間製造業中、大型投資案增多，益以政府積極鼓勵外商高科技產業來台合作投資所致。此外，公營事業投資受民營化及執行進度落後影響呈負成長，政府投資則在公共工程推動下持續成長，惟進度落後導致成長幅度趨緩，合計公共部門投資實質成長2.3%。1996年由於國際貿易成長趨緩及全球電子業景氣滑落，出

圖2 投資年增率



資料來源：行政院主計處。

圖3 投資相對GDP之比例



資料來源：行政院主計處。

口訂單接單不順，致出口相關產業投資成長減緩；內需產業投資受中國大陸軍事演習等影響亦觀望不前，全年實質民間投資僅成長3.7%。公共部門投資則在公共工程進度落後下衰退1.0%，合計全體國內投資僅微幅成長1.8%。

1997年我國政府投資受豪雨不斷影響下，工程進度落後，所幸內需順暢，廠商投資意願明顯回升，加以股市活絡，方便企業

透過證券市場取得資金，擴充產能；另一方面，政府亦積極排除投資障礙，許多民間重大投資案陸續動工，加上電信市場開放等有利因素，因此雖然第4季受亞洲金融風暴衝擊，致我國金融面受到干擾，惟實質面表現依然出色，尤其民間投資在國內大型投資計畫持續推動及民用航空器進口金額龐大之帶動下，全年仍實質成長18.6%。公共部門投資方面，雖然政府加速公共工程發包，預算

執行率提高，惟在公營事業民營化既定政策下，續呈負成長。

(二) 1997年亞洲金融風暴以後

1. 1998年至2000年

1998年國內投資成長率降為8.9%。上半年民間重大工程投資暢旺，第3季則在國際航點增加及重大工程持續推動下，民間投資維持10%以上成長，第4季國內部分企業開始感受1997年亞洲金融風暴衝擊，陸續發生財務危機，金融業放款態度亦趨保守，廠商投資腳步放慢，民間投資成長因而明顯減緩，全年實質成長率降為13.2%。公營事業投資則在台電及中華電信公司多項投資計畫進行下，機器及設備投資大幅增加，致全年成長率由負轉正，公共部門投資因而實質成長1.1%。

1999年國內投資實質成長率大幅下降為2.9%，支撐國內投資的主要來源為公共投資，全年實質成長6.9%。其中政府投資由於政府實施擴大內需方案及因應921震災搶建修復基礎建設，實質成長4.1%；公營事業投資則在推動擴大內需方案下，實質成長率大幅提高為13.3%。民間投資方面，受1998年底部分企業財務危機遞延效應、餘屋過剩壓力沉重致建築業景氣盤旋谷底、大型飛機採購劇減等因素影響，成長力道未如預期，全年僅實質成長1%。2000年內民間投資因正值TFT-LCD廠及晶圓廠裝機高峰，加上大型飛機採購增加與固網建置之挹注，全年民間

投資實質成長率達15.6%，公共部門實質投資則衰退3.7%。

2. 2001年至2009年第1季

2001年在全球景氣急速下滑、資訊科技產業投資泡沫及美國911恐怖攻擊衝擊下，全年國內投資實質成長率大幅下降為負19.9%。民間投資因國內、外需求驟減，導致設備利用率大幅滑落，加上景氣不佳，企業紛紛放緩或縮減投資，此外產能過剩及傳統產業轉型不易與外移，亦使投資停滯不前，致全年實質民間投資負成長26.8%。公共部門投資雖有公營事業投資強化競爭力政策推動之挹注，全年仍實質衰退3.9%。2002年因國際景氣溫和復甦，及高鐵等重大工程加速推動，全年實質民間投資由上年負成長轉為正成長6.7%。此外，公共部門投資因部分重大工程陸續完工，新興計畫仍處初期階段，致全年實質衰退8.8%。

2003年上半年，民間投資受美伊戰爭及SARS疫情等不確定因素影響而觀望不前，至第4季則因國際景氣復甦加速，國際資訊電子大廠訂單挹注，經濟前景明朗，民間投資信心快速加溫，第4季成長率高達17.2%，全年實質民間投資與國內投資分別為3.7%與1.7%。公共部門投資則因重大工程進展有限，主要事業單位民營化在即，擴充速度減緩，全年實質衰退2.3%。2004年國內投資在國內、外景氣穩定擴張，以及低利率政策激勵下，實質成長率大幅躍升為19.5%。民間投

資則在景氣增溫，出口續呈佳績，加上電子大廠按照既定計畫持續擴廠，以及民航機隊擴增的帶動下，全年實質成長33.1%。2005年民間投資受高科技產業新建投資計畫尚未明朗及基期高，加以部分二線廠商投資已呈縮減影響，全年僅成長0.3%。公營事業投資隨台電核四、六輪及大潭電廠等投資計畫積極推動，全年達2位數成長，合計公共部門實質投資成長4.0%，係2000年首見正成長。

2006年實質民間投資在高科技業者積極擴廠，帶動機器設備投資而成長3.6%，公共投資因公共建設推動遲緩及中華電信民營化影響呈現衰退，合計全年國內投資僅維持小幅成長0.9%。2007年雖有半導體廠大幅擴增資本支出以及民航客機進口增加之支撐，惟在美國次級房貸風暴外溢效果擴大，及國際油價仍高等因素影響下，廠商投資態度轉趨保守，民間投資全年僅實質成長3.3%；至於公營事業投資因電力擴充及石油煉製等計畫加速進行而轉呈成長，惟公共部門投資仍為負成長。

2008年第1季民間投資因光電業者積極提升產能及電信業者擴建光纖網路，溫和成長3.9%，第2季則因美國次級房貸負面效應擴大，國際景氣不確定性提高，若干企業放緩資本支出步調而轉呈衰退。至下半年更在景氣急速反轉直下，部分廠商產能已呈閒置下，投資更形卻步，全年合計衰退13.3%。政府投資方面，由於第4季景氣表現持續不

佳，政府積極推動「加強地方建設擴大內需方案」，以致成長幅度擴大，致全年實質投資轉為微幅成長0.4%，惟公共部門投資仍呈負成長，合計全年國內投資則大幅衰退10.6%。2009年第1季更因出口重挫、長期接單能見度不明朗，廠商延後資本支出下，民間投資負成長41.0%；政府投資則因擴大公共投資積極進行，加上北、高捷運工程執行情況優於預期而成長13.3%，惟全體公共投資仍負成長3.5%。

二、直接投資發展趨勢

為了追求更低廉的生產成本，許多企業可謂「逐成本而居」，在中國大陸低成本與廣大市場的吸引力下，我國有愈來愈多的廠商赴大陸投資，這顯示在近年直接投資持續淨外流的狀況。目前台灣至大陸投資的核准金額累計已超過750億美元，大陸已經成為台商對外投資最主要地區。

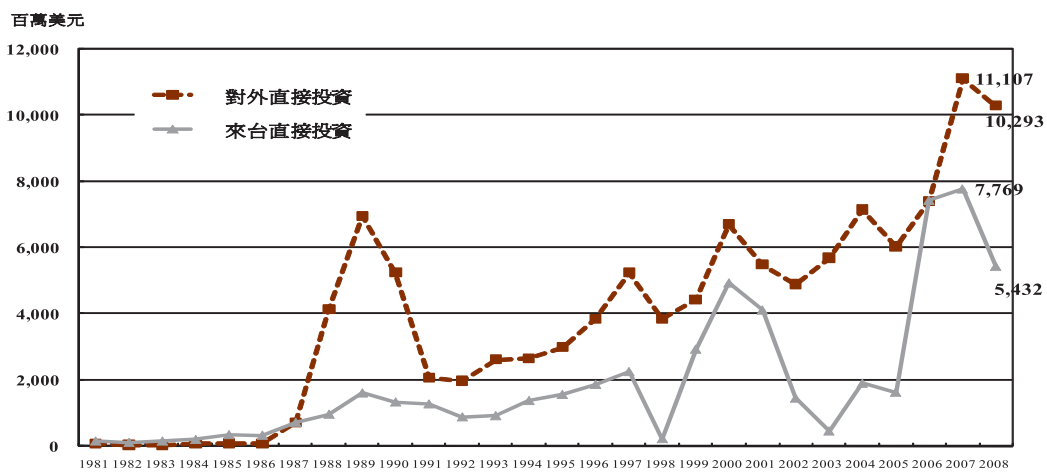
(一) 實際直接投資

就國際收支金融帳之直接投資觀察，1981年至1987年直接投資皆為淨流入，1988年居民對外直接投資由1987年之7.05億美元躍升為41.21億美元，直接投資自此轉呈淨流出。1989年和1990年對外直接投資分達69.51億美元及52.43億美元高點，1991年跌為20.55億美元後，直至2000年開始第二波對外直接投資高峰，對外直接投資達67.01億美元。2006年居民對外直接投資為73.99億美

元，非居民來台直接投資高達74.24億美元，致直接投資為自1988年以來首次轉呈淨流入。2007年居民對外直接投資則高達111.07億美元，為歷年來最高，並較2006年增加37.08億美元，非居民來台直接投資為77.69億美元，使得直接投資轉呈淨流出。2008年

居民對外直接投資計102.93億美元，較2007年減少8.14 億美元；非居民來台直接投資計54.32億美元，較2007年大幅減少23.37 億美元或30.1%，主要係受金融危機與經濟衰退影響。流出入相抵，2008年直接投資淨流出48.61億美元，較2007年增加15.23億美元或

圖4 實際直接投資(國際收支帳)



