DOI: 10.6277/TER.2015.433.4

糖尿病對台灣中老年人就業的衝擊 — 體重控制的緩和效果

林東瓏・胡登淵*

本研究運用我國 90 年與 94 年國民健康訪問調查資料, 分男女按體重分組估計體重控制對糖尿病衝擊中老年就業的緩和效果。爲能考量糖尿病與體重控制爲內生, 使用帶工具變數三元 Probit 模型, 工具變數包含糖尿病家族病史和糖尿病與體重控制二區域盛行率。比較二年度分析可知: 90 年因缺乏糖尿病家族病史且二區域盛行率變異不夠大, 緩和效果較不明確; 惟 94 年之分析則無此二項限制, 過重以上 (BMI $\geq$ 24) 男性之緩和效果呈顯著爲 1.98%, 其它各組之效果多偏小或不顯著。政策制定者估算體重控制成本效益時, 宜將中老年過重以上男性之緩和效果納入考量。

關鍵詞: 糖尿病, 就業, 體重控制, 三元機率模型
JEL 分類代號: I12, J22

1 前言

近數十年來, 在亞洲地區的開發中國家, 糖尿病罹患率上升且其成本呈增加趨勢 (Ramachandran et al., 1997; Shobhana et al., 2000)。造成糖尿病罹患與盛行可能的一些風險因子, 包含肥胖、高風險群移入 (譬如西班牙裔美國人)、人口老化與遺傳基因等 (Ng, Jacobs, and Johnson, 2001; Bastida

*作者分別爲淡江大學產業經濟學系博士生與副教授。胡登淵爲通訊作者。作者感謝執行編輯周欣儀教授、兩位匿名審查委員、林翠芳教授、台灣經濟學會年會與淡江大學產業經濟系演講與會者的寶貴意見, 以及張士軒協助校稿, 使本文更臻完善。承蒙國家衛生研究院提供資料, 謹致謝忱。

經濟論文叢刊 (*Taiwan Economic Review*), 43:3 (2015), 359–405。
國立台灣大學經濟學系出版

臺灣大學學術期刊資料庫

and Pagán, 2002; Shelton Brown, Pagán, and Bastida, 2005)。台灣過去的發展歷程也有著這些風險因子, 而且過去數十年來, 糖尿病亦從台灣非十大死因, 進入到十大死因之前五名。台灣數十年來基因應無太大改變, 主要得自遺傳的型 I 糖尿病罹患者本來就屬相對少數, 預期不會改變太多, 但經濟發展提供生活便利,[1] 也改變了人們的生活型態, 隨之而來的久坐工作環境與多糖、多油的飲食型態常使體重上升, 進而可能提升型 II 糖尿病罹患機率, 其好發於中老年人。而罹患糖尿病可能對經濟層面造成諸多衝擊, 種種衝擊會反噬發展中國家的經濟成果。對曾爲亞洲經濟快速發展國家的台灣, 探討糖尿病可能造成之經濟層面衝擊是值得關注之重要議題, 而因應或緩和此衝擊的方案也變成值得關注。

糖尿病患者可能因就醫需要或相關併發症導致生產力下降, 甚或被迫退出勞動市場, 這議題近年來也逐漸受到國外學者關注, 研究糖尿病對就業或生產力影響之文獻也隨之如雨後春筍般成長, 主要集中在美國、加拿大與澳洲。無論傳統或晚近文獻皆忽略糖尿病患者或高風險群 (譬如過重或肥胖者) 常被告知應進行體重控制的事實。體重控制可經由下述機制 (mechanism) 減少糖尿病對就業之負向衝擊: 肥胖常被視爲罹患糖尿病重要因子之一 (Stern et al., 1983), 且肥胖與型 II 糖尿病高度關聯, 體重控制可減少罹患型 II 糖尿病的可能性, 預期進而可緩和糖尿病對就業之負向衝擊, 因體重控制長期而言應可減低罹患型 II 糖尿病之可能性, 而短期而言應可減輕糖尿病病情, 以減少就醫時間與提升生產力, 並提升就業機率。反觀糖尿病患者亦可能較注意控制體重, 因此體重控制也很可能具內生性 (郭雁媚, 2008)。[2] 由於糖尿病高風險的過重或肥胖者常被告知應進行體重控制, 因而具較強的體重控制意願與動機, 體重控制緩和效果可能較明確。因此, 本研究按受訪者體重分組, 檢視不同體重群組的體重控制緩和效果。

隨著糖尿病罹患率上升, 爲擘劃新健康與經濟生活願景, 有必要建立適當健康醫療與勞工政策, 而探討糖尿病對就業的衝擊與緩和此衝擊之策略效果, 將有助於未來相關政策評估。[3] 鑒此, 本研究運用我國國家衛生研究

[1]經濟發展導致社經情勢的轉變, 社經情勢與生活型態相關聯, 而生活型態又與健康狀況 (譬如罹患糖尿病與否及其嚴重性) 息息相關 (Smith, 1998; Fuchs, 2004)。

[2]反觀肥胖經濟分析之文獻亦有證據顯示肥胖具內生性 (Morris, 2007)。

[3]譬如先進國家學者已在討論中的肥胖稅或對甜性飲料加重課稅等政策效果之評估。

臺灣大學學術期刊資料庫

院90年與94年國民健康訪問調查資料, 以帶工具變數之三元 Probit 模型, 在考量糖尿病與體重控制爲內生下, 按受訪者體重分組, 估計與檢定糖尿病對中老年男女就業衝擊效果, 進而估算體重控制的緩和效果。因經濟發展下之環境差異與社會規範轉變有可能影響糖尿病罹患可能性, 本研究除使用糖尿病家族病史爲工具變數外, 亦使用糖尿病與體重控制區域盛行率爲主要工具變數以反應經濟發展下之環境變遷與社會規範轉變。

本文後續結構如下: 第2節爲相關文獻回顧, 第3節介紹觀念架構, 第4節介紹資料來源、實證變數設定與說明各實證變數之敘述統計, 第5節設定實證模型, 第6節爲實證結果與討論, 第7節則爲結論。

2 文獻回顧

回顧美國文獻可知: Kahn (1998a) 研究美國糖尿病醫療技術創新如何緩和罹患糖尿病對就業之負向衝擊, 發現在1976年至1992年間, 隨著糖尿病醫療技術創新, 女性糖尿病患者就業機率對照女性非糖尿病患者與男性糖尿病患者呈相對改善; Ng, Jacobs, and Johnson (2001) 與 Lavigne et al. (2003) 皆研究美國人之糖尿病與其併發症對就業與生產力的影響, 主要結果皆顯示糖尿病患者相對非糖尿病患者其就業率與生產力都較低; Bastida and Pagán (2002) 研究墨西哥裔美國人罹患糖尿病對就業之衝擊, 結果顯示: 糖尿病對男性就業呈顯著負向衝擊, 就女性而言該負向衝擊卻不顯著; Vijan, Hayward, and Langa (2004) 使用美國1992年至2000年的「健康退休研究 (Health Retirement Study, HRS)」資料庫, 研究老年人罹患糖尿病對生產力的衝擊, 推估糖尿病造成的生產力損失於1992年約達600億美元, 至2000年則上升至1992年的兩倍; Tunceli et al. (2005) 則運用美國1992與1994這二年度的「健康退休研究」資料庫, 研究51至61歲老年人罹患糖尿病對就業與工時的衝擊, 單就就業部分而言, 文中指出糖尿病對男性就業呈顯著負向衝擊, 且相較女性糖尿病對就業負向衝擊較大; Shelton Brown, Pagán, and Bastida (2005) 以基因變數爲工具變數, 研究糖尿病對美籍墨西哥裔就業的衝擊, 指出糖尿病對男性就業呈顯著負向衝擊, 就女性而言則爲正向衝擊但不顯著, 這結果與 Bastida and Pagán (2002) 相似, 其強度明顯不同, 作者藉此呈現糖尿病外生的假設將高估 (低估) 對女

臺灣大學學術期刊資料庫

性 (男性) 的負向就業衝擊。Minor (2011) 運用美國2006年國民健康訪問調查 (National Health Interview Survey, NHIS), 離析型 I 與型 II 糖尿病對女性就業、[4] 工時及薪資的衝擊, 視型 I 糖尿病爲外生, 而視型 II 糖尿病爲內生, 以基因變數爲型 II 糖尿病的工具變數, 指出罹患型 II 糖尿病對女性就業具顯著負向衝擊, 而型 I 糖尿病對女性就業衝擊卻不顯著, 作者亦指出型 II 糖尿病外生的假設將低估對女性的負向就業衝擊, 然而這結果與 Shelton Brown, Pagán, and Bastida (2005) 迥然不同。

加拿大有文獻二篇: Kraut et al. (2001) 研究加拿大人罹患糖尿病對就業與所得之衝擊, 單就就業而言, 文中指出糖尿病患者相較非糖尿病患者較可能退出勞動市場; Latif (2009) 以基因爲工具變數, 研究糖尿病對加拿大人就業的衝擊, 其結果支持糖尿病對白人女性就業具顯著負向衝擊的假說, 然而對非白人並不具顯著衝擊。[5]

而澳洲則有文獻二篇: Zang, Zhao, and Harris (2009) 研究澳大利亞人罹患各種慢性病 (含糖尿病) 對就業之衝擊, 指出罹患多種慢性病更可能導致退出勞動市場, 其中糖尿病對男性就業具顯著負向衝擊, 然而對女性就業並不具顯著衝擊, 此外若視各種慢性病爲外生, 無論男女老少, 會低估其對就業的負向衝擊; Harris (2009) 則研究糖尿病與心血管疾病對澳大利亞人就業的衝擊, 支持糖尿病對男女就業皆具顯著負向衝擊, 此外若忽視糖

[4]Minor (2011) 使用的是美國2006年 NHIS 資料, 而 Kahn (1998a) 則使用美國1976年與1989年 NHIS 資料, 由於美國 NHIS 資料具有「您何時被診斷出具有糖尿病」問題陳述, 故能區分型 I 與型 II 糖尿病。值得關注的是, Kahn (1998a) 使用18到65歲爲研究型 I 糖尿病的資料, 30到65歲爲研究型 II 糖尿病資料, 然而 Kahn (1998a) 並未詳細指出以何時診斷出有糖尿病的年齡切斷點 (cutoff age), 僅指出型 I 糖尿病相較型 II 糖尿病好發於幼少年與成年初期, 且未提供型 I 糖尿病對就業可能衝擊的報表, 只指出具型 I 糖尿病樣本過少, 且型 I 糖尿病反而增加就業可能; Minor (2011) 則明確指出以年齡20歲前是否被診斷出爲糖尿病爲判定是否爲型 I 糖尿病。我國 NHIS 資料並未有類似上述美國 NHIS 資料中的明確問題陳述, 僅具有較不嚴謹的「你是在幾歲時知道你有糖尿病」問題陳述 (知道之時不一定代表是何時被診斷出), 若運用上述問題陳述, 亦以20歲作爲區分究竟爲型 I 糖尿或型 II 糖尿病, 檢視我國40以上到65歲以下的90年 NHIS 與94年 NHIS 研究樣本, 發現90年皆沒有型 I 糖尿病, 而94年亦幾乎沒有型 I 糖尿病, 僅男女各自一例 (男的爲19歲, 女的爲18歲), 因此, 本研究的糖尿病對就業衝擊, 幾乎可視爲型 II 糖尿病對就業的衝擊。

[5]值得注意的是: Latif (2009) 的單一就業機率方程式非白人結果顯示: 無論男女, 加拿大籍亞裔 (Asian) 與南亞裔 (South Asian) 兩者糖尿病對就業皆不具顯著衝擊。

臺灣大學學術期刊資料庫

尿病內生, 會低估糖尿病對就業的負向衝擊。[6]

綜觀上述糖尿病對就業或生產力影響相關文獻可知: 亞洲研究之文獻仍付之闕如, 而美加澳研究所估得的罹患糖尿病對男女各自就業影響強度分歧, 甚至連符號都翻轉。誠如 Shelton Brown, Pagán, and Bastida (2005) 所言, 這分歧的結果可能部分來自過強的外生性假設。[7] 由上述文獻發展的趨勢可知, 傳統探討糖尿病對就業或生產力衝擊之文獻 (Kahn, 1998a; Kraut et al., 2001; Ng, Jacobs, and Johnson, 2001; Bastida and Pagán, 2002; Lavigne et al., 2003; Vijan, Hayward, and Langa, 2004; Tunceli et al., 2005) 假設糖尿病爲外生變數。然而, 晚近文獻 (Shelton Brown, Pagán, and Bastida, 2005; Latif, 2009; Minor, 2011) 允許糖尿病爲內生, 進而以糖尿病家族病史爲工具變數處理內生性問題, 並指出: 若與就業有關之無法觀察之因素, 譬如積極性、時間偏好率、家庭成長背景等, 亦與糖尿病相關, 此會導致內生性問題。

值得注意的是文獻中僅 Kahn (1998a) 研究美國糖尿病醫療技術創新如何緩和罹患糖尿病對就業之負向衝擊。技術創新需仰賴科學家與科學整體發展, 然而體重控制與否個人自己可決定做或不做, 其可行性很高。惟文獻中尚未見學者研究體重控制對上述負向衝擊之緩和效果。

3 觀念架構

本研究延伸 Latif (2009) 簡化的新古典效用最大化模型以闡述糖尿病與體重控制影響勞動市場參與的可能途徑 (channels) (式 (1) 至式 (5)), 藉以探討體重控制的緩和效果。假設休閒時間 (T_L)、消費財貨 (C)、健康狀態 (HS) 與身材 (B, 譬如以身體質量指數衡量) 決定效用 (式 (1)), 而效用函數受限於二限制式: 時間與預算限制式。

[6]澳洲的兩篇文獻 (Zang, Zhao, and Harris, 2009; Harris, 2009) 都視糖尿病爲內生, 但卻不採用工具變數的方法, 僅以多元機率方程組與單元機率方程比較內外生的差異。

[7]而就實證研究樣本數而言, Bastida and Pagán (2002) 的樣本數男女分別爲436與585; Shelton Brown, Pagán, and Bastida (2005) 的樣本數男女分別爲338與651; 而 Latif (2009) 的樣本數男女雖較大, 分別爲5112與6224, 加拿大籍亞裔男女樣本數僅分別爲284與365, 過少的樣本數可能導致標準誤過大, 係數估計值, 亦未能逼近母體真值, 呈現不穩定。

臺灣大學學術期刊資料庫

標準簡化的效用函數係由休閒時間與消費決定, 本模型加入健康狀態與身材: 健康狀態 (譬如罹患糖尿病與否與其病情嚴重性) 反應個人的健康; 而現代人追求瘦身 (特別是女性), 苗條的體態可能直接提昇個人效用。

$$U = U\left(T_L, C, HS, B\right)。 \tag{1}$$

時間限制式 (如式 (2) 所示) 係修正 Becker 時間分配模型 (參考 Becker (1965); Grossman (1972)) 的時間限制式。個人自己的時間 (T) 分配於各活動類型, 包括工作 (T_w)、休閒 (T_L)、生病 (T_S, 譬如生病看醫生所需時間) 與體重控制 (T_{WC}, 藉由運動 (譬如慢跑) 或飲食 (譬如瘦身餐) 進行體重控制所使用的時間)。

$$T = T_w + T_L + T_S + T_{WC}。 \tag{2}$$

預算限制式 (如式 (3) 所示) 係假設個人藉由工作賺得的所得 ($w * T_w$) 與變賣金融資產 (V) 以消費市場財貨 (C)、使用醫療服務或藥品 (M) 與進行體重控制 (WeiCon), 其中 P_M 與 P_{WeiCon} 分別代表醫療服務或藥品與體重控制的價格。

$$C + p_M \times M + p_{\text{WeiCon}} \times \text{WeiCon} = w^* T_w + V。 \tag{3}$$

而個人生產最適身材與健康的二技術則如式 (4) 與式 (5) 所設定。從事體重控制可透過式 (4) 影響身材, 而身材可經由式 (5) 影響健康狀態。

$$B = h\left(\text{WeiCon}, T_{WC}; Edu\right), \tag{4}$$

$$HS = g\left(B, M, T_S; Edu\right)。 \tag{5}$$

假設勞工是同質且勞動市場爲完全競爭, 則工資率 (w) 爲固定常數, 勞工生病 (譬如罹患糖尿病) 或病情加重將導致就醫時間增加, 可工作時間縮減, 而且生病的潛在工作者心中的保留工資率 (reservation wage rate) 上升, 因而減少勞動供給時間, 降低就業率。體重控制 (WeiCon) 可達到瘦身效果 (譬如較小的身體質量指數), 短期而言可改善健康與減輕病情 (長期而言進而減少罹患肥胖相關疾病 (譬如型 II 糖尿病) 的風險), 減少就醫所需

臺灣大學學術期刊資料庫

時間, 增加可工作時間, 而且相對健康的潛在工作者心中的保留工資率應相對較生病者低, 因而提升就業率。

然而勞工常是異質且勞動市場並非完全競爭, 則工資率並非爲固定常數, 罹患疾病 (譬如型 II 糖尿病) 或病情加重除了將導致就醫時間增加, 可工作時間縮減, 預期會降低生產力而取得較低的工資, 而主觀的保留工資預期會因生病而上升, 當特定的市場工資率低於個人的保留工資率, 則個人可能離職或無意願進入職場。體重控制藉由改善個人的健康, 短期可減輕病情 (且長期可預防疾病 (譬如型 II 糖尿病)), 減少就醫所需時間, 增加可工作時間, 並可導致生產力上升, 取得較高工資, 相對健康的潛在工作者而言, 主觀的保留工資預期會相對較低, 如此也可提高就業率。

