

行政院所屬各機關因公出國人員出國報告書
(出國類別:其他)

參加東南亞國家中央銀行研訓中心舉
辦之「SEACEN 經濟體之貨幣政策分
配效果」研討會出國報告—
台灣貨幣政策對所得分配不均之影響

服務機關：中央銀行

姓名職稱：鄭漢亮/副研究員

派赴國家：馬來西亞吉隆坡

出國期間：108 年 10 月 30 日至 11 月 2 日

報告日期：109 年 1 月

目錄

壹、前言	1
貳、研究背景	2
參、貨幣政策分配效果及文獻回顧	4
一、貨幣政策分配效果	4
二、貨幣政策分配效果之實證結果分歧	5
肆、台灣所得分配不均現況與實證資料之說明	7
一、台灣所得分配不均現況	7
二、實證資料來源	14
伍、實證分析	15
一、迴歸模型設定及符號限制之貨幣政策衝擊認定	15
二、遞迴結構及符號限制衝擊反應函數	18
三、不同家戶可支配所得分位對貨幣政策衝擊反應	22
四、結構性改變測試	24
五、穩健性檢定	24
陸、結論及建議	27

壹、前言

職奉准於 2019 年 10 月 30 日至 11 月 2 日參加東南亞國家中央銀行研訓中心(SEACEN Centre)於馬來西亞吉隆坡舉辦之「SEACEN 經濟體之貨幣政策分配效果」(The Distributional Impact of Monetary Policy in SEACEN Member Economies)研討會。本研討會為 SEACEN 年度研究計畫，研究目的主要係探討 SEACEN 會員國貨幣政策帶來的分配效果及其影響。此次係第二次研討會¹，討論內容包括各國貨幣政策分配效果的相關文獻、研究方法、初步實證結果及作業時程等，以利計畫執行。

計畫主持人暨評論人為 Dr. Maria Teresa Punzi，現職為奧地利維也納大學經濟及商業系助理教授；另一評論人為 Dr. Ole Rummel，為 SEACEN 總體經濟及貨幣政策管理部門董事；參與計畫學員包括來自台灣、印度、菲律賓、斯里蘭卡、蒙古、泰國及越南等 7 國之中央銀行研究人員。

本研討會計畫主持人及各國研究結果大致如下：

(1)計畫主持人根據參與本次計畫之 SEACEN 國家資料進行研究，發現 SEACEN 國家擴張性貨幣政策可顯著減緩所得分配不均趨勢，且貨幣政策主要透過家戶收入影響所得分配；

(2)各國使用的研究方法多以向量自我迴歸(Vector Autoregression, VAR)模型或迴歸分析為主，個別國家可能因經濟及金融情勢不同，實證結果也有所差異。如越南再融資利率(refinancing rate)提高，將使下一季 Gini 係數顯著上升；台灣實證結果，則是無充分證據支持利率政策會大幅改變所得分配，或效果有限；

(3)除所得分配議題外，部分會員國家如泰國及印度分別使用結構式向量自我迴歸(Structural Vector Autoregression, SVAR)等模型，以及

¹ 第一次已於 2019 年 7 月 1 日舉行線上會議，說明作業時程。

自我迴歸遞延分配模型(Auto Regressive Distributed Lag , ARDL)，發現家戶所得及信貸明顯受貨幣政策影響。

職奉派參與此項研究計畫，於本次研討會中簡報「台灣貨幣政策對所得分配不均之影響」；回國後依計畫主持人意見及計畫時程完成「The impact of monetary policy on income inequality in Chinese Taipei」報告，並送 SEACEN 彙整出刊。茲以該研究成果中文版「台灣貨幣政策對所得分配不均之影響」提交出國報告，全文共分陸節，以下第貳節為研究背景；第參節介紹貨幣政策影響所得分配的管道以及彙總文獻實證結果；第肆節為簡介台灣所得分配不均概況與實證資料來源；第伍節係實證分析結果；第陸節為結論及建議。

貳、研究背景

全球金融危機與歐債危機過後，西方經濟體的所得分配不均現象加劇，越來越多的研究正試圖確定其影響因子。財政政策因是政府改善所得分配的主要工具，受到大量文獻關注。例如，Afonso et al. (2010)發現更高的公共支出以及更好的教育水準將改善所得分配。Doerrenberg and Peichl (2014)則指出增加社會支出比提高累進稅率更可降低所得分配不均等。然而，貨幣政策也可能會影響所得分配的情況，儘管其分配效果尚未被廣泛的討論(參見 Coibion et al. (2017), Saiki and Frost (2014), Villarreal (2014))，特別是新興市場國家。本文的主要目的為分析台灣利率政策對家戶所得分配不均度的影響。

文獻對於貨幣政策分配效果之實證研究呈現分歧的結果，有些研究得到緊縮性貨幣政策會惡化所得分配不均，如 Coibion et al. (2017)、Mumtaz and Theophilopoulou (2017)、Furceri et al. (2018)及 Aye et al. (2019)；部分研究卻持相反結論，如 Villarreal (2014)。Inui et al. (2017)則是發現日本貨幣政策分配效果不顯著。文獻研究結論分歧主要係因不同管道的效果可能相互抵銷，而使貨幣政策分配效果呈現

不確定性。若考慮家戶的收入來源不同，情況將更為複雜，當緊縮性貨幣政策發生，抑制產出，引發就業機會減少及工資下跌，以工資為最重要收入來源的家戶來說，他們將受到更大的衝擊，進而擴大所得分配不均度。若與此同時，較高的利率導致資產價格大幅下跌，則擁有多金融財富的家戶收入可能受到影響，從而減緩所得分配不均度。不同家戶受貨幣政策影響方向不一，將增加貨幣政策分配效果複雜性。

截至目前為止，台灣尚未有相關之研究。本研究嘗試探討台灣緊縮性利率政策衝擊是否會影響所得分配不均。基本上，實證模型架構依照 Mumtaz and Theophilopoulou (2017)，使用向量自我迴歸模型加上符號限制認定貨幣政策衝擊，並採其建議，利用插補法，重新建構 1976 年 Q1 至 2017 年 Q4 家戶 Gini 指數及所得差距倍數等所得分配不均指標。由於該時期包含不同通膨變化及相應採取的各類貨幣政策，可強化貨幣政策衝擊認定效果。

運用傳統遞迴結構 VAR 模型實證結果顯示，緊縮性利率政策衝擊不影響台灣所得分配不均度，且發生 Sims (1986) 所稱，利率上升反使物價上漲的價格謎團 (price puzzle) 現象，更多討論亦可參見 Estrella (2014)。在施加符號限制下，價格謎團消失，緊縮性貨幣政策衝擊會使所得分配不均度上升，惟僅短暫幾季達到顯著水準，其中以家戶所得差距倍數惡化程度較明顯。為進一步分析可能的背後原因，本研究亦使用第 10 至第 90 分位的家戶可支配所得進行迴歸分析。實證結果顯示，緊縮性貨幣政策衝擊發生 1 年左右明顯降低第 10 分位數家戶可支配所得成長，而第 90 分位家戶受影響程度相對較小且不顯著，以致家戶所得差距倍數上升，推測此與低所得家戶收入易受景氣循環衝擊有關。

此外，考慮持有股票可能帶來的股利收入，另加入股價報酬變數，則緊縮性貨幣政策衝擊仍只使所得分配不均惡化短暫幾季達到顯

著水準。再者，改變變數排序等穩健性檢定亦支持緊縮性貨幣政策對所得分配不均影響程度有限。故沒有充分的證據支持緊縮貨幣政策會大幅改變台灣家戶所得分配不均，制定貨幣政策時似無須太侷限於政策分配效果。

參、貨幣政策分配效果及文獻回顧

一、貨幣政策分配效果

貨幣政策的整體分配效果取決於貨幣政策影響所得分配不均的不同管道。Coibion et al. (2017) 整理出 5 個主要管道，如下：

1. 所得組成管道(Income composition channel)：

反映家戶主要收入來源的異質性(參見 Gornemann et al., 2016; Coibion et al., 2017; Luetticke, 2018)。如果緊縮性貨幣政策使資本收入及利潤減少的比勞動收入(工資及薪水)多時，資產擁有者及廠商所得將縮水，進而改善所得分配不均。

2. 金融區隔管道(The financial segmentation channel)：

從擴張性貨幣政策衝擊中受益的金融市場個體(agents)，通常比非從事金融市場的個體賺得更多所得，因此，緊縮性貨幣政策會透過此效果減緩所得分配不均。

3. 投資組合管道(The portfolio channel)：

通常低收入家戶主要持有存款，而高收入家戶往往擁有各類證券。因此，當緊縮性貨幣政策引發金融市場蕭條及通縮時，將不利於高收入家戶，進而改善所得分配。

4. 儲蓄重分配管道(The savings redistribution channel)：

儲蓄重分配效果闡述非預期通膨對名目借貸合約(nominal contracts)的影響。通膨意外上升將有利於貸款者，同時損害儲蓄者。

儲蓄者通常比貸款者更富裕，緊縮貨幣政策衝擊將會提高所得分配不均度。

5. 收入異質性管道(The earnings heterogeneity channel)：

低收入家戶所得易受景氣循環影響，緊縮性貨幣政策將增加所得分配不均度。

綜上，貨幣政策可能會通過這些管道產生不同的分配效果。前三個管道中，緊縮性貨幣政策將減緩所得分配不均度；而最後兩個管道則否。換句話說，貨幣政策對所得分配的整體影響可能無法確定，參見 O'Farrell et al. (2016)。

Nakajima (2015) 指出前述 5 項管道可合併為通膨及所得分配管道：通膨分配管道包含金融區隔、投資組合及儲蓄再分配管道；而所得管道包括所得組成及收入異質性管道。因此，Davtyan (2017) 利用在 VAR 模型加入物價及實際產出變數，捕捉一般化的貨幣政策分配效果，此亦是 Mumtaz and Theophilopoulou (2017) 使用的主要變數。

