

國立政治大學社會科學學院
行政管理碩士學程第二十一屆碩士論文

地下經濟、經濟成長、所得分配與金融發展
的互動關係-台灣的實證分析

*The Interactions among Underground Economy, Economic Growth,
Income Distribution, and Financial Development-Empirical
Analysis of Taiwan*

指導教授：洪福聲 博士

研究生：陳彥君 撰

中華民國一一〇年七月

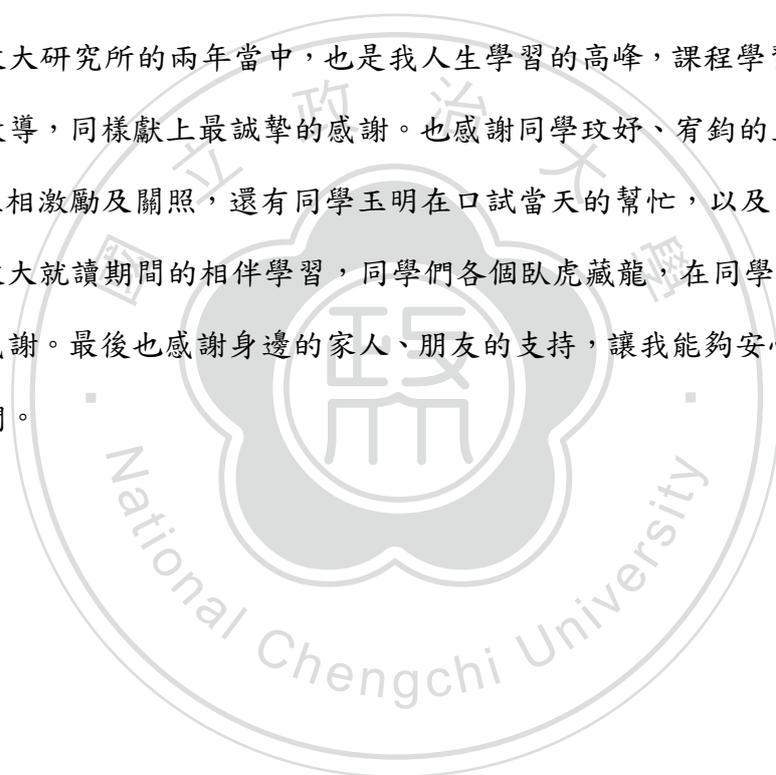


謝 誌

承蒙恩師洪福聲教授的指導與鼓勵，教導學生如何有效率的閱讀文獻，並給予論文的方向與指引，在遭遇困難時悉心的指正，讓我得以順利的完成論文，衷心的感謝指導教授。

感謝在論文口試時，朱美麗教授及馮立功教授在疫情期間，特別到學校幫我們進行口試，給予許多建議與提點，讓整篇論文得以趨於完善。

在就讀政大研究所的兩年當中，也是我人生學習的高峰，課程學習過程中也受到許多師長的教導，同樣獻上最誠摯的感謝。也感謝同學玟妤、宥鈞的互相幫忙，一起挑戰夜燈，互相激勵及關照，還有同學玉明在口試當天的幫忙，以及國峰、容安、華垣、書軒在政大就讀期間的相伴學習，同學們各個臥虎藏龍，在同學身上學到許多，心中有諸多感謝。最後也感謝身邊的家人、朋友的支持，讓我能夠安心的完成碩士論文，謝謝你們。



摘要

過去的文獻對於經濟成長、所得分配與金融發展三者的互動關係，有很多探討，也都發現三者存在密不可分的關係。此外，也有許多文獻發現地下經濟分別對於經濟成長、所得分配與金融發展有顯著的影響，但並未有文獻同時探討此四種變數之間的互動關係。由於地下經濟在不同區域以不同形式呈現及扮演著不同角色，且在台灣佔國內GDP比例高達二成以上，因此將地下經濟之變數納入考量，進而探討台灣地下經濟、經濟成長、所得分配與金融發展彼此之間可能的互動關係。

本文透過蒐集台灣1981年第一季至2019年第四季的資料加以分析，利用共整合VAR模型及VECM向量誤差修正模型之研究方法探究四個變數的互動關係。透過Johansen共整合實證結果，發現地下經濟、經濟成長、所得分配與金融發展四個變數具有一個共整合關係，顯示各模型變數間存在著長期均衡關係，共整合向量係數顯示各變數間均有正向之關係。在長期均衡關係中，本文發現所得分配對於經濟成長的影響程度最大；透過VECM短期Granger因果關係顯示，金融發展與經濟成長皆會單向的影響地下經濟、所得分配與地下經濟短期間互不影響、所得分配與經濟成長則互為因果關係。由以上實證結果發現，地下經濟在我國總體經濟發展中扮演著重要的角色，政府在做金融或是經濟決策時，應將地下經濟納入考量，才能真實的探討所得分配、經濟成長與金融發展的關係，制定出更加精準的決策。

關鍵字：經濟成長、地下經濟、所得分配、金融發展、共整合檢定

Abstract

In the past literature, there have been many discussions on the interaction among economic growth, income distribution and financial development, and they have also found that the three are inseparable. In addition, there are also many literatures that find that the underground economy has a significant impact on economic growth, income distribution, and financial development. However, there is no literature that discusses the interaction between these four variables at the same time. Since the underground economy presents in different forms and plays different roles in different regions, and accounts for more than 20% of domestic GDP in Taiwan. Therefore, the underground economy is taken into consideration to discuss the possible interactions among Taiwan's underground economy, economic growth, income distribution and finance development.

This article analyzes the data collected in Taiwan from the first quarter of 1981 to the fourth quarter of 2019, and uses the research method of the VAR and the VECM to explore the interaction of these four variables. Through Johansen's cointegration verification results, it is found that there is cointegration relationship among underground economy, economic growth, income distribution and financial development, which shows that there is a long-term equilibrium relationship among the model variables. The coefficient of cointegration vector shows that each variable has a positive relationship. In the long-term equilibrium relationship, this article finds that income distribution has the greatest impact on economic growth. The short-term Granger causality test of VECM shows that both financial development and economic growth will unilaterally affect the underground economy, income distribution and underground economy will not affect each other in a short period of time, income distribution and economic growth are mutually causal. From the above results, it is found that the underground economy plays an important role in the overall economic development of our country. The government should take the underground economy into

consideration when making financial or economic decisions, so as to truly discuss the relationship among income distribution, economic growth and financial development to make more precise decisions.

Keywords: Economic growth, Underground economy, Income distribution, Financial development, Cointegration verification



目次

第一章 緒論	1
第一節 研究背景與動機.....	1
第二節 研究架構與流程.....	3
第二章 文獻回顧	5
第一節 經濟成長與所得分配關聯.....	5
第二節 經濟成長與金融發展關聯.....	8
第三節 所得分配與金融發展關聯.....	10
第四節 地下經濟之定義與估算方法.....	12
第三章 研究方法與實證模型	16
第一節 分析方法與實證模型.....	16
第二節 資料來源與變數說明.....	22
第四章 實證結果與分析	28
第一節 實證變數基本統計量及相關係數分析.....	28
第二節 各變數之實證結果分析.....	31
第五章 研究結論與建議	41
參考文獻	43
附錄一	48
附錄二	49

表次

表 3-1 各變數定義及資料來源.....	22
表 3-2 五等分位家庭平均每年每戶之可支配所得.....	27
表 4-1 實證變數之基本統計量.....	28
表 4-2 各變數之相關係數矩陣.....	29
表 4-3 單根檢定結果.....	32
表 4-4 VAR 模型的落後期數及殘差項自我相關檢定.....	34
表 4-5 Johansen 共整合檢定結果.....	35
表 4-6 共整合向量係數值之顯著性檢定.....	36
表 4-7 共整合向量係數值之聯合檢定.....	37
表 4-8 長期因果關係檢定.....	38
表 4-9 變數間之短期互動關係.....	39
表 4-10 VECM 短期 Granger 因果關係檢定.....	40
表 5-1 VAR 模型的落後期數及殘差項自我相關檢定.....	49
表 5-2 Johansen 共整合檢定結果.....	49
表 5-3 共整合向量係數值之顯著性檢定.....	50
表 5-4 共整合向量係數值之聯合檢定.....	50
表 5-5 長期因果關係檢定.....	50
表 5-6 變數間之短期互動關係.....	51
表 5-7 VECM 短期 Granger 因果關係檢定.....	51

圖次

圖 1-1 研究架構圖	3
圖 1-2 研究流程圖	4
圖 3-1 台灣地下經濟規模佔 GDP 百分比 (1981-2019)	25
圖 3-2 GINI 與 RGDP 交叉趨勢圖	26
圖 4-1 實證變數的時間趨勢圖 (1981 年第一季至 2019 年第四季)	30
圖 4-2 歷年吉尼係數趨勢圖	30
圖 4-3 基本統計量—金融發展指標 (BANK) 與吉尼係數 (GINI)	48
圖 4-4 基本統計量—地下經濟 (SE) 與經濟成長 (RGDP)	48



第一章 緒論

第一節 研究背景與動機

西元 1492 年時，哥倫布橫渡大西洋至美洲，萌芽了整個世界經濟的發展，19 世紀中，蒸汽機的發明，邁向了工業革命的年代，造就了世界經濟的基礎，世界經濟不斷的進步與發展，各國相互制衡與競爭的過程中，改變了目前社會經濟的發展。近年隨著時間與背景的改變，全球的經濟結構環境在美中貿易的新冷戰時期及自 2019 年起 COVID-19 的疫情影響下，許多實體活動被迫終止，導致全球經濟及金融大受衝擊，被迫停業導致產業沒落以及薪資問題。疫情衝擊經濟面之下，許多人失去重要的經濟來源，整體大環境常因不同時間序列而受到各種因素的影響，進而改變了整體生活水平。當我們在探討一個國家的經濟發展是否成功，其經濟能力是否持續成長將被視為重要指標，世界各國研究經濟發展上，有許多重要因素需要考量，故本文透過蒐集台灣的資料，加以探討地下經濟、經濟成長、所得分配與金融發展的互動關係。

台灣自 1980 年代起，政府開放了貿易與金融自由化，除了放寬進出口的限制，對金融市場也實施匯率、利率與資本市場的鬆綁，為了全球化時代的來臨，實施國際化與自由化，逐步讓金融管制朝向市場機制的發展，但也因此自 1980 年代起，世界各國的所得不均程度逐漸擴大。經濟合作暨發展組織（OECD）就曾指出，所得不均急速擴大，是全球經濟面臨的最大問題。當一國收入不均時，不僅會擴大貧富差距，也將導致經濟無效率。由 Kuznets（1955）提出的倒 U 型假設，認為在經濟發展的過程中，開發中國家所得分配不均的現象，會先惡化再改善而逐步呈現均等，主要歸因為結構性本質的改變，不同的所得型態也反應了不同的經濟結構。

根據我國主計處在歷年的家庭收支調查結果，每人每戶所得分配觀察中，低所得及高所得階級逐年增加，但仍以中所得階層人數最多，目前台灣所得分配呈現右偏之型態，而非 M 型化社會。根據國際貨幣基金組織（IMF）在 2012 年針對 140 個國家

的研究結果發現，影響經濟成長的要素中，所得分配是一個關鍵的決定要素，若將所得分配不均的差距縮小（以基尼係數為代表），長期而言可以帶來公平與效率，並提高經濟成長的比率。

在過去的文獻中發現，對於經濟成長而言，金融發展及所得分配都是相當重要的變數。現存有許多文獻探討經濟成長與所得分配之間的關係分析，以及經濟成長與金融發展之間的關係分析。不論在實務上或是理論上，這些文獻都指出金融發展可以影響經濟成長與所得分配，並且這三種變數間彼此存在顯著的互動關係。然而多數文獻只關心地上經濟或是官方經濟的指標，卻忽略了地下經濟同樣可能會受到此三種變數的影響，特別是開發中的國家，Schneider and Enste（2002）研究發現，開發中國家的地下經濟規模遠大於已開發國家。

觀察台灣的社會現象，許多勞務形態往往都是透過現金的交易，如農作物之自產自銷、夜市攤販、餐飲小吃等等。由於收現金難以佐證業者的營收，對於政府來說，地下經濟難以估算。台大社科院長林惠玲與前財政部長何志欽就曾在 2014 年公布台灣第一份的地下經濟調查，報告顯示台灣的地下經濟規模在 2012 已高達 GDP 佔比的 28%，地下經濟的規模相當於 GDP 的四分之一，若以當時 GDP 近 15 兆元來計，台灣未計入 GDP 的地下經濟規模至少高達 3 至 4 兆元，很顯然在官方統計上，政府看到的卻無法課稅的經濟活動佔有相當大的比例。

因此地下經濟的存在也受到各國政府的重視，地下經濟不僅造成政府稅收減少，也會影響經濟體系的正常運作，許多文獻上也發現，地下經濟的增長與政府所制定的稅制有顯著的相關，如 Tanzi（1980）分析美國 1929 年到 1976 年的地下經濟發現，人們會為了逃避租稅而選擇將經濟活動轉至地下經濟，並認為地上經濟的經濟成長率可視為一國的繁榮指標，當人們的生活水平較高時，轉入地下經濟的比例會降低，因此經濟成長與地下經濟為負向的關係。

