

# 台灣的名目利率與物價膨脹率: 1907–1986年

吳聰敏\*

1995.4.20

本文的目的是在以台灣的資料驗證 Fisher 效果。根據 Fisher (1930) 的分析, 當借貸市場上套利機會已殆盡, 名目利率大約會等于預期實質利率與預期物價膨脹率之和。利用日治初期以來台灣的利率及物價資料進行分析, 在預期實質利率固定不變的假設下, 實證結果發現各時期之資料與 Fisher 效果並不完全一致。但是, 若以推估的預期實質利率加入迴歸分析, 則本文的研究發現戰後時期的資料與 Fisher 效果並不違背。

## 1 前言

根據 Fisher (1930) 的分析, 當借貸市場上套利機會殆盡之後, 名目利率大約會等于預期實質利率與預期物價膨脹率之和。為了說明方便起見, 本文稱此為 Fisher 效果。在許多跨期的總體模型中, Fisher 效果是一個基本假設。但是, 以各國資料所作的實証研究, 迄今卻尚未能肯定 Fisher 效果是否正確。事實上, 連 Fisher (1930, 頁 43) 本人的研究也發現, 名目利率的變動似乎並未充分反映物價膨脹率的上升或下降。

Fama (1975) 利用美國國庫券利率的資料, 探討預期物價膨脹率對於名目利率的影響。在理性預期及預期實質利率固定的雙重假設之下, 他發現名目利率和預期物價膨脹率確實有一對一變動的關係。但是, Nelson and Schwert (1977) 及 Shiller and Siegel (1977) 則質疑 Fama (1975) 的預期實質利率為固定的假設。Friedman and Schwartz (1976, 1982) 分析英、美兩國長時期的金融資料。他們發現在第一次世界大戰以前, Fisher 效果

---

\*台大經濟系。作者感謝國科會的研究補助以及林向愷教授對本文初稿提供寶貴意見。兩位匿名審查者之建議, 促使作者對於初稿作大幅度的修改, 使本文分析更為完整, 作者在此深表謝意。

完全不成立。一直要到1960年以後，名目利率和物價膨脹率才顯出一對一變動的關係。Summers (1983) 的研究也得到類似的結論。Barsky (1987) 認為以不同時期的資料所作的分析結果之所以不同，主要是因為物價膨脹率在各個時期的統計性質不同所致。他的分析發現，第一次世界大戰以前美國物價膨脹率的時間數列，具有白訊 (white noise) 的特徵。因此，家計單位或廠商無法以過去物價膨脹率預測未來的變動。Barsky 認為這是此一時期 Fisher 效果不顯著的主要原因。Barthold and Dougan (1986) 亦有類似之結論。有關 Fisher 效果的實証分析，可參見 Haliassos and Tobin (1990) 的扼要文獻介紹。

從日治初期以來，台灣就有豐富的金融統計資料。吳聰敏、高櫻芬 (1991) 已對長期物價的特性作過初步探討。在利率方面，袁穎生 (1984a, 1984b, 1985, 1986a, 1986b) 對於戰後時期台灣的利率及相關的政策有詳細的介紹。但是就作者所知，日治時期的利率資料尚乏整理分析。以下我們首先在第2節裡，討論日治時期以來台灣的金融市場與利率的行為。我們發現不管是戰前或戰後，名目利率都受到人為直接或間接的干預。

Fisher 效果討論的是名目利率、預期實質利率與預期物價膨脹率之間的關係。實証分析最根本的問題有兩個：一是預期實質利率的特徵；二是預期物價膨脹率是如何形成的。在第3節裡，我們首先說明本文所採取的分析方法，並在預期實質利率為固定的假設下進行實証分析。結果發現，名目利率及物價膨脹率之關係與 Fisher 效果並不完全一致。因為此一結果有可能是源於預期實質利率固定的假設，第4節乃進一步利用跨期最適消費選擇模型推估預期實質利率，並重新檢驗 Fisher 效果是否正確。第5節歸納本文的分析，並討論未來的研究方向。

## 2 台灣的利率

圖1畫出1899年至1986年之間名目年利率與物價膨脹率的變動情形。<sup>1</sup>從1899年至1960年，名目利率係台灣銀行對於一般商業銀行的(最低)放款利率。1961年中央銀行在台灣復業以後，則採用央行對商業銀行的再貼現利率。如所週知，央行復業以前，其業務

---

<sup>1</sup>1986年以後，因為對外貿易持續出超，貨幣供給成長率不斷地成長。新台幣對美元的匯率也在1986年開始持續上升。同時，由於股票市場交易熱絡與大家樂、六合彩等金錢遊戲風行，使貨幣需求相對上升。貨幣供需同時上升的結果，一般物價水準並未大幅變動。其中，消費者物價指數雖然仍然小幅上升，躉售物價指數反而出現微幅下降。基於以上所述的特殊情況，本文實証分析所採的樣本止於1986年。

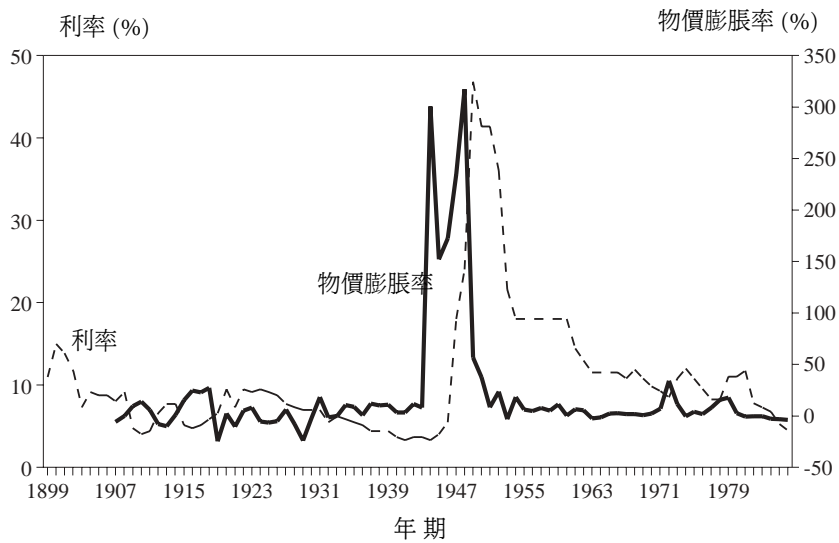


圖 1: 名目利率與躉售物價膨脹率: 1899–1986

說明: 躉售物價指數基期為1937年。第  $t$  年物價膨脹率是由  $t + 1$  年底物價指數對數值減掉  $t$  年底物價指數對數值而得。物價指數之資料來源為吳聰敏、高櫻芬 (1991)。利率為台灣銀行年底 (最低) 貼現率, 資料來源請見本文附錄。

是由台灣銀行代理。因此, 1960年以前台銀對一般商業銀行的放款利率, 可以視為是中央銀行的再貼現率。從圖 1 可以看出, 日治初期名目利率的升降起伏頗大。1920年代初期開始, 則出現長期下降的趨勢。1945年至 1950年之間, 因受惡性物價膨脹的影響, 名目利率大幅上升。不過, 名目利率的變動明顯落後於物價膨脹率。1949年 5月物價膨脹最厲害的時候, 台銀的放款年利率接近 50%。但是, 民間借貸市場的利率更高, 譬如, 質押放款年利率高達 180%。1960及 1970年代, 中央銀行的再貼現率大抵維持在 10% 的水準。1980年代初期開始則出現下降的趨勢。

在進行計量分析之前, 我們必須先了解長期以來金融市場的結構與名目利率變動的背景。1895年清國割讓台灣給日本之前, 台灣並無近代化的金融機關。清末, 台灣的重要外銷物產包括有茶葉、砂糖、樟腦等。生產過程中所需資金通常是由包辦出口的商行或洋行提供。譬如, 製茶所需資金主要是由經營茶葉外銷的洋行融通。在茶葉盛產時期, 洋行融通的金額可能不小。但是, 現有的文獻資料上我們尚未找到完整的借貸與利率資

料。<sup>2</sup>

1895年台灣割讓之後，日本大阪中立銀行於同年9月在台北設立分行，辦理公庫業務。1896年日本銀行在台北開設辦事處，經營匯兌、公債業務，並接受國庫金之存款。1899年台灣銀行設立，日本銀行辦事處隨即撤銷，並將其業務全部移交台銀。台銀成立之後，商業銀行也相繼設立，近代化的金融體系即逐漸成形。

日治時期台銀的貼現利率，除了割讓初期的幾年之外，年利率皆未超過10%。割讓初期的高利率可能是因為治安不佳，借貸風險偏高所致。<sup>3</sup> 1910年代中期以後，台灣各項產業開始發展，金融業也隨之而興盛。新興產業中以新式製糖廠最為重要，各銀行的放款自然也是以砂糖業為主要對象。由統計資料上可以看出來，在1910年代前半，米、砂糖、茶、金等四項產業是銀行業的主要放款對象。1910年代中期以後，米及砂糖兩業所獲得之放款比重逐漸超出其他兩業，而砂糖業又比米業獲得更多的貸款。1910年到1930年之間，砂糖業放款額占各銀行放款總額之比率平均在50%以上；1927年至1930年之間，更高達60%。<sup>4</sup>