資料來源: 中央銀行編「中華民國國際收支平衡表季報」。

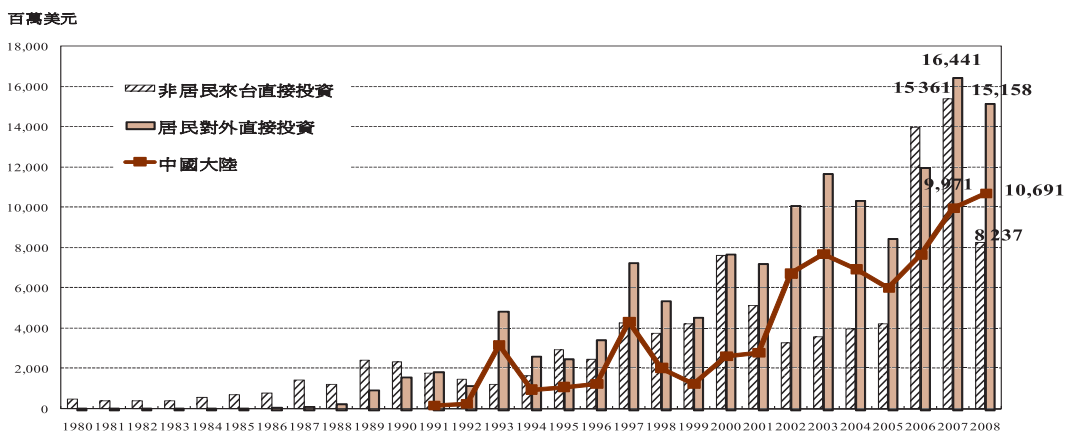
45.6%(詳圖4)。

(二) 核准直接投資

就經濟部投資審議委員會(投審會)資料觀察，2000年由於我國開放固網市場，非居民來台核准直接投資達76.08億美元，其中投資在資訊及通訊傳播業達20.48億美元，此後多集中在金融保險業與電子零組件製造業。對外投資方面，一直以美洲與亞洲為主，1987年時高達98.8%投資集中在該二區域；自1990年10月政府開放對中國大陸投資，由於國內傳統勞力密集產業逐漸失去價格競爭優勢，加上中國大陸門戶開放，以及海峽兩

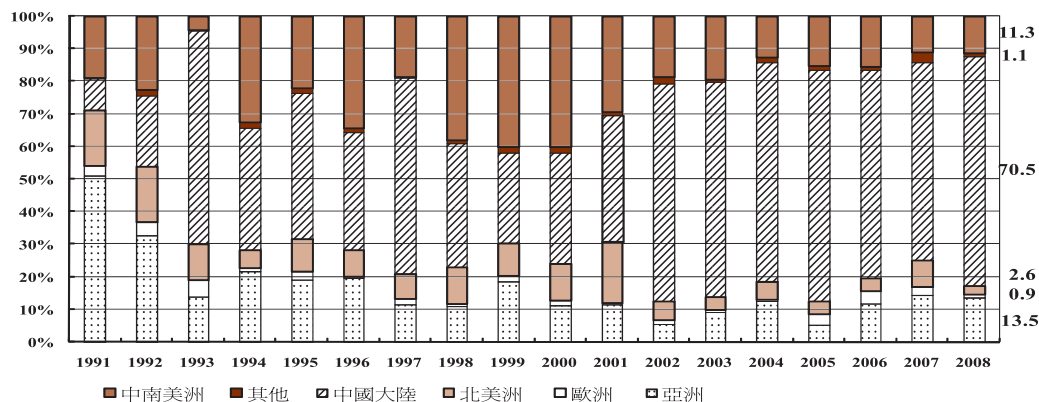
岸同文同種關係，赴中國大陸投資急速增加。2001年時更受政府將大陸投資改為「積極開放、有效管理」，以及經濟部開放筆記型電腦赴大陸投資生產之影響，對外投資開始集中在中國大陸，2002年以後比例達半數以上。2008年居民對外直接投資核准金額計151.58億美元，較2007年減少12.83 億美元，投資產業主要為電子零組件製造業、電腦及電子產品及光學製品製造業，與金融保險業，地區別則仍集中在中國大陸；非居民來台直接投資82.32億美元，主要係投資金融保險業與電子零組件製造業(詳圖5至圖7)。

圖5 核准直接投資



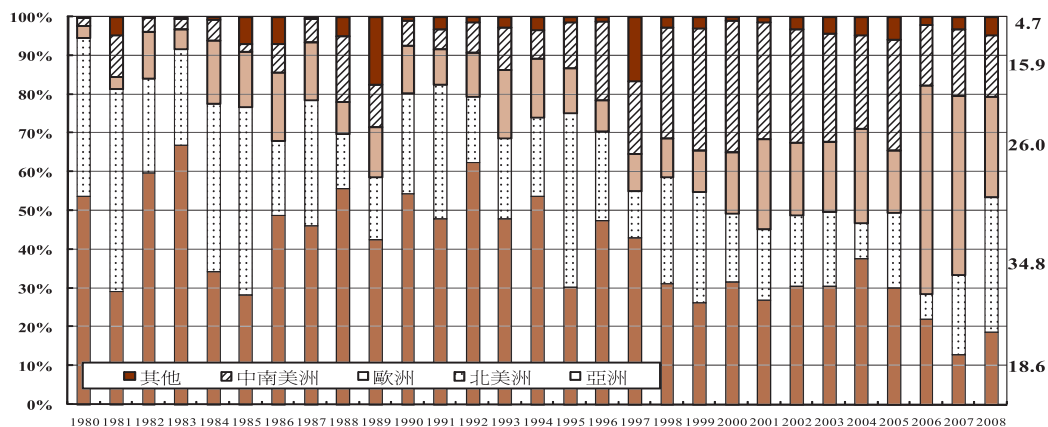
資料來源: 經濟部投資審議委員會編「中華民國歷年核准準備及外國人投資、國外投資、對中國大陸投資統計年報」。

圖6 核准對外投資(地區別)



資料來源: 經濟部投資審議委員會編「中華民國歷年核准準備及外國人投資、國外投資、對中國大陸投資統計年報」。

圖7 核准華僑及外國人來台投資(地區別)



資料來源: 經濟部投資審議委員會編「中華民國歷年核准準備及外國人投資、國外投資、對中國大陸投資統計年報」。

參、投資影響因素之分析與實證結果

有關投資行為的相關研究中，對於影響民間投資行為的因素，看法相當分歧。若觀察民間投資的歷史資料，可以發現，相較於國民所得帳的其他需求項目(如民間消費等)，民間投資的波動性相對較大，推測主要原因是影響民間企業投資行為的因素相當複雜，且摻雜許多非經濟因素。或許這也是為什麼文獻上有關投資函數應當如何設定，看法相當分歧的主要原因。因此，如果單由投資理論來推論影響民間投資的因素，恐有不足之處，本文乃同時參酌國內過去相關文獻，期能從中找出影響我國民間投資的可能變數。

一、投資函數理論簡介

學理上較常見的投資理論有：加速理論(Accelerator Theory)，新古典投資理論(Neoclassical Theory)、Tobin's q 理論，以及現金流量模型(Cash Flow Model)，分別說明如下：

(一) 加速理論

投資的加速理論認為，廠商的淨投資水準(即新增投資扣除折舊)，取決於預期產出的變動，亦即廠商想要將最適資本存量對預期銷貨收入(或預期產出)的倍數，維持在一個固定水準上。至於此一倍數的大小，則與資金成本、稅率、廠商所能掌握的政府政策

相關訊息、以及投資的可能獲利情況等因素有關。此外，加速理論有一個假設，即實際資本存量能夠立即調整至最適水準。當廠商預期產出將成長時，則將有正的淨投資；當產出停止成長，則淨投資將為零；至於如果預期產出將呈現負成長，則淨投資將為負，亦即廠商的投資毛額將小於資本存量折舊的數額。

(二) 新古典投資理論

係Dale Jorgenson於1963年提出，按新古典投資理論，只有當新增一單位的資本所創造的邊際產出大於或等於實質的資本使用成本(即廠商在一特定期間使用某一資本所花費的成本)，企業才會進行投資。財政政策與貨幣政策都會影響資本使用成本，包括實質利率、稅制因素等。

(三) Tobin's q 理論

Tobin's q 理論係James Tobin 於1969年提出，認為廠商是否有意願添購新的資本設備，端視這項資本在股票市場的價值(即購入一項資本後，將使該公司的股票總市值上升多少)，與其購入成本的相對大小而定；如果前者超過後者，則廠商將添購此項資本設備。變數 q 係指某家公司在股市的市場價值，除以其資本存量的重置成本，是平均值的概念。此外，和投資決策較有關係的，應是邊際 q 的概念，即新增一單位投資所帶來

的公司市場價值的變動，除以該新增投資的重置成本。原則上，投資與 q 值呈同向變動的關係。

(四) 現金流量模型

廠商在評估是否進行某項投資計畫時，現金流量模型的概念，經常是廠商形成決策時很重要的思考方向。所謂的現金流量模型是指，當廠商將所有預期未來可能的投資獲利，利用某種資金成本 (cost of capital) 加以折現後，如果此一折現值，大於廠商為投資計畫所需支付的成本時，廠商將會進行這項投資。以公式說明如下：

$$DCF = \frac{CF_1}{(1+r)^1} + \frac{CF_2}{(1+r)^2} + \dots + \frac{CF_n}{(1+r)^n} \quad (1)$$

