

中醫資源可近性對於中醫門診利用之影響

林宜瑾 郭年真*

目標：探討中醫資源可近性不同變化情形，對於民眾中醫門診利用之影響，並分析中醫資源可近性與不同利用習慣者的關係。**方法：**本研究以中醫巡迴醫療施行區域與各年度的每萬人口中醫師數作為可近性之測量指標，共分為兩個子研究樣本：「可近性增加組」與「可近性降低組」，並依照可近性變化情形再區分個案組（中醫資源可近性有改變）與對照組。利用傾向分數配對（Propensity Score Matching）篩選對照組，以廣義估計方程式（GEE）進行差異中的差異法，搭配使用二部模型（Two-part model）進行分析；本研究採用健保資料庫進行分析，研究期間為2011年至2013年。**結果：**可近性增加組的個案其中醫門診利用皆顯著增加，中醫利用率的勝算比（odds ratio, OR）為1.094，個案組的中醫利用次數與費用改變率分別較對照組增加0.022%與0.128%；但對於可近性降低組的個案而言，其中醫門診利用皆顯著減少。**結論：**中醫資源對於中醫門診利用會造成影響，故建議主關機關能持續保障醫療資源缺乏地區民眾之中醫就醫權益，並且須擬定相關政策以改善當前不同地區中醫利用差異之問題，以落實全民健保精神。（台灣衛誌 2019；38(6)：604-616）

關鍵詞：中醫資源不足地區、中醫資源可近性、中醫門診利用、差異中之差異法

前 言

台灣全民健保自1995年施行後，至今納保率已高達99.6%，大幅降低民眾就醫時的財務障礙，並且保障就醫可近性與公平性，中醫門診於健保開辦初期便納入給付範圍，每年佔整體健保總額約4%，保障被保險人享有中醫利用的基本權益[1]。隨著醫療支出逐年高漲，2000年中醫也開始施行門診總額，一方面控制醫療支出高漲，另一方面則希望能透過地區預算分配，促使中醫資源達合理分布[2]。然而中醫資源長期存在分布

不均問題[3,4]，全台不同地區的中醫利用情形差異甚大，且中醫資源主要集中在中部地區；以2017年為例，以全台22個縣市來看，台中市每萬人口中醫師數高達4.88位，高於全國平均近2倍（2.84位）；在中醫門診利用率部分，健保中區的就醫率仍接近4成，平均每人每年就醫次數也突破2次，反觀其它五區，平均就醫次數除南區與高屏區外，其餘都未超過1.5次，就醫率台北區甚至只有23.1%[5]，凸顯台灣出現地區中醫利用不一致的現象。

另外，無中醫鄉巡迴醫療服務自2003年導入中醫門診總額預算協商中，為中醫醫療資源不足地區挹注中醫照護服務，民眾普遍對於該政策有相當高的滿意度[6,7]，而無中醫鄉數目也有逐年下降的趨勢；但是從門診利用率數據卻發現，中醫醫療資源不足地區與偏鄉離島的中醫利用率皆低於一般地區（16.18%、22.82%、26.13%），反觀西醫基層門診利用情形則以山地離島地區居民利

國立台灣大學公共衛生學院健康政策與管理研究所

*通訊作者：郭年真

地址：台北市中正區徐州路17號

E-mail：nckuo@ntu.edu.tw

投稿日期：2019年7月16日

接受日期：2019年11月13日

DOI:10.6288/TJPH.201912_38(6).108072



用率最高，其次是醫療資源不足地區與一般地區（84.33%、82.40%、80.16%），兩項醫療服務的利用率存在極大差異[8]，讓人不禁好奇造成利用率的區域差異，是因為醫療資源可近性所致，抑或是受需求面因素影響？

區域醫療利用差異大致可分為三種解釋：(一)高醫療利用地區醫療照護效率差、(二)醫療資源缺乏所導致醫療利用差異、(三)患者的健康和偏好造成差異情形發生[9-11]。前兩項可以透過政策擬定加以改善，像是目前針對醫療資源不足地區所提出的改善方案，藉由增加當地醫療照護可近性提高醫療利用率；然而，若差異是由需求端的偏好所造成，改善供給面的政策將會有所失靈，無法達到預期效果，因此釐清造成區域醫療利用差異確實有其必要性，也為本研究所關注的議題。

從過去研究可得知，醫療資源可近性與醫療利用行為息息相關，地區的醫療資源越多時，民眾的醫療利用也較高[12,13]；但也有研究發現，對於沒有該項醫療服務需求的人而言，即使處在資源多的地區，其利用率仍低於平均值[14]。由此可知，在解釋區域醫療利用差異時須同時考量供給因素與需求因素。

雖然過往有研究探討中醫醫療資源與中醫利用之關係，但多屬於橫斷性觀察、或只局限於特定區域，故只能探討其相關性，無法做更進一步的因果關係推論。因此本研究採用準實驗設計方法，藉由觀察民眾因遷徙造成中醫資源可近性改變及後續的中醫門診利用行為，探討中醫資源可近性對於中醫門診利用之影響。盼望本研究結果能給予國內未來中醫資源配置政策制定時之參考。

材料與方法

一、研究設計及對象

本研究為準實驗設計（quasi-experiment design），藉由個別民眾「遷徙」的行為產生該民眾中醫資源可近性變化，將個人過去經驗與當前環境加以區隔[15,16]，並依照研

究樣本居住地中醫資源可近性變化區分兩個子樣本，分別是：可近性增加組（此子樣本的個案組在觀察期間中醫資源可近性有增加）與可近性降低組（此子樣本的個案組在觀察期間中醫資源可近性降低）。

研究期間為2011年至2013年，當中認定2011年為前測年、2013年為後測年，並於後續分析只納入這兩年度的中醫門診利用數據；而2012年則為介入年，判斷研究樣本的遷徙情形，加以區分個案組及對照組。首先，納入本研究對象須符合以下幾個條件：(1)於研究期間未曾有重大傷病紀錄者，由於過去研究指出重大傷病患者之中醫利用情形較高[17,18]，但本研究對象僅觀察一般民眾，故加以排除；(2)研究期間承保檔資訊需完整且無中途斷保紀錄；(3)年齡於前測時須滿20歲。

