民主轉型與儲蓄 – 投資相關係數: 台灣的實證研究

林向愷・岳俊豪*

本文將民主化與金融開放等變數導入 DCC GARCH 模型, 探討台灣民主轉型對儲蓄與投資相關係數的影響。實證結果顯示: 民主轉型對國民儲蓄率與國內投資率變異數有負向影響, 金融開放對國民儲蓄率與國內投資率共變異數則有正向影響。台灣的實證現象雖能解答爲何已開發國家儲蓄與投資相關係數較開發中國家爲高, 但金融開放影響儲蓄與投資共變異數的管道則有待進一步研究。

關鍵詞: 民主轉型, 金融開放, 儲蓄與投資相關係數, DCC GARCH-X 模型
JEL 分類代號: C32, C82, E02

1 前言

本文將探討台灣民主轉型 (democratic transitions) 如何影響國民儲蓄率與國內投資率相關係數。[1] Feldstein and Horioka (1980) 以國民儲蓄率做爲國內投資率變動的解釋變數, 發現已開發國家國民儲蓄率的係數估計值 (或

*作者分別爲國立中正大學經濟學系兼任教授與國立台北大學經濟學系博士。岳俊豪爲通訊作者。作者感謝兩位匿名評審以及王俊傑教授提供寶貴意見。文中任何疏漏, 當屬作者之責。

[1]本文採 Schumpeter (1947, chapter XII) 程序性民主的概念, 所謂民主政治制度係指產生一個國家最高層級且最有力量決策者的一種制度, 在此制度之下, 國家層級決策者, 藉由公平, 公正與定期的選舉獲取人民手中的選票而取得決策的權力。至於民主轉型 (或稱民主化) 則是指在某一期間內, 一個國家其國家層級決策者產生方式, 由自由, 公開與公平的選舉所產生的政府取代原來不以此種方式產生的政府。

期刊資料庫

稱儲蓄保留比率 (saving retention ratio)) 高達0.89, 不符已開發國家資本自由移動的特徵。[2] Dooley et al. (1987), Wong (1990), Coakley et al. (1999) 以及 Kasuga (2004) 以開發中國家資料進行類似迴歸分析, 發現儲蓄保留比率較已開發國家爲低, 與開發中國家政府較常對資本移動管制與干預的現象又不一致。[3] 顯然, 單靠資本自由移動或金融開放無法解釋開發中國家與已開發國家儲蓄保留比率的差異。[4]

1987年台灣開始一連串的民主改革 (1987年解除戒嚴, 1992年國會全面改選, 1996年總統直選, 2000年首次政黨輪替以及2008年第二次政黨輪替) 是戰後台灣政治經濟發展過程中最顯著的特徵, 本文發現民主轉型不僅影響台灣國民儲蓄率與國內投資率長期時間趨勢, 還透過國民儲蓄率標準誤與國內投資率標準誤的管道影響儲蓄與投資相關係數。依 Tavares and Wacziarg (2001), 民主政治體制下, 資訊公開, 新聞自由與公民廣泛參與公共事務使得政策形成與執行較爲透明, 政府也不易制定出犧牲一般民衆權益, 圖利特定階層的政策, 而嚴謹的政府治理亦有助於實體資本的形成與長期經濟表現。[5] 其次, 民主政治體制下, 公共教育支出占政府總預算比重較高, 有助於人力資本累積, 勞動生產力的提升以及長期經濟表現。最後, 民主政治體制下, 個人與企業財產得到較佳的保護, 加上政府對契約較有能力履行亦較有決心執行, 使得廠商較有意願投資或引進新產品的生產或研發新技術。Feng (2001) 指出威權體制雖呈現「政權穩定」的假象, 由於欠缺廣泛的社會支持, 不合憲的政權更替 (政變或革命) 機率較高, 不利

[2] Feldstein and Bacchetta (1991) 利用1960–1986期間23個 OECD 國家年資料進行 Feldstein and Horioka (1980) 迴歸分析, 發現儲蓄保留比率估計值下降有限。縱使80年代後期金融快速全球化, Obstfeld and Rogoff (2000) 發現儲蓄保留比率明顯高於資本完全自由移動下的理論預期值。

[3] 相關文獻中主要結果的整理請見附表。

[4] Feldstein (1994) 認爲已開發國家相關係數較高係反映國內投資者的偏好。該文強調跨國資本上縱使已完全自由移動, 但實際跨國移動金額因以下兩種因素而無法反映自由移動的程度是儲蓄與投資出現高度統計相關的原因, 第一個因素爲國內投資者因投資國外的政經風險與匯兌風險不易評估而偏好國內投資 (即 home bias effect); 第二個因素則是投資者避險行爲 (hedging behavior) 讓跨國間資本移動產生抵銷作用。

[5] Huntington and Dominguez (1975) 指出: 民主政治體制下, 人民較偏好當期消費而減少儲蓄, 導致資金供給不足, 故民主不利國內固定資本的形成。此外, Kaplan (2000) 以及 Zakaria (2003) 則認爲民主化會造成開發中國家政治不穩定, 種族衝突使得經濟表現惡化。

期刊資料庫

經濟長期表現; 而民主政治體制下, 不合憲的政權更替機率較小, 有利長期經濟表現。[6]

Sah (1991) 指出民主政治體制下, 經濟政策形成過程中參與者看法多元分歧, 資訊不完全所引發的政策風險, 反會因多方參與而變小。Rodrik (1997) 與 Pritchett (1997) 則強調外生衝擊對總體經濟短期波動的影響取決於社會階層分裂程度 (social cleavages) 與處理的機制, 由於民主政治體制爲處理階層利益衝突有效的調和機制, 故民主化程度愈高, 調和社會階層利益衝突的機制愈健全, 經濟回應外在衝擊的能力愈強, 使得總體經濟愈穩定。其次, Rodrik (2000) 認爲政黨競爭程度愈高 (政黨輪替機率愈高), 政黨愈能制定出符合中位數選民 (medium voter) 偏好的政策, 因此民主化程度愈高, 每人平均實質產出的波動愈小。Quinn and Woolley (2001) 則認爲當選民厭惡風險, 執政者若執意採行風險較大的總體經濟政策導致景氣波動變異程度變大, 選民就會利用投票懲罰執政黨。綜合以上, 民主化有助於降低總體經濟變數如: 國民儲蓄率與國內投資率的變異程度。

若投資者懼怕不合憲的政權更替所造成的財產損失, 則民主政治體制下, 民間投資意願較高, 且較願意持有流動性較低的固定資產; 至於國民儲蓄率與國內投資率共變異數的變化, 須視民主轉型對儲蓄的影響。其次, Caves (1971) 及 Feldstein (1994) 認爲: 廠商對外直接投資 (outbound FDI) 主要係基於執行企業發展及行銷策略或取得新的生產技術或突破外國的貿易障礙, 而非僅追求短期獲利機會。廠商對外投資後, 受限於自有人力, 資金與技術, 使得國內投資金額與對外投資金額出現一對一替代關係。1991年政府宣布終止動員戡亂時期, 1992年立法院三讀通過《台灣地區與大陸地區人民關係條例》開放廠商赴中國投資後, 不少台灣廠商基於「降低成本」的發展策略前往中國投資, 台商對中國投資金額占國內生產毛額 (GDP) 比率持續上升導致國內投資率下降。[7] 只要對外直接投資對國民儲蓄的影響不明顯, 則國民儲蓄率與國內投資率共變異數的變化應不確定。最後, 經

[6] Zak (2000) 認爲政權更替頻繁的國家, 經濟個體偏好流動性較高的資產或投機性較高的產業, 導致這些國家產業發展多集中於資本密集度較低, 生產力較低的產業 (如礦業及紡織業), 而無法發展資本密集度或技術密集度較高的產業。但政權更替頻繁程度與民主化程度關聯性較低, 故無法透過此一管道直接推導出民主化有利於長期經濟表現。

[7] 請見圖2。

期刊資料庫

濟體系貿易開放程度愈高, 愈易受到國外因素干擾使得國民儲蓄率與國內投資率共變異程度變小, 此又以小型開放經濟體系最爲顯著。

1986年台灣服務業部門產出占 GDP 比重超越製造業部門比重, 進入民主轉型期後, 政府陸續解除商品進口限制, 開放民衆赴中國探親, 放寬外匯管制, 降低金融服務業進入障礙 (如: 開放民營銀行設立以及允許外資參予台灣股權投資), 進一步促成金融服務業快速發展, 與 Aghion et al. (2007) 模型所推導出「民主化有助於降低產業進入障礙」的結果一致。一個國家新聞愈不自由, 公民參與公共事務程度愈低, 資訊愈不公開透明, 愈不利於金融服務業的發展。由於民主政治體制有利於新聞自由, 公民參與以及資訊公開, 故民主轉型可視爲金融服務業發展的催化劑。更具體的說, 金融服務業若欠缺健全的法律與資訊架構, 則金融體系中各項交易風險變大, 經濟個體參與交易意願變低, 金融服務業發展變慢, 而民主政治體制則有助於公開透明的法律與資訊架構的建構。本文將利用民主化與金融開放間因果關係檢定以釐清民主轉型在金融開放過程中的角色, 並探討金融開放係透過何種管道影響國民儲蓄率與國內投資率相關係數。

本文將民主化與金融開放等變數導入 Engle (2002) dynamic conditional correlation generalized autoregressive conditional heteroskedasticity (簡稱 DCC GARCH) 模型做爲國民儲蓄率與國內投資率個別變數條件變異數以及條件共變異數變動的解釋變數 (以 DCC GARCH-X 模型稱之), 以探討民主轉型與金融開放對國民儲蓄率與國內投資率相關係數的影響。由於台灣國民儲蓄率與國內投資率均呈現長期時間趨勢, 依新古典成長模型, 若技術進步率爲固定常數值, 則實質 GDP 以及主要總體變數的長期時間趨勢將爲時間趨勢的線型函數。[8] 由於各國實際技術進步率受到該國政經體制以及經濟個體對未來經濟體制變遷預期的影響而有不同。Kydland and Prescott (1990, p. 8) 認爲, 縱使政經結構最穩定的美國, 二次戰後政經體制亦有所變化, 故不宜以線型確定時間趨勢 (linear deterministic trend) 做爲總體經濟變數的長期時間趨勢, 還需考量政經體制以及總體經濟政策的影響。由於民主化與金融開放皆爲影響國民儲蓄率與國內投資率長期時

[8]舉例說, 過去130年, 美國每人平均實質 GDP 成長率爲2% 應可推定長期平均技術進步率接近 2%。此外, Jones (1995) 以1880–1929年期間美國 GDP 成長率平均值, 由 1929年預測 1990年美國 GDP 水準, 發現實際值與預測值誤差不到 5%。

期刊資料庫

間趨勢的重要因素, 本文將以線型確定時間趨勢, 民主化與金融開放指標做爲消除國民儲蓄率與國內投資率長期時間趨勢的迴歸自變數。

由於國內相關研究不多, 第2節先以1971:1–2008:2期間季資料探討台灣國民儲蓄率與國內投資率長期時間趨勢以及短期波動的變異數, 共變異數與相關係數的變化。[9] 長期時間趨勢迴歸結果顯示: 民主化對國民儲蓄率長期時間趨勢有負向影響, 但對國內投資率長期時間趨勢則有正向影響。消除長期時間趨勢後的國民儲蓄率與國內投資率短期波動部分 (cyclical component) 變異數及共變異數仍呈現顯著的序列自相關。第3節說明 DCC GARCH-X 模型的設定與估計方法。第4節的 DCC GARCH-X 模型估計結果顯示, 民主化顯著降低國民儲蓄率與國內投資率個別變異數, 讓儲蓄與投資共變異數變化對兩者相關係數變化的影響變得更顯著。其次, 金融開放對儲蓄與投資共變異數則有正向影響, 而貿易開放在1997年後對共變異數負向的影響變爲不顯著。最後一節爲簡單結論。

2 資料說明與相關變數的統計性質

爲釐清國民儲蓄率, 國內投資率與經常帳收支餘額占 GDP 比率間長短期關係, 本節將探討 1971:1–2008:2 期間, 台灣國民儲蓄率, 國內投資率與經常帳收支餘額占 GDP 比率等個別變數的長期時間趨勢與變異數以及兩者共變異數與相關係數的變化。[10]

