

我國西醫醫療院所為何不願釋出門診處方箋？ 一個藥價差的解釋

余健源、陳明楨*

摘 要

我國政府雖自 1990 年代起已宣示推動醫藥分業，但卻一直未能立法強制要求醫療院所須釋出處方箋，以致多年來僅能依賴醫師的自願配合來落實此項政策；這也就使得「如何引導醫師釋出處方」成為藥政實務上的重要課題。本研究由診所醫師的行為出發，討論因藥價差而產生的藥品利潤，如何影響醫師的處方釋出行為。我們以全民健保資料庫為基礎，檢視 2008 年與 2010 年西醫的門診紀錄，並比對 2009 年與 2011 年第 6 次與第 7 次年度藥價調整資料，推算出各年各處方中藥價差總值的多寡。本研究證實，若某處方所開立的藥物，隔年遭調降藥價的總幅度越大，或依健保給付價所計算的總藥費越高，一般也將伴隨著醫師較低的處方釋出意願。此意味著醫師的處方釋出行為，確實會考慮到自藥品所得的利潤。這也意味著，一旦造成藥價差的藥價給付制度有所調整，醫藥分業將較易落實。

關鍵詞：醫藥分業、處方箋、藥價差、全民健保研究資料庫
JEL 分類代號：I11, I12, I18

* 兩位作者分別為聯繫作者：余健源，國立中山大學企業管理學系助理教授，80424 高雄市鼓山區蓮海路 70 號，電話：07-5252000 轉 4629，E-mail: cysher@mail.nsysu.edu.tw；陳明楨，國立中山大學企業管理學系博士候選人，80424 高雄市鼓山區蓮海路 70 號，電話：0966-606372，E-mail: fuyamwir@ms49.hinet.net。作者誠摯感謝劉錦添老師的指導與余幸茱小姐的協助，以及陳妍蓓老師與兩位匿名評審的建設性意見。本研究曾獲科技部人文社會科學研究中心「青年學者暨跨領域研究學術輔導與諮詢」之補助（計畫編號：NSC 103-2420-H-002-001-Y10315），主要資料來源為財團法人國家衛生研究院管理之「全民健康保險研究資料庫」（計畫名稱：台灣醫院的競爭與醫療成效），作者在此亦一併致謝。文中若有任何缺失，悉由作者負責。

投稿日期：民國 107 年 1 月 29 日；修訂日期：民國 107 年 5 月 16 日；
接受日期：民國 108 年 1 月 30 日。

經濟研究 (Taipei Economic Inquiry), 56:1 (2020), 79-114。

臺北大學經濟學系出版

1. 前言

醫藥分業 (separation of drug prescribing and dispensing) 指的是醫師專責診療、處置及開立處方，而藥事人員專職調劑與藥物諮詢之醫療服務型態 (楊漢淙, 1997)；不論是在歐美國家的醫療產業或東方社會過往的傳統中醫，醫藥分業皆已施行久遠 (陳敏郎, 2011)。不過，在臺灣，因日治時期特殊的歷史情境，多年來卻普遍由醫師包辦自診療到調劑的所有流程 (劉士永, 2004)。儘管在 2001 年後，我國名義上已全面實施醫藥分業，但今日吾人仍難稱此已具體落實。關鍵在於，我國目前同時採兩種作法，一是若醫療院所釋出處方，則病人可至社區藥局去取得藥品，二是若醫療院所未釋出處方，病人亦可透過由醫師所聘請的藥師來調劑藥物；相較於歐美僅有前一種調劑方式的「單軌制醫藥分業」，我國的作法被稱為「雙軌制醫藥分業」。換言之，雖法令規定需由藥師來調劑處方，但當局仍開了道後門：醫師可透過聘請藥師來滿足醫藥分業的要求；而若未禁止「第二軌」，則當藥師未獨立執業時，便難以落實醫藥分業原欲發揮之醫藥間相互監督與制衡的效果 (林麗真與李蜀平, 2014)。¹ 多年來，因醫師團體的壓力，政府一直未能廢除雙軌制，只能盡量鼓勵醫療院所釋出處方箋，使民眾能有機會至獨立的社區藥局領藥。不過，宣導效果有限；由表 1 可見，由 2001 年起至 2012 年，西醫基層的處方箋釋出率僅約在 3 到 4 成，而醫院門診的釋出率則從未突破 1%。

此外，這些年來當局為推動醫師釋出處方箋，也同時鼓勵醫療院所能針對病情穩定的慢性病患開立慢性病連續處方箋 (簡稱慢箋)，並向病患宣導可跟醫師索取慢箋。對慢性病患來說，若醫療院所能開立慢箋，且進一步將其釋出，除可幫病患省去日後再赴醫院

¹ 舉例來說，美國為落實醫藥分業，其藥事相關法律便規定，開立處方權力者不得擁有藥局 (林麗真與李蜀平, 2014)。

的移動成本與掛號費外，也可幫其省去部分負擔的費用（病患持慢箋至社區藥局領藥，可免部分負擔）。儘管如此，推動多年來，慢箋的釋出亦同樣不如預期（莊凱嵐等，2013）。

表 1 我國歷年西醫基層與醫院門診之處方箋釋出率

年份	西醫基層	醫院（門診）
2001	9.5%	0.4%
2002	19.0%	0.6%
2003	27.3%	0.9%
2004	32.5%	0.8%
2005	36.5%	0.9%
2006	34.4%	0.7%
2007	31.9%	0.6%
2008	30.7%	0.6%
2009	30.2%	0.5%
2010	30.1%	0.6%
2011	30.6%	0.5%
2012	31.1%	0.4%

資料來源：中央健康保險署（2015）及衛生福利部統計處（2016）；但因近年來此兩單位已不再發布處方箋釋出率的統計，故本表資料僅列計至 2012 年。

說明：處方箋釋出率=（處方調劑方式為交付調劑的案件數／給藥案件數）。

在政府難以將第二軌關上的情勢下，醫藥分業能否落實便取決於處方箋釋出的比率，這也就使得處方釋出比例低下成為藥政實務上重要的課題。過去部分研究由病人的角度切入討論此議題。譬如，何蘊芳等（2006）在 2004 年的調查中發現，樣本中半數以上病患對慢箋釋出的政策多不甚明瞭。此外，連恆榮等（2009）以及莊凱嵐等（2013）分別在 2007 年以及 2010 年的調查都指出，就算經宣導後，持有慢箋的病患仍多回到原就診之醫療院所領藥；此乃因社區

藥局不普及、對藥局的印象不佳以及受制過去的就醫習慣所致。陳敏郎（2011）強調，要落實醫藥分業，改變大眾過去就醫取藥的「慣習」，是重要關鍵。因病患未知或沒有強烈意願要求醫師釋出處方箋，自然也就導致了處方釋出率低下。

另外一些研究則著眼於醫師的角度。儘管病患無知可能是處方釋出率偏低的原因之一，但何蘊芳等（2006）的文章也暗示，醫師的態度是導致此現象的主因；此外，基於以下幾點理由，由醫療供給面出發的研究，或許更能找出處方釋出率偏低的關鍵因素。首先是因醫療屬高度管制的行業，再加上保險給付的介入，以致在醫療服務的市場上，病患個別為單次醫療服務所給付的價格通常低於市場的均衡價格（在臺灣尤其是如此），所以屬供不應求的局面。Chandra et al. (2012) 認為，在此情形下，市場上所能提供的醫療服務的數量、特性等，主要取決於供給方的特性，而非供需雙方互動的結果；二是醫療服務乃一種信任財 (credence goods)，有強烈訊息不對稱的特性，交易的結果（譬如是否在診療中加入某種處置）一般來說亦較取決於賣方而非買方 (Dulleck and Kerschbamer, 2006)。因此，不少研究主張，個別病患所受到之醫療服務的差異（譬如醫師是否採取某種處置，放在本文的脈絡中，即為是否釋出處方），並無法完全由病患的特性與偏好所解釋 (Anthony et al., 2009)。

過去國內由醫師的角度討論處方釋出的研究多半採問卷調查的方式進行。龔佩珍等（2007）的調查發現，醫師對藥師的不信任，是醫師不願釋出處方箋（或慢箋）的部分原因。² 譬如，許多醫師擔心藥師會私自更換藥品，也不同意藥師協助可提升用藥的正確性。而由於對藥師專業的不信任，自然也擔心因不當給藥所延伸的醫療糾紛問題。醫療糾紛責任區分不明，是兩份調查中，醫師所願承認不釋出處方的最重要原因。

² 中華民國醫師公會全國聯合會（2003）所發出的聲明便深刻地反映出醫師對藥師的不信任；該聲明強調，若要求診所全面釋出處方箋，最大的困難是，藥師（藥局）素質與數目不足，又恐其未能確遵處方調劑，嚴重降低用藥品質與安全。

不過，採用問卷調查的研究，在我國目前的社會氛圍下（醫療院所通常不願正面承認其營利動機），並不易測出醫師的經濟理由。而除上述原因外，經濟誘因可能也是醫療院所不願釋出處方的重要原因。黃光華等（2004）針對西醫診所非簡表案件所做的分析曾指出，由門診釋出行為和慢性病案件與服務量的關聯，可能暗示著經濟誘因是決定處方釋出比例最重要的因素。

不過，黃光華等（2004）的研究並未進一步討論何謂經濟誘因，與為何醫師自行調劑藥物會產生利潤。本文認為，對該研究所討論的非簡表案件來說，醫師自行調劑所產生的利潤主要源自一般人所謂的「藥價差」。³ 具體來說，我國在全民健保開辦後，中央健康保險署（中央健康保險局於 2013 年改組為中央健康保險署，簡稱健保署）支付醫療院所用藥的費用，主要依其用藥，以每種藥品的統一藥價進行計算。雖健保署同時也進行藥價調查，每一年或兩年調整一次支付價，但實務上卻由於健保署的支付價無法隨時逼近醫療院所購藥的真實價格，產生「藥價差」，以致當醫療機構憑處方向健保署請領藥費時，只要該機構的真實交易價低於健保署支付價，便能依此套取利潤 (Liu et al., 2012)。全民健保某種程度上來說是一種計畫經濟體制，以計畫經濟體制介入自由市場之中，常會有這種價格不一的現象，從而產生套利空間；此現象似有其普同性的一面。

