



國立臺灣大學社會科學院國家發展研究所

碩士論文

Graduate Institute of National Development

College of Social Sciences

National Taiwan University

Master Thesis

國內典型與非典型勞工薪資差異之研究

Wage Differentials between Temporary and Permanent

Workers in Taiwan

朱韋慈

Wei-Tzu Chu

指導教授：辛炳隆 博士

Advisor: Ping-Lung Hsin, Ph.D.

中華民國 104 年 7 月

July, 2015

謝辭



還記得當初錄取台大的那一刻，心中充滿著激動與興奮；但同時也知道，這是另一個挑戰的開始，因為研究所的學習，有更多學術上的知識需要鑽研，論文的撰寫便是研究所階段中很重要的一環，從一開始的尋找題目、蒐集文獻、研究計畫口試，到最後的定稿，每一個思考、每一個決定都很重要；而更重要的是，在論文撰寫的期間裡，有好多好多需要感謝的人，你們所給予的支持與鼓勵，都是我完成論文最大的動力！

首先，是我的指導教授辛炳隆老師，無論是找尋題目方向、分析文獻、論文撰寫等，老師總是很願意與我一起討論；當有問題與疑惑時，也總是很耐心的分析給我聽。除了論文上的指導外，碩一下便開始跟著老師做研究，非常感謝老師願意給我機會，可以接觸到實務上的統計分析。老師曾說過：「重要的不是在於以前會不會，而是在於自己想不想花時間鑽研學習。」因此，我克服自己心理的障礙，不畫地自限認為自己做不到，而是花時間去學習統計，也因此，使我得以完成這篇論文！


其次，要感謝的是我的口試委員：劉念琪老師與于若蓉老師，你們所給予的意見對我來都非常的重要，讓學生的論文可以更加的札實。

再者，要感謝的是研究所認識的同學們與學長。謝謝保毓、靖倫和頌遇，你們總是在我煩心的時候，給我力量，你們絕對是最佳的談心對象；謝謝杜比學長，總是不厭其煩地讓我詢問統計上的問題，讓我在統計的學習上有很大的進步；也謝謝研究所的其他同學們，是你們讓我的研究所階段充滿了好多的歡笑！

最後，要感謝的是我的家人與男友，因為你們的支持，讓我知道你們永遠都是我的避風港。未來的日子，也會謹記著，只要堅持下去，就離成功不遠了！

朱韋慈 2015/08/09

中文摘要

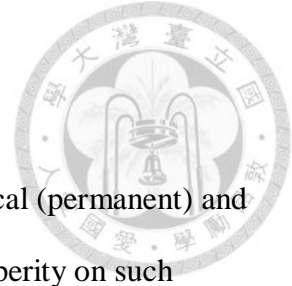


本論文主要探討典型與非典型工作者之薪資差異；再者，探討典型與非典型工作者之薪資差異是否會產生景氣效應，即典型與非典型工作者之薪資差異是否會受到國內景氣之影響而有所擴大或縮小。除了上述之研究目的外，本論文亦針對典型與非典型工作者薪資差異之估計方法進行改善，主要以「內生轉換迴歸模型」與「Oaxaca 薪資分解法」探討典型與非典型之薪資差異。經實證研究發現：

- (1) 典型與非典型工作者其薪資估計式具有結構上之差異，即雙元勞動市場之情形。
- (2) 教育程度較高、職業別為專業職、配偶為典型工作者、育有子女數越少者，其較傾向選擇從事典型工作。
- (3) 教育程度、現職年資、潛在年資越高，典型工作者所獲得之薪資報酬皆相對高於非典型工作者。
- (4) 典型與非典型工作者之薪資差異主要是來自於稟賦不同所造成，而非彈性剝削所造成。
- (5) 典型與非典型工作者之薪資差異會隨景氣而有所不同，景氣好時，薪資差異呈現縮小之情形；景氣不好時，薪資差異將產生擴大情形。

【關鍵字】 典型工作者、非典型工作者、薪資差異、內生轉換迴歸模型、Oaxaca 薪資分解法、雙元勞動市場、景氣

Abstract



This study mainly explored the wage differentials between typical (permanent) and atypical (temporary) workers. It further examined the effects of prosperity on such differentials, i.e., whether such differentials would expand or shrink in accordance with domestic prosperity. In addition, this study also made improvements on methods that estimate the wage differentials between typical and atypical workers, especially on the "endogenous switching model" and the "Oaxaca decomposition method". The results from empirical study showed: (1) There's architectural difference of the wage estimation between the permanent and temporary workers, and this indicates the dual labor market. (2) Workers with higher education, professional jobs, full-time employed spouse, and fewer children are more inclined to choose permanent employment; (3) For workers with higher education, seniority at current posts, and more prospective years of service, their wages and compensations are higher if they are permanent employees than they are not; (4) The wage differentials between typical workers and atypical workers mainly result from aptitude differentials rather than from discrimination; and (5) The wage differentials between typical workers and atypical workers may vary with prosperity: they will shrink during the boom time and expand during the downturn.

【Keywords】

permanent workers, temporary workers, wage differentials, endogenous switching model, Oaxaca decomposition, dual labor market, prosperity

目錄



謝辭.....	I
中文摘要.....	II
英文摘要.....	III
第壹章 緒論 1	
第一節 研究動機與目的	1
第二節 研究流程與章節安排	4
第貳章 文獻探討 5	
第一節 典型與非典型薪資差異之相關理論	5
第二節 典型與非典型薪資差異之實證研究	13
第三節 國內景氣對於典型與非典型薪資差異之調節效果	28
第參章 研究方法 33	
第一節 研究架構	33
第二節 研究假設	34
第三節 資料來源與研究對象	35
第四節 實證模型	36
第五節 變數定義	42
第肆章 實證結果與分析 48	
第一節 樣本敘述統計	48
第二節 就業者從事典型/非典型機率之估計結果	52
第三節 典型與非典型工作者薪資估計式之結果分析	56
第四節 典型與非典型薪資差異之分解模型	60
第五節 國內景氣對於典型與非典型薪資差異之調節效果	67
第六節 小結	71

第伍章 結論與建議 72

第一節 研究結論 72

第二節 政策建議 75

第三節 研究限制 76

第四節 後續研究建議 77

參考文獻 78



圖目錄

圖 3-1 研究架構圖.....	33
圖 4-1 各年度經濟成長率.....	67



表目錄

表 2-1 國內外實證文獻整理.....	23
表 3-2 各年度樣本敘述統計.....	36
表 3-3 變數名稱與定義.....	46
表 4-1 典型與非典型工作者樣本各變數之敘述統計量.....	49
表 4-2 內生轉換迴歸模型-實證結果.....	53
表 4-3 控制選擇偏誤與未控制選擇偏誤之結果.....	61
表 4-4 典型與非典型工作者薪資差異分解.....	62
表 4-5 可解釋部分與不可解釋部分之百分比數值.....	65
表 4-6 各年度下半年(6-12月)縣市別男性失業率.....	68
表 4-7 景氣對於典型與非典型工作者薪資之影響.....	69
表 4-8 研究假設驗證結果.....	71




第壹章 緒論

第一節 研究動機與目的

隨著經濟全球化發展所帶來的產業競爭激烈，與市場需求快速變動下，企業必須採取彈性積累(Flexible accumulation)之策略，以解決過度積累之危機，因此企業便紛紛採取彈性運用勞動力以因應市場變化，各種彈性工作型態便相繼出現，最常見的彈性雇用包括部分工時工作、短期性定期契約工作、勞動派遣等非典型勞工。整體而言，台灣非典型工作者人數隨著勞動市場彈性化趨勢的影響下，自從2000年後，便呈現明顯增加之現象，且又因受到金海嘯風暴之影響，台灣的就業型態更加趨向「非典型化」之發展，從事此種不穩定的部分工時、臨時性工作及派遣工作等非典型就業型態的人數便因此越來越多(李健鴻，2010；江豐富，2011)。

非典型雇用型態的興起雖然能使企業降低經營成本，以提高企業競爭力，但在勞動市場彈性化之發展下，卻可能導致非典型勞工其各項權益被迫減少，甚至受到剝削的問題(Gray,1995)，因此國內外便有許多學者擔憂非典型雇用型態之興起所可能產生的問題，而陸續有相關研究探討典型與非典型工作者之薪資差異情形，有些文獻發現非典型工作者之薪資會低於典型工作者(如 Segal & Sullivan,1998；Hagen, 2001；Picchio,2006；Bosio,2009；江豐富，2011；辛炳隆，2011等)；反之，則有文獻發現非典型工作者之薪資會高於典型工作者(如 Topel,1984；Hagen, 2002；Kerly & Jaan, 2010等)。

關於典型與非典型工作者薪資差異之實證結果可歸類為三種不同之理論論述，根據雙元勞動市場理論，由於勞動市場已分化為主要勞動市場與次要勞動市場，主要勞動市場無論於工資、勞動條件、工作穩定性、職業前景或晉升機會等方面均優於次要勞動市場，且次要勞動市場之勞工並無法輕易移動至主要勞動市



場，因而產生薪資差異；根據彈性剝削理論(Flexploitation)，在勞動市場彈性化趨勢下，非典型工作者遽增，但其各項勞動權益卻反而降低，使得非典型工作者即使與典型工作者擁有同等的生產力，但卻無法獲得同等之薪資報酬；補償薪資差異理論(compensating wage differentials)則認為，由於非典型工作者面臨相對高的失業風險、較差的工作環境與工作特質，應獲得較高之薪資作為補償(Rosen,1986)。針對上述三種理論論述，目前已有許多研究認為補償性薪資差異理論對於典型與非典型工作者薪資差異之解釋力較不足(如 Hagen,2002；Kerly & Jaan, 2010 等)，因此無論根據雙元勞動市場理論亦或彈性剝削理論，非典型工作者之薪資皆會低於典型工作者之薪資，本研究將透過實證方法驗證國內典型與非典型工作者之薪資差異是否存在雙元勞動市場理論或彈性剝削理論之論述。

國內外有關典型與非典型工作者薪資差異之相關文獻，大體上所採用之研究方法是將「是否從事臨時性人力或派遣工作」之虛擬變數納入薪資估計模型中，以反映薪資差異之情形，此種作法雖然能反映出對於臨時人力或派遣工作之薪資影響為何，但卻將「是否從事臨時性人力或派遣工作」視為外生變數，然而「是否從事臨時性人力或派遣工作」應為內生選擇，因此如未考慮內生選擇，將可能得到偏誤之估計結果。

針對此研究方法後續便有學者進行改善，並多以 Heckman(1979)所提出的兩階段估計法作為修正樣本內生性問題(如 Simpson,1986；Picchio,2006；蕭妙萍，2011；江豐富，2011；林侑政，2009；Karabchuk,2010 等)，然而由於個人特性會影響到第一階段的選擇行為與第二階段的表現，因此在 Heckman 方法中兩階段所使用之解釋變數有相當的部分會有所重疊，在實際操作上便可能會遇到共線性(Multicollinearity)問題，而導致無法獲得精確的薪資估計式(如江豐富，2011；陳宇治，2012 等)，因此一般會要求至少要有一個變數僅出現於選擇方程式，但不出現於薪資估計方程式中，即需要一個僅影響工作選擇，不影響薪資的認定變數(Sartori,2003)，然而如果認定變數之選擇並無理論根據，亦將可能導致估計結果

產生偏誤(如 Hagen,2001；蕭妙萍，2011 等)。有鑑於國內研究並未於此議題中解決認定問題，因此本文亦將此納入研究範圍。

除了欲解決認定問題外，亦針對薪資差異方程式之設定進行改善，由於典型與非典型之薪資報酬是由不同之個人屬性所決定，因此，應將典型工作者之薪資估計式與非典型工作者之薪資估計式視為兩組不同之迴歸模型，然而國內外許多研究仍是僅設立一條薪資方程式(如 Segal &Sullivan,1998；Hagen,2001；Jahn,2008；陳宇治，2012 等)，有鑑於此，本研究將採取內生轉換迴歸模型以得到較為周全之估計模型，且有別於過往國內之研究，將採取 Oaxaca 薪資分解法進一步探討除了個人屬性所造成之薪資差異外，是否會受到薪資報酬結構之不同而造成薪資差異。

此外，國內文獻多以單年度資料探討典型與非典型之薪資差異，因而無法探究典型與非典型工作者長期以來薪資差異的變動趨勢，以及無法深究在不同景氣時期下是否會對薪資差異產生不同影響，針對此議題，便有國外文獻以長期資料進一步探討典型與非典型工作者薪資差異與景氣之關聯性，發現薪資差異會受到景氣之不同而有所改變(如 Jahn,2008；Hamersma et al., 2014)，且 Hamersma 等(2014)的研究中更指出典型與非典型工作者薪資差異會於景氣衰退時呈現擴大情形，即薪資差異會產生景氣效應。

相較於國外之研究，國內對於薪資差異與景氣之間之相關研究明顯不足，於探討典型與非典型工作者之薪資差異時，忽略考量經濟狀況或景氣因素對於兩者薪資差異之影響，陳宇治(2012) 雖然曾以探討正職與派遣員工之薪資差異時，一併探討金融海嘯前後對於正職與派遣員工之影響，然而其使用年度虛擬變數作為衡量景氣之指標並非恰當，因為無法證實景氣與年度存在關聯性，應以較為嚴謹之景氣指標作為衡量依據。因此為彌補國內於此議題研究之不足，本研究將建構更多年度之資料，以了解典型與非典型薪資差異之變動情形，並將景氣對於典型

與非典型工作者薪資差異之影響納入研究範圍，探討典型與非典型工作者之薪資差異是否會受到景氣之影響而產生擴大亦或縮小之差異程度。



基於上述研究動機，本論文主要之研究目的有二：

1. 探討台灣典型與非典型工作者之間所存在之薪資差異，並進一步釐清薪資差異是否存在雙元勞動市場理論或彈性剝削，以提供政府對於非典型就業型態工作者制定更為適當之勞動政策。
2. 以長期資料分析典型與非典型薪資差異之變動趨勢，並探討典型與非典型工作者之薪資差異趨勢是否會產生景氣效應，即典型與非典型工作者之薪資差異是否會受到國內景氣之影響而有所擴大或縮減。

第二節 研究流程與章節安排

根據本研究之研究動機與目的，主要在於探討國內典型與非典型工作者薪資差異之情形，以及驗證薪資差異是否會隨著景氣之不同而有所不同。為達成上述之研究目的，本研究以「人力資源調查」暨其附帶之「人力運用調查」為資料來源，並將研究對象設定為「全時工作」之典型與非典型工作者。首先，於第二節文獻探討中，先論述典型與非典型工作者薪資差異的相關理論，並整理國內外有關於典型與非典型工作者薪資差異之實證研究，主要針對國內外所使用的估計模型，以及估計模型之缺失，進行說明，並藉以提出本研究之研究假設與欲採取之估計模型，最後，深究景氣之不同對於典型與非典型工作者薪資差異所產生之調節效果。

在第三章研究方法中，將更進一步說明本研究之研究架構與研究假設，並闡述本研究之實證模型、資料來源、研究對象與變數定義。

本研究之第四章便依據實證模型進行迴歸分析。最後在第五章中，根據迴歸分析所得出之結果進行更進一步之說明與結論，並據以提出對於政策制定與未來研究之建議。

第貳章 文獻探討



針對上述之研究目的，本章將對過去之相關研究進行整理，以說明各研究變項之間的關聯性並據以提出研究假設。本章共分為三節，先了解典型與非典型工作者薪資差異之相關理論；再依據國內外學者針對典型與非典型工作者薪資差異的估計模型與研究成果進行說明；最後，整理國內外相關文獻探討景氣對薪資差異之影響效果。


第一節 典型與非典型薪資差異之相關理論

目前國內外文獻針對典型與非典型薪資差異提出不同之理論架構，本節將進行相關理論之探討，以不同理論脈絡解釋典型與非典型薪資差異之現象，主要理論如下：

一、雙元勞動市場理論 (dual labor market theory)

雙元勞動市場理論最早是由 Doeringer 與 Piore (1970)所提出，其將勞動市場區分為主要勞動市場(核心部門)與次要勞動市場(邊陲部門)，主要勞動市場無論於工資、勞動條件、工作穩定性、職業前景或晉升機會等方面均優於次要勞動市場，且不同部門之間的勞工流動是受到限制的 (Gordon, Edwards, and Reich, 1982)。根據 Harvey(1998)的勞動市場結構，主要勞動市場是由核心勞工(the core)所組成，核心勞工包括全時、具永久地位，且對組織長遠發展具有重要性的員工；而在核心周圍的邊陲(the periphery)勞動市場則是分為兩個不同性質之群體，第一個邊陲體為由全時員工所組成的次級勞動市場，如文書、事務員，以及低技術性的體力勞工；第二個邊陲體則主要由部分工時工作者、定期契約工、派遣勞工等所組成，且其工作保障比前一個邊陲體更少。


企業對於正職員工給予較嚴格的保護措施，以及勞動派遣自由化，皆是創造雙元勞動市場的主要原因(Saint-Paul,1996)。勞動市場彈性化之概念，主要始於 70



年代中期，福特主義(Fordism)政治經濟秩序所建立起的勞動社會保障體系逐漸遭受質疑與挑戰；Altvater 與 Mahnkopf(1993,2002)的勞動去形式化(Deformalisierung der Arbeit)之理論認為保護勞工越多，僅會不利於企業之競爭力，因此主張法律與政府不應對勞動關係的形成與內容做過多之干預，應聽任市場機制之決定，勞資關係的形成不再視為是國家內的階級妥協，而是拉回至企業內的控制模式(林佳和，2008)。且勞動市場彈性化又被視為是西方經濟體不可或缺之生存條件(OECD, 1990；EC, 1993)。

Atkinson(1985)與 Kalleberg 等(2000)便認為勞動市場彈性化會使得非典型工作者的勞動條件與一般工作者產生區別，即出現同工不同酬之現象；M. castells (2000)亦指出，勞動市場朝向彈性化與全球化發展下，所產生之最大問題在於勞動市場的「雙元化(dualization)」現象，即勞動市場中有越來越多從事非典型工作、邊緣性工作的勞動者出現，與典型工作、核心工作之勞動者於勞動權益上產生明顯之差距；且隨著勞動力市場彈性化程度越大，勞動市場雙元化之程度也隨之加劇，即不同分隔市場的差異性將更為擴大，因而導致薪資差異情形加劇(Elisa,2010)。

典型員工之所以擁有較高的薪資與福利，主要是因為企業為了得到或留住主要勞動市場中的專業員工以增加競爭力，便建立薪資高、福利好、升遷機會多、工作穩定的勞動條件(張芳華，2012)，因此，不同分隔市場中異質的工作特質及勞工個人特質，皆是造成工資差異的原因。且企業的僱用策略便已決定勞工進入全職或非全職之工作類型，因為企業會偏好雇用人力資本較高的勞工為全職工作者(John,2006)，雙元勞動市場理論更假設某些類型的個人特質會被迫進入特定的工作類型，非典型工作者較易集中於薪資水平較低的產業，當整體職場的工作者並未集中於低薪產業時，典型與非典型工作者之間之薪資則會有所擴大(Kvasnicka & Werwatz ,2002)。因此企業便發現使用非典型勞工可以更容易地創造出兩層的薪資結構(Two-Tier Compensation Structures)，即企業賦予典型與非典型




工作者不同的薪資結構，正職、永久性的員工享有較高的薪資與福利；而非典型員工則相對擁有較低的薪資與福利(Segal et al.,1997)，就如同 Blank(1998)所指出的，企業可能會給予員工不符合生產力的薪資，因為企業對於員工的薪資擁有壟斷權力，藉此填補二元薪資結構底層的薪資，使得非典型工作者薪資較低。

目前也已有許多實證研究證實雙元勞動市場之結果，即主要勞動市場中的工作者與次要勞動市場中之工作者有明顯之薪資差異(如譚令蒂與于若蓉，1996；曾敏傑，2003；羅楚亮，2008；張文檀，2009 等)。羅楚亮(2008)於就業穩定性與工資收入差距之實證結果中，發現隨著勞動力市場彈性化程度，穩定就業(即正職員工與長期約聘人員)與非穩定就業者(即臨時工與短期合約等)之間的工資收入差距持續擴大，穩定就業者的工資收入水平上升速度高於非穩定就業者，而此種差距更是因為雙元勞動市場所造成之歧視性因素所導致，在傳統經濟體制下，就業通常具有非常強之穩定性，但與此種勞動力市場特徵相伴下的是經濟的低效率，因此便須以勞動力市場彈性化作為因應措施；辛炳隆(2011)之研究亦於訪談結果中發現，僱用非典型勞動力對於勞動市場之影響，最大的負面效應莫過於是加深勞動市場之雙元性，根據其受訪專家指出，儘管僱用非典型勞動力可提高產業競爭力，但僅是降低成本而已；反觀，非典型勞動力僅被視為補充人力，容易被換掉或不續聘，因此對於非典型勞力而言其勞動條件是相當不利的。

