

醫師、醫院PCI服務量閾值與死亡之關係

周盈邑¹ 杜裕康² 董鈺琪^{1,*}

目標：過去研究發現，醫師或醫院經皮冠狀動脈介入性治療（percutaneous coronary intervention, PCI）服務量與病人結果有關，美國心臟病學院、美國心臟學會及美國心血管造影和介入學會推薦，醫師與醫院服務量一年最少各為50及200例，以維持治療能力，然過去少有實證研究探討，醫師及醫院PCI服務量與病人結果間關係是否有服務量閾值存在，故本研究目的為決定PCI之醫師及醫院服務量與病人死亡關係間之閾值。**方法：**資料取自全民健康保險研究資料庫，研究對象為2009年接受PCI之病人，共30,905人。本研究以限制性立方截斷式（restricted cubic splines）模型，決定醫師及醫院PCI服務量與30日死亡關係之閾值，以多階層邏輯斯迴歸，控制病人、醫師及醫院特質後，檢測醫師及醫院服務量閾值對30日死亡之影響。**結果：**醫師PCI服務量達一年50例後，風險校正後30日死亡率下降趨勢呈現平滑，且病人由醫師執行PCI服務量達50例者醫治，相較未達50例者，有53.6%較低的30日死亡勝算。**結論：**病人由執行PCI一年達50例之醫師醫治，可降低死亡風險。（台灣衛誌 2017；36(2)：174-186）

關鍵詞：經皮冠狀動脈介入性治療、醫院服務量、醫師服務量、照護結果

前 言

經皮冠狀動脈介入性治療（Percutaneous Coronary Intervention, PCI）之服務量及死亡率，已被美國健康照護研究與品質機構（Agency for Healthcare Research and Quality, AHRQ），列為重要的住院品質測量指標之其中兩項[1]。鑒於過去PCI服務量一結果（volume-outcome）研究顯示，PCI病人由較低服務量醫師醫治會有較高的死亡率[2,3]，或住進較低服務量之醫院會有較高的

死亡率[3-12]。美國心臟病學院（American College of Cardiology Foundation, ACCF）、美國心臟學會（American Heart Association, AHA）及美國心血管造影和介入學會（Society for Cardiovascular Angiography and Interventions, SCAI）依據專家共識，建議醫師與醫院服務量一年最小各為50例及200例，以維持治療能力（competence），因低於此閾值（合適值），會有較差的病人結果[13]。因此，產生一個重要但未被證實的問題，醫師及醫院之PCI服務量與死亡率間關係，是否存在閾值，亦即是否有合適的醫師或醫院PCI服務量，可降低病人的死亡風險。

美國針對PCI醫師與醫院服務量之閾值不斷持續進行檢討及修正，ACCF/AHA/SCAI以回顧1980至2011年文獻與專家共識，自1988年起陸續提出PCI之醫師與醫院服務量閾值[13-18]，建議醫師與醫院透過增加服務量至一定程度的方式，使醫療人員技術純熟，臨床判斷更加準確，以維持治

¹ 國立台灣大學公共衛生學院健康政策與管理研究所

² 國立台灣大學公共衛生學院流行病學與預防醫學研究所

* 通訊作者：董鈺琪

地址：台北市中正區徐州路17號

E-mail: yuchitung@ntu.edu.tw

投稿日期：2016年12月30日

接受日期：2017年4月12日

DOI:10.6288/TJPH201736105127



療能力，2013年因發現接受PCI之病人數減少，許多醫師和醫院無法達到先前的服務量閾值，且因塗藥支架廣泛使用及臨床指引遵循度增加，使醫療品質提升，如再手術率下降等因素，故將醫師與醫院服務量閾值，從2001年分別訂為一年75例及400例[16]，降至2013年分別訂為一年50例及200例[13]。

有關探討醫師及醫院服務量達ACCF/AHA/SCAI所建議之PCI閾值對病人結果影響之研究，目前僅有兩篇國外相關研究[8,11,19]，Hannan等人以美國紐約州1998至2000年接受PCI之病人，探討醫師與醫院服務量閾值對住院死亡之影響，發現病人住進醫院服務量小於400例，且由醫師服務量小於75例者醫治，有較高之校正後住院死亡率[8]，然此篇研究是在塗藥支架未核准使用時（美國於2003年核准使用）；Badheka等人以美國2005至2009年於社區醫院接受心血管支架置入之病人，發現病人由醫師PCI服務量小於50例者醫治，有較高的校正後住院死亡率，且無關醫院服務量是否低於200例[19]。國內相關研究僅有一篇，係針對醫院服務量，林等人以台灣2003年接受PCI之病人，探討醫院服務量對30日死亡之影響，發現病人住進醫院服務量小於200例，即有較高之校正後30日死亡勝算，不同於美國醫院服務量閾值當時需400例[11]，但此篇研究也是在台灣塗藥支架未核准使用時（台灣於2003年底引進台灣，2006年12月健保給付），且未同時探討醫師服務量之影響，此外，未有研究探討醫師與醫院之PCI服務量與死亡間關係，是否存在閾值。

從國內外PCI閾值相關研究發現，不論以文獻回顧或專家意見方式訂定服務量閾值，或以國外PCI建議閾值進行國內PCI服務量分類，客觀性與適用性皆有待討論，且目前國內尚未有研究同時探討PCI之醫師及醫院年服務量之閾值；因此，本研究使用全民健康保險資料庫作為資料來源，針對接受PCI之病人，以30日死亡與否為結果，探討醫師與醫院PCI服務量閾值。

材料與方法

資料來源

本研究採回溯性世代研究法，以2008年至2010年全民健康保險研究資料庫進行研究，本研究使用之檔案包含「門診處方及治療明細檔（CD）」、「住院醫療費用清單明細檔（DD）」、「住院醫療費用醫令清單明細檔（DO）」、「承保資料檔（ID）」、「醫事機構基本資料檔（HOSB）」及「醫事人員基本資料檔（PER）」。

研究對象

研究對象為2009年1月1日至2009年12月31日接受PCI之18歲以上病人，納入條件為2009年住院醫療費用清單明細檔中，處置為經皮冠狀動脈介入性治療（國際疾病分類臨床修訂第九版[International Classification of Diseases, 9th Revision Clinical Modification, ICD-9-CM]處置碼：36.00-36.07, 36.09）[5,7,9,10,12]，排除醫師或醫院於2008年未有PCI處置及醫師年資缺失之資料，研究樣本共計30,905人。