在上式中， DCF 為折現值， CF 為各期的現金流量， r 是折現率(通常以加權平均資金成本代表)。由上式可以看出，當預期未來的投資獲利愈高，或者是折現率愈低時，某項投資計畫的折現值 (DCF) 就會愈大，該項投資被採行的機會也就愈高。

二、國內實證文獻回顧

在一篇論及總體經濟計量模型的研究中，林金龍(2003)對於民間固定投資函數的設定，主要依據加速原理及新古典投資理論，假設民間固定投資受國內產出水準增量(以經濟成長率表示)、資金使用成本(以一年期實質定存利率代表)、以及前期投資等因

素影響。而為反映未來的投資前景，作者也納入台灣加權股價指數。此外，由於大部份公共投資屬基礎建設，有利改善民間投資環境，故亦加入落後4期的政府投資與公營企業投資。

林建甫(2005)在其有關台灣總體經濟金融模型的設定中，有關民間固定資本形成的函數設定上，主要參酌加速原理、現金流量模型、新古典模型、以及證券價值模型 (Securities Valuation Model)，並考量台灣的經濟狀況，設定民間固定資本形成方程式中的解釋變數包括：常數項，名目利率(銀行業基準利率)，落後4期的實質民間固定投資，落後1期與2期的折舊之和，潛在固定資本存量變動，製造業銷售量占GDP比重，落後1期放款金額，落後2期油價，股市總成交值，債市總成交值，以及季節虛擬變數等。

在主計處的總體模型中，民間固定資本形成的解釋變數，除了利率之外，尚包括：常數項，落後1期的實質民間固定投資，前期折舊加實質GDP變動量，二氧化碳排放量，以及其他虛擬變數。其中，利率的代理變數為：家庭對政府移轉加計直接稅，再除以民間固定資本形成，然後再加上實質民間利率。

胡勝正，詹維玲，陳禮潭(1998)分別利用上市公司個體資料與總體資料，估計我國的民間投資函數，其中，在個體資料方面，主要包含了四個變數，分別反映加速理論、

新古典投資理論、Tobin's q 理論、以及現金流量模型的概念。而利用總體資料所建立的投資函數則相對簡單許多，只包含前期資本存量，以及國內、外資本淨報酬(分為絕對淨報酬率與相對淨報酬率)，並發現落後1期的國外資本淨報酬(以美國的淨投資報酬率代表)，對國內投資行為有負面影響，而落後2期的國內淨報酬，對當期國內投資行為有正面效果。

此外，尚有一些關於我國投資行為之研究，惟多著重於稅制(如租稅減免、獎投條例、投資抵減、降低營利事業所得稅等)的影響效果，限於篇幅暫予省略^{註1}。

三、實證方法與結果

本文的實證分析，主要著重於探討影響我國民間投資的因素，至於所採用的分析方法有兩種，第一個是共整合分析法，第二個是季節差分後的誤差修正模型。共整合分析法的主要特色是針對變數間的長期均衡關係進行研究，至於誤差修正模型則可以觀察變數間的短期動態關係，因此，採用這兩種方法，有助於我們同時觀察民間投資與經濟變數間的長期均衡與短期動態關係。

(一) 變數說明

截至目前為止，國內、外有關民間投資行為的相關研究中，對於影響民間投資行為的背後因素有哪些，看法相當分歧。造成這種分歧的原因之一是，相對於其他GDP的

組成項目(如民間消費等)，民間投資的波動性較大，因此不易於利用模型加以系統性描述。以下主要根據前兩節的投資理論與國內相關實證文獻，並衡酌當前實際情況來設定民間投資函數，函數型式如下：

$$pi = f(y, credit, rr, reer, v, stkp, fdi_o, gi) \quad (2)$$

在(2)式中， pi 代表實質民間固定資本形成毛額(以下簡稱民間投資)， y 代表實質GDP， $credit$ 代表本國銀行體系提供給國內廠商的信用(並經消費者物價指數平減)， rr 代表實質利率。由於我國為一開放經濟體，本國幣值的強弱與波動程度將影響我國出口廠商的表現以及其投資情況，因此，(2)式中加入實質匯率($reer$)與實質匯率的波動程度(v)以反映匯率風險。股價指數($stkp$)的變化係反映Tobin's q 的變動^{註2}。另外，由於近十餘年來本國廠商赴海外(特別是中國大陸)投資相當盛行，而對外直接投資與民間投資為替代或互補關係並無定論^{註3}，本文乃特別加入對外直接投資為解釋變數，因此，在投資函數中也加入廠商對外直接投資相對我國名目GDP之比例(fdi_o)。最後，我們參酌林金龍(2003)的作法，加入政府投資與公營企業投資之和(gi)，作為台灣民間投資的解釋變數。至於其他可能的影響變數，在樣本數有限的情況下，考量估計的效率，因此暫不納入實證模型^{註4}。

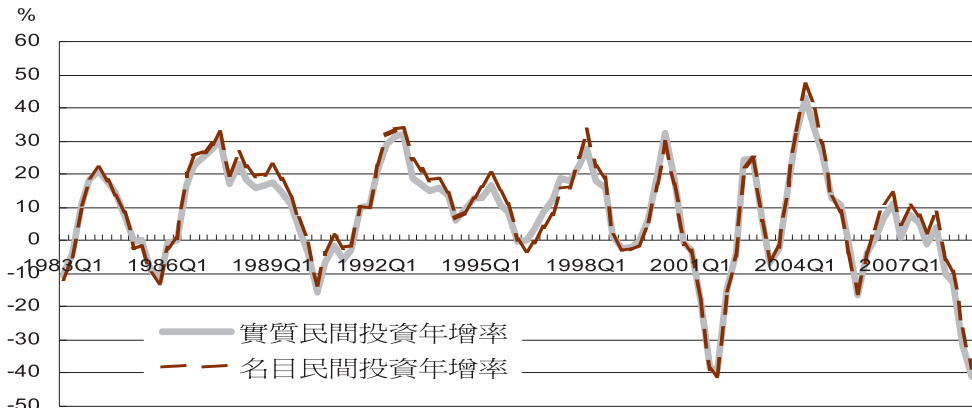
有關各變數的詳細定義與資料來源請

參見附錄一。此外，所有變數除了 rr 、 v 與 fdi_o 之外，其餘在進行實證分析時均已經過對數轉換。

由於央行編製之新台幣實質有效匯率指數 (REER) 自1982年起才有資料，因此，本文係以1982年第1季作為樣本的起始點，也就是說，以下的實證分析期間均為1982Q1-2009Q1。

在尚未正式進行實證分析之前，先觀察我國過去二十餘年來民間投資的變動趨勢(詳圖8)，可以看出，民間投資年增率的波動幅度頗大，在所觀察的樣本期間內，實質民間投資年增率曾高達43%(2004Q2)，最低則曾經負成長41%(2009Q1)。事實上，在1983Q1-2009Q1這段期間，我國實質民間投資年增率的標準差高達15.6%。

圖8 民間投資年增率(季資料)



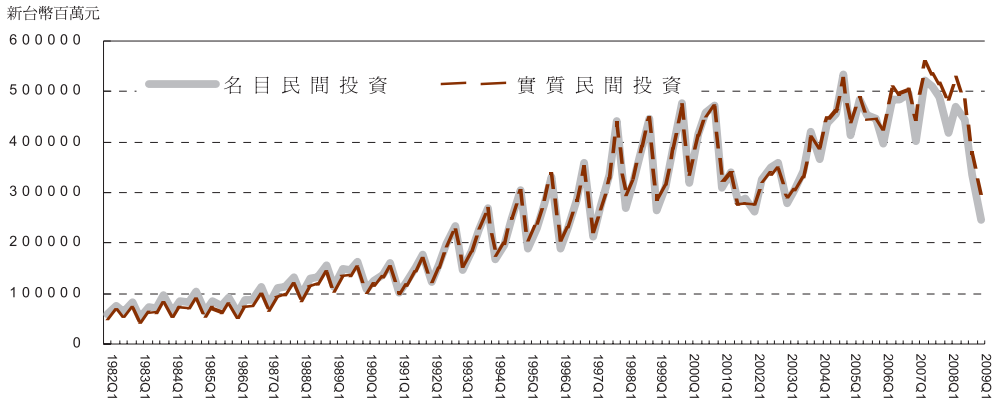
資料來源：行政院主計處。

如果觀察民間投資的水準值可以發現，此一數列具有明顯的季節性，亦即在每年的第4季達到高峰，並於次年第1季回落(見圖9)。另外，民間投資在1990年至2000年間呈現較快的成長，但在2001年第1季至2004年第1季間、以及2008年第3季以後，實質民間投資水準出現大幅滑落的情形。

