

過度教育與產業生產力—以二欄位製造業為例

蔡昶涓*

摘 要

本文主要使用 1998 年至 2000 年與 2002 年至 2005 年的「工廠校正暨營運調查」與「人力運用調查」，評估過度教育對產業生產力的淨效果。本文採取動態追蹤資料聯立模型的估計方式，試圖解決因遺漏變數、產業生產力狀態相依的現象，以及產業生產力與人力資本相關變數（包括過度教育年數、職需教育年數與低度教育年數）兩者決定的同時性等來源所造成的內生性的問題。實證結果顯示過度教育對產業生產力的影響主要係展現於 200 人以上的大型企業，以及年輕的勞動者身上：年輕勞工平均的過度教育年數每增加一年，則大企業的每人營收將因而提升 15.72% 至 31.46%。

關鍵詞：過度教育、生產力、動態追蹤資料

JEL 分類代號：I23, J21, J24

* 聯絡作者：蔡昶涓，世新大學經濟學系副教授，11645 臺北市文山區木柵路一段 111 號，電話：02-22368225 轉 63413，E-mail: wjtsai@mail.shu.edu.tw。本文承科技部補助（計畫編號：MOST103-2410-H-128-001），特此致謝。作者非常感謝兩位匿名審查人對本文初稿所提出的寶貴意見。文中如有任何缺失，悉由作者負責。

投稿日期：民國 105 年 1 月 14 日；修訂日期：民國 105 年 2 月 22 日；

接受日期：民國 105 年 6 月 20 日。

經濟研究 (Taipei Economic Inquiry), 53:1 (2017), 1-49。

臺北大學經濟學系出版

1. 前言

過度教育 (overeducation) 係指廠商低度使用勞動者的技能或勞動者的教育程度高於職需教育年數 (years of required education) 的情形。隨著已開發國家高等教育的逐年擴張、勞動者教育與職業不對稱 (educational mismatch) 的情形愈趨普遍，過度教育對勞動市場的影響遂已成為勞動經濟學家近幾十年來最重視的議題之一。相關文獻對於過度教育的現象究竟是勞動市場短期失衡的結果亦或是長期存在的問題並未能達成一致的共識。部分文獻說明過度教育的現象僅是勞動者為避免摩擦性失業或藉由累積足夠的工作經驗據以謀求更高的職業位階所產生的勞動市場短期失衡的結果，因此該現象的存在並不會對社會福祉造成不利的影響 (Sicherman, 1991; McMillen et al., 2007)，甚至長期而言將有助於勞動產出的增加 (Büchel, 2002) 以及廠商生產力的提升 (Kampelmann and Rycx, 2012)。其他文獻則證實勞動者過度教育的狀態具有長期的持續性 (Battu et al., 1999; Rubb, 2003; Mavromaras and McGuinness, 2012; Kiersztyn, 2013)，且過度教育者所投資的部分教育因具有其他與生產力無關的功能包括能力訊號的釋放等而擁有較低的投資報酬率 (Duncan and Hoffman, 1981; de Oliveira et al., 2000; Kler, 2005; Lin and Wang, 2005; Hung, 2008)、對現職工作較不滿意 (Vieira, 2005; Fleming and Kler, 2008; McGuinness and Sloane, 2011)，進而對廠商的生產力造成不利的影響 (Tsang, 1987)。

相關文獻大多使用勞工層級而非勞工與廠商的串連資料，評估過度教育的產出效果：實證研究普遍發現過度教育年數具有薪資溢酬，然而相關文獻卻無法提供足夠的證據證明過度教育與廠商生產力之間的關係，同時亦並未解釋廠商為何願意以支付較高的薪資報酬而非選擇最適的職業配置的方式（安排勞動者至符合其技能或教育程度的工作上）雇用過度教育者。另外，實證文獻通常礙於資料的限制而選擇從過度教育者與其工作滿意度和工作表現之間的關係

間接推論教育與職業不對稱對廠商生產力的影響，因此可能忽略了過度教育者在廠商的生產過程中所產生其他正向的外部效果。¹

本文主要使用經濟部統計處 1998 年至 2000 年與 2002 年至 2005 年的「工廠校正暨營運調查」，以及行政院主計總處的「人力運用調查」，研究過度教育對製造業生產力（以每人營收衡量）的影響。其中，本文將使用不同的廠商規模類別以及其所屬的二欄位行業別（製造業中類層級的行業）（以下簡稱產業）做為樣本單位，藉此平衡上述兩套資料調查單位的差異，同時並克服資料的限制據以獲得過度教育影響產業生產力的淨效果。由於本文用以分析的樣本期間正處高等教育的擴張階段，是故若以相關文獻慣用的統計配對法使用各個職業類別勞動者的教育程度之眾數做為職需教育年數的認定標準，則職需教育年數的估計將可能受到勞動供給因素的干擾且無法正確地衡量廠商為因應本身的勞動需求而針對各個職業類別所設定的最低學歷門檻。有鑑於此，本文將以未受高等教育擴張政策影響之受雇者做為職需教育年數的判定基礎，藉此降低職需教育年數的測量誤差對估計結果所可能產生的偏誤。最後，本文的實證策略為應用動態追蹤資料聯立模型 (linear dynamic panel-data estimation) 的估計方式，解決因遺漏變數、產業生產力狀態相依 (state dependence) 的現象，以及產業生產力與人力資本相關變數（包括過度教育年數 (years of overeducation)、職需教育年數與低度教育年數 (years of undereducation)）兩者決定的同時性等來源所造成的內生性的問題。

實證結果顯示產業內職需教育年數的限制對其生產力具有統計顯著的正向影響；製造業勞工平均的過度教育年數與低度教育年數則並未被觀察到有任何統計顯著的影響。另外，估計結果亦指出過度教育對產業生產力的影響主要係展現在任職於大型企業（200 人及以上）、35 歲及以下年輕的勞動者身上。

本文的架構安排如下：第 2 節首先回顧教育與職業不對稱的相

¹ 截至目前為止，國內外僅有一篇論文 (Kampelmann and Rycx, 2012) 使用勞工與廠商的串連資料，研究教育與職業不對稱對廠商生產力的影響。

關文獻；第 3 節接著進行資料與樣本以及職需教育年數建構過程的說明，同時並呈現歷年過度教育擴張的趨勢；第 4 節則陳述實證策略與估計結果；第 5 節為結論。

2. 文獻回顧

2.1 人力資本的觀點

大多數的實證文獻在人力資本理論 (human capital theory) 的架構下探索先進國家教育與職業不對稱的問題。Becker (1962, 1964) 首先將資本的概念應用至勞動者本身所擁有且未來可用以產生實質薪資報酬的人力資源上。在工資率等於邊際勞動產出的假設下，Becker 論述勞動者可透過不同的投資方式包括求學、在職訓練與健康照護等累積個人的人力資本，進而提升其在職場上的實質薪資報酬。由於工資率等於邊際勞動產出的假設隱含廠商會適時地調整生產過程藉以充分利用勞動者的工作技能，是故過度教育（廠商低度使用勞動者的技能）現象的存在表面上似乎違反了人力資本理論的前提假設。

相關文獻主要以 Mincer (1974) 所提出的薪資函數做為基礎並藉此擴展出不同的模型設定方式，據以檢驗過度教育的存在性。例如：Duncan and Hoffman (1981) 係將 Mincer 薪資函數內勞動者的教育程度分解為過度教育年數、職需教育年數與低度教育年數（相關文獻因此稱之為 over-required-under education model (ORU 模型)），以此評估過度教育的經濟效果：令 S 表示教育年數； S_o 表示過度教育年數； S_r 表示職需教育年數； S_u 表示低度教育年數 (≥ 0)，則 $S = S_o + S_r - S_u$ 。在 ORU 模型的設定下， S_o 的估計係數衡量過度教育者相對於其他任職於相同工作、適度教育者（教育程度較低者）的薪資溢酬 (pay premium)； S_u 的估計係數衡量低度教育者相對於其他任職於相同工作、適度教育者（教育程度較高者）的薪資折損 (pay discount)。

Leuven and Oosterbeek (2011) 使用勞動者的教育程度取代 ORU

模型中職需教育年數的變數。此時，在 Leuven and Oosterbeek (2011) 模型的設定下， S_o 的估計係數將可直接衡量過度教育者相對於其他擁有相同教育程度、適度教育者（工作位階較高者）的薪資懲罰效果 (worker overeducation penalty)； S_u 的估計係數則直接衡量低度教育者相對於其他擁有相同教育程度、適度教育者（工作位階較低者）的薪資報酬效果 (worker undereducation reward)。²

實證文獻普遍獲得一致的估計結果：在 ORU 模型的設定下，低度教育者的薪資折損 < 適度教育者的薪資報酬 > 過度教育者的薪資溢酬 > 0、低度教育的薪資折損 < 0 (Duncan and Hoffman, 1981; de Oliveira et al., 2000; Kler, 2005; Lin and Wang, 2005; Hung, 2008)；在 Leuven and Oosterbeek (2011) 模型的設定下，過度教育者的薪資懲罰效果 < 0、低度教育者的薪資報酬效果 > 0 (Verdugo and Verdugo, 1989; Cohn and Khan, 1995; Chevalier and Lindley, 2009)。³ 例如：Duncan and Hoffman (1981) 使用美國 1976 年的所得動態追蹤調查 (panel study of income dynamics)，發現過度教育者的薪資溢酬為 2.9% 至 5.2%；適度教育者的薪資報酬為 6.3% 至 10.5%；低度教育者的薪資折損為 4.2% 至 4.8%。Lin and Wang (2005) 使用臺灣 1993 年、1996 年與 1999 年的家庭收支調查，發現過度教育者的薪資溢酬為 6.1% 至 7.6%；低度教育者的薪資折損為 7.9% 至 9.4%。Hung (2008) 使用臺灣 1997 年與 2002 年的社會變遷調查則發現較低的教育與職業不對稱的薪資報酬。⁴ Chevalier and Lindley (2009) 使用英國華威大學

² Verdugo and Verdugo (1989) 主要受到資料的限制而選擇以過度教育、低度教育的虛擬變數取代 Leuven and Oosterbeek (2011) 模型 (Leuven-Oosterbeek 模型) 中過度教育、低度教育年數的變數。在 Verdugo and Verdugo (1989) 模型的設定下，所有教育相關變數的估計係數其經濟意涵皆與 Leuven-Oosterbeek 模型相同。

³ Sloane (2007) 針對英國過度教育的現象（包括過度教育與勞動者其他形式的人力資本之間的取捨關係、過度教育的成因、過度教育的薪資懲罰效果，以及過度教育的持續性等議題）與相關實證文獻的發現做一有系統且詳細的整理。

⁴ Hung (2008) 發現過度教育者的薪資溢酬為 6.3% 至 6.5%；適度教育者的薪資報酬為 8.6% 至 11.1%；低度教育者的薪資折損為 5.8% 至 6.9%。

就業研究所 (Institute of Employment Research at Warwick University) 於 2002 年至 2003 年針對 1995 年的大學畢業生所做的調查，研究過度教育對畢業自 1990 年代高等教育擴張時期的年輕世代族群其薪資報酬的影響。作者同時使用專家分析法(美國 1991 年的 Dictionary of Occupational Titles, DOT) 與勞動者的自我評估法將勞動者區分為三個族群：適度教育者(符合 DOT 所定義大學畢業生的工作類別)、表面的過度教育者(不符合 DOT 所定義大學畢業生的工作類別但勞動者自我評估為適度教育者)，以及名符其實的過度教育者(不符合 DOT 所定義大學畢業生的工作類別且勞動者自我評估為過度教育者)。作者發現表面的過度教育者其薪資懲罰效果僅約為 7.2%；名符其實的過度教育者其薪資懲罰效果則高達 23.3%。

人力資本理論相關文獻所獲得的實證結果因而具有以下二項的經濟意涵：(i) 從勞動者的觀點，過度教育者所投資的部分教育因教育程度與其他形式的人力資本之間所存在的取捨關係 (Sicherman, 1991; de Oliveira et al., 2000; Lin and Wang, 2005; Korpi and Tåhlin, 2009; Sohn, 2010)、或勞動者未被觀察的能力差異 (Robst, 1995; Dolton and Silles, 2008; Chevalier and Lindley, 2009; Tsai, 2010; Verhaest and Omey, 2012)，亦或是勞動者職涯流動的規劃 (Sicherman and Galor, 1990; Sicherman, 1991) 等因素而不具有實質的投資報酬率(亦即過度教育者相對於其他擁有相同教育程度、適度教育者的薪資懲罰效果 <0)；⁵ (ii) 就廠商的立場，其基於某些文獻尚未探究的理由而願意以較高的薪資報酬、大量地雇用過度教育者(亦即過度教育者相對於其他任職於相同工作、適度教育者的薪資溢酬 >0)。

⁵ Sicherman and Galor (1990) 發展一動態的職涯流動模型(career mobility model)，藉此解釋勞動者升遷(廠商內不同職業位階的流動)、離職(廠商間不同職業位階的流動)的行為。作者主張過度教育者會先暫留在較低的職業位階並累積足夠的工作經驗，以等待未來更高職業位階的流動。作者指出儘管勞動者在職涯之初的職業選擇並非勞動市場的均衡結果，但卻是勞動者用以極大化其預期終生報酬的最適選擇 (Sicherman, 1991)。