是故，本研究假設，因自行調劑所能帶來的利益，也是醫療機構不願釋出處方（或慢箋）的原因之一。若此假設成立，吾人可推得處方因藥價差所能帶來的藥品利益，將和醫療院所釋出處方的意願有負向關聯。本文將以西醫門診的非簡表案件來驗證此假設。我們將運用全民健康保險研究資料庫之承保抽樣歸人檔，並搭配 2009

³ 我國西醫診所向健保署請領藥費時，另有一特殊的制度叫簡表申報。此制有兩個特性，一是免審，二是按病例計酬，即健保署依病例每天給付固定藥費（但至多給付三天）。故對簡表案件來說，診所因自行調劑所產生的利潤主要來自實際開立藥物的成本和固定藥費的差距。此外，依健保規定，簡表申報的案件不會有釋出的案例（黃光華等，2004）。因此，本研究不討論簡表案件。

年與 2011 年兩次藥價調整的資料，推算出 2008 年與 2010 年時，每筆處方之藥價差總值的多寡，再觀察此與各筆處方的釋出情形是否有系統性的關聯。

第 2 節，本文將先介紹我國藥價差產生的制度背景；第 3 節則簡介韓、日兩國推動醫藥分業的經驗；第 4 節則討論資料蒐集與整理；第 5 節呈現本研究的理論架構以及計量分析方法；第 6 節是分析結果；第 7 節則為討論。

2. 我國藥價差產生的制度背景

藥價差的產生和現行以統一藥價支付藥費的制度有關，但過去我國在公、勞保時期，並非採行此制；過去藥價給付採實報實銷，另加成 10% 到 20% 支付藥品利潤。過去制度所產生的問題是，因加成給付的關係，導致醫院有較高的誘因使用高價的原廠或進口藥物。⁴ 另外是，雖有招標或議價的規定，要求廠商以市場最低價供應，但後來卻形成廠商保護市場價格的策略；廠商犧牲在一般市場上之獲利，以保障醫院通路的利潤（程馨與謝啟瑞，2005）。

因此，全民健保開辦後，健保署為改善前一制度的缺失，縮小同成分藥品間的價差，調降藥費並保護國產學名藥，便決定改採統一藥價支付藥費。為計算統一藥價，當局於 1994 年到 1996 年間陸續與醫藥界進行協商，訂定「全民健康保險藥品核價原則」，並於 1996 年 11 月開始實施。然而，自新制實施伊始，便因健保署統一藥價和市場真實交易價有所差距，引起社會各界普遍的批評。

有鑑於此，健保署於 1997 年 8 月公告進行第 1 次藥價調查，希望設法瞭解真實的藥品市價。不過，本次調查最終因受到廣泛抵制而草草結束（程馨與謝啟瑞，2005）。1999 年初健保署再度召開「全民健康保險藥價基準調整計畫」會議，經討論建立五年內縮小藥價

⁴ 雖說如此，但在此制下，儘管藥費偏高，卻因醫院傾向使用高品質原廠藥，醫療品質或許反較能得到保障。

差至 15% 之機制，並於該年公告「全民健康保險藥價基準」以及「全民健康保險藥品支付價格調整作業要點」。依此辦法，規劃於 1999 年後，每一年或兩年進行一次藥價調查，並依據調查結果計算新年度的健保支付藥價，希望能藉此將藥價差縮小至「合理範圍」。

自 1996 年至 2014 年，健保署總共進行過 12 次藥價調整與 8 次正式的藥價調查。其中，除前兩次藥價調整係依 1996 年與業界的協商結論分兩年三階段調降藥價外，其餘 10 次皆依藥價調查結果調整。⁵ 健保署方面認為，⁶ 其歷年來所辦理的藥價調查，只要該藥物還有繼續被使用，都可逼近該藥物於調查期間，真實的市場交易價。此因健保署在進行藥價調查時，會同時查核醫療院所及藥商雙方，兩邊同時勾稽比對。然而，若醫院和藥商雙邊互相勾結的話，則仍有可能無法掌握到真實價格。2006 年於第 5 次藥價調查時，臺南地方法院檢察署就發現，不少藥商與醫療院所會互相勾結，未以實際交易價申報。該年底，健保署便和臺南地檢署合作，推動第 5 次藥價調查的「再確認及更正申報作業」，再一次稽核藥商及醫療院所的交易資料。經該次與地檢署的合作後，後續幾次藥價調查應較能確實地掌握到調查當時的市場交易價。

雖說如此，由於藥價調查及藥價調降約每一年到兩年才進行一次，難免無法即時反映真實市場交易價格的變動；真實價格有可能在健保署公佈新的支付藥價後，又再進一步的調降。因此，即使是同一種藥物，就算藥價調查後所公佈的新藥價能接近調查期間的市價，藥價差可能在一段時間後又重新產生。不過，中央健康保險署認為，⁷ 於每次公佈新藥價後，因真實交易價又再進一步下殺所產生

⁵ 第 4 次與第 5 次藥價調查期間，皆因故分別進行過兩次藥價調整。

⁶ 詳細可參見健保署關於藥品給付、價格訂定與調整之 Q&A，http://www.nhi.gov.tw/Resource/webdata/Attach_9026_2_%E5%83%B9%E6%A0%BC%E8%A8%82%E5%AE%9A%E5%8F%8A%E8%AA%BF%E6%95%B4QA%E4%BF%AE%E8%A8%82%E7%89%88.pdf。

⁷ 有興趣的讀者亦可於上述網頁中查詢關於藥品給付、價格訂定及調整的說明。

的藥價差，不應將此視為是醫療院所的不當得利，而應將其視為是醫療院所向藥廠努力殺價所得的報酬。若無醫療院所端的殺價，也就沒有藥價差的產生；而健保署也僅予其一年到兩年的時間來獲取此殺價所得的報酬。一至兩年後，當局會進行藥價調查，並依據殺價所得，來調降健保支付藥價。因此，目前此制度也可看成是，醫療院所替健保署向藥商殺價；若非此制將藥價差之利益歸予醫療院所，並誘導其向藥商殺價，健保署或難由藥商方獲致一個較低的統一支付藥價。

此外，因藥品替換的關係，即使在歷經多次藥價調整後，藥價差也仍會存在。張樂心（2004）指出，醫院會明顯停用被調降價格較多的廠牌，並以調降少的廠牌替代。當健保署對某牌藥物的藥價調降多次後，若該藥已缺乏利潤，醫院便會改用其他廠牌但具有類似功能的新藥。因為是新藥，又可重新享有較大的藥價差。

以上討論皆反映了計畫體制欲介入自由市場時所會發生的諸總困難。而不論是因健保署在實務上難以立即掌握到在市場上交易藥品的真實價格，或是健保署有意引導醫療院所向藥商殺價，在此情況下所產生的價格差距，自然提供了豐厚的套利空間，醫療院所可藉由向健保署申報藥品費用（依健保支付價所計算），來賺取額外的利潤（因其較醫療院所實際付給藥商的藥費為高）。因此，取得處方（可依此申報藥費）便意味著取得套利的機會。若醫療行為亦受經濟誘因所影響，醫師應不會放棄此賺錢的機會，釋出處方箋。第4節後，本文將以實際資料來證實此推論。

3. 韓國、日本兩國推動醫藥分業的經驗

再繼續討論本研究的實證分析前，本文先於本節另外簡介韓國、日本兩國近半世紀來推動醫藥分業的經驗，以便後續討論由我國資料所得的結論時，能有一參照的對象。

和我國類似，韓國因過去日本統治的歷史遺留，戰後有將近半世紀多是處於醫藥不分的狀態。儘管 1953 年所制定的「藥事法」(Pharmaceutical Affairs Law) 已規範了藥事從業人員的法定地位，使韓國的醫藥分業具備相當的法律基礎，但因早年缺乏專業藥師的執照與培育體系 (Sihn, 2013)，後又因醫藥兩方的利益衝突 (Kim et al., 2004)，以致多年來一直無法徹底落實醫藥分業。

1994 年，韓政府決心強力推動醫藥分業。這樣的舉措引來了許多抗爭，甚至是醫師集體罷工導致病患死亡的事件 (Kim et al., 2004)。儘管如此，韓國當局依然決定於 2000 年鐵腕落實醫藥分業，以法律強制醫師釋出處方箋，若醫師違反規定，將被處 3 年以下有期徒刑，併科罰金 1,000 萬韓元 (黃慶鴻，2017)。在當局的強勢執法之下，韓國醫師的處方釋出率很快就達到了 100%。然而，根據 Kim et al. (2004) 的看法，這樣由國家來強制推動的醫藥分業，似乎並未帶來明顯地財務利益。因缺乏醫療院所端的殺價，2000 年以後，藥費明顯上漲，韓國健保的赤字也大幅增加。⁸

日本戰後開始推動醫藥分業，則主要是源自美國駐日盟軍總司令部的建議。雖早在 1956 年時，日本已修正「醫療服務法」(Medical Service Law)，規定醫師應釋出處方，不過，當年因醫界抗議，該法最後仍增列例外條款，准許醫師可以病人要求為由，自行調劑藥物，以致到 1974 年時，醫師仍幾乎不釋出處方 (Seo, 1994)。Seo (1994) 指出，在這段期間，日本醫界普遍以藥補醫的作法，是醫師不願釋出處方的最大原因；申言之，當時日本健保給付予醫師的診療費用極低，再加上其核算給醫療院所藥費的藥價，與醫師在市場上取得藥品的價格有所差距 (日本人亦稱此差距為「Yakkasa」)，故醫界一般以由「Yakkasa」所取得的收入來維持醫療院所的營運，自然也就不願釋出處方箋。

⁸ 韓國健保每次看診的平均藥費在 2000 年時暴增了 127.3%，到了 2001 年時，又再度上升 80.2% (Kim et al., 2004)。

1974 年，日本健保開始全面調高支付給醫師的各種費用（譬如處方釋出費）。由於醫療院所可不再依靠「Yakkasa」來維持營運，處方釋出的比例，便開始緩步上升；然而，增長的比例非常緩慢。到了 1992 年，日本全國仍只有 14.1% 的門診處方由藥局來調劑 (Seo, 1994)。

