DOI: 10.6277/TER.202404_52(2).0002

稅制與所得分配不均 — 兩稅合一的準實驗

羅時萬・伍大開・連昱羽・陳國樑・黃勢璋*

稅制與所得分配不均間因果關係的實證研究在國內外皆相當有限, 本文利用合成控制法 (synthetic control method, SCM), 以台灣兩稅合一制度 (integrated income tax system) 相較於 OECD 國家作爲準實驗 (quasi-experiment), 分析其對於所得分配不均的影響。根據 1980–2010 年的資料顯示, 兩稅合一實施後, 台灣前 5%及前 10%所得者之所得份額逐漸增加, 相較於制度實施前, 平均分別提升 12.32%及 9.53%, 表示兩稅合一制度使所得分配不均的現象惡化, 對所得均等造成不利的影響。

關鍵詞: 所得分配不均, 兩稅合一, 合成控制法
JEL 分類代號: D31, H24, H30

1 緒論

隨著經濟持續發展, 近二、三十年我國所得分配不均 (income inequality) 程度逐漸擴大。經濟合作暨發展組織 (Organization for Economic Cooperation and Development, OECD) 也指出, 多數國家的所得差距長期亦呈擴

*作者分別爲國立台北商業大學財政稅務系副教授、逢甲大學會計學系助理教授、財政部北區國稅局稅務員、國立政治大學財政學系教授與中華經濟研究院研究員並兼任國立台北商業大學財政稅務系助理教授。羅時萬爲通訊作者 (lousw@ntub.edu.tw)。本文改寫自作者連昱羽之國立政治大學財政學系碩士論文 (連昱羽, 2022)。作者感謝「中華財政學會 2022 年會員大會暨學術研討會」評論人郭振雄教授與「台灣經濟學會 2022 年會員大會暨學術研討會」評論人曾中信教授所提供之寶貴建議, 更要感謝兩位匿名審查委員對文章內容的細心斧正, 使本文品質大幅提升。所有文責由作者自負。文章補充資料請參閱「線上附錄」。

經濟論文叢刊 (*Taiwan Economic Review*), 52:2 (2024), 155–195。
國立台灣大學經濟學系出版

臺大學術期刊資料庫

大趨勢 (OECD, 2011), 而科技化、自由化更使分配不均成爲全球議題, 如何緩解此一現象的惡化, 成爲各國政府的挑戰。其中, 所得稅一直以來被視爲改善所得分配的政策工具之一, 且受到理論與實證研究上的諸多支持 (Boadway and Keen, 2000; Piketty and Saez, 2013; Roine, Vlachos, and Waldenström, 2009; Sachs, Tsyvinski, and Werquin, 2020); 然而, 租稅規避與逃漏亦是理性的個人面對稅制的主要行爲反應之一 (Slemrod, 1990, 1995), 如此的自利行爲將會降低所得稅的重分配效果 (Duncan and Peter, 2016; Poterba, 2007), 這會讓所得稅制與分配不均之間的關係並不明確。

此外, 在實證研究方面, 一個困難之處在於如何解決稅制與分配不均之間的內生性 (endogeneity) 問題, 內生性的來源包括: 稅制與所得分配不均兩者間具因果倒置 (reverse causality) 關係 (Adam, Kammas, and Lapatinas, 2015; Doerrenberg and Peichl, 2014; Dotti, 2020),[1] 或模型中未捕捉到同時影響稅制與分配不均的變數, 造成遺漏變數偏誤 (omitted variable bias) (Gupta and Jalles, 2022)。利用租稅變革的外生 (exogenous) 變化作爲準實驗 (quasi-experiment) 或可緩解內生性問題, 透過找到合適的控制組 (control group), 比較實驗組 (treatment group) 與控制組稅改前後數據來分析政策效果, 此即差異中的差異 (difference-in-differences, DID) 方法之概念。惟 DID 在控制組的選擇上通常較爲主觀且武斷 (arbitrary), 使得控制組能否有效作爲實驗組在沒有面臨稅制變動下的反事實情形 (counterfactual) 存在爭議 (Adhikari and Alm, 2016)。

Abadie and Gardeazabal (2003) 和 Abadie, Diamond, and Hainmueller (2010) 提出另一種準實驗研究方法 — 合成控制法 (synthetic control method, SCM), 係以數據驅動程序 (data-driven process) 選擇合適的比較單位, 它利用可觀察到的特徵對潛在控制組 (donor pool) 加權平均, 建構出一個與實驗組特徵相近的合成控制組 (synthetic control group) 作爲實驗組在

[1] 舉例而言, 分配不均程度也會促使政府實施重分配政策 (Borge and Rattsø, 2004; Dotti, 2020; Meltzer and Richard, 1981)。例如, 以政治經濟學角度而言, Bonica et al. (2013) 與 Mirrlees (2016) 指出當經濟資源越集中於少數富人, 富人將擁有越高的政治影響力, 進而影響政府施政與政策制定。Theodossiou and Zangelidis (2020) 也指出所得分配的惡化使得民衆減少政治參與的意願, 進而導致更爲惡化的所得分配。相關探討亦可參考 Gilens and Page (2014)、Scheve and Stasavage (2017) 與 Bertrand et al. (2020) 的文獻回顧。

臺大學術期刊資料庫

沒有政策干預之下的反事實情形, 此種選擇控制組的方式較爲客觀, 可解決前述 DID 的問題。[2] Rubolino and Waldenström (2020) 即是以 SCM 探討租稅累進度 (tax progressivity) 與最高所得份額之間的關聯。

回顧過去我國歷經多次所得稅改革, 其中 1998 年實施的兩稅合一制 (完全設算扣抵) 爲 1990 年代以降, 我國所得稅制最重要的變革之一; 此一新制旨在消除公司淨利與股東股利之間重複課稅的問題, 對於股票投資者而言實爲減稅政策, 使其資金成本下降。然而, 我國股利所得與股東可扣抵稅額多集中於高所得者 (參考第 3.2 節介紹), 使得富者享有較多的減稅利益; 相較於其他類所得, 股利所得課稅方式對於所得分配不均的影響程度應會較爲明顯, 預期兩稅合一稅制將導致所得不均程度增加。過往文獻中雖不乏分配不均與所得稅之間的實證研究, 但分析股利所得課稅方式對於分配不均影響的研究則相當有限 (Fullerton et al., 1981; 楊子菡等, 2007)。

在國內文獻方面, 現有所得重分配之研究多是比較租稅政策實施前後, 對於台灣所得分配指標之變化 (林金源與朱雲鵬, 2003); 此種分析方法難以排除無法觀察之混雜因素 (confounding factor) 的影響。因此, 本文以台灣 1998 年兩稅合一稅改相對於 OECD 各國作爲準實驗, 使用 SCM 估計兩稅合一對公平面的效果; 由於實施此一新稅制之政策目的在於消除公司與股東之間的重複課稅, 並非處理公平面的議題, 故政策本身應可視爲外生。實證結果發現, 兩稅合一實施後, 以原始的前 5%與前 10%所得份額數值計算, 該兩高所得階層之所得份額分別提升 12.32%與 9.53%, 顯示兩稅合一導致所得分配不均程度的惡化。尤以前 5%所得份額的提升效果更大, 其原因在於兩稅合一的減稅利益主要集中於擁有大量股利所得之頂端富有階層者。本文的研究得以在緩解內生性問題之下, 分析 1998 年實施的兩稅合一對於所得分配不均的影響, 彌補國內在稅制與所得分配議題研究的缺乏。

後續章節安排如下: 第 2 節爲文獻回顧, 第 3 節簡介制度背景, 第 4 節爲研究方法, 第 5 節爲實證結果, 第 6 節爲結論。

[2] 國內 SCM 的實證結果參考陳宜廷 (2019) 與 Huang and Huang (2021)。

臺大學術期刊資料庫

2 文獻回顧

隨著各國所得分配不均的情形逐漸惡化, 許多文獻開始研究影響所得分配的因素, 包括: 經濟成長 (Hailemariam, Sakutukwa, and Dzhumashev, 2021; Roine, Vlachos, and Waldenström, 2009)、貿易開放 (Dorn, Fuest, and Potrafke, 2022) 以及金融發展 (Beck, Demirgü-Kunt, and Levine, 2007) 等。另外, 所得稅爲各國政府主要的重分配政策工具之一, 亦同樣有許多研究分析所得稅對於分配不均的影響 (Förster, Llena-Nozal, and Nafilyan, 2014; Piketty, Saez, and Stantcheva, 2014; Waldenström, 2017)。以下將聚焦在所得稅制與分配不均的相關討論。

部分文獻透過稅收統計數據建構各國所得分配不均與所得稅率的時間序列 (time series), 發現所得稅率與最高所得份額呈現反向變動關係 (Atkinson and Leigh, 2008; Bargain et al., 2015; Ghoshray, Malki, and Ordóñez, 2022; Moriguchi and Saez, 2008; Saez, 2004; Saez and Veall, 2005)。Piketty and Saez (2003) 認爲累進的所得稅與遺產稅, 減緩了美國 20 世紀所得分配不均的上升幅度。Saez (2004) 分析 1960 年至 2000 年美國所得稅申報資料, 發現所得稅邊際稅率與前 1%所得者的申報所得爲顯著負相關, 隱含所得稅的課徵有助於改善分配不均。

跨國資料的研究亦指出所得稅最高邊際稅率的下降或租稅累進度的降低, 會使最高所得份額增加, 導致所得分配不均更加惡化 (Atkinson and Leigh, 2013; Piketty, Saez, and Stantcheva, 2014; Roine, Vlachos, and Waldenström, 2009)。Roine, Vlachos, and Waldenström (2009) 以 20 世紀 16 個國家的資料分析影響所得分配不均的因素發現, 所得稅的累進程度有助於抑制分配不均的惡化。Alvaredo et al. (2013) 對最高所得份額趨勢進行跨國比較發現, 最高稅率的增減與稅前所得集中度的變化密切相關。Atkinson and Leigh (2013) 分析 1970 年至 2000 年盎格魯 — 撒克遜 (Anglo-Saxon) 國家的所得分配不均趨勢, 結果指出所得稅率的降低得以解釋部分所得分配不均程度的上升。Dabla-Norris et al. (2015) 的固定效果模型 (fixed effect model) 結果指出, 已開發國家所得分配不均程度與所得稅最高邊際稅率之間呈現負向關聯。

租稅與所得分配不均之間因果檢驗的最大挑戰之一爲內生性問題, 儘

臺大學術期刊資料庫

管文獻提供了最高邊際稅率對最高所得份額產生負面影響的見解, 惟普通最小平方法 (ordinary least squares, OLS) 或固定效果模型難以排除無法觀察之混雜因素對於估計結果的影響 (Atkinson, Piketty, and Saez, 2011; Waldenström, 2017)。若能找到與租稅政策相關、與未捕捉到之混雜因素無關之工具變數 (instrumental variable), 則可減輕內生性問題; 然而, 尋找合適的工具變數並不容易, 因此使用工具變數的文獻有限。Frey, Gorgas, and Schaltegger (2017) 爲少數例外之一, 該文以瑞士各州 (canton) 的州立所得稅稅率之差異, 分析所得稅對於分配不均的影響, 工具變數法的估計結果指出, 所得稅稅率提升有助於減少頂端所得者的所得份額。

部分文獻則以稅制變動作爲準實驗, 以 DID 分析所得稅的重分配效果。Rubolino (2019) 利用義大利 2007 年和 2011 年實施的兩項稅改 — 授權自治市給予低所得者免稅、可由單一稅率改爲累進稅率制度 — 進行實證研究, 探討所得稅累進度對所得不均的影響; 研究結果表明, 稅改後實施累進地方所得稅的自治市, 相較於實施單一稅率的自治市而言, 其吉尼係數 (Gini coefficient) 及最高所得份額皆有所下降, 顯示租稅累進度的提高可改善所得分配不均情形。

但在 DID 方法下, 研究人員通常係以較爲武斷的方式挑選與實驗組性質相似且未受政策影響的單位作爲控制組; SCM 則使用數據驅動程序建構合適的比較單位, 並使用可觀察到的特徵證明受影響與未受影響單位間的相似性, 減少人爲選擇比較單位的裁量權 (discretion), 可避免 DID 因武斷選擇控制組產生的問題 (Abadie, Diamond, and Hainmueller, 2010; Abadie and Gardeazabal, 2003)。

Rubolino and Waldenström (2020) 即以 1980 年至 1990 年代澳洲、紐西蘭及挪威的所得稅大規模減稅作爲準實驗, 使用 SCM 探討租稅累進度對最高所得份額的影響; 以所得稅稅改幅度較少或未經歷稅改之其他國家爲 donor pool, 接著利用可觀察到的特徵加權平均, 建構出與實驗組特徵相近的合成控制組, 藉由比較稅改之後實驗組與合成控制組間最高所得者的份額差距, 顯示出所得分配不均受稅制變革的影響程度。實證結果指出, 租稅累進度的下降對日後最高所得者稅前所得份額具顯著正向影響。

關於兩稅合一對所得分配影響的討論, 除了 陳聽安與陳國樑 (2015) 運

臺大學術期刊資料庫

用《綜合所得稅申報核定統計專冊》(簡稱「統計專冊」) 的資料分析發現, 取消完全設算扣抵的兩稅合一制度後, 所得的五等分差距倍數下降; 其他研究多屬理論的文獻, 模型方法則包括: 一般均衡模型 (Ballard et al., 1985; Fullerton et al., 1981)、動態一般均衡模型 (dynamic general equilibrium, DGE) (Pereira, 1993; 江莉莉, 2002) 或可計算一般均衡模型 (computable general equilibrium, CGE) (林安樂, 2000; 楊子菡等, 2007) 等。然而, 各理論文獻的研究結果並不一致, 可能原因除了是參數假設不同外 (羅光達, 羅時萬, 與單佩玲, 2014), 此等模擬股利設算扣抵制之文獻多遵循 Fullerton et al. (1981) 的設定方式, 即15%扣抵比率的部分設算扣抵制, 與我國實施的完全設算扣抵制 (1998–2014年) 不同, 也較無法得知我國兩稅合一的實際效果。此外, 過往文獻大多使用政策實施初期的資料, 進行兩稅合一稅制對分配不均影響的模擬與評估, 但探討稅制變動的影響需較長的觀察期間, 才得以充分瞭解稅制的效果。[3]

3 制度背景

3.1 我國兩稅合一制度簡介

我國股利所得課稅之沿革主要可劃分爲1997年以前的兩稅獨立制與1998年以後的兩稅合一制。[4] 後者採法人擬制說觀點, 認爲企業不具獨立納稅能力, 故其淨利與股東之股利, 應合併考量僅課徵一次所得稅或減輕兩者其中之一的稅負; 這與採法人實在說的兩稅獨立制, 主張企業淨利與個人股利各需負擔應有稅負而無須給予減免, 因而兩種稅制下的租稅負擔明顯不同。

1997年以前, 企業之淨利除了繳納營利事業所得稅, 其稅後盈餘分配予個人股東時, 尚需併入股東綜合所得計算, 繳納綜合所得稅, 產生股利所得重複課稅情形。再者, 企業亦可能藉由不發放股利爲高所得股東規避

[3]例如: 楊子菡等 (2007) 僅以1999年的產業關聯表與國民所得資料分析兩稅合一對於所得分配的影響。

[4]其中, 1998年至2014年爲完全設算扣抵的兩稅合一, 2015年至2017年爲半數設算扣抵的兩稅合一, 2018年以後至今爲股利所得可享有稅額抵減或分離課稅二擇一的兩稅合一。

臺大學術期刊資料庫

綜合所得稅負, 使得企業的盈餘分配決策受到干擾。[5] 綜上, 爲消除此等課稅方式的缺失, 提高投資意願、帶動經濟成長, 政府即規劃兩稅合一相關措施。

我國自 1998 年起實施兩稅合一制, 並採用「完全設算扣抵」, 對於個人所獲配之投資公司盈餘股利, 允許在公司階段繳納之所得稅可全部作爲股東所得稅應納稅額之扣抵。並考量到當時營利事業所得稅最高邊際稅率爲 25%, 綜合所得稅最高邊際稅率爲 40%, 這將增加營利事業藉由保留盈餘爲高所得股東規避綜合所得稅負之誘因, 因此訂有「營利事業當年度盈餘未作分配者, 應就該未分配盈餘加徵 10%營利事業所得稅」之規定。

3.2 股利所得與可扣抵稅額的分佈

兩稅合一 (相對於兩稅獨立) 基本上就是政府對企業淨利或個人股利給予稅負減免; 我國 1998 年的完全設算扣抵兩稅合一制, 是讓稅額扣抵的利益由個人股東享有, 因而股利所得的多寡對個人稅負的輕重有相當之影響。根據財政部財政資訊中心 2005–2019 年「統計專冊」的資料可知 (見表 1), 台灣近 15 年來, 全體個人綜合所得稅申報的股利所得總額占全部所得總額之比重平均達 12.7%, 僅次於薪資所得的 74.2%, 也超過排名第三之利息所得 5.0%的 1.5 倍以上; 平均每年的股利所得總額高達 6,501.2 億元, 因而其課稅方式由兩稅獨立制改爲完全設算扣抵的兩稅合一制, 著實對家戶的稅負有明顯之影響。

再者, 進一步剖析完全設算扣抵所造成減稅利益的分配可知, 其明顯是不平均的, 因爲台灣的股利所得與可扣抵稅額集中於高所得階層, 故而稅制變革將不利於分配公平。圖 1 爲各年度我國不同所得分位的股利所得份額 (所得最高 5%爲第 20 分位、最低 5%爲第 1 分位, 其餘以此類推); 該圖顯示約有一半以上的股利所得爲所得排名前 5%家戶所擁有。圖 2 則呈現可扣抵稅額的分配, 同樣顯示稅負減免利益主要由第 20 分位家戶所享有。在股利所得與可扣抵稅額均集中於頂端所得階層之下, 高所得者相較於低所