因為砂糖業是銀行最主要的放款對象，台灣的利率變動因而和日本國內的利率產生密切的關聯。日治時期，台灣的新式製糖廠幾乎都是由日本人經營。砂糖業者可以在台灣獲得貸款，也可能在日本國內取得資金。當兩地的利率相差太大時，套利機會自然出現。換言之，台灣與日本兩地的利率不可能有太大的差異。實際上，在此時期台灣的利率都略高於日本。根據陳榮富（1956，頁54）所述，如果台灣銀行的利率超過日本的銀行利率0.2%（月息）時，砂糖業者將轉向日本的銀行借貸。附錄表1列出1899年至1944年之間，東京及台銀台北總行的各種利率。第3欄台銀台北總行的最低貼現利率係年底之數字，第1欄東京地區的年底最低貼現利率，但我們只找到1899年至1927年之間的數字。第2欄的數字為東京地區一年當中最底的貼現利率水準。比較第1欄與第3欄的數字，可以看出來歷年台銀的利率皆高於東京地區。

<sup>2</sup>有關清朝末期民間金融機關與借貸行為的背景資料，可參考《台灣私法》（1909），第3卷，頁196-218，517-542，涂照彥（1001），頁494-533。

<sup>3</sup>有關割讓初期台灣的治安、政治及經濟情勢，可參見 Takekoshi（1907）。

<sup>4</sup>可能因為此一時期的巨額放款，在接下來的1933年至1939年之間，砂糖業所獲得的放款比率低於米業。另外，砂糖業所得到的放款主要是用於機器設備上。銀行業者對於米業之放款，主要則是米之收買、販賣及輸出等商業資金。參見吳耀輝（1959，頁192-203）的討論；資料來源見同書，頁319-320。

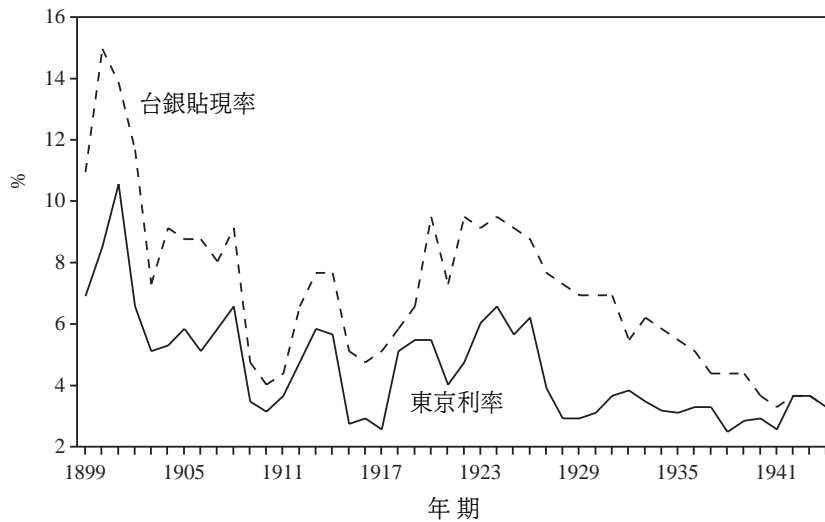


圖 2: 台北與東京的名目利率1899-1944

根據後藤新一 (1970, 頁 263-276) 的說明, 早從 1901 年開始, 大阪與東京的商業銀行間對於客戶存款就有所謂的「協定金利」, 其目的顯然是形成聯合壟斷, 避免銀行間的相互競爭。此一存款利率的壟斷行為一直到戰後 1947 年才告結束。在放款利率方面, 1915 年 8 月東京的幾家銀行之間也有最高放款利率的協定。但是, 因為有許多大銀行並未參與, 此一協定在同年 12 月即告廢止。1925 年 4 月, 東京市內五家大銀行間復又協商, 制定活存透支及拆放同業的利率。1930 年 9 月以後, 東京各大銀行之間對於一般放款的最低利率, 也有所謂的紳士協定。以上各種放款利率的協定也是在 1947 年 10 月宣告終結。

在台灣, 從 1927 年 2 月 15 日起各銀行間對於存款有所謂的「預金協定利率」。<sup>5</sup> 存款協定利率進一步分甲種銀行 (含台銀、日本勸業銀行台灣分行及三和銀行) 及乙種銀行 (含商工、彰化及華南銀行) 兩種利率。那麼, 台灣各銀行所協定的利率和東京的利率有沒有關係? 高橋龜一 (1938, 頁 597) 列出 1927 年至 1936 年之間, 東京及台北兩地存款「協定金利」改定實施日期。由此項資料, 我們發現每當東京的存款利率更動時, 台北的利率馬上也隨著變動。譬如, 東京的協定利率在 1927 年 2 月 9 日變動之後, 台北的利率

<sup>5</sup> 見《台灣金融經濟資料蒐錄附錄統計表》(1946), 頁 70-71。

在同年2月15日也跟著變動。又如，東京在1929年2月1日改變其協定利率之後，台北在同年2月4日也改變利率。這是東京存款利率影響台北利率的最直接的證據。圖2畫出1899年至1944年之間，台北與東京的利率同向變動的情形。<sup>6</sup>

利用附錄表1第1與第3欄的數字計算東京及台銀利率的相關係數，1905年至1920年之間的相關係數為0.908；1905年至1927年之間相關係數也高達0.886。若以東京地區年中最低利率及台銀貼現利率計算，則1905年至1944年之間兩者的相關係數也達0.878。

1937年以後，日本爲了因應戰爭的需要實施金融統制。其措施包括：(1) 獎勵儲蓄，(2) 銀行資金的控制（「臨時資金調整法」與「銀行等資金運用令」），(3) 鼓勵購買公債，及(4) 低利率政策。其中，低利率政策和公債政策有密切的關係。戰時，日本政府發行大量的公債以融通戰爭支出。爲了減輕公債利息的負擔，日本政府乃積極推動低利率政策。<sup>7</sup> 日本政府的低利率政策可能是1930年代下半期以後，銀行利率持續低下的原因（參見圖1）。

1945年8月日本戰敗投降，國民政府前來接收台灣。台灣銀行於翌年5月18日交接，5月20日進行改組。戰後初期，台灣的利率政策延續日治時期的制度，存款利率仍有協定利率。事實上一直到1946年底爲止，甲乙種銀行之協定存款利率與日治時期最後一次改訂（1944年10月1日）之協定利率完全相同。<sup>8</sup> 1947年9月1日國民政府修正並公布實施銀行法，其第30條規定：「銀行各種存款及放款之最高利率，由所在地銀錢業信託業同業公會會同當地中央銀行議定。」此一時期，中央銀行在台業務是由台灣銀行代理。但是，台灣銀行自1946年5月20日改組成立，至1951年3月10日爲止，董事長一職卻是由財政廳長兼任。金融政策的決定權不在台灣銀行身上，而是落在「生產事業管理委員會」所屬的產業金融小組手中。

---

<sup>6</sup>從1905年至1927年的23年之間，台銀的貼現利率與東京利率的差距有6年大於0.2%，其中5年是發生在1920年至1927年之間。1920年至1930年之間是台灣與日本的經濟蕭條時期。1923年東京發生大地震，1927年則發生所謂的「昭和金融大恐慌」。這幾年之間金融業的波動不安，是否是台銀貼現率與東京地區利率差距拉大的原因，似值得進一步探討。

<sup>7</sup>參見《台灣經濟年報》（1942年版），頁276-298，及《昭和財政史》，第15卷，頁175-176。

<sup>8</sup>參見表穎生（1984a），頁96-97。以下有關戰後時期台灣利率管理政策之介紹，主要參考表穎生（1984a，1984b）。

日治時期，銀行存款雖有協定利率，但放款利率並不齊一，即使到戰爭末期依然如此。譬如，1944年票據貼現之最高（年）利率，台灣商工銀行與華南銀行同為6.570%，彰化銀行則為6.205%。但是，戰後1947年修訂之銀行法則將放款利率也納入管制。從此開始到1975年銀行法再次修訂為止，各銀行之放款利率也變成統一。<sup>9</sup> 1947年12月19日國民政府又公布「利率管理條例」，其中第2條規定：「放款利率之最高限度，由當地銀錢業同業公會... 報請中央銀行核定...」。原來銀行法中規定利率為「會同中央銀行議定」，現變成「中央銀行核定」。雖然法律條文規定中央銀行核定或議定存放款利率之最高限度，但實際上，各商業銀行之存款利率除了在1946-1948年間稍有不同之外，1948年以後存款利率水準則完全相同。<sup>10</sup>

