

財務誘因與台灣區域醫院醫師服務績效之 跨層次分析

汪秀玲^{1,3} 羅永欽^{2,3,*} 洪純隆^{2,4,*}

目標：績效研究大都以單一層次(個人或組織)分析，本文以多層次理論探索醫院總額支出目標制下報償方式對醫師生產力和服務品質之影響。**方法：**於2008年便利抽樣33家參加自主管理區域醫院並調查高階主管和醫師，共計獲得24家210份有效樣本，採層級線性模式分析，以個體層次服務績效為依變項，納入組織層次(報償方式和機構特性)以及個體層次(人口特徵和專科別)預測因子。**結果：**醫院變動薪水準對醫師服務品質和門住診生產力正向效果未達顯著(0.250, 0.171, 0.253, $p>.05$)；病床醫師比對醫師品質、住診生產力有負向、正向影響(-0.044, $p<.01$; 0.040, $p<.05$)；隸屬公立、財團法人醫院的醫師其門診服務量高於私立醫院43.7%, 79.1%；北部醫院其醫師品質、住診服務量高於南部18.3%, 45.1%；年資與門診、住診生產力有正向關係(0.846, $p<.001$; 0.523, $p<.05$)；內科醫師門診生產力高於外科醫師27.0%。整體而言，醫師服務績效之變異19.96%, 20.74%, 18.86%存在醫院內，54.13%, 56.93%, 36.26%來自醫院間。**結論：**醫院採變動薪報償並未降低醫師品質和醫療服務量，但組織特性與醫師服務表現有交互關係，因而減弱財務報償的系絡效果。(台灣衛誌 2011；30(4)：337-346)

關鍵詞：服務績效、成果基礎誘因、系絡效果、層級線性模式

前 言

財務誘因會影響醫師執業與醫療行為，國外報告區分兩種誘因效果：一為健保機構或政府的管理式照護計畫配置給醫療提供組織醫療費用；二為醫療機構支付個別醫師報償[1]。國外比較不同支付型態如固定預算(fixed budget)、與人口規模相關的論人計酬制度(capitation)以及按服務量的論量計酬

(fee-for-service)，分析醫師服務點值、照護品質與病人滿意之變化[2-4]。國內則探討總額預算制度對醫院的費用單價與服務量之影響[5]，論病例計酬對資源耗用和醫院收入之衝擊[6]。然而，歐美醫院屬開放式系統，保險公司將住院費用分別支付醫院與醫師，台灣屬閉鎖型態，健保局或病人支付醫院的醫療費用已內含醫師診療報酬，專任醫師支領醫院薪資。故本文探討之醫院報償醫師方式實包括前述兩種財務誘因。財務報償採行成果基礎誘因(outcome-based incentive, OBI)或行為基礎誘因(behavioral-based incentive, BBI)之論戰一直存在，代理理論指出若主理人能確實監督代理人，則BBI屬最佳設計，反之，OBI依組織獲利狀況決定代理人薪酬，將風險部份轉移予代理人[7]。醫院與醫師間代理關係，論量計酬下產生提成醫師費制度(private physician fee,

¹ 高雄醫學大學附設中和紀念醫院檢驗醫學部

² 高雄醫學大學附設中和紀念醫院神經外科

³ 高雄醫學大學醫療資訊管理學系

⁴ 高雄醫學大學醫學系

* 通訊作者：羅永欽、洪純隆

聯絡地址：高雄市三民區十全一路100號

E-mail: slhowng@cc.kmu.edu.tw;

jokhlo@cc.kmu.edu.tw

投稿日期：100年2月25日

接受日期：100年5月11日

PPF)，類似OBI契約；而BBI依醫師職務(臨床教職)給予固定薪或保障薪[7]。除了誘因效果(incentive effect)，報償也具有挑選效果(sorting effect)，其背後原理來自人與組織配適(person-organization fit)觀點，意指應徵者根據自己傾向(dispositions)與組織特性的配適來選擇組織，如同工作吸引文獻指出績效薪計畫對於高成就需求者更具吸引力[8]。同樣地，醫師可自我選擇進入或留在某類型醫院工作，選擇過程中往往已決定醫師的醫療行為。Gaynor與Pauly早於1990年根據新古典生產理論假定組織設計和生產力是相互影響的，意指伴隨誘因機制的組織特徵會影響個別醫師努力[9]。後續文獻也將醫師特徵和組織特徵、市場競爭納入生產力函數[10,11]。因此，為確保醫院報償方法對醫師表現的不偏估計，本文提出醫師服務表現的複合決定因子函數 $F = \{ \text{個人特徵, 誘因, 組織特徵} \}$ ，呈現個體與系絡兩層次的前置因子共同對單一層次的結果變項產生效應。前述生態分析(ecological analysis)若只從單一層次角度切入，易因分析層次混淆而致結論推論謬誤[12]。跨層次觀點貢獻在組織行為科學有兩方面，亦即下行(top-down)與上行(bottom-up)效果，下行效果意指組織系統中子單位或群體因素會影響個人知覺、態度與行為；上行歷程乃描述個人特徵經由社會互動而顯露於高層次的衍生特性[13]。本文提出下行效應假說，以跨層次(cross-level)分析組織報償對個別醫師服務績效的系絡效果(contextual effect)。

