

公共基礎建設對廠商生產力的影響： 以 921 地震的自然試驗為例

張景福、陳麗旭*

摘 要

公共基礎建設在經濟發展中所扮演之角色向來皆是各國政府所關注的議題，雖然過去已有許多文獻探討其與私部門生產力兩者之間的關聯性，但鮮少研究利用廠商層級資料並以自然試驗之機制來探討其因果關係。有鑑於此，本研究運用 1998 年至 2003 年工廠校正暨營運調查的追蹤資料進行分析，藉由 921 地震對各區域公共基礎建設產生不同程度之衝擊的這個自然試驗，佐以相關計量模型來估計公共基礎建設對廠商生產力的影響。經實證估計後本研究發現，當前一期之公共基礎建設支出（以各區域交通及其他經濟支出衡量）上升 1% 時，廠商的總要素生產力將會提升 0.06% 左右，且高生產力廠商對於公共基礎建設的影響效果會更為明顯，而此結果將可作為日後政府在進行公共建設投資時在效益評估時的參考方針。

關鍵詞：生產力、公共基礎建設、自然試驗

JEL分類代號：D24, H54, O18

* 兩位作者分別為聯繫作者：張景福，國立臺灣海洋大學應用經濟研究所副教授，202301 基隆市中正區北寧路 2 號，電話：02-24622192 轉 5405，E-mail: cfchang@ntou.edu.tw；陳麗旭，國立臺北商業大學財務金融系暨研究所副教授，100025 臺北市中正區濟南路一段 321 號，電話：02-23226360，E-mail: lhchen@ntub.edu.tw。本文承蒙科技部研究經費補助（計畫編號：MOST 106-2410-H-019-002），特此致謝。作者由衷感謝兩位匿名評審所給予之寶貴建議，讓本研究臻於完善，文中若有任何缺失，悉由作者負責。

投稿日期：110 年 5 月 5 日；修訂日期：110 年 7 月 9 日；

接受日期：111 年 1 月 28 日。

經濟研究 (Taipei Economic Inquiry), 59:2 (2023), 215-260。

臺北大學經濟學系出版

1. 前言

雖然在自由市場經濟的概念下，私部門的生產行為係經濟成長之主要來源，但基礎設施（如道路、機場、水與電力等設施）亦在當中扮演著不可或缺的角色，而這類型設施大多具有公共財或市場獨占等性質，為了避免因市場失靈所造成的效率損失，由政府來擔任提供者遂成為多數國家之共識。早在 1970 年代，Arrow and Kurz (1970) 即在新古典成長理論的架構下指出政府提供基礎建設對一國經濟成長之重要性。該文認為基礎建設投資可視為私部門在生產時的關鍵要素投入之一，故在生產函數的資本要素中，應將其區分為私有資本 (private capital) 與公共資本 (government capital)，換言之，雖然私部門對自身的資本投資有助於產出增加，但政府若能在其生產活動範圍內建設完善的公共基礎設施時，對於私部門的產出或生產力亦會有所助益，進而促使一國之經濟持續成長。而在此文章闡述公共基礎建設對經濟成長的重要性後，相關探討公共資本或公共基礎建設對經濟成長或生產力之實證研究即如雨後春筍般出現，但多數文獻仍使用國家層級 (national-level) 或區域層級 (regional-level) 的加總性資料進行分析。然而，運用此類型資料來估計生產函數或總要素生產力時，除了需對生產函數中的技術與各要素之邊際生產力加諸較為強烈的假設之外 (Aaron, 1990)，所得之估計結果往往可能存在著加總性偏誤 (aggregation bias)，且另一方面，此類型分析亦無法觀察到公共基礎建設對不同種類廠商的影響是否存有差異 (Schwellnus and Arnold, 2008)。¹ 於是，運用廠商層級 (firm-level) 資料來探討此議題遂成為近年來的發展趨勢，有如：Bekes and Murakozy (2005)、Arnold et

¹ Schwellnus and Arnold (2008) 在其研究中提及，若運用個別廠商的資料而不使用區域或國家層級的加總資料時，在分析時將有助於突顯廠商異質性所扮演的角色。換言之，如此將可避免因資料加總而忽略個別廠商異質性所產生之估計偏誤。相同地，Hanushek et al. (1996) 針對教育資源的研究與 Lindo (2015) 針對經濟狀況對健康影響之研究亦提出相仿的看法。

al. (2008)、Datta (2012)、Kneller and Misch (2014)、Wan and Zhang (2018) 與 Cheng et al. (2021) 等。

但值得注意的是，雖然公共基礎建設的提升有益於廠商生產績效，但相反地，若區域內廠商的生產力較高時，亦可能會促使政府擴大對該區域公共設施的投資，故在此內生性問題存在的情形下，兩者之因果關係如何認定即成為相關文獻的最大挑戰。有鑑於此，本研究企圖從廠商層級的資料切入，運用 921 大地震對公共基礎建設之衝擊來探討其對廠商生產力的影響。² 而本研究與目前既有文獻有以下三點不同之處，第一，由於 921 大地震對臺灣各區域公共基礎建設有著不同程度之衝擊，故可將其視為一個自然試驗，在以座落於衝擊較大之縣市的廠商作為實驗組，位於其他相對衝擊較小之縣市的廠商做為控制組後，利用差異中的差異法 (difference-in-differences, DID) 模型進行估計。此外，由於考量到在區分實驗組與控制組之廠商時，兩族群特性可能本質上就存在明顯差異，故本研究進一步佐以傾向分數配對法 (propensity score matching, PSM) 的方法來解決樣本未隨機分派等內生性問題，進而清楚地解析公共基礎建設與廠商生產力之間的因果關係；第二，本研究運用 1998 年至 2003 年的廠商層級追蹤資料進行分析，該資料庫除了包含豐富的廠商特性資訊外，我們亦企圖運用相關的政府調查資料來推估各廠商之員工特性，藉以盡可能的控制廠商生產力之影響因素。另外，在生產力的衡量指標上，本研究亦擬以 Levinsohn and Petrin (2003) 的方法來估計總要素生產力，藉以排除在生產函數估計上因其他不可觀察之生產力衝擊所產生的內生性問題；第三，從過去文獻觀之，目前以廠商層級資料並藉由自然試驗的方式來探討此議題之研究並不多見，而國內利用廠商層級資料進行相關研究之文獻更是付之闕如。因此，本研究所得之成果將可彌補國內外相關文獻不足之處。且另一方面，由於公共基礎建設之提升向來是政府所致力的工作之

² 有關 921 大地震對臺灣的實體衝擊可參考張宜君與林宗弘 (2012) 以及林宗弘 (2012) 之描述。

一，故本研究所得到的成果亦可供政府在公共政策執行效益評估上予以參考。

2. 文獻回顧

有關探討公共基礎建設或公共資本對生產力影響的實證文獻，大略可將其區分為利用國家層級資料或區域層級資料進行分析之研究。以下我們將分別進行說明。

Aschauer (1989) 即是利用國家層級資料探討公共資本與私部門生產力兩者關聯性的先驅之一，該文在總合生產函數 (aggregate production function) 的架構下，運用美國 1949 年至 1985 年時間序列資料並修正變數的一階自我相關進行估計後發現，核心公共基礎建設（如街道、高速公路、機場、大眾運輸等）存量增加將有助於國內私部門產出與總要素生產力的提升，進而促使國內經濟有所成長。而相較於使用生產函數進行研究，Berndt and Hansson (1992) 則是從成本函數角度出發，利用瑞典 1960 年至 1988 年商業與製造業部門的年資料探討公共建設支出對私部門成本之影響。透過最大概似法 (maximum likelihood method) 並將總成本函數與各要素需求函數進行聯合估計後，該文指出公共建設存量增加確實會使私部門之生產成本下降，進而提升廠商生產績效。至於 Bajo-Rubio and Sosvilla-Rivero (1993) 則是利用不同的計量方法並針對西班牙 1964 年至 1988 年之時間序列資料來探討公共資本與私部門生產力之間的長短期關係。該文運用 Engle and Granger (1987) 共整合檢定來檢視私部門產出與公共資本及其他生產要素的長期均衡關係後，再透過誤差修正模型 (error correction model) 來衡量公共資本對私部門產出的短期效果。經估計後，作者們發現私部門產出與公共資本及其他要素投入之間確實存在長期均衡，另從短期來看，公共資本對產出的彈性約介於 0.61 至 0.71 之間，反觀私部門資本的產出彈性僅約在 0.36 至 0.46 左右，顯示此段期間該國公共基礎建設之投資對國

家經濟發展具有相當大的貢獻。其他有如 Ram and Ramsey (1989)、Munnell (1990) 與 Eisner (1994) 等文獻亦皆指出公共資本或基礎建設對私部門生產力確有明顯的正向關聯性，但由於分析架構或結果與前述文獻相似，在此即不加以描述。

不過，亦是有使用國家層級資料的研究指出公共資本與私部門產出兩者之間的關係並不明顯。例如 Tatom (1991) 運用美國 1949 年至 1989 年的年資料估計該國生產函數後發現，公共資本與產出兩者可能皆非為穩定數列，因此，直接用其水準值 (level) 進行估計將會得到虛假的結論。故該文將變數進行一階差分再估計之後即顯示兩者之間並無顯著的正向關聯。而 Dalamagas (1995) 則是利用希臘 1980 年至 1992 年的資料進行分析後發現，公共資本投資對私部門產出竟存在顯著的負向關聯性，但在控制該段期間的政府赤字後，兩者之間的負向關係隨即消失。作者推測該段期間政府公共支出增加造成大量政府赤字，進而使利率不斷上升，反而阻礙私部門的發展，故在未控制政府赤字下，公共資本與私部門產出之間才會呈現顯著的負向關係。至於 Sturm and de Haan (1995) 則是使用紐西蘭 1960 年至 1990 年的時間序列資料並將各變數以一階差分轉換成穩定數列後進行估計。經分析後，該文結論與 Tatom (1991) 的論述相仿，亦即在將公共資本對私部門產出轉換成穩定數列後，兩者並不存在顯著的關係。

然而，針對國家層級資料的相關研究，Aaron (1990) 曾指出，利用此類型資料進行生產函數的估計時，其結果係隱含不同區域的生產技術與各要素之邊際生產力皆相同，但此前提假設並不合適。另 Munnell and Cook (1990) 與 Holtz-Eakin (1994) 則亦分別在其文章中認為，若僅利用單一觀察個體在不同時間變化之國家層級時間序列資料來探討公共資本對私部門產出的關係時，將無法排除許多其他與公共資本與產出相關的不可觀察異質性，進而較難斷定兩者之間的因果關係。於是，利用區域層級資料來探討此議題之研究遂逐漸成為趨勢。

Holtz-Eakin (1994) 即是在生產函數的架構下，利用美國 48 個州橫跨 1969 年至 1986 年的追蹤資料探討各州公共資本對私部門產出之影響。在控制各州固定效果之後，該文發現公共資本與私部門產出兩者的正向關聯性即不復見。而 Garcia-Milá et al. (1996) 與 Kelejian and Robinson (1997) 亦分別針對美國 1970 年至 1983 年與 1960 年至 1986 年各州的追蹤資料進行相似研究，但前者運用一階差分解決變數的非定態性 (non-stationarity) 及控制各州固定效果進行估計；後者則使用一般化動差法 (generalized method of moments, GMM) 佐以控制各州固定效果進行分析。經實證研究後，兩者皆發現公共資本與私部門產出並無一致的正向關聯性。

但另一方面，Mas et al. (1996) 利用 1964 年至 1991 年西班牙的區域追蹤資料進行分析後卻得到不同結論。該文將公共資本區分為社會性公共資本（如：教育、健康等）與生產性公共資本（如：道路、港口等）並控制各區域固定效果進行估計後發現，生產性公共資本的增加將有助於私部門生產附加價值之提升，而其產出彈性大約在 0.08 左右。相仿的，Kemmerling and Stephan (2002) 使用德國 87 個城市在 1980 年、1986 年與 1988 年共三年的縱橫資料進行分析。但與前述文獻不同在於，此研究係將各城市的生產函數、公共建設投資函數與政府補助分配函數進行聯合估計，藉以考量產出、投資與政府補助之間可能產生的內生性問題。經實證估計後作者們指出，公共資本在私部門產出成長上確實扮演著重要的角色，此外，就該國資料而言，私部門產出對該城市公共資本的反饋效果 (feedback effects) 並不明顯，顯示兩者之間的內生性問題幾可忽略。其他有如：Charlot and Schmitt (1999) 與 Yamano and Ohkawara (2000) 分別針對法國與日本的區域層級資料進行研究後亦得到公共資本增加有助於私部門產出成長之結論，惟分析架構與前述文獻差異不大，在此亦不再加以說明。

