DOI: 10.6277/TER.202609_54(3).0001

從選秀策略到球員待遇: 簽約金總額上限制度的影響

林明仁・陳由常・歐陽弘偉*

本文探討2012年美國職棒大聯盟 (Major League Baseball) 實施選秀簽約金總額上限政策後, 對球隊選秀策略以及新秀球員職涯發展所帶來的影響。研究結果顯示, 制度上路後, 整體選秀簽約成功率顯著提升, 球隊在選擇球員時也更加偏好大學球員, 使得高中球員被選中的機率明顯下降。此外, 球隊傾向將有限的簽約資源集中投入於高天賦球員, 導致前段輪次球員的簽約金占比提高。最後, 在制度實施前, 豪門球隊在後段輪次能以較高簽約金吸引簽約風險高、但潛力突出的球員; 然而, 在總額上限政策實施後, 豪門球隊在後段輪次的簽約金支出大幅減少。

關鍵詞: 雙重差異法, 美國職棒大聯盟, 選秀, 價格管制
JEL 分類代號: J24, J31, L51, L83

1 緒論

選秀, 一直是美國職業運動選拔年輕潛力球員的重要管道。其中, 美國職棒大聯盟 (Major League Baseball, MLB) 於1965年開始實施規則四選秀: 所有球隊會依據上個賽季的戰績高低, 由戰績差至好依序選擇新秀球員。[1]

*作者分別為國立台灣大學經濟學系特聘教授、國立台灣大學經濟學系助理教授與第一商業銀行高級辦事員。 本文改寫自歐陽弘偉之碩士論文, 陳由常為通訊作者 (yuchangchen@ntu.edu.tw)。作者感謝編輯委員及兩位匿名審查人提供寶貴意見與建議, 再次深表感謝。

[1]由於相關規範載於《美國職棒大聯盟官方規則書》第四條, 因此通常稱為「規則四選秀」, 亦即一般所稱之選秀。另外, 每年冬季亦舉行「規則五選秀」, 但其對象並非業餘新人, 而是已在小聯盟多年卻未能升上大聯盟的球員。

經濟論文叢刊 (*Taiwan Economic Review*), 54:3 (2026), 291–336。
國立台灣大學經濟學系出版

臺灣大學學術期刊資料庫

起初, 基於契約自由以及球員福利的考量, 選秀的簽約金並沒有任何硬性規定。然而, 為了使球隊之間的競爭更平衡, 2011年的美國職棒勞資協議修改了選秀規則, 自隔年起引入了簽約金總額上限的制度, 對選秀簽約金開始實質的限制。

對球隊而言, 理當在每個順位挑選最好的球員。然而, 當簽約金總額上限實施後, 若每個順位都爭取最好的球員, 球隊很有可能會超額支出, 並遭受到懲罰。因此, 球隊必須根據策略性考量, 發展出不同的簽約金策略 (slot strategy): 透過調整選擇球員的順序, 球隊能在資源有限的情況獲得最大效益。另一方面, 球員受到的影響程度則可能與其議價能力有關: 實力越出色、越無法取代的球員受到政策的影響可能較小; 相對的, 後段輪次的球員則因為取代性高, 導致只能獲得較低的簽約金。簽約金總額制度上限如何影響球隊的選秀策略與球員的職涯發展, 是本研究的重心。

本研究採用雙重差異法分析2012實施簽約金總額上限制度後, 對於各球隊簽約策略以及球員簽約金的影響。研究結果顯示, 受到新制度的影響, 球隊傾向集中有限的資金到前段順位的球員: 擁有較大議約權的前段輪次球員所得到的簽約金顯著增加, 後段輪次則顯著下降。另外, 在制度實施後, 整體簽約成功率大幅上升, 且球隊傾向避免選擇較難成功簽約的高中球員。在競爭平衡方面, 制度實施之前, 豪門球隊在後段輪次的支出上遠高於普通球隊與小市場球隊; 而制度實施後, 豪門球隊無法透過提高簽約金延攬高天賦的球員, 導致其在後段輪次的支出下降最多。

本文安排如下: 第1節為前言與文獻回顧; 第2節介紹選秀制度與資料來源; 第3節討論了2012年的制度變革與敘述統計量之分析; 第4節為實證模型與結果; 最後為本研究之結論。

1.1 文獻回顧

運動經濟學發展至今約半個世紀, 其涵蓋的研究領域非常廣泛, 包含運動市場的供需、球員表現分析、聯盟制度改變等等 (Andreff and (eds.), 2006; Downward et al., 2019; Leeds, Allmen, and Matheson, 2022)。此類研究不僅是以經濟學分析運動市場, 反過來說, 職業運動作為一個研究經濟學的場域, 也具備資料易取得、測量相對完整的優勢 (Rosen and Sanderson,

臺灣大學學術期刊資料庫

2001; Palacios-Huerta, 2025)。以勞動經濟學為例, 個體的能力一直是難以測量的變數, 導致在諸如歧視、人力資本等議題的分析有諸多挑戰。然而, 以職業棒球為例, 球員的能力可以用打擊率、防禦率等方式測量, 適合用以分析表現相同的情況下、不同族群之球員是否遭受歧視, 或是用以探討各類因素如何影響球員的養成與表現 (Kahn, 2012; Sims and Addona, 2016)。

目前經濟學在職業運動選秀的探討也日益增多。例如 Garmon (2013) 發現在加入補償簽約失敗的政策後, 球員所拿到的簽約金不減反升; Hubley (2012) 則發現對於大學球員, 簽約金的多寡與成功晉升大聯盟的機率高度相關, 且投手相對於野手更能以簽約金預測其未來的表現。DiCandilo (2014) 與本研究最為接近, 該文章指出在簽約金總額上限實施後, 聯盟整體的簽約金支出下降, 並改善了球隊之間的競爭平衡。但由於時間上的限制, DiCandilo (2014) 僅分析政策實施後兩年的樣本, 且僅以高中生、大學生區分新秀球員, 未將輪次納入考慮, 因而未能檢驗制度改革與球員天賦之間的交叉影響。

除了職業棒球外, 運動經濟學的研究也廣泛涵蓋其他職業聯賽。以美國職籃 (National Basketball Association, NBA) 為例, Kobat (2018) 指出「首輪新秀合約制」(rookie scale contract) 使得球員的邊際產出往往高於薪資補償, 造成制度性低估; Hill and Groothuis (2001) 進一步發現, 薪資帽等集體談判規範將部分薪資租金從超級球星重新分配至中位數球員; Kahn and Shah (2005) 則發現首輪新秀合約制在一定程度上抑制了非新秀市場的種族薪資差異。國家冰球聯盟 (National Hockey League, NHL) 的薪資上限與新秀合約 (Entry-Level Contract) 也顯著影響球員薪資與聯盟運作。Grossman (2010) and Staudohar (2005) 發現, 薪資上限雖然改善了聯盟競爭平衡, 但同時限制了球員薪水, 使其更依賴績效獎金, 進而影響球隊的收入與激勵設計。

在本研究中, 我們延伸這些文獻的脈絡, 使用雙重差異法分析 MLB 簽約金上限制度實施後如何影響球員的簽約金, 並探討該政策的影響在球員教育背景與選秀輪次上是否存在異質性。此外, 本文也檢視球隊在新制度下如何改變球隊的選秀策略, 進而討論新制度如何影響新秀待遇, 以及在

臺灣大學學術期刊資料庫

均衡下是否縮小球隊間的實力差距, 從而提供聯盟更平衡的競爭環境。

2 研究背景與資料來源

2.1 美國職棒大聯盟 Rule 4 選秀

為了維持球隊之間的戰力平衡, 並避免豪門球隊利用金錢優勢獨占潛力新秀, 美國職棒大聯盟官方於1965年舉辦第一屆的規則四選秀會。根據選秀制度, 所有來自美國、加拿大以及波多黎各等美國屬地的學生都需要透過選秀會方能加入球隊。其他國際球員, 則是另以簽約金配額的方式, 由各球隊自由簽約。根據 Baseball Almanac 網站的統計, 目前統計大約有70%的球員透過選秀入隊, 為球隊最主要的新秀招募管道。

不同於 NBA 與 NFL 的選秀需要球員自行報名, 在美國職業棒球中, 所有符合資格的球員將自動成為選秀池的一員, 且所有球隊都有指名該球員的權力。具體而言, 球員只需符合以下資格即自動擁有被選秀權:

- 高中畢業生但未具備大學經驗
- 年滿21歲或完成三年學業的大學生
- 就讀兩年制大學或社區大學的大學生

為了避免球隊因為財力造成的競爭不平衡, 球員在被球隊指名之後, 該球隊就有獨占議約權, 其他球隊將無法與該球員談約。此外, 球隊之間不得交易選秀權, 或是交易入隊未滿一年的球員。各隊的選秀順序則根據球隊在上一個賽季的戰績來決定: 先由前一季沒有進入季後賽的球隊開始, 依照球隊勝率由低到高進行選秀,[2] 再由進入季後賽的球隊依照季後賽成績由低至高進行選秀。原則上, 每隊會依照此順位進行重複40輪的選秀。[3]

[2]自 2023 年起為了避免球隊為了選秀順位而消極比賽, MLB 採用樂透選秀籤的制度。首輪選秀的順序是由上賽季未進入季後賽的 18 支球隊抽籤, 以確定選秀的前 6 個選秀權。未獲得樂透選秀的球隊, 仍然依照前一球季戰績排名決定首輪的順位。在此制度下, 所有未晉級季後賽的球隊都有機會獲得前段順位的選秀資格。

[3]2020 年因為 COVID-19 疫情縮短至 5 輪, 爾後一直維持 20 輪至今。部份情況可能會導致球隊在某些輪次的選秀順位有些不同, 甚至是得到或者失去選秀順位, 詳細說明可以參考附錄 B。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 1: 簽約球員統計

	簽約球員數量	未簽約球員數量	簽約失敗率
全體球員	4,918	222	0.043
高中球員	1,391	129	0.084
大學球員	3,527	93	0.025

註: 表格總結了不同教育背景球員簽約、未簽約球員數量以及簽約失敗率。樣本為 2004 至 2019 的選秀前 10 輪總共 5,140 位球員。

2.2 資料來源與敘述統計

本研究使用的資料主要為兩類: 球員資料與球隊資料。選秀球員的部分, 我們使用了美國職棒大聯盟官方網站、民間網站 Baseball America、Baseball Reference、Baseball Cubes 的選秀資料庫, 觀察 2004 到 2019 年美國大聯盟規則四選秀前 10 輪球員的名單與特徵, 包括: 簽約金、獲選輪次、順位、球隊、球員身體素質、球員守備位置等等。以上資料均是公開資料, 並可透過球員的姓名進行合併。球隊資料則來自美國職棒大聯盟的官方網站, 以及財經媒體《Forbes》從 2010 起每年發布的球隊市值資料。在《Forbes》每年發布的資料中, 所有球隊會依照市值大小, 分類為豪門球隊、普通球隊以及小市場球隊。

本研究從 2004 至 2019 年的選秀前 10 輪共取得 5,140 位球員樣本。雖然大聯盟選秀共有 40 輪, 但簽約金池總額上限僅適用於前 10 輪, 因此本研究僅分析前 10 輪球員。[4] 表 1 列出球員的簽約情況以及教育背景, 列出了每個教育背景下的簽約與未簽約球員數量, 以及相應的簽約失敗率。大學球員占了選秀球員的多數, 占比超過 60%。而高中球員大概占全部選秀球員的 30%上下。此外, 因為優秀的高中球員通常擁有以獎學金資格讀大學的機會, 高中球員的簽約失敗率較高 (8.4%), 而大學球員的簽約失敗率則較低 (2.5%)。

本研究著重在分析選秀制度改變對簽約金與簽約數量的影響。在簽約

[4]第 10 輪之後的球員雖然也受到簽約金上限約束, 但其金額為獨立計算, 不納入前 10 輪總額的限制, 故不納入考慮。

臺灣大學學術期刊資料庫

數量的分析中, 考慮到簽約成功率的比較, 採用全體球員的樣本; 另一方面, 由於未簽約成功的球員, 無法從公開資料中得知球隊選秀時簽約金的報價, 因此在金額分析方面, 僅使用成功簽約球員的子樣本, 並另外使用 Heckman 樣本選擇模型 (Heckman, 1979) 驗證結果之穩健性。[5] 表2為兩個樣本的敘述性統計。因為簽約失敗球員主要集中在後段輪次,[6] 全體樣本的輪次與順位皆略大於簽約成功的樣本; 在球隊方面, 不論是高、中、低三種市值的球隊, 在球員比例上並無太大差異。

2.3 影響簽約金的主要因素: 輪次與教育背景

2.3.1 不同輪次球員的價值

球員在大聯盟出賽的機率隨著輪次遞減, 尤其第1輪到第2輪的遞減幅度最大, 從第3輪起登上大聯盟的機率小於一半, 第8輪起至10輪登上大聯盟的機率則維持在兩成 (詳見附錄圖3.1)。在球場上的實際表現方面, 則可以使用 WAR 值 (Wins above Replacement, 用於計算一位球員相對於替補球員能為球隊帶來幾場的勝利) 來衡量。資料顯示, 第1輪的球員平均而言可以累積的 WAR 值, 遠遠超過第2輪的球員, 多達2倍到3倍; 而第2輪的選手貢獻值又是第3輪球員的1.6倍。自第7輪起, 球員與替補球員的貢獻不大, 平均 WAR 值幾乎為0。

