

第一章 緒論

台灣數十年來的醫療人力研究集中在人力供需的推估上，其重點在於人力的素質、數量與分佈的議題(洪錦墩，民 90)。不過由於此類議題的分析角度已經持續一段時間，因此應該可以嘗試以其他角度來切入醫療人力的議題，進行較為精緻的醫療人力供給之推論。第一節描述研究背景簡單地將過去醫事人力研究方向進行分類，第二節則進一步說明研究問題與本研究在學術與實務上的重要性。

第一節 研究背景

在台灣，醫師是高所得者的代名詞，更是倍受尊崇的職業。從勞動經濟學的觀點來看，高所得者很有可能因為休閒的邊際效用大於財貨的邊際效用而減少工作的時數，也就是導致勞動供給的減少，而身為高所得者的醫師在薪資改變時會如何選擇？是否也可以有相同的結果推論？又或者符合何種特質之醫師對於薪資改變所引發的反應顯得相當敏感？這樣的勞動供給問題一直是學術與實務領域極欲探究的。

從總體觀之，全民健康保險掌握醫療產業的所有資源，醫療服務支付政策更是掌握醫院及醫師提供醫療服務的主要因素。自從健保開辦以來相對於保險保費收入，醫療支出成長大增，在收入面健保局擴大費基、提高費率，支出面遂透過修正醫療支付點數，醫療支付方式的改變勢必影響醫師的收入以及醫師之生產力。在健康保險支付制度的設計中，一般理所當然以為如果支付給醫師的條件太苛刻會影響醫

師的工作意願並減少工作時間和工作品質，政府理所當然必須給予醫師較高的待遇在他們生活無後顧之憂後為民眾之健康把關。但現今健保資源相當有限，若研究發現醫師薪資增加反倒可能使得病患等候時間增加甚至影響政府施政之滿意度，此時政府決策者就有責任面對資源分配的問題同時對於支付基準與方式進行調整。

另一方面，對於醫療院所而言，醫師薪資成本約佔總人事成本之四成，乃考量到醫師是整個醫療服務的啟動者亦為醫療院所品質象徵的主要來源，但如此的高佔率可能擠壓到其他醫事人員提升待遇的可能，以及醫療院所的生存下去的獲利空間，因此本研究企圖從醫師的最適勞動量角度進行分析，解釋結果對於醫療機構在訂定醫師績效以及健保制度應該如何制定醫療給付標準提出新的思考方向。

台灣過去有關醫師人力的研究有限，以中醫師為對象做深入探討的更是少數，洪錦墩(民 90)指出以醫師人力議題來說，研究類型大致分為三類，第一類型在評估台灣所需要的醫師人力總數，傳統上此類研究會同時調查民眾對醫療之需求以及醫師生產力的資料後進行推估，國內在西醫師方面則有藍忠孚等(民 72)、宋文娟等(民 89)、吳肖琪(民 92)、洪錦墩等(民 92)，在以中醫師為研究對象的研究中李采娟(民 88)與郭乃文、湯澡薰(民 88)二文皆屬此類，而李卓倫(民 83)、林琳俐(民 80)、楊麗慧(民 91)則單純從醫師供給面進行生產力之推估。

第二類型在研究醫師專科別分布(洪錦墩，民 90)，在西醫師方面通常以原始數值以及每萬人醫師數等程度指標，與醫師人力改變幅度之速度指標作為研究呈現工具，朱樹勳(民 88)、謝正賢(民 85)、藍忠孚等於 1997 年對醫師人力供需現況與未來推估以及 1999 年對內科專科人力及專科結構研究中皆有相關描述。由於中醫師在執業專科方面尚未實施，故此類研究中以中醫師專科規劃研究為多，包括：鄭歲宗

(民 93)、徐惠茵(民 93)、蘇三陵(民 93)、陳延年(民 93)依序為內科、婦科、兒科、針灸科等專科中醫師進行制度規劃研究。

第三類型研究主要在探討醫師人力之分布(洪錦墩, 民 90), 這樣的主題又可以分為兩方面進行, 一是醫師數量的地理分配, 其二則著重造成分佈之原因。李彩萍(民 77)、黃偉堯(民 77), 洪錦墩、李卓倫(民 78)、江東亮(民 81), 黃偉堯、張睿詒、江東亮(民 88)等研究皆屬此類。此類研究在中醫師方面則是付之闕如。

由上述對國內醫師人力研究的描述中可以發現, 研究者多注意醫師生產力大小以及分佈之公平性等, 但鮮少關心醫師之勞動投入部分, 本研究以中醫師為對象專注於勞動收入對勞動供給之影響, 藉以更加完善醫師人力與生產力之研究領域。

第二節 研究問題及重要性

本研究擬將重點擺在醫療人力數量的問題，擺脫過去人頭數量或生產力的計算，轉而注意未來人力在專業照護上所投入的勞動時間。這樣做的主要理由有二，首先在 Hurdle and Pope(1989)研究中比較 1975 年至 1984 年間醫師生產力與勞動投入的改變，指出醫師生產力與勞動投入呈現下降的情形，這樣的現象是否來自於薪資的改變？第二點則是由於醫師本身有可能因為收入增加而減少工作時間，增加休閒時間，這樣的機制在經濟學上稱為「勞動供給後彎」現象。

「勞動供給後彎」現象的重要性，在於醫療改革上，如果透過健康保險機制來抑制醫療費用的成長，此舉也必然會抑制醫療人員，尤其是醫師的收入成長。政策結果做預測時，一般人往往以為抑制醫師收入會影響醫師投入照顧病人的時間，而使民眾就醫的等候時間增加。但處於「勞動供給後彎」的現象下，當醫師收入減少時可能反而會增加其勞動投入，相反的當收入增加時才會減少勞動投入，勞動投入的減少將出現病患等候時間增加的現象使醫療可近性受到影響。這就是為什麼無論在學理上或實務上，探討醫師薪資與勞動投入都具有其重要性。另一方面，Feirman and Marder(1984)及 Jacobsen and Rimm(1987)皆認為影響醫師產出的重要因素之一就是勞動時間的投入，且兩者呈現正向關係，投入的時間越多生產力就越大。根據勞動經濟學之推理，若醫師收入高到某種程度後，勞動供給將會下降再根據 Feirman 等(1984)與 Jacobsen 等(1987)研究之推論會發現醫師生產力反而因為收入的增加而減少，這樣的推理過程是在目前以醫師人頭數為估計方式的研究中所沒有考慮到的。

醫師的勞動供給行為一直是衛生政策領域中所欲探究的議題，本研究想要探究在目前的社會及醫療環境底下，醫師的勞動供給處於哪一種階段。進而推論究竟支付給醫師何種程度的待遇，可以讓醫師達到最大的勞動量，增加醫療可近性又不至於讓醫療給付有浪費之疑義。本研究透過調查其門診量、診療時間以及醫師特質可以推估其勞動收入與勞動量的互動關係，進一步對於醫師勞動產出提出不同角度的詮釋。

第三節 研究目的

本研究之主要目的如下：

1. 探討中醫師收入對勞動供給的影響。
2. 瞭解醫師特質中是否有解釋勞動供給改變的重要因素。
3. 闡釋研究結果對於醫師人力供給的政策意涵。

第二章 文獻探討

本章節將對於勞動經濟學領域的基礎理論利用效用分析進行推論並描述該領域在醫師勞動供給(Physician labor supply)的應用。第一節說明國外醫師勞動供給文獻中，收入對勞動供給的影響以及其他解釋變數與研究方法的討論，最後整理成表 2-1；第二節說明勞動供給經濟理論的假設前提以及所得效果與替代效果的運作機制；第三節利用效用分析尋求勞動供給的均衡點，並將所得變動拆解為勞動收入(Labor income)與非勞動收入(Non-labor income)分別討論對於勞動供給的影響同時利用圖 2-1 與圖 2-2 進行說明；在最後進行勞動供給曲線後彎現象(Backward-bending labor supply curve)推導。

第一節 醫師勞動供給文獻

本節中將回顧國外從 1975 年 Sloan 開始自勞動經濟面向進行醫師勞動供給與生產力之探討，整理並描述收入與其他解釋變數對勞動供給所帶來的影響，接著探究文獻之研究設計與方法，最後將主要研究結果整理於表 2-1。

一、勞動收入對勞動供給的影響

國外文獻中所欲探究的是醫師收入的改變對於勞動供給也就是工作時間投入的影響。是否驗證勞動供給曲線中特殊的供給曲線後彎之現象，並對研究結果進行政策性的建議。了解人們為何勞動以及如何分配勞動時間的議題是經濟學的基礎學門，然而針對醫師的研究主

題從 1975 年 Sloan 展開，研究指出在醫師的勞動收入對於勞動供給為負向影響但是彈性小於 0.1 近於無彈性，說明基本上醫師具有很微小的勞動供給曲線後彎現象，在 Vahovich(1977)研究中同樣顯示出醫師確有可能在收入超過某個臨界值後減少工作時間，彈性亦近於零的狀況，而 Thornton and Eakin(1997)與 Showalter and Thurston(1997)也發現兩者間呈現負向關係，但檢定統計量卻未達到顯著，而 Brown and Lapan(1979)之研究利用彈性分析同樣推導出負向之關係。唯有 Rizzo and Blumenthal(1994)利用 1987 年間美國醫學會所建構之醫師執業模式調查進行實證研究發現勞動收入對勞動供給的效應為正，但彈性僅為 0.27，也就是說在文獻回顧中可以發現醫師收入對勞動投入的影響並不一定，然而彈性值皆落於不敏感區域。

二、其他解釋變數對勞動供給的影響

解釋變數中最重要的就是為勞動供給提供所得效果的非勞動收入部份，在學理上非勞動收入可以代表大部分醫師不願意多提供勞動時間的主要因素，但由於非勞動收入的資料性質敏感，在調查中往往僅以非勞動收入每月是否超過某程度金額表示或轉為替代變項進行，如：每月固定支付之貸款、就讀醫學院之助學貸款以及配偶收入等。而 Sloan(1975)、Rizzo and Blumenthal(1994)、Thornton and Eakin(1997)、Showalter and Thurston(1997)、Mitchell and Hadley(1999)等實證研究皆發現非勞動收入相關變項確實會減少勞動供給時間，符合理論的預期。

大部分研究中也發現女醫師的勞動投入比男性醫師還要少，且發現女性醫師有因為家庭責任，如育有六歲以下嬰兒等因素減少勞動投入，在男醫師方面並無呈現相同現象(Sloan, 1975 & Lee and Mroz,

1991 & Thornton and Eakin, 1997 & Mitchell and Hadley, 1999)

Sloan(1975)研究中勞動供給之年齡以 30 歲以下為最少，30-39 歲組為最多，但年齡越大勞動供給有減少之趨勢，Vahovich(1977)研究結果也呈現相同之趨勢現象。而 Hurdle and Pope(1989) 與 Thornton and Eakin(1997)兩者研究中則同樣顯示年齡對勞動供給有先升後降的現象，只不過前者研究在 46 歲後才發現勞動供給的減少，後者為 34 歲。

在執業科別方面，Hurdle and Pope(1989)發現小兒科相對於其他科別有較高的勞動投入，而相對於其他科別，內科屬於勞動供給較少之科別。Rizzo and Blumenthal(1994)研究中則發現精神科醫師的勞動供給時間最少，而小兒科醫師同樣屬於勞動供給較高之族群。在 Mitchell and Hadley(1999)則指出，相對來說婦產科醫師的勞動供給最高，而精神科醫師之勞動供給最少。而 Vahovich(1977)更指出不同科別之間其勞動供給後彎的臨界值亦有所不同，其中又以一般科醫師最容易進入勞動供給後彎階段。

其中文獻也發現醫師若在競爭程度越高、醫師平均收入越高以及偏遠的區域執業，其勞動供給會呈現較低的狀況。(Sloan, 1975 & Hurdle and Pope, 1989 & Rizzo and Blumenthal, 1994)

三、研究方法與設計

由文獻回顧可以發現醫師勞動供給之研究已漸趨成熟，1975 年 Sloan 首先利用美國人口普查之公共樣本資料庫進行實證研究，得出醫師勞動供給後彎的現象，為本領域之開創，Vahovich 在 1977 年研究著重於不同專科別間產生勞動供給後彎之臨界值，Brown 與 Lapan(1979)認為醫師服務的供給取決於服務的價格、勞動時間、以及

相關的投入成本，運用彈性分析的推導同樣表示收入與勞動供給間負向之關係。

接著 1985 年 Mitchell 開始針對男女醫師勞動供給時間上的差異進行探究，而 1991 年 Lee 和 Mroz 兩位學者則針對醫師之家庭結構與醫師專科別對勞動供給的影響。Rizzo and Blumenthal (1994)則利用配偶薪資與就學貸款兩個變數取代非勞動收入部份，以分離所得效果與替代效果對勞動供給的影響，了解在控制非勞動收入後薪資的改變對勞動供給影響。Showalter and Thurston(1997)研究則考慮邊際稅率對高所得醫師勞動供給的影響，發現邊際稅率的提高確實會使得勞動供給有下降的現象。同樣在 1997 年 Thornton and Eakin 利用效用最大化模型來解釋醫師提供服務之行為，同時探究醫師生產力與勞動供給量，研究中又將醫師在市場中的角色分為價格制定者與價格接受者兩種分別進行估計，研究結果同樣顯示勞動收入與勞動供給的負向關係，不過該模式中參數值未達顯著。

由於計算機的發展迅速以及資料庫的建構完整，皆對於研究的完整性有相當之貢獻，計量方法估計更為有效率且精確，研究者更能有效地根據研究目的與資料型態選擇適合之估計方法，上述研究中多採用兩階段最小平方估計，僅 Thornton and Eakin(1997)採 3SLS 進行需要資料量較為龐大且敏感的體系法估計。

最後將國外之文獻彙整為表 2-1 如下。

表 2-1 國外醫師勞動供給文獻整理

研究者/年代	研究議題	依變項/ 主要自變項	計量方法	主要研究結果
Sloan & Frank (1975)	探討短期醫師供給行為	依：工作時數 年工作週數 自：每週薪資 (Weekly wage) 每小時薪資 (Hourly wage)	IV	<ol style="list-style-type: none"> 1. 本研究發現在 1960 年醫師週薪高於 800 美元之後勞動供給曲線開始有後彎的現象。但在 1970 年資料中並未發現。 2. 在 1960 年的資料中顯示醫師本身一年之非勞動收入若超過\$10,000 則會減少年工作週數一週，在工作時數方面則減少 1.3 小時。1970 年的資料中同樣擁有\$10,000 非勞動收入之醫師則減少 2 小時的勞動投入。 3. 若為年齡大於 65 歲、有小孩的女醫師、受薪制醫師以及公立醫院醫師顯示有較少的勞動投入。每萬人口醫師數對勞動投入亦為負向效果。
Douglas M. Brown & Harvey E. Lapan (1979)	探討醫師服務之供給量	依：門診量 自：門診價格、 財貨價格、 其他投入成本、 勞動時間	彈性分析、 OLS	<ol style="list-style-type: none"> 1. 利用最大化模型採 OLS 估計同時利用彈性分析推導發現門診價格越高生產力越大。 2. 醫師勞動力與其他輔助人員為互補，也就是說輔助人員是受雇用來進行醫師診療以外的的工作。 3. 經彈性分析發現勞動供給曲線呈現後彎的現象。
Stephen G. Vahovich (1977)	以 2SLS 模型推估醫師 勞動供給決策	依：每年工作週數 每週工作時數 自：勞動收入	2SLS	<ol style="list-style-type: none"> 1. 勞動收入對勞動供給為負向影響，彈性是相當小的。且以小時數為計算基準比週數來得敏感。 2. 一般科醫師相對於內科與外科醫師而言，其產生後彎現象的臨界值較低；亦即較容易產生後彎現象。

表 2-1 外醫師勞動供給文獻整理(續)

研究者/年代	研究議題	依變項/ 主要自變項	計量方法	主要研究結果
Hurdle, S.& G.C. Pope (1989)	探討醫師生產力的趨勢與決定因素	依：診所診療時數(年) 總照護時數(年) 自：性別、年齡、種族、 執業特性、非勞動收入	ILS	1. 女醫師的工作時間較男醫師少 11.5%。 2. 年齡到達 46 歲以上勞動供給開始減少。 3. 受雇醫師較開業醫師的勞動投入少 7.6%；且 IPA 特約醫師因為其收入以 FFS 為大宗故較有可能增加工作時數。
Robert H. Lee & Thomas A. Mroz (1989)	大型聯合診療群體中醫師之家庭結構與勞動投入	依：週工作時數 自：非勞動收入、 家庭結構	ILS	1. 擁有\$100,000 非勞動收入之女醫師一週將減少 4.1 小時的工作時間，男醫師一週僅減少 2.6 小時。 2. 換句話說，增加 1%的非勞動收入會導致女醫師減少 0.084%的工作時間，男醫師的彈性較小，增加 1%的非勞動收入僅減少 0.009%的工作時數。
John A. Rizzo & David Blumenthal (1994)	探討醫師勞動供給行為中所得效果的影響。	依：Ln(工作時數) 自：Ln(勞動收入) 、教育貸款 、配偶薪資	2SLS	1. 工資率上升 1%會增加醫師勞動供給 0.27%，且女醫師的彈性較男醫師敏感。 2. 本研究以教育貸款與配偶薪資作為非勞動收入的替代變項發現兩者對勞動投入皆有顯著影響亦顯示出勞動供給中所得效果的重要性。
Mark H. Showalter & Norman K. Turston (1997)	高所得醫師稅後薪資對勞動供給的影響。	依：Ln(工作時數) 自：稅後薪資、 非勞動收入	OLS、IV	1. 邊際稅率的提高 1%，醫師勞動供給將減少 0.3%。且自行開業之醫師對於邊際稅率的改變較受雇醫師的反應來得敏感。 2. 稅後淨收入對勞動供給的影響為負，表示有勞動供給後彎現象。

