

健康、醫療利用與人口移動的關聯

余清祥*

梁穎誼**

林佩柔***

摘要

人們因為資源需求、氣候變遷等因素而改變居住地區，21 世紀更因為全球化發展使得遷移成為重要人口特質，然而人口移動不易追蹤，尤其國內遷移的資料更不易蒐集。我國為少數實施戶籍登記的國家，內政部的戶籍遷徙資料可用於評估國內遷移，但戶籍搬遷未必與實際的常住人口移動一致。我國全民健康保險(簡稱健保)的納保率已達 99.6%，醫療院所特約率也有 93%，健保已是國民日常生活的一部份，因此本文以健保資料庫的就醫紀錄探討國人國內移動，評估移動與醫療利用、死亡率的關聯，希冀研究結果可做為國人遷移的參考。

本文根據健保資料庫的 2005 年承保抽樣歸人檔，透過門診處方及治療明細檔等紀錄，將合計點數小於 555 點的就醫地視為常住地，以此判斷國內人口移動，探討移動者的醫療利用及死亡率等特性。研究結果發現：健保移動遠較戶籍遷移頻繁，青壯年的移動比例較高，移動的方向以六都和鄰近的縣市為主；移動與醫療利用、死亡率有關，移動者的死亡率高於不移動者，但門診次數卻以不移動者較多。其中，縣市間移動者的門診次數最少，但每次門診平均點數較高，意謂縣市間的移動可能與醫療需求有關；國內人口移動也與性別有關，死亡率以男性縣市間的移動者較高。

關鍵字：人口移動、全民健康保險資料庫、空間分析、醫療利用、死亡率

研究動機

人民為國家的主要構成要素，清楚地掌握的人口數量、結構及其特性，有助於國家政策規劃及有

* 國立政治大學統計所教授

** 逢甲大學風險管理與保險系副教授，通訊作者 (e-mail: yyleong@fcu.edu.tw)

*** 國立政治大學統計所碩士

效的資源分配，其中老化（及壽命延長）與遷移是 21 世紀各國的共同特徵，近年人口相關研究多半聚焦於這兩個議題。由於全球化發展等原因使得遷移 (Migration) 成為 21 世紀的主要人口特徵，我國自從 1990 年代開始也有不少新移民的加入，對國家發展、人口結構及老化形成重大影響。雖然人口遷移與壽命延長都能改變人口結構及總數，但其差異在於壽命延長的影響通常非常緩慢，而遷移與人口組成、甚至國家發展的互動關係，可以是即時、也可以是長久。例如：短期大量的外來人口可在幾年內改變人口結構，五胡亂華、歐洲民族大遷徙（據說導因於亞洲蠻族入侵）都是歷史上知名的國際遷移範例，近年各國鄉村人口流向都市則屬於國內遷徙，為都會地區貢獻大量的外來工作人口。

壽命延長的影響通常比遷移緩慢，過去西方國家歷經數十年、甚至百年才能觀察出變化，人口老化的相關問題多半需要幾個世代才漸漸浮現，但亞洲四小龍 (Four Asian Tigers) 等國家的老化速度打破了這個規則。以臺灣為例，我國高齡 (65 歲及以上) 人口比例於 1993 年突破 7% 高齡化社會 (Aging Society) 的門檻，迅速於 2018 年進入 14% 高齡社會 (Aged Society)，預計 2025 年到達超高齡社會 (Super-aged Society) (來源：國家發展委員會)¹。快速的人口老化使得民眾必須加快步調因應社會及文化的變遷，像是傳統祖孫同住的養兒防老未必適用，父母親可搬遷至子女附近方便照應，或是選擇移居交通、醫療較佳的都會地區。換言之，遷移未必侷限於工作及生活考量的年輕族群，高齡人口也會因為老化需求而選擇更換居住地，有鑑於此，本文以我國國民的遷移活動為研究目標，檢視臺灣遷移者是否會有不同的死亡率、醫療利用，藉此探討健康與移動的關聯。

上述的遷移以實際生活地為原則（註：常住地），但目前臺灣官方遷移紀錄大多依據戶籍資料，而非常住地的更動。但負責官方遷移紀錄的內政部，通常公佈的遷移資料多為總人數（如：遷入、遷出人數），而遷入地和遷出地的紀錄層級在省、直轄市之間相當完整，像是臺灣省、福建省（金門、連江）、六都之間的人口移動，但鄉鎮市區層級的社會人口變動僅以六都紀錄較為完整，上述這些紀錄通常缺乏性別、年齡、遷入地（遷出地）等詳細資料。根據 Ravenstein (1885) 的研究，大部分遷移屬於中短距離的移動，許多實證研究支持這個想法，像是余清祥、簡于閔、梁穎誼 (2020) 以健保資料的就醫地為研究標的，也發現中短距離移動的比例較高。然而，由於現行公務統計缺乏遷出地與遷出等資訊，無法套用遷移矩陣 (Origin-destination matrix) 及常見的遷移模型，不利於實證資料分析，難以藉此掌握遷移人口的動向。

臺灣官方的常住人口遷移主要依賴十年一次的戶口普查，但完訪率下降、兩次普查間隔時間過長、調查成本上升等因素，使得我國政府自 2010 年起以抽樣調查代替普查，但如此得出之常住人口遷移又增加了抽樣誤差。2010 年我國政府以登記式普查結合抽樣調查，抽取 16% 樣本普查區進行全面訪查，運用統計抽樣理論推估全國常住人口（資料來源：行政院主計總處）²，這是我國首次以登記式普查結合公務統計估計全國常住人口（顏貝珊、余清祥 2010）。陳艷秋、楊雅惠、周元暉 (2014) 以公務檔案推估常住人口，透過連結戶口普查的人口調查、戶籍遷移、出生、死亡資料，再應用人口要素合成法估計常住人口，但這種方法仍受戶籍人口資料的限制。近年又由於個人資料保護法的考量，政府單位對於蒐集及提供個人資料增加了更多限制（謝淑惠 2018），致使產學各界思考其他取得常住人口資料的可能。

近年學者以不同方法蒐集常住人口資訊，其中不少研究以全民健康保險資料庫做為研究對象。全民健康保險（簡稱健保）實施超過 20 年，醫療院所特約率也有 93%（來源：衛生福利部中央健康保險

署)³，各鄉鎮市區都有健保特約醫療院所，保障民眾的醫療可近性 (Accessibility)。研究結果發現小病通常會在常住地附近就醫，因此不少學者將小病就醫地當作常住地，其中小病多半以疾病、門診金額等醫療利用為判定依據 (林民浩、楊安琪、溫在弘 2011；余清祥、簡于閔、梁穎誼 2020)。其中上呼吸道感染 (俗稱感冒) 最常作為判斷依據，由於感冒一般不會涉及生命安危，不需特定醫療器材，民眾會選擇在經常活動地附近就醫，未必要到醫學中心等特定醫療院所，例如：蔡文正、龔佩珍 (2003) 發現民眾生小病有 82.5% 選擇診所，林民浩、楊安琪、溫在弘 (2011) 認為民眾遇到小病會到鄰近醫療院所。

鑒於戶籍記錄的限制，本文依據健保資料庫的就醫紀錄探討人口移動，將小病就醫地視為常住地，由相鄰年度門診紀錄判斷是否發生人口移動，據此估計男女性、年齡別的移動人數、移動方向，並評估不移動者、移動者的死亡率與醫療利用是否相同。這些結果可用於推估我國兩性年齡別國內遷移活動，探索國人遷移的相關需求，提供政府政策制訂及各界計畫發展的參考。本文第二節整理遷移、健保相關的研究，資料介紹及分析分別於第三、四、五節敘述。第三節介紹健保資料庫 (2005 年百萬抽樣檔) 及研究方法，除了比較健保與戶籍資料的差異，確定健保樣本與全國國民的人口結構是否類似 (亦即檢視樣本代表性)，同時也說明由健保資料判斷常住地及死亡，作為後續評估移動與健康的關聯之依據。第四節分析健保移動人口的基本特性，包括年齡、性別、移動方向等，探討我國國內遷移的重要特質；第五節則聚焦於移動和健康的關聯，尤其著重不移動者、移動者的醫療利用及死亡率。第六節整理本文的主要發現，說明本文的研究限制及提出未來研究建議。

文獻回顧

以往遷移相關研究多半聚焦於跨國間的人口流動，比較移居至某個國家的移民與當地居民，大多探討健康與壽命的相關議題，包括國際遷移 (International Migration) 可能肇因於哪些因素，以及國際移民是否更健康、壽命較長。過去研究的結果通常都傾向於國際移民的死亡率較低。例如：Singh and Miller (2004) 根據 1986-2000 年的公務資料，探討是否在美國出生與死亡率的關係，發現不在美國出生者 (即國際移民) 的壽命較長，而且又以非裔的差距最為明顯，亞裔移民 (如：中國、日本、菲律賓) 壽命反而較短。Ng (2011) 使用 1991、2001 年普查資料，也發現國際移民的健康、壽命都較優於在加拿大出生的國民。Kibele, Scholz, and Shkolnikov (2008) 根據德國退休年金資料，比較 1995-2004 年的 65 歲以上老年人，發現非德國出生者的死亡率也較低。

近年國內遷移 (Internal Migration 或 Domestic Migration) 研究也愈來愈蓬勃發展，焦點也在於遷移誘因及其影響，其中社會福利、醫療需求、工作機會、婚姻是國內遷移較常見原因。例如：社會福利經常是誘發國內遷移的主因，而且遷移者使用社會福利的頻率與金額高於一般國民 (Meyer 1998；McKinnish 2005；Barrett and McCarthy 2008)。相對於國際遷移，國內遷移的門檻較低，遷移者未必會有較高壽命 (或較低死亡率)，像是 Johnson and Taylor (2012) 研究美國高加索後裔 (或稱美國白人) 的老年國內遷移，發現遷移距離較遠者的壽命較短，可能這些人需要較多的高齡人口照護。但 Wang, Yue, and Wang (2019) 卻發現移居至金門縣者的死亡率較低，但遷移至新竹縣者與原先居住於新竹縣者的死亡率相當，這可能與社會福利 (金門縣的福利較佳)、或是戶籍遷移 (僅戶籍搬遷) 有關。

人口移動 (或遷移) 的成因複雜, 其背後牽涉到外部環境、心理因素、經濟考量等等。例如, 男性的遷移多以工作遷移, 經濟考量有關, 在過程中通常由決策者決定遷入地 (Gubernskaya, Bean and Van Hook 2013); 相對而言, 女性的遷移行為較多屬於被動 (例如: 婚姻移民)。事實上, 從流行病學的生命歷程角度來看, 遷移往往都與年齡、世代有關 (李韻玄 2015), 而且人口移動與健康的關係, 也存在性別上的差異 (Gubernskaya 2015; 李韻玄 2015)。這個現象同時適用於國際遷移及國內遷移 (Reyes and Garcia 2020; Otsu et al. 2004), 例如: 墨西哥移民至美國的男性比同為移民的女性健康 (Gubernskaya 2015), 可能原因是選擇跨國遷移的男性大多較為健康, 亦即其中存在檢選效果 (Selection Effect)。女性在移民決策上較為被動, 無論是否健康都隨著家庭一起移動 (Reyes and Garcia 2020); 另外, 女性在適應新環境上較有壓力 (Donato 2010)。性別的差異也出現在不同年齡層, Cólón-López 等人 (2008) 研究墨西哥移民的健康狀態, 發現在兒童與少年期進行遷移的移民, 在心血管疾病方面的死亡率明顯高於其他年齡。透過與性別、年齡等因素的探討, 學者可探究現象背後的可能原因, 像上述 Cólón-López et al. (2008) 認為女性遭受的壓力可能較大, 導致較高的心血管疾病的風險。