材料與方法

一、資料來源

針對參加卓越計畫245家醫院(包含醫學中心19家、區域醫院72家、地區醫院154家)，藉由台灣醫院協會會員名冊選擇33家區域層級醫院，並取得醫院代表1~2人為聯絡人以利資料收集。使用橫斷面(cross-sectional)設計，於2008年以匿名問卷調查各醫院第一線接觸病人的專科醫師，自評對病人服務品質以及生產力表現，也提供經驗、

年資等資訊，醫師報償制度則諮詢醫院高階主管，回收33份主管問卷和248份醫師問卷，經配對答卷者的機構，9家醫院其醫師回卷數低於5，予以刪除。機構屬性和規模取自衛生署醫療機構資料。

二、構念衡量

(一) 服務績效

行銷文獻經常以品質與生產力為績效成果的不同面向，品質衡量主要根據顧客感受滿意或由員工自陳工作品質，而生產力構面反應客觀的財務量性成果。本文採用Singh發展四題項測量($\alpha = 0.89$)[14]，使用七點李克特尺度計分，請醫師自評近十二個月期間照護病人表現，科內排名居後百分之二十為“1”，排名居前百分之五為“7”，分數愈高表示服務品質表現愈佳，題項如「我給病人高品質的醫療照護」、「我提供病人高滿意服務」以及「我與病人建立信任」，該構念之Cronbach's α 為0.959。生產力績效由醫師自陳近六個月門、住診服務量，考量受試者對收入隱私性以及較難回溯精確病人數，以平均每診人次(少於20人、21~30人、31~40人、41人以上)和平均每週照顧住院人數(1人、2~3人、4~5人、6人以上)為生產力的替代指數，無信度係數數值。

(二) 組織層次預測因子

Rodríguez等人發展高階主管報償測量，薪資比例三題項分別為報償完全變動、固定報償與變動報償有同等比例、變動薪大於固定薪[15]。國內研究指出醫師報償基礎有三種，第一為完全變動薪，高PPF無底薪、加班費和退休金；第二是保障薪與PPF混合制，依醫師年資、教職及特殊條件設定每月保障金額，若PPF低於保障額，則領取保障金額；第三種是固定底薪加PPF，且固定薪比率較高[16]。本研究以提成醫師費占個人總收入之百分比衡量變動薪水準，該數值愈高表示報償制度愈傾向OBI。醫師報償契約是共塑單位(formative unit)變數，單位層次的構念且不能解構到低層次，經常由CEO或高階管理團隊的意見形塑而成，資訊

本身並非客觀資料，不易直接檢驗資料的正確性[13]。組織特徵為共通單位(global unit)變數，它是客觀、描述性的單位層次特徵[13]。目前醫院總額分配地區預算以健保局所轄範圍分六區，各區醫療利用情形和費用點數有異。先前文獻指出權屬狀態與醫院績效相關[17]，醫院生產效率研究經常以人員和病床數為投入來解釋醫院間產出上差異[18]。綜上述，本文將醫院權屬狀態分公立、財團法人以及私立(參照組)；健保行政區台北、北區、中區、南區、高屏區分別轉化為北部、中部以及南部(參照組)；病床醫師比(病床數除以醫師數)表示醫院的要素投入組合特性，該數值越大表示固定資本投入相對於變動的人事成本較多。

(三) 個體層次預測因子

Deckop探討高階主管報償的決定因子，控制個人特徵如教育程度、組織年資以及勞動市場經驗[19]。因此，本文納入人口特徵為控制變項包括性別(男性編碼1女性0)，臨床經驗(指接受住院醫師訓練後年數)分10年以下(參照組)、11~20年及21年以上，年資採實際年和月測量並取自然對數，以解決資料數值過小、過大的問題。醫師執業科別概分為外科系統(如神經外、胃腸、肝膽、胸腔、心臟、泌尿等編碼為0)和內科系統(如腎臟內、新陳代謝、血腫內、小兒等編碼為1)。

三、分析方法

本文資料結構涉及樣本分群以及高、低層次解釋變項對依變項之影響，如僅利用共變異數分析或混合迴歸無法處理叢集資料的複雜交互影響，必須採用多層次分析[12]。層級線性模式(Hierarchical Linear Modeling, HLM)廣為社會科學領域使用，本文採Scientific Software International公司發行HLM 6.0軟體，該公司位於美國伊利諾州Lincolnwood，由Anthony S. Bryk (史丹福大學)與Stephen Raudenbush (芝加哥大學)於1992年發表專書介紹該軟體使用模式介面，HLM可處理跨層次構念，但依變項需為最低層次

[20]，以方程式表示如下：

$$\text{Level 1: } Y_{ij} = \beta_{0j} + \beta_{1j}(X_{ij}) + \varepsilon_{ij}(\sigma^2) \quad (\text{式1});$$

$$\text{Level 2: } \beta_{0j} = \gamma_{00} + \gamma_{01} G_j + U_{0j}(\tau_{00}) \quad (\text{式2});$$

$$\beta_{1j} = \gamma_{10} + \gamma_{11} G_j + U_{1j}(\tau_{11}) \quad (\text{式3});$$