1975年5月20日，銀行法再次修訂，其第41條規定：「各種存款之最高利率，由中央銀行定之。各種放款利率由銀行公會議定其幅度，報請中央銀行核定實施。」根據此項修訂，中央銀行現只規定存款利率之上限，但實際上每一家銀行都以規定之利率上限吸收存款。經過此次修訂，中央銀行對於利率之管制，從直接「核定」放款利率水準，改為管制放款利率之幅度。由此開始，各銀行對於放款利率之訂定稍有自行調整的空間。

1980年11月17日，中央銀行頒布「銀行利率調整要點」，其中規定銀行、信用合作社及農漁會信用部，得「自行訂定其貼現率」。1989年7月24日銀行法再次修訂，有關存放款利率之規定完全刪除。存款利率統一的情況在1991年民營銀行開放設立之後才逐漸改變。

綜合以上所述，戰後時期銀行利率所受之管制較日治時期有過之而無不及。一直到1991年民間經營銀行的管制解除之前，銀行業是一個聯合壟斷的市場。而中央銀行對於利率的直接管理，則是在聯合壟斷之上再加一層管制。

銀行利率受到人為管制的情況，還可以從另外一個角度來觀察。從日治初期到1961年中央銀行在台灣復業為止，台灣銀行同時具有中央銀行及商業銀行的角色。如圖3所示，1930年以前，台銀對一般企業的放款額占全體銀行放款額之比率平均都在50%以上。1930年至1945年之間比率稍低於50%，主要是因為日本勸業銀行台灣分行的放款

---

<sup>9</sup>但是，1947-1949年間，台灣土地銀行與台灣省合作金庫之放款利率與華南、第一、彰化三家商業銀行稍有不同。此外，台灣銀行因其地位特殊，放款利率與國內其他銀行也稍有不同。

<sup>10</sup>台灣銀行在1961年中央銀行復業之前，因為身兼中央銀行角色，其利率與其他銀行稍有不同。

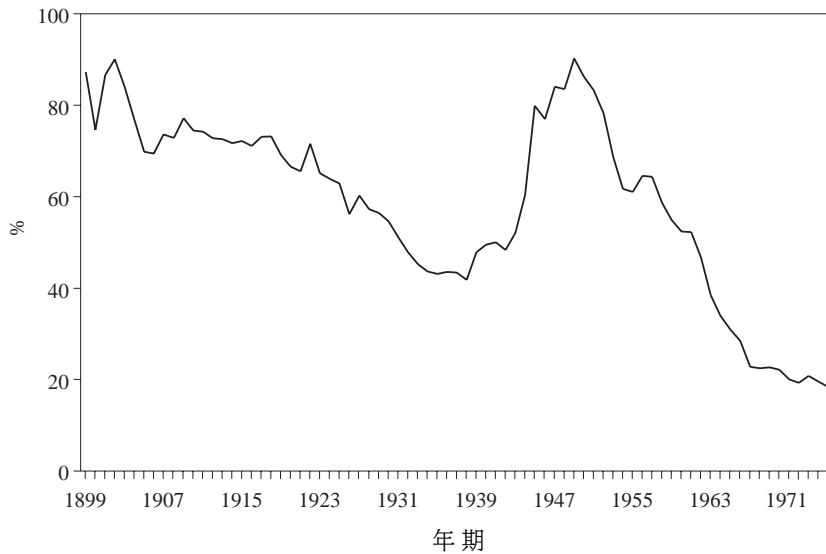


圖 3: 台灣銀行放款額對全體銀行放款總額之比率

增加所致。戰後，此一比率復又高於 50%，一直到 1960 年左右為止。因為身兼中央銀行及商業銀行雙重角色，台銀對於利率的制定有很大的影響力。台銀一旦決定其利率水準，其他商業銀行所能調整的空間就非常有限。<sup>11</sup>

在銀行業者的聯合壟斷及央行的管制之下，名目利率可能不會迅速反映物價膨脹率的變動。此一情況在物價急速上升時特別明顯。利率管制也使台灣在戰後出現大規模的民間借貸市場。台灣銀行早從 1947 年 6 月開始，就收集有民間借貸市場的利率資料。圖 4 畫出民間借貸市場利率，普通商業銀行質押放款利率，以及央行的再貼現率（1961 年以前為台銀對商業銀行之貸放利率），其中民間利率高於普通商業銀行利率，而後者又高於台銀的再貼現率。這三項利率的變動頗為密切，商業銀行利率和台銀的再貼現率之間尤其是如此。民間借貸利率及商業銀行利率的同向變動，則清楚顯示兩者是替代品的關係。

除了台銀、商業銀行及民間借貸利率之外，另外一項重要的利率是貨幣市場利率。台灣從 1970 年代下半開始才有貨幣市場利率的資料。根據林維義（1986）的分析，貨幣

<sup>11</sup>有關戰後時期台灣銀行及中央銀行對銀行利率之管制，請見袁穎生（1984a, 1984b）與楊承厚（1986）。

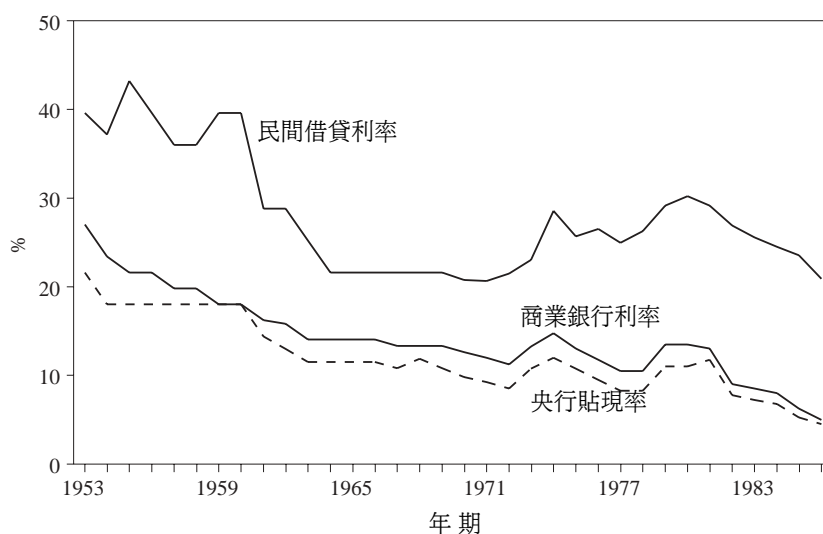


圖 4: 銀行利率與民間借貸利率: 1953-1986

市場利率和民間借貸市場利率亦步亦驅的型態相當明顯。有鑑於此, 再加上貨幣市場利率的樣本期間較短, 以下的實証分析裡我們並未採用貨幣市場利率。

除了利率管制的問題之外, 實証分析上另外一個困難是放款期限的長短。在下一節裡, 我們是以年資料進行實証分析。圖 4 的三項利率中, 商業銀行利率是指一般商業銀行擔保放款融通的利率。放款期限大抵是在半年以上一年以下, 利率則以年息計算。但是, 民間借貸市場的利率, 其原始資料是以月息計算, 實証分析時再經轉換為年息。同樣的, 圖 2 中所示日治時期的利率, 其原始資料大部分是以日息計算。我們將日息計算的利率乘上 365, 以求出年息。以日息計算放款利率, 不一定表示該項放款是短期放款。但是, 由現存的資料我們尚未能查明各種放款的期限。<sup>12</sup>

從實証分析的角度來說, 以上的討論所引出的問題是: 管制 (或協定) 利率和由市場供需所決定的利率之間, 差異何在? 換句話說, 價格 (和數量) 管制是否發生作用? 其影響有多大? 各商業銀行在協定利率, 或者台灣銀行在核定利率水準時, 應該會考慮金融市場的情勢及物價的變動趨勢。若是如此, 協定或管制的利率會拉高貸放利率水準, 但利率的波動及長期趨勢或許不致於受到太大的影響。但是, 這個猜測是否正確, 很難直

<sup>12</sup>日治時期, 台灣銀行的各種放款中只有「出口墊款」是以年息表示, 其餘皆以日息表示。

接驗證, 只能從實証結果中作間接的判斷。

### 3 名目利率與物價膨脹率: 統計分析

若預期實質利率為固定, 則名目利率與預期物價膨脹率會有一對一變動的關係。但是, 預期實質利率不必然是固定值。因此, Fisher 效果實證分析的主要困難是在於衡量預期實質利率與預期物價膨脹率的高低。Fama (1975) 的計量分析假設預期實質利率不變, 而且經濟個體具有理性預期。在此假設之下, 他以實際的物價膨脹率當作預期物價膨脹率的替代變數, 並以美國短期國庫券利率進行分析。Lucas (1980) 分析物價膨脹率、貨幣成長率及名目利率之間的長期關係。他認為貨幣成長率對於利率或物價膨脹率的影響, 只有在長期的資料上才看得出來。因此, 他取貨幣成長率與名目利率的跨期加權平均當作各變數的長期平均值, 再以之驗證兩者之間的關係。<sup>13</sup>