我國也有國內移動研究, 但數量相對較少。李韻玄 (2015) 使用健保資料探討國人地理移動與心理健康的關係, 發現兩者間關係會因性別、年齡而不同。研究發現 65 歲以上男性移動次數越多、心理疾病的風險較低, 女性則相反。其中, 高齡遷移女性族群罹患情感型精神病的風險最高, 但青壯年工作人口並無性別上的差異。本文參考上述的國內外相關研究, 將目標放在探討移動者與非移動者的健康狀況與門診醫療利用, 並探討其結果是否與性別、年齡有關。

有別於我國國內遷移研究以戶籍人口為標的 (如: Wang, Yue, and Wang 2019), 本文依據健保資料庫判斷常住地, 將之用於估計國內人口移動, 以及探討移動者的健康與壽命。我國健保服務及醫療品質聞名國際, 國人納保率高達 99.6%, 醫療院所特約率也有 93%, 就醫方便使得大家熟悉生活圈附近的醫療院所, 除非是較為嚴重的傷病, 就醫時通常會選擇常住地附近的地方診所。吳依凡 (2004) 發現因為臺灣醫療可近性 (Accessibility), 民眾生小病時多在居住地附近的醫療院所就醫; 林民浩、楊安琪、溫在弘 (2011) 比較不同估計方法, 發現上呼吸感染的就醫地搭配投保身分可用於估計居住地; 古鯉榕、李佳純、李中一 (2018) 採用上呼吸道感染就醫地、基層醫療就醫地等多重判斷標準, 發現得出之常住人口可涵蓋 80% 以上的健保人口; 余清祥、簡于閔、梁穎誼 (2020) 比較低金額 (就醫點數不大於 555 點)⁴ 等四種常住地判斷準則, 發現低金額估計的人口年齡結構較佳。因為上述各種判斷準則得出的常住人口很接近, 考量資料分析的便利性, 本研究採用余清祥、簡于閔、梁穎誼 (2020) 的方法, 以低金額作為常住地的判斷準則, 透過健保資料庫估計國內人口移動。

值得一提的是遷移通常牽涉跨空間、時間的人口移動。其中, 人口流動大致可分為通勤 (Commuting)、短期移動 (Mobility)、遷移 (Migration), 但這三者很難區分 (Findlay et al. 2001), 聯合國認為遷移牽涉到永久性的居住地改變, 現行定義是永久居住地改變超過一年。⁵ 然而, 學術研究與實務應用中對於遷移的看法並不一致, Rhamati and Tularam (2017) 認為遷移包含暫時性及永久性的移動, 而且各國對於永久居住的時間長短也有不同看法 (Kok 1999), 例如: 丹麥認定居住超過三個月、挪威則是半年。我國政府對於居住的定義也相當模糊⁶, 僅註明戶籍上的地區變動, 並未規定必須居住或設籍多久。本文不以通勤之類的短時間兩地來往為探討目標, 人口移動的定義傾向以較長時間為單位,

以年為計算單位，根據各年度最常活動地點是否改變，判斷相鄰年度的人口移動。另外，為了避免與聯合國的定義混淆，本文以人口移動稱呼活動地點的改變。

資料及研究方法

本文依據 2005 承保抽樣歸人檔 (LHID) 判斷常住資訊，這個資料庫包括 2005 年承保抽樣歸人檔 (LHID2005) 及基本資料檔，前者有以下資料欄位：

承保資料檔 (ID)：記錄 ID、性別、出生年月、加退保別、加退保日期、投保地等。

門診處方及治療明細檔 (CD)：記錄 ID、醫事機構代號、國際疾病分類號、合計點數、就醫日期等。

住院醫療費用清單明細檔 (DD)：記錄 ID、入院日期、急性病床天數、慢性病床天數、轉歸代碼等。

基本資料檔則有醫事機構基本資料檔 (HOSB)，記錄醫事機構代號、特約類別、型態別、縣市區碼等。

本文使用的健保資料庫是 2005 年承保抽樣歸人檔 (LHID2005)，這個抽樣檔從 2005 年臺灣 2,300 餘萬人中隨機抽出 100 萬人，屬於長期追蹤 (Longitudinal) 資料，紀錄樣本在 2002~2013 年的個人資料 (承保資料檔，簡稱 ID) 及門診處方及治療明細檔 (CD)、住院醫療費用清單明細檔 (DD) 等醫療利用 (來源：衛生福利部中央健康保險署⁷⁾)。本文依據這些醫療利用判斷這群人各年度是否死亡 (圖 1) 與經常就醫地 (圖 2)，其中死亡需要連續兩年的兩年門診就醫紀錄，因此最多可估計七年 (2005~2011) 年的死亡率，就醫地最多可估計十年 (2003~2012 年)。由於這個抽樣檔為封閉人口，樣本會因為退保、死亡等原因退出，由於沒有加入新樣本，預計樣本人數 (即 ID 檔人數) 將隨時間逐漸減少。



圖 1 健保資料庫的死亡判斷準則

因為健保資料的死亡紀錄並不完整，「死亡註記」這個欄位無法涵蓋所有死亡紀錄，本文將使用余清祥、王信忠、許筱翎 (2019) 的作法，藉由就醫等健保紀錄判斷死亡，這些紀錄包括退保與否，門診、住院、重大傷病。死亡判斷準則共分為四種，主要以「連續兩年沒有門診紀錄」為基礎，詳細規則參考圖 1。不過，上述這些準則應用於年輕族群的誤差較大。本文死亡判定引用余清祥、王信忠、許筱翎 (2019) 的準則，基於資料應用的嚴謹性，也只探討中高齡者 (55 歲及 55 歲以上) 的死亡率。常住地判斷方式參考余清祥、簡于閔、梁穎誼 (2020) 的作法，將低金額門診點數 (不大於 555 點) 的就醫地為常住地；如果該年度就醫不只一個地方，以就醫次數最多的鄉鎮市區為常住地，就醫次數最高者有兩個以上時，則選擇當年度最後一筆 (最新) 的就醫地。以門診金額不大於 555 點判斷常住地，大約可涵蓋九成的樣本，對於仍舊無法確定就醫地者，則以前一年的常住地為標準，或是串連承保資料檔 (ID) 將投保地視為常住地。上述這些常住地判斷準則可參照圖 2。

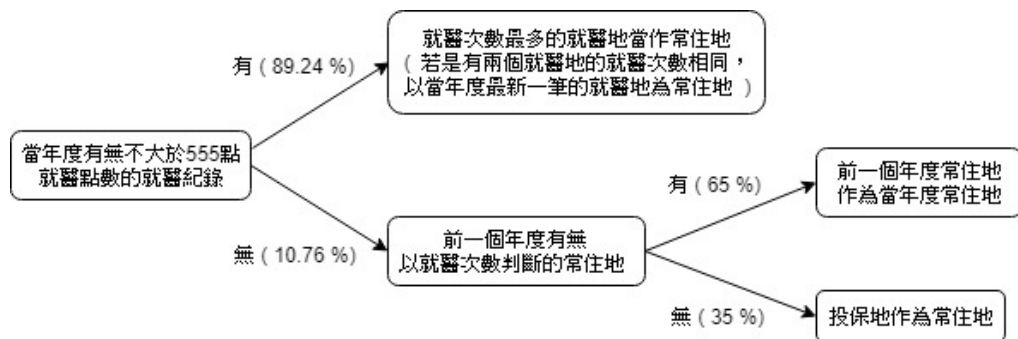


圖 2 常住地判斷方式

根據上述方法估計出每位國民的常住地後，如果連續兩年的常住地不同，則視為人口移動。雖然就字義而言，遷移泛指兩個地區之空間移動，但人口遷移 (Population Migration) 多半涉及永久性或非永久性的居住地變動 (United Nation 1998)；Kok (1999) 亦指出遷移必須從時間與空間去定義。除了長期的居住地改變，移動距離需要跨界 (縣、州、國界)。例如搬遷到同一區的住址，只能視為住址移動，並不能視為較嚴格的遷移行為。雖然「人口移動」與「人口遷移」有概念上的交集，然而兩者並不完全等價。為了避免定義混淆，本文以「人口移動」代替常見的「人口遷移」，藉此描述臺灣的國內人口活動。另外，就醫紀錄至多僅能判斷「經常就醫地」，本文將其延伸至「經常活動地」，背後加上了小病在常住地就醫的假設。雖然健保醫療院所特約率相當高，而且臺灣各鄉鎮市區也有至少一個健保特約醫療院所，但無法涵蓋所有國人，像是不就醫者、選擇自費醫療者、或門診金額不低於 555 點者。這是以健保紀錄推估國人移動的限制之一。

根據上述就醫常住地的判斷方式，可決定每一位健保抽樣檔國民的各年度所在地 (縣市、鄉鎮市區)，如果相鄰兩個年度間的所在地不同，則定義為人口移動者。首先，仿造中華民國統計資訊網國際移出率、國際移入率之定義⁸，本文定義各地區 $x \sim x+4$ 歲的國內移動率為

$$\text{第}t\text{年}x\sim x+4\text{歲移動率} = \frac{\text{第}t\text{年}x\sim x+4\text{歲移出及移入總人數}}{\text{第}t\text{年}x\sim x+4\text{歲年初總人數}} \quad (1)$$

方程式 (1) 的計算也可適用於男女性、年齡別之移動率，而移動率又可分成總移動、縣市內、縣市間。

事實上，任何常住人口的判斷方法都有限制，無法保證是否涵蓋所有目標族群。例如：戶籍人口的原意接近居住在某地的人口，或可稱為「夜間人口」，但上述有關常住地的判斷方法可能會涵蓋「日間人口」（亦即白天活動的人口），像是上班族可能在工作地點附近看診，而非回到住宿地點就醫。雖然由健保資料估計出的常住人口，未必等同於實際人口狀況，我們覺得健保資料仍有相當程度的代表性，在此以戶籍人口比對做為驗證。本文以 2005 年全臺灣年齡結構為例，比較由健保抽樣檔的估計值與戶籍紀錄的差異，兩者在 25~39 歲有明顯不同，其他年齡層的人口比例非常接近，尤其是高齡人口幾近相同（圖 3）。健保推估的高齡人口比例與戶籍紀錄接近，與先前研究的結論相同，猜測是高齡人口就醫率高（余清祥、王信忠、余筱翎 2019），而且戶籍地與常住地接近（陳芝嘉、余清祥、蔡偉德 2015）；年輕族群比例不同的原因應是就醫率，也就是年輕人不就醫的比例最高。

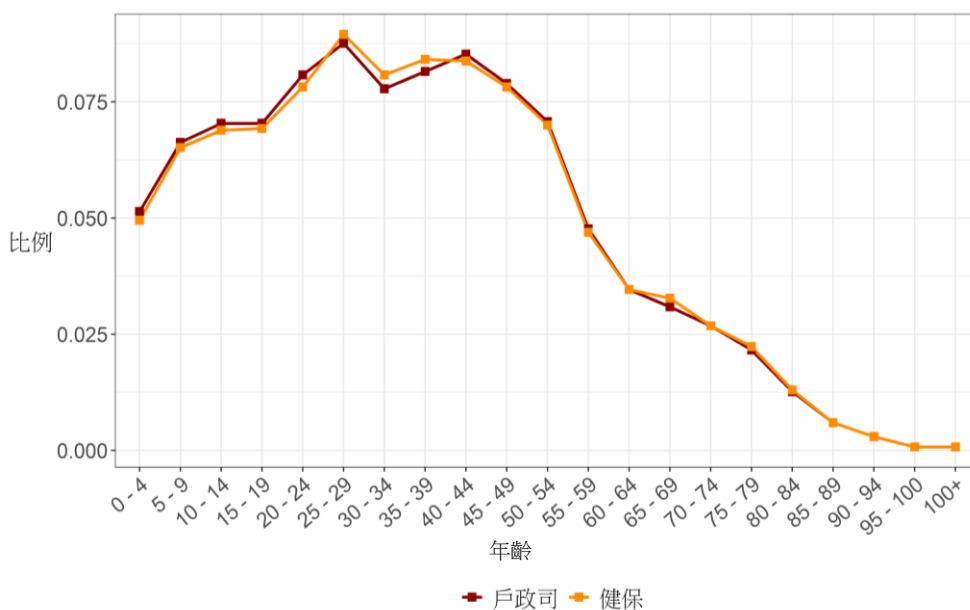


圖 3 2005 年臺灣人口年齡結構（戶籍與健保的比較）

若以各縣市人口為比較，健保的估計值也與戶籍登記略微不同（圖 4）。健保估計值與戶籍登記的縣市人口比例大致接近，臺北市、桃園市、新竹市、臺中市、嘉義市的健保估計人口明顯較高，這些地區的醫療資源較為充足，吸引鄰近縣市居民。相對而言，上述都會地區周遭縣市的健保估計人口則較少，像是新竹縣、苗栗縣及臺中縣、彰化縣等。因為健保估計人口與戶籍登記的不同，本文研究未必可以直接套用至戶籍遷移，讀者在引用分析結果時請特別注意，尤其是在 20~39 歲等年輕族群。

