

住宅權屬與所得分配之共整合分析

The Cointegration Analysis of Housing Tenure and Income Distribution

姚名鴻^a 林淑芬^b

摘要

本研究以台灣 1976 年至 2014 年之年資料為實證分析對象，探討所得分配、貿易依存度、自有住宅與家戶移轉性收入間之長短期關係。首先，透過 Johansen 共整合檢定與向量誤差修正模型估計，發現基尼係數、貿易依存度、自有住宅與移轉性收入間存在長期均衡關係。此外，因果關係檢定結果顯示基尼係數與貿易依存度對自有住宅存在單向因果關係；自有住宅則與移轉性收入存在雙向因果關係。因此，根據本文實證結果，本研究建議政府應注重貿易受損產業之升級轉型與資本集中趨勢等結構化改革策略，並落實福利制度之施行，以避免所得分配差距之惡化。

關鍵字：Johansen 共整合檢定、所得分配、自有住宅、貿易依存度、移轉性收入

ABSTRACT

This research took Taiwan's yearly data from 1976 to 2014 for an empirical analysis of the long-term and short-term relationship of income distribution, trade dependence, and owner-occupied housing with household transfer incomes. To begin with, the Johansen cointegration test and the Vector Error Correction Model (VECM) were used for the empirical estimation, which result showed that there existed a long-term equilibrium relationship among the Gini coefficient, trade dependence, owner-occupied housing ratio and transfer incomes. Furthermore, the causality test showed the Gini coefficient and trade dependence had unidirectional causality with owner-occupied housing; while the causality between owner-occupied housing and transfer incomes is bi-directional. Based on the empirical results, this research suggest that the government should look into the upgrade and transformation of trade-impaired industries and set up strategies to structurally renovate capital concentration, and solidly implement social welfare practices in order to avoid deterioration of income distribution gap.

Keywords : Johansen cointegration test, income distribution, owner-occupied housing, trade dependence, transfer income

1. 前言

台灣經歷 1980 年代十年經濟建設計劃的經濟快速成長及 1984 年的「十四項建設」和 1990 年代的「國家建設六年計劃」、「促進產業升級條例」的經濟快速中度成長；直到 1997 年亞洲金融風暴，台灣經濟發展逐緩。但所得不均度仍無下降趨勢，與 Kuznets (1995) 所提出的倒 U 型假設不一致。經濟成長率在亞洲金融風暴後仍然維持在 6.11%，其中 2001 年卻由 2000 年的 6.42% 突然滑落為 -1.26%，林祖嘉 (2003) 針對台灣經濟急遽下滑指出「除國際經濟不景氣外，消費成長遲緩、投資環境不佳、政府支出負成長及兩岸政治敏感等因素皆是造成台灣內部經濟不景氣之

原因」。然而，中央銀行 (2015) 指出台灣為小型開放經濟體屬對外貿易依存度產業集中度較高之國家，2008 年台灣外貿部門與國內需求日漸蕭條，進而導致台灣經濟成長率急遽下跌，直至 2010 年來自中國大陸訂單所帶來的出口順差、民間投資增加以及政府推動的促進就業方案，使得台灣整體經濟好轉，但長期而言仍不代表穩定 (吳惠林，2010)。反觀經濟成長率長期的變化莫測，基尼係數不受影響仍然逐年遞增，更是在 2001 年創下了台灣基尼係數的最高峰 0.35，顯示出台灣所得分配日趨嚴重的現象，更發人省思台灣貧富差距居高不下的緣由為何？

台灣為一海島型國家，佔地面積狹小、人口

^a 國立高雄應用科技大學財富與稅務管理系副教授，Email:minghungyao@gmail.com

^b 國立高雄應用科技大學財富與稅務管理系碩士，Email:a4561739@gmail.com



密集，在無天然資源的情況下，台灣經濟成長經常依賴於對外貿易。根據 H-O 理論，兩國在貿易後，財貨價格會改變，連帶著要素價格跟著改變，造成國家所得重分配，Stolper-Samuelson 則針對財貨價格改變後所造成的要素所得重分配作深入探討。然而，台灣在經濟環境發展的過程中，相對於貿易國，本國已逐漸由勞動豐富國轉向為資本豐富國，因此在與他國貿易後，資本密集使用的財貨價格上漲，帶動資本要素實質報酬增加，非資本（如勞力）要素實質報酬下降，使得資本要素擁有者獲得更多財富，勞力擁有者報酬減少。最終，在頻繁的貿易活動下，所得分配不均現象亦逐漸惡化。

Piketty (2013) 指出隨著資本所有權越集中，資本所得比上揚，相對於經濟成長趨緩，資本分配不均議題更加重要。然而財富差距擴大的可能性，也使得人們對於長期後果產生居多擔憂。若我們以房價代表資本，全國房價所得比逐年向上攀升，在 2015 年第三季已達到 8.52，意旨全國平均每人需花費近 9 年的所得，才能獲取一棟房地產。不斷飆升的房價雖使大部分民眾無力負擔，自有住宅率有逐漸下滑的傾向，然卻因「有土斯有財」的舊有觀念所影響，我國自有住宅率仍維持在八成以上。吳朝欽、江曉青 (2015) 針對不同住宅權屬間之所得不均進行探討，發現高所得族群中，家戶所得不均度最高的群組為無貸款自有住宅；在低所得族群中，有貸款自有住宅為所得不均度最高的住宅權屬，顯然，貧富差距與自有住宅有一定的關聯性。

所得不均為社會長期問題，政府為解決所得過度不均所導致的社會不公義現象，擴大實施各種福利政策，如：社會救助、醫療保健、社會保險等福利支出，並預期政府的移轉性支付能改善低所得者的生活水準，降低所得不均現象；然而，所得不均問題日趨嚴重，儘管在社會福利支出不斷擴大的補貼下，改善後的所得差距仍舊如精衛填海，居高不下。Frank and Cook (1996) 認為在經濟發展與科技進步的背景下，「贏者全拿」的市場現實面，使得愈來愈多人必須用更高的價格競爭少數的資源。Hacker and Pierson (2010) 更認為貧富不均已非全球化與社會結構的問題，而是由經濟資源轉化的政治資源分配不均所造成 (陳方隅, 2012)。杜甫在其「自今赴奉先詠懷五百字」詩中敘述「杜陵有布衣，老大意轉拙。…朱門酒肉臭，路有凍死骨…憂端齊終南，瀕洞不可掇。」敘述唐朝貧富差距越來越懸殊的現象。然而現代社會，隨著經濟的起飛、蕭條與社會變遷，貧富差距依然屢創新高，成為社會結構的新威脅。

隨著貧富不均的日益惡化，越來越多學者致力於研究如何降低所得差距與所得差距的成因，少部分文獻針對不同住宅權屬間所得分配之分解。本研究則分析所得分配、國際貿易、住宅權屬與移轉性收入等變數，是否存在長期均衡關係及短期因果關係。本文架構除本節前言外，第 2 節為文獻探討，整理與所得分配相關之國內外文獻；第 3 節為研究方法，介紹時間序列相關理論；第 4 節實證分析，分別敘述分析過程及相關檢定結果；第 5 節為結論與建議。