綜言之, 體重控制所帶來的健康改善, 使得看病時間減少與生產力提升, 可進而提供緩和效果。然而進行體重控制亦可能需花費時間, 而縮短可工作時間, 弱化其緩和效果。

4 資料來源、變數設定與敘述統計

茲簡述國家衛生研究院90 年與 94 年國民健康訪問調查資料 (National Health Interview Survey, NHIS) 二次調查抽樣方法、問卷含蓋樣本年齡與地理分區之異同如下: 90 年樣本的選取是採用多段分層系統抽樣設計, 並以衛生署統計室所提供的 90 年 1 月 16 日普通戶戶籍資料作爲抽樣底冊, 且採取實地訪查之方式進行調查, 範圍包括三個獨立之調查母體: 台灣地區 (依其地理位置及都市生活圈分爲七層)、山地地區以及離島地區, 問卷共分爲五類, 包括家戶問卷、12 歲以上個人問卷、12 歲以下個人問卷、生活品質問卷 (20–65 歲適用) 以及 12–19 歲青少年自填問卷; 94 年國民健康訪問暨藥物濫用調查 (以下亦簡稱「國民健康訪問調查」) 除依戶籍地並使用現住地址抽樣設計分層, 地理上按 23 縣市再細分爲 53 區 (參見 94 年國民健康訪問調查譯碼簿之附件十九), 使用之問卷包含面訪問卷與自填問卷兩種, 其中面訪問卷依年齡層分爲三類: (1) 12 歲以下個人問卷、(2) 12–64 歲個人問卷以及 (3) 65 歲以上個人問卷; 自填問卷則有 12–17 歲問卷與 18–64 歲問卷兩類。90 年國民健康訪問調查爲全國代表性樣本, 然而 94 年國民健康訪問調查, 基於各縣市內人口差異大, 爲取得足以代表各縣

臺灣大學學術期刊資料庫

市的樣本數, 控制抽樣誤差在一定範圍內, 又不讓整個樣本數過於龐大, 各縣市採不同抽取率, 是而在估算94年台灣地區資料時, 各縣市數值須先作加權處理。本研究使用94年國民健康訪問調查資料的縣市權值 (WT_C) 進行加權處理。

本研究使用國家衛生研究院90年與94年國民健康訪問調查之受訪者問題主要分別取自12歲以上個人問卷與12–64歲個人問卷資料檔以設定實證變數。茲詳述重要變數設定如下 (表1.1與表1.2): 問卷內工作與經濟狀況一類之受測問題陳述「請問您目前有沒有在工作?」係用以定義就業與否變數,[8] 若回答有工作則設定爲就業 (定義就業爲1), 沒有工作則設定爲無業 (定義就業爲0)。而問卷內疾病狀況一類之「您是不是曾經患有糖尿病?」與「是不是醫護人員告訴您的?」則用以定義是否罹患糖尿病變數, 若受訪者選填曾經罹患糖尿病且經由醫護人員告知確實診斷爲罹患糖尿病則設定爲罹患糖尿病 (定義罹患糖尿病爲1), 否則設定爲沒有罹患糖尿病 (定義罹患糖尿病爲0)。[9] 而問卷之個人健康情形一類的受測問題陳述「您現在是否有在控制體重?」係用以定義是否進行體重控制變數,[10] 若受訪者有控制體重且係爲減輕體重則設定爲有進行體重控制 (定義體重控制爲1), 否則設定爲無進行體重控制 (定義體重控制爲0)。

本研究按受訪者體重分組, 以估計體重控制的緩和效果。90年體重分組爲全部樣本組、非過重以上群組 (BMI $<$ 24)、過重以上群組 (BMI $\geq$ 24) 與肥胖組 (BMI $\geq$ 27), 共四組;[11] 而94年體重分組則爲全部樣本組、

[8]受限於資料調查內的受訪者問題, 不易客觀釐清該就業變數是否爲全職就業、兼職就業亦或自雇或受雇。若要進一步剖析, 則須結合其它受訪者問題 (譬如「就行業別而言, 您主要工作的地方是做什麼的?」與「就職業別而言, 您主要工作的地方是做什麼的?」) 加以主觀判定。

[9]而受訪者若選填不知道是否曾經罹患糖尿病則排除在實證分析樣本外。

[10]本研究曾放寬體重控制定義, 即受訪者係爲維持現有體重或減輕體重皆視爲有進行體重控制, 然而實證結果的主要解釋變數大多不顯著或違反符號預期, 鑒此, 本研究採嚴格體重控制定義, 係爲減輕體重才設定爲是有進行體重控制。

[11]90年男女平均 BMI 分別爲24.35與23.63; 而94年男女平均 BMI 則分別爲24.70與23.73, 顯然90年相較94年平均而言較輕, 90年過重以上群組估計結果較不合乎預期, 肥胖群組預期會有較強的體重控制意願, 因此本研究於90年增添肥胖一組。表3.4與表6.1亦顯示90年肥胖組相較其它體重分組而言, 較顯著且符號符合預期, 而體重控制緩和效果亦較大。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 1.1: 敘述統計表 (90 年)[a]

	男性								女性							
	全部樣本		過重以上		非過重以上		肥胖		全部樣本		過重以上		非過重以上		肥胖	
	平均數	標準差	平均數	標準差	平均數	標準差	平均數	標準差	平均數	標準差	平均數	標準差	平均數	標準差	平均數	標準差
就業 (1 = 是; 0 = 否)	0.7959	0.4031	0.8012	0.3993	0.7900	0.4075	0.8125	0.3907	0.4952	0.5001	0.4294	0.4952	0.5397	0.4986	0.3651	0.4821
罹患糖尿病 (1 = 是; 0 = 否)	0.0887	0.2844	0.1023	0.3032	0.0733	0.2608	0.1208	0.3263	0.0737	0.2614	0.1047	0.3063	0.0527	0.2236	0.1561	0.3634
體重控制 (1 = 是; 0 = 否)	0.0957	0.2942	0.1579	0.3648	0.0255	0.1578	0.2188	0.4138	0.1517	0.3588	0.2181	0.4131	0.1068	0.3089	0.2407	0.4281
國中肄業及以下 (基準組)	0.3342	0.4718	0.3304	0.4705	0.3386	0.4734	0.3417	0.4748	0.4948	0.5001	0.6196	0.4857	0.4102	0.4920	0.6799	0.4671
國中畢業 (1 = 是; 0 = 否)	0.1929	0.3946	0.1915	0.3936	0.1944	0.3959	0.1896	0.3924	0.1583	0.3651	0.1335	0.3403	0.1751	0.3802	0.1296	0.3363
高中職畢業 (1 = 是; 0 = 否)	0.3412	0.4742	0.3443	0.4753	0.3377	0.4731	0.3667	0.4824	0.2747	0.4465	0.2085	0.4064	0.3197	0.4665	0.1587	0.3659
大學畢業 (1 = 4*u*; 0=4 否)	0.1073	0.3095	0.1096	0.3126	0.1046	0.3062	0.0854	0.2798	0.0664	0.2489	0.0336	0.1803	0.0885	0.2842	0.0265	0.1607
研究所畢業[b] (1 = 是; 0 = 否)	0.0244	0.1543	0.0241	0.1535	0.0247	0.1553	0.0167	0.1282	0.0058	0.0761	0.0048	0.0692	0.0065	0.0805	0.0053	0.0726
40 至 45 歲以下 (基準組)	0.2878	0.4528	0.2741	0.4462	0.3031	0.4598	0.3021	0.4596	0.2980	0.4575	0.2181	0.4131	0.3522	0.4778	0.2196	0.4145
45 至 50 歲以下 (1 = 是; 0 = 否)	0.2777	0.4479	0.3004	0.4586	0.2521	0.4344	0.2938	0.4560	0.2713	0.4447	0.2642	0.4411	0.2760	0.4472	0.2249	0.4180
50 至 55 歲以下 (1 = 是; 0 = 否)	0.1960	0.3971	0.1974	0.3982	0.1944	0.3959	0.2083	0.4065	0.1979	0.3985	0.2229	0.4164	0.1810	0.3851	0.2196	0.4145
55 至 60 歲以下 (1 = 是; 0 = 否)	0.1305	0.3369	0.1279	0.3341	0.1334	0.3402	0.1208	0.3263	0.1249	0.3307	0.1566	0.3636	0.1035	0.3047	0.1852	0.3890
60 至 65 歲以下 (1 = 是; 0 = 否)	0.1081	0.3105	0.1001	0.3003	0.1170	0.3215	0.0750	0.2637	0.1079	0.3103	0.1383	0.3454	0.0872	0.2822	0.1508	0.3583
是否已婚 (1 = 是; 0 = 否)	0.9508	0.2163	0.9605	0.1948	0.9399	0.2378	0.9583	0.2000	0.9666	0.1796	0.9769	0.1501	0.9596	0.1969	0.9841	0.1251
是否有依賴小孩 (1 = 是; 0 = 否)	—	—	—	—	—	—	—	—	0.0446	0.2065	0.0394	0.1946	0.0482	0.2142	0.0423	0.2016
糖尿病區域盛行率[b,c]	0.0924	0.0173	0.1070	0.0209	0.0738	0.0275	0.1317	0.0501	0.0757	0.0092	0.1111	0.0230	0.0496	0.0150	0.1790	0.0853
體重控制區域盛行率[b,c]	0.1013	0.0215	0.1651	0.0333	0.0245	0.0056	0.2251	0.0533	0.1596	0.0404	0.2215	0.0443	0.1149	0.0350	0.2475	0.0365
觀測樣本數	2,582		1,368		1,214		480		2,577		1,041		1,536		378	

資料來源: a. 90 年國民健康訪問調查。

b. 本研究 90 年盛行率則採用 7 個地理區域計算 (參見 90 年國民健康訪問調查譯碼簿之附件一與其相關說明)。

c. 區域盛行率的平均數係簡單平均。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 1.2: 敘述統計表 (94年)[a]

	男性						女性					
	全部樣本		過重以上		非過重以上		全部樣本		過重以上		非過重以上	
	平均數	標準差	平均數	標準差	平均數	標準差	平均數	標準差	平均數	標準差	平均數	標準差
就業 (1 = 是; 0 = 否)	0.8341	0.3720	0.8520	0.3552	0.8114	0.3913	0.5632	0.4961	0.5145	0.5000	0.5985	0.4903
罹患糖尿病 (1 = 是; 0 = 否)	0.0734	0.2609	0.0927	0.2901	0.0490	0.2159	0.0568	0.2315	0.0915	0.2884	0.0317	0.1753
體重控制 (1 = 是; 0 = 否)	0.0953	0.2937	0.1554	0.3624	0.0190	0.1366	0.1622	0.3687	0.2385	0.4263	0.1070	0.3092
國中肄業及以下 (基準組)	0.2557	0.4363	0.2550	0.4360	0.2566	0.4369	0.4174	0.4932	0.5418	0.4984	0.3273	0.4694
國中畢業 (1 = 是; 0 = 否)	0.2087	0.4064	0.2061	0.4046	0.2120	0.4089	0.1783	0.3828	0.1783	0.3829	0.1784	0.3829
高中職畢業 (1 = 是; 0 = 否)	0.4010	0.4902	0.4047	0.4910	0.3962	0.4893	0.3205	0.4668	0.2353	0.4244	0.3822	0.4861
大學畢業[b] (1 = 是; 0 = 否)	0.0976	0.2968	0.0979	0.2972	0.0972	0.2964	0.0837	0.2770	0.0446	0.2064	0.1121	0.3156
研究所畢業[b] (1 = 是; 0 = 否)	0.0370	0.1889	0.0363	0.1870	0.0380	0.1913						
40 至 45 歲以下 (基準組)	0.2789	0.4485	0.2769	0.4476	0.2814	0.4499	0.2795	0.4488	0.2041	0.4032	0.3341	0.4718
45 至 50 歲以下 (1 = 是; 0 = 否)	0.2531	0.4349	0.2545	0.4357	0.2515	0.4340	0.2539	0.4353	0.2361	0.4249	0.2667	0.4423
50 至 55 歲以下 (1 = 是; 0 = 否)	0.2126	0.4092	0.2228	0.4162	0.1996	0.3998	0.2227	0.4161	0.2353	0.4244	0.2135	0.4099
55 至 60 歲以下 (1 = 是; 0 = 否)	0.1391	0.3461	0.1434	0.3505	0.1338	0.3405	0.1340	0.3407	0.1728	0.3782	0.1059	0.3078
60 至 65 歲以下 (1 = 是; 0 = 否)	0.1163	0.3206	0.1025	0.3034	0.1338	0.3405	0.1100	0.3130	0.1517	0.3589	0.0798	0.2711
是否已婚 (1 = 是; 0 = 否)	0.9424	0.2331	0.9499	0.2182	0.9327	0.2505	0.9573	0.2022	0.9664	0.1803	0.9507	0.2165
是否有依賴小孩 (1 = 是; 0 = 否)	—	—	—	—	—	—	0.0079	0.0884	0.0086	0.0924	0.0074	0.0855
父親爲糖尿病友 (1 = 是; 0 = 否)	0.1040	0.3053	0.1111	0.3144	0.0950	0.2934	0.0975	0.2967	0.1009	0.3013	0.0951	0.2935
母親爲糖尿病友 (1 = 是; 0 = 否)	0.1755	0.3805	0.1911	0.3933	0.1557	0.3627	0.1665	0.3726	0.1845	0.3881	0.1535	0.3605
兄弟爲糖尿病友 (1 = 是; 0 = 否)	0.0583	0.2343	0.0691	0.2537	0.0446	0.2065	0.0591	0.2359	0.0672	0.2505	0.0532	0.2246
姊妹爲糖尿病友 (1 = 是; 0 = 否)	0.0390	0.1936	0.0449	0.2072	0.0314	0.1745	0.0529	0.2238	0.0665	0.2492	0.0430	0.2030
糖尿病區域盛行率[c, d]	0.0723	0.0429	0.0918	0.0608	0.0448	0.0466	0.0617	0.0381	0.0894	0.0662	0.0418	0.0541
體重控制區域盛行率[c, d]	0.0916	0.0349	0.1473	0.0747	0.0170	0.0278	0.1544	0.0693	0.2265	0.1128	0.0975	0.0671
觀測樣本數	3,105		1,737		1,368		3,045		1,279		1,766	

資料來源: a. 94 年國民健康訪問調查。94 年台灣地區資料爲縣市代表資料, 已進行加權處理。

b. 94 年女性研究所畢業且罹患糖尿病樣本數爲 0, 此造成估計困難, 故 94 年女性合併是否研究所畢業與是否大學畢業, 即是否大學以上畢業。

c. 本研究 94 年盛行率則採用 53 個地理區域計算, 即每一縣市再加以分一到四層不等 (參見 94 年國民健康訪問調查譯碼簿之附件十九)。

d. 區域盛行率的平均數係簡單平均。

臺灣大學學術期刊資料庫

過重以上群組 (BMI ≥ 24) 與非過重以上群組 (BMI < 24), 共三組。型 II 糖尿病患病年齡大都超過 40 歲,[12] 而且 65 歲以上已達退休年齡, 故刪除 40 歲以下與 65 歲以上樣本資料以進行分析, 最後所使用的樣本: 90 年共有 5,159 人, 包含男性 2,582 人, 其中過重以上者 1,368 人, 非過重以上者 1,214 人 (肥胖者 480 人), 而女性有 2,577 人, 其中過重以上者 1,041 人, 非過重以上者 1,536 人 (肥胖者 378 人); 94 年則共有 6,150 人, 包含男性 3,105 人, 其中過重以上者 1,737 人, 非過重以上者 1,368 人, 而女性有 3,045 人, 其中過重以上者 1,279 人, 非過重以上者 1,766 人。

本研究按男女陳列全樣本各變數之敘述統計於表 1.1 與表 1.2, 茲說明與比較二年度男女全樣本之主要變數, 包含就業、罹患糖尿病與體重控制如下: 就 90 年就業率而言 (詳見表 1.1), 男女各約達 79.59% 與 49.52%, 男性明顯比女性高, 相差約 30.07 個百分點; 就個人罹患糖尿病與否而言, 男女性罹患率各約 8.87% 與 7.37%, 男性比女性高, 相差約 1.5 個百分點; 而就個人體重控制與否而言, 男女各約 9.57 與 15.17% 進行體重控制, 卻是女性明顯較男性高, 約高 5.6 個百分點, 除可能反映預防慢性病之動機外, 這可能也與女性傾向追求苗條的體態有關。再者, 就 94 年就業率而言 (詳見表 1.2), 男女各約達 83.41% 與 56.32%, 男性仍明顯比女性高, 相差約 27.09 個百分點, 男女就業率皆比 90 年高, 男性約高 3.82 個百分點, 女性則約高 6.8 個百分點, 這也使得男女就業率差距較 90 年縮小, 女性經濟自主能力隨之提升; 就個人罹患糖尿病與否而言, 男女罹患率各約 7.34% 與 5.68%, 男性罹患率仍較女性高, 高約 1.66 個百分點, 男女罹患糖尿病率皆比 90 年低, 各約低 1.53 與 1.69 個百分點; 就個人體重控制與否而言, 男女各約 9.53% 與 16.22% 進行體重控制, 女性仍明顯較男性高, 約達 6.69 個百分點, 而男女體重控制率與 90 年相較, 男性幾近不變, 僅些微下降了 0.04 個百分點, 女性則上升約 1.05 個百分點。比較二年度敘述統計可粗略觀察到男女糖尿病罹患率與就業率呈反向變動, 然而體重控制率與就業率

