

計劃中文名稱：金融發展與內生性成長模型

**計劃英文名稱：Financial Development and Endogenous
Economic Growth Model**

計劃編號：NSC 87-2415-H002-027

執行期限：86年8月1日至87年7月31日

主持人：許振明

E-mail：chenmin@ccms.ntu.edu.tw

執行機構及單位名稱：國立台灣大學經濟學系

一、中文摘要

本計劃分兩部份，一為理論部份，另一為實證部份。在理論部份，本文試圖建立一內生性經濟成長模型，將金融部門引入 Romer (1990) 模型中。我們結合供給面與需求面的部門來分析金融機構對長期經濟成長的影響。模型部門包括：研發部門、金融部門、最終產品生產部門與家計部門。本理論模型的特色是金融創新與研發是促進經濟體系成長的原動力，而金融部門則扮演資金中介的角色，提供金融中間產品；最終產品生產部門利用勞動人力與金融中間產品來生產最終產出；家計部門採用跨期決策來決定消費與儲蓄並提供勞動人力。

在實證研究部分，我們利用台灣資料並採用 VAR 時間序列分析方法來探討金融發展與經濟成長及投資率的關係。在消除變數之定態 (stationary) 及共積 (cointegration) 現象後，我們進一步從事模型適合性檢定。利用 Johansen 共積檢定法我們發現國內金融深化程度 (M2/GDP)、金融機構總資產/GDP、金融機構放款總額/金融機構總資產、金融機構家數、股市資本率、股市周轉率以及股市流動性等金融發展指標與實質經濟成長成正向關係。為了探討短期變動關係我們使用誤差修正模型 (error correction model) 來探討金融發展對經濟成長之影響，結果證明金融發展對經濟成長有正面效果。接下來則是進行金融發展與國內投資率的實證分析，我們所得到的結果是兩者成正向變動關係。

關鍵詞：金融發展、內生性經濟成長模型、單根檢定、Johansen 共積檢定、誤差修正模型、Granger 因果關係檢定。

Abstract :

This project tries to extend Romer(1990) model by introducing a financial sector into an endogenous growth model. By adopting Fuente & Marin's (1996) method we could analyze how much influence the financial system made on the long-run economic growth. Our theoretical model includes a R&D sector, a financial sector, a final goods production sector and the household sector. The characteristics of our theoretical model is that R&D in the financial sector is the main growth engine. The final goods production sector produces final outputs by using labor forces and financial intermediate products. Consumers not only decide on consumption and savings but also provide labors.

After setting up the model, we apply time series analysis to Taiwan's data to explore the relationship between financial development and economic growth (or investment rate). After testing the stationary and cointegration, we have examined the goodness of fit of our empirical model. The Johansen cointegration test show that the financial development indicators (including M2/GDP, financial institution total assets/GDP, financial institution total credits/financial institution total assets, numbers of financial intermediaries, stock market capital ratio, stock market turning ratio and stock market liquidity) are positively correlated with real economic growth. In order to explore the short-run relationship, we then estimate an error correction VAR model. Our studies show that financial development has strong effects on economic growth and investment in Taiwan.

Keywords: financial development, endogenous economic growth model, unit root test, Johansen cointegration test, error correction model.

二、緣由與目的

近五十年來，我國經濟發展平均每年經濟成長率達 8% 左右，因此使得 1996 年平均每人所得達到一萬三千多美元。在金融面，貨幣供給量 M_2 在民國 75 年至 85 年間增加 4.24 倍左右，但名目國民生產毛額卻僅增加 1.4 倍。廣大的流動性因而迫使台灣金融發展面臨改革。

首先是利率自由化。利率自由化的目的在使金融利率由完全競爭的資金市場自由決定，同時金融機構可以根據資金狀況自由訂定並調整存放款利率。在建立短期資金市場方面，從民國 65 年開始陸續有三家票券金融公司成立，票券市場逐步形成。而在民國 83 年 8 月新票券公司開始設立及銀行開始從事商業本票承銷及簽證業務，票券市場利率自由化措施乃初具完成。而金融同業拆款市場亦於民國 69 年 4 月成立，經過十幾年之發展，目前已初具規模。

儘管貨幣市場已見成長，但債券市場規模卻一直無法擴大。不過在股票市場方面，民國 77 年新證券商開始設立，而外資投資股市亦於民國 79 年開放。從民國 87 年 1 月起外國專業投資機構投資國內證市場投資股市總值為上市公司總值之 30%，而單一及全體僑外資，投資任一發行公司持股比率分別放寬為 15% 及 30%。股票上市家數在民國 87 年 9 月已增至 421 家(民國 69 年才 102 家)，而股票總市值亦由民國 69 年之 2 仟多億元增至民國 87 年 9 月之 8 兆 4 仟多億元。至於股票上櫃公司家數亦由民國 78 年之一家增至民國 87 年 9 月之 161 家，而上櫃總市值由 13.5 億元增為 9,552.5 億元。

在金融機構開放方面，包括民國 79 年銀行新設、信託投資公司及信用合作社改制成商業銀行、銀行分支機構增設、外國銀行及保險公司來台設立分支機構等。此外，金融機構業務範圍亦不斷擴大。

由以上的金融發展來看，我國金融業及金融市場之成長在過去十幾年來已顯著變化，此種局面已對本國經濟發展造成影響。最近新經濟成長或內生性經濟成長文獻之研究指出金融體制在經濟發展上扮演極重要角色，因為金融機構及金融

市場影響投資及儲蓄，進而促進經濟成長。

有關金融發展與經濟成長的關係，早期多以開發中國家為研究主體，而所用之模型為 McKinnon-Shaw 金融發展模型，由於開發中國家儲蓄不足，因此研究主題多集中於金融壓抑(financial repression)與投資效率之關聯性分析。晚近總體經濟理論之發展重點之一為內生性成長理論之探討，其中強調經濟結構係數及經濟變數對於一國經濟成長具有極顯著影響，此與傳統新古典經濟成長 Solow 理論不同[參閱 Aghion & Howitt(1998)]。與此文獻相關者即金融發展對經濟成長之貢獻。

King & Levine(1993)認為金融機構具有衡量企業投資計劃之能力，尤其是降低資訊收集成本及監控投資生產所需之成本，因此能使投資資金運用更有效率。其實證結果也支持 Baghot(1873)及 Schumpeter(1912)之論點，即金融體制能促進經濟成長。Bencivenga & Smith(1991)亦指出投資銀行也能幫助個人減少持有無生產性之流動性資產，因而使資金流至資本累積用途。換言之，金融機構可以降低流動性風險，並承受生產力變動風險。此外，Greenwood & Jovanovic(1990)強調金融機構聚集資金及收集投資資訊的功能，使資金配置於高效率投資用途。

Levine(1991)、Saint-Paul(1992)及 Bencivenga-Smith-Starr (1995)指出股票市場的存在有助於分散資產組合風險，並增強儲蓄者彼此間之股票交易，使流動性提高，因而增加資金導入生產投資的機會，從而促進經濟成長。具體而言，Levine(1991)利用內生性經濟成長模型來析股票市場和經濟成長及投資的關係。他認為廠商在進行投資時會面臨流動性風險與生產力風險，廠商為了避免流動性風險的衝擊，會將部份資金分配在無生產力的流動性資產上。因此當股票市場存在時，可以增加廠商資金的流動性，降低生產力風險。因此 Levine 認為股市能促進經濟成長有：(1)股票市場可以讓廠商在不中斷生產過程的情況下進行資本移轉；(2)廠商以及投資人可以運用不同的資產組合來趨避風險。另外，Bencivenga & Smith(1991)亦針對股市流動性來分析股市與投資及經濟成長的關

係。由於許多投資計劃需要長期且穩定的資金來支持，而在儲蓄無法配合之下，股票市場提供廠商快速且獲取成本低的投資資金，使得廠商的長期投資計劃得以實現，促進生產的增加，提高了經濟成長率。

不過 Shleifer & Vishry(1986)及 Bhide(1993)指出股市流動性過高可能誘使一般投資大眾疏忽監督公司經營績效[參見 Levine(1997)之文獻探討]。因此 Levine & Zervos(1998)在「美國經濟評論」(*American Economic Review*)進一步以 47 國資料分析驗證 1976-1993 期間銀行發展及股市流動性提高確實對長期經濟成長有貢獻。另外，Demirpuc-Kunt-Levine(1996a)首先使用 48 個國家之資料，探討股市規模、股市流動性、股市集中度與金融機構發展關係。他們發現(1)股票市場發展與金融機構發展有高度相關。當股市發展較慢時，金融機構發展也趨於緩慢；(2)股市流動性與股市集中度呈反向關係；(3)股市會影響公司資本結構，股市發展較健全時，公司通常有較高的負債權益比(debt-equity ratio)；(4)股市發展程度可做為預測未來經濟成長之指標。再者 Demirpuc-Kunt-Levine(1996b)以等級分析法觀察股市資本率、股市流動性、股市集中度及股市與國際資本市場緊密度等指標在美國等 44 國家之關係。研究發現：(1)香港、馬來西亞、日本與新加坡等國家之股市資本率均大於一，而哥倫比亞、印度國家則小於一；(2)香港、馬來西亞、日本、英國與美國等國家其股市流動性均較高，而哥倫比亞、奈及利亞則否；(3)哥倫比亞、印度等國家之股市集中度高於美國、日本等國；(4)股市資本率與股市周轉率間不一定存在正向關係。最後，Demirpuc-Kunt-Levine(1996a)將 48 個國家依據所得分為高中低三組，發現(1)所得愈低的國家，歸屬於國家之銀行總資產佔全體金融機構總資產比例愈大；(2)所得愈高的國家，商業銀行資產佔 GDP 比、 M_2 除以 GDP 之比(金融深化，financial deepening)及準貨幣佔 GDP 比等金融發展指標愈高；(3)所得愈高的國家，股市資本率愈高。

在國內文獻方面，大部份學者均著重在金融中介機構(主要為銀行)對經濟成長的貢獻。例如：邱正雄(1984)以融資性的貨幣需求觀點出發，分析發現實質貨幣餘額與國內勞動生產力成長關係密切，其中狹義實質貨幣餘額基本上是生產者

的交易媒介，其可視為生產因素之一。另外，李庸三及陳上程(1984)分析民國50-72年之資料發現，狹義貨幣供給額 M_1B 對國民生產毛額之比率不斷提高，此說明台灣在這段期間金融深化之現象非常明顯。同時他發現由公民營企業之產出與銀行放款結構之變動資料觀察，台灣金融機構放款對經濟發展有正面貢獻。

本文旨在探討金融發展對經濟成長之影響。我們除了建構理論模型分析金融機構對經濟成長的貢獻外，同時我們亦利用總體時間序列模型實證分析台灣金融發展對經濟成長及投資的影響。