篩選完本研究對象後，首先參考過去研究利用被保險人綜合就醫地推估其居住所在地[19,20]，綜合就醫地判別依序為：上呼吸道感染就醫地、基層醫療就醫地與門診就醫地，計算方式採用「最大」、「最後」為原則，亦即優先選擇就醫地最多地區，但若超過一個就醫地的就醫次數相同時，則以最後一次就醫紀錄之地點認定綜合就醫地。根據上述原則，若被保險人有任一就醫地紀錄，其居住地則為綜合就醫地，反之居住地則為投保地。另外以衛福部每年公告「中醫總額門診醫療資源不足地區改善方案」中施行巡迴醫療的行政區以及各年度鄉鎮市區每萬人口中醫師之中位數作為中醫資源可近性判斷依據[21,22]，若符合巡迴醫療區域則為「可近性低」地區，而當地每萬人口中醫師數若大於全台中位數者，則認定為「可近性高」地區；採用此區分方式主要是考量，不屬於「可近性低」地區的中醫資源並不代表其資源充足，故採用統計方式認列「可近性高」區域，因為該地區資源為全台各地區排序前1/2，藉以拉大兩者之間的差異性，而於研究期間各年度的每萬人口中醫師中位數為0.9位，故每萬人口中醫師數大於0.9位的地方，則為「可近性高」地區。

本研究可近性增加組的個案組為2011年

居住地為可近性低地區，但在2012年遷徙至可近性高地區，且2012-2013年未有遷徙紀錄及居住地須為可近性高；可近性降低組的個案則是2011年居住地是可近性高地區，而在2012年遷徙至中醫資源可近性低地區，且2012-2013年未有遷徙紀錄及居住地為可近性低者。而兩組別的對照組皆為2011年至2013年居住地未曾改變且為可近性高者，若不符合個案組或對照組之條件，則予以排除。

確認個組別的個案組與對照組後，本研究會依照2組別個案人數之比例，隨機將對照組拆成2組，利用傾向分數（propensity score）以1:2方式與個案組進行配對。可近性增加組的配對條件為性別、年齡、投保金額、查爾森共病症、西醫門診次數；可近性降低組的配對條件則為性別、年齡、投保金額、查爾森共病症、西醫門診次數、中醫門診次數。本研究透過配對的方式，使個案組與對照組的基本特性與西醫利用習慣相似，而可近性降低組配對條件增加中醫門診次數，主要是考量前測時，個案組與對照組中醫醫療資源可近性相似，因此藉由此變項配對讓個案組與對照組於前測時中醫門診利用行為相似，增加後續分析的可比性，如圖一。

二、研究變項與定義

依變項

本研究依變項為前後測研究樣本的中醫

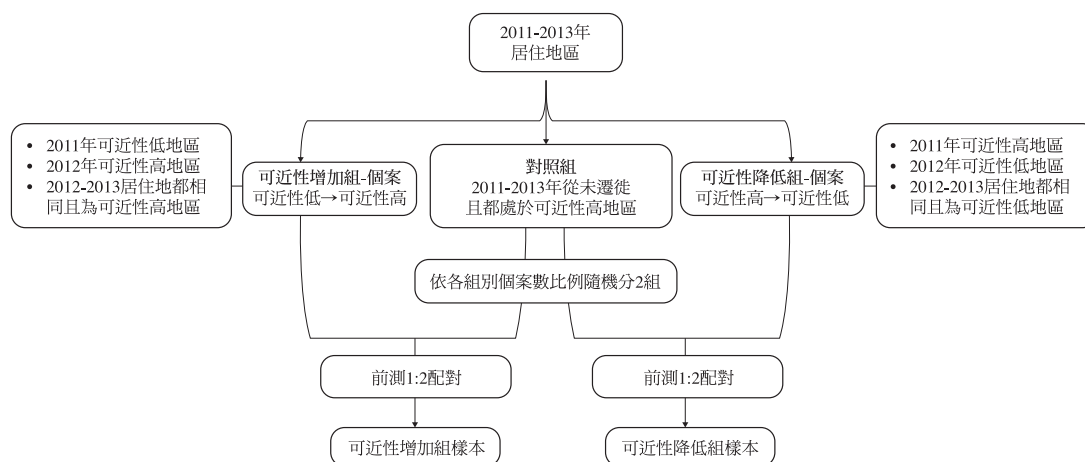
門診利用。包含是否利用中醫門診、總利用次數與總利用費用，以門急診檔的案件分類及就醫科別認定中醫門診利用紀錄，並分別加總前後測的總利用次數與利用費用。

自變項

本研究自變項包括組別及時間。組別乃為可近性增加組及可近性降低組之個案組與對照組，時間則是分為前測以及後測。

控制變項

本研究納入過去研究常見的中醫利用相關因子。人口學變項包含性別及年齡[18,23]，年齡共分為20-34歲、35-49歲、50-64歲、65歲以上進行分析。而過去研究證實社經地位為中醫利用之影響因子[24,25]，因此本研究將以投保金額作為社經條件的替代變項納入控制。另外，健康狀況也會影響民眾的中醫利用[18,26]，因此本研究也納入共病症（Charlson Comorbidity Index, CCI）進行健康的控制，分別計算研究樣本於前測及後測年度之就醫紀錄。過去研究也指出西醫門診利用為中醫利用之干擾因子之一[27]，因此在研究中將分別加總研究樣本於前後測的總西醫門診利用次數後，在以三分位法區分高、中、低三組。在本研究中僅將西醫門診利用作為配對變項，主要是考量探討中西醫之間的關係並不是本研究



圖一 研究對象分組流程圖

之目的，而在研究中也以共病症控制研究樣本之健康，故未納入該變項進行後續多變項分析。

三、統計分析

本研究利用SAS統計軟體9.4版進行資料整理與分析。首先以羅吉斯迴歸計算傾向分數後，分別針對可近性增加組與可近性降低組進行個案組與對照組配對。多變項分析中，共可以分為兩部分。第一部分利用廣義估計方程式（Generalized Estimating Equations, GEE）進行分析不僅可校正本研究樣本之前後測重複測量，處理資料不符合獨立假設的問題，也可針對變項間進行相關分析與探討變項間的交互作用[28]；而在GEE模型中也會放入時間變項與組別變項之交互作用，透過差異中的差異法（Difference in Difference, DID），檢驗中醫資源可近性改變對於個案組中醫門診利用行為影響的淨差異，由於中醫門診次數與費用為非常態分布，故會先取對數進行資料轉換，以下為本研究廣義估計方程式模型：

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \beta_3 X_1 X_2 + \beta_4 Z + \varepsilon$$

