

南 華 大 學

管 理 經 濟 學 系 經 濟 學 碩 士 班

碩 士 論 文

台 灣 人 口 結 構 轉 變
對 經 濟 成 長 的 影 響

**The Effects of Demographic Transition
on Economic Growth in Taiwan**

指 導 教 授 ： 陳 寶 媛 博 士

研 究 生 ： 胡 琪 豐

中 華 民 國 九 十 八 年 六 月

南 華 大 學
管理經濟學系經濟學碩士班
碩 士 學 位 論 文

台灣人口結構轉變對經濟成長的影響

**The Effects of Demographic Transition on
Economic Growth in Taiwan**

研究生：邱 漢 豐

經考試合格特此證明

口試委員：李 源 明

陳 寶 媛

林 家 慶

指導教授：陳寶媛

系主任(所長)：陳寶媛

口試日期：中華民國 98 年 6 月 12 日

謝 辭

今年的嘉義夏天依然非常炎熱，能在此六月天親手撰寫謝辭，這對所有的研究生而言是具有重大的意義。「南華小學」是我在這貫徹六年一貫教育的統稱(四年學士班和兩年碩士班)，因此，在南華的求學生涯中，與師長、同儕和社團夥伴之間的相互學習、相濡以沫，是我人生中相當重要的一段日子。雖然，今後將步上不同以往的道路，但是我依然茲此短短謝辭，對這段時間內給我甚多幫助的南華師生，表達不捨與感激之意。

如果問我說：「在南華小學，你學到了什麼？」。我會說：「大學四年我學到了做事的態度，而研究所兩年則學到了讀書的態度」。做事的態度之養成，首先得感謝耘心社的指導老師-振芳大哥。記得我在大二剛接任社長的職務時，他總是在一旁協助我，提醒我身為一個領導者該有的處理事情之態度與風範、對時間的觀念與掌握和人與人之間的相處技巧。我會永遠記住您說過的一句話：「有多少能力做多少事，不要一味的追求好高騖遠的夢想。」至今，仍是我務實的去追築夢想的金玉良言。此外，我也很感謝協助我一年的幹部群，雅琪、宜均、雅雯、浩緯、如珊、彩華、瑞琛、挺育、努耕、志耿，有你們一起努力的經營社團，不但幫我分擔了許多的壓力與責任，也讓我很深刻的體會到團隊合作的重要。因此，在耘心社這兩年的磨練，使我添增了面對困難更大的抗壓性以及學會了做事的細膩性，以致在碩士班的兩年期間更能沉穩的面對一切困境。

碩士班期間，論文之得以完成，首先得感謝我的恩師-陳寶媛老師。在論文寫作期間，舉凡觀念之釐清、文字之斧正，在在都使學生獲益匪淺，讓我對於人口結構之議題有了更深一層的體會與了解。特別是老師對於學生的人生叮嚀，尤其牢記在心。從老師的身上我也體會到身為一個領導者的壓力與無奈，系務之大小事他都得事必躬親，面面俱到。古人說：「以人為鏡，可以明得失」。因此，老師的為人之處世、做事之態度和與人談吐之拿捏與分寸，皆使學生如同獲得一面

鏡子一樣，時時端正自己的缺失。此外，我也要向林家慶老師和李源明老師致上我最真摯的謝意。感謝老師們在百忙中抽空審閱論文原稿、訂正文中之疏漏，以致在口試中給予本文多項寶貴的評議與建言，使本文得以更加充實。對於老師們的多方斧正，我感激於心。

女友淑絨的支持並不是簡短幾句謝辭便能代表的，由認識到相知相惜，許多難以想像的問題時常圍繞著我們。然而，感謝她在這兩年中的體諒與包容，總是在我忙的焦頭爛額之際，不時給予最大的安慰與鼓勵。她是我成功背後的推手，在我分身乏術時，她的不離不棄，我銘感於心。而育承、雅淳和瑞珊，感謝你們給予我的幫助，在我碩一時沒有任何的基礎下，教導我跑程式軟體、數學推導和資料處理的方法，讓我在學習的過程中，少走了許多冤枉路。班上同學旻錚、育季、暘閔、嘉隆、宇廷、漢忠、秉承和佳億，以及歐研所的綿鐸、管科所的佳慧和教務處的佳純，感謝你們不時帶給我的歡樂與微笑，多次的聚會和彼此間的相互學習，讓我回味無窮，深深感受到認識你們讓我在學習的過程中並不孤單。

再者，我要感謝我的父親胡仁煥先生、母親王彩雲女士。雖然我出門在外讀書多年鮮少回家，但是你們仍是我精神和生活上的支柱。由於你們的支持，讓我在無後顧之憂的情況下，心無旁騖的學習與完成此篇論文。在碩士班的這兩年期間，家族相繼失去了兩位從小看我到大的親人，雖然倍感遺憾與不捨，但是使我更加珍惜家族之間的親情與聯繫。有你們的呵護與鼓勵，是我努力往前的動力。

最後，要感謝的就是系助理-素瑩姐，謝謝您對我的提攜與照顧，以及系上各位師長們對我課業上的指點迷津，以減少我在寫作時間上不必要的損失。總之，要感謝的人實在太多了，此刻僅想要把我的喜悅分享給我所認識的每一個人，希望大家都能健康與快樂。在此說一聲謝謝你(妳)們。

琪豐

2009年6月27日 于南華大學校樹小徑

摘要

少子化 (baby bust) 與人口老化 (population aging) 的現象除了使台灣面臨扶養、退休與醫療等重要的社會問題外，也漸漸的影響到未來工作年齡人口數的多寡與經濟成長的表現。而有關人口結構轉變對經濟成長的影響，過去的研究大多採取跨國性的橫斷面資料 (cross-sectional data) 或者追蹤資料 (panel data) 進行研究。然而，以台灣為研究對象針對此議題進行分析的文獻仍不多見。因此，人口結構轉變對我國經濟成長的影響，乃是本文的研究主題。

本文以 Bloom and Williamson (1998) 的理論架構為基礎，採用民國 43 年到民國 96 年的時間序列年資料，分析人口結構變數對我國經濟成長的影響。實證結果發現：台灣人口結構轉變的確會對經濟成長造成影響。本文以人均所得成長率 (growth rate of per capita income) 代表經濟成長率，各變數對經濟成長的影響如下：由於資本稀釋的關係，因此總人口成長率的提高，反而帶動人均所得成長率之下降；而工作年齡人口成長率、預期壽命和人力資本的上升則對經濟成長具有顯著的正向影響。此外，每單位勞動資本存量對經濟成長具有顯著的負向影響，這有可能是因為每單位勞動資本存量尚未到達體系之靜止均衡狀態 (steady state) 所致。

本文除了探討人口結構變數對台灣經濟成長的影響之外，亦嘗試利用加入人口結構變數後的經濟成長模型來進行樣本內預測，並與行政院主計處和中研院所發布的預測資料進行預測準確度之比較，以探討加入人口結構變數之成長模型是否可以提高對經濟成長的預測力。本文的實證結果發現：就 RMSE 與 MSE 此二預測準則而言，經濟成長模型加入了人口結構變數之後，其對經濟成長率的預測確實比主計處和中研院所公布的預測資料更為準確；然而，若就 Diebold and Mariano(1995)之檢定而言，則主計處和中研院的預測力大致和本文所設定之經濟

成長模型的預測力沒有太大差異。

關鍵詞：少子化、人口老化、人口結構、經濟成長、預測準確度

Abstract

Taiwan is facing a baby bust, with an aging population affecting important social issues such as retirement levels and demand for health care, as well as leading to a decline in the size of the working population, which could affect economic growth. Existing literature on the relationship between changes in population structure and economic growth has focused on the use of cross-sectional or panel data; however, little of this has been based upon Taiwan. The main aim of this paper, therefore, is to examine the way that changes in demographic structure are affecting economic growth in this country.

This paper follows the theoretical framework provided by Bloom and Williamson (1998), applying this to data from 1954 to 2007 in order to analyze the affect of a changing population structure on Taiwan's economic growth. The empirical results show of this show that demographic changes are certainly affecting our country's economic development. The growth rate of per capita income is used here as an indicator of economic growth, and is found to be affected in several ways. Capital dilution means that an increase in the growth rate of the overall population has a negative effect on the growth rate of per capita income, but a larger working population, longer life expectancy and greater human capital stock all have significant positive affects on economic growth. Furthermore, increases in physical capital have a significant and negative affect on economic growth, which may be a result of physical capital not having reached the system's steady state level.

This paper not only discusses the ways in which demographic changes are affecting economic growth in Taiwan, but also attempts to add population structure

variables into a model of economic growth, which is then used to produce a sample forecast of future growth. The accuracy of this prediction is then compared to the forecasts published on the official websites of the Directorate General of Budget, Accounting and Statistics (DGBAS) and the Institute of Economics at the Academia Sinica (IEAS), in order to determine if the inclusion of demographic variables could improve the forecasts produced by economic modeling. Analysis using RMSE and MSE shows that an economic model incorporating demographic data produces more accurate forecasts than those of the DGBAS and IEAS. However, Diebold & Mariano (1995)'s asymptotic test suggests that the DGBAS and IEAS forecasts are roughly equivalent in accuracy to the one produced by our model.

Keywords : baby bust, population aging, population structure, economic growth, forecast accuracy.

目 錄

	<u>頁次</u>
【口試合格證明】	I
【謝辭】	II
【中文摘要】	IV
【英文摘要】	VI
【目錄】	VIII
【圖目錄】	X
【表目錄】	XI
第一章【緒論】	
第一節 研究動機與目的.....	1
第二節 研究架構.....	6
第二章【文獻回顧】	
第一節 人口與經濟成長理論之回顧.....	7
第二節 人口結構轉變對經濟成長的影響之相關文獻.....	9
第三節 預期壽命對經濟成長的影響之相關文獻.....	16
第四節 人力資本對經濟成長的影響之相關文獻.....	17
第三章【理論模型】	20
第四章【實證方法與資料處理】	
第一節 實證方法與模型設定.....	23
第二節 資料來源與說明.....	24
第三節 變數定義與預期符號.....	26
第四節 預測準確度之衡量法.....	30

第五章【實證結果分析】

第一節 敘述性統計.....	34
第二節 實證結果與分析.....	36
第三節 預測準確度之比較.....	39

第六章【結論與建議】

第一節 研究結論.....	43
第二節 未來研究之建議.....	44

【參考文獻】	46
---------------------	----

【附錄一】	52
--------------------	----

【附錄二】	54
--------------------	----

【附錄三】	58
--------------------	----

【附錄四】	60
--------------------	----

【附錄五】	62
--------------------	----

【附表一】	63
--------------------	----

【附表二】	64
--------------------	----

【附表三】	65
--------------------	----

【附表四】	66
--------------------	----

圖目錄

頁次

圖一：中華民國台灣地區 97 年至 145 年新生嬰兒人口推估.....	3
圖二：台灣與鄰近國家總生育率之比較.....	3
圖三：國民預期壽命.....	4
圖四：人口結構變化之趨勢圖.....	4
圖五：少子化對總需求的影響.....	12
圖六：少子化對總供給的影響.....	12
圖七：產出與各個變數之趨勢圖.....	36
圖八：人口結構之轉變.....	52
圖九：台灣地區 1990~2040 年人口金字塔.....	53

表 目 錄

頁次

表一：人口與經濟成長理論.....	8
表二：文獻整理-人口結構轉變對經濟成長的影響.....	14
表三：實證變數彙總表.....	29
表四：人口結構變數之基本敘述性統計.....	34
表五：人口結構轉變對經濟成長的影響之迴歸分析.....	38
表七：本文預測模型與主計處、中研院預測資料之預測準確度比較.....	40
表八：Diebold and Mariano(1995)之檢定.....	40
表六：本文預測模型與主計處和中研院對台灣實質人均 GDP 成長率之預測值...	42

第一章 緒論

第一節 研究動機與目的

一、研究動機

有關人口與經濟發展究竟如何相互影響，此一議題早在 18 世紀前即在社會科學領域廣受討論。重商主義者 (the mercantilist) 認為巨大的人口數量可以刺激經濟成長¹。但是，到了十九世紀時，馬爾薩斯 (Malthus) 認為人口成長 (population growth) 會降低人均所得 (per capita income) 的論點則說服了大部份的經濟學者。然而，進入二十世紀後，乃出現了許多不同的論點。新馬爾薩斯主義者 (Neo-Malthusians) 認為人口成長不利於經濟成長²，而凱因斯學派 (the Keynesians) 則認為人口成長會刺激投資需求並帶動所得的成長 (Perlman, 1975)³。另一方面，人口悲觀主義者 (the population pessimists) 認為快速的人口成長對經濟發展是不利的，因為它會壓縮到資本的累積 (Coale and Hoover, 1958 ; Ehrlich, 1968)，而人口樂觀主義者 (the population optimists) 卻認為快速的人口成長能使國家獲得經濟規模以及提升技術的進步和制度的創新 (Boserup, 1981 ; Kuznet, 1967 ; Simon, 1981)。

1980 年代為探討此議題的最高峰，且越來越多的學者對上述的觀點提出質疑。Bloom and Freeman (1986) 和 Kelly (1988) 探討人口成長對人均收入成長的影響則保持著猶豫的態度，這是因為其實證結果顯示：人口成長對人均收入成長並無顯著的正相關與負相關。因此，近二十年來，大部份的學者認為：影響人

¹ 重商主義強調累積金銀貨幣和對外貿易的重要性，把金銀看作是財富的唯一形式，認為國家的繁榮依賴於資本(貴金屬)的供應。

² 當初馬爾薩斯認為，自然原因、災害、道德限制和戰爭會導致人口成長減緩。不過由於近代的社會發展與生產技術的進步，使得馬爾薩斯的戰爭和饑荒無法自然發生，所以又產生新馬爾薩斯學派。新馬爾薩斯學派的人口理論乃是利用控制生育的方式限制人口的增長。

³ 凱因斯的經濟理論是主張國家採用擴張性的經濟政策，通過增加需求促進經濟成長。

均所得水準的原因是人口結構 (population structure) 而不是人口數多寡，且認為人口總數只是人口結構的變數之一。此外，Barro (1991) 首將人口結構變數中的出生率、人口成長率、死亡率、人口總數和人口密度納入經濟成長模型中，開啟了人口結構變數對經濟成長影響的研究先河，也帶領了日後更多的經濟學者對此議題的研究。Bloom and Williamson (1998) 則以亞洲地區之國家為研究對象，採用 panel data 進行分析，實證結果顯示：影響經濟成長的因素主要是人口結構而非總人口數。Lindh and Malmberg (1999) 則進一步指出，年齡結構中的工作年齡人口是影響經濟成長的重要因素之一。

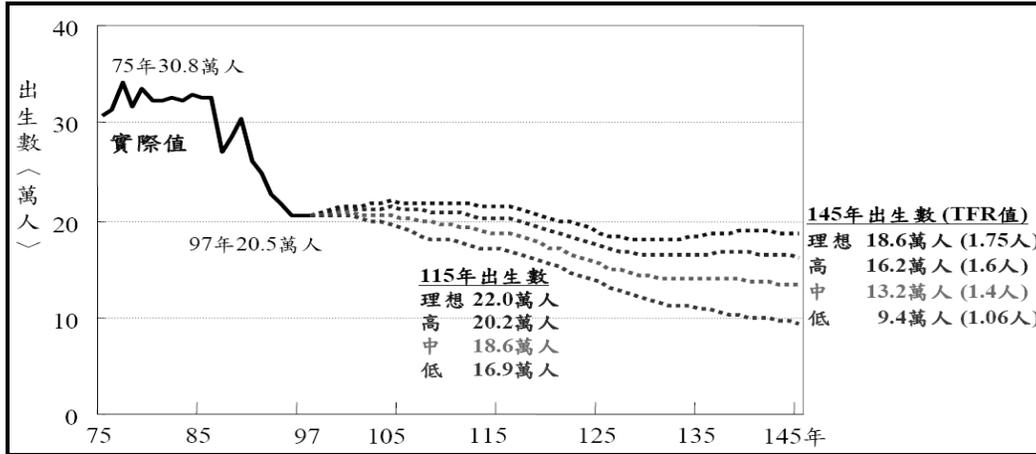
全球的人口結構正從過去的高出生率、高死亡率轉為低出生率、低死亡率，此現象使得人類預期壽命延長和人口結構趨於老化⁴。少子化 (baby bust) 與人口老化 (population aging) 的現象同樣使台灣面臨人口結構的轉變⁵。台灣近年來的生育率呈現節節下降的趨勢，由圖一行政院經濟建設委員會所公布之「中華民國台灣 97 年至 145 年新生嬰兒人口推估」可知，台灣新生兒人口在民國 65 年達到 42.5 萬人的高峰之後(根據行政院經建會「中華民國台灣 95 年至 140 年人口推估」)，即逐步下降至民國 97 年的 20.5 萬人，使得台灣近年來的人口成長逐漸趨緩。

此外，根據內政部戶政司的資料顯示，過去 10 年婦女總生育率 (即平均每位婦女一生中所生育之子女數) 已明顯下降。民國 86 年台灣地區的總生育率為 1.77，而到了民國 96 年則降至 1.1，總生育率與替代人口生育率差距越來越大⁶，未來幾年總生育率很可能會下降至 1 的水準。如果與鄰近各國相比，台灣的生育率似乎相對較低 (除了香港以外)，如圖二所示。圖三的國民預期壽命也顯示出，

