

國立臺灣大學公共衛生學院健康政策與管理研究所

碩士論文

Institute of Health Policy and Management

College of Public Health

National Taiwan University

Master Thesis



糖尿病之醫師服務量、潛在不當用藥

與照護結果之研究

Physician volume, potentially inappropriate medications
and health care outcome in type 2 diabetics

江政家

Cheng-Chia Chiang

指導教授：鄭守夏 博士

Advisor: Shou-Hsia Cheng, Ph.D.

中華民國 112 年 8 月

August 2023

國立臺灣大學碩士學位論文

口試委員會審定書

糖尿病之醫師服務量、潛在不當用藥
與照護結果之研究

Physician volume, potentially inappropriate medications
and health care outcome in type 2 diabetics

本論文係江政家君（R10848009）在國立臺灣大學健康
政策與管理研究所完成之碩士學位論文，於民國 112 年 07
月 27 日承下列考試委員審查通過及口試及格，特此證明

口試委員：

陳昱志

董鈺琪

鄭奇夏



誌謝

首先要感謝的當然是鄭守夏教授，從入學前給予我學習上的建議，到願意指導我完成論文，不論是學術上訓練、研究經費上的支持抑或是生活上的關心，是我能夠順利完成兩年碩士班訓練最重要的貴人。願我能夠以阿夏老師學術典範與待人處世為榜樣，鞭策自己成為對社會更有價值的積極公民。

接著我要感謝一路支持我追尋理想的家人，特別是我的媽媽——廖麗華女士。能夠在資源充沛與充滿愛及溫暖的環境中成長，做您的兒子是我一生最大的福氣。我也要感謝當初為我撰寫推薦信的陳怡成和王豐裕老師，當初沒有兩位老師的鼓勵，我就不可能有勇氣跨出舒適圈選擇和進入健康政策領域探索。感謝筠倩、雨純、士婷，還有同為公衛公衛地縛靈旻諭、映辰、丞佑，碩士生活裡摯友們的共患難以及吵吵鬧鬧的大研究室絕對是最讓人想念的時光！

謝謝大改陣(大家改天吃飯陣線)的光成、為然、玗賢、晏辰和惟丞，在你們每一個人身上，都散發著對這份土地熱情的光芒，希望我們不論在哪個位置上，都能夠繼續將國家往理想的樣貌推進。謝謝大學以來最重要的朋友們，博穎、芷蓉和球球，我相信這份彌足珍貴的友誼不會因為我們身處在世界的不同角落而有所質變。最後，謝謝我的伴侶佳勳，在變動的歲月中總能給予我無條件地支持和鼓勵，因為你使我成為一個更完整的人，未來的日子還要請你多多指教。

謝詞之末，我想要以滅火器的同學會歌詞作結：

原來過去咱經過的一切 擱藏在身體裡面

雖然不曾提起 也永遠不會放袂記

什麼款浪漫的夢 什麼款人來做 喝著酒一杯擱一杯 說著心裡話

不通辜負咱的青春 不通辜負咱的志氣 一直到咱的夢 開出花蕊

江政家 謹誌 2023.08.08

中文摘要



背景與目的：糖尿病之盛行率、醫療花費、疾病負擔與死因等造成台灣重大健康問題，其衍伸併發症與共病症導致老人經常被處方多重藥物，故容易造成照護不良結果之潛在不當用藥遂成為一個重要議題。過去以手術或住院疾病為主要服務量研究主題發現醫師服務量越高，照護過程與結果越佳。然而，在門診為主要就醫選擇之疾病中，醫師服務量與過程面品質指標或結果面品質指標之研究則呈現了不一致之結論。故本研究有三目的：探討糖尿病人之潛在不當用藥盛行率與常見藥物；探討糖尿病人中，醫師服務量與照護結果的關係；探討糖尿病人中，潛在不當用藥是否為醫師服務量與照護結果之關係的中介因子。

研究方法：本研究資料來源為全民健保資料庫，以第二型糖尿病病人作為研究對象，利用多階層模型探討糖尿病人服務量、總病人服務量以及糖尿病人占比與照護結果之間的關聯性。並進一步再以 2019 年版 Beers criteria 評估糖尿病病人之潛在不當用藥，加以檢驗關聯性之中介效果。

研究結果：老年糖尿病人潛在不當用藥盛行率為 85.54%，常見藥物為苯二氮平類藥物、第一代抗組織胺、長效磺胺類藥物及肌肉鬆弛劑。病人就診醫師為中或高糖尿病人量，相較於低糖尿病人量之急診與住院就醫風險較低(OR 值分別為 0.91/0.83、0.81/0.70)；病人就診醫師為中或高總病人量，相較於低總病人量之急診與住院就醫風險較低(OR 值分別為 0.92/0.91、0.82/0.76)；病人就診醫師為中或高糖尿病占比，相較於低糖尿病占比之急診與住院就醫風險 OR 值分別為 1.01/0.92、1.04/0.93。潛在不當用藥之中介效果約為 7.55%~10.46%。

結論：醫師服務量越高，照護結果越佳，且潛在不當用藥對服務量與照護結果關係具有中介效果。

關鍵字：醫師服務量、潛在不當用藥、照護結果、糖尿病

英文摘要



Background and Objectives: Diabetes is an important health issue in Taiwan, with high prevalence rates, healthcare costs, disease burden, and mortality. The complications and comorbidities associated with diabetes often result in elderly patients being prescribed multiple medications, leading to potential improper medication use and poor caregiving outcomes, making it an important issue. Previous research of volume-outcome focused on surgical or hospitalization cases and found that higher physician service volume was associated with better care processes and outcomes. However, studies on physician volume and quality indicators in terms of care processes and outcomes in outpatient settings, have yielded inconsistent conclusions. Therefore, this study aims to achieve three objectives: to explore the prevalence of potential inappropriate medication use and common medications among diabetic patients; to examine the relationship between physician volume and healthcare outcomes among diabetic patients; and to investigate the mediating effect of PIM on volume-outcome relationship among diabetic patients.

Methods: We used the National Health Insurance Research Database and focused on patients with type 2 diabetes as the study population. Multilevel models were used to examine the relationship between volume and healthcare outcome. Furthermore, the 2019 version of the Beers criteria was employed to assess PIM among diabetic patients and we examine the mediating effects of PIM in volume-outcome relationship.

Results: In elderlies with diabetes, the prevalence rate of PIM was 85.54%, with common medications including benzodiazepines, first-generation antihistamines, long-acting sulfonylureas, and muscle relaxants. Patients receiving care from physicians with high or medium diabetes-patient-volume had a lower risk of emergency department visits and hospitalization compared to those with low diabetes-patient-volume (OR

values of 0.91/0.83 and 0.81/0.70). Patients receiving care from physicians with high or medium total-patient-volume had a lower risk of emergency department visits and hospitalization compared to those with low total-patient-volume (OR values of 0.92/0.91 and 0.82/0.76). Compare to patients receiving care from physicians with a low diabetes-patient-proportion, OR values of emergency department visits and hospitalization were 1.01/0.92 and 1.04/0.93 in those with a high or medium diabetes-patient-proportion. The mediating effects of PIM ranged from 7.55% to 10.46%.

Conclusion: Higher physician service volume is associated with better healthcare outcomes, and potential inappropriate medications partially mediate the volume-outcome relationship.

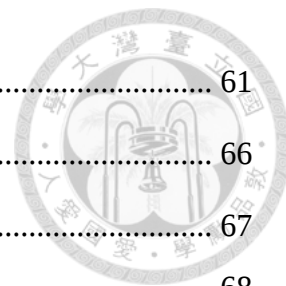
Keywords: Physician volume, Potential inappropriate medication, volume-outcomes, Diabetes

目錄



誌謝	i
中文摘要	ii
英文摘要	iii
目錄	v
圖目錄	vii
表目錄	viii
第一章 緒論	1
第一節 研究背景及動機	1
第二節 研究目的	2
第二章 文獻探討	3
第一節 醫師服務量與照護結果	3
第二節 潛在不適當用藥	20
第三節 研究啟發與知識缺口	25
第三章 研究方法	26
第一節 研究架構與研究假說	26
第二節 研究設計	27
第三節 資料來源	28
第四節 資料處理流程	29
第五節 研究變項	30
第六節 統計分析	36
第四章 研究結果	38
第一節 醫師服務量與照護結果	38
第二節 潛在不當用藥之中介效果	50
第五章 討論	57
第一節 醫師服務量與照護結果	57

第二節 潛在不當用藥之中介效果	61
第三節 敏感性分析	66
第四節 研究限制	67
第六章 結論與建議	68
參考文獻	70
附錄	79



圖目錄

圖 3-1、研究架構.....	26
圖 3-2、研究設計.....	27
圖 3-3、研究流程.....	29



表目錄



表 2-1、手術與住院疾病相關之醫師服務量與照護結果之研究.....	7
表 2-2、非糖尿病門診相關之醫師服務量與照護結果之研究.....	11
表 2-3、糖尿病之醫師服務量與照護結果之研究.....	15
表 3-1、研究變項操作型定義.....	33
表 4-1、研究個案之描述性統計.....	39
表 4-2、醫師服務量相關因素與是否急診就醫雙變項分析.....	42
表 4-3、醫師服務量相關因素與是否住院就醫雙變項分析.....	44
表 4-4、醫師服務量(糖尿病病人量)與照護結果的多階層羅吉斯迴歸模型.....	47
表 4-5、醫師服務量(總病人量)與照護結果的多階層羅吉斯迴歸模型.....	48
表 4-6、醫師服務量(糖尿病人占比)與照護結果的多階層羅吉斯迴歸模型.....	49
表 4-7、醫師服務量相關因素與潛在不當用藥之多階層羅吉斯迴歸模型.....	51
表 4-8、潛在不當用藥與照護結果之多階層羅吉斯迴歸模型.....	53
表 4-9、醫師服務量與照護結果、潛在不當用藥中介效果之 4-way 分解法.....	56
表 5-1、不同醫師服務量定義之 Spearman 相關性分析.....	58
表 5-2、按總服務量分層分析之糖尿病人占比簡要結果.....	60
表 5-3、按季觀察潛在不當用藥中介效果之 4-way 分解.....	63
表 5-4、台灣門診潛在不當用藥之研究.....	66

第一章 緒論



第一節 研究背景及動機

國際糖尿病聯盟(International Diabetes Federation, IDF)定期發表糖尿病人口之估算，按其最新預估，全球 20~79 歲的人口中約 5.37 億人罹患糖尿病(IDF *Diabetes Atlas*, 2022)。又根據社團法人中華民國糖尿病學會所發行的《2019 老年糖尿病臨床照護手冊》及《臺灣糖尿病年鑑 2019 第 2 型糖尿病》顯示，台灣 2014 年罹患糖尿病人數約 218 萬人，粗盛行率約 9.3%、年齡標準化盛行率約 6.6%，且有逐年增加的趨勢。年齡 65 歲以上之老年糖尿病盛行率則近 40%，佔所有糖尿病病人數逾 50%(社團法人中華民國糖尿病學會, 2019; 社團法人中華民國糖尿病衛教學會, 2019)。

糖尿病之盛行率、醫療花費、疾病負擔與死因等造成台灣重大健康問題，根據衛生福利部統計，糖尿病在 2021 年名列台灣十大死因第五位(110 年死因統計結果分析, 2022)。治療上除了控制血糖外，處理糖尿病各種併發症與共病症亦為重要目標，因此病人的藥物管理成為臨床重要課題之一。又隨著病人年齡漸長與病程發展，糖尿病年長者更為容易獲得多重藥物，使其成為被處方潛在不當用藥(Potentially inappropriate medications, PIM)的高風險族群。

台灣過去有關於醫師服務量之研究以手術為主要研究主題，近年來則是逐漸將更多住院疾病納入研究範疇。不論是手術處置或是住院疾病，研究結果多顯示醫師服務量越高，照護過程與結果越佳。然而，服務量對於以門診照護為主之疾病相關研究較少，且醫師服務量與過程面品質指標或結果面品質指標之研究呈現了不一致之結論。因此本研究將探討糖尿病病人中，醫師服務量與照護結果之關係，並檢視潛在不當用藥是否為其中的中介因子。

第二節 研究目的

目前有關糖尿病醫師服務量與照護結果之關係，並未有一致之結論，希望本研究能夠填補學術之缺口。另外，台灣目前尚缺乏有關糖尿病病人潛在不當用藥之本土研究，希望透過本研究了解糖尿病病人潛在不當用藥情形，並檢視潛在不當用藥是否為醫師服務量與照護結果之重要機轉，供予未來改善之參酌依據。

本研究之研究目的如下：

- 一. 探討老年糖尿病人之潛在不當用藥盛行率與常見藥物
- 二. 探討老年糖尿病人中，醫師服務量與照護結果的關係
- 三. 探討老年糖尿病人中，潛在不當用藥是否為醫師服務量與照護結果之關係的
中介因子

第二章 文獻探討



本章節將先說明醫師服務量與照護結果在台灣之實證研究，並按照手術、非手術之住院疾病及門診疾病分述之。接著介紹潛在不當用藥之概念、在台灣實證研究以及糖尿病和潛在不當用藥之研究。由於潛在不當用藥可被視為照護過程一環，故在最末節將探討醫師服務量研究中，將探討服務量研究中同時納入照護過程與照護結果之設計之文獻。

第一節 醫師服務量與照護結果

服務量與照護結果之探討，始於 1979 年 Luft 等人之研究(Luft et al., 1979)，針對二者之間的正向關係其在後續研究中提出兩個可能的假說(Luft et al., 1987)：

- (一) 熟能生巧(Practice makes Perfect)：醫院和醫師服務量上升所累積的照護經驗，能夠是使得病人有較佳的照護結果。
- (二) 選擇轉介(Selective referral)：醫院和醫師因過去有較佳的照護結果，病人因此選擇於該醫院或予該醫師治療，進而使得醫院和醫師有較高的服務量。

過去數十年間，有關服務量之研究多以特定手術術式或需住院治療之特定疾病病人作為研究對象，相形之下服務量與以門診照護為主之疾病類別的相關性則較少被探討。以下醫師服務量-照護結果之實證研究進行分述。



一. 手術

根據系統性文獻回顧(Systemic review)，大部分以手術為主題的研究中，其主要的發現多顯示「服務量越高，照護結果越佳」之結論(Halm et al., 2002; Maruthappu et al., 2015; Morche et al., 2016)。以下針對台灣幾種常見被納入研究的術式所進行的實證研究，進行簡要的說明：

冠狀動脈繞道手術 Coronary artery bypass graft, CABG)方面，Wu 等人以 4724 位接受 CABG 手術之患者為研究對象，發現醫師服務量和住院死亡合併出院後 30 天內死亡率呈現顯著負相關(Wu et al., 2005)；Wen 等人以 9895 位第一次接受 CABG 手術之患者為研究對象，發現醫師服務量和住院死亡率呈現顯著負相關(Wen et al., 2006)；Hockenberry 等人以 27463 位接受 CABG 手術之患者為研究對象，發現醫師服務量和術後 1 個月、3 個月、6 個月及 12 個月內的死亡率呈現顯著負相關(Hockenberry et al., 2010)；Yu 等人以 7007 位接受 CABG 手術之患者為研究對象，發現醫師服務量和手術部位感染率呈現顯著負相關(Yu et al., 2015)；Chou 等人則發現每年至少執行 5 例 CABG 手術之醫師，其病人死亡率較低、住院天數較短(Chou et al., 2021)。

經皮冠狀動脈介入治療(percuteaneous coronary intervention, PCI)方面，Liu 等人以 7267 位接受 PCI 治療之急性心肌梗塞患者為研究對象，發現醫師服務量和醫療花費呈現顯著負相關(Liu et al., 2014)；Yu 等人以 34193 位接受 PCI 治療之患者為研究對象，發現醫師服務量和 30 天死亡率呈現顯著負相關(Yu et al., 2017)；Tung 等人以 2008 年急性心肌梗塞入院治療共 6838 病人為研究對象，發現醫師服務量越高，照護過程(經皮冠狀動脈介入治療、阿斯匹靈使用)與照護結果(30 天急性心肌梗塞相關死亡)均較低，且照護過程在醫師服務量與照護結果之間關係具有部分中介效果(Tung et al., 2014)。

全髖關節置換術(total hip replacement, THR)方面，簡等人以 11623 位接受 THR 手術之患者為研究對象，發現醫師服務量和出院後 90 天再住院與死亡、出



院後一年內再住院與死亡均呈現顯著負相關(簡麗年 et al., 2003)；Huang 等人以 9335 位接受 THR 手術之患者為研究對象，發現醫師服務量和住院天數與醫療費用呈現顯著負相關(Huang et al., 2011)；Shi 等人以 78364 位接受 THR 手術之患者為研究對象，發現醫師服務量和醫療費用呈現顯著負相關(Shi et al., 2013)；Chou 等人則發現每年至少執行 15 例 THR 手術之醫師，其病人 30 天內非預期住院、醫療費用與住院天數均較低(Chou & Tung, 2019)。

全膝關節置換術(Total knee replacement, TKR)方面，Wei 等人以 31618 位接受 TKR 手術之患者為研究對象，發現醫師服務量和術後感染發生率呈現顯著負相關(Wei et al., 2010)；Cheng 等人以 32200 位接受 TKR 手術之患者為研究對象，發現醫師服務量和術後感染率和死亡率呈現顯著負相關(Cheng et al., 2011)；Yu 等人則發現每年至少執行 50 例 TKR 手術之醫師，其病人 30 天內非預期住院率較低(Yu et al., 2019)。

二. 非手術之住院疾病

Lin 等人以 2002-2004 年新入院肺炎病人共 270002 人為研究對象，發現醫師服務量越高，照護花費越低(H. C. Lin et al., 2008)；Wang 與 Lin 以 2002-2004 年共 8356 位入院具有紅斑性狼瘡診斷之病人為研究對象，發現醫師服務量越高，病人院內死亡率越低(Wang & Lin, 2008)；Lin 與 Lee 以 2002-2004 年肺動脈栓塞病人共 2761 人為研究對象，發現醫師服務量越高，病人 30 天內死亡率越低(Lin & Lee, 2008)。上述三者之研究，亦同時發現醫師服務量相較於醫院服務量，其更為與照護結果相關之因素。

Tung 等人以 2005 年缺血性腦中風共 34347 位病人為研究對象，發現醫師服務量越高，30 天內缺血性腦中風病人死亡風險越低(Tung et al., 2009)；Chen 等人以 2006~2009 年收治加護病房且具有肺炎診斷之兒童共 9754 人為研究對象，發現醫師服務量越高，住院天數越短、院內死亡率越低及住院花費較低(Chen et al., 2014)；Chen 等人以 1996~2007 年因農藥中毒收治住院共 27046 位病人為研究對

象，發現醫師服務量越高，住院天數越短、住院花費越低(Chen et al., 2015)；Chou 等人以 2012 年心臟衰竭入院共 20178 位病人為研究對象，發現醫師服務量越高，30 天內死亡率越低(Chou et al., 2019)。

綜上所述，台灣以全民健康保險研究資料庫為資料來源之醫師服務量-照護結果的實證研究中，手術介入與非手術介入之住院疾病方面，多呈現醫師服務量與照護結果具顯著負相關性，亦即醫師服務量越高，照護結果越佳。相關文獻整理於表 2-1。



表 2-1、手術與住院疾病相關之醫師服務量與照護結果之研究

手術或疾病	作者	年代	研究人數	依變項	與醫師服務量相關性
冠狀動脈繞道手術	Wu et al.	2005	4724	住院死亡合併出院後 30 天內死亡率	負相關
	Wen et al.	2006	9895	住院死亡率	負相關
	Hockenberry et al.	2010	27463	術後 1 個月、3 個月、6 個月及 12 個月內的死亡率	負相關
	Yu et al.	2015	7007	手術部位感染率	負相關
	Chou et al.	2021	12892	死亡率、住院天數	閾值 5 例
經皮冠狀動脈介入治療	Liu et al.	2014	7267	醫療費用	負相關
	Yu et al.	2014	34193	30 天死亡率	負相關
全髖關節置換術	簡等人	2003	11623	出院後 90 天再住院與死亡、出院後一年內再住院與死亡	負相關
	Huang et al.	2011	9335	住院天數、醫療費用	負相關
	Shi et al.	2013	78364	醫療費用	負相關



