國立政治大學國家發展研究所

碩士學位論文

地方財政赤字對所得分配的影響–以臺灣各縣市政府為例

The Effect of Fiscal Deficit on Income Distribution in Taiwan- A County-Level Panel Analysis

指導教授：黃智聰 博士

研究生：曾家俊 撰

中 華 民 國 一 〇 八 年 六 月

DOI:10.6814/NCCU201900666

地方財政赤字對所得分配的影響-以臺灣各縣市政府為例

國立政治大學
National Chengchi University

DOI:10.6814/NCCU201900666

摘要

家戶之間的所得分配一直是當代社會的重要問題，且各國政府都相當重視相關問題。台灣自20世紀後期以來，家戶間所得分配不均等的現象一直持續惡化，顯示社會資源可能越來越集中。然而於此同時，臺灣各地方政府的財政狀況，卻自2001年以來一直存在赤字，這使得近年來地方政府債務不斷上升。

本研究的目的，是希望瞭解地方政府財政赤字對家戶所得分配的影響。本研究使用臺灣地區自1998年至2005年共計23個縣市的追蹤資料，通過SYS-GMM等追蹤資料估計方法，嘗試估計動態追蹤資料模型的結果，並從結果發現，地方政府財政赤字對吉尼係數的影響，在統計上是顯著的且為正向影響，這意味著地方財政赤字的增加可能會導致更加嚴重的家戶所得不均問題。此外，本研究結果中，失業率、低教育人口比例兩項變數對吉尼係數的影響為正，家庭規模對吉尼係數的影響則有負向影響，也就是說，較高的失業率與低教育人口比例，以及較低的平均家戶人口數，也都有可能惡化所得分配，而本研究蒐集的其他的解釋變數，像是女性勞動參與率、老年人口比例、產業結構、家戶可支配所得等變數，對於家戶所得分配在統計上則沒有顯著的影響。本研究並藉由上述的所有實證研究結果，提出研究結論與政策建議。

關鍵詞：所得不均、財政赤字、地方政府、臺灣

DOI:10.6814/NCCU201900666

目　次

第一章　緒論……1
第一節　研究背景與動機……1
第二節　研究目的……3
第三節　研究架構與進行流程……4
第二章　文獻回顧與理論建構……7
第一節　有關財政赤字擴張之文獻……7
第二節　影響所得分配因素之文獻……12
第三節　財政赤字影響所得分配之文獻……17
第四節　理論模型之建構……22
第三章　現況分析……24
第四章　研究設計……32
第一節　實證模型說明……32
第二節　資料來源與變數設定……38
第五章　估計結果分析……45
第一節　相關係數及單根檢定……45
第二節　估計結果分析……48
第六章　結論與政策建議……54
第一節　研究結論……54
第二節　政策建議……56
參考文獻……59

國立政治大學 National Chengchi University

DOI:10.6814/NCCU201900666

表　次

表 2-1：有關財政赤字擴張之文獻整理……...10

表 2-2：有關影響所得分配因素之文獻整理……..15

表 2-3：財政赤字影響所得分配之文獻整理……..20

表 3-1：1998~2005 年台灣各縣市吉尼係數……24

表 3-2：1998~2005 年台灣各縣市赤字成長……29

表 3-3：各級政府債務未償餘額……...30

表 4-1：變數定義、基本統計量與預期影響……44

表 5-1：成對解釋變數之相關係數……...46

表 5-2: Levin-Lin-Chu (LLC) 單根檢定結果……..47

表 5-3: 固定效果模型、穩健式固定效果模型、SYS-GMM 估計式結果……50

國立政治大學 National Chengchi University

DOI:10.6814/NCCU201900666

圖　次

圖 1-1：研究流程圖……6

圖 2-1：財政赤字對所得分配影響途徑……...23

圖 3-1：家戶所得分配吉尼係數(1976-2017 年)……..26

圖 3-2：家戶所得五等分位倍數比(1981-2017 年)……..27

圖 3-3：臺灣各地方政府財政收支餘絀總和(1998-2017 年)……....28

國立政治大學
National Chengchi University

DOI:10.6814/NCCU201900666

第一章、緒論

第一節、研究動機及研究背景

與貧富差距有關的議題，在古今中外一直不乏討論，早在公元 755 年中國的唐朝，就有詩人杜甫以《自京赴奉先詠懷五百字》寫下：「朱門酒肉臭，路有凍死骨。」的著名詩句，可知即便是古代，知識分子對於社會上貧富不均的情況，仍然具有一定程度的關注，十八世紀啟蒙運動後興起的各種社會科學研究，如社會學、經濟學及政治學等各種學問，也都有對所得分配不均以各自的角度提出探討，在經濟學的部分，係於二十世紀，義大利統計學家 Corrado Gini 從羅倫斯曲線（Lorenz curve）開發出吉尼係數（Gini coefficient）後，才有了較為客觀且數據化的討論。若以吉尼係數的角度瞭解現今臺灣的家戶所得分配情況，雖然臺灣自 1949 年至 1976 年左右，大抵呈現家戶所得成長、家戶所得差距卻未拉大的理想情況，但家戶所得分配卻自 1976 年以來有漸漸惡化的趨勢，並自 1988 年起吉尼係數超過 0.3，並持續惡化至 2001 年最高值，其後數值趨穩定但沒有大幅減緩的趨勢，若改為觀察臺灣地區的家戶所得分配五等分位組最高所得組與最低所得組之相差倍數，自有統計的 1980 年以來亦持續成長，由相差倍數 4.17 倍逐步成長到 2017 年的 6.07 倍，顯見，臺灣地區的所得分配不均程度為上升趨勢，暫無觀察到有緩解的傾向。

另自近代以來，地方自治與地方分權的議題盛行，西元 1947 年頒佈的《中華民國憲法》也特地使用第 10 章與第 11 章等兩個章節講述中央與地方之權限以及地方制度，並且地方自治相比於中央集權，也有著各種益處，因為可以預見的是，同一國家但居住不同地區的人民，其語言、歷史及文化並不相同，對其政府的治理要求也可能不盡然相同，因此，地方與中央分權治理的體制，可能較為符合現代人民對政府的治理

DOI:10.6814/NCCU201900666

期望。在地方分權後，各地方政府能透過競爭和創新來吸引更多的人民與產業，其施政效能必定優於中央集權的政府（姚名鴻，2009：82）。

據此，近代各國的地方政府無不積極地向中央政府爭取地方自治，期望獲得更多的地方財政收支權責，在我國，《地方制度法》、《財政收支劃分法》皆於 1999 年頒布，賦予各級地方政府對應自治事項，基於前述地方自治理由，更在 2002 年通過《地方稅法通則》及《規費法》，在法律上賦予地方政府自己治理自己的財政收支基礎，但在各縣市自己治理自己之後，地方財政收支卻屢屢出現赤字，各地方政府的餘絀總和，自 2001 年起幾乎每年皆為負值，導致地方政府債務節節攀升，地方政府進行舉債本來不是一個大問題，但如果出現償還的困難，財政狀況會明顯影響該地方政府提供給居民公共財與公共服務的質量，對人民生活品質息息相關。財政狀況不佳的話，可能無法增加或維護都市的基本建設，會迫使既有的工商業有外移的動機，工作機會流失，最後會影響居民居住意願，造成人民的遷徙（姚名鴻，2011：45）。實務上可舉的案例，例如中部的苗栗縣為一農業縣市，依財政部國庫署各級政府公共債務概況表，2004 年時苗栗一年以上非自償性債務餘額僅約新台幣 79 億元，但因多年舉債，至 2009 年時已經膨脹到 170 億元左右，短短 5 年內便翻倍成長，其後幾年，苗栗縣的債務餘額多維持在 200 億元以上無法有效降低，可見有償還的困難，這也導致 2015 年苗栗縣政府爆發財政危機，連縣府員工的薪水都陷入延遲支付，嚴重影響公共服務品質。

綜合上述，雖然從全世界的數據來看，臺灣的家戶所得分配相較於現今世界上其他主要經濟體，仍屬較為平均，臺灣也未曾因為貧富不均

DOI:10.6814/NCCU201900666

問題爆發類似 2018 法國「黃背心運動[1]」之大型街頭抗爭，但臺灣的家戶之間貧富差距隨著年代演進確實越拉越大，而貧富差距也有可能導致某些問題，例如 Chiu & Madden（1998）就曾經提出所得分配不均程度與闖空門案件數（burglary）有著正向關係，也就是說，如果我們對貧富不均議題漠不關心，則可能會帶來某些社會成本，但因為這些並不是本研究討論的重點，在此就不逐一列出。總而言之，財政赤字與所得分配不均，兩者皆是社會上的重要議題，而兩者之間是否具有相關性、甚至是否因果關係，值得觀察研究。

第二節、研究目的

地方政府財政赤字的提高，是臺灣推行地方自治產生的結果之一，若在稅收沒有大幅減少的情況，赤字的出現，應是因為政府支出的增加。而地方政府支出增加，是為因應在地公共服務的增加，藉提高支出，提供更多的公共財貨、公共服務與社會福利，始能使在地人民獲得更好的生活品質，而家戶所得分配是否不均，亦為生活品質的重要參考指標，在臺灣，讓地方政府自我管理財政，是否如地方分權的理論那般，可理想地解決地方人民的需求，或是因為地方自治的財政紀律不佳，反而對人民生活造成負面影響，或許可從影響家戶所得分配的角度進行討論。

國內研究財政赤字與家戶所得分配不均的議題，少以地方政府為主體進行討論，多以中央政府，即一個國家為主體，是故，本研究的主要目的在針對這個較少人研究的主題，探討地方政府財政赤字對其地區家戶所得分配之影響。本研究所取的研究期間從 1998 年至 2005 年，共計 8

[1] 黃背心運動（法語：Mouvement des gilets jaunes）：是法國於 2018 年爆發的抗議運動，該運動起因於時任法國總統馬克宏（Emmanuel Macron）提出將在 2019 年提高燃油稅的計畫，但該計畫可能加重法國中產階級的經濟負擔，此外，馬克宏亦曾經反對恢復徵收富人稅，這些舉動被法國人民認為是擴大貧富不均，進而爆發社會衝突。

DOI:10.6814/NCCU201900666

年，以臺灣地區 23 縣市，共計 184 個樣本進行研究，也就是利用這 23 個縣市行政區從 1998 年至 2005 年的追蹤資料（panel data）進行研究。藉由國內外相關的理論文獻，利用地方政府機關提供的相關資料，再運用迴歸模型的檢定結果選取最適切的實證模型，藉以檢驗影響地區所得分配的因素。在實證模型的選擇上，因本研究蒐集到的資料同時包含地區以及時間，屬於追蹤資料，因此將考慮採用動態追蹤資料系統一般動差法（System Generalized Method of Moment，簡稱 SYS-GMM 或 System GMM）進行計量分析，該方法是在 Arellano & Bond（1991）針對動態追蹤資料模型發展出差分一般動差法（Difference Generalized Method of Moment，簡稱 DIFF-GMM 或 Difference GMM）之後，由 Arellano & Bover（1995）以及 Blundell & Bond（1998）再進行改良的方法，這個方法可以同時考慮模型內「應變數遞延」及「解釋變數的內生性」兩個情況，是很適合動態追蹤資料的模型，後續也將於研究設計的部分進行說明。而不管使用 DIFF-GMM 或是 SYS-GMM，實證模型在操作中也會進行相關統計檢定，在利用統計資料進行相關檢定後，應可強化本文研究結果可信度。最後，本研究也將以臺灣地區各縣市行政區的在財政赤字方面的實證結果，提供具體的政策建議，可以供有關單位作為施政之參考。

第三節、研究架構與進行流程

如前所述，本論文主要的研究目的在於探究地方政府財政赤字對家戶間所得分配的影響。為了達到此一研究目的，本研究將回顧有關這兩者的相關文獻，並且以此為基礎整理建立一個理論架構，用以理解家戶所得分配如何受到地方政府財政赤字以及其他因素的影響，此外，本論文亦將統整臺灣家戶所得分配的演進過程與現況，對資料進行初步分析。本研究還會建立一個實證模型，探討當地方政府財政赤字上升或下

DOI:10.6814/NCCU201900666

降時，對於該縣市的家戶所得分配可能有何影響，以及這個影響是否顯著。以下詳述本研究之研究架構與進行之流程。

一、研究架構

關於本論文的研究架構敘明如下。本論文一共分為六章，第一章為本論文之前言，說明本論文的研究背景與目的；第二章則為相關文獻之回顧，對於財政赤字、財政支出相關的文獻，以及影響家戶所得分配有關的論文並行回顧。第三章敘述臺灣地方縣市所得分配的現況與改變，以及臺灣地方政府整體的財政收支、地方政府未償還之債務概況。第四章針對本論文的研究設計進行說明，並提出研究使用之變數；第五章針對所獲取的變數資料進行相關檢定確保資料可用性，並對本論文實證研究所獲得的結果加以分析；最後，第六章將總結本論文的研究結果，並藉此研究結果提出結論與政策建議。

二、研究流程

本論文的研究流程詳述如前所述，本論文最主要的研究目的，在於探究地方政府財政赤字對家戶間所得分配不均之影響。在對於研究背景、研究架構與目的進行說明後，本研究將針對相關文獻進行回顧，以瞭解現有文獻中對於家戶所得分配改變的研究情況，找出重要自變數，再以適當的統計計量方法，建立經濟學上具有意義的實證模型。而後，利用財政部財政統計查詢、中華民國統計資訊網縣市統計資料、《家庭收支調查報告》等資料庫，分析臺灣於所得分配與地方財政的現況。接著運用所蒐集到臺灣 23 個縣市行政區自 1998 年至 2005 年的 184 個樣本，以實證模型進行數據分析。藉著實證模型估計的結果，來驗證本研究所提出的主要研究假設，並針對實證結果進行說明與分析，而各項必要的

