



國立臺灣大學社會科學院經濟學系  
碩士論文

Department of Economics  
College of Social Sciences  
National Taiwan University  
Master Thesis

台灣公部門待遇與勞動市場扭曲  
The Public Sector Pay and  
Labor Market Distortion in Taiwan

游捷名  
Chieh-Ming Yu

指導教授: 駱明慶 博士  
Advisor: Ming-Ching Luoh, Ph.D.

2014年7月  
July, 2014.



## 摘要

台灣公部門待遇之優渥，對於國人而言是一般普遍的印象；相關議題時常在台灣社會中引起廣泛討論或批評。過去雖然有許多文獻從財政學、行政學、社會學或是法律學的角度出發，但是經濟學上的研究卻相對欠缺。特別是對於公部門待遇如何嚴重地影響到台灣的勞動市場，我們目前所知相當有限。本研究期待能夠補充此部分文獻的不足，並且提起學者對於相關問題的重視。

本研究使用行政院主計總處的「人力資源調查」資料，定義出來自 26 個不同年度的政府考試考生，並且利用 Logit 模型預測考生的錄取機率以及重考機率，藉此衡量勞動市場的扭曲程度。迴歸結果顯示，當公部門相對於私部門的待遇越好時，該年度的考生錄取機率降低，而重考機率增加；確認了公私部門間待遇的相對差異，確實能夠影響勞動市場的扭曲程度。此外，本研究也對於台灣每年因為政府考試而消耗掉的人力資源多寡，以及政策行為對於勞動市場扭曲的影響力大小，嘗試提供一些數值上的參考。

**關鍵詞：**公部門待遇；勞動市場；人力資源；政府考試；錄取率；重考率



# 目錄

<b>1</b>	<b>前言</b>	<b>1</b>
<b>2</b>	<b>公部門</b>	<b>6</b>
2.1	公務員的選票與政治支持 . . . . .	6
2.2	政府組織與官僚 . . . . .	7
2.3	台灣公部門待遇概況 . . . . .	10
<b>3</b>	<b>勞動市場扭曲</b>	<b>14</b>
<b>4</b>	<b>資料與模型</b>	<b>16</b>
4.1	資料來源 . . . . .	16
4.2	樣本選擇: 政府考試考生 . . . . .	18
4.3	模型與變數定義 . . . . .	19
<b>5</b>	<b>迴歸結果</b>	<b>22</b>
5.1	錄取機率 . . . . .	22
5.2	重考機率 . . . . .	24
<b>6</b>	<b>估計與模擬</b>	<b>25</b>
6.1	勞力資源的損失估計 . . . . .	25
6.2	模擬公部門加薪政策的影響: 平均競租成本的變動 . . . . .	28
6.3	模擬公部門加薪政策的影響: 競租人數的變動 . . . . .	29
<b>7</b>	<b>結論</b>	<b>32</b>
	參考文獻	<b>35</b>



# 台灣公部門待遇與勞動市場扭曲

游捷名

2014.07

## 1 前言

台灣公部門待遇之優渥，對於國人而言是一般普遍的印象；因其牽涉到國家財政與職業間、甚至是族群間公平正義的問題，而時常在台灣社會中引起討論。對於台灣公部門待遇的相關議題，以往有不少研究是從財政學、行政學、社會學或是法律學的觀點出發，<sup>1</sup> 但是從經濟學的角度來分析此議題的研究則相對較為欠缺。劉錦添與劉錦龍 (1988)、江豐富 (2012) 分析台灣公部門與私部門的工資率，確認公部門相對於私部門存在薪資溢價；但對於此現象如何嚴重地影響到台灣的勞動市場，我們仍然所知有限。張麗姬 (1986) 研究大專畢業生在公部門或私部門就業的選擇偏好，但同樣地，我們無法得知該選擇偏好是否受到「扭曲」，<sup>2</sup> 或是其「扭曲」的程度有多大。

曾經依台灣的資料進行相關嘗試的文獻似乎只有胡斌偉 (2011)。該文的其中一個部分同樣也在估計公部門相對於私部門的薪資溢價，另一部分則嘗試以「公私部門的薪資差異」以及「失業率」來預測「高考報考率」，但該文使用的是年度總體資料，並且僅能額外控制「考試制度的變化」。該文與本文在一些邏輯與設定上有若干相似之處，譬如本文也認定「公私部門的薪資差異」是在政府與經濟環境交互作用下為勞動市場帶來整體影響的年度變數；但是在本文的設定下，我們能夠觀察到許多個體訊息，讓我們更能釐清台灣公部門為勞動市場帶來多大的影響。<sup>3</sup>

<sup>1</sup>譬如黃世鑫 (2003) 主要從財政觀點切入，並有對公務員退休給付的詳細設算。丘昌泰 (1998)、施能傑 (2006) 認為台灣公務員的俸給政策應該建立績效導向的設計。盧政春 (1995) 探討台灣社會福利資源的分配；李聖水 (2011) 採用迴歸模型分析軍公教從業身份對生育決策的影響。法律學的相關文獻很多，譬如李建良 (2004) 討論軍公教優惠存款在憲法上的平等原則與信賴保護原則；許崇賓 (2011) 也討論軍公教優惠存款的合憲性，並且分析政府、公務員以及台銀之間的法律關係；李震山 (2006) 則從代際正義的角度出發探討後世代者的權益。

<sup>2</sup>本文所謂的「扭曲」是源自政府政策行為，特別是指政府對於公部門待遇的設定。請見第3節的說明。

<sup>3</sup>關於本文的資料以及模型詳見第4節。



首先，為了展現台灣的特殊性，我們可以先利用一些簡單的數據將台灣與其他國家進行比較。圖1是台灣與 OECD 國家中央政府總支出佔該國 GDP 之比例。<sup>4</sup> 大部分國家隨著時間並沒有出現大幅度變動，但是國家之間的差異很大。我們可以發現，與 OECD 國家相比，台灣的中央政府總支出佔 GDP 比重相當低，以2010年為例，在總共32個國家中，台灣僅高過瑞士。但在圖2中，台灣的排名卻顛倒過來。圖2是中央政府的人事費用支出佔中央政府總支出的比例。<sup>5</sup> 台灣的數據位於前段班，2010年（數值為23.45%）<sup>6</sup> 只輸給法國、斯洛維尼亞、土耳其、以色列以及葡萄牙。從這兩張圖當中，我們大致可以獲得以下推論：相較於 OECD 國家而言，台灣中央政府所做的事情其實並不多，而且總支出當中人事費用所佔的比例反而偏高；<sup>7</sup> 也就是說，相對於 OECD 國家，台灣的公部門似乎比較有「放著養官僚」的可能與傾向。值得一提的是，和台灣的人口及領土規模沒有相差太遠、產業結構又有點相似的韓國，其中央政府總支出佔 GDP 比重較台灣略高，而人事費用佔總支出之比例（13.82%）則遠遠低於台灣的水準。

就算不管跨國比較的部分，一般民衆對於台灣公部門待遇偏高的現象，認知也是非常強烈。以下提供兩則有趣的新聞報導作為參考：(1) 根據「1111人力銀行」在2010年1月公布的一項調查結果，<sup>8</sup> 顯示「有8成4上班族想捧鐵飯碗」，並且「約2成受訪上班族已著手準備公家單位招考，平均已參與3次考試，投入超過新台幣16,371元的費用」，而公家單位吸引上班族的主因依序為「工作穩定/工時固定」、「裁員風險低/終身僱用制」以及「相關福利優渥」(中央社，2010/01/10)。(2) 「yes123求職網」在2012年西洋情人節前夕公布「理想情人職業」調查報告，<sup>9</sup> 結果指出「男性上班族理想情人職業的前三名，分別為公務員、護士和行政」、「女性上班族理想情人職業前三名，則為公務員、IT 工程師和設計師」(自由時報，2012/02/13)。近十幾年來，在台灣勞工平均薪資停滯不前甚至出現倒退之際，公部門與私部門之間

<sup>4</sup>OECD 資料庫中有提供各級政府總和的資料，但台灣的資料以中央政府的部分較方便取得，故此處僅針對各國的中央政府進行比較。

<sup>5</sup>也許每個國家對「人事費」的統計標準會出現一些差異，但這應當不會影響這兩張圖所呈現的故事。就台灣的資料而言，人事費除了基本待遇、退休金提撥、保險補助之外，也包含了婚喪生育補助、子女教育補助等等額外的津貼。可見台北市政府，「公務預算系統統計代號與歲出用途別科目對照表」。

<sup>6</sup>從國家財政的觀點，此數字仍然低估了問題的嚴重性，因為，對於適用退撫舊制的年資而言，當期的人事費用支出並不能涵蓋未來必須支付的退休金；就算是退撫新制，也潛藏有退撫基金提撥不足可能破產的危機。

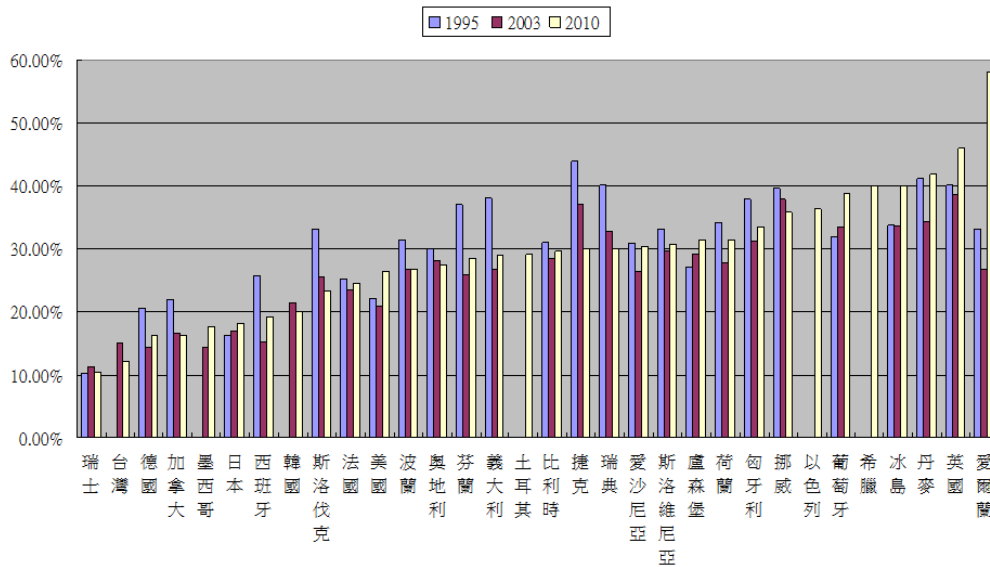
<sup>7</sup>此比較方法靈感係來自 Pilichowski and Turkisch (2008)。

<sup>8</sup>該調查名稱為「上班族抱鐵飯碗意願」調查，係1111人力銀行透過網路對其會員發送問卷，調查時間為2009年12月26日至2010年1月8日，有效回收份數1,176份。

<sup>9</sup>該調查係yes123求職網於2012年2月1日至8日進行，調查方式以網路問卷進行抽樣調查，會員有效問卷共2,734份。順帶一提，本文並沒有打算處理公部門待遇對婚姻市場造成的扭曲。

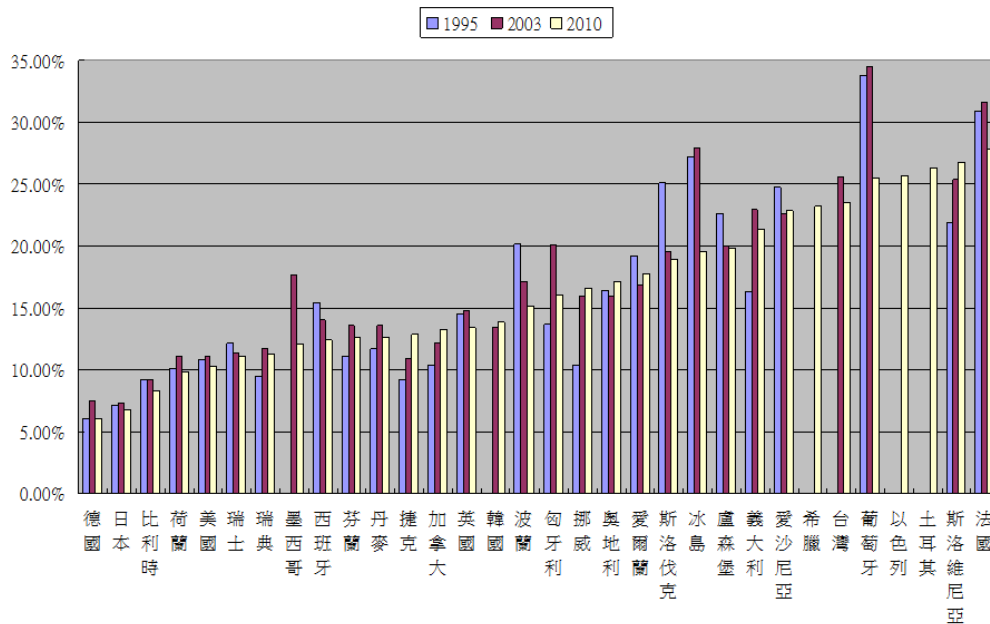


圖 1: 中央政府總支出佔 GDP 比重, 1995-2010 (依2010年資料排序)



資料來源: (1) OECD 國家: National Accounts, OECD Statistics.  
 (2) 台灣: 中央政府總決算、國民所得及經濟成長, 行政院主計總處。

