乾淨用水對長期健康及教育成就的影響: 以1909–1933年日治時期台灣的水道建設為例

林明仁・賴建宇*

本文以台灣日治時期水道建設爲例, 連結當時總督府統計與現代人口普查及中老年身心調查資料, 研究出生時期乾淨用水取得機會的增加, 是否與日後的教育、健康與婚姻狀況有正向關係。我們發現, 在 OLS 估計下, 出生時水栓供水戶數 (每千人) 對日後教育年數、完成某一階段學業 (如國中畢業)、仍維持良好婚姻與降低老年患病的機率等變數皆有顯著的正向關係。爲了解決 OLS 內生性偏誤的問題, 我們也提出以前一年的營業稅與雜種稅作爲水栓供水戶數 (每千人) 的工具變數的作法。兩階段迴歸估計顯示, 水栓供水戶數 (每千人) 仍與教育、婚姻與健康有顯著的正向關係, 且 2SLS 的估計值大於 OLS 估計結果。整體來說, 本文結果顯示嬰幼兒時期乾淨用水的取得確有長期影響, 亦對早期嬰幼兒干預政策的成本效益分析, 提供了討論的基礎。

關鍵詞: 乾淨用水供給, 教育程度, 老年健康, 工具變數
JEL 分類代號: H4, I1, J1

1 研究動機

水是維持生命機能不可或缺的要素。不潔用水中所含的各種細菌, 輕則造成飲用者腹瀉與腸胃不適, 重則傳播傷寒桿菌、霍亂弧菌等, 造成大規模傳

*作者分別爲國立台灣大學經濟系教授與國立台灣大學經濟所研究助理。林明仁爲通訊作者。本文改寫自賴建宇之國立台灣大學經濟系碩士論文。我們十分感謝三位匿名審查人以及國立台灣大學經濟系經濟史研討會、中央研究院制度與行爲研究專題中心研討會參與人的寶貴意見。本文如有任何疏漏, 悉由作者負責。

期刊資料庫

染病橫行。因此, 藉由上 (自來水) 下 (汙水) 水道建設提供乾淨飲水, 以降低傳染病並改善公共衛生, 是許多國家現代化過程的共同歷史經驗。雖然自來水在大部份國家已十分普及, 但在如南亞, 非洲等基礎建設落後地區, 卻因仍無乾淨水源可用, 對當地經濟及社會發展產生了相當程度的負面影響。這也是爲何聯合國以及世界水資源論壇, 除了大力倡導各國應正視水資源問題的嚴重性, 更將乾淨用水列爲基本人權的緣故。然而, 乾淨用水能對一個人的哪些方面產生影響? 影響力有多大? 可以持續多久? 在嬰幼兒時期, 青少年時期, 亦或是成年之後發生, 影響會最爲顯著? 這些都是在衡量乾淨用水的成本效益時應該探討的問題。

健康經濟學的研究結論是: 乾淨用水對個人健康, 特別是嬰兒死亡率與一些藉由受細菌污染水源傳播的相關疾病如傷寒、痢疾等的死亡率下降確有正面效果 (Ferrie and Troesken, 2008; Galiani et al., 2005; Gamper-Rabindran et al., 2010; Mangyo, 2008)。不過, 這一系列的研究強調的是乾淨用水對「當下」各類被解釋變數的短期影響, 且對於可能同時影響乾淨用水與死亡率的遺漏變數所導致的內生性問題, 除 Ferrie and Troesken (2008) 及 Mangyo (2008) 外, 也皆無著墨。

再者, 當一個人健康改善之後, 人力資本累積的速度也會改變, 這也會影響到日後的教育與所得。因此除了短期健康改善, 用水普及率也應有長期的影響。而一個與此概念相關, 且更爲有趣的問題則是: 若某人在嬰幼兒時期受到負面健康衝擊 (adverse health shock), 此一衝擊影響有多大? 會持續多久? 最近的研究顯示, 出生體重過低的嬰兒, 長大後 IQ、身高與教育程度皆較正常體重嬰兒來得低 (Almond et al., 2005; Black et al., 2007; Lin and Liu, 2009)。另外, 個體若在嬰幼兒時期承受負面健康衝擊, 如母親在懷胎時受流感病毒 (Almond, 2006) 或瘧疾盛行 (Bleakley, 2006) 等, 都會對胎兒日後的教育成就與所得, 甚至老年時的身體健康與壽命 (Almond and Mazumder, 2005) 產生相當大的影響。醫學上亦有「胚胎起源假說 (Fetus Origin Hypothesis)」(Barker, 1990) 以描述此一現象。

整體來說, 文獻上對「乾淨用水的立即效果」與「胎兒及嬰幼兒時期所受負面健康衝擊的長期影響」皆已多有討論, 但卻未見任何「乾淨用水長期效果」的研究。因此本文目的即在結合此二面向的文獻, 以台灣日治

臺灣大學學術期刊資料庫

時期水道建設爲一自然實驗 (natural experiment), 將1909–1933年日治時期總督府詳盡的疾病、人口、水道建設與各類公共支出資料, 與1980年的人口普查和1989年的中老年人身心健康調查相結合, 以了解乾淨用水取得機會的增加是否可以在改善當下健康狀況的同時, 進而影響人力資本累積, 對更長期的教育、健康與婚姻狀況造成影響。若出生時乾淨用水取得機率對其未來十數年甚至數十年之後狀況的正向影響仍然存在, 不但能證明嬰幼兒時期健康衝擊具長期影響的猜測, 也突顯乾淨用水的效益超過以往的想像。對水資源政策的成本效益考量, 也將有重要的政策意涵。

本文的架構如下: 第2節爲文獻回顧, 簡述前人對於水、健康、教育之長短期關係的研究; 第3節爲資料敍述, 說明資料來源與各指標的計算方法; 第4節爲實證結果, 其中第一小節討論傳統最小平方法 (OLS) 的結果; 第2小節則討論 OLS 可能產生的偏誤, 工具變數的選擇與兩階段最小平方法 (2SLS) 的結果; 第5節則爲結論與討論。

2 文獻回顧

文獻上已有衆多研究探討用水品質的改善對健康的影響。舉例來說, Ferrie and Troesken (2008) 指出, 芝加哥在1850–1925採取一連串改善水源政策同時, 粗估死亡率下降了60%, 其中又以淨水方法所帶來的傷寒與腹瀉死亡率下降貢獻最大。此外, 乾淨用水的普及除了降低重大疾病盛行率, 也同時減少了一般分類上與水無關, 如感冒與心臟疾病、肺炎等疾病的死亡率。

另外, Gamper-Rabindran et al. (2010) 以巴西爲例, 也發現水管用水的有無與嬰兒死亡率有顯著負相關。Galiani et al. (2005) 則發現, 1990年代阿根廷水公司私有化後, 供水的品質變高了: 漏水量變少、輸送管路連線變多、維修期延遲變短。更有趣的是, 自來水私有化地區的嬰兒死亡率, 相較於仍爲公營地區, 甚至還下降約8%, 而最高的下降幅度 (26%) 則出現於最貧困的地區! 此外, Lee et al. (1997) 則提出, 探討衛生設施與用水品質的改善對小孩子健康的影響時, 需要考慮環境改善後對家庭資源的分配、哪些小孩能存活下來, 以及存活下來的小孩子的健康影響。該文使用用水來源的虛擬變數進行分析發現, 在控制前二者的影響下, 衛生環境與用水品

臺灣大學學術期刊資料庫

質的改善, 對小孩的健康產生正向影響。

不過自來水普及比率與死亡率的負相關, 可能是由於某個遺漏變數 (omitted variable, 如當地平均所得) 同時影響這兩個變數的結果, 此即所謂內生性 (endogeneity) 的問題, 需以工具變數法加以解決。文獻上目前只有兩篇研究使用此法: 其中 Mangyo (2008) 使用中國資料, 以社區的所得跟社區能否取得用水當作工具變數, 研究能在家取得用水或是需要到他處取得用水是否對小孩子的健康 (身高、體重、BMI) 有影響。作者發現只有在家長高教育的家庭中, 用水的正向影響才較顯著。Ferrie and Troesken (2008) 則以各地水公司是否公營, 以及消費者是否對管線服務付費當作工具變數, 發現鉛製水管 (lead pipe) 的使用讓嬰兒死亡率上升了25–50%。

另一方面, 嬰幼兒時期健康的長期影響也是近來文獻討論的重點, 這些研究發現, 低出生體重或是嬰幼兒時期環境的負面因素, 皆會對將來發展產生負面衝擊。舉例來說, Behrman and Rosenzweig (2004) 發現, 出生體重的增加, 會增加其日後的教育成就與成人身高, 且此項效果不會出現於成人的身體質量指數 (BMI) 上。Almond et al. (2005) 的結果則顯示, 低出生體重的胎兒之一年內死亡率、花費的醫療成本均較高。Black et al. (2007) 分析挪威資料則得到, 低出生體重具有降低日後 IQ 與身高的長期影響。Lin et al. (2007) 更指出低出生體重會降低其日後就讀大學的機率, 不過若是父母的教育程度夠高, 則此負面效果會被部分抵銷。不過此效果僅對男嬰有效, 顯示出女嬰受到歧視的現象。而且此項抵銷作用只出現在懷孕週期完整且體重不足的狀況較不嚴重的胎兒上。另外, Lin and Liu (2009) 以雙胞胎當作比較基準, 發現若是年輕且教育程度較低的母親, 所生出之體重不足的胎兒, 其在15歲時的成績表現也會較差。

在嬰幼兒時期負面環境因素影響的研究上, Almond and Mazumder (2005) 與 Almond (2006) 以1918大流感作爲自然實驗, 並以孕婦死亡率當作流感嚴重程度的代理變數。他們的研究結果顯示與其他時期出生者相比較, 此時期出生者, 日後教育程度、所得、社會地位相對較低; 身體不便, 罹患各類疾病比例相對較高, 顯示出胎兒的健康會影響人力資本。劉奕彣 (2008) 以台灣1918大流感爲例, 結合日治時期總督府疾病死亡率、出生資料, 與1980普查資料加以分析, 也得到相同的結果。

臺灣大學學術期刊資料庫

除了流感之外, van den Berg et al. (2006) 研究荷蘭一萬四千名生於1812到1912年間的樣本發現:「最令人驚訝的是, 出生在景氣衰退時的人, 要比出生則景氣繁榮時者少活幾年!」(the most striking result is the individuals born in a recession lives a few years less than individuals born in a boom!) Banerjee et al. (2010) 研究1863到1890年法國南部葡萄產區因葡萄虱 (phylloxera) 蟲害而導致的植物枯萎病 (Bight), 也發現在此一所得衝擊嚴重時期出生的人, 身高矮了約0.6到0.9公分; Bleakley (2006) 也提出, 在美國南方1920年代, 成功執行消滅瘧疾計畫政策之後出生的人, 相較於幾年前出生的族群, 有較高的教育程度與所得; 而1900年美國的「消滅鉤蟲政策 (De-worm Campaign)」也有同樣的效果 (Bleakley, 2007)。Bleakley (2009) 總結認爲, 這些熱帶疾病撲滅計畫「主要是透過減少嬰幼兒時期的感染來改善健康資本」(particularly via the effect of being infected in the early life)。