針對前述文獻觀之，除了在估計結果有所分歧之外，由於大多數研究皆是利用國家或區域的加總性資料來衡量產出或估計生產函

數，而 Schwellnus and Arnold (2008) 在其探討政府課稅政策對廠商生產力影響的文章中提及，相對於利用國家或區域的加總性資料而言，運用廠商層級資料來估計生產函數（或總要素生產力）將可避免資料加總性偏誤，同時，亦可進一步觀察政府政策對不同種類廠商的影響是否存有差異。因此，近期遂有少部分文獻陸續從廠商層級資料來探討公共資本或基礎建設與私部門生產力之間的關係。

Bekes and Murakozy (2005) 即針對匈牙利 1992 年至 2001 年共 49,096 個觀察值的廠商非平衡縱橫資料 (firm-level unbalanced panel data) 探討公共資本對廠商生產力的影響。該文係直接以廠商生產附加價值作為生產力之衡量指標，並利用各州道路網絡密集度、行政機關人均電腦數與研發人員數目等變數來衡量公共資本。在運用 Arellano and Bond (1991) 動態縱橫資料模型進行估計後，作者們發現道路網絡密集度與行政機關人均電腦數對廠商生產力皆存在顯著的正向關聯性，顯示政府在運輸與技術上的支出對私部門產出成長將有明顯之助益。Arnold et al. (2008) 則是從非洲製造業出發，運用 2001 年至 2005 年世界銀行企業調查 (World Bank Enterprise Surveys) 共約一千個觀察值的廠商非平衡縱橫資料進行研究。³ 該資料除了擁有廠商的要素投入等基本特性之外，亦提供各廠商若架設一部電話所需天數及一年所面對的斷電天數等資訊。在運用 Olley and Pakes (1996) 總要素生產力作為廠商生產力衡量指標並進行估計後，該文指出架設電話所需天數與一年所面對支斷電天數皆與廠商生產力呈現明顯負向相關，此結果亦隱含在公共基礎建設不完備的狀況下，廠商生產力將難以提升。相同的，Datta (2012) 也使用世界銀行企業調查資料進行研究，但該文係針對印度於 2002 年與 2005 年皆存在的廠商作為分析對象，藉以探討高速公路品質改善對廠商

³ 這些廠商分別散佈於衣索比亞 (Ethiopia)、肯亞 (Kenya)、馬達加斯加 (Madagascar)、馬利 (Mali)、模里西斯 (Mauritius)、塞內加爾 (Senegal)、南非 (South Africa)、坦尚尼亞 (Tanzania)、烏干達 (Uganda) 與贊比亞 (Zambia) 等南薩哈拉非洲 (Sub-Saharan Africa) 國家。

要素投入存貨量或供應鏈選擇的影響。值得注意的是，此研究係利用印度為了國內高速公路網絡整合及品質改善而在 2002 年針對部分城市所施行的黃金四角計畫 (India's Golden Quadrilateral Program) 作為一個自然試驗，並將有在此計畫範圍的廠商作為實驗組，未包含在此計畫範圍的廠商做為控制組進行分析。運用 difference-in-differences 模型估計後，該研究指出，高速公路品質改善確有助於廠商要素投入存貨的減少，並使其要素供應鏈之選擇更為多元，進而間接提升了廠商之經營績效。至於 Kneller and Misch (2014) 則亦選擇了世界銀行企業調查作為廠商資料來源，利用 2002 年與 2006 年南非共 1,113 個觀察值的廠商非平衡縱橫資料與該國財政部所提供之各省分教育、健康、交通與其他政府支出等資訊進行鏈結，藉以探討政府公共支出對廠商生產力之影響。運用廠商銷貨收入作為生產力衡量指標並控制隨著時間變動的產業與區域固定效果之後，該文發現區域在教育、健康與交通類別之公共支出增加將有助於廠商生產力的提升，但僅限在中低資本密集度的廠商（資本密集度位於 50% 分位點以下），而此結果亦隱含高資本密集度的廠商，其生產力相對較不受到外在環境所影響。

近期，Wan and Zhang (2018) 則是針對中國探討公共建設對廠商生產力的影響。該文利用區域內公用道路與電纜的長度以及電信設備伺服器的數量作為區域內的公共建設指標，並以區域內各產業銷貨收入占總銷貨收入之比例來衡量產業聚集效果後進行分析。但值得關注的是，由於產業聚集指標可能存在內生性問題，作者們於是利用產業出口密集度、雇用規模、稅額及利潤率、政府及外人資產所占比例等特性作為工具變數進行估計。在利用 2002 年至 2007 年約四十萬家製造業廠商追蹤資料進行估計後，作者們指出公用道路、電纜與電信設備的建設對於廠商生產力皆有正向影響，而此影響將會隨著產業的聚集而有更進一步之助益。同樣地，Cheng et al. (2021) 也是針對中國製造業廠商探討公共建設在廠商生產力之間所扮演的角色，並以三峽工程之水力發電建設為例。作者們利用受到

三峽工程受影響較大的湖北省製造業廠商作為實驗組，而以河北省製造業廠商做為控制組進行分析。在運用 difference-in-differences 佐以 propensity score matching 方法進行分析後作者們發現，此水力發電設施確實有助於提升廠商的生產力，且中間之影響途徑預期是透過廠商雇用規模的擴張與資本密集度的深化，而作者們認為此成果將有助於評估未來綠色能源建設所產生之潛在效益。

至於國內相關的實證文獻中，多數仍聚焦於探討國家整體公共資本或投資對經濟發展的影響，有如：莊希豐 (1998) 即針對 1966 至 1994 年臺灣政府投資性支出對國內生產毛額 (gross domestic product, GDP) 成長率的影響進行討論。作者利用結構向量自迴歸模型進行估計後指出，政府投資性支出對 GDP 成長率雖無一致之影響方向，但兩者之間存在互為因果的關係，另從衝擊反應函數也可看出投資性支出對 GDP 成長率有著持續性的影響，顯示政府投資性支出對經濟成長之影響不容忽視。而 Yao et al. (2013) 則使用臺灣 1960 年至 2010 年時間序列資料探討公共投資與租稅政策對國內經濟成長的影響。利用最小平方估計並排除各變數的非定態性 (nonstationary) 之後，該研究發現當期的公共投資與 GDP 水準兩者呈現正向關聯性，且公共投資對產出的彈性大約在 0.34 至 0.47 之間。Wang (2014) 則是利用臺灣 1966 年第三季至 2012 年第三季的時間序列資料探討公共資本對經濟成長的影響。經實證分析後，作者發現公共資本、私部門資本與 GDP 三者存有長期均衡（共整合）關係，隨著公共資本的增加，衡量國內產出的 GDP 亦會明顯提升。另外，在運用 Granger 因果關係檢定後發現，公共資本與私部門資本兩者互為因果關係，顯示公共資本的外溢效果存在。

除此之外，亦有部分國內文獻從區域公共資本的角度出發，探討其在各地區產業發展所扮演之角色，例如：楊政龍與金家禾 (2002) 即針對各縣市知識型公共資本對當地製造業之總要素生產力的影響進行研究。該文利用民國 71 年至民國 85 年共四次的工商普查資料，並以各縣市大專院校教師數及研究機構的研究人員數來衡

量各區域知識型公共資本。經分析後作者們發現，各區域在知識型公共資本的提升確實對當地製造業的生產力與技術進步率皆有所助益。而李怡璇 (2004) 則是採用民國 75 年至民國 90 年共四次的工廠普查以及國富調查的中央及地方政府歲出決算資料探究各縣市公共資本對該區域製造業與服務業產出的影響。透過最小平方方法並針對各年進行估計後該文發現，相較於服務業而言，公共資本對製造業產出有較明顯的影響。此外，社會性公共資本（如：醫療、教育與社會福利等）的產出彈性較經濟性公共資本（如：交通運輸建設與治水等）產出彈性為大，顯示社會性資本的挹注對該區域產業生產力的提升有較明顯之助益。

綜觀上述國內外文獻之整理將可發現，探討公共資本或公共建設對生產力影響之研究大多仍聚焦在國家或區域層級的加總性資料，鮮少有文獻利用廠商層級資料進行研究，而 Datta (2012) 雖係利用印度政府公共政策的自然試驗並以廠商層級資料進行研究，但其仍未直接探討公共建設對廠商生產力的影響，且由於該文並未考慮到實驗組與控制組之間未隨機分派等內生性問題，故在估計上仍有偏誤的疑慮。反觀本研究除了直接使用擁有相對豐富資訊的廠商層級資料來衡量生產力變化之外，亦運用 921 大地震的自然試驗並以 difference-in-differences 模型以及 propensity score matching 的方法來試圖解決各種可能產生之內生性問題。另值得注意的是，由於本研究係使用 921 大地震來捕捉其對公共建設的外生衝擊，而國內針對此次地震對經濟層面影響的文獻有如：劉錦龍 (2003) 探討此次地震對民眾所得與消費的影響；賴素鈴與郭春敏 (2003) 分析此次地震對臺灣國際觀光旅館之衝擊；蔡偉德等 (2014) 則是探討地震後在醫療上的免部分負擔優惠對醫療利用的影響；至於蔡群立等 (2014) 則是研究此次地震對臺灣股票報酬率的極端風險值是否有所改變。但仍鮮少文獻著墨於此次地震所造成之衝擊對廠商生產力的影響，故本研所得之成果在國內外的相關研究上，將皆可彌補過去文獻不足之處。

3. 實證模型

本研究運用 1999 年 921 大地震對公共基礎建設之衝擊來探討其對廠商生產力的影響。然而，若僅針對損害較為嚴重之區域來探討地震前後廠商生產力的變化，將難以認定或釐清此變化究竟是來自 921 地震之衝擊或是其他不可觀察之因素所影響。有鑑於此，我們參考 Datta (2012) 的分析架構，將 921 大地震這個無預警的天然災害視為一個自然試驗 (natural experiment)，利用 difference-in-differences 模型並將受到此地震影響較大之縣市視為實驗組 (treatment group)，其他未受到此地震衝擊或是影響較小之縣市則為控制組 (control group) 後，以「實驗組在地震發生前後廠商生產力之差異」來觀察 921 地震與其他不可觀察因素對廠商生產力之衝擊，「控制組在地震發生前後廠商生產力之差異」來衡量其他不可觀察因素對廠商生產力之影響，因此，藉由兩者之間的差距來得到我們所需之影響效果。以下我們將針對相關的模型設定進行描述。

首先，為了探討實驗組及控制組在 921 大地震前後廠商生產力變動之差距，我們可將方程式設定如下式：

$$\ln Y_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 \text{Treat}_{ij} + \beta_2 \text{After}_t + \beta_3 (\text{Treat}_{ij} \times \text{After}_t) + \gamma X_{ijt} + \varepsilon_{ijt}, \quad (1)$$

其中，被解釋變數 $\ln Y_{ijt}$ 為坐落於縣市 j 的廠商 i 在 t 年的生產力指標取對數； Treat_{ij} 為一個虛擬變數，當其等於 1 時，表示廠商坐落於 921 地震衝擊較大的縣市，當其為 0 時，代表廠商位在其他受到此地震衝擊較小之縣市。而 After_t 亦為一個虛擬變數，當時間為 1999 年以後（921 大地震發生之後），則其等於 1；而時間若在 1999 年以前（921 大地震發生之前）則其為 0； X_{ijt} 為一影響廠商生產力之特性變數向量； ε_{ijt} 為一個誤差項。藉由此式估計後， $\beta_2 + \beta_3$ 的估計值將可衡量「實驗組在地震發生前後廠商生產力之差異」，而 β_2 的估計

