

家事分工性別化內隱與外顯測驗發展 之初探研究*

藍玉玲

國立東華大學
諮商與臨床心理學系

林烘煜

佛光大學
心理學系

本研究目的有二：(1)發展「家務性別角色量表 (Domestic Gender Role Scale, DGRS)」與「家務性別角色內隱聯結測驗 (Domestic Gender Role Implicit Association Test, DGR IAT)」,測量台灣人家務分工的外顯與內隱性別刻板印象;及(2)檢驗 DGRS 與 DGR IAT 信、效度。本研究先招募 92 位 Y 世代台灣人參與預備性研究,完成 DGRS 初步發展與 DGR IAT 家務工作的詞彙選擇;再招募 99 位 Y 世代與 50 位嬰兒潮世代台灣人,共 149 位成為正式研究參與者以檢驗這兩個測驗的信、效度。刪題後之驗證性因素分析結果證實 DGRS 的因素結構與預期相符,包含男、女、中性家事三面向;因素結構與實際觀察資料適配度良好。除了嬰兒潮世代男性家事分量表信度係數略低於 .70 之外,DGRS 三分量表的 α 值與組合信度皆高於 .70,具有良好的信度。DGR IAT 方面,僅在嬰兒潮世代先進行和諧版施測的信度係數高於 .70,仍有部分改善空間;但其 IAT 效果已達顯著,證實 DGR IAT 適用於台灣人家務分工的內隱性別刻板印象測量。透過相關分析證實 DGR IAT 與 DGRS 之間,呈現低度相關,顯示兩者所測量的構念不盡相同,具有區別效度,且 DGRS 三個因素之間,呈現中度相關,證實 DGRS 之聚斂效度。以新發展測驗而言,研究結果初步證實 DGRS 與 DGR IAT 具有構念效度、DGRS 的信度良好,但 DGR IAT 的信度仍可進一步改善;後續研究可招募不同教育程度、婚姻狀況的台灣人參與研究,驗證其跨樣本的穩定性及應用性。

關鍵詞：內隱測量、性別刻板印象、家務分工

* 1. 本文為科技部補助專題研究計畫 (計畫編號: MOST103-2410-H-259-015 與 MOST105-2410-H-259-015) 之部份研究結果。

2. 本文通訊作者: 藍玉玲, 通訊方式: 花蓮縣壽豐鄉大學路二段一號, ylan@mail.ndhu.edu.tw。

伴隨兩性工作平等法、家庭暴力防治法陸續立法通過，台灣社會已從法律層面，保障兩性平等。兩性勞動參與率的差距從 1994 年的 27.0% 縮小至 2016 年的 16.3% (行政院主計總處, 2017a)；女性每月平均收入也從 1994 年為男性的 68.2%，提升至 2016 年為男性的 83.6% (行政院主計總處, 2017b)。不論從法律或就業而言，兩性在公領域已漸趨平等。依據國際公民教育與素養調查計劃的研究結果，台灣年輕人與瑞典、西班牙年輕人相似，都高度重視性別平等 (Schulz, Ainley, Fraillon, Kerr, & Losito, 2010)。

然而，不論台灣或其他國家，現代女性（尤其是已婚婦女）所面臨的挑戰不再是經濟獨立問題，而是工作與家庭責任衝突，以及面對兩者衝突時的個人職涯選擇。不論國內外，許多職業婦女為負擔家庭責任，中斷個人職涯發展；與女性相比，男性很少因工作與家庭責任的難以兼顧而放棄工作 (Park, Smith, & Correll, 2010；張晉芬、李奕慧, 2007)。許多歐美國家也發現女性無法兼顧事業與家庭是造成少子化、人口老化、及勞動人口下降現象的原因之一 (McDonald, 2002)。女性難以兼顧事業與家庭現象，不僅存在於歐美國家，也存在於台灣社會。

陸洛、黃茂丁與高旭繁 (2005) 發現，台灣女性認為自己在職場上，與男性肩負著相等的工作要求；但面對家庭時，她們卻仍然負擔大部份家庭責任。對這些女性而言，家務分工不均均是造成她們難以兼顧事業與家庭的主要因素。依據「婦女婚育與就業調查報告」，台灣有偶女性與其丈夫每週家務投入時數分別是 26.67 與 7.91 小時 (行政院主計總處, 2017c)。兩性家務勞動分擔不均不僅存在於台灣社會，也同樣出現在歐美國家。Lachance-Grzela 與 Bouchard (2010) 回顧北美地區近十年家事分工研究，發現女性就業率大幅提高，但她們卻未因工作投入時間與心力增加，而減少家庭勞務負擔，仍是家務工作的主要負責人。

分析兩性家務分工不均的可能影響因素時，國內外研究紛紛表示「性別刻板印象」(gender stereotype) 是兩性家務分工不均的重要預測因素之一 (Coltrane, 2000; Lennon & Rosenfield, 1994；王叢桂, 1999；張晉芬、李奕慧, 2007；蕭英玲, 2005)。依據「社會角色理論」(social role theory)，性別刻板印象源自每個社會或個人對於不同性別應扮演之社會角色有不同的期待 (Eagly, 1987; Eagly & Wood, 2011)。性別刻板印象愈高，愈強調「男主外、女主內」傳統性別角色分工模式，認為男性應承擔養家活口、外出工作的責任，女性應負起照顧家人、操持家務的責任。

多個跨國研究持續發現，即使在高度重視兩性平等、不強調傳統性別角色分工的國家，女性仍只在工作上，與男性共同分擔，在家庭責任上，女性投入家務的時間依然遠多於男性 (Fuwa, 2004; Knudsen & Waerness, 2008; Treas & Tai, 2016)。從測量而言，這些跨國研究大多採用「男主外、女主內」的傳統性別分工模式設計題項（如：男性的工作是賺錢，女性的工作是照顧家庭）測量性別刻板印象，再透過此變項與家務工作時數之關聯性，分析家事分工不均現象。此種性別刻板印象測量是假設性別刻板印象愈高者，愈傾向傳統性別角色分工模式，性別刻板印象愈低者，愈不重視傳統性別角色分工模式。

當雙薪家庭已成為現代社會的主要家庭結構，代表的是「男主外」的性別角色期待已由夫妻雙方共同分擔。但是，多個國內研究持續地發現，即使是雙薪家庭，妻子仍然負擔大部份的家務工作 (張晉芬、李奕慧, 2007；陸洛等人, 2005；蕭英玲, 2005)。即便在性別平等意識較高的美國與德國，人們依然視生兒育女為母親天職，習慣將養育子女的大部分家務工作加諸在女性身上 (Bass, 2014; Grunow, Schulz, & Blossfeld, 2012)。這些研究結果反映的是人們對傳統男主外的男性性別角色期待已有鬆動，卻未對傳統女主內的女性性別角色期待產生相對的變動。當人們對於傳統性別角色分工，呈現兩性共同分擔「男主外」之傳統男性責任，而「女主內」之傳統女性責任，主要仍只由女性負責時，上述測量方式所測得的性別刻板印象，或許只反映人們對於「男主外」性別刻板印象的態度，卻未充份反映他們對於「女主內」面向性別刻板印象的態度。這或許可以部份解釋為何高度性別平等的國家或夫妻之間，依然呈現兩性職場「工作責任」均分，但家庭中「家務分工」卻不平均的普遍現象；然而這種現象的實徵測量與後續影響研究，卻仍缺乏有效或符合國人使用的測量工具，來藉以深入研究與探索。

因此，Lachance-Grzela 與 Bouchard (2010) 建議欲深入瞭解家務分工不均現象時，可聚焦於家務工作面向，分析人們對家務分工是否具有明顯的性別刻板印象（簡稱為「家事分工性別化」），並檢視此變項對於兩性家務分工不均的影響性。本研究擬透過「家事分工性別化」觀點，發展新