2. 文獻探討

本節回顧過去各學者對所得不均影響因素的相關實證研究，分別由國際貿易、住宅權屬及移轉性收入等三方面來探討。

2.1 國際貿易與所得不均

Heckscher 與 Ohlin (1919) 提出 H-O 模型，認為每個國家所擁有的生產要素資源度並不相同，於生產不同產品時所需的生產要素也會不相同；在這種情況下，若一國生產某種產品，其密集使用的生產要素為該國所富有的資源，則生產此產品對該國而言較具有優勢。因此，資本稟賦國在生產資本密集財時，擁有比較利益，勞動稟賦國則在生產勞動密集財時，擁有比較利益。陳隆華 (2004) 亦提及我國相對中國或東南亞國家屬技術勞力相對豐富國，而他國則屬非技術勞力相對密集國家，因此當我國與這些國家進行貿易往來時，我國將增加技術勞力密集財的出口，而貿易國則增加非技術勞力財的出口。因此，以我國觀點而言，技術勞力的需求增加而非技術勞力的需求減少，此兩股力量將導致技術勞力工資上漲，而非技術勞力工資則下跌，最終技術勞力與非技術勞力之所得差距將日益擴大。然而，1980 年代後，台灣對工業化國家出口比重逐漸下降，轉而對勞動相對豐富國家的出口比重逐漸提高，使得資本生產要素報酬提高，相對於勞動密集國而言，本國勞動報酬降低，貿易國的勞動力報酬上升，而貿易的自由化將進而造成所得分配越趨不平均。另外，朱敬一 (2014) 闡述 Piketty 的《二十一世紀資本論》：若政府放任市場自由運作或採用「小政府」施政，於三、四十年後，社會上將近九成的資本將集中在最富有的百分之十富豪手中。最終，社會將因財富與所得分配太過不均而產生動亂。

Asian Development Bank (2012) 指出亞洲國家經濟快速成長乃基於技術進步、全球化及市場導向的改革，也是加速擴大窮人與富人間所得差



距的原因。另外，由於繁榮與落後地區的不同，造成亞洲發展中國家的城鄉居民收入差距日益趨增，農村、城市及省際間的區域所得差距，最低為斯里蘭卡的 13%，最高為中國的 54%。OECD (2012) 則認為導致所得分配不均的原因包括政策性及非政策性，並發現教育、反歧視 (anti-discrimination) 政策、勞動市場計畫、累進稅制及移轉性支付可以減輕所得分配不均。另外，技術進步與全球化等非政策性因素僅能解釋部分所得不均的原因。

饒志堅等 (2008) 認為貿易全球化、金融全球化及技術進步，均會透過勞動市場影響所得分配。該研究利用國際貨幣基金 (International Monetary Fund, IMF) 對全球化的定義，將全球化影響所得不均的因子分為三部分，分別為貿易與金融全球化、科技進步及其他影響所得分配的重要因素。該研究的結果顯示，貿易全球化有利改善所得分配，但金融全球化及技術進步則不利於所得分配。另外，全球化使高技術勞工獲利高於低技術勞工；低技術勞工勞動報酬成長受限，造成所得差距擴大，也因此先進國家勞動報酬占 GDP 比重進而下降。莊希豐、陳亞為 (2011) 利用 1960 年至 2005 年間共 64 個國家之資料做橫斷面分析，其認為貿易開放對所得不均存在門檻效果。低經濟發展國家中，貿易開放將使所得差距擴大；高經濟發展國家中，貿易對所得分配並無顯著影響。因此，一國若欲降低所得不均度，則政府應減少貿易開放度，但有可能造成長期經濟成長的降低。

2.2 住宅權屬對所得不均的影響

吳朝欽、江曉青 (2015) 利用均等化基尼係數之分解方法，探討不同住宅權屬之所得不均惡化原因。研究結果發現，高所得族群中，家戶所得不均度最高為無貸款自有住宅族群，不均度主要源自受雇人員報酬、產業主所得、資本收入 (2013 年，影響度由大至小)。在低所得族群中，家戶所得不均度最高為有貸款自有住宅，不均度源自於受雇人員報酬、資本收入、產業主所得 (2013 年，影響度由大至小)。另外，淨移轉收入對無貸款自有住宅、有貸款自有住宅及租屋等住宅權屬之所得不均皆有改善的功能，且影響力在 2006 年至 2013 年間有逐年遞增的趨勢。

謝博明 (2006) 利用 1980 年、1990 年及 2000 年間，主計處「家庭收支調查」資料探討不同住宅權屬家戶之近二十年來所得與住宅消費分配及變動情形。主要使用基尼係數與艾金森指數來衡量分配不均的程度。研究結果顯示，若以不同住

宅權屬區分，則 1980 年以租屋家戶之基尼係數最小，其次為有貸款自有住宅，無貸款自有住宅之基尼係數最高；另外多數有貸款自有住宅家戶之所得水準集中於次高及最高，反之，多數租屋家戶之所得水準明顯集中於最低及次低。然而，2000 年的台灣家戶所得不均呈現持續惡化的情形，有貸款自有住宅及租屋家戶之基尼係數相差無幾，分別為 0.28 及 0.29，無貸款自有住宅之所得分配不均度依然最高，顯示為 0.33；另外，仍有多數低所得家庭集中在租屋家戶及無貸款自有住宅家戶。另以艾金森指數衡量住宅權屬所得分配情形，則租屋家戶所得分配不均成長幅度最大，顯示其惡化情形最為嚴重，其次為無貸款自有住宅。

Burrows and Wilcox (2000) 利用英國房屋調查 (SEH) 及 CML 住屋金融調查 (Housing Finance) 衡量政策對低收入戶家庭所帶來的成長。數據指出，約有 43% 擁有自有住宅家戶的家庭，年所得低於 5,000 英鎊，總體而言，上述的低收入戶族群中有 46% 屬退休家庭，25% 的戶主目前就業中，另外 28% 的戶主則待業中。此外，CML 在 1999 年的調查顯示，74% 的成年人偏好於兩年內成為自住業主 (owner-occupier)，更多的成年人偏好於 10 年內擁有自己的住房。此外，謝博明 (2004) 利用蘇格蘭家戶資料，運用基尼係數及五等分差距倍數分析所得與住宅權屬的分配情形。研究結果發現，有貸款自有住宅及公有租屋家戶間的所得極化情形最為明顯；有貸款自用住宅家戶之所得水準集中在高所得階層，而公有租屋住宅家戶則集中在後 40% 的所得階層中。因此，蘇格蘭政府應重視國內住宅發展之改善政策，以避免所得兩極化現象的日趨嚴重。