另外也有研究發現, 出生在1846年馬鈴薯饑荒時期的荷蘭人壽命較短 (van den Berg et al., 2007); Meng and Qian (2006) 指出於中國1960年代大饑荒時出生的人, 健康狀況 (如身高、體重等) 較差。魏凱立 (2000) 利用總督府於1921–1931年所做的成年人平均身高調查發現, 1908–1910年間所出生的人, 相較於1887–1889所出生者高約2.5公分。以上的研究, 都顯示了出生時期的經濟、社會與疾病狀況, 對一個人數十年後的狀況仍有顯著的影響, 此即 Currie (2008) 所言:「胎兒的健康可能是特別重要的, 因此, 保障孕婦的健康也許是用來提升孩童健康的有效方法之一」(Fetal health may be particularly important, and hence that protecting the health of mothers may be one of the most effective ways to improve child health)。

健康衝擊也可能對婚姻狀況產生影響。文獻認爲, 良好的婚姻可以增進一個人的健康, 此爲婚姻的保護效果 (marriage protection effect)。不過反過來, 身體健康者也較易尋求婚姻, 並且維持其良好狀態, 此即婚姻的選擇效果 (marriage selection effect)。由於本文討論的是嬰幼兒時期事件對未來的影響, 因此主要聚焦於後者。舉例來說, Murray (2000) 以美國的狀況指出, 18歲時身體質量指數或是身高過低的男性, 結婚的機率較低。Cheung (1998) 則以英國 NCDS 的資料發現婚姻的選擇效果確實存在。

臺灣大學學術期刊資料庫

Fu and Goldman (1996) 也發現, 在美國, 體重過重與身高過矮者, 尋求婚姻的機率都比較低。不過此類文獻皆以青年時期的健康做爲解釋變數, 如本研究考慮嬰幼兒時期健康者, 據作者所知, 並無相關記載。

綜合目前文獻結論可以發現, 嬰幼兒時期面臨的負面健康狀況, 的確會對其數十年後的未來有不良的影響, 這樣的結果也與醫學上的「胚胎起源假說」吻合。因此, 出生時期的乾淨用水取得對未來教育健康所得會有所影響, 也應爲一合理推測。

最後, 就作者所知, 文獻上並未有「將乾淨用水視爲嬰幼兒時期所受負面健康衝擊, 以檢驗其長期效果」的探討, 這可能是因爲資料取得配對不易的緣故: 水道建設時期較早的國家, 可能缺乏當時的水道普及率或疾病死亡率等資料, 而晚近才有水道建設之處, 又受限於時間太短, 無法連結出生後數十年的狀況。台灣在1895至1945的日治時期, 是世界上少數在20世紀初即有完整國家官書記錄的地區, 將其與60年後的1980年台灣普查資料相結合, 正好足以提供夠長的資料區間進行分析, 這是台灣豐富歷史資料可做的貢獻。再者, 本文以當時州廳財政狀況做爲工具變數, 討論內生性的問題, 也可對此一文獻上, 內生性較爲稀少的討論有所貢獻。

3 資料敘述

日治時期台灣水道的設置, 主要是爲了解決原本井水不足及水質不佳所可能導致的公共衛生問題。台灣水道建設自1896年總督府衛生工程技師巴爾登 (William Burton, 人稱台灣自來水之父) 與其助手濱野彌四郎的衛生工事調查開始發展, 其間經歷了1920年代都市計畫的迅速擴張, 至1937年日軍發動侵華戰爭爲止, 共興建了淡水、基隆、台北、士林、北投、新竹、台中、彰化、嘉義、大甲、斗六、台南、高雄等共111處水道。

水道完成後, 居民即可向管理單位申請設置水栓。由台灣日日新報與水栓相關的報導中, 讀者可以對水栓使用狀況有更深入的了解。舉例來說, 1911年7月15日的一則「用水須知」, 提到:「北投士林兩水道, 于初九日旣舉大竣工式。其希望使用者, 應即稟請於水道管理者 – 井村台北廳長。使用料即專用給水栓一個每月60錢, ··· 共用給水栓一個每月1圓, 若使用者踰3戶以上, 一戶每增30錢。··· 間有事故停止給水至二日以上之時, 可

臺灣大學圖書館 期刊資料庫

照其停止日數除減其給水料。但引用者不得濫用給水 · · · 」另外, 1919年7月28日則記載了古亭庄的百軒長屋設有自來水,[1] 平均四戶共用一個水栓。而1911年7月29日的「用水爭論」中則提到:「· · · 松田云昨年租借其屋, 月約租金7圓, 然其中無井水, 距公共水栓遠, 且島人甚不潔, 不宜于衛生, 故欲設專用水道栓, 照秉請規定, 應家主連署 · · · 」以上三段文字記錄說明, 日治時期的水栓爲供水的終端設備, 由家主申請設於家戶中, 並且以月計費。水栓分爲專用栓與共用栓, 專用栓應由一家使用, 共用栓則可能被三個家戶 (或是更多) 一起使用, 並依照戶數加收費用。[2]

在總督府統計書中, 記載了各年專用栓與共用栓的「年末現在戶數」, 兩者相加即是「供水總戶數」, 直接除以總戶數, 即可算出用水普及率。然而,「現住人口統計」自1932年起才開始記載戶數, 因此我們只能退而求其次, 以「水栓戶數除以人口數」作爲普及率的代理變數, 並以「水栓供水戶數 (每千人)」稱之。[3]

另外因日治時期曾重劃行政區, 再加上某些變數僅記載到較爲大型的行政區分劃爲止, 故本文將日治時期台灣分爲台北地區 (包含台北、基隆、宜蘭)、新竹地區 (包含桃園、新竹)、台中地區 (包含台中、苗栗、彰化、南投)、高雄地區 (包含高雄、台南、嘉義、雲林、屏東、澎湖)、花蓮地區 (包含花蓮)、台東地區 (包含台東) 6區, 分別計算此六區在西元1909年到西元1933年的乾淨用水比率, 各地各年的水栓供水戶數 (每千人) 變化請見圖1。接著連結普查或是抽查資料中的出生地資訊, 來計算乾淨用水對教育及其他變數的影響。

本文使用的資料來自於: 行政院主計處 (1980)、台灣總督官房統計課

[1]此爲興建給中間階級以下民衆居住的住宅。

[2]以1933年爲例, 台北市統計書記載專用栓 20,143 個, 共用栓 1,350 個 (不含消防栓與噴水池等); 總督府統計書 (台北州下的台北) 則記錄專用栓的年末現在戶數有 21,139 個, 共用栓的年末現在戶數有 8,385 個。大約是 6.21 戶共用一個共用栓。但台北州統計書與台中州統計書直到 1928 年才開始加載實際水栓個數, 較供水戶數記錄晚了約 20 年。

[3]台灣總督府內務局 (1915) 中亦記載完工時的估算水道可供使用人數, 但由於主水道初完成不代表輸送至各地的管線全都完成, 再加上當時給水區人口短時間增加亦相當快速, 因此以水道建成時間的可供使用人數當作指標並不恰當。與此數據相較, 由於水栓供水戶數 (每千人) 爲輸水管線最終端, 直接和使用人數相關, 因此更能代表了乾淨用水的普及程度。

期刊資料庫

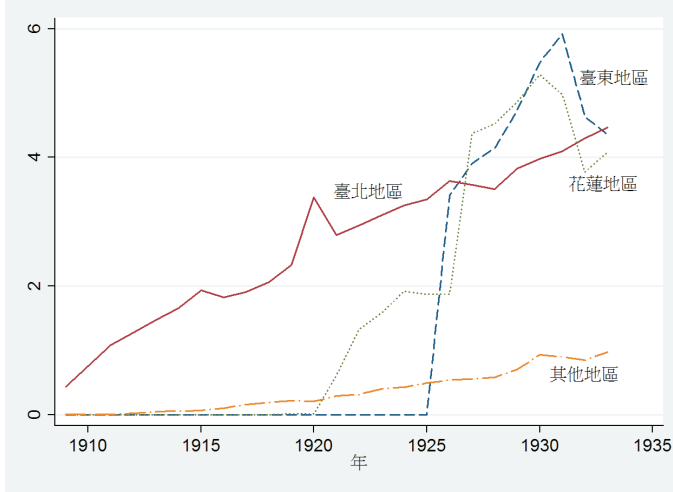


圖 1: 1909–1933年各地水栓供水戶數 (每千人)

(1908–1933)、行政院衛生署國民健康局 (1989)、台灣總督官房調查課 (1909–1940)、台灣總督官房統計課 (1909–1940) 分別介紹如下。

(1) 行政院主計處 (1980)

本文的主要分析樣本爲出生於1909–1933年, 且仍在1980年的普查資料可被觀察到的個體。由於個體資料是以出生地連結至日治時期出生時的水道普及率與其他控制變數, 因此排除未在台灣出生的移民者。教育程度可分成教育年數、識字與否、小學畢業與否、國中畢業與否、高中畢業與否、大學畢業與否等六項指標: 其中僅有年數爲連續變數, 其他五項則爲虛擬變數。各年各地的平均教育年數變化呈現於圖 2。在圖 2 中可以看到東部地區的平均教育年數領先於其他地區, 但此現象並非一直持續, 大約在1940年出生的群體, 其他地區的平均教育年數就已經超過台東地區, 並且追上花蓮地區。

表 1 記錄了樣本的基本統計量, 在總共約 208 萬人中, 平均教育程度爲 3.68 年。小學畢業者占了 52%, 國高中畢業者則有 10.9% 與 5.6%, 大學畢業則只有 1.64%, 平均來說, 女性教育取得遠低於男性。