但是, McCallum (1984) 指出在一般的情況下, 變數的跨期平均值並不能表現所謂的長期關係。底下我們以他所舉的例子作進一步說明。假設經濟社會中, 名目利率和物價膨脹率的真正關係可以用下面兩條式子表示:

$$i_t = \rho + E_t[\pi_t] + \epsilon_t, \quad (1)$$

$$\pi_t = \mu_0 + \mu_1\pi_{t-1} + e_t, \quad 0 < |\mu_1| < 1, \quad (2)$$

上面兩式中,  $\rho$  為預期實質利率, 假設為固定。 $i_t$  與  $\pi_t$  分別代表第  $t$  期與第  $t + 1$  期間的名目利率與物價膨脹率, 因此  $\pi_t = (\ln P_{t+1} - \ln P_t)$ ,  $P_t$  為第  $t$  期的物價水準。 $E_t[\pi_t]$  表示以第  $t$  期的資訊對  $\pi_t$  之最佳預期值, 其係數為 1, 而干擾項之預期值  $E_t\epsilon_t = 0$ 。因此, 式 (1) 的設定隱含 Fisher 效果成立。式 (2) 假設物價膨脹率為一階自我迴歸之機率過程 (first-order autoregressive process),  $\mu_0$  為一固定常數,  $e_t$  為白訊。對所有的  $s$  值,  $e_t$  與  $\epsilon_s$  互為獨立 (independent)。

將式 (2) 代入式 (1), 可得

$$i_t = (\rho + \mu_0) + \mu_1\pi_{t-1} + \epsilon_t. \quad (3)$$

<sup>13</sup>Summers (1983) 的分析也是採類似的方法。

以上的模型假設 Fisher 效果存在, 因此若直接對式 (1) 作迴歸分析, 預期物價膨脹率係數之估計值應該等於 1 才算正確。但是, 如果沒有預期物價膨脹率的估計數字, 而直接以  $\pi_{t-1}$  代表預期物價膨脹率, 則根據式 (3), 物價膨脹率係數之估計值應該為  $\mu_1 < 1$  才算正確。換句話說, 當物價膨脹率為一階自我迴歸之機率過程時, 雖然我們擬估計式 (1) 之預期物價膨脹率係數, 實際上得到的卻是式 (2) 之  $\mu_1$ 。根據同樣的推論, 如果我們不是取  $\pi_{t-1}$  當作替代變數, 而是按照 Lucas (1980) 的方法, 以跨期物價膨脹率之加權平均來代表預期物價膨脹率, 類似的問題也會出現。

當式 (2) 之  $\mu_1$  值接近於 1 時, 我們的確可以用  $\pi_{t-1}$  來代表  $E_t[\pi_t]$ 。直觀上來說, 當  $\mu_1$  接近於 1 時, 本期已實現的物價膨脹率, 是下一期物價膨脹率理想的預測值。因此, 對  $\pi_{t-1}$  作迴歸分析, 相當於是對  $E_t[\pi_t]$  作迴歸分析。反之, 若式 (2) 之  $\mu_1$  值接近於零, 亦即物價膨脹率之隨機過程近似白訊, 則式 (3) 中物價膨脹率之估計值應該不顯著異於零, 模型才為正確。直覺上來說, 當物價膨脹率為白訊時, 本期的物價膨脹率無法用來預測下一期的物價膨脹率。因此, 名目利率和本期已實現的物價膨脹率之間, 不會有統計上的相關。

在式 (2) 中, 我們假設物價膨脹率為一階自我迴歸。如果物價膨脹率為更複雜的隨機過程, 由類似的分析方法我們仍將得到同樣的結論: 物價膨脹率之預期值視物價膨脹率之隨機過程而定。因此, 要驗證 Fisher 效果是否正確, 我們必須先了解預期物價膨脹率是如何形成的。逕自利用簡單的、直覺上看似可靠的替代變數, 所得到結果很難給予正確的解釋。

以下, 我們先以簡單的資料圖形了解日治初期以來名目利率和物價膨脹率的關係。其次, 我們診斷 (diagnose) 並分析物價膨脹率之機率過程。最後, 在理性預期與預期實質利率為固定的假設之下, 驗證 Fisher 效果是否存在。有關於預期實質利率固定的假設, 我們會在下一節作進一步檢討。

首先, 圖 5 畫出 1907–1938 年間利率和躉售物價指數膨脹率的相關圖形。縱軸是各年底台銀對商業銀行的貸放利率, 橫軸為本年年底至翌年年底之物價膨脹率。為因應戰爭的需要, 台灣在 1938 年前後開始實施物價管制。因此, 底下的分析將 1939–1945 期間排除在外。由圖 5, 日治時期的名目利率和物價膨脹率之間, 完全看不出來有同向變

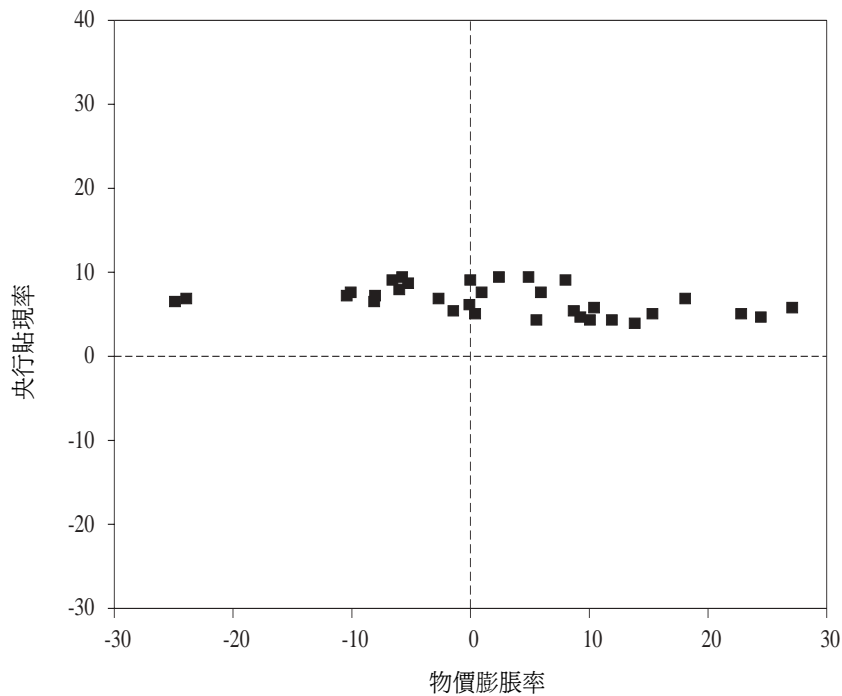


圖 5: 台灣銀行利率與物價膨脹率: 1907-1938

動的關係。事實上,在樣本期間,名目利率和物價膨脹率的相關係數為  $-0.441$ 。如果以國內生產毛額平減指數計算物價膨脹率,1910年至1938年間相關係數為  $-0.542$ 。<sup>14</sup>

1945年8月日本投降之後,台灣發生惡性物價膨脹,一直到1950年代初期物價才逐漸恢復平穩。因此戰後時期的樣本,我們以1955年為起點。<sup>15</sup>圖6是1955年至1986年間的情形,圖中同時畫出商業銀行質押放款利率及民間借貸市場利率與物價膨脹率之相關圖形。民間借貸利率明顯地高於商業銀行利率。戰後時期名目利率和物價膨脹率之間的相關性,較戰前時期為密切。但是,樣本期間內商業銀行利率和物價膨脹率之相關係數也不過是  $0.163$ ;民間借貸市場利率和物價膨脹率的相關係數則為  $0.078$ 。<sup>16</sup>

<sup>14</sup>國內生產毛額平減指數自1910年開始才有估計數字,資料來源為吳聰敏(1991)。

<sup>15</sup>由於戰後初期惡性物價膨脹的影響,1950年代初期的物價很不穩定。1950年至1954年之間,各年的物價膨脹率分別為  $8.49\%$ ,  $23.42\%$ ,  $-3.08\%$ ,  $18.21\%$ 。1955年開始,物價比較穩定。