⁴ 衡量人口老化的指標包括：預期壽命、老年人口占總人口比例、老年人口依賴率 (65 歲以上人口占工作年齡人口比例) 和老化指數 (65 歲以上人口占 0~14 歲人口數之比率)。

⁵ 人口結構轉變的定義請參見附錄一。

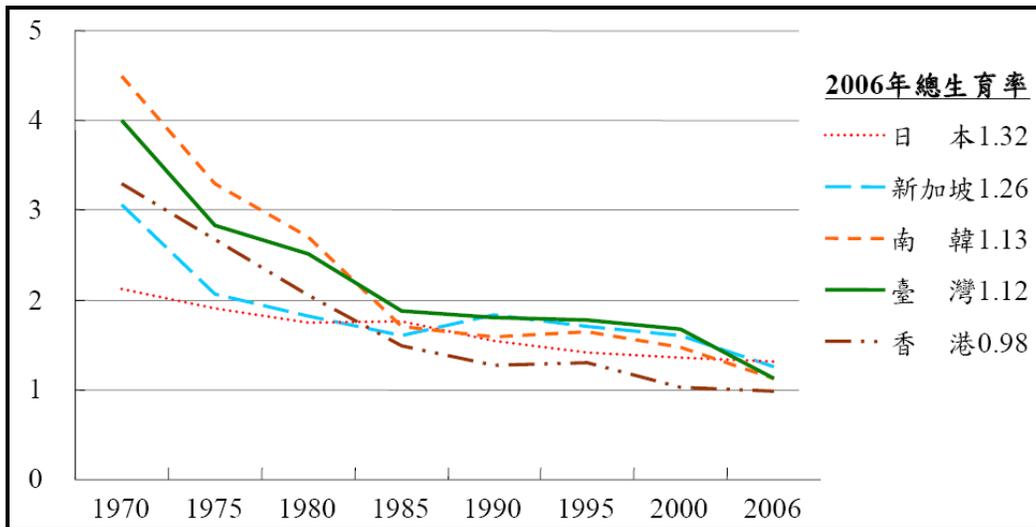
⁶ 替代人口生育率係指維持人口數不變的生育率。也就是說，育齡婦女 (15~40 歲) 生育 2.1 個子女是最理想的生育率。



圖一 中華民國台灣地區 97 年至 145 年新生嬰兒人口推估

資料來源：行政院經濟建設委員會「民國 97 年至 145 年人口推估」。

註：TFR 值是指總生育率 (total fertility rate)。



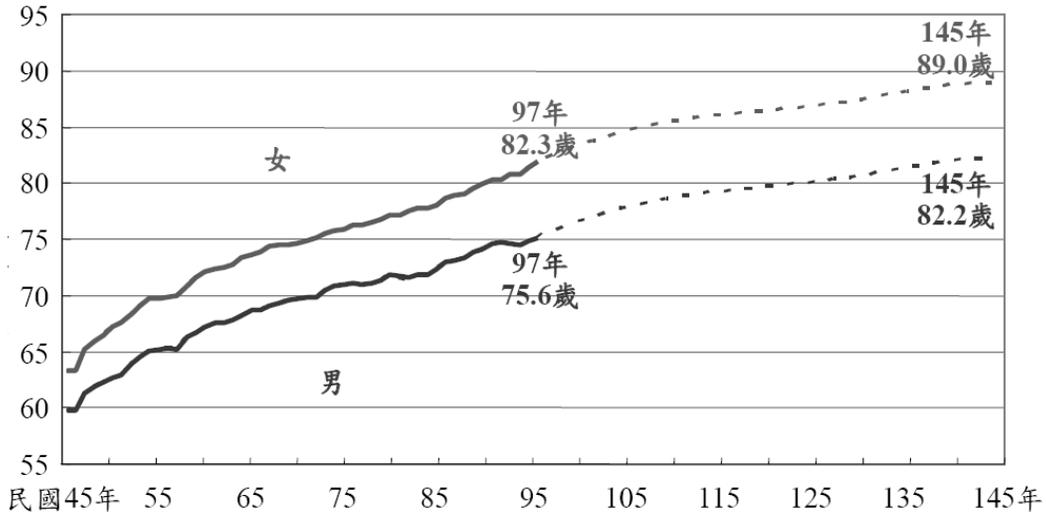
圖二 台灣與鄰近國家總生育率之比較

資料來源：1. 內政部網站「內政國際指標」資料。

2. 香港特別行政區政府統計處資料。

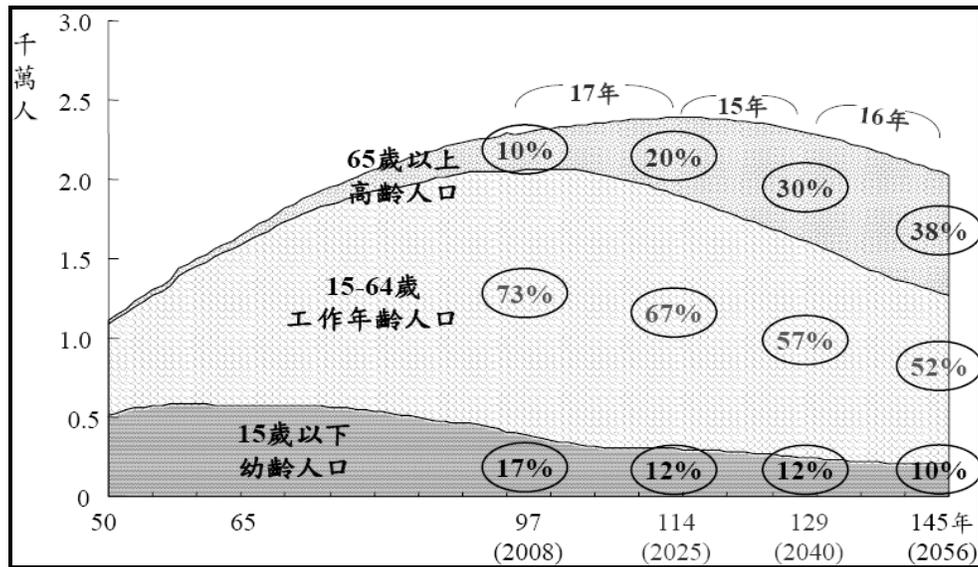
民國 97 年男性國民的預期壽命為 75.6 歲、女性國民的預期壽命則為 82.3 歲，相較於民國 45 年的國民預期壽命，約略增加了 17 歲，且未來國民的預期壽命有逐年延長的趨勢，這也反應出近年來台灣國民的預期壽命出現了顯著的增長。因

此，由上述的圖示可知，台灣的出生率不但年年遞減，且日漸完備的醫療體系，亦使得平均壽命有延長的現象。



圖三 國民預期壽命

資料來源：行政院經濟建設委員會「民國97年至145年人口推估」。



圖四 人口結構變化之趨勢圖

資料來源：行政院經濟建設委員會「民國97年至145年人口推估」。

生育率的遞減一方面意謂著女性的勞動供給增加 (Bailey, 2006) 以及資源有效投資在小孩的健康和教育上 (Joshi and Schultz, 2007), 而另一方面則會影響未來工作年齡人口數的多寡; 而預期壽命的延長一方面意謂著將會促進社會的勞動供給以及為了降低老年扶養風險而增加中年時的儲蓄 (Bloom, Canning and Graham, 2003), 且會影響未來老年人口占總人口的比例, 進而使得老化指數越來越高。由圖四人口結構變化之趨勢圖可知, 由於少子化與人口老化的關係, 未來台灣人口結構將出現工作年齡人口之比例逐年減少的趨勢。

綜觀過去有關人口結構變數和經濟成長的實證文獻, 大多採取跨國性的橫斷面 (cross-sectional data) 資料進行估計, 爾後漸漸有學者如: Bloom et al. (2007); Brander and Dowrick (1994) 等開始使用追蹤資料 (panel data) 進行分析。然而, 這些文獻卻鮮少針對單一國家進行研究。除此之外, Bloom and Williamson (1998) 也指出, 第二次世界大戰後的東亞國家比起 19 世紀的歐洲國家有著更快速的人口結構轉變⁷, 且在過去 30 年間東亞國家也比南亞和東南亞地區有較高的經濟成長。尤其, 身處東亞地區的台灣, 在面臨人口結構轉變之際, 以台灣為對象針對此議題進行分析的相關文獻仍不多見, 故本文對此一課題深感興趣。

二、研究目的

少子化與人口老化的現象除了使台灣面臨扶養、退休與醫療等重要社會問題外, 也漸漸的影響到未來工作年齡人口數的多寡。這樣的人口結構轉變究竟對台灣的經濟成長帶來多大的影響, 乃是本文想要探究的課題。因此, 為了釐清上述問題, 本文擬遵循 Bloom and Williamson (1998) 的理論架構, 就台灣從民國 43 年至民國 96 年的時間序列年資料為對象, 探討人口結構變數對台灣經濟成長的

⁷ Fogel (1994) 指出, 過去的歐洲在 19 世紀時, 經過了近一個半世紀緩慢的改變他們的理解力以及實行重視基礎公共衛生、廢物處理、乾淨飲用水的供應以及健全的營養, 藉由投資這些方式來減少死亡率和營養失調的問題。然而, 東亞地區卻在幾十年間解決了這些問題。

影響。最後，本文也嘗試對加入人口結構變數後的經濟成長模型進行樣本內預測，並與行政院主計處和中研院經研所所發布的預測資料進行預測準確度之比較，以探討納入人口結構變數之經濟成長模型是否具有更高的經濟成長預測力。

第二節 研究架構

本文共分五章，其內容說明如下：

第一章：緒論，介紹研究動機、目的和研究流程與架構。

第二章：文獻回顧，首先回顧人口與經濟成長之相關理論與論點，並回顧人口結構之變數對經濟成長的影響之國內外實證文獻。

第三章：理論模型，介紹本文的模型架構。

第四章：研究設計與方法，說明本文所應用之資料來源及各變數之定義與衡量，並設定其實證模型。

第五章：實證結果與分析，包括基本敘述性統計，並採用普通最小平方法做估計，以探討人口結構等因素對經濟成長影響的顯著性。最後，再對台灣的經濟成長做預測準確度之比較。

第六章：結論，彙總研究結果。

第二章 文獻回顧

第一節 人口與經濟成長理論之回顧

回顧整個經濟成長理論演變的發展過程，衡量經濟產出高低以判斷國家財富強弱一直是經濟學家所關切的問題。亞當斯密（Adam Smith, 1776）在「國富論」一書中曾闡述到國家為何富強的原因，諸如以專業分工取代傳統無效率的生產方式、實體資本的累積厚植國家競爭根基等，這些正是導致國家富強的因素。其中，探討人口與經濟成長相關的理論主要源自於：1.馬爾薩斯的人口論（An Essay on the Principle of Population）；2.新古典成長理論（外生成長理論 - exogenous growth theory）；3.內生成長理論（endogenous growth theory）。此節茲將各論點分述如下：

一、馬爾薩斯的人口論

英國學者馬爾薩斯（Thomas Robert Malthus, 1798）所著之人口論對世界經濟發展前景持悲觀的態度。他的基本思想是：如果沒有限制，人口是呈等比級數成長，而食物供給則呈等差級數成長。因此，從長遠來看，生產的增長不會與人口增長保持同步，人口數量與供養能力之間必將出現巨大裂痕。從經濟學的角度來解釋，人口成長意謂著勞動供給增加，而糧食生產如同資本設備的土地，短期內不會有大幅的增減。雖然總產量因人口成長而增加，邊際產出卻因人口成長而減少，將導致資本稀釋而勞動報酬遞減。因此，他認為要有效的阻止人口的成長。

二、新古典成長理論（外生成長理論）

馬爾薩斯之後，接續還有其它的理论，其中 Solow 在 1956 年所提出的新古典成長模型對人口與經濟成長做了突破性解釋。他改正了 Harrod-Domer 成長模型不穩定的缺失，讓勞動與資本兩種生產因素於生產過程可以互相替代，而展現

其於靜止均衡狀態所體現的穩定均衡特質。他推論當經濟體處於靜止均衡狀態時，整體社會的產出成長率必定等於體系外生決定的人口（勞動）成長率。但是考慮勞動的技術會進步下，則每人資本成長率及每人產出成長率皆等於勞動的技術進步率；同時，資本成長率會等於人口（勞動）成長率與技術進步率之和。

三、內生成長理論

新古典成長理論的觀點，認為體系處於靜止均衡狀態時，每人實質所得固定；且只要政府任何的政策無法影響人口成長率及技術進步率，則該政策也就無法影響整體社會的產出成長率，此種觀點不被一些經濟學者所接受。因此，Lucas and Romer 於 1980 年代中期修正了新古典成長理論，將經濟成長議題從外生成長帶入內生成長理論。他們認為晚近已開發國家的經濟成長主要的原因是在於知識及智慧的累積有助於提升生產的水準。因此，該理論特別著重人力資本對於產出的貢獻。人力資本猶如實質資本（機器設備），是生產過程中重要的生產要素。透過人力資本與實質資本的相輔相成，將會促成每人所得的成長。

表一 人口與經濟成長理論

作者	發表年份	經濟成長理論	主要內容
Malthus	1798	人口論	人口成長在不加限制的情況下會以等比級數的成長，但是經濟環境中的食物供給卻以等差級數的方式增加，因此人口的快速成長會使每人可使用資源減少。
Solow	1956	外生成長理論	人口成長率是外生變數，而經濟體的所得成長取決於一個外生的人口成長率。人口成長率越高時，均衡時每人所得越低，反之亦然。
Lucas and Romer	1988	內生成長理論	將其經濟成長變數內生化，加入人力資本。透過人力資本與實質資本相輔相成，將會促進每人所得的成長。

資料來源：本文整理。

第二節 人口結構轉變對經濟成長的影響之相關文獻

人口結構轉變對經濟成長的影響，由既存的文獻大多顯示出人口結構的轉變的確會影響經濟成長或者預測未來會造成多大的影響。就實證方面來說，影響究竟正負如何，效果多大，則會因為隨著研究者所分析的國家、所採用的資料型態、衡量的方式及對各種變數定義的不同而產生不同的實證結論。以下茲將分別對國內外相關研究的既有文獻作以下的介紹：

Brander and Dowrick (1994) 利用跨國的追蹤資料再檢驗人口成長和生育率對經濟成長的影響。他們利用 107 個國家，時間為 1960 -1985 年，此實證結果發現，由於投資效果與資本稀釋的關係，高出生率會降低經濟成長。最後他們也指出，由於勞動供給與撫養比的關係，使得出生率的下降對人均收入成長在中期有正向的影響。這是因為出生率的下降使得在中期時工作年齡人口相對於總人口的比例上升，且撫養人口也相對下降。

陳淼 (2004) 利用資料觀察法 (data survey) 說明了人口老化對已開發和發展中國家會產生衝擊，並指出人口老化將直接造成三種影響：一、勞動人口比例下降將造成勞動供給數量減少。若勞動產出不變，總產出將因勞動供給數量減少而下降；二、人口老化將會降低社會吸收新知或新觀念的速度，創新技術能力因此而下降；三、國民所得因為大量用於非生產性消費上 (如老年看護、醫療等)，故減少用於生產性投資的比例，在對未來生產性較無幫助的情況下，總產出和人均國民收入增加速度因此而下降。

Bloom and Williamson (1998) 利用估計出來的人口成長率係數和經濟活動人口的成長率係數 (16-64 年齡群) 評估人口結構的轉變對經濟成長在過去 (1965-1990 年) 和預測未來 (1990-2025 年) 的貢獻 (應用七十八個已開發和

發展中國家的經濟成長做跨國迴歸的估計)。此結果顯示出，他們所計算 1965-1990 年間的人口動態，認為其可以解釋東亞實質人均經濟成長率介於 1.37 和 1.87 之間，甚至可以解釋 1/3 的亞洲經濟奇蹟⁸。最後他們也推測，由於人口的老化而使得東亞在 1990-2025 年的實質人均 GDP 成長率是呈現負成長。此外，他們也以整合的橫斷面和時間序列的資料來驗證整個亞洲國家，由於亞洲國家在戰後嬰兒潮後，當嬰兒潮進入職場使勞動人口逐步上升，而生育率急遽下降，使撫養比持續降低，並提出人口撫養比 (dependency ratios) 的減少會有人口紅利 (demographic dividend) 的產生。因此，許多開發中國家都曾經短暫享有人口撫養比減少所帶來的經濟成長，這是因為人口結構剛開始的轉變，其人口成長會大於工作年齡人口的成長而導致人口負擔 (demographic burden)；而之後的生育率遞減，人口結構轉變會因為工作年齡人口的成長速度大於總人口的成長導致人口紅利。

Bloom et al. (2000) 利用 70 國，時間為 1965-1990 年的追蹤資料，探討人口結構改變與經濟成長彼此間的雙向因果關係。其實證結果顯示出，人口結構與經濟成長存在著雙向的因果關係。他們認為因為經濟的成長而影響人口結構的改變是因為收入較高的人自然會傾向於把他們的時間花在較高價值的地方。假設撫養小孩是時間密集的，那他們會比其他較傾向於較少的孩子。因此，儘管東亞在過去的收入是低水準的，但是後來較高的壽命與低生育率這些有利於經濟成長的人口結構條件，使得出現了經濟奇蹟。然而，東亞的經濟成長卻在未來將會減緩，這是因為生育率將會維持現在的低水平以及扶養比將會因人口老化而上升。相較之下，東南亞由於慢慢進入有利於經濟成長的人口結構條件，而使得其經濟慢慢趕上東亞國家。