長期以來，台灣的稅率遠低於美國、日本、韓國等先進國家。財政部為了籌措財源，除了調整稅負比例，擴大稅基亦是增加稅務的首要關鍵，因此當我們在探討總體經濟議題時，如何掌握地下經濟也是政府在做決策時應考量之重要議題，故本研究在探討經濟成長、所得分配與金融發展之間的關係時，將地下經濟加入，並列為重要因素探討，研究四者之間的互動關係。

第二節 研究架構與流程

一、研究架構

本文共分為五個章節，第一章為緒論，說明整篇文章的研究背景與動機及研究架構與流程；第二章為文獻回顧，分別闡述地下經濟、經濟成長、所得分配與金融發展的理論以及過去文獻對於變數之關聯，並說明地下經濟的定義與估算方法；第三章為研究方法與實證模型，依研究流程(如圖 1-2)介紹本研究使用之相關統計計量模型，以及資料來源與變數說明；第四章為實證結果與分析，首先針對實證變數基本統計量及相關係數分析進行說明，其次為各項變數之實證分析結果；第五章為研究結論，並根據實證結果與研究發現作解釋並提供建議。



圖 1-1 研究架構圖

資料來源：本研究繪製

二、研究流程

本文採台灣 1981 第一季至 2019 第四季之樣本資料，考量總體經濟變數為非定態的時間序列，須先進行單根檢定確認變數是否為定態，再以 Johansen 共整合檢定流程分析，若具有共整合關係則進行 VECM 向量誤差修正模型，最後以 Granger 因果關係檢定進行分析，探討我國地下經濟、經濟成長、所得分配與金融發展四個變數之互動關係，並檢視變數間長期均衡關係與短期因果關係動態調整，其研究流程如圖 1-2。

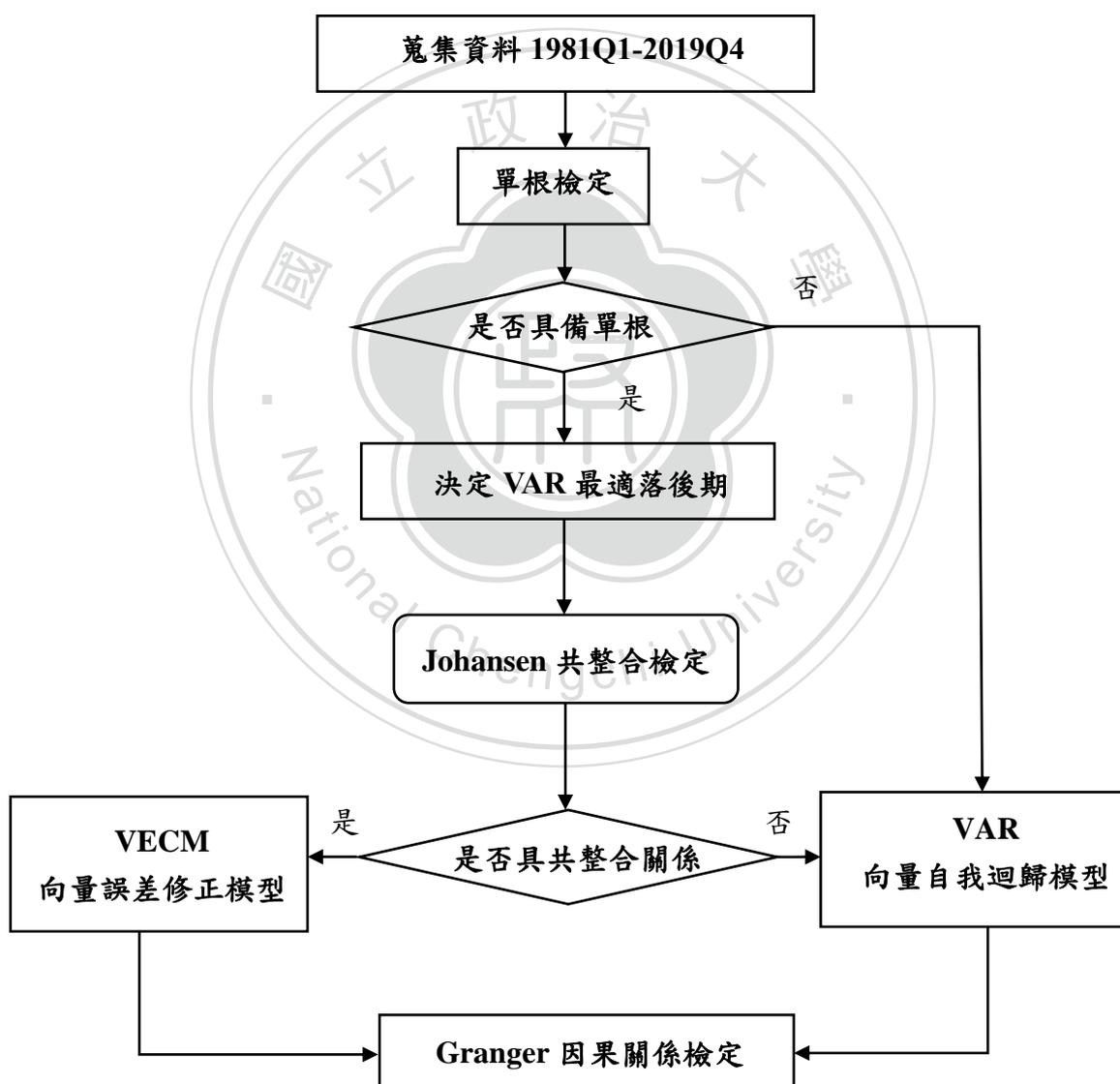


圖 1-2 研究流程圖

資料來源：本研究繪製

第二章 文獻回顧

本章節將分成四節進行文獻回顧，第一節至第三節將分述經濟成長、所得分配、與金融發展三個變數之間的關係理論及文獻回顧整理，最後第四節的部分將針對地下經濟之文獻及估計方法加以介紹。

第一節 經濟成長與所得分配關聯

在我國的經濟成長過程中，所得分配不均影響了整個經濟體系，儼然成為「富者恆富，貧者越貧」的現象。根據國際組織樂施會（Oxfam）在 2016 年調查發現，全球前 1% 擁有高資產的富人，其資產比例已遠遠超過其餘 99% 人口的資產加總。以台灣 2017 年家庭收支調查資料顯示，家庭可支配所得最富有的家戶前 1%，佔據全台灣所得的 11.29%，主計處透過 2017 年的數據分析，發現前 1% 富有的人中，薪資僅佔 51.54%，資本所得則高達 38.65%，通常富有者持有土地交易、不動產、股票等資本利得的比​​例最高。在歷經市場變化時，更會加速富有者財富快速增加，如全球金融海嘯或疫情期間皆明顯增加。由於產業結構不平均，考量獲利能力不同，企業所能給付的薪資水準也大不相同，導致所得分配更加不平均，專業技能與勞動力將面臨越來越大的薪資差異，受到高教育水準的族群所得越高，技能精進能力越強，在國際上更具相對優勢，許多因素都可能導致所得重分配，跨大所得差異。經濟合作暨發展組織（OECD）報導指出，在三十四個成員國中，各國的貧富差距已達到三十多年來最嚴重，該組織涵蓋了各地區最富有的 10% 人口，所獲取的收入是窮人的 9.5 倍之高，而在 1980 年代時，該比例為 7:1，如今倍數不斷攀升，OECD 也提出警告，貧富不均的不平等差距越大，就會越拖累整體的經濟成長。

經濟成長的主要因素在於公部門與私部門的資本比及內外的公債比，兩者之間成正比，公債比增加會導致資本比增加，影響整個經濟成長的正效果，如國外債比例過高將影響國內資本向外流出，對經濟成長非常不利（Tsintzos and Efthimiadis, 2011），

然而政府的支出區分為建設性及消費性支出。所謂建設性支出為國家之基礎建設方面，例如用於公共事務、交通建設與國防支出，以提升整體經濟成長；然而在消費性支出上，雖然不直接影響私部門，但卻有效影響私部門的效用函數（Barro，1990）。

根據主計處於 2013 年調查，在每個家庭中的所得分配大致上包含財產、薪資、租賃金及各項產業所得，隨著全球化的現象及經濟發展的進程，各國的所得差距甚大，以家庭所得衡量的差距也隨之增大，若景氣復甦及失業人口減少，將會降低家庭所得的衝擊。家庭收入的構成涵蓋各項來源，例如農作物種植、畜牧業、工資和非農業務。最值得注意的，工資佔家庭收入將近 33%，而牲畜和種植業是其他收入的主要來源。

有關於所得分配與經濟成長的影響，根據 Iradian（2005）歸納出以下三種假說：

一、古典假說（Classical Approach）：

古典假說主張所得分配不均可以促進經濟成長，當貧富差距擴大時，富有者的邊際儲蓄傾向高於貧窮者，當儲蓄率提高時，資本的累積會提升整體的經濟成長。

二、現代假說（Modern Approach）：

現代假說提出所得分配不均會因下列四種因素而降低經濟成長：

（一）高度競租行為（Rent-seeking），經濟個體為獲取超額利益，利用政府管制的經濟利益，採取非生產性的交易行為，如關說（lobbying）、遊說，此舉將導致嚴重的財富分配不均，對社會生產不具貢獻且無效率。

（二）社會經濟動盪，增加市場不確定性，使民眾的投資意願降低。

（三）貧富不均之貧窮者要求所得重分配，政府將課徵高額累進稅率。

（四）信用市場不確定性高，公司或是廠商將減低實體資本或是人力成本。

三、結合古典假說與現代假說：

經濟合作暨發展組織（OECD）曾於 1996 年發表以知識為核心的「新經濟」，強調「以知識創造經濟」，運用新的資訊科技與技術、員工創造力等，為產品創造附加價值，此種型態的新經濟將改變全球經濟發展的型態。因此 Galor（2000）認為，過去因信用市場受到限制，經濟成長的主力是靠實體資本，而現代因信用市場相對發達，經濟成長的主力為無形資產。

因此相形之下，古典假說較適合開發中國家，在所得分配不均之下，平均的儲蓄率會提升，可助於經濟成長與實體資本的累積；反之，現代假說較適合先進國家，因所得分配不均減緩經濟成長的負面效果大於資本累積的正面效果。

Alesina and Rodrik（1994）分析 1960 年至 1985 年共七十個國家，發現所得不均會降低經濟成長，當貧富不均惡化，政府因應貧窮者要求所得重分配，而對富有者課徵高額的累進稅額，導致富有者減少可支配所得，連帶投資意願及儲蓄率降低，進而造成經濟成長減緩。Asian Development Bank 在 2012 年研究 27 個亞洲國家自 1990 年至 2010 年的 GDP，發現平均每年的 GDP 成長率與基尼係數之變動呈現正相關，顯示在經濟成長迅速的國家，所得不均度也會跟著擴大。

Risso et al.（2013）利用共整合檢定方法，研究墨西哥於 1968 年至 2010 年間，透過人均 GDP 與基尼係數研究經濟成長與所得分配之長期關係，發現兩者之間存在負向的關係，並透過 Granger 因果關係分析，發現經濟成長與所得分配非直接關係。

根據過去文獻發現，經濟成長與所得分配之文獻無一致性的結論，因模型設定不同及取樣時間、地區差異而導致研究結果有所不同，若採用傳統單一方程式檢測兩者關係可能不足以解釋兩者的互動關係，因此本文分別採用共整合檢定流程及 Granger 因果關係檢定，分析變數間長期與短期之互動關係。

第二節 經濟成長與金融發展關聯

政治經濟學家熊彼得（Joseph Alois Schumpeter）在 1911 年就曾明確的指出，一國的金融部門發展，對該國的經濟成長及所得具有正面的效益。

經濟成長是各國競爭力的重要指標，也象徵了國力的強弱，更代表了人民所得與生活品質，而金融自由化及國際化也是國家競爭的重要因素，亦是促進經濟成長的要素之一，因此經濟成長與金融發展彼此的關係常被列為各國經濟學家探討的重點。在金融體系中，包含了金融中介及金融市場，而金融發展理論主要研究金融發展與經濟成長之關係，Patrick（1966）曾提出「經濟發展階段假說」，主要探討經濟成長與金融發展的因果關係，其主張早期透過金融發展累積資本，進而促進經濟成長的階段，屬於供給領導關係（supply-leading），當經濟體系發展到某一個層次後，供給領導的現象被需求追隨（demand-following）取代，其理論表示當經濟成長到一定程度後，將增加對金融服務的需求，顯示經濟成長與金融發展之間存在雙向的因果關係。

在實證研究中，Goldsmith（1969）將三十五個國家之金融發展與經濟成長，使用 1860 年至 1963 年橫剖面資料進行迴歸分析研究，透過金融中介的資產價值與 GDP 比例衡量金融體系與經濟發展關係，從中發現經濟成長與金融發展呈現平行的發展關係；當某國家經濟快速發展時，金融機構也會更加快速的發展，因此他進而提出金融中介發展與經濟成長具有密切的關係。