2.2 廠商的觀點

根據人力資本理論的觀點，勞動者可透過正式的教育管道或非正式的工作經驗發展工作相關的技能並藉此提升個人的生產力。假設勞動市場處於完全競爭與無市場失靈的情形下，勞動者所獲得的薪資報酬將可完全地反映出其個人的勞動產出 (Chevalier et al., 2004)。有鑑於此，教育與職業不對稱對廠商生產力的影響將可從勞動者的薪資報酬推論而得。然而，部分文獻證實勞動市場所存在市場失靈的情形包括資訊不對稱 (search and recruiting frictions) (Charlot and Decreuse, 2005)、利潤共享機制 (rent sharing) (Rusinek and Rycx, 2013) 與工會的獨買力 (Blanchflower and Bryson, 2010) 等皆將致使勞動者的薪資報酬僅能反映出其個人部分的勞動產出，因此生產力相同的勞動者不盡然會獲得相同的薪資報酬。

相關文獻因而進一步地從廠商的觀點研究過度教育對廠商生產力的影響。其中一個學派的文獻研究過度教育者與其工作滿意度和工作表現之間的關係。該學派主張過度教育者相對於適度教育者基於職場挫折的理由對其所執行的工作較不滿意且有較高的可能性會因此而無故曠職、怠工或轉職。由於勞動者的工作滿意度與工作表現對廠商的生產力具有正向的影響，是故上述推論隱含廠商比較不願意雇用過度教育的應試者 (Büchel, 2002)。實證文獻發現勞動者教育與職業不對稱的狀態對其工作滿意度和工作表現的影響並不一致：估計值從過度教育具有顯著的負向效果 (Vieira, 2005; Fleming and Kler, 2008; McGuinness and Sloane, 2011)、不具任何效果 (Allen and van der Velden, 2001) 到具有顯著的正向影響 (Büchel, 2002)。

Fleming and Kler (2008) 使用澳洲 2001 年的家庭、所得與勞工動態資料 (household, income and labour dynamics)，研究男性過度教育者與其工作滿意度之間的關係。作者估計勞動者工作滿意度與過度教育狀態的二元常態分配模型 (bivariate probit model)，並以由移

民者的出生地（英語系國家包括英國、愛爾蘭、紐西蘭、加拿大、美國、南非或辛巴威等、非英語系國家）與其到達澳洲的時間（1991年前、後）所建構的四個虛擬變數以及勞動者的工作年資做為過度教育方程式的判定限制 (identifying restrictions)，亦即相關變數主要為勞動者過度教育的狀態而非工作滿意度的重要決定因素，以藉此解決過度教育的內生性的問題。作者發現勞動者過度教育的狀態將使得其在整體的工作滿意度、薪資給付的滿意度與工時的滿意度等面向回答滿意的機率降低約 5.1%、9.4%、8.9%。McGuinness and Sloane (2011) 使用英國於 1999-2000 學年度針對大學畢業生所做的知識社會專業調查 (flexible professional in the knowledge society)，發現勞動者過度教育及技能低度使用 (over-qualification) 的狀態與其工作滿意度之間皆呈現負向關係；唯技能的低度使用對工作滿意度的影響高於過度教育的效果。

Allen and van der Velden (2001) 使用 1998 年歐洲高等教育與畢業生就業調查 (higher education and graduate employment in Europe) 內 1990 年至 1991 年學年度荷蘭大學畢業生的樣本，發現勞動者技能與職業不對稱的狀態（技能的低度使用或技能短缺）與其工作滿意度之間呈現負向關係；勞動者教育與職業不對稱的狀態（過度教育或低度教育）對其工作滿意的程度則不具任何統計顯著的影響。Büchel (2002) 使用德國 1984 年至 1995 年的社經動態調查 (socioeconomic panel)，發現西德從事低階工作（無職需教育門檻）的過度教育者相對於適度教育者處於較為健康的狀態、擁有較強的事業心、具有較長的工作年資且較有可能會參與職業訓練。

Verhaest and Omey (2009) 使用 Studiegroep van Onderwijs naar Arbeidsmarkt (SONAR) 計畫內於 1976 年、1978 年與 1980 年出生自比利時法蘭德斯的世代族群樣本並採取隱藏價格法 (shadow price approach)，研究勞動者過度教育的狀態對其效用（以工作滿意度衡量）的影響。作者發現若勞動者的教育程度高於職需教育年數一年，則其薪資就必須增加 21% 至 27%，據以彌補該過度教育者相對於其

他擁有相同教育程度、適度教育者所產生的心理成本。另外，過度教育者的薪資必須額外增加 2% 至 13%，藉此補償過度教育者相對於其他任職於相同工作、適度教育者的效用折損。

由於產業心理學家發現勞動者的工作滿意度與其工作績效之間的相關性僅達 0.30 (Judge et al., 2001)，且過度教育者可能會透過除了工作滿意度之外的其他途徑影響廠商的生產力（例如：過度教育者可能比較有創意、容易適應變動的環境、比較能快速地吸收新知等），故上述著重於研究工作滿意度的相關文獻並無法確切地評估過度教育影響廠商生產力的淨效果。國內外僅見兩篇文獻研究勞動者教育與職業不對稱的狀態對廠商生產力的影響 (Tsang, 1987; Kampelmann and Rycx, 2012)。Tsang (1987) 使用美國 1981 年至 1982 年 22 家貝爾電信公司 (Bell companies) 的資料，研究過度教育與勞動者的工作滿意度以及廠商的生產力之間的關係。作者採取以下三個步驟間接評估過度教育對廠商產出的影響：(i) 估計過度教育對個別勞動者工作滿意度的影響；(ii) 估計各個電信公司內八種職業別的工作滿意度之迴歸式，並計算各個電信公司整體工作滿意度的指標（以職業別的就業人數占比做為權數，計算八種職業別其工作滿意度的預測值之加權平均）；(iii) 估計各個電信公司的 Cobb-Douglas 生產函數（以市話服務、付費服務與其他服務等的實質產值衡量）。作者發現若電信公司勞動者的教育程度高於職需教育年數一年，則公司的產值將下降 8.35%。Kampelmann and Rycx (2012) 使用比利時 1999 年至 2006 年薪資結構調查 (structure of earnings survey) 與商業結構調查 (structure of business survey) 的串連資料，估計教育與職業不對稱對廠商生產力的影響。⁶ 作者採取 ORU 模型的設定方式並應用動態追蹤資料聯立模型 (dynamic system GMM) 的估計方法，藉此解決廠商生產力（以每勞動的附加價值衡量）所存在時間相依的問

⁶ van der Meer (2009) 提供一簡單的證明，說明在 ORU 模型的設定下過度教育者的薪資溢酬其實等同於新成長理論所提及教育的外部效果 (external effects)。

題。作者發現若廠商職需教育年數的限制增加一年，則其下一年度的生產力將會增加 2.4%；若勞工平均的過度教育年數增加一年則將使得廠商的生產力增加約 3.5%。

3. 資料與歷年過度教育之擴張情形

3.1 資料與樣本

本文使用經濟部統計處 1998 年至 2000 年與 2002 年至 2005 年的「工廠校正暨營運調查」，研究過度教育對產業生產力的影響。經濟部統計處每年（工商及服務業普查調查年度除外）皆辦理「工廠校正暨營運調查」，以獲取工廠最新的營運資料。⁷ 儘管「工廠校正暨營運調查」詳細紀錄工廠的基本資料（包括工廠登記編號、營利事業統一編號、核准年月、行業代號、主要產品名稱、耗用原材物料名稱與從業員工總人數等），以及其整年的營運概況（包括營業收入、營業支出、資本支出、研究發展經費與技術移轉金額等），但由於該筆資料並非屬於勞工層級的資料，故本文並無法取得工廠從業人員有關教育程度與職業的變數，據此計算個別廠商內非適度教育者的占比。有鑑於此，本文將配合使用行政院主計總處 1998 年至 2000 年與 2002 年至 2005 年的「人力運用調查」，解決因「工廠校正暨營運調查」的限制所造成實證分析上的阻礙。

雖然缺乏廠商與其從業人員的串連資料，本文仍在資料的限制下使用「人力運用調查」內勞動者人力資本相關的變數，計算各個產業勞動力的平均特性，同時並連結「工廠校正暨營運調查」有關產業層級的資料，藉此評估教育與職業不對稱對產業生產力的影響。考量廠商規模的大小以及產業的屬性可能會影響其雇用非適度

⁷ 工商及服務業普查於 1954 年開始第一次調查後，自 1961 年起始建立每五年進行一次調查的制度。歷次工商及服務業普查調查年度依序為 1954 年、1961 年、1966 年、1971 年、1976 年、1981 年、1986 年、1991 年、1996 年、2001 年、2006 年以及 2011 年。

教育者的行為與經營績效（高子荃與詹淑慧，2010；黃台心等，2013a），本文選擇以廠商規模（1人、2人至9人、10人至29人、30人至49人、50人至99人、100人至199人、200人至499人、500人以上）與其所屬的行業別做為樣本單位，藉此平衡「工廠校正暨營運調查」與「人力運用調查」兩套資料調查單位的差異。

本文主要研究教育與職業不對稱對製造業中類層級產業生產力的影響。⁸ 其中，為確保樣本單位內所計算之勞動力的平均特性具有足夠的代表性，本文刪除勞工樣本觀察值少於十筆的樣本單位。最後，本文使用共145個樣本單位（產業×廠商規模）、長達七年的追蹤資料（ $n = 722$ ），探索過度教育與產業生產力的關係。⁹

3.2 過度教育的衡量

過度教育係指勞動者的技能被低度使用或其處於大材小用的情形。相關文獻大多採取下列三種方式，衡量勞動者過度教育的程度：

⁸ 在本文分析的樣本期間（1998年至2000年與2002年至2005年），中華民國行業標準分類歷經第七次的修訂。有關製造業中類層級行業第六次、第七次修訂內容的對照請參見附表1。

⁹ 本文用以分析的資料係屬非平衡的追蹤資料（unbalanced panel data）。由於1998年至2005年製造業中類層級的行業共有21個（2002年至2005年又額外新增兩個行業的分類，包括電腦、通信及視聽電子產品製造業，以及電子零組件製造業等）（附表1），且各個行業亦可再細分為8種不同的廠商規模，是故本文最多將可劃分出184個樣本單位據以做為實證研究的基礎（1998年至2005年的168個樣本單位再加上2002年至2005年新增的16個樣本單位）。若184個樣本單位皆可觀察其在所有樣本期間的行為或表現，則本文最多可獲得1,240筆觀察值（168個樣本單位×7年+16個樣本單位×4年）。然而，部分行業因生產特性的緣故而被觀察到其僅具有某種程度的廠商規模的大小。例如：1998年的紡織業被觀察到其僅具有199人以下的廠商規模；印刷及有關事業具有2人至9人、10人至29人、30人至49人、100人至199人、200人至499人、500人以上的廠商規模；其他行業包括成衣、服飾品及其他紡織製品製造業、家具及裝設品製造業、石油及煤製品製造業以及塑膠製品製造業則被觀察到不具有1人的廠商規模。其次，為確保樣本單位內所計算之勞動力的平均特性具有足夠的代表性，本文亦再進一步地刪除勞工樣本觀察值少於十筆的樣本單位。在上述的限制下，1998年的樣本單位遂由原先的160個驟降為121個。最後，由於歷年產業結構的改變，本文最終使用722筆觀察值，研究過度教育對產業生產力的影響。

(i) 自我評估法 (self-assessment method)— 勞動者主觀判斷職需教育年數或本身過度教育的程度 (Duncan and Hoffman, 1981; Sicherman, 1991; Robst, 1995; Dolton and Silles, 2008; Hung, 2008; Korpi and Tåhlin, 2009; McGuinness and Sloane, 2011) ; (ii) 專家評估法 (job analyst method)— 專家客觀評估執行各種工作類別所需的教育程度 (Kler, 2005; Chevalier and Lindley, 2009; Verhaest and Omey, 2012) ; (iii) 統計配對法 (empirical or realized matches method) — 研究者使用資料內各個職業類別勞動者的平均教育程度上下各一個標準差或教育程度的眾數做為適度教育的界定範圍 (Verdugo and Verdugo, 1989; Cohn and Khan, 1995; de Oliveira et al., 2000; Lin and Wang, 2005; Sohn, 2010; Tsai, 2010; Kampelmann and Rycx, 2012)。上述用以判斷過度教育的方法各具有其衡量上的限制 (Leuven and Oosterbeek, 2011)。例如：自我評估法可能會因為過度教育者刻意高報職需教育年數的緣故而產生低估的問題；統計配對法則主要以勞動市場已實現的結果做為職需教育年數的判定標準。另外，專家評估法儘管可以精確地衡量勞動者執行各種工作類別所需的技能，但其所產生的高判定成本亦致使專家學者並無法隨著產業的脈動而能即時更新相關的判定結果。