Y_{ij} ：醫師i在醫院j之服務表現； X_{ij} ：醫師i在醫院j之解釋變項； β_{0j} ：醫院j之截距推估； β_{1j} ：醫院j之斜率推估； σ^2 ：層次一殘差； γ_{00} 、 γ_{10} ：二階截距； γ_{01} 、 γ_{11} ： G_j (醫院層次的解釋變項)對層次一中截距和斜率項之斜率； τ_{00} 、 τ_{11} ：層次二殘差之變異。層次一模式(Level 1)分別推估每一群體其迴歸，如(式1)代表個體層次預測變項與依變項的關係，層次二模式(Level 2)採用層次一分析中的截距(式2)和斜率(式3)，每一群體在層次一之迴歸參數推估值(即截距與斜率)，將視為層次二模式的評量結果。(式2)和(式3)代表高層次迴歸對低層迴歸的參數變化(醫師服務表現之差異)做解釋，而非對服務表現本身做解釋。HLM在推估層次一和層次二模式時區分固定效果、隨機係數和變異成分，層次一分析旨在推估群體內(within)依變數與解釋變數關係，分析所得之截距與斜率參數將成為層次二分析(群間(between))之依變數。此外，HLM對於誤差項進行多層次的分割估計，降低統計考驗的標準誤，提高統計檢定力[20]。Raudenbush等人建議，跨層次模型驗證分析步驟需逐次檢驗三個模式[20]；第一，建立初始模式(Null Model)做為比較參照之用，檢視資料是否存在群內一致性以及群間變異，決定是否以HLM或一般迴歸來分析；第二，隨機參數迴歸模式(Random Coefficient Regression Model, RCRM)檢驗層次一解釋因子的主效果，此模式也可檢驗層次一迴歸式截距的變異。當RCRM之變異成分顯著存在，此為驗證層次二主效果存在的基礎；第三步驟為截距預測模式(Intercepts-as-Outcomes Model, IAOM)，驗證截距項的變異是否可由層次二變數加以解釋。最後，計算醫師服務績效在群內(R^2 within-hospital)和群間(R^2 between-hospital)的解釋變異量。上述三模式中，RCRM中層

次一預測因子採用群體平均法(group mean centering)，藉由觀察值減去各群平均($y-Y_g$)反應同一群內觀察值的個別差異，解釋變異量 $R^2_{level 1}=(\delta^2_N-\delta^2_R)/\delta^2_N$ (N表Null，R為RCRM)。IAOM其資料輸入的平準決策採用全體平均法(grand-mean centering)，觀察值減去總平均($y-Y_G$)反應不分群每一觀察值的離散性，且根據RCRM截距變異(τ_{00})與IAOM截距變異(τ_{00})的差距計算解釋變異量($R^2_{level 2}=(\tau_R-\tau_I)/\tau_R$)。

結 果

一、描述性統計

本文有效樣本計24家醫院210筆資料，如表一所示，公立醫院、財團法人、私立醫院分別占25%，45.8%，29.2%；北部、南部、中部醫院分占41.7%，33.3%，25.0%；醫院平均床數為779床，醫師數118人。受試醫師男性占87.6%；年齡以41~45歲居多(33.8%)，依序為36~40歲(21.9%)、46~50歲(17.6%)、51歲以上(16.2%)；臨床經驗以11~20年居多(52.9%)，21年以上占26.7%，10年以下占20.5%；機構年資平均為9.5年(最少為1年、最久為31年)；內科系及外科系各占54.8%、45.2%。以卡方適合度檢定(Goodness of fit test)比較參加總額62家區域醫院與24家受試醫院比例，如表二，卡方值未達顯著差異，顯示醫院權屬別和健保行政區域在樣本與母體之分佈無異。醫院變動報償水準平均為45.6% (最小0%、最大100%)，共有24筆觀察值，無彙總(aggregate)驗證問題。個體層次解釋變項中，品質績效平均數為5.948，門、住診生產力為序位變項，極小為1，極大分別為3和5。

二、HLM分析

(一) 虛擬模型(NULL)

即各家醫院醫師服務績效的單因子變異數分析(One-way ANOVA)。計算組內相關係數(Intra-class Correlation；ICC)來確認是否有必要進行多層次分析，群間差異的ICC1

量數($=\tau_{00}/\tau_{00}+\delta^2$)， δ^2 在HLM中即為第一層迴歸式的誤差項(組內變異)， τ_{00} 為組間變異，ICC1即為組間變異與總變異的比值，代表醫師服務表現的變異量可被醫院間差異解釋的程度。當ICC1不小時，代表醫師服務表現的組間差異不容被忽略，必須考慮資料的階層結構，判斷準則為0.12[21]。Intraclass Correlation 2 (ICC2)是調整樣本數後的ICC1，用來回答各醫院群體平均數的信度值，通常採0.7為判準[21]。就醫師品質表現，群間變異顯著異於0 ($\tau_{00}=0.21571$, $p<.001$) (見表三 NULL)，表示24家醫院其醫師服務品質有差異， $ICC1=0.21571/(0.21571+0.58822)=0.26832$ ，表示26.83%品質變異存在醫院間；同樣地，醫師門診、住診生產力ICC1分別為0.4230($=0.4705/(0.4705+0.6418)$)，0.2826 ($=0.26908/(0.26908+0.6829)$)，指出42.30%，28.26%變異來自於醫院間。此外，服務品質、門住診生產力之ICC2分別為0.739, 0.848, 0.752。此滿足醫師服務績效存在群內和群間變異的準則，初步支持進行跨層次分析的合理性[21]。