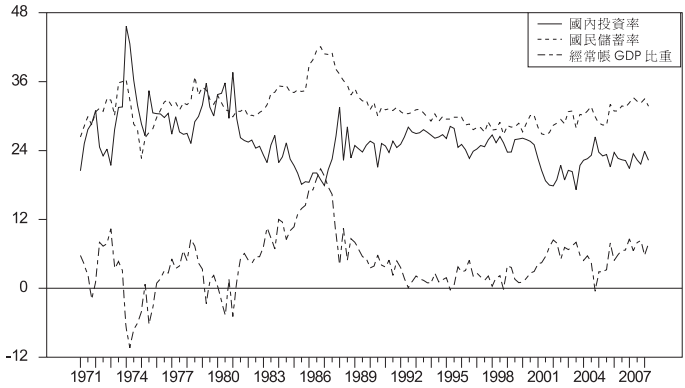
圖1呈現國民儲蓄率, 國內投資率與經常帳收支餘額占 GDP 比率變化型態。首先, 國民儲蓄率與經常帳收支餘額占 GDP 比率變化型態較爲接近。資本完全自由移動情形下, 由於國外資金可做爲國內投資所需財源, 故國民儲蓄變動應反映在經常帳收支餘額而非國內投資變動之上。其次, 國內投資率在80年代以前與國民儲蓄率互有高低但走勢接近, 自80年代開始國民儲蓄率明顯高於國內投資率, 顯示此段期間台灣淨資本外流。不存在統計誤差情形下,[11] 由「國民儲蓄 − 國內投資 = 經常帳收支餘額」恆等

[9] 1971:1 表示 1971 年第 1 季, 其他依此類推。

[10] 本文使用的資料來源以及相關的計算說明請見附錄。

[11] 1971:1–2008:2 期間內, 台灣國外要素所得淨額以及統計誤差項與國民儲蓄或國內投資金額相比甚爲微小, 故不影響推論。

臺灣大學學術期刊資料庫



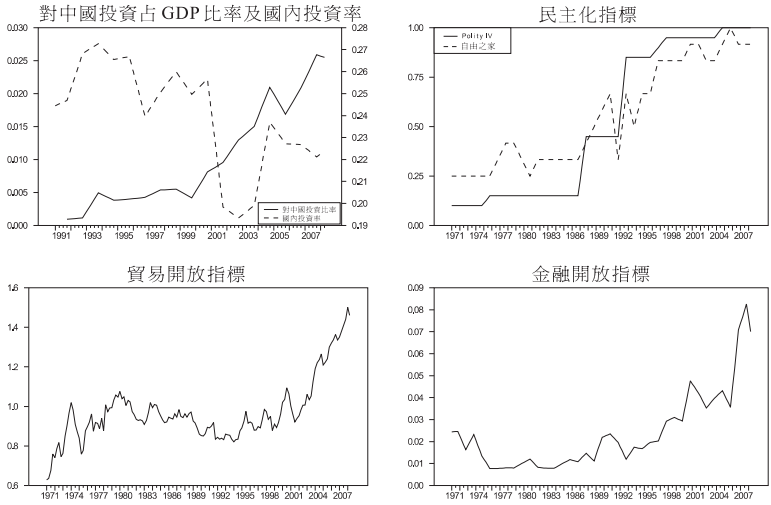
說明: 圖中資料的定義與設算方式請見附錄。

圖 1: 國民儲蓄率, 國內投資率與經常帳收支餘額占 GDP 比率的變化

式可知: 其他狀況不變情形下, 經常帳收支餘額占 GDP 比率變異程度愈大, 國民儲蓄率與國內投資率統計相關愈弱。圖 1 清楚顯示: 經常帳收支餘額占 GDP 比率變異程度變大是 80 年代中期以及 1999 年後國民儲蓄率與國內投資率統計相關程度變弱的原因。最後, 國民儲蓄率及國內投資率皆呈現長期時間趨勢。當國民儲蓄率與國內投資率呈現長期時間趨勢時, 除非國民儲蓄率與國內投資率存在共積關係 (co-integration relation), 否則直接將國民儲蓄率與國內投資率用於 Feldstein and Horioka (1980) 迴歸分析的作法並不正確。

依前言的討論, 民主化與金融開放是影響國民儲蓄與國內投資的重要變數。圖 2 呈現台灣民主化, 金融開放與貿易開放等指標的變化。民主化程度無論以 Polity IV 或自由之家指標衡量, 均在 1987 年後呈現上升趨勢。金融開放指標則在 1992 年後呈現明顯上升走勢。1987 年前, 資金移入多屬華僑及外人直接投資 (inbound FDI), 其後則以外人股權投資爲主。60 年代政府採取出口導向策略, 使得貿易開放程度持續上升。進出口商會因貿易的需要開始利用國際資本市場, 使得貿易開放成爲金融開放的推力。民主轉型過程中, 政府開放台灣廠商赴中國投資是 1993 年後金融開放程度快速提升的主要原因; 台灣廠商赴中國投資生產所需的原物料, 半成品

臺灣大學學術期刊資料庫



說明: 圖中資料的定義與設算方式請見附錄。

圖 2: 台灣民主化, 金融開放與貿易開放指標的變化

以及機器設備多由台灣進口, 亦使台灣貿易開放程度再度提昇。[12]

由於國民儲蓄率與國內投資率出現長期時間趨勢, 接著對兩者進行單根與定態檢定。檢定時, 迴歸式中應否加入線型確定時間趨勢須視受檢變數時間序列型式而定。令 x_t 爲 t 期國民儲蓄率。假設 x_t 爲具有漂浮項 (drift) 的差分定態 (difference stationary) 時間序列: $x_t - x_{t-1} = \mu_x + \varepsilon_{xt}$, 式中 μ_x 爲漂浮項, ε_{xt} 爲母體平均數爲 0 的單純定態時間序列。利用上式反覆代入可得

$$x_t = \mu_x t + x_t^d,$$

式中 $x_t^d = x_0 + \sum_{\tau=1}^{t} \varepsilon_{x\tau}$。由此式可知: 任何具有漂浮項的差分定態時間序列均可拆解爲線型確定時間趨勢 ($\mu_x t$) 以及隨機趨勢 (x_t^d)。這也是有限樣本下, 很難區分線型確定時間趨勢以及隨機趨勢的原因。同樣, 若國內

[12] Kose et al. (2003b) 亦發現 70 年代至 90 年代期間全球貿易總金額成長率大於全球經濟成長率, 導致全球貿易總金額占全球生產毛額比率持續增加, 他們認爲貿易政治障礙的移除以及通訊與運輸成本的降低是主要原因。

期刊資料庫

投資率 (以 y_t 表示) 爲具有漂浮項 μ_y 的差分定態時間序列, 則

$$y_t = \mu_y t + y_t^d,$$

式中 $y_t^d = y_0 + \sum_{\tau=1}^{t} \varepsilon_{y\tau}$。這裡 ε_{yt} 爲母體平均數爲0的單純定態時間序列。

此時, 除非 x_t 與 y_t 沒有漂浮項, 不然對國民儲蓄率及國內投資率進行單根或定態檢定時, 應放入線型確定時間趨勢。依 Ogaki and Park (1997), 若 $y_t^d - d \cdot x_t^d$ 爲定態時間序列, 則 x_t 與 y_t 間存在隨機型式共積關係 (stochastic co-integration)。換句話說, 隨機型式共積關係只要求兩序列的隨機趨勢項存在共積關係。令 $\theta + \varepsilon_t = y_t^d - d \cdot x_t^d$, 這裡 ε_t 爲母體平均數爲0的單純定態時間序列。由 x_t 與 y_t 的時間序列表現式可得

$$y_t = \theta + \mu t + d x_t + \varepsilon_t, \tag{1}$$

式中 $\mu = \mu_y - d \cdot \mu_x$。若 $\mu = 0$ (即 μ_x 與 μ_y 滿足 $\mu_y - d \cdot \mu_x = 0$ 的限制條件),[13] 則式 (1) 變爲 $y_t = \theta + d x_t + \varepsilon_{ct}$, 顯示 x_t 與 y_t 間線型確定時間趨勢亦可藉隨機型式共積關係消除。所以, 除非國民儲蓄率與國內投資率的線型確定時間趨勢滿足 $\mu = 0$ 的限制條件, 否則共積關係檢定亦應加入線型確定時間趨勢項。本節將以線型確定時間趨勢設定做爲單根 (定態) 檢定的對立 (虛無) 假說。只要國民儲蓄率與國內投資率長期時間趨勢受民主化與金融開放影響而偏離線型確定時間趨勢, 此種設定亦有助於了解民主化及金融開放對國民儲蓄率及國內投資率長期時間趨勢屬性的影響。

接著對受檢變數進行 Kwiatkowski et al. (1992) 定態檢定 (KPSS 定態檢定)。該檢定的虛無假說爲「受檢變數爲包含線型確定時間趨勢的趨勢定態 (trend stationary) 時間序列」, 而對立假說則是「受檢變數移除線性確定時間趨勢後爲差分定態型式」。有限樣本下, 趨勢定態時間序列與差分定態時間序列間常無法有效分辨, 導致定態與單根檢定檢力不足。爲避免檢力不足所產生的統計推論謬誤。本文另對受檢變數進行單根檢定以強化檢

[13] Ogaki and Park (1997) 將此條件稱爲確定型式共積限制條件 (deterministic co-integration restriction)。

臺灣大學學術期刊資料庫

定效力。單根檢定的虛無 (對立) 假說爲 KPSS 定態檢定的對立 (虛無) 假說, 其中 augmented Dickey-Fuller (簡稱 ADF) 單根檢定的迴歸殘差項必須符合同質假設但允許殘差項序列自相關, ADF 單根檢定係假設迴歸式中自迴歸落後期數爲未知, 實際應用時, 自迴歸落後期數的選擇常會影響 ADF 單根檢定結果。Phillips and Perron (1988) (簡稱 PP) 所提出的單根檢定係以無母數方法修正殘差項序列自相關的問題, 此種檢定雖允許異質殘差項仍無法完全解決殘差項序列自相關的問題。[14]

由於受檢變數包含確定時間趨勢, 此部分設定會影響單根檢定的檢力; 爲提高單根檢定的檢力, 並解決殘差項序列相關所衍生的問題, Elliott et al. (1996) 另提出 DF-GLS 單根檢定。他們認爲只要能改進確定時間趨勢的估計方法, 就可提升單根檢定的檢力。實際檢定時, 若 KPSS 定態檢定無法拒絕「受檢變數爲包含線型確定時間趨勢的趨勢定態時間序列」虛無假說, 且 ADF, PP 以及 DF-GLS 單根檢定結果均拒絕「存在單根」的虛無假說, 則受檢變數爲趨勢定態時間序列。反之, 受檢變數符合差分定態時間序列。

表1 KPSS 檢定, 在5%顯著水準下拒絕「國民儲蓄率爲包含線型確定時間趨勢的趨勢定態時間序列」的虛無假說, 而 ADF 及 DF-GLS 單根檢定均在10%顯著水準下, 無法拒絕移除線型確定時間趨勢後國民儲蓄率「存在單根」的虛無假說, 三種檢定結果顯示移除線型確定時間趨勢後的國民儲蓄率仍爲差分定態時間序列。PP 單根檢定則在10%顯著水準下拒絕「存在單根」的虛無假說。由於民主化與金融開放亦呈現長期時間趨勢, 考量民主化與金融開放對國民儲蓄率長期時間趨勢的影響後, 單根現象應會減弱。另一方面, KPSS 檢定在10%顯著水準下無法拒絕「國內投資率爲包含線型確定時間趨勢的趨勢定態時間序列」的虛無假說, 且 ADF 與 PP 檢定在1%顯著水準下拒絕國內投資率「存在單根」的虛無假說, 而 DF-GLS 檢定則在10%顯著水準下拒絕國內投資率「存在單根」的虛無假說, 故國內投資率應屬包含線型確定時間趨勢的趨勢定態時間序列且民主化與金融開放對國內投資率長期時間趨勢的影響應較不顯著。

[14]不同單根檢定在有限樣本下表現的比較請見 Ogaki (1993)。PP 單根檢定極限分配與 ADF 檢定極限分配相同, 具有相同的臨界值。依蒙地卡羅模擬結果, 有限樣本下, PP 單根檢定的檢力較 ADF 單根檢定的檢力爲強。

期刊資料庫

表 1: 國民儲蓄率, 國內投資率與經常帳收支餘額比率定態與單根檢定

	KPSS 定態檢定	ADF 單根檢定	DF-GLS 單根檢定	PP 單根檢定
國民儲蓄率	0.27**	−2.72	−1.98	−3.39*
國內投資率	0.12	−4.08***	−2.78*	−5.14***
經常帳收支餘額比率	0.23***	−2.55	−2.52	−3.08
國民儲蓄率短期波動部分	0.09	−3.66**	−3.23**	−3.98**
國內投資率短期波動部分	0.08	−4.65***	−3.39**	−5.97***
經常帳收支比率短期波動部分	0.10	−3.45**	−3.18**	−4.47***
共積關係檢定	0.08	−5.68***	−1.54	−5.78***

說明: 1. KPSS 定態檢定虛無假說爲受檢變數爲包含線型確定時間趨勢的時間序列, ADF, DF-GLS 及 PP 單根檢定虛無假說爲移除線型確定時間趨勢後受檢變數存在單根。

2. KPSS 定態檢定統計量之視窗落遲項長度, 依多數文獻建議以 $0.75\sqrt[3]{T}$ 選取 lag = 4, ADF, DF-GLS 檢定根據 SIC 選擇單根檢定的落後期數; PP 檢定統計量之視窗落遲項依 Newey-West Bandwide 準則選取。