<sup>16</sup>若以台銀的再貼現率計算,則相關係數為  $0.109$ 。

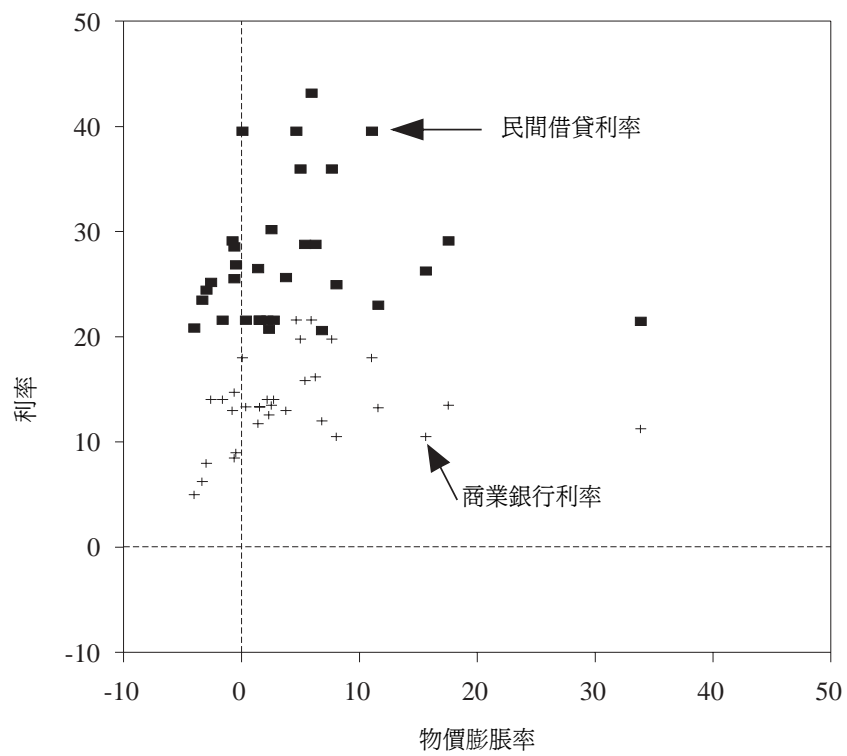


圖 6: 商業銀行及民間借貸利率和物價膨脹率: 1955-1986

表 1. 物價膨脹率之自我相關值

樣本期間	落後期數	自我相關			
1907-1938	1-4	0.24	-0.07	-0.20	-0.12
		(2.05)	(2.22)	(3.77)	(4.29)
1955-1986	1-4	0.39	-0.02	-0.11	-0.14
		(5.25)*	(5.26)	(5.75)	(6.47)
1955-1971	1-4	0.17	0.20	0.18	0.08
		(0.56)	(1.41)	(2.16)	(2.31)
1973-1986	1-4	0.51	0.16	-0.13	-0.10
		(4.39)*	(4.86)	(5.19)	(5.42)

說明: 物價膨脹率  $\pi_t = \ln P_{t+1} - \ln P_t$ , 其中  $P_t$  為  $t$  年底躉售物價指數。各相關係數之估計值下之括弧內之數字為 Ljung-Box  $Q$  檢定值。\* 號表示在 5% 顯著水準下, 前  $n$  項之自我相關係數估計值同時為零的虛無假設遭到棄卻。

第一次石油危機期間, 1972 年 (1972-1973) 的物價膨脹率高達 33.9%, 1973 年降為 11.6%。第二次石油危機期間物價再度上揚, 1978 年全年的膨脹率為 15.7%, 1979 年為 17.6%。相較之下, 1972 年之物價上漲率顯著高於其他各年。將戰後時期以第一次石油危機為界分成兩段, 1955 年至 1971 年之間, 商業銀行利率和物價膨脹率之相關係數為 0.470; 若以民間借貸利率計算, 相關係數為 0.503。1973 至 1986 年之間, 相關係數分別為 0.479 及 0.221。綜合以上的結果, 戰後時期名目利率和物價膨脹率的相關性高於戰前。

根據前面的討論, 要驗證 Fisher 效果, 我們首先要了解物價膨脹率隨機過程的性質。底下, 我們以 Box-Jenkins 的 ARIMA 時間數列分析法估計物價膨脹率的隨機過程。表 1 列出各樣本期間內物價膨脹率之自我相關值。表 1 中的 Ljung-Box  $Q(n)$  統計值, 可用以檢定下列的虛無假設: 變數的前  $n$  項自我相關係數估計值皆同時為零。在 5% 的顯著水準之下, 我們發現除了 1955-1986 與 1973-1986 期間而且落後期數為 1 之外, 此一虛無假設皆無法棄卻。換句話說, 日治時期及戰後第一次石油危機之前, 物價膨脹率的隨機過程可能為白訊。

以上初步分析結果的重要涵義是: 若物價膨脹率隨機過程確為白訊, 在理性預期的假設下, 經濟個體對於物價膨脹率之預期值將為一常數。此時, 名目利率的變動反映的

表 2. 物價膨脹率之 ARIMA 模型估計

樣本期間	模型檢定	檢定結果	$R^2$	$D.W.$
1907-1938	白訊	$\pi_t = 2.683 + e_t - 0.264 e_{t-1}$ (.997) (1.505)	0.068	1.975
1955-1986	AR(1)	$\pi_t = 2.544 + 0.404 \pi_{t-1} + e_t$ (1.748) (2.360)*	0.183	1.832
1955-1971	白訊	$\pi_t = 2.914 + 0.184 \pi_{t-1} + e_t$ (2.387)* (0.712)	0.032	1.986
1973-1986	AR(1)	$\pi_t = 1.320 + 0.621 \pi_{t-1} + e_t$ (.731) (2.729)*	0.345	1.773

說明: 各係數估計值下括弧內之數字為  $t$  值, \* 表示在 5% 顯著水準下估計值等於零的虛無假設不能成立。

是預期實質利率的變動, 它和已實現的物價膨脹率之間不會出現統計上的關聯。為了進一步了解物價膨脹率隨機過程之性質, 我們再利用 Box-Jenkins 方法診斷各樣本期間內物價膨脹率之隨機過程性質。

進行分析之前, 我們先檢查物價膨脹率是否具有恆定性 (stationarity)。使用 augmented Dickey-Fuller 方法, 我們以物價膨脹率之一階差分對常數項, 時間趨勢及落後一期之物價膨脹率作迴歸, 結果發現在 5% 水準下表 1 的前三段樣本期間之物價膨脹率都不具有單根之特性 (p-value 分別為 0.014, 0.030, 與 0.013)。最後一段樣本期間, 1973-1986, 迴歸分析之 Durbin-Watson 統計值為 1.152, 表示殘差項可能具有一階自我相關性質。為解決此一問題, 迴歸式右邊除了常數項、時間趨勢項、與落後一期之物價膨脹率之外, 我們另加入應變數之遞延項 (lagged dependent variable)。迴歸結果, Dickey-Fuller 檢定之統計值為  $-3.196$ , p-value 為 .126。因此, 只有在 15% 水準下, 我們才能棄卻單根之虛無假設。不過, 此迴歸式有 4 個自變數, 但樣本數卻只有 13 個, 自由度頗低。而且以戰後 1955-1986 全部樣本期間之分析結果發現物價膨脹率並不具單根之性質。因此, 以下的分析即不再討論單根或共積 (cointegration) 之問題。<sup>17</sup>

表 2 列出精簡 (parsimonious) 模型的估計結果。挑選估計式的標準主要是  $R^2$  的高

<sup>17</sup>晚近以美國時間數列資料驗證 Fisher 效果的實證研究中, 有些特別考慮物價膨脹率與名目利率之共積關係, 譬如 Wallace and Warner (1993)。

低,  $F$  統計值, 及殘差項是否具有白訊之特性等因素。爲了節省空間起見, 表 2 只列出  $R^2$  值及  $D.W.$  值,  $F$  統計值及殘差項的 Ljung-Box  $Q$  則省略之。表 2 中, 1907-1938 樣本期間之物價膨脹率雖然列爲 MA(1), 但  $e_{t-1}$  係數之估計值並不顯著異於零。所以, 樣本期間之物價膨脹率可以視爲是白訊。戰後時期, 1955-1986 樣本期間的估計式爲 AR(1),  $\pi_{t-1}$  係數之估計值爲 0.404。若以第一次石油危機爲界區分爲前後兩段時期, 則後一段時期之物價膨脹率亦呈現 AR(1) 性質,  $\pi_{t-1}$  係數之估計值爲 0.621。相對的, 1955-1971 期間  $\pi_{t-1}$  係數之估計值爲 0.184, 但並不顯著異於零。<sup>18</sup>

根據理性預期的假設, 家計單位或廠商對於經濟變數的主觀預期, 和計量模型的估計結果是一致的。若 Fisher 效果存在且預期實質利率爲固定, 則根據表 2 在 1907-1938 之樣本期間內, 式 (2) 中  $\mu_1$  係數之估計值應該爲零。因此, 我們可以直接以本期名目利率對上一期之物價膨脹率作迴歸分析, 再將迴歸係數之估計值與表 2 的結果比較。另外一種作法, 我們可以先由式 (2) 計算  $\pi_t$  之預期值,  $E_t[\pi_t]$ , 再代入式 (1) 中作迴歸。若物價膨脹率有一階自我迴歸之性質, 如式 (2) 所示, 則預期物價膨脹率等於  $\mu_0 + \mu_1\pi_{t-1}$ , 而係數之估計值應該接近於 1。反之, 如果物價膨脹率爲一常數項加上白訊, 則  $E_t[\pi_t]$  將爲一常數, 此時係數之估計值應該不顯著異於零。底下, 我們使用二階段最小平方法進行迴歸分析, 工具變數爲常數項及落後一期之物價膨脹率。