(二) 隨機參數迴歸模式(RCRM)

本模式沒有層次二預測變項，檢視群間是否存在不同的截距與斜率，截距與斜率均設定為隨機效果，亦即個體層次解釋變項對於醫師服務績效的解釋(斜率)在醫院間是隨機變動的，可檢驗斜率變異(τ_{11} 與 τ_{22})的顯著性。就品質表現而言，層次一預測因子(性別、經驗、年資)與品質表現關係未達顯著(表三 DV 1)，經由計算 $R^2_{level 1}=(0.58822-0.47081)/0.58822=0.1996$ ，意指品質的變異有19.96%來自醫院內。但不同醫院其層次一截距項的變異成分顯著存在($\tau_{00}=5.939$, $\tau_{00}=0.2375$, $p<.001$)，因此醫師服務品質可能有其他的系絡直接效果存在。就醫師門診生產力分析(表三 DV2)，臨床經驗11~20年的參數為正(0.242, $p<.01$)，年資與生產力的正向關係顯著(0.679, $p<.01$)，專科別的估計為正(0.284, $p<.05$)。經由計算 $R^2_{level 1}=(0.64177-0.50867)/0.64177=0.2074$ ，門診生產力的變異有20.74%來自醫院內，且不同醫院在層次一的截距有顯著變異($\tau_{00}=2.748$,

表一 樣本特性

	個體層次(n= 216)			χ^2/F		組織層次(N=55)			χ^2/F
		次數	百分比			次數	百分比		
性別	女	26	12.4%	282.60***	權屬別	公立醫院	6	25.0%	2.48
	男	184	87.6%			財團法人	11	45.8%	
年齡	<35歲	22	10.5%	32.05***	健保分局	私立醫院	7	29.2%	1.04
	36~40歲	46	21.9%			北部	10	41.7%	
	41~45歲	71	33.8%			中部	6	25.0%	
	46~50歲	37	17.6%			南部	8	33.3%	
	>51歲	34	16.2%			床數 ^b	314~1,513	779	
專業導向	外科系統	95	45.2%	1.91	醫師數 ^c	63~281	118	56.48	—
	內科系統	115	54.8%						
臨床經驗	10年以下	43	20.5%	37.23***					
	11~20年	111	52.9%						
	>21年	56	26.7%						
年資 ^a	1.0—31.0	9.50	6.24	—					

註：^{a,b,c}最小值~最大值，平均值(標準差)；***表 $p < 0.001$ 。

表二 參加自主管理區域醫院母體與樣本比例之比較

	母體家數 ^a	比例%	樣本家數	比例%	Chi-Square Tests ^b
權屬別					$\chi^2=6.0$, df=4 p=0.199
公立醫院	28	39.24%	6	25.00%	
財團法人	33	45.57%	11	45.83%	
私立醫院	11	15.19%	7	29.17%	
健保分局					$\chi^2=24.0$, df=20 p=0.242
台北分局	18	25.00%	7	29.17%	
北區分局	12	16.67%	3	12.50%	
中區分局	14	19.44%	6	25.00%	
南區分局	13	18.06%	2	8.33%	
高屏分局	11	15.28%	6	25.00%	
東區分局	4	5.56%	0	0.00%	

註：^a2008年參加自主管理區域醫院名冊；^bPearson卡方值。

$\tau_{00}=0.4912$, $p < .001$)；同樣地，層次一變項與住診生產力的關係，僅有年資達顯著(0.453, $p < .05$)，經由計算 $R^2_{level 1}=(0.68293 - 0.55415)/0.68293=0.18857$ ，層次一預測因子對住診生產力的解釋量18.86%，層次一截距項的變異顯著($r_{00}=3.468$, $\tau_{00}=0.2885$, $p < .001$) (表三 DV3)。綜上述，醫師的品質和生產力在不同醫院間確實有不同的截距，顯示可能存在系絡直接效果，應再進行IAOM分析。

(三) 截距預測模式(IAOM)

層次二放入多個自變數，做為層次一截(分組平均數 Y_i)的解釋變數，亦即組織層次的解釋變數僅對個體層次的截距(服務表現的分組平均數)進行解釋[20]。在品質績效部分(表三 DV1)，變動薪水準的負向影響未達統計顯著性(0.250, $p > .05$)；病床醫師比的估計參數為負(-0.044, $p < .01$)；北部區域的估計參數為正(0.183, $p < .05$)。經由計算，組織層次變數對於醫師品質表現的解釋量為54.13%