3. 短期波動係指以式 (2) 設定進行迴歸所得到的殘差項 (u_t)。

4. 共積關係檢定在檢定國內投資率對國民儲蓄率及線型確定時間趨勢迴歸所得短期波動是否爲定態序列。

5. *, **, *** 分別代表10%, 5%, 1%的顯著水準下, 拒絕虛無假說。

Lin (2000) 認爲經濟個體跨期消費選擇時, 若各期消費選擇皆不得低於該期最低維生消費水準 (the subsistence level of consumption), 則維持最低維生消費與追求平滑跨期消費型態 (intertemporal consumption smoothing) 何者重要需視最低維生消費水準所需支出占所得比重而定。在經濟發展早期階段, 經濟個體的所得幾乎用於維持最低維生消費水準, 當預期所得出現波動, 經濟個體爲確保未來消費水準高於最低維生消費水準必須將目前剩餘的有限所得用於儲蓄, 此種儲蓄動機讓國民儲蓄率在經濟發展過程中呈現上升的時間趨勢。隨著經濟發展, 最低維生消費水準對消費選擇的影響減弱, 上升時間趨勢就跟著變弱。[15] 至於國內投資率呈現下降時間

[15] Ogaki et al. (1996) 跨國分析支持上述論點。

臺灣大學學術期刊資料庫

趨勢係因90年後, 廠商對外投資取代國內投資。最後, 經常帳收支餘額占 GDP 比率的四種檢定結果均與國民儲蓄率類似, 此與資本自由移動情形下, 國民儲蓄率變化應反映在經常帳收支餘額占 GDP 比率變化之上的論點一致。

由於單根與定態檢定在有限樣本下檢力較弱, 只要檢定結果無法一致拒絕國民儲蓄率及國內投資率爲差分定態時間序列, 就有必要利用式 (1) 對 ε_t 進行定態與單根檢定, 以了解兩者是否存在隨機型式共積關係。表 1 中, KPSS 定態檢定在 10% 顯著水準下無法拒絕「ε_t 爲單純定態時間序列」的虛無假說, 且 ADF 及 PP 單根檢定均顯著拒絕 ε_t「存在單根」的虛無假說, 但 DF-GLS 單根檢定則在 10% 顯著水準下無法拒絕 ε_t「存在單根」的虛無假說。國民儲蓄率與國內投資率雖存在隨機型式共積關係, 但國民儲蓄率及國內投資率線型確定時間趨勢並不滿足 $\mu = 0$ 的限制條件。若民主化與金融開放爲國民儲蓄率與國內投資率長期時間趨勢的解釋變數, 由於共積關係檢定未考量民主化與金融開放對長期時間趨勢的影響, 導致國民儲蓄率與國內投資率仍存在隨機型式共積關係。De Haan and Siermann (1994) 利用台灣1951–1989期間年資料進行單根與共積關係檢定, 發現台灣國民儲蓄率與國內投資率雖皆爲差分定態時間序列, 但 ADF 單根檢定顯示兩者並不存在共積關係; 然而 1951–1980 期間則顯著拒絕「不存在共積關係」的虛無假說, 顯示台灣國民儲蓄率與國內投資率間長期關係並不穩定。

Lemmen and Eijffinger (1995) 認爲資本自由移動程度不高是國民儲蓄率與國內投資率出現共積關係的原因; Argimón and Roldán (1994) 亦認爲開發中國家出現共積關係係因資本管制政策所致。然而這些說法無法解釋爲何已開發國家資料所得到共積關係較開發中國家顯著且儲蓄保留比率較高的現象。Coakley et al. (1996, 1999) 分別利用23個 OECD 會員國及44個開發中國家時間序列資料, 進行國民儲蓄率, 國內投資率以及經常帳收支餘額占 GDP 比率等變數的單根檢定以及國民儲蓄率與國內投資率共積關係檢定, 發現大部分國家國民儲蓄率及國內投資率時間序列呈現差分定態型式, 但共積關係並不穩定; 其中開發中國家的共積關係又明顯偏弱。Coakley et al. (1996) 認爲只要投資與儲蓄爲差分定態時間序列, 爲維持外

臺灣大學學術期刊資料庫

債償還能力, 經常帳收支餘額應呈現定態型式, 使得國民儲蓄率與國內投資率相關係數接近於1, 故已開發國家儲蓄與投資相關係數較高係反映已開發國家外債償還能力較強。

爲消除國民儲蓄率與國內投資率非定態部分, 本節不擬對這些變數取一階差分,[16] 將依 Kydland and Prescott (1990, p. 8) 的概念, 以線型確定時間趨勢, 民主化與金融開放指標做爲消除國民儲蓄率與國內投資率長期時間趨勢的迴歸自變數:

$$z_t = a + bt + \mathbf{x}_t'\eta + u_t, \tag{2}$$

式中 z_t 爲國民儲蓄率或國內投資率第 t 期樣本觀察值, t 爲線型確定時間趨勢, $\mathbf{x}_t$ 爲 $m \times 1$ 向量解釋變數, m 爲 $\mathbf{x}_t$ 變數的數目, $\mathbf{x}_t$ 包含民主化指標, 金融開放指標以及其他變數, η 爲衡量 $\mathbf{x}_t$ 對 z_t 影響的 $m \times 1$ 向量係數, u_t 爲 z_t 偏離長期時間趨勢 $(a + bt + \mathbf{x}_t'\eta)$ 的短期波動部分, 以及 a, b, η 爲待估係數。利用式 (2) 估計長期時間趨勢時, 到底應放入多少解釋變數? 若完全不考慮任何解釋變數, 式 (2) 就是以線型確定時間趨勢做爲長期時間趨勢的設定。依成長文獻的作法都會加入期初每人平均國民所得水準, 人口數自然對數值, 貿易開放指標及物價膨脹率做爲控制變數。$\mathbf{x}_t$ 變數數目愈多, 所得的長期時間趨勢的波動性 (volatility) 愈顯著, 可能導致無法藉由第3節 DCC GARCH-X 模型了解民主轉型與金融開放對國民儲蓄率與國內投資率相關係數的影響。換句話說, 國民儲蓄率與國內投資率長期時間趨勢波動性與 $\mathbf{x}_t$ 變數數目的選擇之間存在抵換關係, 本文不擬探討如何利用抵換關係決定最適變數的數目。[17] 實證分析時, 將以民主化與金融開放指標做爲式 (2) 中變數 $\mathbf{x}_t$ 的基準選擇 (此時式 (2) 稱爲基準迴歸式), 再對所得到的 u_t 進行定態與單根檢定以檢視短期波動是否爲定態時間序

[16] Obstfeld (1986) 對相關變數先取一階差分, 發現各國儲蓄與投資相關係數差異很大 (舉例說, 美國時間序列資料所得的估計值最高 (0.908), 而奧地利時間序列資料所得的估計值最低 (0.132), 且多較 Feldstein and Horioka (1980) 跨國迴歸所得估計值爲低, 顯示一階差分會引進不必要的雜訊, 且以國民儲蓄率與國內投資率一階差分值進行迴歸分析無法與以國民儲蓄率與國內投資率原始時間序列值所得到的結果相對應。

[17] 依 HP filiter 數學規劃模型設定, 長期時間趨勢的決定係在短期波動部分波動性與長期時間趨勢平滑性之間取得平衡。

期刊資料庫

列; 之後, 再加入成長文獻常用的控制變數。[18] 此種作法亦有助於了解民主轉型與金融開放對國民儲蓄率與國內投資率長期時間趨勢的影響。

表 2 基準迴歸結果顯示, 國內投資率線型確定時間趨勢 (t) 係數估計值顯著爲負, 不受人口數自然對數值的影響; 國民儲蓄率線型確定時間趨勢的係數估計值則隨 $\mathbf{x}_t$ 變數的選取而有改變。舉例說, 若在式 (2) 加入人口數自然對數值做爲控制變數, 則 t 係數估計值由正轉負且顯著程度減弱。民主化對國民儲蓄率長期時間趨勢有顯著負向影響 (係數估計值爲 −0.154), 但對國內投資率長期時間趨勢則有顯著正向影響 (係數估計值爲 0.115)。台灣民主化對國民儲蓄率長期時間趨勢出現負向影響, 可能是民主轉型過程中, 政府開辦全民健保以及建構普及性社會福利制度, 使得個人與家庭預防性儲蓄 (precautionary saving) 必要性降低; 另一方面, 民主政治體制下, 公民參與程度提高, 公共政策形成與制定較爲公開透明, 再加上政權移轉和平且透明, 使得民間投資意願增加有利於資本形成。Huntington and Dominguez (1975) 認爲民主政治體制下, 人民會較偏好當期消費而減少儲蓄, 但未說明爲何經濟個體會偏好當期消費。[19] 金融開放對國民儲蓄率與國內投資率的影響有明顯差異但係數估計值多不顯著, 此係因金融愈開放, 除有助於本國產業結構多元化外, 本國亦可依國際比較利益進行國際分工與專業化, 故金融開放對長期經濟表現的影響需視何者效果較強而定。Fischer (2003) 認爲只有總體經濟體質較健全的國家 (財政紀律良好, 央行獨立性高, 低物價膨脹率以及外匯黑市不存在), 金融開放對該國經濟長期表現才有正向影響。

其次, 貿易開放程度對國民儲蓄率與國內投資率長期時間趨勢的影響均顯著爲正, 此與 Kose et al. (2003b) 所得到:「貿易開放有助於該國總體經濟表現」的結果一致。人口數自然對數值對國民儲蓄率與國內投資率的影響均顯著爲正, 其中國內投資率隨人口數自然對數值同向變動係反映經

[18] 縱使將其他解釋變數放入式 (2), 第 4 節 DCC GARCH-X 模型估計結果不會有顯著改變, 僅對條件變異數與條件共變異數的係數估計值有影響, 故第 4 節模型估計時, 將以基準迴歸所得到的 u_t 做爲樣本觀察值。

[19] Zak (2000) 則認爲政權更替頻繁將同時減少資金供給 (儲蓄) 與需求 (資本形成), 由於民主政治體制與政權穩定程度無必然關連, 使得本節所得結果與 Zak (2000) 論點不一致。

期刊資料庫

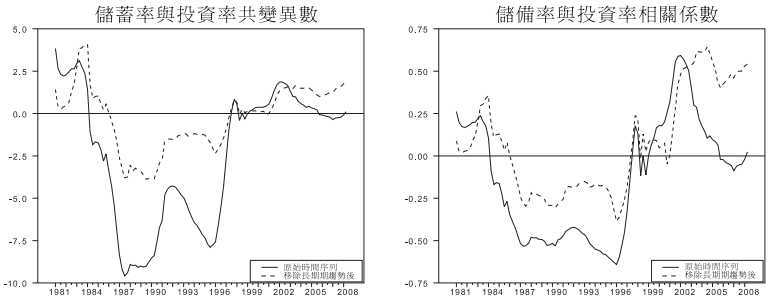
表 2: 民主化與金融開放對國民儲蓄率與國內投資率長期時間趨勢的影響

	常數項	民主化	金融開放	貿易開放	自然對數值	人口數 物價膨脹率	
國民儲蓄率	31.362***	0.113***	−0.154***	−0.201			
	(0.478)	(0.018)	(0.018)	(0.163)			
	27.334***	0.088***	−0.127***	−0.499***	0.054***		
	(1.319)	(0.022)	(0.022)	(0.165)	(0.018)		
	−564.863***	−0.184**	−0.066**	0.530**	0.102***	61.007***	−0.022
	(145.654)	(0.073)	(0.030)	(0.236)	(0.025)	(14.961)	(0.049)
國內投資率	30.654***	−0.151***	0.115***	0.129			
	(0.916)	(0.030)	(0.022)	(0.292)			
	12.509***	−0.266***	0.237***	−1.211***	0.242***		
	(2.566)	(0.029)	(0.025)	(0.264)	(0.035)		
	−601.881***	−0.470***	0.253***	−0.035	0.223***	63.472***	0.293***
	(145.292)	(0.065)	(0.023)	(0.261)	(0.028)	(14.901)	(0.043)