Y_i ：中醫門診利用依變項

X_1 ：時間（ $X=1$ ：前測， $X=2$ ：後測）

X_2 ：組別（ $X=0$ ：對照組， $X=1$ ：個案組）

Z ：控制變項

第二部分是為探討中醫資源可近性對於不同中醫門診利用行為者之影響是否有差異。因此會針對：(1)可近性增加組前測無中醫利用者、(2)可近性降低組前測高度中醫門診利用者（利用次數 ≥ 6 次），將其後測中醫門診利用資料進行二部模型（Two-part model）分析，共分為兩階段分析。第一階段使用羅吉斯迴歸（logistic regression）探討個案組與對照組中醫門診利用率；第二階段針對有中醫門診利用者進行複迴歸（multiple regression）分析，比較個案組與對照的利用次數與費用之差異。

結 果

經由配對後，本研究可近性增加組共納入個案組42,109人及對照組84,218人；可近性降低組則包含個案組37,785人與對照組75,570人。

一、研究樣本特性描述

根據表一個案組與對照組在配對前於各變項皆達統計上顯著差異（ $p<.001$ ），而經由配對後兩組已無統計上顯著差異，個案組與對照組均以男性（53.3% v.s 53.3%）、35-49歲（29.9% v.s 29.9%）、20,000-29,900（50.1% v.s 50.1%）、共病症0分組（80.1% v.s 80.1%）、西醫門診次數低組（44.8% v.s 44.8%）為居多。如表二所示，可近性降低組經由配對後，個案組及對照組都以男性（54.2% v.s 54.1%）、35-49歲（29.3% v.s 29.3%）、20,000-29,900（55.1% v.s 55.0%）、共病症0分組（77.1% v.s 77.2%）、西醫門診次數低組（40.2% v.s 40.2%）為多數，且無統計上顯著差異，而中醫門診次數的標準化差異（Standard difference）也小於10%，個案組與對照組分別是 1.2 ± 4.0 次及 1.2 ± 3.7 次，表示中醫門診次數已較配對前無差異。

二、個案組與對照組中醫門診利用比較

根據表三顯示，可近性增加組前測個案組與對照組整體相比，中醫門診利用人數之比率（25.7% v.s 29.5%）、中醫門診平均次數（1.4 v.s 1.8）與中醫門診平均費用（731.8 v.s 947.3），個案組皆較對照組低，且達統計上顯著差異（ $p<.001$ ）；在後測時，個案組與對照組的中醫門診利用仍達統計上顯著差異（ $p<.001$ ）。但比較前後測個案組的中醫門診利用變化，個案組於後測時，中醫門診利用情形都有上升的現象且達統計上顯著差異（ $p<.001$ ）。

另外，可近性降低組因配對時有納入中醫門診次數變項，故在前測時可以發現個案組與對照組之中醫門診利用相近；在後

表一 「可近性增加組」樣本之個案組與對照組，其配對前後之基本特性分布

	配對前				配對後							
	對照組		個案組		Std.Diff	p value	對照組		個案組		Std.Diff	p value
	N	%	N	%			N	%	N	%		
樣本數	990,419	100.0	42,109	100.0			84,218	100.0	42,109	100.0		
性別												
男	465,407	47.0	22,447	53.3	0.127	<.001	44,892	53.3	22,447	53.3	<.001	0.994
年齡												
20-34	235,843	23.8	11,356	27.0	0.073	<.001	22,712	27.0	11,356	27.0	<.001	1.000
35-49	332,300	33.6	12,585	29.9	0.079		25,170	29.9	12,585	29.9	<.001	
50-64	280,654	28.3	10,873	25.8	0.057		21,746	25.8	10,873	25.8	<.001	
≥65	141,622	14.3	7,295	17.3	0.083		14,590	17.3	7,295	17.3	<.001	
投保金額												
<20,000	276,128	27.9	11,618	27.6	0.006	<.001	23,234	27.6	11,618	27.6	<.001	0.997
20,000-29,999	353,422	35.7	21,077	50.1	0.293		42,156	50.1	21,077	50.1	<.001	
30,000-39,999	130,890	13.2	3,547	8.4	0.155		7,094	8.4	3,547	8.4	<.001	
≥40,000	229,979	23.2	5,867	13.9	0.241		11,734	13.9	5,867	13.9	<.001	
共病症CCI												
0分	801,896	81.0	33,741	80.1	0.021	<.001	67,482	80.1	33,741	80.1	<.001	0.995
1分	137,071	13.8	5,545	13.2	0.020		11,092	13.2	5,545	13.2	<.001	
2分以上	51,452	5.2	2,823	6.7	0.064		5,644	6.7	2,823	6.7	<.001	
西醫門診次數												
低	303,350	30.6	18,863	44.8	0.295	<.001	37,726	44.8	18,863	44.8	<.001	1.000
中	330,339	33.4	10,997	26.1	0.159		21,994	26.1	10,997	26.1	<.001	
高	356,730	36.0	12,249	29.1	0.148		24,498	29.1	12,249	29.1	<.001	

表二 「可近性降低組」樣本之個案組與對照組，其配對前後之基本特性分布

	配對前				配對後							
	對照組		個案組		Std.Diff	p value	對照組		個案組		Std.Diff	p value
	N	%	N	%			N	%	N	%		
樣本數	878,296	100.0	37,785	100.0			75,570	100.0	37,785	100.0		
性別												
男	413,020	47.0	20,471	54.2	0.143	<.001	40,873	54.1	20,471	54.2	0.002	0.771
年齡												
20-34	209,879	23.9	7,918	21.0	0.071		15,850	21.0	7,918	21.0	<.001	
35-49	295,092	33.6	11,063	29.3	0.093	<.001	22,169	29.3	11,063	29.3	0.001	0.798
50-64	248,626	28.3	10,948	29.0	0.015		21,895	29.0	10,948	29.0	<.001	
≥65	124,699	14.2	7,856	20.8	0.174		15,656	20.7	7,856	20.8	0.002	
投保金額												
<20,000	246,470	28.1	9,357	24.8	0.075		18,732	24.8	9,357	24.8	0.001	
20,000-29,999	312,292	35.6	20,813	55.1	0.400	<.001	41,540	55.0	20,813	55.1	0.002	0.827
30,000-39,999	116,076	13.2	2,936	7.8	0.178		5,896	7.8	2,936	7.8	0.001	
≥40,000	203,458	23.2	4,679	12.4	0.285		9,402	12.4	4,679	12.4	0.002	
共病症CCI												
0分	711,846	81.0	29,141	77.1	0.097		58,354	77.2	29,141	77.1	0.002	
1分	121,082	13.8	5,851	15.5	0.048	<.001	11,691	15.5	5,851	15.5	<.001	0.640
2分以上	45,368	5.2	2,793	7.4	0.092		5,525	7.3	2,793	7.4	0.003	
西醫門診次數												
低	269,263	30.7	15,197	40.2	0.201		30,344	40.2	15,197	40.2	0.001	
中	293,393	33.4	10,209	27.0	0.139	<.001	20,462	27.1	10,209	27.0	0.001	0.890
高	315,640	35.9	12,379	32.8	0.067		24,764	32.8	12,379	32.8	<.001	
中醫門診次數 (Mean±SD)	2.0±5.4		1.2±4.0		0.196	<.001	1.2±3.7		1.2±4.0		0.019	<.001

