

國立政治大學社會科學學院

財政學系碩士論文

指導教授：羅光達 博士

以家庭收支調查報告分析消費的不對稱行為



研究生：葉佳宜

中華民國一〇二年六月



## 謝詞

撰寫謝詞或許是成為研究生涯中最期待的時刻，但在這一刻竟這麼令人百感交集。在 2011 年的秋天成為財政所的碩士生，幸運的應徵上了光達老師的助理，當時新鮮人戰戰兢兢的心情到現在仍記憶猶新，光達老師的堅持與專業讓我明白要用最認真的態度去面對每一件事情，人與人之間的相處要有禮也要有情，衷心的感謝光達老師的兩年來的指導，這樣的學習必能讓我的人生更加具有意義。其次，感謝我的口試委員李顯峰教授與陳香梅教授，感謝您們百忙之中撥空審查我的論文，並且提供了許多寶貴的意見，讓此論文可以愈趨完善。

還要感謝萬能的紫瑜學姊、認真的文軒學長和雅婷學姊的冷笑話，總是能讓辦公室裡充滿著歡笑，容易緊張的情緒輕易就能得到舒緩，感謝學長姊給予的安慰、引導與歡笑。帥氣的登登和英州，謝謝你們給予的幫助與包容，你們真的好重要，親愛的芷璇、淑慧、孟芸、訓嘉、勝傑，好多快樂的回憶都與你們一起度過，真的好幸運有你們的陪伴。另外，特別感謝紫瑜學姊讓我了解如何使用家庭收支資料庫及倚欣學姊的研究方法的使用，還有養成我健康的體態的連賢明老師，始能讓此篇論文能夠順利完成。

最後，感謝家人無私的包容與栽培，無助的時候你們總是給予最大的安慰與支持，謝謝父親與母親的愛護，謝謝親愛的妹妹們，你們歡笑總為我帶來快樂。謹以此篇論文，獻給親愛的家人們，與你們分享讓我的碩士學位更具意義。

葉佳宜 謹誌

中華民國一百零二年七月



## 摘要

本文主要研究總體景氣波動對於家戶消費之影響效果，並進一步探討總體景氣於繁榮期與衰退期波動對家戶消費影響是否一致。使用行政院主計總處所提供 1979 年至 2011 年之「台灣地區家庭收支調查報告」，共 33 年度的家戶消費資料。由於樣本為時間序列資料，可能受到重大的經濟因素影響，使得過去消費和現在的費之間的關係發生變化，造成迴歸關係中參數改變，故加入「結構轉變」(structural changes or structural breaks) 檢定分析。除了探討總體家戶消費之外，亦將整體資料依家庭可支配所得分組，藉以了解不同所得分配的家戶消費之間差異。

本文研究方法使用普通最小平方法 (ordinary least square, OLS) 複迴歸模型進行實證分析，分別針對總體景氣波動與家戶消費是呈現正循環或反循環關係，與總體景氣波動之繁榮期和衰退期間對家戶消費的影響程度是否有不對稱之影響作驗證，兩大部分別建構兩組模型。主要結論為以下三個，第一，總體景氣波動對於低所得家戶與總體家戶之消費的影響呈現正循環，且進一步發現景氣繁榮期與衰退期對於家戶消費確實存在不對稱影響。第二，由其他相關變數發現，總體家戶與高所得家戶存在財富效果，擴張性貨幣政策有效，而低所得家戶需藉由所得重分配政策才能有效改善家戶消費情況。最後，結構性轉變實證結果顯示，總體家戶與高所得家戶之消費顯著存在結構性轉變，而低所得家戶則不存在結構性轉變。

關鍵詞：總體景氣波動、家戶消費、不對稱影響



# 目 錄

<b>第壹章 緒論</b> .....	<b>1</b>
第一節 研究背景與動機.....	1
第二節 研究目的.....	4
第三節 研究架構與流程.....	5
<b>第貳章 文獻回顧</b> .....	<b>7</b>
第一節 消費相關之文獻.....	7
第二節 不對稱之文獻.....	10
<b>第參章 我國景氣與消費概況</b> .....	<b>13</b>
第一節 歷年景氣概況.....	13
第二節 歷年消費概況.....	17
<b>第肆章 實證模型</b> .....	<b>21</b>
第一節 資料來源與變數設定.....	21
第二節 資料處理.....	26
第三節 模型設定.....	29
<b>第伍章 實證結果</b> .....	<b>33</b>
第一節 結構轉變檢定結果.....	33
第二節 單根檢定結果.....	35
第三節 相關係數分析.....	37
第四節 總體景氣波動對消費之實證結果分析.....	39
<b>第陸章 結論與建議</b> .....	<b>47</b>
第一節 結論.....	47
第二節 建議.....	50
<b>參考文獻</b> .....	<b>51</b>

## 表 目 錄

表 2.1.1 家戶消費相關文獻摘要.....	9
表 3.2.1：歷年平均每戶可支配所得與平均每戶消費支出表.....	19
表 3.2.2：1994 年至 2010 年台灣地區家庭實質消費支出結構.....	20
表 5.1.1：移動式 CHOW 檢定結果.....	33
表 5.2.1：各變數 ADF 單根檢定結果.....	35
表 5.3.1：總體家戶之相關係數分析結果.....	37
表 5.3.2：低所得家戶之相關係數分析結果.....	38
表 5.3.3：高所得家戶之相關係數分析結果.....	38
表 5.4.1：總體景氣波動影響各家戶消費之實證結果.....	40
表 5.4.2：總體景氣波動不對稱影響各家戶消費之實證結果.....	44
表 5.4.3：各組家戶家戶消費實證結果.....	46





## 圖 目 錄

圖 1.1.1：各年消費支出占 GDP 比率趨勢圖.....	2
圖 1.1.2：各年平均每人消費年增率、GDP 年增率趨勢圖 .....	3
圖 3.1.1：景氣對策燈號與實質國民生產毛額成長率趨勢圖.....	13
圖 3.1.2：1960 年至 2011 年實質國內生產成長率趨勢圖.....	14
圖 3.2.1：歷年我國平均每人消費支出與平均每人 GDP 趨勢.....	17





# 第壹章 緒論

## 第一節 研究背景與動機

消費是日常生活中頻繁且重要的經濟行為之一，所以在學術研究中家戶所得與家戶消費通常可以用來作為經濟福利的指標，Cutler and Katz (1992) 認為恆常所得 (Permanent Income) 或消費比當期所得更適合用來衡量家戶之間的經濟資源分配。故我國政府自 1964 年開始進行辦理「家庭收支調查」，成為學術研究與各機關實證資料的來源。

我國行政院主計總處在 2012 年 8 月 31 日發布的國情統計通報第 168 號指出，<sup>1</sup>依據家庭收支調查報告統計分析發現，2011 年台灣平均每戶消費支出為新台幣 72.9 萬元，若剔除每戶人數縮減的因素後，2011 年平均每戶每人消費支出為新台幣 22.2 萬元。然而，根據日本總務省公佈統計數據指出，2013 年 4 月份日本所有家庭平均消費支出約為 304,382 日圓，相當於新台幣 91.3 萬元，兩國家戶消費相差將近新台幣 20 萬元。

除此之外，消費支出也是 GDP 支出面的主要項目，穩定的消費成長即是維持經濟穩定成長因素，可為總體經濟帶來正面的貢獻，但是近年來我國消費支出占 GDP 比率來卻有下降的趨勢。圖 1.1.1 即為我國各年度消費支出占 GDP 比率趨勢，1998 年至 2005 年之間，消費支出占 GDP 比率約在 60% 以上，自 2005 年開始消費支出占 GDP 比率逐年下降，至 2011 年降至約為 56%。可由世界銀行所統計的家戶消費支出占 GDP 比率

<sup>1</sup> 參考資訊：國情統計通報第 168 號，<http://www1.stat.gov.tw/public/Data/2831162171.pdf>。

(Household final consumption expenditure) 資料顯示，<sup>2</sup>2011 年美國為 72%，英國為 64%，日本為 60%，韓國為 53%，與各國相比較之下，我國消費支出占 GDP 比率是屬於偏低的情況。除此之外，亦可觀察各年平均每人消費年增率的歷年波動趨勢（如圖 1.1.2），可以發現平均每人消費年增率也出現逐年下降的情況。

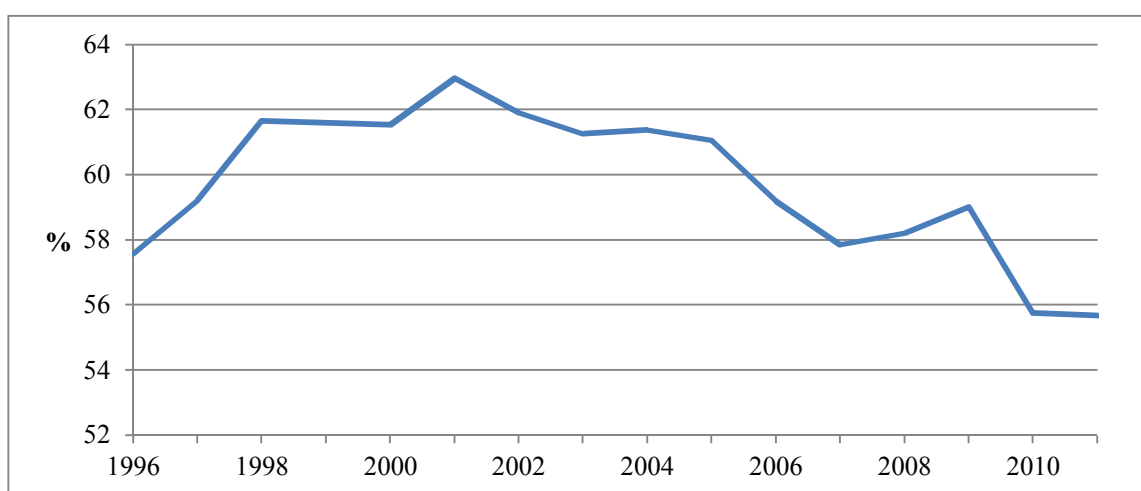


圖 1.1.1：各年消費支出占 GDP 比率趨勢圖

游麗君（2011）指出主要原因是由於近年來我國出現就業不足及薪資成長停滯的情況，使得多數國人對於未來所得抱持保守態度，進而減少消費支出。特別是在 2001 年以及 2009 年出現明顯的下降，此兩年度之平均每人消費年增率出現負值，分別為-0.04%與-0.83%。陳畊麗（2007）研究進一步指出，民間消費自 2001 年後明顯下降，消費疲弱的原因不僅只是景氣波動的原因，亦有源自國內薪資成長緩慢、失業率攀升、人口年齡結構轉型、所得分配不均等長期整體結構性因素轉變的影響。2008 年美國在信用氾濫的背景下，房利美及房地美的次級房屋信貸危機，導致在 2009 年全球性的金融風暴，世界各國經濟無一不受到影響，冰島甚至傳出破產

<sup>2</sup> 參考資訊：世界銀行統計之家戶消費支出占 GDP 比率(Household final consumption expenditure)，<http://data.worldbank.org/indicator/NE.CON.PETC.ZS>。

危機。台灣，經濟成長率出現負值，為-1.81%，失業率高達 5.85%，儘管政府在當年發放新台幣 3600 元的「振興經濟消費券」，但實施效果也未如預期，民眾紛紛減少消費，使得 2009 年平均每人消費年增率仍然是出現負成長。

