

偏差友伴與偏差行為： 友伴的影響效果確實存在嗎？*

李文傑**

摘要

過去的實證研究已經一再地指出，偏差友伴與個人偏差行為間具有強的關連性。但，當今社會學和犯罪學領域的研究中，卻有兩個相互競爭的觀點嘗試解釋兩者間的關連。一為「影響性效果」，此觀點認為偏差友伴確實地影響著個人的偏差行為發展；另一個觀點為「選擇性效果」，主張個人會選擇跟自己相似的人結交朋友，或個人會「投射」認為朋友的行為應跟自己是相似的，基於此觀點，偏差友伴與個人偏差行為的高相關性只不過是「自我選擇」下的產物。本研究使用 2,280 位來自於「台灣青少年計畫」的台灣青少年樣本，並配上以班級為單位的友誼網絡資料，用以檢測偏差友伴和個人偏差行為間的實際連結。為了排除「選擇性」及「投射性」的偏誤，本文除了使用貫時性資料外，並且使用兩種不同偏差友伴的測量方法，一為傳統的自

* 誌謝：本研究所運用的調查資料主要來自於中央研究院社會學研究所伊慶春教授所主持的「台灣青少年成長歷程」研究計畫，計畫編號為 AS-93-TP-C01，感謝計畫小組所有成員所精心設計的問題題目及社會網絡資料，尤其非常感謝伊慶春教授對本研究及後續研究的支持與指教。同時非常感謝吳齊殷教授長期對作者研究的建議與教導、以及陳易甫教授和林宜穎博士對本研究初期模型的實際建議。最後，感謝匿名審查人和調查研究期刊編輯委員的精闢見解及指教，謹此誌謝。本文之全部論點、見解及錯漏，概由作者負責。

** 美國喬治亞大學社會學系暨家庭研究中心

陳式測量，另一種為社會網絡測量的技術。分析結果顯示，縱使「選擇性」、「投射性」和「樣本流失性」的偏誤排除後，偏差友伴和個人偏差行為間仍具有實際的關連性。另外，本文進一步發現，自陳式測量相較於社會網絡測量法，更有可能高估偏差友伴對偏差行為的解釋力。根據分析之結果，本研究建議，當使用自陳式測量的偏差友伴預測個人偏差行為時，應同時在分析模型中考慮「自我控制」和「父母監控行為」對個人偏差行為的效果，用以減低自陳式測量所造成的「投射性」偏誤。

關鍵字：偏差友伴、偏差行為、影響性效果、選擇性效果、投射性效果

Friends and Delinquency: Is Deviant Peer Influence Real?

Man-Kit Lei*

ABSTRACT

Consistently, empirical findings have indicated that the presence of deviant peers is one of the strongest predictors of adolescent delinquency. While this association is widely accepted, the mechanisms at work have been disputed. Two competing approaches, the influence and selection approaches, have received the most scholarly attention. The influence model argues that an association with deviant peers has a real and causal impact on adolescent delinquency. Conversely, the selection model posits that perceived associations are the result of homophily, as people tend to form or select friendships with others who share similar characteristics. Using a sample of 2,280 Taiwanese

* Man-Kit Lei is a doctoral candidate in the Department of Sociology and research statistician in the Center for Family Research at the University of Georgia. His research focuses on the ways in which community factors, family processes, peer affiliations, and genotype combine to influence well-being. His work has appeared in journals such as the *American Sociological Review*, *Taiwanese Sociology*, and *Journal of Family Psychology*.

adolescents from the Taiwan Youth Project along with friendship network data, this study reexamines the association between deviant peers and delinquency. In order to rule out potential biases, this study uses both perceptual and direct measures of deviant peers. The perceptual measure of deviant peers refers to an individual's report of his or her friends' delinquent behavior, whereas the direct measure is formed through an analysis of the friendship network data. Controlling for selection and projection effects, the results show that the effect of deviant peers on delinquency remains significant. The results also indicate that using a self-report measure of deviant peers, in contrast to a social network analysis, potentially overestimates the deviant peers-delinquency relationship. Finally, this study's results support the combined use of both self-report measures of deviant peers in conjunction with self-control and parental monitoring measures to best account for the influence of deviant friendships on delinquency.

Keywords: deviant peers, delinquency, influence effect, selection effect, projection effect

壹、前言

偏差友伴越多則個人從事偏差行爲的機會越高，已是普遍的社會事實。西方的實證研究已經提供有效的證據，證明青少年的偏差友伴數與偏差行爲（Jaccard, Blanton, & Dodge, 2005）、暴力行爲（Kreager, Rulison, & Moody, 2011）、使用非法藥物（Zimmerman & Vasquez, 2011）、喝酒（Cheadle & Whitbeck, 2011）、吸煙（Otten, Wanner, Vitaro, Engels, 2009）、和憂鬱（Stevens & Prinstein, 2005）具有正向的顯著關

連性。事實上，不止於西方的研究文獻，在華人的社會中，也流傳著「近朱者赤，近墨者黑」或「物以類聚」等，與友伴和個人行為關連的相關諺語。縱使，友伴和個人行為的相關性不容質疑，當今社會學和犯罪學領域的研究中，卻有兩個相互競爭的觀點嘗試解釋兩者間的關連。

首先，是以社會學習理論為基礎的學者，他們主張偏差和個人行為是從別人身上學習得來（例如：Akers, 1998; Sutherland, 1947; Warr, 2002），並且相信偏差友伴對個人偏差行為具有實際的「影響性效果」（influence effect）。相對地，部分社會學和犯罪學學者拒絕偏差友伴具有實際的影響效果，他們主張偏差友伴的效果只是一種「選擇性效果」（selection effect）而已，代表性學者如 Glueck and Glueck（1950）、Kandel（1978）和 Gottfredson and Hirschi（1990）。這些學者相信，個人會選擇跟自己相似的人結交朋友，偏差友伴與個人偏差行為的高相關性只不過是「自我選擇」（self-selection），或只是個人潛在特質（latent trait）的一種「投射」（projection）後的結果。簡言之，偏差友伴的多寡和個人偏差行為的涉入程度，雖然呈現強烈的正相關，但在解釋這樣的關連時，卻出現兩個互相競爭的觀點，一者主張偏差友伴具有實際的影響效果，另一者則否定此一效果。

很可惜地，過去的研究在資料的限制下，並沒能在有效地控制「選擇性效果」下，來探討友伴是否對個人具有實際的影響力。究其原因，在於過去的研究大多仰賴橫斷的（cross-sectional）自陳式（self report）調查法（Piquero, Gover, MacDonald, & Piquero, 2005），而其基本假設是，自陳式測量法所測得的偏差友伴能確切地代表或估計真實友伴的行為，當受訪者被要求回答他／她們的好友中有沒有從事各種不同類型的偏差行為時，如果此分數越高即代表其受訪者的偏差友伴

越多。然而，許多實證研究已從理論和方法上來挑戰此一假設，並且指出自陳式測量以「知覺」為基礎，經常出現錯誤認知與高估他／她人行爲的偏誤（Henry, Kobus, & Schoeny, 2011; Weerman & Smeenk, 2005）。在相似性（homophily）概念的基礎上（Kandel, 1978），個人傾向於「選擇」與自己相似的人交朋友，並「投射」認為朋友的行爲應跟自己是相似的（Bauman & Ennett, 1996; Gottfredson & Hirschi, 1990）。除此之外，從方法學的角度，基於「共同方法的變異」（common method variance）之因素，如果自己與友伴的行爲皆從自陳式測量獲得，兩者間的關連性必然在資料來源相同下而增強（Norton, Lindrooth, & Ennett, 2003）。

最近，歐美的學者已開始利用社會網絡測量的技術，利用受訪者相互提名的矩陣重新測量偏差友伴，由於所得之分數是直接從受訪者的友伴獲得，學者稱為「實際的」（actual）偏差友伴（Cunningham & Selby, 2007; Iannotti & Bush, 1992; Prinstein & Wang, 2005; Weerman & Smeenk, 2005），這些研究發現到實際的偏差友伴與個人的偏差行爲間的關係，並沒有以自陳式問卷為基礎之「知覺的」（perceived）偏差友伴為高。雖然，國外（尤其是美國）已經有一些重要的發現，但台灣以及東亞的研究在資料的限制下，仍以橫斷自陳式測量為主（Huang et al., 2010; 吳明燁, 1999）。而且，我們的教育制度和人際互動方式並不完全與其他國家相同，因此，如果直接引用國外友伴與個人行爲的相關研究推及至台灣及華人社會時，則有其困難性。

據此，本研究欲回答以下的基本理論性問題：偏差友伴是否確實地對台灣青少年的偏差行爲產生影響。假如社會學習理論的「影響性」觀點成立，則必須是在同時考量「選擇性」和「投射性」效果下，友伴偏差行爲仍對個人偏差行爲產生統計上的顯著效果。基於過去研究

在資料上的限制，本文將使用貫時性資料（longitudinal data），在考慮前期的個人偏差行為之條件下，來減低個人偏差傾向（delinquent propensity）的選擇性偏誤；接著，利用友誼網絡（friendship network）來建構實際的偏差友伴分數，用以排除「投射性」效果。具體而言，本研究將在考慮了「選擇性」和「自我投射」的偏誤之後，檢測偏差友伴是否確實能預測個人的偏差行為。接著，比較自陳式與社會網絡測量偏差友伴間之差異，假如自陳式的測量，確實高估了偏差友伴對個人偏差行為之影響力，又如何去降低這些從個人因素所「投射」的偏誤。

