

基本工資調升對薪資成長及就業之影響-

以不同行業及性別之分析

聯絡人：黃柏鈞(政大經濟系副教授)

研究助理：陳渝雯、陳宓、陳禕銘、蕭逸瑋

聯絡電話：(02)2939-3091 分機 51043

聯絡地址：臺北市文山區指南路二段 64 號

中華民國 113 年 1 月

目錄

目錄	2
圖目錄.....	4
表目錄.....	5
第一章 緒論	6
第二章 文獻回顧.....	9
第一節 使用個人資料的相關文獻.....	9
第二節 使用廠商資料的相關文獻.....	12
第三章 台灣基本工資背景與變革.....	19
第四章 以個人層級資料衡量基本工資的影響	22
第一節 資料來源.....	22
第二節 資料處理.....	22
第三節 變數選擇與敘述統計量.....	23
第四節 實證模型.....	26
第五節 實證結果.....	28
第五章 結論	37
參考文獻.....	39
附錄一 廠商層級資料—TEJ.....	64
第一節 資料來源.....	64
第二節 資料處理與變數選擇.....	65
第三節 敘述性統計.....	66
第四節 模型與估計結果 (廠商層級資料).....	69
附錄二 廠商層級—受僱員工調查.....	78

第五節 資料.....	78
第六節 樣本.....	79
第七節 模型與估計結果.....	83

圖目錄

圖 1：台灣歷年基本工資調整概況.....	44
-----------------------	----

表目錄

表 1：月薪組 敘述性統計.....	46
表 2：時薪組 敘述性統計.....	48
表 3：月薪組 基本工資對第二年持續就業之機率之影響.....	50
表 4：月薪組 基本工資對薪資變動($\Delta wit + 1/1000$)之影響.....	51
表 5：時薪組 基本工資對第二年持續就業之機率之影響.....	52
表 6：時薪組 基本工資對薪資變動($\Delta wit + 1/1000$)之影響.....	53
表 7：1998~2007 樣本 敘述性統計.....	54
表 8：1998~2007 實驗組相對控制組第二年持續就業之機率之差異.....	56
表 9：1998~2007 實驗組相對控制組薪資變動($\Delta wit + 1/1000$)之差異.....	57
表 10：1998-2020 差異中的差異法—基本工資對持續就業率的影響.....	58
表 11：1998-2020 差異中的差異法—基本工資對薪資成長的影響.....	59
表 12：1998-2020 差異中的差異法—基本工資對由全職轉換為兼職的機率之影響.....	60
表 13：區分性別與年齡.....	61
表 14：區分產業.....	62
表 15：Predicted Affected Approach.....	63
表 16：敘述統計.....	88
表 16：模型 3 估計結果—高管與基層員工相關變數.....	89
表 17：模型 4 估計結果—高管與基層員工相關變數 (控制各產業時間趨勢)...	92
表 18：敘述統計.....	95
表 19：模型 5 式迴歸結果(應變數為 Y_{it}).....	96
表 20：模型 6 式迴歸結果(應變數為 ΔY_{it}).....	97

第一章 緒論

近年來，隨著全球經濟的變動和社會不平等問題的加劇，最低工資政策成為各國政府和學術界關注的焦點。儘管存在爭議，但事實上，多數已開發國家皆已實施最低工資的政策，且有些國家的部分區域已經對最低工資進行了指數化調整(如美國的十個州與日本)。最低工資政策旨在保障勞工的薪資所得，幫助低所得個人和家庭能維持基本的生活水平，避免在就業市場上受到不公平的對待。然而，最低工資也提高了廠商僱用勞工的成本，廠商可能因此減少勞動力的僱用。因此，實證上，以嚴謹的實證方法估計最低工資對薪資成長與就業的影響相當重要。

台灣稱最低工資為基本工資，並依勞工的工作型態區分為月薪基本工資與時薪基本工資。觀察台灣的基本工資調整歷史，可以發現在某些特定時期，如亞洲金融風暴和 2008 年的全球金融危機後，基本工資經歷了凍漲期。但從長遠來看，基本工資呈現持續上升的趨勢。特別是在 2007 年，月薪基本工資從 15,840 元增加到 17,280 元，調幅達 9.09%。而時薪基本工資從 66 元增加到 95 元，調幅更高。到了 2023 年，基本工資已調整為每月 26,400 元和每小時 176 元。與 1997 年相比，月薪基本工資增加了約 67%，而時薪基本工資增加了約 167%。

在這份研究報告中，我們探討台灣基本工資調升對薪資成長與就業的影響。以台灣的資料衡量基本工資的影響相當有挑戰性，原因在於要能夠估算基本工資調升對薪資成長與就業的影響，我們必須能夠合理的估計基本工資沒有調升的情況下，薪資

成長與就業狀況。然而，台灣的基本工資為全國性的政策，不像美國每個州有不同的最低工資政策，不容易找對照組，作出合理的反事實推論。

為了衡量基本工資調升的影響，我們首先利用人力運用擬追蹤調查與基本工資歷年的變化定義出實驗組與對照組，由於人力運用擬追蹤調查為兩年的追蹤資料，我們將樣本限定為第一年就業者，並將實驗組的定義為薪資介於新舊基本工資之間(第二年與第一年基本工資之間)的勞工，而將控制組定義為薪資高於第二年基本工資的勞工，我們考慮六組控制組： $[MW, 1.1MW)$, $[1.1MW, 1.2MW)$, $[1.2MW, 1.3MW)$, $[1.3MW, 1.4MW)$, $[1.4MW, 1.5MW)$, $[1.5MW, 2MW]$ ，其中 MW 為第二年之基本工資。我們發現當基本工資提高，實驗組相對於對照組有較高的薪資成長，但持續就業的機率較低。然而，很重要的是，我們發現在 2007 年以前基本工資凍漲的期間，實驗組也有較高的薪資成長與較低的持續就業率。因此，我們在估計基本工資調漲對薪資成長與持續就業率的影響時必須將實驗組與對照組既存的差異納入考量。

為了將實驗組與對照組在基本工資調漲前的差異納入考量，我們採用差異中的差異法(Difference-in-Differences)比較實驗組與對照組在 2007 年基本工資凍漲前後薪資成長與持續就業率的變化，我們發現 2007 年後基本工資調漲顯著提高實驗組勞工的經常性薪資，但並未減少其持續就業機率。我們的估計結果顯示將實驗組與對照組既有的差異納入考量的重要性，研究結果也與近期歐美的重要文獻相呼應，包括 Dustmann et al.(2021)、Dube et al. (2010)與 Cengiz et al.(2019)等。Dustmann et al.(2021)發現德國 2015 年起的最低工資政策提高受最低工資影響的勞工的薪資，但對其持

續就業率沒有負面的影響。Dube et al. (2010)與 Cengiz et al. (2019)則是利用美國各州歷年不同的最低工資估計最低工資調升對就業的影響，他們的估計結果顯示最低工資對提高受基本工資影響較大的產業或個人的薪資，但對其就業沒有顯著的影響。

上述估計方法的一個問題是，受限於人力運用擬追蹤資料為一兩年的追蹤資料，上述估計結果可能無法捕捉到基本工資調升的中長期效果。因此，我們進一步採用 Card and Krueger (1995) 書中提出的 predicted affected approach，以資料中豐富的個人特性估計每位勞工受到基本工資調升的影響程度，在結合差異中的差異法比較相對於受影響程度低者，受影響程度高的勞工在 2007 年基本工資持續調漲以後薪資成長性與持續就業率的變化。此作法能夠觀察到較長期的薪資與就業變化，然而，我們的估計結果仍顯示基本工資調升提高勞工的經常性薪資，但對其持續就業率沒有負面的影響。

下一章先回顧基本工資對勞動市場影響的文獻，第三章介紹台灣基本工資的制度面背景，第四章以人力運用擬追蹤資料衡量基本工資調升對薪資成長與持續就業機率的影響。接下來，第五章與第六章則分別以台灣經濟新報資料庫與受僱員工薪資調查估計基本工資的影響。最後，第七章總結本研究的發現與研究限制。

第二章 文獻回顧

第一節 使用個人資料的相關文獻

基本工資政策在過去的一個世紀裡，一直受到政府和學者重視，期望能保障低所得個人和家庭能維持基本的生活水平，避免在就業市場上受到不公平的對待，但基本工資的調漲仍有許多值得探討的影響。由於提高最低工資將可能直接影響過去薪資低於新最低工資勞工的就業，也可能導致薪資分配的改變，以及對於家戶所得分配的影響。

過去研究基本工資的影響大多以美國為主，但關於基本工資制定的乃源於 1890 年代的紐西蘭與澳洲，後續英國議會於 1909 年通過法案，而直至 1938 年美國國會才通過最低工資法案，隨後引起一連串工業化以及開發中國家開始制定基本工資的相關規範，在亞洲的部分，臺灣基本工資的制定最早於 1956 年，日本則於 1959 年頒佈最低工資法，而韓國直到 1986 年末才有最低工資的法律規範。

早期研究大多採用時間序列資料，但由於聯邦基本工資的變化有限，因此難以估計基本工資的就業影響。1980 年末美國開始出現大量利用州層級的追蹤資料來研究基本工資提升對勞動就業的影響，由於在聯邦最低工資下，各州可以自行制訂其高於聯邦最低工資之不同州基本工資，因此 DID 的研究方法開始大量採用，實驗組為有改變基本工資的州，未調升的州為控制組，來比較基本工資調升前後勞動市場的變

化 (Card and Krueger, 1994; Zavodny, 2000)。

部分國家採取的最低工資制度為全國統一，無法找到不受基本工資規範的群體作為對照組，因此在定義實驗組和對照組時無法採用美國的方法，多以不同薪資範圍作為控制組。像是將第一年薪資介於第二年基本工資與第二年基本工資的 1.1 倍之勞工作為控制組，並且以第一年薪資介於第二年基本工資與第二年基本工資的 1.2 倍之勞工為控制組，作為穩健性檢定。在控制組的選擇上強調異質性的重要，由於如果當控制組有包含到高薪者，由於其對於就業的依附性較高，會造成高估最低工資的負面影響 (Kawaguchi and Yamada, 2007; Dickens et al., 2015)

目前各國對於基本工資對就業的影響，尚未一致的定論，部分文獻指出基本工資的調漲，會對就業帶來負面的效果 (Zavodny, 2000; Sabia et al., 2012; Kambayashi et al., 2013, Dickens et al., 2015)，但也有部分認為不會對就業產生負面影響，甚至可能帶來正向的結果 (Card and Krueger, 1994; Stewart, 2004; Dube et al., 2010; Dolton, 2012)。陸續也有研究指出最低工資之非線性增長對就業影響，微幅的基本工資調整對失業影響似乎較小，大幅提高基本工資失業的情況較明顯 (Campolieti, 2005; Gorry, 2013; Clemens, 2018)。

基本工資的提高對於僱主而言，也可以透過減少勞工工作時間，而非就業來面對基本工資政策的施行，因此也有相關針對基本工資的政策對勞工工作時間影響的研究，然而過往研究也尚未有定論 (Zavodny, 2000; Kambayashi et al., 2013)。為了更加

瞭解基本工資對於低工資勞工的影響，將勞工分成永久性和暫時性的群體，發現基本工資提高對永久性低工資勞工產生顯著的負面就業效果，而對暫時性的低工資勞工則無影響，顯示出低工資勞工的異質性（Yuen，2003）。

多數的研究傾向探討基本工資政策對短期就業的影響，然而也有學者針對容易受到影響的青少年進行長期研究，因為青少年在面臨基本工資的調漲，可能會導致在勞動力市場經驗和教育培訓減少，這些關於人力資本的早期投入，卻是對於長期發展有重要的影響；然而青少年也可能為了能被受僱用因而選擇增加自身的能力，來符合基本工資提高也通同時提高生產力的要求，產生對長期有意的影響。目前的研究指出當研究對象受到基本工資政策的影響越長則在接近 30 歲時其收入越少（Burkhauser，2000；Neumark et al.，2007）。

部分研究特意以經濟衰退期間或採用橫跨經濟衰退期間的資料，探討基本工資提高所帶來的影響效果，顯示在受經濟衰退影響最嚴重的州存在負面的就業影響，此外，在經濟衰退期間會加劇就業負面的影響（Dickens et al.，2015；Addison et al.，2013）。

臺灣的基本工資政策過去分為每月基本薪資以及每日基本薪資，直到 1992 年加入每小時的基本薪資，並且在 2007 年調整基本工資時取消每日基本工資的規定。至於法定工時，其縮減有兩段重要期程，首先為 2001 年 1 月 1 日起，法定正常工時總數由每週不得超過 48 小時，縮短為每 2 週不得超過 84 小時；2016 年 1 月 1 日起，縮短為每週不得超過 40 小時。臺灣在 1997 年至 2007 年近十年未調整基本工資，直

到 2007 年才大幅調升，月薪從新台幣 15,840 元提高至 17,280 元，漲幅為 9%，時薪則從新台幣 66 元提高至 95 元，漲幅高達近 44%，此後基本工資則幾乎每年緩慢調整。

台灣早期關於基本工資的研究顯示，基本工資的調升對於產生負面的就業影響但程度相當微小，以及對於縮減薪資不均具有顯著之影響（黃仁德，1995；陳禮潭，2002），近期相關的研究則針對台灣基本工資緩慢調漲的時期，探討對於就業的影響，發現無論在月薪或時薪基本工資的調漲，皆顯著降低低薪勞工第二年持續就業的機率，另外，對於薪資分配不均度的影響，則顯示在薪資水準不均度之低薪資水準的薪資不均顯著下降（周思廷，2019；黃芳玫，2022）。

第二節 使用廠商資料的相關文獻

廠商資料，不論是調查資料，或是政府行政資料，都記錄著廠商各種指標，比如員工僱用人數、薪資、生產狀況、薪資調升、進出率等。在基本薪資領域的研究，也會利用廠商資料裡的變數，探究其相關議題。

雖然目前台灣無相關使用廠商資料探究基本薪資政策的期刊論文，但使用廠商資料分析基本薪資政策在國外是熱門的探究議題。其探討基本薪資議題之變化包括基本薪資政策的引進及基本薪資提高的影響。若從研究美國基本薪資議題的文獻來看，可以發現大部分文獻都在探討基本薪資增加時所發生的現象，除了探討美國的文獻，也有文獻探討墨西哥、哥倫比亞、印尼、中國、英國、法國等國家在基本薪資提高

時的影響。基本薪資引進的議題，則有 Baek and Park (2016)、Baek and Lee and Park et al(2021)對於南韓製造業的研究、Riley and Bondibene(2017)對於英國的研究以及 Bossler and Gerner(2020)針對德國法定基本薪資的研究。

研究者最常探討基本薪資對於就業與薪資影響的議題，例如就業與薪資的長短期影響、彈性、成長率、對於不同族群的影響。另外也有研究者探討其他的議題，例如 Aaronson and French and Sorkin and To(2018)提到基本薪資對於住宿餐飲業進出的狀況；Riley and Bondibene(2017)、Álvarez and Fuentes(2018)、Baek et al. (2021)探討基本薪資對於公司生產力的議題；Bossler and Gerner(2020)研究基本薪資對於契約工作時間及在補償就業重分配的議題；Dube and Naidu and Reich(2007)探討基本薪資增加對於餐廳薪資不平等、菜單價格、全職工作比例、任期等相關議題；Fairris and Pedace(2004)、Grossberg and Sicilian(1999)探討基本薪資政策對於在職工作訓練的影響；Hallward-Driemeier and Rijkers and Waxman (2017)研究基本薪資對於男女薪資差距的影響；Long and Yang(2016)探討基本薪資對於私人企業各種非公司福利及公司獲利能力的議題，以及 Schumann(2017)研究基本薪資對於公司出資的學徒制的議題。

從上述文獻的例子可以發現，基本薪資議題可以探討很多層面的影響，不只有侷限於薪資與就業。未來或許還有不同的議題方向值得研究者發掘，探討出有趣的現象與結果。

基本薪資政策影響產業非常多，但研究者在研究其相關議題時，除了不分產業的研

究外，可能會因為政策實施的產業、資料來源、該產業領基本薪資比例較高等因素，只有研究特定的產業，例如 Álvarez and Fuentes(2018)、Baek et al. (2021)、Baek and Park (2016)、Hallward-Driemeier et al(2017)、Bell(1997)、Schumann(2017)探討基本薪資對於製造業廠商的影響；Card and Krueger(2000)、Dube et al(2007)、Sorkin(2015)、Aaronson et al(2018)則研究基本薪資對於住宿餐飲業店家的影響；Kim and Taylor(1995)則研究基本薪資對於零售業的影響。

從上述的文獻來看，除了研究不分產業的文獻，製造業與住宿餐飲業也是研究者非常喜歡探討的產業，可能原因是這些產業領基本薪資比例的人比較高。零售業則也是也有研究者探討，但找到的文獻比較少。因此研究基本薪資的議題，所探討的產業除了所有產業外，住宿餐飲業、製造業、零售業也是研究者有興趣的產業。

就使用資料來說，研究取得資料庫的來源非常多元。像是 Aaronson et al(2018)、Meer and West(2016)、Sorkin(2015)對於美國基本薪資議題的研究，都使用到 QCEW(Quarterly Census of Employment and Wages)的資料庫，此資料庫包含美國 95% 以上工作的資料¹，而這三個研究使用的樣本數為 8 萬、1800、4 萬筆資料，因此可說 QCEW 可以提供非常多樣本；Baek et al.(2021)、Baek and Park (2016)探討韓國的資料都是使用 Mining and Manufacturing Survey 的資料，此資料庫有豐富的廠商資料，這兩篇使用到近 5 萬、3 萬的樣本資料；Long and Yang(2016)探討中國私人企業的研究則使用中國針對私人企業在 2004、2006、2008 年的調查，取得樣本數為四千左右；Hallward-Driemeier et al.(2017)研究印尼男女薪資差距的議題使用 The