上述的分析顯示, 若一個球隊在第1輪或是第2輪選秀簽約失敗, 對球隊戰力影響甚鉅。因此, 第1輪的球員所獲得的簽約金幾乎占球隊總簽約金的50%以上, 而其他輪次的球員所獲得的簽約金隨著輪次而遞減, 最後5輪的球員簽約金總和大約只有總簽約金的20% (詳見附錄圖3.2)。當簽約進入後段輪次, 簽約失敗率將逐漸增加, 尤其是第10輪的簽約失敗率已經高達8%, 超過第1輪的比例多達2.5倍 (詳見附錄圖3.3), 顯示球隊與球員雙方對於期望的簽約金數額落差較大。

球員落至後段輪次的原因, 除了自身天賦相較於前段輪次的球員較低之外, 還可能受到其他因素影響, 例如傷勢、守備位置、與大學達成口頭入

[5] 我們感謝匿名審稿人提出此項建議。

[6] 本研究僅針對樣本前10輪的球員進行分析, 因此內文所稱之後段輪次皆指前10輪順位中靠後的球員。實際上這些球員並非吊車尾入選。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 2: 敘述統計

		全體樣本	簽約成功樣本
簽約金		—	632,945
		—	(869,061)
輪次		5.220	5.180
		(2.962)	(2.973)
順位		160.590	159.280
		(92.334)	(92.755)
投手	右投手	0.375	0.399
		(0.484)	(0.490)
	左投手	0.142	0.152
		(0.349)	(0.359)
野手	一壘手	0.038	0.041
		(0.192)	(0.199)
	二壘手	0.033	0.035
		(0.179)	(0.185)
	三壘手	0.055	0.059
		(0.228)	(0.237)
	游擊手	0.096	0.105
		(0.295)	(0.307)
	外野手	0.180	0.195
		(0.384)	(0.397)
	捕手	0.080	0.088
		(0.271)	(0.283)
身材條件	身高 (公分)	187.600	187.150
		(5.58)	(5.820)
	體重 (磅)	201.620	199.190
		(20.45)	(25.350)
	投球慣用手 (左)	0.212	0.191
		(0.404)	(0.393)
	打擊慣用手 (左)	0.322	0.329
		(0.465)	(0.444)
教育背景	高中球員	0.283	0.295
		(0.459)	(0.456)
	大學球員	0.652	0.639
		(0.459)	(0.456)

續接下頁

臺灣大學學術期刊資料庫

承接上頁

		全體樣本	簽約成功樣本
	其他球員	0.065	0.066
		(0.459)	(0.456)
球隊市值	高市值	0.140	0.142
		(0.280)	(0.349)
	中市值	0.468	0.472
		(0.499)	(0.499)
	低市值	0.391	0.386
		(0.488)	(0.487)
樣本數		5,140	4,753

註: 表格呈現了樣本中選手的簽約金、教育背景、球員特徵與獲選球隊市值。未簽約選手無簽約金資料。括號內為標準差。

學協議, 或球隊基於培養時間較長的考量等。這些因素使得球隊更難準確評估球員的未來表現, 並影響其當下的簽約金報價, 進而導致球隊的願付價格與球員期望簽約金產生落差。

2.3.2 高中球員與議約權的探討

在首輪選秀中, 高中球員的比例相當高, 幾乎與大學球員數量相當。這一現象主要源於優秀的高中球員具有較高的未來發展潛力, 選擇他們所帶來的長期效益並不遜色於當前實力較強的大學球員。然而, 隨著選秀輪次的增加, 高中球員的獲選比例逐步下降, 至第 10 輪時, 其比例已降至不足兩成 (詳見附錄圖 3.4)。

對於球隊, 高中球員的主要優勢在於職業生涯的可發展時間較長, 並能為球隊提供較高的發展預期。由於高中球員的身體素質與技術尚有較大的成長空間, 若具備與大學球員相當的技術能力, 球隊往往會對其未來發展寄予更高期待, 因此在前段輪次選擇高中球員的比例較高。然而, 高中球員的培養風險亦相對較高, 即便近年來進階數據分析技術發展迅速, 使球隊能夠更精確地評估球員在大聯盟的潛在表現, 但高中球員的養成時間較長, 且心理與生理尚未完全發展成熟, 使其未來表現更具不確定性。此外, 統計數據顯示, 高中球員的養成失敗率顯著高於大學球員。例如 Spurr (2000)

臺灣大學學術期刊資料庫

指出, 雖然優秀的高中球員的上限通常高於大學球員, 但高中投手的養成失敗率遠高於大學投手。因此, 在選秀後段輪次, 若球隊對於球員的未來發展缺乏較高信心, 通常不會選擇高中球員。

對球隊而言, 高中球員相較於大學球員還有另外一項缺點, 就是高中球員通常具有更好的外部機會。主要原因在於高中球員可選擇進入大學就讀, 而大學為了吸引優秀的高中球員, 往往提供高額獎學金作為誘因, 為球員提供未來的保障。即使最終未進入職棒, 高中球員仍可透過大學教育獲得學歷, 進而提升其就業競爭力。這使得高中球員的經紀人能夠利用大學提供的競爭選項, 向球隊爭取更高的簽約金。[7] 由於高中球員擁有較高的議價權, 其簽約失敗率亦顯著高於大學球員。統計數據顯示, 高中球員的簽約失敗比例不僅超過大學球員3倍, 在絕對數量上亦高於大學球員。相較之下, 大學球員的簽約失敗率較低, 且歷年數據顯示, 其失敗比例從未超過5%。這一現象與高中球員較強的議價能力存在關聯。

3 2012勞資協議規則修正

3.1 規則修正的原因與內容

儘管提供了獨立的議約權保障, 但在簽約金總額上限實施前, 原有制度仍然無法完全屏除豪門球隊與普通球隊之間的不平衡競爭。起初, 聯盟對於簽約金只設有軟性限制, 僅僅針對前10輪的每個順位提供「建議」簽約金額度, 然而, 由於超額支出並不會受到任何懲罰, 因此只要球隊與球員雙方達成協議, 簽約金便不受任何實質限制。歷史資料亦支持此一假說。例如, 2007年建議簽約金額度雖較前1年降低10%, 但實際簽約金平均值與前後幾年相比並無顯著變化。因此, 2011年以前的簽約金規範可視為無限制的情況。

由於缺乏有效的簽約金約束, 財力雄厚的球隊往往能夠透過私下協商, 以高額簽約金吸引優秀新秀加盟。此外, 高中球員亦可利用大學提供的獎

[7]例如, 紅雀隊投手 Rick Ankiel 曾被視為當屆選秀中最具潛力的高中左投手。他在回憶錄《The Phenomenon》中提到, 選秀結束後, 他原本已決定進入大學就讀。然而, 在簽約截止日前的最後幾天, 其經紀人 Scott Boras 藉由競價策略成功將簽約金提高至原本的兩倍, 最終促使他改變決定, 選擇與球隊簽約。

臺灣大學學術期刊資料庫

學金選項作為談判籌碼, 以提高簽約金額度。許多高中球員的經紀人在選秀前便透過媒體公開宣稱對簽約金的高額要求, 使球隊間的競價逐步升高。當市場上的簽約金水平提高後, 財務能力較弱的小市場球隊往往無法與之競爭, 即便手握較前順位的選秀權, 也可能因財務限制而無法選擇特定球員, 進一步加劇了豪門球隊與小市場球隊之間的競爭失衡。

為了改善此現象, 美國職棒大聯盟自2012年起在新的勞資協議中引入「簽約金總額上限 (Bonus Pool Cap)」規則, 藉此規範每支球隊的簽約金支出。根據該制度, 聯盟針對前10輪的每個順位設定建議簽約金, 並將球隊所獲得的選秀權對應的建議簽約金相加, 以此確定該球隊當年總共的簽約金額度。也因此, 各球隊可運用的簽約金額度, 會依其選秀順位、當年度取得的前10輪選秀權數量, 以及其他制度性規則的影響而異。[8]

新制度規定, 若球隊未能與球員成功簽約, 則該順位的簽約額度會一併從簽約金池移除, 導致球隊可用的簽約金池總額減少, 調度的空間也會變小。此規定是避免球隊過度集中資金, 把所有資金都押注在超級新秀上, 進而損害其他球員的權益。這意味著, 若球隊在未與某些球員成功簽約的情況下, 剩餘的簽約金額度將不足以涵蓋其他球員的簽約費用。根據簽約金總額上限制度, 當球隊的花費超過總簽約金池時, 將根據表3的規定懲處。截至2022年, 總共有195次違規的紀錄, 但沒有任何一支球隊花費超過5%, 被剝奪隔年首輪選秀權。

3.2 敘述統計: 簽約金與簽約數量的變化

圖1為各年度球員所得到的平均簽約金。在實施總額上限前, 平均簽約金不斷攀升, 到了制度實施之後, 有明顯的下降; 但是, 自2015年起隨著總簽約金池不斷擴大, 逐漸回到2011年的水準, 甚至超越。圖2比較新制度之前與之後1年球隊在不同輪次的簽約金支出。可以發現, 在新制度實施之

[8]例如, 在2019年選秀中, 該年度狀元籤的建議簽約金為8,415,300美元, 榜眼籤為7,789,900美元, 而第10輪最後1個順位 (第317順位) 的建議簽約金則為142,200美元。金鶯隊作為小市場球隊, 因獲得額外的補償選秀籤, 使其前10輪總計擁有11個選秀權, 對應的總簽約金額度達13,821,300美元; 相較之下, 因違反豪華稅政策而在首輪順位倒退10個名次的紅襪隊, 總計擁有10個選秀權, 對應的簽約金總額為4,788,100美元。詳見大聯盟官網 https://www.mlb.com/news/2019-mlb-draft-pools-and-bonus-values

臺灣大學學術期刊資料庫

表 3: 超過簽約金總額的處罰

超過額度	罰金	選秀權處罰
5% 以內	超額部分處以75%罰款	無
5–10%	超額部分處以75%罰款	剝奪隔年首輪選秀權
10–15%	超額部分處以100%罰款	剝奪隔年首兩輪選秀權
15%以上	超額部分處以100%罰款	剝奪連續兩年首輪選秀權

註: 本表整理了球隊超過簽約金總額上限時所面臨的處罰規定。若超額低於 5%, 僅需繳納罰金; 超過 5%以上, 除罰金外, 還會依超額幅度逐步加重, 最高可至連續兩年喪失首輪選秀權。

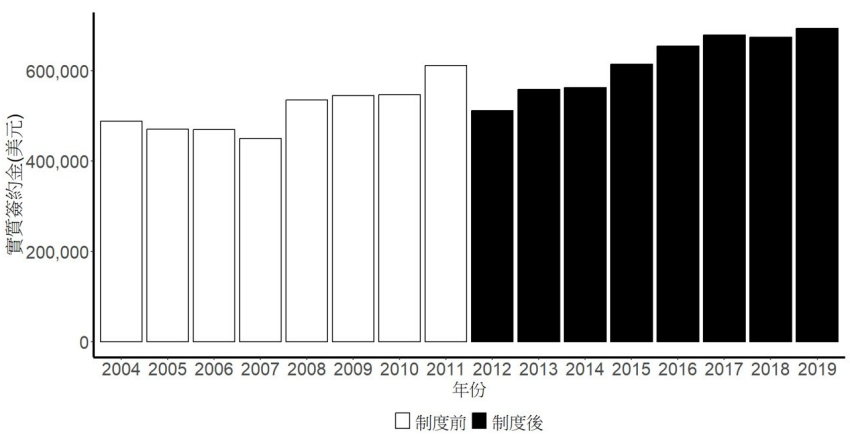


圖 1: 每年平均選秀簽約金

註: 本圖顯示各年度的聯盟平均選秀簽約金。橫軸是年度, 縱軸是平均簽約金。制度實施隔年簽約金明顯下降。

下, 簽約金集中在第 1 輪次的比例提高, 且後段輪次的簽約金明顯減少。

圖 3 畫出不同教育背景下簽約失敗的比例與時間的關係。如圖顯示, 簽約失敗的球員比例在新制度上路後大幅下降: 對球隊而言, 因為新制度實施後單 1 輪次的簽約失敗可能如同骨牌效應影響到其他輪次的選秀, 球隊有更多的誘因確保簽約成功; 而對於球員, 若不是對自己實力的進步感到十分有信心, 也都會傾向接受合約。因此, 在雙方都更有誘因簽約的情況下, 均衡的簽約成功率上升。

臺灣大學學術期刊資料庫

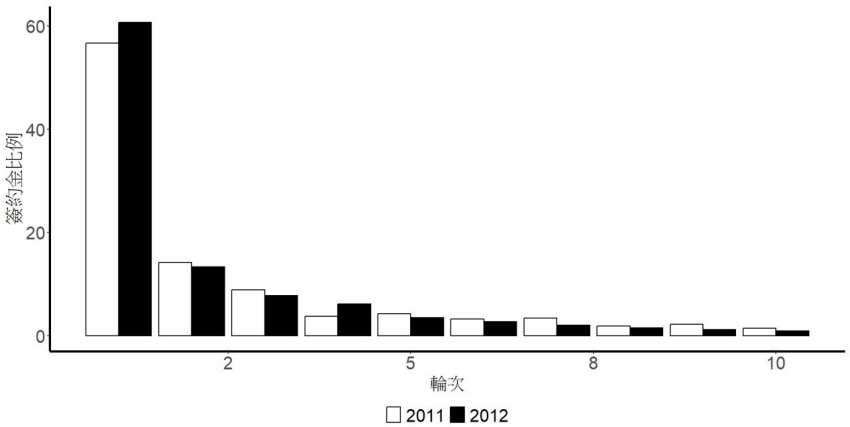


圖 2: 新制度實施前後各輪次簽約金占比

註: 本圖顯示了不同輪次在新舊制度下的簽約金占比變化。橫軸是輪次, 縱軸是簽約金占該年度簽約金額度之比例。左側長條 (顯示 2011) 為制度前, 右側長條 (顯示 2012) 為制度後。在新制度下, 球隊更傾向將簽約金分配在前段輪次。