二、貨幣政策分配效果之實證結果分歧

目前有關貨幣政策分配效果的實證結果仍分歧，同樣是發生緊縮性或擴張性貨幣政策，研究結論卻不同。

部分研究指出緊縮性貨幣政策惡化所得分配。Mumtaz and Theophilopoulou (2017) 使用符號限制(sign restrictions)認定貨幣政策衝擊，發現緊縮性貨幣政策擴大英國所得分配不均度，主要係因低收入家戶的勞動收入減少導致；Coibion et al. (2017) 發現緊縮性貨幣政策使借款人支出增加，提高美國的所得分配不均度；Furceri et al. (2018) 發現緊縮性貨幣政策導致所得分配不均惡化，係由於低收入家戶的勞動收入受景氣衝擊下降所致；Aye et al. (2019) 分析貨幣政策及財政政策在不確定性下對所得分配不均的影響，發現無論是貨幣

或是財政政策，緊縮性政策均會造成所得分配不均惡化，在不確定性較高時政策有效性降低。此外，也有研究持不同觀點，支持緊縮性貨幣政策能減緩所得分配不均，例如 Villarreal (2014) 指出，緊縮性貨幣政策降低墨西哥所得分配不均度，即便使用不同貨幣政策衝擊認定方法，結果仍相當穩定。

擴張性貨幣政策對所得分配影響之研究結論同樣分歧，支持可減緩所得分配不均者，例如 Samarina and Nguyen (2019) 發現擴張性貨幣政策能透過刺激就業，帶動低所得家戶的勞動收入，減緩所得分配不均度，但同時也可能會提高金融資產報酬及拉抬房價，促使金融資產及不動產投資收入上升，造成所得分配不均惡化。整體來看，歐元區短期的擴張性貨幣政策減緩了所得分配不均度，僅少部分高收入家戶受惠於資產價格上漲，對整體所得分配的影響可忽略不計。至於擴張性貨幣政策惡化所得分配不均方面：Cloyne et al. (2016) 分析擴張性貨幣政策對於英美兩國不同債務之家戶收支的影響，發現儘管擴張性貨幣政策能使所有家戶收入增加，仍導致所得分配不均度惡化。

相關文獻的整理見表 1。

表 1 貨幣政策分配效果之實證研究

文獻	國家	期間	貨幣政策衝擊	對所得分配不均影響
Villarreal (2014)	Mexico	2003–2012	M +	-
Mumtaz and Theophilopoulou (2017)	UK	1969–2012	M +	+
Coibion et al. (2017)	USA	1980–2008	M +	+
Furceri et al. (2018)	32 國家	1990–2013	M +	+
Aye et al. (2019)	USA	1980–2008	M +	+
Samarina and Nguyen (2019)	Euro area	1999–2014	M -	-
Cloyne et al. (2016)	UK USA	1975–2007	M -	+

文獻	國家	期間	貨幣政策衝擊	對所得分配不均影響
		1981–2007		
Guerello (2018)	Euro area	2001–2015	M -	-
Inui et al. (2017)	Japan	1981–2008	M -	不顯著

說明：M -代表擴張性貨幣政策；M +代表緊縮性貨幣政策。

資料來源：Colciago et al. (2019)及自行整理

肆、台灣所得分配不均現況與實證資料之說明

本節主要說明台灣所得分配不均現況以及實證資料來源。

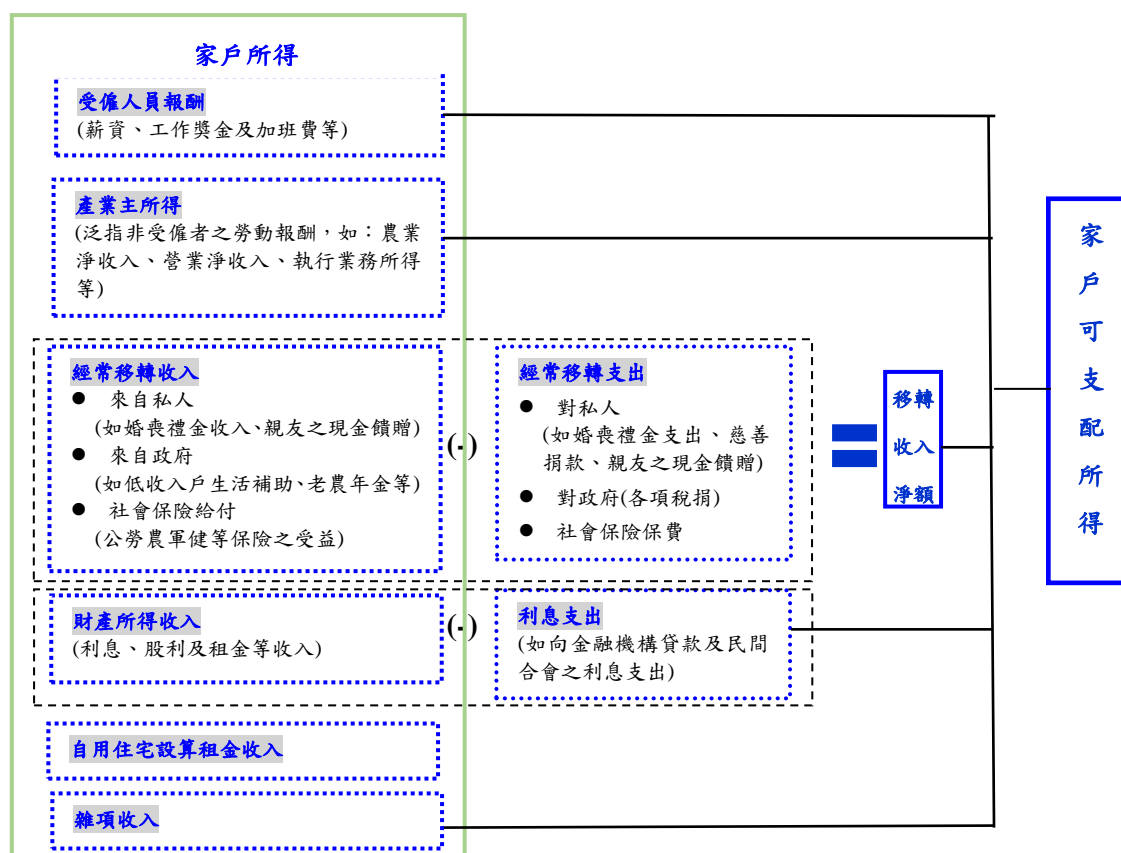
一、台灣所得分配不均現況

(一) 所得分配不均衡量指標及其趨勢

家戶是經濟活動的基本單元，國際間在衡量所得分配時，多以「戶」為單位，且以可支配所得(disposable income)為基礎。家戶所得包括工作收入、利息、股利、投資分紅、政府的社福津貼、私人的現金饋贈，以及買賣股票、基金、不動產的差價收入等。惟依據 OECD 定義，可支配所得不含買賣不動產或股票所賺取之資本利得，及存款、股票及基金等金融性財產，以及土地、房屋等不動產。台灣在計算家戶所得分配時，亦不將前述所得納入計算。

依據主計總處家庭收支調查，家戶可支配所得為受僱人員報酬、產業主所得、財產所得收入、自用住宅設算租金收入、經常移轉收入等合計家戶所得收入，扣除利息支出及經常移轉支出等而得(見圖 1)。

圖 1 家戶可支配所得



資料來源：主計總處

衡量家戶所得分配不均的兩種方式：其一是吉尼係數² (Gini coefficient) 或吉尼指數(Gini index)，其二是所得差距倍數。所得差距倍數較少被其他國家採用。

1. 吉尼係數(吉尼指數): 吉尼係數將全部家戶的可支配所得進行兩兩比較，並將差異絕對值加總，再予以標準化後介於 0 與 1 之間³；而吉尼指數則是將吉尼係數乘上 100。吉尼係數具有涵蓋所有家戶所得資訊的優點，係數愈大，則所得分配愈不均。

² Gini 係數可分為每戶 Gini 係數及每人 Gini 係數。台灣每戶 Gini 係數大致呈上升趨勢；而每人 Gini 係數則呈下降趨勢，較不符合民眾對近期所得分配不均的感受。本研究與 Mumtaz and Theophilopoulou (2017)、Coibion et al. (2017)以及朱敬一、康廷嶽(2015)相同採每戶方式進行分析。

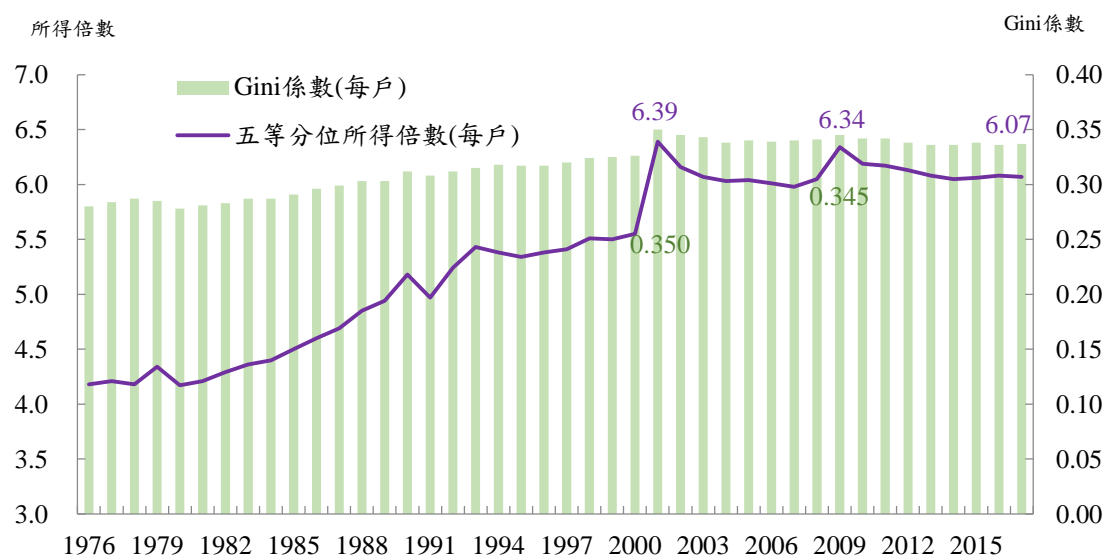
³ Gini 係數也可透過洛倫滋曲線(Lorenz Curve)與完全均等 45 度角直線間所包含之面積對完全均等直線以下整個三角形面積之比率計算。其中，洛倫滋曲線係以橫座標為數量累積百分比，縱座標為所得累積百分比，描繪出之曲線，若所得分配為完全均等時為 45 度角直線。