的測量工具，測量台灣人在家務工作的性別刻板印象，並希望後續能藉以分析家務分工不均的可能原因及其影響。在檢驗「家事分工性別化」對於家事分工不均的影響之前，本研究擬以家事分工性別化測量工具之發展為主，發展一項外顯測量工具「家務性別角色量表 (Domestic Gender Role Scale, DGRS)」與一項內隱測量工具「家務性別角色內隱聯結測驗 (Domestic Gender Role Implicit Association Test, DGR IAT)」，測量台灣人家事分工性別化傾向；再檢驗 DGRS 與 DGR IAT 的信、效度。

一、家事分工性別化

Lachance-Grzela 與 Bouchard (2010) 認為，人們通常將家務概分為「男性家事」與「女性家事」。被歸類為女性家事的工作（如：煮飯、照顧小孩）往往必須每天在固定時間內完成，而被歸類為男性家事的工作（如：房屋修繕、保養車子）通常並非每天例行性工作，較能夠自行安排時間處理。但是，人們的家事分工性別化傾向容易使女性大量負擔費時、有時限性的經常性家事。這往往讓兩性即使願意共同分擔家務，卻因為分工的方式及內容固著不同，而導致兩性在家事所需投入時間、心力的不均等。

張晉芬和李奕慧 (2007) 也發現台灣人在家事分工仍有明顯的性別化傾向，如：洗衣服依然主要是妻子的工作，而家中修繕則是丈夫的工作。他們也發現女性之教育程度有助於家事分工的「去性別化」，但男性的教育程度與家事分工去性別化並無顯著的關聯性。當妻子教育程度愈高時，洗衣工作全由妻子負擔的機率較低。母親教育程度也可預測子女（特別是兒子）的家事分工性別化傾向。當母親教育程度較高時，兒子的家事分工性別化傾向較低，較願意負擔傳統上被認為屬於女性負責的家事。換言之，當人們的家事分工性別化傾向愈低時，較可能不依照傳統性別刻板印象來進行家事分工，或許可使兩性在經常性家事的分工較均等，進而促進兩性在家務負擔的平等性。

然而，目前僅少數研究透過「家事分工性別化」觀點，分析家務分工不均之因 (Fernández, Quiroga, Escorial, & Privado, 2014; Civettini, 2016)。Fernández 等人以西班牙人為研究群體，將家事分成「男、女、中性」三類，完成新的家事分工性別化測量工具。但，此測量工具包含一部份台灣人較不重視的家務工作（如：除草、架海灘傘），難以翻譯後直接使用在台灣群體。Civettini 則以同性戀伴侶為研究主體，測量工具有九題，其中女性家事佔了六題，較偏重女性家事的測量，或許可再增加男性、中性家事的測量；且其研究結果是否適用於異性戀群體，仍有待評估。因此，本研究採用 Lachance-Grzela 與 Bouchard (2010) 的觀點，並參考 Fernández 等人的測量結構，將家事分為男、女、中性三類，也參考其他家事研究的題項內容 (Fernández et al., 2014; 張晉芬、李奕慧, 2007; 蕭英玲, 2005) 發展新的測驗工具，以測量台灣人的家事分工性別化傾向。

二、性別刻板印象的內隱與外顯測量

目前家務工作研究大多採用自陳量表，測量個人的「性別角色」來評估性別刻板印象 (Coltrane, 2000; Fuwa, 2004; Knudsen & Waerness, 2008; Lennon & Rosenfield, 1994; Treas & Tai, 2016; 王叢桂, 1999; 張晉芬、李奕慧, 2007; 蕭英玲, 2005)。以 Fuwa (2004) 為例，透過多項評估「男主外、女主內」傳統性別角色分工題項（如：「男性的工作是賺錢，女性的工作是照顧家庭」）測量性別刻板印象，再分析此變項與家事投入時間的關聯性。這些結果有助於說明人們對於「男主外、女主內」的性別刻板印象與家事工作的關聯性，但難以進一步說明為何性別平等已逐漸在職場就業呈現，卻仍未在家庭勞務呈現之因。因此，Lachance-Grzela 與 Bouchard (2010) 強調家務工作研究的重要性，認為只有更清楚地衡量人們對於各類家務工作的態度，才能進一步分析兩性家務分工不均之因。

除了自陳量表，少數研究開始使用內隱測量 (implicit measure)，或是內隱測量與自陳式量表併用，衡量個人的性別刻板印象 (Park et al., 2010; van Well, Kolk, & Oei, 2007)。陳學志、黃宏宇、邱發忠、楊立行與卓淑玲 (2011) 分別從測量面向與測量工具比較兩者之差異。就測驗工具而言，外顯測量以自陳量表為主，透過李克特氏量尺評估個人的態度傾向；而內隱測量以促發模式與內隱聯結測驗為主，依反應時間 (Reaction Time, RT) 評估個人的態度傾向。就測量面向而言，外顯測量是測量個人意識可控制的態度，內隱測量則是測量個人意識不易控制的態度。但 Gawronski 與 Payne (2010) 認為內隱測量所測得的個人自動化反應態度，可細分為二：「個人自知但不願揭露的內在想法或感受」與「個人不自知的內隱態度」。不論是個人不自知或不願揭露的內在態度，都屬於個人的深層態度，可與個人在自陳式量表呈現的表面態度對比，故本文仍以「內隱態度」來對比「外顯態度」。如欲進一步區分兩種內隱態度，可參考 Gawronski 與 Payne，和蔡孟寧、王倫婷與林烘煜 (2015)。內隱聯結測驗 (Implicit Association Test, IAT) 的測量理論、測量程序與計分，將於「內隱聯結測驗」節次中說明。

近十年來，IAT 逐漸應用於測量「性別角色」的性別刻板印象 (Hodges & Park, 2013; Park et al., 2010)。性別角色 IAT 研究是以性別角色分類固著為假設，再比較反應速度的快慢，來檢視個體是否存在著性別角色固著之傾向。Hodges 與 Park 和 Park 等人皆證實即使在美國，「男主外、女主內」的性別角色分工模式依然深植人心。人們習慣性地把男性與職場專業形象聯結，將女性與親職聯結。對男性而言，職場表現好壞對於個人自信與他人之肯定有極大的影響。當面臨工作與家庭衝突時，男性認為全心投入工作、確保自己在職場表現良好，不僅可維持個人的職場專業形象，也同時維持其家庭責任。然而，女性在面對工作與家庭角色衝突時，卻恰好有相反的反應。即使是事業有成的女性，若未能同時兼顧家庭時，將難以獲得他人之肯定與個人自信 (Hodges & Park, 2013; Park et al., 2010)。

Fernández 等人 (2014) 透過其設計之 IAT 測量，檢驗家務分工性別化傾向。研究結果顯示在西班牙，家庭勞務仍具有明顯的性別刻板印象，女性仍被認為應負擔洗衣燒飯、照顧小孩等家務；而男性則是負擔換輪胎、電器設定等家務。Fernández 等人的 IAT 研究結果與許多採用自陳量表的研究，獲得一致的結果 (Coltrane, 2000; Lennon & Rosenfield, 1994; 張晉芬、李奕慧, 2007; 蕭英玲, 2005)，皆發現兩性在家庭勞務上，仍呈現明顯的性別化分工傾向。

雖然，國際公民教育與素養調查計劃的結果顯示，西班牙和台灣與瑞典、挪威皆屬於高度重視性別平等的國家 (Schulz et al., 2010)，但不論張晉芬和李奕慧 (2007) 或 Fernández 等人 (2014) 卻顯示西班牙和台灣都呈現明顯的家務性別化分工傾向。這些研究結果的歧異是世代差異所致？或是，大多數性別刻板印象測量工具主要是測量人們對於性別角色的刻板印象，其測量結果未必能有效地推論至人們在家務分工的性別刻板印象。因此，本研究擬以「家事分工性別化」觀點，編製以家務工作為主軸、具有測量敏感度的內隱與外顯測驗，檢視台灣人的家務分工性別化傾向；並探索這兩種工具的可能關聯性與差異性。