[12]過去文獻 Kahn (1998a) 使用30 歲到 65 歲爲研究型 II 糖尿病資料, 文中指出 1922 年時 10 歲型 I 糖尿病患, 其餘命約剩 14 年; 而 Ng, Jacobs, and Johnson (2001) 亦指出型 I 糖尿病好發於30 歲前, 且胰島素 (insulin) 依賴, 體重亦較輕。本研究主要爲探討中老年人的糖尿病對就業衝擊, 中老年人的糖尿病主要是型 II 糖尿病, 爲避免含蓋到型 I 糖尿病之樣本, 故刪除 40 歲以下樣本。

臺灣大學學術期刊資料庫

卻只有女性呈同向變動。反觀90年經濟成長率是約 −1.65%,[13] 而94年經濟成長率則是約4.7%, 這顯示94年經濟攀升的力道比90年強, 推測就業環境也較佳。因此, 就業率與糖尿病罹患率和體重控制率的關連性難以單由檢視與比較二年度橫斷面資料予以釐清。

再者, 本研究說明與比較二年度男女全樣本之控制變數, 包含教育程度、年齡、婚姻狀態與是否有依賴小孩等四變數如下: 就90年中老年樣本而言 (詳見表1.1), 男女高中職 (含) 以上畢業比率各約47.29%與34.69%, 男性教育程度明顯相較女性爲高, 相差約12.6個百分點, 整體而言, 男性擁有較多由學校訓練培養而成的人力資本; 其中男女年齡介於40至55歲比率各約76.15%與76.72%, 中老年群組中相對較年輕的這一群比率相當接近; 而男女各約95.08%與96.66%已婚; 女性有依賴小孩之比率約爲4.46%。再者, 就94年中老年樣本而言 (詳見表1.2), 男女高中職 (含) 以上畢業比率各約53.56%與40.42%, 男性教育程度亦明顯較女性高, 相差約13.14個百分點, 而男女所受教育程度皆明顯比90年高, 各約高6.27與5.73個百分點, 男女整體而言皆比90年擁有較多由學校訓練培養而成的人力資本; 男女年齡介於40至55歲比率約74.46%與75.61%, 男性比女性低1.15個百分點, 若與90年相比較, 相對較年輕的這一群比率皆微幅下降, 各約降1.69與1.11個百分點; 男女各約94.24%與95.73%已婚, 若與90年相較, 各約下降0.84與0.93百分點; 女性有依賴小孩之比率約爲0.79%, 較90年明顯下降。

本研究也按體重分組陳列各變數之敘述統計於表1.1與表1.2, 茲說明與綜合比較二年度中老年體重分組主要變數, 包含就業、罹患糖尿病與體重控制: 就就業率而言, 男性過重以上群組 (90年80.12%; 94年85.2%) 相較全樣本或非過重以上群組, 高約0.53至4.06個百分點, 女性過重以上群組 (90年42.94%; 94年51.45%) 相較全樣本或非過重以上群組, 低約4.87至11.03個百分點, 另外90年多一組肥胖群組, 男性肥胖群組就業率比過重以上群組略高, 高約1.13個百分點, 女性肥胖群組就業率比過重以上群組明顯低, 低約6.43個百分點, 對女性而言過重或過胖顯然很可能是就業

[13]參考行政院主計處公佈之「國民所得統計常用資料表」(http://www.stat.gov.tw/np.asp?ctNode=492)。

臺灣大學學術期刊資料庫

的不利因子, 而對男性而言則未必如此; 就糖尿病罹患率而言, 男性過重以上群組 (90年10.23%; 94年9.27%) 相較全樣本或非過重以上群組皆較高, 高約1.36至4.37個百分點, 女性過重以上群組 (90年10.47%; 94年9.15%) 相較全樣本或非過重以上群組則高約3.1至5.98個百分點, 90年男女肥胖群組糖尿病罹患率比過重以上群組各高約1.85與5.14個百分點, 過重或過胖者相對易於罹患糖尿病; 就體重控制而言, 男性過重以上群組 (90年15.79%; 94年15.54%) 相較全樣本或非過重以上群組, 高約6.01至13.64個百分點, 女性過重以上群組 (90年21.81%; 94年23.85%) 相較全樣本或非過重以上群組, 高約6.64至13.15個百分點, 90年男女肥胖群組組體重控制率比過重以上群組組各高約6.09與2.26個百分點, 過重與肥胖者預期有較強體重控制意願或迫切性。

本研究進一步說明與綜合比較二年度體重分組之控制變數, 包含教育程度、年齡、婚姻狀態與是否有依賴小孩如下: 男性過重以上者高中職 (含) 以上畢業比率 (90年47.8%; 94年53.89%) 相較全樣本或非過重以上群組略高, 僅高約0.33至1.1個百分點, 而女性過重以上者高中職 (含) 以上畢業比率 (90年24.69%; 94年27.99%) 相較全樣本或非過重以上群組則低約10至21.44個百分點, 另外90年男女肥胖群組高中職 (含) 以上畢業比率分別比過重以上群組低約0.92與5.64個百分點, 顯示女性過重以上與過胖者所受教育明顯較低, 換言之, 整體而言女性過重以上與過胖者擁有相對較少由學校訓練培養而成的人力資本, 而男性各組則差異不大; 男性過重以上者年齡介於40至55歲比率 (90年77.19%; 94年75.42%) 相較全樣本或非過重以上群組, 高約0.96至2.23個百分點, 差異不大, 中老年群組中相對較年輕的這一群比率相當接近, 而女性過重以上者年齡介於40至55歲比率 (90年70.52%; 94年67.55%) 相較全樣本或非過重以上群組則低約6.2至13.88個百分點, 顯示女性過重以上群組相對全樣本或非過重以上群組年齡較大者明顯較多, 另外90年男性肥胖群組年齡介於40至55歲比率相較過重以上群組高約3.23個百分點, 顯示年齡較輕者相對較多, 女性肥胖群組則低4.11個百分點, 年齡較大者相對較多; 男性過重以上者已婚比率 (90年96.05%; 94年94.99%) 相較全樣本或非過重以上群組皆較高, 高約0.75至2.06個百分點, 而女性過重以上者已婚比率 (90年

臺灣大學學術期刊資料庫

97.69%; 94年96.64%) 相較全樣本或非過重以上群組則高約0.91至1.73, 差異不大, 90年男性肥胖群組比過重以上群組低0.22個百分點, 而女性肥胖群組則比過重以上群組高0.72個百分點, 差異皆不大。女性過重以上者有依賴小孩比率 (90年3.94%; 94年0.86%) 與其它各體重分組相比較, 差異皆小於0.9個百分點。

本研究嘗試使用的工具變數包含糖尿病家族病史、糖尿病與體重控制區域盛行率 (詳見表1.1與表1.2)。[14] 90年無家族糖尿病史資料;[15] 90年按七區計算盛行率, 男女各體重群組 (含男女全樣本、過重以上與非過重以上群組) 的區域糖尿病盛行率約在4.96%至11.11%間, 額外多估的男女肥胖群組之糖尿病區域盛行率分別約13.17%與17.9%, 皆分別比男女其它各體重群組之盛行率高; 而男女各體重群組體重控制區域盛行率約在2.45%至22.15%間, 男女肥胖群組之體重控制區域盛行率分別約22.51%與24.75%, 也皆分別比男女其它各體重群組之盛行率高。94年男女各體重群組 (含男女全樣本、過重以上與非過重以上群組) 之父母糖尿病罹患率約在9.50%至19.11%間, 男女各體重群組的之兄弟姐妹糖尿病罹患率則約在3.14%至6.91%間; 94年按53區計算盛行率, 男女各體重群組的糖尿病區域盛行率約在4.18%至9.18%間;[16] 而男女各體重群組體重控制區域盛行率則約在1.70%至22.65%間。二年度調查因區域劃分法的不同與抽樣區域的不同,[17] 致使盛行率差異存在。

[14]糖尿病區域盛行率影響個人糖尿病罹患率的機制 (mechanism), 與肥胖區域盛行率影響個人肥胖機率機制相似, 無論是公共衛生上的證據或環境影響, 相關解釋皆可參考 Morris (2007) 與 Manski (1993)。簡言之, 這意謂著區域內的群體反應該區域的食物攝取或身體活動習慣 (譬如: 高糖、高熱量或不愛運動), 進而影響了個人的食物攝取或身體活動習慣。

[15]90年資料爲家戶資料, 若欲創建糖尿病家族病史資料, 會導致實證樣本大幅下降。本研究各家族糖尿病史罹患率, 相較 Shelton Brown, Pagán, and Bastida (2005) 與 Latif (2009) 而言, 罹患率大致上略高, 可能是因爲研究樣本含蓋年齡與種族不同所致。而 Latif (2009) 無男女之祖父母或外祖父母糖尿病罹患率資料。本研究亦將男女之祖父母或外祖父母糖尿病罹患率變數刪除, 該變數有時難以與個人糖尿病變數相關, 易有弱工具變數問題。

[16]本研究比較縣市資料發現無論男女, 直轄市 (台北、高雄) 與三省轄市 (基隆、台中、台南) 糖尿病盛行率比其它外圍縣市高達10倍以上。這可能意謂都市化雖然提供便利與優渥生活條件, 但也可能使個人糖尿病罹患率增加。

[17]90年資料, 僅使用台灣地區 (七區), 並未含蓋山地與離島地區, 因其樣本過少, 若強行

臺灣大學學術期刊資料庫

二年度調查因區域劃分法的不同與抽樣區域的不同, 也致使盛行率變異大小不同。值得注意的是: 90年各體重分組之糖尿病與體重控制盛行率相較94年具有較小標準差。譬如90年男性過重以上群組之糖尿病與體重控制盛行率標準差分別爲0.0209與0.0333 (表1.1), 而94年男性過重以上群組之糖尿病與體重控制盛行率標準差則分別爲0.0608與0.0747 (表1.2), 90年相較94年皆明顯具較小標準差, 即具較小變異; 其它體重分組亦皆顯示: 90年糖尿病與體重控制盛行率相較94年皆明顯具較小標準差, 亦即較小變異。

無論男女全樣本、體重過重以上群組、非體重過重以上群組或90年肥胖群組, 這二年度非糖尿病患者就業率皆一致明顯比同一群組糖尿病患者高 (詳見表2.1與表2.2), 除了90年男性肥胖與女性非過重以上群組是在單尾10%顯著水準下正向顯著, 以及女性過胖組是在單尾5%顯著水準下正向顯著外, 二年度其餘各組皆在單尾1%顯著水準下正向顯著。茲以男女全樣本與過重以上群組說明如下: 就男女全樣本而言, 90年男性非糖尿病與糖尿病群組就業率分別爲81.26%與62.45%; 而女性非糖尿病與糖尿病群組就業率則分別爲50.69%與34.74%; 94男性非糖尿病與糖尿病群組就業率分爲84.53%與69.30%; 而女性非糖尿病與糖尿病群組就業率則分別爲57.87%與30.64%。男女全樣本非糖尿病患者就業率皆一致明顯比同一群組糖尿病患者高, 而且差距皆在15個百分點以上。就男女過重以上群組而言, 90年男性非糖尿病與糖尿病群組就業率分別爲81.35%與69.29%; 而女性非糖尿病與糖尿病群組就業率則分別爲44.85%與26.61%; 94男性非糖尿病與糖尿病群組就業率分爲86.23%與75.16%; 而女性非糖尿病與糖尿病群組就業率則分別爲53.70%與29.06%。男女過重以上群組非糖尿病患者就業率也皆一致明顯比同一群組糖尿病患者高, 而且其差距皆在11個百分點以上。其它各體重群組亦皆如此, 而且差距至少在8個百分點

計算盛行率將有失偏頗; 而94年資料爲台灣地區的53區, 包含山地與澎湖, 但仍不含金門與馬祖。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 2.1: 就業率 — 糖尿病樣本群組相對非糖尿樣本群組 (90年)[a,b,c]

	男性				女性			
	全部樣本	過重以上	非過重以上	肥胖	全部樣本	過重以上	非過重以上	肥胖
非糖尿病樣本群組	0.8126***	0.8135***	0.8116***	0.8246*	0.5069***	0.4485***	0.5443*	0.3856**
	(0.3903)	(0.3897)	(0.3912)	(0.3807)	(0.5001)	(0.4976)	(0.4982)	(0.4875)
糖尿病樣本群組	0.6245	0.6929	0.5169	0.7241	0.3474	0.2661	0.4568	0.2542
	(0.4853)	(0.4630)	(0.5025)	(0.4509)	(0.4774)	(0.4439)	(0.5012)	(0.4392)

註: a. 括號內爲標準差。b. * p 值 < 0.1, ** p 值 < 0.05, *** p 值 < 0.01。

c. 本表之檢定係假設非糖尿病樣本群組與糖尿病樣本群組具不同變異數。

表 2.2 就業率 — 糖尿病樣本群組相對非糖尿樣本群組 (94年) [a,b,c]

	男性			女性		
	全部樣本	過重以上	非過重以上	全部樣本	過重以上	非過重以上
非糖尿病樣本群組	0.8453***	0.8623***	0.8248***	0.5787***	0.5370***	0.6070***
	(0.3617)	(0.3447)	(0.3803)	(0.4939)	(0.4988)	(0.4886)
糖尿病樣本群組	0.6930	0.7516	0.5522	0.3064	0.2906	0.3393
	(0.4623)	(0.4335)	(0.5010)	(0.4623)	(0.4560)	(0.4778)

註: a. 括號內爲標準差。b. * p 值 < 0.1, ** p 值 < 0.05, *** p 值 < 0.01。

c. 本表之檢定係假設非糖尿病樣本群組與糖尿病樣本群組具不同變異數。

臺灣大學學術期刊資料庫

以上。[18] 然而上述皆初步的分析, 因尚未控制其它可能影響就業的因子, 譬如年齡、受教育程度等等。

5 模型

有鑒於90年與94年國民健康訪問調查資料二年度調查之抽樣方法、區域畫分法與外在經濟環境的差異, 以及男女明顯的就業決策差異, 本研究分年度對男女分別進行橫斷面分析 (cross-sectional analysis), 考量糖尿病與體重控制潛在內生性問題, 檢視糖尿病對就業的影響, 並進一步按體重分組檢視體重控制的緩和效果, 即體重控制減少糖尿病罹病可能, 進而緩和糖尿病對就業負向衝擊之效果。本研究依循 Trujillo (2003) 與 Loureiro, Galdeano, and Vuri (2010), 並參酌 Zang, Zhao, and Harris (2009) 及 Harris (2009) 的模型設定,[19] 使用帶工具變數之三元機率方程組 (trivariate probit with instrumental variables) 進行分析。[20] Trujillo (2003) 使用帶工具

[18]本研究亦曾檢視與比較各體重分組中有無體重控制群組之就業率, 結果顯示: 除90年男性過重以上外, 有體重控制者相對於無體重控制者的就業率較高, 譬如90年過重以上女性有體重控制者就業率爲45.81%, 而無體重控制者就業率爲42.14%, 94年過重以上男性有體重控制者就業率爲87.41%, 無體重控制者就業率爲84.80%, 而94年過重以上女性有體重控制者就業率爲54.43%, 無體重控制者就業率爲50.51%。上述結果可能意謂體重控制者可減緩糖尿病的衝擊, 進而增加就業可能性。本研究也曾按體重分組進一步區分爲有體重控制群組與無體重控制群組, 並檢視有體重控制群組 (相對於無體重控制群組) 其糖尿病與非糖尿患者就業率差距是否縮小, 若縮小則可初步驗證體重控制有助於緩和糖尿病對就業衝擊, 然而因分過多群組, 導致許多組樣本數過少, 僅90年過重以上女性呈預期結果, 其無體重控制群組的糖尿病與非糖尿病患者就業率分別爲44.14%與25.84%, 差距是18.3個百分點, 而有體重控制群組的糖尿病與非糖尿病患者就業率則分別爲47.34%與30.00%, 差距縮小爲17.34個百分點。

[19]本研究的模型設定, 與文中所述四項研究 (Trujillo, 2003; Loureiro, Galdeano, and Vuri, 2010; Zang, Zhao, and Harris, 2009; Harris, 2009) 有些許差異。茲說明如下: 首先前兩篇 (Trujillo, 2003; Loureiro, Galdeano, and Vuri, 2010) 皆有使用工具變數 (本研究亦使用工具變數), 而後兩篇 (Zang, Zhao, and Harris, 2009; Harris, 2009) 則無; 其二, 除 Zang, Zhao, and Harris (2009) 採多元機率方程組外, 其它三篇皆採三元機率方程組 (本研究亦使用三元機率方程組); 最後, Harris (2009) 於主要 (就業) 方程外, 也在其它 (心血管) 方程裡含被懷疑內生的 (糖尿病) 變數 (本研究爲探究體重控制可能減少糖尿病罹患可能, 所以也採此設定), 其它三篇則在其它方程裡未含被懷疑內生的變數。

[20]本研究曾嘗試擴充模型的設定, 於式 (6) 就業方程裡的解釋變數加入體重控制變數。擴充模型的結果如下: 90年與94年男性糖尿病對就業的估計係數分別爲 −1.1448 與

