

第四章 中華職棒球員薪資之計量實證 結果與分析

接下來，我們將延續理論模型與計量模型中的設定，以 SAS 軟體進行實證上的分析。主要可分為四個部分：一、資料來源與內容的說明；二、針對球隊勝率與球團收益的聯立方程式以 SUR(Seemingly Uncorrelated Regression)模型來分析之；三、整體本土球員與洋將的表現，與因年資、投打的不同造成不同薪資分佈上的差異；四、洋將薪資的分析與超級明星現象是否存在，以及前文所提及的，以洋將薪資作為一個衡量本土球員薪資是否合理的指標。

4.1 資料來源與內容說明

我們將計量實證分析中所使用的資料與來源說明分述如下：

球隊表現與球團收益

球隊勝率的資料來源為中華職棒官方網站的歷年記錄(www.cpbl.com.tw)，而球員表現的數據則由曹士昌依照 Bill James 的設算方式所整理而成(台灣棒球資訊網，<http://twbaseball.info>)。

在球團收益方面，透過面訪的結果，我們將球團收益定義為下列各項數據的計算結果：

球團總營收毛額 = 票房 + 廣告贊助 + 商品 + 轉播權利金 + 棒球營；
非球員支出 = 幹部薪資 + 教練團薪資 + 商品製作與存貨成本 + 雜項購置 + 管銷費用 + 伙食費 + 交通費 + 旅遊(或移地訓練費)；

因此估算球員的理論薪資淨額 = 球員理論薪資毛額 - 非球員支出/球員數。

我們將上述估計中較為中藥的幾個項目整理於表 4.1 中：

表 4.1 中華職棒球隊收益與球隊表現基本統計量

	球隊勝率	球團收益	主場平均觀眾人數	商品	廣告贊助
平均數	0.500	10756.2	2367	2238.8	3286.7
標準差	0.094	4061.84	1276.64	1118.55	2423.81
最大值	0.674	20675	6275	5000	8000
最小值	0.220	2358.9	937	77.5	920

單位：球團收益、商品、廣告贊助為萬元新台幣/年；主場平均觀眾人數為人/場

資料來源：本研究整理

除了面訪所得到的數字之外，對於無法取得的部分，我們以各大報章雜誌的資料為依據，或者以一般商業原則(如管銷成本設為總人員薪資的 65%左右)推估。原則上我們傾向盡量不低估球團的支出且盡量不高估球團的收益，以期可以得到一個至少的估計量(lower-bound estimates)。

觀眾人數部分，我們感謝卡好網站的提供(<http://08000800801.com.tw/cpbl/>)，缺漏的部分，則由我們以民生報的資料為主予以補齊。

接著我們將表 4.1 當中球團收益與平均主場觀眾人數兩個項目以年度分別列出，以增加我們對球團收益變化的認識：

表 4.2：中華職棒球隊收益毛額之基本統計量，1997~2005

	1997	1998	1999	2000	2001
平均數	9720.12	8794.237	8918.54	6385.73	7717.00
標準差	3790.29	1957.25	1322.14	1640.75	2080.23
最大值	13629.80	11516.00	11298.71	7827.82	9472.88
最小值	2358.90*	6140.00	7499.40	4859.78	4700.40

單位：萬元新台幣/年

資料來源：本研究整理。

*最小值為和信鯨，只有 2358.90 萬元之因為加入中職第一年無法領取轉播權利金。

表 4.3：(續)中華職棒球隊收益毛額之基本統計量，1997~2005

	2002	2003	2004	2005
平均數	9119.04	11950.21	14860.78	16499.53
標準差	2562.51	3394.04	2268.85	2523.31
最大值	11182.21	17811.00	20675.00	20538.00
最小值	5470.16	8995.10	10581.60	12731.20

單位：萬元新台幣/年

資料來源：本研究整理。

表 4.4：中華職棒主場平均觀眾人數之平均數與標準差，1997~2005

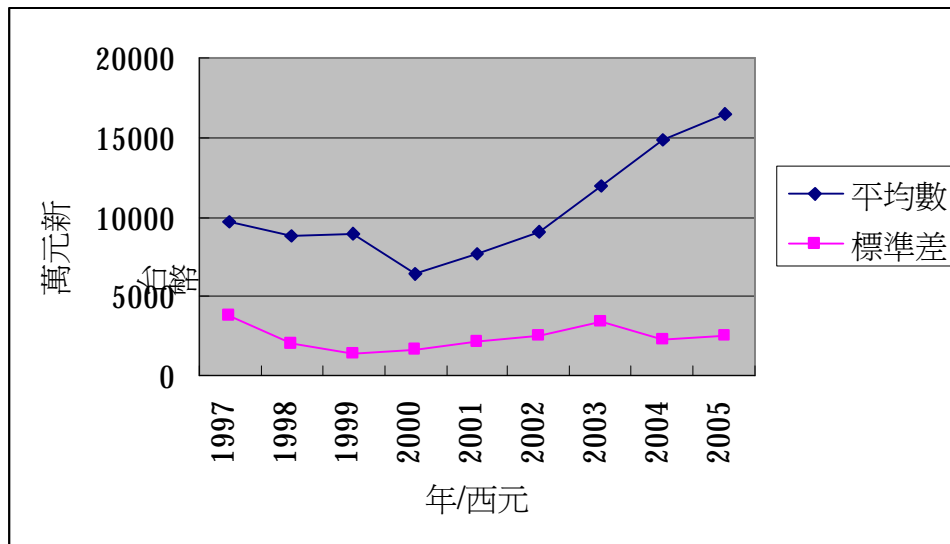
	1997	1998	1999	2000	2001
平均數	1859.14	1440.00	1384.67	1457.50	1818.75
標準差	529.99	477.92	437.29	585.00	765.73

表 4.5：(續)中華職棒主場平均觀眾人數之平均數與標準差，1997~2005

	2002	2003	2004	2005
平均數	2957.00	3195.33	3504.213	3481.17
標準差	783.98	1417.51	1648.02	1280.96

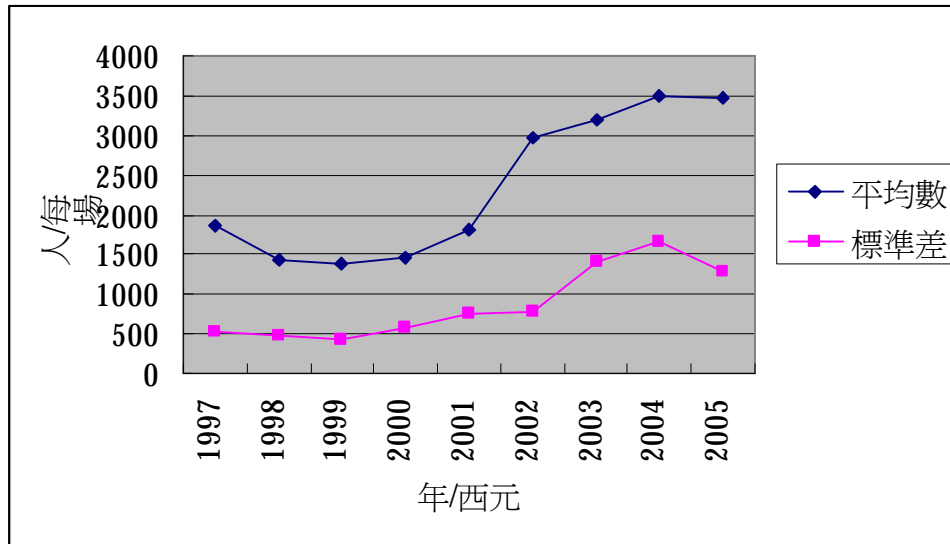
單位：人/場

資料來源：本研究整理。



資料來源：表 4.2 與表 4.3。

圖 4.1：中華職棒歷年球團收益走勢，1997~2005



資料來源：表 4.4 與表 4.5。

圖 4.2：中華職棒歷年主場平均觀眾人數走勢，1997~2005

由表 4.2、4.3 與圖 4.1，我們可以看到球團收益在 1997 與 1998 年間簽賭案爆發之後一路下滑到 2001 年才開始反彈，主要就是因為該年度的世界盃在台灣舉辦，增加了當年度與隔年進場觀戰的球迷人數。另外，緯來雖然於 1997 年大手筆砸下五億四千萬取得中華職棒的轉播權，然而事實上所付出的金額大約在三億左右而已。因此，各球團的收益在 1997~2000 年並未如預期般的大幅上揚，反而由於觀眾的流失而不斷的下降。

由上述資料來源的整理與分析，我們除了得以對中華職棒球團經營的現況有更明確的了解外，我們也發現一個重要的事實：對職業運動的球團而言，收益的三大部分為門票收入、周邊商品行銷與贊助，以及轉播權利金。在中華職棒，球團對於轉播權利金的部分總是花費很大的力氣與電視台來協商，然而另外兩部分，特別是對於球迷經營的部分，球團卻似乎疏忽了。事實上，我們看到在中華職棒的例子裡，球團收益與觀眾人數勢大致呈現相同的趨勢，相關係數也高達 0.845；而在 2001~2004 年間，電視轉播權利金都要比 1997~2000 來的低，直到 2005 年才重新回到每年每隊 6000 萬以上的水準。因此，我們可以由這兩部分資料的整理與簡單的分析看到球團目前經營上的一個盲點，對於我們爾後的實證結果分析也有著很大的裨益。

球員薪資部分

球員薪資部分，我們主要以民生報與蘋果日報的資料，與面訪所得的結果為主，台灣棒球資訊網的推估薪資為輔，編寫出 1997~2005 九年間職棒選手的薪資

資料。我們將球員薪資的基本統計量整理如下表：

表 4.6 中華職棒球員薪資基本統計量，1997~2005

	本土投手	本土打者	洋將投手	洋將打者
平均數	149	156	156	142
標準差	6.401	4.774	92.098	81.045
最大值	375	390	337.10	303.39
最小值	60	48	20.00	20.226