說明: 1. 國民儲蓄率與國內投資率均以%表示。

2. 括弧數字爲估計參數的標準誤。*, **, *** 分別代表10%, 5%, 1%的顯著水準。

臺灣大學學術期刊資料庫



說明: 移除長期趨勢後係指利用式 (2) 所得的短期波動部份所設算的國民儲蓄率與國內投資率共變異數與相關係數「10年移動視窗」值。

圖 3: 移除長期時間趨勢前後儲蓄與投資共變異數與相關係數

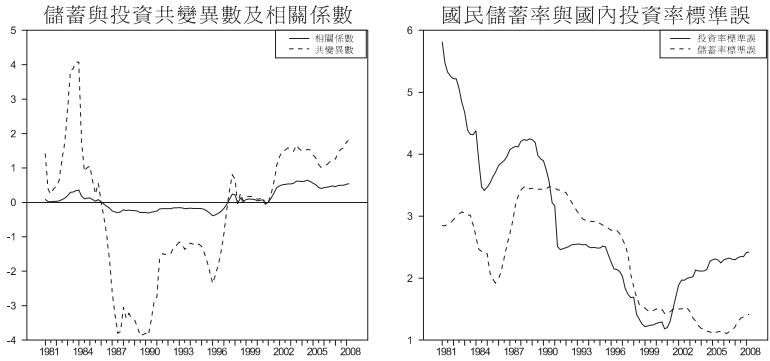
濟發展過程中資本深化的現象。由於人口增加未必意謂15至65歲工作人口占總人口數的比率跟著上升, 故無法利用「生命週期模型」中, 工作人口比率愈高, 民間儲蓄率愈高的論點說明上述結果。最後, 物價膨脹率對國民儲蓄率的影響不顯著, 對國內投資率則有顯著正向影響, 係因總體經濟環境的穩定有利於國內資本形成。

第4節將以 DCC GARCH-X 模型估計結果探討民主化與金融開放影響國民儲蓄率與國內投資率相關係數的管道, 本節先以「移動視窗」(moving window) 呈現國民儲蓄率與國內投資率共變異數 (以 Cov 表示) 及相關係數 (以 Cov 表示) 以及國民儲蓄率與國內投資率標準誤 (分別以 σ_s 與 σ_i 表示) 的變化。[20] 相較於以國民儲蓄率與國內投資率原始時間序列所算出共變異數「10年移動視窗」值, 圖3中移除長期時間趨勢後共變異數「10年移動視窗」值波動幅度變得較爲緩和。2002年後, 移除長期時間趨勢前後相關係數「10年移動視窗」值出現相反走勢係因此段期間國民儲蓄率與國內投資率長期時間趨勢不同所致。

依表1檢定結果, 國民儲蓄率與國內投資率短期波動部分 (u_t) 均爲定態時間序列, 顯示民主轉型與金融開放已消除國民儲蓄率與國內投資率的隨機趨勢部分。以下討論將以 s_t 與 i_t 表示國民儲蓄率與國內投資率短

[20]「移動視窗」係以事前選定的視窗寬度 (本文以40季做爲視窗寬度), 逐次向前移動一季, 再計算新的「視窗」下變異數, 相關係數及共變異數, 故圖3中每一個觀察點可視爲過去10年 Cov 以及 Corr 的樣本平均值。

期刊資料庫



說明: 國民儲蓄率與國內投資率標準誤以及儲蓄與投資共變異數與相關係數「10年移動視窗」值皆利用式 (2) 移除長期時間趨勢後所得的短期波動部分的時間序列所算出。

圖 4: 儲蓄與投資變異數, 共變異數與相關係數移動視窗值

期波動部分, 但仍以國民儲蓄率與國內投資率簡稱。2001年後國民儲蓄率與國內投資率相關係數呈現上升趨勢, 相關係數「10年移動視窗」值介於 −0.40與0.65之間。張淑華 (1999) 以台灣1971:1–1994:1期間季資料, 利用結構型時間序列模型, 發現實質儲蓄與毛投資相關係數值爲0.47。[21] 由於式 (2) 長期時間趨勢的設定並未如結構型時間序列模型考量長期時間趨勢波動性, 再加上1999年後經常帳收支餘額占 GDP 比率波動較大, 導致本文所得的相關係數波動幅度較大。Tesar (1991, Table 4) 曾以24個 OECD 會員國資料算出國民儲蓄率, 國內投資率以及經常帳收支餘額占 GDP 比率標準誤, 發現國民儲蓄率與國內投資率標準誤愈小的大國 (以 GDP 衡量), 其國民儲蓄率與國內投資率相關係數愈高, 但2001年後台灣國民儲蓄率與國內投資率相關係數的上升應與大國與小國無關。

圖4顯示: 國民儲蓄率標準誤「10年移動視窗」值在1985年前呈小幅下降, 1985年後開始回升並於1988年達到歷史最高點, 此段期間經常帳收支餘額占 GDP 比率變化亦最爲顯著 (請見圖1), 其後呈現下降狀態直到2006年後才微幅上升。國內投資率標準誤「10年移動視窗」值亦在1984年前呈現較顯著下降狀態, 其後小幅度回升至1988年再度持續下降, 直到

[21] 張淑華 (1999) 將儲蓄定義爲 GDP (而非國民生產毛額) 扣除民間消費與政府消費, 而毛投資爲民間投資, 政府投資, 耐久財消費支出與存貨變動之總和。

臺灣大學學術期刊資料庫

2001年後再度回升。除1990:4–2001:2期間 σ_s 大於 σ_i 之外, 其他期間均是 σ_i 大於 σ_s。1997年前, Corr 與變化型態差異很大, 顯示此段期間 σ_i 與 σ_s 的變化決定 Corr 的變化型態。台灣解除戒嚴後, 1987–1997期間民主化指標呈現上升趨勢 (請見圖2), 故此段期間民主轉型可能透過個別變數變異數的變化而影響相關係數。1997年後, Cov 與 Corr 間差異變小加上 σ_i 與 σ_s 呈現較緩和的變化且 σ_i 與 σ_s 值較低, 可知此段期間國民儲蓄率與國內投資率標準誤決定相關係數變化的重要性已不如1997年以前, 相關係數受共變異數變化的影響程度變大。

3 計量模型設定

本節將說明如何利用 DCC GARCH-X 模型探討民主轉型與金融開放影響台灣國民儲蓄率與國內投資率相關係數的管道。估計多變量 GARCH 模型最大困難在於維持各期條件共變異矩陣 (covariance matrix) 均爲正定 (positive definite)。[22] 令 $\mathbf{c}_t' = [s_t, i_t]$, 其母體向量平均數爲 $\mathbf{0}$, 第 t 期 2×2 條件共變異矩陣爲 $\mathbf{H}_t$, 其中個別變數的條件變異數爲 h_{jt}, $j = s, i$。爲考量 $\mathbf{x}_t$ 對條件變異數的影響, 本文採用林向愷・岳俊豪 (2009) exponential GARCH-X (簡稱 EGARCH-X) 模型的設定:

$$\log h_{jt} = \alpha_j + \beta_j \left| c_{j,t-1} \big/ h_{j,t-1}^{0.5} \right| + \gamma_j \log h_{j,t-1} + \mathbf{x}_{t-1}' \pi_j, \quad j = s, i, \tag{3}$$

式中 α_j, β_j 及 γ_j 爲待估參數。$\log h_{jt}$ 除受到前一期標準化隨機變數 j 實現值 ($|c_{j,t-1}/h_{j,t-1}^{0.5}|$) 與前一期條件變異數 ($h_{j,t-1}$) 的影響外, 亦受到 $\mathbf{x}_{t-1}$ 的影響, π_j 爲 $\mathbf{x}_{t-1}$ 對變數 j 條件變異數影響的係數向量。式 (3) 設定下, 不論 π_j 估計值是正是負, 條件變異數必然爲正。

接著, 令 $\mathbf{D}_t$ 爲第 t 期 2×2 對角矩陣 (diagonal matrix), 對角線上元素分別爲 $\sqrt{h_{st}}$ 與 $\sqrt{h_{it}}$。利用 $\mathbf{D}_t$ 對 $\mathbf{c}_t$ 中個別變數進行標準化可得 $\mathbf{v}_t = \mathbf{D}_t^{-1}\mathbf{c}_t$, 式中 $\mathbf{v}_t' = [v_{st}, v_{it}]$, 其第 t 期共變異矩陣爲

$$\mathbf{R}_t = \begin{bmatrix} 1 & \rho_t \\ \rho_t & 1 \end{bmatrix},$$

[22] 另一困難則是設定 DCC GARCH 模型時, 待估參數的數目會以 DCC GARCH 模型中變數數目的平方速度增加。由於本文 DCC GARCH 模型因只有國內投資率與國民儲蓄率兩個變數, 故無此問題。

期刊資料庫

式中 ρ_t 爲 v_{st} 與 v_{it} 共變異數。[23] 由於 $\mathbf{v}_t$ 中個別變數爲標準化隨機變數, 故 $\mathbf{R}_t$ 亦爲 $\mathbf{v}_t$ 的相關係數矩陣, 且 $\mathbf{H}_t$ 與 $\mathbf{R}_t$ 滿足 $\mathbf{H}_t \equiv \mathbf{D}_t\mathbf{R}_t\mathbf{D}_t$ 的條件。依 Engle (2002), ρ_t 係採以下方式設算。令 $\mathbf{Q}_t$ 爲滿足下式的 2×2 條件共變異矩陣:

$$\mathbf{Q}_t = \mathbf{W}(1 - A - B) + A \cdot \mathbf{v}_{t-1}\mathbf{v}'_{t-1} + B \cdot \mathbf{Q}_{t-1} + \mathbf{C} \cdot \mathbf{x}'_{t-1}\Psi, \qquad (4)$$

式中 $\mathbf{W}$ 係以 $\mathbf{v}_t$ 所算出的樣本共變異矩陣, A 與 B 爲待估參數, $\mathbf{C}$ 爲對角線上元素爲0, 非對角線上元素爲1的 2×2 矩陣, 以及 Ψ 爲衡量 x_{t-1} 對第 t 期條件共變異矩陣影響的 $m \times 1$ 係數向量。[24] 接著, 利用 $\mathbf{Q}_t$ 算出 $\mathbf{R}_t = \text{diag}\{\mathbf{Q}_t\}^{-1/2}\mathbf{Q}_t\text{diag}\{\mathbf{Q}_t\}^{-1/2}$, 式中 2×2 矩陣 $\text{diag}\{\mathbf{Q}_t\}$ 的對角線上元素爲 $\mathbf{Q}_t$ 的對角線上元素, 非對角線上元素則爲0。

根據 Ding and Engle (2001) Lemma 2.1, $\mathbf{Q}_t$ 爲正定矩陣則 $\mathbf{R}_t$ 爲正定矩陣。若式 (4) 中 $\mathbf{C} \cdot \mathbf{x}'_{t-1}\Psi = 0$, 且 $(1 - A - B)$, A 以及 B 均爲正數, 則 $\mathbf{Q}_t$ 爲正定矩陣。$\mathbf{C} \cdot \mathbf{x}'_{t-1}\Psi \neq 0$ 時, 須加入額外條件否則 $\mathbf{Q}_t$ 不必然爲正定矩陣。令 $\mathbf{Q}_t^* \equiv \mathbf{W}(1 - A - B) + A \cdot \mathbf{v}_{t-1}\mathbf{v}'_{t-1} + B \cdot \mathbf{Q}_{t-1}$, 則 $\mathbf{Q}_t = \mathbf{Q}_t^*[\mathbf{I} + \mathbf{Q}_t^{*-1}(\mathbf{C} \cdot \mathbf{x}'_{t-1}\Psi)]$。依 Roger and Charles (1985, p. 468), 若 $\mathbf{Q}_t^*$ 爲正定矩陣, 且 $\mathbf{Q}_t^{*-1}(\mathbf{C} \cdot \mathbf{x}'_{t-1}\Psi)$ 所有特徵根 (eigenvalue) 皆大於 -1, 則 $\mathbf{Q}_t$ 爲正定矩陣。最後, 只要 $\mathbf{R}_t$ 爲正定矩陣, $\mathbf{H}_t$ 亦爲正定矩陣。

若樣本數爲 T, 雙變量 DCC GARCH-X 模型的條件概似函數自然對數值爲

$$\begin{aligned} L_T &= -\frac{1}{2}\sum_{t=1}^{T}\left(2\log(2\pi) + \log\left|\mathbf{H}_t\right| + \mathbf{c}_t'\mathbf{H}_t^{-1}\mathbf{c}_t\right) \\ &= -\frac{1}{2}\sum_{t=1}^{T}\left(2\log(2\pi) + 2\log\left|\mathbf{D}_t\right| + \log\left|\mathbf{R}_t\right| + \mathbf{v}_t'\mathbf{R}_t^{-1}\mathbf{v}_t\right), \end{aligned}$$

接著, 將說明如何利用式 (3) 與式 (4) 間遞迴特性進行兩階段模型估計。令

[23] Bollerslev (1990) CCC GARCH 模型假設 ρ_t 爲常數值。

[24] 在雙變量設定以及 $\Psi = 0$ 條件之下, 式 (4) 亦是 Bollerslev et al. (1988) diagonal *Vech* 模型中條件共變異數的設定。

臺灣大學學術期刊資料庫

$\mathbf{h}_t' = [h_{st}, h_{it}]$, 第一階段 $\mathbf{h}_t$ 概似函數自然對數值爲

$$L_{hT} = -\frac{1}{2}\sum_{t=1}^{T}\left(2\log(2\pi) + 2\log\left|\mathbf{D}_t\right| + \mathbf{c}_t'\mathbf{D}_t^{-2}\mathbf{c}_t\right),$$