第一節 緒 論

近五十年來，我國經濟發展平均每年經濟成長率達 8% 左右，因此使得 1996 年平均每人所得達到一萬三千多美元。在金融面，貨幣供給量 M_2 在民國 75 年至 85 年間增加 4.24 倍左右，但名目國民生產毛額卻僅增加 1.4 倍。廣大的流動性因而迫使台灣金融發展面臨改革。

首先是利率自由化。利率自由化的目的在使金融利率由完全競爭的資金市場自由決定，同時金融機構可以根據資金狀況自由訂定並調整存放款利率。在建立短期資金市場方面，從民國 65 年開始陸續有三家票券金融公司成立，票券市場逐步形成。而在民國 83 年 8 月新票券公司開始設立及銀行開始從事商業本票承銷及簽證業務，票券市場利率自由化措施乃初具完成。而金融同業拆款市場亦於民國 69 年 4 月成立，經過十幾年之發展，目前已初具規模。

儘管貨幣市場已見成長，但債券市場規模卻一直無法擴大。不過在股票市場方面，民國 77 年新證券商開始設立，而外資投資股市亦於民國 79 年開放。從民國 87 年 1 月起外國專業投資機構投資國內證市場投資股市總值為上市公司總值之 30%，而單一及全體僑外資，投資任一發行公司持股比率分別放寬為 15% 及 30%。股票上市家數在民國 87 年 9 月已增至 421 家(民國 69 年才 102 家)，而股票總市值亦由民國 69 年之 2 仟多億元增至民國 87 年 9 月之 8 兆 4 仟多億元。至於股票上櫃公司家數亦由民國 78 年之一家增至民國 87 年 9 月之 161 家，而上櫃總市值由 13.5 億元增為 9,552.5 億元。

在金融機構開放方面，包括民國 79 年銀行新設、信託投資公司及信用合作社改制成商業銀行、銀行分支機構增設、外國銀行及保險公司來台設立分支機構等。此外，金融機構業務範圍亦不斷擴大。

由以上的金融發展來看，我國金融業及金融市場之成長在過去十幾年來已顯著變化，此種局面已對本國經濟發展造成影響。最近新經濟成長或內生性經濟成

長文獻之研究指出金融體制在經濟發展上扮演極重要角色，因為金融機構及金融市場影響投資及儲蓄，進而促進經濟成長。

有關金融發展與經濟成長的關係，早期多以開發中國家為研究主體，而所用之模型為 McKinnon-Shaw 金融發展模型，由於開發中國家儲蓄不足，因此研究主題多集中於金融壓抑(financial repression)與投資效率之關聯性分析。晚近總體經濟理論之發展重點之一為內生性成長理論之探討，其中強調經濟結構係數及經濟變數對於一國經濟成長具有極顯著影響，此與傳統新古典經濟成長 Solow 理論不同[參閱 Aghion & Howitt(1998)]。與此文獻相關者即金融發展對經濟成長之貢獻。

King & Levine(1993)認為金融機構具有衡量企業投資計劃之能力，尤其是降低資訊收集成本及監控投資生產所需之成本，因此能使投資資金運用更有效率。其實證結果也支持 Baghot(1873)及 Schumpeter(1912)之論點，即金融體制能促進經濟成長。Bencivenga & Smith(1991)亦指出投資銀行也能幫助個人減少持有無生產性之流動性資產，因而使資金流至資本累積用途。換言之，金融機構可以降低流動性風險，並承受生產力變動風險。此外，Greenwood & Jovanovic(1990)強調金融機構聚集資金及收集投資資訊的功能，使資金配置於高效率投資用途。

Levine(1991)、Saint-Paul(1992)及 Bencivenga-Smith-Starr (1995)指出股票市場的存在有助於分散資產組合風險，並增強儲蓄者彼此間之股票交易，使流動性提高，因而增加資金導入生產投資的機會，從而促進經濟成長。具體而言，Levine(1991)利用內生性經濟成長模型來析股票市場和經濟成長及投資的關係。他認為廠商在進行投資時會面臨流動性風險與生產力風險，廠商為了避免流動性風險的衝擊，會將部份資金分配在無生產力的流動性資產上。因此當股票市場存在時，可以增加廠商資金的流動性，降低生產力風險。因此 Levine 認為股市能促進經濟成長有：(1)股票市場可以讓廠商在不中斷生產過程的情況下進行資本移轉；(2)廠商以及投資人可以運用不同的資產組合來趨避風險。另外，Bencivenga

& Smith(1991)亦針對股市流動性來分析股市與投資及經濟成長的關係。由於許多投資計劃需要長期且穩定的資金來支持，而在儲蓄無法配合之下，股票市場提供廠商快速且獲取成本低的投資資金，使得廠商的長期投資計劃得以實現，促進生產的增加，提高了經濟成長率。

不過 Shleifer & Vishry(1986)及 Bhide(1993)指出股市流動性過高可能誘使一般投資大眾疏忽監督公司經營績效[參見 Levine(1997)之文獻探討]。因此 Levine & Zervos(1998)在「美國經濟評論」(*American Economic Review*)進一步以 47 國資料分析驗證 1976-1993 期間銀行發展及股市流動性提高確實對長期經濟成長有貢獻。另外，Demirpuc-Kunt-Levine(1996a)首先使用 48 個國家之資料，探討股市規模、股市流動性、股市集中度與金融機構發展關係。他們發現(1)股票市場發展與金融機構發展有高度相關。當股市發展較慢時，金融機構發展也趨於緩慢；(2)股市流動性與股市集中度呈反向關係；(3)股市會影響公司資本結構，股市發展較健全時，公司通常有較高的負債權益比(debt-equity ratio)；(4)股市發展程度可做為預測未來經濟成長之指標。再者 Demirpuc-Kunt-Levine(1996b)以等級分析法觀察股市資本率、股市流動性、股市集中度及股市與國際資本市場緊密度等指標在美國等 44 國家之關係。研究發現：(1)香港、馬來西亞、日本與新加坡等國家之股市資本率均大於一，而哥倫比亞、印度國家則小於一；(2)香港、馬來西亞、日本、英國與美國等國家其股市流動性均較高，而哥倫比亞、奈及利亞則否；(3)哥倫比亞、印度等國家之股市集中度高於美國、日本等國；(4)股市資本率與股市周轉率間不一定存在正向關係。最後，Demirpuc-Kunt-Levine(1996a)將 48 個國家依據所得分為高中低三組，發現(1)所得愈低的國家，歸屬於國家之銀行總資產佔全體金融機構總資產比例愈大；(2)所得愈高的國家，商業銀行資產佔 GDP 比、 M_2 除以 GDP 之比(金融深化, financial deepening)及準貨幣佔 GDP 比等金融發展指標愈高；(3)所得愈高的國家，股市資本率愈高。

在國內文獻方面，大部份學者均著重在金融中介機構(主要為銀行)對經濟成長的貢獻。例如：邱正雄(1984)以融資性的貨幣需求觀點出發，分析發現實質貨

幣餘額與國內勞動生產力成長關係密切，其中狹義實質貨幣餘額基本上是生產者的交易媒介，其可視為生產因素之一。另外，李庸三及陳上程(1984)分析民國 50-72 年之資料發現，狹義貨幣供給額 M_1B 對國民生產毛額之比率不斷提高，此說明台灣在這段期間金融深化之現象非常明顯。同時他發現由公民營企業之產出與銀行放款結構之變動資料觀察，台灣金融機構放款對經濟發展有正面貢獻。

本文旨在探討金融發展對經濟成長之影響。除於附錄中建構理論模型分析金融機構對經濟成長的貢獻外，本文正文共分七節，第一節為緒論，第二節為股票市場與經濟成長，第三節為股票市場與經濟成長實證分析，第四節為股票市場與實質資本投資之實證分析，第五節為金融機構與經濟成長，第六節為金融機構與實質投資，第七節為結論。

第二節 股票市場與經濟成長

股票市場對於一國經濟的貢獻在於股市具有流動性、風險管理、資訊蒐集、對上市公司的控制與管理、及聚集游資等功能[參閱 Levine & Zervos(1996)]。因此在此研究股市與經濟發展之課題時，我們仍將以此五功能為研究的出發點。

在股市的風險管理功能方面，廠商投資時通常會面臨流動性風險(liquidity risk)與生產力風險(productivity risk)。廠商為了趨避流動性風險，只好將一部份資金分配在無生產力的流動性資產上。又由於人力資源與資本是基本生產要素，當股市存在時，其可增加廠商資金的流動性，降低因資本提早被投資人取回所造成的生產力風險，使廠商有剩餘資金用於人力資源之累積，改善生產效率，提高投資率。因此 Levine(1991)認為，股票市場促進成長的途徑有二，(1)可在不中斷生產過程的情況下，進行資本移轉；(2)投資人可擁有多變的資產組合以趨避風險。故投資效率與金融市場大小成正比。Obstfeld (1994)也認為因高報酬通常具有高風險的特性，一旦經由股市分散廠商所面臨的風險後，會促使廠商較有意願

投資於高報酬的計劃，使資源分配有效率，加速經濟成長。

在股市流動性方面，股市最大貢獻在於股市流動性。流動性，簡單而言，即為股市證券交易行為之容易程度。由於許多投資計劃需長期資金來支援，在儲蓄無法長期配合下，交易活絡的股市可提供廠商獲得較快速且資金成本較低的投資資金，使廠商長期投資計劃得以實現。因此 Bencivenga-Smith-Starr (1995)基於此觀點，使用兩期的跨代(overlapping generation)模型分析因股市的存在對儲蓄、投資與消費三者所造成的影響。並假設經濟體系存在多種生產技術，使產品生產周期不一致。分析發現當投資人面臨自有資金無法負荷資金需求時，資本握有權必須部份移轉。若移轉成本低時，由於投資者所需負擔的機會成本變小，使原投資計劃可繼續執行，進而提高均衡成長率。

在股市的收集廠商資訊與公司控制功能方面，因股市投資者可由資訊中獲得利潤，流動性高的股市不僅可增強投資者想獲得公司資訊意願，同時，公司因受到投資者的監督，在假設公司管理當局追求公司股價最大化下，公司不得不謹慎運用資金使資金分配有效率[參閱 Kyle(1984)、Holmstrom & Tirloe(1993)]。

綜觀上述，股市可藉由下列管道影響經濟成長：

- (1) 證券市場藉由提供風險管理來改善資源分配，因而提高投資效率及經濟成長率。
- (2) 證券市場可聚集資金，藉此提高企業投資及累積實質資本，因而促進經濟成長。
- (3) 證券市場之蒐集資訊功能可以監督公司營運，因而可提昇企業投資效率並促進經濟成長。
- (4) 證券市場藉由提高資金流動性促進人力資本累積，從而提昇生產效率並促進經濟成長。