2. 五等分所得差距倍數：係將家戶可支配所得由小到大排序，並將全部家戶分成五等分，將最高 20% 家戶所得除以最低 20% 家戶所得之倍數。倍數越大，表示所得分配越不平均。五等分所得差距倍數的缺點是忽略中間 60% 家戶資訊，惟計算簡單，相較於基尼係數，容易被理解。

台灣的基尼係數走勢大致與所得差距倍數契合，在 2001 年及 2009 年達到相對高峰，分別為 0.35 及 0.345。雖然長期呈上升趨勢，惟保持在國際警戒線 0.4 以下，且 2009 年後略呈下滑趨勢(圖 2)。

台灣五等分所得差距倍數長期呈逐步擴大趨勢，其中兩次相對高峰分別落在 2001 年美國網路泡沫以及 2009 年全球金融危機時期，所得差距倍數達 6.39 倍及 6.34 倍(圖 2)。自 2009 年全球金融危機後，所得差距倍數呈現緩降趨勢，由 2009 年之 6.34 倍降至 2017 年之 6.09 倍。

圖 2 台灣五等分位家戶 Gini 係數及所得差距倍數變化



資料來源：主計總處

(二) 台灣家戶所得來源

1. 台灣家戶所得結構及變化趨勢

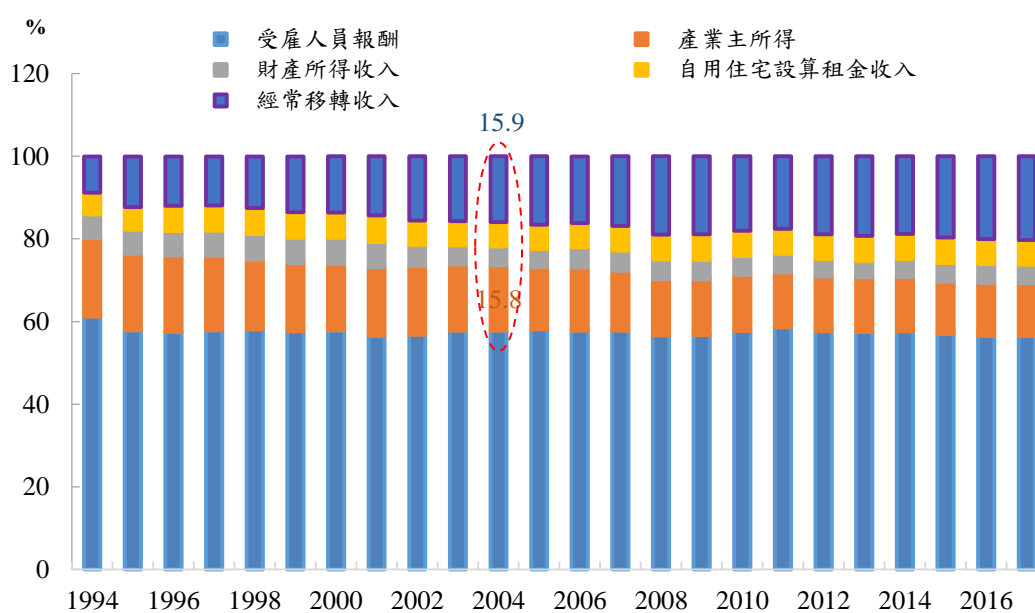
家戶所得主要係由受僱人員報酬、產業主所得、財產所得收入、

自用住宅設算租金收入以及經常移轉收入所組成⁴。受僱人員報酬占家戶所得來源的比重最高，長年以來穩定維持約六成（圖 3）。產業主所得占比呈下降趨勢，推測可能原因為，台灣在產業外移及全球化的浪潮下，中小型企業的生存空間受到擠壓，致產業主所得占比逐年下降。

財產所得收入及自用住宅設算租金收入占比歷年相對穩定，變化不大。而經常移轉收入在 1994 年時占比不到 10%，之後逐年攀升，2004 年後高於產業主所得，成為第 2 大家戶所得來源(該年兩者占比分別為 15.9%與 15.8%)，重要性僅次於受僱人員報酬。

經常性移轉收入占比呈上升趨勢，主要歸因於 1995 年實施的全民健康保險與後續實施的多項社會保險，以及 2009 年政府為因應全球金融海嘯，採取促進民間消費與擴大對弱勢族群的移轉支出等多項政策。而近年景氣的回溫，使得政府社會福利措施恢復常態，經常性移轉收入占比上升幅度漸趨緩。

圖 3 家戶主要所得來源結構

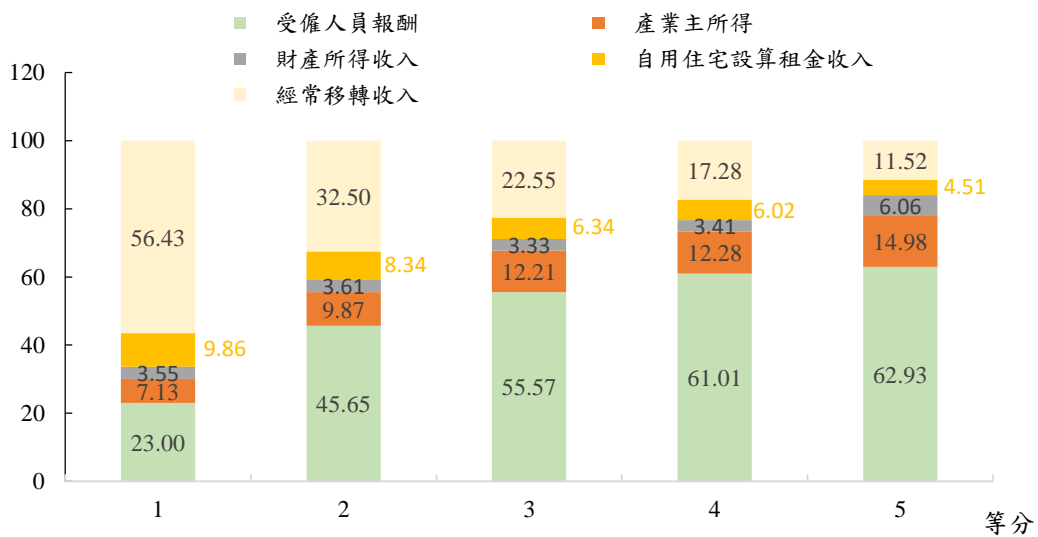


資料來源：主計總處「家庭收支調查報告」

⁴ 雜項收入占比很低忽略不計。

若檢視 2017 年家戶所得五等分位所得來源結構，可發現，受僱人員報酬、產業主所得占總所得比重，隨家戶所得增加，呈遞增趨勢。財產所得收入占比以最高 20%所得組家戶最高，其餘所得組家戶占比差距不大，可能代表利息、股利及租金等收入集中於少數家戶；經常移轉收入以及自用住宅設算租金收入占比則隨家戶所得增加，而遞減（圖 4）。

圖 4 2017 年家戶主要所得來源按五等分位分

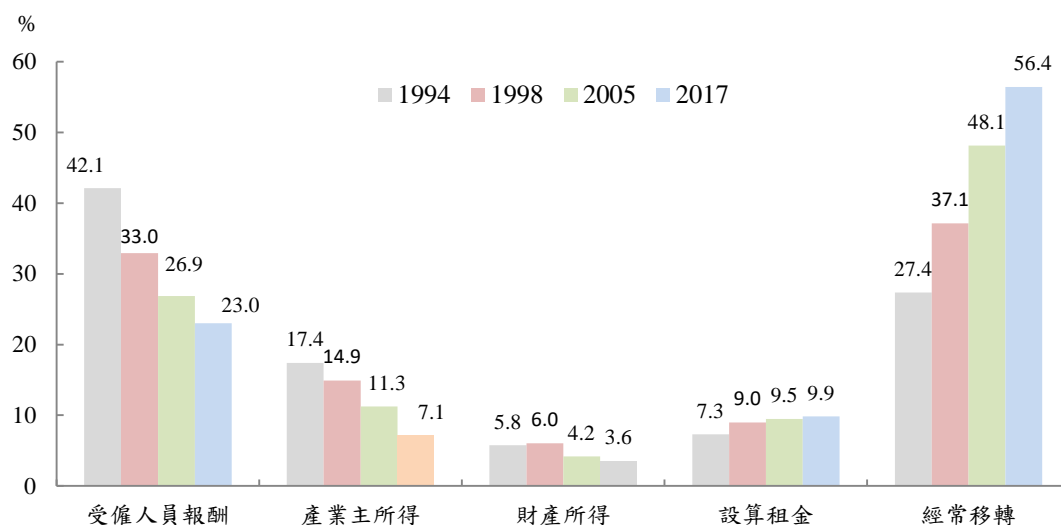


資料來源：主計總處「家庭收支調查報告」

2. 最低 20% 及最高 20% 所得組家戶所得來源

最低 20% 所得組家戶的經常移轉收入占總所得比重逐年上升(圖 5)，主要係因低所得家戶從政府收到的移轉收入增加；受僱人員報酬及產業主所得占比呈逐年下降趨勢。1998 年經常移轉收入超越受僱人員報酬，成為最低 20% 所得家戶的主要所得來源。