臺灣大學學術期刊資料庫

變數之三元機率方程組研究社會保險參與及私人保險參與對醫療照護使用的影響, 該文考量社會保險參與及私人保險參與兩者爲內生; Loureiro, Galdeano, and Vuri (2010) 則使用此模型分析個人抽菸行爲是否受父親與母親抽菸行爲影響, 考量父親抽菸與母親抽菸二者內生; 而 Zang, Zhao, and Harris (2009) 使用不帶工具變數之多元機率方程組研究各種慢性病 (含糖尿病) 對就業的影響, 並考量各種慢性病皆爲內生; Harris (2009) 則使用不帶工具變數之三元機率方程組分析就業是否受心血管疾病與糖尿病的影響, 並檢視糖尿病對心血管疾病的影響, 考量糖尿病與心血管疾病皆爲內生, 該文的糖尿病變數類似本文的體重控制變數, 該文糖尿病對就業的部份影響, 被視爲疾病的加劇效果, 而本文的體重控制則爲緩和效果。本研究之資料型態與議題模式皆與上述四項研究類似。這三元模型係延伸 Shelton Brown, Pagán, and Bastida (2005) 與 Latif (2009) 使用的 Maddala (1983) 之帶工具變數之二元機率方程組 (bivariate probit with instrumental variables) 而得。這三元模型之長處在於可直接檢定體重控制與糖尿病是否爲內生, 係由式 (6) 至式 (9) 所構成。本研究進而運用 Cappellari and Jenkins (2003) 撰寫的 Stata 程式, 應用 GHK 模擬器 (simulator) 於最大概似估計,[21] 進行三元機率方程組的估計。

−0.9617; 90 年與 94 年女性糖尿病對就業的估計係數分別爲 −0.9862 與 −0.0795。而體重控制對糖尿病的估計係數則如下所述: 90 年與 94 年男性分別爲 1.0651 與 −0.6559; 90 年與 94 年女性分別爲 −0.9862 與 −0.0795。比較新舊模型可知: 無論新舊模型, 結果皆顯示糖尿病對就業的衝擊爲負向, 然而新擴充模型卻呈現體重控制對罹患糖尿病影響皆負向不顯著或正向不顯著 (不符合預期), 且新擴充模型體重控制對就業的直接效果亦爲不顯著或負向。爲避免上述問題且符合本研究資料型態與議題模式, 本研究模型不以擴充的新模型爲主要陳述, 而是仍陳述文中模型 (即式 (6) 至式 (8))。

[21] 三元機率方程組的估計, 牽涉到多元常態機率 (multivariate normal probabilities) 的計算, Cappellari and Jenkins (2003) 應用 GHK 模擬器於最大概似估計 (可參見 Greene (2008, 頁 582–583 與 827))。本研究使用 Stata11 於 Windows XP Pentium 2.2 Ghz 個人電腦, 每估計一次模型須3 到 5 小時。Cappellari and Jenkins (2003) 建議使用多元機率方程組估計程式要更改 number of draws (Stata 內建 number of draws 的默認值爲5) 並建議 number of draws 設定爲樣本數開根號, 否則估計值不穩定。本研究曾變化不同的 number of draws 執行估計, 結果顯示若 number of draws 採用 Stata 內建默認值 5, 則糖尿病對就業與體重控制對糖尿病的影響皆不顯著且正負符號不如預期, 然而當 number of draws 設定爲樣本數開根號值以上, 糖尿病對就業與體重控制對糖尿病之正負符號會符合預期且轉爲顯著。

臺灣大學學術期刊資料庫

$$\text{Emp}_i^* = x_{1i}'\alpha_1 + \beta_1\,(\text{Diab}_i) + \varepsilon_i, \tag{6}$$

$$\text{Diab}_i^* = x_{2i}'\alpha_2 + \delta_1\,(\text{IVDR}_{2i}) + \text{IVG}_{2i}'\delta_2 + \beta_2\,(\text{WeiCon}_i) + \upsilon_i, \tag{7}$$

$$\text{WeiCon}_i^* = x_{3i}'\alpha_3 + \lambda_1\,(\text{IVWR}_{3i}) + \eta_i。 \tag{8}$$

其中若 $\text{Emp}_i^* > 0$, $\text{Emp}_i = 1$; 若 $\text{Emp}_i^* \leq 0$, $\text{Emp}_i = 0$; 若 $\text{Diab}_i^* > 0$, $\text{Diab}_i = 1$; 若 $\text{Diab}_i^* \leq 0$, $\text{Diab}_i = 0$; 而若 $\text{WeiCon}_i^* > 0$, $\text{WeiCon}_i = 1$; 若 $\text{WeiCon}_i^* \leq 0$, $\text{WeiCon}_i = 0$。誤差項服從下述分配:[22]

$$\begin{bmatrix} \varepsilon_i \\ \upsilon_i \\ \eta_i \end{bmatrix} \sim N\left(\begin{bmatrix} 0 \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} 1 & \rho(\varepsilon,\upsilon) & \rho(\varepsilon,\eta) \\ \rho(\upsilon,\varepsilon) & 1 & \rho(\upsilon,\eta) \\ \rho(\eta,\varepsilon) & \rho(\eta,\upsilon) & 1 \end{bmatrix} \right)。 \tag{9}$$

茲分別說明式 (6)、式 (7) 與式 (8) 如下: 就業方程式 (式 (6)) 中, 若個體 i 是就業則 $\text{Emp}_i = 1$, 否則 $\text{Emp}_i = 0$; 而其中 x_{1i} 係一影響就業的解釋變數向量, 包含教育虛擬變數、[23] 年齡虛擬變數、[24] 婚姻狀況、是否家中有依賴小孩 (女性才加入此變數於就業方程式中), Diab_i 則係代表罹患糖尿病的內生虛擬變數。α_1 與 β_1 則分別爲對應 x_{1i} 與 Diab_i 的係數向量或單一係數, ε_i 爲一隨機誤差項。

[22]許多相關健康經濟文獻, 無論是二元、三元乃至多元機率方程組模型, 皆直接對模型的誤差項假設多元常態分配 (Shelton Brown, Pagán, and Bastida, 2005; Latif, 2009; Trujillo, 2003; Loureiro, Galdeano, and Vuri, 2010; Zang, Zhao, and Harris, 2009; Harris, 2009), 並未進一步檢測此模型之常態分配假設的適切與否。本研究放寬假設, 依循 Gabler, Laisney, and Lechner (1993) 與 Coppejans and Gallant (2002), 運用半無母數估計 (seminonparametric estimation) 繪圖觀察誤差項是否爲常態分配, 並進一步以概似比檢定 SNP 模型與機率模型之差異 (虛無假設: 放鬆分配假設的 SNP 模型與常態假設的機率模型兩者無異)。實證結果顯示: 所繪製的誤差項圖大致上皆接近常態, 再者, 概似比檢定結果在5%顯著水準下皆無法拒絕虛無假設。

[23]90年教育虛擬變數爲是否國中畢業、是否高中職畢業、是否大學畢業與是否研究所畢業 (基準組爲是否國小畢業及以下)。94年男性亦如此分層級, 但女性研究所畢業且罹患糖尿病樣本數爲0, 此造成估計困難, 故94年女性合併「是否研究所畢業」與「是否大學畢業」, 即「是否大學以上畢業」。

[24]年齡虛擬變數爲是否45至50歲以下、是否50至55歲以下、是否55至60歲以下與是否60至65歲以下 (基準組爲是否40至45歲以下)。

臺灣大學學術期刊資料庫

糖尿病方程式 (式 (7)) 中, 若個體 i 患有糖尿病則 $\text{Diab}_i = 1$, 否則 $\text{Diab}_i = 0$; 而其中 x_{2i} 係一影響罹患糖尿病可能性的解釋變數向量, 包含教育虛擬變數、年齡虛擬變數, IVDR_{2i} 爲糖尿病區域盛行率工具變數 (請參見本文註 14), 而 IVG_{2i} 則代表個體是否具有糖尿病家族病史 (即基因工具變數, 僅 94 年有此變數資料) 的向量, WeiCon_i 則係代表體重控制的內生虛擬變數。α_2、δ_1、δ_2 與 β_2 則分別爲對應 x_{2i}、IVDR_{2i}、IVG_{2i} 與 WeiCon_i 的係數向量或單一係數, ν_i 爲一隨機誤差項。

體重控制方程式 (式 (8)) 中, 若個體 i 從事體重控制以減輕體重則 $\text{WeiCon}_i = 1$, 否則 $\text{WeiCon}_i = 0$; 而 x_{3i} 係一影響體重控制的解釋變數向量, 包含教育虛擬變數、年齡虛擬變數。IVWR_{3i} 則爲體重控制區域盛行率工具變數。α_3 及 λ_1 則分別爲對應 x_{3i} 與 IVWR_{3i} 的係數向量或單一係數, η_i 爲一隨機誤差項。

若式 (6)、式 (7) 與式 (8) 中之 ε_i、ν_i 與 η_i 存在相關,[25] 則內生性問題存在, 此時若各式分別以單一機率方程式 (univariate probit) 估計, 會使得估計之參數偏誤且不具一致性 (Greene, 1998; Greene, 2008)。然而, 若以帶工具變數之三元機率方程組聯合估計, 則會產生不偏且一致估計值,[26] 這可透過完全資訊最大概似 (full-information maximum likelihood) 估計而得。

本研究模型中區域盛行率工具變數與基因變數爲有效 (valid), 有賴於二項條件符合與否: 其一, 糖尿病工具變數 (IVDR_{2i}、IVG_{2i}) 是否與個人糖尿病充份地相關 (sufficiently correlated), 即在式 (7) 下, 糖尿病工具變數需與個人糖尿病聯合顯著相關; 而體重控制工具變數 (IVWR_{3i}) 也應與個人體重控制充份地相關, 即在式 (8) 下, 體重控制盛行率工具變數需與個人體重控制聯合顯著相關; 其二, 工具變數 (IVDR_{2i}、IVG_{2i} 與 IVWR_{3i}) 是否能在式 (6) 下被合法地排除 (exclusion),[27] 即與就業不具聯合顯著相關。本研究基本上依循 Rashad and Kaestner (2004) 與 Shelton Brown, Pagán,

[25] Knapp and Seaks (1998) 指出的概似比檢定應可被延伸應用於檢定 trivariate probit 模型之變數的內生性, 其虛無假設爲 (9) 式之特定相關係數爲0, 而對立假設則爲此相關係數顯著異於 0, 而該檢定法可視爲 Hausman 內生性檢定。

[26] 參考 Maddala (1983) 與 Knapp and Seaks (1998)。

[27] 嚴格說來, 此處的不具聯合顯著相關, 係比較寬鬆的排除性檢測, 而 Wooldridge (2010, 頁 135) 有點出上述的缺失, 工具變數通過檢定, 只顯示對工具變數有一定程度的信心水準,

臺灣大學學術期刊資料庫

and Bastida (2005) 在 Probit 架構下檢定工具變數是否爲有效之步驟以進行檢定。

6 實證結果與討論

茲將帶工具變數三元 Probit 模型估計結果按年度、男女全樣本與體重分組次序陳列於表3.1至表3.7, 首先綜觀這些報表中關於罹患糖尿病對就業的影響與體重控制對罹患糖尿病的影響等主要變數估計結果可知: 90年與94年主要變數估計結果有頗多相異之處; 再者, 若單單考量男女差異將二年度資料分別切分成男女全樣本分析, 易遭遇橫斷面形式的加總偏誤 (aggregation bias) 問題 (參考 Zellner (1962))。本節除將呈現與比較二年度估計結果之差異外, 也將進一步分男女呈現不同體重群組估計結果之差異。

由二年度男女全樣本 (參見表3.1與表3.5) 主要變數估計結果可知: 罹患糖尿病對就業的影響與體重控制對罹患糖尿病的影響雖大多呈負向但大多不顯著, 其中90年男女與94年男女罹患糖尿病對就業的影響之係數估計值分別爲 −0.7875、−0.2163、−0.4535 與 −0.2717, 僅90年男性全樣本在10%顯著水準下顯著異於0, 而90年男女與94年男女體重控制對罹患糖尿病的影響之係數估計值分別爲0.7066、−0.2978、−0.2757與−0.1072, 皆不顯著。

當進一步按男女拆解成過重以上與非過重以上群組, 除可比較同一體重群組中男女這些主要變數之係數估計值與顯著性之差異, 並可進而比較同一性別下過重以上與非過重以上群組之差異。茲按受訪者體重群組 (即分成過重以上與非過重以上群組) 分男女詳述90年主要變數估計結果 (參見表3.2與表3.3) 如下: 90年男性過重以上群組罹患糖尿病對就業衝擊之係數估計值呈正向但不顯著爲0.6879, 體重控制對罹患糖尿病的影響之係數估計值則在10%顯著水準下顯著異於零爲 −0.9152, 而女性過重以上群組之效果亦呈薄弱, 罹患糖尿病對就業衝擊與體重控制對罹患糖尿病影響之二係數估計值爲 −0.9904與 −0.1653, 皆不顯著; 男性非過重以上群

也許變化不同的工具變數組合, 運用 over-identification 方式檢定工具變數更嚴謹。本研究曾變化不同的工具變數組合, 運用 over-identification 方式檢定工具變數, 進而重新篩選工具變數, 結果顯示: 在挑選後的工具變數之 over-identification 方式檢定, 均符合排除性。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 3.1: 全樣本群組之三元機率方程組模型估計結果 (90 年)[a]

	男性						女性					
	就業	(標準誤)	糖尿病	(標準誤)	體重控制	(標準誤)	就業	(標準誤)	糖尿病	(標準誤)	體重控制	(標準誤)
截距項	0.5209***	(0.1427)	−2.0396***	(0.2407)	−2.2404***	(0.2115)	0.3578***	(0.1233)	−2.0399***	(0.1396)	−1.9261***	(0.0843)
罹患糖尿病 (1 = 是; 0 = 否)	−0.7875*	(0.4278)					−0.2163	(0.5425)				
體重控制 (1 = 是; 0 = 否)			0.7066	(0.5981)					−0.2978	(0.3349)		
國中畢業 (1 = 是; 0 = 否)	0.0888	(0.0885)	−0.1974*	(0.1107)	0.1332	(0.1117)	0.0370	(0.0760)	−0.3015	(0.1917)	0.3282***	(0.0432)
高中職畢業 (1 = 是; 0 = 否)	0.2439***	(0.0803)	−0.2849***	(0.1005)	0.3733***	(0.0920)	0.2705***	(0.0872)	−0.3537***	(0.0815)	0.3374***	(0.0783)
大學畢業 (1 = 是; 0 = 否)	0.6131***	(0.1266)	−0.2164	(0.1361)	0.5071***	(0.1177)	0.6339***	(0.1149)	−0.1362	(0.1092)	0.3268***	(0.0975)
研究所畢業 (1 = 是; 0 = 否)	0.2910	(0.2270)	−0.4142	(0.2954)	0.5928***	(0.2064)	5.5268***	(0.1868)	−4.1293***	(0.2015)	0.1535	(0.3117)
45 至 50 歲以下 (1 = 是; 0 = 否)	−0.1679*	(0.0964)	0.2655**	(0.1094)	0.1364	(0.0910)	−0.1129**	(0.0571)	0.0739	(0.1261)	0.1108***	(0.0330)
50 至 55 歲以下 (1 = 是; 0 = 否)	−0.4676***	(0.0999)	0.2988**	(0.1194)	0.0403	(0.1064)	−0.5157***	(0.0948)	0.3893***	(0.0969)	0.1565**	(0.0784)
55 至 60 歲以下 (1 = 是; 0 = 否)	−1.1942***	(0.1128)	0.5189***	(0.1290)	0.2715**	(0.1161)	−0.9291***	(0.1345)	0.5687***	(0.1713)	−0.1443	(0.1482)
60 至 65 歲以下 (1 = 是; 0 = 否)	−1.4441***	(0.1288)	0.7172***	(0.1306)	−0.0476	(0.1428)	−1.1468***	(0.0562)	0.7275***	(0.1309)	−0.2505***	(0.0843)
是否已婚 (1 = 是; 0 = 否)	0.8354***	(0.1301)					−0.1200**	(0.0608)				
是否有依賴小孩 (1 = 是; 0 = 否)	—	—					−0.1467	(0.1460)				
糖尿病區域盛行率[b]			5.0129**	(2.2428)					6.1891***	(1.8866)		
體重控制區域盛行率[b]					6.2718***	(1.8757)					4.4540***	(0.2558)
$\rho(\varepsilon, \upsilon)$			0.2468	(0.2137)					0.0589	(0.2591)		
$\rho(\varepsilon, \eta)$			−0.0444	(0.0554)					−0.0635*	(0.0373)		
$\rho(\upsilon, \eta)$			−0.1425	(0.2894)					0.1661	(0.1705)		
對數概數值			−2,585.57						−3,280.16			
觀測樣本數			2,582						2,577			

註: a. 顯著水準: * 10%, ** 5%, *** 1%; 括號內爲 clustered 標準誤, 係採用 7 個地理區域計算 (參見 90 年「國民健康訪問調查」譯碼簿之附件一與其相關說明)。

b. 本研究 90 年盛行率則採用 7 個地理區域計算 (參見 90 年「國民健康訪問調查」譯碼簿之附件一與其相關說明)。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 3.2: 過重以上群組之三元機率方程組模型估計結果 (90年)[a]

