DOI: 10.6277/TER.202404_52(2).0003

縣市生育津貼對生育率的直接與間接效果: 中介分析合成控制法的應用

賴宗志*

縣市政府發放生育津貼, 一方面鼓勵本地居民「增產報國」解決少子化問題, 但另一方面也可能吸引外來民衆遷入, 造成「逐補助而居」現象與縣市間生育率的消長。本文利用新近發展的中介分析合成控制法 (mediation analysis synthetic control) 分解桃園市於升格後開辦的史上增幅最大一次性生育補助對總生育率的直接與間接效果。結果顯示桃園市擴大補助首年的直接效果爲 0.128, 僅佔總效果 42.7%且不顯著, 而其餘 0.171 總生育率增加則應歸因於大量戶口遷入帶來的間接效果。然而若檢視同年亦大幅提高生育補助的彰化縣, 可發現「逐補助而居」現象並未發生, 其直接效果反倒顯著提升 0.187 總生育率。

關鍵詞: 生育津貼, 生育率, 中介分析, 合成控制法
JEL 分類代號: C33, C54, J13

1 前言

人力資源是各領域發展的重要資產, 然而許多已開發國家正處於出生率低迷和人口結構老齡化的成長停滯階段, 而台灣也不例外。過去數年台灣生育率持續在全球排名位居末段, 出生人數更於 2020 年首度低於死亡人

*作者爲國立中正大學經濟學系助理教授 (tclai@ccu.edu.tw)。作者感謝責任編輯及兩位匿名評審的寶貴意見、助理李昌恩與林震洋對文章初稿的協助, 以及科技部專題研究計畫 (MOST 110-2628-H-194-001-MY2) 的部分經費補助。文中如有任何疏誤, 悉由作者負責。

經濟論文叢刊 (*Taiwan Economic Review*), 52:2 (2024), 197–227。
國立台灣大學經濟學系出版

臺大學術期刊資料庫

數, 使人口呈現負成長。[1] 爲了鼓勵生育, 中央政府實施包含育兒津貼、結婚補助、社會住宅、托育公共化與建立友善職場環境等福利措施, 而地方政府則以發放一次性生育補助作爲解決低生育率的主要手段。以2020年爲例, 我國生育給付共230.1億元, 其中生育補助、獎勵金及其他佔約36.1億元, 而桃園市的每胎30,000元生育津貼更高居全國之冠。地方政府投入大量資源刺激生育固然有其重要性, 但如何客觀評估該政策成效也同樣值得重視。

然而估計縣市生育津貼的效果並不容易: 一方面生育津貼的確能刺激本地居民生育意願,「增產報國」以解決少子化問題, 但另一方面也可能吸引外來民衆遷移戶籍, 造成「逐補助而居」現象與縣市間生育率的消長。過往文獻大多著重於檢驗生育津貼與生育率之間的相關性, 較少針對其因果路徑進行推論。因此, 本文利用新近發展的中介分析合成控制法 (mediation analysis synthetic control, Mellace and Pasquini (2022)) 來估計縣市生育政策如何透過人口遷徙對總生育率造成直接與間接影響。[2] 具體而言, 令 D 代表縣市政府是否擴大生育補助, M 爲該縣市社會增加率, Y 則爲該縣市總生育率。D、M 與 Y 之間的關係可由圖1所示, 亦即將擴大補助的總效果拆解爲吸引外縣市民衆遷入的「逐補助而居」間接效果 ($D \to M \to Y$), 以及在控制社會增加率不變下, 本地居民因補助提高所誘發的「增產報國」直接效果 ($D \to Y$)。

利用此方法, 本文針對桃園市於2015年開辦的生育津貼進行分析。在2014年底升格爲直轄市後, 桃園市政府旋即推動多項生育政策, 其中包括育兒津貼、托育服務、社會住宅等福利措施, 以及至今仍爲全台增加幅度最大的每胎30,000元一次性生育補助。無獨有偶, 彰化縣亦於同一年擴大補助, 從原本的10,000元生育津貼加碼至30,000元, 創下近年新高。在政策加持下, 兩縣市於2016–2018年的總生育率持續蟬聯台灣本島前二, 且皆超過1.3, 不致落入超低生育水準 (lowest-low fertility)。然而耐人尋味的是, 兩縣市的社會增加率於擴大補助後卻有天壤之別: 當桃園市能吸引大量外地民衆移居時, 彰化縣卻面臨嚴重人口流失問題。此現象說明上述「逐補

[1] 已開發國家總生育率須達到2.1才能使人口總數不隨著世代更替而下降。然而2020年台灣總生育率爲0.99, 明顯低於維持穩定人口結構的替代生育水準。

[2] 據作者所知, 該方法是目前合成控制文獻中估計直接效果與間接效果的唯一方法。

臺大學術期刊資料庫

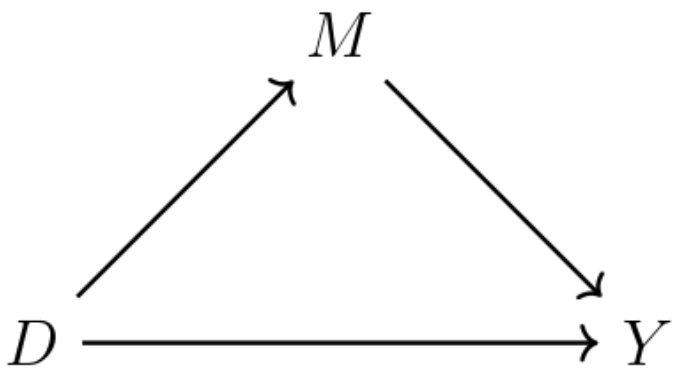


圖 1: 中介分析因果路徑

助而居」觀點並非適用於每一縣市, 分解縣市生育津貼對生育率的直接與間接效果以提供施政參考便是本研究主要目的。

文獻中不乏探討台灣縣市一次性生育補助與生育率之相關研究。林姣蓁, 陳國樑, 與黃勢璋 (2013) 使用追蹤迴歸模型探討各縣市生育津貼與總生育率的相關性。該研究發現生育津貼與總生育率之間有著微弱正向關係, 地方政府每發放 1,000 元生育津貼僅能提升 0.0057 總生育率。樓玉梅 (2017) 則透過觀察各縣市生育率變動趨勢與生養政策之差異, 得出生育津貼金額與發放時間長短和總生育率具有正向關係。然而生育津貼與總生育率之間可能存在其他干擾因素, 導致兩者相關性未必具有因果關係。爲了進行因果推論, 尤智儀與李玉春 (2016) 透過差異中差異法 (difference-in-differences) 得出縣市生育津貼政策的介入對育齡婦女生育意願無顯著影響, 也表示現金補貼方式並無法刺激民衆生育意願。同樣使用差異中差異法, 李羅恩 (2019) 則以 2014 年勞工保險條例修法通過所造成的全國一次性生育補助增加來估計生育津貼對生育行爲的效果。其實證結果顯示該生育補助亦無法有效提高家庭子女出生機率。

即便台灣研究大多指向生育獎勵無法有效提升生育率, 但國外文獻卻有不同看法。舉例來說, 利用 2000–2015 年的韓國追蹤資料, Kim (2022) 發現若取消生育津貼, 韓國總生育率將下降 0.03, 等同於減少 45 萬個新生兒。有趣的是, 該文章還發現生育補助對於平衡新生兒性別、縮短孕齡、並

臺大學術期刊資料庫

減少新生兒體重等方面有著意料之外的影響。González and Trommlerová (2023) 則發現西班牙於2007年開辦生育獎勵時能增加3%生育率, 於2010年宣布取消政策時亦能提升4%生育率, 但隨後實際取消政策卻降低了6%生育率。相較於以上關心生育政策對生育率或生育意願影響的研究, 駱明慶 (2007) 則將總生育率變化分解爲婦女有偶比例變化與有偶婦女生育率變化, 並提出造成台灣生育率下降的真正源頭爲婦女有偶比率的下降。具體而言, 駱明慶 (2007) 發現台灣女性高等教育比率在各年齡層均明顯提升, 且高教育程度女性的有偶比率持續下降, 意味著女性將隨著教育程度的提高延後其結婚計畫, 再進一步導致生育率下滑。

以下, 我們將在第2節說明本文使用資料與敘述統計, 在第3節介紹研究方法, 並於第4節討論實證結果與穩健性檢驗。最終, 第5節爲本文結論。

2 資料與敘述統計

爲排除 COVID-19 疫情對生育率造成的影響, 本文使用1998–2018年台灣縣市追蹤資料, 其中包括各縣市生育津貼、總生育率、社會增加率, 以及其他相關變數。首先, 從各縣市社會局與社會處可收集縣市政府發放給一般民衆的首胎一次性生育補助資訊, 其開辦時間依序爲台南市與金門縣 (1997年)、新竹縣、苗栗縣與嘉義縣 (1998年)、新竹市 (1999年)、連江縣 (2000年)、台東縣與嘉義市 (2006年)、彰化縣與雲林縣 (2009年)、高雄市與宜蘭縣 (2010年)、新北市、台北市、台中市、花蓮縣與澎湖縣 (2011年)、南投縣與基隆市 (2012年) 以及桃園市 (2015年)。[3] 由於屏東縣政府並無設立專法發放生育津貼給一般民衆 (僅補助中低與低收入戶, 轄下鄉鎮則個別依據其補助要點發放生育津貼), 因此屏東縣成爲全台唯一從未統一發放生育津貼的縣市。圖2整理各縣市逐年生育補助金額, 以便快速瀏覽縣市生育政策變動情況。

從圖2可看出桃園市於2014年底升格爲直轄市後, 於隔年開辦的30,000元生育津貼爲資料範圍內金額最高的一次性生育補助, 也是擴大額度最大

[3] 台南市與台南縣在縣市合併改制前分別於1997年與1999年發放3,000元生育津貼, 然而在2007年停辦, 後於升格後隔年 (2011年) 重新開辦且金額調整爲6,000元。