此式又可拆成兩個單變量 h_{jt} 概似函數自然對數值之和:

$$L_{hT} = -\frac{1}{2}\sum_{t=1}^{T}\sum_{j=s,i}\left(\log(2\pi) + \log\left(h_{jt}\right) + c_{jt}^2/h_{jt}\right), \tag{5}$$

式 (5) 待估參數即爲式 (3) 待估參數: $\theta_j \equiv (\alpha_j, \beta_j, \gamma_j, \pi_j')$, $j = s, i$。由於 $\mathbf{c}_t'\mathbf{D}_t^{-2}\mathbf{c}_t = \mathbf{v}_t'\mathbf{v}_t$, 利用 L_{hT} 的定義式, 由 L_T 可知第二階段 $\mathbf{R}_t$ 概似函數自然對數值爲

$$L_{RT} = -\frac{1}{2}\sum_{t=1}^{T}\left(\log\left|\mathbf{R}_t\right| + \mathbf{v}_t'\mathbf{R}_t^{-1}\mathbf{v}_t - \mathbf{v}_t'\mathbf{v}_t\right)。 \tag{6}$$

式 (6) 待估參數即爲式 (4) 待估參數: $\phi \equiv (A, B, \Psi')$。$L_{hT}$ 與 L_{RT} 加總即得 L_T。由式 (5) 可知: 第一階段中樣本共變異數 ($\mathbf{v}_t'\mathbf{v}_t$) 不受第二階段待估參數的影響, 故可採兩階段估計。模型估計時, 將以式 (3) 所算出 $\mathbf{v}_t$ 的樣本共變異數矩陣 ($\mathbf{W}$) 做爲 $\mathbf{v}_t\mathbf{v}_t'$ 與 $\mathbf{Q}_t$ 的起始值: $\mathbf{W} = \mathbf{v}_0\mathbf{v}_0' = \mathbf{Q}_0$。只要矩陣 $\mathbf{W}$ 爲正定, $\mathbf{v}_0\mathbf{v}_0'$ 及 $\mathbf{Q}_0$ 起始值均爲正定矩陣。

4 實證結果

估計 DCC GARCH-X 模型前, 須先確定 σ_s, σ_i 以及 Cov 存在序列自相關。表3中, 國民儲蓄率與國內投資率時間序列及其平方項的 Ljung-Box Q 高階序列自相關檢定顯示, 國民儲蓄率與國內投資率均呈現顯著的一階與二階序列自相關; Engle (1982) ARCH 檢定亦顯示國民儲蓄率與國內投資率平方項皆存在序列自相關。其次, 表3中 Ljung-Box Q 高階序列自相關檢定顯示國民儲蓄率與國內投資率交乘項具顯著的一階序列自相關, 故國民儲蓄率與國內投資率適用多變量 GARCH 模型設定。Tse (2000) 曾提出檢定多變量 GARCH 模型條件共變異數是否爲固定常數的統計檢定,

臺灣大學學術期刊資料庫

表 3: 國民儲蓄率與國內投資率 ARCH 效果檢定

	偏態係數	峰態係數	JB 檢定	$Q(8)$	$Q(16)$	$Q^2(8)$	$Q^2(16)$	ARCH(8)
s	0.477	1.332	16.779 (0.000)	243.650 (0.000)	316.332 (0.000)	166.902 (0.000)	184.767 (0.000)	74.480 (0.000)
i	0.709	3.544	91.069 (0.000)	145.503 (0.000)	181.690 (0.000)	62.971 (0.000)	79.306 (0.000)	34.940 (0.000)
$s \cdot i$	2.315	21.049	2,903.215 (0.000)	40.136 (0.000)	49.576 (0.000)	—	—	—

說明: 1. 偏態係數爲正 (負) 表示該數列景氣波動呈現正 (負) 偏狀態; 峰態係數明顯大於3表示該數列景氣波動具有高峰厚尾型態。

2. JB 檢定爲 Jarque-Bera 常態分配檢定。

3. Q 及 Q^2 分別代表該變數及其平方之 Ljung-Box Q 序列自相關檢定統計量。

4. ARCH(8) 表示落後 8 期的 ARCH 效果檢定。

5. 括弧內爲相關檢定統計量之 p 值。

該檢定係以 Bollerslev (1990) CCC GARCH 模型做爲虛無假說, 所設定相關係數爲

$$\rho_t = \bar{\rho} + \delta \cdot s_{t-1} i_{t-1}。$$

當 δ 爲0時, 模型應採 CCC GARCH 模型設定, 否則應採 DCC GARCH 模型設定。上述設定所得到的拉氏乘數 (Lagrange multiplier) 檢定統計量爲16.65, 在1%顯著水準下拒絕 $\delta = 0$ 的虛無假說, 故國民儲蓄率與國內投資率適用 DCC GARCH-X 模型設定。

表3中偏態與峰態係數估計結果顯示, 國民儲蓄率, 國內投資率以及兩者交乘項皆非高峰厚尾的分配型態, 但 Jarque-Bera 常態分配檢定則發現三者不符合常態分配, 因此本節參數估計值均應視爲準最大概似估計值。最後, 由於國民儲蓄率與國內投資率呈現序列自相關, 加上本文未採用具有條件共變異矩陣序列自相關的 ARMA 模型設定, 故須針對係數估計值的共變異矩陣進行序列自相關的修正。[25] 依國民儲蓄率與國內投資率所算出的部分自相關係數 (partial autocorrelation coefficient) 選擇落後1期。

[25]請參考 White (1982) 及林向愷・岳俊豪 (2009)。

臺灣大學學術期刊資料庫

4.1 民主化是影響國民儲蓄率與國內投資率變異數主要因素

DCC GARCH-X 模型第一階段估計結果列於表 4。由國民儲蓄率與國內投資率條件變異數設定 (式 (3)) 係數估計值來看, 不考慮民主化及金融開放 ($\pi_j' = \mathbf{0}_{m\times 1}$, $j = s, i$), β_j 的估計值皆顯著爲正, 故前一期波動衝擊對本期條件變異數有正向效果; 前一期條件變異數係數估計值 (γ_j) 亦顯著爲正, 顯示條件變異數變化具有持續性, 此與表 3 中的 Ljung-Box Q 檢定結果一致。加入民主化與金融開放等變數後, 式 (3) 中 β_j 與 γ_j 係數估計值變小, 顯示民主化與金融開放能減輕國民儲蓄率與國內投資率條件變異數序列自相關現象。

接著, 利用概似比檢定 (likelihood ratio test) 說明僅考慮條件變異數序列自相關模型與同時考慮民主化, 金融開放的影響與條件變異數序列自相關模型的配適度是否存在顯著差異。令 L_{hT}^r 爲只考慮條件變異數序列自相關 (即式 (3) 中加上 $\pi' = \mathbf{0}_{m\times 1}$ 的限制條件) 所得到的單變量 EGARCH-X 受限模型最大概似函數自然對數值, 而 L_{hT}^u 爲考慮民主化, 金融開放的影響以及條件變異數序列自相關所得到的單變量 EGARCH-X 未受限模型最大概似函數自然對數值, 則第一階段概似比檢定統計量爲 $\chi^2(m) = -2[L_{hT}^r - L_{hT}^u]$, 自由度 m 爲 $\mathbf{x}_t$ 變數的數目。表 4 概似比檢定顯示: 考慮民主化與金融開放的 EGARCH-X 未受限模型配適度顯然較優。最後, 加入貿易開放指標後模型配適度並無顯著改變, 故民主化與金融開放是影響國民儲蓄率與國內投資率變異數序列自相關的重要變數。

無論是否考量金融開放與貿易開放指標, 民主化係數估計值對國民儲蓄率與國內投資率條件變異數的影響均顯著爲負且對國內投資率變異程度的影響較強, 故民主轉型有助於降低國民儲蓄率與國內投資率的變異程度。依第 2 節討論, 1997 年前國民儲蓄率與國內投資率相關係數的變化受 σ_s 與 σ_i 的影響較大; 由於民主化有助於降低 σ_s 與 σ_i, 故民主化透過 σ_s 與 σ_i 的管道影響國民儲蓄率與國內投資率相關係數的變化。林向愷・岳俊豪 (2009) 以1971:1–2008:2 期間季資料發現台灣實質國內生產毛額, 民間消費以及固定資本形成等總體經濟變數景氣波動變異程度在 80 年初期出現明顯下降, 而民主化是這些變數景氣波動變異程度下降最重要的原因, 與本文所得結果一致。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 4: 民主轉型對儲蓄與投資條件變異數有負向影響

	國民儲蓄率變異數			國內投資率變異數			經常帳收支餘額占GDP 比率變異數		
a	−0.108*	0.211	0.583	−0.304	0.198	0.452	−0.216*	0.321	0.204
	(0.061)	(0.324)	(0.621)	(0.208)	(0.273)	(0.473)	(0.127)	(0.286)	(0.541)
b	0.831***	0.710***	0.718***	0.579***	0.563***	0.565**	0.698***	0.574***	0.580***
	(0.116)	(0.195)	(0.180)	(0.089)	(0.110)	(0.125)	(0.093)	(0.107)	(0.100)
c	0.599***	0.597***	0.590***	0.922***	0.727***	0.752***	0.847***	0.734***	0.724***
	(0.062)	(0.117)	(0.116)	(0.050)	(0.114)	(0.128)	(0.035)	(0.062)	(0.076)
民主化程度		−0.861***	−0.894***		−1.078**	−0.979**		−0.779***	−0.800***
		(0.324)	(0.308)		(0.518)	(0.496)		(0.278)	(0.299)
金融開放程度		8.396	11.411		19.301*	20.129*		9.390	8.220
		(6.475)	(8.094)		(10.995)	(10.515)		(6.758)	(7.469)
貿易開放程度			−0.435			−0.388			0.177
			(0.726)			(0.419)			(0.737)
概似比檢定		14.561***	14.824***		25.638***	26.088***		15.869***	15.963***

說明: 1. 根據 DCC GARCH-X 模型設定, 民主化, 金融開放與貿易開放等變數均落後 1 期。

2. 概似比檢定在比較僅考慮序列自相關效果的模型與同時考慮序列自相關與變數 **x** 的模型是否存在顯著差異。自由度2 (3) 的 10%, 5% 與 1% 臨界值分別爲 4.61 (6.25), 5.99 (7.81) 與 9.21 (11.34)。

3. 括弧數字爲估計參數的標準誤。*, **, *** 分別代表10%, 5%, 1% 的顯著水準。

臺灣學術期刊資料庫

Rodrik (1997) 利用101個國家年資料所算出實質 GDP, 民間消費以及民間投資等總體經濟變數年成長率標準誤 (樣本期間爲 1960–1989), 再將這些標準誤對民主化指標與其他控制變數 (如: 人口數以及期初每人平均國內生產毛額) 進行跨國迴歸分析, 發現民主政治體制確有降低總體經濟變數成長率變異數的效果, 強度依序爲民間投資, 民間消費以及國內生產毛額。Quinn and Woolley (2001) 以105國 1974–1989 期間經濟成長率標準誤平均值做爲被解釋變數進行跨國迴歸分析, 發現民主化指標係數估計值亦顯著爲負。Rodrik and Wacziarg (2005) 則利用24個曾經歷顯著民主轉型的國家, 發現民主轉型共同特徵爲經濟成長率標準誤在民主轉型後大幅下降。

其次, 表4模型估計結果顯示, 金融開放指標對國民儲蓄率條件變異數的影響不顯著, 但在10%顯著水準下對國內投資率條件變異數則有正向影響且係數估計值較大, 故金融開放不是決定國民儲蓄率變異數變動的主要因素。金融開放雖有助於國內投資所需資金來源多元化, 不再限於由國民儲蓄提供, 但國際資金爲回應外在衝擊對本國資本邊際產出的影響而快速移動資本時, 金融開放會讓國內投資短期波動變異程度變大。Prasad et al. (2004) 將55個開發中國家依金融開放程度分爲高低兩組, 實證結果發現90年代資本跨國自由移動期間, 金融開放程度較高的開發中國家其國內產出, 民間消費與總消費 (民間消費加政府消費) 成長率變異程度反較80年代爲高, 但金融開放對國民儲蓄成長率變異數的影響須視金融開放對國內產出與總消費共變異數的影響而定, 與本節所得結果類似。

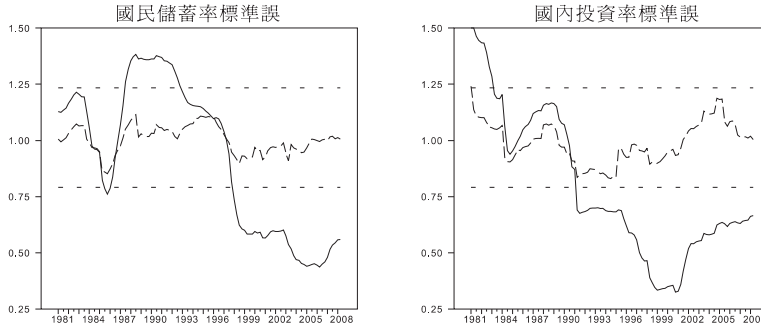
最後, 不論是否考慮貿易開放程度, 民主轉型對經常帳收支餘額占 GDP 比率變異數 (以 σ_{ca}^2 表示) 的影響亦顯著爲負。由於經常帳收支餘額占 GDP 比率變異數透過下式影響國民儲蓄率與國內投資率共變異數:[26]

$$\text{Cov} = \frac{1}{2}\left[\sigma_s^2 + \sigma_i^2 - \sigma_{ca}^2\right]。$$