三、世代的定義與特色

關於世代的界定，本研究依據 Becton、Walker 與 Jones-Farmer (2014) 的觀點，將目前就業市場主要人力來源分成「嬰兒潮世代 (出生於西元 1945-1964 年)」、「X 世代 (出生於西元 1965-1979 年)」與「Y 世代 (出生於西元 1980-2000 年)」三個世代。雖然，學者專家們對於每個世代起迄年份的界定，未必完全相同，但大多數學者專家皆同意將其概分為上述三個世代 (Becton et al., 2014)。

Cennamo 與 Gardner (2008) 發現 Y 世代比嬰兒潮世代更重視自由開放的工作型態，而嬰兒潮世代則比 X 與 Y 世代更重視組織文化和外在工作價值 (如：升官、發財)。Gerson (2010) 則發現 Y 世代美國人重視工作與家庭生活的平衡發展，避免因過於投注在工作或家庭責任而無法兼顧自己的另一種角色責任。對於 Y 世代美國人言，理想的女性伴侶是一個經濟獨立、事業有成的女性，而理想的男性伴侶則是一個願意主動分擔家務與家庭責任的男性 (Gerson, 2010)。與年長者相比，

Y 世代美國人傾向以更平等的方式，面對兩性在工作與家庭責任的分工，並希望自己能夠同時兼顧工作與家庭責任。

同樣的，台灣社會從威權政治走向民主政治，從傳統儒家思想為主，逐漸演變成同時受到傳統儒家思想與現代個人主義所影響。在種種社會變遷下，台灣人的工作價值觀也從重視外在酬賞（如：收入地位）轉變為更重視內在酬賞（如：自我成長）（王叢桂、羅國英，2010）。對台灣年輕人而言，工作不再只為了養家活口，更包含個人的自我實現（陸洛等人，2005）。在性別平等方面，國際公民教育與素養調查計劃的調查結果也發現，Y 世代台灣人在性別平等的支持，已達到歐美國家水準（Schulz et al., 2010）。這與嬰兒潮世代台灣人依循儒家倫常觀念，認為夫婦有別、男尊女卑，已有所不同（金耀基，2013）。因此，我們同時招募嬰兒潮世代與 Y 世代台灣人參與研究，以檢驗本研究發展之家務性別角色的內隱與外顯測驗，對於不同世代台灣人的適用性。

四、內隱聯結測驗

近年來，內隱測量已廣泛應用於各種情緒與態度測量（Greenwald, Banaji, Rudman, Farnham, Nosek, & Melott, 2002; Hodges & Park, 2013; 陳學志、李威震、周泰安、卓淑玲，2002; 蔡孟寧等人，2015）。Bar-Anan 與 Nosek（2014）從內部一致性信度、重測信度、構念效度（透過團體差異敏感度檢驗）、效標關聯效度等方式，比較 IAT、簡短版 IAT (Brief IAT, BIAT)、Go/No-Go Association Task (GNAT) 與 Affect misattribution procedure (AMP) 等七種常用內隱測量工具的測量品質。就各項評比結果而言，IAT 與 BIAT 的測量品質最佳。不論在族群刻板印象、政治傾向或自我概念，IAT 與 BIAT 的內部一致性信度都優於其他五種測量工具；其在族群刻板印象與政治傾向的重測信度皆達到中高度相關（相關係數界於 .40~.78）（Bar-Anan & Nosek, 2014）。因此，本研究擬以 IAT，發展家務工作為評量內容之性別刻板印象內隱測量工具。以下介紹其主要內涵及特徵：

（一）IAT 的測量理論與測量程序

Greenwald 等人（2002）以「社會知識架構」(social knowledge structure, SKS, 見圖 1)，說明 IAT 的測量理論。SKS 中，包含內隱自我概念、內隱自尊、內隱刻板印象與內隱態度，假設個人內心深處對於不同構念的聯結程度不同，聯結反應所需的時間也不同。RT 愈短代表聯結愈強，以聯結線條愈粗來表示；而 RT 愈長則代表聯結愈弱，以聯結線條愈細來表示。以圖 1 的內隱自我概念與內隱性別刻板印象為例，此人的內隱自我概念包含祖母的社會角色與有智慧的個人特質，但不包含老年人或強壯。在內隱性別刻板印象方面，此人明顯地將養育與女性聯結，卻未將養育與男性聯結；因此，在 RT 上，此人對「女性－養育」聯結的 RT 會比「男性－養育」聯結的 RT 快。兩者的 RT 差定義為 IAT 效果，RT 差愈大，代表 IAT 效果愈大，即性別刻板印象愈明顯。

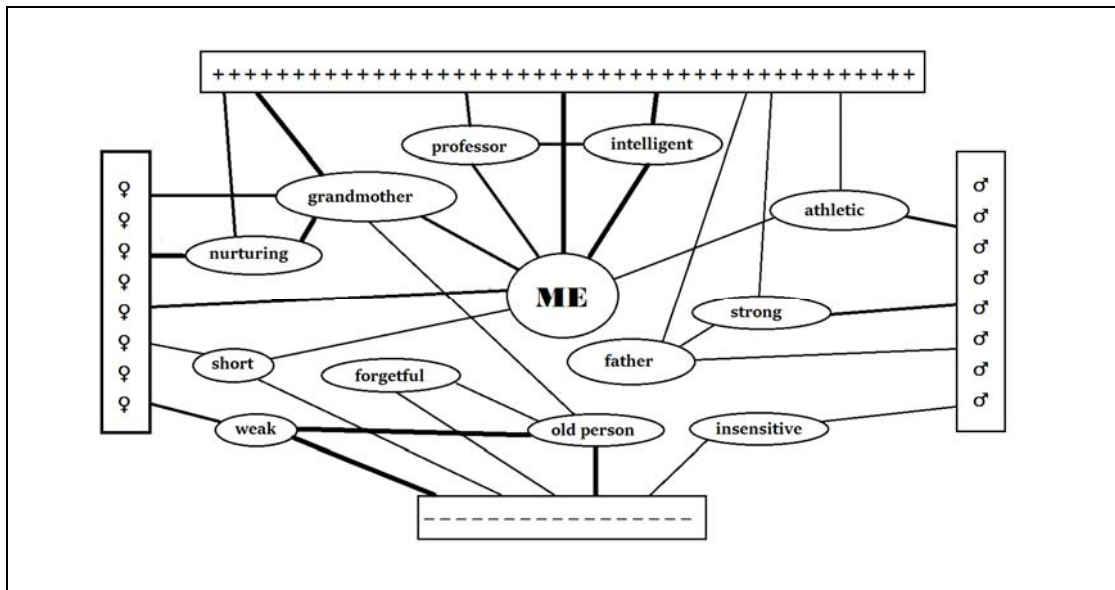


圖 1 社會知識架構（資料來源：Greenwald 等人（2002）的圖 1）

在測量程序上，本文以 Rudman、Greenwald 與 McGhee（2001）實驗 4 的性別刻板印象 IAT 為例，說明 IAT 的測量程序。其中包含目標詞彙（男、女性詞彙）與屬性詞彙（能力、溫和特質），測量程序分成下列七個步驟（見表 1）：

1. 步驟 1 為「初始目標－概念區辨作業」：此步驟中，電腦螢幕會隨機出現男性詞彙（如：boy）或女性詞彙（如：lady），共 20 個嘗試（trial）。研究參與者必須將每次出現的目標詞彙盡快分類至男性（按左鍵）或女性（按右鍵）。