大學學術期刊資料庫

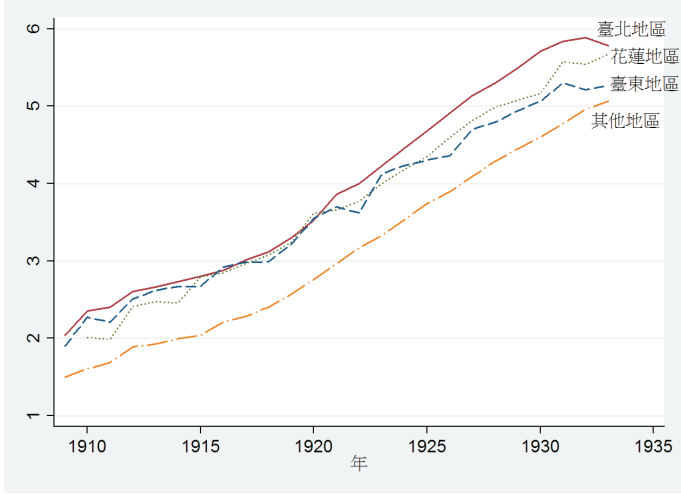


圖 2: 出生於1909–1933年者之平均教育年數

表 1: 1980年普查中, 於1909–1933年在台出生之樣本敍述統計

	所有樣本 (n = 2,079,993)	男性樣本 (n = 1,025,402)	女性樣本 (n = 1,054,591)
教育年數	3.68	5.10	2.31
	(3.88)	(3.89)	(3.35)
識字 (%)	56.87	75.95	38.32
	(0.50)	(0.43)	(0.49)
小學畢業 (%)	52.27	70.53	34.52
	(0.50)	(0.46)	(0.48)
國中畢業 (%)	10.96	16.80	5.29
	(0.31)	(0.37)	(0.22)
高中畢業 (%)	5.60	8.95	2.35
	(0.23)	(0.29)	(0.15)
大學畢業 (%)	1.64	2.91	0.39
	(0.13)	(0.17)	(0.06)
女性 (%)	50.7		

附註: 欄中數字爲平均數。小括弧中數字爲標準差。

臺灣大學學術期刊資料庫

(2) 台灣總督官房統計課 (1908–1933)

台灣人口動態統計依年齡及疾病種類紀錄各年的出生與死亡人數, 藉此可以計算出孕婦死亡人數, 再除以總生產數 (包含生產與死產), 即可計算各年各區的孕婦死亡率。而嬰兒死亡率則以零到一歲的死亡人數除以當年的生產數 (不含死產)。此外, 我們亦可依照死因類別, 計算傷寒死亡率, 以此當作短期健康的指標。

(3) 台灣總督官房調查課 (1909–1940)、台灣總督官房統計課 (1909–1940)

台灣總督府統計書記載各年各地的水栓戶數 (含專用栓與共用栓)、營業稅總數、雜種稅總數、教育費用 (主要爲小、公學校費用)、衛生費用 (含公醫費與疾病預防費), 將這些統計數字除以台灣現住人口統計的各年總人口數, 即可得到本文主要變數的水栓供水戶數 (每千人), 作爲迴歸中其他控制變數的出生後7年平均每人教育費、[4] 平均每人衛生費, 以及作爲工具變數的平均每人營業稅收與平均每人雜種稅收。此外, 所有稅收或是政府支出, 均以吳聰敏 (2005) 所計算, 以1914年爲基期的各地消費者物價指數進行調整。

表2記錄這些以州廳年爲單位的變數值, 平均水栓供水戶數 (每千人) 爲1.096個, 孕婦死亡率爲千分之4.7, 嬰兒死亡率爲百分之16, 平均每人教育費用 (出生7年後) 衛生費用、去年營業稅及雜種稅收入, 以及平均每人實質農業所得則分別爲0.8,[5] 0.07, 0.4, 0.4及47.4圓。圖1則爲各年各地區的水栓供水戶數 (每千人) 之變化。我們可以看出台北地區自1910年開始普及率即穩定的上升, 台東、花蓮則在1920和1925年進入水道水的時代, 至於新竹、台中與高雄三地區的水栓供水戶數 (每千人) 則自1915年開始呈穩定上升的趨勢。

(4) 行政院衛生署國民健康局 (1989)

中老年人長期追蹤調查問卷內, 除了基本的出生年、地與婚姻狀況、教育程度外, 亦包含樣本是否因某些疾病而造成不便, 依其嚴重程度可區分爲:

[4]本文另外也試過出生6年或是8年後的平均教育費用, 但結果相同。

[5]取自李維倫 (2007) 的計算。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 2: 州廳水栓供水戶數 (每千人)、死亡率、政府支出及稅收加權敍述統計: 1909–1933

	平均 ($n = 149$)	最小值	最大值
(1) 出生當年水栓供水戶數 (每千人)	1.10 (1.29)	0	5.92
(2) 死亡率變數			
孕婦死亡率 (%)	0.47 (0.16)	0	1.07
嬰兒死亡率 (%)	15.91 (1.83)	10.59	24.74
(3) 政府支出			
出生7年後平均每人教育費用	0.80 (0.35)	0.35	3.58
出生當年平均每人衛生費用	0.07 (0.06)	0.006	0.64
(4) 政府稅收			
出生1年前平均每人營業稅 (圓)	0.40 (0.20)	0.08	1.08
出生1年前平均每人雜種稅 (圓)	0.40 (0.14)	0.07	0.78
(5) 平均每人實質農業所得 (圓)	47.40) (12.06)	17.06	74.50

附註: 本表數值以表1樣本數加權。小括弧中爲標準差。孕婦死亡率採用半年的落後期。(3) 和 (4) 以1914年爲基期的 CPI 做調整。

無此病症、毫無不便、有點不便、很不方便、以及影響不明。本文將有點不便、很不方便視爲有此疾病, 作爲長期健康的指標。在婚姻狀況上, 則將有偶 (相對於分居、離婚、喪偶、不曾結婚) 視爲婚姻狀況良好, 兩者皆爲二元變數。

再者, 由於此資料爲抽查, 不但總樣本數較少, 所涵蓋之年份最早僅爲西元1912年, 且因西元1929–1933年的人數過少, 在之後迴歸分析時會產生線性重合的狀況, 因此我們僅採用西元1912–1928年出生者樣本分析。從表3敍述統計資料我們可以發現樣本, 罹患循環不良、消化道潰瘍、駝背、氣喘、白內障比例, 分別爲15%、16%、1%、14%、13%, 而婚姻狀況

臺灣大學圖書館 期刊資料庫

表 3: 1989年老年人調查中, 出生於1912–1928年樣本敘述統計

	所有樣本 ($n = 2{,}584$)	男性樣本 ($n = 1{,}305$)	女性樣本 ($n = 1{,}279$)
循環不良 (%)	14.71	11.26	18.22
	(35.42)	(31.63)	(38.61)
消化道潰瘍 (%)	16.45	13.64	19.31
	(37.08)	(34.33)	(39.49)
駝背 (%)	1.43	0.77	2.11
	(11.88)	(8.72)	(14.38)
氣喘 (%)	13.74	15.48	11.96
	(34.43)	(36.18)	(32.46)
白內障 (%)	12.93	9.43	16.50
	(33.55)	(29.23)	(37.13)
婚姻狀況良好 (%)	67.25	80.67	53.56
	(46.94)	(39.50)	(49.89)
男性 (%)	50.50		

附註: 欄中數字爲平均數。小括弧中數字爲標準差。將有偶視爲狀況良好 (= 1), 分居婚姻、離婚、喪偶與從未結婚則否 (= 0), 在婚姻狀況不良好的846個樣本中, 喪偶共有783個樣本, 比例最高。

良好的比例則爲67%。

4 實證結果

4.1 水栓供水戶數 (每千人) 對未來教育、健康、與婚姻的 OLS 分析結果

本文以個體出生時、地之水栓供水戶數 (每千人) 的高低作爲主要解釋變數, 估計乾淨飲水對未來各類發展變數的影響。依 Almond and Mazumder (2005) 與 Almond (2006) 的設定, 以個人爲觀察單位, 將迴歸模型設定如下:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 \cdot \text{出生當年水栓供水戶數 (每千人)}_i + \beta_2 \cdot \text{性別}_i + \beta_3 \cdot \text{出生7年後平均教育費}_i + \beta_4 \cdot \text{出生當年平均衛生費}_i + \beta_5 \cdot \text{出生當年平均每人實質農業所得}_i$$

臺灣大學學術期刊資料庫

$$+\left[\Sigma_{j=1}^{5}\beta_{6,j}\cdot j\text{地區虛擬變數}_i\right]+\left[\Sigma_{j=1909}^{1933}\beta_{7,k}\cdot k\text{年虛擬變數}_i\right]$$
$$+\beta_8\cdot\text{孕婦死亡率}_i+\varepsilon_i。 \quad (1)$$

在解釋變數方面, 出生當年水栓供水戶數 (每千人) 的係數, β_1, 即爲本文最主要的研究對象。性別則被用來捕捉當時重男輕女的現象。我們也放入出生後7年平均每人教育費用與出生當年平均衛生費, 用以代表日治時期政府投入對衛生與教育的影響。而出生當年平均每人實質農業所得則控制當時各地不同經濟發展狀況。最後, 爲了控制各地區不因年度不同而有所改變的影響 (如某些地區緯度較低, 較易發生傳染病), 與每年對各地區皆相同的影響 (如某年殖民政府開始對全台實施某種教育或公衛政策), 我們也放入地區與年度的虛擬變數。最後, 依 Almond (2006) 所言, 我們亦放進孕婦死亡率, 作爲當時公共衛生與疾病狀況的代理變數。此外, 我們以 robust 估計解決各地區變異數不齊一性的問題。在被解釋變數方面, 則包含了教育、長短期健康、婚姻等, 以下將於各小節一一說明。

4.1.1 教育成就

表4爲水栓供水戶數 (每千人) 對教育年數之迴歸分析結果。欄 (1) 的解釋變數只有水栓供水戶數 (每千人), 係數爲 0.568, 且爲 1% 顯著。這表示當水栓供水戶數 (每千人) 增加一個時, 教育程度會增加0.56年。不過這係數當然是高估的: 因爲我們並未將同時與教育與水栓呈正向關係的變數如公共建設、所得等考慮進去。因此在欄二至欄五間, 我們漸次加入性別、政府的教育及衛生支出與平均每人農業所得、控制固定效果的地區及各年狀況變化 (如技術進步) 的年度虛擬變數、以及代表當時公共衛生狀況的孕婦死亡率。從比較各欄係數可以發現, 水栓戶數的影響越來越小, 這符合我們之前對遺漏變數影響的認知。而在最後欄五的完整迴歸設定中, 係數則降至 0.056。由於圖 1 中, 日治時期水栓供水戶數 (每千人) 從 1909 年的 0.08 上升到 1933 年的約 4 左右, 因此水道建設在 20 年間貢獻了 0.22 年的教育程度, 約佔當時平均教育年數 3.68 年的 5.98%, 影響不算小。

在其他變數的影響方面, 首先可以看到, 由於傳統重男輕女觀念的影響, 女性的教育年數會比男性少 2.7 年, 此一結果亦可由雙方的平均數差距上明顯看出。而出生當時農業所得與出生 7 年後之平均教育費用的係數