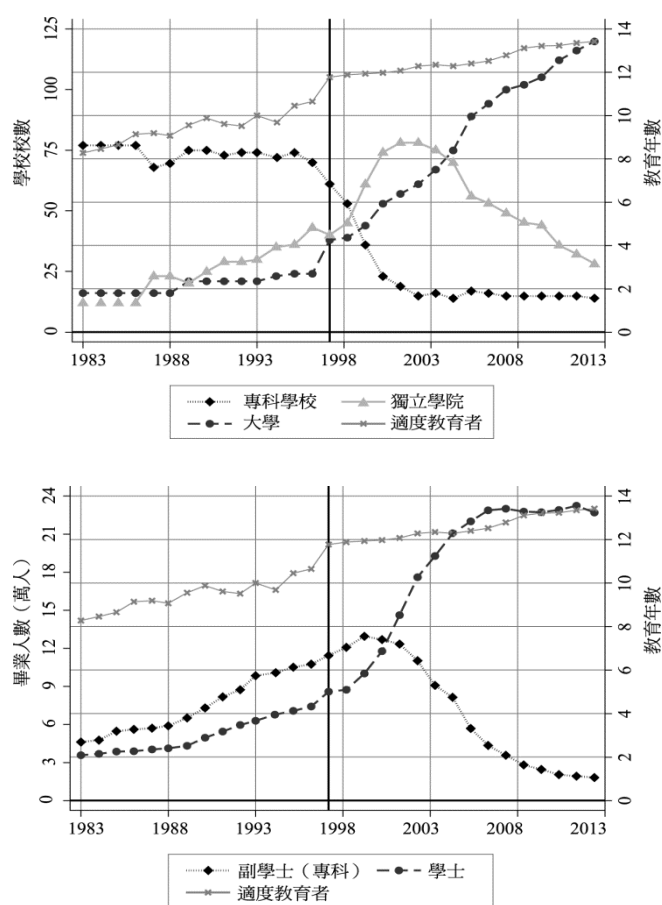
考量「人力運用調查」缺乏勞動者主觀判斷本身過度教育程度的問項，本文選擇以統計配對法衡量勞動者的職需教育年數。由於每一種工作類別的職需教育年數主要係反映出勞動者為執行該工作所需具備最低的技能要求，故職需教育年數的判定不應隨著產業特性的不同（例如：行業別、廠商規模等）而有所差異。有鑑於此，本文遵循相關文獻的做法，以歷年「人力運用調查」內各個職業類別（共 30 個職業類別）受雇者的教育程度之眾數做為職需教育年數的認定標準。若勞動者的教育程度高於其所從事之職業的職需教育年數，則該勞動者即被定義為過度教育者，而其過度教育的年數將可由教育程度與職需教育年數兩者的差距獲得；反之，若勞動者的教育程度低於其所從事之職業的職需教育年數則被視作低度教育

者，而該勞動者的低度教育年數將為其教育程度低於職需教育年數的部分(≥ 0)。本文即以此計算各個樣本單位內非適度教育者平均教育與職業不對稱的年數。

理想的職需教育年數之估計方式應能正確地衡量勞動需求為因應技術的變動而針對各個職業類別所設定最低的學歷門檻 (Mehta et al., 2011)。然而，以統計配對法衡量職需教育年數最大的缺點在於其主要係同時反映出勞動市場供需力量平衡的結果。是故若同時期的勞動供給因素產生急遽的變動，以統計配對法衡量教育與職業不對稱的程度將可能會捕捉到勞動供給因素變動的影響而產生嚴重的測量誤差。

我國於 1994 年起針對高等教育展開一連串的改革。其中，教育部於 1996 年所公布的《專科學校改制技術學院及科技大學增設專科部實施辦法》規定，專科學校得依教育政策及國家社會人力發展需求改制為技術學院（第四條）；技術學院則可依大學及分部設立標準改名為科技大學（第八條）。有鑑於此，我國的高等教育自 1994 年起主要呈現兩波的擴張階段：第一波為學院校數由 1993 年的 30 所增加至 1994 年的 35 所；第二波則為大學校數在 1996 年至 1997 年短短一年間由 24 所遽增至 38 所、專科學校由 70 所減少至 61 所、學院校數由 43 所減少至 40 所。上述兩波高等教育的擴張政策致使擁有學士學歷的畢業生人數在 1997 年增加了 11,547 人；學士學歷畢業生的增加人數至 2000 年更高達 17,259 人（圖 1）。由於本文用以分析的樣本期間（1998 年至 2000 年與 2002 年至 2005 年）正處於高等教育的擴張階段，故使用統計配對法衡量職需教育年數將可能會因為高等教育的擴張而產生學歷膨脹 (grade drift) 的問題 (McGuinness, 2006; Leuven and Oosterbeek, 2011)。為了概略地呈現歷年職需教育年數的變化與高等教育擴張政策的對應情形，同時並彰顯職需教育年數在統計配對法的估計下所可能產生的測量誤差，本文使用行政院主計總處 1983 年至 2012 年的「人力運用調查」，計算勞動市場內所有受雇者所適用之職需教育年數的平均值。圖 1 顯示以統計配對法

衡量的職需教育年數主要由 1996 年的 10.65 年增加至 1997 年的 11.77 年，而圖中所觀察歷年職需教育年數的趨勢則大致與二波高等教育擴張的時間點相符。



資料來源：歷年專科學校、獨立學院與大學的學校校數，以及副學士與學士的畢業人數取自於教育部統計處的網站；歷年適度教育者的教育年數則計算自行政院主計總處 1983 年至 2012 年的「人力運用調查」。

說明：適度教育者之教育年數係為所有受雇者所適用之職需教育年數的平均值。

圖 1 歷年高等教育的擴張情形與在未排除高等教育擴張政策之影響下的職需教育年數

為降低以統計配對法衡量職需教育年數所致使之測量誤差對估計結果可能產生的偏誤，本文以未受高等教育擴張政策影響之受雇者做為職需教育年數的判定基礎。本文用以測量職需教育年數的步驟如下：第一、判斷各個出生世代族群其所歷經之教育政策的變革。第二、以歷年各個職業類別未受高等教育擴張政策影響之受雇者其教育程度的眾數衡量職需教育年數。表 1 說明在 1974 年出生的世代族群首先受到第一波高等教育擴張政策的影響而在 1997 年獲取學士的學位。另外，1956 年至 1974 年出生的勞動者主要為 1968 年九年國教政策影響的族群。最後，我國歷年所實施兩項重要的教育政策則被發現其並未能適用於在 1956 年以前出生的世代族群。根據上述發現，本文將可定義出歷年未受高等教育擴張政策影響的出生世代族群，並應用統計配對法，計算各個職業類別所適用的職需教育年數。具體而言，1996 年以前皆以「人力運用調查」內所有受雇者做為職需教育年數的計算基礎；1997 年以 23 歲以上之受雇者（亦即 1974 年以前出生的世代族群）其教育程度的眾數衡量職需教育年數，1998 年以後職需教育年數的估計方式則以此類推。¹⁰

本文用以測量職需教育年數的方法在本質上主要會提升低教育程度，同時並降低高教育程度之勞動者的占比。若以 1998 年與 2005 年的勞動市場為例，則在控制高等教育擴張政策之影響下受雇者其教育年數的分配將會由原先較為左偏的型態更趨近於對稱的情形。¹¹ 圖 2 分別呈現在未排除、排除高等教育擴張政策之影響下受雇者其

¹⁰ 本文主要係以排除那些相對年輕、較不具工作經驗的受雇者的方式，克服統計配對法在衡量職需教育年數方面其所面臨的限制。由於本文用以測量職需教育年數的做法僅刪除勞動市場內相對少數的受雇者，且其他未受高等教育擴張政策影響之勞動者其所擁有的教育程度與從事之工作類別亦具有足夠的變異，是故在考量各個職業類別受雇者的教育程度之眾數並不受相關分配的極端值的影響下上述做法將能確實地降低職需教育年數的測量誤差（亦即以未受高等教育擴張政策影響之受雇者做為職需教育年數的計算基礎將具有其代表性）。

¹¹ 1998 年所有受雇者與 24 歲及以上受雇者其教育年數分配的偏態係數分別為 -0.55、-0.44。2005 年所有受雇者與 31 歲及以上受雇者其教育年數分配的偏態係數則分別為 -0.39、-0.19。

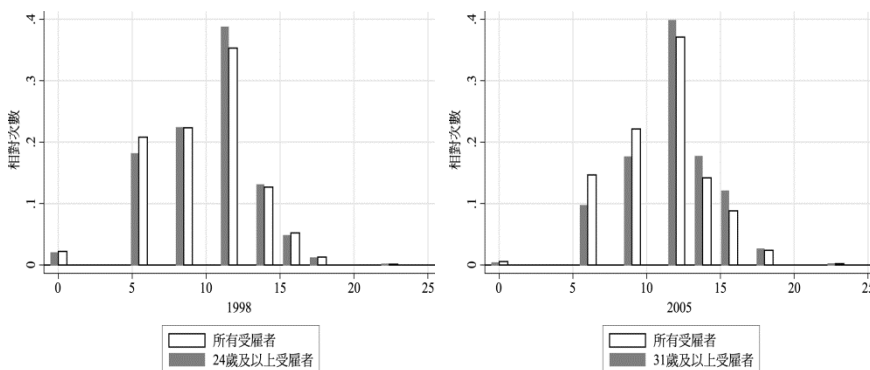
表 1 職需教育年數的認定標準

	1996			1997			1998		
	調查年度	1996	1997	1996	1997	1998	1996	1997	1998
1997年高等教育的擴張政策	Y	N	N	Y	N	N	Y	N	N
1968年的九年國教政策	Y	Y	N	Y	Y	N	Y	Y	N
出生世代族群	-	1956 以後	1956年 以前	1974年 以後	1956- 1974年 以前	1956年 以前	1974年 以後	1956- 1974年 以前	1956年 以前
年齡範圍	-	≤40歲	>40歲	<23歲	23-41歲	>41歲	<24歲	24-42歲	>42歲
職需教育年數的認定標準									
A. 未排除高等教育擴張政策的影響									
計算職需教育年數之受雇者的年齡範圍	-	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
B. 排除高等教育擴張政策的影響									
計算職需教育年數之受雇者的年齡範圍	-	Y	Y	N	Y	Y	N	Y	Y

資料來源：本研究整理。

教育年數的分配。圖中說明使用修正過後的測量方法將會大幅地增加高中程度以下學歷之勞動力的占比。

為了證實上述排除高等教育擴張政策影響的做法能有效地控制因同時期勞動供給因素的變動對估計職需教育年數的干擾，進而區隔出勞動需求為因應技術的變動而影響職需教育年數的真正效果，本文首先觀察在以所有受雇者做為職需教育年數的判定基礎下勞動市場平均的職需教育年數與高等教育擴張趨勢兩者之間的對應關係。由於職需教育年數在統計配對法的估計下將會同時捕捉到勞動供給與需求因素變動的影響，故倘若歷年職需教育年數（以未修正的測量方法衡量）的變化被觀察到其與大學校數擴張的趨勢相符時，則本文將可據此推論上述做法（以未受高等教育擴張政策影響之受雇者其教育程度之眾數衡量職需教育年數）的有效性。圖 1 因此初步映證了上述的論點。



資料來源：行政院主計總處 1998 年與 2005 年的「人力運用調查」。

說明：圖內左方顯示所有受雇者其教育年數的分配情形；右方則顯示未受高等教育擴張政策影響之受雇者其教育年數的分配情形。

圖 2 1998 年、2005 年所有受雇者與未受高等教育擴張政策影響之受雇者其教育年數的分配情形

另外，本文亦參考 Mehta et al. (2011) 的做法，檢視在排除高等教育擴張政策之影響前後低階工作（無職需教育門檻）的職需教育

年數的變化，藉此驗證本文用以判定職需教育年數的測量方式在估計上的效果。本文首先分別估計歷年各個職業類別的教育報酬：

$$\ln(W_i) = \alpha_0 + \alpha_1 3 \cdot D_i^{jh} + \alpha_2 3 \cdot D_i^{sh} + \alpha_3 5 \cdot D_i^{jc} + \alpha_4 4 \cdot D_i^c + \alpha_5 2 \cdot D_i^g + \alpha_6 5 \cdot D_i^d + Z_i \pi + \varepsilon_i, \quad (1)$$

其中， W_i 為勞工 i 的實質時薪； D_i 為勞工 i 最高學歷的指標（上標 jh 、 sh 、 jc 、 c 、 g 、 d 分別表示國中、高中、專科、大學、研究所與博士的學歷）； Z_i 為勞工特性的向量，包括工作年資、工作年資的平方項、工作經驗（年齡-教育程度-6）、工作經驗的平方項； ε_i 為誤差項。¹²

接著，本文將歷年高中程度以上的教育報酬低於 7% 的職業類別定義為低階工作 (Mehta et al., 2011)。若比較擁有不同教育程度之受雇者其從事物理、工程科學助理專業人員、辦公室事務人員、組裝工以及生產體力工等四種職業的教育報酬，則附表 2 顯示除了 1994 年、2000 年、2002 年與 2009 年之外高中程度以上從事生產體力工的受雇者其教育報酬皆與小學程度的受雇者相同。由於我國小學程度的教育報酬在 1978 年至 2001 年期間均維持在 2.17% 至 4.41% 之間（吳慧瑛，2003），是故根據上述定義，生產體力工可被視作低階的工作。考量低階工作的特性在於其並不需要勞工具備特定的技能方能執行相關的業務，故直覺上低階工作的職需教育年數應為整體勞動中可被觀察最低的學歷門檻（小學程度的學歷）。本文即以此檢視以所有受雇者（未排除高等教育擴張政策的影響）做為職需教育年數衡量的基礎其所可能產生的測量誤差的大小。表 2 說明在未排除高等教育擴張政策之影響下生產體力工的職需教育年數明顯地偏離小學程度的學歷；執行該低階工作所需具備最低的學歷要求在 2008 年以後甚至提高至高中程度的學歷。反之，在控制高等教育擴張政策的影響下生產體力工的職需教育年數於 2009

¹² 由於本文使用勞工最高學歷的虛擬變數與該學歷層級應受的教育年數之交乘項做為解釋變數，故各交乘項之估計係數主要係反映出各學歷層級每多受一年教育所獲得的教育報酬。