2. 步驟 2 為「聯結屬性區辨作業」：此步驟中，螢幕會隨機出現能力特質（如：confident）或溫和特質（如：support），共 20 個嘗試。研究參與者必須盡快將每次出現的特質，分類至能力特質（按左鍵）或溫和特質（按右鍵）。

3. 步驟 3 為「初始合併作業－練習」：此步驟包含步驟 1 與步驟 2 的詞彙，共 20 個嘗試，其中「男性與能力特質」共用左鍵，「女性與溫和特質」共用右鍵。當螢幕隨機出現性別或特質時，研究參與者必須盡快分辨是屬於「男性／能力特質」（按左鍵）或「女性／溫和特質」（按右鍵）。

4. 步驟 4 為「初始合併作業」：與步驟 3 完全相同，唯一不同之處是步驟 3 的功能是讓研究參與者先練習此項「初始合併作業」，再透過步驟 4 完成正式之施測。步驟 4 共有 40 個嘗試。

5. 步驟 5 為「反轉聯結屬性區辨作業」：此步驟共 20 個嘗試，與步驟 2 相似，皆是歸類能力或溫和特質。唯一不同是與步驟 2 按相反的鍵來進行分類，即，能力特質按右鍵，溫和特質按左鍵。

6. 步驟 6 為「反轉合併作業－練習」：此步驟與步驟 3 相似，皆是「性別與特質」合併按鍵的練習步驟，共 20 個嘗試。但研究參與者必須使用不同的合併規則（即，「男性與溫和特質」共用左鍵，「女性與能力特質」共用右鍵）。當螢幕出現「男性」或「溫和特質」時，研究參與者必須盡快按左鍵；出現「女性」或「能力特質」時，研究參與者必須盡快按右鍵。

7. 步驟 7 為「反轉合併作業」：此步驟與步驟 6 完全相同，唯一不同之處是步驟 6 的功能是讓研究參與者練習此項「反轉合併作業」，再透過步驟 7 完成正式施測。步驟 7 共有 40 個嘗試。

表 1 性別刻板印象 IAT 測量程序(以先和諧再不和諧合併作業施測版為例)

| 步驟 | 作業內容 | 按鍵指引 | |
|----|-----------|---------|---------|
| | | 左鍵 | 右鍵 |
| 1 | 初始目標－概念區辨 | 男性 | 女性 |
| 2 | 聯結屬性區辨 | 能力特質 | 溫和特質 |
| 3 | 初始合併作業－練習 | 男性／能力特質 | 女性／溫和特質 |
| 4 | 初始合併作業 | 男性／能力特質 | 女性／溫和特質 |
| 5 | 反轉聯結屬性區辨 | 溫和特質 | 能力特質 |
| 6 | 反轉合併作業－練習 | 男性／溫和特質 | 女性／能力特質 |
| 7 | 反轉合併作業 | 男性／溫和特質 | 女性／能力特質 |

此性別刻板印象 IAT 假設性別刻板印象愈明顯者，其對「男性－能力特質」聯結的 RT，會比「女性－能力特質」聯結的 RT 快；對「女性－溫和特質」聯結的 RT，也會比「男性－溫和特質」聯結的 RT 快。因此，上述兩種情況的 RT 差愈大，則代表 IAT 之效果愈大，即內隱性別刻板印象愈明顯。

(二) IAT 的設計、計分與分析

本研究對於 IAT 的設計、計分與分析，除了依據 Greenwald、Nosek 與 Banaji (2003) 提出的修訂版 IAT 程序之外，也包含 Fernández 等人 (2014) 的 IAT 特殊設計，將中性家事選項，也納入傳統 IAT 步驟中，因此形成了一個以家務工作為主的獨特性別刻板印象內隱聯結測驗 (Domestic Gender Role Implicit Association Test, DGR IAT)。整體而言，在本研究 DGR IAT 設計流程上，其程序完全符合 Greenwald 等人 (2003) 的 IAT 設計，只是在「責任詞彙」的選擇，除了男、女性家事題項外，多了「中性家事題項」的二選一強迫選擇判斷。而這個額外增加的選項內容，是為了能夠同時納入 Fernández 等人 (2014) 的 IAT 設計，以利後續除了傳統 IAT 計分與分析外，也能同時以不同計分與分析方式，獲得不同測量效度驗證之用。

因此，本研究在計分與分析方式上，依據 Greenwald 等人 (2003) 提出的修訂版 IAT 分析程序，不將「中性家事」列入分析中，來計算 IAT 效果。修訂版 IAT 分析方式包含步驟 3、4、6、7 的資料，計分步驟如下：(1) 刪除 RT 大於 10000 毫秒與小於 400 毫秒的嘗試；(2) 研究參與者 RT 低於 300 毫秒的情況大於 10% 時，則刪除此筆資料；(3) 分別計算上述四個步驟的正確平均 RT，並將錯誤反應用該步驟的正確平均 RT 加上 600 毫秒加以置換，再算出各步驟的平均 RT 與標準差；(4) 先計算「步驟 3 與步驟 6」的平均 RT 差，再計算這兩個步驟的合併標準差，而「步驟 3 與步驟 6」的 IAT 效果為前者除以後者；(5) 「步驟 4 與步驟 7」的 IAT 效果量也依上述方式計算；(6) 最後，再計算「步驟 3 與步驟 6」的 IAT 效果和「步驟 4 與步驟 7」的 IAT 效果之平均，作為 IAT 效果 (D 值)，D 值愈大代表 IAT 效果愈大。

除了 Greenwald 等人 (2003) 的分析方式之外，本研究也參考 Fernández 等人 (2014) 的分析方式，同時將中性家事選項的反應選擇與 RT，也納入分析之中。亦即使用本研究 DGR IAT 步驟 2 之所有「家事題項的答題反應與 RT」，先計算男、女性家事的典型性別化反應頻率，再依這些家事題項的答題反應將 RT 分成典型男性、非典型男性、典型女性、非典型女性與中性五類家事 RT。

「典型男性家事 RT」(Reaction Time of Domestic Male Stereotyped Answers, DM_S_RT) 與「非典型男性家事 RT」(Reaction Time of Domestic Male Non-Stereotyped Answers, DM_NS_RT) 分別代表在「預備性研究」所選出的 10 題男性家事工作題項 (如：換輪胎)，研究參與者在「正式研究」時，將其歸屬為「男性」(典型) 與「非男性」(非典型，即女性) 責任的平均 RT。「典型女性家事 RT」(Reaction Time of Domestic Female Stereotyped Answers, DF_S_RT) 與「非典型女性家事 RT」(Reaction Time of Domestic Female Non-Stereotyped Answers, DF_NS_RT) 分別代表在「預備性研究」所選出的 10 題女性家事工作題項 (如：餵奶)，研究參與者在「正式研究」時，將其歸屬為「女性」(典型) 與「非女性」(非典型，即男性) 責任的平均 RT。「中性家事 RT」(Reaction Time of Domestic Neutral Stimuli, DN_RT) 代表在「預備性研究」所選出的 7 題中性家事工作題項 (如：陪小孩玩)，研究參與者在「正式研究」時，將其歸類至男或女性責任的平均 RT。

依據 Fernández 等人 (2014) 的分析方式與實徵研究結果，本研究因而提出下列四項相對應的研究假設：(1) DM_S_RT 與 DF_S_RT 會明顯地小於 DN_RT；(2) 「預備性研究」所選出的男、女性家事題項，在「正式研究」時，也都會呈現明顯的性別化分工傾向；(3) DM_S_RT 會明顯地小於 DM_NS_RT，DF_S_RT 也會明顯地小於 DF_NS_RT；(4) 男、女性研究參與者在上述五類 RT，均不會呈現顯著的性別差異。第四項假設是因為 Fernández 等人認為兩性受到相同社會文化影響，使他們在性別刻板印象並未形成明顯的性別差異。因為我們的 IAT 研究步驟同時包含 Fernández 等人的研究程序，若我們的實徵研究結果能呈現符合上述研究假設結果時，也能為我們所設計的 DGR IAT，提供另一個構念效度的驗證。