1992 年，日本當局又再度對健保的支付體系做了一次全面調整，包括改變健保支付藥價的計算公式以縮減「Yakkasa」、再度增加處方釋出費、住院治療的長期照護改為論人計酬等，此次變革最主要的目的在改變醫療體系過去以藥品調劑來賺錢的利潤結構 (Seo, 1994)。1992 年後，藥品價格的差異據估計由 23.1% 縮小至 2009 年的 8.4%，而同期間，處方釋出的比例則快速上升，至 2013 年時，日本全國已有 67.0% 的門診處方是由藥局來調劑 (Ura, 2014)。雖然 Seo (1994) 當初並不認為落實醫藥分業的改革能為日本的醫療體系帶來明顯地財務效益，不過目前的一些初步研究卻發現，醫藥分業至少能降低日本醫療院所開立處方的藥品費用 (Yokoi and Tashiro, 2014, 2016)。

4. 資料蒐集與整理

4.1 資料來源：全民健保資料庫

本研究計畫透過檢視門診處方紀錄，觀察每筆處方是否釋出和其所開藥物之藥價差是否有系統性的關聯，因此，本研究基本上需三類資訊，一是處方箋釋出與否的資訊；二是該處方箋所開立的藥物；三則是各類藥物間是否含有藥價差的資料。

關於前兩類資料，本文使用全民健康保險研究資料庫的承保抽樣歸人檔，取其中的「門診處方及治療明細檔」（簡稱 CD 檔）、以及「門診處方醫令明細檔」（簡稱 OO 檔）。CD 檔中記載樣本點歷次門診的相關資料，譬如處方調劑方式。而 OO 檔中則包括樣本點歷

次門診醫師所做處置的相關資料，譬如開立的藥物種類及數量。本研究主要觀察 2008 年與 2010 年，第 6 次和第 7 次藥價調查前一年的醫師處方行為。如第 2 節所述，因第 5 次調查時所發生的事件，第 6 與第 7 次的調查應較之前的調查更能確實掌握調查時的真實價格。本文預計取案件分類 04（西醫慢性病）與 09（其他專案）的就醫資料。在西醫門診中，案件分類 01、04 與 09 的案件是大宗（佔全體案件數比例超過 85%），但其中案件分類 01（簡表申報）大抵屬論病例計酬，和其他類型案件依處方所開立藥物核算藥費不同，故我們捨棄此類型案件。

至於本研究所關心的應變數，處方釋出與否，則可由 CD 檔中的處方調劑方式的記載得知。因不一定每次就醫醫師都會開立方，故我們先將未開處方的資料由分析中移除；此外，本研究也移除醫師必須自行調劑的特殊情況，譬如病患為殘障人士。而處方釋出與否的認定則以是否採「藥品交付調劑」來判定。⁹ 另外需注意的是，對西醫慢性病來說，當醫師採「藥品交付調劑」時，不必然就是釋出慢箋，有可能只是釋出一般的處方箋。吾人可進一步依診察費項目代號，區分究竟釋出的是慢箋還是一般的處方箋。¹⁰

接著我們再將 CD 檔與 OO 檔串檔，如此便可得到樣本點在這兩個年度，每次赴西醫門診的完整訊息，譬如某次看診醫師是否釋出處方、該次看診醫師所開立的藥物種類、數量與單價等等資訊。而 OO 檔中針對各項處置（診察、用藥等等）所記載的價格，原則上即

⁹ 在包括物理治療的處方中，不論其物理治療是自行或交付執行，只要藥品為交付調劑，即認定為釋出處方箋。

¹⁰ 依健保署全民健保醫療服務給付項目及支付標準的規定，健保署在支付醫療機構門診診察費時，會根據不同的狀況（譬如就診人次、山地離島或金馬地區門診、是否開具慢箋或是否釋出等），而有不同的給付代碼與支付點數。因此，我們可以根據這些代碼，判斷該處方是否為慢箋。關於目前各種給付標準與規定的詳細內容，可參見健保署，https://www.nhi.gov.tw/Content_List.aspx?n=58ED9C8D8417D00B。

為處方開立當時全民健保對該項處置的支付價。¹¹

4.2 資料來源：藥價調查與調整

如第 2 節所述，處方開立當時的健保支付價，通常不是醫療院所支付給藥廠的實際藥價，其間的差距，即為藥價差。雖實務上不可能全面得知每間醫療院所於處方開立當下的每種藥物的平均持有成本，但吾人仍可自健保署的藥價調查與調整中，獲知每種藥物大致的市場行情。因此，本研究以健保署所公告的「年度藥價調整結果明細表」為基礎，以該表所列的新藥價（其並未提供調整前藥價）搭配前一年 OO 檔中每項藥物的健保支付價，來找出不同藥物間，是否含有藥價差，以及平均而言，藥價差多寡的概略資訊。

根據衛生福利部全民健康保險藥物給付項目及支付標準第 67 條之規定，¹² 藥品價格調整的目標有二：一是使藥品支付價更接近市場實際的銷售價格；二是縮小無爭議之同成分、同含量、同規格與同劑型藥品的價差。因此，針對多數藥品，過去大約每一年至兩年會調整一次支付價；而調價的依據主要是參考藥價調查所得個別藥品市場加權平均價格，其次是參考同分組分類藥品（主要依據同成分、同劑型與同規格分組）的加權平均價格。令 *WAP* 為個別藥品之市場加權平均價格，*GWAP* 為同分組藥品的市場加權平均價格，以逾（無）專利期藥品為例，若調查過後，*WAP* 介於 *GWAP* 的 0.9 倍

¹¹ 不過，實際上在 OO 檔中，有部份處方對某些藥物所記載的價格，與其他處方對該項藥物的登載價格不同，看似不為處方開立當時的健保支付價。第一種情況是因該處方所使用的計價單位與一般慣例不同，譬如，健保署的支付價格是以每 500ML 為單位的價格登載，但該觀察值卻是以每 ML 為單位的價格紀錄。只要觀察之處方中，有一筆藥物出現此種情形，本研究即會將該筆觀察值刪除。第二種情形則是，某些處方將其部份藥物之價格記載為零，但事實上健保在處方開立當時仍對該項藥物予以給付（換言之，該項藥物在其他處方中仍有健保支付價）。此主因該項藥物在該處方中屬不得另行計價的藥品項目（譬如，處方採交付調劑之藥品項目），依規定單價應記載為零。吾人必須保留此類樣本。

¹² 關於該規定的全文，可參見全國法規資料庫，<https://law.moj.gov.tw/LawClass/LawAll.aspx?PCode=L0060035>。

到 1.05 倍之間，則原則上藥價調降比例為

$$\frac{\text{原支付價} - \text{新支付價}}{\text{原支付價}} = \min \left\{ \frac{\text{原支付價} - WAP}{\text{原支付價}} - 15\%, \text{該調幅所在範圍最大調降幅度} \right\} \quad (1)$$

是故，設若在藥價調查後，發現同分組藥品其市價皆一同較原支付價低 33%（也就是說，相較於原支付價，*WAP* 皆同比例下跌，導致整組 *GWAP* 也一同下跌，故 *WAP* 不致偏離整組 *GWAP* 過遠），則整組內新的支付藥價將為原支付價的 (100% - 17.5%)。¹³

而若調查過後發現，同分組內的藥品，相較於前次調查後所產生的支付價，某藥品 A 跌較多，另一藥品 B 跌較少，以致 A 藥品，其 *WAP* 低於同組 *GWAP* 的 0.9 倍，而 B 藥品，其 *WAP* 高於同組 *GWAP* 的 1.05 倍，則在設定新藥價時，將不會完全以 A、B 藥品的 *WAP* 為主；A 藥品會以 $0.9 \times GWAP$ 代替其 *WAP*，B 藥品則會使用 $1.05 \times GWAP$ ，再代入 (1) 式，算出新藥價的調降幅度。儘管如此，*WAP* 較低的 A 藥，其調降的幅度，還是大於 *WAP* 較高的 B 藥。依此法調整的目的，主要在不使同組內的新支付藥價差距過大。

當藥品為專利藥時，則採用不同於逾（無）專利期藥品的作法；調整方法會較為簡單。大抵來說，一旦決定調價時（*WAP* 和原支付價差距超過 15%），其藥價調降的比例為

$$\frac{\text{原支付價} - \text{新支付價}}{\text{原支付價}} = \frac{\text{原支付價} - WAP}{\text{原支付價}} - 15\% \quad (2)$$

¹³ 對個別藥品之 *WAP* 介於同組藥品 *GWAP* 在 0.9 倍到 1.05 倍之間的藥品，該調幅所在範圍最大調降幅度以如下方式找出：若經 $[(\text{原支付價} - WAP) / \text{原支付價}] - 15\%$ 之計算後，其值介於 0% 至 5% 間，則最大調降幅度為 2.5%；而若依此公式所算出之值在 5% 至 10% 之間，則最大調降幅度為 7.5%。餘依此類推，唯若依此公式所算出之值為負，則不予調整，而若依此公式所算出之值超過 40% 以上，調降幅度一律為 40%。

經前述方式調整過的藥價，會再進一步檢視其同分組內的所有藥價，若有某藥其新藥價低於同組內最高價的 60%，則其新藥價將為最高價的 60%。¹⁴

由以上的介紹吾人可以看出，當某藥的 *WAP* 和原支付價的差距過大以致藥價必須調整時，新舊支付價之間的差距，原則上和原支付價與調查當時的市價的差距（即藥價差）有正向關係。而由不同藥物間藥價差高低的資訊（新舊支付價之間的差距），吾人還可進一步推算樣本中不同筆處方間藥價差總值的多寡。