表三 個案組與對照組中醫門診利用比較

		樣本一：可近性增加組			
		前測	後測	差異	p ^B
中醫門診利用人數 N (%)	對照組 (N = 84,218)	24,882 (29.5%)	25,076 (29.8%)	0.03%	0.183
	個案組 (N = 42,109)	10,811 (25.7%)	11,674 (27.7%)	2.00%	<.001
	p ^A	<.001	<.001		
中醫門診平均次數 mean ± SD	對照組 (N = 84,218)	1.8 ± 5.0	1.9 ± 5.3	0.1	<.001
	個案組 (N = 42,109)	1.4 ± 4.2	1.5 ± 4.6	0.1	<.001
	p ^A	<.001	<.001		
中醫門診平均費用 mean ± SD	對照組 (N = 84,218)	947.3 ± 2,792.3	1,047.7 ± 3,097.5	100.4	<.001
	個案組 (N = 42,109)	731.8 ± 2,327.4	870.9 ± 2,747.7	139.1	<.001
	p ^A	<.001	<.001		
		樣本二：可近性降低組			
		前測	後測	差異	p ^B
中醫門診利用人數 N (%)	對照組 (N = 75,570)	18,230 (24.1%)	20,218 (26.8%)	2.70%	<.001
	個案組 (N = 37,785)	9,137 (24.2%)	8,718 (23.1%)	-1.10%	0.024
	p ^A	0.829	<.001		
中醫門診平均次數 mean ± SD	對照組 (N = 75,570)	1.2 ± 3.7	1.5 ± 4.5	0.3	<.001
	個案組 (N = 37,785)	1.2 ± 4.0	1.3 ± 4.3	0.1	<.001
	p ^A	0.003	<.001		
中醫門診平均費用 mean ± SD	對照組 (N = 75,570)	637.1 ± 2,108.2	851.6 ± 2,657.9	214.5	<.001
	個案組 (N = 37,785)	671.2 ± 2,233.5	733.9 ± 2,465.5	62.7	<.001
	p ^A	0.014	<.001		

註：p^A以獨立T與卡方檢定。p^B以配對T與McNemar檢定。

測時，個案組的中醫門診利用皆顯著低於對照組（p<.001），中醫門診利用人數之比率（23.1% v.s 26.8%）、中醫門診平均次數（1.3 v.s 1.5）與中醫門診平均費用（733.9 v.s 851.6）。

三、中醫資源對中醫門診利用的影響

如表四所示，在控制其他變項後，是否利用中醫、利用次數與利用費用在組別與時間的交互作用項皆達統計上顯著差異（p<.001），個案組前後測差異皆顯著高於對照組，中醫利用率的勝算比（odds ratio, OR）為1.094，利用次數與利用費用部分，個案組改變率較對照組而言分別增加0.022%與0.128%，表示中醫資源可近性增加，對於個案組的中醫門診利用有正向顯著影響。另外在可近性降低組則是發現，控制其他變項之後，組別與時間的交互作用項於各依變項也達統計上顯著差異（p<.001），但其方向性與可近性增加組相反，個案組的中醫利用

率較對照組低，勝算比為0.823；在中醫門診次數與費用方面，個案組的改變率較對照組減少0.06%與0.237%，亦即可近性降低會使得個案組的中醫門診利用下降，結果如表五。

四、中醫資源與不同中醫利用習慣者兩部模型分析

根據表六呈現，整體而言，在可近性增加組前無中醫利用者中，個案組與對照組在後測中醫門診利用率與費用無統計上顯著差異，但可以看到個案組相較於對照組有較高的中醫門診利用率，勝算比為1.019。在可近性降低組的部分，前測中醫利用者之利用次數第75百分位為6次，故定義利用次數超過6次為高度利用者；如表六所示，在控制其他變項後，個案組的後測中醫門診利用率顯著較對照組低，勝算微微0.866（p=0.012），而第二部分複迴歸分析，個案組與對照組在利用次數與費用則沒有達統計上顯著差異。

表四 可近性增加組中醫門診利用GEE分析結果

	可近性增加組 (N=126,327)								
	是否利用中醫門診			中醫門診次數			中醫門診費用		
	β (SE)	OR	p value	β (SE)	Exp (β)	p value	β (SE)	Exp (β)	p value
截距	-1.054 (0.019)	0.348	<.001	0.462 (0.007)	1.588	<.001	2.046 (0.028)	7.733	<.001
組別 (參考組：對照組)									
個案組	-0.199 (0.014)	0.820	<.001	-0.079 (0.005)	0.924	<.001	-0.311 (0.020)	0.732	<.001
時間 (參考組：前測)									
後測	0.015 (0.009)	1.015	0.081	0.013 (0.003)	1.013	<.001	0.043 (0.013)	1.044	<.001
組別*時間	0.090 (0.015)	1.094	<.001	0.022 (0.005)	1.022	<.001	0.120 (0.022)	1.128	<.001
性別 (參考組：女性)									
男性	-0.626 (0.011)	0.535	<.001	-0.231 (0.004)	0.793	<.001	-0.985 (0.016)	0.374	<.001
年齡 (參考組：≥65)									
20-34	0.473 (0.018)	1.604	<.001	0.084 (0.007)	1.088	<.001	0.610 (0.026)	1.840	<.001
35-49	0.348 (0.017)	1.417	<.001	0.083 (0.006)	1.086	<.001	0.473 (0.025)	1.604	<.001
50-64	0.231 (0.017)	1.260	<.001	0.054 (0.006)	1.055	<.001	0.314 (0.024)	1.368	<.001
投保金額 (參考組：<20,000)									
20,000-29,999	0.188 (0.012)	1.207	<.001	0.047 (0.004)	1.049	<.001	0.260 (0.018)	1.296	<.001
30,000-39,999	0.257 (0.018)	1.293	<.001	0.072 (0.006)	1.075	<.001	0.371 (0.027)	1.449	<.001
≥40,000	0.255 (0.016)	1.290	<.001	0.080 (0.006)	1.084	<.001	0.375 (0.025)	1.454	<.001
共病症CCI (參考組：0分)									
1分	0.238 (0.014)	1.268	<.001	0.072 (0.005)	1.075	<.001	0.362 (0.021)	1.437	<.001
2分以上	0.292 (0.019)	1.339	<.001	0.100 (0.007)	1.106	<.001	0.460 (0.030)	1.584	<.001