DOI:10.6814/NCCU201900666

檢定結果亦將於此說明。最後，本研究將整篇論文的研究發現做成結論，並根據這些結論提供政策建議。本研究預計的研究流程最終可由下圖 1-1 來表示。

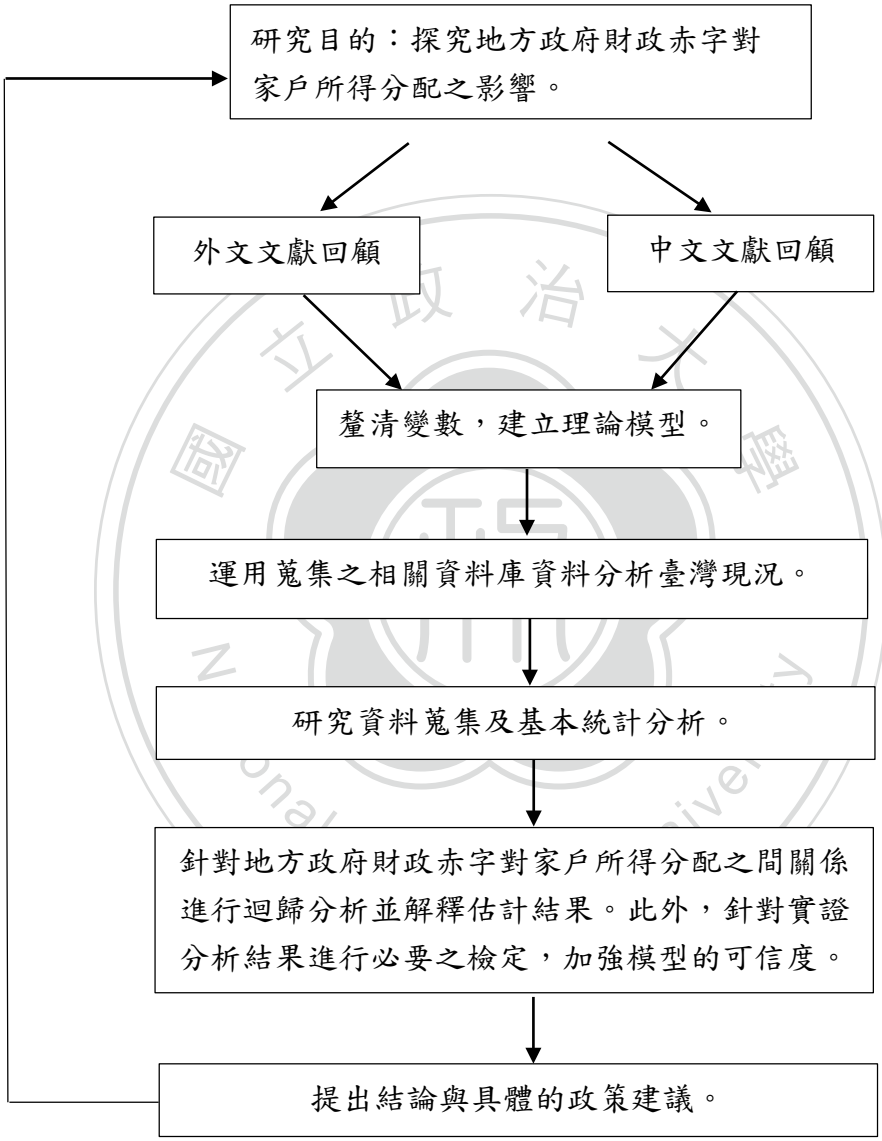

圖 1-1 研究流程圖

DOI:10.6814/NCCU201900666

第二章、文獻回顧及理論建構

如前所述，研究財政赤字與所得分配不均的議題，較少以地方政府為主體之研究，為了瞭解現有的文獻對於財政赤字、所得分配不均這兩個議題的探討，因此，本研究將擴大文獻搜尋的範圍，把討論國家財政赤字、國家財政支出擴張及討論國家內國民所得分配影響因素之文獻，一併進行檢視，並會將文獻檢閱結果進行整理，據此推估出模型所需要的變數，以及理解本研究在模型建構時應注意之資料特點。

第一節 有關財政赤字擴張之文獻

在本節中，先針對討論財政赤字逐漸擴張的論文進行檢閱，大致統整過去學者所研究出財政赤字不停上升的原因。從相對早期的學者就有提出過各式模型及理論來試圖解釋政府的財政赤字為什麼會不停擴張。如Niskanen (1968)透過「官僚理論」來解釋政府預算擴張的現象，根據該理論的假設與推導，Niskanen認為政府官僚在追求自身利益最大的情況下，為了自身的政治績效名譽或薪資等諸多原因，會有意願設立更多分支機構、聘用更多下屬、完成更多業務等，而這些行為會提高財政支出。

而 Lowi (1969)曾提到利益團體在公共決策中扮演的腳色，與官僚、國會形成「鐵三角」，利益團體透過遊說等方式讓國會議員通過符合其利益的法案，國會議員為了選舉就配合利益團體使其獲得相關資源，官僚則是配合國會議員研擬政府政策，在這樣的結構下，將使利益集中在特定族群，而該政策行為的成本則由所有納稅人承擔，造成整體的財政支出成本上揚。

在過往財政學的相關研究上，Buchanan (1967)指出若政府的歲入結構太過複雜，使人民要了解各種稅制結構以及稅目的成本太高，使納稅義務人難以了解公共支出的組成，容易讓人民產生財政幻覺，而人民往往低估

DOI:10.6814/NCCU201900666

了自己的納稅成本、也低估了公共支出的價格，進而導致公共財的支出水準上漲。另外，Wagner (1976)基於Puviani (1903)以及Buchanan (1967)的理論，使用具體的模型解釋「財政幻覺」，亦即中位數選民時常低估公共財的租稅價格，他們察覺到的租稅價格會較實際的價格為低，而且也會支持政府更多數量的公共財供給，進而使政府擴大財政支出。

而有關前述財政幻覺的部分，臺灣的研究學者姚名鴻 (2017)曾針對地方財政支出與財政幻覺作出實證分析，試著以財政幻覺理論解釋我國地方財政支出日漸擴張的現象，研究發現在臺灣的地方財政支出上，地方政府接受上級政府補助的影響，大於自籌收入的影響，也就是臺灣確實存在著財政幻覺理論中的「捕蠅紙效果」。另外，府會一體的地方政府，亦即地方首長與地方議會最大黨為同一黨派的情況下，其財政支出會大於府會分立的地方政府。整體而言，臺灣的地方政府財政支出在樣本期間2001至2010年內，財政支出有上漲的趨勢。

而相對近期的研究則有許多採取實證研究而非理論分析，如加拿大與美國的學者Bird & Tarasov (2004)分別蒐集了澳洲、比利時、加拿大、德國、西班牙、瑞士及美國等OECD國家的財政資料，並研究各國自1982年至1999年各級地方政府的財政狀況，其研究結果發現在多數國家中，地方政府已然成為公共設施及公共服務的主要供應者，而非該國的中央政府，財政支出自然亦隨公共財的供應上升。另外該研究提出以「自主性收入」扣除「自主性支出」之結果佔「自主性支出」之百分比來衡量地方財政狀況，該算式可用以排除中央政府補助的影響，來確實衡量地方政府財政赤字。

臺灣在相對近期的研究中，則有發現以臺灣而言，中央集權、地方分配統籌款、財政紀律不佳等問題，可能使臺灣的地方政府赤字逐漸失控。例如姚名鴻 (2011)使用1998至2009年臺灣「五都」改制之前兩直轄市及二

DOI:10.6814/NCCU201900666

十一個縣(市)政府資料，並利用修正Martinez-Vazquez & Yao (2009)的賽局模型，研究中央與地方政府首長追求預期得票率最大的行為，藉此探討地方財政赤字的起因。該研究發現若地方首長與中央執政黨屬於同一政黨，則該地方政府的財政赤字問題愈嚴重，但其效果並不顯著。反而是，若歲入部份中央集權程度太高的話，中央就可藉立法減免民眾地方稅之負擔，侵蝕地方政府稅基，造成財政赤字擴大，該研究並也討論了戶籍人口數、平均每人每年可支配所得、低收入戶占總人口比率、失業率等變數對地方財政赤字之影響。以及高永光、高安邦、黃智聰 (2002)研究臺灣地方財政權問題，對臺灣統籌分配稅的議題做出分析，發現依照《中央統籌分配稅款分配辦法》之規定，中央統籌分配款的6種稅款來源中，大半會受景氣循環或特殊事件影響（如921大地震），而且該分配款的分配過程難稱公平又無科學根據，這使得中央統籌分配款，不止沒有撥款給貧窮縣市平衡城鄉差距的功能，甚至使地方政府專注於爭取統籌稅款的分配來增加財政收入、挹注地方建設，而不致力讓財政支出更有效益，這預估將使地方財政問題更為嚴重，中央政府應針對統籌款的分配制定簡單、透明與合理的公式，並使該稅款成為穩定的財源，以解決地方財政問題。又或者是林健次、蔡吉源 (2003)使用歸納方法對解嚴後台灣稅制與資料進行個案研究，發現台灣各地方政府財政自我負責機制相當地不足。該研究認為係因為解嚴後，地方政府在選票壓力下，有意願提供更多公共服務，增加許多財政支出。而即便其時已有「地方稅法通則」與「規費法」提供地方租稅立法權，地方政府也可能因懼怕流失選票，而不敢確實使用稽徵的權力，加上地方政府多有「終究有一天中央會負責」的預期，最後支出增加而收入不增加的情形下，地方財政的赤字遂無法趨緩。

茲將上述文獻回顧，整理至下表2-1中。

DOI:10.6814/NCCU201900666

表 2-1：有關財政赤字擴張之文獻整理

研究者	樣本	使用方法	主要結論
Niskanen (1968)	美國政府	理論模型分析	Niskanen 認為政府官僚在追求自身利益最大的情況下，為了自身的政治績效名譽或薪資等諸多原因，會有意願設立更多分支機構、聘用更多下屬、完成更多業務等，而這些行為會提高財政支出。此稱為「官僚理論模型」。
Lowi (1969)	美國國會	論述法	利益團體透過遊說等方式讓國會議員通過符合其利益的法案，國會議員為了選舉就配合利益團體使其獲得相關資源，官僚則是配合國會議員研擬政府政策，在這樣的結構下，將使利益集中在特定族群，而該政策行為的成本則由所有納稅人承擔，造成整體的財政支出成本上揚。
Buchanan (1967)	美國財政概況	論述法	政府的歲入結構太過複雜，使人民要了解各種稅制結構以及稅目的成本太高，使納稅義務人難以了解公共支出的組成，容易讓人民產生財政幻覺，而人民往往低估了自己的納稅成本、也低估了公共支出的價格，進而導致公共財的支出水準上漲。
Wagner (1976)	美國財政概況	理論模型分析	Wagner 基於 Puviani (1903)以及 Buchanan (1967)的理論，使用具體的模型解釋「財政幻覺」，亦即中位數選民時常低估公共財的租稅成本，他們察覺到的租稅價格會較實際的價格為低，也會支持政府提供更多數量的公共財供給，進而使政府擴大財政支出。
姚名鴻 (2017)	2001 至 2010 年臺灣地方財政資料	追蹤資料(固定效果)模型	在臺灣的地方財政支出上，地方政府接受上級政府補助的影響，大於自籌收入的影響，也就是臺灣確實存在著財政幻覺理論中的「捕蠅紙效果」。

DOI:10.6814/NCCU201900666

表 2-1：有關財政赤字擴張之文獻整理(續 1)

研究者	樣本	使用方法	主要結論
Bird & Tarasov (2004)	1982 年至 1999 年 OECD 國家財政資料	現有數據資料分析	研究結果發現在多數國家中，地方政府已然成為公共設施及公共服務的主要供應者，而非該國的中央政府，財政支出自然亦隨公共財的供應上升。另外該研究提出以「自主性收入」扣除「自主性支出」之結果佔「自主性支出」之百分比來衡量地方財政狀況，該算式可用以排除中央政府補助的影響，來確實衡量地方政府財政赤字。
姚名鴻 (2011)	1998 年至 2009 年臺灣地方縣(市)政府資料	修正 Martinez-Vazquez&Yao (2009) 賽局模型	該研究發現若地方首長與中央執政黨屬於同一政黨，則該地方政府的財政赤字問題愈嚴重，但其效果並不顯著。反而是，若歲入部份中央集權程度太高的話，中央就可藉立法減免民眾地方稅之負擔，侵蝕地方政府稅基，造成財政赤字擴大。
高永光、高安邦、黃智聰 (2002)	2001 年臺灣修正《中央統籌分配稅款分配辦法》	論述法	依照《中央統籌分配稅款分配辦法》之規定，中央統籌分配款的分配過程難稱公平又無科學根據，這使得中央統籌分配款，不止沒有撥款給貧窮縣市平衡城鄉差距的功能，甚至使地方政府專注於爭取統籌稅款的分配來增加財政收入，而不致力讓財政支出更有效益，這預計將使地方財政問題更為嚴重
林健次、蔡吉源 (2003)	1990 年至 1997 年臺灣地方財政資料	論述法	該研究認為因解嚴後，地方政府在選票壓力下，有意願提供更多公共服務，增加許多財政支出。而地方政府也可能因懼怕流失選票，而不敢確實使用稅收稽徵的權力，加上地方政府多有「終究有一天中央會負責」的預期，最後支出增加而收入不增加的情形下，地方財政的赤字遂無法趨緩。

DOI:10.6814/NCCU201900666

第二節 影響所得分配因素之文獻

在探討完財政赤字為何逐漸擴張後，接著需探討影響「家戶間所得分配不均程度」的諸多因素，造成家戶所得分配變化的原因多不勝數，除財政赤字之外，我們還需盡量蒐集文獻，作為迴歸分析上變數選擇的依據。在瀏覽過許多文獻後，發現過往學者提及會影響「所得分配」的因素，有總體經濟變化的因素，例如婦女勞動參與率、失業率及產業結構的變化等，但也有家庭組成結構的因素，如家戶所得、家戶人數及家戶內人口的教育程度等等，以下就蒐集到的文獻逐一列舉說明。

提及女性勞動力的改變會對所得分配產生影響的，國內外皆有文獻，但對影響方向的預期卻不相同，如Karoly & Burtless (1995)利用美國1959年至1989年的家戶所得不均程度、人口數及個人福利等資料進行敏感度分析（Sensitivity Analysis），指出1979年至1989年間增加的女性勞動力主要來自高所得家庭，造成該段時間內家戶所得不均度明顯上升，因此可得知符合特定狀況時，女性參與勞動可能使家戶間所得分配不均度上升。而臺灣的學者劉鶯釧 (1992)以1988年家庭收支調查調查樣本及1988年臺灣地區婦女生活狀況調查，進行變異係數及相關係數之分解分析，在分析結果比較家戶所得變異及丈夫所得變異之大小，發現前者的不均性低於後者的不均性，由此統計結果，顯示若妻子(婦女)參與到勞動就業市場，可能將促使家戶間的所得分配更趨於平均。

另外，產業的結構也有可能影響所得分配，例如Levernier *et al*.(1998)比對共計3109個城市在1990年的人口普查資料，城市產業組成（the county's industry composition）、人力資本市場等變數，並以多變量迴歸（multiple regression analysis）進行分析後，發現產業結構改變亦是所得分配不均的起因之一，由該研究迴歸結果可知，若城市就業人口依賴第一級產業，會增

DOI:10.6814/NCCU201900666

加該城市的所得不均程度。

至於所得對分配的影響，Kuznets (1955)曾將美國、英國與德國等國家的歷史數據分析後，提出一個國家隨著經濟成長的過程，其國民的所得分配會呈現不平均程度先擴大、後逐漸縮小的情況，意味著若將國家的經濟成長（通常以GDP表示）置於X軸，所得分配不均程度置於Y軸，整個圖形會呈現倒U型的曲線，該曲線後又被稱之為顧志耐曲線（Kuznets Curve）。所以由此可知，經濟成長的過程中，家戶所得的成長跟所得分配有關聯，但依其在顧志耐曲線的不同期間，影響的方向正負皆有可能。

此外，國內外都有許多學者提到，低教育程度或獨居老年人的戶數增加，可能表示貧窮人口的因素有變化，對所得分配會有影響。國內的研究例如莊文寬 (2006)採用1980年至2004年臺灣地區家庭收支訪問調查資料，探討諸如家戶內就業人口職業結構（是否為農家）、戶內人口教育程度等多種因素，是否具有影響家庭結構與所得差距的效果。研究發現低所得家庭成員結構中，因低所得家庭成員含有較多無業或低階職業的人口，亦有近80%左右僅國中以下教育程度，該研究結論認為家庭人口數減少、家庭人口高齡化及教育程度低對低所得家庭的影響，應是造成低所得家庭進一步惡化所得的主因，此惡化所得的現象將進一步使家戶間所得分配惡化。以及林金源 (1997)為探討家庭結構對臺灣所得分配的影響，使用中華民國主計處1976年至1995年的個人所得分配調查報告，擷取1976、1980、1985、1990、1995等年份資料，使用特性分析（descriptive analysis）並針對不同族群之間的分配不均度作因素分解（inequality decomposition by subgroups），結果發現家戶的組成及家戶的人力資本可能影響家戶間所得分配的不均度。實證結果發現，因為婦女就業率、家庭組成結構的改變，使單一人口及無就業者的家庭，漸成為低學歷、高齡化人口的家庭，因而造成社會全體的所得不均度上升，而且若把所有家庭按家長年齡排列，年輕家庭與老