[5] 除此之外, 下列現象也同樣會產生兩稅重複課稅而扭曲經濟決策: 企業借款所付利息可依法當作費用自公司所得稅稅基中減除, 具有抵稅效果, 但企業支付的股利則無此等租稅待遇, 這使得企業傾向以舉債融資而不以募股方式籌措資金, 扭曲企業財源的籌措方式。

臺大學術期刊資料庫

表 1: 台灣歷年所得總額與主要所得

	所得總額	薪資所得		股利所得		利息所得	
年份	金額 (億元)	金額 (億元)	占比 (%)	金額 (億元)	占比 (%)	金額 (億元)	占比 (%)
2019	49,738.9	34,721.0	69.8	7,469.4	15.0	2,286.3	4.6
2018	61,666.4	47,202.6	76.5	7,167.0	11.6	2,283.9	3.7
2017	59,606.3	45,561.4	76.4	6,973.7	11.7	2,327.8	3.9
2016	58,151.9	44,370.4	76.3	6,837.4	11.8	2,438.4	4.2
2015	57,322.4	43,348.8	75.6	6,876.5	12.0	2,623.5	4.6
2014	57,830.6	41,916.8	72.5	8,760.1	15.1	2,545.6	4.4
2013	52,850.1	39,889.4	75.5	6,069.1	11.5	2,492.2	4.7
2012	53,822.5	40,794.6	75.8	6,629.8	12.3	2,326.2	4.3
2011	49,944.3	36,702.0	73.5	7,261.2	14.5	2,063.8	4.1
2010	46,020.9	34,513.0	75.0	5,794.9	12.6	1,863.7	4.0
2009	42,479.9	31,822.7	74.9	4,586.2	10.8	2,578.2	6.1
2008	47,689.0	33,869.1	71.0	6,951.9	14.6	3,384.3	7.1
2007	45,966.9	33,251.5	72.3	5,873.3	12.8	3,126.9	6.8
2006	42,987.2	31,515.0	73.3	5,138.2	12.0	2,736.9	6.4
2005	42,015.4	30,979.7	73.7	5,129.2	12.2	2,259.4	5.4
平均	51,206.2	38,030.5	74.2	6,501.2	12.7	2,489.1	5.0

附註: 本表呈現台灣歷年個人綜合所得稅之所得總額與前三大類所得的金額與占比。
資料來源: 財政部財政資訊中心, 《綜合所得稅申報核定統計專冊》。

得者得以享受較多兩稅合一減稅利益, 因此部分過往研究指出, 實施兩稅合一已導致所得分配的惡化 (中央研究院, 2014; 陳聽安與陳國樑, 2015)。然而, 由於國內外關於股利所得課稅制度與所得分配不均的研究有限, 且分析方法可能面臨內生性問題, 因此引發本文以 SCM 分析政策效果的動機。

4 研究方法

4.1 資料來源

本文參考 Rubolino and Waldenström (2020) 架構研究我國 1998 年推行的兩稅合一制度對於最高所得份額之影響, 進而釐清稅制與所得分配不均之間的關係。台灣以外國家的變數取自 Rubolino and Waldenström (2020)

臺大學術期刊資料庫

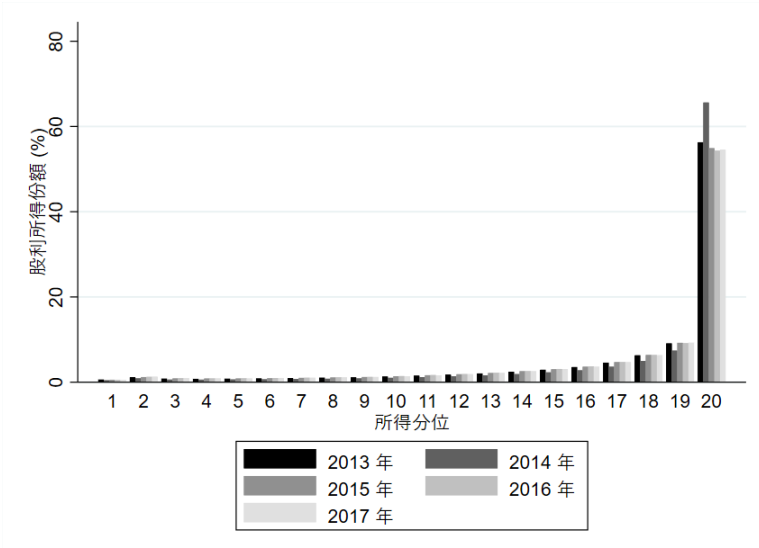


圖 1: 我國股利所得分配情形

附註: 本圖呈現 2013 年至 2017 年各個所得分位的股利所得占比, 任一年份各個分位的股利所得占比加總恆爲 1。所得分位係以綜合所得總額切割, 所得最高 5%爲第 20 分位、最低 5%爲第 1 分位, 其餘以此類推。
資料來源: 財政部財政資訊中心,《綜合所得稅申報核定統計專冊》。

所蒐集 18 個 OECD 國家的資料,[6] 並刪除樣本期間曾實施稅改之澳洲、紐西蘭、挪威、英國及美國, 因此最終共計 13 個 OECD 國家資料將用於本文的估計。台灣資料的部分, 則是依照該文每個變數之定義尋找國內相對應的變數資料。將台灣與 13 個 OECD 國家的資料合併,[7] 並刪除缺漏資料之後, 形成一追蹤資料 (panel data) 進行分析。[8,9] 有鑑於 1980 年以後各變數

[6]Daniel Waldenström (作者之一) 將該研究所使用之資料庫刊登於個人網站, 網址爲: https://sites.google.com/view/danielwaldenstrom/data-programs (資料取得日: 2022 年 10 月 12 日)。

[7]13 個 OECD 國家包含: 日本、德國、法國、西班牙、瑞士、丹麥、義大利、瑞典、荷蘭、芬蘭、葡萄牙、加拿大與愛爾蘭。

[8]由於 Rubolino and Waldenström (2020) 資料庫中未包含愛爾蘭前 5%及芬蘭前 10%的所得份額數據, 因此前 5%與前 10%所得份額的分析會分別刪除愛爾蘭、芬蘭。

[9]除日本外, 本文未納入其他亞洲國家, 主要是考量香港和新加坡都是低稅率的國家或地區 (香港是採分類所得稅制), 不宜作爲本文的 donor pool; 南韓於 2001 年實施部分設算

臺大學術期刊資料庫

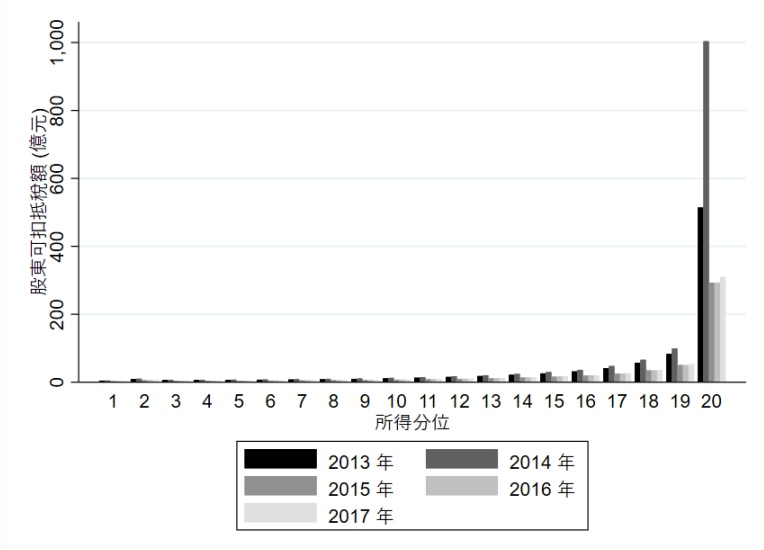


圖 2: 我國股東可扣抵稅額分配情形

附註: 本圖呈現 2013 年至 2017 年各個所得分位的股東可扣抵稅額總額 (新台幣億元)。所得分位係以綜合所得總額切割, 所得最高 5%爲第 20 分位、最低 5%爲第 1 分位, 其餘以此類推。
資料來源: 財政部財政資訊中心, 《綜合所得稅申報核定統計專冊》。

資料較爲齊全, 本文將樣本期間設定爲 1980–2010 年。模型所使用之變數定義與台灣資料的來源參見表 2。[10]

扣抵的兩稅合一, 與台灣實施兩稅合一的時間約略重疊, 且減稅利益可觀 (個人股東依股利淨額加計 11%換算爲股利總額, 再按此總額的 11% — 約同於公司所得稅最低稅率 — 扣抵個人股東之應納稅額), 同樣不宜作爲 donor pool。

[10]World Inequality Database (WID) 中部分國家所得份額資料來源爲財稅資料, 而我國來源爲調查數據, 爲維持跨國比較之一致性與可比較性, 台灣應使用相同來源的數據分析。就目前文獻上的搜尋, Chu, Chou, and Hu (2015) 爲少數結合調查及所得稅統計數據以估計台灣所得分配不均程度的研究。因此本文將 WID 與 Chu, Chou, and Hu (2015) 的前 1%、前 5%與前 10%所得份額數據分別繪製於線上附錄的附圖 1 至附圖 3; 兩種數據的前 1%所得份額趨勢有明顯差異, 而前 5%及前 10%所得份額趨勢則較爲相近。所以本文排除前 1%所得者的部分, 僅以前 5%及前 10%所得份額資料進行探討。綜之, 本文的台灣數據資料主要來自 Chu, Chou, and Hu (2015) 與 WID, 13 個 OECD 國家則使用 WID 數據。

臺大學術期刊資料庫

表 2: 被解釋變數與控制變數之定義與台灣數據資料來源

變數名稱	變數定義	台灣數據資料來源
被解釋變數		
最高所得份額	所得階層中前 5%及前 10%所得者之所得份額 (以小數點表示)	World Inequality Database
控制變數		
人均 GDP	一國在某一年中生產的所有最終財貨和服務的價值除以同年平均人口	The Maddison-Project (2013 version)
金融發展	銀行存款占 GDP 比例及股票市值占 GDP 比例的總和 (以小數點表示)	中央銀行統計資訊網金融統計月報及臺灣證券交易所證券統計資料年報
年均工時	受僱人員平均每年工作時數	Penn World Table (version 8.1)
人力資本	每人人力資本指數, 基於受教育年限和教育回報計算	Penn World Table (version 8.1)
總固定資本	總固定資本 (指國內固定投資總額, 含土地改良物、廠房、機器及設備等) 占 GDP 的比例 (以小數點表示)	行政院主計總處國民所得統計表
工作年齡人口	15–64 歲人口占人口總數的比例 (以小數點表示)	國家發展委員會人口推估查詢系統
所得稅最高邊際稅率	個人所得稅之最高邊際稅率 (以小數點表示)	財政部財政統計年報
最高所得份額於政策實施前之數值	最高所得份額於 1990、1995、1997 年數值及稅改前期間 (1980–1997 年) 的平均值	World Inequality Database

附註: 本表呈現變數定義以及台灣數據之資料來源, 其他國家之變數數據則取自 Rubolino and Waldenström (2020)。
資料來源: 本研究自行整理。

4.2 實證模型

4.2.1 DID 模型

由於 SCM 與 DID 主要的差別在於控制組的選擇方式, 因此本文先進行

臺大學術期刊資料庫

DID 估計, 再將 SCM 的實證結果與之相互比較。DID 的概念乃視 1998 年實施之兩稅合一稅改爲準實驗,[11] 台灣爲實驗組, 其餘國家爲控制組。[12] DID 迴歸式如下:

$$y_{it} = \alpha_i + \beta_t + \gamma\,(\text{TREAT}_i \times \text{POST}_t) + \rho X_{it} + \varepsilon_{it}, \qquad (1)$$

y_{it} 係指第 t 年第 i 國所得階層中前 5%或前 10%所得者之所得份額, 代表所得分配不均程度。α_i 爲國家固定效果, 控制各國之間存在的系統性差異, 如: 既存制度、經濟發展程度差異等。β_t 爲年份固定效果, 控制各年度之間實驗組與控制組共同面臨的總體經濟波動。TREAT_i 爲組別虛擬變數 (dummy variable), 樣本屬於實驗組 (台灣) 爲 1, 反之爲 0。POST_t 爲稅改後期間的虛擬變數, 樣本位於 1998 年以後者爲 1, 反之爲 0。$\text{TREAT}_i \times \text{POST}_t$ 爲 TREAT_i 與 POST_t 之交乘項, 其係數 γ 係欲觀察的兩稅合一政策效果。X_{it} 爲控制變數, 參考過往文獻, 包含: 人均 GDP 取自然對數、金融發展、年均工時取自然對數、人力資本、總固定資本、工作年齡人口及所得稅最高邊際稅率 (變數定義參見表 2)。ε_{it} 爲誤差項 (error term)。

DID 的主要前提爲符合平行趨勢假設 (parallel trend assumption), 亦即實驗組在沒有政策影響之下, 被解釋變數的趨勢應與控制組相同。過往文獻常見的檢驗方法是, 在政策實施前任意挑選一時點進行安慰劑測試 (placebo test), 如果政策效果達統計上顯著, 則表示政策前實驗組與控制組之間的趨勢出現差異, 違反平行趨勢假設, DID 估計結果將有所偏誤。

4.2.2 SCM 模型

在 Abadie and Gardeazabal (2003) 和 Abadie, Diamond, and Hainmueller (2010) 提出的 SCM 中, 控制組的樣本選擇是透過數據驅動程序, 依據可

[11] 由於兩稅合一之目的在於消除重複課稅的問題以及提振投資, 而非基於所得分配公平, 所以兩稅合一的實施在本研究應爲外生。

[12] 若以國內所得稅報稅資料建立 DID 模型, 一種直觀挑選比較對象的方式係以不受兩稅合一稅改影響之未擁有股利所得的個人爲控制組, 擁有股利所得者爲實驗組。然而, 股利所得多由高所得者持有, 故控制組本質爲所得偏低的族群, 實驗組爲高所得族群; 若高低所得者行爲模式存在差異, 將導致樣本選擇 (sample selection) 問題, 使估計結果產生偏誤 (Clair and Cook, 2015)。

臺大學術期刊資料庫

觀察到特徵的數據衡量, 對 donor pool 加權平均以獲得與實驗組特質最爲相近的合成控制組。由於不是人爲的主觀選擇比較單位, SCM 提供了系統性挑選比較單位的方法, 減少控制組選擇的裁量權。此外, SCM 不再使用單個控制組, 而是以對潛在控制單位的加權平均組合出控制組。這些針對 DID 的改進, 使 SCM 在短時間內就成爲一種被廣泛使用的實證方法 (Athey and Imbens, 2017)。

參考 Abadie, Diamond, and Hainmueller (2010, 2015) 及 Abadie (2021), 本文 SCM 模型架構概述如下: 假設有 J 個國家, i 爲國家別指標, 若 $i = 1$, 代表實施稅改的實驗組國家 (台灣), $i = 2, \cdots, J$ 則表示 donor pool 國家。t 爲時間指標, 樣本期間共爲 T 年, 其中稅改前期間 (t_0) 共爲 N 年, 也就是 $1 \leq t_0 \leq N$, 稅改後期間 (t_1) 共爲 $(T - N)$ 年, 也就是 $N + 1 \leq t_1 \leq T$。本文將第 t 年第 i 國所得階層中前5%及前10%所得者之所得份額以 y_{it} 表示, 衡量所得分配不均程度, SCM 模擬的反事實結果爲:

$$y_{it} = \lambda_t \alpha_i + \beta_t + \rho_t X_{it} + \varepsilon_{it}, \tag{2}$$

α_i 爲影響被解釋變數之各國未觀察到因素, β_t 爲所有國家共同面臨的時間趨勢, X_{it} 係隨時間變化的控制變數, 包含人均 GDP 取自然對數、金融發展、年均工時取自然對數、人力資本、總固定資本、工作年齡人口、所得稅最高邊際稅率, 以及最高所得份額於政策實施前之數值 (1990、1995、1997年與稅改前平均)。

接著, 利用 donor pool 的加權平均以形成政策前之性質與實驗組相似的合成控制組, 作爲模擬實驗組在沒有稅制變動下的反事實情形。至於 donor pool 加權平均之權重 ($\mathbf{W}$) 的計算, 需能極小化合成控制組與實驗組政策前性質的差異:

$$\min \| \mathbf{X}_1 - \mathbf{X}_0 \mathbf{W} \|_{\mathbf{V}} = \sqrt{(\mathbf{X}_1 - \mathbf{X}_0 \mathbf{W})' \mathbf{V} (\mathbf{X}_1 - \mathbf{X}_0 \mathbf{W})}, \tag{3}$$

其中 $\mathbf{W} = (w_2, \cdots, w_J)'$ 爲 $(J - 1) \times 1$ 的權重向量, 所有國家的權重恆介於0至1之間, 且權重加總爲1。$\mathbf{X}_1$ 爲 $k \times 1$ 向量, 係指實驗組國家在兩稅合一實施前的特性; $\mathbf{X}_0$ 則爲一個 $k \times (J - 1)$ 矩陣, 代表合成控制組

臺大學術期刊資料庫

國家在兩稅合一實施前的特性; $\mathbf{V}$ 是一個 $k \times k$ 的對稱且半正定 (positive semidefinite) 矩陣。[13]