日治時期之迴歸分析, 應變數爲台銀貼現利率。戰後時期則使用商銀利率及民間利率進行分析, 前者爲本文附錄中之商業銀行質押利率, 後者爲民間市場質押放款利率。<sup>19</sup> 表 3 中, 日治時期 1907-1938 樣本期間預期物價膨脹率係數之估計值爲  $-0.313$ ,  $t$  值爲  $-6.144$ , 因此估計值等於 1 之虛無假設不能成立。但根據表 2, 此段期間物價膨脹率之性質爲常數項加上白訊, 因此上一期之物價膨脹率對於本期之物價膨脹率並無預測能力。若虛無假設改爲係數估計值等於 0, 則  $t$  值爲  $-1.465$ 。在 5% 水準下, 虛無假設不能棄

<sup>18</sup>若稍爲更動樣本期間, 檢定結果可能出現不同的結果。例如, 若前後各加一年使樣本期間加大爲 1954-1972, 則  $\pi_{t-1}$  係數之估計值將變爲 0.670, 且顯著異於零 ( $t$  值爲 2.401)。但是, 1954 年之物價膨脹率爲 18.21%, 1972 年爲 33.89%, 兩者皆遠超過 1955-1971 期間之平均物價膨脹率。故表 2 之分析選擇以 1955-1971 年爲樣本期間。

<sup>19</sup>我們還使用其他利率進行分析, 但結果大抵類似。

表 3. Fisher 效果之迴歸分析

期間	利率	常數項	$E_t[\pi_t]$	$R^2$	D.W.	$\hat{\rho}$
1907–1938	台銀貼現率	7.614 (8.404)*	-0.313 (-6.144)*	0.186	2.004	-
1955–1986	商銀利率	7.538 (1.958)	-0.215 (-13.665)*	0.760	1.905	0.912 (12.200)*
	民間利率	26.075 (7.488)*	-0.494 (-5.054)*	0.535	1.965	0.763 (6.455)*
1955–1971	商銀利率	5.716 (0.400)	2.964 (0.467)	0.198	2.033	-
	民間利率	-3.550 (-0.078)	9.376 (0.629)	0.233	2.009	-
1973–1986	商銀利率	2.935 (0.164)	2.300 (0.222)	0.090	1.355	0.588 (2.519)*
	民間利率	-13.930 (-0.023)	15.546 (0.060)	0.006	1.393 (3.102)*	0.667

說明：以兩階段最小平方法進行分析。各係數估計值下括弧內之數字為  $t$  值，其中  $E_t[\pi_t]$  變數之虛無假設為係數估計值等於 1，其他各變數下之  $t$  值，虛無假設為估計值等於零。\* 表示在 5% 水準下，虛無假設不能成立。

卻。

若以本期名目利率對上一期物價膨脹率作迴歸，預期物價膨脹率係數之估計值應等於 0，才能支持 Fisher 效果之假說。迴歸結果如下：

$$i_t = \frac{6.832}{(10.770)^*} - \frac{0.056}{(-3.835)^*} \pi_{t-1} + e_t,$$

$$R^2 = 0.616, \quad D.W. = 1.863, \quad \hat{\rho} = .716, \quad \text{s.e.}(\hat{\rho}) = 0.132$$

以上結果顯示， $\pi_{t-1}$  之係數在 5% 水準下顯著異於零，且為負值。綜合以上之結果，在 1907–1938 期間內，不同的迴歸式得到之結果並不完全相同。

戰後 1955–1986 期間，以商銀利率及民間利率作初步分析之結果顯示殘差項有一階自我相關性質。因此，我們以 Cochrane-Orcutt 方法估計  $\rho$  值，並調整去除殘差項之一階自我相關。<sup>20</sup> 由表 2，在此期間物價膨脹率具有 AR(1) 之性質，因此若 Fisher 效果存

<sup>20</sup>本文之迴歸分析使用 TSP 套裝程式，調整殘差項一階自我相關是以 AR1 指令為之，並選用 nofair 選項。

在, 則  $E_t[\pi_t]$  之係數估計值應接近於 1。可是, 由表 3 可知係數之估計值分別為  $-0.214$  與  $-0.494$ , 虛無假設之  $t$  值分別為  $-13.665$  與  $-5.054$ 。實際資料與理論模型並不一致。

進一步將戰後時期之樣本分為兩段期間, 石油危機前之 1955–1971 期間, 預期物價膨脹率之估計值分別為 2.964 (商銀利率) 及 9.376 (民間利率)。但因為標準差甚大, 虛無假設 (估計值等於 1) 之  $t$  值分別為 0.467 與 0.629。換言之, 在 5% 水準下, 不能棄卻虛無假設。但由表 2 之結果可知, 此一期間之物價膨脹率亦可視為常數項加上白訊。若將此一設定, 則表 3 中預期物價膨脹率係數之估計值應該為 0。以此為虛無假設,  $t$  值分別為 0.704 與 0.704。因此, 在 5% 水準下我們也無法棄卻估計值等於 0 之虛無假設。單就預期物價膨脹率係數之估計來看, 理論與資料似並不衝突。但是, 由上一節式 (1), 常數項反映實質利率之大小, 而表 3 中兩條迴歸式中常數項卻不顯著異於零 ( $t$  值分別為 0.400 與  $-0.078$ )。合併言之, 在此樣本期間理論與資料並非一致。

若直接以本期名目利率對上一期之物價膨脹率作迴歸分析, 結果如下 (樣本期間為 1956–1971):

$$i_t = \frac{16.266}{(3.904)^*} + \frac{0.087}{(1.533)} \pi_{t-1} + e_t,$$

$$R^2 = 0.745, \quad D.W. = 1.533, \quad \hat{\rho} = 0.977, \quad s.e.(\hat{\rho}) = 0.032$$

在 5% 水準下, 我們不能棄卻  $\pi_{t-1}$  係數之估計值等於 0 之虛無假設。以上是使用商業銀行利率之迴歸結果。若應變數為民間借貸利率, 則  $\pi_{t-1}$  估計值為 0.161,  $t$  值為 3.087。在 1% 水準下, 估計值等於 0 之虛無假設不能成立。(常數項之估計值為 27.402,  $t$  值為 3.088。) 因此, 就此兩條迴歸式來看, 在商業銀行利率部分 Fisher 效果成立, 而民間借貸利率部分則否。

石油危機後 1973–1986 樣本期間之迴歸結果, 和石油危機前之結果類似。根據表 2, 此一期間之物價膨脹率呈 AR(1) 性質。以  $t$  值來判斷, 表 3 中預期物價膨脹率係數之估計值並不顯著異於 1, 表示資料和理論並無背離。但是, 在 5% 水準下常數項之估計值卻都不顯著異於零。因此, 此段期間內實際資料與理論並不一致。

綜合以上所述, 在預期實質利率固定的假設之下, 各時期的資料中有些與 Fisher 效果一致, 有些則不一致。但是, 不一致的結果居多。

## 4 預期實質利率之變動

影響名目利率變動的因素除了預期物價膨脹率之外，還有預期實質利率。因為實質利率不能直接觀察到，上一節的分析中我們假設實質利率固定不變，或者為一常數加上白訊。本節進一步討論預期實質利率變動之影響。

如第2節所述，台灣的金融市場深受人為干預，因此，欲以金融市場資料推估預期實質利率，有其困難。底下，我們使用消費者在商品市場的最適選擇條件來作推估。在跨期消費理論中，消費者最適選擇的階條件可以表示如下：

$$u'(c_t) = E_t[\beta(1+r_t)u'(c_{t+1})] \quad (4)$$

其中， $u'(c_t)$  為第  $t$  期消費的邊際效用， $\beta$  為效用折現係數。式 (4) 說明，在最適選擇時若消費者節省本期一單位消費作為儲蓄，則本期效用之減少應等於下一期預期效用之增加。假設效用函數為 CRRA (constant relative risk aversion) 型態：

$$u(c_t) = \frac{c_t^{1-\gamma}}{1-\gamma} \quad \gamma > 0$$

式 (4) 之一階條件可改寫為：

$$1 = E_t[\beta(1+r_t)(c_{t+1}/c_t)^{-\gamma}] \quad (5)$$

為了簡化符號，定義  $x_t \equiv \beta(1+r_t)(c_{t+1}/c_t)^{-\gamma}$ ，並假設此隨機變數之分配為 jointly log-normal。由式 (5)，我們可以推得  $E_t[\ln(1+r_t)] = \gamma E_t[\ln(c_{t+1}/c_t)] + k$ ，其中  $k = E_t[(1+r_t) \cdot (c_{t+1}/c_t)^{-\gamma}]$ ，為實質消費與實質利率共變異數之函數。假設後者之大小不隨時間而改變，則  $k$  為一常數。若  $r_t$  之值不大，則  $\ln(1+r_t) \simeq r_t$ ，因此

$$E_t r_t = \gamma E_t[\ln(c_{t+1}/c_t)] + k \quad (6)$$

根據跨期消費理論，本期消費只受上一期消費及預期實質利率之影響，依此理論之精神，我們不能用其他變數推估消費成長率之對數值。

不過，在理性預期的假設下，預測值與實際值之間的誤差之預期值為0，因此，

$$E_t r_t = k + \gamma \ln(c_{t+1}/c_t) + v_t \quad (7)$$

根據前述之設定,  $v_t$  為常態分配, 且  $E_t v_t = 0$ 。<sup>21</sup>

若預期實質利率並非固定不變, 則式 (1) 等號右邊之  $\rho$  應改為  $E_t r_t$ 。利用式 (7) 之結果, 式 (1) 可改寫為

$$i_t = k + \gamma \ln(c_{t+1}/c_t) + E_t[\pi_t] + \epsilon'_t \quad (8)$$

其中  $\epsilon'_t = \epsilon_t + v_t$ 。假設  $v_t$  與  $\epsilon_t$  不相關, 此迴歸式為一 errors-in-variables 模型, 而預期實質利率係數之估計值將有低估 (underestimation) 之現象。仿照上一節的作法, 我們可利用工具變數法聯合估計式 (8) 與式 (2)。