	Chou et al.	2019	6367	30 天內非預期住院、醫療費用、住院天數	閾值 15 例
全膝關節置換術	Wei et al.	2010	31618	後感染發生率	負相關
	Cheng et al.	2011	32200	術後感染率、死亡率	負相關
	Yu et al.	2019	30828	30 天內非預期住院率	閾值 30 例
肺炎	Lin et al.	2008	270002	醫療費用	負相關
紅斑性狼瘡	Wang 與 Lin	2008	8356	院內死亡率	負相關
肺動脈栓塞	Lin 與 Lee	2008	2761	30 天內死亡率	負相關
缺血性腦中風	Tung et al.	2009	34347	死亡風險	負相關
肺炎(兒童)	Chen et al.	2014	9754	住院天數、院內死亡率、醫療費用	負相關
心臟衰竭	Chou et al.	2019	20178	30 天內死亡率	負相關
農藥中毒	Chen et al.	2015	27046	住院天數、醫療費用	負相關



三. 門診

非手術治療疾病中，以門診治療為主之疾病亦逐漸納入「服務量-照護結果」關係的研究範疇。另外，研究中的依變項亦開始加入過程面指標。為使行文用語一致，以下所稱照護品質係包含照護過程與照護結果，「照護過程」指過程面相關指標(如是否正確開立藥物、檢查等等)，「照護結果」指結果面指標(如住院、急診、死亡與醫療費用等等)。

門診疾病中，又以糖尿病最常被作為研究主題，因此可將研究疾病分成非糖尿病之疾病與糖尿病：

(一)非糖尿病之疾病

Zyzanski 等人以護理師直接觀察、病人及醫師問卷與病歷審查的方式，觀察美國單一機構 3893 診次中，醫師服務量與預防保健服務、病人滿意度及看診時間的關係。研究發現，醫師服務量越高，看診時間越短、病人滿意度越低、提供預防保健醫療的比例也較低(Zyzanski et al., 1998)。

Temte 與 Beasley 以 45,337 位美國威斯康辛州的病人為研究對象，利用前瞻性世代研究設計，探討醫師服務量與消化不良指引遵從性的關係。研究發現醫師服務量越高，自填回報之指引遵從性越差；消化不良服務量越高，自填回報之指引遵從性越好(Temte & Beasley, 2001)。

王庭荃與楊長興以 2000~2002 年台灣潰瘍門診患者為研究對象，探討醫師服務量及醫院服務量對消化性潰瘍治療結果的影響。研究結果發現，醫師服務量與潰瘍相關併發症、急診率與住院率均未達顯著相關(王庭荃 & 楊長興, 2008)。

Gidengil 等人以 2012 年美國東北急性上呼吸道感染門診就醫病人為研究對象，探討醫師服務量與不適當抗生素處方之間的關係。發現醫師服務量越高，醫師較容易開立抗生素，其中也較容易開立廣效型抗生素及不遵循治療指引建議之抗生素(Gidengil et al., 2015)。



Dahrouge 等人以 2008~2010 年加拿大安大略省行政資料為來源，探討初級照護(primary care)之醫師服務量與照護品質之間的關係。研究發現，醫師服務量越高癌症篩檢(大腸癌、子宮頸癌、乳癌)執行率越低、照護連續性越佳、門診相關疾病住院率越高、非緊急急診就醫越低及慢性病照護管理(糖尿病眼底鏡檢查、血脂檢查、metformin 開立、慢性心臟衰竭血管張力素轉化酶抑制劑與血管張力素接受器拮抗劑開立等等)無顯著相關性(Dahrouge et al., 2016)。

Lee 等人以 2005~2010 年台灣健保資料庫中首次接受門診根管治療(root canal treatments, RCTs)病人為研究對象，探討醫師服務量與醫院服務量與根管治療失敗率的關係。研究發現，醫師服務量較高的三個組別(最高、次高、第三高)相較於醫師服務量最低的組別，有較低的根管治療失敗率。醫院服務量亦呈現相似之結果(Lee et al., 2017)。

Lane 等人以加拿大安大略省行政資料中 66 歲以上失智症病人為研究對象，探討醫師服務量與照護品質之間的關係。研究發現較高醫師服務量，有較高比例開立潛在傷害性藥物(文中係指 benzodiazepines 和 antipsychotic medications)，亦同時有較高比例開立有效性藥物(文中係指 cholinesterase inhibitors)，但高服務量醫師較不傾向開立疫苗注射之處方(Lane et al., 2021)。

綜上，在非糖尿病的門診疾病中，主要以需急性照護之疾病為主，結果顯示醫師服務量與照護過程面以及照護結果面指標未有一致性之結論。相關研究整理於表 2-2。



表 2-2、非糖尿病門診相關之醫師服務量與照護結果之研究

疾病	作者	年代	資料來源	依變項*	與醫師服務量關係
初級醫療 (無特定疾病)	Zyzanski et al.	1998	美國單一機構	看診時間(S)	醫師服務量越高，看診時間短
			護理師直接觀察	病人滿意度(O)	醫師服務量越高，病人滿意度低
			病人、醫師問卷	處方預防醫療(P)	醫師服務量越高，處方預防醫療比例低
			病歷審查		
消化不良	Temte 與 Beasley	2001	美國	指引遵從性(P)	醫師服務量越高，指引遵從性越差
			自填式問卷		消化不良服務量越高，指引遵從性越佳
消化性潰瘍	王庭荃與楊長興	2008	台灣健保資料庫	潰瘍相關併發症(O)	未達顯著相關
				急診率(O)	未達顯著相關
				住院率(O)	未達顯著相關
急性上呼吸道感染	Gidengil et al.	2015	美國東北整合機構	指引遵從性(P)	醫師服務量越高，指引遵從性越差
初級醫療 (無特定疾病)	Dahrouge et al.	2016	加拿大安大略	癌症篩檢(P)	醫師服務量越高，癌症篩檢執行率越低
			行政資料	慢性病照護管理(P)	醫師服務量越高，慢性病照護管理越差
				照護連續性	醫師服務量越高，照護連續性越佳



				照護結果(O)	醫師服務量越高，門診相關疾病住院率越高、非緊急急診就醫越低
根管治療	Lee et al.	2017	台灣健保資料庫	根管治療失敗率(O)	醫師服務量較高，根管治療失敗率較低 醫院服務量較高，根管治療失敗率較低
失智症	Lane et al.	2021	加拿大安大略 行政資料	開立潛在傷害性藥物(P) 開立有效性藥物(P) 疫苗注射處方(P)	醫師服務量較高，開立潛在傷害性藥物比例高 醫師服務量較高，開立有效性藥物比例高 醫師服務量較高，疫苗注射處方比例低

*[註]依變項欄位中，P 代表照護過程面指標、O 代表照護結果面指標



(二)糖尿病

Holmboe 等人以 2001 年美國 Medicare 中糖尿病個案為研究對象，定義醫師服務量為糖尿病病人量，在控制病人特質(年齡、性別、種族、Deyo-Charlson 共病症指數、慢性病、住院病史)與醫師特質(距醫學院畢業年長)後，探討醫師服務量與照護過程(糖化血色素檢查、血脂檢查、眼底鏡檢查)之間的關係。研究結果發現，醫師服務量越高，照護過程品質越佳(Holmboe et al., 2006)。

Millett 等人以 2004 年英國及蘇格蘭地區中糖尿病個案為研究對象，並以總病人量與糖尿病病人量分別定義醫師服務量，探討其與照護過程與照護結果的關係。研究結果發現，在 14 項指標中，不論是總看診量或糖尿病看診量，醫師服務量越高，除了視網膜篩檢、周邊血管脈搏監測與神經病變檢查外，大部分照護過程面執行越佳；然而結果面指標方面，則顯示醫師服務量越高，照護結果之間差異不大(Millett et al., 2007)。

Turchin 等人以 2000~2005 年美國兩家醫院中糖尿病個案為研究對象，並將醫師服務量定義為：糖尿病病人量、糖尿病病人量占總病人量之比例、糖尿病病人量於全體醫師之占比。在控制病人特質(年紀、性別、種族、母語、冠狀動脈疾病病史)與醫師特質(年紀、訓練時長)後，探討不同定義之醫師服務量對照護過程(至少一次糖化血色素或低密度脂蛋白檢查)與照護結果(糖化血色素、低密度脂蛋白、收縮壓、舒張壓數值)的影響。研究結果顯示，不論以何種方式定義醫師服務量，都呈現醫師服務量越高，過程面照護品質越差，結果面照護品質則為不顯著(Turchin et al., 2007)。

Wang 等人以 2007 年 1 月至 6 月台灣中部某醫學中心糖尿病個案為研究對象，並以總病人量與糖尿病病人量分別定義醫師服務量，在控制病人特性(性別、年齡、心血管病史)與醫師特性(性別、年齡)後，探討其與照護過程(糖化血色素檢查、低密度脂蛋白檢查、血壓檢查)與照護結果(糖化血色素控制情形、低密度脂蛋白控制情形、血壓控制情形)的關係。研究結果顯示，總病人量越高，糖化血色

素檢查執行率越低，且糖化血色素控制情形較差；糖尿病病人量越高，低密度脂蛋白檢查執行率與控制情形均較佳(Wang et al., 2009)。

Cheung 等人以 2011 年加拿大安大略健康保險計畫資料庫中糖尿病個案為研究對象，並以總病人量與糖尿病病人量分別定義醫師服務量，在控制病人特性(性別、年齡、糖尿病患病時長、社經地位、就診科別、急性心肌梗塞與心臟衰竭住院病史)與醫師特性(性別、年齡、距醫學院畢業年長、醫學院地點、執業地點)後，探討其與照護過程(眼底鏡檢查、糖化血色素檢查、低密度脂蛋白檢查、血管張力素轉化酶抑制劑與血管張力素接受器拮抗劑藥物開立、statins 藥物開立)與照護結果(因高/低血糖急診就醫)的關係。研究結果顯示，較高總病人量會降低指引建議疾病監測與藥物開立之處方；反之，糖尿病病人量越高，疾病監測與藥物開立等指引遵從性越佳。照護結果方面，總病人量與照護結果關係不顯著；糖尿病病人量越高，因高/低血糖急診就醫情形越少(Cheung et al., 2017)。

Chen 等人以 2001、2005 及 2009 台灣健保資料庫中新發糖尿病個案為研究對象，並以糖尿病看診量定義醫師服務量，在控制醫師特性(性別、年齡、專科別、執業機構評鑑等級、執業地點)與病人特性(性別、年齡、收入、查爾森共病指數)後，探討其與指引遵從性的關係。研究結果發現，醫師服務量越高，越容易於初診斷時處方 metformin 治療、越容易處方糖化血色素檢查。換言之，即醫師服務量越高，指引遵從性越佳(Chen et al., 2020)。

綜上，在以糖尿病病人為研究對象的文獻中，各研究對服務量之定義有所不同，但大致可分為糖尿病病人服務量、總病人服務量以及糖尿病人占比，不同服務量定義研究結果也不一致。在依變項方面，研究者多選擇與指引相關之照護過程面或結果面指標，研究結果多顯示服務量越高，照護過程面越佳；照護結果面則呈現較不一致之結論。相關研究整理於表 2-3。



表 2-3、糖尿病之醫師服務量與照護結果之研究

作者	年代	資料來源	醫師服務量定義	照護品質指標	重要結果
Holmboe et al.	2006	美國 Medicare Part A 與 Part B	糖尿病病人量	HbA1c 檢查(P) 血脂檢查(P) 眼底鏡檢查(P)	醫師服務量越高，過程面照護品質越佳
Turchin et al.	2007	美國兩家醫院	糖尿病病人量 糖尿病病人量占總 病人量之比例 糖尿病病人量於全體醫師之占比	至少一次 HbA1c 或低密度脂蛋白檢查(P) HbA1c(O) 低密度脂蛋白(O) 收縮壓、舒張壓(O)	醫師服務量越高，過程面照護品質越差 醫師服務量越高，結果面照護品質為不顯著 三種不同定義之醫師服務量結果相似
Millett et al.	2007	英國及蘇格蘭地區	總病人量 糖尿病病人量	14 項 QOF 指標包含： 照護過程面(P)	醫師服務量越高，大部分照護過程面品質佳



				照護結果面(O)	醫師服務量越高，照護結果之間 差異不大 兩種不同之醫師服務量定義結果 相似
Wang et al.	2009	台灣中部某醫學中心	總病人量	HbA1c 檢查(P) 低密度脂蛋白檢查(P) 血壓檢查(P)	總病人量越高，HbA1c 檢查執行 率越低，且 HbA1c 控制情形較差
			糖尿病病人量	HbA1c 控制情形(O) 低密度脂蛋白控制情形 (O) 血壓控制情形(O)	糖尿病病人量越高，低密度脂蛋 白檢查執行率與控制情形均較佳
Cheung et al.	2017	加拿大安大略 健康保險計畫 資料庫	總病人量	眼底鏡檢查(P) HbA1c 檢查(P)	總病人量越高、糖尿病病人量越 低，過程面照護品質越差
			糖尿病病人量	低密度脂蛋白檢查(P)	



ACEi/ARB 藥物開立(P)

statins 藥物開立(P)

高/低血糖急診就醫(O)

總病人量與照護結果關係不顯

著；糖尿病病人量越高，照護結

果品質越佳。

Chen et al.

2020

台灣健保資料庫

糖尿病病人量

初診斷時處方 metformin
(P)

醫師服務量較高，過程面照護品
質越佳

初診斷時處方糖化血色

素檢查(P)



四. 服務量、照護過程與照護結果

隨著實證醫學與照護品質領域的發展，服務量與照護結果相關的研究中，照護過程面的指標不再只被視為獨立的依變項，而是進一步分析其在服務量與照護結果關係的影響效果。這些研究多以醫院服務量和手術處置為主，以醫師服務量或非手術處置為主題的研究則較為缺稀。

對於糖尿病而言，用藥適當性為一個重要的議題，因此本研究將潛在不當用藥納入研究設計之中。潛在不當用藥可被視為照護過程中的一環，故本段將針對以醫師服務量為定義與非手術處置為主題中，分析服務量、照護過程與照護結果之間關係的研究進行文獻探討。

魏嘉琦的碩士論文以參與糖尿病醫療給付改善方案的病人與醫師為研究對象，探討服務量、過程面指標(糖化血色素執行率)及結果面指標(糖化血色素良好控制比例)，並以 Sobel test 檢驗中介效果是否存在。研究結果顯示，醫師服務量越高，糖化血色素執行率越高，糖化血色素良好控制比例也越高；過程面指標對服務量與照護結果之間具有完全中介效果(魏嘉琦, 2011)。

Tung 等人以急性心肌梗塞為研究主題，分別以醫院服務量與醫師服務量作為定義，探討過程面指標(包含是否執行 PCI、是否使用阿斯匹靈、 β -blockers 和 statins 類藥物)對服務量與 30 天全因死亡的中介效果。研究分析採用多階層羅吉斯迴歸模型(Multilevel logistic regression modeling)，主要觀察自變項、依變項與中介變項之間顯著性，且中介變項加入模型後會減弱原本自變項與依變項的關係。研究結果顯示，醫師服務量與 30 天全因死亡率具有顯著的負相關，在加入是否執行 PCI 與處方阿斯匹靈兩項過程面指標後，醫師服務量與照護結果的關係分別減弱了 55%與 51%(Tung et al., 2014)。

Fawzy 和 Walkey 以敗血症(Sepsis)為研究主題，探討過程面指標(包含入院第一天是否執行乳酸檢測、正腎上腺素是否作為第一線血管升壓藥、是否避免使用羥乙基澱粉膠體溶液)對醫院服務量與死亡率關係的中介效果。研究分析採用廣義

線性模型(*generalized estimating equations, GEE*)，評估在加入過程面指標前後，兩個不同多變項模型中，醫院服務量與死亡率關係的變化。研究結果顯示，以器官衰竭個數進行分層，僅一項器官衰竭組別中的醫院服務量與死亡率才具有顯著關係；中介效果分析則顯示照護過程面指標僅降低了 2% 的解釋力(Fawzy & Walkey, 2017)。

陳怡君的博士論文以糖尿病為研究主題，探討過程面指標(是否遵循預防指引進行糖尿病篩檢)對於醫師服務量與早期發現糖尿病關係的中介效果。分析方法採用 VanderWeele 因果中介分析，此分析方法可以分別估計直接效果(*direct effect*)與間接效果(*indirect effect*)，用以估計中介效果的大小。研究結果顯示，醫師服務量、早期發現糖尿病與過程面指標均具有顯著關係，即在納入過程面指標後，醫師服務量越高，病人更容易早期發現糖尿病，而過程面指標的中介效果約占 12.87%(陳怡君, 2022)。



第二節 潛在不適當用藥

一. 簡介潛在不適當用藥

潛在不適當用藥(Potentially inappropriate medication, PIM)係指對老人而言，有較高風險產生不良反應的藥物，或考量治療效果與副作用後存在更理想選擇之藥物(林溥 et al., 2016)。對老人而言，潛在不當用藥可能與多重用藥、藥物不良反應、藥物交互作用等問題有關，更可能進一步減少服藥順從性或是導致藥物處方惡化連鎖反應(prescription cascade)，因此如何避免潛在不當用藥遂成為一個重要的公共衛生議題。

常見的評估潛在不當用藥之工具可按其特性分為(林溥 et al., 2016; 王一 et al., 2021)：

(一) 概括性準則(implicit criteria)：

指評估者以臨床狀況為基礎，按照固定架構去審視藥物使用是否恰當。

概括性準則優點在於評估完整性高，但因其仰賴評估者之主觀認定，故不易有一致性之標準。常見概括性準則如藥物適當性指數(medication appropriateness index, MAI)。

(二) 條列式準則(explicit criteria)：

指經過文獻回顧與專家共識所審議之結果，按藥物與疾病訂出不同等級之潛在性不適當藥物標準。條列式準則優點在於具有一致性標準，能夠運用在大型資料或行政資料，但也因其未考量臨床狀況故應審慎解讀其結果。常見條列式準則如 Beers Criteria、STOOP/START、PIM-Taiwan。



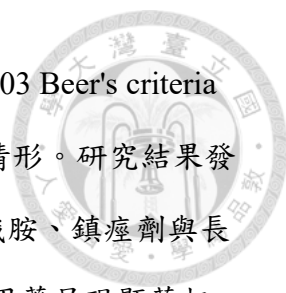
二. 台灣潛在不當用藥相關研究

潛在不當用藥概念發展以來，國內外有不少研究者分別以概括性準則或條列式準則為標準，探討不同藥物、疾病與就醫場域等等之潛在不當用藥盛行率、風險因子與常見藥物等等。以下針對台灣本土有關潛在不當用藥的研究，按照不同研究主題與研究對象進行簡要的文獻回顧。

Huang 等人以台灣全民健保資料庫之第十代國際疾病與相關健康問題統計分類(The International Statistical Classification of Diseases and Related Health Problems 10th Revision, ICD-10)編碼定義失眠老人，探討該族群鎮靜安眠用藥(Sedative-Hypnotic Drugs)潛在不當用情形。研究發現約有 4%失眠年長者被處方重複用藥、約 32%被處方過量藥物以及 17%被處方過長效藥物。研究也發現失眠老人潛在不當用藥與醫師科別、就醫機構及病人性別有關(Huang & Lai, 2006)。

在就醫場域方面，可大致分為住院、急診與門診三類。住院部分，Liu 等人以 STOPP 和 START criteria，探討某北部醫學中心住院病人潛在不當用藥情形。研究結果發現，最常被處方的藥物包含長效苯二氮平類(Benzodiazepines, BZD)、第一代抗組織胺(antihistamine)與鈣離子通道阻斷劑(Calcium-channel Blockers, CCB)等。另外，病人年紀越長、被處方的藥物越多，是潛在不當用藥危險因子之一(Liu et al., 2012)。

急診方面，Chen 等人以全民健保資料庫及 Beer's criteria 探討急診就醫病患之潛在不當用藥。研究發現急診病人潛在不當用藥盛行率約 14.7%，常見藥物包含 nifedipine(為一種 CCB)、肌肉鬆弛劑、抗組織胺、鎮痙劑(anti-spasmodics)等等。危險因子則包含了病人特徵，如女性、使用較多藥物等；以及醫師特徵，如女性、年齡較長與地區醫院執業等(Chen et al., 2009)。Chang 等人的研究雖使用不同潛在不當用藥準則。但亦發現類似的結果，並進一步指出被處方藥物的多寡是影響潛在不當用藥最顯著的因子。另外，其研究也發現潛在不當用藥與急診醫療利用存在顯著的相關性(Chang et al., 2018)。