表 2-1 國外醫師勞動供給文獻整理(續)

研究者/年代	研究議題	依變項/ 主要自變項	計量方法	主要研究結果
James Thornton & B. Kelly Eakin (1997)	探討開業醫師的效用最大化行為模型，針對醫師生產投入、產出以及勞動供給決策分別使用市場價格決定者及接受者模型進行分析。	依：門診量 ¹ 、 工作時間 ² 自：1.工作時間 ¹ 2.勞動收入 ²	OLS、 2SLS、 ISUR、 3SLS	<ol style="list-style-type: none"> 1. 在門診價格為外生的模型下，薪資收入增加 1% 對勞動投入減少 0.023%；門診價格為內生的模型下則減少 0.134%。兩者皆呈現後彎供給曲線。 2. 換句話說，每增加一美元的勞動收入就每年減少 1 小時 20 分至 5 小時 20 分的勞動量。 3. 並未發現有供給誘導需求的現象 4. 政府企圖減少醫師遭遇醫療糾紛時的負擔，醫師繳納醫糾保險費會降低其勞動供給，使其生產力未達最大效率。
Jean M. Mitchell & Jack Hadley (1999)	管理式醫療的市佔率對醫師勞動供給之影響	依：年度工作時數 自：管理式照護市佔率	2SLS、 Heckman two-stage procedure	<ol style="list-style-type: none"> 1. 管理式照護的市佔率增加一倍會降低 4.9% 的工作時間，亦會減少 23.5% 醫師自行開業的機率。 2. 開業醫師的工作時間比受僱醫師高。 3. 發現若為女醫師且家中有 6 歲以下兒童其工作時間會較家中無兒童之男性醫師少 17.7%-19.6%。若女醫師家中無兒童則少 5.5%-8.5%。

第二節 勞動供給經濟理論

在本節當中將描述整個勞動供給運作機制的三個基本假設前提，並對於所得效果與替代效果在勞動供給當中的角色加以闡述。

一、勞動供給理論基本假設

在進行勞動供給分析之前，必須對該理論模型的假設前提進行說明：第一、模型假設勞動的供給者其所能支配的所有時間僅能分配在工作及休閒兩件事上。所謂工作時間就是將時間用在提供勞動以獲取薪資的時間；而休閒時間是指工作時間以外的所有時間，休閒可以增加勞動提供者的效用。第二、假設勞動供給者有一個固定的工資率，並且供給者在此固定工資率之下能夠自由選擇提供勞動時間的多寡。第三、假設所有勞動供給者偏好具有一般性(吳忠吉，民 84)。

而所謂的勞動供給者的一般性偏好取決於下列三項原則：第一、勞動提供者提供勞動的原因是在追求本身之效用最大化。第二、勞動供給者的效用滿足來自於休閒(Leisure)與用工作報酬所購買的財貨(Consumption)，也就是說為了購買財貨就必須提高工作時間，相對來說就減少休閒時間。第三、將休閒視為一種財貨(Goods)，並且和一般財貨都受限於邊際效用遞減的效果(吳忠吉，民 84)。至此，勞動供給模型之前提假設趨於完整，用於以下之推論。

二、勞動市場中的所得效果與替代效果

在一般產品市場中，所謂「供給」是在其他狀況不變的情況下，產品價格對於產品生產數量的關係。相對於勞動市場中，「勞動供給」就是在其他狀況不變的情況下，勞動價格與勞動數量也就是工作時數的關係。在一般產品市場中價量的表現取決於所得效果(Income effect)與替代效果(Substitution effect)兩種效果的方向與量度的加總。所謂所得效果指的是實質所得(Real income)產生變動而產品價格沒變的情況下，產品需求量的變動情形；而替代效果則是在產品價格產生變動而實質所得未變的情況下，產品需求量的變化情形。實質所得是勞動力的真實報酬，是購買力的象徵，包含了對物價等其他因素的考量。

一般的情況下，產品價格變動所產生的兩種效果方向性是一致的，也就是說當產品價格變高時，從替代效果來看因為這種產品變高在所得沒有增加的情況下，只能選擇購買另一產品來替代，因此需求量下降；從所得效果來看，產品價格升高相對來說就是實質所得的減少，因此能購買的量就變得小了，兩者所呈現的效果皆使得需求量下降。但是在勞動供給理論當中，休閒需求的價格變動所產生的所得效果不同於一般產品，休閒價格的上升，意味著工資率的提高，收入隨工作時間與工資率的增加代表著一個人將更加富有，這樣的機制來自於勞動供給者在市場中的雙重身分：勞動的供給者與休閒的購買者(吳忠吉，民 84)。

在此種情況下，所得效果與替代效果必是相互排擠的，所以當所得效果與替代效果相加總時，工作的時數會增加或減少或者不變，須視何種效果較強而定。若替代效果大於所得效果，則會導致勞動供給與實質所得成正比。若替代效果等於所得效果，則勞動供

給不會隨著實質所得的增加而增加，一樣維持不變。若替代效果小於所得效果，則勞動供給會隨著實質所得的增加而減少。

第三節 勞動供給效用分析與勞動供給曲線

所謂勞動供給效用分析就是效用無異曲線與預算限制線的分析方法來說明勞動者如何在休閒與財貨間選擇最佳化的組合達到效用最大，亦能夠對於清楚表示當所得改變時所得效果與替代效果之互動關係，進一步說明對於勞動供給後彎的推導。

一、效用函數

在新古典理論的勞動供給模式中，假定個人(而非家庭)是經濟決策的基本單位，並認為一個人可以從購買各式各樣的財貨(Consumption; C)與休閒時間(Leisure; L)當中獲得滿足感，亦即可以將其表達為下面的效用函數(George J, 2003 & Pierre, André, 2004)：

$$U = f(C, L) \dots\dots\dots(\text{式 } 2.1)$$

其中，C 代表財貨消耗的數量，L 為休閒時間。假設 U 為一條準外凸(quasi-concave)且連續可二次微分之函數， $U_C > 0$ ， $U_L > 0$ 。而工作時數(h)是被動決定的，也就是說假設所有可運用時間為 L_0 當休閒時間由效用函數決定後，剩下來的時間則為工作時間。

這樣的函數假設中隱含著將財貨與休閒皆視為「正常財」的概念。其隱含的意義就是當一個人的所得增加時，會同時增加財貨與休閒的需求量，至於究竟是選擇購買財貨或是選擇休閒則端視其個人偏好。而效用函數的形狀表現出曲線的斜率和突出的幅度，則可以用來反映個人在勞動及休閒選擇上的偏好。

二、預算限制線

一個人究竟可以運用或消耗多少財貨與休閒取決於他所有可利用的時間以及收入，假設用 Y 來代表非勞動收入部分， h 代表個人分配在勞動市場的時間，而 w 則代表工資率，在此推導過程忽略了工資率可能因為每個人所投入工作時間不同所產生的差異，亦即假設其具有穩定的工資率。故將個人預算限制線寫為：

$$C = w \cdot h + Y \dots\dots\dots(\text{式 } 2.2)$$

其意義說明，可能購買財貨所轉換的金錢價值一定等於勞動薪資 (Labor earnings) 加上非勞動收入 (Non-labor income)。而所謂工作時間就是一個人所有可支配時間 (L_0) 減去休閒時間 (L)，可以再將預算限制式改寫為：

$$C = w \cdot (L_0 - L) + Y \dots\dots\dots(\text{式 } 2.3)$$

由此式可看出，一個人若想要多一小時的休閒時間其代價是必須減少一小時的勞動所給予的薪資，剛好等同於工資率，換句話說工資率就是一個人選擇工作或是休閒的機會成本 (George J, 2003 & Pierre, André, 2004)。

三、個人追求效用極大化(求均衡解)

在個體經濟當中我們假設一般人追求效用之極大化，乃利用效用函數所導出之無異曲線與預算限制線可以相切於效用最大之最適解，對於勞動供給而言，就是得到最適勞動量。而「相切」在二維的幾何觀念裡代表著斜率的相等，亦即代表無異曲線的斜率此時等於預算限制線的斜率，也等於財貨與休閒的邊際替代率 (Marginal rate of substitution)。首先，我們將限制式(式 2.4)改寫成為標準模式：

$$C + wL = w \cdot L_0 + Y = Y_0 \dots\dots\dots(\text{式 } 2.4)$$

Y_0 為一假設的虛擬所得，分配在購買休閒以及財貨上。當追求效用最大化的內部解，一般而言我們會多加入一個待解的拉式乘數 (Lagrange multiplier)，並假設 $\mu \geq 0$ ，若我們可以找到使 L 函數極大之 C 、 L 、 μ 值，則 C 、 L 同時可滿足原本效用極大化的解 (張守鈞，民 83)，此方法需同時配合預算限制式來求解，如下：

$$L(C, L, m) = U(C, L) + m(Y_0 - C - w \cdot L) \dots\dots\dots (式 2.5)$$

若 L 要有最大解，則存在一階條件的必要條件為：

$$\frac{\partial L}{\partial C} = \frac{\partial U}{\partial C} - m \dots\dots\dots (式 2.6)$$

$$\frac{\partial L}{\partial L} = \frac{\partial U}{\partial L} - m \cdot w \dots\dots\dots (式 2.7)$$

$$\frac{\partial L}{\partial m} = Y_0 - C - w \cdot L \dots\dots\dots (式 2.8)$$

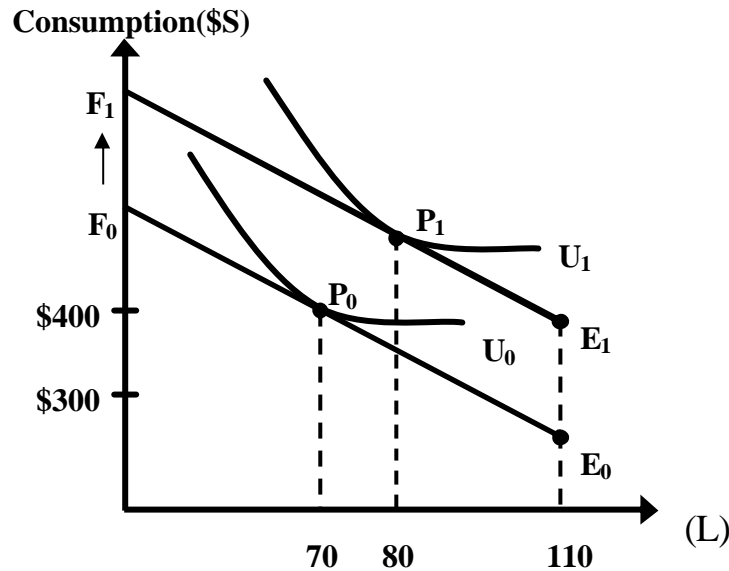
(式 2.8) 成立，則預算限制線滿足。我們可用(式 2.6)與(式 2.7)聯立後獲得一最佳解於 (C^*, L^*) ，也就是認為在該點達到均衡狀態，並獲得休閒與財貨的邊際替代率等於工資率之結論。表示如下：

$$\frac{U_L(C^*, L^*)}{U_C(C^*, L^*)} = w \dots\dots\dots (式 2.9)$$

四、所得對勞動供給的影響

勞動供給的確會受所得的影響，一般而言我們可將所得分為勞動所得(Labor income)與非勞動所得(Non-labor income)分別進行討論。非勞動所得對勞動供給的影響較為單純，因為非勞動所得代表財富，富有的人當然會選擇較多的休閒及較少的工作，即所謂的所得效果(Income effect)。我們的問題在如何測量非勞動所得，包括配

偶的薪資，以及其他資產狀況。用圖 2-1 可以更清楚表示非勞動收入的改變所帶來的影響。

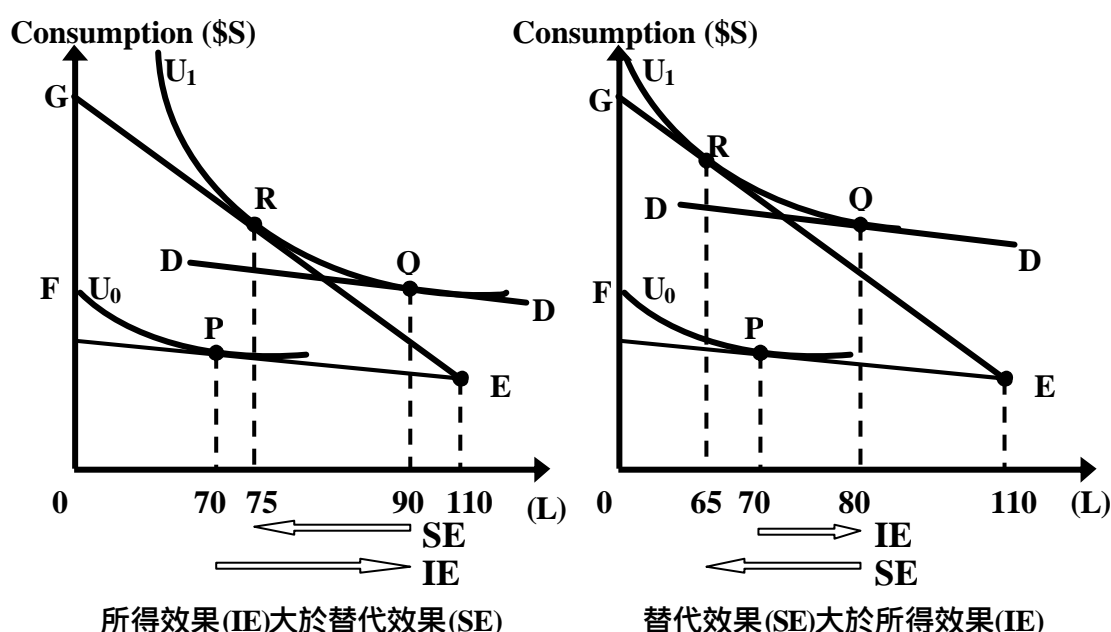


(圖 2-1) 非勞動收入的變動對勞動供給的影響(George J, 2003)

圖中 $\overline{F_0E_0}$ 表示原本之預算線，該線段與原本的效用函數 U_0 交於均衡點 P_0 ，此時休閒時間為 70 小時，當非勞動收入增加，預算限制線整體向上平移成為 $\overline{F_1E_1}$ 與新的效用函數 U_1 交於新的均衡點於 P_1 ，此時的休閒時間增為 80 小時，透過圖示可以發現因為非勞動收入的增加休閒與財貨的需求量會同時增加，效用亦獲得提升。

再者，勞動所得對勞動供給的影響產生的機制就比較複雜，也是本研究的重心所在，通常以工資率(Wage)來進行分析，所謂工資率即每小時的工作報酬，我們可將其對勞動供給的影響拆解為兩個部分，即所得效果(Income effect)與替代效果(Substitution effect)，且假設其連續發生但發生時間有前後之不同。工資率的增加代表一個人的實質所得提高，在一般的情況下，當實質所得增加會增加正常財貨的需求量，亦包括休閒，也就是說會選擇增加購買休閒時間，相對的減少工作時間，這與上述非勞動所得的效果一樣；不過除此

之外還有一個工資率的替代效果也要一併考慮。工資率的替代效果對工作時間的影響永遠是正面的，因為工資率的增加代表休閒的價格比以前貴，所以替代效果會使一個人放棄購買較貴的休閒轉而投入工作進而消耗更多的財貨提高效用，因為相對來說於休閒來說財貨是較為便宜的，這與香蕉變貴之後我們會減少買香蕉而改買其他水果的道理相同。我們可以從圖 2-2 來清楚地說明工資率改變後所產生之影響。



(圖 2-2)：勞動收入變動對勞動供給的影響(George J, 2003)

左圖中之線段 \overline{FE} 為原本之預算限制線與效用函數 U_0 交於均衡點 P ，此時休閒時間為70小時，當勞動收入增加亦即工資率的提高，預算線的變動情況是以 E 點為圓心，線段 \overline{FE} 以順時針方向旋轉至線段 \overline{GE} 交新的效用 U_1 於新的均衡點 R ，此時的休閒時間增為75小時。在現實的情況當中，觀察到的變動是休閒時間的增加從70小時至75小時，但事實上這樣的變動當中卻隱含著兩階段的移動。若我們將線段 \overline{FE} 保持相同之斜率也就是相同工資率的情況下向上

平移至 \overline{DD} ，可交新的效用函數 U_1 於點 Q ，可以發現這樣的變動方式等同於非勞動收入的增加所帶來的效果，亦即所得效果，由圖觀之，所得效果的所帶來的效應是使得休閒時間自 70 小時增至 90 小時。

第二階段的移動是自點 Q 移動至點 R 的過程，所得效果已經將預算線平移的效果解釋了，剩餘的效果就必須利用預算線的旋轉來解釋，預算線的旋轉意義就是就是工資率的改變，一體兩面的是休閒價格的改變，假設預算線以順時針旋轉表示休閒的價格提高了，因此轉以消費財貨作為替代，至此替代效果將減少休閒時間。由左圖可以發現所得效果使休閒時間增加 20 小時，又替代效果使休閒時間減少 15 小時，在所得效果大於替代效果的情況下將使得工資率與勞動供給的變動關係呈現正相關，反之若替代效果大於所得效果的情況，則工資率與勞動供給的變動關係呈現負相關(George J, 2003)。

若我們將此情況設定在醫師的勞動供給層面，醫師的薪資水準相較於其他行業之薪資水準較高，故其財富累積之速度大致上而言亦較快速，再加上工作環境壓力甚大，所以重視休閒甚於工作的情況極可能發生，故可以大膽假設醫師的所得效果可能大幅度勝於替代效果，當時實質工資上升時，其增加工作賺取收入的傾向可能小於增加休閒以增加生活品質的傾向，故醫師的勞動供給線有後彎之可能性，其造成後彎情況所需之時間可能亦較少。