OR: odds ratio; Exp(β): exponenciated

表五 可近性降低組中醫門診利用GEE分析結果

	可近性降低組 (N=113,355)								
	是否利用中醫門診			中醫門診次數			中醫門診費用		
	β (SE)	OR	p value	β (SE)	Exp (β)	p value	β (SE)	Exp (β)	p value
截距	-1.290 (0.021)	0.275	<.001	0.344 (0.006)	1.411	<.001	1.660 (0.027)	5.260	<.001
組別 (參考組：對照組)									
個案組	0.004 (0.015)	1.004	0.774	0.006 (0.005)	1.006	0.199	0.012 (0.020)	1.012	0.551
時間 (參考組：前測)									
後測	0.139 (0.010)	1.149	<.001	0.061 (0.003)	1.062	<.001	0.227 (0.013)	1.255	<.001
組別*時間	-0.195 (0.017)	0.823	<.001	-0.062 (0.005)	0.940	<.001	-0.271 (0.022)	0.763	<.001
性別 (參考組：女性)									
男性	-0.643 (0.012)	0.526	<.001	-0.203 (0.004)	0.816	<.001	-0.909 (0.016)	0.403	<.001
年齡 (參考組：≥65)									
20-34	0.418 (0.020)	1.518	<.001	0.077 (0.006)	1.080	<.001	0.503 (0.026)	1.654	<.001
35-49	0.333 (0.018)	1.395	<.001	0.079 (0.006)	1.083	<.001	0.425 (0.024)	1.529	<.001
50-64	0.221 (0.017)	1.247	<.001	0.047 (0.005)	1.048	<.001	0.276 (0.022)	1.318	<.001
投保金額 (參考組：<20,000)									
20,000-29,999	0.156 (0.014)	1.169	<.001	0.038 (0.004)	1.039	<.001	0.197 (0.018)	1.218	<.001
30,000-39,999	0.319 (0.020)	1.375	<.001	0.087 (0.007)	1.091	<.001	0.434 (0.028)	1.543	<.001
≥40,000	0.339 (0.019)	1.404	<.001	0.100 (0.006)	1.105	<.001	0.465 (0.026)	1.593	<.001
共病症CCI (參考組：0分)									
1分	0.224 (0.015)	1.251	<.001	0.063 (0.005)	1.065	<.001	0.315 (0.021)	1.370	<.001
2分以上	0.302 (0.020)	1.353	<.001	0.094 (0.007)	1.098	<.001	0.438 (0.029)	1.549	<.001

OR: odds ratio; Exp(β): exponenciated coefficient

表六 可近性增加組與可近性降低組二部模型分析結果

可近性增加組前測	是否利用中醫門診 (n=90,634)			中醫門診次數 (n=16,350)			中醫門診費用 (n=16,350)		
無中醫利用者 (N=90,634)	OR	95%信賴界限	p value	β (SE)	Exp (β)	p value	β (SE)	Exp (β)	p value
組別 (參考組: 對照組)									
個案組	1.019	(0.983-1.056)	0.121	-0.026 (0.012)	0.974	0.025	-0.029 (0.016)	0.971	0.073
可近性降低組前測高度	是否利用中醫門診 (n=7,186)			中醫門診次數 (n=5,418)			中醫門診費用 (n=5,418)		
中醫利用者 (N=7,186)	OR	95%信賴界限	p value	β (SE)	Exp (β)	p value	β (SE)	Exp (β)	p value
組別 (參考組: 對照組)									
個案組	0.866	(0.774-0.969)	0.012	-0.010 (0.025)	0.990	0.678	0.003 (0.032)	1.003	0.922

OR: odds ratio; Exp(β): exponenciated coefficient

討 論

本研究結果有別於過去中醫利用研究，利用準實驗設計透過健保資料分析，了解中醫資源可近性對於民眾中醫門診之影響。本研究結果發現，在控制其他變項後，中醫資源可近性確實會影響民眾的利用情形。然而，對於未有中醫利用者言，則未發現之間的相關性；但中醫資源可近性降低後，對於高度中醫利用者來講，其中醫利用率顯著較低。

從研究中可近性增加組的GEE分析結果顯示，個案組相較於對照組而言，中醫門診利用顯著增加。過去國內的研究也發現類似結果，針對健保中區分局的研究顯示，相較於中醫資源充足地區，每萬人口中醫師數增加對中醫資源缺乏地區醫療利用的影響較大，缺乏地區每增加一名中醫師，中醫門診次數增加0.33次、費用增加146.91元，而充足地區則僅增加0.08次與37.11元，與本研究結果方向性一致[29]。但該篇研究採用小區域變異分析法 (Small Area Variation)，考量人口特性及設備一致性較高，故僅分析中區分局；本研究透過傾向分數配對 (Propensity Score Matching, PSM) 降低共變數 (covariate variable) 對於研究結果的干擾，使個案組與對照組在特性上已無統計上顯著差異，以增加可比較性。蔡文正等人研究發現每萬人口中醫師數增加25%，則中醫次數與費用會增加0.39%[30]，與本研究可近性增加組結果同向；該研究以全台次醫療區為觀察單位，並排除沒有中醫醫事機

構的區域，然而這可能會忽略該些區域民眾的中醫門診利用，而本研究則以個人為分析單位。從以上文獻皆發現中醫資源可近性與民眾的利用行為呈正相關，但礙於橫斷性觀察研究缺乏時序性，因此無法推斷其因果關係。