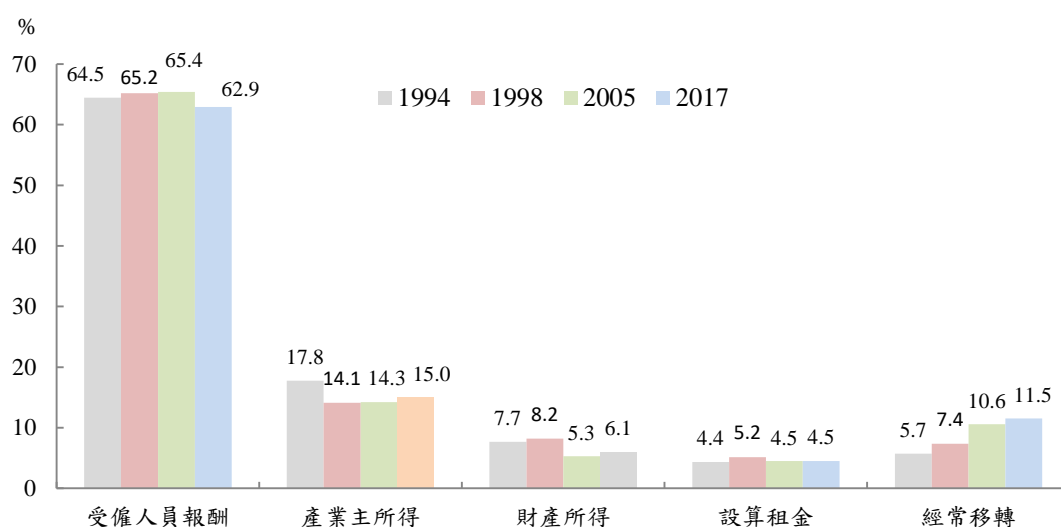
圖 5 最低 20%所得組家戶主要所得來源



資料來源：主計總處「家庭收支調查報告」

長年以來，最高 20%所得組家戶所得來源結構十分穩定，受僱人員報酬占所得比重約六成，位居第一(圖 6)。雖然早期經常移轉收入占比較低，但有追上產業主所得占比趨勢，主要係因社會保險受益(包括公、勞、農、漁、軍、健保保險受益)增加所致。最後，自用住宅設算租金及財產所得收入占比均不及 10%。

圖 6 最高 20%所得組家戶主要所得來源

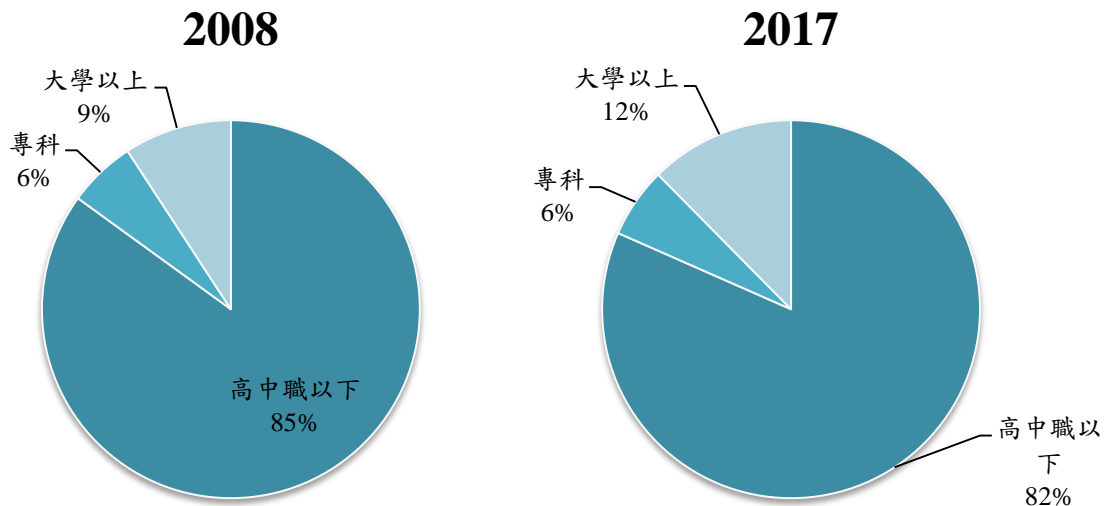


資料來源：主計總處「家庭收支調查報告」

(三) 最低 20% 及最高 20% 所得組家戶教育程度

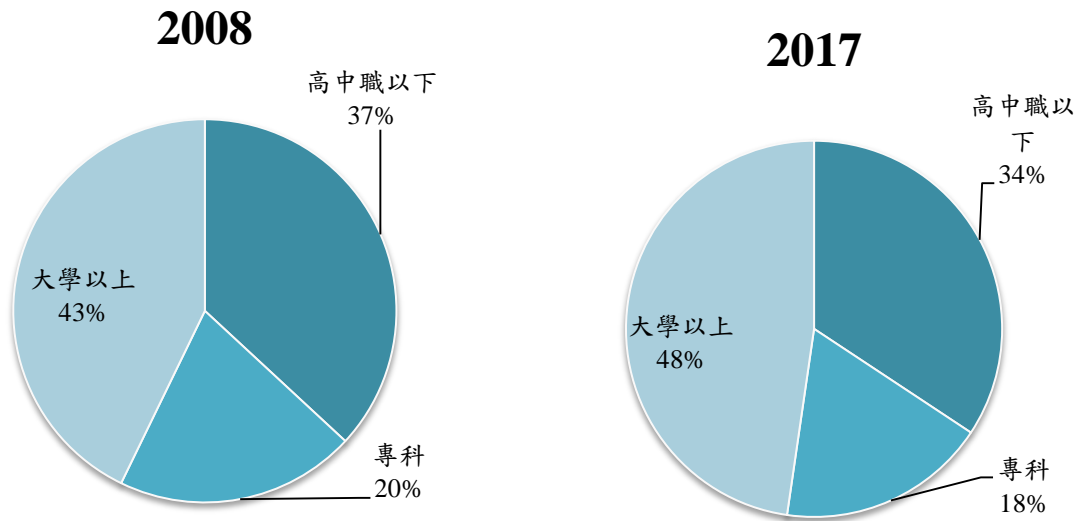
由圖 7 及圖 8 可以發現，最低與最高家戶所得組的教育程度差異大。在最低所得組部分，高中職以下的教育程度人數占家戶成員比重都維持 80% 以上，而學歷在大學及以上占比約 10% 左右；最高所得組則以大學及以上占家戶成員比重最高，在 40% 以上，且呈現成長趨勢，2017 年達 48%，加計專科學歷比重超過 65%，而高中職以下教育程度略降至 3 成 5 以下。綜上，足見家戶成員的教育程度與家戶所得高低息息相關。

圖 7 最低 20% 所得組家戶教育程度人數占比



資料來源：主計總處「家庭收支調查報告」

圖 8 最高 20%所得組家戶教育程度人數占比



資料來源：主計總處「家庭收支調查報告」

二、實證資料來源

本研究參考 Mumtaz and Theophilopoulou (2017) 及 Davtyan (2017)，選取台灣家戶 Gini 指數、實質 GDP、消費者物價指數(CPI)、政策利率(R)、實質有效匯率⁵ (REER)等變數，補捉小型開放經濟體貨幣政策對所得分配不均影響。樣本期間起訖為 1976 年 Q1 至 2017 年 Q4。如此長的時間序列包含央行採行各種貨幣政策，以及景氣衰退及擴張時期，能提供更強有力的貨幣政策衝擊認定效果，參見 Mumtaz and Theophilopoulou (2017) 說明。

此外，另一個評估所得分配不均的家戶所得差距倍數亦納入分析對象。

⁵ 名目有效匯率指數(Nominal Effective Exchange Rate Index, NEER)主要反映新台幣對主要貿易對手國貨幣之升貶。實質有效匯率指數係指 NEER 以購買力平價指數平減。REER 上升表示台灣出口價格競爭力減弱；反之，則表示增強，故 REER 相對 NEER 更適合體現台灣出口導向經濟體特徵。

表 2 變數定義及資料來源

變數	定義	資料來源
Gini/ISR	家戶 Gini 指數/家戶所得差距倍數 (Income Share Ratio)	主計總處
GDP	實質 GDP	主計總處
CPI	消費者物價指數	主計總處
R	重貼現率(央行政策利率)	央行
REER	實質有效匯率	BIS

由於 Gini 指數以及家戶所得差距倍數為年資料，這樣的資料頻率迫使許多事件被當作同一時間發生，可能造成資訊遺漏，特別是央行的決策行為，而難以看出所得分配與其他總體變數之間的真正關聯。

因此，本文依據 Davtyan (2017)，使用 Boot et al. (1967) 提出的方法對 Gini 指數及家戶所得差距倍數進行插補(interpolate)，從年資料轉為季資料，增加迴歸樣本數，以強化實證結果可靠性。

伍、實證分析

本節主要進行遞迴結構及符號限制衝擊反應函數、不同家戶可支配所得分位對貨幣政策衝擊反應以及穩健性檢定。

一、迴歸模型設定及符號限制之貨幣政策衝擊認定

考慮以下縮減式 VAR(p)：

$$y_t = A(1)y_{t-1} + A(2)y_{t-2} + \cdots A(p)y_{t-p} + \varepsilon_t \text{ for } t=1,2,\dots,T,$$

其中， y_t 為維度 $m \times 1$ 的內生變數向量。 $A(i)$ 為 $m \times m$ 的係數矩陣； ε_t 為不具序列相關性的預測殘差，平均值為零，變異數矩陣為 Σ 。

假設存在 $m \times 1$ 結構性衝擊 e_t (innovations) 向量，其相互獨立並且標準差為 $E(e_t e_t') = I_m$ 。 ε_t 與結構性衝擊 e_t 的關係可表示為：

$$\varepsilon_t = B e_t$$

B 矩陣常用的認定方式為依據 y_t 矩陣變數順序，施加遞迴同期限制，透過 Cholesky 分解 Σ ，得到 B 矩陣。

所有變數在進行 VAR 模型迴歸之前，除對 Gini 指數及所得差距倍數進行差分外，根據 Mumtaz and Theophilopoulou (2017) 設定利率為水準值，其餘變數則為取自然對數差分。

另依據 Feldkircher and Kakamu (2018) 及 Creel and Herradi (2019)，選定變數 Cholesky 順序為所得分配不均變動、實質 GDP 成長率、通膨率、政策利率以及 REER 成長率，並依 AIC 選取 VAR 模型最適落後期數為 4 期。變數認定順序隱含所得分配不均在同一季度內不會對政策利率的上升做出反應；政策利率會立即反應實質 GDP 成長及通膨率變化，但政策利率無法影響同期 GDP 成長率及通膨率（主要係考慮貨幣政策的遞延效果）；此外，允許 REER 立即回應貨幣政策衝擊。藉由上述變數之間的同期限限制可幫助認定貨幣政策衝擊。