從上述四個傳導過程，我們可知證券市場對經濟成長的貢獻不外乎來自提昇投資效率與增加投資兩個途徑。股市的存在可幫助廠商募集資金，改善投資效率，提高經濟成長率，且股市發展與經濟發展彼此相互影響且呈現正向關係。

我們利用我國總體經濟及金融資料實證分析股市發展對實質資本投資及經濟成長之影響。我們採用 Levine & Zervos(1998)之股市流動性及股市規模等代表股市發展指標之定義，然後利用時間序列分析驗證得知股市流動性及規模擴大對於經濟成長及投資均有正面效果。

另外，我們亦採取 Demirguc-Kunt-Levine(1996)之主張，分別探討股市規模、股市流動性與金融中介機構(主要為銀行)間之關係。結果發現股市規模及流動性提高與銀行發展呈正相關。觀察民國 53 年至 86 年之年資料，上市股票總市值與 M_2 、準貨幣、存款貨幣機構資產總額之相關係數均分別高達 0.94。至於上市股票總成交值與 M_2 、準貨幣、存款貨幣機構資產總額之相關係數均分別為 0.83、0.82 及 0.82。顯示上市股票市場規模及流動性與金融深化、銀行準流動性負債、資產規模均有正向關聯性。

第三節 股票市場與經濟成長實證分析

本節利用股票市場發展指標與其它變數進行實證分析，以了解股票市場的發展與國內經濟成長之間的變動關係。我們所使用的資料係由 AREMOS 資料庫取得，其中包括民國 53 至 85 年共 33 筆的資料。根據 Levine & Zervos(1998)之研究，股票市場發展實證指標可包括股市流動性、股市規模、股市波動率、國際資本市場整合程度。股市規模可以股市資本率(capitalization measures)及上市公司家數表示；而股市流動性分別以股市周轉率指標及股市成交總市值占 GDP 比率表示。為便於分析我們將不考慮股市波動率及國際資本市場整合程度這兩個變數對經濟成長的影響。以下為本節所使用的變數所代表的意義：

GW：實質 GDP。

SV：上市公司股票總市值/GDP，即股市資本率。

SA：股市成交總金額/GDP，反映股市流動性與股市中證券買賣的容易程度。

CNO：上市公司家數。

TURA1：股市成交總金額/上市公司股票總市值，可視為股市周轉率指標。

TURA2：股市成交總金額/上市公司總股數，此一指標也視為股市周轉率指標。

SR：儲蓄率。

IR：投資率。

一、單根檢定

由表(一)之結果可知，所有變數均無法拒絕單根的虛無假設，所以我們將所有變數一次差分後再以 ADF 及 PP 兩種檢定進行單根檢定。而由表(二)之結果顯示，各變數皆拒絕單根的虛無假設，差分後各變數已為定態序列，顯示各變數均為 I(1)(註一)。另外我們曾以圖形輔助說明單根檢定的結果發現各變數差分值的圖形皆在平均值周圍呈現不規則的波動，經長有回到平均值的傾向，因此我們可以判定各變數的水準值應為 I(1)序列，依此可以輔助說明單根檢定的結果。

表(一) 單根檢定結果水準值

變數	ADF 統計量	PP 統計量	落後期數
SA	- 2.149987 (- 2.6164)	- 2.123465 (- 2.6164)	2
SV	- 1.568109 (- 2.6164)	- 1.355819 (- 2.6164)	1
CNO	- 2.692301 (- 3.2418)	- 1.340070 (- 3.2109)	8
TURA1	- 2.560847 (- 2.6164)	- 2.541032 (- 2.6164)	1
TURA2	- 2.442843 (- 2.6164)	- 2.474727 (- 2.6164)	1
GW	- 1.806299 (- 3.2677)	- 1.070085 (- 3.2109)	10
IR	- 1.668170 (- 2.6164)	- 1.824634 (- 2.6164)	2
SR	- 1.804408 (- 2.6164)	- 1.914821 (- 2.6164)	1

註：括弧內為 10% 之 McKinnon 臨界值。

表(二) 單根檢定結果差分值

變數	ADF 統計量	PP 統計量	落後期數
SA	- 4.989692*** (- 2.6200)	- 4.955089*** (- 2.6168)	2
SV	- 6.238165*** (- 2.6168)	- 6.600664*** (- 2.6168)	1
CNO	- 2.905992* (- 2.6265)	- 5.397694*** (- 3.2138)	10
TURA1	- 6.217166*** (- 2.6168)	- 6.550192*** (- 2.6181)	1
TURA2	- 6.051505*** (- 2.6168)	- 6.113609*** (- 2.6168)	1
GW	- 4.7377136*** (- 3.32239)	- 4.516592*** (- 3.2138)	5
IR	- 5.048172*** (- 2.6168)	- 5.036809*** (- 2.6168)	2
SR	- 4.609384*** (- 2.6168)	- 4.566720*** (- 2.6168)	1

註：***(**)表示在 1%(5%)之 McKinnon 顯著水準下顯著。

二、共積分析

在決定共積模型時，本文所採用的模型為不具線性趨勢之模型，即模型將只考慮常數截距項。另外控制變數我們選擇 SR 及 IR。

在實證模型的落後期數之選取方面，本文參考 Johansen 以錯誤設定檢定 (misspecification test) 作為選擇模型中落後期數的依據，並同時考驗實證模型的配適能力，以確定所選的模型無誤。我們以 LM 檢定 (Lagrange multiplier test) 第一和第四階自我相關 (autocorrelation) 及移動平均 (moving average)，來檢定殘差項是否存在自我相關和移動平均的現象。檢定的虛無假設為：殘差項不具自我相關。而 LM 檢定服從卡方分配。此外，由於模型以最大概似函數估計，所以依照 Johansen 方法中的假設，殘差項須服從常態分配，因此本文的常態性 (normality) 檢定是依照 CATS 軟體中所採用的 Shenton & Bowman 和 Doornik & Hansen 所提出的檢定方法。檢定的虛無假設為：殘差項服從常態分配。而常態性檢定服從卡方分配。最後可藉由 ARCH 值來判斷殘差項是否有異質性的現象。

在實證模型的落後期數之選取方面，根據錯誤設定檢定法，我們得到最佳落後期數為 2 期，估計結果列於表(三)。模型的配適能力由 LM(1)、LM(4) 及 Normality 的 P-value 值顯示，在 95% 的顯著水準下，我們無法拒絕殘差項無序列相關和服從常態分配的虛無假設(註二)。由於落後期與模型選定的正確與否，可以反應在模型的配適能力上，因此根據表(三)的結果顯示也可證明所選取的落後期數與模型應無錯誤。表(四)則提供有關殘差項的訊息，所有變數都能接受常態性的假定。再由 ARCH 一欄可看出殘差並無異質性的現象。

表(三) 殘差序列相關與常態性檢定

檢定項目	統計量	P-value
LM(1)	CHISQ(36) = 45.073	0.14
LM(4)	CHISQ(36) = 29.490	0.77
Normality	CHISQ(12) = 12.309	0.42

表(四) 殘差的相關訊息

變數	SKEWNESS	KURTOSIS	ARCH(2)	NORMALITY	R ²
GW	-0.185576	3.450601	0.365	2.597	0.848
SV	0.410137	2.914325	2.757	1.205	0.894
SA	0.248548	2.971937	3.498	0.927	0.882
CNO	0.557614	2.604746	2.315	2.739	0.756
TURA1	-0.158514	3.271038	5.226	1.855	0.874
TURA2	0.393077	3.224722	1.084	1.754	0.725

註：偏態=0 表示對稱形分配，峰態=3 表示正常峰，
ARCH(2)的臨界值在 5%之顯著水準下為 5.99。

接著我們進行共積關係檢定，並將結果列於如下：

表(五)股票市場與經濟成長共積檢定結果

Eigenvalue	L-max	Trace	$H_0:r$	p-r	L-max90	Trace90
0.9625	101.76	217.35	0	6	25.51	97.17
0.7651	44.91	115.59	1	5	21.74	71.66
0.6299	30.81	70.69	2	4	18.03	49.92
0.5188	22.67	39.87	3	3	14.09	31.88
0.3542	13.56	17.20	4	2	10.29	17.79
0.1109	3.64	3.64	5	1	7.50	7.50

由表(五)可知共積檢定的結果存在五個共積向量。表(六)為經過標準化(normalize)的前五個共積向量()，而表(七)為調整係數()及其 t 值。

表(六) Johansen 多變數模型之共積向量

變數\共積向量	1	2	3	4	5
GW	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
SV	0.008	0.015	0.129	0.024	- 0.001
SA	0.005	- 0.006	- 0.043	- 0.006	- 0.001
CNO	- 1.094	- 1.253	- 2.934	- 1.479	- 0.942
TURA1	- 0.004	0.006	0.021	0.001	- 0.001
TURA2	0.004	- 0.003	- 0.011	0.001	0.001
CONST	- 10.346	- 8.462	- 2.225	- 8.183	- 9.679

表(七) 係數其 t 值

變數	1	2	3	4	5
GW	- 0.086 (-9.151)	- 0.021 (- 0.894)	0.005 (2.555)	0.029 (1.549)	- 0.003 (- 0.290)
SV	1.121 (5.100)	- 0.143 (- 0.856)	0.080 (5.781)	0.288 (2.199)	0.043 (0.556)
SA	0.266 (2.745)	- 0.248 (- 3.364)	0.034 (5.681)	0.143 (2.470)	0.032 (0.909)
CNO	- 0.064 (-1.030)	0.299 (6.353)	-0.011 (-2.886)	0.130 (3.521)	- 0.010 (-0.451)
TURA1	- 0.089 (- 0.859)	- 0.213 (- 2.679)	0.010 (1.529)	0.132 (2.126)	0.128 (3.460)
TURA2	- 0.144 (- 1.173)	- 0.045 (- 0.481)	0.038 (5.017)	0.106 (1.447)	0.119 (2.754)

由表(六)中各變數的調整係數之 t 值都至少有一個顯著，顯示各變數沒有弱外生性的情況，即在短期每一個變數都會做調整來達到長期均衡。

在五個共積向量中我們選擇其中符合內生性成長理論者，則其中一組合理之長期關係式以 GW 為基準標準化後可表為：

$$GW = 0.001SV + 0.001SA + 0.942CNO + 0.001TURA1 - 0.001TURA2 + 9.679。 \quad (1)$$

相同地，在選定共積向量後，下一步驟則是對共積向量做係數顯著性的檢定，以判斷是否有變數需從長期共積關係中排除。檢定結果列於下表中：

表(八)：共積向量係數檢定

變數	GW	SV	SA	CNO	TURA1	TURA2	CONST
卡方值	67.93*	29.75*	33.13*	57.32*	42.81*	56.57*	73.10*

註：*表示拒絕虛無假設於 5% 之顯著水準，其中卡方自由度為 5 時臨界值為 11.07。

根據上表之結果可以看出，在我們所選定的 rank 之下，所有內生變數在共積向量的係數均拒絕虛無假設，證明將這些變數具有長期均衡關係。同時常數項的卡方統計量明顯地大於臨界值，亦證明常數項應納入共積關係中。