2.3 移轉性收入與所得不均

馬太效應 (Matthew Effect) 指出「好的越好，壞得越壞」，意指強者愈強，弱者愈弱的現象，然而經濟學界皆借用此理論說明貧者愈貧，富者愈富的所得不均惡化趨勢。因此，學者藉由不同的方法及資訊，分別探討關於所得不均的成因。林金源、朱雲鵬 (2003)，利用變異係數 (CV) 進行靜態、動態的所得不均度分解，並針對每一年的所得不均度進行分析，以找出各種所得來源對所得不均的影響程度。研究結果發現，移轉支出 (綜合所得稅、房屋稅、地價稅、保險支出、其他直接稅等) 為平均化因子，可使每人可支配所得不均度下降。另外，1992 年後政府大幅增加社會福利支出，低收入戶生活補助、老人津貼等政策，將「利貧」於低所得者可支配所得。

鄭保志與李宜 (2010) 利用主計處《家庭收



支調查》個體資料，以一致性的原則重新定義家戶所得，並對全面性的「重分配效果指標」進行細部拆解，探討 1976-2006 年間各項移轉收支之重分配效果是如何變化、變化是否顯著以及富人與窮人所面對的變化是否相同等問題。研究結果顯示(1)政府移轉收支的重分配效果逐年增加，且貢獻源自於家戶從政府所獲得的移轉性收入。(2)社會保險保費支出對所得重分配為負影響。(3)從政府所獲得的經常移轉收入中，災害救助、老農津貼及老人津貼對所得重分配為正影響，且影響程度逐年上升。(4)對政府之經常性移轉支出中，僅綜合所得稅對重分配效果有較大之正影響，房屋稅、地價稅、其他直接稅、其他等均呈較弱的負相關。(5)政府補助社會保險保費中，公勞漁農軍保保費及健保保費對所得分配呈正效果。(6)社會保險保費支出中，健保保費支出對重分配的負效果最為顯著，但影響程度逐年減弱。

OECD (2012)認為在課稅及移轉性收入前，主要是由勞動及兼職收入導致所得不均等，業主及資本收入對所得不均帶來的影響較小。在 OECD 國家中，移轉支付平均降低四分之三的所得分配不均，另外直接稅的效果僅四分之一；故課稅及移轉性收支等制度的改革，在降低所得不均度與提高國內生產毛額，帶來雙重優勢，且移轉性支出造成的扭曲性較小 (less-distortion)。另一方面，移轉性收支的效果通常是循序漸的，並取決於移轉性的功能。對人均 GDP 的影響取決是否破壞了工作時間和所得水準，進而影響工作的積極性，因此福利政策通常都伴隨著適當的設計與限制措施。例如：精算過後的老年人金，其效益將不會影響老人的勞動參與力；以及失業救濟金的良善設計，將不會造成不利的工作積極性。因此，不利的福利激勵效果，可以藉由門檻限制與邊際有效稅率的提示得到緩解。

Lindert et al. (2006) 衡量拉丁美洲和加勒比地區政府補貼移轉收支的再分配程度，利用稅收文獻統計資訊中，八個國家共 56 種移轉性收支，藉由補貼範圍、金額、發生率等分布特點，衡量貧困與所得不平等之數值模擬影響。研究結果發現，政府移轉是所得再分配給窮人的有效工具。事實上，羅賓漢式 (the Robin Hood function) 的劫富濟貧功能在拉丁美洲和加勒比地區，亦利用政府移轉性收支再分配富人與窮人間的所得。然而，許多國家依然未成功地做到有效的所得再分配，舉例而言，在某些國家，社會保險的再分配影響是有限的，甚至因為「保險」的要求為勞動市場上的成員而剔除大部分的窮人以及針對部份人民給予高福利導致社會保險對所得再分配產生

負效果。因此，各國政府應重新考慮再分配目標，通過有條件的移轉性現金收支，改善與加強再分配機制。

由本節文獻回顧我們可以得知，經濟發展、住宅權屬與政府移轉性收入皆與所得不均相關，Asian Development Bank (2012)，指出亞洲國家經濟快速成長乃基於技術進步、全球化及市場導向的改革。台灣為一海島型國家，對外貿易乃其經濟提升之重要因素，但卻也是加速擴大窮人與富人間所得差距的原因。在有土斯有財的觀念下，越來越多人儲蓄買房；然 Burrows and Wilcox (2000) 提出英國一半以上的自有住宅者都是窮人的論述，令人質疑是否自有住宅是否會影響我國所得分配情況；為降低所得分配不均，移轉性收支被認為是有效改善所得差距惡化的福利制度 (Lindert et al., 2006; 鄭保志、李宜, 2010)。

本研究參考上述文獻後，發現過去對於所得不均的文獻僅著重在單一個點，如饒志堅等 (2008) 著重於全球化對所得分配之影響、吳朝欽、江曉青 (2015) 著重於住宅權屬與所得分配間之關聯，以及 Lindert et al. (2006) 則著重於政府補貼移轉收支的再分配效果。本研究則以貿易依存度、自有住宅率及家戶移轉性收入等變數作為探究貧富不均的因素，並利用基尼係數作為衡量所得分配差距之指標。

3. 研究方法

本文以 Johansen (1990) 所提出的共整合檢定方法，分析序列間是否存在長期均衡關係。為了使研究更趨完整性，首先我們須藉由單根檢定 (unit root test) 檢驗各變數呈現定態 (stationary process) 或非定態 (non-stationary)；當變數皆為非定態時，我們將進行共整合檢定方法產生一個定態序列，檢測序列間是否存在長期移動關係；並進行向量誤差修正模型 (VECM) 觀察變數間長期的動態關係；最後驗證變數間之短期因果關係。因此，本節研究方法分為單根檢定、共整合檢定以及向量誤差修正模型。

3.1 單根檢定

本小節單根檢定區分為 ADF 與 PP 單根檢定法之介紹。

3.1.1 ADF 單根檢定法

Augmented Dickey-Fuller 檢定 (ADF test) 為最常使用的單根檢定法，主要貢獻者為統計學家 David Dickey 與 Wayne Fuller。傳統的 DF 單根檢定 (Dickey-Fuller) 為 OLS 所進行的迴歸估計，



然殘差項是否符合白噪音 (white noise) 將影響迴歸係數的性質，因此在 DF 檢定式中加入自變數差分的落後期形成擴充的 DF 檢定，使單根檢定的估計式殘差符合白噪音性質，即為 ADF 單根檢定法。完整的 ADF 檢定有三種形式，分別為 (1) 含時間趨勢與截距項、(2) 含截距項不含時間趨勢以及 (3) 不含截距項與時間趨勢。另外，為避免 ADF 檢定式的模型設定造成單根測試檢定結果不同，因此 Enders (2004) 針對上述的 ADF 檢定形式，建議檢定順序首先以「含截距項與時間趨勢」的模型進行檢定，若具單根的虛無假設未被拒絕則進行「含截距項」之模型，最後為「不含截距項與時間趨勢」進行單根檢定之程序。