值所衡量的為「控制組在地震發生前後廠商生產力的差異」，故兩者之間的差距， β_3 之的估計值，即為本研究初步想到得到之影響效果，預期其值為負，亦即在 921 大地震發生之後，由於實驗組的公共基礎建設受到明顯衝擊，故該區域內的廠商生產力應會有所下降。

然而，值得注意的是，由於 1997 年至 1998 年當時發生亞洲金融危機，此狀況將有可能會對整體製造業產生負面衝擊。不過，由於本研究運用 difference-in-differences 模型進行估計，若此衝擊對全國製造業的影響略為一致時，預期此部分之衝擊將可被控制組捕捉，進而排除此金融危機所產生的影響。但另一方面，Kantarevic et al. (2011) 與 Averett and Wang (2013) 皆指出倘若實驗組與控制組兩組群的廠商在此段期間受到其他不可觀察因素影響的趨勢有所不同時，此樣本非隨機分派的內生性問題仍將會使估計結果產生偏誤。也因此，運用此方法進行分析時，實驗組與控制組的選取即成為此模型估計有效性的關鍵。而由於此次地震震度最高的區域主要坐落在南投縣與臺中縣，故本研究將以座落於此兩區域的廠商作為實驗組，至於控制組的選取，我們除了運用不同組合縣市來進行比較之外，亦可以透過 propensity score matching 的方法，利用廠商可觀察到之特性進行配對，進而創造出恰當的實驗組與控制組，藉以讓兩組群之廠商在特性上或受到其他不可觀察因素的影響上皆盡可能趨於一致。以下將針對此配對原理進行描述。

假設 y_i^1 與 y_i^0 分別代表廠商 i 若屬於實驗組與廠商 i 若屬於控制組時該廠商取對數後的生產力，而 e_i 則為廠商 i 是否受到 921 大地震衝擊的指標，當其為 1，則表示廠商 i 受到此地震所衝擊；若其為 0，則表示其他情形。由於我們主要研究對象係受到此地震所衝擊的族群，故可將其試驗效果 (average treatment effect on the treated) 表示如下式：

$$\alpha = E(y_i^1 | e_i = 1) - E(y_i^0 | e_i = 1), \quad (2)$$

然而，由於 (2) 式中 $E(y_i^0 | e_i = 1)$ （亦即受到此地震所衝擊之控制組的廠商生產力）並無法觀察得到，故在此須利用配對的方式來解決此困境。而在 Rosenbaum and Rubin (1983) 的概念下，若存在一個廠商特性向量 θ_i 並滿足下列兩條件：

$$y_i^0 \perp e_i | \theta_i, \quad (3)$$

$$0 < \Pr(e_i = 1 | \theta_i) < 1, \quad (4)$$

其中，(3) 式代表在 θ_i 的廠商特性向量下， y_i^0 與 e_i 獨立；而 (4) 式表示在 θ_i 的廠商特性向量下，受到與未受到此地震衝擊的機率皆不為零。在利用配對方式找到適當的控制組後，我們所需估計的試驗效果將如下式所示：

$$\begin{aligned} \alpha &= E(y_i^1 | e_i = 1) - E(y_i^0 | e_i = 1) \\ &= E(y_i^1 | e_i = 1) - E_{\theta_i | e_i = 1} \left[E_y(y_i^0 | e_i = 1, \theta_i) \right] \\ &= E(y_i^1 | e_i = 1) - E_{\theta_i | e_i = 1} \left[E_y(y_i^0 | e_i = 0, \theta_i) \right]. \end{aligned} \quad (5)$$

然而，前述僅描繪出 propensity score matching 的基本原理，Heckman et al. (1997) 則在其研究中將此方法與 difference-in-differences 模型作結合，亦即在前述模型假設下加入時間因子，其中 t 代表此次地震發生前，而 t' 代表此次地震發生後，故我們可進一步將 (5) 式的試驗效果表示如下式：

$$\alpha = E(y_{i,t'}^1 - y_{i,t}^1 | e_i = 1) - E(y_{i,t'}^0 - y_{i,t}^0 | e_i = 1), \quad (6)$$

在滿足以下條件時（式中的 P 為試驗分派機率），

$$E(y_{i,t'}^0 - y_{i,t}^0 | P, e_i = 1) = E(y_{i,t'}^0 - y_{i,t}^0 | P, e_i = 0), \quad (7)$$

則我們即可將試驗效果表示如下式：

$$\begin{aligned}\alpha &= E(y_{i,t'}^1 - y_{i,t}^1 | e_i = 1) - E(y_{i,t'}^0 - y_{i,t}^0 | e_i = 1) \\ &= E(y_{i,t'}^1 - y_{i,t}^1 | e_i = 1) - E_{\theta_i | e_i = 1} \left[E_y(y_{i,t'}^0 - y_{i,t}^0 | e_i = 0, \theta_i) \right].\end{aligned}\quad (8)$$

至於配對的方式，首要步驟即為估計試驗分派機率，亦即：

$$P_i = P(\theta_i) = \Pr(e_i = 1 | \theta_i), \quad (9)$$

而此式可利用 Probit 或 Logit 模型進行估計各樣本受到地震衝擊影響的機率。在得到此機率值後，我們即可參考 Heckman et al. (1997)、Smith and Todd (2005) 與 Girma and Görg (2007) 使用的 Kernel-based matching 的方式進行配對。假設每個樣本受到與未受到地震衝擊影響之機率皆不為零的情形下， I^1 表示受到地震衝擊影響的族群，而 I^0 則表示未受到地震衝擊影響之族群， n^1 則為 I^1 族群的樣本個數，至於配對的方式則是使用 Kernel 函數來對控制組進行加權，其權數函數可表示如下式：

$$w(i, j) = \frac{\frac{g(P_j - P_i)}{a_n}}{\sum_{k \in I^0} \frac{g(P_k - P_i)}{a_n}}, \quad (10)$$

其中， $g(\cdot)$ 為 Kernel 函數，而 a_n 則為其帶寬參數 (bandwidth)。⁴ 利用 difference-in-differences propensity score matching 所得到之試驗效果估計式將可表示如下式：

$$\hat{\alpha} = \frac{1}{n_t^1} \sum_{i \in I_t^1} \left[y_{i,t'}^1 - \sum_{j \in I_t^0} w(i, j) y_{j,t'}^0 \right] - \frac{1}{n_t^1} \sum_{i \in I_t^1} \left[y_{i,t}^1 - \sum_{j \in I_t^0} w(i, j) y_{j,t}^0 \right], \quad (11)$$

⁴ Kernel 函數的型式設定較為常見的有 epanechnikov、gaussian、biweight、uniform 與 tricube 這五種。而本文所設定的形式為 epanechnikov。

透過前述的配對方法，我們將可運用其他非坐落於南投縣與臺中縣的所有廠商做為控制組，並藉由加權的方式來給予各廠商不同權重，進而得到適切的估計結果。

從前述之分析我們將可瞭解公共基礎建設對於廠商生產力之間的因果關係，而接著，為了探討公共基礎建設對廠商生產力的影響規模，本研究乃進一步運用各縣市交通與其他經濟服務支出來衡量各個縣市公共基礎建設的變化，藉以得到公共基礎建設對廠商生產力的影響效果。故相關的模型設定如下式所述：

$$\ln Y_{ijt} = \kappa_1 \ln Infra_{j,t} + \kappa_2 \ln Infra_{j,t-1} + \kappa_3 \ln Infra_{j,t-2} + \delta X_{ijt} + v_{ijt}, \quad (12)$$

當中， $\ln Infra_{j,t}$ 代表坐落於 j 縣市的廠商在 t 年時，該縣市交通與其他經濟服務支出取對數， v_{ijt} 則為誤差項，其他變數定義皆與模型 (1) 相同。透過此模型的設計我們可得知，當交通與其他經濟服務支出增加 1% 時，將可使得廠商生產力變動多少百分比。而藉由上式之設定，我們也可觀察公共基礎建設之支出對廠商生產力之影響效果是否存在遞延性。

最後，有關廠商的生產力指標，從過去探討相似內容的文獻中可發現，除了使用廠商銷貨收入或生產附加價值來衡量之外，總要素生產力亦為一個常用的衡量指標，然而，若運用最小平方方法所估計之 Solow 殘差項 (Solow residual, Solow, 1957) 作為總要素生產力的估計值時，因廠商生產要素投入與其他不可觀察之生產力衝擊兩者之間可能存在相關性，故利用此方式進行估計將可能會得到偏誤的總要素生產力估計值。而 Olley and Pakes (1996) 即利用廠商的投資來捕捉生產要素投入與其他不可觀察之生產力衝擊兩者之間的潛在關聯性，藉以得到較精確之總要素生產力估計值。但 Levinsohn and Petrin (2003) 進一步指出，在 Olley and Pakes (1996) 的方法下，由於廠商投資的資料變化較大且難以取得，故運用中間財投入（例如電力、原物料支出）來取代投資在估計時所扮演的角色將是一

個較佳選擇。而從本研究欲使用的資料可約略觀察到，廠商投資資料確實比原物料及電力支出波動較大，且投資為零的樣本亦不在少數，綜合考量下，本研究將以 Levinsohn and Petrin (2003) 總要素生產力作為廠商生產力的衡量指標。⁵

綜上所述，本研究將可解析公共基礎建設與廠商生產力兩者之間的關係，所得之結果將可做為日後政府在進行公共建設投資等相關政策評估時的參考方針。

4. 資料與變數

本研究旨在探討公共基礎建設對廠商生產力的影響，利用 921 地震對臺灣各地區所造成不同程度之衝擊來觀察臺灣製造業廠商生產力是否改變，因此，廠商層級追蹤資料之取得將是本研究的主要關鍵之一，以下我們將針對此資料進行說明。

針對臺灣製造業的廠商層級資料，經濟部所蒐集之「工廠校正暨營運調查」係屬相對完整且資訊豐富的廠商調查資料庫，該調查主要是以在臺閩地區設立並經核准登記之工廠為對象，以網路填報及派員實地訪查等方式在每（調查）年 6 月至 7 月進行前一年（資料年）相關資訊的全面調查，而調查內容包含：廠商的營運年數、所在廠址、產業類別、營業收入、僱用勞工總人數、固定資產與投資金額、薪資、原物料、燃料與水電支出金額、研發支出、技術購買支出以及相關設備支出等資訊。資料期間則涵蓋 1998 年至 2003 年，但 2001 年為工商普查年，故該年度此調查並無進行，也因此該年資料從缺。⁶

⁵ 在探討公共資本或公共基礎建設對廠商生產力影響的文獻中，Arnold et al. (2008) 即是運用 Olley and Pakes (1996) 的估計方法衡量廠商生產力，而 Kneller and Misch (2014) 則是使用 Levinsohn and Petrin (2003) 總要素生產力作為廠商的生產力指標。

⁶ 詳細關於「工廠校正暨營運調查」的簡介與調查表式可參考經濟部統計處網站：https://www.moea.gov.tw/Mns/dos/content/Content.aspx?menu_id=6813。

除了廠商特性之外，Hellerstein et al. (1999)、Haltiwanger et al. (2007) 與 Liu et al. (2010) 等文獻亦皆指出廠內員工組成特性對於廠商生產力或績效表現有明顯的影響。因此，我們也可參考 Hellerstein et al. (1999) 與 Moretti (2004) 所使用之推估方法，運用 1998 年至 2003 年人力資源暨人力運用調查的性別、年齡、教育程度、所在縣市與就職廠商所屬產業類別及僱用員工規模等資訊，去推測每年各縣市不同產業類別及規模的受雇員工年齡、性別與教育程度分布，再根據縣市代碼、產業類別與廠商規模變數與前述廠商資料進行鏈結，進而得到同時擁有廠商與員工特性之合併資料。⁷

另由於本研究企圖運用 921 大地震所造成之損害作為公共基礎建設的外生衝擊，故我們即以區域最大震度來衡量各縣市或鄉鎮之影響規模。表 1 即顯示最大震度在 7 級以上的鄉鎮及其人口數與土地面積。從此表可看出，震度在 7 級以上的鄉鎮大多聚集在南投縣與臺中縣兩區域，故本研究將以此兩縣市做為受到此外生衝擊影響較大的實驗組進行分析。