	男性						女性					
	就業	(標準誤)	糖尿病	(標準誤)	體重控制	(標準誤)	就業	(標準誤)	糖尿病	(標準誤)	體重控制	(標準誤)
截距項	0.4545*	(0.2402)	−1.8500***	(0.2432)	−2.0823***	(0.0753)	0.4431***	(0.1588)	−1.8171***	(0.2236)	−1.8813***	(0.1358)
罹患糖尿病 (1 = 是; 0 = 否)	0.6879	(0.4488)					−0.9904	(1.1972)				
體重控制 (1 = 是; 0 = 否)			−0.9152*	(0.5411)					−0.1653	(1.3193)		
國中畢業 (1 = 是; 0 = 否)	0.0650	(0.0529)	0.0028	(0.1396)	0.2283	(0.1557)	0.0258	(0.1269)	−0.2996	(0.2347)	0.4806***	(0.1434)
高中職畢業 (1 = 是; 0 = 否)	0.1642**	(0.0679)	0.0227	(0.1670)	0.4769***	(0.0897)	0.1418	(0.0877)	−0.2836*	(0.1557)	0.5173***	(0.1361)
大學畢業 (1 = 是; 0 = 否)	0.3501***	(0.1182)	0.0337	(0.1998)	0.5742***	(0.1576)	0.7436***	(0.1610)	−0.0021	(0.3985)	0.2586**	(0.1212)
研究所畢業 (1 = 是; 0 = 否)	0.5691	(0.4953)	0.0981	(0.4481)	0.7769**	(0.3352)	4.7844***	(0.2238)	−3.8705***	(0.6768)	0.1268	(0.7868)
45 至 50 歲以下 (1 = 是; 0 = 否)	−0.1408	(0.1198)	0.2654***	(0.0580)	0.1490**	(0.0627)	−0.0886	(0.0978)	0.0131	(0.1741)	0.1352	(0.1058)
50 至 55 歲以下 (1 = 是; 0 = 否)	−0.3981**	(0.1657)	0.1127	(0.1157)	0.0162	(0.1653)	−0.4899**	(0.1923)	0.1993***	(0.0709)	0.0755	(0.1386)
55 至 60 歲以下 (1 = 是; 0 = 否)	−1.1660***	(0.1884)	0.4371***	(0.0587)	0.3819***	(0.0860)	−0.8178**	(0.3430)	0.3299	(0.2615)	−0.2534	(0.2183)
60 至 65 歲以下 (1 = 是; 0 = 否)	−1.6148***	(0.1754)	0.3465***	(0.0825)	−0.1456	(0.1123)	−1.1770***	(0.4048)	0.5762***	(0.1826)	−0.3231**	(0.1588)
是否已婚 (1 = 是; 0 = 否)	0.7548***	(0.1701)					−0.1834*	(0.1048)				
是否有依賴小孩 (1 = 是; 0 = 否)	—	—					−0.1581	(0.1313)				
糖尿病區域盛行率[b]			6.4009***	(1.2083)					4.4660*	(2.5928)		
體重控制區域盛行率[b]					4.2013***	(0.5080)					4.1549***	(0.3917)
$\rho(\varepsilon, \nu)$			−0.4597**	(0.2120)					0.3654	(0.6859)		
$\rho(\varepsilon, \eta)$			−0.1418*	(0.0859)					−0.0255	(0.0432)		
$\rho(\nu, \eta)$			0.7429**	(0.3595)					0.0895	(0.7185)		
對數概數值			−1,566.38						−1,477.48			
觀測樣本數			1,368						1,041			

註: a. 顯著水準: * 10%, ** 5%, *** 1%; 括號內爲 clustered 標準誤, 係採用 7 個地理區域計算 (參見 90 年「國民健康訪問調查」譯碼簿之附件一與其相關說明)。

b. 本研究 90 年盛行率則採用 7 個地理區域計算 (參見 90 年「國民健康訪問調查」譯碼簿之附件一與其相關說明)。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 3.3: 非過重以上群組之三元機率方程組模型估計結果 (90年)[a]

	男性						女性					
	就業	(標準誤)	糖尿病	(標準誤)	體重控制	(標準誤)	就業	(標準誤)	糖尿病	(標準誤)	體重控制	(標準誤)
截距項	0.4293*	(0.2526)	−2.2931***	(0.1430)	−2.6857***	(0.1027)	0.3324***	(0.1150)	−2.3429***	(0.1554)	−2.0827***	(0.0781)
罹患糖尿病 (1 = 是; 0 = 否)	−0.0597	(0.7369)					−0.3634	(0.3267)				
體重控制 (1 = 是; 0 = 否)			−0.8824***	(0.2918)					−0.2512	(0.2081)		
國中畢業 (1 = 是; 0 = 否)	−0.1660	(0.1445)	−0.3803**	(0.1751)	−0.1855	(0.2769)	0.0066	(0.0868)	−0.3006	(0.2264)	0.3570***	(0.0700)
高中職畢業 (1 = 是; 0 = 否)	0.4134**	(0.1758)	−0.3200***	(0.1094)	0.1113	(0.1660)	0.2886***	(0.1016)	−0.4051***	(0.1436)	0.3884***	(0.0861)
大學畢業 (1 = 是; 0 = 否)	1.0907***	(0.1027)	−0.0042	(0.1081)	0.4844***	(0.1247)	0.5794***	(0.1519)	−0.1389	(0.1838)	0.5635***	(0.1636)
研究所畢業 (1 = 是; 0 = 否)	0.2000	(0.4529)	−0.2187	(0.5004)	0.1865	(0.3174)	5.2605***	(0.1539)	−4.0038***	(0.2327)	0.2822	(0.6644)
45 至 50 歲以下 (1 = 是; 0 = 否)	−0.3183**	(0.1438)	0.2014	(0.2170)	−0.2838	(0.1864)	−0.1224	(0.0757)	0.0208	(0.1866)	0.0040	(0.0554)
50 至 55 歲以下 (1 = 是; 0 = 否)	−0.6106***	(0.2230)	0.4875***	(0.1307)	0.1157	(0.2387)	−0.4925***	(0.1374)	0.4724**	(0.1931)	0.1254	(0.0875)
55 至 60 歲以下 (1 = 是; 0 = 否)	−1.3907***	(0.1694)	0.7452***	(0.1664)	−0.2119	(0.2944)	−0.9379***	(0.1193)	0.6909***	(0.1781)	−0.1879	(0.1483)
60 至 65 歲以下 (1 = 是; 0 = 否)	−1.5043***	(0.1873)	1.0277***	(0.1494)	0.0978	(0.3199)	−0.9785***	(0.1575)	0.7970***	(0.2712)	−0.3602***	(0.0505)
是否已婚 (1 = 是; 0 = 否)	0.8874***	(0.2170)					−0.0532	(0.0625)				
是否有依賴小孩 (1 = 是; 0 = 否)	—	—					−0.1646	(0.2190)				
糖尿病區域盛行率[b]			7.3228***	(0.6981)					10.7115***	(1.5551)		
體重控制區域盛行率[b]					26.6959***	(6.0130)					5.3181***	(0.3073)
$\rho(\varepsilon, \nu)$			−0.2129	(0.3484)					0.2701*	(0.1442)		
$\rho(\varepsilon, \eta)$			0.0003	(0.1261)					−0.1045	(0.0652)		
$\rho(\nu, \eta)$			0.4510***	(0.1575)					0.0184	(0.1295)		
對數概數值	−912.28						−1,738.42					
觀測樣本數	1,214						1,536					

註: a. 顯著水準: * 10%, ** 5%, *** 1%; 括號內爲 clustered 標準誤, 係採用 7 個地理區域計算 (參見 90 年「國民健康訪問調查」譯碼簿之附件一與其相關說明)。

b. 本研究 90 年盛行率則採用 7 個地理區域計算 (參見 90 年「國民健康訪問調查」譯碼簿之附件一與其相關說明)。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 3.4: 肥胖群組之三元機率方程組模型估計結果 (90年)[a]

	男性						女性					
	就業	(標準誤)	糖尿病	(標準誤)	體重控制	(標準誤)	就業	(標準誤)	糖尿病	(標準誤)	體重控制	(標準誤)
截距項	0.7300**	(0.2988)	−1.6536***	(0.1281)	−1.9467***	(0.1689)	−0.0362	(0.6240)	−1.9240***	(0.1687)	−1.3736***	(0.2710)
罹患糖尿病 (1 = 是; 0 = 否)	−0.9707*	(0.5759)					−0.6665*	(0.3769)				
體重控制 (1 = 是; 0 = 否)			−0.0648	(0.3967)					−0.5475	(0.4137)		
國中畢業 (1 = 是; 0 = 否)	−0.1814	(0.1907)	−0.0940	(0.2210)	0.0911	(0.1636)	0.1111	(0.1042)	0.0867	(0.2491)	0.7134**	(0.2762)
高中職畢業 (1 = 是; 0 = 否)	0.0888	(0.0930)	−0.4064*	(0.2341)	0.4417***	(0.1175)	0.0275	(0.2795)	−0.2971	(0.3912)	0.7377***	(0.2249)
大學畢業 (1 = 是; 0 = 否)	0.3471	(0.2982)	−0.3713	(0.3429)	0.6885***	(0.1827)	0.8007*	(0.4676)	0.0180	(0.6043)	0.4098	(0.3519)
研究所畢業 (1 = 是; 0 = 否)	0.3234	(0.4680)	−0.0633	(0.7296)	0.6524	(0.4052)	4.6037***	(0.2005)	−3.3832***	(0.4278)	0.9852	(0.9277)
45至50歲以下 (1 = 是; 0 = 否)	−0.0930	(0.2343)	0.1189	(0.1510)	0.1241	(0.0827)	−0.1352	(0.0884)	0.5048**	(0.1999)	0.3303*	(0.1883)
50至55歲以下 (1 = 是; 0 = 否)	−0.3240	(0.2086)	0.1721	(0.2409)	−0.2193	(0.1868)	−0.5076***	(0.1883)	0.3051***	(0.0911)	−0.1365	(0.1773)
55至60歲以下 (1 = 是; 0 = 否)	−0.7518***	(0.2152)	0.3836***	(0.1290)	0.2211	(0.2160)	−0.9945***	(0.2054)	0.3089	(0.2685)	0.0116	(0.2960)
60至65歲以下 (1 = 是; 0 = 否)	−1.6462***	(0.3741)	−0.1425	(0.1901)	−0.0957	(0.2292)	−1.3637***	(0.3296)	0.8130***	(0.1855)	−0.1169	(0.2924)
是否已婚 (1 = 是; 0 = 否)	0.6115**	(0.2706)					0.2466	(0.5328)				
是否有依賴小孩 (1 = 是; 0 = 否)	—	—					−0.6048	(0.4087)				
糖尿病區域盛行率[b]			4.4519***	(0.6357)					4.3807***	(0.5079)		
體重控制區域盛行率[b]					3.9917***	(0.5117)					1.5037***	(0.5471)
$\rho(\varepsilon, \nu)$			0.3601	(0.2891)					0.2626	(0.1690)		
$\rho(\varepsilon, \eta)$			−0.0622	(0.1101)					0.0093	(0.0914)		
$\rho(\nu, \eta)$			0.1985	(0.2894)					0.3720*	(0.2143)		
對數概數值			−602.58						−557.81			
觀測樣本數			480						378			

註: a. 顯著水準: * 10%, ** 5%, *** 1%; 括號內爲 clustered 標準誤, 係採用 7 個地理區域計算 (參見 90 年「國民健康訪問調查」譯碼簿之附件一與其相關說明)。

b. 本研究 90 年盛行率則採用 7 個地理區域計算 (參見 90 年「國民健康訪問調查」譯碼簿之附件一與其相關說明)。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 3.5: 全樣本群組之三元機率方程組模型估計結果 (94 年)[a]

	男性						女性					
	就業	(標準誤)	糖尿病	(標準誤)	體重控制	(標準誤)	就業	(標準誤)	糖尿病	(標準誤)	體重控制	(標準誤)
截距項	0.9132***	(0.1316)	−2.6840***	(0.1839)	−2.0037***	(0.1232)	0.7425***	(0.1297)	−2.5943***	(0.1853)	−1.6018***	(0.1046)
罹患糖尿病 (1 = 是; 0 = 否)	−0.4535	(0.3016)					−0.2717	(0.3117)				
體重控制 (1 = 是; 0 = 否)			−0.2757	(0.4251)					−0.1072	(0.4332)		
國中畢業 (1 = 是; 0 = 否)	0.0665	(0.0961)	−0.0153	(0.0940)	0.0753	(0.0913)	0.0780	(0.0830)	−0.2449*	(0.1288)	0.1303	(0.0856)
高中職畢業 (1 = 是; 0 = 否)	0.1688**	(0.0784)	−0.1017	(0.0933)	0.2129**	(0.0851)	0.2682***	(0.0742)	−0.4724***	(0.1200)	0.1181	(0.0877)
大學畢業[b] (1 = 是; 0 = 否)	0.0549	(0.0924)	−0.3257*	(0.1755)	0.2558***	(0.0943)	0.6310***	(0.1009)	−0.8574**	(0.3318)	−0.0087	(0.0831)
研究所畢業[b] (1 = 是; 0 = 否)	0.6301***	(0.1830)	0.0317	(0.2671)	0.2365	(0.1722)						
45 至 50 歲以下 (1 = 是; 0 = 否)	−0.1423	(0.1059)	0.4538***	(0.1348)	−0.0193	(0.0796)	−0.3102***	(0.0734)	0.1551	(0.1316)	−0.0782	(0.0822)
50 至 55 歲以下 (1 = 是; 0 = 否)	−0.4299***	(0.0911)	0.5962***	(0.1052)	−0.0435	(0.0876)	−0.4976***	(0.0755)	0.3910**	(0.1561)	−0.1818**	(0.0865)
55 至 60 歲以下 (1 = 是; 0 = 否)	−0.9901***	(0.1064)	0.6433***	(0.1473)	−0.1814**	(0.0910)	−0.9490***	(0.0984)	0.6649***	(0.1464)	−0.2772**	(0.1209)
60 至 65 歲以下 (1 = 是; 0 = 否)	−1.4331***	(0.1278)	0.7335***	(0.1233)	−0.3164***	(0.1162)	−1.1945***	(0.1228)	0.7469***	(0.1721)	−0.3633***	(0.1147)
是否已婚 (1 = 是; 0 = 否)	0.5800***	(0.1039)					−0.2515**	(0.1214)				
是否有依賴小孩 (1 = 是; 0 = 否)	—	—					−0.2480	(0.2652)				
父親爲糖尿病友 (1 = 是; 0 = 否)			0.5342***	(0.1019)					0.5624***	(0.1227)		
母親爲糖尿病友 (1 = 是; 0 = 否)			0.4807***	(0.0871)					0.5142***	(0.1078)		
兄弟爲糖尿病友 (1 = 是; 0 = 否)			0.5867***	(0.1009)					0.6158***	(0.1313)		
姊妹爲糖尿病友 (1 = 是; 0 = 否)			0.4103***	(0.1510)					0.6320***	(0.1626)		
糖尿病區域盛行率[c]			7.4561***	(0.9783)					8.3256***	(1.4441)		
體重控制區域盛行率[c]					6.3452***	(1.0330)					4.1338***	(0.5086)
$\rho(\varepsilon, \upsilon)$			0.0418	(0.1441)					−0.0653	(0.1485)		
$\rho(\varepsilon, \eta)$			0.0217	(0.0532)					−0.0293	(0.0380)		
$\rho(\upsilon, \eta)$			0.3064	(0.2276)					0.1255	(0.2302)		
對數概數值			−3,066.30						−4,003.99			
觀測樣本數			3,105						3,045			

註: a. 顯著水準: * 10%, ** 5%, *** 1%; 括號內爲 clustered 標準誤, 係採用 53 個地理區域 (即每一縣市再加以分一到四層不等) 進行 cluster (參見 94 年「國民健康訪問調查」譯碼簿之附件十九); 94 年台灣地區資料爲縣市代表資料, 已進行加權處理。

b. 94 年女性研究所畢業且罹患糖尿病樣本數爲 0, 此造成估計困難, 故 94 年女性合併「是否研究所畢業」與「是否大學畢業」, 即「是否大學以上畢業」。

c. 本研究盛行率係採用 53 個地理區域計算, 即每一縣市再加以分一到四層不等 (參見 94 年「國民健康訪問調查」譯碼簿之附件十九)。

臺灣大學學術期刊資料庫

組其罹患糖尿病對就業衝擊之係數估計值爲 −0.0597, 亦不顯著, 然而體重控制對罹患糖尿病影響之係數估計值爲 −0.8824, 則在 1% 顯著水準下顯著, 而女性非過重以上群組罹患糖尿病對就業衝擊與體重控制對罹患糖尿病影響兩者之係數估計值分別爲 −0.3634 與 −0.2512, 皆不顯著。同一性別下比較過重以上與非過重以上 (即比較表 3.2 與 3.3) 二群組這些主要變數之係數估計值與顯著性亦可知大多具明顯差異, 男性非過重以上群組之效果較過重以上群組反而稍明顯且皆爲負向, 女性非過重以上群組之效果與過重以上群組雖皆不顯著, 但係數估計值差異也不小。惟因未見過重以上男性或女性罹患糖尿病對就業之衝擊與體重控制對罹患糖尿病的影響兩者皆呈負向且顯著, 90 年估計結果並不盡合乎預期。

爲此之故, 90 年額外增加分析一肥胖群組 (參見表 3.4) 男性肥胖群組罹患糖尿病對就業之衝擊在 10% 顯著水準下顯著異於 0 (若採單尾檢定即 5% 顯著水準下負向顯著), 其係數估計值轉成負向爲 −0.9707, 而體重控制對罹患糖尿病之影響仍爲負向但卻呈不顯著, 其係數估計值爲 −0.0648, 而女性肥胖群組罹患糖尿病對就業之衝擊亦在 10% 顯著水準下顯著異於 0, 係數估計值爲 −0.6665, 而體重控制對罹患糖尿病之影響呈不顯著, 其係數估計值 −0.5475。90 年估計結果顯示男女肥胖群組 (相對於過重以上群組) 結果稍能較符合預期。