臺大學術期刊資料庫

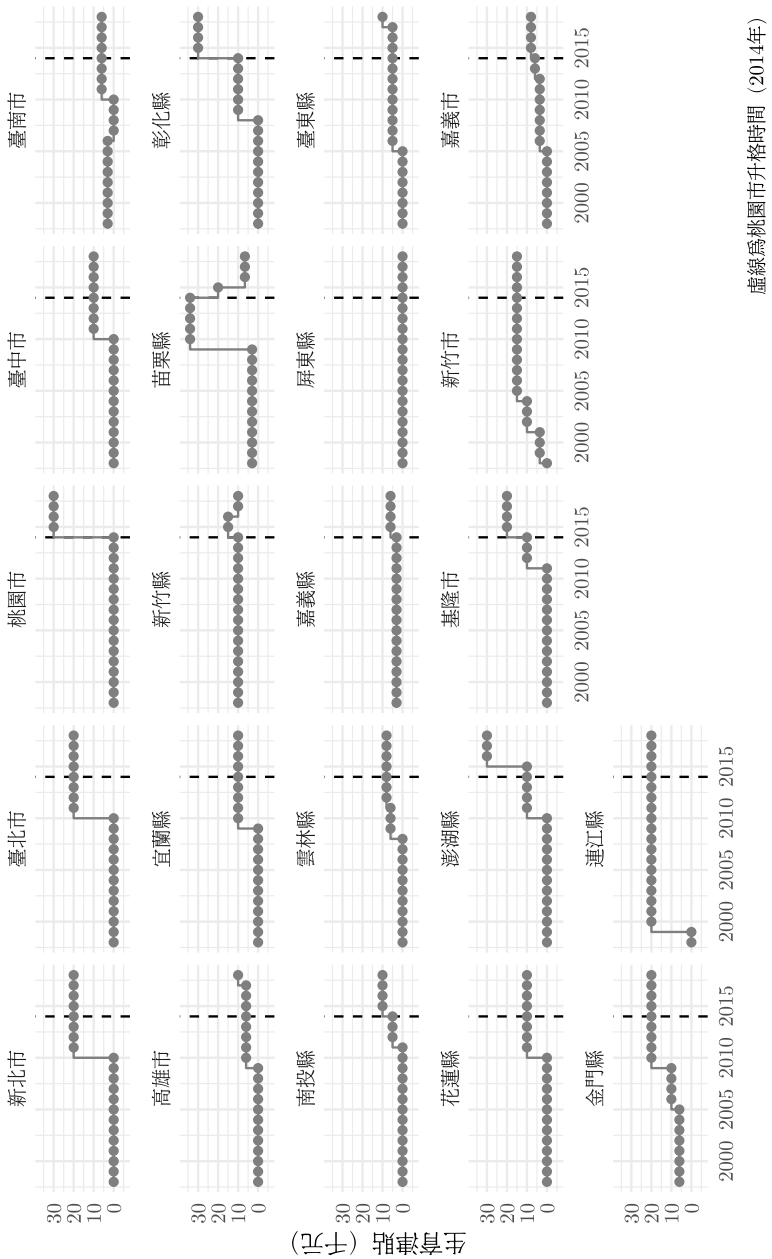


圖 2: 1998–2018年各縣市生育津貼

臺大學術期刊資料庫

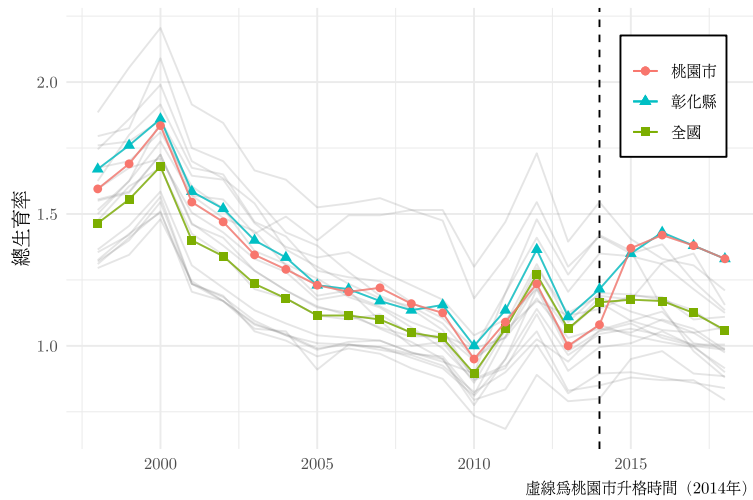


圖 3: 1998–2018年各縣市總生育率

的一次。[4] 除此之外, 彰化縣亦於同一年 (2015年) 大幅提高生育補助, 從原本的 10,000元調漲爲 30,000元。由圖 3可知桃園市與彰化縣的總生育率在擴大補助後均有明顯成長, 且於 2016–2018年位居全國前二 (排除金門縣與連江縣)。因此, 本文將聚焦於該二縣市的生育政策成效, 並利用總生育率作爲主要結果變數。[5]

圖 4繪製了 1998–2018年各縣市 (排除金門縣與連江縣) 的社會增加率。[6] 有趣的是, 桃園市在擴大補助後的社會增加率亦大幅提升, 意味著「逐補助而居」假說可能爲真, 即擴大生育補助會吸引外來民衆遷入戶籍, 進

[4]苗栗縣政府於 2010年將生育津貼由 3,000元提高至 34,000元, 但分爲四年發放: 第一年 10,000元, 第二至四年各爲 8,000元。後因面臨財政困境, 苗栗縣政府於 2015年將生育津貼下修至 20,000元, 2016年更進一步減少至 6,600元。

[5]總生育率定義爲 15–49歲育齡婦女平均一生中所生育的子女數。然而 1998–2005年台中市、台南市及高雄市僅有縣市合併改制前的資料, 故其總生育率由作者自行計算。計算公式爲利用改制前原縣市的女性 5歲年齡組人口數爲權重, 計算各育齡婦女 5歲年齡組生育率之縣市加權平均, 再加總各年齡組生育率且四捨五入後乘以 5。資料來源爲內政統計查詢網。

[6]社會增加率定義爲社會增加數對年中人口數的比率, 即遷入率減遷出率之差。資料來源爲縣市重要統計指標。

臺大學術期刊資料庫

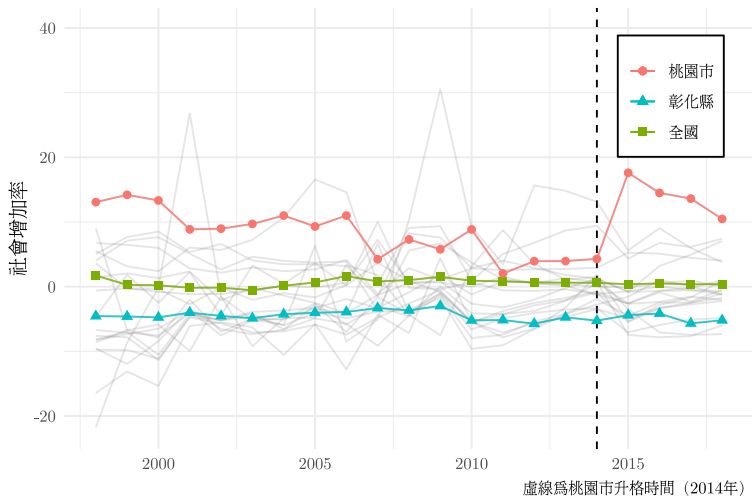


圖 4: 1998–2018年各縣市社會增加率

而影響生育率。但從圖中可知該現象並未在彰化縣發生, 其社會增加率不僅在擴大生育補助後並未增加, 且長年爲負值, 代表彰化縣人口持續外移, 對生育率恐有負面影響。然而上述論點需建立在社會增加率的增減能反映育齡婦女流動, 才能確保人口遷徙與生育率之間具有相關性。爲了進行驗證, 圖 5 爲 1998–2018 年桃園市與彰化縣的育齡婦女年齡別生育率。[7] 比較圖中兩縣市的年齡別生育率, 可發現不僅 30–34 歲組在擴大補助後出現交叉 (桃園市超越彰化縣), 其餘年齡別生育率之增長幅度均爲桃園市大於彰化縣。由此可知, 桃園市在擴大補助後所提高的社會增加率應伴隨相當程度的育齡婦女人口遷入, 也因此混淆了桃園市生育政策刺激本地生育率的效果。[8]

除了生育津貼和人口遷徙之外, 生育率還可能受到婚姻、教育、經濟等相關因素影響。因此我們透過重要性別統計資料庫、就業及失業統計資料查詢系統及縣市重要統計指標, 收集 1998–2018 年的各縣市女性有偶比率、女性高等教育比率、女性勞動參與率及每戶可支配所得中位數, 以觀察