表三 醫師服務績效之HLM結果

	品質績效(DV1)				門診生產力(DV2)				住診生產力(DV3)					
	NULL		RCRM		IAOM		NULL		RCRM		IAOM			
	coeffi	S.E.	coeffi	S.E.	coeffi	S.E.	coeffi	S.E.	coeffi	S.E.	coeffi	S.E.		
層次一變項														
性別(參照組：女性)	0.141	.205	0.084	.203	-0.086	.123	-0.132	.097	-0.021	.179	0.043	.179		
臨床經驗(參照組：<10年)														
11~20年	-0.121	.142	-0.196	.135	0.242**	.082	0.106	.097	0.032	.082	0.032	.125		
>21年	-0.279	.184	-0.276	.176	0.233	.194	0.201	.183	-0.166	.189	-0.113	.171		
機構年資	0.278	.222	0.347	.211	0.697**	.220	0.846***	.198	0.453*	.177	0.523*	.212		
專科別(參照組：外科)	0.174	.137	0.193	.137	0.284*	.130	0.270*	.122	-0.026	.116	-0.080	.108		
層次二變項														
變動薪			0.250	.189			0.171	.256			0.253	.214		
病床醫師比			-0.044**	.077			0.018	.056			0.040*	.034		
權屬別(參照組：私立)														
公立			-0.164	.130			0.437*	.177			-0.180	.235		
財團法人			0.061	.141			0.791***	.196			-0.142	.205		
區域別(參照組：南部)														
北部			0.183*	.099			0.164	.204			0.451**	.189		
中部			-0.182	.100			0.158	.163			0.159	.187		
INTRCPT1.G00 ^c		5.939***	0.2375	5.956***	0.1089		2.748***	0.4912	2.765***	0.2116	3.468***	0.2885	3.520*	0.184
群內殘差變異(σ^2)	0.5882	0.4708	0.4657		0.6418	0.5087	0.5154		0.6829	0.5542	0.5714			
群間變異(τ_0)	0.2157				0.4705				0.2691					
$R^2_{醫院內}$ ^a	19.96%				20.74%				18.86%					
$R^2_{醫院間}$ ^b	54.13%				56.93%				36.26%					

註：* $p < .05$ ** $p < .01$ *** $p < .001$ ；^a層次一預測項解釋群內變異比例($n=210$)；^b層次二預測項解釋群間變異比例($N=24$)；^c截距係數、變異成分、 p 值。

($R^2_{level 2} = (0.23751 - 0.10895) / 0.23751 = 0.54128$)。就門診生產力而言(表三 DV2)，變動薪的正向系絡效果未達顯著(0.171, $p > .05$)；權屬別的估計參數(參照組為私立)為正(0.437, $p < .05$; 0.791, $p < .001$)。此外，層次一預測因子中，年資、專科別與生產力的正向關係仍顯著(0.846, $p < .001$; 0.270, $p < .05$)，經由計算，層次二變數對醫師門診生產力的解釋量為56.93% ($R^2_{level 2} = (0.49124 - 0.21156) / 0.49124 = 0.56933$)。就醫師住診生產力而言(表三 DV3)，北部醫院的係數值為正(0.451, $p < .05$)，病床醫師比的估計參數為正(0.040, $p < .05$)，變動薪水準的系絡效果未達顯著(0.253, $p > .05$)，年資與住診服務量仍有顯著正向關係(0.523, $p < .05$)。層次二變數對醫師住診生產力解釋量為36.26%。

討 論

平均每家醫院受測醫師為8人，最少5人、最多27人，眾數為6人及8人。相較於類似的多層次研究，樣本收集準則為每一群體4人以上[22]，國內組織行為研究取樣15家公司191位員工[23]，顯示本文組數、平均每家醫院調查人數尚稱合理。二十四家醫院報償方式皆依醫療服務項目收費，採定額或比率抽成作為醫師部分收入，但個別醫師當季服務量超過給定額度則折付PPF，支付點值浮動且低於1元，意謂與過去相當服務量所獲收入減少。

本文跨層次分析結果指出，醫師服務品質、門住診生產力分別有54.13%、56.93%、36.26%的變異存在醫院間，

19.96%、20.74%、18.86%存在醫院內，醫師服務表現受個體層次因子影響程度較低。比較RCRM及IAOM，當模型中加入了財務誘因、機構特性和病床醫師比，截距的組間差異縮小，顯示系絡效果取代各醫院其醫師服務績效的變異。個體層次變項在IAOM中，僅有年資仍與醫師生產力有正向關係，本文推測醫師有機會在醫院內建立其職涯，此種專屬性資產促進關係型契約降低醫師流動。另有一發現，納入組織層次變項後，臨床經驗對醫師生產力產生了虛假關係(spurious)的效果，意指原本在RCRM中具解釋力(110.242, $p < .05$)在IAOM卻未達顯著(0.106, $p > .05$)。在IAOM中，臨床經驗與品質、生產力的關係不具統計意義，但由係數值可知，11~21年、21以上醫師其門診服務量高於10年以下24.20%。本文推斷醫師執業經驗能增加專門技術或人力資本，其邊際貢獻高於平均水準，不同於國外研究發現，行醫年資愈久長，醫師較不可能有誘因去增加服務給病人[2]。就專業導向而言，內科系醫師門診服務量高於外科醫師28.4%，但住診生產力低於外科醫師，可能是外科執業型態以手術醫療為主所致。