Goldsmith（1969）指出金融發展就是金融結構的變化，根據他對世界各個先進國家金融發展的研究經驗發現，各國金融發展的結構都逐漸從簡單邁向複雜化。而在經濟成長與金融發展之間，透過不同理論解釋，各學者有著不同的觀點。

文獻中觀察到許多支持金融發展促進經濟成長的理論，Diamond and Dybvig (1983) 和 King and Levine (1993) 都曾指出，健全的金融中介可以減少資訊不對稱與交易成本，若有效的利用資源分配，有利於加速經濟成長與資本的累積；但金融發展對經濟成長也可能產生負面關係，Pagano (1993) 在研究中發現，若金融體系利用投資風險的分散或是儲蓄率降低，對於經濟成長十分不利。

另發現經濟成長與金融發展受到通膨的影響，De Gregorio and Guidotti (1995) 研究拉丁美洲國家在通膨率高的七十至八十年代，金融發展會顯著降低經濟成長。顯示在不同的時空背景，經濟環境也會有所變化，同時他也指出若國家在發展金融自由化的時候，沒有受到主管機關的監督或是管制，對經濟成長會形成負面的影響。

李建強 (2006) 透過門檻迴歸模型實證發現，當通膨率少於 7.25% 或 6.68% 時，持續金融發展對經濟成長有正面的效果；反之，當通膨率高於此數值時，金融發展對經濟成長影響並不顯著，顯示處於低通膨率的狀態時，金融發展的運作對經濟成長的效用大於高通膨率時。過去在 1973 年石油危機時，通貨膨脹率曾高達 55.1%，同時若金融發展過於快速，將導致金融體系失靈、資源浪費，欲降低金融發展對於經濟成長的不利，必須透過各種約束或是雙方貸款來調節金融過度發展，然而也必須有強而有力的監督體系及監管，以提升整體金融發展體系的健全，達到國家經濟成長快速的方針 (陳于婷, 2020)。

但經濟學家 Lucas (1988) 也提出不同觀點，他認為經濟學家過於強調金融體制在經濟成長中的重要性，並認為經濟成長取決於技術性的進步。Stern (1989) 更直指在探討經濟成長重要因素時，不應考量金融體系，應將其排除在外。

綜觀上述文獻發現，經濟成長與金融發展的文獻中未獲得一致性的結論，很可能因兩者間存在非線性關係，Shen and Lee (2006) 透過門檻迴歸研究四十八個國家，將金融發展變數考量股市與銀行，當中發現股市發展會正向影響經濟成長，而銀行發展與經濟成長則呈負向關係，因此發現經濟成長與金融發展之間可能存在非線性關係。

李建強、洪福聲、黃柏農（2005）以台灣地區為例，透過門檻迴歸模型研究，實證發現金融發展有利經濟成長的理論僅在金融發展程度較低的地區成立，當股市發展程度較高時，銀行發展對經濟成長影響不顯著，顯示當股市發展到一定的水準值後，股市與銀行將呈現排擠效果。

沈中華、林昌平（2009）等則延伸 Shen and Lee（2006）的假設，建立新的動態追蹤資料門檻模型，發現在銀行發展較低的地區，若將焦點放在銀行體系發展，則有利於經濟成長，而焦點放在股市則有負面影響；反之，若在銀行發展較高的地區，強調銀行體系發展將不利於經濟成長，反而是發展股市有利於經濟成長，因股市可提升國際資本流動力，因此可以發現地區的條件因素不同也會導致金融發展與經濟成長的關係產生不同結果。

第三節 所得分配與金融發展關聯

我國在 1980 年代以前，金融體系尚處於政府嚴格管制與保護的狀態，1980 年代以後，外匯存底不斷增加，在出口貿易對外產生巨額順差及國際金融市場的高度競爭之下，我國政府改採金融自由化，以推動經濟成長（許振明，2004）。然而在金融發展的過程中，所得分配也逐漸受到金融發展的影響，2008 年起，受到國際金融風暴的影響，五等分位的所得差距達到 6.34 倍。

金融包容性有助於減少收入不平等，因此政府在實施政策時，需考量如何加深金融包容性，以減少不平等現象。Ibrahim（2020）研究結果說明，在財政上包括家庭的邊際收益、支出和人均收入方面有所增加，必須做更深入的研究來衡量每次競爭的邊際收益假設，以改善目前家庭收入對於金融發展的影響。

Rajan and Zingales（2003）認為法律制度會受到政治因素影響，在金融發展上，特定群體或富有者可能透過關係，獲得利益輸送管道或資訊，進而獲取利益，使所得不均程度更加的擴大。Gimet and Lagoarde-Segot（2011）曾建構一個銀行與資本市場

的相關指標，透過向量自我迴歸模型進行分析 49 個國家在 1994 年至 2002 年間，影響所得分配不均之因素，從中發現金融發展會正向的影響所得不均程度，而銀行的影響力大於資本市場，其中原因可能與金融制度有關，如實施金融自由化，加深了所得不均程度。

Thomas Piketty (2014) 在「二十一世紀資本論」曾提到假設政府放任市場自由操作，將導致在未來的 30、40 年後社會上的資本會有高達九成的資金都集中在 10% 的富有者身上，社會上多數的富有者都不是透過勞力賺錢，而是靠著資本利得獲取收入，他認為最終可能因財富與所得分配過於不均而導致社會產生動亂。

在實證理論文獻上，Greenwood and Jovanovic (1990) 透過建立模型發現所得不均與金融發展之間存在非線性關係，並呈現倒 U 型的關係，他認為經濟成長的發展程度將影響所得不均度，而金融發展可以幫助貧窮者改善資本分配，進而促進經濟成長。Li, Squire and Zou (1998) 透過 1947 年至 1994 年蒐集的 49 個已開發及開發中國家，使用工具變數的方法，分別對所得最高百分之二十與最低百分之二十分群，並將貨幣供給量 M2 設定為金融發展指標，研究金融發展對所得分配的影響，結果發現提升金融發展程度，有助於兩者增加可支配所得，且對於貧窮者增加的可支配所得幅度較大。雖然貧窮者相較高所得者，其因所得條件相對弱勢，所需付出的融資成本較高，然而隨著金融發展成熟，金融機構放寬低所得者的借貸條件限制，仍有利於低所得者減緩貧窮，增加投資選擇，進而改善所得不均。

根據過去文獻探討所得分配與金融發展的關係，亦發現無一致性結果，Claessens and Perotti (2007) 歸納出不同的理論觀點差異，主因是「線性假說」學派的學者，主張因金融發展會放寬銀行借貸的限制，貧窮者透過貸款改善財務狀況，進而降低所得不均程度；但在「非線性假說」派則認為貧窮者收入不穩定，收入來源可能來自非正規管道，導致還款能力不穩定，對於金融機構而言，借貸給貧窮者可能產生逾放風險，而借貸給富有者，資金可能因此投入金融市場增加資本利得，正規的金融部門反而受

惠於富有者，進而擴大所得不均程度。

第四節 地下經濟之定義與估算方法

當我們在探討經濟成長時，一般文獻都關注在經濟成長的官方數據上，卻忽略了地下經濟佔據我國 GDP 比例高達兩成以上。自 1960 年代，地下經濟的議題，在美國與西方經濟體皆被視為一個重要的經濟因素與社會問題，直至 1980 年，地下經濟已成為全世界經濟學家討論的問題。

一、地下經濟的定義

對於地下經濟，國內外學者都有不同的解釋，在經濟的理論中，並無「地上」、「地下」之分，但實際上地下經濟的發展已受到各國政府的長期關注，地下經濟又稱「影子」、「隱藏」、「黑市」、「非正規經濟」等等名詞，由於有多種名詞與變化，使得制定通用定義變得困難。因此在學術研究中，「地下經濟」一詞被認為是最全面的定義，因為它包括非法性之經濟行為。地下經濟包含了合法與非法的經濟行為，學者更明確的將地下經濟定義為所有應該計入卻未被計入 GDP 的部分，及所有逃避稅收的商業行為。

根據經濟學教授 Feige (1979) 的說法，地下經濟大概可以分為以下四個方向：法律所禁止的「非法」經濟行為，如走私、色情行業、販賣毒品等；為逃避法律規範而隱匿或是未如實報稅的經濟行為，如低報所得、逃稅等；未透過市場交易，無法記錄的經濟行為，如洗車、家庭代工等；非正式部門的經濟活動，如經營地下工廠、小吃攤販等。許多勞務收入不計入稅收，主要原因可能是逃稅、或者是現金交易為主的行業，地下經濟活動有許多樣態皆為官方所忽視的。

地下經濟在世界各國的規模，受到當地的經濟特性及區域文化有關，當地的稅制及交易習慣亦會影響。以台灣為例，因較少嚴重的毒品販賣、走私槍械等巨大的非法

經濟行為，以合法的地下經濟佔大多數，但因受制於現行稅制，以致讓某些行業未如實的納稅。

二、地下經濟相關文獻

以美食天堂著稱的台灣以攤販佔多數，依據主計處所公告，我國國民所得統計，主要將參照公務登記或各機關調查進行估算，對於違法或是逃避稅負的地下經濟，將視情形適度納入 GDP，我國在 2018 年針對攤販經營概況調查，從業人數 48 萬人，攤販家數 31 萬家，攤販經營收入在 2018 年達 5,395 億元，其中涵蓋部分未辦理營業登記的商業活動；營造業耗用水泥量值，可反推砂石供給並掌握非法盜採的砂石規模。而在毒品以及色情行業，各主要國家皆未計入。

國內外文獻中，探討經濟成長與金融發展彼此關係的文獻相當多，但文獻中多關注在官方經濟成長的影響，忽略了地下經濟在總體經濟中，也是不可忽視的重要角色。目前鮮少有以地下經濟的角度探討對金融市場的影響，但從現存的文獻中已有明確指出地下經濟和經濟成長、金融發展之間有緊密的關係，且人們從事地下經濟活動，通常也與逃稅有著密不可分的關係。如：Blackburn (2012) 建構了具有金融中介與逃漏稅的模型研究金融發展與地下經濟的關係，發現在金融發展程度越低的地區，地下經濟的規模就越大。

Bose (2012)、Capasso and Jappelli (2013) 則發現提高金融機構的發展，將顯著的使地下經濟規模降低。Hung (2015) 透過建立一個有金融雙元性的經濟模型，從中發現地上金融體制，受到政府管制的影響，其投資效率及仲介資本比地下金融差，另發現若在金融發展程度較低的國家，應採取較寬鬆的逃漏稅制度，若將資本投入在效率較高的地下金融，可提升經濟成長。由此可知，地下經濟會在金融發展程度較低的地區規模越大；相反的，當金融發展程度越高的地區，亦會壓縮到地下經濟的規模。

Din (2016) 透過分析馬來西亞 1971 年至 2013 的資料，探討個人稅（直接稅）率與地下經濟有正向的關係，但在銷售稅（間接稅）率時則呈現負向的關係，因此發現經濟與金融發展的非線性關係。Loayza (1996) 以十四個拉丁美洲地區為樣本，透過實證發現地下經濟與人均 GDP 呈現負向的關係，而地下經濟之所以使經濟成長減緩，主因是地下經濟的規模擴大，將會使政府稅收減少，降低政府支出，尤其會使的基礎建設減少。國際貨幣組織（IMF）前首席經濟學家 Simon Johnson 曾提出，正是因為地下經濟的存在，那些極度貧窮的國家，他們才能過的沒有人們預計中的糟糕，例如印度就有高達 83% 的勞動者從事地下經濟的工作，在撒哈拉南非地區則為 72%，顯然這些開發中國家的勞動者還有可能持續增加。經濟學家則指出，因為雇用全職員工所需要的成本比臨時工高許多，一般企業為了實現利潤極大化之下，除非印度的企業資金充足，否則就會因考量交易成本而選擇地下經濟。

而透過不同的估計方式與資料取樣期間差異，其估算結果也會有所不同，根據文獻發現台灣地下經濟規模平均落在 20% 至 30% 間。林朕陞、洪福聲 (2019) 透過 CDR 法估算台灣 1987 年第三季至 2016 年第四季之季資料，台灣地下經濟規模平均值約在 28%，數值範圍為 20.9% 至 46.3%。傅敬堯、林雪瑜、楊淑琄 (2018) 則是透過 DSGE 模型估算台灣 2001 年第一季至 2015 年第四季之季資料，發現台灣的地下經濟規模平均值落在 26.6%，數值範圍則落在 20% 至 30% 間。

戴韻珊、孫佳宏 (2004) 發現地下經濟與租稅負擔率成正向關係，在估算上應用 MIMIC 模型估算地下經濟規模，將導致地下經濟的原因視為成因變數，而地下經濟則視為不可觀測的變數，再透過不同估算方法所估計出的地下經濟粗略規模視為指標變數，以此估算發現台灣在 1962 年至 2002 年的地下經濟規模為 27%~5.6%，顯示台灣在此時間軸的地下經濟規模呈現下降的趨勢。