若國民儲蓄率與國內投資率變異數因民主化變小導致 Cov 變小, 只要民主化對經常帳收支餘額占 GDP 比率變異數亦出現負向影響, 則民主化對

[26]感謝「2009台灣經濟學會年會」評論人王俊傑教授指出經常帳波動的變化會透過儲蓄與投資共變異數影響到儲蓄與投資相關係數的計算。

臺灣大學學術期刊資料庫



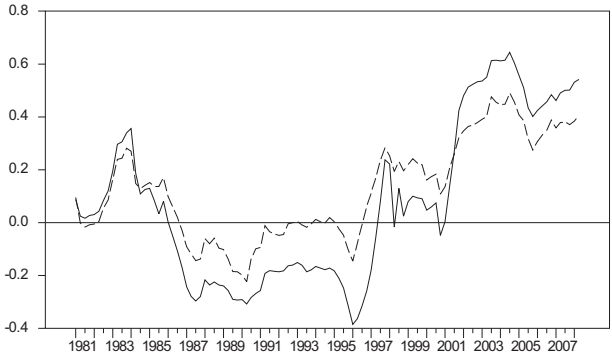
說明: 1. 上下虛線爲標準誤不顯著異於 1 的 95% 信賴區間。
2. 實線爲國民儲蓄率與國內投資率標準誤「10 年移動視窗」值; 線段爲移除民主化, 金融開放與序列自相關所算出標準誤「10 年移動視窗」值。

圖 5: 移除民主化與金融開放後儲蓄與投資標準誤移動視窗值

Cov 的影響會變爲不確定須視何者效果較強而定。若金融開放導致國內投資率變異程度變大, 但對國民儲蓄率與經常帳收支餘額占 GDP 比率變異數的影響並不顯著, 則由上式可推測第二階段估計應呈現國民儲蓄率與國內投資率共變異數因金融開放而上升的結果。

爲進一步了解民主化與金融開放對國民儲蓄率與國內投資率個別變數變異數的影響, 圖 5 呈現移除民主化, 金融開放的影響與條件變異數序列自相關後國民儲蓄率及國內投資率 ($\mathbf{v}_t$) 所算出標準誤「10 年移動視窗」值, 以及國民儲蓄率與國內投資率原始時間序列 ($\mathbf{c}_t$) 除以全樣本期間標準誤後所算出標準誤「10 年移動視窗」值。兩相比較可知, 民主化自 1987 年開始影響國民儲蓄率變異數, 故移除民主化, 金融開放的影響與條件變異數序列自相關後, 國民儲蓄率標準誤「10 年移動視窗」值的變化均較原始序列平滑, 且符合標準誤爲 1 的設定。民主化則自 1990 年後始對國內投資率變異數產生影響。最後, $\mathbf{c}_t$ 所算出標準誤「10 年移動視窗」值自 1995 年後與移除民主化, 金融開放的影響與序列自相關後時間序列 ($\mathbf{v}_t$) 所算出標準誤「10 年移動視窗」值出現較大的差異, 係因以全樣本期間原始時間序列所算出樣本標準誤較以式 (3) 所估出的標準誤 ($\sqrt{h_{jt}},\ j = s, i$) 爲高所致。

臺灣大學圖書館 期刊資料庫



說明: 實線爲國民儲蓄率與國內投資率原始時期序列所算出相關係數「10年移動視窗」值; 線段爲移除變異數中民主化, 金融開放的影響與序列自相關後時間序列所算出相關係數「10年移動視窗」值。

圖 6: 第一階段移除民主化與金融開放後儲蓄與投資相關係數移動視窗值

圖6呈現利用國民儲蓄率及國內投資率原始時間序列 ($\mathbf{c}_t$) 所算出相關係數「10年移動視窗」值, 以及移除民主化, 金融開放的影響與條件變異數序列自相關後國民儲蓄率及國內投資率時間序列值 ($\mathbf{v}_t$) 所算出相關係數「10年移動視窗」值。兩者呈現一致性很高的同向變動關係, 但以 $\mathbf{v}_t$ 所算出相關係數「10年移動視窗」值波動程度較小, 其最大值出現在2004:3 (0.49), 小於 $\mathbf{c}_t$ 所算出之相關係數最大值 (0.64); 而最小值出現在1990:2 (−0.22) 亦大於 $\mathbf{c}_t$ 所算出相關係數最小值 (−0.38)。由於移除民主化, 金融開放的影響以及條件變異數序列自相關後, 國民儲蓄率與國內投資率變異數變化變得較爲平滑, 使得所算出的相關係數的波動程度亦變得較爲平滑, 故民主化係透過個別變數變異數讓1997年前國民儲蓄率與國內投資率相關係數波動幅度變小。

Feldstein (1994) 認爲: 金融開放雖允許本國投資者持有海外資產, 由於海外資產投資收益易受到國外的政治經濟及匯兌風險所影響, 厭惡風險的投資者因持有海外資產的風險較難評估且不易掌握而偏好本國資產。若民主化有利於資訊公開透明, 新聞媒體自由以及公民廣泛參與, 使得個人與企業財產得到較佳的保護, 則金融服務業會隨民主轉型而快速發展, 加上民主政治體制下政權移轉較爲和平且透明, 讓民主轉型後的國內政經風險

變小且較易掌握與評估, 市場投資者會更願意將儲蓄用於持有本國資產。所以, 民主轉型亦可透過本國投資風險變小間接使得國民儲蓄率與國內投資率相關係數變大。

4.2 金融開放對國民儲蓄率與國內投資率共變異數有正向影響

DCC GARCH-X 模型第一階段估計已移除民主轉型對國民儲蓄率與國內投資率條件變異數的影響, 本小節將以 $\mathbf{v}_t$ 爲樣本資料進行第二階段估計, 並探討民主化對國民儲蓄率與國內投資率條件共變異數的影響。由於 $\mathbf{v}_t$ 仍存在序列自相關, 本小節依照4.1 節作法選擇落後 1 期以修正序列自相關現象, 估計結果列於表 5。

首先, 不考慮民主化與金融開放的影響 (即在式 (4) 中加上 $\Psi' = \mathbf{0}_{m\times 1}$ 限制條件), 前一期條件共變異數的係數估計值顯著爲正 ($A > 0$) 顯示前一期國民儲蓄率與國內投資率樣本共變異數對本期條件共變異數有正向影響, 而 $B > 0$ 則顯示該影響具有持續性。導入民主化與金融開放等變數後, A 與 B 係數估計值均有所下降, 說明了民主化與金融開放會減弱共變異數的序列自相關, 與第 4.1 節結果類似。

由民主化指標係數估計值來看, 不論是否加入金融開放與貿易開放指標, 民主化指標對國民儲蓄率與國內投資率條件共變異數的影響均不再顯著, 顯示民主轉型僅透過國民儲蓄率與國內投資率變異數的管道影響儲蓄與投資相關係數, 與第 4.1 節的推測一致。然而, 不論是否考慮貿易開放指標, 金融開放對國民儲蓄率與國內投資率條件共變異數的影響均顯著爲正。不論是否考慮民主化指標, 貿易開放對國民儲蓄率與國內投資率條件共變異數皆有負向影響, 但顯著程度較金融開放指標爲弱。第一階段估計結果已知情形下, 第二階段概似比檢定亦可用於了解 DCC GARCH-X 受限與未受限模型配適度是否存在顯著差異。令 L^r_{RT} 爲只考慮條件共變異數序列自相關所得到的第二階段受限模型最大概似函數自然對數值; L^u_{RT} 爲考慮民主化, 金融開放與貿易開放的影響以及共變異數序列自相關所得到的第二階段未受限模型最大概似函數自然對數值, 而第二階段概似比檢定統計量爲 $\chi^2(m) = -2[L^r_{RT} - L^u_{RT}]$。表 5 概似比檢定顯示, 考慮金融開放與貿易開放指標的 DCC GARCH-X 未受限模型配適度顯著優於 DCC

臺灣大學圖書館 期刊資料庫

表 5: 金融開放 (貿易開放) 對儲蓄與投資條件共變異數有正 (負) 向影響

	國民儲蓄率與國內投資率共變異數				
A	0.407***	0.388***	0.366***	0.360***	0.360***
	(0.071)	(0.039)	(0.123)	(0.076)	(0.078)
B	0.287***	0.284***	0.286***	0.258***	0.259**
	(0.103)	(0.126)	(0.095)	(0.094)	(0.107)
民主化程度		0.046	−0.171	−0.001	
		(0.039)	(0.134)	(0.125)	
金融開放程度			5.970***	7.937***	7.926***
			(2.288)	(2.282)	(2.126)
貿易開放程度				−0.205**	−0.205**
				(0.094)	(0.080)
概似比檢定		0.519	4.243	9.072**	9.072**

說明: 1. 本文以去除民主化, 金融開放與 GARCH 效果的國民儲蓄率與國內投資率進行第二階段共變異數的估計。

2. 根據 DCC GARCH 模型設定, 民主化, 金融開放與貿易開放程度等變數均落後 1 期。

3. 共變異數概似比檢定爲第一階段與第二階段之聯合檢定, 比較加入解釋變數後之 DCC GARCH-X 模型是否優於傳統 DCC GARCH 模型。其 10%, 5% 與 1% 臨界值請參考表 4。

4. 括弧數字爲估計參數的標準誤。*, **, *** 分別代表10%, 5%, 1% 的顯著水準。

GARCH-X 受限模型, 但民主化指標對提升 DCC GARCH-X 模型配適度的效果則不顯著。換言之, 第一階段估計結果已知情形下, 金融開放與貿易開放是影響國民儲蓄率與國內投資率條件共變異數序列自相關的主要變數。

進一步討論實證結果前, 先利用因果關係檢定探討民主化與金融開放以及貿易開放與金融開放間因果關係。表6顯示在5%顯著水準下, 民主化是金融開放但非貿易開放的因變數, 此與前言中論述一致, 然而民主化亦非資本外移的因變數。由於金融開放對國民儲蓄率與國內投資率條件共變異數均有正向影響, 不受民主化指標的影響, 故民主化不會因促成金融開放而影響共變異數。

臺灣大學圖書館 期刊資料庫

表 6: 民主化, 金融開放與貿易開放指標因果關係檢定

	民主化 → 貿易開放	民主化 → 金融開放	民主化 → 資金外移	貿易開放 → 金融開放	金融開放 → 貿易開放
F 值	1.332 (0.286)	3.150 (0.030)	0.957 (0.447)	0.601 (0.665)	0.857 (0.436)

說明: 1. 本文以 AIC 及 SC 準則選取最適落後期數。當兩者所得結果不一致時, 本文以落後期數較短的準則爲主。

2. 括弧內爲檢定統計量之 *p* 值。

其次, 貿易開放亦非金融開放的因變數, 此與 Tornell et al. (2003) 所得到金融自由化典型現象 (stylized fact):「過去20年貿易自由化是金融自由化的因變數」不一致。由於政府60年代公佈的19點財經改革方案中, 採取「出口導向」發展策略, 使得70年代貿易開放指標呈現上升趨勢, 由於資本管制仍然存在, 故未顯著反映在金融開放指標變化之中。90年代後, 台商大量赴中國投資導致金融開放指標迅速上升,[27] 在中國生產所需的機器設備, 半成品以及原物料需由台灣進口, 使得同期間貿易開放指標亦顯著上升, 唯全樣本期間貿易開放與金融開放並未互爲因變數。

民主政治體制下, 不合憲的政權更替導致私人財產無法受到法律保護的機率變小, 投資意願較高, 但民主轉型對儲蓄的影響並不確定, 故民主轉型對儲蓄與投資共變異數的影響須視民主轉型對儲蓄的影響而定。表5結果顯示民主轉型並未同步影響投資與儲蓄決策。Bernanke and Gertler (1989) 認爲企業總合淨值 (aggregate net worth) 變動是決定企業投資的重要變數, 若總合淨值的增加係反映新股發行數量的變動, 只要該國資本市場的法律與資訊架構愈完善透明, 國內儲蓄投入本國資本市場以支應國內投資所需財源的意願愈高。雖然民主轉型有助於提升資本市場的資訊透明度以及法律架構公正合理, 但表5結果並未支持「民主轉型係透過此一管道影響國民儲蓄率與國內投資率共變異數」的說法。綜合以上, 民主轉型雖是金融開放的因變數, 但它並未透過上述管道影響條件共變異數。