研究變項

依變項

本研究依變項為30日全因死亡與否，依據ACCF/AHA/SCAI建議[13]，許多研究也以此做為PCI病人照護結果的評估指標[20-24]，定義為自病人住院日起計算30日內全因（任何原因）死亡者，即為30日死亡個案，本研究以退保做為死亡判定，住院起30日內退保者，死亡為首要可能原因[25,26]。ACCF/AHA/SCAI針對PCI主要照護結果測量指標，以全因死亡為最優先測量指標，全因死亡為主要結果測量指標之原因，一為以病人觀點，任何原因死亡皆為不良事件，另為僅以特定死因推論照護結果是困難的，因任何原因死亡可能與住院期間所接受之照護有關；以30日為觀察期間，因住院期間之照護結果不良易於此期間反映，且相較住院死

亡，30日死亡較不會受住院天數長短影響而有偏差，因住院死亡之測量較可能有利於住院天數短之提供者[13,27-29]。

自變項

本研究自變項為醫院服務量與醫師服務量，服務量計算方式為2008年各醫師與各醫院全年服務量加總。醫院及醫師服務量之閾值判斷，以限制性立方截斷式（restricted cubic splines）模型探討之結果，或參考ACCF/AHA/SCAI於2013年建議之閾值，分別區分為年服務量達到閾值及年服務量未達閾值兩組。

控制變項

控制變項包含病人特質、醫師特質與醫院特質，病人特質包含性別、年齡、共病程度、低收入戶、冠狀動脈繞道手術（coronary artery bypass graft, CABG）病史、PCI病史、心血管支架及血管處置數；醫師特質包含性別、年齡與年資；醫院特質包含所在地區與層級別。

病人特質之性別分為男、女二組；共病程度之計算，依照Romano等人修正之Charlson合併症指數（Charlson Comorbidity Index）定義，計算住院期間及住院前一年共病分數[30]；低收入戶以「住院醫療費用清單明細檔（DD）」中部分負擔代號（PART_NO）為003者定義，分為是、否；CABG病史之判斷，以住院前一年是否接受過CABG手術（ICD-9-CM處置碼：36.10-36.19）[1]，分為有、無；PCI病史，則以住院前一年是否接受過PCI處置，分為有、無；心血管支架，分為未使用、使用金屬支架、使用塗藥支架三組；血管處置數分為處置一條血管與處置二條血管。醫師特質之性別分為男、女二組。醫院特質之所在地區依據健保署6個分區，分為台北區、北區、中區、南區、高屏區與東區；層級別分為醫學中心、區域醫院與地區醫院。

統計分析

本研究探討醫師與醫院PCI服務量與病

人結果間是否存在閾值，及閾值對病人結果之影響，關於醫師與醫院PCI服務量與病人結果間是否存在閾值，本研究參考過去相關探討服務量—結果關係之閾值研究[31-34]，採用限制性立方截斷式模型，繪製醫師及醫院PCI服務量對校正後30日死亡率對數值之關係圖，以探討PCI醫院與醫師服務量與校正後30日內死亡率對數值間關係，是否有閾值存在。

針對校正後30日死亡率之計算，風險校正因子包括上述所有控制變項，計算方法依據美國AHRQ所採用的方法，以多階層邏輯斯迴歸模型（hierarchical mixed-effect logistic models）計算期望死亡率，再將觀察死亡率與期望死亡率之比值，乘以全國未校正死亡率，進而計算出醫師/院別校正後30日死亡率[35]，再者，考慮30日死亡率之分佈為偏態，故將30日死亡率取對數值。針對限制性立方截斷式之轉折點（knot）設定，過去研究建議以限制性立方截斷式模型進行分析非線性關係時，需設定轉折點，轉折點較合適的數目為5個[36]，且轉折點設立於第5、25、50、75及95百分位[37]，故本研究設定五個轉折點。針對閾值之界定，參考過去研究[31,33]，係從限制性立方截斷式模型之關係圖中，發現經過某一服務量後，服務量持續增加對校正後30日死亡率變化之影響趨緩，則定義該服務量為閾值，待醫師及醫院服務量閾值確定後，將醫師及醫院服務量，依據閾值，區分為服務量達到閾值組與服務量未達閾值組。

關於PCI服務量閾值對病人結果之影響，本研究亦使用多階層邏輯斯迴歸分析，在控制醫師及醫院之群集（cluster）特性後，探討PCI之醫師服務量與醫院服務量對30日內死亡之影響，由於同一醫師及醫院之病人彼此間可能有相關性，此巢套（nested）結構的特性，違反傳統迴歸分析之觀察值間須相互獨立的假設，可能會有低估標準誤及高估統計檢定量之情形發生，因此，為使研究結果更精確，本研究以個別醫師及醫院作為重複測量對象。

有關本研究多階層邏輯斯迴歸統計模

型之死亡區別（discrimination）的預測力程度，係依據風險校正模型文獻，使用c統計量（c-statistic），即接受器操作特性曲線（receiver operating characteristic, ROC）曲線下面積，以探討模型對死亡區別之預測力，c統計量介於0.5到1之間，越接近1表模型預測力越佳，0.5為沒有預測力，1為具有完美預測力[27,38,39]。除此，本研究也使用住院死亡為結果測量指標，以作為敏感度分析，檢證研究結果的穩健性（robustness），因醫院服務量（團隊經驗）可能與住院死亡較有關。本研究以SAS 9.4版軟體進行資料處理與統計分析。

結 果

本研究共計30,905人納入分析，研究樣本特性分佈如表一所示，病人以男性（73.6%）、非低收入戶（99.0%）、處置前一年未接受CABG（99.4%）、處置前一年未接受PCI（71.5%）、當次處置置入金屬支架（41.0%）、處置一條血管（71.9%）、醫師為男性（97.2%）、醫院於台北區（38.5%）及層級別為醫學中心（51.8%）佔多數，病人平均年齡為65.6歲，Charlson合併症指數平均為1.2分，醫師平均年齡為43.4歲，平均年資為7.8年，醫師平均年服務量為38.2例，醫院平均年服務量為411.8例，PCI病人30天死亡率為2.1%，住院死亡率為1.9%。