表 2 四種職業在未排除、排除高等教育擴張政策之影響下的職需教育年數

職需教育年數	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
A. 未排除高等教育擴張政策的影響																		
物理、工程科學助理專業人員	12	14	14	14	14	14	14	14	14	14	14	14	14	14	16	16	16	16
辦公室事務人員	12	12	12	12	12	12	12	12	12	12	12	12	12	12	12	12	12	12
組裝工	12	12	12	12	12	12	12	12	12	12	12	12	12	12	12	12	12	12
生產體力工	6	6	6	6	6	6	6	6	6	9	9	6	6	6	9	12	12	12
B. 排除高等教育擴張政策的影響																		
物理、工程科學助理專業人員	12	14	14	14	14	14	14	14	14	14	14	14	14	14	14	12	14	12
辦公室事務人員	12	12	12	12	12	12	12	12	12	12	12	12	12	12	12	12	12	12
組裝工	12	12	12	12	12	12	12	12	12	12	12	12	12	12	12	12	12	12
生產體力工	6	6	6	6	6	6	6	6	6	6	6	6	6	6	6	6	6	9

資料來源：本研究整理。

年以前皆能維持在小學程度的學歷，而此亦提供一證據說明本文用以測量職需教育年數的方法將可大幅地降低因職需教育年數的測量誤差所產生的估計偏誤。^{13, 14}

表 3 顯示樣本的基本統計量。表中說明製造業勞動力平均的職需教育年數為高中程度；過度教育者平均擁有高於職需教育年數 0.76 年的學歷；低度教育者則平均擁有低於職需教育年數 1.30 年的學歷。其中，過度教育者大多為 35 歲及以下年輕的勞動者，其平均的過度教育年數為 1.03 年；反之，絕大多數的低度教育者為 35 歲以上的勞動者，其平均的低度教育年數為 1.94 年。

3.3 歷年過度教育擴張的趨勢

本文主要探索教育與職業不對稱對產業生產力的影響。在正式進入實證分析之前，本文首先使用行政院主計總處 1983 年至 2012 年的「人力運用調查」，以未受高等教育擴張政策影響之受雇者計算歷年各個職業類別的職需教育年數，同時並統計處於過度教育或低度教育狀態的勞工占比，以藉此勾勒出我國的勞動市場在高等教育擴張前後教育與職業不對稱的趨勢。表 4 說明職需教育年數由 1983 年至 1996 年的 9.44 年增加至 1997 年至 2012 年的 11.73 年；在此同時，過度教育年數亦與之對應地由 1.08 年下降至原先 10 分之 9 的水準（0.98 年）。¹⁵

¹³ 由於在 1956 年以前出生的世代族群（未受 1968 年九年國教政策的影響）於 2009 年已年屆 54 歲，故當時整體勞動可被觀察最低的學歷門檻因而逐漸由小學程度提升至國中程度的學歷。在控制高等教育擴張政策的影響下，生產體力工於 2009 年以後的職需教育年數主要由 6 年增加至 9 年即反映出上述的影響（表 2）。

¹⁴ 附表 3 陳述在此估計方法下本文用以衡量勞動者教育與職業不對稱的程度之職需教育年數。

¹⁵ 若以所有受雇者（未排除高等教育擴張政策的影響）做為職需教育年數的衡量基礎，則職需教育年數將會由 1983 年至 1996 年的 9.44 年大幅地增加至 1997 年至 2012 年的 12.54 年；同時過度教育年數亦由原先的 1.08 年下降至 0.55 年。

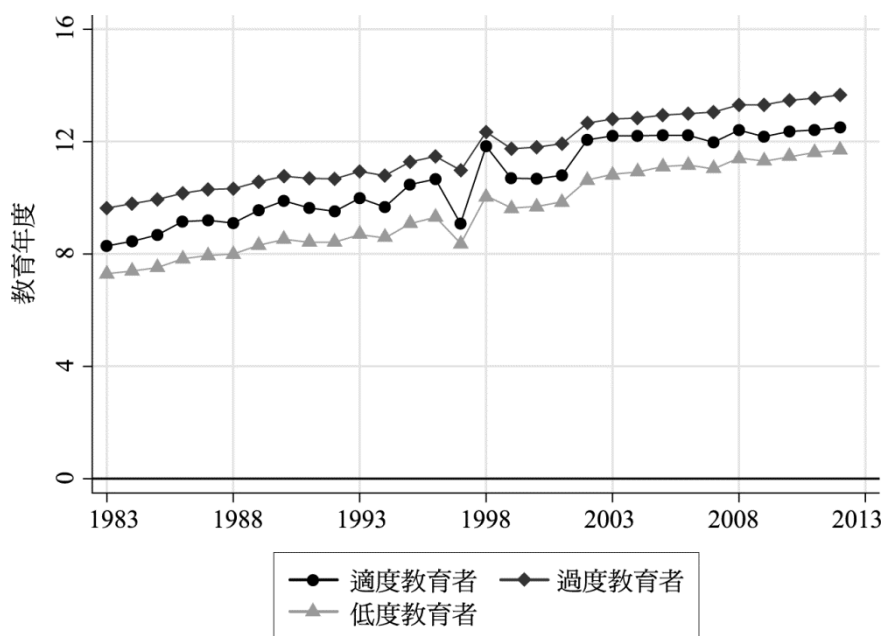
表 3 敘述統計量

	平均數	標準差
每人營收	4,561.887	5,346.085
勞動力特性		
職需教育年數	11.616	1.104
過度教育年數	0.758	0.401
≤35 歲勞工的過度教育年數	1.026	0.613
>35 歲勞工的過度教育年數	0.527	0.388
低度教育年數	1.299	0.688
≤35 歲勞工的低度教育年數	0.487	0.435
>35 歲勞工的低度教育年數	1.937	0.883
至少 10 年年資的勞工占比 (%)	26.326	13.338
25 歲及以下的勞工占比 (%)	14.119	8.204
49 歲及以上的勞工占比 (%)	14.486	8.215
女性勞工占比 (%)	39.390	19.210
藍領勞工占比 (%)	65.932	17.008
部分工時的勞工占比 (%)	0.655	2.900
產業×廠商規模特性		
薪資差異	0.249	0.077
資本支出	70,413.370	440,047.500
研究發展經費/營收 (%)	0.618	0.834
行業別		
食品及飲料製造業 (08)	0.058	0.234
紡織業 (10)	0.050	0.218
成衣、服飾品及其他紡織製品製造業 (11)	0.062	0.242
皮革、毛皮及其製品製造業 (12)	0.040	0.196
木竹製品製造業 (13)	0.017	0.128
家具及裝設品製造業 (14)	0.032	0.176
紙漿、紙及紙製品製造業 (15)	0.053	0.223
印刷及其輔助業 (16)	0.017	0.128
化學材料製造業 (17)	0.046	0.209
化學製品製造業 (18)	0.048	0.215
石油及煤製品製造業 (19)	0.003	0.053
橡膠製品製造業 (20)	0.030	0.172
塑膠製品製造業 (21)	0.061	0.239
非金屬礦物製品製造業 (22)	0.058	0.234
金屬基本工業 (23)	0.058	0.234
金屬製品製造業 (24)	0.053	0.223
機械設備製造修配業 (25)	0.055	0.229
電腦、通信及視聽電子產品製造業 (26)	0.029	0.168
電子零組件製造業 (27)	0.033	0.179
電力機械器材及設備製造修配業 (28)	0.062	0.242
運輸工具製造修配業 (29)	0.058	0.234
精密、光學、醫療器材及鐘錶製造業 (30)	0.032	0.176
其他工業製品製造業 (31)	0.044	0.206
樣本數		722
產業×廠商規模個數		145

資料來源：本研究整理。

說明：薪資差異係計算自各調查年度個別的樣本單位（產業×廠商規模）內勞工的實質時薪在控制勞工特性與人力資源變數後所獲得的殘差項之標準差。所有涉及貨幣單位的變數包括每人營收、薪資差異、資本支出，以及研究發展經費等均經消費者物價指數 (consumer price index, CPI) 的平減（以 2006 年為基期）。

其次，表 4 說明 1997 年前後適度教育者的勞工占比大致皆能維持在四成的水準。至於勞動市場內非適度教育者的占比則因高等教育擴張的緣故而略微拉大了過度教育者的占比，同時並壓縮低度教育者的人數：過度教育者的勞工占比主要由高等教育擴張前的 0.30 微幅上升至其後的 0.31；低度教育者則由原先的 2 成 8 下降至 2 成 7 的人數（圖 3）。



資料來源：行政院主計總處 1983 年至 2012 年的「人力運用調查」。

說明：適度教育者之教育年數係為所有未受高等教育擴張政策影響之受雇者所適用之職需教育年數的平均值；過度教育者之教育年數為所有未受高等教育擴張政策影響之受雇者所適用之職需教育年數與過度教育年數之加總的平均值；低度教育者之教育年數則為所有未受高等教育擴張政策影響之受雇者所適用之職需教育年數扣除低度教育年數(≥)的平均值。

圖 3 歷年適度教育者、過度教育者與低度教育者的教育年數

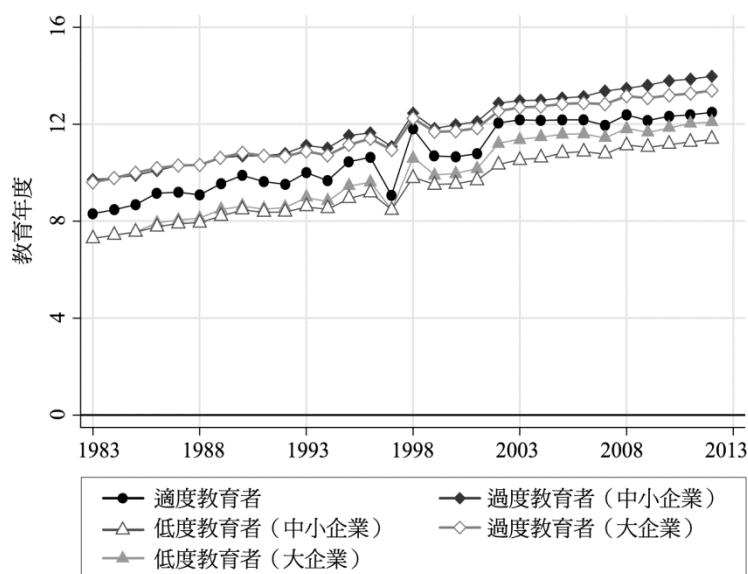
為瞭解廠商規模的大小對其雇用非適度教育者的行為可能造成的影響，圖 4 顯示歷年服務於中小企業、大企業的勞動者其教育與

表 4 歷年教育與職業不對稱之分佈情形與勞工占比

調查年度	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992
職需教育										
年數	8.278	8.450	8.670	9.144	9.191	9.079	9.549	9.882	9.628	9.519
勞工占比	0.446	0.445	0.426	0.425	0.424	0.428	0.430	0.431	0.426	0.433
過度教育										
年數	1.350	1.332	1.284	1.021	1.104	1.231	1.033	0.888	1.054	1.158
勞工占比	0.341	0.337	0.331	0.280	0.298	0.328	0.283	0.254	0.288	0.311
低度教育										
年數	0.993	1.046	1.140	1.318	1.256	1.093	1.246	1.351	1.198	1.091
勞工占比	0.214	0.218	0.243	0.295	0.278	0.244	0.287	0.315	0.286	0.256
總勞工數	8,070	9,188	9,245	9,348	10,047	9,235	9,445	8,476	8,081	7,748
調查年度	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002
職需教育										
年數	9.983	9.682	10.454	10.648	9.067	11.826	10.698	10.663	10.796	12.052
勞工占比	0.403	0.393	0.392	0.395	0.367	0.419	0.391	0.378	0.385	0.431
過度教育										
年數	0.959	1.106	0.815	0.822	1.913	0.502	1.039	1.136	1.136	0.621
勞工占比	0.286	0.327	0.261	0.263	0.457	0.172	0.326	0.356	0.353	0.222
低度教育										
年數	1.277	1.090	1.371	1.348	0.715	1.799	1.083	0.992	0.955	1.431
勞工占比	0.311	0.280	0.347	0.342	0.176	0.409	0.283	0.266	0.262	0.347
總勞工數	7,962	7,836	7,592	7,343	7,642	7,747	7,677	7,089	7,594	7,905
調查年度	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012
職需教育										
年數	12.206	12.185	12.207	12.191	11.963	12.408	12.176	12.345	12.411	12.514
勞工占比	0.433	0.446	0.456	0.453	0.420	0.438	0.405	0.413	0.426	0.422
過度教育										
年數	0.605	0.663	0.735	0.804	1.092	0.901	1.141	1.122	1.129	1.151
勞工占比	0.220	0.236	0.257	0.273	0.345	0.296	0.363	0.352	0.357	0.357
低度教育										
年數	1.400	1.260	1.098	1.036	0.917	1.013	0.866	0.872	0.804	0.808
勞工占比	0.347	0.318	0.287	0.274	0.235	0.266	0.232	0.235	0.218	0.221
總勞工數	7,654	7,669	7,383	7,603	7,587	7,483	7,113	7,195	7,348	7,446

資料來源：本研究整理。

職業不對稱的情形。¹⁶ 圖中指出中小企業與大企業雇用非適度教育者的行為在 1992 年之前極為相似，但後者在其後則主要呈現出較傾向雇用過度教育者而非低度教育者的趨勢。大企業在 1992 年之後因此而擁有較中小企業更為同質且教育程度更高的勞動力。