3.1.2 PP 檢定法

DF 檢定以及 ADF 檢定雖為文獻上常用的非定態變數檢定法，但是其檢定式要求殘差項必須為無自我相關和具有同質變異，然而 Phillips-Perron (1988) 提出以修正的方式來調整臨界值，在 PP 檢定式中加入殘差可能的自我相關和異質變異問題，因此在某些條件無法吻合下，則可以使用 Phillips-Perron 檢定 (檢稱為 PP 檢定) 來做為 ADF 的輔助檢定法。

在單根檢定部分，為避免單一檢定法的檢定力太弱，以致序列資料為定態卻顯示無法拒絕單根存在之結果，因此本文擬採用 ADF 以及 PP 等兩種單根檢定方法以確認變數是否具單根。

3.2 共整合檢定

Granger and Newbold (1974) 發現非定態變數間的序列，將可能出現假性迴歸後，時間序列計量方法已由定態時間序列，擴展到非定態時間序列的研究，然而共整合關係 (cointegration) 則意指「將一群 I(1) 序列做某一線性組合成為一個新序列，則此一新序列為 I(0) 序列。」也就是說，非定態變數間因為存在某種特殊關係，使其線性關係變成定態的現象，且「共整合」經常被詮釋為變數間具有長期均衡關係。共整合檢定方法主要分為兩種，第一種為 Engle and Granger (1987) 所提出的兩階段程序法，第二種為 Johansen (1988) 所提出。由於 Engle and Granger (1987) 的共整合分析主要假設變數之間最多只存在一個共整合關係，然 Johansen (1988) 所提出的共整合檢定方法允許多個共整合關係的存在，因此本文擬採 Johansen (1988) 之共整合方式估計共整合向量。

一考慮 VAR(p) 的向量誤差修正模型 (VECM)，可表示為式 (1) 並給定 y_t 階次最高為一。

$$\Delta y_t = \Pi y_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} D_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (1)$$

使用 Π 矩陣秩來檢定是否存在共整合關係的方式，一般稱為 Johansen test。此外，Johansen (1988) 提出兩種共整合向量的檢定統計量方法，分別為跡檢定 (trace test) 及最大特性根檢定 (maximum eigenvalue test)。然而，當我們進行跡檢定與最大特性根檢定時，若共整合向量的檢定統計量結果不一致，Johansen and Juselius (1990) 建議應採最大特性根檢定。

3.3 向量誤差修正模型

誤差修正為一種動態調整機制之概念，當非定態變數具有共整合關係時，通常隱含變數間具有長期「均衡方向調動」的特性，然而短期間變數可能存在偏離造成短期有失衡現象，但這種短期偏離長期均衡的現象應該會逐漸縮小，而此縮小機制又稱為「誤差修正機能 (error correction mechanism, Banerjee et al. (1993))」。因此，將 ECM 關係式加入 VAR 模型中，即為「向量誤差修正模型 (vector error correction model)」，又稱「共整合 VAR 模型 (cointegrated VAR model)」舉例來說將式 (1) 中的 Π 代入 $\alpha\beta'$ 等同於一個 VECM 模型，類似以 VAR 的方式估計誤差修正。此外，Johansen 的共整合檢定又分為下列五種不同向量誤差修正模型的設定：假設一：VAR 與 ECM 都沒有常數項；假設二：VAR 沒有常數項而 ECM 有常數項；假設三：VAR 與 ECM 都有常數項；假設四：VAR 有常數項而 ECM 有常數項與時間趨勢項；假設五：VAR 與 ECM 都有常數項與時間趨勢項。本研究使用假設二，模型如下：

$$\Delta y_t = \alpha(\beta' y_{t-1} - \gamma_2) + \sum_{j=1}^{p-1} D_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (2)$$

上述式子中 γ_2 為 ECM 的常數項； α 為 ECM 的修正係數， β 為共整合項量所組成的矩陣； D_j 為衡量短期影響調整係數， ε_t 為隨機趨勢； $\beta' y_{t-1}$ 稱作均衡誤差 (equilibrium error) 或誤差修正項 (error correction)。

4 實證分析

本研究目的主要探討台灣所得分配、貿易依存、自用住宅與家戶移轉性收入間之長短期關係，因此本節分為資料說明與敘述統計、單根檢定、共整合與向量誤差修正模型，最後為變數間之短期關係。

4.1 資料說明與敘述統計

本研究以台灣 1976 年至 2014 年之年資料作



為實證分析對象，樣本數共 39 筆，表 1 為本研究各變數之定義與來源說明。為了使研究變數在模

型建立上更清晰，故將所有變數取自然對數後再進行分析。

表 1 變數資料說明表

變數	變數定義	資料期間
LNGINI	家戶吉尼指數之自然對數值	
LNFTD	貿易依存度比例之自然對數值	1976 年
LNOWN	住宅權屬-自有住宅比例之自然對數值	至 2014 年
LNTRANS	家戶移轉性收入占家戶總收入比例之自然對數值	

資料來源：行政院總體統計資料庫，網址：<http://statdb.dgbas.gov.tw/pxweb/dialog/statfile9L.asp> 及 AREMOS，登入時間：2016/04。

吉尼 (Gini) 係數是義大利學者 Corrado Gini 根據 Lorenz 曲線所定義，為家戶間所得分配程度指標，將家戶所得與家戶數做一累計曲線，並計算 Lorenz 曲線與收入絕對不平等線間面積占收入絕對公平線與收入絕對不平等線間面積之比例。該係數介於 0 與 1 間，係數愈接近零則所得分配越平均，反之，係數愈接近 1 則所得分配越不平均。國際間大多以 Gini 係數作為所得分配水準的代表，相對於五等分倍數易受最高及最低極端質

影響，Gini 係數顯然是較公平的，因此本文以吉尼係數作為所得分配程度之衡量。圖 1 代表我國 1976-2014 年的家戶吉尼係數趨勢圖。吉尼係數持續上升，至 2001 年創下歷年來的最高點 0.350，在 2004 年則降低為 0.338。由於技術人才的需求提升，使得薪資報酬在高低技術人員間產生差異，儘管政府為避免過高的所得差異引起民怨而投入更多的福利支出藉以降低所得差距，但吉尼指數仍高於 0.3。

