

# 公務人員退休金制度改革與其勞動市場 之實證分析

陳昱涵、陳國樑、黃勢璋\*

## 摘要

近年，我國公務人員退休金制度改革引起軒然大波，但國內卻鮮少對其勞動市場影響進行深入討論。為此，本文運用行政院主計總處(1992-1998, 2008-2014)之人力運用調查資料，透過差異中差異(difference-in-differences, DID)及工具變數 Probit 模型，分析臺灣在 1995 年與 2011 年的兩次公務人員退休金制度改革，如何改變公務人員勞動市場之反應。研究結果發現，制度改革後明顯造成公務人員的退休金降低及薪資上升，雖符合學理上薪資與退休金之替代關係，但其顯著效果卻僅限於 2011 年改革後的次年；對於公務人員工作時數則出現增加趨勢，但效果須視改革幅度而定，尤以改革後第 3 年最為明顯。在勞動參與方面，退休金制度改革造成非公務人員投入公部門成為公務人員的機率具有負面影響，而公務人員退出公部門的機率則出現上升情形；但若地方選舉發生政黨輪替，個人以約聘僱人員身分進入公部門的機率則是正向影響。

關鍵詞：退休金制度、薪資水準、工作時數、勞動參與

JEL 分類代號：H55, J26, J45

---

\* 三位作者分別為聯繫作者：黃勢璋，中華經濟研究院第三研究所副研究員，106220 臺北市大安區長興街 75 號，電話：02-27356006，E-mail: [dator@cier.edu.tw](mailto:dator@cier.edu.tw)；陳昱涵，經濟部中小企業處科員，106012 臺北市大安區羅斯福路二段 95 號 3 樓，電話：02-23662243，E-mail: [104255028@nccu.edu.tw](mailto:104255028@nccu.edu.tw)；陳國樑，國立政治大學財政學系教授，116011 臺北市文山區指南路二段 64 號，電話：02-29393091 轉 50943，E-mail: [joe@nccu.edu.tw](mailto:joe@nccu.edu.tw)。本文改寫自作者陳昱涵之國立政治大學財政學系碩士論文（陳昱涵，2018）。作者感謝中央研究院人文社會科學研究中心在資料取得與資料使用所提供的協助，也感謝編輯委員及兩位匿名審查委員對文章的細心斧正，所有文責由作者自負。

投稿日期：民國 108 年 7 月 29 日；修訂日期：民國 108 年 10 月 1 日；

接受日期：民國 109 年 8 月 31 日。

經濟研究 (Taipei Economic Inquiry), 57:1 (2021), 123-171。

臺北大學經濟學系出版

## 1. 緒論

為保障民眾老年後的退休經濟財務生活，各國政府多會制訂妥善的「退休金制度」，作為解決人口結構老化、勞動力人口降低的政策工具之一。世界銀行 (World Bank, 1994) 提出三層保障的年金制度：第 1 層為強制性社會安全制度 (mandatory publicly managed pillar)；第 2 層為強制性員工退休金制度 (mandatory privately managed pillar)，以及第 3 層的自願性商業保險儲蓄制度 (voluntary saving pillar)；隨後，Holzmann and Hinz (2005) 提出「多層次保障模式」，將三層式保障擴大至五層式的社會安全架構。

近年來，退休金的相關議題不僅成為世界各國矚目的焦點，也是臺灣政府亟欲進行改革的施政項目之一。根據內政部資料顯示，臺灣自 2018 年 3 月 31 日起，65 歲以上的人口比率已超過 14%，正式邁入聯合國世界衛生組織定義的高齡社會。尤其「總統府年金改革委員會」從 2016 年 6 月成立以來，透過政府不斷地與社會民眾進行溝通對話，在所得替代率、世代公平與行業正義之考量前提下，再次檢討公務人員退休金制度；而 2017 年 8 月 9 日《公務人員退休資遣撫卹法》經總統公布後施行。<sup>1</sup> 其中，主要的改革內容包括：取消公務人員優惠存款、延長月退休金起支年齡，以及提高公保提撥費率等。<sup>2</sup>

<sup>1</sup> 《公務人員退休資遣撫卹法》於 2017 年 8 月 9 日經總統公布，除第 7 條第 4 項及第 69 條自公布日施行外，其餘條文則是自 2018 年 7 月 1 日起施行。而自 2018 年 7 月 1 日起，原《公務人員退休法》及原《公務人員撫卹法》不再適用。

<sup>2</sup> 由於早期公務人員待遇微薄，且通貨膨脹率較高，故政府制定公務人員可享優惠存款利率的規定。然而，隨著時空背景不同，自 1995 年 7 月 1 日起公務人員退休金制度由恩給制改為儲金制，並成立公務人員退休撫卹基金；公務人員在 1995 年後的年資也已不再適用退休金優惠存款。另考量軍職人員不同於公務人員與教師的特殊身份，以及軍人退休金改革對退休軍人的衝擊，政府分開處理軍人退休金的改革內容，並已於 2018 年 6 月 21 日經總統公布《陸海空軍軍官士官服役條例》修正，改革內容主要為取消退休金優惠存款、調降退休金等。

由於國內討論公部門退休金議題的相關文獻，多將研究重點放在財源籌措、支領條件及制度改革等議題探討，目前並無相關學術成果能如同探究私部門退休制度對勞動市場影響之重要發現，如：薪資水準、工作時數，以及勞動參與率等（行政院主計總處，2008；楊子霆與駱明慶，2009；吳慧瑛，2012）。另一方面，退休金制度不僅與工作薪資福利息息相關，連帶也會影響員工的勞動參與意願，再加上公務人員退休金制度改革往往也是私部門借鏡及社會關心的焦點，若政府能確實掌握退休金制度改革對勞動市場的影響，將有助於未來相關單位的施政參考。因此，為填補國內在公部門退休金討論的文獻缺口，掌握我國公務人員退休金制度改革對其薪資水準、工作時數與勞動參與率之影響，此乃本文之首要研究目的。

對於勞動者本身來說，影響個人參與勞動市場的因素，勞動環境條件與退休金制度都扮演極重要的角色。而對企業雇主而言，除因應員工能力表現提供相對應的薪資報酬外，給予員工的退休金也會考量薪資調整。由於退休金制度對勞動市場的影響對象有二：雇主與受僱者。當退休金制度進行改革且規定雇主須提撥一定比例作為員工退休金時，在雇主方面，為降低面臨人事成本上升之風險，便會透過放緩加薪速度、降低調薪幅度或提高工作時間等方式，將增加的人事成本轉嫁給員工負擔；在受僱者方面，若退休金制度請領條件將更加嚴苛，或讓請領年齡往後遞延、或使退休金請領金額減少等，也都會影響個人投入公、私部門的勞動市場之選擇（楊子霆與駱明慶，2009）。

另一方面，雖然我國的公務人員退休金制度是由中央政府制定、地方政府適用，但從歷年制度改革的時間軸卻可發現，改革時點往往與選舉時間相近，例如：2016年總統選舉且政黨輪替後，隔年政府便推動軍公教人員退休金制度改革，而2018年又將遇上各縣市地方選舉。雖然總統選舉會影響退休金制度改革，但其改革卻會影響選後的地方首長雇用公部門約聘僱人員的人數；尤其地方選舉後若遇到政黨輪替，在地方首長具有人事任用權的情況下，將深具

提拔「有功人士」進入公部門服務之誘因。由於退休金制度改革與地方選舉之間存在關聯性 (Galasso and Profeta, 2002)，再加上目前國內鮮少有學術文獻探討此項議題，故探討公務人員退休金制度與地方選舉任用之關係，乃本文的第 2 項研究重點。

本文為目前國內少數探討公務人員退休金制度改革與其勞動市場關係，將著眼於探討公務人員薪資水準、工作時數、勞動參與率，以及考量地方選舉因素等關係之實證文獻。因此，本文研究結構如下：第 1 節為緒論；第 2 節文獻回顧整理國內外有關退休金與勞動市場相關研究之討論；第 3 節則以 1995 年與 2011 年的退休金制度改革為範圍，整理我國公務人員退休金制度與其勞動市場之變化趨勢；第 4 節為模型設定與樣本敘述統計；第 5 節為實證結果；第 6 節為結論。

## 2. 文獻回顧

### 2.1 退休金與勞動市場關係的理論

近年來各主要發展國家隨著人口結構高齡化，退休金制度議題受到廣泛研究討論，包括：退休金制度的財務面評析、退休金制度對勞動市場與儲蓄的影響等；根據 Krueger and Pischke (1992) 指出，1970 年代至 1980 年代的文獻主軸，多著眼在退休金財源的分析，1990 年代後的文獻則多以不同實證資料與計量方法，探討退休金制度改革對勞動市場與儲蓄的影響。Smith and Ehrenberg (1981) 認為，私部門勞動市場的退休金與薪資呈現完全替代的關係，因為在完全競爭的勞動市場中，屬於勞動需求的廠商，在利潤極大化的生產目標下，會依據員工個人的技術水準，將薪資、退休金或其他非薪資福利視為給予員工的總勞動報酬；而屬於勞動供給的員工，在總勞動報酬固定的前提下，以個人效用極大化為目標，將視其時間偏好率選擇當期薪資與未來退休金的組合，讓總勞動報酬與員工

的邊際生產力達到均衡，故在一定邊際生產力下，私部門勞動市場的退休金與薪資將呈現完全替代關係。<sup>3</sup>

然而，在選才制度、任用規範、留才保障等結構差異下，公部門與私部門的勞動市場並不完全相同，員工薪資的制定方式也有所差異。在私部門的勞動市場中，廠商會依據員工的技術水準與邊際生產力訂定薪資；但公部門員工薪資則依據政府的人事法規制訂，薪資調整也僅能參考物價指數、稅收條件與政府政策等因素，調薪彈性幅度有限。Mummy (1978) 以每期稅收固定的兩期模型，在公部門勞動市場的退休金與薪資為替代關係（如同私部門）的假設下，探討地方政府公部門勞動市場的最適退休金規模；儘管此篇文章是目前少數以理論模型，探討公部門勞動市場的退休金與薪資關係的文獻，但是公私部門勞動市場的退休金與薪資替代關係在實證文獻上仍存在差異。

至於退休金制度與勞動參與之理論文獻，Michel and Pestieau (2013) 藉由疊代成長模型 (overlapping-generations growth model) 探討隨收隨付制的退休金與勞動參與之間的關係。研究結果發現，當退休金給付增加，勞動者會提前退休、使勞動參與率下降，故退休金制度會影響個人參與勞動市場的情形。

## 2.2 退休金與勞動市場關係的實證文獻

### 2.2.1 私部門勞動市場

一般而言，檢驗退休金與薪資的替代關係之實證研究方法，文獻上多以線性迴歸模型 (linear regression) 進行估計衡量。Woodbury (1983) 藉由最小平方法 (ordinary least squares, OLS) 發現，退休金與薪資的替代彈性大於 1，表示退休金與薪資呈現高度替代關係。然

<sup>3</sup> 在政府對私部門退休金的規範不會增加廠商勞動成本或員工終生預期所得的前提下，若法規調整而使退休金增加，廠商會將支付新增的部分退休金成本轉嫁給員工，以降低其人事成本帶來的衝擊。

而，以最小平方方法探討退休金與薪資的關係會面臨內生性的問題，如：測量誤差 (measurement error)、遺漏變數 (omitted variable bias) 與同時性 (simultaneity) 等，需要透過不同的計量方法處理。因此，Schiller and Weiss (1980) 以退休金成長率探討其對不同年齡層薪資成長率的影響，以解決估計偏誤的問題；<sup>4</sup> 研究結果發現，退休金福利愈高將使得薪資成長幅度愈小，而且資淺員工的退休金與薪資的替代關係程度較資深員工高，資淺員工負擔較多的退休金成本，故對資淺員工與資深員工而言，退休金制度改革將會造成兩者的所得重分配。

再者，因廠商聘雇員工是同時進行退休金與薪資之決定，若僅以最小平方方法估計薪資與退休金之替代關係，會產生解釋變數與被解釋變數同時發生，造成相互因果的內生性問題。Montgomery and Shaw (2007) 便運用兩階段 Heckman 選擇模型 (two-stage Heckman selection model) 發現，由於退休金具有激勵員工提高生產力的效果，在具有工會組織的大型廠商之退休金隱含價格較低的前提下，其願意支付較高的退休金；對於無工會組織的小型廠商來說，退休金與薪資替代關係則相對較大。Smith and Ehrenberg (1981) 則運用兩階段最小平方方法 (two-stage least squares) 發現，不同技術水準的員工之間，其退休金與薪資的替代關係並不顯著；這與傳統文獻認為薪資與退休金之間具有高度相關性的結果，大相逕庭。