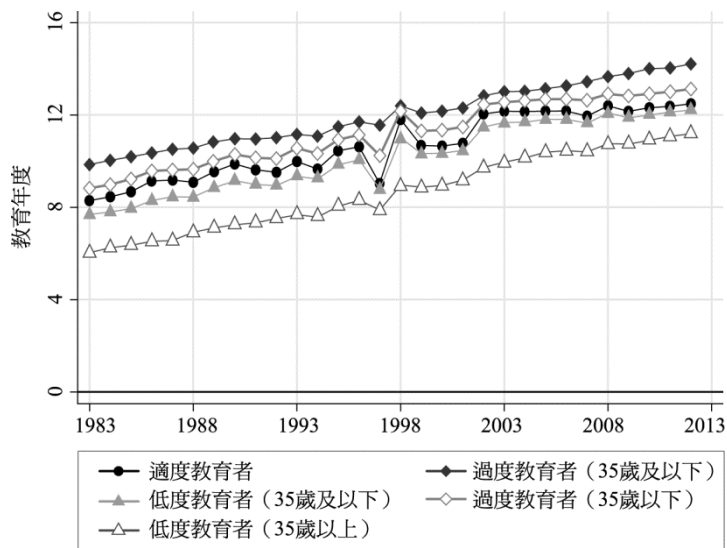
資料來源：行政院主計總處 1983 年至 2012 年的「人力運用調查」。

說明：適度教育者之教育年數係為所有未受高等教育擴張政策影響之受雇者所適用之職需教育年數的平均值；過度教育者之教育年數為所有未受高等教育擴張政策影響之受雇者所適用之職需教育年數與過度教育年數之加總的平均值；低度教育者之教育年數則為所有未受高等教育擴張政策影響之受雇者所適用之職需教育年數扣除低度教育年數(≥)的平均值。

圖 4 歷年任職於不同廠商規模的適度教育者、過度教育者與低度教育者之教育年數

¹⁶ 根據「中小企業認定標準」第二條第一項規定，製造業內的中小企業係指「實收資本額在新臺幣八千萬元以下，或經常雇用員工數未滿二百人者」。有鑑於此，本文主要將具有 200 人及以上規模的廠商視作大型的企業。由於 1983-1994 年的「人力運用調查」內受雇者工作場所的從業員工數僅概分為七類（1 人、2 人至 9 人、10 人至 29 人、30 人至 49 人、50 人至 99 人、100 人至 499 人、500 人以上），故圖 4 係以 100 人而非 200 人做為中小企業、大企業的劃分標準。

最後，圖 5 顯示歷年隸屬於不同年齡族群的勞動者其教育與職業不對稱的情形。為探索大學畢業生在畢業後十年與超過十年其職涯流動的差異，本文主要以 35 歲做為劃分的標準，將受雇者區分為 35 歲及以下與 35 歲以上具有一定工作經驗的勞動者，同時並計算兩者處於非適度教育的年數。圖 5 說明 35 歲及以下年輕的勞動者有較高（低）的機率會處於過度教育（低度教育）的狀態；反之，35 歲以上的勞動者則有較高的可能性會成為低度教育者。上述結果主要係反映出高等教育擴張政策對年輕族群的教育程度所產生正向的效果。另外，圖 5 亦間接證實了職涯流動模型的預測：勞動者在職涯之初會先暫留在較低的職業位階並累積足夠的工作經驗，以等待未來更高職業位階的流動。



資料來源：行政院主計總處 1983 年至 2012 年的「人力運用調查」。

說明：適度教育者之教育年數係為所有未受高等教育擴張政策影響之受雇者所適用之職需教育年數的平均值；過度教育者之教育年數為所有未受高等教育擴張政策影響之受雇者所適用之職需教育年數與過度教育年數之加總的平均值；低度教育者之教育年數則為所有未受高等教育擴張政策影響之受雇者所適用之職需教育年數扣除低度教育年數 (\geq) 的平均值。

圖 5 歷年隸屬於不同年齡族群的適度教育者、過度教育者與低度教育者之教育年數

4. 過度教育對產業生產力的影響

4.1 實證策略

本研究的實證策略涉及教育與職業不對稱的產出效果的評估。本文主要使用個別產業內不同廠商規模類別的加總資料，應用 ORU 模型的設定方式，估計教育與職業不對稱對產業生產力的影響。產業生產函數可以下列的迴歸式表達：

$$\ln(\text{Sale}_{jt}) = \beta_0 + \beta_1 \ln(\text{Sale}_{j,t-1}) + \beta_2 \left(\frac{1}{n_{jt}} \sum_{i=1}^{n_{jt}} RE_{ijt} \right) + \beta_3 \left(\frac{1}{n_{jt}} \sum_{i=1}^{n_{jt}} OE_{ijt} \right) + \beta_4 \left(\frac{1}{n_{jt}} \sum_{i=1}^{n_{jt}} UE_{ijt} \right) + X'_{jt} \alpha + Y'_{jt} \delta + \gamma_t + \tau_j + \nu_{jt}, \quad (2)$$

其中， Sale_{jt} 表示產業 j 在 t 年的生產力（以每人營收衡量）； n_{jt} 表示產業 j 在 t 年的從業員工總人數； RE_{ijt} 表示在 t 年任職於產業 j 的勞動者 i 其工作所需的教育年數（亦即為職需教育年數）； OE_{ijt} 表示在 t 年任職於產業 j 的勞動者 i 的過度教育年數； UE_{ijt} 表示在 t 年任職於產業 j 的勞動者 i 的低度教育年數（ ≥ 0 ）； X_{jt} 為一勞動力平均特性的向量，包括擁有至少 10 年年資的勞工占比、25 歲及以下的勞工占比、49 歲及以上的勞工占比、女性的勞工占比、從事藍領工作的勞工占比、部分工時的勞工占比； Y_{jt} 為一產業特性的向量，包括薪資差異、資本支出（取對數）、研究發展經費占營收之比例； γ_t 表示調查年度的固定效果； τ_j 表示產業的固定效果； ν_{jt} 表示誤差項。^{17, 18, 19}

¹⁷ 相關文獻大多採取下列兩種方式衡量勞動生產力：(i) 每人的附加價值 (Tsang, 1987; Girma et al., 2004; Kampelmann and Rycx, 2012)；(ii) 每人營收 (Bartel, 1994; Haltiwanger et al., 1999; Girma et al., 2004)。考量國內文獻針對附加價值並未有一明確且具一致性的計算方式（例如：黃台心等 (2013b) 以全年營收淨額扣除中間財的支出（包括耗用的原、物料支出、生產用的電力費用與其他營業支出等）定義附加價值；王嘉齡 (2009) 僅說明附加價值為生產總額扣除中間消費的部分），以及 1998 年至 2004 年的「工廠校正暨營運調查」缺乏部分用以計算附加價值的變項（2005 年的調查資料新增一「生產用水費」的變項），本文最終選擇以每人營收衡量勞動生產力。

(2)式主要估計產業內平均的職需教育年數、過度教育年數以及低度教育年數其與產業生產力的關係。其中，本文採取動態追蹤模型的設定方式，使用落後一期的應變數做為解釋變數，以藉此描繪產業生產力可能存在的狀態相依的現象。

Kampelmann and Rycx (2012) 說明若直接以普通最小平方法 (ordinary least squares, OLS) 估計 (2) 式將可能會產生下列三個內生性的問題：(i) 產業可被觀察的解釋變數（包括 ORU 的相關變數）與其未被觀察、不隨時間變動的特質之間可能存在相關性，例如：廠商內部未被觀察的人力管理文化可能會同時影響該廠商聘僱員工的標準與其生產績效（彭振原，2010）；(ii) 產業落後一期的產出變數 ($Sale_{j,t-1}$) 與其未被觀察的特質之間可能存在相關性；(iii) 產業生產力和勞動市場內教育與職業配對的情形兩者可能存在同時性的問題，亦即廠商可能會利用景氣蕭條的時期（勞動市場呈現供過於求的現象）雇用教育程度較高的勞動者，以藉此提升整體勞動的技能水準 (Teulings and Koopmanschap, 1989; Gautier et al., 2002)。

¹⁸ 本文主要係依據中華民國職業標準分類進行白領與藍領勞工的劃分。若勞工從事 1 至 4 大類的工作，則該勞工即被定義為白領勞工（1：民意代表、主管及經理人員；2：專業人員；3：技術員及助理專業人員；4：事務支援人員）；其他從事 7 至 9 大類的工作者則被視為藍領勞工（7：技藝有關工作人員；8：機械設備操作及組裝人員；9：基層技術工及勞力工）。

¹⁹ 本文使用產業內的薪資差距、資本支出與研究發展經費占營收之比例衡量產業生產函數的投入水準。其中，本文主要遵循 Winter-Ebmer and Zweimüller (1999) 的估計方法，計算各產業內的薪資差距，藉此控制產業間薪資結構的異質性。本文首先針對各調查年度個別產業內的受雇者，估計薪資迴歸式。各薪資迴歸模型的應變數為實質的時薪水準（受訪者的實質月薪 / (每週工時 × 4.4)）（取對數）；解釋變數則包含男性的虛擬變數、教育程度、工作年資、工作年資的平方項、工作經驗（年齡 - 教育程度 - 6），以及工作經驗的平方項。接著，本文再利用上述薪資迴歸式所獲得的殘差項計算標準差，以此來衡量產業內的薪資差距。另外，本文在產業生產函數中亦控制個別產業的資本支出（取對數），而此與 Kampelmann and Rycx (2012) 所提出因資本存量對廠商生產力的影響幾乎微乎其微而無須控制的主張有所差異。最後，本文遵從相關文獻的慣例，以研究發展經費占營收之比例衡量個別產業的技術水準。本文所有涉及貨幣單位的變數包括營收、薪資差異、資本支出，以及研究發展經費等均經消費者物價指數 (CPI) 的平減（以 2006 年為基期）。

本文將採取三種估計方式，評估教育與職業不對稱的產出效果，以逐步解決 (2) 式可能存在的三個內生性的問題：第一、使用混合的迴歸模型 (pooled OLS model) 做為基礎模型的設定方式，並藉此檢視因內生性問題所造成偏誤的方向；第二、以固定效果模型，解決上述第一類型內生性的問題；第三、應用動態追蹤資料聯立模型的估計方式 (Arellano and Bover, 1995; Blundell and Bond, 1998)，進一步地解決第二、三類型內生性的問題。所有迴歸模型變異數之估計皆允許其可能存在變異數異質以及序列相關的情形。

其中，值得一提的是，在動態追蹤資料模型的設定下，相關文獻主要係採取一階差分 (first-difference model) 而非組內估計 (within estimation) 的方式，藉此消除產業未被觀察且不隨時間變動之特質 (τ_j) 的影響。儘管一階差分與組內估計的固定效果模型在解釋變數包含落後期的應變數的設定下其估計式皆不具有的一致性，然而一階差分法卻能允許研究者可進一步地使用落後期的解釋變數做為判定一階差分後的產業生產函數的工具變數，並據此解決產業生產力（以及其他的內生變數）在動態決定的過程中所可能產生的內生性的問題。²⁰ (2) 式經一階差分後的固定效果模型可陳述如下：

$$\begin{aligned} \Delta \ln(\text{Sale}_{jt}) = & \beta_1 \Delta \ln(\text{Sale}_{jt-1}) + \beta_2 \Delta \left(\frac{1}{n_{jt}} \sum_{i=1}^{n_{jt}} RE_{ijt} \right) + \beta_3 \Delta \left(\frac{1}{n_{jt}} \sum_{i=1}^{n_{jt}} OE_{ijt} \right) \\ & + \beta_4 \Delta \left(\frac{1}{n_{jt}} \sum_{i=1}^{n_{jt}} UE_{ijt} \right) + \Delta X'_{jt} \alpha + \Delta Y'_{jt} \delta + \Delta \gamma_t + \Delta v_{jt}. \end{aligned} \quad (3)$$

²⁰ 若考量以下的動態追蹤模型： $y_{jt} = \beta_0 + \beta_1 y_{jt-1} + \tau_j + v_{jt}$ ，其中， τ_j 表示固定效果； v_{jt} 表示誤差項，則組內估計的固定效果模型將隱含 $\text{Cov}(y_{jt-1} - \bar{y}_j, v_{jt} - \bar{v}_j) \neq 0$ ，且 $y_{js} (s \leq t-2)$ 皆會透過 \bar{v}_j 而與經平均數平減後的誤差項 ($v_{jt} - \bar{v}_j$) 產生相關性。反之，儘管一階差分的固定效果模型仍隱含 $\text{Cov}(y_{jt-1} - y_{jt-2}, v_{jt} - v_{jt-1}) \neq 0$ ，但此時 $y_{js} (s \leq t-2)$ 將不會與經一階差分後的誤差項 ($v_{jt} - v_{jt-1}$) 產生相關性。是故一階差分的固定效果模型將允許研究者可進一步地使用 $y_{js} (s \leq t-2)$ 做為判定一階差分後的迴歸模型的工具變數。

動態追蹤資料聯立模型即估計一由(2)式、(3)式所組成的聯立方程式(亦即一條為產業生產函數的迴歸模型；另一條則為生產函數經一階差分後的方程式)，同時並尋求模型內部的變數做為判定兩條迴歸模型的工具變數(internal instruments)，應用一般化的動差法(generalized method of moments)，據以獲取具有一致性的估計式。具體而言，該方法主要利用 $\ln(\text{Sale}_{jt-2})$ 、 \overline{RE}_{jt-1} 、 \overline{OE}_{jt-1} 、 \overline{UE}_{jt-1} 、 X_{jt-1} 、 Y_{jt-1} (解釋變數落後一期的水準)做為一階差分方程式中相關變數的工具變數；以 $\Delta \ln(\text{Sale}_{jt-2})$ 、 $\Delta \overline{RE}_{jt-1}$ 、 $\Delta \overline{OE}_{jt-1}$ 、 $\Delta \overline{UE}_{jt-1}$ 、 ΔX_{jt-1} 、 ΔY_{jt-1} (解釋變數落後一期的一階差分水準)做為產業生產函數迴歸模型中相關變數的工具變數。