[7]年齡別生育率定義爲一年內每 1,000 位某年齡組育齡婦女之平均活產數, 常用的年齡組距爲 5 歲。資料來源爲內政統計查詢網。

[8]作者感謝匿名評審提出進一步分析生育津貼對不同年齡別生育率的建議。

臺大學術期刊資料庫

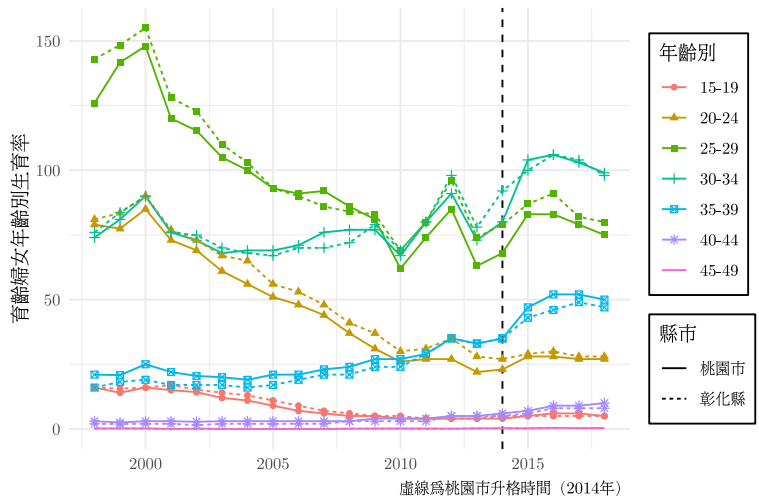


圖 5: 1998–2018年桃園市與彰化縣育齡婦女年齡別生育率

桃園市 (彰化縣) 與其他控制組縣市 (於第4節中有詳細說明) 在擴大生育補助前後的差別。表1整理了各變數的敘述統計並進行比較。由表中可清楚看出桃園市 (彰化縣) 與控制組縣市在擴大補助前後的婚姻、教育、經濟等指標上皆存在顯著差異, 意味著傳統比較研究不易判定生育率變化應歸因於生育津貼提高, 抑或是其他相關因素干擾。此差異也說明使用合成控制法等因果推論方法評估縣市生育政策成效的必要性。

3 研究方法

本文採用 Mellace and Pasquini (2022) 提出的中介分析合成控制法 (mediation analysis synthetic control) 來評估生育津貼政策的直接與間接效果。該方法爲合成控制法 (synthetic control method, Abadie and Gardeazabal (2003), Abadie, Diamond, and Hainmueller (2010, 2015)) 的延伸應用, 主要針對當政策僅涉及一個或少數個實驗單位時, 如何探究其成效背後因果機制的方法。[9] 第3.1節將簡介合成控制法的理論架構, 而第3.2節則進一步在合成控制法中引入中介變數, 以分解政策效果的直接與間接傳遞路徑。

[9]對合成控制法有興趣的讀者可參考陳宜廷 (2019); Abadie (2021) 等中英文獻。

臺大學術期刊資料庫

表 1: 敘述統計

	1998–2014年			2015–2018年		
	桃園市	控制組縣市	差異	桃園市	控制組縣市	差異
總生育率	1.298	1.314	−0.016	1.375	1.119	0.256***
	(0.250)	(0.306)	[0.799]	(0.037)	(0.201)	[0.000]
社會增加率	8.226	2.099	6.127***	14.053	−0.026	14.079***
	(3.694)	(26.501)	[0.001]	(2.933)	(6.553)	[0.000]
女性有偶比率	55.337	53.780	1.557	51.302	49.541	1.761***
	(3.029)	(3.306)	[0.055]	(0.069)	(2.648)	[0.000]
女性高等教育比率	28.254	27.227	1.028	42.669	40.589	2.080
	(9.058)	(10.123)	[0.656]	(1.513)	(7.182)	[0.088]
女性勞動參與率	50.141	48.024	2.117***	51.350	51.253	0.097
	(2.035)	(5.112)	[0.001]	(0.998)	(4.107)	[0.891]
每戶可支配所得中位數	87.009	72.863	14.146***	97.827	79.086	18.741***
	(4.292)	(16.257)	[0.000]	(3.437)	(15.122)	[0.000]
	1998–2014年			2015–2018年		
	彰化縣	控制組縣市	差異	彰化縣	控制組縣市	差異
總生育率	1.345	1.314	0.030	1.373	1.119	0.253***
	(0.251)	(0.306)	[0.636]	(0.043)	(0.201)	[0.000]
社會增加率	−4.446	2.099	−6.545***	−4.855	−0.026	−4.829***
	(0.732)	(26.501)	[0.000]	(0.706)	(6.553)	[0.000]
女性有偶比率	55.579	53.780	1.799**	52.042	49.541	2.501***
	(2.128)	(3.306)	[0.004]	(0.332)	(2.648)	[0.000]
女性高等教育比率	25.034	27.227	−2.193	36.798	40.589	−3.791**
	(7.303)	(10.123)	[0.253]	(1.179)	(7.182)	[0.001]
女性勞動參與率	45.224	48.024	−2.801*	50.150	51.253	−1.103
	(4.436)	(5.112)	[0.022]	(0.580)	(4.107)	[0.059]
每戶可支配所得中位數	67.812	72.863	−5.052***	70.283	79.086	−8.803***
	(2.636)	(16.257)	[0.000]	(2.700)	(15.122)	[0.001]

註: 小括弧爲標準差, 中括號爲 p 值, 星號標示 $^{***}p < 0.001$, $^{**}p < 0.01$, $^{*}p < 0.05$。

3.1 合成控制法

相較於傳統比較研究 (comparative study), 合成控制法並非逕行挑選與實驗單位最相似的控制單位予以比較, 而是先將所有控制單位 (亦即所謂的 donor pool) 進行加權平均, 再將此「合成控制單位」當作實驗單位在未受政策干預下的反事實對象 (counterfactual counterpart)。在良好媒合下, 實驗單位與「合成控制單位」除了是否受到政策干預外應高度相似, 也隱含兩者結果差異即爲政策效果, 而非受到其他可觀察或不可觀察因素干擾。換句話說, 合成控制法可在條件獨立假設 (conditional independence

臺大學術期刊資料庫

assumption) 或平行趨勢假設 (parallel trends assumption) 不成立的情況下進行因果推論, 大幅提高該方法的實用性。[10]

爲了方便說明, 我們利用桃園市於升格後擴大生育補助做爲範例。首先將縣市編號爲 $j = 1, \cdots, J+1$ 且定義觀察期間爲 $t = 1, \cdots, T$。令 $j = 1$ 代表桃園市而 $j = 2, \cdots, J+1$ 爲其他 J 個控制組縣市。令 $t = T_0 < T$ 代表桃園市升格時間 (2014年) 而 $t = T_0 + 1, \cdots, T$ 爲桃園市擴大生育補助時間 (2015年以後)。對第 j 個縣市的第 t 期來說, 令 D_{jt} 爲是否擴大補助的二元政策變數。在本範例中, D_{jt} 僅在 $j = 1$ (桃園市) 且 $t > T_0$ (2015年以後) 爲1, 其餘情況下皆爲0。結果變數 Y_{jt} 則爲第 j 個縣市在第 t 期的總生育率。

我們接著利用潛在結果 (potential outcomes) 來定義政策效果。令 $Y_{jt}(1)$ 爲第 j 個縣市在第 t 期若擴大生育補助時的潛在生育率, 而 $Y_{jt}(0)$ 爲若未擴大生育補助時的潛在生育率。則桃園市在第 t 期 ($t > T_0$) 擴大生育補助的政策效果即爲:

$$\alpha_{1t} \equiv Y_{1t}(1) - Y_{1t}(0)。$$

然而, 同一時間下我們只能觀察 $Y_{jt}(1)$ 或 $Y_{jt}(0)$ 兩者之一, 且其與實際生育率 Y_{jt} 的關係爲:

$$Y_{jt} = D_{jt} Y_{jt}(1) + \left(1 - D_{jt}\right) Y_{jt}(0)。 \tag{1}$$

因此, 桃園市在 $t > T_0$ 時的潛在生育率 $Y_{1t}(1) = Y_{1t}$ 實際上可由資料認定, 意味著只要能認定 $t > T_0$ 時的 $Y_{1t}(0)$, 其政策效果則唾手可得。

合成控制法的認定條件 (identification conditions) 建立在以下因子模型:

$$Y_{jt}(0) = \delta_t + \theta_t Z_j + \lambda_t \mu_j + \varepsilon_{jt}, \tag{2}$$

其中 δ_t 爲時間趨勢, Z_j 和 μ_j 分別爲可觀察和不可觀察的預測變數向量, θ_t 和 λ_t 爲隨時間變動的參數向量, ε_{jt} 則爲期望值爲零的隨機誤差。

[10] 對因果推論有興趣的讀者可參考 許育進與賴宗志 (2018) 之中文回顧文章。

臺大學術期刊資料庫

Abadie, Diamond, and Hainmueller (2010) 證明若控制組縣市權重 $(w_2^*, \cdots, w_{J+1}^*)$ 在政策實施前 $(t = 1, \cdots, T_0)$ 滿足下列條件:

$$\sum_{j=2}^{J+1} w_j^* Y_{jt} = Y_{1t} \quad \text{且} \quad \sum_{j=2}^{J+1} w_j^* Z_j = Z_1, \tag{3}$$

則隨著 T_0 增加 (亦即資料向前延伸), 該控制組權重亦可用於合成政策實施後 $(t > T_0)$ 的 $Y_{1t}(0)$。(3) 的認定條件相當直覺, 首先由 (1) 和 (2) 可得:

$$\begin{aligned} Y_{1t}(0) - \sum_{j=2}^{J+1} w_j^* Y_{jt} = \theta_t \left(Z_1 - \sum_{j=2}^{J+1} w_j^* Z_j \right) + \lambda_t \left(\mu_1 - \sum_{j=2}^{J+1} w_j^* \mu_j \right) \\ + \left(\varepsilon_{1t} - \sum_{j=2}^{J+1} w_j^* \varepsilon_{jt} \right), \end{aligned} \tag{4}$$

其中當 $t = 1, \cdots, T_0$ 時 $Y_{1t}(0) = Y_{1t}$。由此可知, 若合成控制法能有效擬合政策實施前的結果變數 Y_{1t} 與可觀察預測變數 Z_1, 則代表其擬合不可觀察預測變數 μ_1 的表現應同樣優異, 畢竟 (4) 最後一項的期望值爲零, 隨著 T_0 增加可利用不等式限制其大小。綜上所述, 該控制組權重不僅可擬合 Z_1 和 μ_1, 同時也能透過 (4) 來合成桃園市於政策實施後的反事實生育率 $Y_{1t}(0)$。