¹ <https://www.bls.gov/cew/>

Indonesian Annual Manufacturing Survey, the Statistiki Industri (SI)的資料庫，此研究所使用的樣本數近 27.3 萬筆；Kim and Taylor(1995)探討美國零售業廠商的資料則是使用 CBP(Commerce, Bureau of the Census)，但拿到的樣本非常少，只有 57 筆。

研究相近被影響的議題，也有用到不同資料庫的情形，例如針對德國基本薪資政策的研究，Bossler and Gerner(2020)使用的資料庫為 IAB Establishment Panel，Schumann(2017)則使用 Establishment History Panel 的資料庫，而這兩篇研究使用的樣本數分別為約 13000 筆資料及 75000 筆資料；同樣是探討美國在職訓練的議題，Fairris and Pedace(2004)使用 National Employer Survey, supplemented with SSEL、Grossberg and Sicilian(1999)使用 Employment Opportunities Pilot Project，使用此兩種資料庫於研究的樣本為約 5400 筆以及 1935 筆。

除了使用一筆資料庫的研究外，也有研究是使用兩筆、三筆資料庫，例如 Bell(1997)研究哥倫比亞與墨西哥的基本薪資政策，使用 Mexico's Annual Industrial Survey、Annual Industrial Survey，分別為墨西哥以及哥倫比亞的資料庫，研究所使用的樣本數約為 2300 筆樣本以及 6500 筆樣本；Card and Krueger(2000)則使用 BLS ES-202 Data、Berman-Neumark-Wasche data、Card-Krueger Survey Data，這些都屬於調查資料，而研究所使用的樣本數分別為約 813 筆、235 筆、309 筆。

特別的是 Dube(2007)研究美國基本薪資對於城市餐飲業的影響則使用電訪的方式取得資料，研究使用 265 筆樣本。因此可見基本薪資議題所使用的資料，大部分都是

政府機關調查資料，少數則使用研究者調查資料、電訪，而政府機關的調查資料有樣本數多、資料範圍廣的優點，可以增加研究可信度。

研究者研究基本薪資議題時，所使用的最多實證計量方法是 difference-in-difference(DID)還有 OLS 估計法。較特別的是，有研究者除了使用 DID 方法外，也有搭配其他方法，例如 Aaronson et al.(2018)另外使用 putty-clay approach；Schumann(2017)搭配使用 synthetic control estimations；Álvarez and Fuentes(2018)搭配 GMM 方法估計係數等。

使用 OLS 估計係數的部分，Bazen and Skourias(1997)搭配使用 WLS 方法作修正；Grossberg and Sicilian(1999)、Kim and Taylor(1995)還使用工具變數估計式；Hallward-Driemeier et al.(2017)另外加入固定效果等。因此從上可以發現找尋適當方法，並以其他方法搭配或是在研究中加入 Robustness-check，都可使研究結果更加可信力。

針對這些議題的研究結果，若從美國餐飲業基本薪資調漲後的就業與薪資來切入，Aaronson et al(2018)發現進入和退出的餐廳數量都會增加，至於留下來的餐廳，其就業量並沒有甚麼影響。進出替換的餐廳也從勞力密集的餐廳變成資本密集的餐廳；Card and Krueger(2000) 的研究結果顯示基本薪資增加後，對於新澤西州和賓夕凡尼亞州速食餐廳的總僱用是沒有影響，但有可能有正面的影響；Dube et al(2007)發現速食餐廳增加的薪水是餐桌餐廳薪水的兩倍，除了薪水增加，基本薪資增加也減少薪資不平等，但對於就業沒什麼影響。對於速食餐廳來說，其菜單價格、全職工作

比例、任期都是顯著增加；Sorkin(2015) 發現長期就業效果被誤讀，因為即便基本薪資造成的短期就業效果、長期就業效果不一樣，利用美國的資料是無法探測出來的，另外，此研究提供一個解釋是最低工資增加較小短期就業效應，會將最低工資增加的影響轉嫁到產品價格上。

若從製造業就業與薪資的角度來看，Bell(1997)發現基本薪資增加後對於哥倫比亞的製造業的就業率減少，墨西哥的製造業就業率和薪資則無影響；Baek and Park (2016) 發現所有產商與其中的低薪廠商在引進基本薪資的政策後，薪資有顯著的成長，就業的部分，無論是低薪廠商還是所有廠商都無顯著結果；Baek et al. (2021) 發現基本薪資政策引進後，新進入市場的廠商，平均薪資都有顯著的成長，但僱用員工的人數會比較少，原因可能是在引進基本薪資後成立的廠商，創造的工作機會比較少。若以零售業來說，Kim and Taylor(1995) 發現基本薪資增加會對低薪零售業的就業會產生負面影響。

若從不分產業的角度來看，Meer and West(2016)使用美國州的行政僱用資料實證後，發現基本薪資增加後，會減少工作成長率一段時間；Bossler and Gerner(2020) 發現德國實施新的基本薪資法造成就業數量減少、合約上的工作時間短暫減少，但未觀察到短期高薪地區有再增加僱用量以補足受影響公司降低的僱用量；值得一提的是，Bazen and Skourias(1997)在不分產業的部分，針對青年就業做研究，發現基本薪資增加對於青年就業有負面影響，被基本薪資影響越大的產業減少越嚴重。另外發現1980年10月至1981年10月的減少幅度比較大，1981年3月至1982年3月的減

少幅度比較少，可能就業的減少有短期效果。

若探討如生產力議題，Álvarez and Fuentes(2018)發現當智利增加基本薪資後，對生產力有負面的影響，無論是低技術勞動密集產業或是低技術勞動非密集產業；Baek et al.(2021) 發現韓國引入基本薪資政策後，新進的廠商比較注重資本的投資，因此平均資本強度顯著比較高，在平均資本強度增加，平均僱用員工數量變少的狀況下，實證發現員工的平均生產力也是顯著的高於引進基本工資前新進的廠商；Riley and Bondibene(2017)發現英國引進基本薪資政策時，低薪資的公司增加其勞工成本，在後來增加基本薪資時，連帶高薪的公司也一起增加。而在低薪的公司除了增加勞工成本，也增加勞工生產力，推測的原因可能是勞工的生產效率變高，不太可能是減少僱用員工或是資本替代。

除了生產力，關於在職訓練與學徒制，Grossberg and Sicilian(1999)發現當美國調升基本薪資後，接近基本薪資工作成長率的薪資並沒有比其他工作高，男性的結果比女性明顯。單獨的基本薪資效果不會影響在職訓練的機會。而在職訓練會影響男性的薪資成長，則沒證據會影響女性薪資成長；Fairris and Pedace(2004)發現美國增加基本薪資後，受僱員工在職就業的時數並沒有顯著減少，但暗示受僱員工接受在職訓練的數量比例有減少，Schumann(2017)發現引進基本薪資後，東德薪資漲幅比西德大，因此造成東德新學徒的生成也比西德少，而兩邊因基本薪資引進，生成的新學徒都有減少，推測可能原因是以減少培養學徒成本替代減少勞動僱用。

至於其他議題，Hallward-Driemeier et al(2017)發現對於印尼高學歷的女生來說，基本薪資提高可以減少男女薪資差距；但對於印尼低學歷女生來說，基本薪資提高反而增加男女薪資差距。但此研究針對就業的部分比較限制，看不太出來效果，減少薪資差距不一定能促進女性就業；Long and Yang(2016)發現中國增加基本薪資會減少私人公司非工資福利支出(例如養老金、保險金)，也會讓私人公司解僱短期、低技能的勞工。儘管減少僱用、非工資福利支出，還是難以緩解基本薪資增加對於公司獲利能力表現的傷害。

從以上的結果，我們可以發現，使用廠商資料探討基本薪資對就業、薪資、生產力、其他議題的影響，會隨著研究的國家、產業、時間等不同因素，可能產生不同的發現，不一定有一致的結論。若從背景因素探討，可能會是破解基本薪資如何造成這些議題影響有不同發現的一線生機。

最後，我們可以發現研究者使用廠商資料對於基本薪資議題的探討非常廣泛，也涵蓋特定職業或不分職業。從文獻中，我們也發現各國也有非常多可以運用的政府、調查資料，以及多樣的研究結果。相信未來還有更多基本薪資議題值得用廠商資料發掘，探討對不同議題所帶來的影響。

第三章 台灣基本工資背景與變革

我國目前基本工資係依據《勞動基準法》第 21 條規定「工資由勞僱雙方議定之。但

不得低於基本工資。」，其設立目的意在保障勞工之基本權益，以維持勞工之基本生活。此規定適用於全國《勞動基準法》之工作者，且工資之定義非指底薪，凡因工作而獲得之報酬均屬於「工資」。我國基本工資政策起源於 1930 年批准之國際勞工組織《設釐定最低工資機構公約》，會員國應創設或維持規定最低工資之辦法，而後我國歷經：1936 年通過《最低工資法》，1956 年公告基本工資為每月不低於 300 元，直至 1968 年發布《基本工資暫行辦法》調整每月基本工資為 600 元，亦增加日薪基本工資規定為 20 元，首次以法規明定基本工資，其後基本工資不定期調整，並納入時薪基本工資，1985 年發布《基本工資審議辦法》取代《基本工資暫行辦法》。

根據《基本工資審議辦法》，基本工資之規定需逐年審議調整，以維持低所得弱勢勞工最低生活水準及購買能力，「基本工資審議委員會」根據每年消費者物價指數（CPI）、各類勞動生產力與就業狀況、家庭收支調查統計、各行業勞工工資、國民所得、躉售物價指數等指標，進行基本工資調整審議，由勞動部提請行政院核定公告並實施。圖 1 分別呈現台灣歷年月薪、時薪基本工資調整概況。觀察歷年基本工資可以發現 1997 年調漲基本工資後，恰逢亞洲金融風暴，約有將近 10 年未調整，直至 2007 年月薪基本工資由 15,840 元調漲至 17,280 元，時薪基本工資由 66 元調漲至 95 元，月薪基本工資單次調幅高達 9.09%。自 2008 全球金融危機，基本工資再度經歷為期 3 年(2008-2010 年)之凍漲期，而於 2011 年²開始連年調漲，2023 年基本工資調整為每月 26,400 元、每小時 176 元，與 1997 年基本工資規定相比，整體

² 勞動部於 2010 年 9 月 29 日發布，自 2011 年 1 月 1 日起實施調整基本工資為每月 17,880 元，每小時 98 元。

月薪基本工資調漲約 67%，時薪基本工資調漲約 167%，時薪基本工資調幅大於月薪基本工資。1998 年實質基本工資約為每月 19,611 元、每小時 82 元，截至 2023 年五月實質基本工資約為每月 25,227 元、每小時 168 元，實質月基本工資漲幅約為 29%，實質時薪基本工資調漲約 104%，雖實質漲幅較名目基本工資調幅低，但可以觀察到有持續調漲之趨勢。

第四章 以個人層級資料衡量基本工資的影響

第一節 資料來源

本研究採用行政院主計處「人力運用擬-追蹤調查資料庫」2012~2020 之資料。「人力運用擬-追蹤調查資料庫」係由每月進行的「人力資源調查」與每年 5 月之附帶調查「人力運用調查」資料組成，主要調查臺灣地區 15 歲以上家戶成員之就業狀況，「人力運用調查」補充調查者之收入、工作變換相關資訊。由於「人力資源調查」在樣本抽樣上具有輪換制度，即每一年有半數樣本被保留，只替換一半的樣本，同一家戶在經過兩次調查後才被替換，相鄰年份之相同樣本經合併後即得出同一樣本之兩期追蹤調查資料，可以觀察到同一勞工在兩年間於就業及薪資變化。本研究合併 2016013、2013-2014、...、2019-2020 之追蹤資料，資料內容涵蓋受訪者之個人基本特質（年齡、性別、教育程度、婚姻狀態）、就業狀況、工作相關資訊（工作地縣市、從事行業）。

考量到工作地縣市特性也將影響工作狀態與薪資，有關工作地縣市特性之衡量，本研究以樣本中工作地縣市變數結合「中華民國統計資訊網-縣市重要統計指標」資料庫之失業率與每戶可支配所得中位數資料，產生縣市失業率與家戶可支配中位數所得、家戶可支配所得中位數成長率等變數。

第二節 資料處理

本研究選擇 2012 年起之資料，因「人力運用調查」在 2012 年起加入敘薪方式之問項，可以得知樣本的工作計薪方式及工作形式，得配合基本工資規定中月薪、時薪規範，又由於 2020 年受疫情影響使樣本之可追蹤性質被中斷因此無擬追蹤資料，因此採用至 2020 之追蹤資料，共 8 段追蹤資料。

本研究主要聚焦於受基本工資政策影響之族群，我們將樣本設定在第一年有工作且有收入且工作地縣市為台灣本島之勞工，排除工作地點在離島、其他地區、國外之樣本，為辨認符合勞基法規定之勞工，我們以「主要工作身份」為「受政府僱用」、「受私人僱用」者為勞工，然受限於擬追蹤資料庫中有關工作產業之分類方式為行政院主計處公布之歷版本中類分類，只排除部分可以辨認不適用受勞基法規範之勞工族群³。基本工資政策主要涵蓋對於月薪、時薪制勞工之薪資規範，因此將「敘薪方式為何？」此問項回答為「按件計酬」、「其他」等無法辨認為受月或時薪基本工資規範之族群排除。

第三節 變數選擇與敘述統計量

為探討勞工於兩年間受基本工資政策之影響，本研究主要以兩年間勞工的持續就業率、薪資變動為效果衡量。調查問卷中有關工作狀態之問項「上週你有沒有在工作？」，回答為「從事某種工作」、「利用課餘或假期工作」、「家事餘暇從事工作」、

³ 依據勞動部勞工保險局公告之「勞動部指定適用勞基法現況」以及行政院主計總處第 10 次修訂行業分類，我們僅由「人力運用擬-追蹤調查資料庫」之 2 碼行業代碼辨別不適用之對象，刪除兩類工作者：行業代碼為 84 國際組織及外國機構、工作身份為 3 受政府僱用且行業代碼為 83 公共行政及國防；強制性社會安全。

「有工作而未做」屬於就業，因此以兩年回答屬於就業之勞工視為持續就業。薪資由問卷中「你主要工作的每月收入為是多少？」計算，此月收入為月經常性薪資，並不包括非經常性薪資，如年終獎金與紅利等。以第二年薪資減去第一年薪資視為經常性薪資變動，若為正則代表經常性薪資上升，負則為經常性薪資下降。

我們將全體樣本按「敘薪方式」之問項區分月薪組與時薪組，以月薪制、績效制是為月薪組，日薪制、時薪制是為時薪組，將樣本限定在基本工資有調漲年，亦即 2013 年為時薪單獨調漲年，不考慮月薪族群樣本，2014 年為月基本工資單獨調漲年，不考慮時薪族群樣本。並以月經常性薪資介於相鄰兩年基本工資間之勞工作為實驗組，在受基本工資政策影響之族群中，此區間勞工預期將直接受第二年基本工資調漲影響，此外，我們將勞工依據月經常性薪資介於 1~1.1 倍、1.1~1.2 倍、1.2~1.3 倍、1.3~1.4 倍、1.4~1.5 倍、1.5~2 倍第二年基本工資劃分為 6 組控制組，月經常性薪資略高於第二年基本工資之控制組勞工在特質上與實驗組應較為相近，雖未直接受基本工資調升影響，但可能受基本工資政策之外溢效果而有調升薪資的現象，薪資相對較高之控制組受基本工資影響應較小。

由於月薪組與時薪組薪資計算方式不同，時薪制勞工以工作時間與時薪相乘計算月薪資，日薪制勞工以每月工作天數與日薪相乘得出月薪資，然因調查問卷之設計只能觀察每週工作時數，無法得知工作天數、實際時薪。我們以相同方式對照時薪制、日薪制勞工之薪資與基本工資的規定，依照勞工之工作時間性質對照其工作時間，

亦即全日工作者對照全日工作時間，部分時間工作者對照部分工作時間⁴，得出勞工每週工作時間，以時薪基本工資與工作時數相乘再乘以 4，得出時薪組每月基本工資，以此對照每月主要收入。月薪制、績效制則直接以主要每月收入對照月薪基本工資規定。

表 1 及表 2 分別呈現月薪組、時薪組勞工之敘述性統計結果。我們發現兩組實驗組勞工相較於控制組皆有相對低比率之持續就業率及月經常性薪資，月薪制、績效制實驗組勞工相對於控制組有較高的薪資變動，時薪制、日薪制實驗組勞工與控制組 I 有較相似且相對其他組控制組較高之薪資變動。兩組敘薪制度勞工中，以月薪組有相對較高的持續就業率，時薪組則有相對月薪組較高的薪資變動。

就月薪組勞工而言，實驗組勞工相對高齡，教育程度以國中及以下較高，大學及以上教育程度者較低，性別比率上與控制組 I 相似，以控制組 VI 之男性比例較高。實驗組勞工在婚姻變數中有較高的離婚喪偶率以及較低的單身率。就產業別而言，實驗組有較高比率在服務業部門工作，控制組 IV、VI 則有較高比率在工業部門工作。在工作地縣市別特徵上，實驗組勞工所在縣市之失業率相對較低，家庭中位數所得成長率與控制組勞工並無明顯不同，工作地縣市家庭中位數所得以實驗組最低，控制組 VI 最高。