計算出權重之後, 即可利用在 t_1 之下合成控制組被解釋變數的加權平均值, 模擬出實驗組在未實施兩稅合一稅改的反事實結果, 並將實驗組與合成控制組間被解釋變數相減, 即可得知稅改之政策效果 τ_{1t}:

$$\tau_{1t} = y_{1t} - \sum_{i=2}^{J} w_i^* y_{it}, \tag{4}$$

綜整上述, SCM 即是以數據驅動方式求出一組最適權重, 使 donor pool 國家經加權計算後的合成控制組性質與實驗組接近, 而兩組樣本於稅改之後所得份額的差異即爲稅改之政策效果。[14]

SCM 與 DID 的主要差異在於: 一、DID 的控制組選擇相當主觀, 使得研究者得以藉由控制組的選擇操控實證結果, SCM 則以非人爲、較客觀的方式計算 donor pool 的權重。二、SCM 允許各國之間難以觀察的差異 (式 (2) 的 α_i), 其對於被解釋變數的效果在各期間可以不同 (Abadie, Diamond, and Hainmueller, 2010), 也就是說, α_i 的係數 λ_t 隨時間改變。相較於 DID 的模型隱含 α_i 的效果不隨時間改變, SCM 放寬該假設, 使其更能有效緩解混雜因素對於估計結果產生的偏誤。

然而, 由於 SCM 的研究通常利用總體層級 (aggregate level, 如: 地區、國家) 資料, 樣本小的特性使得傳統計量模型中常用之 p 值等大樣本統計推論方法不適用於 SCM, 故 Abadie, Diamond, and Hainmueller (2010) 提出「空間內的安慰劑檢驗 (in-space placebo test)」, 作法係假設每個 donor pool 國家皆進行稅改, 應用 SCM 估計其依序作爲實驗組時之政策效果, 再與台灣爲實驗組時的結果相比。若樣本期間僅台灣面臨稅改, 預期兩稅合一實施後台灣政策效果會明顯高於其他 donor pool 國家; 相反地, 若 donor pool 國家的政策效果與台灣相差不大、甚至大於台灣, 則代表所觀察到台灣分配不均程度的變化, 可能僅是來自其他總體經濟因素的影響。

[13] $\mathbf{V}$ 的選擇並無一定標準, 本文參考 Abadie, Diamond, and Hainmueller (2010), 係以極小化實驗組政策前被解釋變數均方預測誤差 (mean square prediction error, MSPE) 之對角矩陣的方式挑選 $\mathbf{V}$; 若控制變數預測被解釋變數的能力越強, 則 $\mathbf{V}$ 給予該變數的權重越高。

[14] 有關 SCM 數學式之詳細推導過程可參考 Abadie, Diamond, and Hainmueller (2010)。

臺大學術期刊資料庫

有些文獻則會以政策實施前、後之均方根預測誤差 (root mean square prediction error, RMSPE) 的比值來進行統計推論。稅改前 RMSPE 計算公式如下:

$$\text{RMSPE}_{\text{PRE}} = \left[\frac{1}{N} \sum_{t=1}^{N} \left(y_{1t} - \sum_{i=2}^{J} w_i^* y_{it} \right)^2 \right]^{\frac{1}{2}}, \tag{5}$$

數值愈小, 合成控制台灣之所得份額與台灣愈相近, 代表合成控制組的模擬情況愈好。稅改後的 RMSPE 爲:

$$\text{RMSPE}_{\text{POST}} = \left[\frac{1}{T-N} \sum_{t=N+1}^{T} \left(y_{1t} - \sum_{i=2}^{J} w_i^* y_{it} \right)^2 \right]^{\frac{1}{2}}, \tag{6}$$

當最高所得份額實際值與模擬值的差距愈大代表稅改效果愈強, 預期稅改後 RMSPE 會愈高。然而, 若合成控制台灣未能良好地複製台灣在稅改前最高所得份額的趨勢 (也就是 $\text{RMSPE}_{\text{PRE}}$ 高), 則 $\text{RMSPE}_{\text{POST}}$ 高並不能代表稅改效果大, 可能只是因爲匹配程度差所導致, 故文獻上會考慮合成控制組與實驗組的匹配程度, 以稅改後相對於稅改前 RMSPE 的比值衡量政策效果的顯著程度 (Abadie, 2021; Abadie, Diamond, and Hainmueller, 2010, 2015):

$$r_i = \frac{\text{RMSPE}_{\text{POST}}}{\text{RMSPE}_{\text{PRE}}}, \tag{7}$$

即使 $\text{RMSPE}_{\text{POST}}$ 很高, 如果稅改前配適程度低 ($\text{RMSPE}_{\text{PRE}}$ 高), r_i 的數值並不會太高, 因此可克服因合成控制組模擬實驗組能力不佳導致政策效果顯著程度高估的問題。

另外, 根據 r_i 可進一步計算 Fisher's exact p-value 以進行小樣本統計推論, 其概念係在虛無假設爲台灣兩稅合一無政策效果之下, 計算所有國家中, r_i 與台灣相同或高於台灣的機率; 機率愈小, 兩稅合一對台灣分配不均之影響愈爲顯著。[15]

[15]作者感謝匿名評審委員建議以此方法檢視合成控制法的統計推論。

臺大學術期刊資料庫

最後, 參考 Rubolino and Waldenström (2020), 定義空間內安慰劑檢定之下 permutation test 的 p-value:

$$p\text{-value}_t = \frac{\sum_{i \neq 1}^{J} I\left(\tau_{it} \geq \tau_{1t}\right)}{J-1},$$

其中, i 代表國家 (總共有 J 個), $i = 1$ 代表實驗組台灣, 而 I 爲指示函數 (indicator function), 如果以 i 國爲實驗組進行安慰劑檢定所計算的政策效果 τ 高於以台灣估計 SCM 所計算的政策效果, 其數值爲 1, 反之爲 0。p-value 代表的意涵是以其他非實驗組國家經安慰劑檢定計算的政策效果「高於」(extreme positive deviation) 實驗組台灣的機率。

4.3 資料處理

本文的被解釋變數有進行以下調整: 一、爲減少數據波動性 (volatility), 使用五年 (當前和前四年) 的移動平均值 (moving average) 使最高所得份額平滑化 (Bayat et al., 2020; Cunningham and Shah, 2018)。二、實務上通常不存在可使 donor pool 被解釋變數的加權平均值完全模擬實驗組政策前所有期間被解釋變數的權重 (Abadie, 2021; Abadie, Diamond, and Hainmueller, 2010); 爲了提升匹配的品質, 本文參考 Ferman and Pinto (2021) 的建議, 將所有國家最高所得份額減去其稅改前的平均值使得數據去平均化 (de-mean), 另將每個國家的最高所得份額每年皆減去 donor pool 於樣本期間中各年的平均值使得數據去趨勢化 (de-trend)。

在呈現實證結果前, 表 3 彙整了所有變數之資料概況。被解釋變數包含原始與處理後 (經過移動平均、去平均化及去趨勢化) 的數值, 前 5%及前 10%所得份額原始數值之平均值分別爲 0.2047 及 0.3156, 顯示此兩富有階層擁有社會整體所得的平均約 20%及 32%。

5 實證結果

5.1 DID 模型

表 4 呈現 DID 估計結果, 前 5%及前 10%所得者之所得份額原始數值與處理後數值的交乘項 $\text{TREAT}_i \times \text{POST}_t$ 係數均爲不顯著, 顯示兩稅合一稅

臺大學術期刊資料庫

表 3: 樣本敘述性統計

變數名稱	樣本數	平均值	標準差	最小值	最大值
被解釋變數 (原始數值)					
前 5%所得者之所得份額	403	0.2047	0.0340	0.1210	0.2846
前 10%所得者之所得份額	403	0.3156	0.0442	0.1877	0.4103
被解釋變數 (處理後數值)					
前 5%所得者之所得份額	403	0.0000	0.0142	−0.0388	0.0449
前 10%所得者之所得份額	403	0.0004	0.0203	−0.0555	0.0670
控制變數					
人均 GDP	434	17,493.06	4,442.19	5,260	25,623.68
人均 GDP (取自然對數)	434	9.73	0.29	8.57	10.15
金融發展	363	1.25	0.66	0.34	4.35
年均工時	434	1,740.21	232.93	1,381.18	2,581.20
年均工時 (取自然對數)	434	7.45	0.13	7.23	7.86
人力資本	434	2.85	0.34	2.00	3.52
總固定資本	434	0.23	0.03	0.16	0.33
工作年齡人口	434	0.67	0.03	0.38	0.74
所得稅最高邊際稅率	434	0.52	0.11	0.30	0.86

附註: 本表呈現各變數的敘述性統計, 原始數值係指所得份額之數據未經任何運算處理之數據, 處理後數值係指將原始的所得份額先計算移動平均之後, 再去平均化與去趨勢化, 詳細的處理方式參見 4.3 小節。
資料來源: 本研究自行整理。

改對所得分配不均未產生顯著影響。控制變數部分, 所得稅最高邊際稅率係數爲負向顯著, 表示其他條件不變之下, 最高邊際稅率提高將使得最高所得份額減少, 符合過往研究之結果。

然而, 進一步進行安慰劑測試, 實證結果見表 5。以兩稅合一實施前 2 年 (1996 年) 及前 5 年 (1993 年) 爲政策虛假時點之 DID 估計結果, 發現部分 $\text{TREAT}_i \times \text{POST}_t$ 係數達 5%或 10%統計上顯著水準。在平行趨勢的假設之下, 實驗組與控制組在沒有採行政策時的趨勢須相同, 因而如以政策前資料所估計的 $\text{TREAT}_i \times \text{POST}_t$ 係數爲顯著, 代表有既存的因素使得

臺大學術期刊資料庫

表 4: DID 迴歸結果

	前 5%所得者之所得份額		前 10%所得者之所得份額	
變數	原始資料	處理後資料	原始資料	處理後資料
$TREAT_i \times POST_t$	−0.0014	−0.0126	0.0046	−0.0045
	(0.0131)	(0.0137)	(0.0098)	(0.0108)
人均 GDP (自然對數)	0.0208	0.0352	−0.0127	0.0021
	(0.0462)	(0.0429)	(0.0132)	(0.0158)
金融發展	−0.0071	−0.0104*	−0.0136	−0.0153
	(0.0063)	(0.0058)	(0.0096)	(0.0092)
年均工時 (自然對數)	−0.0251	0.0106	−0.0735	−0.0614
	(0.0826)	(0.0802)	(0.1450)	(0.1480)
人力資本	0.0201	0.0177	0.0357*	0.0352
	(0.0141)	(0.0155)	(0.0192)	(0.0223)
總固定資本	−0.1150	−0.1320	−0.1060	−0.1120
	(0.0934)	(0.0781)	(0.1010)	(0.0875)
工作年齡人口	−0.0287	0.0318	0.0430	0.0622
	(0.0374)	(0.0312)	(0.0850)	(0.0913)
所得稅最高邊際稅率	−0.0826**	−0.0528**	−0.1330***	−0.0896**
	(0.0240)	(0.0213)	(0.0409)	(0.0340)
國家固定效果	是	是	是	是
年份固定效果	是	是	是	是
樣本數	337	337	337	337
調整後 R^2	0.8792	0.2934	0.8712	0.3414

附註: 本表呈現式 (1) 的迴歸結果。原始資料係指所得份額之數據未經任何運算處理, 處理後資料係指將所得份額之數據先計算移動平均後, 再去平均化與去趨勢化, 詳細的處理方式參見 4.3 小節。數值皆四捨五入至小數點第四位。括弧內爲群集於國家的標準誤。* 爲 10%之顯著水準; ** 爲 5%之顯著水準; *** 爲 1%之顯著水準。
資料來源: 本研究自行整理。

實驗組與控制組在政策前的趨勢已存在差異, 無法滿足平行趨勢假設, 此時雙重差分並不能完全排除混雜因素的影響。表 5 的結果顯示, 相同權重下其他國家難以形成合適的控制組, DID 的估計結果存在偏誤。綜之, 以 DID 的實證方法檢視 1998 年兩稅合一稅改與所得分配之關聯, 並無法得出定論。

臺大學術期刊資料庫

表 5: 政策虛假時點下之 DID 估計結果

	前 5%所得者之所得份額				前 10%所得者之所得份額			
	原始資料		處理後資料		原始資料		處理後資料	
	稅改前 2年 (1996年)	稅改前 5年 (1993年)	稅改前 2年 (1996年)	稅改前 5年 (1993年)	稅改前 2年 (1996年)	稅改前 5年 (1993年)	稅改前 2年 (1996年)	稅改前 5年 (1993年)
$\text{TREAT}_i \times \text{POST}_t$	−0.0092 (0.0096)	−0.0134 (0.0148)	−0.0171* (0.0096)	−0.0157 (0.0133)	−0.0148* (0.0073)	−0.0183* (0.0101)	−0.0194** (0.0079)	−0.0131 (0.0105)
國家固定效果	是	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效果	是	是	是	是	是	是	是	是
樣本數	226	226	226	226	226	226	226	226
調整後 R^2	0.8780	0.8791	0.1625	0.1625	0.8830	0.8840	0.2881	0.2822

附註: 本表呈現式 (1) 於政策虛假時點下 $\text{TREAT}_i \times \text{POST}_t$ 的估計結果。原始資料係指所得份額之數據未經任何運算處理, 處理後資料係指將所得份額之數據先計算移動平均後, 再去平均化與去趨勢化, 詳細的處理方式參見 4.3 小節。數值皆四捨五入至小數點第四位。括弧內群集於國家的標準誤。* 爲 10%之顯著水準; ** 爲 5%之顯著水準。
資料來源: 本研究自行整理。

臺大學術期刊資料庫

表 6: Donor pool 國家於合成控制組中的權重

前 5%所得者之所得份額				前 10%所得者之所得份額			
國家	權重	國家	權重	國家	權重	國家	權重
加拿大	0	日本	0	加拿大	0	日本	0
丹麥	0	荷蘭	0.551	丹麥	0	荷蘭	0
芬蘭	0	葡萄牙	0.069	法國	0	葡萄牙	0.161
法國	0	西班牙	0.380	德國	0	西班牙	0.687
德國	0	瑞典	0	愛爾蘭	0.152	瑞典	0
義大利	0	瑞士	0	義大利	0	瑞士	0

附註: 本表呈現不同被解釋變數之下 SCM 所計算的 donor pool 權重。
資料來源: 本研究自行整理。

5.2 SCM 模型

表 6 爲 SCM 模型 donor pool 國家模擬前 5%及前 10%處理後所得份額之貢獻比重; 前 5%所得份額部分, 權重最高者爲荷蘭的 0.551, 其餘還有葡萄牙及西班牙, 權重分別爲 0.069 及 0.380; 而前 10%所得份額中, 權重最高者是西班牙的 0.687, 其他還有愛爾蘭 0.152 以及葡萄牙 0.161。表 7 則顯示台灣與合成控制台灣於稅改前期間的各變數情形。

圖 3 與圖 4 呈現台灣所得階層中前 5%及前 10%所得者之處理後所得份額趨勢, 兩稅合一實施前, 台灣處理後所得份額實際值與合成控制台灣模擬值的軌跡相近, 但稅改後兩者的趨勢逐漸分歧, 且所得份額實際值高於合成控制模擬值, 顯示稅改使得台灣所得分配不均更爲嚴重。觀察 SCM 所計算的政策效果 τ_{1t} (表 8), 此爲量化台灣與合成控制台灣前 5%及前 10%處理後所得份額差距的結果: 政策實施後的前五年, 實際歷經稅改的前 5%及前 10%處理後所得份額平均高於未歷經稅改約 0.0091 及 0.0123, 且在稅改實行後第 10 年 (即 2008 年), 政策效果依然存在, 台灣相對於合成控制台灣亦有 0.0309 及 0.0470 的處理後所得份額差距。整體而言, 稅改後 13 年內此兩頂端所得階層處理後所得份額差距平均分別爲 0.0182、0.0276。

觀察表 8 的數據變化也可知稅改對所得分配不均之影響有擴大的趨勢。再者, 將政策效果除以稅改前被解釋變數平均值, 發現稅改導致前 5%及

臺大學術期刊資料庫

表 7: 台灣與合成控制台灣稅改前各變數情形

	前 5%所得者之所得份額		前 10%所得者之所得份額	
變數	台灣	合成控制台灣	台灣	合成控制台灣
人均 GDP (取自然對數)	9.0910	9.5219	9.0910	9.2907
金融發展	1.5792	1.0144	1.5792	0.8361
年均工時 (取自然對數)	7.7901	7.5116	7.7901	7.3542
人力資本	2.6615	3.0132	2.6615	2.9304
總固定資本	0.2511	0.2268	0.2511	0.2424
工作年齡人口	0.6641	0.6721	0.6641	0.6526
所得稅最高邊際稅率	0.4889	0.5963	0.4889	0.5176
最高所得份額 — 1990年	0.0013	0.0028	0.0069	0.0065
最高所得份額 — 1995年	–0.0066	–0.0064	0.0011	0.0015
最高所得份額 — 1997年	–0.0102	–0.0096	–0.0025	–0.0024
最高所得份額 — 1980–1997年平均	–0.0000	0.0000	–0.0000	0.0000

附註: 本表比較台灣與合成控制台灣於稅改前期間的變數平均值, 數值皆四捨五入至小數點第四位。
資料來源: 本研究自行整理。

前 10%處理後所得份額差距分別成長 3,640%及 690%。[16] 另外, 爲了避免 2007–2008 年金融危機對於實證結果的影響, 將分析的期間縮減爲 1980–2005 年重新計算前 5%及前 10%所得份額變動幅度, 結果分別爲 2,280%及 427.5%。[17] 所得階層較頂端者其政策效果較明顯, 其可能原因在於兩稅合一的減稅利益大多由頂端所得階層者享受 (參見圖 1 與圖 2)。若搭配「統計專冊」中綜合所得總額計算, 稅改將使 2005–2010 年前 5%及前 10%所