隨著雙元勞動市場成長下，核心的典型勞工與非核心的非典型勞工之間的差異已是國際趨勢，非典型勞工伴隨著不確定性的增加與缺乏議價能力，往往會形成一種惡性循環，促使彈性化與剝削之程度加劇，因此，勞動市場彈性化之過程便進一步造成所謂的「彈性剝削」(Gray,1995)。


彈性剝削(Flexploitation)之概念最早由英國學者 Gray(1995)所提出，意指「彈性所造成之違反勞工權益之現象(anti-worker aspects of flexibility)」，所謂違反勞工權益，是指在勞動市場彈性化趨勢下，非典型工作者遽增，但其各項勞動權益



卻反而降低，甚至受到剝削的情形。而非典型聘僱型態的大量增加，便在於使用非典型員工不僅可以使企業更佳的彈性，更可以減少企業成本，因此許多企業試圖創造僱用的雙元系統(two-tier system of employment)，即永久性與全時(典型)的核心勞工，以及兼職與臨時性(非典型)的非核心勞工，兩者擁有相同的工作內容，但後者卻比前者賺取較少的薪資以及福利，也就是典型勞工與非典型勞工皆投入相等的人力資本時，非典型勞工卻獲得不相等的勞務價值。

且非典型此種新形式工作類型之出現更使得勞工的組織能力減弱，因為非典型之工作較不穩定，較容易被解雇，使得非典型工作者較難成立工會，議價能力(bargaining power)相對較低。Segal & Sullivan (1998)、Ray(2004)與 Jahn(2008)便皆指出，非典型勞工無法於高度彈性的勞動市場中獲得較高薪資，以及薪資成長較慢之主要原因在於，非典型勞工缺乏薪資議價之權利(bargaining power)，因為臨時性工作者通常被排除於內部人的集體談判制度中(the collective bargaining system)，無法加入工會 (Lindbeck & Snower, 1988)，使得臨時性工作者無法享有內部人所享有之議價能力，以致無法獲得較高薪資。且根據議價模型(Bargaining models)預期典型員工獲得較高薪資，因為就業保護(employment protection)降低雇主的外部選擇，身為內部人的典型員工所受到的保護相對高於外部人，當對於典型員工的就業保護越高，其薪資溢價便會越高(Lindbeck & Snower, 2001)。

另外，雇主對非典型工作者投資較少的人力資本去提高他們的工作效率，也會導致其獲得較低的薪資(Hagen,2001；Jahn,2008)。因此，非典型工作者比典型工作者更努力工作，因為非典型工作者擔心企業不再續聘(Polavieha&Richards,2002)，陳盈方、葉崇揚(2006)更指出只有具備企業專殊技能的核心勞工，才能在協商過程中，獲取高度的就業保障和福利，核心勞工透過工會組織，去脅迫雇主給予較佳的保障和工作條件；而非核心勞工的職員，如女性、部分工時者、低技術勞工等，是不具任何影響力的，也被排除在較好的工作條件和保障之外。



國內已有實證研究證實彈性剝削之存在，如辛炳隆(2011)針對非典型勞工所進行的問卷調查結果顯示，即使是加入勞工保險此基本的法定權益，仍有許多非典型工作者無法享有，尤其是以部分工時者的情況最為嚴重；另外，多數派遣工作者不僅無法依法受到不定期契約的保障，在資遣費方面也連帶受到不利影響；至於薪資福利方面，則發現國內企業對正職員工與非典型工作者所提供的薪資與福利項目確實不同，而此問卷亦進一步詢問受調勞工是否會感受到「不平等」的待遇，有近六成的非典型勞工感受到不平等待遇，其中又以派遣工作者之比例最高（67.3%），其次為定期契約工作者（62%），與部分時間工作者(52.3%)。

李健鴻(2011)則是針對我國派遣勞工在勞動權益上遭受的彈性剝削問題進行探討，其認為台灣受到經濟全球化、勞動市場彈性化以及失業問題惡化的影響下，於2002年起，從事勞動派遣的勞工人數急遽成長，進而產生許多派遣勞工遭受彈性剝削的社會問題，且由2001年勞委會的「非典型工作型態調查」研究報告與2005年勞委會的「職類別薪資調查」報告發現，要派事業單位使用派遣勞工的主要原因為，「有效彈性運用人力」與「降低人力成本」，透過兩者相互結合，使得要派事業單位在人力運用上可達到最佳效用，即最低的成本與最佳化的效能。然而，卻造成對派遣勞工彈性剝削之效果，因為勞動派遣同時結合「外部數量彈性」(即雇主在僱用以及解雇時的彈性)，與「薪資彈性」(指以績效為基礎的彈性給付薪酬方式)的人力彈性運用策略，企業以「運用—不續用」之彈性方式取代「僱用—解雇」的傳統僱用方式，更可依景氣變動，在需要時期才彈性運用外部的人力，不需要時則可以不使用；且由於要派事業單位並非派遣勞工的雇主，因而得以免除解雇、資遣、退休等各項法律規定的人力成本，並採取以派遣勞工的工作績效表現彈性給予薪酬的方式，不符合績效標準時甚至可立即更換派遣勞工，節省薪資成本，且由於派遣事業單位藉由向要派單位收取管理費，實際上卻是以抽取派遣勞工的工資差價，作為派遣單位者的主要獲利來源，使得派遣

勞工的薪資往往低於要派單位內相同性質工作的正職勞工。派遣勞工便於此種人力彈性運用形態下，面臨極大的彈性剝削傷害(李健鴻，2011)。

因此，相較於主要勞動市場而言，次要勞動市場便成為所謂的被剝削之市場，因為相較於主要勞動市場之典型工作者而言，彈性剝削作為一種勞動市場彈性化產生的新形式剝削現象，對於非典型勞工所造成之衝擊遠甚於典型勞動型態下正職勞工所受到的傷害。Gray(1995)便指出，彈性剝削使得勞工被迫承受不安全、沒有尊嚴以及更強大的勞動訓誡等各種傷害，進而使得勞工的勞動權益受到剝削，因此，勞動市場的彈性化對於從事非典型工作者的低薪、低技能經驗的勞工而言，其實只有強化剝削的效果(Gray,2005；李健鴻，2011)。

二、 補償薪資差異理論 (compensating wage differentials)


補償薪資差異理論也針對薪資差異現象進行論述，補償薪資差異理論由Rosen(1986)所提出，其認為臨時性工作者(temp workers)與典型工作者相較下，會面臨更高的失業風險，且工作環境與工作特質皆較差，如缺乏工會的代表權、缺乏社會安全與健保體制的保障(Jahn,2008)，於薪資收入而言，也面臨較高的易變性(income volatility) (Segal and Sullivan,1997)。因此，可以合理預期由於非典型工作者需要承擔較高的風險，應獲得較高之薪資作為補償(Segal and Sullivan,1998)，以吸引勞動者前來工作，且當對於「工作不穩定性」進行薪資補償時，工作者便會較願意進行臨時性的工作 (Picchio,2006)。所以雇主支付給他們的薪資應比從事工作環境較好的工作的相同勞工來得高；反之，選擇工作環境較好的工作之勞工，由於他們必須支付一筆類似於價格給付的補償性支付(compensating payment)才得以取得較好的工作環境，因此他們所接受的薪資應較低。

但該理論事實上僅意指，假若勞工的特性相同(即相同素質的勞動者)，選擇工作環境不好的工作之勞工，其所獲得的薪資應比那些選擇工作環境比較好的工

作之勞工高，但並非泛指，任何選擇工作環境不好的工作之勞工，其所獲得的薪資應比任何選擇工作環境比較好的工作之勞工來得高(江豐富，2012)。

國外文獻如 Segal 與 Sullivan (1997)的研究中便發現臨時工作者比其他類型工作者較易面臨高失業率，且多數臨時性工作者並非屬於自願進入臨時性工作，因此根據 Adam Smith(1937)的研究，面臨高失業風險的工作者通常較易得到補償性薪資；其他研究如 Abowd 與 Ashenfelter (1981)、Topel (1984)的研究也皆證實對於失業風險進行補償薪資差異的結果；Hagen(2002)、McGinnity 與 Mertens (2002)發現對於典型員工的薪資懲罰是顯著不為零的結果；Kerly 與 Jaan (2010)亦指出受到經濟衝擊與勞動市場彈性化之影響，雇主為了降低成本，多以非典型工作者之雇用類型為主，此時雇主便可能願意提供非典型工作者較高的薪資報酬；Tatiana (2010)更指出雇主為了因應季節波動，需要大量使用部分工時者或臨時工作者，然而此些工作者並非自願性的從事非典型工作，因此雇主必須增加薪資以補償此些勞工所面臨的高失業風險，但其實證結果發現部分工時工作者具有補償性薪資，臨時性工作者則不存在薪資補償之結果。

國內文獻如蕭妙萍(2012)亦發現同樣之結果，即補償性薪資差異理論較得以解釋全時與部分工時工作者之間的薪資差異；但並不適合解釋非臨時性與臨時性工作者之薪資差異，因為其實證發現非臨時性工作者之平均薪資高於臨時性工作者，非臨時性工作者之情形較符合次要勞動市場之特性，如人力資本對於臨時性工作者之工資率影響並不顯著，即在非臨時性工作者中，教育程度越高相對擁有較高的工作保障與薪資；相反地，臨時性工作者教育程度越高，其工資增加之幅度卻有限。柯志哲(2014)之研究中，更進一步說明當控制住工時因素後，非典型工作者薪資偏低的原因可分為兩點：(1)部分工時者之薪資事實上是高於正職全時工作者的，但因為其工時相對較少，因而導致其收入較低，即是因工時不足所導致的低度就業問題。(2) 臨時性工作者除了工作契約上並沒有延續性，且時薪也較低，因此較有可能是勞動市場中遭受不平等對待之群體。



此外，也已有許多既有文獻於探討薪資差異時，發現與補償薪資差異理論相悖之結果，如 Jimeno&Toharia, 1993；Segal&Sullivan, 1998；Booth et al., 2000；Hagen, 2001；Blanchard & Landier, 2001；Brown & Session, 2001；Picchio, 2006；Bosio, 2009 等，此些文獻皆發現非典型工作中，只存在薪資懲罰(wage penalty)的現象。Picchio(2006)更進一步將非典型工作者相對低薪之原因，區分為三點：(1)由於雙元勞動市場中，非典型與典型工作者之間存有完美的替代特性，Rebitzer 與 Taylor (1991)的研究便說明此項特性，企業的最佳策略中，包含了對約聘人員(fixed term workers)給予較低的薪資；約聘性質可以作為公司對於人才的篩選機制與適用期的工作；(2)公司可能會藉由適用期時，賦予較低的薪資，但承諾之後會給予較高的薪資，藉以吸引擁有高才能的員工(Loh,1994)；(3)非典型工作者之薪資議價權力較低。主要是因為非典型工作者並無制度上的解僱成本(the lack of institutional firing costs)，Segal 與 Sullivan (1998)以及 Bentolila 與 Dolado (1994)的研究皆顯示工會通常是由典型工作者(內部人)所主導，而約聘人員(外部人)則被排除在外，使得典型工作者之薪資議價權利高於非典型工作者，而非典型工作者因為不屬於工會成員，因此無法要求較高的薪資，以致非典型工作者無法於高度彈性市場中，獲得補償性薪資。

三、小結

總結上述理論，雙元勞動市場理論認為非典型工作者之薪資會相對較低，補償性薪資差異理論則是認為非典型工作者之薪資會較高，而補償性薪資差異理論事實上利基於一個重要之假設，即勞工是可以自由選擇於較好或較差之工作環境工作；雙元勞動市場理論，則是認為勞工之選擇性已被受限，即勞動市場已分化為主要勞動市場與次要勞動市場，次要勞動市場之勞工並無法輕易移動至主要勞動市場。因此是否自願選擇從事非典型工作，以及勞動市場是否已明顯雙元化(即

產生區隔化)，便成為補償性薪資差異理論與勞動市場理論之所以產生不同結論之根源。

然而，目前已有許多國外研究說明並無補償性薪資差異存在，即此理論對於典型與非典型工作者薪資差異之解釋力較低，主要原因便在於非典型工作者通常被排除於工會之外，且解雇成本相對於典型工作者低，導致其薪資議價權力較低，無法要求較高的薪資，以至於無法在彈性市場中，獲得補償薪資。國內的相關實證也較偏向雙元勞動市場理論之結果，如柯志哲(2014)便發現典型與非典型工作者之間已呈現明顯的區隔化現象，非典型工作者通常為教育程度與技能水準較低者，且非典型工作者進入典型正職工作之機率相較於典型工作者低，即當工作者一旦進入非典型工作後，就如同掉進次級勞動市場中的陷阱，不僅面臨較差的工作環境，更降低了轉為正職的流動機會。

因此，有鑑於補償性薪資差異情形並不適用於解釋典型與非典型工作者之薪資差異，國內典型與非典型薪資差異較偏向雙元勞動市場情形，本研究便不加以驗證補償薪資差異理論。另外，基於國內於此議題之研究方法上仍有待改善，因此此議題仍有進一步研究之空間。本研究便將透過實證方法，驗證國內典型與非典型工作者之薪資差異是否存在雙元勞動市場理論之論述，並進一步說明次要勞動市場所存在的彈性剝削情形。

第二節 典型與非典型薪資差異之實證研究


綜觀國內外探討典型與非典型薪資差異的相關文獻上，主要可分為兩個層次，一為是否已處理樣本內生性問題，二為薪資差異方程式之設定。因此本節將分為兩部分進行論述，並將國內外探討典型與非典型薪資差異之相關文獻繪製如表 2-1。



一、樣本內生性問題

在樣本內生性問題中，仍有文獻僅使用 OLS 模型估計薪資模型，然而 OLS 較易產生聘僱型式的內生性(the endogeneity of the contract type)問題，以及樣本選擇偏誤(sample selection)，因為勞工是否成為臨時性工作者並非隨機的選擇結果，因此可能會有無法觀察到的個人特質同時影響薪資與是否選擇臨時性工作，而導致估計結果偏誤(Heckman,1979)。在樣本選擇偏誤的部分，由於使用 OLS 估計僅會觀察到進入勞動市場勞工的薪資，而無法觀察到其他失業者與非勞動力人口之工資資料，使得勞動市場參與方程式的誤差項與薪資估計式的誤差項相關，進而產生所謂的樣本選擇偏誤問題。在聘僱形式的內生性部分，由於 OLS 假設解釋變數皆為外生解釋變數，因此便不會產生估計結果偏誤，然而薪資估計式的解釋變數基本上與被解釋變數之間存在內生性問題，即解釋變數與被解釋變數會互相影響，因而導致 OLS 估計會產生偏誤，許多文獻是將「是否從事臨時性人力或派遣工作」之虛擬變數納入薪資估計模型中，然而「是否從事臨時性人力或派遣工作」應為內生選擇，因此如未考慮內生選擇，將可能得到偏誤之估計結果。文獻如 Jimeno 與 Toharia (1993)、Rica 與 Felgueroso (1999)；Brown 與 Session (2001)、Gustafsson 等(2001)、gustafsson, kenjoh, 與 wetzels(2001)、Forde 與 Slater (2005)、Silva 與 Turrini(2015)等便皆僅使用 OLS 估計模型估計非典型與典型工作者之薪資差異。

目前大多數文獻已處理內生性問題，且多使用 Heckman(1979)所提出之「兩階段估計法」作為修正因樣本內生性問題導致的不一致性(inconsistency)，國外文獻如 Simpson(1986)分析加拿大全時與部分工時之薪資差異時，分別採用 OLS 和 Heckman 兩階段方法估計其薪資缺口，於 Heckman 所估計之薪資缺口較 OLS 所估計的結果來得小，研究發現全時與部分工時樣本之平均薪資缺口為 31%，但在調整偏誤後，全時與部分工時之薪資缺口則下降為 10%，因此，如未考慮樣本偏



誤問題，則會產生薪資高估之情形。而此結果與 Karabchuk (2010)探討俄羅斯之正職與非正職就業的薪資差距時相反，其結果顯示如未納入修正項，會產生薪資差異低估之情形，以 OLS 所估計出之薪資缺口為 3.7%；而使用 Heckman 兩階段所估計出之薪資缺口則為 3.8%。另外，Picchio(2006)分析義大利臨時性與永久性員工之薪資差異中，使用 Heckman(1978)所提出之虛擬內生變數法(dummy endogenous variable model)亦發現樣本修正項顯著不為零，表示僅以 OLS 估計薪資差異會產生偏誤(Bias)結果。

國內文獻如林侑政(2009)於探討全職與非全職過度教育薪資報酬率的差異時，考慮了自我選擇進入全職或非全職兩種不同工作型態所產生之樣本偏誤的可能性，而採用 Heckman 兩階段估計法修正就業者從事全職或非全職工作型態的自我選擇問題，其第一階段 Probit model 先估計出選擇從事全職或非全職工作機率的影響因素，再於第二階段將自我選擇項放入工資估計式中，以 OLS 進行估計，得到一致性之估計量，其結果顯示，選擇性偏誤調整項於全職者的薪資報酬中為顯著負向；但在非全職者的薪資報酬中則產生負向但不顯著之結果。此選擇偏誤之結果與蕭妙萍(2011)探討典型與非典型工作者之薪資差異時相似，在樣本選擇變數方面，於全時就業者之工資方程式中，其係數估計值均為顯著負向；而在部分工時就業者之工資方程式中，樣本選擇偏誤則為正向但不顯著；另外，於非臨時性就業者之工資方程式中，樣本選擇偏誤為正向顯著；於臨時性就業者之工資方程式中，樣本選擇偏誤則為負向顯著。

江豐富(2011)於探討失業、非典型就業的人口組成與工資率時，也使用 Heckman 兩階段估計法，估計台灣勞工的就業機率與工資率，以及就業者從事典型與非典型工作的機率與工資率，其研究結果發現人力資本投資、工作身份、曾否退休、性別、婚姻狀態，以及主要工作場所從事行業等影響勞動供需的因素，不但是決定工資率的重要變數，同時也是決定個人從事典型或非典型工作之機率的重要變數，且其研究發現非典型工作者的工資率並不一定比全職者來的差，但



因其工時相對較少，因此薪資總所得仍遠不及於典型就業者之薪資；而在樣本選擇變數方面之結果，則是發現典型就業者工資估計式與非典型就業者的工資估計式，其係數估計值均不顯著之結果。

除了使用 Heckman 解決樣本內生性問題外，國外文獻如 Jahn 與 Pozzoli (2011)使用內生轉換迴歸模型(endogenous switching model)以解決內生性問題，其認為臨時性工作者(temp workers)和非臨時性工作者(non-temp workers)之間存在不同之薪資結構，因此應分為兩組不同之薪資估計式，實證發現選擇調整項(selection adjustment terms)於臨時性工作者和非臨時性工作者之薪資估計式中皆呈現負項之選擇偏誤，表示如果未控制樣本選擇偏誤，會高估所估計出之工資懲罰程度。國內文獻如陳宇治(2012)則是使用 Treatment Effects Model 修正樣本選擇性之問題，考慮到是否為派遣員工是自我選擇之結果，於薪資估計模型中增加是否為派遣員工之機率模型，將臨時性派遣員工薪資估計式之估計值減非臨時性派遣員工薪資估計式之估計值，得出兩者估計值之差異，即為以 Treatment Effects Model 得出之差異結果；且由 Treatment Effects Model 所修正過的派遣員工與正職員工的差異與原先使用 OLS 模型所估計出之差異相差約 6%，因此顯示出，若未考慮工作選擇內生性之問題，將導致對薪資差異產生低估之情況。


然而，個人特性會影響到第一階段的選擇行為與第二階段的表現，因此在 Heckman 方法中兩階段所使用之解釋變數有相當的部分會有所重疊。在實際操作上便可能會遇到共線性(Multicollinearity)問題，因為第一階段的解釋變數會透過選擇項(inverse Mills ratio)也進入第二階段，雖然選擇項是第一階段解釋變數的非線性函數，但由於選擇項與解釋變數幾乎近於線性，使得第二階段選擇項與第二階段解釋變數具有高度線性關係，造成在第二階段解釋變數的估計結果將會不穩健(yield rather unrobust results) (Puhani, 2000)。因此，為了認定問題(identification)，一般會要求第一階段的自變數至少要有一個變數與第二階段不同，且僅出現於選擇方程式，不出現於結果方程式中(此變數僅會影響選擇，而不