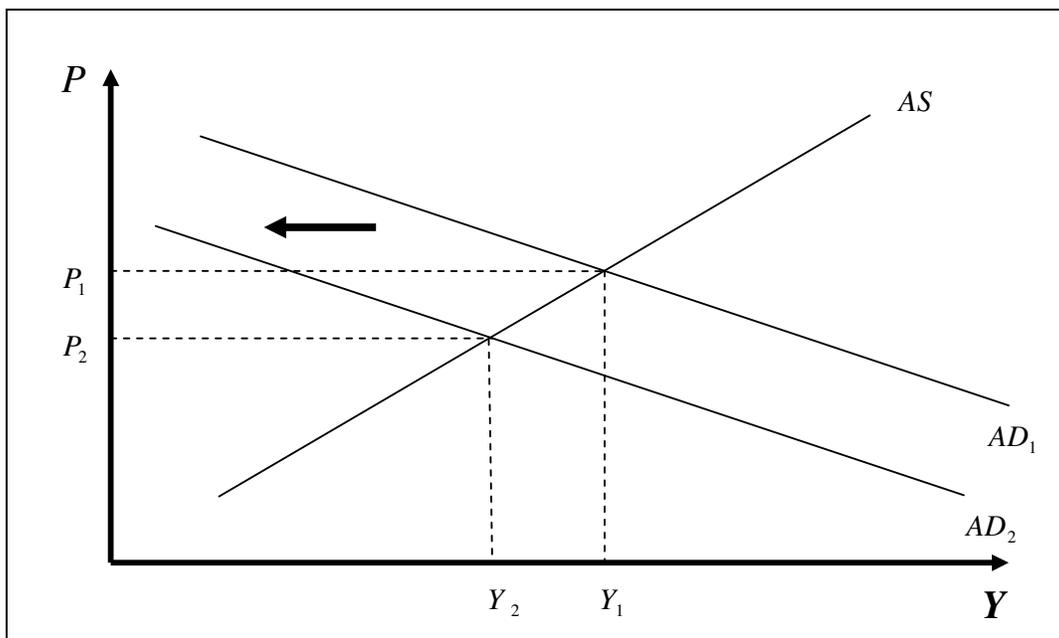
⁸ 東亞在 1960-1990 年的人均 GDP 維持在百分之六的成長率。

鍾俊文(2004, 2005, 2007)利用資料觀察法指出,人口結構失衡的現象對總體經濟的衝擊在於經濟成長率長期持續降低。他認為人口成長明顯減緩,必然會降低經濟成長率。從經濟學的總供給與總需求來看(圖五、圖六所示),少子化會使總需求先減少,總合需求曲線左移造成產出及物價下降,使內需市場萎縮,形成通貨緊縮的問題;隔一段時間以後,先前的生育率下降再加上大量的勞工退休,則引發勞動力不足,總合供給曲線將會左移,進而使總供給減少,造成經濟成長下降、價格上升的停滯性通貨膨脹,經濟更進一步衰退。

Lee and Mason(2007)認為,過去的許多實證研究認為人口年齡結構的轉變會影響人均收入,但是卻鮮少文獻探討人口年齡結構的轉變所帶來的人口紅利是否會均等的分配在各個年齡群⁹。因此,他們以台灣為對象,時間為1978-1998年,利用疊代家庭模型(overlapping families; OLF)驗證台灣各年齡群,探討何者可以因人口紅利而獲利。實證結果顯示出,人口年齡結構的轉變的確對台灣的收入成長有正向的效果,但是人口紅利卻不是均等的分散在各個年齡群。小孩群和工作年齡群所獲得的利益最大,而老年群則最少。他們最後也針對台灣未來的經濟成長做預測,其結果顯示出人口的老化對台灣未來十年的經濟成長是不利的。

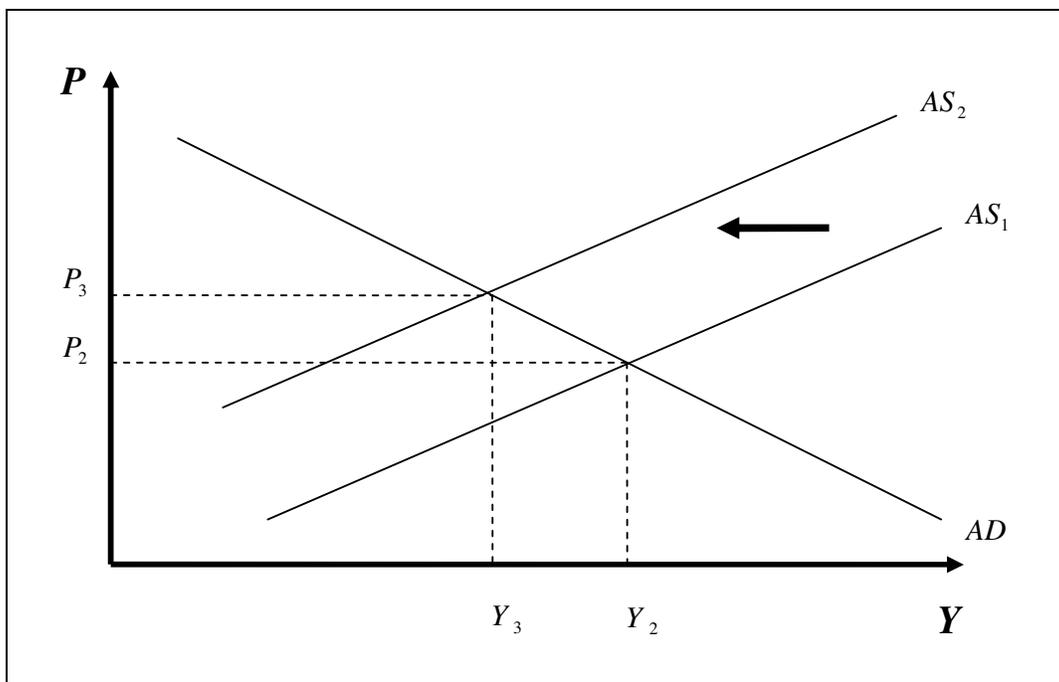
Bloom et al.(2007)利用追蹤資料探討是否年齡結構可以預測經濟成長。它們先對1960-1980年的樣本進行估計,檢驗是否加入年齡結構變數可以改善1980-2000年的模型預測,最後再對2000-2020年進行樣本外預測。其實證結果顯示出,經濟成長模型加入了人口年齡結構之變數後,的確會改善1980-2000年的預測力。然而,作者認為此經濟成長模型對於1980-2000年的二十年間,其經

⁹ 人口紅利係指一個國家的人口生育率迅速下降而造成人口老齡化加速的同時,少兒撫養比亦迅速下降,勞動年齡人口比例上升,在老年人口比例達到高水平之前,將形成一個勞動力資源相對豐富、撫養負擔輕,對經濟成長十分有利的情况。



圖五 少子化對總需求的影響

資料來源：鍾俊文（2007）。



圖六 少子化對總供給的影響

資料來源：鍾俊文（2007）。

濟成長預測與實際數值有稍微高估的現象，這是由於世界經濟在此時期正處於成長趨緩的情況，且這是模型無法捕捉到的。

Lindh and Malmber (2007) 利用 111 國的追蹤資料預測其未來到 2050 年的實質人均 GDP，其實證結果顯示出現在老年化的已開發國家將會經歷一個衰退或甚至 GDP 的負成長。大部份開發中國家將會經歷快速的成長以及收入水準會趨近於已開發國家，它們預期生育率的遞減將會減少世界上人民處於極端的貧窮。

Bloom et al. (2008) 利用 49 個國家，時間為 1960-2005 年的追蹤資料，探討亞洲的人口老化是否會對經濟成長呈現負效果。他們認為老化是過去生育率和死亡率動態發展的結果，因此他們的實證研究將主要探討以下三個面向：1. 檢驗生育率和死亡率在 1960-2005 年的改變對年齡結構的影響；2. 說明當生育率和死亡率在此期間的改變結果時，年齡結構在 2005-2050 年將會如何改變；3. 探討生育率和死亡率在此期間的動態發展，對年齡結構在 2005-2050 年改變的影響。其實證結果顯示出，老齡人口比重的改變在短期對經濟成長會有影響，但是在長期則沒有影響。幼年人口比重的改變在長期對經濟的表現則出現負效果。因此，此結果對亞洲國家在長期來說是一件好消息。

表二 文獻整理-人口結構轉變對經濟成長的影響

作者	發表年份	研究對象	研究方法	內容
Brander and Dowrick	1994	107 國	Panel data	高出生率會降低經濟成長，這是因為資本稀釋的關係。然而，出生率下降對人均收入成長在中期有很強的正向衝擊，這是因為勞動供給和撫養的影響。
Bloom and Williamson	1998	78 國	Ramsey model	計算亞洲人口動態與經濟成長的相對貢獻，指出人口老化將可能造成經濟成長率的衰退。
Bloom, Canning and Malaney	2000	70 國	Panel data	人口結構與經濟成長存在著雙向的因果關係。東亞的經濟成長在未來將會減緩，這是因為生育率將會維持現在的低水平以及扶養比將會因人口老化而上升。東南亞則由於慢慢進入有利於經濟成長的人口結構條件，而使得其經濟慢慢趕上東亞國家。
Lee and Mason	2007	台灣	OLF model	小孩群和工作年齡群會因為人口紅利而受惠最多，而老年群最少。預測結果顯示出人口老化對台灣未來十年的經濟成長是不利的。
Bloom, Canning, Fink and Finlay	2007	90 國	Panel data	利用 1960-1980 年期間的參數加入年齡結構變數去預測 1980-2000 年的經濟成長率。結果顯示出，當經濟成長模型加入年齡結構變數可以明顯改善模型的預測準確性。

資料來源：本文整理。

接續下頁

表二 文獻整理-人口結構轉變對經濟成長的影響

承接上頁

作者	發表年份	研究對象	研究方法	內容
Lindh and Malmber	2007	111 國	Panel data	利用人口統計的推估，估出人均 GDP 的預測模型，且預測到 2050 年。其結果發現較為貧窮的國家會追趕上已開發國家，而以開發國家則因人口老化而經濟成長停滯。
Bloom, Canning and Finlay	2008	49 國	Panel data	老齡人口比重的改變在短期對經濟成長會有影響，但是在長期則沒有影響。幼年人口比重的改變在長期對經濟的表現則出現負效果。因此，此結果對亞洲國家在長期來說是一件好消息。
陳森	2004	台灣	Data survey	人口老化造成三種直接影響：1.總生產將因勞動供給數量減少而下降。2.創新能力因此下降。3.總產出和人均國民收入增加速度減緩。
鍾俊文	2004 2005 2007	台灣	Data survey	台灣和世界各國由過去嬰兒潮至現今老年潮造成人口結構上的衝擊。最重要的是少子化會造成國家總需求的減少，使內需市場收縮，過一段時間以後，因為勞工大量減少，勞動供給也跟著下降，經濟將進一步衰退。

資料來源：本文整理。

第三節 預期壽命對經濟成長的影響之相關文獻

一般而言，當民眾預期未來的壽命會增長，一個理性的民眾將會增加中年時期的儲蓄，以因應未來退休後更多的消費支出。民眾在中年時期扮演儲蓄者的角色，增加儲蓄將進而增加經濟體的儲蓄量（假設其他條件不變下），再透過儲蓄影響產出。經由此傳遞過程，預期壽命的增長將對經濟成長產生影響。因此，本節將預期壽命對經濟成長的影響之相關文獻作以下的介紹：

Ehrlich and Lui (1991) 認為世代間存在著相依關係，中年時期養育小孩，當進入老年時，小孩會提供物質上的資源和生活照顧，因此出生率影響了個體跨期間的最適化行為。父母在中年時期透過對小孩的人力資本投資決策，影響小孩未來收入，進而影響老年時小孩的扶養回饋，故影響整個個體跨期效用，構成兩代之間的交互關係橋樑。他再進一步分析中年時期和老年時期存活機率不同對行為的改變。當中年時期的存活機率增加，將造成父母投資更多的人力資本於小孩身上並減少出生率，增加小孩未來收入以因應更多的總合消費支出，而老年時期存活機率增加，將造成儲蓄率增加，和小孩人力資本投資形成替代關係。因此，預期壽命的增加會提升經濟成長。

Zhang et al. (2003) 建構一個重疊世代模型 (overlapping generations model)，探討中年人死亡率降低將如何影響經濟成長。他們認為中年人死亡率降低將經由三種管道影響經濟成長。第一，為了支付更長的生活期間消費，促使中年時期增加儲蓄率，並進而累積實體資本；第二，由於中年人死亡機率降低，相對而言，將減少中年人遺產遺留給子女的機會，因此降低了投資，減少資本累積；第三，以所得稅來融通大眾教育支出，進而改變其淨所得和儲蓄率。研究結果顯示，在

死亡率很高的情況下（如：第三世界的國家）¹⁰，死亡率的降低，意謂著預期壽命的增加，以上三種管道的淨效果將促進經濟發展；但是在死亡率很低的情況下（如：工業化國家），死亡率的降低，以上三種管道的淨效果將可能減緩經濟成長。Zhang and Zhang（2005）利用不確定的存活模型（uncertain survival model）進行 76 個國家的橫斷面資料分析，其實證結果顯示出，當壽命增長為了支付老年期間更多的消費，而造成儲蓄增加。除此之外，也會增加教育支出，使小孩未來的所得增加。但是所得增加，造成養育小孩的機會成本提升，造成出生率下降，他們也證明以上的傳遞結果將促成經濟成長，實證結果也支持以上論點。

Li et al.（2007）將生命循環假說（life-cycle hypothesis）同時納入預期壽命和老年人口依賴率對儲蓄率的影響。他們認為社會的儲蓄主要受到中年人和老年人的影響，當預期壽命增加時，中年人預期到生命長度將延長，所以會增加儲蓄以因應生命長度延長所導致的消費支出；等到民眾退休進入老年時，將會開始消耗中年的儲蓄，造成社會儲蓄下降。換句話說，當人口老化，代表老年人相對於中年人的比例增加，使得會消耗社會儲蓄的老年人比例上升，造成社會儲蓄降低，進而減緩經濟成長。他們也發現當老年人口增加時，將造成儲蓄率下降，而資本投資也會下降。

第四節 人力資本對經濟成長的影響之相關文獻

在過去的經濟理論中，大多以勞動力（labor）與實體資本（physical capital）來解釋經濟成長，且認為一個國家在擁有充沛的勞動力下，只要有足夠的資本便能使經濟成長。然而，實際上只有勞動力與實體資本是無法使經濟快速成長的，這是因為一個國家的經濟發展還需要一種重要的要素，那就是人力資本（human capital）。人力資本是由勞動者的知識、技能、經驗等因素所構成，它是經濟成

¹⁰ 第三世界國家一般係指在政治、經濟和現代化腳步比較落後的國家。

長的基本動力和關鍵因素。人力資本的投資方式包括一般的學校教育、在職訓練、健康程度改善和工作中的學習等。實證上用來衡量人力資本的指標，主要為識字率、入學率、平均受教育年限和教育支出佔 GDP 比率。本節將人力資本對經濟成長的影響之相關文獻作以下的介紹：

一、負向影響之文獻

過去的理論與實證顯示，大多支持教育的累積將會促進經濟成長。但是 Gemmel (1996) 和 Prichett (2001) 卻發現教育程度的累積對經濟成長僅有些微的影響甚至是負向的關係。Temple (1999) 也發現到些許國家因為教育的擴張，造成失業率上升和教育程度報酬遞減的現象，例如：1960 年代前的韓國，很多高等教育的人在公部門工作，如此可能對經濟成長造成相對的損害。Temple (2001) 認為在未開發中的國家，其教育的品質較差且有技術的勞動力需求也較少的問題，假如教育程度的增加可能只會對經濟成長造成些微的正向影響。因此，這說明了教育程度的增加在開發程度不同的國家，其對經濟成長也會有所差異。

二、正向影響之文獻

Bils and Klenow (2000) 探討教育是否會影響經濟成長。他們的研究中視技術進步為外生變數，檢驗一個含有人力資本的模型。他們利用 85 個國家，時間 1960-1990 年學校入學率的資料探討教育與經濟成長的關係。實證結果顯示出，發現經濟成長與學校教育存在顯著的正向關係，而且研究結果也指出學校教育與經濟成長是存在因果關係。

Barro (1991) 以新古典成長模型探討人力資本存量的累積對國家經濟成長是否呈現顯著的正向關係。他是利用 98 個國家，時間為 1960-1985 年期間的樣

本資料以進行實證分析。他以實質人均 GDP 為被解釋變數，解釋變數為期初實質人均 GDP、政治情況、政府消費和生育率，再分別以國中小的入學率當人力資本的衡量變數。其實證結果顯示出，人力資本存量累積對經濟成長均呈現顯著的正向關係。他也發現實質人均 GDP 與期初人力資本的素質（以 1960 年的學校入學率來衡量）是正相關的，且實質人均 GDP 與期初人均 GDP（以 1960 年為基期）為負向關係。此研究結果支持新古典成長理論的收斂假說，即在相同的人力資本水準下，因投資率的不同，低所得國家比高所得國家的經濟成長速度較為快速。因此，低所得國家可以依循高所得國家的模式，慢慢趕上他們。