在控制個人特徵及組織因素下，OBI準則提升醫師服務績效之系絡直接效果未達顯著，但由實證結果可知，變動薪水準提高1%將使醫師增加17.1%、25.3%醫療服務量，同時也提升服務品質25.0%。即使醫療給付將隨自身服務量超限而罰扣(邊際報酬遞減)，醫師若欲維持某收入水準仍會提升服務量以增加本身PPF。Cadsby等人主張績效薪比固定薪能達成更高生產力，特別是高生產力員工更可能挑選績效薪計畫，組織普遍執行變動薪計畫[8]。根據Reschovsky等人報告，論人計酬下，變動薪報償使23%醫師有誘因增加服務，7%醫師自陳減少醫療服務，減少照護對病人感受品質和滿意有負面影響[24]。Ettner等人指出，當醫院收入來自論人計酬下，支付醫師固定報償而非FFS，糖尿病人較滿意管理式照護過程，也可能是績效報償沒有產生抑制成本的誘因[3]。Gosden等人綜合二十三篇關於固定薪

資與醫生行為文獻，說明檢驗、轉診、生產以及治癒等產出，在固定薪資下較論人計酬或FFS少，推斷醫師在固定薪資下無法透過執業行為來增加收入，但可以減少努力以提高其效用[25]。Tsai等人根據1997年健保局申報資料，指出前瞻性支付制度下住院天數縮短0.59天，但沒有犧牲服務量提供(病患數增加23%)，藥品處方減少0.58~0.99項[26]。Keating等人醫院策略和財務誘因對糖尿病照護品質之效果，發現FFS下(相較於固定薪)品質較低，但品質分數差異很小[27]。

權屬別為公立、財團法人其醫師門診服務量高於私立醫院43.7%、79.1%，此一結果和過去文獻預期非私立醫療機構生產效率較差不一致，國內探討醫院權屬別與醫院效率關係，在論病例計酬制度下推斷私立醫院比公立醫院提供更有效率的醫療服務[28]。整體而言，病床醫師比為7.135(標準差2.362)，該比率每增加1%提高醫師1.8%~4.0%生產力；但高病床醫師比會降低對病人服務品質，該比率每增加1%降低4.4%服務品質。換言之，醫療機構其固定資本與變動人事成本投入對醫師服務績效有系絡直接效果，當醫院內每位醫師分配床數愈少，呈現個別醫師照護病人數可能存在不均現象。文獻也報導醫師群間任務相依性使協調合作的需要增加，以及採團隊式醫療，因而難以評估個人貢獻，醫院採團隊式誘因可能帶來搭便車問題，醫師人數愈多(意指群體規模增加)，透過所謂搭便車(free-rider)使個人努力衰減[29]。Gaynor與Pauly分析具合夥關係的群體醫療系統，也發現生產力誘因隨著群體規模而減少[9]。就區域別來說，北部醫院的醫師自陳品質表現高於南部18.3%，是否因北區之醫療競爭高於南區，尚待進一步探究。綜上述，機構屬性與醫師服務績效是相互影響的，也因此削弱了報償的誘因效果。

值得注意的是，相對於單一層次分析，本文重視跨層次的思維，單一層次架構乃將資料分解並指派高層次評量的數據給低層次來探討個體行為，此模式假設群體特性並不影響個人，然而，多位醫師隸屬同一家醫

院，在群內接受條件類似，因而無法滿足統計方法之獨立觀察樣本之假設，同時增加型I誤差之機率。此外，依據低層次單位之總數(以人數而非以群組數)做高層次單位之統計檢定，將影響標準差之推估和統計推論；而彙整低層次來探究群體特徵關係，將忽略低層次有意義變異[30]。HLM將個體層次和群組層次之殘差模式化，可辨識同一群體內個人間之內部相依，有別於OLS未分別推估個人和群體殘差，HLM可維持解釋變項於適當分析層次下探討高、低層次單位的變異數，不會被迫放棄潛在有意義的群內變異。有關HLM樣本規模議題，Hofmann發現增加第二層的組數要比增加各組內的樣本數更能提升模型第二層的檢定力，若要提升第一層的檢定力增加總樣本數即可[30]。Raudenbush與Bryk主張，第二層至少20、第一層夠多即可，建議採用30/30準則來決定樣本規模[20]。Mass與Hox指出，若作者關心迴歸係數的不偏性，第一層至少為5、第二層至少10，若作者關心第二層誤差標準誤的不偏，第二層大於50，但並未對第一層樣本數作要求[31]。上述原則指出，系絡效果重視高、低層次變項間相互影響，應擴大組數、而非組內人數。

結論與建議

國內於2004年實施個別醫院卓越計畫，面對邊際收入可能為零的時代，各家醫院檢視與資源效率、財務績效和照護成果攸關變動薪資水準設計。本文以代理觀點簡述服務績效的誘因，多元相依醫療任務或團隊生產過程中，訊息不對稱和風險嫌惡等複雜系絡下，多數醫院維持某比例固定薪。成果基礎誘因對受雇醫師生產力、服務品質雖有正向影響，但組織特性(權屬狀態、行政區域和規模)與醫師服務表現有交互關係，因而減弱財務誘因的系絡效果。本文實證結果呼應學者主張組織特性的篩選效果和誘因效果。本文有以下研究限制：第一，受試醫院僅佔所有參加自主管理區域醫院三分之一，醫師以男性居多，且年齡、臨床經驗偏高，有範