臺灣大學學術期刊資料庫

表 4: 出生時水栓供水戶數 (每千人) 對日後教育年數的線性機率模型 (OLS) 結果

教育年數 (n = 2,079,993)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
出生當年水栓供水戶數 (每千人)	0.568*** (0.062)	0.544*** (0.059)	0.333*** (0.044)	0.053** (0.014)	0.056*** (0.015)
女性		−2.753*** (0.044)	−2.712*** (0.045)	−2.682*** (0.046)	−2.682*** (0.046)
出生7年後平均每人教育費用			0.587*** (0.140)	0.236*** (0.044)	0.236*** (0.043)
出生當年平均每人衛生費用			−0.239 (0.830)	−0.489** (0.224)	−0.484** (0.227)
出生當年平均每人實質農業所得			0.055*** (0.005)	0.004** (0.002)	0.004** (0.002)
孕婦死亡率 (%)					−0.028 (0.073)
地區虛擬變數	No	No	No	Yes	Yes
年虛擬變數	No	No	No	Yes	Yes
常數項	3.060*** (0.130)	4.483*** (0.135)	1.631*** (0.214)	2.769*** (0.094)	2.790*** (0.094)
R-squared	0.036	0.161	0.192	0.214	0.214

註: ***, **, 和 * 分別表示1%、5%、10%的顯著性, 小括弧中爲標準差。孕婦死亡率採用半年的落後期, 使用一年落後期或是採用當年的, 仍有類似的迴歸結果。樣本爲1980年台閩地區戶口及住宅普查中於1909–1933年在台出生者。以最後一個模型爲例, 各地區的虛擬變數之係數與標準差爲 (台中爲對照組), 台北: 0.686 (0.038), 新竹: 0.309 (0.033), 高雄: −0.022 (0.041), 花蓮: 0.361 (0.083), 台東: 0.356 (0.083)。

正向而且顯著, 表示所得與政府教育支出對日後教育程度皆有影響。另外, 雖然衛生費用的增加對日後教育應有正向影響, 但由於日治時期衛生環境相當惡劣, 政府亦會在公共衛生環境不佳之處增加衛生費用, 從結果來看, 迴歸係數的效果應是後者遠大於前者。最後, 在外在環境的變因上, 孕婦死亡率的係數雖爲負, 但在控制了年度與地區虛擬變數後就不顯著了。劉奕彣 (2008) 發現, 台灣孕婦死亡率除了在1918年大流感侵襲時大幅提高外, 其他時間都相當低且變異不大, 因此在加入年度虛擬變數後其值變小

臺灣大學學術期刊資料庫

表 5: 出生時水栓供水戶數 (每千人) 對日後其他教育指標的線性機率模型 (OLS) 結果

模型 (n = 2,079,993)	識字	小學	國中	高中	大學
(1)	0.069***	0.075***	0.023***	0.013***	0.004***
	(0.008)	(0.009)	(0.002)	(0.001)	(0.0003)
(2)	0.066***	0.071***	0.022***	0.013***	0.004***
	(0.008)	(0.008)	(0.002)	(0.001)	(0.0003)
(3)	0.034***	0.040***	0.017***	0.011***	0.003***
	(0.006)	(0.006)	(0.002)	(0.0008)	(0.0002)
(4)	0.002	0.004***	0.005***	0.004***	0.001***
	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.0008)	(0.0003)
(5)	0.004***	0.004***	0.005***	0.004***	0.001***
	(0.001)	(0.002)	(0.001)	(0.0008)	(0.0003)

註: ***, ** 和 * 分別表示1%、5%、10%的顯著性, 小括弧中爲標準差。孕婦死亡率採用半年的落後期, 使用1年落後期或是採用當年的, 仍有類似的迴歸結果。樣本爲1980年台閩地區戶口及住宅普查中於1909–1933年在台出生者。各模型的解釋變數: (1): 只有水栓供水戶數 (每千人); (2): (1) + 女性; (3): (2) + 出生7年後平均每人教育費用 + 出生當年平均每人衛生費用 + 出生當年平均每人實質農業所得; (4): (3) + 地區虛擬變數 + 年虛擬變數; (5): (4) + 孕婦死亡率。

且不顯著, 應是年度虛擬變數捕捉了流感影響所致。

表5則對其他五項二元教育變數進行相同的迴歸過程, 在此我們使用的是線性機率 (linear possibility) 統計法,[6] 遵循表4, 我們也報告漸次加入各解釋變數後的水栓供水戶數 (每千人) 係數值。整體來說, 水栓供水戶數 (每千人) 的係數均爲正向顯著。在經濟顯著上, 若以最後的完整模型所得結果來做計算, 水栓戶數最高可對識字與否、小學畢業、國中畢業、高中畢業與大學畢業的機率產生1.6%、1.6%、2%、1.6%與0.4%的正向影響, 且整體來說, 對越高程度的教育, 水栓戶數所解釋的變異就越大。以上的結果顯示出, 當一個人在胚胎及嬰兒時期, 若越能夠使用乾淨用水, 在改善健康的同時, 也能對將來的人力資本的累積帶來正向的影響。

[6]此處被解釋變數雖爲二元, OLS 與 probit 得到結果並無不同。

臺灣大學學術期刊資料庫

4.1.2 中老年人身心調查中的疾病與婚姻狀況

生命早期的負向健康衝擊, 也會對年老健康造成相當程度的影響。Almond and Mazumder (2005) 研究美國 SIPP 資料發現, 胚胎時期暴露在1918大流感之下的個體, 比起前後出生只差幾個月的人, 有更高的機率行動能力與聽力較差, 並感覺自己健康不好。因此我們依式 (1) 的設定, 並將被解釋變數從教育程度改爲1989年中老人身心調查中的各類疾病變數, 以檢測乾淨用水是否對老年時疾病有所影響。由於被解釋變數均爲老年所患疾病, 因此在分析時, 我們也多加入了婚姻狀況與教育程度當作控制變數。

表6列出循環不良作爲被解釋變數的迴歸。我們可以發現, 水栓戶數與是否循環不良成反比, 其係數值雖因不同模型設定有所不同, 但水栓供水戶數 (每千人) 增加一個, 罹患循環不良的機率下降約2.6%。至於其他變數的影響, 除性別外皆不顯著, 但方向的正負符號仍大致符合預期。

表7則列出漸次加入控制變數後, 水栓戶數對消化道潰瘍、駝背、氣喘、白內障四項疾病變數的迴歸。此處總共有20條迴歸式, 其中水栓戶數的係數共有18個爲負, 雖然係數的大小與方向基本上皆合乎預期, 在經濟顯著性上也的確可看出影響力的存在, 但在最後一個模型裡, 僅有白內障和消化道潰瘍有5%之顯著性, 其他疾病皆不顯著, 這樣的結果可能是由樣本數目所導致。[7]

整體來說, 雖然迴歸顯著性表現不盡理想, 但係數的大小與方向也顯示, 嬰兒時期水栓越普及, 將來罹患常見的老年人疾病的機率將會降低, 這也與先前研究結果相呼應。

表8報告的則是中老年人身心調查中的婚姻狀況作爲被解釋變數的迴歸結果, 我們將有偶視爲狀況良好 (= 1), 分居婚姻、離婚、喪偶與從未結婚則否 (= 0)。此處迴歸設定除婚姻狀態外, 則和疾病迴歸完全相同。實證結果顯示, 水栓供水戶數 (每千人) 增加1個, 可使婚姻狀況佳的機率增加3.1%。此外, 資料中, 在婚姻狀況不良好樣本中, 喪偶占了92.55%, 顯然, 胚胎時期的良好健康, 所帶來的成年時人力資本及健康狀況的改善, 與其

[7]中老年人身心調查中所記錄的疾病還包括了風濕、青光眼、心臟疾病、腎臟疾病等共27項, 我們也分別對這些疾病作迴歸。不過由於其結果都非常不顯著 (標準差遠大於係數), 因此本文並未將其結果列出。

期刊資料庫

表 6: 出生時水栓供水戶數 (每千人) 對老年是否循環不良的線性機率模型 (OLS) 結果

循環不良 ($n = 2{,}584$)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
出生當年水栓供水戶數 (每千人)	−0.013***	−0.009**	−0.020*	−0.019*	−0.026**
	(0.004)	(0.004)	(0.010)	(0.010)	(0.012)
女性	0.070***	0.069***	0.067***	0.031*	0.031*
	(0.014)	(0.015)	(0.015)	(0.017)	(0.017)
出生7年後平均每人教育費用		−0.017	−0.066	−0.046	−0.051
		(0.024)	(0.127)	(0.128)	(0.130)
出生當年平均每人衛生費用		−0.001	−0.184	−0.218	−0.280
		(0.164)	(0.254)	(0.258)	(0.255)
出生當年平均每人實質農業所得		−0.001	−0.001	−0.0008	−0.001
		(0.0006)	(0.001)	(0.001)	(0.001)
孕婦死亡率 (%)					0.128
					(0.124)
地區虛擬變數	No	No	Yes	Yes	Yes
年虛擬變數	No	No	Yes	Yes	Yes
教育虛擬變數	No	No	No	Yes	Yes
婚姻虛擬變數	No	No	No	Yes	Yes
常數項	0.123***	0.184***	0.262***	0.284***	0.245**
	(0.009)	(0.029)	(0.098)	(0.100)	(0.105)
R-squared	0.011	0.013	0.022	0.032	0.032

註: ***, **, 和 * 分別表示1%、5%、10%的顯著性, 小括弧中爲標準差。孕婦死亡率採用半年的落後期, 使用一年落後期或是採用當年的, 仍有類似的迴歸結果。樣本爲 1989 年中老年身心社會生活狀況長期追蹤調查中於 1912–1928 年在台出生者。以最後一個模型爲例, 各地區的虛擬變數之係數與標準差爲 (台北爲對照組), 新竹: −0.133 (0.081), 台中: −0.061 (0.058), 高雄: −0.089 (0.063), 花蓮: −0.020 (0.162), 台東: 0.169 (0.232)。

在婚姻市場上找到健康狀況較佳的配偶, 具有正向關係。[8]

[8]若是只考慮結婚、喪偶的樣本, 刪除分居與離婚的樣本, 則無論是 OLS 或是接下來的 2SLS 之迴歸結果, 都與考慮全部樣本的結果相似。

臺灣大學圖書館 期刊資料庫

表 7: 出生時水栓供水戶數 (每千人) 對其他疾病變數的線性機率模型 (OLS) 結果

模型 (n = 2,584)	消化道潰瘍	駝背	氣喘	白內障
(1)	0.012*	−0.004***	−0.014**	−0.006
	(0.007)	(0.001)	(0.007)	(0.007)
(2)	0.010	−0.005**	−0.013*	−0.010
	(0.008)	(0.003)	(0.008)	(0.009)
(3)	−0.039**	−0.011**	−0.009	−0.019*
	(0.017)	(0.005)	(0.015)	(0.011)
(4)	−0.041**	−0.011**	−0.011	−0.020*
	(0.017)	(0.005)	(0.015)	(0.011)
(5)	−0.036**	−0.008	−0.014	−0.031**
	(0.018)	(0.005)	(0.016)	(0.012)