反觀 94 年主要變數之估計結果 (參見表 3.6 與表 3.7) 較合乎預期: 其中男性過重以上群組, 罹患糖尿病對就業之衝擊呈 1% 顯著水準下顯著異於 0 (若採單尾檢定即 0.5% 顯著水準下負向顯著), 其係數估計值爲 −1.1354, 而體重控制對罹患糖尿病之影響, 亦爲 1% 顯著水準下顯著異於 0 (若採單尾檢定也是 0.5% 顯著水準下負向顯著), 係數估計值爲 −0.7071, 惟女性過重以上群組則仍具較微弱之效果, 罹患糖尿病對就業之衝擊呈負向但不顯著, 其係數估計值爲 −0.2793, 體重控制對罹患糖尿病影響之係數估計值則爲 −0.3375, 亦不顯著; 94 年男性非過重以上群組罹患糖尿病對就業之衝擊呈 5% 顯著水準下顯著異於 0, 其係數估計值爲 −0.5048, 而體重控制對罹患糖尿病之影響則爲負向但不顯著, 其係數估計值爲 −0.2980, 然而女性非過重以上群組之主要變數估計值皆不顯著, 甚至符號違反預期, 罹患糖尿病對就業衝擊之係數估計值爲 −0.0772, 而體重控制對罹患糖尿

臺灣大學學術期刊資料庫

表 3.6: 過重以上群組之三元機率方程組模型估計結果 (94 年)[a]

	男性						女性					
	就業	(標準誤)	糖尿病	(標準誤)	體重控制	(標準誤)	就業	(標準誤)	糖尿病	(標準誤)	體重控制	(標準誤)
截距項	1.0458***	(0.1794)	−2.3059***	(0.2185)	−1.8587***	(0.1433)	0.1886	(0.1929)	−2.2985***	(0.2880)	−1.2785***	(0.1795)
罹患糖尿病 (1 = 是; 0 = 否)	−1.1354***	(0.2715)					−0.2793	(0.3791)				
體重控制 (1 = 是; 0 = 否)			−0.7071***	(0.2335)					−0.3375	(0.2748)		
國中畢業 (1 = 是; 0 = 否)	0.2289*	(0.1296)	0.1492	(0.1363)	0.1212	(0.1155)	0.2630**	(0.1057)	−0.2298	(0.1400)	0.2271*	(0.1280)
高中職畢業 (1 = 是; 0 = 否)	0.3273***	(0.1136)	0.0180	(0.1184)	0.3116***	(0.0918)	0.4667***	(0.0911)	−0.2355	(0.1440)	0.2807**	(0.1145)
大學畢業[b] (1 = 是; 0 = 否)	0.1058	(0.1268)	−0.1695	(0.2060)	0.2461**	(0.1201)	0.6835***	(0.1875)	−0.2823	(0.3849)	0.2298	(0.1428)
研究所畢業[b] (1 = 是; 0 = 否)	0.7227***	(0.2629)	0.2364	(0.2729)	0.2437	(0.1929)						
45 至 50 歲以下 (1 = 是; 0 = 否)	−0.1585	(0.1826)	0.4193***	(0.1170)	0.0091	(0.0769)	−0.3204***	(0.1209)	−0.0710	(0.1696)	−0.2613**	(0.1254)
50 至 55 歲以下 (1 = 是; 0 = 否)	−0.5211***	(0.1340)	0.5445***	(0.1199)	−0.0499	(0.1003)	−0.4081***	(0.1118)	0.1918	(0.2072)	−0.2356*	(0.1215)
55 至 60 歲以下 (1 = 是; 0 = 否)	−0.9254***	(0.1217)	0.5752***	(0.1360)	−0.1299	(0.0978)	−0.7587***	(0.1412)	0.4097**	(0.2003)	−0.4822***	(0.1611)
60 至 65 歲以下 (1 = 是; 0 = 否)	−1.3181***	(0.1886)	0.7190***	(0.1643)	−0.3213**	(0.1369)	−1.1258***	(0.1498)	0.4425*	(0.2296)	−0.5359***	(0.1394)
是否已婚 (1 = 是; 0 = 否)	0.4581***	(0.1537)					0.1883	(0.1892)				
是否有依賴小孩 (1 = 是; 0 = 否)	—	—					−0.9982***	(0.3290)				
父親爲糖尿病友 (1 = 是; 0 = 否)			0.5350***	(0.0976)					0.5740***	(0.2195)		
母親爲糖尿病友 (1 = 是; 0 = 否)			0.4393***	(0.1020)					0.5431***	(0.1299)		
兄弟爲糖尿病友 (1 = 是; 0 = 否)			0.4619***	(0.1041)					0.5582***	(0.1924)		
姊妹爲糖尿病友[c] (1 = 是; 0 = 否)									0.6862***	(0.2311)		
糖尿病區域盛行率[d]			6.1005***	(1.1559)					9.5416***	(1.9769)		
體重控制區域盛行率[d]					7.2255***	(1.2399)					4.3785***	(0.8466)
$\rho(\varepsilon, \nu)$			0.4544***	(0.1283)					−0.1338	(0.1914)		
$\rho(\varepsilon, \eta)$			−0.0005	(0.0541)					−0.0512	(0.0597)		
$\rho(\nu, \eta)$			0.5452***	(0.1198)					0.2342*	(0.1403)		
對數概數值			−1,945.54						−1,937.84			
觀測樣本數			1,737						1,279			

註: a. 顯著水準: * 10%, ** 5%, *** 1%; 括號內爲 clustered 標準誤, 係採用 53 個地理區域 (即每一縣市再加以分一到四層不等) 進行 cluster (參見 94 年國民健康訪問調查譯碼簿之附件十九); 94 年台灣地區資料爲縣市代表資料, 已進行加權處理。

b. 94 年女性研究所畢業且罹患糖尿病樣本數爲 0, 此造成估計困難, 故 94 年女性合併是否研究所畢業與是否大學畢業, 即是否大學以上畢業。

c. 過重以上男性模型並沒有姊妹爲糖尿病友變數的估計係數, 概因該工具變數呈現不顯著, 本研究移除該變數。

d. 本研究盛行率係採用 53 個地理區域計算, 即每一縣市再加以分一到四層不等 (參見 94 年國民健康訪問調查譯碼簿之附件十九)。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 3.7: 非過重以上群組之三元機率方程組模型估計結果 (94 年)[a]

	男性						女性					
	就業	(標準誤)	糖尿病	(標準誤)	體重控制	(標準誤)	就業	(標準誤)	糖尿病	(標準誤)	體重控制	(標準誤)
截距項	0.8470***	(0.1738)	−3.2017***	(0.3315)	−2.2213***	(0.3086)	1.0809***	(0.1765)	−2.8354***	(0.2975)	−1.9393***	(0.1498)
罹患糖尿病 (1 = 是; 0 = 否)	−0.5048**	(0.2380)					−0.0772	(0.6215)				
體重控制 (1 = 是; 0 = 否)			−0.2980	(0.7063)					0.1875	(0.5437)		
國中畢業 (1 = 是; 0 = 否)	−0.1080	(0.1310)	−0.3677	(0.2480)	−0.0330	(0.2517)	−0.0669	(0.1151)	−0.2053	(0.2083)	0.1185	(0.1323)
高中職畢業 (1 = 是; 0 = 否)	−0.0212	(0.1142)	−0.3269**	(0.1552)	−0.2197	(0.2691)	0.1337	(0.1055)	−0.6699***	(0.1609)	0.2079*	(0.1161)
大學畢業[b] (1 = 是; 0 = 否)	−0.0414	(0.1155)	−0.4459*	(0.2578)	0.4766*	(0.2568)	0.5615***	(0.1330)	−5.0119***	(0.3534)	0.1429	(0.1396)
研究所畢業[b] (1 = 是; 0 = 否)	0.4638**	(0.2183)	−0.6931	(0.4421)	0.4739*	(0.2418)						
45 至 50 歲以下 (1 = 是; 0 = 否)	−0.1163	(0.1220)	0.5074*	(0.2966)	−0.2995	(0.2180)	−0.3076***	(0.0962)	0.4308*	(0.2489)	−0.0107	(0.0917)
50 至 55 歲以下 (1 = 是; 0 = 否)	−0.2912**	(0.1254)	0.6545**	(0.2781)	−0.2235	(0.1747)	−0.5770***	(0.0913)	0.6289**	(0.2573)	−0.3334**	(0.1311)
55 至 60 歲以下 (1 = 是; 0 = 否)	−1.0208***	(0.1314)	0.7102**	(0.2903)	−0.8012**	(0.3963)	−1.1460***	(0.1268)	0.9248***	(0.2778)	−0.2643	(0.1746)
60 至 65 歲以下 (1 = 是; 0 = 否)	−1.4631***	(0.1355)	0.6634**	(0.2962)	−0.2565	(0.2297)	−1.2596***	(0.1681)	1.0825***	(0.2727)	−0.5056**	(0.2417)
是否已婚 (1 = 是; 0 = 否)	0.6662***	(0.1545)					−0.4904***	(0.1566)				
是否有依賴小孩 (1 = 是; 0 = 否)	—	—					0.5407	(0.4237)				
父親爲糖尿病友 (1 = 是; 0 = 否)			0.5873***	(0.1863)					0.4789***	(0.1868)		
母親爲糖尿病友 (1 = 是; 0 = 否)			0.6725***	(0.1411)					0.4380**	(0.1977)		
兄弟爲糖尿病友 (1 = 是; 0 = 否)			0.7449***	(0.1849)					0.7440***	(0.1905)		
姊妹爲糖尿病友 (1 = 是; 0 = 否)			0.8556***	(0.2597)					0.4915**	(0.2171)		
糖尿病區域盛行率[c]			10.8868***	(1.8416)					5.8767**	(3.0934)		
體重控制區域盛行率[c]					3.4608***	(1.4942)					4.1297***	(0.6980)
$\rho(\varepsilon, \upsilon)$			−0.1115	(0.0964)					−0.0750	(0.2920)		
$\rho(\varepsilon, \eta)$			−0.1397**	(0.0679)					−0.0160	(0.0518)		
$\rho(\upsilon, \eta)$			−0.1495*	(0.0834)					−0.1626	(0.2046)		
對數概數值			−967.94						−1,957.20			
觀測樣本數			1,368						1,766			

註: a. 顯著水準: * 10%, ** 5%, *** 1%; 括號內爲 clustered 標準誤, 係採用 53 個地理區域 (即每一縣市再加以分一到四層不等) 進行 cluster (參見 94 年國民健康訪問調查譯碼簿之附件十九); 94 年台灣地區資料爲縣市代表資料, 已進行加權處理。

b. 94 年女性研究所畢業且罹患糖尿病樣本數爲 0, 此造成估計困難, 故 94 年女性合併是否研究所畢業與是否大學畢業, 即是否大學以上畢業。

c. 本研究盛行率係採用 53 個地理區域計算, 即每一縣市再加以分一到四層不等 (參見 94 年國民健康訪問調查譯碼簿之附件十九)。

臺灣大學學術期刊資料庫

病影響之係數估計值卻爲 0.1875。同一性別下比較過重以上與非過重以上二組 (即比較表 3.6 與 3.7) 這些主要變數之係數估計值與顯著性亦可知大多具明顯差異, 男性非過重以上群組之效果較過重以上群組弱, 女性非過重以上群組之效果較過重以上群組不合乎預期。因此男女樣本進一步切分成體重群組是有其必要性, 而且切分後可個別檢視不同體重群組之效果, 其中特別是男性過重以上者易罹患糖尿病, 進而影響就業, 更是本研究中倍受關注的群組。

茲分別說明二年度各群組之控制變數估計結果如下, 這包含教育層級與年齡層虛擬變數影響就業、糖尿病與體重控制, 以及婚姻狀態與依賴小孩影響就業的係數估計結果 (如表 3.1 至表 3.7 所示)。首先, 由 90 年與 94 年男女全樣本與各體重分組之就業式估計結果可知: 除 90 年男性肥胖群組教育層級虛擬變數皆不顯著外, 教育層級變數對就業影響大多呈正向且顯著, 除 90 年男性肥胖群組外其它這些群組至少皆有一層級呈 5% 或 1% 顯著水準下顯著, 大體而言教育層級越高 (相對於教育程度未達國中畢業者) 越可能就業, 特別是對女性比較明確, 即女性教育層級越高越可能維持在就業狀態; 二年度無論男女全樣本或各體重分組其年齡層與基準組 (即 40 歲至 45 歲以下) 相比較時皆呈負向且大多在 5% 或 1% 顯著水準下顯著, 而且係數估計值之絕對值依序變大, 換言之, 大體而言年齡層越高越可能退出職場; 男性已婚者相對於未婚者有較高就業傾向, 係數估計值皆爲正, 除 90 年肥胖群組呈 5% 顯著水準下顯著異於零外, 其它各組皆在 1% 顯著水準下顯著異於 0, 女性則相反, 已婚者相對於未婚者有較低就業傾向, 係數估計值大多爲負, 但僅在 90 年與 94 年全樣本與 94 年非過重以上群組呈 5% 或 1% 顯著水準下顯著異於 0, 90 年過重以上則呈 10% 顯著水準下顯著異於 0, 其它各組則不顯著; 依賴小孩對女性而言雖皆大多呈負向卻僅在 94 年女性過重以上群組顯著, 其它群組則皆呈不顯著, 對中老年女性而言, 依賴小孩影響就業之效果不顯著應尚能符合預期。

其次, 就糖尿病式而言, 90 年度男性全樣本與二年度男性非過重以上群組教育層級對罹患糖尿病機率之影響多爲負向且不少層級顯著, 惟 94 年男性全樣本教育層級中僅大學畢業呈 10% 顯著水準下顯著異於 0, 特別是對男性過重以上或肥胖群組而言大多呈不顯著, 對 90 年與 94 年男性過

臺灣大學學術期刊資料庫

重以上群組教育層級皆呈不顯著, 因此, 若以教育爲政策工具直接抑制男性過重以上群組罹患糖尿病機率之效果是有限的, 90年男性肥胖群組教育層級也僅高中職畢業呈10%顯著水準下顯著, 女性則多爲負向且不少顯著, 90年女性過重以上群組其教育層級中高中職畢業與研究所畢業分別呈10%與1%顯著, 90年女性肥胖群組只有研究所畢業呈1%顯著水準下顯著, 但94年女性過重以上群組之教育層級皆呈不顯著, 教育對直接抑制女性過重以上罹患糖尿病機率之效果呈90年較強而94年較弱; 當與基準組 (40歲至45歲以下) 相比較時可知: 年齡層越高, 大體而言越易罹患糖尿病, 係數估計值呈正向且大多呈5%與1%顯著水準下顯著, 其值大致依序變大, 這對二年度男女全樣本與非過重以上群組以及94年男性過重以上群組相當明確, 但對90年男女過重以上或肥胖群組與94年女性過重以上群組則相對較不明確, 這應有一定程度肇因於過重以上或肥胖群組可能會在相對年輕時提早罹患糖尿病, 因此, 當與基準組相比較時, 雖多爲正向, 但不一定顯著或依序遞增, 甚至轉爲負向。

最後, 就體重控制式而言, 除90年男性非過重以上群組以及94年女性非過重以上群組與女性全樣本效果較弱外, 教育層級變數對體重控制之影響不乏呈正向且顯著之層級, 相對於基準組 (未達國中畢業學歷) 有較高傾向進行體重控制, 雖也有少數係數估計值呈負向, 但皆不顯著, 特別是90年男性過重以上群組其教育層級中高中職、大學與研究所畢業皆呈5%或1%顯著水準下顯著, 女性過重以上群組其教育層級中國中、高中職與大學畢業皆呈5%或1%顯著水準下顯著, 男性肥胖群組之高中職與大學畢業和女性肥胖群組之國中與高中職畢業也呈5%或1%顯著水準下顯著, 而94年男性過重以上群組之教育層級中高中職與大學畢業皆分別呈1%或5%顯著水準下顯著, 女性過重以上群組之教育層級中國中與高中職分別呈10%或5%顯著水準下顯著, 因此, 若以教育爲政策工具推廣體重控制, 其效果頗爲一致, 這可間接抑制男女性過重以上群組罹患糖尿病機率; 年齡層對體重控制之影響在90年除男性非過重以上與男女肥胖群組較無明顯規律外, 可觀察到隨年齡層上升, 係數估計值轉爲負向, 有些也顯著, 而在94可觀察到較明顯之規律, 特別是94年男女全樣本與過重以上群組其影響相當明確, 其係數估計值全爲負向, 相對多係數估計值 (尤其在較高

臺灣大學學術期刊資料庫

年齡層) 呈5%與1%顯著水準下顯著, 大體而言即年齡層越高者 (相對於基準組) 較傾向不從事體重控制。值得注意的是; 上述三式中之控制變數除了男女存在差異外,[28] 男女過重以上與非過重以上之係數估計值 (與顯著性) 如前所述也不少存在差異。