[16]所得階層中前 5%及前 10%處理後所得份額實際值於稅改前 (1985–1997 年) 平均爲 0.0005、0.0040, 稅改後處理後所得份額差距 (1998–2010 年) 平均爲 0.0182、0.0276, 故成長幅度爲 3,640% (= 0.0182/0.0005) 與 690% (= 0.0276/0.0040)。此部分處理後所得份額爲移動平均、去平均化與去趨勢化後的數值, 原始數值的之所得份額成長幅度請參閱 5.3.2 小節。

[17]作者感謝匿名評審委員提出政策效果應考量金融危機之建議。

臺大學術期刊資料庫

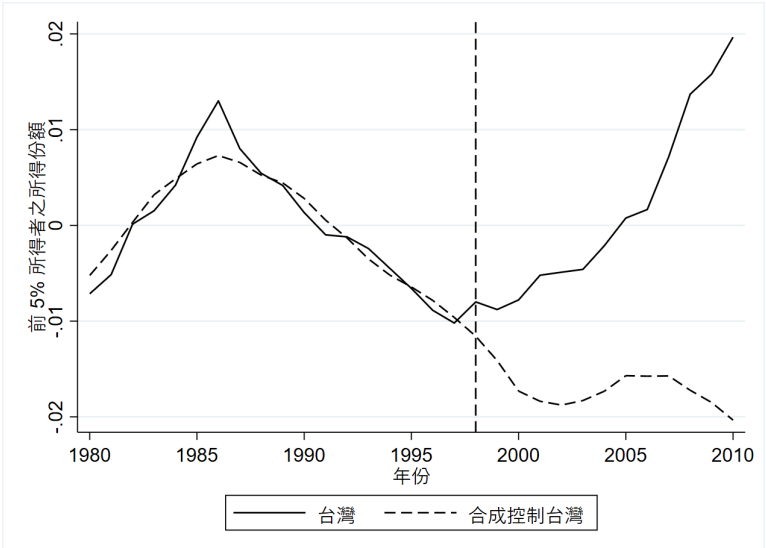


圖 3: 台灣與合成控制台灣前 5%所得者處理後之所得份額

附註: 本圖呈現台灣與 SCM 估計的合成控制台灣前 5%處理後所得份額。處理後所得份額係指將原始的所得份額先計算移動平均之後, 再去平均化與去趨勢化, 詳細的處理方式參見 4.3 小節。垂直虛線表示兩稅合一實施年份 (1998 年)。
資料來源: 本研究自行整理。

得者之所得平均增加約新台幣 1,202 億元及 1,857 億元。[18]

圖 5 及圖 6 分別呈現前 5%與前 10%處理後所得份額的政策效果數值, 稅改前實際值與模擬值間的差異接近 0, 合成控制台灣能有效模擬實驗組的處理後最高所得份額趨勢, 且明顯可見處理後最高所得份額差異於稅改後呈現增加趨勢, 表示分配不均日趨惡化。

最後, 關於政策效果的顯著性可透過三種方式衡量, 其一爲空間內的安慰劑檢驗 (參見圖 7)。兩稅合一實施前, 多數國家處理後最高所得份額實際值與合成控制組模擬值之間的差異接近 0, 表示合成控制組與實驗組

[18]由於「統計專冊」中前 5%所得者之綜合所得總額於 2005 年始有數據, 故僅能呈現 2005–2010 年最高所得者所得變動情形。2005–2010 年前 5%及前 10%處理後所得份額差距平均爲 0.0270 及 0.0417, 綜合所得總額平均約新台幣 4 兆 4,525 億元, 因此, 稅改將導致 2005–2010 年前 5%及前 10%所得者之所得平均增加約新台幣 1,202 億元 (= 44,525 億元 × 0.0270) 及 1,857 億元 (= 44,525 億元 × 0.0417)。

臺大學術期刊資料庫

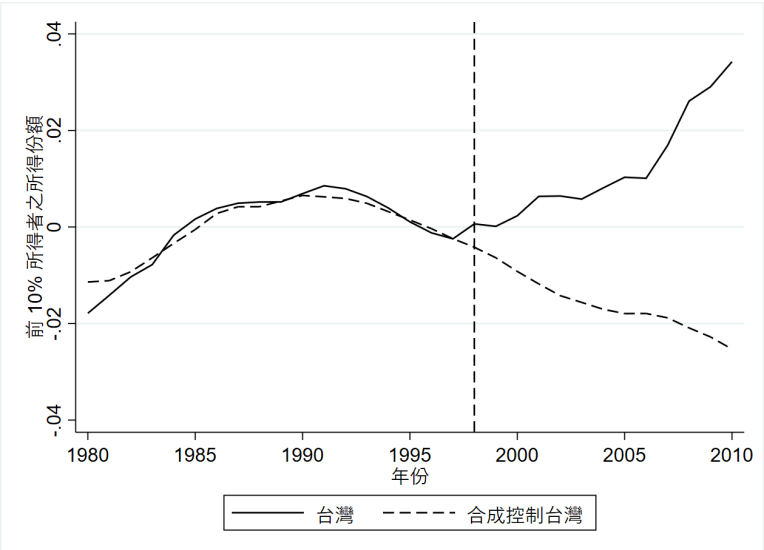


圖 4: 台灣與合成控制台灣前 10%所得者處理後之所得份額

附註: 本圖呈現台灣與 SCM 估計的合成控制台灣前 10%處理後所得份額。處理後所得份額係指將原始的所得份額先計算移動平均之後, 再去平均化與去趨勢化, 詳細的處理方式參見 4.3 小節。垂直虛線表示兩稅合一實施年份 (1998 年)。
資料來源: 本研究自行整理。

的處理後所得份額趨勢相互匹配。稅改後, 台灣處理後最高所得份額的差距高於多數國家。圖 8 與圖 9 則參考 Abadie, Diamond, and Hainmueller (2010), 分別呈現將 $\text{RMSPE}_{\text{PRE}}$ 高於台灣 10 倍與 2 倍之 donor pool 國家刪除的結果, 更能凸顯兩稅合一政策效果的顯著性。[19]

其二係以稅改後相對於稅改前 RMSPE 的比值 (r_i) 大小衡量, 圖 10 及圖 11 皆顯示台灣的比值高於大多數的 donor pool 國家, 前 5%處理後所得份額中, 台灣的 RMSPE 比值最高, 前 10%部分僅低於德國。綜上所述, 兩稅合一的政策效果應具有一定程度的顯著性。

[19] 刪除 $\text{RMSPE}_{\text{PRE}}$ 大於台灣 10 倍之下, 前 5%及前 10%處理後所得份額均只有葡萄牙被刪除, 剩下 11 個 donor pool 國家。而在刪除 $\text{RMSPE}_{\text{PRE}}$ 高於台灣 2 倍之下, 前 5%處理後所得份額僅有葡萄牙、芬蘭與加拿大被刪除, 剩下 9 個 donor pool 國家, 前 10%處理後所得份額則有加拿大、丹麥、愛爾蘭、葡萄牙與西班牙等 5 個國家被刪除, 剩下 7 個 donor pool 國家。

臺大學術期刊資料庫

表 8: 兩稅合一稅改之政策效果

年份	前 5%處理後所得份額	前 10%處理後所得份額
1998	0.0036	0.0048
1999	0.0053	0.0065
2000	0.0095	0.0115
2001	0.0132	0.0181
2002	0.0139	0.0206
2003	0.0137	0.0214
2004	0.0152	0.0251
2005	0.0165	0.0282
2006	0.0174	0.0280
2007	0.0229	0.0357
2008	0.0309	0.0470
2009	0.0343	0.0518
2010	0.0400	0.0595
平均	0.0182	0.0276

附註: 本表呈現 SCM 所估計各年份的政策效果, 數值皆四捨五入至小數點第四位。
資料來源: 本研究自行整理。

此外, 根據圖 10 與圖 11 的結果進一步計算 Fisher's exact p-value, 前 5%處理後所得份額與前 10%處理後所得份額的 p 值分別爲 1/13 (0.077) 與 2/13 (0.154), 代表兩稅合一僅對前 5%所得者之所得份額有顯著效果, 但對前 10%所得者之所得份額效果在統計上不顯著。

其三, Rubolino and Waldenström (2020) 定義空間內安慰劑檢定之下 permutation test 的 p-value 計算結果見表 9。以前 5%所得份額而言, 在兩稅合一實施後十年間, p-value 均爲 0.25 或 0.333、0.167, 2008 年 p-value 則是 0.083 (低於 0.1), 顯示達到一般常用的 10%顯著水準, 而 2009 年與 2010 年則是未有 donor pool 國家的政策估計結果高於台灣, 達到 1%顯著水準。另一方面, 以前 10%所得份額而言, 在 1998–2008 年之間, 除了 1998 年 p-value 爲 0.25 之外, 其餘年份則爲 0.167, 直到 2009 年的 p-value 低於 0.1 (10%顯著) 之後, 2010 年則達到 1%顯著水準。

臺大學術期刊資料庫

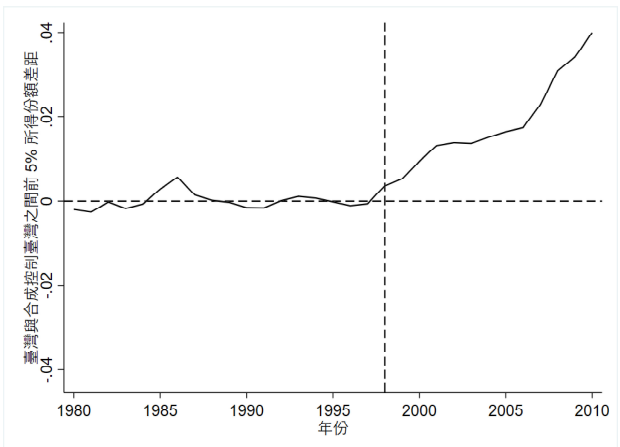


圖 5: 台灣與合成控制台灣之間前5%處理後所得份額差距

附註: 本圖呈現 SCM 所估計的政策效果, 也就是圖 3 中實線與虛線之間的距離。垂直虛線表示兩稅合一實施年份 (1998 年), 水平虛線代表 0。
資料來源: 本研究自行整理。

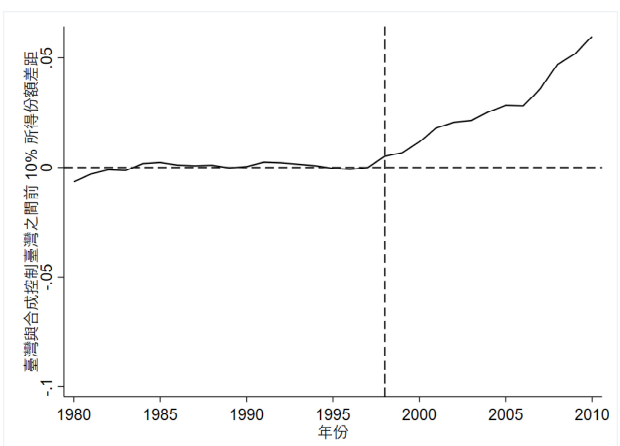


圖 6: 台灣與合成控制台灣之間前10%處理後所得份額差距

附註: 本圖呈現 SCM 所估計的政策效果, 也就是圖 4 中實線與虛線之間的距離。垂直虛線表示兩稅合一實施年份 (1998 年), 水平虛線代表 0。
資料來源: 本研究自行整理。

臺大學術期刊資料庫

圖 7: 空間內安慰劑檢驗

附註: 本圖呈現空間內的安慰劑檢驗, 左圖與右圖分別爲前 5%與前 10%處理後所得份額的估計結果。黑色實線爲台灣的所得份額實際值與合成控制模擬值之間的差異, 每條灰色實線代表一個原爲 donor pool 的國家作爲實驗組, 利用 SCM 計算出的所得份額差異。兩圖的 donor pool 國家各有 12 個。處理後所得份額係指將原始的所得份額先計算移動平均之後, 再去平均化與去趨勢化, 詳細的處理方式參見 4.3 小節。垂直虛線表示兩稅合一實施年份 (1998 年), 水平虛線代表 0。
資料來源: 本研究自行整理。

臺大學術期刊資料庫

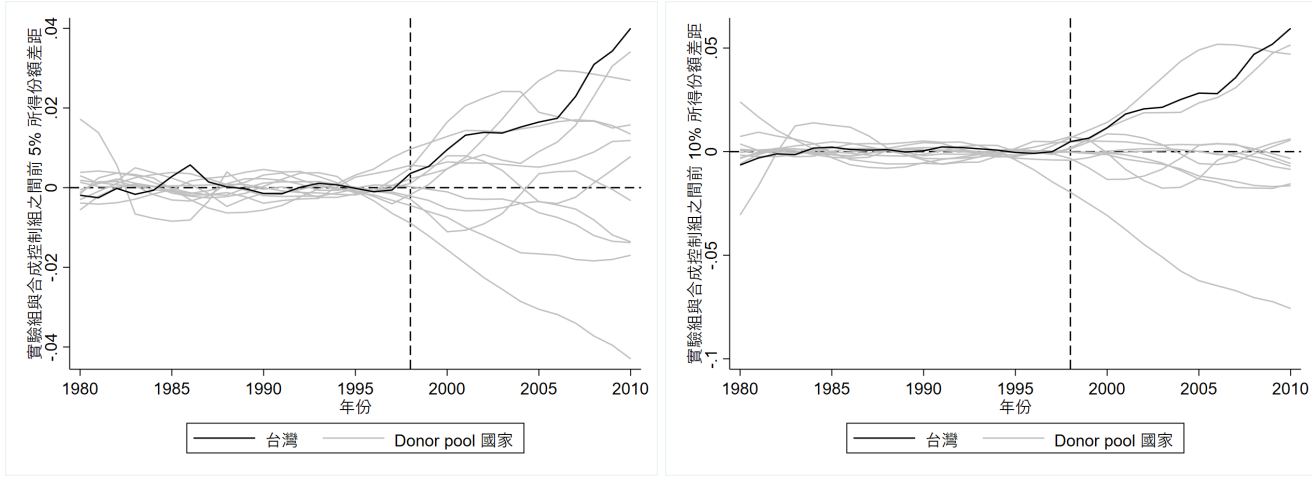


圖 8: 空間內安慰劑檢驗: 刪除政策實施前 RMSPE 大於台灣 10 倍的 donor pool 國家

附註: 本圖呈現空間內的安慰劑檢驗, 左圖與右圖分別爲前 5%與前 10%處理後所得份額的估計結果, 與圖 7 的差異在於將政策實施前 RMSPE 大於台灣 10 倍之 donor pool 國家刪除。黑色實線爲台灣的所得份額實際值與合成控制模擬值之間的差異, 每條灰色實線代表一個原爲 donor pool 的國家作爲實驗組, 利用 SCM 計算出的所得份額差異。兩圖的 donor pool 國家均有 11 個 (葡萄牙被刪除)。處理後所得份額係指將原始的所得份額先計算移動平均之後, 再去平均化與去趨勢化, 詳細的處理方式參見 4.3 小節。垂直虛線表示兩稅合一實施年份 (1998 年), 水平虛線代表 0。
資料來源: 本研究自行整理。

臺大學術期刊資料庫

圖 9: 空間內安慰劑檢驗: 刪除政策實施前 RMSPE 大於台灣 2 倍的 donor pool 國家

附註: 本圖呈現空間內的安慰劑檢驗, 左圖與右圖分別爲前 5%與前 10%處理後所得份額的估計結果, 與圖 7 的差異在於將政策實施前 RMSPE 大於台灣 2 倍之 donor pool 國家刪除。黑色實線爲台灣的所得份額實際值與合成控制模擬值之間的差異, 每條灰色實線代表一個原爲 donor pool 的國家作爲實驗組, 利用 SCM 計算出的所得份額差異。前 5%處理後所得份額的 donor pool 國家共有 9 個 (葡萄牙、芬蘭與加拿大被刪除), 前 10%處理後所得份額的 donor pool 國家共有 7 個 (加拿大、丹麥、愛爾蘭、葡萄牙與西班牙被刪除)。處理後所得份額係指將原始的所得份額先計算移動平均之後, 再去平均化與去趨勢化, 詳細的處理方式參見 4.3 小節。垂直虛線表示兩稅合一實施年份 (1998 年), 水平虛線代表 0。

資料來源: 本研究自行整理。

臺大學術期刊資料庫

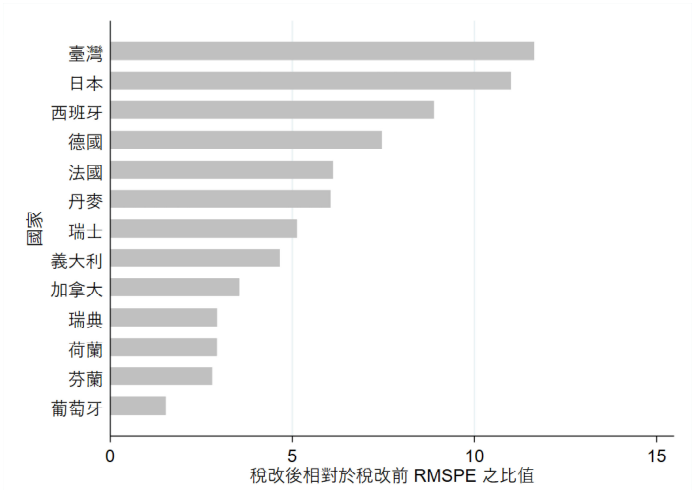


圖 10: 前 5%處理後所得份額之 RMSPE 比值

附註: 本圖呈現各個國家以 SCM 所計算前 5%處理後所得份額之稅改後相對於稅改前的 RMSPE 比值 (r_i), 並根據比值由大到小排列。r_i 計算公式參考式 (7)。
資料來源: 本研究自行整理。