Benhabib and Spiegel (1994) 探討人力資本與經濟成長是否會對經濟成長造成影響。他們以 Cobb-Douglas 的生產函數為基本模型，利用橫斷面資料進行 OLS 迴歸分析。他們的解釋變數為實體資本、人力資本、所得、人口與勞動力，其中人力資本是以識字率來衡量。假如先以人力資本當成生產函數中唯一的解釋變數，其實證結果發現解釋能力不佳，而且與理論中所預測的方向相反。因此，當他們加入了實體資本變數時，其發現實體資本與人力資本對於經濟成長對經濟成長皆有顯著的正向關係。他們也指出人力資本可透過兩個管道影響經濟成長：1. 人力資本水準會直接影響國內產出與技術創新的速度；2. 人力資本存量會影響向國外學習的能力。

第三章 理論模型

本文以 Bloom and Williamson (1998) 之研究架構為基礎，來建構人口結構因素對台灣經濟成長影響的理論模型。

Solow-Swan 模型將儲蓄率、人口成長率與技術進步視為外生變數，利用實體資本 (physical capital) 與勞動力 (labor) 來解釋經濟成長的動力。假設新古典生產函數具有 Cobb-Douglas 型式：

$$Y = L^{1-\alpha} K^\alpha \quad 0 < \alpha < 1 \quad (3.1)$$

其中， Y 是總產出， K 是資本存量， L 是勞動人口數， α 是資本存量的產出彈性 (the output elasticity of capital)， $(1-\alpha)$ 是勞動力的產出彈性 (the output elasticity of labor)。將 (3.1) 式等號兩邊同除勞動量 L ，則 (3.1) 式改寫為：

$$y = \frac{Y}{L} = L^{1-\alpha} \cdot K^\alpha \cdot L^{-1} = \left(\frac{K}{L}\right)^\alpha = k^\alpha \quad (3.2)$$

其中， y 為每單位勞動產出， k 為每單位勞動的資本存量， α 是資本存量的產出彈性。

每單位勞動產出在 T_1 與 T_2 此期間的平均成長率可表示如下：

$$g_y = \frac{1}{T_2 - T_1} \ln \left[\frac{y(T_2)}{y(T_1)} \right] = \Delta \ln \left[\frac{y^*}{y(T_1)} \right]^{11} \quad (3.3)$$

¹¹ 詳細的推導過程請參見附錄二。

其中， g_y 代表每單位勞動產出在 T_1 到 T_2 期間的平均成長率， T_1 代表期初， T_2 代表期末， y^* 代表靜止均衡狀態下的每單位勞動產出， Λ 代表每單位勞動產出 y 收斂到靜止均衡狀態下的每單位勞動產出 y^* 的速度。

Bloom and Williamson (1998) 認為在長期靜止均衡狀態下的每單位勞動產出會受經濟體系其他外生變數影響，故

$$y^* = X\beta \quad (3.4)$$

$$\text{其中，} X = \begin{bmatrix} X_{11} & X_{21} & \cdot & \cdot & X_{S1} \\ X_{12} & X_{22} & \cdot & \cdot & X_{S2} \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ X_{1T} & X_{2T} & \cdot & \cdot & X_{ST} \end{bmatrix}_{T \times S}$$

代表影響靜止均衡每單位勞動產出的 S 個因素所形成的 $(T \times S)$ 矩陣， β 代表 $(S \times 1)$ 的係數向量。

將 (3.4) 式代入 (3.3) 式即得

$$g_y = \Lambda \ln X\beta - \Lambda \ln y(T_1) \quad (3.5)$$

為了探討人口結構因素對經濟成長的影響，Bloom et al. (2000) 將每單位勞動產出 (y) 改成人均產出 (\tilde{y})，式子如下：

$$\tilde{y} = \frac{Y}{N} = \frac{L}{N} \frac{Y}{L} = \frac{L}{N} y \quad (3.6)$$

其中， \tilde{y} 為人均產出 (per capita income)， Y 為總產出， N 為總人口數， L 為勞動人口數， y 為每單位勞動產出。

對 (3.6) 式取對數再微分，即可求得人均產出的成長率，列式如下：

$$g_{\bar{y}} = g_{workers} - g_{population} + g_y \quad (3.7)$$

其中， $g_{\bar{y}}$ 是人均產出的成長率， g_y 是每單位勞動產出的成長率， $g_{workers}$ 是勞動人口的成長率， $g_{population}$ 是總人口的成長率。

將 (3.5) 式代入 (3.7) 式即得：

$$g_{\bar{y}} = g_{workers} - g_{population} + \Lambda \ln X\beta - \Lambda \ln y(T_1) \quad (3.8)$$

表示成一般式為：

$$g_{\bar{y}} = \delta_1 g_{workers} + \delta_2 g_{population} + Z\delta_3 + \delta_4 \ln(T_1) \quad (3.9)$$

其中， $\delta_1, \delta_2, \delta_4$ 為係數， Z 為經過對數轉換後，會影響靜止均衡每單位勞動產出的 S 個因素所形成的 $(T \times S)$ 矩陣， δ_3 為 $(S \times 1)$ 的係數向量。

比較 (3.9) 式與 (3.7) 式得知：若 $\delta_1 = -\delta_2 = 1$ ，則代表人口成長是穩定的。也就是說，當勞動人口成長率等於總人口成長率時，人口結構對人均所得成長率之影響即會消失，此時體系達靜止均衡狀態¹²。如果人口是呈現不穩定的成長，那就代表體系處在一個動態轉換的過程，那麼人口結構之轉變就會對人均所得成長率 $g_{\bar{y}}$ 產生影響。

¹² 詳細的推導過程請參見附錄三。

第四章 實證方法與資料處理

本文以台灣為研究對象，採用民國 43 年到民國 96 年間之時間序列年資料來探討人口結構因素對實質人均 GDP 成長率的影響。以下茲將實證方法、實證模型、變數定義與來源介紹於後。

第一節 實證方法與模型設定

一、實證方法

過去探討人口結構變數對經濟成長之影響的文獻非常廣泛。如果以單一國家作為分析對象時，可能以時間序列 (time-series) 為分析主軸；而分析對象為某個特定區域 (如：亞洲) 或組織 (如：OECD) 時，則可能涉及到需要蒐集數個國家相關數據與資料。倘若國家數目充足，則以橫斷面資料 (cross-section data) 分析。近來，更有許多的文獻使用包括橫斷面和時間序列這兩種特性的追蹤資料 (panel data) 來進行實證分析。然而，傳統的橫斷面分析無法解釋時間變動的動態性，而追蹤資料雖然可以解釋時間的動態過程但卻無法明確觀察單一國家的實際情形。因此，本文將只針對台灣為研究對象，並採用普通最小平方法 (ordinary least square, OLS) 來進行估計。

二、實證模型設定

本文參考 Bloom et al. (2008) 的論點，並考量本國經濟發展之實際背景，將預期壽命、人力資本和資本存量等對靜止均衡每單位勞動產出有影響之因素納入考慮，故本文之實證方程式如下所式：

$$g_{\bar{y}_t} = \delta_0 + \delta_1 g_{\text{worker},t} + \delta_2 g_{\text{population},t} + \delta_{31} e_{\text{life},t} + \delta_{32} k_{\text{human},t} + \delta_{33} k_{\text{physical},t} + \varepsilon_t \quad (4.1)$$

其中， t 代表時間， $t = 1, 2, 3, \dots, T$ 為樣本個數； $g_{\bar{y}_t}$ 代表 t 期的人均所得成長率； δ_0 代表截距項； $g_{worker,s,t}$ 代表 t 期的工作年齡人口成長率； $g_{population,t}$ 代表 t 期的總人口成長率； e_{life} 代表預期壽命； k_{human} 代表人力資本； $k_{physical}$ 代表資本存量； ε_t 代表誤差項。

本文將以 (4.1) 式作為本文之實證模型，以進行迴歸估計與統計分析。

第二節 資料來源與說明

本文之研究期間自民國 43 年至民國 96 年，共計 54 年，且均為年資料¹³。實證分析中所選取的變數分別為人均所得成長率、總人口成長率、工作年齡人口成長率、預期壽命、人力資本與資本存量，共計六項變數。

一、人均所得成長率

本文以民國 90 年為基期之實質人均國內生產毛額成長率 (growth rate of per capita real gross domestic product) 為人均所得成長率之代理變數，資料取自行政院主計處第三局國民所得統計。

二、總人口成長率與工作年齡人口成長率

總人口成長率和工作年齡人口成長率主要以內政部所編印的中華民國人口統計年刊所列的臺灣地區年中人口之年齡分配為選取對象。雖然內政部也有編印內政統計月報、各縣市內政統計指標、人口統計季刊和人口統計年刊，且各刊物

¹³ 民國四十二年，主計處即以聯合國國民經濟會計制度為藍本，按年編算臺灣地區國民所得，並自民國五十九年開始於每季終了二個月內，完成該季國民生產與所得之初步統計。1968 年聯合國發布第二版國民經濟會計制度 (簡稱 68SNA)，我國歷經多年研究與試編，於民國七十七年全面按 68SNA 編布。民國九十四年國民所得資料之編算則依聯合國 1993 年公布之國民經濟會計制度 (稱 93SNS)。

裡的項目別大多會有季資料與月資料。然而，唯獨人口年齡分配的項目大多只有年資料，故而無法選取較多的樣本數。

三、預期壽命

預期壽命則擷取自內政部統計處的簡易生命表。1.簡易生命表的預期壽命乃自 0 歲平均餘命開始統計（唯民國 40、41 與 42 年乃是從 1~4 歲平均餘命開始統計），故本文預期壽命之取樣乃為民國 43 年至民國 96 年。2.另外，有關預期壽命之統計，內政部將其分為台閩地區與台灣地區兩種類型，由於民國 83 年起才有台閩地區之統計資料，故本文乃以台灣地區的國人平均餘命來做為預期壽命之代理變數¹⁴。

四、人力資本

人力資本則取自教育部統計處，並以教育支出佔 GDP 的比例來衡量。教育支出乃為各年度之金額，為了與教育支出有一致的衡量基礎，故本文採用名目 GDP 來平減之。雖然既存的人口年齡分配資料可追溯至民國 35 年，且行政院主計處所發佈的實質國內生產毛額（real GDP）與國民所得統計年報可追溯到民國 40 年，但因預期壽命只能追溯到民國 43 年。因此，本文為了求資料的一致性，乃以民國 43 年為起始年份。

五、資本存量

本文先自行政院主計處摘錄各年度的投資資料，包括固定資本形成與存貨，再以直線法攤提折舊來推算各年度的資本存量數量，計算公式如下：

¹⁴ 一個出生嬰兒到達 x 歲以後平均尚可期待生存之年數稱為 x 歲之平均餘命。因此，零歲之平均餘命特稱「平均壽命」（Life Expectancy at Birth）。

$$K_t = \sum_{s=0}^{1/\delta} (1-s\delta)I_{t-s} \quad (4.2)$$

其中， K_t 為一國於第 t 年的資本存量， δ 為資本折舊率， I_{t-s} 為一國於第 $t-s$ 年的投資量，本文採用以 2001 年為基期之實質固定資本形成作為投資的代理變數， $s = 0, \dots, 1/\delta$ 。此公式的特色在於推算第 t 年資本存量時，必須額外收集前 $1/\delta$ 年的資本形成。本文參考過去文獻，如 Nadiri and Prucha (1996)、Manuneeas (1999)、Chang and Luh (2000) 以及 Kruger (2003)，將資本折舊率定為 10%。接著，再將總實質資本存量除以總勞動量，以求取每單位勞動之實質資本存量。

第三節 變數定義與預期符號

茲針對本文各解釋變數之特性與對人均所得成長率之影響及預期符號說明如下¹⁵：

一、實質人均 GDP 成長率 [$g_{\bar{y}}$]

GDP 為衡量一國產出多寡的指標。倘若一國之 GDP 數值很大但是總人口數卻也非常的多，其人均 GDP 數值的表現可能就不會很高。因此，以人均 GDP 來衡量一國生產力或所得之高低較 GDP 來得客觀。故本文擬以實質人均 GDP 成長率來衡量經濟成長，並以此探討人口結構變數對經濟成長的影響。

二、工作年齡人口成長率 [$g_{workers}$]

就經濟生產活動而言，工作年齡人口是屬於最重要的一群，他們是國家經濟活動最主要的參與者。因此，在其他條件不變之下，當工作年齡人口的成長率愈高，則會導致實質人均 GDP 成長率的上升。這是因為：工作年齡人口相對於總

¹⁵ 相關變數彙總請參照表三。

人口的比例若上升，乃意謂著撫養比的下降，進而使得照顧的負擔減少以及儲蓄增加。因此，本文認為兩者間應呈正向關係 ($\delta_1 > 0$)。

三、總人口成長率 [$g_{population}$]

由(3.7)式得知：在其他條件不變之下，實質人均 GDP 成長率會因總人口成長率的增加而下降。這是因為在其他條件不變下，總人口成長率的增加，進而使得實質人均 GDP 成長率下降。本文預期台灣總人口成長率與實質人均 GDP 成長率之間應該呈現負向關係 ($\delta_2 < 0$)。

四、預期壽命 [e_{life}]

預期壽命的增加意謂著死亡率的降低以及存活時間的延長，如果年長的勞動者願意的話則可能會持續工作。經由工作時間的延長，年長的勞動者可能會比過去增加更多的儲蓄以支應未來的退休生活。除此之外，年長者可經由幫忙照顧小孩、打工與持續儲蓄等方式對社會回饋與貢獻，進而促進經濟成長。因此本文認為預期壽命的增加將對經濟成長產生正向的影響 ($\delta_{31} > 0$)。

五、人力資本 [k_{human}]

由於人力資本是一種無形資產，通常難以量化，因此在過去的文獻中，衡量一國人力資本的變數相當多，包括教育經費、入學率 (enrollment rate)、識字率 (literacy rate) 和平均受教育年限等教育變數。Jones (2001) 認為教育支出可提升勞工的知識技能，並且改善生產效率，有助於人力資本的累積。一個國家的教育支出佔該國 GDP 越多，表示該國對學校的補助就會越多，學校與學生所獲得的資源也相對越多，使得人力資本的品質進而提升，對經濟成長也有更深一層的幫助。因此，本文以教育支出佔 GDP 的比率作為人力資本的代理變數，且預期人力資本與經濟成長具有正向的關係 ($\delta_{32} > 0$)。

六、資本存量 [$k_{physical}$]

假設在其它條件不變之下，一國的總產出(Y)與其總資本存量(K)具有正向的關係。然而，每單位勞動實質資本存量 $\left(\frac{K}{L}\right)$ 對一國人均所得成長率的影響則正負未定。經由理論模型之推導可以發現¹⁶，人均所得成長率 $(g_{\bar{y}})$ 與每單位勞動實質資本存量 $(k_{physical})$ 的關係有以下兩種情況：

(a)如果每單位勞動實質資本存量 (k) 未達其長期靜止均衡值 (k^*) 或者每單位勞動實質資本存量 (k) 等於其長期靜止均衡值 (k^*) 時，則人均所得成長率 $(g_{\bar{y}})$ 與每單位勞動實質資本存量 $(k_{physical})$ 是呈現負向關係；

(b)如果每單位勞動資本存量 (k) 大於其長期靜止均衡值 (k^*) 時，則人均所得成長率 $(g_{\bar{y}})$ 與每單位勞動資本存量 $(k_{physical})$ 的關係是正負未定。因此，本文在此不預先假設兩者之間的關係 $(\delta_{33} > 0)$ 。

¹⁶ 請參見附錄四。

表三 實證變數彙總表

變數	定義及公式					資料來源
$g_{\bar{y}}$	$\frac{\text{實質人均GDP}_t^{2001} - \text{實質人均GDP}_{t-1}^{2001}}{\text{實質人均GDP}_{t-1}^{2001}} \times 100$					行政院 主計處
$g_{worker\ s}$	$\frac{(\text{15~64歲人口總數})_t^{\text{台灣地區年中人口}} - (\text{15~64歲人口總數})_{t-1}^{\text{台灣地區年中人口}}}{(\text{15~64歲人口總數})_{t-1}^{\text{台灣地區年中人口}}} \times 100$					中華民國 人口統計 年刊
$g_{population}$	$\frac{\text{人口總數}_t^{\text{台灣地區年中人口}} - \text{人口總數}_{t-1}^{\text{台灣地區年中人口}}}{\text{人口總數}_{t-1}^{\text{台灣地區年中人口}}} \times 100$					中華民國 人口統計 年刊
e_{life}	$\ln\left(\frac{\text{男性壽命}_t^{\text{台灣地區}} + \text{女性壽命}_t^{\text{台灣地區}}}{2}\right)$					內政部 統計處
k_{human}	$\ln\left(\frac{\text{教育支出}}{\text{名目GDP}} \times 100\right)$					教育部 統計處
$k_{physical}$	$\ln\left[\frac{K_t^{2001} = \sum_{s=0}^{1/\delta} (1-s\delta)I_{t-s}}{L}\right]$					行政院 主計處
研究期間	民國 43 年 ~ 民國 96 年 (1954 年 ~ 2007 年), 共 54 年。					
研究對象	台灣地區各項統計資料。					
實證模型	$g_{\bar{y}_t} = \delta_0 + \delta_1 g_{worker\ s,t} + \delta_2 g_{population,t} + \delta_{31} e_{life,t} + \delta_{32} k_{human,t} + \delta_{33} k_{physical,t} + \varepsilon_t$					
預期符號	$g_{worker\ s}$	$g_{population}$	e_{life}	k_{human}	$k_{physical}$	
	$\delta_1 > 0$	$\delta_2 < 0$	$\delta_{31} > 0$	$\delta_{32} > 0$	$\delta_{33} > 0$	