門診方面，Lai 等人以全民健保資料庫為資料來源、探討 2003 Beer's criteria 中建議避免使用及導致嚴重不良反應藥物之潛在不當用藥處方情形。研究結果發現，老人之潛在不當用藥盛行率達 62.5%，常見藥物包含抗組織胺、鎮痙劑與長效 BZD。危險因子方面，病人性別與使用藥物數量與潛在不當用藥呈現顯著相關；醫師性別為男性、年長與內科/家醫科及診所執業均更傾向處方潛在不當用藥 (Lai et al., 2009)。Lin 等人以醫院門診病患為研究對象，發現潛在不當用藥盛行率為 27.5%，常見潛在不當藥物包含肌肉鬆弛劑與抗組織胺。病人年齡、使用藥物數量與急性疾病診斷均為潛在不當用藥之危險因子 (Lin et al., 2011)。

除了探討潛在不當用藥的盛行率、常見藥物與危險因子，照護結果亦是一個重要的研究主題。Chen 與 Cheng 以全民健保資料庫為資料來源，利用 Beer's criteria 定義潛在不當用藥，發現潛在不當用藥與病人住院就醫具有強相關性 (Chen & Cheng, 2016)。Lin 等人在醫院門診病患中，也發現了被處方潛在不當用藥之病人比起未被處方者，更容易有急診就醫和住院就醫的情形 (Lin et al., 2011)。Lai 等人則以糖尿病合併心臟衰竭病人為研究對象，發現處方潛在不當用藥時間越長，越容易導致病人住院以及急診就醫 (Lai et al., 2016)。Chu 等人更進一步將潛在不當用藥納入照護連續性與照護結果之間關係的分析中，研究結果顯示潛在不當用藥具有部分中介效果 (Chu et al., 2012)。Liang 等人以台灣北部一家醫學中心住院病人為研究對象，利用 Beer's criteria、多重用藥以及 anticholinergic cognitive burden scale (ACBS) score 等三項指標作為潛在不當用藥之準則，發現三個藥物指標均與 1 個月、3 個月以及 6 個月全因住院就醫與急診就醫相關 (Liang et al., 2023)。



三. 第二型糖尿病病人之潛在不當用藥研究

前段文獻回顧顯示，潛在不當用藥有相當的盛行率，因此對於人口多、同樣盛行率高且疾病負擔沉重的老年糖尿病病人而言，藥物管理是一項非常重要的議題。以下文獻主要回顧以第二型糖尿病病人為研究對象的潛在不當用藥研究。

Ayalew 等人以系統性文獻回顧方式，發現最常見的潛在不當用藥為 metformin 之違反適應症之用藥、未開立抗血小板藥物及降血脂藥物為最常見之處方忽略(prescribing omission)、錯誤的胰島素與 metformin 劑量則為最常見劑量問題(Ayalew et al., 2020)。

Gagnon 等人以 2015 Beers criteria 為標準，探討加拿大魁北克地區之潛在不當用藥情形，發現潛在不當用藥盛行率為 56%，最常見藥物為 BZD、氫離子幫浦阻斷劑(Proton-pump inhibitor, PPI)及內分泌藥物，危險因子則為女性、思覺失調症、焦慮症、阿茲海默疾病、多共病症與多重用藥(Gagnon et al., 2020)。

Lu 等人以 2019 Beers criteria 為標準，探討中國深圳 52 間醫院三年之潛在不當用藥情形，發現潛在不當用藥之盛行率約為 43%，最常見的五種藥物為利尿劑、BZD、雄性激素、非固醇類抗發炎藥與磺醯尿素類(sulfonylureas)降血糖藥，而關節炎、慢性肺病、慢性腎臟病、腫瘤、瞻望、慢性肝病、高血壓、心血管疾病、腦血管疾病與高血脂與潛在不當用藥有關(Lu et al., 2022)。

在住院病人方面，Formiga 等人則探討西班牙糖尿病病人中，不同標準下糖尿病病人潛在不當用藥之情形，發現其盛行率為 54.5%~68.1%，且在排除糖尿病用藥下，糖尿病病人仍比非糖尿病病人更容易接受潛在不當用藥處方(Formiga et al., 2016)。

Sharma 等人以 2019 Beers criteria 為標準，探討印度單一三級醫院之潛在不當用藥情形，發現該院潛在不當用藥盛行率為 74%，危險因子為女性、多重用藥及肌酸酐清除率較低者(Sharma et al., 2020)。

綜上，不論是資料來源、研究對象或就醫場域，均發現台灣潛在不當用藥之盛行率相當高，且與部分醫師特質和病人特質具有關係。藥物方面，BZD、抗組織胺、肌肉鬆弛劑等均為常見的潛在不當用藥。進一步而言，對於腎臟功能逐漸惡化的糖尿病老人，潛在不當用藥是一個亟待面對、並提出政策應對的嚴肅課題。

第三節 研究啟發與知識缺口

以糖尿病病人為研究對象的研究中，分別對自變項及依變項有著不一樣的定義與選擇。自變項定義上，糖尿病病人服務量與糖尿病占比代表對於糖尿病的治療經驗，總病人服務量有研究指出其似於工作負荷之觀點。依變項選擇方面，則可大致分為照護過程面或照護結果面指標。不同服務量之定義對於照護品質影響，顯示了不一致的結果。

目前評估醫療品質的主流作法乃針對照護結構、過程與結果三個面向進行指標的設定，而醫師服務量可被視為照護結構面一環。過去在探討糖尿病服務量與照護過程面關係時，多選擇指引建議相關的照護過程面指標，如糖化血色素檢查、眼底鏡檢查等，然而作為照護過程另一個面向的潛在不當用藥，目前尚缺乏本土研究，其又是否為醫師服務量與照護結果之間的重要機轉，更值得進一步探討。

第三章 研究方法



第一節 研究架構與研究假說

一. 研究架構

根據文獻探討及研究目的，本研究欲探討醫師服務量(自變項)對照護結果(依變項)的影響，並加入潛在不當用藥作為中介變項，觀察其是否為醫師服務量與照護結果之間的重要機轉。

本研究的控制變項包括：

(一)醫師特質：醫師性別、醫師年齡、醫師專科別、醫師執業機構層級、醫師執業機構權屬別、醫師執業機構城鄉別。

(二)病人特質：病人性別、病人年齡以及病人慢性病情形(包含 Charlson Comorbidity Inde, CCI 以及 Diabetes Complications Severity Index, DCSI)。

研究架構如圖 3-1。

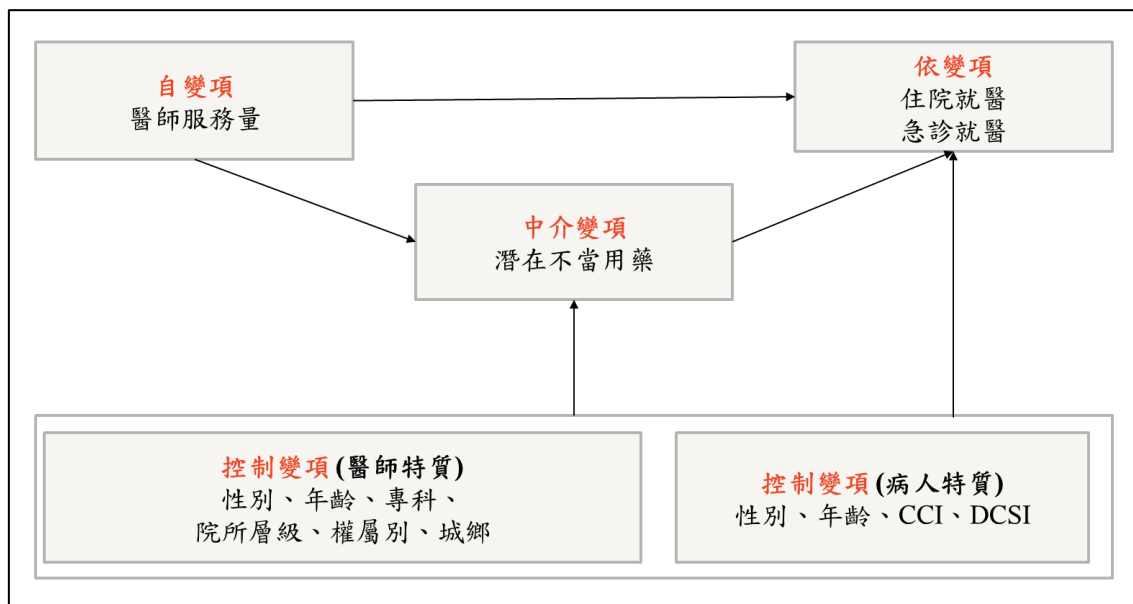


圖 3-1、研究架構



二. 研究假說

- (一) 糖尿病人量越高，照護結果越好
- (二) 總病人量越高，照護結果越好
- (三) 糖尿病人占比越高，照護結果越好
- (四) 潛在不當用藥對醫師服務量與照護結果關係具有部分中介效果

第二節 研究設計

一. 研究設計

本研究將以 2019 年 1 月 1 日為研究起點，觀察一年內(即至 2019 年 12 月 31 日)醫師服務量、照護結果與潛在不當用藥的關係。為了避免病人因急性疾病而短暫求診於特定醫師之情形干擾研究結果，如研究病人因需開刀而在一年內頻繁於外科就診，因此利用 2018~2019 共計兩年之門診就醫情形，定義病人最常就診醫師。

自變項部分，由於醫師服務量可被視為照護經驗與對疾病暴露之程度，故以 2018 年醫師門診診治糖尿病人數、門診總病人數以及糖尿病人占比分別定義糖尿病人量、總病人量以及糖尿病人占比。另外，研究期間前一年(即 2018 年)定義病人慢性病情況，以計算 CCI 分數以及 DCSI 分數。研究設計如圖 3-2。

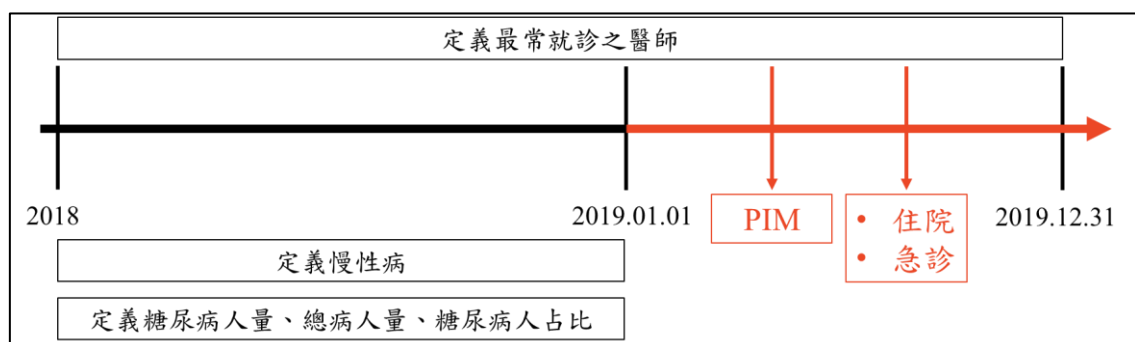


圖 3-2、研究設計



二. 研究對象

本研究對象為 65 歲以上之第二型糖尿病病患，根據顧芳萍等人分析健保資料庫定義糖尿病個案之研究，發現若以較嚴謹方式定義糖尿病個案，如門診、住院及用藥或檢查紀錄同時納入條件，將會有較佳的陽性預測值。然而文中亦建議，若是探討公共衛生全人口觀點議題時，可採用較為寬鬆的定義，避免犧牲過多輕症或初期個案(顧芳萍 et al., 2021)。參考前述研究建議以及衛生福利資料科學中心所釋出糖尿病主題式資料庫(衛生福利部統計處, 2023)中糖尿病個案定義，本研究第二型糖尿病定義如下(至少一項即符合)：

- (一)一年中至少三次以上第二型糖尿病門診紀錄(ICD-10-CM 前三碼為 E11)
- (二)一次以上因第二型糖尿病住院紀錄(ICD-10-CM 前三碼為 E11)

第三節 資料來源

本研究資料來源為衛生福利部衛生福利資料科學中心全民健康保險資料庫全人口檔案，所需檔案類型如下：

- (一)Health01_全民健保處方及治療明細檔_門急診
- (二)Health02_全民健保處方及治療明細檔_住院
- (三)Health03_全民健保處方及治療明細檔_藥局
- (四)Health04_全民健保處方及治療醫令明細檔_門急診
- (五)Health05_全民健保處方及治療醫令明細檔_住院
- (六)Health06_全民健保處方及治療醫令明細檔_藥局
- (七)Health07_全民健保承保檔
- (八)Health13_醫事機構現況檔
- (九)Health17_全民健保藥品主檔
- (十)Health28_專科醫師證書主檔



第四節 資料處理流程

本研究首先以 2019 承保檔篩選 65 歲以上投保人口，並利用 2018 年門急診明細檔定義第二型糖尿病個案，共 904228 人。接著利用 2018~2019 門急診明細檔定義病人最常就診醫師以及 2018 門急診明細檔定義醫師服務量(糖尿病人量、總病人量以及糖尿病人占比)，刪除 14549 筆遺漏值後剩下 889679 人。再來利用 2019 門急診明細檔以及專科醫師證書檔定義醫師相關特質，刪除 22186 筆遺漏值後剩下 867493 人。最後分別以 2018 門急診明細檔、醫令檔以及 2019 住院明細檔定義病人特質、潛在不當用藥(中介變項)以及急診就醫與住院就醫，刪除 6323 筆遺漏值後剩下 861170 人，即為本研究之研究樣本。研究流程如圖 3-3。



圖 3-3、研究流程



第五節 研究變項

一. 自變項：醫師服務量

係將以三種定義進行探討，並將醫師服務量依序分為低服務量、中服務量與高服務量。過去服務量之研究，多以三等分法或四等分法作為服務量之切點，但研究者可能將部分人數較少之組別進行合併(周盈邑, 2019)。考量本研究之資料特性，各服務量定義如下：

- (一)糖尿病人量：2018 年醫師曾診治第二型老年糖尿病人次，並以小於 75 百分位、75 至 90 百分位以及大於 90 百分位作為低、中與高服務量之定義。
- (二)總病人量：2018 年醫師門診總服務量人次，並以小於 75 百分位、75 至 90 百分位以及大於 90 百分位作為低、中與高服務量之定義。
- (三)糖尿病人占比：2018 醫師診治第二型老年糖尿病人次糖尿病人量除以門診總服務量，並以 33 百分位與 67 百分位作為低中高占比之定義。

二. 控制變項：

(一)醫師特質

- 1. 醫師性別：醫師生理性別，分為男、女，並排除無法辨識者
- 2. 醫師年齡：2019-醫師出生年，並分為<45 歲、45~54 歲及 ≥ 55 歲共三組
- 3. 醫師專科類別：按照衛生福利部專科分類分為其他科別、內科、家醫科，共三組。其中其他專科包含：外科、兒科、婦產科、骨科、神經外科、泌尿科、耳鼻喉科、眼科、皮膚科、神經科、精神科、復健科、麻醉科、放射診斷科、放射腫瘤科、解剖病理科、臨床病理科、核子醫學科、急診醫學科、職業醫學科與整形外科。
- 4. 執業機構院所層級：依據醫師執業機構的評鑑等級，將機構分為醫學中心、區域醫院、地區醫院與基層診所

- 
5. 執業機構地點城鄉別：根據劉介宇等人針對台灣鄉鎮市區都市化程度劃分之研究，按人口密度、專科以上教育程度人口比率、65 歲以上人口比例、農業人口比例以及每 10 萬人西醫人數進行分類，可將台灣鄉鎮市區分為七類(劉介宇 et al., 2006)，本研究將以該文之分類方式中高度都市化市鎮、中度都市化市鎮以及新興市鎮定義為都市；一般鄉鎮市區、高齡化市鎮、農業市鎮以及偏遠鄉鎮定義為鄉村。各鄉鎮市區之分類參考附錄 1。

(二)病人特質：

1. 病人性別：病人生理性別，分為男、女，並排除無法辨識者
2. 病人年齡：2009-病人出生年，分為 65~74 歲、75~84 歲與 ≥ 85 歲共三組
3. 共病症指數(Charlson Comorbidity Index, CCI)：以研究期間前一年(2018)定義病人慢性病情形，但糖尿病相關併發症，一共 15 項。每項共病症都分為有、無二類，有為 1 分、無為 0 分，全部分數加總即為共病症分數。按共病症分數將病人分為 0 分、1 分及 ≥ 2 分共三組。CCI 指數與參考之 ICD-10 編碼如附錄 2。
4. 糖尿病嚴重指標(Diabetes Complications Severity Index, DCSI)：依據糖尿病衍生不同器官之併發症，分成視網膜病變(Retinopathy)、腎病變(Nephropathy)、神經病變(Neuropathy)、腦血管(Cerebrovascular)、心血管(Cardiovascular)、周邊血管(Peripheral Vascular Disease)以及代謝性疾病(Metabolic)等七項，除 Nephropathy 僅給予 1 分權重外，其餘六項器官之併發症按疾病嚴重度分別給予 1 分或 2 分權重，因此每位糖尿病人之糖尿病嚴重指標可分為 0~13 分。本研究將按每位病人計算之 DCSI 分數，將病人分為 0 分、1 分及 ≥ 2 分共三組。DCSI 指標與參考之 ICD-10 編碼如附錄 3。



三. 依變項：

1. 病人於研究期間是否住院就醫。
2. 病人於研究期間是否急診就醫。

四. 中介變項：

本研究之中介變項為是否處方潛在不當用藥，由於本研究使用的資料來源為行政資料，因此將以 2019 年版 Beers criteria 作為評估潛在不當用藥的標準。考量資料可得性，僅以 2019 年版 Beers criteria 中，「大部分老人應避免使用的藥品」、「有特定疾病和症狀的老人應避免使用的藥品」兩個表格中可被明確定義之藥物為納入條件。另外，與依變項時間序列不符合之研究對象將不予列入處方潛在不當用藥。納入藥物如附錄 4 與附錄 5。

各變項操作型定義整理如表 3-1

表 3-1、研究變項操作型定義

	變項名稱	操作型定義	變項類型
自變項	糖尿病人量	2018 年糖尿病就診總人次，並分成三組： (0)低服務量、(1)中服務量、(2)高服務量	類別
	醫師服務量	2018 年門診就診總人次，並分成三組： (0)低服務量、(1)中服務量、(2)高服務量	類別
	總病人量	2018 年糖尿病人總人次除以門診就診總人次，並分成三組： (0)低占比、(1)中占比、(2)高占比	類別
依變項	急診就醫	研究期間出現至少一次門急診醫令前五碼為 00201, 00202, 00203, 00204, 00225, 01015, 01016, 01017, 01021, 01022, 01045, 01046, 01047, 01048, 01049, 01050, 01116 (0)是、(1)否	類別
	住院就醫	研究期間至少出現一次住院就醫紀錄 (0)是、(1)否	類別

(表 3-1 續)

控制變項			
醫師特質	性別	醫師性別 (0)女、(1)男	類別
	年齡	2019-醫師出生年，分為四組 (0)<45 歲、(1)45~54 歲、(2)≥55 歲	類別
	專科別	依 Health_28 之專科別(PROV_TYPE_ID)，分為三組 (0)其他科別、(1)內科、(2)家醫科	類別
	執業院所層級	全民健保醫事機構特約類別，分為四組： (0)基層診所、(1)地區醫院、(2)區域醫院、(3)醫學中心	類別
	執業城鄉別	依劉介宇等人研究，將高度都市化市鎮、中度都市化市鎮以及新興市鎮定義為都市；一般鄉鎮市區、高齡化市鎮、農業市鎮以及偏遠鄉鎮定義為鄉村，共分為兩組 (0)鄉村、(1)都市	類別