基於上述認定結果, 桃園市擴大生育補助後的反事實生育率估計式爲:

$$\widehat{Y}_{1t}(0) = \sum_{j=2}^{J+1} w_j^* Y_{jt},$$

其中控制組縣市權重 $W^* \equiv (w_2^*, \cdots, w_{J+1}^*)^\top$ 爲下列受限制最小化問題之解:

$$\begin{aligned} W^* &= \arg\min_{W \in \mathbb{W}} \|X_1 - X_0 W\|_V, \\ \text{s.t. } \mathbb{W} &= \left\{ W \in [0,1]^J : \iota^\top W = 1 \right\}, \end{aligned} \tag{5}$$

當中 $X_1 \equiv (Y_{11}, \cdots, Y_{1,T_0}, Z_1^\top)^\top$ 爲包含桃園市擴大補助前生育率與其他可觀察預測變數的 $K \times 1$ 向量, $X_0 \equiv (X_2, \cdots, X_{J+1})$ 爲串連該 K 維向

臺大學術期刊資料庫

量在其餘 J 個控制組縣市的 $K \times J$ 矩陣, $V \equiv \text{diag}(v_1, \cdots, v_K)$ 爲決定變數重要程度的 $K \times K$ 對角矩陣, 一般而言可由交叉驗證 (cross validation) 來估計 (Abadie, Diamond, and Hainmueller, 2015), $\|X_1 - X_0 W\|_V \equiv \sqrt{(X_1 - X_0 W)^\top V (X_1 - X_0 W)}$, 而 $\iota = (1, \cdots, 1)^\top$ 則爲 $J \times 1$ 的全一向量。

3.2 中介分析合成控制法

爲了進一步分解政策的直接與間接效果, 本節將簡介 Mellace and Pasquini (2022) 提出的中介分析合成控制法, 並同樣利用桃園市擴大生育補助爲說明範例。令中介變數 M_{jt} 爲第 j 個縣市在第 t 期的社會增加率, 則 D_{jt}、M_{jt} 與 Y_{jt} 之間的因果路徑如圖 1 所示, 其直接與間接效果亦可由以下潛在結果來定義。首先, 令潛在社會增加率爲 $M_{jt}(d)$ 且 $d \in \{0, 1\}$, 其中 $M_{jt}(1)$ 代表第 j 個縣市在第 t 期若擴大生育補助時應有的社會增加率, 而 $M_{jt}(0)$ 則爲若未擴大生育補助時應有的社會增加率。同理, 實際社會增加率與潛在社會增加率具有下列關係:

$$M_{jt} = D_{jt} M_{jt}(1) + \left(1 - D_{jt}\right) M_{jt}(0),$$

表示隨著 $D_{jt} \in \{0, 1\}$ 的變化, $M_{jt}(1)$ 和 $M_{jt}(0)$ 只有其中之一能被觀察。

然而在中介分析架構下, 潛在生育率須重新定義爲 $Y_{jt}(d, M_{jt}(d'))$, 以區分有無受到擴大生育補助 $D_{jt} = d \in \{0, 1\}$ 及社會增加率有無受到擴大生育補助影響 $M_{jt} = M_{jt}(d'), d' \in \{0, 1\}$ 時應有的生育率。值得注意的是, 由於 $Y_{jt}(d, M_{jt}(d'))$ 同時受到 d 和 d' 影響, 代表各縣市應有四種潛在生育率, 而非一般二元政策變數下的兩種潛在結果。其中當 $d = d'$ 時 $Y_{jt}(d) = Y_{jt}(d, M_{jt}(d'))$, 意味著 (1) 中的實際生育率與潛在生育率關係可改寫爲:

$$Y_{jt} = D_{jt} Y_{jt}\left(1, M_{jt}(1)\right) + \left(1 - D_{jt}\right) Y_{jt}\left(0, M_{jt}(0)\right),$$

而 $Y_{jt}(1, M_{jt}(1))$ 或 $Y_{jt}(0, M_{jt}(0))$ 兩者之一亦可被觀察。只不過當 $d \neq d'$時, $Y_{jt}(1, M_{jt}(0))$ 或 $Y_{jt}(0, M_{jt}(1))$ 皆爲無法被觀察的反事實生育率, 也增添後續分析的困難度。

臺大學術期刊資料庫

基於上述介紹, 桃園市擴大生育補助對生育率的總效果、直接效果與間接效果可分別定義爲 ($t > T_0$):

$$\alpha_{1t} \equiv Y_{1t}\left(1, M_{1t}(1)\right) - Y_{1t}\left(0, M_{1t}(0)\right), \tag{6}$$

$$\theta_{1t}\left(M_{1t}(1)\right) \equiv Y_{1t}\left(1, M_{1t}(1)\right) - Y_{1t}\left(0, M_{1t}(1)\right), \tag{7}$$

$$\delta_{1t}(0) \equiv Y_{1t}\left(0, M_{1t}(1)\right) - Y_{1t}\left(0, M_{1t}(0)\right), \tag{8}$$

且 $\alpha_{1t} = \theta_{1t}(M_{1t}(1)) + \delta_{1t}(0)$。其中, 總效果 α_{1t} 爲桃園市擴大生育補助在第 t 期對生育率的影響; 直接效果 $\theta_{1t}(M_{1t}(1))$ 是控制社會增加率不變下, 桃園市擴大補助誘發本地居民「增產報國」的成效; 間接效果 $\delta_{1t}(0)$ 則反映出若桃園市未擴大補助, 但社會增加率卻提高至擴大補助水準時對生育率產生的「逐補助而居」效果。

由 (6) 至 (8) 可看出, 分解直接效果與間接效果的關鍵在於 $Y_{1t}(0, M_{1t}(1))$, 也就是桃園市若未擴大補助但社會增加率受擴大補助影響時應有的生育率, 並且當 $t > T_0$ 時 $Y_{1t}(0, M_{1t}(1)) = Y_{1t}(0, M_{1t})$。因此, Mellace and Pasquini (2022) 提出在合成 $Y_{1t}(0, M_{1t})$ 時不僅需擬合擴大補助前的生育率與可觀察預測變數, 還需額外擬合擴大補助後的「當期」社會增加率 M_{1t}, 以創造一個由控制組縣市組成 (未擴大補助), 但其社會增加率與實際桃園市相似的「中介桃園」(社會增加率受擴大補助影響)。值得一提的是, 由於對不同的 $t = T_0 + 1, \cdots, T$ 需擬合不同的 M_{1t}, 意味著此時控制組縣市權重需逐年重新計算。此外, 由於生育率亦會受到過去社會增加率影響, 因此擬合變數中也應回溯納入桃園市擴大補助前的社會增加率。

具體而言, 類似於 Abadie, Diamond, and Hainmueller (2010), Mellace and Pasquini (2022) 證明若控制組縣市權重 $(w_{2t}^*, \cdots, w_{J+1,t}^*)$ 在 $t' = 1, \cdots, T_0$ 且 $t > T_0$ 時滿足以下條件:

$$\sum_{j=2}^{J+1} w_{jt}^* Y_{jt'} = Y_{1t'} \quad \text{且} \quad \sum_{j=2}^{J+1} w_{jt}^* Z_j = Z_1,$$

$$\sum_{j=2}^{J+1} w_{jt}^* M_{jt'} = M_{1t'} \quad \text{且} \quad \sum_{j=2}^{J+1} w_{jt}^* M_{jt} = M_{1t},$$

臺大學術期刊資料庫

則隨著 T_0 增加, 該控制組權重亦可用於合成 $Y_{1t}(0, M_{1t})$。[11] 實際操作上, $Y_{1t}(0, M_{1t})$ 的合成控制估計式爲:

$$\widehat{Y}_{1t}(0, M_{1t}) = \sum_{j=2}^{J+1} w_{jt}^* Y_{jt},$$

此時的控制組縣市權重 $W_t^* \equiv (w_{2t}^*, \cdots, w_{J+1,t}^*)^\top$ 會隨著 $t = T_0 + 1, \cdots, T$ 變化, 且爲下列受限制最小化問題之解:

$$W_t^* = \underset{W_t \in \mathbb{W}_t}{\arg\min} \|X_{1t} - X_{0t} W_t\|_{V_t},$$
$$\text{s.t. } \mathbb{W}_t = \left\{W_t \in [0, 1]^J : \iota^\top W_t = 1\right\},$$

其中 $X_{1t} \equiv (Y_{11}, \cdots, Y_{1,T_0}, Z_1^\top, M_{11}, \cdots, M_{1,T_0}, M_{1t})^\top$ 比起 (5) 中的 X_1 多考慮了桃園市擴大補助前及同期的社會增加率, 而 $X_{0t} \equiv (X_{2t}, \cdots, X_{J+1,t})$ 與 V_t 亦可同理類推。

4 實證結果

4.1 桃園市總生育率

利用第 3.1 節介紹的合成控制法, 我們首先估計桃園市擴大生育補助對總生育率的總效果。本節選用的控制組縣市 (donor pool) 爲 2015–2018 年間生育津貼加碼未超過 5,000 元的 18 個縣市 (排除彰化縣、澎湖縣和基隆市)。[12] 此篩選目的是爲了確保所建立的「合成桃園」於 2015 年後不會顯著受到擴大生育補助影響, 以提供一個合理的比較基準。此外, 由圖 2 可看出所有縣市在 2013–2014 年亦未調整生育津貼, 代表本研究的控制組縣市選取應具有一定參考價值。

[11] 由於中介分析合成控制法額外要求 $\sum_{j=2}^{J+1} w_{jt}^* M_{jt} = M_{1t}$, 代表實驗組縣市擴大補助後的社會增加率應落在控制組縣市社會增加率的凸集合 (convex set) 中。以 2015 年爲例, 桃園市 (17.61) 和彰化縣 (−4.4) 的社會增加率皆介於控制組縣市中的金門縣 (34.01) 與苗栗縣 (−7.48) 之間。