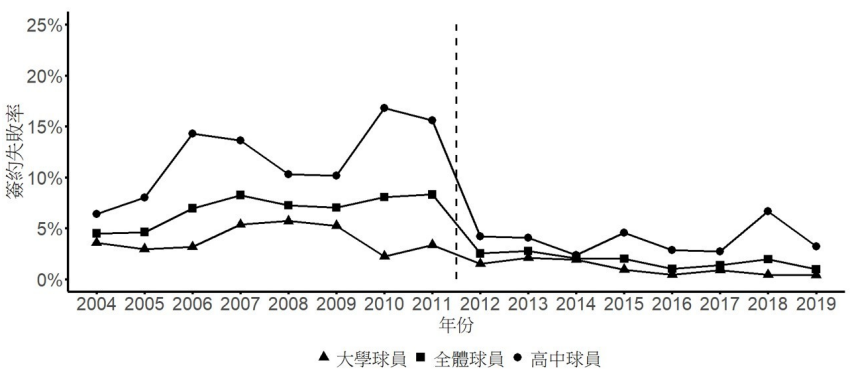


圖 3: 不同教育背景球員的簽約失敗率

註: 本圖呈現不同教育背景各年度的簽約失敗率。橫軸為年度, 縱軸是簽約失敗率。不論是高中球員或是大學球員, 在簽約金總額限制實施後, 簽約失敗率都大幅下降。

表 4 比較不同教育背景以及不同輪次順位在制度變動前後, 成功簽約球員與未成功簽約球員的數量。以教育背景來看, 高中球員與大學球員受到差不多的影響, 簽約失敗比例都下降約八成; 就輪次順位來看, 簽約失敗率下降幅度隨輪次順位有遞增的現象: 前段輪次的下降幅度大約 40%, 而

臺灣大學學術期刊資料庫

表 4: 未簽約球員統計

	制度實施之前 2004–2011		制度實施之後 2012–2019	
	簽約失敗數	簽約失敗率	簽約失敗數	簽約失敗率
高中球員	103	0.141	26	0.033
大學球員	74	0.040	19	0.008
前段輪次	15	0.042	12	0.024
中段輪次	61	0.060	20	0.012
後段輪次	101	0.105	13	0.011

註: 本表比較不同教育背景與輪次之球員在制度改變前後未簽約的球員數量與比例。

後段輪次下降將近 90%。此一現象, 可能與球隊為避免簽約失敗, 在後段輪次大幅提高選擇大學球員的比例有關。

3.3 新制度對球隊造成的影響

新制度對球隊造成多個面向的影響。首先, 是球隊簽約失敗的成本變高。在新制度下, 單一輪次簽約失敗會對其他輪次的簽約造成影響, 且由於總額限制, 豪門球隊無法以較高的簽約金預算獨占高天賦的球員。以下段落將逐一探討。

簽約金總額上限制度提高了球隊在選秀談判中失敗所需承擔的成本。過去, 在總額上限實施之前, 若球隊資金充裕, 便能在各輪次透過提高簽約金來增加與球員簽約成功的機率。然而, 隨著總額上限的設立, 球隊必須審慎規劃簽約金在不同輪次間的分配。一旦未能成功簽下某順位的球員, 該順位對應的簽約金額度即遭沒收, 進一步壓縮球隊於其他輪次的操作空間, 影響整體選秀策略。以 2024 年密爾瓦基釀酒人隊為例, 球隊為了爭取評價極高、但有意進入大學的投手 Levonas, 在第 1 輪刻意選擇評價較低的球員 Payne, 以節省簽約金額度。然而, 即使釀酒人隊最終提出高於第 2 輪建議簽約金 3 倍的報價, 仍無法說服 Levonas 加盟。結果, 球隊不僅錯失 Levonas, 還因此在第 1 輪犧牲了一次更高價值選擇的機會, 承受了選秀策略失敗的雙重損失。

臺灣大學學術期刊資料庫

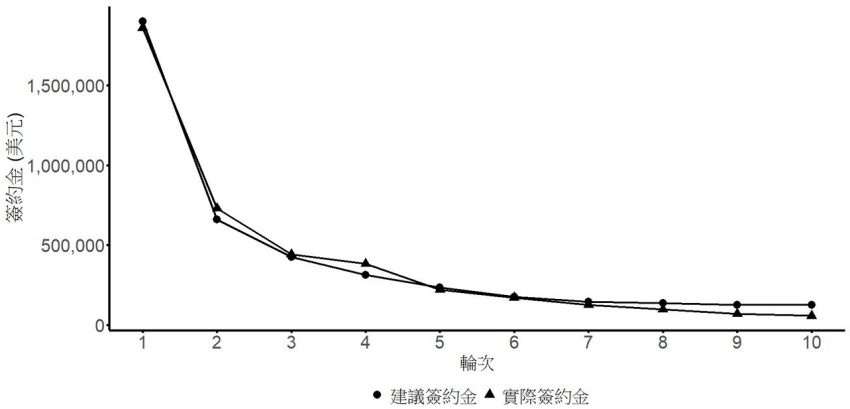


圖 4: 各輪次建議簽約金與實際簽約金之比較

註: 本圖呈現了政策實施當年聯盟建議簽約金與實際簽約金之比較。橫軸是輪次, 縱軸是簽約金。如圖所示, 在新制下, 球隊更傾向把簽約金額度分配在前段輪次。

圖 4 畫出制度實施當年各輪次建議簽約金與實際簽約金的比較。在 2–4 輪的前、中段輪次, 球隊的實際支出相較建議簽約金更高; 相反的, 在後段輪次建議簽約金比實際支出簽約金較高, 顯示球隊有將後段輪次的簽約金挪移到前段輪次。附錄圖 3.5 則畫出各輪次在 2012 年結餘簽約金占建議簽約金總額的比例。第 1 輪因為聯盟提出的建議簽約金較高, 或者有少數球隊實施向下簽約金策略, 導致最終仍有些微結餘, 第 2 到 4 輪則是普遍發生簽約金超支的現象, 顯示球隊在前段輪次支出較多。自第 5 輪起, 球隊的簽約金支出一般小於建議簽約金。

圖 5 比較不同市值大小的球隊如何將簽約金分配在各輪次順位的球員。可以看出, 普通球隊與小市場球隊普遍在高順位球員的簽約金花費較高, 是因為這些球隊通常戰績都比較差, 因此會獲得較前的選秀順位。在簽約金限制實施前, 高市值的豪門球隊在後段輪次球員的簽約金支出顯著高於其他球隊。然而, 隨著新制度的實施, 由於簽約金總額受到限制, 豪門球隊無法再以高額的簽約金延攬優秀球員, 因此不得不調整策略, 將資源集中於前段順位的球員。此變化導致制度改革後, 豪門球隊在後段輪次的簽約金支出下降, 甚至略低於其他兩組球隊。

臺灣大學學術期刊資料庫

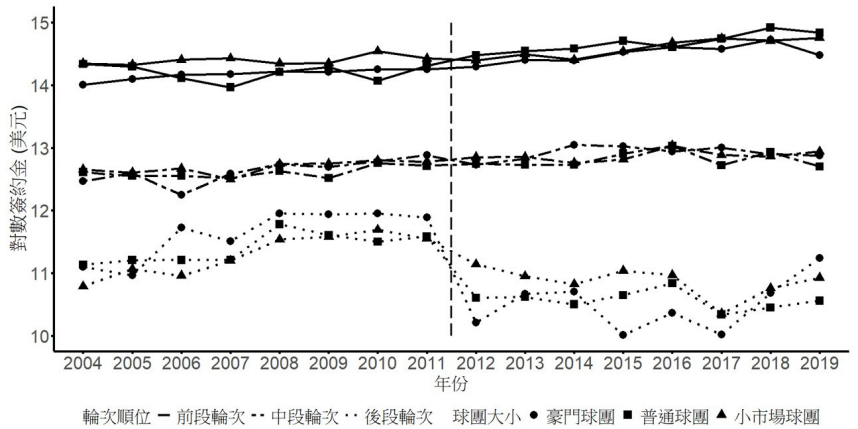


圖 5: 不同市值球隊之簽約策略比較

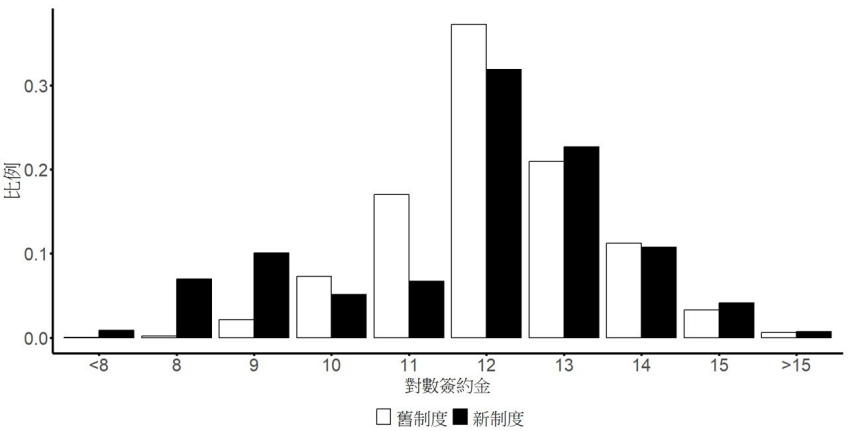
註: 本圖顯示不同市值球隊在前、中、後輪次所支付的簽約金。橫軸是年份, 縱軸是簽約金。在政策實施後, 豪門球隊在後段輪次之簽約金支出大幅下降。

3.4 簽約金制度改變對球員的影響

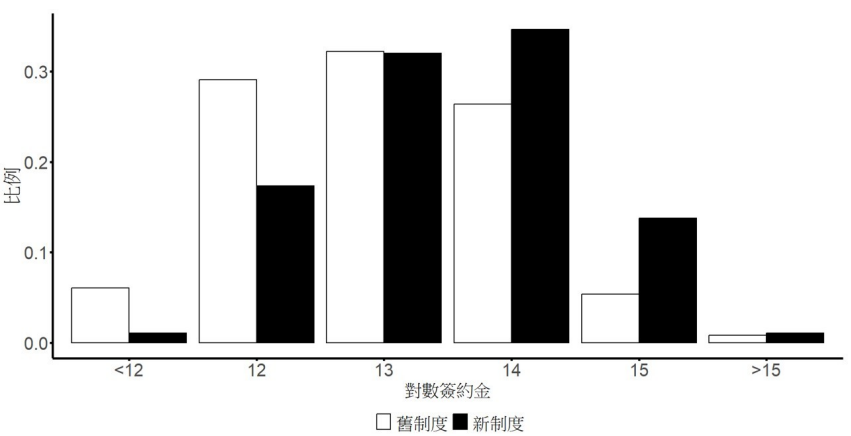
圖 6 比較了不同教育背景下的簽約金分佈。結果顯示, 大學球員的簽約金分佈趨向雙峰分佈, 特別是獲得較低簽約金的比例明顯增加; 相較之下, 高中球員的簽約金分佈則呈現右移, 顯示整體而言高中球員的簽約金有所提升。圖 7 描繪了不同教育背景與不同輪次下高中球員的獲選數量。制度實施後, 不同教育背景球員的選拔比例出現顯著變化。自制度實施後, 高中球員與大學球員的比例差距逐漸擴大。雖然前段輪次的高中球員占比變化不大, 但後段輪次的高中球員占比則大幅下降, 從 3 成降低到不足 1 成。由於 MLB 選秀制度不要求球員自行報名, 因此在排除自我選擇因素後, 可推論球隊在簽約金上限實施後, 調整了後段輪次的選秀策略, 優先考慮大學球員。

表 5 呈現了依據教育背景分組的敘述性統計結果。從表 5 可觀察到, 政策實施後, 高中球員與大學球員的簽約金呈現此消彼長的趨勢。具體而言, 大學球員的簽約金減少 27,787 美元, 而高中球員的簽約金則上升 340,943 美元。此外, 輪次與順位的變化亦與簽約金趨勢一致。高中球員的平均輪次與順位皆顯著提前, 分別約為 0.6 輪次與 25 個順位, 而大學球員則相對

臺灣大學學術期刊資料庫



(a) 大學球員



(b) 高中球員

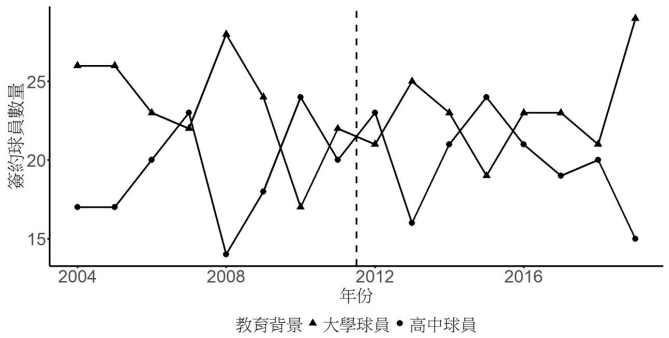
圖 6: 不同教育背景之下簽約金的分配

註: 本圖顯示不同教育背景球員簽約金的分配。橫軸是簽約金, 縱軸是機率密度。大學球員有更高比例獲得較低的簽約金, 高中球員獲得較低簽約金的比例則大幅減少。

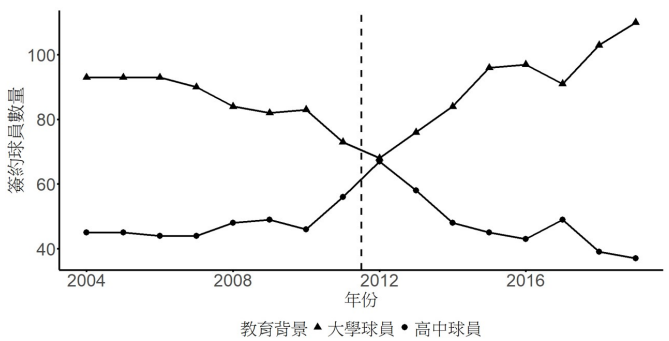
延後約 0.5 輪次與 12 個順位。然而, 從選秀人數的變化來看, 高中球員的數量卻有所減少, 顯示出「量少價高」的現象。此結果表明, 儘管球隊在政策變革後更加願意投入資源於高中球員, 但同時也提高了選擇標準, 顯示球隊對於高中球員的篩選過程更加謹慎。