五、研究目的

本研究的目標有二：(1) 發展「家務性別角色量表 (DGRS)」與「家務性別角色內隱聯結測驗 (DGR IAT)」，測量台灣人家務分工的外顯與內隱性別刻板印象；並 (2) 透過實徵研究初步檢驗 DGRS 與 DGR IAT 的信、效度。為瞭解不同世代參與者對本研究發展的測量工具之接受度與勝任程度，本研究先招募對電腦施測接受度較高的 Y 世代學生為研究群體，衡量其用於 Y 世代台灣人的可行性。本研究也招募另一群對電腦施測較不熟悉的嬰兒潮世代年長者，以檢驗其用於年紀較大嬰兒潮世代台灣人之可行性。

預備性研究

預備性研究包含兩個目標：(1) 選出最具代表性的男性、女性與中性家務工作，完成 DGRS 外顯測量工具的初步發展；(2) 將這些選出的家務題項作為 DGR IAT 「家事工作」的選用詞彙，用於正式研究中。

一、研究參與者

本研究以「西元 1980~1990 年代出生」且「年滿 20 歲」的台灣人為樣本選擇標準，透過網路、校園廣告發佈招募廣告，共有 92 位 Y 世代台灣人參與。此樣本的女性稍多，佔 65.2%；平均年齡為 21.3 歲 ($SD = 1.0$)。這些研究參與者皆未婚，98.9% 正就讀大學或剛取得學士學位，1.1% 正在就讀研究所。

二、研究程序與測量工具

待同意書簽署完畢後，研究參與者開始填寫問卷。問卷包含個人基本資料與 60 題家務工作題項。這些家務題項是參考國內外家事分工研究 (Fernández et al., 2014；張晉芬、李奕慧，2007；蕭英玲，2005) 篩選、整理，重新改寫而成。研究參與者使用李克特氏五點量尺評估每個家務工作題項的性別屬性，其中 1 = 典型男性家事、2 = 男性家事、3 = 男女皆可的中性家事、4 = 女性家事、5 = 典型女性家事。分數愈接近 5，代表愈屬於女性家事；分數愈接近 1，代表愈屬於男性家事，分數愈接近 3，代表愈屬於男女皆可的中性家事。

三、研究結果

依據研究參與者對於 60 個家事題項的平均分數，選出性別區分具代表性的家事題項共 27 題，完成 DGRS 初稿，包含 10 題男性家事、10 題女性家事，和 7 題中性家事。這些題項也作為 DGR IAT 男、女性家事的選用詞彙，用於正式研究中。表 2 為納入正式研究之 DGRS 題項描述、平均數與標準差。

表 2 家務性別角色量表的題號、題項描述與平均數、標準差

| 舊題號 | 題項描述 | 平均數 | 標準差 | 新題號 |
|-------------|-------|-----|------|----------|
| 女性家事 (10 題) | | | | |
| 53 | 縫衣物 | 3.5 | 0.62 | DGRS 23 |
| 10 | 餵奶 | 3.4 | 0.64 | DGRS 25* |
| 28 | 買菜 | 3.3 | 0.47 | DGRS 16* |
| 41 | 洗床單 | 3.2 | 0.51 | DGRS 21* |
| 20 | 清掃爐灶 | 3.2 | 0.56 | DGRS 09 |
| 06 | 記帳 | 3.2 | 0.47 | DGRS 08 |
| 12 | 安撫小孩 | 3.2 | 0.44 | DGRS 19* |
| 08 | 換尿布 | 3.2 | 0.48 | DGRS 12* |
| 32 | 買日用品 | 3.2 | 0.40 | DGRS 02 |
| 15 | 清冰箱 | 3.1 | 0.39 | DGRS 04 |
| 中性家事 (7 題) | | | | |
| 40 | 洗碗盤 | 3.1 | 0.36 | DGRS 11 |
| 02 | 煮飯燒菜 | 3.1 | 0.46 | DGRS 15 |
| 56 | 接送小孩 | 3.0 | 0.15 | DGRS 27* |
| 14 | 陪小孩玩 | 3.0 | 0.10 | DGRS 24* |
| 49 | 陪爸媽看病 | 3.0 | 0.18 | DGRS 06* |
| 60 | 照顧寵物 | 3.0 | 0.15 | DGRS 01 |
| 26 | 投資理財 | 2.9 | 0.33 | DGRS 22* |
| 男性家事 (10 題) | | | | |
| 37 | 修馬桶 | 2.7 | 0.57 | DGRS 13* |
| 33 | 換燈泡 | 2.6 | 0.58 | DGRS 10* |
| 29 | 油漆粉刷 | 2.5 | 0.58 | DGRS 07 |
| 35 | 通水管 | 2.5 | 0.62 | DGRS 17* |
| 55 | 滅鼠 | 2.5 | 0.69 | DGRS 26 |
| 48 | 修理傢俱 | 2.5 | 0.60 | DGRS 03 |
| 13 | 洗車 | 2.4 | 0.62 | DGRS 05 |
| 25 | 電器設定 | 2.4 | 0.62 | DGRS 18* |
| 50 | 修理電器 | 2.3 | 0.62 | DGRS 20 |
| 39 | 換輪胎 | 2.2 | 0.66 | DGRS 14* |

註：*為家務性別角色量表最後模式（見圖 3）所包含之題項

「正式研究」之研究方法

正式研究目的有二：(1) 使用預備性研究選定的家事詞彙，完成 DGR IAT 的程式設計與信效度初步驗證；(2) 初步驗證 DGRS 的信、效度，並分析 DGRS 與 DGR IAT 之關聯性。

一、研究參與者與研究程序

正式研究與預備性研究採用相同的招募方式，共有 99 位 Y 世代與 50 位嬰兒潮世代台灣人參與研究。此樣本以女性居多，佔 62.2%；Y 世代與嬰兒潮世代平均年齡分別為 22.4 歲 ($SD = 3.1$) 與 58.8 歲 ($SD = 5.5$)。Y 世代參與者大多未婚，其中有 84.8% 正在就讀大學或剛取得學士學位，15.2% 正在就讀研究所；嬰兒潮世代大多已婚，其中有 34.7% 取得大學或研究所學位，36.7% 為高中職畢業，國中小畢業者為 28.7%。在研究程序方面，本研究採用個別施測或六人一組小團體同時施測，整體作答時間約 40~50 分鐘。待同意書簽署完畢後，研究參與者被隨機分派，接受不同版本的電腦化 DGR IAT，再填寫紙本問卷。

二、外顯測量工具：家務性別角色量表 (DGRS)

依據預備性研究的結果，本研究初步完成 DGRS 的測驗發展，共包含 27 個家務工作題項，其中男、女性家事各 10 題，中性家事 7 題。與預備性研究不同的是，本研究採用 Hofmann、Gawronski、Gschwendner、Le 與 Schmitt (2005) 的建議，以「相對性測量」取代「絕對性測量」。即，將預備性研究所用的李克特氏五點量尺，調整成三點量尺；再依據分量表測量內容不同，重新編碼後，再計算 DGRS 三個分量表分數。男性家事分量表以 +1 代表較屬於男性家事，以 -1 代表較屬於女性家事，而 0 代表性別屬性不明顯的中性家事，總分界於 -10 至 10 之間，分數越高代表個人在男性家事的外顯性別刻板印象越明顯（即，外顯家事分工性別化越高）。女性家事分量表分數也依循相似方式計算，總分界於 -10 至 10 之間，分數越高代表個人在女性家事的外顯性別刻板印象越明顯（即，外顯家事分工性別化越高）。中性家事分量表分數則以 +1 代表較屬於男女皆可的中性家事，以 -1 代表較屬於女性或男性家事，總分界於 -7 至 7 之間，分數越高代表個人在中性家事的中性化分工越高（即，外顯家事分工性別化越低）。