三、估算地下經濟的方法

估計地下經濟規模的方法有許多種，因地下經濟實際規模難以精確的估算，因此許多經濟學家皆提出估算方法及理論，主要可分為直接估計法、MIMIC 模型法、間接法。目前在文獻上最常估算的方法為間接法與 MIMIC 模型法，MIMIC 模型法也可稱多成因或多指標法。

(一) 直接估計法：

由官方稅捐資料中取得資料納稅義務人案件進行抽查，從中找尋低報所得等詳細資訊；或是以設計問卷的方式調查，分析受測者是否曾於特定期間曾有地下經濟相關的活動，進而估算地下經濟規模。

(二) MIMIC 模型法：

MIMIC 模型法主要是使用統計工具組成兩個計量模型，透過說明隱藏變數與成因變數之間的關係，但考量在估計地下經濟時，對於隱藏變數及成因變數的選擇上較為敏感，且挑選變數時通常是人為主觀判定再去透過模型推估，模型將地下經濟視為不可觀察、測量的變數，有可能導致估算結果不夠精確，故本文將採間接估計法來進行估算地下經濟。

(三) 間接估計法：

亦可稱為通貨比率法，透過總體經濟資料，如：國民所得統計、GDP、貨幣需求、家庭收支調查等官方統計資料，間接估算地下經濟的規模，但因總經數據種類多，也產生了許多種估算方式，本文參考林朕陞、洪福聲(2019)之作法，採用 Gutmann(1977)透過流通在外的通貨對活期存款的比例變化，估算地下經濟的規模。此通貨比率法估計地下經濟約佔國內生產總值的比例，推估地下經濟的成長與規模大小。

第三章 研究方法與實證模型

本文參考 Johansen (1988) 所提出的共整合檢定，檢驗自 1981 年第一季至 2019 年第四季，地下經濟、經濟成長、所得分配及金融發展四個變數的互動關係中，是否具有共整合關係。若具有共整合關係，以向量誤差修正模型進行分析；若檢定結果沒有共整合關係，則以向量自我迴歸模型進行分析，最後以 Granger 因果關係檢定進行分析。本章節分為二小節，第一節分別說明單根檢定 (Unit Root Test)、共整合檢定 (Cointegration Test)、向量誤差修正模型 (Vector Error Correction Model, VECM)、向量自我迴歸模型 (Vector Autoregression Model, VAR) 及 Granger 因果關係檢定；第二節為各變數之資料來源與變數詳細說明。

第一節 分析方法與實證模型

一、單根檢定

根據 Nelson and Plosser (1982) 實證發現，總體經濟時間序列的資料多數存在單根 (Unit Root) 的現象，多數學者也認同概念，因此採用適合的單根檢定成為實證分析之前的重要程序。

本文採用 Phillips 與 Perron (1988) 所提出的 PP 單根檢定、Elliott et al. (1996) 所提出的 DF-GLS 及 ERS 單根檢定，以不同的檢定方法，檢驗各變數是否具有單根的特性。各變數在不同時間點都會產生不同的觀察值，當變數之時間序列受到外在衝擊時，即使短期會偏離平均值，但伴隨著時間增加使各種衝擊漸漸消逝，該時間序列若回到平均水準，則可稱此變數的時間序列具有恆定性，也可稱之為定態資料。反之，若該時間序列受到外在衝擊後未隨時間增加而回歸到平均水準，則表示該時間序列不存在著長期的記憶性質，即為非定態資料。

考量總體經濟的時間序列經常是非定態資料，因此在建立一個時間序列迴歸經濟模型之前，必須檢定其是否具備單根現象，若經由檢定後具有單根，即表示該資料為非定態資料。因此進行分析之前須將各變數的序列資料透過一階差分轉變成定態資料再繼續分析，此過程可能會讓長期均衡的資訊被遺漏，因此本研究參考 Johansen(1988) 共整合檢定，透過該檢定進而確認變數之間是否具有共整合關係。

本研究所採用的 PP 單根檢定放寬了假設條件，允許殘差項可以有自我相關和異質變異。在使用 PP 檢定時，首先算出 DF 檢定或是 ADF 檢定之統計量，再透過無母數校正檢定加以修正殘差項所形成的序列相關及異質性問題。

以下為 PP 檢定之模型呈現：

(一) 不具時間趨勢及截距項

$$\Delta Y_t = \alpha Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

(二) 不具時間趨勢但具有截距項

$$\Delta Y_t = \omega + \alpha Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

(三) 同時具有截距項及時間趨勢項

$$\Delta Y_t = \omega + \alpha Y_{t-1} + \lambda (t - T/2) + \varepsilon_t$$

上述模型中， t 為樣本數， ε_t 視為殘差項。PP 檢定允許殘差為弱相關性 (Weakly Dependent) 且不一定要符合同質性，因此不須特別將殘差項預設成白噪音，若該序列存在相關性及異質變異，也能檢定該時間序列是否具備單根。其虛無假設 $H_0: \omega=0$ ，PP 檢定其結果若拒絕 H_0 ，表示拒絕有單根的存在。

Phillips-Perron 檢定取代了 Dickey-Fuller 獨立與同質性的假設，它允許殘差是弱相關性 (Weakly Dependent) 和同質的干擾，使白噪音不須被殘差項刻意假設。

本文亦納入 Elliott et al. (1996) 所提出的 DF-GLS 及 ERS 單根檢定。在檢定各變數符合定態序列的特性後，並藉此做更進一步的共整合檢定。

二、共整合檢定

考量總體經濟時間序列的資料多數為非定態序列，因此若對非定態的經濟數據進行差分，將可能導致經濟變數失去經濟理論中所需的長期均衡訊息，而採用共整合的好處是不需對經濟變數差分，可兼顧假性迴歸或變數因差分所失去的長期訊息問題。

Granger and Engle (1987) 所提出的兩階段共整合估計法，其概念是指兩個具備單根的時間序列，其線性組合理應為非定態序列，然而若兩個序列具備一種線性組合為定態序列，則可稱其具備共整合關係，也就是兩個序列具備著相同的隨機趨勢。為了進一步表示共整合關係，首先將一個整合階次 d 的時間序列定義為 Y_t ，其 d 次差分後的 Y_t 稱為 d 階整合並以 $I(d)$ 表示，因此經由一階差分後的 Y_t 可以 $I(1)$ 表示。若 X_t 與 Y_t 為一階整合的時間序列，其線性組合也會是 $I(1)$ ，若同時存在著一個向量使得方程式如下：

$$Y_t - \mu - \beta X_t = E_t$$

也就是經由排列組合轉變成 $I(0)$ 數列，即代表毋須再經由執行差分運算即可檢定兩數列具有長期均衡關係。要判斷兩個變數之間是否具備共整合關係，首先必須確認兩變數具備相同的整合階次，若兩變數不存在相同的整合階次，則不具備可以滿足共整合關係之向量。

共整合檢定 (Cointegration Test) 通常以 Granger and Engle (1987) 的兩階估算法 (Two-step Estimation) 與 Johansen 的最大概似法 (Maximum Likelihood Method) 為主。Granger and Engle (1987) 的兩階段估算法最大的缺點是僅適合兩個變數的模型，只能找到一組共整合向量，當變數超過兩個以上時，所需估計及檢定的模式將會倍數增加，變數之間可能存在著多個共整合關係，兩階段共整合檢定將無法辨別共整合關係的個數。

考量 Granger and Engle (1987) 方法仍有不夠完善之處，且本文估算考量四個總體經濟變數，並不適用 Granger and Engle (1987) 之方法。基於此，本文採用 Johansen (1988, 1991) 提出的最大概似法來進行共整合檢定。透過矩陣與特徵根的概念，找出各數個變數中是否存在共整合關係，先假定變數之間為獨立同時存在相同分配的 Gaussian 殘差項假設，以向量自我迴歸模型確認各變數的落後期，進而對其向量個數進一步檢定，其統計量為：

$$\lambda(\gamma) = -T \sum_{i=\gamma+1}^n \ln (1 - \lambda_i)$$

上式中， γ 表示共整合向量， T 表示觀察值的個數， λ_i 為特徵值的估計值。

Johansen 的最大概似法又分為兩種檢定方式，本文同時採用了軌跡檢定以及最大特徵值檢定。

(一) 軌跡檢定 (Trace Test, λ_{trace})

$$\lambda_{trace} = -T \sum_{i=\gamma+1}^n \log (1 - \lambda_i)$$

虛無假設 H_0 ：共整合階次最大為 γ ，至多有 γ 個共整合向量。

對立假設 H_1 ：共整合階次最大為 n ，至少有 $\gamma+1$ 個共整合向量。

(二)最大特徵根檢定 (Maximum Eigenvalue Test, λ_{max})

$$\lambda_{max} = -T \log(1 - \lambda_{\gamma+1}) = \lambda_{\gamma} - \lambda_{\gamma+1}$$

虛無假設 H_0 ：共整合階次最大為 γ ，至多有 γ 個共整合向量。

對立假設 H_1 ：共整合階次最大為 $\gamma+1$ ，至多有 $\gamma+1$ 個共整合向量。

三、向量誤差修正模型

根據 Granger and Engle (1987) 提出的 Granger 因果關係理論，共整合與向量誤差修正模型 (VECM) 互為充分必要條件，當各變數間存在共整合關係時，必須關注整體檢驗的落後值與其他變數的落後值並對應當期變數，考量長期失衡的調整，必須使用向量誤差修正模型，以顯示變數間動態的調整過程。

向量誤差修正模型中隱含了兩個訊息，除了長期均衡的誤差修正項，各變數在一階差分後的落後項也代表短期的動態調整。當變數受到外生衝擊時，導致變數之間產生短期失衡的現象，我們透過向量誤差修正模型調整，可將誤差項的短期失衡狀態逐步調整至長期均衡的狀態。

四、向量自我迴歸模型

Sims (1980) 提出的向量自我迴歸模型 (VAR)，未事先對變數設定條件，用以估計大型總體經濟計量之經濟模型，並將模型內中之變數視為內生變數，以一個多變數及多條迴歸方程式表達各變數之間的動態關係。

線性迴歸模型一般假設應變數會受到一或是多個自變數的影響，當中也隱含變數之間可能存在因果關係，通常應變數被稱為內生變數 (Endogenous Variable)，而自變數被稱為外生變數 (Exogenous Variable)，我們在一般線性迴歸模型中，通常可以明確設定內生或是外生變數，因此在分析與估計時不會有太大問題，但在研究總體經濟學之間的變數時，通常無法直接判定內生或是外生之變數屬性，因此若變數之間關係較複雜的時候，一般實證工具會使用結構方程模型 (Structural Equation Model) 來估計，而最初的模型並未考慮到共整合的關係，假使兩個原始數列在進行單根檢定後具有單根，但不具有共整合關係時，可將變數進行差分後，再以向量自我迴歸模型進行分析。

五、Granger 因果關係檢定

Granger (1969) 以變數的預測角度衡量變數間的因果關係，發現兩個時間序列之間可能存在彼此之間互為因果、或者前因後果、又或者是無任何關係，Granger (1969) 表示若時間序列存在著因果的關係時，應變數會被獨立變數的訊息量增加影響，進而提升解釋的能力。

Granger 因果關係檢定對於落後期長度的選擇很敏感，不同的落後期可能會得到截然不同的檢驗結果，所以一般需要進行不同落後期長度的檢驗，以確保結果的平穩性。在檢驗時間序列時，若變數的不平穩將造成虛假因果關係，因此 Granger 因果關係將平穩的變數視為重要條件。

第二節 資料來源與變數說明

本研究採用自 1981 年第一季至 2019 年第四季之資料，共計有 624 筆觀察值，考量經濟指標易受季節性因素影響，為避免影響實證結果，本文透過 Eviews 統計軟體將 BANK、RGDP、GINI、SE 四個變數採用季節性調整，再對變數取對數，以減少資料的異質性，再進行後續分析。下列表 3-1 分別針對變數來源及定義：

表 3-1 各變數定義及資料來源

變數英文名稱	變數定義	資料來源
BANK	銀行發展變數，以全體金融機構對民間企業放款總值佔 GDP 的比率之年增率估算	教育部電算中心「AREMOS 經濟統計資料庫」
RGDP	以實質 GDP 之年增率估算	教育部電算中心「AREMOS 經濟統計資料庫」
GINI	以基尼係數衡量所得分配不均程度	行政院主計總處「家庭收支調查表」
SE	地下經濟，以 CDR 法計算之名目產值（CDR 貨幣需求比率法本研究估算 /NGDP 名目 GDP）	

資料來源：本研究整理

一、金融發展指標

金融體系一般可分為銀行導向與市場導向，就制度面而言可分成直接金融與間接金融，銀行導向屬間接金融，係指銀行在金融體系具有相對重要性；市場導向屬直接金融，係指股票市場在金融體系具有相對重要性，本文實證分析採用間接金融，根據「全體金融機構對民間企業放款總值佔 GDP 的比率」，表示金融發展的指標，並以 BANK 表示之。