雖然在某些情況下，傳統遞迴限制結構式 VAR 設定可獲得經濟理論支持，但其與大多數理論模型並不一致 (Canova and Pina, 2005)。例如，DSGE 模型不會產生遞迴結構性限制，更多說明可參見 Danne (2015)。

此外，在遞迴結構式 VAR 模型中，意外的貨幣政策緊縮可能使通膨率的衝擊反應反而上升，而發生 Sims (1986) 所稱之價格謎團現象。Sims (1992) 指出價格謎團是貨幣政策內生性導致的結果。當通膨率即將上漲，政策當局可能事先預知到，採取緊縮貨幣政策，而造成事後來看，貨幣政策緊縮與物價上漲同時發生。換言之，價格謎團是錯誤設定央行貨幣政策反應函數的結果 (Sims, 1992)。

Sims (1992) 建議在 VAR 模型中加入商品價格指數(commodity price index)，因其包含有關未來通膨的資訊，可協助捕捉央行決策方式，進而解決價格謎團。Uhlig (2005) 則藉由衝擊反應符號限制來避免價格謎團難題的發生。符號認定相對於遞迴結構的硬(hard)限制，不須假設變數之間的相互關係，施加相對較弱的先驗信念，僅對一段時間內某些變數的衝擊反應施加符號限制，同時對感興趣的主要變數不加以限制。

符號限制認定除可限定衝擊反應正負符號，還可設定衝擊發生後，該限制持續的時間。理論上，在衝擊發生的第一期及影響結束之間，均可設定。惟沒有統一準則來設定符號限制長度，太短會留下虛假效應(spurious effects)空間，太長則可能會產生不合理的長時間政策效果。文獻採用符號限制期間多為 6 個月⁶。

根據 Mumtaz and Theophilopoulou (2017)，設定緊縮貨幣政策衝擊將使政策利率及 REER 成長上升，並導致 GDP 成長率及通膨率下降(表 3)。

表 3 貨幣政策衝擊反應符號限制

	$\Delta \ln \text{GDP}$	$\Delta \ln \text{CPI}$	R	$\Delta \ln \text{REER}$
符號限制	≤ 0	≤ 0	≥ 0	≥ 0

符號限制執行過程可簡單說明如下，詳見 Uhlig (2005) 及 Danne (2015)：

1. 執行 VAR 迴歸，得到 \hat{A} 及 $\hat{\Sigma}$ 。
2. 使用 Cholesky decomposition 分解 $\hat{\Sigma}$ ，並萃取正交結構性衝擊；此處 Cholesky 分解只是為了得到正交的結構衝擊，而非認定。

⁶ 6 個月符號限制為文獻中的標準設定，另一種常用的符號限制期間為 12 個月，參見 Melolinna (2012)。例如，Scholl and Uhlig (2008) 使用 6 與 12 個月為符號限制期間，研究貨幣政策對匯率的影響。

3. 計算第 2 步 $k=1, \dots, K$ 期間的衝擊反應函數。本研究使用季資料進行分析，設定 $K=2$ 。
4. 隨機抽取正交衝擊反應向量 α 。
 $\alpha = \tilde{B}a$ ，其中， $\tilde{B}\tilde{B}' = \Sigma$ ， $\|a\|=1$ 。 \tilde{B} 由利用 Given rotation 或 QR 分解 Σ 得到。
5. 將第 3 步得到的衝擊反應函數乘上 α ，並檢視是否符合符號限制。如果符合則留下，否則捨棄。
6. 反覆操作步驟 2~5，直到有 5000 筆衝擊反應函數滿足符號限制。

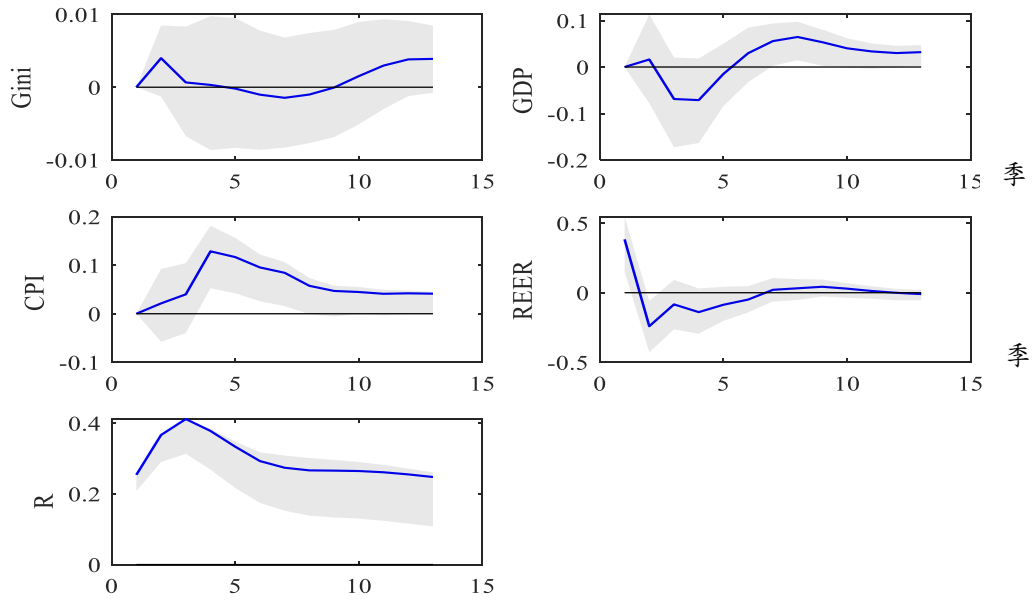
二、遞迴結構及符號限制衝擊反應函數

首就遞迴結構的認定方式觀察貨幣政策對 Gini 指數及家戶所得差距倍數的衝擊。圖 9 及圖 10 顯示，緊縮貨幣政策衝擊發生後，GDP 成長在起初的幾季逐漸下降；REER 成長先上升，之後由正轉負；而通膨的衝擊反應出現價格謎團現象，短期政策利率的上升反使物價顯著持續揚升，這使得遞迴結構認定的貨幣政策衝擊可靠性存在疑慮。

最後，Gini 指數及家戶所得差距倍數變動的衝擊反應，均先是上升而後下降，再上升，惟影響效果均未達顯著水準⁷。

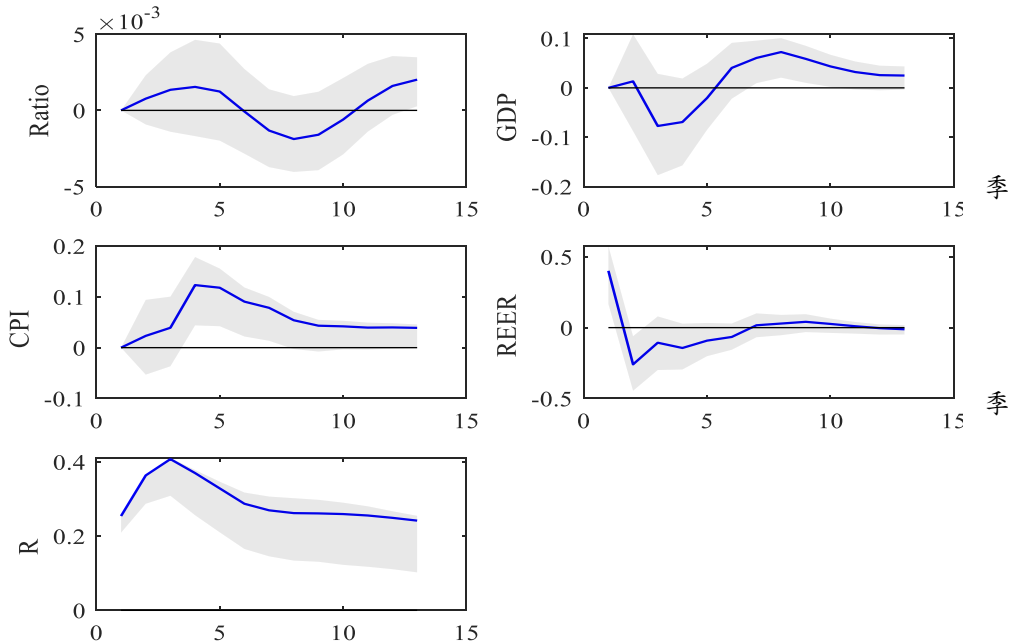
⁷ 本研究亦嘗試在 VAR 模型中加入趨勢項，惟 Gini 指數及家戶所得差距倍數變動的衝擊反應仍不顯著。

圖 9 衝擊反應函數(家戶 Gini 指數)



註：實線部分為 1 個標準差緊縮貨幣政策衝擊的反應函數；陰影部分為 1 個標準差信賴區間。

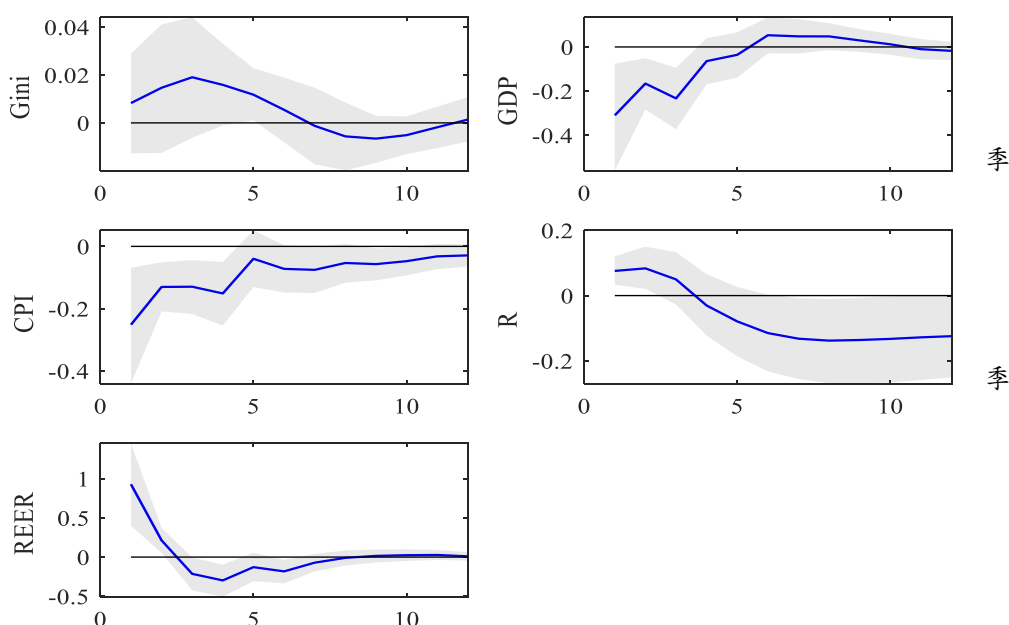
圖 10 衝擊反應函數(家戶所得差距倍數)