DOI:10.6814/NCCU201900666

年家庭的所得最低，另外該研究也發現，戶長的教育程度對所得分配也有影響，其原因可能是人力資本對所得的影響，對所得分配不均程度有擴大的效果。

國外學者針對家戶所得分配受人口教育程度等影響的研究，例如Peichl *et al.* (2012)研究德國自東西德合併以來約20年間的家戶所得差距（income gap）的成因，利用1991年至2007年德國的吉尼係數、貧窮人口與富裕人口數量等資料的變化進行分析，結果發現家戶所得差距的增長，和家庭結構、家庭就業人數的改變有著相關，該研究認為可能因獨居老人家戶、單人家庭的增加，造成家戶所得差距擴大，前者是因高齡化，後者是因德國的社會福利政策照顧失業人口，導致部分失業的人口提前遷出父母家，以領取社會福利，這些家戶的就業時數明顯低於其他種類家戶，自然所得會較低，這也帶出高齡化、單身失業也可能帶來貧富差距，並呼籲政府多注意社會福利政策的制定。

而前面由莊文寬 (2006)、林金源 (1997)提及高齡化可能對所得分配產生影響，另蒐集由此延伸的文獻，係由Faruqee & Mühleisen (2003)蒐集日本20世紀的出生率及老年人口比例等人口資料後，使用MULTIMOD模型的研究框架進行分析，以推測日本未來的人口老化走勢，依據模型模擬結果，預測日本的人口老化將衝擊財政，醫療體系的成本若要維持目前的醫療水準，將因為年長者的醫療花費急劇地上漲，若不進行醫療及退休金體系的改革，政府淨債務將居高不下，因此該研究認為日本2010年以後進行的財政整頓是正確的方向。也就是說，人口老化不只會對所得分配產生改變，對於財政赤字的惡化造成影響亦是可能發生的。

茲將上述文獻回顧，整理至下表2-2中。

DOI:10.6814/NCCU201900666

表 2-2：有關影響所得分配因素之文獻整理

研究者	樣本	使用方法	主要結論
Karoly & Burtless (1995)	1959 年至 1989 年美國家庭收支調查報告	敏感度分析	因 1979 年至 1989 年間增加的女性勞動力主要來自高所得家庭，造成該段時間內家戶所得不均度明顯上升，因此可得知符合特定狀況時，女性參與勞動可能使家戶間所得分配不均度上升。
劉鶯釧 (1992)	1988 年臺灣家庭收支調查調查樣本及臺灣地區婦女生活狀況調查	變異係數及相關係數之分解分析	依據分析結果比較家戶所得變異及丈夫所得變異，發現前者的不均性低於後者的不均性，由此統計結果，顯示若妻子(婦女)參與到勞動就業市場，可能將促使家戶間的所得分配更加趨於平均。
Levernier, Partridge & Rickman(1998)	1990 年共計 3109 城市人口普查資料	多變量迴歸（multiple regression analysis）	發現產業結構改變亦是所得分配不均的起因之一，由該研究迴歸結果可知，若城市就業人口依賴第一級產業，會增加該城市的所得不均程度。
Kuznets (1955)	美國、英國與德國等國家歷史數據	現有數據資料分析	該研究指出一個國家隨著經濟成長的過程，其國民的所得分配會呈現不平均程度先擴大、後逐漸縮小的情況，意味著若將國家的經濟成長（通常以 GDP 表示）置於 X 軸，所得分配不均程度置於 Y 軸，整個圖形會呈現倒 U 型的曲線。
莊文寬 (2006)	1980 年至 2004 年臺灣地區家庭收支訪問調查資料	現有數據資料分析	該研究發現低所得家庭成員結構中，因低所得家庭成員含有較多無業或低階職業的人口，亦有近 80%左右僅國中以下教育程度，該研究結論認為家庭人口數減少、家庭人口高齡化及教育程度低對低所得家庭的影響，應是造成低所得家庭進一步惡化所得的主因，此惡化所得的現象將進一步使家戶間所得分配惡化。
林金源 (1997)	1976 年至 1995 年臺灣地區個人所得分配調查報告	特性分析（descriptive analysis）	實證結果發現因家庭組成結構的改變，使單一人口及無就業者的家庭，漸成為低學歷、高齡化人口的家庭，因而造成社會全體的所得不均度上升，另外該研究也發現，戶長的教育程度對所得分配也有影響，其原因可能是人力資本對所得的影響。

DOI:10.6814/NCCU201900666

表 2-2：有關影響所得分配因素之文獻整理(續 1)

研究者	樣本	使用方法	主要結論
Peichl, Pestel & Schneider (2012)	1991 年至 2007 年德國的吉尼係數、等家庭資料	現有數據資料分析	該研究發現家戶所得差距的增長，和家庭結構、家庭就業人數的改變有著相關，該研究認為可能因獨居老人家戶、單人家庭的增加，造成家戶所得差距擴大，前者是因高齡化，後者是因德國的社會福利政策照顧失業人口，導致部分失業的人口提前遷出父母家，以領取社會福利，這些家戶的就業時數明顯低於其他種類家戶，自然所得會較低，這也帶出高齡化、單身失業也可能帶來貧富差距，並呼籲政府多注意社會福利政策的制定。
Faruqee & Mühleisen (2003)	20 世紀內日本可取得之人口資料	MULTIMOD 模型分析	依據模型模擬結果，預測日本的人口老化將衝擊財政，醫療體系的成本若要維持目前的醫療水準，將因為年長者的醫療花費急劇地上漲，若不進行醫療及退休金體系的改革，政府淨債務將居高不下，因此該研究認為日本 2010 年以後進行的財政整頓是正確的方向。也就是說，人口老化不只會對所得分配產生改變，對於財政赤字的惡化造成影響亦是可能發生的。

National Chengchi University

DOI:10.6814/NCCU201900666

第三節 財政赤字影響所得分配之文獻

回顧完諸多影響家戶所得分配的因素後，進入本論文的重點，即財政赤字對所得分配不均是否具有影響？若有影響，在過去的文獻中結果多為正方向、抑或是負方向？在瀏覽過去文獻後，發現專注討論財政赤字的影響的文獻較難尋找，所能搜尋到的文獻多為討論財政支出對所得分配的影響，但因在其他條件不變的情況下，財政支出的增加也確實會導致財政赤字，故也將其一併列入檢閱，逐一說明各論文的看法如下。

認為財政赤字會對所得分配不均有正向的影響者，也就是認為政府擴大財政支出會使所得分配不均更加惡化的文獻，如You & Dutt (1996)觀察美國1980到1990年的政府債務跟所得分配的關係，發現美國聯邦政府債務佔GDP的比例，從23.6%一路上升到44%，而美國的家戶所得分配不均在同一期間內呈現惡化，透過操作後凱因斯學派模型（post-Keynesian model），他們提出的分析是，在其他條件不變的情況下，當政府在做出擴張性財政政策的時候，如果因借債導致政府債務上升，將隱含須把稅金收入（tax revenue）拿去支付有錢人債券利息（pay for the interest on the debt which is owned by the rich）的結果，當然，政府使用擴張性財政政策也有可能讓受薪工人（worker）的稅後所得變多，所以結果就是如果受薪工人的所得成長不夠快的時候，政府債務帶給有錢人的利息收入會使貧富所得差距變大。

另外，也有如 Heer & Scharrer (2016) 使用標準新凱因斯模型的異構延伸模型（heterogeneous-agent extension of the standard New-Keynesian model）進行模型推導分析，也得出政府支出上升會讓貧富所得差距加大的結果。該模型假設家戶由兩種消費者組成，一個李嘉圖型的消費者和一個經驗法則消費者。在推導模型的過程中，發現不可預期的政府財政支出上升，會加深所得不平等（income inequality），而對財富不平等（wealth inequality）

DOI:10.6814/NCCU201900666

的影響卻是相對微不足道的，且如果額外的政府財政支出主要由債務、而不是由稅收而來的話，影響的效應將會更明顯。該研究認為，模型中家戶所得不均度會增加的原因，係因李嘉圖和經驗法則兩種消費者，在遭遇政府財政支出導致工資上升時，在勞動供給的增加程度並不相同所導致。

除了模型推導之外，也有實證研究的文獻指出財政支出的上升會惡化或改善所得分配不均，如 Ullah *et al*. (2014)蒐集巴基斯坦1972至2012年間政府支出、貧窮線下的人口數、GDP成長率、無風險利率（Risk Free Interest Rate）、廠商規模（Firm Size）以及公司資產流動性（Liquidity）等資料，以自迴歸分佈滯後模型（Autoregressive Distributed Lag Model，簡稱ARDL）分析，研究發現長期而言政府支出成長有助於增加就業機會的產生，並能提升生活水準，但政府支出中屬於非製造性質的政府支出（non-productive government expenditures）的部分，則會降低就業機會的產生且會增加貧窮，該篇文章建議政府應藉減少非製造性質的政府支出，來舒緩絕對貧窮，並避免社會中各所得階級的貧富差距擴大。所以政府在增加財政支出的時候，支出的方式是否會增加就業機會，會決定其支出會惡化或改善所得分配不均。

當然，也有文獻支持政府支出上升對所得分配不均是負方向的影響，例如Anderson *et al*. (2017)利用總數84篇論文超過900筆的估計資料，進行整合迴歸分析（meta-regression Analysis），結果發現一些證據指出政府支出與所得分配不均程度有溫和的反向關係，意即政府支出的增加可以降低所得分配的不均程度，這特別表現在社會福利及其他社會支出增加時。所以也就是說，當政府的財政支出增加，但大多使用在社會福利，或是教育、醫療等項目時，可以溫和地改善社會環境，減少貧窮，也就可以反映在所得分配不均程度的下降。

DOI:10.6814/NCCU201900666

此外，由 Schwabish (2008)蒐集美國1977年至2005年各州所得高階級跟中產階級的差距（9050 percentile ratio of earnings）、中產階級跟低所得階級的差距（5010 percentile ratio of earnings）以及各州的吉尼係數，使用普通最小平方法（Ordinary Least Squares）進行迴歸分析，其發現了社會上所得不均（Earnings Inequality）跟地方政府支出有關係，其中所得高階級跟中產階級的差距、中產階級跟低所得階級的差距上升，皆會帶動地方政府支出上升，該研究指出美國社會的吉尼係數每增加百分之一，其地方政府的社會支出會上升680美元/每人，該研究並排除教育與醫療等較為全國統一的財政支出項目，以期看出各州差距。由這篇文章的結論我們可以得知，當我們在討論財政赤字對所得分配的影響時，也應考慮它們二者之間互為影響的可能性，因為所得分配不均越嚴重的地區，其居民可能越有意願要求政府增加社會支出。

擁有相似結論的還有 Larch (2010)的文獻，其使用了OECD國家及其他國家共計30國在1960年至2008年的所得分配不均度（income inequality）、國民所得生產收支帳（national accounts）以及其他政府機構資料，並使用最小平方法（generalized least squares）進行複迴歸分析，最終發現各種國家間的所得分配不均可能提高赤字花費與延遲財政調整，即所得分配不均可能導致財政紀律更加困難。且該研究指出政府的政策光譜偏左時，所得分配不等亦會加重公共財政的負擔，財富均等的環境看起來是較能夠舒緩公共財上的過度花費的壓力，與 Schwabish (2008)的結論不謀而合。另該文提及以所得不均作為主要討論的名詞，係因該文指出同樣的一種程度的不均下，所得的分配（income distribution）可以有很多種，所以討論所得分配會過於複雜，且資料易出錯。

茲將上述文獻回顧，整理至下表2-3中。

DOI:10.6814/NCCU201900666

表 2-3：財政赤字影響所得分配之文獻整理

研究者	樣本	使用方法	主要結論
You & Dutt (1996)	美國財政概況	後凱因斯學派模型（post-Keynesian model）分析	在其他條件不變的情況下，當政府在做出擴張性財政政策的時候，如果因借債導致政府債務上升，將隱含須把稅金收入拿去支付有錢人債券利息的結果，當然，政府使用擴張性財政政策也有可能讓受薪工人的稅後所得變多，所以結果就是如果受薪工人的所得成長不夠快的時候，政府債務帶給有錢人的利息會使貧富所得差距變大。
Heer & Scharrer (2016)	美國經濟概況	標準新凱因斯模型（standard New-Keynesian model）分析	不可預期的政府財政支出上升，會加深所得不平等（income inequality），而對財富不平等（wealth inequality）的影響卻是相對微不足道的，且如果額外的政府財政支出主要由債務、而不是由稅收而來的話，影響的效應將會更明顯。該研究認為，模型中家戶所得不均度會增加的原因，係因李嘉圖和經驗法則兩種消費者，在遭遇政府財政支出導致工資上升時，在勞動供給的增加程度並不相同所導致。
Ullah, Ali, Rabbi & Ali (2014)	1972 年至 2012 年巴基斯坦之政府支出、貧窮線下的人口數、GDP 成長率等統計資料	自迴歸分佈滯後模型（Autoregressive Distributed Lag Model）分析	長期而言，政府支出成長有助於增加就業機會的產生，並能提升生活水準，但政府支出中屬於非製造性質的政府支出的部分，則會降低就業機會的產生且會增加貧窮，該篇文章建議政府應藉減少非製造性質的政府支出，來舒緩絕對貧窮，並避免社會中各所得階級的貧富差距擴大。
Anderson, Jalles D'Orey, Duvendack & Esposito (2017)	整合總計 84 篇論文超過 900 筆的估計資料	整合迴歸分析（meta-regression Analysis）	該研究發現一些證據指出，政府支出與所得分配不均程度有溫和的反向關係，意即政府支出的增加可以降低所得分配的不均程度，這特別表現在社會福利及其他社會支出增加時。

DOI:10.6814/NCCU201900666

表 2-3：財政赤字影響所得分配之文獻整理(續 1)

研究者	樣本	使用方法	主要結論
Schwabish (2008)	1977 年至 2005 年美國各州各階級所得差距及吉尼係數資料	普通最小平方法（Ordinary Least Squares）迴歸分析	該論文發現了社會上所得不均（Earnings Inequality）跟地方政府支出有關係，其中所得高階級跟中產階級的差距、中產階級跟低所得階級的差距上升，皆會帶動地方政府支出上升，該研究指出美國社會的吉尼係數每增加百分之一，其地方政府的社會支出會上升 680 美元/每人，該研究並排除教育與醫療等較為全國統一的財政支出項目，以期看出各州差距。
Larch (2010)	1960 年至 2008 年 OECD 及其他國家共計 30 國所得分配不均度、國民所得生產收支帳及其他政府機構資料	最小平方法（generalized least squares）複迴歸分析	該論文發現各種國家間所得分配不均可能導致財政紀律更加困難。且該研究指出政府的政策光譜偏左時，所得分配不等亦會加重公共財政的負擔，財富均等的環境看起來是較能夠舒緩公共財上的過度花費的壓力。另該文提及以所得不均作為主要討論的名詞，係因該文指出同樣的一種程度的不均下，所得的分配（income distribution）可以有很多種，所以討論所得分配會過於複雜，且資料易出錯。