⁴ 若主要工作時間與部分工作時間皆為缺漏值則以每週經常性工時替代。

時薪組勞工之個人特徵則與月薪組不太相同，時薪制、日薪制實驗組低薪勞工則相對控制組較為年輕，且有較低的國中及以下以及較高的大學及以上教育程度者。就性別比例而言，實驗組男性比例較低。在婚姻變數上實驗組有較多的單身勞工，控制組 VI 則有較高的已婚勞工。時薪組之產業別與工作地縣市特徵與月薪組結果相似，惟時薪組相較月薪組農業、工業部門工作者相對較高，且工作地縣市家庭中位數所得以實驗組較高。比較六組控制組可以發現，兩組敘薪制度下之控制組 I 與實驗組較為相似，控制組所在薪資區間與實驗組差距愈大，特徵將與實驗組較為不同。

第四節 實證模型

本研究之實證模型為：

$$y_{it+1} = \alpha_t + \beta_1 mw_{it} + \beta_2 X_{it} + \beta_3 Z_{it+1} + u_{it+1} \quad (1)$$

$$y_{it+1} = \begin{cases} Emp_{t+1} \\ \Delta w_{it+1} = w_{it+1} - w_{it} \end{cases}$$

其中 y_{it+1} 代表勞工 i 在第二年相較於第一年之變化結果，此結果包含勞工 i 在第二年持續就業與否、經常性薪資變化。 Emp_{t+1} 為二元變數，因樣本設定在第一年有工作之勞工，若勞工在第二年就業則屬於持續就業 ($Emp_{t+1} = 1$)，若第二年非就業狀態則非持續就業 ($Emp_{t+1} = 0$)。 Δw_{it+1} 為勞工 i 在兩年間之薪資變動，我們將樣本設定在兩年都有收入的勞工，以第二年主要工作收入減去第一年主要工作收入為薪資變動。 α_t 為年份固定效果， mw_{it} 為受勞工 i 受基本工資影響之變數，因整體時間段設定在連續調漲年，意即第二年將調漲基本工資，若第一年月經常性薪資低於第

二年基本工資則為受影響($mw_{it} = 1$)，第一年月經常性薪資等於或高於第二年基本工資則非受影響($mw_{it} = 0$)， X_{it} 為個體在第一年之基本個人特質，包含性別、教育程度、婚姻狀況、工作年資、第一年工作產業固定效果、第一年工作地縣市固定效果， Z_{it+1} 為工作地縣市相關變數，包含工作地縣市第二年失業率以及第二年家庭所得中位數與成長率。我們主要觀察 β_1 以衡量勞工受基本工資影響之結果， β_1 代表實驗組相對控制組持續就業機率、薪資變動之差異。

勞工之就業狀態與薪資變動可能受兩種因素影響，除了受基本工資調升影響，勞工本身可能存在既有非基本工資之影響因素，為瞭解在無基本工資調升狀態下勞工既有之就業與薪資變動狀態，我們將 1998~2007 之資料套入相同的模型。1998~2007 為基本工資停滯期，自 1997 調漲月薪基本工資為 15,840 元後，將近有 10 年未調漲，直至 2008 才調漲基本工資為 17,280 元。本研究希望藉由觀察此段期間勞工之持續就業率、薪資變動情形，對 2013 年以後之結果進行比較，得出基本工資政策之真正效果。因此段期間並無敘薪制度之問項，無法分辨不同薪制之勞工，我們統一以月薪基本工資對照勞工每月主要工作收入。我們以收入介於 2008 年調漲前與調漲後基本工資之勞工為實驗組，意即以 1997 年月薪基本工資 (mw_{1997})、2008 年調漲後之月薪基本工資 (mw_{2008}) 對照勞工之收入，此段期間之 mw_{it} 為受 2008 年基本工資調漲影響之變數，意即第一年薪資低於調漲後基本工資 (mw_{2008}) 為受影響 ($mw_{it} = 1$)，第一年薪資等於或高於調漲後基本工資 (mw_{2008}) 為不受影響 ($mw_{it} = 0$)，其他控制變數則與前述模型相同，控制組之選擇亦同樣比照前述薪資區間劃分為 6 組，然在此第二年基本工資為 2008 年調漲後之月薪基本工資 (mw_{2008})。

$$y_{it} = \alpha_t + \beta_1 mw_{it} + \delta mw_{it} \cdot I[t \geq 2007] + \beta_2 X_{it} + \beta_3 Z_{it+1} + u_{it} \quad (2)$$

為具體觀察基本工資調升的真正效果，我們將 1998~2007、2012~2020 兩段時間之樣本合併帶入模型中，並在原本的模型中加入受基本工資影響(mw_{it})與年份大於 2007 年虛擬變數($I[t \geq 2007]$)之交乘項，第一年大於或等於 2007 年為 $I[t \geq 2007] = 1$ ，第一年小於 2007 年為 $I[t \geq 2007] = 0$ ， β_1 在此模型中為 1998~2007 此期間樣本之持續就業機率、薪資變動之差異，此差異為樣本非受基本工資影響預期自然產生， δ 為受基本工資調漲影響而產生之持續就業機率、薪資變動差異。

第五節 實證結果

我們首先將 2012-2020 此段期間月薪組及時薪組之迴歸結果分開呈現，並分別討論基本工資調升對於持續就業之機率、薪資變動之影響，再接著呈現 1998-2007 整體樣本有關在非受基本工資調升影響狀態下之持續就業機率與薪資變動差異，最後再將兩段期間之樣本合併帶入模型(2)中，以探討基本工資調升所造成之真正影響，並在最後呈現基本工資調升對不同類別勞工之迴歸結果。

(一) 2012~2020 樣本基本工資調升對就業與經常性薪資之影響

表 3 為基本工資調升對月薪組樣本持續就業機率之迴歸結果，月薪基本工資調升對於實驗組勞工有顯著負向影響，且實驗組與 6 控制組之迴歸結果皆為顯著，在與控制組 I 比較之迴歸結果上，基本工資調升相對降低實驗組勞工持續就業之機率 0.018，

隨控制組所在薪資區間較實驗組差距增加，基本工資調升影響降低實驗組持續就業之機率亦增加，在與控制組 VI 比較之結果，基本工資調升顯著降低實驗組勞工之持續就業機率 0.037。基本工資規定自 2012 年每月 18,780 元調整至 2013 年每月 19,047 元，調幅為 1.42%，排除 2013 單調時薪基本工資，未調漲月薪基本工資，月薪基本工資經歷 7 段調整後至 2020 年為每月 23,800 元，將此 7 段時間之單次調幅平均後得出每次調整約為 3.45%。

基本工資調升雖顯著降低月薪實驗組勞工持續就業之機率，月薪實驗組勞工在月薪基本工資調升後薪資相對控制組有正向變動，基本工資調升對月薪組薪資變動之迴歸結果見表 4。受基本工資影響之月薪實驗組勞工經基本工資調升後相較於控制組 I 勞工在第二年經常性薪資增加 668 元，實驗組與其他控制組之迴歸結果同樣顯示基本工資調升對於經常性薪資有顯著正向影響，且月薪實驗組勞工相較於控制組 VI 第二年經常性薪資增加 3,179 元。

表 5 顯示基本工資調升對時薪組樣本持續就業之機率同樣具有顯著負向影響，實驗組時薪勞工相對於控制組 I 之持續就業機率受基本工資調升降低 0.035，與月薪組迴歸結果相比負向影響較大，然實驗組與其他控制組勞工之迴歸結果皆為不顯著，且負向影響程度不因薪資差距增加而有顯著不同。時薪基本工資規定在 2012 年為每小時 103 元，2013 年調整為 109 元，調幅為 5.82%，排除 2014 單調月薪基本工資，未調漲時薪基本工資，至 2020 年時薪基本工資規定為每小時 158 元，7 次調整之單

次調幅平均為每次約 6.32%，調幅相對月薪勞工較大，基本工資調升對於時薪組勞工之負向影響亦較月薪組勞工大。

由表 6 可見時薪基本工資調升對於實驗組勞工之薪資變動亦同樣為正向影響，然實驗組與除控制組 I 以外之其他控制組迴歸結果為顯著，實驗組勞工之經常性薪資經基本工資調升相對控制組 II 在第二年增加 1,796 元，相對控制組 VI 第二年經常性薪資增加 3,326 元，整體實驗組與控制組時薪勞工對照相同薪資區間之月薪組勞工有相對高的薪資變動，此現象可能因時薪基本工資調幅大於月薪基本工資。

(二) 1998~2007 實驗組相對控制組第二年就業及薪資變動之差異

我們將 1998~2007 之樣本套入同一模型中，因此段期間為基本工資停滯期，所選受基本工資調升影響之實驗組勞工為預期受 2008 年基本工資調升影響之勞工，然樣本之實際持續就業狀態、薪資變動皆未受基本工資調升影響，藉由帶入此段期間之樣本可以得知預期將受基本工資調升影響之勞工在兩年間之預期非因為基本工資調升而出現之就業狀態與薪資變動。除帶入 1998~2007 之樣本，我們亦同時帶入 2003~2007 之樣本以進行穩定性測試。表 7 為 1998~2007 樣本之敘述性統計結果，可以發現實驗組在第二年就業相對控制組較低，薪資變動上實驗組與控制組 I 相似且較其他控制組高，實驗組之平均月經常性薪資較其他控制組低。

由表 8 可見預期受到 2008 年基本工資調升影響之實驗組勞工相對控制組 I 勞工降低 0.004，然此結果為不顯著，實驗組與其他控制組之迴歸結果皆同為顯著負向之持

續就業機率，意即此薪資區間之勞工本身即相對控制組有較低之持續就業機率，此就業狀態之變動非基本工資調升造成。實驗組相對控制組 II 勞工持續就業之機率降低 0.024，相對控制組 VI 勞工持續就業之機率降低 0.065。

薪資變動之迴歸結果如表 9，實驗組相對 6 組控制組同樣為正向之薪資變動，惟實驗組與控制組 I 之結果不顯著，實驗組相對控制組 I 勞工經常性薪資增加 169 元，相對控制組 II 勞工經常性薪資增加 719 元，相對控制組 VI 勞工經常性薪資增加 3,361 元，意即經常性薪資介於 1998 月薪基本工資與 2008 月薪基本工資之勞工，相對於經常性薪資高於 2008 月薪基本工資之勞工，在兩年間本身即有較高之經常性薪資成長。

(三) 基本工資對就業與經常性薪資之影響—1998-2020 之樣本

綜合兩段期間個別迴歸結果可以發現，1998~2007、2012~2020 樣本個體兩年間持續就業率以實驗組略低於控制組，薪資變動上實驗組則相對控制組經常性薪資增加。我們將兩段時間樣本合併納入模型(2)中，迴歸結果分別呈現實驗組相對控制組預期自然產生以及受基本工資調升影響而產生之差異。表 10 首行呈現 1998~2007 期間樣本實驗組相對控制組之差異，就持續就業之機率而言，在未調升基本工資之狀態下，實驗組相對控制組有較低的持續就業機率，惟控制組 I 與實驗組並無顯著差異，其可能原因為控制組 I 在特質上與實驗組相對接近，所對應之就業狀態類似，其餘 5 組控制組在薪資上與實驗組差距較大，就業狀態可能相對穩定，因此低薪實驗組相對高薪控制組有較低之持續就業機率。

表 10 第二行為受基本工資影響與 2007 年以後虛擬變數交乘項結果，意在呈現基本工資調升所造成之直接影響，迴歸結果顯示基本工資調升對於實驗組與控制組 I 之樣本具有負向影響，對於實驗組與其他控制組樣本則有正向影響，基本工資調升影響實驗組相對控制組 I 之持續就業機率降低 0.012，相對控制組 II 增加 0.008，相對控制組 VI 增加 0.034，惟實驗組與控制組 III、IV、VI 之迴歸結果具有顯著性。實驗組之平均持續就業率為 0.84，若與控制組 I 相比，基本工資調升降造成 1.4% 之負向影響，與其他控制組相比，基本工資調升則對實驗組產生 0.9%~4.04% 之正向影響。

表 11 呈現薪資變動之迴歸結果，實驗組在基本工資未調漲期間段，即相對控制組在第二年經常性薪資增加，加入基本工資有調升期間段之結果顯示，基本工資調升之影響皆為顯著正向，在有調漲基本工資之時間段，實驗組相對控制組 I 因基本工資調升而增加 675 元，相對控制組 VI 增加 836 元，比照實驗組之平均月經常性薪資為 16,340 元，基本工資調升可能造成實驗組勞工相對控制組經常性薪資出現 4.1%~6.6% 增加。整體而言，基本工資調升對於受影響之勞工持續就業未有顯著直接負向影響且反而有正向影響，於經常性薪資方面則確有提升低薪勞工經常性薪資的效果。

全職兼職轉換 台灣基本工資的一個特殊之處是分別制定每月和每小時的基本工資，而自 2007 年以來時薪基本工資的增長幅度遠大於月薪基本工資，這樣的現象可能會促使勞工將月薪工作轉為時薪工作。在人力運用調查 (MUS) 中，直到 2012 年才

有薪水支付方式的資訊，但自 2006 年起已有全職或兼職工作的資訊。表 12 顯示了 2007 年基本工資提高後，在全職工作者中，他們有較高的機率轉為兼職工作。由於兼職工作者較可能領取時薪，這與時薪基本工資增長幅度大於月基本工資的現象鼓勵工作者轉向兼職工作的預測一致⁵。

(四) 子樣本估計結果—1998-2020 之樣本

理論上，若一個群體有較高的比例領取基本工資，則此群體受到基本工資調升的影響也會比較大，為瞭解基本工資調升對不同性別、年齡別與產業別勞工的影響，表 13、14 分別呈現基本工資調升對不同群體之勞工在持續就業之機率與薪資變動的影響。

首先，2007 年以後基本工資提高對女性勞工的經常性薪資成長率有顯著的正面影響，但對男性則沒有顯著的影響(但係數仍為正)。確切地說，2007 年後的基本工資調漲提高女性的經常性薪資成長率約 4.1%。然而，我們可以看到，雖然女性的薪資成長較為顯著，但其持續就業率並未受到較大的衝擊：不論是對男性或女性而言，基本工資提高對其持續就業的機率皆無顯著影響，且係數的幅度微小。類似地，相對於高齡勞工，基本工資提高雖然對年輕人的經常性薪資有較大的正面影響，但兩組勞工的持續就業率接沒有受到顯著的衝擊。

⁵ 提高基本工資後，觀察到勞工從全職轉向兼職的趨勢可能與近年來如外送員、自媒體創作者或網紅等自由職業勞工的增加有關。在我們的研究報告中，我們使用了差異中的差異法，假設實驗組與對照組都受到這一勞動市場趨勢的類似影響。然而，由於人力運用調查的資料限制，我們無法明確辨識勞工是否從事這些新型態的工作。因此，在本報告中，我們未進一步探討相關的議題。

接下來，我們將依勞工所處產業將樣本區分為農、工、服務業，我們發現僅服務業之勞工的薪資成長率因基本工資提高而顯著提高—2007 年後基本工資上漲提高服務業勞工的經常性薪資成長率約 6.1%，但是，不論勞工的產業為何，勞工的持續就業率皆未受到顯著地影響。

綜合不同性別、年齡與產業的結果，勞工的薪資提高並未造成較低的持續就業率，這樣的結果與競爭市場下的預測不符：若勞動市場完全競爭，基本工資提高，均衡會沿著勞動需求線移動，減少勞工的就業率。然而，我們的估計結果符合獨買理論的預測，在勞動市場獨買的情況下，基本工資提高，均衡會沿勞動供給線移動，而促進勞工就業。由表 10-14 的結果，我們可以看到基本工資提高對持續就業率的影響在統計上雖不顯著，但其估計係數多為正，與獨買的預測一致。

(五) Predicted Affected Approach 與其估計結果

截至目前的僅限於基本工資對薪資與就業的短期影響，然而，基本工資提高對勞工就業的影響可能不會在短期就反應出來(Sorkin, 2015)。為了衡量基本工資的中長期影響，我們考慮以下模型：

$$y_{it} = \alpha_t + \beta_1 PA_i + \delta PA_i \cdot I[t \geq 2007] + \beta_2 X_{it} + \beta_3 Z_{it+1} + u_{it} \quad (2.2)$$

其中的 PA 變數為勞工 i 預期受基本工資提高影響的機率，我們依據 Card and Krueger (1995) 以及 Cengiz et al. (2022) 的方法，以勞工的個人特性預測勞工受基本工資提高影響的機率。確切來說，我們以 2007 年以前的資料建立勞工的薪資低於 2008 年資本工資的虛擬變數，並以年齡、性別、教育程度以及三個變數的交乘項為解釋變數，估計每位勞工受基本工資提高影響的機率，也就是上式的 PA 變數。

在模型(2.2)中，我們主要關切的係數是 δ ，此係數捕捉的是：相對於受基本工資影響較小的勞工來說，受基本工資影響大的勞工在基本工資起漲前後薪資成長與持續就業率的變化。若基本工資提高促使廠商解僱勞工，則 δ 應顯著為負。另外，當被解釋變數為薪資變化時，此係數應為正數。很重要地，我們可以藉由這個模型中檢視基本工資提高的中長期效果。

表 15 的欄(1)與欄(2)呈現上述模型的估計結果，欄(3)與欄(4)則是以基本工資兩年的變化取代 2007 年以後的虛擬變數。我們發現基本工資提高對低薪勞工的經常性薪資有正面的影響。另外一方面，長期而言，基本工資提高不僅沒有減少勞工的持續就業率，表 17 的估計結果顯示，持續就業率反而可能因此而上升。