從前 5%與前 10%所得份額的 p-value 資訊可發現, 在 1998 年兩稅合一實施後, p-value 整體而言呈現隨年份逐漸減少的趨勢, 代表台灣的政策效果顯著程度亦隨年份提升, 兩稅合一對於所得分配不均的影響雖非在實施後就立即出現, 但其效果逐年持續增加, 最終可觀察到統計顯著的政策效果。

此結果也符合兩稅合一股東可扣抵稅額的成長趨勢 (請見圖 12)。在兩稅合一實施初期, 股東可扣抵稅額介於 400 至 600 億元之間, 但自 2002 年開始, 可扣抵稅額出現逐年增加, 2008 年達到最高點 (1,090 億元); 雖然 2009 年與 2010 年無持續成長, 但其規模仍維持 800 至 1,000 億元之間。從圖 12 的趨勢發現, 兩稅合一的適用情形自實施後逐漸普遍, 在 2008 年之後達到相對高點, 此與表 9 發現 2008 年起開始觀察到顯著效果的結論一致。

臺大學術期刊資料庫

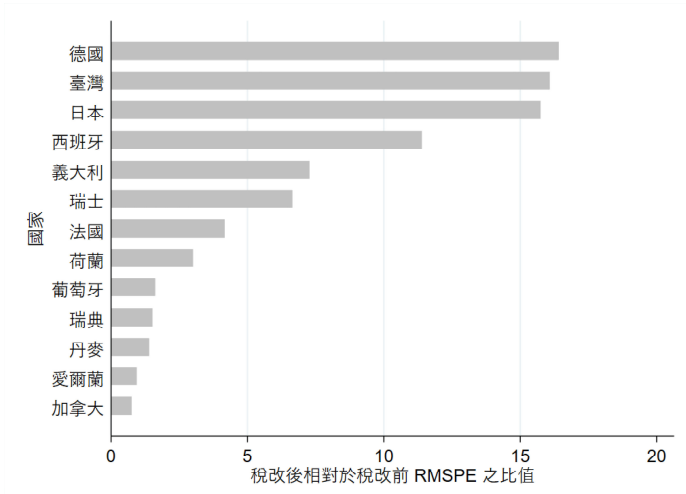


圖 11: 前10%處理後所得份額之 RMSPE 比值

附註: 本圖呈現各個國家以 SCM 所計算前 10%處理後所得份額之稅改後相對於稅改前的 RMSPE 比值 (r_i), 並根據比值由大到小排列。r_i 計算公式參考式 (7)。
資料來源: 本研究自行整理。

5.3 穩健性分析

5.3.1 時間內安慰劑檢驗 (in-time placebo test)

爲檢視個人針對兩稅合一是否存在行爲的提前反應, 參考 Abadie, Diamond, and Hainmueller (2015) 及 Abadie (2021) 的時間內安慰劑檢驗, 訂定兩稅合一政策實施的虛假時點在稅改實際發生 (1998年) 之前的2年 (即1996年) 與5年 (即1993年), 接著使用 SCM 進行估計。線上附錄的附圖4與附圖5分別顯示前5%及前10%所得者之處理後所得份額趨勢, 即使將稅改時點提前至前2年或5年, 但由圖形發現實驗組與合成控制組仍保持相近的趨勢至政策實際發生時, 顯示提前反應不致大幅影響實證結果。

5.3.2 資料處理的穩健性

前述分析的前5%及前10%所得者之所得份額有進行「移動平均」、「去平均化」及「去趨勢化」之運算處理。爲驗證資料處理是否影響政策效果,

臺大學術期刊資料庫

表 9: 空間內安慰劑檢定的檢定數據

年份	前 5%所得者之所得份額	前 10%所得者之所得份額
1998	0.333	0.25
1999	0.25	0.167
2000	0.25	0.167
2001	0.25	0.167
2002	0.25	0.167
2003	0.333	0.167
2004	0.25	0.167
2005	0.25	0.167
2006	0.25	0.167
2007	0.167	0.167
2008	0.083	0.167
2009	0	0.083
2010	0	0

附註: 本表呈現空間內安慰劑檢定之下的 p 值。
資料來源: 本研究自行整理。

本文首先以前 5%及前 10%所得者的所得份額「原始數值」進行合成控制法, 線上附錄的附圖 6 與附圖 7 爲實際值與合成控制模擬值的趨勢情形, 儘管兩稅合一實施之前的實際值與合成控制模擬值的配適程度不如主要結果 (圖 3 與圖 4), 但仍能發現政策實施後兩者的趨勢逐漸分歧, 所得份額實際值恆高於合成控制模擬值, 代表兩稅合一使得所得分配不均惡化。此外, 本文也分別以僅進行「移動平均與去平均化」、僅進行「移動平均與去趨勢化」之運算處理重新計算兩稅合一所導致分配不均程度變動的幅度, 並與原始數值結果、主要結果比較, 實證結果見線上附錄的附表 1。以原始數值而言, 前 5%及前 10%所得者之所得份額於兩稅合一實施後分別成長 12.32%及 9.53%。另外, 爲了避免 2007–2008 年金融危機的影響, 將分析期間縮短爲 1980–2005 年, 重新計算前 5%及前 10%所得份額於兩稅合一實施後的變動幅度, 實證結果見線上附錄的附表 2。以原始數值而言, 前 5%及前 10%所得者之所得份額變動幅度分別爲 7.48%及 5.11%。

臺大學術期刊資料庫

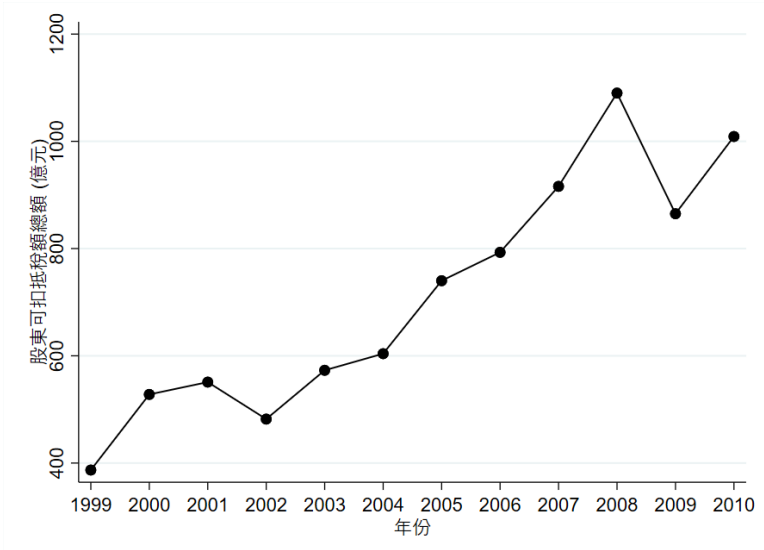


圖 12: 股東可扣抵稅額總額的趨勢

附註: 本圖呈現股東可扣抵稅額總額的時間趨勢。
資料來源: 財政部財政資訊中心, 《綜合所得稅申報核定統計專冊》。

5.3.3 其他被解釋變數

爲了確認實證結果不受被解釋變數選擇的影響, 本文另將被解釋變數改成吉尼係數。線上附錄的附圖 8 與附圖 9 分別呈現處理後與原始的吉尼係數之 SCM 估計結果, 發現接近 2010 年時, 台灣吉尼係數開始明顯高於合成控制台灣。因此, 即使將被解釋變數換成過往文獻常用的其他分配不均指標, 仍能發現兩稅合一使得分配不均程度提升。

5.3.4 擴大樣本國家

爲了檢視樣本國家選擇的穩健性, 本研究擴大 donor pool 樣本, 將原本未列入樣本的其他 OECD 國家納入, 並盡可能蒐集 SCM 所用的變數。本文根據以下條件篩選樣本國家: 刪除資料期間人均 GDP 缺漏的國家 (捷克、愛沙尼亞、拉脫維亞、斯洛伐克), 並刪除樣本期間年均工時資料缺漏的國家 (哥斯大黎加、以色列、波蘭、斯洛維尼亞); 並考慮墨西哥與智利分配

臺大學術期刊資料庫

不均程度資料恐有誤 (在樣本期間內, 有長達 20 餘年數據明顯未更新), 故將此二國家刪除 (請參考線上附錄的附圖 10 與附圖 11), 最終納入 donor pool 國家共有 22 個。[20] 在變數選擇方面, 由於新加入的國家難以找到所得稅最高邊際稅率的資料, 故以下 SCM 分析的解釋變數並未包含最高邊際稅率。

根據擴大樣本後的 SCM 估計結果發現 (請參見線上附錄的附圖 12 與附圖 13), 即使加入其他 OECD 國家, 仍能觀察到在 1998 年兩稅合一實施後, 台灣與合成控制台灣之間分配不均程度逐漸擴大, 呼應主要結果。[21] 而線上附錄的附表 3 則是呈現台灣與合成控制台灣於稅改前期間各變數情形, 相較於表 7 的匹配結果, 在加入其他 OECD 國家後使得台灣與合成控制台灣變數的平均值更爲接近。

線上附錄的附圖 14 與附圖 15 則是分別呈現前 5%所得份額與前 10%所得份額之空間內安慰劑檢定結果; 爲檢驗政策效果的顯著程度, 同樣呈現各年份空間內安慰劑檢定所計算的 p-value (請參見線上附錄的附表 4)。與表 9 相似之處在於, 樣本年份末段方才達到一般常用的顯著水準, 但表 13 觀察到政策效果顯著的年份則多於表 9。以前 5%所得份額而言, 2006 年觀察到符合 10%顯著效果, 自 2007 年開始的估計結果則至少達到 5%顯著水準。而在前 10%所得份額的政策效果方面, 則自 2008 年開始達到 10%顯著水準。

6 結論

在我國租稅項目中, 所得稅不僅是政府主要的稅收來源, 亦是進行所得重分配重要的政策工具, 在所得分配不均日漸擴大的背景之下, 所得稅改善

[20] 前 5%所得者之所得份額資料的國家: 奧地利、比利時、加拿大、哥倫比亞、丹麥、芬蘭、法國、德國、希臘、匈牙利、冰島、義大利、日本、立陶宛、盧森堡、荷蘭、葡萄牙、南韓、西班牙、瑞典、瑞士、土耳其。前 10%所得者之所得份額的國家: 奧地利、比利時、加拿大、哥倫比亞、丹麥、法國、德國、希臘、匈牙利、冰島、愛爾蘭、義大利、日本、立陶宛、盧森堡、荷蘭、葡萄牙、南韓、西班牙、瑞典、瑞士、土耳其。

[21] 前 5%所得份額之合成控制組國家權重如下 (僅列出權重大於 0 的國家): 盧森堡 (0.124)、葡萄牙 (0.309)、瑞士 (0.162)、土耳其 (0.406)。前 10%所得份額之合成控制組國家權重則包含: 德國 (0.064)、葡萄牙 (0.198)、南韓 (0.143)、西班牙 (0.384)、瑞士 (0.168)、土耳其 (0.043)。

臺大學術期刊資料庫

社會公平的功能更加受到重視。各國政府也常藉由稅制試圖縮小貧富之間的所得差距, 減緩分配不均情形, 因此以嚴謹的研究方法探討稅制對所得分配不均的影響自然有其意義, 且有助於政策之檢討與日後稅制之設計。

然而, 受限於稅制與分配公平間的內生性問題, 實證檢驗並不容易, 且我國現有探究此等相關議題的研究並不多見。本文以 1998 年實施的完全設算扣抵兩稅合一稅制作爲準實驗, 使用 SCM 實證探討兩稅合一在公平面的影響, 釐清稅制與所得分配不均間的關聯, 並彌補國內在此議題上較爲缺乏的學術成果。SCM 的估計結果顯示, 以原始的前 5%與前 10%所得份額數值計算, 兩稅合一實施後分別提升 12.32%與 9.53%。本文實證結果得以支持過往認爲兩稅合一惡化所得分配不均的觀點, 並證實稅制確實會影響一國所得分配不均。

本文有以下研究限制: 一、實證樣本是限制在與 Rubolino and Waldenström (2020) 相同之 OECD 國家的 donor pool 資料, 不同的 donor pool 樣本結果未必具一般性。二、未能觀察前 1%之頂端階層所得者的所得份額影響情形。後續研究若能取得台灣前 1%所得份額更精確的資料, 將能針對兩稅合一的公平面影響提供更多實證證據。三、樣本期間台灣經歷許多層面的經濟與社會變遷, 因此實證結果所觀察到分配不均的提升, 可能有部分係由其他因素解釋。雖然本文已參考過往文獻放入許多影響所得分配不均的變數, 但仍有遺漏變數的可能。舉例而言, 劉鶯釧 (1982) 認爲隨著我國產業發展偏向技術密集, 低技術勞力就業機會限縮, 因此所得分配不均情形逐漸惡化。Chu and Jiang (1997) 則指出家戶人口規模的變遷影響我國所得分配不均的長期趨勢。此些社會或經濟變數的變動如果僅發生在台灣, 而非 donor pool 國家共同面臨的趨勢, SCM 估計結果仍可能會錯估兩稅合一的效果。

推動兩稅合一旨在減輕股利所得重複課稅問題以改善投資效率, 但卻也造成所得不均程度更加惡化。由於台灣的股利所得高度集中於高所得者, 所以不論稅制如何設計, 預期股利所得的課稅方式必定會對稅負與所得分配產生較大影響。因此政府在進行股利所得稅相關政策之規劃時, 應留意改革對於公平面之影響。

臺大學術期刊資料庫

參考文獻

中央研究院 (2014),《賦稅改革政策建議書》, 研究報告, 台北: 中央研究院。(Academia Sinica (2014), *Tax Reform Policy Proposal*, Research Report, Taipei: Academia Sinica.)

江莉莉 (2002), "兩稅合一與動態均衡下的所得分配,"《經濟論文叢刊》, 30(2), 205–227。(Jiang, Lily (2002), "Corporate Tax Integration and Income Distribution in Dynamic Equilibrium," *Taiwan Economic Review*, 30(2), 205–227.)

林安樂 (2000),《我國實施兩稅合一的可計算一般均衡分析》, 台北: 財團法人中華經濟研究院。(Lin, An-Lê (2000), Computable General Equilibrium Analysis of Taiwan's Integrated Income Tax Refrom, Taipei: Chinese Economic Research Institute.)

林金源與朱雲鵬 (2003), "移轉所得對台灣所得分配的影響,"《人文及社會科學集刊》, 15(3), 501–538。(Lin, Chin-Yüan and Yün-P'êng Chu (2003), "The Impacts of Transfer Income on Income Distribution in Taiwan," *Journal of Social Sciences and Philosophy*, 15(3), 501–538.)

連昱羽 (2022), "稅制與所得分配不均 — 兩稅合一的準實驗," 碩士論文, 台北: 國立政治大學財政學系研究所。(Lien, Yu-Yu (2022), Tax Policy and Income Inequality — A Quasi-Experiment from Income Tax Integration, MA thesis, Taipei: Department of Public Finance, National Chengchi University.)

陳宜廷 (2019), "臺灣與南韓之經濟成長比較 — 合成控制法下的反事實分析,"《臺灣經濟預測與政策》, 50(1), 1–41。(Chen, I-Ting (2019), "A Comparison between Taiwan's and South Korea's Economic Growth: Synthetic Controls for Counterfactual Analysis," *Taiwan Economic Forecast and Policy*, 50(1), 1–41.)

陳聽安與陳國樑 (2015), "二十一世紀我國所得稅制度的建構 — 營利事業所得稅部分,"《社會科學論叢》, 9(1), 95–187。(Chen, Ting-An and Joe Chen (2015), "A Framework for Income Tax Reform in Taiwan in the 21st Century Corporate Income Tax," *Review of Social Sciences*, 9(1), 95–187.)

臺大學術期刊資料庫

楊子菌, 蘇漢邦, 徐世勳, 與馬惠娟 (2007), “台灣實施兩稅合一對經濟發展與所得分配之事後影響評估”《人文及社會科學集刊》, 19(3), 403–438。(Yang, Tzu-Han, Han-Pang Su, Shih-Hsun Hsu, and Hui-Chuan Ma (2007), “An Post Evualation of Taiwan’s Integrated Income Tax Refrom on Economic Development and Income Distribution,” *Journal of Social Sciences and Philosophy*, 19(3), 403–438.)

劉鶯釧 (1982), “臺灣的家庭生命循環與所得分配,”《社會科學論叢》, 30, 339–362。(Liu, Ying-Chua (1982), “Taiwan Households’ Life Cycle and Income Distribution,” *Review of Social Sciences*, 30, 339–362.)

羅光達, 羅時萬, 與單佩玲 (2014),《我國兩稅合一制度現況檢討與未來改革方向》, 財政部委託研究計畫。(Lo, Kuang-Ta, Shi-Wan Lou, and Pei-Ling Shan (2014), A Reexamination of the Taiwan’s Integrated Income Tax Refrom, Commissioned Research Project, Ministry of Finance.)

Abadie, Alberto (2021), “Using Synthetic Controls: Feasibility, Data Requirements, and Methodological Aspects,” *Journal of Economic Literature*, 59(2), 391–425.

Abadie, Alberto, Alexis Diamond, and Jens Hainmueller (2010), “Synthetic Control Methods for Comparative Case Studies: Estimating the Effect of California’s Tobacco Control Program,” *Journal of the American Statistical Association*, 105(490), 493–505.

——— (2015), “Comparative Politics and the Synthetic Control Method,” *American Journal of Political Science*, 59(2), 495–510.