病人特質	性別	病人性別 (0)女、(1)男	類別
	年齡	2019-病人出生年，分為三組 (0) 65~74 歲、(1) 75~84 歲、(2) ≥ 85 歲	類別
	CCI	2018 年出現三次以上門診就醫或一次住院就醫，即被認定具有該疾病。按照罹患慢性病數目分為三組： (0)0 項、(1)1 項、(2) ≥ 2 項	類別
	DCSI	2018 年出現三次以上門診就醫或一次住院就醫，即被認定具有該疾病，並依各併發症嚴重度分別給予 0 分、1 分或 2 分，並將每位病人總分分為三組： (0)0 分、(1)1 分、(2) ≥ 2 分	類別
中介變項	潛在不當用藥	2019 年版 Beers criteria 「大部分老人應避免使用的藥品」、「有特定疾病和症狀的老人應避免使用的藥品」所包含藥物，並排除與依變項時間序列不符合者，分為 (0)無、(1)有	類別



第六節 統計分析

一. 統計方法

- (一)描述性統計：以次數與百分比呈現各變項分佈之情形
- (二)雙變項分析：以卡方檢定檢驗照護結果(急診就醫、住院就醫)與醫師服務量、醫師特質和病人特質之間的關係
- (三)推論性統計：由於本研究以 2018~2019 年門診就醫定義病人之醫師，故其每筆觀測值具有巢套(nested)之性質，因此將以多階層羅吉斯模型(Multilevel Logistic model)控制共變項(醫師特質、病人特質)後，探討醫師服務量與照護結果之間的關係。
- (四)中介分析：

Baron 和 Kenny 所提出的中介分析認為要檢驗中介變項之效果，必須符合三個條件(Baron & Kenny, 1986)：

1. 自變項與中介變項關係具有顯著性
2. 自變項與依變項關係具有顯著性
3. 加入中介變項後，自變項與依變項關係減弱

然而不論是 Baron 與 Kenny 或者 Judd 與 Kenny(Judd & Kenny, 1981)所提出的傳統分析策略，當依變項為非罕見事件或自變項與中介變項具有交互作用時，其對於間接效果估計的偏誤將導致推論出現問題(Valeri & Vanderweele, 2013; Jiang & VanderWeele, 2015)。因此 VanderWeele 提出因果中介分析方法，並將自變項對依變項的總效果分為：受控直接效果(Controlled direct effect, CDE)、參考交互作用(reference interaction, INTref)、中介交互作用(mediated interaction, INTmed)以及純間接效果(Pure indirect effect, PIE)(VanderWeele, 2014)。此方法同時為統計軟體 SAS 開發套件(PROC CAUSALMED)之學理背景(Valeri & Vanderweele, 2013)。

4-way 分解法(Four-way decomposition)所分析的四種效果經參考文獻(Beane et al., 2019; Almquist et al., 2020)後，於本研究所代表的意涵入如下述：

1. 受控直接效果(Controlled direct effect, CDE)：中介效果固定下，自變項對於依變項之影響。亦即，在被處方潛在不當用藥下，不同醫師服務量對照護結果的風險。
2. 參考交互作用(reference interaction, INTref)：自變項與中介變項之相加型交互作用(additive interaction)對依變項之影響，且自變項無須顯著預測中介變項。亦即，醫師服務量與潛在不當用藥之交互作用對照護結果的風險。
3. 中介交互作用(mediated interaction, INTmed)：自變項與中介變項之相加型交互作用(additive interaction)對依變項之影響，且自變項要能顯著預測中介變項。亦即，醫師服務量與潛在不當用藥之交互作用對照護結果的風險。
4. 純間接效果(Pure indirect effect, PIE)：自變項固定下，中介變項對依變項的影響，且自變項要能顯著預測中介變項。亦即，是否接受潛在不當用藥處方對照護結果的風險。

本研究將先以卡方檢定與多階層羅吉斯迴歸探討自變項與中介變項關係、中介變項與依變項之關係，並再以 VanderWeele 提出因果中介分析方法檢驗潛在不當用藥之中介效果，並以 4-way 分解法呈現中介效果分析。

(五)統計工具：

本研究分析轉體為 Statistical Analysis System(SAS 9.4)繁體版，並以雙尾檢定、Odds ratio(OR)呈現研究結果，顯著水準設定 $p < 0.05$ 並以 95%為信賴水準指標。

第四章 研究結果



第一節 醫師服務量與照護結果

一. 研究個案之描述性統計

本研究經資料處理流程後，總共納入 861170 筆個案。研究個案急診就醫占 31.6%、住院就醫占 75.1%。其病人特質方面，以女性較多占 54.6%、男性較少占 45.4%；年齡則按分組增加依次減少，65~74 歲組占 55.8%、75~84 歲組占 33.0%、大於 85 歲組則占 11.2%；共病症方面，CCI 分數為 0 分、1 分與 2 分分別占 33.9%、32.8%及 33.3%，DCSI 分數為 0 分、1 分與 2 分分別占 31.5%、33.5%及 35.0%。

研究納入的醫師共 27214 位，其中以以男性為多占 85.1%、醫師年齡分組依次為小於 45 歲占 32.3%、45~54 歲占 27.0%、大於 55 歲占 40.7%；專科醫師資格內科和家醫科分別為 26.7%、14.5%，其他科別則占 58.8%；醫師執業機構以基層診所較多占 50.1%、非公立較多占 88.4%及都市地區較多占 84.1%。

研究個案之描述性統計呈現於表 4-1。

表 4-1、研究個案之描述性統計

病人特性	個案數(N=861170)	百分比
性別		
男	391316	45.4
女	469854	54.6
年齡		
65~74	480360	55.8
75~84	284230	33.0
≥85	96580	11.2
CCI 分數		
0 分	291535	33.9
1 分	282926	32.8
≥2 分	286709	33.3
DCSI 分數		
0 分	271268	31.5
1 分	281492	33.5
≥2 分	308410	35.0
急診就醫		
是	272277	31.6
否	588893	68.4
住院就醫		
是	214742	24.9
否	646428	75.1
醫師特性	個案數(N=27214)	百分比
糖尿病病人量		
低	20331	74.7
中	4112	15.1
高	2771	10.2
總病人量		
低	20349	74.8
中	4103	15.1
高	2762	10.1
糖尿病人占比		
低	9046	33.2
中	9217	33.9
高	8951	32.9

表 4-1、研究個案之描述性統計(續)

性別		
男	23156	85.1
女	4058	14.9
年齡		
<45	8782	32.3
45~54	7358	27.0
≥55	11094	40.7
專科醫師資格		
其他科別	15996	58.8
內科	7266	26.7
家醫科	3952	14.5
執業機構特約類別		
基層診所	13638	50.1
地區醫院	3195	11.7
區域醫院	4680	17.2
醫學中心	5701	21.0
執業機構權屬別		
非公立	24071	88.4
公立	3143	11.6
執業機構地點		
鄉村	4315	15.9
都市	22899	84.1



二. 醫師服務量相關因素與照護結果之雙變項分析

本研究將依變項(照護結果)與自變項及控制變項進行雙變項分析，並以卡方檢定呈現結果。急診就醫方面，糖尿病病人量與總病人量呈現醫師服務量越高，急診就醫比例越低，且達到統計上顯著差異；糖尿病人占比則顯示中占比急診就醫比例最高，依次為低占比與高占比，亦達到統計上顯著差異。控制變項中，醫師性別為女性、年齡較高、醫師專科為內科或家醫科，病人急診就醫比例較低；醫師執業機構則以基層診所、非公立及地點位於都市之病人急診就醫比例較低；病人性別為男性、年齡較低、共病症分數較低以及糖尿病嚴重指標分數較低之病人急診就醫比例較低。上述變項之統計檢定均達到統計上顯著差異($p<0.0001$)。結果詳見表 4-2。

住院就醫方面，其結果與急診就醫相近。糖尿病病人量與總病人量呈現醫師服務量越高，急診就醫比例越低；糖尿病人中占比急診就醫比例最高，依次為低占比與高占比，自變項之卡方檢定均達到統計上顯著差異。控制變項中，醫師性別為女性、年齡較高、醫師專科為內科、家醫科、醫師執業機構在基層診所、非公立及地點位於都市之病人急診就醫比例較低；病人性別為女性、年齡較低、共病症分數較低以及糖尿病嚴重指標分數較低之病人住院就醫比例較低。上述變項之統計檢定均達到統計上顯著差異($p<0.0001$)。結果詳見表 4-3。

表 4-2、醫師服務量相關因素與是否急診就醫之雙變項分析

	是		否		P 值
	個案數	百分比	個案數	百分比	
自變項					
糖尿病病人量					<0.0001
低	64486	35.6	116756	64.4	
中	65130	32.5	135141	67.5	
高	142661	29.7	336996	70.3	
總病人量					<0.0001
低	104929	36.3	184539	63.7	
中	76540	30.1	177843	69.9	
高	90785	28.6	226464	71.4	
糖尿病人占比					<0.0001
低	26534	34.9	49526	65.1	
中	75770	35.1	138960	64.9	
高	169973	29.8	400407	70.2	
控制變項					
醫師特質					
性別					<0.0001
男	238237	31.7	513373	68.3	
女	34040	31.1	75520	68.9	
年齡					<0.0001
<45	74200	35.5	135019	65.5	
45~54	85166	32.1	180335	67.9	
≥55	112911	29.2	273539	70.8	
專科醫師資格					<0.0001
其他科別	86293	33.8	168676	66.2	
內科	143699	31.9	306479	68.1	
家醫科	42285	27.1	113738	72.9	

表 4-2、醫師服務量相關因素與是否急診就醫之雙變項分析(續)



執業機構特約類別					<0.0001
基層診所	105113	26.3	294267	73.7	
地區醫院	43997	35.0	81769	65.0	
區域醫院	74503	37.5	124244	62.5	
醫學中心	48664	35.5	88613	64.5	
執業機構權屬別					<0.0001
非公立	219411	31.0	487875	69.0	
公立	52866	34.4	101018	65.6	
執業機構地點					<0.0001
鄉村	59531	33.3	119080	66.7	
都市	212746	31.2	469813	68.8	
病人特質					
性別					<0.0001
男	122130	31.2	269186	68.8	
女	150147	32.0	319707	68.0	
年齡					<0.0001
65~74	125841	26.2	354519	63.8	
75~84	101528	35.7	182702	64.3	
≥85	44908	46.5	51672	53.5	
CCI 分數					<0.0001
0 分	59580	20.4	231955	79.6	
1 分	80569	28.5	202357	71.5	
≥2 分	132128	46.1	154581	53.9	
DCSI 分數					<0.0001
0 分	35340	13.0	235928	87.0	
1 分	83040	29.5	198452	70.5	
≥2 分	153897	49.9	154513	50.1	

表 4-3、醫師服務量相關因素與是否住院就醫之雙變項分析

	是		否		P 值
	個案數	百分比	個案數	百分比	
自變項					
糖尿病病人量					<0.0001
低	56451	31.1	124791	68.9	
中	52666	26.3	147605	73.7	
高	105625	22.0	374032	78.0	
總病人量					<0.0001
低	91706	31.7	197762	68.3	
中	58232	22.9	196151	77.1	
高	64785	20.4	252464	79.6	
糖尿病人占比					<0.0001
低	19091	25.1	56969	74.9	
中	54541	25.4	160189	74.6	
高	141110	24.7	429270	75.3	
控制變項					
醫師特質					
性別					<0.0001
男	188825	25.1	562785	74.9	
女	25917	23.7	83643	76.3	
年齡					<0.0001
<45	44474	25.7	128608	74.3	
45~54	70201	25.0	211458	75.0	
≥55	103792	23.3	342250	76.7	
專科醫師資格					<0.0001
其他科別	72347	28.4	182622	71.6	
內科	112710	25.0	337468	75.0	
家醫科	29685	19.0	126338	81.0	

表 4-3、醫師服務量相關因素與是否住院就醫之雙變項分析(續)

執業機構特約類別					<0.0001
基層診所	78556	19.7	320824	80.3	
地區醫院	36083	28.7	89683	71.3	
區域醫院	61035	30.7	137712	69.3	
醫學中心	39068	28.5	98209	71.5	
執業機構權屬別					<0.0001
非公立	171705	24.3	535581	75.7	
公立	43037	28.0	110847	72.0	
執業機構地點					<0.0001
鄉村	46426	26.0	132185	74.0	
都市	168316	24.7	514243	75.3	
病人特質					
性別					<0.0001
男	100996	25.8	290320	74.2	
女	113746	24.2	356108	75.8	
年齡					<0.0001
65~74	97149	20.2	383211	79.8	
75~84	80297	28.3	203933	71.7	
≥85	37296	38.6	59284	61.4	
CCI 分數					<0.0001
0 分	36321	12.5	255214	87.5	
1 分	59726	21.1	223200	78.9	
≥2 分	118695	41.4	168014	58.6	
DCSI 分數					<0.0001
0 分	27665	10.2	243603	89.8	
1 分	59395	21.1	222097	78.9	
≥2 分	127682	41.4	180728	58.6	

三. 醫師服務量與照護結果的多階層羅吉斯迴歸模型

本研究接著將照護結果(急診就醫與住院就醫)作為依變項，醫師服務量作為自變項，控制醫師特質與病人特質後，分析兩者之間的關係。表 4-4 為糖尿病人量與照護結果的多階層羅吉斯迴歸模型，以低病人量為參考組，中高病人量在急診及住院就醫的 OR 值分別為 0.91(95%CI 0.90-0.92)、0.83(95%CI 0.82-0.84)以及 0.81(95%CI 0.80-0.82)、0.70(95%CI 0.69-0.71)，並均達到統計上的顯著。因此，研究結果顯示糖尿病人量越高，照護結果越佳。

表 4-5 為總人量與照護結果的多階層羅吉斯迴歸模型，以低病人量為參考組，中高病人量在急診及住院就醫的 OR 值分別為 0.92(95%CI 0.90-0.93)、0.91(95%CI 0.90-0.92)以及 0.82(95%CI 0.81-0.83)、0.76(95%CI 0.75-0.77)，並均達到統計上的顯著。因此，研究結果顯示總病人量越高，照護結果越佳。

表 4-6 為糖尿病人占比與照護結果的多階層羅吉斯迴歸模型，以低病人量為參考組，中病人量在急診及住院就醫的 OR 值分別為 1.01(95%CI 0.98-1.05)、1.04(95%CI 0.98-1.10)，並未達到統計上顯著差異；高病人量在急診及住院就醫的 OR 值則分別為 0.92(95%CI 0.90-0.94)、0.93(95%CI 0.92-0.95)，且達到統計上顯著差異。

不論是以何種方式定義醫師服務量之多階層羅吉斯迴歸模型，均顯示醫師性別為男性、醫師年齡較大、內科或家醫科專科、執業機構為基層診所、公立以及位於都市地區均有較佳的照護結果；病人為女性、年齡較低、CCI 分數較低以及 DCSI 分數較低者，照護結果較佳。

表 4-4、醫師服務量(糖尿病人量)與照護結果的多階層羅吉斯迴歸模型

	急診就醫			住院就醫		
	OR	95% CI	P 值	OR	95% CI	P 值
糖尿病人量(參考組：低)						
中	0.91	0.90-0.92	<.0001	0.81	0.80-0.82	<.0001
高	0.83	0.82-0.84	<.0001	0.70	0.69-0.71	<.0001
醫師特質						
性別(參考組：女)						
男	0.94	0.92-0.95	<.0001	0.87	0.86-0.88	<.0001
年齡(參考組：<45)						
45~54	0.96	0.95-0.97	<.0001	0.98	0.97-0.99	<.05
≥55	0.92	0.92-0.94	<.0001	0.93	0.92-0.94	<.0001
專科醫師資格(參考組：其他科別)						
內科	0.90	0.89-0.91	<.0001	0.79	0.78-0.80	<.0001
家醫科	0.91	0.89-0.92	<.0001	0.77	0.76-0.79	<.0001
執業機構特約類別(參考組：基層診所)						
地區醫院	1.29	1.27-1.31	<.0001	1.34	1.31-1.36	<.0001
區域醫院	1.50	1.48-1.52	<.0001	1.55	1.53-1.57	<.0001
醫學中心	1.44	1.42-1.46	<.0001	1.39	1.37-1.42	<.0001
執業機構權屬別(參考組：非公立)						
公立	0.95	0.92-0.94	<.0001	0.97	0.95-0.99	<.001
執業機構地點(參考組：鄉村)						
都市	0.85	0.84-0.86	<.0001	0.86	0.85-0.87	<.0001
病人特質						
性別(參考組：女)						
男	1.10	1.09-1.11	<.0001	1.04	1.02-1.05	<.0001
年齡(參考組：65~74)						
75~84	1.35	1.34-1.37	<.0001	1.30	1.28-1.32	<.0001
≥85	1.88	1.85-1.91	<.0001	1.83	1.83-1.87	<.0001
CCI 分數(參考組：0 分)						
1 分	1.37	1.35-1.39	<.0001	1.60	1.58-1.63	<.0001
≥2 分	2.32	2.29-2.35	<.0001	3.14	3.09-3.19	<.0001
DCSI 分數(參考組：0 分)						
1 分	4.22	4.11-4.33	<.0001	4.42	4.31-4.53	<.0001
≥2 分	6.25	6.11-6.39	<.0001	6.74	6.40-6.89	<.0001

表 4-5、醫師服務量(總病人量)與照護結果的多階層羅吉斯迴歸模型

	急診就醫			住院就醫		
	OR	95% CI	P 值	OR	95% CI	P 值
總病人量(參考組：低)						
中	0.92	0.90-0.93	<.0001	0.82	0.81-0.83	<.0001
高	0.91	0.90-0.92	<.0001	0.76	0.75-0.77	<.0001
醫師特質						
性別(參考組：女)						
男	0.94	0.93-0.96	<.0001	0.87	0.85-0.88	<.0001
年齡(參考組：<45)						
45~54	0.95	0.93-0.90	<.0001	0.96	0.94-0.98	<.0001
≥55	0.91	0.90-0.92	<.0001	0.90	0.88-0.91	<.0001
專科醫師資格(參考組：其他科別)						
內科	0.93	0.92-0.94	<.0001	0.86	0.85-0.87	<.0001
家醫科	0.87	0.86-0.88	<.0001	0.75	0.73-0.76	<.0001
執業機構特約類別(參考組：基層診所)						
醫學中心	1.30	1.28-1.32	<.0001	1.32	1.30-1.35	<.0001
區域醫院	1.51	1.49-1.53	<.0001	1.47	1.45-1.50	<.0001
地區醫院	1.42	1.40-1.45	<.0001	1.34	1.32-1.36	<.0001
執業機構權屬別(參考組：非公立)						
公立	0.93	0.92-0.94	<.0001	0.95	0.94-0.97	<.0001
執業機構地點(參考組：鄉村)						
都市	0.85	0.84-0.86	<.0001	0.88	0.87-0.89	<.0001
病人特質						
性別(參考組：女)						
男	1.07	1.06-1.08	<.0001	1.04	1.03-1.05	<.0001
年齡(參考組：65~74)						
75~84	1.34	1.33-1.36	<.0001	1.29	1.28-1.30	<.0001
≥85	1.90	1.87-1.93	<.0001	1.83	1.80-1.87	<.0001
CCI 分數(參考組：0 分)						
1 分	1.43	1.42-1.45	<.0001	1.73	1.70-1.75	<.0001
≥2 分	2.76	2.73-2.80	<.0001	4.04	3.99-4.10	<.0001
DCSI(參考組：0 分)						
1 分	4.21	4.10-4.32	<.0001	4.36	4.20-4.42	<.0001
≥2 分	6.23	6.09-6.37	<.0001	6.48	6.37-6.60	<.0001