資料來源：本文整理。

第四節 預測準確度之衡量法

由於經濟成長率是反應一國經濟行為的重要指標，因此行政院主計處等研究機構所定期發布的預測資訊，不僅會成為政府相關單位施政的參考依據，同時也會成為眾多廠商進行投資計畫的參考指標。既然，預測訊息會左右決策，成為行為者的引導方針，那麼預測資料是否準確，對預測資料的使用者而言，便顯得重要與值得重視。

目前國內有關台灣各總體經濟變數的預測，除了有行政院主計處(Directorate General of Budget Accounting and Statistic Executive Yuan, R.O.C.; DGBAS)所提供的預測資料可供參考之外，還有其他比較耳熟能詳的學術機構與團體，如：中央研究院經濟研究所(Institute of Economics, Academia Sinica; IEAS)、中華經濟研究院(Chung Hua Institution for Economic Research; CIER)、台灣經濟研究院(Taiwan Institute of Economic Research; CIER)和台灣綜合研究院(Taiwan Research Institute; TRI)等，皆會定期對台灣的總體經濟情勢做預測。然而，本文在此僅以國內的官方代表：行政院主計處與學術機構代表：中央研究院經濟研究所，所提供的預測數據作為比較的對象。本文將以納入人口結構變數之成長模型進行樣本內預測，並將本文之預測數據與主計處和中研院所提供的預測資料進行預測準確性(forecast accuracy)之比較。

本文除了以均方根預測誤差(root mean squared forecast error, RMSE)、均方預測誤差(mean squared error, MSE)作為準確度的判斷標準外，並採用 Diebold and Mariano (1995) 之衡量準則進行預測準確度之比較。

一、RMSE、MSE 衡量準則

將經濟變數預測值減去實際值後所得之差額稱為預測誤差，因此得

$$e_{jt} = {}_{t-1}\hat{y}_{jt} - y_t \quad (4-3)$$

其中， e_{jt} 代表 j 模型對經濟變數 y 的預測誤差， ${}_{t-1}\hat{y}_{jt}$ 為 j 模型於 $(t-1)$ 期對經濟變數 y 的 t 期預測值， y_t 為經濟變數 y 於 t 期的實際值。則

$$RMSE = \left[T^{-1} \sum_{t=1}^T (\hat{y}_{jt} - y_t)^2 \right]^{1/2} = \left[T^{-1} \sum_{t=1}^T e_{jt}^2 \right]^{1/2} \quad (4-4)$$

$$MSE = \left[T^{-1} \sum_{t=1}^T (\hat{y}_{jt} - y_t)^2 \right] \quad (4-5)$$

其中， T 為樣本數。

二、Diebold and Mariano (1995) 衡量指標

除了上述的兩個衡量指標，本文接下來想要採用由 Diebold and Mariano (1995) 所提出來的一般化預測準確度檢定準則來進行預測準確度的比較。令

$$e_{1t} = {}_{t-1}\hat{y}_{1t} - y_t \quad (4-6)$$

$$e_{2t} = {}_{t-1}\hat{y}_{2t} - y_t \quad (4-7)$$

其中， ${}_{t-1}\hat{y}_{1t}$ 與 ${}_{t-1}\hat{y}_{2t}$ 分別為第一個預測模型與第二個預測模型的預測值， e_{1t} 與 e_{2t} 各自代表第一個預測模型與第二個預測模型的預測誤差， y_t 為人均 GDP 成長率的實際值。

Diebold and Mariano (1995) 的檢定準則允許預測誤差具有 non-Gaussian、non-zero mean、serially correlated 與 contemporaneously correlated 的特性。再令

$$d_t \equiv (e_{1t})^2 - (e_{2t})^2 \quad (4-8)$$

d_t 代表第一個預測模型與第二個預測模型其「預測誤差平方之差額」。對「預測誤差平方之差額」求算母體平均數，令其為

$$\mu = E(d_t) \quad (4-9)$$

Diebold and Mariano (1995) 指出：當無法拒絕 $\mu = 0$ 此一虛無假設的時候，即代表第一個預測模型的預測數據與第二個預測模型的預測數據具有同等的預測力 (predictive power)，也就是說兩者的預測準確度沒有差異。而當拒絕 $\mu = 0$ 此一虛無假設，且 $\mu > 0$ 的時候，則可以推論第二個預測模型的預測力優於第一個模型。本文在此以納入人口結構變數之成長模型為第一個預測模型，而第二個預測模型則為主計處或中研院。

令 $\{d_t\}_{t=1}^T$ 代表本文預測模型的預測數據與主計處或中研院預測資料「預測誤差平方之差額」的樣本，而且 $\{d_t\}_{t=1}^T$ 具有 covariance stationary 與 short memory 的特性。Diebold and Mariano (1995) 證明出：兩者「預測誤差平方之差額」(d_t) 的樣本平均數 (\bar{d})，其漸近分配乃為常態分配。本文將其表示如下：

$$\sqrt{T}(\bar{d} - \mu) \xrightarrow{d} N(0, S_{ff}) \quad (4-10)$$

其中， T 代表預測值的樣本數， μ 為「預測誤差平方之差額」的母體平均數，而

$$\bar{d} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T [(e_{1t})^2 - (e_{2t})^2] \quad (4-11)$$

則為「預測誤差平方之差額」的樣本平均數，

$$S_{ff} \equiv \sum_{-\infty}^{\infty} \Omega_i \quad (4-12)$$

乃為變異數-共變異數矩陣 (variance-covariance matrix)，而且

$$\Omega_i \equiv E(d_t - \mu)(d_{t-i} - \mu) \quad (4-13)$$

由於預測誤差之間具有自我相關等特性，因此本文在此以 Newey-West estimator 來取代此處的變異數-共變異數矩陣。本文以「預測誤差平方之差額」對常數項進行迴歸估計：

$$d_t = \alpha + \varepsilon_t \quad (4-14)$$

若無法拒絕 $\alpha = 0$ 此一虛無假設，即代表本文預測模型的預測數據與主計處或中研院的預測資料兩者預測準確度相近，沒有差異。而當拒絕 $\alpha = 0$ 此一虛無假設，且 $\alpha > 0$ 時，則可以推論主計處或中研院預測資料的預測力優於本文預測模型的數據。

第五章 實證結果分析

第一節 敘述性統計

此節首先針對全體研究樣本進行敘述性統計分析。表四列出了各變數之平均數、極大值、極小值、標準差和 JB 統計量。茲將各變數之統計量分析詳述如下：

表四 人口結構變數之基本敘述性統計

被解釋變數	平均數	極大值	極小值	標準差	JB 統計量
實質人均 GDP 成長率(%)	5.7674	11.6752	-2.841	2.9687	0.8669 (0.6473)
解釋變數	平均數	極大值	極小值	標準差	JB 統計量
總人口成長率 (%)	1.9014	4.5964	0.3433	1.149	3.6438 (0.1617)
工作年齡人口 成長率(%)	2.4135	4.836	0.7418	1.1532	2.6168 (0.2703)
預期壽命(歲)	71.2409	78.57	61.155	4.8255	3.3706 (0.1854)
人力資本	4.5269	6.9306	1.7481	1.4526	3.4481 (0.1748)
資本存量	268,864	754,333	8,037	252,379	6.9945 (0.0302)

觀察值=54

資料來源：1. 本文整理，研究期間為民國 43 年到民國 96 年。

2. 資本存量的單位以新台幣表示。

3. Jarque-Bera 列中的括號內代表 P 值。

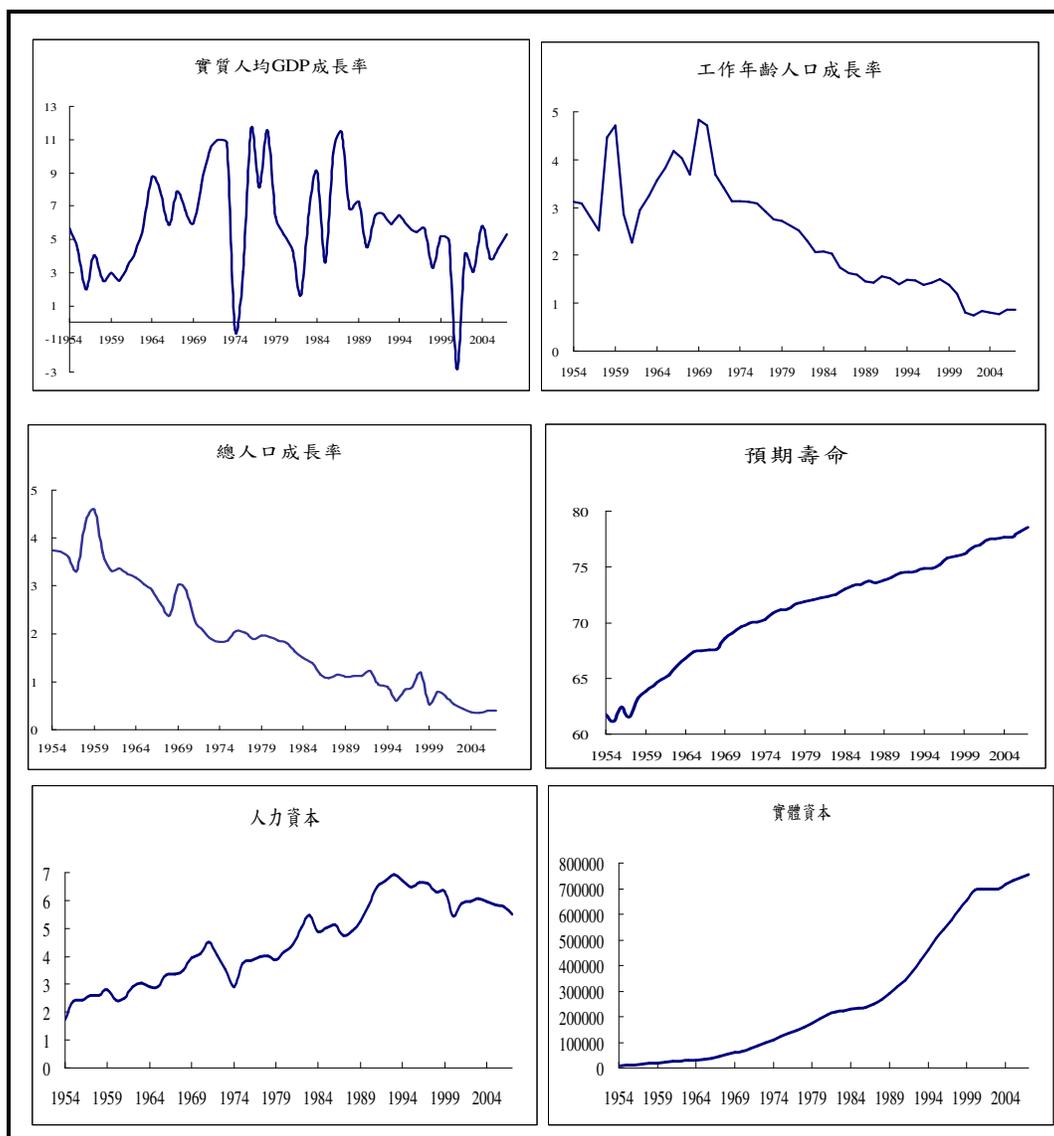
由表四可以發現，實質人均 GDP 成長率極大值為 11.6752，極小值為-2.841，且標準差為 2.9687，可知過去的台灣經濟成長率較不集中於平均數而是比較分散的，因此經濟成長率的落差程度很大。

觀察近 54 年的總人口成長率，可以發現台灣的總人口數一直在增加，但是隨著時間的經過其成長速度逐漸減緩。總人口成長率平均為 1.9014，代表人口數在此期間仍是微幅上揚的。

工作年齡人口成長率，其極大值為 4.836，極小值為 0.7418，此數值和總人口成長率的極大值與極小值略同，但是工作年齡人口的成長率為 2.4135，略高於總人口成長率的 1.9014。

預期壽命其極大值為 78.57，極小值為 61.155，標準差 4.8255，可知預期壽命從過去 54 年來約略增加了 17 歲，且隨著時間的經過而呈現逐年增加之趨勢。人力資本其極大值為 6.9306，極小值為 1.7481，平均數為 4.5269。資本存量其極大值為 754333，極小值 8037，平均數為 34344，可知過去 54 年來，資本存量累積得非常快速（以上各變數之趨勢請參見圖八）。

關於樣本分配的常態性檢定，本文以 Jarque-Bera (JB) 的統計量為指標，由表四可以看出，在 1% 的顯著水準下，各變數的 JB 值都不拒絕具有常態分配的虛無假設。由此可知，本文所設定的變數之資料型態皆符合常態分配。



圖七 產出與各個變數之趨勢圖

資料來源：本文整理。

第二節 實證結果與分析

本文以 Bloom and Williamson (1998) 的理論架構為基礎，採用民國 43 年到民國 96 年的年資料，分析人口結構變數對我國經濟成長的影響。茲將各變數之估計結果詳列於表五：

從表五我們可以發現：如理論模型所預期，總人口成長率與經濟成長呈現顯著的負向關係；而工作年齡人口成長率則與經濟成長呈現顯著的正向關係。此意謂著如果總人口成長率增加 1 單位則經濟成長會下降 3.9619 單位，而工作年齡人口成長率增加 1 單位則經濟成長會上升 1.435 單位。

另外，預期壽命對經濟成長有著顯著的正向關係，當預期壽命每增加 1 單位則經濟成長會上升 86.4894 單位。理性的民眾為了支付老年時的更多消費支出，乃以增加中年的儲蓄以為因應，並透過儲蓄的上升而增加資本投資 (Li, Zhang and Zhang, 2007)，刺激產出，進而促進經濟成長。

實證結果也發現：人力資本的累積將促進經濟成長，人力資本每增加 1 單位則經濟成長會上升 6.8609 單位。Barro (1990) 認為人力資本的累積是研究發展的重要關鍵，研發 (research & development, R&D) 活動可以累積人力資本，且具有正面之外部經濟效果，研發與人力資本累積形成一種良性循環，其能使廠商在現有的技術水準下，開創新的產品和想法。因此，當一國累積較多的人力資本，國家的產出亦會跟著增加。

一般來說，我們的經濟直覺會認為總實體資本存量與產出是呈現正向的關係，且過去的文獻大多是認為總實體資本存量是促進經濟成長很重要的因素之一。然而，本文的實體資本是以每單位勞動資本存量來衡量，因此，每單位勞動資本存量對一國經濟成長率的影響則是正負未定。本文的實證結果顯示：每單位勞動資本存量對經濟成長率具有顯著的負向關係。也就是說，每單位勞動資本存量增加 1 單位則經濟成長率會下降 8.4751 單位。根據理論模型的推導可知，如果每單位勞動資本存量 (k) 未達體系的長期靜止均衡狀態 (k^*) 或者剛好處於靜止均衡狀態，則每單位勞動之資本存量與實質人均 GDP 成長率的關係是呈現負向關係。因此，由表五之結果可知，就台灣而言，目前國內每單位勞動之資本存量

尚未達到長期靜止均衡之水準。

表五 人口結構轉變對經濟成長的影響之迴歸分析

被解釋變數：實質人均 GDP 成長率 [$g_{\bar{y}}$]			
解釋變數名稱	係數	P 值	預期符號
截距 [C]	-268.4781 (-1.5099)	0.1376	
工作年齡人口成長率 [$g_{worker s}$]	1.435 (2.0906)	0.0419**	$\delta_1 > 0$
總人口成長率 [$g_{population}$]	-3.9619 (-2.7008)	0.0095***	$\delta_2 < 0$
預期壽命 [e_{life}]	86.4894 (1.7889)	0.0799*	$\delta_{31} > 0$
人力資本 [k_{human}]	6.8609 (2.0649)	0.0444**	$\delta_{32} > 0$
實體資本 [$k_{physical}$]	-8.4751 (-2.8918)	0.0057***	$\delta_{33} > 0$
Adjusted $\bar{R}^2 = 0.2717$			
$R^2 = 0.3404$			
Durbin-Watson Statistic = 1.7747			
Observations = 54			

資料來源：本文整理。

註：1. 本文之實證模型為：

$$g_{\bar{y}} = \delta_0 + \delta_1 g_{worker s,t} + \delta_2 g_{population,t} + \delta_{31} e_{life,t} + \delta_{32} k_{human,t} + \delta_{33} k_{physical,t} + \varepsilon_t$$

2. 括弧內為 t 統計量，***表示在 1% 顯著水準下拒絕虛無假設；**表示在 5% 顯著水準下拒絕虛無假設；*表示在 10% 顯著水準下拒絕虛無假設。虛無假設為該解釋變數對實質人均 GDP 成長率沒有影響力。