在國內文獻方面，目前多從私部門的角度進行退休金與薪資關係的討論，有關退休金改革與公部門員工之間文獻探討則是付之闕如。楊子霆與駱明慶 (2009) 探討 2005 年實施的勞工退休金制度 (以下簡稱為勞退新制) 對私部門員工薪資的影響，運用差異中的差異 (difference-in-differences, DID) 計量方法，以未適用勞退新制的公部門員工為對照組、私部門員工為實驗組，處理薪資與退休金同時決

<sup>4</sup> Schiller and Weiss (1980) 發現實證資料會遺漏其他非薪資福利，且其他解釋變數會與退休金具有相關性，為避免遺漏變數的估計偏誤，假設其他解釋變數的係數固定，以退休金成長率估計薪資成長率。

定的內生性問題。研究結果發現，勞退新制對資淺員工有較大的影響，不僅造成薪資減少，且其減少幅度相當接近勞退新制規定雇主須提撥員工退休金的比率，顯示雇主將勞退新制增加的退休金成本幾乎完全轉嫁給員工負擔，使退休金與薪資呈現完全替代關係。吳慧瑛（2012）同樣運用 DID 方法，以未適用勞退新制的自營作業者為對照組，探討 2005 年實施的勞退新制規定雇主至少須提撥固定比率作為員工退休金，對勞動市場的影響；實證結果發現，勞動供給彈性估計值小，表示勞退新制對於勞動市場的影響，以薪資下降為主、工作時數減少為輔。因此，在私部門的相關討論上，雇主面對政府規定提撥員工退休金的因應，多數會透過轉嫁退休金成本予員工負擔，抑或是降低薪資的調整幅度，使得私部門員工退休金與薪資呈現替代關係。

在私部門退休金制度與工作時數之間的討論，則較少文獻探討。Liebman et al. (2009) 發現，個人負擔退休金的稅負與工作時數呈現正相關；亦即個人退休金租稅負擔額外增加 1 單位，相當於負擔退休金的成本增加，表示退休金制度更加嚴苛，使工作時數提高。吳慧瑛（2012）運用 DID 方法，探討 2005 年實施的勞退新制，當雇主必須提撥一定比例之薪資為員工退休金，使員工的工作時數減少，使得退休金與工作時數之間呈現替代關係。

在探究退休金制度改革與勞動參與關係的文獻方面，多數認為制度改革將能刺激勞動參與的增加。Krueger and Pischke (1992) 探討 1970 年代至 1980 年代社會安全財富 (social security wealth) 對 1916 年後出生的人之勞動供給的影響；實證結果發現，社會安全制度改革對於其勞動參與率的影響為負相關，當退休金福利減少時，勞動者為符合退休條件而選擇延長退休，造成勞動參與率上升。Flood and Islam (2016) 則以 DID 方法探討退休制度延長退休年齡的改革對勞動參與之影響。研究結果顯示，退休制度改革後將使達到退休年齡之高齡勞動者的參與意願提高。行政院主計總處 (2008) 以 Logit 二元選擇模型 (binary Logit model) 發現，2005 年勞退新制實施之後，

不僅增加員工的退休金及工作總勞動報酬，也提高 15 歲以上人口的勞動參與情形。

### 2.2.2 公部門勞動市場

在分析公部門退休金與薪資替代關係方面，多數文獻會探討退休金財務來源，原因在於，在人口高齡化且少子化的人口結構轉變下，公部門退休金多由政府稅收負擔，但受到退休人口壽命延長的因素，退休金財源也會影響到現任勞動人口的租稅負擔；因此，退休金制度會面臨財務缺口的問題，將迫使政府須重新評估公部門的退休金制度。

由於有些外生變數會同時影響薪資與退休制度，若僅採用最小平方方法的計量方法與實證結果，恐會出現估計偏誤的問題。Inman (1982) 透過三階段最小平方方法 (three-stage least squares)，探討在未提撥資金 (unfunded) 的退休金制度下，公部門勞動市場的薪資、員工僱用量與退休金之間的關係。研究結果發現，當公部門勞動市場的員工退休金下降，員工薪資會微幅增加，表示公部門勞動市場的員工退休金與薪資為替代關係。Ehrenberg (1980) 則運用次佳方法發現，在未提撥資金的公部門退休金制度下，面對公部門員工的退休金增加，地方政府受到成本增加的因素影響，將移轉部分新增的退休金成本給公部門員工、減少薪資的調整幅度，使得公部門勞動市場的退休金與薪資之間呈現替代關係。<sup>5</sup>

雖經由上述國外文獻的討論可知，公部門勞動市場的退休金與薪資之間呈現的替代關係，會受到公部門退休金財源的影響。但由於公部門退休金財源主要由政府稅收支應，加上公部門員工的退休金、薪資水準及調整幅度均受到法律保護，推測公務人員退休金與薪資的替代關係應較私部門勞動市場小。其次，公、私部門決定員

<sup>5</sup> Ehrenberg (1980) 以各解釋變數扣除其平均值為薪資與退休制度改革的次佳方法 (second-best) 之迴歸估計式，處理外生變數同時影響薪資與退休金的問題。



工薪資與退休金的方式不同，兩個部門的退休金與薪資替代關係亦應不完全相同。在既有文獻當中，除陳昱涵（2018）的研究外，目前較少針對公部門退休制度改革與其員工工時之間的探討，加上實證文獻也鮮少討論公部門退休金與勞動參與之關係；即便 Montizaan et al. (2010) 發現退休制度延長退休年齡的改革，使公部門員工延後退休，而增加高齡員工的訓練課程之參與，可推論公部門退休制度改革將對高齡公部門員工參與勞動市場之意願帶來正面影響。但整體來說，國內目前並無相關文獻探討公部門勞動市場的退休金與勞動參與關係。

### 2.3 政治影響公部門退休金理論

退休金制度改革會受到政治因素的影響，政治人物為獲得民意支持，而選擇有利於其當選的退休金制度改革法案。Browning (1975) 以多數決選舉模型探討隨收隨付制的退休金制度。研究結果發現，選民會無視部分退休金係來自於雇主提撥，而支持較大規模的退休金制度，且人口高齡化會擴大退休金制度的規模；另外，退休金制度改革的原因，來自於不同年齡層的中位數選民偏好的政治因素。Galasso and Profeta (2002) 則發現，選舉模型有關人口高齡化對退休金制度的影響，可分為兩種效果：(1) 增加退休人口依賴退休金的比例，將使退休金的財務負擔增加；(2) 隨中位數選民的年齡提高，將使規模更大的退休金制度能獲得更多支持。

此外，Glaeser and Ponzetto (2014) 以政治經濟學兩期跨世代模型，探討退休金制度改革對公務人員薪資與退休金的影響。研究結果發現，公務人員獲得其退休金與薪資政策的資訊高於一般選民，在公務人員與一般選民的資訊不對稱下，政治人物因追求選票極大化為目標，將會選擇高額度公務人員退休金、低額度公務人員薪資的政策包裹，以期待能獲得選民的支持。因此，民主選舉可能成為影響公務人員退休金額度的因素之一。

整體而言，上述有關探討退休金制度改革與勞動市場關係的文獻：在薪資水準方面，不論是探討公、私部門的勞動市場，歸納出員工退休金與薪資將呈現替代關係，但公部門的勞動市場多會納入退休金財源的討論；在工作時數方面，私部門員工的退休金與工作時數之間呈現替代關係，但公部門員工的相關討論並不多；在勞動參與方面，不論公、私部門的退休制度改革，均會對勞動參與產生影響，而民主選舉也會影響公務人員的退休金，故納入政治因素的討論將有其必要。

### 3. 臺灣公務人員退休制度與勞動市場

#### 3.1 公務人員退休制度

我國《公務人員退休法》規定的退休金給付為確定給付制，政府承諾公務人員於退休時，依據退休法規給付定額的退休金。隨著人口高齡化，歷年政府調整公務人員退休金制度主要為調高提撥率、降低所得替代率、延長退休年齡等。自 1943 年公布《公務人員退休法》以來，歷年退休金制度更動頻繁，但主要的改革仍以 1995 年、2006 年、2011 年最具代表性。其中，由於 2006 年改革內容主要為訂定所得替代率最高上限、調高提撥費率為 12%，相較於 1995 年與 2011 年的改革內容，2006 年改革幅度較小；又 2005 年私部門的退休金制度改革，對於私部門員工參與勞動市場會造成影響。為避免年度相近的公、私部門退休制度改革同時影響勞動市場，且 1995 年、2011 年公務人員退休制度的改革，相較於歷年改革的幅度較大，會影響公部門員工薪資、工作時數與個人參與勞動市場的決策。因此，本文以 1995 年與 2011 年的公務人員退休金制度改革，為主要的研究範圍，請參考表 1。

表 1 公務人員退休金制度改革比較

	1995 年	2011 年
財源籌措	從恩給制改為 政府與公務人員共同提撥	政府與公務人員 共同提撥
退休條件	75 制	85 制
退休年齡（任職滿 25 年）	50 歲	60 歲
退休採計最高年資	35 年	35 年
最高提撥費率	12%	15%

資料來源：本研究整理。

1995 年《公務人員退休法》的主要改革內容為公務人員退休金制度改為政府與公務人員共同提撥、取消 1995 年以後年資的公務人員之優惠存款。1993 年 1 月修法公布，自 1995 年 7 月 1 日起施行。公務人員退休金制度從政府負擔的恩給制，改為公務人員與政府共同負擔的公務人員退休撫卹新制，並建立公務人員退休撫卹基金，作為退撫財源。而公務人員退休金提撥費用為本俸加 1 倍 8% 之費率，公務人員與政府的分攤比例為：公務人員撥繳 35%、政府撥繳 65%。又 1995 年政府修改公務人員的優惠存款制度，將優惠存款制度進行斷源性措施，使得公務人員 1995 年 7 月 1 日後的年資不得辦理公務人員優惠存款。而退休時具有 1995 年 7 月 1 日前的年資的公務人員，得選擇一次退休金或月退休金，其一次退休金及公教人員保險養老給付得辦理優惠存款（黃世鑫，2003）。另外，1995 年也調整退休金的計算方式與最高採計的年資，退休金基數從本俸加計 930 元實物代金改為本俸兩倍；退休採計最高年資則從 30 年提高為 35 年。

2011 年《公務人員退休法》的主要改革內容為延長公務人員自願退休者的退休金起支年齡、調整所得替代率。2010 年 8 月修法公布，自 2011 年 1 月 1 日起施行。原先公務人員退休制度為，公務人員任職滿 25 年以上之自願退休者，年滿 50 歲得支領月退休金，使公務人員平均退休年齡逐年下降。隨著人口高齡化，各國對於退休

金制度提出延長退休年齡的改革。2011 年我國公務人員退休制度的改革亦為延後退休年齡，調整公務人員退休條件由 75 制改為 85 制，任職滿 25 年辦理自願退休者，其月退休金起支年齡延後至 60 歲；任職年資較長滿 30 年以上者，其月退休金起支年齡則限制為年滿 55 歲。另一方面，退撫基金的提撥費率上限由 12% 提高為 15%。由於歷年所得替代率的修改，以 2006 年至 2011 年間的修正次數頻繁。2011 年提出所得替代率的修正方案，並考量高階公務人員與中低階公務人員的薪資差異，分為兩種計算方式且取較小者為所得替代率。<sup>6</sup>

## 3.2 勞動市場

### 3.2.1 薪資結構

當行政院人事行政總處調高公務人員的薪資時，一般也多會調高約聘人員、約僱人員（以下簡稱為約聘僱人員）的薪點折合率標準；<sup>7</sup> 而臨時人員的薪資由各機關考量其預算額度，決定是否配合公務人員的薪資調整，與公務人員及約聘僱人員薪資之調整方式不同。本部分就總體資料統計與實證資料探討 1995 年與 2011 年公務人員退休金制度改革時，公部門受僱者薪資的調整情形。

由於依據《公務人員任用法》任用的公務人員，皆是可依法領取公務人員退休金的可能對象，故本文以公部門勞動市場的受僱者為研究對象，並區分為兩種類型：(1) 為依據《公務人員任用法》任用之公務人員；(2) 則為不適用公務人員退休金制度，但受雇於公部