註: ***, ** 和 * 分別表示1%、5%、10%的顯著性, 小括弧中爲標準差。孕婦死亡率採用半年的落後期, 使用一年落後期或是採用當年的, 仍有類似的迴歸結果。樣本爲 1989 年中老年身心社會生活狀況長期追蹤調查中於 1912–1928 年在台出生者。各模型的解釋變數: (1): 出生當年水栓供水戶數 (每千人) + 女性; (2): (1) + 出生 7 年後平均每人教育費用 + 出生當年平均每人衛生費用 + 出生當年平均每人實質農業所得; (3): (2) + 地區虛擬變數 + 年虛擬變數; (4): (3) + 教育虛擬變數 + 婚姻虛擬變數; (5): (4) + 孕婦死亡率。

4.1.3 短期健康

在先前的文獻回顧中, 我們曾提到過去有許多乾淨用水對短期健康的影響的研究。在此我們也以日治時期 1909 至 1933 的州廳樣本資料, 以研究水道對死亡率的影響。

我們將模型設定如下:

$$\begin{aligned} Y_i = {} & \beta_0 + \beta_1 \cdot \text{出生當年水栓供水戶數 (每千人)}_i \\ & + \beta_2 \cdot \text{出生當年平均衛生費}_i \\ & + \beta_3 \cdot \text{出生當年平均每人實質農業所得}_i \\ & + \left[\Sigma_{j=1}^{5} \beta_{4,j} \cdot j\text{地區虛擬變數}_i\right] \\ & + \left[\Sigma_{j=1909}^{1933} \beta_{7,k} \cdot k\text{年虛擬變數}_i\right] + \varepsilon_i \text{。} \end{aligned} \tag{2}$$

臺灣大學學術期刊資料庫

表 8: 出生時水栓供水戶數 (每千人) 對未來婚姻狀況的線性機率模型 (OLS) 結果

婚姻狀況良好 ($n = 2{,}584$)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
出生當年水栓供水戶數 (每千人)	0.015	−0.006	0.011	0.013	0.031
	(0.010)	(0.010)	(0.019)	(0.019)	(0.021)
女性	0.271***	0.268***	0.263***	0.242***	0.241***
	(0.022)	(0.021)	(0.021)	(0.022)	(0.022)
出生當年平均每人衛生費用		0.276	−0.324	−0.293	−0.126
		(0.329)	(0.408)	(0.417)	(0.413)
出生7年後平均每人教育費用		0.046	0.111	0.095	0.109
		(0.060)	(0.095)	(0.093)	(0.092)
出生當年平均每人實質農業所得		0.005***	0.001	0.0004	0.001
		(0.001)	(0.002)	(0.019)	(0.002)
孕婦死亡率 (%)					−0.332*
					(0.170)
地區虛擬變數	No	No	Yes	Yes	Yes
年虛擬變數	No	No	Yes	Yes	Yes
教育虛擬變數	No	No	No	Yes	Yes
常數項	0.523***	0.242***	0.344***	0.346***	0.453***
	(0.029)	(0.065)	(0.126)	(0.127)	(0.134)
R-squared	0.085	0.105	0.140	0.144	0.146

註: 將有偶視爲狀況良好 (= 1), 分居婚姻、離婚、喪偶與從未結婚則否 (= 0), 在婚姻狀況不良好的 846 個樣本中, 喪偶共有 783 個樣本, 比例最高。***, ** 和 * 分別表示1%、5%、10%的顯著性, 小括弧中爲標準差。孕婦死亡率採用半年的落後期, 使用一年落後期或是採用當年的, 仍有類似的迴歸結果。樣本爲 1989 年中老年身心社會生活狀況長期追蹤調查中於 1912–1928 年在台出生者。以最後一個模型爲例, 各地區的虛擬變數之係數與標準差爲 (台北爲對照組), 新竹: 0.209 (0.085), 台中: 0.158 (0.072), 高雄: 0.227 (0.086), 花蓮: −0.068 (0.153), 台東: −0.034 (0.149)。

表 9 爲短期健康的迴歸結果 (皆以各州廳人口加權), 被解釋變數則爲各年各區的傷寒與嬰兒死亡率。在嬰兒死亡率的迴歸結果中, 三個模型的水栓戶數係數均爲負, 顯示出水栓戶數的增加會讓當年的嬰兒死亡率下降, 然而在顯著性上, 僅第一個模型符合 5% 顯著性, 最後兩個模型的係數爲不顯著。若以最後一個模型計算, 水栓供水戶數 (每千人) 的影響最高可以造成

臺灣大學圖書館 期刊資料庫

表 9: 水栓供水戶數 (每千人) 對嬰兒死亡率及傷寒死亡率的線性機率模型 (OLS) 結果: 1909–1933年州廳樣本

($n = 149$)	嬰兒死亡率 (%)	嬰兒死亡率 (%)	嬰兒死亡率 (%)	傷寒死亡率 (%)	傷寒死亡率 (%)	傷寒死亡率 (%)
水栓供水戶數 (每千人)	−0.188**	−0.126	−0.177	0.003***	0.003***	−0.0004
	(0.094)	(0.091)	(0.132)	(0.0003)	(0.0004)	(0.0005)
平均每人衛生費用		2.003	2.736		0.007	−0.009
		(2.333)	(2.243)		(0.006)	(0.011)
平均每人實質農業所得		−0.030	−0.036		−0.0001***	−0.00006
		(0.016)	(0.025)		(0.000)	(0.00005)
地區虛擬變數	No	No	Yes	No	No	Yes
年虛擬變數	No	No	Yes	No	No	Yes
常數項	16.104***	17.286***	14.429***	0.002***	0.006***	0.014***
	(0.266)	(0.839)	(1.081)	(0.0003)	(0.001)	(0.003)
R-squared	0.445	0.506	0.803	0.016	0.056	0.820

註: ***, ** 和 * 分別表示1%、5%、10%的顯著性, 小括弧中爲標準差。在嬰兒死亡率的迴歸中, 以最後一個模型爲例, 各地區的虛擬變數之係數與標準差爲 (台北爲對照組), 新竹: −2.291 (0.447), 台中: 0.496 (0.385), 高雄: 1.083 (0.481), 花蓮: −1.260 (0.691), 台東: −1.318 (1.043)。在傷寒死亡率的迴歸中, 以最後一個模型爲例, 各地區的虛擬變數之係數與標準差爲 (台北爲對照組), 新竹: −0.013 (0.002), 台中: −0.012 (0.001), 高雄: −0.010 (0.002), 花蓮: 0.004 (0.004), 台東: −0.006 (0.003)。

嬰兒死亡率0.45%的下降 (0.177*4), 約佔嬰兒死亡率15.4%的百分之二, 效果並不算大。另外, 當傷寒爲被解釋變數時, 係數雖爲負但皆不顯著, 且其值甚小。此可能是因爲, 這些疾病的死亡率在我們的研究期間內並不高的緣故。不過整體來說, 我們無法推論用水的改善對短期健康是否有影響。

4.2 工具變數與第一階段迴歸

4.2.1 內生性來源探討、工具變數選擇與第一階段迴歸結果

若有內生性的問題時, 以最小平方法所 (OLS) 求得的係數會產生偏誤的估計結果, 此時需以兩階段最小平方法 (2SLS) 加以校正。一般來說, 內生性的來源不外乎遺漏變數 (omitted variable)、同時性問題 (simultaneity) 與測量誤差 (measurement error) 三項。在遺漏變數上, 我們必須考慮有哪些未被包含在迴歸中, 但卻同時對水栓戶數與教育或健康產生影響的變數。Troesken (2008) 在其研究鉛水管對嬰兒死亡率影響一文中就提到: 如果某些城市對其公共衛生建設非常在意, 使得該城在減少鉛水管的同時, 也實

臺灣大學學術期刊資料庫

施了其他增進居民健康的政策的話, 那鉛水管對健康的負向效果就會被高估; 但若一個城市因已有非常嚴重的公衛問題, 而有意識的減少鉛水管使用的話, 那就只有公共衛生較佳的地區會願意使用鉛管, 此時 OLS 就會低估鉛水管的係數。

Troesken (2008) 上述對內生性偏誤方向的討論, 可以直接與本文水道對教育與健康的影響相呼應: 從州廳層級來看, 較高的公共支出或所得, 可能同時影響水道建設與教育, 雖然我們在迴歸中加入了每人教育與衛生經費、平均每人農業所得與州廳虛擬變數, 但仍無法保證沒有任何遺漏變數的存在, 因 OLS 仍可能高估了水道的影響。反過來說, 若一地區因衛生環境不佳 (例如傳染病盛行), 故須增建水道加以改善時, 衛生環境與水栓數將呈現負相關, 此時 OLS 將會低估水栓所帶來的效果。

在測量誤差上, 因爲我們使用的乃是六大地區的水栓供水戶數 (每千人), 並沒有考慮到各地水栓的密集程度可能有所不同。舉例來說, 甲地區雖然平均水栓戶數多, 但是均集中於某些鄉鎮, 而乙地區的平均水栓戶數雖少, 但是均勻分散於區內, 這也將對估計產生影響。而解釋變數的測量誤差若爲隨機分配, 則 OLS 將會低估了水栓的效果。至於在同時性的考慮上, 由於本文的被解釋變數如教育程度與老年健康等, 皆發生在出生數十年後, 不可能回過頭來影響出生時水栓戶數, 因此此一問題應不存在。

綜上所述, OLS 估計結果可能會有所偏誤。至於偏誤的方向是高估或低估, 須由實證結果來判斷。要解決內生性的問題, 我們必須爲水道找到適當的工具變數, 並以二階段最小平方法來加以估計。依 Levitt (1997) 所言, 一個好的工具變數 (Z) 應有以下兩個重要特質: 首先是相關性 (relevance), 該工具變數跟水道間應有顯著的關係 ($\text{Cov}(Z, \text{水道}) > 0$), 此性質可用弱工具變數測試加以檢定。其次則爲外生性 (exogeneity), 也就是工具變數應與主要迴歸式之殘差項無關 ($\text{Cov}(Z, \varepsilon_i) = 0$)。Angrist and Krueger (2001) 特別提到此一性質基本上無法利用統計工具加以測試, 只能透過詳細的理論與制度細節 (institutional details) 來加以論證。不過當工具變數的個數大於有內生可能性的解釋變數時, 我們則可以用過度認定測試 (over-identification test) 來檢驗工具變數的選取是否有相互矛盾之處。

依台灣水道誌記載, 水道建設經費來源除總督府補助外, 地方亦須負擔

臺灣大學學術期刊資料庫

部分經費, 故地方稅收與水栓的建立應有正向關係。本文從州廳政府收入與支出的結構下手, 依政府財政收支不易有重大改變, 以及當年預算編列與前一年的收入相關的特性, 使用各地各年的前一年之平均營業稅與平均雜種稅收此兩大主要稅收當作工具變數, 來預測當年的水道建設數量。