表 4-6、醫師服務量(糖尿病人占比)與照護結果的多階層迴歸模型

	急診就醫			住院就醫		
	OR	95% CI	P 值	OR	95% CI	P 值
糖尿病人占比(參考組：低)						
中	1.01	0.98-1.05	0.3017	1.04	0.98-1.10	0.3828
高	0.92	0.90-0.94	<.0001	0.93	0.92-0.95	<.0001
醫師特質						
性別(參考組：女)						
男	0.95	0.94-0.96	<.0001	0.87	0.86-0.88	<.0001
年齡(參考組：45)						
45~54	0.93	0.92-0.94	<.0001	0.90	0.89-0.92	<.0001
≥55	0.89	0.88-0.91	<.0001	0.84	0.83-0.85	<.0001
專科醫師資格(參考組：其他科別)						
內科	0.95	0.93-0.96	<.0001	0.84	0.83-0.85	<.0001
家醫科	0.86	0.85-0.88	<.0001	0.72	0.71-0.74	<.0001
執業機構特約類別(參考組：基層診所)						
地區醫院	1.30	1.28-1.32	<.0001	1.35	1.32-1.37	<.0001
區域醫院	1.51	1.50-1.53	<.0001	1.51	1.48-1.53	<.0001
醫學中心	1.46	1.44-1.48	<.0001	1.42	1.40-1.45	<.0001
執業機構權屬別(參考組：非公立)						
公立	0.94	0.93-0.95	<.0001	0.96	0.95-0.97	<.0001
執業機構地點(參考組：鄉村)						
都市	0.86	0.85-0.87	<.0001	0.89	0.87-0.90	<.0001
病人特質						
性別(參考組：女)						
男	1.07	1.06-1.08	<.0001	1.03	1.01-1.04	<.0001
年齡(參考組：65~74)						
75~84	1.37	1.35-1.38	<.0001	1.31	1.30-1.33	<.0001
≥85	1.93	1.90-1.96	<.0001	1.87	1.84-1.90	<.0001
CCI 分數(參考組：0 分)						
1 分	1.37	1.35-1.39	<.0001	1.60	1.58-1.63	<.0001
≥2 分	2.34	2.31-2.31	<.0001	3.17	3.12-3.22	<.0001
DCSI 分數(參考組：0 分)						
1 分	4.23	4.12-4.34	<.0001	4.34	4.23-4.45	<.0001
≥2 分	6.31	6.17-6.45	<.0001	6.53	6.39-6.67	<.0001



第二節 潛在不當用藥之中介效果

根據文獻探討，為了分析潛在不當用藥的中介效果，應先檢驗醫師服務量與照護結果的關係；接著檢驗醫師服務量與潛在不當用藥之間的關係；最後檢驗潛在不當用藥與照護結果之間的關係。在本章第一節中，已確認以糖尿病人量及總病人量定義醫師服務量，其與照護結果具顯著相關性，因此本節分析中將納入此二定義進行分析。最後，將以 4-way 分解法呈現各效果。

一. 醫師服務量相關因素(自變項)與潛在不當用藥(中介變項)

首先檢驗自變項(醫師服務量)與中介變項(潛在不當用藥)之間的關係。研究結果發現，不論是以糖尿病人量或總病人量定義醫師服務量，均呈現服務量越高，病人接受潛在不當用藥處方越低之情形，且急診就醫與住院就醫兩組別趨勢相同。多階層羅吉斯迴歸模型的結果顯示，中與高糖尿病人量相較於低糖尿病人量，病人被處方潛在不當用藥的 OR 分別為 0.92(95% CI 0.90-0.94)、0.93(95% CI 0.91-0.95)；中與高總病人量相較於低總病人量，病人被處方潛在不當用藥的 OR 分別為 0.90 (95% CI 0.89-0.92)、0.87 (95% CI 0.86-0.88)。

另外，本研究也一同檢視其他控制變項與中介變項之間的關係，研究結果顯示醫師性別為女性、年紀較大、專科為內科或家醫科、執業機構為醫學中心、公立以及地點位於都市，其潛在不當用藥比例較低；病人性別為女性、年紀較小、CCI 分數較低以及 DCSI 分數較低，其獲得潛在不當用藥之比例較低。控制變項均達到統計上顯著之差異($p < 0.0001$)。

多階層羅吉斯迴歸模型之結果如表 4-7。

表 4-7、醫師服務量相關因素與潛在不當用藥之多階層羅吉斯迴歸模型

	潛在不當用藥					
	OR	95% CI	P 值	OR	95% CI	P 值
糖尿病人量(參考組：低)						
中	0.92	0.90-0.94	<.0001	-	-	-
高	0.93	0.91-0.95	<.0001	-	-	-
總病人量(參考組：低)						
中	-	-	-	0.90	0.89-0.92	<.0001
高	-	-	-	0.87	0.86-0.88	<.0001
醫師特質						
性別(參考組：女)						
男	0.90	0.89-0.92	<.0001	0.91	0.89-0.93	<.0001
年齡(參考組：45)						
45~54	0.91	0.90-0.93	<.0001	0.93	0.91-0.94	<.0001
≥55	0.87	0.85-0.88	<.0001	0.88	0.86-0.89	<.0001
專科醫師資格(參考組：其他科別)						
內科	0.77	0.75-0.78	<.0001	0.76	0.75-0.77	<.0001
家醫科	0.84	0.82-0.86	<.0001	0.83	0.82-0.85	<.0001
執業機構特約類別(參考組：基層診所)						
地區醫院	0.46	0.45-0.47	<.0001	0.47	0.45-0.47	<.0001
區域醫院	0.40	0.39-0.40	<.0001	0.40	0.39-0.40	<.0001
醫學中心	0.35	0.34-0.35	<.0001	0.35	0.34-0.36	<.0001
執業機構權屬別(參考組：非公立)						
公立	0.88	0.87-0.90	<.0001	0.89	0.88-0.91	<.0001
執業機構地點(參考組：鄉村)						
都市	0.89	0.87-0.91	<.0001	0.89	0.87-0.91	<.0001

表 4-7、醫師服務量相關因素與潛在不當用藥之多階層羅吉斯迴歸模型(續)

病人特質						
性別(參考組：女)						
男	0.71	0.70-0.72	<.0001	0.71	0.70-0.72	<.0001
年齡(參考組：65~74)						
75~84	1.02	1.01-1.03	<.0001	1.01	1.01-1.03	<.0001
≥85	1.39	1.37-1.42	<.0001	1.39	1.36-1.41	<.0001
CCI 分數(參考組：0 分)						
1 分	1.41	1.38-1.43	<.0001	1.41	1.39-1.43	<.0001
≥2 分	2.05	2.02-2.09	<.0001	2.07	2.04-2.11	<.0001
DCSI 分數(參考組：0 分)						
1 分	1.78	1.70-1.86	<.0001	1.78	1.70-1.86	<.0001
≥2 分	1.35	1.31-1.39	<.0001	1.36	1.32-1.40	<.0001



二. 潛在不當用藥(中介變項)與照護結果(依變項)

接著檢驗中介變項(潛在不當用藥)與依變項(照護結果)之間的關係。多階層羅吉斯迴歸模型結果顯示，在控制醫師相關特質與病人相關特質後，病人研究期間內接受至少一次潛在不當用藥處方，其急診就醫與住院就醫的比例較高，OR 分別為 1.33(95%CI 1.31-1.35)、1.22(95% CI 1.20-1.24)，與未接受潛在不當用藥處方病人之差異達到顯著的差異。亦即，潛在不當用藥造成較差之照護結果。因此中介變項與依變項之存在相關性。控制變項部分，與第一節分析結果相同。

多階層羅吉斯迴歸模型之結果如表 4-8。

表 4-8、潛在不當用藥與照護結果之多階層羅吉斯迴歸模型

	急診就醫			住院就醫		
	OR	95% CI	P 值	OR	95% CI	P 值
潛在不當用藥(參考組：否)						
是	1.33	1.31-1.35	<.0001	1.22	1.20-1.24	<.0001
醫師特質						
性別(參考組：女)						
男	0.93	0.91-0.94	<.0001	0.85	0.84-0.87	<.0001
年齡(參考組：45)						
45~54	0.92	0.91-0.93	<.0001	0.90	0.88-0.91	<.0001
≥55	0.88	0.87-0.89	<.0001	0.84	0.83-0.85	<.0001
專科醫師資格(參考組：其他科別)						
內科	0.86	0.85-0.87	<.0001	0.69	0.68-0.70	<.0001
家醫科	0.89	0.87-0.90	<.0001	0.73	0.71-0.74	<.0001
執業機構特約類別(參考組：基層診所)						
地區醫院	1.28	1.26-1.30	<.0001	1.31	1.29-1.34	<.0001
區域醫院	1.39	1.37-1.41	<.0001	1.33	1.31-1.35	<.0001
醫學中心	1.35	1.33-1.37	<.0001	1.25	1.22-1.27	<.0001
執業機構權屬別(參考組：非公立)						
公立	0.96	0.94-0.97	<.0001	0.98	0.97-0.99	<.0001
執業機構地點(參考組：鄉村)						
都市	0.85	0.84-0.86	<.0001	0.85	0.84-0.86	<.0001

表 4-8、潛在不當用藥與照護結果之多階層羅吉斯迴歸模型(續)

病人特質						
性別(參考組：女)						
男	1.09	1.08-1.10	<.0001	1.04	1.03-1.05	<.0001
年齡(參考組：65~74)						
75~84	1.35	1.34-1.37	<.0001	1.29	1.27-1.31	<.0001
≥85	1.90	1.88-1.93	<.0001	1.82	1.79-1.85	<.0001
CCI 分數(參考組：0 分)						
1 分	1.35	1.33-1.37	<.0001	1.60	1.57-1.63	<.0001
≥2 分	2.29	2.26-2.32	<.0001	3.19	3.14-3.24	<.0001
DCSI 分數(參考組：0 分)						
1 分	4.19	4.08-4.30	<.0001	4.30	4.20-4.40	<.0001
≥2 分	6.29	6.15-6.43	<.0001	6.43	6.30-6.56	<.0001



三. 中介效果檢定

最後檢驗潛在不當用藥之對醫師服務量與照護結果關係中的中介效果，結果如表 4-9。

以糖尿病人量定義醫師服務量，急診就醫中，受控直接效果(Controlled direct effect, CDE)相對風險為-0.135($p<0.001$)，代表在適當獲得適當處方的病人中(即未被處方潛在不當用藥)，高醫師服務量會減少 13.5%之急診就醫風險；純間接效果(Pure indirect effect, PIE)相對風險為-0.016($p<0.001$)，參考交互作用(reference interaction, INTref)和中介交互作用(mediated interaction, INTmed)相對風險則分別為-0.001 與-0.001，但未達統計上顯著。住院就醫之結果與急診就醫相近，其 CDE 為-0.103($p<0.001$)、PIE 為 0.010($p<0.001$)、INTref 為-0.003($p=0.3647$)、INTmed 為 0.002($p<0.001$)。

以總病人量定義醫師服務量，其結果前述定義亦相似。在急診就醫部分，CDE 為-0.120 ($p<0.001$)、PIE 為-0.012 ($p<0.001$)；住院就醫之 CDE 為-0.093 ($p<0.001$)、PIE 為-0.008 ($p<0.001$)。以任一個依變項進行中介效果分析，INTref 和 INTmed 均未達到統計上之顯著性。

綜上，不論是以糖尿病人量或總病人量作為醫師服務量之定義、以急診就醫或住院就醫作為照護結果，潛在不當用藥均對於服務量與照護結果之關係具有部分中介效果。

表 4-9、醫師服務量與照護結果、潛在不當用藥中介效果之 4-way 分解法

	急診就醫		住院就醫	
	估計值	95% CI	估計值	95% CI
糖尿病人量				
受控直接效果(CDE)	-0.135***	-0.159 ~ -0.111	-0.102***	-0.110 ~ -0.093
參考交互作用(INT _{ref})	-0.001	-0.024 ~ 0.022	-0.003	-0.006 ~ 0.020
中介交互作用(INT _{med})	-0.001	-0.001 ~ 0.001	0.002***	0.001 ~ 0.003
純間接效果(PIE)	-0.016***	-0.018 ~ -0.013	-0.010***	-0.011 ~ -0.008
總病人量				
受控直接效果(CDE)	-0.122***	-0.161 ~ -0.083	-0.094***	-0.103 ~ -0.084
參考交互作用(INT _{ref})	0.002	-0.001 ~ 0.004	-0.005	-0.009 ~ 0.003
中介交互作用(INT _{med})	-0.002	-0.002 ~ 0.001	0.001	-0.000 ~ 0.001
純間接(PIE)	-0.012***	-0.013 ~ -0.011	-0.008***	-0.010 ~ -0.007

*** p<0.0001

第五章 討論



本章將對研究重要結果進行討論，首先討論醫師服務量與照護結果的關係，並按照三種不同服務量定義：糖尿病服務量、總病人量與糖尿病人占比，分述之。接著討論潛在不當用藥之中介效果，並分析研究樣本中常見的藥物種類。第三節呈現本研究進行的敏感性分析，以確認研究結果的可信度。第四節與第五節則分別說明建議與研究限制。

第一節 醫師服務量與照護結果

一. 糖尿病服務量與照護結果

研究假說一：糖尿病人量越高，照護結果越好。

根據多階層羅吉斯迴歸模型之研究結果(表 4-4)，發現中服務量較低服務量有較佳照護結果，高服務量也較低服務量有較佳之照護結果。與研究假說一相符。

過去以外科手術病人作為研究對象的文獻，多顯示「服務量越高，照護結果越好」的關係，其代表外科醫師隨著經驗的積累，在手術技巧與照護能力上有所提升，進而使得病人有更好的照護結果。在如糖尿病這類以門診照護為主的慢性病中，與過去研究比較，Cheung 以及 Chen 的研究與本研究結果一致，亦即醫師服務量越高，照護結果越佳(Cheung et al., 2017; Chen et al., 2020)。Turchin 與 Millet 兩人研究發現糖尿病醫師服務量與照護結果未見顯著關聯性，Wang 則發現內分泌組別醫師其服務量與照護結果亦未見顯著性。

在 Turchin 研究以美國單一醫院作為資料來源，且在多變項分析服務量與照護結果的關係時，病人共病症僅納入冠狀動脈疾病(Coronary artery disease, CAD)(Turchin et al., 2007)；同樣地，Wang 的研究以台灣一間醫學中心作為資料來源。另外，Millet 研究受限於資料特性，未能控制病人相關特質(Millet et al., 2007)。在本研究中，資料來源為台灣全民健保資料庫的全人口檔案，研究結果顯示不論是住院就醫或急診就醫作為照護結果，醫師執業機構特約類別與病人 CCI



分數及 DCSI 分數均分別為醫師特質與病人特質中最為顯著的因素之一，這可能是導致本研究結果與前述文獻不同原因之一。

二. 總病人服務量與照護結果

研究假說二：總病人服務量越高，照護結果越佳。

根據羅吉斯迴歸模型之研究結果(表 4-5)，發現中服務量較低服務量有較佳照護結果，高服務量也較低服務量有較佳之照護結果。與研究假說二相符。

過去對總病人量之詮釋，部分研究認為其代表工作負荷，因此總病人量越高，照護結果應該較差。然而 Turchin 與 Millet 的研究發現以總病人量與糖尿病人量定義醫師服務量，其結果相似(Millett et al., 2007; Turchin et al., 2007)。本研究進一步將糖尿病服務量與醫師服務量進行 Spearman 相關性分析，結果發現糖尿病服務量與總病人量相關係數為 0.69199，為高度相關且達統計顯著性。

醫師服務量與照護結果的關係，其中被提出之一的假說為「選擇轉介假說」，係指醫師或醫院因為較佳的照護結果使其有更多病人前來就醫。台灣的醫療體系並未設計有守門人制度，因此如糖尿病這類型以門診為主要照護場域的慢性病，病人更可能因為個別醫師的名聲而前去就診，加上目前全民健康保險支付制度仍以論量計酬為主，因此糖尿病人服務量與總病人服務量具有高度正相關。

表 5-1、不同醫師服務量定義之 Spearman 相關性分析

	糖尿病人量	總病人量	糖尿病人占比
糖尿病人量	-	0.69199 (p<0.0001)	0.46133 (p<0.0001)
總病人量	0.69199 (p<0.0001)	-	0.42133 (p<0.0001)
糖尿病人占比	0.46133 (p<0.0001)	0.42133 (p<0.0001)	-



三. 糖尿病人占比與照護結果

研究假說三：糖尿病人占比越高，照護結果越好。

傳統醫師服務量之研究，多針對糖尿病人量或總病人量進行探討。然而，本研究進一步以糖尿病人占比作為醫師服務量之定義，根據羅吉斯迴歸模型之研究結果(表 4-6)，發現服務量較低服務量有較佳之照護結果，但中服務量與低服務量之照護結果未達顯著差異。與研究假說三不相符。

糖尿病人占比係代表醫師對糖尿病的曝露程度，除了有熟能生巧、經驗累積的意涵外，亦能表示醫師看診過程對糖尿病所發揮的心力。舉例而言，高總病人量且高糖尿病占比的醫師，代表其看診過程不僅反覆熟悉糖尿病人照護(高服務量意涵)，且其看診期間多以診治糖尿病病人為主(高占比意涵)，未被其他疾病干擾或分神。在就診糖尿病高佔比醫師的病人中，其照護結果確實比就診糖尿病低佔比醫師的病人來的好，然而在糖尿病中占比卻未發現此關聯性。推測可能是因為糖尿病占比計算方式為「糖尿病服務量 / 總病人服務量」，當分母的總病人服務量過低時，醫師容易被歸為中或高占比，惟此狀況將導致糖尿病人占比無法與醫師對糖尿病的暴露程度相比擬。在表 5-1 顯示，相較於糖尿病人量與總病人量之高度相關性，糖尿病人占比與另外兩者之相關性僅分別為 0.46133 與 0.42133。

本研究進一步按總病人服務量進行分層分析，研究結果顯示，中、高總病人量組別呈現中高占比相對於低占比，有更佳的照護結果；總病人量低的組別，兩者均未達統計的顯著。分層分析的結果肯定了「低總病人量對糖尿病人占比結果的干擾」的推測。表 5-2 為分層分析簡要結果。

綜合三項研究假說的驗證與討論，本研究發現醫師服務量較高，照護結果較佳。自三個不同醫師服務量與照護結果的多階層迴歸模型觀之，發現共變項部分，醫師年齡分組、專科醫師資格與病人就醫科別均達到顯著差異。其中，醫師連年齡較高、具有內科或家醫科專科醫師執照以及病人於內分泌專科門診就醫，有較佳的照護結果。意謂醫師對糖尿病的經驗和曝露越高，其對於照護結果的品質也越佳，係可能說明慢性病存在「熟能生巧假說」之現象。

表 5-2、按總服務量分層分析之糖尿病人占比簡要結果

	低總服務量		中總服務量		高總服務量	
	急診就醫	住院就醫	急診就醫	住院就醫	急診就醫	住院就醫
糖尿病人占比						
(參考組：低)						
中	1.081	1.151	0.973	0.987	0.92	0.957
	(p=0.480)	(p=0.108)	(p<0.0001)	(p<0.0001)	(p<0.0001)	(p<0.0001)
高	0.995	0.981	0.946	0.953	0.909	0.934
	(p= 0.429)	(p= 0.073)	(p<0.0001)	(p<0.0001)	(p<0.0001)	(p<0.0001)



第二節 潛在不當用藥之中介效果

一. 中介效果分析

研究假說四：潛在不當用藥對醫師服務量與照護結果關係具有部分中介效果

欲進行中介效果檢驗前，係應依序檢驗醫師服務量與照護結果之關係、醫師服務量與潛在不當用藥之關係以及潛在不當用藥與照護結果之關係。首先，醫師服務量與照護結果之關係於研究結果第一節已驗證；接著，根據卡方檢定發現醫師服務量越高，病人接受潛在不當用藥處方比例越低，並達到統計上顯著差異(表 4-7)；最後，潛在不當用藥與照護結果雙變項分析顯示，病人在研究期間內獲得至少一次潛在不當用藥其照護結果較差。

確認上述關係存在後，接這進行中介效果檢定。本研究發現醫師服務量越高，照護結果越差(CDE 顯著)，且潛在不當用藥具有部分中介效果(PIE 顯著)。與研究假說相符。

根據文獻建議，4-way 分解法之方向性一致所計算之中介效果百分比比較具意義，故本研究主分析中未直接呈現中介效果的百分比。然而從表 4-10 可以發現， INT_{ref} 與 INT_{med} 係數非常接近 0，意謂參考交互作用與中介交互作用效果非常小。進一步而言，醫師服務量與照護結果之間的關係，潛在不當用藥大約占 7.55%~10.46%，屬於部分中介效果。