<sup>6</sup> 分子均為月退休金與優惠存款利息，分母區分為兩種：其一分母為本俸的兩倍；其二分母為本俸、專業加給、主管加給與年終工作獎金之總和，再除以 12 個月。且所得替代率區間為 75% 至 95%，年資 25 年以下者為 75%，每增 1 年加計 2%，至最高 35 年。

<sup>7</sup> 依據行政院 2018 年 1 月 31 日院授人給字第 1070000011 號函，調增軍公教人員待遇；而各機關約聘僱人員的薪點折合率，由每點新臺幣 121.1 元調整為新臺幣 124.7 元。

門之約聘人員、約僱人員與臨時人員。根據《公務人員俸給法》的規定，我國公務人員薪資為本俸與加給之總和。其中，本俸支給標準按第一職等到第十四職等而不同，加給則區分為職務加給、技術加給與地域加給。一般來說，行政院每年會衡量「消費者物價指數」、「民間企業薪資水準」、「平均每人國民所得」、「經濟成長率」及「財政負擔」等總體經濟因素，作為年度調整公務人員薪資之參考，並非能連年調整。<sup>8</sup> 根據歷年公務人員的薪資調整趨勢，在 1991 年至 2018 年間，公務人員的薪資待遇成長幅度逐年趨緩，且公務人員薪資待遇並非逐年調整，自 2002 年至 2018 年間，僅在 2005 年、2011 年與 2018 年調整公務人員待遇 3%，而 2017 年公務人員退休制度改革後 1 年，政府也調高公務人員待遇 3%，以減緩退休金制度改革的負面影響。

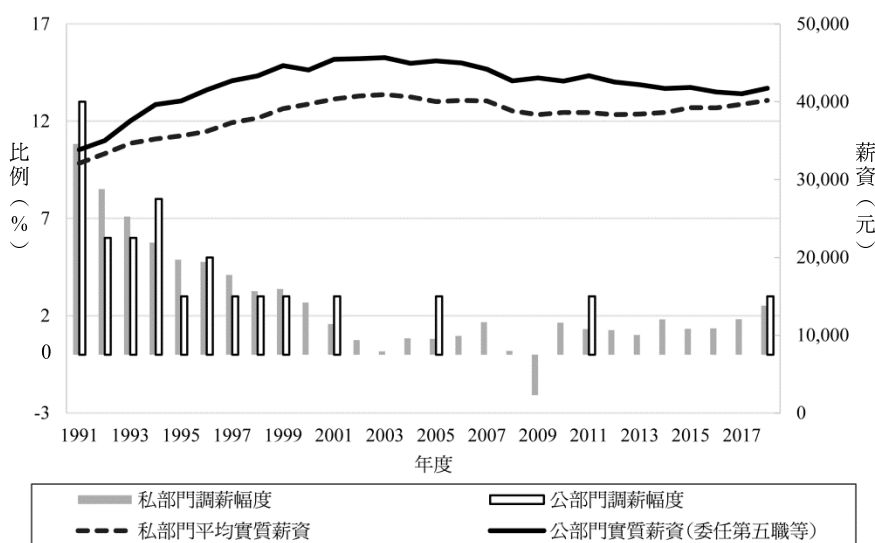
另一方面，在公務人員退休制度減少退休金的改革後 1 年，政府提高公部門受僱者的薪資，私部門勞動市場的薪資調整幅度並未呈現高於其他年度的顯著變動（請見圖 1），係因私部門勞動市場的薪資變化，除存在上述公務人員調薪與否之總體考量因素外，尚有「企業經營優劣」、「公司年度盈餘」、「個人邊際生產力」等個體影響因子，並非只有受到公務人員退休制度之改革影響，故圖 1 關於 1995 與 2011 年的兩次改革及其次年，皆未發生公部門調薪幅度持續大於私部門的情形。

此外，本文運用行政院主計總處的人力運用調查資料，整理 1995 年與 2011 年公務人員退休政策變動前、後 3 年，公、私部門受僱者的平均每小時工資率變化情形（請參考附圖 1 與附圖 2）。<sup>9</sup> 其中，

<sup>8</sup> 由軍公教員工待遇審議委員會負責審議軍公教人員的待遇調整方案，且須經立法院同意。

<sup>9</sup> 本文參考楊子霆與駱明慶（2009）的樣本處理方式，針對行政院主計總處「人力運用調查」資料在每年五月進行調查，故透過五月共 31 日並將平均每週經常性工時 ÷ 7 × 31 的方式，進行每月工作時數之換算，並以各年度物價指數調整為實質薪資，再以每月實質薪資除以每月工作時數，估算出每小時工資率。

公部門受僱者包含公務人員、約聘僱人員與臨時人員；而私部門受僱者則為私人受僱者。公部門受僱者的每小時工資率高於私部門受僱者，且兩部門的每小時工資率變化趨勢相似，符合 DID 實驗組與對照組樣本之平行趨勢假設。



資料來源：勞動部勞動統計查詢網、行政院人事行政總處及本研究整理。

說明：1. 公部門實質薪資以委任第五職等的公務人員薪資為例。

2. 私部門平均實質薪資為工業及服務業員工之平均每人每月經常性實質薪資。

圖 1 近年我國公私部門之實質薪資趨勢

另一方面，由圖 1 兩部門調薪幅度（長條圖）可觀察，1995 年至 1996 年公務人員退休制度改革後，公部門受僱者的工資率雖有增加，且公部門平均實質薪資上漲幅度高於私部門，但幅度仍不及於私部門；在 2011 年至 2012 年公務人員退休制度改革方面，公部門受僱者的工資率漲幅明顯增加，且較私部門成長幅度大，故從退休制度改革較嚴苛的 2011 年，推測政府調高公部門員工的工資幅度，而使退休金與工資存在負相關。附圖 1 關於公私部門的成長趨勢則似無明顯差異。

此外，同樣運用行政院主計總處的人力運用調查資料，整理出公、私部門受僱者的平均每小時工資率與其標準誤（請參考表 2 與表 3）。探討在公務人員退休政策變動前後年度，公、私部門受僱者的平均每小時工資率之差異，計算方式可參考附錄 1。1995 年退休制度改革後 1 年，公部門受僱者的平均工資率較私部門受僱者的平均每小時工資率僅調高 2.486 元，其標準誤為 0.026；而 2011 年退休制度改革後，公部門受僱者的平均工資率較私部門受僱者的平均每小時工資率增加 19.342 元，其標準誤為 0.030。在 1995 年與 2011 年兩次退休制度改革後，可以發現公部門受僱者改革前後的每小時工資率之差異高於私部門受僱者，表示在退休制度改革後，公部門員工的每小時工資率可能受到影響，另外由表 2 與表 3 中可以發現 2011 年政策效果（兩組時間差異之差異）相較於 1995 年明顯提高。

表 2 公私部門每小時工資率之差異比較（1995 年）

單位：新臺幣（元）

每小時工資率	實驗組 (公部門受僱者)	對照組 (私部門受僱者)	兩組差異
政策變動前 1 年 (1994 年)	185.028 (72.029)	132.173 (62.660)	52.856 (1.612)
政策變動後 1 年 (1996 年)	199.722 (74.504)	144.380 (75.462)	55.342 (1.390)
時間差異	14.694 (1.958)	12.208 (0.837)	2.486 (0.026)

資料來源：本研究整理。

說明：表中數字為工資率；括弧內為標準誤。

以上就薪資結構的討論，意味著公部門與私部門勞動市場存有一定的區隔。公部門受僱者薪資全由政府決定；私部門薪資由雇主依照員工的個人生產力決定。在公務人員退休制度變動後，政府會調高公部門受僱者的薪資；而私部門受僱者薪資的調整並無大幅變化。

表 3 公私部門每小時工資率之差異比較（2011 年）

單位：新臺幣（元）

每小時工資率	實驗組 (公部門受僱者)	對照組 (私部門受僱者)	兩組差異
政策變動前 1 年 (2010 年)	245.083 (96.231)	171.871 (89.026)	73.212 (2.596)
政策變動後 1 年 (2012 年)	276.782 (112.688)	184.228 (94.761)	92.554 (2.303)
時間差異	31.699 (3.267)	12.357 (1.171)	19.342 (0.030)

資料來源：本研究整理。

說明：表中數字為工資率；括弧內為標準誤。

### 3.2.2 工作時數

由於政府並未公開歷年公部門勞動市場的受僱者之工作時數，故本部分以實證資料討論工作時數之變化。在各機關預算額度有限的情況下，機關多傾向給予補休假，作為加班的報酬，以減少人事費用的支出。在業務繁忙時，公務人員與約聘僱人員的每日上班總時數增加，已為政府機關的部分部門之常態；然而，官方統計資料並未公布公務人員與約聘僱人員的實際上班時數，使各界認為公務人員的每日工作時間仍為 8 小時。

此外，根據行政院主計總處的人力運用調查資料，整理 1995 年與 2011 年公務人員退休政策變動前、後 3 年，公、私部門受僱者的平均每週工作時數之變化情形（請參考附圖 3 與附圖 4），可以發現公部門受僱者的每週工作時數低於私部門受僱者。再者，兩部門的每週工作時數的變化趨勢相似，同樣符合 DID 實證模型中實驗組與對照組樣本之平行趨勢假設。又 1995 年公務人員退休制度改革後 1 年、2 年，公部門受僱者的每週工作時數微幅增加，3 年後則較無變化。而 2011 年公務人員退休制度改革後 1 年，公部門受僱者的每週



工作時數並無明顯的變化；2年至3年，每週工作時數則微幅增加。退休制度改革後次年對公部門受僱者的工作時數的影響較小，2年、3年後則影響較大。

表4與表5為公、私部門受僱者的平均每週工作時數與其標準誤，探討在1995年與2011年公務人員退休政策變動前後，公、私部門受僱者的平均每週工作時數之差異。1995年退休制度改革後1年，公部門受僱者的平均工作時數較私部門受僱者的平均工作時數僅增加0.597小時，其標準誤為0.017；2011年退休制度改革後1年，公部門受僱者的平均工作時數較私部門受僱者的平均工作時數僅增加0.126小時，其標準誤為0.013，另外由表4與表5中可以發現1995年政策效果（兩組時間差異之差異）相較於2011年明顯提高。

表4 公私部門每週工作時數之差異比較（1995年）

單位：小時

每週工作時數	實驗組 (公部門受僱者)	對照組 (私部門受僱者)	兩組差異
政策變動前1年 (1994年)	46.115 (5.178)	48.800 (5.828)	-2.686 (1.063)
政策變動後1年 (1996年)	45.814 (5.235)	47.902 (5.357)	-2.089 (0.860)
時間差異	-0.301 (1.233)	-0.898 (0.591)	0.597 (0.017)

資料來源：本研究整理。

說明：括弧內為標準誤。

就工作時數而言，公、私部門勞動市場亦存在一定的區隔。在公務人員退休制度改革對公部門受僱者的工作時數而言，由於兩次退休制度改革幅度不同，使得退休制度改革後公部門受僱者的工作時數變化亦不同；從數據資料發現，因為1995年退休制度改革的幅度較2011年大，使得1995年退休制度改革次年的公部門受僱者工

作時數提高，而 2011 年退休制度改革次年之公部門受僱者工作時數則是未出現明顯變化。

表 5 公私部門每週工作時數之差異比較（2011 年）

單位：小時

每週工作時數	實驗組 (公部門受僱者)	對照組 (私部門受僱者)	兩組差異
政策變動前 1 年 (2010 年)	41.424 (4.071)	44.149 (5.522)	-2.725 (1.140)
政策變動後 1 年 (2012 年)	41.394 (4.007)	43.993 (5.112)	-2.599 (0.872)
時間差異	-0.031 (1.738)	-0.156 (0.321)	0.126 (0.013)

資料來源：本研究整理。

說明：括弧內為標準誤。

### 3.2.3 勞動參與率

有關 2011 年公務人員退休金制度改革後，公部門勞動市場的受僱者之勞動參與變化情形，根據銓敘部的「銓敘統計年報」資料顯示，除了 2012 年之外，公部門勞動市場的歷年表現都呈現進入率高於退出率的情形；而公務人員退出公部門的歷年人數，主要以退休為主，其比重高達九成，辭職人數比重僅為 0.24%。<sup>10</sup> 不過，2011 年制度改革之後，公務人員退休的人數明顯增加，2011 年、2012 年與 2015 的公務人員退出率高於其他各年度。政府為補足退休人數增加的缺額，間接提高 2013 年國家考試的錄取名額，導致 2013 年公務人員進入率高於其他各年度。