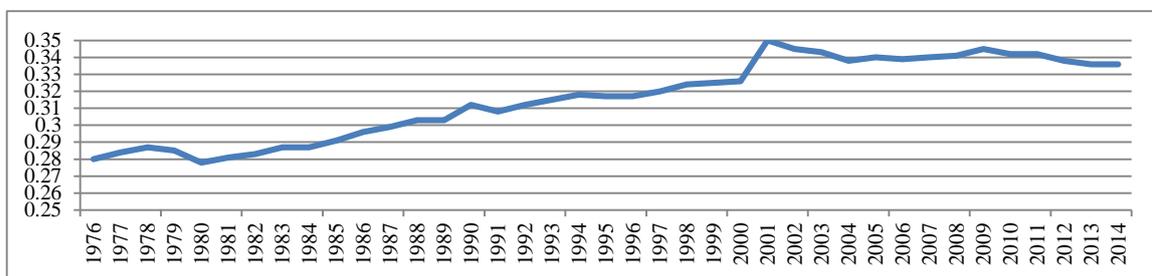


圖 1 台灣家戶吉尼係數：1976-2014 年

本研究之貿易依存度定義為進出口總值占國內生產毛額之比重，用以衡量本國對國際市場的依賴度。圖 2 代表我國 1976-2014 年的貿易依存度時間趨勢圖，顯然可見我國貿易依存度多維持在七成以上，由此可知我國貿易之盛行。2008 年美國次級風暴引發全球經濟衝擊使全球貿易成長

趨緩甚至日漸蕭條，因此 2010 年的貿易高成長被視為衰退期後的反彈現象。2012 年起的貿易負成長之主因，楊珍妮 (2014) 認為係因貿易保護主義興起、金融海嘯後消費與投資需求疲軟等原因所造成。藉由文獻回顧與國際貿易理論的 H-O 模型，本研究預期貿易依存度與所得不均衡度正相關。



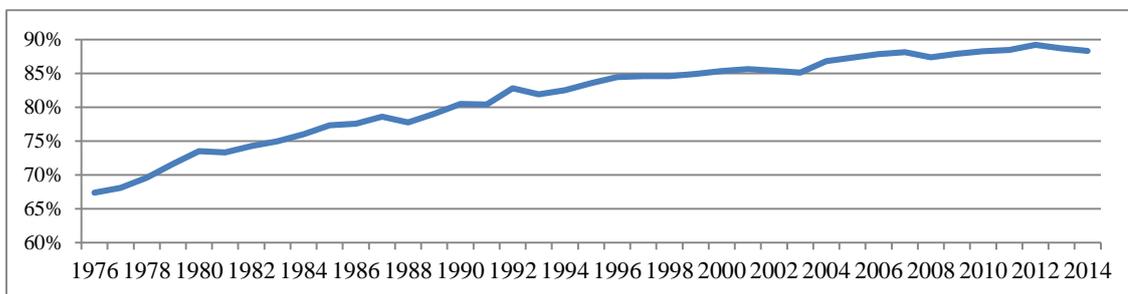


圖 2 台灣貿易依存度：1976-2014 年

住宅權屬分配主要由行政院家庭收支調查所計算，家庭收支調查每年約略抽樣台灣全體家庭總戶數的 4% 分別調查家庭所得來源、住宅權屬、儲蓄、消費型態等狀況，並作深入之統計分析以供政策或學界所用，圖 3 為 1974-2014 年的自有住宅比例趨勢圖。然而本研究所使用之自用住宅比率，則來自於家庭收支調查之住宅權屬(%) - 自有部分，值得注意的是「自有」於 2009 年以前指「現住房屋所有權屬戶內員之任何一人或其

直系親屬者」，2010 年起修改為「戶內經常居住成員所擁有」。然而本研究為了維持相同的比較基礎，因此 2010 年以後的自有為「自有」及「不住在一起的配偶、父母又或子女所擁有」兩類之加總值作為分析數據。另外，藉由文獻回顧可得知大多學者認為自有住宅(又分為有貸款及無貸款)之所得不均度最高，因此本研究預期自有住宅與所得不均度為正相關(吳朝欽、江曉青，2015；謝博明，2006)。

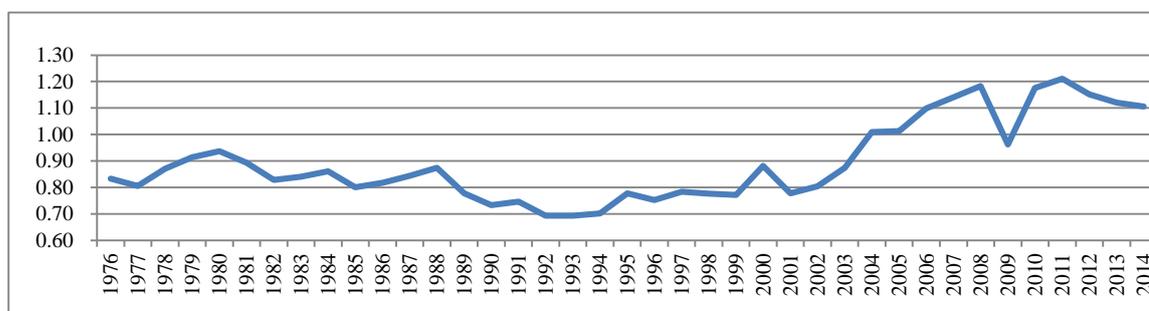


圖 3 住宅權屬分配-自有住宅比例：1976-2014 年

移轉所得為家庭收支調查中之「經常移轉收入」，涵蓋從私人、從政府、社會保險受益、從企業及從國外，其中「從企業」指人身意外災害保險受益及其他(如：保險受益、中獎、救濟等)，且從私人及國外之收入多用於當期消費而非購買固定資產或金融資產等投資行為。家戶經常移轉收入結構比意指家戶之移轉性所得占家戶總所得之比例。隨著經濟的發展，越來越多福利措施受到重視，因此移轉收入金額亦與日遽增，2013-2014 年間已達到 18.37% 及 17.96%，總金額為

179.9 及 180.7 百億元。通常政府為降低貧富不均，將會增訂福利政策與增加福利支出，因此本研究預期移轉性收入與所得不均度為負相關。

由上述變數原始值的簡單趨勢介紹後，首先我們針對樣本作初步的敘述統計量，表 2 為以上變數未經自然對數處理之數據的基本敘述統計量，四變數之平均值、中位數差異均不大。藉由 Jarque-Bera 統計量可以判斷樣本是否服從常態分配，結果顯示四個變數的 p 值均大於 5% 的顯



著水準，表示基尼係數、貿易依存度、自有住宅比例與移轉性收入比例均無法拒絕變數為常態的虛無假設。另外基尼係數與自有住宅比例之偏態

為左偏，另兩變數則呈現右偏。在峰態部分四個序列變數皆呈現為低峽峰。

表 2 敘述統計量

變數	平均值	中位數	最大值	最小值	標準差	偏態	峰態	JB 值	樣本數
<i>GINI</i>	0.3157	0.3170	0.3500	0.2780	0.0233	-0.1996	1.6101	3.3982	39
<i>FTD</i>	0.8932	0.8444	1.2103	0.6929	0.1518	0.7557	2.3441	4.4115	39
<i>OWN</i>	0.8151	0.8356	0.8920	0.6736	0.0633	-0.6902	2.3616	3.7585	39
<i>TRANS</i>	0.1058	0.1143	0.1837	0.0434	0.0511	0.1999	1.4029	4.4044	39