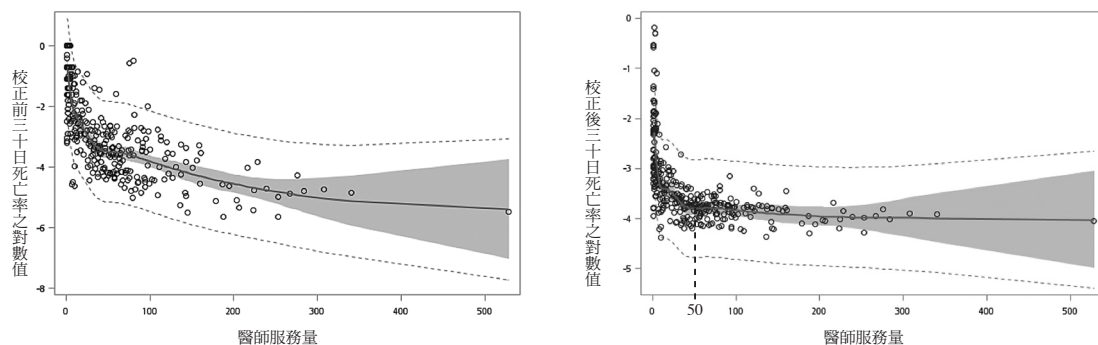
本研究以限制性立方截斷式模型，探討醫師及醫院PCI服務量與30天死亡關係之閾值，以病人特質包含性別、年齡、Charlson合併症指數、低收入戶、CABG病史、PCI病史、心血管支架、血管處置數，醫師特質包含性別、年齡與年資，及醫院特質包含所在地區與層級別等變項，進行30日死亡率之校正。醫師服務量與校正前後30日死亡率對數值關係，如圖一所示，校正前30日死亡率對數值，隨醫師服務量增加，呈現下降趨勢，亦即醫師服務量越高，校正前30日死亡率對數值越低；校正後30日死亡率對數值，在醫師年服務量未達50例之前，隨服務量增

表一 病人基本特質分佈

變項	N	%
總數	30,905	100.0
病人特質		
男性	22,741	73.6
年齡（歲）*	65.6 ±	12.2
Charlson合併症指數*	1.2 ±	1.5
低收入戶	312	1.0
處置前一年接受CABG	170	0.6
處置前一年接受PCI	8,801	28.5
當次處置支架使用情形		
未置入支架	10,113	32.7
置入金屬支架	12,679	41.0
置入塗藥支架	8,113	26.3
處置血管數		
一條血管	22,219	71.9
二條以上血管	8,686	28.1
醫師特質		
男性	30,027	97.2
年齡（歲）*	43.4 ±	6.7
年資（年）*	7.8 ±	6.2
醫院特質		
所在地區		
台北區	11,882	38.5
北區	3,248	10.5
中區	5,174	16.7
南區	5,430	17.6
高屏區	4,221	13.7
東區	950	3.1
層級別		
醫學中心	15,998	51.8
區域醫院	14,339	46.4
地區醫院	568	1.8
醫師PCI年服務量	38.2 ±	54.4
醫院PCI年服務量	411.8 ±	371.8
病人結果		
30日死亡	644	2.1
住院死亡	592	1.9

註：*表中呈現數值為「平均值±標準差」。

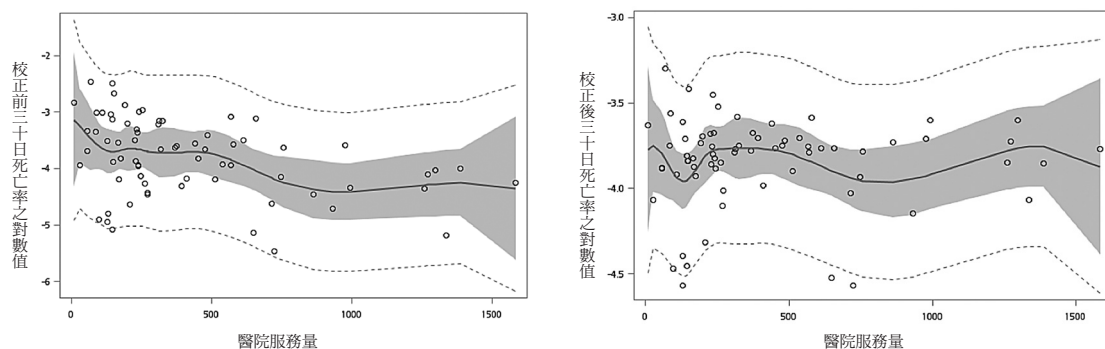
加，呈現快速下降趨勢，在醫師年服務量達50例以後，呈現平滑趨勢，故本研究以一年50例為醫師服務量閾值。醫院服務量與校正前後30日死亡率對數值關係，如圖二所示，校正前30日死亡率對數值，隨醫院服務量增



圖一 醫師服務量與30日死亡率對數值之限制性立方截斷式圖

*校正後30日死亡率，係以病人性別、年齡、Charlson合併症指數、低收入戶、CABG病史、PCI病史、心血管支架、血管處置數、醫師性別、年齡與年資、醫院所在地區及層級別，進行校正。

+實線為限制性立方截斷式模型之迴歸線；灰底為迴歸線之95%信賴區間；虛線為95%預測區間。



圖二 醫院服務量與30日死亡率對數值之限制性立方截斷式圖

*校正後30日死亡率，係以病人性別、年齡、Charlson合併症指數、低收入戶、CABG病史、PCI病史、心血管支架、血管處置數、醫師性別、年齡與年資、醫院所在地區及層級別，進行校正。

+實線為限制性立方截斷式模型之迴歸線；灰底為迴歸線之95%信賴區間；虛線為95%預測區間。

加，呈現緩慢下降趨勢，然校正後30日死亡率對數值，不論醫院服務量多少，呈現幾近平滑的趨勢，故本研究參考2013年ACCF/AHA/SCAI定義之醫院服務量閾值一年200例，作為醫院服務量閾值，以進行後續分析。

醫師與醫院服務量之病人基本特質分佈，如表二所示，病人特性在醫師服務量達成閾值與否之兩組分布，除病人性別、低收入戶及CABG病史外，其餘特質皆達顯著差異，接受年服務量未達50例之醫師服務的病人，共9,688人（31.4%），相較於接受年服務量達50例之醫師服務的病人，接受年

服務量未達50例之醫師服務的病人，平均年齡較小（65.2歲），Charlson合併症指數平均分數較高（1.3分），處置前一年較少接受PCI（24.6%）、當次處置較少置入塗藥支架（26.1%）、當次較多處置一條血管（74.6%）。