由於球隊在後段輪次的策略調整, 提高了大學球員的比例, 導致原本

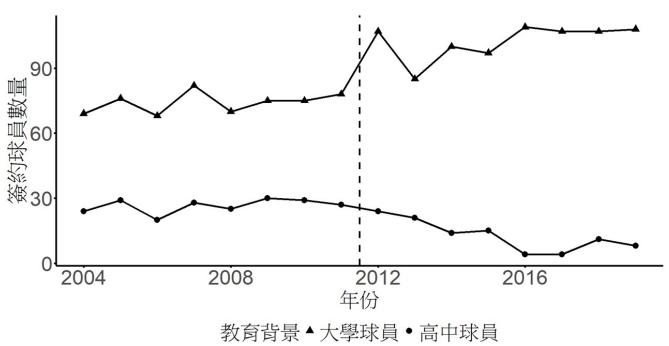
臺灣大學學術期刊資料庫



(a) 前段輪次



(b) 中段輪次



(c) 後段輪次

圖 7: 不同教育背景與輪次球員的簽約數量

註: 本圖呈現不同輪次各年度的球員簽約數量。橫軸為年度, 縱軸為簽約數量。前段輪次中, 高中與大學球員的簽約數量差異不大; 然而在後段輪次, 球隊更傾向選擇大學球員, 特別是在新制度實施之後, 高中與大學球員之間的差距進一步擴大。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 5: 敘述性統計 (教育背景)

		高中球員		大學球員	
		政策前 2004–2011	政策後 2012–2019	政策前 2004–2011	政策後 2012–2019
簽約金		730,840 (898,153)	1,071,783 (1,047,696)	467,285 (840,679)	439,498 (762,750)
輪次		4.28 (2.89)	3.61 (2.48)	5.33 (2.95)	5.86 (2.923)
順位		133.41 (90.57)	108.81 (79.04)	165.58 (92.25)	177.85 (90.84)
投手	右投手	0.321 (0.467)	0.300 (0.458)	0.370 (0.483)	0.410 (0.492)
	左投手	0.116 (0.320)	0.101 (0.301)	0.162 (0.368)	0.144 (0.351)
野手	一壘手	0.034 (0.181)	0.030 (0.171)	0.047 (0.212)	0.039 (0.194)
	二壘手	0.016 (0.125)	0.012 (0.109)	0.048 (0.214)	0.037 (0.189)
	三壘手	0.060 (0.237)	0.065 (0.247)	0.061 (0.239)	0.047 (0.212)
	游擊手	0.139 (0.346)	0.173 (0.378)	0.074 (0.262)	0.079 (0.270)
	外野手	0.234 (0.423)	0.238 (0.426)	0.152 (0.359)	0.163 (0.369)
	捕手	0.090 (0.286)	0.080 (0.271)	0.085 (0.279)	0.082 (0.274)
身材條件	身高 (公分)	187.50 (5.58)	187.15 (5.82)	187.70 (5.68)	187.36 (6.01)
	體重 (磅)	199.53 (20.45)	199.19 (25.35)	202.89 (20.56)	201.86 (19.75)
	投球慣用手 (左)	0.206 (0.404)	0.191 (0.393)	0.231 (0.421)	0.204 (0.403)
	打擊慣用手 (左)	0.315 (0.465)	0.329 (0.444)	0.336 (0.472)	0.311 (0.463)
樣本數		743	648	1,474	1,731

註: 本表呈現了不同教育背景球員在制度實施前後的簽約金、球員特徵與獲選球隊市值。未簽約選手無簽約金資料。括號內為標準差。守備位置為中選比例。

可能於後段輪次被選中的潛力高中球員選擇暫時不加入職業棒球, 而是先就讀大學。因此, 在新制度實施後的第 3 年開始, 高潛力的大學球員投入選秀的人數顯著增加, 進一步擴大了球隊在選擇高中球員與大學球員時的數量差距。圖 8 顯示具有大學一級聯賽 (NCAA-1) 經歷的球員比例。從圖中

臺灣大學學術期刊資料庫

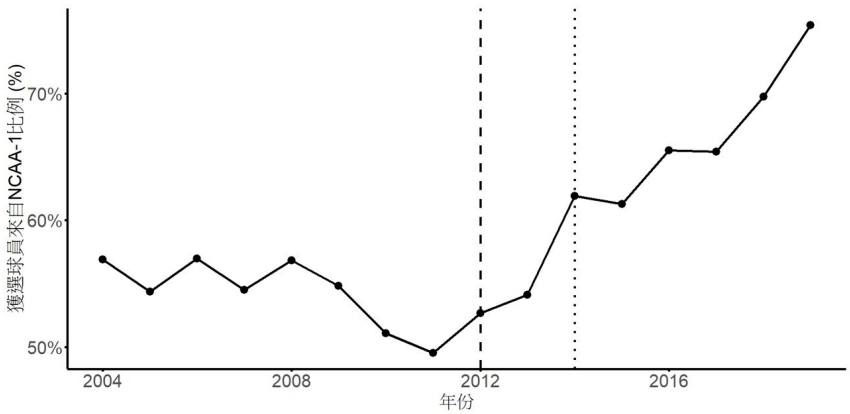


圖 8: 大學一級聯賽球員之比例

註: 本圖呈現進入職業聯盟的新秀中, 來自美國大學一級聯賽 (NCAA Division I) 的球員比例。橫軸為年份, 縱軸為比例。結果顯示, 在簽約金總額上限制度實施後, NCAA 球員所占比例逐漸上升。

可見, 新制度實施當年, 具有此經歷的大學球員比例並未顯著上升。然而, 自 2014 年 (即新制度實施的第 3 年) 起, 此類球員的獲選比例大幅提升。這一變化從側面反映出, 部分高潛力的高中球員在新制度下選擇進入大學發展, 並在經歷大學聯賽的競爭與訓練後重新投入選秀, 最終獲得球隊青睞。此結果表明, 政策變革對於選秀的影響存在一定的滯後性。

4 實證方法: 雙重差異法

為具體量化政策改變的影響, 本研究採用雙重差異法 (Difference-in-Differences, DiD) 來分析簽約金總額限制實施後, 如何影響球隊的選秀策略及不同類別球員的職涯發展。雙重差異法是一種廣泛應用於經濟學實證研究的準實驗 (quasi-experiment) 方法。透過此方法, 可以同時考量時間差異與組間差異, 因此能夠控制潛在因素所造成的干擾。基於前述章節的分析, 本研究推論中後段球員相較於前段球員, 受到政策變革的影響更為顯著, 因此在實證分析中, 我們將可能受影響程度較高的中後段輪次球員視為受試組 (treated group), 而影響相對較小的前段輪次球員則作為參照組 (comparison group)。

臺灣大學學術期刊資料庫

值得注意的是, 本研究關注的核心問題並非估計該制度對中、後段球員的處置效果 (treatment effect), 而是探討相較於前段球員, 中、後段球員因制度變革所受到的相對影響。因此, 本文以雙重差異法得到的估計結果, 並不適合解讀為制度改變對中、後段球員的政策效果 (policy effect), 而應該理解為在政策改變後, 球隊如何因應新制度對簽約金的限制, 調整並重新分配球隊預算在前、中、後段次的球員之間, 以及該策略改變對球員職涯的影響。

4.1 估計模型

在雙重差異法的架構下, 本研究對於二元與連續應變數所設定之迴歸模型分別如下。首先, 對於二元應變數 (是否簽約、是否為高中生) 所設定之羅吉斯迴歸模型 (logistic regression) 為:

$$\log\left(\frac{p_{it}}{1-p_{it}}\right) = \alpha_0 + \alpha_1 \text{Middle}_{it} + \alpha_2 \text{Back}_{it} + \alpha_3 Post_t + \gamma X_{it} + \beta_1 \text{Middle}_{it} \times Post_t + \beta_2 \text{Back}_{it} \times Post_t。 \quad (1)$$

其中, p_{it} 為應變數 Y_{it} 等於 1 之機率。依據不同模型, 應變數分別包括簽約成功與否 (第 4.2 節) 和該選秀球員是否為高中生 (第 4.3 節)。Middle_{it} 和 Back_{it} 則代表選秀輪次之分組, 區分為前段輪次 (為基準組, 在模型中省略)、中段輪次 ($\text{Middle}_{it} = 1$) 與後段輪次 ($\text{Back}_{it} = 1$)。$Post_t$ 為政策實施後的時間虛擬變數。X_i 為控制變數, 包含球員的守備位置、身體條件及所屬球隊等特徵。在本模型中, β_1 與 β_2 為我們主要關注之係數, 其估計值的正負號代表中後段輪次球員相較於前段輪次球員受到影響的相對變化方向與幅度。對於連續應變數 (簽約金的對數值, 第 4.4 與 4.5 節), 我們則考慮以下線性模型:

$$Y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{Middle}_{it} + \alpha_2 \text{Back}_{it} + \alpha_3 Post_t + \gamma X_{it} + \beta_1 \text{Middle}_{it} \times Post_t + \beta_2 \text{Back}_{it} \times Post_t + \varepsilon_{it}。 \quad (2)$$

同樣地, 係數 β_1 和 β_2 分別代表該政策改變對於中後段輪次球員 (相對於前段球員) 之影響, 為我們主要關心之係數。

臺灣大學學術期刊資料庫

此外, 為了分析該政策變革的動態影響, 本研究也同時考慮事件研究法 (event study) 分析該政策每一期的影響。對於二元應變項, 我們使用以下羅吉斯迴歸模型繪製事件研究圖 (event study plot):

$$\begin{aligned}\log\left(\frac{p_{it}}{1-p_{it}}\right) = {} & \alpha_0 + \alpha_1 \text{Middle}_{it} + \alpha_2 \text{Back}_{it} + \gamma X_{it} + \delta_t \\ & + \sum_{k \neq -1} \beta_{1k} \mathbb{1}\{t - 2012 = k\} \times \text{Middle}_{it} \\ & + \sum_{k \neq -1} \beta_{2k} \mathbb{1}\{t - 2012 = k\} \times \text{Back}_{it}。 \end{aligned} \tag{3}$$

對於連續應變數, 我們則考慮以下之線性模型:

$$\begin{aligned} Y_{it} = {} & \alpha_0 + \alpha_1 \text{Middle}_{it} + \alpha_2 \text{Back}_{it} + \gamma X_{it} + \delta_t \\ & + \sum_{k \neq -1} \beta_{1k} \mathbb{1}\{t - 2012 = k\} \times \text{Middle}_{it} \\ & + \sum_{k \neq -1} \beta_{2k} \mathbb{1}\{t - 2012 = k\} \times \text{Back}_{it} + \varepsilon_{it}。 \end{aligned} \tag{4}$$

在事件分析法中, 變數 (Y_{it}, Middle_{it}, Back_{it}, X_{it}) 之定義與雙重差異法相同。變數 δ_t 為時間固定效果, 並省略基期 ($t = 2011$) 以避免共線性; $\mathbb{1}\{t - 2012 = k\}$ 則代表事件年之虛擬變數。在此模型中, β_t 為主要關注之係數, 其估計值反映該政策變革在不同年度對球員的動態影響。透過此估計方式, 可進一步檢驗政策實施前後各時點的影響, 確保結果並非來自於其他同期發生的外在因素。同時, 係數 β_t 在政策改變前的估計值, 可作為檢驗平行趨勢假設是否成立之依據。

4.2 對簽約成功率的影響

表6顯示雙重差異法的估計結果。雖然 $Post$ 係數並未達統計顯著水準, 但其正向估計值表明球員的整體簽約成功率有所上升。此外, 對於中、後段輪次球員而言, 政策實施後的簽約成功率皆顯著提升, 且均達到統計顯著水準。其中, 過去簽約成功率較低的後段輪次球員, 其增幅最為明顯。由於前段輪次球員的簽約成功率在政策實施前即已維持在較高水準, 因此制度變

臺灣大學學術期刊資料庫

表 6: 簽約金總額上限對簽約成功率的影響

	簽約成功與否			
應變數	(1)	(2)	(3)	(4)
Post: Middle	0.933**	0.995**	0.975*	0.956*
	(0.455)	(0.462)	(0.465)	(0.462)
Post: Back	1.888***	1.951***	1.935***	1.992***
	(0.453)	(0.457)	(0.456)	(0.460)
Middle	−0.225	−0.244	−0.294	−0.225
	(0.199)	(0.200)	(0.180)	(0.165)
Back	−0.942***	−0.958***	−1.048***	−1.073***
	(0.186)	(0.189)	(0.158)	(0.145)
Post	0.223	0.190	0.207	0.168
	(0.300)	(0.300)	(0.300)	(0.306)
Constant	3.150***	3.204***	7.366**	6.524
	(0.140)	(0.244)	(4.413)	(4.201)
樣本數		5,140		
守位固定效果		√	√	√
球員個人特質			√	√
球隊固定效果				√

註: 本表呈現羅吉斯迴歸的估計結果。應變數為簽約成功與否, 控制變數為守位、球員特徵與球隊固定效果。括號內為標準誤。*** 表示在1%水準上顯著, ** 表示在5%水準上顯著, * 表示在10%水準上顯著。