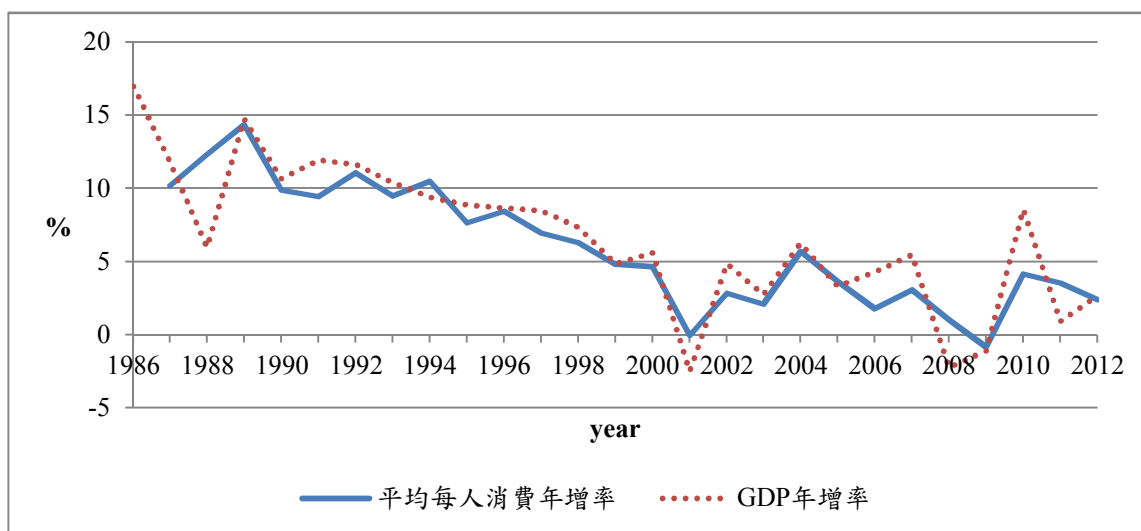


圖 1.1.2：各年平均每人消費年增率、GDP 年增率趨勢圖

除此之外，在觀察圖 1.1.2 平均每人消費年增率及 GDP 年增率趨勢圖，雖然兩者大致呈現同向變動關係，但可以發現波動幅度卻出現不一致。當景氣繁榮時，平均每人消費年增率在最高發生在 1989 年，有 14.28% 的成長幅度，但景氣衰退時，2001 年平均每人消費年增率只有 -0.83%，猜測消費支出在不同的景氣情況下可能存在不一致的波動幅度。

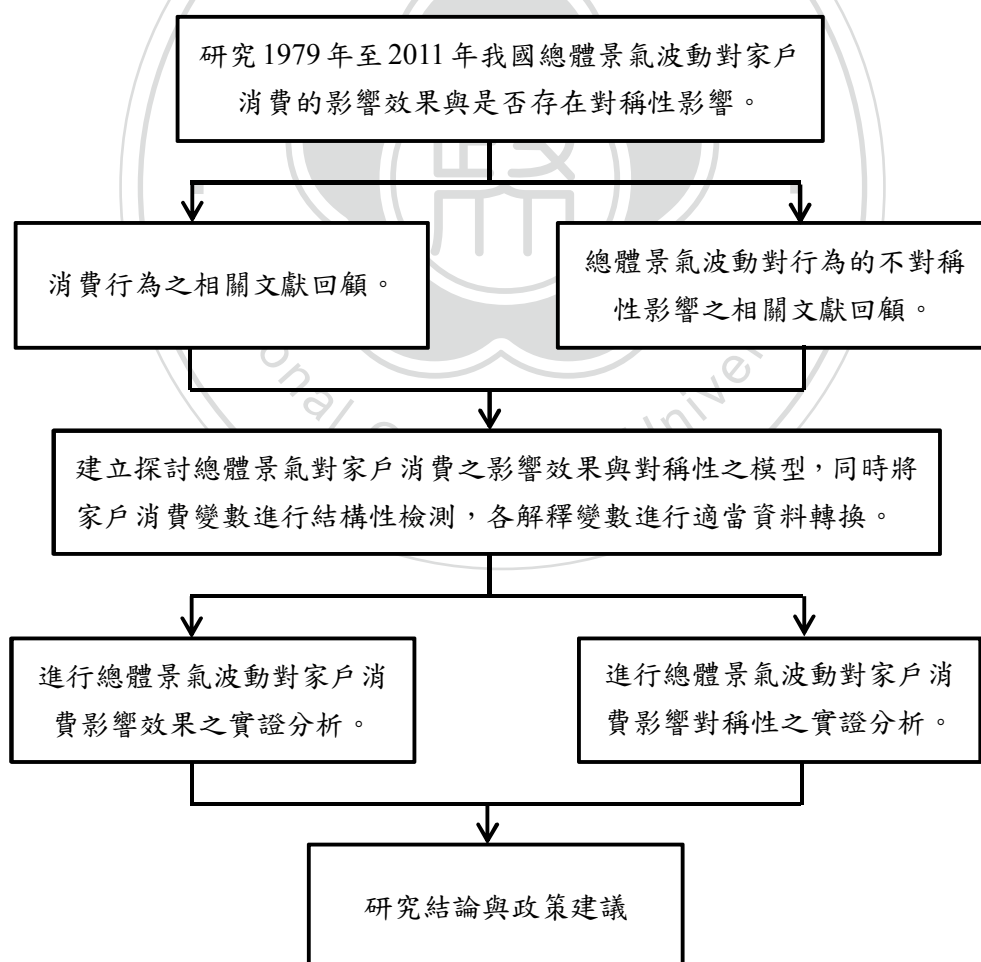
## 第二節 研究目的

本文研究目的為分析總體經濟景氣波動對於家戶消費行為之影響，確認總體景氣波動對於家戶消費的影響方向後，接著探討總體景氣於繁榮期與衰退期間對家戶消費行為影響是否一致。由於本文使用 1979 年至 2011 年之時間序列資料，樣本時間長達 33 年，此期間可能受到重大的經濟因素影響，合理的懷疑在此期間可能出現結構性變動，故加入結構性變化的討論。

郭炳伸與鍾景亭（2002）探討總體景氣波動如何影響國人對於非耐久財的消費行為，驗證恆常所得假說是否成立。假設消費受限於消費者向金融機構的借貸行為難易程度，借貸難易程度又受到總體景氣波動所影響。當景氣繁榮時，工作機會相對高，金融機構預期借款者未來還款能力相對較高，故放款行為會趨於寬鬆，當期所得增加，消費增加；相反的，當景氣衰退時，金融機構預期借款者未來還款能力相對較低，為避免呆帳累積，使得放款行為趨於保守，當期所得下降，消費減少。假若家戶消費確實會受到景氣波動所影響，更進一步探討家戶消費是否會因景氣繁榮期或衰退期使得波動程度有所不同，本文研究目的之一便是透過台灣家戶消費來觀察此現象是否確實存在，除此之外，試圖將家戶消費依據所得分組，探討不同所得組之間的差異。更進一步，若政府想要推動擴張性政策藉以提高消費時，應該是選在景氣繁榮期抑或是在景氣衰退期推出時效果較好，也可依據不同景氣時點對消費不對稱的影響程度設計不同的政策應對。

### 第三節 研究架構與流程

本文共可分為六章，各章節研究架構如下：第壹章為緒論，針對研究主題進行概略性敘述；第貳章為文獻回顧，分別對消費行為與不對稱影響之文獻整理；第參章為我國景氣與消費概況，針對我國景氣概況與消費趨勢做簡單的敘述；第肆章研究方法，介紹本文所採用之資料來源、估計方法、變數定義與模型設定；第伍章為實證結果，依據前述之模型，進行實證迴歸分析；第陸章為結論與建議，根據本文對消費之估計做出結論，並提出建議。







## 第貳章 文獻回顧

本章將以過去文獻為基礎，進一步探討景氣波動對於消費之不對稱影響。第一節先回顧消費相關文獻，第二節則是討論不對稱相關之文獻。

### 第一節 消費相關之文獻

關於台灣總體消費支出的文獻，扈永安（1982）檢驗台灣民間消費函數，結果發現消費函數最主要受到可支配所得與前一期的消費所影響，短期消費支出顯著受到各期經濟景氣影響，長期消費支出則是主要受到物價水準。王春輝（1997）得到相同的結論，無論是在金融自由化前後，可支配所得與前一期的消費是影響消費最主要的因素。陳啟超（2010）討論總體經濟變數對於台灣民間消費的影響，主要研究結果顯示 GDP、出口、M1B、M2、失業率皆與民間消費呈現雙向因果關係；GDP、M1B、M2 對民間消費呈顯著正向影響，出口則是呈現負向影響。

若以消費總和支出進行迴歸分析，估計之係數僅能代表各解釋變數對於平均的消費支出的影響，無法清楚觀察到消費變動產生差異的成因，因此陳英哲（2009）使用 2006 年的家庭收支調查報告，觀察所得不均度差異對於家戶消費支出的影響。除了使用最小平方法與 Tobit 模型估計對於平均家戶消費的影響外，亦採取分量迴歸模型進行不同消費分量的核心家庭進行研究，將各家戶進行依消費支出分組，消費支出又為細分為食品、酒精性飲料、菸草……等七項消費支出項目。主要結果發現，核心家庭在食品、酒精性飲料、旅遊消費支出隨著所得不均度差異擴大而增加；然而，所得不均差異程度越大，高消費家庭會傾向增加更多的消費支出。

若由研究消費支出結構的文獻來看，李黃照與林旗銘（2009）研究台灣民眾外食消費支出的主要原因，結果顯示家庭所得有決定性的影響。游慧光等人（2007）使用台灣與 23 個 OECD 國家資料，醫療支出為被解釋變數，GDP、人口老化與醫師誘發需求為解釋變數，結果顯示所有樣本國家的平均醫療支出所得彈性為 1.17，台灣的醫療支出彈性約為 1.3 至 1.4，顯示台灣醫療支出高於 OECD 的平均值。教育消費支出的文獻著重於性別的差異是否影響子女教育成就，駱明慶（2001）實證結果顯示，自 1960 年後出生的子女上大學的機率已經與性別無關；李巧琳（2001）研究發現，父母特性對於子女所獲得的人力資本投資有決定性的影響，但是隨著經濟發展，影響程度有逐漸下降的趨勢。

除此之外，亦有研究關注不同所得分配的家戶消費行為，詹滿色（2005）依政府頒訂之中、低收入戶之標準將家戶單位分為低收入群、中低收入群、中高收入群，探討此三類家戶之家戶消費結構與食品類需求，並加以估計需求彈性。研究結果顯示，中高收入戶在食品類支出較其他兩類家戶更具有彈性，進一步探討食品費支出的細項時，發現中高收入戶卻在主食費、水果費、菸草及在外伙食費等的食品支出較其他兩類家戶來的不具有彈性。

國外文獻方面，Gounder（2012）試圖利用教育程度、人口與地理區位來解釋斐濟的家戶消費與貧窮的關係，使用普通最小平方法估計，結果顯示提高教育程度、偏遠地區的農業成長策略與勞動力的適當配置皆有助於減少貧窮提高家戶消費。ASTAR（2012）分析土耳其的家戶消費情況，除了使用家庭社會經濟變數之外，加入了地理區位的探討，結果顯示平均而言，年齡對於家戶消費呈現正向影響，在市區的情況也是如此，但在對於偏遠地區的家戶而言，卻是呈現負向影響。性別變數而言，男性的消費支

出低於女性的消費支出。

表 2.1.1 家戶消費相關文獻摘要

作者 (年代)	資料來源與資料型態	研究方法	主要結論與發現
ASTAR (2012)	Turkey Cross section data (2009)	Quantile regression model、消費 分組	平均而言，年齡對於家戶消費呈現正向影響，在市區的情況也是如此，但在對於偏遠地區的家戶而言，是呈現負向影響。性別變數而言，男性的消費支出低於女性的消費支出。
Gounder (2012)	Fiji Panel data (2002-2003)	Ordinary least square	提高教育程度、偏遠地區的農業成長策略與勞動力的適當配置皆有助於減少貧窮提高家戶消費。
詹滿色 (2005)	家庭收支調查報告 Cross section data (1994、2005)	Two-stage demand system	中高收入戶在食品類支出較其他兩類家戶更具有彈性，就食品費支出的細項來看，中高收入戶卻在主食費、水果費、菸草及在外伙食費等的食品支出較其他兩類家戶來的不具有彈性。
陳英哲 (2009)	家庭收支調查報告 Cross section data (2006)	Tobiti model Quantile regression model、消費 分組	食品、酒精性飲料、旅遊消費支出隨著所得不均度差異擴大，核心家庭平均消費支出增加；所得不均差異程度越大，高消費家庭會傾向增加更多的消費支出。

## 第二節 不對稱之文獻

在討論不對稱行為議題時，多數文獻會以一總體經濟變數作為景氣指標，觀察經濟社會行為是否會因為景氣波動產生不一致的情況。Wu and Cheng (2010) 探討總體景氣波動是否對於死亡率與自殺率的影響有對稱效果。使用美國 1951 年至 2005 年的資料，以失業率作為總體經濟指標。實證結果顯示，總體景氣對於死亡率的影響是對稱的，然而對於對自殺率的影響是不對稱的，景氣繁榮時自殺率減少的幅度大於景氣衰退時自殺率增加的幅度。