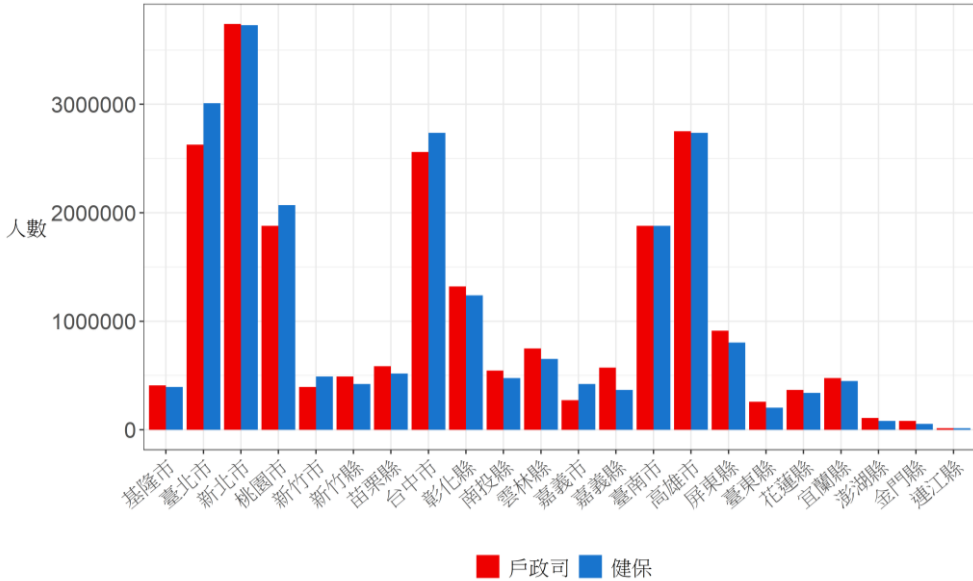


圖 4 健保、戶籍的各縣市人數 (2005 年)

我們也透過死亡率比較移動者與非移動者的死亡差異，其中 $x \sim x+4$ 歲死亡率的定義為

$$\text{第 } t \text{ 年 } x \sim x+4 \text{ 歲死亡率} = \frac{\text{第 } t \text{ 年 } x \sim x+4 \text{ 歲被判定死亡總人數}}{\text{第 } t \text{ 年年初總人數}} \quad (2)$$

這個定義與一般生命表的死亡率 (q_x , Mortality Rate) 類似，而且與 (1) 式相似，(2) 式可用於不同年齡、性別、移動狀況的族群。另一種常見死亡率的定義則是中央死亡率 (m_x , Central Death Rate)，分子和 (2) 式相同、分母通常代入各年齡的年中人數。本文採用上述死亡率的定義，套用余清祥等人 (2019) 的判斷準則探索移動者的健康狀況，分析結果及其意涵將於第五節討論。

除了死亡率之外，本文也比較不同遷移類型者的平均餘命 (Life Expectancy)，計算之前通常微幅調整死亡率，避免年齡間的數值震盪，這個步驟稱為修勻 (Graduation)。修勻相關研究發展超過一個世紀，本文採用我國內政部編算生命表使用的核修勻法 (Kernel Smoothing)，核估計法屬於無母數方法，以各年齡的死亡人數與暴露數 (Exposure) 做加權平均，可表示如下：

$$\hat{q}_x = \left[\sum_{i=1}^n d_i K\left(\frac{x-x_i}{h}\right) \right] / \left[\sum_{i=1}^n e_i K\left(\frac{x-x_i}{h}\right) \right] \quad (3)$$

其中 d_i 為各年齡死亡人數、 e_i 為各年齡暴露數、 $K(x)$ 為滿足 $\int_{-\infty}^{\infty} K(x) dx = 1$ 的核函數、 h 為控制觀察值加權比例的環寬 (Bandwidth)。修勻方法可參閱余清祥 (1997) 的介紹。

死亡率修勻之後即可計算生命表數值，包括存活人數、生存機率、定常人口 (Stationary Population)、平均餘命等。平均餘命多半假設均勻死亡假設 (Uniform Distribution of Deaths, UDD)，亦即存活人數在 x 歲及 $x+1$ 歲間線性下降：

$$l_{x+t} = (1-t)l_x + t \cdot l_{x+1} \quad (4)$$

其中 l_{x+t} 為 $x+t$ 歲的存活人數、 $0 \leq t \leq 1$ 。因此 x 歲平均餘命等於 $e_x = \frac{T_x}{l_x}$ ，其中定常人口 $T_x = \int_0^\infty l_{x+t} dt$ ，我國官方生命表通常假設 100 歲是年齡計算上限，而且 100 歲者未來可再存活 0.5 歲，亦即 $e_{100} = 0.5$ 。本文也採用上述我國官方假設，生命表編算的詳細說明請參考內政部網站。⁹

國內人口移動

有關我國的國內人口移動，我們在本節與第五節分別整理研究結果，本節以描述人口移動為目標，說明移動與性別、年齡、縣市（及鄉鎮市區）等行政區域的關係，同時使用常見遷移模型估計臺灣各鄉鎮市區的移入、移出人數。由於過去研究發現距離是國內移動的重要變數 (Johnson and Taylor 2012)，本文將移動分成縣市内、縣市間兩類，前者偏向於短距離、後者為（中）長距離的移動，比較這兩類人口移動與性別、年齡的關係。仿造第四節的分類，第五節在整理移動者的死亡率、醫療利用時，將移動類型可分成三種：沒有移動¹⁰、縣市内移動、縣市間移動，比較這三者的差異。

根據前一節就醫常住地的判斷方式探討我國國民的國內移動。表 1 為 2003~2012 年的全國國內移動率¹¹，各類型移動率由 2003 年至 2007 年稍微減少，2007 年之後趨勢呈現平緩，每年的移動率約為 26%，亦即每四位國民有一位更換經常就醫的地點，其中縣市間約 10%、縣市内約 16%。表 1 的健保資料庫人數已扣除死亡者，從 2005 年的 97 萬餘人降至 2012 年 93 萬餘人，樣本損失人數不算太多，下降幅度與全國每年粗死亡率 0.6% 相當接近。限於篇幅，本文以下討論僅以 2005~2006 年的變化為代表，比較移動特性與死亡率、醫療利用的關係，其他各年度的移動分析有類似的結果。另外，因為抽樣檔來自於 2005 年存活者，已扣除於 2005 年前死亡的樣本，因此表 1 中 2003 年及 2004 年數值僅做為參考，避免其中存在倖存者偏差 (Survivorship Bias)。

進一步檢視各移動類型的健保就醫人口年齡結構，在此以 2005~2006 年的移動為例說明 (圖 5)。整體而言，0~14 歲及 55 歲以上在不移動者的年齡比例最高，其中 55 歲以上者頗為符合先前國內戶籍遷移年齡層的認知 (Greenwood 1997)，但 0~4 歲的移動率偏低與歐美國家有些不同 (Ezto 2008)，可能與本文的移動與健保就醫有關，幼齡與青少年比較集中於相同地方就醫。移動較為頻繁者則集中於年輕族群，猜測與就學、就業有關，其中縣市間移動在 15~34 歲比例較高，尤其集中於 20~24 歲、25~29 歲，縣市内移動在 20~34 歲比例較高。縣市間移動的年齡比例在 15~29 歲高於縣市内移動者，30 歲之後則較低，猜測 30 歲之後的結婚可能性較高，結婚之後因為家庭因素使得移動範圍較近。

年齡與移動類型的關係可以另一種方式探討，透過各年齡的三種移動類型比例描述，在此也是以 2005~2006 年為例 (圖 6)。另外，為了容易辨識差異，分別加上縣市間的整體移動比例 (0.096) 以及縣市内的整體移動比例 (0.17) 兩條線。與圖 5 的結果類似，15~39 歲有較高的移動比例，移動較為頻繁的年齡層在縣市内為 20~34 歲，縣市間則是 15~29 歲。縣市内移動者在各年齡比例較為平均，縣

表 1 臺灣歷年人數和移動比例 (健保估計值)

年	人數				比例 (%)		
	可判定常住地	總移動	縣市間	縣市內	總移動	縣市間	縣市內
2003	954,778						
2004	963,896	287,445	106,835	180,610	30.11	11.19	18.92
2005	972,266	271,174	96,973	174,201	28.13	10.06	18.07
2006	966,485	260,877	93,080	167,797	26.83	9.57	17.26
2007	961,033	257,208	91,659	165,549	26.61	9.48	17.13
2008	955,444	252,962	90,092	162,870	26.32	9.37	16.95
2009	949,336	254,963	90,943	164,020	26.69	9.52	17.17
2010	943,627	251,250	89,414	161,836	26.47	9.42	17.05
2011	937,607	249,357	89,383	159,974	26.43	9.47	16.95
2012	931,518	247,907	89,265	158,642	26.44	9.52	16.92

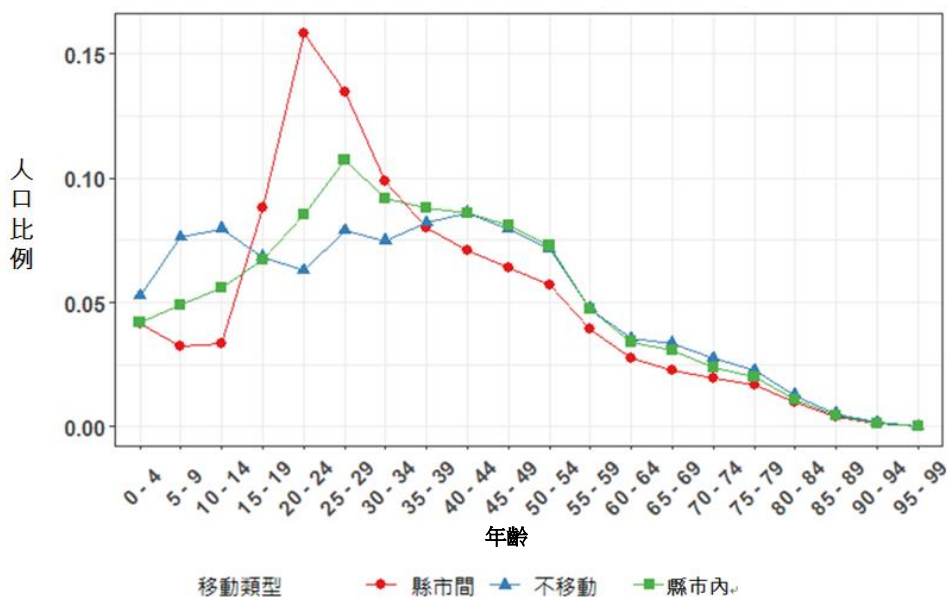


圖 5 各移動類型的人口年齡結構 (2005~2006 年)

市間移動者則明顯集中在 20~24 歲及 25~29 歲的青年族群，幾乎是整體平均值的兩倍，這些年齡會因為工作及求學等需求而有較長距離的移動。我們將在本節後面繼續探討縣市內、縣市間移動與移動距離的關係。