最後，由於動差法僅能在迴歸模型的誤差項(v_{jt})並不存在序列相關的條件下方可適用，故本文亦將使用 Arellano-Bond 統計量 (Arellano and Bond, 1991)，檢定一階差分後的誤差項(Δv_{jt})不存在 AR(1)、AR(2) 的虛無假設。若 Arellano-Bond 統計量接受迴歸模型的誤差項並不存在序列相關的假設(亦即一階差分後的誤差項具有 AR(1)、但不具有更高階(AR(2))的自我相關的特性)，則該檢定結果將說明動態追蹤資料聯立模型的設定方式的適用性。²¹ 反之，若 Arellano-Bond 統計量拒絕迴歸模型的誤差項並不存在序列相關的假設，則動態追蹤資料聯立模型的設定方式即應考量誤差項具有 MA(1) ($v_{jt} = \varepsilon_{jt} + \lambda \varepsilon_{jt-1}$) 的可能性 (Cameron and Trivedi, 2009)。

4.2 估計結果

表 5 分別顯示在下列三種估計方式之下教育與職業不對稱的產出效果：(i)混合的迴歸模型；(ii)固定效果模型 (fixed effects model, FE)；(iii)動態追蹤資料聯立模型。其中，若 Arellano-Bond 統計量接受迴歸模型的誤差項並不存在序列相關的假設，則本文將應用誤差

²¹ 承註腳 20 之動態追蹤模型的設定，假設 v_{jt} 具有隨機 (i.i.d.) 的特性，則一階差分後的誤差項將存在 AR(1)、但不存在更高階的自我相關的情形：

$$\text{Cov}(\Delta v_{jt}, \Delta v_{jt-1}) = -\text{Cov}(v_{jt-1}, v_{jt-1}) \neq 0。$$

項具有隨機特性的動態追蹤資料聯立模型(linear dynamic panel-data model, DPD-SYS)，評估過度教育對產業生產力的影響；否則，本文將使用誤差項具有 MA(1)特性的動態追蹤資料聯立模型(linear dynamic panel-data model with first-order moving-average, DPD-SYS+MA(1))，估計產業的生產函數。

OLS 的估計結果顯示製造業落後一期的生產力對當期的生產力具有統計顯著的正向影響：每人營收的跨期彈性為 0.77。另外，表 5 說明產業內職需教育年數的限制愈高其生產力亦會隨之而增加：當職需教育年數增加一年時，每人營收將會增加 10.56%。其次，表 5 指出教育與職業不對稱對產業生產力的影響將視廠商低度或高度使用勞動者的技能而定：製造業勞動力平均的過度教育年數與生產力之間呈現統計顯著的正向關係；反之，低度教育年數對產業生產力則具有不利的影響。過度教育年數增加一年將使每人營收增加 13.42%；低度教育年數增加一年則將致使每人營收降低 7.21%。上述結果因此說明教育與職業不對稱對產業生產力的影響大致與人力資本理論相關文獻的發現相符，亦即在 ORU 模型的設定下相關文獻普遍發現過度教育者通常擁有正的薪資溢酬；低度教育者則擁有負的薪資折損（例如：Lin and Wang, 2005; Hung, 2008）。

最後，OLS 估計結果說明製造業內 49 歲及以上、女性、從事藍領工作的勞工占比對生產力有著影響不大但統計顯著的效果：相關變數增加 1 個百分點將使得每人營收增加約 0.20% 至 0.44%。另外，產業內的薪資差距對產業生產力則被觀察到具有負向的影響。除了勞動力平均的人力資本水準（以 ORU 相關變數衡量）外，產業生產力主要係決定於該產業的資本規模以及技術研發的能力。OLS 估計結果發現資本支出增加 1% 將致使每人營收提升 0.02%；研究發展經費占比增加 1 個百分點則將使得每人營收下降 6.28%。值得注意的是，研究發展經費的負向效果係肇因於該經費支出具有延遲的產出效果的特性，亦即廠商主要以犧牲當期的營收、投入技術的研發來換取未來的報酬。

表 5 教育與職業不對稱對產業生產力的影響

	OLS	FE	DPD-SYS
ln(落後一期的每人營收)	0.769*** (15.021)	-0.130 (-0.891)	0.780*** (9.617)
勞動力特性			
職需教育年數	0.106*** (4.221)	-0.014 (-0.499)	0.047* (1.768)
過度教育年數	0.134*** (3.182)	0.015 (0.432)	0.069 (1.527)
低度教育年數	-0.072** (-2.346)	-0.041 (-1.163)	-0.010 (-0.312)
至少 10 年年資的勞工占比	0.001 (1.252)	-0.001 (-0.388)	-0.003** (-2.350)
25 歲及以下的勞工占比	-0.002 (-0.941)	-0.001 (-0.737)	0.002 (1.097)
49 歲及以上的勞工占比	0.004** (2.166)	0.004** (2.157)	0.005** (2.436)
女性勞工占比	0.002** (2.044)	0.001 (0.972)	0.002 (1.513)
藍領勞工占比	0.002* (1.697)	0.000 (0.108)	0.002 (1.303)
部分工時的勞工占比	0.004 (0.873)	0.011** (2.062)	-0.014* (-1.883)
產業×廠商規模特性			
薪資差異	-0.267* (-1.687)	-0.237 (-1.356)	-0.245 (-1.020)
ln(資本支出)	0.022*** (2.703)	0.019* (1.778)	0.020** (2.067)
研究發展經費/營收	-0.063** (-2.316)	-0.240*** (-3.538)	-0.219*** (-4.095)
Arellano-Bond 統計量			
AR(1)	-	-	-4.306
p 值			0.000
AR(2)	-	-	0.650
p 值			0.516
樣本數	722	722	722
產業×廠商規模個數	-	145	145

資料來源：本研究整理。

說明：1. 所有迴歸模型亦控制 22 個行業別的虛擬變數、6 個調查年度的虛擬變數。括弧內為計算自允許變異數異質的標準誤差的 t 值。
Arellano-Bond 統計量檢定一階差分的誤差項不存在 AR(1)、AR(2) 的虛無假設。

2.***、**、*分別表示 1%、5%、10% 顯著水準。

由於 OLS 的估計式可能會受到遺漏變數的影響而產生偏誤的情形，故本文進一步地使用固定效果模型，藉此排除產業內其他未被觀察、不隨時間變動的特質的影響。表 5 指出過度教育年數與低度教育年數之 FE 的估計結果皆呈現與 OLS 估計係數符號一致但影響效果更小的估計值，且相關變數在控制固定效果之後亦均失去了原有的統計顯著性。FE 的估計結果因而說明迴歸結果若未能有效地控制各個產業獨有的特質同時對其聘僱非適度教育者的行為與生產績效的影響則將可能會導致 OLS 的估計式高估了教育與職業不對稱的產出效果。例如：愈勞動密集的產業愈不傾向雇用過度教育者（而較傾向於雇用成本較低的外籍勞工）。是故產業未被觀察的勞動密集程度與每人營收之間的負向關係將會強化上述所預期產業的生產特質對其聘僱過度教育者的行為之負向的影響，進而高估真實的效果。考量即使固定效果模型可解決 (2) 式所產生的遺漏變數的問題，其仍無法消除因下列內生性的來源所致使的估計偏誤：(i) 產業生產力跨期之間所存在狀態相依的現象，以及(ii) 生產力與 ORU 變數兩者之間所存在同時性的問題。有鑑於此，本文採取動態追蹤資料聯立模型的估計方式，同時解決上述所有內生性的問題。

Arellano-Bond 的檢定結果首先指出 DPD-SYS 的模型設定將可確切地描繪教育與職業不對稱和產業生產力之間的關係。在不考量誤差項具有 MA(1) 的特性下，DPD-SYS 的估計結果說明職需教育年數對產業生產力的影響有著較 OLS 估計係數還小的效果：職需教育年數增加一年將致使每人營收增加 4.70%（表 5）。反之，製造業勞動力平均的過度教育年數與低度教育年數對產業生產力則不具有任何統計顯著的效果。若比較 FE 與 DPD-SYS 的估計結果，本文發現上述內生性的問題（包括產業生產力狀態相依的現象以及 ORU 變數的內生性問題等）主要會干擾職需教育年數（亦即為適度教育者所擁有的教育程度）的估計，進而低估了職需教育年數的產出效果；至於非適度教育年數其產出效果的估計則受到相對較小的影響。

人力資本理論的相關文獻主要提出一動態的職涯流動模型，以藉此說明過度教育的現象 (Sicherman and Galor, 1990; Sicherman, 1991)。為調和人力資本理論相關文獻與廠商雇用非適度教育者的行為兩者之間的發現，本文以歷年各個職業類別的職需教育年數做為標準 (附表 3)，分別計算各個產業內年齡介於 35 歲及以下的年輕勞工以及 35 歲以上具有一定工作經驗的勞工其平均的過度教育年數與低度教育年數，應用動態追蹤資料聯立模型，評估教育與職業不對稱對產業生產力的影響。由於勞動者職涯工作的選擇除了涉及工作性質與本身技能配合的情形外其亦有可能會同時考量工作的前景以及未來潛在的報酬，是故本文將分別針對中小企業以及大企業進行產業生產函數的估計，以藉此刻畫勞動者在職業生涯的過程中其職業流動的情形。本文首先執行 Arellano-Bond 的檢定，以探尋一能確切描繪中小企業、大企業之生產過程的動態追蹤資料模型。表 6 的 Arellano-Bond 的檢定結果指出中小企業的動態追蹤資料聯立模型較適用 DPD-SYS 的設定方式；大企業的動態追蹤資料聯立模型其未被觀察、隨時間變動的誤差項則被發現存在時間相依的情形，而其時間相依的過程主要遵循 MA(1) 的模式。

其次，表 6 顯示中小企業的營收呈現狀態相依的現象；反之，大企業則較不易受到過去一期的經營績效的影響。另外，估計結果亦指出隸屬不同年齡族群的勞動者其教育與職業不對稱的情形對產業內中小企業的生产力皆未被觀察到有任何統計顯著的影響。大企業則被發現 35 歲及以下年輕勞工的過度教育年數與生產力之間呈現具有 1% 統計顯著的正向關係：相關勞工平均的過度教育年數若增加一年，則每人營收將增加 15.72%。上述結果因而說明了大企業為何傾向雇用過度教育者而非低度教育者的情形 (圖 4)。最後，資本支出對產業生產力的重要性主要係展現在產業內的中小企業而非大企業中。有鑑於此，此項結果將可提供一證據說明我國以中小企業為主體的產業結構並不適用 Kampelmann and Rycx (2012) 所提出因資本存量對廠商生產力的影響微乎其微而無須控制的主張。

表 6 35 歲及以下與 35 歲以上之受雇者其教育與職業不對稱的狀態對產業生產力的影響—以廠商規模區分

	中小企業 (200 人以下)	大企業 (200 人及以上)	
	DPD-SYS	DPD-SYS	DPD-SYS+MA(1)
ln (落後一期的每人營收)	0.581*** (5.699)	0.460*** (2.802)	0.240 (0.989)
勞動力特性			
職需教育年數	0.023 (0.856)	0.154* (1.953)	0.097 (1.111)
過度教育年數			
≤35 歲勞工的過度教育年數	0.045 (1.634)	0.110** (2.220)	0.157*** (3.223)
>35 歲勞工的過度教育年數	-0.032 (-1.065)	0.080 (1.324)	0.017 (0.283)
低度教育年數			
≤35 歲勞工的過度教育年數	-0.030 (-0.946)	-0.166 (-1.611)	-0.115 (-1.028)
>35 歲勞工的過度教育年數	0.007 (0.307)	0.092 (1.468)	0.064 (1.049)
至少 10 年年資的勞工占比	-0.003** (-2.010)	-0.000 (-0.025)	-0.001 (-0.309)
25 歲及以下的勞工占比	0.002 (1.361)	0.006 (1.296)	0.003 (0.554)
49 歲及以上的勞工占比	0.004* (1.748)	0.004 (0.770)	0.005 (1.125)
女性勞工占比	0.000 (0.253)	-0.001 (-0.271)	0.003 (0.686)
藍領勞工占比	0.002 (1.002)	0.005* (1.929)	0.003 (1.416)
部分工時的勞工占比	-0.013** (-1.961)	0.014 (0.221)	0.040 (0.773)
產業×廠商規模特性			
薪資差異	-0.228 (-1.072)	0.107 (0.147)	0.119 (0.183)
ln (資本支出)	0.025*** (2.859)	0.013 (0.487)	-0.004 (-0.139)
研究發展經費/營收	-0.151*** (-4.124)	-0.469*** (-3.510)	-0.463*** (-3.572)
Arellano-Bond 統計量			
AR(1)	-4.963	-1.013	-0.087
p 值	0.000	0.311	0.930
AR(2)	1.037	-0.269	-0.577
p 值	0.300	0.788	0.564
樣本數	562	160	160
產業×廠商規模個數	110	35	35

資料來源：本研究整理。

說明：1. 所有迴歸模型亦控制 22 個行業別的虛擬變數、6 個調查年度的虛擬變數。

括弧內為計算自允許變異數異質的標準誤差的 t 值。Arellano-Bond 統計量檢定一階差分的誤差項不存在 AR(1)、AR(2) 的虛無假設。

2. ***、**、* 分別表示 1%、5%、10% 顯著水準。

為探索本文用以測量職需教育年數的做法（以未受高等教育擴張政策影響之受雇者其教育程度之眾數衡量職需教育年數）是否會與區隔不同年齡族群之勞動者的方法產生交叉影響，本文進一步地將一典型勞動者其職涯的分界點由 35 歲擴展至 40 歲，同時並針對中小企業以及大企業重複執行生產函數的估計，以藉此檢驗估計結果的穩定性。表 7 顯示在新的年齡劃分方式之下 ORU 相關變數大致仍維持與表 6 相同的結果。唯在大企業任職之 40 歲及以下年輕勞工的過度教育年數對產業生產力的影響效果被觀察到幾乎為 35 歲及以下勞工的兩倍：40 歲及以下勞工的過度教育年數增加一年將致使每人營收提升 31.46%。