[27] 由於金融開放程度與台商投資中國占國內生產毛額比重呈現高度統計相關, 台商投資中國是決定1993年後台灣金融開放程度的重要因素。

臺灣大學學術期刊資料庫

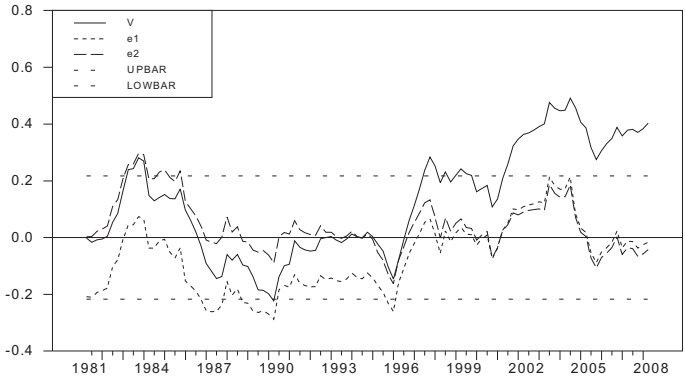
依 Feldstein (1994), 廠商對外投資金額會一對一取代國內投資金額, 對外投資增加將導致國民儲蓄率與國內投資率共變異數變化方向不確定, 視對外投資對國民儲蓄的影響而定。若以資本外流金額占 GDP 比率取代金融開放指標重新估計式 (2) 以及 DCC GARCH-X 模型。估計結果顯示: 資本外流占 GDP 比率係數估計值與金融開放指標係數估計值符號一致, 但統計顯著程度則有差異; DCC GARCH-X 模型第一階段估計結果亦顯示資本外流占 GDP 比率對國民儲蓄率與國內投資率變異數皆有顯著正向影響; 至於第二階段估計結果則顯示資本外流占 GDP 比率對國民儲蓄率與國內投資率共變異數的影響爲正, 與 Feldstein (1994) 論點並不一致。[28] 其次, Feldstein and Horioka (1980) 認爲經濟體系貿易開放程度愈高, 該經濟體系受到國外因素的影響愈顯著, 使得國民儲蓄率與國內投資率統計相關程度愈弱, 唯實證結果並未支持上述論點。Bahmani-Oskooee and Chakrabarti (2005) 利用1960–2000期間以126個國家的跨國資料以及 Sachs-Warner 所編製的經濟開放指標進行追蹤資料迴歸分析 (panel regression), 發現在1%顯著水準下拒絕「儲蓄與投資相關程度不因經濟開放程度而有不同」的虛無假說, 與本小節結果一致。

利用第二階段模型估計所得 $\mathbf{H}_t$ 對 $\mathbf{c}_t$ 正交標準化可得: $\mathbf{e}_t = \mathbf{H}_t^{-1/2}\mathbf{c}_t$。[29] 若模型設定正確, $\mathbf{e}_t$ 共變異矩陣應爲 2×2 單位矩陣。由 $\mathbf{e}_t$ 與 $\mathbf{v}_t$ 的定義亦知, 若民主化與金融開放不是國民儲蓄率與國內投資率條件共變異數序列自相關產生的原因 (即 $\Psi' = \mathbf{0}_{m\times 1}$), 且條件共變異數不具序列自相關的現象 ($A, B = 0$), 則 $\mathbf{e}_t = \mathbf{v}_t$。本小節將比較由 $\mathbf{e}_t$ 與 $\mathbf{v}_t$ 時間序列值所算出相關係數「10年移動視窗」值, 以了解民主化與金融開放對國民儲蓄率與國內投資率共變異數的影響。

圖7呈現 $\mathbf{v}_t$ 所算出相關係數「10年移動視窗」值, 以及移除民主化與金融開放的影響以及共變異數序列自相關後時間序列 (以 $\mathbf{e}_{1t}$ 表示) 所算出相關係數「10年移動視窗」值, 圖中虛線爲相關係數不顯著異於0的95%信賴區間。顯然, $\mathbf{v}_t$ 並不符合「相關係數爲0」的虛無假說, 而 $\mathbf{e}_{1t}$ 則在1986–1990期間落於信賴區間之外, 顯示移除民主化與金融開放的影響以及國

[28] 爲節省篇幅, 未列表報告模型估計值結果, 有興趣讀者可向作者商閱。

[29] 感謝匿名審查人指出應計算兩階段消除民主化, 金融開放與貿易開放的影響以及序列相關現象後國民儲蓄率與國內投資率相關係數, 並與第一階段所得結果比較。



說明: 1. 上下虛線 (UPBAR 與 LOWBAR) 爲相關係數不顯著異於 0 的 95% 信賴區間。

2. V 線段爲第一階段移除民主化, 金融開放與序列自相關所算出相關係數「10年移動視窗」值。

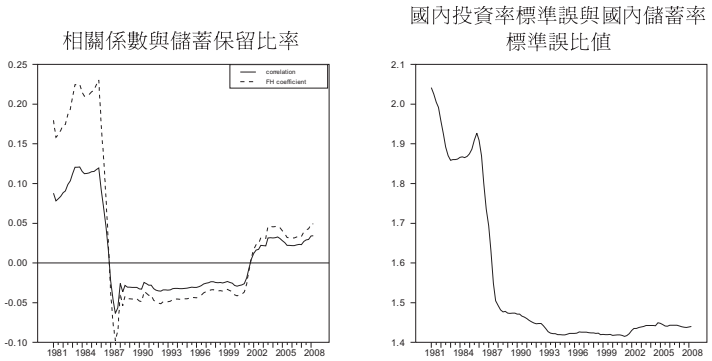
e1 線段爲第一及第二階段皆移除民主化, 金融開放與序列自相關所算出相關係數「10年移動視窗」值。

e2 線段爲第一及第二階段移除民主化, 金融開放, 貿易開放與序列自相關所算出相關係數「10年移動視窗」值。

圖 7: 兩階段移除民主化, 金融開放與貿易開放的影響後儲蓄與投資相關係數移動視窗值

民儲蓄率與國內投資率共變異數序列自相關現象的影響後所算出相關係數仍不盡符合「相關係數爲 0」的虛無假說。此段期間經常帳收支餘額占 GDP 比率變異程度變大應是以 $\mathbf{e}_{1t}$ 算出相關係數落於 95% 信賴區間外的主要原因。其次, $\mathbf{e}_{1t}$ 所算出相關係數「10年移動視窗」值明顯較 $\mathbf{v}_t$ 所算出相關係數值爲小, 且 1997 年後上升趨勢也明顯減弱。由於民主化指標在第二階段的係數估計值不顯著, 加上金融開放程度係數估計值顯著爲正, 故金融開放是 1997 年後以 $\mathbf{e}_{1t}$ 算出相關係數變小的主要原因。最後, 由於第二階段估計結果顯示貿易開放亦是影響共變異數的重要變數, 圖 7 呈現移除民主化, 金融開放與貿易開放的影響以及條件共變異數序列自相關現象後的時間序列 (以 $\mathbf{e}_{2t}$ 表示) 所算出相關係數「10年移動視窗」值。比較 $\mathbf{e}_{1t}$ 與 $\mathbf{e}_{2t}$ 所算出相關係數「10年移動視窗」值, 可清楚看出: 1996 年之前, 由

臺灣大學學術期刊資料庫



說明: 圖中國內投資率標準誤, 國民儲蓄率標準誤, 國內投資率與國民儲蓄率相關係數以及儲蓄保留比率皆利用式 (2) 移除長期時間趨勢後所得的國內投資率與國民儲蓄率短期波動部分所算出的累增樣本估計值。

圖 8: 儲蓄與投資累增樣本相關係數與儲蓄保留比率估計值

於貿易開放對國民儲蓄率與國內投資率條件共變異數有負向影響, 故移除貿易開放影響因素後, $\mathbf{e}_{2t}$ 所算出相關係數較 $\mathbf{e}_{1t}$ 所算出相關係數爲高; 而 80 年代中期經常帳收支餘額占 GDP 比率大幅波動應是 1986–1990 期間國民儲蓄率與國內投資率相關係數下降的原因, 但 1996 年後貿易開放對相關係數的影響顯著減弱, 使得 $\mathbf{e}_{1t}$ 及 $\mathbf{e}_{2t}$ 所算出相關係數「10 年移動視窗」值差異變小。

最後, 利用第 2 節以及本節所得結果探討儲蓄保留比率 (以 β_{FH} 表示) 變動的原因。由儲蓄保留比率的迴歸係數估計值可知, β_{FH} 與 Corr 滿足下式:

$$\beta_{FH} \equiv \text{Corr} \cdot \frac{\sigma_i}{\sigma_s},$$

圖 8 係以 c_t 爲樣本觀察值, 再以累增樣本 (cumulative sample) 方式估計所得的 β_{FH}, Corr 以及 σ_i/σ_s。舉例說, 圖 8 中 1983:4 所對應 β_{FH} 及 Corr 累增樣本估計值係指以 1971:1–1983:4 爲樣本期間所算出的估計值。由圖 8 可清楚看出, 1987 年前, β_{FH} 明顯大於 Corr, 顯示這段期間 σ_i/σ_s 的變動是決定儲蓄保留比率變化的主要因素。1987 年後, β_{FH} 與 Corr 呈現一致性較高的變動關係且差異不大, 顯示此段期間相關係數的變動而非 σ_i/σ_s

臺灣大學學術期刊資料庫

的變動才是決定儲蓄保留比率變動的主要因素。1997年前 Corr 雖受 σ_s 與 σ_i 個別變動的影響較大, 但由圖8可看出, 1987年台灣進入民主轉型期後, σ_i/σ_s 比值變小且走勢平穩才是1987–2000期間儲蓄保留比率呈現平穩狀態的主要原因。2000年後, 由於 σ_i/σ_s 並未出現顯著變化, 故 β_{FH} 上升係因金融開放讓國民儲蓄率與國內投資率共變異數再度上升。最後, 圖8顯示 β_{FH} 累增樣本估計值於1987:2達到最低點, 且於1986–2001期間處於負值狀態, 2000年後再度回升, 估計值介於0.25與 −0.10之間, 且所有累增樣本儲蓄保留比率估計值皆不顯著異於0。若儲蓄保留比率反映資本自由移動程度, 則台灣短期資本幾乎可完全自由移動。Tesar (1991) 利用OECD 會員國國民儲蓄率與國內投資率原始時間序列算出10年樣本平均值, 估計所得的儲蓄保留比率皆顯著爲正。由於 Tesar (1991) 研究對象的OECD 會員國, 其民主化與金融開放程度均較同時期的台灣爲高, 所得到的 β_{FH} 估計值自然較高。

綜合以上, 民主化係透過國民儲蓄率與國內投資率變異數的下降影響國民儲蓄率與國內投資率相關係數, 而非透過國民儲蓄率與國內投資率共變異數的影響。金融開放對國民儲蓄率與國內投資率共變異數則有正向影響。

5 結論

本文目的在探討民主轉型以及金融開放對國民儲蓄率與國內投資率相關係數的影響。依 Kydland and Prescott (1990) 概念, 本文將線型確定時間趨勢, 民主化與金融開放指標做爲消除國民儲蓄率與國內投資率長期時間趨勢的迴歸自變數, 發現民主化與金融開放對長期時間趨勢有顯著影響。其次, 儲蓄保留比率估計值顯示台灣短期資本自由移動程度很高。DCC GARCH-X 模型估計結果發現: 民主化對國民儲蓄率與國內投資率變異數有負向影響, 而金融開放則對國民儲蓄率與國內投資率共變異數有正向影響。

由於長期時間趨勢波動性與最適變數數目存在抵換關係, 如何利用抵換關係決定最適變數的數目是未來研究的方向。其次, 實證結果發現金融開放對國民儲蓄率與國內投資率共變異數有顯著正向影響, 建構一個與實

臺灣人文學術期刊資料庫

證現象相符的理論模型, 亦是未來的研究方向。

附錄: 資料來源與說明

本文所採用國民所得帳資料均爲不含季節因素的名目變數, 樣本期間爲1971:1至2008:2, 資料取自行政院主計處 PC-AXIS 總體經濟資料庫。[30] 依 Feldstein and Horioka (1980) 與 Obstfeld (1986), 國民儲蓄定義爲國民生產毛額 (GNP) 扣除民間消費以及政府消費, 國內投資定義爲固定資本形成與存貨變動的加總, 經常帳收支餘額定義爲國內出口金額扣除國內進口金額; 最後將上述變數除以 GDP 即得國民儲蓄率, 國內投資率以及經常帳收支餘額占 GDP 比率。其次, 本文以 Marshall and Jagger 所編製 Polity IV 指標衡量台灣民主化程度, 這個指標係由政黨競爭程度, 公職人員的開放與競爭程度以及對元首的制衡程度三者綜合而成。本文亦選用自由之家 (Freedom House) 民主化指標, 該指標係以公民自由權 (civil liberties) 與政治參與權 (political right) 兩類分數加總而成; 本文將這兩類分數以 (14 — 公民自由權 — 政治參與權)/12 轉成0與1的單一指標。至於 Polity IV 亦採類似方式處理, 原始資料均取自官方網站。[31] 由於原始資料爲年資料, 本文以內插法方式轉成季資料。最後, 依 Kose et al. (2003a), 貿易開放程度定義爲貿易總金額占 GDP 比率; 金融開放程度則以對外投資與華僑及外人投資金額占 GDP 比率衡量, 資料取自行政院主計處及經濟部投審會 (對中國投資部分則剔除三次台商赴中國投資補登記金額)。本文所採用貿易開放與金融開放指標的優點在於資料較易取得且較爲客觀, 但缺點在於影響這兩項指標的因素很多, 易造成解讀的困難。舉例說, 總體經濟政策改變若同時影響經濟成長與資本移動, 將導致成長與資本移動出現假性同向變動關係。