影響薪資)，即所謂的「排除條件」(exclusion restriction) (Puhani, 2000；Sartori, 2003)。

但許多文獻中第一階段之解釋變數並未與第二階段有所不同，因而造成第二階段有線性重合之問題。如江豐富(2011)之研究中，雖然其於第一階段(probit model)中並未將工資率估計式中的解釋變數全數納入影響勞動者就業抉擇的外生變數向量，但其第一階段中的自變數並未出現第二階段所沒有之變數；陳宇治(2012)於 probit model 中的解釋變數也皆來自於第二階段之解釋變數，僅將第二階段之企業規模、政府機關與年度虛擬三個變數所去除，其餘皆保留於第一階段中，因此將導致認定問題。

有處理認定問題之文獻，如 Karabchuk (2010)探討俄羅斯典型與非典型工作者之薪資差異時，便於 probit model 中納入育有子女之年齡、已領取退休金以及已有房屋等認定變數；John(2006)以育有子女之年齡、家庭人口數、其他收入(如失業補助金、租金等)，以及是否曾經因健康狀況而阻礙工作為認定變數，其發現已婚、有六歲以下之子女以及家庭人數越多的工作者，更傾向於從事全時工作(fulltime)以維持家庭中的經濟責任(financial obligations)，因為全時工作的收入更得以滿足家庭開銷所需；另外，其他收入越高，以及健康狀況較不佳皆會降低勞動市場之參與率；Jahn 與 Pozzoli (2011)以各地區的派遣比例作為認定變數，其將區域再細分為 413 個勞動市場，因此調查對象的工作地點通常也會在其所居住的地區裡，當一個區域的派遣工作增加時，便會影響到一個區域中的個人是否更容易成為派遣勞工，且區域的派遣比例並不會影響薪資，因此可作為「排除條件」(exclusion restriction)。國內文獻如林侑政(2009)探討全職與非全職過度教育薪資報酬率之差異時，於兩階段估計法中之第一階段所使用的解釋變數為配偶工作情形、育有子女數、性別與配偶工作情形的交乘項和性別與育有子女數的交乘項，這些變數為第二階段所沒有之解釋變數。




另外，蕭妙萍(2011)雖然於第一階段有擺進與第二階段不同之變數，其認為因為臨時就業者的工作時數可能高於或低於 35 小時，使得兩者樣本可能產生重疊，因此將另一種非典型工作類型做為可能的影響因素，例如將臨時性與否列為部分工時之解釋變數，其發現臨時性者從事部分工時的機率會顯著高於非臨時性者。但於第一階段之解釋變數應皆為外生選擇變數(exogenous variables)，即應為進入職場前便已決定之因素，如性別與教育等變數；然而考慮另一種工作型態之選擇過程本身是屬於內生選擇，Davia 與 Hernanz (2002)便提到，下一個工作選擇是臨時性或正職工作，並非外生(exogenous)決定；江豐富(2010)亦說明應避免將「欲換工作或尋找額外工作」此種具有個別勞動者選擇特性之變數納入第一階段中，因此將此變數納入第一階段的選擇行為中並非恰當之作法。

另有文獻將過去兩年內之失業期間(previous unemployment spells)、過去兩年內之就業期間(previous employment spells)與失業率作為認定變數，其實證發現失業期間愈長，越有可能成為非典型工作者，反之，就業期間越長，則越不可能進入非典型工作(Hagen,2001)；但已有許多文獻發現失業期間之長短會影響薪資(如 Ehrenberg and Oaxaca,1976；Jones,1988；John,2003)，且 Karabchuk(2010)亦發現失業率越高，臨時性工作者之薪資傾向越低。因此無論是失業期間、就業期間或失業率，皆無法僅影響就業者之工作選擇，而不影響其薪資，即無法解決認定問題。

二、薪資差異方程式之設定


當處理完樣本選擇偏誤問題後，便須進行薪資差異方程式之設定，國內外文獻於探討此主題時，可分為兩種做法，一種為僅設立一條薪資方程式，以「是否為臨時性人力或派遣工作」之虛擬變數反映薪資差異之情形，此種作法雖然能反映出對於臨時人力或派遣工作之薪資影響為何，但卻將臨時人力或派遣工作與非臨時人力與派遣工作之參數皆視為相同的參數(Colella,2014)，國外文獻如 Segal



與 Sullivan(1998)、Hagen(2001)、Picchio (2006)、Jahn (2008)與 Karabchuk (2010)、Silva 與 Turrini (2015)皆於薪資估計式中，將工作型態之虛擬變數設為，非典型工作者(臨時性、部分工時)為 1，其他類型則為 0；國內文獻如辛炳隆(2011)分析我國臨時人力與派遣勞工薪資水平是否與正職員工同工同酬時，控制了個人屬性、學經歷、公部門虛擬變數、行業別以及是否為臨時人力或派遣工作者此些變數，發現臨時人力或派遣工作者之平均薪資仍顯著低於正職工作者，證實 97 年至 99 年的資料皆出現顯著同工不同酬之現象；且若按年度區分，薪資差異幅度以 98 年度為最高(-13.96%)，又以整體而言，臨時性人力與派遣工作者之薪資比正職員工薪資低約-11.44%~-13.96%；江豐富(2011)使用 Heckman 兩階段估計法亦僅估計一條 OLS 模型；陳宇治(2012)透過 Treatment Effects Model，於薪資迴歸式將「是否為臨時性或人力派遣工作」此一虛擬變數納入解釋變數中，以觀察典型與非典型薪資差異情形。

然而，典型與非典型工作者之薪資報酬是由不同之個人屬性所決定，其薪資報酬可能會不完全相同，John(2006)便發現由於全時工作者與部分工時工作者擁有不同的個人屬性，通常全時工作者擁有較多的人力資本與工作經驗，因此為了可以更合理的測量全時(full-time)與部分工時(part-time)者的薪資差異，應分為兩組薪資估計式；江豐富(2011)與林侑政(2009)皆以 Chow test 檢定全職工作者與非全職工作者薪資迴歸式中的係數是否顯著相同，發現其各係數估計值無法通過同時相等之檢定，表示典型與非典型就業者工資率的結構並不同，故在估計工資式時，有必要將其分為兩個不同群體以分別估計。


因此，第二種做法便是將正職工作者之薪資迴歸式與非正職工作者之薪資迴歸式視為兩組不同之迴歸模型，以得到較為周全之估計模型，Heitmueller (2004)和 Gang, Co,與 Yun (1999)認為內生轉換迴歸模型最適合此主題之估計，因為內生轉換迴歸模型提供兩組薪資方程式之估計，於 Davia 與 Hernanz (2002)、Jahn 與 Pozzoli (2011)的研究中，便使用「內生轉換迴歸模型(Endogenous Switching



Model」之估計方法將薪資受雇者分為臨時性與正職員工，以產生兩組薪資估計式，而兩者的薪資差異可分解為三個因素，一為由工作者的個人屬性和工作屬性所造成之差異；二為由薪資結構所帶來之差異；三為選擇性偏誤項。

由於分為兩組薪資方程式之估計，因此多數文獻會採取 Oaxaca(1974)薪資差異分解法，以便進一步了解典型與非典型之薪資差異，Oaxaca 薪資分解法包括對於兩個群體薪資方程式之估計，並將兩式相減，以分析典型與非典型之薪資差異情形，且此方法進一步將典型與非典型薪資差異分解為可解釋與不可解釋之部分。如 Rica 與 Felgueroso (1999)將薪資估計式分為臨時性(temporal)與永久性(Permanent)員工兩群組，解釋變數分為可解釋之部分，如年資、職業別、行業別、地區別、性別、公司部門、公司規模等變數，即個人屬性不同所造成之薪資差異；以及不可解釋之部分，即報酬結構不同所造成之薪資差異。臨時性與永久性員工報酬結構的差異有部分可反映於不可觀察之異質性，與有部分反映於對臨時性員工之「歧視」部分；因此，臨時性與永久性員工之間很可能會面臨不可觀察之異質性(unobserved heterogeneity)，而可合理的解釋為，公司會決定將表現能力高的員工轉換為永久性員工；反之，表現能力較低的員工則無機會轉換為永久性員工，因此無法觀測的異質性會影響到臨時性員工是否可以轉為正職工作，所以臨時性員工與正職員工的薪資差異，有一部分是屬於「歧視」，另一部分則是無法觀測到的員工的「工作能力」。

Silva 與 Turrini (2015)觀察 26 個歐盟國家的典型與非典型薪資差異，亦發現雖然個人特徵能解釋大部分的薪資差異原因(66%)，但還有一大部分之原因是屬於無法解釋之原因(34%)，導致在控制個人特徵與工作特質的情況下仍存在 15% 的薪資差異情形。Bosio(2009)之研究則進一步發現在薪資分布底層的員工樣本(the bottom of the wage distribution)中，有很大的係數效應(a measure of discrimination)，因此可以解釋為存在於低工資類型工作(low-wage jobs)中的臨時性員工(fixed-term workers)的一種歧視行為(discrimination)；反觀，高工資類型工




作中的臨時性員工所受到的歧視有相對減少的情形。然而，在 Davia and Hernanz (2002)對於臨時性與永久性員工的薪資差異探討中，則發現薪資差異的原因主要是來自於個人與工作屬性的不同而有所差異，於報酬結構>Returns/discrimination)上的差異中則顯示為無顯著影響，即並無歧視效果。

三、小結

綜上所述，國內外於探討典型與非典型工作者薪資差異之研究結果中，多發現典型工作者之薪資高於非典型工作者；但若進一步區分為個人特質與歧視所造成之薪資差異，則有不同之結論，部分研究認為兩者之薪資差異並未受到歧視所影響，是由於個人特徵之不同所造成；反之，則認為兩者之薪資差異有部分原因是因為不可解釋之部分(即歧視)所造成。

在研究方法上，首先，第一層次處理內生性問題中，多數文獻使用 Heckman 解決內生性問題，當樣本中僅有一組之薪資資料可觀察的到時，使用 Heckman 會較為恰當，如江豐富(2011)探討就業者之工資式時，因無法觀察到其他失業者以及非勞動力人口的工資資料，會產生「樣本選擇偏誤」之問題，因此為了修正樣本選擇偏誤所造成之不一致，採取 Heckman(1979)所提出的兩階段估計法(two-step estimation procedure)。然而，當探討典型與非典型薪資差異時，由於兩組資料皆為可觀察的到，因此如使用 Heckman 做為估計模型，並非恰當。另外，Heckman 兩階段估計方法於第二階段僅估計一條 OLS，但典型與非典型工作者之薪資報酬會由兩組不同之參數所決定，應將薪資迴歸式分為兩組，產生兩條 OLS 估計式。

有鑑於此，本研究於第一層次之作法將採行「內生轉換迴歸模型」，內生轉換迴歸模型是假設樣本觀測值會有兩種不同型態，且假設樣本分割是屬非隨機樣本，因此當典型與非典型之薪資報酬會由兩組不同之參數所決定，內生轉換迴歸模型亦可以解決自我選擇的問題，因此典型與非典型兩種不同工作型態之工作選



擇是屬非隨機之自我選擇行為，便可採取內生轉換迴歸模型解決估計方法之問題；另外，如增加工作選擇方程式中的資訊，便可解決認定問題(identification)，因此本研究將於研究方法章節中，更進一步說明內生轉換迴歸模型之推導過程與認定問題之解決方式。

於第二層次之薪資差異分析，本研究將採 Oaxaca 薪資分解模型，探討除了個人屬性所造成之薪資差異外，是否會受到薪資報酬結構不同而造成薪資差異，目前尚未發現國內文獻有使用 Oaxaca 薪資分解法探討典型與非典型薪資差異之議題上。且截至目前為止，亦尚未發現有同時使用「內生轉換迴歸模型」與「Oaxaca 薪資分解法」探討典型與非典型之薪資差異。有鑑於此，本文將參考 Davia and Hernanz (2002)內生轉換迴歸模型與 Oaxaca 薪資分解模型，探討典型與非典型工作者之薪資差異，改善國內文獻於典型與非典型薪資估計模型上之不足。

另外，本文除了針對典型與非典型薪資差異之估計方法進行改善以外，至目前為止，國內針對典型與非典型薪資差異的研究中，除了辛炳隆(2011)與陳宇治(2012)以人力運用調查自 2008 年至 2010 年的資料以外，多使用單年度資料探討典型與非典型之薪資差異；然而，如以單年度資料並無法探究典型與非典型薪資差異於每年度之變動趨勢，因此本文將使用較多年度之資料，彌補以單年度資料為主之限制。

表 2-1 國內外實證文獻整理

題目與作者	研究對象	研究時期	資料來源	研究方法	研究發現
國內研究					
非典型僱用：決定因素及其對組織階層化的影響，王志傑(2008)	正職、非典型員工(部分工時工、定期人員、派遣工、外包工)	2002	非典型工作型態調查	次序邏輯迴歸、普通線性迴歸	整體而言，非典型員工的薪資、福利待遇均居於劣勢。
全職與非全職過度教育薪資報酬率的差異，林侑政(2009)	全職、非全職	1997、2002	台灣社會變遷基本調查計畫	OLS、Heckman 兩階段估計法	全職工作者的薪資與非全職工作者的薪資有所不同。
正職人員與派遣人員薪資福利差異之研究：以台北富邦銀行為例，張嘉玲(2010)	正職人員、派遣人員	2010	問卷調查	邏輯斯迴歸分析	正職人員的福利比派遣人員優渥。
探討典型與非典型工作者之薪資差異，蕭妙萍(2011)	全時、部分工時工作者與臨時性、非臨時性工作者	2009	人力運用調查	Heckman 兩階段估計法	典型與非典型工作型態之間的薪資確實存在差異性，臨時性工作者之工資率均低於非臨時性工作者；部分工時者之工資率皆高於全時者。

失業、非典型就業的人口組成與工資率分析，江豐富(2011)	典型就業者、非典型就業者(部分時間、臨時性與人力派遣)	2008	人力運用調查	Heckman 兩階段估計法	非典型工作者的工資率並不一定比全職者來的差，但因其工時相對較少，才造成其薪資總所得遠不及於典型就業者。
非典型就業之衡平機制-經濟面之研究，辛炳隆(2011)	正職、臨時人力以及派遣勞工之全時工作者	2008-2010	人力運用調查	多元迴歸分析	1.97-99 年度的資料皆出現顯著同工不同酬現象。 2.若按年度區分，薪資差異幅度以 98 年度為最高(-13.96%)。
正職與派遣就業者薪資差異之實證研究，陳宇治(2012)	臨時工、派遣工、一般典型就業者	2008-2010	人力運用調查	OLS、Treatment Effects Model	1.以 OLS 所估計出之正職與非正職薪資差異為-5.72%~-7.87%。 2.以 Treatment Effects Model 修正後-13.49%--13.51%。
國外研究					
Analysis of part-time pay in Canadian, (Simpson,1986)	Part-time、full time	1981	Survey of Work History	OLS、Heckman	全時與部分工時樣本的平均薪資缺口為 31%。在調整偏誤後，發現全時與部分工時之薪資缺口為 10%。
Wage Differentials for Temporary Services Work: Evidence from	Temp workers、	1984-1994	Unemployment insurance system of the	OLS、fixed-effect specification	臨時性員工的薪資較非臨時性員工低約 15%至 20%。

Administrative Data (Segal and Sullivan, 1998)	regular workers		State of Washington		
Wage differentials between permanent and temporal workers: Further evidence(Rica and Felgueroso,1999)	Permanent 、 temporal workers	1995	Survey of Wage Structure	Oaxaca	永久性與臨時性工作者之薪資差異來自於個人屬性與歧視兩部分。在個人屬性方面，薪資差異主要是來自於年資與職業別，另外，也發現永久性與臨時性工作者之薪資差異會隨著教育程度越高而越高。
Temporary Employment and Segmentation in the Spanish Labour Market: An Empirical Analysis through the Study of Wage Differentials (Davia and Hernanz,2002)	Temporary 、 permanent workers	1995	European Community Household Panel 、 Structure of Earnings Survey	OLS 、 switching endogenous model 、 Oaxaca-Blinder	臨時與正職員工之薪資差異決定因素為:個人因素與工作屬性。
Agency Working in Britain: Character, Consequences and Regulation(Forde & Slater, 2005)	Permanent 、 Agency work 、 Fixed-term	2005	the Labor Force Survey (LFS)	OLS 、 Heckman	在控制個人與工作特徵後，仍存在薪資差異，且派遣工作者之薪資相較於其他臨時性工作者對於正職之薪資更低，薪資差異增加了2%。

	contract work、Other temporary				
Interindustry part-time and full-time wage differentials: regional and national analysis, (John,2006)	full-time、part-time workers	2006	Current Population Survey (CPS)	OLS、Heckman	個人屬性、勞動市場條件(union、pension plans)以及樣本選擇偏誤項皆會影響全時與部分工時工作者之薪資差異，且全時與部分工時工作者之薪資結構並不相同。
Wage Differentials between Temporary and Permanent Workers in Italy, (Picchio,2006)	Temporary、permanent	2002	Survey of Italian Households' Income and Wealth (SHIW)	instrumental variables approach、a dummy endogenous variable model、Heckman、single equation GMM	義大利的非典型工作者薪資低於典型工作者。
The Structure of the Temp Wage Gap in Slack Labor Markets (Jahn,2008)	Temps、non-temps	1997-2004	IAB Sample (IABS)	OLS、decomposition approach、fixed effects model	薪資分解模型顯示：薪資差異主要是由於個人特質(personal characteristics)，並非由於歧視(discrimination)所造成。
Temporary employment and wage gap with permanent jobs:	Temporary、permanent	2006	Survey of Italian	Quantile regression model(Heckman two-step procedure)、Oaxaca	發現薪資懲罰對於分布於薪資底層的非典型工作者將擴大，反之，在分解模型中更顯示出薪資頂層的非典型工作所受到的歧視相對較小。

evidence from quantile regression, (Bosio,2009)			Households' Income and Wealth (SHIW)		
Standard and Non-standard Employment in Russia:How large is the wage gap?, (Karabchuk,2010)	Standard workers、non-standard workers (non-permanent and part-time employment)	2003	Household Survey of Welfare	OLS、Heckman、PSM	正職與非正職員工之薪資差異會受到個人因素，如教育程度、年齡與婚姻狀況所影響。
Does the Sector Experience Affect the Pay Gap for Temporary Agency Workers? (Jahn & Pozzoli, 2011)	Temporary、permanent	1995-2008	the Integrated Employment Biography (IEB).	switching endogenous model	非典型勞工並不會因為其就業風險較高而得到補償薪資。
Precarious and less well-paid? Wage differences between permanent and fixed-term contracts across the EU countries(Silva & Turrini, 2015)	Permanent、fixed-term	2010	European Structure of Earnings Survey (SES, hereafter),	OLS、Oaxaca	分析26的歐盟國家的薪資差異，發現個人特徵可以解釋大部分的薪資差異，但仍然有一大部分的薪資差異原因是無法解釋的，導致正職與臨時工之間存在15%的薪資差異。

資料來源：本研究整理

第三節 國內景氣對於典型與非典型薪資差異之調節效果

綜合上述文獻與理論架構，典型勞工相對於非典型勞工更能於彈性化之過程保有其就業穩定性，以及使生產力與其所獲得之報酬呈正向相關；而非典型勞工不但可能遭受低薪與剝削問題，更直接衝擊其就業穩定性。當面臨景氣變動時，非典型勞工的勞動需求便相對較易受到景氣波動而有所增減。

由於非典型工作者作為企業面臨景氣循環(business cycle)的彈性工具，且近年來因為景氣循環變動較快，企業並非於景氣好時多雇用正職員工；相反地，企業會於景氣好時多雇用非典型工作者以取代雇用正職員工。因此，根據供需理論，當企業對於非典型工作者之需求增加，非典型工作者之薪資便因而提高，使得景氣好時，典型與非典型工作者之薪資差距會縮小；反之，當景氣不好時，企業為了節省勞動力成本，便會先對非典型人力採取適當之裁減或是減少其薪資，取代大量遣散勞工，以保障核心勞工之就業權利，因此正職員工相對擁有較高之工作保護與就業穩定性，使得其薪資較不易隨景氣而有所變動。在此發展下，便導致非典型工作者薪資下降，進而使得典型與非典型工作者之薪資差異，於景氣不好時產生擴大之情形。

文獻如 Bentolia 與 Dolado (1994)、Davia 與 Hernanz(2002)、李盈達(2010)、Nelson(2010)、Nash and Romero (2011)、Hamersma, Heinrich, 與 Mueser (2014)等便發現經濟衰退時，非典型工作者皆有明顯減少的情形，因為企業在經濟蕭條時，為了減少成本但同時保護正職員工免於失業的情況下，便大量解雇派遣員工所致。且當不景氣時，由於典型工作機會之減少，勞工接受非典型工作之意願便增加，而當非典型工作之供給增加，其薪資便因而下降，Kvasnicka 與 Werwatz (2002)的研究便發現當非典型工作者的供給大於需求時，即造成其薪資下降，因而導致薪資差異有所擴大。