圍限制的疑慮。其次，本文無法取得24家醫院其醫師人力特徵等資訊，如性別比、年齡結構之分佈，無法進一步檢定醫師資料與各醫院其醫師母群體特徵是否類似。第三，HLM統計檢定力大小問題，本文以24家醫院為分析單位，多數群體內6至8人，文獻建議至少30個群體、每個群體內樣本30，則可達0.9檢定力。第四，雖然文獻指出由工作者自陳服務表現優於上司評量，未來應進一步執行病人評量醫師服務品質。最後，關於醫師服務表現的預測因子，尚有其他組織層次變項未被本研究考量，舉如平均住院天數，病人患病嚴重可能使生產效率下降。

參考文獻

1. Robinson JC, Shortell SM, Li R, Casalino LP, Rundall T. The alignment and blending of payment incentives within physician organizations. *Health Serv Res* 2004;**39**:1589-606.
2. Conrad DA, Sales A, Liang SY, et al. The impact of financial incentives on physician productivity in medical groups. *Health Serv Res* 2002;**37**:885-906.
3. Ettner SL, Thompson TJ, Stevens MR, et al. Are physician reimbursement strategies associated with processes of care and patient satisfaction for patients with diabetes in managed care? *Health Serv Res* 2006;**41**:1221-41.
4. Melichar L. The effect of reimbursement on medical decision making: do physicians alter treatment in response to a managed care incentive. *J Health Econ* 2009;**28**:902-7.
5. 羅紀琮、詹維玲：醫院總額預算對費用單價與服務量的影響初探。台灣衛誌 2007；**20**：261-9。
Lo JC, Chan VL. An exploratory investigation of the effect of hospital global budgeting on payment distribution. *Taiwan J Public Health* 2007;**20**:261-9. [In Chinese: English Abstract]
6. 許玫玲、張維容、黃國哲：論病例計酬制度下醫院薪資策略對醫師診療行為之影響—以某區域醫院為例。台灣衛誌 2005；**24**：12-21。
Sheu ML, Chang WJ, Huang KC. The impact of hospital compensation strategies on physician practice behavior under the case payment system: the case of a regional hospital. *Taiwan J Public Health* 2005;**24**:12-21. [In Chinese: English Abstract]
7. Robinson JC. Theory and practice in the design of physician payment incentives. *Milbank Q*

- 2001;79:149-77.
8. Cadsby CB, Song F, Tapon F. Sorting and incentive effects of pay for performance: an experimental investigation. *Acad Manag J* 2006;50:387-405.
 9. Gaynor M, Pauly MV. Compensation and productive efficiency in partnerships: evidence from medical group practice. *J Polit Econ* 1990;98:544-73.
 10. Rodriguez HP, Glahn T, Rogers WH, Safran DG. Organizational and market influences on physician performance on patient experience measures. *Health Serv Res* 2009;44:880-901.
 11. Sarma SA, Devlin RA, Hogg W. Physician's production of primary care in Ontario, Canada. *Health Econ* 2010;19:14-30.
 12. Klein KJ, Kozlowski SJ. From micro to meso: critical steps in conceptualizing and conducting multilevel research. *Organ Res Meth* 2000;3:211-36.
 13. Kozlowski SWJ, Klein KJ. A multilevel approach to theory and research in organization: contextual, temporal, and emergent processes. In: Kein KJ, Kozlowski SWJ eds. *Multi-Level Theory, Research, and Methods in Organizations*. San Francisco: Jossey Bass, 2000; 3-90.
 14. Singh J. Performance productivity and quality of frontline employees in service organizations. *J Mark* 2000;64:15-34.
 15. Rodríguez GC, Espejo CAD, Cabrera RV. Incentives management during privatization: an agency perspective. *J Manag Stud* 2007;44:536-60.
 16. 薛亞聖、洪幼珊、湯藻薰、楊志良、王采薇：台灣醫院醫師薪資制度調查。醫學教育 2002；6：173-84。
Hsueh YS, Hung YS, Tang CH, Yuang CL, Wang TW. A national survey of physician-compensation arrangements at hospitals in Taiwan. *J Med Educ* 2002;6:173-84. [In Chinese: English Abstract]
 17. Propper C, Sutton M, Whitnall C, Windmeijer F. Incentives and targets in hospital care: evidence from a natural experiment. *J Public Econ* 2010;94:318-35.
 18. Gardiner LR, Oswald SL, Jahera JS. Prediction of hospital failure: a post-PPS analysis. *Hosp Health Serv Admin* 1996;41:441-60.
 19. Deckop JR. Determinants of chief executive officer compensation. *Ind Labor Relat Rev* 1988;41:215-26.
 20. Raudenbush SW, Bryk AS. *Hierarchical Linear Models: Applications and Data Analysis Methods*. 2nd ed., Newbury Park, CA: Sage, 2002.
 21. Bliese PD, Halverson RR. Group size and measures of group-level properties: an examination of eta-squared and ICC values. *J Manag* 1998;24:157-72.
 22. Liao H, Chuang AC. A multilevel investigation of factors influencing employee service performance and customer outcomes. *Acad Manag J* 2004;47:41-58.
 23. 陳建丞、孫婉嫻：員工情感特質與幫助同事行為間之關係：職務類型的干擾效果。中山管理評論 2010；18：1089-113。
Chen CC, Sun WS. The relationship between employee affective traits and helping coworker behavior: the moderating role of job type. *Sun Yat-Sen Manag Rev* 2010;18:1089-113. [In Chinese: English Abstract]
 24. Reschovsky JD, Hadley J, Landon BE. The effects of compensation methods and physician group structure on physicians' perceived incentives to alter services to patients. *Health Serv Res* 2006;41:1200-20.
 25. Godsen T, Pedersen L, Torgerson D. How should we pay doctors? A systematic review of salary payments and their effect on doctor behaviour. *QJM* 1999;92:47-55.
 26. Tsai YW, Chuang YC, Huang WF, See LC, Yang CL, Chen PF. The effect of changing reimbursement policies on quality of in-patient care, from fee-for-service to prospective payment. *Int J Qual Health Care* 2005;17:421-6.
 27. Keating NL, Landrum MB, Landon BE, et al. The influence of physicians' practice management strategies and financial arrangements on quality of care among patients with diabetes. *Med Care* 2004;42:829-39.
 28. 石滄生、羅紀瓊、陳國樑：公私立綜合醫院服務層面效率差異之探討。中華衛誌 1996；15：469-81。
Shih KS, Lo JC, Chen KL. A study on the efficiency difference between public and private general hospitals. *Chinese J Public Health* 1996;15:469-81. [In Chinese: English Abstract]
 29. Lazear EP. Personnel economics: past lessons and future directions. *J Labor Econ* 1999;17:199-36.
 30. Hofmann DA. An overview of the logic and rational of hierarchical linear models. *J Manag* 1997;23:723-4.
 31. Mass CJM, Hox JJ. Sufficient sample size for multi-level modeling. *Methodology* 2005;1:85-1.