過去探討服務量、照護過程與照護結果之間關係的研究中，會因為研究主題的選擇、過程面指標的定義及結果面指標的定義不同，而呈現出不一樣的結果。Tung 等人以及 Hollenbeck 等人的研究均以死亡率作為結果面指標，兩個研究在加入過程面指標後，服務量對照護結果的關係分別下降了約 50%與 23%。這樣的差異來自於兩研究過程面指標的不同，Tung 等人以指引建議(經皮冠狀動脈介入治療、阿斯匹靈使用、 β -blocker 使用、Statin 使用)作為過程面指標(Tung et al., 2014)，Hollenbeck 等人則以經文獻回顧後可能影響病人安全之指標作為過程面指標(Hollenbeck et al., 2007)。前者在心肌梗塞治療上，已被證實顯著影響預後且被



納入品質指標監測，因此照護過程面對於服務量與照護結果之間關係的解釋力更高。陳怡君與魏嘉琦兩人的研究同樣以糖尿病人為研究對象、指引建議作為過程面指標，前者發現過程面指標中介效果為 12.87%，後者則發現過程面指標具有完全中介效果。兩份研究的主要差異，可能來自於兩位研究者結果面指標選擇的不同。陳怡君的研究以是否早期發現糖尿病作為結果面指標，其操作型定義乃是由研究者自行定義的「發病日 90 天內未固定使用降血糖藥」(陳怡君, 2022)；魏嘉琦的研究則選擇品質指標中的「醫師糖尿病治療達標比例」作為結果面指標(魏嘉琦, 2011)。本研究之過程面指標為潛在不當用藥，其並非被寫入糖尿病治療指引之建議，而照護結果面指標則為急診就醫或門診就醫，研究結果顯示中介因子解釋力占 7.55%~10.46%，係代表醫師服務量與急診就醫或門診就醫的關係仍存在更多其他可能影響途徑，舉例而言陳怡君的博士論文發現醫師服務量越高，病人越容易獲得遵循指引建議的服務與早期發現糖尿病，此即可能為其一機轉。

本研究主要分析中，僅考量潛在不當用藥與急診或住院就醫之時序性關係，然而潛在不當用藥對照護結果之影響，係應同時考量病人獲得該處方與照護結果之時間差異。故經文獻探索，加上糖尿病之慢性病照護多以三個月為就醫間隔，故將每位病人之照護結果以及潛在不當用藥按季度觀之，並以因果中介法以及廣義線性模型(*generalized estimating equations, GEE*)加以分析不當用藥之中介效果。兩者分析結果均顯示潛在不當用藥具有部分中介效果與前述分析相吻合。相關分析結果參考表 5-3 與附錄 3。

表 5-3、按季觀察潛在不當用藥中介效果之 4-way 分解

	急診就醫		住院就醫	
	估計值	95% CI	估計值	95% CI
糖尿病人量				
受控直接效果(CDE)	-0.104***	-0.122 ~ -0.085	-0.078***	-0.085 ~ -0.072
參考交互作用(INT _{ref})	0.001	-0.014 ~ 0.012	-0.003	-0.006 ~ 0.020
中介交互作用(INT _{med})	-0.001	-0.001 ~ 0.001	0.001***	0.000 ~ 0.002
純間接效果(PIE)	-0.012***	-0.014 ~ -0.010	-0.008***	-0.009 ~ -0.006
總病人量				
受控直接效果(CDE)	-0.102***	-0.134 ~ -0.069	-0.072***	-0.085 ~ -0.065
參考交互作用(INT _{ref})	-0.002	-0.004 ~ 0.001	-0.002	-0.006 ~ 0.003
中介交互作用(INT _{med})	-0.002	-0.002 ~ 0.001	0.001	-0.000 ~ 0.001
純間接(PIE)	-0.010***	-0.011 ~ -0.009	-0.007***	-0.008 ~ -0.006

二. 潛在不當用藥盛行率、常見藥物種類與分類

本研究以 2019 Beer's criteria 作為潛在不當用藥之準則，發現 2019 年糖尿病老人的潛在不當用藥盛行率達 85.54%，與國外同樣以 Beers criteria 作為潛在不當用藥準則的研究相較，本研究發現潛在不當用藥盛行率偏高。其一可能是台灣就醫可近性高且未設計守門人制度限制就醫自由，因此每人門診就診次數高於國外情況下，使得病人獲得潛在不當用藥可能增加(Chang et al., 2015)。

與台灣國內針對潛在不當用藥的研究比較，發現本研究之盛行率與 Chang 等人及黃光華等人研究相當(Chang et al., 2015; 黃光華 et al., 2011)，但較其他台灣研究來的高(H. Y. Lin et al., 2008; Lai et al., 2009; Lin et al., 2011; Yang et al., 2015; Tsao et al., 2016; 李國任, 2013; 張肇烜, 2018; 陳志銜, 2020)。影響潛在不當用藥處方盛行率的因素可能有使用準則、研究對象與觀察時長等。隨著準則的更新，研究對象之盛行率可能會因為新版 Beers criteria 納入更多藥物而變得更高。在研究對象上，若以單一醫院作為病人來源，其盛行率可能較低，本研究亦發現醫學中心較區域醫院、地區醫院和基層診所處方潛在不當用藥的比例低。觀察時長方面，隨著研究設計的觀察時間越長，病人有更高的機率在門診就醫當中被處方潛在不當用藥使得整體盛行率上升。本研究觀察期為一年，較多數研究觀察時間來的長，此乃盛行率較高的主要原因；與同樣觀察時長為一年的 Chang 等人研究和觀察時長為三年的黃光華等人研究相比較，本研究的盛行率和其相當。若以 3 個月為一季度觀之，潛在不當用藥盛行率則降為 66%。另外，處方數方面，潛在不當用藥處方佔總體處方 4.88%。各研究之資料來源、觀察時長以及盛行率整理如表 5-4。

本研究最常見的藥物分類為苯二氮平類(Benzodiazepines)藥物 24.12%、長效磺胺類(Sulfonylureas)藥物 21.63%、第一代抗組織胺 16.17%以及肌肉鬆弛劑藥物 10.09%。個別藥物方面，則為 Glimepiride 19.21%、Chlorzoxazone 8.14%、Chlorpheniramine 6.60%、Alprazolam 5.93%以及 Zolpidem 4.17%。本研究之發現

與過去同樣以台灣病人為研究對象且以 Beers criteria 為準則之研究相似(H. Y. Lin et al., 2008; Lai et al., 2009; Lin et al., 2011; Chang et al., 2014; Chang et al., 2015; Yang et al., 2015; Tsao et al., 2016; 黃光華 et al., 2011; 李國任, 2013; 張肇烜, 2018; 陳志銜, 2020)。

BZD 與 Z-drug 主要作用為鎮靜安眠，老人容易出現失眠症狀加上此二藥沒有太多替代藥物治療之選擇，因此可能是造成 BZD 與 Z-drug 為潛在不當用藥最高比例之種類(Chang et al., 2014)；長效磺胺類部分，由於本研究對象為糖尿病人，加上 SU 類藥物為一古老藥物，經醫師評估病人能穩定控制血糖並且無明顯副作用下，老年糖尿病人可能會持續該藥物，故導致有高比例的潛在不當用藥處方為長效磺胺類藥物；有研究指出，在健保制度控制藥物支出下，醫師可能更傾向開立較便宜的藥物，因此導致如第一代抗組織胺這類藥物為常見的潛在不當用藥(Lai et al., 2009; Chang et al., 2015)。

各藥物分類與種類如附錄 7 及附錄 8。

表 5-4、台灣門診潛在不當用藥之研究

作者	年代	資料來源	觀察時長	盛行率
Lin et al.	2008	某醫學中心	1 個月	23.7%
Lai et al.	2009	健保資料庫	3 年	63.8%
黃光華等人	2011	健保資料庫	3 年	91.24%
Lin et al.	2011	宜蘭某區域醫院	1 個月	27.5%
李國任	2013	中部某醫學中心	6 個月	19.17%
Chang et al.	2015	健保資料庫	1 年	86.2%
Yang et al.	2015	中山醫附設醫院	6 個月	66.7%
Tsao et al.	2016	某醫學中心	6 個月	66.9%
張肇烜	2020	中部某醫學中心	1 年	45.8%
陳志銜	2020	中部某醫學中心	3 個月	46.7%

第三節 敏感性分析

本研究以服務量位於 90 百分位以上之醫師定義為高服務量醫師、服務量 90 百分位到 50 百分位定義為中服務量醫師以及服務量小於 50 百分位定義為低服務量醫師。若將低中高服務量切點改為服務量 50 百分位以下、50~75 百分位以及 75 百分位以上，其分析結果與本研究之結果相近。

2019 Beers criteria 經專家審議結果，認為 Glimepiride 具有高度的低血糖風險，故將其新增列入建議避免使用的藥物。考量本研究之研究期間為 2019.01.01 至 2019.12.31，與該準則提出時間重疊。為避免準則變化影響潛在不當用藥處方之判定，如部分醫師可能於新版準則提出前以 2015 Beers criteria 作為參酌依據，故將磺胺類藥物於潛在不當用藥清單中排除，並進行分析。結果與本研究之主分析相近。

第四節 研究限制

- 一. 本研究資料來源之全民健保資料庫為行政資料，受因於資料限制未能控制部分影響照護結果之變數，如身體質量指數(Body Mass Index, BMI)、飲食與運動習慣以及是否遵循醫囑用藥等等。
- 二. 過去服務量與照護結果之研究，多會在模型內控制醫師執業年數。本研究受限於資料特性，未能將其納為控制變項，然而本研究亦以控制醫師年齡，其與醫師執業年數應具高度共線性，均能代表照護經驗之積累。
- 三. 以 2019 Beer's criteria 「大部分老人應避免使用的藥品」(附錄 4)、「有特定疾病和症狀的老人應避免使用的藥品」(附錄 5)兩個表格中可被明確定義之藥物為潛在不當用藥之納入條件，可能低估潛在不當用藥之情形。另外，該準則的使用並未考量臨床決策之情境，醫師處方 Beers criteria 中的藥物係可能已考量病人狀況與副作用風險等，故應謹慎推論且不宜直接作為支付標準之品質指標。
- 四. 本研究僅以病人是否被處方潛在不當用藥作為中介變項之定義，且僅考慮其與照護結果之時序性。然而該病人之急診或住院就醫是否可歸因於潛在不當用藥處方，宜多加斟酌。
- 五. 本研究之研究對象為台灣第二型糖尿病年長者，可能無法類推適用其他不同疾病、年齡之病人以及不同型態之醫療體系。

第六章 結論與建議



一. 研究結論

糖尿病老人中，以糖尿病人量或總病人量作為醫師服務量之定義，在控制醫師與病人相關特質後，發現醫師服務量越高，急診就醫與住院就醫的風險越低；以糖尿病人占比作為醫師服務量定義，排除低總病人量之影響後，發現與糖尿病人量和總病人量相似之結果，亦即醫師服務量越高，照護結果越佳。

潛在不當用藥為醫師服務量與照護結果之間中介因子，且具部分中介效果，但醫師服務量與潛在不當用藥對照護結果的影響有限。換言之，醫師服務量越高，越不容易處方潛在不當用藥，照護結果越佳。

二. 建議

(一)政策面

1. 研究結果顯示，醫師服務量越高，照護結果越佳。然而糖尿病並非困難手術或處置，無法採行服務量閾值限制政策，因此應考慮加強醫師對糖尿病的經驗，如照護相關的教育訓練、普及糖尿病照護網等。
2. 台灣就醫可近性高，加上醫療體系並未設計守門人制度，使得病人容易從門診取得藥物，進而增加潛在不當用藥之風險。應針對常見的潛在不當用藥，進行專家會議取得共識後，對該藥物進行監測與管制。

(二)學術面

1. 本研究為橫斷性的觀察性研究，建議未來研究者可採縱貫性研究設計，控制「照護經驗對照護結果」的影響或「照護結果對病人量」的效果，以檢驗慢性病照護是否具有「熟能生巧」或「選擇轉介」的現象。

- 
2. 本研究發現潛在不當用藥對醫師服務量與照護結果之間的關係具有部分中介效果，然而中介效果分析同時顯示其大部分之效果，並未透過潛在不當用藥，故可再深究服務量與照護結果之間的其他機轉。
 3. 本研究發現糖尿病占比亦可作為服務量與照護結果之獨立變項，未來研究者可考慮將其作為服務量之定義，惟須注意低服務量對占比計算之影響。



參考文獻

110 年死因統計結果分析. (2022).

王一, 黃惠勇, 吳承誌, 王郁青, & 李建德. (2021). 多重用藥與慢性腎臟病 [Polypharmacy and Chronic Kidney Disease]. *內科學誌*, 32(2), 98-107.

[https://doi.org/10.6314/jimt.202104_32\(2\).03](https://doi.org/10.6314/jimt.202104_32(2).03)

王庭荃, & 楊長興. (2008). 醫師年資、醫療服務量與消化性潰瘍治療效果之相關研究 [The Association between Physicians' Volume, Medical Care Institutions' Volume, or Physicians' Seniority and Healthcare Outcome for Patients with Peptic Ulcer]. *台灣公共衛生雜誌*, 27(1), 57-66.

<https://doi.org/10.6288/tjph2008-27-01-06>

李國任. (2013). 老年慢性病門診病患之潛在性不適當處方的相關危險因子探討 (Publication Number 2013 年) 中山醫學大學]. AiritiLibrary.

周盈邑. (2019). 模擬臺灣推行手術服務量閾值之影響-以五種手術為例 (Publication Number 2019 年) 國立臺灣大學]. AiritiLibrary.

林溥, 陳昭源, & 張詩鑫. (2016). 淺談 Beers criteria. *家庭醫學與基層醫療*, 31(1), 9-14.

社團法人中華民國糖尿病衛教學會. (2019). *臺灣糖尿病年鑑 2019 第 2 型糖尿病*.

社團法人中華民國糖尿病學會. (2019). *2019 老年糖尿病臨床照護手冊*.

張肇烜. (2018). 醫學中心門診老年慢性病患潛在性不適當處方之相關因子探討 (Publication Number 2018 年) 中山醫學大學]. AiritiLibrary.

陳志銓. (2020). 影響門診老年病患潛在性不當處方的危險因子 (Publication Number 2020 年) 中山醫學大學]. AiritiLibrary.

陳怡君. (2022). 醫師服務量、遵循指引與糖尿病照護 (Publication Number 2022 年) 國立臺灣大學]. AiritiLibrary.

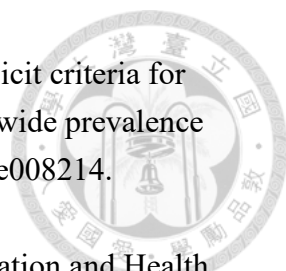
黃光華, 葉玲玲, 洪錦墩, 謝儀靜, & 蔡東翰. (2011). 慢性病老年人潛在不適當用藥影響因素之研究 [The Risk Factors of Potentially Inappropriate Prescribing for the Elderly with Chronic Diseases in Taiwan]. *台灣公共衛生雜誌*, 30(2), 180-190. <https://doi.org/10.6288/tjph2011-30-02-07>

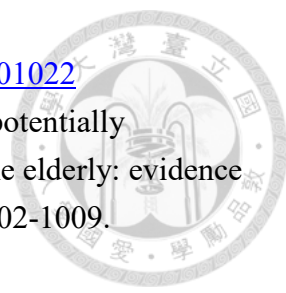
劉介宇, 洪永泰, 莊義利, 陳怡如, 翁文舜, 劉季鑫, & 梁賡義. (2006). 台灣地區鄉鎮市區發展類型應用於大型健康調查抽樣設計之研究 [Incorporating Development Stratification of Taiwan Townships into Sampling Design of Large Scale Health Interview Survey]. *健康管理學刊*, 4(1), 1-22.

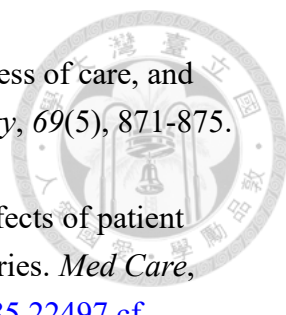
<https://doi.org/10.29805/jhm.200606.0001>

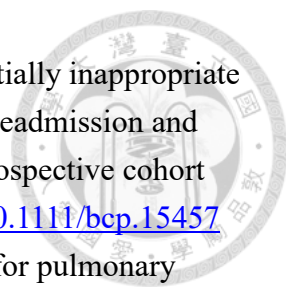
簡麗年, 朱慧凡, 劉見祥, 鍾國彪, 曹昭懿, 吳義勇, & 吳肖琪. (2003). 醫院、醫師手術量與醫療品質之關聯性探討—以全股（髖）關節置換為例 [Association Between Hospital and Surgeon Procedure Volume With Outcome of Total Hip Replacement]. *台灣公共衛生雜誌*, 22(2), 118-126.

- <https://doi.org/10.6288/tjph2003-22-02-07>
- 魏嘉琦. (2011). 過程面照護品質對服務量與照護成效間關係的中介影響效果之探討—以糖尿病醫療給付改善方案照護情形為例 (Publication Number 2011 年) 國立臺灣大學]. AiritiLibrary.
- 顧芳萍, 李昇暉, 李中一, & 呂宗學. (2021). 以台灣健保申報資料進行糖尿病相關研究個案定義作法之差異 [Variations in case definition algorithms in diabetes-related studies using Taiwan National Health Insurance claims data]. *台灣公共衛生雜誌*, 40(6), 725-733.
- [https://doi.org/10.6288/tjph.202112_40\(6\).110120](https://doi.org/10.6288/tjph.202112_40(6).110120)
- Almquist, Y. B., Bishop, L., Gustafsson, N. K., & Berg, L. (2020). Intergenerational transmission of alcohol misuse: mediation and interaction by school performance in a Swedish birth cohort. *J Epidemiol Community Health*, 74(7), 598-604. <https://doi.org/10.1136/jech-2019-213523>
- American Geriatrics Society 2019 Updated AGS Beers Criteria® for Potentially Inappropriate Medication Use in Older Adults. (2019). *J Am Geriatr Soc*, 67(4), 674-694. <https://doi.org/10.1111/jgs.15767>
- Ayalew, M. B., Dieberg, G., Quirk, F., & Spark, M. J. (2020). Potentially inappropriate prescribing for adults with diabetes mellitus: a scoping review protocol. *JBIS Evid Synth*, 18(7), 1557-1565. <https://doi.org/10.11124/jbisrir-d-19-00136>
- Baron, R. M., & Kenny, D. A. (1986). The moderator-mediator variable distinction in social psychological research: conceptual, strategic, and statistical considerations. *J Pers Soc Psychol*, 51(6), 1173-1182. <https://doi.org/10.1037//0022-3514.51.6.1173>
- Bean, C. G., Pingel, R., Hallqvist, J., Berg, N., & Hammarström, A. (2019). Poor peer relations in adolescence, social support in early adulthood, and depressive symptoms in later adulthood-evaluating mediation and interaction using four-way decomposition analysis. *Ann Epidemiol*, 29, 52-59. <https://doi.org/10.1016/j.annepidem.2018.10.007>
- Chang, C. B., Lai, H. Y., Hwang, S. J., Yang, S. Y., Wu, R. S., Liu, H. C., & Chan, D. C. (2018). Prescription of potentially inappropriate medication to older patients presenting to the emergency department: a nationally representative population study. *Sci Rep*, 8(1), 11727. <https://doi.org/10.1038/s41598-018-30184-4>
- Chang, C. B., Lai, H. Y., Yang, S. Y., Wu, R. S., Liu, H. C., Hsu, H. Y., Hwang, S. J., & Chan, D. C. (2014). Patient- and clinic visit-related factors associated with potentially inappropriate medication use among older home healthcare service recipients. *PLoS One*, 9(4), e94350. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0094350>
- Chang, C. B., Yang, S. Y., Lai, H. Y., Wu, R. S., Liu, H. C., Hsu, H. Y., Hwang, S. J., &