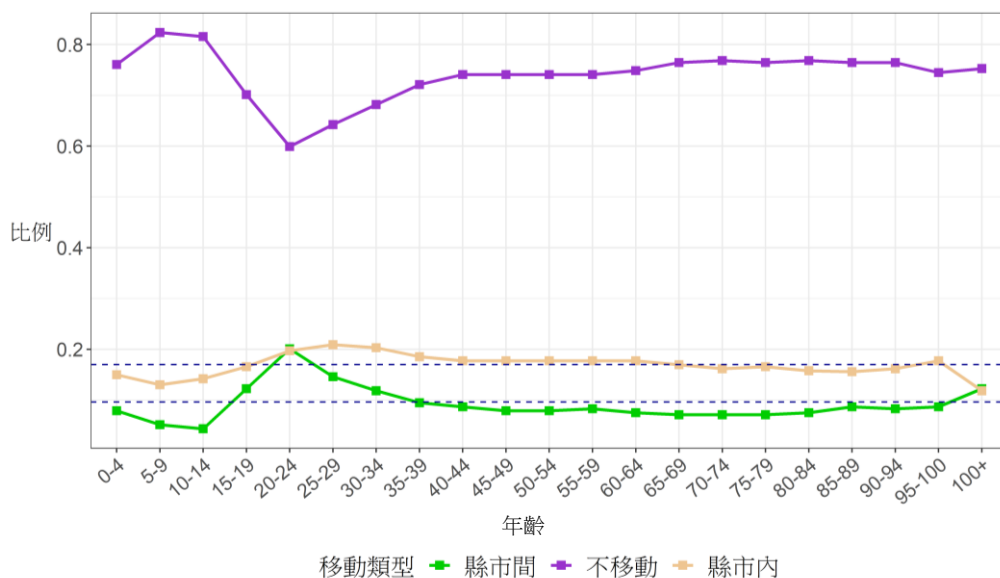


圖 6 各年齡層的移動類型比例 (2005~2006 年)

進一步觀察縣市間的移動方向，像是從 A 地（遷出）至 B 地（遷入）的移動，可以大略瞭解縣市遷出人口大多移往哪些縣市，仿造上述的討論，也以 2005~2006 年的移動為代表。圖 7 顯示縣市間移動的遷出地（X 軸）及遷入地（Y 軸），以及遷往某縣市遷出人口的比例，例如：臺北市（X 軸）遷往新北市（Y 軸）的人口，大約佔從臺北市移出入口的 60%。縣市間移動大致以遷往鄰近縣市為主，較為活躍的地區包括北北基桃、新竹縣市（標示為北部）、中彰投、嘉義縣市（顯示為中部）、南高屏（標示為南部）。另外，遷入至六都（臺北市、新北市、桃園市、臺中市、臺南市、高雄市）的比例都比較高，猜測與都會地區就學及工作機會相對較多有關。除此以外，圖 7 中可看出距離仍是國內人口移動的重要變數，人口流動量隨著距離呈現反比。這與以往的人口遷移的理論吻合（LeSage et al., 2008）。我們以空間互動模型（Spatial interaction model）分析縣市內、縣市間的流動狀況，進一步驗證了兩者之間的遷移曲線有所差別，縣市內的流動量到了某個臨界距離，就沒有明顯的變化；而縣市間的流動則無此現象。這個差異顯示了兩者的習性、行為可能存有差異。關於空間互動模型的討論將於以下章節詳細說明。

除了考量縣市層級的人口移動，本文也分析鄉鎮市區層級的人口移動，觀察這些地區的縣市間、縣市內移動特性。圖 8 顯示兩種移動類型的遷出人口及遷入人口的散佈圖，不論是縣市間移動或是縣市內不同鄉鎮市區間移動，遷入人數和遷出人數皆為高度正相關，代表鄉鎮市區的人口移動為雙向活動，遷出人數多者、遷入人數也比較多，反之亦然。進一步計算鄉鎮市區層級的縣市間、縣市內的淨移動人數（「遷入人數」減去「遷出人數」）（圖 9），與圖 7 縣市層級的結果略微不同，鄉鎮市區中淨移動人數多者未必集中在都會區，如臺北市、高雄市行政區的縣市間淨移動數大多為負值。另外，縣市間、縣市內的鄉鎮市區層級的淨移動人數未必同向，兩者相關係數約為 0.4486，雖然仍為正相關，但遠低於圖 8 的遷入人數及遷出人數的相關性。

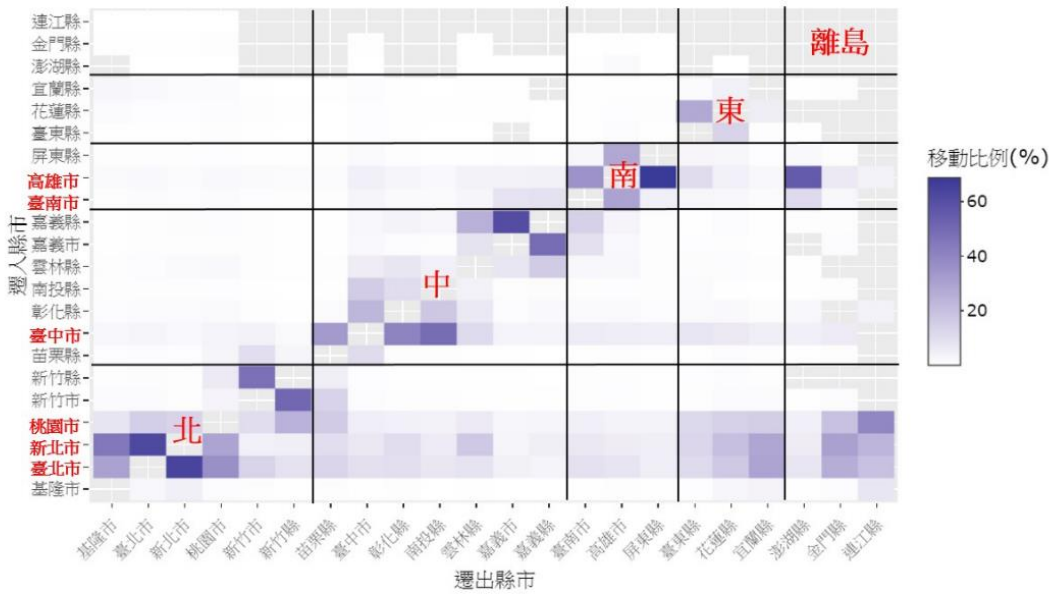


圖 7 縣市間的移動比例 (2005~2006 年)

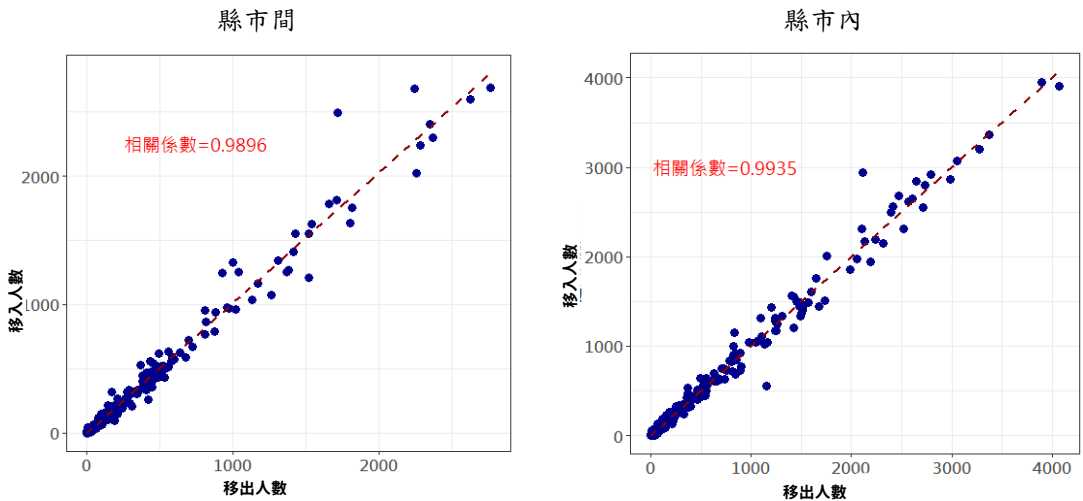


圖 8 不同移動類型的移入人數和移出人數散佈圖 (鄉鎮市區層級)

接下來，我們將檢視縣市內、縣市間流動人口在以空間互動模型上的差異。常見的遷移模型包括較為知名的引力模型 (Gravity model)、近年提出的輻射模型 (Radiation model, 參考 Simini et al. 2012; Ren et al. 2014)，兩者的差異在於是否考慮距離。引力模型源於牛頓的引力理論，表示兩地的引力與質量、距離有關，其中質量可類比成城市規模、人口數、城市規模等；兩地引力會隨著距離函數 $f(d_{ij})$ 遞減，實務上有幾種較常用的距離函數類型，像是倒數、指數。輻射模型則認為遷移人數與兩地間的通勤者、人口數有關，相對於引力模型使用靜態 (static) 資訊，輻射模型較能反映工作遷移等之人口活

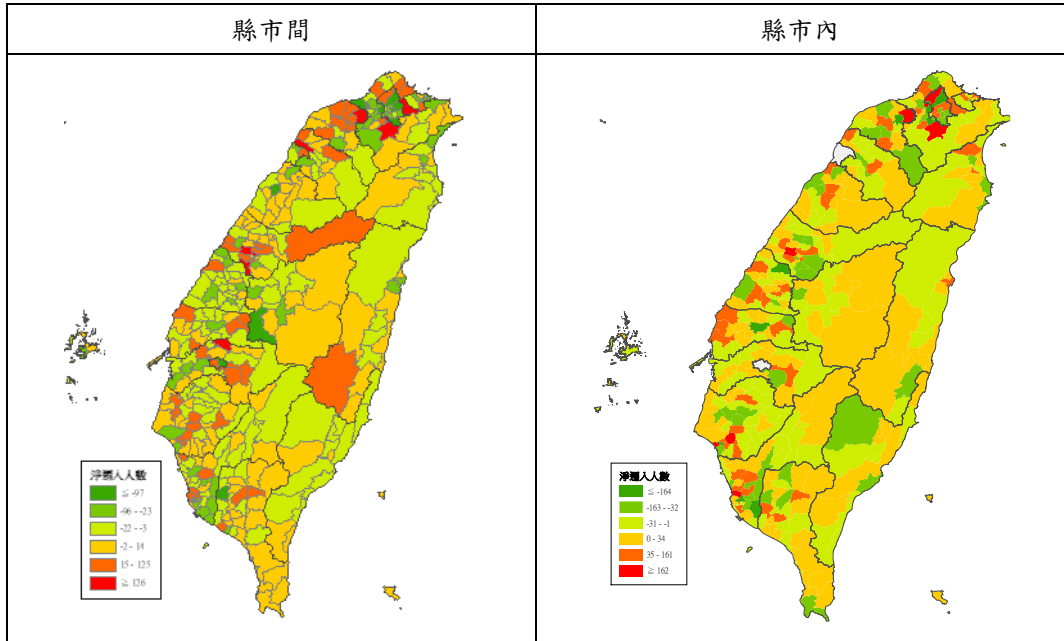


圖 9 不同移動類型的淨移動人數（鄉鎮市區層級）

動，使用幅度有逐年增加的趨勢。不過，由於健保資料的限制，只能描述偏向靜態的人口資訊，因此本文選擇引力之類的遷移模型，同時嘗試加入其他資訊以提高模型的估計效果。

本文使用空間互動模型 (Spatial interaction model，參考 LeSage and Pace 2008)，用以描述臺灣健保的人口移動。空間互動模型有時也稱為推拉模型 (Push-pull model)，源自於引力模型。其中，引力模型可表為：

$$M_{ij} = k \frac{P_i P_j}{d_{ij}} \quad (5)$$

M_{ij} 遷出地至遷入地（第 i 地至第 j 地）的人數， P_i 與 P_j 分別為兩地的人口數， k 為常數， d_{ij} 為兩地之間的距離。空間互動模型則放寬方程式 (5) 的函數型態為：

$$M_{ij} = k \frac{P_i^{\beta_1} P_j^{\beta_2}}{d_{ij}^{\theta}} \quad (6)$$

β_1 、 β_2 、 θ 為描述人數及距離的參數，用以調整各個效應的強度。方程式 (6) 等號雙邊取對數即為線性方程式，類似一般的迴歸方程式 (LeSage and Pace 2008; Chakraborty et al. 2013; LeSage and Llano-Verduras 2014)，或是

$$\log(M_{ij}) = \log(k) + \beta_1 \log(P_i) + \beta_2 \log(P_j) - \theta \log(d_{ij}) \quad (7)$$