至於各縣市公共基礎建設的相關資訊，本研究採用行政院經濟建設委員會（現為國家發展委員會）所出版之都市及區域發展統計彙編資料。該資料在地方財政項目中提供了各縣市政府的各項歲出決算數，包含：行政、民政、財務、教育、科學、文化、農業、工業、交通與其他經濟服務支出，而由於我們須瞭解各縣市公共基礎建設的變化，故本研究初步將使用交通與其他經濟服務支出來做為衡量變數。⁸ 圖 1、圖 2 與圖 3 分別表示受到地震影響較大的臺中縣與南投縣對於北部區域的新竹縣、桃園縣與苗栗縣、中部區域的彰化縣、雲林縣與嘉義縣，以及南部區域的臺南縣與高雄縣之交通與

⁷ 此員工特性的推估方法與 Hellerstein et al. (1999) 所建構的 Worker-Establishment Characteristics Database (WECD) 資料庫做法相仿，而 Moretti (2004) 亦運用相似做法推估各廠商員工的教育程度分布。

⁸ 都市及區域發展統計彙編為政府公開資料，可在國家發展委員會的網站取得，其網址為：<http://statistic.ngis.org.tw/index.aspx?topic=4>。

表 1 921 大地震震度較大之區域

縣市	鄉鎮	震度	人口數 (人)	土地面積 (平方公里)	縣市	鄉鎮	震度	人口數 (人)	土地面積 (平方公里)
苗栗縣	獅潭鄉	7	5,758	79.432	南投縣	名間鄉	7	42,754	83.096
臺中市	北屯區	7	205,322	62.703	南投縣	魚池鄉	7	17,894	121.374
南投縣	竹山鎮	7	62,269	247.334	臺中縣	太平市	7	162,615	120.747
臺中縣	新社鄉	7	27,089	68.887	新竹縣	寶山鄉	7	6,569	46.801
臺中縣	東勢鎮	7	59,647	117.407	南投縣	仁愛鄉	7	15,358	1,273.531
南投縣	埔里鎮	7	88,271	162.223	南投縣	水里鄉	7	23,425	106.842
臺中縣	和平鄉	7	11,018	1,037.819	南投縣	草屯鎮	7	96,833	104.033
南投縣	鹿谷鄉	7	21,279	141.898	南投縣	國姓鄉	7	24,643	175.704
嘉義縣	竹崎鄉	7	23,845	119.757	南投縣	中寮鄉	7	18,252	146.654
南投縣	南投市	7	104,777	71.602	南投縣	集集鎮	7	12,250	49.727
臺中縣	石岡鄉	7	15,573	18.211	雲林縣	古坑鄉	7	36,325	166.606
臺中縣	霧峰鄉	7	68,307	98.078	臺中縣	大里市	7	169,239	28.876
南投縣	名間鄉	7	42,754	83.096	南投縣	信義鄉	7	17,869	1,422.419

資料來源：中央氣象局與內政部統計處。

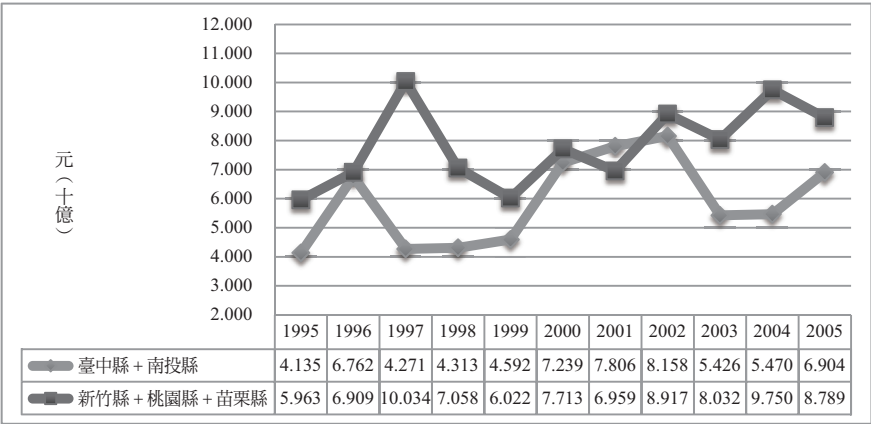


圖 1 臺中縣與南投縣相對新竹縣、桃園縣與苗栗縣交通與其他經濟服務支出趨勢圖

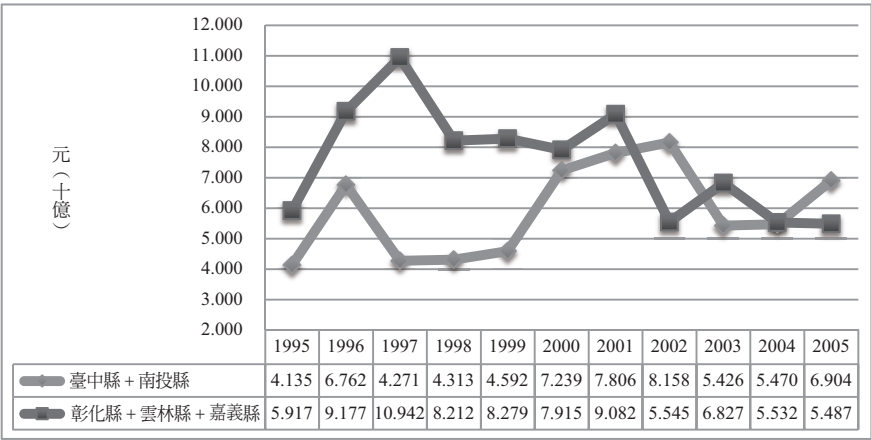


圖 2 臺中縣與南投縣相對彰化縣、雲林縣與嘉義縣交通與其他經濟服務支出趨勢圖

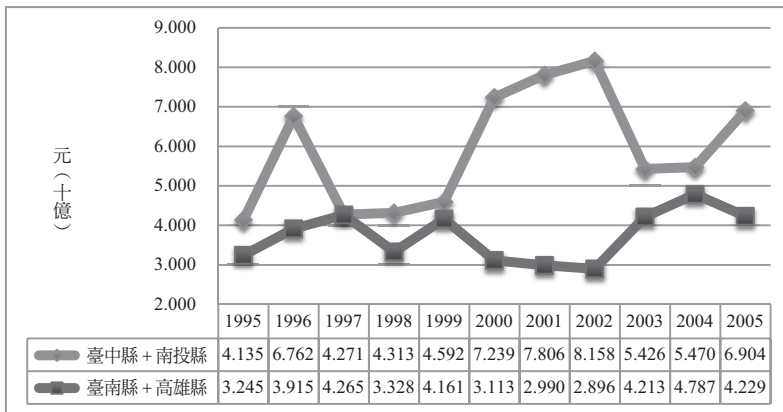


圖 3 臺中縣與南投縣相對臺南縣與高雄縣交通與其他經濟服務支出趨勢圖

其他經濟服務支出趨勢圖。從此三個圖形我們均可發現，在 921 大地震發生之後（1999 年後），相較於北部區域的新竹縣、桃園縣與苗栗縣、中部區域的彰化縣、雲林縣與嘉義縣，以及南部區域的臺南縣與高雄縣，受到地震影響較大的臺中縣與南投縣之交通與其他經濟服務支出有段明顯且持續性的上升，故顯示此地震發生後，臺中縣與南投縣的公共基礎建設應有明顯的負向衝擊。

另有關這兩縣市的產業分布，表 2 顯示在 921 地震發生之前與之後一年間此區域各年不同產業之總廠商家數。從表中可觀察到，此區域的廠商家數以「機械設備製造修配業」居首，每年約在 4,000 家之間，而「金屬製品製造業」與「塑膠製品製造業」則屬次之，各年之數量規模都有 1,000 家以上。若從各年總廠商家數來看，1998 年至 2000 年的廠商家數並無太大變化，故預期這次地震應不至於造成該區域的產業結構有所改變。

最後，為了要觀察此次地震前後對廠商生產力造成之衝擊，我們將把樣本限縮在研究期間皆存在的廠商樣本，也因此，本研究將暫不考慮此次衝擊對廠商進入或退出市場的影響。除此之外，由於本研究主要以 difference-in-differences 模型進行估計，然此方法在

表 2 南投縣與臺中縣各產業之廠商家數分布

產業 \ 年份	1998	1999	2000
食品及飲料製造業	499	513	510
紡織業	341	333	303
成衣與服飾製造業	143	144	148
皮革製品製造業	498	477	520
木竹製品製造業	538	503	443
家具及裝設品製造業	506	483	452
紙漿與紙製品製造業	264	268	266
印刷及其輔助業	220	227	219
化學材料製造業	133	130	124
化學製品製造業	251	253	249
石油及煤製品製造業	12	13	23
橡膠製品製造業	202	209	186
塑膠製品製造業	1,482	1,493	1,382
非金屬礦物製品製造業	207	204	191
金屬基本工業	375	378	300
金屬製品製造業	1,923	2,024	1,992
機械設備製造修配業	4,015	4,002	4,094
電腦、通信及視聽電子製造業	113	120	106
電子零組件製造業	150	151	172
電力機械器材設備製造業	574	572	509
運輸工具修配製造業	677	688	711
精密光學、醫療器材與鐘錶製造業	126	123	125
其他工業品製造業	627	617	622
總廠商家數	13,876	13,925	13,647

資料來源：工廠校正暨營運調查。

運用上若觀察期間拉長時，將可能會有更多的不可觀察異質性混淆在估計中，進而產生估計偏誤，故我們主要分析皆針對 921 地震發生的前、後一年的樣本來進行（亦即 1998 年與 2000 年），最後，將有遺漏值的樣本進行刪除之後，1998 年與 2000 年這兩年之總樣

本數共為 66,304 個，相關之變數定義與基本統計量我們將其列於表 3。當中，被解釋變數為運用 Levinsohn and Petrin (2003) 估計方法所得到之總要素生產力，而後續在分析時我們將其取對數作為各廠商生產力之衡量指標。解釋變數中，*Treat* 的平均值為 0.14 左右，顯示在此樣本中，坐落於南投縣與臺中縣的廠商約佔全臺灣的 14%；另由於廠商樣本在這兩個觀察年皆存在，故 *After* 的平均值極為 0.5。*Firm_Age* 則為廠商營運年數，整體平均約為 13 年左右，後續於估計時我們亦參考 Liu et al. (2010) 的文章設定，將其取對數，藉以觀察營運年數變化對總要素生產力之彈性。至於衡量廠內員工教育程度的指標，本研究採用 Tallman and Wang (1994) 所建構的人力資本指標 (*H_index*) 來代表各廠內的員工教育水準，該指標的計算方式乃是運用各廠內勞工在國中學歷以下 (*Edu_low*)、高中與專科 (*Edu_mid*) 和大學與研究所以上 (*Edu_high*) 的比例，並根據各比例給予分別 1、1.4 與 2 的權數進行加總而得；至於其他解釋變數的說明即如表格中變數定義所述，故在此不再多加以詳論。

表 3 變數定義與基本統計量

變數	定義	平均值	標準差
被解釋變數			
<i>Y</i>	Levinsohn and Petrin (2003) 總要素生產力	138.242	113.528
解釋變數			
<i>Treat</i>	虛擬變數，當廠商坐落於南投縣與臺中縣 = 1；當廠商坐落於其他縣市 = 0	0.143	0.347
<i>After</i>	虛擬變數，1999 年（921 地震發生年）之後 = 1；1999 年（921 地震發生年）之前 = 0	0.500	0.500
<i>Firm_Age</i>	廠商營運年數	12.706	7.708
<i>Wdispersion</i>	員工之薪資分散程度（員工薪資標準差 / 員工薪資平均數）	0.340	0.144
<i>Age30r</i>	員工 30 歲以下占總員工之比例	0.204	0.192
<i>Age3055r</i>	員工介於 30 歲至 55 歲占總員工之比例	0.706	0.204
<i>Age55r</i>	員工 55 歲以上占總員工之比例	0.090	0.137