許雯 (2010) 探討總體景氣波動對我國銀行業不良債權比率有顯著影響效果，且更進一步探討總體景氣的繁榮或衰退期間是否出現不對稱影響效果。此外，由於政府為了重整金融市場秩序與降低銀行呆帳比率，在 2001 年開始進行為期兩年的一次金融改革，故作者在 2003 年做時間點的切割，探討一次金融改革推行前後總體景氣波動對銀行業不良債券比率的影響效果是否具對稱性，藉此了解政府對於金融市場的監理及管理是否有實質影響效果。作者利用 1988 年至 2009 年我國總體經濟的時間序列資料，以失業率變動趨勢作為總體經濟指標。實證結果顯示，銀行業不良債券比率與我國總體景氣波動呈反向循環。然而，在一次金融改革前，總體景氣的繁榮或衰退對於不良債券比率的影響程度差異不大；在一次金融改革後，總體景氣的繁榮或衰退確實對於不良債券比率的影響程度出現顯著差異，主要原因來自金融自由化使得各家銀行如雨後春筍般出現，惡性的競爭的情況下各家銀行逾放比率逐年升高，使得受到景氣波動的影響不甚明顯，然而，一次金融改革讓金融市場回歸到應有的波動秩序。

趙倚欣 (2011) 研究台灣家戶捐贈的不對稱行為，結果發現總體景氣

波動顯著影響家戶捐贈行為，而且具有顯著的不對稱情況。就總體家戶捐贈而言，景氣衰退總體景氣波動對於捐贈的影響效果顯著大於景氣繁榮期，亦即景氣衰退時家戶捐贈減少的幅度會大於景氣繁榮時家戶捐贈的增加幅度。除此之外，亦將家戶依所得分組探討不同所得族群的情況，結果顯示不對稱的行為僅發生在中所得組，同樣觀察到，中所得組出現景氣衰退期，總體景期氣波動對於捐贈的影響效果顯著大於景氣繁榮期。

歸納以上的文獻可發現，會先選定總體景氣指標，Wu and Cheng(2010)與許雯(2010)皆以失業率作為總體景氣指標，可預期的是，當景氣繁榮時，廠商獲利情況較多，勞動市場提供較多的工作機會，失業率應該較低；當景氣衰退時，廠商虧損情況較多，勞動市場提供較少的工作機會，失業率應該較高，失業與景氣的繁枯應為負向相關。趙倚欣(2011)則是使用平均每人 GDP 年增率作為景氣指標，當景氣繁榮時，可預期經濟社會總產出增加，平均每人 GDP 亦持續增加，平均每人 GDP 年增率與景氣的繁枯應為正向相關。

接著來探討消費的不對稱行為，Apergis and Miller (2006)使用 1957 年至 2002 年的個人消費 (personal consumption) 季資料，探討美國股票市場價值是否對於消費有不對稱的影響，採用 Error-Correction 模型，以稅後名目勞動所得 (after-tax nominal labor income) 及股票價值 (stock market capitalization) 解釋消費行為。研究結果顯示股票市場價值確實對於人均實質消費 (real per capita consumption) 存在不對稱的影響，更進一步發現股票市場壞消息所影響消費程度大於好消息的影響程度。Holly and Stannett (1995) 驗證英國消費是否存在不對稱性，使用英國 1966 年至 1992 年的季資料，檢定方法是採用 Sichel 在 1993 所提出不對稱循環可分為深度不對稱 (deepness asymmetric) 與陡度不對稱 (steepness asymmetric)。若以

景氣循環來說，景氣衰退的谷底 (troughs) 相對於景氣繁榮的頂峰 (peaks) 來的深時，此不對稱的形式稱之深度不對稱，反之亦然；若景氣衰退期較景氣繁榮期來得陡峭、快速，此不對稱的形式稱之陡度的不對稱。Holly and Stannett 的研究結果顯示英國的消費存在深度不對稱，但陡度不對稱並不顯著。根據張倉耀與王譯賢 (2010) 解釋，深度的不對稱是說明景氣循環的過程中，谷底與頂峰存在不同的行為；然而，陡度的不對稱則是說明在景氣循環的過程中，緊縮期與擴張期存在不同的行為。

國內亦有相關研究，郭炳伸與鍾景亭 (2002) 探討總體景氣波動如何影響國人對於非耐久財的消費行為，驗證恆常所得假說是否成立。作者使用門檻模型 (threshold model)，以總體景氣作為門檻變數，假設消費者追求效用極大化，以當期所得與所得的變動趨勢作為借貸限制條件，觀察總體景氣波動下的消費行為。結論顯示當總體景氣低於某一個門檻值時，非耐久財的消費受到當期所得影響，恆常所得假說不成立；當總體景氣高於某一個門檻值時，非耐久財的消費不受到當期所得影響，恆常所得假說成立。

## 第參章 我國景氣與消費概況

### 第一節 歷年景氣概況

本節就我國歷年景氣做概要式介紹。我國行政院經濟建設委員會為協助政府當局擬定經濟決策，編制景氣對策信號，構成項目包含了與景氣波動較為密切之數值，至 2007 年第六次修訂後，目前有 9 大項，再依據各項目訂出四個檢查值分為五個區間，並分別給予分數。五個區間已可以燈號做表示，藍燈 1 分、黃藍燈 2 分、綠燈 3 分、黃紅燈 4 分及紅燈 5 分，最後每月加總得綜合判斷分數，作為當月的景氣對策信號。圖 3.1.1 為 1986 年至 2011 年景氣對策燈號與實質國民生產毛額成長率趨勢圖可知，實質國民生產毛額成長率與景氣對策燈號的波動方向大致相同，故使用行政院主計總處公布之國民生產毛額，並採取以 2011 年為基期進行物價平減的實質國民生產毛額作為本文判斷景氣之依據。

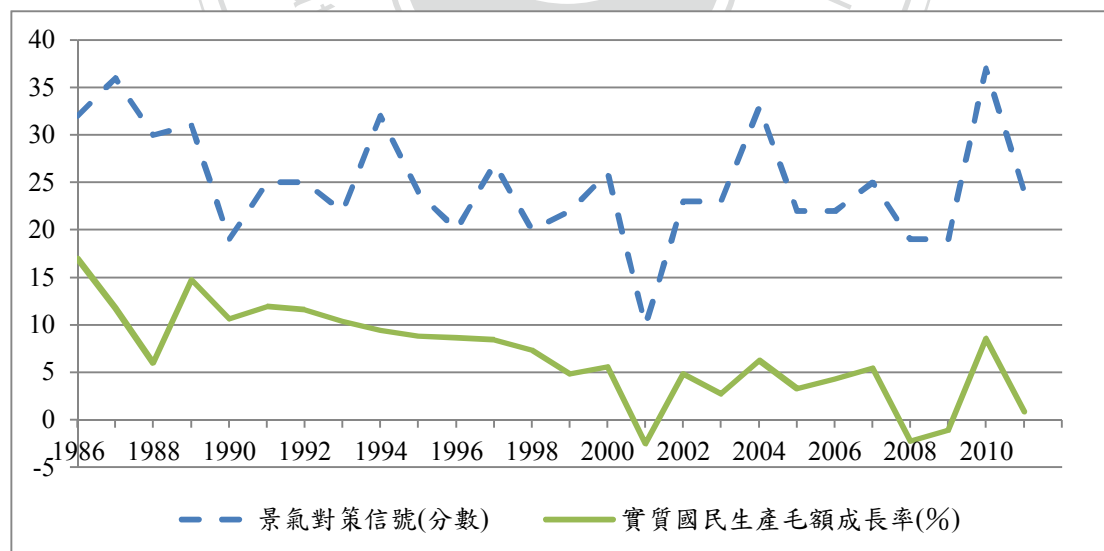


圖 3.1.1：景氣對策燈號與實質國民生產毛額成長率趨勢圖

資料來源：行政院主計總處

可由圖 3.1.2 觀察 1960 年至 2011 年實質國內生產成長率趨勢。1960 年代的台灣，由於 1950 年代的財經政策產生效果，使得 60 年代的經濟處於穩定成長，在政府持續建設的情況下，陸續實施了「第三期台灣經濟建設四年計畫」、「第四期台灣經濟建設四年計畫」、「第五期台灣經濟建設四年計畫」等積極地興建基礎建設，產業朝向「工業取代農業」以及低廉工資代工方向發展，使得出口大幅增加，同時達到穩定物價及經濟發展目標，此年代的實質國民生產毛額平均為 9.86%。

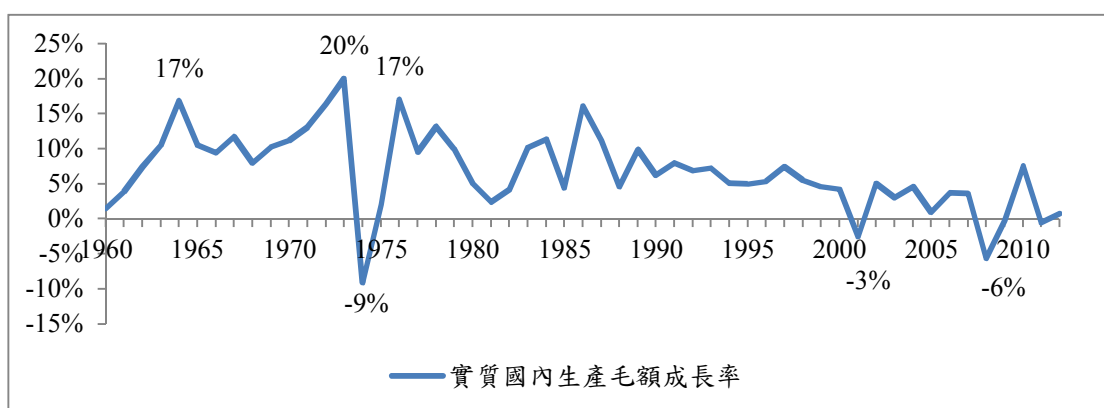


圖 3.1.2：1960 年至 2011 年實質國內生產成長率趨勢圖

資料來源：行政院主計總處

至 1970 年代初期，中華民國宣布退出聯合國，因為面臨了兩次的全球石油危機，在 1974 年出現了嚴重的經濟衰退，經濟成長率僅剩 1.86%，實質國內生產毛額成長率為-9%。面對此危機，政府採行擴張財政政策，最具代表性就為行政院長蔣經國先生提出「十大建設」計畫，包括中山高速公路、桃園中正機場、台中港、縱貫鐵路電氣化等，為近代交通建設打下基石。擴張財政政策的成功，不僅讓台灣渡過石油危機，外銷政策的持續推行促使台灣得到了亞洲四小龍的稱號，此年代的實質國民生產毛額平均為 10.35%。

1980 年代初期，新竹科學工業園區的成立，台灣產業結構開始由勞力密集型的傳統產業轉型為技術密集型的科技產業，民間中小企業蓬勃發展



促使經濟持續成長，此年代的實質國民生產毛額成長率平均為 7.95%。然而在政治情勢上出現了重大的轉變，80 年代中期蔣經國總統宣布解除戒嚴，結束了實施長達 38 年的戒嚴時期，至此台灣朝向民主化與本土化的方向發展。

1990 年代，經濟情勢大致穩定，1995 年以前，經濟成長率皆維持在 6% 至 7%，1996 年李登輝先生成為台灣第一屆民選總統。90 年代後期，經濟情況開始出現波動，1997 年由泰國引發的亞洲金融風暴，亞洲各國無一不受到影響，造成東南亞各國貨幣體系和股票市場劇烈動盪，對美元的匯率大量，外資紛紛由亞洲市場退出，各國開始出現通貨膨脹壓力。儘管如此，相較於其他國家，台灣受影響程度是較輕的，當年度經濟成長率仍可維持在 5.48%。1999 年下半年，發生芮氏規模 7.3 的 921 大地震，使得原本逐漸復甦的景氣，停滯了下來。從 1970 年至 1990 年間台灣經濟處於快速成長階段，呈現高成長、低通膨、低失業的穩定現象，甚至被譽為「經濟奇蹟」的美稱。

2000 年開始，台灣經濟出現多次起伏波動，20 世紀的一開始就國際間風波不斷，網際網路泡沫化讓美國經濟遭受重大打擊，隔年又爆發 911 恐怖攻擊事件，國內經濟亦受牽連。除此之外，2001 年下半年台灣連續的風災肆虐，潭美、桃芝、納莉颱風的侵襲造成嚴重的災情，使得當年甚至出現經濟負成長，實質國民生產毛額成長率為-0.3%。2003 年台灣爆發嚴重呼吸道症候群 (SARS)，人心惶惶，國內消費市場萎靡不振。2004 年逐步走出過去陰霾，國際交易恢復熱絡，國內消費與投資回溫，經濟情況逐漸好轉，至 2008 年次級房貸爆發前，經濟成長率皆可維持在 4% 至 6% 間，是這十年間相對較穩定的期間。