上述方程式的估計可使用最小平方方法 (Least Squares) 或最大概似法 (Maximum Likelihood)。

距離 d_{ij} 是空間互動這類型引力模型的重要變數，通常距離與人口流動為反向關係，距離愈遠、遷移活動愈不活躍 (Fotheringham 1983, 1984)。然而，遷移活動是否隨著距離增加而遞減，有學者提出不同看法，可能會因為天然屏障 (高山、湖海等) 或是交通工具等有關。例如：Perry (1969) 指出早期交通不發達時，人口流動存有一個固定的距離門檻，因為不藉助汽車、火車等現代交通工具，人的移動會受到體力與時間的限制，超過某個臨界點的距離後，人口流動就不會再發生。

本文空間互動模型採用行車距離，由於兩地地理直線距離通常無法反映旅行時間，因此採用 Google Map 作為量測工具，計算連結兩地道路的路線長度¹²。為了確定距離變數的影響，方程式 (7) 先不納入距離，藉由檢視殘差值確定距離變數的效果，圖 10 為距離與殘差的散佈圖，兩者呈現負相關，印證人口移動活動隨著距離遞減。進一步將殘差分成縣市內 (紅色) 及縣市間 (藍色)，發現兩者有明顯差異，可觀察出兩種現象：縣市內人口流動多於縣市間流動、縣市內的距離遞減效應存在某個門檻。其中縣市間移動門檻代表在某個範圍後距離已不是重要考量，而是遷出地推力、遷入地拉力，決定地點的吸引力 (或反吸引力)。

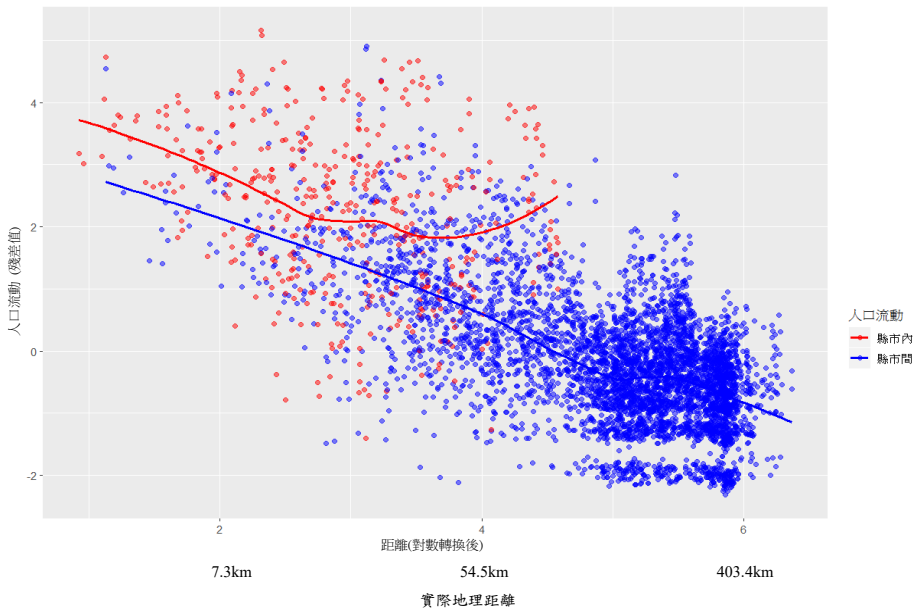


圖 10 人口流動與距離散佈圖 (線條為 Loess 函數)

因為健保人口移動在縣市間、縣市內略為不同，除了原先空間互動模型 (或稱為「推拉模型」) 外，本文也考量加入不同移動類型的虛擬變數，加入這個變數的原因可參照圖 2 的 Loess 曲線¹⁴，兩種移動類型明顯不同，分別得出的兩個模型參數估計值詳見表 2。一如預期，遷入地、遷出地、距離這三個變數係數在統計上皆為顯著，而且遷入地與遷出地有相同的影響力，亦即拉力與推力相當。加入虛擬變數的人口移動模型，估計結果優於原始的推拉模型，代表縣市內 (短距離)、縣市間 (長距離) 的移動有顯著差異，背後相關的移動誘因或許不相同。

表 2 推拉模型迴歸參數估計值與判定係數比較

變數名稱	推拉模型	推拉模型 + 縣市間內虛擬變數
截距	3.95049	4.99243
人口數(遷出地)	0.12656	0.13815
人口數(遷入地)	0.13861	0.14712
行車距離	-0.90307	-0.74553
縣市間流動	-	-1.03900
調整後判定係數 (Adjusted R-square)	0.5148	0.5500 ¹³

移動與醫療利用、死亡率

除了前一節檢視臺灣的國內移動狀態，本節繼續探討移動與醫療利用、死亡率間的關聯。延續上一節的討論方式，先將移動者分成縣市內、縣市間兩類，再與全國約 3/4 的不移動者比較，檢視每人門診次數、每人門診點數、每次門診點數等醫療利用，以及中高齡者的死亡率，以下先依序討論這些醫療利用的結果。圖 11 及圖 12 為移動者與不移動者的門診次數、總點數的比較。其中 15 歲到 79 歲的門診次數隨年齡上升，年齡愈大的增幅愈大，80 歲之後開始下降；每人平均點數總花費和門診次數的趨勢相同，但縣市間移動者在 40 歲增幅明顯高於不移動者、縣市內移動者。不過，80 歲以後門診利用趨緩並不代表就醫需求降低，可能與老人行動不便、無人陪伴、經濟負擔等因素有關，致使就醫意願降低所導致，不應過度解讀這個現象，將其與疾病壓縮 (Morbidity Compression) 之類的想法劃上等號。

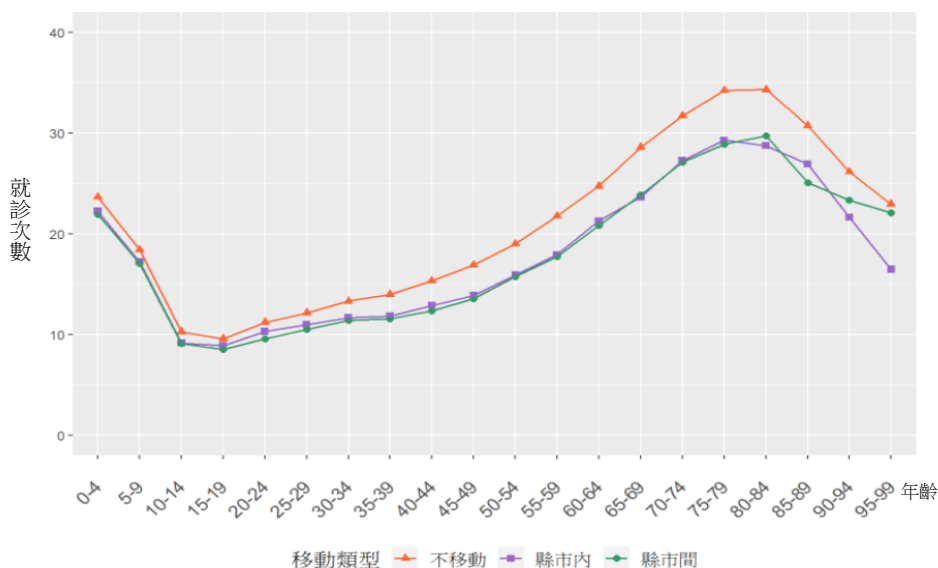


圖 11 每人每年門診次數 (2006 年)

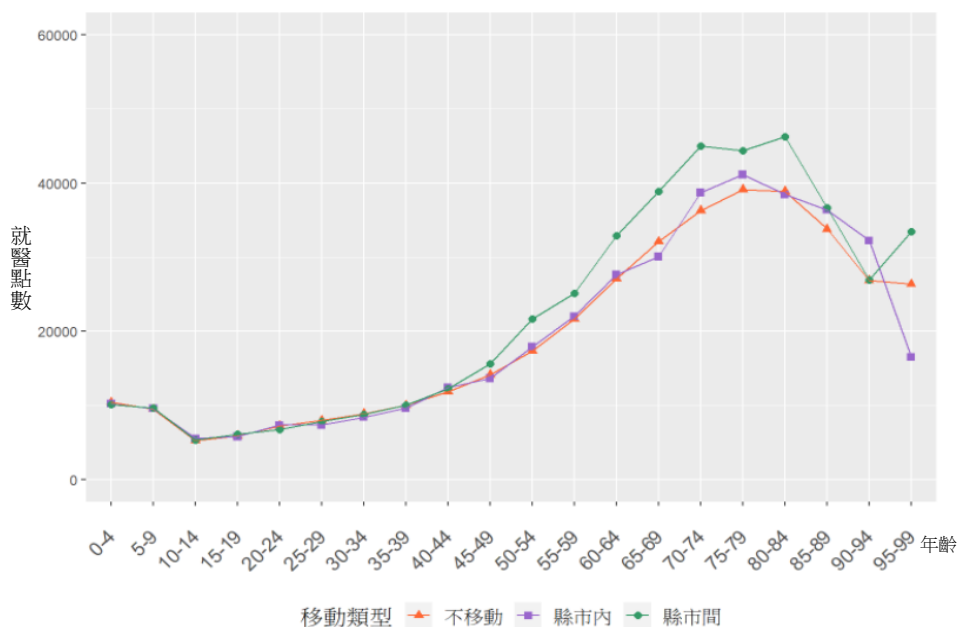


圖 12 每人每年門診就醫點數 (2006 年)

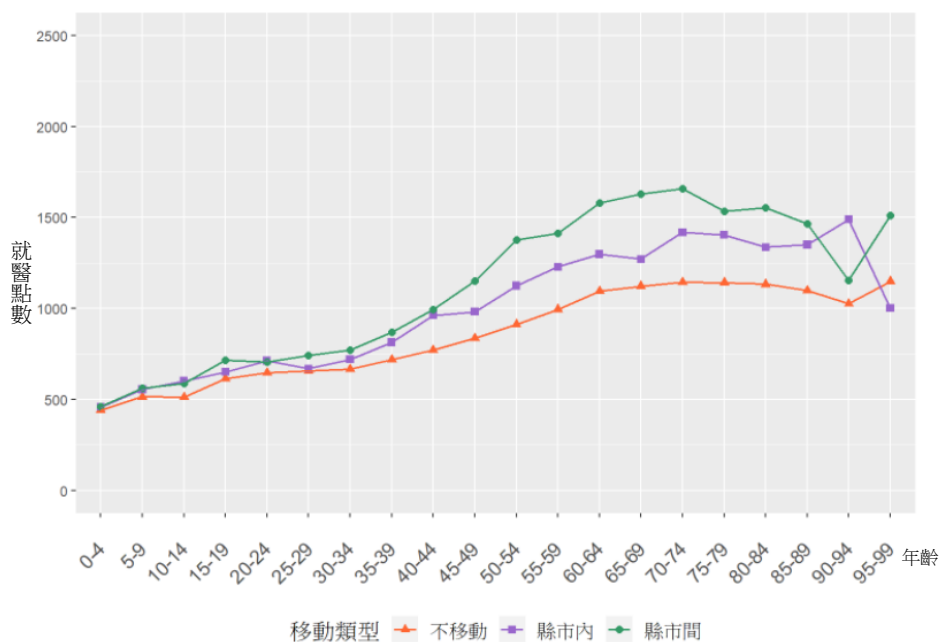


圖 13 平均每次門診點數 (2006 年)