三、實證結果分析

根據第(1)式我們可以看出，在股票市場與經濟成長的關係，我們發現除了 TURA2，股市資本率(SV)、上市公司家數(CNO)等股票市場規模指標，與股市成交總金額占 GDP 比(SA)、股市成交總金額除以上市公司股票總市值(TURA1)等股票市場流動性指標和實質國內生產毛額呈現同向的變動，此結果表示當股票市

場交易的容易程度提高以及交易標的物增加(即上市公司的股數與資本額)，均會促進國內經濟成長。

因此從上述的實證結果顯示，長期之下股票市場的發展與國內經濟成長存在同向變動的關係，表示國內股票市場表現愈活絡，愈能夠加速國內經濟成長；相同地，國內經濟的景氣也能帶動股票市場的發展。

四、誤差修正模型

根據以上之共積檢定後，我們可以確定變數在長期之下存在著穩定的線性關係，因此我們將進一步利用誤差修正模型來探討這些變數在短期的調整過程，俾瞭解股市發展對國內經濟成長的影響效果。由前一小節知各變數存在長期均衡成長關係，因此在考慮此限制條件後，我們乃能將迴歸方程式中之殘差項修正成具有良好特性的干擾變數。換言之，利用誤差修正模型，我們得以利用普通最小平方法(OLS)來估計股票市場發展與國內經濟成長的短期動態調整過程，即從短期失衡調整到長期均衡的過程。利用誤差修正模型估計出的變動方程式可表為

$$\begin{aligned}
 GW = & 0.120236 + 0.004484e_2 + 0.060239 \quad GW_{t-1} \\
 & (4.593484)** \quad (1.715308)* \quad (0.333534) \\
 & + 0.001515 \quad SV_{t-1} - 0.000304 \quad SA_{t-1} - 0.001425 \quad CNO_{t-1} \\
 & (2.132714)** \quad (-2.208785)** \quad (-2.835215)** \\
 & + 0.000285 \quad TURA1_{t-1} - 0.000118 \quad TURA2_{t-1}。 \\
 & (2.228980)** \quad (-0.960680)
 \end{aligned}
 \tag{2}$$

$$R^2 = 0.411035, \quad \overline{R}^2 = 0.231785, \quad D.W. = 2.051720,$$

其中 $e_2 = GW_{t-2} - 0.001 * SV_{t-2} - 0.001 * SA_{t-2} - 0.942 * CNO_{t-2} - 0.001$

* $TURA1_{t-2} + 0.001 * TURA2_{t-2} - 9.679$ ，括號內為 t 統計量，*表示 10%的顯著水準下顯著，**表示 5%的顯著水準下顯著。

根據以上的實證結果我們發現短期間，除 TURA2 不顯著外，其它股市發展指標均顯著，此一結果表示股票市場與一國經濟的繁榮息息相關。此亦可說明何以政府對於股市的表現總是十分關注。

第四節 股票市場與實質資本投資之實證分析

本節探討股票市場發展指標與其它變數對國內投資率的影響。以下為本節所使用的變數所代表的意義：

IR：投資率。

SV：上市公司股票總市值/GDP，即股市資本率。

SA：股市成交總金額/GDP，反映股市流動性與股市中證券買賣的容易程度。

CNO：上市公司家數。

TURA1：股市成交總金額/上市公司股票總市值，可視為股市周轉率指標。

TURA2：股市成交總股數/上市公司總股數，此一指標也視為股市周轉率指標。

SR：儲蓄率。

SEC：人力資本(高中生就學率)。

19、變數間之長期均衡關係

我們首先進行單根檢定，結果顯示所有變數均無法拒絕單根的虛無假設。由於各變數皆拒絕單根的虛無假設，在對各變數取差分後各變數已是定態序列，顯示各變數均為 $I(1)$ 。

此外，我們曾以圖形輔助說明單根檢定的結果，各變數差分值的圖形皆在平均值周圍呈現不規則的波動，經常有回到平均值的傾向，因此我們可以判定各變

數的水準值應為 I(1)序列，依此可以輔助說明單根檢定的結果。

在決定共積模型時，本節所採用的模型為不具線性趨勢之模型，即模型將只考慮常數截距項。另外控制變數我們選擇 SR 及 SEC。

在實證模型的落後期數之選取方面，根據錯誤設定檢定法，我們得到最佳落後期數為 k=2 期。模型的配適能力由 LM(1)、LM(4)及 Normality 的 P-value 值顯示，在 95%的顯著水準下，我們無法拒絕殘差項無序列相關和服從常態分配的虛無假設。由於落後期與模型選定的正確與否，可以反應在模型的配適能力上，因此根據結果顯示也可證明所選取的落後期數與模型應無錯誤。有關殘差項的訊息，所有變數都能接受常態性的假定。

各變數的調整係數之 t 值都至少有一個顯著，顯示各變數沒有弱外生性的情況，即在短期每一變數都會做調整來達到長期均衡。

在五個共積向量中我們選擇其中符合我們預期者，則其中一組合理之長期關係式以 IR 為基準標準化後可表為：

$$\begin{aligned} IR = & 6.785SV + 0.148SA + 1.349CNO \\ & +0.046TURA1 + 1.262TURA2 + 89.297. \end{aligned} \quad (3)$$

在選定共積向量之後，下一步驟則是對共積向量中做係數顯著性檢定，以判斷是否有變數需從長期共積關係中排除。檢定結果列於表：

表(九)：共積向量係數檢定

變數	IR	SV	SA	CNO	TURA1	TURA2	CONST
卡方值	27.25*	55.66*	55.91*	27.02*	73.32*	72.16*	19.53*

註：*表示拒絕虛無假設於 5%之顯著水準，
其中卡方自由度為 5 時臨界值為 11.07。

根據上表之結果可以看出，在我們所選定的 rank 之下，所有內生變數包括常數在共積向量的係數均拒絕虛無假設，因此可知這些變數確實存在長期關係。

同時常數項的卡方統計量明顯地大於臨界值，亦表示常數項應納入共積關係中。

根據第(3)式我們可以看出，在股票市場發展指標方面，指標中包括股市成交總金額/GDP(SA)、股市資本率(SV)、上市公司家數(CNO)等股票市場規模指標，與股市周轉率即股市成交總股數除以公司總股數(TURA2)、股市成交總金額除以上市公司股票總市值(TURA1)等股票市場流動性指標和投資率呈同向的變動，顯示股市發展程度與國內的投資有重要的關係。股市能夠影響投資在於廠商及企業主可以藉由股權移轉方式來獲得投資所需要的資金，由於上市公司資本額愈大，所隱含的交易媒介愈多，廠商更能從股票募集到更充裕的資金，此即為股市資本率與投資呈同向變動原因。而且當股市交易活絡規模愈大時，上市公司數不斷增加，股市周轉率提高且股價上漲，表示廠商或企業主向股市投資者募集資金時，所需付出的交易成本愈低，因而更能刺激廠商長期投資的意願，此一結果也和 Bencivenga-Smith-Starr(1995)等學者的看法一致。

因此根據以上的檢定結果，顯示股票市場的發展和投資是關係密切的，股市蓬勃發展、交易活絡能刺激廠商進行投資的意願；而也會因投資率的上升能促進股票市場的發展。

二、誤差修正模型

根據以下之共積檢定，我們可以確定變數在長期之下存在著穩定的線性關係，因此我們將進一步利用誤差修正模型來探討這些變數在短期的調整過程。以下我們利用普通最小平方法(OLS)來估計股票市場發展與國內經濟成長的短期動態調整過程。利用誤差修正模型估計出的變動方程式為：

$$IR = -0.173793 - 0.000480e_4 - 0.303053 IR_{t-1}$$

$$\begin{aligned}
& (-0.296593) \quad (-0.298649) \quad (1.729179)^* \\
& -0.029207 \quad SV_{t-1} - 0.007566 \quad SA_{t-1} - 0.006203 \quad CNO_{t-1} \\
& (-0.654156) \quad \quad \quad (-0.838565) \quad \quad \quad (-0.105478) \\
& -0.011675 \quad TURA1_{t-1} + 0.007838 \quad TURA2_{t-1} \quad (4) \\
& (-1.591803) \quad \quad \quad (3.562456)**
\end{aligned}$$

$$R^2 = 0.401952, \quad \bar{R}^2 = 0.219938, \quad D.W. = 2.183707$$

其中 $e_4 = IR_{t-2} - 6.785 * SV_{t-2} - 0.148 * SA_{t-2} - 1.349 * CNO_{t-2} - 0.046 * TURA1_{t-2} - 1.262 * TURA2_{t-2} - 89.297$ ，括號內為 t 統計量，* 表示 10% 的顯著水準下顯著，** 表示 5% 的顯著水準下顯著。

根據誤差修正模型的結果顯示股市流通性(TURA2)在短期的變動對於投資有顯著的影響，當廠商利用股市籌措資金以進行投資時，會造成股市活絡。一旦股市交易熱絡時，廠商所面臨的資金成本變的較低，因此廠商更願意以股權移轉的方式來募集生產資金，使得投資增加。

第五節 金融機構與經濟成長

本節將利用金融機構發展指標與其它變數進行實證分析，以了解金融中介機構的發展與國內經濟成長之間的變動關係。以下為本節所使用的變數所代表的意義：

GW：實質 GDP。

FD： M_2/GDP ，即廣義貨幣占國內生產毛額之比，可視為金融深化的程度。

FA：金融機構總資產/GDP。

FNO：金融機構家數。

LDA：金融機構放款總額/金融機構總資產。

LDG：金融機構放款總額/GDP。

LNR：勞動力占總人口比率。

IR：投資率。

就上述各個金融指標而言，

(1) M_2/GDP :可視為金融深化的程度,此比例可代表金融體系的流動性負債程度。

此項指標隱含的假設是如果金融部門的大小和金融服務提供的程度呈正向關係時，則金融深化可視為衡量金融機構(銀行)服務範圍的指標。

(2)其次，由於銀行法之規定，銀行業務項目與服務程度受自身資產及資本淨值的限制，因此金融機構總資產/GDP 可測度金融機構在一國經濟的規模大小。

(3)而金融機構家數可視為金融機構規模大小的指標。當金融機構家數成長很快時，表示金融市場發展快速。

(4)由於金融體系之流動性負債，並無法完全反映銀行所提供的服務，例如銀行可提供廠商投資資訊、財務規劃與投資風險管理等服務。因此 LDA 可測度金融機構資金運用及提供程度。