2008 年國內剛經歷第二次政黨輪替，下半年美國爆發次級房貸危機，引發了 2009 年的全球性的金融海嘯，國際油價與糧食價格大幅上漲，正逢台灣產業結構面臨轉型，外國情勢緊張，儘管政府在當年發放新台幣 3600 元的「振興經濟消費券」，國內消費者信心不足，中度颱風-莫拉克帶來的充沛的雨量，重擊南臺灣農業經濟，使得當年度經濟成長率再度出現負成長，約為-1.81%。為活絡與中國大陸經濟活動，2010 年台灣與大陸簽訂海峽兩岸經濟合作架構協議(ECFA)，雖然未完全擺脫金融海嘯的影響，但當年度的經濟成長回升到 10.76%，實質國民生產毛額成長率為 8%。一波未平一波又起，自 2009 年金融海嘯爆發後，世界各國經濟經歷的多次的動盪，2012 年部分歐洲國家陸續因無法償還國家主權債務爆發危機，歐豬四國 (PIGS) 拖垮了原本經濟穩健的歐元區。持續惡化的情況下，全球經濟再次陷入衰退，歐、美股市大跌，台灣亦無法倖免，人民財富減少，消費意願低落，最重要的是，自 2000 年後政府稅收不樂觀，政府赤字隨之惡化，使得總體經濟更不樂觀。

## 第二節 歷年消費概況

根據行政院主計總處公布的資料，我國國人消費支出隨著經濟成長與可支配所得的增加呈現顯著的變化，由圖 3.2.1 可觀察歷年我國平均每人消費支出趨勢，1960 年代的平均每人消費支出約為 5,751 元，2000 年後平均每人消費支出約為 313,777 元，為 1960 年代的 54 倍。

1970 年至 1990 年間經濟快速成長，民間消費與投資也維持穩定且適度的成長，但可由趨勢圖發現，每人平均消費支出分別在 2001 年和 2009 年出現減少，據陳畊麗（2007）研究指出，民間消費自 2001 年後明顯下降，消費疲弱的原因不僅只是景氣波動的原因，亦有源自國內薪資成長緩慢、失業率攀升、人口年齡結構轉型、所得分配不均等長期整體結構性因素轉變的影響。2009 年全球金融風暴，世界各國經濟無一不受到影響，冰島甚至傳出破產危機，台灣經濟成長率出現負成長，失業率高達 5.85%，儘管政府在當年發放新台幣 3600 元的「振興經濟消費券」，但實施效果也未如預期，國內經濟情勢緊張下，民眾紛紛減少消費。

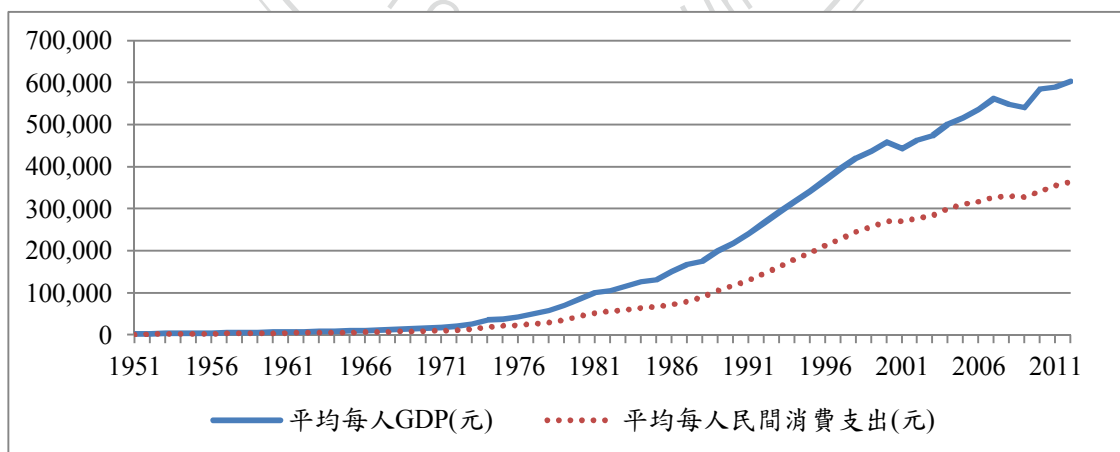


圖 3.2.1：歷年我國平均每人消費支出與平均每人 GDP 趨勢

資料來源：行政院主計總處

若以家戶為單位來觀察，可由下表 3.2.1 歷年平均每戶可支配所得與平均每戶消費支出，無論是在 1970 年代或是 2000 年後，台灣消費支出占可支配所得比率變化並沒有太大改變，約為 70%到 80%之間，2011 年平均每戶可支配所得約為 90.8 萬元，平均每戶消費支出為 72.9 萬元。由年增率來看，平均每戶消費支出明顯的隨著平均每戶可支配所得波動，甚至在部分年度出現消費支出成長率高於可支配所得成長率，尤其發生在 1994 年至 1996 年最為明顯。

此外，亦可發現以家戶為單位時，可能出現過度反應的消費決策，以 2003 年為例，當年度平均每戶消費支出成長率為-0.93%，但當年度平均每戶可支配所得仍較前年成長 0.66%；2008 年美國次級房貸風波爆發後，國內景氣持續了兩年的低迷不振，使得民眾消費趨於保守，然而到了 2010 年，可以發現平均可支配所得其實成長 0.2%，但平均消費支出卻仍然減少了 0.48%。

若從消費支出結構來觀察，根據游麗君（2011）使用 1994 年至 2010 年的家庭收支調報告說明家庭消費支出的轉變，若將支出型態分為食、衣、住、運輸交通與通訊、醫療和保健、娛樂教育和文化服務等（請見表 3.2.2），其中住的支出占總消費比重最大，其次為食的支出，兩者加總總和占平均每戶家庭消費支出的 50%以上，但卻有逐年下降的趨勢。除此之外，隨著國人平均壽命的延長及健康養身概念的普及，使得醫療與保健支出比率上升幅度為歷年來最高；運輸交通及通訊支出則是隨著家庭所得的增加以及電子資訊普及逐漸提高支出比率。

表 3.2.1：歷年平均每戶可支配所得與平均每戶消費支出表

	平均每戶可支配所得		平均每戶消費支出		平均每戶消費支出/平均每戶可支配所得(%)
	原始值(元)	年增率(%)	原始值(元)	年增率(%)	
1976	116,297	14.22	95,714	...	82.30
1977	130,830	12.5	104,640	9.33	79.98
1978	155,737	19.04	122,207	16.79	78.47
1979	188,407	20.98	147,459	20.66	78.27
1980	233,112	23.73	179,687	21.86	77.08
1981	266,439	14.3	199,523	11.04	74.89
1982	275,250	3.31	210,906	5.71	76.62
1983	295,887	7.5	226,234	7.27	76.46
1984	314,245	6.2	243,784	7.76	77.58
1985	320,492	1.99	246,277	1.02	76.84
1986	341,728	6.63	258,474	4.95	75.64
1987	366,487	7.25	275,105	6.43	75.07
1988	410,483	12	302,207	9.85	73.62
1989	464,994	13.28	336,875	11.47	72.45
1990	520,147	11.86	370,323	9.93	71.20
1991	587,242	12.9	411,760	11.19	70.12
1992	639,696	8.93	445,220	8.13	69.60
1993	727,879	13.79	504,133	13.23	69.26
1994	769,755	5.75	545,987	8.3	70.93
1995	811,338	5.4	591,035	8.25	72.85
1996	826,378	1.85	614,435	3.96	74.35
1997	863,427	4.48	634,477	3.26	73.48
1998	873,175	1.13	646,343	1.87	74.02
1999	889,053	1.82	655,282	1.38	73.71
2000	891,445	0.27	662,722	1.14	74.34
2001	868,651	-2.56	657,872	-0.73	75.73
2002	875,919	0.84	672,619	2.24	76.79
2003	881,662	0.66	666,372	-0.93	75.58
2004	891,249	1.09	692,648	3.94	77.72
2005	894,574	0.37	701,076	1.22	78.37
2006	913,092	2.07	713,024	1.7	78.09
2007	923,874	1.18	716,094	0.43	77.51
2008	913,687	-1.1	705,413	-1.49	77.21
2009	887,605	-2.85	705,680	0.04	79.50
2010	889,353	0.2	702,292	-0.48	78.97
2011	907,988	2.1	729,010	3.8	80.29

資料來源：行政院主計總處、本研究整理。

表 3.2.2：1994 年至 2010 年台灣地區家庭實質消費支出結構

單位：%

年別	合計	食	衣	住	運輸交通 與通訊	醫療和保 健	娛樂教育 和文化服 務	雜項支出
1994	100.00	26.05	4.90	30.20	9.87	8.49	13.48	7.00
1995	100.00	25.50	4.60	29.48	10.00	10.37	13.12	6.93
1996	100.00	26.08	4.49	29.88	10.16	9.84	12.97	6.57
1997	100.00	25.74	4.50	29.48	10.42	9.98	13.11	6.77
1998	100.00	25.77	4.48	29.42	10.60	10.32	12.81	6.61
1999	100.00	25.15	4.08	28.93	11.11	10.96	12.96	6.80
2000	100.00	24.21	3.83	29.11	11.37	11.09	13.51	6.88
2001	100.00	24.34	3.64	28.51	11.69	11.53	13.32	6.97
2002	100.00	24.05	3.56	27.42	12.23	12.28	13.52	6.94
2003	100.00	24.00	3.52	27.50	12.12	12.70	13.12	7.03
2004	100.00	23.71	3.47	26.79	12.54	12.91	12.31	7.26
2005	100.00	23.62	3.40	26.95	12.56	13.41	12.99	7.08
2006	100.00	23.51	3.36	26.67	12.35	13.93	12.86	7.33
2007	100.00	24.20	3.27	26.94	12.46	14.30	12.52	6.30
2008	100.00	24.64	3.18	27.31	11.98	14.64	12.49	5.76
2009	100.00	24.18	3.19	26.83	12.73	14.45	12.03	6.60
2010	100.00	24.44	3.23	27.05	12.52	14.39	12.03	6.34

資料來源：游麗君（2011）、行政院主計總處

## 第肆章 實證模型

### 第一節 資料來源與變數設定

#### 一、資料來源

本文使用行政院主計總處所提供之「台灣地區家庭收支調查報告」分析台灣家戶消費是否受景氣因素產生波動的不對稱情況。家庭收支調查報告主要目的在了解台灣個人所得分配發展趨勢，提供政府作為訂定社會發展計畫，改善國民生活品質，達到促進社會福利成長之終極目標。

該調查報告主要以台灣地區具有中華民國國籍之個人及組成家戶為調查對象，調查的項目可分為家戶成員組成、家庭設備及住宅概況、所得收支、消費支出四大類別，收錄家戶的各項訊息，包括家戶各成員的年齡、性別、教育程度、居住地區、行業別、婚姻狀況、家戶人數、家戶的所得、消費及收入金額，甚至各家庭的住宅及現代化軟硬體家庭設備等皆有詳細調查資料。

收支調查是台灣較有系統的抽樣調查，自1964年起，經歷了13個階段，由原先的每兩年舉辦一次，樣本抽取率為全體家庭總戶數之1.3%，轉變為按年辦理，至2011年樣本約有15,875戶。調查方法為訪問調查及記帳調查兩種方法並行。抽樣方法為分層二階段隨機抽樣，依照就業人口產業結構及教育程度對各縣市每一村里進行分層，約為三至六層，第一階段抽樣單位為村里，第二階段則是村里內的家戶。

## 二、變數設定

### 1. 家戶消費 (consume)

指當年度平均每戶消費性支出金額。<sup>3</sup>本文研究時間由 1979 年至 2011 年，約 33 年的台灣家戶消費情形，使用家庭收支調查資料庫所提供之家戶各成員年齡、性別、教育程度等社會經濟背景資訊外，亦使用家戶在各年度的消費性支出。根據 2011 年的家庭支出調查問卷顯示，消費性支出的定義包括食品及非酒精飲料支出、菸酒及檳榔支出、衣著鞋襪及服飾用品支出、住宅服務支出、水電瓦斯及其他燃料支出、家具設備及家務維護支出、醫療保險支出、交通支出、通訊支出、休閒與文化支出、教育支出、餐廳及旅館支出、什項消費支出，消費性支出即為以上 12 大項支出之總計，由於各項支出內容會因為生活型態的改變而有所調整，故本文使用消費性支出總計作為主要研究變數。