醫師服務量及醫院服務量對30日死亡之雙變項與多變項分析，如表三所示，未校正控制變項發現，醫師服務量達成閾值之30日死亡率，較醫師服務量小於閾值為低，勝算比為0.376（ $p < 0.001$ ），模型納入控制變項並同時放入醫師服務量與醫院服務量後發現，醫師服務量達成閾值之30日死亡

率，仍較醫師服務量小於閾值為低，勝算比為0.464 ($p<0.001$)，但醫院服務量與30日死亡無關，此模型之c統計量為0.884。在病人特性部分，年齡每增加1歲則30日死亡勝算比為1.062 ($p<0.001$)，Charlson合併症指數每增加1分則30日死亡勝算比為1.146 ($p<0.001$)，處置前一年接受PCI則30日死亡勝算比較處置前一年未接受PCI者為0.323 ($p<0.001$)，當次處置使用金屬支架及塗藥支架則30日死亡勝算比較未置入支架者分別為1.605 ($p<0.001$)、0.359 ($p<0.001$)。

經敏感度分析發現，以住院死亡為結果測量指標之結果，與以30日死亡為結果測量指標之結果相同，醫師PCI服務量閾值為一年50例，醫院服務量未發現閾值，醫師服務量達閾值，有較低的住院死亡，醫院服務量與住院死亡無關，此模型之c統計量為0.895 (表四)。

討 論

本研究以全民健康保險研究資料庫之具全國代表性樣本，探討PCI之醫師與醫院服務量閾值，以限制性立方截斷式模型，控制病人特質、醫師特質及醫院特質後，發現醫師PCI服務量達一年50例後，風險校正後30日死亡率下降趨勢呈現平滑，但醫院服務量未有類似趨勢，經由多階層邏輯斯迴歸分析，證實醫師服務量達50例，有較低的30日死亡勝算，但醫院服務量與30日死亡無關。

本研究發現台灣PCI服務量相較美國PCI服務量較低，2008年台灣醫師平均PCI年服務量為38例，醫師PCI年服務量最高為528例，醫院年服務量平均412例，醫院PCI年服務量最高為1,583例，美國2005至2009年，全國社區醫院之醫師的PCI年服務量最高有800多例，醫院年服務量最高有3,750多例[19]，由於此研究對象僅包括美國社區醫院接受心血管支架置入病人，若包括醫學中心醫院，及僅接受冠狀動脈氣球擴張術但未置入心血管支架之病人，醫師或醫院年服務量最高者可能有更多的PCI服務量。

美國ACCF/AHA/SCAI定義之醫師與醫

院PCI年服務量閾值，主要來自專家建議，證據力可能較不足，且對台灣可能較不適用。鑒於過去許多研究以ACCF/AHA/SCAI建議之PCI醫師與醫院年服務量閾值做為區分服務量之依據[3,5,8,19,24,40-44]，且ACCF/AHA/SCAI於2013年提出之心血管介入處置臨床治療能力聲明，承認醫師及醫院PCI服務量閾值之訂定，主要為專家建議與參考過去研究，這些研究多非全國性資料，且研究結果存在不一致，故缺乏足夠的證據力支持所提出的醫師與醫院服務量閾值[13]；除此，針對ACCF/AHA/SCAI提出之醫院PCI服務量閾值對台灣之適用性，林等人以2003年全民健康保險研究資料庫，探討ACC（為ACCF之前身）與AHA於2001年提出之醫院PCI年服務量閾值400例對台灣的適用性，發現ACC與AHA建議之閾值可能不適用台灣，因國內醫院年服務量閾值為200例，即可區分出達到閾值及未達閾值醫院之照護結果[11]。

本研究經由限制性立方截斷式模型，發現醫師服務量達50例，校正後30日死亡率下降趨勢呈現平滑。參考過去研究在探討不同手術之服務量—結果關係之閾值[31-34]及對服務量閾值之界定[31,33]，係採用限制性立方截斷式模型，故本研究使用限制性立方截斷式模型，探討PCI之醫院及醫師服務量閾值。限制性立方截斷式模型具有以下優點[34,45,46]：(1)以所有資料建立迴歸線、(2)可探討自變項與依變項之非線性相關、(3)以視覺從迴歸圖形發現變項間之相關性，並找出合適之轉折點。

本研究發現醫師PCI年服務量達閾值有較低的30日死亡，然醫院年服務量與30日死亡無關，與國外研究結果一致[19]；Badheka等人以2005至2009年美國全國社區醫院住院樣本資料庫，探討ACCF/AHA/SCAI於2013年提出之PCI醫師及醫院年服務量閾值，對美國現況的適用性，發現醫師服務量與住院死亡有關，然醫院服務量與住院死亡無關[19]。推測本研究結果與過去國內林等人之研究結果[11]不同的可能原因是，本研究同時納入醫師及醫院服務量進行探