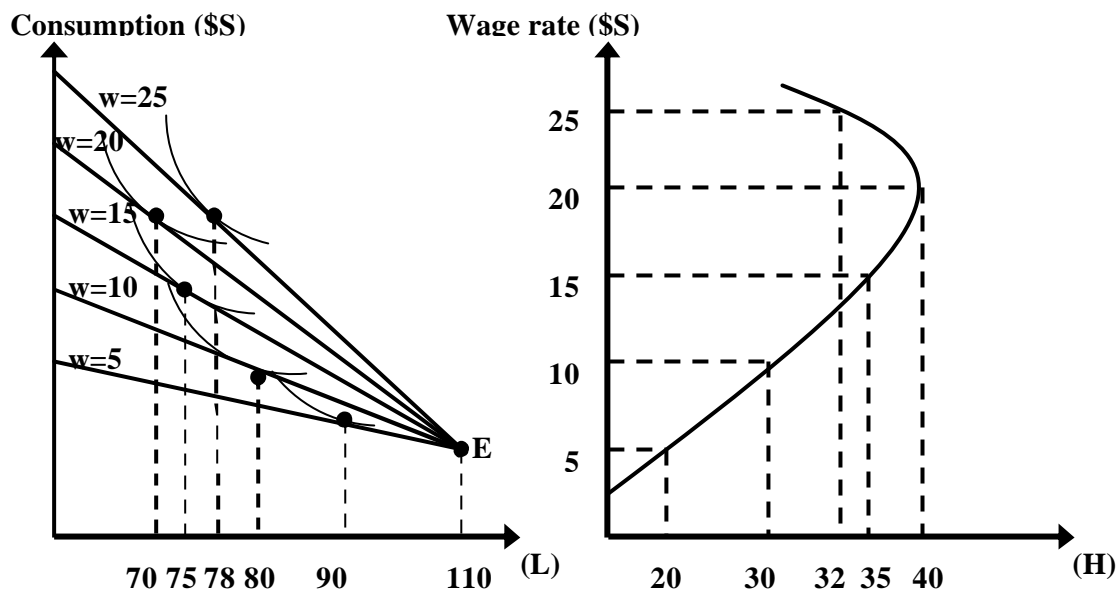
問題是假設現在工資率對勞動供給所產生的所得效果為負而替代效果為正，那工資率提高最後的結果到底是減少勞動供給還是增加勞動供給，這個問題的癥結就在於看是哪一個效果較強，亦即都有可能。這個理論提醒我們原來的研究假設可能是錯誤的，我們

誤以為提高醫療人員的工資可以吸引醫療人員留在工作崗位上。在健康保險支付制度的設計中，一般人也誤以為如果支付給醫師的條件太苛會影響醫師的工作意願並減少工作時間和工作品質。但這些都不是理論的必然，得靠實證研究結果才會知道影響方向。

五、勞動供給曲線後彎現象之推導

了解勞動供給理論的整個推導機制之後，可以發現當一個人的薪資超過了隱藏在心中的臨界值之後就會面臨減少勞動供給情況產生，推論這樣的心路歷程並不困難。一般而言，當人窮的時候，替代效果可能較強，因為窮人對收入十分珍惜，能多賺點錢對他們很有用處，當人變富有的時候，所得效果可能較強，因為富人對休閒十分珍惜，財富所帶來的邊際效用很小，重要的是如何提昇生活「品質」。我們如果把實質工資率和此人選擇的天數繪成圖，就成為一個人的勞動供給線，所有人的勞動供給線相加在一起，就成為社會全體的勞動供給線，我們會發現在某一個工資率以上的勞動供給線會呈現後彎的現象。

由下圖 2-3b 中可以很清楚的表示出勞動供給曲線運動的軌跡



(圖2-3a)各工資率所對應之最佳解

(圖2-3b)工資率與勞動供給之關係

資料來源：George J. Borjas. Labor Economics, third edition. McGraw-Hill Press, 2003.

將 2-3a 圖中的每一個均衡點對照至工作時間與工資率的關係當中可繪出圖 2-3b，可以發現工資率在 20 元以下工作時間與工資率的關係成正向線性關係，當工資率大於 20 元之後工作時間開始減少，兩者之間轉為負向關係，我們可將曲線區分成三階段，工資率從每小時 5 元至每小時 15 元之間區域可稱為「敏感區」，在工資率 20 元附近區域稱為「不敏感區」而超過工資率 20 元以上之線段區域可稱為「後彎區」。

第三章 研究設計與方法

本章節將詳細說明本研究之研究設計與方法，第一節將研究變項與變項之操作型定義完整列於表 3-1，第二節接著說明樣本與資料來源，第三節為資料收集方式，第四節將本研究設計繪成研究架構圖，參照圖 3-1，並對於解釋變項對於依變項的影響提出假設與預期看法，第五節主要在介紹常見的經濟計量分析方法並從中選擇適合本研究之估計方法，同時對於實證模型進行設定。

第一節 研究變項操作型定義

本節將詳細介紹本研究當中運用之變項操作型定義與運算公式。依序為依變項、主要自變項、人口學變項、執業狀況變項、中醫師勞動投入以及院所投入,最後為日誌記錄之中醫師生產力部份

表 3-1 研究變項操作型定義

變項名稱	屬性	變項說明與操作型定義
依變項		
勞動時間	等比	一週工作日誌之中醫師實際診療時間加總
自變項		
工資率	等比	每月淨收入÷[一週工作日誌中醫師門診時數×(30÷7)]
每月淨收入	等比	每月毛收入-(各輔助人力薪資+經常性支出)×分配係數 [†] 分配係數=各中醫師實際診療病人時間(日誌)÷院所總中醫師工作人時(日誌)
每月毛收入	等比	健保看診毛收入+自費看診毛收入
健保看診收入	等比	一週健保看診人次(日誌)×460(元)×(30÷7) <small>*460 元為健保特約醫療院所 2000 及 2001 年平均申報金額。</small>
自費看診收入	等比	一週自費看診人次(日誌)×(460+平均收費差額)×(30÷7)

表 3-1 研究變項操作型定義(續)

自 填 問 卷 部 分		
變項名稱	屬性	變項說明與操作型定義
人口學變項		
性別	名目	受訪醫師之性別。0：女性、1：男性
年齡	等距	受訪醫師之實足年齡。 可分為下列各組： 1：25~35 歲、2：36~45 歲 3：46~55 歲、4：56~65 歲 5：66 歲以上
受教育年數	等距	受訪醫師受學校正式教育年數
教育背景	名目	將受訪醫師之教育背景分為下列各組： 1：高中(職)以下、2：醫護專科 3：非醫護專科、4：大學中醫系 5：大學醫學院、6：大學非醫學院 7：中醫藥研究所、8：醫學院研究所 9：非醫學院研究所、10：其他
證書類別	名目	將受訪中醫師之證書類別分為以下二類： 0：特考、1：檢覈考
兼領其他醫事領域證書	名目	受訪中醫師兼領其他醫事領域證照，可依照證書別分為以下七類： 0：沒有兼領其他證照、1：兼領西醫師證照 2：兼領牙醫師證照、3：兼領藥師證照 4：兼領藥劑生證照、5：兼領護理人員證照 6：兼領其他證照

表 3-1 研究變項操作型定義(續)

變項名稱	屬性	變項說明與操作型定義
執業狀況變項		
受雇場所型態	名目	依據問卷中執業場所型態、執業場所屬性、執業型態三個問題，可將中醫師執業類型分為以下三類： 1：開業醫(比較組)、2：受雇於醫院、3：受雇於中醫診所
執業年資	等比	自填問卷中受訪中醫師之執業年資
執業科別	名目	本研究將執業科別分為以下十類： 1：不分科、2：內科、3：婦科、4：傷科、5：針灸科、6：兒科、7：外科、8：瘧科、9：眼科、10：其他科別
健保特約別	名目	將受訪中醫師之醫療院所是否加入健保分為以下二類： 0：無健保特約、1：有健保特約。
附設藥局	名目	依據受訪中醫師所執業醫療院所，可分為： 0：沒有附設藥局、1：有附設藥局
醫師勞動投入		
每週診次	等比	受訪中醫師自填其一週診次
每週看診時數	等比	受訪中醫師自填其一週於診療場所看診時數
每週實際診療時數	等比	受訪中醫師自填其一週實際診療病患時數
每週診療相關時數	等比	受訪中醫師自填其一週診療相關時數
每週看診人次	等比	受訪中醫師自填一週總看診人次
自費病患百分比	等比	受訪中醫師自填其自費病患百分比

表 3-1 研究變項操作型定義(續)

變項名稱	屬性	變項說明與操作型定義
期望診次	等比	受訪中醫師依目前期望診次填答
期望門診量	等比	受訪中醫師依目前期望門診量填答
期望工作時間	等比	受訪中醫師依目前期望工作時間填答
診次期望差距	等比	受訪中醫師之期望診次- 實際診次
門診量期望差距	等比	受訪中醫師之期望門診量- 實際門診量
工作時間期望差距	等比	受訪中醫師之期望工作時間- 實際門診時間
院所投入變項		
全院所中醫師人時	等距	依據所填寫該院所中所有中醫師人時進行總計
雇用護理人力	等距	依據所填寫護理人員數進行總計
護理人員人時	等距	依據所填寫護理人員工時進行總計
護理人員薪資	等比	依據所填寫護理人員薪資進行總計
雇用調劑人力	等距	依據所填寫調劑人員數進行總計
調劑人員人時	等距	依據所填寫調劑人員工時進行總計
調劑人員薪資	等比	依據所填寫調劑人員薪資進行總計
雇用其他人力	等距	依據所填寫其他人員數進行總計
其他人員人時	等距	依據所填寫其他人員工時進行總計
其他人員薪資	等比	依據所填寫其他人員薪資進行總計
院所規模	等距	將各院所中醫師總工時進行對數轉換
土地房舍價值	等比	$(\text{每坪土地價格} \times \text{坪數}) \times 0.05 \div 12 \times \text{分配係數}$
每萬人口中醫 師數	等距	$(\text{各地區中醫師數} \times 10000) \div \text{地區人口數}$

表 3-1 研究變項操作型定義(續)

中醫師個人勞動量(一週日誌紀錄)		
變項名稱	屬性	變項說明與操作型定義
在診療場所時間	等比	日誌中第一天至第七天受訪中醫師於診療場所時間總計
實際診療病患時間	等比	日誌中第一天至第七天受訪中醫師實際診療病患時間總計
看診總人次	等比	保險看診人次+自費看診人次
自費病人百分比	等比	自費看診人次÷看診總人次

第二節 樣本與資料來源

本研究母群體擬以 2002 年 6 月行政院衛生署電腦檔案中所列的台灣地區執業中醫師資料建立抽樣清冊，排除離島執業與執業地點不明者，共 3617 位。

抽樣方法將採用系統等機率抽樣之原則，將抽樣清冊依據執業區域與郵遞區號予以排序，續以亂數方式抽取第一位樣本，並以 7 作為組距往下依序選取，若選號超出 3617 時，再接續著從頭進行抽樣，直至抽出 500 位醫師作為訪問對象為止。本研究抽樣方法確保每個樣本被選中之機率均為 13.82%，並將抽樣樣本回收情況整理於表 3-2。

本研究選擇中醫師作為研究之對象主要是因為不論在醫院或診所當中，中醫師執業上的勞動時間僅需分配在門診業務，其特性有助於醫師在勞動時間以及勞動收入上的回憶與估算。且為避免 2003 年後醫院開始實施自主管理與卓越計畫使得院方與醫師很有可能因為政策決定因而大量限診所導致勞動時間的低估，故選擇運用 2002 年所收集之現有資料進行分析討論。

表 3-2 抽樣樣本回收情況

縣市 (N=290)	地區	郵遞區號	回收樣本數 (N=270)	百分比
台北市(N=59) 佔 20.34%	中正區	100	7	2.58%
	大同區	103	6	2.21%
	中山區	104	4	1.48%
	松山區	105	4	1.48%
	大安區	106	4	1.48%
	萬華區	108	12	4.43%
	信義區	110	2	0.74%
	士林區	111	8	2.95%
	北投區	112	3	1.11%
	內湖區	114	3	1.11%
	南港區	115	2	0.74%
	木柵	116	3	1.11%
台北縣(N=29) 佔 10%	汐止	221	2	0.74%
	新店	231	5	1.85%
	永和	234	5	1.85%
	中和	235	4	1.48%
	三重	241	9	3.32%
	泰山	243	3	1.11%
	林口	244	1	0.37%
宜蘭縣(N=2) 佔 0.69%	羅東	265	1	0.37%
	五結	268	1	0.37%
新竹縣市(N=7) 佔 2.41%	新竹市	300	5	1.85%
	竹東	310	2	0.74%
桃園縣(N=13) 佔 4.48%	中壢	320	3	1.11%
	平鎮	324	1	0.37%
	楊梅	326	2	0.74%
	桃園	330	3	1.11%
	龜山	333	1	0.37%
	八德	334	1	0.37%
	大園	337	1	0.37%

表 3-2 抽樣樣本回收情況(續)

縣市 (N=290)	地區	郵遞區號	回收樣本數 (N=270)	百分比
苗栗縣(N=5) 佔 1.72%	頭份	351	2	0.74%
	後龍	356	1	0.37%
	大湖	364	1	0.37%
台中市(N=38) 佔 13.1%	中區	400	1	0.37%
	東區	401	3	1.11%
	南區	402	1	0.37%
	西區	403	2	0.74%
	北區	404	9	3.32%
	北屯區	406	7	2.58%
	西屯區	407	3	1.11%
	南屯區	408	2	0.74%
	台中縣(N=20) 佔 6.9%	太平	411	1
大里		412	4	1.48%
霧峰		413	1	0.37%
豐原		420	1	0.37%
東勢		423	1	0.37%
潭子		427	1	0.37%
神岡		429	1	0.37%
大肚		432	1	0.37%
沙鹿		433	2	0.74%
梧棲		435	1	0.37%
大甲		437	1	0.37%
外埔		438	1	0.37%
彰化縣(N=13) 佔 4.48%	彰化	500	6	2.21%
	花壇	503	2	0.74%
	和美	508	1	0.37%
	員林	510	4	1.48%
南投縣(N=11) 佔 3.79%	南投	540	3	1.11%
	草屯	542	4	1.48%
	埔里	545	2	0.74%
	水里	553	1	0.37%
	竹山	557	1	0.37%

表 3-2 抽樣樣本回收情況(續)

縣市 (N=290)	地區	郵遞區號	回收樣本數 (N=270)	百分比
嘉義縣市(N=15) 佔 5.17%	嘉義市	600	13	4.80%
	民雄	621	2	0.74%
	中區	700	2	0.74%
台南市(N=18) 佔 6.21%	東區	701	7	2.58%
	南區	702	3	1.11%
	西區	703	1	0.37%
	北區	704	5	1.85%
	新興區	800	2	0.74%
高雄市(N=30) 佔 10.34%	前金區	801	1	0.37%
	苓雅區	802	6	2.21%
	鹽埕區	803	1	0.37%
	鼓山區	804	1	0.37%
	前鎮區	806	3	1.11%
	三民區	807	9	3.32%
	楠梓區	811	1	0.37%
	左營區	813	4	1.48%
高雄縣(N=11) 佔 3.79%	鳳山	830	10	3.69%
	大寮	831	1	0.37%
屏東縣(N=16) 佔 5.52%	屏東	900	13	4.80%
	東港	928	1	0.37%
	新園	932	1	0.37%
	枋寮	940	1	0.37%
台東縣(N=1) 佔 0.34%	關山	956	1	0.37%
花蓮縣(N=2) 佔 0.69%	花蓮	970	1	0.37%
	鳳林	975	1	0.37%

第三節 資料蒐集

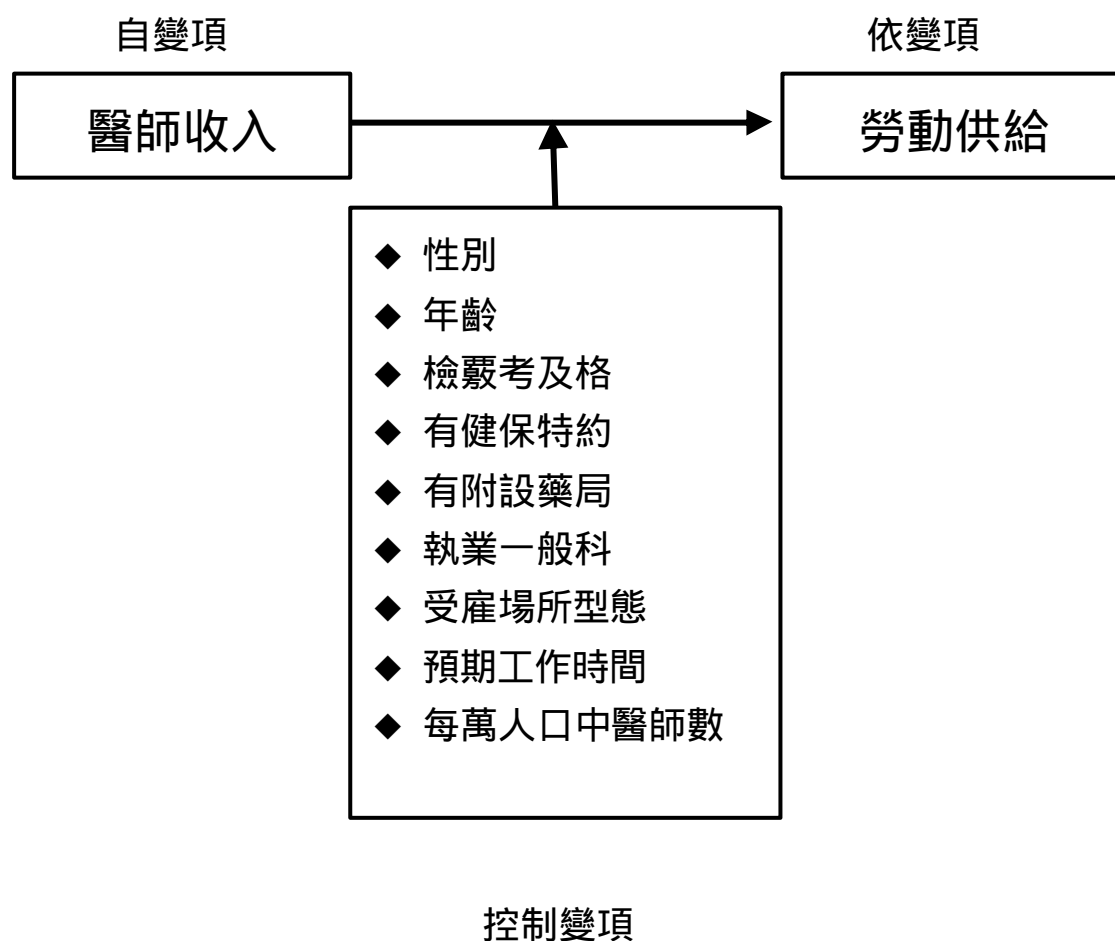
本研究為初級資料，以結構式問卷獲得所需要之資料，問卷內容如附錄 A。本研究之研究問卷分為訪員面談與日誌記錄兩部份進行，第一部份問卷包括中醫師基本資料、執業情況、院所人員投入以及院所資本投入等，由訪員親自進行訪談後隨即回收問卷。第二部份為中醫師一週生產力之記錄，將日誌紀錄單交由中醫師每天紀錄一星期後再由訪員進行回收，內容包括：中醫師之看診人次、每天看診時間、實際診療時間等需中醫師紀錄之內容，用以推估中醫師一週實際生產力。其中涉及公式運算部分請參照第三章第一節變項操作型定義，表 3-1。