三、內隱測量工具：家務性別角色內隱聯結測驗 (DGR IAT)

(一) DGR IAT 的測量程序

本研究發展 DGR IAT，用來測量台灣人的內隱性別刻板印象。DGR IAT 的詞彙選擇分成「男、女性名字」與「男、女性責任」兩類。在「男、女性名字」的選擇，本研究參考蔡志浩 (2005) 對於菜市場名字的詞頻分析，從中選擇男、女性常用名字各 10 個。在「男、女性責任」的詞彙選擇，本研究透過預備性研究，選出具代表性的男、女性家事各 10 項，中性家事 7 項，作為 DGR IAT 「責任類別」的選用詞彙。為避免嬰兒潮世代因題項過多感到疲勞而影響測量結果，僅從中挑出 12 項家事進行施測。

在測量程序設計上，本研究參考 Rudman 等人 (2001) 的性別刻板印象 IAT，(見表 1)，將 DGR IAT 分成下列七步驟。步驟 1 為「初始目標—概念區辨作業」，研究參與者必須將電腦螢幕上隨機出現的「名字」，迅速分類至「男性名字」(按 E 鍵) 或「女性名字」(按 I 鍵)。步驟 2 為「聯結屬性區辨作業」，研究參與者必須將螢幕上隨機出現的「責任」詞彙，迅速分類至「男性責任」(按 E 鍵) 或「女性責任」(按 I 鍵)。步驟 3 與步驟 4 分別是「初始合併作業—練習」與「初始合併作業」，研究參與者必須將螢幕上隨機出現的「責任」或「名字」詞彙，迅速分類至「男性名字／男性責任」或「女性名字／女性責任」，其中男性名字與男性責任共用 E 鍵，女性名字與女性責任共用 I 鍵。步驟 5 為「反轉聯結屬性區辨作業」，此步驟與步驟 2 相似，皆將責任詞彙分別歸類為男性或女性責任，唯一差別是使用相反的按鍵歸類（即，男性責任按 I 鍵，女性責任按 E 鍵）。步驟 6 與步驟 7 分別是「反轉合併作業—練習」與「反轉合併作業」，這兩個步驟與「步驟 3 與步驟 4」相似，唯在合併規則有所不同（即，男性名字與女性責任共用 E 鍵，女性名字與男性責任共

用 I 鍵)。參與者必須將螢幕上隨機出現的「責任」或「名字」詞彙，迅速分類至「男性名字／女性責任」或「女性名字／男性責任」。

此外，本研究採用 Hofmann 等人 (2005) 的建議，設計「先和諧版」與「先不和諧版」兩種版本的 DGR IAT，避免按鍵配對不同所產生的順序效果 (order effect)。圖 2 包含 A、B 兩圖，各為步驟 3、4、6、7 的範例題項。圖 2A 是指合併作業的按鍵配對是「和諧」的，即，男性名字與男性責任共用 E 鍵，女性名字與女性責任共用 I 鍵。圖 2B 是指合併作業的按鍵配對是「不和諧」的，即，男性名字與女性責任共用 E 鍵，女性名字與男性責任共用 I 鍵。「DGR IAT—先和諧版」是指先在「步驟 3、4」呈現「和諧」的按鍵配對 (如：圖 2A)，再於「步驟 6、7」呈現「不和諧」的按鍵配對 (如：圖 2B)。而「DGR IAT—先不和諧版」則正好相反。



圖 2 DGR IAT 步驟 3、4、6、7 之範例題項

(二) DGR IAT 的計分與分析

DGR IAT 的計分與分析，本研究使用 Greenwald 等人 (2003) 和 Fernández 等人 (2014) 提出的兩種不同方式分析。依據 Greenwald 等人的修訂版 IAT 分析程序，IAT 效果 (D 值) 愈大代表家事分工內隱性別刻板印象越明顯，另外，依照傳統 IAT 分析方法，計算 IAT 效果時，不包含中性家事的反應結果。本研究同時也使用 Fernández 等人的分析方式，計算男、女性家事的典型性別化反應頻率和五類家事 (包含中性家事) 的 RT；並依據 Fernández 等人的建議，提出下列假設：(1) 典型男、女性家事 RT 明顯地小於中性家事 RT；(2) 男、女性家事題項呈現明顯的性別化分工傾向；(3) 典型男、女性家事 RT 分別明顯地小於非典型男、女性家事 RT；(4) 男、女性研究參與

者在五類家事 RT 並未呈現顯著的性別差異。這些研究結果除了可驗證 DGR IAT 選用之家事題項的內容效度，也可檢驗 DGR IAT 用於家事分工內隱性別刻板印象的測量效度。

四、資料分析

本研究同時檢驗內隱測量 DGR IAT 與外顯測量 DGRS 之信、效度。與自陳式量表相比，過去內隱測驗研究多半透過電腦，進行個別或小團體施測，因為費時較久，且需要基本的電腦使用能力，因此樣本數較小；故本研究參考 Greenwald 等人（2003）、van Well 等人（2007）、Bar-Anan 與 Nosek（2014），以及 Fernández 等人（2014）對於內隱測驗信、效度驗證方式，透過折半信度，評估 DGR IAT 的內部一致性信度，並以單一樣本 t-test 檢驗 DGR IAT 之 IAT 效果是否達到顯著，再透過兩獨立樣本 t-test，和兩相依樣本 t-test，檢驗此測驗可否用來評估性別間的團體差異性，以及不同類型 RT 之間的差異性。這些研究結果可用來驗證 DGR IAT 之構念效度。

DGRS 的信、效度驗證，本研究透過驗證性因素分析（confirmatory factor analysis, CFA），檢驗預試所取得之因素結構與實際觀察資料的適配情況。依據 Hu 與 Bentler（1999）的建議，進行 DGRS 的題項刪減，形成 DGRS 的最終模式；再透過 t-test 與變異數分析，評估 DGRS 用來測量家事分工性別化傾向的顯著性和團體差異的比較，為 DGRS 之構念效度和其在團體差異的敏感度，提供實徵結果。在信度部份，本研究透過 Cronbach's α 與組合信度，評估 DGRS 信度。最後，再透過 Pearson 相關，評估 DGRS 與 DGR IAT 之關聯性。

「正式研究」之結果與討論

一、家務性別角色量表（DGRS）的信、效度

（一）DGRS 之效度—因素分析

考量嬰兒潮世代與 Y 世代對於家事題項的性別屬性判斷或許不同，預備性研究以 Y 世代樣本對於 27 題家事題所提出的性別屬性判斷，在正式研究時，則以另一個包含嬰兒潮和 Y 世代的研究樣本，透過因素分析，進行再次驗證。本研究依據 Hu 與 Bentler（1999）的建議，刪除因素負荷量小於 0.45 之題項，且每個因素都至少包含四題。當一個因素已刪題至只包含四題時，將不再刪題，即使包含負荷量小於 0.45 之題項。若因素中包含高於四題時，採用修正指標（Modification indices, MI）為刪題的判定原則。圖 3 為整體樣本在 DGRS 之最終模式，圖中各觀察指標因素負荷量為標準化參數估計值。