從地方政府財政收支角度, 來對某項政府支出找尋工具變數, 在文獻上並不少見。舉例來說, Kelly (2000) 與 Cornwell and Trumbull (1994) 就分別以政府支出與平均每人稅收, 來當作警力或警政支出的工具變數。Lin (2009) 則更細緻地以美國各州前一期的營業稅及所得稅稅率作爲當期警力的工具變數。不過在這些文獻中, 由於政府收入的增加也有可能透過教育擴張或失業補助等管道影響犯罪, 因此迴歸式中都必須要將相關變數加以控制。在本文中, 我們也依循文獻, 在解釋變數中加入當時殖民政府直接影響教育與健康的兩大最重要支出: 教育費與衛生費,[9] 因此應能解決此一問題。

再依影響途徑來看, 前一年的稅收, 會透過水栓來影響日後的教育與健康, 但這些遠期影響不可能反過來影響前一年的稅收, 在測量誤差的因素上, 因政府在收取稅收應是在意總數, 不會因爲水栓密度而更改稅收總數, 故測量誤差的效果也可以在稅收的工具變數下消除。

再者, Murray (2006) 也提到, 既然工具變數只透過有外生疑慮的解釋變數影響被解釋變數, 那麼在最終的 OLS 模型再加入工具變數時, 工具變數的係數應不顯著。我們的檢測結果顯示 (爲求行文簡潔, 未在此處呈現迴歸結果), 將平均營業稅與平均雜種稅加入 OLS 的最終模型進行分析後, 此二項變數之係數無論是在顯著性, 或是聯合統計上, 均不顯著, 顯示此二者應爲性質良好的工具變數。

表10以表4的教育迴歸設定爲主, 設定兩階段最小平方法的第一階段的迴歸如下:

$$\begin{aligned} \text{水栓供水戶數 (每千人)}_i = {} & \beta_0 + \beta_1 \cdot \text{出生1年前平均每人營業稅}_i \\ & + \beta_2 \cdot \text{出生1年前平均每人雜種稅}_i \end{aligned}$$

[9]以1925年爲例, 當年各州經常部支出共936萬元: 其中教育經費與衛生費569萬元與7萬元, 各佔47%與4%, 其餘費用則多爲廳與郡役所費 (即公部門人員俸祿與運作所需) 與土木費, 並無其他與健康改善有直接關係的費用。

臺灣大學圖書館 期刊資料庫

$$
\begin{aligned}
&+ \beta_3 \cdot \text{性別}_i + \beta_4 \cdot \text{出生7年後平均教育費}_i \\
&+ \beta_5 \cdot \text{出生當年平均衛生費}_i \\
&+ \beta_6 \cdot \text{出生當年平均每人實質農業所得}_i \\
&+ \left[\Sigma_{j=1}^{5} \beta_{7,j} \cdot j\text{地區虛擬變數}_i\right] \\
&+ \left[\Sigma_{j=1909}^{1933} \beta_{8,k} \cdot k\text{年虛擬變數}_i\right] \\
&+ \beta_9 \cdot \text{孕婦死亡率}_i + \varepsilon_i。
\end{aligned} \tag{3}
$$

從表10的漸次加入解釋變數迴歸結果可知, 在控制了地區與年度虛擬變數後, 稅收對水栓供水戶數 (每千人) 是有正向影響的: 去年稅收增加, 今年就更有可能擴建水道、增加水栓。以最後一個模型 (欄 (5)) 爲例, 前年每人增加1元平均營業稅收或雜種稅收, 約可使今年增加2.7個水栓供水戶數 (每千人), 而二者係數不但均符合1%顯著性, 且其聯合檢定之 F 統計量爲20.68, 超過 Staiger and Stock (1997) 所提的 Weak IV 臨界統計量10, 由此可知, 此二稅收的確會影響水栓戶數, 且其對水栓戶數所產生的變異亦足以支持兩階段估計之所需, 因此應爲夠強韌的工具變數 (strong instruments)。

4.2.2 第二階段迴歸結果

在第一階段迴歸中依工具變數所求出的水栓供水戶數 (每千人) 的預測值後, 即可將其代入第二階段迴歸中求解。不過兩階段應同時估計, 以避免係數標準差的偏誤。本文將二階段模型設定如下:

$$
\begin{aligned}
Y_i = {} & \beta_0 + \beta_1 \cdot \text{出生當年水栓供水戶數 (每千人) 一階預測值}_i + \beta_2 \cdot \text{性別}_i \\
& + \beta_3 \cdot \text{出生7年後平均教育費}_i + \beta_4 \cdot \text{出生當年平均衛生費}_i \\
& + \beta_5 \cdot \text{出生當年平均每人實質農業所得}_i \\
& + \left[\Sigma_{j=1}^{5} \beta_{6,j} \cdot j\text{地區虛擬變數}_i\right] + \left[\Sigma_{j=1909}^{1933} \beta_{7,k} \cdot k\text{年虛擬變數}_i\right] \\
& + \beta_8 \cdot \text{孕婦死亡率}_i + \varepsilon_i。
\end{aligned} \tag{4}
$$

表11記錄了水栓供水戶數 (每千人) 對各類教育變數的第二階段迴歸結果, 我們也放入了表4與表5中完整模型設定的 OLS 結果以供對照。在教育

臺灣大學學術期刊資料庫

表 10: 第一階段迴歸與弱工具變數測試結果

出生當年水栓供水戶數 (每千人) (n = 2,079,993)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
出生1年前平均每人營業稅	5.777***	5.777***	5.240***	2.980***	2.712***
	(0.504)	(0.504)	(0.514)	(0.863)	(0.804)
出生1年前平均每人雜種稅	−1.182*	−1.184*	−1.380**	1.938***	2.736***
	(0.602)	(0.602)	(0.591)	(0.578)	(0.695)
女性		−0.033***	−0.014***	−0.0003	−0.0008
		(0.006)	(0.003)	(0.0006)	(0.0005)
出生7年後平均每人教育費用			0.364*	−1.430***	−1.195***
			(0.208)	(0.281)	(0.234)
出生當年平均每人衛生費用			2.647	2.233*	1.377
			(1.652)	(1.286)	(1.067)
出生當年平均每人實質農業所得			0.019***	−0.035***	−0.029***
			(0.277)	(0.007)	(0.006)
孕婦死亡率 (%)					2.623***
					(0.348)
地區虛擬變數	No	No	No	Yes	Yes
年虛擬變數	No	No	No	Yes	Yes
常數項	−0.769***	−0.751***	−1.818	0.428***	−1.830***
	(0.170)	(0.170)	(0.277)	(0.549)	(0.623)
弱工具變數聯合檢定	84.92	84.94	57.93	12.99	20.68
	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]
R-squared	0.668	0.668	0.732	0.902	0.924

註: *** **, 和 * 分別表示1%、5%、10%的顯著性, 小括弧中爲標準差, 中括弧中爲 p 值。孕婦死亡率採用半年的落後期, 使用一年落後期或是採用當年的, 仍有類似的迴歸結果。樣本爲 1980 年台閩地區戶口及住宅普查中於 1909–1933 年在台出生年者。

年數、識字與否、小學畢業、國中畢業、高中畢業與大學畢業六個教育指標上, 水栓供水戶數 (每千人) 的係數分別爲 0.081、0.009、0.008、0.006、0.004 與 0.008, 皆爲正值。且除大學畢業外, 其他類別顯著皆爲 95% 以上, 可見在經工具變數處理後, 水栓供水戶數 (每千人) 仍對未來教育有顯著的影響。再者, 過度認定測試的卡方值也都非常小, p 值超過 5%, 無法拒絕

臺灣大學學術期刊資料庫

表 11: 出生時水栓供水戶數 (每千人) 對教育變數的線性機率模型 (OLS) 結果與 2SLS 結果比較

(n = 2,079,993)	教育年數	識字	小學	國中	高中	大學
OLS	0.056***	0.004***	0.004***	0.005***	0.004***	0.001***
	(0.015)	(0.001)	(0.002)	(0.001)	(0.0008)	(0.0003)
2SLS	0.081**	0.009**	0.008**	0.006**	0.004***	0.0008
	(0.034)	(0.004)	(0.004)	(0.003)	(0.002)	(0.0007)
過度認定測試	0.100	0.113	0.011	2.880	0.162	0.152
	[0.752]	[0.737]	[0.918]	[0.090]	[0.687]	[0.696]

註: ***, ** 和 * 分別表示1%、5%、10%的顯著性, 小括弧中爲標準差, 中括弧中爲 p 值。孕婦死亡率採用半年的落後期, 使用1年落後期或是採用當年的, 仍有類似的迴歸結果。樣本爲1980年台閩地區戶口及住宅普查中於1909–1933年在台出生者。

兩個工具變數均爲外生的虛無假說, 顯示營業稅與雜種稅兩個工具變數不論拿走哪一個, 其與兩者都放的二階估計結果並無統計上的差距。這表示此兩個工具變數本身並無自相矛盾的狀態,[10] 通過了過度認定測試。

表12的第一部分呈現的, 則是以中老年人長期追蹤調查爲樣本的平均千人水栓戶數對老年健康及婚姻的估計結果。我們可以看出, 就二階段最小平方法的結果來看, 水栓供水戶數 (每千人) 對循環不良、消化道潰瘍、駝背、氣喘、白內障與婚姻狀況等仍有正面影響, 其值分別爲: −0.062、−0.034、−0.009、−0.023、−0.021 以及 0.094。不過除循環不良與婚姻兩個被解釋變數仍有 99% 的顯著外, 其他疾病係數皆不顯著, 這可能是二階段最小平方法會提高標準差的緣故。不過所有的過度認定 J 統計量都接受工具變數無互相矛盾的虛無假設。

而表11與表12也顯示, 2SLS 法所估計出的水栓供水戶數 (每千人) 影響, 除大學畢業與否外, 皆比 OLS 大。對照文獻回顧中 Troesken (2008) 所言, 即是:「公共衛生問題越嚴重的地區越有提供乾淨飲水動機」之低估效果的影響超過了「某些遺漏變數同時增加乾淨用水與教育和健康程度」的高估效果。

除了以上的推論外, 我們也可以嘗試著從「工具變數到底導致了哪些人改變行爲?」的角度來詮釋此一結果。如同 Angrist (2004) 所言,「工具

[10]此處的直覺是, 既然正確的估計值只有一個, 那當我們將兩個工具變數分別使用, 卻得到差距甚大的結果時, 這代表至少有一個一定錯了。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 12: 出生時水栓供水戶數 (每千人) 對健康變數與婚姻狀況的線性機率模型 (OLS) 結果與 2SLS 結果比較