在本研究中所使用之各鄉鎮市每萬人口之醫師數、中醫師數來自政府之次級資料。其中各鄉鎮市人口數來自衛生署網站中的衛生資訊統計資料，所公佈 2001 年台灣地區年中人口數；各鄉鎮市中醫師數則來自於 2002 年 6 月衛生署之醫事檔案。

第四節 研究架構及研究假設

本節將本研究之研究概念形成研究架構，如圖 3-1，並根據文獻探討對於自變項與各解釋變項對依變項之間預期互動關係提出假設。

一、研究架構



(圖 3-1) 研究架構圖

二、研究假設

經文獻探討後，本研究將模型之解釋變項根據對勞動投入的預期影響描述如下：

1. 勞動收入

根據 Sloan(1975)、Vahovich(1977)、Brown and Lapan(1979)、Showalter and Turston(1997)等實證研究中皆發現勞動收入對勞動供給為負向影響，顯示有勞動供給後彎的現象，然而彈性值幾近於零，而 Rizzo and Blumenthal (1994)則顯示兩者為正向關係。本研究對象雖為中醫師，不同於上述研究對象之西醫師，但本研究認為兩者對於休閒與財貨同樣抱持一般性的偏好，故預期勞動收入對勞動投入的影響為負且幾乎無彈性。

2. 性別

Sloan(1975)、Thornton and Ealin(1997)、Mitchell and Hadley(1999)等實證研究中皆發現女性醫師由於面對家庭責任，如婚姻、子女等，相對於男性醫師可能有較少的工作時間，本研究抱持同樣看法與預期。

3. 年齡

Sloan(1975)、Vahovich(1977)、Hurdle and Pope(1989)、Thornton and Ealin(1997)等實證研究皆顯示年齡層越高者其勞動投入有越來越低之趨勢。故本研究預期年齡層越高者勞動投入越少。

4. 檢覈考及格

在曾郁雯(民 92)研究中發現特考醫師有門診量較高的傾向，雖未達統計上顯著，但本研究認為中醫師特考通過者較可能為了增加其勞動收入故提高其勞動投入。

5. 一般不分科

本研究認為中醫師執業科別不管在民眾認知與實務專業上其差別不大，因此在科別部分僅分為一般不分科以及其他科別進行比較，故本研究預期中醫師科別並不影響其勞動投入。

6. 有健保特約

一般來說，若醫師選擇不成為健保特約診所是因為其衡量自身服務之價值較高，可以收取較高之門診價格而不致影響門診量。但相對來說加入健保之中醫診所在門診費用方面較為低廉，吸引較多病患，門診量相對較多，故本研究預期加入健保特約之中醫醫療院所之醫師有較高的勞動投入。

7. 有附設藥局

本因素為影響病患選擇中醫醫療院所之因素，依照台灣診所診療之民眾習慣在診所拿藥，故有附設藥局者應較無藥局者有較多的門診量進而有較高之勞動投入。

8. 預期工作時間

本研究認為影響預期工作時間的決策大致可分為目標收入以及對於未來可預期的收入狀況，概念上融合了生涯階段性的目標以及價值觀的考量。本研究假設預期工作時間對勞動供給呈現正向影響。

9. 每萬人口中醫師數

本研究納入此變項乃是考慮到區域內競爭之實際狀況，預期若該地區每萬人中醫師數較高，因而市佔率的降低導致勞動投入的減少，Sloan(1975)與 Hurdle and Pope(1989)研究中皆呈現負向影響

10. 受雇執業場所類型

將執業場所類型分為：醫院、開業醫、受雇診所醫師。Hurdle and Pope(1989)實證研究發現受雇醫師相較於自行開業醫師勞動供給較少，而 Sloan(1975)亦發現受雇於醫院者也有勞動供給較少的現象，因此本研究預期受雇醫師之勞動投入是較少的。

第五節 結果分析與計量方法選擇

本節在說明將如何運用統計方法對資料進行描述，以及聯立方程式模型估計方法之說明並針對各估計方法之特徵與適用時機，選擇適用本研究之估計方式，在估計方法之後再進行資料異質性檢定，以期 OLS 之估計方法運作得更有效率。

一、描述性統計分析

1. 名目變項：

以次數分配表及百分比呈現類別變項之觀察。其中醫師人口變項包括：性別、年齡分層、教育背景、教育年數分層、證書類別、兼領其他醫事專業證照等。執業變項包括：受雇場所型態、執業年資分層、是否有附設藥局、健保別、執業科別。醫師勞動力變項包括：醫師勞動收入分層、醫師勞動投入分層、每週診次分層、每週看診時數分層、每週實際診療時數分層、每週診療相關時數分層、期望工作時數分層、期望門診診次分層、期望門診量分層、門診量分層、實際診次與期望之差距分層、實際門診量與期望之差距分層、實際工作時間與期望之差距分層。

2. 等距、等比變項：

以極大值、極小值、平均值及標準差來呈現連續變項之特徵。醫師人口變項包括：年齡、教育年數。執業及規模變項包括：執業年資、雇用護理人員數、護理人員人時、護理人員薪資、雇用調劑人員數、調劑人員人時、調劑人員薪資、雇用其他人員數、其

他人員人時、其他人員薪資、院所中醫師總工時、土地房舍價值。中醫師勞動力變項包括：醫師勞動收入、醫師勞動投入、每週診次、每週看診時數、每週實際診療時數、每週診療相關時數、門診量、期望工作時數、期望門診診次、期望門診量、實際診次與期望之差距、實際門診量與期望之差距、實際工作時間與期望之差距等。

二、推論性統計分析：聯立方程式體系

在研究經濟議題時，我們經常會將許多擁有複雜關係的變數表示成一聯立方程組(The System of Simultaneous Equations)，而這些模型中的變數行為是被共同決定的，也就是說因為研究中所要估計的結構方程式的內生變項與自變項的交互相依性產生反饋(FeedBack)，又稱為內生性的問題，導致違反以最小平方估計準則(Ordinary least-square；OLS)進行迴歸分析時自變項與隨機誤差必須獨立的假設前提，進而使 OLS 所產生之估計值是偏差且不一致性的，使得 OLS 不再適用，於是利用聯立方程組來修正這樣的問題(Robert S. and Daniel L., 1998)。

聯立方程組計量方法中又細分為單一方程式法與體系法兩大類，常見的單一方程式法有間接最小平方法(ILS)、兩階段最小平方法(2SLS)、有限情報最大概似法(LIML)；而三階段最小平方法(3SLS)與充分情報最大概似估計(FIML)則屬於體系法(William H. Greene, 1998)。本研究因資料變數規模之限制無法呈現體系完整之面貌，故僅以單一方程式法進行估計，各估計方法有各自的適用情況與其限制將簡述如下。在進行實證研究應該從這些選取原則中選擇最適合之估計模型進行參數估計以取得無偏且一致的估計。

在進入模型介紹前應該先對於內生變數(Endogenous variables)、預定變數等兩種變數類型有所認識以便對於接下來模型解釋之內涵更易於瞭解。首先談到內生變數(Endogenous variables)，顧名思義內生變數是由系統的內部所產生，更精確地說若在一個結構(系統)模型中有回饋關係的變項則稱該變項為內生的(沈舒音，2003)。預定變數則是不為系統所內所決定的，其中包括滯後的內生變數，亦即前一個時點的內生變數，以及由系統外決定的外生變數皆可稱為預定變數。以下說明各單一方程式法運用之過程，並解釋其適用情況與限制：

1. 間接最小平方法(Indirect Least-Square; ILS)

或稱為縮減式法(Reduced form models)，為單一方程式法，也就是說僅專注於結構體系中的其中一條方程式進行估計工作，此法較適用於結構體系為適度認定時，所謂適度認定(Exactly identified)可以定義為：被方程式排除的預定變數數目必須等於被包含的內生變數的數目減 1 時稱之(Robert S. and Daniel L., 1998)。其運作之原理就是將原本之方程式含有相互相依性的內生變項與解釋變項可在連續代換之後改寫成僅含預定變數的函數，使得原本的雙向因果關係得以避免，轉換過程中我們可以獲得結構母數與新函數係數($\hat{\rho}$)之間的關係，稱為「係數關係式體系」。接著以 OLS 估計新方程組得出新參數估計值，將其代回「係數關係式體系」求得結構母數估計值，若結構方程模型為適度認定，則這些估計值將是唯一(William H. Greene, 1998)。當小樣本時，所獲得之估計值為偏誤，但為一致的，隨樣本增加偏誤將趨近於零。

2. 工具變數法(Instrumental Variable; IV)

工具變數法同樣屬於單一方程式法，其常被用來使用於解決聯立方程式偏誤且過度認定的模型。所謂過度認定(Overidentified)就是：被方程式排除的預定變數數目必須大於被包含的內生變數的數目減 1 時稱之(Robert S. and Daniel L., 1998)。利用合適的外生變數當作工具達到縮小隨機誤差項與自變數的相依性，工具變數的數量須與結構方程式中的內生變項個數相同才得以估計。不過此方法重點在於如何選取一個最為合適的工具變數，一般來說工具變項必須滿足我們以下列三項原則：第一、工具變數必須與結構方程式中所欲替代的內生變數有高度相關。第二、必須為真實的外生變數，而與結構方程式中的誤差像沒有關係。第三、必須與結構方程式原本的解釋變數中的外生變數有較小的相關。假設存在一個符合此三個假設的工具變數，接著我們將結構方程式中兩邊同乘上此變數並加總全部樣本觀察值，依據假設工具變項與誤差項為獨立，也就是說兩者期望值為零。經過運算，可以獲得一個在大樣本情況下不偏且一致的估計值。本方法最令人詬病的地方在於實務上一個工具變數的選擇具有專斷性且並不唯一，換句話說其選擇的結果是很難讓人信服的。

3. 兩階段最小平方法(Two-Stage Least Square; 2SLS)

兩階段最小平方法可視為間接最小平方法(ILS)與工具變數法(IV)的衍伸，同樣地 2SLS 的目的也在儘可能地解決內生性的問題，適用於方程組為過度認定，聯立方程組的誤差來源來自於內生變數存在於結構方程式之解釋變數集合中，本估計方

法是將 OLS 應用於兩個階段當中，在第一階段中，首先利用結構方程式中的內生變數轉化為由預定變數所表示的縮減式後運用 OLS 求出內生變數之預測值。

第二階段則是利用該預測值取代原本之內生變數當作工具變數再進行結構方程式的 OLS 估計。在大樣本時可以獲得一致且不偏之估計值。2SLS 較工具變數法更為一般化，因為其考慮系統內預定變數對於內生變數的影響，而工具變數僅選擇部分預定變數作為估計之工具，因此相較之下，2SLS 在觀念上與計算上均易產生令人滿意的結果。在單一方程式法中另有「限制情報最大概似估計法(Limit Information Maximum Likelihood)」可供研究者選擇，不過該方法在運算較 2SLS 複雜且若論及樣本大小且方程式若存在著設定誤差的情況下，2SLS 在估計效率與運算簡化方面皆優於 LIMIL，因此本研究採用兩階段最小平方法估計進行實證研究的模型估計。

三、聯立性檢定(Hausman Test)

為了提出聯立方程組擁有內生性的特質，必須進行聯立性檢定，如果方程組中並不具聯立性的假設，利用最小平方法就可以估計出有效率且一致之估計值。反之，若具有聯立性，我們可以從檢定中發現利用工具變數估計會較為有效率。

其運作原理亦利用兩階段方式，首先將內生變項改寫為預定變項之縮減式，利用回歸分析得到其殘差值。接著將內生變數與殘差值對主方程式之依變數進行回歸分析並對殘差值之係數進行 T 檢定，當虛無假設成立下係數趨於零，則不具有聯立性，若 T 檢定具有顯著意義則該模型具有內生性(Robert S. and Daniel L., 1998)。

四、異質性檢定與一般最小平方估計(Heteroskedasticity and GLS)

在一般的情況下運用 OLS 必須符合誤差項為常態性、零平均數、固定變異數與零共變數等假設下進行，然而在進行經濟模型估計時難免遭遇誤差項變異數異質(Heteroskedasticity)的情況，此時 OLS 估計值的變異數是較大的，由此計算出的 T 統計量之顯著性容易被低估，因此不被認為是有效率的估計值。

究竟要如何得知誤差項是否符合變異數同質性的假設？首先運用最小平方法估計原始模型，並求出各觀察值之殘差，接著將殘差值的平方作為依變數對相同模型之自變數進行迴歸分析，所謂異質性檢定，就是利用迴歸模型的 F 檢定來檢測自變數對殘差值的平方是否具有解釋力，此種方法亦稱為「White Test」。

假設利用殘差值平方對相同自變數所進行的 F 檢定發現具有顯著差異，則表示該 OLS 之估計模式之誤差項具有異質性，需要運用一般最小平方法(Generalised Least Square Estimate; GLS)進行模式之修正(Hansen and Zwanziger, 1996)。為了修正異質性的誤差，本研究將使用一般最小平方估計，亦稱為加權最小平方法(Weight Least Square)。一般來說，可以將 OLS 視為給予相同權數的估計，當殘差項出現異質的情況後，未加權的平方和就不再適用，轉而將每一觀察值皆給予不同之權數，而權數的來源選擇來自於 F 檢定的迴歸模式中，殘差平方之預測值。以預測值平方根的導數對觀察值進行加權，預測值若為負值須以一個小的正數取代在，本研究中設定為 0.01，如此將會使得模型在計算參數之顯著性上更有效率。

五、實證模型設定

經過上述聯立方程組體系的說明之後，由於本研究僅透過問卷訪視收集資料，無法利用體系法準確估計，且考慮到實際運作效率後本研究將採用兩階段最小平方法進行估計。

本研究將勞動供給與勞動收入分別進行對數轉換後再進行模型之估計，以利於研究結果之解釋。Ln(H)表示轉換後的勞動供給量，Ln(Wage)表轉換過的勞動收入，研究中之勞動收入以工資率作為計算基準。將本研究欲估計模型表示如下式 3.1 與式 3.2：

$$\begin{aligned} \ln(H) = & b_0 + b_1 \ln(Wage)^p + b_2 SEX + b_3 AGE + b_4 GEN + b_5 IDE + b_6 CONTRA \\ & + b_7 PHA + b_8 PERH + b_9 CHI + b_{10} EMP1 + b_{11} EMP2 \dots \dots \dots (\text{式 } 3.1) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \ln(Wage) = & g_0 + g_1 EXP + g_2 NURN + g_3 CHEN + g_4 HAN + g_5 INS + g_6 PREV \\ & + g_7 FEE + g_8 SIZE + g_9 SEX + g_{10} AGE + g_{11} GEN + g_{12} IDE + g_{13} CONTRA \\ & + g_{14} PHA + g_{15} PERH + g_{16} CHI + g_{17} EMP1 + g_{18} EMP2 \dots \dots \dots (\text{式 } 3.2) \end{aligned}$$

$b_0 \sim b_{11}, g_0 \sim g_{18}$ 為本研究欲估計之參數

模型中除主要的自變項外還包括其他的解釋變數：SEX 表性別、AGE 表年齡、GEN 表執業科別為不分科、IDE 表檢覈考合格之中醫師、CONTRA 表所屬院所有健保特約、PHA 表院所有附設藥局、PERH 表預期工作時間、CHI 表每萬人口中醫師數、EMP1~EMP2 為受雇場所類型虛擬變項。

工具變項則選有下列變項：EXP 表執業年資、NURN 表雇用護理人員數、CHEN 表雇用調劑人員數、HAN 表雇用其他人員數、INS 表健保門診量、PREV 表期望門診量、FEE 表院所經常性支出、SIZE 表院所規模。

第四章 研究結果

本章第一節中分別描述本研究中醫師基本人口變項、中醫師執業狀況、勞動投入、生產力、預期生產力與院所投入規模變項等。第二節中則說明在以工具變項估計薪資變項的前提下，利用 GLS 所估計之模型，並闡述各解釋變項與勞動投入之間的關係。