說明：資料期間為 1976-2014 年

4.2 單根檢定

本研究利用 ADF 與 PP 等單根檢定方法，加以驗證變數是否具隨機趨勢，由 4.1 小節的資料說明，可以發現基尼指數、自有住宅及移轉性收

入均趨向於含有截距項且具有明顯上升的時間趨勢，僅貿易依存度有待質疑，因此本研究在單根檢定的模型選擇為模型一「包含截距項及時間趨勢項」此一檢定形式為主。

表 3 ADF 及 PP 檢定

	ADF 單根檢定			PP 單根檢定		
	含時間趨勢	含截距項	不含時間趨勢	含時間趨勢	含截距項	不含時間趨勢
	與截距項	不含時間趨勢	與截距項	與截距項	不含時間趨勢	與截距項
	Level			Level		
<i>LNGINI</i>	-1.36	-1.34	1.88	-1.31	-1.37	2.17
<i>LNFTD</i>	-1.85	-1.13	0.55	-1.74	-1.13	0.72
<i>LNOWN</i>	-1.67	-5.13***	4.17	-2.23	-13.46***	3.79
<i>LNTRANS</i>	-2.44	-0.21	2.14	-2.61	-0.22	2.11

說明：模型 1% 及 5% 臨界值分別為 -4.22 與 -3.53、-3.62 與 -2.94、-2.63 與 -1.95。** 及 *** 分別代表 5% 及 1% 的顯著水準。

由於本研究所採時間序列之計量方法為共整合檢定，然共整合分析之條件為序列變數需具相同整合階次，因此需先對變數進行單根檢定。ADF 與 PP 檢定模型分為三類，分別為模型一（含時間趨勢與截距項）、模型二（含截距項不含時間趨勢）以及模型三（不含時間趨勢與截距項）等三類，如表 3 所示模型一的所有序列變數在 level（原始值）之下，均顯示無法拒絕變數具單根的虛無假設；模型二除自有住宅拒絕虛無假設變數為定態外，其餘皆顯示無法拒絕虛無假設；模型三結果與模型一相同，均無法拒絕虛無假設表示變數為非定態序列 $I(1)$ 。然而不管是模型一、模型二或模型三，經過一階差分（1st Difference）後，所有

變數均顯示為定態序列 $I(0)$ ，於模型一及模型三中變數具相同整合階次。另外，ADF 檢定中的落後期數則應用 Akaike (1974) 所提出的 AIC 準則（Akaike Information Criterion）所決定。在落後期數的判定上，模型一與模型二中，除自有住宅顯示為落後 4 期外，其餘均顯示為落後期數為平期；模型三中，四變數均顯示為落後平期。

根據上述所說明，在變數具時間趨勢與截距項的情況下，ADF 與 PP 單根檢定的結果相同，故以 ADF 與 PP 檢定結果「變數均具單根」為準，且經過一階差分即可接受「變數為定態」之假設，因此可確認序列具相同整合階次。



4.3 共整合與向量誤差修正模型

單根檢定確認四個時序資料均為非定態 $I(1)$ 數列，經由一階差分後成為定態序列。因此本研究藉由 Johansen 共整合檢定，分析吉尼係數、貿易依存度、自有住宅比例及移轉性收入比例間是否存在長期均衡關係。在共整合檢定前，須決定

序列模型的落後期數，由表 4 向量自我迴歸模型的落後期數值中，藉由 AIC、SBC 與 HQ 準則，得以確定模型的落後期數。AIC 顯示模型的落後期數為落後 5 期，而 SBC 與 HQ 準則為落後 1 期。因此，本研究以落後期數較低的落後 1 期作為模型落後期數的選擇

表 4 落後期數 (VAR)

Lag	AIC	SC	HQ
1	-16.72	-16.00*	-16.47*
2	-16.38	-14.95	-15.89
3	-16.30	-14.14	-15.56
4	-16.29	-13.41	-15.307
5	-16.85*	-13.26	-15.62

說明：Endogenous variables: *LNGINI LNFTD LNOWN LNTRANS*

共整合向量的檢定統計量方法分為跡檢定及最大特性根檢定，另外又分為五種向量誤差修正模型的設定，在此部份本研究選擇「共整合有截距項、VAR 沒有截距項」做為模型的建構與估計分析。依據表 5 可得知跡檢定之 t 統計量值在 5% 臨界值下，顯示共有三組共整合向量的存在；

最大特性根則在 5% 臨界值下，顯示具有一組共整合向量存在。考慮 Johansen and Juselius (1990) 所建議，若跡檢定與最大特性根檢定結果不一致時，應採最大特性根檢定，因此本研究之吉尼係數、貿易依存度、自有住宅及移轉性收入間存在一組共整合向量，隱含序列間存在長期均衡關係。

表 5 共整合向量統計

跡檢定(Trace Test)			最大特性根檢定(Maximum Eigenvalue Test)		
H_0	t 檢定值	5% 臨界值	H_0	t 檢定值	5% 臨界值
$r = 0$	78.23**	54.08	$r = 0$	35.83**	28.59
$r \leq 1$	42.40**	35.19	$r \leq 1$	18.61	22.30
$r \leq 2$	23.79**	20.26	$r \leq 2$	17.39	15.89
$r \leq 3$	6.40	9.16	$r \leq 3$	6.40	9.16

說明：**表示在 5% 顯著水準下，拒絕虛無假設。

經由 Johansen and Juselius (1990) 所建議，我們發現吉尼指數、貿易依存度、自有住宅比例

及移轉性收入比例序列間存在一組長期均衡關係，序列間關係式如下：

$$LNGINI_t = -13.3055 + 0.4966LNFTD_t + 3.3774LNOWN_t - 0.2293LNTRANS_t \quad (3)$$

上述式 (3) 由左至右分別代表吉尼係數、常數項、貿易依存度、自有住宅率及移轉性收入比，除常數項外，所有變數均取自然對數值，且等號右式中的常數項、貿易依存度、自有住宅均以及移轉性收入均在一定的顯著水準下，對吉尼係數具顯著相關性，並存在長期均衡關係。

根據 H-O 理論，兩國貿易時會根據要素相對稟賦之財貨進行出口，然而台灣自 1980 年代以來，資本要素密集財之出口比重上升，勞動相對密集財比重逐漸下降，造成資本報酬上漲、勞動報酬下跌，使所得集中在原本就擁有資本的富人手中，依靠勞力賺取收入之勞動者因勞動報酬的



下跌而使所得跟著下跌，因此造成所得差距日益擴大。由實證結果顯示，貿易依存度與基尼係數在 5% 的顯著水準下，存在正相關性。此一實證結果將支持 Asian Development Bank (2012) 所述，亞洲國家經濟快速成長乃基於技術進步、全球化及市場導向的改革，也是加速擴大窮人與富人間所得差距的原因。隨著我國經濟成長的趨緩，貧富差距將可能受到貿易開放的影響，貿易自由化將轉移技術與非技術之實質薪資，改變所得分配（莊希豐、陳亞為，2011）。