(A) 長期健康與婚姻 ($n = 2{,}583$)	循環不良	消化道潰瘍	駝背	氣喘	白內障	婚姻狀況
OLS	−0.026**	−0.036**	−0.008	−0.014	−0.031**	0.031
	(0.012)	(0.018)	(0.005)	(0.016)	(0.012)	(0.021)
2SLS	−0.062***	−0.034	−0.009	−0.023	−0.021	0.094***
	(0.021)	(0.029)	(0.010)	(0.024)	(0.020)	(0.035)
過度認定測試	0.862	2.305	0.760	1.792	0.037	0.014
	[0.353]	[0.129]	[0.383]	[0.181]	[0.847]	[0.907]
(B) 短期健康 (n=149)	嬰兒死亡率 (%)	傷寒死亡率 (%)				
OLS	−0.177	−0.0004				
	(0.132)	(0.0005)				
2SLS	−0.446	−0.0007				
	(0.864)	(0.003)				
過度認定測試	0.477	0.275				
	[0.490]	[0.600]				

註: ***, ** 和 * 分別表示1%、5%、10% 的顯著性, 小括弧中爲標準差, 中括弧中爲 p 值。孕婦死亡率採用半年的落後期, 使用 1 年落後期或是採用當年的, 仍有類似的迴歸結果。

變數法所找到的到符合內在有效性的因果關係, 主要來自那些狀態被工具變數改變了的樣本上」(Instrumental variables methods identify internally valid causal effects for individuals whose treatment status is manipulable by the instrument at hand)。因此當在樣本中各子群對處理效果 (treatment effect) 的反應爲不同質的前提下, 被工具變數影響到的群體不同, 所得到的處理效果自然也就有差異, 此即局部處理效果 (local treatment effect) 與平均處理效果 (average treatment effect) 的分別, Duflo (2001) 爲此一概念提供了一個很好的例子。她以印尼在1970年代初期的一個大規模小學建造計畫作爲自然實驗, 估計教育程度對薪資的影響。不過由於就學率愈低的地方, 小學建造的數量越多, 因此被此一建造計畫影響而去上小學的小孩, 應是原本住在較貧窮地區, 且沒有此一計畫就沒機會上學的一群。只要教育對工資的正向影響是邊際遞減的 (concave), 那麼 2SLS 的教育效果應該會比 OLS 來的大。

臺灣大學學術期刊資料庫

從這個面向來看乾淨用水對教育及健康的影響, 即是對所得較高的家庭來說, 由於他們在飲水與醫療衛生條件上本來就比較好, 因此水道建設對他們的小孩影響較小。但是對貧困人家子女來說, 此一政策的影響就很大了。若教育程度爲乾淨用水的凹函數 (concave function), 則水栓戶數對教育與健康的 2SLS 的估計值, 就會比 OLS 來得大。再者, 如果乾淨用水政策影響到是原本家庭所得較低的一群, 這一較大的影響應會出現在被解釋變數爲識字與否, 或小學是否畢業等較低的教育程度分類上 – 因爲這一群人上國高中或大學的機率本來就很低。換句話說, 乾淨的水源可以大幅提高低所得家庭子女進入公學校就讀的機會, 但是影響也僅止於此。表 11 中, 平均千人水栓戶數的 2SLS 估計值在識字與否、小學畢業與否以及教育年數三個迴歸中, 都比 OLS 要來的大; 但在國中高中大學畢業迴歸中則無此現象, 也與此一推論相吻合。

5 結論與討論

許多的健康經濟學文獻都指出: 乾淨用水對短期個人健康, 如死亡率下降有正面效果。此外, 一個人在嬰幼兒時期所受到負面健康衝擊, 會藉由改變人力資本累積的速度, 對日後的教育成就、所得與老年時的健康與壽命等長期變數產生影響。本文結合此兩方面的文獻, 以日治時期台灣水道建設爲例, 連結 1909–1933 年日治時期總督府詳盡的疾病、人口、水道建設、公共支出等資料, 與 1980 年的人口普查和 1989 年的中老年人身心健康調查, 以了解出生時期乾淨用水取得機會的增加, 是否會對各類長期變數造成影響。

本文發現, 出生時期水栓供水戶數 (每千人), 確會對未來長期教育、健康、婚姻等狀況有正面影響。OLS 的結果顯示, 每增加一個水栓供水戶數 (每千人), 可增加 0.056 年 (0.7 個月) 的教育年數 (總平均爲 3.7 年), 也可使識字、小學、國中、高中、大學畢業的機率上升 0.4%、0.4%、0.5%、0.4% 與 0.1%, 而這些變數的平均機率依次是 56%、52%、11%、5.6% 與 1.6%。而在長期健康與婚姻的影響上, 每增加一個水栓供水戶數 (每千人), 老年時罹患循環不良的機率將下降 2.6% (樣本平均爲 14.7%), 消化道潰瘍、駝背、氣喘、白內障等其他疾病, 也有類似的結果。另外, 是否仍維持良好婚

臺灣大學學術期刊資料庫

姻狀態 (相對於分居、離婚、喪偶或從未結婚) 的機率也會上升3.1%。而在水栓戶數對於嬰兒死亡率跟傷寒死亡率此種短期健康影響的迴歸中, 雖然無法得出顯著的效果, 但係數的方向仍符合預期。

再者, 在 OLS 估計中, 由於遺漏變數與測量誤差所產生的內生性偏誤問題甚爲重要, 因此本文從地方政府預算編列分配的角度出發, 以前一年的營業稅與雜種稅作爲水栓供水戶數 (每千人) 的工具變數, 發現前一年平均每人稅收每增加一圓, 會增加隔年水栓供水戶數 (每千人) 約2.7個, 且此第一階段迴歸也通過 Weak IV 測試。在 2SLS 的結果上, 我們仍發現每增加一個水栓供水戶數 (每千人), 則可增加0.081年的教育年數, 也可使識字、小學、國中、高中、大學畢業、擁有良好婚姻狀況, 與無循環不良的機率上升0.9%、0.8%、0.6%、0.4%、0.08%、9.4%與6.2%, 至於在消化道潰瘍、駝背、氣喘、白內障等其他疾病與嬰兒死亡率跟傷寒死亡率此種短期健康影響的迴歸中, 雖無法得出顯著的效果, 但係數的方向仍符合預期。這些估計也都通過過度認定測試。另外, 我們也從 Troesken (2008) 所言:「公共衛生問題越嚴重的地區越有提供乾淨飲水動機」的低估效果支配了「某些遺漏變數同時增加乾淨用水與教育和健康程度」的高估效果, 以及 Angrist (2004) 的 local treatment effect 兩個角度, 解釋爲何以 2SLS 法估計出生時期水栓供水戶數 (每千人) 的長期效果會比 OLS 來得大的原因。

最後, 我們也對本文幾個在資料及解釋變數的選取、係數的詮釋與其他假設 (alternative hypotheses) 存在的可能性等各個面向的問題, 在此說明討論。

首先, 由於我們分析的是1980年的普查資料, 在該年之前死亡的人並不會出現在資料中。如果嬰幼兒時期的健康衝擊會對壽命有負面效果, 則出生於1909–1933年, 但在1980年前死亡的樣本, 可能大都是嬰幼兒時期面對較差環境 (以本文來說, 乾淨用水的比例較少), 教育程度較低者。此即 Almond (2006) 所謂的正向選擇效果 (positive selection effect)。他也提到, 正向選擇會使 OLS 低估正效果。即當影響力的下限 (lower bound) 顯著爲正時, 如果我們可以把1980年前死亡的人再加回樣本中, 實際的估計結果應該會更大才是。

另外, 由於當時並無平均國民所得概念, 本文採只好採用其他學者推估

臺灣大學學術期刊資料庫

的平均農業所得作爲人均所得的代理變數。由於此變數無法完全代表實際所得, 也可能造成偏誤。爲求愼重, 我們將工具變數中的平均每人營業稅移爲所得的控制變數以代替原先的農業所得, 並重新進行分析, 以表 4 最後一個模型的結果爲例, 水栓供水戶數 (每千人) 的係數變爲 0.043, 與原結果無太大差異, 且仍符合 99% 的信心水準。再者, 由於須有兩個以上的工具變數才能進行過度認定的測試, 因此權衡得失, 仍舊以原有的平均農業所得當作所得的控制變項。

再者, 水栓戶數也可能在新生兒以外的時期造成影響。因此, 我們試著同時放入出生前一年、出生當年、出生後一年的水栓供水戶數 (每千人), 以教育年數作爲被解釋變數進行分析, 結果發現雖然出生前一年的水栓供水戶數 (每千人) 的係數變小, 但仍然顯著, 至於其他兩變數效果則不但不顯著, 估計值也很小 (此乃教育年數的 OLS 分析所得到的結果)。可見胚胎時期之水栓戶數的影響力仍最爲深遠。

另外, 除了對健康的影響外, 水栓戶數對也有可能透過其他途徑影響來教育成就。舉例來說, 水栓供水戶數 (每千人) 高的地區可能會吸引日本人或是社經地位較高的台灣人遷入, 這些家庭背景較好的遷入者可能會對此區的原本居民帶來正向的同儕效果 (peer effect), 進而提升原本居民的教育水準。爲了檢測這樣的假說, 我們加入各區的日本人比例當作控制變數, 以表 4 最後一個模型爲例, 水栓供水戶數 (每千人) 的係數由 0.056 降爲 0.045, 二階段迴歸的結果則由 0.081 變爲 0.069。這可說明即使考慮了各區移入者所帶來的同儕效果, 乾淨用水之長期效果仍舊存在。除了上述的區間遷移外, 也有可能出現區內居民由鄉村往市鎮水栓戶數較多地區移動同時增加此種移入者教育程度的後果。不過, 無論是區間遷移者的同儕效果, 或是區內遷移者所得到的市鎮效果, 雖非水道直接改善健康的效果, 但這些遷移乃是因水道建設而來, 故應仍可視其爲水道的間接效果。

此外, 我們亦無法分辨水栓的建設是基於財政收支的增加或是傳染病的流行。不過後者會抵消水栓建設所帶來的正向效果, 造成估計結果的低估。但是此或許亦能用來說明爲何二階段迴歸的結果會變大的現象。

另外, 有讀者或許也會質疑, 是不是還有另一個無法觀察到的變數, 同時影響每人平均稅額、水栓供水戶數 (每千人) 與未來的教育、婚姻、疾病

臺灣大學學術期刊資料庫

等變數, 的確, 依 Murray (2006) 所言, 所有的工具變數很有可能都不是完全外生性的, 我們只能「將在他們頭上的烏雲盡力趕走」(all instruments arrive on the scene with a dark cloud of invalidity hanging overhead, but researchers should chase away as much of the cloud as they can)。在本文中我們依其建議, 首先將兩個工具變數當作解釋變數加入原來 OLS 中, 發現其和被解釋變數間並無顯著相關, 再者, 結果也通過過度認定測試, 最後我們也參照日治時期的地方財政收支狀況, 在迴歸中控制了最有可能影響人民健康和教育的平均每人衛生及教育費用, 這些做法應可以加強我們對工具變數外生性的信心。

整體來說, 本文的結論仍顯示, 出生時期乾淨用水取得機會的增加, 除改善健康資本外, 也會透過人力資本累積, 對更長期的教育、健康與婚姻狀況造成影響。此一長期的正向影響, 不但與眾多文獻的結論一致, 也突顯乾淨用水的效益遠超過以往的想像。而出生時期的負向健康衝擊影響深遠, 也對目前健康經濟學界對早期幼兒干預政策 (early childhood intervention policy), 提供了實證的討論基礎。

參考文獻

台灣總督官房統計課 (1908–1933), 《台灣人口動態統計》, 台北: 台灣總督官房統計課。(Toukei Ka, Taiwan Soutoku Kanbou (1909–1933), *Taiwan Jinkou Doutai Toukei*, Taipei: Toukei Ka, Taiwan Soutoku Kanbou.)