(六) 討論：廠商層級資料的估計結果

在附錄一與附錄二中，我們分別運用台灣經濟新報資料庫 (TEJ) 與受僱員工薪資調查資料分析基本工資調整對於員工薪酬、廠商的勞動僱用與利潤等變數的影響。以下我們綜合探討來自人力運用調查與廠商資料的實證結果。關於廠商資料的詳細

實證分析，我們留待附錄中詳細介紹。

從 TEJ 資料的分析中可以觀察到，實質基本工資的變動對基層員工的薪酬（包括月薪、津貼和福利，即總薪資加上非薪資性報酬）與員工人數沒有顯著的影響，對廠商利潤的影響則因不同的模型設定而有正負不同的結論。另一方面，受僱員工薪資調查資料的分析則顯示，呼應人力運用調查的實證結果，基本工資的上調對於勞工的實質經常性薪資具有顯著的正向影響，但對其實質總薪資的影響則不顯著異於零。

回顧人力運用調查的結果——基本工資的提升對低收入勞工的經常性薪資有正面幫助。然而，廠商可以透過調降年終獎金或紅利等方式來減少僱用成本，從而降低基本工資上升對其利潤的影響。這意味著，儘管基本工資的提升有助於增加勞工的經常性收入，但可能減少非經常性薪資，因此勞工的總薪資增長可能受到限制。此外，由於廠商能夠通過調整非薪資所得來緩解基本工資提升所帶來的壓力，而非直接解僱或減少僱用勞工，呼應人力運用調查與 TEJ 之實證結果——勞工的持續就業率與場上僱用之基層員工數並未因基本工資的提高而出現顯著下降。

值得一提的是，TEJ 的結果雖顯示基層員工人數並未因基本工資提高而下降，但上市櫃的廠商可能較能承受基本工資調升的衝擊。透過受僱員工薪資調查的實證結果，我們發現基本工資顯著提高廠商的退出率，也就是說，部分廠商因僱用成本提高而退出市場，至於究竟是那些廠商退出，值得後續研究。

第五章 結論

在這份研究報告中，我們分別以個人層級資料(人力運用調查)與廠商層級的資料(TEJ 與受僱員工調查)分析基本工資的影響。藉由人力運用調查的分析結果，我們發現基本工資提高低薪勞工的經常性薪資成長，但我們並未發現對其就業有負面的衝擊。相較於男性，基本工資對女性的經常性薪資的提升效果較大，但這並未使得女性的持續就業率下降。類似地，服務業勞工的經常性薪資增幅也較大，但其持續就業率並未受到顯著地負面衝擊。這樣的發現與勞動市場獨買(monopsony)下的預測一致，當勞動市場中的廠商家數少(如麥當勞等大型速食店)，僱主可藉由其對勞工的獨買力，將勞工的工資訂在低於競爭市場下的均衡工資水準⁶。此時，將最低工資訂在獨買下的均衡工資以上，反而能減少缺工，增加就業。我們的估計結果也與歐美最新的文獻相呼應，也有其重要的政策意涵：目前台灣的基本工資可能偏低，低於競爭市場下的均衡水準，在這樣的情況下，提高基本工資提高勞工勞動參與的誘因，而有促進就業的效果。

我們的結果雖然顯示基本工資在不影響勞工持續就業率下，提高低薪勞工的薪資成長且，但我們也發現全職的男性勞工有較大的機率轉換為兼職型態的工作。這可能是因為時薪基本工資的漲幅在 2007 年以後與月薪資本工資脫鉤的緣故，由於時薪

⁶在獨買市場中，最低工資法的設立實際上可以增加就業。想像一個小鎮上只有一家大工廠提供工作。由於沒有其他的工作選擇，這家工廠幾乎可以控制薪資水平。在這樣的市場中，政府設定的最低工資能夠防止工廠支付低於競爭市場水平的工資，並且如果設定得當，最低工資實際上會激勵工廠僱用更多的工人。這是因為在獨買市場中，每增加一名勞工，工廠不再需要提高所有人的工資。因此，最低工資在這種市場中可以糾正僱主過低支付工資的問題，從而提高就業率。

基本工資的漲幅較大，低薪勞工有誘因選擇以時薪支付薪水的工作以獲得高的薪資所得，然而兼職型態的工作可能較不穩定，同時做多份兼職工作也需要較長的工時。這樣的現象是否持續，以及其對勞動市場的衝擊值得觀察與研究。

人力運用調查的結果可以和廠商資料(TEJ 與受僱員工調查)估計的結果對話。人力運用調查的結果顯示基本工資的提高確實能提升低薪勞工的經常性薪資。然而，廠商可以透過調整年終獎金或紅利來降低僱用成本，減少基本工資提高對利潤的衝擊。從 TEJ 與受僱員工調查資料進行的估計顯示，基本工資的提升對勞工的實質經常性薪資有顯著的正面影響，但對基層員工薪酬(總薪資與非薪資報酬之家總)與實質總薪資的影響則無顯著影響。因此，我們的實證結果顯示，基本工資的提高雖然可以提高勞工的經常性薪資，但廠商可能會透過減少其他形式的報酬來平衡增加的成本，從而使得勞工的總薪資增長受限。

最後，未來的研究如果能夠藉由行政資料進一步探究勞工在基本工資提高後工作的轉換會讓我們對基本工資的影響有較為全面的了解，比如說 Dustmann et al. (2022) 的文章發現基本工資提高雖然沒有減少勞工的持續就業率，但勞工有較高的機率轉換到大公司或是平均薪資較高的公司，隱含規模較小的公司可能因工資的提升而退出市場，台灣是否也有這樣的現象值得進一步探究。

參考文獻

1. 英文文獻

- Aaronson, D., French, E., Sorkin, I., & To, T. (2018). Industry dynamics and the minimum wage: a putty-clay approach. *International Economic Review*, 59(1), 51-84.
- Addison, J. T., Blackburn, M. L., & Cotti, C. D. (2013). Minimum wage increases in a recessionary environment. *Labour Economics*, 23, 30-39.
- Alvarez, R., & Fuentes, R. (2018). Minimum wage and productivity: Evidence from Chilean manufacturing plants. *Economic Development and Cultural Change*, 67(1), 193-224.
- Baek, J., & Park, W. (2016). Minimum wage introduction and employment: Evidence from South Korea. *Economics Letters*, 139, 18-21.
- Baek, J., Lee, C., & Park, W. (2021). The impact of the minimum wage on the characteristics of new establishments: Evidence from South Korea. *Labour Economics*, 72, 102059.
- Bazen, S., & Skourias, N. (1997). Is there a negative effect of minimum wages on youth employment in France?. *European Economic Review*, 41(3-5), 723-732.
- Bell, L. A. (1997). The impact of minimum wages in Mexico and Colombia. *Journal of labor Economics*, 15(S3), S102-S135.
- Bosler, M., & Gerner, H. D. (2020). Employment effects of the new German minimum wage: Evidence from establishment-level microdata. *ILR review*, 73(5), 1070-1094.
- Burkhauser, R. V., Couch, K. A., & Wittenburg, D. C. (2000). A reassessment of the new economics of the minimum wage literature with monthly data from the Current Population Survey. *Journal of Labor Economics*, 18(4), 653-680

- Campolieti, M., Fang, T., & Gunderson, M. (2005). Minimum wage impacts on youth employment transitions, 1993–1999. *Canadian Journal of Economics/Revue canadienne d'économique*, 38(1), 81-104.
- Card, D., & Krueger, A. B. (1993). Minimum wages and employment: A case study of the fast food industry in New Jersey and Pennsylvania. *American Economic Review* 84(4): 772-793.
- Clemens, J., & Strain, M. R. (2018). The short-run employment effects of recent minimum wage changes: Evidence from the American community survey. *Contemporary Economic Policy*, 36(4), 711-722.
- Card, D., & Krueger, A. B. (1995). *Myth and Measurement: The New Economics of the Minimum Wage* (Princeton, NJ: Princeton University Press).
- Card, D., & Krueger, A. B. (1994). Minimum wages and employment: a case study of the fast-food industry in New Jersey and Pennsylvania. *American Economic Review*, 84(194), 772-793.
- Cengiz, D., Dube A., Linder A., Zentler-Munro D. (2022) “Seeing beyond the Trees: Using Machine Learning to Estimate the Impact of Minimum Wages on Labor Market Outcomes,” *Journal of Labor Economics*, 40(1), 203-247.
- Cengiz, D., Dube A., Lindner A., and Zipperer B. (2019) “The effect of minimum wages on low-wage jobs,” *Quarterly Journal of Economics*, 134(3), 1405–54.
- Dube, A., Naidu, S., & Reich, M. (2007). The economic effects of a citywide minimum wage. *ILR Review*, 60(4), 522-543.
- Dube, A., Lester, T.W., Reich, M., 2010. Minimum wage effects across state borders: estimates using contiguous counties. *Review of Economics and Statistics* 92, 945–

964.

- Dustmann, C., Lindner A., Schönberg U., Umkehrer M., and vom Berge, P. (2022). “Reallocation effects of the minimum wage,” *Quarterly Journal of Economics*, 137(1), 267–328.
- Dickens, R., Machin, S., & Manning, A. (1999). The effects of minimum wages on employment: Theory and evidence from Britain. *Journal of Labor Economics*, 17(1), 1-22.
- Dickens, R., Riley, R., & Wilkinson, D. (2015). A Re-examination of the Impact of the UK National Minimum Wage on Employment. *Economica*, 82(328), 841-864.
- Dolton, P., Bondibene, C. R., & Wadsworth, J. (2012). Employment, inequality and the UK national minimum wage over the medium-term. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 74(1), 78-106.
- Dube, A., Lester, T. W., & Reich, M. (2010). Minimum wage effects across state borders: Estimates using contiguous counties. *The review of economics and statistics*, 92(4), 945-964
- Fairris, D., & Pedace, R. (2004). The impact of minimum wages on job training: An empirical exploration with establishment data. *Southern Economic Journal*, 70(3), 566-583.
- Gorry, A. (2013). Minimum wages and youth unemployment. *European Economic Review*, 64, 57-75.
- Grossberg, A. J., & Sicilian, P. (1999). Minimum wages, on-the-job training, and wage growth. *Southern Economic Journal*, 65(3), 539-556.
- Hallward-Driemeier, M., Rijkers, B., & Waxman, A. (2017). Can minimum wages close

- the gender wage gap? Evidence from Indonesia. *Review of Income and Wealth*, 63(2), 310-334.
- Kambayashi, R., Kawaguchi, D., & Yamada, K. (2013). Minimum wage in a deflationary economy: The Japanese experience, 1994–2003. *Labour Economics*, 24, 264-276.
- Kawaguchi, D., & Yamada, K. (2007). The impact of the minimum wage on female employment in Japan. *Contemporary Economic Policy*, 25(1), 107-118.
- Kim, T., & Taylor, L. J. (1995). The employment effect in retail trade of California's 1988 minimum wage increase. *Journal of Business & Economic Statistics*, 13(2), 175-182.
- Lee, J. and Park, G. (2023) Minimum Wages, Employment, and Business Closing. *Journal of Human Resources*, forthcoming
- Long, C., & Yang, J. (2016). How do firms respond to minimum wage regulation in China? Evidence from Chinese private firms. *China Economic Review*, 38, 267-284.
- Meer, J., & West, J. (2016). Effects of the minimum wage on employment dynamics. *Journal of Human Resources*, 51(2), 500-522.
- Riley, R., & Bondibene, C. R. (2017). Raising the standard: Minimum wages and firm productivity. *Labour Economics*, 44, 27-50.
- Schumann, M. (2017). The effects of minimum wages on firm-financed apprenticeship training. *Labour economics*, 47, 163-181.
- Sorkin, I. (2015). Are there long-run effects of the minimum wage?. *Review of economic dynamics*, 18(2), 306-333.
- Sabia, J. J., Burkhauser, R. V., & Hansen, B. (2012). Are the effects of minimum wage increases always small? New evidence from a case study of New York state. *ILR Review*, 65(2), 350-376.

Stewart, M. B. (2004). The impact of the introduction of the UK minimum wage on the employment probabilities of low-wage workers. *Journal of the European Economic Association*, 2(1), 67-97.

Yuen, T. (2003). The effect of minimum wages on youth employment in Canada a panel study. *Journal of Human Resources*, 38(3), 647-672.

Zavodny, M. (2000). The effect of the minimum wage on employment and hours. *Labour Economics*, 7(6), 729-750.

2. 中文文獻

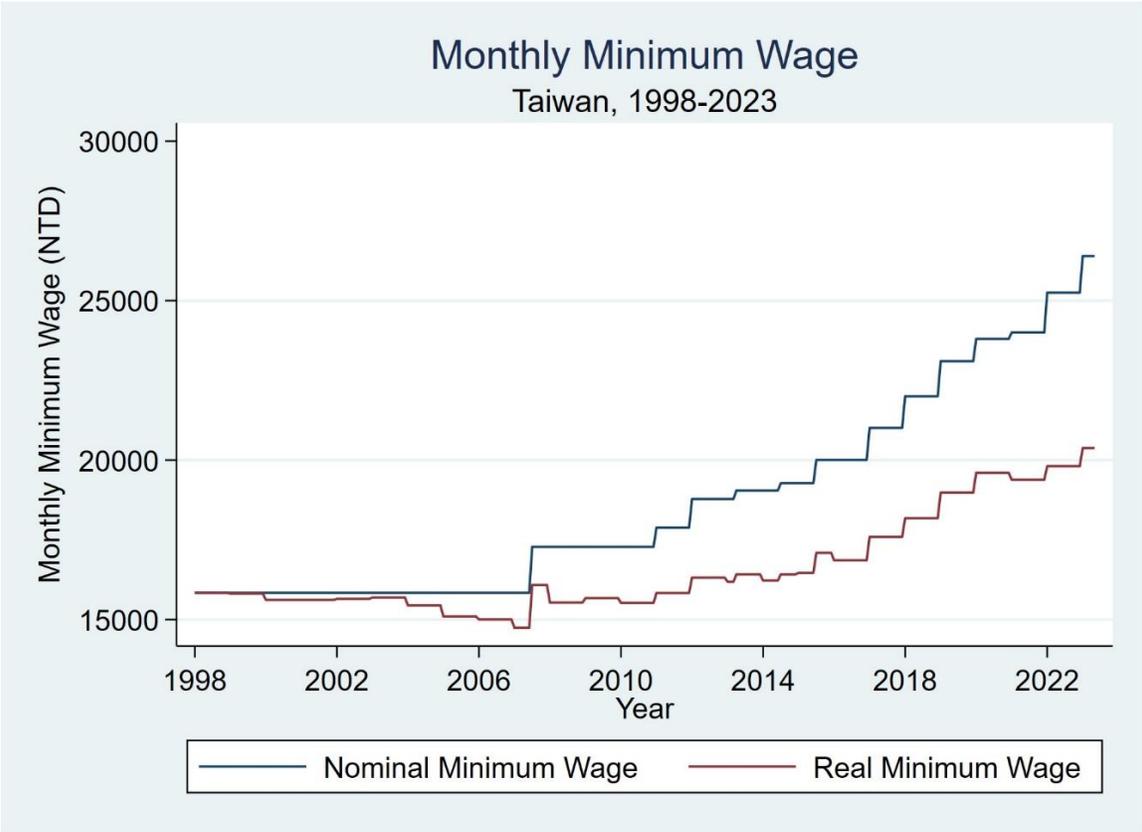
周思廷(2019)。台灣基本工資調升對勞工就業之影響。〔碩士論文。國立臺灣大學〕

陳禮潭(2002)。最低工資制度對工資結構變遷之影響－台灣實證研究。經濟論文叢刊，30(3)，383-420。

黃仁德(1995)。台灣地區基本工資對勞動市場的衝擊效果評估。勞資關係論叢，(3)，29-56。

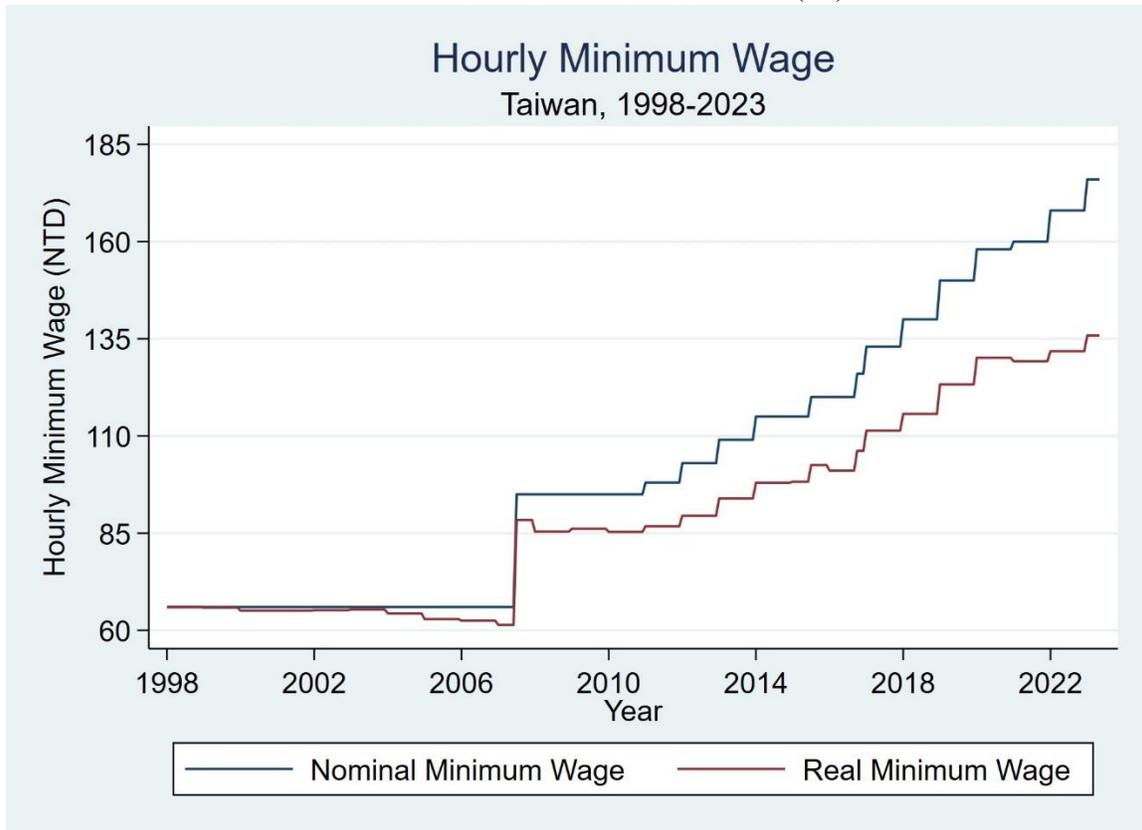
黃芳玫、邵紫婷(2022)。臺灣基本工資調升對薪資不均之影響－2012－2019 實證。臺灣經濟預測與政策，53(1)，1-40。