有關景氣對於典型與非典型薪資差異之影響，目前國內外提出不同的看法，本節將進行國內外針對此議題之相關研究探討，分述如下：




一、景氣會影響典型與非典型工作者之薪資差異

國外實證如 Jahn(2008)探討 1997-2004 年德國典型與非典型工作者之薪資差異時，其於薪資估計式中，將景氣作為控制變項處理，由於非正職員工的需求會隨著經濟循環而有所變化，因此以 GDP 成長率作為衡量景氣之指標，實證結果發現典型與非典型工作者之薪資差異會產生景氣效果，然而其並未說明景氣好壞對於薪資差異產生之影響為何。

Hamersma 等(2014)之研究則有進一步指出景氣對於典型與非典型工作者薪資差異之影響，其將薪資估計式分為兩種模型，模型一為不考慮景氣之影響下的典型與非典型工作者薪資差異，實證結果顯示，控制性別、種族、年齡的情況下，非典型工作者之薪資(季)比典型工作者之薪資少了約 900 美元；而在模型二中，則納入年度虛擬變數(year indicators)與非典型工作者(THS indicator)之交乘項，探討非典型工作者薪資的減少(decrement)是否會隨著時間推移以及循環經濟變化(cyclical economic changes)而有所不同，其結果顯示，在美國景氣繁榮(1998-2000)時，典型與非典型工作者之間的薪資差異較小，約為 700-800 美元(季)。然而，在美國經濟衰退時(2002-2004)，薪資差異則提高至 1100-1400 美元(季)。


造成此差異之原因便在於，非典型工作者較易隨著企業之需求與否而有所增減，因此工作較不穩定。當企業面臨不景氣時，對於非典型工作之需求減少，非典型工作者便可能面臨被解雇亦或減薪的風險，而導致其薪資下降，進而使得典型與非典型薪資差異擴大；換言之，當景氣衰退時，非典型勞工之工作機會減少，使得非典型工作者面臨更高的失業可能性(probability of unemployment)，非典型勞工失業可能性提高便會使其薪資議價空間降低，導致其薪資於景氣衰退時呈現下降情形(John,2003；Hamersma 等, 2014)。



除了上述之研究外，另有文獻亦認為景氣可能會影響薪資差異，但並未清楚說明景氣對於薪資差異是否有影響，如 Forde 與 Slater (2005) 探討英國非典型勞工之研究中，認為地區失業率可能會影響典型與非典型工作者之薪資差異，因此將地區失業率做為控制變項處理，但其研究並未進一步說明地區失業率對於薪資差異之影響結果；Jahn 與 Pozzoli (2011) 亦將地區失業率(regional unemployment rate) 與 GDP 成長率納入總體經濟變數中，作為典型與非典型工作者薪資估計式中的控制變數，衡量景氣對於薪資差異之影響。但由於景氣之影響並不屬於其研究之目的，因此也未說明 GDP 成長率與地區失業率對於薪資差異之影響為何。

二、景氣並未影響典型與非典型工作者之薪資差異

國內文獻如陳宇治(2012)於探討正職與派遣員工之薪資差距時，則是發現景氣並不會影響正職與派遣之薪資差異，其分析期間橫跨 2008 年至 2010 年，便一併探討金融海嘯前後對於正職與派遣員工之影響，實證結果發現，以月薪角度觀察，正職員工之月薪均優於臨時性派遣工，正職員工前 20% 與後 20% 之比例由 2008 年度的 3.92 倍、2009 年 4.04 倍、2010 年的 4.08 倍，顯示出薪資差異在金融海嘯後確實有些微擴大，且派遣員工於 2010 年度的薪資都較金融海嘯前的 2008 年度為差。另外，其將 2008 年至 2010 年度的資料合併，於解釋變數中，以 2008 年為基期，觀察 2009、2010 年之年度虛擬變數是否顯著影響薪資，實證結果發現 2009 年與 2010 年之虛擬變數估計係數均為負向且顯著，表示 2009 與 2010 年之薪資水準皆低於 2008 年之薪資水準，惟 2010 年較 2009 年之薪資水準較為改善。除了年度虛擬變數外，也觀察派遣員工與年度虛擬變數之交乘項，結果顯示，2009 年以及 2010 年度與派遣員工之交乘項皆不顯著，表示此調節變數並無法解釋派遣工與時薪之關係。因此可得知各年度的景氣雖然會影響薪資變化，但並不會影響派遣與正職之間之薪資差異，即此交乘項並無產生調節效果。




綜上所論，國外之研究結果較偏向認為景氣會對薪資差異產生影響(如 Jahn,2008；Jahn & Pozzoli, 2011；Lee et al., 2014)，且 Hamersma 等(2014)之研究更指出典型與非典型工作者薪資差異會於景氣衰退時呈現擴大情形。相較於國內之研究，較缺乏此議題之探討，僅發現陳宇治(2012)於探討典型與非典型工作者薪資差異時，將景氣視為調節效果，實證結果則是發現兩者之薪資差異並無產生景氣效果。

陳宇治(2012)之研究雖然並未發現薪資差異產生景氣效果，但其是以「年度虛擬變數」作為衡量景氣之指標，而年度虛擬變數事實上並未根據統計上之客觀分析證實與景氣有所關聯，因此此變數不慎恰當，將可能導致估計結果產生偏誤。另外，根據供需理論，企業會於景氣不好時，對非典型工作者採取減薪行為或解雇，因此，本研究便可合理預期景氣會對薪資差異產生影響，且景氣好時，兩者之薪資差異會縮小；反之，景氣不好時，兩者之薪資則產生擴大之情形。

有鑑於國內於探討典型與非典型工作者之薪資差異時，忽略考量景氣變動對於兩者薪資差異之影響，因此較缺乏探討典型與非典型薪資差異與景氣之相關研究，大多是以探討景氣對薪資的影響為主，鮮少針對景氣與薪資差異之關聯性進行分析。王志傑(2008)雖然有探討正職與非典型員工薪資差異和景氣之關聯性，發現雇主受到景氣衰退影響而使用非典型雇用時，卻有利於派遣工的薪資待遇，而作者說明因為係數為正值而做出之有利詮釋，並不必然表示其待遇同等於或高於正職員工，則是表示可能減少與正職員工之間的薪資差距，但其整體模型對於預測典型與非典型勞工之薪資差異的準確度並不理想；而李盈達(2011)則是僅針對景氣(金融海嘯後)對於影響勞工受雇型態之因素與程度是否有所改變進行探討，並未針對景氣與勞工薪資差異進行進一步的分析。

故為彌補國內研究之不足，本研究亦針對此議題進行探討，且目前研究多僅將景氣作為控制變項處理 (如 Jahn, 2008；Jahn & Pozzoli, 2011；Lee et al.,



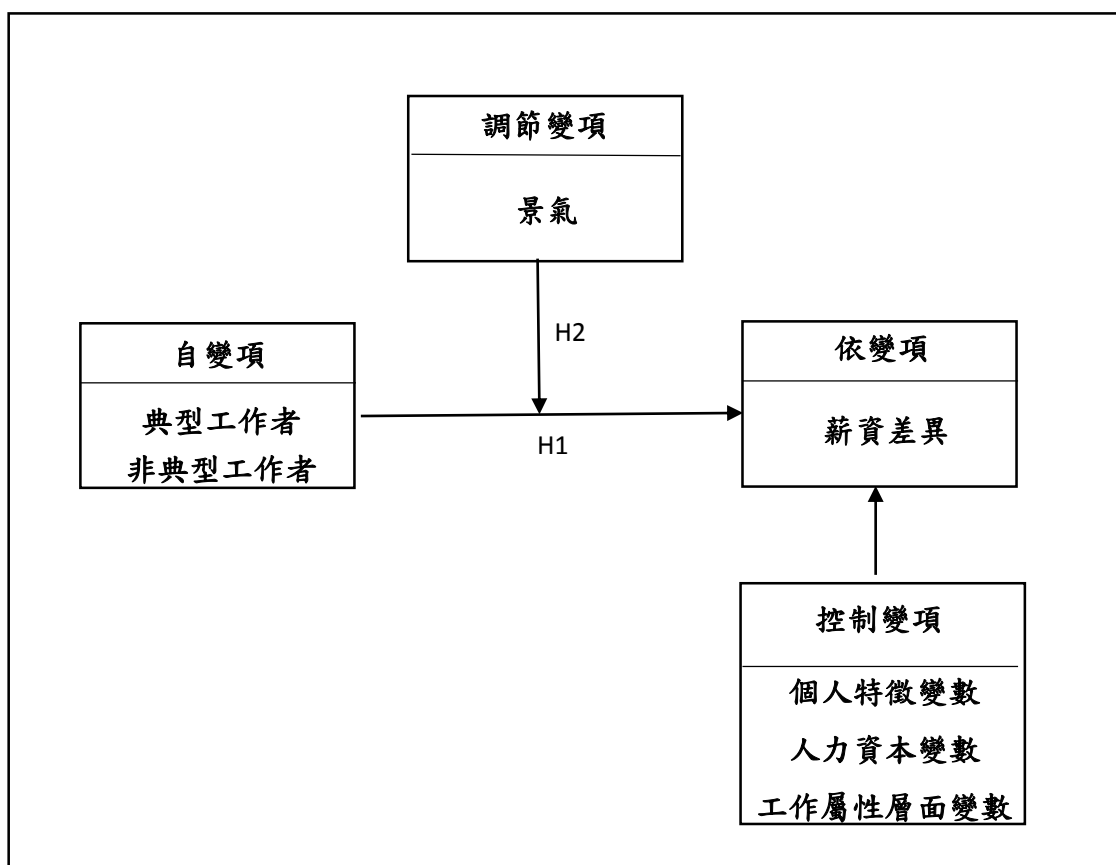
2014)，並未探討景氣對於典型與非典型薪資差異之調節效果，即典型與非典型薪資差異是否會隨景氣之不同而有所變動，因此本研究將以「景氣」作為調節變項，並採取「GDP 成長率」與「縣市別失業率」作為衡量景氣之指標變數，探討典型與非典型工作者之薪資差異是否會受到景氣之影響，且預期景氣好時，薪資差異將產生縮減之情形；景氣不好時，薪資差異則產生擴大之差異程度。

第參章 研究方法



第一節 研究架構

根據文獻探討所得出之結果，得知典型與非典型工作者之間具有薪資差異，且薪資差異情形又有可能因為景氣變動而有所不同，因此本研究以「典型工作者」與「非典型工作者」為自變項；「薪資差異」為依變項；再對依變項分別控制「個人特徵變數」，如年齡與婚姻狀況；「人力資本變數」，如教育程度、主修科系與年資；「工作屬性變數」，如行業別、職業別、工作場所規模與工作場所區域別；最後，將「景氣」作為調節變項。依據上述說明，形成本研究之研究架構圖，如圖 3-1 所示：



資料來源：本研究整理

圖 3-1 研究架構圖



第二節 研究假設

依據研究目的與文獻探討之整理歸納所得出之結論，據以提出本研究之研究假設，如下：

假設一(H1)：典型與非典型之不同工作身分，其薪資會有所差異，且非典型工作者之薪資會低於典型工作者之薪資。

已有許多研究證實補償薪資差異理論並不成立，補償薪資理論對於典型與非典型工作者薪資差異之解釋力較低之原因在於，非典型工作者通常被排除於工會之外，且解雇成本相對於典型工作者低，導致其薪資議價權力較低，無法要求較高的薪資，以至於無法在彈性市場中獲得補償薪資，即僅存在薪資懲罰(wage penalty)之現象，所以無論根據雙元勞動市場理論亦或彈性剝削理論，非典型工作者之薪資皆會低於典型工作者之薪資。據此，本研究將假設一再細分為三個子假設如下：

H1-1：典型與非典型之不同工作身分，其薪資會有所差異。

H1-2：非典型工作者之薪資會低於典型工作者之薪資。

H1-3：典型與非典型工作者之薪資差異具有歧視效果。

假設二(H2)：典型與非典型工作者之薪資差異會隨景氣而有所不同。

根據供需理論，當企業對於非典型工作者之需求增加，非典型工作者之薪資便因而提高，使得景氣好時，典型與非典型工作者之薪資差距會縮小；反之，當景氣不好時，企業為了節省勞動力成本，便會先對非典型人力採取適當之裁減或是減少其薪資，進而使得典型與非典型工作者之薪資差異，於景氣不好時產生擴大之情形。據此，本論文再將假設二戲分為兩個子假設如下：

H2-1：經濟成長率與失業率對於薪資差異具有影響。

H2-2：景氣好時，薪資差異會縮小；反之，景氣不好時，薪資差異將會產生擴大情形。



第三節 資料來源與研究對象

一、資料來源

國內文獻研究典型與非典型工作者薪資差異之實證文獻中，大多使用「人力運用調查」分析兩者之薪資差異，雖該調查資料於 1978 年起即每年辦理，但自 2008 年起才開始納入「是否為臨時性或人力派遣工作」之問項。而非典型又可細分為部分工時、臨時工與派遣工作，惟「人力運用調查」並無特別將臨時工與派遣工作者進行區分，因此於非典型工作者之樣本中，便分為部分工時與臨時工、派遣工兩分類。

國內使用「人力運用調查」分析之文獻中，有將研究對象分為典型就業者與非典型就業者(部分時間、臨時性與人力派遣)兩樣本，如陳宇治(2012)與江豐富(2011)之研究；另有再將典型與非典型就業者細分為兩種類型的樣本，如蕭妙萍(2011)分別估計兩類工作型態之就業者薪資方程式，分別為全時工作者與部分工時工作者、臨時性與非臨時性工作者兩分類；也有於非典型就業中僅分析臨時人力以及派遣勞工之全時工作者，不討論部分時間工作者之樣本，如辛炳隆(2011)之研究。

本研究亦採用行政院主計處「人力資源調查」暨其附帶之「人力運用調查」資料，並且以民國 97 年至民國 103 年等七年度之資料進行分析。

二、研究對象

由於大多數典型員工皆為全時工作者，因此便將研究對象設定為「全時工作者」，即每周工作時數 35 小時(含)以上，以利進行比較分析，非典型僱用者僅包括臨時性或人力派遣工作之「全時工作者」，不包括部分時間工作者。因此本研



究的典型工作者與非典型工作者之定義分別為：全時工作且非為臨時性或人力派遣工作為「典型工作者」；全時工作且為臨時性或人力派遣工作為「非典型工作者」。

除了將樣本篩選為「全時工作者」外，也將全時工作者設定為「受私人僱用者」，受政府僱用者、雇主、自營作業者與無酬家屬工作者較無薪資歧視的問題存在，因此予以排除。另外，由於本研究僅探討已參與勞動市場之樣本，再將樣本分為典型與非典型工作者，因此僅以男性樣本為主，女性因涉及較多未參與勞動市場之樣本便不予以考慮。最後，再以年齡 25 歲(含)以上之樣本為主，是因 25 歲(含)以上之樣本多為初入職場之年齡。

表 3-2 各年度樣本敘述統計

年度	全體	典型工作者	非典型工作者	非典型工作者 各年度比例
97 年	8466 人	8138 人	328 人	3.9%
98 年	7376 人	7146 人	230 人	3.1%
99 年	8076 人	7740 人	336 人	4.2%
100 年	8464 人	8133 人	331 人	3.9%
101 年	8481 人	8140 人	341 人	4.0%
102 年	7953 人	7625 人	328 人	4.1%
103 年	7597 人	7249 人	348 人	4.6%

註：全體樣本為全體 25 歲以上之男性全時工作、薪資受雇者以及私部門工作者。

資料來源：本研究整理。

第四節 實證模型

根據文獻探討，本研究將透過「內生轉換迴歸模型」將樣本分為典型工作者與非典型工作者，以產生兩組薪資估計式，並以此模型修正樣本內生性問題，以

及認定問題，且將本研究之調節變項一併納入此薪資估計式中，探討薪資差異是否會受到景氣之不同而有所不同；最後，使用 Oaxaca-Blinder (1973) 之薪資差異分解模型分析典型與非典型工作者之薪資差異。

截至目前為止，國內文獻尚未發現有同時使用「內生轉換迴歸模型」與「Oaxaca 薪資分解法」探討典型與非典型之薪資差異，多是以公民營薪資差異之探討為主(如陳柔孜，2010)；而國外文獻則已將兩者並用，探討典型與非典型之薪資差異(如 Davia & Hernanz, 2002；Nzeuyang, 2012；Colella, 2014 等)，Colella(2014)於探討歐洲女性部分工時與全時工作之薪資差異時，便說明雖然將部分工時之虛擬變數代入工資方程式中能反映出對於部分工時之薪資影響，然而此方法卻是將全時與部分工時之係數視為相同，因此認為內生轉換迴歸模型最適合此類主題之估計，並接著透過 Oaxaca-Blinder 薪資分解模型估計部分工時與全時工作之薪資差異。

因此本文將採內生轉換迴歸模型(Endogenous Switching Model)分別估計典型與非典型之工資方程式，再以 Oaxaca 的薪資差異分解模型分析典型與非典型之薪資差異。

一、內生轉換迴歸模型

許多文獻於估計典型與非典型之薪資差異時，大部分使用 Heckman 兩階段估計法，修正樣本內生性問題，然而典型與非典型之薪資報酬是由不同的個人屬性所決定，薪資報酬可能會不相同，而 Heckman 兩階段估計法僅能將典型與非典型之係數視為一樣，並使用一條薪資式估計(觀察單一狀態)。因此本文使用內生轉換迴歸模型(endogenous switching model)分別估計典型與非典型之薪資方程式。

轉換迴歸模型最早是由 Richard E.Quandt(1958)所提出，而起初並未有內生或外生轉換之區別，直到 Maddala & Nelson (1975)才進一步考慮選擇方程式中的內生性問題，並予以廣泛應用，隨著研究的需求不同，依據轉換點(switch point)是

模型內部或外部所決定、觀察狀態的個數、已知或未知的樣本分割，提出兩階段內生轉換迴歸模型(two stage methods for switching regression model)，內生轉換迴歸模型假設樣本觀測值有兩種不同狀態，且假設樣本分割是非隨機的，因此當典型與非典型之薪資報酬會由兩組不同之參數所決定，以及考慮自我選擇進入典型與非典型兩種不同工作型態所產生之樣本偏誤可能性，便採取內生轉換迴歸模型解決上述問題。

因此，假設在兩種狀態下的薪資方程式分別為：

非典型工作者之薪資方程式：

$$W_{t,i} = X'_{t,i}\beta_t + \varepsilon_{t,i} \quad (1)$$

典型工作者之薪資方程式：

$$W_{p,i} = X'_{p,i}\beta_p + \varepsilon_{p,i} \quad (2)$$

兩條薪資方程式分別由不同的參數所組成，其中 x_i 為影響典型與非典型工作者薪資之解釋變數， ε_i 為誤差項。

通常，式(1)與式(2)之簡單 OLS 迴歸方程式可能會導致不正確的估計，主要是由於 OLS 估計模型較易受到樣本選擇偏誤之影響，因此進一步對於樣本選擇所產生之偏誤作校正為必要之作法(Maddala and Nelson,1975)，針對只選取有工作(典型或非典型)的樣本，而將無工作的樣本刪除會產生的問題作改善。另外，選擇典型或非典型是屬非隨機(non-random)決定，因此會產生自我選擇偏誤之問題，一般常見解決方法為增加額外的迴歸因子(regressor)，可用以修正選擇典型或非典型之工作選擇的偏誤(Heckman,1979)。

式(3)為典型與非典型之 probit model，樣本選擇偏誤項並於此式中所產生，再將式(3)所估計之樣本選擇校正因子代入式(1)與式(2)，作為額外之迴歸因子(regressors)，而此作法類似於 Heckman 兩階段估計法(Lee,1979; Ham, 1980; Fische



et al., 1981 and Tunali, 1986)。因此，為了克服估計偏誤的可能性，工作選擇之方程式(亦稱轉換方程式)如式(3)：

$$S_i^* = B'_i \mu + v_i \quad (3)$$

S_i^* 為不可觀測之潛在變數 (unobserved latent variable)， B 為影響工作者選擇典型或非典型工作型態的變數，包括個人特徵變數(年齡、婚姻狀態、配偶之工作型態、配偶之工作收入、育有子女數等變數)與人力資本變數(如教育程度)； μ 即解釋變數之估計係數； v_i 則為誤差項，用以捕捉不可觀測的異質性 (unobserved heterogeneity)。