表 3 變數定義與基本統計量（續前頁）

變數	定義	平均值	標準差
<i>Edu_low</i>	員工教育程度為國中以下學歷之比例	0.523	0.250
<i>Edu_mid</i>	員工教育程度為高中與專科之比例	0.444	0.238
<i>Edu_high</i>	員工教育程度為大學與研究所以上之比例	0.033	0.079
<i>H_index</i>	人力資本指標 = (<i>Edu_low</i> + 1.4* <i>Edu_mid</i> + 2* <i>Edu_high</i>)	1.211	0.123
<i>Male</i>	男性員工占總員工之比例	0.572	0.209
<i>Infra</i>	縣市交通與其他經濟服務支出（千萬元）	386.346	268.415

資料來源：本研究整理。
說明：資料年為 1998 年與 2000 年，總樣本數為 66,304 個。

5. 實證結果

為了探討公共基礎建設在廠商生產力所扮演的角色，本研究首先利用 921 大地震所產生的自然試驗，並針對不同的實驗組（坐落於受到此地震影響較大區域的廠商）與控制組（坐落於受到此地震影響較小區域的廠商）以 difference-in-differences 模型佐以 propensity score matching 的方法來探究此次地震與廠商生產力之間的因果關係。而後，我們也利用各縣市交通與其他經濟服務支出來衡量公共基礎建設之變化，藉以進一步探討公共基礎建設對廠商生產力的影響效果，以下將分別依序進行說明。

5.1 Difference-in-Differences 模型估計結果

針對 difference-in-differences 模型之估計，本研究係以座落在南投縣與臺中縣的廠商作為實驗組，而由於此次地震受損最為嚴重即為此兩縣市，故選取這兩縣市的廠商作為實驗組應屬合適（共 4,652 家廠商）。至於控制組的選取，為了考量模型估計結果的穩健性，本研究即針對北部區域、中部區域與南部區域分別選取與臺中縣以及南投縣臨近之縣市，預期鄰近縣市受到其他不可觀察異質性的影

響應相對接近。故本研究在北部區域即選取「新竹縣、桃園縣與苗栗縣（共 4,628 家廠商）」、中部區域選取「雲林縣、嘉義縣與彰化縣（共 4,668 家廠商）」，南部區域選取「臺南縣與高雄縣（共 4,618 家廠商）」這三種組合做為控制組進行分析。另外，我們於最後也將全臺除了南投縣與臺中縣之外的各縣市廠商做為控制組（共 28,500 家廠商）進行估計，以下我們即針對各估計結果依序描述。

表 4 即顯示利用廠商坐落於「新竹縣、桃園縣與苗栗縣」為控制組的估計結果。從表中模型 1 的 *Treat* 係數可以發現，相較於控制組的廠商而言，實驗組廠商的總要素生產力相對較低，但差異並不明顯；而 *After* 的係數為正，顯示平均而言，2000 年的總要素生產力高於 1998 年。至於本研究所要觀察的關鍵變數，*Treat*After*，其係數為負且在統計上顯著，此則表示相較於坐落在新竹縣、桃園縣與苗栗縣的廠商而言，位於南投縣與臺中縣的廠商在經歷 921 大地震後，其廠商總要素生產力的變動有著明顯的負向衝擊。而在表中模型 2 與模型 3 則分別加以控制「廠商相關特性變數」以及「產業固定效果」，從最穩健的模型 3 可以發現，*Treat*After* 的係數為 -0.137 ，顯示相較於新竹縣、桃園縣與苗栗縣的廠商，位於南投縣與臺中縣的廠商在經歷 921 大地震這負向的生產力衝擊之後，約使得其總要素生產力之變動下降了 14% 左右。至於其他廠商特性變數對廠商生產力的影響，從表中模型 3 可觀察到，廠齡越高 ($\ln Firm_Age$) 則廠商的總要素生產力將會越低，此結果可能隱含廠齡較大所產生的設備或技術落後等負面效果將大於廠商因生產經驗所帶來的正面助益；另廠內員工 55 歲以上的比例 (*Age55r*) 較高與廠內員工薪資分散程度 (*Wdispersion*) 較高時，總要素生產力也會相對較低；相反的，人力資本指標 (*H_index*) 與員工男性比例 (*Male*) 越高，將使得廠商總要素生產力有所提升，而此結果與 Liu et al. (2010) 的針對臺灣上市櫃公司進行研究的結果相仿，顯示員工的教育程度組成越高、男性比例越高與年齡組成在 55 歲以下的比例越高時，總要素生產力將越高，其他變數則並無顯著的影響。另外，為

表 4 Difference-in-Differences 估計結果（以新竹縣、桃園縣與苗栗縣為控制組）

	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5
<i>Treat</i>	-0.002 (0.010)	0.003 (0.010)	0.000 (0.010)	-0.013 (0.010)	-0.000 (0.012)
<i>After</i>	0.099*** (0.011)	0.103*** (0.011)	0.105*** (0.011)	0.092*** (0.012)	
<i>Treat*After</i>	-0.142*** (0.014)	-0.137*** (0.014)	-0.137*** (0.014)	-0.115*** (0.015)	-0.091*** (0.013)
<i>ln Firm_Age</i>		-0.028*** (0.007)	-0.027*** (0.007)	-0.026*** (0.007)	-0.049*** (0.006)
<i>Wdispersion</i>		-0.068** (0.027)	-0.064** (0.027)	-0.065** (0.027)	-0.093*** (0.021)
<i>Male</i>		0.277*** (0.019)	0.223*** (0.020)	0.221*** (0.020)	0.222*** (0.015)
<i>Age30r</i>		-0.013 (0.022)	0.001 (0.022)	-0.001 (0.022)	0.045** (0.018)
<i>Age55r</i>		-0.228*** (0.033)	-0.223*** (0.033)	-0.221*** (0.033)	-0.220*** (0.022)
<i>H_index</i>		0.275*** (0.035)	0.241*** (0.035)	0.248*** (0.035)	0.283*** (0.026)
<i>Death_rate</i>				-0.030*** (0.006)	
行業固定效果	否	否	是	是	是
年份固定效果	否	否	否	否	是
Adj. R^2	0.009	0.032	0.050	0.051	0.050
觀察值	18,560	18,560	18,560	18,560	37,120

資料來源：本研究整理。

說明：1. 括弧內為穩健性標準差 (robust standard error)。

2. *** 與 ** 分別代表 1% 與 5% 的顯著水準。

了考量此次地震可能導致個人之家園破碎或親人傷亡所帶來的悲痛，進而影響廠商經營者及其員工心情波動，無法專心於生產活動，故我們在表中模型 4 加以控制各縣市的死亡率 (*Death_rate*)。而從此結果我們可以發現，縣市死亡率的提升確實對廠商總要素生產力產生負面影響，故猜測這次地震所造成之傷亡可能波及區域內的廠商營運，並降低其生產力。但值得注意的是，雖然加以控制各縣

市死亡率，但關鍵變數 $Treat*After$ 與其他係數的估計結果看似並無太大影響，故預期此部分之效果並不會影響整體推論。最後，我們也在表中模型 5 將資料拓展至 2003 年，藉以觀察公共基礎建設較為長期之效果，而也因為資料期程有所延伸，我們在估計時也加以控制各年之固定效果。⁹ 從此結果我們也可觀察到， $Treat*After$ 的估計係數略為縮小，此也隱含若將地震之後的觀察期程拉長時，此地震所造成之負向生產力衝擊將有減輕的趨勢，至於其他解釋變數中，除了廠內員工 30 歲以下比例 ($Age30r$) 的增加對廠生總要素生產力的正向影響趨於顯著之外，其餘變數之影響方向仍無太大變化。

接著，我們利用廠商坐落於「雲林縣、嘉義縣與彰化縣」為控制組進行分析，表 5 即呈現相關的估計結果。從表中我們可以發現主要解釋變數的估計結果與表 4 相仿，但 $Treat$ 係數在此卻為正向顯著，顯示平均而言，相較於雲林縣、嘉義縣與彰化縣的廠商，南投縣與臺中縣之廠商其總要素生產力相對較高；而從該表模型 3 之 $Treat*After$ 估計係數顯示，相較於控制組的廠商，實驗組廠商在經歷此次地震之負向生產力衝擊後，約使得廠商總要素生產力下降了 8%。至於表中的模型 4 與模型 5 所得到的結論也與表 4 相似，亦即當縣市死亡率上升時，廠商總要素生產力產生預期將會有所下降；而若將地震之後的觀察期程拉長時，此地震所造成之負向生產力衝擊將有縮小之趨勢。而其他廠商特性解釋變數對總要素生產力的影響方向中，僅員工薪資分散程度之估計係數變得不顯著；員工年齡組成在 30 歲以下的比例 ($Age30r$) 對廠商總要素生產力的正向影響趨於顯著，此結果也顯示廠商內部年輕員工的比例越高，將會對廠商生產力的提升有所助益。

至於表 6 則顯示利用廠商坐落於「臺南縣與高雄縣」為控制組的估計結果，從表中 $Treat$ 係數也可以發現，平均而言，相較於臺南縣與高雄縣的廠商，南投縣與臺中縣之廠商其總要素生產力相對較

⁹ 在此由於模型控制各年固定效果的關係，故 $After$ 之估計係數不會呈現。

高；而表中模型 3 則顯示，相較於臺南縣與高雄縣的廠商，位於南投縣與臺中縣的廠商在經歷此次地震的負向生產力衝擊後，廠商總要素生產力之變動約降低了 6% 左右；另有關其他解釋變數對總要素生產力的影響方向皆與前述利用廠商坐落於「新竹縣、桃園縣與苗栗縣」為控制組的估計結果相似，僅員工薪資分散程度之係數亦變得不顯著，故在此我們即不多加以描述。

表 5 Difference-in-Differences 估計結果（以雲林縣、彰化縣與嘉義縣為控制組）

	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5
<i>Treat</i>	0.070*** (0.011)	0.057*** (0.011)	0.051*** (0.011)	0.053*** (0.014)	0.050*** (0.012)
<i>After</i>	0.050*** (0.011)	0.059*** (0.011)	0.058*** (0.011)	0.065*** (0.011)	
<i>Treat*After</i>	-0.085*** (0.016)	-0.084*** (0.015)	-0.083*** (0.015)	-0.092*** (0.015)	-0.059*** (0.013)
<i>ln Firm_Age</i>		-0.042*** (0.007)	-0.034*** (0.007)	-0.035*** (0.007)	-0.052*** (0.006)
<i>Wdispersion</i>		0.019 (0.025)	0.013 (0.025)	0.009 (0.025)	-0.026 (0.019)
<i>Male</i>		0.140*** (0.019)	0.090*** (0.020)	0.092*** (0.020)	0.071*** (0.015)
<i>Age30r</i>		0.100*** (0.021)	0.093*** (0.021)	0.086*** (0.021)	0.146*** (0.016)
<i>Age55r</i>		-0.212*** (0.030)	-0.204*** (0.030)	-0.207*** (0.030)	-0.257*** (0.020)
<i>H_index</i>		0.170*** (0.034)	0.220*** (0.035)	0.226*** (0.035)	0.227*** (0.025)
<i>Death_rate</i>				-0.036*** (0.007)	
行業別固定效果	否	否	是	是	是
年份固定效果	否	否	否	否	是
Adj. R^2	0.002	0.020	0.036	0.037	0.042
觀察值	18,640	18,640	18,640	18,640	37,280

資料來源：本研究整理。

說明：1. 括弧內為穩健性標準差 (robust standard error)。

2. *** 代表 1% 的顯著水準。

表 6 Difference-in-Differences 估計結果（以臺南縣與高雄縣為控制組）

	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5
<i>Treat</i>	0.035*** (0.011)	0.042*** (0.011)	0.050*** (0.011)	0.044** (0.018)	0.051*** (0.011)
<i>After</i>	0.027** (0.011)	0.032*** (0.011)	0.035*** (0.011)	0.033*** (0.011)	
<i>Treat*After</i>	-0.062*** (0.016)	-0.062*** (0.015)	-0.062*** (0.015)	-0.063*** (0.015)	-0.047*** (0.013)
<i>ln Firm_Age</i>		-0.029*** (0.007)	-0.029*** (0.007)	-0.023*** (0.007)	-0.048*** (0.006)
<i>Wdispersion</i>		-0.016 (0.026)	-0.000 (0.026)	-0.001 (0.026)	-0.028 (0.020)
<i>Male</i>		0.236*** (0.019)	0.171*** (0.020)	0.172*** (0.020)	0.180*** (0.015)
<i>Age30r</i>		0.008 (0.022)	0.019 (0.022)	0.018 (0.022)	0.053*** (0.017)
<i>Age55r</i>		-0.180*** (0.032)	-0.202*** (0.032)	-0.201*** (0.032)	-0.233*** (0.021)
<i>H_index</i>		0.282*** (0.034)	0.266*** (0.035)	0.264*** (0.035)	0.265*** (0.025)
<i>Death_rate</i>				-0.031*** (0.010)	
行業固定效果	否	否	是	是	是
年份固定效果	否	否	否	否	是
Adj. R ²	0.001	0.020	0.043	0.044	0.047
觀察值	18,540	18,540	18,540	18,540	37,080