圖 2: 中央政府人事費佔中央政府總支出比重, 1995-2010 (依2010年資料排序)



資料來源: (1) OECD 國家: National Accounts, OECD Statistics.  
 (2) 台灣: 中央政府總決算, 行政院主計總處。



的差異便更加突顯，無怪乎坊間有把中華民國說為「軍公教福利國」之譏。

公部門勞工待遇過度優渥所衍生的主要問題，除了最直接造成國家財政的壓力之外，就是對整體勞動市場所帶來的扭曲。但是台灣公部門的規模是大到可以影響整個台灣勞動市場的嗎？表1顯示，台灣每10個勞動力人口當中，<sup>10</sup> 就有大約1個是受雇於公部門；儘管長時間來看此比例呈現下降的趨勢，但在2012年仍然高達9.06%。就算是使用最狹義的公務員定義，在政府行政機關工作的人口也佔了勞動力約2%之譜。而每年報考公務員考試的人數也相當驚人，甚至已經逼近排除掉軍人的正規公務員體系中的公務員總數，在2012年達到勞動力的4.54%。表2則是以受雇人口當作母數，<sup>11</sup> 在1982年時，每5個受雇人口就有大約1個是受雇於公部門，2012年仍然高達12.09%；最狹義的公務員約佔受雇人口3%，公務員考試報考人數約達2-6%。這些數據確認了以下事實：公部門確實是影響台灣勞動市場的重要力量。

關於勞動市場的扭曲，可以大略分成兩個面向探討。(1) 從整個經濟體的角度而言，勞動市場是當中的一個構成要素，因此我們會想問的是：勞動市場的扭曲如何影響整體經濟的表現。<sup>12</sup> (2) 若是將勞動市場扭曲本身視為分析的主要對象，我們會想問的是：政府的法令或政策如何造成勞動市場的扭曲；或是，如果政府是一個有意志的行為者：政府造成此扭曲的動機為何；而從實證層面而言，我們也想問：政府的行為對於勞動市場帶來多嚴重的扭曲。就本文的目的來說，我們關注的重點將著重在後者，特別是關於公部門待遇所造成的勞動市場扭曲。<sup>13</sup>

本文第2節將透過文獻回顧，說明公部門待遇偏高之現象存在的可能理由，並且檢視台灣公部門待遇的概況。第3節將展示公部門待遇對勞動市場造成的扭曲，有哪些可以觀察到的表徵。第4節將描述本文所使用的實證資料和迴歸模型，並將迴歸結果放置在第5節中。本文希望能夠確認公部門待遇的變化確實能夠惡化或改善勞動市場的扭曲程度；更具體來說，我們將觀察一些勞動市場的指標，看它們如何回應公部門待遇的變化。<sup>14</sup> 這也是本文的主要目的。第6節中，我們將依資料以

<sup>10</sup>此處的勞動力人口並不包含武裝勞動力（現役軍人）。

<sup>11</sup>勞動力 = 就業者 + 失業者 = (雇主 + 自營作業者 + 受雇者 + 無酬家屬工作者) + 失業者。

<sup>12</sup>類似議題可參考 Gelb et al. (1991)，該文透過一個數值模擬模型進行動態與靜態分析，研究公部門中不具生產力的職缺 (unproductive employment) 造成投資與勞動市場產生不效率的配置，並且導致經濟體總產出與成長率的減損。

<sup>13</sup>政府可能透過很多不同行為來影響勞動市場，以台灣來說，除了公部門待遇之外，基本工資、「大專畢業生至企業職場實習方案」（即俗稱的「22K 方案」）、研發替代役等等，都是一些可能的例子。但本文將專注在公部門的待遇上，將此視為政府影響勞動市場的最重要手段應無不妥之處。

<sup>14</sup>此處隱含有勞動市場的扭曲主要是由公部門待遇所「直接」引起的假設。但是公部門待遇確實可能「間接」為勞動市場帶來變化。舉例而言，若削減公務員待遇，國家財政壓力隨之減輕，政府也許可以降低對人民徵收的賦稅；接著，民間投資將因此增加，加速產業的轉型與升級，最終影響



表 1: 公部門相關人數統計佔勞動力比例, 1982-2012

年度	勞動力 <sup>a</sup> (千人)	公部門 受雇人口 <sup>b</sup>	公務員人數 <sup>c</sup>	行政機關 公務員人數 <sup>d</sup>	公務員考試 報考人數 <sup>e</sup>
1982	6,959	12.26%	6.52%	2.26%	1.75%
1992	8,765	11.43%	6.77%	2.53%	3.98%
2002	9,969	9.49%	6.01%	2.20%	2.95%
2012	11,341	9.06%	4.94%	2.02%	4.54%

<sup>a</sup> 就業、失業統計, 行政院主計總處。本項並不包含現役軍人。

<sup>b</sup> 就業、失業統計, 行政院主計總處。本項為軍人以外所有受政府雇用者, 理論上包含所有正規以及非正規公務體系中的勞工。

<sup>c</sup> 銓敘部年報, 銓敘部。本項為正規公務體系中的勞工, 但不包含軍人。但 2001 年後的「銓敘部年報」並不包含公立學校教師, 此部份數值係本文自行外加「教育部統計處」對於「各級公立學校專任教師人數」的統計。兩者的統計標準可能會有些許差異。

<sup>d</sup> 銓敘部年報, 銓敘部。本項為服務於政府行政機關的勞工, 因此不包含國營事業、公立醫療機構及公立學校。

<sup>e</sup> 考選統計年報, 考選部。本項包含高等考試、普通考試、初等考試以及特種考試。

表 2: 公部門相關人數統計佔受雇人口比例, 1982-2012

年度	受雇人口 (千人)	公部門 受雇人口	公務員人數	行政機關 公務員人數	公務員考試 報考人數
1982	4,366	19.54%	10.39%	3.61%	2.79%
1992	5,856	17.11%	10.13%	3.79%	5.95%
2002	6,771	13.97%	8.84%	3.23%	4.34%
2012	8,495	12.09%	6.60%	2.69%	6.07%

\* 見表 1 註解。



及迴歸結果，在一些假設前提之下，針對勞動市場的扭曲程度大小，以及勞動市場受政策行為影響的敏感程度高低，進行簡單的數值估計。第7節則為結論。

## 2 公部門

### 2.1 公務員的選票與政治支持

依據公共選擇理論 (Public Choice Theory) 的觀點，因為政府、官僚、選民或是其他任何可以做出政治行動的行為者，都是由人做為基本個體所組成，因此任何政治行動的發生或不發生，應當都是這些個體在考量了自身的利弊得失後才有的結果。在此脈絡底下，公共選擇理論試圖去研究各種政治現象，其中一個範疇是關於「利益團體」(interest groups) 的分析。利益團體，或稱「壓力團體」(pressure groups)，透過遊說、示威、政治獻金或其他方式來對政策或法律的制訂者施加壓力，企圖能使制訂出來的政策或法律可以對該團體有利。

Olson (1965) 分析「團體行動」的邏輯。他指出小團體通常比大團體來得有效率，因為當個別的團體成員在決定要不要投入行動時，其行動的成本是由個人承擔，但是可以獲得的好處卻是由團體全部成員所共享，因而提供了個別成員搭便車 (free-ride) 的誘因；在大團體中，由於成員人數眾多，好處被分得太細散，在考量到行動成本的情況下，個別成員不想自己行動而想要搭便車的動機更加強烈，使得大團體的施壓能力比小團體來得弱。Becker (1983) 透過模型分析指出，當納稅人人數較多，因為平均每個人分得的損失較少，所以對於補貼政策的反對力量會減弱；因此當利益團體相對於納稅人人數較少時，該團體更容易獲得政府補貼。<sup>15</sup> 換言之，政策或法律的制訂者有時會受利益團體的左右，制訂對該團體有利但是對公眾卻不見得有利的政策或法律，因為其中的利益是由這些少數的利益團體成員瓜分，但是不利益卻由社會全體承擔，所以利益團體成員具有對政府或國會施壓的強烈動機，一般個別民衆卻缺少積極反對的誘因。

目前台灣的公務員尚且不能組成工會進行直接遊說，但是因為其擁有可觀的選票或政治支持，自然可被視為能夠對政府施加壓力的利益團體。政府願意給予 (或是不願意刪減) 公務員較好的待遇或工作條件以換取其政治支持，這些稅金的減損或是政府效率低落的代價，是由全體納稅人共同承擔，平均每個人的損失遭到稀

到勞動市場的結構。但本文所選用的勞動市場指標無法觀察到這些面向，此部分並不在本文的討論範圍之內。

<sup>15</sup>另可見Becker (1985)、陳師孟 (2011, 第7章)；關於利益團體的經濟學文獻整理可參考Mitchell and Munger (1991)。



釋，因此要一般民衆團結起來形成要求政府改革公務員的強烈民意便有其困難度。在選舉中，這些對於公務員生計具有直接影響而且影響甚鉅的措施，很有可能決定了其投票行爲；但是非公務員大概不會將此視爲投票的首要考量，況且就算公務員待遇真的遭到刪減，這些省下來的稅金能否有效轉移到對社會大眾有益的用途上，恐怕也值得懷疑。換言之，若政府膽敢刪減公務員待遇，執政黨恐怕大幅流失公務員選票，但因此增加的非公務員選票卻相對有限。這對於一般大眾所普遍認知公務員待遇偏高的現象提供了一個合理的解釋。

以台灣的情況而言，還摻雜了特殊的歷史因素。1949年國民黨政府帶來了大量軍民進入台灣，導致早期公部門當中絕大多數職位皆由外省人擔任；或說爲了鞏固特定族群的利益，或說爲了「回報」外省族群對於國民黨向來的支持，國民黨政府傾向維持偏高的公部門待遇應屬合乎理性之行爲。駱明慶（2003）便指出早期公務員考試存在有優惠外省人的現象，<sup>16</sup> 由此可見，至少在早期，公部門可說是國民黨政府用來照顧外省族群的「工具」。即便到了今天，公務員當中外省籍的比例已經下降到了比較合理的程度，但所謂的軍公教族群仍然普遍被視爲國民黨的鐵票部隊；公部門待遇的調整與否，或是福利的改革，始終具有強烈的政治性質。

## 2.2 政府組織與官僚

公部門與私部門的運作模式，不管就產出、組織或工作性質上，都存在許多本質上的差異。至少就形式上來說，政府雇用公務員是爲了提供公共服務。政府爲提供服務所需的勞動、資本投入，或是中間財的消耗，一般而言是由稅收支應；換言之，人民在享受政府服務的當下，通常不需要付出相對應的價格，政府服務往往是免費提供，或是僅收取細額的規費。<sup>17</sup> 當然，有時候在民意成形後人民會要求政府變更稅賦或是公共支出的政策，但是嚴格來說政府提供的公共服務並不存在精確的價格市場。這樣的運作模式和一般民間私人企業截然不同。私人企業生產的商品或服務可以在價格市場中交易，經理人可以據此估計所雇勞工的邊際產值；這在政府服務當中往往無法成立，因而給予組織人事膨脹或是待遇及預算浮濫的可能空間。<sup>18</sup>

Niskanen (1971) 提出「預算極大化」模型，認爲一個理性的公部門主管會透

<sup>16</sup>該文透過資料證實，在1925至1936年出生的世代當中，外省籍公務員相對於本省籍公務員而言擁有較低的薪資，如果薪資可以代表素質，便表示公務員的錄取考試對於這個世代具有優惠外省人的現象。該文指出，此優惠是透過「高普考分省區定額錄取」以及特種考試中「退伍軍人轉任公務員特考」等機制達成的。

<sup>17</sup>此處主要指行政機關，國營事業的情況當然不同。

<sup>18</sup>再者，民間企業經理人通常必須立即回應股東的要求、承擔企業盈虧的責任，但是政府很少需要面對來自全體納稅人的壓力，反而是擔心流失公務員選票的憂慮比較大。



過追求預算的極大化而增進自身的效用。<sup>19</sup> 預算的增加除了可能實質轉化為官僚的額外福利，可以想見的是，這通常也代表了官僚的權力或聲望之提升。Konrad and Kessing (2008) 則指出，當政府不同部門之間在爭取預算時，各部門會以進用公務員做為手段，使得公部門在人力使用上有超過最適配置的傾向。Dewenter and Malatesta (2001) 則觀察到公營企業相對於民營企業呈現出較高的勞力密集程度。

就台灣的情況而言，我們在第1節中已經看到，跟 OECD 國家相比，台灣政府總支出中人事費用所佔的比例偏高。但台灣的政府組織架構，恐怕才是相對於其他國家最特別之處。中華民國憲法實施全世界絕無僅有的五權架構，然而全世界憲政國家均採用三權分立，想必三權定然有其理論與實用上的優勢；台灣在憲政改革層次的議題上，考試、監察兩院的存廢往往會被拿出來討論。<sup>20</sup> 陳師孟 (2011, 頁282) 就評論考試、監察兩院是「負面思考下的資源浪費」。<sup>21</sup> 同等奇特的是，中華民國的政府組織本來是針對幅員遼闊的中國所設計，後來卻被硬生生移植到蕞爾小島台灣上。這當中衍生的問題在經過數次修憲後減輕了許多，但是仍然有不少遺緒殘存至今日。台灣省政府、台灣省諮議會以及蒙藏委員會等是很好的例子：依據行政院主計總處資料，在2012年度的政府決算中，台灣省政府人事費用1.60億元，佔該機關總支出的69.6%；台灣省諮議會人事費用0.42億元，佔該機關總支出56.7%；蒙藏委員會人事費用0.76億元，佔該機關總支出59.4%。幾乎已經喪失實質意義的機關，可以說就只是為了供養官僚而存在。