另外補充說明的是，在比對 OO 檔中每處方每藥物的健保支付價與隔年藥價調整的新價格時，需注意 OO 檔中某些藥物在特定情況下藥物單價被記載為零的現象。具體言之，雖該藥物在一般處方中，健保會予以給付，但只要某些條件成立，健保就不會支付該藥；此時，該藥物屬醫令類別 4（不得另計價之藥品），單價應記為零。譬如，針對採交付調劑之處方，此類處方中的藥品項目其單價應記載為零，而健保署也確實不支付此類處方中的藥費予醫療單位（改支付予病患領取藥物之藥局）。¹⁵ 針對此種情形，若吾人直接以該處方在 OO 檔中所記載的藥價比對藥價調整的新藥價，並計算藥價差，將造成嚴重的誤導。是故，針對在處方中屬醫令類別 4，單價被記載為零之藥品項目，本研究將以這些藥物在其他類處方中的支付價為其應有的健保支付價格（只不過在此處，因屬醫令類別 4，健保支付價為零），再以此來計算該處方應有之藥價差總值。

¹⁴ 因此，若有某一藥物，其原支付價與 *WAP* 都遠較同組的 *GWAP* 為低（一般來說此種藥都不會是曾經過藥價調整的藥；只要經過一次藥價調整，便不致偏離同組 *GWAP* 過遠），則有可能再經藥價調整後，新支付價較原支付價為高；唯調漲的上限最高為原支付價的兩倍。此情形並不多見。

¹⁵ 依照健保署醫療費用申報格式及填表說明中的門診申報說明，採交付調劑之處方（即處方釋出），其藥品項應記為醫令類別 4，單價填 0。然而，在釋出且含醫令類別 4 項目的觀察值中，仍有約半數的處方填入藥品項的健保支付價；不過，這些誤填入健保支付價的處方，最終在申報給付時，仍有正確扣掉藥品項目的點數。關於申報格式的詳細說明，可參見健保署，https://www.nhi.gov.tw/Content_List.aspx?n=427445E73B15E8CF&topn=D39E2B72B0BDFA15。

5. 理論架構與分析方法

根據 Chandra et al. (2012) 的建議，我們假設醫師在提供門診醫療服務時，會同時受到兩種考慮所左右，一是利潤動機，另一則是病患的福祉。換言之，吾人可將醫師的間接效用 U 表達為

$$U = \beta V(Y) + B + O, \quad (3)$$

其中， Y 是醫師的所得， B 是病患福祉所能帶給醫師的效用， O 則為其他影響效用的因素。 B 項的存在意味著醫師對病人福祉的考量，可將其理解為醫師利他主義的傾向 (Chandra et al., 2012)。

因此，當醫師 i 在面對病患 j ，考慮是否採取釋出處方箋的處置時，吾人可將醫師所考慮的兩種情境以如下式子來表達 (Chandra et al., 2012)：

$$U_{ij1} = \beta V(Y_i + D_{ij} + I_{ij1}C) + B_{j1} + \delta_1 X_i + \varepsilon_{ij1}, \quad (4)$$

$$U_{ij2} = \beta V(Y_i + D_{ij} + \pi_{ij2}) + B_{j2} + \delta_2 X_i + \varepsilon_{ij2}. \quad (5)$$

其中， U_{ij1} 與 U_{ij2} 分別表示醫師決定釋出或不釋出處方時的效用。 $V(\cdot)$ 為醫師因收入所能得到的效用， Y_i 為醫師 i 目前的所得， $D_{ij} + I_{ij1}C$ (或 D_{ij}) 為醫師由門診診療及處置所可得的收入；一般情形下，健保予醫師的診察費並不因其是否釋出處方而有所不同，但若醫師開立的是慢箋，則釋出時，依規定可領取大約高 20 點的診察費用，因此， I_{ij1} 表示醫師開立的是慢箋， C 則是因釋出慢箋所能多得的費用。 π_{ij2} 則為醫師自藥品可獲得的利潤，醫師只有在自行調劑時才能獲取因藥價差所得的藥品利潤。

在 (4) 式與 (5) 式中， B_{j1} (B_{j2}) 為因處方釋出 (不釋出) 對病患 j 福祉的影響所會帶給醫師的效用。依病患 j 的特性，可能會造成不同的 B_{j1} 與 B_{j2} 值；關於此，本研究將控制病患年齡、性別、主要傷

病或症候以及是否填報有兩個以上的傷病或症候。¹⁶

X_i 則為其他可能會影響醫師處置的因素，譬如醫師科別，醫師所在醫療機構的特性等等。不同科別的醫師在不同的訓練之下，可能會對不同的處置有不同的偏好 (Redelmeier and Tversky, 1990; Chandra et al., 2012)。而關於醫療機構的特性，則包括諸如機構的公私立別、規模、各機構不同案件類型的比例等等變數。最後， ε_{ij1} (ε_{ij2}) 為不可觀察到的其他影響醫師效用的殘差項。

若 U_{ij1} 大於 U_{ij2} ，此便意味著醫師最終決定釋出處方箋。因此，令 R_{ij} 為醫師是否釋出處方的變數， $R_{ij}=1$ 表示釋出， $R_{ij}=0$ 為不釋出，則醫師 i 釋出處方的機率便可寫為

$$\begin{aligned} \Pr(R_{ij}=1) &= \Pr(\beta[V(Y_i + D_{ij} + I_{ij1}C) - V(Y_i + D_{ij} + \pi_{ij2})] \\ &\quad + (B_{j1} - B_{j2}) + \delta X_i > \varepsilon_{ij2} - \varepsilon_{ij1}) \end{aligned} \quad (6)$$

其中， $\delta \equiv \delta_1 - \delta_2$ 。此外，我們也可將醫師所得對其效用影響的部分，以泰勒展開式（一階近似）來表示其在 $Y_i + D_{ij}$ 附近的近似值，亦即

$$\begin{aligned} &V(Y_i + D_{ij} + I_{ij1}C) - V(Y_i + D_{ij} + \pi_{ij2}) \\ &\approx \left\{ V(Y_i + D_{ij}) + V'(Y_i + D_{ij})[(Y_i + D_{ij} + I_{ij1}C) - (Y_i + D_{ij})] \right\} \\ &\quad - \left\{ V(Y_i + D_{ij}) + V'(Y_i + D_{ij})[(Y_i + D_{ij} + \pi_{ij2}) - (Y_i + D_{ij})] \right\} \\ &= V'(Y_i + D_{ij})(I_{ij1}C - \pi_{ij2}) \end{aligned} \quad (7)$$

其中， $V'(Y_i + D_{ij})$ 為所得能帶給醫師的邊際效用，其值為正；我們在此先設定樣本中醫師所得的邊際效用皆類似，令其為 m ，故可再把 (6) 式寫為

$$\Pr(R_{ij}=1) = \Pr(\beta m(I_{ij1}C - \pi_{ij2}) + (B_{j1} - B_{j2}) + \delta X_i > \varepsilon_{ij2} - \varepsilon_{ij1}) \quad (8)$$

¹⁶ 在主要傷病或症候中，本研究主要根據每筆處方所記載的第一筆國際疾病分類號 (ICD-9-CM) 將疾病粗分為 16 大類，本文再將各類別中案例較多的疾病獨立出來；關於本研究對疾病所做的分類詳細請見附表 1。

若醫師 i 認同釋出處方事實上對病患 j 較為有利，即 $(B_{j1}-B_{j2})$ 大於零，則 (8) 式所描述的便是一位醫師在病患福祉與個人所得的兩種互相衝突的影響間做權衡的情境。¹⁷ 而由 (8) 式中吾人亦可得，理論上當 π_{ij2} 增長時，醫師 i 釋出處方的機率應也會隨之降低。

π_{ij2} 的來源主要是藥價差。以 2010 年某藥物的藥價差為例，根據第 4.2 節的說明，以及 Liu et al. (2012) 的建議，若該藥物在 2011 年時曾進行藥價調整 (WAP 和原支付價差距超過 15%)，則吾人可將 2010 年其健保支付價與其 WAP 的差距表示為「原支付價-新支付價」以及該藥物「原支付價」的函數；換言之

$$P^{2010} - P_a^{2010} = g(P^{2010} - P^{2011}, P^{2010}) = g(\Delta P, P^{2010})。 \quad (9)$$

其中， P_a^{2010} 為醫療機構在 2010 年時於市場上取得該藥物的平均價格（在此先認定其近似 WAP ）， P^{2011} (P^{2010}) 則分別為 2011 (2010) 年的健保支付價， ΔP 為該藥品新舊支付價格的差距。若該藥物在 2011 年時曾進行藥價調整，則理論上 $g(\cdot)$ 為 ΔP 與 P^{2010} 的遞增函數。若吾人將 $g(\cdot)$ 設定為線性函數，則可得¹⁸

$$g(\Delta P, P^{2010}) = e\Delta P + fP^{2010}。 \quad (10)$$

因每一處方中通常不會只有一種藥品項，故最終我們可將 π_{ij2} 再表示為

$$\pi_{ij2} = \sum_k g_j^k(\Delta P, P^{2010}) n_j^k = e \sum_k \Delta P_j^k n_j^k + w \sum_k P_j^{2010,k} n_j^k。 \quad (11)$$

其中， n_j^k 為藥物 k 在病患 j 的處方中所被使用的量。因此， $\sum_k \Delta P_j^k n_j^k$

¹⁷ 此亦類似在環境議題中，Haab and McConnell (2002) 討論居民在補貼與更好的環境之間，互相權衡的情境；其並以此推估出居民對更好環境的願付價格。本研究所使用的分析架構與 Haab and McConnell (2002) 所建議的方法類似。

¹⁸ 需要強調的是，若該藥物在 2011 年時未進行藥價調整，並不意味著該藥物不存在藥價差；嚴格來說，這僅意味著該藥物的 WAP 與其健保支付價的差距在 15% 以內。

為該處方中所開立的藥物，其新舊支付價格調整的總量，我們可令此為 A_j ；而 $\sum_k P_j^{2010,k} \times n_j^k$ 則為該處方的藥品費用（依 2010 年的健保支付價計算），我們可令此為 DF_j 。換言之，我們將醫師自藥品所得的利潤寫為處方中「所有藥品新舊支付價調整的總量」（簡稱藥價調整）以及處方中「依當年度健保支付價所計算的藥品總費用」（簡稱總藥費）的線性函數。需要注意的是，在 (11) 式中，處方中總藥費對 π_{ij2} 的影響係數 w ，並不等於 (10) 式中的 f 。此因處方中不必然每項藥物皆有進行藥價調整；對未進行藥價調整的藥物，其 ΔP 為零，而該藥藥價差和其 P^{2010} 的關係並不一定為係數 f （亦不應假設該藥完全無藥價差），故處方中總藥費對 π_{ij2} 的影響就顯然不應為 f 。