二、官方經濟成長指標

實質國內生產毛額，以 RGDP 表示之，常用來衡量一國經濟指標、經濟發展水平，該變數扣除了通貨膨脹的影響，較能反映真實的經濟成長。

三、地下經濟

主計處將其定義為所有非正式交易的經濟活動，通常以隱藏經濟或是非法經濟來統稱，因地下經濟通常指官方難以追查金流的現金交易，故本研究採用現金存款比率，本文參考林朕陞、洪福聲（2019）之作法，採用 CDR 法並以 Gutmann（1977）估算地下經濟規模的方式，本文以 SE 表示之。以下也將說明本文如何建構理論模型進行估算地下經濟。

Gutmann（1977）現金存款比率（CDR）模型係指通貨對於活期存款（C/D）的比例，由於地下經濟交易僅使用現金交易，透過貨幣指標以通貨方式對活期存款比例的增加，將其視為相對地增加地下經濟活動。

該模型隱含了以下三個假設：

- （一）地下經濟與官方經濟（地上經濟）的貨幣流通速度相同。
- （二）未觀察地下經濟時，長期而言 C/D 比率維持不變。
- （三）若以帳戶交易容易受到政府追蹤或記錄，假設地下經濟皆以現金交易。

本文使用的現金存款比率（CDR）模型以下列方程式表示之：

$$C = C_r + C_u \quad (1)$$

$$D = D_r + D_u \quad (2)$$

$$\lambda_r = \frac{C_r}{D_r} \quad (3)$$

$$\lambda_u = \frac{C_u}{D_u} \quad (4)$$

$$v_r = \frac{Y_r}{(C_r + D_r)} \quad (5)$$

$$v_u = \frac{Y_u}{(C_u + D_u)} \quad (6)$$

$$\beta = \frac{v_r}{v_u} \quad (7)$$

其中：

C：通貨，D：活期存款，Y：所得水準，

v：貨幣流動的速度，λ：C/D 比率，

下標 u 和 r 分別表示地下經濟和官方（地上）經濟。

由上述（1）至（7）式，可推得：

$$Y_u = \frac{1}{\beta} Y_r \frac{(\lambda_u + 1)(C - \lambda_r D)}{(\lambda_r + 1)(\lambda_u D - C)} \quad (8)$$

透過 CDR 理論模型之假設，可進一步簡化（8）式。

假設 1： $D_u=0$ ，則 $\lambda_u \rightarrow \infty$

假設 2： λ_r 趨近常數

假設 3： $\beta=1$

將上述式子帶入（8）式，則可進一步推得地下經濟的貨幣總額 Y_u 的一般式：

$$Y_u = Y_r \frac{C - \lambda_r D}{(\lambda_r + 1) D} = Y_r \frac{\frac{C}{D} - \lambda_r}{\lambda_r + 1} \quad (9)$$

此式子等式右邊所有變數中，僅 C/D 比率 λ_r 是未知的，需要進行估算。本文參考 Medina and Schneider (2017) 方法估算台灣的地下經濟規模，並以 1981 年為基期。

圖 3-1 為我國 1981 年至 2019 年以四季平均值所計算之地下經濟規模佔 GDP 之比率，從圖中可以發現，台灣自 1980 年代起，政府開放貿易自由化及金融自由化階段初期的五年，台灣地下經濟規模佔比相當高，數值介於 48% 至 1985 年高峰的 55%，當年台灣歷經經濟泡沫時代，股價由 1985 年的 636 點到 1990 年飆升到 12682 點，之後一路下跌，直至 1997 年的亞洲金融風暴期間出現向下趨勢，因東南亞地區年歷經一波下降至 27%。在 2008 年金融海嘯後，台灣的地下經濟規模於 2010 年逐年上升，因數位時代的來臨，電子商務逐漸蓬勃發展，地下經濟規模直至 2019 年已高達 30%。

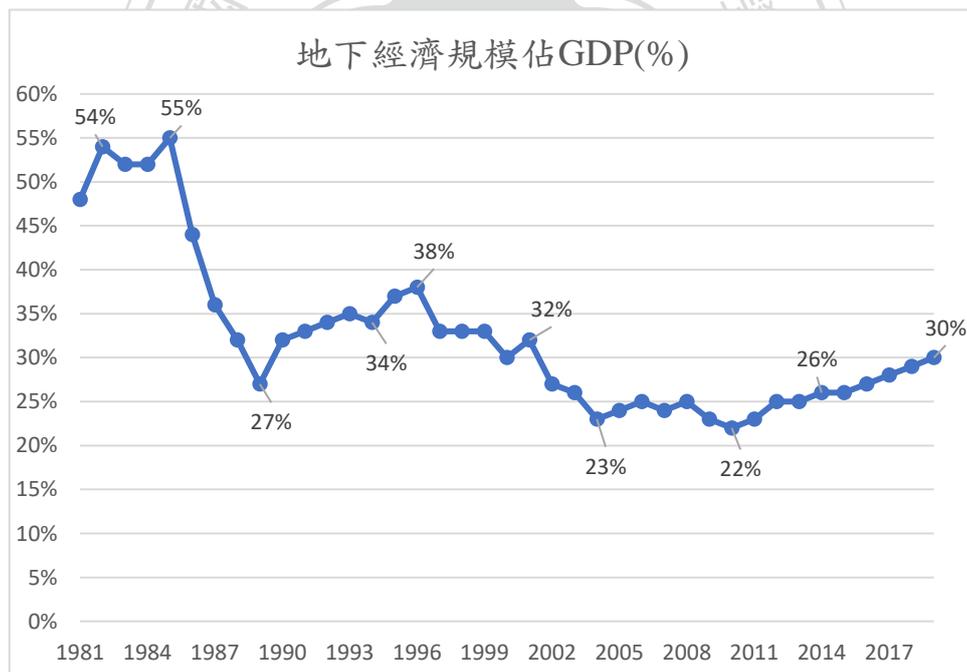


圖 3-1 台灣地下經濟規模佔 GDP 百分比 (1981-2019)

資料來源：本研究繪製

四、以基尼係數衡量所得分配不均程度

本研究係以基尼係數來衡量整體所得分配不均程度，並由洛倫茲曲線（Lorenz Curve）統計學中均戶差概念值 0 到 1 之間所求得，當中以 0.4 為警戒線，若超過該數值時，貧富兩極分化的現象，較容易引起社會中不同階層的對立，而基尼係數的數值越大也表示所得不均程度越大。

自 2008 年金融海嘯後，我國五等分位所得分配，最高與最低組別相差 6.08 倍（表 3-2），自 2009 年因經濟負成長，我國的所得分配差距越來越大（圖 3-2）。

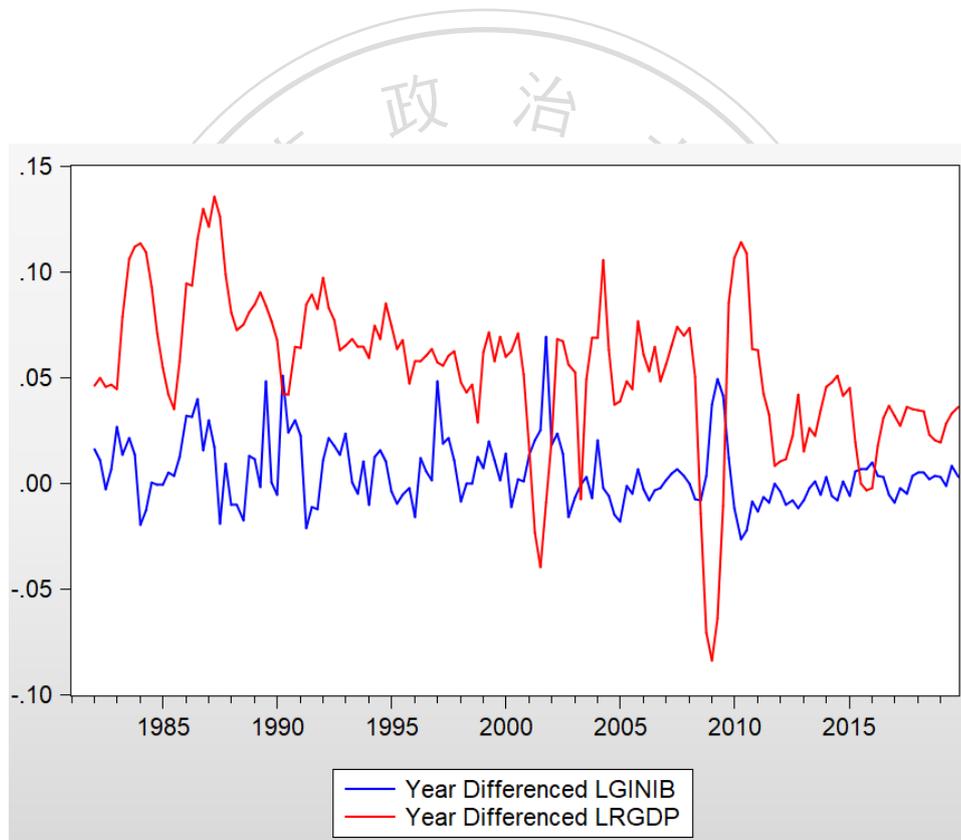


圖 3-2 GINI 與 RGDP 交叉趨勢圖

資料來源：本研究繪製

表 3-2 五等分位家庭平均每年每戶之可支配所得

年 別	合 計	可支配所得按戶數五等分 位數		最高所得組 為最低分位 組之倍數 (倍)	吉尼 係數	政府移轉收 支對所得分 配之效果 (縮小倍 數)
		最低所得組 (元)	最高所得組 (元)			
2007	923,874	312,145	1,866,791	5.98	0.34	1.54
2008	913,687	303,517	1,834,994	6.05	0.341	1.69
2009	887,605	282,260	1,790,418	6.34	0.345	1.88
2010	889,353	288,553	1,787,312	6.19	0.342	1.53
2011	907,988	296,352	1,827,354	6.17	0.342	1.59
2012	923,584	301,362	1,846,116	6.13	0.338	1.58
2013	942,208	309,459	1,882,680	6.08	0.336	1.45
2014	956,849	317,144	1,919,937	6.05	0.336	1.34
2015	964,895	320,312	1,939,718	6.06	0.338	1.28
2016	993,115	329,400	2,004,165	6.08	0.336	1.21
2017	1,018,941	338,278	2,052,850	6.07	0.337	1.18
2018	1,036,304	344,948	2,099,030	6.09	0.338	1.16
2019	1,059,731	350,189	2,137,871	6.1	0.339	1.16

資料來源：自行政院主計總處，106年家庭收支調查報告。

第四章 實證結果與分析

第一節 實證變數基本統計量及相關係數分析

以下為實證變數透過 Eviews 統計軟體計算之基本統計量，數值取至小數點第三位。表 4-1 列出各變數的基本統計量之平均值所示，金融發展指標為 4.497，基尼係數 0.321，地下經濟 695492.3，RGDP 2507055，在經濟成長變數中，RGDP 的變異係數為 0.519，明顯高於地下經濟數值 SE 中的 0.452，顯示 RGDP 的波動程度大於 SE；金融發展指標變異係數為 0.275，而基尼係數為 0.062，顯示我國金融發展波動大於所得分配不均之程度。

表 4-1 實證變數之基本統計量

解釋變數	BANK	GINI	SE	RGDP
平均數	<u>4.497</u>	<u>0.321</u>	<u>695492.3</u>	<u>2507055</u>
中位數	5.043	0.328	723094.4	2387954
極大值	6.013	0.351	1457219	5075570
極小值	1.902	0.278	200956.2	597718
標準差	1.236	0.020	314688.8	1300889
變異係數	<u>0.275</u>	<u>0.062</u>	<u>0.452</u>	<u>0.519</u>
觀察值	156	156	156	156

資料來源：本研究整理

備註：1. 樣本期間為1981年至2019年，共計624筆季資料。

2. 本表格之變數未經季節性調整與自然對數轉換。

3. 變異係數=標準差÷平均數。

表 4-2 為各變數之相關係數，在金融發展與其他變數中，GINI 與 SE、RGDP 的相關係數依序為 0.88、0.84、0.83，顯示金融發展與吉尼係數、地下經濟及官方經濟成長之間皆呈正相關；RGDP 與 SE 相關係數分別達 0.93，呈現高度正相關。

表 4-2 各變數之相關係數矩陣

Probability	BANK	GINI	SE	RGDP
BANK	1			
GINI	0.884959 (0.000)	1		
SE	0.848393 (0.000)	0.794411 (0.000)	1	
RGDP	0.831585 (0.000)	0.871108 (0.000)	0.930873 (0.000)	1

資料來源：本研究整理

圖 4-1 實證變數的時間趨勢圖分別為 BANK、GINI、SE 以及 RGDP 四個變數的趨勢圖。從趨勢圖可發現 RGDP 與 SE 皆因為時間的增長而趨勢向上，但以成長速度來說，SE 成長速度小於 RGDP，RGDP 與 SE 在 2007 年至 2009 年間，因受到全球金融風暴影響，趨勢也同步向下，而 BANK 則自 1987 年美國開放證券市場、金融自由化後，趨勢呈現迅速上升後微幅下降，隨之又上升之波動。