此外，馬英九政府近幾年推動的政府組織再造以及地方改制，<sup>22</sup> 看似並沒有將精簡人事納為目標，組織人員甚至反而愈發膨脹。圖3顯示銓敘部的資料，行政機關的公務員人數在陳水扁政府任內維持在相對穩定的水準，不過此數據在第二次政黨輪替後改變為一路攀升的趨勢。<sup>23</sup>

不管是預算的浮濫，還是人員、組織機關的浮濫，都代表了資源並未被有效率地利用，使得社會福利處在一個較低的水準。這些現象反而可能是公務員所歡迎的，預算的浮濫也許代表公務員可以享有更多額外的福利；人員的浮濫也許代表部門內人手過多，每個人分到的職責相對輕鬆；機關的浮濫也許代表部門根本沒有什麼真正有意義的事情可以做。<sup>24</sup>

<sup>19</sup>Niskanen (1975) 另有一個修改的版本，係假設公部門主管在乎的是預算扣掉提供公共服務所需的成本後所剩下的差額。

<sup>20</sup>相關的法律學文獻在台灣頗為豐富，譬如李鴻禧 (2002)。

<sup>21</sup>意指在不信任行政權的用人裁量、不信任司法權有能力查察政府弊端的思考下，才會出現考試權與監察權等產物。

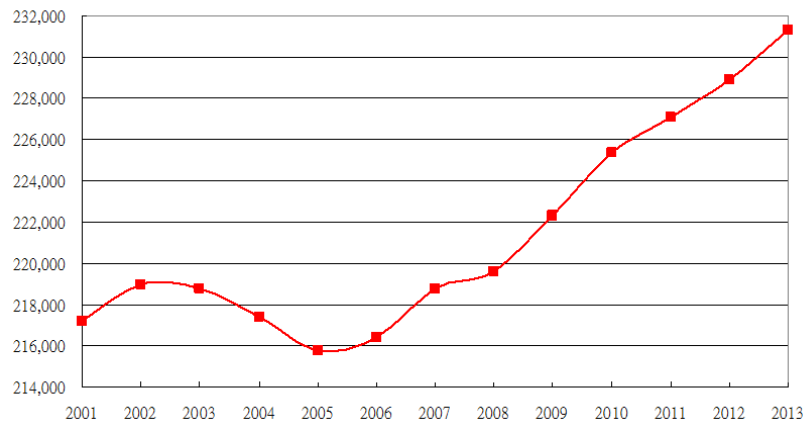
<sup>22</sup>小小的台灣居然即將出現第六個直轄市，真是蔚為奇觀。

<sup>23</sup>由此可見，公務員人數的決定也是相當具有政治性。

<sup>24</sup>在此提供一則令人啼笑皆非的報導：2014年3月23日太陽花學運期間，行政院遭到民衆佔領，



圖 3: 行政機關公務員人數, 2001–2013



資料來源: 銓敘部年報, 銓敘部。

「主雇問題」(principal-agent problem) 探討雇主與雇員之間的代理關係因為資訊不對稱而可能產生的問題。Holmström (1979) 的模型假設雇主無法觀察到雇員的努力程度, 在只能觀察到產出的情況下去設計與雇員之間的契約。Bull (1987) 則假設雇員的努力程度可以觀察 (observable), 只是法院無法裁斷 (verifiable), 研究主雇雙方如何締結可以「自我履行」(self-enforcing) 而不需要法院強制執行的契約。

在官僚體系層層推疊的科層組織下, 公部門可說是面臨一連串的主雇問題。譬如部門主管可被視為執政黨政府的代理人, 部門內的公務員則可被視為部門主管的代理人。主雇問題在傳統上是以探討民間企業為主, 雇主的目標通常為利潤的極大化。如前所述, 這在公部門往往不成立, 公部門主管通常不太需要在意成本控管, 甚至連部門的公共服務產出都難以衡量。他們往往比較在乎預算極大化帶來的額外好處、權力和聲望; 下屬公務員的努力程度和這些目標不見得存在什麼關係。就算公部門主管真的希望下屬公務員努力工作, 這當中的誘因或監督機制恐怕也很難準確設定, 因為公共服務的產出不容易具有可以有效衡量的指標。<sup>25</sup> 從銓敘部的

輔大教授梅心怡 (Lynn Miles) 在「資編科」拍到一份行政院公文, 該公文「要求資編科十五名人員, 每天須上『政院 e 點通』新聞資訊網至少點擊五十次, 而且還造冊管理, 每人點擊完畢還得在名字旁打勾。」(自由時報, 2014/04/06)

<sup>25</sup> 就算真的可以找到有效的指標, 恐怕還得等到社會有決心啟動改革才有辦法在台灣順利推行。關於公務員績效的相關議題除了丘昌泰 (1998)、施能傑 (2006) 外, 另可參考林嘉誠 (2004), 該文作者當時初任考選部部長不久 (前職為行政院研究發展考核委員會主任委員)。該文對台灣公部門施行的績效評估方法做了一些簡單的介紹, 但顯然「評估」並不等於「鞭策」, 該文說「績效評估必



數據來看，公務員的考績確實也流於形式：2003至2012年間，公務人員（不含法官、檢察官）考績甲等者平均佔了74.99%、乙等者平均佔24.84%，丙等及丁等者只佔了0.17%。況且，公部門主管所能夠施行的誘因也受到法令層層限制，譬如台灣公務員的進用是以國家考試為主要管道，而且一旦錄用，公務員的工作權益就受到法律的妥善保護（至少相對於私部門而言），不太需要擔心有被裁員的風險。<sup>26</sup> 照此看來，公部門勞工比起私部門勞工應該比較具有不願意付出太多努力的傾向。

此外，一般而言，公務員的工作通常是按照一套既定而繁瑣的規章、慣例行事，其職責比較屬於制式化、例行性的性質。Tirole (1994) 指出，因為難以對公務員提供適當的工作誘因，使得利益團體的影響或是貪污的可能性疑慮增加，所以公務員最好是一切都按照既有規定行事就好。陳師孟 (2011, 頁282) 也說：

公家機關的繁文縟節其實不是無聊或製造繁忙假象，而在藉檔案建制、經手簽章等種種嚴謹步驟，萬一出了差錯可以追蹤責任歸宿；所以這是一種對官僚的警示，最終目的就在確保一切照章行事、沒有別出心裁。

這種制式化、例行性的工作性質，可說是公務員職責的一大特色。

## 2.3 台灣公部門待遇概況

若說組織浮濫、監督管理的困難，以及制式化、例行性的工作性質，是公部門相對於私部門的重要特徵，那麼這些特徵必然在一定程度影響了勞工在選擇要進入公部門或私部門工作時所進行的考量。但是這些公部門的職務特徵很難可以用數字加以衡量，甚至想要進行法律制度的追蹤也是相當困難。本節以下主要就能夠透過法律條文審視的「現職待遇」以及「退休福利」進行簡單的介紹。<sup>27</sup>

在現職待遇方面，公務人員俸給的法律依據係規定在《公務人員俸給法》中。<sup>28</sup> 《公務人員任用法》規定公務人員分成3個「官等」與14個「職等」，其中「官等分委任、薦任、簡任」、「委任為第一至第五職等；薦任為第六至第九職等；簡任為第十至第十四職等」（第5條）。《公務人員俸給法》針對每個職等設定許多「俸級」（第4條）；同時也賦予「加給」的法律依據（第5條）。<sup>29</sup> 至於「俸級」以及「加給」所對應須與獎懲制度充分連結，才能發揮激勵作用。」

<sup>26</sup>Konrad and Kessing (2008) 使用的模型即強調了公部門人力無法任意裁減的特性。

<sup>27</sup>對於一個一般自利的勞工來說，「職務特徵」應該是在「現職待遇」以及「退休福利」以外，公部門工作所具有的額外「好處」。不過，對於一些胸懷國家社稷的理想家，或是一些喜歡新奇變化的冒險家來說，則或許不是這樣。

<sup>28</sup>相關的法律沿革，請見考試院 (2013, 頁240-241)。

<sup>29</sup>分成「職務加給」、「技術或專業加給」及「地域加給」三種，其中「職務加給」指「主管人員或職責繁重或工作具有危險性者」。



的實際金額則規定在《全國軍公教員工待遇支給要點》，當中同時也寫明了「生活津貼」的金額及補助標準（第4條）。<sup>30</sup>

依據《公務人員任用法》，參加不同考試種類及格者可以取得不同職等的任用資格（第13條）。<sup>31</sup> 欲升官等原則上須通過升等考試（第15條）。同官等內職等的晉升，或是同職等內俸級的晉升，則主要透過《公務人員考績法》。年終考績「二年列甲等」或是「一年列甲等二年列乙等」者「取得同官等高一職等之任用資格」（第11條）。另外，甲等者原則上俸級晉升一級，並領取「一個月俸給總額之一次獎金」；乙等者原則上也是俸級晉升一級，但領取「半個月俸給總額之一次獎金」；<sup>32</sup> 丙等者俸級不變；丁等者則予免職（第7條）。對照先前關於公務人員考績甲等及乙等比例的數據，我們知道幾乎所有公務員每多待一年薪水都會增加，並且原則上大約2-3年後就可以取得高一職等之任用資格。

至於政策上所謂的「公務員加薪」指的是，在《全國軍公教員工待遇支給要點》中，每個俸級所對應到的實際金額的全面提升。歷年來公務員加薪的幅度可以參見表3，當中可以發現，近年來政府如果施行加薪，按慣例都是採取3%的幅度。

就分析勞動市場的角度來說，公部門待遇是好是壞必須相對於私部門而言，因此我們有興趣的是公部門與私部門的待遇比較。江豐富（2012）使用台灣2007至2010年的資料，在修正了樣本自我選擇的偏誤後，<sup>33</sup> 該文估計：一個公部門勞工比起一個人特徵完全相同的私部門勞工，可以領取高出33.81%的工資率。劉錦添與劉錦龍（1988）則使用台灣1984年的資料指出，除了運輸工人之外，公部門相對私部門的工資率溢價約在3.4%–12.1%。

本文將考慮的是公部門平均工作收入相對於私部門平均工作收入的比例，歷年變化如同圖4所示；其中可以發現，自1978年以來此比例都是大於1，顯示公部門平均工作收入一直都大於私部門平均工作收入。圖4的資料是從行政院主計總處在每年五月所做的「人力資源附帶專案調查：人力運用調查」而來，<sup>34</sup> 該調查是以問卷的方式進行，因此調查中的所有訊息原則上都是由受訪者自行回報。理論上，一位公務員在回報「工作收入」時應該會包含俸額及加給，但大概不會包含各項生活

<sup>30</sup> 包含「婚喪生育補助」、「子女教育補助」及「房租津貼」等。

<sup>31</sup> 譬如最高階的是「高等考試之一級考試或特種考試之一等考試及格者，取得薦任第九職等任用資格」；最低階的是「初等考試或特種考試之五等考試及格者，取得委任第一職等任用資格」。

<sup>32</sup> 若已達該職等最高俸級，甲等者領取「二個月俸給總額之一次獎金」，乙等者領取「一個半月俸給總額之一次獎金」。

<sup>33</sup> 個體可能是在考量到自身的工作能力後才「自我選擇」要到公部門或私部門工作，但是個體的工作能力也是決定其薪資的因素，因此在利用實際資料估計公私部門的薪資差異時可能會出現樣本自我選擇的偏誤。請參見江豐富（2012）。

<sup>34</sup> 關於資料以及變數定義的詳細說明請見第4節。



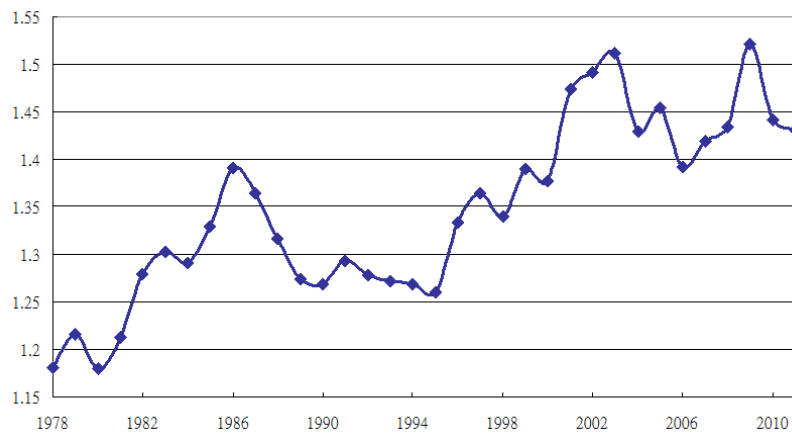
表 3: 公務人員歷年來待遇調整表, 1974-2012

會計年度	調整幅度 (%)	會計年度	調整幅度 (%)
1974	20; 10	1994	8
1975	20	1995	3
1976	-	1996	5
1977	11.2	1997	3
1978	14.7	1998	3
1979	20	1999	3
1980	13.8	1999 下半年及 2000	-
1981	20; 9	2001	3
1982	11	2002	-
1983	-	2003	-
1984	-	2004	-
1985	8	2005	3
1986	8	2006	-
1987	-	2007	-
1988	10	2008	-
1989	8	2009	-
1990	12	2010	-
1991	13	2011 (7月1日起)	3
1992	6	2012	-
1993	6		