註：實線部分為 1 個標準差緊縮貨幣政策衝擊的反應函數；陰影部分為 1 個標準差信賴區間。

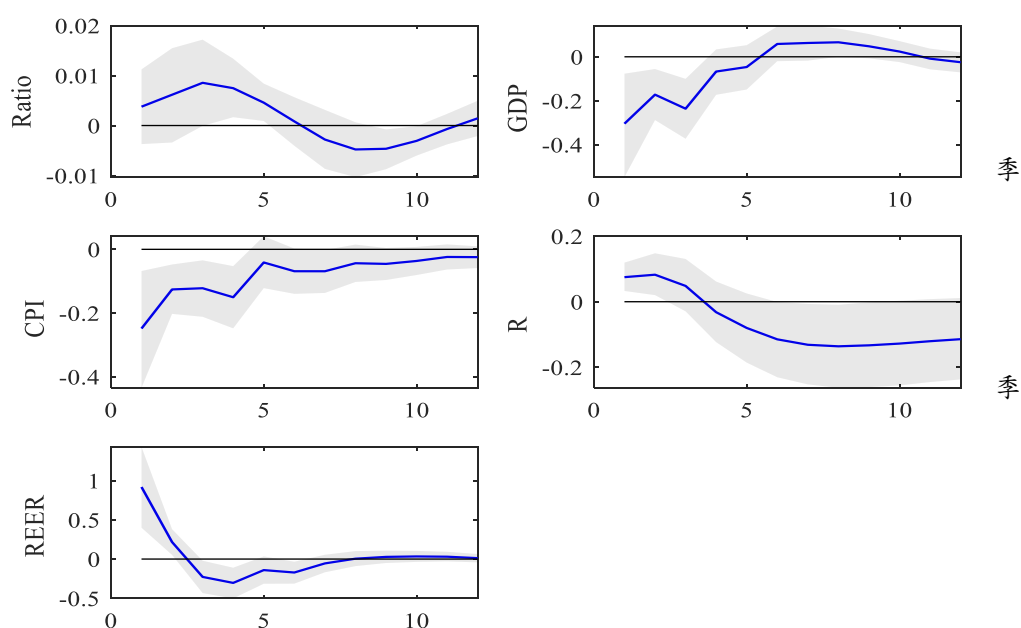
圖 11 及圖 12 顯示符號限制之下，貨幣政策衝擊發生的當季，重貼現利率上升約 0.1 個百分點，GDP 以及 CPI 成長率分別下降約 0.3 及 0.2 個百分點，REER 成長則是上升約 1 個百分點。另政策利率衝擊同樣使家戶 Gini 指數及家戶所得差距倍數變動，先上升後下降，再上升，惟家戶 Gini 指數及家戶所得差距倍數變動衝擊反應在衝擊發生約莫 4 季左右，顯著惡化，又以家戶所得差距倍數受影響較明顯。

圖 11 符號限制衝擊反應函數(家戶 Gini 指數)



註：實線部分為 1 個標準差緊縮貨幣政策衝擊的反應函數；陰影部分為 1 個標準差信賴區間。

圖 12 符號限制衝擊反應函數(所得差距倍數)

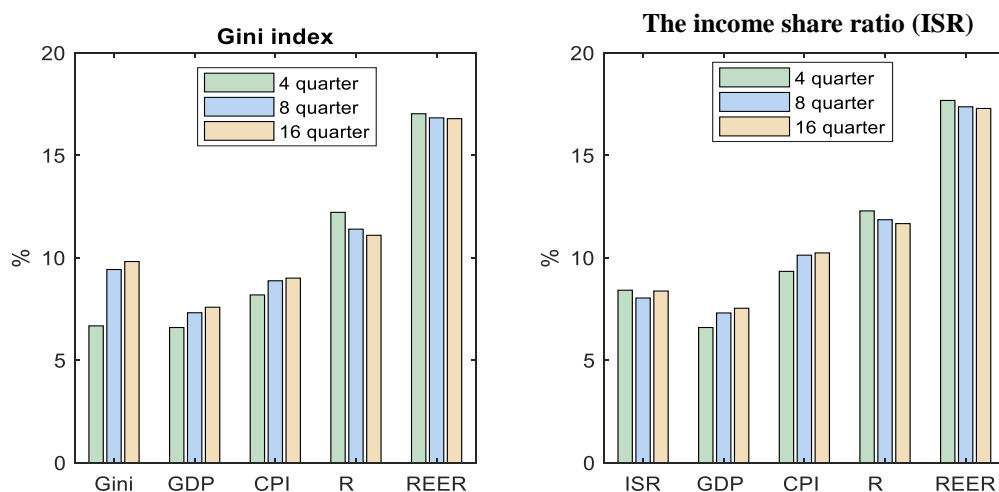


註：實線部分為 1 個標準差緊縮貨幣政策衝擊的反應函數；陰影部分為 1 個標準差信賴區間。

除了解各變數對貨幣政策衝擊反應函數外，本研究也進一步探討貨幣政策衝擊對各變數預測誤差變異數(forecast error variance)之貢獻程度，亦即衡量各變數的波動，有多少比例可被貨幣政策衝擊所解釋。

圖 13 顯示在符號限制條件下，貨幣政策衝擊對各變數第 4、8、16 季預測誤差變異數分解(forecast error variance decompositions, FEVD)，以 REER 成長受影響最大，其次為政策利率。此外，Gini 指數變動隨預測期間增加，貨幣政策衝擊解釋預測誤差變異數比重亦提高，惟所得差距倍數沒有出現此一現象，且兩者大致均低於 10%。由此可了解，貨幣政策衝擊只是影響所得分配不均波動可能因素之一。

圖 13 貨幣政策衝擊對各變數預測誤差變異數之比重



註：ISR 指家戶所得差距倍數。

三、不同家戶可支配所得分位對貨幣政策衝擊反應

為了解前面章節央行升息擴大家戶所得差距倍數變動之可能原因，本節檢視第 10 分位至第 90 分位家戶可支配所得成長⁸，如何受緊縮貨幣政策衝擊影響，進而推測所得差距倍數變動惡化的可能原因。貨幣政策衝擊認定依循前面符號限制設定，惟未對家戶可支配所得成長施加限制。

圖 14 顯示，第 10 分位家戶可支配所得成長更明顯受利率調升帶來總體緊縮效果的影響，最初減幅大於高所得家戶，惟只有在衝擊發生後第 4 季，達統計顯著，且下滑幅度超過 0.2 個百分點。另一方面，第 90 分位家戶可支配所得成長在衝擊發生後第 4 季，減幅低於 0.1 個百分點，雖不顯著，惟小於第 10 分位家戶降幅，可能因而擴大家戶所得差距倍數，惡化所得分配。

究其原因，主要係由於低所得家戶教育水準較低⁹，可能從事較易被取代的工作，一旦發生景氣衰退，容易被解雇，較無力應付景氣

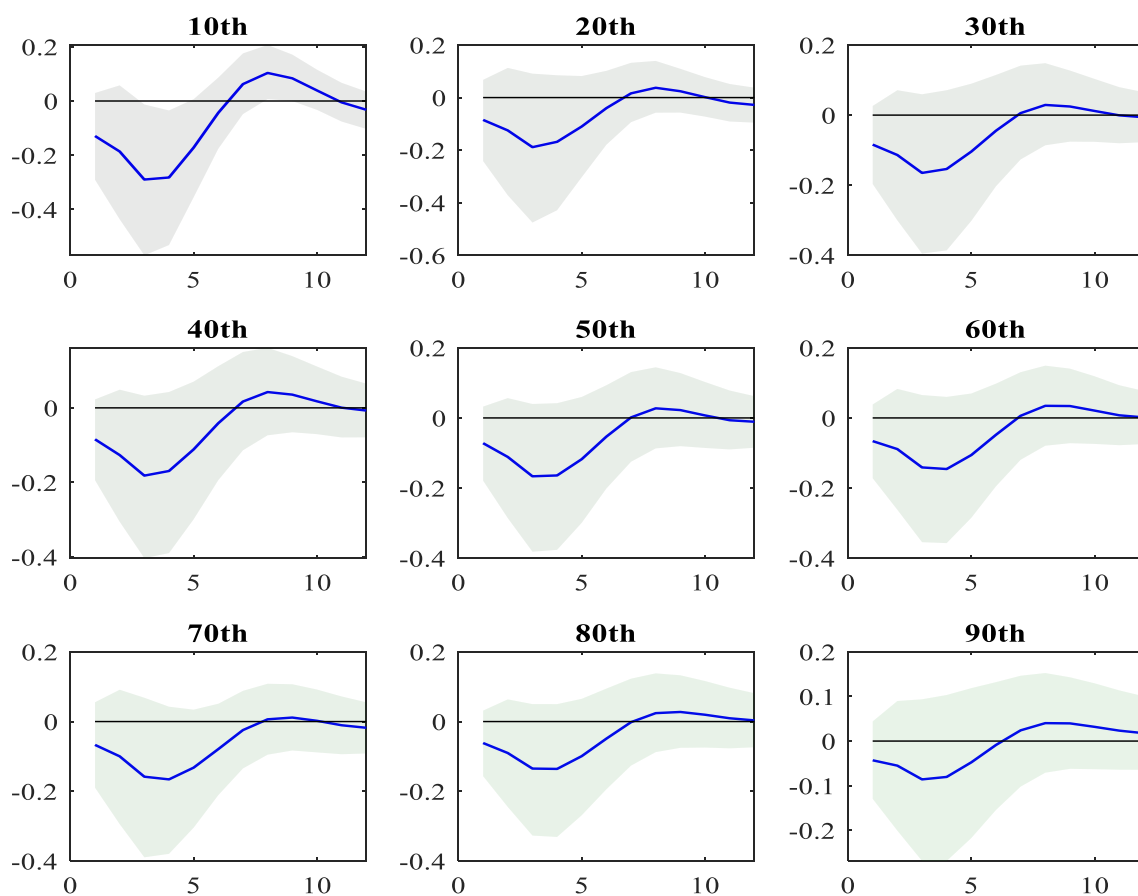
⁸ 家戶可支配所得成長率為家戶可支配所得取對數差分。

⁹ 可支配所得較高的家戶教育程度亦較高。

衰退的衝擊。因此，低所得家戶更易受利率調升帶來的總體緊縮效果衝擊；而高所得家戶雖也受升息衝擊，但其面對總體經濟緊縮情勢，有更多方式調適，或者因其從事高技術工作，可取代性較低等因素，致影響程度較輕微，且統計不顯著。