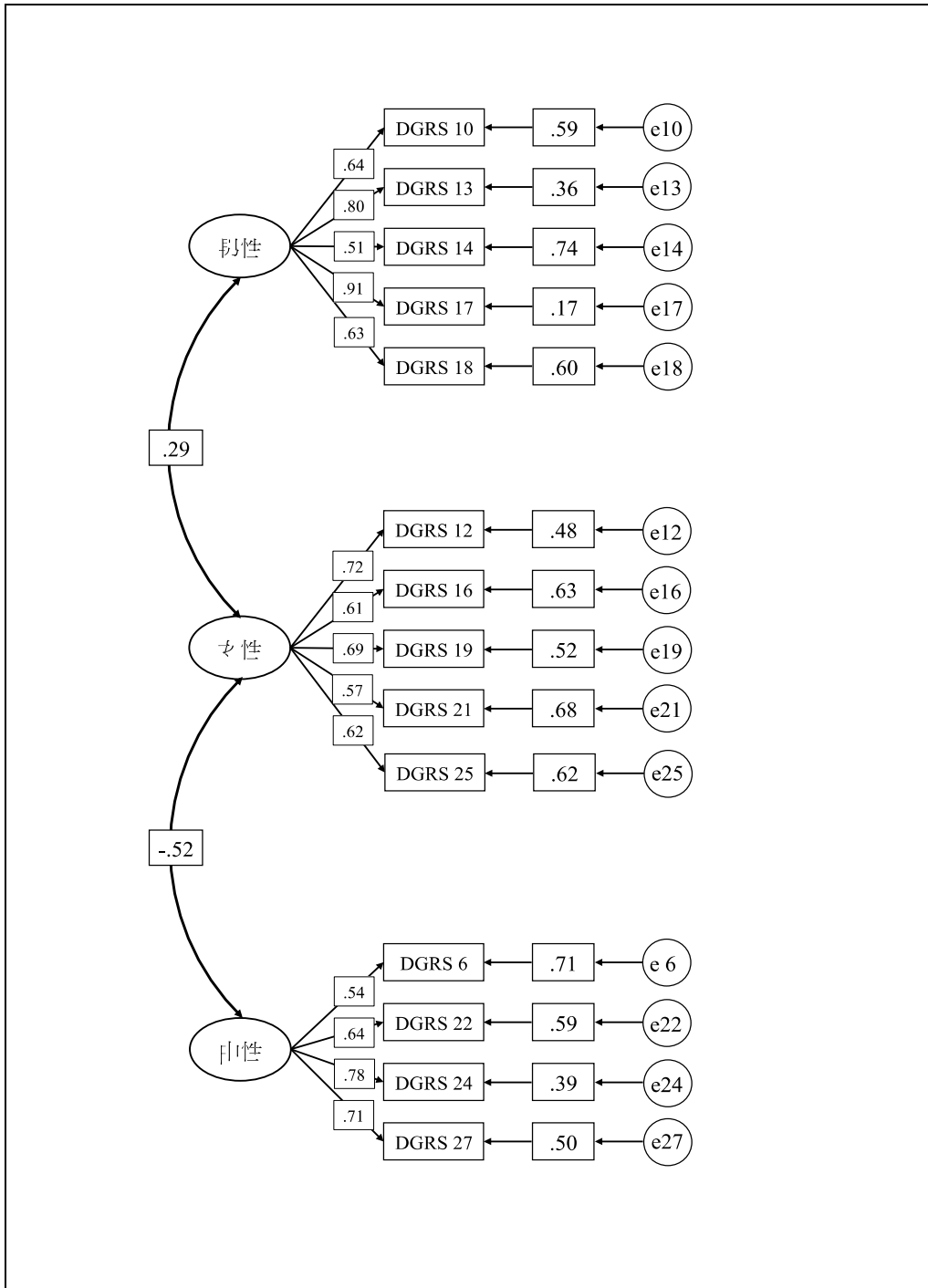


圖 3 整體樣本在家務性別角色量表 (DGRS) 之最終模式

依循上述原則，因素負荷量較低(如：清冰箱)，或橫跨兩個面向 double-loading 狀況明顯(如：煮飯燒菜)的題項都逐一刪除，DGRS 最終模式共有 14 題。依據 Hu 與 Bentler (1999) 的評量指

標與評估標準，研究結果顯示刪題後測量模式的基本適配度良好，其中， χ^2 自由度比值為 1.66，符合小於 3 的標準；比較適配度指標（comparative fit index, CFI）為 .93，達到大於 .90 的標準；漸進誤差均方根（root mean square error of approximation, RMSEA）為 .07，符合小於 .08 的標準。

DGRS 各題項的因素負荷量界於 .51~.91 之間，皆高於 .45；男性、女性家事分量表的相關為 .29，中性、女性家事分量表的相關為 -.52，但男性、中性家事分量表的相關未達顯著（ $r = -.04$, $p = .70$ ）。這代表在女性家事性別化分工傾向較高者，也對男性家事呈現較高的性別化分工傾向。但是，在中性家事呈現較高的中性化分工傾向者，僅在女性家事呈現較低的性別化分工傾向，而未在男性家事呈現類似現象。

（二）DGRS 之效度—團體差異

依 DGRS 最終模式，男、女性家事分量表皆包含 5 題，得分界於 -5~+5 之間，分數明顯高於 0 代表對男、女性家事的性別化分工傾向已達顯著，分數愈高代表性別化分工傾向愈高；中性家事分量表包含 4 題，得分界於 -4~+4 之間，分數明顯高於 0 代表對中性家事的中性化分工傾向已達顯著，分數愈高代表中性化分工傾向愈高。

透過單一樣本 t-test，單尾檢定，設定顯著水準為 .05 時，Y 世代研究參與者在女、男、中性家事皆達到顯著[女性： $t(97) = 12.75$, Cohen's $d = 1.29$, $M = 2.31$, $SD = 1.79$ ；男性： $t(97) = 20.29$, Cohen's $d = 2.05$, $M = 3.65$, $SD = 1.78$ ；中性： $t(96) = 11.72$, Cohen's $d = 1.19$, $M = 2.68$, $SD = 2.25$]；嬰兒潮世代研究參與者在這三者也都達到顯著[女性： $t(49) = 11.04$, Cohen's $d = 1.56$, $M = 3.04$, $SD = 1.95$ ；男性： $t(48) = 20.01$, Cohen's $d = 2.86$, $M = 4.04$, $SD = 1.41$ ；中性： $t(49) = 4.01$, Cohen's $d = 0.57$, $M = 1.56$, $SD = 2.75$]，顯示 DGRS 三個分量表適用於不同年齡層台灣人在男、女、中性家事性別化分工傾向之測量。

透過二因子變異數分析，檢驗不同世代台灣男、女性研究參與者在 DGRS 三個分量表得分是否呈現顯著差異。圖 4、圖 5、圖 6 為嬰兒潮與 Y 世代研究參與者在 DGRS 女、男、中性家事分量表得分摘要圖。他們在女性家事分量表，呈現顯著的世代×性別交互作用效果[$F(1, 144) = 9.26$, $p < .01$, $\eta^2 = .06$]；但在性別主效果[$F(1, 144) = 0.001$, $p = .98$]或世代主效果[$F(1, 144) = 2.51$, $p = .12$]都未達顯著。透過兩獨立樣本的雙尾 t-test，分別檢驗嬰兒潮與 Y 世代在性別差異之單純主效果時，僅 Y 世代呈現顯著的性別差異[$t(96) = 2.65$, $p < .01$, Cohen's $d = 0.56$]，嬰兒潮世代卻未呈現顯著的性別差異[$t(48) = -1.79$, $p = .08$]。由圖 4 及檢定結果可知，顯著世代×性別交互作用效果極可能是因為 Y 世代女性對女性家事性別化分工傾向不僅明顯低於 Y 世代男性，更遠低於嬰兒潮世代女性[$t(90) = -3.70$, $p < .01$, Cohen's $d = 0.82$]所致。