綜合表 6 與表 7 的估計結果，本文發現職涯流動模型將有助於解釋先進國家普遍存在過度教育的現象。年輕、缺乏工作經驗的勞動者在職涯之初有動機選擇任職於大企業內職業位階較低的工作，以極大化其預期的終生報酬。藉由累積足夠的專業技能，年輕的勞動者將有較高的機率在未來晉升至更高的職業位階（不管是透過廠商內不同職業位階的流動，或是廠商間不同職業的轉換）。反觀廠商的立場，廠商基於下列兩項理由其較傾向雇用擁有過度教育而非低度教育的勞動者：(i) 相對於擁有相同教育程度的勞動者，廠商可以較低的薪資報酬雇用過度教育者，亦即人力資本理論的相關文獻普遍所發現過度教育的薪資懲罰效果 (Verdugo and Verdugo, 1989; Cohn and Khan, 1995; Chevalier and Lindley, 2009); (ii) 廠商雇用過度教育者將有助於其生產力的提升，若推究其主要的因素可能包含年輕的過度教育者比較具有創意、能迅速學習新知，並易於適應變動的環境等。

表 7 40 歲及以下與 40 歲以上之受雇者其教育與職業不對稱的狀態對產業生產力的影響—以廠商規模區分

	中小企業 (200 人以下)		大企業 (200 人及以上)	
	DPD-SYS	DPD-SYS	DPD-SYS	DPD-SYS+MA(1)
ln (落後一期的每人營收)	0.571*** (5.527)	0.469*** (2.689)	0.220 (0.859)	
勞動力特性				
職需教育年數	0.009 (0.376)	0.167** (2.172)	0.071 (0.618)	
過度教育年數				
≤40 歲勞工的過度教育年數	0.007 (0.252)	0.098** (1.984)	0.315* (1.801)	
>40 歲勞工的過度教育年數	-0.004 (-0.112)	0.091 (1.553)	-0.154 (-0.757)	
低度教育年數				
≤40 歲勞工的過度教育年數	-0.016 (-0.539)	-0.056 (-0.668)	-0.044 (-0.268)	
>40 歲勞工的過度教育年數	0.009 (0.585)	0.034 (0.992)	0.053 (0.799)	
至少 10 年年資的勞工占比	-0.003** (-2.120)	0.000 (0.017)	0.000 (0.102)	
25 歲及以下的勞工占比	0.002 (1.397)	0.008 (1.637)	0.001 (0.101)	
49 歲及以上的勞工占比	0.004** (1.995)	0.007 (1.432)	0.004 (0.553)	
女性勞工占比	0.000 (0.128)	-0.000 (-0.008)	0.002 (0.596)	
藍領勞工占比	0.001 (0.681)	0.004* (1.785)	0.003 (0.808)	
部分工時的勞工占比	-0.013** (-2.157)	0.009 (0.142)	0.004 (0.054)	
產業×廠商規模特性				
薪資差異	-0.216 (-0.985)	0.012 (0.016)	-0.086 (-0.127)	
ln (資本支出)	0.024*** (2.760)	0.020 (0.647)	0.001 (0.020)	
研究發展經費/營收	-0.147*** (-4.112)	-0.477*** (-3.400)	-0.516*** (-3.901)	
Arellano-Bond 統計量				
AR(1)	-4.728	-1.302	-0.862	
p 值	0.000	0.193	0.388	
AR(2)	1.080	-0.421	-0.486	
p 值	0.280	0.674	0.627	
樣本數	562	160	160	
產業×廠商規模個數	110	35	35	

資料來源：本研究整理。

說明：1.所有迴歸模型亦控制 22 個行業別的虛擬變數、6 個調查年度的虛擬變數。括弧內為計算自允許變異數異質的標準誤差的 t 值。Arellano-Bond 統計量檢定一階差分的誤差項不存在 AR(1)、AR(2)的虛無假設。
2.***、**、*分別表示 1%、5%、10%顯著水準。

5. 結論

許多實證文獻嘗試估計教育與職業不對稱的產出效果。然而相關文獻卻往往因為欠缺勞工與廠商的串連資料而無法衡量過度教育對廠商生產力的淨效果，以致於人力資本理論與廠商生產模型兩者相關的文獻常常會獲得不一致的估計結果。人力資本理論相關文獻發現過度教育者通常擁有正的薪資溢酬；廠商生產模型相關文獻則普遍指出過度教育者較不滿意其工作的現狀，進而對公司的產值造成不利的影響 (Tsang, 1987)。本文主要使用 1998 年至 2000 年與 2002 年至 2005 年的「工廠校正暨營運調查」以及「人力運用調查」，評估教育與職業不對稱對產業生產力的影響。為了解決產業生產函數在估計的過程中可能產生的內生性的問題，本文採取動態追蹤資料聯立模型的估計方式，以落後期的解釋變數做為 ORU 相關變數的工具變數，並據此判定教育與職業不對稱的產出效果。

實證結果顯示職需教育年數增加一年將致使製造業的每人營收增加 4.70%。其次，估計結果亦指出大企業內過度教育的產出效果主要係建立在年輕的勞動者身上：相關勞工平均的過度教育年數若增加一年，則大企業的每人營收將提升 15.72% 至 31.46%。根據上述的估計結果，本文因此對過度教育相關的實證文獻具有下列兩項的貢獻：(i) 克服資料的限制，估計教育與職業不對稱對產業生產力的淨效果；(ii) 證實職涯流動模型有助於解釋先進國家普遍存在過度教育的現象，同時並平衡人力資本理論與廠商生產模型兩類文獻的發現。

附錄

附表 1 中華民國行業標準分類內製造業中類層級行業第六次、第七次修訂內容對照表

行業標準分類第六次修訂 (適用 1997 年至 2000 年)	行業標準分類第七次修訂 (適用 2001 年至 2005 年)
11 食品及飲料製造業	08 食品及飲料製造業
13 紡織業	10 紡織業
14 成衣、服飾品及其他紡織製品製造業	11 成衣、服飾品及其他紡織製品製造業
15 皮革、毛皮及其製品製造業	12 皮革、毛皮及其製品製造業
16 木竹製品製造業	13 木竹製品製造業
17 家具及裝設品製造業	14 家具及裝設品製造業
18 紙漿、紙及紙製品製造業	15 紙漿、紙及紙製品製造業
19 印刷及有關事業	16 印刷及有關事業
21 化學材料製造業	17 化學材料製造業
22 化學製品製造業	18 化學製品製造業
23 石油及煤製品製造業	19 石油及煤製品製造業
24 橡膠製品製造業	20 橡膠製品製造業
25 塑膠製品製造業	21 塑膠製品製造業
26 非金屬礦物製品製造業	22 非金屬礦物製品製造業
27 金屬基本工業	23 金屬基本工業
28 金屬製品製造業	24 金屬製品製造業
29 機械設備製造修配業	25 機械設備製造修配業
—	26 電腦、通信及視聽電子產品製造業
—	27 電子零組件製造業
31 電力及電子機械器材製造修配業	28 電子機械器材及設備製造修配業
32 運輸工具製造修配業	29 運輸工具製造修配業
33 精密器械製造業	30 精密、光學、醫療器材及鐘錶製造業
39 其他工業製品製造業	31 其他工業製品製造業

資料來源：本研究整理。

附表 2 四種職業的教育報酬

ln (實質 時薪)	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001
物理、工程科學助理專業人員									
高中	0.033	-0.023	0.071*	0.190***	0.021	0.127**	0.113*	0.103**	0.073
專科	0.059**	0.021	0.065***	0.138***	0.046	0.122***	0.095**	0.095***	0.076***
大學	0.130***	0.052	0.131***	0.203***	0.108***	0.173***	0.157***	0.149***	0.114***
碩士	0.487***	0.254**	-	0.564***	0.256***	0.484***	0.404***	0.430***	0.424***
樣本數	267	283	272	296	322	382	388	344	394
辦公室事務人員									
高中	0.097***	0.037*	0.062***	0.000	0.059***	0.068***	-0.010	0.065**	0.081***
專科	0.098***	0.057***	0.075***	0.028	0.055***	0.067***	0.016	0.064***	0.072***
大學	0.203***	0.119***	0.127***	0.102***	0.139***	0.128***	0.075***	0.138***	0.129***
碩士	-	-	0.534***	0.276**	0.272***	0.277***	-	0.343***	0.398***
樣本數	584	518	540	560	597	651	639	570	573
組裝工									
高中	0.053***	0.030*	0.060***	0.066***	0.095***	0.045***	0.026	0.058***	0.083***
專科	0.072***	0.055***	0.062***	0.083***	0.077***	0.066***	0.048***	0.073***	0.072***
大學	0.183**	0.078	-	0.148*	0.112*	0.107*	0.107*	0.143*	-
碩士	-	-	-	-	-	0.062	-	-	-
樣本數	852	738	696	619	581	635	561	471	463
生產體力工									
高中	0.013	0.067**	0.062	0.020	-0.010	0.037	0.016	0.047	0.013
專科	0.014	0.092*	-0.046	0.051	0.018	0.020	0.018	0.042	-0.032
大學	0.071	-	-0.077	-	-	-	0.011	0.192**	-
碩士	-	-	-	-	-	-	-	-	-
樣本數	383	329	227	221	233	236	233	226	201

附表 2 四種職業的教育報酬（續前頁）

ln (實質 時薪)	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
物理、工程科學助理專業人員									
高中	0.108**	0.036	-0.146***	0.010	-0.136***	0.062	0.029	0.262***	0.086
專科	0.110***	0.048	-0.061***	0.041	-0.053***	0.062	0.047	0.186***	0.084**
大學	0.171***	0.101**	-0.048***	0.075	-0.046***	0.093	0.078**	0.256***	0.124**
碩士	0.486***	0.382***	-	0.253***	-	0.270**	0.228***	0.663***	0.351***
樣本數	470	464	490	493	587	583	616	597	618
辦公室事務人員									
高中	0.065**	0.082***	0.134***	0.090**	0.053	0.075***	0.050	0.015	0.015
專科	0.069***	0.076***	0.106***	0.085***	0.065***	0.069***	0.052**	0.039**	0.037
大學	0.118***	0.151***	0.158***	0.135***	0.117***	0.105***	0.088***	0.067***	0.070**
碩士	0.456***	0.406***	0.560***	0.541***	0.400***	0.437***	0.336***	0.245***	0.231***
樣本數	694	632	641	653	610	634	610	617	634
組裝工									
高中	0.086***	0.067***	-0.015	0.017	0.012	0.019	0.060***	0.018	0.043
專科	0.059***	0.050***	0.016	0.040**	0.028*	0.052***	0.039**	0.021	0.048***
大學	0.129***	0.036	-0.004	0.008	0.058*	0.057**	0.083***	0.045*	0.072***
碩士	-	-	-	-	-	-	-	-	0.237*
樣本數	465	467	505	431	393	337	374	352	382
生產體力工									
高中	-0.097***	0.041	-0.005	-0.021	0.019	-0.002	0.012	0.038	0.006
專科	-0.008	0.050	0.020	0.001	0.035	0.056	-0.030	0.029	0.003
大學	-	-	-0.135	-0.008	0.028	0.063	0.010	0.068*	0.017
碩士	-	-	-	-	-	-	-	-	-
樣本數	193	211	234	216	188	152	196	169	173

資料來源：本研究整理。

說明：1. 所有迴歸模型亦控制國中程度的虛擬變數×3、博士程度的虛擬變數×5、工作年資、工作年資的平方項、工作經驗（年齡-教育程度-6）、工作經驗的平方項。

2. ***、**、*分別表示 1%、5%、10%顯著水準。

附表 3 歷年各個職業類別的職需教育年數

職需教育年數	1998	1999	2000	2002	2003	2004	2005
12 企業負責人及主管人員	16	12	12	16	16	14	14
13 生產及作業經理人員	12	16	14	16	16	16	16
19 其他經理人員	16	16	16	16	16	16	16
21 物理學、數學研究人員及工程科學專業人員	16	16	16	16	16	16	16
22 生物及醫學專業人員	14	14	14	16	16	14	16
24 會計師及商業專業人員	14	18	18	16	16	18	16
25 律師及法律專業人員	16	16	—	16	18	18	16
26 社會科學及有關專業人員	16	16	18	16	16	16	16
29 其他專業人員	12	—	—	16	16	16	16
31 物理、工程科學助理專業人員	14	14	14	14	14	14	14
34 財務及商業服務助理專業人員	12	12	12	12	12	12	12
35 政府行政監督及企業業務監督人員	12	14	14	12	12	12	12
36 行政助理專業人員	12	12	12	14	16	14	14
39 其他助理專業人員	12	12	14	12	12	12	14
41 辦公室事務人員	12	12	12	12	12	12	12
42 顧客服務事務人員	12	12	12	12	12	12	12
51 個人服務工作人員	6	6	9	12	12	12	12
52 保安服務工作人員	6	6	6	12	12	12	12
60 農、林、漁、牧工作人員	—	—	—	6	6	6	6
71 採礦工及營建工	9	6	6	9	9	9	9
72 金屬、機具處理及製造有關工作者	12	12	12	12	12	12	12
73 精密儀器、手工藝、印刷及有關工作者	12	6	6	9	9	12	9
79 其他技術工及有關工作者	9	6	6	9	9	9	9
81 固定生產設備操作工	12	12	12	12	12	12	12
82 機械操作工	12	9	9	12	12	12	12
83 組裝工	12	12	12	12	12	12	12
84 駕駛員及移運設備操作工	12	12	12	12	12	12	12
91 小販及服務工	6	6	6	6	6	6	6
92 生產體力工	6	6	6	6	6	6	6
99 其他非技術工及體力工	9	6	9	6	6	6	6