### 2. 國民生產毛額 (GDP)

本文使用國內生產毛額 (GDP) 衡量總體經濟情況的指標，定義為在一定的期間內，一國國境內所之產出，提供最終用途的產品及勞務市場價值。資料來源為行政院主計總處，並按 2011 年價格調整為實質國內生產毛額。景氣波動可分為繁榮期與衰退期，當景氣繁榮時，市場經濟活絡，一經濟社會之總產出會出現持續性的增加，使得當年度原始 GDP 高於長期趨勢值，稱之繁榮期；反之，若當年度原始 GDP 低於長期趨勢值，稱之衰退期。Dreher (2006)、林秀娟 (2010) 利用人均 GDP 年增率作為衡量一國發展程度的景氣指標，故本文亦使用此變數衡量家戶消費能力，預期 GDP 與消費應呈現正向關係。

<sup>3</sup>本文使用之各年度的消費性支出編號為 800，因調整調查內容，2010 年後編號改為 1000。



### 3. 教育程度 (edu)

指當年度平均每戶教育程度。本文使用 1979 至 2011 的「家庭收支調查報告」所提供之各家戶成員之教育程度。教育之定義會因為生活型態的改變而有所調整，例如在 1979 至 1990 年間，將受訪者的教育程度分為研究所、大學、專科（五專前三年劃記高職）、高中、高職、國（初）中、初職、國小、補習（自修或私塾）、不識字等十個類別，而在 1991 年起將初職與國（初）中合併為國（初）中（初職），2004 年起增加博士類別。本文使用受教育年數來衡量教育程度，將原始教育程度做適當之分類。不識字，受教育年數為零；國小與補習（自修或私塾）兩者歸類為同組，受教育年數為 6 年；國（初）中（初職）受教育年數為 9 年；高中與高職為同組組，受教育年數為 12 年；專科為 14 年，大學為 16 年，研究所為 18 年，最高博士受教育年數設定為 23 年。

就個人而言，教育程度越高，薪資所得越高，消費金額越高；就家戶而言，若一家戶平均教育程度越高，家戶所得也會越高，消費能力就越強。Gounder (2012)、詹滿色 (2005)、陳英哲 (2009) 與彭素玲等人 (2009) 驗證家戶消費支出時，使用戶長教育程度作為解釋變數，實證結果為顯著且正向相關，故預期教育程度與消費呈正向相關。

### 4. 年齡 (age)

指當年度平均每戶的年齡。就個人而言，可視為社會階層的表徵，隨著工作經驗累積，預期可支配所得增加，消費增加；就各別家戶而言，若一家戶平均年齡越高，表示子女就業的機會就越高，家戶的所得也會越高，消費能力就越強。多數文獻在探討年齡對於家戶消費的影響時，Gounder (2012)、詹滿色 (2005)、陳英哲 (2009) 皆以戶長年齡解釋家戶消費支

出，多數實證結果為正向相關，故預期年齡與家戶消費呈正向相關。

## 5. 性別 (female)

設定為本文的性別解釋變數，定義男性為 0，女性為 1，亦為當年度平均每戶女性人口比率。就個人而言，男性平均所得高於女性，若假設其他條件不變，消費金額會較高；就家戶而言，在傳統家庭中多數女性握有家庭經濟大權，亦可能出現女性消費金額較高的情況。Gounder (2012) 實證結果顯示無論城市或是鄉村，女性顯著正向影響家戶消費，ASTAR(2012) 則是在所得十等分量迴歸分析下，各分量也得到相同的實證結果。

## 6. 吉尼係數 (gini)

吉尼係數 (Gini Coefficient) 是用來衡量一國之所得分配情況，其值介於 0 至 1，該變數隱含著社會公平是以所得來衡量，其值越大表示該國之所得分配越惡化。若所得分配的程度越不平均，大多數所得皆集中在極少數的人身上，將越不利於整體的家戶消費，資料來源為我國行政院主計總處。彭素玲等人 (2009) 指出所得分配影響著消費結構，低所得家戶消費多用於生活必需品支出，高所得家戶除了有能力滿足生活基本所需之外，更有能力購買支付其他非必需品，尤其是在奢侈品與娛樂性商品。陳英哲 (2009) 使用吉尼係數分析所得分配差異程度對於家戶消費之影響效果，實證結果顯示所得不均程度與低消費分量家戶呈現負向相關，與高消費分量呈正向相關。當所得分配越趨於惡化時，將預期在低所得之家戶消費出現負向相關。

## 7. 貨幣供給量 (m1b)

為當年度貨幣總計數，資料來源為台灣地區金融統計資料庫。假設其他情況不變，當貨幣供給量增加時，促進經濟交易活絡，有效提升國民生產，提高國民消費。Saad (2011) 試圖分析黎巴嫩的總體因素對於實質個人消費支出的影響，其中特別強調財富效果對於實質個人消費支出的影響，文中提到貨幣總量 (monetary aggregates) 是最常被使用來代表金融財富，使用 M3 和 M4 為解釋變數，實證結果顯示貨幣供給量正向並顯著影響實質個人消費支出。至於國內文獻，陳啟超 (2011) 同樣是探討總體經濟變數對於台灣民間消費的影響，文中亦使用 M1B 與 M2 來代表財富效果，實證結果也為顯著且正向影響，故預期貨幣供給量與家戶消費呈正向相關。

## 8. 虛擬變數 (dummy)

本文使用採用時間序列變數估計，樣本時間長達 33 年，樣本期間可能受到重大的經濟因素影響，合理的懷疑消費可能受到這些經濟因素而變動，使得過去的消費或誤差和現在的消費間關係發生變化，應該考量模型是否存在「結構轉變」(structural changes or structural breaks)，試圖降低模型估計的錯誤，避免發生統計推論錯誤的發生。參考自 Hansen (2001) 所介紹的移動式 Chow 檢定，估計出最有可能發生結構性變動的年度，訂立虛擬變數。

## 第二節 資料處理

本文使用 1979 年至 2011 年之家庭收支調查報告，由於時間序列資料若直接進行迴歸估計，可能會出現假性迴歸 (Spurious Regressions)，存在隨機趨勢(Stochastic trend)可能將會導致估計係數高度顯著的假象。隨機趨勢和單根問題可以被視為相同的概念，就是因為單根的存在，使得時間序列資料呈現非定態的形式。所以在進行所有估計之前，應檢定各項變數資料是否為定態變數，若為非定態的變數，受到外生因素衝擊時，會造成持續且長久的影響，其變數隨著時間逐漸偏離平均值。因此，變數處理的第一步將進行 ADF 單根檢定 (Augment Dicky-Fuller test, 1979)，假設殘差項符合白噪音 (white noise)，若無法拒絕虛無假設，表示該變數為非定態變數，可能存在單根問題。第二步利用 H-P 濾波器 (Hodirck-Precott filter) 將變數之隨機趨勢平滑化 (smoth)，並消除其循環(cyclical)的部分，計算出變數在極小化波動下的趨勢值。第三步將各變數做偏誤率計算，試圖同時去除變數之隨機趨勢與固定趨勢。變數在三步驟處理完後才進行實證迴歸分析，以下就 ADF 單根檢定、H-P 濾波器處理及偏誤率之計算進行介紹。

### 一、 ADF 單根檢定

Dickey and Fuller 在 1979 年提出檢定單根的方法，假設殘差項符合白噪音的情況下，變數產生的過程中會發生自我相關(autocorrelation)，卻未考慮到殘差項可能也存在自我相關的情況，所以 Said and Dickey (1984) 在檢定模型中加入了落後期來修正這個問題，稱之 Augment Dicky-Fuller 檢定法。本文使用 ADF 單根檢定法來進行各變數是否存在單根問題，依

據是否加入截距項或時間趨勢可分為三種模型，模型如下所示，若  $Y_t$  為一時間序列變數， $\rho$  為自我迴歸係數， $\alpha_0$  為截距項， $t$  為時間趨勢， $\varepsilon_t$  為誤差項：

模型 A：無截距項，也不存在時間趨勢：

$$\Delta y_t = \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$$

模型 B：加入截距項，但不存在時間趨勢：

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$$

模型 C：加入截距項且存在時間趨勢：

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$$

以上三種模型皆令虛無假設為  $H_0: \rho = 0$ ，對立假設為  $H_1: \rho < 0$ 。若檢定結果為拒絕  $H_0$ ，表示該變數為定態資料，不存在單根問題；反之，若無法拒絕  $H_0$ ，則表示該變數為非定態資料，存在單根問題。解決單根問題通常可藉由對變數進行差分或計算成長率達成，本文參考許雯（2010）使用 H-P 濾波器估計趨勢值後，並加以計算趨勢偏離率來消除變數的單根問題。

## 二、 H-P 濾波器

H-P 濾波器將隨著時間波動的變數分解成隨機趨勢（stochastic trend）和波動（cyclical）兩部分，將隨機部分平滑化（smooth），並消除其循環

(cyclical)的部分，隱含著極小化波動下的趨勢值，模型如下，若  $x$  為趨勢變數， $T$  為樣本數， $c$  為循環部分， $\lambda$  為參數：

$$\min \left[ \sum_{t=1}^T c_t^2 + \lambda \sum_{t=2}^T ((x_{t+1} - x_t) - (x_t - x_{t-1})) \right]^2, \lambda > 0$$

$\lambda$  最主要的目的就是作為一處罰變數 (penalty parameter)，限制隨機趨勢以及循環的波動。當  $\lambda$  值愈大時，表示越不利趨勢的波動，變數隨著時間波動趨勢會愈平滑；若  $\lambda$  趨近於無限大時，則表示接近  $x$  線性函數。據 Hodrick and Prescott(1997)建議，應依樣本資料的期間來設定不同的  $\lambda$  值。若為年資料，則設定  $\lambda = 100$ ；若為季資料，則設定  $\lambda = 1600$ ；若為月資料， $\lambda = 14400$ 。

### 三、 偏離率的計算

本文中所有變數皆經過 H-P 濾波器估算出趨勢值後，計算出原始值偏離趨勢值的比率，最後才以各變數之偏離率進行迴歸模型進行實證分析，其偏離率定義如下：

$$\tilde{V}_t = \frac{(V_t - V_{trend,t})}{V_{trend,t}}$$

其中， $V_t$  為該變數之當期原始值， $V_{trend,t}$  為 H-P 濾波器估算估算後當期趨勢值， $\tilde{V}_t$  為變數之偏離率。

### 第三節 模型設定

為探討總體景氣波動與家戶實質消費間之關係，本文採用普通最小平方法（ordinary least squar, OLS）複迴歸模型進行實證分析，共建構兩組模型，分別針對總體景氣波動與家戶實質消費是呈現正循環或反循環關係，與總體景氣波動之繁榮期和衰退期間對家戶實質消費的影響程度是否有不對稱之影響作驗證。此外，本文亦依據家戶所得多寡將家戶分成五組，採用五分位中的第一組與第五組來驗證以上兩種模型，欲探討總體景氣對於不同所得族群的家戶消費影響。

#### 一、結構轉變

由於本文使用採用時間序列變數估計，樣本時間長達 33 年，此期間樣本可能受到重大的經濟因素影響，合理的懷疑可能在此期間受到這些經濟因素使得過去消費和現消費之間的關係發生變化，造成迴歸關係中參數改變，所以進行複迴歸模型驗證前，應該考量模型是否存在「結構轉變」(structural changes or structural breaks)，試圖降低模型估計的錯誤，避免發生統計推論錯誤的發生。相關的文獻探討中稱此為迴歸係數的安定性問題 (stability or constancy)，可使用 Chow 轉變點檢定 (breakpoint test) 來檢定子樣本之間是否有不一樣的性質，若  $y_{it}$  為一時間序列變數，共有  $T$  個樣本，在第  $k$  個時間點發生結構性轉變，令虛無假設  $H_0: a_i = a'_i, \quad i = 0, 1, \dots, p$ .

$$y_{it} = a_0 + \sum_{i=1}^p a_i y_{t-i}, \quad \text{當 } t = 1, 2, \dots, k-1$$

$$y_{it} = a'_0 + \sum_{i=1}^p a'_i y_{t-i}, \quad \text{當 } t = k, k+1, k+2, \dots, T$$

若拒絕虛無假設，表示  $y_{it}$  可能存在結構性轉變。但是在進行 Chow 轉變點檢定有一個最基本的限制，就是必須事先主觀判斷結構轉變發生的時間點才能進行檢定，可能就會出現兩種情況，可能將原先沒有結構轉變誤判為有結構轉變，或是將原先應有結構轉變卻誤判為沒有結構轉變，若發生前者的情況，僅只是做了不需要做的檢定；但如果發生後者的情況，就會產生模型設定錯誤的問題。因此，參考自 Hansen(2001)介紹的方法，將樣本中的每一個時間點都做一次檢定，再由這些檢定結果中判斷出最有可能發生結構轉變的時間點，稱為移動式 Chow 檢定(Quandt-Andrews Breakpoint Test)。找出最有可能發生結構性變動的年度後，訂立虛擬變數放入模型中，以降低模型估計錯誤的問題。