\* 資料來源: 行政院人事行政總處。



圖 4: 公部門平均工作收入相對於私部門平均工作收入的比例, 1978–2011



資料來源: 人力運用調查, 行政院主計總處。

津貼和獎金; 而且, 公務員除了每年可以領取考績獎金, 還可以領取沒有法源依據的「年終工作獎金」(自由時報, 2012/10/24)。由此看來, 圖 4 應該是低估了公部門勞工的現職待遇。

除了現職待遇以外, 退休福利的優渥也是台灣公部門的一大特點。楊子霆與駱明慶 (2009) 指出, 過去私部門的「勞退舊制形同虛設」, 真正可以透過舊制領取退休金的勞工寥寥無幾; 直到 2005 年 7 月實施勞退新制, 新制下的勞工可以擁有屬於個人的退休金專戶, 情況才有所改變。依據《勞工退休金條例》, 退休金專戶由雇主強制提撥, 勞工則可自願提撥 (第 14 條); 勞退新制下的勞工所能領取的退休金就是專戶中的本金及累積收益 (第 23 條),<sup>35</sup> 因此勞退新制等同強制儲蓄的概念。<sup>36</sup> 退休金以外的部分, 依《勞工保險條例》, 私部門勞工的退休福利還應該加計勞工保險的老年給付 (第 58 條), 與公保相比, 除了費率及給付率等細節的不同, 一個比較大的差異是勞保設定有投保薪資上限 (第 14 條)。

公務員的退休撫卹制度則自 1995 年 7 月開始實施新制, 法源規定在《公務人員退休法》。在新、舊制底下, 公務員退休金的計算標準與領取資格有所不同, 但是領取金額在原則上都是依據年資以及「在職同等級人員」的現職待遇做為計算基

<sup>35</sup>「一次退休金」即領取專戶之本金及累積收益;「月退休金」則將專戶本金及累積收益依平均餘命及利率計算每月發給之金額。

<sup>36</sup>楊子霆與駱明慶 (2009) 發現, 勞退新制實施後初任新職的勞工薪資顯著減少, 而且減少幅度幾乎等同雇主強制提撥退休金的比例, 顯示雇主可以將退休金提撥的成本完全轉嫁到初任新職的勞工上。



礎 (第9條、第31條)。退撫新、舊制在本質上的差異是舊制採「恩給制」,退撫經費由政府編列預算支給;在新制中,退撫經費「由政府與公務人員共同撥繳費用建立之退休撫卹基金支給」,不過,仍然「由政府負最後支付保證責任」(第14條)。另外,依據《公教人員保險法》,公務員退休可以領取公保養老給付(第16條);而且,依退撫新制實施前任職年資所核發之一次退休金以及退撫新制實施前參加公務人員保險年資所領取之養老給付,還可以在臺灣銀行辦理利率高達18%的優惠存款(《公務人員退休法》第32條)。<sup>37</sup>

這些是構成私部門勞工以及公務員退休福利的主要項目,可以看出公務員的退休福利顯然會比一般私部門勞工來得有利許多。若說公部門相對於私部門的整體待遇是包含現職待遇以及退休福利,那麼現職待遇應該也是整體待遇的低估。由於資料的限制,本文無法在數值上掌握這些退休福利的變化程度。<sup>38</sup> 雖然如此,這應當不至於引起太大的疑慮,本文提出以下兩個理由:(1) 退休福利應當經過折現才能與現職待遇比較。(2) 數十年後的退休福利對於生活在今天的個體而言是相當不確定的概念,一般人恐怕沒有足夠資訊可以精準計算其期望值,反而可能是依靠「印象」在進行考量。本文採用「公部門平均工作收入相對於私部門平均工作收入的比例」,反而或可捕捉一般人對於公部門待遇以及民間景氣變化的「印象」。

### 3 勞動市場扭曲

在最簡單的勞動市場模型裡,會有一條正斜率的勞動供給函數與一條負斜率的勞動需求函數,在自由市場機制運作下,兩者共同決定出一個均衡的工資率與勞動供給量。此均衡對此社會而言是最適的結果,勞力資源以最有效率的方式使用。然而,假若工資率被固定在某個高於最適工資率的水準,便會使得勞動市場供過於求而出現失業人口。

我們可以把同樣的故事限縮在公部門的範圍,當公部門待遇太好時,勞動市場中的勞動供給者必定爭相往公部門的方向移動;此移動的力量會持續存在,直到參加公務員考試的考生人數多到使得錄取機率下降到一定程度為止。<sup>39</sup>

圖5顯示1986至2012年公務員考試的報考人數和錄取率。錄取率最大值是1988年的12.31%,最小值是2002年的1.88%;1996年之後平均錄取率只有3.08%,而且不會超過5%。報考人數自1986年以來平均每年有將近30萬人次,2009年以後

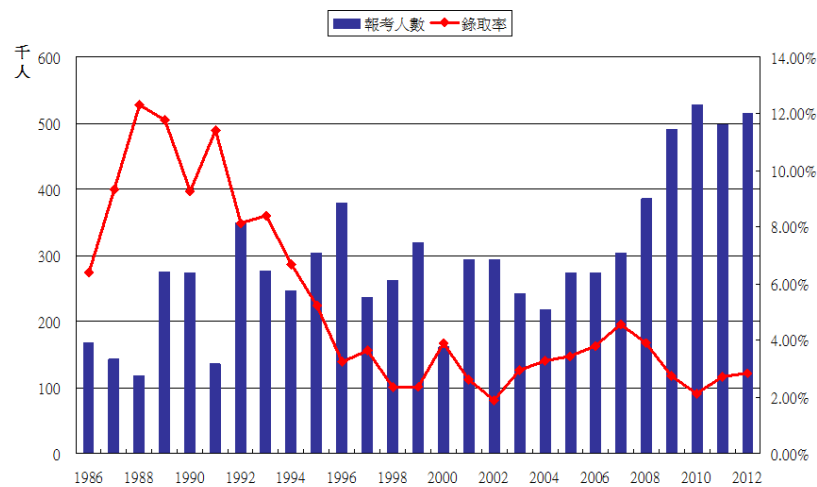
<sup>37</sup>黃世鑫(2003)提供一些對公務員退休福利的設算。

<sup>38</sup>但關於法制的演變可以參考盧政春(1995)、顏碧雲(2007)、李建良(2004)、許崇賓(2011)。

<sup>39</sup>關於「兩部門」的理論分析,可以參考Harris and Todaro(1970)、Gelb et al.(1991)。



圖 5: 公務員考試報考人數和錄取率, 1986-2012



\*包含高等考試、普通考試、初等考試以及特種考試。  
資料來源: 考選統計年報, 考選部。

平均更是超過 50 萬人次; 因為錄取率相當低, 所以每年報考但是未錄取的人數幾乎是相同的數字。

這些報名考試者必須花費時間、精力以及其他有形、無形的成本在準備考試上, 然而這些人力資源本能使用在對社會具有實際意義的生產活動中。對於本來沒有工作者而言, 私部門的工作職缺很難有這樣低的錄取率, 他們若是在私部門進行求職活動, 其人力資源能夠轉換投入實質產出的比例顯然會大幅超過 1.88%、3.08%, 甚至 12.31%。而因為目前現行的考試方式和考試內容, 若要說這些報考者在準備考試的過程中能夠累積潛在的人力資本, 其程度恐怕也很有限。更諷刺的是, 只有極少比例的報考者會因為錄取而得到「先前努力的回報」, 大部份報考者的「努力」不只對社會鮮有實質貢獻, 就算是從報考者自身的利益出發, 這些「努力」也將有極高的機率是白白浪費, 只有街頭林立的補習班確定能夠從中謀利。

上述現象可以從經濟學中的「競租」(Rent-seeking) 行為來探討。當政府給予公務員的待遇超過「合理」的水準時, 擔任公務員的職位便存在所謂的「超額報酬」, 或稱為「租」(rent)。超額報酬的存在對人們來說自然是一項引誘, 從而引發社會中的競租行為, 也就是人們願意付出成本爭取使自己享有這份超額報酬; 在競租過程中所耗費掉的成本便帶來社會福利的減損。以本文公務員的例子來說, 競租



成本主要指的是考生爲了準備考試所耗用的人力資源,<sup>40</sup> 這些人力資源本能有對社會更爲妥善的運用。理論上來說,<sup>41</sup> 超額報酬的份額越大, 社會中的競租行爲就愈發蓬勃、嚴重。<sup>42</sup>

以上所描述的是一種人力資源錯誤配置的現象, 並且可以透過公務員考試錄取率的高低來量化衡量。也就是說, 當公務員考試錄取率越低, 我們可以說上述此種勞動市場的扭曲越嚴重。

只是, 錄取率反映的是競租者人數的多寡, 倒無法精準顯示所有競租者總共花費了多少成本在競租行爲中; 每位考生個別投入了多少資源在準備考試上, 詳細的量值並無法從我們的資料中觀察。不過, 藉由觀察考生的重考率, 我們或可衡量競租成本的變動。重考率指的是沒有被錄取的考生選擇在第二年繼續參加考試的意願; 當考生的重考率越高, 代表考生願意花費更多時間、精力等成本在準備考試上, 在此情況下, 我們可以說競租者更加投入在競租行爲中, 因此也意味著勞動市場扭曲的惡化。

## 4 資料與模型

### 4.1 資料來源

本文所使用的資料來自行政院主計總處辦理的「人力資源調查」。「人力資源調查」係自1978年起按月進行抽樣調查, 以家戶爲單位, 就戶內15歲以上人口填寫問卷; 問卷內容除了包含基本的人口特徵外, 主要意圖是想要詢問受訪者的人力資源使用情形。譬如我們可以得知受訪者是否「從事某種工作」, 或是「無工作在找工作」; 對於有工作者, 我們可以得知其工作的行業、從業身分等資訊; 對於在找工作者, 我們可以得知其找工作的方法。

此外, 每年五月的「人力資源調查」會連同附帶進行「人力運用調查」。當中會詢問一些更細節的題目, 譬如對於有工作者, 我們可以得知其每月收入、工作年資等資訊。

「人力資源調查」在抽樣上具有一些特點。首先, 同一家戶在原則上會連續兩個月接受調查; 換言之, 在每個月的資料中, 約略會有一半的家戶會在下個月繼續調

<sup>40</sup>這是對於多數的競租者而言, 少部分的競租者則利用關係、特權或其他方式作爲競租手段。以近幾個月發生的新聞來說, 郭冠英、謝啟大等人似乎頗有嫌疑, 參考報導: 自由時報 (2014/04/17, 2014/05/02)。

<sup>41</sup>文獻上關於「競租」的理論研究相當豐富, 可以參考Tullock (1967)、Krueger (1974)、Bhagwati (1982)、陳師孟 (2011, 第7章) 等。

<sup>42</sup>此陳述也是本文想要透過實證資料證明的。



查，同時也有約略一半的家戶是在前一個月已經調查過一次。其次，同一家戶在原則上也會被連續調查兩年；換言之，在每個月的資料中，約略會有一半的家戶會在隔年同月繼續出現，同時也有約略一半的家戶是在前年同月已經出現過。<sup>43</sup>

本文將使用這項樣本可以跨年追蹤的特性。當相隔一年同月份的兩個樣本具有相同的「地區」、<sup>44</sup>「鄉鎮市區代碼」、「村里代碼」、「樣本戶號」、<sup>45</sup>「性別」，並且「年齡」相差1歲時，本文便將其認定為可以跨年追蹤的樣本。「人力資源調查」自2009年起的資料不再按月公佈；理論上，透過年資料仍然可以對樣本進行跨年的配對，只是在不知道調查月份的情況下，配對準確率會比較低，故本文捨棄不用。此外，2007年的「村里代碼」定義完全改變、2008年的資料並沒有提供「村里代碼」，無法進行跨年配對。因此，本文將使用的資料，時間範圍為自1978年1月起至2006年12月止。<sup>46</sup>

這段期間，「鄉鎮市區代碼」曾經在1989–1990年間以及1990–1991年間出現大幅度的定義改變，雖然說新舊「鄉鎮市區代碼」可以透過對照表進行轉換，但可能是因為「村里代碼」也隨之出現相對應的定義改變，所以這兩個區間的跨年配對率較低，12個月的平均配對率分別只有30.23%以及11.73%。跨年配對率較低將使得這兩個年份的樣本數量比起正常情況而言來得少，因為本文的模型將使用一些年度變數，對於某些年度樣本數目有不正常之現象應以避免為宜，所以本文將捨棄這兩組年份的樣本不用。扣除掉這兩組年份，其他年份的跨年配對率平均達到42.75%，此數值應屬合理。<sup>47</sup>

在跨月的配對方面，認定標準與跨年配對類似，只是「年齡」在原則上必須相同才會被認定是跨月的同一個體。<sup>48</sup>有4個月的跨月配對率低於40%，<sup>49</sup>其餘都在五成上下波動，整體而言跨月配對率平均為49.76%，接近理論上的五成。若某樣本被認定為在下個月繼續出現，則當月該樣本會被捨棄不用；換言之，對於被連續調查兩個月的樣本，本文將只保留較晚調查者。

從資料上來看，從1978年開始至2006年，扣除掉1989–1990年間以及1990–1991年間這兩組年份，「人力資源調查」中符合「可以跨年配對」並且「若被連續