此外，根據行政院主計總處的受僱員工動向調查，以及考試院銓敘部的銓敘統計年報，觀察 2016 年公部門與私部門的勞動市場後

<sup>10</sup> 公務人員進入率為公務人員考試及格分發與其他任用資格者的總人數占當年公務人員人數的比例；而公務人員退出率則為辭職與退休人員的總人數占當年公務人員人數的比例。

發現，私部門的工業及服務業勞動人數，遠高於公部門勞動市場人數；在平均退休年齡方面，工業及服務業的員工平均退休年齡亦高於公務人員平均退休年齡；勞動參與的進入率與退出率方面，公務人員則是平均高於私部門的受僱者，但私部門受僱者的離職率卻遠高於公務人員。公務人員退出勞動市場的情形主要為退休，但私部門受僱者退出勞動市場的情形則多屬自願辭職，且公部門勞動市場辭職比率仍遠低於私部門勞動市場，亦即公私部門受僱者的退出情形顯然不同。

## 4. 研究方法

### 4.1 工資率與工作時數

本文資料來源為行政院主計總處 (1992-1998, 2008-2014) 的人力運用調查資料，整理 1995 年與 2011 年公務人員退休政策變動前、後 3 年，工資率與工時的實證模型運用差異中的差異 (DID) 模型，將被解釋變數分為兩類：其一為每小時工資率  $WAGE_i$ ；其二為每週工作時數  $HOUR_i$ ，而且上述兩類的解釋變數相同。DID 實證模型具備的解釋變數，包括：個人是否為公部門員工的虛擬變數、是否為公務人員退休制度改革後的時間虛擬變數、前兩項虛擬變數之交乘項。其他解釋變數為：個人就業特性變數、個人特性變數等。

由於政策實施會同時受到可觀察到的變數與不可觀察到的變數的影響，如果僅運用最小平方法之線性迴歸模型 (linear regression) 分析政策對樣本影響的效果，將會因遺漏變數而使估計結果產生偏誤的情形 (毛治文與吳文傑, 2016)。因此，本文參考 Heckman et al. (1997) 以 DID 模型處理此項問題，亦即假設不可觀察到的變數不隨時間變動，在政策實施前後沒有差異，故以政策變動前、後的時間性虛擬變數，以及是否受政策影響的政策性虛擬變數之交乘項係數，作為衡量政策實施後對於實驗組樣本的影響，探討公務人員退

休制度改革與公部門員工每小時工資率與工作時數的關係。其中，以受到公務人員退休金制度改革影響的公部門員工為實驗組，而不受影響的私部門員工則為對照組，藉以分析 1995 年與 2011 年的兩次公務人員退休制度改革後，對公部門員工的工資率與工時之影響。

由於 DID 實證模型的前提假設是，樣本在政策實施前後年度的被解釋變數，其變動方向符合平行趨勢 (parallel path)，故本文在公務人員退休政策未改革時，假設公私部門員工在公務人員退休制度改革前後的年度，其平均工資率與平均工作時數皆符合平行趨勢，以探討公務人員退休政策變動對公部門員工的工資率與工作時數之影響。<sup>11</sup> DID 迴歸模型如 (1) 式所示，迴歸係數  $\beta_3$  為政策效果，以評估公務人員退休制度改革對於公部門員工的工資率或工作時數的影響。<sup>12</sup>

$$\ln Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 SECTOR_i + \beta_2 YEAR + \beta_3 POLICY_{it} + \beta_4 Z_i + \mu_{it}, \quad (1)$$

$$POLICY_{it} = SECTOR_i \times YEAR, \quad (2)$$

其中， $Y_{it}$  為樣本  $i$  在第  $t$  期的每小時工資率或工作時數； $SECTOR_i$  為公部門員工的虛擬變數，公部門員工為 1，私部門員工則為 0； $YEAR$  為時間的虛擬變數，分為 1995 年及 2011 年兩次退休制度改革，公務人員退休制度改革後為 1，公務人員退休制度改革前為 0； $POLICY_{it}$  則為公部門員工的虛擬變數與公務人員退休制度改革的時間虛擬變數之交乘項；係數  $\beta_3$  為政策效果，表示公務人員退休制度改革後，對公部門員工的工資率或工作時數的影響效果，是 DID 計量方法中重要的政策效果估計。 $Z_i$  為其他解釋變數， $\mu_{it}$  為誤差項。

此外，由於 Mincer (1974) 發現教育程度、現職工作年數與潛在

<sup>11</sup> 有關工資率與工時模型之平行趨勢檢定，請參考附錄 2 工資率與工時模型之偽政策測試。

<sup>12</sup> 文獻上常見「傾向分數配對」(propensity score matching) 之 DID 分析方式，由於本研究樣本屬於重複性的橫斷面資料 (repeated cross-sectional data)，無法進行配對；同時，個人公司部門之工作決策，亦難有樣本可據以配對之根據。

工作年數有助於提高人力資本 (human capital) 累積，將使工資提高的機會上升，故個人就業特性變數包括： $WORKED_i$  為現職工作年數，表示個人在目前任職公司的工作年資； $EXPERIENCE_i$  為潛在工作年數，將年齡扣除教育年數後，再扣除 6 年便成為個人歷年的工作經驗。同時，本文參考楊子霆與駱明慶（2009）納入個人特性變數；其中， $GENDER_i$  為性別虛擬變數，男性為 1，女性為 0。 $MARRIED_i$  為婚姻狀態虛擬變數，結婚為 1，其他則為 0。又教育可累積個人的人力資本，進而提高生產力，連帶使工資上升 (Mincer, 1974)，故  $SCHOOL_i$  為教育年數，以個人最高教育年數劃分為國小 6 年，國中 9 年，高中（職）12 年，五專 14 年，大學 16 年，碩士 18 年，博士 23 年，自學教育則視為 9 年。同時，考量國內各地經濟發展程度與產業型態不同，使薪資水準存在明顯差異，加上居住地與工作地極為相近，故本文以個人居住地點為地區別之劃分，包括：北部、中部、南部及東部區域，並加入代表各年度的虛擬變數，藉以控制時間差異。

## 4.2 勞動參與

本文以工具變數 Probit 模型，針對 2011 年公務人員退休制度改革與 2014 年地方選舉後，探討個人進入公部門勞動市場的勞動參與決策之影響。<sup>13</sup> 由於各縣市首長具有人事任用權，若選後新任的地方首長成功政黨輪替，將更有誘因提拔有助當選支持者為公部門員工，影響公部門的勞動參與情形。因此，個人是否參與公部門勞動市場的決策為有二，分別為「參與」或「不參與」，屬於二元被解釋變數，故本文運用二元選擇模型為實證模型。

個人選擇是否參與公部門勞動市場之 Probit 迴歸式為：

<sup>13</sup> 考量 1997 年發生亞洲金融風暴，嚴重影響我國勞動市場的因素之一，加上本文主要係探討公務人員退休金制度改革對公部門勞動市場的影響，政黨輪替對公部門勞動參與之影響效果是提供讀者不同面向思考，故本文僅探討 2011 年改革後的 2014 年地方政黨輪替的影響。

$$y_i^* = \mathbf{x}_i' \boldsymbol{\beta} + \mu_i, \quad (3)$$

$y_i^*$  代表第  $i$  人參與公部門勞動市場的選擇； $\mathbf{x}_i$  代表第  $i$  人的個人特性與環境等變數，影響個人是否參與公部門勞動市場的因素； $\boldsymbol{\beta}$  為各變數之係數； $\mu_i$  為誤差項，服從標準常態分配。實務上  $y_i^*$  為無法觀察到的變數 (latent variable)，但可利用觀察得到的變數  $y_i$  定義之：

$$\begin{aligned} y_i &= 1, & \text{if } y_i^* > 0, \\ y_i &= 0, & \text{if } y_i^* \leq 0. \end{aligned} \quad (4)$$

在個人特性與環境等變數的條件下，個人參與公部門勞動市場的機率為：

$$\begin{aligned} P(y_i = 1 | \mathbf{x}_i) &= P(\mathbf{x}_i' \boldsymbol{\beta} + \mu_i > 0 | \mathbf{x}_i) \\ &= P(\mu_i > -\mathbf{x}_i' \boldsymbol{\beta}) \\ &= \Phi(\mathbf{x}_i' \boldsymbol{\beta}), \end{aligned} \quad (5)$$

其中， $\Phi(\cdot)$  為標準常態分配的累積分配函數 (cumulative distribution function)。

既有文獻探討個人是否參與勞動市場的決策時，通常以薪資為解釋變數探討其對於個人參與勞動市場的決策之影響（行政院主計總處，2008）；但薪資與個人參與勞動市場為同時決定，且彼此會相互影響，甚至兩者互為因果關係。如果僅以薪資為解釋變數，運用 Probit 模型探討薪資對於個人參與勞動市場的影響，會產生變數內生決定的問題，而使迴歸結果產生偏誤。

因此，本文參考既有文獻於處理 Probit 二元選擇模型的變數內生性問題，採用工具變數 (Moffitt, 1984; Newey, 1987; Heitmueller, 2007) 的方式，將教育年數、現職工作年數與潛在工作年數等變數設為薪資的工具變數。由於教育程度為人力資本，教育年數與個人生產力之關聯性為正，且薪資決定於個人生產力。又雇主給予員工薪資時，會考量個人生產力、工作表現與年資等因素。因此，現職工作年數與潛在工作年數愈高，年資愈高將伴隨薪資調高的機會提

升。由於潛在工作年數、現職工作年數與教育年數均會影響薪資水準 (Mincer, 1974)，且與薪資之關連性為正，故以教育年數、現職工作年數、潛在工作年數等變數為適當之薪資的工具變數。

根據以上說明，個人是否參與公部門勞動市場之迴歸式為：

$$y_i = \alpha_0 + \alpha_1 POLITIC_i + \alpha_2 YEAR_{2011} + \alpha_3 POLITIC_i \times YEAR_{2011} + \alpha_4 \ln WAGE_i + \alpha_5 Z_i + \mu_i, \quad (6)$$

根據以上說明，個人是否參與公部門勞動市場之迴歸式為 (6) 式，其中， $\ln WAGE_i$  為內生變數。<sup>14</sup>

被解釋變數  $y_i$  為個人是否參與公部門的二元虛擬變數，分為 3 組探討：第一組是成為約聘僱人員與臨時人員，亦即 2009 年與 2015 年原先為非公部門員工（包含失業者），若隔年進入公部門成為約聘僱人員與臨時人員為 1，否則為 0；第 2 組是成為公務人員，亦即 2009 年與 2015 年原先為非公務人員（包含約聘僱人員與臨時人員、私部門員工與失業者），若隔年成為公務人員為 1，否則為 0；第 3 組則是退出公部門，若 2009 年與 2015 年原先為公部門員工（包含公務人員、約聘僱人員與臨時人員），但隔年退出公部門勞動市場為 1，否則為 0。<sup>15</sup>

其中，解釋變數為： $YEAR_{2011}$  為時間虛擬變數，2011 年公務人員退休制度改革後為 1，退休制度改革前為 0。此外，地方首長具有人事任用權，地方選舉後的縣市首長是否政黨輪替，將影響特定政黨傾向的支持者可能成為公部門人員，故加入地方選舉後的政黨輪替變數  $POLITIC_i$ ，亦即若 2009 年、2010 年、2014 年地方選舉後，

<sup>14</sup> 以套裝軟體 Stata 之 ivprobit 程序進行兩階段內生解釋變數 (two-step probit with endogenous regressors) 之估計。

<sup>15</sup> 第 1 組與第 2 組樣本之構成並非為互斥 (mutually exclusive)，樣本可能於改革前後跨組出現的情形；然而，對於是否成為公務人員以及是否退出公部門兩個勞動參與課題而言，跨組並不會造成迴歸結果之偏誤。在資料許可的情況下，若排除跨組或可能發生資料選擇 (sample selection) 的偏誤，由於本研究資料並非 panel data，並無法排除此類樣本，此為本研究之資料限制，在此提醒讀者留意。

個人居住區域當選的地方首長政黨輪替為 1，否則為 0。<sup>16</sup>  $POLITIC_i \times YEAR_{2011}$  為前兩項變數之交乘項，觀察政黨輪替與退休制度改革之額外效果， $Z_i$  則為其他解釋變數，包括：個人基本特性等。

由於部分文獻研究個人參與勞動市場決策時，會考量個人基本特性與家庭等其他因素（行政院主計總處，2008；Kan and Lin, 2009），故本文工具變數 Probit 模型參酌前述文獻之作法；另外，工具變數 Probit 模型的解釋變數與 DID 模型的解釋變數大多相同，故僅說明額外增加的變數：將  $PEOPLE_i$  設為戶內人口數目，若戶內人口數愈高，個人參與勞動市場意願愈高，影響個人勞動市場的決策（行政院主計總處，2008）。