上一節的分析假設預期實質利率為一常數, 因此實證分析所檢定者為預期實質利率為固定與 Fisher 效果成立之聯合檢定 (joint test)。本節利用跨期消費模型推估出預期實質利率, 並加入迴歸式中。因此, 底下之迴歸分析仍然是聯合檢定: 由跨期消費理論推估之預期實質利率與 Fisher 效果成立之聯合檢定。若預期實質利率並非固定常數, 則本節之方法似乎應優於上一節。但是, 以上所介紹之跨期消費理論本身即有相當多之實證研究。根據 Hall (1989) 之文獻回顧, 許多利用美國資料所作之實證結果並不完全支持式 (5) 之模型。吳聰敏 (1989) 利用台灣資料之實證分析, 也得到類似之結論。若以上之結論具穩健性 (robustness), 則式 (6) 所推估之預期實質利率是否正確則不無可疑。由此角度看來, 本節之方法只是預期實質利率之另一種設定。而且, 此一設定並不必然優於上一節預期實質利率為固定之假設。

表 4 列出迴歸結果, 其中  $E_t[r_t]$  變數直接以  $\gamma \ln(c_{t+1}/c_t)$  替代。消費資料來源為國民所得帳實質民間最終消費 (1975 年為基期)。原始民間消費資料計分 12 類, 我們選用其中具非耐久財性質之食品、飲料、菸絲及捲菸, 與衣著鞋類及服飾用品等四項消費支出之總類, 再除以總人口數作為  $c_t$  之值。<sup>22</sup> 另外, 日治時期雖然有民間消費資料, 但未進一步區分為耐久財與非耐久財。因此, 本節僅能就戰後之時間資料進行分析。

若模型正確, 則  $E_t[r_t]$  與  $E_t[\pi_t]$  之係數估計值應接近於 1。常數項為式 (8) 之  $k$ , 即  $\ln[(1 + r_t)(c_{t+1}/c_t)^{-\gamma}]$  之預期值。根據定義, 若消費成長率近似於實質利率, 且  $\gamma$  值接近於 1, 則  $k$  值可能接近於 0, 但確實數字須由分配函數才能算出。係數  $\gamma$  值之選擇是

<sup>21</sup>以上之推導, 參見 Hall (1988), 頁 340-430。

<sup>22</sup>國民所得帳中另有耐久財、非耐久財等分類之消費資料, 但從 1971 年起才有數字, 故無法加以利用。

表4. Fisher 效果之迴歸分析

期間	利率	常數項	$E_t[r_t]$	$E_t[\pi_t]$	$R^2$	D.W.
1955–1986	商銀利率	82.426 (0.363)	-14.295 (-0.339)	-4.279 (-0.336)	.043	1.603
	民間利率	77.452 (0.492)	-10.674 (-.373)	-2.968 (-.364)	.154	1.717
1955–1971	商銀利率	17.196 (1.001)	-1.276 (-.894)	0.806 (-.073)	.343	1.854
	民間利率	52.354 (1.090)	-6.213 (-1.014)	-1.135 (-.299)	.330	1.856
1973–1986	商銀利率	2.533 (0.139)	1.508 (0.084)	0.916 (-.089)	.050	1.148
	民間利率	28.213 (4.264)*	-.786 (-1.129)	0.343 (-1.923)	.402	0.989

說明：以兩階段最小平方法進行分析。各係數估計值下括弧內之數字為  $t$  值， $E_t[r_t]$  與  $E_t[\pi_t]$  變數之虛無假設為係數估計值等於 1，其他各變數下之  $t$  值，虛無假設為估計值等於零。\* 表示在 5% 水準下，虛無假設不能成立。

另一個問題。現有之文獻中，以美國資料所作之各種估計雖然彼此並不完全相同，但有不少研究結論是  $\gamma$  值接近於 1。<sup>23</sup> 表 4 即為假設  $\gamma = 1$  之迴歸結果。我們另外以  $\gamma = 3$  作分析，結果與表 4 類似。

表 4 之迴歸結果顯示，各樣本期間內在 5% 顯著水準下，我仍無法棄卻  $E_t[r_t]$  與  $E_t[\pi_t]$  係數估計值等於 1 之虛無假設。常數項部分除了最末一式之外，我們無法棄卻係數估計值等於 0 之虛無假設。但若依據表 2 之結果，在 1955–1971 樣本期間內， $E_t[\pi_t]$  係數之估計值應接近於 0。若以此為虛無假設， $t$  值分別為 -0.501 與 -0.874，表示在 5% 水準下亦不能棄卻虛無假設。另外，1973–1986 樣本期間之 D.W. 值顯示殘差項可能具有一階自我相關之性質。但是，迴歸結果發現， $\rho$  值並不顯著異於 0，因此表 4 只列出未經調整之結果。

表 4 顯示，在 5% 水準下， $E_t[r_t]$  與  $E_t[\pi_t]$  係數之估計值並不顯著異於 1。因此，戰後時間各段期間實際資料與 Fisher 效果並無違背。但是，如前所述，因為  $E_t[r_t]$  變數值有衡量誤差，其係數之估計值會偏低。<sup>24</sup> 假設校正此項估計偏低之後，原來的結論依舊成

<sup>23</sup>參見 Hall (1989)，頁 168–71。

<sup>24</sup>偏低程度和衡量誤差的變異數與預期實質利率的變異數之比值有關。

立,則實際資料不能否決本節預期實質利率之推估方法以及 Fisher 效果之雙重檢定。

## 5 結語

本文以台灣長期的利率與物價資料驗證 Fisher 效果是否成立。若假設預期實質利率為固定,第3節的迴歸結果發現各時期之實際資料與理論模型並不完全一致。第4節裡,我們進一步以跨期消費選擇模型推估預期實質利率,並加入迴歸式中,結果發現戰後時期的利率與物價資料與 Fisher 效果之預測並無不吻合之處。以迴歸結果來看, Fisher 效果能夠解釋戰後時期名目利率之變動。但是,第4節用來推估預期實質利率之跨期消費理論本身,在實證上並未完全得到支持,因此以上之結果應視為只是初步結論。

本文的實證分析,重點之一是擺在戰前與戰後之比較。日治時期,1919年以前的物價只有年平均數字,因此迴歸分析時,我們全部以年資料為之。戰後從1946年開始,物價膨脹率或名目利率都有月資料。因此,未來值得進一步探究的,是以較短期的資料進行驗證。其中,戰後初期的惡性物價膨脹期間,實質利率的變動應該遠小於名目利率與物價膨脹率的變動。此段時期之迴歸結果特別值得參考。

本文之實証分析應用理性預期假說以推估預期物價膨脹率及實質利率。Barsky and De Long (1991) 利用歷史文獻分析第一次世界以前英美兩國的物價與世界黃金產量的關係,發現以事後資料所估計的計量模型,和事前經濟個體的預期行為有明顯差異。換句話說,理性預期假說的論斷並不正確:消費者的主觀預期和計量模型的推估結果並不相符。因此,他們主張以實際的資料直接估計消費者對物價膨脹率之預期。但是,在台灣要尋找可用以直接衡量主觀預期的資料,可能不容易。

如第2節所述,日治時期以來台灣的金融市場深受到人為干預。在大部分時期,利率的高低直接受到央行的管制。人為的利率管制對於利率及物價膨脹率的關係,到底有多大影響? 如果我們能蒐集到真正的民間借貸利率,並拿來和金融市場的利率相互比較,其結果應有助於解釋本文的實証結果。