綜合上述，緊縮貨幣政策造成家戶所得差距倍數變動短暫幾季顯著上升，主要係因低所得家戶可支配所得惡化的結果。此發現與 Furceri et al. (2018)類似。

圖 14 第 10 分位至第 90 分位家戶可支配所得衝擊反應

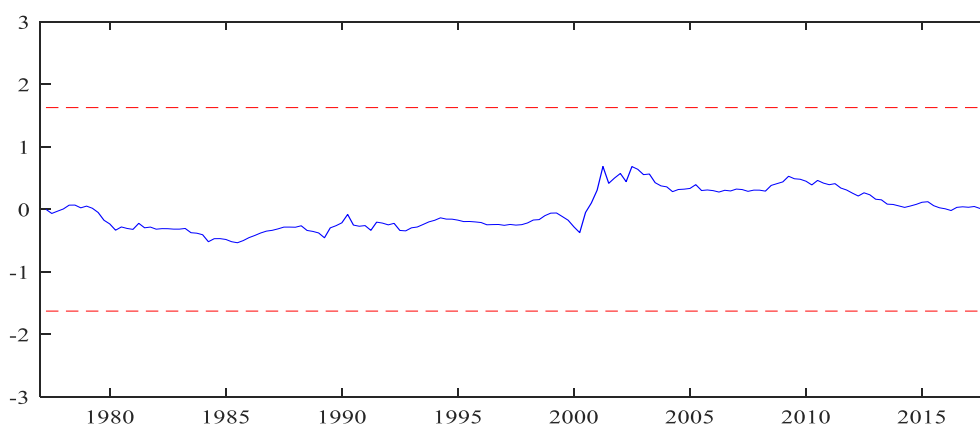


註：實線及虛線部分為 1 個標準差緊縮貨幣政策衝擊的反應函數；陰影部分為 1 個標準差信賴區間。

四、結構性改變測試

1976 至 2017 年國際間發生諸多重要經濟事件，如亞洲金融風暴以及全球金融危機等，VAR 迴歸係數可能大幅變動。由於在前面分析中，家戶所得差距倍數變對貨幣政策衝擊反應明顯，以下利用 VAR 模型中的家戶所得差距倍數迴歸方程式進行 Recursive CUSUM 結構性改變檢定，檢驗迴歸係數穩定性。在 1% 顯著水準下，圖 15 檢定結果顯示，可能發生結構性變化時點為 2000 年 Q1，但未達統計顯著。

圖 15 Recursive CUSUM 結構性改變檢定



註：Recursive CUSUM 結構性改變檢定，主要以遞迴迴歸殘差是否超過臨界值，判斷估計式有無結構性轉變；紅色虛線為 1% 顯著水準臨界值。

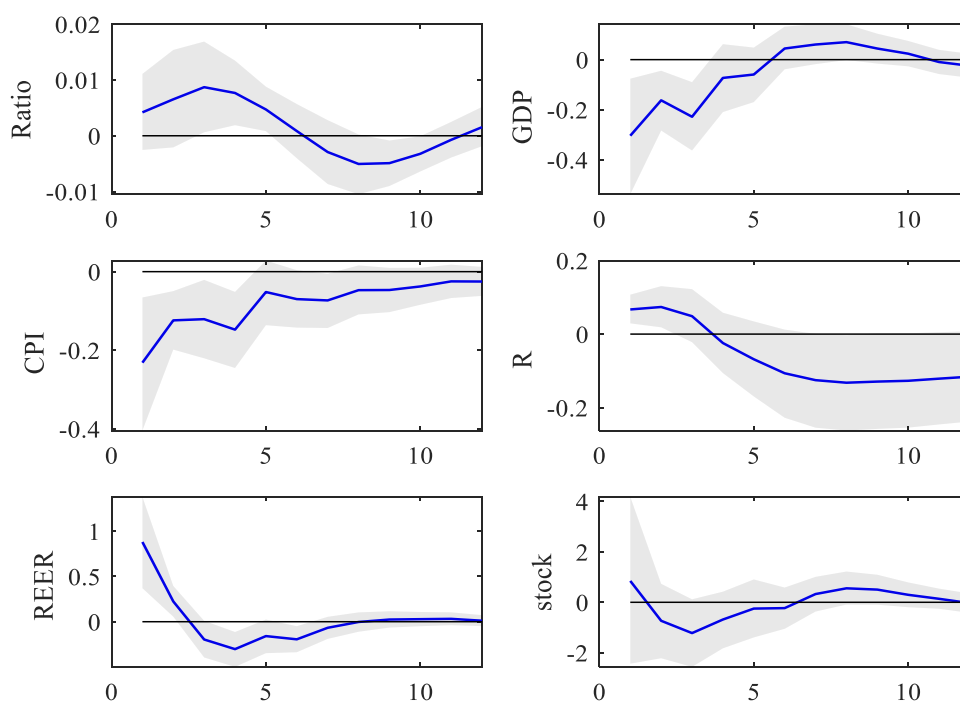
五、穩健性檢定

雖然資本利得不計入家戶可支配所得，惟財產所得(利息、股利收入等)與股票市場榮枯可能有密切關係。高收入家戶擁有更多股票等金融性資產，若利率的調升導致股票價格下跌，降低廠商發放股利意願；又或者股市表現不佳，透過財富效果拖累房地產等資產價格下滑，也可能減少租金收入。這些都將促使高收入家戶財產所得收入萎縮，降低家戶之間可支配所得差距，而改善整體所得分配不均度。

本節進一步檢視金融資產價格於貨幣政策分配效果可能扮演的角色，由於台灣房價時間序列較短，其次考量房價財富效果在台灣並不成立(參見陳南光、王泓仁, 2011)，本研究嘗試將股價報酬¹⁰加入向量自我迴歸中，但不施加任何符號限制，檢驗結論的穩健性。

圖 16 顯示，升息政策不會顯著造成股票市場震盪，因而降低高收入家戶受金融資產的影響程度，以致所得差距倍數變動趨勢及其信賴區間，跟不考慮股價變數情況下，大抵相同(見圖 10)。綜合前述，利率政策透過股價影響所得分配現象並不明顯，主要因可支配所得計算不包含資本利得，其次，貨幣政策不會顯著改變股票價格。

圖 16 符號限制衝擊反應函數(所得差距倍數)



註：實線部分為 1 個標準差緊縮貨幣政策衝擊的反應函數；陰影部分為 1 個標準差信賴區間。

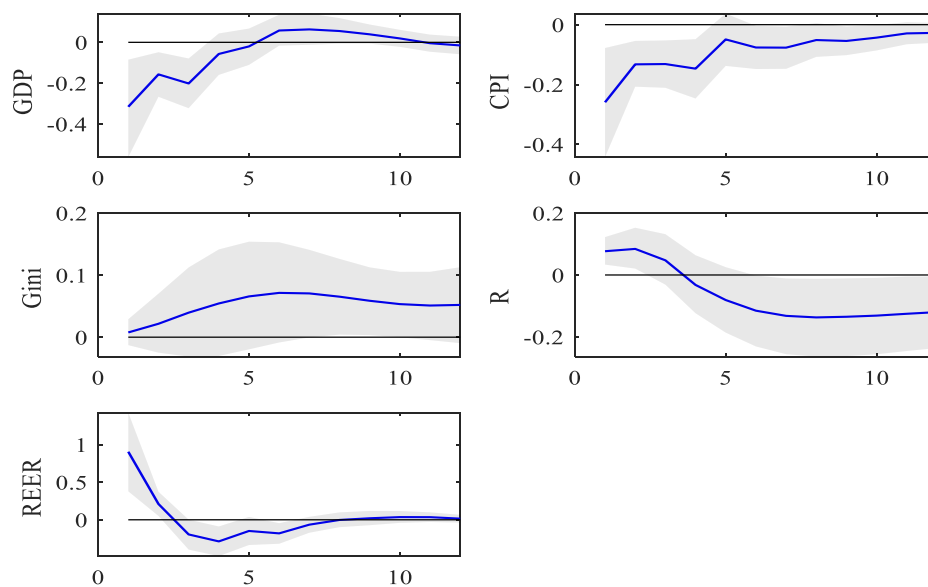
¹⁰ 股價報酬為股價取對數差分。

再者，改使用 Gini 指數/所得差距倍數水準值並替換 VAR 模型 Cholesky 順序¹¹，依據 Mumtaz and Theophilopoulou (2017) 設定變數順序為實質 GDP 成長¹²、通膨、Gini 指數/所得差距倍數、政策利率以及 REER 成長。進一步施加同樣的符號限制，檢視貨幣政策對 Gini 指數或所得差距倍數水準值之影響。

圖 17 及圖 18 顯示，利率的上升於第 5 季之後短暫幾季顯著惡化家戶 Gini 指數及所得差距倍數水準值，最高分別上升約 0.1 個百分點及 0.03 倍，幅度有限，又以所得差距倍數受影響較顯著。

這個現象顯示，即使調整成前面章節原有的遞迴順序，結果仍相同，顯示結論具穩健性。綜合前述觀察，台灣貨幣政策分配效果十分短暫及有限。

圖 17 符號限制衝擊反應函數(家戶 Gini 指數水準值)