(5)金融機構放款總額/GDP 為測量金融機構資金運用與提供程度之指標。

一、變數間之長期均衡關係

由單根檢定知所有變數均無法拒絕單根的虛無假設，亦即變數本身不是定態的時間序列。將所有變數一次差分後再以 ADF 及 PP 檢定做單根檢定，各變數皆拒絕單根的虛無假設，差分後各變數已是定態序列，顯示各變數均為 I(1) 的時間過程。

在決定共積模型時，由變數差分圖形可知變數並沒有明顯的趨勢現象，故在 Johansen 的檢定過程中，本文所採用的模型為不具線性趨勢之模型，即模型將只考慮常數截距項。另外控制變數我們選擇 LNR 及 IR。

根據各落後期數檢定方法，我們得到最佳落後期數為 2 期。而由模型的配適能力由 LM(1)、LM(4) 及 Normality 的 P-value 值顯示，在 95% 的顯著水準下，我們無法拒絕殘差項無序列相關和服從常態分配的虛無假設。由於落後期與模型選定的正確與否，可以反應在模型的配適能力上，因此最佳落後期之選定結果顯示也可證明所選取的落後期數與模型應無錯誤。有關殘差項的訊息，大致上能接受常態性的假定。再由 ARCH 檢定知可看出殘差應無異質性的現象。

由共積檢定的結果知本模型存在四個共積向量。在四個共積向量中我們選擇其中符合內生性成長理論者，則其中一組合理之長期關係式以 GW 為基準標準化後可表為：

$$\begin{aligned} GW = & 0.016FD + 0.034FA + 1.918FNO \\ & + 0.014LDA - 0.067LDG + 0.842. \end{aligned} \quad (5)$$

接著我們對長期共積向量中的係數做顯著性檢定，以判別是否可以在此長期共積向量中排除此一變數。檢定結果列於下表中：

表(十)：共積向量係數檢定

變數	GW	FD	FA	FNO	LDA	LDG	CONST
卡方值	13.74*	42.81*	26.13*	9.54*	32.83*	22.47*	27.57*

註：*表示拒絕虛無假設於 5% 之顯著水準，
其中卡方自由度為 4 時臨界值為 9.49。

表(十)顯示，在我們所選定的 rank 之下，所有內生變數之共積向量的係數均拒絕虛無假設，表示所有變數都無法從長期的共積關係中被排除，因此我們須同時考慮這些變數的長期關係。同時常數項的卡方統計量明顯地大於臨界值，亦證明常數項應納入共積關係中是正確的。

依據式(5)，在金融機構發展指標與經濟成長的關係方面，我們發現除了金融機構放款總額占 GDP 比(LDG)，金融深化(FD)、金融機構總資產占 GDP 比(FA)、金融機構放款總額占金融機構總資產比(LDA)及金融機構家數(FNO)等指標和實質國內生產毛額(GW)的變動方向是相同的。此一關係顯示長期以來金融機構的存在對國內的經濟有相當程度的影響力，金融市場規模愈大，發展愈快速，則國內經濟成長更提高。金融機構可透過存放款的功能，創造更多流動性資產，消除或降低廠商在投資上必須自我融資的可能性。同時，廠商透過金融機構融資的需求的提高，將資金用於投資與 R&D 上，長期之下將使生產技術不斷進步，帶動國內經濟成長。

從上述之實證結果發現，金融機構的發展帶動國內經濟的成長，同時也可以說國內經濟成長也會加速金融市場發展，兩者具有相互影響的效果。結果印證了 Greenwood & Jovanovic (1990)，Bencivenga & Smith (1991)，King & Levine (1993a、1993b) 及 Levine (1996) 等多位學者的看法，即金融發展對長期經濟成長有顯著正面影響的效果。

二、誤差修正模型

根據以上之共積檢定後，我們可以確定實證變數在長期之下存在著穩定的線性關係，因此我們將進一步利用誤差修正模型來探討這些變數在短期的調整過程。

在去除各變數之長期均衡關係後，我們利用普通最小平方法(OLS)來估計金融機構發展與國內經濟成長的短期動態調整過程，即從短期失衡調整到長期均衡的過程。利用誤差修正模型估計出的變動方程式為：

$$\begin{aligned} GW = & 0.067571 - 0.026417e_1 - 0.194036 \quad GW_{t-1} \\ & (3.759791)**(-2.607717)** \quad (-0.919556) \\ & + 0.003366 \quad FD_{t-1} - 0.002932 \quad FA_{t-1} + 3.78E-05 \quad FNO_{t-1} \\ & (2.963519)** \quad (-1.272535) \quad (1.152909) \\ & - 0.003574 \quad LDA_{t-1} + 0.000594 \quad LDG_{t-1} \\ & (-1.447144) \quad (0.222253) \end{aligned} \quad (6)$$

$$R^2 = 0.488939, \quad \bar{R}^2 = 0.333399, \quad D.W. = 1.802558.$$

其中 $e_1 = GW_{t-2} - 0.016 * FD_{t-2} - 0.034 * FA_{t-2} - 1.918 * FNO_{t-2} - 0.014 * LDA_{t-2} + 0.067 * LDG_{t-2} + 0.842$ ，括號內為 t 統計量，*表示 10%的顯著水準下顯著，**表示 5%的顯著水準下顯著。

由以上的結果我們可以觀察到短期間金融深化對經濟成長率有顯著的影響，顯示廣義貨幣的供給對於國內的經濟的影響扮演息息相關的角色，因此央行在短期下可藉由控制 M_2 的供給額來有效地影響國內經濟的變動狀況。

第六節 金融機構與實質投資

由上一節的實證結果可知，金融中介機構與股票市場的發展對於國內經濟的成長存在著長期影響的關係，前者的蓬勃發展對於後者有正面的提升。根據 King&Levine(1993)之看法，一國經濟的成長主要來自於實質資本累積或投資，而且根據上一節實證結果顯示國內金融機構與股票市場的存在的確會使國內經濟成長提升，因此本節將進一步探討國內金融體系的存在是否能使國內投資率增加，而提升國內經濟成長。

本節將利用金融機構發展指標與其它變數進行實證分析，以了解金融中介機構的發展與國內投資率之間的變動關係，其中 TRED：獎勵投資稅捐減免總額。

一、變數間之長期均衡關係

我們使用 ADF 檢定與 PP 檢定所使用的實證變數，結果顯示各變數有單根的性质。

由變數差分圖形可知變數並沒有明顯的趨勢現象，故在 Johansen 的檢定過程中，本文所採用的模型為不具線性趨勢之模型，即模型將只考慮常數截距項。另外控制變數我們選擇 SR 及 TRED。

在實證模型的落後期數之選取方面，我們將以錯誤設定檢定法 (misspecification test) 作為選擇模型中落後期數的方式。我們得到最佳落後期數為 2 期。模型的配適能力由 LM(1)、LM(4) 及 Normality 的 P-value 值顯示，在 95% 的顯著水準下，我們無法拒絕殘差項無序列相關和服從常態分配的虛無假設。此外本模型大致上能接受常態性的假定，而殘差應無異質性的現象。

由共積檢定的結果知存在五個共積向量。在五個共積向量中，我們選擇其中

一組合理之長期關係式以 IR 為基準標準化後可表為：

$$\begin{aligned} \text{IR} = & 0.246\text{FD} + 0.055\text{FA} + 2.513\text{FNO} \\ & + 0.040\text{LDA} - 0.067\text{LDG} + 17.556. \end{aligned}$$

(7)

至於長期共積向量中的係數顯著性檢定，檢定結果列於表(十一)：

表(十一)：共積向量係數檢定

變數	IR	FD	FA	FNO	LDA	LDG	CONST
卡方值	31.65*	27.73*	41.69*	18.01*	41.85*	39.84*	24.95*

註：*表示拒絕虛無假設於 5%之顯著水準，
其中卡方自由度為 5 時臨界值為 11.07。

根據上表之結果可以看出，在我們所選定的 rank 之下，所有內生變數包括常數在共積向量的係數均拒絕虛無假設，表示所有變數都無法從長期的共積關係中被排除。

根據共積檢定之結果，即金融機構發展指標與投資率的關係方面，我們發現除了金融機構放款總額占 GDP 比(LDG)，金融深化(FD)、金融機構總資產占 GDP 比(FA)、金融機構放款總額占金融機構總資產比(LDA)及金融機構家數(FNO)等指標和投資率(IR)的變動方向是相同的。此一關係顯示長期以來金融機構的存在對國內的投資有相當程度的影響力，可解釋為金融機構或銀行可藉由向資金剩餘者收集資金，利用本身分工專業化與規模經濟的優點運用資金，提高貨幣流通速度及使用效率使放款資金增加，讓不具生產力的閒置資金能移轉給廠商或企業主使用，使得投資金額增加。

而且金融機構總資產占一國經濟體系比重愈大時，不但能創造更多新的金融商品，亦能提供更多不同期限的貸款，因此更能使廠商得到適合本身生產周期之貸款，降低了所面臨的生產力風險，提高了廠商的投資意願，當然使得投資率增加。而金融機構放款總額占金融機構總資產比(LDA)及金融機構家數(FNO)指標

不僅可作為金融機構普遍性的評估，也可代表金融機構之服務提供程度以及業務廣度，因此當國內金融機構愈普遍，服務提供程度與服務範圍愈廣時，廠商或企業主因尋求資金所需付出的成本會因此愈低且愈便利，使得投資率提高。

因此由以上的共積實證分析可知道，長期間金融機構的發展可以提升國內的投資，而且經由投資的增加使得金融機構業務愈能擴大，所以結果顯示國內金融機構與投資之間存在正向關係並且彼此會互相影響。

二、誤差修正模型

根據 Granger 表現定理，在確定金融機構與投資率存在長期共積關係之後，我們即可利用誤差修正模型來表示。以下我們利用普通最小平方法(OLS)來估計金融機構發展與國內投資率的短期動態調整過程，即從短期失衡調整到長期均衡的過程。利用誤差修正模型估計出的變動方程式為：

$$\begin{aligned}
 IR = & 0.238085 - 0.021696e_3 - 0.087121 IR_{t-1} \\
 & (0.283480) \quad (0.802736) \quad (0.368262) \\
 & + 0.011076 FD_{t-1} - 0.061426 FA_{t-1} + 0.000381 FNO_{t-1} \\
 & (0.096614) \quad \quad \quad (-0.306831) \quad \quad \quad (0.141660) \\
 & - 0.161653 LDA_{t-1} + 0.152045 LDG_{t-1}。 \\
 & (-0.799404) \quad \quad \quad (0.695297)
 \end{aligned}
 \tag{8}$$

$$R^2 = 0.283418, \quad \overline{R^2} = 0.165107, \quad D.W. = 1.894564$$

其中 $e_3 = IR_{t-2} - 0.246 * FD_{t-2} - 0.055 * FA_{t-2} - 2.513 * FNO_{t-2} - 0.040 * LDA_{t-2} + 0.067 * LDG_{t-2} + 17.556$ ，括號內為 t 統計量。