[12] 於第 4.4 節的穩健性檢驗中我們進一步調高門檻至 3,000 元, 並排除彰化縣、澎湖縣、基隆市、新竹縣、南投縣、台東縣和高雄市。然而實證結果差異不大, 具有穩健性。

臺大學術期刊資料庫

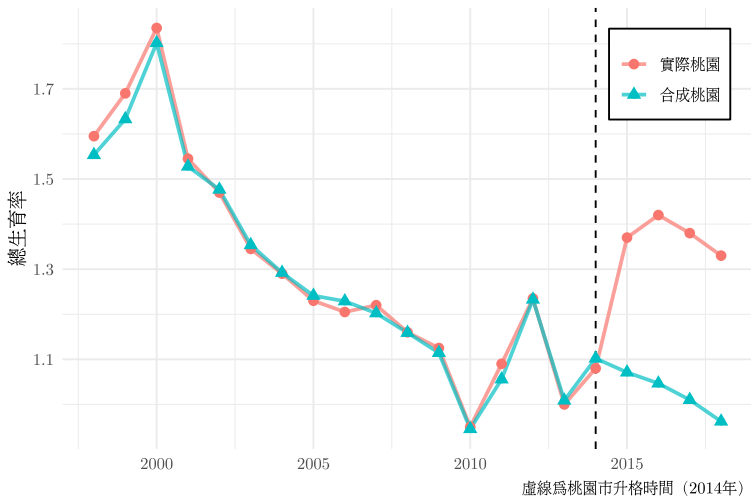


圖 6: 實際桃園與合成桃園總生育率

我們使用所有落後期總生育率作爲預測變數。從圖 6 可知, 即使缺乏其他可觀察預測變數, 合成桃園與實際桃園在擴大補助前的生育率軌跡仍十分相似, 足以驗證本研究的可信度, 而表 2 亦顯示合成桃園在落後總生育率上的良好擬合表現。回到圖 6, 實際桃園的總生育率在擴大補助首年 (2015 年) 較合成桃園提高 0.299, 而後續數年差距更維持在 0.360 以上。圖 7 則爲本次合成的控制組縣市權重及預測變數權重。其中屏東縣 (0.476)、新竹市 (0.191) 以及嘉義縣 (0.135) 的權重總和超過八成, 與傳統合成控制法權重傾向集中在少數控制組單位相符。值得強調的是, 由於屏東縣從未發放縣市層級的生育津貼, 其佔有最高權重也間接說明合成桃園應不受到擴大補助影響。

然而合成控制法的估計結果除了反映政策效果之外, 也可能受到合成誤差干擾, 亦即 (5) 中的最適權重不見得滿足 (3)。爲了判斷桃園市擴大補助是否有效, 我們首先採用安慰劑檢驗 (placebo test) 對控制組縣市依次進行合成控制估計。有鑑於控制組縣市並未實施政策, 其估計結果只會受到合成誤差影響, 不存在政策效果, 意味著我們可比較桃園市與控制組縣市結果來判定政策成效。圖 8 描繪了各縣市實際與合成總生育率之間的差

臺大學術期刊資料庫

表 2: 預測變數敘述統計

預測變數	實際桃園	合成桃園	控制組縣市平均
總生育率 (1998)	1.60	1.55	1.55
總生育率 (1999)	1.69	1.63	1.66
總生育率 (2000)	1.84	1.80	1.81
總生育率 (2001)	1.54	1.53	1.53
總生育率 (2002)	1.47	1.48	1.47
總生育率 (2003)	1.34	1.35	1.35
總生育率 (2004)	1.29	1.29	1.28
總生育率 (2005)	1.23	1.24	1.22
總生育率 (2006)	1.20	1.23	1.21
總生育率 (2007)	1.22	1.20	1.21
總生育率 (2008)	1.16	1.16	1.15
總生育率 (2009)	1.12	1.11	1.12
總生育率 (2010)	0.95	0.95	0.98
總生育率 (2011)	1.09	1.06	1.14
總生育率 (2012)	1.24	1.23	1.32
總生育率 (2013)	1.00	1.01	1.12
總生育率 (2014)	1.08	1.10	1.22

異。從圖中可看出桃園市差異明顯高於其他控制組縣市, 代表其政策效果應相當顯著。

爲了在統計上也達顯著性, 我們進一步透過費雪精確檢定 (Fisher's exact test) 進行小樣本統計推論。該檢定步驟爲先計算安慰劑檢驗中各縣市於桃園市擴大補助前後的均方預測誤差 (mean squared prediction error, MSPE), 並將擴大補助後 MSPE 除以擴大補助前 MSPE, 再將不同縣市的比值依大小排序 (如圖 9)。此時桃園市排名除以縣市總數之值即爲檢定虛無假設:「桃園市擴大生育補助不影響生育率」的 p 值, 亦即當虛無假設爲真時與實際統計量相同或更極端結果出現的機率。由圖 9 可知 p 值爲 $1/19 = 0.053$, 代表在 90%信心水準下桃園市生育政策具有顯著成效。

從圖 10 開始, 我們利用第 3.2 節介紹的中介分析合成控制法分解桃園市擴大生育補助的直接與間接效果。圖 10 中的紅線代表「實際桃園」總生

臺大學術期刊資料庫

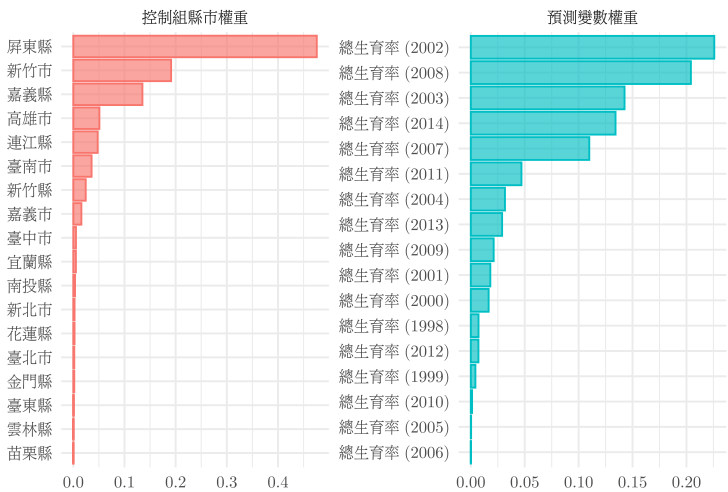


圖 7: 控制組縣市與預測變數權重

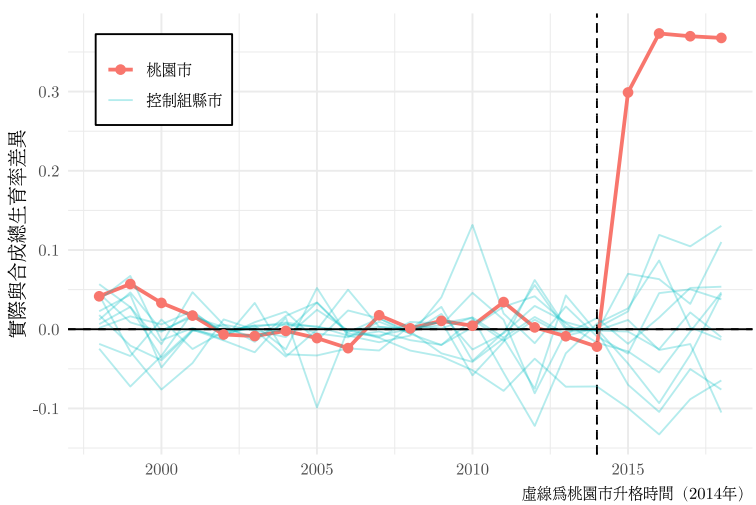


圖 8: 安慰劑檢驗

育率, 綠線爲若未擴大補助但社會增加率受擴大補助政策影響下的「中介桃園」總生育率, 而藍線則爲若未擴大補助下的「合成桃園」總生育率。由此可知, 實際桃園與中介桃園的差異爲直接效果, 而中介桃園與合成桃園

臺大學術期刊資料庫

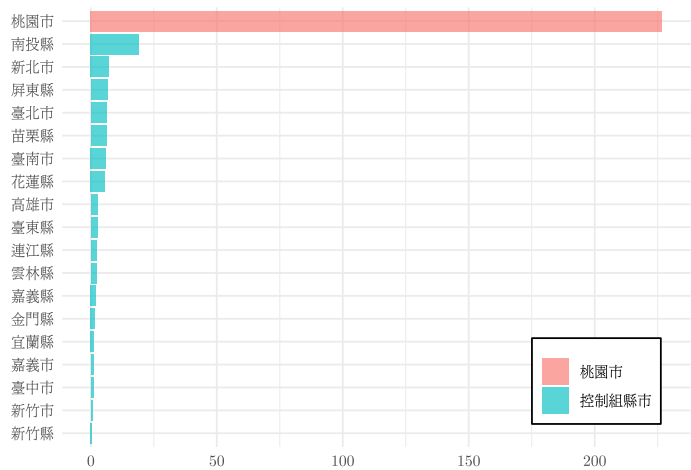


圖 9: MSPE 比值

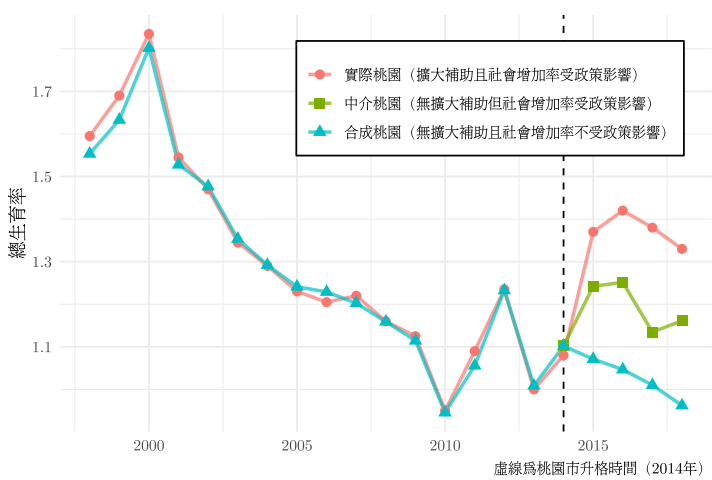


圖 10: 實際桃園、中介桃園與合成桃園總生育率

的差別即爲間接效果。但值得注意的是, 將2016年以後的直接效果詮釋爲「在社會增加率不變下, 本地居民受生育獎勵刺激的『增產報國』效果」時必須小心, 因爲其可能包含大量於2015年遷入, 但在2016年後才生育的民衆。由於先前遷入民衆在2016年後不屬於社會增加率的一部分, 因此