<sup>43</sup>事實上，因為一年的時間比較長，可能是因為搬家、死亡或其他因素，所以可以成功連續調查兩年的樣本，比例明顯低於五成。

<sup>44</sup>指「台灣省」或直轄市。

<sup>45</sup>即調查中抽樣家戶的編號。

<sup>46</sup>但缺漏2000年12月的資料。

<sup>47</sup>理論上的上限為五成。

<sup>48</sup>因為樣本有機會在隔月跨過生日，所以假若沒有更好的配對方式，則允許「年齡」相差1歲者也被認定是跨月的同一個體。

<sup>49</sup>分別是1978年12月–1979年1月、1988年12月–1989年1月、1989年12月–1990年1月，以及1990年8月–9月。



調查兩個月，只保留較晚調查者」這兩個條件的樣本，全部共有 3,882,603 個，平均每年有 149,331 個。<sup>50</sup> 同時，根據內政部的「內政統計年報」，在這些年份全台灣 15 歲以上的人口平均每年有 15,287,575 人。換言之，「人力資源調查」每年平均從 102.4 個年滿 15 歲以上的台灣人中抽出 1 個成為調查的對象。<sup>51</sup>

## 4.2 樣本選擇：政府考試考生

本文想要將樣本侷限在「參加政府考試的考生」，並且透過跨年的追蹤，觀察他們的錄取機率與重考機率。對於「無工作在找工作」者，問卷會詢問「用什麼方法找尋工作」，其中一個選項是「參加政府考試分發」。<sup>52</sup> 本文定義，若樣本在第一年被調查時，有使用「參加政府考試分發」的方式來找工作，則被認定為參加政府考試的考生。在這樣的定義底下，關於本文樣本的代表性，有一些事項必須注意：

1. 先前的章節主要是以討論行政機關的公務員為主，但在資料中我們無法得知考生參加的是哪種政府考試；理論上，這裡的考生會包含參加國營事業招考、教師甄試等並非行政機關公務人員的政府考試。
2. 任何樣本都是在一年當中的某一特定時點被調查，若某樣本在其調查期間並非考生，並不能保證他在其它非調查期間的月份一定不是考生。這同時也隱含的意味是，「現實中」一個花比較多時間進行準備的考生，會有比較大的機率成為本文「樣本中」的考生。依整個年份來看，若要以「人力資源調查」的抽樣倍數來推估全台灣的考生，人數應該會有低估的現象；而且，如果考生平均準備考試的時間越短，低估的情形會越嚴重。
3. 在調查中，僅有「無工作在找工作」者才會顯示是否「參加政府考試分發」，但是顯然會有一部分的考生是帶職參加考試，或是一邊求學一邊準備考試等等，這些考生並沒有辦法被納入到我們的樣本。因此，本文所定義的考生會是以全職考生為主。
4. 因為樣本是自由填答問卷，若某考生是在考試舉行之前接受調查，就算他當時真的已經是全心全意投入考試準備的全職考生，也無法保證他一定會認知自己是「參加政府考試分發」的「無工作在找工作」者。這是另一個可能低

<sup>50</sup> 共有 26 個不同的年度。

<sup>51</sup> 這只是本文一種簡化的說法，「人力資源調查」在操作上是以身戶為單位進行抽樣。

<sup>52</sup> 本題選項可以複選，其他選項包含：「託親友師長介紹」、「向民間職業介紹所求職」、「應徵廣告、招貼」、「向政府就業輔導機構求職」以及「其他」。



估考生人數的因素。另一方面，若某考生是在考試放榜後接受調查，並且已經獲知得到錄取，只是還在等待分發，那麼應該沒有太大疑慮，該樣本會顯示為有「參加政府考試分發」；然而，假若另有某考生在同一時間接受調查，並且已經獲知沒有得到錄取，那麼該樣本應該就不會顯示有「參加政府考試分發」。如果這樣的現象是存在的，將使得本文定義的錄取率傾向高估真實的錄取率，而且考生的人數又將遭到低估。

從資料上來看，在符合「可以跨年配對」並且「若被連續調查兩個月，只保留較晚調查者」這兩個條件的所有 3,882,603 個樣本中，共有 3,626 個樣本被本文認定為考生，平均每年有 139.46 位考生；若以抽樣倍數直接推估全台灣的考生人數，平均每年僅有 14,277 人，<sup>53</sup> 若與圖 5 對照，本文推估的考生人數確實低估非常多。因此，若要以本文所定義的「考生」來直接推估全台灣的情況，所得的數值只能是實際情形的下限。

#### 4.3 模型與變數定義

如第 3 節所述，我們可以透過觀察考生的錄取機率以及重考機率來衡量勞動市場的扭曲程度。若考生在第二年被調查時，顯示為在公部門工作，則本文認定該考生在其考試年度通過考試並獲得錄取；反之，則視為考生落榜、沒有獲得錄取。判斷標準是檢視其第二年是否「從事某種工作」，並且「從業身分」是否為「受政府雇用者」。<sup>54</sup>

在此定義之下，所有年度被認定為考生的 3,626 個樣本當中，總共有 515 位獲得錄取，平均錄取率為 14.20%。與圖 5 對照，此數值比起考選統計中公務人員考試錄取率要高出許多。可能的原因，第 4.2 節已經述及。

對於考生參加考試的年度，理論上，在年初顯示為「參加政府考試分發」者，應該會有一部分是已經參加了在前一年舉行的考試；另有一部分在年末顯示為「參加政府考試分發」者，應該是打算參加在隔年舉行的考試。本文無法確定實際的情況為何，為求方便起見，本文認定樣本的第一年「資料年度」與「考試年度」相符。

若考生在第二年被調查時顯示為沒有錄取，而且繼續使用「參加政府考試分發」的方式來找工作，則該考生被認定為在第二年繼續重考。反之，若考生在第二年被調查時顯示為沒有錄取，但是已經放棄透過「參加政府考試分發」來找工作，則該考生被認定為沒有重考。此外，對於重考與否，應該視為考生在「第二年」所做的

<sup>53</sup>  $139.46 \times 102.4 = 14,277$  人。

<sup>54</sup> 「從業身分」的其他選項為「雇主」、「自營業者」、「受私人雇用者」以及「無酬家屬工作者」。



決定，故對於預測考生的重考機率，「考試年度」被定義為樣本的第二年。在此定義之下，所有年度落榜的3,111位考生中，總共有637位繼續重考，平均重考率為20.48%。<sup>55</sup>

「錄取」(*PASSED*) 與否、「重考」(*REEXAM*) 與否，兩者都是二元變數，本文選擇使用 Logit 模型解釋之；本文所使用的迴歸模型可以表示如下：

$$\begin{aligned}\text{Prob}(PASSED_{i,t} = 1) &= \phi(\beta_0 + \beta_X X_{i,t} + \beta_G G_t) \equiv \phi(Z_{i,t}), \\ \text{Prob}(REEXAM_{i,t'} = 1) &= \phi(\gamma_0 + \gamma_X X_{i,t'} + \gamma_G G_{t'}) \equiv \phi(W_{i,t'}).\end{aligned}$$

其中， $\text{Prob}(PASSED_{i,t} = 1)$  及  $\text{Prob}(REEXAM_{i,t'} = 1)$  表示某考生錄取或重考的機率；並且，

$$\phi(Z) = \frac{1}{1 + e^{-Z}}$$

是 Logit 模型的設定。 $X_{i,t}$  或  $X_{i,t'}$  代表與個體相關的變數。<sup>56</sup>  $G_t$  或  $G_{t'}$  則代表依考試年度不同，因為政府政策或整體經濟環境的變化，而為所有考生帶來整體影響的年度變數。如前所述，這兩個模型所定義的「考試年度」並不相同，故以  $t$  及  $t'$  區分之。

在與個體相關的變數方面，我們原則上將「人力資源調查」中所有跟個體特徵相關的變數均納為使用；因此， $X_{i,t}$  或  $X_{i,t'}$  當中將控制個體的「家庭成員數」、「性別」、「年齡」、「婚姻狀況」、「教育程度」、「主修科系」以及「居住縣市」等。「家庭成員數」指的是家戶內有多少15歲以上的人口。「年齡」方面，考量到其對錄取機率或重考機率的影響可能不是單調的，所以我們也納入「年齡的平方項」。「婚姻狀況」分成未婚跟已婚，本文定義已婚者也包含同居、離婚及喪偶等情況。「教育程度」分成大學以上的高學歷，以及未達大學的低學歷。「主修科系」分成文組（文、法、商）、理組（理、工）、生醫組（農、醫）、軍教組（軍警、教育），以及其他；學歷若在國中以下或是普通高中，「主修科系」會被歸於其他，因此「教育程度」的部分效果會被轉移到這項來呈現。「居住縣市」共有23個縣市別。<sup>57</sup>

<sup>55</sup>按相同的邏輯，本文定義的重考率應該是低估真實的重考率，不過此部分缺乏比較的基準。

<sup>56</sup>基本上，本文所定義的樣本並非 panel data， $X_{i,t}$  的下標  $t$  只是表示考生可能來自不同年度。

<sup>57</sup>即台北市、台北縣、基隆市、桃園縣、新竹市、新竹縣、苗栗縣、台中市、台中縣、彰化縣、南投縣、雲林縣、嘉義市、嘉義縣、台南市、台南縣、高雄市、高雄縣、屏東縣、宜蘭縣、花蓮縣、台東縣、澎湖縣。



在整體相關的變數方面，我們認定政府政策以及整體經濟環境的變化會為各個年度的考生帶來全面的影響。政府政策可能透過兩種不同管道影響考生的錄取率以及重考率。首先是「錄取總名額」。因為政府與民衆之間可能存在資訊落差，而且考試須要時間準備，如果民衆無法完美預測每次政府考試將釋出多少公部門名額，那麼理論上當錄取名額越多，錄取機率和重考機率應該會提高。透過考選部的考選統計年報，我們可以掌握每年公務人員考試（此處指高等、普通、初等以及特種考試）的錄取人數；本文定義考選統計年報的年度即符合本文所謂的「考試年度」。

不過，如前所述，我們並不能確定「人力資源調查」中政府考試考生所參加的考試種類；而且此處的考生可能存在代表性問題，嚴格來說，本文的樣本只能代表考選統計中其中一部分的考生；此外，若每年考生平均準備考試的時間發生改變，則「現實中」考生被本文認定為「樣本中」考生的機率也會隨之改變，使用「現實中」的錄取名額亦可能發生問題。因此本文也將嘗試另一種估計方法：直接計算樣本中每年獲得錄取的總人數，當作是對於政府考試總名額的估計值。<sup>58</sup>

政府的第二種政策行為，就是設定公部門的待遇。由於待遇好壞是相對的概念，所以這部分也必須考量到整體經濟環境為民間部門帶來的變化。<sup>59</sup>「公私部門平均待遇比」(*Wage Ratio*) 定義為每年公部門與私部門平均工作收入的比例，當此比例越高，代表該年度公部門相對於私部門的待遇越好。此部分資料來自每年五月附帶於「人力資源調查」的「人力運用調查」，歷年變化已經呈現在圖4中。所謂公部門平均工作收入定義為：每年所有「有工作」且為「受政府雇用者」，其「主要工作的每月收入」之平均值；私部門平均工作收入，除了包含「有工作」且為「非受政府雇用者」之外，為了捕捉在私部門可能遭遇找不到工作的風險，本文的私部門平均工作收入也將「失業者」納入，<sup>60</sup>其工作收入則計為0。「人力資源調查」中有詢問工作時數，因此在「人力運用調查」中理論上可以計算工資率；但是經濟景氣的好壞會同時反映在工資率以及工時上，因此本文使用「月收入」而非「工資率」，並且同時納入在私部門可能的失業風險，以此衡量公私部門的待遇差異。<sup>61</sup>

<sup>58</sup>顯然，此估計方法在總樣本數目出現大幅度變動時必然會失真。不過本文已經捨棄跨年錄取率較低年份的樣本（即1989–1990年間以及1990–1991年間）。

<sup>59</sup>除了觀察考生的錄取率之外，另一個類似也很直覺的想法是觀察失業者中參加政府考試的比例。不過，因為景氣差時失業者會增加，在錄取名額沒有相對應增加的情況下，失業者參加政府考試的比例是會降低的。當我們在衡量公私部門相對待遇時，勢必會包含景氣因素；因此若要以「公私部門相對待遇」來預測「失業者參加政府考試的機率」，乍看之下會出現令人覺得困惑的結果。

<sup>60</sup>即「無工作在找工作」者。

<sup>61</sup>另一個可能控制失業風險的作法是將每年的「失業率」獨立做為一個變數；但是因為民間經濟景氣會同時影響失業率和私部門平均工作收入，所以這樣的作法會出現「公私部門平均待遇比」與「失業率」之間呈現高度相關的情形，兩者若同時存在於迴歸式內可能會產生問題，這也是胡斌偉(2011)的一個不當之處。以本文為例，兩者的相關係數高達約0.88。



總結而言，年度變數  $G_t$  或  $G_{t'}$  將包含每年的「錄取總名額」以及「公私部門平均待遇比」(*WageRatio*)。其中，對於「公私部門平均待遇比」如何影響考生錄取與重考的機率，這是本文最感興趣的部分。

## 5 迴歸結果

迴歸結果呈現在表4中。其中，模型 (1)、(2)、(3) 為「錄取機率」(*PASSED*) 的預測；模型 (4)、(5)、(6) 為「重考機率」(*REEXAM*) 的預測。模型 (1)、(4) 並沒有控制「錄取總名額」；模型 (2)、(5) 以樣本估計值控制「錄取總名額」；模型 (3)、(6) 以考選年報統計值控制「錄取總名額」。