Abadie, Alberto and Javier Gardeazabal (2003), “The Economic Costs of Conflict: A Case Study of the Basque Country,” *American Economic Review*, 93(1), 113–132.

Adam, Antonis, Pantelis Kammas, and Athanasios Lapatinas (2015), “Income Inequality and the Tax Structure: Evidence from Developed and Developing Countries,” *Journal of Comparative Economics*, 43(1), 138–154.

Adhikari, Bibek and James Alm (2016), “Evaluating the Economic Effects of Flat Tax Reforms Using Synthetic Control Methods,” *Southern Economic Journal*, 83(2), 437–463.

Alvaredo, Facundo, Anthony B. Atkinson, Thomas Piketty, and Emmanuel Saez (2013), “The Top 1 Percent in International and Historical Perspective,” *Journal of Economic Perspectives*, 27(3), 3–20.

臺大學術期刊資料庫

Athey, Susan and Guido W. Imbens (2017), "The State of Applied Econometrics: Causality and Policy Evaluation," *Journal of Economic Perspectives*, 31(2), 3–32.

Atkinson, Anthony B. and Andrew Leigh (2008), "Top Incomes in New Zealand 1921–2005: Understanding the Effects of Marginal Tax Rates, Migration Threat, and the Macroeconomy," *Review of Income and Wealth*, 54(2), 149–165.

——— (2013), "The Distribution of Top Incomes in Five Anglo-Saxon Countries over the Long Run," *Economic Record*, 89(S1), 31–47.

Atkinson, Anthony B., Thomas Piketty, and Emmanuel Saez (2011), "Top Incomes in the Long Run of History," *Journal of Economic Literature*, 49(1), 3–71.

Ballard, Charles L., Don Fullerton, John B. Shoven, and John Whalley (1985), *A General Equilibrium Model for Tax Policy Evaluation*, Chicago: University of Chicago Press.

Bargain, Olivier, Mathias Dolls, Herwig Immervoll, Dirk Neumann, Andreas Peichl, Nico Pestel, and Sebastian Siegloch (2015), "Tax Policy and Income Inequality in the United States, 1979–2007," *Economic Inquiry*, 53(2), 1061–1085.

Bayat, Niloofar, Cody Morrin, Yuheng Wang, and Vishal Misra (2020), "Synthetic Control, Synthetic Interventions, and COVID-19 Spread: Exploring the Impact of Lockdown Measures and Herd Immunity," Working Paper.

Beck, Thorsten, Asli Demirgü-Kunt, and Ross Levine (2007), "Finance, Inequality and the Poor," *Journal of Economic Growth*, 12(1), 27–49.

Bertrand, Marianne, Matilde Bombardini, Raymond Fisman, and Francesco Trebbi (2020), "Tax-Exempt Lobbying: Corporate Philanthropy as a Tool for Political Influence," *American Economic Review*, 110(7), 2065–2102.

Boadway, Robin and Michael Keen (2000), "Redistribution," in A. Atkinson and F. Bourguignon (eds.), *Handbook of Income Distribution*, Netherland: North-Holland, 677–789.

Bonica, Adam, Nolan McCarty, Keith T. Poole, and Howard Rosenthal (2013), "Why Hasn't Democracy Slowed Rising Inequality?" *Journal of Economic Perspectives*, 27(3), 103–124.

Borge, Lars-Erik and Jørn Rattsø (2004), "Income Distribution and Tax Structure: Empirical Test of the Meltzer-Richard Hypothesis," *European Economic Review*, 48(4), 805–826.

臺大學術期刊資料庫

Chu, C. Y. Cyrus, Teyu Chou, and Sheng-Cheng Hu (2015), "Top Incomes in Taiwan, 1977–2013," WID Working Paper, 2015/6.

Chu, C. Y. Cyrus and Lily Jiang (1997), "Demographic Transition, Family Structure, and Income Inequality," *Review of Economics and Statistics*, 79(4), 665–669.

Clair, Travis St. and Thomas D. Cook (2015), "Difference-in-Differences Methods in Public Finance," *National Tax Journal*, 68(2), 319–338.

Cunningham, Scott and Manisha Shah (2018), "Decriminalizing Indoor Prostitution: Implications for Sexual Violence and Public Health," *Review of Economic Studies*, 85(3), 1683–1715.

Dabla-Norris, Era, Kalpana Kochhar, Nujin Suphaphiphat, Franto Ricka, and Evridiki Tsounta (2015), "Causes and Consequences of Income Inequality: A Global Perspective," IMF Staff Discussion Paper, SDN/15/13.

Doerrenberg, Philipp and Andreas Peichl (2014), "The Impact of Redistributive Policies on Inequality in OECD Countries," *Applied Economics*, 46(17), 2066–2086.

Dorn, Florian, Clemens Fuest, and Niklas Potrafke (2022), "Trade Openness and Income Inequality: New Empirical Evidence," *Economic Inquiry*, 60(1), 202–223.

Dotti, Valerio (2020), "Income Inequality, Size of Government, and Tax Progressivity: A Positive Theory," *European Economic Review*, 121(C), 103327.

Duncan, Denvil and Klara Sabirianova Peter (2016), "Unequal Inequalities: Do Progressive Taxes Reduce Income Inequality?" *International Tax and Public Finance*, 23(8), 762–783.

Ferman, Bruno and Cristine Pinto (2021), "Synthetic Controls with Imperfect Pretreatment Fit," *Quantitative Economics*, 12(4), 1197–1221.

Förster, Michael, Ana Llena-Nozal, and Vahé Nafilyan (2014), "Trends in Top Incomes and Their Taxation in OECD Countries," OECD Social, Employment and Migration Working Papers, No. 159.

Frey, Christian, Christoph Gorgas, and Christoph A. Schaltegger (2017), "The Long Run Effects of Taxes and Tax Competition on Top Income Shares: An Empirical Investigation," *Review of Income and Wealth*, 63(4), 792–820.

Fullerton, Don, A. Thomas King, John B. Shoven, and John Whalley (1981), "Corporate Tax Integration in the United States: A General Equilibrium Approach," *American Economic Review*, 71(4), 677–691.

臺大學術期刊資料庫

Ghoshray, Atanu, Issam Malki, and Javier Ordóñez (2022), "On the Long-Run Dynamics of Income and Wealth Inequality," *Empirical Economics*, 62(3), 375–408.

Gilens, Martin and Benjamin I. Page (2014), "Testing Theories of American Politics: Elites, Interest Groups, and Average Citizens," *Perspectives on Politics*, 12(3), 564–581.

Gupta, Sanjeev and João Tovar Jalles (2022), "Do Tax Reforms Affect Income Distribution? Evidence from Developing Countries," *Economic Modelling*, 110(C), 105804.

Hailemariam, Abebe, Tutsirai Sakutukwa, and Ratbek Dzhumashev (2021), "Long-Term Determinants of Income Inequality: Evidence from Panel Data over 1870–2016," *Empirical Economics*, 61(4), 1935–1958.

Huang, Frank Y. and Po-Chun Huang (2021), "Effects of A Per-Bag Trash Collection Fee Program: Evidence from a Synthetic Control Method," *Academia Economic Papers*, 50(1), 1–39.

Meltzer, Allan H. and Scott F. Richard (1981), "A Rational Theory of the Size of Government," *Journal of Political Economy*, 89(5), 914–927.

Mirrlees, James A. (2016), "Capital and Inequality," *Contemporary Economic Policy*, 34(3), 399–402.

Moriguchi, Chiaki and Emmanuel Saez (2008), "The Evolution of Income Concentration in Japan, 1885–2005: Evidence from Income Tax Statistics," *Review of Economics and Statistics*, 90(4), 713–734.

OECD (2011), *Divided We Stand: Why Inequality Keeps Rising*, Paris: OECD Publishing.

Pereira, Alfredo M. (1993), "A Dynamic General Equilibrium Analysis of Corporate Tax Integration," *Journal of Policy Modeling*, 15(1), 63–89.

Piketty, Thomas and Emmanuel Saez (2003), "Income Inequality in the United States, 1913–1998," *Quarterly Journal of Economics*, 118(1), 1–39.

——— (2013), "Optimal Labor Income Taxation," in A. Auerbach, R. Chetty, M. Feldstein, and E. Saez (eds.), *Handbook of Public Economics*, Netherland: North-Holland, 391–474.

Piketty, Thomas, Emmanuel Saez, and Stefanie Stantcheva (2014), "Optimal Taxation of Top Labor Incomes: A Tale of Three Elasticities," *American Economic Journal: Economic Policy*, 6(1), 230–271.

Poterba, James M. (2007), "Income Inequality and Income Taxation," *Journal of Policy Modeling*, 29(4), 623–633.

臺大學術期刊資料庫

Roine, Jesper, Jonas Vlachos, and Daniel Waldenström (2009), "The Long-Run Determinants of Inequality: What Can We Learn from Top Income Data?" *Journal of Public Economics*, 93(7–8), 974–988.

Rubolino, Enrico (2019), "The Efficiency and Distributive Effects of Local Taxes: Evidence from Italian Municipalities," ISER Working Paper Series, No. 2019–02.

Rubolino, Enrico and Daniel Waldenström (2020), "Tax Progressivity and Top Incomes: Evidence from Tax Reforms," *Journal of Economic Inequality*, 18(3), 261–289.

Sachs, Dominik, Aleh Tsyvinski, and Nicolas Werquin (2020), "Nonlinear Tax Incidence and Optimal Taxation in General Equilibrium," *Econometrica*, 88(2), 469–493.

Saez, Emmanuel (2004), "Reported Incomes and Marginal Tax Rates, 1960–2000: Evidence and Policy Implications," *Tax Policy and the Economy*, 18, 117–173.

Saez, Emmanuel and Michael R. Veall (2005), "The Evolution of High Incomes in Northern America: Lessons from Canadian Evidence," *American Economic Review*, 95(3), 831–849.

Scheve, Kenneth and David Stasavage (2017), "Wealth Inequality and Democracy," *Annual Review of Political Science*, 20, 451–468.

Slemrod, Joel (1990), *Do Taxes Matter? The Impact of the Tax Reform Act of 1986*, Cambridge: MIT Press.

——— (1995), "Income Creation or Income Shifting? Behavioral Responses to the Tax Reform Act of 1986," *American Economic Review*, 85(2), 175–180.

Theodossiou, Ioannis and Alexandros Zangelidis (2020), "Inequality and Participative Democracy: A Self-Reinforcing Mechanism," *Review of Income and Wealth*, 66(1), 74–93.

Waldenström, Daniel (2017), "Inequality and the Super Rich," *Journal of Income Distribution*, 25(1), 1–14.

投稿日期: 2022年9月29日, 接受日期: 2023年10月11日

臺大學術期刊資料庫

Tax Policy and Income Inequality — A Quasi-Experiment from Income Tax Integration

Shi-Wan Lou
Department of Public Finance and Tax Administration, National Taipei University of Business

Da-Kai Wu
Department of Accounting, Feng Chia University

Yu-Yu Lien
National Taxation Bureau of the Northern Area, Ministry of Finance

Joe Chen
Department of Public Finance, National Chengchi University

Shih-Chang Huang
The Third Research Division, Chung-Hua Institution for Economic Research

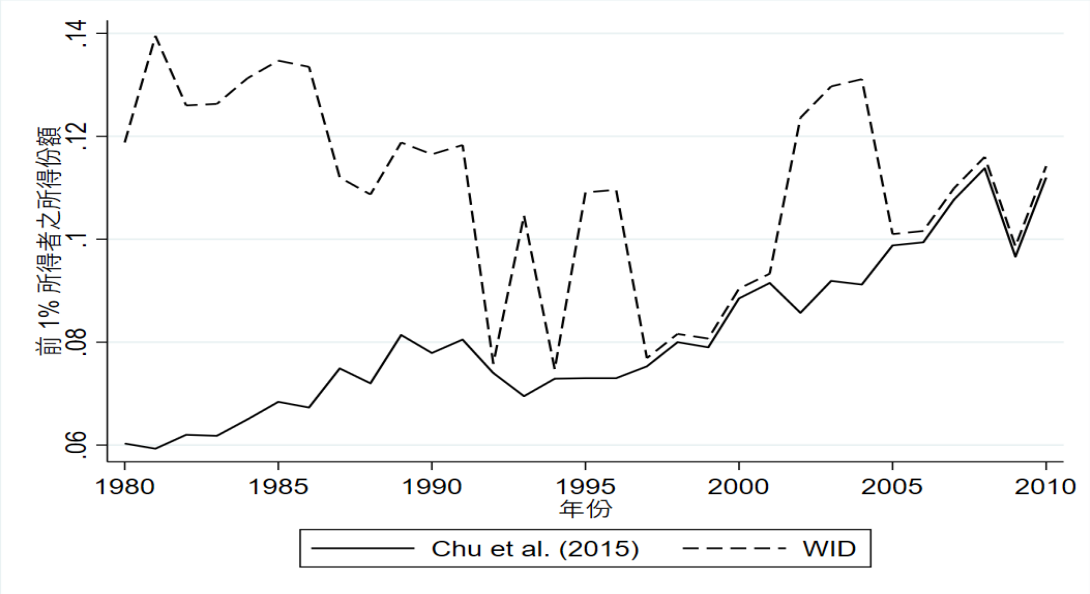
There exists little empirical evidence on the causal relationship between tax policy and income inequality. This paper applies the synthetic control method (SCM) to analyze the effects of Taiwan's integrated income tax system on income inequality, using the OECD countries as the donor pool. The results show that after the reform, in the period from 1980 to 2010, the top 5% and top 10% income shares increased by 12.32% and 9.53%, respectively. This finding suggests that the integrated income tax system has an adverse effect on the equality of income.

Keywords: income inequality, integrated income tax, synthetic control method
JEL classification: D31, H24, H30