資料來源：本研究整理。

參考文獻

- 王嘉齡 Wang, Chia-Ling (2009), 「聚集、績效與門檻—台灣製造業之實證研究」 “Agglomeration, Performance, and Threshold Model: An Empirical Study of Taiwan Manufacturing Industries”, 博士論文 Ph. D. Thesis, 國立中央大學產業經濟研究所 Graduate Institute of Industrial Economics, National Central University。 (in Chinese with English abstract)
- 行政院主計總處 Directorate-General of Budget, Accounting and Statistics (1983-2012), 人力運用調查 Manpower Utilization Survey。
- 吳慧瑛 Wu, Huo-Ying (2003), 「二十年來教育發展之經濟評估, 1978-2001」 “Returns to Schooling in Taiwan, 1978-2001”, 臺灣經濟預測與政策 *Taiwan Economics Forecast and Policy*, 33:2, 97-130。 (in Chinese with English abstract)
- 高子荃、詹淑慧 Kao, Tzu-Chuan and Shu-Hui Chan (2010), 「臺灣資訊電子業之廠商規模與成長：外人直接投資、技術差距、財務結構效果之分量分析」 “Firm Size and Growth in the Taiwan Electronic and Information Industry: The Quantile Analysis in the Effect of Foreign Direct Investment, Technological Gap, and Financial Structure”, 經濟研究 *Taipei Economic Inquiry*, 46:1, 69-101。 (in Chinese with English abstract)
- 教育部統計處 Department of Statistics, Ministry of Education (1983-2012), <http://depart.moe.edu.tw/ED4500/cp.aspx?n=1B58E0B736635285&s=D04C74553DB60CAD>。
- 黃台心、李起銓、郭肇軒 Huang, Tai-Hsin, Chi-Chuan Lee and Chao-Hsuan Kuo (2013a), 「台灣製造業不同廠商規模生產技術差異之分量迴歸分析」 “Investigating Productivity Differentials between Large and Small-Medium Manufacturers Using Quantile Regression Techniques”,

經濟研究 *Taipei Economic Inquiry*, 49:2, 207-252。 (in Chinese with English abstract)

黃台心、劉南宏、黃雅鈴 Huang, Tai-Hsin, Nan-Hung Liu and Ya-Ling Huang (2013b), 「台灣製造業二欄位產業生產效率之比較：共同生產函數之應用」 “Comparing the Technical Efficiencies of Taiwan’s Manufacturing Two-Digit Industries under the Framework of the Metafrontier Production Function”, *社會科學論叢 Review of Social Sciences*, 7:2, 1-45。 (in Chinese with English abstract)

彭振原 Peng, Zhen-Yuan (2010), 「人力資本、薪資結構與廠商績效：以台灣上市電子產業為例」 “Human Capital, Wage Structure and Firm Performance: A Case of Listed Electronic Industry in Taiwan”, 碩士論文 MA. Thesis, 國立中央大學產業經濟研究所 Graduate Institute of Industrial Economics, National Central University。 (in Chinese with English abstract)

經濟部統計處 Department of Statistics, Ministry of Economic Affairs (1998-2000, 2002-2005), 工廠校正暨營運調查 Factory Adjustment and Operation Survey。

Allen, J. and R. van der Velden (2001), “Educational Mismatches versus Skill Mismatches: Effects on Wages, Job Satisfaction, and On-the-Job Search,” *Oxford Economic Papers*, 53:3, 434-452.

Arellano, M. and S. Bond (1991), “Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and An Application to Employment Equations,” *The Review of Economic Studies*, 58:2, 277-297.

Arellano, M. and O. Bover (1995), “Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error-Components Models,” *Journal of Econometrics*, 68:1, 29-51.

Bartel, A. P. (1994), “Productivity Gains from the Implementation of Employee Training Programs,” *Industrial Relations*, 33:4, 411-425.

- Battu, H., C. R. Belfield and P. J. Sloane (1999), "Overeducation among Graduates: A Cohort View," *Education Economics*, 7:1, 21-38.
- Becker, G. S. (1962), "Investment in Human Capital: A Theoretical Analysis," *Journal of Political Economy*, 70:5, 9-49.
- Becker, G. S. (1964), *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education*, New York: Columbia University Press.
- Blanchflower, D. G. and A. Bryson (2010), "The Wage Impact of Trade Unions in the UK Public and Private Sectors," *Economica*, 77:305, 92-109.
- Blundell, R. and S. Bond (1998), "Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models," *Journal of Econometrics*, 87:1, 115-143.
- Büchel, F. (2002), "The Effects of Overeducation on Productivity in Germany-The Firms' Viewpoint," *Economics of Education Review*, 21:3, 263-275.
- Cameron, A. C. and P. K. Trivedi (2009), *Microeconometrics Using Stata*, Texas: Stata Press.
- Charlot, O. and B. Decreuse (2005), "Self-Selection in Education with Matching Frictions," *Labour Economics*, 12:2, 251-267.
- Chevalier, A., C. Harmon, I. Walker and Y. Zhu (2004), "Does Education Raise Productivity, or Just Reflect It?" *The Economic Journal*, 114:499, F499-F517.
- Chevalier, A. and J. Lindley (2009), "Overeducation and the Skills of UK Graduates," *Journal of the Royal Statistical Society: Series A*, 172:2, 307-337.
- Cohn, E. and S. P. Khan (1995), "The Wage Effects of Overschooling Revisited," *Labour Economics*, 2:1, 67-76.
- de Oliveira, M. M., M. C. Santos and B. F. Kiker (2000), "The Role of

- Human Capital and Technological Change in Overeducation,” *Economics of Education Review*, 19:2, 199-206.
- Dolton, P. J. and M. A. Silles (2008), “The Effects of Over-Education on Earnings in the Graduate Labour Market,” *Economics of Education Review*, 27:2, 125-139.
- Duncan, G. J. and S. D. Hoffman (1981), “The Incidence and Wage Effects of Overeducation,” *Economics of Education Review*, 1:1, 75-86.
- Fleming, C. M. and P. Kler (2008), “I’m Too Clever for This Job: A Bivariate Probit Analysis on Overeducation and Job Satisfaction in Australia,” *Applied Economics*, 40:9, 1123-1138.
- Gautier, P. A., G. J. van den Berg, J. C. van Ours and G. Ridder (2002), “Worker Turnover at the Firm Level and Crowding out of Lower Educated Workers,” *European Economic Review*, 46:3, 523-538.
- Girma, S., H. Görg and E. Strobl (2004), “Exports, International Investment, and Plant Performance: Evidence from A Non-Parametric Test,” *Economics Letters*, 83:3, 317-324.
- Haltiwanger, J. C., J. I. Lane and J. R. Spletzer (1999), “Productivity Differences across Employers: The Roles of Employer Size, Age, and Human Capital,” *The American Economic Review*, 89:2, 94-98.
- Hung, C. Y. (2008), “Overeducation and Undereducation in Taiwan,” *Journal of Asian Economics*, 19:2, 125-137.
- Judge, T. A., C. J. Thoresen, J. E. Bono and G. K. Patton (2001), “The Job Satisfaction-Job Performance Relationship: A Qualitative and Quantitative Review,” *Psychological Bulletin*, 127:3, 376-407.
- Kampelmann, S. and F. Rycx (2012), “The Impact of Educational Mismatch on Firm Productivity: Evidence from Linked Panel Data,” *Economics of Education Review*, 31:6, 918-931.
- Kiersztyn, A. (2013), “Stuck in A Mismatch? The Persistence of

- Overeducation during Twenty Years of the Post-Communist Transition in Poland,” *Economics of Education Review*, 32:C, 78-91.
- Kler, P. (2005), “Graduate Overeducation in Australia: A Comparison of the Mean and Objective Methods,” *Education Economics*, 13:1, 47-72.
- Korpi, T. and M. Tåhlin (2009), “Educational Mismatch, Wages, and Wage Growth: Overeducation in Sweden, 1974-2000,” *Labour Economics*, 16:2, 183-193.
- Leuven, E. and H. Oosterbeek (2011), “Overeducation and Mismatch in the Labor Market,” in *Handbook of the Economics of Education*, ed., E. A. Hanushek, S. Machin and L. Woessmann, 283-326, Amsterdam: North-Holland.
- Lin, C. H. A. and C. H. Wang (2005), “The Incidence and Wage Effects of Overeducation: The Case of Taiwan,” *Journal of Economic Development*, 30:1, 31-47.
- Mavromaras, K. and S. McGuinness (2012), “Overskilling Dynamics and Education Pathways,” *Economics of Education Review*, 31:5, 619-628.
- McGuinness, S. (2006), “Overeducation in the Labour Market,” *Journal of Economic Surveys*, 20:3, 387-418.
- McGuinness, S. and P. J. Sloane (2011), “Labour Market Mismatch among UK Graduates: An Analysis Using REFLEX Data,” *Economics of Education Review*, 30:1, 130-145.
- McMillen, D. P., P. T. Seaman and L. D. Singell Jr. (2007), “A Mismatch Made in Heaven: A Hedonic Analysis of Overeducation and Undereducation,” *Southern Economic Journal*, 73:4, 901-930.
- Mehta, A., J. Felipe, P. Quising and S. Camingue (2011), “Overeducation in Developing Economies: How Can We Test for It, and What Does It

- Mean?” *Economics of Education Reivew*, 30:6, 1334-1347.
- Mincer, J. A. (1974), *Schooling, Experience, and Earnings*, New York: National Bureau of Economic Research.
- Robst, J. (1995), “College Quality and Overeducation,” *Economics of Education Review*, 14:3, 221-228.
- Rubb, S. (2003), “Overeducation: A Short or Long Run Phenomenon for Individuals?” *Economics of Education Review*, 22:4, 389-394.
- Rusinek, M. and F. Rycx (2013), “Rent-Sharing under Different Bargaining Regimes: Evidence from Linked Employer-Employee Data,” *British Journal of Industrial Relations*, 51:1, 28-58.
- Sicherman, N. (1991), ““Overeducation” in the Labor Market,” *Journal of Labor Economics*, 9:2, 101-122.
- Sicherman, N. and O. Galor (1990), “A Theory of Career Mobility,” *Journal of Political Economy*, 98:1, 169-192.
- Sloane, P. J. (2007), “Overeducation in the United Kingdom,” *The Australian Economic Review*, 40:3, 286-291.
- Sohn, K. (2010), “The Role of Cognitive and Noncognitive Skills in Overeducation,” *Journal of Labor Research*, 31:2, 124-145.
- Teulings, C. and M. Koopmanschap (1989), “An Econometric Model of Crowding out of Lower Education Levels,” *European Economic Review*, 33:8, 1653-1664.
- Tsai, Y. (2010), “Returns to Overeducation: A Longitudinal Analysis of the U.S. Labor Market,” *Economics of Education Review*, 29:4, 606-617.
- Tsang, M. C. (1987), “The Impact of Underutilization of Education on Productivity: A Case Study of the U.S. Bell Companies,” *Economics of Education Review*, 6:3, 239-254.
- van der Meer, P. H. (2009), “Investments in Education: Too Much or Not Enough?” *Economics Letters*, 102:3, 195-197.

- Verdugo, R. R. and N. T. Verdugo (1989), "The Impact of Surplus Schooling on Earnings: Some Additional Findings," *The Journal of Human Resources*, 24:4, 629-643.
- Verhaest, D. and E. Omeij (2009), "Objective Over-Education and Worker Well-Being: A Shadow Price Approach," *Journal of Economic Psychology*, 30:3, 469-481.
- Verhaest, D. and E. Omeij (2012), "Overeducation, Undereducation and Earnings: Further Evidence on the Importance of Ability and Measurement Error Bias," *Journal of Labor Research*, 33:1, 76-90.
- Vieira, J. A. C. (2005), "Skill Mismatches and Job Satisfaction," *Economics Letters*, 89:1, 39-47.
- Winter-Ebmer, R. and J. Zweimüller (1999), "Intra-firm Wage Dispersion and Firm Performance," *Kyklos*, 52:4, 555-572.

Overeducation and Industrial Productivity: Evidence from Two-Digit Manufacturing Industries

Tsai, Wehn-Jyuan

Abstract

This paper uses the 1998-2000 and 2002-2005 waves of Factory Adjustment and Operation Surveys and Manpower Utilization Surveys to estimate the net effects of overeducation on industrial productivity. We primarily apply the dynamic system GMM estimator to control for time-invariant unobserved industry characteristics, simultaneity issues and dynamics in the adjustment process of productivity. The findings present an effect of overeducation on productivity in big-scale enterprises and for young workers. The estimates show that an additional year of overeducation among young workers increases sales per worker in big-scale enterprises by 15.72%-31.46%.

Keywords: Overeducation, Productivity, Dynamic Panel Data

JEL Classification: I23, J21, J24

Tsai, Wehn-Jyuan, Department of Economics, Shih Hsin University, No. 111, Mu-Cha Rd., Sec. 1, Taipei City 11645, Taiwan, R.O.C., Tel: 886-2-2236-8225 ext. 63413, E-mail: wjtsai@mail.shu.edu.tw.

Received 14 January 2016; revised 22 February 2016; accepted 20 June 2016.