第一節 描述性統計分析

本研究共回收 291 份問卷，有效回收率為 58.2%，將本研究樣本之描述分為中醫師基本人口變項、中醫師執業狀況、勞動投入、生產力、預期生產力與院所投入規模變項整理如下：

一、中醫師基本人口變項

1. 性別(N=291)

本研究受訪中醫師在性別的分佈上顯示男性醫師多餘女性醫師；男性為 218 位，佔樣本之 74.91%，女性僅為 73 位佔 25.09%，整理於表 4-1。與賴俊雄、李卓倫等(民 83)之研究相比較之下發現女性中醫師有大幅成長，整理於表 4-1。

2. 年齡(N=290)

本研究受訪中醫師平均年齡為 44.51 歲，標準差 9.49，其年齡分佈以 36-45 歲佔 43.45% 為最多，其餘 25-35 歲、46-55 歲、56-65 歲、66 歲以上各組，其所佔百分比依序為 17.24%、27.93%、7.93%、3.45%，整理於表 4-1。

3. 受教育年數(N=287)

經本研究調查，中醫師受正式教育年數平均為 17.21 年，標準差為 4.23，就分佈狀況而言受教育年數 9 年以下佔 3.14%，10-12 年佔 12.89%，13-16 年佔 33.45%，17-21 年 37.63%，22 年以上佔 12.89%，整理於表 4-1。

4. 教育背景(N=289)

研究調查中將中醫師之教育背景分為十組包括：高中職以下佔 14.53%，醫護專科畢業者為 6.92%，非醫護專科為 13.49%，大學中醫系畢業佔 23.18%，大學醫學院為 11.76%，大學非醫學院佔 15.22%，中醫藥研究所畢業佔 9%，醫學院研究所佔 1.73%、非醫學院研究所為 2.77%，其他教育背景為 1.38%，結果整理於表 4-1。

二、中醫師執業概況

1. 執業年資(N=288)

經本研究調查結果發現中醫師之平均執業年資為 11.69 年，標準差為 8.42，較李采娟(民 88)之研究中醫師平均執業年資 13.41 年為低，其分佈狀況為 5 年以下佔 28.47%，6-10 年佔 24.65%，11-20 年佔 35.08%，21-30 年佔 8.33%，30-45 年佔 3.47%，見表 4-1。

2. 執業科別(N=291)

本研究受訪中醫師之執業科別包括不分科為最多數佔 84.2%，同時執業兩種科別以上佔 7.6%，內科佔 4.5%，傷科佔 1.7%，

針灸科佔 1%、婦科、瘧科與其他科別各佔 0.3%，見表 4-1(續)。

3. 健保特約別(N=289)

調查受訪中醫師之服務醫療場所是否納入健保特約，研究發現在 289 個樣本中有 278 位中醫師服務於健保特約之醫療特約機構，佔 96.19%，見表 4-1(續)。

4. 證書類別(N=289)

中醫師之證書類別可分為特考及檢覈考，本研究調查結果特考及格者為 172 位，佔 59.52%，其餘皆為檢覈考及格者，見表 4-1(續)。

5. 附設藥局(N=290)

本研究調查受訪中醫師執業之醫療院所是否有附設藥局，發現僅 49 家未設藥局，佔 16.9%見，表 4-1(續)。

6. 兼領其他專業證照(N=283)

調查中醫師是否擁有其他醫事專業證照，研究發現有 205 位中醫師無其他醫事專業證照，佔 72.43%，同時擁有西醫師證照者有 16 位，佔 5.65%，相較之下中醫師擁有較多藥師與藥劑生證照佔 12.72%，同時擁有其餘相關證照者佔 9.19%見，表 4-1(續)。

7. 受雇場所型態(N=291)

本研究將執業場所型態分為受雇於醫院與診所以及自營之開業中醫師三類，其中以自營開業為大宗，其中包括與其他中醫師

合夥者，計 167 位，佔 57.39%，其次為受雇於診所之中醫師計 79 位，佔 27.15%，其餘接受雇於醫院者，共佔 15.46%，見表 4-1(續)。

表 4-1 中醫師人口學基本變項

變項	次數	百分比(%)	平均值	標準差
性別(N=291)				
女	73	25.09		
男	218	74.91		
年齡(N=290)			44.51	9.49
25-35 歲	50	17.24		
36-45 歲	126	43.45		
46-55 歲	81	27.93		
56-65 歲	23	7.93		
66 歲以上	10	3.45		
受教育年數(N=287)			17.21	4.23
0-6 年	3	1.05		
7-9 年	6	2.09		
10-12 年	37	12.89		
13-16 年	96	33.45		
17-21 年	108	37.63		
22 年以上	37	12.89		
教育背景(N=289)				
高中(職)以下	42	14.53		
醫護專科	20	6.92		
非醫護專科	39	13.49		
大學中醫系	67	23.18		
大學醫學院	34	11.76		
大學非醫學院	44	15.22		
中醫藥研究所	26	9.00		
醫學院研究所	5	1.73		
非醫學院研究所	8	2.77		
其他	4	1.38		
執業年資(N=288)			11.69	8.42
1-5 年	82	28.47		
6-10 年	71	24.65		
11-20 年	101	35.08		
21-30 年	24	8.33		
30-45 年	10	3.47		

表 4-1 中醫師人口學基本變項(續)

變項	次數	百分比(%)	平均值	標準差
執業科別(N=291)				
不分科	245	84.20		
同時執業兩科以上	22	7.60		
內科	13	4.50		
婦科	1	0.30		
傷科	5	1.70		
針灸科	3	1.00		
瘧科	1	0.30		
其他科別	1	0.30		
健保特約別(N=289)				
無特約	11	3.81		
有特約	278	96.19		
證書類別(N=289)				
特考	172	59.52		
檢覈考	117	40.48		
是否附設藥局(N=290)				
無附設藥局	49	16.90		
有附設藥局	241	83.10		
是否兼領其他醫事人員證書(N=283)				
無其他執照	205	72.43		
西醫師執照	16	5.65		
藥師、藥劑生	36	12.72		
其他執照	26	9.19		
受雇場所型態(N=291)				
開業醫(自營)	167	57.39		
受雇於診所	79	27.15		
受雇於醫院	45	15.46		

二、中醫師勞動投入

1. 每週看診診次

本研究發現中醫師每週平均看診診次為 12.53 診，標準差為 4.52，其分佈狀況以每週 11-15 診為最多，佔 34.7%，其餘依序為每週 16-21 診者、6-10 診者、2-5 診者各佔 31.61%、28.86%、4.81%。

2. 每週看診時間(N=290)

本研究每週看診時間以回憶自填部分及日誌紀錄分別測量，自填部分平均每週看診時間為 43.59 小時，標準差 15.46；日誌紀錄平均為 44.23 小時，標準差 15.15，兩者極為接近。在表 4-2 中自填部分可以分為七組，大部分皆分佈於 30-40 小時、40-50 小時、50-60 小時，其百分比分別為 21.72%、22.41%、23.10%。此種現象同樣呈現於表 4-3 中日誌紀錄的部分，30-40 小時、40-50 小時、50-60 小時三組共佔 69.2%，其百分比分別為 24.91%、21.45%、22.84%。

3. 醫師實際診療時間

本變項為本研究中所認定之勞動投入，其對數值為本研究之依變項，同樣分別以自填方式與日誌紀錄測量醫師每週實際用來診療病患之時間，自填部分之平均值為 36.36 小時，標準差為 15.83 小時，日誌紀錄之平均值為 36.57，標準差為 13.97 小時，同樣具有類似之結果。表 4-2 中將自填部分之實際診療時間分為四組：2-20 小時、20-40 小時、40-60 小時、60 小時以上，大

部份醫師實際診療時間皆分佈於 20-40 小時組內，有 129 個樣本佔 44.64%。其次為 40-60 組佔 31.14%。表 4-3 中日誌部分分為 2.5-20 小時、20-40 小時、40-60 小時、60 小時以上，同樣地大部份醫師實際診療時間皆分佈 20-40 小時內，有 143 個樣本佔 49.83%，其次亦為 40-60 組佔 32.4%。本研究勞動投入計算以日誌紀錄為準，經對數轉換後其平均值為 3.5，標準差為 0.49。

4. 診療相關時間(N=268)

診療相關時間為中醫師非進行醫療行為之時間，用以處理診所管理、與衛生健保單位連絡、與病患聯絡、自修等。表 4-2 中呈現中醫師之診療相關時間平均為每週 15.01 小時，標準差為 13.04 小時。大部份醫師皆分佈於 0-10 小時之間，其次為 10-20 小時，百分比分別為 46.64%及 36.94%。

表 4-2 中醫師勞動投入變項(自填部分)

變項	次數	百分比(%)	平均值	標準差
每週看診診次(N=291)			12.53	4.52
2-5 診	14	4.81		
6-10 診	84	28.86		
11-15 診	101	34.70		
16-21 診	92	31.61		
每週看診時數(N=290)			43.59	15.46
8-20 小時	25	8.62		
20-30 小時	37	12.76		
30-40 小時	63	21.72		
40-50 小時	65	22.41		
50-60 小時	67	23.10		
60-70 小時	18	6.21		
70 小時以上	15	5.17		
醫師實際診療時間(N=289)			36.36	15.83
2-20 小時	56	19.38		
20-40 小時	129	44.64		
40-60 小時	90	31.14		
60 小時以上	14	4.84		
診療相關時數(N=268)			15.01	13.04
0-10 小時	125	46.64		
10-20 小時	99	36.94		
20-30 小時	20	7.46		
30 小時以上	24	8.96		

表 4-3 中醫師勞動投入變項(日誌紀錄)

變項	次數	百分比(%)	平均值	標準差
每週看診時數(N=289)			44.23	15.15
8.5-20 小時	20	6.92		
20-30 小時	33	11.42		
30-40 小時	72	24.91		
40-50 小時	62	21.45		
50-60 小時	66	22.84		
60-70 小時	22	7.61		
70 小時以上	14	4.84		
實際診療時數(N=287)			36.57	13.97
2.5-20 小時	39	13.59		
20-40 小時	143	49.83		
40-60 小時	93	32.40		
60 小時以上	12	4.18		
Ln(勞動投入)*			3.50	0.49

*備註：本研究將勞動投入依據操作型定義之說明，參照表 3-1，定義為實際診療時數

三、中醫師生產力及收入

1. 每週看診人次

本研究使用回憶自填方式以及加總日誌中健保看診人次與自費看診人次估算受訪中醫師之每週看診人次。表 4-5 中自填部分之每週看診人次平均為 253.16 人次，標準差為 152.72 人次，樣本數為 281 位，分為 6-100 人次、101-200 人次、201-300 人次、301-400 人次、401 以上等五組，其百分比依序為 16.01%、25.62%、30.25%、17.79%、10.32%；在日誌紀錄中兩者加總平均為 252.09，標準差為 157.84 人次，樣本數為 286 位，同樣分為 5-100 人次、101-200 人次、201-300 人次、301-400 人次、401 以上等五組，其中以 201-300 人次與 101-200 人次所佔百分比最多分別為 28.32%與 25.87%。

2. 健保看診人次(N=286)

加總日誌紀錄中每日之健保看診人次，平均為 242.13 人次，標準差為 158.83 人次，其中有 11 家醫療院所皆為自費病患，100 人次以下佔 10.84%，101-200 人次佔 25.52%，201-300 人次佔 27.27%，301-400 人次佔 20.97%，401 以上佔 10.83%。

3. 自費看診人次(N=286)

加總日誌紀錄中每日之自費看診人次，平均為 10.06 人次，標準差為 30.26 人次。其中 126 家皆未收自費病患，大部分自費人次為 20 人次以下，佔 45.8%。其餘 21-40 人次、41-60 人次、61 人次等三組各組所佔百分比依序為 4.2%、3.14%、2.79%。

4. 自費比率

分為回憶自填以及日誌紀錄中自費人次除以每週看診人次所求得之比率。在自填部分樣本數有 268 位，有 27.99% 的受訪中醫師無自費病患，大部分的自費病患佔所有病患之比率皆小於 30%，有 11 家僅收自費病患因此自費比率為 100%。在日誌紀錄部分樣本數為 286 位自費病患比率大部分皆小於 50%，同樣有 11 僅收自費病患，與自填部分不同的是在日誌紀錄中有 44.06% 之中醫師表示院所無自費病患。

5. 毛收入(N=285)

表 4-5 依據操作型定義之計算方式推估出中醫師每月之毛收入，平均為 507323.4，標準差為 317784.6，可分為 10 萬以下、10-30 萬、30-50 萬、50-70、70-90 萬、90 萬以上等六組，分別佔 2.8%、23.51%、27.72%、25.26%、14.39%、6.32%。

6. 淨收入(N=219)

將毛收入減去每位中醫師所分攤之人事與經常性支出成本可得每位中醫師每月之淨收入，平均淨收入為 354725.2，標準差為 277098.2，以分佈來看可以發現大部分淨收入集中於 10-30 萬與 30-50 萬兩組，各佔 39.73% 與 31.96%，其餘 10 萬以下、50-70 萬、70-90 萬、90 萬以上四組，各佔 7.76%、13.7%、3.65%、3.2%。

7. 工資率(N=219)

本研究變項之對數值為本研究主要之自變項，依據操作型定義淨收入除以每週看診時間可得中醫師每小時之勞動薪資亦即工資率，中醫師之工資率平均為 2814.2 元，標準差為 1560.9 元。參照表 4-5 可發現工資率大部分分佈於 3000 元以下各組：低於 1000 元、1000-2000 元、2000-3000 元等，各佔 24.66 %、35.61%、23.74%。工資率經對數轉換後平均值為 7.32，標準差 0.78。

表 4-4 中醫師生產力變項

變項	次數	百分比(%)	平均值	標準差
自 填 部 分				
每週看診人次(N=281)			253.16	152.72
6-100 人次	45	16.01		
101-200 人次	72	25.62		
201-300 人次	85	30.25		
301-400 人次	50	17.79		
401 人次以上	29	10.32		
自費比率(N=268)			6.40	19.77
0%	75	27.99		
1%-30%	182	67.91		
100%	11	4.10		
日 誌 紀 錄				
健保看診人次(N=286)			242.13	158.83
無健保病患	11	3.84		
6-100 人次	31	10.84		
101-200 人次	75	25.52		
201-300 人次	78	27.27		
301-400 人次	60	20.97		
401 人次以上	31	10.83		
自費看診人次(N=286)			10.06	30.26
無自費病患	126	44.06		
1-20 人次	131	45.80		
21-40 人次	12	4.20		
41-60 人次	9	3.14		
61 人次以上	8	2.79		
每週看診人次(N=286)			252.09	157.84
5-100 人次	38	13.29		
101-200 人次	74	25.87		
201-300 人次	81	28.32		
301-400 人次	59	20.63		
401 人次以上	34	11.88		
自費比率(N=286)			6.13%	19.42
無自費病患	126	44.06		
0.17%-50%	149	52.10		
100%	11	3.84		

表 4-5 中醫師勞動收入變項

變項	次數	百分比(%)	平均值	標準差
毛收入(N=285)			507323.44	317784.59
10 萬以下	8	2.80		
10-30 萬	67	23.51		
30-50 萬	79	27.72		
50-70 萬	72	25.26		
70-90 萬	41	14.39		
90 萬以上	18	6.32		
淨收入(N=219)			354725.28	277098.21
10 萬以下	17	7.76		
10-30 萬	87	39.73		
30-50 萬	70	31.96		
50-70 萬	30	13.70		
70-90 萬	8	3.65		
90 萬以上	7	3.20		
工資率(N=219)			2814.16	1560.87
低於 1000 元	54	24.66		
1000-2000 元	78	35.61		
2000-3000 元	52	23.74		
3000-4000 元	18	8.21		
4000-5000 元	9	4.10		
5000 元以上	8	3.65		
Ln(工資率)			7.32	0.78

四、預期生產力

1. 預期看診診次(N=281)

表 4-6 描述中醫師之整體預期看診診次平均為 10.96 診，標準差為 4.06 診，就分佈情況來看大部分中醫師之預期診次為 6-10 診，佔 44.84%，其次為 11-15 診佔 34.16%，見表 4-6。

2. 期望工作時間(N=278)

中醫師預期工作時間平均為 37.86 小時，標準差為 15.26 小時，可分為 20 小時以下、20-30 小時、30-40 小時、40-50 小時、50-60 小時、60 小時以上等六組，所佔百分比依序為 12.94%、21.94%、29.86%、17.63%、12.95%、4.68%，見表 4-6。

3. 期望門診量(N=274)

經研究調查中醫師之預期門診量平均為 264.3 人次，標準差為 160.4 人次，分佈情形可分為 100 人次以下、101-200 人次、201-300 人次、301-400 人次、401 人次以上等五組，其所佔百分比依序為 12.41%、29.93%、31.02%、18.25%、8.39%，見表 4-6。

4. 期望診次差異(N=281)

本變項為受訪中醫師自填部分中期望診次與實際診次之差距(期望診次-每週看診診次)，發現平均來說希望能夠減少 1.51 診，標準差為 2.85 診，希望減少 6-17 診有 29 位佔 10.32%，希望減少 1-5 診有 119 位佔 42.35%，維持現狀的則有 112 位佔 39.86%，希望增加 1-6 診的有 21 位佔 7.47%，見表 4-6。

5. 期望工作時間差異(N=278)

本變項為受訪中醫師自填部分中期望工作時間與實際工作時間之差距(期望工作時間-每週看診時數)平均來說，受訪中醫師期望減少 5.77 小時的工作時間，標準差為 12.4。期望減少 20 小時以上的有 22 位佔 7.91%，期望減少 10-20 小時的有 50 位佔 17.99%，期望減少 1-10 小時的有 84 位佔 30.21%，表示維持現狀者也有 34.17%，期望增加工作時數的族群僅佔 9.71%，見表 4-6。