式(4)與式(5)令 S_i 為判定係數，即選擇典型-非典型之門檻變數，若 $S_i^* > 0$ ，則勞工 i 會選擇非典型工作，以虛擬變數 $S_i = 1$ 所表示；反之，當 $S_i^* \leq 0$ 則勞工 i 會選擇典型工作，以虛擬變數 $S_i = 0$ 所表示：

$$S_i = 1 \text{ if } S_i^* > 0 \quad (4)$$

$$S_i = 0 \text{ if } S_i^* \leq 0 \quad (5)$$

根據 Heitmueller (2004)與 Collela (2014)，待估計之非典型與典型薪資迴歸方程式之樣本選擇修正項為：

$$\hat{\lambda}_{i,t} = \phi(B'_i \hat{\mu}) / \Phi(B'_i \hat{\mu}) \quad (6)$$

$$\lambda_{i,p} = -\phi(B'_i \hat{\mu}) / \Phi(-B'_i \hat{\mu}) \quad (7)$$

$\lambda_{i,t}$ 與 $\lambda_{i,p}$ 可視為式(1)與式(2)之遺漏變數，又稱為 inverse mills ratio，其中， ϕ 與 Φ 分別為標準常態分配之機率密度函數及累積密度函數。

由以上之推導，將樣本選擇修正項作為新增額外之迴歸變數分別加入式(1)與式(2)，以矯正樣本選擇偏誤，可得：

$$E(W_{t,i} | X'_i = 1, S_i = 1) = X'_{t,i} \beta_t + \sigma_{11} \rho_{1v} \hat{\lambda}_{i,t} \quad (8)$$



$$E(W_{p,i} | X'_i = 1, S_i = 0) = X'_{p,i} \beta_p + \sigma_{22} \rho_{2v} \hat{\lambda}_{i,p} \quad (9)$$

二、典型與非典型薪資差異之分解模型

典型與非典型工作者之薪資迴歸式可得出一致性之結果時，便可採用 Oaxaca(1973)之方法將典型與非典型之薪資差異分解為幾個部分作分析，Oaxaca(1973)修改 Becker(1957)定義之歧視係數(Discrimination Coefficient)所建立之直接迴歸模型，其假設在勞動市場上雇主拒絕僱用邊際產值大於邊際成本的勞動者，稱為雇主歧視，而此種歧視偏好之強度便以歧視係數表示。

Oaxaca(1973)最早是用以研究男性與女性之薪資差異；此研究方法後續被應用於探討公私部門的薪資差異，如 Ugidos(1997)與 Albert and Moreno(1998)；以及探討典型(permanent)與非典型(temporary)之薪資差異，如 Castillo 與 Toharia (1993)、Jimeno 與 Toharia (1993, 1996)、Bentolila 與 Dolado (1994)，以及 de la Rica 與 Felgueroso (1999)。

因此，為了進一步了解典型與非典型之薪資差異，採 Oaxaca-Blinder¹ (1973) 的薪資分解法，分析在男性樣本中，典型與非典型之工資率是否存在顯著差異，此方法將典型與非典型薪資差異分解為可解釋之差異(不同的生產力)與不可解釋之差異(歧視的部分)，根據 Oaxaca 之薪資分解法，典型與非典型之薪資差距分解步驟如下：

$$\widehat{W}_p - \widehat{W}_t = \hat{\beta}_p \bar{X}_p - \hat{\beta}_t \bar{X}_t \quad (1)$$

$$\widehat{W}_p - \widehat{W}_t = \hat{\beta}_p \bar{X}_p - \hat{\beta}_t \bar{X}_t + \hat{\beta}_p \bar{X}_t - \hat{\beta}_p \bar{X}_t \quad (2)$$

$$\widehat{W}_p - \widehat{W}_t = \hat{\beta}_p (\bar{X}_p - \bar{X}_t) + \bar{X}_t (\hat{\beta}_p - \hat{\beta}_t) \quad (3)$$

¹ Oaxaca(1973)和 Blinder(1973)在估計兩個不同組群(如男性與女性兩個群組)各自迴歸方程式的基礎上，分別把兩個不同群組的迴歸係數作為指數基準(index number)來分解工資均值差異，學術界鑒於 Oaxaca 和 Blinder 差不多同時對工資差異均值提出幾乎相同的分解方法，通常將此種分解方法稱作 Oaxaca-Blinder 分解。

式(3)中， \bar{X} 代表平均個人屬性， $\hat{\beta}$ 為迴歸模型估計係數，市場對個人所給予之平均報酬。等式左邊 $\widehat{W}_p - \widehat{W}_t$ 為典型與非典型之薪資差異；等號右邊第一項 $\hat{\beta}_p(\bar{X}_p - \bar{X}_t)$ 表示以典型工作型態之估計係數作權數下，所衡量之典型與非典型平均個人屬性、人力資本與工作屬性之差異；等式右側第二項 $\bar{X}_t(\hat{\beta}_p - \hat{\beta}_t)$ 表示以非典型工作型態之個人屬性為權數所衡量之典型與非典型間的平均報酬差異，因此可以將此兩項作為解釋典型與非典型薪資差異之不同來源。典型與非典型工作型態間平均個人屬性差異可視為「個人稟賦或個人工作特徵不同所造成的薪資差異」；典型與非典型間的平均報酬差異可視為「報酬結構不同所造成之薪資差異」。

本研究並未使用全體樣本(pooled data)之估計結果，也就是從全體樣本中估計出一組未受歧視的係數(nondiscriminatory coefficient vector)，將此係數帶入薪資分解式中。主要是因：假設歧視並未針對整體，而是僅針對某一群體，如本研究中假設歧視僅針對非典型工作者時，便不適合將全體樣本(亦即 reference group)之估計值納入薪資分解式中，而是應以典型工作者之係數值($\hat{\beta}_p$)取代全體樣本之係數值(reference coefficients，即 β^*) 納入薪資分解式(Oaxaca,1973；Neuman and Oaxaca ,1999；Davia & Hernanz,2002)。

最後，必須將樣本選擇偏誤項代入式(3)中，因此，根據 Neuman 與 Oaxaca (2005)，薪資差異迴歸式將分解為三個部分：

$$\overline{W}_p - \overline{W}_t = (X'_{p,i}\beta_p + \sigma_{22}\rho_{2v}\hat{\lambda}_{i,p}) - (X'_{t,i}\beta_t + \sigma_{11}\rho_{1v}\hat{\lambda}_{i,t}) = \hat{\beta}_p(\bar{X}_p - \bar{X}_t) + \bar{X}'_t(\hat{\beta}_p - \hat{\beta}_t) + (\sigma_{22}\rho_{2v}\hat{\lambda}_{i,p}) - (\sigma_{11}\rho_{1v}\hat{\lambda}_{i,t}) \quad (6)$$

\bar{X} 為解釋變數之平均數所組成之矩陣， $\hat{\beta}$ 為所估計出來之係數矩陣； $\hat{\lambda}_{i,t}$ 、 $\hat{\lambda}_{i,p}$ 為樣本選擇修正項。其中，右邊第一項 $\hat{\beta}_p(\bar{X}_p - \bar{X}_t)$ 為可解釋之部分，即「個人屬性差異(differences in characteristics)或天賦(endowment)所造成之薪資差異」； $\bar{X}'_t(\hat{\beta}_p - \hat{\beta}_t)$ 為不可解釋之部分，即「典型與非典型薪資結構不同(differences in

the returns to these characteristics)或歧視(discrimination)所造成之薪資差異」，視為兩者間真正存在的薪資差異(僅由薪資結構差異所造成之典型與非典型薪資差異)； $(\sigma_{22}\rho_{2v}\hat{\lambda}_{i,p}) - (\sigma_{11}\rho_{1v}\hat{\lambda}_{i,t})$ 為樣本選擇偏誤的影響，若未考慮選擇效果，將可能使得薪資差異結果被高估或低估。若 $\bar{X}'_t(\hat{\beta}_p - \hat{\beta}_t)$ 的解釋效果較強時，即代表雇主於僱用典型與非典型員工時，所給予之待遇並不相同，即產生雇主歧視非典型工作者之現象，因此便可推知在典型與非典型兩種不同之工作狀態上驗證雙元勞動市場現象與彈性剝削之存在。

第五節 變數定義

本研究將變數名稱與定義整理為表 3-3，並將解釋變數分為三部分論述，第一部分為影響就業者選擇何種工作型態之解釋變數；第二部分為影響就業者薪資高低的決定因素；最後一部分為影響薪資差異之調節變項。

一、影響就業者工作選擇之解釋變數-選擇方程式

根據文獻探討得知，選擇方程式中的解釋變數應以與個人特質有關的變數為主，因為這些個人特質變數反映出勞工對於工作屬性的不同評價(Rebitzer and Robinson,1991)，因此，影響就業者選擇何種工作型態之解釋變數，大致可分為三類，第一類為個人特徵變數，如年齡、育有子女數、配偶之工作型態與配偶之工作收入；第二類為人力資本變數，如教育程度；第三類為工作屬性層面之變數，如工作區域別、行業別、工作場所規模別與職業別。


又，本研究另加入景氣之影響因素，由於景氣能反映勞動市場之供需狀況，當景氣不好時，顯示勞動市場供過於求，因此當景氣不好時，就業者會越傾向從事典型工作，因為非典型工作者作為企業面臨景氣循環之彈性工具，當經濟不景氣時，便會先調整非典型人力，對非典型人力進行適當之裁減，以節省勞動力成

本，因此，從事非典型工作之就業者將面臨失業，使得傾向從事非典型工作者之人力將會有所減少。

反之，若景氣好時，就業者應更傾向從事非典型工作，雖然勞動市場工作機會將增加，但近年來景氣循環變動較快，因此，企業並非於景氣好時多雇用正職員工；相反地，企業會於景氣好時多雇用非典型工作者以取代雇用正職員工，因此，在景氣好時，企業對於非典型工作者之需求相對提高。

本研究將以「配偶之工作型態」、「配偶之工作收入」與「育有子女數」作為認定變數，以滿足內生轉換模型認定問題之限制。因為根據文獻得知，此些變數皆會影響就業者之工作選擇，分述如下：(1) 配偶之工作型態：是否有工作、是否為臨時性或人力派遣、是否為部分工時工作者，皆會影響丈夫工作之選擇，因為當太太沒有工作或是為非典型工作者時，丈夫為了平衡家庭收支，便會傾向選擇典型工作。文獻如張文檀(2009)、陳建良宇陳昱彰(2009)，與江豐富(2011)發現由於有偶男性有家庭負擔，以致對工作穩定性與薪資條件之要求皆較高，因此傾向選擇典型工作；反之，女性已婚且配偶存在者則主要扮演家庭中次要所得賺取者，因而傾向於從事非典型工作。

林佑政(2009)則是將選擇不去工作、非全職工作與全職工作的因素中，納入「配偶工作情形」與「性別與配偶工作情形」之交乘項，配偶工作情形此變數之設定是以：「若配偶為自營工作者或管理職位為1，若無配偶或配偶為受僱工作者、家庭主婦、退休、無工作或非管理職為0。」發現配偶工作為自營工作者或管理職者，女性的工作意願會低於男性，而此結論也可呼應由於已婚男性做為家計生活的主要負擔者，當已婚男性其職位足以負擔家計時，女性的工作意願便因此有所降低。(2) 配偶之工作收入：徐美(2004)發現低所得丈夫之妻子會顯著地傾向參與全職工作，以增加收入補貼平衡家庭收支，而當丈夫所得超過30000元以上時，妻子全職參與的機率會顯著地下降，兼職參與的機率則相對地提高；反



之，當妻子之所得較低時，丈夫亦可能會傾向於參與全職工作，以增加家庭之經濟收入。(3)育有子女數：根據 John(2006)與林佑政(2009)，發現育有子女數越多，已婚工作者會更傾向於從事全時工作(fulltime)以維持家庭中的經濟責任(financial obligations)，因為全時工作的收入更得以滿足家庭開銷所需。

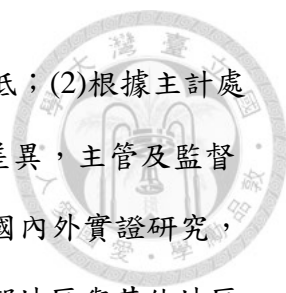
二、影響就業者薪資高低的決定因素-薪資方程式

薪資方程式中的被解釋變數為「時薪」的自然對數值，若以就業者之主要工作月收入為被解釋變數，由於就業者之工作時數皆不相同，因此為精確得知就業者的真實工資，以時薪為解釋變數較為恰當，惟原始資料僅有月薪，因此須將主要工作月收入除以平均每週經常性工時乘上 4.33 週。

另外，因為本研究使用多年度之資料，因此會進一步以消費者物價指數(CPI)平減時薪，即將受雇員工名目薪資以消費者物價指數平減後(按當期價格計算之受雇員工薪資)，以計算出勞工實際所獲得之工資。

解釋變數除了包括影響就業者工作選擇之二類變數外，亦包括工作屬性層面之變數，如行業別、職業別、工作場所規模與工作場所區域別。在個人特徵變數上，(1)年齡：年齡越高，薪資報酬相對較高；(2)婚姻狀況：由於已婚者須負擔家庭經濟，因此相較於未婚者而言，工作狀態應較為穩定，薪資報酬應較高。

在人力資本變數上，(1)教育程度：依據人力資本理論，累積人力資本可以提升生產力，因此教育程度和工作經驗越高，薪資也就愈高；(2)年資與年資平方：工作經驗之提升有助於提升生產力，故工作經驗越高，薪資報酬亦越高，因此預期工作經驗年數之累積對於其薪資有正向影響，但由於邊際效用遞減之作用，達到臨界值後時薪將不增反減，因此在薪資估計方程式中，會加入工作經驗的平方項，並預期其係數為負值。



在工作屬性變數上，(1)農林漁牧業薪資相較於其他行業別低；(2)根據主計處對職業類別之分類，職業類別之間其平均薪資由高至低有顯著差異，主管及監督人員之薪資較高，非技術工與體力工則薪資傾向較低；(3)根據國內外實證研究，認為大規模廠商支付給員工較高的薪資；(4)按工作區域別，北部地區與其他地區之間有顯著的差異，又北部地區之薪資較高於東部地區。

三、影響薪資差異之調節變項

由既有文獻可得知，薪資差異與景氣之間具有一定之關聯性，衡量景氣之指標分別有 GDP 成長率、地區失業率與年度虛擬變數，而有些文獻僅將景氣做為控制變項處理(如 Jahn, 2008；Jahn & Pozzoli, 2011；Lee et al., 2014)，避免兩者之薪資差異會受到此因素之干擾；另些文獻則是將景氣作為調節變項(如陳宇治,2012；Hamersma et al., 2014)，探討兩者之薪資差異是否會受到景氣變動而有所增減。

然而，年度虛擬變數並無法直接作為衡量景氣之指標，因為僅能得知如金融海嘯發生之期間，景氣可能有所轉變，但直接將景氣衰退抑或繁榮之年度作為衡量景氣之指標，並不恰當，無法證實景氣與年度之關聯性究竟為何，因此本研究並未採取年度虛擬變數作為衡量景氣之指標，而是以「GDP 成長率」與「縣市別失業率」作為衡量景氣之指標，並分述如下：(1) GDP 成長率：根據行政院主計處，經濟成長率是判斷總體經濟情勢最重要的經濟指標，可反映出一國經濟總產出規模的變化，亦是各國經濟景氣的最具體象徵，因此 GDP 愈高，代表該國生產力愈高、經濟活動愈活躍，景氣也愈好。且由現有文獻可得知，薪資差異與經濟成長率之間具有一定之關聯性(如 Jahn,2008；Jahn & Pozzoli, 2011)。

(2) 縣市別失業率：整體而言，失業率為景氣落後指標，能反映勞動市場的供需狀況，更能反映經濟循環景氣狀況，若失業率上升，顯示勞動市場供過於求，經濟景氣亦多處於低迷，反之若失業率下降，則表示勞動市場工作機會增

加，景氣亦多呈回升狀態(行政院主計處)。如楊子霆與駱明慶(2009)以失業率代表景氣狀況之變數，發現 2003-2007 年失業率下降，景氣逐漸好轉；王春源(2010)發現台灣的失業率與台灣的總體實質變數具有顯著負相關性，即當經濟成長率提高，則當期失業率會呈現下降，跨期相關更大於當期相關。且勞動市場景氣對於薪資有很大之影響，由於在高失業環境下，競爭壓力大，故資方有籌碼可以以較低之工資雇用員工，反之在低失業率的環境下，將會造成工資較高的現象 (Rodgers and Nataraj,1999)。

表 3-3 變數名稱與定義

變數	定義
時薪(元)	將主要工作月收入除以每月工作時數的結果，其中每月工作時數為平均每週經常性工作時數乘以 4.33 週
時薪取對數	每小時工資率之對數值，為本研究的被解釋變數
育有子女數(人)	以子女實際個數表示
教育程度(年)	不識字、自修設為 0、國小設為 6、國中設為 9、高中/職設為 12、專科設為 14、大學設為 16、碩士設為 18、博士設為 22
現職年資(年)	在目前主要工作場所之工作年數
現職年資平方	現值年資的平方值
潛在工作經驗(年)	依「實際年齡」減「受教年數」後，再減去「學齡前年數=6」
潛在工作經驗平方	為考慮工作經驗對薪資的邊際影響會呈遞減效果，因此另設潛在工作經驗的平方值
行業別	虛擬變數，依據我國行業標準分類，將行業別分為三大類，分別為製造業、服務業與其他。 服務業包含：批發及零售業、運輸、倉儲及通信業、住宿及餐飲業、資訊及通訊傳播業、金融及保險業、不動產業、專業、科學及技術服務業、支援服務業、教育服務業、醫療保

	<p>健及社會工作服務業、藝術、娛樂及休閒服務業以及其他服務業。</p> <p>其他(參考組)則包含：農、林、漁、牧業、礦業及土石採取業、電力及燃氣供應業、營造業。</p>
職業別	<p>依照中華民國職業標準分類表，專業職為：第一大類「民意代表、主管及經理人員」、第二大類「專業人員」、第三大類「技術員及助理專業人員」。</p> <p>非專業職為：第四大類「事務支援人員」、第五大類「服務及銷售工作人員」、第六大類「農、林、漁、牧業生產人員」、第七大類「技藝有關人員」、第八大類「機械設備操作及組裝人員」、第九大類「基層技術工及勞力工」。</p>
工作場所規模	<p>分為兩組虛擬變數：</p> <p>小型企業(參考組)：從業員工人數為 1-9 人 中型企業：10-99 人 大型企業：100 人以上</p>
工作場所區域別	<p>分為三組虛擬變數：北部地區、中部地區、南部地區、東部地區(參考組)</p>
配偶之工作型態	<p>此變數將分為二組虛擬變數，分別為：</p> <ol style="list-style-type: none"> 1. 太配偶為典型工作者：為非臨時性工作者 2. 太配偶為非典型工作者：包含部分工時與臨時性或人力派遣工作者 <p>是否有配偶以及配偶是否有工作設為參考組</p>
配偶之工作收入(元)	<p>即主要工作月收入</p>
GDP 成長率	<p>按主計處定義</p>
縣市別失業率	<p>按主計處定義，並以男性 25 歲以上之失業率為主。</p>
樣本選擇變數	<p>由第一階段工作選擇方程式中所估計</p>

資料來源：本研究整理

第肆章 實證結果與分析



本章節將依據本文之研究目的與研究方法，進行實證分析。首先，使用內生轉換迴歸模型估計就業者選擇典型與非典型工作型態之機率，以及典型與非典型工作者之薪資方程式；且使用 chow test 進一步證明典型與非典型工作者其薪資估計式之結構有明顯差異；再以 Oaxaca 的薪資差異分解模型分析典型與非典型之薪資差異；最後，分析典型與非典型工作者薪資與景氣變動之關聯性。

因此本章將分為四小節，第一節為探討就業者工作選擇之影響因素；第二節為分析典型與非典型工作者之薪資估計結果，以及兩條薪資估計式之差異情形；第三節為進一步探討典型與非典型工作者之薪資差異情形，說明由「稟賦效果」以及「係數效果」所產生之薪資差異；第四節為典型與非典型工作者薪資與景氣變動之關聯性分析。

第一節 樣本敘述統計

表 4-1 為樣本之各變數統計量，總樣本數為 56413 筆，典型工作者佔全體樣本的 54171 筆，非典型工作者佔全體樣本的 2242 筆。就實質薪資而言，典型工作者之平均時薪為 200 元，非典型工作者之平均時薪為 149 元，由此可得知，非典型工作者之平均薪資低於典型工作者。

在個人特徵方面，典型工作者之平均年齡約為 40 歲，非典型工作者之平均年齡為 43 歲。就婚姻狀況而言，典型工作者中有 54% 為已婚狀態；非典型工作者中有 43% 為已婚狀態。育有子女數中，典型與非典型工作者皆平均育有一名子女；且在典型工作者之樣本中，育有子女數之年齡未滿六歲者佔 13%；非典型工作者之樣本中，育有子女數之年齡未滿六歲者約佔 7%。