## 5. 實證結果

### 5.1 敘述統計

#### 5.1.1 工資率與工作時數

在工資率與工時變化實證模型方面，資料來源為行政院主計總處 (1992-1998, 2008-2014) 之人力運用調查，且合併退休政策變動前、後年度的資料為合併橫斷面資料 (pooled cross sectional data)，探討 1995 年與 2011 年的公務人員退休制度改革，對公部門員工的工資率、工作時數之影響；同時，將公務人員退休制度改革前、後區分為 1 年、2 年與 3 年，觀察公務人員退休制度改革對不同期間的工資率與工作時數的影響效果。以公部門員工為實驗組，私部門員工為對照組，其中，公部門員工為受政府雇用者，包括：公務人員、

<sup>16</sup> 本研究樣本缺乏政黨屬性資料，故以個人居住區域當選的地方首長政黨輪替為政黨輪替變數。2009 年地方選舉政黨輪替的縣市為：宜蘭縣、臺東縣、花蓮縣、金門縣與連江縣；2010 年直轄市長選舉則均未出現政黨輪替；2014 年地方選舉後政黨輪替的縣市為：臺北市、基隆市、桃園市、新竹市、臺中市、彰化縣、嘉義市、澎湖縣與金門縣。



約聘僱人員、臨時人員等；私部門員工則為受私人雇用者，但不包含雇主、自營作業者、無酬家屬工作者等。

針對工資率與工時變化實證模型之樣本處理方式，本文透過 1995 年與 2011 年公務人員退休制度在改革前後的年度，以樣本編號、性別與年齡等變數辨別、分別合併，並刪除退休制度改革前的重複樣本與退休制度改革後的重複樣本，再次合併退休制度改革前後的樣本。另外，由於公部門員工為全職工作，為減少公部門員工與私部門員工間的差異性，使公、私部門員工的樣本均為全職工作者，故刪除每月薪資未達基本工資、每週工作時數未達 40 小時的樣本。其中，每月薪資是參考消費者物價指數調整後的每月實質薪資，且以 2011 年為基期。因此，1995 年公務人員退休制度改革前、後 1 年，樣本數共為 33,118 筆；而 2011 年公務人員退休制度改革前、後 1 年，樣本數共為 30,350 筆。

表 6 為 1995 年與 2011 年公務人員退休制度改革前、後 1 年的樣本，區分為公部門員工與私部門員工的變數之平均數。1995 年與 2011 年公務人員退休制度改革後 1 年，公、私部門員工的平均工資率均為增加，且公部門員工的工資率增加幅度高於私部門員工；而公、私部門員工的工作時數僅微幅減少。又各變數的相關係數均小於 0.7，並無高度相關性，表示變數之間不存在共線性的問題。

### 5.1.2 勞動參與

勞動參與變化的資料來源亦為行政院主計總處 (1992-1998，2008-2014) 之人力運用調查，探討公務人員退休政策改革與地方選舉後，對於公部門勞動市場參與情形的影響。又人力運用調查的調查樣本前、後年度有部分樣本重疊，故本文參考行政院主計總處 (2008) 的樣本處理方式，合併 2011 年公務人員退休制度改革與 2014 年地方選舉前、後年度的樣本，且為探討個人在退休制度改革前後年度的勞動參與變動情形，因此，以家戶編號、性別、年齡等變數來辨別重複樣本並保留。

表 6 退休制度改革前後之敘述性統計表

變數名稱	公部門員工		私部門員工		公部門員工		私部門員工	
	制度改革前 (1994年)	制度改革後 (1996年)	制度改革前 (1994年)	制度改革後 (1996年)	制度改革前 (2010年)	制度改革後 (2012年)	制度改革前 (2010年)	制度改革後 (2012年)
被解釋變數								
$WAGE_i$	185.028	199.722	132.173	144.380	245.083	276.782	171.871	184.228
$HOURS_i$	46.115	45.814	48.800	47.902	41.424	41.394	44.149	43.993
解釋變數								
$GENDER_i$	0.643	0.627	0.598	0.617	0.530	0.520	0.561	0.580
$MARRIED_i$	0.780	0.805	0.595	0.597	0.724	0.729	0.591	0.583
$SCHOOL_i$	12.559	13.023	10.128	10.839	14.342	14.725	12.805	13.094
$WORKED_i$	10.170	10.757	4.890	5.326	10.963	11.762	6.813	7.261
$EXPERIENCE_i$	20.384	20.730	16.566	16.585	21.959	22.434	18.590	18.942
$NORTH_i$	0.409	0.446	0.481	0.497	0.366	0.409	0.463	0.471
$MIDDLE_i$	0.226	0.210	0.235	0.228	0.219	0.225	0.241	0.228
$SOUTH_i$	0.311	0.285	0.267	0.254	0.328	0.295	0.271	0.279
樣本數	2,288	3,549	11,861	15,420	1,567	2,666	9,549	16,568

資料來源：本研究整理。

說明：被解釋變數  $WAGE_i$  表示工資率，單位為新臺幣（元）； $HOURS_i$  表示工作時數（小時）。

勞動參與的樣本可分為 2 種，分別是：公部門員工與非公部門員工。其中，公部門員工為受政府雇用者，依其進入公部門勞動市場的方式，包括：政府考試錄取進入公部門的公務人員，以及未依政府考試錄取進入公部門的約聘僱人員與臨時人員等；在非公部門員工方面，則包含私部門員工與失業者。而且在勞動參與的實證模型中，私部門員工涵蓋範圍較工資率與工時之實證模型廣；其中，私部門員工包含受私人雇用者、雇主、自營作業者與無酬家屬工作者等，並排除非勞動力的樣本。樣本區分 3 組討論：第 1 組是成為約聘僱人員與臨時人員，樣本數共 19,912 筆；第 2 組是成為公務人員，樣本數共 47,272 筆；第 3 組是公部門員工（包含公務人員、約聘僱人員與臨時人員）退出公部門勞動市場，樣本數共 2,536 筆。另外，2011 年公務人員退休制度改革後，勞動參與變化之各變數的相關係數均小於 0.7，顯示無高度相關性、變數間無共線性問題。

## 5.2 實證結果

### 5.2.1 工資率

以 1995 年與 2011 年的兩次公務人員退休制度改革，分別探討不同期間之工資率的變化情形。1995 年公務人員退休制度改革內容為改由政府與公務人員共同提撥退休金財源、取消 1995 年以後年資的公務人員之優惠存款，使公務人員的退休金額度減少、公務人員必須負擔退休金的部分財源。然而，1990 年間經濟發展快速，私部門員工薪資連年提高，且成長幅度高，政府考量經濟成長、私部門平均薪資成長，而調高公部門員工薪資，使 1990 年代公部門員工的薪資調整頻繁。工資率於 1995 年改革後第 1 年變化不顯著，係因 1995 年退休制度改革前亦有薪資之調整，且調薪幅度亦高於改革後所致（參考圖 1），故 1995 年退休制度改革後，不同期間長度的工資率變化，政策效果並不顯著（參考表 7）。

而 2011 年公務人員退休制度改革內容為延長退休年齡與調整所得替代率，使公務人員退休金面臨領取條件趨向緊縮、領取額度減少，基於退休金與工資之替代關係，使得政府提高公部門員工的工資率。由表 7 之 DID 模型迴歸結果發現，退休制度改革後 1 年政策效果的迴歸係數顯著為正，表示公務人員退休制度改革後的公部門員工工資率提高，但政策效果僅止於退休制度變動後 1 年，在變動後 2 年與 3 年的結果並不顯著；可能原因是，公部門員工薪資的調整速度較慢，加上政府多考量消費者物價指數、私部門平均薪資與政府預算等情況而決定是否調整，並非經常性且非能連年調整。另外，依據行政院主計總處的經濟成長率指標，2013 年我國經濟成長率為 2.2%，2014 年則為 4.02%，連續兩年的經濟成長帶動私部門員工的實質薪資成長，然而 2013 年與 2014 年政府並未調整公部門員工薪資、公部門員工工資率僅按職級之提升，而使 2011 年改革後 2 年、3 年公部門員工工資率之上漲不顯著。又 2008 年金融海嘯後，2008 年與 2009 年私部門員工的每小時工資率較低，比較基準較低，凸顯出私部門員工在 2011 年改革前、後 2 年與 3 年的每小時工資率之上漲，而使改革後 2 年、3 年公部門員工每小時工資率變化相對不顯著。故在公部門勞動市場中，退休制度改革後 1 年，公部門員工退休金與工資率呈現替代關係，這個結果與私部門勞動市場之員工退休金與工資率的替代關係相似。

在其他變數的迴歸係數方面：教育年數、現職工作年數與潛在工作年數的迴歸係數皆呈現顯著的正向關係，表示當教育程度愈高、現職工作年數愈高、潛在工作年數愈多，工資率也會愈高；婚姻狀態與性別的迴歸係數也呈現顯著的正相關，表示結婚者的工資率高於未婚者，男性工資率高於女性。此外，本文也運用偽政策檢驗方法 (placebo test)，確認 DID 模型具有穩健性，相關結果請參考附錄 2。

表 7 退休制度改革對工資率之影響

變數名稱	1995年公務人員退休制度改革			2011年公務人員退休制度改革		
	1年	2年	3年	1年	2年	3年
<i>POLICY<sub>it</sub></i>	-0.008 (0.009)	-0.009 (0.006)	-0.004 (0.005)	0.032** (0.011)	0.008 (0.007)	0.003 (0.006)
<i>YEAR</i>	0.059*** (0.004)	0.077*** (0.004)	0.147*** (0.003)	0.046*** (0.004)	0.062*** (0.003)	0.089*** (0.004)
<i>SECTOR<sub>i</sub></i>	0.125*** (0.008)	0.131*** (0.005)	0.132*** (0.004)	0.183*** (0.009)	0.199*** (0.005)	0.206*** (0.004)
<i>GENDER<sub>i</sub></i>	0.288*** (0.004)	0.293*** (0.003)	0.291*** (0.002)	0.172*** (0.003)	0.175*** (0.002)	0.182*** (0.002)
<i>MARRIED<sub>i</sub></i>	0.121*** (0.005)	0.127*** (0.003)	0.126*** (0.003)	0.088*** (0.004)	0.083*** (0.002)	0.083*** (0.002)
<i>SCHOOL<sub>i</sub></i>	0.049*** (0.001)	0.051*** (0.001)	0.052*** (0.000)	0.070*** (0.001)	0.071*** (0.001)	0.070*** (0.001)
<i>WORKED<sub>i</sub></i>	0.013*** (0.000)	0.013*** (0.000)	0.013*** (0.000)	0.015*** (0.000)	0.015*** (0.000)	0.015*** (0.000)
<i>EXPERIENCE<sub>i</sub></i>	0.005*** (0.000)	0.004*** (0.000)	0.005*** (0.000)	0.006*** (0.000)	0.006*** (0.000)	0.006*** (0.000)
地區別	V	V	V	V	V	V
時間	-	V	V	-	V	V
常數項	V	V	V	V	V	V
Adj.R <sup>2</sup>	0.440	0.445	0.457	0.475	0.488	0.490
樣本數	33,118	71,813	110,968	30,350	67,324	98,517

資料來源：本研究整理。

說明：1. 表中數字為迴歸係數，括弧內為標準誤，均四捨五入至小數點第3位。

2. \*\*、\*與\*分別表示達到1%、5%與10%的顯著水準。

3. V表示是否納入地區別、時間或常數項等變數；-則表示未納入。

### 5.2.2 工作時數

表 8 為 1995 年與 2011 年公務人員退休制度改革對工作時數影響之 DID 模型迴歸結果。其中，1995 年退休制度變動後，不同期間工時的政策效果均為顯著；而在 2011 年退休制度變動後的 1 年與 2 年的工時政策效果雖是不顯著，但變動後 3 年的工時政策效果則呈現顯著。

1995 年與 2011 年公務人員退休制度改革後，均使公務人員的退休條件更加嚴苛且領取的退休金減少。然而，兩次改革幅度不同，1995 年改革內容為取消 1995 年以後年資之退休金優惠存款，以及由政府與公務人員共同提撥退休金，相較於 2011 年改革為延長退休年齡與調整所得替代率，1995 年的改革幅度相對較大，對公務人員領取退休金福利具有立即性的影響。由於退休制度改革後，符合退休條件者有誘因選擇立即申請退休，以避免未來退休時領取的退休金更少，故退休制度改革更加嚴苛後可能會帶來退休人數上升；另一方面，為補足退休人數的缺額，政府會雇用新進的公務人員、約聘僱人員與臨時人員。