國立政治大學 National Chengchi University

DOI:10.6814/NCCU201900666

第四節　理論模型之建構

因本研究主要的研究目的，在於瞭解地方政府財政赤字對家戶所得分配之影響，又因為影響所得分配的因素中，討論「地方」政府財政赤字影響的文獻幾乎沒有，是故，本研究以國家為單位的財政赤字或財政支出的文獻為基礎，由Bird & Tarasov(2004)對於OECD國家的財政研究的結果發現，在多數國家中，地方政府已然成為公共財及公共服務的主要供應者，且許多文獻顯示大多數國家的財政支出因多種原因都呈現上升趨勢。另本研究將採「自主性收入」扣除「自主性支出」之結果佔「自主性支出」之百分比來衡量地方財政，該算式可用以排除中央政府補助的影響，可更確實衡量地方政府財政赤字。另外從Larch (2010)的研究稱「所得分配不均可能導致財政紀律更加困難」，以及Schwabish (2008)發現「不同所得階級的所得差距擴大會增加地方政府支出」，加上Faruqee & Mühleisen (2003)的研究指出人口老化帶來的財政衝擊，可知本研究所欲研究的「地方政府財政赤字」、「家戶所得分配」、「人口老化」等變數可能互為影響，在後續實證模型迴歸分析時應該要考慮內生性的問題。並藉由回顧影響所得分配的文獻，歸納出婦女勞動參與率、失業率、人口老化、產業結構、地區人民受教育程度、平均家戶所得、家庭規模等因素有可能影響家戶間的所得分配，本研究加入財政赤字作為模型的解釋變數之一。具體模型之設計，將於第四章「研究設計」進行詳細說明。

依據本章所檢閱的文獻，亦可以整理出在地方政府支出擴張的情況下，可能會對家戶所得分配有兩個效果：一個是擴張支出後對低所得者生活品質的提升，例如個人醫療支出的下降、政府擴大採購後民間工資的提高等等；另一個，則是擴張支出後對高所得者的收入提升，高所得者獲得如公債利息或是衍生性金融商品的利潤，這會擴大分配不均，由擴大政府赤字

DOI:10.6814/NCCU201900666

之後結果貧富差距是縮小還是擴大，應該就可以判斷這兩個效果何者較大。

綜合以上，茲將財政赤字對所得分配的影響途徑表示如下：

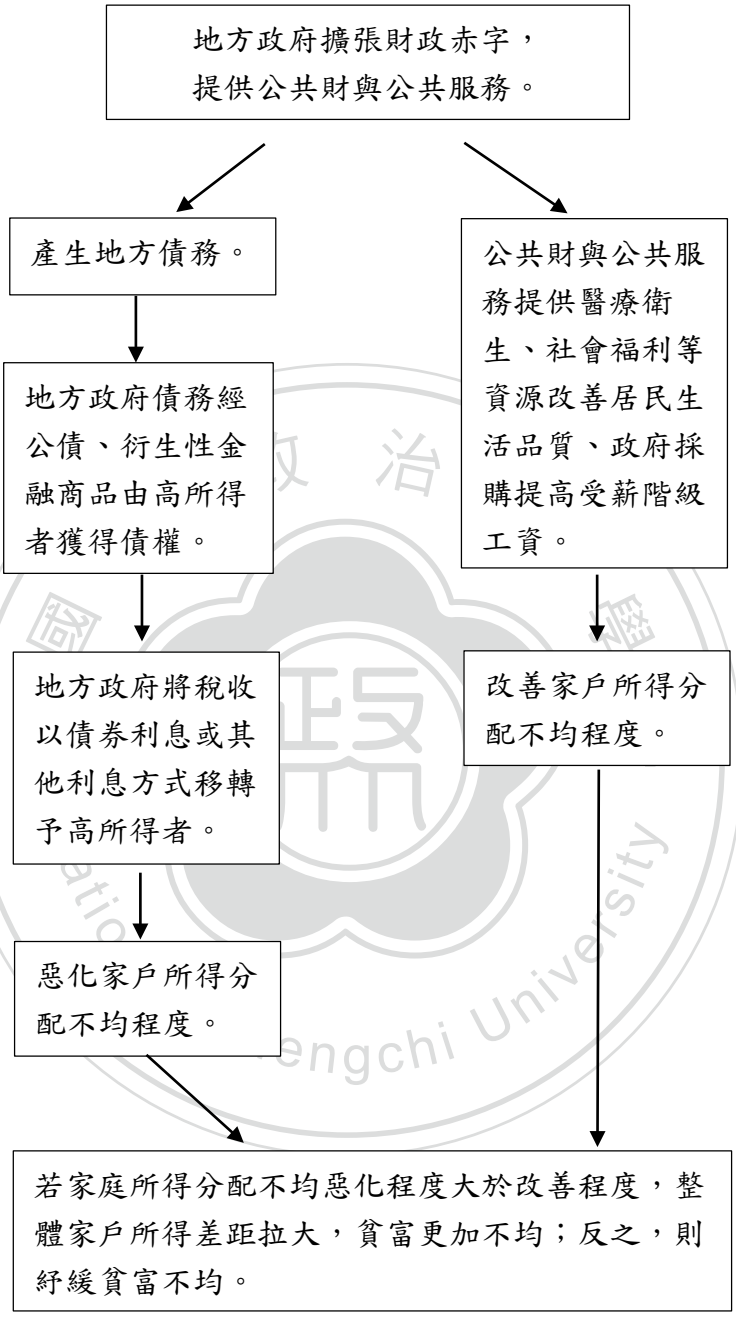

圖 2-1 財政赤字對所得分配影響途徑

DOI:10.6814/NCCU201900666

第三章、現況分析

表 3-1：1998~2005 年台灣各縣市吉尼係數

縣市	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	改變
台中縣	0.295	0.292	0.284	0.299	0.291	0.291	0.293	0.289	-0.006
台南縣	0.297	0.302	0.304	0.305	0.303	0.314	0.308	0.313	0.016
高雄縣	0.299	0.297	0.293	0.301	0.305	0.305	0.304	0.3	0.001
台北縣	0.285	0.29	0.288	0.295	0.295	0.295	0.291	0.29	0.005
台北市	0.287	0.291	0.289	0.296	0.299	0.296	0.295	0.297	0.010
桃園縣	0.293	0.287	0.292	0.294	0.292	0.291	0.285	0.289	-0.004
台中市	0.297	0.291	0.289	0.307	0.304	0.309	0.299	0.298	0.001
台南市	0.292	0.298	0.295	0.297	0.301	0.3	0.3	0.308	0.016
高雄市	0.293	0.297	0.304	0.3	0.303	0.301	0.304	0.304	0.011
宜蘭縣	0.297	0.307	0.298	0.31	0.302	0.303	0.299	0.311	0.014
新竹縣	0.292	0.284	0.29	0.294	0.286	0.302	0.296	0.294	0.002
苗栗縣	0.287	0.294	0.304	0.309	0.304	0.299	0.309	0.305	0.018
彰化縣	0.298	0.292	0.293	0.302	0.306	0.308	0.308	0.306	0.008
南投縣	0.301	0.298	0.296	0.311	0.304	0.302	0.315	0.305	0.004
雲林縣	0.3	0.296	0.302	0.322	0.301	0.297	0.307	0.311	0.011
嘉義縣	0.322	0.299	0.308	0.314	0.306	0.31	0.318	0.322	0.000
屏東縣	0.294	0.303	0.296	0.3	0.308	0.309	0.3	0.302	0.008
台東縣	0.306	0.317	0.319	0.327	0.314	0.323	0.324	0.316	0.010
花蓮縣	0.31	0.317	0.32	0.322	0.306	0.318	0.316	0.303	-0.007
澎湖縣	0.305	0.308	0.318	0.327	0.317	0.309	0.309	0.309	0.004
基隆市	0.284	0.292	0.287	0.292	0.296	0.295	0.291	0.301	0.017
新竹市	0.31	0.315	0.304	0.317	0.314	0.309	0.346	0.318	0.008
嘉義市	0.303	0.305	0.302	0.299	0.305	0.302	0.31	0.309	0.006

資料來源：劉宇晴 (2006)

近年來世界各主要國家，包含美國、日本、新加坡及中國大陸等國家，都有程度不一的所得分配不均問題，尚無明顯改善的跡象，使得貧富差距看來日漸顯著，這情況也包含臺灣在內。而討論所得分配不均，常採用的客觀統計數據，即為吉尼係數，但因臺灣的吉尼係數官方統計資料多以全國性資料為主，在此謹參考劉宇晴 (2006)之論文「低收入戶生活扶助對台灣各縣市所得分配的影響」中所計算的各縣市吉尼係數，如表3-1所示。而

DOI:10.6814/NCCU201900666

依據表3-1，可以觀察到在1998年至2005年間，臺灣23個縣市中有19個縣市吉尼係數是增加的，另外，吉尼係數超過0.3的縣市由8個增加到17個，表示整體來說，貧富差距有變大的趨勢，而8年間吉尼係數惡化最大的縣市為苗栗縣，係數上升0.018，吉尼係數改善最多的為花蓮縣，係數下降0.007。除了整體吉尼係數的變化外，我們還可以觀察到，以臺灣的情況，地方的所得分配不均程度，通常以鄉村地區較都市地區嚴重。若以各縣市8年吉尼係數平均，結果發現這8年間以臺東縣的平均吉尼係數0.31825為最高、新竹市0.316625居次、澎湖縣0.31275第三，而桃園縣0.290375、臺北縣0.291125、臺中縣0.29175則為前三低，可以看出鄉村地區的貧富差距，相對於都市來說比較大。若以臺灣23縣市做各年度比較的話，吉尼係數最大是在2001年，該年的平均吉尼係數為0.306087，接著是2004年0.305522、2005年0.304348，其他年度吉尼係數則在0.297至0.303之間，由上述可知，吉尼係數數值較大的年份，位在本論文研究資料的中間與最後兩年，而吉尼係數較小的的年份相對位於研究資料的前半段，整體來說貧富差距應是變大的。

接著，我們把觀察的層級拉高至全國，並加大觀察的時間區間，以1976年至2017年間臺灣地區吉尼係數製圖，便會發現臺灣的吉尼係數整體確實也呈現上升的趨勢，亦即，臺灣地區的所得分配在過去30年左右，確實是往家戶所得分配不均的方向發展。

DOI:10.6814/NCCU201900666

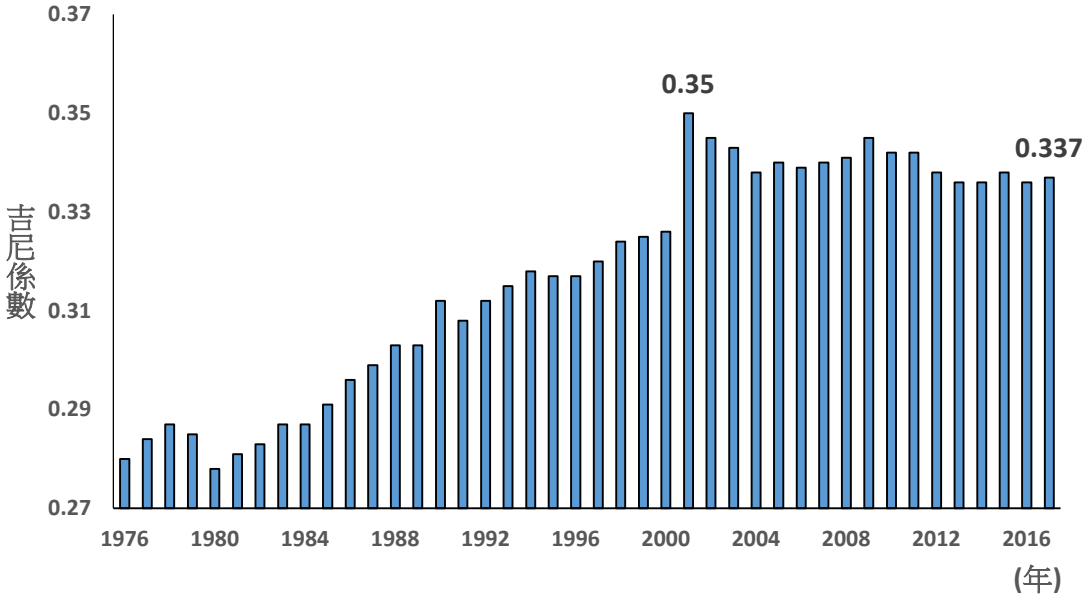

圖 3-1 家戶所得分配吉尼係數(1976-2017 年)

由圖3-1可觀察到，臺灣地區家戶所得分配自1976年以來就有漸漸惡化的趨勢，並自1988年起吉尼係數超過0.3，並持續惡化至2001年最高值0.35，其後數值趨穩定於0.337至0.345之間，2016的吉尼係數為0.337。若看全國統計資料，該吉尼係數會包含金門、馬祖等地區，但最高值位在2001年，還是與臺澎地區23縣市的吉尼係數結果相同。

若再以時間作為橫軸，比較全國的每戶所得的五等分位倍數自1981年到2017年的數字，亦會看到臺灣的五等分位倍數明顯成長。

DOI:10.6814/NCCU201900666

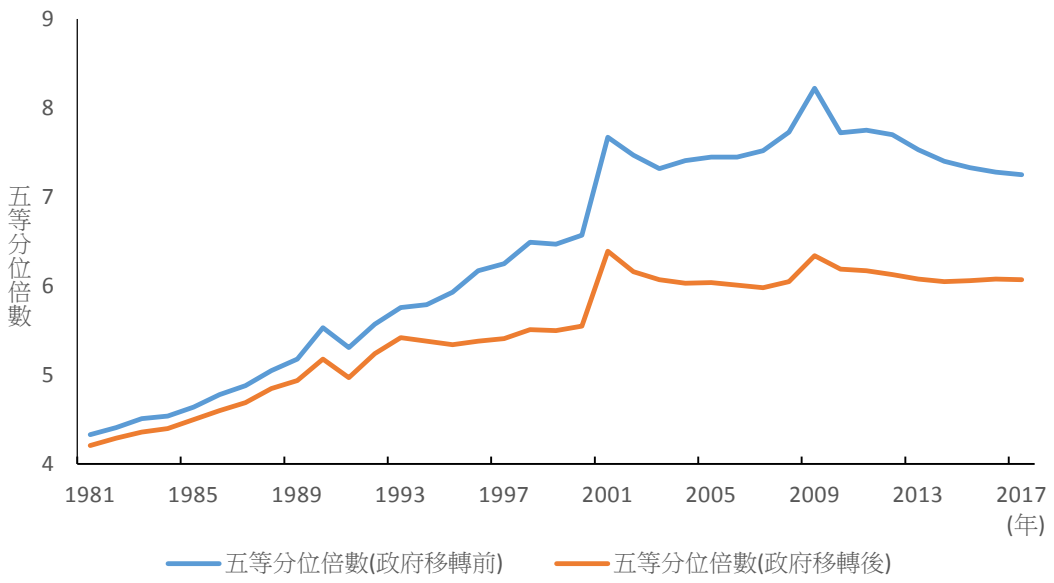

圖 3-2 家戶所得五等分位倍數比(1981-2017 年)

如圖 3-2 所示，臺灣家戶所得的五等分位倍數從 1981 年的 4.21 倍成長到 2017 年的 6.07 倍，若進一步考慮政府對所得收支移轉之前的數字，轉移前高所得組跟低所得組的所得差距倍數從 1981 年的 4.33 倍成長到 2017 年的 7.25 倍，提升到接近原先兩倍的數字，而且，可經政府移轉的部分，即兩條線的差距有所擴大，表示高收入族群的收入相較於低收入族群，其收入漲幅相當可觀，從數據及圖形上看，臺灣的家戶所得差距是越來越大的。