### 5.1 錄取機率

模型 (1)、(2)、(3) 對於「錄取機率」的預測呈現相當一致的結果。首先，在與個體相關的變數方面，「家庭成員數」的影響為負且顯著，顯示「家庭成員數」越多，造成錄取機率降低。其中一種可能的解釋是，小家庭成員必須為家庭承擔較重比例的經濟責任，因而會比較認真準備考試；另一種可能性也許跟省籍有關，大家庭應該比較可能出現在本省籍族群中。不過，本文無法對此進行確認。

「性別」方面，女性的錄取機率較男性來得高，但是影響並不顯著。「年齡」的影響是顯著的，一次方項係數為正，平方項係數為負，顯示對於較年輕者而言，年齡越大錄取機率越高，此部分也許同時反映了一些學歷的因素；而對於較年長者而言，年齡越大錄取機率反而越低，應是反映了其考試能力的下降。不論是哪個模型，「年齡」的影響大約都是從30歲開始反轉；<sup>62</sup> 事實上，在全部3,626位考生中，30歲以下者佔了85.33%，年齡平均為26.25歲，眾數為24歲，顯示本文所定義的考生是以年輕人為主要組成。婚姻狀態方面，「已婚」者錄取機率較高，但是係數並不顯著。

「高教育程度」提升錄取機率，並且影響非常顯著，與一般的認知相符。「主修科系」方面，比起「沒有主修科系」或「其他」者，「軍教組」的錄取機率相當高，顯示就讀軍教科系的考生在政府考試中佔有明顯優勢；主修其他類別者，錄取機率較低，但是影響並不顯著。

在整體相關的變數方面，不管使用考選年報的統計值或是樣本估計值來控制「錄取總名額」，係數都為正；並且以樣本估計值控制的係數達到5%顯著。這顯示在一定程度上，民衆無法完全預期（或無法完全反應）政府政策，使得當政府釋出比較

<sup>62</sup>譬如模型 (2) 的反轉點為  $0.394 / (0.654 / 100) / 2 = 30.12$  歲。



表 4: 迴歸結果<sup>a</sup>

變數	Logit 模型: <i>PASSED</i>			Logit 模型: <i>REEXAM</i>		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
公私部門平均待遇比	-4.558*** (-7.301)	-4.542*** (-7.218)	-3.886*** (-4.909)	2.426*** (3.994)	2.481*** (3.913)	1.713** (2.140)
錄取總名額						
考選統計值 <sup>b</sup>			0.0144 (1.392)			-0.0151 (-1.351)
樣本估計值		0.0203** (2.245)			0.0212** (2.029)	
家庭成員數	-0.0761** (-2.400)	-0.0750** (-2.363)	-0.0754** (-2.377)	-0.00857 (-0.284)	-0.00507 (-0.161)	-0.00973 (-0.322)
女性	0.144 (1.247)	0.135 (1.163)	0.140 (1.210)	0.389*** (3.539)	0.362*** (3.118)	0.386*** (3.510)
年齡	0.393*** (4.015)	0.394*** (4.026)	0.391*** (3.999)	0.256*** (4.283)	0.261*** (4.236)	0.255*** (4.255)
年齡平方項 <sup>c</sup>	-0.653*** (-3.876)	-0.654*** (-3.885)	-0.650*** (-3.861)	-0.299*** (-3.164)	-0.298*** (-3.071)	-0.296*** (-3.141)
已婚	0.229 (1.299)	0.238 (1.353)	0.234 (1.330)	-0.382** (-2.140)	-0.447** (-2.360)	-0.378** (-2.113)
高等教育程度	0.495*** (4.384)	0.501*** (4.435)	0.503*** (4.445)	0.199* (1.944)	0.193* (1.780)	0.198* (1.930)
主修科系 <sup>d</sup>						
文組	-0.0717 (-0.407)	-0.0688 (-0.390)	-0.0775 (-0.440)	0.392** (2.241)	0.372** (2.046)	0.390** (2.228)
理組	-0.0621 (-0.327)	-0.0659 (-0.347)	-0.0688 (-0.363)	0.329* (1.742)	0.303 (1.544)	0.321* (1.695)
生醫組	-0.215 (-0.906)	-0.212 (-0.894)	-0.217 (-0.915)	0.0106 (0.0462)	-0.00239 (-0.00994)	0.00855 (0.0371)
軍教組	0.777*** (3.099)	0.768*** (3.062)	0.768*** (3.060)	0.405 (1.433)	0.238 (0.734)	0.412 (1.459)
居住縣市	✓	✓	✓	✓	✓	✓
常數項	-1.431 (-0.913)	-1.889 (-1.189)	-2.484 (-1.423)	-9.844*** (-8.221)	-10.41*** (-7.996)	-8.651*** (-5.847)
樣本數	3,626	3,626	3,626	3,111	2,850 <sup>e</sup>	3,111

<sup>a</sup> 括弧內為 z 值, \* 表示 10% 顯著、\*\* 表示 5% 顯著、\*\*\* 表示 1% 顯著。

<sup>b</sup> 單位為「千人」。

<sup>c</sup> 單位為「百歲平方」。

<sup>d</sup> 對照組為「沒有主修科系」或「其他」。

<sup>e</sup> 因為「考試年度」定義的落差, 使得某些年度的樣本無「錄取總名額估計值」可以對應, 故樣本數較少。



多公部門職缺時，該年度考生的錄取機率會隨之提高。

至於本文最關心的「公私部門平均待遇比」，在任何一個模型中，係數都是顯著為負。這顯示當政府提高公部門的待遇，或是民間景氣相對較差時，該年度的考生錄取機率降低；換言之，在控制了「錄取總名額」的情況下，當公部門相對於私部門待遇提高時，勞動市場中對於這些名額的職缺出現更為激烈的競爭，導致勞動市場扭曲的惡化。以2001–2004年間為例，模型(2)預測這段期間的考生平均錄取機率为9.53%；若政府施行公部門加薪3%的政策，也就是「公私部門平均待遇比」增為1.03倍，則平均錄取機率將降為7.97%。

## 5.2 重考機率

如第3節所述，當考生選擇重考，代表考生願意花費更多成本在準備考試上，本文以下便從這樣的角度來詮釋模型(4)、(5)、(6)。模型(4)、(5)、(6)對於「重考機率」的預測，彼此結果也很接近。當「家庭成員數」越多，重考機率將減少，但是係數並不顯著。按照先前提供的兩種猜測，照理說，因為大家庭中有其他成員可以分擔經濟責任，自己不事生產不會帶來太大壓力，所以重考機率應該要因此增加才是；但外省籍家庭比較容易是小家庭，其成員應該會比較願意執著在公務員的考試上。也許是這兩種方向不同的力量，使得此項係數並不顯著。

「性別」以及「年齡」對於「重考機率」的影響與對「錄取機率」的影響方向一致，而且都是顯著的。「性別」方面，女性考生願意多花一年時間選擇重考的機率較男性來得高，也許是反映了當前的台灣社會，家庭中女性的經濟責任一般而言較男性為輕的現象。如同預測「錄取機率」的模型，「年齡」的一次方項係數為正，平方項係數為負；有趣的是，預測「重考機率」時，「年齡」的反轉點延後到大約43歲左右。<sup>63</sup>換言之，對於年齡介於30與43歲之間的考生而言，其錄取機率隨著年齡增加而降低，但是重考機率反而隨著年齡增加節節高升。婚姻狀態方面，「已婚」者重考機率較低且係數顯著，也許是因為已婚者家庭責任比較重，必須趕緊另外找到工作，而不能多花一年的時間來考試。

「高教育程度」者選擇重考的機率增加，顯示高學歷者願意為爭取政府職缺投入較多成本。「主修科系」方面，與「沒有主修科系」或「其他」者相比，「文組」與「理組」的重考機率較高，主修其他類別者，則沒有顯著的影響。

在整體相關的變數方面，使用考選年報的統計值或是使用樣本估計值來控制「錄取總名額」，兩者結果並不一致；直覺上來說，落榜考生若得知錄取名額將會增加，

<sup>63</sup>譬如模型(5)的反轉點為 $0.261/(0.298/100)/2 = 43.79$ 歲。



其重考的意願應該會提高，故以樣本估計值控制「錄取總名額」的模型 (5) 似乎較為合理。

至於「公私部門平均待遇比」的部分則呈現穩定的結果，係數都是顯著為正。這顯示當政府提高公部門的待遇，或是民間景氣相對較差時，該年度的考生重考機率增加；換言之，當公部門相對於私部門待遇提高時，考生傾向願意花費更多成本繼續參加隔年的考試，亦即勞動市場的扭曲變得更加嚴重。以 2001–2004 年間的落榜生為例，模型 (5) 預測他們在隔年的重考機率平均為 28.37%；若政府施行公部門加薪 3% 的政策，也就是「公私部門平均待遇比」增為 1.03 倍，則平均重考機率將增為 30.49%。

## 6 估計與模擬

本節將嘗試就數值上估計勞動市場的扭曲程度大小，以及政府政策行為的影響力高低。不過，因為資料上的限制，本文只能提供非常寬鬆的下限與上限估計。

### 6.1 勞力資源的損失估計

如果我們可以知道每位個別考生用來準備考試的時間有多長，或是所有考生用來準備考試的平均時間，那麼我們就可以計算每年考生耗費在政府考試上的人力資源有多少；但是在「人力資源調查」中，對此並沒有直接的統計數據。不過，在一些假設前提下，我們仍然可以利用「人力資源調查」的資料進行推估。

首先，我們必須假設考生用來準備考試的「月份長度」所遵循的分配。由於準備政府考試必須花費報名費、參考書或補習班費用等固定成本，我們應當可以預期，只利用極少月份準備考試的考生應該只佔全部考生的少數，大多數考生準備考試的月份長度應會集中在平均值附近；所以我們可以假設「月份長度」所遵循的分配函數會在平均值附近出現峰值。此外，只要考生願意，他可以使用任意長的時間來準備考試，只要是在他的人生壽命以內即可；因此用來準備考試的「月份長度」可以說沒有上限，其遵循的分配函數應會「偏向右」(skewed to the right)。根據這樣的性質，本文假設考生用來準備考試的「月份長度」遵循 Poisson 分配。

**假設 1.** 考生用來準備政府考試的「月份長度」(*Months*) 遵循 Poisson 分配，<sup>64</sup> 機率質量函數 (probability mass function) 為：

<sup>64</sup>標準的 Poisson 分配定義域為非負整數，此處本文假設考生最少準備 1 個月，故函數形式與標準的 Poisson 分配有些許差異。



$$\text{Prob}(\text{Months} = k) \equiv \frac{(\lambda - 1)^{(k-1)}}{(k - 1)!} e^{-(\lambda-1)}, k = 1, 2, 3, \dots$$

其中 $\lambda$ 為所有考生用來準備考試的平均月份長度。

第4.2節曾經提及，因為「人力資源調查」的樣本是在一年當中的某個時點接受調查，一個在「現實中」花比較多時間進行準備的考生，會有比較大的機率被本文認定為「樣本中」的考生。在這樣的邏輯下，本文假設：

**假設 2.**「現實中」準備考試的月份長度為1個月的考生，有 $1/12$ 的機率會被本文認定為「樣本中」的考生；準備2個月者，有 $2/12$ 的機率；……；準備超過1年者，被本文認定為「樣本中」考生的機率為1。

在假設1和假設2底下，所有被認定為「樣本中」的考生佔全部「現實中」的考生之比例，可以計算如下：

$$\sum_{k=1}^{12} \frac{(\lambda - 1)^{(k-1)}}{(k - 1)!} e^{-(\lambda-1)} \cdot \frac{k}{12} + \sum_{k=13}^{\infty} \frac{(\lambda - 1)^{(k-1)}}{(k - 1)!} e^{-(\lambda-1)} \cdot 1 \quad (1)$$

另一方面，本文對於「重考」的定義，是觀察某樣本中的考生在隔年同月是否繼續參加政府考試，按相同的邏輯，我們可以假設：

**假設 3.**「現實中」準備考試的月份長度為13個月的考生，有 $1/12$ 的機率會被本文認定為「樣本中」的重考生；準備14個月者，有 $2/12$ 的機率；……；準備超過2年者，被本文認定為「樣本中」重考生的機率為1。

因此，在假設1和假設3底下，所有被認定為「樣本中」的重考生佔全部「現實中」的考生之比例為：

$$\sum_{k=13}^{24} \frac{(\lambda - 1)^{(k-1)}}{(k - 1)!} e^{-(\lambda-1)} \cdot \frac{(k - 12)}{12} + \sum_{k=25}^{\infty} \frac{(\lambda - 1)^{(k-1)}}{(k - 1)!} e^{-(\lambda-1)} \cdot 1 \quad (2)$$

利用式1與式2的比例，並且對照從樣本中定義出來的考生總人數與重考生總人數的比例，我們就能夠估計 $\lambda$ 的數值。理論上，因為每年公部門的待遇、錄取名額、民間經濟景氣以及考生的性質都不盡相同，所以每個年度的分配應該會對應不同的 $\lambda$ 值。不過，若僅以某一年樣本中的考生人數與重考生人數的比例來估計當年的 $\lambda$ 值，因為樣本數目相對較少，恐怕估出來的數值可信度較低。因此，本文將分別



估計 1986–1988 年、1993–1996 年以及 2001–2004 年這三段區間的平均情況，並且彼此相互比較。

樣本的資料年度第一年在 1986–1988 年之間，並且被本文認定為考生者共有 406 筆樣本；在這些樣本當中，被認定為在隔年繼續重考者則有 46 筆。於是，我們可以估計這段區間的  $\lambda$  值：

$$\text{式(1)}|_{\hat{\lambda}_{1986-88}} : \text{式(2)}|_{\hat{\lambda}_{1986-88}} \equiv 406 : 46$$