接著我們再將 (11) 式代入 (8) 式中，即可得本研究之迴歸模型：

$$P(R_{ij} = 1) = \Pr(\beta m C I_{ij1} - \beta m e A_j - \beta m w DF_j + B_j + \delta X_i > \varepsilon_{ij})。 \quad (12)$$

其中， $B_j \equiv B_{j1} - B_{j2}$ ， $\varepsilon_{ij} \equiv \varepsilon_{ij2} - \varepsilon_{ij1}$ ，本研究假設 ε_{ij} 項呈 logistic 分配，故將使用羅吉斯迴歸 (logistic regression) 進行分析。根據以上的討論，我們預期，當 A_j 或 DF_j 增加時，處方箋釋出的機率將降低。關於本研究所使用的解釋變數亦請見表 2 的整理。

此外，本研究也將另外運用條件羅吉斯迴歸 (conditional logistic regression) 再進行分析。儘管本文主要由醫師的角度來討論處方釋出的問題，不過，如第 1 節所述，由於過去有不少研究也指出病患知識、觀念或習慣在此事上的角色，因此似乎並不宜完全排除病患對處方釋出的影響；在 (12) 式中，這些因素可能會藉由 B_j 項（醫師對病人的考量）來影響醫師釋出處方的決策。由於這類病患因素無法由研究者所觀察，但仍可能對估計造成影響，故本文將控制病患的固定效果（病患在觀察區間內可能會有多次看診）；由於病患的人數眾多，當進行病患固定效果的羅吉斯迴歸時，我們將採行條件羅吉斯迴歸 (Cameron and Trivedi, 2010; Beck, 2015)。

6. 分析結果

6.1 敘述統計

本文自承保抽樣歸人檔之資料中，取出五組樣本，先挑出 2008 年與 2010 年的資料，再篩出案件分類為 04 與 09 的樣本，最後再依第 4.1 節所討論的標準來認定處方箋釋出與否，並移除未開處方以及醫師必須自行調劑之特殊情形，總計得出 2,147,247 筆紀錄（共涵蓋 192,507 個病患）；其中，處方釋出的比例為 41.5%，¹⁹ 其他解釋變數的敘述統計資料則請見表 2。

接著，我們再進一步串連 CD 檔、OO 檔以及藥價調整明細表的藥價資料，並由此估算出每個處方中藥價調整的值與其總藥費；此平均值，前者為 43.700 元，後者為 288.535 元。而若我們將樣本分別依藥價調整與總藥費的中位數分為兩群，並個別計算每群的處方釋出率，則可發現，藥價調整值較高的樣本，其處方釋出率也相對較低（請見表 3）；同樣地，總藥費較高的樣本，其處方釋出率也偏低。此外，若我們將樣本分為處方釋出與未釋出兩組，則可得在處方未釋出的樣本中，其藥價調整與總藥費的平均值分別為 65.485 元與 430.297 元；但在處方釋出的樣本中，其藥價調整與總藥費的平均值就分別僅為 13.026 元與 88.924 元，都較另一組樣本的值為低。是故，處方釋出的機率，似皆和處方中藥價調整與總藥費的值呈負相關，符合我們之前的猜測。不過實情是否如此，還需更進一步嚴謹的計量分析確認。

¹⁹ 在本研究的樣本中，醫院門診的釋出率接近表 1 中衛福部所計算的結果，但樣本中診所的釋出率就顯著高於衛福部所公布的數值；這是因為本研究樣本只討論案件分類 04 與 09 的處方，若再加入案件分類 01 的處方，則樣本中診所的釋出率將接近表 1 中的數字。

表 2 本研究使用之解釋變數及其敘述統計

變數名稱	說明	年份	樣本數	平均數	標準差
藥價調整	處方中所有藥品新舊支付價調整的總量		2,147,247	43.700	1,199.236
總藥費	處方中依當年度健保支付價所計算的藥品總費用(此為 00 檔中醫令類別 1 與類別 4 的推算總值)		2,147,247	288.535	586.854
慢箋	該處方為慢性病連續處方箋(依診察費項目代號判定)		2,147,247	0.095	0.294
病患年齡	該處方之病患就診時年齡		2,147,247	45.205	23.866
男性病患	該處方之病患為男性		2,147,247	0.449	0.497
主要傷病	依每處方所記載的第一筆國際疾病分類號將疾病粗分為 16 大類		-	-	-
兩種傷病	處方中是否填報兩筆疾病		2,147,247	0.294	0.456
三種傷病	處方中是否填報三筆疾病		2,147,247	0.301	0.459
科別	就醫科別；粗分為 8 大類		-	-	-
診所案件	該處方由診所開立		2,147,247	0.630	0.483
山地離島	該處方屬山地、離島、金馬地區門診(依診察費項目代號判定)		2,147,247	0.013	0.113
精神科	該處方屬精神科門診(依診察費項目代號判定)		2,147,247	0.030	0.169
案件 09	案件分類為 09 之處方		2,147,247	0.667	0.471
2008 年	該處方之費用年月為 2008 年		2,147,247	0.485	0.500
關於醫療機構特性的變數：					
私立機構	該機構為私立醫院或診所	2008 2010	8,967 9,301	0.933 0.935	0.250 0.247
機構規模	該機構該年的門診量；以本研究所抽出的五組抽樣歸人檔中，該機構該年所有的總處方數(全部案件)作為代理變數	2008 2010	8,967 9,301	238.668 256.537	713.212 833.342
慢性病比	在本研究所抽出的五組歸人檔中，該機構該年的慢性病案件佔其全部案件數的比例	2008 2010	8,967 9,301	0.131 0.131	0.186 0.185
慢箋總數	在本研究所抽出的五組歸人檔中，該機構該年開立慢性病連續處方的總數	2008 2010	8,967 9,301	11.219 14.708	94.580 121.409

資料來源：本研究整理。

說明：1. 本研究樣本主要針對案件分類為 04 與 09 之案件；另，此處亦已移除未開處方與醫師必須自行調劑之特殊情形。

2. 本研究樣本所涵蓋的醫療院所數量在 2008 年與 2010 年分別為 8,967 間與 9,301 間；本表所指醫療機構特性的敘述統計值，乃以這些醫療院所的特性為基礎所計算的。

表 3 西醫門診處方釋出率：依藥價調整總量與總藥費區分

	樣本數	處方釋出率
藥價調整總量大於 6.67 元的處方	1,073,729	22.1%
藥價調整總量小於 6.67 元的處方	1,073,729	60.9%
總藥費高於 72 元的處方	1,073,729	16.7%
總藥費低於 72 元的處方	1,073,729	66.4%

資料來源：本研究整理。

說明：本研究樣本主要針對案件分類為 04 與 09 之案件；另，此處亦已移除未開處方與醫師必須自行調劑之特殊情形。

6.2 計量分析：基本模型

在本節中，我們便依據 (12) 式，對每筆處方釋出與否的決策進行迴歸分析；由於藥價調整與總藥費皆存在一些極端值（藥價調整最大值為 9,372 元，而總藥費最大值為 14,644 元），故我們會先依藥價調整與總藥費的值，將最極端的前後 5% 樣本移除，再進行分析，結果請見表 4。在表中，模型 A 是以羅吉斯迴歸分析所得的結果，而模型 B 則是為控制病患的固定效果，以條件羅吉斯迴歸所進行的分析。

由表中吾人可看到，在模型 A 中，藥價調整與總藥費的值，皆和醫師的處方釋出意願在統計上有顯著地負面關聯；即使是考慮了個別病患的固定效果，在模型 B 中，此反向關聯在統計上依然顯著。²⁰這意味著當處方中因藥價差所取得的利潤越大時，通常也確實伴隨著醫師較低的釋出意願。此外，在表中吾人也可看到，當處方為慢箋時，醫師也確實有較高的釋出意願。以上幾點皆符合我們在 (12) 式所做的預測。

²⁰ 模型 B 的觀察值較模型 A 的觀察值短少大約 36%，這是因為在進行條件羅吉斯迴歸時，若同一個體（病患）內只有一個觀察值，或同一個體（病患）內其應變數沒有變異（全部釋出或全部未釋出），則分析時，這些觀察值將會被移除 (Cameron and Trivedi, 2010; Wooldridge, 2010)。

表 4 藥價相關變數對西醫門診處方釋出決策的影響

自變數	模型 A			模型 B		
	勝算比	係數	標準誤	勝算比	係數	標準誤
藥價調整	0.996	-3.55e-03	(9.24e-05)**	0.996	-4.28e-03	(1.67e-04)**
總藥費	0.998	-1.46e-03	(2.25e-05)**	0.998	-1.67e-03	(4.06e-05)**
慢箋	3.681	1.303	(0.012)**	4.183	1.431	(0.023)**
病患年齡	0.993	-7.02e-03	(1.14e-04)**	-	-	-
男性病患	0.991	-9.43e-03	(4.56e-03)	-	-	-
兩種傷病	0.713	-0.338	(5.08e-03)**	0.671	-0.399	(9.15e-03)**
三種傷病	0.656	-0.422	(5.91e-03)**	0.581	-0.544	(0.011)**
診所案件	140.317	4.944	(0.018)**	539.057	6.290	(0.036)**
山地離島	0.753	-0.283	(0.019)**	0.249	-1.390	(0.063)**
精神科	0.289	-1.243	(0.034)**	0.170	-1.773	(0.064)**
案件 09	2.811	1.034	(8.84e-03)**	3.013	1.103	(0.016)**
2008 年	1.120	0.113	(4.55e-03)**	1.159	0.148	(8.83e-03)**
私立機構	6.756	1.910	(0.013)**	13.185	2.579	(0.028)**
機構規模	1.000	3.59e-04	(8.15e-06)**	1.000	2.55e-04	(1.63e-05)**
慢性病比	4.224	1.441	(0.020)**	4.974	1.604	(0.040)**
慢箋總數	0.997	-3.46e-03	(8.22e-05)**	0.997	-2.74e-03	(1.55e-04)**
常數項	0.003	-5.929	(0.032)**	-	-	-
是否控制病患固定效果		否			是	
是否控制主要傷病		是			是	
是否控制就醫科別		是			是	
觀察值		1,796,278			1,149,711	
Pseudo R ²		0.476			0.591	