第三節 預測準確度之比較

有關台灣實質國內生產毛額的實際值與預測值，本文取自行政院主計處出刊的國民經濟動向統計季報。而中央研究院經濟研究所的實質國內生產毛額之預測值則取自台灣經濟情勢總展望。就年預測資料而言，主計處對實質國內生產毛額進行預測的時候，它會在 $(t-1)$ 年11月公布對 t 年全年的預測數據。 t 年的實際值乃會在 $(t+1)$ 年8月修訂，而本文則以 $(t+1)$ 年11月公布的數據作為 t 年的實際值，而以 $(t-1)$ 年11月公布的數據作為 t 年的預測值。中研院對實質國內生產毛額進行預測的時候，它會在 $(t-1)$ 年12月公布對 t 年全年的預測數據，本文即以此數據作為中研院之預測值。

預測時若以不同的年份為基期，其所獲得的預測數據必不相同，為了免去物價變動對國內生產毛額的測量產生影響，本文皆著手對部分基期不一致的實質GDP，進行更換基期的工作。由於本文的實質人均GDP是以民國90年為基期，因此，行政院主計處和中研院的實質國內生產毛額之預測值亦必須以民國90年為基期作換算¹⁷，接著再轉換成實質人均國內生產毛額，以求資料的一致性（其結果如表六所示）。

本文先以RMSE和MSE來衡量預測準確度，此二個指標的值越小，意謂著預測值與實際值越接近，故預測準確度越高。由表七所顯示的預測誤差結果可知，不管是以RMSE或者MSE來衡量，本文實證模型其預測值的RMSE與MSE分別為1.8646和3.4769；主計處所發布的預測資料之RMSE與MSE分別為2.2479和5.0529；而中研院所發布的預測資料之RMSE與MSE分別為1.9648和3.8605。由此可知，本文所設定之模型的預測數據比主計處和中研院所發布之預測資料較

¹⁷ 詳細的基期轉換過程請參見附錄四。

為準確，因為其 RMSE 與 MSE 皆比較小。

表七 本文預測模型與主計處、中研院預測資料之預測準確度比較

衡量指標	本文所設定之 模型的預測數據		主計處所發布 之預測資料		中研院所發布 之預測資料	
	RMSE	MSE	RMSE	MSE	RMSE	MSE
	1.8646	3.4769	2.2479	5.0529	1.9648	3.8605

資料來源：本文整理。

雖然上述的 RMSE 與 MSE 是衡量預測準確度的傳統方法，但是這些方法有其缺點。它們只是反應預測誤差變異數大小（預測準確度）的點估計值，用此點估計值來評比模型之間的預測準確度，似乎稍嫌不足，因為點估計值會受到抽樣不確定性（sampling uncertainty）的影響。此外，RMSE 與 MSE 兩種衡量方式也可能存在自我相關的現象。因此，本文在此再採用 Diebold and Mariano（1995）的檢定準則來比較兩組預測資料的準確度。

表八 Diebold and Mariano（1995）之檢定

（模型一、模型二）=（本文預測模型、主計處預測資料）			
常數項	標準差	t 統計量	顯著水準
-1.5859	1.1157	-1.4125	0.1578
（模型一、模型二）=（本文預測模型、中研院預測資料）			
常數項	標準差	t 統計量	顯著水準
-0.3835	0.5246	-0.7311	0.4647

資料來源：本文整理。

$$\text{註： } d_i \equiv (e_{1i})^2 - (e_{2i})^2$$

$$d_i = \alpha + \varepsilon_i$$

Diebold and Mariano（1995）的估計結果可以從表八得知，雖然本文預測模

型不管是與主計處或者中研院比較，其顯著水準皆無法拒絕 $\alpha=0$ 此一虛無假設，即代表本文預測模型的預測數據和主計處與中研院的預測資料其預測準確度相近，沒有差異。但是，由常數項皆為負值（ $\alpha < 0$ ）可知，本文預測模型之預測誤差相對小於主計處與中研院之預測資料。

表六 本文預測模型與主計處和中研院對台灣實質人均 GDP 成長率之預測值

時間		本文預測模型	實際值	主計處	中研院
1990	$FRGDP g_{1990}^{2001}$	6.1833%	4.5227%	6.6935%	5.8414%
1991	$FRGDP g_{1991}^{2001}$	6.9971%	6.4004%	5.5585%	6.0643%
1992	$FRGDP g_{1992}^{2001}$	5.9244%	6.5478%	5.824%	6.3315%
1993	$FRGDP g_{1993}^{2001}$	6.3022%	5.9011%	5.8422%	5.5073%
1994	$FRGDP g_{1994}^{2001}$	5.8239%	6.4351%	5.3012%	5.2596%
1995	$FRGDP g_{1995}^{2001}$	6.0135%	5.8439%	5.8443%	6.0929%
1996	$FRGDP g_{1996}^{2001}$	5.0749%	5.4367%	5.6555%	5.564%
1997	$FRGDP g_{1997}^{2001}$	4.8837%	5.6554%	5.2717%	5.3957%
1998	$FRGDP g_{1998}^{2001}$	3.1375%	3.3116%	5.198%	4.9797%
1999	$FRGDP g_{1999}^{2001}$	5.258%	5.1853%	4.6835%	4.326%
2000	$FRGDP g_{2000}^{2001}$	3.087%	4.9400%	5.2067%	5.5422%
2001	$FRGDP g_{2001}^{2001}$	3.7327%	-2.8410%	5.3088%	4.486%
2002	$FRGDP g_{2002}^{2001}$	4.8208%	4.0829%	1.6917%	2.5347%
2003	$FRGDP g_{2003}^{2001}$	5.615%	3.0514%	2.9311%	2.8622%
2004	$FRGDP g_{2004}^{2001}$	5.7029%	5.7718%	3.7242%	3.9751%
2005	$FRGDP g_{2005}^{2001}$	5.391%	3.8042%	4.1975%	3.694%
2006	$FRGDP g_{2006}^{2001}$	5.6454%	4.4845%	3.682%	3.849%
2007	$FRGDP g_{2007}^{2001}$	5.6648%	5.3125%	3.7138%	3.8084%

資料來源：本研究整理。

註：1. $FRGDP g_t^s$ 為預測的實質國內生產毛額成長率， s 代表基期， t 代表當期。

2. 公式：
$$FRGDP g_t^s = \frac{\frac{\text{實質GDP預測值}}{\text{總人口}} - \frac{\text{實質GDP初估值}}{\text{總人口}}}{\frac{\text{實質GDP初估值}}{\text{總人口}}} \times 100。$$

第六章 結論與建議

第一節 研究結論

人口結構的快速變遷是當前一個令人關注的議題。現今，全球許多的國家正面臨著少子化和人口高齡化的情形。而少子化與高齡化的人口議題不僅為我們帶來相關的社會經濟問題，也使國家的社經政策面臨調整與修訂。

過去有關人口結構轉變對經濟成長之影響的實證文獻大多以跨國的橫斷面資料或者追蹤資料進行分析，卻少有文獻以台灣為對象，針對人口結構轉變對經濟成長之影響此議題加以探討。因此，人口結構轉變對台灣經濟成長的影響究竟正負如何、效果多大，這是本文想要探究的問題。本文以 Bloom and Williamson (1998) 的理論架構為基礎，採用民國 43 年到民國 96 年的時間序列年資料，來探討人口結構因素對經濟成長的影響。實證結果發現：總人口成長率與每單位勞動的資本存量對經濟成長有著負向的影響；而工作年齡人口成長率、預期壽命與人力資本則對經濟成長呈現正向的影響。

除此之外，本文也以納入人口結構變數的經濟成長模型進行樣本內預測，並將預測所得的人均 GDP 成長率與行政院主計處和中研院所發布的人均 GDP 成長率預測資料進行預測準確度之比較。結果顯示：以 RMSE 和 MSE 來看的話，本文考慮人口結構變數之經濟成長預測模型較主計處和中研院的預測模型有更高的預測準確度。而以 Diebold and Mariano (1995) 之檢定法來看的話，本文所設定之模型的預測數據與主計處和中研院的預測數據其準確度沒有太大差異，不過，由本文的實證結果，我們發現一些經濟意涵。總人口成長率的增加將會減緩經濟成長，而工作年齡人口成長率的增加將會促進經濟成長。此二變數對經濟成長的

影響與理論模型的推論一致。因為隨著出生率的下降，使得總人口成長率也會慢慢的隨之減緩。在初期，雖然總人口成長率會大於工作年齡人口的成長率，然而，隨著時間的經過，工作年齡人口成長率反而會呈現上升的情況。因此，從出生率下降到人口老齡化這段期間，由於經濟體系的勞動人口佔總人口的比例逐漸上升，進而使得撫養比降低，勞動力資源相對的豐富，對經濟成長十分有利。Bloom and Williamson (1998) 也曾提到，亞洲許多新興國家在 1965-1990 年期間都曾短暫經歷過一段因人口紅利現象而出現經濟高度成長的情況。

然而，隨著醫療體系的日漸完備，亦使預期壽命逐年延長。預期壽命的延長與總人口成長率的下降雖然對經濟成長是呈現正向的影響，但是就長期發展來看，老年人口依賴率¹⁸會隨著時間的經過而逐漸上升，而政府的社會福利支出壓力亦會逐漸加重。因此，該人口依賴率的上升也代表著未來的勞動力將相對減少，而勞動力的不足，將使經濟成長趨緩。在此老年人口依賴率不斷上升的情況下，如何解決因此所衍生出來的勞動力之不足，的確是一個值得深思的問題。

從實證結果也可以得知，人力資本也是促進經濟成長的重要因素。Becker (1975) 的人力資本理論指出，透過教育可以教授勞動者更有價值的技能，而使他們有更高的生產力。在其他條件不變下，生產力之提高可以帶動工資之提升，故教育程度較高的勞動者會有較高的工資。由此可知，政府對人力資本應給予更高度的重視，透過大量對教育積極的投入與支出，將會使得該國擁有更好的經濟成長與競爭力。

第二節 未來研究之建議

台灣目前正處於人口結構轉變的時期，然而過去以台灣為對象針對此議題進

¹⁸ 老年人口依賴率是指 65 歲以上老年人口數占 15~64 歲的工作年齡人口之比率。

行探討的文獻仍較為少見。因此，基於本文所得之結論，在實證方面，提出些許建議，以提供後續研究者做進一步的討論。

一、本文的各項人口結構之變數是以年資料作為實證分析，因此，面臨了樣本數稍嫌不足的情形，以致在實證上容易出現估計的偏誤。未來之研究可以應用由 Efron 在 1979 年所提出的拔靴法 (bootstrap)，去建構參數的信賴區間，使檢定能更加準確。

二、本文經濟成長之預測數據是以各項變數估計出來的係數再進行樣本內預測。然而，加入人口結構變數後的經濟成長模型會如何影響台灣未來的經濟成長是個很值得探討的議題。因此，未來之研究可以再進行樣本外預測，也許可以增加對此議題的貢獻性。

三、過去的文獻，大多是以勞動受教育年限來作為人力資本的代理變數。然而，此數據在國內卻不易取得，且樣本年限也無法追溯到民國 43 年，因此，本文乃以教育支出佔 GDP 的比例來衡量人力資本。然而，本文之被解釋變數為實質人均 GDP，因此，以教育支出佔 GDP 之比例來作為人力資本之代理變數可能會存在內生性的問題。若後續研究者對此議題有興趣的話，可對此變數進行內生性之檢定，以彌補實證上之缺失。

由於論文完成的時間緊迫，使本文未能做到全盤之考量，故提供上述三點建議給對於此議題有興趣之後進作為參考。

參考文獻

中文部份

- 行政院經濟建設委員會 (2008), 中華民國台灣地區民國 97 年至 145 年人口推估, 台北: 行政院經濟建設委員會。
- 陳焱 (2004), 人口老化對我國總體經濟的影響與因應之道, 台灣經濟研究月刊 27 卷, 11 期, 頁 21-29。
- 陳寶媛 (2004), 台灣總體經濟預測值特性之探討, 國立中正大學國際經濟研究所博士論文。
- 鍾俊文 (2004), 少子化、人口老化及人口減少的成因、衝擊與對策, 台灣經濟論衡, 2 卷, 6 期, 頁 11-46。
- 鍾俊文 (2005), 人口結構轉變之趨勢與對策, 行政院經濟建設委員會出版。
- 鍾俊文 (2007), 人口結構轉變對總體經濟與金融市場的影響, 中央銀行季刊, 26 卷, 1 期, 頁 61-66。

英文部分

- Bailey, M. J. (2006). More power to the pill: the impact of contraceptive freedom on women's lifecycle labor supply, *Quarterly Journal of Economics*, 121(1), 289-320.
- Barro, R. J. (1990). Government spending in a simple model of endogenous growth, *Journal of Political Economy*, 98(5), S103-S125.
- Barro, R. J. (1991). Economic growth in a cross section of countries, *Quarterly Journal of Economics*, 106(2), 407-443.

- Barro, R. J., and Sala-i-Martin, X. (2004). *Economic Growth*, 2nd Edition, *New York: Prentice-Hall India*.
- Becker, G. (1975). Human capital: A theoretical and empirical analysis, with special reference to education, *University of Chicago Press*, Chicago.
- Benhabib, J., and Spiegel, M. M. (1994). The role of human capital in economic development: Evidence from aggregate cross-country data, *Journal of Monetary Economics*, 34(2), 143-173.
- Bils, M., and Klenow, P. J. (2000). Does schooling cause growth?, *American Economic Review*, 90(5), 1160-1183.
- Bloom, D. E., Canning, D., Fink, G., and Finlay, J. E. (2007). Does age structure forecast economic growth?, *International Journal of Forecasting*, 23, 569-585.
- Bloom, D. E., Canning, D., and Finlay, J. E. (2008). Population aging and economic growth in Asia, *Harvard School of Public Health*.
- Bloom, D. E., Canning, D., and Graham, B. (2003). Longevity and life-cycle savings, *Scandinavian Journal of Economics*, 105(3), 319-228.
- Bloom, D. E., Canning, D., and Malaney, P. N. (2000). Population dynamics and economic growth in Asia, *Population and Development Review*, 26, 257-290.
- Bloom, D. E., and Freeman, R. B. (1986). The effects of rapid population growth on labor supply and employment in developing countries, *Population and Development Review*, 12(3), 381-414.
- Bloom, D. E., and Noor, W. (1997). Is an integrated regional labour market emerging in east and southeast Asia?, In Duncan Campbell, Aurelio Parisotto, Anil Verma, and Asma Lateef, eds., *Regionalization and labour Market Interdependence in East and Southeast Asia*, 15-39. New York: St. Martin's Press.
- Bloom, D. E., and Williamson, J. G. (1998). Demographic transitions and economic miracles in emerging Asia, *World Bank Economic Review*, 12, 419-455.
-

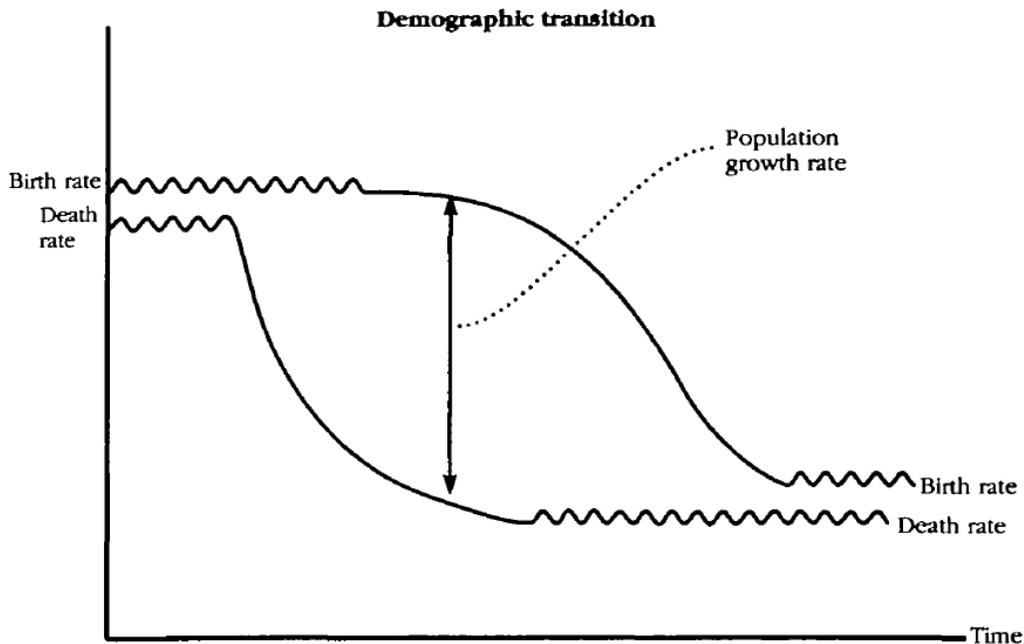
- Boserup, Ester. (1981). Population and technological change: a study of long-term trends, *Chicago: University of Chicago Press*.
- Brander, J. A., and Dowrick, S. (1994). The role of fertility and population in economic growth: Empirical results from aggregate cross-national data, *Journal of Population Economics*, 7, 1-25.
- Chang, C. C., and Luh, Y. H. (2000). Efficiency change and growth in productivity: The Asian growth experience, *Journal of Asian Economics*, 10, 551-570.
- Cole, A. J., and Hoover, E. (1958). Population growth and economic development in low-income countries, *Princeton, N. J.: Princeton University Press*.
- Diebold, F. X., and Mariano, R. S. (1995). Comparing predictive accuracy, *Journal of Business & Economic Statistics*, 13(3), 253-263.
- Domar, D. E. (1946). Capital expansion, rate of growth, and employment, *Econometrica*, 14(2), 137-147.
- Ehrlich, I., and Lui, F. T. (1991). Intergenerational trade, longevity, and economic growth, *The Journal of Political Economy*, 99(5), 1029-1059.
- Ehrlich, P. R. (1968). The population bomb, *New York: Ballantine*.
- Fogel, R. W. (1994). Economic growth, population theory, and physiology: The bearing of long-term processes on the making of economic policy, *American Economic Review*, 84(3), 369-395.
- Gemmell, N. (1996). Evaluating the impact of human capital stock and accumulation on economic growth: Some new evidence, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 58(1), 9-28.
- Harrod, E. R. (1939). An essay in dynamic theory, *Economic Journal*, 49(193), 14-33.
- Jones, C. I. (2002). Introduction to Economic Growth, 2nd Edition, *New York: W. W. Norton & Company*.
-