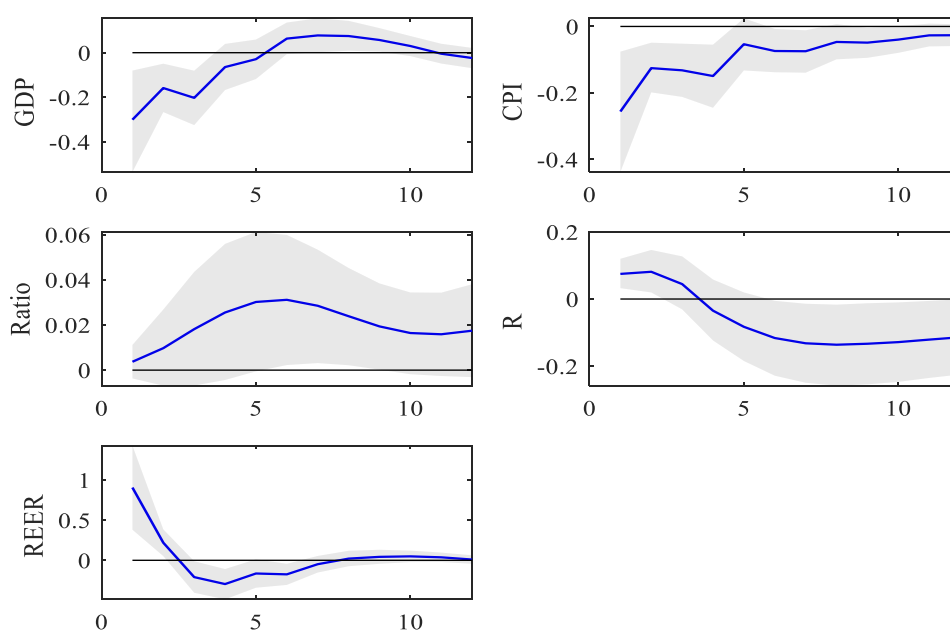


註：實線部分為 1 個標準差緊縮貨幣政策衝擊的反應函數；陰影部分為 1 個標準差信賴區間。

¹¹ Cholesky 順序在符號限制過程中只是為得到正交的結構衝擊，而非做為認定方式，不會影響結果，詳見前面貨幣政策衝擊認定章節。

¹² 成長率均為取自然對數差分。

圖 18 符號限制衝擊反應函數(所得差距倍數水準值)



註：實線部分為 1 個標準差緊縮貨幣政策衝擊的反應函數；陰影部分為 1 個標準差信賴區間。

陸、結論及建議

本次 SEACEN 年度研究計畫旨在探討並評估 SEACEN 經濟體的貨幣政策衝擊對所得分配之效果，供各國央行貨幣政策制定參考。

過去文獻多著重於財政政策對所得分配不均之影響，貨幣政策分配效果尚未被廣泛的討論且仍未有一致性結論。而截至目前為止，台灣未有相關之研究。

爰此，本文主要目的為使用傳統遞迴結構 VAR 模型，配合符號限制，分析台灣貨幣政策對家戶所得分配不均度的影響。

實證結果顯示：

(一) 緊縮性貨幣政策對所得分配不均影響有限

VAR 模型在施加符號限制下，價格謎團現象消失，升息政策衝

擊使所得分配不均變動上升僅幾季達到顯著水準。其中，以家戶所得差距倍數衡量的所得分配不均度，惡化程度較為顯著。

另即便考慮股價變動對收入的影響，緊縮貨幣政策衝擊仍只使所得分配不均惡化短暫幾季達到顯著水準。再者，穩健性檢定亦發現緊縮貨幣政策對所得分配不均水準值影響短暫且幅度有限。

（二）低所得家戶易受緊縮貨幣政策衝擊影響

升息政策衝擊使所得分配不均變動短暫幾季顯著上升，主因低所得家戶易受緊縮貨幣政策衝擊影響，以致所得差距倍數擴大。推測此與低所得家戶教育程度較低，從事易被取代之工作，收入易受升息等就業市場變化衝擊有關。

綜合上述，無充分證據顯示升息政策會大幅改變台灣所得分配不均，即便有，效果亦有限。故制定利率政策時似不須太受限於政策對家戶所得分配效果，可更專注於通膨及經濟成長變化。

參與本次研究計畫，除了檢視台灣的利率政策分配效果，尚可與其他參與成員交流討論，藉此瞭解各國的經濟情勢、金融體系及貨幣政策分配效果。由於各國的經濟發展階段及所得分配資料完整性各異，各國成員研究重點及結論皆不同。參與本次研究計畫受益良多，除有助瞭解台灣的利率政策分配效果，亦可悉知其他國家現況，並供未來研究參考。

參考文獻

- 陳南光、王泓仁(2011)，「資產價格變動對民間消費支出影響效果之研究」，央行季刊，33(1)，7-40。
- 朱敬一、康廷嶽(2015)，「經濟轉型中的社會不公平」，臺灣經濟預測與政策，45(2)，1-22。
- Afonso, A., L. Schuknecht, and V. Tanzi (2010), “Income Distribution and Public Spending: An Efficiency Assessment,” *The Journal of Economic Inequality*, 8, 367-389.
- Aye, G.C., M.W. Clance, and R. Gupta (2019), “The Effectiveness of Monetary and Fiscal Policy Shocks on U.S. Inequality: the Role of Uncertainty,” *Quality and Quantity*, 53(1), 283-295.
- Boot, J., W. Feibes, and J. Lisman (1967), “Further Methods of Derivation of Quarterly Figures from Annual Data,” *Applied Statistics*, 16(1), 65-75.
- Canova, F., and P. P. Joaquim (2005), “What VAR Tell us about DSGE Models?” *In New Trends in Macroeconomics*, 89-123.
- Cloyne, J., C. Ferreira, and P. Surico (2016), “Monetary Policy when Households have Debt: New Evidence on the Transmission Mechanism,” Bank of England Staff Working Paper 589, Bank of England, London.
- Coibion, O., Y. Gorodnichenko, L. Kueng, and J. Silvia (2017), “Innocent Bystanders? Monetary Policy and Inequality,” *Journal of Monetary Economics*, 88, 70-88.
- Colciago, A., A. Samarina, and J. de Haan (2019), “Central Bank Policies and Income and Wealth Inequality: A Survey,” *Journal of Economic Surveys*.

- Creel, J. and M.E. Herradi (2019), “Shocking Aspects of Monetary Policy on Income Inequality in the Euro Area.” SciencesPo-OFCE Working Paper n°15/2019, Institut d'études politiques de Paris.
- Danne, C. (2015), “VARsignR: Estimating VARs Using Sign Restrictions in R,” *Munich Personal RePEc Archive*, MPRA Paper No. 68429.
- Davtyan, K. (2017), “The Distributive Effect of Monetary Policy: The Top One Percent Makes the Difference,” *Economic Modelling*, 65, 106-118.
- Doerrenberg, P., and A. Peichl (2014), “The Impact of Redistributive Policies on Inequality in OECD Countries,” *Applied Economics*, 46(17), 2066-2086.
- Estrella, A. (2014), “The Price Puzzle and VAR Identification,” *Macroeconomic Dynamics*, 19(8), 1880-1887.
- Feldkircher, M., and K. Kakamu (2018), “How does Monetary Policy Affect Income Inequality in Japan? Evidence from Grouped Data,” Working Papers in Regional Science 6215, WU Vienna University of Economics and Business.
- Furceri, D., P. Loungani, and A. Zdzienicka (2018), “The Effects of Monetary Policy Shocks on Inequality,” *Journal of International Money and Finance*, 85, 168-186.
- Gornemann, N., K. Kuester, and M. Nakajima (2016), “Doves for the Rich, Hawks for the Poor? Distributional Consequences of Monetary Policy,” Board of Governors of the Federal Reserve System International Finance Discussion Paper 1167, Washington.
- Guerello, C. (2018), “Conventional and Unconventional Monetary Policy vs. Households Income Distribution: an empirical analysis for the

Euro Area,” *Journal of International Money and Finance*, 85, 187-214.

Inui, M., N. Sudo, and T. Yamada (2017), “Effects of Monetary Policy Shocks on Inequality in Japan”. Bank of Japan Working Paper 17-E-3.

Luetticke, R. (2018), “Transmission of Monetary Policy with Heterogeneity in Household Portfolios,” CFM-Discussion Paper 2018-19, Centre for Macroeconomics, London.

Melolinna, M. (2012), “Macroeconomic Shocks in an Oil Market Var,” Working Paper Series 1432, European Central Bank.

Mumtaz, H., and A. Theophilopoulou (2017), “The Impact of Monetary Policy on Inequality in the UK. An Empirical Analysis,” *European Economic Review*, 98, 410-423.

Nakajima, M. (2015), “The Redistributive Consequences of Monetary Policy,” Business Review, Federal Reserve Bank of Philadelphia Research Department, Second Quarter, 9-16.

O'Farrell, R., L. Rawdanowicz, and K. Inaba (2016), “Monetary Policy and Inequality OECD,” Economics Department Working Papers, 1281.

Saiki, A. and J. Frost (2014), “How Does Unconventional Monetary Policy Affect Inequality? Evidence from Japan,” DNB Working Paper 423.

Samarina, A. and A.D.M. Nguyen (2019), “Does Monetary Policy Affect Income Inequality in the Euro Area?” De Nederlandsche Bank Working Paper No. 626.

- Scholl, A., and H. Uhlig (2008), “New Evidence on the Puzzles: Results from Agnostic Identification on Monetary Policy and Exchange Rates,” *Journal of International Economics*, 76(1), 1-13.
- Sims, C. A. (1986), “Are Forecasting Models Usable for Policy Analysis?” Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review 10, 2-16.
- Sims, C. A. (1992), “Interpreting the Macroeconomic Time Series Facts: The Effects of Monetary Policy,” Cowles Foundation Discussion Papers 1011, Cowles Foundation for Research in Economics, Yale University.
- Uhlig, H. (2005), “What are the Effects of Monetary Policy on Output? Results from an Agnostic Identification Procedure,” *Journal of Monetary Economics*, 52(2), 381-419.
- Villarreal, F.G. (2014), “Monetary Policy and Inequality in Mexico,” MPRA Paper 57074.