圖 1：台灣歷年基本工資調整概況



(a) 歷年月薪基本工資

圖 1：台灣歷年基本工資調整概況 (續)



(b) 歷年時薪基本工資

表 1：月薪組 敘述性統計

VARIABLES	實驗組 ($MW_t \leq$ 月 薪 $_t$ $< MW_{t+1}$)	控制組I ($MW_{t+1} \leq$ 月 薪 ≤ 1.1 MW_{t+1})	控制組II ($1.1MW_{t+1} \leq$ 月 薪 ≤ 1.2 MW_{t+1})	控制組III ($1.2MW_{t+1} \leq$ 月 薪 ≤ 1.3 MW_{t+1})
第二年就業	0.9	0.92	0.94	0.94
薪資變動	2.53	1.9	1.71	1.03
月薪資	20.87	22.56	25.32	27.15
年齡	39.84	38.55	37.19	37.15
性別	0.27	0.29	0.39	0.36
國中以下	0.29	0.24	0.16	0.14
高中職	0.45	0.43	0.45	0.41
專科	0.08	0.08	0.1	0.11
大學以上	0.18	0.24	0.29	0.33
未婚	0.39	0.45	0.51	0.52
有配偶	0.48	0.44	0.42	0.4
離婚喪偶	0.13	0.11	0.08	0.08
工作年資(年)	4.66	4.74	4.97	5.47
農業	0.02	0.02	0.02	0.01
工業	0.36	0.38	0.41	0.44
服務業	0.62	0.6	0.57	0.55
縣市失業率	3.83	3.84	3.82	3.82
縣市家庭中位數所得	13.6	13.61	13.64	13.66
縣市家庭中位數所得成長率	0.02	0.02	0.02	0.02
Observations	1103	3467	4545	5323

表1：月薪組 敘述性統計 (續)

VARIABLES	控制組IV ($1.3MW_{t+1} \leq$ 月 薪 ≤ 1.4 MW_{t+1})	控制組V ($1.4MW_{t+1} \leq$ 月 薪 ≤ 1.5 MW_{t+1})	控制組VI ($1.5MW_{t+1} \leq$ 月 薪 ≤ 2 MW_{t+1})
第二年就業	0.95	0.95	0.96
薪資變動	1.49	1.1	0.7
月薪資	29.07	30.72	36.43
年齡	37.04	37.82	38.99
性別	0.5	0.52	0.63
國中以下	0.13	0.12	0.1
高中職	0.39	0.36	0.32
專科	0.13	0.15	0.16
大學以上	0.36	0.37	0.42
未婚	0.51	0.5	0.44
有配偶	0.42	0.44	0.5
離婚喪偶	0.07	0.06	0.06
工作年資(年)	5.98	6.6	8.12
農業	0.01	0.01	0
工業	0.46	0.44	0.46
服務業	0.53	0.55	0.53
縣市失業率	3.85	3.86	3.87
縣市家庭中位數所得	13.68	13.69	13.7
縣市家庭中位數所得成長率	0.02	0.02	0.02
Observations	6323	5035	15234

表 2：時薪組 敘述性統計

VARIABLES	實驗組 ($MW_t \leq \text{時薪}_t < MW_{t+1}$)	控制組I ($MW_{t+1} \leq \text{時薪}_t \leq 1.1 MW_{t+1}$)	控制組II ($1.1 MW_{t+1} \leq \text{時薪}_t \leq 1.2 MW_{t+1}$)	控制組III ($1.2 MW_{t+1} \leq \text{時薪}_t \leq 1.3 MW_{t+1}$)
第二年就業	0.82	0.87	0.88	0.91
薪資變動	3.31	3.59	1.96	2.68
月薪資	18.7	19.78	23.61	25.65
年齡	37.83	38.73	40.74	42.67
性別	0.42	0.53	0.64	0.74
國中以下	0.33	0.36	0.41	0.44
高中職	0.38	0.36	0.4	0.43
專科	0.04	0.05	0.04	0.03
大學以上	0.25	0.23	0.14	0.1
未婚	0.49	0.47	0.36	0.37
有配偶	0.37	0.41	0.49	0.48
離婚喪偶	0.14	0.13	0.14	0.15
工作年資(年)	4.04	4.36	5.96	6.87
農業	0.08	0.11	0.09	0.07
工業	0.24	0.35	0.5	0.65
服務業	0.68	0.54	0.41	0.28
縣市失業率	3.86	3.88	3.91	3.87
縣市家庭中位數所得	13.64	13.61	13.61	13.59
縣市家庭中位數所得成長率	0.02	0.02	0.02	0.02
Observations	715	874	611	439

表2：時薪組 敘述性統計 (續)

VARIABLES	控制組IV ($1.3MW_{t+1} \leq$ 時薪 ≤ 1.4 MW_{t+1})	控制組V ($1.4MW_{t+1} \leq$ 時 薪 ≤ 1.5 MW_{t+1})	控制組VI ($1.5MW_{t+1} \leq$ 時 薪 $\leq 2 MW_{t+1}$)
第二年就業	0.89	0.91	0.91
薪資變動	1.54	1.2	0.33
月薪資	27.2	28.79	33.62
年齡	42.76	42.71	45.3
性別	0.81	0.84	0.89
國中以下	0.49	0.44	0.53
高中職	0.41	0.42	0.37
專科	0.03	0.03	0.04
大學以上	0.07	0.1	0.07
未婚	0.35	0.35	0.29
有配偶	0.53	0.51	0.57
離婚喪偶	0.13	0.14	0.14
工作年資(年)	8.49	9.1	11.29
農業	0.07	0.03	0.03
工業	0.74	0.8	0.85
服務業	0.19	0.17	0.12
縣市失業率	3.9	3.92	3.91
縣市家庭中位數所得	13.59	13.61	13.62
縣市家庭中位數所得成長率	0.02	0.02	0.02
Observations	495	410	1624

表 3：月薪組 基本工資對第二年持續就業之機率之影響

VARIABLES	(1) $(MW_t \leq Wage_t < MW_{t+1}) + (MW_{t+1} \leq Wage_t \leq MW_{t+1} \times 1.1)$	(2) $(MW_t \leq Wage_t < MW_{t+1}) + (MW_{t+1} \times 1.1 \leq Wage_t \leq MW_{t+1} \times 1.2)$	(3) $(MW_t \leq Wage_t < MW_{t+1}) + (MW_{t+1} \times 1.2 \leq Wage_t \leq MW_{t+1} \times 1.3)$	(4) $(MW_t \leq Wage_t < MW_{t+1}) + (MW_{t+1} \times 1.3 \leq Wage_t \leq MW_{t+1} \times 1.4)$	(5) $(MW_t \leq Wage_t < MW_{t+1}) + (MW_{t+1} \times 1.4 \leq Wage_t \leq MW_{t+1} \times 1.5)$	(6) $(MW_t \leq Wage_t < MW_{t+1}) + (MW_{t+1} \times 1.5 \leq Wage_t \leq MW_{t+1} \times 2)$
受基本工資政策影響	-0.018* (0.010)	-0.024** (0.010)	-0.022** (0.010)	-0.033*** (0.010)	-0.037*** (0.011)	-0.037*** (0.010)
Observations	4,570	5,648	6,426	7,426	6,138	16,337
R-squared	0.038	0.030	0.024	0.026	0.029	0.030

Robust standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

表 4：月薪組 基本工資對薪資變動($\Delta w_{it+1}/1000$)之影響

VARIABLES	(1) $(MW_t \leq Wage_t < MW_{t+1}) + (MW_{t+1} \leq Wage_t \leq MW_{t+1} \times 1.1)$	(2) $(MW_t \leq Wage_t < MW_{t+1}) + (MW_{t+1} \times 1.1 \leq Wage_t \leq MW_{t+1} \times 1.2)$	(3) $(MW_t \leq Wage_t < MW_{t+1}) + (MW_{t+1} \times 1.2 \leq Wage_t \leq MW_{t+1} \times 1.3)$	(4) $(MW_t \leq Wage_t < MW_{t+1}) + (MW_{t+1} \times 1.3 \leq Wage_t \leq MW_{t+1} \times 1.4)$	(5) $(MW_t \leq Wage_t < MW_{t+1}) + (MW_{t+1} \times 1.4 \leq Wage_t \leq MW_{t+1} \times 1.5)$	(6) $(MW_t \leq Wage_t < MW_{t+1}) + (MW_{t+1} \times 1.5 \leq Wage_t \leq MW_{t+1} \times 2)$
受基本工資政策影響	0.668*** (0.155)	1.202*** (0.159)	1.786*** (0.157)	1.897*** (0.167)	2.520*** (0.186)	3.179*** (0.172)
Observations	4,160	5,222	5,952	6,968	5,774	15,599
R-squared	0.072	0.095	0.084	0.056	0.060	0.041

Robust standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

表 5：時薪組 基本工資對第二年持續就業之機率之影響

VARIABLES	(1) $(MW_t \leq Wage_t < MW_{t+1}) + (MW_{t+1} \leq Wage_t \leq MW_{t+1} \times 1.1)$	(2) $(MW_t \leq Wage_t < MW_{t+1}) + (MW_{t+1} \times 1.1 \leq Wage_t \leq MW_{t+1} \times 1.2)$	(3) $(MW_t \leq Wage_t < MW_{t+1}) + (MW_{t+1} \times 1.2 \leq Wage_t \leq MW_{t+1} \times 1.3)$	(4) $(MW_t \leq Wage_t < MW_{t+1}) + (MW_{t+1} \times 1.3 \leq Wage_t \leq MW_{t+1} \times 1.4)$	(5) $(MW_t \leq Wage_t < MW_{t+1}) + (MW_{t+1} \times 1.4 \leq Wage_t \leq MW_{t+1} \times 1.5)$	(6) $(MW_t \leq Wage_t < MW_{t+1}) + (MW_{t+1} \times 1.5 \leq Wage_t \leq MW_{t+1} \times 2)$
受基本工資政策影響	-0.035* (0.019)	-0.014 (0.020)	-0.014 (0.023)	0.041 (0.026)	-0.015 (0.026)	-0.016 (0.021)
Observations	1,589	1,326	1,154	1,210	1,125	2,339
R-squared	0.089	0.111	0.132	0.131	0.128	0.101

Robust standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

表 6：時薪組 基本工資對薪資變動($\Delta w_{it+1}/1000$)之影響

VARIABLES	(1) ($MW_t \leq Wage_t < MW_{t+1}$) + ($MW_{t+1} \leq Wage_t \leq MW_{t+1} \times 1.1$)	(2) ($MW_t \leq Wage_t < MW_{t+1}$) + ($MW_{t+1} \times 1.1 \leq Wage_t \leq MW_{t+1} \times 1.2$)	(3) ($MW_t \leq Wage_t < MW_{t+1}$) + ($MW_{t+1} \times 1.2 \leq Wage_t \leq MW_{t+1} \times 1.3$)	(4) ($MW_t \leq Wage_t < MW_{t+1}$) + ($MW_{t+1} \times 1.3 \leq Wage_t \leq MW_{t+1} \times 1.4$)	(5) ($MW_t \leq Wage_t < MW_{t+1}$) + ($MW_{t+1} \times 1.4 \leq Wage_t \leq MW_{t+1} \times 1.5$)	(6) ($MW_t \leq Wage_t < MW_{t+1}$) + ($MW_{t+1} \times 1.5 \leq Wage_t \leq MW_{t+1} \times 2$)
受基本工資政策影響	0.297 (0.649)	1.796*** (0.404)	0.972* (0.545)	2.600*** (0.573)	2.775*** (0.603)	3.326*** (0.512)
Observations	1,325	1,110	970	1,015	941	2,039
R-squared	0.062	0.103	0.084	0.108	0.105	0.082

Robust standard errors in parentheses
 *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

表 7：1998~2007 樣本 敘述性統計

VARIABLES	m_group1 ($MW_{1998} \leq$ $Wage_t$ $< MW_{2008}$)	m_group1 ($MW_{2008} \leq$ $Wage_t \leq 1.1$ MW_{2008})	m_group2 ($1.1 MW_{2008}$ $\leq Wage_t \leq 1.2$ MW_{2008})	m_group3 ($1.2 MW_{2008}$ $\leq Wage_t \leq 1.3$ MW_{2008})
第二年就業	0.84	0.85	0.87	0.9
薪資變動	2.2	2.29	2.54	1.81
月薪資	16.34	18.15	19.99	21.6
年齡	35.1	33.86	34.26	33.02
性別	0.25	0.27	0.37	0.35
國中以下	0.49	0.44	0.39	0.35
高中職	0.41	0.43	0.45	0.46
專科	0.07	0.1	0.12	0.14
大學以上	0.03	0.03	0.05	0.05
未婚	0.4	0.46	0.44	0.47
有配偶	0.53	0.47	0.49	0.47
離婚喪偶	0.08	0.07	0.07	0.06
工作年資(年)	3.38	3.33	4.35	3.86
農業	0.04	0.03	0.02	0.02
工業	0.49	0.48	0.49	0.52
服務業	0.47	0.49	0.49	0.46
縣市失業率	4.14	4.01	4.01	4.02
縣市家庭中位數所得	13.48	13.5	13.54	13.54
縣市家庭中位數所得成長率	0	0	0.01	0
Observations	2265	4939	6609	3774

表7：1998~2007樣本 敘述性統計 (續)

VARIABLES	m_group4 (1.3MW ₂₀₀₈ ≤Wage _t ≤1.4 MW ₂₀₀₈)	m_group5 (1.4MW ₂₀₀₈ ≤Wage _t ≤1.5 MW ₂₀₀₈)	m_group6 (1.5MW ₂₀₀₈ ≤Wage _t ≤2 MW ₂₀₀₈)
第二年就業	0.91	0.91	0.93
薪資變動	1.32	1.61	0.85
月薪資	23.44	25.01	29.67
年齡	33.11	33.94	34.89
性別	0.44	0.51	0.65
國中以下	0.33	0.33	0.3
高中職	0.46	0.42	0.4
專科	0.16	0.17	0.19
大學以上	0.06	0.07	0.11
未婚	0.49	0.47	0.42
有配偶	0.46	0.48	0.54
離婚喪偶	0.05	0.05	0.05
工作年資(年)	4.02	4.7	5.69
農業	0.01	0.01	0.01
工業	0.52	0.51	0.53
服務業	0.47	0.48	0.46
縣市失業率	4.04	3.96	3.97
縣市家庭中位數所得	13.53	13.57	13.57
縣市家庭中位數所得成長率	0	0.01	0
Observations	3259	6526	20672

表 8：1998~2007 實驗組相對控制組第二年持續就業之機率之差異

VARIABLES	(1) (MW ₁₉₉₈ ≤ Wage _t < MW ₂₀₀₈) + (MW ₂₀₀₈ ≤ Wage _t ≤ MW ₂₀₀₈ × 1.1)	(2) (MW ₁₉₉₈ ≤ Wage _t < MW ₂₀₀₈) + (MW ₂₀₀₈ × 1.1 ≤ Wage _t ≤ MW ₂₀₀₈ × 1.2)	(3) (MW ₁₉₉₈ ≤ Wage _t < MW ₂₀₀₈) + (MW ₂₀₀₈ × 1.2 ≤ Wage _t ≤ MW ₂₀₀₈ × 1.3)	(4) (MW ₁₉₉₈ ≤ Wage _t < MW ₂₀₀₈) + (MW ₂₀₀₈ × 1.3 ≤ Wage _t ≤ MW ₂₀₀₈ × 1.4)	(5) (MW ₁₉₉₈ ≤ Wage _t < MW ₂₀₀₈) + (MW ₂₀₀₈ × 1.4 ≤ Wage _t ≤ MW ₂₀₀₈ × 1.5)	(6) (MW ₁₉₉₈ ≤ Wage _t < MW ₂₀₀₈) + (MW ₂₀₀₈ × 1.5 ≤ Wage _t ≤ MW ₂₀₀₈ × 2)
mwit	-0.004 (0.009)	-0.024*** (0.009)	-0.043*** (0.010)	-0.054*** (0.010)	-0.049*** (0.010)	-0.065*** (0.008)
Observations	7,204	8,874	6,039	5,524	8,791	22,937
R-squared	0.044	0.042	0.040	0.050	0.038	0.034