單位：萬元新台幣/年

資料來源：本研究整理，朱文增(2004)。

表 4.7 中華職棒球員年資基本統計量，1997~2005

	本土投手	本土打者	洋將投手	洋將打者
平均數	5.1	6.2	1.196	1.034
標準差	3.287	2.791	3.0	0.764

單位：年

資料來源：本研究整理。

我們明顯看到投手的選手生命要比打者的選手生命少了一年左右，這是因為在棒球運動中，投手的損耗率是要比打者來的高的，另一方面有反映了台灣對於投手醫療保養的不足。在本章接下來的實證結果分析中，我們將探討，這樣選手生涯上的差距，是否會對選手的薪資產生影響呢？

與球團收益相同的，我們也將球員的薪資與年資兩個項目的平均數與標準差分別逐年列出，以增加我們對球員薪資與年資走勢的了解：

表 4.8：中華職棒歷年本土球員平均薪資之平均數與標準差，1997~2005

	1997	1998	1999	2000	2001
平均數	183.01	168.79	160.14	146.39	119.80
標準差	108.52	113.06	103.34	90.72	73.21

表 4.9：(續)中華職棒歷年本土球員平均薪資之平均數與標準差，1997~2005

	2002	2003	2004	2005
平均數	113.80	124.45	119.57	127.29
標準差	63.81	61.47	56.77	63.62

單位：萬元新台幣/年

資料來源：本研究整理。

表 4.10：中華職棒歷年本土球員年資之平均數與標準差，1997~2005

	1997	1998	1999	2000	2001
平均數	4.42	4.32	4.02	4.66	4.38
標準差	2.83	3.13	2.96	3.38	3.08

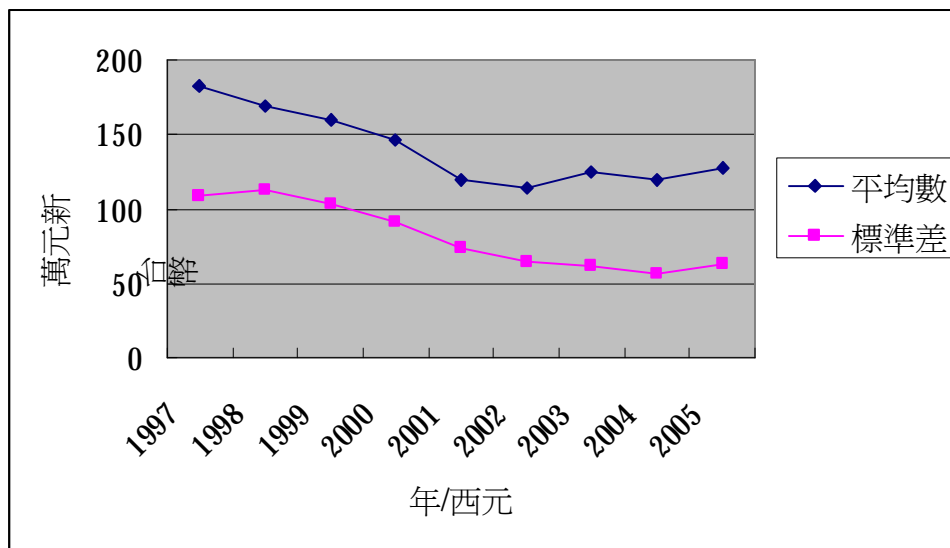
表 4.11：(續)中華職棒歷年本土球員年資之平均數與標準差，1997~2005

	2002	2003	2004	2005
平均數	4.49	5.11	4.35	4.47
標準差	2.87	2.98	3.00	2.97

單位：年

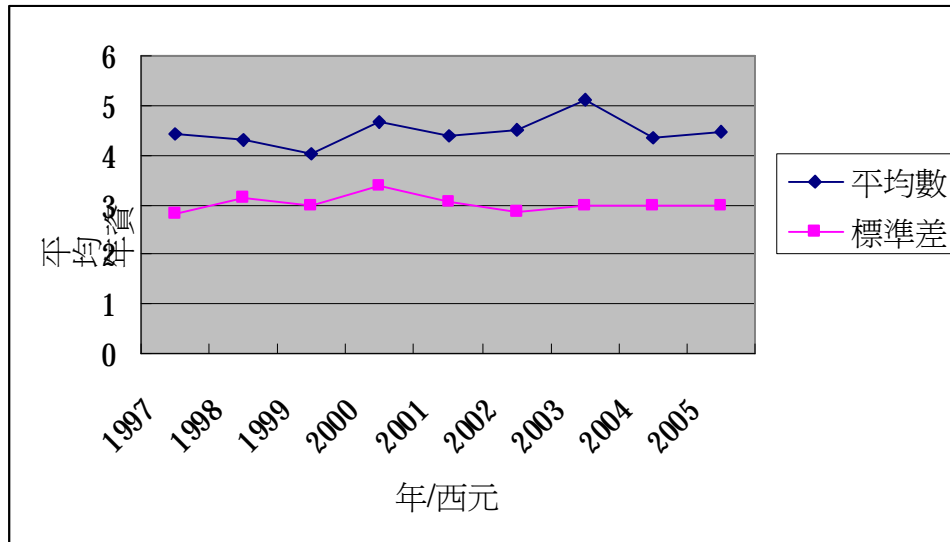
資料來源：本研究整理。

在表 4.10 與 4.11 中，我們特別註明兩件事。第一，台灣大聯盟球員的紀錄雖然在合併後中華職棒大聯盟不予採納，但是在計算年資時，我們依然將球員在台灣大聯盟出賽過的年數納入。第二，在 2004 年球員年資平均數突然下降的原因，是由於當年度有大批的替代役男投入職棒之故。我們亦將表 4.8 到表 4.11 的資料以圖例方式表現：



資料來源：表 4.8 與表 4.9。

圖 4.3：中華職棒歷年本土球員平均薪資走勢，1997~2005



資料來源：表 4.10 與表 4.11。

圖 4.4：中華職棒歷年本土球員平均年資走勢，1997-2006

比較圖 4.3 與圖 4.1，我們發現一個有趣的現象：雖然 2001 年後球團收益就開始有回升的跡象，但是球員薪資卻沒有跟著調整。我們可以就這樣斷言球團沒有給付給球員合理的薪資嗎？畢竟目前台灣的職棒產業是一個球團在商品市場獨賣，而在商品市場獨賣的市場，球團是很可能在這當中獲得超額而非零的利潤的(non-zero profit)。即使球員存在一定的要素獨賣能力，究竟這兩個力量的議價(bargin)結果是怎樣的呢？

「合理」的薪資有幾個層面可以探討：首先，球員的表現是否良好地反映到薪資上？另外，球團是否對於球員存在「超額給付」(overpayment)或是過低給付(underpayment)？非表現的因素對於球員薪資的影響是不是很多？這都是我們在本章後文當中所要討論的課題。

4.2 球隊表現與球團收益之聯立 SUR 估計

如同上一章中所述，我們主要根據下面兩條估計式來進行聯立的 SUR 分析：

$$PCTWINit = INT + b_1 HWSit + b_2 PWSit + b_3 CONTit + b_4 OUTit + eit \quad \text{--- (4.1)}$$

$$TRit = INT + d_1 PCTHATit + d_2 ATTit - 1 + TML + GAM + TPE + uit \quad \text{--- (4.2)}$$

與式(3.2)相較，我們所選取的變數減少了一些。這是由於資料取得的關係。中華職棒球團收益的估計存在著現實面上的困難，而且資料的母體不夠大(十六年來的總樣本數為 89 筆，其中前四年的 16 筆並未留下記錄)，雖然我們已經掌握了相對上比較多的資料(55/89)，然而受限於資料本身取得與可靠性的問題，我們不得不減少一些變數的選取來維持模型的顯著與正確性。另外，我們以(4.1)式中估計所得的球隊勝率的估計值代替原本球隊的勝率值以避免存在內生變數的問題。¹

為什麼我們要採用 SUR 估計法的原因是，我們相信球團收益與球員表現間必定會存在一些跨方程的交互影響，而這些影響由於 Scully 模型設定的關係，無法妥善的反映出來(如隱含要素的可分割性)。準此，在兩條迴歸式的殘差項中可能存在某種程度的關連性：例如，一個好的領隊不但可以使球團收益提高，也可以使球員的表現提升，而這樣的效果並無法透過單一迴歸式刻畫出來，最主要的，我們不僅要觀察方程組中的變數是否顯著，除此之外，我們更需要點估計量的值來進行更深入的分析。我們因此採用 SUR(Zellner, 1962)聯立估計的方式，以求更為精確的點估計量，以免高估或者低估了球員的邊際報酬貢獻。²

相關的實證結果，我們整理如表 4.12：

¹ 放棄的變數為：勝率與觀眾人數的交乘項(ATT*PCTWIN)、兩聯盟分裂與合併的年度(SEP、RE)以及五成勝率門檻(WAT)以及去年度勝率(PCTWINit-1)。其中，SEP、RE 的影響非常不顯著，而 WAT 與 PCTWINit 和 PCTWINit-1 存在共線性；ATT*PCTWIN 以及 PCTWINit-1 則是會使得 PCTWINit 的解釋能力大幅下降，三者間亦可能存在共線性的關係。

² 我們也可以將 PCTHAT 改為 PCTWIN 並以 3SLS(3-Stage Least Square)進行估計，然而以 3SLS 估計法所估計出來的估計量與 SUR 的估計量差距甚為有限，而 R-sq 幾乎一樣。