貳、文獻探討

一、偏差友伴和個人偏差行為：影響性效果

在社會學習理論的傳統裡（Akers, 1998; Sutherland, 1947; Warr, 2002），個體從別人身上學會如何從事犯罪或偏差的過程，事實上與學習語言或禮儀是一致的，均是透過一系列與他人互動的學習過程。最著名的觀點是 Sutherland 的「差別結合理論」(Differential association)，他列出九個主要的命題去討論犯罪或偏差的形成。最主要的論點是，個人出生猶如一張白紙，並不知善與惡，因此個人會從事犯罪或偏差行為，是由於在社會的互動場域中，人們在與重要他人（父母或朋友）的互動過程裡，耳濡目染下學到的一套價值定義。當他／她們學得的價值定義是：違規（法）時，比不違規（法）對自己有利。此時，他／她們便會從事犯罪或偏差行為。其後，Akers 等人（1979）與 Akers（1998）透過心理學的學習理論，進一步補充 Sutherland 的觀點，認為個人偏差行為的養成，是透過差別結合（association）、差別增強（rein-

forcement)、和模仿 (imitation) 的機制，以及透過與重要他人 (如：父母或友伴) 的互動過程中習得。例如，在兒童期，父母經常使用打罵的教養方式教導孩子，在其成長的過程中，他／她們與父母生活在一起，經過觀察及學習漸漸將這些行爲內化成行爲的基模 (schemas)，認為這是教導孩子或與家人互動的一部分。同樣的，國內外的研究也一再地證實父母的嚴酷教養，對下一代教養行爲 (吳齊殷、高美英，1997) 和暴力對待伴侶 (Simons, Lei, & Landor, 2012) 具有因果影響關係。

相對於父母的教養行爲，青少年期的孩子更容易受到其友伴的影響。而且，過去的研究已一再地指出，青少年友伴的偏差行爲非常一致地預測個人的偏差行爲 (Nelson & Boisvert, 2011; Warr, 2002)。如果青少年指出其友伴中有從事偏差行爲者，他們更有可能回答自己也有類似的偏差行爲 (Jaccard, et al., 2005)。另，針對 133 篇出版於 1974 至 2003 年的實證研究，Pratt 等人 (2010) 利用後設分析 (meta analysis)，已揭露出差別結合下的友伴偏差行爲對個人偏差行爲，具有強的效應值 (effect size)。總言之，從學習理論的理論架構下，友伴對個人具有實際的因果影響力。據此將可以說明，爲什麼有一些青少年吸煙、喝酒或從事偏差行爲，是因爲他／她們從其友伴身上學得。因此，這個觀點非常強調偏差友伴對個人的偏差行爲，具有實際上的因果關連性。

二、友伴的影響性效果之質疑：選擇性效果

相對於「影響性」的觀點，部分學者質疑是否「友伴」的實際影響效果被過度地高估 (Cunningham & Selby, 2007; Henry et al., 2011; Prinstein & Wang, 2005)。其中一個主要的觀點，可追溯到 Glueck and

Glueck (1950) 對「影響性」觀點的質疑，他們的核心主張認為友伴與個人行為的強正相關，是由於「物以類聚」(birds of a feather flock together) 所致。更確切地說，「選擇性效果」的觀點認為友伴與個人行為的關連，並非確實地被友伴所影響；反之，是因為個人本身的潛在特質或行為模式 (Gottfredson & Hirschi, 1990)，使得在互動場域中，青少年專挑與自己相像的人當朋友。因此，經常使用非法藥物、吸煙喝酒或從事偏差行為的青少年，會根據自己的這些行為特質，去選擇自己的偏差友伴、酒友或煙友。基於此一觀點，友伴與個人兩者間的因果關連，只不過是虛假的 (spurious) 關係而已；如果將個人選擇性的因素排除後，友伴對個人行為將不存在解釋力。

從以上「影響性」和「選擇性」的理論觀點，我們可以發現到，「影響性」效果強調友伴對個人的因果關連，有鑑於選擇性效果主張相反的因果方向。由於橫斷式的資料，只能夠讓研究者理解變項間的相關性，無法考量變項間時序的問題。因此，不少的研究已建議 (Frank, 2011; Matsueda & Anderson, 1998)，如果研究模型要排除「選擇性」的偏誤，最佳的方法是利用貫時性資料，將個人前期的偏差行為控制在分析模型中，來進一步了解友伴對個人行為的關連性。可惜地，大部分過去的研究成果 (Iannotti & Bush, 1992; Prinstein & Wang, 2005; Reid, Manske, & Leatherdale, 2008)，仰賴的是橫斷式資料，並沒能有效地在控制前期的行為狀態下來排除選擇性的偏誤。在沒有控制「選擇性」的因素下，過去的研究指出，友伴對個人的影響力可能已被過度估計 (Bauman & Ennett, 1996; Kandel, 1978)。據此，本研究將以貫時式資料，在分析模型中，控制前期個人的偏差行為狀態，用以排除因個人潛在特質所造成的「選擇性」偏誤。

除了個人本身的行為特質所造成的「選擇性」偏誤外，過去的研

究已一再證明 (Aseltine, 1995; Goldstein, Davis-Kean, & Eccles, 2005; Rankin & Kern, 1994)，父母的「教養行爲」，同樣會影響青少年的擇友傾向。例如，研究發現如果父母能掌握小孩的交友和生活狀況，則這些孩子較少有機會結識不良的友伴 (Dodge, Greenberg, & Malone, 2008; 李文傑、吳齊殷, 2004)。有研究發現 (Weerman & Hoeve, 2012; Wu & Lei, 2013)，當父母的「監控行爲」被統計地控制在分析模型中，偏差友伴對個人偏差行爲雖仍達顯著性相關，但兩者間的關連性相對地減弱。

另一個可能的偏誤來源為「缺乏自我控制」(lack of self-control)，Gottfredson and Hirschi (1990) 主張「缺乏自我控制」作為一個潛在特質 (latent trait)，形成於早期的父母教養行爲，此特質將在小孩十歲以後保持相對地不變，並持續影響個人發展；對於友伴跟個人的關係，他們最主要的假設是認為，個人選擇結交偏差友伴，是因為他／她們缺乏「自我控制」。因此，友伴對個人行爲的影響並非因果的主因，主因是個人的「自我控制」；基於此觀點，Gottfredson and Hirschi (1990) 斷言友伴行爲與個人行爲間只是虛假的 (spurious) 關係，當分析模型考慮了「缺乏自我控制」此一變項，偏差友伴對個人行爲的關連性將隨之消失。過去已有不少的研究檢測他們的論點 (Baron, 2003; Hay, 2001; Meldrum, Young, & Wearman, 2009; Nelson & Boisvert, 2011; Schreck, Stewart, & Fisher, 2006)，但沒有研究完全支持他們的觀點，例如：Pratt and Cullen (2000) 進行的事後分析發現，即使「自我控制」被控制在分析模型中，偏差友伴對個人偏差行爲仍存在影響力；McGloin and Shermer (2009) 利用 the National Longitudinal Study of Adolescent Health (Add Health) 資料發現，「自我控制」雖不能完全地，卻能部分地解釋友伴對個人的偏差行爲。據此，雖然並沒有證據

證明「教養行爲」和「缺乏自我控制」各自能完全地解釋友伴對個人行爲的影響性，但兩者卻能有效地排除部分的「選擇性」偏誤。

三、友伴的影響性效果之質疑：投射性效果

雖然國內外的研究，一致地指出以自陳式測量為基礎的偏差友伴，在預測個人偏差行爲時，具有很強的關連性。然而，不少犯罪學、社會學或心理學的學者已開始質疑測量的有效性（Bauman & Ennet, 1996; Gottfredson & Hirschi, 1990; Haynie, 2001; Young, Barnes, Meldrum, & Weerman, 2011），他們認為以自陳式測量所獲得的資訊，是受到個人「投射性」因素所污染，亦即個人傾向將自己的行爲特質投射到他／她們的朋友身上，認為自己的好友應該與自己是相似的。藉此，當個人將自己的行爲投射到友伴時，友伴與個人行爲間的正相關隨之膨脹。正如 Gottfredson and Hirschi（1987: p. 597）所說「自陳式的友伴偏差只是另一種個人偏差行爲的測量」，並非真正的是個人友伴的行爲。加上，從方法學的角度，個人和友伴的資訊獲自同一來源（自陳式測量），基於「共同方法的變異」下，個人與友伴的偏差行爲之關連性必然會被高估（Norton et al., 2003）。

事實上，過去的研究已提供證據指出，青少年知覺的友伴行爲和友伴的實際行爲，兩者間存在著差異性。大部分的結論皆指出，知覺的相較實際的友伴行爲與個人的偏差行爲間有更強的相關性，因為青少年較傾向於投射自己的行爲表現到其友伴身上，他／她們會認為自己的朋友應該與自己是相似的，因而錯估了其身邊友伴的行爲（Cunningham & Selby, 2007; Ellickson et al., 2003; Haynie, 2001; Henry et al., 2011; Iannotti & Bush, 1992; Prinstein & Wang, 2005; Reid et al., 2008; Ross, Greene, & House, 1977; Weerman et al., 2005; Young et al., 2011）。

例如：Iannotti and Bush（1992）以小學四和五年級的學生爲對象，不單要求這些學生填寫自己與朋友的行爲，並且需要指出三位班上的好友，他們的結果發現，青少年自陳的偏差友伴較之他／她們的好朋友回答自己的偏差行爲，其與個人偏差行爲間的相關強度，前者是後者的兩倍。另外，Young et al.（2011）使用荷蘭的長期追蹤資料，他們的分析結果除了指出使用自陳式的偏差友伴，將會高估偏差友伴與個人偏差間的關連外，他們更發現如果受訪者擁有較低的「自我控制」和高犯罪傾向，這些受訪者更有可能錯估其友伴的偏差行爲。據此，青少年自身所認知的朋友行爲，很有可能存在「自我投射」（self projection）的偏誤（Gottfredson & Hirschi, 1990; Jussim & Osgood, 1989; Kandel, 1978）。換言之，偏差友伴與個人偏差行爲的高相關，很有可能只是自陳式測量的「測量污染」（measurement contamination）所造成。