## 二、總體景氣波動對消費之影響

首先觀察總體景氣對於家戶實質消費之影響，以國內生產毛額(GDP)作為總體景氣循環的衡量指標，加入其他控制變數—平均家戶教育程度(edu)、平均家戶年齡(age)、平均家戶女性比率(female)、貨幣供給(m1b)、吉尼係數(gini)，且代入移動式 Chow 檢定之結果，設定一虛擬變數(dummy)驗證結構性轉變是否顯著存在。若包含在該時間點後之期間，虛擬變數值設為 1；該時間點前之期間，虛擬變數值設為 0。故模型一設定如下：

$$consume_t = \beta_0 + \beta_1 GDP_t + \sum x\beta + \beta_7 dummy_t + \varepsilon_t$$

其中， $\beta$  為參數， $t$  為期數， $\varepsilon_t$  為誤差項， $x$  為其他變數。

除了觀察總體家戶消費的情況外，為了解不同所得分配下的家戶消費，將各家戶依可支配所得分五組，並分別計算該年度各組平均家戶消費與家戶特性資料，取其中第一組與第五組代表低所得組之家戶與高所得組之家



戶，再利用模型一估計總體景氣波動對於家戶消費之影響效果。

### 三、總體景氣與消費之不對稱分析

在探討總體景氣波動之繁榮期和衰退期間對家戶實質消費的影響程度是否有不對稱情況，為便於區分繁榮期與衰退期，參考許雯（2010）探討總體景氣波動對我國銀行業不良債券比率之不對稱分析方法，使用 H-P 濾波器估算出實質國內生產毛額的趨勢值作為景氣繁枯的劃分指標。

若當年度原始值高於其趨勢值之時期，定義當年度為繁榮期，其變數表示為  $gdp_t^+$ ；若當年度實質國內生產毛額低於其趨勢值之時期，定義當年度為衰退期，其變數表示為  $gdp_t^-$ 。為徹底消除單根的疑慮，亦將此變數進行前述之偏離率處理。除此之外，由於繁榮期與衰退期已經分開處理，所以將正負符號忽略，僅觀察偏離程度即可，定義如下：

$$gdp_t^+ = \begin{cases} gdp_t^+ & \text{if } gdp_t^+ > 0 \\ 0 & \text{if } gdp_t^+ < 0 \end{cases} \quad \text{and} \quad gdp_t^- = \begin{cases} |gdp_t^-| & \text{if } gdp_t^- > 0 \\ 0 & \text{if } gdp_t^- < 0 \end{cases}$$

將實質國內生產毛額依上述方式進行轉換，將總體景氣區分為繁榮期  $gdp_t^+$  與衰退期  $gdp_t^-$  之後，加入了相同的其他控制變數與移動式 Chow 檢定之結果，分析總體景氣對家戶消費的影響是否具對稱性，故模型二設定如下：

$$consume_t = \beta_0 + \beta_1 gdp_t^+ + \beta_2 gdp_t^- + \sum x\beta + \beta_8 dummy_t + \varepsilon_t$$

其中， $\beta$  為參數， $t$  為期數， $\varepsilon_t$  為誤差項， $x$  為其他變數。

除了可藉由觀察模型二之 $\beta_1$ 與 $\beta_2$ 係數來判斷景氣是在繁榮期或是衰退期影響著家戶消費的情況會較明顯之外，亦利用 Wald Test 來探討景氣繁榮期與衰退期對於家戶消費之影響效果是否具對稱性。令虛無假設為 $|\beta_1| = |\beta_2|$ ，若檢定結果拒絕虛無假設，表示景氣繁榮期與衰退期對於家戶消費的影響是不一致的，即家戶消費存在不對稱行為。

探討總體家戶消費情況後，確定不對稱行為的存在，同樣的也要探討總體景氣對於低所得組與高所得組之家戶消費影響是否也有不一致行為。假設總體平均而言家戶消費是存在不對稱行為，或許對於擁有高所得家戶而言，總體景氣繁榮或衰退對該家戶消費行為影響可能是很微小的，消費的不對稱行為是不存在的。另外方面，對於收入不確定的低所得的家戶而言，景氣如果處於衰退期，越有可能因為喪失工作使得可支配所得緊縮，家戶消費支出減少的情況就更為嚴重，消費的不對稱情況可能就會較總體家戶消費來得明顯。

## 第五章 實證結果

### 第一節 結構轉變檢定結果

本文利用家庭收支調查報告討論台灣 1979 年至 2011 年的總體家戶消費 (consume) 情形，除此之外，將家戶按家戶可支配所得分成五組，關注在第一組 (consume\_1)、第五組 (consume\_5) 的家戶消費情況，分別代表低、中、高所得家庭，觀察不同所得分配之家戶消費是否有發生不一致的影響。

由於樣本期間長達 33 年，考慮因社會變遷、科技進步等重大因素可能使得家戶消費發生結構轉變，故分別將各組家戶消費進行移動式 Chow 檢定，找出最有可能發生結構變動時間點，因此，令虛無假設為無結構轉變。實證結果顯示，在顯著水準 5% 的情況下，總體家戶消費及高所得組之家戶消費分別在 1993 年、1995 年拒絕虛無假設；低所得組之家戶消費則是在顯著水準 10% 的情況下，1997 年拒絕了虛無假設，檢定結果如表 5.1.1：

表 5.1.1：移動式 Chow 檢定結果

變數	結構轉變的時間點	F 值	p-value
consume	西元1993年	18.9261 <sup>***</sup>	0.0019
consume_1	西元1997年	11.2881 <sup>*</sup>	0.0560
consume_5	西元1995年	22.0511 <sup>***</sup>	0.0005

註：\*、\*\*、\*\*\* 表示在 10%、5%、1% 顯著水準下，拒絕無結構轉變的虛無假設。

找出最有可能發生結構性變動的年度後，本文分別在模型中加入就虛擬變數 (dummy)，探討結構變動是否顯著影響家戶消費。

接著，進一步探討家戶消費可能發生結構轉變的原因。根據 Chow 檢定結果，總體家戶消費最有可能在 1993 年發生結構轉變，回顧台灣歷史，就總體環境而言，1992 年經濟成長率為 7.56%，失業率為 1.51%，1993 年微幅下滑到 6.73%，失業率為 1.45，次年經濟成長率又回到 7.59%，失業率為 1.56%，似乎沒有太大的變動。從平均數來看，1979 年至 1992 年的經濟成長率平均為 7.63%，失業率為 1.9%，1993 年至 2011 年的經濟成長率平均為 4.89%，失業率為 3.65%，經濟成長趨緩，失業加劇的情況下，就平均家戶消費而言，推測家戶消費決策是有可能因應大環境的改變而有所變動。

低所得組的家戶消費結構轉變時間點最有可能發生在 1997 年，1996 年台灣省最低生活費標準為每人每月新台幣 5400 元<sup>4</sup>，1997 年為每人每月新台幣 6000 元，次年為每人每月新台幣 6700 元，就最低生活標準來看，並沒有大幅的改變；若從社會救助的角度來看，社會救助法自 1970 年公布全文共 27 條，1997 年修正為 46 條，加入社會救助機構設立的相關規定與救助經費的支應辦法，除了直轄市、縣(市)主管機關編列預算支應外，中央也須依據地方制度法相關規定籌編補助經費支應，推測低所得組之家戶消費可能因社會救助制度改善而有所變化。

<sup>4</sup> 最低生活費，由中央、直轄市主管機關參照中央主計機關所公布當地最近一年每人可支配所得中位數 60% 定之，並於新年度計算出之數額較現行最低生活費變動達 5% 以上時調整之。

## 第二節 單根檢定結果

本文使用時間序列資料探討總體景氣對家戶消費的影響，為避免發生假性迴歸（Spurious Regressions），造成估計偏誤的問題，故對各變數進行 ADF 單根檢定。如同前一章介紹，依據是否加入截距項或時間趨勢可進行三種模型檢定，模型 A 為不含截距項與時間趨勢之模型，模型 B 為含截距項之模型，模型 C 為含截距項與時間趨勢之模型，令虛無假設為該變數存在單根問題，檢定結果如表 5.2.1。

表 5.2.1：各變數 ADF 單根檢定結果

變數	原始值			變數	偏離比率		
	模型 A	模型 B	模型 C		模型 A	模型 B	模型 C
consume	0.51	-2.63*	0.50	consume	-3.65***	-3.64***	-3.63**
GDP	4.62	-0.70	-1.28	GDP	-5.31***	-5.27***	-5.21***
edu	14.28	1.02	-2.18	edu	-3.63***	-3.57***	-3.51**
age	3.96	0.05	-2.22	age	-3.36***	-3.30**	-3.25*
female	3.15	1.62	-0.93	female	-7.51***	-7.39***	-7.27***
gini	1.83	-0.95	-2.48	gini	-4.68***	-4.61***	-4.57***
m1b	5.41	2.64	-0.41	m1b	-4.27***	-4.21***	-4.14***
consume_1	1.94	-1.84	-0.22	consume_1	-4.05***	-4.00***	-3.92**
consume_5	1.20	-1.69	0.26	consume_5	-4.17***	-4.19***	-4.24***
edu_1	3.11	-0.47	-2.15	edu_1	-3.97***	-3.90***	-3.84**
edu_5	7.60	1.27	-2.10	edu_5	-5.92***	-5.83***	-5.74***
age_1	4.26	-1.03	-1.24	age_1	-4.81***	-4.74***	-4.77***
age_5	6.69	3.43	1.16	age_5	-6.63***	-6.50***	-6.87***
female_1	1.85	3.35	-2.11	female_1	-5.26***	-5.17***	-5.07***
female_5	0.51	-2.63	0.50	female_5	-7.81***	-7.68***	-7.55***

註：1、模型 A 為不含截距項與時間趨勢之模型，模型 B 為含截距項之模型，模型 C 為含截距項與時間趨勢之模型。

2、ADF 檢定為 T 統計量。

3、\*、\*\*、\*\*\* 表示在 10%、5%、1% 顯著水準下，拒絕存在單根的虛無假設。

首先，先對各變數原始值進行檢定，在顯著水準下，多數變數無法拒絕虛無假設，表示本文使用的變數存在單根問題，為非定態資料。若使用非定態資料進行迴歸分析時，各變數存在的隨機趨勢(stochastic trend)可能將會導致估計之係數出現高度顯著的假象。

為避免估計錯誤，因此接下來將所有變數使用偏離率來處理單根問題，H-P 濾波器可以將隨機的部分平滑化(smooth)，並且消除變數循環(cyclical)的部分，估計出隱含著極小化波動下的趨勢值，由於本文使用的是年資料，依據 Hodrick and Prescott(1997)所建議，本文設定 $\lambda$ 值為 100。除此之外，在估計各變數之長期趨勢值後，帶入原始值與趨勢值的偏離比率計算公式，再對各變數之偏離率進行檢定。檢定結果顯示，在模型一與模型二假設下，各變數皆可以在顯著水準 1% 的情況拒絕虛無假設，可知各變數轉換成偏離率後，都不存在單根問題。

### 第三節 相關係數分析

為了避免進行迴歸分析時解釋變數之間出現共線性 (Multicollinear) 問題，所以此節進行各變數的相關係數分析。若解釋變數之間呈現高度相關時，可能會發生估計係數的變異數變大而 t 統計量變得不顯著但  $R^2$  卻很高的現象，進而造成解釋的誤判。表 5.3.1 至表 5.3.3 為總體家戶、高所得家戶與低所得家戶各變數的相關係數矩陣，變數之間的相關係數介於正負 1 之間，其絕對值趨近於 1 表示兩變數相關性越高；反之，其絕對值趨近於 0 表示兩變數相關性越低。

表 5.3.1：總體家戶之相關係數分析結果

	consume	GDP	edu	female	age	m1b	gini	dummy
consume	1.000000							
GDP	0.691515	1.000000						
edu	0.398941	0.020803	1.000000					
female	-0.077565	-0.017478	-0.208367	1.000000				
age	0.202809	0.089954	-0.006447	-0.198427	1.000000			
m1b	0.594603	0.809789	-0.066422	-0.034895	0.023554	1.000000		
gini	-0.123847	0.038196	-0.395372	-0.060702	-0.276290	0.282184	1.000000	
dummy	-0.236955	-0.022969	-0.108106	-0.001528	-0.238957	0.191404	0.051274	1.000000