由於金融機構或銀行的存在可以向資金剩餘者收集資金吸納資源，提供更多放款資金，讓這些不具生產力的閒置資金能夠移轉給具有生產力的廠商或企業主

使用，使得投資資金增加，因而提高了國內投資率。而上述誤差修正模型的結果並不顯著，因此我們認為短期之下投資對金融機構的發展較無反應，從資金的收集到轉移給廠商使用進行投資，需要一段時間才會顯現。

第七節 結 論

本文試圖分析台灣股市及金融機構之發展對經濟成長是否有影響。在考慮各個主要變數間之長期均衡成長關係及隨機趨勢因素後，本文證實股市及銀行之金融發展確實可促進經濟成長。然而，股市及銀行之發展對於實質投資之影響則不確定。

金融機構之發展對經濟成長主要係透過其所提供的各種服務(亦即金融深化)來影響經濟成長。銀行主要服務包括存放款業務、財務諮詢、風險管理、促進各種交易及公司內部控管等服務。然而在本文研究中，金融機構信用及金融機構家數對於經濟成長並無顯著的貢獻。換言之，銀行等金融機構之貢獻僅為提供各種交易服務。至於貸款或信用供給功能似乎缺乏效率，此又可由其對投資成長率貢獻不顯著得知。

由以上分析可知，儘管國內金融分支機構不斷擴增，尤其在民國 79 年一舉開放十五家銀行新設，然而由於金融機構放款缺乏效率，因此金融機構之發展對於投資之貢獻很小。尤其是在新銀行開放設立之前，銀行貸款對象多為資本密集之大企業，其生產效率較低，而國內銀行又多為缺乏競爭之公營銀行。不過近年來由於民營銀行家數開放過快，銀行業恐有過度投資之無效率現象。是否應鼓勵銀行合併經營，似乎是值得考慮之方向。

儘管近幾年來股市發展透過流動性提高、企業經營資訊之揭露、對企業之監控、提供降低企業流動性及生產力風險等功能，對於經濟成長及企業投資頗有貢

獻。然而，由於金融市場自由化結果，目前股市仍存在諸多問題，急需進行體制改革。例如：關係企業交叉持股及股權交易等之規範及資訊揭露；股票質押借款問題；公司內部控管及監察人制度不彰。而銀行與對關係企業授信限制的問題亦牽涉金融控股公司或集團企業架構規範的問題。換言之，金融紀律應隨金融自由化同步推展方能達到金融發展促進經濟成長之目的。

(註釋一)

另外我們曾以圖形輔助說明單根檢定的結果，各變數差分值的圖形皆在平均值周圍呈現不規則的波動，經常有回到平均值的傾向，因此我們可以判定各變數的水準值應為 I(1) 序列，依此可以輔助說明單根檢定的結果。

(註釋二)

本節所說明的 LM 第一階與第四階自我相關檢定法係參照 Godfrey(1998) 第五章的計算方法，其計算方式為：

$$LM(i) = -(T - d_1 - r - d_0 - \frac{1}{2}) \ln\left(\frac{|\Sigma^1(i)|}{|\Sigma^2|}\right)$$

檢定值趨近卡方分配，且自由度為 d_0^2 。其中 T 為可用的觀察值，r 為 rank 數目， d_0 為變數個數。因此本節使用六個內生變數，LM(1) 與 LM(4) 卡方值的自由度均為 36。

附錄 理論模型

本模型主要將 Fuente & Marin(1996)及 Romer(1990)模型加以衍伸，建立一個包括金融部門及生產廠商部門的模型，而金融部門之金融中間產品(或金融服務)為最終產品生產廠商之生產要素之一。最終產品生產廠商利用勞動人力、資本及金融中間產品來生產最終產品。新產品技術之生產係由研究發展部門利用人力資本研發出來的。

因此，在供給面模型將包括三個部門：研發部門、金融部門、最終產品部門。在需求面將採用跨期決策模型，消費者決定消費及儲蓄，並擁有人力資本，可以選擇做研究或供給最終產品部門所需之人力。

1、最終產品生產部門

最終產品部門之廠商利用金融中間產品(或金融服務) X_j 和勞動 L_Y 來生產最終產品 Y 。假定最終產品由在完全競爭下的廠商生產，其生產技術呈 CES 函數形

成，即 $Y_t = [\sum_{j=1}^m X_{j,t}^\lambda + L_{Y,t}^\lambda]^\frac{1}{\lambda}$ ，其中 $0 < \lambda < 1$ ，而 t 為時間下標。

2、研發部門

假設研發部門生產新產品的產出(n)為：

$$n_t = pbaL_R \quad (9)$$

以及

$$a_{t+1} = a_t + n_t = m_t \quad (10)$$

其中 p 為研發者成功的機率， b 為生產力參數， a 為期初已存在的商品數目， L_R 為研發部門的勞動人力， m_t 為第 t 期所有金融中間產品的總數。在式(10)中 n_t 是 t 期新產品的個數，而 a_t 是舊商品個數，兩者和為 m_t 。因此，成功的研發者生產 $b a$ 個新藍圖(blueprints)，而失敗的研發者則沒有任何產出。為了保證達到恒定成長途徑(steady-state growth)，我們假設總勞動人口固定為 1。

3、金融部門

令金融中間產品 X_j (第 j 個) 需要資本 k 及勞動 l 所組成，可透過 Cobb-Douglas 生產函數生產：

$$X_j = k_j^x l_j^{1-x} \quad (11)$$

假設金融中間產品總數 $m = a + n$ ，其中 a 為舊產品數目， n 為新產品數目。且我們假設新產品 n 可被專利權保護一期，之後則不受保護。因此金融部門的金融廠商可分為兩種：

- 1、生產舊產品 a ：在完全競爭之下，均衡利潤為零。
- 2、生產新產品 n ：廠商享有獨占利潤，且利潤為正。

因此價格和產出可分為兩種：

$$(P_j, X_j) = (P_a, X_a), \quad \text{若 } j = 1, 2, 3, \dots, a。$$

$$(P_j, X_j) = (P_n, X_n), \quad \text{若 } j = a + 1, a + 2, \dots, a + n。$$

而我們知道最終產品部門廠商的成本極小化問題為：

$$\min_{X_j, L_Y} \sum_{j=1}^m P_j X_j + W L_Y, \quad \text{s.t. } Y = \left[\sum_{j=1}^m X_j^{\frac{1}{\sigma}} + L_Y^{\frac{1}{\sigma}} \right]^{\sigma} \quad (12)$$

解之我們可以得到生產最終產品 Y 的最終部門廠商所需的中間投入 X_j 的條件要素需求(conditionl factor demand)為：

$$X_j = P_j^{\frac{1}{\sigma}} [P_j^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + W^{\frac{\sigma-1}{\sigma}}]^{-\frac{1}{\sigma}} Y, \quad j = 1, 2, \dots, m. \quad (13)$$

$$L_Y = W^{\frac{1}{\sigma}} [P_j^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + W^{\frac{\sigma-1}{\sigma}}]^{-\frac{1}{\sigma}} Y, \quad j = 1, 2, \dots, m. \quad (14)$$

由於成本函數 $C^f(P, W, Y) \equiv \sum_{j=1}^m P_j X_j + W L_Y$ ，將式(13)及式(14)代入上式，則

$$C^f(P, W, Y) = [P_j^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + W^{\frac{\sigma-1}{\sigma}}]^{-\frac{1}{\sigma}} Y. \quad (15)$$

若定義 $c^f(p)$ 為單位成本，即 $C^f(P, W, Y) \equiv c^f(p)Y$ ，則

$$c^f(p) \equiv [P_j^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + W^{\frac{\sigma-1}{\sigma}}]^{-\frac{1}{\sigma}}. \quad (16)$$

在完全競爭的假設下(其中最終產品廠商可以自由進出)，最終產品的價格 P_Y 必須等於它的單位成本 $c^f(p)$ ，即 $P_Y = c^f(p)$ 。我們可將每期的 P_Y 一般化為 1，即以 Y 為價值衡量單位，所以 $P_Y = c^f(p) = 1$ 。因此在均衡時我們可得

$$[P_j^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + W^{\frac{\sigma-1}{\sigma}}]^{-\frac{1}{\sigma}} = 1. \quad (17)$$

將式(17)代入式(13)及式(14)，則可得

$$X_j = P_j^{\frac{1}{\sigma}} Y. \quad (18)$$

$$L_Y = W^{\frac{1}{\sigma}} Y. \quad (19)$$

由於所有金融廠商分享相同的固定規模報酬技術，所以成本極小隱含一相同的資本勞動比 z 。因此 $k_n / l_n = z = k_a / l_a$ ，其中 l_n 及 l_a 分別為獨占及完全競爭廠商所雇用之人力。由此我們可以將任何金融廠商 j 之中間產品表示為：

$$X_j = k_j^{\chi} l_j^{1-\chi} = l_j z^{\chi}, j=1,2,\dots,m。 \quad (20)$$

若以單位勞動的利潤之極大化表示，則完全競爭之金融廠商(*a*-type)之最適化行為可表為

$$\max_z P_a z^{\chi} - Rz - W,$$

其中 R 為租金率， W 為工資率。由一階條件可得

$$R = \chi P_a z^{\chi-1}, \quad (21)$$

因為在均衡時利潤為零時

$$W = P_a z^{\chi} - Rz = (1-\chi)P_a z^{\chi}, \quad (22)$$

且價格 P_a 等於單位生產成本。

生產專利權保護中間產品之金融廠商($j = a + 1, \dots, a + n$)和完全競爭之金融廠商一樣，有相同的單位生產成本，其等於金融中間產品價格 P_a 。但是它們享有某種程度的市場壟斷力量，因此享有超額利潤。所以其利潤極大化問題可表為

$$\begin{aligned} \max_{p_j} \quad & \Pi = P_j X_j - P_a X_j = (P_j - P_a) X_j, j = a + 1, \dots, a + n, \\ \text{s.t.} \quad & X_j = P_j^{\frac{1}{\mu}} [P_j^{\frac{\mu-1}{\mu}} + W^{\frac{\mu-1}{\mu}}]^{-\frac{1}{\mu}} Y. \end{aligned} \quad (23)$$