相較於傳統的自陳式測量，友伴之訊息是從受訪者之回答間接地獲得，社會網絡測量法卻直接從受訪者的友伴獲取（Haynie, 2001）。此方法的原理，主要是透過受訪者在特定範圍內的互動場域（例如：學校的班級）提名自己的好友，由於研究是基於特定的互動場域，研究者便有可能將友伴的受訪資料連結到個人資料上，從而客觀地獲得受訪者之友伴行爲。

四、過去相關研究的限制與不足

綜合而言，以 Gottfredson and Hirschi 等爲首的學者，主張從「選擇性」和「投射性」偏誤的角度，來質疑偏差友伴預測個人偏差行爲的有效性。然而，社會學習理論的學者（如：Akers, 2008; Warr, 2002）並不同意批評者的觀點，並且回應道，以社會學習理論爲基礎的友伴影響效果，不必然在控制了「選擇性」或「投射性」的條件下，進而

使其影響的效果消失，例如：Matsueda and Anderson (1998) 利用多時間點的「跨延宕模型」(cross-lag model)，他們發現縱使選擇性偏誤被統計地控制後，偏差友伴對個人的偏差行為仍具有顯著的正關連，Weerman (2011) 利用貫時性網絡資料，在考慮了「選擇性」和「投射性」的偏誤下，偏差友伴的效果依然存在。

除了以上的理論性問題外，過去有關友伴與個人行為間的關連性研究，存在著若干方法學上的限制與不足。首先，過去部分西方的研究 (Boman & Gibson, 2011; Kandel, 1978)，在測量實際友伴時，往往只能蒐集到受訪者的一位最要好的朋友，藉著這一位好友所陳述的自身行為狀況，用來作分析及比較；但是，這類型的研究將會遭遇一個很大的困境，就是需要假設好友間之異質性很小，亦即這一位好友能代表其他的友伴。

除此之外，由於青少年的互動場域常被鑲嵌在學校 (Ellickson et al., 2003) 或其班級 (Wu & Lei, 2013) 內；近來，一些台灣學者已注意到，在研究青少年友伴時，必須同時考慮到青少年與其友伴的互動場域 (Huang et al., 2010; Wu & Lei, 2013; 謝雨生、吳齊殷、李文傑，2006)，例如：利用多層次模型，Wu and Lei (2013) 指出知覺的友伴與個人偏差行為之間的關係，是受到班級水準的偏差行為所影響，當青少年就讀於偏差行為普遍的班級，其友伴對個人偏差行為的影響力相對較高；根據這樣的結果，作者從日常生活的觀點指出，東亞相較於西方國家的學童，學生每天至少有長達八小時是在同一個教室學習及互動，因此班級所產生之效果將不能忽視。事實上，在蒐集社會網絡資料時，必須預設一個網絡互動的場域，例如：國內外的青少年研究，最常使用學校或班級作為網絡分析的單位，因此以一般迴歸模型分析時，很有可能違反一般線性模型 (ordinary least squares; OLS)

Ordinary least squares 的「獨立性假設」(independence assumption)，亦即受試學生彼此間並非相互獨立，班級(組)內的受試者實際上分享著相同的變異，並共同受到班級因素所影響。當分析的模型並沒有控制班級的效果時，其產生的結果將可能造成係數的標準誤被低估而顯著性考驗被高估(謝雨生等，2006)。

其次，雖然使用貫時性資料與社會網絡測量，能有效地控制「選擇性」和「投射性」所造成的偏誤，但此種資料結構卻容易受到「樣本流失」(sample attrition)所影響，例如：部分受訪者有可能基於搬家或個人意願的因素，無法或不願意繼續參與研究計畫，導致這些樣本無法進行分析；另外，在使用社會網絡測量時，如果沒有提名任何好友的受訪者，由於沒有辦法捕捉到他們友伴的行爲狀況，這些樣本也會被移除。重要地，流失或移除的樣本，很有可能是在非隨機下產生，進而導致偏誤，例如，沒有提名任何友伴的受訪者，可能是被其同儕拒絕的孤鳥，研究已指出這類型的青少年與偏差行爲存在相關(吳齊殷、李文傑，2001)。換言之，如果忽視「樣本流失」的偏誤，分析模型所產生的結果將會嚴重地失真(Bushway, Johnson, & Slocum, 2007)。可惜地，過去有關友伴對個人行爲的相關研究，大多沒有考慮到樣本流失所造成的選擇性偏誤，本研究將使用 Heckman (1979) 的二階段法來調整樣本流失所造成的選擇性偏誤(selection bias)。

基於過去相關研究，在資料與分析方法上皆存在限制，以及過去對於友伴效果的研究，大部分證據是來自於美國(Weerman & Hovee, 2012)，Wong 等人(2010)在比較歐洲與北美的實證研究時，他們指出在美國業已證實的偏差行爲之風險因子，並不能完全地應用在歐洲社會中；同理地，台灣社會的文化及生活互動模式異於歐美國家，因而不能在沒有本土實證資料支撐下，直接援引西方研究來解釋台灣的

青少年。很可惜地，台灣或東亞的相關研究相對較少，最主要的原因是長期貫時性的友誼網絡資料，在人力和物力的考量下難以蒐集（Yi (ed.), 2013）。近來，國內學者已經注意到此一問題（例如：Wu & Huang, 2011; 謝雨生等，2006），並且使用社會網絡測量來建構友伴及好友的相關指標。但至今仍沒有相關台灣研究，比較自陳式和社會網絡測量間的差異。據此，對於台灣社會中，友伴對個人的影響效果為何，仍缺乏相關的實證證據。本研究將使用一項大型的台灣青少年貫時性資料，同時地在分析模型中考量「影響性」和「選擇性」效果，並且利用社會網絡測量法排除「投射性」效果。整體而言，本研究所欲探討的問題為：在控制「選擇性」效果下，青少年所知覺的友伴偏差行為與朋友的實際行為，兩者在預測個人偏差行為時是否一致，如果是不一致則何種條件下它們會達到一致。

參、研究設計及方法

一、資料來源與使用樣本

本研究採用中央研究院主題計畫資助的「臺灣青少年成長歷程」（伊慶春教授總主持，計畫編號：AS-93-TP-C01）研究計畫之資料，此計畫在 2000 年時，蒐集了當時為國一及國三的兩個世代的樣本，計劃之調查母群體為台北市、新北市和宜蘭縣的公私立國中學生。為求有足夠的學校及班級效果和足夠的統計力（statistical power）進行統計分析，此計畫設計預估抽取四十個學校，並在台北市和新北市抽取國一和國三兩個年級各 1,000 名學生，宜蘭縣國一和國三各 800 名學生，粗估總樣本數為 5,600 名學生。抽樣原則採「分層的多階層叢集抽樣」，依「縣、市」作為第一分層，「鄉、鎮、市、區」發展的先

後順序作爲第二分層。接著，分層後，以學校爲「第一抽出單位」，班級爲「最終抽出單位」。最後，此計畫於 2000 年（第一波）共計抽取 40 所國中，共 162 班，完訪學生總人數爲 5,586 人；其中，國一共 81 班，2,696 人，國三共 81 班，2,890 人。自 2000 年開始每年以連續固定樣本追蹤研究的方式，連續就同一樣本進行追蹤調查，詳細的訪問流程和樣本流失的問題，請參閱 Yi (ed.)(2013)。

本研究分析之資料爲國一樣本第一波（2000 年）與第二波（2001 年）的學生資料，此資料是採用班級施測的方法作資料蒐集，施測問卷包括傳統的自陳式項目，以及學生提名其好友的友誼網絡問卷。由於樣本流失及部分學生沒有提名任何班上的友伴或漏答題目，本研究實際分析的樣本數爲 2,280 位學生，其中女性 1,133 人（49.7%）、男性 1,147 人（50.3%），在 2000 年時，他／她們的父親約有 52.8% 具有高中學歷，17.9% 稱其家庭每月收入不到新台幣三萬元，13.1% 稱其爲單親家庭。

二、主要變項測量

本文共有五個主要變項，分別爲「偏差行爲」、「知覺的偏差友伴」、「實際的偏差友伴」、「缺乏自我控制」和「父母的監控行爲」，現將各變項分述如下：

（一）偏差行爲

青少年的偏差行爲測量，來自於第一與第二波資料中的七個項目 (Wu & Lei, 2013)，受訪者被問及有沒有在過去一年中，從事以下的行爲，包括：「逃家」、「蹺課」、「故意破壞不屬於自己的東西」、「偷東西」、「故意勒索或打傷別人」、「抽菸或喝酒」和「使用藥物」。其中，有從事此項目爲 1，沒有則爲 0，最後由七個項目加總成個人的

「偏差行爲」此一指標。Cronbach Alpha 信度係數爲 .83。

(二) 知覺的偏差友伴

知覺的偏差友伴測量自陳式問卷，受訪者被問及有沒有好友在過去一年中，從事與以上偏差行爲相同的七個項目（Wu & Lei, 2013）。其中，有友伴從事此項目爲 1，沒有則爲 0，接著，由七個項目加總成「知覺的偏差友伴」此一指標。Cronbach Alpha 信度係數爲 .79。