最後，以投資主體來看，民間投資是所有投資(即政府投資、公營事業投資、以及民間投資)當中比例最高者，且此一比例

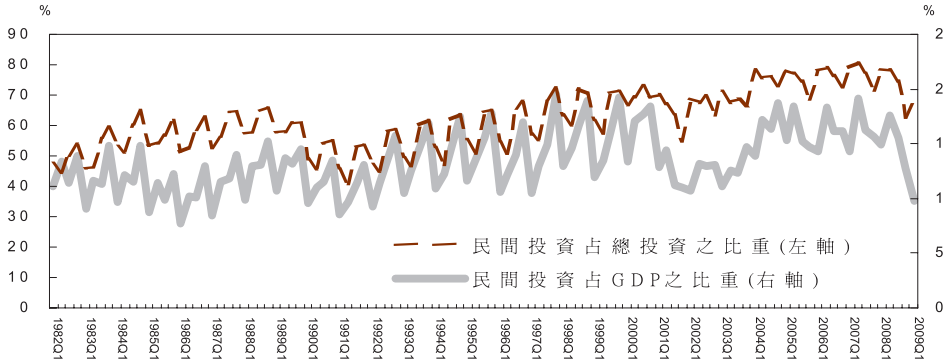
逐漸上升，至2007年第2季已超過八成(詳圖10)，不過，自2008年第3季以後，隨著民間投資動能的持續減弱，此一比例也逐漸下降，至2009年第1季已滑落至不及七成。至於就民間投資占GDP的比重來看，近5年來，此一比例大約維持在一成五至兩成之間，但同樣的，自2008年第3季以後，比例急速下滑，迄至2009年第1季竟降至不及一成。

圖9 民間投資水準值



資料來源：行政院主計處

圖10 民間投資相對總投資與GDP之比例



註：「總投資」是指政府投資、公營事業投資、以及民間投資三者之和。

資料來源：行政院主計處。

(二) 共整合分析

本節利用Johansen (1988) 與Johansen and Juselius (1990) 的最大概似 (maximum likelihood) 多變量共整合分析法，找出民間

投資與其他相關變數的長期均衡關係。假設 \mathbf{X}_t 為一 $p \times 1$ 的隨機變數向量，並可將之表示成下列 k 階的自我迴歸 (autoregressive, AR) 過程：

$$X_t = \Pi_1 X_{t-1} + \dots + \Pi_k X_{t-k} + \mu + \phi D_t + \varepsilon_t, \quad t = 1, \dots, T, \quad (3)$$

其中 ε_t 為服從常態分配的的誤差項， μ 為常數項， D_t 為定態項 (deterministic term，包括時間趨勢、虛擬變數、及外生變數

等)。經由代數運算，(3)式可寫成下列的差分型式，又稱為誤差修正式：

$$\Delta X_t = \Pi X_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i} + \mu + \phi D_t + \varepsilon_t, \quad (4)$$

其中，係數矩陣 $\Pi = \sum_{i=1}^k \Pi_i - I$ ， $\Gamma_i = -\sum_{j=i+1}^k \Pi_j$ ， Π 又可表示為 $\alpha\beta'$ 。

根據前面的(2)式可知，本文所要檢定的共整合向量 X_t 為一個 9×1 的向量 $(pi_t, y_t, credit_t, rr_t, reer_t, v_t, stkp_t, fdi_o_t, gi_t)'$ ，至於定態項的部份則包括3個季節虛擬變數。在進行共整合分析之前，應先判定各變數的整合級次 (order of integration)，本文先採用 ADF 單根檢定 (augmented Dickey-Fuller unit root test)，其對應的虛無假設是變數為 $I(1)$ (即具有單根)。各變數的單根檢定結果如附錄二所示。

由附表1的 ADF 單根檢定結果可以發現， pi_t 、 rr_t 、 $reer_t$ 、 v_t 、 $stkp_t$ 等變數的水準值均無法棄卻單根的虛無假設，而各變數的

一階差分則全部拒絕單根的虛無假設，代表這些變數均為 $I(1)$ 的過程。至於在其他變數方面， $credit_t$ 初步研判整合級次大於1，而 y_t 、 fdi_o_t 與 gi_t 則尚無法確定其整合級次。因此，本文進一步利用 Phillips-Perron (PP) 法再進行 y_t 、 $credit_t$ 、 fdi_o_t 與 gi_t 的單根檢定，結果如附錄二的附表2所示。

由附表2的 PP 單根檢定結果可知， y_t 與 $credit_t$ 應為 $I(1)$ 數列，至於 fdi_o_t 與 gi_t 則為 $I(0)$ 。我們可以透過觀察這些變數的走勢加以確認。圖11是這4個變數的水準值，可以看出， y_t 與 $credit_t$ 有明顯的趨勢，至於 fdi_o_t 與 gi_t 的趨勢則不明顯，而且在1990-1991

圖11 變數水準值

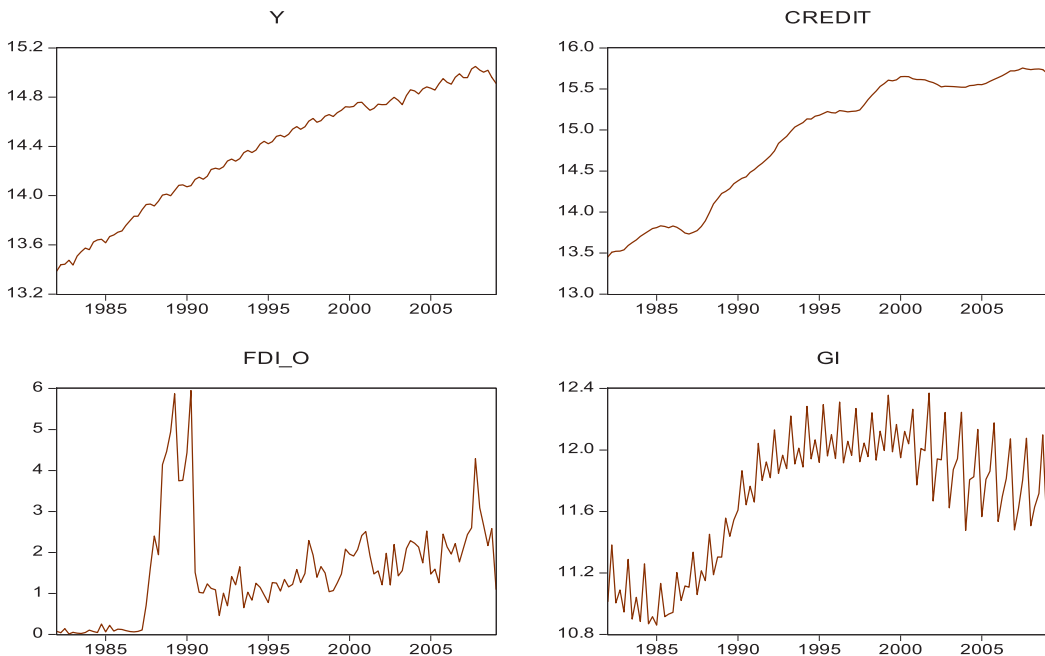
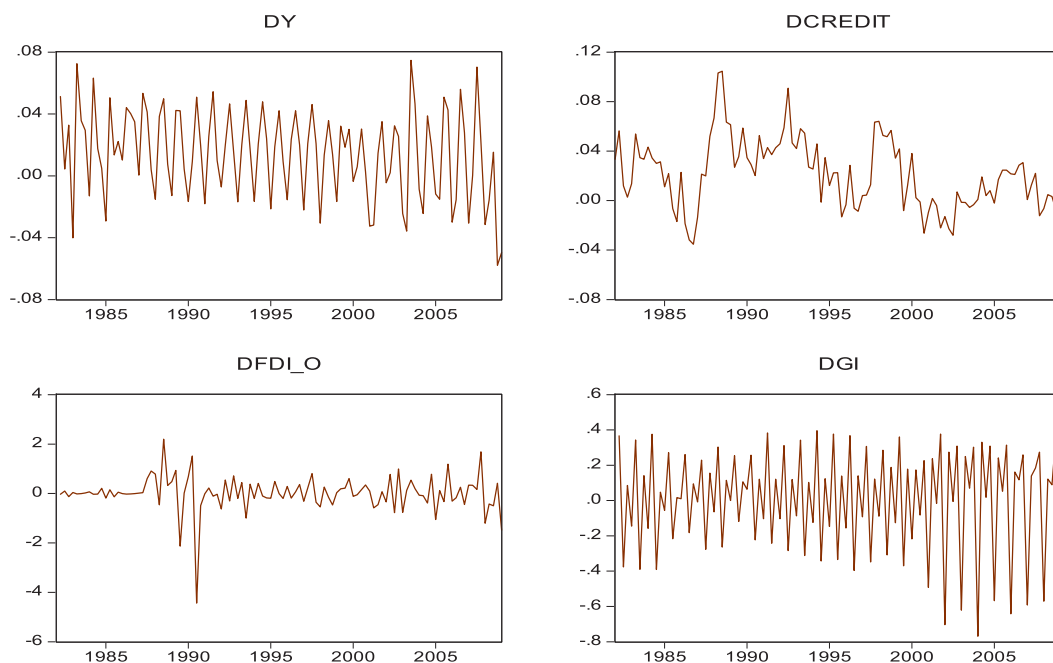


圖12 變數一階差分



年間出現結構性變遷 (structural break) 的現象。圖12是各變數進行一階差分後的走勢，其中 y_t 與 $credit_t$ 經過一階差分後，大致成為一個平穩的數列。

因此，由整合級次來看，由於各變數的整合級次至多為1，因此，利用共整合模型來分析我國的民間投資是適當的^{註5}。

1. 模型診斷檢定

在進行共整合分析之前，應先行檢驗VAR模型(3)式的設定是否恰當。首先，最重要的是決定VAR體系的落後期數 k ，並觀察在這種落後結構中估計出來的殘差項是否有序列相關、是否有ARCH (autoregressive conditional heteroscedasticity) 現象、以及是否符合常態分配等。

(1) 落後期數的選擇

落後期數的選擇，原則上要使殘差項變成 white noise，特別是沒有自我相關。利用Ljung-Box Q 檢定後發現，當落後期數 $k = 6$ 時，在5%的顯著水準下，除了 rr_t 之外，其餘VAR體系內變數的殘差項均沒有自我相關現象，檢定結果見表1。因此，在進行共整合分析時，模型(4)的落後期數將設定為5期 (亦即取差分後 $k = 5$)。