表 5.3.2：低所得家戶之相關係數分析結果

	consume	GDP	edu	female	age	mlb	gini	dummy
consume	1.000000							
GDP	0.465560	1.000000						
edu	0.439845	-0.234488	1.000000					
female	0.235778	0.187071	-0.210021	1.000000				
age	-0.044680	0.561630	-0.521291	0.207562	1.000000			
mlb	0.321977	0.809789	-0.041107	0.043453	0.482855	1.000000		
gini	-0.306848	0.038196	-0.057959	-0.191805	-0.090804	0.282184	1.000000	
dummy	-0.047185	0.078340	-0.243625	-0.051598	0.131806	-0.182074	0.020582	1.000000

表 5.3.3：高所得家戶之相關係數分析結果

	consume	GDP	edu	female	age	mlb	gini	dummy
consume	1.000000							
GDP	0.683696	1.000000						
edu	-0.348599	-0.183457	1.000000					
female	-0.206918	-0.110061	-0.073235	1.000000				
age	-0.111347	-0.010200	0.176791	-0.114645	1.000000			
mlb	0.645229	0.809789	-0.303161	-0.043516	-0.085357	1.000000		
gini	-0.020936	0.038196	-0.166098	0.156316	-0.304476	0.282184	1.000000	
dummy	0.189454	0.034494	-0.023267	-0.034918	0.033870	-0.202061	-0.073977	1.000000



## 第四節 總體景氣波動對消費之實證結果分析

為探討總體景氣波動與家戶消費是呈現正循環或反循環關係，與總體景氣波動之繁榮期和衰退期間對家戶消費的影響程度是否有不對稱之影響，本文使用國內生產毛額（GDP）作為總體景氣波動的指標變數，並以平均家戶教育程度（edu）、平均家戶年齡（age）、平均家戶女性比率（female）、貨幣供給（mlb）、吉尼係數（gini）作為解釋變數，試圖分析總體景氣波動對家戶消費的影響效果。

不對稱分析的部分，參考許雯（2010）探討總體景氣波動對我國銀行業不良債券比率之不對稱分析方法，做出以下的定義，若當年度實質國內生產毛額原始值高於其趨勢值之時期，定義當年度為繁榮期，其變數表示為  $gdp_t^+$ ；若當年度實質國內生產毛額低於其趨勢值之時期，定義當年度為衰退期，其變數表示為  $gdp_t^-$ 。此處將忽略正負符號，僅考慮變數的偏離程度，若總體景氣處於繁榮期，偏離程度越高，表示總體經濟偏離趨勢值得幅度越大，景氣越是繁榮；若總體景氣處於衰退期，即表示景氣越是衰退

### 一、總體景氣循環影響家戶消費之實證結果分析

本文驗證總體景氣波動與家戶消費是呈現正循環或反循環關係時，使用模型一來進行驗證，實證估計結果顯示於表 5.4.1。

表 5.4.1：總體景氣波動影響各家戶消費之實證結果

變數	模型一		
	總體家戶	低所得家戶	高所得家戶
constant	0.004278 (0.3972)	-0.002321 (0.7670)	-0.013999* (0.0667)
GDP	0.299725** (0.0290)	0.565639*** (0.0008)	0.220511 (0.2559)
edu	2.967811*** (0.0092)	1.391428*** (0.0062)	-1.231084 (0.2426)
female	0.341480 (0.7681)	0.787740 (0.1983)	-0.880743 (0.2287)
age	0.140027 (0.5887)	-0.341540 (0.2410)	-0.737261 (0.3209)
mlb	0.057005** (0.0157)	-0.009818 (0.7471)	0.081149** (0.0098)
gini	-0.149979 (0.4841)	-0.612294*** (0.0044)	-0.566533* (0.0754)
dummy	-0.015864* (0.0907)	0.003448 (0.7184)	0.019788* (0.0728)
樣本數	33	33	33
調整後 R <sup>2</sup>	0.628406	0.611390	0.533868
F 統計量	8.730774***	8.192100***	6.235736***

註：1、\*、\*\*、\*\*\*表示在 10%、5%、1%顯著水準下，拒絕虛無假設。

2、括弧內為 P-value。

3、各組家戶變數 (edu、female、age) 使用可支配所得分組後重新計算之結果。

4、各組虛擬變數 (dummy) 設定使用各組之結構性檢定結果，總體家戶消費組為 1993 年，低所得組為 1997 年，高所得組為 1995 年。

可由表 5.4.1 中觀察到，總體景氣波動在 5% 的顯著水準下，顯著正向相關影響總體家戶消費，表示當國內產出毛額成長時，家戶消費也會隨之成長，故總體景氣波動與總體家戶消費呈現正向循環。

觀察其他控制變數，發現平均家戶教育程度 (edu) 以及貨幣供給 (mlb)

分別在 1%、5% 的顯著水準下，皆對總體家戶消費呈現正向顯著影響，表示若平均家戶教育程度成長越快，或是貨幣供給成長越快，總體家戶消費可能也會隨之成長；虛擬變數方面，顯示總體家戶消費在 10% 的顯著水準下，顯著出現結構轉變，估計係數為負向相關，表示 1993 年後的總體家戶消費波動幅度相較於 1993 年前的家戶消費波動幅度是較小的，亦即 1993 年後的總體家戶消費波動情況較為緩和。

彭素玲等人（2009）指出家戶所得的高低影響著家戶消費型態，由於低所得家戶支出用於生活必需品的比例較高，高所得家戶除了能夠滿足基本生活開銷所需之外，對於奢侈品或娛樂性商品的購買是更具有能力的。所以接下來，將各年度之家戶消費依可支配所得分為五組，替試圖了解不同所得分配的家戶消費是否存在明顯的差異，將解釋變數-平均家戶教育程度（edu）、平均家戶年齡（age）、平均家戶女性比率（female）亦隨之重新分組計算。edu\_1、age\_1、female\_1 分別代表低所得組的平均家戶教育程度、平均家戶年齡、平均家戶女性比率，edu\_5、age\_5、female\_5 分別代表高所得組的平均家戶教育程度、平均家戶年齡、平均家戶女性比率。

同樣的可由表 5.4.1 觀察到低所得組之家戶消費情況。結果顯示總體景氣波動（GDP）在 1% 的顯著水準下，顯著正向影響家戶消費，表示總體景氣波動對於低所得組之家戶消費呈正向循環。家戶變數方面，受到教育程度（edu）的影響是顯著的，表示教育程度的提升對於改善低所得家戶消費是有幫助的。除此之外，吉尼係數（gini）對於低所得之家戶消費在顯著水準為 1% 下，呈現顯著負向相關，表示所得分配越是不均，越不利於低所得之家戶消費。虛擬變數（dummy）方面，由於結果不顯著，表示低所得組之家戶消費並不存在結構性轉變。

就高所得組之家戶消費而言，可以發現總體景氣波動（GDP）沒有顯著影響著家戶消費，表示高所得組之家戶消費不會受到景氣波動的影響。總體變數方面，貨幣供給量（mlb）與吉尼係數（gini）皆顯著影響高所得家戶之消費，與貨幣供給量呈向正向相關，與吉尼係數呈現負向相關。就虛擬變數而言，在 10% 的顯著水準下，顯著出現結構轉變，估計係數顯示兩者呈正向相關，表示 1995 年後的總體家戶消費波動幅度相較於 1995 年前的家戶消費波動幅度是較大的，亦即 1995 年後的總體家戶消費波動起伏較為明顯。

比較總體家戶、低所得與高所得家戶時，總體家戶與低所得家戶的消費受到總體景氣波動（GDP）為顯著正向循環影響。在家戶變數方面，教育程度（edu）顯著正向影響的家戶消費，表示提升教育程度確實有利於家戶消費的成長，但此種現象在高所得家戶是不存在的。總體變數方面，貨幣供給量（mlb）顯著正向影響的家戶消費，表示當政府實施擴張性貨幣政策時，貨幣供給量增加，交易市場活絡，可支配所得隨著金融性資產的增加而增加，家戶消費增加，財富效果存在，但此種現象在低所得家戶是不存在的。吉尼係數（gini）則是顯著負向影響的家戶消費，儘管在總體消費是不存在的，卻可以發現若改善所得分配不均，是可以同時有利於高所得與低所得家戶消費的。

然而在虛擬變數（dummy）而言，可以發現總體家戶消費與高所得組之家戶消費顯著存在結構轉變，總體家戶發生在 1993 年之後，家戶消費的波動程度較之前年度來的小，可能原因是經濟成長趨緩，失業加劇的情況下，推測家戶消費決策是有可能因應大環境的改變而有所變動；高所得家戶則是發生在 1995 年，家戶消費的波動程度會較之前年度來的大。

## 二、總體景氣不對稱影響家戶消費之實證結果分析

本文在探討總體景氣不對稱分析時，參考許雯（2010）探討總體景氣波動對我國銀行業不良債券比率之不對稱分析方法。在確認總體景氣波動顯著影響家戶消費後，接下來將驗證總體景氣波動之繁榮期和衰退期間對家戶消費的影響程度是否有不對稱之影響，以模型二進行討論，其實證估計結果顯示如表 5.4.2。

實證結果可以發現，在 5% 的顯著水準下，景氣繁榮期波動顯著影響總體家戶消費，衰退期波動影響並不顯著。亦可由估計係數中可觀察，當總體景氣在繁榮期對總體家戶消費的影響程度大於衰退期，表示當景氣繁榮時所帶動的家戶消費成長幅度會大於景氣衰退時造成家戶消費減少的幅度。為了更正確的來驗證，進行 Wald Test，檢定景氣繁榮期與衰退期對於總體家戶消費的影響是否一致。檢定結果在 1% 的顯著水準下，拒絕虛無假設，總體景氣波動對總體家戶消費的影響效果存在不對稱性。

家戶變數方面，教育程度（edu）在 1% 的顯著水準下，對總體家戶消費呈現正向顯著影響，表示若平均家戶程度成長越快，總體家戶消費可能也會隨之成長；總體變數方面，貨幣供給量（mlb）呈現正向顯著影響，財富效果存在；然而就虛擬變數（dummy）而言，估計係數顯示，總體家戶消費在 10% 的顯著水準下，顯著出現結構轉變，估計係數顯示負向相關。表示 1993 年後的總體家戶消費波動情況較為緩和，與模型一得到相同的結果。

表 5.4.2：總體景氣波動不對稱影響各家戶消費之實證結果

變數	模型二		
	總體家戶	低所得家戶	高所得家戶
constant	0.001788 (0.7750)	-0.004823 (0.6388)	-0.019648* (0.0746)
gdp <sup>+</sup>	0.443611** (0.0476)	0.688781*** (0.0000)	0.483771 (0.1536)
gdp <sup>-</sup>	-0.165176 (0.4232)	-0.463150** (0.0703)	-0.006334 (0.9735)
edu	2.878332*** (0.0089)	1.432668*** (0.0076)	-1.369334 (0.1685)
female	0.492097 (0.6242)	0.852924 (0.2093)	-0.861488 (0.2508)
age	0.098264 (0.7359)	-0.314655 (0.2685)	-0.655767 (0.3645)
m1b	0.046504* (0.0898)	-0.021694 (0.3781)	0.058014 (0.1394)
gini	-0.160850 (0.4259)	-0.569113*** (0.0018)	-0.511399 (0.1186)
dummy	-0.017445* (0.0672)	0.003504 (0.7171)	0.020426* (0.0671)
樣本數	33	33	33
調整後 R <sup>2</sup>	0.623800	0.605138	0.543376
F 統計量	7.632645***	7.130134***	5.759939***
Wald 檢定	4.958430** (0.0356)	17.34203*** (0.0003)	1.493840 (0.2335)

註：1、\*、\*\*、\*\*\*表示在 10%、5%、1%顯著水準下，拒絕虛無假設。

2、括弧內為 P-value。

3、Wald 檢定之虛無假設為 gdp<sup>+</sup>及 gdp<sup>-</sup>的係數相同。

4、各組家戶變數 (edu、female、age) 使用可支配所得分組後重新計算之結果。

5、各組虛擬變數 (dummy) 設定使用各組之結構性檢定結果，總體家戶消費組為 1993 年，低所得組為 1997 年，高所得組為 1995 年。

接著討論在不同所得組的情況下，總體景氣不對稱性對於家戶消費的影響。

就低所得組之家戶消費而言，景氣繁榮期 ( $gdp^+$ ) 與衰退期 ( $gdp^-$ ) 皆顯著影響家戶消費，與景氣衰退期的估計係數比較，繁榮期之波動是更劇烈且明顯的，Wald Test 的檢定結果也表示在 1% 的顯著水準下，總體景氣在繁榮期與衰退期對於家戶消費存在不對稱的情況。此處仍可以發現，基尼係數 (gini) 對於低所得之家戶消費在顯著水準為 1% 下，呈現顯著負向關係，表示所得分配越是不均，越不利於低所得之家戶消費，教育程度 (edu) 變數方面仍呈現正向顯著相關，表示教育程度的提升對於改善低所得家戶消費是有幫助的。虛擬變數 (dummy) 方面，由於結果不顯著，推論低所得家戶並不存在消費的結構性轉變。