表二 醫師與醫院服務量之病人基本特質分佈

變項	醫師服務量閾值				p值	醫院服務量閾值				p值
	<50		≥ 50			<200		≥ 200		
	N	%	N	%		N	%	N	%	
總數	9,688	31.4	21,217	68.7		3,486	11.3	27,419	88.7	
病人特質										
性別					0.885					<0.001
男性	7,134	73.6	15,607	73.6		2,448	70.2	20,293	74.0	
女性	2,554	26.4	5,610	26.4		1,038	29.8	7,126	26.0	
年齡（歲）*	65.2 ± 12.6		65.8 ± 12.1		<0.001	66.7 ± 12.5		65.4 ± 12.2		<0.001
Charlson合併症指數*	1.3 ± 1.5		1.2 ± 1.4		0.001	1.3 ± 1.5		1.2 ± 1.5		0.002
低收入戶					0.607					0.387
是	102	1.1	210	1.0		40	1.2	272	1.0	
否	9,586	99.0	21,007	99.0		3,446	98.9	27,147	99.0	
處置前一年接受CABG					0.052					0.310
是	65	0.7	105	0.5		15	0.4	155	0.6	
否	9,623	99.3	21,112	99.5		3,471	99.6	27,264	99.4	
處置前一年接受PCI					<0.001					<0.001
是	2,381	24.6	6,420	30.3		869	24.9	7,932	28.9	
否	7,307	75.4	14,797	69.7		2,617	75.1	19,487	71.1	
當次處置支架使用情形					<0.001					<0.001
未置入支架	2,940	30.4	7,173	33.8		1,261	36.2	8,852	32.3	
置入金屬支架	4,224	43.6	8,455	39.9		1,596	45.8	11,083	40.4	
置入塗藥支架	2,524	26.1	5,589	26.3		629	18.0	7,484	27.3	
處置血管數					<0.001					<0.001
一條血管	7,225	74.6	14,994	70.7		2,605	74.7	19,614	71.5	
二條以上血管	2,463	25.4	6,223	29.3		881	25.3	7,805	28.5	
醫師特質										
性別					<0.001					<0.001
男性	9,066	93.6	20,961	98.8		3,332	95.6	26,695	97.4	
女性	622	6.4	256	1.2		154	4.4	724	2.6	
年齡（歲）*	41.0 ± 7.4		44.5 ± 6.1		<0.001	41.5 ± 5.8		43.6 ± 6.8		<0.001
年資（年）*	6.4 ± 6.2		8.5 ± 6.0		<0.001	4.3 ± 3.8		8.3 ± 6.3		<0.001
醫院特質										
所在地區					<0.001					<0.001
台北區	3,235	33.4	8,647	40.8		829	23.8	11,053	40.3	
北區	1,400	14.5	1,848	8.7		455	13.1	2,793	10.2	
中區	1,555	16.1	3,619	17.1		711	20.4	4,463	16.3	
南區	1,515	15.6	3,915	18.5		761	21.8	4,669	17.0	
高屏區	1,655	17.1	2,566	12.1		590	16.9	3,631	13.2	
東區	328	3.4	622	2.9		140	4.0	810	3.0	
層級別					<0.001					<0.001
醫學中心	4,814	49.7	11,184	52.7		0	0.0	15,998	58.4	
區域醫院	4,472	46.2	9,867	46.5		2,918	83.7	11,421	41.7	
地區醫院	402	4.2	166	0.8		568	16.3	0	0.0	

註：*表中呈現數值為「平均值±標準差」。

表三 醫師與醫院服務量對30日死亡之影響

變項	死亡		存活		p值	未校正				校正 [*]			
	N	%	N	%		勝算比	95%信賴區間	p值		勝算比	95%信賴區間	p值	
總數	644	2.1	30,261	97.9									
醫師服務量（參考組：< 50例）	324	3.3	9,364	96.7	<0.001								
≥ 50例	320	1.5	20,897	98.5		0.376	0.279 0.508	<0.001		0.464	0.346 0.621	<0.001	
醫院服務量（參考組：< 200例）	107	3.1	3,379	96.9	<0.001								
≥ 200例	537	2.0	26,882	98.0		0.662	0.428 1.025	0.064		1.185	0.755 1.862	0.461	
病人特質													
性別（參考組：女性）	231	2.8	7,933	97.2	<0.001								
男性	413	1.8	22,328	98.2		1.558	1.313 1.849	<0.001		0.685	0.364 1.287	0.240	
年齡（歲） [*]	65.4 ± 12.2		73.9 ± 11.7		<0.001	1.068	1.060 1.076	<0.001		1.062	1.053 1.070	<0.001	
Charlson合併症指數 [*]	1.2 ± 1.5		1.8 ± 1.7		<0.001	1.203	1.148 1.260	<0.001		1.146	1.090 1.205	<0.001	
低收入戶（參考組：否）	635	2.1	29,958	97.9	0.320								
是	9	2.9	303	97.1		1.130	0.559 2.283	0.734		1.304	0.640 2.654	0.465	
處置前一年接受CABG（參考組：否）	643	2.1	30,092	97.9	0.171								
是	1	0.6	169	99.4		0.200	0.027 1.488	0.116		0.333	0.051 2.192	0.253	
處置前一年接受PCI（參考組：否）	579	2.6	21,525	97.4	<0.001								
是	65	0.7	8,736	99.3		0.303	0.232 0.395	<0.001		0.323	0.247 0.423	<0.001	
當次處置支架使用情形（參考組：未置入支架）	185	1.8	9,928	98.2	<0.001								
置入金屬支架	408	3.2	12,271	96.8		1.700	1.402 2.062	<0.001		1.605	1.314 1.960	<0.001	
置入塗藥支架	51	0.6	8,062	99.4		0.335	0.242 0.465	<0.001		0.359	0.258 0.502	<0.001	
處置血管數（參考組：一條血管）	464	2.1	21,755	97.9	0.930								
二條以上血管	180	2.1	8,506	97.9		0.950	0.790 1.142	0.582		0.932	0.770 1.129	0.473	
醫師特質													
性別（參考組：女性）	32	3.6	846	96.4	0.001								
男性	612	2.0	29,415	98.0		0.529	0.256 1.093	0.085		1.049	0.877 1.254	0.603	
年齡（歲） [*]	41.3 ± 6.1		43.4 ± 6.7		<0.001	0.943	0.922 0.966	<0.001		0.977	0.953 1.001	0.061	
年資（年） [*]	6.2 ± 5.2		7.9 ± 6.2		<0.001	0.929	0.903 0.957	<0.001		0.966	0.935 0.998	0.036	
醫院特質													
所在地區（參考組：台北區）	215	1.8	11,667	98.2	0.037								
北區	77	2.4	3,171	97.6		1.470	0.866 2.495	0.153		1.262	0.778 2.047	0.345	
中區	101	2.0	5,073	98.0		1.349	0.841 2.164	0.215		1.165	0.769 1.765	0.472	
南區	133	2.4	5,297	97.6		2.043	1.270 3.285	0.003		1.368	0.896 2.088	0.147	
高屏區	92	2.2	4,129	97.8		0.975	0.584 1.627	0.922		0.863	0.551 1.352	0.521	
東區	26	2.7	924	97.3		2.754	1.173 6.466	0.020		1.304	0.623 2.730	0.481	
層級別（參考組：地區醫院）	29	5.1	539	94.9	<0.001								
醫學中心	287	1.8	15,711	98.2		0.323	0.132 0.790	0.013		0.462	0.181 1.175	0.105	
區域醫院	328	2.3	14,011	97.7		0.531	0.218 1.294	0.164		0.489	0.207 1.158	0.104	

註：*表中呈現數值為「平均值±標準差」。

^{*}c統計量為0.884。

表四 醫師與醫院服務量對住院死亡之影響

變項	死亡		存活		p值	校正 ^{a,†}			
	N	%	N	%		勝算比	95%信賴區間	p值	
總數	592	1.9	30,313	98.1					
醫師服務量（參考組：<50例）	302	3.1	9,386	96.9	<0.001				
≥50例	290	1.4	20,927	98.6		0.453	0.332 0.619	<0.001	
醫院服務量（參考組：<200例）	99	2.8	3,387	97.2	<0.001				
≥200例	493	1.8	26,926	98.2		1.148	0.712 1.850	0.570	