(2) ARCH 檢定

針對上述(3)式體系中9條式子的殘差項進行ARCH LM (Lagrange multiplier) 檢定(階次為3)的結果亦見表1。經由表1可以發現，除了 $stkp_t$ 之外，所有變數在5%的顯著水準下均無法拒絕殘差項沒有ARCH現象的虛無

假設。

(3)常態分配檢定

由於Johansen 係利用最大概似估計法進行共整合分析，而殘差的邊際分配 (marginal distribution) 則假設為常態分配，因此，必須就VAR模型中各式的殘差分配加以檢定。檢定原理為計算殘差項的三級動差—偏態 (skewness) (常態分配下的偏態為零)，及四級動差—峰度(kurtosis)(常態分配下的峰度為

3)，並據此求出Jarque-Bera檢定統計量。常態檢定結果同樣列於表1，其中 y_t 、 $credit_t$ 、 rr_t 與 v_t 等四條方程式的殘差項不符合常態配的假設，其餘則無法拒絕常態的虛無假設。不過，雖然Johansen的分析方法係植基於誤差項的常態假設上，但此一分析法的漸近性質 (asymptotic property) 卻是根據誤差項 iid 的性質而來，因此殘差項是否符合常態分配，對共整合分析的影響並不大^{註6}。

表1 殘差項診斷檢定結果($k = 6$)

應變數	自我相關檢定 (Q)	ARCH(3)	偏態	峰度	常態檢定 (JB)
pi_t	4.25(4) 9.51(8)	0.15	-0.16	3.14	0.51
y_t	0.70(4) 2.96(8)	0.32	-0.39	4.13	8.24**
$credit_t$	3.06(4) 10.74(8)	0.05	0.65	3.41	8.02**
rr_t	21.69*** (4) 27.75*** (8)	0.62	0.32	4.28	8.79**
$reer_t$	2.86(4) 12.86(8)	1.23	0.13	2.82	0.41
v_t	7.73(4) 11.28(8)	0.54	0.64	4.12	12.58***
$stkp_t$	7.88* (4) 14.55* (8)	7.49***	0.03	3.12	0.08
fdi_o_t	0.36(4) 6.92(8)	0.95	0.31	3.65	3.54
gi_t	6.21(4) 10.36(8)	0.79	-0.12	3.05	0.25

說明：1. Q統計量後括弧內的數字表示落後期數。

2. ***, **與*分別代表在1%，5%與10%的顯著水準下拒絕虛無假設。

3. ARCH檢定欄中的數字為F統計量。

2. 共整合向量個數的檢定與估計

由表1的診斷檢定結果可知，上述模型的設定大致符合共整合分析的基本假設，因此，接下來即進行共整合向量個數的檢定與估計。本文欲分析的共整合向量，在內生變數方面為 $(pi_t, y_t, credit_t, rr_t, reer_t, v_t, stkp_t, fdi_o_t, gi_t)'$ ，而在定態項的部份則包含常數項。在進行共整合個數的檢定之前，先進行變數

「長期剔除」(long-run exclusion) 的係數檢定，亦即決定那些變數不宜納入長期均衡關係式中。檢定結果為， $stkp_t$ 與 fdi_o_t 無法拒絕長期係數為零的假設，因此，共整合向量中的變數簡化成一個 7×1 的向量： $(pi_t, y_t, credit_t, rr_t, reer_t, v_t, gi_t)'$ 。針對此組變數的共整合向量個數檢定結果列於表2。

表2 共整合向量個數的檢定

特徵值	Trace 統計量	λ_{\max} 統計量	Trace 檢定 5%臨界值	H_0	λ_{\max} 檢定 5%臨界值	H_0
0.5773	230.68	89.56	150.56	$r = 0^*$	50.60	$r = 0^*$
0.3816	141.12	49.98	117.71	$r \leq 1^*$	44.50	$r \leq 1^*$
0.3175	91.14	39.73	88.80	$r \leq 2^*$	38.33	$r \leq 2^*$
0.1719	51.41	19.62	63.88	$r \leq 3$	32.12	$r \leq 3$
0.1500	31.79	16.90	42.92	$r \leq 4$	25.82	$r \leq 4$
0.1050	14.89	11.54	25.87	$r \leq 5$	19.39	$r \leq 5$
0.0317	3.35	3.35	12.52	$r \leq 6$	12.52	$r \leq 6$

說明：1. r 代表相異的共整合向量之個數。

2. *表示在5%的顯著水準下拒絕虛無假設。

由表2的trace檢定與 λ_{\max} 檢定結果可知，在5%的顯著水準下，變數間存在3組共整合向量。經過標準化 (normalization) 後，對應

最大特徵值 (Eigenvalue) 的一組民間投資長期均衡(共整合)關係如下：

$$pi_t = 0.61 y_t + 3.54 credit_t - 0.06 rr_t - 0.69 reer_t - 0.06 v_t - 2.55 gi_t \quad (5)$$

由(5)式的估計結果可以看出，實質GDP(y)與我國民間投資的長期關係為正向，與理論預期相符。其次，實質銀行放款與投

資 ($credit$) 的係數值符號為正，代表銀行信用數量與民間投資呈正相關。實質利率 (rr) 的符號為負，代表當中央銀行採行寬鬆的

貨幣政策時，對於民間投資將發揮刺激的效果。新台幣實質有效匯率指數(*reer*)的符號為負，代表當REER上升(即台幣升值)，對於民間投資將產生不利的影響；反之，REER下降(即台幣貶值)則對於民間投資有正面的助益，其原因可能是，由於我國為一出口導向型經濟體，台幣貶值將有助於出口產業獲利的提升，進而帶動我國產業的資本支出所致。匯率波動(*v*)的符號為負，代表匯率波動程度與民間投資水準呈反比，亦符合大部份文獻的實證發現^{註7}。最後，公共部門投資的估計係數符號為負，可能是因為公共部門投資的擴張，就長期而言，對於民間投資將產生排擠效果^{註8}。

(三) 誤差修正模型之估計

根據 Granger 的代表式定理 (representation theorem)，如果一組I(1)的變數間存在共整合關係，則其背後亦將存在一個對應的動態誤差修正代表式。因此，以下將建立一個誤差修正模型，並據以探討我國民間投資的短期動態行為。本文所建立的誤差修正模型與一般ECM模型略有不同的是，由於我國的民間投資資料存在明顯的季節性(見圖9)，因此，以一般的一階差分型式進行估計，可能會導致估計上的偏誤。故本文將利用季節差分的方式來進行ECM模型的估計，亦即，所有變數均以 $X_t - X_{t-4}$ 的方式處理，其中 X 為VAR模型中的9個變數，至於誤差修正項則變成：

$$Err_{t-4} = pi_{t-4} - 0.61 y_{t-4} - 3.54 credit_{t-4} + 0.06 rr_{t-4} + 0.69 reer_{t-4} + 0.06 v_{t-4} + 2.55 gi_{t-4}$$

此外，針對向量誤差修正模型(4)式進行弱外生性 (weak exogeneity) 檢定後發現， y_t ， rr_t ， $reer_t$ 所對應的 α 係數不顯著，因此，以 $\Delta_4 pi_t$ 為被解釋變數的誤差修正方程

式中，可分別加入上述3個具有弱外生性變數的「同期」一階季節差分式，依此，民間投資的誤差修正模型可表示如下：

$$\begin{aligned} \Delta_4 pi_t = & \alpha_0 + \sum_{i=1}^5 \beta_{1i} \Delta_4 pi_{t-i} + \sum_{i=1}^5 \beta_{2i} \Delta_4 y_{t-i} + \sum_{i=1}^5 \beta_{3i} \Delta_4 credit_{t-i} + \sum_{i=1}^5 \beta_{4i} \Delta_4 rr_{t-i} \\ & + \sum_{i=1}^5 \beta_{5i} \Delta_4 reer_{t-i} + \sum_{i=1}^5 \beta_{6i} v_{t-i} + \sum_{i=1}^5 \beta_{7i} \Delta_4 stkp_{t-i} + \sum_{i=1}^5 \beta_{8i} \Delta_4 fdi_{t-i} \\ & + \sum_{i=1}^5 \beta_{9i} gi_{t-i} + \beta_{10} \Delta_4 y_t + \beta_{11} \Delta_4 rr_t + \beta_{12} \Delta_4 reer_t + \beta_{13} Err_{t-4} + \beta_{14} crisis_t \\ & + \varepsilon_t, \end{aligned} \quad (6)$$

在(6)式中， Δ_4 代表季節差分運算元，*crisis*_{*t*} 係捕捉亞洲金融風暴對台灣民間投資行為的影響，其值在1982Q1-1997Q4期間設定為0，而在1998Q1以後則設定為1， ε_t 為隨機干擾項。

式(6) 中的 Err_{t-4} 為誤差修正項或前期的共整合向量(經過標準化)，代表前期民間投資偏離長期均衡的情形：其值若為正，表示前期實際民間投資高於長期均衡值，故本期民間投資應減少，反之，若其值為負，則本

期民間投資應增加。因此，理論上係數 δ 應為負值，動態體系才能達於安定狀態； δ 值的大小反映趨向長期均衡的平均收斂速度。而當體系達到長期均衡狀態時，誤差修正項將等於零。