資料來源：本研究整理。

說明：1. 括弧內為穩健性標準差 (robust standard error)。

2. *** 與 ** 分別代表 1% 與 5% 的顯著水準。

除了前述藉由選取不同縣市做為控制組的估計結果之外，我們亦將所有「非坐落於南投縣與臺中縣」的廠商做為控制組進行分析，其結果呈現在表 7。其中，*Treat* 係數仍為正向顯著，顯示坐落於南投縣與臺中縣的廠商其總要素生產力相對較高。若針對模型 3 來看，*Treat*After* 的估計係數顯示，相較於坐落在其他縣市的廠商來說，位於南投縣與臺中縣的廠商在經歷此次地震的負向生產力衝擊後，其廠商總要素生產力之變動平均約降低了 8%。至於其他解釋變

數皆對廠商生產力有顯著的影響，例如廠商內部員工的薪資分散程度 (*Wdispersion*) 增加將會使得廠商生產力明顯降低，此結果則支持 Akerlof and Yellen (1990) 的論述，亦即當員工薪資分布越不公平時，將可能造成員工之間的相互妒忌與間隙促使團隊渙散，進而讓廠商的生產力受到傷害。而其他解釋變數對總要素生產力的影響方向則與前述估計結果之解釋均相同。

表 7 Difference-in-Differences 估計結果（以所有其他縣市為控制組）

	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5
<i>Treat</i>	0.032*** (0.009)	0.035*** (0.009)	0.033*** (0.009)	0.027*** (0.009)	0.033*** (0.010)
<i>After</i>	0.046*** (0.005)	0.059*** (0.005)	0.060*** (0.005)	0.061*** (0.005)	
<i>Treat*After</i>	-0.081*** (0.013)	-0.083*** (0.013)	-0.083*** (0.013)	-0.087*** (0.013)	-0.066*** (0.011)
<i>ln Firm_Age</i>		-0.051*** (0.004)	-0.047*** (0.004)	-0.063*** (0.003)	-0.052*** (0.004)
<i>Wdispersion</i>		-0.036** (0.016)	-0.041*** (0.016)	-0.071*** (0.012)	-0.045*** (0.016)
<i>Male</i>		0.146*** (0.012)	0.143*** (0.012)	0.139*** (0.009)	0.182*** (0.011)
<i>Age30r</i>		0.054*** (0.013)	0.063*** (0.013)	0.101*** (0.010)	0.052*** (0.013)
<i>Age55r</i>		-0.176*** (0.017)	-0.176*** (0.017)	-0.212*** (0.011)	-0.184*** (0.017)
<i>H_index</i>		0.358*** (0.019)	0.360*** (0.019)	0.374*** (0.014)	0.362*** (0.019)
<i>Death_rate</i>				-0.030*** (0.002)	
行業固定效果	否	否	是	是	是
年份固定效果	否	否	否	否	是
Adj. <i>R</i> ²	0.002	0.023	0.038	0.041	0.043
觀察值	66,304	66,304	66,304	66,304	132,608

資料來源：本研究整理。

說明：1. 括弧內為穩健性標準差 (robust standard error)。

2. *** 與 ** 分別代表 1% 與 5% 的顯著水準。

整體而言，我們可以發現，透過不同的控制組設定之下，位於南投縣與臺中縣的廠商在經歷 921 大地震的衝擊之後，這些廠商的總要素生產力約下降了 6%~14% 左右，且隨著在地震之後的觀察期程拉長時，此負向生產力衝擊將有逐漸縮小之趨勢。另我們也利用臺北縣市的廠商（共 9,504 家廠商）做為控制組進行估計，結果呈現於附表 1，從表中也可以觀察到多數的結果與前述利用不同控制組之估計結論相仿，但由於臺北縣市的整體發展相對較佳，若以此兩縣市做為控制組則可能會有實驗組與控制組兩者受到其他不可觀察異質性之影響可能存有明顯差異之疑慮，故我們接下來仍透過前述之實證策略來進行後續估計。

雖然我們已使用不同的控制組進行估計，但仍會面臨到實驗組與控制組兩群體的廠商在此段期間受到其他不可觀察因素影響的趨勢有所不同，進而產生樣本非隨機分派的內生性問題。故本研究以下將運用 propensity score matching 方法與 difference-in-differences 模型相結合進行估計，預期將可避免此非隨機分派的內生性問題，進而得到較為準確的估計結果。而在進行估計之前，為了瞭解樣本配對後的品質，我們參考 Girma and Görg (2007) 文章中所使用的 propensity score matching 之平衡測試 (balancing test) 來進行檢定，附表 2 即為分別針對不同控制組所得到的平衡測試之結果。¹⁰ 其中，當某變數的標準化偏差 (standardized bias) 越大，即代表此變數在實驗組與控制組之間有明顯的不同。¹¹ 另我們也可以直接觀察表中的 t 統計量後發現，在透過配對加權之後，各項特性在實驗組與控制組的皆無呈現顯著之差異，顯示在配對之後，兩個組別之各項特性的樣態已相當接近。而表 8 即為在前述的四種樣本組合並運用

¹⁰ 各產業虛擬變數亦皆有進行平衡測試，經配對後兩群組亦皆無統計上顯著之差異，但由於產業類別眾多，故在此即不加以呈現。

¹¹ 關於標準化偏差的計算方式可參考 Girma and Görg (2007)。而 Rosenbaum and Rubin (1983) 指出某變數之標準化偏差超過 20 則代表該變數在兩群體之差異非常明顯。

表 4 至表 7 的模型 3 設定之下，以差異中的差異佐以傾向分數配對法 (difference-in-differences propensity score matching, DID-PSM) 進行估計之結果。從表中可以觀察到，無論在各種樣本組合之下， $Treat*After$ 的估計係數皆仍為顯著的負值，且估計係數與表 4 至表 7 的模型 3 的 $Treat*After$ 估計係數並未產生太大差異，透過不同的控制組設定之下，位於南投縣與臺中縣的廠商在經歷 921 大地震的衝擊之後，這些廠商的總要素生產力約下降了 7%~10% 左右，顯示針對我們要觀察的解釋變數來看，非隨機分派的內生性問題在此並不嚴重。¹²

表 8 Difference-in-Differences Propensity Score Matching 模型的估計結果

控制組	(1) 新竹縣、桃園縣 與苗栗縣	(2) 雲林縣、彰化縣 與嘉義縣	(3) 臺南縣 與高雄縣	(4) 其他所有 縣市
$Treat*After$	-0.098*** (0.015)	-0.085*** (0.015)	-0.069*** (0.015)	-0.084*** (0.008)
Adj. R^2	0.009	0.007	0.007	0.005
觀察值	18,552	18,632	18,534	66,292

資料來源：本研究整理。

說明：1. 括弧內為穩健性標準差 (robust standard error)。

2. *** 代表 1% 的顯著水準。

總的來說，經由前述分析我們可以初步發現，921 地震確實對於坐落在受到此地震影響較大區域之廠商生產力有明顯的負向衝擊，而為了要進一步瞭解公共基礎建設在廠商生產力所扮演的角色，於下一小節我們即再利用各縣市交通與其他經濟服務支出來衡量區域的公共基礎建設之變化，藉以觀察其對廠商生產力的影響效果為何。

¹² 由於配對過程會損失一些樣本觀察值，故表 8 中利用不同控制組之樣本數與表 4 至表 7 的樣本數略有差異。

5.2 公共基礎建設支出與廠商生產力之估計結果

此小節我們將探討公共基礎建設對廠商生產力的影響效果，並透過實證模型章節中的 (12) 式進行估計，然由於此部分需觀察個別廠商受到各縣市公共基礎建設支出的影響效果，故預期應以同一間廠商為基礎來進行比較，也因此，在估計時我們將進一步控制個別廠商的固定效果，藉以觀察同一間廠商面對公共基礎建設支出的變化時，其生產力將會如何改變。另關於公共基礎建設支出之衡量，從政府支出科目觀之，與其最相關之政府支出為經濟發展支出中的交通支出與其他經濟服務支出。¹³ 故我們初步將以交通支出與其他經濟服務支出之總和來衡量各縣市之公共基礎建設支出。除此之外，針對製造業而言，經濟發展支出中的工業支出亦可能會與影響相關之基礎建設，故後續也會加以考量此部分的影響效果。¹⁴

表 9 即顯示相關的估計結果。其中，模型 1 至模型 3 之公共基礎建設變數 (*Infra*) 係以交通支出與其他經濟服務支出之總和取對數來衡量；而模型 4 至模型 5 則在將前述之支出加上工業支出取對數後進行估計。從表中的模型 1 觀之，同期的公共基礎建設支出對廠商生產力呈現顯著之負向關聯。關於此部分筆者猜測原因可能來自於政府在進行相關建設時，必須歷經一段建設的黑暗期，也因此當下之公共基礎建設支出增加將反而可能對廠商生產力之發展產生阻礙。不過，在模型 2 與模型 3 中，我們分別加以控制「前一期與前兩期之公共基礎建設支出」以及「廠商相關特性變數」後可以發現，前一期與前兩期之公共基礎建設支出對當期廠商生產力皆有顯著的正向影響，故預期公共基礎建設的支出可能需要歷經一段時間後才能顯現其效果。若以較穩健的模型 3 係數來解釋時，當前

¹³ 交通支出包含陸、海、空運及郵政、電信等業務有關之支出均屬之；而其他經濟服務支出則包含一般經濟商業事務、貿易、投資促進、專利、商標、標準、觀光、氣象、經濟專業人員之訓練與其他相關經濟發展業務之支出均屬之。

¹⁴ 工業支出包含工、礦、營造、水電、燃料及能源等業務有關之支出均屬之。

表 9 政府交通與經濟支出對廠商生產力的影響

	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5
$\ln \text{Infra}_{j,t}$	-0.022** (0.010)	-0.054*** (0.011)	-0.048*** (0.011)	-0.056*** (0.014)	-0.047*** (0.014)
$\ln \text{Infra}_{j,t-1}$		0.059*** (0.010)	0.063*** (0.010)	0.054*** (0.011)	0.060*** (0.011)
$\ln \text{Infra}_{j,t-2}$		0.009** (0.005)	0.008* (0.005)	0.004 (0.006)	0.004 (0.006)
$\ln \text{Firm_Age}$			0.128*** (0.015)		0.129*** (0.015)
$W\text{dispersion}$			-0.004 (0.032)		-0.004 (0.032)
$Male$			0.085*** (0.028)		0.085*** (0.028)
$Age30r$			-0.002 (0.022)		-0.001 (0.022)
$Age55r$			-0.063* (0.035)		-0.062* (0.035)
H_index			0.201*** (0.063)		0.202*** (0.063)
Adj. R^2	0.000	0.001	0.006	0.001	0.006
觀察值	66,304	66,304	66,304	66,304	66,304

資料來源：本研究整理。

說明：1. 模型 1 至模型 3 係以各縣市交通支出與經濟服務支出來衡量政府公共基礎建設支出，模型 4 至模型 5 則進一步加入各縣市政府的工業支出。括弧內為穩健性標準差 (robust standard error)。