吉尼係數於 1981 年至 2000 年間，由於台灣產業發展以及家庭組織趨勢轉向小家庭及人口老化等因素，我國家庭所得差距逐漸擴大，2001 年則因網路泡沫化，我國經濟出現負成長，吉尼係數升上歷年新高，其後則上下波動直至 2009 年金融海嘯導致我國經濟負成長，吉尼係數再次攀升至 6.34 (如圖 4-2)，當年因政府實施對家庭移轉收支，改善了所得不均程度，故所得不均的程度仍低於 2001 年。

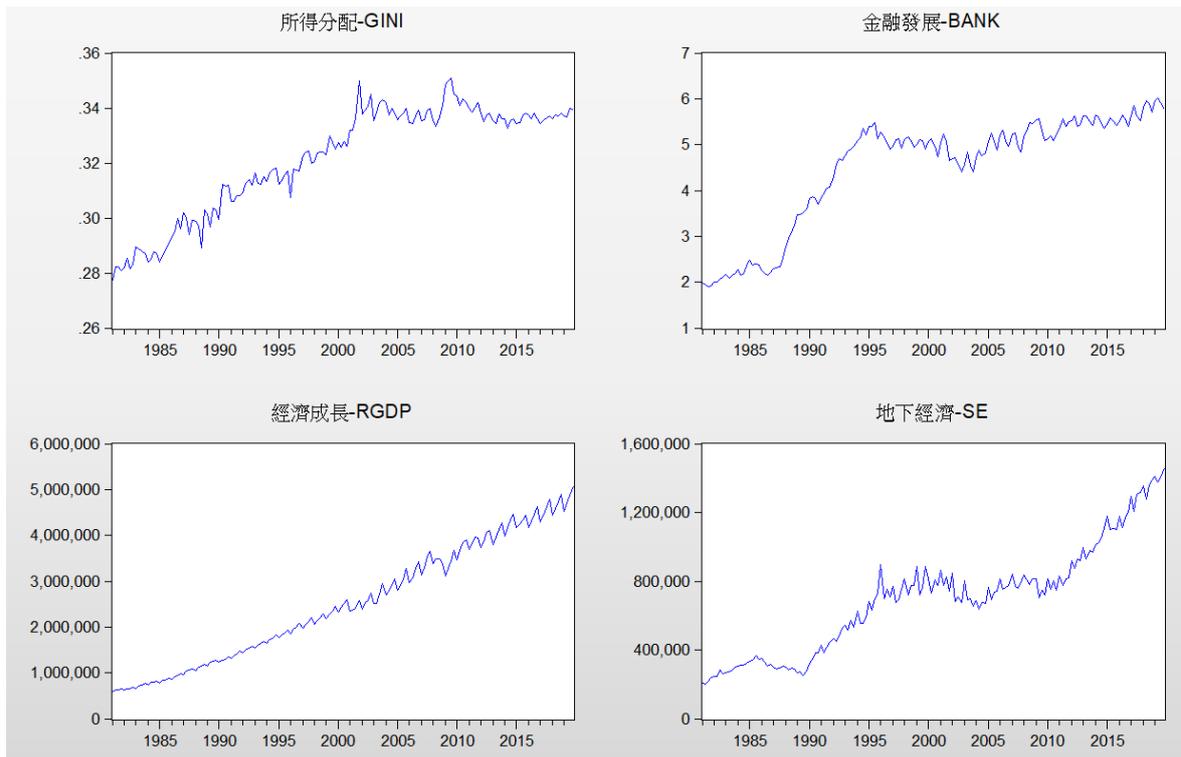


圖 4-1 實證變數的時間趨勢圖 (1981 年第一季至 2019 年第四季)

資料來源：本研究繪製

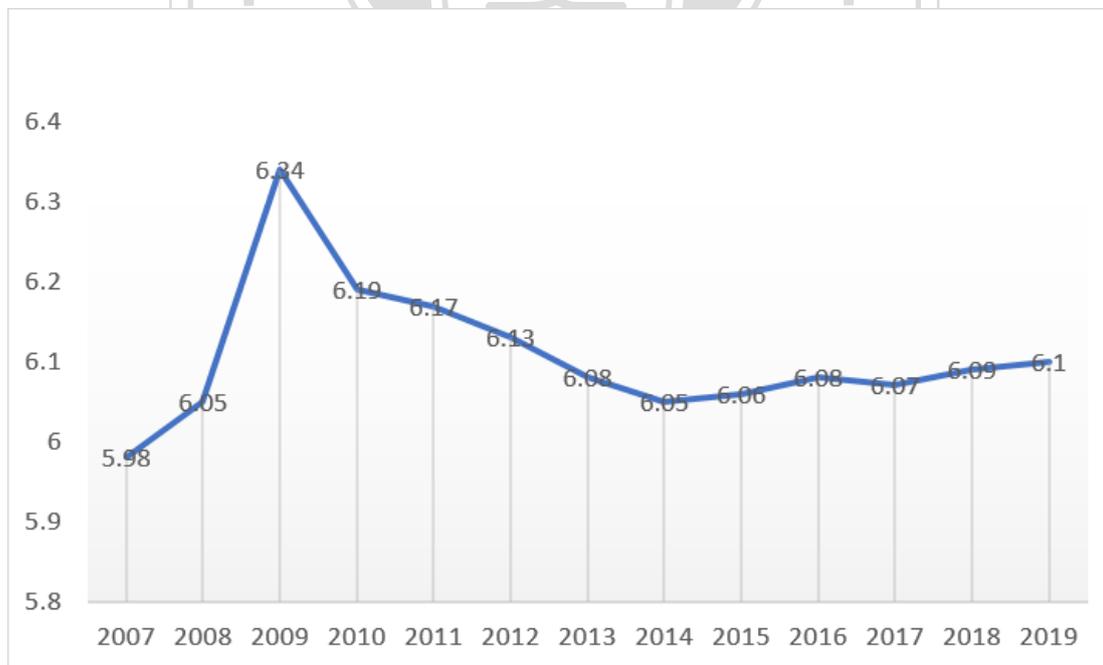


圖 4-2 歷年吉尼係數趨勢圖

資料來源：本研究繪製

第二節 各變數之實證結果分析

一、單根檢定

在進行共整合檢定之前，我們需要先確認各變數時間序列是否為定態，再依據 Pagan and Wickens (1989) 對多變數模型進行分析前，對各變數進行單根檢定，確認各變數整合階次後，才能進一步的對模型予以分析。

本文運用 Eviews 對 RGDP、BANK、GINI、SE 四個變數分別進行 PP、DF-GLS、ERS 單根檢定(表 4-3)，發現除了 RGDP 水準值在具飄浮項的 PP 檢定下拒絕具單根的虛無假設之外，其餘各變數水準值均無法拒絕具有單根的虛無假設，因此我們為了讓所有變數都合乎定態，進一步對四個變數做一階差分，結果發現在一階差分後，所有變數在 1% 顯著水準下，皆拒絕具單根的虛無假設，故可進行 Johansen 共整合檢定，找出各變數的長期均衡關係。



表 4-3 單根檢定結果

	PP 檢定		DF-GLS 檢定		ERS 檢定	
	漂浮項	漂浮項 +時間趨勢	漂浮項	漂浮項 +時間趨勢	漂浮項	漂浮項 +時間趨勢
水準值						
LRGDP	-3.812***	-0.743	1.857 (2)	-0.187 (1)	12744.13 (12)	595.4307 (12)
LBANK	-2.479	-1.474	0.678 (1)	-0.917 (1)	199.138 (12)	51.9002 (12)
LGINI	-2.118	-2.272	0.78 (2)	-0.934 (2)	158.478 (2)	32.511 (2)
LSE	-1.405	-2.121	1.247 (3)	-1.731 (3)	147.329 (3)	14.9689 (3)
一階差分						
ΔLRGDP	-8.753***	-9.528***	-4.063*** (1)	-4.972*** (1)	0.748*** (0)	2.133*** (0)
ΔLBANK	-6.854***	-7.083***	-6.774*** (0)	-6.957*** (0)	0.443*** (0)	1.629*** (0)
ΔLGINI	-17.9***	-18.324***	-1.231*** (6)	-14.8*** (0)	0.464*** (1)	0.966*** (1)
ΔLSE	-14.822***	-14.838***	-5.211*** (2)	-5.385*** (2)	1.017*** (2)	3.527*** (2)

資料來源：本研究整理

註：***表示在1%顯著水準下拒絕有單根的虛無假設。

二、共整合檢定

本研究運用 Johansen (1988) 所提出的最大概似法，驗證地下經濟、經濟成長、所得分配與金融發展四個變數之間，是否存在著長期均衡的共整合關係。

我們在表 4.3 單根檢定中對各變數進行一階差分後，變數呈現定態序列，因此可進行 Johansen (1988) 共整合檢定，其目的在於可以了解地下經濟、經濟成長、所得分配與金融發展之間長期的關係會用何種方式呈現。假設檢定的結果有共整合關係，代表變數之間有因果關係或關聯性，因此推論地下經濟、經濟成長、所得分配與金融發展之間長期而言皆有均衡的特性，由於本文選擇的經濟變數大多數為非定態序列，因此透過向量誤差修正模型 (VECM) 加以探討，短期變數之間是否存在偏離現象。

表 4-4 使用 Akaike 訊息準則 (Akaike information criterion, AIC) 及最終預測誤差 (final prediction error, FPE) 兩個準則，最適落後期的結果，我們發現模型中 LM TEST 中的 P 值，皆大於 0.05，在 5% 顯著水準下，我們通過 LM (4)、LM (8) 的殘差無自我相關檢定，最適落後期為第三期。確認落後期數後，我們使用概似比率統計量來檢驗向量自我迴歸的最適落後期，為了讓估計的結果具有一致性，我們在進行共整合之前，必需讓 VAR 的殘差項符合白噪音過程，這樣才能確保檢定的過程能順利進行。

由於 VAR 的模型階次描述了一個變數的隨機誤差項，對每個內生變數當期及後續各期的影響，若使殘差無自我相關，或是選取變數的落後期過短，則可能因參數精簡造成誤差；反之，假設選取的落後期過長，可能增加變數長期關係的探討，若參數待估的過多，易減少自由度，使檢定出來的結果顯得缺乏效率。

表 4-4 VAR 模型的落後期數及殘差項自我相關檢定

模型	FPE	AIC	LM (4)	LM (8)
LRGDP、LSE、 模型 LGINI、LBANK	3	3	25.995 (0.0541)	18.124 (0.3167)

資料來源：本研究整理

註：1. VAR 階次為 FPE、AIC 落後第三期

2. 採 LR 的檢定統計量，() 內為 P 值。

當我們確認向量自我迴歸模型階次 FPE 及 AIC 落後期皆為第三期，本研究考量可能存在的線性趨勢 (linear trend) 與二次趨勢 (quadratic trend)，進一步對向量個數進行檢驗，以 Trace 統計量及 λ_{\max} 統計量來確認共整合的個數，並依循 Nieh and Lee (2001) 的檢定法，由左至右的方式選擇，從設定 1 的第一個虛無假設開始檢驗，直至不拒絕虛無假設為止，若 Trace 統計量及 λ_{\max} 統計量選擇結果不同，則依 LR 檢定遴選最適合長期趨勢之共整合模型。

我們從 (表 4-5) Trace 和 λ_{\max} 統計量的結果檢視，從第一列設定 1 至設定 5 且 $r=0$ 時的虛無假設發現變數未具有共整合關係，因此進而檢視設定 1 且 $r \leq 1$ 時，發現 Trace 及 λ_{\max} 皆小於臨界值，則無法拒絕共整合向量個數為 1 的虛無假設，顯示各模型變數間存在著穩定的長期均衡關係。

表 4-5 Johansen 共整合檢定結果

		設定 1		設定 2		設定 3		設定 4		設定 5	
變數：LRGDP、LBANK、LSE、LGINI											
虛無假設	Trace	臨界值 (5%)									
$r=0$	74.098	40.174	82.994	54.079	61.461	47.856	82.52	63.876	57.243	55.245	
$r \leq 1$	19.501	24.275	28.22	35.192	24.259	29.797	42.603	42.915	30.163	35.01	
$r \leq 2$	9.974	12.32	12.03	20.26	10.287	15.494	21.52	25.872	9.458	18.397	
$r \leq 3$	1.526	4.129	2.51	9.164	1.663	3.841	8.478	12.517	0.626	3.841	
虛無假設	λ_{\max}	臨界值 (5%)									
$r=0$	54.597	24.159	54.774	28.588	37.202	27.584	39.916	32.118	27.08	30.815	
$r \leq 1$	9.526	17.797	16.19	22.299	13.972	21.131	21.083	25.823	20.705	24.252	
$r \leq 2$	8.448	11.224	9.519	15.892	8.624	14.264	13.041	19.387	8.832	17.147	
$r \leq 3$	1.526	4.129	2.51	9.164	1.663	3.841	8.478	12.517	0.626	3.841	