在配偶之工作型態中，無論是典型工作者或非典型工作者，其配偶為典型工作者之比例皆高於非典型工作者之比例；典型與非典型工作者樣本中，


配偶未有工作的比例皆很高，主要是因本研究採配對資料，即利用樣本編號找出同一戶人口中互為夫妻之樣本，並接著利用「與戶長之關係」此變數進行夫妻資料之配對，而無法配對之資料，即樣本為未婚、離婚、分居、配偶死亡之部分，並無配偶資訊，因此配偶未有工作之此變數中，便包含無配偶之樣本，使得配偶無工作之比例很高。在典型工作者之樣本中，配偶之工作收入平均為 31045 元(僅有 16944 筆樣本為配偶有工作)；在非典型工作者之樣本中，僅有 552 筆樣本為配偶有工作，配偶之工作收入約為 22339 元。

表 4-1 典型與非典型工作者樣本各變數之敘述統計量

變數名稱	典型		非典型		差異檢定 T 值
	平均數	標準差	平均數	標準差	
總樣本數	54171		2242		
實質薪資(時薪)	199.731	102.890	148.572	48.545	
實質薪資對數	5.209	0.398	4.947	0.339	
年齡					
平均	39.802	10.129	43.437	11.011	-16.591***
壯年	0.673	0.469	0.533	0.499	13.942***
中高年	0.299	0.458	0.433	0.496	-13.701***
婚姻狀況-已婚	0.539	0.498	0.498	0.500	3.757***
育有子女數	1.049	1.192	1.162	1.405	
配偶之工作型態					
配偶為非典型工作者	0.025	0.156	0.078	0.268	-
配偶為典型工作者	0.301	0.459	0.180	0.384	-
配偶未有工作	0.687	0.464	0.754	0.431	-
配偶之工作收入	31045 N=16944	16368.42	22339 N=552	7923.003	
教育程度	12.925	3.091	10.314	2.809	39.329***
現值年資	7.853	7.298	6.454	7.623	8.881***
現值年資平方	114.925	199.839	99.729	214.236	3.5178***
潛在工作經驗	20.877	11.618	27.123	12.664	-24.851***
潛在工作經驗平方	570.846	577.727	895.967	744.789	-25.775***
行業別					
製造業	0.433	0.495	0.131	0.337	28.461***

服務業	0.420	0.494	0.273	0.446	13.923***
其他	0.147	0.354	0.596	0.491	-57.569***
行業別大分類					
農林漁牧業	0.013	0.112	0.081	0.272	-
礦業及土石採取業	0.002	0.045	0.001	0.037	-
製造業	0.433	0.495	0.131	0.337	-
水電燃氣業	0.007	0.085	0.006	0.076	-
營造業	0.125	0.331	0.508	0.500	-
批發及零售業	0.109	0.312	0.034	0.182	-
運輸及倉儲業	0.057	0.231	0.026	0.160	-
住宿及餐飲業	0.037	0.188	0.016	0.124	-
資訊及通訊傳播業	0.031	0.174	0.007	0.082	-
金融及保險業	0.041	0.198	0.007	0.084	-
不動產業	0.012	0.107	0.008	0.087	-
專業、科學及 技術服務業	0.026	0.158	0.006	0.076	-
支援服務業	0.034	0.180	0.123	0.329	-
教育服務業	0.018	0.133	0.004	0.060	-
醫療保健及 社會工作服務業	0.014	0.119	0.007	0.082	-
藝術、娛樂及 休閒服務	0.006	0.077	0.007	0.084	-
其他服務業	0.036	0.187	0.029	0.168	-
職業別					
專業人員	0.384	0.486	0.040	0.195	33.298***
非專業人員	0.616	0.486	0.960	0.195	-33.298***
工作場所區域別					
北部地區	0.465	0.499	0.383	0.486	7.805***
中部地區	0.231	0.422	0.231	0.422	0.078***
南部地區	0.280	0.449	0.312	0.463	-3.185***
東部地區	0.019	0.135	0.072	0.259	-17.466***
工作場所規模					
小型企業	0.310	0.463	0.563	0.496	-25.372***
中型企業	0.429	0.495	0.364	0.481	6.138***
大型企業	0.261	0.439	0.073	0.260	20.144***

資料來源:本研究整理



在人力資本變數方面，典型工作者之教育年數高於非典型工作者，典型工作者之教育年數約為 13 年，非典型工作者之教育年數約為 10 年，由此得知，典型工作者之教育程度較非典型工作者高；以工作經驗來看，典型工作者之現職年資約為 8 年，高於非典型工作者之現職年資，亦即從事非典型工作之工作穩定性相對較低；然而，在潛在工作經驗中，則是以非典型工作者之潛在年數較多，約為 27 年，比典型工作者多出 6 年左右之潛在工作經驗。

在工作屬性層面上，典型工作者之行業別主要分布於製造業(約 43%)，其次為營造業(約 13%)、批發及零售業(約 11%)與運輸及倉儲業(約 6%)；非典型工作者則主要分布於營造業(約 51%)，其次為製造業(約 13%)、支援服務業(約 12%)與農林漁牧業(約 8%)，而根據主計處各業受雇員工平均薪資調查中，又可發現支援服務業之平均薪資於 2008 年至 2014 年皆低於平均水準，因此可進一步反映出非典型工作者較易集中於薪資水平較低之產業別中，Kvasnicka 與 Werwatz(2002)便發現，當整體職場之工作者並未集中於低薪資產業時，典型與非典型工作者之間之薪資則會有所擴大。

職業別中，專業人員與非專業人員之區分，主要是依據【中華民國職業標準分類】，專業人員為民意代表、主管及經理人員、專業人員以及技術員及助理專業人員；非專業人員為事務支援人員、服務及銷售工作人員、農、林、漁、牧業生產人員、技藝有關工作人員、機械設備操作及組裝人員以及基層技術工及勞力工。典型工作者中，專業人員約為 38%，而在非典型工作者中，則僅有 4% 為專業人員，高達 96% 之非典型工作者其職業為非專業職。又，職業別分類中，以專業人員之薪資較非專業人員高，因此可得知非典型工作者所分布的職業別中，主要傾向集中於工資結構偏低非專業職為主。

在工作場所區域別中，典型工作者與非典型工作者之工作場所多位於北部區域，其次為南部區域與中部區域；工作場所規模別中，可看出非典型工作者多數

集中於小型企業中，在大型企業中之比例僅佔 7% 左右；而典型工作者之工作場所規模別分布則較為均勻。

歸納以上結果，可初步發現典型與非典型工作者之間存在雙元勞動市場之情形：在敘述統計量中，非典型工作者相較於典型工作者而言，多數職業別為非專業職，僅有約 4% 的非典型工作者其職業別為專業職，表示非典型工作者多集中於雙元勞動市場中之次要勞動市場，被限制於非專業職中，因此可反映典型與非典型工作者之間具有明顯之職業區隔化之現象，即主要勞動市場多由典型勞工所組成，次要勞動市場主要以非典型工作者為主。

另外，於表 4 的差異檢定中，進一步去探討典型與非典型工作者其稟賦 (endowment) 是否有顯著差異，主要是使用均值差異檢定，以分析典型與非典型兩組變數的平均值是否有顯著差異。就整體而言，可以發現典型與非典型工作者於稟賦上確實有顯著差異。以年資而言，典型工作者的平均現職年資與非典型工作者之平均現職年資呈明顯的不同；又以職業別分布而言，典型工作者與非典型工作者之職業別分布情形有顯著之不同，典型工作者分布於專業職之比例較非典型工作者高。

由於典型與非典型工作者之稟賦有顯著差異情形，因此，在第四節之薪資差異分解模型中，在考慮是否有彈性剝削的同時，便需要先考慮稟賦不同所可能造成之薪資差異，因為薪資差異可能是來自於兩者稟賦之不同所造成，而不是歧視所造成，此結論將於第四節之薪資差異分解模型做驗證。

第二節 就業者從事典型/非典型機率之估計結果

根據第三章之文獻探討，影響就業者從事典型或非典型工作之因素可分為：個人特徵變數，如年齡、婚姻狀況等；人力資本變數，如教育程度；以及工作屬性層面之變數，如工作場所區域、行業別、工作場所規模別與職業別。除了以上影響因素外，本研究認為景氣亦會影響就業者從事典型與非典型工作之機率，因

此納入縣市別失業率與經濟成長率²；另外，本研究採取「配偶之工作型態」、「配偶之工作收入」與「育有子女數」作為認定變數，以滿足內生轉換模型認定問題之限制。

就業者從事典型(非典型)工作機率之估計結果，如表 4-2，各變數之分析結果如下：

表 4-2 內生轉換迴歸模型-實證結果

被解釋變數	ENDOGENOUS SWITCHING MODEL		
	Temp (probit)	lnwage (典型)	lnwage (非典型)
教育程度	-0.071*** (-12.15)	0.043*** (65.06)	-0.003 (-0.7)
現職年資	-	0.023*** (39.44)	0.020*** (5.46)
現職年資平方	-	-0.0003*** (-15.64)	-0.0003*** (-2.85)
潛在年資	-	0.023*** (50.64)	0.005** (2.72)
潛在年資平方	-	-0.0004*** (-40.98)	-0.0002*** (-5.06)
工作場所區域別			
北部	-0.101** (-1.94)	0.042*** (4.84)	0.163*** (6.57)
中部	-0.119** (-2.21)	-0.024** (-2.69)	0.069** (2.65)
南部	-0.107** (-2.01)	-0.059*** (-6.72)	0.040 (1.57)
工作場所規模別			
大型企業	0.035 (0.83)	0.152*** (36.4)	0.034 (1.28)
中型企業	0.035 (1.39)	0.065*** (20.02)	0.056*** (4.28)
職業別(專業職)	-0.751*** (-16.97)	0.241*** (71.34)	0.318*** (7.5)
行業別			
服務業	0.142*** (4.07)	0.008** (2.55)	-0.045** (-2.09)

² 此分析結果會於第五節詳細說明。

其他	0.993*** (28.76)	0.078** (17.3)	0.192** (4.85)
縣市別失業率	0.002 (0.15)	-0.004** (-2.42)	-0.014* (-1.68)
經濟成長率	0.003 (1.47)	0.001*** (4.36)	0.004*** (3.5)
配偶之工作型態			
配偶為 非典型工作者	0.305*** (5.59)	-	-
配偶為 典型工作者	-0.409*** (-7.4)	-	-
配偶之工作收入	0.000*** (4.57)	-	-
育有子女數	0.021** (2.44)	-	-
常數項	-0.779*** (-5.95)	4.150*** (262.88)	4.846*** (71.76)
RHO		-0.550*** (-17.37)	0.084 (0.57)
SIGMA		0.301	0.282
LAMDA		-0.166	0.024
LR TEST	96.24***		
樣本個數	56413	54171	2242

註 1: **、*、* 分別表示在 1%、5%、10% 顯著水準下為顯著的估計值。

註 2: 括弧內之值為 Z 值。


資料來源: 本研究整理

人力資本變數

以教育程度而言，其係數估計值呈現負項，且達到 1% 的統計顯著水準，因而顯示，教育程度越高者，其傾向選擇典型工作之機率亦越高，可能之原因在於教育程度較高者，相對較期望能獲得升遷機會較好之工作，因而較傾向選擇典型工作。

工作屬性層面變數

以主要工作場所之行業別而言，若其主要工作場所之行業別為服務業者與其他行業者，其從事非典型工作之機率皆顯著高於製造業之工作者，換言之，從事服務業與其他行業之工作者，皆較製造業之工作者較易成為非典型工作者。



在職業別中，專業職者定義為：民意代表、主管及經理人員、專業人員以及技術員與助理專業人員。由估計結果得知，職業別為專業職者，相較於非專業職者，傾向從事典型工作，即非專業職者從事非典型工作者之機率會顯著高於典型工作者。

當工作場所區域別位於北部地區者，其相較於東部地區者，傾向從事典型工作，而工作場所區域別在中部地區與南部地區者，亦較東部地區者傾向從事典型工作。工作場所規模別為大型企業與中型企業者，皆較小型企業者，更傾向從事非典型工作，惟其係數皆未顯著。

認定變數

以育有子女數而言，育有子女數越多，其越傾向從事非典型工作者，此與John(2006)以及林佑政(2009)之結論相反，其估計結果顯示育有子女數越多時，工作者會更傾向於從事正職工作(fulltime)以維持家庭中的經濟責任(financial obligations)。本研究推論當子女數越多時，需要更多時間照顧子女，而從事非典型工作相對於在時間上較有彈性，因此得以在工作與照顧子女之間取得平衡。

在配偶之工作型態中，主要分為「配偶為非典型工作者」、「配偶為典型工作者」，以及將「沒有配偶」、「配偶無工作」列為參考組。

當太配偶之工作型態為典型工作者時，有配偶之男性較無配偶之男性傾向選擇典型工作；而當太配偶之工作型態為非典型工作時，有配偶之男性則較無配偶之男性傾向選擇非典型工作，此結果與張文檀(2009)、陳建良與陳昱彰(2009)，以及江豐富(2011)之發現皆有所不同，其認為有偶男性有家庭負擔，以致對工作穩定性與薪資條件之要求皆較高，而典型工作之型態普遍而言，無論是薪資抑或穩定性相對皆較非典型工作高，因此傾向選擇典型工作。而本研究推論可能是由於夫妻的社會網絡較為一致、家庭作息之配合等，因此選擇之工作類型也較為一致。

另外，當配偶之工作收入高時，有配偶之男性相較於無配偶之男性選擇非典型工作之機率相對較高，主要可能之原因在於，當配偶收入高時，家庭收支壓力便相對較低，因此已婚男性選擇典型工作之機率便相對較低。



第三節 典型與非典型工作者薪資估計式之結果分析

由於內生轉換迴歸模型是假設樣本觀測值有兩種不同之狀態，即典型與非典型之薪資報酬會由兩組不同之參數所決定，因而將典型與非典型工作者之薪資迴歸式視為兩組不同之迴歸模型，以得到較為周全之估計模型。接著，進一步以 Chow Test 說明典型與非典型工作者之薪資估計式中，各係數估計值無法通過同時相等的檢定，以證實薪資估計式結構上之差異。


以下將分別敘述表 4-2 中，典型與非典型工作者薪資估計式之實證結果，分析各變數對於典型與非典型工作者薪資之影響情形，並比較兩者變數之解釋能力有何差異：

人力資本變數

以教育程度而言，教育程度愈高，典型工作者之薪資便愈高；然而，對於非典型工作者而言，教育程度愈高，並未使其薪資愈高，惟其係數值並未顯著。

現職年資之估計係數於典型工作者與非典型工作者之樣本中，皆為正向顯著異於零之結果，表示現值年資愈高，典型工作者之薪資與非典型工作者之薪資皆愈高，若比較其係數值之差異，則發現典型工作者之係數值較大，表示典型工作者之年資越高，所獲得之薪資報酬會比非典型工作者更高。另外，又可得知，對於非典型工作者而言，在同一場所中的工作年資越長，相對於潛在年資越長所獲得之薪資報酬會更有益。

現職年資平方則為負向顯著，即典型工作者與非典型工作者之薪資隨著現職年資的增加而以遞減的速度上升，此實證結果與江豐富(2011)研究典型與非典型



工作者之結果相同，根據江豐富(2011)，現職年資與現職年資平方其係數估計值主要取決於「廠商特定訓練」(firm-specific training)之時間累積速率及其報酬率，故表示工資率的一種時間上升速率。因此，當現職年資為正向，現職年資平方為負向時，顯示出典型工作者與非典型工作者其廠商特定訓練之累積，亦隨著現職年資的增加而以遞減速度上升。

在潛在年資與潛在年資平方的部分，根據江豐富(2008)，潛在年資與潛在年資平方，其係數估計值取決於一般性「學後人力資本投資」(postschool investment)，或一般性「在職訓練」(on-the-job training, OJT) 在進入勞動市場後的時間累積速率及其投資報酬率，故也表示工資率的一種時間上升速率。在表 5 中顯示，無論是典型或非典型工作者，其潛在年資之係數估計值為正向，且典型工作者之潛在年資越高，所獲得之薪資亦較非典型工作者高。潛在年資平方則為負向，表示典型與非典型工作者之薪資隨著潛在年資的增加，以遞減的速度上升；換言之，其一般人力資本投資也隨著經濟水準之增加而以遞減的速度上升。

工作層面變數

典型工作者與非典型工作者，若其工作場所位於北部地區者，其薪資皆顯著高於東部地區之工作者。但若主要工作場所位於中部與南部者，對於典型工作者而言，其薪資則皆低於東部地區之工作者，且又以南部地區之薪資較中部地區低；而在非典型工作者之樣本中，則是中部地區之薪資顯著高於東部地區者。

隨著工作場所規模別愈大，典型工作者之薪資亦愈高，無論是大型企業或中型企業，其薪資皆高於小型企業之典型工作者，且大型企業之薪資又高於中型企業之薪資。在非典型工作者之樣本中，僅有中型企業之工作規模別成正向顯著，即工作場所規模為中型企業之非典型工作者，其薪資會高於小型企業之非典型工作者，且若觀察典型與非典型工作者於中型企業之係數值，可得知典型工作者又比非典型工作者於中型企業中可獲得更高之薪資。另外，非典型工作者之樣本

中，大型企業之虛擬變數其係數估計值並未達到統計上之顯著水準，可能之原因為：非典型工作者在大型企業之人數過少，導致未達顯著水準。

對典型與非典型工作者而言，職業別為專業職之工作者，其薪資皆高於職業別為非專業職者，且非典型工作者之係數值又高於典型工作者，表示非典型的專業職人員，其薪資高於典型的專業職人員。

在行業別中，本研究僅將行業別區分為三大類，分別為製造業、服務業與其他行業別，由表 4-2 可發現，典型工作者無論於服務業抑或其他行業別，其薪資皆高於製造業，且其他行業的薪資又相對高於服務業，因此可得知，在典型工作中，製造業之薪資較服務業與其他行業皆低。在非典型工作者之樣本中，則發現服務業之薪資顯著低於製造業，而其他行業則是高於製造業，因此在非典型工作者中，以服務業之薪資最低。若比較典型與非典型工作者其行業別為其他行業之係數值，可以進一步發現非典型工作者之係數較高，表示非典型工作者其行業為其他行業時，如農、林、漁、牧業、礦業及土石採取業、電力及燃氣供應業、用水供應及汙染整治業時，其薪資較典型工作者高。

相關係數(rho)之符號

就工作選擇方程式與薪資估計式之間的相關性而言，假如此相關係數(rho)顯著，表示工作選擇方程式與薪資估計式兩者之誤差項彼此具有相關性，若相關係數並無顯著時，即表示個人選擇從事何種工作型態對於其薪資並無影響。

由於內生轉換迴歸模型估計兩條薪資方程式，因此兩組薪資方程式會各產生一組相關係數，而此兩組相關係數又分別代表不同之意涵，以表 5 中的相關係數而言，在典型工作者薪資估計式為負向，表示個人從事非典型工作之機率與典型工作薪資估計式之相關性為負相關，即個人會選擇從事典型工作，是因從事典型工作之薪資相對較從事非典型工作之薪資高；換言之，選擇從事非典型工作的人，若其從事典型工作，其薪資亦相對較低。另外，在非典型工作者薪資估計式

中，相關係數為正相關，則表示從事非典型工作之薪資相對較從事典型工作高，但此相關係數並無顯著，因而表示個人是否選擇非典型工作者，與薪資並無相關；換言之，選擇從事非典型工作之個人可能是基於其他因素之考量，甚至於可能是基於被迫的選擇，即不是自我選擇的情況。據此，便可回應雙元勞動市場之假設，其理論假設勞工之選擇性已被受限，即勞動市場已分化為主要勞動市場與次要勞動市場，次要勞動市場之勞工並無法輕易進入主要勞動市場之工作樣態。

綜合上述實證結果，典型與非典型工作者其各變數對於薪資的影響大致相同，若進一步觀察典型與非典型工作者於同一變數的係數值變化，又可發現在現職年資、潛在年資、中型企業此些變數中，對於典型工作者薪資的影響皆高於非典型工作者，即典型工作者相對獲得之薪資報酬會高於非典型工作者。另外，無論是在典型或非典型工作者之樣本中，皆可發現教育程度對於薪資的影響不及職業別對薪資的影響，顯示若能加強專業技術能力，將更甚於教育程度之提升。

最後，採用 Chow Test 以證明典型與非典型工作者之薪資估計式兩者間具有結構上之差異。由內生轉換迴歸模型的兩條薪資估計式中，可得出兩組殘差平方和，又薪資估計式中的限制條件為 15 個，即虛無假設為：典型工作者之教育程度、現職年資、現職年資平方、潛在年資、潛在年資平方、工作場所區域別、工作場所規模別、工作場所行業別、縣市別失業率與經濟成長率之係數值與非典型工作者薪資估計式中的上述變數之係數值相等。