革後並未觀察到顯著成長。然而, 中、後段輪次球員在簽約成功率方面皆有顯著提升, 特別是後段輪次球員, 其簽約成功率成長幅度最大。表7回報了羅吉斯模型中的邊際效果 (marginal effects)。結果顯示, 後段球員成功簽約的機率在新制度實施後上升約7個百分點, 顯示球隊與球員雙方在合約上更有誘因達成共識。

圖9顯示事件分析法的估計結果。從圖形中可觀察到, 中段輪次球員的簽約成功率在政策實施初期並未出現顯著變化, 直到2016年後才呈現明顯上升趨勢。另一方面, 後段輪次球員的簽約成功率在政策實施當年就顯著提高。從圖形中可見, 2012年之估計係數顯著異於0, 顯示簽約金總額上限制度對於球隊在後段輪次的簽約策略產生了顯著影響。此結果反映

臺灣大學學術期刊資料庫

表 7: 制度改變對簽約成功率的邊際效果

	簽約成功與否			
應變數	(1)	(2)	(3)	(4)
Post: Middle	0.037**	0.036**	0.039**	0.037**
	(0.019)	(0.019)	(0.019)	(0.018)
Post: Back	0.076***	0.075***	0.077***	0.077***
	(0.020)	(0.020)	(0.020)	(0.019)
Middle	−0.009	−0.007	−0.011	−0.009
	(0.012)	(0.079)	(0.012)	(0.011)
Back	−0.038***	−0.041	−0.041***	−0.041***
	(0.011)	(0.099)	(0.011)	(0.011)
Post	0.009	0.009	0.008	0.006
	(0.015)	(0.016)	(0.015)	(0.015)
樣本數		5,140		
守位固定效果		√	√	√
球員個人特質			√	√
球隊固定效果				√

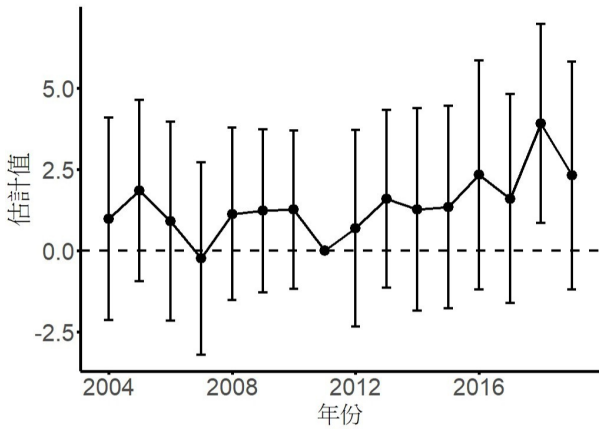
註: 本表呈現羅吉斯迴歸的邊際效果。應變數為簽約成功與否, 控制變數為守位、球員特徵與球隊固定效果。括號內為標準誤。*** 表示在 1%水準上顯著, ** 表示在 5%水準上顯著, * 表示在 10%水準上顯著。

出, 隨著制度實施, 球隊在後段輪次的選秀策略有所調整, 球隊與球員雙方更傾向於達成共識並完成簽約, 降低因簽約失敗而產生的不確定性。另外, 政策實施前的係數估計顯示, 實驗組與參照組間無明顯違反平行趨勢假設之狀況, 且兩組之間的差距主要在政策實施後才出現。

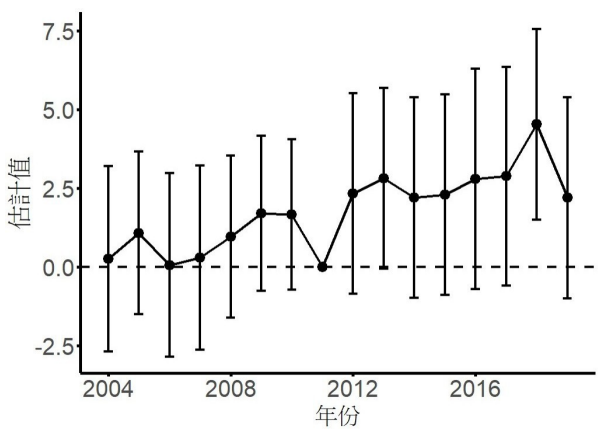
4.3 對高中球員數量的影響

表 8 顯示雙重差異法的估計結果。結果顯示, 變數 Middle 與 Back 的係數皆為負數, 且均達到 10%以上顯著水準, 表明球隊在中、後段輪次原本即較少選擇高中球員。此外 Back: Post 係數亦顯著小於 0, 顯示政策實施後, 球隊在後段輪次選擇高中球員的比例進一步下降, 進一步擴大了高中球員與大學球員在後段輪次的中選差距。表 9 呈現了羅吉斯模型中的邊際效果。

臺灣大學學術期刊資料庫



(a) 中段輪次



(b) 後段輪次

圖 9: 簽約成功與否之事件分析圖

註: 事件為 2012 年實施簽約金總額上限。應變數為簽約成功與否, 橫軸為年度, 縱軸是羅吉斯迴歸之估計係數。黑色區間為 95%信賴區間, 樣本為全體球員樣本。

估計結果顯示, 高中球員的比例在新制度實施後下降約 20 個百分點, 顯示球隊在選擇高中球員上更加謹慎, 或者更願意將資源投入大學球員上。

圖 10 呈現事件分析的結果。從圖形中可觀察到, 中段輪次高中球員的數量在政策實施初期未見顯著變化, 直至 2014 年後才開始明顯下降。另一方面, 後段輪次自 2012 年起, 各年份皆顯示出負向的估計結果。此結果表

臺灣大學學術期刊資料庫

表 8: 簽約金總額上限對高中球員比例的影響

	球隊選擇高中球員與否			
應變數	(1)	(2)	(3)	(4)
Post: Middle	−0.054	−0.056	0.015	0.008
	(0.173)	(0.182)	(0.180)	(0.185)
Post: Back	−1.097***	−1.060***	−1.065***	−1.090***
	(0.214)	(0.203)	(0.224)	(0.210)
Middle	−0.278**	−0.274*	−0.300**	−0.282**
	(0.126)	(0.141)	(0.139)	(0.142)
Back	−0.439***	−0.400***	−0.440***	−0.425***
	(0.127)	(0.132)	(0.133)	(0.129)
Post	0.040	0.041	−0.011	−0.002
	(0.153)	(0.150)	(0.151)	(0.150)
Constant	−0.159	−0.483**	−3.827**	−3.749**
	(0.139)	(0.182)	(0.292)	(1.644)
樣本數		5,140		
守位固定效果		√	√	√
球員個人特質			√	√
球隊固定效果				√

註: 本表呈現羅吉斯迴歸的估計結果。應變數為高中球員與否, 控制變數為守位、球員特徵與球隊固定效果。括號內為標準誤。*** 表示在 1%水準上顯著, ** 表示在 5%水準上顯著, * 表示在 10%水準上顯著。

明, 簽約金總額上限制度改變了球隊在後段輪次的選擇策略, 使其更傾向於選擇大學球員。這一趨勢可能源於大學球員相較於高中球員具有較低的議價能力、較低的養成風險, 以及較低的簽約失敗率, 進而促使球隊在制度變革後優先選擇大學球員。另外, 與簽約成功率的事件分析結果類似, 實驗組與參照組無明顯違反平行趨勢假設之狀況, 且兩組之間的差距主要在政策實施後發生。

綜合前述關於簽約失敗率的分析結果, 可推論, 受政策影響, 球隊已無法如以往般在選秀後段輪次挑選簽約失敗風險較高的球員。因此, 球隊可能調整選秀策略, 以降低風險並提高簽約成功率。具體而言, 球隊傾向選擇簽約風險較低的大學球員, 以確保簽約資金的有效運用, 並降低選秀過

臺灣大學學術期刊資料庫

表 9: 制度改變對高中球員比例的邊際效果

	球隊選擇高中球員與否			
應變數	(1)	(2)	(3)	(4)
Post: Middle	−0.012	−0.012	0.002	0.001
	(0.037)	(0.037)	(0.037)	(0.037)
Post: Back	−0.237***	−0.238***	−0.227***	−0.222***
	(0.040)	(0.040)	(0.039)	(0.039)
Middle	−0.061***	−0.075***	−0.064***	−0.059***
	(0.027)	(0.028)	(0.026)	(0.026)
Back	−0.092***	−0.114***	−0.094***	−0.089***
	(0.028)	(0.029)	(0.027)	(0.027)
Post	0.008	0.009	−0.027	−0.001
	(0.033)	(0.032)	(0.032)	(0.032)
樣本數		5,140		
守位固定效果		√	√	√
球員個人特質			√	√
球隊固定效果				√

註: 本表呈現羅吉斯迴歸的邊際效果。應變數為高中球員與否, 控制變數為守位、球員特徵與球隊固定效果。括號內為標準誤。*** 表示在 1%水準上顯著, ** 表示在 5%水準上顯著, * 表示在 10%水準上顯著。

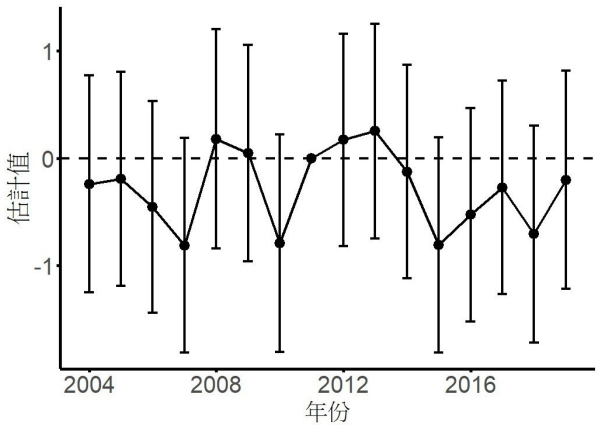
程中的不確定性。然而, 在接下來的分析中可以發現, 儘管整體簽約成功率有所提升, 後段輪次的簽約金分配卻呈現下降趨勢, 顯示球隊在球員評估與篩選標準上已產生結構性變化。

4.4 對簽約金的影響

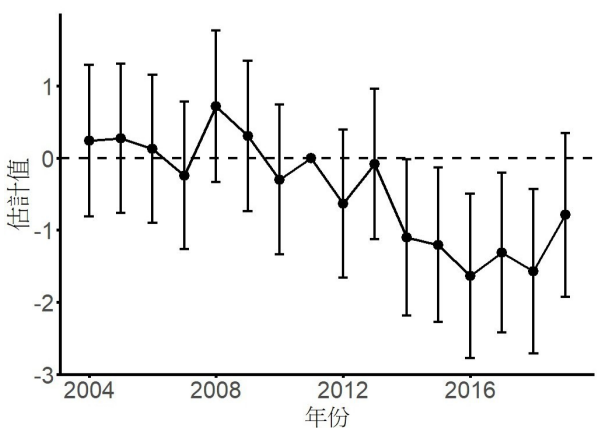
前述的分析著重於制度在選秀結果上的「參與邊際」(extensive margin), 即球隊是否與球員簽約成功, 以及是否選擇高中球員。本節則進一步檢驗制度改變對於簽約金的影響。

表 10 顯示雙重差異法的估計結果。Post 係數為正值, 顯示制度改變後整體簽約金上升, 乍看似乎與預期結果不符。然而, 如前述章節所述, 自 2015 年起, 聯盟大幅提高建議簽約金, 導致實際簽約金亦顯著提升, 因此平

臺灣大學學術期刊資料庫



(a) 中段輪次



(b) 後段輪次

圖 10: 高中生球員之事件分析圖

註: 事件為 2012 年實施簽約金總額上限。應變數為該選秀球員是否為高中生球員, 橫軸為年度, 縱軸是羅吉斯迴歸之估計係數。黑色區間為 95%信賴區間, 樣本為全體球員樣本。

均而言, 政策實施後的簽約金總額呈現上升趨勢。此外, 交乘項係數 Middle: Post 與 Back: Post 均為負值, 顯示制度實施後, 中、後段輪次球員與前段輪次球員之間的簽約金差距進一步擴大。

圖 11 呈現事件研究分析的結果。從圖形中可觀察到, 與前述結果相同, 中段輪次球員的簽約金在政策實施初期並未出現顯著變化, 直到 2017 年

臺灣大學學術期刊資料庫

表 10: 簽約金總額上限對簽約金的影響

	簽約金對數			
應變數	(1)	(2)	(3)	(4)
Post: Middle	−0.119**	−0.126**	−0.114**	−0.106*
	(0.052)	(0.053)	(0.054)	(0.057)
Post: Back	−1.054***	−1.062***	−1.054***	−1.043***
	(0.177)	(0.176)	(0.177)	(0.180)
Middle	−1.610***	−1.608***	−1.588***	−1.595***
	(0.036)	(0.036)	(0.037)	(0.039)
Back	−2.093***	−2.896***	−2.858***	−2.868***
	(0.119)	(0.060)	(0.123)	(0.126)
Post	0.333***	0.322***	0.325***	0.317***
	(0.060)	(0.076)	(0.061)	(0.063)
Constant	14.274***	14.265***	10.708***	10.633***
	(0.040)	(0.115)	(0.807)	(0.820)
樣本數		4,918		
守位固定效果		√	√	√
球員個人特質			√	√
球隊固定效果				√

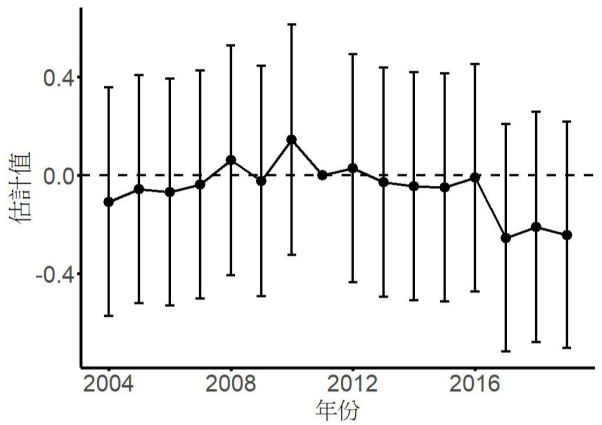
註: 本表呈現線性迴歸的估計結果。樣本為簽約成功的選秀球員, 應變數為簽約金對數。控制變數為守位、球員特徵與球隊固定效果。括號內為標準誤。*** 表示在 1%水準上顯著, ** 表示在 5%水準上顯著, * 表示在 10%水準上顯著。