我們繼續比較男女兩性的醫療利用，圖 14 至 16 分別為男女兩性每人門診次數、每人門診點數、每次門診點數，兩性的整體醫療利用差異不大，都隨著年齡上升至 80 歲前後再趨緩，而且移動者者的

醫療利用（每次及全年就醫點數）都高於不移動者。進一步比較兩性醫療利用差異，表 3 為男性數值減去女性數值，因為樣本數的考量，僅呈現 15~64 歲、65~84 歲（註：勞動人口與高齡）兩種格式。男性的每次門診點數高於女性，無論是哪種移動型態、年齡組，此與男性不愛看病的一般認知吻合，男性氣概的迷思是男性壽命較低的原因之一。不過，觀察不同年齡層門診次數可看到有趣的現象，女性在 15~64 歲次數明顯較多，但兩性在 65~84 歲幾乎沒有差異。另外，在縣市間移動（遠距離）的 65~84 歲門診總點數，男性明顯高於女性，平均差異接近 4,500 點，顯示長距離移動的男性在總點數、每次看病花費都比女性高。

接著比較不同移動型態的死亡率。不過，本文使用的健保資料庫缺乏完整的死亡紀錄，因此用前述章節提到的死亡準則判斷國民是否死亡（圖 1），但這些死亡準則適用於 55 歲以上的族群（余清祥、王信忠、許筱翎 2019），本文不考慮 54 歲及之前的死亡率。另外，健保資料涵蓋 100 萬人左右，其中約 1/4 為移動者，避免人數過少引起死亡率估計值的震盪，本文先比較移動者、不移動者的死亡率，接著再探討縣市間、縣市内移動者的差異。

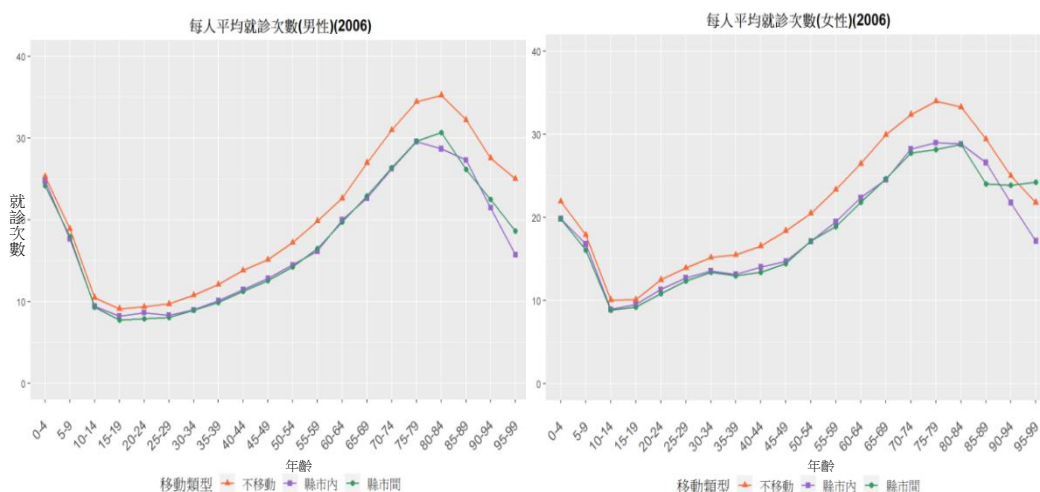


圖 14 每人每年門診次數（依性別、2006 年）

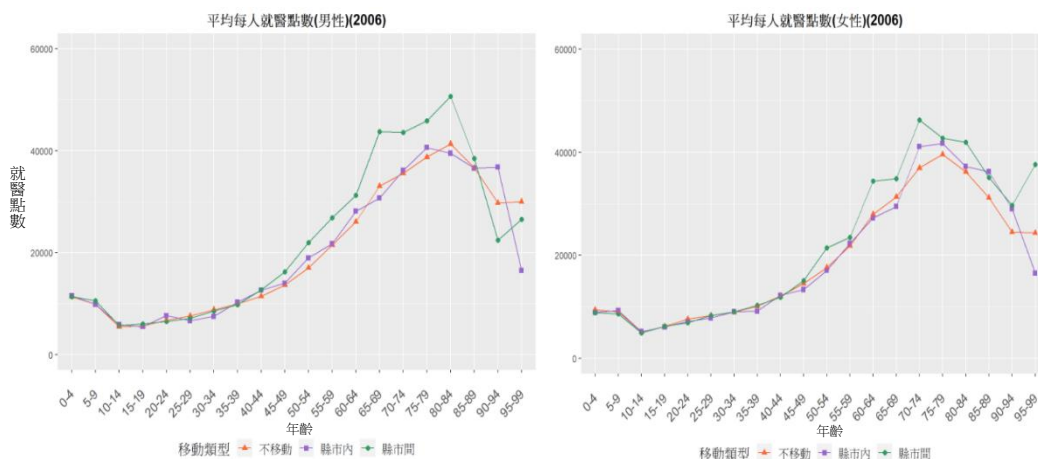


圖 15 每人每年門診就醫點數（依性別、2006 年）

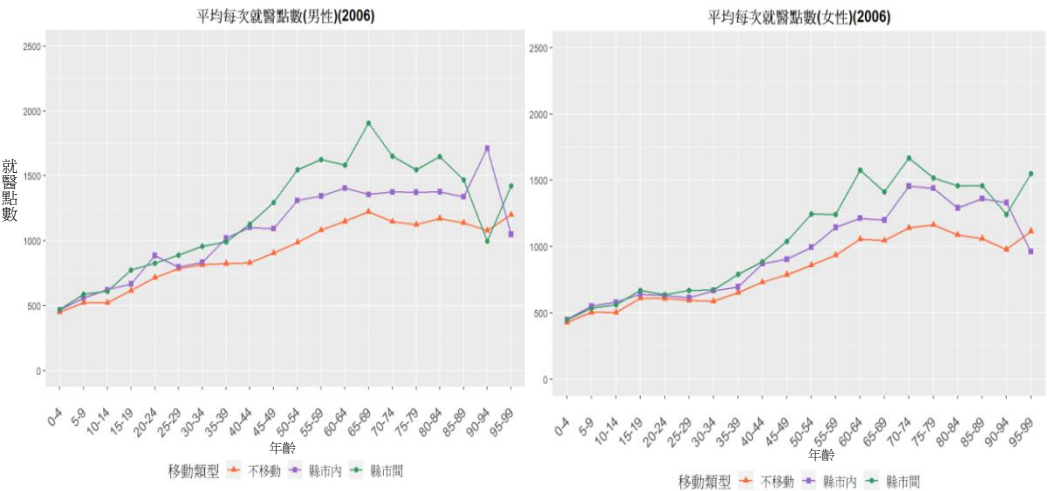


圖 16 平均每次門診點數 (依性別、2006 年)

表 3 不同移動類型就醫行為的性別差異

年齡層	15~64 歲			65~84 歲		
移動類型	不移動	縣市內	縣市間	不移動	縣市內	縣市間
每人每年門診次數	-3.26	-2.88	-2.77	-0.47	-0.85	0.07
每人每年門診就醫 點數	-671.4	175.7	16.8	1,153.6	-638.5	4,488.5
平均每次門診點數	128.4	208.3	217.8	57.1	135.7	209.4

註：表格內數值為男性數值減去女性數值。

先比較曾經移動、未曾移動兩者的死亡率 (圖 17)，曾經移動者的死亡率大致較高，55 歲至 94 歲明顯高於不曾移動者，只有 95~99 歲移動者的死亡率較低，推測是因為這個年齡層人數較少 (2005 年全國佔比約 0.03%)，百萬抽樣檔抽出僅 317 人左右，因此會有較大的抽樣誤差。另外，未曾移動者與內政部的死亡率非常接近，可能與未曾移動者的比例較多有關 (表 1)。縣市間、縣市內移動者的死亡率可參考圖 18，男性死亡率有較大的差異，其中跨縣市移動者 (長距離移動) 的死亡率在各年齡層都較高，這個結果和美國長距離內部遷移者壽命較低頗為一致 (Johnson and Taylor 2012)，但與金門縣內部遷移者 (戶籍人口) 死亡率較低非常不同 (Wang, Yue, and Wang 2020)。女性縣市間、縣市內移動者的死亡率似乎與移動無關，這個結果值得繼續探討，或許與女性平常較注重自身健康有關。另外，縣市內移動者的死亡率接近內政部公佈結果，與圖 17 交叉比對，推測縣市內移動者與未曾移動者的死亡率也很接近。

依照第三節提到的平均壽命計算方法，本文也比較不同移動類型者的平均餘命，在此僅以六個年齡為代表說明分析結果 (表 4)。平均餘命的差異如同圖 17，因為移動者的死亡率較高，因此平均餘命也低於不移動者，兩者差異隨年齡下降。其中，平均餘命差異最大者為男性的不移動者與縣市間移動

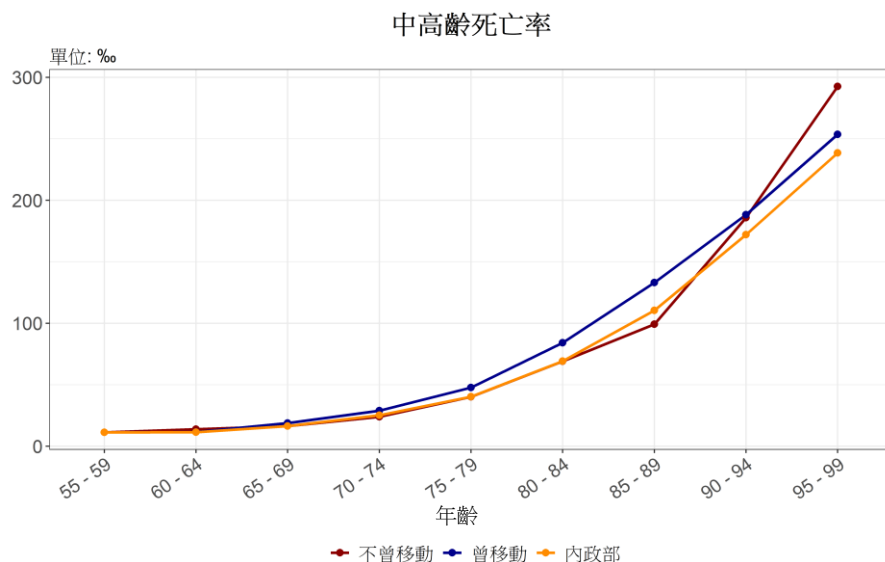


圖 17 移動與否的死亡率比較 (2006 年)

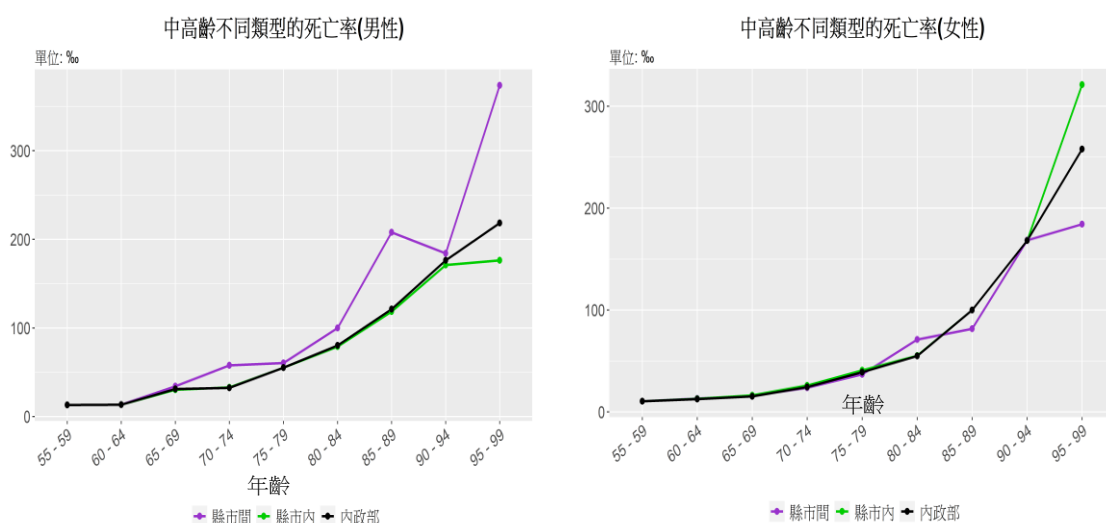


圖 18 縣市間、縣市内移動者的死亡率比較 (2006 年)