過去國內外研究皆有以準實驗方式探討醫療資源可近性變化對於民眾門診利用之影響。Elek等人的研究發現，農村地區新設門診照護機構，有助於改善民眾的平均交通時間，從原先19.8分鐘降至9.8分鐘，也提高當地門診量24%-27%[31]。在國內的研究也指出，當偏遠地區接受巡迴醫療後，介入組的西醫及牙醫的利用次數都有提升的趨勢，其中牙醫門診次數更是於介入後相較於對照已無統計上顯著差異[32]。縱使過往的相關研究並無以中醫作為研究標的，但本研究與過去研究結果均呈現，當民眾醫療資源可近性增加後，確實會提升他們的醫療利用。

此外，在本研究中可近性降低組的GEE分析結果顯示，個案組的中醫門診利用較對照組而言顯著降低。從全民健康保險會公布的數據也發現，中醫資源不足地區與一般地區在中醫就醫率上的差異，分別是16.18%與26.13%[8]，與本研究結果相似，顯示中醫資源可近性降低確實會造成民眾中醫利用下降；而在本研究可近性降低組的二部模型結果也發現，對於原先在可近性高地的高度中醫利用者來講，當中醫資源可近性降低時，其中醫利用率顯著較低 (OR=0.866, P=0.012)，可以推論應該是族群受限於中醫資源可近性，導致中醫需求未得到滿

足，影響其就醫權益，而未達到需要的平等（equality of needs）。

中醫在華人地區為流傳已久的治病療法，在台灣更是被納為健保給付的醫療服務，屬於常規醫療的一種。從本研究的二部模型發現，對於不同中醫利用習慣者而言，中醫資源可近性所帶來的相關性不盡相同，似乎存在著偏好問題。而過去研究也指出偏好為造成地區醫療利用差異之原因之一[33]，有學者也建議在擬訂政策時需釐清以下幾點[34]：(1)保險是否需要滿足民眾的偏好差異(2)探討個體與群體被保險人因偏好所產生的成本分攤議題(3)必須了解造成民眾差異偏好是否為供給因素所產生。近幾年來中醫就醫率逐年下降，從2014年的29.4%下降至2017年27.4%，但反觀總醫療費用點數卻是年年增加，則是自2014年22,888百萬點上升至2017年25,049百萬點[5]；而從本研究也發現對於未有中醫利用者而言，即便中醫資源可近性增加，短時間並無法改變其就醫行為，無法提升民眾的就醫率。由於健保具強制性，其精神主要是保障全體民眾於有就醫需求時，皆能獲得平等的就醫權益；因此，若中醫無法符合普遍大眾之需求特性，對於往後爭取資源時勢必會困難重重，相關團體應正視此問題之嚴重性。

本研究主要有以下幾點限制：(1)受限於研究資料來源為健保資料庫，因此無法將資料庫收納變項之外的中醫利用影響因子納入控制。過往研究指出教育程度、宗教信仰等亦為民眾中醫門診利用相關因素；此外，病患社經地位無法取得實際收入數據，僅以投保金額列為替代變項。(2)本研究無法計算非健保特約機構及自費門診項目，可能低估民眾的中醫利用情形。(3)本研究並未進一步探討造成民眾遷徙的因素，民眾會因不同人生階段遷徙，如：就學、就業、就醫及養老[35]，不同遷徙原因也可能使得醫療資源可近性對於其醫療利用行為之相關性產生差異。(4)本研究結果外推性較為不足，前測可近性增加組之個案中醫門診利用率為25.7%，相較於官方數據不到20%仍有一段差距，但研究結果仍可代表部分群體之中醫

利用受中醫資源可近性影響。(5)研究中推估居住地與民眾實際居住地可能仍有差異。(6)礙於研究資料時間限制，故本研究無法進行長期追蹤，但民眾的就醫行為是經常時間所累積的產物，但研究結果仍可表示民眾短期醫療利用行為之改變。(6)在觀察期間變項可能發生改變（例如多次遷徙、罹病情形改變），在本研究中未能處理此類時間相依共變數（time-dependent covariate）的問題。

本研究結果顯示，中醫資源可近性確實會影響民眾中醫門診利用行為。因此建議主管機關在衛生政策上須著重在保障中醫資源缺乏地區民眾就醫之權益，以落實全民健保精神。另外，雖然從本研究結果發現，短期的資源配置無法改善民眾的醫療利用行為，但健保政策的推動應從長遠角度進行規劃，建議除地區預算分配機制外，可擬定其他配套措施改善區域醫療利用差異，以協助未來中醫總額部門能順利推動地區預算分配之改革、降低中醫界內部之紛爭。正如同前述，民眾的醫療利用行為於短時間內難以改變，因此建議未來研究可將觀察時間拉長，探討利用行為之變化；另外，也建議未來研究能進一步探討影響民眾中醫利用偏好之因素，雖然過去有相關研究，但年代多已久遠，加上現今網路資源發達，勢必能克服過往紙本問卷樣本數較少的情形，以更全面了解促使民眾中醫利用之決定因素。

致 謝

本研究經費來源為衛福部105年度委託研究計畫「從國際經驗檢視我國總額支付制度地區預算分配方式之研究」（計畫編號：M05P7310），資料來源為衛福部統計處「衛生福利資料科學中心」提供。作者感謝長榮大學黃偉堯教授、衛福部健保會陳燕鈴組長對本研究的諸多寶貴建議。