臺大學術期刊資料庫

臺大學術期刊資料庫

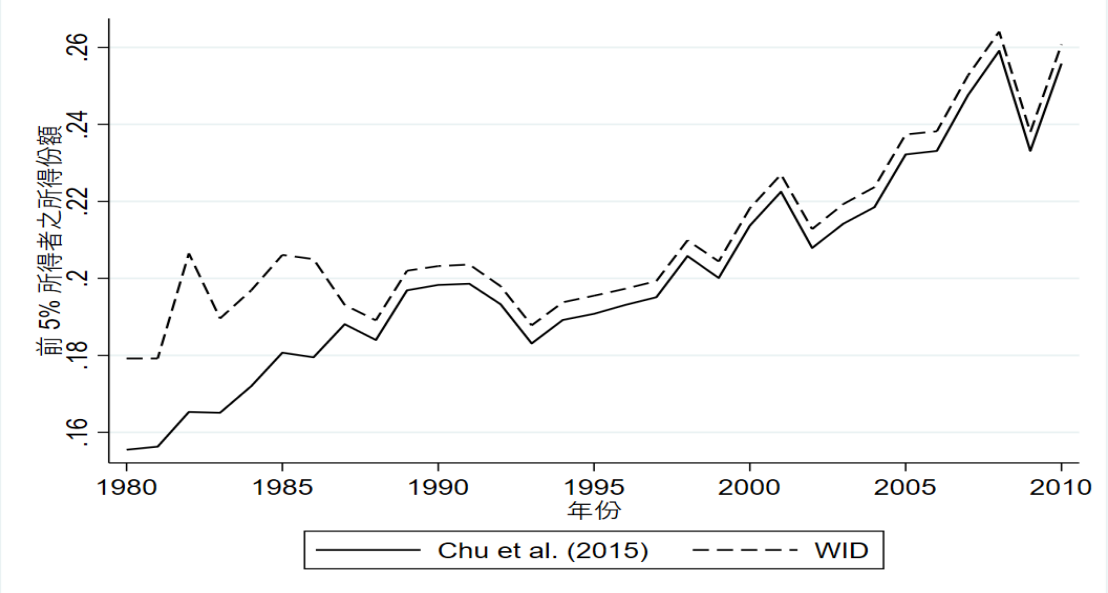
線上附錄



附註：本圖中的實線與虛線分別呈現 Chu et al. (2015) 與 WID 資料庫中台灣前 1% 所得份額的時間趨勢。

資料來源：Chu et al. (2015) 與 World Inequality Database (WID)。

附圖 1　台灣所得階層中前 1% 所得份額趨勢

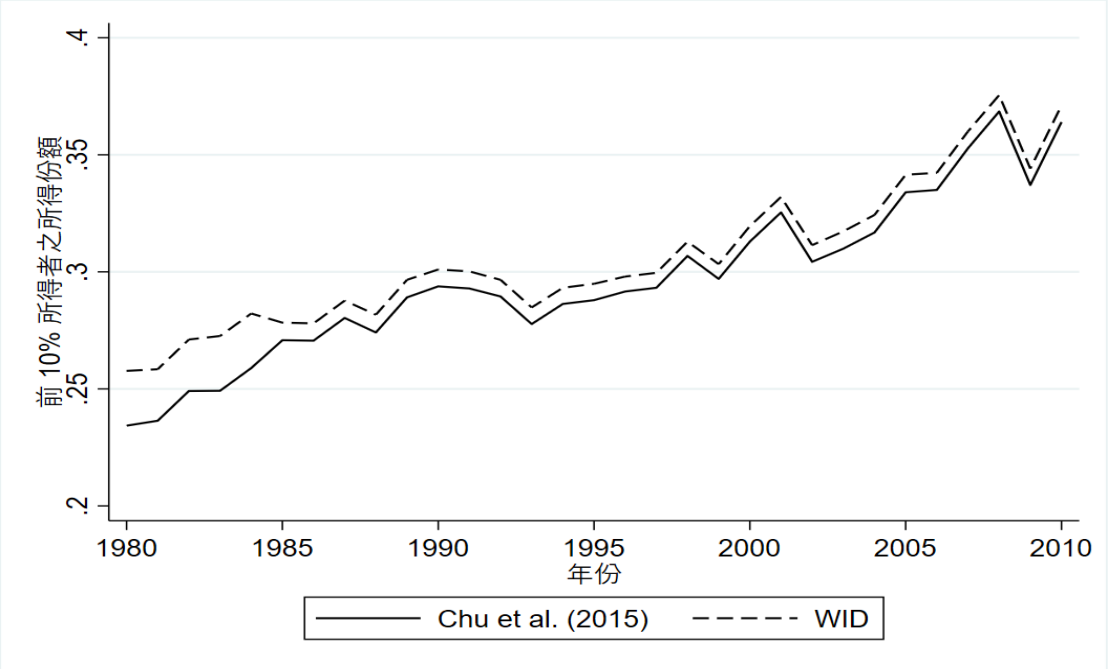


附註：本圖中的實線與虛線分別呈現 Chu et al. (2015) 與 WID 資料庫中台灣前 5% 所得份額的時間趨勢。

資料來源：Chu et al. (2015) 與 World Inequality Database (WID)。

附圖 2　台灣所得階層中前 5% 所得份額趨勢

臺大學術期刊資料庫

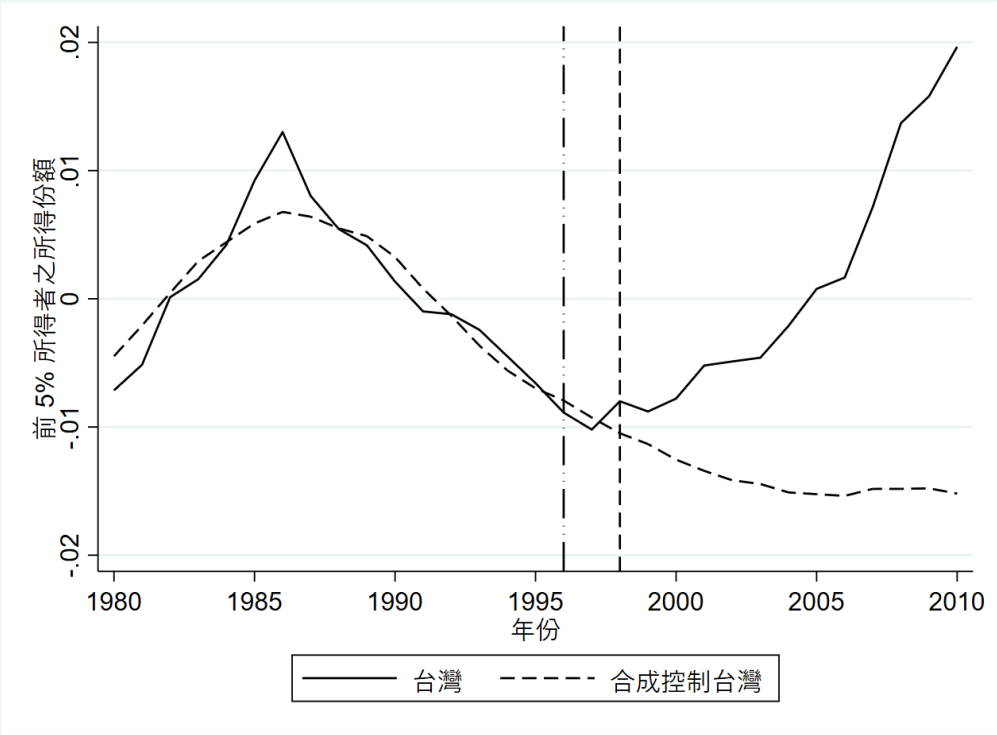


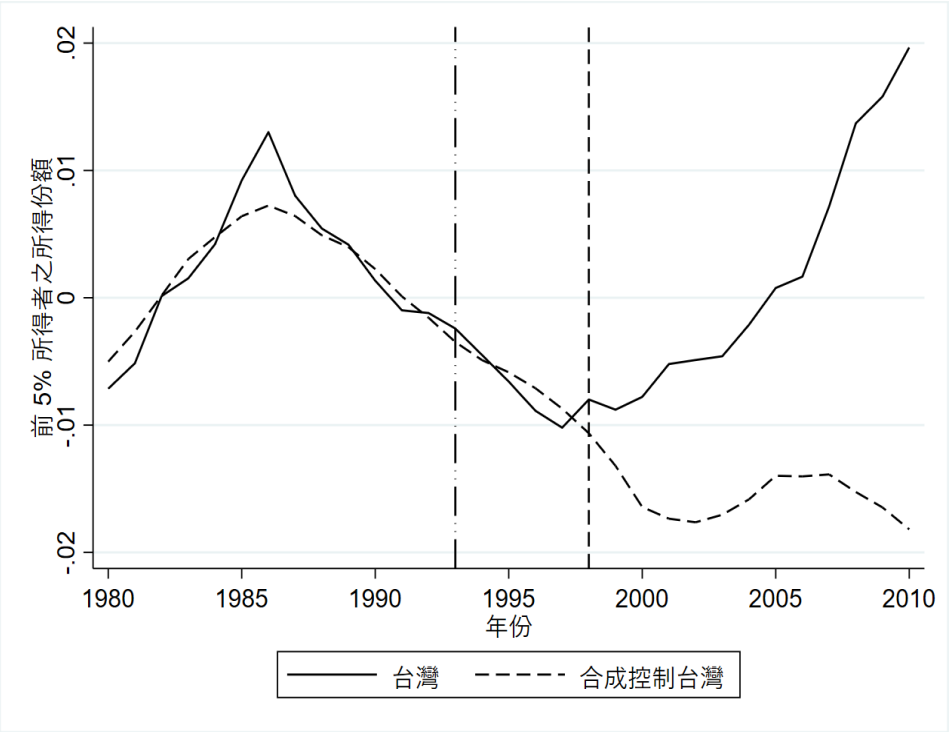
附註：本圖中的實線與虛線分別呈現 Chu et al. (2015) 與 WID 資料庫中台灣前 10% 所得份額的時間趨勢。

資料來源：Chu et al. (2015) 與 World Inequality Database (WID)。

附圖 3　台灣所得階層中前 10% 所得份額趨勢

臺大學術期刊資料庫



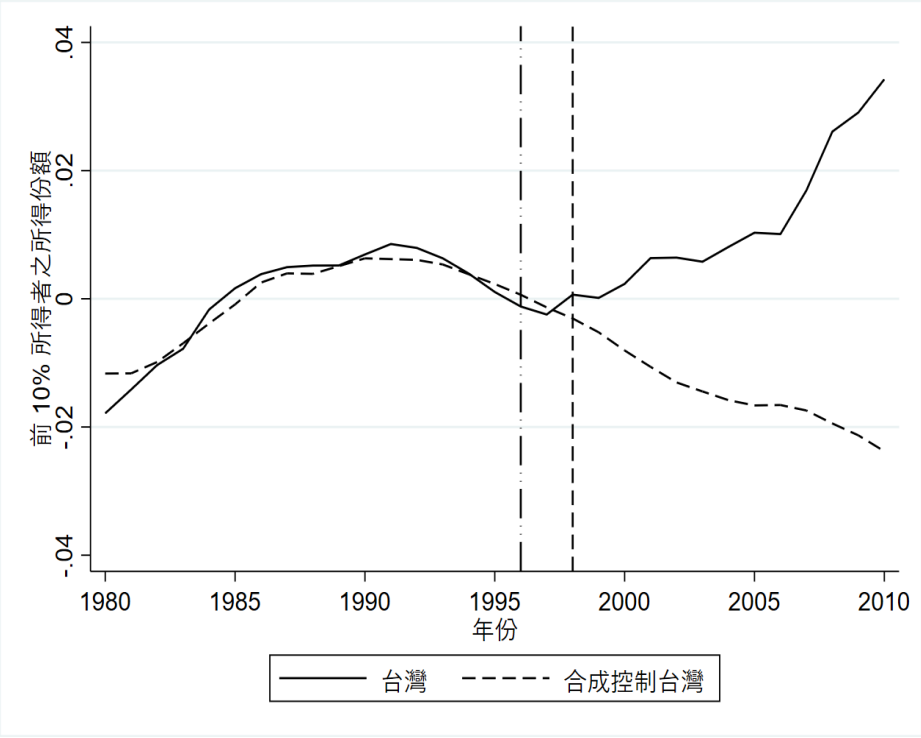


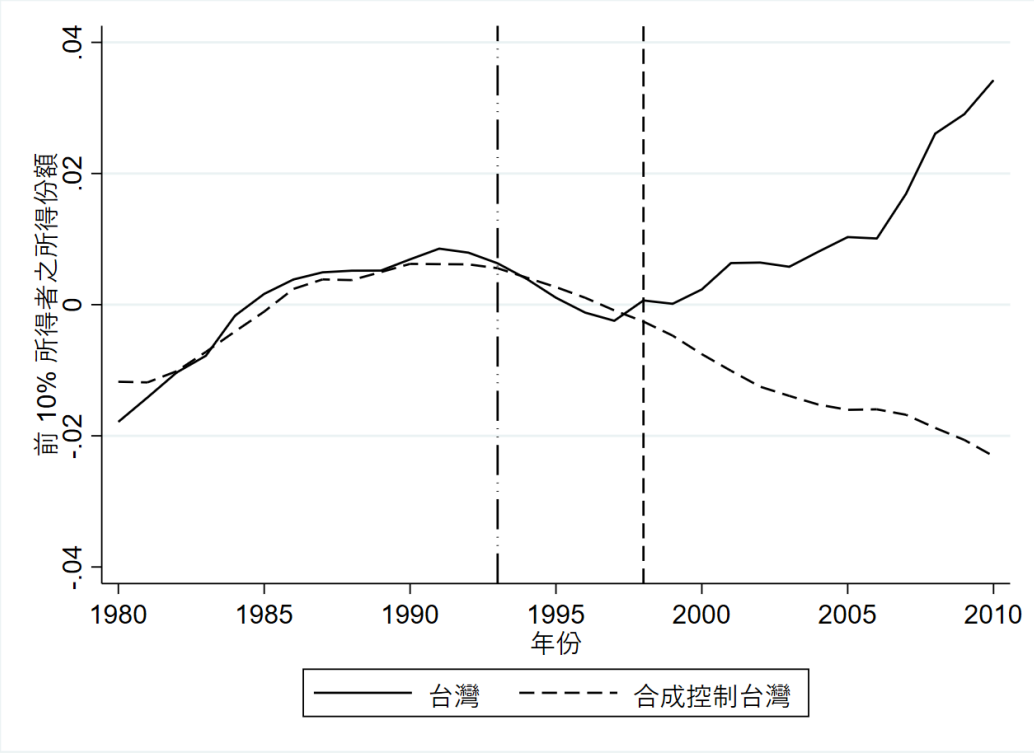
附註：本圖呈現前 5% 處理後所得份額的時間內安慰劑檢驗，垂直虛線為兩稅合一實施年份 (1998 年)，垂直虛點線則係稅改實施虛假年份，左圖為 1996 年，右圖為 1993 年。處理後所得份額係指將原始的所得份額先計算移動平均之後，再去平均化與去趨勢化，詳細的處理方式參見 4.3 小節。

資料來源：本研究自行整理。

附圖 4　時間內安慰劑檢驗：前 5% 所得者處理後之所得份額

臺大學術期刊資料庫





附註：本圖呈現前 10% 處理後所得份額的時間內安慰劑檢驗，垂直虛線為兩稅合一實施年份 (1998 年)，垂直虛點線則係稅改實施虛假年份，左圖為 1996 年，右圖為 1993 年。處理後所得份額係指將原始的所得份額先計算移動平均之後，再去平均化與去趨勢化，詳細的處理方式參見 4.3 小節。

資料來源：本研究自行整理。

附圖 5　時間內安慰劑檢驗：前 10% 所得者處理後之所得份額

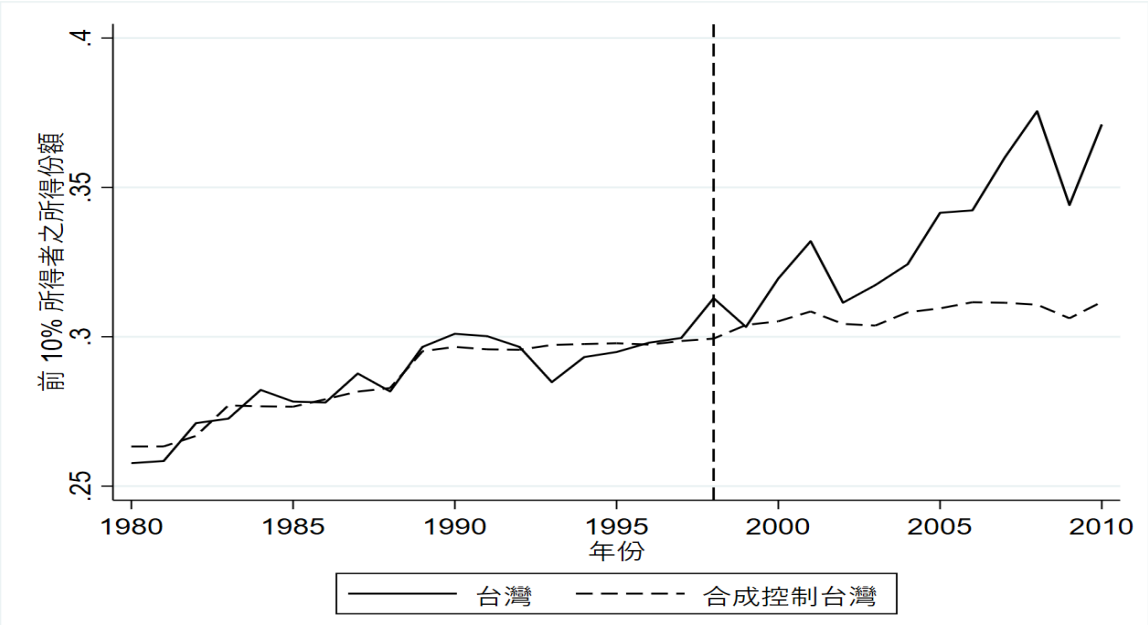
臺大學術期刊資料庫



附註：本圖呈現台灣與 SCM 估計的合成控制台灣前 5% 所得份額。垂直虛線表示兩稅合一實施年份 (1998 年)。

資料來源：本研究自行整理。

附圖 6　原始數值下台灣與合成控制台灣前 5% 所得者之所得份額

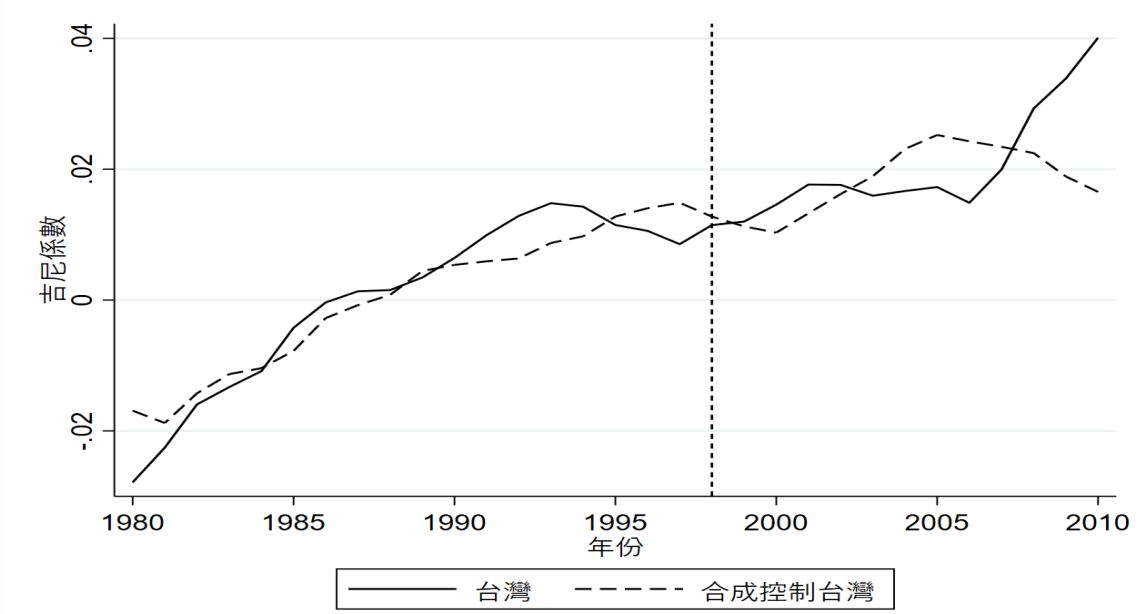


附註：本圖呈現台灣與 SCM 估計的合成控制台灣前 10% 所得份額。垂直虛線表示兩稅合一實施年份 (1998 年)。

資料來源：本研究自行整理。

附圖 7　原始數值下台灣與合成控制台灣前 10% 所得者之所得份額

臺大學術期刊資料庫



附註：本圖呈現台灣與 SCM 估計的合成控制台灣處理後吉尼係數。處理後吉尼係數係指將原始的吉尼係數先計算移動平均之後，再去平均化與去趨勢化，詳細的處理方式參見 4.3 小節。垂直虛線表示兩稅合一實施年份 (1998 年)。