表 4.12: 球團收益—球員表現 SUR 聯立方程組估計結果

PCTWIN 球隊表現估計式(4.1)			Total Revenue 球團收益估計式(4.2)		
解釋變數	預期符號	估計係數	解釋變數	預期符號	估計係數 ³
截距項(INT)	---	63.981 (1.05)	上季主場平均觀眾 (ATTit-1)	(+)	16949.88*** (5.80)
打者勝利貢獻指數(HWS)	(+)	1.452*** (4.71)	球隊勝率估計值 (PCTHATit)	(+)	129621.52*** (6.82)
投手勝利貢獻指數(PWS)	(+)	3.258*** (6.33)	虛擬變數— 簽賭案影響 年=1(GAM)	(-)	-1.47E7** (-1.99)
虛擬變數— 年度戰績排名前兩名 =1(CONT)	(+)	36.253*** (3.07)	虛擬變數— 主場為大台北地=1(TPE)	(+)	14407589** (2.24)
虛擬變數— 年度戰績墊底=1(OUT)	(-)	-50.864*** (-3.16)	虛擬變數— 曾經為 TML 球=1(TML)	---	16790080* (1.77)
Adj. R-sq		0.8221	Adj. R-sq		0.7310
樣本數		55	樣本數		55

附註：(1)表中*、**、***分別表示在10%、5%、1%的信心水準下顯著異於零，以下本章中各表皆同。

資料來源：本研究整理

如表所示，對球隊來說，打者的表現增加一單位(也就是其勝利貢獻指數增加一單位)，可使球隊勝率增加千分之 1.451，而投手的表現增加一單位，則可使球隊的勝率增加千分之 3.258。另外，若球隊為年度排名前兩名的球隊 (CONT)，則球隊的勝率會增加百分之 3.6259，而若球隊在全年度排名墊底，則球隊的勝率會減少百分之 5.0864。由此可見，球隊是否能維持競爭力，藉以保持球隊的士氣與求勝的意念，對球隊的勝率會有顯著的影響，進而影響球團的收益。

另一方面，對球團而言，當球團的球迷基數(fan base)比較大(在此我們以去年度入場觀眾人數來衡量球團的球迷基數)，則球團會擁有較高的收益；當球迷基數增加一單位(即平均每年觀眾人數增加一人)，球團年收益可增加一萬七千元左右。這個數值與我們在第一節當中談到的觀眾人數對球團收益所造成的影響相

³TR 球團收益估計式的截距項與模型中其他變數產生線性相關，事實上不納入截距項有其經濟意義；若球團完全沒有球員或非球員的投入，則盈虧自然為零。

符。每年平均增加一單位的球迷基數，球團年收益就可以增加一萬七千元。先不論這個數字還可能因為球團的周邊商品與主場經營不佳而偏低，如果球團願意深耕與營造經常性的球迷，球團的年收益當可以有可觀的增加。這也印證了我們在圖 4.1 與 4.2 中觀察到的現象：球團收益與觀眾人數的極大相關性。

而球隊的年度勝率每增加千分之一，則可為球團帶來將近 13 萬的額外年營收。簽賭案的爆發與其所影響的年度，平均每年使得球團的收益減少一千四百七十萬。而主場在台北的球隊(在台北安排主場場次達 30 場以上的球隊分別為中信、誠泰、兄弟)，每年可使球團收益增加一千四百餘萬：由此可以解讀為何球團都要來分食大台北地區的這塊大餅：作為全國首都與最繁華的都會區，居民具有的人文休閒素養與運動習慣都要較其他都會區來的深厚，居民的消費能力也較強。球團若要追求短期的利潤，分食大台北都會區的資源確實是立竿見影的方法。中信、誠泰都曾把名義或實質上的主場放在嘉義等中南部地區，然而終究不敵現實上的壓力而將經常性的主場重新遷回大台北地區。但是，長期來看，開發球迷仍是球團永續經營的不二法門。以本研究分析結果，每增加 1000 人次的經常性球迷，球團收益平均而言一年至少可以增加一千七百萬，這個數字要比單純分食大台北地區的資源來的更多、增加的效果也會更長久。這也印證了前文所提及的，這是中華職棒球團經營的一個盲點，各球團認為短期的利潤的重要性要遠大於長期的利潤，以致於球隊沒有經常性的球迷，在戰績滑落時便落入收益低迷的景況，無法維持穩定的人氣與利潤，使整體球團與聯盟表現的狀況往往在一個循環中打轉。

而令我們感到意外的則是台灣大聯盟的球隊(誠泰與 La new)平均來說每年要比中華職棒的球隊多出高達將近一千六百八十萬的收入，這可能是由於誠泰商品行銷的成功與這兩年的建軍有成，La new 老闆劉保佑的經營策略成功贏得廣大球迷的好感所致。另外，台灣大聯盟由於是由四支球團合併為兩支球團加入中華職棒，所具有的球迷基數可能不如外界所想像的少，當戰績與經營策略一加改善，這些潛在的球迷便願意回到球場給予球隊支持。

4.3 本土球員之薪資決定方程式估計結果

整體表現

構成中華職棒主體的本土球員，究竟其薪資是否存在高估或低估的現象呢？我們先以表 4.12 中的點估計量來衡量球員的邊際報酬貢獻(Marginal Revenue Product, MRP)：

$$\text{打者的單位邊際報酬貢獻} = 1.452 * 129621.52 = 188210.45$$

$$\text{投手的單位邊際報酬貢獻} = 3.258 * 129621.52 = 422306.91$$

(單位：新台幣/年)

由上面兩個邊際報酬貢獻的數值，我們可以透過勝利貢獻指數(win shares)來衡量球員的貢獻。以職棒八年的吳俊億為例，他在該年度有 5 單位的勝利貢獻指數，而他的守備位置是投手，因此他在該年的理論薪資毛額(Projected Gross Salary, PGS)即為 $5 * 422306.91 = 2111534.6$ 。我們並以 Scully(1976)的估計方法來估計選手的理論薪資淨額(Projected Net Salary, PNS)：理論薪資淨額扣除球團該年度之每球員平均支出成本。我們再以職棒八年的吳俊億為例，該年度兄弟象的每球員平均支出成本為 2699200，因此他的理論薪資淨額為 -587665.4。準此，我們可以建立中華職棒聯盟本土球員理論薪資資料，並藉由迴歸分析來檢視球員的理論薪資與實際薪資的差異。⁴

表 4.13：全本土球員的薪資決定方程式估計結果，1997~2005

全本土球員，1997~2005		
解釋變數	預期符號	估計係數
截距項(INT)	---	903407*** (12.04)
選手邊際報酬貢獻(MRpt-1)= 上季理論薪資淨額(PNS _{t-1})	(+)	0.1645*** (4.71)
選手邊際報酬貢獻平方 (MRPSQR)=上季理論薪資 毛額平方(PGSQR) ⁵	---	2.289E-9 (0.56)
曾經入選中華成棒代表隊 =1(NT)	(+)	490134*** (5.96)
年資(EXP)	(+)	136898*** (5.58)
年資平方(EXPSQR)	(-)	-1188 (-0.59)
Adj. R-sqr.		0.4632
樣本數		707

⁴ 在 SUR 模型中，(4.1)式存在異質變異的問題，我們將(4.1)式以 WLS(Weighted Least Square)做修正後，再與(4.2)式做聯立的 SUR 分析。我們也考慮到使用 GMM 法來避免異質變異的問題，然而囿於樣本數不足，用 GMM 法無法得到有效的大樣本性質，而會得到與 OLS 估計法相同的估計結果。

⁵ 由於中華職棒本土球員大多人的理論薪資淨額皆為負值，鑑於我們在意的是點估計量的正負號與顯著與否，因此我們在此處以理論薪資毛額的平方項(Square of Projected Gross Salary)來代替理論薪資淨額的平方項。

資料來源：本研究整理。

我們依照式(3.4)所設定的薪資決定方程式進行 OLS 估計，並將將整體本土球員薪資與邊際報酬貢獻的相互關係整理如表 4.13：在表 4.13 的解釋變數的預期符號中，選手的邊際貢獻與表現預期為正相關。基於我們現在所估計的是整體聯盟的薪資決定方程式，因此我們無法確知選手邊際貢獻的平方項對於選手薪資影響的正負。在年資的部分，我們則與傳統的勞動經濟學觀點持同樣的看法：年資本身隊選手薪資的影響應為正向，而其平方項對選手薪資的影響應為負。

我們所關心的另一個問題是：中華職棒的選手薪資是否存在結構性的轉變呢？我們以周檢定(Chow test)來檢驗這個問題：

表 4.14：全本土球員薪資結構轉變的周檢定結果，1997~2005

Test	Break Point	Num DF	Den DF	F-Value	p-Value
Chow	7	6	695	3.89	0.0008

表 4.15：全本土球員的薪資決定方程式估計結果，1997~2005(轉折點=2003)

全本土球員，1997~2005		
解釋變數	預期符號	估計係數
截距項(INT)	---	928294*** (12.49)
選手邊際報酬貢獻(MRPt-1)= 上季理論薪資淨額(PNS _{t-1})	(+)	0.1429*** (4.13)
選手邊際報酬貢獻平方 (MRPSQR)=上季理論薪資額 平方(PGSQR)	---	8.0326E-9 (1.54)
虛擬變數—曾經入選中華成 棒代表隊=1(NT)	(+)	471788*** (6.70)
年資(EXP)	(+)	145772*** (5.89)
年資平方(EXPSQR)	(-)	-1595 (-0.80)
截距項虛擬變數，2003 年以後 =1(Dummy)	(-)	-229480*** (-4.51)
邊際報酬貢獻虛擬變數，2003 年以後=1(MRPDUM)	(-)	-0.032 (-1.02)
	Adj. R-sq	0.4784
	樣本數	707

附註：Dummy = 1 when year = 2003、2004、2005，otherwise Dummy = 0；

$MRPDUM=1*MRP$ when year = 2003、2004、2005，otherwise $MRPDUM = 0$ 。

在表 4.14 中我們得到一個有趣的實證結果：在兩聯盟合併的 2003 年(職棒 14 年，也就是我們模型中的第七年)，球員的薪資結構產生了轉變。我們進一步分析這個轉變是來自於哪些因素的影響，並將結果整理如表 4.15:

如表 4.14 中所示，我們在模型中加入了兩個虛擬變數來刻畫這個結構性的轉變：第一個是截距項的虛擬變數，；而另一個是斜率項的虛擬變數，我們將之加在選手的邊際貢獻($MRP=PNS$ ，選手的邊際貢獻即為其理論薪資淨額)中。準此，我們可以仔細的檢視究竟這樣的結構性轉變對選手薪資的影響是正面的或是負面的。