^a校正因子包括病人特質（性別、年齡、Charlson合併症指數、低收入戶、CABG病史、PCI病史、心血管支架、血管處置數）、醫師特質（性別、年齡與年資）及醫院特質（所在地區、層級別）。

[†]c統計量為0.895。

討，且是塗藥支架納入健保給付範圍之後。服務量達到閾值之醫師有較佳的照護結果，可能因累積較多處置經驗（practice-makes-perfect），除了熟練處置技巧外，也更加了解如何妥善處理病人，因此有較佳的照護結果[47]。

本研究發現醫師PCI服務量與死亡關係存在閾值，且醫師PCI服務量達閾值可降低死亡風險，與近期國外研究實證發現醫師手術服務量與照護結果關係存在閾值，且醫師手術服務量達閾值可改善照護結果之發現一致，包括醫師無體外循環CABG（off-pump CABG）服務量閾值1年超過50例[31]、醫師全髖關節置換術服務量閾值1年至少35例[32]、醫師甲狀腺切除術1年超過25例[34]，可應用於品質改善、轉介醫師、保險給付標準或醫師教育（醫師訓練或證照維持）上[32,34]。再者，本研究統計模型對30日死亡之預測力c統計量為0.884，相較於Ravi等人研究[32]，探討醫師全髖關節置換術服務量閾值對照護結果之預測力，c統計量為0.650，顯示本研究之模型對30日死亡有較佳預測力。

本研究之優點包含：第一、以限制性立方截斷式模型探討PCI之醫師及醫院年服務量閾值，而過去亦有研究使用該方法探討不同手術之醫師或醫院服務量閾值[31-34]，相較於參考ACCF/AHA/SCAI建議之PCI服務量閾值，定義服務量切點的研究[3,5,8,19,24,40-44]，本研究經由實證提出適用台灣之PCI醫師服務量閾值。第二、本研

究同時納入PCI之醫院及醫師服務量進行探討，過去較少文獻同時比較PCI之醫師及醫院服務量對病人結果之影響。第三、本研究使用多階層邏輯斯迴歸分析，同時控制醫師及醫院之群集特性，避免低估標準誤及高估統計檢定量之情形發生，以更精確探討PCI之醫師及醫院服務量對30日死亡之影響。

不過本研究仍有以下研究限制：第一、由於本研究使用全民健康保險研究資料庫，未有血管特質與病灶嚴重度等測量變項，但本研究納入病人年齡、合併症、病史、血管處置數等做為控制變項，此些變項可作為病人是否屬高風險群，及是否需進行緊急或較複雜手術有關[19]；第二、本研究僅能從健保資料庫得知適用健保給付之心血管支架置入情形，但無法得知經確診不適用健保給付之心血管支架卻自費置入支架之訊息。

整體而言，本研究透過限制性立方截斷式模型，發現PCI之醫師年服務量閾值為50例，然未能發現醫院年服務量閾值，而服務量達到閾值之醫師能顯著降低30日死亡率，超過閾值之後，醫師服務量增加不再顯著降低死亡率。本研究之發現可提供衛生主管機關及醫院，未來在評估合理之執行PCI醫師的人力配置，以提升醫師生活品質及避免過勞，以及醫院在訓練執行PCI之醫師時，維持醫師治療能力與提升病人結果之參考。

致 謝

本論文承科技部（計畫編號：MOST

103-2410-H-002-209-MY2、MOST 105-2410-H-002-220-MY2) 補助，謹誌謝忱。

參考文獻

1. Agency for Healthcare Research and Quality. Inpatient quality indicators: technical specifications. Available at: http://www.qualityindicators.ahrq.gov/Modules/IQI_TechSpec.aspx. Accessed October 28, 2016.
2. Ellis SG, Weintraub W, Holmes D, Shaw R, Block PC, King SB 3rd. Relation of operator volume and experience to procedural outcome of percutaneous coronary revascularization at hospitals with high interventional volumes. *Circulation* 1997;**95**:2479-84. doi:10.1161/01.CIR.95.11.2479.
3. Xie Y, Rizzo JA, Brown DL. A modified method for estimating volume-outcome relationships: application to percutaneous coronary intervention. *J Med Econ* 2008;**11**:57-70. doi:10.3111/13696990701815578.
4. Kimmel SE, Sauer WH, Brensinger C, Hirshfeld J, Haber HL, Localio AR. Relationship between coronary angioplasty laboratory volume and outcomes after hospital discharge. *Am Heart J* 2002;**143**:833-40. doi:10.1067/mhj.2002.122116.
5. Epstein AJ, Rathore SS, Volpp KG, Krumholz HM. Hospital percutaneous coronary intervention volume and patient mortality, 1998 to 2000: does the evidence support current procedure volume minimums? *J Am Coll Cardiol* 2004;**43**:1755-62. doi:10.1016/j.jacc.2003.09.070.
6. Ho V. Certificate of need, volume, and percutaneous transluminal coronary angioplasty outcomes. *Am Heart J* 2004;**147**:442-8. doi:10.1016/j.ahj.2003.05.002.
7. Epstein AJ, Rathore SS, Krumholz HM, Volpp KG. Volume-based referral for cardiovascular procedures in the United States: a cross-sectional regression analysis. *BMC Health Serv Res* 2005;**5**:42. doi:10.1186/1472-6963-5-42.
8. Hannan EL, Wu C, Walford G, et al. Volume-outcome relationships for percutaneous coronary interventions in the stent era. *Circulation* 2005;**112**:1171-9. doi:10.1161/CIRCULATIONAHA.104.528455.
9. Mukherjee D, Wainess RM, Dimick JB, et al. Variation in outcomes after percutaneous coronary intervention in the United States and predictors of periprocedural mortality. *Cardiology* 2005;**103**:143-7. doi:10.1159/000084029.
10. Allareddy V, Allareddy V, Konety BR. Specificity of procedure volume and in-hospital mortality association. *Ann Surg* 2007;**246**:135-9. doi:10.1097/01.sla.0000259823.54786.83.
11. Lin HC, Lee HC, Chu CH. The volume-outcome relationship of percutaneous coronary intervention: can current procedure volume minimums be applied to a developing country? *Am Heart J* 2008;**155**:547-52. doi:10.1016/j.ahj.2007.10.029.
12. Allareddy V, Ward MM, Allareddy V, Konety BR. Effect of meeting Leapfrog volume thresholds on complication rates following complex surgical procedures. *Ann Surg* 2010;**251**:377-83. doi:10.1097/SLA.0b013e3181cb853f.
13. Harold JG, Bass TA, Bashore TM, et al. ACCF/AHA/SCAI 2013 update of the clinical competence statement on coronary artery interventional procedures: a report of the American College of Cardiology Foundation/American Heart Association/American College of Physicians Task Force on clinical competence and training (writing committee to revise the 2007 clinical competence statement on cardiac interventional procedures). *Circulation* 2013;**128**:436-72. doi:10.1161/CIR.0b013e318299cd8a.
14. Ryan TJ, Faxon DP, Gunnar RM, et al. Guidelines for percutaneous transluminal coronary angioplasty. A report of the American College of Cardiology/American Heart Association Task Force on assessment of diagnostic and therapeutic cardiovascular procedures (subcommittee on percutaneous transluminal coronary angioplasty). *Circulation* 1988;**78**:486-502. doi:10.1161/01.CIR.78.2.486.
15. Douglas JS Jr, Levin DC, Pepine CJ, et al. Recommendations for development and maintenance of competence in coronary interventional procedures. American College of Cardiology Cardiac Catheterization Committee. *J Am Coll Cardiol* 1993;**22**:629-31. doi:10.1016/0735-1097(93)90078-F.
16. Smith SC Jr, Dove JT, Jacobs AK, et al. ACC/AHA guidelines for percutaneous coronary intervention (revision of the 1993 PTCA guidelines)-executive summary: a report of the American College of Cardiology/American Heart Association task force on practice guidelines (committee to revise the 1993 guidelines for percutaneous transluminal coronary angioplasty) endorsed by the Society for Cardiac Angiography and Interventions. *Circulation* 2001;**103**:3019-41. doi:10.1161/01.CIR.103.24.3019.
17. Smith SC Jr, Feldman TE, Hirshfeld JW Jr, et al. ACC/AHA/SCAI 2005 guideline update for percutaneous coronary intervention-summary article: a report of the American College of Cardiology/American Heart