[30] 網址爲: http://61.60.106.82/pxweb/Dialog/statfile9L.asp。本文以X-11 方法移除季節因素。

[31] 自由之家網址爲: http://www.freedomhouse.org/; Polity IV 網址爲: http://www.systemicpeace.org/。

臺灣大學學術期刊資料庫

附表: 儲蓄與投資統計關係文獻整理

作者	樣本國家 (樣本期間)	儲蓄與投資統計關係
跨國迴歸分析		儲蓄保留比率
Feldstein and Horioka (1980)	16 OECD 國家 (1960–1974)	0.89*
Dooley et al. (1987)	14 OECD 國家及48開發中國家	
	(1960–1973)	0.746* (OECD), 0.455* (開發中國家)
	(1974–1984)	0.736* (OECD), 0.610* (開發中國家)
Wong (1990)	45 開發中國家 (1975–1981)	0.082。若剔除 OPEC 國家及儲蓄率與投資率差距過大 (2倍標準誤) 的國家後, 儲蓄保留比率估計值爲 0.613*
Feldstein and Bacchetta (1991)	23 OECD 國家 (1960–1986)	0.833*
Tesar (1991)	23 OECD 國家 (1960–1986)	0.84*
Coakley et al. (1999)	23 OECD 國家及 44 開發中國家 (1965–1990)	0.73* (OECD), 0.40* (開發中國家)
Obstfeld and Rogoff (2000)	24 OECD 國家及 32 非 OECD 國家 (1990–1997)	0.60* (OECD), 0.41* (全部國家)
Kasuga (2004)	23 OECD 國家及 79 開發中國家	
	(1980–1984)	0.39 (OECD), 0.13 (開發中國家)
	(1985–1989)	0.84* (OECD), 0.10 (開發中國家)
	(1990–1994)	0.55* (OECD), 0.04 (開發中國家)
時間序列研究		
Obstfeld (1986)	Australia (1960:1–1983:4)	0.194
	Canada (1959:1–1984:2)	0.550

續接下頁

臺灣大學學術期刊資料庫

承接上頁

作者	樣本國家 (樣本期間)	儲蓄與投資統計關係
	Germany (1960:3–1984:2)	0.649
	Japan (1959:1–1983:4)	0.846
	United Kingdom(1959:1–1984:2)	0.604
	United States (1959:1–1984:2)	0.908
Miller (1988)	United States (1946:1–1987:3)	0.571
	(1946:1–1971:2)	0.716
	(1971:3–1987:3)	0.489
Tesar (1993)	Canada (1960–1988)	0.848
	Germany (1960–1987)	0.886
	Italy (1960–1987)	0.063
	United Kingdom (1960–1988)	0.592
	United States (1960–1989)	0.752

說明: 1. 時間序列文獻中, Miller (1988) 係以迴歸分析探討儲蓄與投資統計關係, Obstfeld (1986) 及 Tesar (1993) 則以相關係數呈現儲蓄與投資統計關係。

2. * 代表在5%顯著水準下估計值顯著異於0。

參考文獻

林向愷・岳俊豪 (2009), “政經結構變遷與景氣波動 — 台灣的實證研究”, 《經濟論文》, 37(4), 411–456。

張淑華 (1999), “戰後台灣景氣循環之特徵”, 《台灣銀行季刊》, 50(2), 85–107。

Aghion, P., Alesina, A., and Trebbi, F. (2007), “Democracy, technology and growth”, NBER working paper, no. 13180.

Argimón, I. and Roldán, J. (1994), “Saving, investment and international capital mobility in EC countries”, *European Economic Review*, 38, 59–67.

Bahmani-Oskooee, M. and Chakrabarti, A. (2005), “Openness, size, and the saving-investment relationship”, *Economic Systems*, 29, 283–293.

臺灣大學圖書館 期刊資料庫

Bernanke, B. and Gertler, M. (1989), "Agency costs, net worth and business fluctuations", *American Economic Review*, 79, 14–31.

Bollerslev, T. (1990), "Modelling the coherence in short-run nominal exchange rates: A multivariate generalized ARCH model", *Review of Economics and Statistics*, 72, 498–505.

Bollerslev, T., Engle, R., and Wooldridge, J. (1988), "A capital asset pricing model with time-varying covariance", *Journal of Political Economy*, 96, 116–131.

Caves, R. (1971), "International corporations: The industrial economics of foreign investment", *Economica*, 38, 1–27.

Coakley, J., Hasan, F., and Smith, R. (1996), "Current account solvency and the Feldstein-Horioka puzzle", *Economic Journal*, 106, 620–627.

——— (1999), "Saving, investment, and capital mobility in LDCs", *Review of International Economics*, 7, 632–640.

De Haan, J. and Siermann, C. (1994), "Saving, investment, and capital mobility: A comment on Leachman", *Open Economies Review*, 5, 5–17.

Ding, Z. and Engle, R. (2001), "Large scale conditional covariance matrix modeling, estimation and testing", *Academia Economic Papers*, 29, 157–184.

Dooley, P., Frankel, J., and Mathieson, J. (1987), "International capital mobility: What do saving-investment correlations tell us?", *IMF Staff Papers*, 34, 503–530.

Elliott, G., Rothenberg, T., and Stock, J. (1996), "Efficient test for an autoregressive unit root", *Econometrica*, 64, 813–836.

Engle, R. (1982), "Autoregressive conditional heteroskedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation", *Econometrica*, 50, 987–1007.

——— (2002), "Dynamic conditional correlation: A simple class of multivariate generalized autoregressive conditional heteroskedasticity models", *Journal of Business and Economic Statistics*, 20, 339–350.

Feldstein, M. (1994), "Tax policy and international capital flows", *Weltwirtschaftliches Archiv*, 130, 675–697.

Feldstein, M. and Bacchetta, P. (1991), "National saving and international investment", in B. Bernheim and J. Shoven (eds.), *National Saving and Economic Performance*, 201–226, Chicago: University of Chicago Press.

Feldstein, M. and Horioka, C. (1980), "Domestic savings and international capital flows", *Economic Journal*, 90, 314–329.

臺灣人學學術
期刊資料庫

Feng, Y. (2001), "Political freedom, political instability and policy uncertainty: Political institutions and private investment in developing countries", *International Studies Quarterly*, 45, 271–294.

Fischer, S. (2003), "Globalization and its challenges", *American Economic Review*, 93, 1–30.

Huntington, S. and Dominguez, J. (1975), "Political development", in F. Greenstein and N. Polsby (eds.), *Handbook of Political Science, Vol. 3, Macropolitical Theory*, 1–114, Boston: Addison-Wesley.

Jones, C. (1995), "Time series tests of endogenous growth models", *Quarterly Journal of Economics*, 110, 495–525.

Kaplan, R. (2000), "The coming anarchy: Shattering the dreams of the post cold war", New York: Random House.

Kasuga, H. (2004), "Saving-investment correlations in developing countries", *Economic Letters*, 83, 371–376.

Kose, A., Prasad, E., and Terrones, M. (2003a), "Financial integration and macroeconomic volatility", IMF working paper, no. 50.

——— (2003b), "Volatility and comovement in a globalized world economy: An empirical exploration", IMF working paper, no. 246.

Kwiatkowski, D., Phillips, P., Schmidt, P., and Shin, Y. (1992), "Testing the null hypothesis of stationary against the alternative of a unit root", *Journal of Econometrics*, 54, 159–178.

Kydland, F. and Prescott, E. (1990), "Business cycles: Real facts and a monetary myth", *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, 14, 3–18.

Lemmen, J. and Eijffinger, S. (1995), "The quantity approach to financial integration: The Feldstein-Horioka criterion revisited", *Open Economies Review*, 6, 145–165.

Lin, K. (2000), "The subsistence level of consumption and rising saving rate", unpublished manuscript, National Taiwan University.

Miller, S. (1988), "Are saving and investment co-integrated?", *Economics Letters*, 27, 31–34.

Obstfeld, M. (1986), "Capital mobility in the world economy: Theory and measurement", NBER working paper, no. 1692.

Obstfeld, M. and Rogoff, K. (2000), "The six major puzzles in international macroeconomics: Is there a common cause?", NBER working paper, no. 7777.

Ogaki, M. (1993), "Unit roots in macroeconometrics: A survey", *Monetary*

臺灣大學學術期刊資料庫

and Economic Studies, 11, 131–154.

Ogaki, M., Ostry, J., and Reinhart, C. (1996), "Saving behavior in low- and middle-income developing countries: A comparison", *IMF Staff Papers*, 43, 38–71.

Ogaki, M. and Park, J. (1997), "A cointegration approach to estimating preference parameters", *Journal of Econometrics*, 82, 107–134.

Phillips, P. and Perron, P. (1988), "Testing for a unit uoot in time series regression", *Biometrica*, 75, 335–346.

Prasad, E., Rogoff, K., Wei, S., and Kose, A. (2004), "Financial globalization, growth and volatility in developing countries", NBER working paper, no. 10942.

Pritchett, L. (1997), "Economic growth: Hills, plains, mountains, plateaus and cliffs", unpublished paper, World Bank.

Quinn, D. and Woolley, J. (2001), "Democracy and national economic performance: The preference for stability", *American Journal of Political Science*, 45, 634–657.

Rodrik, D. (1997), "Democracy and economic performance", prepared for a conference on Democratization and Economic Reform in South Africa, Cape Town, Jan. 1998.

——— (2000), "Participatory politics, social cooperation, and economic stability", *American Economic Review*, 90, 140–144.

Rodrik, D. and Wacziarg, R. (2005), "Do democratic transitions produce bad economic outcomes?", *American Economic Review*, 95, 50–55.

Roger, H. and Charles, J. (1985), *Matrix Analysis*, Cambridge, U.K.: Cambridge University Press.

Sah, R. (1991), "Fallibility in human organizations and political systems", *Journal of Economic Perspectives*, 5, 67–88.

Schumpeter, A. (1947), *Capitalism, Socialism and Democracy*, New York: Harper and Row.

Tavares, J. and Wacziarg, R. (2001), "How democracy affects growth", *European Economic Review*, 45, 1341–1378.

Tesar, L. (1991), "Savings, investment and international capital flows", *Journal of International Economics*, 31, 55–78.

——— (1993), "International risk-sharing and non-traded goods", *Journal of International Economics*, 35, 69–89.

Tornell, A., Westermann, F., and Martinez, L. (2003), "Liberalization, growth, and financial crises: Lessons from Mexico and the developing

臺灣人文學術期刊資料庫

world", *Brookings Papers on Economic Activity*, 2, 1–88.
Tse, Y. (2000), "A test for constant correlations in a multivariate GARCH model", *Journal of Econometrics*, 98, 107–127.
White, H. (1982), "Maximum likelihood estimation of misspecified models", *Econometrica*, 50, 1–25.
Wong, Y. (1990), "What do saving-investment relationships tell us about capital mobility?", *Journal of International Money and Finance*, 9, 60–74.
Zak, P. (2000), "Socio-political instability and the problem of development", in Bruce Bueno De Mesquita and H. Root (eds.), *Governing for Prosperity*, 153–171, New Haven: Yale University Press.
Zakaria, F. (2003), "The future of freedom: Illiberal democracy at home and abroad", New York: Norton.

投稿日期: 2010年2月15日, 接受日期: 2010年9月29日

臺灣大學學術期刊資料庫

Democratic Transition and the Saving – Investment Correlation: Evidence from Taiwan

Kenneth S. Lin

Department of Economics, National Chung-Cheng University

Chun-Hao Yueh

Department of Economics, National Taipei University

In this paper, we introduce a DCC GARCH-X model to study the impact of the democratic transition on the saving and investment correlation in Taiwan. We find that democratic transition lowers the correlation through decreasing variances of saving and investment, while financial openness raises it through increasing its covariance counterpart. Our empirical findings suggest that democratic transitions are crucial to explaining why the saving and investment correlation in developing countries is higher than that in developed countries.

Keywords: democratic transition, financial openness, saving and investment correlation, DCC GARCH-X model
JEL classification: C32, C82, E02

臺灣大學學術期刊資料庫