6. 期望門診量差異(N=271)

本變項為受訪中醫師自填部分中期望門診量與實際門診量之差距(期望看診人次-每週看診人次)平均期望增加 11.7 人次，標準差為 110.39 人次，期望減少 100 人次以上者有 21 位佔 7.75%，期望減少 1-100 人次者則有 49 位佔 18.08%，期望維持現狀者有 75 位佔 27.68%，期望增加 1-50 人次有 83 位佔 30.63%，增加 50 人次以上佔 15.9%，見表 4-6。

表 4-6 中醫師預期生產力變項

變項	次數	百分比(%)	平均值	標準差
期望看診診次(N=281)			10.96	4.03
2-5 診	19	6.76		
6-10 診	126	44.84		
11-15 診	96	34.16		
16-21 診	40	14.23		
期望工作時間(N=278)			37.86	15.26
8-20 小時	36	12.94		
20-30 小時	61	21.94		
30-40 小時	83	29.86		
40-50 小時	49	17.63		
50-60 小時	36	12.95		
60 小時以上	13	4.68		
期望門診量(N=274)			264.28	160.36
10-100 人次	34	12.41		
101-200 人次	82	29.93		
201-300 人次	85	31.02		
301-400 人次	50	18.25		
400 人次以上	23	8.39		
期望診次差異(N=281)			-1.51	2.85
減少 6-17 診	29	10.32		
減少 1-5 診	119	42.35		
維持現狀	112	39.86		
增加 1-6 診	21	7.47		
期望門診量差異(N=271)			11.66	110.39
減少 100-500 人次	21	7.75		
減少 1-100 人次	49	18.08		
維持現狀	75	27.68		
增加 1-50 人次	83	30.63		
增加 50-100 人次	27	9.96		
增加 100 人次以上	16	5.90		
期望工作時間差異(N=278)			-5.77	12.357
減少 20-81 小時	22	7.91		
減少 10-20 小時	50	17.99		
減少 1-10 小時	84	30.21		
維持現狀	95	34.17		
增加 1-10 小時	19	6.83		
增加 10 小時以上	8	2.88		

五、院所規模投入變項

1. 各院所全部中醫師看診時間(N=249)

各個院所內中醫部門所有中醫師之看診時間加總，平均值為 164.7 小時，標準差為 384.9 表示，依照其分佈可以分為 50 小時以下、51-100 小時、101-200 小時、201-300 小時、301 小時以上等六組，其百分比依序為 22.49%、48.2%、10.04%、7.22%、4.41%、7.22%，本研究將此變項進行對數轉換後視為院所規模之替代變項，平均值為 4.45，標準差 0.93，見表 4-7。

2. 護理技術員相關變項

本研究調查發現院所內之平均護理技術人員數為 3.4 人，標準差為 5.5，在 242 個樣本其中有 78 個樣本表示無雇用護理技術人員，佔 32.23%，雇用 1-5 位者佔 52.06%，雇用 6 位以上者佔 15.69%。護理技術員的平均總人時為 141.32 小時，標準差為 229，在 236 個樣本同樣包含 78 個樣本表示無雇用，在 100 小時以下者有 31.35%，101-200 小時者佔 18.22%、201 小時以上者佔 17.37%。本研究亦推估每位護理技術員之平均薪資為 29151.5 元，標準差為 7784.8，見表 4-7。

3. 調劑人員相關變項

本研究調查發現院所內之平均護理技術人員數為 2 人，標準差為 4.35，在 242 個樣本其中有 107 個樣本表示無雇用調劑人員，佔 44.21%，雇用 1-2 位者佔 38.01%，雇用 3 位以上者佔 17.76%。調劑人員的平均總人時為 83.57 小時，標準差為 181.56，在 240

個樣本同樣包含 107 個樣本表示無雇用，在 50 小時以下者有 11.67%，51-100 小時者佔 25%、101 小時以上者佔 18.74%。本研究推估每位調劑人員之平均薪資為 28891.9 元，標準差為 9834.3，見表 4-7。

4. 其他人員相關變項

本研究調查發現院所內之平均其他人員數為 4.37 人，標準差為 8.9，在 242 個樣本其中有 53 個樣本表示無雇用其他人員，佔 21.9%，雇用 1-3 者佔 49.59%，雇用 4 位以上者佔 28.51%。其他人員的平均總人時為 174.67 小時，標準差為 359.8，在 232 個樣本同樣包含 53 個樣本表示無雇用，在 50 小時以下者有 17.24%，51-100 小時者佔 21.98%、101-200 小時者佔 18.1%，201 小時以上者佔 19.82%。本研究推估每位其他人員之平均薪資為 21042.9 元，標準差為 6290.1，見表 4-7。

5. 除人事費以外之經常性開支(N=291)

經本研究發現平均每家醫療院所之經常性開支為 34.01 萬，標準差為 39.81，其分佈狀況為開支在 10 萬元以下者佔 17.53%、11-20 萬者佔 23.37%，21-30 萬者佔 31.27%，31-40 萬佔 5.84%，41-50 萬者佔 5.5%，51 萬以上還有 16.49%，見表 4-7。

6. 每萬人口中醫師數(N=290)

依據中醫師執業地點之中醫師數除以該地區之人口數，發現平均每萬人口中醫師為 2.68 位，標準差為 1.68，其分佈為小於 1 位者佔 7.59%，1-2 位佔 28.97%，2-4 位佔 51.72%，4 位以上佔

11.72% , 最大值為 10.67 樣本呈現右偏分佈 , 見表 4-7。

7. 土地房舍價值(N=246)

計算中醫師之執業場所之土地房舍價值再乘上分配係數後求得每位中醫師所負擔之土地房舍價值 , 平均為 2.37 萬元 , 標準差為 2.03 , 分佈狀況可分為 1 萬以下、1-2 萬、2-3 萬、3-4 萬、4-5 萬、5 萬以上六組 , 其百分比依序為 23.98%、26.82%、21.13%、11.38%、7.72%、8.94% , 見表 4-7。

8. 自費與健保平均差異

經本研究調查 , 中醫醫療院所自費索費較健保價格多 159.2 元 , 標準差為 193.89 , 見表 4-7。

表 4-7 院所投入規模變項

變項	次數	百分比(%)	平均值	標準差
院所全部中醫師總人時(N=249)			164.71	384.93
18-50 小時	56	22.49		
51-100 小時	121	48.20		
101-150 小時	25	10.04		
151-200 小時	18	7.22		
200-300 小時	11	4.41		
300 小時以上	18	7.22		
護理技術員數(N=242)			3.40	5.50
無護理技術員	78	32.23		
1-5 位	126	52.06		
6-10 位	15	6.19		
11 位以上	23	9.50		
護理技術員總人時(n=236)			141.32	229.00
無護理技術員	78	33.05		
8-100 小時	74	31.35		
101-200 小時	43	18.22		
200-300 小時	13	5.51		
300 小時以上	28	11.86		
護理技術員平均薪資			29151.54	7784.80
調劑人員數(N=242)			2.00	4.35
無調劑人員	107	44.21		
1-2 位	92	38.01		
3-5 位	26	10.74		
6 位以上	17	7.02		
調劑人員總人時(N=240)			83.57	181.56
無調劑人員	107	44.58		
18-50 小時	28	11.67		
51-100 小時	60	25		
101-150 小時	22	9.16		
151-200 小時	6	2.50		
200 小時以上	17	7.08		
調劑員平均薪資			28891.93	9834.25

表 4-7 院所投入規模變項(續)

變項	次數	百分比(%)	平均值	標準差
其他人員數(N=242)			4.37	8.90
無其他人員	53	21.9		
1-3 位	120	49.59		
4-6 位	30	12.40		
6 位以上	39	16.11		
其他人員總人時(N=232)			174.67	359.78
無其他人員	53	22.84		
9-50 小時	40	17.24		
51-100 小時	51	21.98		
100-200 小時	42	18.10		
200 小時以上	46	19.82		
其他人員平均薪資			21042.89	6290.11
每萬人口中醫師數(N=290)			2.68	1.65
不足 1 位	22	7.59		
1-2 位	84	28.97		
2-4 位	150	51.72		
4 位以上	34	11.72		
除人事費外之經常性開支(萬)(N=291)			34.01	39.81
10 萬(含)以下	51	17.53		
11-20 萬	68	23.37		
21-30 萬	91	31.27		
31-40 萬	17	5.84		
41-50 萬	16	5.50		
51 萬以上	48	16.49		
土地房舍市場價值(萬)(N=246)			2.37	2.03
1 萬以下	59	23.98		
1-2 萬	66	26.82		
2-3 萬	52	21.13		
3-4 萬	28	11.38		
4-5 萬	19	7.72		
5 萬以上	22	8.94		
自費與健保收費差異			159.17	193.89
醫療院所規模*			4.45	0.93

*備註：本研究將院所規模之操作型定義參照表 3-1 之說明

第二節 推論性統計分析

本研究主要研究勞動收入對勞動供給的影響，而將性別、年齡、執業一般科、是否納入健保特約、是否有附設藥局、每萬人口中醫師數、受雇場所以及是否執業於偏遠地區等。經 Hausman 聯立性檢定發現具有內生性，故本研究運用薪資預測值進行兩階段最小平方法(2SLS)，並對迴歸方程式進行 White 檢定，檢驗出方程式之誤差項具有異質性(Heteroskedasticity)，如附錄 B 中表 B-1 至 B-3，因此本研究為修正此誤差遂進行加權最小平方估計(WLS)，惟本研究之加權基礎為殘差項平方之估計值，故為一般最小平方法(GLS)而本研究之一般最小平方(GLS)是在聯立體系下以工具變項對薪資變項進行預測的前提下進行。最後將 2SLS 及 GLS 結果整理於表 4-8。並可將方程式完成表示如下式 4.1：

$$\begin{aligned} \ln(H) = & 1.592 + 0.2029\ln(\text{Wage}) + 0.0871\text{SEX} - 0.0048\text{AGE} - 0.038\text{GEN} \\ & - 0.1408\text{IDE} + 0.2777\text{CONTRA} + 0.2035\text{PHA} + 0.0102\text{PREH} - 0.0184\text{CHI} \\ & - 0.2624\text{EMP1} - 0.1764\text{EMP2} \dots\dots\dots (\text{式}4.1) \end{aligned}$$

一、主要自變項

本研究主要在探討醫師收入對勞動投入的影響，進行兩階段最小平方估計後發現在控制其他因素的情況下，工資率對勞動投入的彈性為 0.2029，T 統計量為 4.847 呈現顯著相關，兩者呈現正相關但處於彈性小於 0.3，表示目前中醫師的勞動供給曲線落於不敏感區，因為彈性為正，同時也顯示中醫師勞動收入改變所產生的替代效果大於所得效果。

二、控制變項

本研究之控制變項包括：性別、年齡、執業不分科者、檢覈考及格者、有健保特約、有附設藥局、預期工作時數、每萬人口中醫師數、受雇場所類型等。整理於表 4-8，並分別描述如下：

1. 性別

研究結果發現性別對勞動投入的係數為 0.0871，亦即男性相對於女性勞動投入要多 9.1%，但 T 檢定值為 1.661，故未達到統計上顯著意義。

2. 年齡

研究發現中醫師年齡對勞動投入的邊際效果為-0.0048，也就是說年齡每大一歲勞動投入就減少 0.48%，T 檢定值為-1.344，未達統計上之顯著意義。

3. 執業不分科者

研究結果發現執業不分科者對勞動投入的係數為-0.038，亦即執業不分科中醫師相對於其他科別之勞動投入要少 3.87%，T 檢定值為-0.699，故未達到統計上顯著意義。

4. 檢覈考及格者

研究結果發現檢覈考及格者對勞動投入的係數為-0.1408，亦即經檢覈考獲得中醫師證照者相對於特考及格者之勞動投入要少 15.12%，T 檢定值為-2.741，達到統計上顯著意義。

5. 有健保特約

研究結果發現中醫師執業之醫療院所有健保特約對勞動投入的係數為 0.2777，亦即執業於特約院所之中醫師相對執業於無健保特約之勞動投入要多 32.01%，T 檢定值為 1.503，未達到統計上顯著意義。

6. 有附設藥局

研究結果發現醫療院所有附設藥局者對勞動投入的係數為 0.2035，亦即執業場所有附設藥局者相對於無附設藥局者之勞動投入要多 22.56%，T 檢定值為 3.101，達到統計上顯著意義。

7. 預期工作時間

本研究發現預期工作時間的估計參數為 0.0102，也就是說中醫師對於自己預期的工作時間對於實際工作時間的影響為正，且預期工作時間增加一小時實際勞動投入增加 1.03%，T 檢定值為 6.019，達到統計上顯著意義。

8. 每萬人口中醫師數

中醫師執業地區每萬人口中醫師數對勞動投入的邊際效果為 -0.0184，也就是說每萬人口醫師數每增加一人勞動投入就增加 1.857%，T 檢定值為 -1.165，未達統計上之顯著意義。

9. 受雇執業場所

本研究將執業狀態以自行開業診所醫師為對照組，分為兩個虛擬變項進行討論，研究結果發現受雇於醫院者相對於自行開業

醫師之勞動投入少 30%，而受雇於診所醫師相對於自行開業醫師之勞動投入少 19.29%，T 統計值依序為-3.061、 -2.866，兩者皆具有統計上顯著意義。

表 4-8 聯立方程組迴歸分析

自變項	依變項：Ln(勞動投入)			
	GLS		2SLS	
	β	T 值	β	T 值
Ln(勞動收入)	0.2029***	4.8470	0.2447***	4.7878
男性(vs 女性)	0.0871	1.6610	-0.0132	-0.2179
年齡	-0.0048	-1.3440	-0.0097**	-2.8115
不分科(vs 其他科別)	-0.0380	-0.6990	-0.0371	-0.4647
檢覈考及格(vs 特考及格)	-0.1408***	-2.7410	-0.1050	-1.8494
有健保特約(vs 無健保特約)	0.2777	1.5030	0.1822	1.4498
有附設藥局(vs 有附設藥局)	0.2035***	3.1010	0.1070	1.5248
期望工作時間	0.0102***	6.0190	0.0123***	6.2488
每萬人口中醫師	-0.0184	-1.1650	-0.0198	-1.1763
受雇於醫院(vs 自行開業)	-0.2624***	-3.0610	-0.3704***	-3.9007
受雇開業醫(vs 自行開業)	-0.1764***	-2.8660	-0.2622***	-3.7439
常數項	1.5920***	4.074	1.6958***	3.8112
樣本數	205		205	
R-square	0.3666		0.3898	
Adjust R-square	0.3304		0.355	
White Test	P<0.01 [¶]			

備註：1.*表示其 P-value<0.1；**表 P-value<0.05；***表 P-value<0.01。

2. [¶]表 P-value<0.05，故 OLS 中具有異質性問題。

3. 本研究之 GLS 在以工具變項對薪資做預測之前提下運作。

第五章 討論

本章節依據研究之目的以及本研究結果，第一節對於聯立方程組迴歸模型進行本研究核心討論，亦即勞動收入對勞動供給影響，進一步對於解釋變數提出說明，最後則是針對研究結果所帶來的政策意涵與推論；第二節重點將針對本研究之研究方法進行討論，有關勞動經濟學當中常見的樣本選擇誤差進行討論；第三節則對於本研究之研究限制進行說明。

第一節 研究結果討論

一、聯立迴歸方程式探討

本研究利用一般最小平方法進行聯立迴歸分析，透過迴歸分析估計出迴歸係數之方向與量度可明顯表示自變項與依變項之互動關係，以及重要影響因素之判斷。

1. 勞動收入

本研究結果發現在控制其他因素的情況下醫師收入對勞動投入的影響，工資率對勞動投入的彈性為 0.2029 且具顯著意義，也就是說工資率上升 1% 時中醫師之勞動時間會隨之增加 0.2%，這樣的結果與本研究預期兩變項之間可能因為勞動供給後彎現象而導致兩者之間的負項關係有所差異，但兩變項之彈性值小於 0.3，表示目前中醫師的勞動供給曲線落於不敏感區，則符合本研究預期彈性幾近於零的假設，又因為彈性為正，顯示出台灣中醫師勞動收入改變所產生的替代效果大於所得效果，這樣的研究

結果較相似於 1994 年 Rizzo and Blumenthal 所著之研究，該文獻顯示勞動收入對於勞動供給的彈性值為 0.27。可能原因在於自 89 年度健保局推行中醫總額支付制度，在總額支付制度運作底下，雖然中醫師確實認知每點金額會隨著門診量擴大而縮小，但是以個體來說想要獲得最大可能的支付金額依舊靠著衝量來達到，中醫門診量的增加勢必延長中醫師工作的時間。

2. 受雇醫師

本研究在受雇醫師變項中同時控制受雇醫師所處的醫療院所，分別為受雇於醫院、診所者，相對於自營開業醫，研究發現自營開業醫的勞動供給是最多的，其次為受雇於診所之中醫師，以受雇於醫院為最低。Vahovich(1977)、Hurdle and Pope(1989)、Thornton and Ealin(1997)同樣對自行開業者之勞動供給比受雇者多的這項推論提出支持的論點。這樣的結果是相當合理且符合本研究之預期，由於自行開業醫師必須自行承擔經營的風險，對於財務誘因較為敏感屬於財貨偏好者，願意多投入勞動供給以換取更多的收入。

3. 檢覈考及格者

本研究發現本變項於回歸係數中之方向性為負，也就是說檢覈考及格者較特考及格者的勞動供給少 15.12%，其原因可能來自於特考及格者多為自行開業者，由迴歸模式當中已經證實自行開業者有較多的勞動供給，可能因此造成結果之呈現。