接著觀察監察院審計部資料中「融資需求-歲入歲出差短」數據，計算臺灣各地方政府的收支餘絀總和，以橫軸為時間，縱軸為收支餘絀製圖，可得圖3-3。

DOI:10.6814/NCCU201900666

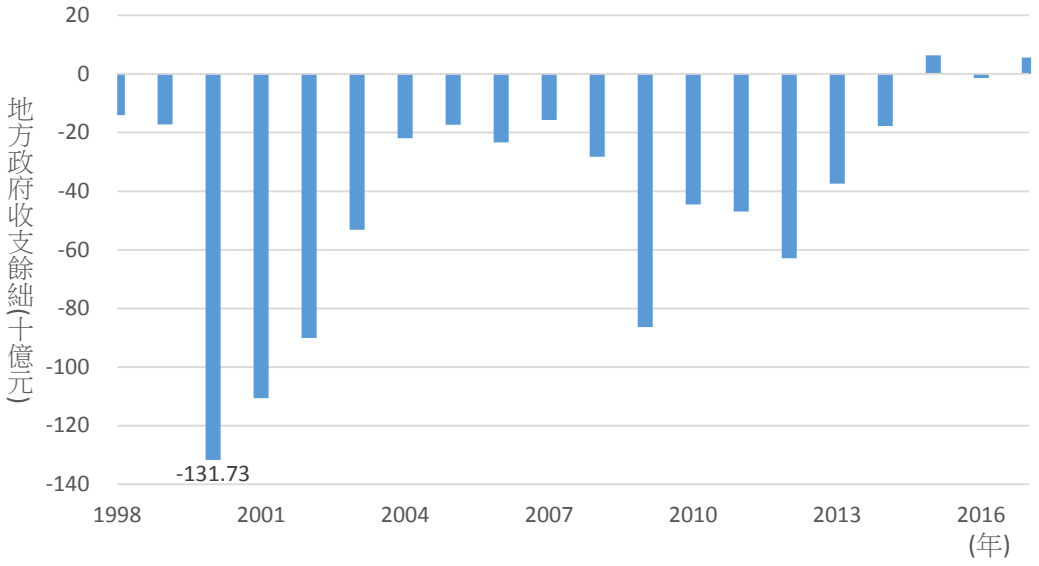

圖 3-3 臺灣各地方政府財政收支餘絀總和(1998-2017 年)

如圖3-3所示，可知自1998至2017年間，各地方政府的餘絀總和常年為負值，其中收支差距最大為2000年，因為1998年的精省政策與1999年的財政收支劃分法修改，該次財政收支劃分法修法將營業稅重新定義為國稅，再規定所得稅、貨物稅將由中央統籌分配給地方政府，此舉造成所有地方縣市稅收短少，種種因素使所有地方政府在2000年當中，赤字總計達1300多億元，而後續各年度的地方財政赤字問題雖沒有2000年嚴重，但幾乎每一年，地方政府整體都處在入不敷出的狀態。

國立政治大學 National Chengchi University

DOI:10.6814/NCCU201900666

表 3-2：1998~2005 年台灣各縣市政府財政赤字

縣市	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	改變
臺北市	-16.91	-5.04	21.78	17.17	15.78	12.82	-0.52	-9.10	7.80
高雄市	9.85	8.31	22.68	17.77	24.52	22.61	27.91	37.92	28.07
臺北縣	5.05	5.70	14.26	10.20	8.93	15.88	14.76	2.96	-2.08
宜蘭縣	13.11	14.56	22.87	21.80	25.96	23.60	31.03	28.74	15.63
桃園縣	7.58	7.52	12.85	13.63	15.46	12.29	8.95	10.64	3.06
新竹縣	14.65	14.61	22.08	27.56	25.38	28.21	28.24	26.89	12.23
苗栗縣	21.80	18.03	25.53	25.68	24.18	29.37	21.59	26.14	4.34
臺中縣	9.87	10.13	17.34	26.85	12.93	13.32	14.86	17.16	7.29
彰化縣	10.11	9.91	13.04	18.46	10.34	14.78	14.77	12.03	1.92
南投縣	18.59	15.76	41.54	72.14	28.10	29.87	31.33	26.61	8.02
雲林縣	11.54	14.37	17.66	15.34	21.34	23.38	26.14	22.47	10.93
嘉義縣	21.17	16.75	9.14	23.13	26.82	27.79	26.99	26.65	5.48
臺南縣	12.56	13.96	20.69	13.40	18.20	19.81	19.51	20.95	8.39
高雄縣	9.71	9.95	15.80	11.10	12.68	13.88	12.80	14.16	4.44
屏東縣	16.68	15.07	19.89	17.56	22.29	20.75	20.92	20.11	3.43
臺東縣	25.65	18.50	27.90	28.35	31.79	37.83	37.43	37.21	11.55
花蓮縣	19.52	17.74	19.67	23.72	23.11	34.89	32.58	30.64	11.11
澎湖縣	41.34	38.04	63.87	52.10	60.48	60.16	64.38	58.10	16.76
基隆市	8.32	11.16	27.30	27.98	27.82	25.94	26.63	30.47	22.15
新竹市	3.37	10.63	23.48	22.35	28.42	18.43	23.42	24.45	21.08
臺中市	3.04	5.20	16.83	10.94	7.59	9.91	8.96	9.84	6.81
嘉義市	10.31	11.56	19.18	18.58	20.15	13.71	15.85	14.94	4.63
臺南市	7.52	10.61	19.29	10.76	12.72	14.33	10.37	13.22	5.70

資料來源:中華民國統計資訊網縣市統計資料

而如果我們今天除了整體收支餘絀，也想觀察各縣市的赤字情形，可以先將各縣市赤字數字整理如表3-2。表3-2中各縣市赤字的計算，係以物價平減之後的自主性支出減掉自主性收入，再除以地區的人口數，單位為千元/每人，由上述計算方式整理各縣市赤字的情形，可避免產生觀察到大城市的赤字比較高但忽視人口數量大可以稀釋赤字的情況。然後由該表可以發現，在我們關注的1998到2005年之間，幾乎所有縣市的人均赤字都是成長的，以高雄市成長最多，只有台北縣略為減少，而且到了2005年只有台北市的赤字為負值，澎湖縣的赤字則為最高。若以年度區分，2001年23

DOI:10.6814/NCCU201900666

縣市平均財政赤字為22.89435千元/每人，為赤字最高的年度，而1998年各縣市平均財政赤字為12.36652千元/每人，是赤字最低的一年，再以縣市做區分，在1998年至2005年間，平均以澎湖縣的財政赤字為最高，為50.581千元/每人，在這段時間內又以臺北市的平均財政赤字為最低，為4.864千元/每人。

因為財政收支有短絀的關係，地方政府的總債務也因此節節攀升，依財政部地方財政資料庫的查詢結果，繪製地方政府一年以上非自償性債務餘額之決算數及債務比例於下表3-3。

表 3-3. 各級政府債務未償餘額(一年以上非自償性債務)

	中央政府	臺北市政府	高雄市政府	省政府	各縣市政府
1998	1,369,402	108,260	49,293	637,419	42,041
1999	1,312,852	109,959	57,374	768,940	61,749
2000	2,450,535	113,527	71,157	—	63,881
2001	2,759,386	124,164	76,360	—	78,857
2002	2,849,404	119,259	89,382	—	98,968
2003	3,124,741	136,970	94,427	—	147,323
2004	3,362,141	197,624	107,827	—	201,388
2005	3,549,617	189,948	121,047	—	231,608

資料來源：財政部財政統計資料庫　　單位：新台幣百萬元

由表3-3可以看出，臺灣所有地方政府的總債務餘額，如果把短期（即一年以下）平衡用的債務以及具有自償性的債務皆不納入考量，其「一年以上非自償性債務餘額」，在本論文所欲研究的1998年至2005年間不停攀升，以北高以外的各縣市政府而言，1998年總債務餘額為420.41億元，到2005年已經達2316.08億元，而北高兩市的債務餘額雖然沒有像其他縣市膨脹到5倍之高，但債務餘額也接近翻倍成長了。

綜上，由家庭收支資料的吉尼係數與五等分位倍數，可知全國確實有家戶所得分配不均越來越惡化的趨勢，趨勢十分明顯，該情形自1981年開始，於2001年所得分配不均程度達到最嚴重，且後續並無緩解。地方層級

DOI:10.6814/NCCU201900666

上，因為精省及財政收支劃分法修法，2000年至2001年左右地方政府的財政收支短絀達到最高峰，同一時間，地方縣市的吉尼係數的惡化程度也達到最高峰。而且在分析橫斷面資料之後，我們還可以發現，赤字數值大跟吉尼係數大等兩個特徵，很容易同時出現在某些縣市，例如澎湖縣，赤字數值小跟吉尼係數小也很容易同時出現，例如臺北市，但兩者之間是否有關連，後續本研究將針對現有可取得之資料，以較為精確的計量方法，深入探討臺灣各縣市家戶間所得分配不均的因素中，財政赤字所造成的影響方向，並期望能分析出影響原因。

國立政治大學
National Chengchi University

DOI:10.6814/NCCU201900666

第四章、研究設計

為了要研究地方政府財政赤字對家戶所得分配不均的影響，在本章中將針對本研究的研究設計進行說明。在本章的論述中主要分為兩節，第一節介紹本研究的實證模型，而在第二節將說明實證變數的資料來源、變數的定義以及將文獻上指出變數可能的影響方向列表統整。

第一節　實證模型說明

本研究所使用的資料型態為臺灣自六都升格改制前的23個縣市行政區[2]，自1998至2005年共計8年的追蹤資料（panel data），資料筆數共計184筆。由於追蹤資料結合了時間序列(time-series)與橫斷面資料(cross-section data)，所以在進行實證估計的時候，估計出來的結果不僅可以考量個別個體的特質因素，也可以考慮到時間特質因素，意即，在模型中的資料都會具有個別特質效果(individual-specific effect)與時間特質效果(time-specific effect)。追蹤資料模型是可以考慮個別特質效果與時間特質效果的模型，此模型及其衍生出的模型可以降低參數估計上的偏誤，還能避免時間序列資料或橫斷面資料常有的樣本數不足、自由度過小的問題。綜合以上優點，直接使用追蹤資料進行研究會比單獨使用時間序列資料或橫斷面資料更能獲得正確的估計結果。

由於所獲得的資料為追蹤資料，所以在實證模型的選擇上，主要考慮使用差分一般動差法（Difference Generalized Method of Moment，縮寫為DIFF-GMM）或系統一般動差法（System Generalized Method of Moment，縮寫為SYS-GMM）等2種動態追蹤資料計量方法，一般化動差法

[2]六都升格：即中華民國直轄市增加為臺北市、新北市、桃園市、臺中市、臺南市、高雄市，在《地方制度法》修訂後，賦予地方縣市政府經議會同意後有權申請升格，再由中央做最後定奪。臺灣原有臺北、高雄兩直轄市，於 2010 年新北、臺中、臺南分別獨立或合併升格為直轄市，2012 年桃園市再次申請改制，並審查通過，自 2014 年臺灣擁有 6 個直轄市，並稱六都。

DOI:10.6814/NCCU201900666

（Generalized Method of Moment，縮寫GMM）的優點是，在一般的情況下，使用動差法所得的估計量，就算不見得是最佳的，估計量也會具有一定的水準，至少會是具有不偏性（Unbiased）以及一致性（Consistency）的估計式（Hansen，1982），另外，系統一般動差法又相較於差分一般動差法是估計結果更有效率的方法。本節以下，將介紹前述的實證模型與檢定方法，以及本研究所要採用的模型變數設定。

一、實證模型介紹

如前所述，本研究使用的資料型態為臺灣的23個縣市行政區，自1998至2005年共計8年的追蹤資料（panel data），故可採用動態追蹤資料模型，或以動態追蹤資料模型為基礎衍生出的DIFF-GMM、SYS-GMM等方法，在此由古典模型開始介紹。

$$\mathrm{Y_i} = \alpha_0 + \beta \times \mathrm{X_i} + \varepsilon_\mathrm{i} \tag{4.1}$$

如(4.1)式，其中Y表示被解釋的變數（dependent variable）即應變數，X表示解釋變數（explanatory variable）即自變數，下標i代表第i個樣本個體，i=1,2,…, N。在解釋上，表示Y有α_0為截距項，β表示X對Y影響的係數，ε為一隨機誤差項（random error）。此模型用以估計最簡單的情況、單一解釋變數、沒有時間特質效果，純粹的看X對Y有什麼影響，該模型也被稱為古典模型。

如果我們欲討論的是追蹤資料（panel data）適用的模型，則我們可先進行單一解釋變數的雙因子固定效果模型迴歸式介紹。

$$\mathrm{Y_{i,t}} = \alpha_\mathrm{i} + \theta_\mathrm{t} + \beta \times \mathrm{X_{i,t}} + \varepsilon_\mathrm{i,t} \tag{4.2}$$

如(4.2)式，Y表示被解釋變數、X表示解釋變數，i代表第i個樣本，i=1,

DOI:10.6814/NCCU201900666

2,…, N；t代表第t期時間，t=1, 2,…,T。而$\varepsilon_{i,t}$為一隨機誤差項，其平均值$E(\varepsilon_{i,t})=0$，變異數$E(\varepsilon^2_{i,t})=\sigma^2_\varepsilon$。從該迴歸式的各變數下標就可以看出，雖然解釋變數還是只有一個X，但下標考慮時間t，表示此模型的樣本已經開始有考慮時間的差異，而截距項的α_i與θ_t，兩者皆係為未知、待估計的常數，α_i為個別特質效果（individual-specific effect），即可以解釋X對Y在不同個體之間所具有不隨時間（time-invariant）而改變的影響；而θ_t為時間特質效果（time-specific effect），即可以解釋不同時間之間所具有不隨個體（individual-invariant）而改變的影響。

接著介紹單因子固定效果模型迴歸式。

$$Y_{i,t} = \alpha_i + \beta \times X_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \tag{4.3}$$

如(4.3)式，可知所謂單因子固定效果模型，就是將雙因子固定效果模型中的θ_t排除，也就是實證模型中假設只存在個別特質效果，時間特質效果不存在，要判定雙因子固定效果模型與單因子固定效果模型何者較佳，可以藉由（4.2）式，設定虛無假設H_0：$\theta_1=\theta_2=\ldots=\theta_T$，而對立假設為$H_A$：其他情況。倘若匯入資料的$F$檢定的結果顯示是接受虛無假設，則表示$\theta$並不會因時間的不同而有差異，也就是說，使用單因子固定效果模型相對於雙因子固定效果模型是較為適合的。反之，只要檢定結果拒絕虛無假設，雙因子固定效果模型就比單因子固定效果模型更為合適。

在決定單因子或雙因子之後，接著要選擇隨機效果模型或是固定效果模型。在(4.2)當中α_i與θ_t都是不具有隨機性的，但倘若α或θ兩者或其中之一其實具有隨機性質，我們可將式子改寫為$\alpha_i=\alpha^*+u_i$，$\theta_t=\theta^*+\gamma_t$，其中$\alpha^*$與$\theta^*$為常數，$u_i$與$\gamma_t$為「隨機」誤差項。$u_i$是隨機變數，屬第$i$觀察個體所擁有，不隨時間而改變；$\gamma_t$同樣是隨機變數，屬第$t$觀察期間所擁有，不隨個體而改變。則

DOI:10.6814/NCCU201900666

此時改寫過後的實證模型就稱為隨機效果模型。其實，α與θ的確是有可能具有隨機性的，因為$X_{i,t}$是隨機抽出的抽樣樣本，而隨機抽出不同的樣本要去解釋Y變數，就可能會隨機產生個別特質效果或時間特質效果。

若以單一解釋變數的隨機效果模型為例，我們可將（4.3）式的單因子固定效果模型改寫為（4.4）式的隨機效果模型。

$$Y_{i,t} = \mu^* + \beta \times X_{i,t} + u_i + \gamma_t + \varepsilon_{i,t} \tag{4.4}$$

其中，$\mu^*=\alpha_0+\alpha^*+\theta^*$為一常數項，而誤差項從$\varepsilon_{i,t}$，變成了包含$u_i$、$\gamma_t$、$\varepsilon_{i,t}$等共三個誤差項，因為迴歸式誤差項變多，因此隨機效果模型又稱為誤差成分模型（error component model）。