由於金融廠商面對一固定彈性的需求曲線，所以具有獨占力量的金融廠商其訂價方式是對成本採固定利潤額方式(constant markup over cost)(註 1)：

$$P_j = P_n = \frac{1}{\mu} P_a, j = a + 1, \dots, a + n。 \quad (24)$$

所以每個獨占金融廠商賺取的利潤等於：

$$f_n = (P_n - P_a) X_n = \frac{1-\mu}{\mu} P_a X_n。 \quad (25)$$

而不同的金融廠商之間的相對產出值可以由它們價格的比例所決定，即

$$\left(\frac{X_n}{X_a}\right) = \left(\frac{P_n}{P_a}\right)^{\frac{1}{1-\alpha}} = \left(\frac{P_n}{P_a}\right)^{\frac{1}{1-\alpha}}。 \quad (26)$$

定義 $\left(\frac{P_n}{P_a}\right)^{\frac{1}{1-\alpha}} = n$ ，則

$$X_n = n X_a。 \quad (27)$$

由式(27)知獨占金融廠商生產量少於完全競爭金融廠商，是為了將價格訂於高於邊際成本的水準。相同地，由式(20)知

$$X_n = l_n z^x, \quad (28)$$

$$X_a = l_a z^x, \quad (29)$$

代入式(27)，則

$$l_n = n l_a。 \quad (30)$$

此外，因為在最終產品生產部門的利潤為零，所以最終產品的價值必須等於金融中間產品的總支出，即

$$\begin{aligned} P_Y Y &= a P_a X_a + n P_n X_n + W(n l_n + a l_a), \\ &= \left[1 + \frac{n}{a} + \frac{(n + a)(1 - \alpha)}{a}\right] a P_a l_a z^x。 \end{aligned} \quad (31)$$

(註 2)其中 $P_Y = 1$ 。由上式可以得到：

$$P_a = \frac{Y}{\left[1 + \frac{n}{a} + \frac{(n + a)(1 - \alpha)}{a}\right] a l_a z^x}。 \quad (32)$$

利用式(22)及式(32)(註 3)，則

$$W = \frac{(1-x)Y}{\left[1 + \frac{n_r}{a} + \frac{(n_r + a)(1-x)}{a}\right] a l_a} \quad (33)$$

利用式(20)及式(28)(註 4)，則

$$R = \frac{(x)Y}{\left[1 + \frac{n_r}{a} + \frac{(n_r + a)(1-x)}{a}\right] a l_a z} \quad (34)$$

由(20)，(25)，(27)及(32)可得：(註 5)

$$f_n = \frac{(1-x)}{\dots} \frac{Y_r}{\left[1 + \frac{n_r}{a} + \frac{(n_r + a)(1-x)}{a}\right] a} \quad (35)$$

因此，從式(35)知由於生產新產品的獨占金融廠商之利潤為正，所以會產生誘因使他們從事 R&D 的工作。

由於我們假設模型的研發部門和金融部門之間的關係存在訊息不完全，所以我們假設研發創新者的行為是不完全可觀察，其中研發的成功與否取決於研發者的行為是努力或者是偷懶。因此我們假定金融部門可以監控研發者的行為，而監控技術隨著投入成本的增加，能提供有關研發者更精確的訊息給金融廠商，以便使金融廠商的決策者選擇最適的監控強度並做最佳決策。

假設契約是研發部門與金融部門在期初所共同合議，內容載明金融廠商的監控強度，和付予研發者費用的方式及日期。

假設監控技術為

$$q = \mathcal{L}(k_m^s l_m^{1-s}) = \mathcal{L}(x) \quad (36)$$

其中 l_m 為金融部門從事監控之勞動； x 為組合投入； q 為監控強度，而反函數可寫成 $h(q) = \mathcal{L}^{-1}(q)$ 。所以金融廠商的監控成本的極小化問題為：

$$M(q, R, W) = \min_{k_m, l_m} \{Wl_m + Rk_m \quad s.t. \quad k_m^s l_m^{1-s} = h(q)\}. \quad (37)$$

解之可得：

$$l_m = \left(\frac{S}{1-S} \frac{R}{W}\right)^{1-s} h. \quad (38)$$

$$k_m = \left(\frac{S}{1-S} \frac{R}{W}\right)^{-s} h. \quad (39)$$

將(38)及(39)代入(37)，則可得監控的成本函數：

$$M(q, R, W) = m(r_m)h(q)W, \quad (40)$$

其中 $m(r_m) = \frac{r^s}{S^s(1-S)^{1-s}}$ ，而 $r_m \equiv \frac{R}{W}$ 為租金及工資比率。在最適契約之下，給

定付與研發者的預期費用函數為：

$$C(q, W) = P(q)W, \quad (41)$$

其中 $P(q)$ 為以工資衡量之最適支付額（註 6）。所以我們可令監控契約的總成本為：

$$\begin{aligned} TC_m &= C(q, W) + M(q, R, W), \\ &= P(q, W) + M(q, R, W), \end{aligned} \quad (42)$$

即契約支付費用的成本加上監控的成本。因此我們可令最適契約為：

$$\begin{aligned} \Phi(R, W) &= \min_q P(q, W) + M(q, R, W), \\ &= W \min_q [P(q) + m(r_m)h(q)], \\ &= W(r_m)W. \end{aligned} \quad (43)$$

利用(33)及(34)的結果，則

$$r_m = \frac{R}{W} = \frac{\lambda}{(1-\lambda)z} \quad (44)$$

因此，

$$r'_m(z) = \frac{-\lambda}{(1-\lambda)z^2} < 0 \quad (45)$$

由此可得：

$$q'(z) = q'(r_m)r'_m(z) > 0 \quad (46)$$

$$w'(z) = w'(r_m)r'_m(z) < 0 \quad (47)$$

其中 $q'(r_m) < 0$ ，即 r_m 的減少會降低監控的成本因此使的監控強度增加。此外，
 $w'(r_m) = m'(r_m)h(q) > 0$ 。

由以上的結果我們可知

1. 式(34)表示最適監控強度 q 是資本密集度(或資本勞動比) z 的遞增函數。隨著資本的累積，監控強度也隨著提升，即監控越具吸引力。使得整個體系越接近訊息完全的均衡，提高了金融體系的效率，減少了訊息不完全所造成的損失。
2. 式(35)表示 $w(z)$ 簽定契約的成本(即吸引風險趨避者放棄安定的受僱勞工工作去從事創新研發工作的總成本)隨著資本的累積而降低，當然會使得創新發明率提高。

4、家計部門

我們採用 Diamond 跨代模型。模型假設每一個體只活兩期。令 C_{1t} 和 C_{2t} 為在第 t 期年輕人和老年人的消費，因此生於第 t 期個人的效用，以 U_t 表示，取決於 C_{1t} 和 C_{2t+1} 。

假設效用函數為 CRRA(constant-relative-risk-aversion utility)形式：

$$U_t = \frac{C_{1t}^{1-\frac{1}{f}}}{1-\frac{1}{f}} + \frac{1}{1+r} \frac{C_{2t+1}^{1-\frac{1}{f}}}{1-\frac{1}{f}}, \quad (48)$$

其中 $\frac{1}{f} > 0$, $\frac{1}{f} > -1$ 。 $\frac{1}{f} > -1$ 的假設保證個人視第二期消費的比重為正。因為第二期只消費不生產, 且不留遺產給下一代, 所以生於第 t 期的個人之第二期消費為:

$$C_{2t+1} = (1+R)(WL_t - C_{1t}),$$

其中總勞動供給 L_t 我們已假設為 1。兩邊除以 $(1+R)$, 再將 C_{1t} 移到左邊, 可以得到預算限制式為:

$$C_{1t} + \frac{1}{1+R} C_{2t+1} = W。$$

在個人極大化一生效用並受限於預算限制式情況下, 設 Lagrangian 函數為:

$$\Omega = \frac{C_{1t}^{1-\frac{1}{f}}}{1-\frac{1}{f}} + \frac{1}{1+r} \frac{C_{2t+1}^{1-\frac{1}{f}}}{1-\frac{1}{f}} + \lambda [W - (C_{1t} + \frac{C_{2t+1}}{1+R})]。 \quad (49)$$

一階條件為:

$$\frac{\partial \Omega}{\partial C_{1t}} = \lambda, \quad (50)$$

$$\frac{1}{1+r} \frac{\partial \Omega}{\partial C_{2t+1}} = \lambda。 \quad (51)$$

整理可得:

$$\frac{C_{2t+1}}{C_{1t}} = \left[\frac{1+R}{1+r} \right]^f, \quad (52)$$

令 g 為經濟成長率, 即 $1+g = \frac{C_{2t+1}}{C_{1t}}$

則,

$$1 + R = (1 + r)(1 + g)^{\frac{1}{f}}。 \quad (53)$$

5、供給面之均衡成長率

由(9)及(10)知

$$\begin{aligned} \frac{a_{t+1}}{a_t} &= 1 + \frac{n_t}{a_t}, \\ &= 1 + pbL_R, \\ &= 1 + g。 \end{aligned} \quad (54)$$

其中 $pbL_R =$ 技術成長率 $= g$ ，因此定義經濟成長率 $g = pbL_R$ 。由(19)、(31)及(32)可得

$$L_Y = [(1 - \chi)P_a z^\chi]^{-\frac{1}{\sigma-1}} \left[1 + \frac{n_n}{a_n} + \frac{(n_n + a)(1 - \chi)}{a} \right] a l_a z^\chi R^{-1}。 \quad (55)$$

在均衡成長情況下， $L_R + L_Y + l_m + nl_n + al_a = 1$ ，因此由(38)及(55)可得

$$\begin{aligned} g &= pbL_R \\ g &= pb \{ 1 - l_m - (al_a + nl_n) - L_Y \}, \\ &= pb \left\{ 1 - \left[\frac{S}{1 - S} \frac{\chi}{1 - \chi} Z \right]^{1-S} h - (a + n_n) l_a \right. \\ &\quad \left. - [(1 - \chi)P_a z^\chi]^{-\frac{1}{\sigma-1}} \left[1 + \frac{n_n}{a_n} + \frac{(n_n + a)(1 - \chi)}{a} \right] a l_a z^\chi R^{-1} \right\}, \end{aligned} \quad (56)$$

其中

$$\begin{aligned} A &= 1 - \left[\frac{S}{1 - S} \frac{\chi}{1 - \chi} Z \right]^{1-S} h - (a + n_n) l_a, \\ B &= [(1 - \chi)P_a z^\chi]^{-\frac{1}{\sigma-1}} \left[1 + \frac{n_n}{a_n} + \frac{(n_n + a)(1 - \chi)}{a} \right] a l_a z^\chi R^{-1}。 \end{aligned}$$