資料來源：本研究整理

註：1. 我們將選取的數據標示粗體字及底線，發現設定1, $r \leq 1$ Trace 及 λ_{\max} 皆小於臨界值，符合長期趨勢的 Johansen 共整合模型。

2. 依據 Nich and Lee (2001) 選取長期趨勢的 Johansen 共整合模型，臨界值的數值參考 Mackinnon et al. (1999)。

以下為將共整合向量中各變數對 RGDP 進行標準化後，對 BANK、SE 及 GINI 的長期均衡關係：

$$RGDP=4.360 \times BANK+3.691 \times SE+27.823 \times GINI \quad (1)$$

本研究運用概似比率檢定對於共整合向量的係數值檢定，探討實證期間各個變數之關係。經濟成長對於所得分配、金融發展與地下經濟的影響是否為顯著關係，從(表 4-6) 發現地下經濟、所得分配及金融發展在 1%、5%顯著水準下，各變數對經濟成長皆有顯著的正相關。

表 4-6 共整合向量係數值之顯著性檢定

變數	SE	GINI	BANK
模型	4.762** (0.029)	21.074*** (0.00)	6.58*** (0.01)

資料來源：本研究整理

註：**、***表示在5%、1%顯著水準下顯著異於0。

此外，表 4-7 透過長期均衡關係，進行係數限制式的聯合檢定，來研究地下經濟、經濟成長、所得分配與金融發展變數之間的影響。

表 4-7 共整合向量係數值之聯合檢定

H ₀	SE=GINI	GINI=BANK	RGDP=BANK	RGDP=GINI
模型	22.921*** (0.000)	18.059*** (0.000)	2.892 (0.889)	18.877*** (0.000)
H ₀	SE+GINI=0	GINI+BANK=0	RGDP+BANK=0	RGDP+GINI=0
模型	18.471*** (0.000)	25.13*** (0.000)	5.763** (0.016)	22.102*** (0.000)

資料來源：本研究整理

註：**、***表示在5%、1%顯著水準下顯著異於0。

由公式(1)及由上述表 4-6 向量係數顯著性檢定及表 4-7 係數值之聯合檢定的結果得知，經濟成長在 5%的顯著水準下，不論是所得分配、金融發展與地下經濟的發展，對其皆有正向的顯著關係。其中所得分配的正面影響效果為 27.823，金融發展的正面影響效果 4.36，地下經濟的影響效果為 3.691，從中發現最特別的是所得分配的數值，對於經濟成長的影響遠遠超過地下經濟及金融發展，比起地下經濟更高出 8 倍之多。

此實證結果我們得知，當一個國家國民的平均所得越好，會有效的刺激 GDP 裡面的 C (消費) 與 I (投資) 增加，因為有更多資金可以分配。另外當國民所得增加的狀況下 G (政府) 也能得到更多的稅賦，進而增加更多的政府支出，讓國家的 GDP 呈現一個正循環。由表 4-7、4-8 也看出雖然三個變數對於國家經濟都是顯著的正向影響，但所得分配的影響力相對高出許多。

三、長、短期因果關係

本研究採弱外生檢定，探討變數之間的長期因果關係，對誤差修正項係數進行概似比率檢定，由表 4-8 的結果我們發現在 10%顯著水準下，地下經濟與金融發展皆無法拒絕變數是弱外生的虛無假設，表示長期而言，地下經濟與金融發展均會單向影響經濟成長與所得分配，而所得分配與經濟成長均拒絕變數為弱外生性的虛無假設，表示兩者呈現雙向的因果關係。

表 4-8 長期因果關係檢定

變數	RGDP	SE	GINI	BANK
模型	10.661*** (0.001)	0.637 (0.424)	25.174*** (0.000)	1.392 (0.238)

資料來源：本研究整理

註：***代表在10%顯著水準下顯著異於0。

由上述的結果可知，所得分配的影響力，可以做為經濟成長的先行指標，比起金融發展或是地下經濟具有影響力，由（表 4-9）觀察各變數間之短期互動關係可觀察到：

- （一）經濟成長受到自身前一期的正向影響，而所得分配前期與前兩期對其是負向影響，反而不受金融發展或地下經濟影響。
- （二）在這個模型下，地下經濟只受到自身的前一期與前兩期的負影響。
- （三）金融發展僅受到自身前一期的正向影響。
- （四）當中影響力最大的還是所得分配，從中觀察到所得分配受到所有變數的影響，由於我們以基尼系數代表所得分配，由此可實證台灣的所得分配受到本文觀察的四種變數影響，總體經濟環境變數之變動皆可能導致所得不均程度擴大。

表 4-9 變數間之短期互動關係

	模型
影響 RGDP 的短期因素	RGDP[+] (-1) 、GINI[-] (-1) 、GINI[-] (-2)
影響 SE 的短期因素	SE[-] (-1) 、SE[-] (-2)
影響 GINI 的短期因素	RGDP[+] (-1) GINI[-] (-1) 、GINI[-] (-2) BANK[+] (-1) 、BANK[-] (-2) SE[-] (-2)
影響 BANK 的短期因素	BANK[+] (-1)

資料來源：本研究整理

註：1. []表示自變數對被解釋變數影響的正負關係。

2. ()表示自變數落後的期數。

表 4-10 列出 Granger 短期因果關係檢定結果，在 10%的顯著水準之下，我們可發現：

- (一) 所得分配是否平均對於地下經濟來說彼此互不影響，可能要再增加其它變數下去討論。
- (二) 所得分配與金融發展，呈現互為因果關係，顯示金融體制越健全的國家，其所得分配狀況也越好。
- (三) 所得分配與經濟成長彼此也互相影響。
- (四) 對於所得分配的狀況與地上經濟或地下經濟的部份都呈現一個單方向的影響。

由上述實證結果我們發現，所得分配在國家整體經濟發展的過程中扮演著重要的角色，對國家的發展也是很重要的先行指標，當所得分配越均衡，人人都有一定的經濟基礎，不但會帶動投資、增加消費、刺激進出口、帶動稅收，讓國家經濟往一個正向的循環前進。

表 4-10 VECM 短期 Granger 因果關係檢定

模型				
被解釋變數	解釋變數	chi-sq	Prob.	因果關係
GINI	SE	0.191	0.908	GINI↔SE
SE	GINI	2.22	0.329	
GINI	BANK	7.365**	0.025	GINI↔BANK
BANK	GINI	5.437*	0.066	
GINI	RGDP	23.765***	0.000	GINI↔RGDP
RGDP	GINI	6.464**	0.039	
SE	BANK	1.904	0.385	BANK→SE
BANK	SE	4.668*	0.096	
SE	RGDP	23.765***	0.000	RGDP→SE
RGDP	SE	0.209	0.900	
BANK	RGDP	18.829***	0.000	RGDP→BANK
RGDP	BANK	1.030	0.597	

資料來源：本研究整理

註：1. *、**、***表示在10%、5%、1%顯著水準下顯著異於0。

2. ↔表示互不影響；↔表示↔互為因果關係；→表示單向因果關係。

第五章 研究結論與建議

國家經濟永續發展一直是一門重要的課題，過去的文獻中我們可以看到經濟成長與金融發展的關係正反兩面都有，正向的往往出現在已開發國家，反向則在未開發國家，兩者之間可能的差異在於國民所得分配不均程度與金融產業的健全性，甚至可能受到地下經濟規模的影響。

過去陳希臻（2019）曾以共整合檢定及因果關係檢定探討台灣的金融發展、經濟成長與所得分配之間的互動關係，惟未考量到地下經濟規模直至 2019 年已佔 GDP 高達 30%，因此本文為補足相關文獻，將地下經濟納入重要因素考量。

本文蒐集台灣 1981 年第一季至 2019 年第四季的资料，透過 Johansen 共整合檢定實證結果，發現地下經濟、經濟成長、所得分配與金融發展四個變數具有一個共整合關係，顯示各模型變數間存在著長期均衡關係，共整合向量係數顯示各變數間均有正向的關係。透過 VECM 短期 Granger 因果關係顯示，金融發展與經濟成長皆會單向的影響地下經濟、所得分配與地下經濟短期間互不影響、所得分配與經濟成長則互為因果關係。實證發現所得分配對於經濟成長的影響程度最大，顯示總體經濟環境變數之變動皆可能導致所得不均程度擴大，亦實證了彭思遠（2007）所提出的改善所得不均問題將有利於經濟成長。

本文也將未考量地下經濟時的模型放置於附錄二，藉此對比本文將地下經濟列入考量之重要性，未考量地下經濟的模型變數為經濟成長(RGDP)、金融發展(BANK)、所得分配(GINI)。由表 4-10 與表 5-7 對比後可發現：

(1)在未考慮地下經濟時，金融發展會單向的影響經濟成長，金融發展與所得分配彼此呈現獨立關係，而經濟成長與所得分配則互為因果關係，以上結果可以發現台灣在短期間，金融發展可以促進經濟成長，存在供給領導的關係，但金融發展卻無法降低所得不均程度，所得分配則與經濟成長互相影響。

(2)在本文考量地下經濟後，反而是經濟成長會單向影響金融發展，實證了兩者存在非線性關係，而金融發展與所得分配轉而互為因果關係，唯一不變的是所得分配與經濟成長仍互為因果關係，且加入地下經濟後，金融發展與經濟成長皆會單向的影響地下經濟。

由此實證在對比後，更可強化地下經濟在總體經濟發展過程中應列入重要考量位置，在加入地下經濟的模型中，可顯現出金融發展與所得分配產生了因果關係，且地下經濟皆受到金融發展與經濟成長的影響，加上本研究估計台灣地下經濟規模於2019年已高達GDP佔比之30%，皆實證顯示地下經濟在總體經濟環境中的重要性。

筆者身處金融業也觀察到，近來台灣受疫情影響，國內許多民生產業受疫情管制而被迫停業，許多行業也面臨倒閉及勞工失業或減薪問題，金融業者政府配合開辦紓困貸款。自開辦以來湧入大量民眾，紓困方案限定108、109年度綜合所得稅所得在低於50萬以下才能申請，但銀行臨櫃卻不乏遇到從事地下經濟產業客戶開名車、戴著勞力士申請紓困，甚至貸款炒股而非救急，嚴重浪費社會資源。綜觀相關地下經濟的問題，政府應該更加重視，在做金融或是經濟決策時，應將地下經濟納入考量，透過組織及制度化，改善目前整體的經濟環境，掌握地下經濟以有效的提升政府稅收，規範地下經濟所衍生的相關問題，制定出更加精準的決策，才能有效的控制或解決社會貧富不均的問題，帶動金融產業與國家經濟的發展。

參考文獻

中文部分

- 李建強 (2006)。金融發展、經濟成長與通貨膨脹的門檻效果。臺灣經濟預測與政策，36 (2)，79-107。
- 李建強、洪福聲、黃柏農 (2005)。金融發展與經濟成長的關係會消失嗎？—門檻迴歸之應用。經濟研究，41 (1)，45-74。
- 沈中華、林昌平 (2009)。金融發展對經濟成長的影響—動態追蹤資料門檻模型。經濟研究，45 (2)，179-182。
- 林朕陞 (2019)。臺灣地下經濟的三個議題。政治大學經濟研究所博士論文，未出版，台北。
- 林朕陞、洪福聲 (2019)。臺灣的金融發展和經濟成長：地下經濟的角色。臺灣經濟預測與政策，55 (1)，71-114。
- 林朕陞、洪福聲、朱美麗 (2020)。租稅負擔與地下經濟的門檻效果—台灣的實證研究。經濟論文，48 (4)，511-555。
- 彭思遠 (2007)。台灣所得分配總體計量研究。臺灣大學經濟學研究所學位論文，未出版，台北。
- 傅敬堯、林雪瑜、楊淑珺 (2018)。稅制調整與地下經濟—臺灣動態隨機一般均衡模型分析。臺灣經濟預測與政策，49 (1)，1-45。
- 詹文碩、陳以禮 (譯) (2014)。二十一世紀資本論 (Thomas Piketty 原著)。台北：衛城出版。
- 陳于婷 (2020)。通貨膨脹對金融發展與經濟成長的影響-時變門檻模型分析。中山大學經濟學研究所碩士論文，未出版，高雄。
- 陳希臻 (2019)。金融發展與所得不均的關係—台灣實證研究。政治大學行政管理碩士學位碩士論文，未出版，台北。

戴韻珊、孫佳宏 (2004 年 6 月), 臺灣地下經濟之探討-MIMIC 模型之應用。第五屆
全國實證經濟學論文研討會, 台中。

英文部分

- Alesina, A. and D. Rodrik (1994). Distributive Politics and Economic Growth. *The Quarterly Journal of Economic*, 109(2), 465-490.
- Barro, R. J. (1990). Government Spending in a Simple-Model of Endogenous Growth. *Journal of Political Economy*, 98(5), 103-126.
- Blackburn, K., N. Bose and S. Capasso (2012). Tax Evasion, the Underground Economy and Financial Development. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 83(2), 243-253.
- Capasso, S. and T. Jappelli (2013). Financial Development and the Underground Economy. *Journal of Development Economics*, 101, 167-178.
- Claessens, S. and E. Perotti (2007). Finance and Inequality: Channels and Evidence. *Journal of Comparative Economics*, 35(4), 748-773.
- De Gregorio, J. and P. Guidotti (1995). Financial Development and Economic Growth. *World Development*, 23(3), 433-448.
- Din, B. H. (2017). Estimating the Determinants of Shadow Economy in Malaysia. *Malaysian Journal of Society and Space*, 12(5), 191-201.
- Diamond, D. W. and P. H. Dybvig (1983). Bank Runs, Deposit Insurance, and Liquidity. *Journal of Political Economy*, 91(3), 401-419.
- Elliott, G., T. J. Rothenberg and J. H. Stock (1996). Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root. *Econometrica*, 64(4), 813-836.
- Engle, R. F. and C. W. J. Granger (1987). Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica*, 55(2), 251-276.