利用普通最小平方法估計(6)式，樣本期間同樣為 1982年第1季至2009年第1季，並根據參數精簡原則 (parsimony principle)，逐步剔除係數不顯著的變數後，最後得到下列的估計結果：

$$\begin{aligned} \Delta_4 pi_t = & -0.16 + 0.63 \Delta_4 pi_{t-1} + 1.25 \Delta_4 y_{t-1} - 0.01 \Delta_4 rr_{t-5} - 0.37 \Delta_4 reer_{t-4} \\ & + 0.06 \Delta_4 stkp_t - 0.02 \Delta_4 fdi_{t-3} - 0.01 Err_{t-4}, \end{aligned} \quad (7)$$

(註：t值分別為 (-0.91), (8.41)***, (3.31)***, (-1.97)*, (-1.98)*, (2.40)** 及 (-2.58)***)

$$\bar{R}^2 = 0.76, SSR = 0.08, DW = 1.51, ARCH(1) = 0.03, RESET(1) = 1.91$$

在上兩式中，估計係數下方括弧內的數字代表 t 值，上標***，** 與 *，分別代表在 1%、5%與10%的顯著水準下，係數估計值顯著異於零。此外，SSR代表殘差項的標準差，ARCH檢定階次至1，RESET檢定階次至1。

式 (7) 的估計結果顯示，誤差修正項 Err_{t-4} 的係數值為-0.01，表示在上述設定的模型下，體系會逐漸趨向長期均衡；而其絕對值只有0.01，表示在4季內調整至長期均衡的幅度不大。就模型配適度來看， \bar{R}^2 為 0.76，就被解釋變數為差分項(即變數係以變動率、而非水準值表示)的情況下，此一判

定係數值並不低，表示模型(7)對於我國的民間固定投資有一定的解釋力。至於由RESET (Regression Specification Error Test) 檢定可知，(7)式在是否遺漏重要解釋變數、函數型式的設定、以及解釋變數與誤差項相關性方面，均沒有出現顯著的問題。而ARCH檢定結果則顯示模型並不存在異質變異數的現象。

進一步觀察各解釋變數的估計係數結果。首先，就實質GDP變動($\Delta_4 y$)對於我國民間投資的影響效果來看，落後1期的實質GDP年增率之係數估計值為1.25，代表民間固定投資行為具有順循環 (pro-cyclical) 的現

象。實質利率變動($\Delta_4 rr_{t-5}$)的係數符號為負且顯著，代表當實質利率上升，對於我國的民間投資將產生若干抑制的作用；反之，當實質利率下降，對於我國的民間投資則將產生激勵的效果。新台幣實質有效匯率指數變動($\Delta_4 reer_{t-4}$)的符號為負，代表當REER變動率提高(代表台幣加速升值)，對於我國的民間投資將有不利的影響。此一估計結果的可能解釋是，當台幣加速升值時，對於出口產業將有不利影響，進而對於廠商的投資計畫帶來負面作用。實質股價指數($stkp_t$)的估計係數符號為正，代表當股市表現較佳時，不管是透過Tobin's q 效果、或者是透過廠商融資成本的下降，對於民間投資行為均將帶來正面的激勵。至於我國對外直接投資相對名目GDP比例的變動($\Delta_4 fdi_{t-3}$)，係數符號為負且顯著，表示近年我國廠商外移至海外設廠投資，對於我國的民間投資應產生若干替代效應。

就其他解釋變數，包括實質銀行放款與投資變動($credit$)、匯率波動(v)、以及政府投資與公營企業投資之和(gi)等3個解釋變數的估計係數均不顯著。值得一提的是，代表亞洲金融風暴的虛擬變數($crisis$)，在(7)式的估計結果中也並不顯著，可能是因為我國受到1997年亞洲金融風暴的衝擊並未若其他東南亞國家嚴重，因此，我國的民間投資行為並未因而出現明顯的結構性變動。

(四) 實證分析小結

本文先設定一條台灣的民間投資函數，接著利用共整合分析法與誤差修正模型進行實證研究。結果發現，我國的民間投資行為，大致符合學理上的預期，其中，民間投資與實質GDP、實質銀行放款與投資、實質利率、實質匯率、匯率波動、以及公共投資等經濟變數之間，具有長期的穩定關係；至於就短期動態而言，實質GDP、實質利率、實質匯率、實質股價指數、以及對外直接投資占GDP比例等5項因素，對於我國的民間投資，在統計上具有顯著的影響。

值得注意的是，影響一國廠商投資意願的因素，除了可量化的經濟金融面因素之外，尚包括其他不可量化的非經濟因素，如投資環境的良窳、國際產品市場的變化、政治安定性、以及政府決策等，而這些因素甚至可能較投資函數中的解釋變數來得更加重要，茲簡述可能影響台灣民間投資的不可量化因素如下：

1. 企業競爭力日漸滑落

值此知識經濟快速發展的關鍵時刻，我國企業普遍面臨國際化競爭，以及新興地區快速崛起的衝擊；尤其台灣產業多以代工為主，較具知名的國際品牌僅有捷安特(巨大)、ACER(宏碁)、ASUS(華碩)及BenQ(明基)等，鮮少自有品牌，廠商無須花費大量的資金進行產品研發與市場行銷。然這類缺乏根基的產業，毛利

通常極低，在景氣差時，品牌大廠一旦抽單，從事代工的台商自然產能大幅萎縮，極易發生巨額虧損。此外，我國企業約98%為中小企業，亦因缺乏經濟規模而失去利基。據Sean(2008)指出，台灣的勞動生產力相對於韓國勞動生產力下滑，即可能係因韓國的大企業在全球化下較台灣中小企業更具競爭力所致，因此我國必須致力產業科技創新，以求突破瓶頸。另根據我國在IMD「2009年世界競爭力年報」的排名發現，原是我國最具競爭優勢的「企業效能」，在2009年由上年之第10名劇降至第22名，尤以勞動生產力（實質每位勞工GDP）因實質GDP成長停滯下滑28名最為顯著，可見我國的勞動生產力有待進一步提升，以增進企業競爭力。

2. 面臨經濟整合邊緣化危機

就我國而言，除與中美洲的巴拿馬、瓜地馬拉、尼加拉瓜、薩爾瓦多與宏都拉斯5國簽訂自由貿易協定外，由於中國大陸問題，主要貿易對手國，如美國、新加坡，日本及南韓均未給予正面之回應。反觀新加坡在1997年亞洲風暴後，即藉由簽署多邊WTO、雙邊自由貿易協定（Free Trade Agreement, FTA）及投資協定等，加速其達成全球化目標，截至2008年新加坡已簽署15個雙邊或多邊FTAs。此外南韓為發展其出口貿易，近年亦積極地推動與新加坡、日本、墨西哥和東協國家簽訂FTAs，2007年已與美國達成FTA，94%的工業產品的關稅稅率在

3年內將降至零；其餘的工業產品則在10年內降至零。由於我國與南韓的出口產品長期處於競爭情況，美韓簽訂FTA後將產生貿易與投資轉向效果，美商將加強對南韓的採購與投資。此外，我國因為政治因素，一直被排除在亞太經濟整合架構之外，如東協自由貿易協定（AFTA）、東協加一（東協+中國）、東協加三（東協+中、日、韓），各國經濟的產業上下整合，台灣被排除，將不利於台灣經濟發展。據顧瑩華(2004)研究認為，東協加一將使台灣實質GDP下降0.20個百分點，若是東協加三情況會更糟，台灣實質GDP將下降0.98個百分點。另根據歐洲商會委託哥本哈根經濟研究院所做的研究報告指出，台歐如簽訂相當於FTA的貿易提升措施（Trade Enhancement Measures, TEM）推動台歐雙邊貿易，台灣經濟規模每年將可望增加38億歐元，GDP提升1.2個百分點。

3. 環評規範欠缺明確標準

環境保護與經濟發展其實可以並行不悖，企業在推動相關投資時，也多願意兼顧環境保護的要求；然國內的環評規範欠缺明確的審查標準，審查過程不夠透明化，審查時間亦過長，導致投資時間大幅延宕，問題叢生。目前國內企業提出的幾項重大投資案，如國光石化建廠、台塑六輕五期建廠及台塑大鋼廠等投資案，均因遭遇環評障礙而無法進行，造成廠商與環保團體雙方，對審查結果都不滿意。

此外，在全球化及國際化的潮流下，全球資金在國際間快速移動，是以鄰近的香港及新加坡莫不以低稅率來吸引國際資金流入，推動其經濟持續成長；例如在1997年亞洲金融風暴前，新加坡政府為了提高其競爭優勢，將公司稅由40%大幅降到33%。因此，國內各項稅目的稅率應和經濟發展條件相近的鄰近國家（如香港、南韓、新加坡）相當，才能吸引國際資金流入，並吸引國人駐留海外資金回流。與鄰國比較，南韓、

中國大陸、馬來西亞與台灣的營利事業所得稅率均為25%^{註9}，而香港與新加坡之稅率較低，分別為16.5%與18%。台灣對外國人股利所得按20%稅率就源扣繳所得稅，而香港、新加坡卻未對外國居民就源扣繳股利所得稅，中國大陸與南韓對外國居民股利就源扣繳稅率分別為10%及15%，也低於台灣，台灣的租稅負擔對長期投資的外國人明顯偏高。因此，有關租稅對台灣投資行為的影響或許可做為後續研究的課題。

肆、結 語

由於投資為經濟成長活力的重要來源，具有提升當期經濟成長與厚植成長潛力的雙重效果，因此面臨第二次世界大戰以來最嚴峻之經濟情勢，如何提振投資，尤其是民間投資，成為各國政府關注的焦點。