由於 1995 年受到改革幅度較大、退休人數提高，又政府雇用新進人員的行政程序繁瑣、所需時間較長，使得既定工作量會由現職員工分攤，導致現職員工的工作時間會增加。另一方面，當政府考量政府預算與業務性質而進行部門調整或整併，採用遇缺不補的方式以精簡人事，在既定的工作量下，亦會使現職員工的工作時數增加。因此，在兩次退休金制度改革更加嚴苛後，公部門員工的工作時數會增加，但兩次改革對工作時數的影響程度並不完全相同：1995 年的公務人員退休制度改革幅度大，使得不同期間的公部門員工之工作時數均呈現顯著增加；而 2011 年改革幅度較小，僅於退休制度改革後 3 年的工作時數顯著增加，可能原因係兩次改革幅度並不相同，2011 年的改革幅度較 1995 年小，對於公務人員的立即退休決策

表 8 退休制度改革對工作時數之影響

變數名稱	1995年公務人員退休制度改革			2011年公務人員退休制度改革		
	1年	2年	3年	1年	2年	3年
<i>POLICY<sub>it</sub></i>	0.011*** (0.003)	0.014*** (0.002)	0.015*** (0.002)	0.004 (0.003)	0.001 (0.002)	0.005*** (0.002)
<i>YEAR</i>	-0.015*** (0.001)	-0.008*** (0.001)	-0.016*** (0.001)	-0.002 (0.001)	0.013*** (0.001)	0.012*** (0.001)
<i>SECTOR<sub>i</sub></i>	-0.041*** (0.002)	-0.043*** (0.002)	-0.044*** (0.001)	-0.049*** (0.003)	-0.047*** (0.002)	-0.050*** (0.001)
<i>GENDER<sub>i</sub></i>	0.017*** (0.001)	0.018*** (0.001)	0.017*** (0.001)	0.014*** (0.001)	0.015*** (0.001)	0.015*** (0.001)
<i>MARRIED<sub>i</sub></i>	0.004** (0.002)	0.003* (0.001)	0.002 (0.001)	-0.003* (0.002)	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)
<i>SCHOOL<sub>i</sub></i>	-0.004*** (0.000)	-0.004*** (0.000)	-0.004*** (0.000)	-0.005*** (0.000)	-0.005*** (0.000)	-0.005*** (0.000)
<i>WORKED<sub>i</sub></i>	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)
<i>EXPERIENCE<sub>i</sub></i>	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000** (0.000)
地區別	V	V	V	V	V	V
時間	-	V	V	-	V	V
常數項	V	V	V	V	V	V
Adj. R <sup>2</sup>	0.052	0.054	0.056	0.056	0.056	0.062
樣本數	33,118	71,813	110,968	30,350	67,324	98,517

資料來源：本研究整理。

說明：1. 表中數字為迴歸係數，括弧內為標準誤，均四捨五入至小數點第3位。

2. \*\*、\*、\*\*\*分別表示達到1%、5%與10%的顯著水準。

3. V表示是否納入地區別、時間或常數項等變數；-則表示未納入。

之影響較小。<sup>17</sup> 由此可知，公部門勞動市場的員工退休金與工作時數呈現替代關係，但須視退休制度改革幅度而有所差異。在其他變數的迴歸係數方面：教育年數、現職工作年數的迴歸係數皆呈現顯著的負向關係，表示當教育程度愈高、現職工作年數愈高時，工作時數則是呈現降低；<sup>18</sup> 在性別方面，則是呈現顯著的正相關，表示男性工作時數高於女性。

### 5.2.3 勞動參與

有關 2011 年公務人員退休制度改革及 2014 年地方選舉後，對於公部門勞動市場的影響（表 9）。在第 1 組的約聘僱人員與臨時人員部分，由於不適用公務人員退休金制度，使得  $YEAR_{2011}$  退休政策改革後的迴歸係數並不顯著。在第 2 組的公務人員部分，2011 年公務人員退休制度改革內容為延長退休年齡與調整所得替代率，使公務人員的退休金減少與領取條件更加嚴苛，加上薪資與退休金福利為個人針對是否成為公務人員的考量因素，當公務人員退休制度改革更加嚴苛，使得退休金領取額度減少，更會降低個人成為公務人員的意願。因此，退休制度改革後的  $YEAR_{2011}$  變數呈現顯著的負向關係，表示公務人員退休制度改革更加嚴苛後，對原先非公務人員選擇成為公務人員的機率具負面影響。在第 3 組的公部門員工是否退出公部門勞動市場方面，在公務人員退休制度改革後的  $YEAR_{2011}$  迴歸係數則呈現顯著正相關，可能原因在於，公務人員退休制度改革更加嚴苛，公部門員工預期未來政府會減少其薪資與其他福利，以減少政府人事支出，對於其退出公部門勞動市場的機率具有提高情形的影響。

<sup>17</sup> 然而，若僅針對制度改革後第 3 年之單一分年效果進行迴歸則發現，第 3 年分年效果之工時增加並不顯著；以此提醒讀者在解讀政策效果時應有所保留。

<sup>18</sup> 由於公務人員支薪固定，當教育程度較高、現職工作年數愈高的員工，其能力較佳，使得工作時數較低，故與人力資本理論不符。



此外，由於地方首長對於約聘僱人員之進用具有決定權，故政黨輪替與否對於公部門勞動參與產生影響。在第 1 組的約聘僱人員與臨時人員部分， $POLITIC_i$  政黨輪替的迴歸係數呈現顯著的正向關係，表示個人居住區域當選之地方首長若出現政黨輪替，個人成為約聘僱人員與臨時人員的機率將較政黨連任時來得高；可能原因是，地方選後的地方首長若出現政黨輪替，使得前任首長雇用之公部門員工容易與即將卸任的地方首長退出公部門，故新任首長將有理由雇用有利於其當選之政黨支持者為公部門約聘僱人員與臨時人員。在第 2 組的公務人員部分，由於公務人員受到公務人員任用法規保障，不受地方選舉因素影響，故迴歸結果  $POLITIC_i$  政黨輪替係數並不顯著。在第 3 組的公部門員工是否退出公部門勞動市場方面，由於公部門員工包含公務人員、約聘僱人員與臨時人員，又地方選舉因素不會影響公務人員，而約聘僱人員與臨時人員為公開徵選，會受到地方選舉因素影響，故地方選舉對兩者的影響方向並不一致，使得  $POLITIC_i$  政黨輪替之迴歸係數並不顯著。

在勞動參與模型方面，本文為檢驗工具變數是否適合，而運用內生性檢定檢驗。一個好的工具變數必須具備兩種因素，其一為工具變數與內生變數的有相關性，若兩者的相關係數過小，則存在弱工具變數，會使估計係數不一致 (inconsistency)。Stock et al. (2002) 運用弱工具變數檢定 (weak instrument) 檢驗工具變數與內生變數之相關性，以工具變數對內生變數之線性迴歸的  $F$  值統計量高於 10 為判斷標準，當統計量  $F$  值高於 10，表示工具變數與內生變數間具有相關性，因此可以作為模型之適當的工具變數。由表 10 顯示弱工具變數檢定均高於 10，表示工具變數與內生變數具有相關性。

其二為工具變數須為外生變數 (exogenous)，且與殘差項無關聯性。運用 Wald 外生性檢定 (Wald test of exogeneity)，檢定 Probit 模型變數是否為內生變數，由表 9 檢驗結果均達顯著水準，表示拒絕 Probit 模型變數均非內生變數的假設，顯示 Probit 模型可能包含內生變數，爰採用工具變數 Probit 模型較未納入工具變數之 Probit 模型

為合適。因此，本文之工具變數符合與內生變數相關性，表示以教育年數、現職工作年數、潛在工作年數等變數為工具變數 Probit 模型適當之工具變數。

表 9 退休制度改革對勞動參與之影響

變數名稱	成為約聘僱人員 與臨時人員	成為公務人員	退出公部門
$YEAR_{2011}$	0.055 (0.081)	-0.204** (0.067)	0.492*** (0.121)
$POLITIC_i$	0.508** (0.158)	0.178 (0.163)	0.186 (0.246)
$POLITIC_i \times YEAR_{2011}$	-0.679*** (0.190)	-0.187 (0.178)	0.067 (0.280)
$\ln WAGE_i$	0.461* (0.190)	0.807*** (0.061)	-1.069*** (0.129)
$GENDER_i$	-0.275*** (0.078)	-0.559*** (0.069)	0.392*** (0.105)
$MARRIED_i$	-0.052 (0.070)	0.012 (0.056)	0.124 (0.117)
$PEOPLE_i$	0.109 (0.618)	0.257*** (0.028)	-0.398*** (0.055)
地區別	V	V	V
常數項	V	V	V
樣本數	19,912	47,272	2,536
Wald 外生性檢定	0.010	0.000	0.000

資料來源：本研究整理。

說明：1. 表中數字為迴歸係數，括弧內為標準誤，均四捨五入至小數點第 3 位。

2. Wald 外生性檢定，數字為  $\chi^2$  檢定的  $p$  值。

3. \*\*\*、\*\* 與 \* 分別表示達到 1%、5% 與 10% 的顯著水準。

4. V 表示是否納入地區別、時間或常數項等變數。

表 10 工具變數 Probit 模型之檢定結果

弱工具變數檢定	成為約聘僱人員 與臨時人員	成為公務人員	退出公部門
$F$ 檢定統計量	1,263.420	448.960	60.380
$p$ 值	0.000	0.000	0.000

資料來源：本研究整理。

## 6. 結論

由於 1995 年公務人員退休金制度改革的重點是，政府與公務人員共同提撥退休金、取消 1995 年後年資的退休金優惠存款，而 2011 年則著眼於延長退休年齡與調整所得替代率，兩次改革均減少公務人員的退休金，使公務人員退休金制度更加嚴苛。為掌握公務人員退休金制度改革對其薪資水準、工作時數與勞動參與率之影響，補充國內探討公部門退休金的文獻缺口，以利政府未來相關單位的施政參考，本文運用行政院主計總處之人力運用調查資料，透過差異中差異及工具變數 Probit 模型，探討 1995 年與 2011 年公務人員退休制度改革後對其勞動市場的影響。本文實證分析的結論如下：

在薪資水準方面，由於 1990 年代公部門薪資調整頻繁，1995 年前均有調高公部門員工薪資，且調幅都比 1995 年大，使得 1995 年公務人員退休制度改革後，對於不同期間公部門員工之工資率影響並不顯著。但是，對於 2011 年公務人員退休制度改革來說，退休制度改革後 1 年的公部門員工工資率顯著提高，但在改革後的 2 年及 3 年卻呈現不顯著；可能的原因在於，政府調整公部門員工薪資是考量消費者物價指數、私部門員工平均薪資、政府預算等因素，並非連年調整，故 2011 年公務人員退休制度改革後 1 年，公部門勞動市場之退休金與工資率為替代關係；此項結果與私部門勞動市場相似。

在工作時數方面，1995 年改革內容為取消 1995 年後年資的退休金優惠存款，使得符合退休條件者若選擇延長退休，1995 年後新增工作年資並無法適用優惠存款，故提高公務人員立即申請退休的誘因，以避免未來退休領取之退休金更少，導致公務人員退休意願隨之上升。而退休人數增加所產生公務員缺額，受到政府雇用新進人員的行政程序繁瑣且所需時間較長的因素影響，政府在未雇用新進人員前，既定的工作量會由現職員工分擔，使得公部門現職員工的

工作時數增加。因此，在 1995 年公務人員退休制度改革後，不同期間公部門員工的工作時數均顯著提高，公部門勞動市場之退休金與工作時數亦呈現顯著的替代關係。然而，2011 年改革雖使公務人員退休條件更加嚴苛，但改革幅度並未較 1995 年的大，讓符合退休條件者可以選擇延後退休，而非立即申請退休，故在 2011 年公務人員退休制度改革後，1 年與 2 年對公部門員工的工作時數並無顯著影響，但對於改革後 3 年的工作時數則呈現顯著的正相關。