## 參考文獻

- 大藏省昭和財政史編集室 (1960)《昭和財政史》，第 15 卷，東京：東洋經濟新報社（日文）。
- 台灣經濟年報社刊行會（編）（1942）《台灣經濟年報》（昭和 17 年版），東京：國際日本協會（日文）。
- 吳聰敏（1989）〈季節性變動與恆常所得理論〉，《經濟論文叢刊》，17:1, 43–60。
- 吳聰敏（1991）〈1910 年至 1950 年之間台灣地區國內生產毛額之估計〉，《經濟論文叢刊》，19:2, 127–175。
- 吳聰敏、高櫻芬（1991）〈台灣貨幣與物價長期關係之研究：1907 年至 1986 年〉，《經濟論文叢刊》，19:1, 23–71。
- 吳耀輝（1959）《台灣省通志稿，經濟志金融篇》，台北：台灣省文獻會。
- 林維義（1986）〈我國貨幣市場之現狀〉，載於《貨幣市場十年》，台北：中興票券金融公司。
- 涂照彥（1991）《日本帝國主義下的台灣》，台北：人間出版社。（李明俊漢譯。）
- 後藤新一（1971）《日本的金融統計》，東京：東洋經濟新報社（日文）。
- 高橋龜一（1938）《現代台灣經濟論》，東京：千倉書房（日文）。
- 袁穎生（1984a）〈台灣之利率管理的演進〉，《台灣銀行季刊》，35:2, 81–92。
- 袁穎生（1984b）〈台灣自光復至民國五十年間之銀行利率〉，《台灣銀行季刊》，35:2, 93–128。
- 袁穎生（1985）〈台灣於中央銀行復業後之銀行利率〉，《台灣銀行季刊》，35:3, 100–133。
- 袁穎生（1986a）〈台灣之民間借貸利率—綜括分析〉，《台灣銀行季刊》，37:1, 46–85。
- 袁穎生（1986b）〈台灣之民間借貸利率—地區差異〉，《台灣銀行季刊》，37:3, 64–110。
- 陳榮富（1956）《六十年來台灣之金融與貿易》，台北：三省書局。
- 楊承厚（1986）〈台灣地區之利率自由化〉載於《貨幣市場十年》，台北：中興票券金融公司。
- 《臺灣私法》（1909）第 3 卷，臨時臺灣舊慣調查會第一部調查三回報告書，（陳金田漢譯），南投：臺灣省文獻委員會，1993 年。

- Barsky, Robert B. (1987) "The Fisher Hypothesis and the Forecastability and Persistence of Inflation," *Journal of Monetary Economics*, 19: 3–24.
- Barsky, Robert B. and De Long, J. Bradford (1991) "Forecasting Pre-World War I Inflation: The Fisher Effect and the Gold Standard," *Quarterly Journal of Economics*, 815–836.
- Barthold, Thomas A. and Dougan, William R. (1986) "The Fisher Hypothesis Under Different Monetary Regimes," *The Review of Economics and Statistics*, 674–679.
- Fama, Eugene (1975) "Short-term interest rates as predictors of inflation," *American Economic Review*, 65, 269–82.
- Fisher, Irving (1930) *The Theory of Interest Rate*, New York: Macmillan.
- Friedman, Milton and Schwartz, Anna J. (1976), "From Gibson to Fisher", *Explorations in Economic Research*, 3: 288–289.
- Friedman, Milton and Schwartz, Anna J. (1982) *Monetary Trends in the United States and the United Kingdom, 1867–1975*, Chicago: The University of Chicago Press.
- Haliassos, Michael and Tobin, James (1990) "The Macroeconomics of Government Finance," in Friedman, Benjamin M. and Hahn, Frank H., eds. *Handbook of Monetary Economics*, vol. II, 889–959, Amsterdam: North-Holland.
- Hall, R.E. (1988) "Intertemporal Substitution in Consumption," *Journal of Political Economy*, 96:2, 339–357.
- Hall, R.E. (1989) "Consumption", in Barro, Robert J., ed. *Modern Business Cycle Theory*, 153–177.
- Lucas, Robert E. (1980) "Two illustrations of the Quantity Theory of Money," *American Economic Review*, 70:5, 1005–1014.
- McCallum, Bennett T. (1984) "On Low-Frequency Estimates of Long-Run Relationships in Macroeconomics," *Journal of Monetary Economics*, 14: 3–14.
- Nelson, Charles R. and Schwert, G. William (1977) "Short-term Interest Rates as Predictors of Inflation: On Testing the Hypothesis That the Real Rate of Interest Is Constant," *American Economic Review*, 67, 478–86.

- Shiller, Robert J. and Siegel, Jeremy J. (1977) "The Gibson Paradox and Historical Movements in Real Interest Rate," *Journal of Political Economy*, 85, 897–907.
- Summers, Larry H. (1983) "The Nonadjustment of Nominal Interest Rate: A Study of the Fisher Effect", in Tobin, James, ed., *Macroeconomic Prices and Quantities: Essay in Memory of Arthur Okun*, Washington: Brookings Institute.
- Takekoshi, Yosaburo (1907) *Japanese Rule in Formosa*, New York: Longmans, Green, and Co. (Translated by George Braithwaite.)
- Wallace, Myles S. and Warner, John T. (1993) "The Fisher Effect and the Term Structure of Interest Rates: Tests of Cointegration," *The Review of Economics and Statistics*, 320–324.

## 資料附錄

表 1. 名目利率: 1899–1986

期間	(1) 東京 貼現率 (年底)	(2) 東京 貼現率 (最低)	(3) 台銀 貼現率 (年底)	期間	(4) 台銀 貼現率 (年底)	(5) 商業銀行 質押利率 (年底)	(6) 民間市場 信用放款 (年底)	(7) 民間市場 質押放款 (年底)
1899	8.5	6.9	10.95	1946	5.48	16.43		
1900	10.6	8.5	14.97	1947	18.00	16.43	171.6	
1901	10.5	10.5	13.87	1948	24.00	98.55	300.0	
1902	6.6	6.6	11.68	1949	46.80	100.80	208.8	180.0
1903	5.3	5.1	7.30	1950	41.40	39.60	144.0	126.0
1904	5.8	5.3	9.13	1951	41.40	54.00	126.0	108.0
1905	6.9	5.8	8.76	1952	36.00	36.00	79.2	66.0
1906	5.8	5.1	8.76	1953	21.60	27.00	51.6	39.6
1907	6.2	5.8	8.03	1954	18.00	23.40	49.2	37.2
1908	7.3	6.6	9.13	1955	18.00	21.60	54.0	43.2
1909	4.2	3.5	4.75	1956	18.00	21.60	46.8	39.6
1910	3.7	3.1	4.02	1957	18.00	19.80	43.2	36.0
1911	4.4	3.7	4.38	1958	18.00	19.80	39.6	36.0
1912	6.2	4.7	6.57	1959	18.00	18.00	46.8	39.6
1913	6.6	5.8	7.67	1960	18.00	18.00	46.8	39.6
1914	6.6	5.7	7.67	1961	14.40	16.20	32.4	28.8
1915	2.9	2.7	5.11	1962	12.96	15.84	32.4	28.8
1916	4.0	2.9	4.75	1963	11.52	14.04	28.8	25.2
1917	5.1	2.6	5.11	1964	11.52	14.04	25.2	21.6
1918	5.5	5.1	5.84	1965	11.52	14.04	28.8	21.6
1919	5.5	5.5	6.57	1966	11.52	14.04	25.2	21.6
1920	5.5	5.5	9.49	1967	10.80	13.32	25.2	21.6
1921	4.7	4.0	7.30	1968	11.88	13.32	28.8	21.6
1922	7.3	4.7	9.49	1969	10.80	13.32	28.8	21.6
1923	6.2	6.0	9.13	1970	9.80	12.60	22.1	20.8
1924	7.3	6.6	9.49	1971	9.25	12.00	21.6	20.6
1925	6.6	5.7	9.13	1972	8.50	11.25	21.8	21.5
1926	6.6	6.2	8.76	1973	10.75	13.25	23.4	23.0
1927	3.9	3.9	7.67	1974	12.00	14.75	29.3	28.6
1928		2.9	7.30	1975	10.75	13.00	26.4	25.7
1929		2.9	6.94	1976	9.50	11.75	27.6	26.5
1930		3.1	6.94	1977	8.25	10.50	25.6	25.0
1931		3.7	6.94	1978	8.25	10.50	27.2	26.3
1932		3.8	5.48	1979	11.00	13.50	30.1	29.2
1933		3.5	6.21	1980	11.00	13.50	31.3	30.2
1934		3.2	5.84	1981	11.75	13.00	30.1	29.2
1935		3.1	5.48	1982	7.75	9.00	27.7	26.9
1936		3.3	5.11	1983	7.25	8.50	26.8	25.6
1937		3.3	4.38	1984	6.75	8.00	25.9	24.5
1938		2.5	4.38	1985	5.25	6.25	24.5	23.5
1939		2.8	4.38	1986	4.50	5.00	22.0	20.9
1940		2.9	3.65	1987	4.50	5.00	21.1	19.8
1941		2.6	3.29					
1942		3.7	3.65					
1943		3.7	3.65					
1944		3.3	3.29					
1945		3.3	4.02					

說明: 各利率數字單位為年息%。欄 (1) 數字來源為日本經濟統計總觀 (1930), 東京: 昭日新聞社。欄 (2) 數字為各年中的最低利率, 資料來源為本邦主要經濟統計 (1966), 東京: 日本銀行統計局。欄 (3)–(4) 數字來源, 請見袁穎生 (1985), 頁 130–131。欄 (4) 台銀貼現率 1961 年開始為央行貼現率。欄 (5) 數字取自袁穎生 (1984, 1985) 之分析。欄 (6)–(7) 利率數字來源, 請見袁穎生 (1986), 頁 52–54。