者，兩者在 65 歲平均餘命差異可達 2.34 歲，但同齡女性的差異僅為 1.23 歲。兩性平均餘命差異也以縣市間移動者最大，各年齡的男女餘命差異明顯大於不移動者、縣市内移動者，65 歲時竟然超過四歲，在 73 歲之前的差值都大於三歲。換言之，移動者健康較差或許因為醫療需求較大，其中跨縣市者健康又更差，這可能和旅行距離衍生的誘因有關，身體狀況愈差、愈有意願長距離移動。另外，移動者的平均餘命又存在性別差異，女性的縣市間移動者高於縣市内移動，男性的縣市間移動者卻低於縣市内移動。或許這與兩性對於自身健康看法不同有關，男性需要就醫時症狀往往都很明顯，女性平常就比

較照顧自身健康，願意投資者的平均餘命相對高一些。這個結果與過去研究接近（如王淑芳 2011），男性健保就醫率、門診次數低於女性，但死亡率卻高於同齡女性。

表 4 不同移動類型者的平均餘命（2006 年）

移動類型	性別	65 歲	70 歲	75 歲	80 歲	85 歲	90 歲
不移動	男	16.15	13.27	10.48	8.03	6.05	4.51
	女	19.21	15.58	12.21	9.26	6.87	5.04
縣市內	男	14.87	12.09	9.54	7.34	5.59	4.27
	女	17.78	14.32	11.15	8.41	6.23	4.56
縣市間	男	13.91	11.24	8.84	6.82	5.24	4.04
	女	17.97	14.70	11.61	8.86	6.61	4.88

結論與建議

全球化 (Globalization) 發展使得人與人的距離縮短，遷移成為 21 世紀的主要人口特色之一，其中國際遷移通常只會影響全國人數及結構，縣市等地方層級的人口則會因國內遷移而改變，尤其我國面臨少子化的衝擊，國內遷移對地方政府的政策規劃更為重要。然而我國國內遷移的紀錄以戶籍人口為主，而且內政部公佈之資料僅為總人數、且限於臺灣省及六都之間，缺乏詳細的性別、年齡、遷入及遷出地等詳細資訊，無法推估縣市、或是鄉鎮市區層級的人口移動。另外，近年個人資料保護法的限制，即便是政府委託計畫也不見得可取得個人戶籍地變動的資料。有鑑於此，本文以全民健保資料庫為基礎，以經常就醫地的變化做為判斷遷移的依據，探討臺灣國內的人口移動。

本文主要依據 2005 年百萬人抽樣檔，將健保門診就醫點數不大於 555 點的就醫地視為經常就醫地（余清祥、簡于閔、梁穎誼 2020），兩個年度間的就醫地不同則視為移動。除了探討國內移動狀態外，本文也比較移動者與不移動者的醫療利用與死亡率，因為健保資料庫缺乏完整的死亡紀錄，本文採用死亡判斷準則，但對象限於 55 歲以上的人口（余清祥、王信忠、徐筱翎 2019）。研究發現我國國內移動比例約為 26%，其中縣市間移動者所佔約 10%，縣市內鄉鎮市區間移動者所佔約 16%，健保移動比例約為內政部戶籍遷移的兩倍。根據過去健保的相關研究，本文研究結果或可做為判斷常住地移動的參考，但因為移動、經常活動地的認定標準不同，讀者在引用分析發現時需格外謹慎，像是本文的健保移動未必可直接套至戶籍人口，從移動比例的數值可一窺兩者的本質差異。

縣市間移動大致以遷往鄰近縣市為主，而且以遷入至六都（臺北市、新北市、桃園市、臺中市、臺南市、高雄市）的比例較高，整體而言，根據移動活動可將臺灣劃分為北中南東離島，其中隱含生活圈的概念。以年齡檢視不同移動類型（縣市間、縣市內鄉鎮間、不移動），其中移動以青壯年的比例較高，幼年、青少年、高齡的移動比例都較低。鄉鎮市區層級的遷入人數和遷出人數為高度正相關，亦即國內移動為雙向性活動，縣市間、縣市內兩種移動的淨移動人數也為正相關，但關聯程度較低。常見於遷移理論的推力 (push)、拉力 (pull)，可用於描述我國國內的人口移動，除了距離是模型的關鍵因素

外，縣市間、縣市內兩者略有差異，我們以縣市間/內的虛擬變數修正空間互動模型 (Spatial interaction model, 參考 LeSage and Pace 2008)，發現結果優於原先的推拉模型。整體模型的配適能力 (迴歸 R²) 從 51.4%顯著地提升至 55%，代表縣市內 (短距離)、縣市間 (長距離) 的移動有明顯差異，顯示不同類型的移動誘因或不相同。此現象可供國內人口移動研究做為參考。

至於移動者和非移動者的醫療利用，移動者的平均每人門診次數最少、但每人總就醫點數、每次門診就醫點數較高，顯示移動者似乎有比較嚴重的健康狀態 (或疾病)，死亡率的分析也與醫療利用類似，移動者的死亡率通常較高，尤其是縣市間的移動者。研究也發現局部現象，僅有縣市間移動者的男性有較高的死亡率，未曾移動、縣市內移動兩者的死亡率沒有明顯差異，代表移動者的健康狀態較差。這與過去研究結果明顯不同，無論是國際遷移 (Kibele, Scholz, and Shkolnikov 2008；Ng 2011) 或國內遷移 (Wang, Yue, and Wang 2019)，一般認為遷移者的健康狀態較佳、死亡率較低。由於本文的遷移是以就醫地為標準，異於過去研究，受限於本研究當初申請健保時無法串連死因檔，僅能依靠就醫紀錄判斷死亡，因為 55 歲以上者的移動較不頻繁，推估出的中高齡族群死亡率較為可信。但此與過去研究針對移動頻繁的年輕族群 (例如：20~29 歲、40~49 歲) 非常不同，未來我們將繼續嘗試增大樣本、取得死因檔，探討本文結果是否可套用至所有年齡層。

此外，分析發現縣市間移動的高齡男性門診利用 (總點數、每次點數) 明顯高於同齡女性，這個現象值得繼續探討。背後原因可能與就醫習慣有關，男性傾向於症狀嚴重才會就醫，反而會因為延誤就醫增加醫療利用，甚至提高死亡率。王淑芳 (2011) 認為男性自覺健康狀況較好，平時健檢比率低及門診次數較少，一旦發生問題整體花費反而更高；葉宏明等人 (2003) 認為男性平時比較不注重身體健康，以致事態嚴重才掛急診就醫。我們也傾向支持上述文獻的推論。不過，雖然男性每次門診費用在 15~84 歲均高於女性，但兩性門診次數在 15~64 歲及 65~84 歲並不一致，其中 15~64 歲男性較低、65~84 歲兩性相差不多，男性不喜歡看病未必是門診利用較多唯一原因。

由於本文以健保就醫判斷經常活動地，變換就醫地意謂當事人有較高醫療需求，這與其他移動的判斷方式不同。例如，近期國外研究 (Wallace, Khlal, and Guillot 2019) 指出，遷至法國的「國際退休移民」 (International retirement migration) 的死亡率往往會比當地居民較低，這種現象與優體選擇 (Positive selection bias) 有關，搬遷到法國的退休移民健康或經濟條件通常較佳 (移動者的健康較佳)。這類型移動類似近年金門縣戶籍人口大幅增加 (如：為了取得更好的資源)，而非就醫地的變動 (如：就醫需求)，由於地方政府的福利及優惠通常不是一次給定，多半每隔一段時間發放，體況較差者未必能夠享受，使得移入者死亡率往往較低。

本文的主要研究貢獻大致如下：一、以健保資料庫判斷常住地，用於探討我國國內人口流動，將移動分成縣市間、縣市內，以遷移模型驗證距離仍是國內人口移動的重要變數；估計男女性、年齡別不同移動類型者的移動率，彌補官方戶籍遷移資料的不足。二、分析短距離、長距離流動人口的醫療使用及死亡率，發現移動者的死亡率及門診利用都較高，此與美國國內遷移結果類似 (Johnson and Taylor 2012)，顯示長距離國內人口移動可能與社會福利、醫療需求有關，這個結果可作為政策制訂與資源分配的參考，減少交通不方便造成的就醫不公平。

從應用的層面來說，本文結果可運用在各方面如政策規劃、醫療資源分配、甚至在精算保險上。舉例來說，保險中由於需要避免逆選擇 (Adverse selection) 而進行差別訂價。換言之，保戶的風險最

好具有同質性，以免產生不公平的現象導致保費逐漸失控。本文發現移動者/非移動的差異，或許可以成為制訂優體、標準體、次標準體等訂價策略。

本文以健保就醫紀錄推估常住地，其根基在於健保可近性及小病選擇常住地附近，前提假設為各地區的醫療資源接近縣市內移動者在 20~34 歲比例較高，但偏遠地區通常較為不足，因此分析結果未必能完全反映我國國民的常住地資訊，而且只能推估縣市間、縣市內的移動，無法獲得同一鄉鎮市區間的移動。而且就醫選擇也牽涉個人因素（如：疾病、社經地位），醫療需求較大者的移動可能性也會高一些，因此研究結果與先前不同，移動者的健康、死亡率明顯不如不移動者。後續會以醫療資源為研究對象，比較遷入、遷出醫療資源充足、不足地區者的健康與死亡率，但受限於現有 2005 年百萬抽樣檔僅能探討 2005~2013 年的遷移活動，本文的分析結果需要更長期資料以資驗證。另外，本研究發現健保人口 25~39 歲比例略高於戶籍登記的結果，由於缺乏人口移動的相關資訊，過去研究並無健保、戶籍人口的比較，讀者在引述本文結果時需更謹慎，避免因為定義、研究方法的差異導致過度推論。

註 解

1. 國家發展委員會。https://www.ndc.gov.tw/Content_List.aspx?n=695E69E28C6AC7F3 (擷取日期：2021.04.30)。
2. 行政院主計總處「普查之規劃與實施」。<https://www.dgbas.gov.tw/public/Data/112161001271.pdf> (擷取日期：2021.04.30)。
3. 衛生福利部中央健康保險署「全民健康保險年報」。[https://www.nhi.gov.tw/Resource/webdata/13767_1_National%20Health%20Insurance%20in%20Taiwan%202016-2017\(bilingual\).pdf](https://www.nhi.gov.tw/Resource/webdata/13767_1_National%20Health%20Insurance%20in%20Taiwan%202016-2017(bilingual).pdf) (擷取日期：2021.04.30)。
4. 健保費用點數是醫院與健保署計算醫療費用的單位，健保署會審核申請的點數是否合理，再核計一點要換算多少錢。（資料來源：衛生福利部統計處，<https://dep.mohw.gov.tw/dos/cp-1716-14931-113.html>，擷取日期：2021.04.30）。
5. 聯合國「Recommendations on Statistics of International Migration」。https://unstats.un.org/unsd/publication/seriesm/seriesm_58rev1e.pdf (擷取日期：2021.04.30)。
6. 內政部統計處「人口遷移統計」。<https://www.moi.gov.tw/cl.aspx?n=2560> (擷取日期：2021.08.27)。
7. 衛生福利部中央健康保險署。https://nhird.nhri.org.tw/date_01.html (擷取日期：2021.04.30)。
8. <https://www.stat.gov.tw/public/Attachment/5519153828OM26MHO7.pdf>。(擷取日期：2021.04.30)。
9. 中華民國內政部網站，<https://www.moi.gov.tw/cp.aspx?n=2909>。(擷取日期：2021.04.30)。
10. 「沒有移動」僅表示並無縣市內、縣市間的移動，並不表示沒有鄉鎮市區內（小範圍）的移動。
11. 每年健保估計人數由逐年的承保資料檔（ID 檔）算出。健保資料庫自 2000 年開始，每隔一段時間隨機抽取樣本，作為追蹤研究（Longitudinal study）的資料基礎，其中使用最多者為 2005 年 100 萬人抽樣檔，本文也是使用這筆資料。另一方面，由於 ID 檔、CD 檔、DD 檔都有來自同一世代的逐年資料，每年的遷移人口也可以由此算出。健保資料庫也有提供 2005 之前的檔案，所以也可以年