Robust standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

註：mwit 為薪資介於 1997、2008 月薪基本工資之勞工，在此為實驗組之虛擬變數。

表 9：1998~2007 實驗組相對控制組薪資變動($\Delta w_{it+1}/1000$)之差異

VARIABLES	(1) (MW ₁₉₉₈ ≤Wage _t < MW ₂₀₀₈) + (MW ₂₀₀₈ ≤ Wage _t ≤ MW ₂₀₀₈ ×1.1)	(2) (MW ₁₉₉₈ ≤Wage _t < MW ₂₀₀₈) + (MW ₂₀₀₈ ×1.1≤ Wage _t ≤ MW ₂₀₀₈ ×1.2)	(3) (MW ₁₉₉₈ ≤ Wage _t < MW ₂₀₀₈) + (MW ₂₀₀₈ ×1.2≤ Wage _t ≤ MW ₂₀₀₈ ×1.3)	(4) (MW ₁₉₉₈ ≤ Wage _t < MW ₂₀₀₈) + (MW ₂₀₀₈ ×1.3≤ Wage _t ≤ MW ₂₀₀₈ ×1.4)	(5) (MW ₁₉₉₈ ≤ Wage _t < MW ₂₀₀₈) + (MW ₂₀₀₈ ×1.4≤ Wage _t ≤ MW ₂₀₀₈ ×1.5)	(6) (MW ₁₉₉₈ ≤ Wage _t < MW ₂₀₀₈) + (MW ₂₀₀₈ ×1.5≤ Wage _t ≤ MW ₂₀₀₈ ×2)
mwit	0.169 (0.195)	0.719*** (0.148)	1.214*** (0.155)	1.928*** (0.174)	2.310*** (0.181)	3.361*** (0.148)
Observations	5,979	7,520	5,223	4,797	7,697	21,003
R-squared	0.045	0.073	0.088	0.075	0.065	0.046

Robust standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

註：mwit 為薪資介於 1997、2008 月薪基本工資之勞工，在此為實驗組之虛擬變數。

表 10：1998-2020 差異中的差異法—基本工資對持續就業率的影響

VARIABLES	(1) $(MW_t \leq Wage_t < MW_{t+1}) + (MW_{t+1} \leq Wage_t \leq MW_{t+1} \times 1.1)$	(2) $(MW_t \leq Wage_t < MW_{t+1}) + (MW_{t+1} \times 1.1 \leq Wage_t \leq MW_{t+1} \times 1.2)$	(3) $(MW_t \leq Wage_t < MW_{t+1}) + (MW_{t+1} \times 1.2 \leq Wage_t \leq MW_{t+1} \times 1.3)$	(4) $(MW_t \leq Wage_t < MW_{t+1}) + (MW_{t+1} \times 1.3 \leq Wage_t \leq MW_{t+1} \times 1.4)$	(5) $(MW_t \leq Wage_t < MW_{t+1}) + (MW_{t+1} \times 1.4 \leq Wage_t \leq MW_{t+1} \times 1.5)$	(6) $(MW_t \leq Wage_t < MW_{t+1}) + (MW_{t+1} \times 1.5 \leq Wage_t \leq MW_{t+1} \times 2)$
mwit	-0.004 (0.009)	-0.026*** (0.009)	-0.045*** (0.009)	-0.056*** (0.009)	-0.051*** (0.009)	-0.067*** (0.008)
mwit#1[t≥2007]	-0.012 (0.014)	0.008 (0.013)	0.028** (0.013)	0.027** (0.013)	0.018 (0.013)	0.034*** (0.012)
Observations	11,774	14,522	12,465	12,950	14,929	39,274
R-squared	0.048	0.044	0.039	0.048	0.041	0.036

Robust standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

表 11：1998-2020 差異中的差異法—基本工資對薪資成長的影響

VARIABLES	(1) $(MW_t \leq Wage_t < MW_{t+1}) + (MW_{t+1} \leq Wage_t \leq MW_{t+1} \times 1.1)$	(2) $(MW_t \leq Wage_t < MW_{t+1}) + (MW_{t+1} \times 1.1 \leq Wage_t \leq MW_{t+1} \times 1.2)$	(3) $(MW_t \leq Wage_t < MW_{t+1}) + (MW_{t+1} \times 1.2 \leq Wage_t \leq MW_{t+1} \times 1.3)$	(4) $(MW_t \leq Wage_t < MW_{t+1}) + (MW_{t+1} \times 1.3 \leq Wage_t \leq MW_{t+1} \times 1.4)$	(5) $(MW_t \leq Wage_t < MW_{t+1}) + (MW_{t+1} \times 1.4 \leq Wage_t \leq MW_{t+1} \times 1.5)$	(6) $(MW_t \leq Wage_t < MW_{t+1}) + (MW_{t+1} \times 1.5 \leq Wage_t \leq MW_{t+1} \times 2)$
1.mwit	0.130 (0.188)	0.519*** (0.144)	0.972*** (0.148)	1.684*** (0.162)	1.951*** (0.162)	2.943*** (0.136)
1.mwit#1[t≥2007]	0.675*** (0.250)	0.951*** (0.213)	1.025*** (0.205)	0.441** (0.216)	1.081*** (0.221)	0.836*** (0.193)
Observations	10,139	12,742	11,175	11,765	13,471	36,602
R-squared	0.039	0.070	0.081	0.056	0.058	0.040

Robust standard errors in parentheses
 *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

表 12：1998-2020 差異中的差異法—基本工資對由全職轉換為兼職的機率之影響

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Control Group	$[MW_{t+1}, 1.1MW_{t+1}]$	$(1.1MW_{t+1}, 1.2MW_{t+1}]$	$(1.2MW_{t+1}, 1.3MW_{t+1}]$	$(1.3MW_{t+1}, 1.4MW_{t+1}]$	$(1.4MW_{t+1}, 1.5MW_{t+1}]$	$(1.5MW_{t+1}, 2MW_{t+1}]$
mw	0.002	-0.001	-0.001	-0.004	0.004	0.002
	(0.009)	(0.009)	(0.010)	(0.010)	(0.008)	(0.008)
mw*1[t≥2007]	0.009 (0.010)	0.018* (0.010)	0.018* (0.011)	0.024** (0.011)	0.020** (0.009)	0.017* (0.009)
R-squared	0.016	0.017	0.016	0.016	0.017	0.012

表 13：區分性別與年齡

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	薪資成長率		持續就業率		全職兼職轉換	
	男性	女性	男性	女性	男性	女性
mw*1[t≥2007]	0.028	0.041***	0.017	0.001	0.049***	0.003
	(0.029)	(0.014)	(0.034)	(0.020)	(0.014)	(0.011)
Observations	4,068	7,002	4,599	7,783	3,397	5,736
R-squared	0.051	0.061	0.070	0.033	0.037	0.018
	25 歲以下	55 歲以上	25 歲以下	55 歲以上	25 歲以下	55 歲以上
mw*1[t≥2007]	0.081***	0.041***	0.017	0.001	0.049***	0.003
	(0.024)	(0.014)	(0.034)	(0.020)	(0.014)	(0.011)
Observations	2,641	7,002	4,599	7,783	3,397	5,736

Robust standard errors in parentheses
 *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

表 14：區分產業

	(1)	(2)		(3)			(4)	(5)		(6)
	薪資成長率			持續就業率			全職兼職轉換			
	農業	工業	服務業	農業	工業	服務業	農業	工業	服務業	
mw*1[t≥2007]	0.051	0.023	0.061***	0.121	0.027	-0.010	0.002	0.019	0.015	
	(0.110)	(0.018)	(0.018)	(0.096)	(0.025)	(0.024)	(0.027)	(0.014)	(0.014)	
Observations	340	4,653	6,077	389	5,106	6,887	292	3,879	4,962	
R-squared	0.159	0.119	0.051	0.168	0.043	0.044	0.147	0.033	0.019	

Robust standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

表 15：Predicted Affected Approach

VARIABLES	(1) 持續就業	(2) 薪資變化	(3) 持續就業	(4) 薪資變化
PA	-0.327*** (0.025)	-3.055*** (0.925)	-0.269*** (0.019)	-2.952*** (0.675)
1[t ≥ 2007] x PA	0.117*** (0.028)	1.821* (1.014)		
cmw			-0.004 (0.005)	-2.782*** (0.377)
cmw x PA			0.043* (0.026)	2.233*** (0.822)
Observations	106,460	100,956	106,460	100,956
R-squared	0.008	0.002	0.007	0.002

Robust standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

附錄一 廠商層級資料—TEJ

第一節 資料來源

本研究以台灣股票市場之上市公司為研究對象，使用的資料來源為台灣經濟新報 (TEJ) 資料庫；而 TEJ 成立於 1990 年 4 月，是一個專門提供金融財經資料的資料庫，旨在提供投資者和研究人員所需的基本分析資訊。在經過多年的努力後，TEJ 也已成爲國內最詳盡、最全面的財經資料庫之一，其中收錄了台灣及國際上的許多公司資訊和財務報表，以及其他相關的經濟、金融和產業資料。其資料庫的資料來源包括：台灣證券交易所、櫃檯買賣中心、公開發行公司、經濟部、中華民國主計處、財政部、中央銀行，以及各大商業媒體等。

TEJ 資料庫提供的資料種類繁多，包含股票基本資料、公司財務報表、市場報告、新聞事件、產業分析等，這些資料能夠為研究人員提供豐富的分析資源。此外，TEJ 資料庫還提供了各種工具和功能，例如資料篩選、報表生成、技術分析等，能夠幫助使用者快速定位和分析所需的資訊。

由於 TEJ 資料庫的資料更新速度快，資料完整性高，因此被廣泛運用於學術研究、金融分析、投資決策等領域。而在本研究所使用的為 TEJ 中的財務報表變數及 TEJ 公司治理底下之變數，能夠為本研究提供可靠的數據基礎，以進行相關的分析和研究。

第二節 資料處理與變數選擇

本研究使用的樣本期間為 2005 年至 2020 年，共 16 個會計交易年度。然而，由於董監事資料的可取得性受限於合併財務報表，以及公司財務報表揭露透明度的差異，故有些公司並未公告本研究所使用的所有變數。因此，本研究僅針對所取得的資料進行實證分析，每個變數的樣本數不盡相同。

另外，本研究旨在探討基本工資變動對廠商的影響，被解釋變數部分不僅以財務報表上的利潤變數為衡量基準，亦使用公司治理相關變數作為另一個衡量廠商在基本工資調升下，公司治理模式改善的表現方式。

TEJ 的公司治理相關變數採用母公司資料衍生，透過股東會年報揭露之高管薪酬、非合併員工人數、及財務報告揭露之用人費用衍生運算。具體而言，我們考慮了員工人數、基層員工人數、基層員工薪酬、基層員工每人薪酬、高管薪酬、高管每人薪酬、高管基層薪資差異（倍數）和離職人數等變數。

值得注意的是，基層員工薪資的定義為員工基本薪資加上固定津貼、固定福利（如勞保、健保、退休金等）以及各種津貼，包括一般員工、專業人員、技術員工和工班主任等職級。計算方式可能因不同企業而略有差異，但本研究主要使用 TEJ

所提供的方法，將財報用人費用減去股東會年報所揭露總經理及副總經理薪金，以此作為基層員工薪資的估計值。而高管基層薪資差異則是指高管每人薪酬除以基層員工每人薪酬。然而，離職人數係 TEJ 所計算，而非股東會年報所提供之數據⁷。

後續的實證分析中，我們還使用了薪資變數，這是根據高管薪資與基層員工薪資進行加權計算得出的，而不是直接從 TEJ 提供的資料中取得的。財務報表相關變數則使用公司所提交的財務報告得出，這些變數包含稅前淨利、保留盈餘、稅後淨利、每股稅前淨利和每股保留盈餘等利潤相關變數，可以提供關於公司盈利能力和財務狀況的重要信息。在計算中，稅後盈餘使用了常續性稅後盈餘，該數值扣除了短期投資獲利或是土地廠房買賣等一次性因素，以更準確的反映公司的持續經營盈利能力。

第三節 敘述性統計

本節將對第二節所提及的變數進行敘述性統計分析，包含平均數及變異數等，以進一步了解這些變數在樣本中的特徵和相互關係。

⁷ TEJ 離職人數的計算方式為員工流動率乘以期初員工人數。而員工流動率是由兩年員工人數及員工平均年資求解而得。

此外，在本節中，除了前述的變數外，我們將根據各行業歷年低於基本工資之比例，進行樣本細分，分為兩組。具體而言，一組為前一年產業別低於基本工資之比例高於所有比例(所有年份所有產業)當中的中位數的廠商，另一組則為前一年產業別低於基本工資之比例低於或等於中位數的廠商，其中此比例之中位數是 0.01457399。而我們在此之前也將補充說明如何計算出各行業歷年低於基本工資之比例。

在前段所言的行業歷年低於基本工資之比例為採用行政院主計處「人力運用調查資料庫」2005 年至 2020 年的資料。每年 5 月份「人力運用調查」會隨同「人力資源調查」一同進行，並以輪換方式抽選樣本，同一家戶在連續兩年、受訪兩個月以後經替換。主要調查臺灣地區 15 歲以上家戶成員之就業狀況，「人力運用調查」則補充調查者之收入、工作變換相關資訊。資料內容涵蓋受訪者之個人基本特質(年齡、性別、教育程度、婚姻狀態)、就業狀況、工作相關資訊(工作地縣市、從事行業)。我們將樣本設定在工作身份為「受私人僱用者」、「受政府僱用者」且第一年有收入之勞工，由於「人力運用調查」自 2012 年起加入有關敘薪方式之問項，在可得知薪制之時間段，我們保留薪制為月薪制之勞工，其餘時間段則不作此限制，並以每月主要收入對照 2005~2020 歷年之月薪基本工資規範，得出各行業別歷年低於基本工資之比例。考量到 TEJ 資料庫中之行業統計分類為第十版分類方式，我們將此期間段之行業別，按第十版分類方式分為 19 大類。

經將所有上市公司按比例分成兩組之後，我們針對中位數以上及中位數以下(含)的廠商分別進行了敘述性統計。就公司治理相關變數而言，我們發現中位數以上的公司的平均基層員工人數為952人，低於中位數以下的公司的平均值1,623人。此外，中位數以上的公司的基層員工每人薪資平均為866千元，低於中位數以下(含)的公司的平均值1,050千元。而在高管基層員工薪資差異上，中位數以上的公司平均為5.49倍，中位數以下(含)的公司的平均則為4.94倍。另外，中位數以上的公司的員工總人數平均為1,459人，遠低於中位數以下(含)公司的平均值4,510人。

在財務報表相關變數方面，最低薪資比例低於中位數的公司平均稅前淨利為3,033,391千元，平均保留盈餘為9,481,997千元，平均稅後淨利為2,423,352千元，均高於最低薪資比例高於中位數的公司的平均稅前淨利為1,431,481千元、平均保留盈餘為3,504,464千元和平均稅後淨利為1,157,283千元。

這些數據提供了一些初步的洞見，揭示了低於基本工資之比例的不同水平在公司治理和財務績效方面的差異。在接下來的模型中，我們將進一步探討這些差異，以及它們對公司績效面的影響，以獲得更全面何更深入的理解。透過這樣的分析，

我們能夠更好的評估薪資比例對公司績效的重要性，並為企業提供更實質的洞見和策略建議等。

第四節 模型與估計結果 (廠商層級資料)

本章將介紹我們在研究中所使用的模型，該模型旨在分析和預測被解釋變數 Δy_{it} ，其受到基本薪資變動的影響。我們的模型基於以下方程式：

$$\Delta y_{it} = \alpha_i + \delta_t + \beta_1 MWI_{it-1} + \beta_2 MWI_{it-1} \times RMW_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$\Delta y_{itk} = \alpha_i + \delta_t + \omega_k \times YEAR_t + \beta_1 MWI_{it-1} + \beta_2 MWI_{it-1} \times RMW_t + \varepsilon_{itk} \quad (4)$$

在模型 3 中， Δy_{it} 代表在時間 t 之間被解釋變數 y 的變化量，即下期的 y 減去本期的 y，而 y 包括前章節所提到的公司治理相關變數及利潤相關變數，例如員工人數與其他利潤指標。我們依據 Meer and West (2016)與 Lee and Park (2023)，以 y 的成長作為被解釋變數，以 y 的成長而非直接以 y 作為被解釋變數的原因在於基本工資調漲對廠商的影響需要一些時間，而非基本工資調漲當年即有明顯的影響(Sorkin 2019)。舉例而言，廠商短期可能無法改變資本財的數量，但長期可以多使用資本財替代勞動力，故基本工資長期的效果可能較短期大，藉由以 y 的變化為被解釋變數，我們可能較容易捕捉到基本工資的影響。

至於解釋變數中的 MWI_{it-1} ，其代表在 t-1 年各行業之勞工低於基本工資之比例，產業之 MWI_{it-1} 越大，受到基本工資提高的衝擊也越大。另一方面， RMW_t 代表 t 年之實質基本月薪 (Real Minimum Wage)，透過將基本工資月薪除以消費者物價指數 (CPI) 計算得出。由於基本工資調漲時，廠商的決策不僅須考慮名目的基本工資，可能也需要綜合考量物價水準，比如說，基本工資的調漲若非持續性的上漲，則實質基本工資若干年後即回復原水準，因此廠商可能較無誘因改變其行為。另外，由於不同廠商之間獲利能力本來就有差異，我們利用 α_i 捕捉廠商固定效果；而 δ_t 則捕捉年份固定效果，以反映總體經濟的波動。 ε_{it} 為模型中的誤差項。

在模型(3)中，我們主要關心的係數為 β_2 ，捕捉基本工資提高對被解釋變數的影響與 MWI_{it-1} 的關聯。由被解釋變數對 RMW_t 的偏導數來看，我們可以得到 $\beta_2 MWI_{it-1}$ ，也就是說，這個模型假設對一個 MWI_{it-1} 為零的產業而言，基本工資提高對其沒有影響，而 MWI_{it-1} 高一個單位，基本工資提高的影響增加 β_2 。因此，如果我們預期基本工資提高薪資成長， β_2 應為正值。