——— (1909–1940), 《台灣現住人口統計》, 台北: 台灣總督官房統計課。(Toukei Ka, Taiwan Soutoku Kanbou (1909–1940), *Taiwan Genjuu Jinkou Toukei*, Taipei: Toukei Ka, Taiwan Soutoku Kanbou.)

台灣總督官房調查課 (1909–1940), 《台灣總督府統計書》, 台北市: 台灣總督官房調查課。(Chousa Ka, Taiwan Soutoku Kanbou (1909–1940), *Taiwan Soutoku Fu Toukei Sho*, Taipei: Chousa Ka, Taiwan Soutoku Kanbou.)

台灣總督府內務局 (1915), 《台灣水道誌》, 台北: 台灣總督府內務局。

臺灣大學學術期刊資料庫

(Naimu Kyoku, Taiwan Soutoku Fu (1915), *Taiwan Suidou Shi*, Taipei: Naimu Kyoku, Taiwan Soutoku Fu.)

行政院主計處 (1980), 《台閩地區戶口及住宅普查》, 行政院主計處。(Directorate-General of Budget, Accounting and Statistics, Executive Yuan, R.O.C. (Taiwan) (1980), *Population and Housing Census Taiwan-Fukien Area*, Taipei: Directorate-General of Budget, Accounting and Statistics, Executive Yuan.)

行政院衛生署國民健康局 (1989), 《中老年身心社會生活狀況長期追蹤調查》, 行政院衛生署國民健康局。(Bureau of Health Promotion, Department of Health, R.O.C. (Taiwan) (1989), *Survey of Health and Living Status of the Elderly in Taiwan*, Taipei: Bureau of Health Promotion, Department of Health.)

吳聰敏 (2005), "台灣農村地區之消費者物價指數: 1902–1941", 《經濟論文叢刊》, 33(4), 321–355。(Wu, Tsong-Min (2005), "Taiwan's consumer price index in the rural area: 1902–1941", *Taiwan Economic Review*, 33(4), 321–355.)

李維倫 (2007), "日治時期台灣笞刑之研究: 以竊盜罪爲例", 碩士論文, 台北: 國立台灣大學經濟學研究所。(Lee, Wei-Lun (2007), "A study of bastinado in Taiwan under Japanese rule: Taking larceny as an example", Master thesis, National Taiwan University.)

劉奕彣 (2008), "胎兒時期的病毒接觸與未來發展是否相關? –以1918年全球大流感對台灣教育程度的影響爲例", 碩士論文, 國立台灣大學經濟學研究所。(Liu, I-Wen (2008), "Does *in utero* pandemic exposure matter?: Evidence from the long term effect of the 1918 influenza on educational attainments in Taiwan", Master thesis, National Taiwan University.)

魏凱立 (2000), "身高與台灣人經濟福利的變化, 1854–1910", 《經濟論文叢刊》, 28(1), 25–42。(Olds, Kelly (2000), "Change in Taiwanese Height and Economic Welfare, 1854–1910", *Taiwan Economic Review*, 28(1), 25–42.)

臺灣大學學術期刊資料庫

Almond, D. (2006), "Is the 1918 influenza pandemic over? Long-term effects of *in utero* influenza exposure in the post-1940 U.S. population", *Journal of Political Economy*, 114, 672–712.

Almond, D., Chay, K. Y., and Lee, D. S. (2005), "The costs of low birth weight", *Quarterly Journal of Economics*, 120(3), 1031–1083.

Almond, D. and Mazumder, B. (2005), "The 1918 influenza pandemic and subsequent health outcomes: An analysis of SIPP data", *American Economic Review*, 95(2), 258–262.

Angrist, J. D. (2004), "Treatment effect heterogeneity in theory and practice", *Economic Journal*, 114(494), C52–C83.

Angrist, J. D. and Krueger, A. B. (2001), "Instrumental variables and the search for identification: From supply and demand to natural experiments", *Journal of Economic Perspectives*, 15(4), 69–85.

Banerjee, A., Duflo, E., Gilles, P.-V., and Watts, T. M. (2010), "Long run impacts of income shocks: Wine and phylloxera in 19th century France", *Review of Economics and Statistics*, (12895).

Barker, D. J. (1990), "Fetal and infant origins of adult disease", *British Medical Journal*, 301, 1111.

Behrman, J. R. and Rosenzweig, M. R. (2004), "Returns to birthweight", *Review of Economics and Statistics*, 86(2), 586–601.

Black, S. E., Devereux, P. J., and Salvanes, K. G. (2007), "From the cradle to the labor market? The effect of birth weight on adult outcomes", *Quarterly Journal of Economics*, 122(1), 409–439.

Bleakley, H. (2006), "Malaria in the Americas: A retrospective analysis of childhood exposure", Documentos Cede 003185 Universidad De Los Andes-Cede.

——— (2007), "Disease and development: Evidence from hookworm eradication in the American South", *Quarterly Journal of Economics*, 122(1), 73–117.

——— (2009), "Economic effects of childhood exposure to tropical disease", *American Economic Review*, 99(2), 218–223.

Cheung, Y. B. (1998), "Can marital selection explain the differences in health between married and divorced people? From a longitudinal study of a british birth cohort", *Public Health*, 112(2), 113–117.

Cornwell, C. and Trumbull, W. N. (1994), "Estimating the economic model of crime with panel data", *Review of Economics and Statistics*, 76(2), 360–366.

臺灣大學學術期刊資料庫

Currie, Janet (2008), "Healthy, wealthy, and wise: Socioeconomic status, poor health in childhood, and human capital development", NBER working paper, no. 13987.

Duflo, E. (2001), "Schooling and labor market consequences of school construction in Indonesia: Evidence from an unusual policy experiment", *American Economic Review*, 91(4), 795–813.

Ferrie, J. P. and Troesken, W. (2008), "Water and Chicago's mortality transition, 1850–1925", *Explorations in Economic History*, 45(1), 1–16.

Fu, H. and Goldman, N. (1996), "Incorporating health into models of marriage choice: Demographic and sociological perspectives", *Journal of Marriage and Family*, 58(3), 740–758.

Galiani, S., G., Paul, and Schargrodsky, E. (2005), "Water for life: The impact of the privatization of water services on child mortality", *Journal of Political Economy*, 113(1), 83–120.

Gamper-Rabindran, S., Khan, S., and Timmins, C. (2010), "The impact of piped water provision on infant mortality in Brazil: A quantile panel data approach", *Journal of Development Economics*, 92(2), 188–200.

Kelly, M. (2000), "Inequality and crime", *Review of Economics and Statistics*, 82(4), 530–539.

Lee, L.-F., Rosenzweig, R., M, and Pitt, M. M. (1997), "The effects of improved nutrition, sanitation, and water quality on child health in high-mortality populations", *Journal of Econometrics*, 77(1), 209–235.

Levitt, S. D. (1997), "Using electoral cycles in police hiring to estimate the effect of police on crime", *American Economic Review*, 87(3), 270–290.

Lin, M.-J. (2009), "More police, less crime: Evidence from US state data", *International Review of Law and Economics*, 29(2), 73–80.

Lin, M.-J. and Liu, J.-T. (2009), "Do lower birth weight babies have lower grades? Twin fixed effect and instrumental variable method evidence from Taiwan", *Social Science and Medicine*, 68(10), 1780–1787.

Lin, M.-J., Liu, J.-T., and Chou, S.-Y. (2007), "As low birth weight babies grow, can well-educated parents buffer this adverse factor? A research note", *Demography*, 44(2), 335–343.

Mangyo, E. (2008), "The effect of water accessibility on child health in China", *Journal of Health Economics*, 27(5), 1343–1356.

Meng, X. and Qian, N. (2006), "The long run health and economic consequences of famine on survivors: Evidence from China's great famine", IZA discussion papers, no. 2471.

臺灣大學學術期刊資料庫

Murray, J. (2000), "Marital protection and marital selection: Evidence from a historical-prospective sample of American men", *Demography*, 37, 511–521, 10.1353/dem.2000.0010.

Murray, M. P. (2006), "Avoiding invalid instruments and coping with weak instruments", *Journal of Economic Perspectives*, 20(4), 111–132.

Staiger, D. and Stock, J. H. (1997), "Instrumental variables regression with weak instruments", *Econometrica*, 65(3), 557–586.

Troesken, W. (2008), "Lead water pipes and infant mortality at the turn of the twentieth century", *Journal of Human Resources*, 43(3), 553–575.

van den Berg, G. J., Lindeboom, M., and Portrait, F. (2006), "Economic conditions early in life and individual mortality", *American Economic Review*, 96(1), 290–302.

——— (2007), "Long-run longevity effects of a nutritional shock early in life: The Dutch potato famine of 1846–1847", IZA discussion papers, no. 3123.

投稿日期: 2010年5月24日, 接受日期: 2011年5月3日

臺灣大學學術期刊資料庫

The Effect of Clean Water on Long Term Health and Education Outcomes: Evidence from Japanese Colonial Taiwan 1909–1933

Ming-Jen Lin

Department of Economics, National Taiwan University

Chien-Yu Lai

Research assistant, Department of Economics, National Taiwan University

We use Taiwan's pipe water construction in the early 20th century as a natural experiment. By linking historical Japanese colonial era data and contemporary population census and survey of the elderly data, we examine whether the number of households with hydrants per thousand people at birth will affect education, health, and marriage status years later. OLS estimates show that the number of households with hydrants per thousand people is positively correlated with education, marriage status and the health of the elderly. To solve the endogeneity problem, we use one-year lagged sales and miscellaneous taxes as instrumental variables. 2SLS still shows the positive correlation between clean water and later developmental outcomes. And its effect is larger than that of OLS. Overall, our evidence confirms the existence of long term effect of clean water access in infancy, and provides a basis for the discussion of early childhood intervention policy.

Keywords: clean water provision, education level, elderly health, instrumental variable
JEL classification: H4, I1, J1

臺灣大學學術期刊資料庫