(三) 實際的偏差友伴

客觀的測量可說是過去研究所忽略的，其中一個原因是由於涉及面太廣及經費上的因素，故無法輕易找出樣本的友伴或好友邀其填寫問卷，來測量受訪者友伴實際行爲究竟爲何。幸好，青少年時期的友誼網絡非常穩定，他們所認爲的好朋友總是那幾個人，加上台灣學童的人際互動大多是建立在班級裏。因此，本研究採用好友提名的方法，以班級爲單位，透過問卷中「想想你最要好的朋友（們），按照你們要好的程度，依序寫出前五位的基本資料」，繼而找出受訪者班上友伴之間卷資料，來測量友伴的偏差行爲之分數。由於受訪者與其友伴填答相同的問卷，偏差行爲的測量同樣基於七個主要項目：「逃家」、「蹺課」、「故意破壞不屬於自己的東西」、「偷東西」、「故意勒索或打傷別人」、「抽菸或喝酒」和「使用藥物」。具體變項的建構和測量，將採用 Ken Frank 提供的 SAS 語法¹ 進行（Frank, 2011）。

(四) 缺乏自我控制

缺乏自我控制的測量來自三個項目，分別爲「如果有人訂了我不喜歡的規矩，我會故意違規」、「如果有人對我大吼大叫，我就對他大吼大叫」和「如果有人很嘮叨，我會故意跟他作對」。以上各題爲四

1 參見 <https://www.msu.edu/~kenfrank/social%20network/influence2.sas>

點的量表，選項分別爲由 1（很不同意）到 4（同意），變項的處理方式，是將此三個項目之得分加總而成，因此，分數愈高表示受訪者愈缺乏自我控制。Cronbach Alpha 信度係數爲 .77。

（五）父母的監控行爲

父母的監控行爲作爲一項重要的社會控制，本研究將使用三個國內外研究經常使用的項目作測量（李文傑、吳齊殷，2004），內容包括受訪者父親和母親：「知道你每天的行蹤」、「知道你出門是跟誰在一起」、「知道你回家了或已經上床睡覺」等，主要是要理解父母對小孩狀況的掌握程度。以上各題爲五點量表，選項分別爲由 1（沒有）到 5（總是），變項的處理方式，首先是分別將父親及母親各面向的每個項目之得分加總，接著將父親與母親所得的分數加總而成，因此，「監控行爲」的分數越高代表父母親越能掌握孩子的動向。Cronbach Alpha 信度係數爲 .76。

三、分析方法與策略

由於資料上的限制，過去的研究在分析友伴與個人行爲間之關係時，並沒有同時地考慮到使用友誼網絡及縱貫性資料，來排除「選擇性」及「投射性」的效果；加上，過去相關研究在進行分析時，沒有有效地控制班級（或網絡互動場域）的效果。爲克服過去研究的缺陷，本研究將會以貫時性調查資料，在控制前期的偏差行爲狀態下，用以排除個人偏差傾向的「選擇性」偏誤，再配上班級提名五位友伴的友誼網絡來測量實際的友伴行爲，並利用 Heckman 的兩階段法（Bushway et al., 2007; Heckman, 1979）配上多層次 RASCH 模型，用以控制班級的效果及樣本流失造成的偏誤。

對於自陳式和社會網絡測量兩者間的差異，本研究採用簡單的差

異分數作計算 (Prinstein & Wang, 2005)，亦即把自陳式測量所獲得之分數減去社會網絡計量下的友伴偏差分數，當分數越高表示自陳式測量高估友伴的偏差行爲，反之，該分數越小表示自陳式測量低估了友伴的偏差行爲。

首先，本研究利用多層次 RASCH 模型 (Multilevel Rasch model) (Raudenbush, Johnson, & Sampson, 2003, 請參見附錄一)，並逐步加入「社經控制變項」、「缺乏自我控制」及「父母的監控行爲」等變項，來檢視知覺 (自陳式測量法) 與實際 (社會計量法) 的偏差友伴對個人偏差友伴的影響。接著，利用相同的統計模型和分析程序，以「差異分數」來預測個人的偏差行爲，目的是在檢視自陳式相較於社會網絡計量法而言，自陳式測量是否有過度預測個人偏差行爲的可能，以及是否「缺乏自我控制」和「父母的監控行爲」能解釋高估的部分。最後，爲了排除樣本流失和遺漏值所造成的選擇性偏誤，本文採用 Heckman 的兩階段法 (Bushway et al., 2007; Heckman, 1979)，第一階段計算出 the inverse Mills ratio，第二階段將此值放入原統計模型中，用以檢測本文的理論模型是否受樣本流失或遺漏值所造成的偏誤所影響。

肆、分析結果

本文的分析結果將分爲四個部分，第一部分以簡單的描述統計與相關係數，來說明本研究的研究變項，接著在第二部分，將分別使用兩種不同的測量方法—1) 自陳式測量法；2) 社會網絡測量法，並利用多層次 RASCH 模型去了解偏差友伴和個人偏差行爲的關連。接著，爲解答是否作爲認知的自陳式測量法，導致過度推論友伴的行爲，本研究透過差異分數 (difference score) 加上一系列的分析模型，以檢視

此理論性議題。最後，本研究將進一步以 Heckman 的兩階段方法，來控制樣本流失和沒有提名班上友伴所造成的選擇性偏誤，以檢視本研究的理論模型。

一、初步分析與簡單相關

根據國二時之自陳問卷，65.6%的受訪者指出，他（她）們在過去一年內並沒有違反過任何類型的偏差行爲，大約 5.4% 的受訪者回答至少違反過三項的偏差行爲。其中，最多受訪者違反的項目爲「故意破壞不屬於自己的東西」，大約爲 22.6%；接著第二多的項目是「抽煙或喝酒」，約有 10.9%；至於最少受訪者違反的偏差項目爲「使用毒品」，只有 0.2%。

另一方面，大約有 52.7% 的受訪者指出，他（她）們並沒有任何偏差友伴。但相較於自陳式測量法，利用社會網絡測量法所獲得的實際友伴行爲，卻只有 42.4% 友伴自認爲沒有違反過任何偏差行爲。從表一中的零序相關矩陣，可以發現自陳式和社會網絡所測量的偏差友伴，兩者間存在顯著的低程度相關性 ($r=.152, p=.000$)；接著，不論是那一種測量法下的偏差友伴，其與國二階段的個人偏差行爲皆爲統計上顯著，但以自陳式爲基礎的偏差友伴卻有較高的相關性（自陳式： $r=.288$ ；社會網絡計量法： $r=.130$ ）。進一步，從相同的表中，我們可以看到國一與國二間的偏差行爲，兩者間存在高度的相關性，此結果意味著如果國一階段的偏差行爲沒有被有效地控制，其結果將會被過度推估。

此外，表一顯示出「缺乏自我控制」與個人和友伴的偏差行爲間存在著正相關，分析結果與過去的文獻一致 (Nelson & Boisvert, 2011)，亦即如果個人自我控制力越低，更有過從事偏差行爲及結交

表1 本研究之研究變項間的零序相關係數矩陣

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1. 偏差行為(國一)	—									
2. 偏差行為(國二)	.440**	—								
3. 知覺的偏差友伴 (自陳式測量法)	.488**	.288**	—							
4. 實際的偏差友伴 (社會網絡測量法)	.126**	.130**	.152**	—						
5. 男性	.136**	.126**	.067**	.168**	—					
6. 缺乏自我控制	.259**	.215**	.181**	.057**	-.015	—				
7. 父母的監控行為	-.183**	-.186**	-.186**	-.104**	-.063**	-.146**	—			
8. 家庭收入	-.011	.007	-.024	-.009	.033	-.025	.091**	—		
9. 父親教育程度	.016	.017	.019	.011	.061**	.024	-.026	.039†	—	
10. 單親家庭狀態	.044*	.060**	.072**	.011	-.021	.043*	-.162**	-.112**	.063**	—
平均數	.465	.560	1.212	.455	.503	7.125	5.700	3.900	1.060	1.131
標準差	.956	.954	1.662	.619	.500	1.979	.989	3.021	2.056	.337

† $p \leq .10$; * $p \leq .05$; ** $p \leq .01$ (two-tailed tests), $n = 2280$

偏差友伴。相對地，「父母的監控行爲」卻負向地連結個人及友伴的偏差行爲，主要原因在於如果父母提供有效的社會控制，小孩則較少有機會接觸不良的友伴及從事不良的行爲。總的來說，以上的基本分析與過去的文獻一致，接下來的分析將以多層次模型，來檢定友伴的與個人的偏差行爲間之相對關連性，並且比較偏差友伴透過自陳式和社會網絡測量，其對個人偏差行爲的異同。

二、自陳式測量法與社會網絡計量法

由於台灣的青少年大部分時間皆在學校內班級渡過，而且大部分友伴的形成也在其班級內，如果運用一般的迴歸模型作分析，誤差值的獨立性假設可能會被違反，加上偏差行爲的測量結合了若干類型的偏差行爲，如前述，有一些嚴重的項目違反的人數較少（例如：使用毒品），有鑑於輕微的項目違反的人次較多（例如：故意破壞不屬於自己的東西）。據此，題目強弱的特性可能會造成測量上偏誤（Raudenbush et al., 2003; Sampson, Morenoff, & Raudenbush, 2005），本研究以多層次 RASCH 模型作分析工具，以期更有效地捕捉兩種不同測量方法下，偏差友伴與偏差行爲間的關連性。

首先，本文發現個人偏差行爲其班級間的隨機效果為顯著，其能解釋大約 8.30%² 的個人變異，此結果與最近東亞的研究成果一致（Wu & Lei, 2013; 謝雨生等，2006），即不同於西方以社區或鄰里為主的互動脈絡，學校班級則為東亞青少年主要的活動場域，並佔有一定程度的影響力。換言之，如果研究模型忽略了控制班級效果，其參數將有可能因標準誤的不精準做成過度推論。接著，在考慮班級隨機效