就概似比檢定 $\rho(\varepsilon, \nu)$、$\rho(\varepsilon, \eta)$ 與 $\rho(\nu, \eta)$ 而言, 若有其中一者顯著, 這表示有著不可觀察或不可衡量的因素同時影響二主要變數, 假若其中一主要變數 (譬如罹患糖尿病與否) 出現在另一主要變數的式中 (譬如就業式) 將導致違反外生的假設; 假若這一主要變數 (譬如體重控制與否) 未出現在另一主要變數的式 (譬如就業式) 中, 雖表面上僅表示聯合估計有較高效率, 然而經由類似變數替代 (譬如式 (8) 的誤差項經由式 (7) 影響式 (6) 中之罹患糖尿病與否之變數), 即知這仍有一定程度是反映違反外生性。90年除了男性全樣本、女性過重以上與男性肥胖群組外, 三相關係數至少有一顯著 (如表3.1、3.2、3.3與3.4所示), 顯示內生性不容忽視; 特別是男性過重以上群組其就業式中之罹患糖尿病變數和糖尿病式中之體重控制變數應被考量爲內生, 而且也有觀察不到的因素同時影響就業與體重控制, 因其 $\rho(\varepsilon, \nu)$、$\rho(\nu, \eta)$ 與 $\rho(\varepsilon, \eta)$ 值爲 -0.4597、[29] 0.7429與

[28]茲以94年男女全樣本爲例, 比較男女教育層級之影響效果如下: 就教育虛擬變數對就業而言, 男性全樣本僅其中高中職畢業與研究所 (含) 以上畢業顯著, 係數值分別爲0.1688 (標準誤0.0784) 與0.6301 (標準誤0.1830), 爲正向顯著, 女性全樣本僅高中畢業與大學畢業 (含) 以上顯著, 其係數值分別爲0.2682 (標準誤0.0742) 與0.6310 (標準誤0.1009), 也爲正向顯著; 就教育虛擬變數對罹患糖尿病而言, 男性全樣本各教育虛擬變數除大學畢業 (-0.3257 (標準誤0.1755)) 爲在單尾檢定下呈5%顯著水準下負向顯著外皆不顯著, 然而女性全樣本中國中畢業、高中畢業與大學 (含) 以上畢業, 係數值分別爲 -0.2449 (標準誤0.1288)、-0.4724 (標準誤0.1200) 與 -0.8574 (標準誤0.3318), 皆呈負向顯著; 就教育虛擬變數對體重控制而言, 男性全樣本其高中畢業與大學畢業, 係數值分別爲0.2129 (標準誤0.0851) 與0.2558 (標準誤0.0943), 呈正向顯著, 然而女性全樣本, 各教育虛擬變數皆不顯著。

[29]若 $\rho(\varepsilon, \nu)$ 值爲負, 這表示有著不可觀察或不可衡量的因素減少罹患糖尿病可能, 同時也增加就業的傾向, 譬如接受成人推廣教育之傾向, 這可增進健康知識, 減少罹患糖尿病可能, 也同時促進就業; 若 $\rho(\nu, \eta)$ 值爲正, 這表示有著不可觀察或不可衡量的因素對應高的罹患糖尿病機率, 同時增加體重控制的傾向, 譬如: 高度的醫順性, 即糖尿病患者往往遵循醫護人員建議而進行體重控制; 若 $\rho(\varepsilon, \eta)$ 值爲負, 這表示有著不可觀察或不可衡量的因素減少體重控制可能性, 同時增加就業的傾向, 譬如追求速食的生活型態, 爲積極就業卻忽視不進行體重控制可能遭遇的健康問題。

臺灣大學學術期刊資料庫

-0.1418, 分別在5%、5%與10%顯著水準下顯著異於0, 而女性全樣本之 $\rho(\varepsilon, \eta)$ 估計值 (-0.0635)、非過重以上 $\rho(\varepsilon, \nu)$ 估計值 (0.2701) 與肥胖群組 $\rho(\nu, \eta)$ 估計值 (0.3720) 也皆在10%顯著水準下顯著異於0, 男性非過重以上 $\rho(\nu, \eta)$ 估計值 (0.4510) 則在顯著水準1%下顯著異於0。94年除了男女全樣本與女性非過重以上群組外, 三相關係數至少有一顯著 (如表3.5、3.6與3.7所示), 也顯示內生性不容忽視; 特別是男性過重以上群組之 $\rho(\varepsilon, \nu)$ 與 $\rho(\nu, \eta)$ 估計值分別爲0.4544與0.5452, 皆在1%顯著水準下顯著異於0, 表示男性過重以上者其罹患糖尿病在就業式應被考量爲內生, 而且體重控制亦應在糖尿病式被考量爲內生, 而女性過重以上群組之 $\rho(\nu, \eta)$ 估計值爲0.2342係在10%顯著水準下顯著異於0, 男性非過重以上 $\rho(\varepsilon, \eta)$ 與 $\rho(\nu, \eta)$ 估計值分別爲 -0.1397與 -0.1495, 則分別在5%與10%顯著水準下顯著異於0。

觀察工具變數可知: 二年度男女全樣本與各體重群組之所有工具變數皆呈正向且顯著。90年男女糖尿病區域盛行率皆顯著影響糖尿病罹患機率, 而其男女體重控制區域盛行率亦皆顯著影響體重控制機率 (如表3.1、3.2、3.3與表3.4所示), 除了女性過重以上之糖尿病式中糖尿病區域盛行率在10%顯著水準下顯著異於0 (若採單尾檢定即5%顯著水準下正向顯著) 外, 所有這些工具變數皆在5%或1%顯著水準下顯著異於0; 94年男女糖尿病家族病史皆顯著影響糖尿病罹患機率,[30] 而男女糖尿病區域盛行率皆顯著影響糖尿病罹患機率, 男女體重控制區域盛行率也皆顯著影響體重控制機率 (如表3.5、表3.6、表3.7所示), 除了女性非過重以上之糖尿病式中母親爲糖尿病友與姊妹爲糖尿病友以及糖尿病區域盛行率三者皆在5%顯著水準下顯著異於0 (若採單尾檢定即2.5%顯著水準下正向顯著) 外, 所有這些工具變數皆在1%顯著水準下顯著異於0。換言之, 除糖尿病家族病史外, 特別是94年之二盛行率工具變數 — 糖尿病區域盛行率與體重控制區域盛行率 — 反映環境差異與社會規範也扮演一重要角色。而值得注意的是: 除女性非過重以上群組, 94年二盛行率工具變數估計值之顯著性略優於90年對應之盛行率工具變數估計值。

[30]表3.6過重以上男性模型並沒有姊妹爲糖尿病友變數的估計係數, 概因該工具變數呈現不顯著, 本研究移除該變數。

臺灣大學學術期刊資料庫

爲檢定模型的工具變數是否有效, 本研究依年度分男女按全樣本與體重分組執行檢定並陳列檢定結果於表 4.1 與表 4.2。當添加工具變數時, 首先, 就 90 年糖尿病方程而言, 男性全樣本與各體重分組 (含過重以上、非過重以上與肥胖) Pseudo R-square 值分別上升 0.37%、0.62%、1.60% 與 1.61%, 女性則上升 0.08%、0.55%、0.70% 與 3.66%; 就 90 年體重控制方程而言, 男性 Pseudo R-square 值上升 0.66%、0.73%、0.31% 與 0.63%, 女性則上升 1.36%、1.39%、1.30% 與 0.21%。其次, 就 94 年糖尿病方程而言, 男性全樣本與各體重分組 (含過重以上與非過重以上) Pseudo R-square 值分別上升 11.34%、9.64% 與 22.55%, 女性則上升 13.55%、17.31% 與 14.90%; 就 94 年體重控制方程而言, 男性 Pseudo R-square 值上升 1.37%、1.81% 與 12.34%, 女性則上升 2.89%、4.69% 與 4.69%。二表中 Wald 檢定與 LR 檢定下之十字星號數代表 p 值 (p-value) 水準。就相關性檢定而言, 90 年各組男女在採單尾檢定 5% 顯著水準下皆顯著, 94 年各組男女在採單尾檢定 1% 顯著水準下皆顯著。這顯示 90 年糖尿病區域盛行率變數與個人罹患糖尿病機率具顯著相關, 94 年糖尿病家族病史與糖尿病區域盛行率變數和個人糖尿病罹患機率具聯合顯著相關 (sufficiently correlated); 而 90 年與 94 年體重控制區域盛行率也與個人體重控制機率顯著相關。然而 94 年各組整體工具變數相關性檢定結果之顯著性系統性地優於 90 年。二年度各組男女實證結果也顯示工具變數能符合排除性 (exclusion), 亦即糖尿病家族病史、糖尿病盛行率變數、體重控制盛行率與就業不具聯合顯著相關。

在考量糖尿病與體重控制爲內生下, 茲依年度分男女按體重分組將糖尿病對就業衝擊的邊際效果陳列於表 5.1 與表 5.2。就 90 年而言, 男性各組糖尿病對就業衝擊的邊際效果介於 −2.42% 至 −28.37% 間, 而女性介於 −7.64% 至 −30.17% 間; 就 94 年而言, 男性各組糖尿病對就業衝擊的邊際效果介於 −11.91% 至 −31.73% 間, 而女性介於 −2.65% 至 −9.91.% 間。綜觀二年度男女各組可知: 90 年只有女性肥胖群組是在顯著水準 10% 下顯著異於 0, 其值爲 −19.87% (即單尾檢定在顯著水準 5% 下呈負向顯著); 94 年女性邊際效果皆不顯著, 男性則有二組顯著: 男性過重以上群組糖尿病對就業衝擊的邊際效果較大爲 −31.73%, 是在顯著水準 1% 下顯著異於

臺灣大學學術期刊資料庫

表 4.1: 檢定工具變數是否有效 (90年)

	男性											
	全部樣本			過重以上			非過重以上			肥胖		
	排除性	相關性		排除性	相關性		排除性	相關性		排除性	相關性	
	就業方程	糖尿病方程	體重控制方程	就業方程	糖尿病方程	體重控制方程	就業方程	糖尿病方程	體重控制方程	就業方程	糖尿病方程	體重控制方程
Wald 檢定	0.33	5.64††	10.91†††	4.52	5.59††	9.99†††	0.13	9.68†††	8.30†††	0.68	5.79††	8.89†††
LR 檢定	0.33	5.65††	10.75†††	4.54	5.61††	9.88†††	0.13	10.17†††	8.30†††	0.69	5.69††	8.91†††
Pseudo R-square 增加值		0.0037	0.0066		0.0062	0.0073		0.0160	0.0031		0.0161	0.0063
	女性											
	全部樣本			過重以上			非過重以上			肥胖		
	排除性	相關性		排除性	相關性		排除性	相關性		排除性	相關性	
	就業方程	糖尿病方程	體重控制方程	就業方程	糖尿病方程	體重控制方程	就業方程	糖尿病方程	體重控制方程	就業方程	糖尿病方程	體重控制方程
Wald 檢定	1.38	10.80†††	29.83†††	1.21	3.91††	15.20†††	0.91	4.30††	13.54†††	0.70	11.99†††	8.60†††
LR 檢定	1.39	10.70†††	29.74†††	1.22	3.84††	15.21†††	0.92	4.46††	13.53†††	0.71	11.99†††	8.60†††
Pseudo R-square 增加值		0.0008	0.0136		0.0055	0.0139		0.0070	0.0130		0.0366	0.0021

註: † p 值 < 0.1, †† p 值 < 0.05, ††† p 值 < 0.01。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 4.2: 檢定工具變數是否有效 (94 年)

	男性								
	全部樣本			過重以上			非過重以上		
	排除性	相關性		排除性	相關性		排除性	相關性	
	就業方程	糖尿病方程	體重控制方程	就業方程	糖尿病方程	體重控制方程	就業方程	糖尿病方程	體重控制方程
Wald 檢定	6.33	175.84†††	25.89†††	9.42	99.70†††	26.25†††	5.08	94.58†††	31.83†††
LR 檢定	6.26	184.78†††	26.71†††	9.35	103.44†††	27.15†††	5.14	120.61†††	31.77†††
Pseudo R-square 增加值		0.1134	0.0137		0.0964	0.0181		0.2255	0.1234
	女性								
	全部樣本			過重以上			非過重以上		
	排除性	相關性		排除性	相關性		排除性	相關性	
	就業方程	糖尿病方程	體重控制方程	就業方程	糖尿病方程	體重控制方程	就業方程	糖尿病方程	體重控制方程
Wald 檢定	5.93	166.84†††	75.56†††	4.47	115.97†††	62.91†††	4.12	64.49†††	53.16†††
LR 檢定	5.94	179.97†††	78.12†††	4.48	135.48†††	67.26†††	4.15	72.03†††	56.42†††
Pseudo R-square 增加值		0.1355	0.0289		0.1731	0.0469		0.1490	0.0469

註: † p 值 < 0.1, †† p 值 < 0.05, ††† p 值 < 0.01; 94 年台灣地區資料爲縣市代表資料, 已進行加權處理。

臺灣大學學術期刊資料庫

0 (即單尾檢定在顯著水準0.5%下呈負向顯著), 而男性非過重以上群組糖尿病對就業衝擊的邊際效果較小爲 −13.52%, 是在顯著水準10%下顯著異於0 (即單尾檢定在顯著水準5%下呈負向顯著)。反觀文獻所估得之效果可知: Shelton Brown, Pagán, and Bastida (2005) 考慮糖尿病爲內生時, 男性糖尿病對就業衝擊的邊際效果爲 −10.6%, 而其實證結果顯示女性糖尿病爲內生而男性則無內生, 但卻未列出女性糖尿病爲內生的邊際效果, 因其係數不顯著且爲正; Latif (2009) 一文也未列出考慮糖尿病爲內生時, 糖尿病對就業衝擊的邊際效果; Minor (2011) 考量糖尿病爲內生時, 推估美國女性糖尿病對就業之邊際效果 −41.6% (若分型 I 糖尿病與型 II 糖尿病, 則邊際效果分別爲 −6.7% (不顯著) 與 −45.1%); Harris (2009) 考量糖尿病爲內生時, 推估男女性糖尿病對就業之邊際效果分別爲 −7.1% 與 −9%; Zang, Zhao, and Harris (2009) 考量糖尿病爲內生時, 推估50至64歲澳大利亞男女性糖尿病對就業邊際效果分別爲 −11.5%與 −2%, 並推估18至49歲澳大利亞男女性糖尿病對就業邊際效果分別爲 −3.9%與 −3.7%。與上述文獻相較, 除 Minor (2011) 的結果外, 若就有顯著者而言, 本實證結果推估糖尿病對就業衝擊效果大多相對較高,[31] 特別是94年男性過重群組之邊際效果相對於文獻所估之邊際效果, 其差距明顯拉大, 推究可能的原因爲 Shelton Brown, Pagán, and Bastida (2005)、Latif (2009)、Harris (2009)、Minor (2011) 與 Zang, Zhao, and Harris (2009) 皆未考量體重控制變數, 且忽視體重控制對糖尿病的影響與其帶來的緩和效果, 而且也未進行體重分組, 另一可能的原因則爲種族、年齡、性別與工作環境的差異。再者, 二年度糖尿病對就業邊際效果的差異應可部分解釋爲肇因於就業市場狀況的變化, 94年經濟攀升力道比90年強, 推測外在就業環境也較佳, 而變化的就業環境也會改變糖尿病對就業的可能衝擊。[32]

本研究將考量糖尿病與體重控制爲內生下, 估出之體重控制緩和效果依年度分男女按體重分組陳列於表6.1與表6.2。90年緩和效果較不明確,

[31] 94年中老年女性非過重以上族群的 −2.65% 結果與 Zang, Zhao, and Harris (2009) 推估澳大利亞女性的 −2%至 −3.7% 結果相比較, 兩者相近且皆爲不顯著; 若與 Shelton Brown, Pagán, and Bastida (2005) 女性正向不顯著結果相比較, 兩者皆爲不顯著。

[32] Kahn (1998a) 研究曾檢視美國1972、1989與1992三個年度的糖尿病對就業可能的影響, 部份結果顯示: 隨著糖尿病醫療技術的創新、女性教育、女性勞動參與率的提升 (外在就業經濟環境較佳), 糖尿病對就業可能的影響越薄弱。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 5.1: 三元機率方程組下之糖尿病對就業的邊際效果估計 (90 年)[a,b]

	男性				女性			
	全部樣本	過重以上	非過重以上	肥胖	全部樣本	過重以上	非過重以上	肥胖
邊際效果	−0.2225	—	−0.0242	−0.2837	−0.0764	−0.3017	−0.1306	−0.1987*
標準誤	(0.1401)	—	(0.2254)	(0.2057)	(0.1903)	(0.2976)	(0.1179)	(0.1021)
觀測樣本數	2,582	1,368	1,214	480	2,577	1,041	1,536	378

註: a. 顯著水準: * 10%, ** 5%, *** 1%; 括號內爲標準誤。本表估算糖尿病使就業下降之機率。

b. 本表套用三元機率方程組下的歸係數, 估算糖尿病使就業下降之機率, 即 $\widehat{\text{Emp}}_1 - \widehat{\text{Emp}}_0$, 而

$$\widehat{\text{Emp}}_1 = \frac{\sum \Pr(\text{就業} = 1 | \text{糖尿病} = 1, x_i)}{N}, \quad \widehat{\text{Emp}}_0 = \frac{\sum \Pr(\text{就業} = 1 | \text{糖尿病} = 0, x_i)}{N}。$$

臺灣大學學術期刊資料庫

表 5.2: 三元機率方程組下之糖尿病對就業的邊際效果估計 (94年)[a,b]