以下為 chow test 的計算公式：

$$F \text{ 值} = \frac{[5003.489 - (4738.337 + 177.313)]/15}{(4738.337 + 177.313)/56413 - (15 * 2)}$$

由上述之計算公式中，得出 F 值為 67.015，F 值的臨界值為 1.67³，故拒絕虛無假設，即兩組薪資估計式中的各係數估計值無法通過同時相等之檢定。因此，

³顯著水準 $\alpha = 0.05$ ；分子自由度為 15；分母自由度大於 120 時，即為無限大，因此臨界值 = 1.67。

將薪資估計式分為典型工作者與非典型工作者兩組，將比採用全體迴歸式（pooled data）更為恰當，且典型與非典型工作者薪資估計式存在顯著結構性差異之結果，更意味著雙元勞動市場之存在。



第四節 典型與非典型薪資差異之分解模型

根據上一節之典型與非典型工作者薪資估計結果，本節進一步以 Oaxaca 的薪資解構方程式探討典型與非典型工作者之薪資差異情形，並分述有修正樣本選擇偏誤與未修正樣本選擇偏誤估計結果之差異。

表 4-3 中，可以發現在未控制樣本選擇偏誤前，總差異值、可解釋之部分與不可解釋之部分皆呈現顯著正值，表示典型與非典型工作者有顯著之薪資差異情形，兩者之薪資差異約為 30%，即非典型工作者之薪資較典型工作者低約 30% 之薪資；且典型與非典型工作者平均個人稟賦之不同，以及典型與非典型間平均報酬之不同>Returns/discrimination)皆是造成薪資差異之原因，又個人稟賦(Characteristics/ endowments)不同所造成的薪資差異比例較不可解釋部分之值高，佔總薪資差異的 68%，而不可解釋之部分(亦即來自於雇主的歧視)所造成之薪資差異佔總薪資差異的 32%。因此，未控制選擇偏誤前，兩者薪資差異之主要解釋來源為個人屬性不同所造成之差異，即來自於職業別、教育程度、年資等變數加總的差異所造成之薪資差異，又可視為「可解釋部分」之薪資差異。

在控制選擇偏誤後，兩者之總差異值、可解釋部分之值仍為正向顯著，但不可解釋部分則轉為正向不顯著之結果。在總薪資差異上，較控制選擇偏誤前增加了約 1% 之薪資差異，表示經樣本選擇偏誤修正後之薪資差異將較大，即若未經選擇性偏誤修正將低估兩者之薪資差異，但其實總差異值變化並不大，因為主要的改變在於結構上的改變，即可解釋部分和不可解釋部分之變化程度；而在可解釋部分之比例，增加約 26% 之差異，因此若未控制選擇性偏誤將導致可解釋部分

之比例被低估；在不可解釋之部分則是減少約 26%之解釋能力，因此也意味著若未控制選擇偏誤，將高估非典型工作者薪資所受到的歧視現象。



表 4-3 控制選擇偏誤與未控制選擇偏誤之結果

	總薪資 差異	薪資差 異可解 釋部分	薪資差 異不可 解釋部 分	總薪資 差異 (%)	可解釋部 分佔薪資 差異的比 例(%)	不可解釋 部分佔薪 資差異的 比例(%)
	估計值	估計值	估計值	百分比	百分比	百分比
未控制選 擇偏誤	0.262***	0.177***	0.085***	29.92%	67.56%	32.44%
有控制選 擇偏誤	0.272***	0.255***	0.018	31.30%	93.75%	6.62%

註 1: 整體可解釋部分占典型與非典型工作者薪資差距的比例，為所有自變項的數值加總後除以總薪資差異。

註 2: 整理不可解釋部分占典型與非典型工作者薪資差距的比例，則為所有不可解釋部分之各變數的係數值加總後除以總薪資差異。

資料來源：本研究整理

由表 4-3 控制選擇偏誤前後之結果中，可得知在控制選擇偏誤後，總薪資差異顯著提高了約 1% 之差異，表示薪資差異中存在個人內生性之選擇偏誤，應控制選擇偏誤情形，以得到較為精確之薪資差異結果。因此，在表 4-4 中，將以控制選擇偏誤之結果來解釋可解釋部分與不可解釋部分之各變數係數值。

在稟賦效果所造成之差異中，可發現教育程度、年資、工作場所區域別、工作場所規模別，與職業別皆可解釋稟賦效果所造成之薪資差異，即典型工作者在薪資上的優勢主要是來自於此些變數；以教育程度而言，為顯著正向，表示典型工作者之平均教育程度高於非典型工作者，因此，顯著正向又表示當非典型工作者之個人特徵提升至典型工作者之水平時，非典型工作者之薪資將會有所增加；又以職業別而言，表示較多典型工作者之職業別為專業職工作；若是以現職年資

平方而言，呈現顯著負向，主要是因：可解釋之部分是以典型工作型態之估計係數作權數下，所衡量之典型與非典型平均個人屬性、人力資本與工作屬性之差異，而在本研究中，典型工作者之平均現職年資平方高於非典型工作者，但由於是以典型工作型態之估計係數作權數，當典型工作者其現職年資平方越高，薪資則越低的情況下，因此，此變數便呈現負值；而潛在年資之變數亦呈現負向顯著，則是因為非典型工作者之平均潛在年資(約 27 年)高於典型工作者潛在年資(約 21 年)，且潛在年資越高，典型工作者之薪資亦越高，因此其值便為負向。

表 4-4 典型與非典型工作者薪資差異分解


	有控制選擇偏誤		未控制選擇偏誤	
	係數值		係數值	
典型工作者薪資估計式	5.168	***	5.209	***
非典型工作者薪資估計式	4.896	***	4.947	***
總差異(DIFFERENCE)	0.272	**	0.262	***
可解釋之部分(EXPLAINED)	0.255	***	0.177	***
不可解釋之部分(UNEXPLAINED)	0.018		0.085	***
稟賦效果(ENDOWMENTS/ CHARACTERISTICS)所造成之差異				
教育程度	0.122	***	0.110	***
現職年資	0.038	***	0.030	***
現職年資平方	-0.006	***	-0.004	***
潛在年資	-0.142	***	-0.146	***
潛在年資平方	0.116	***	0.116	***
工作場所區域別				
北部	0.004	***	0.003	***
中部	0.000		0.000	
南部	0.002	**	0.002	**
工作場所規模別				
大型企業	0.028	***	0.029	***
中型企業	0.004	***	0.004	***
專業職	0.088	***	0.080	***
工作場所行業別				
服務業	0.001		0.002	***
其他行業	0.000		-0.048	***

經濟成長率	-0.000	**	-0.000	**
縣市別失業率	0.000		0.000	
係數效果(RETURNS/DISCRIMINATION)所造成之薪資差異				
教育程度	0.515	***	0.447	***
現職年資平方	-0.014		0.006	
現職年資	0.048	*	-0.006	
潛在年資	0.473	***	0.490	***
潛在年資平方	-0.172	***	-0.169	***
工作場所區域別				
北部	-0.044	***	-0.051	***
中部	-0.020	**	-0.025	***
南部	-0.029	***	-0.035	***
工作場所規模別				
大型企業	0.008	***	0.009	***
中型企業	0.003		0.003	
專業職	-0.002		-0.004	**
工作場所行業別				
服務業	0.013	**	0.016	**
其他行業	-0.118	***	-0.039	**
經濟成長率	-0.1014	**	-0.013	**
縣市別失業率	0.048		0.048	
_CONS	-0.678	***	-0.593	***

資料來源:本研究整理

另外，就係數效果所造成之薪資差異而言，係數效果主要是由於歧視所造成，即在相同生產力之情況下，非典型工作者之薪資仍然較典型工作者低。在表 7 中，可發現教育程度、年資、工作場所區域別、工作場所規模別、工作場所行業別與經濟成長率均可解釋係數效果所造成之薪資差異。

若係數值呈現顯著正向，表示以非典型工作者之個人屬性為權數下，當非典型工作者擁有典型工作者之係數值時，其平均薪資將有所增加；換言之，表示在控制住個人屬性(教育程度、年資等)後，非典型工作者之薪資仍較典型工作者低，即存在歧視現象；而當係數值呈現顯著負向時，則表示典型和非典型工作者在相同條件下，即控制住個人屬性特徵後，有某些特徵使得非典型工作者所獲得



之薪資報酬較高，非典型工作者可能獲得了補償薪資(compensating wage)，Davia 與 Hernanz (2002)便認為，由於非典型工作者之行業別較傾向集中於農業，因而使得非典型工作者獲得補償薪資。因此，在係數效果中，當變數係數值為負值時，代表該變項並未造成兩者間的薪資差距，而是讓兩者之薪資差距縮小。

在表 4-4，係數效果所造成之薪資差異中，當教育程度、現值年資、潛在年資、工作場所行業別為服務業，以及工作場所規模為大型企業時，非典型工作者之薪資仍較典型工作者低，表示因雇主對於非典型員工的評價不同與歧視(差別待遇)所產生之薪資差異，亦即典型勞工與非典型勞工皆投入相等的人力資本時，非典型勞工卻獲得不相等的勞務價值。

然而，可以發現，非典型工作者在潛在年資平方與工作場所區域別中，薪資報酬相對較具優勢，表示在控制了個人特徵後，潛在年資平方以及工作場所區域別相同之情況下，非典型工作者所獲得之薪資報酬較高，即可以產生抵銷歧視的效果，因此，這些變數有助於減緩和改善兩者間的歧視；而在現職年資平方、工作場所規模別為中型企業，以及職業別為專業職時，則觀察不到歧視的存在。

若比較控制選擇偏誤前與控制選擇偏誤後，稟賦效果與係數效果中各變數之變化：在稟賦效果所造成之薪資差異中，可發現控制後之係數值變化大致上皆較控制前係數大，亦表示可解釋部分之解釋力將有所提升；在係數效果中，以現職年資而言，在控制選擇偏誤前，其係數值為負向，但控制選擇偏誤後，則轉為正向，表示在控制選擇偏誤前，現職年資相同的情況下，非典型工作者所獲得之薪資報酬高於典型工作者，但當控制選擇偏誤後，則產生歧視現象。

又以專業職變數而言，在控制選擇偏誤前後，皆為負向，表示同為專業職的情況下，非典型工作者之薪資會高於典型工作者；然而在控制選擇偏誤後，則轉為不顯著，亦即當考慮樣本內生性問題後，同為專業職之典型工作者與非典型工



作者之間，非典型工作者之薪資並無顯著高於典型工作者。換言之，當典型與非典型工作者皆為專業職人員時，並未產生歧視。

最後，表 4-5 中可解釋部分與不可解釋部分之百分比數值，可表示為：在可解釋部分中，當非典型工作者之個人特徵提升至典型工作者之水平時，非典型工作者之薪資產生變化之比例；另外，在不可解釋部分，指當非典型工作者之個人特徵提升至典型工作者之水平時，仍有多少比例是因為無法解釋之原因所造成，即由歧視所造成之薪資差異。


因此，可以發現，在有控制選擇偏誤的結果中，當非典型工作者之個人特徵提升至典型工作者之水平時，非典型工作者之薪資將提升約 29%，高於未控制選擇偏誤之結果；然而，當非典型工作者之個人特徵提升至典型工作者之水平時，仍有 1.78% 是無法解釋之原因所造成之薪資差異。

表 4-5 可解釋部分與不可解釋部分之百分比數值

	可解釋部分	不可解釋部分
未控制選擇偏誤	19.36%	8.85%
有控制選擇偏誤	29.00%	1.78%

資料來源:本研究整理

總結以上結果，控制選擇偏誤前，總差異 $(\overline{W_p} - \overline{W_t})$ 、可解釋部分 $(\hat{\beta}_p(\overline{X_p} - \overline{X_t}))$ 、不可解釋部分 $(\overline{X_t}(\hat{\beta}_p - \hat{\beta}_t))$ 所造成之薪資差異皆呈現顯著正向之差異；然而，在控制選擇偏誤後，不可解釋部分之值則轉為正向不顯著之結果，表示並無就業歧視。但若觀察不可解釋部分中個別變數之係數值，仍可發現當教育程度、現職年資、潛在年資、工作場所行業別為服務業，以及工作場所規模為大型企業時，其係數值皆為顯著正向，因而表示當控制此些變數後，典型與非典型工作者之薪資仍舊有所不同，亦即就此些變數而言，確實有係數效果之影響。



本研究推論造成不可解釋部分不顯著之原因為：非典型工作者具有高階與低階之職類別，在分析不可解釋部分個別變數之係數值時，可以發現如職類別等變數為負向，表示該變項並未造成兩者間的薪資差距，而是讓兩者之薪資差距縮小。因此，當非典型工作者存在高階與低階職類別時，使得各變數之係數值產生一正一負之效果，導致總係數效果被抵銷，而呈現不顯著之結果。因此，整體而言，並無彈性剝削。

另外，在控制選擇偏誤前後，可解釋部分所造成之薪資差異皆較不可解釋部分之比例高；且在控制選擇偏誤後，可解釋部分佔薪資差異之比例上升，不可解釋部分佔薪資差異之比例則有所下降。因而表示典型與非典型工作者之薪資差異主要是來自於稟賦不同所造成，歧視所佔之因素較小且不顯著，而此結論便可呼應第一節各變數均值差異檢定皆呈現顯著之結果，即當控制自我選擇偏誤後，薪資差異主要是在於稟賦不同所造成，而非歧視所造成。

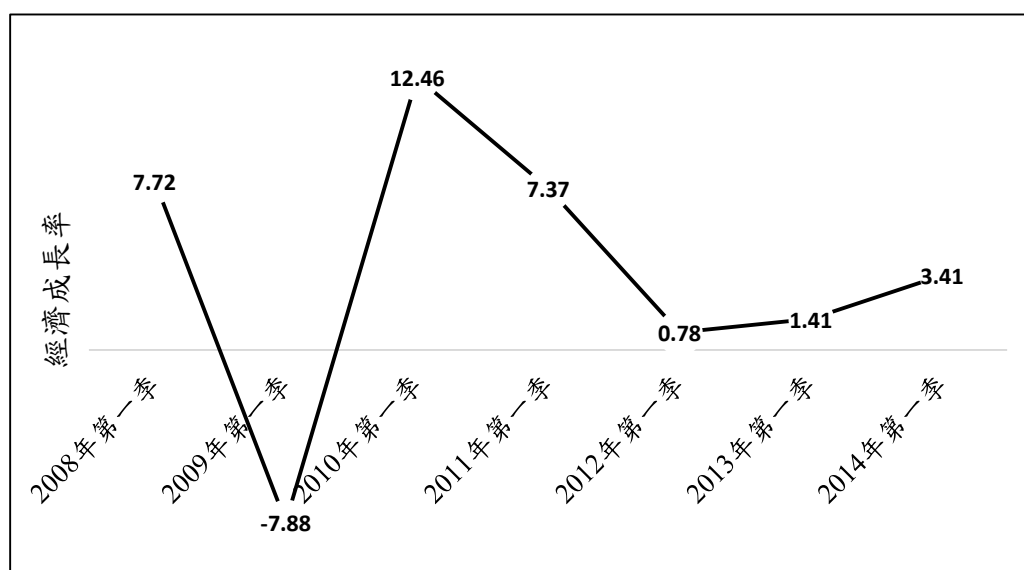
且在控制選擇偏誤前後之結果中，不可解釋部分之值由正向顯著轉為不顯著，更意味著對於非典型工作者而言，從事非典型工作相對於從事典型工作，反而是較有利的，因為非典型工作者之個人特質相對較典型工作者差，典型工作者多集中於個人特徵較好、且薪資較高之工作中。所以，若非典型工作者選擇從事典型工作時，其薪資並不會更高；換言之，非典型工作者之所以選擇非典型工作型態，是因為從事非典型工作相對於從事典型工作，其薪資是較有利的。

第五節 國內景氣對於典型與非典型薪資差異之調節效果

本節將進一步探討兩者之薪資差異是否會受景氣之影響，即當經濟不景氣時，兩者之薪資差距是否又更為擴大，且景氣對於非典型工作者之影響是否高於典型工作者，即非典型工作者之穩定性是否相對較低。

本研究之景氣指標為經濟成長率與縣市別失業率，經濟成長率(Economic growth rate)是以每年度的第一季為主，而非使用全年度的經濟成長率；縣市別失業率是採用男性的失業率資料，因為本研究之樣本是以男性為主，另外，以每年度的上一年度之下半年失業率為主，主要是因為，如須採用縣市資料，行政院主計處所提供之縣市別失業率無法僅篩選單月份之資料，而是以年平均或是半年期之平均失業率為主，因此本研究是採用每年度之上一年度之下半年男性失業率。

在圖 4-1 各年度經濟成長率，2010 年度第一季之經濟成長率為歷年最高，高達 12.46%，主要是由於金融海嘯的威脅逐漸遠離，景氣呈現復甦狀態，因此與 2009 年度相比，呈現正成長趨勢。表 4-6 則是各年度縣市別之男性失業率，又以 2009 年度之男性失業率為歷年最高，平均約 6.6%。



資料來源：行政院主計總處

圖 4-1 各年度經濟成長率

表 4-6 各年度下半年(6-12 月)縣市別男性失業率

	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013
新北市	3.8	3.9	4.6	6.5	4.9	4.8	4.4
台北市	3.7	4.6	6.7	5.9	4.7	5	4.7
基隆市	4.4	5.7	7.1	5.5	5	5.2	5
宜蘭縣	3.6	4.5	6	5.2	4.7	4.6	4.7
桃園市	4.1	4.8	6.5	5.5	4.3	4.6	4.6
新竹縣	4.1	5.1	6.8	5.4	4.7	4.3	3.8
新竹市	4.3	4.7	7	5.7	4.9	4.9	4.8
苗栗縣	4.4	4.9	6.8	5	4.5	4.9	4.7
台中市	4.1	4.3	6.7	5.5	4.5	4.1	4.4
彰化縣	4.2	5	6.8	5.3	4.7	4.6	4.9
南投縣	4.3	5	7.2	5.7	4.2	5	3.8
雲林縣	3.8	4.3	6.2	4.8	4.3	4	4.4
嘉義縣	3.8	5.4	6.9	6.1	4.8	4.9	4.7
嘉義市	4.8	5.2	7.2	5.9	5.2	3.6	5.1
台南市	4.6	4.7	6.9	5.4	4.9	4.5	4.7
屏東縣	3.6	4.3	6.4	5.1	3.9	3.8	3.8
台東縣	4.6	4.7	7.1	5.4	4.7	5.4	4.2
花蓮縣	4.4	5.3	7	5.4	5.6	5.3	4.7
澎湖縣	3.4	4.2	5.7	4	3.4	3.4	4.3

資料來源:行政院主計總處

本研究之研究假設認為，典型與非典型工作者之薪資差異會隨景氣而有所不同，且由於非典型工作者之工作型態相對較不穩定，因此其薪資將比典型工作

者更易受到景氣波動之影響。本研究將景氣納入內生轉換迴歸模型中，視為調節變項，實證結果如表 4-7:



表 4-7 景氣對於典型與非典型工作者薪資之影響

ENDOGENOUS SWITCHING MODEL			
	Temp (probit)	lnwage (典型)	lnwage (非典型)
縣市別失業率	0.002 (0.14)	-0.004** (-2.42)	-0.014* (-1.68)
經濟成長率	0.003 (1.47)	0.001*** (4.36)	0.004*** (3.5)


註1：除表內所列變數外，各迴歸式尚含表4-2之變數。

註2：***、**、* 分別表示在 1%、5%、10% 顯著水準下為顯著的估計值。

資料來源:本研究整理

表 4-7 的工作選擇方程式(probit model)中，縣市別失業率與經濟成長率並未對工作選擇產生影響，但在薪資估計式中，發現縣市別與經濟成長率皆會對典型與非典型工作者之薪資產生影響，符合本文之理論預期。以縣市別失業率而言，當失業率越高時，典型與非典型工作者之薪資皆呈現負向影響，且達到統計上之顯著水準，表示失業率越高，典型與非典型工作者之薪資便越低，若進一步觀察其係數值變化，可發現非典型工作者受到失業率之影響比典型工作者更大。另外，就經濟成長率而言，當經濟成長率越高，典型工作者與非典型工作者之薪資便越高，且達到統計上之顯著水準，同樣地，若再進一步觀察經濟成長率對典型與非典型工作者薪資影響之係數值變化，發現非典型工作者受到經濟成長率之影響亦大於典型工作者。