2 解釋變異量是根據組間與總變異量之比例求得， $\rho = \frac{(\sigma_{\omega}^2)}{(\sigma_{\omega}^2 + \sigma_{\epsilon}^2)}$

果下，分別加上自陳式或社會網絡測量法的偏差友伴，來計算其對偏差行為的解釋變異量。³ 結果指出自陳式測量法下，偏差友伴顯著地預測偏差行為，且能解釋 12.39% 的變異量，相較之下，社會網絡測量法的偏差友伴雖仍顯著地預測偏差行為，但其解釋力只有 3.05%。可想而知，自陳式較之社會網絡測量確有可能在方法上產生過度估計友伴與個人行為的關連。

過去的研究指出 (Frank, 2011; Matsueda & Anderson, 1998)，在研究模型中排除部分的「選擇性」偏誤，最簡單的做法是運用貫時性資料，將個人前期的行為狀態控制在模型中，用以探求偏差友伴對於個人偏差行為在兩時點間改變下之影響；另，大部分研究指出個人背景特質也會影響個人偏差行為的形成，故應作適當的控制。因此，接下來，表二的模型 1 控制了國一時的偏差行為、性別和社經變項，目的是降低個人特質和偏差傾向所造成的選擇性偏誤，分析結果展示出國一與國二的偏差行為有非常強的連結。而且與過去的研究一致，即男孩相對於女孩，單親相對於雙親家庭長大的小孩，這些孩子更有可能從事更多的偏差行為。重要地，縱使加上這些控制變項，不管是自陳式 (模型 1a) 或社會網絡測量法 (模型 1b) 下的偏差友伴，它們仍顯著地預測國二時的個人偏差行為，不過對偏差行為的解釋力，自陳式測量的偏差友伴降為 2.16%，而社會網絡測量法些微下降至 1.29%，彰顯出自陳式測量較容易受到選擇性效果的影響。

3 由於多層次模型沒有 R-square 來計算解釋變異量，如欲了解特定變項對依變項的解釋力，Snijders 和 Bosker (1999) 建議比較加上特定變項的限制模型 (restricted model) 與沒有此變項的非限制模型 (unrestricted model) 的隨機誤差之比值得，

$$R^2 = 1 - \frac{(\text{level-1 restricted error} + \text{level-2 restricted error})}{(\text{level-1 unrestricted error} + \text{level-2 unrestricted error})}$$

表 2 自陳式／社會網絡測量的偏差友伴對個人偏差行爲的多層次 RASCH 模型

固定效果	控制變項		控制變項 + 自我控制		控制變項 + 自我控制 + 監控行爲	
	模型 1a	模型 1b	模型 2a	模型 2b	模型 3a	模型 3b
偏差友伴						
知覺的偏差友伴 (自陳式測量法)	.111** (1.118)		.105** (1.111)		.097** (1.102)	
實際的偏差友伴 (社會計量法)		.176* (1.193)		.173* (1.189)		.166* (1.180)
控制選擇性效果						
偏差行爲 (國一時狀況)	.545** (1.725)	.626** (1.870)	.485** (1.624)	.559** (1.749)	.469** (1.598)	.536** (1.709)
理論性效果						
缺乏自我控制			.140** (1.150)	.142** (1.153)	.133** (1.142)	.135** (1.145)
父母的監控行爲					-.171** (.842)	-.179** (.836)
社經變項						
男性	.319** (1.375)	.280** (1.324)	.357** (1.429)	.320** (1.378)	.347** (1.415)	.311** (1.365)
家庭收入	.015 (1.015)	.014 (1.015)	.016 (1.016)	.016 (1.016)	.018 (1.018)	.018 (1.018)
父親教育程度	.013 (1.013)	.014 (1.014)	.013 (1.013)	.013 (1.014)	.010 (1.010)	.011 (1.011)
單親家庭狀態	.267** (1.305)	.287** (1.333)	.253* (1.288)	.273* (1.313)	.185† (1.203)	.200† (1.221)
截距	-7.619** (.00049)	-7.590** (.00051)	-7.624** (.00048)	-7.601** (.00050)	-7.609** (.00050)	-7.589** (.00051)
隨機效果						
班級效果，U	.104**	.109**	.112**	.117**	.114**	.118**
個人效果，E	.926**	.930**	.889**	.891**	.867**	.867**

Notes: Unstandardized coefficients are shown with robust standard errors in parentheses. n = 2280.

† $p \leq .10$; * $p \leq .05$; ** $p \leq .01$ (two-tailed tests).

此外，模型 2 在模型 1 的基礎上，加上了缺乏自我控制的測量，用以檢視 Gottfredson and Hirschi (1990) 的假設，他們主張偏差友伴和偏差行為間是虛假 (spurious) 的關係，兩者的「因」皆是自我控制，據此，當模型考慮了自我控制，偏差友伴與個人偏差行為間的關連便應消失。由模型 2a 或 2b 的分析結果得知，缺乏自我控制每增加一個單位，受訪者偏差行為的成敗比 (odds ratio) 則增加 15%，但是分析結果顯現出，無論利用那一類型的偏差友伴測量法，皆仍顯著預測個人的偏差行為，自陳式與社會網絡測量分別能解釋 2.10% 和 1.43% 對偏差行為的變異，與上述的模型 1 相比較，兩者間並沒有太大的差異。換言之，Gottfredson and Hirschi 的假設並未能得到支持。

在模型 3 上，本研究加上父母的監控行為作為預測變項，藉此檢視偏差友伴和偏差行為的關連，會否被父母對小孩不同程度的監控所解釋。結果顯示，父母的監控行為每增加一個單位，青少年回答偏差行為的成敗比則減少 16%，亦即父母對小孩的監控越高，其小孩越較傾向不會從事偏差行為。重要地，兩種測量法統計上仍顯著地預測國二時偏差行為，在此前提下，審視此兩類測量法對個人偏差行為的解釋力，自陳式測量方面，其解釋力下降至 1.56%，社會網絡測量方面則為 1.11%。

綜合而言，不論是以知覺為基礎的自陳式測量，抑或是直接從社會網絡測量中，所測得的直接的偏差友伴，在控制了選擇性效果、自我控制和父母的監控行為下，兩類測量方法皆有效的預測國二時的偏差行為。不過，在比較兩者的解釋力後，可以發現在沒有考慮任何理論性解釋變項與控制變項下，相較於社會網絡計量法，自陳式測量更有可能過度估計偏差行為的解釋力。但當各種理論變項包含在理論模型內，兩者對偏差行為解釋力間的差異，將逐漸量少。簡言之，當排

除了學校班級隨機效果、個人選擇性因素、自我控制和父母因素下，此兩類測量方法將有可能逐漸近似。以下的分析，將進一步利用差異分數來探討此一問題。

三、差異分數分析：自陳式測量較社會網絡測量法，真的過度估計個人的偏差行爲嗎？

爲了探求自陳式和社會網絡測量方法間，是否真的存在著異同。首先，本文以內部階層相關（intra-class correlation; ICC）分數來了解兩者間的一致性（De Vet, Terwee, Knol, & Bouter, 2006），不同於 Pearson 相關係數，ICC 值兼具相關性與一致性，根據 Myers（1972）的建議，此值至少高於 .25 才能說有一定程度的一致性。分析結果顯示出，兩種測量方式間的 ICC 值只有 .100， $p < .001$ ，因此，自陳式和社會網絡計量方法間只有低度的一致性。另一方面，上節中的分析結果，業已指出自陳式較社會網絡測量法，更有可能過度地估計個人偏差行爲的解釋力。

據此，本研究以自陳式測量減去社會網絡計量間的分數，用以建構兩種測量方法間的差異分數，如果此分數越高，則代表以知覺爲基礎的自陳式測量，其過度估計友伴行爲的程度越高。從表三的分析結果來看，當只控制了「性別」、「社經變項」和「國一時偏差行爲」等變項後，不同測量下的差異分數與個人的偏差行爲間的連結達統計上顯著（ $p = .047$ ）。然而，加上缺乏自我控制的變項後，兩者間的關係轉變爲不再顯著於 $\alpha = .05$ 的水準（ $p = .073$ ）。最後，如果父母的監控行爲也被考慮在模型內，差異分數與個人偏差行爲間已再沒有統計上的關連性（ $p = .113$ ）。根據以上的分析結果，自陳式測量法較有可能高估其朋友的偏差行爲，而且這些高估的誤差部分與個人偏差行爲產

表 3 多層次 RASCH 模型與差異分數分析

固定效果	模型 1	模型 2	模型 3
偏差友伴			
差異分數的偏差友伴 (過度估計)	.065* (1.068)	.059† (1.061)	.052 (1.053)
控制選擇性效果			
偏差行為 (國一時狀況)	.587** (1.798)	.525** (1.690)	.506** (1.659)
理論性效果			
缺乏自我控制		.141** (1.151)	.134** (1.143)
父母的監控行為			-.177** (.837)
控制變項			
男性	.330** (1.391)	.367** (1.444)	.356** (1.428)
家庭收入	.015 (1.015)	.016 (1.016)	.018 (1.018)
父親教育程度	.014 (1.014)	.013 (1.013)	.010 (1.010)
單親家庭狀態	.282** (1.326)	.268* (1.308)	.196† (1.217)
截距	-7.513** (.00055)	-7.526** (.00054)	-7.518 (.00054)
隨機效果			
班級效果, U	.116	.124	.126
個人效果, E	.934	.895	.872

Notes: Unstandardized coefficients are shown with robust standard errors in parentheses. n=2280.