首先，截距項為正，而點估計量為 928294；這表示整個聯盟對本土球員存在超額給付，而這個超額給付的額度每年約是九十二萬八千元。這個數值不但顯著異於零，而且與美國相較，這個超額給付的額度是非常大的：在美國，球員的平均年薪約為兩百三十餘萬美元，而其對於選手平均而言的超額給付額度約莫只有一萬多美元；然而在台灣，球員平均年薪約為一百五十萬台幣，然而這個超額給付額度竟然達到了將近九十三萬！這樣大的差別，我們認為是賽制安排與球員交易制度未能合理化之故。中華職棒的賽制安排，即便在今年改制為週週四連戰以增加賽事密集度與賽程張力，與美、日每週五場，甚至六場賽事相較，除了主客場移動上相對方便許多，賽程的安排仍然是相對鬆散；且整個球季的場次與美國也少了七十場之譜。許多球團一年幾乎可以用十五名左右的球員撐完整個賽季(遑論建立二軍!)，而這當中往往包含了三名以上的洋將。我們從上述吳俊億的例子就可以看出，事實上他的理論薪資淨額根本是負值，我們相信，若是賽事更為密集、更為緊湊，中華職棒各球團勢必必須更加靈活去運用每一位球員，而不會發生現在中華職棒許多球員被「冰」在板凳上的現象。另外，我們從市場結構方面去推論，在台灣球員的集合(pool)不大的情況下，球團在要素市場的議價能力可能不若外界所想像，因此會出現超額給付的現象。

另外，中華職棒的球員交易非常困難，且球員的生殺大權都操之於母球團。當選手擅自要求轉隊，甚至可能出現遭到各隊「聯合封殺」的情況。如此一來，即使一名球員在另一隊可以比在母隊有更好的發揮，但卻無法順利與自由的轉到需要他的球隊去發展，這也惡化了球員沒有被妥善運用的情況。

而球員上一季的邊際貢獻與本季的薪資之間的相關性雖然顯著，然而卻不強烈：我們可以看見點估計量只有 0.1429⁶，而這個值是顯著的異於 1，而且小了非

⁶ 也就是薪資的邊際貢獻彈性只有(0.1429*MRP/Salary)。

常多。美國平均而言這個值與 1 相差不遠，而台灣在這方面，以本研究的實證結果看起來，還有很多努力的空間。不論是球員工會制度的建立、二軍制度的強化，或是球員交易的自由化上，台灣的職棒運動都必須要更加緊改革的腳步，以期使球員的表現更能良好地反映在薪資之上。球團往往認為，加速球員的自由流動或是建立二軍是很會消耗球團資源且減少球團獲利的舉措，然而，以表 4.15 與我們所估計的球員理論薪資淨額所得到的結果，中華職棒六球隊上場非常少的球員之理論薪資淨額的和大約都在兩千萬左右，與 La new 建立二軍的花費相去不遠。我們將一軍之中上場時間少於全聯盟平均上場時間的選手之超額給付額度整理如表 4.16：

表 4.16：中華職棒大聯盟 2005 年六球團一軍之超額給付額

	兄弟	統一	興農	中信	誠泰	La new
超額給付額	2252.97	1103.47	2232.92	1896.00	2139.99	785.64

附註：投手平均上場時間：0.67 局/場，野手平均上場時間：1.8 打席/場。

資料來源：本研究整理。

由表 4.16 我們可以看到，在二軍建立較為完整的統一與 La new，甚至是中信，球隊中的一軍球員被超額給付的額度是較低的。反之，在二軍制度不完善的兄弟、興農、誠泰三球隊中，低於聯盟平均上場時數的一軍球員被超額給付的程度就非常嚴重。更重要的，中華職棒各球團以「不符成本效益需求」作為不建立二軍的理由是無法成立的。以 La new 為例，即使加上花費在二軍上的兩千萬，La new 一年大概也只花費了 2786.64 萬；而強調「精兵政策」的兄弟與興農兩球隊，一年花在這些「準二軍」球員身上的金錢也在兩千兩百於萬之譜！因此，至少在建立二軍這個可以改善中華職棒勞動市場現況的選項上，球員、球團、球迷是三蒙其利的！

在邊際貢獻平方項的部分，整體聯盟並不存在所謂的「超級明星現象」。然而與表 4.13 相較，我們可以看出，在分解出結構性轉變的影響後，MRPSQR 的顯著性雖然仍不顯著，但已有明顯的提高。另外，曾經入選成棒代表隊的選手平均每年要較沒有入選國家隊的選手多支領四十七萬元左右的薪資。在台灣職棒不存在二軍的情形下，選手是否入選過成棒代表隊成為球團選材的重要的衡量指標。

我們也可以看到，在台灣職棒的勞動市場中，球員的薪資並非單純由邊際貢獻來決定。與美國相同，都受到了球員年資的影響。(Blass, 1991)。我們看到年資(EXP)的點估計量為 145772，代表當球員的年資每增加一年，其薪資平均而言會增加十四萬五千七百餘元。另外，年資的平方項的正負號雖如我們預期但不明顯，可能是因為整體聯盟中，由於選手平均生命年限較短，年輕球員的樣本稀釋

了年長球員的影響。我們相信在之後的分層分析中，年資對不同年齡的選手所造成的影響，可以被適度地刻畫出來。

最後，我們所設的兩個虛擬變數經濟意義至為明顯：當兩聯盟合併後，由於產業整體的競爭度下降，球員的薪資自然受到進一步的壓縮。我們可以看到，與合併前相較，球員的年薪平均下滑了將近二十三萬元；而球員表現影響薪資能力的改變雖不顯著，但也下降了 0.032。這表示大部分球迷普遍認為台灣大聯盟是一個「原罪」、「叛徒」的想法並不正確，至少對於球員來說，台灣大聯盟的存在，對他們的薪資是有正面的幫助的。而中華職棒的領隊們用「叛將條款」來審判轉檯球員，更是一種無理的要求與限制：球員在有限度的選手生命中，為自己尋求更好的機會與薪資，並不是「道德上有瑕疵」、「不忠於培養自己的球隊」這種可以無限上綱的問題。而兩聯盟合併雖然是主流球迷民意的結果、也是市場機制下的競爭結果，對球員薪資的影響卻顯然是負面的。

依投打分組

表 4.17：全本土球員的薪資方程式估計結果：依投打分組(去除離群值)⁷

解釋變數	預期符號	本土打者	本土投手
		估計係數	
截距項(INT)	---	373163*** (2.61)	545930*** (2.75)
選手邊際報酬貢獻 (MRPt-1)=上季理論薪 資淨額(PNS _{t-1})	(+)	0.1287** (2.04)	0.1384** (2.09)
選手邊際報酬貢獻平方 (MRPSQR)=上季理論 薪資毛額平方(PGSQR)	---	2.853E-8** (2.48)	-4.547E-9 (-0.59)
虛擬變數—曾經入選國 家隊=1(NT)	(+)	431386*** (4.61)	747495*** (4.60)
年資(EXP)	(+)	265329*** (6.00)	152885** (2.53)
年資平方(EXPSQR)	(-)	-8542.3*** (-2.65)	328.04 (0.08)
Adj. R-sqr.		0.4426	0.3941
樣本數		341	213

⁷ 當球員的理論薪資淨額超過-200 萬時，則我們將之視為離群值。這類球員通常完全沒有上場機會，而選手生命也只有 1~2 年；這些球員在國外的體制中應該屬於二軍的選手，然而在台灣卻在一軍的編制內。

資料來源：本研究整理。

我們將台灣選手的表現分別以投、打分別出來，並整理如表 4.17。在上表中我們發現，在移除了理論薪資淨額過低的離群值選手後，我們所看到的結果與美國是相仿的。台灣也是對於投手的超額給付較高，這可能是由於在職棒運動中，投手的運動生涯較為短暫且難以延續(受傷比例較高且傷後較難以復原)；投手的邊際貢獻與薪資的關係要比打者來的高一些但仍然過低且顯著異於 1(F 值等於 71.37)。在打者群中，超級明星的現象是存在的：打者的邊際報酬貢獻對薪資的影響是遞增的。

另外，根據 MacDonal and Reynolds(1994)所估計之美國大聯盟的薪資決定方程式實證結果中，無論投手與打者，其薪資決定方程式之截距項都是顯著為負，數值分別是-627674 美元(打者)以及-477565 美元(投手)。可見，在美國的勞動市場中，對於整體投手或是整體打者，普遍來說是存在過低給付的。這個現象主要是由於大聯盟中非自由球員(non-FA players)要比自由球員(FA players)來的多出許多，且整體薪資的變異程度很大。此外，球團在小聯盟體系中對選手付出的養成成本，在定義上屬於勞動經濟學中所謂的特定訓練成本(specific training cost)，因此，球員在加入球隊的前幾年受到的剝削可能是一種變相對於球團的補償(Krautmann, Gustafson, and Lawrence, 2000)。相較於美國的情況，台灣的職棒選手反而普遍存在超額給付。原因主要還是前文所提及的，在賽制與球員交易制度上的欠缺，才造成這樣鉅額的超額給付的結果。

我們也看到，無論是投手或是打者，年資對於選手薪資的影響都是正向的。這裡投手群的點估計量比較低的原因可能是某些影響已經由截距項所刻畫。另外，打者年資的平方項如同我們的預期是負號：雖然年資的增加對於選手薪資的影響是正向的，然而，當選手的年資增加，體能與技術也會隨之下滑，而這些下滑的趨勢在某種程度上不是經驗所能彌補的。因此，年資隊選手薪資的影響是遞減的。

依年資分組

接下來，我們試著將台灣選手以美國大聯盟的年資分組來做分類。這三組分別是新人(The apprentices, 年資為 1~3 年)、中堅球員(The journeymen, 年資為 4~6 年)與老將、自由球員(The free agents; The experienced players, 年資為七年以上)。實證的結果我們可以整理如表 4.18 與表 4.19：