就高所得組之家戶消費而言，模型一實證結果顯示景氣波動對於家戶消費是沒有影響的，模型二實證結果也得到相同的結果，高所得家戶不會因為景氣繁榮而多消費，景氣衰退而少消費，Wald Test 的檢定結果不拒絕虛無假設，更具體證明高所得家戶消費不存在景氣波動的不對稱行為。總體變數方面，依據貨幣供給量 (m1b) 在 10% 以下的顯著水準不顯著，但若其 P-value 非常接近 10%，假定放寬顯著水準財富效果是存在的。然而，虛擬變數 (dummy) 在 10% 的顯著水準下，顯著出現結構轉變，且估計係數顯示正向相關，表示 1995 年後的總體家戶消費波動幅度相較於 1995 年前的家戶消費波動幅度是較大的。

比較總體景氣繁榮期與衰退期的波動對於各組家戶消費影響時，由 Wald Test 的檢定結果來看，總體家戶與低所得家戶皆存在不對稱行為，繁榮期波動對於家戶消費的影響顯著異於衰退期。由估計係數來看，繁榮期波動對於家戶消費的影響程度是來的較大的，表示景氣越是繁榮，家戶消費增加的現象會越明顯。而在家戶變數方面，教育程度 (edu) 顯著正向影

#### 以家庭收支調查報告分析消費的不對稱行為

響的各組家戶消費，性別（female）與年齡（age）變數對於家戶消費的影響皆不顯著；總體變數方面，依貨幣供給量（m1b）估計係數顯示，總體家戶與高所得家戶皆存在財富效果，貨幣政策有效，依基尼係數（gini）估計係數顯示，應該從所得重分配政策才能改善低所得家戶之消費情況；然而就虛擬變數（dummy）而言，總體家戶與高所得家戶存在結構轉變，與模型一實證結果相符。彙總各家戶消費之實證結果，如下表 5.4.3。

表 5.4.3：各組家戶家戶消費實證結果

	是否受景氣循環影響	是否存在不對稱行為	是否存在結構性轉變
總體家戶消費	是，正向相關	是，繁榮期影響較大	是，為 1993 年
低所得家戶	是，正向相關	是，繁榮期影響較大	否
高所得家戶	否	否	是，為 1995 年



## 第陸章 結論與建議

### 第一節 結論

本文研究目的在探討總體經濟景氣波動對於家戶消費行為之影響效果，並進一步探討總體景氣於繁榮或衰退期間對家戶消費行為影響是否一致。主要利用家庭收支調查報告討論台灣 1979 年至 2011 年的家戶消費作為被解釋變數，除了探討總體家戶消費之外，亦依據家戶所得多寡將各年度之家戶分成五組，採用五分位中的第一組與第五組來驗證以上兩種情況，探討總體景氣對於不同所得族群的家戶消費影響。除此之外，亦對於低所得組、高所得組與總體家戶消費進行結構分析，想要觀察是否存在各組家戶所得存在結構性轉變。

在探討景氣波動時，本文使用國內生產毛額（GDP）作為總體景氣波動的指標變數，並以平均家戶教育程度（edu）、平均家戶年齡（age）、平均家戶女性比率（female）、貨幣供給（mlb）、吉尼係數（gini）作為解釋變數，第一部份試圖分析總體景氣波動對家戶消費的影響效果；第二部分為總體景氣波動的不對稱分析，參考許雯（2010）探討總體景氣波動對我國銀行業不良債券比率之不對稱分析方法，若當年度實質國內生產毛額原始值高於其趨勢值之時期，定義當年度為繁榮期，其變數表示為  $gdp_t^+$ ；若當年度實質國內生產毛額低於其趨勢值之時期，定義當年度為衰退期，其變數表示為  $gdp_t^-$ ，使用 Wald Test，檢定景氣繁榮期與衰退期對於家戶消費的影響是否一致。

本文研究方法使用最小平方法 (ordinary least square, OLS) 複迴歸模型進行實證分析，分別針對總體景氣波動與家戶實質消費是呈現正循環或反循環關係，與總體景氣波動之繁榮期和衰退期間對家戶實質消費的影響程度是否有不對稱之影響，建構兩組模型進行實證分析。

第一部分探討總體景氣波對於家戶消費的影響效果，由低所得組、高所得組與總體家戶消費的實證結果來看，顯示總體景氣波動對於低所得家戶與總體家戶的消費影響皆呈現正向相關，高所得家戶則是不受到景氣波動影響。在家戶變數方面，教育程度 (edu) 對於低所得家戶與總體家戶之消費呈現顯著正向影響，表示提升教育程度確實有利於家戶消費的成長，性別 (female) 與年齡 (age) 變數對於家戶消費的影響皆不顯著。總體變數方面，貨幣供給量 (mlb) 對於高所得家戶與總體家戶顯著正向影響的家戶消費，表示存在財富效果，貨幣擴張政策有助於提高家戶消費。基尼係數 (gini) 則是顯著負向影響的家戶消費，儘管在總體家戶消費是不存在的，卻可以發現若改善所得分配不均，是可以同時有利於高所得與低所得家戶消費的。就結構轉變來看，可以發現總體家戶消費與高所得組之家戶消費顯著存在結構轉變，低所得家戶則不存在結構性轉變。

第二部分在探討總體景氣繁榮期與衰退期波對程度於家戶消費是否有對稱的影響，Wald Test 的檢定結果顯示，總體景氣繁榮與衰退的波動程度對低所得家戶與總體家戶之消費的影響存在著顯著的差異，且景氣繁榮期的波動程度對於家戶消費的影響效果較大且較為顯著。而在家戶變數方面，教育程度 (edu) 顯著正向影響的總體家戶低所得家戶消費，性別 (female) 與年齡 (age) 變數的影響皆不顯著；總體變數方面，依貨幣供給量 (mlb) 估計係數顯示，總體家戶與高所得家戶皆存在財富效果，貨幣政策有效，依基尼係數 (gini) 估計係數顯示，所得家戶應從所得重分配政策才能改善

消費情況；然而就虛擬變數（dummy）而言，總體家戶與高所得家戶存在結構性轉變，低所得家戶則不存在結構性轉變。總體家戶消費在 1993 年之後，家戶消費的波動程度較之前年度來的小，高所得組之家戶消費則是結構性轉變則是發生在 1995 年，家戶消費的波動程度會較之前年度來的大。



## 第二節 建議

由本文之實證研究結果顯示，總體景氣波動對於家戶消費具有顯著正向影響，而且也觀察到總體景氣繁榮與衰退的波動程度對各組之家戶消費的影響存在著顯著的差異，景氣繁榮期的波動程度對於各組的家戶消費的影響效果較大且較為顯著，換句話來說，假設經濟成長與經濟衰退同幅度波動時，家戶消費在繁榮期的波動是較明顯的且變動幅度是會較大的，與總體景氣波動的正向循環實證結果表示家戶消費會是顯著成長的。因此，政府可以針對不同的景氣狀況制定不同的政策設計，以因應不同景氣期間對於家戶消費影響之不對稱行為。

本文將各年度家戶消費依據可支配所得分組後，發現低所得之家戶消費顯著受到所得分配情況影響，若是所得分配越是不均，越不利於低所得之家戶消費，根據資料顯示，近年來我國基尼係數自 1979 年的 0.26 上升至 2011 年的 0.34，顯示我國所得分配有惡化的情形。若我國政府欲改善低所得家戶消費，可在景氣繁榮期實施所得重分配相關政策，將對提升低所得家戶消費有顯著的影響，增進社會福利。

## 參考文獻

- 王春輝 (1997),「金融變革與台灣民間消費結構變動之關係」, 國立中山大學經濟研究所碩士論文。
- 李巧琳 (2001),「人力資本投資的世代間移轉-庭背景對子女教育成就的影響」, 國立暨南國際大學經濟研究所碩士論文。
- 李皇照和林旗銘 (2009),「家庭類型與成員組成對外食消費支出之影響」, 第一屆全國實證經濟研討會論文。
- 林秀娟 (2010),「地方財政分權與台灣經濟成長之實證研究」, 東海大學經濟學研究所碩士論文。
- 張倉耀、王譯賢 (2010),「台灣景氣循環的不對稱行為檢視」,《永續發展與管理策略》, 2(2), 55-71。
- 扈永安 (1982),「我國民間消費函數的實證探討」, 東吳大學經濟研究所碩士論文。
- 許雯 (2010),「總體景氣波動對銀行業不良債權比率」, 國立政治大學財政研究所碩士論文。
- 郭炳伸、鐘景婷 (2002),「消費行為受資金流動性限制嗎? 經濟景氣的不對稱效果」,《經濟論文》, 30(4), 443-472。
- 陳畊麗 (2007),「台灣民間消費成長潛力與政策研究」, 綜合規劃研究: 96 及 97 年, 行政院經濟建設委員會, 277-296。
- 陳英哲 (2009),「所得分配, 家庭社經特質與家庭消費行為—臺灣核心家庭消費之實證分析」, 臺灣大學農業經濟學研究所學位論文。

陳啟超 (2010), 「影響台灣民間消費總體經濟變數的探討」, 國立臺灣大學經濟學研究所學位論文。

彭素玲、郭迺鋒、周濟、方文秀 (2009), 「人口年齡結構, 所得分配與產業結構轉型對臺灣民間消費與總體產出之影響」, 《臺灣經濟預測與政策》, 39(2), 51-101。

游慧光、洪乙禎、王漢民和謝啟瑞 (2007), 「醫療保健支出的跨國與跨時比較」, 《社會科學論叢》, 1(2), 23-70。

游麗君 (2011), 「台灣地區家庭所得與消費支出差距變化之研究」, 綜合規劃研究: 100 年, 行政院經濟建設委員會, 229-252。

詹滿色 (2006), 「台灣家戶消費及食品需求的結構分析—以所得分類之跨期比較」, 《農業與經濟》, 36, 35-74。

趙倚欣 (2011), 「總體景氣波動對捐贈之不對稱影響」, 國立政治大學財政研究所學位論文。

駱明慶 (2001), 「教育成就的省籍與性別差異」, 《經濟論文叢刊》, 29(2), 117-152。

Apergis, N. and S. M. Miller (2006), “Consumption Asymmetry and the Stock Market: Empirical Evidence,” *Economics Letters*, 93(3), 337-342.

ASTAR, Melek. (2012), “A Microeconomic Analysis of Household Consumption Expenditure Determinants for Both Rural and Urban Areas in Turkey,” *American International Journal of Contemporary Research*, 2(2), 27-34.

Cutler, David M. and Lawrence F. Katz (1992), “Rising Inequality? Changes in the Distribution of Income and Consumption in the 1980s,” *American*

- Economic Review*, 82(2), 546-551.
- Dickey, D. A. and W. A. Fuller (1979), "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root," *Journal of the American Statistical Association*, 74(366), 427-431.
- Dreher, A. (2006), "Does Globalization Affect Growth? Evidence from a New Index of Globalization," *Applied Economics*, 38(10), 1091-1110.
- Gounder, N. (2012), "The Determinants of Household Consumption and Poverty in Fiji," Griffith University, Department of Accounting, Finance and Economics.
- Hansen, B. E. (2001), "The New Econometrics of Structural Change: Dating Breaks in US labor productivity," *The Journal of Economic Perspectives*, 15(4), 117-128.
- Hodrick, R., and E.P. Prescott (1997), "Postwar Business Cycles: An Empirical Investigation," *Journal of Money, Credit, and Banking*, 29(1), 1-16.
- Holly, S. and M. Stannett (1995), "Are There Asymmetries in UK Consumption? A Time Series Analysis," *Journal of Applied Economics*, 27, 767-772.
- Saad, Wadad. (2011), "An Econometric Study of the Private Consumption Function in Lebanon," *International Research Journal of Finance and Economics*, 61, 29-41.
- Said, S. E. and Dickey, D. A. (1984), "Testing for Unit Roots in Autoregressive-moving Average Models of Unknown Order," *Biometrika*, 71(3), 599-607.

Wu, W. C. and H. P. Cheng (2010), “Symmetric Mortality and Asymmetric Suicide Cycles,” *Social Science and Medicine*, 70 (12), 1974-1981.