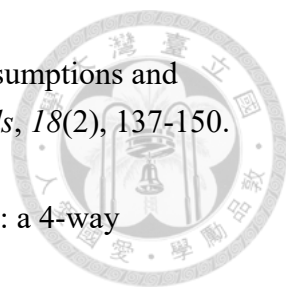
- 
- Chan, D. C. (2015). Application of three different sets of explicit criteria for assessing inappropriate prescribing in older patients: a nationwide prevalence study of ambulatory care visits in Taiwan. *BMJ Open*, 5(11), e008214. <https://doi.org/10.1136/bmjopen-2015-008214>
- Chen, C. C., & Cheng, S. H. (2016). Potentially Inappropriate Medication and Health Care Outcomes: An Instrumental Variable Approach. *Health Serv Res*, 51(4), 1670-1691. <https://doi.org/10.1111/1475-6773.12417>
- Chen, C. F., Lin, H. L., Chou, H. Y., Hsu, W. C., & Shi, H. Y. (2015). Acute pesticide poisoning outcomes: a nationwide study in Taiwan. *Emerg Med J*, 32(3), 226-231. <https://doi.org/10.1136/emered-2013-203238>
- Chen, Y. C., Cheng, S. H., & Chen, C. C. (2020). Keeping up with guideline recommendations: does patient volume matter in diabetes care? *Am J Manag Care*, 26(8), e264-e271. <https://doi.org/10.37765/ajmc.2020.44077>
- Chen, Y. C., Hwang, S. J., Lai, H. Y., Chen, T. J., Lin, M. H., Chen, L. K., & Lee, C. H. (2009). Potentially inappropriate medication for emergency department visits by elderly patients in Taiwan. *Pharmacoepidemiol Drug Saf*, 18(1), 53-61. <https://doi.org/10.1002/pds.1684>
- Chen, Y. C., Jeng, M. J., Lee, Y. S., Lo, Y. C., Tsao, P. C., Yang, C. F., & Soong, W. J. (2014). The relationship between physician case volume and in-hospital mortality of critically ill children with a diagnosis of pneumonia: a cross-sectional observational analytical study. *J Crit Care*, 29(6), 1046-1051. <https://doi.org/10.1016/j.jcrc.2014.07.020>
- Cheng, C. H., Cheng, Y. T., & Chen, J. S. (2011). A learning curve of total knee arthroplasty (TKA) based on surgical volume analysis. *Arch Gerontol Geriatr*, 53(1), e5-9. <https://doi.org/10.1016/j.archger.2010.05.016>
- Cheung, A., Stukel, T. A., Alter, D. A., Glazier, R. H., Ling, V., Wang, X., & Shah, B. R. (2017). Primary Care Physician Volume and Quality of Diabetes Care: A Population-Based Cohort Study. *Ann Intern Med*, 166(4), 240-247. <https://doi.org/10.7326/m16-1056>
- Chou, Y. Y., Hwang, J. J., & Tung, Y. C. (2021). Optimal surgeon and hospital volume thresholds to reduce mortality and length of stay for CABG. *PLoS One*, 16(4), e0249750. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0249750>
- Chou, Y. Y., & Tung, Y. C. (2019). Optimal Hospital and Surgeon Volume Thresholds to Improve 30-Day Readmission Rates, Costs, and Length of Stay for Total Hip Replacement. *J Arthroplasty*, 34(9), 1901-1908.e1901. <https://doi.org/10.1016/j.arth.2019.04.049>
- Chou, Y. Y., Yu, T. H., & Tung, Y. C. (2019). Do Hospital and Physician Volume Thresholds for the Volume-Outcome Relationship in Heart Failure Exist? *Med*

- 
- Care, 57(1), 54-62. <https://doi.org/10.1097/mlr.0000000000001022>
- Chu, H. Y., Chen, C. C., & Cheng, S. H. (2012). Continuity of care, potentially inappropriate medication, and health care outcomes among the elderly: evidence from a longitudinal analysis in Taiwan. *Med Care*, 50(11), 1002-1009. <https://doi.org/10.1097/MLR.0b013e31826c870f>
- Dahrouge, S., Hogg, W., Younger, J., Muggah, E., Russell, G., & Glazier, R. H. (2016). Primary Care Physician Panel Size and Quality of Care: A Population-Based Study in Ontario, Canada. *Ann Fam Med*, 14(1), 26-33. <https://doi.org/10.1370/afm.1864>
- Fawzy, A., & Walkey, A. J. (2017). Association Between Hospital Case Volume of Sepsis, Adherence to Evidence-Based Processes of Care and Patient Outcomes. *Crit Care Med*, 45(6), 980-988. <https://doi.org/10.1097/ccm.0000000000002409>
- Formiga, F., Vidal, X., Agustí, A., Chivite, D., Rosón, B., Barbé, J., López-Soto, A., Torres, O. H., Fernández-Moyano, A., García, J., Ramírez-Duque, N., & San José, A. (2016). Inappropriate prescribing in elderly people with diabetes admitted to hospital. *Diabet Med*, 33(5), 655-662. <https://doi.org/10.1111/dme.12894>
- Gagnon, M. E., Sirois, C., Simard, M., Roux, B., & Plante, C. (2020). Potentially inappropriate medications in older individuals with diabetes: A population-based study in Quebec, Canada. *Prim Care Diabetes*, 14(5), 529-537. <https://doi.org/10.1016/j.pcd.2020.03.003>
- Gidengil, C. A., Linder, J. A., Hunter, G., Setodji, C., & Mehrotra, A. (2015). The volume-quality relationship in antibiotic prescribing: when more isn't better. *Inquiry*, 52. <https://doi.org/10.1177/0046958015571130>
- Glasheen, W. P., Cordier, T., Gumpina, R., Haugh, G., Davis, J., & Renda, A. (2019). Charlson Comorbidity Index: ICD-9 Update and ICD-10 Translation. *Am Health Drug Benefits*, 12(4), 188-197.
- Glasheen, W. P., Renda, A., & Dong, Y. (2017). Diabetes Complications Severity Index (DCSI)-Update and ICD-10 translation. *J Diabetes Complications*, 31(6), 1007-1013. <https://doi.org/10.1016/j.jdiacomp.2017.02.018>
- Halm, E. A., Lee, C., & Chassin, M. R. (2002). Is volume related to outcome in health care? A systematic review and methodologic critique of the literature. *Ann Intern Med*, 137(6), 511-520. <https://doi.org/10.7326/0003-4819-137-6-200209170-00012>
- Hockenberry, J. M., Lien, H. M., & Chou, S. Y. (2010). Surgeon and hospital volume as quality indicators for CABG in Taiwan: examining hazard to mortality and accounting for unobserved heterogeneity. *Health Serv Res*, 45(5 Pt 1), 1168-1187. <https://doi.org/10.1111/j.1475-6773.2010.01137.x>

- 
- Hollenbeck, B. K., Wei, Y., & Birkmeyer, J. D. (2007). Volume, process of care, and operative mortality for cystectomy for bladder cancer. *Urology*, 69(5), 871-875. <https://doi.org/10.1016/j.urology.2007.01.040>
- Holmboe, E. S., Wang, Y., Tate, J. P., & Meehan, T. P. (2006). The effects of patient volume on the quality of diabetic care for Medicare beneficiaries. *Med Care*, 44(12), 1073-1077. <https://doi.org/10.1097/01.mlr.0000233685.22497.cf>
- Huang, C. S., Cheu, Y. D., Ying, J., & Wei, M. H. (2011). Association between provider volume and comorbidity on hospital utilization and outcomes of total hip arthroplasty among National Health Insurance enrollees. *J Formos Med Assoc*, 110(6), 401-409. [https://doi.org/10.1016/s0929-6646\(11\)60059-4](https://doi.org/10.1016/s0929-6646(11)60059-4)
- Huang, W. F., & Lai, I. C. (2006). Potentially inappropriate prescribing for insomnia in elderly outpatients in Taiwan. *Int J Clin Pharmacol Ther*, 44(7), 335-342. <https://doi.org/10.5414/cpp44335>
- IDF Diabetes Atlas. (2022). <https://diabetesatlas.org/>
- Jiang, Z., & VanderWeele, T. J. (2015). When is the difference method conservative for assessing mediation? *Am J Epidemiol*, 182(2), 105-108. <https://doi.org/10.1093/aje/kwv059>
- Judd, C. M., & Kenny, D. A. (1981). Process analysis: Estimating mediation in treatment evaluations. *Evaluation Review*, 5(5), 602-619. <https://doi.org/10.1177/0193841X8100500502>
- Lai, H. Y., Hwang, S. J., Chen, Y. C., Chen, T. J., Lin, M. H., & Chen, L. K. (2009). Prevalence of the prescribing of potentially inappropriate medications at ambulatory care visits by elderly patients covered by the Taiwanese National Health Insurance program. *Clin Ther*, 31(8), 1859-1870. <https://doi.org/10.1016/j.clinthera.2009.08.023>
- Lai, Y. R., Yang, Y. S., Tsai, M. L., Lu, Y. L., Kornelius, E., Huang, C. N., & Chiou, J. Y. (2016). Impact of potentially inappropriate medication and continuity of care in a sample of Taiwan elderly patients with diabetes mellitus who have also experienced heart failure. *Geriatr Gerontol Int*, 16(10), 1117-1126. <https://doi.org/10.1111/ggi.12606>
- Lane, N. E., Ling, V., Glazier, R. H., & Stukel, T. A. (2021). Primary care physician volume and quality of care for older adults with dementia: a retrospective cohort study. *BMC Fam Pract*, 22(1), 51. <https://doi.org/10.1186/s12875-021-01398-9>
- Lee, C. B., Chang, Y. H., Wen, P. C., & Li, C. Y. (2017). Association of Failed Root Canal Treatment with Dentist and Institutional Volumes: A Population-based Cohort Study in Taiwan. *J Endod*, 43(10), 1628-1634. <https://doi.org/10.1016/j.joen.2017.06.016>
- Liang, C. K., Chou, M. Y., Hsu, Y. H., Wang, Y. C., Liao, M. C., Chen, M. T., Hsiao, P.

- 
- Y., Chen, L. K., & Lin, Y. T. (2023). The association of potentially inappropriate medications, polypharmacy and anticholinergic burden with readmission and emergency room revisit after discharge: A hospital-based retrospective cohort study. *Br J Clin Pharmacol*, 89(1), 187-200. <https://doi.org/10.1111/bcp.15457>
- Lin, H. C., & Lee, H. C. (2008). Caseload volume-outcome relation for pulmonary embolism treatment: association between physician and hospital caseload volume and 30-day mortality. *J Thromb Haemost*, 6(10), 1707-1712. <https://doi.org/10.1111/j.1538-7836.2008.03098.x>
- Lin, H. C., Xirasagar, S., Lin, H. C., & Hwang, Y. T. (2008). Does physicians' case volume impact inpatient care costs for pneumonia cases? *J Gen Intern Med*, 23(3), 304-309. <https://doi.org/10.1007/s11606-007-0462-3>
- Lin, H. Y., Liao, C. C., Cheng, S. H., Wang, P. C., & Hsueh, Y. S. (2008). Association of potentially inappropriate medication use with adverse outcomes in ambulatory elderly patients with chronic diseases: experience in a Taiwanese medical setting. *Drugs Aging*, 25(1), 49-59. <https://doi.org/10.2165/00002512-200825010-00006>
- Lin, Y. J., Peng, L. N., Chen, L. K., Lin, M. H., & Hwang, S. J. (2011). Risk factors of potentially inappropriate medications among older patients visiting the community health center in rural Taiwan. *Arch Gerontol Geriatr*, 53(2), 225-228. <https://doi.org/10.1016/j.archger.2010.11.017>
- Liu, C. L., Peng, L. N., Chen, Y. T., Lin, M. H., Liu, L. K., & Chen, L. K. (2012). Potentially inappropriate prescribing (IP) for elderly medical inpatients in Taiwan: a hospital-based study. *Arch Gerontol Geriatr*, 55(1), 148-151. <https://doi.org/10.1016/j.archger.2011.07.001>
- Liu, C. Y., Lin, Y. N., Lin, C. L., Chang, Y. J., Hsu, Y. H., Tsai, W. C., & Kao, C. H. (2014). Cardiologist service volume, percutaneous coronary intervention and hospital level in relation to medical costs and mortality in patients with acute myocardial infarction: a nationwide study. *Qjm*, 107(7), 557-564. <https://doi.org/10.1093/qjmed/hcu044>
- Lu, L., Yao, K., Chen, J., Yang, Y., Wang, K., Zheng, J., Guo, P., Cai, Y., & Zhang, Q. (2022). Prevalence of potentially inappropriate medications and association with comorbidities in older adults with diabetes in an outpatient visitation setting. *Front Public Health*, 10, 995948. <https://doi.org/10.3389/fpubh.2022.995948>
- Luft, H. S., Bunker, J. P., & Enthoven, A. C. (1979). Should operations be regionalized? The empirical relation between surgical volume and mortality. *N Engl J Med*, 301(25), 1364-1369. <https://doi.org/10.1056/nejm197912203012503>
- Luft, H. S., Hunt, S. S., & Maerki, S. C. (1987). The volume-outcome relationship: practice-makes-perfect or selective-referral patterns? *Health Serv Res*, 22(2),

- 157-182.
- Maruthappu, M., Gilbert, B. J., El-Harasis, M. A., Nagendran, M., McCulloch, P., Duclos, A., & Carty, M. J. (2015). The influence of volume and experience on individual surgical performance: a systematic review. *Ann Surg*, 261(4), 642-647. <https://doi.org/10.1097/sla.0000000000000852>
- Millett, C., Car, J., Eldred, D., Khunti, K., Mainous, A. G., 3rd, & Majeed, A. (2007). Diabetes prevalence, process of care and outcomes in relation to practice size, caseload and deprivation: national cross-sectional study in primary care. *J R Soc Med*, 100(6), 275-283. <https://doi.org/10.1177/014107680710000613>
- Morche, J., Mathes, T., & Pieper, D. (2016). Relationship between surgeon volume and outcomes: a systematic review of systematic reviews. *Syst Rev*, 5(1), 204. <https://doi.org/10.1186/s13643-016-0376-4>
- Sharma, R., Chhabra, M., Vidyasagar, K., Rashid, M., Fialova, D., & Bhagavathula, A. S. (2020). Potentially Inappropriate Medication Use in Older Hospitalized Patients with Type 2 Diabetes: A Cross-Sectional Study. *Pharmacy (Basel)*, 8(4). <https://doi.org/10.3390/pharmacy8040219>
- Shi, H. Y., Chang, J. K., & Chiu, H. C. (2013). Volume associations in total hip arthroplasty: a nationwide Taiwan population-based study. *J Arthroplasty*, 28(10), 1834-1838. <https://doi.org/10.1016/j.arth.2013.03.011>
- Temte, J. L., & Beasley, J. W. (2001). Rate of case reporting, physician compliance, and practice volume in a practice-based research network study. *J Fam Pract*, 50(11), 977.
- Tsao, C. H., Tsai, C. F., Lee, Y. T., Weng, M. C., Lee, H. C., Lin, D. B., Chen, C. C., Lee, M. C., & Chen, S. C. (2016). Drug Prescribing in the Elderly Receiving Home Care. *Am J Med Sci*, 352(2), 134-140. <https://doi.org/10.1016/j.amjms.2016.04.015>
- Tung, Y. C., Chang, G. M., & Chen, Y. H. (2009). Associations of physician volume and weekend admissions with ischemic stroke outcome in Taiwan: a nationwide population-based study. *Med Care*, 47(9), 1018-1025. <https://doi.org/10.1097/MLR.0b013e3181a81144>
- Tung, Y. C., Chang, G. M., Chien, K. L., & Tu, Y. K. (2014). The relationships among physician and hospital volume, processes, and outcomes of care for acute myocardial infarction. *Med Care*, 52(6), 519-527. <https://doi.org/10.1097/mlr.0000000000000132>
- Turchin, A., Shubina, M., & Pendergrass, M. L. (2007). Relationship of physician volume with process measures and outcomes in diabetes. *Diabetes Care*, 30(6), 1442-1447. <https://doi.org/10.2337/dc07-0029>
- Valeri, L., & Vanderweele, T. J. (2013). Mediation analysis allowing for exposure-

- 
- mediator interactions and causal interpretation: theoretical assumptions and implementation with SAS and SPSS macros. *Psychol Methods*, 18(2), 137-150. <https://doi.org/10.1037/a0031034>
- VanderWeele, T. J. (2014). A unification of mediation and interaction: a 4-way decomposition. *Epidemiology*, 25(5), 749-761. <https://doi.org/10.1097/ede.0000000000000121>
- Wang, J. S., Lin, S. Y., Sheu, W. H., Lee, I. T., Tseng, L. N., & Song, Y. M. (2009). Effects of patient volume on quality of outpatient diabetes care. *Diabetes Res Clin Pract*, 84(2), e27-29. <https://doi.org/10.1016/j.diabres.2009.02.010>
- Wang, T. F., & Lin, H. C. (2008). Relationship between caseload volume and outcome for systemic lupus erythematosus treatment: the experience of Taiwan. *J Rheumatol*, 35(9), 1795-1800.
- Wei, M. H., Lin, Y. L., Shi, H. Y., & Chiu, H. C. (2010). Effects of provider patient volume and comorbidity on clinical and economic outcomes for total knee arthroplasty: a population-based study. *J Arthroplasty*, 25(6), 906-912.e901. <https://doi.org/10.1016/j.arth.2009.06.033>
- Wen, H. C., Tang, C. H., Lin, H. C., Tsai, C. S., Chen, C. S., & Li, C. Y. (2006). Association between surgeon and hospital volume in coronary artery bypass graft surgery outcomes: a population-based study. *Ann Thorac Surg*, 81(3), 835-842. <https://doi.org/10.1016/j.athoracsur.2005.09.031>
- Wu, S. C., Chien, L. N., Ng, Y. Y., Chu, H. F., & Chen, C. C. (2005). Association of case volume with mortality of chinese patients after coronary artery bypass grafting: Taiwan experience. *Circ J*, 69(11), 1327-1332. <https://doi.org/10.1253/circj.69.1327>
- Yang, P. J., Lee, Y. T., Tzeng, S. L., Lee, H. C., Tsai, C. F., Chen, C. C., Chen, S. C., & Lee, M. C. (2015). Potentially Inappropriate Prescribing in Disabled Older Patients with Chronic Diseases: A Screening Tool of Older Persons' Potentially Inappropriate Prescriptions versus Beers 2012 Criteria. *Med Princ Pract*, 24(6), 565-570. <https://doi.org/10.1159/000435955>
- Yu, T. H., Chou, Y. Y., & Tung, Y. C. (2019). Should we pay attention to surgeon or hospital volume in total knee arthroplasty? Evidence from a nationwide population-based study. *PLoS One*, 14(5), e0216667. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0216667>
- Yu, T. H., Chou, Y. Y., Wei, C. J., & Tung, Y. C. (2017). Are PCI Service Volumes Associated with 30-Day Mortality? A Population-Based Study from Taiwan. *Int J Environ Res Public Health*, 14(11). <https://doi.org/10.3390/ijerph14111362>
- Yu, T. H., Tung, Y. C., & Chung, K. P. (2015). Which Kind of Provider's Operation Volumes Matters? Associations between CABG Surgical Site Infection Risk and

- Hospital and Surgeon Operation Volumes among Medical Centers in Taiwan.
PLoS One, 10(6), e0129178. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0129178>
- Zyzanski, S. J., Stange, K. C., Langa, D., & Flocke, S. A. (1998). Trade-offs in high-volume primary care practice. *J Fam Pract*, 46(5), 397-402.
- 衛生福利部統計處. (2023). *Health90_糖尿病主題式資料庫*. Retrieved from https://dep.mohw.gov.tw/DOS/lp-2503-113-xCat-DOS_dc002-4-20.html



附錄



附錄 1、本研究之城鄉別(劉介宇 et al., 2006)

都市	高度都市化市鎮	台北市：松山區、信義區、大安區、中山區、 中正區、大同區、萬華區 新北市：板橋區、三重區、中和區、永和區、 新莊區、蘆洲區 桃園市：龜山區	台中市：中區、南區、西區、北區 台南市：東區、中區 高雄市：鳥松區、鹽埕區、三民區、新興區、 前金區、苓雅區、旗津區
	中度都市化市鎮	台北市：南港區、內湖區、士林區、北投區、 文山區 新北市：新店區、淡水區、汐止區、深坑區 桃園市：桃園區、中壢區、龍潭區 台中市：東區、西屯區、南屯區、北屯區、 沙鹿區 台南市：新營區、永康區、西區、北區 高雄市：鼓山區、左營區、前鎮區、鳳山區、 岡山區	基隆市：中正區、仁愛區、安樂區、信義區 新竹市：東區、北區 嘉義市：東區、西區 宜蘭縣：宜蘭市、羅東鎮 新竹縣：竹北市、竹東鎮 苗栗縣：苗栗市 彰化縣：彰化市 雲林縣：斗六市 屏東縣：屏東市 花蓮縣：花蓮市
	新興市鎮	新北市：樹林區、鶯歌區、土城區、五股區、 泰山區、林口區、八里區 台中市：清水區、梧棲區、神岡區、潭子區、 大雅區、烏日區、大肚區、龍井區、 霧峰區、太平區、大里區 台南市：歸仁區、南區、安南區、安平區	桃園市：楊梅區、蘆竹區、大園區、八德區、 平鎮區 基隆市：七堵區、暖暖區、中山區 新竹市：香山區 新竹縣：湖口鄉、新豐鄉 苗栗縣：竹南鎮