A multilevel analysis of financial incentives and physician performance in Taiwan's regional hospitals

HSIU-LING WANG^{1,3}, JOON-KHIM LOH^{2,3,*}, SHEN-LONG HOWNG^{2,4,*}

Objectives: Previous studies of performance have focused on either organizational or individual-level analysis. Multilevel theory has been used to explore the effect of the method of compensation on the quality and quantity of individual physician services after hospital global budgeting (HGB) was implemented in Taiwan. **Methods:** We used a sample of convenience of 33 regional hospitals that participated in HGB and surveyed managers and physicians with structured questionnaires in 2008. A total of 210 valid questionnaires from 24 hospitals were returned. We conducted hierarchical linear modeling analyses and demonstrated that both individual-level and organizational-level factors were associated with physician performance. **Results:** The effect of the variable compensation level on quality of physicians' service, productivity in the outpatient department (OPD) and in the inpatient department (IPD) was not significant (0.250, 0.171, 0.253, all $p > .05$). The ratio of beds to physicians negatively affected individual quality (-0.044, $p < .01$) while positively influencing productivity in and IPD (0.040, $p < .05$). The OPD production of physicians in public or non-profit hospitals was higher than those in private ones (43.7%, 79.1%). Physician quality and IPD production in northern hospitals was higher than that in the southern area (18.3%, 45.1%). Tenure was positively related to physicians' productivity (0.846, $p < .001$; 0.523, $p < .05$). The OPD of internists was higher than that of 27.0% of surgeons. Overall, the individual-level factors explained 19.96%, 20.74%, 18.86% of within-hospital variance on performance and hospital-level factors explained 54.13%, 56.93%, 36.26% of between-hospital variance. **Conclusions:** Variable compensation did not stimulate physicians to reduce quality or productivity. Hospital features and physician performance were co-determinant, thus weakening the contextual effect of financial compensation. (*Taiwan J Public Health. 2011;30(4):337-346*)

Key Words: *service performance, outcome-based incentive, contextual effect, hierarchical linear modeling*

¹ Department of Laboratory Medicine, Kaohsiung Medical University Chung-Ho Memorial Hospital, Kaohsiung, Taiwan, R.O.C.

² Department of Neurosurgery, Kaohsiung Medical University Chung-Ho Memorial Hospital, Kaohsiung, Taiwan, R.O.C.

³ Department of Medical Information Management, Kaohsiung Medical University, No. 100, Shih-Chuan 1st Rd., Sanmin Dist., Kaohsiung, Taiwan, R.O.C.

⁴ School of Medicine, Kaohsiung Medical University, No. 100, Shih-Chuan 1st Rd., Sanmin Dist., Kaohsiung, Taiwan, R.O.C.

* Correspondence author. E-mail: slhowng@cc.kmu.edu.tw; jokhlo@cc.kmu.edu.tw

Received: Feb 25, 2011 Accepted: May 11, 2011