參考文獻

1. 衛生福利部中央健康保險署：2017-2018全民健康保險年報。台北：衛生福利部中央健康保險署，2018。

- National Health Insurance Administration, Ministry of Health and Welfare, R.O.C. (Taiwan). 2017-2018 National Health Insurance Annual Report. Taipei: National Health Insurance Administration, Ministry of Health and Welfare, R.O.C. (Taiwan), 2018.
2. 全民健康保險醫療費用協定委員會：全民健康保險醫療費用總額支付制度問答輯。台北：全民健康保險醫療費用協定委員會，2005。
National Health Insurance Medical Expenditure Negotiation Committee. Q&A for the Global Budget Payment System under the National Health Insurance. Taipei: National Health Insurance Medical Expenditure Negotiation Committee, 2015. [In Chinese]
 3. 林昭庚：台灣中醫師人力現況調查與分析。中醫藥年報 2008；**26**：111-228。
Lin JG. To investigate and analyze the current status of Chinese medical physicians in Taiwan. Yearbk Chinese Med Pharm 2008;**26**:111-228. [In Chinese: English abstract]
 4. 洪錦墩、黃昱瞳、李卓倫、何清治、李淑芬：台灣地區中醫師人力現況分析及未來需求之推估。台灣中醫醫學雜誌 2009；**8**：1-9。doi:10.30032/TJCM.200911.0001。
Hung CT, Huang YT, Lee JL, Ho CC, Lee SF. Traditional Chinese medicine physician manpower in Taiwan. Taiwan J Chinese Med 2009;**8**:1-9. doi:10.30032/TJCM.200911.0001. [In Chinese: English abstract]
 5. 衛生福利部全民健康保險會：107年版全民健康保險醫療給付費用總額協商參考指標要覽。台北：衛生福利部全民健康保險會、中央健康保險署，2018。
National Health Insurance Committee, Ministry of Health and Welfare, R.O.C. (Taiwan). Guidelines of Reference Indicators of National Health Insurance Global Budget Negotiation in 2018. Taipei: National Health Insurance Committee; National Health Insurance Administration, Ministry of Health and Welfare, R.O.C. (Taiwan), 2018. [In Chinese]
 6. 金玟榮、詹永兆、胡文龍等：台灣中醫偏遠地區巡迴醫療病患就診特性與服務滿意度研究。中醫藥雜誌 2016；**27**：2702006。doi:10.3966/241139642016122702006。
Chin CY, Chan YC, Hu WL, et al. Patients' characteristics and satisfaction on mobile medicine of traditional Chinese medicine at rural areas in Taiwan. J Chin Med 2016;**27**:2702006. doi:10.3966/241139642016122702006. [In Chinese: English abstract]
 7. 蔡文正、龔佩珍、楊志良、李亞欣、林思甄：偏遠地區民眾就醫可近性及滿意度調查。台灣衛誌 2006；**25**：394-404。doi:10.6288/TJPH2006-25-05-08。
Tsai WC, Kung PT, Yaung CL, Li YH, Lin SC. Accessibility to and satisfaction with healthcare by rural area residents. Taiwan J Public Health 2006;**25**:394-404. doi:10.6288/TJPH2006-25-05-08. [In Chinese: English abstract]
 8. 衛生福利部全民健康保險會：106年全民健康保險年度監測結果報告。台北：衛生福利部全民健康保險會、中央健康保險署，2018。
National Health Insurance Committee, Ministry of Health and Welfare, R.O.C. (Taiwan). Annual Monitoring Result Report of National Health Insurance in 2017. Taipei: National Health Insurance Committee; National Health Insurance Administration, Ministry of Health and Welfare, R.O.C. (Taiwan), 2017. [In Chinese]
 9. Skinner J. Chapter 2: causes and consequences of regional variations in health care. In: Pauly M, McGuire T, Barros Peds. Handbook of Health Economics. Amsterdam, Oxford: North Holland, 2012.
 10. Cutler D, Skinner J, Stern AD, Wennberg D. Physician beliefs and patient preferences: a new look at regional variation in health care spending. Am Econ J Econ Pol 2019;**11**:192-221. doi:10.1257/pol.20150421.
 11. Salm M, Wübker A. Causes of Regional Variation in Healthcare Utilization in Germany. Ruhr Economic Papers 675. Germany: Leibniz-Institut für Wirtschaftsforschung, Ruhr-University Bochum, TU Dortmund University, University of Duisburg-Essen, 2017. doi:10.4419/86788783.
 12. Tsai WC, Kung PT, Liao KP. The impact of physician supply on the utilization of ambulatory care under the national health insurance. Mid-Taiwan J Med 2004;**9**:27-37. doi:10.6558/MTJM.2004.9(1).4.
 13. Busato A, Kunzi B. Primary care physician supply and other key determinants of health care utilisation: the case of Switzerland. BMC Health Serv Res 2008;**8**:8. doi:10.1186/1472-6963-8-8.
 14. Rommel A, Kroll LE. Individual and regional determinants for physical therapy utilization in Germany: multilevel analysis of national survey data. Phys Ther 2017;**97**:512-23. doi:10.1093/ptj/pzx022.
 15. Molitor D. The evolution of physician practice styles: evidence from cardiologist migration. Am Econ J Econ Policy 2018;**10**:326-56. doi:10.1257/pol.20160319.
 16. Finkelstein A, Gentzkow M, Williams H. Sources of