一般而言，選擇使用固定效果模型或是隨機效果模型，會採用Hausman檢定（Hausman test）來進行判斷，以單因子的模型而言，此檢定方法是先設虛無假設H_0：$E(u_i, X_{i,t})=0$，對立假設H_A：$E(u_i, X_{i,t})\neq 0$。該檢定的主要目的是在檢定（4.4）迴歸式，該檢定結果倘若拒絕虛無假設H_0，應該採用固定效果模型，因為這種情況採用固定效果模型的估計結果將具有一致性與有效性。相反地，若無法拒絕虛無假設H_0，則應該改採用隨機效果模型。

在討論完單因子、雙因子、固定效果、隨機效果之後，接著介紹考慮「動態」的追蹤資料模型LSDV model（Least Square Dummy Variable (fixed-effect) model）。

$$\mathrm{Y}_{\mathrm{i,t}} = \eta Y_{i,t-1} + \alpha_{\mathrm{i}} + \theta_{\mathrm{t}} + \beta \times \mathrm{X}_{\mathrm{i,t}} + \varepsilon_{\mathrm{i,t}} \tag{4.5}$$

LSDV model即使用（4.5）式，假設只有一個解釋變數的情況下，令$Y_{i,t}$為被解釋變數，$X_{i,t}$為嚴格外生的解釋變數，$|\eta| < 1$，令i代表第i個樣本，i=1, 2,…, N；t代表第t期時間，t=1, 2,…,T，α_i為個別固定效果，θ_t為時間虛擬變

DOI:10.6814/NCCU201900666

數，$\varepsilon_{i,t}$為一干擾（隨機誤差）項。可以看出，這個模型又再增加考慮被解釋變數含有前一期自身影響的情形，賦予模型「動態」的意義，在解釋變數（應變數）有著遞延情形時尤為適用。

接著介紹DIFF-GMM，Arellano與Bond在1991年提出DIFF-GMM estimator，是考慮具有動態的追蹤資料模型，在Hansen （1982）以論文討論一般化動差法（Generalized Method of Moment，簡稱GMM）之後，動差法被該論文指出是一種適合動態資料的估計方法，通常情況，動差法的優點是其得出的估計量，會具有一定的水準，至少會是具有不偏性（Unbiased）與一致性（Consistency）的，但是動差估計量並不一定是具備充分性（Sufficiency）良好的統計量。現在我們使用如(4.5) 式的LSDV模型，對其移除個別固定效果、進行一階差分後可得：

$$y_{i,t} - y_{i,t-1} = \eta\left(y_{i,t-1} - y_{i,t-2}\right) + \left(x_{i,t} - x_{i,t-1}\right)'\beta + (\theta_t - \theta_{t-1}) + \left(\varepsilon_{i,t} - \varepsilon_{i,t-1}\right) \tag{4.6}$$

其中$\Delta y_{i,t-1} = \left(y_{i,t-1} - y_{i,t-2}\right)$與$\Delta\varepsilon_{i,t} = \left(\varepsilon_{i,t} - \varepsilon_{i,t-1}\right)$相關，然後，我們可使用遞延一期以上的$y_{i,t-2}$、$y_{i,t-3}$…等作為$\Delta y_{i,t-1}$的工具變數，而當解釋變數$x_{i,t}$具有內生性時，則可使用$x_{i,t-2}$、$x_{i,t-3}$…等作為$\Delta x_{i,t}$的工具變數，因此簡單來說，DIFF-GMM是將動態LSDV模型取一階差分之後，使用遞延的變數的水平值作為遞延應變數或內生解釋變數的工具變數來進行迴歸模型的估計，在選定的工具變數跟殘差項沒有相關，且一階差分方程式殘差項不具有二階序列自我相關的假設下，DIFF-GMM estimator將是一致估計式，可用來分析追蹤資料，且依據Arellano *et al.*（1991）的說法，這種估計式可以適用於觀察值數量大但觀察值的時間區間小的資料（large N, small T）。

DOI:10.6814/NCCU201900666

惟如同上述，DIFF-GMM estimator這種估計方式受選擇的工具變數影響很大，如果工具變數選擇不好，可能會導致估計的誤差，此外，估計也可能有過度認定（over-identify）的問題，因此Arellano & Bover（1995）以及Blundell & Bond（1998）提出system-GMM，即SYS-GMM，來嘗試修正DIFF-GMM estimator的缺點，加入了水平方程式的資訊，因此可以提高估計的效率，最後我們可將SYS-GMM的迴歸數學式重新寫成下式：

$$y_{i,t} = \alpha y_{i,t-1} + \beta' x_{i,t} + r' f_i + u_{i,t}$$

$$u_{i,t} = \eta_i + v_{i,t}$$

$$\mathrm{E}\left(v_{i,t} \middle| x_{i,0}, \ldots, x_{i,T}, f_i, \eta_i\right) = 0 \tag{4.7}$$

其中y為被解釋變數，x為解釋變數，f為固定效果，u為誤差，u包含個別效果的誤差η，令i代表第i個樣本，i=1, 2,…, N；t代表第t期時間，t=1, 2,…,T。因為SYS-GMM多考慮了水平方程式的資訊，比起DIFF-GMM提高了估計的效率，在工具變數跟殘差項無相關，且一階差分殘差項不具有二階序列自我相關的情況下，SYS-GMM也是一致估計式。另外依據Zhou *et al.*（2019）的研究，SYS-GMM因為可紓緩弱工具變數（weak instrumental variable problem）的問題，所以較DIFF-GMM而言更有效率，因此，當SYS-GMM跟DIFF-GMM結果不同時，本研究將循其論文結論以SYS-GMM的結果為主。

二、實證模型設定

本研究的被解釋變數為家戶所得分配不均程度，將以吉尼係數（*GINI*）代表，除了以財政赤字（*FD*）作為本研究的第一個解釋變數之外，另選擇資料期間內各縣市女性勞動參與率（*WLABOR*）、失業率（*UNEMP*）、人

DOI:10.6814/NCCU201900666

口老化（*PA*）、產業結構（第一級產業人均產值，*INDS*）、低教育人口比例（*EDU*）、家戶可支配所得（*INCM*）、家戶可支配所得平方項（*INCMSQ*）、家庭規模（*FS*）、平均每家戶就業人數等資料並預計選擇適當變數放入實證模型，其中，家戶人口數及平均每家戶就業人數代表家庭規模的變化，兩者高度相關須取其一，又因GMM模型屬於考慮「動態」的追蹤資料模型，另加考慮遞延一期的吉尼係數。故模型整體可表現為：

$$GINI_{i,t} = f\begin{pmatrix} GINI_{i,t-1}, FD_{i,t}, WLABOR_{i,t} UNEMP_{i,t}, PA_{i,t}, INDS_{i,t}, \\ EDU_{i,t}, INCM_{i,t}, INCMSQ_{i,t}, FS_{i,t} \end{pmatrix} \tag{4.8}$$

在(4.8)式中，i表示縣市行政區，$i = 1,2,3,\ldots,23$。t表示年度，$t = 1998,1999,\ldots,2005$。

因本資料為追蹤資料，其優點是比單純使用時間序列資料或是橫斷面資料（縣市）含有更多資料訊息，也因此增加了迴歸模型的自由度，並可以相對需要比較少的樣本數，而在追蹤資料使用的模型上，本研究優先選擇採用DIFF-GMM及SYS-GMM，若此兩者的結果不同，將會以SYS-GMM的估計結果為主，並預計會與傳統的固定效果模型等等的模型進行對比，並釐清其中的差異為何。

第二節　資料來源與變數設定

本研究所使用的被解釋變數資料為臺灣縣市行政區在六都改制升格前的23個縣市，自1998年至2005年的追蹤資料，資料來源為劉宇晴（2006）利用行政院主計處的家庭收支調查原始資料，根據Mookherjee 和Shorrocks（1982）的公式，所計算出臺灣各縣市1998年至2005年的吉尼係數。

DOI:10.6814/NCCU201900666

而解釋變數所使用的資料，其中女性勞動參與率來源為中華民國統計資訊網就業、失業統計資料查詢系統，失業率、老年人口比例、農林漁牧業產值、年齡15歲以上人口國中及以下教育程度之比例、平均每戶全年經常性收入、平均戶內人口數等資料則由縣市重要統計指標查詢系統蒐集。另外，從財政部財政統計資料庫查詢各級政府累積未償還債務餘額、查閱《106年家庭收支調查報告》，並從行政院主計處網站查詢以2016年（民國105年）為基期的消費者物價指數（CPI）分別用於現況分析參考以及用於平減與物價有關的變數，在此使用2016為基期，係因主計處網站數據一致以該年為基期，為方便本研究之數據計算，故直接沿用之。以下將對變數做逐一說明：

一、被解釋變數

本研究的被解釋變數為吉尼係數（Gini coefficient，*GINI*），用來表示家戶所得分配的情形，其定義為以X軸為家戶數累積、Y軸定義為財富累積做出的對應圖中，羅倫斯曲線（Lorenz curve）與收入分配絕對平等線所夾的面積，佔收入分配絕對平等線與收入分配絕對不平等線形成的直角三角形面積比例，吉尼係數越大表示家戶所得分配越不平均，吉尼係數為一個介於0至1的數值，並無單位。

二、解釋變數

依據前一節所言，本研究所設定的解釋變數共有9個，分別為財政赤字（*FD*）、女性勞動參與率（*WLAPOR*）、失業率（*UNEMP*）、人口老化（*PA*）、產業結構（第一級產業人均產值，*INDS*）、低教育人口比例（*EDU*）、家戶可支配所得（*INCM*）、家戶可支配所得平方（*INCMSQ*）、家庭規模（*FS*）。以下分別加以討論：

DOI:10.6814/NCCU201900666

（一）、財政赤字（*FD*）：本研究財政赤字定義為當年度該縣市「財政自主性支出」減「財政自主性收入」，物價平減後再除以縣市人口數，單位為千元/每人。財政自主性支出即「歲出」減去「債務之償還」、「補助及協助支出」，財政自主性收入即「歲入」減去「融資性收入」、「補助及協助收入」，因為本算式不僅僅只計算歲入歲出差距，扣除掉債務、中央政府補助的影響，故本方法可較準確衡量地方政府自身的赤字情況。依據You & Dutt (1996)的說法，地方財政赤字增加，赤字將會以債券利息或其他方式，將受薪階級所繳交的稅金轉移給富人；Heer & Scharrer (2016)則提出財政赤字擴張時勞動工資會上升，而不同種類的家戶對於這樣的變化會有不同的反應，You & Dutt (1996)跟Heer & Scharrer (2016)這兩種說法都指出赤字增加會使所得分配惡化；Anderson *et al.* (2017)使用迴歸分析發現，若政府支出的上升多使用於醫療、教育、社會福利等項目，家戶間所得分配會改善。所以本自變數預期的影響結果為正值或負值，若最後結果本自變數係數為正，表示財政赤字上升對吉尼係數有正向影響，反之，則為所得分配改善。

（二）、女性勞動參與率（*WLABOR*）：女性勞動參與率為女性勞動力占15 歲以上民間人口之比例，而勞動力定義則為資料標準週內年滿15 歲可以工作之民間人口，包括就業人口、失業人口，女性勞動參與率單位為百分比。劉鶯釧 (1992)發現家戶所得變異及丈夫所得變異，前者的不均性低於後者的不均性，顯示若妻子(婦女)參與到勞動就業市場，可能將促使家戶間的所得分配更加趨於平均。Karoly & Burtless (1995)發現美國1979年至1989年間增加的女性勞動力，主要係來自高所得家庭，造成該段時間內家戶所得不均度上升，因此可得知符合特定狀況時，女性參與勞動可能使家戶間

DOI:10.6814/NCCU201900666

所得分配不均度上升。所以，依據文獻，本自變數係數的預期結果正負皆有可能，數值若為正，表示女性勞動參與率上升對吉尼係數有正向影響，所得分配惡化，反之則否。

（三）、失業率（*UNEMP*)：失業率指該地區內指失業人口占勞動力之比例，單位為百分比。失業人口則指在資料標準週內年滿十五歲同時具有下列條件者：⑴無工作；⑵隨時可以工作；⑶正在尋找工作或已找工作在等待結果。此外，尚包括等待恢復工作者及找到職業而未開始工作亦無報酬者。在文獻檢閱中，莊文寬 (2006)、林金源 (1997)都有指出單身無業家戶的數量，會惡化整體家戶的所得分配。本自變數係數值預期結果為正向，若實證結果確為正值，表示失業率上升對吉尼係數有正向影響、所得分配惡化。

（四）、人口老化（*PA*）：本研究使用老年人口比例做為表示人口老化程度的變數，為該地區年齡65歲以上的人口占總人口比例，單位為百分比。本變數係由Peichl *et al.* (2012)、莊文寬 (2006)、林金源 (1997)等論文指出高齡化會對所得分配有所影響，另由Faruqee & Mühleisen (2003)蒐集日本老年人口比例等人口資料後分析指出，人口老化不只會對所得分配產生改變，也可能造成財政赤字的惡化。在本研究中本變數預期結果為正係數，結果若為正，表示高齡化對吉尼係數有正向影響，即所得分配不均程度惡化，反之則為改善，另外必須對本變數考慮內生性的問題。

（五）、產業結構（*INDS*）：本研究使用第一級產業產值除以地區人口數作為代表產業結構的變數，為該地區農林漁牧業總產值（不含各國外補給港、林區管理處、實驗林及其他機關資料）經物價平減後除以地區人口數，單位為千元/每人。依據Levernier *et al.*(1998)文

DOI:10.6814/NCCU201900666

獻說法，產業結構改變亦是所得分配不均的起因之一，若城市就業大量依賴第一級產業，可能增加該城市的所得不均程度。若研究結果本自變數係數值為正，表示第一級產業的產值上升對吉尼係數有正向影響、所得分配惡化，反之則為分配改善。

（六）、低教育人口比例（*EDU*）：本研究以地區教育程度國中或以下人口佔地區15歲以上人口的比例，呈現該地區教育程度，單位為百分比。依據莊文寬 (2006)文獻，人口具有低教育程度會對低所得家戶所得有不良的影響，進而擴大家戶所得分配不均。本自變數係數值預期為正值，表示相對低教育程度人口佔比提高，對吉尼係數有正向影響，即所得分配惡化，反之則為改善。

（七）、家戶可支配所得（*INCM*）、家戶可支配所得平方項（*INCMSQ*）：本研究以不同地區該年度平均每戶可支配所得，代表家戶所得收入，可支配所得係以總計家戶所得收入減去非消費支出，再除以戶數，本變數單位為萬元/每戶，且計算過程有考慮物價平減。在此參考Kuznets (1955) 顧志耐曲線（Kuznets Curve）說法，因該曲線本身為倒U型的曲線，並非一直線，使用本變數時還須考慮平方項。本自變數係數值有兩項，分別表示若該地區所得平均或所得平均的平方項上升，對吉尼係數有正向影響，即所得分配會惡化，反之則會改善，預期的結果則是兩項皆有可能為正值或負值。

（八）、家庭規模（*FS*）：為該地區平均每一戶之人口數，單位為人/戶。若一地區的單人、小家庭變多，則平均戶內人口數會下降，本研究以平均戶內人口數表示家庭規模的狀況。依據林金源 (1997)的說法，單一人口及無就業者的家庭，可能造成社會全體的所得不均度上升，預期縣市家庭規模（平均人數）上升可能對吉尼係數