份往前算出移動人數。2003 年無法算出移動人數，原因是本文無 2003 年的資料，無法推算出健保人口在 2002 的常住地。需注意的是，2003-2004 的數據如本文所述，基於樣本代表性原因，僅能作為參考。

12. 空間互動模型的地理單位為選舉區，就醫地的觀察期間為三年。採用這些設定是因為觀察縣市內的人口移動，至少要考慮鄉鎮市區（或村里）層級，但這些層級的單年移動人數恐有不足的傾向，導致估計值的震盪，因此拉長觀察期間為三年。
13. 新增區隔縣市內、縣市間移動的變數，使用廣義線性 F 檢定（General F-test）為顯著變數。
14. LOESS (或 LOWESS) 全名為 locally weighted scatterplot smoothing，譯為局部加權迴歸散佈平滑法，常用於描述兩個變數間關係的無母數工具。

引用文獻

- 古鯉榕、李佳純、李中一 2018。臺灣『醫療利用歸人檔資料庫』之建置介紹。健康科技期刊 Spec.: 11-23, doi: 10.6979/TJHS.201812/SP.0003。
- 王淑芳 2011。性別差異與就醫行為。醫療品質雜誌 5 (2): 81-5, doi: 10.30160/JHQ.201103.0015。
- 余清祥 1997。修勻：統計在保險的應用。臺北：雙葉書廊。
- 余清祥、王信忠、許筱翎 2019。從全民健保評估高齡人口的醫療需求。人口學刊 58: 89-120, doi: 10.6191/JPS.201906_58.0003。
- 余清祥、簡于閔、梁穎誼 2020。健保資料與抽樣調查。調查研究—方法與應用 44: 97-130。
- 李韻玄 2015。運用不同遷移評估系統探討國人地理移動與心理疾病之關聯性。國立台北護理健康大學健康事業管理所碩士論文。
- 吳依凡 2004。醫療資源可近性對個人醫療利用的影響—臺灣地區的實證研究。國立中央大學產業經濟研究所碩士論文。
- 林民浩、楊安琪、溫在弘 2011。利用地區差異與人口學特徵評估全民健保資料庫人口居住地變項之推估原則。臺灣公共衛生雜誌 30: 347-61, doi: 10.6288/TJPH2011-30-04-05。
- 陳艷秋、楊雅惠、周元暉 2014。我國常住人口推計方法之研究。主計月刊 698: 60-5。
- 陳芝嘉、余清祥、蔡偉德 2015。921 震災對中老年人死亡風險的影響。人口學刊 50: 61-99, doi: 10.6191/JPS.2015.50.03。
- 蔡文正、龔佩珍 2003。民眾對基層診所評價與就醫選擇影響因素。臺灣公共衛生雜誌 22 (3): 181-93, doi: 10.6288/TJPH2003-22-03-04。
- 顏貝珊、余清祥 2010。2010 年各國人口普查制度之研究。人口學刊 40: 203-29, doi: 10.6191/jps.2010.5。
- 謝淑惠 2018。以地址最末兩碼調整之戶中選樣表。調查研究—方法與應用 41: 119-47。
- 葉宏明、林為森、蔡惠美、張淑媛、郭舒儀、吳宛倩、沈鈺華、曹凱甯 2003。65 歲以上老人急診就醫行為調查-以某區域教學醫院為例。秀傳醫學雜誌 4 (3-4): 113-9。
- Barrett, A., and Y. McCarthy. 2008. Immigrants and welfare programmes: Exploring the interaction between immigrants characteristics, immigrant welfare dependence and welfare policy. *Oxford Review of Economic*

Policy 24 (3): 542-59, doi: 10.1093/oxrep/grn026.

Chakraborty, M. A., A. Beamonte, A. E. Gelfand, M. P. Alonso, P. Gargallo, and M. Salvador. 2013. Spatial Interaction Models with individual-level data for explaining labor flows and developing local labor markets. *Computational and Statistics & Data Analysis* 58: 292-307, doi: 10.1016/j.csda.2012.08.016.

Colón-López, V. M. N., Haan, A. E. Aiello, and D. Ghosh. 2009. The effect of age at migration on Cardiovascular Mortality among elderly Mexican immigrants. *Annals of epidemiology* 19 (1): 8-14.

Donato, K. M. 2010. US migration from Latin America: Gendered patterns and shifts. *Annals of the American Academy of Political and Social Science* 630: 78-92, doi: 10.1177/0002716210368104.

Findlay, A. M., A. Stockdale, A. Findlay, and D. Short. 2001. Mobility as a driver of change in Rural Britain: An analysis of the links between migration, commuting and travel to shop patterns. *International Journal of Population Geography* 7: 1-15, doi: 10.1002/ijpg.201.

Fotheringham, A. S. 1983. Some theoretical aspects of destination choice and their relevance to Production-Constrained Gravity Models. *Environment and Planning A* 15: 464-88.

———. 1984. Spatial flows and spatial patterns. *Environment and Planning A* 16: 529-43, doi: 10.1068/a160529.

Greenwood, M. J. 1997. Internal migration in developed countries. In *Handbook of population and family economics*, eds. M. R. Rosenzweig, and O. Stark, 1(Part B): 647-720, Netherlands: North-Holland, doi: 10.1016/S1574-003X(97)80004-9.

Gubernskaya, Z. 2015. Age at migration and self-rated health trajectories after age 50: Understanding the older immigrant health paradox. *Journal of Gerontology, Series B* 70: 279-90, doi: 10.1093/geronb/gbu049.

Gubernskaya, Z., F. D. Bean, and J. Van Hook. 2013. (Un)Healthy immigrant citizens: Naturalization and activity limitations in older age. *Journal of Health and Social Behavior* 54: 427-43, doi: 10.1177/0022146513504760.

Johnson, J. E., and E. J. Taylor. 2012. *Does moving kill? The effect of migration on older-age mortality.* <https://experts.umn.edu/en/publications/does-moving-kill-the-effect-of-migration-on-older-age-mortality> (last accessed 10 October 2021).

Kibele, E., R. Scholz, and V. Shkolnikov. 2008. Low migrant mortality in Germany for men aged 65 and older: Fact or artifact?. *European Journal of Epidemiology* 23: 389-93, doi: 10.1007/s10654-008-9247-1.

Kok, P. 1999. The definition of migration and its application: Making sense of recent South African Census and survey data. *South Africa Journal of Demography* 7 (1): 19-30.

LeSage, J. P., and R. K. Pace. 2008. Spatial econometric modeling of origin-destination flows. *Journal of Regional Science* 48 (5): 941-67, doi: 10.1111/j.1467-9787.2008.00573.x.

LeSage, J., and C. Llano-Verduras. 2014. Forecasting spatially dependent origin and destination commodity flows. *Empirical Economics* 47 (4): 1543-62, doi: 10.1007/s00181-013-0786-2.

McKinnish, T. 2005. Importing the poor: Welfare magnetism and cross-border welfare migration. *Journal of Human Resources* 40 (1): 57-76, doi: 10.3368/jhr.XL.1.57.

- Meyer, B. D. 1998. Do the poor move to receive higher welfare benefits?. *JCPR Working Papers* 58, Northwestern University/University of Chicago Joint Center for Poverty Research.
- Ng, E. 2011. The healthy immigrant effect and mortality rates. *Health Reports* 22: 25-9.
- Otsu, A., S. Araki, R. Sakai, K. Yokoyama, and A. S. Voorhees. 2004. Effects of urbanization, economic development, and migration of workers on suicide mortality in Japan. *Social Science & Medicine* 58 (6): 1137-46, doi: 10.1016/S0277-9536(03)00285-5.
- Perry, P. J. 1969. Working class isolation and mobility in rural dorset 1837-1936: A study of marriage distances. *Transactions of the Institute of British Geographers* 46: 121- 42, doi: 10.2307/621412.
- Rahmati, H. S., and G. A. Tularam. 2017. A critical review of Human Migration Models. *Climate Change* 3 (12): 924-52.
- Ravenstein, E. G. 1885. The laws of migration, *Journal of the Royal Statistical Society* 48 (2): 167-227, doi: 10.2307/2979181.
- Ren, Y., M. Ercsey-Ravasz, P. Wang, M. C. González, and Z. Toroczkai. 2014. Predicting commuter flows in spatial networks using a radiation model based on temporal ranges. *Nature Communications* 6347, doi: 10.1038/ncomms6347.
- Reyes, A. M., and M. A. Garcia. 2020. Gender and age of migration differences in mortality among older Mexican Americans. *Journal of Gerontology, Series B* 75 (8): 1707-18, doi: 10.1093/geronb/gbz038.
- Simini, F., M. C. Gonzalez, A. Maritan, and A. L. Barabási. 2012. A universal model for mobility and migration patterns. *Nature* 484: 96-100, doi: 10.1038/nature10856.
- Singh, G. K., and B. A. Miller. 2004. Health, life expectancy, and mortality patterns among immigrant populations in the United States. *Canadian Journal of Public Health* 95 (3): 114-21, doi: 10.1007/BF03403660.
- United Nations 1998. *Recommendation on statistics of international migration*. <https://unstats.un.org/unsd/iiss/Recommendations-on-Statistics-of-International-Migration-Revision-1.ashx> (last accessed 10 October 2021).
- Wallace, M., M. Khlat, and M. Guillot. 2019. Mortality advantage among migrants according to duration of stay in France, 2004-2014. *BMC Public Health* 19: 327.
- Wang, H., C. J. Yue, and T. Wang. 2019. Do domestic immigrants live longer? An approach for estimating life expectancy of small populations. *Migration Letters* 16 (3): 399-416, doi: 10.33182/ml.v16i3.644.

2020 年 9 月 14 日 收稿

2021 年 1 月 18 日 修正

2021 年 11 月 8 日 接受

Relationship between Health, Medical Utilization and Domestic Movement

Jack C. Yue^{*}

Yin-Yee Leong^{**}

Pei-Rou Lin^{***}

Abstract

Reasons for migration include resource needs and climate change. Globalization has made migration an important demographic characteristic in the 21st century. However, tracing population movement is difficult and the official household registration from Ministry of the Interior cannot reveal the actual movement of permanent residents. Conversely, more than 99% of Taiwan's residents participate in Taiwan's National Health Insurance (NHI) program, which was implemented in 1995. Previous investigations have found that people tend to have outpatient visits in their living areas for minor illnesses. Therefore, this study applies the medical records from these outpatient visits to study Taiwan's domestic migration of permanent residents.

This study explores the relationship between medical usage and domestic migration, based on sample data set LHID2005 from the National Health Insurance Research Database (NHIRD). We found that the NHIRD shows higher migration rates than Taiwan's household registration. Young adults move more frequently than other groups, and most migrants move to nearby municipality and cities. Migrants have higher mortality rates than non-migrants. Those who migrate to cities have less medical utilization but higher medical costs (i.e., more serious conditions), indicating that the migrants are less healthy or require more medical resources. Additionally, the impact of domestic movement is different for men and women, and male migrants have higher mortality rates than female migrants.

Keywords: Population movement, National Health Insurance Research Database, spatial analysis, medical utilization, mortality rates.

^{*} Professor, Department of Statistics, National Chengchi University.

^{**} Associate Professor, Department of Risk Management and Insurance, Feng Chia University.

^{***} Master, Department of Statistics, National Chengchi University.