6、由需求面及供給面決定長期經濟成長率

若效用函數呈自然對數形式，此時 $\beta = 1$ ，我們可利用(53)及(56)兩式解出長期均衡成長率 g^* ：(註 7)

$$g^* = \frac{pb\{A+B\}+1}{1+pbB(1+r)} - 1。 \quad (57)$$

由式(57)知

1. 一國的經濟成長與研發部門及金融部門的存在有相當密切的關係。從模型的推演過程，我們獲知透研發部門研發新產品與金融中介機構的運作是經濟成長的主要動力。
2. 資本總存量 z 的累積，金融部門勞動力的增加，或金融廠商所生產的新金融產品 n 的增加均可使經濟成長率提高。

7、結論

由前面分析可知，隨著金融部門逐漸發展，資本日漸累積龐大。由金融部門與研發部門的契約關係，我們發現金融廠商監控強度增加，從而提升創新發明率。因此會不斷地有新的金融產品和金融服務問世。若再加上金融部門勞動服務人口的增加活躍，則更能加速經濟成長。因此金融體系的發展對一國的經濟成長具有正面影響效果，並且佔有舉足輕重的地位。

附錄註釋

註 1 :

對 X_j 微分。

$$P_j' X_j + P_j - P_a = 0,$$

$$P_j \left[1 + \frac{dP_j}{dX_j} \frac{X_j}{P_j} \right] = P_a,$$

$$P_j \left[1 - \frac{1}{\epsilon} \right] = P_a,$$

$$\text{又 } \frac{dX_j}{dP_j} \frac{P_j}{X_j} = \frac{1}{\dots - 1},$$

$$P_j [1 - 1 + \dots] = P_a,$$

因此可得到式(24)。

註 2 :

$$Y = aP_a X_a + nP_n X_n + W(nl_n + al_a),$$

$$= aP_a X_a + n \frac{1}{\dots} P_{a''} X_a + (1 - \chi) P_a z^x [n_n l_a + al_a], \quad (\text{使用(22)、(24)及(30)})$$

$$= aP_a X_a + n \frac{1}{\dots} P_{a''} X_a + (1 - \chi) P_a z^x n_n l_a + (1 - \chi) P_a z^x al_a,$$

$$= aP_a l_a z^x + \frac{n_n}{\dots} P_a l_a z^x + n_n (1 - \chi) P_a l_a z^x + a(1 - \chi) P_a l_a z^x, (\text{利用(20)})$$

$$= \left[a + \frac{n_n}{\dots} + n_n (1 - \chi) + a(1 - \chi) \right] P_a l_a z^x,$$

$$= \left[1 + \frac{n_n}{a \dots} + \frac{(n_n + a)(1 - \chi)}{a} \right] a P_a l_a z^x \circ$$

註 3 :

由(22)知

$$\begin{aligned}
 W &= (1-x)P_a z^x, \\
 &= (1-x)z^x \frac{Y}{\left[1 + \frac{n_r}{a_{\dots}} + \frac{(n_r + a)(1-x)}{a}\right] a l_a z^x}, \quad (\text{利用(32)}) \\
 &= \frac{(1-x)Y}{\left[1 + \frac{n_r}{a_{\dots}} + \frac{(n_r + a)(1-x)}{a}\right] a l_a}.
 \end{aligned}$$

註 4 :

由(21) :

$$\begin{aligned}
 R &= xP_a z^{x-1}, \\
 &= xz^{x-1} \frac{Y}{\left[1 + \frac{n_r}{a_{\dots}} + \frac{(n_r + a)(1-x)}{a}\right] a l_a z^x}, \quad (\text{利用(32)}) \\
 &= \frac{(x)Y}{\left[1 + \frac{n_r}{a_{\dots}} + \frac{(n_r + a)(1-x)}{a}\right] a l_a z}.
 \end{aligned}$$

註 5 :

由(25) :

$$\begin{aligned}
 f_n &= \frac{1-\dots}{\dots} P_a X_n, \\
 &= \frac{1-\dots}{\dots} P_{a^n} X_a, \quad (\text{利用(27)}) \\
 &= \frac{1-\dots}{\dots} ({}_n l_a z^x) \left\{ \frac{Y}{\left[1 + \frac{n_r}{a_{\dots}} + \frac{(n_r + a)(1-x)}{a}\right] a l_a z^x} \right\}, \quad (\text{利用(20)(32)})
 \end{aligned}$$

$$= \frac{1 - \dots \frac{Y_n}{\dots [1 + \frac{n_n}{a} + \frac{(n_n + a)(1 - \chi)}{a}] a}}{\dots}$$

註 6：

在決定最適支付費用時，我們定義 q 為金融廠商觀察研發者努力行為的機率，亦即監控強度。 p 為研發者成功的機率。另外定義 N 代表金融廠商不進行監控， H 代表研發者工作努力， L 代表研發者工作偷懶， G 代表研發者創新計劃成功， B 代表研發者創新計劃失敗。

因此，根據上述情形總共有 6 種可能的支付費用，即 yHG 、 yHB 、 yLG 、 yLB 、 yNG 、 yNB 。但是我們假設有下列 3 種情形：

1. yLG 不可能發生。當研發者偷懶時，計劃永遠不會成功。
2. 當研發者努力時，最適的支付費用情形是給予每種情況相同的金額。(亦即不多給予研發者其它誘因)因此我們定義 $yH = yHG = yHB = yNG$ 。
3. 當 yLB 發生時，金融廠商不必付予研發者任何費用。為了簡化起見，對研發者也無懲罰。

所以我們剩下 2 種支付費用須要決定，

即： $yH(yHG = yHB = yNG)$ 與 $yB(yNB)$ 。

因此，當研發者工作努力時，有 $[1 - (1 - p)(1 - q)]$ 的機率得到 yH ；當金融廠商沒有監控且計劃失敗時，有 $[(1 - p)(1 - q)]$ 的機率得到 yB 。所以最適支付費用的成本函數可寫為：

$$C(q, W) = \min_{yH, yB} [1 - (1 - p)(1 - q)]yH + (1 - p)(1 - q)yB。$$

以工資 W 為衡量單位時，上式可寫為：

$$P(q) = \min_{[H, [B]} [1 - (1 - p)(1 - q)]L_H + (1 - p)(1 - q)L_B$$

其中 $\frac{C(q, W)}{W} = P(q)$, $f_H = \frac{yH}{W}$, $f_B = \frac{yB}{W}$, 因此可得 $C(q, W) = P(q)W$ 。

註 7 :

$$\begin{aligned} g &= pb\{A - B(1+r)(1+g) - 1\}, \\ &= pb\{A + B\} - pbB(1+r)(1+g)。 \end{aligned}$$

等號兩邊同加 1 :

$$\begin{aligned} 1 + g &= pb\{A + B\} - pbB(1+r)(1+g) + 1, \\ (1 + g) + pbB(1+r)(1+g) &= pb\{A + B\} + 1, \\ (1 + g)[1 + pbB(1+r)] &= pb\{A + B\} + 1, \\ (1 + g) &= \frac{pb\{A + B\} + 1}{1 + pbB(1+r)}。 \end{aligned}$$

最後得到 :

$$g = \frac{pb\{A + B\} + 1}{1 + pbB(1+r)} - 1。$$

參 考 文 獻

- 王端鎡及李桐豪(1995), 台灣股票市場融資融券之變化與股票報酬的關係, <<證券金融季刊>>, 第四十七期, 1-26.
- 李庸三及陳上程(1984), 台灣金融發展之回顧與前瞻, <<台灣金融發展發展會議>>, 上冊, 23-90.
- 邱正雄(1984), 台灣地區之貨幣、儲蓄、投資與經濟成長, <<台灣金融發展會議>>, 上冊, 91-110.
- Aghion, P. and P. Howitt(1998), *Endogenous Growth Theory*, Cambridge, MA. : MIT press.
- Baghot, W.(1873), *Lombard Street*, Homewood, IL. : Irwin.
- Bencivenga, V. R. and B. D. Smith(1991),"Financial Intermediation and Endogenous Growth," *Review of Economic Studies*, 58(2), 195-209.
- Bencivenga, V. R. , B. D. Smith , and R. M. Starr(1995),"Transactions Costs, Technological Choice, and Endogenous Growth, " *Journal of Economic Theory*, October, 67(1), 53-177.
- Bhide, A.(1993), "The Hidden Costs of Stock Market Liquidity, " *Journal of Financial Economics*, August, 34(2), 31-51.
- Demirguc-Kunt, A. and R. Levine(1996a),"Stock Market Development and Financial Intermediaries : Stylized Facts," *The World Bank Economic Review*, 10, 291-321.
- Demirguc-Kunt(1996)," Stock Market, Corporate Finance and Economic Growth : An Overview," *The World Bank Economic Review*, 10, 229-239.
- Fuente, A. de la and J. M. Marin(1996), "Innovation, Bank Monitoring, and Endogenous Financial Development, " *Journal of Monetary Economics*, 38,

269-301.

Greenwood, J. and B. Jovanovic(1990), "Financial Development, Growth, and the Distribution of Income, " *Journal of Political Economy*, October, Pt. 1, 98(5), 1076-1107.

Holmetrom, B. and J. Tirole(1993),"Market Liquidity and Performance Monitoring, " *Journal of Political Economy*, 101, 768-809.

King, R. G. and R. Levine(1993), "Finance, Entrepreneurship, and Growth : Theory and Evidence, " *Journal of Monetary Economics*, 32, 513-542.

Kyle, A. (1984), "Market Structure, Information, Futures Markets and Price Formation, "in G. G. Story et al. eds., *International Agricultural Trade : Advanced Readings in Price Formation, Market Structure, and Price Instability*, Boulder, Colo. : Westview.

Levine, R. (1991), " Stock Markets, Growth, and Tax Policy, " *The Journal of Finance*, 46, 1445-1465.

Levine, R. (1997)," Financial Development and Economic Growth : Views and Agenda," *Journal of Economic Literature*, June, 35(2), 688-726.

Levine, R. and S. Zervos(1998),"Stock Markets, Banks, and Economic Growth, " *American Economic Review*, June, 88(3), 537-558.

Obstfeld, M. (1994) "Risk-Taking, Global Diversification, and Growth. " *American Economic Review*, December 84(5), 1310-1329.

Romer, P. (1990), "Endogenous Technological Change," *Journal of Political Economy*, 98, s71-s102.

Saint-Paul, G. (1992),"Technological Choice, Financial Markets and Economic Development, " *European Economic Review*, 36, 376-781.

Shleifer, A. and R. W. Vishy(1998), "Large Shareholders and Corporate Control, " *Journal of Political Economy*, June, 96(3), 461-488.

Shumpeter, J. A. (1912), *Theorie der Wirtschaftlichen entwicklung*, Leipzig,
Germany : Dunker & Humblot.