† $p \leq .10$; * $p \leq .05$; ** $p \leq .01$ (two-tailed tests).

生連結，此分析結果基本上與 Gottfredson and Hirschi (1990) 的假定相一致，即自陳式測量法本身會受測量污染 (measurement contamination) 和行為的投射 (projection)，導致偏差友伴和個人偏差行為間的關係被膨脹。幸運地，本研究分析結果指出，自陳式測量法下形成的偏誤，可以在控制「缺乏自我控制」與「父母的監控行為」兩變項下，得以有效地排除。

肆、友伴和個人偏差行為間的關連： 樣本移除和流失分析

在運用長期資料分析時，經常伴隨著樣本流失的問題，本研究也無不例外。在本文的樣本介紹中，業已說明第一年蒐集時，總樣本數為 2,690 位國一學生，但由於國二階段，部分樣本已不在測試班級所造成的流失約為 4%，再加上本研究利用班級作為友誼網絡的單位，如果受訪學生沒有班內同學，將無法透過社會網絡計量法測得實際的偏差友伴，本研究約有 8.7% 之樣本因為此原因而刪除，最後加上部分變項由於受訪者回答「不知道」或「遺漏」而造成的缺失，本文共有 410 (15.2%) 位學生樣本，已被移除在第二和第三小節的分析裡。

鑑於這些流失或刪除的樣本，有可能是非隨機地選擇性被移除，例如：國二流失的學生，可能是經常違規被開除或家庭特殊而經常搬家的群體。據此，如果上述的比較分析結果，在沒有考慮樣本移除和流失的選擇性偏誤時，偏差友伴和個人偏差行為間的連結，其結果有可能只是偏誤所造成。為了解樣本的選擇性偏誤，是否會影響本研究的分析結果，將應用 Heckman (1979) 提出的兩階段法作進一步分析。

首先，將全部樣本 (2,690 位) 分為兩群，並建立一個新的變項 (1 = 保留在分析的 2,280 個樣本 ; 0 = 被移除的 410 個樣本)，然後由於「性別」、「家庭收入」、「父親教育程度」、「家庭狀態」、「父母教養行為」和「自我控制」有可能影響樣本的移除和流失，故此這些相關變項將被納入在 Probit 模型，用以預測前述所建的新變項，利用最大概似估計 (maximum likelihood; MLE) 法獲得估計值 γ ，並以此值求得 the inverse Mills ratio 值 $\hat{\lambda}_i$ 。

第二步，將校正值 $\hat{\lambda}_i$ 放進本研究的理論模型中，當此值為顯著時，樣本選擇性偏誤將可能存在分析模型中 (Heckman, 1979)。表四的分析結果顯示，從模型 1 到 3 的 $\hat{\lambda}_i$ 皆沒有達到統計上顯著，意味著本文的理論模型，並沒有樣本選擇性的偏誤。進一步，檢視各模型的結果，與之前的分析結果一致，亦即自陳式和社會網絡測量法下的偏差友伴，兩者皆顯著地預測個人的偏差行為，縱使「父母的監控行為」、「缺乏自我控制」和個人背景變項被控制。相似地，兩種測量方法間所得的差異分數，在考慮理論和個人背景變項的條件下，並不再與個人偏差行為存在關連，此結果與第三小節完全相同。基於以上的分析，本研究的估計結果具有一定的穩固性 (robust)。

表 4 多層次 RASCH 模型與樣本移除／流失分析

固定效果	模型 1	模型 2	模型 3
偏差友伴			
知覺的偏差友伴 (自陳式測量法)	.097** (1.102)		
實際的偏差友伴 (社會計量法)		.166* (1.180)	
差異分數的偏差友伴 (過度估計)			.053 (1.054)
控制選擇性效果			
偏差行爲 (國一時狀況)	.446** (1.562)	.517** (1.677)	.481** (1.618)
理論性效果			
缺乏自我控制	.133** (1.142)	.135** (1.145)	.133** (1.143)
父母的監控行爲	-.142 (.868)	-.155 (.857)	-.145 (.865)
控制變項			
男性	.313* (1.367)	.282* (1.326)	.318* (1.374)
家庭收入	.008 (1.008)	.010 (1.010)	.008 (1.008)
父親教育程度	.0003 (1.0003)	.003 (1.003)	-.001 (.99965)
單親家庭狀態	.109 (1.115)	.136 (1.145)	.112 (1.119)
截距	-7.796** (.00041)	-7.746** (.00043)	-7.724** (.00044)
隨機效果			
班級效果，U	.112	.117	.124
個人效果，E	.867	.867	.872
<i>Lambda</i>	.991 (2.693)	.832 (2.298)	1.093 (2.983)

** $p \leq .01$; * $p \leq .05$ (雙尾檢定); $n=2280$

伍、結論與討論

在台灣及華人社會中，一直流傳著「近朱者赤，近墨者黑」的諺語，意思是指一個人成長的好壞，取決於此人結交了什麼樣的朋友，如果個人誤交了偏差友伴便易於學壞。事實上，此觀點基本上與西方社會學習理論學者的觀點（Akers, 1998; Sutherland, 1947; Warr, 2002）相互一致，他們認為個人的偏差行為是透過重要他人（如：友伴）習得，並相信友伴對個人行為具有實際的「影響效果」。但，已有不少的學者（Cunningham & Selby, 2007; Glueck & Glueck, 1950; Gottfredson & Hirschi, 1990; Henry et al., 2011），質疑社會學習理論的觀點，他們認為既然個人的行為與價值定義是從「他人」學得，那麼「他人」又從何學得，這些學者指出友伴對個人行為的「影響性」效果，只不過是「物以類聚」下，藉著個人的潛在特質（latent trait）透過「選擇性」及「投射性」效果所形成。換言之，在質疑者的眼中，個人的偏差行為並非確實地由友伴所致，兩者間的關連性，可能只是基於個人的選擇性因素、行為投射或測量上偏誤所造成。

據此，確切檢測友伴對個人行為是否具有實際的「影響效果」，最適切的做法是將「選擇性」和「投射性」效果排除後，檢視偏差友伴對個人偏差行為，是否仍具有顯著的解釋力。但，在實際操作上，如果要同時排除「選擇性」和「投射性」效果，務必具備有至少兩個時間點的貫時性資料，來排除前期個人的偏差行為所造成的「選擇性」效果，加上利用社會網絡測量所直接測得的偏差友伴分數，用以排除受訪者在自填問卷下的「投射性」效果。非常可惜地，由於過去資料上的限制，台灣和華人社會的研究裡，並沒有實際地從理論和方法的

基礎上探討「友伴一個人」間的實質連結。

本研究透過一項台灣大型的貫時性研究調查資料，並配上以班級為單位的友誼網絡資料 (Yi (ed.), 2013)。其分析結果顯示出，縱使統計模型考慮了友伴的「選擇性」和「投射性」效果、班級的隨機效果、流失和遺漏值所造成的偏誤，以及「缺乏自我控制」和「父母監控行爲」等重要的變項後，偏差友伴仍顯著地能預測個人的偏差行爲。換言之，本研究的分析結果支持社會學習理論的基本觀點，亦即偏差友伴對個人偏差行爲的形成具有確實的效果，且與國外的研究成果類似 (Matsueda & Anderson, 1998; Warr, 2002; Weerman, 2011; Young et al., 2011)。

另一方面，本文更發現，根據傳統的自陳式測量所獲得的偏差友伴，確實存在「投射性」效果所產生的高估情形。從多層次模型的分析中，如果在沒有考慮「缺乏自我控制」和「父母監控行爲」的條件下，青少年知覺的（自陳式測量）較實際的（社會網絡測量）偏差友伴對個人偏差行爲更有解釋力，此分析結果與過去的研究一致 (Iannotti & Bush, 1992; Prinstein & Wang, 2005)，亦即，青少年普遍地錯估了其友伴的行爲。順著此一理路，本研究藉著自陳式與社會網絡測量間之差異分數，探討在何種條件下能排除或解釋這些高估的偏誤。分析結果指出，知覺的（自陳式測量）較實際的（社會網絡測量）所高估的影響部分，可被「缺乏自我控制」和「父母監控行爲」此兩個理論概念所解釋，由於「自我控制」的形成主要是受到父母教養行爲的影響 (Gottfredson & Hirschi, 1990; Na & Paternoster, 2012)，而且「自我控制」與偏差行爲間具有高度關連性。換言之，青少年錯估其友伴的行爲，重點是在家庭教養所形成的「低自我控制」和「父母監控行爲」上，此分析結果可提供實務工作者，在擬定偏差行爲的預防及介

入方案時，不單需要考慮到實際的同儕友伴，更要考慮到家庭教養層面，是如何去影響小孩錯誤知覺其友伴。

從方法學上的角度，利用自陳式測量所獲得的偏差友伴分數，很有可能藉著個人對友伴的錯誤認知，而導致偏差友伴對個人偏差行為的解釋力過度膨脹。可想而知，相較於自陳式測量，社會網絡測量法較為保守且精準；換言之，在理想上，社會網絡測量法較自陳式測量更適合同儕和友誼的相關研究。話雖如此，然而社會網絡資料在蒐集過程中，涉及大量的人力和物力，並且需要一個固定的網絡單位（如：學校班級或公司組織）。因此，本文建議一個可行的替代模型，由於本文的分析結果顯示，「缺乏自我控制」和「父母監控行為」能解釋兩種測量法間高估的部分，而且當此兩個變項被控制在統計模型中，兩種測量法下所獲得之偏差友伴，在預測個人偏差行為時，其結果非常相近。據此，本文建議未來的研究在使用自陳問卷測量友伴行為時，需要同時在統計模型中控制「缺乏自我控制」和「父母監控行為」等兩個重要理論概念，用以減少「自我投射」和「共同方法變異」所造成的偏誤。