本文參酌主要投資理論以及國內過去文獻探討，先設定一條民間投資函數，然後利用共整合分析法與季節差分後的誤差修正模型進行實證研究結果發現，我國的民間投資行為大致符合學理上的預期，其中，實質GDP與我國民間投資的長期關係為正向，與理論預期相符。其次，實質銀行放款與投資的係數值符號為正，代表銀行信用數量與民間投資呈正相關。實質利率的符號為負，代表當中央銀行採行寬鬆的貨幣政策時，對於民間投資將發揮刺激的效果。新台幣貶值

則對於民間投資有正面的助益，其原因可能是，由於我國為一出口導向型經濟體，台幣貶值將有助於出口產業獲利的提升，進而帶動我國產業的資本支出所致。匯率波動程度與民間投資水準呈反比，亦符合大部份文獻的實證發現。最後，公共部門投資的估計係數符號為負，可能是因為公共部門投資的擴張，就長期而言，對於民間投資將產生排擠效果。

至於就短期動態而言，落後1期的實質GDP與民間固定投資行為具有順循環的現象，當實質利率下降，對於我國的民間投資則產生激勵的效果。新台幣加速升值對於我國的民間投資將有不利的影響，實質股價指數上揚時，對於民間投資行為將帶來正面的激勵。至於近年我國廠商外移至海外設廠投

資，則對於我國的民間投資產生若干替代效應。代表亞洲金融風暴的虛擬變數，在估計結果中並不顯著，可能是因為我國受到1997年亞洲金融風暴的衝擊並不嚴重，因此，我國的民間投資行為，在1997年之後並未因而出現明顯的結構性變動。此外，實質銀行放款與投資變動、匯率波動，以及政府投資與公營企業投資之和等3個解釋變數的估計係數均不顯著。

綜合本文實證結果可知，民間固定投資行為，無論就長期或短期而言，均具有順循環的特性，亦即，當景氣好時，企業將增加資本支出，擴大投資；而透過企業投資的增加，亦將帶動實質經濟進一步成長。反之，當景氣衰退時，企業將減少資本支出，縮減投資，而企業投資的不振，則將進一步削弱經濟體的成長動能。因此，在景氣不佳時，政府宜提出一套反景氣循環的政策方案，以更多非經濟的誘因，提振廠商投資的意願。就短期實證結果來看，股市表現與民間投資呈同向變動，代表當股市活絡、股價上

揚時，不管是透過Tobin's q 效果、或者是透過廠商融資成本的下降，對於民間投資行為均將帶來正面的激勵。因此，建立並維持健全的資本市場，同時讓股價能合理反映經濟基本面，以活絡股市交易，對於民間投資將發揮一定的激勵效果。此外，就長期而言，銀行提供的信用數量，與企業的投資規模具有同向變動的關係。這與我國的金融體系中，企業主要仍仰賴間接金融作為融資來源有關。因此，宜強化銀行體系的金融中介功能。

值得注意的是，經本文探究近年國內投資減少的原因尚包括，企業競爭力日漸滑落、面臨經濟整合邊緣化危機，以及環評規範欠缺明確標準等無法量化的非經濟因素，這些因素甚至可能較投資函數中的解釋變數來得更加重要，這是進行量化分析時所無法納入系統性考量的部份。因此，政府相關單位宜分別針對這些問題，研擬適當對策，提振投資。

附錄一 變數定義與資料來源

變數符號	定義	計算方法	資料來源
Pi	實質民間固定資本形成毛額(取對數)		主計處國民所得統計
y	實質產出(取對數)	取對數後的實質GDP	主計處國民所得統計
$credit$	實質信用(取對數)	以本國一般銀行對民營企業放款與投資代表(經CPI平減) ^{1,2} ，並取對數	金融統計月報
rr	實質利率	以銀行放款利率減去消費者物價指數年增率代表 ³	金融統計月報
$reer$	實質匯率	新台幣實質有效匯率指數(REER)	央行內部資料
v	實質匯率波動	利用GARCH模型求算而得(見附錄三)	作者自行計算
$stkp$	實質股價指數(取對數)	台灣加權股價指數經消費者物價指數平減(並取對數)	金融統計月報
fdi_o	對外直接投資相對我國名目GDP之比例	我國對外直接投資金額(換算為新台幣計價)相對名目國內生產毛額之比例	金融統計月報：「國際收支簡表」，主計處國民所得統計
gi	實質政府與公營事業固定資本形成毛額之和(取對數)		主計處國民所得統計

- 說明：1. 在放款部份，本文採用本國一般銀行對民營企業放款，而非全體銀行對民營企業放款，其原因是，後者自1997年1月起才有資料。另外，此一數列在2007年4月以後不再刊載於中央銀行金融統計月報，因此，在該時點以後的資料，係來自央行金融統計科內部資料。本國一般銀行對民營企業放款加上本國一般銀行對民營企業之證券投資，即為本文所定義之「信用」。
2. 本文在進行平減時所採用的物價指數，全部均以消費者物價指數經4季移動平均計算而得。
3. 利率之選取，應以能反映企業實際資金取得成本者為佳，由於我國企業資金來源主要以銀行借款為主，因此，本文採銀行放款利率，此一變數在1998年11月之前指的是銀行基本放款利率，1998年11月(含)以後則是指五大銀行新承做放款利率，如此處理的主要原因是銀行基本放款利率大約自1998年末開始，即明顯呈現向下調整的僵固性，無法反映當時的市場利率情況。無法全部採用五大銀行新承做放款利率資料的原因是，此項利率數列始於1994年7月，對於本文而言，樣本期間太短。另外，本文不採用商業本票利率的主要原因，一則是因為近年來商業本票的發行量逐漸萎縮，代表性恐有不足，一則是因為，據瞭解，銀行在承做大額放款時，其放款利率之訂定並無一定的參考指標。

附錄二 單根檢定結果

附表1 ADF單根檢定結果

水準值	τ_{μ}	τ_{τ}	一階差分項	τ_{μ}	τ_{τ}
Pi_t	-1.88	-0.49	ΔPi_t	-4.10**	-4.42**
y_t	-2.77*	-0.15	Δy_t	-1.19	-3.63*
$credit_t$	-2.11	-0.81	$\Delta credit_t$	-1.81	-2.89
rr_t	-0.25	-2.36	Δrr_t	-3.57**	-3.67*
$reer_t$	0.34	-1.48	$\Delta reer_t$	-5.69**	-6.50**
v_t	-2.67*	-2.83	Δv_t	-8.28**	-8.22**
$stkp_t$	-2.90*	-2.35	$\Delta stkp_t$	-4.53**	-3.38*
fdi_{o_t}	-3.68**	-3.75*	Δfdi_{o_t}	-3.32*	-3.56*
gi_t	-2.94*	-1.92	Δgi_t	-2.53	-4.93**

- 說明：1. τ_{μ} 表示ADF檢定迴歸式中包含常數項之檢定統計量， τ_{τ} 則表示同時包含常數項與時間趨勢時的檢定統計量；由於ADF檢定統計量在這兩種情況下的分配不同，故臨界值亦有所差異。
2. 在5%的顯著水準下， τ_{μ} 和 τ_{τ} 的臨界值分別為 -2.88與 -3.43 (MacKinnon, 1991)，在1%的顯著水準下， τ_{μ} 和 τ_{τ} 的臨界值分別為 -3.46與 -4.01。**與*分別表示在1%與5%的顯著水準下拒絕單根的虛無假設。
3. 各ADF檢定式的落後期數係利用AIC (Akaike Information Criterion) 標準加以選取。

附表2 PP單根檢定結果

水準值	τ_{μ}	τ_{τ}	一階差分項	τ_{μ}	τ_{τ}
y_t	-4.02**	-0.01	Δy_t	-9.86**	-11.55**
$credit_t$	-1.98	-0.55	$\Delta credit_t$	-4.23**	-4.67**
fdi_{o_t}	-3.35*	-3.52*	Δfdi_{o_t}	-12.80**	-12.81**
gi_t	-4.27**	-6.34**	Δgi_t	-33.39**	-36.05**

附錄三 利用GARCH模型求算匯率波動

本文採用新台幣實質有效匯率指數 (REER) 的GARCH(1,1)模型來估計匯率波動(v_t)(見王泓仁, 2005)。由於REER為I(1)數列, 因此無法直接進行GARCH模型的

估計, 因此, 本文係以REER的季變動率來推算匯率的波動幅度。據此, 所設定的GARCH(1,1)模型估計結果如下:

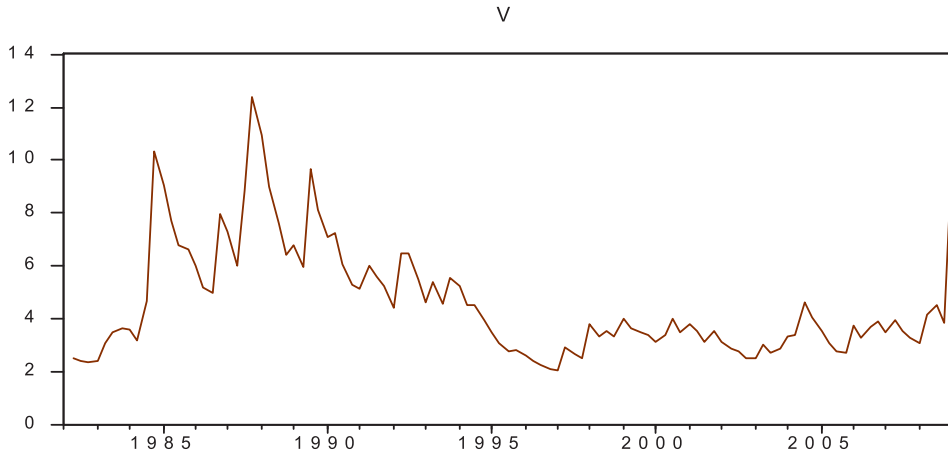
$$\Delta \ln(REER_t) = -0.36 + \varepsilon_t \quad (1A)$$

$$\sigma_t^2 = 0.39 + 0.17\varepsilon_{t-1}^2 + 0.770\sigma_{t-1}^2 \quad (1B)$$

其中, ε_t 假設為條件常態分配, 至於所欲求算的匯率波動估計值(\hat{v}), 即為模型(1B)中配適的條件變異數 (conditional variance)

$\hat{\sigma}_t^2$, 亦即 $\hat{v}_t = \hat{\sigma}_t^2$ 。根據上述GARCH(1,1)模型所估計的匯率波動(v)的走勢見附圖1。

附圖1 匯率(REER)波動



附註

- (註1) 此類的研究包括：周濟(1987)、許松根與陳玉瓏(1989)、張慶輝(1985)等。
- (註2) Tobin's q 的分子為公司的市值，由於本文使用之資料為總體資料，因此，原本應採用全體上市公司的股票總市值作為代理變數，但是，由於股票總市值具有受到公司家數變動影響的缺點，因此，本文以台灣加權股價指數作為Tobin's q 的代理變數。事實上，本文曾嘗試以全體上市公司的股票總市值作為Tobin's q 的代理變數，發現其實證結果(包含估計係數符號與統計顯著性等)與利用實質股價之結果差異不大。
- (註3) 有關直接投資與民間投資關係的文獻中，Desai, Foley, and Hines(2004)利用總體資料及企業的追蹤資料分析(panel data)發現，美國對外投資的增加，對國內投資有顯著正向的影響。林惠玲(2002)亦指出，整體而言，對外直接投資對國內投資的影響平均為正的，但防禦型的對外投資，對國內投資則有顯著的替代效果。劉完淳(2007)實證研究則發現，政府兩岸政策由「戒急用忍」改為「積極開放、有效管理」後，台灣廠商赴大陸投資已明顯排擠國內投資。
- (註4) 本文亦曾嘗試加入油價等變數，惟係數估計值或不顯著、或符號與理論預期不符，故最後予以剔除。
- (註5) 在進行共整合分析時，並不要求所有的變數均為 $I(1)$ ，只要其中兩個變數是 $I(1)$ 即可。不過，在每加入一個恆定的(stationary)隨機變數時，共整合的秩(rank)即會隨之增加一個。
- (註6) Johansen 曾指出，殘差項未能符合常態假設的問題，對於共整合分析之影響並不大，見 Johansen (1995), p. 29。
- (註7) 有關匯率波動(或匯率不確定性)對民間投資之影響的相關文獻中，Serven (2003)，Ndikumana (2008)，以及Ramirez (2008)等實證研究指出，匯率波動對於投資具有負向的影響，但Pradhan, Schuster, and Upadhyaya (2004)則發現兩者間的關係如何，並沒有定論。
- (註8) 惟據徐千婷(2006)利用轉換函數模型，分析利率對台灣民間投資影響之實證結果指出，政府與公營事業投資，對於促進民間投資具有正向的影響，驗證了林金龍(2003)的推測，即由於大部份公共投資屬基礎建設，因此有助於改善民間投資環境並促進民間投資。
- (註9) 台灣預訂於2010年將營利事業所得稅率由25%調降至20%。

參考文獻

- 王泓仁 (2005), 「台幣匯率對我國經濟金融活動之影響」, 《中央銀行季刊》, 第27卷第1期, 頁13-46。
- 林金龍 (2003), 「利率政策的傳遞機制及其對總體經濟金融影響效果之實證分析」, 《中央銀行季刊》, 第25卷第1期, 頁5-47。
- 林建甫 (2005), 「台灣總體經濟金融模型之建立」, 2005年中央銀行委託研究計劃。
- 宋承穎 (2002), 「外人直接投資對台灣經濟的影響評估—雙向FDI之探討」, 國立中山大學經濟研究所碩士論文。
- 林惠玲 (2002), 「對外投資對國內投資的影響—台灣製造業的實證研究」, 梁國樹紀念論文集, 頁179-212。
- 周濟 (1987), 「獎勵投資條例之經濟效益評估分項報告：(1)獎勵投資(總體經濟面)」, 中華經濟研究院。
- 許松根、陳玉瓏 (1989), 「獎勵投資條例與固定資本形成」, 《經濟論文叢刊》, 17:1, 頁77-119。
- 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28卷第3期, 頁49-76。
- 胡勝正, 詹維玲, 陳禮潭 (1998), 「民間投資意願變動之研究」, 《自由中國之工業》, 9月, 頁27-66。
- 張慶輝 (1985), 「投資租稅抵減之賦稅面與經濟面效果」, 《財稅研究》, 17:4, 頁32-52。
- 童振源 (2005), 「東亞經濟整合與台灣的戰略」, 第5屆遠景論壇研討會, 頁13-23。
- 資訊工業策進會 (2008), 「以創新及科技應用提升我國服務業國際競爭力之研究」, 行政院經濟建設委員會委託研究, 頁397-413。
- 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7期, 行政院經濟建設委員會, 頁69-101。
- 劉完淳 (2007), 「資金外移與外來資金的挹注對國內投資的影響—台灣的實證研究」, 台灣經濟學會2007年年會, 頁6-11。
- 顧瑩華、陳添枝等 (2004), 「亞太經濟整合對我國產業發展之影響評估」, 經濟部工業局, 頁151。
- Central Bank of the Republic of China (Taiwan) (2006), *The Central Bank of China (Taiwan): Purposes and Functions (1992-2004)*, Taipei, Taiwan.
- Chen-Min Hsu (2002), "The Role of Taiwanese Foreign Direct Investment in China: Economic Integration or Hollowing-Out," *National Policy Foundation Research Report*, No. 091-071.
- Chen-Yuan Tung (2004), "Economic Relations between Taiwan and China," http://www.usc.cuhk.edu.hk/wk_wzdetails.asp
- Chia-Ho Ching and Tsu-Lung Chou (2007), "Differentiations in Taiwan's Regional Industrial Clusters: The Impacts of China Effects" *Journal of Geographical Science* No. 49, pp. 55-79.
- Desai, Mihir A., Fritz Foley and James R. Hines Jr. (2004), "A Multinational Perspective on Capital Structure Choice and Internal Capital Markets", *Journal of Finance*, Vol. 56, Issue 6, pp2451-2488.
- Etienne B. Yehoue (2005), "Clusters as a Driving Engine for FDI", *IMF Working Paper*, No. WP/05/193.
- Ewe-Ghee Lim (2001), "Determinants of, and the Relation between, Foreign Direct Investment and Growth: A Summary of the Recent Literature," *IMF Working Paper*, No. WP/01/175.
- Japan External Trade Organization (JETRO) (2009), "The 19th Comparative Survey of Investment-Related Costs in 30 Major Cities and Regions in Asia," Japan.
- Johansen, S. (1988), "Statistical analysis of cointegrating vectors," *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 12, pp. 231-254.
- Johansen, S. and K. Juselius (1990), "Maximum likelihood estimation and inference on cointegration—With applications to the

- demand for money," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, 169-210.
- Johansen S (1995), *Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*, Oxford University Press.
- Jorgenson, Dale W. (1963), "Capital Theory and Investment Behavior," *American Economic Review*, 53:2 (May), 247-259.
- Ministry of Economic Affairs (2008), "White Paper on Small and Medium Enterprises in Taiwan, 2008," Taipei, Taiwan.
- Ndikumana, L. (2008), "Can Macroeconomic Policy Stimulate Private Investment in South Africa? New Insights from Aggregate and Manufacturing Sector-Level Evidence," *Journal of International Development*, 20(7), 869-887.
- Pradhan G., Zeljan Schuster, and Kamal P. Upadhyaya (2004), "Exchange Rate Uncertainty and the Level of Investment in Selected South-East Asian Countries," *Applied Economics*, 36(9): 2161-2165.
- Ramirez, M.D. (2008), "What Explains Latin America's Poor Investment Performance during the 1980-2001 Period? A Panel Unit Root Analysis," *International Review of Applied Economics*, 22(1):1-15.
- Robert Read (2002), "Foreign Direct Investment & the Growth of Taiwan & Korea," IBRG FDI: *Country Case Studies Conference*.
- Sean Yokota (2008), "Taiwan: Return of Investment?" *UBS Investment Research*.
- Serven, L. (2003), "Real-Exchange-Rate Uncertainty and Private Investment in LDCs," *Review of Economics and Statistics*, 75:212-17.
- Shaun K. Roache (2006), "Domestic Investment and the Cost of Capital in the Caribbean," *IMF Working Paper*, No. WP/06/152.
- Theodore H. Moran, Edward M. Graham, and Magnus Blomstrom (2005), "Does Foreign Investment Promote Development?" Washington, DC., *Institute for International Economics Center for Global Development*.
- Tobin, James (1969), "A General Equilibrium Approach to Monetary Theory," *Journal of Money, Credit and Banking*, 1, 15-29.