4. 是否附設藥局

本研究發現在有附設藥局之醫療院所服務之中醫師較工作場所沒有附設藥局者多 22.56%的工作時間，符合本研究預期。由於台灣民眾常年習慣於醫療院所拿藥之習慣，因此看診時會挑選有附設藥局院所之中醫師看診，中醫師則可能會因為門診量較多且設置藥局之固定成本使得中醫師有誘因多投入勞動用以提供更多醫療服務以增加收入來平衡成本。

5. 預期工作時間

本研究結果發現預期工作時間確實與勞動投入之間呈現正向關係，當期望工作時間增加一小時則勞動投入增加 1.03%，符合本研究預期。影響預期工作時間的決策大致可分為目標收入以及對於未來可預期的收入狀況，概念上融合了生涯階段性的目標以及價值觀的考量。在本研究之描述性統計(表 4-6)中發現受訪中醫師之預期勞動時間，若與實際勞動時間相減會發現有 56.11%的中醫師希望能夠減少勞動時間，在同時有 46.49%的中醫師希望能夠增加門診量以增加收入來源，描述統計呈現這樣的結果，並不表示當收入增加的時候勞動供給是會減少的，主要是因為當收入與提供勞動兩者單獨決策的話，一個人最原始的慾望總是傾向排斥勞動而希望多些財富，然而收入與休閒必須同時考慮時就產生勞動經濟學當中典型的取捨觀念，而兩者是無法兼得的，是故必須透過計量模型求出在控制其他變項的情況下，得以確認勞動收入與勞動供給的互動情形。

6. 性別

本研究結果顯示男性有較多的勞動供給但未達統計上顯著意義，意即沒有足夠證據說明男女醫師的勞動供給有所不同，此結果與大多數的研究發現女醫師的勞動供給較少的結果不一致 (Thornton and Ealin, 1997 & Sloan, 1975)，也違反本研究之預期。本研究認為可能是本研究問卷內容無法控制婚姻狀況與家中是否有兒童等資訊所導致，使得以性別進行推論無法獲得預期性別對勞動供給的關係。

7. 年齡

本研究結果發現年齡變項對勞動投入的邊際效果為-0.0048 但未呈現統計上顯著意義。Sloan(1975)、Vahovich(1977)兩研究中，而 Hurdle and Pope(1989)、Thornton and Ealin(1997)則分別指出醫師之勞動供給當年齡在 46 歲及 34 歲後開始出現下降的趨勢。本研究中同樣呈現年齡與勞動量兩者之間的負向關係，在進行模型估計後卻不支持本研究對於年齡變項之假設。

8. 執業一般科

本研究顯示執業一般科之中醫師的勞動供給與其餘科別之醫師並無不同，可以理解的是中醫師專科之差異相當微小的，主要原因在於中醫師所受的中醫教育為全科均衡教育，且其業務類型相仿，將近九成皆為門診業務，不若西方醫學之分科較細且專業較具權威，近年來因為提倡專科醫學才開始進行中醫師專科規劃，若要民眾接受中醫師之專科亦須一段時間才有可能分辨中醫科別之間的不同，此處說明中醫師之科別對勞動供給並無不同是符

合本研究之預期的。

9. 健保特約

中醫師於健保特約與非健保特約機構執業，最大的不同在於非健保特約機構必須以自費病患為全部收入來源，而健保特約機構則健保病患與自費病患皆可看診，民眾多會選擇門診價格較低的健保特約機構看診，本研究預期有健保特約之中醫師有可能會因為病患量較多而使得其勞動投入較執業於無健保特約醫療院所之中醫師來得多，但本研究並未發現有健保特約之中醫師比無健保特約之中醫師有較多的勞動供給，研究結果並不支持研究之預期。

10. 每萬人口中醫師數

由於 Sloan(1975)與 Hurdle and Pope(1989)兩研究中此變項皆為負向關係，故本研究預期該變項回歸係數為負，並將其解釋為區域競爭程度變項，意即假設地區中每萬人口中醫師越高將使得每位醫師之市佔率降低，發生門診量減少進而導致勞動供給下降的情形。而研究結果卻呈現回歸係數為正的情形，未達到統計上顯著意義，並不支持本研究之論點。

二、政策意涵之解釋與應用

在現今健保資源呈現缺乏的狀況，政策制定者有必要了解醫師服務量與勞動供給時間之間連動的關係，也就是說站在生產力的角度來說，勞動供給是生產力的主要投入項之一，因此若想要增加醫師生產力首先必須處理醫師勞動供給量的問題，再處理服務效率與公平分配的問題，否則沒有「量」何來公平分配之虞？

本研究呈現出醫師收入對勞動供給為正向影響但彈性值很小，但薪資水準已經接近後彎的臨界點，這樣的結果可以用以作政策推論如下：也就是說如果醫師的工作時間對收入的改變不敏感，則政策性的提高醫師所得並不會鼓勵醫師投入工作，減少醫師所得也不會嚴重妨礙醫師投入工作。

站在微觀醫療院所政策的角度，醫院若想要利用提高薪資來誘導醫師多提供醫療服務還是可以考慮的策略之一，但是從研究結果可以發現其實受雇醫師有可能因為缺乏經營壓力所以在勞動供給量方面是較少的，醫院管理可以增加醫師參與經營的部份。或是醫院經營方面發現醫師成本太高，使得壓縮到其他部門資源時，由於薪資改變對勞動供給的變動量不大，減少醫師收入不至於使醫院醫師有不願意提供勞動的情況。

擴大至宏觀的健保政策時，可以發現其實提高醫療給付還是會讓醫師增加勞動供給，本研究對於健保制定支付點數的標準的看法，認為不應該對收入對生產力的正向關係有著這麼強烈的刻板印象，而可以將觀念修正為當醫師收入過高時，勞動力可能會隨之下降，進而導致生產力的減少以及病患等候時間的增加，危及健康保險之可近性與民眾滿意度。不過近年來所使用的總額支付制度使得這樣的推論不再是那樣直接的關係，因為總額支付制度使得醫師收入取決於自己以及區域內其他人對於最大效用的追求行為，可能因為勞動供給越多收入並不一定增加的情況發生，對於這樣體系的機制必須透過進一步的研究來討論，本研究推理僅適用於當門診量與薪資有正向關係的假設成立時。

第二節 研究方法相關討論

一、樣本選擇性誤差(Sample Selection Bias)

在本研究醫療人員所選取之樣本並非從全部母體中所選取，而是從已被限定的母體中所選取，也就是說本研究依據醫療院所排序抽樣，亦即是從目前有執業之中醫師為母群體，這種抽樣方式在計量上稱為有限制的應變數(Limited Dependent Variable)抽樣法。

在有限制的應變數抽樣方法裡又分為兩種分佈情況。第一種是有一群觀察值在某一個水準之下或之上是無法得知的，我們看不到這一群資料，所以抽樣時並不會抽到這些樣本，這種觀察值的分佈情況稱為截斷分佈(Truncated Distribution)。第二種情況是這一群觀察值在某一個水準之上或之下是無法得知的，但我們仍可以看到這一群觀察值，只不過這一群觀察值所顯現的並非是它他們真正的數值，而是只會看到某一個限制水準之值來代替真正的觀察值數值，所以我們仍可能選取到這一些觀察值，這種觀察值的分佈情況就是所謂的刪減分佈(Censored Distribution)(Maddala,1983)。

在這兩種分佈的情況下其處理的方式亦不同。通常，我們會用最大概似估計法(Maximum Likelihood Estimation, MLE)來對 Truncated Distribution 作估計，用 Tobit Model 來估計 Censored Distribution。

本研究樣本呈現狀況類似於刪減分佈，也就是說當中醫師薪資等於 0 時，我們所看到的工作時間為 0 亦即沒有加入中醫師的勞動市場，但事實上他們還是服務於社會上的某個領域，只是我們無法辨識而已。一般來說在做統計上的處理時，我們會將未知的觀察值

列為遺漏值或是零來處理甚至選擇忽略，但是在本研究的情況略有不同，因為在未被觀察到的樣本，也就是未加入中醫師勞動市場的中醫師，他們是否成為中醫師這件事並不是隨機分配的，而是一連串理性選擇的結果，我們通常稱這樣的問題為「樣本選擇誤差 (Sample selection bias)」此類問題在勞動經濟學中相當常見。

換句話說，如果現在未加入勞動市場的醫師若有足夠的條件成為中醫師的話，其薪資水準可能比現在執業中的中醫師獲得更高的薪資，而不是以遺漏值或是零來替代這個樣本。所以當我們選取樣本時，若有大量的觀察值實際上無法得知時，樣本選擇誤差將會是我們在做推估時的一個重要考慮因素。

在處理這方面問題的文獻中，有許多不同的處理方式。而 Heckman 在 1974 年提出兩階段的處理方式最為專家學者所接受，主要目的在利用兩階段模式修正因為樣本選擇誤差所導致的樣本薪資誤差。運作過程為先使用全部的婦女勞動力樣本(包含參與勞動市場與未參與勞動市場者)建構一個 probit 決策模型用以估計其參與勞動市場機率，同時產生一個新的變數，逆彌爾斯比率(the inverse of Mill's ratio)，然後將此變數加入估計工資的決定因素回歸模式中，用以修正樣本薪資分佈形狀再利用修正過後的薪資對勞動力進行回歸估計獲得不偏之估計值。

然而本研究注意到醫師人力研究若需運用 Heckman 兩階段估計法必須解決下列三個問題才可進行，首先是適用性的問題，在一般勞動市場存在樣本選擇性誤差時，乃以薪資(Salary)作為勞動者投入勞動市場的主要決策因素，而本研究對於同樣利用薪資變項作為選擇加入中醫師勞動市場之決策因素抱持懷疑的態度，認為應該有其他因素所影響。也就是說，在要素市場中勞動者會不會參與勞動

市場取決於內心保留工資(reservation wage)與市場供給工資(offered wage)相權衡後所做的決策。而中醫師所代表的是專業人員、白領階級以及勞心者的這些特徵，本研究結果亦顯示一位中醫師月收入平均為 35 萬，當一個勞動者在取得中醫師資格後最後卻放棄成為中醫師而加入其他行業，本研究因此懷疑選擇參與中醫師勞動市場的因素可能不是薪資考量。可能因素包括：同時擁有西醫證照而執業西醫、投入教職與研究、甚至可能有執業中醫師而未登記之情事。

第二個問題來自於醫師未投入勞動市場資料取得不易，本研究發現自民國 58 年至 92 年為止衛生署網站所公佈資料中，有中醫師證照者累計有 7815 人，但是實際執業者僅 4200 多人，將近半數領有中醫師證照者並未執業中醫師，本研究僅從 2002 年執業中醫師之樣本中分層隨機抽樣，是否因此存在樣本選擇誤差是值得討論的。

第三個問題必須注意的則是不同於其他人力及生產力研究，為了使用 Heckman 兩階段估計式必須蒐集到所有勞動力樣本的保留薪資(Reservation wage)的部分得以進行第一部分的 probit 估計式。

在 Mitchell and Hadley(1999)研究管理式照護的市佔率對醫師勞動供給的影響，就是應用 Heckman 兩階段的理論概念進行，該研究假設不同的管理式照護組織之市佔率決定了醫師收入的來源，取代了薪資變項進行分析，並讓醫師決策是否成為自營醫師或加入管理式照護用以修正樣本選擇誤差。但本研究主要在探討收入與勞動供給的直接關係無法運用替代變數方法進行，有待更進一步之研究探討上述之問題。

第三節 研究限制

本研究經過文獻討論與資料蒐集之後有研究限制如下：

1. 非勞動薪資與配偶薪資資料蒐集困難且相當不精確，使之必須忽略此變項所產生之效應。也就是說，因為失去了非勞動薪資的資料，因此我們無法將總效果清楚地分解為所得效果與替代效果進行分析，僅能透過薪資變項的方向與數量來進行邊際效果的分析。

2. 工資率並不固定。在新古典勞動供給理論中，假設其工資率也就是邊際工資為一固定值，但實務上計算乃將醫師淨收入除以每月勞動供給時數求得，因此工資率的多寡乃取決於勞動時間的多寡，醫師的邊際工資有可能因為生產力的下降、降低收費價格與增加勞動供給時間有關。

3. 醫師的薪資與定價的基礎來自於處置的支付金額以及門診量而不是以時薪計酬，因此對於工資率的改變所進行的推理必須謹慎而保守。

4. 具中醫師證照卻未加入中醫師勞動市場者資料難以取得，因此無法修正可能發生的樣本選擇性誤差，有待未來進行更為嚴謹之研究。

第六章 結論與建議

本章節共分兩節，第一節將總結本研究所得做一結論，第二節則利用所作之結論提出政策與未來研究之建議。

第一節 結論

本研究之結論為中醫師之勞動收入對勞動供給的影響為正，但彈性值相當的小，也就是說中醫師在目前的薪資水準底下薪資變動所帶來的替代效果仍舊大於所得效果。而在聯立迴歸分析中也發現除了勞動收入會影響勞動供給，特考及格與院所有附設藥局之中醫師也有較高之勞動供給，受雇狀況也是重要的影響因素。

另一方面，勞動時間的增減對政策制定者來說，更重要的是醫師勞動時間的減少將延長病患等候時間，甚至進一步影響民眾對於醫療服務與健康保險的滿意度，這樣的政策涵義使得決策者面臨醫師薪資待遇相關議題所進行的決策必須謹慎。而本研究之結果說明若醫師的工作時間對收入的改變不敏感，則政策性的提高醫師所得並不會鼓勵醫師投入工作，減少醫師所得也不會嚴重妨礙醫師投入工作，且工作時間對於醫事服務生產力的效果為正，若減少工作時間則門診量會略為下降，若以目前健保資源缺乏的狀況是一個可以運用的策略。

第二節 建議

一、對於政策方面之建議

1. 由於本研究之資料來源為問卷訪視，原因主要是本研究所需要之資料分散於各政府統計資料庫中卻未加以整合利用。建議衛生主管機關應該重視醫事人力之研究並利用每年醫療院所例行性提供之資訊加以整理儲存針對人力研究之需要進行資料庫建構，對於未來之研究水平之提升有莫大助益。
2. 雖然本研究結果並不認為目前中醫師的薪資水準有過高而有勞動供給後彎之現象，但政策制定者未來在支付點數之設定應該可以屏除線性思考，認為若要醫師增加生產力必要提高其薪資水準，而應該考慮過高的薪資水準有可能反會降低醫師勞動供給。

二、對於未來研究者的建議

1. 納入其他重要變數。
考慮加入非勞動收入變項或其替代變數以用來控制所得效果所產生之影響，國外文獻中常以配偶薪資、就讀醫學院之助學貸款 等進行分析。此種處理方式的優點是可以在計量方法中分離出替代效果與所得效果進行更為嚴謹之分析。
2. 對於樣本選擇誤差於醫事人力研究應用觀念之釐清。
由於樣本選擇誤差可能導致估計值產生誤差，但本研究之研究方法雖有考慮此一誤差的可能但沒有理論與研究顯示醫

事人力研究中樣本選擇誤差可能發生的時機與影響因素，建議未來研究者可運用 Heckman(1979)所提出的計量理論進行更為細緻之研究。然在進行該方法前必須確認符合三項前提：第一、適用性問題；第二、必須取得未加入中醫師勞動市場之勞動力資料；第三、不管是否成為中醫師皆應對其進行訪視，以利測量保留薪資(Reservation wage)用以估計決策模型。

3. 政策因素與整體環境之改變對醫師勞動供給行為產生的影響，如總額預算支付制度對醫師提供服務的意願、工作時間等同樣期待進一步研究進行討論。

參考文獻

一、英文部分

1. Book

George J. Borjas. Labor Economics third edition. McGraw-Hill Press, 2003.

Pierre Cahuc, André Zylberberg. Labor Economics. The MIT Press, Cambridge, Massachusetts, London, England, 2004.

Robert S. Pindyck, Daniel L. Rubinfeld, Econometric Models and Economic Forecasts, 4thed, The McGraw-Hill Press, 1998.

William H. Greene, Econometric Analysis, 2nded, Prentice-Hall Inc Press, 1993.

Maddala GS. Limited-dependent and Qualitative Variables in Econometrics, 3rd, Combridge University Press, 1983.

2. Journal

Douglas M. Brown, Harvey E. Lapan. The Supply of Physicians' Services. *Economic Inquiry*. 1979;17:259.

Fernandez AI, Rodriguez-Poo JM, Sperlich S. A Note on the Parametric Three Step Estimator in Structural Labor Supply Models. *Economics Letters*. 2001;74(1):31-41.

Feriman M, Marder W. Changes in the Hours Worked by Physicians 1970-1980. *Journal of Public Health*. 1984;74:1348-1352.

Heckman JJ. Shadow Prices, Market Wages, and Labor Supply. *Econometrica*. 1974;42(4):679.

Hansen KK., Zwanziger J. Marginal costs in general acute care hospital: a comparison among California, New York and Canada. *Health Economics*. 1996;5:195-216.