- Feige, E. L. (1979). How Big Is the Irregular Economy? *Challenge*, 22(1), 5-13.
- Galor, O. (2000). Income Distribution and Process of Development. *European Economic Review*, 44, 706-712.
- Gimet, C. and T. Lagoarde-Segot (2011). A Closer Look at Financial Development and Income Distribution. *Journal of Banking and Finance*, 35(7), 1698-1713.
- Greenwood, J., and B. Jovanovic (1990). Financial Development, Growth, and the Distribution of Income. *Journal of Political Economy*, 98, 1076-1107.
- Granger, C. W. J. (1969). Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods. *Econometrica*, 37(3), 424-438.
- Goldsmith, R. W. (1969). *Financial Structure and Development*, New Haven, CT: Yale University Press.
- Gutmann, P. M. (1977). The Subterranean Economy. *Financial Analysts Journal*, 33(6), 26-34.
- Hung, F. S. (2015). Tax Evasion, Financial Dualism, and Economic Growth. *Academia Economic Papers*, 43(2), 175-213.
- Iradian, G. (2005). Inequality, Poverty, and Growth: Cross-Country Evidence. *IMF Working Paper*.
- Ibrahim, S. S. and H. M. Aliero (2020). Testing the Impact of Financial Inclusion on Income Convergence: Empirical Evidence from Nigeria. *African Development Review, African Development Bank*, 32(1), 42-54.
- Johansen, S. (1988). Statistical Analysis of Cointegration Vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2-3), 231-254.
- Johansen, S. and K. Juselius (1992). Testing Structural Hypotheses in a Multivariate Cointegration Analysis of the PPP and the UIP for UK. *Journal of Econometrics*, 53(1-3), 211-244.

- Kuznets, S. (1955). Economic Growth and Income Inequality, *American Economic Review*, 45, 1-28.
- King, R. G. and R. Levine (1993), Finance and Growth: Schumpeter Might be Right. *Quarterly Journal of Economics*, 108(3), 717-737.
- Li, H., L. Squire, and H. F. Zou (1998). Explaining International and Intertemporal Variations in Income Inequality. *The Economic Journal*, 108(446), 26-43.
- Loayza, N. V. (1996). The Economics of the Informal Sector: A Simple Model and Some Empirical Evidence from Latin America. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 45(1), 129-162.
- Lucas Jr., R. E. (1988). On the Mechanics of Economic Development. *Journal of Monetary Economics*, 22(1), 3-42.
- Medina, L. and F. Schneider (2017). Shadow Economies around the World: New Results for 158 Countries over 1991-2015. CESifo Working Paper No. 6430.
- Nieh, C. C. and C. F. Lee (2001). Dynamic Relationship between Stock Prices and Exchange Rates for G-7 Countries. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 41(4), 477-490.
- Nelson, C. R. and C. I. Plosser (1982). Trend and Random Walks in Macroeconomic Time Series. *Journal of Macroeconomics*, 10, 139-162.
- Patrick, H. T. (1966). Financial Development and Economic Growth in Underdeveloped Countries. *Economic Development and Cultural Change*, 14(2), 174-189.
- Pagano, M. (1993). Financial Markets and Growth: An Overview. *European Economic Review*, 37, 613-622.
- Phillips, P. C., and P. Perron (1988). Testing for a Unit Root in Time Series Regression. *Biometrika*, 75(2), 335-346.

- Risso, W. A., L. F. Punzo and E.J.S. Carrea (2013). Economic Growth and Income Distribution in Mexico: A Cointegration Exercise. *Economic Modelling, Elsevier*, 35, 708-714.
- Rajan, R. G. and L. Zingales (2003). The Great Reversals: the Politics of Financial Development in the Twentieth Century. *Journal of Financial Economics*, 69(1), 5-50.
- Schumpeter, J. A. (1911). *The Theory of Economic Development*. Cambridge: Harvard University Press.
- Schneider, F. and D. H. Enste (2002). *The Shadow Economy: Theoretical Approaches, Empirical Studies, and Political Implications*. Cambridge (UK): Cambridge University Press.
- Shen, C. H. and C. C. Lee (2006). Same Financial Development yet Different Economic Growth-Why? *Journal of Money, Credit, and Banking*, 38(7), 1907-1944.
- Sims, Christopher A. (1980). Macroeconomics and Reality. *Econometrica*, January, 48(1), 1-48.
- Stern, N. (1989). The Economics of Development: A Survey. *Economic Journal*, 99, 597-685.
- Tanzi, V. (1980). The Underground Economy in the United States: Estimates and Implications. *Banco Nazionale del Lavoro Quarterly Review*, 135(7), 427-453.
- Tsintzos, P. and T. Efthimiadis (2011). The Internal External Debt Ratio and Economic Growth. *Economics Bulletin*, 32(1), 941-951.

網路等電子化資料

許振明 (2004)。台灣金融發展歷程，2004年4月7日，取自：網址：
<https://view.officeapps.live.com/op/view.aspx?src=http%3A%2F%2Fhomepage.ntu.edu.tw%2F~chenmin%2Fmoneybanking%2Fmoneybanking6.ppt>。

附錄一

本研究各變數之基本統計量

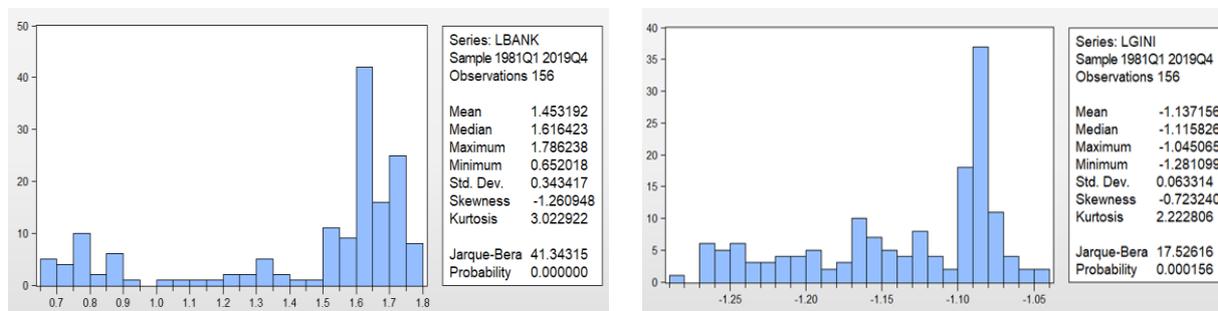


圖 4-3 基本統計量—金融發展指標 (BANK) 與吉尼係數 (GINI)

資料來源：本研究繪製

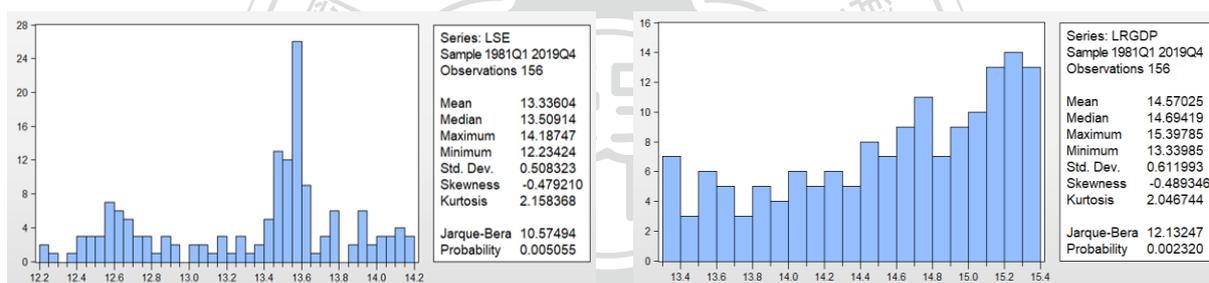


圖 4-4 基本統計量—地下經濟 (SE) 與經濟成長 (RGDP)

資料來源：本研究繪製

附錄二

以下為未考量地下經濟時的模型，以經濟成長 (RGDP)、金融發展 (BANK)、所得分配 (GINI) 三個變數之模型。

表 5-1 VAR 模型的落後期數及殘差項自我相關檢定

模型	FPE	AIC	LM (4)	LM (8)
LRGDP、LGINI、 LBANK	3	3	16.207 (0.062)	12.659 (0.178)

資料來源：本研究整理

註：1. VAR 階次為 FPE、AIC 落後第三期

2. 採 LR 的檢定統計量，() 內為 P 值。

表 5-2 Johansen 共整合檢定結果

		設定 1	設定 2	設定 3	設定 4	設定 5
模型 1：LRGDP、LBANK、LGINI						
虛無 假設	Trace	Trace	Trace	Trace	Trace	Trace
	臨界值 (5%)	臨界值 (5%)	臨界值 (5%)	臨界值 (5%)	臨界值 (5%)	臨界值 (5%)
r=0	56.102	24.275	61.614	35.192	39.12	29.797
r≤1	10.912	12.32	15.328	20.261	13.778	15.494
虛無 假設	λ_{\max}	λ_{\max}	λ_{\max}	λ_{\max}	λ_{\max}	λ_{\max}
	臨界值 (5%)	臨界值 (5%)	臨界值 (5%)	臨界值 (5%)	臨界值 (5%)	臨界值 (5%)
r=0	45.19	17.797	46.285	22.299	25.342	21.131
r≤1	9.141	11.224	9.882	15.892	9.805	14.264

資料來源：本研究整理

註：1. 我們將選取的數據標示粗體字及底線，發現設定 1， $r \leq 1$ Trace 及 λ_{\max} 皆小於臨界值，符合長期趨勢的 Johansen 共整合模型。

2. 依據 Nich and Lee (2001) 選取長期趨勢的 Johansen 共整合模型，臨界值的數值參考 Mackinnon et al. (1999)。

以下為將共整合向量中各變數對 RGDP 進行標準化後，對 BANK 及 GINI 的長期均衡關係： $RGDP=1.351\times BANK+13.029\times GINI$

表 5-3 共整合向量係數值之顯著性檢定

變數	BANK	GINI
模型	1.048 (0.305)	12.738*** (0.00)

資料來源：本研究整理

註：**、***表示在5%、1%顯著水準下顯著異於0。

表 5-4 共整合向量係數值之聯合檢定

H ₀	RGDP=GINI	BANK=GINI	RGDP=BANK
模型	13.56*** (0.00)	8.964** (0.002)	1.931 (0.164)

H ₀	RGDP+GINI=0	BANK+GINI=0	RGDP+BANK=0
模型	12.097*** (0.00)	19.466*** (0.00)	0.132 (0.715)

資料來源：本研究整理

註：**、***表示在5%、1%顯著水準下顯著異於0。

表 5-5 長期因果關係檢定

變數	RGDP	GINI	BANK
模型	14.388*** (0.000)	4.137** (0.04)	29.370*** (0.00)

資料來源：本研究整理

註：***代表在10%顯著水準下顯著異於0。

表 5-6 變數間之短期互動關係

模型	
影響 RGDP 的短期因素	RGDP[+](-1)、GINI[-](-1)、GINI[-](-2)
影響 BANK 的短期因素	RGDP[+](-1)、BANK[+](-1)、BANK[+](-2)
影響 GINIB 的短期因素	RGDP[-](-1)、RGDP[-](-2) GINI[-](-1)、GINI[-](-2)

資料來源：本研究整理

註：1. []表示自變數對被解釋變數影響的正負關係。

2. ()表示自變數落後的期數。

表 5-7 VECM 短期 Granger 因果關係檢定

模型				
被解釋變數	解釋變數	chi-sq	Prob.	因果關係
RGDP	BANK	0.597	0.741	BANK→RGDP
BANK	RGDP	24.406***	0.000	
RGDP	GINI	8.052**	0.017	RGDP↔GINI
GINI	RGDP	24.583***	0.000	
BANK	GINI	2.931	0.230	BANK↔GINI
GINI	BANK	3.98	0.136	

資料來源：本研究整理

註：1. *、**、***表示在10%、5%、1%顯著水準下顯著異於0。

2. ⇔表示互不影響；↔表示互為因果關係；→表示單向因果關係。