DOI:10.6814/NCCU201900666

有負向的影響。若本自變數係數值為負，表示若平均戶內人口數上升，對吉尼係數有負向影響，即所得分配會改善，反之則為惡化。

關於以上所述各項實證模型變數的定義與所蒐集數據的基本統計量，彙整列於下表 4-1 中。

國立政治大學 National Chengchi University

DOI:10.6814/NCCU201900666

表 4-1：變數定義、基本統計量與預期影響

變數	符號	定義	平均數	標準差	極大值	極小值	預期影響
吉尼係數	*GINI*	基於羅倫斯曲線（Lorenz curve）所計算出表現所得分配的數值。越高表示所得分配越不平均，0<GINI<1。	0.3022	0.01007	0.346	0.284	
財政赤字	*FD*	財政自主性支出減自主性收入除以人口數(千元/人)	19.942	12.207	72.136	-16.907	?
女性勞動參與率	*WLABOR*	女性勞動力占 15 歲以上民間人口之比例(%)	45.727	3.679	55.200	32.800	?
失業率	*UNEMP*	失業人口占勞動力之比例(%)	3.985	1.046	5.500	1.200	+
人口老化	*PA*	65 歲以上的人口占總人口比例(%)	9.837	2.074	14.813	6.211	+
人均第一級產業產值	*INDS*	農林漁牧業總產值除以人口數(千元/人)	23.902	21.306	78.049	0.166	+
低教育人口比例	*EDU*	教育程度國中或以下人口佔 15 歲以上人口的比例(%)	44.321	10.886	64.480	17.670	+
家戶可支配所得	*INCM*	總計家戶所得收入減去非消費支出除以戶數(萬元/戶)	94.990	17.836	144.903	59.889	?
家戶可支配所得（平方項)	*INCMSQ*	家戶可支配所得平方項	9339.532	3692.550	20996.743	3586.682	?
家庭規模	*FS*	平均每戶內人口數(人/戶)	3.548	0.285	4.240	2.850	-

DOI:10.6814/NCCU201900666

第五章　估計結果分析

本章主要是將先前依文獻設定變數的模型，以適合的模型估計出結果，並進行結果分析與比較。而在估計實證模型結果之前，必須確保蒐集的各變數資料之間，不存在共線性（collinear）的關係，除此之外，需再進行單根檢定（unit root test），以確認各組蒐集到的資料是否定態（stationary）。是故，本章的第一節將先針對實證模型中所使用解釋變數是否具有共線性，利用統計軟體檢閱各組變數資料間的相關係數，倘若解釋變數之間相關性超過 0.8，即為具有高度相關性，為避免變數之間高度相關而讓共線性影響估計結果，必須將實證模型的中有高度相關的變數進行調整。單根檢定擬採 LLC 檢定（即 Levin, Lin and Chu test，簡稱為 LLC test），這是單根檢定中最常見的檢定，若有不通過 LLC 檢定的變數，要進行差分來調整。爾後，本章第二節再使用通過檢定與差分後的變數資料進行估計，再將估計結果加以解釋，以期瞭解地方財政赤字對所得分配，即對吉尼係數的影響。

第一節　相關係數及單根檢定

所謂共線性所指的是，成對、或多個解釋變數會以規律的方式一起變動，例如兩個變數之間呈現完全正比、或是兩個變數呈現相加後固定為某一個數字的情況，倘若有數個變數牽涉在內時，則可稱之為線性重合（multicollinearity）。在進行迴歸模型估計時，共線性或線性重合是需要注意的統計問題。倘若變數之間具有共線性或線性重合，會使估計式無法精確地估計所有的參數。即使變數之間只是近似線性重合，也會使估計式的變異數膨脹而容易產生偏誤，並降低估計結果的可靠性。儘管此時的迴歸係數估計值式可能仍具有不偏性，但其有效性將會降低。

在本研究中，檢視成對變數間是否具有共線性或線性重合的方法，係

DOI:10.6814/NCCU201900666

採用檢閱成對解釋變數間的樣本相關係數，若所有成對的解釋變數之間都不呈現高度相關，亦即相關係數低於0.8，則意味著成對的解釋變數中並不具有共線性的關係。茲將本研究之所有變數，含被解釋變數*GINI*以及9個解釋變數，共計10個變數，其相關係數列表於下表5-1。

表 5-1:成對解釋變數之相關係數

	GINI	*FD*	*WLPR*	*UNEMP*	*PA*	*INDS*	*EDU*	*INCM*	*INCMSQ*	*FS*
GINI	1									
FD	0.451	1								
WLPR	-0.161	-0.441	1							
UNEMP	0.214	0.152	0.186	1						
PA	0.537	0.624	-0.508	0.007	1					
INDS	0.383	0.388	-0.467	-0.112	0.725	1				
EDU	0.303	0.298	-0.364	-0.200	0.529	0.775	1			
INCM	-0.361	-0.458	0.531	-0.081	-0.541	-0.662	-0.726	1		
INCMSQ	-0.320	-0.433	0.511	-0.088	-0.480	-0.628	-0.714	0.993	1	
FS	-0.513	-0.370	0.297	-0.200	-0.436	-0.300	-0.051	0.419	0.366	1

由表5-1可知，成對解釋變數間的資料，除*INCM*與*INCMSQ*之間的相關係數為0.993之外，其他成對解釋變數相關係數都低於0.8，惟*INCMSQ*本為*INCM*的平方項，兩者之間有極高的相關係數尚符合預期，把兩者同時放入本研究之模型，則係依文獻敘述，所得對所得分配的影響並不是一定是線性的，而可能是曲線，兩者實為同一組資料，他們之間的相關係數並不是表示兩組變數資料之間有著相關，而其他各組的成對變數相關係數皆低於0.8，由此可判斷本次研究蒐集到的各變數資料皆沒有高度相關。而因此，我們可以判斷本研究所採用的解釋變數之間，並不具有共線性或是線性重合。接著，我們需瞭解變數之資料樣本是否符合定態。

我們要瞭解各變數資料是否定態，是因為若單組變數資料為非定態（non-stationary）的話，則該變數的資料可能呈現不穩定的狀態，也就是數列平均數可能隨著時間之變化而有改變，且資料的變異數可能不是一個有限值，這樣的資料有可能跑出虛假迴歸結果（spurious regression）或是

DOI:10.6814/NCCU201900666

產出可能被質疑的研究結論。所以，在處理涉及時間序列的資料分析之前，應該要事先確認所有的資料都是定態的，而本研究採用的追蹤資料，是包含時間序列跟橫斷面資訊的資料，涉及時間，故要採用單根檢定來確保資料定態，而所謂單根，是指一時間數列隨時間的經過，表示任何衝擊對此序列資料皆將造成持續影響，這可能會讓資料越來越發散，讓變異數不為一個有限的值。

本研究選擇使用Levin, Lin and Chu（2002）提出的LLC單根檢定方法，這是單根檢定中最常見的檢定方法，若有不通過LLC單根檢定的變數，可再進行差分來調整，但若進行差分調整，甚至二階、三階差分之後還不是定態資料，那這組變數的資料可能不應該使用，因為即便四階、五階差分之後該變數成為定態也難以解釋經濟義涵，要選擇其他經濟意義相同的統計資料來使用。

表 5-2: Levin-Lin-Chu (LLC) 單根檢定結果

Variable	Adjusted t-value	p-value.	
GINI	-6.20687	<0.001	***
FD	-13.3398	<0.001	***
WLPR	-6.14242	<0.001	***
UNEMP	-9.68627	<0.001	***
PA	-5.54291	<0.001	***
INDS	-10.0172	<0.001	***
EDU	-43.5647	<0.001	***
INCM	-37.7505	<0.001	***
INCMSQ	-31.9055	<0.001	***
FS	-2.96749	0.0015	**

Note: *, **, *** 分別表示在 10%、5%或 1% 的顯著結果下，包含截距或是包含時間趨勢與截距的 LLC *t* 統計值，可拒絕 LLC 單根檢定虛無假設。

由上表5-2可知，本研究所關注的各解釋變數，他們在LLC檢定t值所產生的p-value皆低於5%，本檢定結果是針對變數資料「包含截距」或是「包含時間趨勢與截距」等兩種態樣。表5-2結果表示，各解釋變數資料皆分別拒絕LLC單根檢定的虛無假設，即拒絕變數資料存在單根，由此可判斷本

DOI:10.6814/NCCU201900666

研究關心的所有的變數，蒐集到的資料都為定態資料。

第二節　估計結果分析

本研究的研究目的在於探究地方財政赤字對所得分配的影響，而所得分配在本論文以吉尼係數代表，為達此研究目的，本研究利用臺灣23個縣市行政區域在1998至2005年共184個樣本的追蹤資料進行迴歸分析，在本章第一節確認這些資料都屬於定態，且無共線性、線性重合之後，分別用這些資料代入固定效果模型、穩健式（robust）估測的固定效果模型、以及SYS-GMM估計式等3個模型，並從各模型的結果解釋地方財政赤字或其他變數，對所得分配（即吉尼係數）的影響。

一、模型估計結果

如前所述，本研究期望以DIFF-GMM以及SYS-GMM兩種估計方法，研究臺灣地區地方政府財政赤字對吉尼係數的影響，這是因為這兩種方法是適用追蹤資料模型的估計方法，且相較普通的追蹤資料模型，如固定效果模型或隨機效果模型等模型，這兩種方法因為由LSDV模型變化而來，它們更能夠分析「動態（dynamic）」的追蹤資料，即它們能考慮被解釋變數也被自身前一期影響的情況，而且因為此兩種方法可採用遞延的變數資料作為工具變數，若工具變數選擇正確的話也可以直接處理解釋變數的內生性問題，相當適合本研究，惟依據Zhou *et al.*（2019）的研究，SYS-GMM相較DIFF-GMM而言，是更有效率的方法，若SYS-GMM跟DIFF-GMM結果不同，選擇信任SYS-GMM的結果會是比較直接的做法，然而如此一來，兩者的差異就沒有比較與討論的意義了。

是故，本研究另外導入了兩種模型，即固定效果模型，以及將資料以VC矩陣進行穩健式（robust）估測的固定效果模型，將其結果與SYS-GMM

DOI:10.6814/NCCU201900666

的結果進行對比，以利觀察SYS-GMM這個方法在本研究上的適用情形，並討論三者估計結果的差異。所謂的穩健迴歸模型，是額外利用加權最小平方法（weighted least squares）的概念來對資料作處理，對於離群值給予較低的權重，以求降低離群值（outlier）的影響，讓型I錯誤不要太大，但這種加權的作法會讓估計結果的變異數及標準差變大，可能使解釋變數的係數估計結果由顯著變為不顯著，但如果結果仍然是相當顯著，這將可以使我們瞭解在更嚴格的標準下，變數還是真的有影響。一般來說，要將資料做穩健處理，需先將資料各點的殘差（資料觀察值跟資料平均值的距離）平方，並設定崩潰點（breakdown point），殘差的平方若大於崩潰點則予以較低權重，一般寫為數學式可表示如下：

$$\varepsilon_n(\hat{\beta}, z) = min\left(\frac{m}{n}; bias(m; \hat{\beta}, z) \to \infty\right) \tag{5.1}$$

式(5.1)中，$\hat{\beta}$為迴歸估計向量，Z為自變數與因變數組成的觀測值空間，偏差函數*bias*表示從Z空間中n個觀測值中挑選m個觀察值後，$\hat{\beta}$所發生變化的上界，設定其為崩潰點，而超過這個崩潰點的值則為離群值，對該值進行最小函數處理（minimum），再視超過這個邊界的值為不可靠的值，最後對整體觀察值進行加權處理。

在瞭解穩健處理之後，我們將變數資料以統計軟體代入三個模型後可得到下表5-3。

DOI:10.6814/NCCU201900666

表 1-3: 固定效果模型、穩健式固定效果模型、SYS-GMM 估計式結果

變數	固定效果模型		穩健式固定效果模型		SYS-GMM	
	係數	標準誤	係數	標準誤	係數	標準誤
$GINI_{t-1}$					0.201	0.103 *
FD	2.2×10^{-5}	6.5×10^{-5}	2.2×10^{-5}	5.5×10^{-5}	8.7×10^{-5}	4.2×10^{-5} **
WLPR	-1.2×10^{-4}	3.7×10^{-4}	-1.2×10^{-4}	5.1×10^{-4}	1.2×10^{-4}	1.4×10^{-4}
UNEMP	0.002	0.001***	0.002	4.6×10^{-4} ***	0.002	5.9×10^{-4} ***
PA	0.002	0.001	0.002	0.001	0.001	0.001
INDS	-2.9×10^{-4}	1.4×10^{-4}**	-2.9×10^{-4}	7.1×10^{-5} ***	-3.0×10^{-5}	5.9×10^{-5}
EDU	1.4×10^{-4}	3.0×10^{-4}	1.4×10^{-4}	3.5×10^{-4}	3.0×10^{-4}	1.4×10^{-4} **
INCM	-4.7×10^{-4}	4.7×10^{-4}	-4.7×10^{-4}	7.1×10^{-4}	5.0×10^{-4}	9.6×10^{-4}
INCMSQ	4.3×10^{-6}	2.4×10^{-6}*	4.3×10^{-6}	3.8×10^{-6}	-1.9×10^{-6}	4.3×10^{-6}
FS	-0.013	0.004***	-0.013	0.004 ***	-0.015	0.005 ***
觀察值	184		184		161	
組數(橫斷面)	23		23		23	
工具變數					110	
Hansen Test $\chi2$					10.82	
AB test for AR(2)					Z=-1.13	

Note: *, **, *** 分別表示 10%、5%及 1%顯著水準下可拒絕虛無假設。

DOI:10.6814/NCCU201900666

由表5-3可知，將所蒐集資料以固定效果模型估計時，結果是失業率（*UNEMP*）、產業結構（*INDS*）、家庭可支配所得平方項（*INCMSQ*）、家庭規模（*FS*）4個變數對吉尼係數（*GINI*）有顯著影響，但將資料數據進行穩健處理之後的固定效果模型，僅剩下失業率（*UNEMP*）、產業結構（*INDS*）、家庭規模（*FS*）有著顯著的影響，這是因資料穩健處理之後，各變數係數的估計標準誤變化所致，而且兩模型財政赤字（*FD*）的影響皆為不顯著。相對地，SYS-GMM的結果則是前一期的吉尼係數（$GINI_{t-1}$）、財政赤字（*FD*）、失業率（*UMEMP*）、低教育人口比例（*EDU*）以及家庭規模（*FS*）等變數，在10%以下的顯著水準之下，對吉尼係數（*GINI*）都有著顯著影響，由於前一期的吉尼係數（$GINI_{t-1}$）在SYS-GMM估計的結果屬於顯著，所以也可以說，不考慮動態的固定效果模型，其結果並非最值得信任的，我們在分析時應以SYS-GMM的結果為主。

以下將針對SYS-GMM的估計結果進行分析，並討論各項解釋變數對吉尼係數（*GINI*）的影響，以及是否符合文獻的說法。

二、解釋變數影響分析

（一）、財政赤字（*FD*）：地方政府財政赤字是本研究最關心的解釋變數，而迴歸結果地方政府財政赤字對吉尼係數的影響為正值，在5%的顯著水準下拒絕其值為零的虛無假設，這樣的結果顯示，財政赤字對於吉尼係數有正向的影響，另由於第二章文獻檢閱指出財政赤字跟所得分配可能互為影響，本研究已經利用SYS-GMM的工具變數來排除內生性問題。這結果也就是說，當地方政府的財政赤字愈大，確實會對應到吉尼係數上升，這表示所得分配更不平均。這樣的結果與第二章文獻檢閱中You & Dutt （1996）以及Heer & Scharrer （2016）理論模型的結論一致，且依據第三章現況分析，1998年至2005年臺灣各級政府債務未償餘額（一年以上非自償性

DOI:10.6814/NCCU201900666

債務）確實是逐步增加，尚稱符合You & Dutt （1996）的結論。

（二）、前一期吉尼係數（$GINI_{t-1}$）：前一期吉尼係數對於吉尼係數的影響係數估計值為正，且在10%的顯著水準下拒絕其值為零的虛無假設。這樣的結果顯示，前一期吉尼係數的大小對於當期吉尼係數有正向的影響。