- Association Task Force on practice guidelines (ACC/AHA/SCAI Writing Committee to update the 2001 guidelines for percutaneous coronary intervention). *J Am Coll Cardiol* 2006;**47**:216-35. doi:10.1016/j.jacc.2005.11.025.
18. Levine GN, Bates ER, Blankenship JC, et al. 2011 ACCF/AHA/SCAI guideline for percutaneous coronary intervention. A report of the American College of Cardiology Foundation/American Heart Association Task Force on practice guidelines and the society for cardiovascular angiography and interventions. *J Am Coll Cardiol* 2011;**58**:e44-122. doi:10.1016/j.jacc.2011.08.007.
 19. Badheka AO, Patel NJ, Grover P, et al. Impact of annual operator and institutional volume on percutaneous coronary intervention outcomes: a 5-year United States experience (2005-2009). *Circulation* 2014;**130**:1392-406. doi:10.1161/CIRCULATIONAHA.114.009281.
 20. McGrath PD, Wennberg DE, Dickens JD Jr, et al. Relation between operator and hospital volume and outcomes following percutaneous coronary interventions in the era of the coronary stent. *JAMA* 2000;**284**:3139-44. doi:10.1001/jama.284.24.3139.
 21. Dibra A, Kastrati A, Schuhlen H, Schomig A. The relationship between hospital or operator volume and outcomes of coronary patients undergoing percutaneous coronary interventions. *Z Kardiol* 2005;**94**:231-8. doi:10.1007/s00392-005-0206-5.
 22. Cantor WJ, Hall R, Tu JV. Do operator volumes relate to clinical outcomes after percutaneous coronary intervention in the Canadian health care system? *Am Heart J* 2006;**151**:902-8. doi:10.1016/j.ahj.2005.07.033.
 23. Madan M, Nikhil J, Hellkamp AS, et al. Effect of operator and institutional volume on clinical outcomes after percutaneous coronary interventions performed in Canada and the United States: a brief report from the Enhanced Suppression of the Platelet glycoprotein IIb/IIIa Receptor with Integrilin Therapy (ESPRIT) study. *Can J Cardiol* 2009;**25**:e269-72. doi:10.1016/S0828-282X(09)70120-5.
 24. Kim YH, Her AY. Relationship between hospital volume and risk-adjusted mortality rate following percutaneous coronary intervention in Korea, 2003 to 2004. *Anadolu Kardiyol Derg* 2013;**13**:237-42. doi:10.5152/akd.2013.070.
 25. Lien HM, Chou SY, Liu JT. Hospital ownership and performance: evidence from stroke and cardiac treatment in Taiwan. *J Health Econ* 2008;**27**:1208-23. doi:10.1016/j.jhealeco.2008.03.002.
 26. Tung YC, Chang GM, Chen YH. Associations of physician volume and weekend admissions with ischemic stroke outcome in Taiwan: a nationwide population-based study. *Med Care* 2009;**47**:1018-25. doi:10.1097/MLR.0b013e3181a81144.
 27. Yale New Haven Health Services Corporation/Center for Outcomes Research and Evaluation. 2016 condition-specific measures updates and specifications report: hospital-level 30-day risk-standardized mortality measures. Available at: <http://www.qualitynet.org/dcs/ContentServer?cid=1163010421830&pagename=QnetPublic%2FFPage%2FQnetTier4&c=Page>. Accessed May 13, 2016.
 28. Dharmarajan K, Hsieh AF, Kulkarni VT, et al. Trajectories of risk after hospitalization for heart failure, acute myocardial infarction, or pneumonia: retrospective cohort study. *BMJ* 2015;**350**:h411. doi:10.1136/bmj.h411.
 29. Drye EE, Normand SL, Wang Y, et al. Comparison of hospital risk-standardized mortality rates calculated by using in-hospital and 30-day models: an observational study with implications for hospital profiling. *Ann Intern Med* 2012;**156**(1 Pt 1):19-26. doi:10.7326/0003-4819-156-1-201201030-00004.
 30. Romano PS, Roos LL, Jollis JG. Adapting a clinical comorbidity index for use with ICD-9-CM administrative data: differing perspectives. *J Clin Epidemiol* 1993;**46**:1075-9; discussion 81-90. doi:10.1016/0895-4356(93)90103-8.
 31. Lapar DJ, Mery CM, Kozower BD, et al. The effect of surgeon volume on mortality for off-pump coronary artery bypass grafting. *J Thorac Cardiovasc Surg* 2012;**143**:854-63. doi:10.1016/j.jtcvs.2011.12.048.
 32. Ravi B, Jenkinson R, Austin PC, et al. Relation between surgeon volume and risk of complications after total hip arthroplasty: propensity score matched cohort study. *BMJ* 2014;**348**:g3284. doi:10.1136/bmj.g3284.
 33. Shah N, Chothani A, Agarwal V, et al. Impact of annual hospital volume on outcomes after left ventricular assist device (LVAD) implantation in the contemporary era. *J Card Fail* 2016;**22**:232-7. doi:10.1016/j.cardfail.2015.10.016.
 34. Adam MA, Thomas S, Youngwirth L, et al. Is there a minimum number of thyroidectomies a surgeon should perform to optimize patient outcomes? *Ann Surg* 2017;**265**:402-7. doi:10.1097/SLA.0000000000001688.
 35. Agency for Healthcare Research and Quality. The risk adjustment and hierarchical modeling draft report. Available at: <https://qualityindicators.ahrq.gov/>