表 4.18：打者薪資決定方程式估計結果：以年資分組

		新人	中堅球員	老將
解釋變數	預期符號	估計係數		
截距項(INT)	---	633334*** (3.08)	1300070*** (5.52)	-2405036 (-1.40)
打者邊際報酬貢獻(MRPt-1)=上季	(+)	0.1879* (1.79)	0.1887*** (4.79)	0.3571*** (4.230)
理論薪資淨額 (PNS _{t-1})				
年資(EXP)	(+)	255231** (2.37)	55497 (1.19)	905492** (2.53)
年資平方 (EXPSQR)	(-)	---a	---	-40855** (2.58)
虛擬變數—曾經 入選國家=1(NT)	(+)	311857* (1.86)	551525*** (4.44)	381850* (1.82)
Adj. R-sq		0.2733	0.37	0.3802
樣本數		58	168	115

附註: (a) 在新人與中堅球員兩個群組中，納入年資平方項會與年資產生共線性。

資料來源：本研究整理

表 4.19：投手薪資決定方程式估計結果：以年資分組

		新人	中堅球員	老將
解釋變數	預期符號	估計係數		
截距項(INT)	---	568871** (2.44)	692891** (2.05)	8666097*** (4.05)
投手邊際報酬貢獻(MRPt-1)=上季	(+)	0.0873 (1.02)	0.0612 (0.59)	0.6116*** (3.22)
理論薪資淨額 (PNS _{t-1})				
年資(EXP)	(+)	407936*** (3.14)	115166*b (1.70)	-1604016*** (-4.32)
年資平方 (EXPSQR)	(-)	---	-4172 (0.56)	84046*** (4.55)
虛擬變數—曾經 入選國家=1(NT)	(+)	648082*** (3.52)	1002754*** (6.03)	695757** (2.03)
Adj. R-sq		0.2619	0.4224	0.5967
樣本數		67	76	54

附註：這裡 EXP 的點估計量較低可能是被 EXPSQR 稀釋掉了一部份。當我們移除 EXPSQR 後，EXP 的點估計量提高為 510479。

資料來源：本研究整理。

我們由表 4.18 中所列的打者開始討論。首先，截距項超額給付的趨勢的確是隨著年資的增加而增加，這與美國的情形相符。在「老將」的估計結果中，雖然截距項是負值，但這可能是因為年資的平方項(84046)稀釋了這項效果(「老將」的年資平方項之值至少是 49)，而且這個點估計量本身也不顯著。當我們將年資的平方項自迴歸式中移除後，截距項之值變成 1658332，且擁有 1% 的顯著水準；因此，與美國相同的，年資越長的球員超額給付越多。在美國，我們知道這樣的超額給付通常是用以補貼球員在新人與中堅球員時期的過低給付，台灣雖然沒有這類機制，但是很明顯的年輕球員的薪資仍是較其他兩類球員為低，而這個過低給付也隨著球員年資的增加得到調整。

其次，球員的邊際貢獻隨著年資的增加而更良好的反映在薪資水準上。這一點與美國情形相同的。台灣雖然沒有類似美國的薪資仲裁與自由球員機制，但是隨著球員年資的增加，在場上所展現的穩定表現與技術的不可替代性也會增強。這其實是一個很直覺，並且符合一般職業運動環境的概念。我們可以 2005 年美國職棒球員 Eric Chavez 為例。在那一年他的經紀人為他爭取到一紙年薪 950 餘萬的合約，而爭取這個合約的最主要理由就是 Eric Chavez 是一位「表現穩定且優秀的球員」。當一位球員可以穩定的提供球隊不錯的表現，他的薪資必定會較同樣表現的新人為高，因為對球隊而言，付給這樣子球員高薪不確定性較低。

年資也與我們所預期的相同。雖然在中堅球員的估計中不顯著(55497)，然而在新人與老將間接為顯著且差異至為明顯(255231 與 905492，各有 5% 的顯著水準)。另外，年資的平方項在新人與中堅球員我們沒有納入的原因是，當我們納入了年資的平方項，不但該解釋變數本身非常不顯著，且連帶使得年資的解釋能力也大幅下降。然而當球員的年資到達七年以上時，年資平方項的效果就非常顯著了(-40855，顯著水準為 5%)。最後，入選國家隊對於選手的薪資都是有正面的幫助的，而這其中又以中堅球員的影響最大也最顯著。這是由於有一部份的中堅球員在年輕時並未入選成棒代表隊，然而進入職棒後，憑藉著自身的努力，提昇自己的技術與實力，並因為在中華職棒優異的表現而入選國家隊。因此，球員在進入職棒三到六年間入選國家隊，除了意味著實力的肯定外，通常也是進入職棒後仍可以維持或創造優異表現的選手，而藉由入選國家隊，這些原本不是那麼起眼的選手也逐漸吸引了球迷的目光(如曾華偉、蔡豐安等人)。這個效果在老將身上便漸漸削減下來，一方面固然由於老將入選國家隊的名額較少，另一方面也是因為老將並不用再以是否入選國家隊作為對自己實力的肯定與吸引觀眾目光的工具。

由表 4.19 我們亦可以檢視投手群因年資不同而造成不同的薪資結構。這裡我們消去「棄投從打」的選手並選取選手生命較為完整的選手作為衡量的樣本，如此我們的樣本會較具代表性。與打者相同的，球團超額給付的程度(截距項的值)也隨著球員年資的增加而增加，到了七年以上的老將身上，球團竟然每年超額給付了八百六十餘萬！這個數值代表每個月各球團要平均超額給付每位老投手將近 70 餘萬元的薪資，這個數值似乎不太合理。考慮到年資很高的選手大多是在簽賭案爆發前後就離開了中華職棒，因此選手薪資可能會受到簽賭案較大的衝擊。因此，我們加入簽賭案(GAM)這個虛擬變數，看看我們是否高估了這個截距項的數值與影響：

表 4.20：投手薪資決定方程式估計結果，老將，1997~2005

老將(The experienced players)，1997~2005		
解釋變數	預期符號	估計係數
截距項(INT)	---	7108306*** (3.33)
投手邊際報酬貢獻 (MRPt-1)=上季理論 薪資淨額(PNS _{t-1})	(+)	0.5782*** (3.11)
年資(EXP)	(+)	-1212957*** (-3.88)
年資平方(EXPSQR)	(-)	84046*** (4.15)
虛擬變數—曾經入 選國家=1(NT)	(+)	695757** (2.03)
簽賭案影響： 1997~2005=1(GAM)	(-)	-618950** (-2.26)
Adj. R-sq		0.5889
樣本數		54

資料來源：本研究整理。

由表 4.20，我們看到即使加入了簽賭案的影響，截距項的超額給付額度仍高達 7108306，「簽賭案」虛擬變數的加入並沒有有效地降低截距項的數值到一個合理的範圍。首先，這可能是由於樣本數過少所造成的問題，其次，國內對於所謂「回鍋」(由國外職棒返台加入中華職棒)的投手皆給予非常優渥的給付。如曹竣揚、郭泰源、郭李建夫等，但其實這些球員的表現都大不如預期。樣本中的郭泰源、郭李建夫兩位選手的超額給付值都非常大，也有可能是造成這個結果的原因。當我們移除這兩位選手之後，八百餘萬的數值會下降到約三百六十萬(3650524)；這裡我們又發現一個很有趣的現象：就是國內普遍存在的「選手兼

教練」。兄弟象的劉義傳、統一獅的吳俊良都曾經是身為球隊登錄的投手，同時又身兼投手教練。然而我們無法透過勝利貢獻指數來衡量他們做為教練對球隊的貢獻，因此就產生了身為投手卻幾乎沒有上場的情形。當我們再移除這類選手後，我們看到截距項的值再下降為三百餘萬(3064048)。當然這個數值與打者相較仍是高出許多，我們也可以由此來印證好的投手存活率確實較打者低出很多(53/115)，特別是在洋投手充斥，與投手醫療保健關鍵器材極度缺乏的台灣。存活率低也代表著球隊的濫用(在表 4.7 中，投手的選手生命平均只有 5.1 年)，好的投手往往在前五年消磨殆盡，因此，能夠將棒球生命延續到七年以上的投手，通常都可以擁有非常鉅額的超額給付。

令我們意外的，對投手群而言，除了資歷達七年的老將以外，選手的邊際貢獻解釋能力都不是很顯著，對薪資的影響也非常有限。然而七年以上的投手其邊際貢獻對薪資的影響竟高達 0.6116(表 4.19)與 0.5782(表 4.20)！這個數值是到目前為止我們可得到最接近 1 的一個點估計量。如同我們前文所提及的，最主要的原因應該仍為洋投手的大量充斥。在洋投大量存在且普遍表現要優於本土投手的中華職棒中，投手的調薪幅度無形中也存在著一個上限：洋將的薪資上限一萬美金。因此，除了資歷夠老的投手之外，投手的薪資往往無法透過其表現與邊際貢獻良好的反映出來。我們由這邊得到一個與現實相符的情況：國內的年輕投手幾乎一窩蜂的往國外發展，除了國外職業運動環境較好之外，重點更在於國內對於投手的保護與醫療觀念的欠缺、洋投對於自己空間的壓縮，且回鍋之後幾乎都可以拿到比留在國內的投手更好的薪資合約。