- geographic variation in health care: evidence from patient migration. *Q J Econ* 2016;**131**:1681-726. doi:10.1093/qje/qjw023.
17. 翁瑞宏、郝宏恕、黃金安、黃靖媛、羅萱：健保中醫門診醫療服務之市場區隔變數分析。醫務管理期刊 2004；**5**：171-86。doi:10.6174/JHM2004.5(2).171。
Weng RH, Hao HS, Huang JA, Huang CY, Lo H. Analysis of variables segmenting the Chinese medicine market under National Health Insurance in Taiwan. *J Healthc Manag* 2004;**5**:171-86. doi:10.6174/JHM2004.5(2).171. [In Chinese: English abstract]
 18. 李丞華、周穎政、陳龍生、張鴻仁：全民健保中醫門診利用率及其影響因素。台灣衛誌 2004；**23**：100-7。doi:10.6288/TJPH2004-23-02-02。
Lee CH, Chou YC, Chen LS, Chang HJ. Utilization of Chinese medical services and influencing factors. *Taiwan J Public Health* 2004;**23**:100-7. doi:10.6288/TJPH2004-23-02-0. [In Chinese: English abstract]
 19. 古鯉榕、李佳純、李中一：台灣「醫療利用歸人檔資料庫」之建置介紹。健康科技期刊 2018；(Spec)：11-23。doi：10.6979/TJHS.201812/SP.0003。
Ku LJE, Li CC, Li CY. The establishment and application of healthcare utilization database in Taiwan. *J Health Sci* 2018;(Spec):11-23. doi:10.6979/TJHS.201812/SP.0003. [In Chinese: English abstract]
 20. 林民浩、楊安琪、溫在弘：利用地區差異與人口學特徵評估全民健保資料庫人口居住地變項之推估原則。台灣衛誌 2011；**30**：347-61。doi:10.6288/TJPH2011-30-04-05。
Lin MH, Yang AC, Wen TH. Using regional differences and demographic characteristics to evaluate the principles of estimation of the residence of the population in National Health Insurance Research Databases (NHIRD). *Taiwan J Public Health* 2011;**30**:347-61. doi:10.6288/TJPH2011-30-04-05. [In Chinese: English abstract]
 21. 衛生福利部統計處：醫療機構現況及醫院醫療服務量統計年報。https://dep.mohw.gov.tw/DOS/np-1865-113.html。引用2019/06/26。
Department of Statistics, Ministry of Health and Welfare, R.O.C. (Taiwan). Annual report on the status of medical organizations and hospitals' medical service volume statistics. Available at: https://dep.mohw.gov.tw/DOS/np-1865-113.html. Accessed June 26, 2019. [In Chinese]
 22. 衛生福利部中央健康保險署：醫療資源不足改善專區https://www.nhi.gov.tw/Content_List.aspx?n=747734D9BD70A038&topn=3185A4DF68749BA9&upn=E308BC126CC33995。引用2019/06/26。
National Health Insurance Administration, Ministry of Health and Welfare, R.O.C. (Taiwan). Site for improvement of medical resource deficiency. Available at: https://www.nhi.gov.tw/Content_List.aspx?n=747734D9BD70A038&topn=3185A4DF68749BA9&upn=E308BC126CC33995. Accessed June 26, 2019. [In Chinese]
 23. Shih CC, Liao CC, Su YC, Yeh TF, Lin JG. The association between socioeconomic status and traditional chinese medicine use among children in Taiwan. *BMC Health Serv Res* 2012;**12**:27. doi:10.1186/1472-6963-12-27.
 24. Yeh YH, Chou YJ, Huang N, Pu C, Chou P. The trends of utilization in traditional Chinese medicine in Taiwan from 2000 to 2010: a population-based study. *Medicine (Baltimore)* 2016;**95**:e4115. doi:10.1097/MD.0000000000004115.
 25. Chen HY, Lin YH, Wu JC, et al. Characteristics of pediatric traditional Chinese medicine users in Taiwan: a nationwide cohort study. *Pediatrics* 2012;**129**:e1485-92. doi:10.1542/peds.2011-3008.
 26. Shih CC, Lin JG, Liao CC, Su YC. The utilization of traditional Chinese medicine and associated factors in Taiwan in 2002. *Chin Med J (Engl)* 2009;**122**:1544-8.
 27. Shim JM. The relationship between the use of complementary and alternative medicine and the use of biomedical services: evidence from East Asian medical systems. *Asia Pac J Public Health* 2016;**28**:51-60. doi:10.1177/1010539515613411.
 28. Hardin JW, Hilbe JM. Generalized Estimating Equations. New York, NY: Chapman and Hall/CRC, 2002.
 29. 張育嘉：中醫醫療資源對醫療利用之影響：可用效應與誘發效應之分析。台北：國立陽明大學醫務管理研究所碩士論文，2001。
Chang YC. The effect of Chinese medicine resources on health care utilization: the analysis of the availability effect and the inducement effect [Dissertation]. Taipei: Institute of Hospital and Health Care Administration, National Yang-Ming University, 2001. [In Chinese: English abstract]
 30. 蔡文正、龔佩珍：中醫醫療利用成長與醫師數增加之關係。台灣衛誌 2001；**20**：463-74。doi:10.6288/TJPH2001-20-06-06。
Tsai WC, Kung PT. Relationship between Chinese medical utilization and growth of physicians. *Taiwan J Public Health* 2001;**20**:463-74. doi:10.6288/TJPH2001-20-06-06. [In Chinese: English abstract]
 31. Elek P, Váradi B, Varga M. Effects of geographical accessibility on the use of outpatient care services:

- quasi-experimental evidence from panel count data. *Health Econ* 2015;**24**:1131-46. doi:10.1002/hec.3201.
32. 李奕慧、尤瑞鴻、項秋梅：偏遠地區社區醫療照護計劃之評估—花蓮縣秀林鄉之實證研究。台灣衛誌 2001；**20**：216-27。doi:10.6288/TJPH2001-20-03-07。
- Li YH, Yu JH, Hsiang CM. Evaluation of community-based medical care plans in remote areas-an empirical study of Shioulin Township, Hualien. *Taiwan J Public Health* 2001;**20**:216-27. doi:10.6288/TJPH2001-20-03-07. [In Chinese: English abstract]
33. Mouraa A, Salm M, Douven R, Remmerswaal M. Causes of regional variation in Dutch healthcare expenditures: evidence from movers. *Health Econ* 2019;**28**:1088-98. doi:10.1002/hec.3917.
34. Baker LC, Bundorf MK, Kessler DP. Patients' preferences explain a small but significant share of regional variation in medicare spending. *Health Aff (Millwood)* 2014;**33**:957-63. doi:10.1377/hlthaff.2013.1184.
35. 劉千嘉：遷徙與區域醫療資源對原住民健康不平等之影響。社會政策與社會工作學刊 2016；**20**：129-62。
- Liu CC. Effects of migration and healthcare recourse on health status of aborigines. *Soc Policy Soc Work* 2016;**20**:129-62. [In Chinese: English abstract]

The association between the resource accessibility and the utilization of Traditional Chinese Medicine

YI-CHIN LIN, RAYMOND N. KUO*

Objectives: Our objective in this study was to characterize the means by which changes in the availability of TCM affect the ambulatory utilization of TCM among various groups of TCM users. **Methods:** TCM mobile health care coverage and the number of TCM physicians per 10,000 were used to define accessibility. We focused on two groups of patients, as follows: individuals who faced an increase in access to TCM and individuals who faced a decrease in access to TCM. We also considered individuals who did not face any changes in access to TCM as a control group. Propensity score matching was used in the selection of the control group. After parameter matching, difference-in-difference analysis was used in conjunction with the generalized estimating equation (GEE) within a two-part model for analysis. **Results:** Individuals who were provided greater access to TCM increased their utilization of TCM, compared to the control group, as follows: probability (+1.094 x), frequency (+1.022 x), and cost (1.128 x). Individuals who experienced a reduction in access to TCM decreased their utilization of TCM, compared to the control group, as follows: probability (-0.823 x), frequency (-0.940 x), and cost (-0.763 x). **Conclusions:** Our results reveal that access to TCM resources affects the ambulatory utilization of TCM. We therefore recommend that efforts be made to improve access to TCM in areas where TCM resources are scarce and that the government develops policies aimed at narrowing the differences in the utilization of TCM. (*Taiwan J Public Health*. 2019;38(6):604-616)

Key Words: *areas deficient in TCM resources, accessibility of TCM resources, ambulatory care utilization of TCM, difference in difference*

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.

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

Received: Jul 16, 2019 Accepted: Nov 13, 2019

DOI:10.6288/TJPH.201912_38(6).108072