可得  $\hat{\lambda}_{1986-88} = 11.785$  個月。

同樣的，1993–1996 年之間被本文認定為考生者有 563 筆，隔年重考者有 98 筆，可計算得到  $\hat{\lambda}_{1993-96} = 13.038$  個月。2001–2004 年間被認定為考生者有 757 筆，隔年重考者有 200 筆，可得  $\hat{\lambda}_{2001-04} = 14.575$  個月。由此可見，長時間來看，考生準備政府考試的時間呈現增加的趨勢。

如同第 4.2 節所述，本文的樣本存在一些代表性的問題；因此，就算我們願意接受前述的三個假設，此處估計出來的「平均月份長度」，嚴格來說也只能適用在本文所定義的政府考試考生上。最保守的估計是假設本文所無法觀察到的考生並不存在為準備考試而產生的人力資源浪費，並且依各年度區間的抽樣倍數直接推估全台灣的情況。<sup>65</sup> 依各年度區間所認定的考生人數推估，1986–1988 年間，全台灣存在人力資源浪費的考生人數有 1.26 萬人，估計每年因為準備考試耗費掉的人力資源達到  $1.26 \times 11.785 = 14.8$  萬月。1993–1996 年間，平均每年有 1.45 萬人，計算可得每年耗費 18.9 萬月。2001–2004 年間，平均為 2.08 萬人，每年耗費 30.4 萬月。以上估計應為實際人力資源浪費的下限。

比較大膽的估計是假設先前計算出來的參數可以適用在考選統計中的考生身上。根據考選部考選統計資料，1986–1988 年間，包含高等、普通、初等以及特種考試的報考人數平均每年有 14.3 萬人，估計每年因為準備考試耗費掉的人力資源達到  $14.3 \times 11.785 = 168$  萬月。1993–1996 年間，報考人數平均每年有 30.2 萬人，計算可得每年耗費 393 萬月。2001–2004 年間，報考人數平均為 26.2 萬人，每年耗費 382 萬月。以上估計應為實際人力資源浪費的上限。

我們可以進一步估算這些耗費掉的勞力資源所相當的產值。從「人力運用調查」中計算的「私部門平均工作收入」，在已經包含失業風險的情況下，<sup>66</sup> 於 1986–1988 年間為每月 13,599 元，因此，每年考生為了準備政府考試而耗損的勞力資源下限相當於產值 20.2 億元、上限 229 億元。1993–1996 年間私部門平均工作收入為每月

<sup>65</sup> 這三個區間的抽樣倍數分別為 92.9、103.0 以及 110.2。

<sup>66</sup> 也就是有將「失業者」納入，其工作收入則計為 0。



表 5: 估計因政府考試耗費掉的勞力資源

年度區間	準備考試的「平均月份長度」估計 (月)	每年勞力資源損失估計 (萬月)		每年產值損失估計 (億元)	
		下限	上限	下限	上限
1986-1988	11.785	14.8	168	20.2	229
1993-1996	13.038	18.9	393	54.9	1,143
2001-2004	14.575	30.4	382	92.9	1,169

29,042元, 每年因為政府考試耗損的勞力資源下限相當於產值54.9億元、上限1,143億元。2001-2004年間私部門平均工作收入為每月30,571元, 每年耗損產值下限92.9億元、上限1,169億元。<sup>67</sup> 本小節的估計結果總結在表5中。

## 6.2 模擬公部門加薪政策的影響: 平均競租成本的變動

在第6.2與6.3節中, 本文將嘗試就數值上估計, 勞動市場扭曲對於回應政府政策行為的敏感程度高低。更具體來說, 本文將以迴歸模型 (2)、(5) 做為標準模型, 透過一些假設的設定, 嘗試對於政府施行公部門加薪政策時, 在2001-2004年間所帶來的效果, 進行簡單的數值模擬。當政府增加公部門待遇時會帶來兩種效果, 第一是參加政府考試的人數增加, 第二是考生用來準備考試的平均時間增加; 換言之, 就是參與競租行為的人數增加, 以及平均競租成本的增加。首先, 我們將先估計平均競租成本的變動。

第6.1節已經估計出2001-2004年間, 考生準備考試的平均月份長度為14.575個月。但此處我們想利用模型 (5) 推估政策行為的效果, 所以我們先在模型 (5) 的預測基準下重新估算一次。2001-2004年間樣本中被認定為考生者有757筆, 隔年顯示為落榜者有683筆。我們可以利用模型 (5) 預測這些落榜生的 latent 變數以及對應的重考機率為:

$$\hat{W}_{i,t'} \equiv \hat{\gamma}_0 + \hat{\gamma}_X X_{i,t'} + \hat{\gamma}_G G_{t'},$$

$$\phi(\hat{W}_{i,t'}) = \frac{1}{1 + e^{-\hat{W}_{i,t'}}}.$$

<sup>67</sup>可以比較台塑公司在1988年度的營收為333億元、稅前盈餘44億元; 1995年度的營收為362億元、稅前盈餘72億元; 2003年度的營收為845億元、稅前盈餘167億元。資料來自「台灣經濟新報 TEJ」。



因此, 2001–2004年間的落榜生在隔年重考的平均機率為:

$$\hat{\Omega}_{2001-04} \equiv \frac{\sum_{i, 2002 \leq t' \leq 2005} \phi(\hat{W}_{i, t'})}{\sum_{i, 2002 \leq t' \leq 2005} 1} = 28.37\%$$

故模型 (5) 預測 2001–2004年間, 全部考生 757人、落榜生 683人中, 重考生人數共會有 193.77人。依此可以計算模型 (5) 預測的準備考試平均月份長度  $\hat{\lambda}_{2001-04} = 14.444$ 個月。

現在假設政府決定對於公部門勞工加薪 3%, 在其他條件 (包括民間經濟景氣) 不變的情況下, 各年度的「公私部門平均待遇比」(*WageRatio*) 將提升為 1.03倍。在此新條件底下, 模型 (5) 預測落榜生的 latent 變數以及對應的重考機率改變為:

$$\begin{aligned} \tilde{W}_{i, t'} &\equiv \hat{W}_{i, t'} + 2.481 \times (0.03 \times WageRatio_{t'}), \\ \phi(\tilde{W}_{i, t'}) &= \frac{1}{1 + e^{-\tilde{W}_{i, t'}}}. \end{aligned}$$

落榜生平均的重考機率增加為:

$$\tilde{\Omega}_{2001-04} \equiv \frac{\sum_{i, 2002 \leq t' \leq 2005} \phi(\tilde{W}_{i, t'})}{\sum_{i, 2002 \leq t' \leq 2005} 1} = 30.49\%$$

稍後, 我們將估計考生人數因為公部門加薪 3% 而造成的變化; 但此處我們只在意考生與重考生的人數比例, 為求計算和比較上的方便, 我們暫且假設每年考生人數和落榜生人數不變。在新的重考機率底下, 模型 (5) 預測 2001–2004年間, 全部考生 757人、落榜生 683人中, 重考生人數增加為 208.26人。依此可以計算平均月份長度增加至  $\tilde{\lambda}_{2001-04} = 14.746$ 個月。換言之, 公部門加薪 3% 將使得 2001–2004年間考生準備考試的平均月份長度從 14.444個月增加為 14.746個月。

### 6.3 模擬公部門加薪政策的影響: 競租人數的變動

其次為考生人數變化的預測。如同第 4.2節所述, 因為樣本的代表性問題, 想要得到精確的數值估計確實相當困難。本文以下將以類似第 6.1節的作法, 分別嘗試估計出下限與上限做為參照。但不管是哪一種方法, 基本的邏輯都是假設每年考試的錄取名額固定, 藉由估算錄取率的改變, 反推報考人數的增減。

**估計方法 1.** 直接以抽樣倍數推估。



在這個方法中，我們將保守假設本文所無法觀察到的考生並不存在人力資源浪費，並且直接依抽樣倍數推估全台灣的情況。2001–2004年間，「人力資源調查」的抽樣倍數為110.2倍；並且被認定為考生者有757人，錄取者有74人。在本來的情況下，模型(2)預測這些考生的 latent 變數以及對應的錄取機率為：

$$\hat{Z}_{i,t} \equiv \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_X X_{i,t} + \hat{\beta}_G G_t,$$
$$\phi(\hat{Z}_{i,t}) = \frac{1}{1 + e^{-\hat{Z}_{i,t}}}.$$

因此，在2001–2004年間考生的平均錄取機率為：

$$\hat{\Theta}_{2001-04} \equiv \frac{\sum_{i,2001 \leq t \leq 2004} \phi(\hat{Z}_{i,t})}{\sum_{i,2001 \leq t \leq 2004} 1} = 9.53\%$$

故模型(2)預測2001–2004年間，總共74個錄取名額，合計會有776.30位考生想要爭搶，平均每年有194.08位，可得模型(2)預測2001–2004之間平均每年全台灣存在人力資源浪費的的考生人數為 $\hat{N}_{2001-04} \equiv 110.2 \times 194.08 = 2.14$ 萬人。

當公部門加薪3%，各年度的「公私部門平均待遇比」(*WageRatio*)提升為1.03倍。在此新條件底下，模型(2)預測考生的 latent 變數以及對應的錄取機率改變為：

$$\tilde{Z}_{i,t} \equiv \hat{Z}_{i,t} - 4.542 \times (0.03 \times WageRatio_t),$$
$$\phi(\tilde{Z}_{i,t}) = \frac{1}{1 + e^{-\tilde{Z}_{i,t}}}.$$

考生平均的錄取機率降低為：

$$\tilde{\Theta}_{2001-04} \equiv \frac{\sum_{i,2001 \leq t \leq 2004} \phi(\tilde{Z}_{i,t})}{\sum_{i,2001 \leq t \leq 2004} 1} = 7.97\%$$

在新的錄取機率底下，假設每年的錄取名額固定，模型(2)預測2001–2004年間總共74個錄取名額，合計會有928.19位考生想要爭搶，平均每年有232.05位，可得2001–2004之間平均每年全台灣存在人力資源浪費的的考生人數增加到 $\tilde{N}_{2001-04} \equiv 110.2 \times 232.05 = 2.56$ 萬人。換言之，公部門加薪3%使得2001–2004年間全台灣存在人力資源浪費的的考生人數每年平均增加0.42萬人。



綜合第6.2節的估計結果，政府對於公部門加薪3%的政策，在2001–2004年間，造成全台灣考生每年爲了準備考試而耗費掉的勞力資源從本來的 $\hat{N}_{2001-04} \times \hat{\lambda}_{2001-04} = 30.9$ 萬月，增加爲 $\tilde{N}_{2001-04} \times \tilde{\lambda}_{2001-04} = 37.7$ 萬月，淨增加6.8萬月；以平均月收入30,571元計算，相當於每年多耗費掉20.8億元的產值。此估計結果應爲公部門加薪3%的政策效果下限。

**估計方法 2.** 以真實的「錄取比率」校準。

此處假設在考選統計中本文所無法觀察到的考生，其人力資源浪費的情況與本文可以觀察到的考生完全相同。我們假設現實裡考選統計中的考生之錄取機率也是遵循 Logit 模型，而且「公私部門平均待遇比」(*WageRatio*) 的影響正如模型 (2) 的係數所預測。透過考選統計中真實的「錄取比率」(*PassRate*)，我們可以反推一個在考選統計中具有平均特徵的考生，其每一年「應該」要有的 latent 變數爲：

$$\bar{Z}_t \equiv \phi^{-1}(\text{PassRate}_t).$$

因爲假設「公私部門平均待遇比」(*WageRatio*) 的影響如模型 (2) 所預測，公部門加薪3%造成一個在考選統計中具有平均特徵的考生之 latent 變數以及錄取機率改變爲：

$$\begin{aligned} \tilde{Z}_t &\equiv \bar{Z}_t - 4.542 \times (0.03 \times \text{WageRatio}_t), \\ \phi(\tilde{Z}_t) &= \frac{1}{1 + e^{-\tilde{Z}_t}}. \end{aligned}$$

再假設每年考選統計中的錄取名額都固定不變，就可以依每年錄取機率的改變計算每年考生人數的變化。<sup>68</sup> 考選統計顯示，2001–2004年間平均每年有26.2萬位考生；在前述設定之下，我們可以預測公部門加薪3%將使得每年的考生人數平均增加至31.9萬人。換言之，公部門加薪3%使得2001–2004年間全台灣考生人數每年平均增加5.7萬人。

綜合第6.2節的估計結果，政府對於公部門加薪3%的政策，在2001–2004年間，造成全台灣考生每年爲了準備考試而耗費掉的勞力資源從本來的379萬月，增加爲

<sup>68</sup>以2001年爲例，考選統計中報考人數293,565人、錄取人數7,715人、錄取比率2.63%；「公私部門平均待遇比」爲1.474。則 $\bar{Z}_{2001} \equiv \phi^{-1}(0.0263) = -3.612$ 、 $\tilde{Z}_{2001} = -3.813$ 、 $\phi(\tilde{Z}_t) = 2.16\%$ ，預測2001年的考生人數將增爲 $7,715/0.0216 = 357,149$ 人。