在國家隊這個虛擬變數，投手呈現的幅度與打者大致相同。而令我們感到興趣的是「年資」這個解釋變數。與打者相同的，在新人與中堅球員這兩個群組中，年資的影響都是正向的，而年資的平方項不是與年資存在共線性(新人)就是解釋能力非常不顯著(中堅球員)；然而，在老將的群組中，年資的影響不但是負向的，而且這個負向的絕對值非常大；而年資的平方項又是正向的，這代表著年資的遞減速度是逐漸增加的！當我們仔細檢視資料後，我們發現了其中的問題：由於我們採用的中華職棒的資料，是由職棒八年開始，而在台灣大聯盟成立的數年間，對於中華職棒明星級投手(絕大部分屬於老將)進行大動作的挖角；另一方面，在這數年間，職棒球團為了因應簽賭案的影響，也紛紛下修洋將薪資上限為 7000~8000 美元不等。再者，在三商、味全於職棒十年解散後，大多被他隊吸收的選手都受到薪資大幅的壓縮，而這些重新被吸收的選手又以老投手為多。因此，在職棒八年到十三年間的投手薪資因此受到很大的壓縮：如謝長亨，他的薪資由職棒八年的月薪 432000，下降到職九的 384000，職十再下降到 320000，職十一更降到 240000；另一個明顯的例子為劉義傳。職棒八年他的薪資為 360000，但到了職棒十年已經下降為 192000，在三商解散後，劉義傳投入兄弟象的陣營。薪水從 180000、126000 一路下滑。郭李建夫剛回台的薪水為 450000，也一路由

378000、360000、315000 不斷的下滑。當然這些投手的表現也有如溜滑梯般下降，不若他們在職棒生涯的前幾年的技壓全場。這讓我們不禁認為，這是一個必須回歸台灣投手養成環境的基本面的問題：投手的生存空間真的是舉步維艱！固然能存活到七年以上的投手可能仍然擁有一份薪水，然而他們的表現與這份表現是完全不成正比的⁸，是故遭受到年復一年的減薪。當然，在中華職棒前十年的薪資資料收集上的不易可能對我們的估計結果有些影響，但是我們認為即使考慮到資料上的問題，這個結果仍然說明了台灣職棒中投手所處的困境。

在投手分組的判定係數(R-sq)所呈現的趨勢較打者要明顯許多：同樣的解釋變數，隨著選手年資的增加，整個模型的判定係數越高，模型的解釋能力越強。這一點與一般人力資本理論和美國大聯盟的實證結果相同。

4.4 洋將之薪資估計方程式估計結果

整體表現

結束了對本土球員的分析後，我們接著檢視中華職棒的另外一項重要部分：洋將。幾年前緯來的主播蔡明禮曾經引述一句網路上的銘言：「在中華職棒，除了熱情，我們什麼也沒有。」；許多球迷逗趣地在後面接了句下聯：「還有洋將！」。還有球迷諷刺緯來之所以要用「緯來洋片台」作為轉播職棒的子台，就是因為洋將實在太過於搶眼。事實上，雖然國內球迷普遍不喜歡太多的洋將，然而洋將表現要勝於本土球員卻是事實(或者說，有更多的出賽機會)。由於洋將的市場接近一個完全競爭的市場，各球團在洋將的薪資上限下⁹，各自去尋找符合自己需求的洋將。在國際間要素自由移動的情況下，我們預期洋將的表現將更可以適切的反映在薪資上，也提供我們一個與本土球員相互比較的基準。

我們一樣由洋將整體的表現開始，承襲式(3.4)的架構，並將結果整理如表 4.21：

⁸這從宰制中職的投手都是職棒二、三、四年級生可以看出端倪；也因此才存在這麼大的截距項所刻畫的超額給付！

⁹當然，通常各球團對於表現非常優異的洋將會存有一些暗盤。

表 4.21：整體洋將的薪資決定方程式估計結果，1997~2005(分水嶺=2000)

解釋變數	預期符號	洋將	洋將	全洋將
		1997~1999	2000~2005	1997~2005
截距項(INT)	---	440826*** (7.13)	619435*** (7.91)	529108*** (8.76)
選手邊際報酬貢獻 (MRPt)=本季理論 薪資淨額(PNS _t) ¹⁰	(+)	0.30565*** (3.44)	0.2293*** (3.09)	0.3408*** (9.68)
選手邊際報酬貢獻 平方(MRPSQR)= 當季理論淨資額 平方(PSQR) ¹¹	(+)	7.661E-10 (-0.28)	-2.577E-9 (-0.37)	-1.675E-8** (-2.06)
年資(EXP)	(+)	1201933*** (4.231)	588364*** (5.56)	697953*** (5.91)
年資平方 (EXPSQR)	(-)	-316929*** (-3.02)	-52036** (-2.43)	-91998*** (-5.10)
Adj R-sqr.		0.6110	0.6908	0.6166
樣本數		207	141	348

資料來源：本研究整理。

表 4.22：全洋將薪資結構轉變的周檢定結果，1997~2005

Test	Break Point	Num DF	Den DF	F-Value	p-Value
Chow	6	5	337	2.82	0.0166

如表 4.21 所示，我們刻意的將洋將由職棒十一年(2000 年)做一個劃分。在這一後，各隊的洋將人數大幅縮編到三至四名，並且設定一個洋將名單提報時限：各隊必須在季中(約是七月底)提報所屬洋將名額分配給哪幾位選手，逾時未報者將不予錄用，時限之後各隊亦不得再行雇用新洋將。在這種情形下，我們預期洋將之間彼此的競爭會隨之降低。而如表中所示，確實，洋將在職十一後球團超額給付的額度更加的提高了，由四十四萬提高到六十一萬；在邊際貢獻與薪資的相關性方面，也由 0.30565 下降至 0.2293。特別的是在年資方面，在洋將名額限制的方法提出之後，我們可以看到洋將每多續留一年對其薪資帶來的影響有顯著的差別，前後相差將近一倍；這也說明了，在眾多洋將的時代，能在這些洋將

¹⁰ 由於多數洋將不易獲得續留，因此我們改以當季理論薪資淨額與當季邊際報酬貢獻來作為衡量選手表現的變數。

¹¹ 由於洋將的貢獻卓著，因此我們換回用理論薪資淨額的平方項(Square of Projected Net Salary, PNSQR)來作為模型中的解釋變數。

中競爭脫穎而出獲得球團續約的洋將，其能力應是顯著的優於其他球員，也因此年資對其薪資的影響較大；反之，在洋將名額限制後，洋將雖然較易獲得球團留用，然而對薪資的影響也相對小了許多。

在結構性的轉變上，我們發現這個轉變出現在職棒 13 年(2002)。與本土球員相同的，我們也以虛擬變數來檢視這樣的轉變對球員薪資的影響是正向或是負向的，並將結果整理如表 4.23：

表 4.23：整體洋將的薪資決定方程式估計結果，1997~2005(轉折點=2002)

全洋將，1997~2005		
解釋變數	預期符號	估計係數
截距項(INT)	---	453090*** (5.66)
選手邊際報酬貢獻 (MRPt)=本季理論 薪資淨額(PNSt)	(+)	0.4260*** (5.97)
選手邊際報酬貢獻 平方(MRPSQR)= 當季理論淨資額平 方(PSQR)	(+)	-2.981E-8*** (-2.97)
年資(EXP)	(+)	689321*** (9.51)
年資平方 (EXPSQR)	(-)	-87433*** (-4.74)
截距項虛擬變數 (Dummy)	(+)	170755* (1.83)
邊際報酬貢獻虛擬 變數，2002 年以後 =1	(-)	-0.2247** (-2.13)
邊際報酬貢獻平方 項虛擬變數，2002 年以後=1	(+)	3.683E-8** (2.24)
Adj. R-sq		0.6222
樣本數		348

附註：MRPSQRDUM=1*MRPSQR when year = 2002~2005，otherwise = 0；

Dummy = 1 when year = 2002~2005，otherwise = 0；

MRPDUM = 1*MRP when year = 2002~2005，otherwise = 0。

與本土球員不同的，由於在整體洋將的理論薪資淨額之平方項點估計量為顯著的，準此，我們在迴歸當中納入了關於洋將邊際報酬貢獻平方(MRPSQRDUM)的這個虛擬變數。在加入這些虛擬變數後，我們看到洋將邊際貢獻對薪資的影響明顯有了提升：由 0.3408 提升至 0.4260。有趣的是洋將群組中超級明星現象是不存在的，洋將的邊際貢獻的平方項為負值，表示洋將邊際貢獻對薪資的影響是一個凹(concave)函數。這與我們所預期的相反。各隊的洋將通常都是隊上的明星球員，如興農牛、兄弟象等人事較精簡的球隊，洋將甚至會囊括每週的三大先發與救援王。然而在洋將當中卻不存在超級明星現象。這某種程度可以說明 Kahn(2000)所提到的「消費者的歧視」(consumers' discrimination)，也就是即使洋將表現得很突出，國內的球迷並不會因此增加進場看球的意願，或是花錢購買洋將的周邊商品。

截距項的虛擬變數(Dummy)符合我們先前推論的結果，球團在洋將名額限制後的超額給付確有增加，而幅度是每年增加十七萬新台幣左右；洋將邊際貢獻與薪資的關係也在 2002 年後下降了 0.2247，表示在限制洋將名額後，由於洋將彼此間競爭下降，因此能獲得續留的洋將，其表現不一定能確切符合他的薪資。而邊際貢獻的平方項則是略微上升了 3.683E-8。這表示在洋將政策改變後，由於洋將可用名額大幅縮編，在這些少數洋將中表現突出的，其技術就顯得更為彌足珍貴，因此雖然大環境存在「消費者的歧視」，這些洋將的技術仍較縮編之前存在一些規模報酬遞增的現象。¹²

將表 4.23 和表 4.15 放在一起比較，我們可以看出當中明顯的差異：由於洋將所面對的勞動市場條件較為接近完全競爭市場，首先，洋將獲得續留對薪資的影響要比本土球員為大；其次，模型中截距項所代表的超額給付較低、球員邊際貢獻反映到薪資的程度高出許多、而整個模型的判定係數也較高。準此，我們可以說，中華職棒現行的洋將市場在結構上其實類似於美國大聯盟的自由球員市場，都較其他群組接近完全競爭市場的架構。¹³