	男性			女性		
	全部樣本	過重以上	非過重以上	全部樣本	過重以上	非過重以上
邊際效果	−0.1197	−0.3173***	−0.1352*	−0.0961	−0.0991	−0.0265
標準誤	(0.0852)	(0.0979)	(0.0741)	(0.1110)	(0.1334)	(0.2148)
觀測樣本數	3,105	1,737	1,368	3,045	1,279	1,766

註: a. 顯著水準: * 10%, ** 5%, *** 1%; 括號內爲標準誤。本表估算糖尿病使就業下降之機率。

b. 本表套用三元機率方程組下的歸係數, 估算糖尿病使就業下降之機率, 即 $\widehat{\text{Emp}}_1 - \widehat{\text{Emp}}_0$, 而

$$\widehat{\text{Emp}}_1 = \frac{\sum \Pr(\text{就業} = 1|\text{糖尿病} = 1, x_i)}{N}, \quad \widehat{\text{Emp}}_0 = \frac{\sum \Pr(\text{就業} = 1|\text{糖尿病} = 0, x_i)}{N}。$$

臺灣大學學術期刊資料庫

其男女體重控制緩和效果皆不顯著, 僅女性肥胖者在10%顯著水準下顯著異於0 (即單尾檢定在顯著水準5%下呈正向顯著), 其效果爲2.4%; 然而94年過重以上 (BMI ≥ 24) 男性之緩和效果在1%顯著水準下顯著異於0 (即單尾檢定在顯著水準0.5%下呈正向顯著), 其值爲1.98%, 效果明確, 而過重以上女性之緩和效果並不顯著, 非過重以上男性體重控制雖在5%顯著水準下顯著異於0 (即單尾檢定在顯著水準2.5%下呈正向顯著) 但緩和效果較小, 僅達0.22%, 非過重以上女性與全樣本男女性之效果則皆不顯著。

進一步比較二年度之體重分組三元機率方程組模型 (參見表3.1至表3.7) 係數估計結果與緩和效果 (參見表6.1與表6.2) 可知: 90年的主要解釋變數較不顯著且體重控制緩和效果較爲薄弱。推究主要可能原因有二: 其一是94年資料具有糖尿病家族病史基因工具變數, 90年則付之闕如; 其二是94年劃分爲五十三區, 90年受限於資料僅能劃分爲七區, 相較94年而言, 90年盛行率工具變數具較小的變異 (這已於第4節詳加說明)。而這也反映在個別與整體工具變數的顯著性上, 94年各組個別工具變數之顯著性大體而言略優於90年, 而94年各組整體工具變數相關性檢定結果之顯著性則系統性地優於90年, 進而使得二年度估計結果呈現差異。此外, 94年經濟攀升力道比90年強, 這變化的就業環境會改變糖尿病對就業的可能衝擊, 也會進而改變體重控制緩和效果。

由於糖尿病家族病史 (基因工具變數) 可能與糖尿病確切罹患年齡及糖尿病病情嚴重程度相關, 而糖尿病罹患年齡及糖尿病病情嚴重程度亦可能與就業相關 (Shelton Brown, Pagán, and Bastida, 2005)。上述情況一旦發生, 則工具變數是否有效將值得懷疑。然而本研究並無糖尿病確切罹患年齡與糖尿病病情嚴重程度的變數, 僅有與糖尿病相關疾病與慢性病變數。爲更進一步檢視工具變數是否有效, 本研究具體檢測工具變數是否與不可觀察變數 (譬如糖尿病相關疾病與慢性病, 包括心臟病、白內障、青光眼、高血壓與肝病) 爲相關。經執行各工具變數與上述疾病的相關性檢定, 實證結果顯示各工具變數與上述疾病間並無強烈相關。

臺灣大學學術期刊資料庫

表6.1: 緩和效果之估計 (90年)[a,b,c]

	男性				女性			
	全部樣本	過重以上	非過重以上	肥胖	全部樣本	過重以上	非過重以上	肥胖
緩和效果	—	—	0.0015	0.0027	0.0026	0.0089	0.0028	0.0240*
標準誤	—	—	(0.0138)	(0.0018)	(0.0066)	(0.0120)	(0.0025)	(0.0141)
觀測樣本數	2,582	1,368	1,214	480	2,577	1,041	1,536	378

註: a. 顯著水準: * 10%, ** 5%, *** 1%; 括號內爲標準誤。本表估算體重控制使糖尿病罹患率下降, 進而提升就業之機率。

b. 本表套用三元機率方程組下的歸係數, 估算體重控制使糖尿病罹患率下降, 進而提升就業之機率, 即 $\widetilde{\text{Emp}}_1 - \widetilde{\text{Emp}}_0$, 而

$$\widetilde{\text{Emp}}_1 = \frac{\sum \Pr(\text{就業} = 1|\text{體重控制} = 1, x_i)}{N}, \quad \widetilde{\text{Emp}}_0 = \frac{\sum \Pr(\text{就業} = 1|\text{體重控制} = 0, x_i)}{N}。$$

c. 因爲90年男性全部樣本群的體重控制對罹患糖尿病影響之係數估計值爲正向不顯著, 所以無法計算體重控制緩和效果; 而90年男性過重以上群組的罹患糖尿病對就業影響之係數估計值爲正向不顯著, 也無法計算體重控制緩和效果。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 6.2: 緩和效果之估計 (94 年)[a,b,c]

	男性			女性		
	全部樣本	過重以上	非過重以上	全部樣本	過重以上	非過重以上
緩和效果	0.0028	0.0198***	0.0022**	0.0009	0.0042	—
標準誤	(0.0019)	(0.0056)	(0.0011)	(0.0010)	(0.0057)	—
觀測樣本數	3,105	1,737	1,368	3,045	1,279	1,766

註: a. 顯著水準: * 10%, ** 5%, *** 1%; 括號內爲標準誤。本表估算體重控制使糖尿病罹患率下降, 進而提升就業之機率。

b. 本表套用三元機率方程組下的歸係數, 估算體重控制使糖尿病罹患率下降, 進而提升就業之機率, 即 $\widetilde{\text{Emp}}_1 - \widetilde{\text{Emp}}_0$, 而

$$\widetilde{\text{Emp}}_1 = \frac{\sum \Pr(\text{就業} = 1|\text{體重控制} = 1, x_i)}{N}, \quad \widetilde{\text{Emp}}_0 = \frac{\sum \Pr(\text{就業} = 1|\text{體重控制} = 0, x_i)}{N}。$$

c. 因爲 94 年女性非過重以上群組組重控制對罹患糖尿病影響之係數估計值爲正向不顯著, 所以無法計算。

臺灣大學學術期刊資料庫

7 結論

本研究運用我國國家衛生研究院之 90 年與 94 年國民健康訪問調查資料, 依年度分男女按體重分組估計體重控制對糖尿病衝擊中老年就業的緩和效果。在考量糖尿病與體重控制內生下, 以帶工具變數三元 Probit 模型, 運用糖尿病家族病史與反應經濟發展下之環境差異與社會規範轉變變數 — 糖尿病與體重控制區域盛行率 — 爲工具變數, 進而估計體重控制對糖尿病負向衝擊中老年人就業的緩和效果。

上述工具變數經檢定雖皆能符合顯著相關 (sufficiently correlated) 與排除性 (exclusion) 二條件, 然而 94 年各組整體工具變數相關性檢定結果之顯著性系統性地優於 90 年。經比較二年度分析可知: 基因工具變數即糖尿病家族病史扮演重要角色, 然而 90 年因缺乏糖尿病家族病史, 而且糖尿病與體重控制區域盛行率變異不夠大, 這也反映在相關性檢定結果之顯著性上, 因此, 90 年體重控制效果較不明確, 僅女性肥胖群組的體重控制緩和效果在 10% 顯著水準下呈顯著異於 0, 其值爲 2.4%, 其餘各組皆不顯著或難以估算有意涵之體重控制緩和效果; 94 年之分析則無此二項限制, 男性過重以上 (BMI $\geq$ 24) 體重控制緩和效果在 1% 顯著水準下顯著異於 0, 其值爲 1.98%, 效果明確, 而男性非過重以上體重控制緩和效果也在 5% 顯著水準下呈顯著異於 0, 但值較小僅 0.22%, 男性全樣本之效果則不顯著, 女性非過重以上群組難以估算有意涵之體重控制緩和效果, 女性其餘二組皆不顯著。綜合上述分析可知: 緩和效果之大小與過重或肥胖與否有關聯; 政策制定者估算體重控制之成本效益時, 宜將男性過重以上群組之緩和效果納入考量。

若以教育爲政策工具推廣體重控制,[33] 其效果頗爲一致, 將可間接抑制過重以上群組罹患糖尿病機率, 尤其是對男性過重以上群組應是值得期待, 進而可緩和糖尿病對就業之負向衝擊。另外, American Diabetes Association (2011) 提供一指導方針, 評估糖尿病患者是否適合就業, 以協助糖尿病患者或雇主制定安穩就業的工作場合, 可供我國政策制定者參考。

[33] Kahn (1998b) 研究美國糖尿病患者之教育程度與其健康投資差異之關聯, 發現教育程度較高之糖尿病患者其身體質量指數 (BMI) 較低。

臺灣大學學術期刊資料庫

最後, 諸如景氣好壞與進行體重控制也需花時間等因素也可能影響緩和效果大小, 也許值得未來研究考量。目前國內僅有二個年度橫斷面資料供學者分析, 若未來能建立多期的國民健康訪問調查資料, 將更可觀察環境差異與社會規範的變化與各區域間糖尿病及體重控制盛行率如何隨著時間進展變化, 並進一步觀察糖尿病對就業衝擊與體重控制緩和效果的變化趨勢。

參考文獻

郭雁媚 (2008), "瘦身的經濟分析," 碩士論文, 台北: 淡江大學產業經濟研究所。(Kuo, Yen-Mei (2008), "Two Economic Essays on Weight Control," Master's thesis, Taipei: Graduate Institute of Industrial Economics, Tamkang University.)

American Diabetes Association (2011), "Diabetes and Employment," *Diabetes Care*, 34 (supplement 1), S82–S86.

Bastida, Elena and José A. Pagán (2002), "The Impact of Diabetes on Adult Employment and Earnings of Mexican Americans: Findings from a Community Based Study," *Health Economics*, 11, 403–413.

Becker, Gary S. (1965), "A Theory of the Allocation of Time," *Economic Journal*, 75, 493–517.

Cappellari, Lorenzo and Stephen P. Jenkins (2003), "Multivariate Probit Regression Using Simulated Maximum Likelihood," *Stata Journal*, 3, 278–294.

Coppejans, Mark and A. Ronald Gallant (2002), "Cross-Validated SNP Density Estimates," *Journal of Econometrics*, 110, 27–65.

Fuchs, Victor R. (2004), "Reflections on the Socio-Economic Correlates of Health," *Journal of Health Economics*, 23, 653–661.

Gabler, Siegfried, Francois Laisney, and Michael Lechner (1993), "Seminonparametric Estimation of Binary-Choice with an Application to Labor-Force Participation," *Journal of Business and Economic Statistics*, 11, 61–80.

Greene, William H. (1998), "Gender Economics Courses in Liberal Arts Colleges: Further Results," *Journal of Economic Education*, 29, 291–300.

——— (2008), *Econometric Analysis*, 6th edition, New Jersey: Prentice Hall.

臺灣大學學術期刊資料庫

Grossman, Michael (1972), "On the Concept of Health Capital and the Demand for Health," *Journal of Political Economy*, 80, 223–255.

Harris, Anthony (2009), "Diabetes, Cardiovascular Disease and Labour Force Participation in Australia: An Endogenous Multivariate Probit Analysis of Clinical Prevalence Data," *Economic Record*, 85, 472–484.

Kahn, Matthew E. (1998a), "Health and Labor Market Performance: the Case of Diabetes," *Journal of Labor Economics*, 16, 878–899.

——— (1998b), "Education's Role in Explaining Diabetic Health Investment Differentials," *Economics of Education Review*, 17, 257–266.

Knapp, Laura Greene and Terry G. Seaks (1998), "A Hausman Test for a Dummy Variable in Probit," *Applied Economics Letters*, 5, 321–323.

Kraut, Allen, Randy Walld, Robert Tate, and Cam Mustard (2001), "Impact of Diabetes on Employment and Income in Manitoba, Canada," *Diabetes Care*, 24, 24–28.

Latif, Ehsan (2009), "The Impact of Diabetes on Employment in Canada," *Health Economics*, 18, 577–589.

Lavigne, Jill E., Charles E. Phelps, Alvin Mushlin, and Wayne M. Lednar (2003), "Reductions in Individual Work Productivity Associated with Type 2 Diabetes Mellitus," *Pharmacoeconomics*, 21, 1123–1134.

Loureiro, Maria L., Anna Sanz de Galdeano, and Daniela Vuri (2010), "Smoking Habits: Like Father, Like Son, Like Mother, Like Daughter?" *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 72, 717–743.

Maddala, Gangadharrao S. (1983), *Limited-Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*, Cambridge: Cambridge University Press.

Manski, Charles F. (1993), "Identification of Endogenous Social Effects: The Reflection Problem," *Review of Economic Studies*, 60, 531–542.

Minor, Travis (2011), "The Effect of Diabetes on Female Labor Force Decisions: New Evidence from the National Health Interview Survey," *Health Economics*, 20, 1468–1486.

Morris, Stephen (2007), "The Impact of Obesity on Employment," *Labour Economics*, 14, 413–433.

Ng, Ying Chu, Philip Jacobs, and Jeffrey A. Johnson (2001), "Productivity Losses Associated with Diabetes in the U.S.," *Diabetes Care*, 24, 257–261.

Ramachandran, A., C. Snehalatha, E. Latha, V. Vijay, and M. Viswanathan (1997), "Rising Prevalence of NIDDM in Urban Population in India," *Diabetologia*, 40, 232–237.

臺灣大學學術期刊資料庫

Rashad, Inas and Robert Kaestner (2004), "Teenage Sex, Drugs and Alcohol Use: Problems Identifying the Cause of Risky Behaviors," *Journal of Health Economics*, 23, 493–503.

Shelton Brown, H., José A. Pagán, and Elena Bastida (2005), "The Impact of Diabetes on Employment: Genetic IVs in a Bivariate Probit," *Health Economics*, 14, 537–544.

Shobhana, R., P. Rama Rao, A. Lavanya, R. Williams, V. Vijay, and A. Ramachandran (2000), "Expenditure on Health Care Incurred by Diabetic Subjects in a Developing Country — A Study from Southern India," *Diabetes Research and Clinical Practice*, 48, 37–42.

Smith, James P. (1998), "Socioeconomic Status and Health," *American Economic Review*, 88, 192–196.

Stern, Michael P., S. P. Gaskill, H. P. Hazuda, Lytt I. Gardner, and Steven M. Haffner (1983), "Does Obesity Explain Excess Prevalence of Diabetes among Mexican Americans? Results of the San Antonio Heart Study," *Diabetologia*, 24, 272–272.

Trujillo, Antonio J. (2003), "Medical Use and Selection in a Social Insurance with An Equalization Fund: Evidence from Colombia," *Health Economics*, 12, 231–246.

Tunceli, Kaan, Cathy J. Bradley, David Nerenz, L. Keoki Williams, Manel Pladevall, and Jennifer Elston Lafata (2005), "The Impact of Diabetes on Employment and Work Productivity," *Diabetes Care*, 28, 2662–2667.

Vijan, Sandeep, Rodney A. Hayward, and Kenneth M. Langa (2004), "The Impact of Diabetes on Workforce Participation: Results from a National Household Sample," *Health Services Research*, 39, 1653–1669.

Wooldridge, Jeffrey M. (2010), *Econometrics Analysis of Cross Section and Panel Data*, 2nd edition, Cambridge: MIT Press.

Zang, Xiaohui, Xueyan Zhao, and Anthony Harris (2009), "Chronic Disease and Labour Force Participation in Australia," *Journal of Health Economics*, 28, 91–108.

Zellner, Arnold (1962), "An Efficient Method of Estimating Seemingly Unrelated Regressions and Tests for Aggregation Bias," *Journal of the American statistical Association*, 57, 348–368.

投稿日期: 2010年8月26日, 接受日期: 2014年7月10日

臺灣大學學術期刊資料庫

The Impact of Diabetes on Employment Among Middle-Aged and Older Taiwanese: The Moderating Effect of Weight Control

Dong-Long Lin

Ph.D. student, Department of Industrial Economics, Tamkang University

Teng-Yuan Hu

Department of Industrial Economics, Tamkang University

This study examines whether weight control ameliorates the effect of diabetes on employment among middle-aged and older adults (aged 40 to 64) by gender and weight group. It analyzes two waves of the National Health Interview Survey of Taiwan (2001, 2005). Allowing for endogeneity of diabetes and weight control, it uses a trivariate probit model with instrumental variables, including the family history of diabetes, area prevalence rates of diabetes and weight control. Due to lack of family history of diabetes and insufficient variations in the two area prevalence rates, the findings from the 2001 wave are not totally according to expectation. However, the analysis of the 2005 data does not suffer similar constraints. The moderating effect for overweight or obese (defined as BMI $\geq$ 24) males is statistically significant, on the order of 1.98%. Most effects are either small or insignificant for other groups. Taking into account the moderating effect for overweight or obese, middle-aged and older males will enhance completeness of cost-benefit analysis in evaluating weight control policy.

Keywords: diabetes, employment, weight control, trivariate probit model
JEL classification: I12, J22

臺灣大學學術期刊資料庫

臺灣大學學術
期刊資料庫

臺灣大學學術
期刊資料庫

臺灣大學學術
期刊資料庫