臺大學術期刊資料庫

表 3: 直接效果與間接效果

桃園市	2015	2016	2017	2018
直接效果	0.128 (42.7%)	0.169 (45.2%)	0.245 (66.4%)	0.169 (45.8%)
間接效果	0.171 (57.3%)	0.205 (54.8%)	0.124 (33.6%)	0.199 (54.2%)
總效果	0.299	0.373	0.370	0.368

註: 括弧內爲佔比。

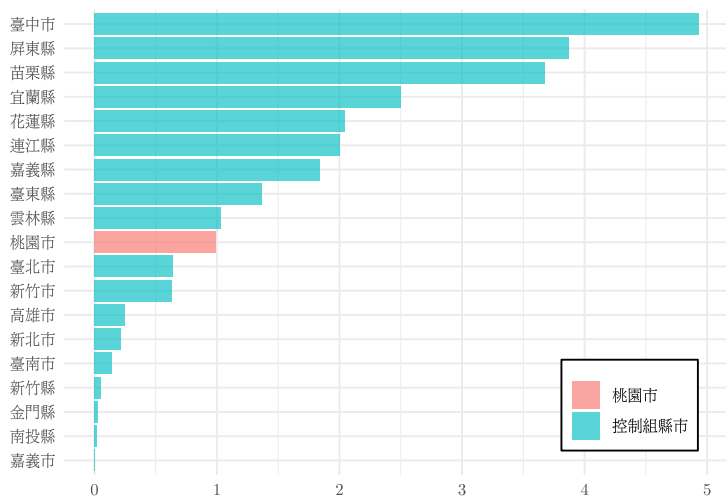


圖 11: 2015年直接效果 MSPE 比值

其帶動的生育率提升會被視爲直接效果, 而非間接效果。換言之, 僅有擴大生育補助當年 (2015年) 的直接效果與間接效果才能對應「增產報國」與「逐補助而居」現象。

表3呈現2015–2018年桃園市擴大生育補助的直接與間接效果。其中2015年桃園市生育政策成效僅有0.128 (42.7%) 來自本地民衆的貢獻, 而其餘0.171 (57.3%) 總生育率增加則應歸因於大量戶口遷入所帶來的影響。從圖11可進一步推算桃園市2015年的直接效果 p 值爲 $10/19 = 0.526$, 統計上並不顯著, 代表著桃園市該年的高生育率可能來自吸收其他縣市有生育意願民衆, 造成縣市間生育率的消長。

臺大學術期刊資料庫

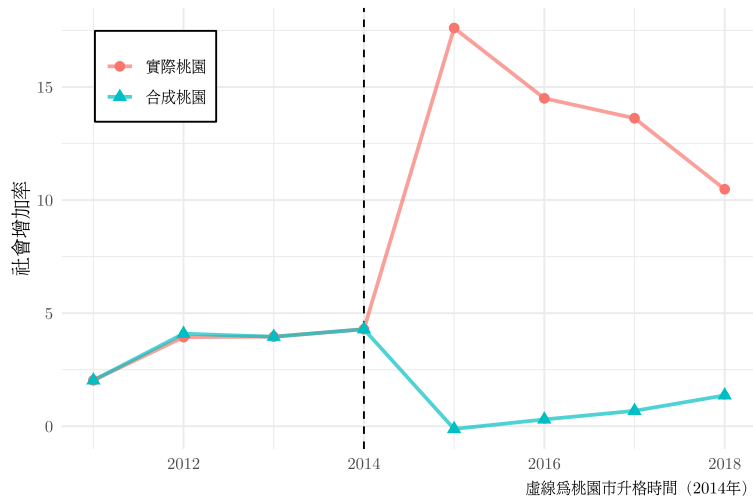


圖 12: 實際桃園與合成桃園社會增加率

4.2 桃園市社會增加率

儘管上一節有令人意外的發現, 但其結果必須建立在社會增加率爲重要中介變數的前提下。有鑑於此, 本節將探討桃園市擴大生育津貼是否對社會增加率造成影響。不過若將圖 3 和圖 4 相比, 可發現各縣市社會增加率比起總生育率變化更爲劇烈, 也較無固定趨勢, 意味著社會增加率並不容易透過早期資料進行預測。因此, 在本節中我們將資料限縮於 2011–2018 年並進行合成控制法分析。由圖 12 可看出合成桃園與實際桃園在擴大補助前的社會增加率擬合表現依然良好, 其控制組縣市及預測變數權重則呈現於圖 13。圖 14 列出各縣市於桃園市擴大補助前後社會增加率的 MSPE 比值。同理, 由圖中可計算出 p 值爲 $1/19 = 0.053$, 代表在 90%信心水準下桃園市擴大生育補助對社會增加率具有統計顯著性。

4.3 彰化縣總生育率

最終, 我們將研究對象轉爲 1998–2018 年的彰化縣總生育率, 並進行類似於第 4.1 節的合成控制法分析, 其中控制組縣市改爲排除桃園市、澎湖縣和基隆市以外的 18 個縣市。由圖 15 和表 4 可看出「合成彰化」的表現依舊亮

臺大學術期刊資料庫

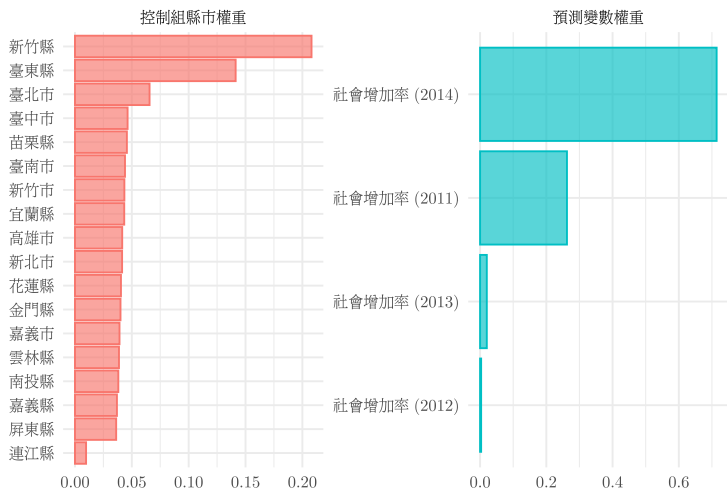


圖 13: 控制組縣市與預測變數權重

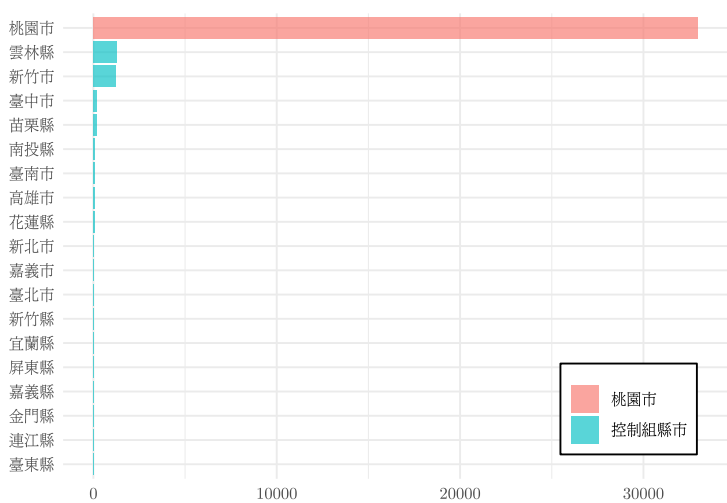


圖 14: 社會增加率 MSPE 比值

眼, 其控制組縣市權重 (見圖 16) 則集中在雲林縣 (0.575)、台北市 (0.253) 和金門縣 (0.157)。同樣地, 圖 17 提供了安慰劑檢驗, 而圖 18 則進行費雪精確檢定。由兩者可看出彰化縣擴大生育補助對總生育率的政策效果相當顯