¹² 至於為何結構性的轉變是在 2002 而非 2000 就發生，這可能是政策的延遲性，從頒佈到真正發揮影響當中有兩年的落差。

¹³ 當然，自由球員市場又要比洋將市場更為接近競爭市場許多。

依投打分組

我們進一步將洋將以投打來分組：

表 4.24：整體洋將的薪資方程式估計結果—依投打分組，1997~2005

解釋變數	預期符號	洋打	洋投
		估計係數	
截距項(INT)	---	470388*** (3.18)	511549*** (7.15)
選手邊際報酬貢獻 (MRPt)=本季理論薪資 淨額(PNSt)	(+)	0.2993** (2.06)	0.4161*** (5.05)
選手邊際報酬貢獻平 方(MRPSQR)=當季理 論淨資額平方(PNSQR)	---	2.984E-8 (1.18)	-4.006E-8*** (-3.92)
年資 (EXP)	(+)	819793*** (3.76)	540933*** (8.26)
年資平方(EXPSQR)	(-)	-186744*** (-2.89)	-49317*** (-4.78)
Adj. R-sqr.		0.4783	0.6426
樣本數		88	260

資料來源：本研究整理

由上表我們可以看見，洋投手的數目要比洋打多出許多，這也就是前文所述為何台灣本土投手空間受到壓縮的原因。我們也可以看到，在洋將當中洋投手的競爭又要更為激烈，因之球員的表現要較洋打更能反映在薪資上，整體模型的判定係數也明顯較好。同樣地，我們將表 4.24 與表 4.17 加以比較，與整體球員表現相同的，洋將的邊際貢獻，無論投打，都要比本土球員更能良好地反映在薪資上。而在競爭激烈的洋將市場，能獲得續留與否對薪資的影響也較本土球員來的重要。

在表 4.21 到 4.24 的分析之中，我們看到各球團目前除了檯面上的薪資外，還要給洋將暗盤其實是不太合理的。因為洋將事實上與本土球員一樣，已經存在超額給付的。這些超額給付與暗盤的存在可以反映一個事實：由於缺乏二軍與球員交易的管道，各球團太過倚賴洋將戰力，因此洋將可以獲得比本土球員更多的超額給付。如果將中華職棒的洋將比擬做美國大聯盟的自由球員，那麼這樣的超額給付可以看做將洋將續留在隊中所必須補償他的機會成本損失。

4.5 「超級明星現象」

中華職棒也有超級明星現象嗎？

中華職棒打了十六個年頭，在這十六年裡，為數眾多的明星球員給了球迷無限美好的回憶。從職棒草創期「金臂人」黃平洋大戰「假日飛刀手」陳義信的戲碼、「棒球先生」李居明，「三壘吸塵器」郭建霖、「棒球王子」廖敏雄，到今日的「四割男」恰恰彭政閔、「黃金戰士」陳致遠、「森林王子」張泰山等人，我們都看到這些明星球員對比賽、對球迷產生的吸引力。我們不禁要問：這些人的薪資結構是否如國外成熟的職業運動一樣，存在著所謂的「超級明星現象」呢？

表 4.25：「超級明星現象」，1997~2005¹⁴

超級明星球員(年薪 240 萬新台幣以上)			
解釋變數	預期符號	估計係數	
截距項 (INT)	---	1979910*** (8.26)	1824605*** (9.86)
選手邊際報酬 貢獻(MRPt-1)= 上季理論薪資 淨額(PNSt-1)	(+)	0.2785*** (3.62)	0.2877*** (3.76)
選手邊際報酬 貢獻平方 (MRPSQR)=上 季理論淨資額 平方(PSQRt-1)	(+)	-2.96E-8*** (-2.57)	-3.06E-8*** (-2.67)
年資 (EXP)	(+)	50562 (0.92)	115078*** (6.23)
年資平方 (EXPSQR)	(-)	-4451.89 (1.02)	---
Adj. R-sqr.		0.2424	0.2433
樣本數		154	

資料來源：本研究整理

以 Rose(1981)與 G.MacDonald(1988)的想法與模型設定，我們可以藉由邊際貢獻平方項的係數是否顯著為正來檢視這個現象是否存在。若這個係數確實顯著為

¹⁴ 在超級明星現象的檢驗中，我們省去了是否曾經入選國家隊(NT)的這個虛擬變數。因為幾乎每一位明星球員都是國家隊的當然成員，則此虛擬變數便失去了存在的必要；另外，在明星球員的薪水間存在著異質變異的問題，我們仍然以加權最小平方方法(WLS)來解決。

正，則代表球員的表現對薪資的影響是一個遞增的過程：表現越好，薪資越高；當表現越來越好，薪資增加的幅度也越來越高。在這裡我們不採用對數線性(log-linear)模型或是半對數線性模型(semilog-linear)的原因在於這兩類模型會降低整個薪資的規模(scale)。而我們在檢視超級明星群組時，將薪資的規模降低是不合理也是不必要的(Rosen, 1981; MacDonald and Reynolds, 1994)

藉由檢視年薪超過 240 萬的本土選手，我們得到如表 4.25 的結果。由上表結果所示，中華職棒尚未存在超級明星的現象，甚至是相反的情況；然而，與一般本土球員相較，這些明星球員的邊際貢獻反映薪資的程度要好上許多，而球團超額給付的額度也要高上許多。這個超額給付存在的原因，以美國為例，可以說是對這些球員以往過低給付的一個補償：球員在早期雖然貢獻良多，但是因為還未累積足夠人氣成為明星級的選手，因此薪水也相對較低；等到球員成為明星級選手之後，雖然表現可能無法繼續進步，但憑藉著多年累積的名氣仍可吸引到一定數目的觀眾進場看球，球團也樂於給付球員較高的薪水。另一方面，也可能是由於中華職棒的球員交易制度仍不健全，行銷管理方面也未臻完善，明星級球員技術上的遞增現象(convex return on skills)仍未被彰顯，而是存在一般經濟學理論中的「邊際效用遞減」的情況。在職業運動的環境中，我們知道明星球員薪資之所以會有大幅的升高，主因就是由於各球隊的競價(bid)與個人周邊商品行銷與代言費的收入。然而中華職棒在陳金鋒¹⁵加盟之前，對於明星球員形象的塑造與明星球員「品牌」建立的重要性都尚未察覺。希望在陳金鋒的加盟之後，各球團看到他所帶來的額外附加價值，可以更重視對於明星球員的塑造與重視。

4.6 勞動供給彈性與自由球員制度之探討

價值估計法— Krautmann's Value Estimation

在這一節中，我們將以 Krautmann 所提出的式(3.7)、(3.8)的價值方程式來估計中華職棒球員的貢獻。

首先，我們將式(3.7)的第一階段 OLS 估計結果整理如表 4.13：

¹⁵ 以 La new 球團所公布的獲利數字，陳金鋒在上半季預估將為球團帶來 350 萬的額外收入，以此推估，今年球季將可為球團帶來近 700 萬的額外收入。

表 4.27：價值估計式，第一階段，1997~2005

勞動市場條件最接近競爭市場的球員—洋將		
解釋變數	預期符號	估計係數
截距項(INT)	---	58676** (31813)
球員勝利貢獻指數(WS)	(+)	237633*** (14363)
球員勝利貢獻指數平方 (WSSQR)	(-)	-5174.63*** (568.26)
Adj. R-sqr.		0.6780
樣本數		348

資料來源：本研究整理

由表 4.27 的結果，我們可以由上一章的式(3.8)估計中華職棒球員的「價值」，並將式(3.4)支薪資決定方程式中的邊際報酬貢獻衡量數值改為這個「價值」，並檢視「價值」與薪資間的關係。我們姑且將這個方法稱為「價值估計法」(Value approach)，而將上述構成論文分析主幹的方法稱為「Scully 法」(Scully approach)，則「價值估計法」的薪資決定方程式可重寫如下式(4.3)：

$$Salary_{it} = INT + bValue_{it} + cVSQR_{it} + dNT + eEXP + fEXPSQR + uit \text{ --- (4.3)}$$

式中，

$Salary_{it}$ ：第 i 位球員在第 t 季的薪資；

$Value_{it}$ ：第 i 位球員在第 t 季由價值估計法所得的「價值」；

$VSQR_{it}$ ：第 i 位球員在第 t 季之「價值」的平方；

NT 、 EXP 、 $EXPSQR$ ：定義與式(3.4)相同；

uit ：迴歸式之殘差項。

我們將結果整理為表 4.28：

表 4.28：全本土球員價值估計式迴歸結果，1997~2005

全本土球員之「價值」，1997~2005		
解釋變數	預期符號	估計係數
截距項(INT)	---	388797*** (68287)
球員「價值」 (Valueit)	(+)	0.4722*** (0.0346)
球員「價值」平 方(VSQRit)	---	--- ¹⁶
虛擬變數—曾經 入選國家隊 =1(NT)	(+)	388620*** (69920)
年資(EXP)	(+)	76409*** (24281)
年資平方 (EXPSQR)	(-)	3085 (1946)
Adj. R-sqr.		0.5128
樣本數		707

資料來源：本研究整理

我們可以清楚的看到，以此「價值估計法」所得的結果比「Scully 估計法」所得的結果要優良：與表 4.13 和表 4.15 相較，更能反映球員的薪資，模型的判定係數也更高。價值估計法雖然忽略了球團收益的層面，而無法在類似的分析中作為主要的解釋變數，然而價值給我們一個參考一個指標：若球團願意使本土球員的勞動市場條件與洋將一樣接近競爭市場，或許本土球員的薪資結構會更加完善、球員的表現更能反映在薪資上，而球員也更願意努力在場上發揮，以求取實質的回饋。

勞動供給彈性(剝削程度)

由於以 Scully 法所估計到的中職球員的邊際報酬貢獻為負值居多(我們必須再一次強調，球員的邊際報酬貢獻會為負值並不是代表球員能力的低落，最主要的原因還是賽程安排鬆散、缺乏二軍，與球團經營手法上的粗糙)，我們擬以由 Krautmann 的價值估計法中所得的價值項來衡量中華職棒中不同年資的球員市場中的勞動供給彈性。我們重寫式(2.15)如下式(4.4)：