資料來源：本研究整理。

說明：1. * 與 ** 分別表示 1% 與 0.1% 水準下顯著。

2. 本分析主要針對案件分類為 04 與 09 之案件，並移除未開處方與醫師必須自行調劑之特殊情形。
3. 分析時已將藥價調整與總藥費最極端的前後 5% 的樣本剔除。
4. 模型 A 為羅吉斯迴歸，模型 B 則是採條件羅吉斯迴歸進行分析。

為了能更進一步理解分析所得的意涵，表 4 也同時列出估計所得的勝算比 (odds ratio)。勝算指得是，某事件發生的機率與該事件不會發生的機率的比值，而勝算比指得便是，當解釋變數增加一單位時，勝算所會發生的變動。因此，由模型 B 的勝算比一欄中我們可以看到，²¹ 設若某病患在這兩年間歷次看病取得處方的勝算比是 0.667 (譬如在 10 次的看病中，有 4 次取得處方)，則當藥價調整的值增加 1 元時，勝算比將變為 0.664 (0.667×0.996)，取得處方的可能性將稍微降低；同理，當總藥費的值增加 1 元時，勝算比將變為 0.665 (0.667×0.998)。²²

接著我們將分析的對象集中在西醫診所，分析結果請見表 5。由表中吾人可以看到，當分析限縮在西醫診所的樣本中時，主要的結果依然和表 4 的分析沒有太大的不同；藥價調整與總藥費的值仍和醫師的處方釋出意願有顯著地負相關。

6.3 計量分析：藥價差與診所規模的交互作用

在本節中，本文以診所的分析為基礎，再加上診所規模和藥價相關變數的相乘項，討論當診所的規模變動時，其處方釋出的決策是否有所不同。

由第 5 節的討論中，吾人可看到，當診所規模增加時，診所醫師對釋出高總藥費或高藥價調整值的處方的意願，可能會有兩個方

²¹ 需要注意的是，在理解條件羅吉斯迴歸的分析結果時，不能討論一般羅吉斯迴歸所常會運用的邊際效果。這是因為在進行條件羅吉斯迴歸分析時，已將個別病患不可觀察到的固定效果消去而不予估計，但在計算邊際效果時，吾人會需要固定效果的估計值，故一般對條件羅吉斯分析的討論並不會看邊際效果 (Wooldridge, 2010)。

²² 在表 4 中，勝算比最高的變數是診所案件。這是因為不論在本研究樣本或是現實世界中，醫院幾乎都不釋出處方 (釋出率在 1% 以下)，但診所仍有相當的比例會釋出處方，以致病患在診所取得處方的勝算便遠較於其在醫院能取得處方的勝算為高。這個分析結果似乎意味著，即便控制了這些變數，診所案件對處方是否釋出仍有相當強的解釋能力。這也表示，除了本研究所討論的變數外，對於醫院為何不釋出處方的問題，仍有許多空間值得有興趣的讀者繼續探究。

表 5 藥價相關變數對西醫門診處方釋出決策的影響：西醫診所

自變數	模型 A			模型 B		
	勝算比	係數	標準誤	勝算比	係數	標準誤
藥價調整	0.996	-3.62e-03	(9.4e-05)**	0.995	-4.55e-03	(1.76e-04)**
總藥費	0.998	-1.51e-03	(2.3e-05)**	0.998	-1.85e-03	(4.31e-05)**
慢箋	3.569	1.272	(0.012)**	4.087	1.408	(0.024)**
病患年齡	0.993	-7.36e-03	(1.16e-04)**	-	-	-
男性病患	0.995	-4.71e-03	(4.66e-03)	-	-	-
兩種傷病	0.704	-0.351	(5.18e-03)**	0.658	-0.419	(9.42e-03)**
三種傷病	0.635	-0.453	(6.04e-03)**	0.557	-0.586	(0.011)**
山地離島	0.734	-0.309	(0.019)**	0.200	-1.609	(0.069)**
精神科	0.332	-1.101	(0.034)**	0.179	-1.722	(0.068)**
案件 09	2.928	1.074	(9.01e-03)**	3.236	1.174	(0.017)**
2008 年	1.135	0.127	(4.64e-03)**	1.185	0.170	(9.11e-03)**
私立機構	7.295	1.987	(0.015)**	16.286	2.790	(0.032)**
機構規模	1.000	7.61e-04	(9.96e-06)**	1.000	7.5e-04	(2.0e-05)**
慢性病比	4.393	1.480	(0.021)**	4.963	1.602	(0.042)**
慢箋總數	0.997	-3.42e-03	(1.04e-04)**	0.998	-1.74e-03	(2.22e-04)**
常數項	0.313	-1.163	(0.027)**	-	-	-
是否控制病患固定效果		否			是	
是否控制主要傷病		是			是	
是否控制就醫科別		是			是	
觀察值		1,143,710			584,548	
Pseudo R ²		0.198			0.199	

資料來源：本研究整理。

說明：1. *與 ** 分別表示 1%與 0.1%水準下顯著。

2. 本分析主要針對案件分類為 04 與 09 之診所案件，並移除未開處方與醫師必須自行調劑之特殊情形。
3. 分析時已將藥價調整與總藥費最極端的前後 5%的樣本剔除。
4. 模型 A 為羅吉斯迴歸，模型 B 則是採條件羅吉斯迴歸進行分析。

向相反的變動。首先是，規模較大的診所，可能會由藥商方獲得較大的藥價折扣，以致同樣總藥費的處方，大診所或許會較小診所能得到更多的藥價利益；同樣地，對遭調整價格的藥品來說，大診所在調價前的實際購入價，可能會較健保署所查得的平均市價為低，因此藥價調整或許會低估大診所實際由處方所得的藥價利益。是故，這意味著我們可將 (11) 式改寫為

$$\pi_{ij2} = e(Y_i) \sum_k \Delta P_j^k n_j^k + w(Y_i) \sum_k P_j^{2010,k} n_j^k = e(Y_i) A_j + w(Y_i) DF_j \circ (13)$$

其中， e 與 w 皆為診所規模 Y_i 的遞增函數。

再者是，規模較大的診所，可能會較不在意釋出個別處方所少賺的藥價利益；譬如，大診所的醫師可能有較高的所得，以致所得的邊際效用較低，也就較有意願釋出處方。換言之，我們可將 (8) 式改寫為

$$\Pr(R_{ij} = 1) = \Pr(\beta m(Y_i)(I_{ij1}C - \pi_{ij2}) + (B_{j1} - B_{j2}) + \delta X_i > \varepsilon_{ij2} - \varepsilon_{ij1}) \circ (14)$$

其中， m 為醫師所得的邊際效用，是診所規模 Y_i 的遞減函數。

綜合以上兩點，(12) 式的模型可改寫為

$$P(R_{ij} = 1) = \Pr(\beta m(Y_i)CI_{ij1} - \beta m(Y_i)e(Y_i)A_j - \beta m(Y_i)w(Y_i)DF_j + B_j + \delta X_i > \varepsilon_{ij}) \circ (15)$$

由 (15) 式中可知，當 Y_i 增加時， $m \times e$ 與 $m \times w$ 的變動方向並不一定，故大診所不必然會較小診所更無意願釋出高總藥費或高藥價調整值的處方。

而為由實證上探究診所規模變動所會帶來的影響，本研究在迴歸分析中加入診所規模和藥價相關變數的相乘項，申言之，我們可將迴歸模型寫為

$$P(R_{ij} = 1) = \Pr(\alpha_1 Y_i + \alpha_2 I_{ij1} + \alpha_3 A_j + \alpha_4 DF_j + \alpha_5 Y_i \times I_{ij1} + \alpha_6 Y_i \times A_j + \alpha_7 Y_i \times DF_j + B_j + \delta X_i > \varepsilon_{ij}) \quad (16)$$

此式可再整理為

$$P(R_{ij} = 1) = \Pr(\alpha_1 \times Y_i + (\alpha_2 + \alpha_5 \times Y_i) I_{ij1} + (\alpha_3 + \alpha_6 \times Y_i) A_j + (\alpha_4 + \alpha_7 \times Y_i) DF_j + B_j + \delta X_i > \varepsilon_{ij}) \quad (17)$$

由(17)式中可看到，設若 α_4 與 α_7 同為負值，則表示當總藥費較高時，醫師將較無意願釋出該處方，且大診所將較小診所更無此意願；同理，若 α_3 與 α_6 同為負值，則表示醫師較無意願釋出高藥價調整值的處方，且大診所的醫師將更不願釋出此處方。因此， α_6 與 α_7 分別意指，當 Y_i 增加時， A_j 與 DF_j 對醫師釋出處方意願的影響將如何變動。

實證分析的結果請見表6。由表中吾人可看到， α_4 與 α_7 的估計值皆為在統計上顯著的負值；這意味著，平均而言，大診所的醫師將較小診所的醫師，更不傾向釋出總藥費較高的處方。相較於此， α_3 的估計值雖為負值，但 α_6 的估計值卻為正。這表示對高藥價調整值的處方來說，小診所的醫師反而較大診所的醫師更無意願釋出此類處方。這兩個結果也表示，當 Y_i 增加時， w 成長的幅度會高於 e 成長的幅度。

在表6中另外一個值得注意的點是， α_5 的估計值為負（但 α_2 的估計值為正）；這表示小診所將較大診所更傾向釋出慢箋。對照(15)式，這意味著 m 確實為 Y_i 的遞減函數；醫師所得的邊際效用會隨診所規模的增加而減少。故，大診所會較不在意因釋出慢箋所能領取到的額外點數。