後才呈現下降趨勢。另一方面, 後段輪次球員的簽約金則大幅減少, 自 2012 年起, 各年份均顯示出負向的係數估計。此結果顯示, 簽約金總額上限制度改變了球隊在後段輪次的選擇策略, 球隊更傾向於挑選可能天賦相對較低、但較容易簽約成功的球員, 降低簽約金支出, 並將更多資源投入於前段順位球員的簽約。此外, 在事件分析圖中, 我們也並未發現實驗組與參照組有明顯違背平行趨勢假設之情事, 顯示兩組具有一定之可比性。

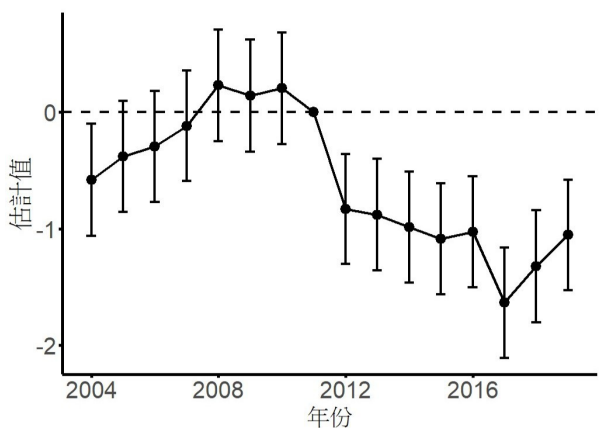
4.5 制度改革對競爭平衡的影響

如在前一節圖 5 所見, 所有球隊, 不論市值大小, 皆在政策實施後大幅降低

臺灣大學學術期刊資料庫



(a) 中段輪次



(b) 後段輪次

圖 11: 簽約金之事件分析圖

註: 事件為 2012 年實施簽約金總額上限。應變數為簽約金對數, 橫軸為年度, 縱軸是線性迴歸之估計係數。黑色區間為 95%信賴區間, 樣本為成功簽約球員樣本。

後段輪次的簽約金, 且豪門球隊的變化幅度最為顯著。基於此觀察, 本節將利用雙重差異法進一步分析不同市場規模球隊的策略調整, 並探討該制度是否達成預設的目標, 即促進球隊間競爭的均衡性。為此, 我們將樣本依市場規模拆分為豪門球隊、普通球隊與小市場球隊, 分別以雙重差異法估計政策之影響。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 11: 新制度對簽約金的影響 (依球隊市值區分)

	簽約金對數		
應變數	豪門球隊	普通球隊	小市場球隊
Post: Middle	−0.038	−0.270***	−0.017
	(0.104)	(0.097)	(0.052)
Post: Back	−1.534***	−1.334***	−0.659***
	(0.380)	(0.157)	(0.172)
Middle	−1.515***	−1.518***	−1.691***
	(0.091)	(0.077)	(0.033)
Back	−2.465***	−2.780***	−3.106***
	(0.175)	(0.102)	(0.117)
Post	0.348*	0.494***	0.203*
	(0.200)	(0.094)	(0.073)
Constant	10.362***	10.826***	13.307***
	(1.177)	(1.165)	(0.920)
R^2	0.585	0.608	0.609
樣本數	700	2,322	1,896

註: 本表呈現線性迴歸的估計結果。樣本為簽約成功的選秀球員, 並切分成豪門球隊、普通球隊以及小市場球隊三個子樣本。應變數為簽約金對數。控制變數為守位、球員特徵與球隊固定效果。括號內為標準誤。*** 表示在 1%水準上顯著, ** 表示在 5%水準上顯著, * 表示在 10%水準上顯著。

表 11 顯示雙重差異法的估計結果。從策略調整的角度來看, 各類型球隊的確皆在後段輪次減少簽約金, 且此結果均達 1%顯著水準。然而, 豪門球隊與小市場球隊受到政策影響的程度存在差異。豪門球隊的簽約金減少幅度最大, 而小市場球隊減少幅度較小, 不及豪門球隊影響程度的一半。這一結果表明, 儘管所有球隊皆有誘因調整選秀策略, 豪門球隊在新制度下受到的影響更為顯著。

表 12 對 WAR 值的分析也從另一角度驗證了該政策對豪門球隊的影響。在簽約金上限限制實施前, 豪門球隊的後段輪次高中球員的平均勝利貢獻值為 1.97, 為 3 組球隊中最高。然而, 在新制度實施後, 該數值下降至 −0.09, 甚至呈現負貢獻。此結果顯示, 豪門球隊在新制度下無法再透過高

臺灣大學學術期刊資料庫

表 12: 選秀球員的累計貢獻勝場數 (WAR)

		制度實施前		
輪次	教育	豪門球隊	普通球隊	小市場
前	大學	5.45(3)	6.57(2)	8.86(1)
前	高中	7.07(2)	4.90(3)	7.62(1)
中	大學	3.03(1)	1.47(2)	1.15(3)
中	高中	1.19(3)	1.32(2)	2.19(1)
後	大學	0.27(3)	1.14(1)	1.09(2)
後	高中	1.97(1)	0.31(3)	0.62(2)
		制度實施後		
		豪門球隊	普通球隊	小市場
前	大學	4.82(1)	3.03(3)	3.07(2)
前	高中	3.22(1)	3.02(2)	2.13(3)
中	大學	0.33(3)	0.74(1)	0.69(2)
中	高中	1.24(1)	0.65(2)	0.28(3)
後	大學	0.23(1)	0.23(3)	0.23(2)
後	高中	−0.09(3)	0.02(2)	0.39(1)

註: 括號內為排名。由於 WAR 為累計值, 因此排名僅能針對同期的球員進行比較。

額簽約金延攬高天賦但簽約風險較高的球員, 因而轉向選擇低天賦、簽約風險較低的球員, 進一步影響了豪門球隊後段輪次球員的整體表現。

4.6 討論

在棒球產業中, 球員的養成風險較高, 且前段順位球員無論在晉升大聯盟的機率或貢獻度方面, 皆遠高於後段順位球員。因此, 無論財務實力如何, 各球隊均傾向在前段輪次全力爭取最佳球員, 並確保能夠順利完成簽約。隨著選秀程序的進行, 後段輪次主要涵蓋兩類球員: 相對於前段球員天賦較低的球員, 以及天賦較高但簽約風險較大的潛力球員。在過去的制度下, 豪門球隊通常透過提供高額簽約金來吸引後者, 而小市場球隊則因資源有限, 被迫選擇前者, 最終形成一種「分離均衡」(separating equilibrium)。然

臺灣大學學術期刊資料庫

而, 新制度實施後, 由於簽約金總額受到限制, 豪門球隊無法再透過無上限的簽約金延攬高潛力球員, 因此必須調整策略, 將資金優先投入於前段順位的球員, 確保能夠簽約成功。此一變化導致後段輪次低天賦球員的簽約金大幅下降, 顯示新制度對豪門球隊的選秀策略產生了顯著影響。

本研究觀察到, 政策實施後, 球員的簽約失敗率顯著下降, 特別是在具有較高議價能力的高中球員群體中, 簽約失敗人數大幅減少。儘管高中球員相較於大學球員獲得了更高的簽約金, 且簽約成功率亦有所提升, 但其整體獲選數量卻顯著下降, 顯示並非所有高中球員皆能從新制度中受益。此外, 簽約金在不同輪次之間的分配變得更加極端。

為確保能成功簽下高天賦的前段順位球員, 球隊提高了該群體的簽約金, 進而導致後段順位球員可獲得的資源進一步減少。特別是豪門球隊, 由於簽約金總額受限, 無法如以往般在後段輪次選擇高天賦但簽約難度較高的高中球員, 因此在策略上更傾向於選擇大學球員, 以節省資金並確保簽約成功。這一變化導致大學球員在後段輪次的獲選比例上升, 並進一步壓低了該群體的平均簽約金。

從球員的角度來看, 前段輪次的球員, 無論是高中或大學球員, 皆能獲得更高的簽約金, 是此制度的主要受益者; 而後段輪次球員則成為新制度下的最大受害者。從數量的角度來看, 原本應在後段輪次被選中的高中球員受到最大衝擊。雖然這些球員仍然可能在第 11 至 40 輪次被選中, 但順位越低意味著其議價能力降低, 甚至可能影響其在小聯盟培訓中所獲得的資源分配, 迫使部分球員選擇進入大學發展或直接放棄進入職業棒球的機會。從簽約金的角度來看, 後段輪次的大學球員則是最大的受害者, 其平均簽約金大幅下降。

從球隊的角度來看, 豪門球隊受新制度的影響最大。過去, 資本雄厚的豪門球隊能夠在後段輪次以高額簽約金延攬潛力球員。然而, 簽約金總額限制實施後, 豪門球隊在資金上的優勢消失, 迫使其調整選秀策略。相較之下, 小市場球隊則是新制度的受益者, 對於這些球隊的管理層而言, 新制度不僅提供了更公平的競爭環境, 也讓球隊能夠降低整體的簽約金支出。

臺灣大學學術期刊資料庫

5 結論

本研究旨在探討2012年美國職棒大聯盟 (MLB) 實施簽約金總額上限制度後, 對不同類別球員及球團選秀策略的影響。透過分析簽約成功率、高中生球員比例和簽約金此三個變數與選秀輪次的關係, 本研究提供了新的實證證據, 以檢驗該政策對選秀的影響。

主要研究結果顯示, 政策實施後, 高中球員相較於大學球員獲得了更高的簽約金, 這可能是由於高中球員具有更多的職業發展選擇, 因而具備較強的議價能力。特別是前段輪次的球員, 其簽約金顯著增加, 而後段輪次球員的簽約金則大幅下降。此結果表明, 在簽約金總額受限的情況下, 球隊傾向優先將資源投入於更具潛力的高順位球員, 以確保簽約成功並提升未來球員培育的回報率。

我們的分析顯示在政策實施前, 豪門球隊在後段輪次的簽約金支出遠高於普通球隊與小市場球隊。然而, 政策實施後, 由於簽約金總額受限, 豪門球隊無法再透過提高簽約金來吸引高天賦但簽約風險較高的球員, 導致其在後段輪次的支出顯著下降, 有效促進競爭平衡。綜合而言, 本研究證實簽約金總額上限制度確實對球員簽約金的分配及球隊的選秀策略產生顯著影響。研究結果不僅深化了對職業運動選秀制度如何影響市場均衡的理解, 也可作為未來制定相關政策時的參考, 協助評估選秀制度規範對球隊競爭平衡與球員發展的潛在影響。

誠如 Palacios-Huerta (2025) 所指出, 正因職業運動同時具備高誘因、明確規則、可觀測行為以及外生制度變動等特徵, 使其成為檢驗一般經濟理論與政策機制的理想實驗場。依循此一觀點, 本文對美國職棒選秀簽約金總額上限的分析, 不僅增進了經濟學對職業運動市場的理解, 也為更廣泛的經濟學議題提供了一般性的啟發。例如, 若我們將簽約金總額上限視為一種對競賽性支出所施加的預算約束, 則本文之研究設定可對應政治經濟學中的競賽模型 (contest model) 與競選支出限制 (campaign spending limits) 規範。

相關研究顯示, 競選總預算上限會系統性地改變候選人的參選決策與經費配置, 進而影響選舉整體的競爭結構 (Fouirnaies, 2021; Avis et al., 2022)。此一機制與本文所揭示的結果相似, 皆指出總額上限並非等比例

臺灣大學學術期刊資料庫

縮減投入, 而是透過策略性重分配, 重新塑造競爭環境與資源配置方式。

附錄1 簽約金策略

簽約金策略是指在面對預算的限制之下, 球隊調整簽約金的分配或是調整選擇球員的順序以獲得整體最大的利益, 實務上又分為向上的簽約金策略以及向下的簽約金策略, 以下以兩個例子說明。[9]

向下的簽約金策略會在前段輪次選擇一個低於市價的球員, 然後集中資金在後段輪次選擇高天賦但難以談約的球員。例如2022年遊騎兵在第3順位選擇排名第20的投手 Kumar Rocker, 並以低於該順位建議簽約金的金額簽下, 為的是在第4輪, 拿下選前排名第12的高中投手 Brock Porter。後者已和 Clemson 大學達成入學協議, 有高度的簽約失敗風險, 因此沒有球隊在前3輪選擇他, 避免浪費高順位選秀權。遊騎兵為了說服其加入, 利用在第3順位省下的額度, 給 Porter 鉅額的簽約金吸引其入隊。

另一方面, 向上的簽約金策略則是集中資金給前段順位的球員, 在後段輪次則盡可能壓低簽約金。例如2017年亞特蘭大勇士為了簽下選前排名第二的 Kyle Wright, 端出高於順位建議額130萬元的價碼順利簽下; 同一年還在第3輪, 用高於該順位建議額度兩倍以上的價碼, 延攬高中右投手 Freddy Tarnok; 然而, 勇士自第6到第10輪, 合計只花1萬7千元的簽約金, 以節省資金選入上述的球員。