自有住宅與基尼係數在 5% 的顯著水準下，存在正相關性。吳朝欽、江曉青（2015）認為不論是高所得家庭或低所得家庭，其家戶所得分配度最嚴重者均為自有住宅。因此可以推論出，在有土斯有財的舊有觀念下，人們為買房而儲蓄甚至貸款，亦有人為投資而買賣房地；同時部分低所得者藉由繼承獲得低價值的房地且無能力可購買其他房地，高所得者直接購買高地段且高價之房地，同樣都是自有住宅但其所得差距卻極大，因此在住宅權屬中家戶自有住宅為所得分配最不均之權屬，且有日益嚴重的趨勢，另外租用及借住等其他住宅權屬，大部分為低所得者，因此所得分配差異並不大。本研究之實證結果顯示自有住宅比例對基尼係數存在正相關，表示自有住宅率愈高所得分配愈不平均，呼應 Burrows and Wilcox 的論述「英國一半以上的自有住宅者都是窮人」，及謝博明（2006）的論點「無貸款自有住宅之基尼係數最高，且多數有貸款自有住宅家戶之所得水準集中於次高及最高」。

OECD (2012) 認為課稅與移轉收入等制度將能夠降低整體國家的所得不均度，本研究關於移轉性收支的實證結果顯示移轉性收入與基尼係數在寬鬆的 10% 顯著水準下，存在負相關性。然此移轉性收入對基尼係數有負相關性之實證結果，代表移轉性收入能使貧富差距獲得改善，此結果支持 Lindert et al. (2006) 的論點，政府移轉是所得再分配給窮人的有效工具，且政府移轉性收入的重分配效果逐年增加；另外，社會保險保費支出對所得重分配為負影響，但影響力逐年遞減（鄭保志與李宜，2010）。值得注意的是本研究之移轉性收入泛指所有來自公部門及私部門之家戶收入。

誤差修正向量用以調整變量間短期狀態偏離長期均衡之誤差修正機能，其結果如表 6 所示。誤差修正係數向量 (0.0155, 0.0852, 0.0545, -0.0897) 意指著當貿易依存度、自有住宅比例、家戶移轉收入比例與基尼指數脫離長期均衡關係時，基尼指數、貿易依存度與自有住宅比例將會向上修正（係數值為正號），而移轉收入比例則會向下

修正（係數值為負號），以回復長期均衡。然而修正向量僅自有住宅比例在 1% 的顯著水準下結果為顯著，其餘數與 t 檢定值分別為 0.0545 與 5.9975。

藉由誤差修正估計結果，可判別變數與變數間之因果關係，其關係式如表 7 所示，分別代表：

1. 以間接的因果關係而言，僅自有住宅的誤差修正項在 5% 的顯著水準下為顯著，表示各變數均會透過誤差修正項間接的影響自有住宅，因此基尼係數、貿易依存度與移轉性收入均為自有住宅的「間接的因」，可用以領先預測自有住宅。
2. 以直接的因果關係而言，僅移轉性收入下的前一期自有住宅之係數，在 5% 的顯著水準下為顯著，表示前一期之自有住宅會直接的影響移轉性收入，因此住宅為移轉性收的「直接的因」，能以預測移轉性收入。
3. 就前兩點而言，變數間的因果關係如表 7 所示，在 5% 的顯著水準下，基尼係數與貿易依存度對自有住宅存在單項因果關係，而自有住宅與移轉性收入則存在雙向的因果關係。

綜上所述，隨著進步與全球化貿易的盛行，房產價值飆升使得許多人以投機心態購買房地產，亦或基於恐慌房地的高漲使未來無法負擔更高成本而貸款買房。然而高所得其實非常容易以大筆資金購買房產，甚至高所得家戶每人可自成一戶並且每人都擁有自己的自有住宅，但是低所得者能夠購買房產的比例非常的少甚至固定不變，因此所得分配差距的越烈惡化，造成自有住宅愈高。在居住正義的社會核心公平問題上，房價高漲使原本就無自有住宅的所得中低層家戶更買不起房產，另一部分的低所得自有住宅者為實際上的貧困者，貧富差距劇烈增加，政府為解決所得分配不均問題，乃投入更多補助款與福利政策，然而鼓勵私人機構捐款以抵稅的誘因，亦使許多私部門創立基金會與增加捐贈支出，造就移轉性收入有向上遞增的趨勢。另一方面，由於移轉性收入的大幅增加，可能導致負面效果，如 OECD (2012) 及陳隆華 (2004) 所述「不利的福利機制，將會降低工作誘因及工作積極性，不利於所得再分配效果。」



表 6 誤差修正估計結果

Error Correction:	D(LNGINI)	D(LNFTD)	D(LNOWN)	D(LNTRANS)
CointEq1	0.0155 (0.0182) [0.8540]	0.0852 (0.0862) [0.9888]	0.0545*** (0.0091) [5.9975]	-0.0897 (0.0934) [-0.9600]
D(LNGINI(-1))	-0.0767 (0.2113) [-0.3628]	-0.0810 (1.0007) [-0.0809]	-0.1767 (0.1056) [-1.6738]	1.6750 (1.0844) [1.5447]
D(LNFTD(-1))	0.0229 (0.0398) [0.5770]	-0.1997 (0.1883) [-1.0603]	0.0154 (0.0199) [0.7771]	0.0285 (0.2041) [0.1397]
D(LNOWN(-1))	0.0442 (0.2869) [0.1541]	0.1390 (1.3588) [0.1023]	-0.2229 (0.1434) [-1.5550]	3.3170** (-1.4725) [2.2527]
D(LNTRANS(-1))	0.0067 (0.0328) [0.2043]	-0.1040 (0.1554) [-0.6692]	-0.0116 (0.0164) [-0.7075]	0.1994 (0.1683) [1.1843]

說明：***、**與*分別代表 1%、5%與 10%的顯著水準。()內為標準差，[]內為 *t* 檢定值。

表 7 變數間之因果關係

	LNGINI	LNFTD	LNOWN
LNFTD	無		
LNOWN	LNGINI 為因	LNFTD 為因	
LNTRANS	無	無	互為因果

5. 結論與建議

5.1 結論

隨著全球化的盛行，經濟發展帶領著社會結構改變，使得貧富差距惡化成為台灣現今嚴肅的話題。因此，本文利用 1976 至 2014 年的時間序列資料，探討貿易依存度、自有住宅率與移轉性收入對基尼係數的影響，經由單根檢定確認變數具單根為非定態序列，因此可進行 Johansen 共整合檢定。然研究結果顯示基尼係數、貿易依存度、自有住宅率與移轉性收入間具有共整合關係，存在一組長期均衡關係。貿易依存度在 5% 的顯著水準下對基尼係數有顯著正向相關性，證實貿易為加速擴大窮人與富人間所得差距的原因之一。自有住宅率在 5% 的顯著水準下對貧富差距有顯著正向相關性，表示在有土斯有財的觀念下，人們買賣不動產拒絕成為無殼蝸牛的思想，使自有住宅率飆升，所得分配亦愈不平均。移轉性收入則在 10% 的顯著水準下對基尼係數為顯著負向相關性，代表移轉性收入為改善低所得者生活水準的有效工具，儘管移轉性收入金額年年遞增，但貧富差距依然居高不下。