- Jones, P. (2001). Are educated workers really more productive?, *Journal of Development Economics*, 64, 57-79.
- Joshi, S., and Schultz, P. (2007). Family planning as an investment in development: evaluation of a program's consequences in Matlab, Bangladesh, *Economic growth center working paper*, 951.
- Kelley, A. C. (1988). Economic consequences of population change in the Third World, *Journal of Economic Literature*, 26, 1685-1728.
- Krueger, A. O. (1968). Factor endowments and per capita income differences among countries, *Economic Journal*, 78(311), 641-659.
- Kruger, J. J. (2003). The global trends of total factor productivity: Evidence from the nonparametric Malmquist index approach, *Oxford Economic Paper*, 55, 265-286.
- Kuznets, S. (1967). Population and economic growth, *Proceedings of the American Philosophical Society*, 111, 235-271.
- Lee, S. H., and Mason, A. (2007). Who gains from the demographic dividend? Forecasting income by age, *International Journal of Forecasting*, 23, 603-619.
- Lindh, T., and Malmber, B. (1999). Age structure effects and growth in the OECD, 1950-90, *Journal of Population Economics*, 12(3), 431-449.
- Lindh, T., and Malmberg, B. (2007). Demographically based global income forecasts up to the year 2050, *International Journal of Forecasting*, 23, 553-567.
- Li, H., Zhang, J., and Zhang, J. (2007). Effect of longevity and dependency rates on saving and growth: Evidence from a panel of cross countries, *Journal of Development Economics*, 84(1), 138-154.
- Lucas, R. E., Jr. (1988). On the mechanics of economic development, *Journal of Monetary Economics*, 22(1), 3-42.
- Nadiri, M. I., and Prucha, I. P. (1996). Estimation of the depreciation rate of physical
-

- and R&D capital in the U.S. total manufacturing sector, *Economic Inquiry*, 34, 43-56.
- Manuneas, T. P. (1999). Spillover from publicly financed R&D capital in high tech industries, *International Journal of Industrial Organization*, 17, 215-239.
- Perlman, M. (1975). Some economic growth problems and the part population policy plays, *Quarterly Journal of Economics*, 89(2), 247-256.
- Pritchett, L. (2001). Where has all the education gone?, *World Bank Economic Review*, 15(3), 367-391.
- Romer, D. (2006). Advanced macroeconomics, 3th Edition, New York: McGraw-Hill company.
- Romer, P. M. (1986). Increasing returns and long run growth, *Journal of Political Economy*, 94(5), 1002-1037.
- Solow, R. M. (1956). A contribution to the theory of economic growth, *Quarterly Journal of Economics*, 70, 65-94.
- Simon, J. (1981). The ultimate resource, Princeton, N. J.: Princeton University Press.
- Swan, T. W. (1956). Economic growth and capital accumulation, *Economic Record*, 32, 334-361.
- Temple, J. (1999). The new growth evidence, *Journal of Economic Literature*, 37(1), 112-156.
- Temple, J. (2001). Generalizations that aren't? Evidence on education and growth, *European Economic Review*, 45, 905-918.
- Zhang, J., Zhang, J., and Lee, R. (2003). Rising longevity, education, savings, and growth, *Journal of Development Economics*, 70(1), 83-101.
- Zhang, J., and Zhang, J. (2005). The effect of life expectancy on fertility, saving,
-

schooling and economic growth: theory and evidence, *Scandinavian Journal of Economics*, 107(1), 45-66.

【附錄一】



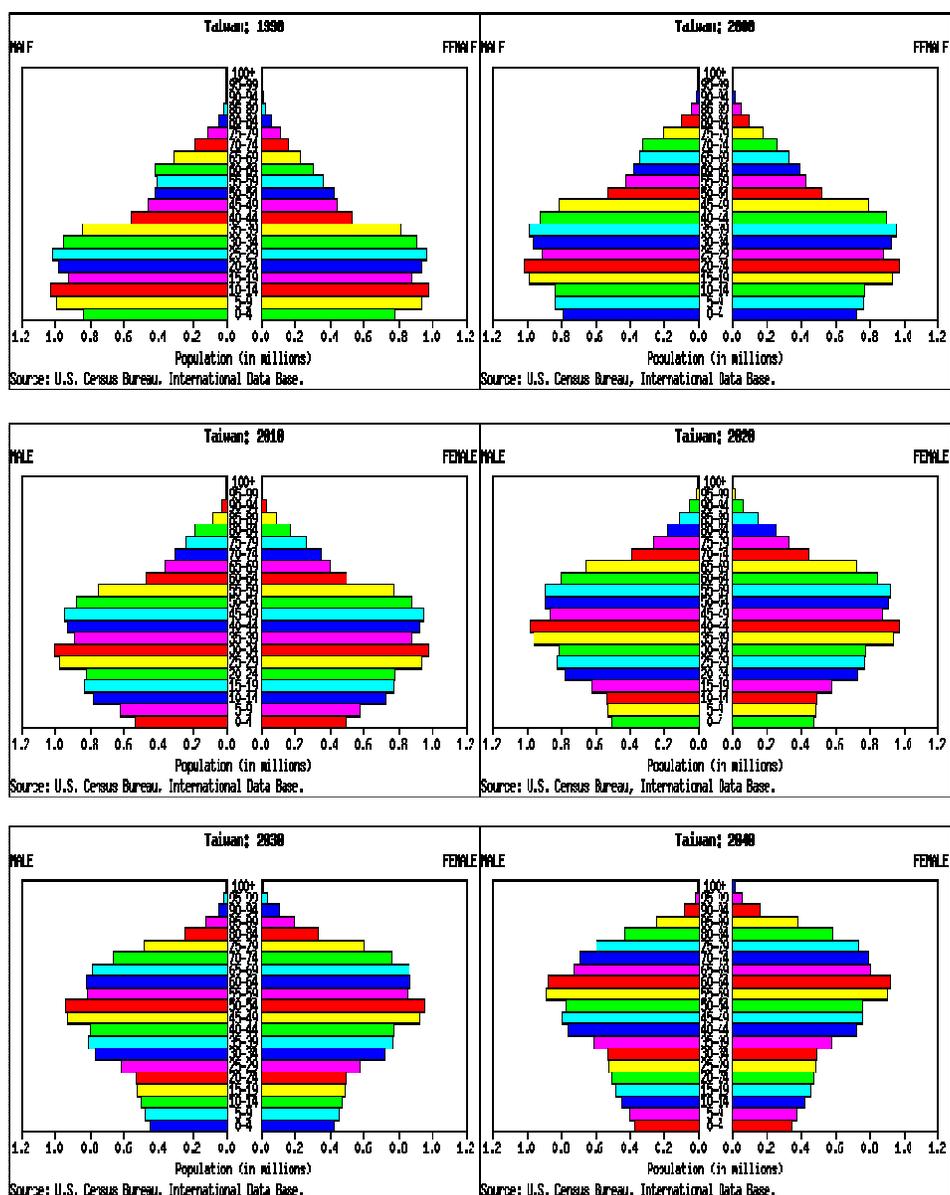
圖八 人口結構之轉變

資料來源：Bloom and Williamson (1998)。

圖九為人口結構轉變的過程。它假定體系是處於封閉的狀態，因此，忽略了外來的移民¹⁹。Bloom and Williamson (1998) 將人口結構轉變 (demographic transition) 定義為：從過去的高出生率、高死亡率到現在的低出生率、低死亡率的一個改變。死亡率的下落意謂著人口結構轉變的開始，且由於嬰兒與小孩的死亡率較早的遞減使得人口結構的轉變加速。然而，小孩存活率 (survivor rates) 的改善的確會使父母減少他們的生育率。因此，假使父母立即對生育率完全調整的話，則年輕人就不會過度的供應以及出現人口快速成長的情況。但是，他們並不是立即的對生育率做調整，而是緩慢的調整，且年輕人依然持續的過度供應。經過一段時間之後，生育率就會開始減緩，而進入下一個轉變的階段。Bloom et al. (2000) 也指出：高度的人口成長率是死亡率降低趨於生育率降低的一個暫時

¹⁹ 假如外來移民在數量上是很重要的，且會反應出過度供應或者供應不足的情況，則外來移民會是減輕人口結構轉變的最好方法。但是，Bloom and Noor (1997) 指出，在 20 世紀的後期，國際移民的數量除了美國和一些中東的石油生產國之外，並不會非常的多。

性結果。因此，人口結構會隨著時間從原本集中在年輕族群而轉往到工作年齡族群，最終再集中到老年族群。圖十顯示美國人口調查局（U.S. Census Bureau）根據台灣地區人口統計的資料，所描繪出 1990~2040 年人口金字塔之圖示。由圖中可以知道台灣地區人口結構轉變的動態過程，並預知未來的人口結構是呈現上寬下窄的形狀。



圖九 台灣地區 1990~2040 年人口金字塔

資料來源：美國人口調查局。

【附錄二】²⁰

假設生產函數具有 Cobb-Douglas 型式：

$$Y = L^{1-\alpha} K^\alpha$$

其中， Y 代表產出， L 代表勞動力， K 代表資本。

$$\frac{Y}{L} = L^{1-\alpha} K^\alpha L^{-1} = \left(\frac{K}{L}\right)^\alpha$$

所以 $y = f(k) = k^\alpha$ (1)

其中， y 代表每單位勞動產出， k 代表每單位勞動資本量。

又因為 Solow 模型的基本累積方程式為：

$$\dot{k} = s \cdot f(k) - (n + \delta)k$$
 (2)

代表 \dot{k} 為 k 所形成的函數，即 $\dot{k} = \dot{k}(k)$

故將 (1) 式代入 (2) 式，得

$$\dot{k} = sk^\alpha - (n + \delta)k$$
 (3)

(3) 式為一條一階的微分方程式，所以 k 的一般解為：

$$k = k^* + A_1 e^{\lambda t}$$
 (4)

²⁰ 附錄二之推導過程參見 Barro and Sala-i-Martin (2004) 和 Romer (2006)。

其中， A_1 為待解參數， λ 為特性根 (eigenvalue)。

因為 $\dot{k} = \dot{k}(k)$ ，所以當 k 等於 k^* 時， $\dot{k} = 0$

A first-order Taylor-series approximation of $\dot{k}(k)$ around $k = k^*$ is

$$\dot{k} \cong \left[\frac{\partial \dot{k}(k)}{\partial k} \Big|_{k=k^*} \right] (k - k^*)$$

所以 $\frac{\dot{k}}{k - k^*} = \frac{\partial \dot{k}}{\partial k} < 0$ ；因為 $k < k^*$ ，則 $\frac{\dot{k}}{k} > 0$ (5)

由(4)式得知 $\dot{k} = A_1 \lambda e^{\lambda t}$ (6)

且 $(k - k^*) = A_1 e^{\lambda t}$ (7)

將(6)式和(7)式代入(5)，可得

$$\dot{k} = A_1 \lambda e^{\lambda t} = \lambda (k - k^*)$$
 (8)

將收斂速度 (speed of convergence) 或收斂係數 (convergence coefficient)

定義為：

$$\Lambda = -\frac{\partial \dot{k}}{\partial k} = -\frac{A_1 \lambda e^{\lambda t}}{A_1 e^{\lambda t}} = -\lambda > 0$$
 (9)

其中， Λ 為調整速度。

又由(3)式得知：

$$\frac{\partial \dot{k}}{\partial k} = s \alpha k^{\alpha-1} - (n + \delta)$$

代入(9)式，可得特性根 $\lambda = s \alpha k^{\alpha-1} - (n + \delta)$ (10)

因為在靜止均衡時， $\dot{k} = 0$ ，且 $k = k^*$ ，故由 (3) 式可知：

$$sk^{*\alpha} = (n + \delta)k^*$$

$$\text{同除 } k^* \text{，可得 } sk^{*\alpha}k^{*-1} = (n + \delta)$$

$$\text{也就是 } sk^{*\alpha-1} = (n + \delta) \tag{11}$$

將 (11) 式代入 (10)，可得

$$\Lambda = (-\lambda) = [(n + \delta) - \alpha(n + \delta)] = [(1 - \alpha)(n + \delta)] > 0 \tag{12}$$

於是， k 是以 $[(1 - \alpha)(n + \delta)]$ 的速度收斂到靜止均衡狀態。

收斂速度 Λ 的經濟意義為：如果 k 不等於 k^* ，則每單位時間 k 的變動 (\dot{k}) 占 k 與 k^* 差額的比率。

對 (8) 式同除 k ，得 k 的成長率為 γ_k ，

$$\gamma_k = \frac{\dot{k}}{k} = \lambda \frac{(k - k^*)}{k} = \lambda \left(1 - \frac{k^*}{k} \right) \tag{13}$$

因為 $X = X_0(\ln X - \ln X_0 + 1)$ ，故

$$\frac{k^*}{k} = \frac{k_0^*}{k_0} \left(\ln \frac{k^*}{k} - \ln \frac{k_0^*}{k_0} + 1 \right)$$

假設期初 $k_0 = k_0^*$ 成立

$$\text{則 } \frac{k^*}{k} = \ln \frac{k^*}{k} + 1 \tag{14}$$

對 (14) 式移項，可得

$$1 - \frac{k^*}{k} = -\ln \frac{k^*}{k} \quad \text{代入 } \gamma_k$$

$$\begin{aligned}\gamma_k &= \frac{\dot{k}}{k} = \lambda \left[-\ln \frac{k^*}{k} \right] = \lambda [-(\ln k^* - \ln k)] = \lambda [-\ln k^* + \ln k] \\ &= \lambda [\ln k - \ln k^*] = \lambda \ln \frac{k}{k^*}\end{aligned}\quad (15)$$

因為 $y = k^\alpha$

$$\text{所以 } \frac{\dot{y}}{y} = \alpha \frac{\dot{k}}{k} \quad (16)$$

$$\ln y = \alpha \ln k \quad (17)$$

$$\ln y^* = \alpha \ln k^* \quad (18)$$

將 (16)、(17)、(18) 代入 (15)

$$\begin{aligned}\frac{\dot{k}}{k} &= \frac{1}{\alpha} \left(\frac{\dot{y}}{y} \right) = \gamma_k = \lambda (\ln k - \ln k^*) \\ &= \lambda \left(\frac{\ln y}{\alpha} - \frac{\ln y^*}{\alpha} \right)\end{aligned}\quad (19)$$

$$\frac{\dot{y}}{y} = \lambda \alpha \left(\frac{\ln y}{\alpha} - \frac{\ln y^*}{\alpha} \right) = \lambda (\ln y - \ln y^*) = \lambda \left(\ln \frac{y}{y^*} \right) \quad (20)$$

因為 $\Lambda = -\lambda$ ，因此

$$\begin{aligned}\lambda \left(\ln \frac{y}{y^*} \right) &= -\Lambda \left(\ln \frac{y}{y^*} \right) \\ &= \Lambda (-\ln y + \ln y^*) \\ &= \Lambda (\ln y^* - \ln y) \\ &= \Lambda \left(\ln \frac{y^*}{y} \right)\end{aligned}\quad (21)$$

【附錄三】²¹

Solow 的新古典成長模型之基本累積方程式 (Fundamental accumulation equation) 為：

$$\dot{k} = s \cdot f(k) - (n + \delta)k \quad (1)$$

其中， $s \cdot f(k)$ 為每人的儲蓄 $\left(\frac{S}{L}\right)$

$\because S = sy$ ， s 代表平均(邊際)儲蓄傾向

$$\text{故 } \frac{S}{L} = \frac{sY}{L} = sy = s \cdot f(k)$$

$\delta \cdot k$ ：為每人的資本折舊

$n \cdot k$ ：為人口增加造成每人所得分配的資本減少

$$\text{所以 } \frac{\dot{k}}{k} = \frac{s \cdot f(k)}{k} - (n + \delta) = \gamma k \quad (2)$$