模型(3)藉由比較勞工低於基本工資比例較高的廠商與較低的廠商認定基本工資的影響，概念上與第五章之差異中的差異法類似，我們可以藉由 MWI_{it-1} 將產業區分為高比例與低比例的兩類產業(比如說以 MWI_{it-1} 之中位數區分)，另一方面將 RMW_t 變數簡化為 2007 年前後的虛擬變數，則模型(3)即簡化為差異中的差異

法之模型。模型(3)的作法可是為差異中的差異法的延伸，其優點在於充分利用各產業不同的 MWI_{it-1} 比例以及基本工資歷年的變化。然而，不論是以模型(3)或差異中的差異法估計，我們都必須假設各產業在基本工資沒有變動的情況下有類似的時間趨勢(δ_t)。

模型 3 與模型 4 之間的差異在於，我們在模型 3 中，假設當基本工資沒有波動時，不同產業 Δy_{it} 的趨勢是類似的。然而，在模型 4 中，我們放寬了這個假設，引入了 $\omega_k \times YEAR_t$ 的交乘項，使得每個產業都可以擁有獨特的線性趨勢。其中，此處的產業分類 k 指的是基於主計處第十次行業標準分類的產業別。

接下來的章節將進行實證分析，以驗證基本工資變動對於我們所關心的變數是否產生影響和變化。在利潤相關變數（如稅前和稅後淨利、保留盈餘等）方面，我們預期 β_2 的值將為負數。此因根據我們的假設，在基本工資未變動時，不同產業中 Δy_{it} 的趨勢是相似的，因此，當基本工資提高時，我們預期受影響較大的廠商的利潤會下降，且下降幅度較大。

在公司治理相關變數中，例如基層員工人數，我們也預期 β_2 為負數。這是因為當基本工資提升時，公司通常會透過裁員等方式來減少用人成本上的衝擊。至於高管薪酬和高管每人薪酬，我們預期其變化將不具有顯著性。基本工資的變動不太

可能對高管薪酬產生顯著影響。此外，我們還預期高管和基層員工之間的差異倍數 β_2 將為負數。此因在基本工資提高的情況下，應能夠改善公司基層員工與高管之間收入不均的問題，故此時交乘項應為負數。

以上是我們對於模型實證結果的預期，接下來將通過實際分析來驗證這些預期。

我們特別關注自變數 MWI_{it-1} 和 RMW_t 比例和實質基本月薪的交乘項，對於我們所關心的被解釋變數的影響。在這一部分，我們將通過檢驗這些自變數的顯著性來推論基層薪資變動對於我們所關心的變數是否產生影響。

在我們接下來的分析中，如果 MWI_{it-1} 和 $MWI_{it-1} \times RMW_t$ 的係數在統計上顯著不為零，即 p 值小於預先設定的顯著性水平，我們將推斷基層薪資變動對於我們所關心的因變數產生了顯著影響。這意味著基本工資的變動在一定程度上解釋了因變數的變化，並提供了對於該變數的預測能力。然而，如果 MWI_{it-1} 和 $MWI_{it-1} \times RMW_t$ 的係數在統計上不顯著，即 p 值大於預先設定的顯著性水平，我們將推斷基層薪資變動對於我們所關心的因變數並沒有顯著影響。這意味著在我們的研究範圍內，基本工資的變化對於該因變數的解釋能力有限。

再來我們將具體介紹並分析自變數 MWI_{it-1} 和 $MWI_{it-1} \times RMW_t$ 對於我們所關心的因變數的實證結果。我們將討論各自變數的係數估計值、標準誤差和顯著性水

平。透過對這些結果的解釋和分析，我們將深入了解基層薪資變動對於我們所關心的因變數的實際影響程度。

根據表 16 的實證結果，我們觀察到當將基層員工每人薪酬、高管薪酬、高管每人薪酬、高管基層薪資差異(倍)、每股稅前淨利、每股保留盈餘、員工總人數、離職人數和薪資作為被解釋變數時，這些變數與自變數 MWI_{it-1} 和 $MWI_{it-1} \times RMW_t$ 之間的關係在統計上並不顯著。

其中高管薪酬與高管每人薪酬在統計上不顯著，此結果符合我們的預期，因為按照常理，基本薪資調整應當不會對高階主管的薪酬產生影響，故此處的係數估計及對應的 t 值在統計上不顯著，符合我們的預期，透過此結果與基層員工薪酬在比例項上呈現統計上顯著的關係，也能夠顯現我們的樣本並未有設定誤差 (specification error) 的情形產生。然而，當我們被解釋變數放的是高管基層薪資差異(倍)時，此時的結果在統計上也不為顯著，甚至在 β_2 的係數估計上略為大於 0，這結果顯示出基本工資即使提升，對於改善基層員工與高管薪資之間的差異仍有限，甚至未達到應有的效果。

值得特別注意的是，我們觀察到每股稅前淨利和每股保留盈餘的 MWI_{it-1} 和 $MWI_{it-1} \times RMW_t$ 係數呈正值。這意味著當基本時薪和月薪變動較大時，每股稅前

淨利和每股保留盈餘的表現可能會相對較好。然而，即使在統計上並不顯著，這樣的結果與我們的預期相反，並且不太合理，為了解釋這種現象，我們猜測企業是為了維持一定的每股盈餘(EPS)，即使利潤下跌，也會同時進行股票回購，以減少市場上的股票數量，推升股價。這可能解釋了為什麼每股稅前淨利和每股保留盈餘的係數呈現正值。然而，這只是我們的猜測，仍然可能存在其他因素或機制，超出了我們目前的研究範圍。進一步的研究需要更深入地探討這些因素，以確定每股稅前淨利和每股保留盈餘與基層薪資變動之間的實際關係。

根據表 16 的結果，我們也觀察到基層員工人數和基層員工薪資在比例項呈現統計上顯著的關係。這顯示當基本薪資變動時，基層員工人數和其薪資水平也會隨之產生顯著變化。這結果符合我們的預期，因為基本薪資的變動通常會對員工人數和薪資水平產生影響，尤其在基層員工方面更為明顯。然而，此二變數交乘項的係數 β_2 在統計上並不顯著，顯示實質基本工資提高，受影響較大的廠商儘管有更大的負面影響，但卻未顯著。我們推測這可能是因為在我們的樣本中存在資料限制的問題，意即樣本裡本來低於基本工資的比例就不高，所以當基本工資提高時，對於基層員工人數的影響仍有限；同樣地，基層員工薪資在樣本中已經大多數都高於基本工資，因此無法觀察到明顯的效果。同理，這也可以解釋為什麼高層員工薪資在回歸分析中， β_2 的結果也為不顯著，甚至為正。

此外，在表 16 中，我們還觀察到利潤相關指標中的稅前淨利、稅後淨利和保留盈餘與 MWI_{it-1} 和 $MWI_{it-1} \times RMW_t$ 之間皆存在顯著的關係。這意味著當基本薪資的變動與相應的比例項變動結合時，稅後淨利、稅前淨利和保留盈餘的變化對於被解釋變數產生統計上的顯著影響。這結果也符合我們的預期，因為這些財務指標通常與企業績效和財務狀況密切相關，而基本薪資的變動則會對企業的績效和財務指標產生影響，換成我們的模型來說，當基本工資調升時，此時前年低於基本工資之比例較高的廠商或產業，由於用人費用的成本快速提升，利潤相關的指標下降的幅度會較大。

儘管我們觀察到這些利潤指標在統計上呈現顯著結果，但對於其具體影響程度我們仍不清楚。因此，為了觀察影響程度，我們計算了利潤指標相對於表 15 所述的樣本平均的百分比，利用 β_2 的數值除以樣本平均值作為評估影響程度的依據。

另外，在進行影響程度計算之前，我們假設此時各行業歷年低於基本工資的比例保持不動，並且約為此比例的平均 0.025，我們採取這樣的做法是因為此時我們主要關注利潤相關變數與實質基本月薪之間的關係。在此假設下，此時 β_2 的結果乘上 0.025 比例將間接反映出 Δy_{it} 和 RMW_t 的關係。透過整理及計算，我們得到以下結果：對於廠商而言，當實質基本工資與比例交乘項上升 1 單位時，稅前淨利的 β_2 為 -5,690 千元，占樣本平均 2,254 百萬元的 0.25%，因此，我們預估當實質基本工資上升 1 單位時，稅前淨利將下降 0.00625%；同樣地，對於稅後淨利而

言，我們預估當實質基本工資上升 1 單位時，稅後淨利將下降 0.00675%；至於保留盈餘，我們預估當實質基本工資上升 1 單位時，保留盈餘將下降 0.00325%。這些結果提供了對影響程度的初步評估。然而，具體而言我們仍需要進一步的分析才能得到更詳細的比例下降關係。

此外，我們目前尚無法確定上述被解釋變數與基本工資的因果關係，因為以上的回歸結果是基於模型 3 得出的實證結果，該模型假設當基本工資不變動時，每個產業的被解釋變數趨勢是相似的。因此，為了更進一步驗證因果關係，我們需要放寬這個假設，使每個產業有自己的趨勢，並透過控制產業趨勢來觀察結果的變化。因此，我們使用了模型 4 中的回歸方程式，表 17 中呈現了這一模型的實證結果。

當我們在模型 4 中加入上段所述之產業和年份交乘項後，從表 17 中可以觀察到控制了產業趨勢後，與我們在模型 3 得到的結果呈現明顯差異。這顯示基本工資對於我們所關心的變數的估計效果並沒有一致的結論，因此仍需要再進一步的分析來確立以上的因果關係。

表 16 和表 17 的實證結果提供了有關基層薪資變動對於組織績效、財務表現和利益分配等因素的重要洞察。基層員工人數和基層員工薪資的變化可能反映了組織

內部的人力資源配置和勞動力成本管理策略，而稅前淨利、稅後淨利和保留盈餘的變化則可能反映了組織的經營績效和財務健康狀況。

綜合來看，我們的實證結果支持了基層員工人數、基層員工薪資、稅後淨利、稅前淨利和保留盈餘與基本薪資變動之間的相互關係。這些結果為我們對於基層薪資變動對於相關變數影響的理解提供了實證支持。總結而言，這些實證結果為我們理解基層薪資變動與組織相關變數之間的關係提供了重要的線索。進一步的研究將有助於我們更好地把握這些關係的本質，並為組織管理和政策制定提供實證依據。

附錄二 廠商層級—受僱員工調查

第五節 資料

這次的資料利用薪情平臺⁸的統計值當作資料來源，而「薪情平臺」的資料來自「受僱員工薪資調查」。「受僱員工薪資調查」，是行政院主計總處從民國 61 年 7 月起，每月針對台灣地區⁹17 大行業¹⁰的各行業事業單位調查「薪資」、「受僱員工人數」、「平均工時」、「進退率」等指標。¹¹「薪資」是指月底付給在職員工之薪資總和，細分成「經常性薪資¹²」、「加班費¹³」、「其他非經常性薪資¹⁴」，「總薪資」則是三者的加總。後面資料會使用到「經常性薪資」、「總薪資」等指標。「受僱員工人數」是指月底有領薪資之本國籍與外國籍員工之人數，大致上分為「全時員工¹⁵」、「部分工時員工¹⁶」，而後面「僱用人數」也代表此指標，也是「全時員工」、「部分工時員工」的人數加總。「平均工時」的定義是指月底受僱員工每

⁸ https://earnings.dgbas.gov.tw/query_payroll.aspx

⁹ 不包含連江縣

¹⁰ 17 大行業包含礦業及土石採取業、製造業、電力及燃氣供應業、用水供應及污染整治業、營建工程業、批發及零售業、運輸及倉儲業、住宿及餐飲業、出版影音製作傳播及資通訊服務業、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、教育業、醫療保健及社會工作服務業、藝術娛樂及休閒服務業、其他服務業等 17 大行業。

¹¹ 「薪資」、「受僱員工人數」、「平均工時」、「進退率」等定義參考行政院受僱員工薪資調查網頁，重要名詞定義文件。

¹² 指受僱員工每月得到之工作報酬，此工作報酬包含本薪、固定津貼、固定獎金。

¹³ 指當受僱員工延長工作時間時所得到之報酬。

¹⁴ 指不是每個月所固定發放的工作獎金、節慶獎金、年終獎金、股票、不休假獎金。

¹⁵ 工作時數達法定或是公司規定的受僱員工

¹⁶ 工作時數跟同樣單位之全時受僱員工比起來，有明顯或相當程度之縮短之受僱員工。評斷標準可依照日工時或週工時來判別。

人實際工作之總時數，細項分成「正常工作時數¹⁷」、「加班工作時數¹⁸」、「選擇補休工作時數¹⁹」。工時的部分在資料不會用到。

「進退率」是指當月實際進入(包括新進、召回的人數)以及實際退出(包括辭職、解僱及資遣、退休及優惠退休等)等狀況之受僱員工占上個月底總受僱員工之比例所算出來的數值，此數值依據進入、退出分成「進入率」與「退出率」。這兩個指標後面的資料都會使用到。這些指標會依據性別、行業、僱用型態、年月分來做分類。目前可查詢的時間為民國 62 年 1 月至民國 112 年五月。可查詢的指標包含薪資²⁰、受僱員工工時²¹、勞動生產力單位產出勞動成本²²、產商調整經常性薪資狀況²³、勞動報酬²⁴等大指標。

第六節 樣本

此次資料主要的樣本取自薪情平臺民國 88 年至民國 109 年 17 大行業²⁵的企業

¹⁷ 指受僱員工於企業單位規定應工作時間內之實際工作總時數。此時數不包含週休二日、國定假日、員工輪休等情形。

¹⁸ 指受僱員工在正常工作時間以外之有領報酬之工作總時數，包括選擇補休時數。

¹⁹ 在有報酬的加班工時中，選擇不領加班費，以補休替代之時數

²⁰ 包含：每人每月總薪資、每人每月經常性薪資、每人每月非經常性薪資、每人每月加班費、總薪資指數、經常性薪資指數、每人每月實質總薪資、每人每月實質經常性薪資

²¹ 包含：受僱員工人數、進入率、退出率、總工時、正常工時、加班工時

²² 包含：勞動生產力指數、單位產出勞動成本指數。

²³ 包含：有調升經常性薪資廠商比率、全面調升經常性薪資廠商比率、部分調升經常性薪資廠商比率、有調升經常性薪資之員工人數比率。

²⁴ 包含：全年勞動報酬、經常性薪資占勞動報酬比率、非經常性薪資占勞動報酬比率、非薪資報酬占勞動報酬比率、員工保險費占勞動報酬比率、退休金占勞動報酬比率、資遣費占勞動報酬比率、職工福利金占勞動報酬比率、其他福利金占勞動報酬比率。

²⁵ 17 大行業請參考附註 2 另外民國 99 年起，才有調查教育業的資料。

中，每年所計算出來的「各產業每年增加退出率」、「各產業每年增加進入率」、「各產業每年增加僱用人數」、「各產業每人每年增加實質經常性薪資」、「各產業每人每年增加實質總薪資」、「各產業每年退出率」、「各產業每年進入率」、「各產業每年僱用人數」、「各產業每人每年實質經常性薪資」、「各產業每人每年實質總薪資」等指標。以上變數的指標定義在第一節資料大部分有講解過，較特別的地方是實質薪資的部分是運用薪資除以 CPI 物價指數²⁶乘以 100 計算而成。計算方式都是把各月抽樣所調查到各指標的數值，依據產業的分類，利用加權的方式所算出來各月的平均值，再把同年的數值，依據簡單平均，所算出來的簡單平均數。

其他變數如「實質基本薪資」變數是每年平均基本薪資，除以 CPI 指數並乘以 100 計算而成。而每年平均基本薪資，是用各月的基本薪資，運用簡單平均計算而成。我們基本統計量呈現於表 18，實質基本薪資最小值是新台幣 17.80981 千元/月，最大值是新台幣 23.2642 千元/月，平均是新台幣 19.36084 千元/月。標準差是 1.438711 千元/月。另一個變數是「各產業每年領基本工資人數比例」，此變數比較特別，它是使用「人力運用調查」每年調查的樣本中，算出各年各產業領小於等於基本薪資的人的比例有多少，所產生的。樣本中，最小數值是 0%²⁷，最大數值是 24.71%，此數值是出現在 101 年的住宿與餐飲業。樣本中的標準差是

²⁶ CPI 指數是根據主計處每月 CPI 資料，依據簡單平均，算出每年 CPI 的平均，當作每年 CPI 的數值。

²⁷ 有些產業，例如礦業及土石採取業、電力及燃氣供應業在某些年分沒有人領低於基本薪資。

5.6%。

若從樣本數來看的話，因為調查 22 年，17 個產業，若無缺失值的話會有 374 個樣本，但由於教育業 88-97 年是沒有調查的，因此相關純粹指標會少 10 個樣本，變成 364 個樣本。而若看指標的增加，除了受到 88-98 年教育業無資料外(98 年無法算指標變化)，108 年沒有專業、科學及技術服務業、教育業、醫療保健及社會工作服務業的變化資料，因此少了 14 個樣本，最終只有 360 個樣本。

若從各產業實質總薪資與各產業每年增加的實質總薪資角度來看，實質總薪資每人每年的平均是新台幣 52,044.626 元/月，最小值是新台幣 23,448 元/月，最大值是新台幣 113,970 元/月，標準差是 18,598.289 元/月。而增加總薪資(月)每年平均增加新台幣 160.317 元，最小值是減少新台幣 13,397 元，最大值是增加 8,217 元，標準差是 1,908.755 元。