附錄2 選秀制度歷史

大聯盟球隊每年依照上個賽季的戰績逆順序進行選秀, 唯因為以下的狀況會有所不同, 致使每一年每支球隊選秀的球員數量不一定相同。

- 自由球員補償選秀
  自由球員是滿足六年的大聯盟經歷並且沒有複數年合約的情況之下的球員, 任意大聯盟球隊皆可以與之接觸, 為了競爭平衡, 大聯盟針對獲得自由球員以及失去自由球員的球隊補以選秀補償, 只要該名自由球員於該球隊效力滿1年且拒絕合格報價後轉投其他球隊, 簽

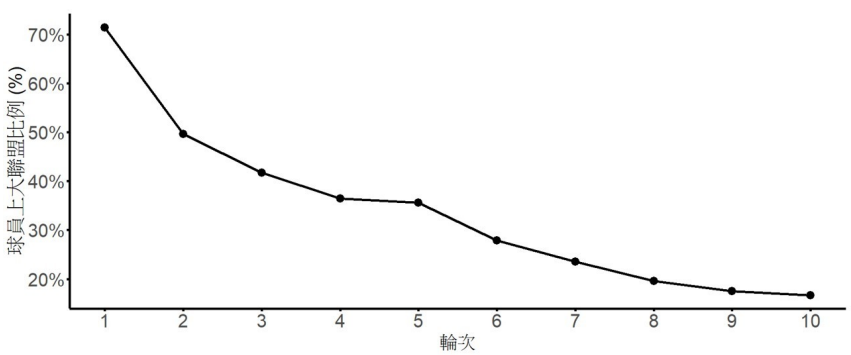
[9]以下內容參考運動視界網站作者 JK47 (2023) 的文章。

臺灣大學學術期刊資料庫

約的球隊就會失去第 1 輪或第 2 輪的選秀權, 同時失去球員的球隊則會在該輪尾端獲得一個相對應的補償選秀。[10,11]

- 競爭平衡選秀籤
  大聯盟針對小市場以及低營收的球隊給予補償選秀, 由市場規模以及市場營收最小的各 10 支球隊進行抽籤, 其中 6 隊在第 1 輪尾端獲得一個選秀順位, 其餘的球隊在第 2 輪尾端獲得一個選秀順位。
- 未簽約補償選秀
  球員被選中之後, 球隊有兩個月的獨占議約權, 其他球隊無法與之談約。若前兩輪的球員因為超過議約期限或是進入大學就讀等等原因無法簽約, 該球隊會在隔年獲得原本的順位加一的補償選秀籤。

附錄 3 其他圖表



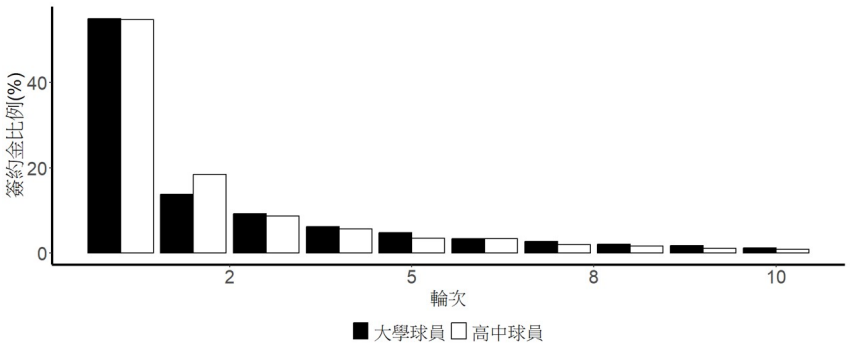
附圖 3.1: 不同輪次球員登上大聯盟的比例

註: 本圖呈現了選秀各輪次球員登上大聯盟的比例, 橫軸是輪次, 縱軸是球員有在大聯盟出賽的比例。由本圖可知, 前段輪次球員登上大聯盟的機率比後段輪次的球員高出許多, 因此球隊對於前段輪次的球員非常重視。

[10]每一年季中都會有球員交易, 一些競爭季後賽的球隊會用農場新人交易即戰力球員來補強球隊, 為了競爭平衡, 若是以此法獲得的球員於當年度取得自由球員資格, 球隊不會獲得補償。

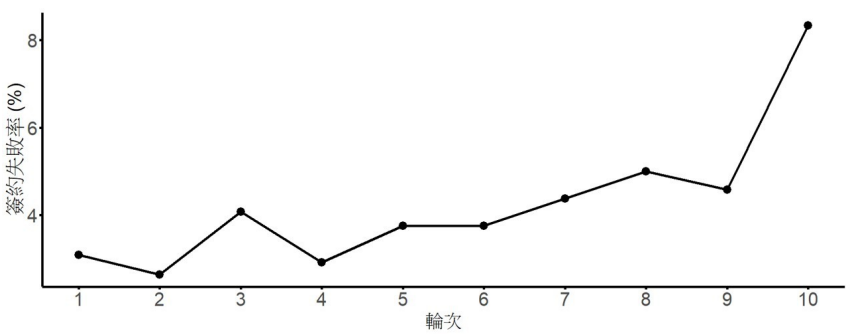
[11]合格報價為 1 年合約, 年薪相當於當年全大聯盟年薪前 125 名球員平均, 球隊在球員拒絕合格報價依然可以與該自由球員談約, 若最終失去該球員, 才可以獲得補償。

臺灣大學學術期刊資料庫



附圖 3.2: 不同教育背景球員平均簽約金占比

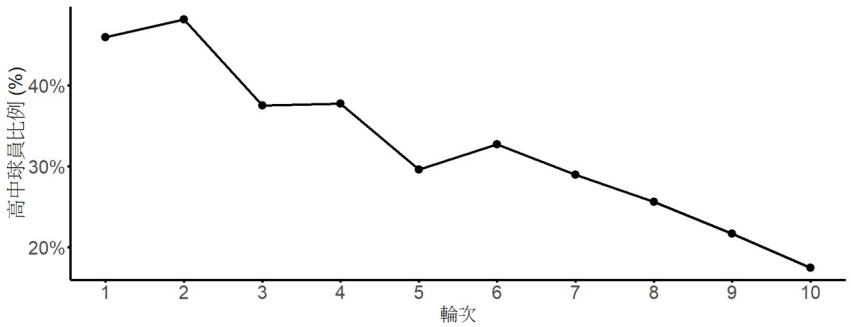
註: 本圖呈現了不同教育背景的各輪次的平均簽約金占比, 橫軸是選秀輪次, 縱軸是簽約金占比。第 1 輪球員所獲得的簽約金大約占 50%, 而後面 5 輪所獲得的簽約金總和則不到 25%。



附圖 3.3: 各輪次的簽約失敗率

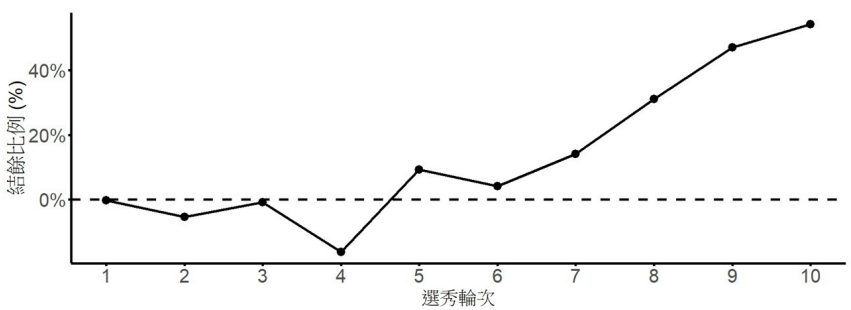
註: 本圖呈現了不同輪次的簽約失敗率, 橫軸是輪次, 縱軸是簽約失敗率, 後段輪次的簽約失敗率顯著高於前段輪次。

臺灣大學學術期刊資料庫



附圖 3.4: 高中球員在不同輪次的比例

註: 本圖呈現了高中球員在不同輪次獲選的比率, 橫軸是輪次, 縱軸是高中球員比例, 高中球員獲選的比例隨著輪次而遞減。



附圖 3.5: 各輪次簽約金結餘比例

註: 本圖呈現了不同輪次建議簽約金減去實際簽約金支出的結餘比例, 橫軸是輪次, 縱軸是比例。球隊在後段輪次節省簽約金, 以在前段輪次花費更高的簽約金。

臺灣大學學術期刊資料庫

附表3.1: 敘述性統計 (依球隊市值區分)

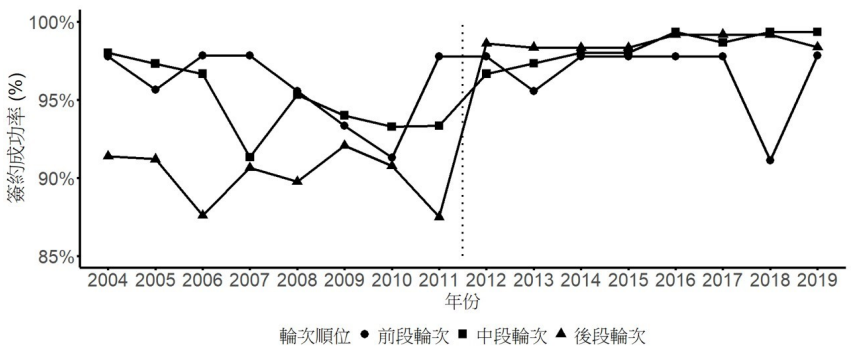
		豪門球隊		普通球隊		小市場球隊	
		政策前	政策後	政策前	政策後	政策前	政策後
		2004–2011	2012–2019	2004–2011	2012–2019	2004–2011	2012–2019
簽約金		529,161 (700,770)	549,739 (781,097)	493,857 (725,579)	620,100 (935,181)	572,011 (920,900)	668,917 (992,580)
輪次		5.040 (2.950)	5.380 (2.960)	4.930 (2.980)	5.300 (2.970)	4.990 (2.970)	5.150 (3.000)
順位		161.740 (93.270)	161.240 (92.860)	154.650 (93.200)	160.730 (92.550)	152.520 (92.560)	154.980 (93.220)
投手	右投手	0.320 (0.467)	0.410 (0.460)	0.340 (0.470)	0.383 (0.460)	0.350 (0.460)	0.377 (0.470)
	左投手	0.130 (0.336)	0.130 (0.460)	0.157 (0.470)	0.134 (0.460)	0.150 (0.460)	0.137 (0.470)
野手	一壘手	0.050 (0.220)	0.050 (0.460)	0.037 (0.470)	0.037 (0.460)	0.045 (0.460)	0.032 (0.470)
	二壘手	0.040 (0.195)	0.040 (0.460)	0.040 (0.470)	0.039 (0.460)	0.036 (0.460)	0.021 (0.470)
	三壘手	0.070 (0.255)	0.040 (0.460)	0.062 (0.470)	0.064 (0.460)	0.060 (0.460)	0.047 (0.470)
	游擊手	0.110 (0.312)	0.080 (0.460)	0.094 (0.470)	0.113 (0.460)	0.096 (0.460)	0.101 (0.470)
	外野手	0.200 (0.400)	0.190 (0.460)	0.190 (0.470)	0.140 (0.460)	0.171 (0.460)	0.191 (0.470)
	捕手	0.100 (0.294)	0.060 (0.460)	0.078 (0.470)	0.090 (0.460)	0.092 (0.460)	0.084 (0.470)
身材條件	身高	187.540 (5.800)	187.510 (6.110)	187.950 (5.520)	187.180 (6.05)	187.430 (5.670)	187.330 (5.840)
	體重	202.250 (20.970)	202.710 (21.270)	202.200 (19.740)	200.380 (20.100)	201.270 (18.920)	201.160 (19.460)
	投球慣用手	0.230 (0.420)	0.180 (0.380)	0.230 (0.420)	0.190 (0.390)	0.220 (0.410)	0.210 (0.410)
	打擊慣用手	0.390 (0.490)	0.300 (0.460)	0.330 (0.470)	0.310 (0.460)	0.310 (0.460)	0.330 (0.470)
樣本數		364	393	875	845	1,064	1,142

註: 表格呈現了不同市值球隊的選秀球員, 在制度前後的簽約金、球員特徵與教育背景。未簽約選手無簽約金資料。括號內為標準差。守備位置為球員比例。

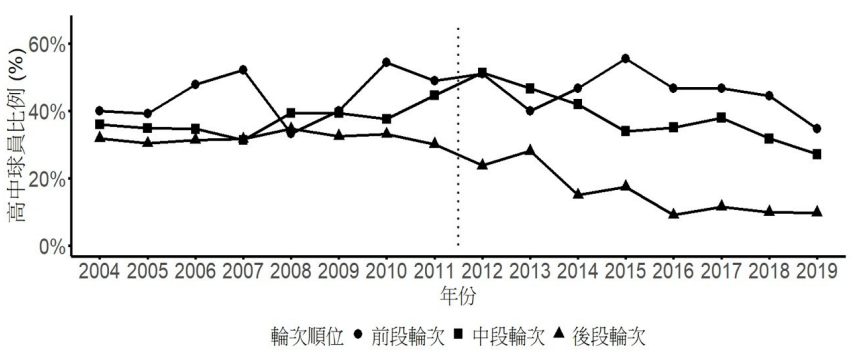
臺灣大學學術期刊資料庫

附錄 4 平行趨勢假設

我們透過繪製以下時間趨勢圖檢驗平行趨勢假設是否成立。圖附錄 4.1、附錄 4.2 與附錄 4.3 分別呈現不同輪次逐年的簽約成功率、高中生比例以及簽約金 (對數) 之時間趨勢。結果顯示, 在政策實施前, 各組間的趨勢大致平行, 未見系統性差異。然而, 政策實施後, 不同組別的走向開始顯著不同, 顯示簽約金總額限制確實改變了球隊的選秀策略與資源配置。例如, 後段輪次的簽約成功率顯著提升, 而高中生比例則大幅下降。