臺大學術期刊資料庫

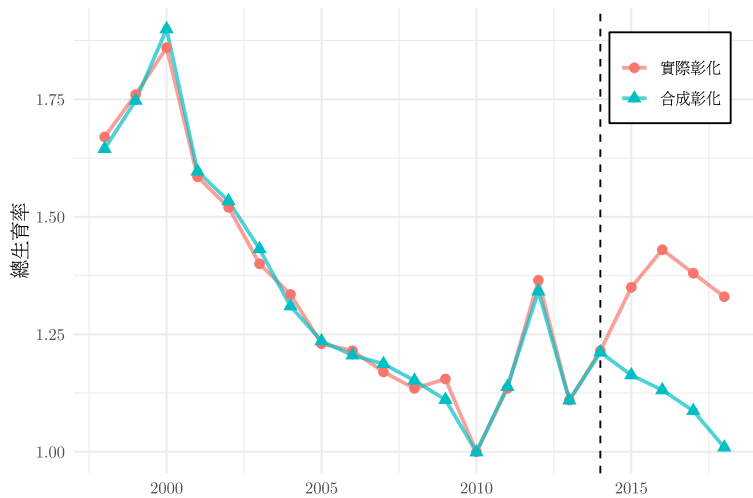


圖 15: 實際彰化與合成彰化總生育率

著, 其 p 值亦爲 $1/19 = 0.053$。

有趣的是, 同樣利用中介分析合成控制法進行拆解, 彰化縣的直接和間接效果表現卻與桃園市大相徑庭, 其間接效果甚至在2016–2018年轉爲負值 (見圖 19 和表 5)。然而此發現似乎相當合理, 因爲若觀察圖 4 的各縣市社會增加率, 可看出彰化縣人口持續外移, 並不隨著生育津貼提高而有所改善。因此,「中介彰化」所合成的反事實生育率即爲在無擴大補助且社會增加率隨著實際情況一路下跌時的生育率。兩項因素皆對生育率不利, 也難怪彰化縣間接效果出現負值, 不存在「逐補助而居」現象。另一方面, 從表 5 和圖 20 可看出彰化縣 2015 年的直接效果 (0.187, p 值爲 $1/19 = 0.053$) 在統計上顯著, 代表彰化縣生育政策的確能有效提升當地生育率。

4.4 穩健性檢驗

爲了進行穩健性檢驗, 我們進一步限制控制組爲 2015–2018 年間生育津貼加碼未超過 3,000 元的縣市, 其中包括新北市、台北市、台中市、台南市、宜蘭縣、苗栗縣、雲林縣、嘉義縣、屏東縣、花蓮縣、新竹市、嘉義市、金門縣、連江縣等 14 個縣市。圖 21 即爲該設定下桃園市與彰化縣的中介分析合成表

臺大學術期刊資料庫

表 4: 預測變數敘述統計

預測變數	真實彰化	合成彰化	控制組縣市平均
總生育率 (1998)	1.67	1.64	1.55
總生育率 (1999)	1.76	1.75	1.66
總生育率 (2000)	1.86	1.90	1.81
總生育率 (2001)	1.58	1.60	1.53
總生育率 (2002)	1.52	1.53	1.47
總生育率 (2003)	1.40	1.43	1.35
總生育率 (2004)	1.34	1.31	1.28
總生育率 (2005)	1.23	1.24	1.22
總生育率 (2006)	1.22	1.21	1.21
總生育率 (2007)	1.17	1.19	1.21
總生育率 (2008)	1.14	1.15	1.15
總生育率 (2009)	1.16	1.11	1.12
總生育率 (2010)	1.00	1.00	0.98
總生育率 (2011)	1.14	1.14	1.14
總生育率 (2012)	1.36	1.34	1.32
總生育率 (2013)	1.11	1.11	1.12
總生育率 (2014)	1.22	1.21	1.22

現, 可看出與本文結果差異不大, 具有穩健性。

此外, 由於桃園市和彰化縣申請生育津貼的條件爲父母親至少一方設籍滿一年以上, 對夫妻雙方皆於 2015 年從外縣市遷入的家庭而言, 其生育率變動應發生在 2016 年而非 2015 年。我們於是在圖 22 中多擬合前一年的社會增加率, 並觀察 2016 年的直接與間接效果。從圖中可看出此設定下的中介分析及 2016 年直接效果與正文結論亦無差異。

5 結論

本研究旨在釐清縣市生育津貼對當地生育率的因果機制。透過中介分析合成控制法評估桃園市與彰化縣於 2015 年擴大生育補助的影響, 我們將其分解爲鼓勵本地居民「增產報國」的直接效果, 以及吸引外地民衆「逐補

臺大學術期刊資料庫

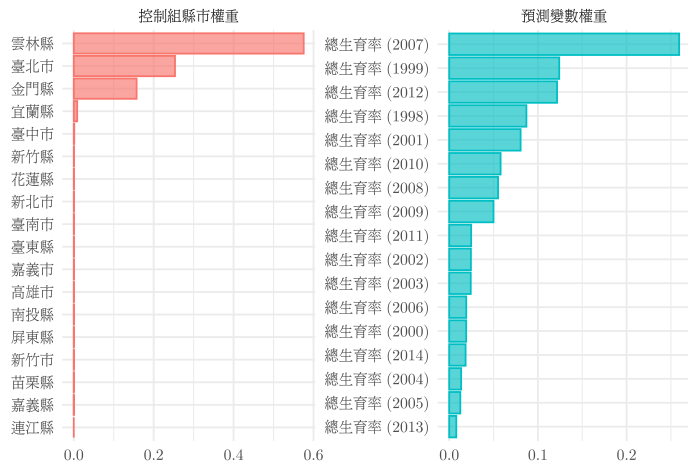


圖 16: 控制組縣市與預測變數權重

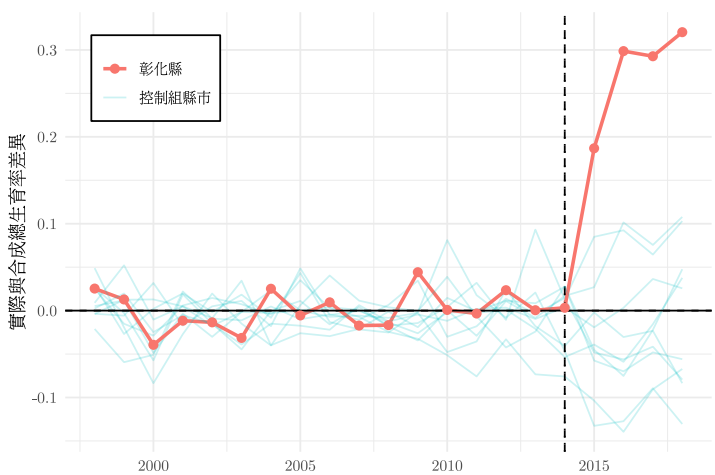


圖 17: 安慰劑檢驗

助而居」的間接效果。本文實證結果雖支持後者才是桃園市高生育率的主因, 但彰化縣卻能透過加碼生育津貼顯著提升本地生育率。由此可知, 各縣市生育獎勵成效具有相當程度的異質性, 縣市生育政策應因地制宜以提高施政效率。

臺大學術期刊資料庫

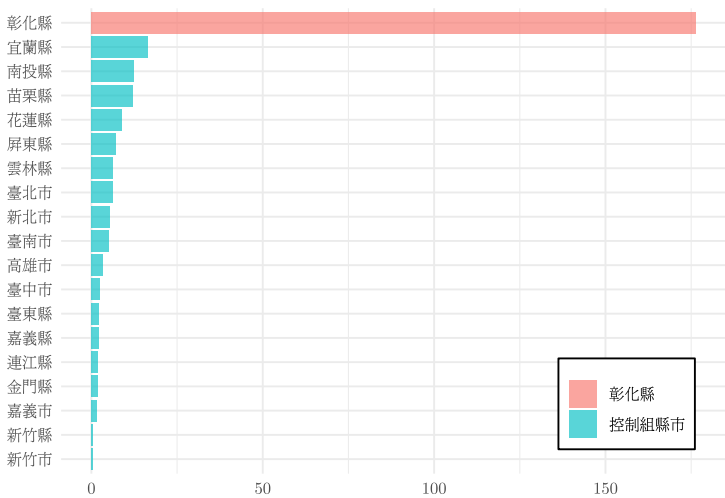


圖 18: MSPE 比值

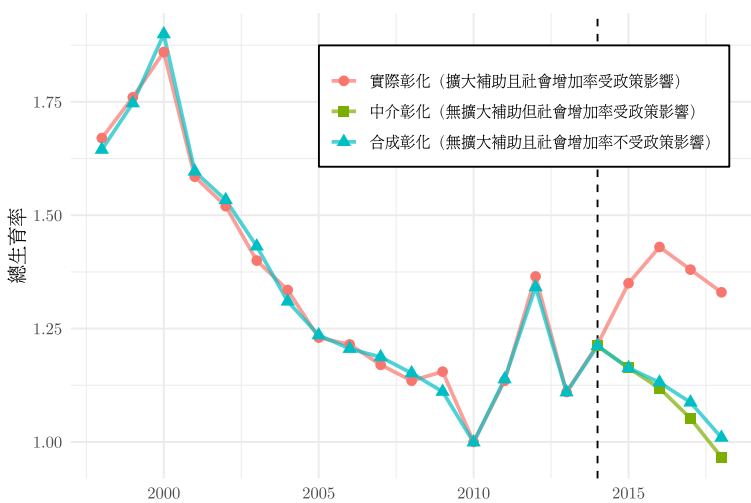


圖 19: 實際彰化、中介彰化與合成彰化總生育率

臺大學術期刊資料庫

表 5: 直接效果與間接效果

彰化縣	2015	2016	2017	2018
直接效果	0.187 (100.0%)	0.311 (104.3%)	0.328 (112.1%)	0.364 (113.5%)
間接效果	0.000 (0.0%)	−0.013 (−4.3%)	−0.035 (−12.1%)	−0.043 (−13.5%)
總效果	0.187	0.299	0.293	0.320