在勞動參與方面，本文藉由工具變數 Probit 方法為實證模型，探討 2011 年公務人員退休制度改革與 2014 年地方選舉後對於公部門勞動參與之影響。研究結果發現，退休制度改革後，對於非公務人員成為公務人員的機率具有負面影響，且對於公部門員工退出公部門的機率具有提高的影響，對於非公部門員工成為約聘僱人員與臨時人員則不受影響。再者，地方選舉後，若新任地方首長所屬政黨輪替，非公務人員成為公務人員、公部門員工退出公部門不受其影響；個人以約聘僱身分進入公部門的機率則是具有正面影響。

由於公務人員退休金制度改革後，影響公部門勞動市場範圍廣泛；未來政府若再次改革公部門退休金的相關制度，本文實證結果應可提供相關單位提前掌握，俾能提升政府施政品質。此外，若公務人員退休金制度的請領條件朝向更加緊縮，不僅會降低個人參與公部門勞動市場之意願，對於年輕人投入公部門的勞動參與意願及勞動條件也將產生衝擊；因此，本文的研究發現也可提供未來政府修訂公務人員退休制度時，考慮針對不同年齡層的員工進行補償性措施，或針對即將退休的高齡員工另行設計退休制度，以降低退休制度改革產生對公部門員工的負面影響。

最後，雖然 DID 實證模型可排除外在因素導致的偏誤，但對於本文來說，僅限於公私部門一致性之外在因素，對於公私部門員工的薪資與工作時數自身差異則未必能排除；其次，在主計總處公布的人力運用調查資料中，由於政府聘僱的員工資料包含國營事業員工，但國營事業員工卻是適用勞工退休金制度；第三，勞動參與中，

以個人居住縣市的地方首長政黨輪替為政黨輪替變數，樣本缺乏政黨屬性資料，且勞動參與的實證模型有別於差異中的差異方法，可能會受到其他外部因素之影響。最後，儘管公部門薪資結構與職缺員額變動的影響因素很多，甚至公部門員工薪資的調整有可能存在其他不少巧合的因素，甚至調薪也存在各式各項的理由，但從退休金與薪資呈現替代關係的理論來看，公務人員的退休金與薪資必然存在一定之關聯性。<sup>19</sup> 這些皆為本文的研究限制。<sup>20</sup> 未來，若可得到以職業退休金制度為樣本之區分依據，與得到樣本政黨屬性資料，針對公務人員退休金制度改革之實證結果，預期將可獲得支持或反對本文研究發現的另一種觀點；同時，退休制度改革後對於不同年度的工資率與工時之影響不同，又退休制度改革對於公部門員工的努力程度、工作認同以及工作誘因等，也將產生一定程度之影響。另，本研究之勞動參與僅探討 2014 年一次政黨輪替之討論，是否能夠可視為一般性之結論，皆有待後續研究進行檢驗及延伸探討。

---

<sup>19</sup> 雖然政府調降公務人員退休金時，有很高的可能性將多餘的行政資源，考慮用於新實施的政策規劃、強化執行建設目標，或提高公務人員的薪資水準，再加上 2012 年實施《行政院功能業務與組織調整暫行條例》，規定行政院及所屬各級行政機關之功能業務與組織調整等事宜，對於公部門之人事運用仍存在一定規範。因此，提醒讀者，本文並不排除有其他可能的巧合因素，影響公部門薪資與退休金之間的關係。

<sup>20</sup> 雖然制度改革並非一朝一夕，可能在多年醞釀後才有成功的機會，但也可能缺乏制度改革的臨門一腳，而無法讓政策推行順利成功。另一方面，本文已參考許多政策效果討論的文獻，透過計量經濟與 DID 方法進行政策分析，在實驗組與對照組的自然實驗過程中，進行政策改革效果之分析解讀，雖仍無法釐清「理性公務人員可能會事先調整的現象」，但為提高 DID 自然實驗在本文分析的政策效果，本文已參考蔡昶涓（2017）利用偽政策的測試，檢驗在退休政策變動前的年度是否出現類似退休制度改革的政策效果，藉以提高本文 DID 研究方法之穩健性，捕捉政策變動所造成之影響。有關本文在工資率與工時模型之偽政策測試，請參考附錄 2。

## 附錄 1 差異中的差異模型

本文運用 DID 實證模型，樣本分為實驗組與對照組，不受公務人員退休制度改革影響的私部門員工為對照組樣本  $A$ ，而受退休制度改革影響的公部門員工為實驗組樣本  $B$ ，分析公務人員退休制度改革後對公部門員工的工資率與工時之影響。就實驗組而言， $Y_B^0$  為退休制度改革前的工資率與工作時數、 $Y_B^1$  為制度改革後的工資率與工作時數；就對照組言， $Y_A^0$  為退休制度改革前的工資率與工作時數、 $Y_A^1$  為制度改革後的工資率與工作時數。 $D$  為公務人員退休制度改革的虛擬變數， $D=0$  為改革前； $D=1$  為改革後。 $X$  表示其他影響薪資與工作時數的變數。公部門員工的工資率與工作時數在退休政策變動後的影響，為下式：

$$DID = \left[ E(Y_B^1 | X, D=1) - E(Y_B^0 | X, D=0) \right] - \left[ E(Y_A^1 | X, D=1) - E(Y_A^0 | X, D=0) \right], \quad (A1)$$

$E(Y_B^0 | \cdot)$  與  $E(Y_B^1 | \cdot)$  分別為給定條件下，公務人員退休制度改革前、後之公部門員工的工資率或工作時數的期望值； $E(Y_A^0 | \cdot)$  與  $E(Y_A^1 | \cdot)$  分別為給定條件下，公務人員退休制度改革前、後之私部門員工的工資率或工作時數的期望值。 $DID$  為公務人員退休制度改革後，公部門員工的工資率或工作時數的變動量相對於私部門員工的工資率或工作時數的變動量之差異，表示公務人員退休制度改革後對於公部門員工的工資率與工作時數的影響。

然而，DID 實證模型，前提假設在沒有實施政策時，對照組樣本與實驗組樣本在政策實施前、後年度的被解釋變數之變動方向為平行趨勢 (parallel path)，以數學表示為 (2) 式。本文在公務人員退休政策沒有改革時，公、私部門員工在公務人員退休制度改革前、後年度的平均工資率與平均工作時數之變動方向平行，符合平行趨

勢假設。故可以運用 DID 模型探討公務人員退休政策變動，對於公部門員工的工資率與工作時數之影響。

$$\begin{aligned} & E(Y_A^0 | X, D=1) - E(Y_A^0 | X, D=0) \\ & = E(Y_B^0 | X, D=1) - E(Y_B^0 | X, D=0). \end{aligned} \quad (A2)$$

## 附錄 2 工資率與工時模型之偽政策測試

為檢驗本文運用 DID 模型評估公務人員退休制度改革後，對於公部門員工的工資率與工時的政策效果，其方法的穩健性。參考蔡彭涓（2017），利用偽政策的測試，檢驗在退休政策變動前的年度是否出現類似退休制度改革的政策效果。1995 年退休制度改革前的偽政策測試，運用 1992 年與 1994 年的人力資源運用調查，並假定退休制度改革實施為 1993 年；而 2011 年退休制度改革前的偽政策測試，運用 2008 年與 2010 年的人力資源運用調查，並假定退休制度改革實施為 2009 年。以公部門員工為實驗組，私部門員工為對照組，且解釋變數維持不變，運用 DID 模型進行偽政策測試的實證結果為附表 1。

在工資率方面，1993 年的偽政策效果顯著為負，表示退休制度出現在假定的時間點對公部門員工的工資有顯著影響，亦即 1995 年實際公務人員退休制度改革前的年度，公部門員工工資調高，使得以 DID 模型估計 1995 年退休制度改革工資率的政策效果不顯著。從本文的圖 1 可以觀察 1995 年前公部門薪資調漲幅度大，且高於 1995 年調薪幅度，故 1995 年退休制度改革後的公部門員工之工資率調整不顯著；而 2009 年的偽政策效果為不顯著，表示退休制度出現在假定的時間點對公部門員工的工資率並未有顯著影響，故 2011 年實際公務人員退休制度改革前，並未出現公部門員工工資明顯調高的情況。因此，可以運用 DID 模型檢驗 2011 年退休制度改革對公部門工資率之影響。

在工作時數方面，1993 年的偽政策效果不顯著，退休制度出現在假定的時間點對公部門員工的工時並未有顯著影響，故 1995 年實際公務人員退休制度改革前，公部門員工的工時並未明顯增加，表示可以運用 DID 模型估計 1995 年退休制度改革後對公部門員工的工時之影響。而 2009 年的偽政策效果顯著為正，表示退休制度出現



在假定的時間點對公部門員工的工時有顯著影響。亦即 2011 年實際公務人員退休制度改革之前的年度，由於 2008 年全球金融風暴，公、私部門員工的工作時數受到影響，使得 2011 年實際退休制度改革後 1 年、2 年對公部門員工工作時數的政策效果為不顯著。

附表 1 偽政策測試的實證結果

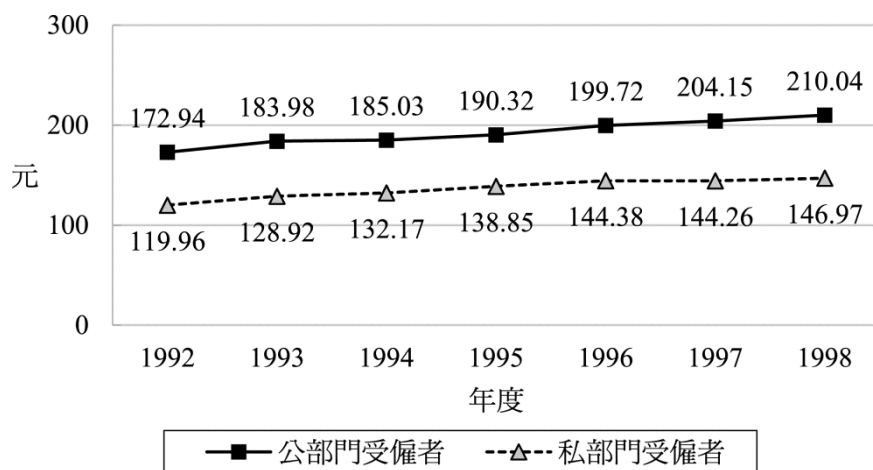
變數名稱	工資率		工作時數	
	1993 年偽政策	2009 年偽政策	1993 年偽政策	2009 年偽政策
$POLICY_{it}$	-0.023* (0.009)	0.010 (0.012)	0.005 (0.003)	0.011** (0.004)
$YEAR$	0.094*** (0.004)	-0.006 (0.004)	0.005*** (0.001)	-0.011*** (0.002)
$SECTOR_i$	0.137*** (0.007)	0.273*** (0.007)	-0.045*** (0.002)	-0.053*** (0.003)
實驗組樣本數	5,742	2,619	5,742	2,619
控制組樣本數	28,036	26,849	28,036	26,849

資料來源：本研究整理。

說明：1. 表中數字為迴歸係數，括弧內為標準誤，均四捨五入至小數點第 3 位。

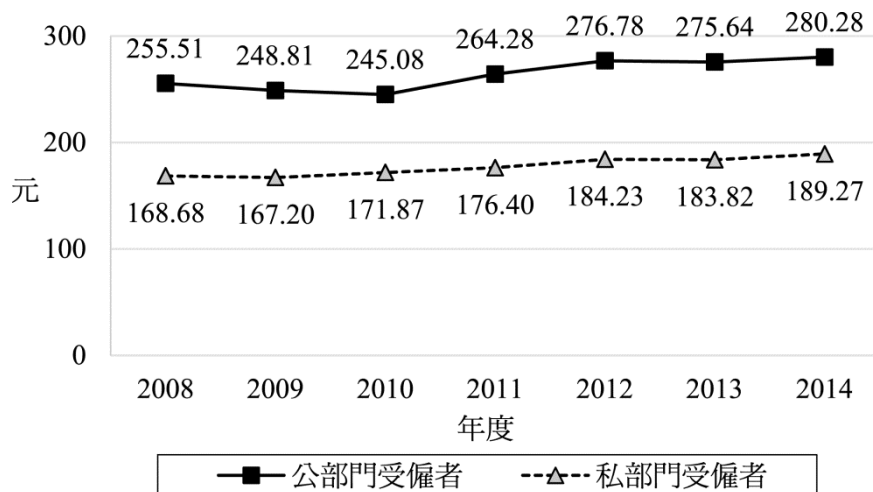
2. \*\*\*、\*\*與 \* 分別表示達到 1%、5%與 10%的顯著水準。