因為在 Solow 模型中，靜止均衡條件要求 $\dot{k} = 0$ ，故 $sf(k^*) = (n + \delta)k^*$ 。所以靜止均衡時每人資本 (k) 的成長率為：

$$\frac{\dot{k}^*}{k^*} = 0 \quad (3)$$

代表 Solow 模型於靜止均衡時，每人資本存量固定於每一特定水準不會成長。

已知生產函數為： $y = f(k)$

$$Y = f(L, K)$$

²¹ 附錄三之推導過程引用自 Barro and Sala-i-Martin (2004) 和 Romer (2006)。

$$\frac{Y}{L} = f\left(\frac{K}{L}\right)$$

$$\frac{Y}{N} \cdot \frac{N}{L} = f\left(\frac{K}{L}\right)$$

$$\tilde{y} = f(k) \cdot \frac{L}{N}$$

對時間 t 微分，得 $\frac{d\tilde{y}}{dt} = \frac{L}{N} f'(k) \frac{dk}{dt} + \left[\frac{N \cdot \frac{dL}{dt} - L \frac{dN}{dt}}{N^2} \right] f(k)$

$$\begin{aligned} \text{即 } \frac{\dot{\tilde{y}}}{\tilde{y}} &= \frac{L}{N} \cdot \frac{f'(k)\dot{k}}{f(k)\frac{L}{N}} + \left(\frac{\dot{L}}{N} - \frac{L}{N^2} \dot{N} \right) \frac{f(k)}{f(k)\frac{L}{N}} \\ &= \frac{f'(k)\dot{k}}{f(k)} + \frac{N}{L} \left(\frac{\dot{L}}{N} - \frac{L}{N^2} \dot{N} \right) \\ &= \frac{k \cdot f'(k)}{f(k)} \frac{\dot{k}}{k} + \frac{\dot{L}}{L} - \frac{\dot{N}}{N} \end{aligned} \quad (4)$$

此時每人產出 (\tilde{y}) 的成長率 $\left(\frac{\dot{\tilde{y}}}{\tilde{y}} \right)$ 為：

$$\frac{\dot{\tilde{y}}}{\tilde{y}} = \frac{k \cdot f'(k)}{f(k)} \frac{\dot{k}}{k} + \frac{\dot{L}}{L} - \frac{\dot{N}}{N} = \alpha_k(k) \cdot \frac{\dot{k}}{k} + \frac{\dot{L}}{L} - \frac{\dot{N}}{N} \quad (5)$$

其中， $\alpha_k(k) = \frac{k \cdot f'(k)}{f(k)}$ 代表資本份額 (capital share) 或者 the elasticity of output with respect to capital。

由 (5) 式可知，在 steady state 之下，因為 $\frac{\dot{k}^*}{k^*} = 0$ ，故

$$\frac{\dot{\tilde{y}}^*}{\tilde{y}^*} = \alpha_k(k^*) \frac{\dot{k}^*}{k^*} = 0 \quad , \quad \text{故 } \frac{\dot{L}}{L} = \frac{\dot{N}}{N} \quad (6)$$

【附錄四】

人均產出成長率 $\left(\frac{\dot{\tilde{y}}}{\tilde{y}}\right)$ 與每單位勞動資本存量 (k) 之關係

將附錄三的第 (2) 式 $\frac{\dot{k}}{k} = \frac{s \cdot f(k)}{k} - (n + \delta)$ 代入 (5) 式，得：

$$\begin{aligned} \frac{\dot{\tilde{y}}}{\tilde{y}} &= \alpha_k(k) \left[\frac{s \cdot f(k)}{k} - (n + \delta) \right] + \frac{\dot{L}}{L} - \frac{\dot{N}}{N} = \frac{kf'(k)}{f(k)} \left[\frac{s \cdot f(k)}{k} - (n + \delta) \right] + \frac{\dot{L}}{L} - \frac{\dot{N}}{N} \\ \frac{\dot{\tilde{y}}}{\tilde{y}} &= [s \cdot f'(k) - (n + \delta)\alpha_k(k)] + \frac{\dot{L}}{L} - \frac{\dot{N}}{N} \end{aligned} \quad (1)$$

對 k 微分，得 $\frac{\dot{\tilde{y}}}{\tilde{y}}$ 與 k 的關係式：

$$\begin{aligned} \frac{\partial \left(\frac{\dot{\tilde{y}}}{\tilde{y}} \right)}{\partial k} &= s \cdot f''(k) - (n + \delta) \frac{\partial \alpha_k(k)}{\partial k} = s \cdot f''(k) - (n + \delta) \frac{\partial \left[\frac{kf'(k)}{f(k)} \right]}{\partial k} \\ &= s \cdot f''(k) - (n + \delta) \left\{ \frac{f(k)[f'(k) + kf''(k)] - k[f'(k)]^2}{[f(k)]^2} \right\} \\ &= s \cdot f''(k) - (n + \delta) \frac{f'(k)}{f(k)} \left[1 + \frac{kf''(k)}{f'(k)} - \frac{kf'(k)}{f(k)} \right] \\ &= s \cdot f''(k) - (n + \delta) \frac{kf''(k)}{f(k)} - (n + \delta) \frac{f'(k)}{f(k)} [1 - \alpha_k(k)] \\ &= \frac{kf''(k)}{f(k)} \left[\frac{sf(k)}{k} - (n + \delta) \right] - (n + \delta) \frac{f'(k)}{f(k)} [1 - \alpha_k(k)] \\ &= \frac{kf''(k)}{f(k)} \frac{\dot{k}}{k} - (n + \delta) \frac{f'(k)}{f(k)} [1 - \alpha_k(k)] \end{aligned} \quad (2)$$

所以 (a) 如果 $k < k^*$ ，則 $\frac{\dot{k}}{k} > 0$ ，則由 (7) 得知 $\frac{\partial \left(\frac{\dot{\tilde{y}}}{\tilde{y}} \right)}{\partial k} < 0$

(b) 如果 $k > k^*$ ，則 $\frac{\dot{k}}{k} < 0$ ，則由 (7) 得知 $\frac{\partial \left(\frac{\dot{\tilde{y}}}{\tilde{y}} \right)}{\partial k} > 0$

(c) 如果 $k = k^*$ ，則 $\frac{\dot{k}}{k} = 0$ ，則由 (7) 得知 $\frac{\partial \left(\frac{\tilde{y}}{\tilde{y}} \right)}{\partial k} < 0$

【附錄五】²²

由於中華民國台灣地區國民經濟動向統計季報只有公布 GNP 平減指數，故本文需先求算 GDP 平減指數，再進行更換基期的動作。例如：

$FRGDP_{2004}^{1996} = 10,400,262$ 百萬台幣，代表以 1996 年的物價為基礎，所衡量的 2004 年台灣之實質國內生產毛額的預測值，今若要將此數據換成以 2001 年的價格來衡量，則 $FRGDP_{2004}^{2001} = ?$

因為

$$FRGDP_{2004}^{2001} = \frac{NGDP_{2004}}{P_{1996}} \frac{P_{1996}}{P_{2001}} = FRGDP_{2004}^{1996} \frac{P_{1996}}{P_{2001}} \quad (1)$$

其中， $\frac{P_{1996}}{P_{2001}}$ 代表以 1996 年為基期的 2001 年 GDP 平減指數，而

$$\begin{aligned} \frac{P_{1996}}{P_{2001}} &= (GDPdeflator)_{2001}^{1996} = \frac{NGDP_{2001}}{RGDP_{2001}^{1996}} = \frac{\text{2001年的名目GDP}}{\text{2001年以1996年為基期之實質GDP}} \\ &= \frac{10,484,364}{10,194,127} = 1.028471 \end{aligned} \quad (2)$$

將 (2) 式代入 (1) 式，即可求得

$$FRGDP_{2004}^{2001} = 10,400,262 \times 1.028471 = 10,696,368 \quad (3)$$

式子 (3) 代表以 2001 年物價所衡量的 2004 年台灣之實質國內生產毛額的預測值為 10,696,368 百萬台幣。主計處和中研院的實質 GDP 和前一期實質 GDP 之預測值的更換基期前與更換基期後的資料分列於附表一、二、三和四。

²² 附錄四之轉換過程引用自陳寶媛 (2004)。

附表一 台灣實質國內生產毛額預測值更換基期前後之對照表(主計處)

實質 GDP 的預測值					
西元	民國	更換基期前		更換基期後	
1990	79	$FRGDP_{1990}^{1986}$	4000278	$FRGDP_{1990}^{2001}$	5293658
1991	80	$FRGDP_{1991}^{1986}$	4156581	$FRGDP_{1991}^{2001}$	5500497
1992	81	$FRGDP_{1992}^{1986}$	4463106	$FRGDP_{1992}^{2001}$	5906129
1993	82	$FRGDP_{1993}^{1986}$	4748051	$FRGDP_{1993}^{2001}$	6283203
1994	83	$FRGDP_{1994}^{1986}$	5006661	$FRGDP_{1994}^{2001}$	6625427
1995	84	$FRGDP_{1995}^{1991}$	6188217	$FRGDP_{1995}^{2001}$	7243593
1996	85	$FRGDP_{1996}^{1991}$	6595822	$FRGDP_{1996}^{2001}$	7720714
1997	86	$FRGDP_{1997}^{1991}$	6923922	$FRGDP_{1997}^{2001}$	8104770
1998	87	$FRGDP_{1998}^{1991}$	7404600	$FRGDP_{1998}^{2001}$	8667426
1999	88	$FRGDP_{1999}^{1991}$	7694759	$FRGDP_{1999}^{2001}$	9007070
2000	89	$FRGDP_{2000}^{1996}$	9580186	$FRGDP_{2000}^{2001}$	9757916
2001	90	$FRGDP_{2001}^{1996}$	10194127	$FRGDP_{2001}^{2001}$	10383247
2002	91	$FRGDP_{2002}^{1996}$	9565222	$FRGDP_{2002}^{2001}$	9742674
2003	92	$FRGDP_{2003}^{1996}$	9982262	$FRGDP_{2003}^{2001}$	10167451
2004	93	$FRGDP_{2004}^{1996}$	10400262	$FRGDP_{2004}^{2001}$	10593206
2005	94	$FRGDP_{2005}^{2001}$	11239703	$FRGDP_{2005}^{2001}$	11239703
2006	95	$FRGDP_{2006}^{2001}$	12185791	$FRGDP_{2006}^{2001}$	12185719
2007	96	$FRGDP_{2007}^{2001}$	12756475	$FRGDP_{2007}^{2001}$	12756475

資料來源：1. 實質國內生產毛額的衡量單位為新台幣百萬元。

2. $FRGDP_t^s$ 為預測的實質國內生產毛額， s 代表基期， t 代表當期。

3. 本研究整理。

附表二 台灣實質國內生產毛額初估值更換基期前後之對照表(主計處)

前一年的實質 GDP 初估值					
西元	民國	更換基期前		更換基期後	
1990	79	$PRGDP_{1989}^{1986}$	3707695	$PRGDP_{1989}^{2001}$	4906476
1991	80	$PRGDP_{1990}^{1986}$	3894259	$PRGDP_{1990}^{2001}$	5153610
1992	81	$PRGDP_{1991}^{1986}$	4166692	$PRGDP_{1991}^{2001}$	5513877
1993	82	$PRGDP_{1992}^{1986}$	4444157	$PRGDP_{1992}^{2001}$	5881053
1994	83	$PRGDP_{1993}^{1986}$	4712297	$PRGDP_{1993}^{2001}$	6235889
1995	84	$PRGDP_{1994}^{1991}$	5811159	$PRGDP_{1994}^{2001}$	6802229
1996	85	$PRGDP_{1995}^{1991}$	6192316	$PRGDP_{1995}^{2001}$	7248392
1997	86	$PRGDP_{1996}^{1991}$	6519411	$PRGDP_{1996}^{2001}$	7631271
1998	87	$PRGDP_{1997}^{1991}$	6955455	$PRGDP_{1997}^{2001}$	8141681
1999	88	$PRGDP_{1998}^{1991}$	7311391	$PRGDP_{1998}^{2001}$	8558321
2000	89	$PRGDP_{1999}^{1996}$	9034890	$PRGDP_{1999}^{2001}$	9202504
2001	90	$PRGDP_{2000}^{1996}$	9613940	$PRGDP_{2000}^{2001}$	9792296
2002	91	$PRGDP_{2001}^{1996}$	9356334	$PRGDP_{2001}^{2001}$	9529911
2003	92	$PRGDP_{2002}^{1996}$	9655966	$PRGDP_{2002}^{2001}$	9835102
2004	93	$PRGDP_{2003}^{1996}$	9990817	$PRGDP_{2003}^{2001}$	10176166
2005	94	$PRGDP_{2004}^{2001}$	10750013	$PRGDP_{2004}^{2001}$	10750013
2006	95	$PRGDP_{2005}^{2001}$	11707761	$PRGDP_{2005}^{2001}$	11707761
2007	96	$PRGDP_{2006}^{2001}$	12249856	$PRGDP_{2006}^{2001}$	12249856

資料來源：1. 實質國內生產毛額的衡量單位為新台幣百萬元。

2. $FRGDP_t^s$ 為預測的實質國內生產毛額， s 代表基期， t 代表當期。

3. 本研究整理。

附表三 台灣實質國內生產毛額預測值更換基期前後之對照表(中研院)

實質 GDP 的預測值					
西元	民國	更換基期前		更換基期後	
1990	79	$FRGDP_{1990}^{1986}$	3967800	$FRGDP_{1990}^{2001}$	5250679
1991	80	$FRGDP_{1991}^{1986}$	4174314	$FRGDP_{1991}^{2001}$	5523964
1992	81	$FRGDP_{1992}^{1986}$	4486226	$FRGDP_{1992}^{2001}$	5936724
1993	82	$FRGDP_{1993}^{1986}$	4727535	$FRGDP_{1993}^{2001}$	6256054
1994	83	$FRGDP_{1994}^{1986}$	5004678	$FRGDP_{1994}^{2001}$	6622803
1995	84	$FRGDP_{1995}^{1991}$	6201345	$FRGDP_{1995}^{2001}$	7258960
1996	85	$FRGDP_{1996}^{1991}$	6583275	$FRGDP_{1996}^{2001}$	7706027
1997	86	$FRGDP_{1997}^{1991}$	6917586	$FRGDP_{1997}^{2001}$	8097354
1998	87	$FRGDP_{1998}^{1991}$	7382819	$FRGDP_{1998}^{2001}$	8641930
1999	88	$FRGDP_{1999}^{1991}$	7665180	$FRGDP_{1999}^{2001}$	8972447
2000	89	$FRGDP_{2000}^{1996}$	9598498	$FRGDP_{2000}^{2001}$	9776568
2001	90	$FRGDP_{2001}^{1996}$	10091756	$FRGDP_{2001}^{2001}$	10278976
2002	91	$FRGDP_{2002}^{1996}$	9667480	$FRGDP_{2002}^{2001}$	9846829
2003	92	$FRGDP_{2003}^{1996}$	9977160	$FRGDP_{2003}^{2001}$	10162254
2004	93	$FRGDP_{2004}^{1996}$	10429080	$FRGDP_{2004}^{2001}$	10622558
2005	94	$FRGDP_{2005}^{2001}$	11191240	$FRGDP_{2005}^{2001}$	11191240
2006	95	$FRGDP_{2006}^{2001}$	12208950	$FRGDP_{2006}^{2001}$	12208950
2007	96	$FRGDP_{2007}^{2001}$	12755750	$FRGDP_{2007}^{2001}$	12755750

資料來源：1. 實質國內生產毛額的衡量單位為新台幣百萬元。

2. $FRGDP_t^s$ 為預測的實質國內生產毛額， s 代表基期， t 代表當期。

3. 本研究整理。

附表四 台灣實質國內生產毛額初估值更換基期前後之對照表(中研院)

前一年的實質 GDP 初估值					
西元	民國	更換基期前		更換基期後	
1990	79	$PRGDP_{1989}^{1986}$	3707200	$PRGDP_{1989}^{2001}$	4905821
1991	80	$PRGDP_{1990}^{1986}$	3892410	$PRGDP_{1990}^{2001}$	5150914
1992	81	$PRGDP_{1991}^{1986}$	4168287	$PRGDP_{1991}^{2001}$	5515988
1993	82	$PRGDP_{1992}^{1986}$	4439000	$PRGDP_{1992}^{2001}$	5874229
1994	83	$PRGDP_{1993}^{1986}$	4712297	$PRGDP_{1993}^{2001}$	6235889
1995	84	$PRGDP_{1994}^{1991}$	5809840	$PRGDP_{1994}^{2001}$	6800686
1996	85	$PRGDP_{1995}^{1991}$	6185894	$PRGDP_{1995}^{2001}$	7240874
1997	86	$PRGDP_{1996}^{1991}$	6505781	$PRGDP_{1996}^{2001}$	7615317
1998	87	$PRGDP_{1997}^{1991}$	6949421	$PRGDP_{1997}^{2001}$	8134618
1999	88	$PRGDP_{1998}^{1991}$	7308247	$PRGDP_{1998}^{2001}$	8554640
2000	89	$PRGDP_{1999}^{1996}$	9023394	$PRGDP_{1999}^{2001}$	9190794
2001	90	$PRGDP_{2000}^{1996}$	9592349	$PRGDP_{2000}^{2001}$	9770305
2002	91	$PRGDP_{2001}^{1996}$	9378619	$PRGDP_{2001}^{2001}$	9552609
2003	92	$PRGDP_{2002}^{1996}$	9657497	$PRGDP_{2002}^{2001}$	9836661
2004	93	$PRGDP_{2003}^{1996}$	9994327	$PRGDP_{2003}^{2001}$	10179740
2005	94	$PRGDP_{2004}^{2001}$	10755636	$PRGDP_{2004}^{2001}$	10755636
2006	95	$PRGDP_{2005}^{2001}$	11711223	$PRGDP_{2005}^{2001}$	11711223
2007	96	$PRGDP_{2006}^{2001}$	12240120	$PRGDP_{2006}^{2001}$	12240120

資料來源：1. 實質國內生產毛額的衡量單位為新台幣百萬元。

2. $FRGDP_t^s$ 為預測的實質國內生產毛額， s 代表基期， t 代表當期。

3. 本研究整理。