表 6 藥價相關變數與診所規模對西醫門診處方釋出決策的影響

自變數	模型 A			模型 B		
	勝算比	係數	標準誤	勝算比	係數	標準誤
藥價調整	0.995	-5.48e-03	(1.33e-04)**	0.994	-6.37e-03	(2.56e-04)**
總藥費	0.999	-1.04e-03	(3.21e-05)**	0.999	-1.34e-03	(6.26e-05)**
慢箋	4.624	1.531	(0.017)**	6.030	1.797	(0.034)**
機構規模	1.001	8.63e-04	(1.16e-05)**	1.001	8.63e-04	(2.26e-05)**
機構規模× 藥價調整	1.000	6.82e-06	(3.49e-07)**	1.000	6.54e-06	(6.70e-07)**
機構規模× 總藥費	1.000	-1.71e-06	(8.40e-08)**	1.000	-1.82e-06	(1.68e-07)**
機構規模× 慢箋	0.999	-9.75e-04	(4.26e-05)**	0.999	-1.45e-03	(9.12e-05)**
常數項	0.313	-1.191	(0.027)**	-	-	-
是否控制病 患固定效果		否			是	
是否控制主 要傷病		是			是	
是否控制就 醫科別		是			是	
觀察值		1,143,710			584,548	
Pseudo R ²		0.199			0.200	

資料來源：本研究整理。

說明：1. *與**分別表示 1%與 0.1%水準下顯著。

2. 本分析主要針對案件分類為 04 與 09 之診所案件，並移除未開處方與醫師必須自行調劑之特殊情形。
3. 分析時已將藥價調整與總藥費最極端的前後 5% 的樣本剔除。
4. 模型 A 為羅吉斯迴歸，模型 B 則是採條件羅吉斯迴歸進行分析。
5. 為節省字數，本表僅呈現重要變數之估計結果。

7. 結論與展望

以上實證分析顯示了，處方因藥價差所能帶來的藥品利益，會和醫師釋出處方的意願在統計上有顯著地負向關聯；儘管一般而

言，臺灣醫師多不願承認其醫療處置會同時考慮營利動機，但此分析意味著，醫師的處方釋出行為，確實會受到經濟誘因所影響。

由於處方釋出與否確實和藥品利益有負面關聯，根據第 5 節的模型，一個合理的推論是，若此因素得以消弭，便能增加醫師的釋出意願。是故，若藥費給付制度回歸過去依醫療機構實際購入藥品的單據來申請給付，並以定額之藥事服務費取代過去公、勞保時期加成 10% 至 20% 的藥品利潤給付，應可增加醫師的釋出意願；不過，此法應會大幅提升行政成本。

第二個可能的做法是，重新校正藥價調整公式以縮小藥價差。如第 4.2 節所述，我國目前的藥價調整機制是，當市價與健保支付價的差距在 15% 以內時，藥價不調整，而若要進行調整，則藥價調整的幅度將在市價與支付價的差距中再減去 15%；由此可知，當局在制度上已同意醫療院所平均來說能享有最多 15% 的藥價差。若調降此 15% 的區間，則應能縮小藥價差，提升醫師釋出處方的意願。日本在 1992 年的健保改革中，主要措施之一就是改變健保支付價的計算公式以縮減「Yakkasa」，而其中也包括將當局原先所允許的藥價差由 15% 縮減至 10% (Seo, 1994)。

第三個可能增加釋出意願的做法是，提高 (12) 式中的 C 值；亦即增加醫師的處方交付費。由第 6 節的分析可看到，相較於一般處方，醫師確實較願釋出慢箋，且所得邊際效用較高的小診所醫師會較大診所醫師更有意願。當醫師在意利潤時，若釋出處方能多得點數，自能提升其釋出的意願。日本過去在 1974 年與 1992 年的改革中，也都包括大幅提升處方交付費；²³ 而我國的學者亦多認為，大幅提升處方交付費應是能提升我國處方釋出率的有效做法（黃光華等，2004；龔佩珍等，2007）。

不過，無論採取何做法，在此之前，或許吾人還需思考的是，落實醫藥分業是否真能帶來較多的效益？若由健全健保財務的角度

²³ 由 1974 年以前的 10 點調到 1992 年的 74 點，1998 年後，又進一步調到 81 點 (Ura, 2014)。

著眼，成效可能未定。儘管醫藥分業能將經濟誘因與處方行為脫鉤，減少浮濫處方、降低藥費，但另一方面在現行制度下，若強制推動醫藥分業，或以上述之第一種方法推動醫師釋出處方，則將除去目前醫療院所向藥廠殺價的機制，致藥品單價可能偏高，一來一往，藥費便不必然會降低。韓國在 2000 年所推動的強制釋出，便反而造成藥費上漲 (Kim et al., 2004)。此外，若採上述第三種提升處方交付費的作法，還將額外增加支出；Chou et al. (2003) 認為，醫藥分業雖能降低藥費，但提高處方交付費後，應無法將低整體醫療支出。

但是，若是由病人的角度著眼，醫藥分業或許能提升醫療品質，為病人帶來好處。本研究說明了醫師的處方釋出行為，確實會受經濟誘因所影響。而近年來我國醫病關係惡化，許多病患表明不信任醫療服務公正可靠、抱怨醫師亂開藥 (高克培, 2014)，質疑醫療行為受到營利動機嚴重干擾；儘管本研究僅說明處方釋出行為會受到財務利益所影響，嚴格來說並未討論醫師的開藥行為是否也受到營利動機干擾，但這些病患的質疑並非無的放矢。由於醫病之間資訊不對稱，為確保醫療服務公正可靠，避免顯著財務利益干擾醫師的處方行為確屬必要；而醫藥分業能斷開藥品利益與處方行為之間的連結，改變醫療院所以藥品作為利潤來源的營利結構，應能提升醫療品質 (Seo, 1994)。在我國，相信這也將有助於重建醫病關係。

本研究因將藥價差定義為健保支付價與醫療院所購藥之真實價格的差距，以致僅討論依處方開立藥物核算藥費的非簡表案件，而略去簡表案件。然而，簡表案件亦是西醫基層之大宗；故，本文對西醫門診的討論並不能涵蓋我國診所醫師處方行為之全貌。這是本研究的限制。此外，許多國人在討論西醫診所藉處方向健保署套取利潤時，也會同時討論簡表案件；但是，因簡表案件是依病例每日給付固定藥費，且亦不會有釋出的案件，故若醫師欲套取利潤，其處方行為應會與非簡表案件有很大的不同。關於簡表案件下，醫師的行為會是如何，將和非簡表案件有何不同，應值得有興趣的讀者繼續探討。

附錄

附表 1 本研究依國際疾病分類號對疾病所作之分類

疾病名稱	ICD-9 前三碼	樣本數
傳染病及寄生蟲病		
黴菌病	110-118	22,581
其他	001-104, 120-139	40,399
腫瘤	140-239	30,960
內分泌及免疫性疾患		
糖尿病	250	75,107
其他	240-246, 251-279	42,583
血液及造血器官疾病	280-289	3,887
精神疾病		
精神官能症	300	38,016
其他	290-299, 301-319	54,496
神經系統及感覺器官疾病		
眼睛及附屬器官之疾患	360-379	124,486
耳及乳突之疾患	380-389	37,263
其他	320-359	21,601
循環系統疾病		
自發性高血壓、高血壓性心臟病	401-402	147,254
其他	390-398, 403-459	73,668
呼吸系統疾病		
急性呼吸道感染	460-466	475,747
過敏性鼻炎	477	34,327
其他	472-476, 478-519	82,717
消化系統疾病		
胃潰瘍、十二指腸與其他消化性潰瘍	531-534	29,920
其他	520-530, 535-579	111,184
泌尿生殖系統疾病	580-629	140,094
妊娠、生產及產褥期之併發症	630-676	6,108
皮膚及皮下組織疾病	680-709	130,883
骨骼肌肉及結締組織疾病		
關節病變及有關疾患	710-719	69,714
其他	720-739	122,179
徵候、症狀及診斷欠明之各種病態	780-799	112,595
其他：先天畸形、周產期病態、各種損傷及中毒	740-779, 800-999	107,583
影響健康狀況因子及需要醫療服務之補充分類	V01-V82	11,895
總計		2,147,247

資料來源：本研究整理。

說明：本研究樣本主要針對案件分類為 04 與 09 之案件；另，此處亦已移除未開處方與醫師必須自行調劑之特殊情形。

參考文獻

- 中央健康保險署 National Health Insurance Administration (2015), 2013 年全民健康保險統計動向 *2013 National Health Insurance Data Book*。 (in Chinese)
- 中華民國醫師公會全國聯合會 Taiwan Medical Association (2003), 「醫界聲明－關於醫藥分業單軌制」“Our Statement on the Separation of Dispensing and Prescribing”, http://tma.tw/meeting/meeting_info.asp?/487.html。 (in Chinese)
- 何蘊芳、林慧玲、蔡瑜珍、邱士峰、賴玉花、何富蕙、林芬如 Ho, Yunn-Fang, Fe-Lin Lin, Yue-Chen Tsai, Shih-Feng Chiu, Yu-Hua Lai, Fu-Hui Ho and Feng-Ju Lin (2006), 「門診患者對慢性病連續處方箋的認知」“The Cognition of Chronic-Disease Refill Prescriptions of the Outpatients”, 台灣醫學 *Formosan Journal of Medicine*, 10:5, 578-585。 (in Chinese with English abstract)
- 林麗真、李蜀平 Lin, Li-Chen and Shu-Ping Li (2014), 「我國實施醫藥分業為何變雙軌制」“Why Do We Implement the Separation of Dispensing and Prescribing in a Double-Track System”, 藥學雜誌 *The Journal of Taiwan Pharmacy*, 30:2, 2-5。 (in Chinese)
- 高克培 Kao, Ko-Pei (2014), 「醫療滿意度吊車尾，醫師、官員你們錯愕嗎？」“Patient Satisfaction with Medical Services in Taiwan Is Low; Are Physicians and Medical Officers Surprised?” 獨立評論@天下 *Independent Opinion @ Common Wealth*, <https://opinion.cw.com.tw/blog/profile/52/article/2095>。 (in Chinese)
- 連恆榮、涂慧慈、陳鳳珠、林娜翎、黃怡樺、史麗珠 Lien, Heng-Jung, Hui-Tzu Tu, Feng-Chu Chen, Na-Ling Lin, Yi-Hua Huang and Lai-Chu See (2009), 「某縣市民眾對慢性病連續處方箋的知識及使用行為」“Questionnaire Survey about Knowledge and Behavior for