因此，從係數值之變化便可觀察出景氣對於薪資差異之影響，當景氣好時，非典型工作者之薪資將增加較多，可推論由於非典型工作者作為補充性人力，因



此當景氣好時，企業需要增加更多非典型人力，而根據供需理論，當企業對於非典型工作者之需求增加，其薪資將有所提高，因此使得薪資差異將縮小；反之，當景氣不好時，非典型工作者之薪資較典型工作者減少較多，可推論是由於企業為了節省勞動力成本，會先對非典型人力進行刪減或減少其薪資，以取代大量遣散正職工作者，因此使得薪資差異將有所擴大。

本研究之結論亦可呼應 Hamersma 等(2014)之研究，其研究亦發現於景氣較好時，典型與非典型工作者之薪資差異較小，惟其使用之調節變項為年度虛擬變數，與本研究所使用之景氣指標不相同。

歸納以上之結果，可發現景氣對於典型與非典型工作者之薪資，有不同之影響程度，對於典型工作者而言，經濟成長率與縣市別失業率之係數值皆較非典型工作者小，表示非典型工作者受到景氣之衝擊較大；換言之，典型工作者之薪資相對較為穩定。另外，典型與非典型工作者其經濟成長率與縣市別失業率之係數值差異，又可反映出，當景氣較不好時，非典型工作者之薪資較典型工作者減少幅度更大，因此在經濟相對不景氣時，典型工作者與非典型工作者之薪資差異將更為擴大，而此結論亦回應雙元勞動市場之理論，符合本研究之理論預期：典型工作者之職涯發展較為穩定，由於企業需要核心人才，便不會隨意對核心人力做薪資上之變動。



第六節 小結

根據上述迴歸分析結果，本論文所提研究假設一（H1）「典型與非典型之不同工作身分，其薪資會有所差異，且非典型工作者之薪資會低於典型工作者之薪資」，此一研究假設中，以內生轉換迴歸模型以及 Oaxaca 薪資分解法之實證結果中證實此研究假設，但於 Oaxaca 薪資分解法之結果中，雖然典型與非典型工作者有顯著之薪資差異，但不可解釋部分之值並無顯著，因此兩者之薪資差異並無歧視效果，即非典型工作者並未受到彈性剝削。

至於假設二（H2）「典型與非典型工作者之薪資差異會隨景氣而有所不同」，透過內生轉換迴歸模型中兩組薪資估計式的實證結果中，亦證實此研究假設成立。在景氣好時，薪資差異會縮小；反之，景氣不好時，則會擴大典型與非典型工作者之薪資差異。

據此，將本研究之實證結果彙整如下表 4-8：

表 4-8 研究假設驗證結果

研究假設		驗證結果
假設一(H1): 典型與非典型之不同工作身分，其薪資會有所差異， 且非典型工作者之薪資會低於典型工作者之薪資。		
H1-1	典型與非典型之不同工作身分，其薪資會有所差異	成立
H1-2	非典型工作者之薪資會低於典型工作者之薪資	成立
H1-3	典型與非典型工作者之薪資差異具有歧視效果	不成立
假設二(H2): 典型與非典型工作者之薪資差異會隨景氣而有所不同。		
H2-1	經濟成長率與失業率對於薪資差異具有影響	成立
H2-2	景氣好時，薪資差異會縮小；反之，景氣不好時，薪資差異將會產生擴大情形	成立

資料來源：本研究整理

第五章 結論與建議




本研究之主要研究重點在於探討台灣典型與非典型工作者之間所存在之薪資差異情形，並進一步釐清薪資差異是否存在雙元勞動市場情形以及彈性剝削；再者，希望能透過長期資料分析典型與非典型工作者之薪資差異是否會產生景氣效應。本章節皆分為三部分，第一部分為本研究之結論；第二部分為本研究之政策建議；第三部分為本研究之限制以及對於後續研究之建議方向。

第一節 研究結論

本研究採用 2008 年至 2014 年行政院主計處「人力資源調查」暨附帶「人力運用調查資料」，希望能改善過往於此相關議題之研究方法，以較為周全之估計模型探討典型與非典型工作者之薪資差異，因此以內生轉換迴歸模型與 Oaxaca 薪資分解模型進行典型與非典型工作者薪資差異之分析。

首先，在薪資估計式的設定上，國內外有關文獻大體上採用之研究方法為：將「是否從事臨時性人力或派遣工作」之虛擬變數納入薪資估計模型中，以反映薪資差異之情形，但此種方式並未考慮到工作者之選擇行為，可能導致偏誤之估計結果，而後續有學者因而考量進樣本內生性問題進行改善，但過去國內文獻並未解決認定(identification)問題，而導致薪資估計式仍存在偏誤之結果。因此本研究便採取「內生轉換迴歸」模型以進行改善，發現工作選擇方程式與典型工作者薪資估計式之相關係數呈現負向顯著之結果；而非典型工作者之薪資估計式，則與工作選擇方程式之相關係數呈現正向結果，惟其相關係數值並無顯著。因此，對於典型工作者而言，存在自我選擇偏誤之現象，應考慮內生選擇之偏誤，以獲得更精確之結果。


以下分別就內生轉換迴歸模型所估計出之實證結果做說明：



在工作選擇方程式之估計結果中，影響就業者選擇典型與非典型工作之因素，主要結果如下：教育程度越高、職業別為專業職者、工作場所區域別為北部、中部與南部者，以及配偶從事典型工作者，其選擇典型工作之機率較高；換言之，教育程度較低者、主要工作場所行業別為服務業與其他行業者、非專業職者、工作場所區域別為東部者、工作場所規模別為大型、中型企業者、育有子女數越多者、配偶從事非典型工作者以及配偶工作收入越高者，其選擇非典型工作之機率則較高。

在典型與非典型工作者之薪資估計結果中，典型與非典型工作者其各變數對於薪資的影響程度大致相同，以典型工作者之樣本而言，教育程度越高、年資越高、工作場所位於北部者、工作場所規模別越大、專業職者(相對於非專業者)、工作場所行業別為服務業與其他行業者，其薪資將會越高；然而，在非典型工作者之樣本中，可以發現當教育程度越高時，非典型工作者之薪資並無呈正向影響，且對於非典型工作者而言，年資對於薪資的影響力也較典型工作者低；且對於非典型工作者而言，在同一場所中的工作年資越長，相對於潛在年資越長所獲得之薪資報酬會更有益，然而非典型工作者由於工作型態較不穩定，因而導致在現職年資的累積上，相對較為弱勢。另外，無論是於典型或非典型工作者之樣本中，皆可發現教育程度對於薪資的影響力不及職業別對薪資的影響，顯示若能加強專業技術能力，將更甚於教育程度之提升，且在非典型工作者中，又更為明顯。

再者，經由 Oaxaca 薪資分解法進一步去探討典型與非典型工作者薪資差異之情形，發現造成兩者薪資差異之原因，主要來自於「稟賦差異」所造成之薪資差異，而「歧視」所造成之薪資差異則於控制選擇偏誤後呈現不顯著之結果，亦即當考慮工作者之選擇結果後，非典型工作者所受到之就業歧視降低。



最後，以往相關研究中，並未將景氣因素納入薪資差異中分析，本研究因此將景氣因素做為典型與非典型薪資差異之調節效果，探討兩者薪資差異是否會受到景氣而有所變動，本研究之實證結果發現：景氣對於典型與非典型工作者有不同之影響程度，非典型工作者受到景氣之衝擊相對較典型工作者大，亦即其薪資相對於較不穩定，較易受到景氣而有所增減。因此，在經濟相對不景氣時，典型工作者與非典型工作者之薪資差異將更為擴大；反之，在景氣較好時，薪資差異則會縮小。

總結以上之實證結果，可以發現典型與非典型工作者之間確實存有雙元勞動市場，即市場存在區隔之現象。首先，就樣本統計量而言，可以發現在職業別分佈上，有明顯之區隔情形，相較於典型工作者，非典型工作者主要分佈於以薪資水平較低的非專業職工作為主，換言之，非典型工作者之勞動市場分佈是集中於次要市場中，而典型工作者則多集中於主要市場中。其次，以 Chow Test 證實典型與非典型工作者薪資估計式具有結構上之差異，因此應較單一薪資估計式的設定為佳。

又，雙元勞動市場理論假設某些類型的個人特質會被迫進入特定的工作類型，如人力資本較低者，其相對較不易進入典型工作，因此若從工作選擇方程式中，可得知教育程度較高、專業職者選擇典型工作之機率顯著較高；換言之，教育程度較低、非專業職者，其進入典型工作之機率便相對較低。再從薪資估計式中可得知薪資差異確實有所不同，且非典型工作者之薪資低於典型工作者，若再就係數上之比較，又可發現個人教育程度、現職年資、潛在年資等人力資本變數對於典型工作者之影響效果皆較非典型工作者更為顯著。

因此，實證結果證實典型與非典型工作者之間的薪資存在顯著差異，典型工作者較非典型工作者擁有較高的教育水平、報酬以及工作穩定性。若從 Oaxaca

薪資分解模型中，則是發現兩者薪資差異之來源並非由於歧視所造成，而是來自於稟賦不同所造成之差異。



第二節 政策建議

根據上述研究結果，本研究提出之政策建議為：

政府應協助企業辦理教育訓練，以提升非典型工作者之生產力

從薪資差異分解結果中發現：典型與非典型工作者主要之薪資差異是來自於非典型工作者其稟賦較差之原因，而非歧視所造成之原因，典型工作者較非典型工作者具有人力資本較高之特質，且更有文獻發現企業的雇用策略便已決定勞工進入全職或非全職之工作類型，因為企業會偏好雇用人力資本較高的勞工為全職工作者(John,2006)。

因此，相較之下，非典型工作者由於教育程度、年資等皆較非典型工作者低，使得非典型工作者成為典型工作者之機率較低，而此確實會影響非典型工作者之平均薪資水平。故而建議政府可以協助企業辦理教育訓練，加強低教育程度之非典型勞工的工作能力，以彌補其學歷之不足，使其工作能力專業化。

第三節 研究限制



本研究提出以下四點限制，供後續研究者做為參考：

1. 由於本研究之研究對象僅限於男性就業者，並將樣本限制於「受私人僱用者」，以及「全時工作者」，因此會減少許多樣本數，進而導致非典型工作者之樣本數過少，使得迴歸分析結果呈現不顯著之現象。
2. 本研究使用七年度之資料，但由於非典型工作者於每年度之樣本數過少，可能導致迴歸分析結果產生偏誤，因此未能單獨就每年度資料進行分析，以致無法觀察每年度之趨勢變化。
3. 「人力運用調查」資料中，非典型工作人力可能被嚴重低估，主要是因為「人力運用調查」的原始問卷設計中，其問項僅包括部分工時、臨時或人力派遣此兩類的非典型工作型態。其他非典型工作型態，如外包工、六個月以上的定期契約工或臨時工皆未在問卷的調查範圍內，因此未能涵蓋所有的非典型工作人力，使得本研究所探討之薪資差異未能適用於其他非典型工作者與典型工作者之研究結論。
4. 在 Oaxaca 薪資分解模型中，不可解釋之部分包含了來自於歧視所造成之薪資差異，以及來自於不可觀測之異質性(其他未被控制的因素)所造成，然而，並無法確實區分兩者，使得不可解釋之部分並非所有原因皆為歧視所形成。

第四節 後續研究建議



本研究提出以下三點研究建議，以供後續研究者做為參考：


1. 由於本研究所使用的 Oaxaca 薪資分解模型僅能觀察「平均」的薪資差異，建議可進一步將「分量迴歸模型(Quantile Regression)」應用於 Oaxaca 薪資分解模型中，以觀察整體薪資結構下不同分量之薪資差異是否存在異質性，如可觀察不同薪資水平之工作者中，典型與非典型工作者之薪資差異是否會隨著不同薪資水平分布而有不同之薪資差異；或是以教育程度做區分，探討不同教育水平下之薪資差異。
2. 由於必須解決認定問題，因此本研究是考慮將配偶之資訊納入工作選擇方程式中，但採取配對的方式會有無配偶樣本其配偶變數定義之問題；因此礙於人力運用調查資料並非很完整，僅能選取較合理之變數解決認定變數，建議日後可以實際使用問卷方式進行訪查，使研究之資料更為完整。
3. 若非典型工作者樣本數充足，便可進行時間序列之分析，以探討各年度之薪資差異趨勢變化。
4. 在內生轉換迴歸模型中，本論文發現在專業職此變數中，非典型工作者之係數值較大，主要是因為非典型工作者中存在高階與低階工作者；然而本研究並未區分專業與非專業之非典型工作者。因此，建議後續研究可將非典型工作者區分為專業職與非專業職者，進行進一步之分析。

參考文獻



中文部分


1. 王志傑(2008)。非典型雇用：決定因素及其對組織階層化的影響。國立台灣大學社會學研究所碩士論文。
2. 王素彎(2012)。運用非典型勞工提升產業競爭力之研究。台北，經濟部。
3. 江豐富(2011)。失業、非典型就業的人口組成與工資率分析。台灣經濟預測與政策，42(1)，75-118。
4. 李盈達(2011)。勞工派遣與正職受僱型態之實證研究-金融海嘯前之分析比較。國立中央大學產業經濟研究所碩士論文。
5. 李健鴻(2010)。後金融海嘯時期的非典型就業趨勢、風險與勞動保護，就業安全半年刊，9(1)，21-26。
6. 辛炳隆(2005)。勞動市場彈性化之研究。勞動市場彈性化研究(計畫編號：94-030-809)。台北：行政院經濟建設委員會。
7. 辛炳隆(2011)。非典型就業之衡平機制-經濟面之研究。行政院經建會委託研究計畫報告。
8. 林佳和(2010)。勞動彈性化的社會衝擊-以非典型勞動為例。台灣勞工季刊，23，41-50。
9. 林侑政(2009)。全職與非全職過度教育薪資報酬率的差異。東吳大學經濟學系碩士論文。
10. 柯志哲(2008)。我國使用非典型工作型態之探討-使用情況與決定因素。論文發表於「台灣社會學會年會」，臺北：中央研究院社會學研究所，民國97年12月13-14日。
11. 柯志哲、張佩青(2014)。區隔的勞動市場?：探討台灣典型與非典型工作者的工作流動與薪資差異。台灣社會學刊，55，127-177。


- 
12. 胡斌偉(2011)。台灣公私部門薪資差距之研究。國立台灣大學國家發展所碩士論文。
 13. 徐美(2004)。有偶婦女在台灣勞動市場轉型中參與行為的變動。發表於臺灣人口學會 2004年年會暨「人口、家庭與國民健康政策回顧與展望」研討會。
 14. 高珮玲(2006)。產業結構對個人薪資福利的影響-以台灣製造業為例。國立中央大學產業經濟研究所碩士論文。
 15. 張文檀(2009)。勞動市場結構與失業問題之研究。教專研98P-038，457-466。
 16. 張芳華(2012)。全球化下台灣部分工時工作決定因素與趨勢之探討。國立中正大學勞工關係學系、台灣勞動與社會保障協會舉辦之勞工關係與人力資本發展策略國際學術研究會。
 17. 莊昆祐(2003)。台灣原住民之就業歧視。國立台灣大學國家發展所碩士論文。
 18. 陳宇治(2012)。正職與派遣就業者薪資差異之實證研究。國立中央大學產業經濟研究所碩士論文。
 19. 陳建良、陳昱彰(2007)。台灣男性的婚姻溢酬:以內生性選擇模型探討。經濟研究，46(2)，171-216。
 20. 陳柔孜(2010)。公民營薪資差異-中國大陸實證研究。淡江大學經濟學系碩士論文。
 21. 陳錦慧(2002)。非典型聘僱的決定因素及績效之探討。國立中山大學，高雄。
 22. 蕭妙萍(2011)。探討典型與非典型工作者之薪資差異。國立清華大學經濟學系研究所碩士論文。
 23. 譚令蒂、于若蓉(1996)。雙元勞動市場的應用—兼論台灣婦女就業結構的改變。經濟論文叢刊，24(2)，275-311。

英文部分



1. Bosio, G. (2009). Temporary employment and wage gap with permanent jobs: evidence from quantile regression. *Munich Personal RePEc Archive*, 16055(6).
2. Colella, F (2014). Women's Part-Time - Full-Time Wage Differentials in Europe: an Endogenous Switching Model. *Munich Personal RePEc Archive*.
3. Davia, M. A., & Hernanz, V. (2002). Temporary Employment and Segmentation in the Spanish Labour Market: An Empirical Analysis through the Study of Wage Differentials. Spanish. *Economic Review*, 6(4), 291-318.
4. Elisa, L. (2010). Temporary/permanent workers wage gap: a brand-new form of wage inequality? *Labour*, 24(2), 178-200.
5. Forde, C., & Slater, G. (2005). Agency Working in Britain: Character, Consequences and Regulation. *British Journal of Industrial Relations*, 43(2), 249–271.
6. G. S. Maddala & F.D. Nelson. (1975). Switching regression models with endogenous and exogenous switching. *Proceedings of the American Statistical Association*, 423-426. (Business and Economics Section).
7. Gray, A (1995). Flexibilisation of labour and the attack on workers living standards. *Common Sense*, 18, 12-32.
8. Gray, A (2005). Flexploitation and the Internationalisation of the Service Economy: Some Reflections on the Bolkestein Proposal and the Future of Social Protection. Paper presented at the Global Studies Research Group Seminar, 24 November 2005, University of East London.
9. Hagen, T. (2001). Do temporary workers receive risk-premiums? Assessing the wage effects of fixed-term contracts in West-Germany by matching estimators

- 
- compared with parametric approaches. *ZEW Discussion Papers*, 01-71.
10. Hamersma, H., & Heinrich, C., & Mueser, P. (2014). *Industrial Relations: A Journal of Economy and Society*, 53(1), 72-100.
 11. Heitmueller, A. (2004). *Public-Private Sector Wage Differentials in Scotland: An Endogenous Switching Model*. *IZA Discussion Paper No. 992*, 1-35.
 12. Jahn, E. (2008). *Reassessing the Wage Penalty for Temps in Germany*. *IZA Discussion Paper No. 3663*.
 13. Jahn, E. (2010). *The Structure of the Temp Wage Gap in Slack Labor Markets*. Paper presented at Annual Meeting of the American Economic Association.
 14. Jahn, E., & Pozzoli, D. (2011). *Does the Sector Experience Affect the Pay Gap for Temporary Agency Workers?* *IZA Discussion Paper No. 5837*.
 15. John, B.B. (2003). *Incidence and Duration of Unemployment spells: Implications on the wage differentials of part-time and full-time workers*. *Contemporary Economic Policy (Impact Factor: 0.6)*, 21(2), 227-242.
 16. John, B.B. (2004). *Inter-industry part-time and full-time wage differentials: regional and national analysis*, *Applied Economics*, 36(2), 107-118.
 17. Karabchuk, T. (2010). *Standard and Non-standard Employment in Russia: How large is the wage gap?* *ESCIRRU Working Paper*, 15.
 18. Katsalap, V. (2013). *Temporary Help Agencies and Their Effect on Firm Performance in Germany (Master's thesis)*, University of Houston.
 19. Kim, H. K. (2014). *Temporary Employment and Earnings Inequality South Korea (Doctoral thesis)*, University of Massachusetts - Amherst).
 20. Kim, S., & Ryu, S. (2010). *Wage Differential By Employment Type and Contract Length*. *The Economic Review*, 26, 157-176.
 21. Kvasnicka, M. and Werwatz, A. (2002), *On the Wages of Temporary Help Service*

- 
- Workers in Germany. *SFB 373 Discussion Papers*, 70.
22. Lee, H., & Kim, H., & Sim, S. (2014). The Impact of Outward FDI on the South Korean Labor Market: Evidence on the Wages of Four Types of Workers. *Journal of East Asian Economic Integration*, 18(1), 29-54.
23. Nash B. J., & Romero, J. (2011). The role of temporary employment in recession and recovery. Federal Reserve Bank of Richmond, 21-23.
24. Puhani, P. A. (2001). The heckman correction for sample selection and its critique. *Journal of Economic Surveys*, 14(1), 53-68.
25. Picchio, M. (2006). Wage Differentials between Temporary and Permanent Workers in Italy. *Dipartimento di Economia Quaderni di Ricerca*, 257.
26. Rica, S. & Felgueroso, F. (1999). Wage differentials between permanent and temporal workers : Further evidence.
27. Segal, L. M., & Sullivan, D. G. (1997). The Growth of Temporary Services Work. *Journal of Economic Perspectives*, 11, 117-136.
28. Segal, L. M., & Sullivan, D. G. (1998). Wage Differentials for Temporary Services Work: Evidence from Administrative Data. *Journal of Economic Perspectives*, 11(2), 117-136.
29. Silva, A., & Turrini, A. (2015). Precarious and well-paid? Wage differences between permanent and fixed-term contracts across the EU countries. *European Economy. Economic Papers*. 544, 1-35.