基於以上的論述，本文的分析結果具有理論與方法的實際意涵。從本文的分析結果，我們可以清楚地看到，友伴的影響性效果並不是社會學習理論學者想像中的那麼高，也並非質疑的學者所指出的，友伴與個人行為間的關係是不存在。另外，當友伴與同儕研究是利用自陳式測量，本研究提供了實際的建議，就是要有效地在分析模型中控制「缺乏自我控制」和「父母的教養行為」，用以減低自陳式測量的「投射性」效果；此結果與社會學習理論學者 Akers (2008) 的建議一致，他認為為使「友伴一個人」的研究之結果更為精準，可將「缺乏自我控制」的概念整合在分析模型中，不過本文進一步建議「父母的教養

行爲」也應考慮在理論模型中。其次，本研究分析結果揭示出，蒐集貫時性資料在量化分析的重要性，由於橫斷式資料，並不能有效地在統計上控制個人先前的偏差行爲，用以排除「選擇性」效果。因此，一次性的橫斷式資料相較於多時間點的貫時性資料，它們在沒有控制個人前期的偏差行爲條件下，其友伴對個人偏差行爲的關連性上極有可能被高估（Matsueda & Anderson, 1998; Weerman, 2011）。

雖然本文已提供不少實際的理論及方法之貢獻和建議，但仍存在一些不可避免的研究限制。首先，社會網絡測量必須預設網絡的單位與邊界，例如：本文所計算的社會網絡是以「班級」單位，因此本文所指涉的是班內之偏差友伴，由於資料上的限制，我們無法考慮到班外友伴的實際狀況，以及他（她）們對個人的偏差行爲之影響。所幸的是，過去的研究已經提出相當多的證據指出，大部分的友誼網絡是在其班級內產生，這是由於台灣學童每天至少有八小時時間，他（她）們是在其班級中渡過（Wu & Lei, 2013; 謝雨生等，2006），據此，本文單純地針對班內友伴作觀察，仍具有實際的意義。

接著，本研究的目的是探討單一變項：偏差友伴，並沒有考慮整體友誼網絡對個人偏差行爲的影響。事實上，友伴的影響不單純是個人身邊有多少不良的朋友，個人身處的同儕團體之結構、網絡的密度，以及他／她所處團體中的位置，甚至是被其他同儕排擠的「孤鳥」，這些以友誼網絡所勾勒的因素，往往是個人爲什麼從事或不從事偏差行爲的因素（Haynie, 2001; 吳齊殷、李文傑，2001），未來的研究可以進一步比較整體友誼網絡所測量的指標，其與自陳式測量的偏差友伴之差異。事實上，由於大部分東亞社會，其學童的教育方式及安排，大多以固定班級爲單位，整個學習及人際的互動場域被鑲嵌在他（她）們的「班級」裡，這有別於美國學童以「校」爲單位的學習模式；以

「班級」為單位的教育特色，提供台灣以及東亞社會潛在的機會去蒐集有本土特色的友誼網絡資料，並理解我們的小孩是如何從我們特有的教育制度及安排下成長。

參考文獻

- Akers, R. L.
1998 *Social Learning and Social Structure: A General Theory of Crime and Deviance*. Boston: Northeastern University Press.
2008 "Self-control and Social Learning Theory," pp. 77-89 in E. Goode (ed.), *Out of Control: Assessing the General Theory of Crime*. Stanford, CA: Stanford University Press.
- Akers, R. L., M. D. Krohn, L. Lanza-Kaduce, & M. Radosevich,
1979 "Social Learning and Deviant Behavior: A Specific Test of a General Theory," *American Sociological Review* 44: 636-655.
- Aseltine, R. H.
1995 "A Reconsideration of Parental and Peer Influences on Adolescent Deviance," *Journal of Health and Social Behavior* 36: 103-121.
- Baron, S. W.
2003 "Self-control, Social Consequences, and Criminal Behavior: Street Youth and the General Theory of Crime," *Journal of Research in Crime and Delinquency* 40: 403-425.
- Bauman, K. E. & S. T. Ennett
1996 "On the Importance of Peer Influence for Adolescent Drug Use: Commonly Neglected Considerations," *Addiction* 91: 185-198.
- Boman, J. H. & C. L. Gibson
2011 Does the Measurement of Peer Deviance Change the Relationship between Self-control and Deviant Behavior? An Analysis of Friendship Pairs," *Journal of Criminal Justice* 39: 521-530.
- Bushway, S., B. D. Johnson, & L. A. Slocum
2007 "Is the Magic Still There? The Use of the Heckman Tow-step Correction for Selection Bias in Criminology," *Journal of Quantitative Criminology* 23: 151-178.

Cheadle, J. E. & L. B. Whitbeck

- 2011 “Alcohol Use Trajectories and Problem Drinking over the Course of Adolescence: A Study of North American Indigenous Youth and Their Caretakers,” *Journal of Health and Social Behavior* 52: 558-245.

Cunningham, J. A. & P. L. Selby

- 2007 “Implications of the Normative Fallacy in Young Adult Smokers Aged 19-24 Years,” *American Journal of Public Health* 97: 1399-1400.

De Vet, H. C. W., C. B. Terwee, D. L. Knol, & L. M. Bouter

- 2006 “When to Use Agreement versus Reliability Measures,” *Journal of Clinical Epidemiology* 59: 1033-1039.

Dodge, K. A., M. T. Greenberg, & P. S. Malone

- 2008 “Testing an Idealized Dynamic Cascade Model of the Development of Serious Violence in Adolescence,” *Child Development* 79: 1907-1977.

Ellickson, P. L., C. E. Bird, M. Orlando, D. J. Klein, & D. F. Mccaffrey

- 2003 “Social Context and Adolescent Health Behavior: Does School-level Smoking Prevalence Affect Students’ Subsequent Smoking Behavior?” *Journal of Health and Social Behavior* 44: 525-535.

Frank, K. A.

- 2011 “Social Network Models for Natural Resource Use and Extraction,” pp. 180-205 in Örfan Bodin & Christina Prell (eds.), *Social Networks and Natural Resource Management: Uncovering the Social Fabric of Environmental Governance*. Cambridge: Cambridge University Press. (SAS syntax: <https://www.msu.edu/~kenfrank/social%20network/influence2.sas>)

Glueck S. & E. Glueck

- 1950 *Unraveling Juvenile Delinquency*. Cambridge, MA: Harvard University Press.

Goldstein, S. E., P. E. Davis-Kean, & J. S. Eccles

- 2005 “Parents, Peers, and Problem Behavior: A Longitudinal Investigation of the Impact of Relationship Perceptions and Characteristics on the Development of Adolescent Problem Behavior,” *Developmental Psychology* 41: 401-413.

Gottfredson, M. R. & T. Hirschi

- 1987 “The Methodological Adequacy of Longitudinal Research in Crime and Delinquency,” *Criminology* 25: 581-614.

- 1990 *A General Theory of Crime*. Stanford, CA: Stanford University Press.

Hay, C.

- 2001 “Parent, Self-control, and Delinquency: A Test of Self-control Theory,” *Crimi-*

nology 39: 707-736

Haynie, D. L.

2001 "Delinquent Peers Revisited: Does Network Structure Matter?" *American Journal of Sociology* 104: 1013-1057.

Heckman, J. J.

1979 Sample Selection Bias as A Specification Error. *Econometrica* 47: 153-161.

Henry, D. B., K. Kobus, & M. E. Schoeny

2011 Accuracy and Bias in Adolescents' Perceptions of Friends' Substance Use. *Psychology of Addictive Behaviors* 25: 80-89.

Huang, H-L., F-L. Chen, C-C. Hsu, Y-Y. Yen, T. Chen, C-M. Huang, H-Y. Shi, C-Y. Hu, & C-H. Lee

2010 "A Multilevel-based Study of School Policy for Tobacco Control in Relation to Cigarette Smoking among Children in Elementary Schools: Gender Differences," *Health Education Research* 25: 451-463.

Iannotti, R. J. & P. J. Bush

1992 "Perceived vs. Actual Friends' Use of Alcohol, Cigarettes, Marijuana, and Cocaine: Which Has the Most Influence?" *Journal of Youth and Adolescence* 21: 375-389.

Jaccard, J., H. Blanton, & T. Dodge

2005 "Peer Influences on Risk Behavior: An Analysis of the Effects of A Close Friend," *Developmental Psychology* 41: 135-147.

Jussim, L., & D. W. Osgood

1989 "Influence and Similarity among Friends: An Integrated Model Applied to Incarcerated Adolescents," *Social Psychology Quarterly* 52: 98-112.

Kandel, D. B.

1978 "Homophily, Selection, and Socialization in Adolescent Friendships," *American Journal of Sociology* 84: 427-436.

Kreager, D. A., K. Rulison, & J. Moody

2011 "Delinquency and the Structure of Adolescent Peer Groups," *Criminology* 49: 95-127.

Matsueda, R L. & K. Anderson

1998 "The Dynamics of Delinquent Peers and Delinquent Behavior," *Criminology* 36: 269-308.