### 附錄 3 工資率與工作時數之趨勢圖



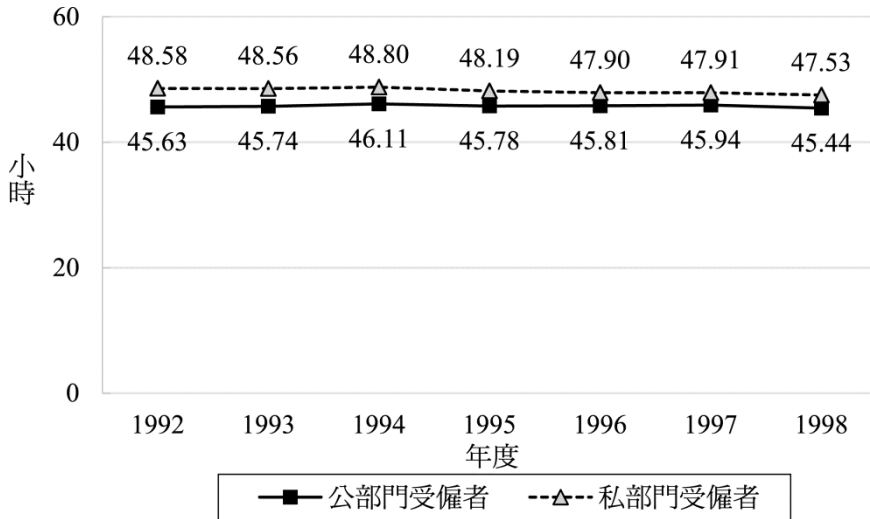
資料來源：本研究整理。

附圖 1 1995 年改革之兩部門平均每小時工資率



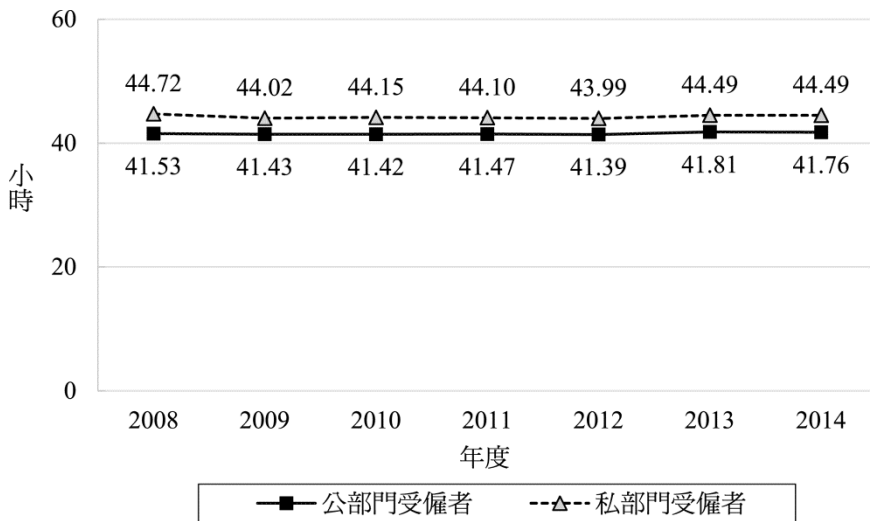
資料來源：本研究整理。

附圖 2 2011 年改革之兩部門平均每小時工資率



資料來源：本研究整理。

附圖 3 1995 年改革之兩部門的平均每週工作時數



資料來源：本研究整理。

附圖 4 2011 年改革之兩部門的平均每週工作時數

## 參考文獻

- 毛治文、吳文傑 Mao, Chih-Wen and Wen-Chieh Wu (2016), 「以差異中差異配對分析法檢驗雙元所得稅制度對經濟成長的影響」 “Using the Method of Difference-in-Differences with Matching Analysis in Exploring the Effect of Dual Income Taxation on Economic Growth”, *經濟研究 Taipei Economic Inquiry*, 52:2, 169-205. (in Chinese with English abstract)
- 行政院主計總處 Directorate-General of Budget, Accounting and Statistics, Executive Yuan (1992-1998, 2008-2014), 人力運用調查 Manpower Utilization Survey. (in Chinese)
- 行政院主計總處 Directorate-General of Budget, Accounting and Statistics, Executive Yuan (2008), 「勞退新制對勞動供需影響之研究」 “The Effect of the New Labor Pension Act on Labor Supply and Demand”. (in Chinese)
- 吳慧瑛 Wu, Huo-Ying (2012), 「勞工退休金制度變革對台灣勞動市場的影響」 “The Impact of Labor Pension Act on Taiwan's Labor Market”, 科技部專題研究計畫, Research Project of Ministry of Science and Technology. (in Chinese with English abstract)
- 陳昱涵 Chen, Yu-Han (2018), 「公務人員退休制度改革對勞動市場之影響」 “The Impact of Public Employee Pension Reform on Labor Market”, 碩士論文 M.A. Thesis, 國立政治大學財政學系 Department of Public Finance, National Chengchi University. (in Chinese with English abstract)
- 黃世鑫 Huang, Shih-Hsin (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」 “A Study of the Preferential Interest Rate of Civil Servant Pension in Fiscal View and Protection of Reliance Interest”, *新世紀智庫論壇 New Century Foundation Forum*, 22,

91-113。(in Chinese)

- 楊子霆、駱明慶 Yang, Tzu-Ting and Ming-Ching Luoh (2009), 「誰付退休金?—勞退新制對私部門勞工薪資的影響」 “Who Pays Pensions? The Impact of New Labor Pension Scheme on Labor Wages”, 經濟論文 *Academia Economic Papers*, 37:3, 339-368。(in Chinese with English abstract)
- 蔡沁涓 Tsai, Wehn-Jyuan (2017), 「養兒育女對育齡婦女勞動市場結果的影響—論 2009 年育嬰假政策改革之效果」 “The Effect of Childcare on Female Labor Market Outcomes: Evidence from the 2009 Parental Leave Policy Reform in Taiwan”, 經濟論文 *Academia Economic Papers*, 45:3, 423-467。(in Chinese with English abstract)
- Browning, E. K. (1975), “Why the Social Insurance Budget Is Too Large in a Democracy,” *Economic Inquiry*, 13:3, 373-388.
- Ehrenberg, R. G. (1980), “Retirement System Characteristics and Compensating Wage Differentials in the Public Sector,” *Industrial and Labor Relations Review*, 33: 4, 470-483.
- Flood, L. and N. Islam (2016), “The Rise of Working Pensioners: The Swedish Case,” *Nordic Tax Journal*, 2016:1, 41-66.
- Galasso, V. and P. Profeta (2002), “The Political Economy of Social Security: A Survey,” *European Journal of Political Economy*, 18:1, 1-29.
- Glaeser, E. L. and G. A. M. Ponzetto (2014), “Shrouded Costs of Government: The Political Economy of State and Local Public Pensions,” *Journal of Public Economics*, 116, 89-105.
- Heckman, J. J., H. Ichimura, and P. E. Todd (1997), “Matching as an Econometric Evaluation Estimator: Evidence from Evaluating a Job Training Programme,” *The Review of Economic Studies*, 64:4, 605-654.
- Heitmueller, A. (2007), “The Chicken or the Egg? Endogeneity in Labour Market Participation of Informal Carers in England,” *Journal of Health*

- Economics*, 26:3, 536-559.
- Holzmann, R. and R. Hinz (2005), *Old Age Income Support in the 21st Century: An International Perspective on Pension Systems and Reform*, Washington: The World Bank.
- Inman, R. P. (1982), "Public Employee Pensions and the Local Labor Budget," *Journal of Public Economics*, 19:1, 49-71.
- Kan, K. and Y. L. Lin (2009), "The Labor Market Effects of National Health Insurance: Evidence from Taiwan," *Journal of Population Economics*, 22:2, 311-350.
- Krueger, A. B. and J. S. Pischke (1992), "The Effect of Social Security on Labor Supply: A Cohort Analysis of the Notch Generation," *Journal of Labor Economics*, 10:4, 412-437.
- Liebman, J. B., E. F. P. Luttmer, and D. G. Seif (2009), "Labor Supply Responses to Marginal Social Security Benefits: Evidence from Discontinuities," *Journal of Public Economics*, 93:11-12, 1208-1223.
- Michel, P. and P. Pestieau (2013), "Social Security and Early Retirement in an Overlapping-Generations Growth Model," *Annals of Economics and Finance*, 14:2(B), 705-719.
- Mincer, J. A. (1974), "Age and Experience Profiles of Earnings," in *Schooling, Experience, and Earnings*, ed., J. A. Mincer, 64-82, Massachusetts: NBER.
- Moffitt, R. (1984), "Profiles of Fertility, Labour Supply and Wages of Married Women: A Complete Life-Cycle Model," *The Review of Economic Studies*, 51:2, 263-278.
- Montgomery, E. and K. Shaw (2007), "Pensions and Wage Premia," *Economic Inquiry*, 35:3, 510-522.
- Montizaan, R., F. Cörvers, and A. De Grip (2010), "The Effects of Pension Rights and Retirement Age on Training Participation: Evidence from a Natural Experiment," *Labour Economics*, 17:1, 240-247.

- Mumy, G. E. (1978), "The Economics of Local Government Pensions and Pension Funding," *Journal of Political Economy*, 86:3, 517-527.
- Newey, W. K. (1987), "Efficient Estimation of Limited Dependent Variable Models with Endogenous Explanatory Variables," *Journal of Econometrics*, 36:3, 231-250.
- Schiller, B. R. and R. D. Weiss (1980), "Pensions and Wages: A Test for Equalizing Differences," *The Review of Economics and Statistics*, 62:4, 529-538.
- Smith, R. S. and R. G. Ehrenberg (1981), "Estimating Wage-Fringe Trade-Offs: Some Data Problems," NBER Working Paper No. 827.
- Stock, J. H., J. H. Wright, and M. Yogo (2002), "A Survey of Weak Instruments and Weak Identification in Generalized Method of Moments," *Journal of Business & Economic Statistics*, 20:4, 518-529.
- Woodbury, S. A. (1983), "Substitution between Wage and Nonwage Benefits," *The American Economic Review*, 73:1, 166-182.
- World Bank (1994), *Averting the Old Age Crisis*, New York: Oxford University Press.

## An Empirical Study on Public Employee Pension Reform and Government Employees' Labor Market

Yu-Han Chen, Joe Chen, and Shih-Chang Huang\*

### Abstract

Despite the uproar over public employee pension reforms, few studies examine the effect of the reforms on the labor market. This paper thus investigates the impacts of these reforms on government employees' labor market in Taiwan for 1995 and 2011, including wage rates, working hours, and labor participation. We also explore the relationship between the political factors of local elections and labor participation. Applying the manpower utilization survey data, results from difference-in-differences (DID) analysis and instrumental variable Probit model suggest that public employee pension cuts did lead to an increase of wages in the year following the 2011 pension reform, which runs in accordance with the substitutability relationship between wage and pension as suggested by theory. In addition, the immediate effect of a pension cut on working hours depends on the magnitude of the reform, and the increase in working hours was most significant three years following the reform. Finally, public employee pension cuts spurred decreases in the probabilities of becoming public employees and increases in the

---

\* Corresponding author: Shih-Chang Huang, Associate Research Fellow in the Third Research Division, Chung-Hua Institution for Economic Research, No. 75, Changxing St., Da-an Dist., Taipei City 106220, Taiwan, R.O.C., Tel.: 886-2-27356006, E-mail: [clator@cier.edu.tw](mailto:clator@cier.edu.tw). Yu-Han Chen, Officer in Small and Medium Enterprise Administration, Ministry of Economic Affairs, 3F., No. 95, Sec. 2, Roosevelt Rd., Da-an Dist., Taipei City 106012, Taiwan, R.O.C., Tel.: 886-2-23662243, E-mail: [104255028@nccu.edu.tw](mailto:104255028@nccu.edu.tw). Joe Chen, Professor in the Department of Public Finance, National Chengchi University, No. 64, Sec. 2, ZhiNan Rd., Wenshan Dist., Taipei City 116011, Taiwan, R.O.C., Tel.: 886-2-29393091 ext. 50943, E-mail: [joe@nccu.edu.tw](mailto:joe@nccu.edu.tw). This paper paraphrased author Yu-Han Chen (2018).

Received July 29, 2019; revised October 1, 2019; accepted August 31, 2020.



probabilities of withdrawal from the public sector. Specifically, the probabilities of becoming contract employees rose when local elections resulted in a “switch” in the ruling political party.

Keywords: Public Employee Pension, Wage, Working Hours, Labor Participation

JEL Classification: H55, J26, J45

— |

| —

— |

| —