¹⁶ 若納入價值的平方項，則與價值本身產生共線性。

$$\sum Salary = \{e'/(1+e')\} * \sum MRP ; MRP = Value \text{ ---- (4.4)}$$

其中， e' 代表的意義即為勞動供給彈性。由上式我們可以看到，當球員的邊際報酬貢獻 MRP 大於球員實際薪資越多，表示該勞動市場中的勞動供給彈性越小；將邊際報酬貢獻 MRP 除以球員的實際薪資，我們並可以得到一個估計勞動供給彈性的參考值 $e = (1+e'/e') = MRP/Salary$ ：當 e 越大，代表勞動的供給彈性越小，也就是球員的流動性越差。我們分別將中華職棒中三種不同年資的球員勞動市場估計出來的參考值 e 整理於表 4.29：

表 4.29：勞動供給彈性—台美之比較

	該群組球員之「價值」總和	該群組球員之年薪總和	欄(2)/ 欄(3)
新人(Apprentices)	294240087	212585000	1.3841(3.64)
中堅球員(Journeymen)	347812946	349616000	0.9948(1.17)
老將(Experienced)	268388475	377434000	0.7111(0.54)

附註：括弧內為 Krautmann(1999)所計算之美國大聯盟之估計值。

美國的”experienced players”以自由球員(free agents)代替，0.54 為我們設算的推估值，非由 Krautmann 所設算。

由表 4.29，我們可以清楚看出，隨著年資的增加，中華職棒聯盟球員的勞動供給彈性也是越大的，這表示球員的自由流動性也越高。雖然中華職棒鮮少有交換與釋出球員的動作，不過在少數的球員交易當中，我們明顯看到這些交易確實大多是有一定年資的球員。此外，與美國相較，台灣除了老將的市場之外，新人與中堅球員的球員市場的流動性似乎都是較高的，然而，我們知道這是因為台灣的職棒球團對球員所存在的大量超額給付所造成的結果，而非台灣的球員市場真的存在較大流動性。我們可以這麼說，與其將表 4.29 的數值看做美台間職棒勞動市場流動性的比較，不如看做是對於不同年資球員的剝削程度。美國大聯盟之所以會對新人與中堅球員存在較多的剝削，是由於美國職棒存在良好的農場養成系統(即各隊的小聯盟體系)，在這些養成過程中，球團所自行吸收的成本便藉由對於在新人與中堅球員的過低給付來回收。中華職棒並不存在如此健全的養成系統，即使二軍最完善的 La new 熊，一年花費在二軍身上的投資約莫也只有兩千萬；因此，我們可以知道，球團並不需要透過對新人與中堅球員的剝削來回收所謂的「養成成本」，事實上也沒有這種成本。

同理，如同第二章所提及的，美國職棒中自由球員之所以會有比中華職棒同樣年資的老將有較多的超額給付，就是一種補償的效果：對於前六年過低給付的補償。在中華職棒，我們看到球員薪資的變異程度其實很小、被剝削程度的改變也不大，因此，中華職棒的球員可能會比較缺乏努力延續自己選手生命的誘因。

除了球團保護與管理上的不足外，由上述的分析，我們可以看到薪資變異程度的差別，也是另一個主因。¹⁷

確切的自由球員年限？

近年來，自由球員制度是否應該在中華職棒付諸實行，引起諸多的討論¹⁸。聯盟中有識之士都提出自由球員制度是必然的趨勢，與其在球員爭取之前，不如由各球團先行磋商頒訂一套正式的規範，以免勞資雙方因此事產生歧見，進而引發更多的損失(Berri and Schmidt, 2004)¹⁹。

表 4.30：薪資結構轉變迴歸估計結果，1997-2005

		250 Native players			
樣本數		250			
截距項(INT)	660208***	695803***	545063***		
	(5.73)	(4.239)	(2.47)		
球員「價值」(Valueit)	0.3119***	0.3153***	0.4259**		
	(6.05)	(6.18)	(2.14)		
球員「價值」平方 (VSQRit)	---	---	-6.39E-8 (-0.88)		
虛擬變數—曾經入選國 家隊=1(NT)	597138***	599946***	615280***		
	(6.17)	(6.18)	(6.23)		
年資(EXP)	---	39441	42856		
		(0.71)	(0.68)		
年資平方(EXPSQR)	---	3322	2979		
		(0.46)	(0.71)		
Adj. R-sqr.	0.1971	0.2888	0.3507		
資料來源：本研究整理					
Test ²⁰	Break Point	Num DF	Den DF	F-Value	p-Value
Chow	5	3	243	1.54	0.2047
	6	3	243	1.52	0.2109

¹⁷ 現在 La new 熊隊的二軍最低月薪與一軍最低月薪間的差距約為兩倍(35000/70000)，而美國大聯盟的最低平均年薪為 30 萬美元，與小聯盟低階 1A 最低年薪的差距為 28 倍、與 3A 的最低年薪差距為 11.6 倍。

¹⁸ La new 領隊陳杰成先生表示，去年球季曾有幾位領隊在領隊會議中提出討論，但並未獲同意。

¹⁹ 美、日、韓三國皆有因自由球員制度造成勞資雙方齟齬，演變為罷工罷賽的問題。

²⁰ 這個 Chow test 是由包含價值與年資的模型所得到的檢定結果。另外兩個模型之檢定統計量皆更為不顯著，而第三年至第八年中，相對上最為顯著的皆為第五年和第六年。

日本近年提出了自由球員的年限，訂為九年；然而這個年限實在是過長了。一般日本球員的選手生命大約也只在九年上下(朱文增，2004)，真正能撐完九個球季獲得自由契約的球員少之又少，且如此使得日本陷入與美國同樣的尷尬場景：自由球員市場總是供不應求，球團往往花了大把的冤枉錢卻無法補進好的選手。相較之下，中華職棒的球員生命更短(平均約六年至七年)、球員交易制度更為欠缺，究竟在這種環境下，是否存在一個適切的自由球員年限呢？我們以在職八至職十六中，自新人年始至少完成六個球季的 250 名球員作為觀察樣本，並重新檢視式(4.3)，觀察薪資是否存在結構性的變化，並整理如表 4.30。

在這裡我們採用「價值」作為衡量球員表現指標的原因是，擁有自由球員制度的職業運動其勞動市場都是較為接近完全競爭的；因此，我們亦假設現行的中華職棒的勞動市場是較為接近完全競爭下的情況，球團給付球員的薪資是與洋將的標準相同。而實證結果顯示，即便如此，中華職棒目前仍沒有顯著的自由球員年限。

我們可以以此就斷言中華職棒無法適用於自由球員制度嗎？其實未必。以中華職棒的現狀，球員的薪資如果要有顯著的大幅提昇，存在著實質上的困難：沒有球員工會，而且球團完全擁有球員的財產權。球團普遍的作法是，對於明星球員給予適度的加薪，安撫明星球員的情緒(最近的例子如誠泰的謝佳賢與球團間的薪資爭議)。當明星球員滿足於現狀時，球員要集體爭取薪資的加碼與合約的鬆綁(collective bargaining)就會顯得非常困難。然而，由本研究中，我們發現對明星球員而言，他們的技術所帶來的報酬並未像國外一樣存在著遞增的現象(即不存在「超級明星現象」)，因此，明星球員仍然有誘因站出來為整體球員的福利發聲，重要的是明星球員必須了解到自己的技術可以獲得更高的回饋。

另一方面，我們知道在早期的美、日職業棒球中，球員的薪資也是偏低的。而在賽程非常鬆散、球隊編制未制度化的情形之下，我們相信或許也存在著某種程度的超額給付，而這些情況都是與中華職棒現狀很類似的。美國的自由球員制度也是在一連串的積極爭取與改革後，才獲得實施。而且，貿然的將自由球員制度付諸實施，對於球員來說，並不必然是受益的。我們以朱文增(2004)對日本職棒自由球員所做的研究為例，以日本的情況而言，全體球員的平均選手生涯為 9.2 年，而自由球員制度竟然訂為九年！我們以表 4.31 來加強我們對日本這個不合理自由球員制度的了解：

表 4.31：日本職棒(NPB)自由球員制度概況，1997~2005

年度	擁有 FA 資格者	行使 FA 權利者	未行使 FA 權利者	行使權利卻續留母隊者	行使權利且成功者
1993	60	5	55	54	4
1994	58	16	42	10	6
1995	48	11	37	9	2
1996	44	8	36	6	2
1997	64	11	53	8	3
1998	59	7	52	5	2
1999	62	10	52	6	4
2000	63	6	59	4	2
2001	64	11	53	5	6
2002	62	10	52	7	3
合計	584	95	491	61	34

資料來源：朱文增，2004。

在 1993~2004 中，日本職棒能夠行使自由球員權利且宣告(claim)該權利的球員約只有 1/6(95/584)，而真正獲致轉隊者也僅只 1/17(34/584)。日本職棒雖然與美國職棒相較在於球員交易制度與經營上仍有許多缺陷，但已經比台灣好上許多。日本自由球員制度的施行結果可以做為我們的借鏡，自由球員制度的實施是需要許多方面密切配合的，台灣採行自由球員制度的優勢是與美日相較，台灣各球團能運用的資本額所差不遠，因此不會造成球員市場嚴重失衡的情況，然而在大環境仍然存在許多缺點(沒有二軍培養球員，能夠交易的球員只有即戰力型，或是由於球團的包裝與行銷手法仍差，沒有動機去簽下明星球員)，與球團的心態尚未體會到球員交易可使本身也獲利之時，自由球員制度是否適合馬上採行，還有許多值得商議的空間。

以中華職棒的現況而言，我們認為還是應該回到整個環境的基本面：將賽制安排的更為緊密、將二軍制度更為完善的落實、增強球團的行銷管理能力以獲得更大的收益，在這些基礎做好之後，我們相信自由球員制度自然會得到落實的機會。自由球員制度不應該是一個萬靈丹或是一個標語、一個招牌，自由球員制度應該是一個自然形成的結果：一個使球團與球員雙方都得利的結果。在各方面的條件、觀念都成熟之後，我們相信這會是一個必然的、水到渠成的結果。