透過因果關係驗證變數間的「領先-落後」特

性，本研究發現基尼係數與貿易依存度在 5% 的顯著水準下，為自有住宅的「因」，表示基尼係數與貿易依存度領先於自有住宅的變動，能用以預測自有住宅；而自有住宅與移轉性收入則互為因果關係。

綜上所述，貿易依存度與自有住宅影響所得分配惡化，而移轉性收入將可改善所得分配。另外，基尼係數與自有住宅以及貿易依存度與自有住宅間存在單向因果關係，而自有住宅與移轉性收入則存在雙向因果關係。

5.2 建議

由實證分析結果可以發現，貿易依存度與自有住宅均會惡化貧富不均，移轉性收入則能改善所得差距。因此政府在全球化的環境以及國際貿易互動的盛行下，亦應注重貿易所帶來的後果，並實施貿易受損產業升級轉型等輔助策略，以及遍及勞工人才培訓等專案訓練，藉以提升勞動者之技術能力，降低貿易所帶來的薪資差異。針對房價高漲的情況，資本越集中於高所得者，政府近期推出青年購屋優惠貸款及房地合一稅制等改革為決此部分的問題，然施行成效如何則有待後續研究所探討；另外政府亦應注重持有稅制之改革，以規避高所得者為投資而買房。另一方面，



由於移轉性收入能有效改善所得不均，因此政府應落實福利制度的施行，以改善所得分配差距的惡化，但仍應注意過高的福利金額可能減少的勞動誘因以及財政赤字惡化等後果。

本研究採之自有住宅率為參考家庭收支調查報告，家庭收支調查報告為行政院主計總處每年由全體家庭總戶數抽樣約 4%的家戶所做的統計分析。然每年僅約一萬五千的樣本數，經常被質疑不足以代表全台灣約 37 萬的家戶，且亦無法避免拒訪或非誠實回答等疑慮。因此，本研究建議後續學者在使用此部分數據資料時，須加以考量家庭收支調查樣本過少所帶來的延伸問題。另外，文獻中發現影響所得分配的因素眾多，雖本研究主要針對貿易、自有住宅及移轉性收入等因素，仍無法代表所有關於所得分配的影響因素。建議後續研究可著重於其他影響所得分配的重要成因。

參考文獻

1. 中央銀行，當前台灣經濟成長動能減緩原因與對策，2015。
2. 朱敬一，朱敬一教你一次讀懂《21 世紀資本論》，風傳媒，2014。
3. 吳惠林，回顧台灣 2010 年經濟表現，中華經濟研究院，2010。
4. 吳朝欽、江曉青，住宅權屬與所得不均：以台灣為例，2015 當前財政與稅務研討會，2015。
5. 林金源、朱雲鵬，移轉所得對台灣所得分配的影響，人文及社會科學集刊，2003，15(3)，501-538。
6. 林祖嘉，當前台灣經濟的困進與出路，國家政策論壇，2003，92 (3)，107-115。
7. 林慈芳，所得分配與經濟成長之探討：國際發展與臺灣實證，臺灣經濟論衡，2013，11(6)，61-109。
8. 張翔一、吳挺鋒與熊毅晰，台灣貧富差距創新高！1%比 99%的戰爭，天下雜誌，2014，第 549 期。
9. 莊希豐、陳亞為，貿易開放與所得不均：以門檻迴歸法分析，經濟研究，2011，47(2)，185-224。
10. 陳方隅，贏者全拿：政治、經濟與貧富不均，政治科學季評，2012，33，1-10。
11. 陳旭昇，時間序列分析－總體經濟與財務金融之應用，2013，台北市：東華書局。
12. 陳隆華，政府在所得重分配所扮演的角色，主計月刊，2004，577，72-78。
13. 楊奕農，時間序列分析二版－經濟與財務上之應用，2015，台北市：雙葉書廊。
14. 楊珍妮，當前經貿情勢與因應作法，國際貿易局，2014。
15. 詹文碩、陳以禮，二十一世紀資本論，衛城出版，譯自:Piketty, Le Capital au XXIe siècle，2013。
16. 鄭保志、李宜，台灣政府各項移轉收支的重分配效果比較：1976-2006 之全面性與局部性分析，經濟論文叢刊，2010，38 (2)，233-288。
17. 謝博明，台灣家庭所得與住宅消費之分配與變動：1980-2000，住宅學報，2006，15，59-78。
18. 魏啟林，創新轉型，再創企業新藍圖，經濟部 2014 台商投資台灣高峰論壇，2014。
19. 饒志堅、蔡鈺泰、連子惠、莊文寬、葉芳珠、黃麗妃，全球化對所得分配影響之研究，主計處統計專題研究報告，2008。
20. Asian Development Bank, Asian Development Outlook 2012 – Confronting Rising Inequality in Asia, 2012.
21. Burrows, R., Poverty and home ownership in contemporary Britain, York: Joseph Rowntree Foundation Report, 2003.
22. Burrows, R., Ford, J. and Wilcox, S., “Half the poor? Policy responses to the growth of low-income home-ownership,” Housing Finance Review, 2000, 11-20.
23. Dewilde, C. and Lancee, B., “Income Inequality and Access to Housing in Europe,” European Sociological Review, 2014, 30(4): 512-524.
24. IMF, Finance and Development, 2013.
25. Hsieh, Bor-Ming, Housing tenure choice in Scotland: an empirical study of the 1996 Scottish house condition survey. PhD thesis, University of Glasgow, 2002.
26. Kim, Anti-Poverty, “Effectiveness of Taxes and Income Transfers in Welfare States,” International Social Security Review, 2000, 53(4):105-129.
27. Lindert, K., Skoufias, E. and Shapiro, J., Redistributing Income to the Poor and the Rich: Public Transfers in Latin America and the Caribbean, SP Discussion paper, 2006, No.0605
28. Niku, M. and Marko, T., “Income Distribution and Housing Prices: An Assignment Model Approach,” Journal of Economic Theory, 2014，151, 381-410.
29. OECD, Economic Policy Reforms 2012 : Going for Growth, 2012.
30. OECD, Income Inequality and Growth: The Role of Taxes and Transfers, OECD Economics Department Policy Notes, 2012, No. 9.
31. U.S. Department of Commerce, The Effect of Taxes and Transfers on Income and Poverty in the United States, 2005.