若從各產業每人每年實質經常性薪資與各產業每人每年增加的實質經常性薪資角度來看，實質經常性薪資每人每年的平均是新台幣 42,232.49 元/月，最小值是新台幣 22,209.13 元/月，最大值是新台幣 74,073.52 元/月，標準差是 11,361.23 元/月。每人經常性薪資的最大、最小值皆比總薪資低，且高低落差也比總薪資低。而每人增加總薪資(月)每年平均增加新台幣 125.3 元，最小值是減少新台幣 5,927

元，最大值是增加 4,017 元，標準差是 876.47 元。經常性薪資增加減少的幅度皆比總薪資的部分低，落差較小。

若從各產業每年僱用人數與變化來看，一個產業每年平均僱用人數為 410,644.2 人，最小值是 3,424 人，最大值是 2,851,715 人，標準差是 652,436.2 人。代表各產業僱用的人數會因產業不同，而有很大的落差。若從變化的部分來看，每年各產業平均多僱用 5,754.125 人，最大值是多僱用 100,049 人，最小值是少僱用 161,833 人，標準差是 18,336.772 人。

若從各產業每年進入率與其變化來看，各產業每年平均進入率是 2.426%，最大值是 5.98%，最小值是 0.21%，標準差是 1.195%。若從進入率變化的部分來看，平均值是減少 0.004%，最大值是增加 1.42%，最小值是減少 1.33%，標準差是 0.366%。

若從各產業每年退出率與其變化來看，各產業每年平均退出率是 2.289%，最大值是 5.5%，最小值是 0.24%，標準差是 1.063%。若從退出率變化的部分來看，平均是減少 0.01%，最大值是增加 1.19%，最小值是減少 1.55%，標準差是 0.334%。

若單純從進入率與退出率的值來看，可以發現進入率平均略大於退出率，進入率值得浮動也比退出率還高。若是進入率變化和退出率變化做比較，從標準值來看，

退出率變化的變化幅度會比進入率小。

表 20 是上述所提各變數的敘述統計，表中所隱含的資訊包含樣本數、算術平均數、標準差、最小值、最大值等資訊。

第七節 模型與估計結果

我們以下列模型估計基本工資提升的影響：

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 ratio_{t-1} + \beta_2 realmw_a_t \times ratio_{t-1} + a_c + \delta_t + u_{it} \quad (5)$$

$$\Delta Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 ratio_{t-1} + \beta_2 realmw_a_t \times ratio_{t-1} + a_c + \delta_t + u_{it} \quad (6)$$

其中 Y_{it} 表示「各產業每年退出率」、「各產業每年進入率」、「各產業每年僱用人數」、「各產業每人每年實質經常性薪資」、「各產業每人每年實質總薪資」等變數。由於變數數量多，就不在此節逐一解釋其定義。這些變數的定義及計算方法可以參考資料、樣本等小節。而這裡的被解釋變數，都是以指標所算出的平均當作數值。

ΔY_{it} 則表示「各產業企業每年平均增加退出率」、「各產業企業每年增加進入率」、「各產業企業平均每年增加僱用人數」、「各產業每人平均每年增加實質經常性薪資」、「各產業企業平均每年增加實質總薪資」等變數。由於變數數量多，就不在此節逐一解釋其定義。這些變數的定義及計算方法可以參考資料、樣本等小節。而這裡的被解釋變數，都是以指標所算出的平均變化之數值計算。

$ratio_{t-1}$ 表示各產業前一年領基本工資人數的比例(是以每年各產業領小於等於基本薪資的人數比例為標準)。會用前一年的原因是因為前一年的數值可能會影響到今年的各種指標的狀況。而 $ratio_{t-1}$ 的係數 β_1 則是代表領基本工資人數的比例上升 1%，平均對於 ΔY_{it} 、 Y_{it} 變數所造成的影響。

$realmw_a_t$ 則代表當年的實質基本工資，會使用實質基本工資的原因是想要考慮物價的影響，而 ΔY_{it} 、 Y_{it} 的薪資相關變數也使用實質的數據，因此這裡使用實質基本工資對於結果會比較精確。 $realmw_a_t$ 計算方法在樣本的小節有提過。交乘項 $realmw_a_t \times ratio_{t-1}$ 的係數 β_2 則是代表若基本工資提高時，對於 Y_{it} 、 ΔY_{it} 等變數，所造成的影響。控制變數 a_c 代表著控制不同的產業，控制變數 δ_t 則代表控制不同的年份，有這兩個控制變數後，估計會更準確。

在呈現估計結果時，除了顯著性，也會呈現顯著 β_2 係數的大小。由於 β_2 是交乘項，當我們看實質基本薪資增加的影響時，還需考量 $ratio_{t-1}$ 的規模，因此我們取 $ratio_{t-1}$ 的算術平均 6.49 當作參考值。而實質基本薪資增加 1,000 元時，對於 Y_{it} 、 ΔY_{it} 的平均影響則是 $\beta_2 \times 6.49$ 單位。

以下是使用(5)(6)式估計的結果，我們分成不同 Y_{it} 、 ΔY_{it} 來探討：

(一) Y_{it} =各產業每人每月實質經常性薪資

從係數結果來看，會發現 $\beta_1=-882.66$ ， $\beta_2=46.58$ ，而這兩個係數都非常地顯著，p-value 值都小於 0.01。由此可觀察出其餘狀況不變下，實質基本工資提升 1,000 元時，會平均提升各產業每人每月實質經常性薪資 46.58×6.49 元，平均增加 302.30 元。

(二) Y_{it} =各產業每人每月實質總薪資

從表 21 係數結果來看，會發現 $\beta_1=-491.159$ ， $\beta_2=28.475$ ，而 β_1 、 β_2 係數都不顯著，p-value 值都大於 0.1，代表實質基本工資提升時，對各產業每年實質總薪資的影響並不顯著。

(三) Y_{it} =各產業每年僱用人數

從表 21 係數結果來看，會發現 $\beta_1=-23,136.354$ ， $\beta_2=1,366.915$ ，而 β_1 、 β_2 係數都非常顯著，p-value 值都小於 0.01。而其餘狀況不變下實質基本工資的提升 1,000 元時，各產業每年僱用人數平均增加 $1,366.915 \times 6.49$ 人，平均增加約 8871.28 人。

(四) Y_{it} =各產業每年進入率

從表 21 係數結果來看，會發現 $\beta_1=0.032$ ， $\beta_2=-0.003$ ，而 β_1 、 β_2 係數都不顯著，p-value 值都大於 0.1，代表實質基本工資提升時，對各產業每年進入率並不顯著。

(五) Y_{it} =各產業每年退出率

從表 21 係數結果來看，會發現 $\beta_1=-0.113$ ， $\beta_2=0.005$ ，而 β_1 、 β_2 係數都屬顯著，p-value 值都介於 0.05 與 0.1。代表其餘狀況不變下，實質基本工資提升 1,000 元時，

平均增加各產業每年的退出率 $0.005 \times 6.49\%$ ，平均增加約 0.032% 。

(六) ΔY_{it} =各產業每人每年增加實質經常性薪資

從表 22 係數結果來看，會發現 $\beta_1=55.287$ ， $\beta_2=-0.62$ ，而 β_1 、 β_2 都不顯著，p-value 值都大於 0.1，代表實質基本工資提升，對各產業每人每年增加實質經常性薪資成長的影響不顯著異於零。

(七) ΔY_{it} =各產業每人每年增加實質總薪資

從表 22 係數結果來看，會發現 $\beta_1=236.08$ ， $\beta_2=-7.292$ ，而 β_1 、 β_2 都不顯著，p-value 值都大於 0.1，代表實質基本工資與增加，對各產業每人每年增加實質總薪資成長的影響並不顯著。

(八) ΔY_{it} =各產業每年增加僱用人數

從表 22 係數結果來看，會發現 $\beta_1=4,096.826$ ， $\beta_2=-188.055$ ，這 β_1 、 β_2 都很顯著，p-value 值都接近 0.01，代表其餘狀況不變，實質基本工資提升 1,000 元狀況下，對於各產業企業平均每年增加僱用人數會減少 188.055×6.49 人，約減少平均 1,220.48 人。意指實質基本工資增加造成各產業每年僱用人數的成長率下滑。

(九) ΔY_{it} =各產業每年增加進入率

從表 22 係數結果來看，會發現 $\beta_1=-0.072$ ， $\beta_2=0.003$ ，而 β_1 、 β_2 都不顯著，p-value 值都大於 0.1，代表實質基本工資增加，不顯著影響各產業每年增加進入率。

(十) ΔY_{it} =各產業每年增加退出率

從表 22 係數結果來看，會發現 $\beta_1=-0.108$ ， $\beta_2=0.005$ ，而 β_1 、 β_2 都非常顯著，p-

value 值都介於 0.05 與 0.02，代表實質基本工資的提升 1,000 元，會顯著增加對各產業每年增加退出率平均 $0.005\% \times 6.49$ ，約增加 0.03245%。

從上可以發現，當實質基本薪資增加時，各產業每年實質經常性薪資、各產業每年僱用人數、各產業每年退出率都會受到顯著的增加。各產業每年進入率、各產業每年實質總薪資則沒有受到顯著的影響。若由這些變數的成長來看，當實質基本工資增加時，各產業每年平均退出率會顯著增加(成長率上升)、各產業平均每年僱用人數會顯著減少(成長率下降)。各產業每年進入率、各產業每人每年實質總薪資、各產業每人每年實質經常性薪資則未受到顯著的影響。

表 16：敘述統計

	低於基本工資比例 於中位數以下(含)	低於基本工資比例 於中位數以上	ALL
基層員工薪酬 (百萬元)	1,807 (5,680)	814 (2,272)	1,330 (4,413)
基層員工人數 (人)	1,623 (4,536)	952 (2,130)	1,299 (3,596)
基層員工每人薪酬 (千元)	1,050 (743)	866 (719)	961 (737)
高管薪酬 (千元)	36,873 (91,407)	26,255 (68,214)	31,750 (81,222)
高管每人薪酬 (千元)	5,105 (6,944)	4,242 (5,260)	4,689 (6,203)
高管基層薪資差異 (倍)	4.94 (4.39)	5.49 (8.91)	5.20 (6.95)
薪資 (千元)	1,097 (719)	914 (615)	1,009 (677)
稅前淨利 (百萬元)	3,033 (17,701)	1,431 (7,944)	2,254 (13,863)
每股稅前淨利 (千元)	3.93 (21.09)	4.66 (165.51)	4.30 (116.43)
稅後淨利 (百萬元)	2,423 (15,167)	1,157 (7,006)	1,807 (11,933)
保留盈餘 (百萬元)	9,482 (56,050)	3,504 (19,409)	6,584 (42,543)
每股保留盈餘 (千元)	17.55 (1,306)	2.15 (4.40)	10.06 (936.10)
員工總人數 (人)	4,510 (27,724)	1,459 (6,435)	3,038 (20,498)
離職人數 (人)	732 (6,381)	243 (1,515)	499 (4,741)

表 17：模型 3 估計結果—高管與基層員工相關變數

變數	基層員工 薪酬 (百萬元)	基層員 工人數 (人)	基層員工每 人薪酬 (千元)	高管薪		
				酬 (百萬 元)	高管每人 薪酬 (千元)	高管基層 薪資差異 (倍)
比例項	9,412* (5,440)	11,419* (6,845)	-3,180 (3,797)	230 (197)	-14,948 (25,060)	-53 (42)
比例項與實質 基本月薪之交 乘項	-0.43 (0.268)	-0.588 (0.379)	0.189 (0.213)	-0.010 (0.011)	1.003 (513)	0.003 (0.002)
年份固定效果	✓	✓	✓	✓	✓	✓
廠商固定效果	✓	✓	✓	✓	✓	✓

表 16 (續)：利潤相關變數

變數	每股稅前			每股保留	
	稅前淨利 (千元)	淨利 (千元)	稅後淨利 (千元)	保留盈餘 (千元)	盈餘 (千元)
比例項	1.14×10 ⁸ ** (5.13×10 ⁷)	-3,630 (3,730)	9.68×10 ⁷ ** (4.43×10 ⁷)	1.71×10 ⁸ *** (6.20×10 ⁷)	-2,831 (2,962)
比例項與實質 基本月薪之交 乘項	-5,690** (2,583)	0.238 (0.242)	-4,830** (2,232)	-8,547*** (3,107)	0.212 (0.217)
年份固定效果	✓	✓	✓	✓	✓
廠商固定效果	✓	✓	✓	✓	✓

表 16 (續)：其他變數

變數	員工總人數(人)	離職人數(人)	薪資(千元)
比例項	3,046 (10,758)	4,880 (5,166)	-4,369 (3,459)
比例與實質 基本月薪交乘項	-0.081 (0.537)	-0.191 (0.267)	0.255 (0.192)
年份固定效果	✓	✓	✓
廠商固定效果	✓	✓	✓

註：括弧內數字表示標準誤，***、**、*分別代表 1%、5%、10%顯著水準

表 18：模型 4 估計結果—高管與基層員工相關變數（控制各產業時間趨勢）

變數	基層員工薪酬		基層員工		高管薪酬		
	(百萬元)	人數	每人薪酬	(千元)	(百萬元)	高管每人薪酬	高管基層薪資差異
		(人)		(千元)	(百萬元)	(千元)	(倍)
比例項	-3,780 (8,491)	20,230 (14,254)	-9,451 (7,569)	330 (475)	14,277 (62,338)	4.459 (111)	
比例項與實質 基本月薪交乘項	0.230 (0.430)	-1.023 (0.735)	0.511 (0.390)	-0.014 (0.024)	-0.255 (3.117)	0.0005 (0.006)	
年份固定效果	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
廠商固定效果	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
控制產業時間趨勢	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓

表 17 (續)：利潤相關變數 (控制各產業時間趨勢)

變數	每股稅前			每股保留	
	稅前淨利 (千元)	淨利 (千元)	稅後淨利 (千元)	保留盈餘 (千元)	盈餘 (千元)
比例項	-8.15×10 ⁷ * (4.88×10 ⁷)	-503 (1,303)	-8.88×10 ⁷ ** (4.15×10 ⁷)	-9.17×10 ⁷ * (4.92×10 ⁷)	668 (974)
比例項與實質 基本月薪交乘項	4,001* (2,417)	0.096 (0.110)	4,335** (2,048)	4,468* (2,449)	-0.051 (0.064)
年份固定效果	✓	✓	✓	✓	✓
廠商固定效果	✓	✓	✓	✓	✓
控制產業時間趨勢	✓	✓	✓	✓	✓

表 17 (續)：其他變數 (控制各產業時間趨勢)

變數	員工總人數(人)	離職人數(人)	薪資(千元)
比例項	-21,697 (17,861)	-6,080 (8,229)	-10,718 (6,800)
比例項與實質 基本月薪交乘項	1.107 (0.870)	0.325 (0.446)	0.584* 0.352
年份固定效果	✓	✓	✓
廠商固定效果	✓	✓	✓
控制產業時間趨勢	✓	✓	✓

表 19：敘述統計

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
每年實質基本薪資(千元)	374	19.360	1.438711	17.80981	23.2642
各產業每年領基本工資人數比例(%)	370	6.492	5.6	0	24.71
各產業每人每月實質經常性薪資	364	42,232	11361.23	22,209.13	74,073
各產業每人每月實質總薪資	364	52,044	18,598	23,448	113,970
各產業每年僱用人數(人/月平均)	364	410,644	652436.2	3424	2,854,715
各產業每年進入率(%/月平均)	364	2.426	1.195	.21	5.98
各產業每年退出率(%/月平均)	364	2.289	1.063	.24	5.5
各產業每人每年增加實質經常性薪資(元)	360	125.3	876.47	-5927	4017
各產業每人每年增加實質總薪資(元)	360	160.317	1,908	-13397	8217
各產業每年增加僱用人數(人)	360	5,754	18,336	-161,833	100,049
各產業每年增加進入率(%)	360	-.004	.366	-1.33	1.42
各產業每年增加退出率(%)	360	-.01	.334	-1.55	1.19

表 20：模型 5 式迴歸結果(應變數為 Y_{it})

Y_{it}	各產業每人每月實質經常性薪資(元)	各產業每人每月實質總薪資(元)	各產業每年僱用人數(人)	各產業每年進入率(%)	各產業每年退出率(%)
$ratio_{t-1}$	-882.659*** (326.29)	-491.159 (529.353)	-23,136.354*** (8374.759)	0.032 (0.05)	-0.113* (0.061)
$realmw_{a_t}$ $\times ratio_{t-1}$	46.575*** (16.067)	28.475 (26.043)	1366.915*** (400.015)	0.003 (0.002)	0.005* (0.003)
產業固定效果	✓	✓	✓	✓	✓
時間固定效果	✓	✓	✓	✓	✓

註:括弧內數字表示標準誤，***、**、*分別代表 1%、5%、10%顯著水準

表 21：模型 6 式迴歸結果(應變數為 ΔY_{it})

ΔY_{it}	各產業每人每年實質 經常性薪資變化	各產業每人每年實 質總薪資變化	各產業每年僱用人 數變化	各產業每年進入率 變化	各產業每年退出率 變化
$ratio_{t-1}$	55.287 (72.239)	236.08 (173.645)	4,096.826** (1652.733)	-0.072 (0.045)	-0.108** (0.05)
$realmw_{a_t}$ $\times ratio_{t-1}$	-0.62 (3.432)	-7.292 (8.163)	-188.055** (78.697)	0.003 (0.002)	0.005** (0.002)
產業固定效果	✓	✓	✓	✓	✓
時間固定效果	✓	✓	✓	✓	✓

註:括弧內數字表示標準誤，***、**、*分別代表 1%、5%、10%顯著水準