McGloin, J. M., & L. O. Shermer

2009 "Self-control and Deviant Peer Structure," *Journal of Research in Crime and*

- Delinquency* 46: 35-72.
- Meldrum, R. C., J. T. N. Young, & F. M. Weerman
2009 "Reconsidering the Effect of Self-control and Delinquent Peers: Implications of Measurement for Theoretical Significance," *Journal of Research in Crime and Delinquency* 46: 353-376.
- Myers, J. L.
1972 *Fundamental in experimental design* (2nd ed.). Boston, MA: Allyn & Bacon.
- Na, C. & R. Paternoster
2012 "Can Self-control Change Substantially over Time? Rethinking the Relationship between Self- and Social Control," *Criminology* 50: 427-462.
- Nelson, M. S. & D. Boisvert
2011 "Testing the Effects of Delinquent Peers and Self-control on Disruptive Behaviors in the College Classroom," *Criminal Justice Studies* 24: 165-181.
- Norton, E. C., R. C. Lindrooth, & S. T. Ennett
2003 "How Measures of Perception from Survey Data Lead to Inconsistent Regression Results: Evidence for Adolescent and Peer Substance use," *Health Economics* 12: 139-148.
- Otten, R., B. Wanner, F. Vitaro, & R. C. M. Engels
2009 "Disruptiveness, Peer Experiences and Adolescent Smoking: A Long-term Longitudinal Approach," *Addiction* 104: 641-650.
- Piquero, N. L., A. R. Gover, L. M. MacDonald, & A. R. Piquero
2005 "The Influence of Delinquent Peers on Delinquency: Does Gender Matter?" *Youth and Society* 36: 251-275.
- Pratt, T. C., & F. T. Cullen
2000 "The Empirical Status of Gottfredson and Hirschi's General Theory of Crime: A Meta-analysis," *Criminology* 38: 931-960.
- Pratt, T. C., F. T. Cullen, C. S. Sellers, T. Winfree, T. D. Madensen, L. E. Daigle, N. E. Fearn, & J. M. Gau
2010 "The Empirical Status of Social Learning Theory: A Meta-analysis," *Justice Quarterly* 27: 765-802.
- Prinstein, M. J. & S. S. Wang
2005 "False Consensus and Adolescent Peer Contagion: Examining Discrepancies between Perceptions and Actual Reported Levels of Friends' Deviant and Health Risk Behaviors," *Journal of Abnormal Child Psychology* 33: 293-306.

- Rankin, J. H. & R. Kern
1994 "Parental Attachments and Delinquency," *Criminology* 32: 495-515.
- Raudenbush, S. W., C. Johnson, & R. J. Sampson
2003 "A Multivariate, Multilevel Rasch Model for Self-reported Criminal Behavior," *Sociological Methodology* 33: 169-211.
- Reid, J. L., S. R. Manske, & S. T. Leatherdale
2008 "Factors Related to Adolescents' Estimation of Peer Smoking Prevalence," *Health Education Research* 23: 81-93.
- Ross, L., D. Greene, & P. House
1977 "The False Consensus Effect: An Egocentric Bias in Social Perception and Attribution Process," *Journal of Experimental Social Psychology* 13: 279-301.
- Sampson, R. J., J. D. Morenoff, & S. W. Raudenbush
2005 "Social Anatomy of Racial and Ethnic Differences in Violence," *American Journal of Public Health* 95: 224-32.
- Schreck, C. J., E. A. Stewart, & B. S. Fisher
2006 "Self-control, Victimization, and Their Influence on Risky Lifestyles: A Longitudinal Analysis Using Panel Data," *Journal of Quantitative Criminology* 22: 319-340.
- Simons, R. L., L. G. Simons, M. K. Lei, & A. Landor
2012 "Relational Schemas, Hostile Romantic Relationships, and Beliefs about Marriage among African American Adults," Test of a Developmental Model," *Journal of Social and Personal Relationships* 29: 77-101.
- Stevens, E. A. & M. J. Prinstein
2005 "Peer Contagion of Depressogenic Attributional Styles among Adolescents: A Longitudinal Study," *Journal of Abnormal Child Psychology* 33: 25-38.
- Sutherland, E. H.
1947 *Principles of criminology* (4th ed.). Chicago: J. B. Lippincott.
- Snijders, T. A. B. & R. J. Bosker
1999 *Multilevel Analysis: An Introduction to Basic and Advanced Multilevel Modeling*. London: Sage Publication.
- Warr, M.
2002 *Companions in Crime: The Social Aspects of Criminal Conduct*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Weerman, F. M.
2011 "Delinquent Peers in Context: A Longitudinal Network Analysis of Selection and

- Influence Affects,” *Criminology* 49: 253-286.
- Weerman, F. M. & M. Hoeve
2012 “Peers and Delinquency among Girls and Boys: Are Sex Differences in Delinquency Explained by Peer Factors?” *European Journal of Criminology* 9: 228-224.
- Weerman, F. M. & W. H. Smeenk
2005 “Peer Similarity in Delinquency for Different Types of Friends: A Comparison Using Two Measurement Methods,” *Criminology* 43: 499-524.
- Wong, T. M., A-M. Slotboom, & C. C. Bijleveld
2010 “Risk Factors for Delinquency in Adolescent and Young Adult Females: A European Review,” *European Journal of Criminology* 7: 266-284.
- Wu, C. I. & M. K. Lei
2013 “Deviant Peers and Delinquency: The Influence of Classroom Context,” pp. 91-107 in Chin-Chun Yi (ed.), *The Psychological Well-being of East Asian Youth: From Early Adolescence to Young Adulthood*. New York, NY: Springer.
- Wu, C. I. & Y. T. Huang
2011 “Long-term Effect of Friendship Network on Adolescent’s Mental Health: A Dynamic View of Resilience,” Paper Presented at International Symposium on Health, Longevity, and Society, Institute of Sociology, Academia Sinica, Taipei, Taiwan.
- Yi, C. C.
2013 *The Psychological Well-being of East Asian Youth: From Early Adolescence to Young Adulthood*. New York, NY: Springer.
- Young, J. T. N., J. C. Barnes, R. C. Meldrum, & F. M. Weerman
2011 Assessing and Explaining Misperceptions of Peer Delinquency. *Criminology* 49: 599-630.
- Zimmerman, G. M. & B. E. Vasquez
2011 “Decomposing the Peer Effect on Adolescent Substance Use: Mediation, Nonlinearity, and Differential Nonlinearity,” *Criminology* 49: 1235-1273.
- 吳明燁
1999 〈父母與同儕對於青少年吸菸與飲酒行爲之影響〉，《東吳社會學報》8: 1-33。
- 吳齊殷、李文傑
2001 〈青少年友誼網絡的特質與變遷：長期追蹤研究〉，發表於「青少年生命歷程與生活調適研討會」，臺北市：中央研究院社會學研究所。

吳齊殷、高美英

1997 〈嚴酷教養方式之代間傳承〉，張荳雲、呂玉瑕、王甫昌（主編），《九〇年代的台灣社會》，215-247 頁。臺北：中央研究院社會學研究所。

李文傑、吳齊殷

2004 〈棒打出壞子？：青少年暴力行為的連結機制〉，《台灣社會學》7: 1-46。

謝雨生、吳齊殷、李文傑

2006 〈青少年網絡特性、互動結構和友誼動態〉，《台灣社會學》11: 175-236。

附錄一

多層次 RASCH 模型屬於 Item Response Theory (IRT) 家族中的一個參數 (one parameter) 模型，因此模型中包括了受訪者的偏差傾向 (delinquent propensity)，亦即一般測驗中的「能力值」(ability)，以及各偏差項目的「嚴重度」(severity)，此為一般測驗中的「難度值」(difficulties)，來計算受訪者回答各偏差項目的機率。由於是一個參數的模型，多層次 RASCH 模型將假設所有項目均為「相同鑑別度」(equal discrimination)。Raudenbush, Johnson, and Sampson (2003) 指出此模型主要具有以下兩個優點，(一) 在偏差行爲的測量模型中考慮了項目的「嚴重度」；(二) 多層次 RASCH 模型能容許偏差行爲量表中的各別項目裡出現遺留值 (missing value)，並進行調整。此模型的數學公式將陳述如下：

由於本文將包含個人內、個人間和學校間的效果，亦即偏差項目內嵌於個人內，以及個人內嵌於學校內，並且所有項目皆為「二元反應」(binary responses) 變數。因此，多層次 RASCH 模型將以三個層次 (levels) logit 模型被操作。

層次一 (個體內 within individual)：

$$\ln\left(\frac{\mu_{ijk}}{1-\mu_{ijk}}\right) = \pi_{jk} + \sum_{p=1}^{P-1} \pi_{pjk} D_{pjk}$$

讓 Y_{ijk} 為學校 k 中的受訪者 j 所回答的偏差項目 i ，其值為 1 表示有違反而 0 則指出沒有違反此項目，而 μ_{ijk} 為 $Y_{ijk}=1$ 時的機率。 π_{jk} 為學校

k 中的受訪者 j 的潛在「偏差傾向」， D_{pijk} 為虛擬變量 (dummy variable)，其值為 1 表示受訪者 j 在回答項目 p，否則為 0，其中有一個項目為對照項目 (reference item)，故只累加 p-1 個項目， π_{pijk} 為各項目相對於對照項目的「嚴重度」。

層次二 (個體間 between individuals) :

$$\pi_{jk} = \beta_{0k} + \sum_{q=1}^Q \beta_{qk} X_{qjk} + r_{jk} \quad \pi_{jk} \sim N(0, \sigma^2)$$

其中， β_{0k} 為截距， X_{qjk} 表示學校 k 中的受訪者 j 的個人水準之預測變項 q； β_{qk} 為此 q 預測變項的影響效果； r_{jk} 為個人水準的隨機效果。簡言之，此方程式用來指出個人預測變項對個人偏差傾向的影響。

層次三 (學校間 between schools) :

$$\beta_{0k} = \gamma_0 + u_k \quad u_k \sim N(0, \tau)$$

其中， γ_0 表示總體平均數 (grand mean)， u_k 為學校 k 的隨機效果，當隨機效果達顯著表示個人偏差行為在學校間存在差異性。