Refill Prescription of Chronic Diseases in the General Public of Taiwan”, 臺灣臨床藥學雜誌 *Formosa Journal of Clinical Pharmacy*, 17:3, 1-18. (in Chinese with English abstract)

陳敏郎 Chen, Min-Lang (2011), 「醫藥分業社會實踐之限制及其可能性的探討」 “Limitations and Possibilities of the Praxis of Separation of Dispensing from Prescription”, 人文及社會科學集刊 *Journal of Social Sciences and Philosophy*, 23:4, 531-566. (in Chinese with English abstract)

莊凱嵐、史麗珠、連恆榮、林娜翎、黃怡樺、陳傳慧 Chuang, Kai-Lan, Lai-Chu See, Heng-Jung Lien, Na-Ling Lin, Yi-Hua Huang and Chuag-Huei Chen (2013), 「慢性病連續處方箋衛教宣導在知識與行為的短期成效」 “The Short Term Effects on Knowledge and Practice after an Educational Lecture about Refilling Prescriptions for Chronic Diseases”, 澄清醫護管理雜誌 *Cheng Ching Medical Journal*, 9:1, 23-30. (in Chinese with English abstract)

張樂心 Chang, Le-Shin (2004), 「不同權屬別醫院之經濟行為研究」 “Ownership and Hospital Behaviors”, 博士論文 Ph.D. Thesis, 國立臺灣大學衛生政策與管理研究所 Institute of Health Policy and Management, National Taiwan University. (in Chinese with English abstract)

黃光華、李玉春、黃昱瞳 Huang, Kuang-Hua, Yue-Chune Lee and Yu-Tung Huang (2004), 「醫藥分業對西醫診所門診處方釋出率及影響因素之分析」 “Impact of the Separation of Drug Prescribing and Dispensing Policy on the Release Rate of Prescriptions from Clinics”, 台灣公共衛生雜誌 *Taiwan Journal of Public Health*, 23:6, 469-478. (in Chinese with English abstract)

黃慶鴻 Huang, Ching-Hung (2017), 「從世界醫藥分業發展看臺灣基層西醫診所門內藥局發展與調整之研究」 “The Development and Adjustment Analysis of Physician-owned Pharmacy in Clinic in

Taiwan in View of Separation of Drug Prescribing and Dispensing in the World”, 博士論文 Ph.D. Thesis, 國立臺灣大學生物產業傳播暨發展學研究所 Institute of Bio-Industry Communication and Development, National Taiwan University. (in Chinese with English abstract)

程馨、謝啟瑞 Cheng, Carol and Chee-Ruey Hsieh (2005), 「全民健保藥品政策與藥品費用的經濟分析」 “Economic Analysis of NHI Pharmaceutical Policies and Drug Expenditures”, 經社法制論叢 Socioeconomic Law and Institution Review, 35, 1-42. (in Chinese with English abstract)

楊漢淙 Yang, Han-Chuan (1997), 醫療管理常用名詞彙編 Glossary of Health Care Management Terminology, 臺北: 行政院衛生署 Taipei: Department of Health, Executive Yuan. (in Chinese)

劉士永 Liu, Shi-Yong (2004), 「醫療、疾病與台灣社會的近代性格」 “Health Care, Disease, and Modernity in Taiwan Society”, 歷史月刊 Historical Monthly, 201, 92-100. (in Chinese)

衛生福利部統計處 Department of Statistics, Ministry of Health and Welfare (2016), 全民健康保險重要統計資料 Important Statistics of National Health Insurance, <https://dep.mohw.gov.tw/DOS/lp-2477-113.html>. (in Chinese)

龔佩珍、呂嘉欣、蔡文正 Kung, Pei-Tseng, Chia-Hsin Lu and Wen-Chen Tsai (2007), 「基層醫師釋出慢性病連續處方箋之意願及相關因素」 “Willingness of Clinic Physicians to Approve Prescription Refills for Chronic Diseases”, 台灣公共衛生雜誌 Taiwan Journal of Public Health, 26:1, 26-37. (in Chinese with English abstract)

Anthony, D. L., M. B. Herndon, P. M. Gallagher, A. E. Barnato, J. P. W. Bynum, D. J. Gottlieb, E. S. Fisher and J. S. Skinner (2009), “How Much Do Patients’ Preferences Contribute to Resource Use?” *Health Affairs*, 28:3, 864-873.

- Beck, N. (2015), "Estimating Grouped Data Models with a Binary Dependent Variable and Fixed Effects: What Are the Issues?" Presented at the Annual Meeting of the Society for Political Methodology, University of Rochester, Rochester, New York.
- Cameron, A. C. and P. K. Trivedi (2010), *Microeconometrics Using Stata*, Revised ed., College Station: Stata Press.
- Chandra, A., D. Cutler and Z. Song (2012), "Who Ordered That? The Economics of Treatment Choices in Medical Care," in *Handbook in Health Economics*, ed., M. Pauly, T. G. McGuire and P. P. Barros, 397-432, Amsterdam: Elsevier.
- Chou, Y. J., W. C. Yip, C. H. Lee, N. Huang, Y. P. Sun and H. J. Chang (2003), "Impact of Separating Drug Prescribing and Dispensing on Provider Behaviour: Taiwan's Experience," *Health Policy and Planning*, 18:3, 316-329.
- Dulleck, U. and R. Kerschbamer (2006), "On Doctors, Mechanics and Computer Specialists: The Economics of Credence Goods," *Journal of Economic Literature*, 44:1, 5-42.
- Haab, T. C. and K. E. McConnell (2002), *Valuing Environmental and Natural Resources: The Econometrics of Non-Market Valuation*, Northampton: Edward Elgar Publishing.
- Liu, Y. M., Y. H. Kao Yang and C. R. Hsieh (2012), "Regulation and Competition in the Taiwanese Pharmaceutical Market under National Health Insurance," *Journal of Health Economics*, 31:3, 471-483.
- Kim, H. J., W. Chung and S. G. Lee (2004), "Lessons from Korea's Pharmaceutical Policy Reform: The Separation of Medical Institutions and Pharmacies for Outpatient Care," *Health Policy*, 68:3, 267-275.

- Redelmeier, D. A. and A. Tversky (1990), "Discrepancy between Medical Decisions for Individual Patients and for Groups," *The New England Journal of Medicine*, 322:16, 1162-1164.
- Seo, T. (1994), "Prescribing and Dispensing of Pharmaceuticals in Japan," *PharmacoEconomics*, 6:2, 95-102.
- Sihn, K. H. (2013), "The Institutionalization of Pharmaceutical Administration After the Korean Liberation: Focusing on Regulating the Pharmaceutical Affairs Law (Yaksabeop) in 1953," *Korean Journal of Medical History*, 22:3, 847-878.
- Ura, K. (2014), "Separation of Dispensing and Prescribing Drugs in Japan," <https://www.pmda.go.jp/files/000151977.pdf>.
- Wooldridge, J. M. (2010), *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, 2nd ed., Cambridge, MA: The MIT Press.
- Yokoi, M. and T. Tashiro (2014), "Influence of Separation of Prescription and Dispensation of Medicine on its Cost in Japanese Prefectures," *Global Journal of Health Science*, 6:4, 57-62.
- Yokoi, M. and T. Tashiro (2016), "Japanese Community Pharmacists' Dispensing Influences Medicine Price Reduction more than Prescription Numbers," *Global Journal of Health Science*, 8:9, 20-25.

Why Do Hospitals and Clinics in Taiwan Not Release Prescriptions? An Explanation of the Pharmaceutical Price Gap

Chien-Yuan Sher and Ming-Chen Chen*

Abstract

Although the policy regarding the separation of dispensing and prescribing drugs has been in force since 1990s, the authorities in Taiwan have not yet enacted rules requiring hospitals or clinics to release prescriptions, which a patient can take to the pharmacy to get the filling, as for many years, the government has relied on only physicians' voluntary cooperation to realize this policy. In order to help motivate physicians to release more prescriptions, this study examines their behavior and discusses how the profit from the pharmaceutical price gap (whereby the pharmaceutical reimbursement by National Health Insurance is higher than the actual expenditure) affects physicians' willingness to release prescriptions. Based on the National Health Insurance Research Database, we analyze clinic records in 2008 and 2010, compare them with information of the 6th and 7th adjustments in the pharmaceutical reimbursement schedule, and estimate the profit from the pharmaceutical price gap in each clinic record. The findings show that physicians statistically significantly tend to keep prescriptions, including for drugs whose reimbursement prices have been reduced in the two adjustments or for prescriptions with higher drug reimbursement. This implies that physicians do consider pharmaceutical profit when prescribing. It also means that if the government can amend the reimbursement policy that is causing the pharmaceutical price gap, then physicians will release more prescriptions to pharmacists.

Keywords: Separation of Dispensing and Prescribing, Prescription, Pharmaceutical Price Gap, National Health Insurance Research Database

JEL Classification: I11, I12, I18

* Corresponding author: Chien-Yuan Sher, Assistant Professor in the Department of Business Management, National Sun Yat-sen University, No. 70, Lienhai Rd., Gushan Dist., Kaohsiung City 80424, Taiwan, R.O.C., Tel: 886-7-5252000 ext. 4629, E-mail: cyshe@mail.nsysu.edu.tw. Ming-Chen Chen, Ph.D. Candidate in the Department of Business Management, National Sun Yat-sen University, No. 70, Lienhai Rd., Gushan Dist., Kaohsiung City 80424, Taiwan, R.O.C., Tel: 886-966-606372, E-mail: fuyamwir@ms49.hinet.net.

Received January 29, 2018; revised May 16, 2018; accepted January 30, 2019.