（三）、失業率（*UMEMP*）：失業率對於吉尼係數的影響係數估計值為正，且在1%的顯著水準下拒絕其值為零的虛無假設。這樣的結果顯示，失業率越高的縣市，該縣市所得分配越不平均。這樣的結果與先前文獻檢閱的預期結果一致，而依據文獻，導致這樣結果的原因可能係因失業率越高的地方，其貧窮的家戶拉大所得差距所致。

（四）、低教育人口比例（*EDU*）：低教育人口比例對於吉尼係數的影響係數估計值為正，且在5%的顯著水準下拒絕其值為零的虛無假設。也就是說，低教育人口比例越高的縣市，該縣市所得分配會越不平均。這樣的結果與先前文獻檢閱的預期結果一致，導致這樣結果的原因係因低教育人口比例越高的地方，其貧窮的家戶可能愈多，所得差距將相對拉大。

（五）、家庭規模（*FS*）：本研究以每家戶平均人口數代表家庭規模，每家戶平均人口數越大的縣市，其家庭規模越接近大家庭，反之則為小家庭，估計結果家庭規模對於吉尼係數的影響係數估計值為負，並且在1%的顯著水準下拒絕其值為零的虛無假設。也就是說，家庭規模數字越大的縣市，該縣市每家戶人口數越多，而該縣市所得分配則越平均。這樣的結果與先前文獻檢閱的預期結果一致，導致這樣結果的原因，可能係因大家庭較多的縣市，單身獨居戶相對較少，進而較不會拉大家戶所得差距。

DOI:10.6814/NCCU201900666

而其他的解釋變數，像是女性勞動參與率（*WLPR*）、人口老化（*PA*）、產業結構（*INDS*）、家戶所得（*INCM*）、家戶所得平方項（*INCMSQ*）等變數對於各縣市的吉尼係數，在統計上沒有看出顯著的影響。

三、模型檢定結果

分析完表5-3的SYS-GMM估計結果的各變數後，我們可另外觀察SYS-GMM的估計結果下半部分的Hansen檢定（Hansen Test）與AB檢定（AB test for AR(2)），兩個檢定結果都為不顯著。Hansen檢定的結果不顯著，表示無法拒絕「工具變數與殘差項之間沒有相關」的虛無假設，也就是說，整體而言，本研究中模型所擇工具變數的外生性是尚可接受的。另外，AB檢定的結果也不顯著，顯示出在模型中的二階序列自我相關問題並沒有很嚴重。這兩個檢定結果可呼應SYS-GMM的模型假設，強化該模型的可信度。

國立政治大學 National Chengchi University

DOI:10.6814/NCCU201900666

第六章　結論與政策建議

第一節　研究結論

本研究主要在於探討地方政府的財政赤字對家戶所得分配的影響，本研究利用臺灣地區1998至2005年間計23個縣市行政區，共184筆的追蹤資料進行分析，本研究所欲瞭解的項目除了有地方政府財政赤字與地方吉尼係數的關係，也希望瞭解其他可能影響家戶所得分配的變數對地方吉尼係數的影響。本研究在研究方法的選擇上，主要使用由Arellano & Bover（1995）以及Blundell & Bond（1998），基於Arellano & Bond在1991年發展出的差分一般動差法（即DIFF-GMM），發展而成的系統一般動差法（即SYS-GMM）模型來進行估計分析，使用此實證模型進行估計的原因，是因為SYS-GMM估計式是一種適合動態追蹤資料的估計式，另外，相較於其他估計方法，SYS-GMM估計式可以適用於樣本時間區間較小（small T）的追蹤資料，而且，SYS-GMM估計式可以透過選擇正確的工具變數，讓統計軟體處理資料之間內生性問題，對於本研究所蒐集到的資料而言是頗優秀的實證模型，因此採用此實證模型進行資料估計。

另外，在進行實證結果估計之前，所需檢視的成對解釋變數相關係數及解釋變數的單根檢定，兩者結果顯示本研究的實證模型中，解釋變數之間並沒有共線性或是線性重合的問題，所蒐集到的各組資料也全為定態資料，本研究也以工具變數解決了變數間有可能產生內生性的影響，在實證估計結束後，經檢視Hansen檢定與AB檢定，結果都為不顯著，也就是說，本研究中模型所擇工具變數的外生性是尚可接受的，模型中的二階序列自我相關問題也並不嚴重。由上述相關檢定結果可以推斷，本研究的估計結果應有相當的準確性。除了使用SYS-GMM估計式進行結果估計之外，本研究也使用了固定效果模型、穩健式固定效果模型，並把其結果與SYS-

DOI:10.6814/NCCU201900666

GMM估計式的結果進行比較，並釐清他們之間的差異，而因為前一期的吉尼係數對吉尼係數的影響是顯著的，故判斷有考慮「動態」的SYS-GMM其結果較佳。以下整理本論文的主要研究結論，其後，將在本章第二節使用研究的結論提出相關政策建議，可提供有關單位作為政策參考。

本研究結論如下：首先，地方縣市政府的財政赤字確實會對該縣市的所得分配產生統計上有影響，其在5%的顯著水準下拒絕其值為零的虛無假設，影響結果為正向，因本研究所採用的所得分配資料為吉尼係數，正向結果表示財政赤字確實會使家戶所得分配更加惡化，這樣的結果與文獻檢閱後的預期結果尚無違背，符合複數文獻的結論。此外，失業率對吉尼係數的影響為正、低教育人口比例對吉尼係數的影響為正，而家庭規模對吉尼係數的影響則有負向影響，也就是說，較高的失業率與較高的低教育人口比例，以及較低的平均家戶人口數，也都會惡化所得分配，這與文獻檢閱的結果亦無二致。

而本研究中的其他的解釋變數，像是女性勞動參與（*WLPR*）、人口老化（*PA*）、產業結構（*INDS*）、可支配所得（*INCM*）與其平方項（*INCMSQ*）等變數，對於被解釋變數家戶所得分配，在統計上並沒有顯著的影響。

國立政治大學 National Chengchi University

DOI:10.6814/NCCU201900666

第二節　政策建議

所得分配的不均在世界各國及臺灣，都是現在、抑或是未來必須面對的問題，當社會資源過度集中於特定族群的時候，會拉大整體家戶所得差距，產生相對貧窮的階級，除了貧窮的階級可能產生生活品質的下降，相對富裕的階級手上擁有的資源越多，也更有方法鞏固自己身上的財富，而貧窮階級、中產階級的相對剝奪感與社會上相應而生的階級流動停滯，皆會造成許多的社會問題，除了可能會遇到治安惡化之外，醫療、教育等體系也會因貧窮階級的出現產生許多問題。即便是在高度發達國家，如美國以及法國等國，所得差距都難免會對社會造成衝擊，尚未進入已開發國家的臺灣更是應該極力避免。

地方政府會產生財政赤字的起因，經常是為了提供人民更多的公共財與公共服務，進而擴大財政支出，但又沒有正確衡量自身財政收入或找到辦法增加地方的稅收，而導致了赤字的結果。政府擴張財政赤字的目的應該是要透過提供公共財的行為，給予人民更好的生活，立意應屬良善，例如建造衛生所與公立醫院改善地區醫療條件、提供更多的社會福利補助幫助低收入戶等等，這些行為有可能會讓縣市所得分配改善，但由本研究的實證研究卻發現，擴張赤字的行為卻反而造成所得分配惡化，迴歸結果顯示，在地方政府的層級上，家戶間所得分配不均程度會受到地方財政赤字的影響，其影響是所得分配不均程度會惡化。

當地方政府不停擴張財政支出，導致地方財政入不敷出後，為了對應這些赤字，臺灣的地方政府往往不是採取加稅的方式，而常是以舉債的方式來因應，如此一來地方政府便會一直累積債務，在臺灣，地方縣市政府雖然不能像中央政府一樣發行政府公債、國庫券等等，但依據《公共債務法》，依然可以發行縣市公債、庫券或進行國內外借款，而這些政府債務的

DOI:10.6814/NCCU201900666

購買者多為國內外金融業者或高所得階級。不管是高所得者直接購買、或是高所得者購買了包含公共債務的衍生性金融商品，最終，地方政府都必須支付債務利息，把許多從中、低所得階級收來的稅金，以直接利息方式或是其他方式，轉交給高所得階級，這樣的過程有可能造成所得分配更加的不均。

除了財政赤字之外，從本研究的實證結果也發現，因為較高失業率、較高的低教育程度人口比例會顯著惡化吉尼係數、較高的家戶平均人口數會顯著改善吉尼係數，所以在其他條件不變的情況，政府若能在現有的資源多重視這些數據有關的政策，例如：幫助失業者就業的技能教育、針對青少年的升學輔導資源、針對少子化的對策（如各縣市生育補助、民政推動的聯誼活動），適當地提高行政的品質與執行效率，進而防止失業率惡化、降低低教育程度人民、並降低少子化的影響，應該也是可以預防未來家戶間貧富差距拉大的辦法。另外，因為本研究結果中，失業率以及家戶平均人口數二者對於貧富差距的影響，比起財政赤字還要更顯著，因此若能在施政前確實評估相關政策的有效性，合理產生財政赤字的情況，站在改善貧富差距的立場應該是可以接受的。

因此本研究所提出的政策建議是，從紓緩所得分配不均的角度，政府應該強化財政紀律，於增加財政支出之前審慎評估財政赤字帶來的影響，除了赤字擴張後的還債規劃之外，還要考慮債務利息造成所得再分配，避免因債務利息造成家戶所得差距拉大。若不得已一定要擴張財政赤字，應於謹慎評估財政支出的效益之後再行實施，經客觀評估該支出在地方產生的影響，瞭解政策實施後能否確實改善人民生活條件，合理的財政赤字擴張才是可以接受的，如此將可避免貧富差距的惡化。地方政府應該藉由政策的制定與執行，盡量營造一個機會平等、社會有流動環境，創造一個可持續發展的社會。畢竟審視一個社會的進步與否，往往不是看該社會最高

DOI:10.6814/NCCU201900666

所得階級的富裕程度，而是視其較低所得人民的生活條件而定。

國立政治大學
National Chengchi University

DOI:10.6814/NCCU201900666

參考文獻：

一、中文文獻

林金源（1997），「家庭結構變化對台灣所得分配及經濟福利分配的影響」，《人文及社會科學集刊》，9（4），頁 39-63。

林健次、蔡吉源（2003），「地方財政自我負責機制與財政收支劃分」，《公共行政學報》，頁 1-33。

姚名鴻（2009），「我國不同級政府間間財政關係與地方財政問題之研究」，《財稅研究》，41，頁 81-104。

姚名鴻（2011），「我國地方財政赤字之理論與實證分析」，《公共行政學報》，39，頁 37-70。

姚名鴻（2017），「地方支出與財政幻覺之實證分析」，《Soochow Journal of Political Science》，35（1）。

徐美、莊奕琦、陳晏羚（2015），「台灣家戶所得不均度來源分析初探」，《社會科學論叢》，9（1），頁 1-31。

高永光、高安邦、黃智聰（2002），「地方財政權問題研究」，《地方制度研究論文集》，頁 1-17，國家政策研究基金會。

莊文寬（2006），「我國經濟發展與所得分配的演變」，《行政院主計月刊》，608，頁 49-61。

劉宇晴（2006），「低收入戶生活扶助對台灣各縣市所得分配的影響」，國立政治大學財政研究所碩士論文。

黃智聰、劉宇晴（2005），「低收入戶生活扶助對台灣各縣市所得分配的影響」，2005 年財政學術研討會，國立政治大學公企中心，台北，台灣。

劉孟奇、盧敬植（2011），「所得分配不均與犯罪:台灣縣市動態追蹤資料分析」，《經濟論文叢刊》，39（2），頁 243-276。

劉鶯釧（1992），「家庭所得分配的勞動經濟分析—台灣雙薪家庭實證」，《勞動市場與勞資關係》，頁 163-188，中央研究院人文社會科學研究中心。

二、英文文獻

Anderson, E., Jalles D'Orey, M. A., Duvendack, M., & Esposito, L. (2017). Does

DOI:10.6814/NCCU201900666

Government Spending Affect Income Inequality? A Meta -Regression Anal
Journal of Economic Surveys, 31(4), 961-987.

Arellano, M. and O. Bover (1995), "Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error-Components Models." *Journal of Econometrics*, 68, 29-52.

Arellano, M. and S. Bond (1991). Some tests for specification for panel data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations. *The Review of Economic Studies, 58(2)*, 277-297.

Bird, R.M. and A.V. Tarasov (2004), "Closing the Gap: Fiscal Imbalances and Intergovernmental Transfers in Developed Federations." *Environment and Planning C: Government and Policy*, 22(1), 77-102.

Blundell, R. and S. Bond (1998), "Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models." *Journal of Econometrics*, 87(1), 115-143.

Buchanan, J. (1967), *Public Finance in Democratic Process: Fiscal Institutions and Individual Choice*. Chapel Hill: University of North Carolina Press.

Chiu, W. H. and P. Madden (1998). "Burglary and Income Inequality." *Journal of Public Economics*, 69(1), 123-141.

Donoho, David L., and Peter J. Huber. (1983). "The notion of breakdown point." *A festschrift for Erich L. Lehmann* 157184.

Dubey, Amaresh and Darshini Mahadevia (2001), "Poverty and Inequality in Indian Metropolises." *Indian Journal of Labour Economics* 44.2: 223-242.

Faruqee, Hamid and Martin Mühleisen (2003), "Population Aging in Japan: Demographic Shock and Fiscal Sustainability." *Japan and the World Economy*, 15(2), 185-210.

Hansen, L. P. (1982), "Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators." *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1029-1054.

Heer, Burkhard and Scharrer, Christian (2016) "The Burden of Unanticipated Government Spending." *CESifo Working Paper*, 5876.

Jong-Il, You and Amitava Krishna Dutt (1996), "Government Debt, Income Distribution and Growth.: *Cambridge Journal of Economics*, 20(3), 335-351.

Karoly, Lynn A. and Gary Burtless (1995), "Demographic Change, Rising Earnings Inequality, and the Distribution of Personal Well-being, 1959–1989." *Demography*, 32(3), 379-405.

DOI:10.6814/NCCU201900666

Kuznets, Simon. (1955) "Economic Growth and Income Inequality." *The American Economic Review*, 45(1), 1-28.

Larch, M. (2010), "Fiscal Performance and Income Inequality: Are Unequal Societies More Deficit-Prone? Some Cross-Country Evidence." MPRA Paper 23496, University Library of Munich, Germany.

Levernier, W., M.D. Partridge, and D. S. Rickman (1998), "Differences in Metropolitan and Nonmetropolitan US Family Income Inequality: A Cross-County Comparison." *Journal of Urban Economics*, 44(2), 272-290.

Lowi, Theodore J. (1969), *The End of Liberalism: Ideology, Policy, and the Crisis of Public Authority*. New York: W. W. Norton.

Niskanen, W. A. (1968), "The Peculiar Economics of Bureaucracy." *The American Economic Review*, 58(2), 293-305.

Peichl, A., N. Pestel, and H. Schneider (2012), "Does Size Matter? The Impact of Changes in Household Structure on Income Distribution in Germany." *Review of Income and Wealth*, 58(1), 118-141.

Schwabish, J. A. (2008), "The Effects of Earnings Inequality on State Social Spending in the United States." *Public Finance Review*, 36(5), 588-613.

Ullah, Z., S. Ali, F. Rabbi, and A. Ali (2014), "Linking the Composition of Government Spending and Poverty in Pakistan: An ARDL Approach." *Pakistan Business Review*, July 2014, 231-246.

Zhou, X. and T. Li (2019). "The Influence of the Elderly Population on Economic Growth in China." Paper accepted by *Singapore Economic Review*. Forthcoming.

DOI:10.6814/NCCU201900666