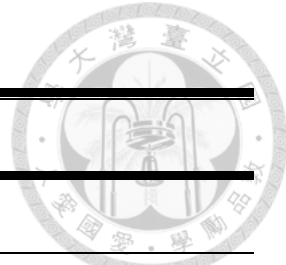


		高雄市：楠梓區、小港區、林園區、大寮區、大樹區、大社區、仁武區、橋頭區、路竹區、湖內區、茄萣區、彌陀區、梓官區	彰化縣：鹿港鎮、和美鎮、伸港鄉、花壇鄉、大村鄉 嘉義縣：民雄鄉 花蓮縣：新城鄉、吉安鄉
鄉村	一般鄉鎮市區	新北市：三峽區、瑞芳區、石碇區、三芝區、石門區、貢寮區、金山區、萬里區、烏來區 桃園市：大溪區、新屋區、觀音區 台中市：豐原區、大甲區、后里區、石岡區、外埔區、大安區 台南市：鹽水區、柳營區、麻豆區、六甲區、官田區、佳里區、學甲區、西港區、新化區、善化區、安定區、關廟區 高雄市：燕巢區、旗山區、阿蓮區、永安區、旗山區 宜蘭縣：蘇澳鎮、頭城鎮、礁溪鄉、壯圍鄉、員山鄉、冬山鄉、五結鄉 新竹縣：新埔鎮、關西鎮、芎林鄉、橫山鄉、北埔鄉、寶山鄉	苗栗縣：苑裡鎮、通霄鎮、頭份鎮、後龍鎮、公館鄉、銅鑼鄉、頭屋鄉、三義鄉、造橋鄉 彰化縣：線西鄉、福興鄉、秀水鄉、芬園鄉、員林鎮、溪湖鎮、田中鎮、埔心鄉、社頭鄉、北斗鎮 南投縣：南投市、埔里鎮、草屯鎮 雲林縣：斗南鎮、虎尾鎮、北港鎮、臺西鄉、口湖鄉 嘉義縣：太保市、朴子市、大林鎮、水上鄉 屏東縣：潮州鎮、東港鎮、恆春鎮、麟洛鄉、內埔鄉 花蓮縣：壽豐鄉 台東縣：台東市 澎湖縣：馬公市、湖西鄉
	高齡化市鎮	新北市：坪林區、平溪區、雙溪區 台南市：白河區、後壁區、東山區、七股區、將軍區、左鎮區、龍崎區 高雄市：田寮區	雲林縣：元長鄉、四湖鄉、水林鄉 嘉義縣：溪口鄉、六腳鄉、東石鄉、義竹鄉 屏東縣：車城鄉、滿州鄉 台東縣：池上鄉、長濱鄉

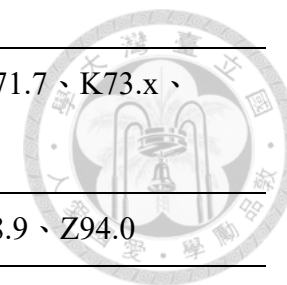


	新竹縣：峨眉鄉 苗栗縣：南庄鄉、西湖鄉、三灣鄉、獅潭鄉 彰化縣：芳苑鄉、大城鄉、竹塘鄉	花蓮縣：鳳林鎮 澎湖縣：白沙鄉、西嶼鄉、望安鄉、七美鄉
農業市鎮	台中市：和平區 台南市：下營區、大內區、北門區、山上區、 玉井區、楠西區、南化區 高雄市：美濃區、六龜區、甲仙區、杉林區 宜蘭縣：三星鄉 苗栗縣：卓蘭鎮、大湖鄉、泰安鄉 彰化縣：二水鄉 雲林縣：西螺鎮、古坑鄉、大埤鄉、二崙鄉、 崙背鄉、東勢鄉 嘉義縣：新港鄉、鹿草鄉、竹崎鄉、梅山鄉、 番路鄉、大埔鄉、阿里山鄉	南投縣：集集鎮、名間鄉、鹿谷鄉、中寮鄉、 魚池鄉、國姓鄉、水里鄉、信義鄉、 仁愛鄉 屏東縣：里港鄉、高樹鄉、新埤鄉、佳冬鄉、 霧臺鄉、獅子鄉、牡丹鄉、 台東縣：成功鎮、關山鎮、卑南鄉、鹿野鄉、 東河鄉、太麻里鄉、大武鄉、金峰鄉、 達仁鄉、蘭嶼鄉 花蓮縣：玉里鎮、光復鄉、豐濱鄉、瑞穗鄉、 富里鄉
偏遠鄉鎮	桃園市：復興區 台中市：東勢區、新社區 高雄市：內門區、茂林區、桃源區、那瑪夏區 宜蘭縣：大同鄉、南澳鄉 新竹縣：尖石鄉、五峰鄉 彰化縣：埔鹽鄉、永靖鄉、二林鎮、田尾鄉、 埤頭鄉、溪州鄉 南投縣：竹山鎮 嘉義縣：布袋鎮、中埔鄉	雲林縣：土庫鎮、莿桐鄉、林內鄉、麥寮鄉、 褒忠鄉 屏東縣：萬丹鄉、長治鄉、九如鄉、鹽埔鄉、 萬巒鄉、竹田鄉、枋寮鄉、新園鄉、 崁頂鄉、林邊鄉、南州鄉、琉球鄉、 枋山鄉、三地鄉、瑪家鄉、泰武鄉、 來義鄉、春日鄉 台東縣：海端鄉、延平鄉、綠島鄉 花蓮縣：秀林鄉、萬榮鄉、卓溪鄉

附錄 2、CCI(Glasheen et al., 2019)



分類	ICD-10
Myocardial infarction	I21.x、I22.x、I25.2
Congestive heart failure	I11.0、I13.0、I13.2、I25.5、I42.0、I42.5、I42.6、I42.7、I42.8、I42.9、I43.x、I50.x、P29.0
Peripheral vascular disease	I70.x、I71.x、I73.1、I73.8、I73.9、I77.1、I79.0、I79.1、I79.8、K55.1、K55.8、K55.9、 Z95.8、Z95.9
Cerebrovascular disease	G45.x、G46.x、H34.0x、H34.1x、H34.2x、I60.x、I61.x、I62.x、I63.x、I64.x、I65.x、 I66.x、I67.x、I68.x
Dementia	F01.x、F02.x、F03.x、F04、F05、F06.1、F06.8、G13.2、G13.8、G30.x、G31.0x、G31.1、 G31.2、G91.4、G94、R41.81、R54
Chronic pulmonary disease	J40.x、J41.x、J42.x、J43.x、J44.x、J45.x、J46.x、J47.x、J60.x、J61.x、J62.x、J63.x、 J64.x、J65.x、J66.x、J67.x、J68.4、J70.1、J70.3
Rheumatic disease	M05.x、M06.x、M31.5、M32.x、M33.x、M34.x、M35.1、M35.3、M36.0
Peptic ulcer disease	K25.x、K26.x、K27.x、K28.x



Liver disease, mild	B18.x、K70.0、K70.1、K70.2、K70.3、K70.9、K71.3、K71.4、K71.5、K71.7、K73.x、 K74.x、K76.0、K76.2、K76.3、K76.4、K76.8、K76.9、Z94.4
Renal disease, mild to moderate*	I12.9、I13.0、I13.10、N03.x、N05.x、N18.1、N18.2、N18.3、N18.4、N18.9、Z94.0
Diabetes with chronic complications	E**.2、E**.3、E**.4、E**.5
Hemiplegia or paraplegia	G04.1、G11.4、G80.0、G80.1、G80.2、G81.x、G82.x、G83.x
Any malignancy	C0x.x、C1x.x、C2x.x、C30.x、C31.x、C32.x、C33.x、C34.x、C37.x、C38.x、C39.x、 C40.x、C41.x、C43.x、C45.x、C46.x、C47.x、C48.x、C49.x、C50、C51-58.x、C60-63.x、 C76.x、C80.1、C81.x、C82.x、C83.x、C84.x、C85.x、C88.x、C9x.x
Liver disease, moderate to severe	I85.0x、I86.4、K70.4x、K71.1x、K72.1x、K72.9x、K76.5、K76.6、K76.7
Renal disease, severe*	I12.0、I13.11、I13.2、N18.5、N18.6、N19.x、N25.0、Z49.x、Z99.2、
HIV infection, no AIDS	B20.x
Metastatic solid tumor	C77.x、C78.x、C79.x、C80.0、C80.2
AIDS	B37.x、C53.x、B38.x、B45.x、A07.2、B25.x、G93.4x、B00、B39.x、A07.3、C46.x、C81- C96、A31.x、A15-A19、B59、Z87.01、A81.2、A02.1、B58.x、R64

[註]E**代表 E08、E09、E10、E11、E13

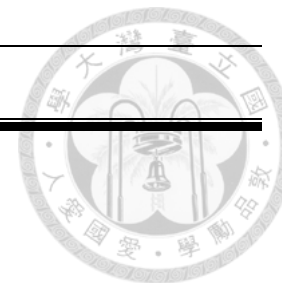
附錄 3、DCSI(Glasheen et al., 2017)

分類	分數	ICD-10
Retinopathy	1	E**.(3(排除 E**.34x、E**.35x)、H35.0x、H35.35x、H35.6x、H35.8x、H35.9
	2	H33.x、E**.34x、E**.35x、H54.x、H43.1x
Nephropathy	1	E**.21、E**.22、E**.29、N00.x、N04.x、N03.x、N05.x、N18.1、N18.2、N18.3、N18.9
	2	N18.4、N18.5、N18.6、N19
Neuropathy	1	E**.4x、G90.09、G90.8、G90.9、G99.0、G56.x、G57.x、G60.9、G73.3、G90.01、H49.x、I95.1、K31.84、K59.1、N31.9、M14.6x、S04.x
Cerebrovascular	1	G45.x
	2	I61.x、I63.x、I65.x、I66.x、I67.81
Cardiovascular	1	I24.x、I20.x、I25.x(排除 I25.2)、I70.x(排除 I70.25、I70.26x)
	2	I21.x、I22.x、I23.x、I25.2、I48.x、I46.x、I47.x、I49.x、I50.x、I70.25/I70.26x、I71.x
Peripheral Vascular Disease	1	E**.51、E**.59、E**.621、I72.4、I70.21x、I73.89、I73.9、S91.3x
	2	A48.0、I74.3、L97.x、E**.52、I96
Metabolic	1	E**.00、E**.10、E**.649



2 E**.01、E**.11、E**.641

[註]E**代表 E08、E09、E10、E11、E13



附錄 4、本研究納入之「應避免使用藥物」("American Geriatrics Society 2019 Updated AGS Beers Criteria® for Potentially Inappropriate Medication Use in Older Adults," 2019)

藥物類型或系統/藥物	理由	建議	證據等級	建議強度
第一代抗組織胺				
Brompheniramine、Carbinoxamine、Chlorpheniramine、Clemastine、Cyproheptadine、Dexchlorpheniramine、Dimenhydrinate、Diphenhydramine、Doxylamine、Hydroxyzine、Meclizine、Promethazine、Pyrilamine、Triprolidine	高度抗膽鹼；在年紀較大時，排除速度減緩，且在作為助眠藥物使用時會產生耐藥性；使用時可能會增加混亂、口乾、便秘以及其他抗膽鹼效應或毒性的風險。	避免使用	中	強
抗帕金森氏症				
Trihexyphenidyl	不建議用於預防或治療抗精神病藥物引起的額外錐體外症狀；治療帕金森病有更有效的藥物可供選擇。	避免使用	中	強
抗痙攣藥				
Atropine (眼用製劑除外)、Clidinium-chlordiazepoxide Dicyclomine (眼用製劑除外)、Homatropine、Hyoscyamine、Methscopolamine、Propantheline、Scopolamine	高度抗膽鹼；效用不明。	避免使用	中	強
抗血栓藥				
Dipyridamole、Ticlopidine	可能會引起姿勢性低血壓；存在更有效的替代藥物；靜脈注射形式可在心臟壓力測試中使用。	避免使用	中	強

藥物類型或系統/藥物	理由	建議	證據等級	建議強度
心血管系統				
Dronedarone	永久性心房顫動或嚴重或最近心臟衰竭惡化的患者有較差的結果。	永久性心房顫動或嚴重或最近心臟衰竭惡化的患者避免使用	高	強
Nifedipine(速效型)	可能會導致低血壓；有引發心肌缺血的風險。	避免使用	高	強
中樞神經系統				
抗憂鬱藥 Amitriptyline、Clomipramine、Doxepin Imipramine、Paroxetine	高度抗膽鹼、具鎮靜效果、導致姿勢性低血壓	避免使用	高	強
巴比妥類 Amobarbital、Phenobarbital、Secobarbital	具有高度的身體依賴性；對睡眠效益產生耐受性；低劑量下過量風險增加。	避免使用	高	強
苯二氮平類 Alprazolam、Estazolam、Lorazepam、Oxazepam Temazepam、Triazolam、Chlordiazepoxide、 Clonazepam、Clorazepate、Diazepam、 Flurazepam、Quazepam	苯二氮平類藥物都會增加老年人出現認知障礙、譫妄、跌倒、骨折和機動車輛事故的風險。在癲癇症、快速眼動睡眠行為障礙、苯二氮平類藥物戒斷、酒精戒斷、嚴重的廣泛性焦慮症和周圍手術麻醉等情況下，使用可能是適當的。	避免使用	中	強

藥物類型或系統/藥物	理由	建議	證據等級	建議強度
Z drug Eszopiclone、Zaleplon、Zolpidem	在老年人中的不良事件與苯二氮平類藥物類似（例如譫妄、跌倒、骨折）；增加急診就診/住院率；機車事故；對入睡潛伏期和睡眠時長的改善較小。	避免使用	中	強
Isoxsuprine	缺乏有效性	避免使用	高	強
內分泌系統				
Estrogens with or without progestins	有癌化風險(乳房和子宮內膜)；對於老年婦女缺乏心臟保護效果和認知保護效果。 可用於治療陰道乾燥的陰道雌激素；對於乳腺癌病史的婦女，如果對非激素治療無效，建議與醫師討論低劑量陰道雌激素（每週二次＜25 微克）的風險和效益。	避免全身性使用 (如口服或貼片)	高	強
Megestrol	對體重的影響較小；增加老年人出現血栓事件和可能死亡的風險。	避免使用	中	強
磺胺類藥物 Chlorpropamide、Glimepiride、 Glyburide(glibenclamide)	Chlorpropamide：在老年人中半衰期延長；可能導致持續性低血糖；引起 SIADH。 Glimepiride、glyburide：老人出現嚴重且持續性低血糖的風險較高。	避免使用	中	強

藥物類型或系統/藥物	理由	建議	證據等級	建議強度
疼痛相關藥物				
Meperidine	口服類型在通常使用的劑量下並不有效；可能比其他鴉片類藥物有更高的神經毒性風險，包括譫妄；有更安全的替代藥物可供選擇。	避免使用	中	強
Indomethacin、Ketorolac	老年人中患有胃腸出血/消化性潰瘍疾病和急性腎損傷的風險增加。Indomethacin 比其他非類固醇抗炎藥更容易產生不良的中樞神經系統效應。	避免使用	中	強
肌肉鬆弛劑 Carisoprodol、Chlorzoxazone、Cyclobenzaprine Methocarbamol、Orphenadrine	大多數肌肉鬆弛劑在老年人中耐受性差，因為其中一些可能會引起抗膽鹼作用不良反應、嗜睡、增加骨折風險；在老年人可耐受的劑量下的有效性存疑。	避免使用	中	強

附錄 5、本研究納入之「特定疾病應避免使用藥物」("American Geriatrics Society 2019 Updated AGS Beers Criteria® for Potentially Inappropriate Medication Use in Older Adults," 2019)

疾病/藥物	理由	建議	證據等級	建議強度
昏厥				
乙醯膽鹼酯酶抑制劑 Donepezil、Rivastigmine、Galantamine、 Neostigmine、Pyridostigmine	AChEIs 會引起心搏過緩，因此在老年人中應該避免使用，特別是對於可能因心搏過緩而導致暈厥的情況。	避免使用	高	強
譫妄、失智症或認知障礙				
Disopyramide	譫妄、失智症或認知障礙者、攝護腺增大伴有下泌尿道症狀(男性)避免使用	避免使用	中	強
Prochlorperazine	譫妄、帕金森氏症、失智症或認知障礙者、攝護腺增大伴有下泌尿道症狀(男性)避免使用	避免使用	中	強
Flavoxate、Oxybutynin、Solifenacin、Tolterodine、Trospium	譫妄、失智症或認知障礙者避免使用	避免使用	中	強
慢性腎臟病第四期以上				
NSAIDs	可能增加急性腎損傷的風險並進一步惡化腎功能。	避免使用	中	強
女性尿失禁				
Doxazosin、Prazosin、Terazosin	α -1 阻斷劑會加劇失禁症狀。	避免使用	中	強

附錄 6、醫師服務量、照護結果與潛在不當用藥之 GEE 模型簡表

	急診就醫		住院就醫	
	模型 1 ^[1]	模型 2 ^[2]	模型 1 ^[1]	模型 2 ^[2]
	OR	OR	OR	OR
糖尿病人量(參考組：低)				
中	0.86 (0.85-0.87)	0.94 (0.93-0.97)	0.84 (0.83-0.85)	0.92 (0.91-0.93)
高	0.82 (0.81-0.85)	0.92 (0.91-0.95)	0.76 (0.75-0.79)	0.85 (0.84-0.87)
潛在不當用藥	-	1.54 (1.52-1.58)	-	1.36 (1.35-1.38)
總病人量(參考組：低)				
中	0.89 (0.77-0.91)	0.96 (0.85-0.98)	0.81 (0.79-0.82)	0.91 (0.90-0.92)
高	0.84 (0.83-0.86)	0.91 (0.90-0.93)	0.79 (0.78-0.80)	0.89 (0.88-0.91)
潛在不當用藥	-	1.52 (1.49-1.56)	-	1.34 (1.33-1.39)
[1]模型一未加入潛在不當用藥				
[2]模型二加入潛在不當用藥				

附錄 7、常見潛在不當用藥(藥物種類)

排序	藥物種類	百分比	排序	藥物種類	百分比
1	苯二氮平類	24.12	11	疼痛相關藥物	2.45
2	磺胺類	21.63	12	抗憂鬱藥	1.91
3	第一代抗組織胺	16.17	13	抗帕金森氏症	0.47
4	肌肉鬆弛劑	10.09	14	巴比妥類	0.32
5	抗痙攣藥	5.74	15	雌激素	0.21
6	抗精神病藥物	4.81	16	周邊 alpha-1 阻斷劑	0.19
7	抗血栓藥	4.29	17	乙醯膽鹼酯酶抑制劑	0.12
8	Z-drug	4.22	18	抗膽鹼藥物	0.13
9	胃腸道藥物	2.92			

附錄 8、常見潛在不當用藥(藥物學名)

排序	藥物學名	百分比	排序	藥物學名	百分比
1	Glimepiride	19.21	11	lorazepam	3.22
2	Chlorzoxazone	8.14	12	Metoclopramide	2.92
3	Chlorpheniramine	6.60	13	Glyburide (glibenclamide)	2.42
4	Alprazolam	5.93	14	quetiapine	2.24
5	Zolpidem	4.17	15	Carbinoxamine	1.59
6	Dicyclomine	3.99	16	Imipramine	1.40
7	Clonazepam	3.86	17	fludiazepam	1.36
8	Dipyridamole	3.50	18	diazepam	1.30
9	Estazolam	3.32	19	Cyproheptadine	1.28
10	Dexchlorpheniramine	3.31	20	Carisoprodol	1.16

[註]未達 1%之藥物未列入本表