2. ***、** 與 * 分別代表在 1%、5% 與 10% 的顯著水準。

一期公共基礎建設支出增加 1% 時，將會使廠商的總要素生產力提升約 0.06% 左右；而當前兩期公共基礎建設支出增加 1% 時，廠商的總要素生產力將會上升 0.009% 左右。¹⁵ 至於其他的解釋變數中，廠商的廠齡 ($\ln \text{Firm_Age}$)、員工男性比例 ($Male$) 與人力資本指標 (H_index) 對廠商生產力有正向顯著的影響；而廠內員工 55 歲以上的

¹⁵ 若再加入前三期或以上的公共基礎建設支出變數時，則估計係數皆呈現不顯著，故在此我們僅考量到落後兩期之效果。

比例 (*Age55r*) 對廠商生產力有顯著負向影響，而這些結果僅廠齡之影響方向與上一小節的估計結果相反。不過，由於本小節係以控制廠商固定效果進行分析，故估計結果來自於廠商自身的比較，也因此，推測廠齡增加所反映出的廠商自我學習效果將較為強烈。至於模型 4 與模型 5 則是在公共基礎建設支出變數衡量上再加以考量工業支出。¹⁶ 從估計結果可以發現所有變數之影響方向皆與表中模型 2 與模型 3 相似，僅前兩期公共基礎建設支出對廠商生產力的影響趨於不顯著，但前一期之公共基礎建設支出對廠商生產力仍是呈現顯著的正向影響。

最後，本研究運用分量迴歸 (quantile regression) 並控制廠商固定效果進行分析，藉以看出公共基礎建設支出之變化對不同生產力廠商的影響是否有所差異。表 10 即是相關之估計結果，其中，Panel A 為利用交通支出與其他經濟服務支出之總和取對數來衡量區域公共基礎建設支出；而 Panel B 則更加以考量各區域工業支出所得到之估計結果。從 Panel A 的結果中可觀察到，如同前述的解釋，同期之公共基礎建設支出與廠商生產力仍呈現顯著的負向關聯性，但前一期與前兩期之公共基礎建設支出對於當期廠商生產力有正向影響，且隨著廠商的生產力越高其效果更為強烈。若針對總要素生產力在 90% 的條件分量下之廠商來看，當前一期公共基礎建設支出增加 1% 時，將會使廠商的總要素生產力提升約 0.13% 左右；而當前兩期公共基礎建設支出增加 1% 時，廠商的總要素生產力將會上升 0.017% 左右，顯示公共基礎建設之助益對高生產力廠商的影響更為明顯。至於從 Panel B 的結果雖 Panel A 相似，但前兩期公共基礎建設支出對廠商生產力的影響也仍不顯著。

綜上所述我們可以發現，利用各縣市交通支出與其他經濟服務支出來衡量區域公共基礎建設變化時，當公共基礎建設支出有所增

¹⁶ 再加入工業支出後，*Infra* 的平均數為 422.901 千萬元，標準差則為 362.206 千萬元。

加，對未來的廠商生產力將會有所助益，但此效果之持續性並不強烈。另外，若針對不同生產力的廠商觀之，公共基礎建設對廠商生產力之影響將隨著廠商生產力越高而效果越為顯著，換言之，相關建設對於低生產力之廠商的影響預期並不明顯。

表 10 公共基礎建設變化對廠商生產力的影響—分量迴歸估計結果

	模型 1 $q0.1$	模型 2 $q0.25$	模型 3 $q0.50$	模型 4 $q0.75$	模型 5 $q0.9$
Panel A					
$\ln \text{Infra}_{j,t}$	-0.022 (0.021)	-0.022 (0.014)	-0.043*** (0.011)	-0.062*** (0.014)	-0.115*** (0.021)
$\ln \text{Infra}_{j,t-1}$	0.006 (0.019)	0.032* (0.013)	0.043** (0.010)	0.089** (0.012)	0.133*** (0.020)
$\ln \text{Infra}_{j,t-2}$	-0.000 (0.011)	-0.001 (0.007)	0.007 (0.005)	0.010* (0.006)	0.017* (0.008)
Panel B					
$\ln \text{Infra}_{j,t}$	-0.028 (0.027)	-0.024 (0.018)	-0.037* (0.015)	-0.060* (0.017)	-0.119*** (0.029)
$\ln \text{Infra}_{j,t-1}$	0.016 (0.022)	0.033** (0.014)	0.037** (0.012)	0.090* (0.014)	0.115*** (0.023)
$\ln \text{Infra}_{j,t-2}$	0.007 (0.012)	-0.001 (0.008)	0.001 (0.006)	0.001 (0.008)	0.002 (0.013)

資料來源：本研究整理。

說明：1. 總樣本數為 66,304 個。

2. ***、** 與 * 分別代表 1%、5% 與 10% 的顯著水準。

6. 結論

為了探討公共基礎建設對廠商生產力的影響，本研究藉由 1999 年 921 大地震的這個自然試驗，並佐以 difference-in-differences propensity score matching 的方法來認定出公共基礎建設與廠商生產力之間的因果關係。同時，我們也使用各縣市交通及其他經濟支出作為公共基礎建設變化的衡量指標，藉以估計出公共基礎建設對廠

商生產力之影響效果。

經實證估計後本研究發現，相較於坐落在其他縣市的廠商而言，坐落在此次地震受損較為嚴重的南投縣與臺中縣之廠商，在經歷地震所帶來的衝擊之後，廠商總要素生產力之變動平均約降低了6%~14%左右，換言之，預期此次地震所帶來的公共建設毀損將對廠商生產力產生明顯負面影響。接著，我們進一步估計公共基礎建設對廠商生產力之影響效果後發現，當前一年區域內的交通及其他經濟支出上升1%時，將使廠商的總要素生產力提升約0.06%，但此效果的持續性並無特別明顯。除此之外，若就不同生產力的廠商觀之，公共基礎建設對廠商生產力之影響將隨著廠商生產力越高而效果越為顯著，而此也隱含高生產力廠商對公共基礎建設的依賴程度相對較高。至於廠齡、員工的年齡、性別與教育程度組成的差異也都會對廠商之生產力有著明顯的影響。

綜上所述，本研究發現公共基礎建設對於廠商的生產力確有顯著影響，而透過前述之估計結果，我們將可用來預測政府相關單位在擴大公共基礎建設支出時，預期可以對廠商帶來的好處，藉以更精確的衡量出公共基礎建設投資所產生的效益。但值得注意的是，由於此次地震不僅造成公共基礎建設有所損害，也有可能造成廠商廠房設備的損害，雖然我們在估計總要素生產力時已控制了資本要素，但由於廠房設備損害部分在我們所使用的資料上難有相關變數可以衡量，故本研究在於分析時有可能會高估公共基礎建設損害的負向效果。另一方面，關於各廠商所面對之公共基礎建設，在此我們雖然以交通支出與其他經濟服務支出來衡量，但此部分預期仍難以完整刻劃出各廠商所面臨的公共基礎建設之變化，也因此，找尋更為適切的公共基礎建設衡量指標將也是後續本研究未來可以努力的方向之一。

附錄

附表 1 Difference-in-Differences 估計結果（以臺北縣市為控制組）

	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5
<i>Treat</i>	-0.026*** (0.010)	-0.025*** (0.010)	-0.023*** (0.010)	-0.055*** (0.015)	-0.029*** (0.010)
<i>After</i>	0.037*** (0.008)	0.052*** (0.008)	0.053*** (0.008)	0.058*** (0.008)	
<i>Treat*After</i>	-0.072*** (0.014)	-0.077*** (0.014)	-0.076*** (0.014)	-0.086*** (0.014)	-0.044*** (0.012)
<i>ln Firm_Age</i>		-0.050*** (0.006)	-0.050*** (0.006)	-0.049*** (0.006)	-0.062*** (0.005)
<i>Wdispersion</i>		-0.035 (0.023)	-0.028 (0.023)	-0.035 (0.023)	-0.073*** (0.018)
<i>Male</i>		0.169*** (0.016)	0.153*** (0.017)	0.152*** (0.017)	0.144*** (0.013)
<i>Age30r</i>		0.060*** (0.018)	0.066*** (0.018)	0.063*** (0.018)	0.099*** (0.014)
<i>Age55r</i>		-0.202*** (0.026)	-0.202*** (0.026)	-0.198*** (0.026)	-0.252*** (0.017)
<i>H_index</i>		0.440*** (0.027)	0.438*** (0.027)	0.446*** (0.027)	0.481*** (0.020)
<i>Death_rate</i>				-0.071*** (0.011)	
行業別固定效果	否	否	是	是	是
年份固定效果	否	否	否	否	是
Adj. <i>R</i> ²	0.002	0.023	0.038	0.041	0.043
觀察值	28,312	28,312	28,312	28,312	56,624

資料來源：本研究整理。

說明：1. 括弧內為穩健性標準差 (robust standard error)。

2. *** 代表 1% 的顯著水準。

附表 2 Propensity Score Matching 平衡測試結果

變數	平均數		標準化偏差	t-統計量 (p 值)
	實驗組	控制組		
以新竹縣、桃園縣與苗栗縣為控制組				
<i>ln Firm_Age</i>	2.360	2.363	-0.4	-0.24(0.808)
<i>Wdispersion</i>	0.353	0.350	2.4	1.25(0.213)
<i>Male</i>	0.574	0.576	-0.8	-0.43(0.670)
<i>H_index</i>	1.201	1.201	-0.0	-0.01(0.991)
<i>Age30r</i>	0.220	0.216	2.1	1.08(0.281)
<i>Age55r</i>	0.076	0.077	-1.5	-0.77(0.441)
以雲林縣、彰化縣與嘉義縣為控制組				
<i>ln Firm_Age</i>	2.360	2.351	1.4	0.70(0.482)
<i>Wdispersion</i>	0.353	0.349	2.9	1.48(0.139)
<i>Male</i>	0.574	0.580	-2.7	-1.40(0.162)
<i>H_index</i>	1.201	1.199	1.4	0.70(0.485)
<i>Age30r</i>	0.220	0.222	-0.7	-0.34(0.735)
<i>Age55r</i>	0.076	0.074	0.9	0.50(0.641)
以臺南縣與高雄縣為控制組				
<i>ln Firm_Age</i>	2.360	2.352	1.2	0.60(0.546)
<i>Wdispersion</i>	0.353	0.352	0.5	0.26(0.798)
<i>Male</i>	0.574	0.580	-2.8	-1.47(0.143)
<i>H_index</i>	1.200	1.203	-2.0	-1.05(0.294)
<i>Age30r</i>	0.220	0.221	-0.3	-0.17(0.868)
<i>Age55r</i>	0.075	0.076	-0.7	-0.38(0.704)
以全部樣本為控制組				
<i>ln Firm_Age</i>	2.360	2.354	0.9	0.49(0.623)
<i>Wdispersion</i>	0.353	0.350	2.1	1.07(0.286)
<i>Male</i>	0.574	0.578	-1.6	-0.84(0.401)
<i>H_index</i>	1.201	1.203	-1.3	-0.68(0.497)
<i>Age30r</i>	0.220	0.219	0.7	0.34(0.735)
<i>Age55r</i>	0.076	0.078	-1.5	-0.80(0.425)

資料來源：本研究整理。

參考文獻

- 李怡璇 Li, Yi-Hsuan (2004)，「公共投資對製造業、生產者服務業發展之關聯性研究」，「The Research on the Correlation between Public Investment and the Development of Manufacturing and Producer Services」，碩士論文 M. A. Thesis，國立政治大學地政學系 Department of Land Economics, National Chengchi University。(in Chinese)
- 林宗弘 Lin, Thung-Hong (2012)，「災後重建的政治：中國 512 地震與臺灣 921 地震的比較」，「The Politics of Reconstruction: A Comparative Study of Earthquake Relief Efforts in China and Taiwan」，臺灣社會學刊 *Taiwanese Journal of Sociology*，50，57-110。(in Chinese with English abstract)
- 莊希豐 Chuang, Shi-Feng (1998)，「政府支出與內生化經濟成長—應用於台灣經濟」，「Government Expenditure and Endogenous Economic Growth: Application to Taiwan Economy」，淡江人文社會學刊 *Tamkang Journal of Humanities and Social Sciences*，1，241-267。(in Chinese with English abstract)
- 張宜君、林宗弘 Chang, Yi-Chun and Thung-Hong Lin (2012)，「不平等的災難—921地震下的受災風險與社會階層化」，「Unequal Disaster: Hazard and Social Stratification in an Earthquake」，人文及社會科學集刊 *Journal of Social Sciences and Philosophy*，24:2，193-231。(in Chinese with English abstract)
- 楊政龍、金家禾 Yang, Cheng-Lung and Chia-Ho Ching (2002)，「知識設施對台灣製造業生產力之影響」，「The Effects of Knowledge Infrastructure on the Total Factor Productivity of Taiwan's Manufacturing Industry」，都市與計劃 *Journal of City and Planning*，29:4，513-532。(in Chinese with English abstract)