資料來源：本研究自行整理。

附圖 8　台灣與合成控制台灣處理後吉尼係數

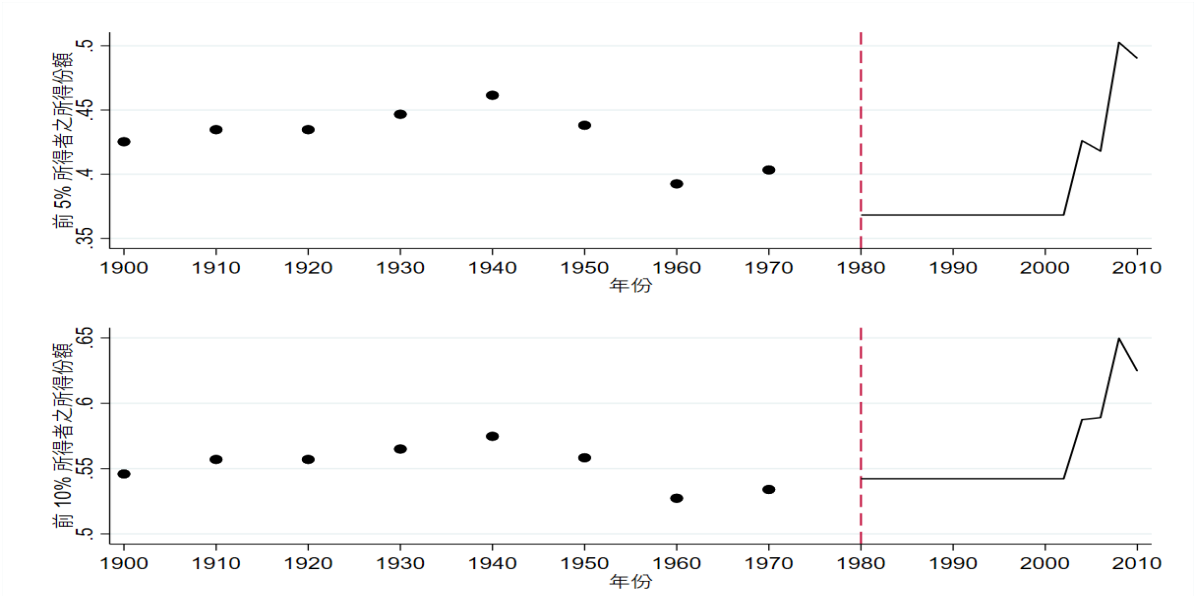


附註：本圖呈現台灣與 SCM 估計的合成控制台灣原始數值之吉尼係數。垂直虛線表示兩稅合一實施年份 (1998 年)。

資料來源：本研究自行整理。

臺大學術期刊資料庫

附圖 9　台灣與合成控制台灣原始數值吉尼係數



附註：本圖呈現墨西哥前 5% 與前 10% 所得者之所得份額趨勢。在 1980 年以前，每 10 年僅有一筆資料，因此 1900 年至 1970 年共計有 8 個樣本點，故 1980 年前以散佈圖 (scatter plot) 表示，1980 年後則以折現圖呈現。

資料來源：World Inequality Database。

附圖 10　墨西哥前 5% 與前 10% 所得者之所得份額趨勢

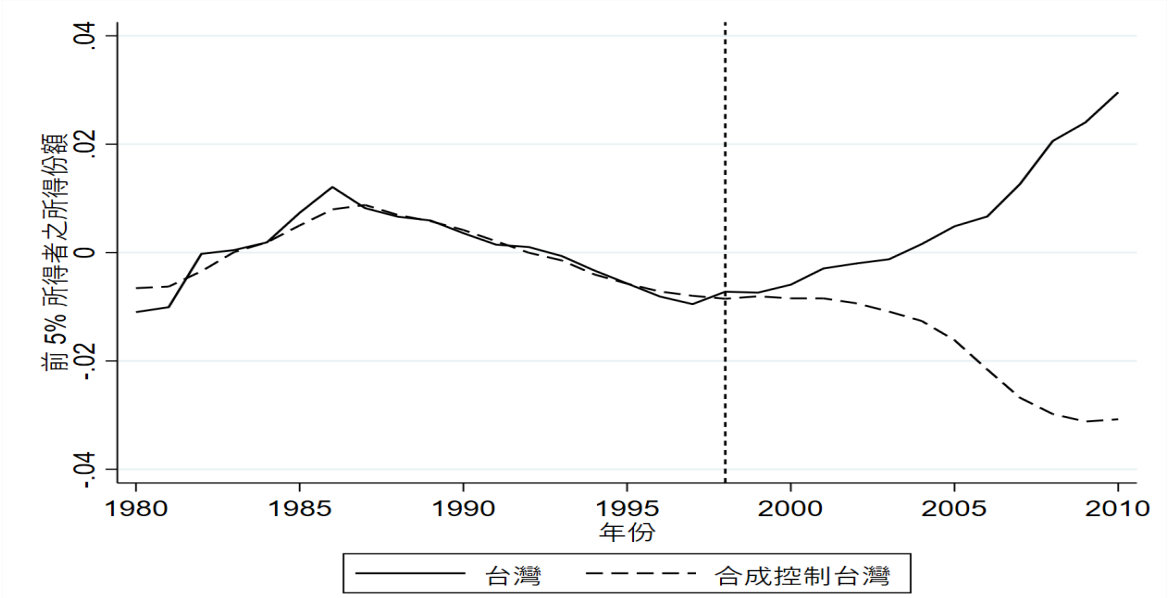


附註：本圖呈現智利前 5% 與前 10% 所得者之所得份額趨勢。在 1980 年以前，每 10 年僅有一筆資料，因此 1900 年至 1970 年共計有 8 個樣本點，故 1980 年前以散佈圖表示，1980 年後則以折現圖呈現。

資料來源：World Inequality Database。

附圖 11　智利前 5% 與前 10% 所得者之所得份額趨勢

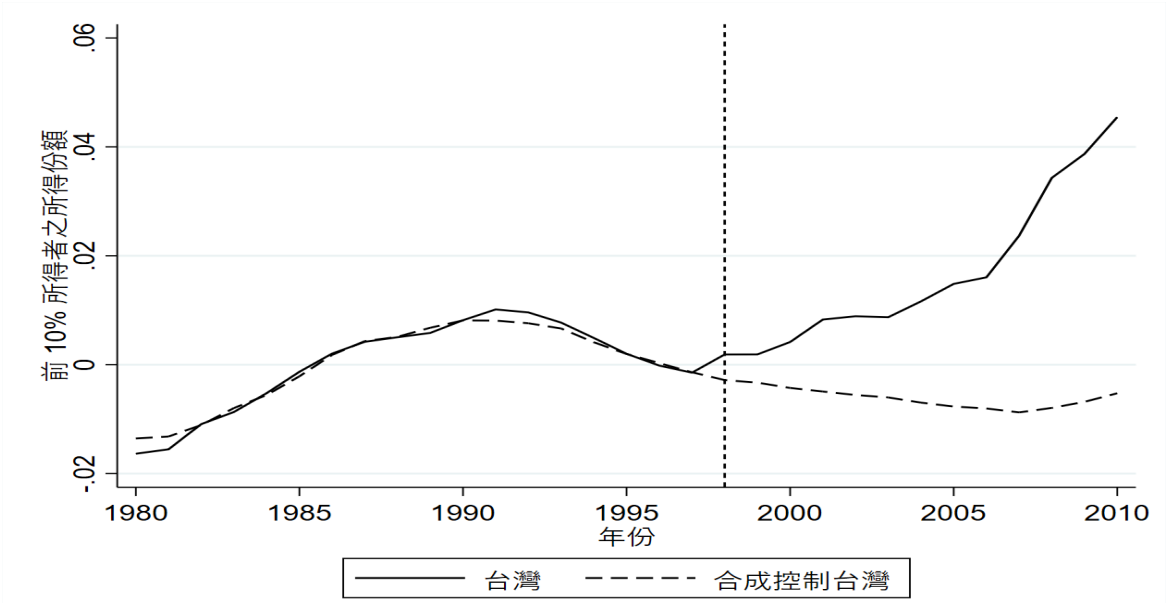
臺大學術期刊資料庫



附註：本圖呈現擴大 OECD 樣本至 22 個國家後，台灣與 SCM 估計的合成控制台灣前 5% 處理後所得份額。處理後所得份額係指將原始的所得份額先計算移動平均之後，再去平均化與去趨勢化。垂直虛線表示兩稅合一實施年份 (1998 年)。

資料來源：本研究自行整理。

附圖 12　台灣與合成控制台灣前 5% 所得者處理後之所得份額：22 個 OECD 國家

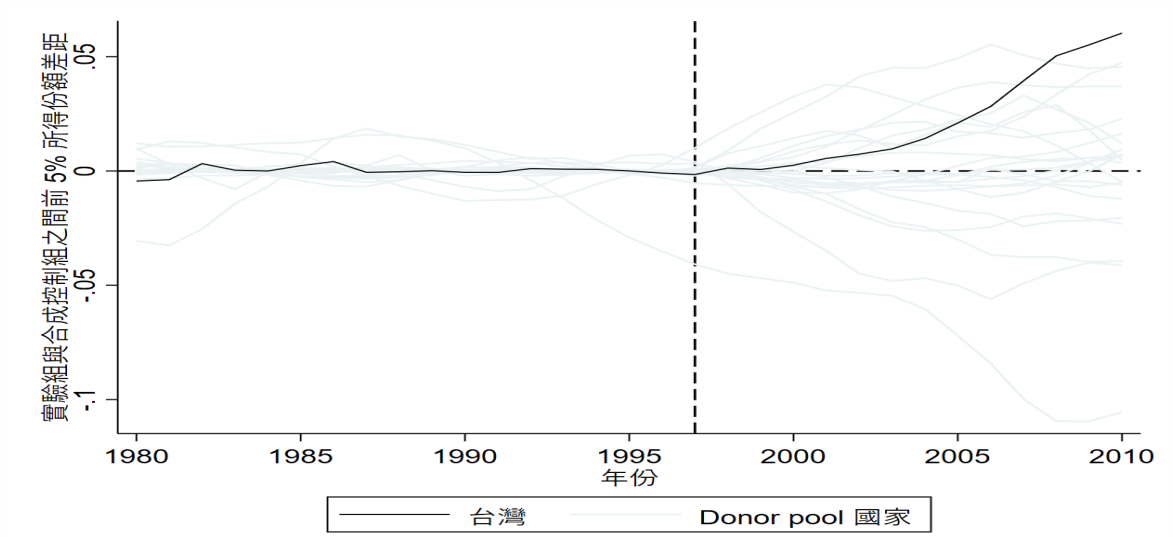


附註：本圖呈現擴大 OECD 樣本至 22 個國家後，台灣與 SCM 估計的合成控制台灣前 10% 處理後所得份額。處理後所得份額係指將原始的所得份額先計算移動平均之後，再去平均化與去趨勢化。垂直虛線表示兩稅合一實施年份 (1998 年)。

資料來源：本研究自行整理。

附圖 13　台灣與合成控制台灣前 10% 所得者處理後之所得份額：22 個 OECD 國家

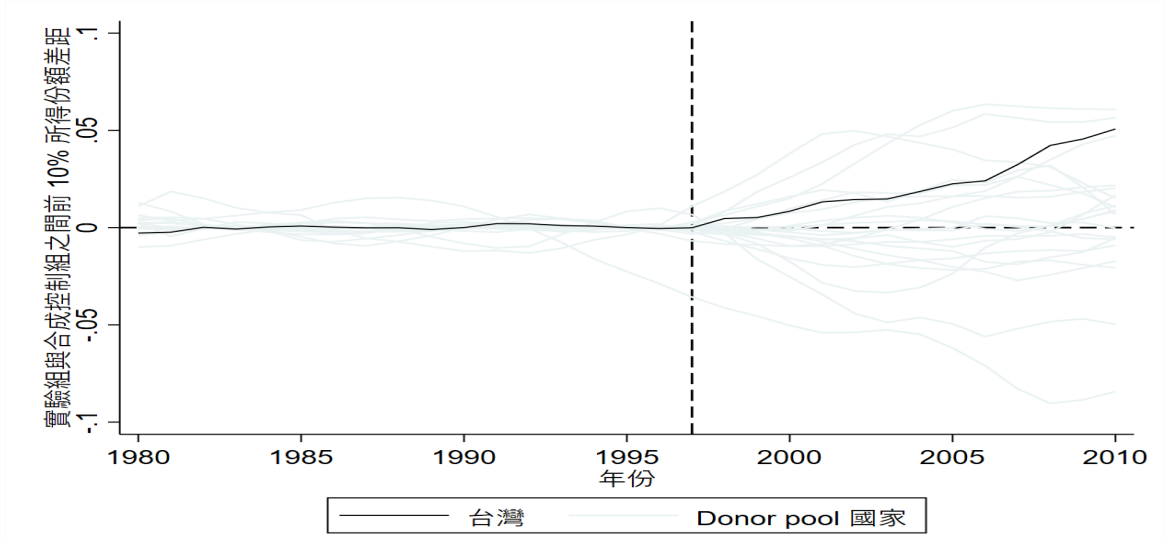
臺大學術期刊資料庫



附註：本圖呈現擴大 OECD 樣本至 22 個國家後，前 5% 處理後所得份額的空間內安慰劑檢驗。黑色實線為台灣的所得份額實際值與合成控制模擬值之間的差異，每條灰色實線代表一個原為 donor pool 的國家作為實驗組，利用 SCM 計算出的所得份額差異。處理後所得份額係指將原始的所得份額先計算移動平均之後，再去平均化與去趨勢化。垂直虛線表示兩稅合一實施年份 (1998 年)，水平虛線代表 0。

資料來源：本研究自行整理。

附圖 14　空間內安慰劑檢定 (前 5% 所得份額)：22 個 OECD 國家



附註：本圖呈現擴大 OECD 樣本至 22 個國家後，前 10% 處理後所得份額的空間內安慰劑檢驗。黑色實線為台灣的所得份額實際值與合成控制模擬值之間的差異，每條灰色實線代表一個原為 donor pool 的國家作為實驗組，利用 SCM 計算出的所得份額差異。處理後所得份額係指將原始的所得份額先計算移動平均之後，再去平均化與去趨勢化。垂直虛線表示兩稅合一實施年份 (1998 年)，水平虛線代表 0。

資料來源：本研究自行整理。

附圖 15　空間內安慰劑檢定 (前 10% 所得份額)：22 個 OECD 國家

臺大學術期刊資料庫

附表 1　兩稅合一所導致分配不均程度變動幅度

資料處理方式	前 5% 所得者之所得份額	前 10% 所得者之所得份額
移動平均+去平均化+去趨勢化(主要結果)	3,640%	690%
移動平均+去平均化	674.07%	374.67%
移動平均+去趨勢化	413.04%	–59.60%
原始數值(無資料處理)	12.32%	9.53%

附註：

1. 作者感謝匿名評審建議一併提供原始數值計算之成長率以及僅進行去平均化或去趨勢化處理後所計算之成長率。
2. 本表呈現以不同資料處理方式之下，所計算的所得份額在兩稅合一實施後變動的百分比。

資料來源：本研究自行整理。

附表 2　兩稅合一所導致分配不均程度變動幅度 (以 1980–2005 年的資料計算)

資料處理方式	前 5% 所得者之所得份額	前 10% 所得者之所得份額
移動平均+去平均化+去趨勢化(主要結果)	2,280%	427.50%
移動平均+去平均化	422.22%	232%
移動平均+去趨勢化	260.87%	–25.17%
原始數值(無資料處理)	7.48%	5.11%

附註：

1. 作者感謝匿名評審建議一併提供原始數值計算之成長率以及僅進行去平均化或去趨勢化處理後所計算之成長率。
2. 本表呈現以不同資料處理方式之下，所計算的所得份額在兩稅合一實施後變動的百分比；為了排除 2008 年金融危機的影響，本表僅使用 1980–2005 年的資料計算。

資料來源：本研究自行整理。

臺大學術期刊

附表 3　台灣與合成控制台灣稅改前各變數情形：22 個 OECD 國家

變 數	前 5% 所得者之所得份額		前 10% 所得者之所得份額	
	台灣	合成控制台灣	台灣	合成控制台灣
人均 GDP (取自然對數)	9.0910	9.2034	9.0910	9.3216
金融發展	1.5792	1.0397	1.5792	0.9533
年均工時 (取自然對數)	7.7901	7.5148	7.7901	7.4671
人力資本	2.6615	2.3487	2.6615	2.7317
總固定資本	0.2511	0.2324	0.2511	0.2511
工作年齡人口	0.6641	0.6409	0.6641	0.6639
最高所得份額－1990 年	0.0036	0.0042	0.0082	0.0081
最高所得份額－1995 年	–0.0057	–0.0057	0.0020	0.0020
最高所得份額－1997 年	–0.0095	–0.0080	–0.0015	–0.0014
最高所得份額—1980－1997 年平均	–0.0000	0.0000	–0.0000	0.0000

附註：本表比較擴大 OECD 樣本至 22 個國家後，台灣與合成控制台灣於稅改前期間的變數平均值。數值皆四捨五入至小數點第四位。台灣 1990 年、1995 年、1997 年最高所得份額數值與表 7 不同，原因在於資料處理時會將所得份額去趨勢化 (de-trend，每個國家的最高所得份額每年皆減去 donor pool 於樣本期間中各年的平均值)，而由於此部分實證分析與主要結果所使用的樣本國家不同，因此去趨勢化後的數值也會不同。

資料來源：本研究自行整理。

附表 4　空間內安慰劑檢定的檢定數據：22 個 OECD 國家

年份	前 5% 所得者之所得份額	前 10% 所得者之所得份額
1998	0.182	0.190
1999	0.318	0.190
2000	0.318	0.238
2001	0.273	0.238
2002	0.318	0.238
2003	0.318	0.238
2004	0.273	0.190
2005	0.227	0.190
2006	0.091	0.143
2007	0.045	0.143
2008	0	0.095
2009	0	0.095
2010	0	0.095

附註：本表呈現擴大 OECD 樣本至 22 個國家後，空間內安慰劑檢定之下的 p 值。

資料來源：本研究自行整理。