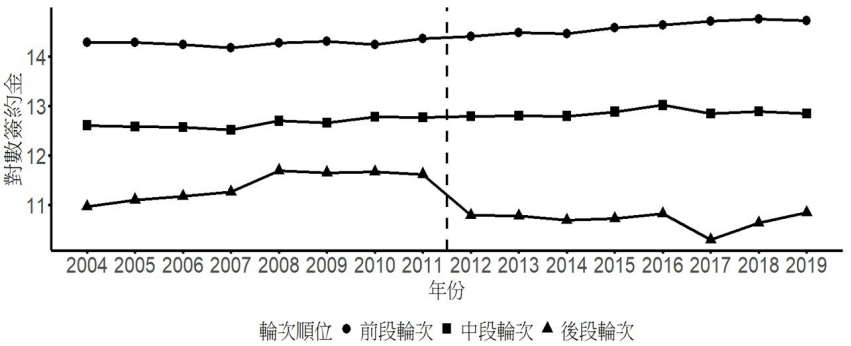


附圖 4.1: 簽約成功比例時間趨勢圖



附圖 4.2: 高中生比例時間趨勢圖

臺灣大學學術期刊資料庫



附圖 4.3: 簽約金對數時間趨勢圖

附錄5 穩健性檢查: 時間固定效果與樣本選擇模型

附錄5.1 時間固定效果

為檢驗本文主要結果之穩健性, 我們首先將模型中納入年度固定效果 (year fixed effects), 以控制不同年份間可能存在的市場條件變化所造成的潛在干擾。若主要結果僅反映特定年度的外生波動, 則在加入時間固定效果後, 估計值應會顯著改變。

為考量時間固定效果, 我們對二元與連續應變數分別考慮了以下兩個模型:

$$\log\left(\frac{p_{it}}{1-p_{it}}\right) = \alpha_0 + \alpha_1 \text{Middle}_{it} + \alpha_2 \text{Back}_{it} + \delta_t + \gamma X_{it} + \beta_1 \text{Middle}_{it} \times \text{Post}_t + \beta_2 \text{Back}_{it} \times \text{Post}_t。 \quad (5)$$

$$Y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{Middle}_{it} + \alpha_2 \text{Back}_{it} + \delta_t + \gamma X_{it} + \beta_1 \text{Middle}_{it} \times \text{Post}_t + \beta_2 \text{Back}_{it} \times \text{Post}_t + \varepsilon_{it}。 \quad (6)$$

附表5.1報告了包含時間固定效果的估計結果, 結果顯示主要變數之符號與顯著性大致不變, 顯示本文結論並非由特定年份的異常事件所驅動。此一檢查提供進一步的證據, 支持制度改革確實影響了球隊在選秀過程中的行為模式。

臺灣大學學術期刊資料庫

附表 5.1: 控制時間效果 — Logit 模型與 OLS 迴歸結果

	簽約成功與否		高中生與否		簽約金對數
應變數	Logit 係數	邊際效果	Logit 係數	邊際效果	OLS 係數
Post: Middle	0.934	0.036**	0.035	0.007	−0.081
	(0.462)	(0.018)	(0.182)	(0.037)	(0.055)
Post: Back	1.980***	0.077***	−1.230***	−0.223***	−0.992***
	(0.466)	(0.019)	(0.195)	(0.039)	(0.181)
Middle	−0.239	−0.009	−0.283*	−0.061***	−1.611***
	(0.300)	(0.011)	(0.145)	(0.026)	(0.059)
Back	−1.064***	−0.043***	−0.426***	−0.090***	−2.845***
	(0.289)	(0.011)	(0.130)	(0.027)	(0.061)
樣本數	5,140	5,140	5,140	5,140	4,918

註: Logit 模型結果以係數估計與邊際效果表示, OLS 模型以係數估計表示。控制變數為守位、球員特徵與球隊固定效果。括號為標準誤。*** 表示在 1%水準上顯著, ** 表示在 5%水準上顯著, * 表示在 10%水準上顯著。

附錄 5.2 樣本選擇模型

由於簽約金僅對簽約成功的球員可觀察, 若直接估計可能產生樣本選擇偏誤。本研究採用 Heckman 兩步法 (Heckman, 1979) 處理此偏誤。此方法包含兩個方程式:

1. 選擇方程式 (selection equation): 以球員是否簽約作為應變數, 並使用 Probit 模型估計簽約機率。
2. 結果方程式 (outcome equation): 以簽約金 (或對數簽約金) 作為應變數, 僅對簽約球員觀察值進行估計, 並納入逆米爾斯比率 (inverse Mills ratio) 控制選擇偏誤。

我們參照主文內之模型設定, 以如下模型設定潛在效用 (latent utility):

$$S_{it}^{*} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{Middle}_{it} + \alpha_2 \text{Back}_{it} + \alpha_3 \text{Post}_t + \gamma X_{it} + \beta_1 \text{Middle}_{it} \times \text{Post}_t + \beta_2 \text{Back}_{it} \times \text{Post}_t + \epsilon_{it}, \tag{7}$$

其中, X_{it} 包含控制變數: 身高、體重、守備位置等。在實際資料中, 我們無法觀察到潛在效用 S_{it}^{*}, 而只能觀察該球員最終是否簽約 S_{it}:

臺灣大學學術期刊資料庫

附表 5.2: Heckman 二步法估計結果

變數	選擇方程式	結果方程式
Post	0.095	0.308***
	(0.177)	(0.077)
Middle	−0.148	−1.581***
	(0.135)	(0.066)
Back	−0.511***	−2.756***
	(0.133)	(0.126)
Post: Middle	0.422*	−0.142
	(0.209)	(0.104)
Post: Back	0.857***	−1.112***
	(0.215)	(0.170)
Intercept	3.583***	10.498***
	(1.054)	(0.587)
Inverse Mills Ratio (λ)		−0.627
		(1.006)
ρ		−0.623
		(0.000)

註: 本表呈現 Heckman 二步法之估計結果。控制變數為守位、球員特徵與球隊固定效果。括號內為標準誤。*** 表示在 1%水準上顯著, ** 表示在 5%水準上顯著, * 表示在 10%水準上顯著。

$$S_{it} = \begin{cases} 1 \text{ 若} & S_{it}^{*} > 0 \quad \text{(簽約)}, \\ 0 \text{ 若} & S_{it}^{*} \leq 0 \quad \text{(未簽約)}。 \end{cases}$$

簽約金之模型設定則如下:

$$\begin{aligned} \ln \text{Bonus}_{it} = {} & \alpha_0 + \alpha_1 \text{Middle}_{it} + \alpha_2 \text{Back}_{it} + \alpha_3 \text{Post}_t + \gamma X_{it} + \rho \lambda_{it} \\ & + \beta_1 \text{Middle}_{it} \times \text{Post}_t + \beta_2 \text{Back}_{it} \times \text{Post}_t, \end{aligned} \tag{8}$$

其中 λ_{it} 為 inverse Mills ratio, 用於校正選擇偏誤, ρ 則為選擇方程式與結果方程式誤差項的相關係數。迴歸模型中的交乘項 $\text{Middle}_{it} \times \text{Post}_t$ 與 $\text{Back}_{it} \times \text{Post}_t$ 的係數即為改革對該輪次球員的影響。

附表 5.2 呈現了 Heckman 二步法的估計結果。樣本選擇的估計結果中, 可以發現後段輪次球員在制度改革前的簽約機率顯著低於前段輪次球

臺灣大學學術期刊資料庫

員, 顯示該群體在早期制度下處於明顯劣勢。然而, 改革實施後, 中段輪次球員與後段輪次球員的簽約機率皆顯著提升, 其中後段輪次球員的改善幅度更為明顯。此一結果與正文類似。

在結果方程式方面, 估計結果顯示制度改革整體上顯著提高了簽約金水準, Post 變數的係數為正且顯著。然而, 不同群體之間存在明顯差異。相較於前段輪次球員, 中段輪次球員與後段輪次球員的簽約金水準均顯著降低。更值得注意的是, 改革後後段輪次球員雖然在簽約機率上獲得了提升, 但其簽約金卻顯著下降, 顯示改革可能使該群體更容易進入市場, 但代價是接受相對不利的簽約條件。

最後, 逆米爾斯比率 (Inverse Mills Ratio) 的係數並不顯著, 顯示樣本選擇偏誤在本研究中並非主要問題。換言之, 即便在不校正選擇偏誤的情況下, 對於簽約金的估計結果大致上仍然可信, 這一點也能從我們在不論是否有修正樣本偏誤都能得到類似結果得到佐證。然而, 透過 Heckman 兩步法的分析仍可提供更嚴謹的檢驗, 確保研究結論的穩健性。

參考文獻

JK47 (2023), "是的, MLB 選秀也有「戰術」! 為什麼大聯盟球團不一定會挑選最好的球員?" 《運動視界》, 2023年7月4日, **URL**: `https://www.sportsv.net/articles/104474`。(JK47 (2023), "Yes, There Is 'Strategy' in the MLB Draft! Why Don't Major League Teams Necessarily Select the Best Player?" *Sports Vision*, July 4, 2023, **URL**: `https://www.sportsv.net/articles/104474`.)

Andreff, Wladimir and Stefan Szymanski (eds.) (2006), *Handbook on the Economics of Sport*, MA: Edward Elgar Publishing.

Avis, Eric, Claudio Ferraz, Frederico Finan, and Carlos Varjão (2022), "Money and Politics: The Effects of Campaign Spending Limits on Political Entry and Competition," *American Economic Journal: Applied Economics*, 14(4), 167–199.

DiCandilo, Jennifer (2014), "The Effects of Signing Bonus Pools in the Major League Baseball Draft," Senior thesis, Haverford College.

臺灣大學學術期刊資料庫

Downward, Paul, Bernd Frick, Brad R. Humphreys, Tim Pawlowski, Jane E. Ruseski, and Brian P. Soebbing (eds.) (2019), *The SAGE Handbook of Sports Economics*, CA: Sage.

Fouirnaies, Alexander (2021), "How Do Campaign Spending Limits Affect Elections? Evidence from the United Kingdom 1885–2019," *American Political Science Review*, 115(2), 395–411.

Garmon, Christopher (2013), "Major League Baseball's First Year Player Draft: A Natural Laboratory for the Study of Bargaining," *Journal of Sports Economics*, 14(5), 451–478.

Grossman, Lauren (2010), "Microeconomic Study of a Labor Union: An Econometrics Analysis of how the NHL Salary Cap has Affected the Competitive Balance of the NHL and Determinants of Team Revenue," Undergraduate Theses and Capstone Projects, Communication Studies, Lynchburg College.

Heckman, James J. (1979), "Sample selection bias as a specification error," *Econometrica*, 47(1), 153–161.

Hill, J. Richard and Peter A. Groothuis (2001), "The New NBA Collective Bargaining Agreement, the Median Voter Model, and A Robin Hood Rent Redistribution," *Journal of Sports Economics*, 2(2), 131–144.

Hubley, Bobby (2012), "Signing Bonuses & Subsequent Productivity: Predicting Success in the MLB Draft," Senior thesis, Haverford College1.

Kahn, Lawrence M. (2012), "The Economics of Discrimination: Evidence from Basketball," in Leo H. Kahane and Stephen Shmanske (eds.), *Oxford Handbook of Sports Economics: Economics Through Sports*, vol. 2, Oxford: Oxford University Press, 21–38.

Kahn, Lawrence M. and Malav Shah (2005), "Race, Compensation and Contract Length in the NBA: 2001–2002," *Industrial Relations: A Journal of Economy & Society*, 44(3), 444–462.

Kobat, Lucas R. (2018), *Win Shares & Rookie Contracts in the NBA*, Honors Thesis, University of South Dakota.

Leeds, Michael A., Peter von Allmen, and Victor A. Matheson (2022), *The Economics of Sports*, 7th ed., New York: Routledge.

Palacios-Huerta, Ignacio (2025), "The Beautiful Dataset," *Journal of Economic Literature*, 63(4), 1363–1423.

Rosen, Sherwin and Allen Sanderson (2001), "Labour Markets in Professional Sports," *Economic Journal*, 111(469), F47–F68.

臺灣大學學術期刊資料庫

Sims, Justin and Vittorio Addona (2016), "Hurdle Models and Age Effects in the Major League Baseball Draft," *Journal of Sports Economics*, 17(7), 672–687.
Spurr, Stephen J. (2000), "The Baseball Draft: A Study of the Ability to Find Talent," *Journal of Sports Economics*, 1(1), 66–85.
Staudohar, Paul D. (2005), "The Hockey Lockout of 2004–05," *Monthly Labor Review*, 128(12), 23–29.

投稿日期: 2024年3月11日, 接受日期: 2026年1月20日

臺灣大學學術期刊資料庫

From Draft Strategy to Player Compensation: The Impact of the Signing Bonus Pool Cap

Ming-Jen Lin
Department of Economics, National Taiwan University

Yu-Chang Chen
Department of Economics, National Taiwan University

Hong-Wei Ouyang
First Commercial Bank

This paper examines the effects of the signing bonus pool cap introduced in Major League Baseball (MLB) in 2012 on teams' draft strategies and the career development of drafted players. Using a difference-in-differences framework, we show that the reform significantly increased overall signing rates. Following the policy change, teams became more likely to select college players, leading to a substantial decline in the probability that high school players were drafted. In addition, teams reallocated limited signing resources toward higher-talent prospects, resulting in a larger share of signing bonuses being concentrated among early-round picks. Prior to the reform, large-market teams were able to use generous bonuses in later rounds to attract high-risk but high-upside prospects. After the implementation of the bonus cap, however, their spending in later rounds declined markedly. Overall, the policy reshaped the allocation of signing bonuses across draft rounds and altered the competitive dynamics of player acquisition.

Keywords: difference-in-differences, major league baseball, draft, price control
JEL classification: J24, J31, L51, L83

臺灣大學學術期刊資料庫