- 蔡偉德、陳芝嘉、余清祥 Tsai, Wei-Der, Chih-Chia Chen, and Jack C. Yue (2014), 「老人醫療利用的價格效果—以 921 震災的自然試驗為例」, “The Price Effect of Medical Care Utilization for the Elderly: A Natural Experiment of the 921 Chi-Chi Earthquake”, 經濟論文 *Academia Economic Papers*, 42:4, 599-645. (in Chinese with English abstract)
- 蔡群立、陳淑儀、何志欽 Tsai, Chun-Li, Su-Yi Chen, and Chih-Chin Ho (2014), 「921 地震對台灣股票報酬率是否有非對稱性及結構性改變之探討」, “Does 921 Earthquake Have Asymmetric and Structural Changes on Taiwan’s Stock Returns”, 中山管理評論 *Sun Yat-Sen Management Review*, 22:4, 711-758. (in Chinese with English abstract)
- 劉錦龍 Liu, Jin-Long (2003), 「921 地震災後民眾經濟行為研究」, “The Economic Behavior of 921 Earthquake Aftermath”, 行政院國家科學委員會專題研究計畫 Research Project of National Science Council, Executive Yuan. (in Chinese with English abstract)
- 賴素鈴、郭春敏 Lai, Sue-Ling and Chun-Min Kuo (2003), 「921地震對台灣國際觀光旅館之衝擊—介入模式」, “The Impact of 921 Earthquake for International Hotels in Taiwan-Intervention Model”, 觀光研究學報 *Journal of Tourism Studies*, 9:1, 123-175. (in Chinese with English abstract)
- Aaron, H. J. (1990), “Discussion,” in *Is There a Shortfall in Public Capital Investment?* ed., A. H. Munnell, 51-63, Boston: Federal Reserve Bank of Boston.
- Akerlof, G. A. and J. L. Yellen (1990), “The Fair Wage-Effort Hypothesis and Unemployment,” *Quarterly Journal of Economics*, 105:2, 255-283.
- Arellano, M. and S. Bond (1991), “Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations,” *Review of Economic Studies*, 58:2, 277-297.

- Arnold, J., A. Mattoo, and G. Narciso (2008), “Services Inputs and Firm Productivity in Sub-Saharan Africa: Evidence from Firm-Level Data,” *Journal of African Economies*, 17:4, 578-599.
- Arrow, K. J. and M. Kurz (1970), *Public Investment, the Rate of Return and Optimal Fiscal Policy*, Baltimore, M.D.: Johns Hopkins University Press.
- Aschauer, D. A. (1989), “Is Public Expenditure Productive?” *Journal of Monetary Economics*, 23:2, 177-200.
- Averett, S. and Y. Wang (2013), “The Effects of Earned Income Tax Credit Payment Expansion on Maternal Smoking,” *Health Economics*, 22:11, 1344-1359.
- Bajo-Rubio, O. and S. Sosvilla-Rivero (1993), “Does Public Capital Affect Private Sector Performance? An Analysis of the Spanish Case, 1964-1988,” *Economic Modelling*, 10:3, 179-184.
- Bekes, G. and B. Murakozy (2005), “Firm Behavior and Public Infrastructure: The Case of Hungary,” KTI/IE Discussion Papers No. 2015/4.
- Berndt, E. R. and B. Hansson (1992), “Measuring the Contribution of Public Infrastructure Capital in Sweden,” *Scandinavian Journal of Economics*, 94, S151-S168.
- Charlot, S. and B. Schmitt (1999), “Public Infrastructure and Economic Growth in France’s Regions,” presented in 39th Congress of the European Regional Science Association: Regional Cohesion and Competitiveness in 21st Century Europe, August 23-27, 1999, Dublin, Ireland.
- Cheng, D., X. Shi, and J. Yu (2021), “The Impact of Green Energy Infrastructure on Firm Productivity: Evidence from the Three Gorges Project in China,” *International Review of Economics and Finance*, 71, 385-406.
- Dalamagas, B. (1995), “A Reconsideration of the Public Sector’s Contribution to Growth,” *Empirical Economics*, 20, 385-414.

- Datta, S. (2012), "The Impact of Improved Highways on Indian Firms," *Journal of Development Economics*, 99:1, 46-57.
- Eisner, R. (1994), "Real Government Saving and the Future," *Journal of Economic Behavior and Organization*, 23:2, 111-126.
- Engle, R. F. and C. W. J. Granger (1987), "Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing," *Econometrica*, 55:2, 251-276.
- Garcia-Milá, T., T. J. McGuire, and R. H. Porter (1996), "The Effects of Public Capital in State Level Production Functions Reconsidered," *The Review of Economics and Statistics*, 78:1, 177-180.
- Girma, S. and H. Görg (2007), "Evaluating the Foreign Ownership Wage Premium Using a Difference-In-Differences Matching Approach," *Journal of International Economics*, 72:1, 97-112.
- Haltiwanger, J. C., J. I. Lane, and J. R. Spletzer (2007), "Wage, Productivity, and the Dynamic Interaction of Businesses and Workers," *Labour Economics*, 14:3, 575-602.
- Hanushek E., S. G. Rivkin, and L. Taylor (1996), "Aggregation and the Estimated Effects of School Resources," NBER Working Paper No. 5548.
- Heckman, J., H. Ichimura, and P. Todd (1997), "Matching As an Econometric Evaluation Estimator: Evidence from Evaluating a Job Training Programme," *Review of Economic Studies*, 64:4, 605-654.
- Hellerstein, J., D. Neumark, and K. Troske (1999), "Wages, Productivity, and Worker Characteristics: Evidence from Plant-Level Production Functions and Wage Equations," *Journal of Labor Economics*, 17:3, 409-446.
- Holtz-Eakin, D. (1994), "Public-Sector Capital and the Productivity Puzzle," *Review of Economics and Statistics*, 76:1, 12-21.
- Kantarevic, J., B. Kralj, and D. Weinkauff (2011), "Enhanced Fee-for-Service

- Model and Physician Productivity: Evidence from Family Health Groups in Ontario,” *Journal of Health Economics*, 30:1, 99-111.
- Kelejian, H. H. and D. P. Robinson (1997), “Infrastructure Productivity Estimation and Its Underlying Econometric Specifications: A Sensitivity Analysis,” *Papers in Regional Science*, 76:1, 115-131.
- Kemmerling, A. and A. Stephan (2002), “The Contribution of Local Infrastructure to Private Productivity and Its Political Economy: Evidence from a Panel of Large German Cities,” *Public Choice*, 113, 403-422.
- Kneller, R. and F. Misch (2014), “The Effects of Public Spending Composition on Firm Productivity,” *Economic Inquiry*, 52:4, 1525-1542.
- Levinsohn, J. and A. Petrin (2003), “Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables,” *The Review of Economic Studies*, 70:2, 317-341.
- Lindo, J. (2015), “Aggregation and the Estimated Effects of Economic Conditions on Health,” *Journal of Health Economics*, 40, 83-96.
- Liu, J. T., M. W. Tsou, and P. Wang (2010), “Workforce Composition and Firm Productivity: Evidence from Taiwan,” *Economic Inquiry*, 48:4, 1032-1047.
- Mas, M., J. Maudos, F. Pérez, and E. Uriel (1996), “Infrastructures and Productivity in the Spanish Regions,” *Regional Studies*, 30:7, 641-650.
- Moretti, E. (2004), “Workers’ Education, Spillovers, and Productivity: Evidence from Plant-Level Production Functions,” *American Economic Review*, 94:3, 656-690.
- Munnell, A. H. (1990), “Why Has Productivity Growth Declined? Productivity and Public Investment,” *New England Economic Review*, January/February, 2-22.
- Munnell, A. H. and L. M. Cook (1990), “How Does Public Infrastructure

- Affect Regional Economic Performance,” *New England Economic Review*, September, 11-33.
- Olley, G. S. and A. Pakes (1996), “The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry,” *Econometrica*, 64:6, 1263-1297.
- Ram, R. and D. D. Ramsey (1989), “Government Capital and Private Output in the United States: Additional Evidence,” *Economics Letters*, 30:3, 223-226.
- Rosenbaum, P. and D. Rubin (1983), “The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects,” *Biometrika*, 70:1, 41-55.
- Schwellnus, C. and J. Arnold (2008), “Do Corporate Taxes Reduce Productivity and Investment at the Firm Level? Cross-Country Evidence from the Amadeus Dataset,” OECD Economics Department Working Paper No. 641.
- Smith, J. and P. Todd (2005), “Does Matching Overcome LaLonde’s Critique of Nonexperimental Estimators?” *Journal of Econometrics*, 125:1-2, 305-353.
- Solow, R. M. (1957), “Technical Change and the Aggregate Production Function,” *Review of Economics and Statistics*, 39:3, 312-320.
- Sturm, J. E. and J. de Haan (1995), “Is Public Expenditure Really Productive?: New Evidence for the USA and the Netherlands,” *Economic Modelling*, 12:1, 60-72.
- Tallman, E. and P. Wang (1994), “Human Capital and Endogenous Growth Evidence from Taiwan,” *Journal of Monetary Economics*, 34:1, 101-124.
- Tatom, J. (1991), “Public Capital and Private Sector Performance,” *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, 73:3, 3-15.
- Wan, G. and Y. Zhang (2018), “The Direct and Indirect Effects of Infrastructure

on Firm Productivity: Evidence from Chinese Manufacturing,” *China Economic Review*, 49, 143-153.

Wang, Y. C. (2014), “Evidence of Public Capital Spillovers and Endogenous Growth in Taiwan,” *Economic Modelling*, 39, 314-321.

Yamano, N. and T. Ohkawara (2000), “The Regional Allocation of Public Investment: Efficiency or Equity?” *Journal of Regional Science*, 40:2, 205-229.

Yao, M. H., W. D. Chen, and S. C. Lin (2013), “Public Investment, Tax Policy and Economic Growth in Taiwan,” *Journal of Economics and Management*, 9:1, 77-102.

The Impact of Infrastructure on Plant Productivity: Evidence from a Natural Experiment of the 921 Earthquake

Ching-Fu Chang and Li-Hsu Chen*

Abstract

The role of infrastructure in economic development is always a concern for any government. Despite the growing literature devoted to the correlation between infrastructure and productivity, there is still little plant-level evidence via their causal relationship by employing a natural experiment design. Consequently, in this paper we utilize plant-level data between 1998 and 2003 and employ several econometric models to investigate the causal effects of infrastructure on plant productivity, using the 921 earthquake in Taiwan as a natural experiment. Our results show that a 1% increase in a previous year's infrastructure expenditure in each city (measured by the expenditure of transportation and other economic services) raises the total factor productivity of each plant located in that city by 0.06% during the present year. Furthermore, this impact is larger for plants with higher total factor productivity compared to those with lower total factor productivity. Our results are expected to have important implications for the benefit measurement of public infrastructure investment policy.

Keywords: Productivity, Infrastructure, Natural Experiment

JEL Classification: D24, H54, O18

* Corresponding author: Ching-Fu Chang, Associate Professor in the Institute of Applied Economics, National Taiwan Ocean University, No. 2, Beining Rd., Zhongzheng Dist., Keelung City 202301, Taiwan, R.O.C., Tel.: 886-2-24622192 ext. 5405, E-mail: cfchang@ntou.edu.tw. Li-Hsu Chen, Associate Professor in the Department and Graduate Institute of Finance, National Taipei University of Business, No. 321, Sec. 1, Jinan Rd., Zhongzheng Dist., Taipei City 100025, Taiwan, R.O.C., Tel.: 886-2-23226360, E-mail: lhchen@ntub.edu.tw.