- Archive/News2006.aspx. Accessed October 28, 2016.
36. Marrie RA, Dawson NV, Garland A. Quantile regression and restricted cubic splines are useful for exploring relationships between continuous variables. *J Clin Epidemiol* 2009;**62**:511-7.e1. doi:10.1016/j.jclinepi.2008.05.015.
 37. Durrleman S, Simon R. Flexible regression models with cubic splines. *Stat Med* 1989;**8**:551-61. doi:10.1002/sim.4780080504.
 38. Krumholz HM, Wang Y, Mattera JA, et al. An administrative claims model suitable for profiling hospital performance based on 30-day mortality rates among patients with an acute myocardial infarction. *Circulation* 2006;**113**:1683-92. doi:10.1161/CIRCULATIONAHA.105.611186.
 39. Agresti A. *An Introduction to Categorical Data Analysis*. Hoboken, NJ: Wiley-Interscience, 2007.
 40. Kansagra SM, Curtis LH, Anstrom KJ, Schulman KA. Trends in operator and hospital procedure volume and outcomes for percutaneous transluminal coronary angioplasty, 1996 to 2001. *Am J Cardiol* 2007;**99**:339-43. doi:10.1016/j.amjcard.2006.08.037.
 41. Ho V, Petersen LA. Estimating cost savings from regionalizing cardiac procedures using hospital discharge data. *Cost Eff Resour Alloc* 2007;**5**:7. doi:10.1186/1478-7547-5-7.
 42. Kansagra SM, Curtis LH, Schulman KA. Regionalization of percutaneous transluminal coronary angioplasty and implications for patient travel distance. *JAMA* 2004;**292**:1717-23. doi:10.1001/jama.292.14.1717.
 43. Ritchie JL, Maynard C, Chapko MK, Every NR, Martin DC. Association between percutaneous transluminal coronary angioplasty volumes and outcomes in the Healthcare Cost and Utilization Project 1993-1994. *Am J Cardiol* 1999;**83**:493-7. doi:10.1001/jama.292.14.1717.
 44. Kimmel SE, Berlin JA, Laskey WK. The relationship between coronary angioplasty procedure volume and major complications. *JAMA* 1995;**274**:1137-42. doi:10.1001/jama.274.14.1137.
 45. Desquilbet L, Mariotti F. Dose-response analyses using restricted cubic spline functions in public health research. *Stat Med* 2010;**29**:1037-57. doi:10.1002/sim.3841.
 46. Adam MA, Pura J, Goffredo P, et al. Presence and number of lymph node metastases are associated with compromised survival for patients younger than age 45 years with papillary thyroid cancer. *J Clin Oncol* 2015;**33**:2370-5. doi:10.1200/JCO.2014.59.8391.
 47. Mustafa MU, Cohen M, Zapotulko K, et al. The lack of a simple relation between physician's percutaneous coronary intervention volume and outcomes in the era of coronary stenting: a two-centre experience. *Int J Clin Pract* 2005;**59**:1401-7. doi:10.1111/j.1368-5031.2005.00707.x.

The relationship between physician and hospital PCI volume thresholds and mortality

YING-YI CHOU¹, YU-KANG TU², YU-CHI TUNG^{1,*}

Objectives: Previous studies have found that physician volume or hospital volume has been associated with outcomes for percutaneous coronary intervention (PCI). The American College of Cardiology, The American Heart Association, and The Society for Cardiovascular Interventions recommend that the minimum annual PCI volumes for physicians and hospitals are 50 and 200 cases, respectively, in order to maintain competency. Few empirical studies have explored whether a relationship exists between physician or hospital PCI volume threshold and patient outcome; therefore, the objective of this study was to determine the relationship between physician and hospital PCI volume thresholds and mortality. **Methods:** This study used the Taiwan National Health Insurance Research Database. The study subjects were 30,905 patients who underwent PCI in 2009. A restricted cubic spline model was utilized to determine thresholds for the relationship between physician and hospital PCI volume and 30-day mortality. After adjustment for patient, physician, and hospital characteristics, a hierarchical mixed-effect logistic model was used to examine the impact of physician and hospital volume thresholds on 30-day mortality. **Results:** Once the annual physician volume reached 50 cases, the declining trend in risk-adjusted 30-day mortality rates began to flatten. Moreover, patients treated by physicians with volumes reaching 50 cases had 53.6% lower odds of 30-day mortality compared with those treated by physicians with volumes of fewer than 50 cases. **Conclusions:** Patients who are treated by physicians who perform 50 PCIs or more a year are at decreased risk for mortality. (*Taiwan J Public Health*. 2017;**36**(2):174-186)

Key Words: *percutaneous coronary intervention, hospital volume, physician volume, outcomes of care*

¹ Institute of Health Policy and Management, College of Public Health, National Taiwan University, No. 17, Xu-Zhou Rd., Zhongzheng Dist., Taipei, Taiwan, R.O.C.

² Institute of Epidemiology and Preventive Medicine, College of Public Health, National Taiwan University, Taipei, Taiwan, R.O.C.

* Correspondence author. E-mail: yuchitung@ntu.edu.tw

Received: Dec 30, 2016 Accepted: Apr 12, 2017

DOI:10.6288/TJPH201736105127