註: 括弧內爲佔比。

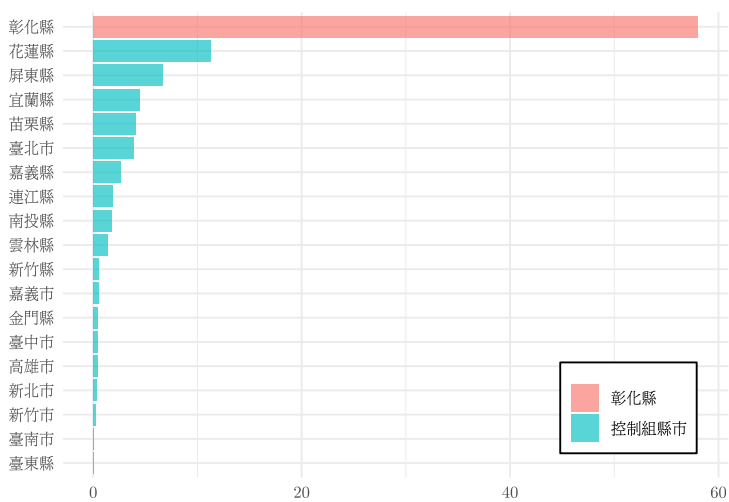
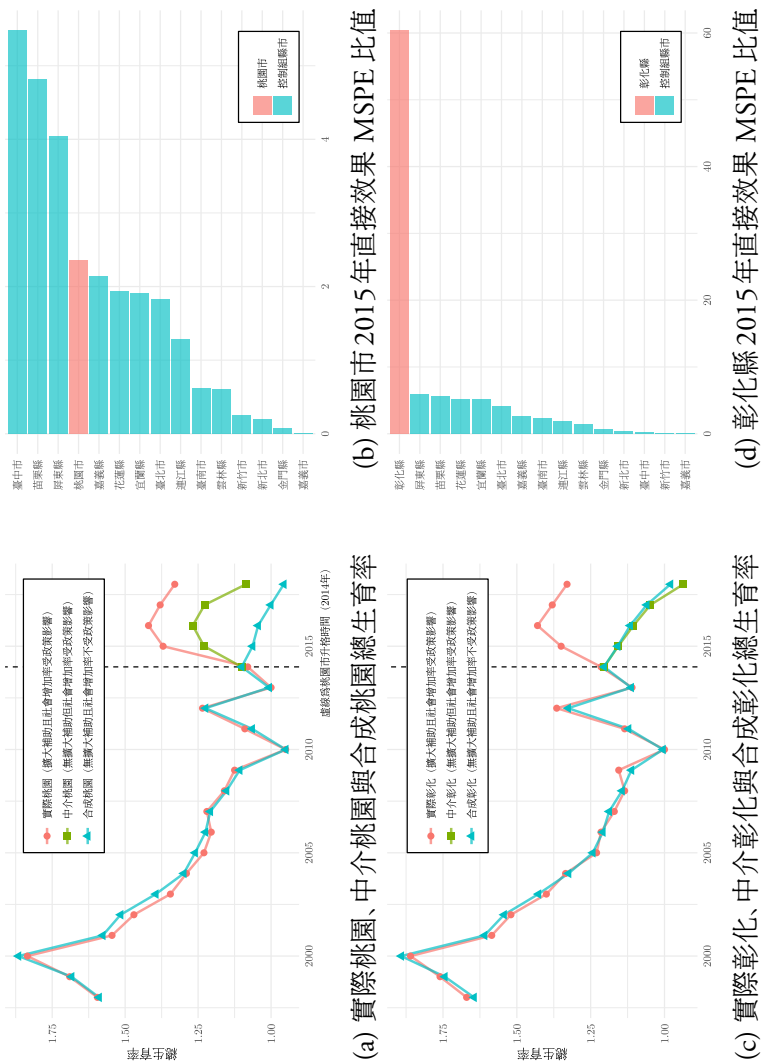


圖 20: 2015年直接效果 MSPE 比值

臺大學術期刊資料庫



(a) 實際桃園、中介桃園與合成桃園總生育率

(b) 桃園市 2015 年直接效果 MSPE 比值

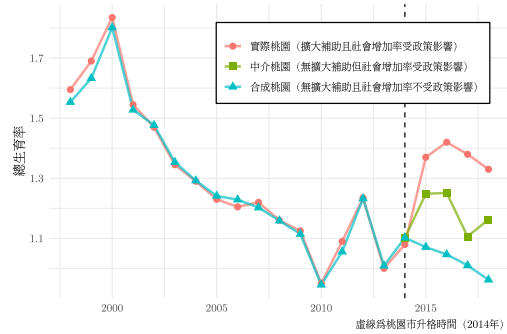
(c) 實際彰化、中介彰化與合成彰化總生育率

(d) 彰化縣 2015 年直接效果 MSPE 比值

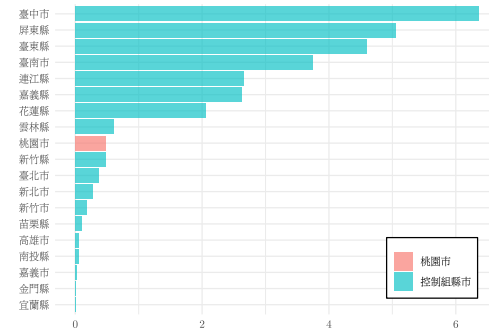
圖 21: 穩健性檢驗: 控制組縣市於 2015–2018 年生育津貼加碼不超過 3,000 元

臺大學術期刊資料庫

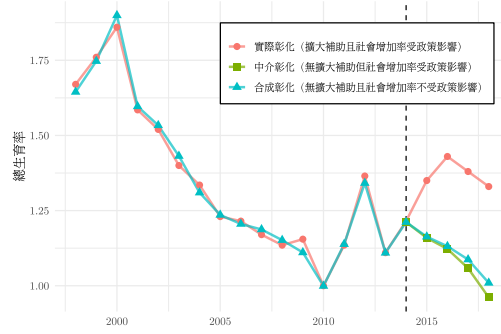
臺大學術期刊資料庫



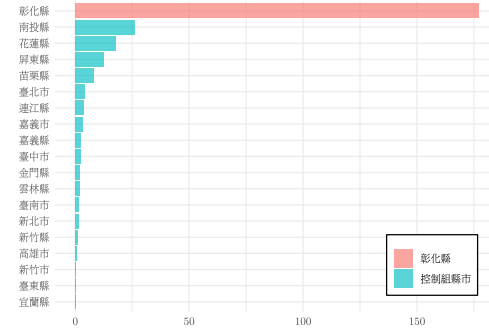
(a) 實際桃園、中介桃園與合成桃園總生育率



(b) 桃園市 2016 年直接效果 MSPE 比值



(c) 實際彰化、中介彰化與合成彰化總生育率



(d) 彰化縣 2016 年直接效果 MSPE 比值

圖 22: 穩健性檢驗: 中介變數爲前一年社會增加率

參考文獻

尤智儀與李玉春 (2016), “縣市生育津貼政策對夫妻生育意願之影響,” 《人口學刊》, 52, 43–79。(Yu, Chih-Yi and Yue-Chune Lee (2016), “The Effects of County and Municipal Baby Bonus Policies on Fertility Intentions,” *Journal of Population Studies*, 52, 43–79.)

李羅恩 (2019), “一次性生育補助對生育的影響 — 以勞保生育給付增加爲例,” 碩士論文, 國立台灣大學經濟學系在職專班。(Lee, Lo-En (2019), “The Effects of Baby Bonus on Fertility: An Examination of the Increase of Labor Insurance Maternity Benefits,” MA Thesis, Taipei: National Taiwan University.)

林妏蓁, 陳國樑, 與黃勢璋 (2013), “生育津貼對我國生育率的影響: 以1998–2010年爲例,” 《社會政策與社會工作學刊》, 17(2), 259–297。(Lin, Wen-Chen, Joe Chen and Shih-Chang Huang (2013), “Maternity Allowance and Total Fertility: Evidence from Taiwan 1998 to 2010,” *Social Policy and Social Work*, 17(2), 259–297.)

許育進與賴宗志 (2018), “處理效果文獻回顧,” 《經濟論文叢刊》, 46(4), 501–521。(Hsu, Yu-Chin and Tsung-Chih Lai (2018), “Treatment Effect Models: A Brief Review,” *Taiwan Economic Review*, 46(4), 501–521.)

陳宜廷 (2019), “台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, Yi-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.)

樓玉梅 (2017), “我國縣市別生育率與生養政策差異之研究,” 《人力規劃及發展研究報告》, 17, 1–32。(Lou, Yu-Mei (2017), “A Study on Differences in Fertility Rates and Childbearing Policies Among Counties and Cities in Taiwan,” *Manpower Planning and Development Research Report*, 17, 1–32.)

駱明慶 (2007), “台灣總生育率下降的表象與實際,” 《研究台灣》, 3, 37–60。(Luoh, Ming-Ching (2007), “The Appearance and Reality of Declining Total Fertility Rates in Taiwan,” *Journal of Taiwan Studies*, 3, 37–60.)

臺大學術期刊資料庫

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.

González, Libertad and Sofia Karina Trommlerová (2023), "Cash Transfers and Fertility: How the Introduction and Cancellation of a Child Benefit Affected Births and Abortions," *Journal of Human Resources*, 58(3), 783–818.

Kim, Wookun (2022), "Baby Bonus, Fertility, and Missing Women," Working Paper.

Mellace, Giovanni and Alessandra Pasquini (2022), "Mediation Analysis Synthetic Control," Working Paper.

投稿日期: 2022年10月15日, 接受日期: 2023年9月25日

臺大學術期刊資料庫

Direct and Indirect Effects of a Local Baby Bonus on Fertility: A Mediation Analysis Synthetic Control Approach

Tsung-Chih Lai

Department of Economics, National Chung Cheng University

This paper employs a recently developed mediation analysis synthetic control method to decompose the direct and indirect effects of Taoyuan City's baby bonus, the most substantial county-level incentive in Taiwan, on the local total fertility rate (TFR) through domestic migration. Our empirical findings show that the direct effect of Taoyuan City's expanded subsidy increased the TFR by 0.128, which is insignificant and accounts for only 42.7% of the total effect. In contrast, the remaining 0.171 rise in the TFR should be attributed to the indirect effect of a large population influx. Interestingly, in the case of Changhua County, which also raised its maternity allowance in the same year, such "subsidy seeking" did not occur. The direct effect in Changhua County instead significantly bolstered local fertility by 0.187.

Keywords: baby bonus, fertility, mediation analysis, synthetic control method
JEL classification: C33, C54, J13

臺大學術期刊資料庫