- Hurdle, S., G.C. Pope, Physician Productivity: Trend and Determinants. *Inquiry*. 1989;26:100.
- Jacobsen S, Rimm A. The Projected Physicians Surplus Revealed. *Health Affairs*. 1987;6:48-56.
- Jean M. Mitchell, Jack Hadley, Effects of Managed Care Market Penetration on Physicians' Labor Supply Decisions. *The Quarterly Review of Economics and Finance*. 1999;39:491.
- Lee, R.H., T.A. Mroz, Family Structure and Physicians' Hours in Large, Multiple Groups. *Inquiry*. 1991;28:366.
- Libby AM, Thurston NK. Effects of Managed Care Contracting on Physician Labor Supply. *International Journal of Health Care Finance and Economics*. 2001;1(2):139.
- Mitchell, J. B., Why Do Women Physicians Work Fewer Hours than Men Physicians? *Inquiry*. 1985;21(4):361-368.
- Rizzo, A J, Blumenthal, David. Physician labor supply: Do income effects matter? *Journal of Health Economics*. 1994;13(4):433.
- Showalter, H M, Thurston, K N. Taxes and labor supply of high-income physicians. *Journal of Public Economics*. 1997;66(1):73.
- Sloan, Frank, Physician Labor Supply Behavior in the Short-Run. *Industrial and Labor Relations Review*. 1975;16(1):51.
- Thornton, James, Eakin, Kelly B. The utility-maximizing self-employed physician. *The Journal of Human Resources*. 1997;32(1):98.
- Vahovich, Stephen, Physicians' Supply Decisions by Specialty: 2SLS Model. *Industrial Relations*. 1977;16(1):51

White, H. A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator
and a Direct Test for Heteroskedasticity, *Econometrica*.
1980;48(4):817-838.

二、中文部分

1. 書籍

張守鈞，個體經濟理論與應用。全英出版社，民 83 年。

吳忠吉，勞動經濟學。國立空中大學，民 84 年。

2. 期刊論文

江東亮，年臺灣地區的醫師人力政策：1945-1994。中華公共衛生雜誌，民 84 年，第 14 卷第 5 期，第 383-391 頁。

江東亮，公元二千年臺灣地區醫師人力的供給與地理分佈之推估。臺灣醫學會雜誌，民 81 年，第 91 卷第 2 期，第 109-116 頁。

朱僑麗、薛亞聖、江東亮，醫師人力供給的多寡是否影響被保險人的門診利用？ 1994 年國民醫療保健調查之發現。中華公共衛生雜誌，民 89 年，第 19 卷第 5 期，第 381-388 頁。

朱樹勳，專科醫師人力現況與問題。醫師人力政策研討會大會手冊，民 88 年 1 月 27 日，台北。

李采娟，民眾中醫醫療需求與中醫師人力供給之規劃研究與數學方程式之電腦模擬模式為規劃工具。行政院衛生署中醫藥年報，民 89 年，第 18 卷第 2 期，第 689-800 頁。

李卓倫、賴俊雄、陳世堅、陳秋瑩、張淑桂、紀駿輝，台灣地區中醫師生產力函數推估。中華公共衛生雜誌，民 83 年，第 13 卷第 2 期，第 156-167 頁。

宋文娟、藍忠孚、陳琇玲等，臺灣醫師人力政策當前中藥課題之專家意見分析。中華公共衛生雜誌，民 88 年，第 18 卷第 5 期，第 334-340 頁。

林芸芸，台灣醫師的生產力和健康保險特約相關研究。醫院雜誌，民 84 年，第 28 卷第 2 期，第 1-15 頁。

林芸芸，全民健康保險對醫師生產力、收入的衝擊(上)。民 88 年，醫院雜誌，第 32 卷第 4 期，第 1-14 頁。

林芸芸，全民健康保險對醫師生產力、收入的衝擊(下)。民 88 年，醫院雜誌，第 32 卷第 5 期，第 1-20 頁。

林昭庚，中醫師人力現況與規劃。中醫藥雜誌，民 90 年，第 12 卷第 4 期，第 231-242 頁。

吳肖琪、朱慧凡、黃麟珠等，從國際比較探討台灣每千人需要多少醫師？民 92 年，台灣公共衛生雜誌，第 22 卷第 4 期，第 279-286 頁。

洪錦墩、藍忠孚、宋文娟，臺灣醫師人力研究之方法學探討。台灣公共衛生雜誌，民 90 年，第 20 卷第 3 期，第 183-191 頁。

洪錦墩、藍忠孚，臺灣地區內科醫師人力之數量與地理分佈。醫務管理期刊，民 92 年，第 4 卷第 1 期，第 39-54 頁。

洪錦墩、李卓倫，以 GINI 係數分析臺灣地區的醫師人力分布。公共衛生，民 78 年，第 16 卷第 3 期，第 225-232 頁。

徐慧茵，中醫婦科專科醫師制度規劃研究。行政院衛生署中醫藥年報，民 93 年，第 22 卷第 3 期，第 103-159 頁。

郭乃文、湯澡薰，我國中醫師人力供需推估之研究。行政院衛生署中醫藥年報，民 89 年，第 18 卷第 2 期，第 623-687 頁。

陳延年，針灸專科醫師制度規劃。行政院衛生署中醫藥年報，民 93 年，第 22 卷第 3 期，第 203-222 頁。

黃偉堯、張睿詒、江東亮，臺灣地區醫師人力地理分佈之變遷：1984-1997。醫師人力政策研究會大會手冊，民 88 年 1 月 27 日，台北。

鄭歲宗，中醫內科專科醫師制度規劃研究。行政院衛生署中醫藥年報，民 93 年，第 22 卷第 3 期，第 1-101 頁。

藍忠孚，全民健康保險後醫師人力供需現況與未來推估之研究。行政院衛生署，民 86 年。

藍忠孚、李玉春，臺灣地區未來廿年醫師、牙醫師人力供需之規劃研究。行政院經濟建設委員會，民 72 年。

蘇三稜，中醫兒科專科醫師制度規劃研究。行政院衛生署中醫藥年報，民 93 年，第 22 卷第 3 期，第 161-201 頁。

3. 碩士論文

李彩萍，臺灣地區醫師人力地理分佈改善情形與影響地區醫師人力成長因素之探討。臺灣大學公共衛生學研究所碩士論文，民 76 年。

沈舒音，醫師供給與民眾付費意願之關係。中國醫藥學院醫務管理學研究所碩士論文，民 92 年。

林琳琳，醫師生產力與醫院管理之互動關係。中國醫藥學院醫務管理學研究所碩士論文，民 80 年。

黃偉堯，醫師間的競爭對醫師人力地理分布的影響。臺灣大學公共衛生學研究所碩士論文，民 77 年。

曾郁雯，台中市特考與非特考之健保特約中醫師門診量及健保申報費用之比較—以 1999 年為例。中國醫藥學院中國醫學研究所碩士論文，民 93 年。

楊麗慧，中醫師生產力之調查與其相關因素之探討，中國醫藥學院醫務管理學研究所碩士論文，民 91 年。

謝政賢，家庭醫學科專科醫師資格與執業登記科別之相關因素探討。國防醫學院公共衛生研究所碩士論文，民 85 年。

附錄 A

台灣中醫師生產力評估問卷

一、基本資料

1. 性別： (1)男 (2)女
2. 實足年齡：_____歲
3. 教育背景：
 - (1)未受正式教育 (2)小學 (3)初中 (4)高中職
 - (5)專科(醫護專校) (6)專科(非醫護專校) (7)大學(中醫系)
 - (8)大學(醫學院其他科系) (9)大學(非醫學院)
 - (10)研究所(中醫中藥研究所) (11)研究所(醫學院其他研究所)
 - (12) 研究所(非醫學院研究所) (13)其他_____
4. 總共受正式教育年數：_____年

二、執業狀況

1. 執業場所型態： (1)中西綜合醫院 (2)中醫醫院 (3)中醫診所
(4)其他_____
2. 執業場所屬性： (1)公立財團法人 (2)私立財團法人 (3)私人院所
(4)其他_____
3. 執業型態： (1)自行開業 (2)受聘 (3)與其他中醫師合夥(二人)
(4)與其他中醫師合夥(三人或以上)
4. 執業科別： (1)不分科 (2)內科 (3)婦科 (4)傷科 (5)針灸科
(6)兒科 (7)外科 (8)痔科 (9)眼科 (10)其他_____
5. 實際執業中醫的年資_____年
6. 執業場所是否接受健保特約： (1)有健保特約 (2)沒有健保特約
7. 證書類別： (1)特考證書 (2)檢覈考證書 (3)僑中醫證書
8. 執業場所是否設有藥局： (1)有藥局 (2)沒有藥局

9. 是否兼領其他醫事人員證書： (1)沒有其他醫事人員證書 (2)西醫師
(3)牙醫師 (4)藥師 (5)藥劑生 (6)護理人員 (7)其他_____
10. 執業地點：_____縣(市)_____鄉(鎮市區)

三、醫師個人勞動投入

1. 在上個月中,您平均每星期在執業場所看診_____診次,合計_____小時,
其中實際用來診療病人的時間_____小時,平均每星期看診_____人次
2. 除診療病人的時間外,您用在與診療有關事務(如診所管理 與保險機關
病人或醫療人員聯絡、中醫教材自修等)的時間每星期共_____小時
3. 目前您期望每週看診_____診次,合計_____小時,期望每週看診_____人次
4. 在上個月您的看診人次中有_____ %為自費病人
5. 就總醫療費用而言,自費病人的費用比健保病人每人次多_____元

四、資本投入

1. 貴院所與中醫有關的樓層面積共有_____坪,
同時請您估計執業地點的房價每坪約_____萬元
2. 除人事費用外,貴院所中醫部門的平均開支,包括水電、瓦斯、
藥物、器材、電話、房租、貸款利息與本金、及其他經常性支出,
每個月共_____萬元

五、所有人員勞動投入

人員種類	人數	每週工作時數	總計人時	總計每月薪資
中醫師				
	人	小時	人時	(本欄位請不用填寫) XXXXXXXX 元
	人	小時		
	人	小時		
	人	小時		
中醫護理或技術人員				
	人	小時	人時	元
	人	小時		
	人	小時		
	人	小時		
中醫調劑人員				
	人	小時	人時	元
	人	小時		
	人	小時		
	人	小時		
中醫部門其他人員 含掛號、批價、收費、工友、行政、檢驗人員等				
	人	小時	人時	元
	人	小時		
	人	小時		
	人	小時		
	人	小時		
	人	小時		
	人	小時		
	人	小時		
	人	小時		
	人	小時		
	人	小時		
	人	小時		
	人	小時		
	人	小時		
	人	小時		

六、中醫師個人生產力

請您自訪視次日起，紀錄一星期(包括休息和放假)的工作時數與看診人次

日期	在診療場所 時數	實際看診病 人時數	看診人次合計	
			看診人次中的 使用飲片人次	
第一天 ____月____日	小時	小時	保險人次	保險人次
			自費人次	自費人次
第二天 ____月____日	小時	小時	保險人次	保險人次
			自費人次	自費人次
第三天 ____月____日	小時	小時	保險人次	保險人次
			自費人次	自費人次
第四天 ____月____日	小時	小時	保險人次	保險人次
			自費人次	自費人次
第五天 ____月____日	小時	小時	保險人次	保險人次
			自費人次	自費人次
第六天 ____月____日	小時	小時	保險人次	保險人次
			自費人次	自費人次
第七天 ____月____日	小時	小時	保險人次	保險人次
			自費人次	自費人次

附錄 B

表 B-1 Hausman 聯立性檢定

依變項：Ln(勞動投入)				
自變項	OLS		2SLS	
	β	T 值	β	T 值
Ln(勞動收入)	0.0821 ^{**}	2.1510	0.2447 ^{***}	4.7878
男性(vs 女性)	0.0252	0.3920	-0.0132	-0.2179
年齡	-0.0104 ^{***}	-2.8380	-0.0097 ^{**}	-2.8115
不分科(vs 其他科別)	-0.0428	-0.4920	-0.0371	-0.4647
檢覈考及格(vs 特考及格)	-0.0541	-0.9020	-0.1050	-1.8494
有健保特約(vs 無健保特約)	0.2557	1.9140	0.1822	1.4498
有附設藥局(vs 有附設藥局)	0.1057	1.3950	0.1070	1.5248
預期工作時間	0.0110 ^{***}	5.6930	0.0123 ^{***}	6.2488
每萬人口中醫師	-0.0252	-1.4110	-0.0198	-1.1763
受雇醫院(vs 自行開業)	-0.2943 ^{***}	-2.9730	-0.3704 ^{***}	-3.9007
受雇開業醫(vs 自行開業)	-0.1752 ^{**}	-2.3800	-0.2622 ^{***}	-3.7439
常數項	2.8348 ^{***}	7.3700	1.6958 ^{***}	3.8112
樣本數	208		205	
R-square	0.3084		0.3898	
Adjust R-square	0.2696		0.355	
Hausman Test	P<0.01 [¶]			

備註：1.*表示其 P-value<0.1；**表 P-value<0.05；***表 P-value<0.01。

2. [¶]表 P-value<0.1，故 OLS 中具有內生性問題。

表 B-2 工資方程式

自變項	依變項：Ln(工資率)	
	β	T 值
男性(vs 女性)	-0.0289	-0.3139
年齡	0.0066	0.7968
不分科(vs 其他科別)	-0.0577	-0.4617
檢覈考及格(vs 特考及格)	-0.0366	-0.4171
有健保特約(vs 無健保特約)	-0.7036 ^{***}	-3.4321
有附設藥局(vs 有附設藥局)	-0.1388	-1.2717
預期工作時間	-0.0108 ^{***}	-3.3674
每萬人口中醫師	-0.0179	-0.6061
受雇公立醫院(vs 自行開業)	0.3649 ^{**}	2.0388
受雇開業醫(vs 自行開業)	0.34 ^{***}	3.2343
執業年資	-0.0098	-1.0969
看診保險人次	0.0041 ^{***}	9.8475
護理人員數	0.0117	0.7685
調劑人員數	-0.0181	-1.0757
其他人員數	-0.0041	-0.6412
期望看診人次	0.0002	0.4906
院所經常性開支	-0.0039 ^{***}	-3.5960
醫療院所規模	0.1803 ^{**}	2.4534
常數項	6.5968 ^{***}	13.8307
樣本數		200
R-square		0.581
Adjust R-square		0.539

備註：1.*表示其 P-value<0.1；**表 P-value<0.05；***表 P-value<0.01。

表 B-3 誤差項異質性檢定

自變項	依變項：殘差值	
	β	T 值
Ln(勞動投入)	-0.0596	-1.4535
男性(vs 女性)	0.0151	0.3116
年齡	0.0021	0.7782
不分科(vs 其他科別)	0.0789	1.2342
檢覈考及格(vs 特考及格)	0.0343	0.7539
有健保特約(vs 無健保特約)	-0.3378 ^{***}	-3.3511
有附設藥局(vs 有附設藥局)	-0.035	-0.6222
預期工作時間	-0.0045 ^{***}	-2.8514
每萬人口中醫師	0.0176	1.3056
受雇醫院(vs 自行開業)	-0.0357	-0.4694
受雇開業醫(vs 自行開業)	-0.0506	-0.9022
常數項	0.8601	2.4097
樣本數	205	
F 值	3.226 ^{***}	
P-value	<0.01	
R-square	0.155	
Adjust R-square	0.107	

備註：1.*表示其 P-value<0.1；**表 P-value<0.05；***表 P-value<0.01。

表 B-4 自變項對依變項(勞動供給)之列聯表分析

變項	次數	百分比(%)	平均值	標準差	統計值	P-value
T 檢定					T 值	
性別(N=291)					-1.455	0.147
女	73	25.09	3.43	0.39		
男	218	74.91	3.53	0.51		
健保特約別(N=289)					-1.128	0.28
無特約	11	3.81	3.22	0.86		
有特約	278	96.19	3.51	0.46		
證書類別(N=289)					0.729	0.46
特考	172	59.52	3.52	0.47		
檢覈考	117	40.48	3.49	0.46		
是否附設藥局(N=290)					0.705	0.71
無附設藥局	49	16.9	3.53	0.46		
有附設藥局	241	83.1	3.5	0.49		
單因子變異數分析					F 值	
執業場所型態(N=291)					6.34***	0.002
開業醫(自營)	167	57.39	3.58	0.52		
開業醫(受雇)	79	27.15	3.44	0.37		
醫院	43	14.77	3.31	0.44		
相關係數分析					r	
年齡			44.51	9.49	-0.165***	0.005
預期工作時間					0.446***	<0.001
每萬人口中醫師數					0.084	0.158
Ln(工資率)					0.107	0.116

備註：1.*表示其 P-value<0.1；**表 P-value<0.05；***表 P-value<0.01。

表 B-5 工具變項相關分析

			執業年資	護理人員數	調劑人員數	其他人員數	經常性開支	期望看診人次	看診保險人次	Ln(勞動量)	Ln(工資率)
執業年資	Pearson 相關		1.0000								
	顯著性		.								
護理人員數	Pearson 相關		-0.1915	1.0000							
	顯著性		0.0029	.							
調劑人員數	Pearson 相關		-0.0301	0.7729*	1.0000						
	顯著性		0.6431	0.0000	.						
其他人員數	Pearson 相關		-0.1058	0.7309*	0.5223*	1.0000					
	顯著性		0.1026	0.0000	0.0000	.					
經常性開支	Pearson 相關		-0.2050	0.4927*	0.3052	0.4815*	1.0000				
	顯著性		0.0005	0.0000	0.0000	0.0000	.				
期望看診人次	Pearson 相關		-0.2367	-0.0155	-0.0442	0.0291	0.0691	1.0000			
	顯著性		0.0001	0.8146	0.5033	0.6588	0.2543	.			
看診保險人次	Pearson 相關		-0.1457	0.0918	-0.0151	0.1599	0.2118	0.5370*	1.0000		
	顯著性		0.0142	0.1580	0.8168	0.0135	0.0003	0.0000	.		
Ln(勞動量)	Pearson 相關		-0.0574	-0.1697	-0.1592	-0.0317	-0.0048	0.3370	0.4530*	1.0000	
	顯著性		0.3349	0.0084	0.0135	0.6253	0.9360	0.0000	0.0000	.	
Ln(工資率)	Pearson 相關		-0.2414	0.2444	0.1108	0.1939	0.1238	0.4035*	0.6094*	0.1066	1.0000
	顯著性		0.0003	0.0003	0.1020	0.0040	0.0675	0.0000	0.0000	0.1157	.

備註：1.*表示其皮爾森相關係數> 0.4 並達到統計上顯著。