表 6: 公部門加薪3%的影響模擬<sup>a</sup>: 2001–2004

	準備考試的「平均 月份長度」估計 (月)	每年勞力資源 損失估計 (萬月)		每年產值 損失估計 (億元)	
		下限	上限	下限	上限
加薪前	14.444	30.9	379	94.4	1,158
加薪後	14.746	37.7	471	115.2	1,440
淨增加	0.302	6.8	92	20.8	281

<sup>a</sup> 本表模擬結果以迴歸模型 (2)、(5) 為基礎。

471萬月，淨增加92萬月；以平均月收入30,571元計算，相當於每年多耗費掉281億元的產值。此估計結果應為公部門加薪3%的政策效果上限。

關於公部門加薪政策影響的模擬結果，整理在表6中。總結而言，模擬公部門加薪3%的政策，在2001–2004年間，將造成全台灣考生耗費在政府考試上的勞動產值，平均每年額外的增加約下限20.8億元、上限281億元。我們可以與中央政府的人事費用比較；<sup>69</sup> 根據行政院主計總處資料，2001–2004年間，平均每年的中央政府人事費用為4,111億元，其3%不過也才123億元。

## 7 結論

本文使用行政院主計總處1978至2006年間的「人力資源調查」，扣除掉一些無法使用的年份，定義出來自26個不同年度的政府考試考生，並且利用「人力資源調查」中樣本具有能夠跨年追蹤的特性，觀察這些考生的「錄取」或「重考」與否。本文採用Logit迴歸模型，除了控制樣本的各项個體特徵，也控制每年考試的錄取名額，並且觀察每年的「公私部門平均待遇比」是否對各年度考生的錄取機率以及重考機率造成影響。透過本文的迴歸結果，除了能夠分析一些個體因素在政府考試的相關行為中所扮演的角色；本文最主要的貢獻，在於確認了公私部門間待遇的相對差異，確實能夠影響勞動市場的扭曲程度。迴歸結果顯示，當「公私部門平均待遇比」越高，也就是當公部門相對於私部門的待遇越好時，該年度的考生錄取機率降低，而重考機率增加，所有影響均為顯著。<sup>70</sup>

當政府設定的公部門待遇越高，或是民間景氣相對較差時，造成考生的錄取機率降低，勞動市場中對於公部門職缺的爭搶情況越發激烈；這代表政府考試考生人

<sup>69</sup> 此處應該以各級政府的總和做為比較基準比較正確，但是中央政府的資料比較容易取得。

<sup>70</sup> 參見表4。



數的增加，有更多人願意為了進入公部門工作，而將自身的人力資源耗費在準備政府考試上，惡化勞動市場扭曲的程度。另一方面，當公部門相對於私部門待遇越好，造成考生的重考機率增加；這顯示考生比較願意投入更大的成本爭取在公部門的工作機會，同樣代表了勞動市場的扭曲程度加劇。考生企圖享有「過分優渥」的公部門待遇，而為此投入心力準備政府考試，我們可以將此視為勞動市場中的「競租」行為；換言之，當公部門待遇較好，或是民間景氣相對較差時，勞動市場中參與此競租行為的競租者人數增加，並且每位競租者傾向願意付出更大的競租成本。

本文也嘗試估計考生用來準備考試的平均月份長度。本文假設每位「現實中」的考生花費在準備政府考試上的月份長度遵循 Poisson 分配，並且假設準備時間越久者，有越高的機率會被本文認定為「樣本中」的考生或是重考生。本文估算，1986–1988年間，考生平均使用 11.785 個月來準備考試；1993–1996年間，平均使用 13.038 個月；2001–2004年間則為 14.575 個月。在最保守的假設中，我們估計這三段區間，勞動市場每年因為政府考試至少必須耗費掉 14.8、18.9 以及 30.4 萬月的勞動力；相當於每年至少損失 20.2、54.9 以及 92.9 億元的產值。在比較大膽的假設中，依據考選統計中政府考試的報考人數，可以計算這三段區間，勞動市場每年因為政府考試至多耗費掉 168、393 以及 382 萬月的勞動力；相當於每年至多損失 229、1,143 以及 1,169 億元的產值。<sup>71</sup>

此外，我們也以迴歸模型做為基礎，透過一些假設的設定，模擬政府施行公部門加薪 3% 的政策在 2001–2004 年間造成的效果。在其他條件不變下，我們估計考生用來準備考試的平均月份長度將因此增加約 0.302 個月；每年勞動力額外的損失下限 6.8 萬月、上限 92 萬月，相當於每年額外損失的產值下限 20.8 億元、上限 281 億元。<sup>72</sup> 因為樣本的代表性問題，本文只能提供非常寬鬆的下限與上限估計；對於台灣每年因為政府考試而消耗掉的人力資源多寡，以及政府的政策行為對於勞動市場扭曲的影響力大小，本文希望可以提供一些數值上的參考。

本文對於勞動市場扭曲的觀察，主要是集中在參加政府考試的考生人數，以及考生所願意投入的成本；換言之，也就是競租者的人數以及競租成本的衡量。然而，我們可以想像得到，除了準備政府考試的勞力資源浪費，還存在著其他種類的勞力資源錯置，那就是：每年參加政府考試的考生，以及每年確實獲得錄取的新任公務員之「性質」。如果我們相信，公務員的職責真的比較普遍屬於制式化、例行性的工作內容，那麼具備有專業知識、特殊技能或是創新思考能力的勞工就應該留在私部門才會具有比較利益，因為制式化、例行性的工作是任何人經過一段適當的實習期

<sup>71</sup> 參見表 5。

<sup>72</sup> 參見表 6。



間都可以勝任的。公部門的優渥待遇顯然扭曲了個人對於此比較利益的計算。我們應當可以預期，當公部門待遇偏高時，會吸引勞動市場中（在私部門工作的）機會成本比較高的勞動供給者，或是考試通過機率比較高的勞動供給者，投入參加公務員的考試；而這些勞動供給者可能正是具備了不應該被制式化、例行性的工作所侷限，而應該在私部門發揮的人力特質。

林義雄在其著作中，以一種理想主義的口吻提出了他對於官僚的觀點。他認為，相較於知識或技能，是不是懷抱投身公益的志向才是甄選公務員應該優先要求的特質。他寫道（林義雄，2014，頁210-212）：

每個（政府）機構、每位官僚所處理的事務，都會關涉到人民的福祉。處理得好，人民就會受益，所以公共事務本來就有強烈的公益性質

……

……

目前引進官僚，幾乎都是利誘，如待遇高而穩定、職位有保障等等，被這些優厚條件吸引來的人，很少會具備公益工作者的性向和志向。當上官僚後，也自然會維護所享有的並希冀更多，因此保位謀財就成了他的主要關注。拋棄這種利誘的晉用方式後，才可能招來性向適合並有志公益的人才。

本文無法提供適當的方法從資料衡量個體的專業知識、特殊技能、創新思考能力，或是有沒有投身公益的志向，因此沒有辦法對此部分的勞動市場扭曲著墨太多。但可以想見，此部分的勞動市場扭曲對於整體社會的影響應該非常顯鉅；尤其是對於確實獲得錄取的新任公務員而言，其一生可能從此「套牢」在公部門職位，這當中的效果可能是相當長遠的。<sup>73</sup> 以台灣公部門在全世界當中的特殊性而言，此議題相當值得進一步深入研究。

<sup>73</sup>譬如，如果擁有創新潛能的人才被大量卡死在公部門，是否會減緩私部門產業提升的能力，造成國家整體競爭力的低落？此外，本文所探討的議題，也跟政府財政，甚至社會價值觀有所關聯，這也是本文無法涵蓋的面向。



## 參考文獻

- 中央社 (2010/01/10), “調查: 工作穩定 8成4上班族想捧鐵飯碗”, 何旭如報導。
- 丘昌泰 (1998), “建立績效導向的公務員俸給政策: 公共管理的觀點”, 《空大行政學報》, (8), 103-128。
- 劉錦添與劉錦龍 (1988), “台灣地區公共部門與民間部門工資率的比較”, 《經濟論文叢刊》, 16(3), 393-412。
- 張麗姬 (1986), “大專畢業生在公共部門與民間部門就業偏好之選擇—受限應變數聯立方程式模型之應用”, 碩士論文, 政治大學經濟學研究所。
- 施能傑 (2006), “政府薪資績效化的政策設計”, 《公共行政學報》, (18), 51-84。
- 李建良 (2004), “從憲法觀點論軍公教優惠存款的存廢問題”, 《政大法學評論》, (78), 1-36。
- 李聖水 (2011), “軍公教從業身份對生育決策的影響”, 碩士論文, 國立政治大學經濟學系。
- 李震山 (2006), “憲法保障後代人嗎? ——軍公教退休金優惠存款與代際正義”, 《月旦法學教室》, (40), 6-7。
- 李鴻禧 (2002), “中華民國立憲政治的病理分析—以孫文的五權憲法為中心”, 收錄於《台灣憲法之縱剖橫切》, 台北: 元照出版有限公司。
- 林嘉誠 (2004), “公部門績效評估技術與指標建立”, 《國家政策季刊》, 3(2), 1-20。
- 林義雄 (2014), 《只有香如故——林義雄家書 (下)》, 圓神出版社, 1版。
- 楊子霆與駱明慶 (2009), “誰付退休金? —勞退新制對私部門勞工薪資的影響”, 《經濟論文》, 37(3), 339-368。
- 江豐富 (2012), “台灣公私部門薪資差異問題之研究”, Working Paper, 中央研究院經濟研究所。
- 盧政春 (1995), “利益團體與社會福利資源分配—透視我國軍公教福利”, 收錄於《台灣的社會福利: 民間觀點》, 207-262, 五南出版社。



- 考試院 (2013), 《國家考試暨文官制度報告書》。
- 胡斌偉 (2011), “台灣公私部門薪資差距之研究”, 碩士論文, 臺灣大學國家發展研究所。
- 自由時報 (2012/02/13), “yes123 求職網: 上班族理想情人是公務員”, 廖千瑩報導。
- (2012/10/24), “現職軍公教年終1.5月 沒有法源”, 蘇永耀、李宇欣報導。
- (2014/04/06), “政院上班衝自家網站點擊率”, 謝文華、陳慧萍報導。
- (2014/04/17), “郭冠英復職又爽退 綠轟馬政府大開巧門”, 曾韋禎、王文萱、陳鳳麗、李欣芳報導。
- (2014/05/02), “郭冠英翻版 謝啟大可爽退”, 陳慰慈、涂鉅旻報導。
- 許崇賓 (2011), “析論軍公教優惠存款制度之法律關係與合憲性”, 《台灣法學雜誌》, (174), 5-39。
- 陳師孟 (2011), 《政治經濟: 現代理論與台灣應用》, 2版。
- 顏碧雲 (2007), “我國公教退休制度之研究”, 碩士論文, 國立屏東教育大學教育行政研究所。
- 駱明慶 (2003), “高普考分省區定額錄取與特種考試的省籍篩選效果”, 《經濟論文叢刊》, 31(1), 87-106。
- 黃世鑫 (2003), “由財政觀點評析18%的軍公教退休金優惠存款: 兼論信賴保護原則”, 《新世紀智庫論壇》, (22), 91-113。
- Becker, Gary S. (1983), “A theory of competition among pressure groups for political influence”, *The Quarterly Journal of Economics*, 98(3), 371-400.
- (1985), “Public policies, pressure groups, and dead weight costs”, *Journal of Public Economics*, 28(3), 329-347.
- Bhagwati, Jagdish N. (1982), “Directly unproductive, profit-seeking (DUP) activities”, *Journal of Political Economy*, 90(5), 988-1002.



- Bull, Clive (1987), “The existence of self-enforcing implicit contracts”, *The Quarterly Journal of Economics*, 102(1), 147–159.
- Dewenter, Kathryn L. and Malatesta, Paul H. (2001), “State-owned and privately owned firms: An empirical analysis of profitability, leverage, and labor intensity”, *American Economic Review*, 91(1), 320–334.
- Gelb, Alan, Knight, John B., and Sabot, Richard H. (1991), “Public sector employment, rent seeking and economic growth”, *The Economic Journal*, 1186–1199.
- Harris, John R. and Todaro, Michael P. (1970), “Migration, unemployment and development: A two-sector analysis”, *The American Economic Review*, 60, 126–142.
- Holmström, Bengt (1979), “Moral hazard and observability”, *The Bell Journal of Economics*, 74–91.
- Konrad, Kai A. and Kessing, Sebastian G. (2008), “Time consistency and bureaucratic budget competition”, *The Economic Journal*, 118(525), 1–15.
- Krueger, Anne O. (1974), “The political economy of the rent-seeking society”, *The American Economic Review*, 64(3), 291–303.
- Mitchell, William C. and Munger, Michael C. (1991), “Economic models of interest groups: an introductory survey”, *American Journal of Political Science*, 35, 512–546.
- Niskanen, William A. (1971), *Bureaucracy and representative government*, Aldine, Atherton (Chicago).
- (1975), “Bureaucrats and politicians”, *Journal of Law and Economics*, 18, 617–643.
- Olson, Mancur (1965), *The logic of collective action: public goods and the theory of groups*, Harvard University Press.
- Pilichowski, Elsa and Turkish, Edouard (2008), “Employment in government in the perspective of the production costs of goods and services in the public domain”, OECD Working Papers on Public Governance 8, OECD.
- Tirole, Jean (1994), “The internal organization of government”, *Oxford Economic Papers*, 46(1), 1–29.
- Tullock, Gordon (1967), “The welfare costs of tariffs, monopolies, and theft”, *Western Economic Journal*, 5(3), 224–232.