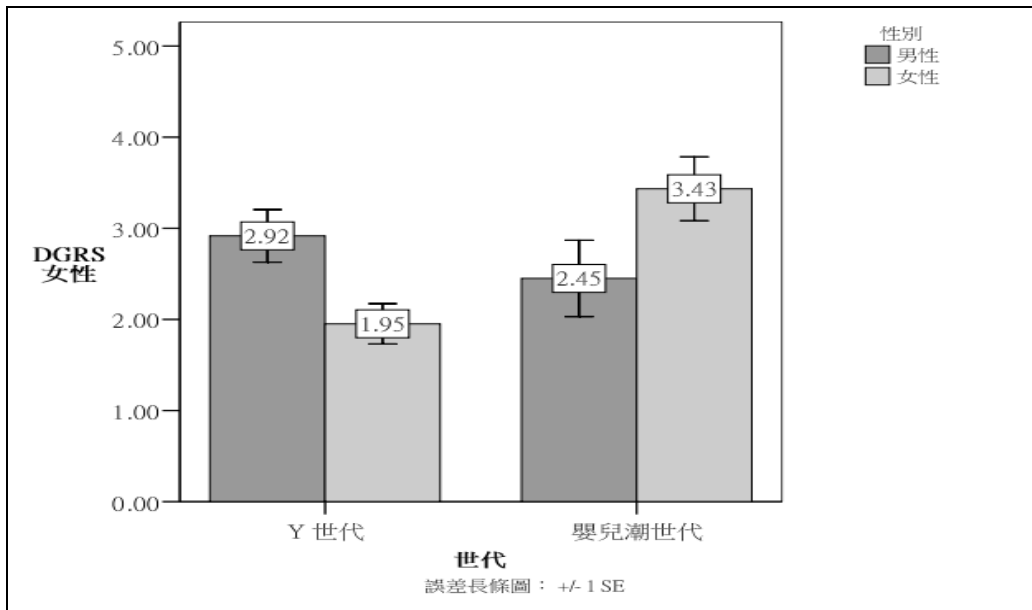


圖 4 不同世代男、女性參與者在 DGRS 女性家事分量表得分摘要圖

參與者在男性家事分量表上，只呈現顯著的性別主效果 $[F(1, 143) = 13.51, p < .01, \eta^2 = .09]$ ；而在世代主效果 $[F(1, 143) = 1.41, p = .24]$ 及世代 \times 性別交互作用效果 $[F(1, 143) = 0.01, p = .94]$ 皆未達顯著。細部分析顯示不論嬰兒潮或 Y 世代，男性對男性家事的性別化分工傾向都明顯高於女性[Y 世代： $t(96) = 3.00, p < .01, \text{Cohen's } d = 0.63$ ；嬰兒潮世代： $t(46) = 2.90, p < .01, \text{Cohen's } d = 0.77]$ （見圖 5）。

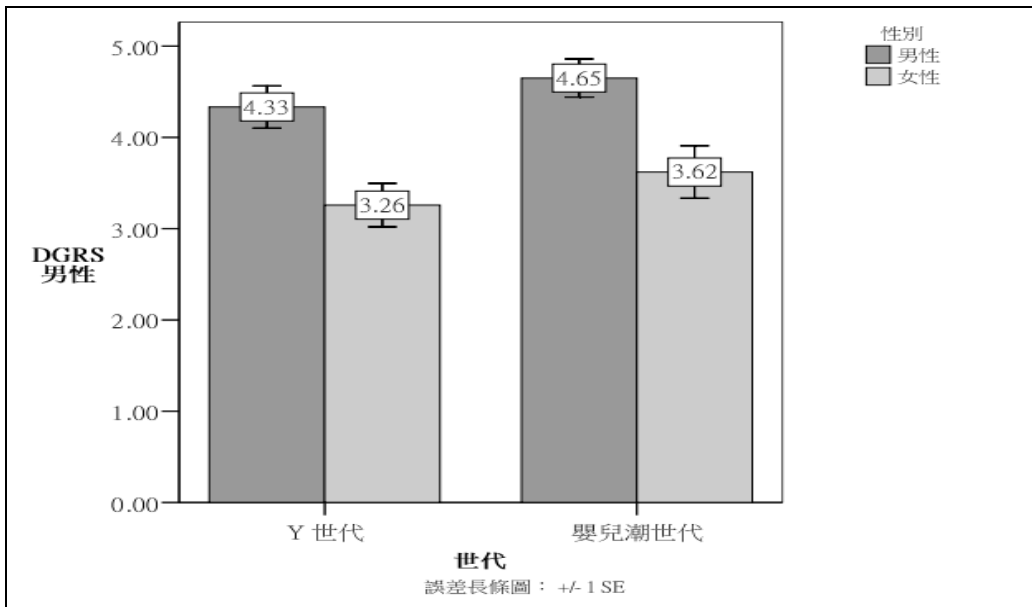


圖 5 不同世代男、女性參與者在 DGRS 男性家事分量表得分摘要圖

在中性家事分量表上，參與者僅呈現顯著的世代主效果 $[F(1, 143) = 4.96, p < .05, \eta^2 = .03]$ ；而性別主效果 $[F(1, 143) = 0.97, p = .33]$ 及世代*性別交互作用效果 $[F(1, 143) = 2.34, p = .13]$ 都未達顯著。Y 世代對中性家事的中性化分工傾向明顯高於嬰兒潮世代，而世代差異的主要來源是 Y 世代女性對中性家事的去性別化分工傾向遠高於嬰兒潮世代女性 $[t(43) = 2.65, p < .05, \text{Cohen's } d = 0.67]$ （見圖 6）。

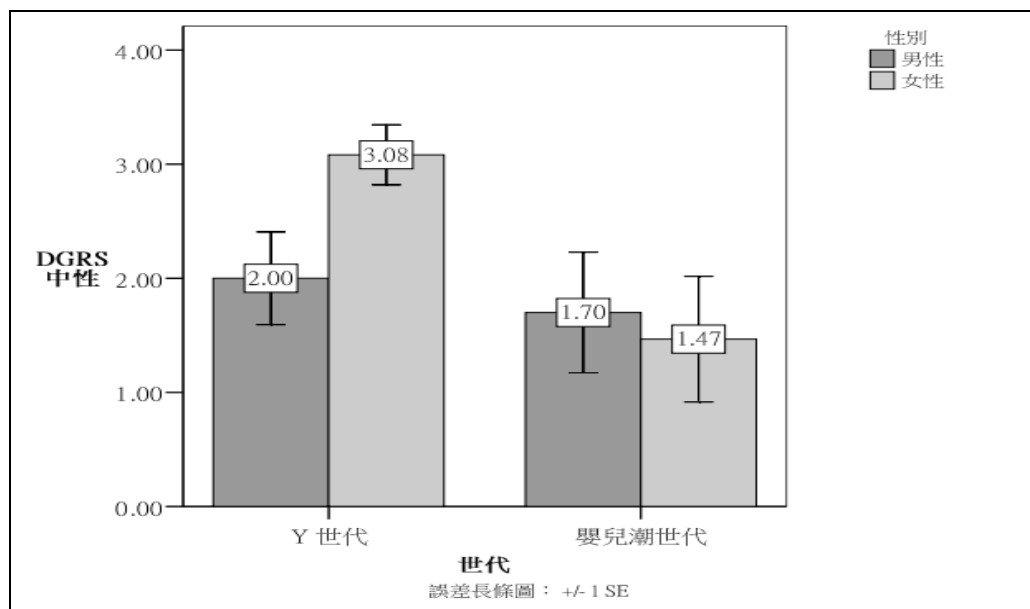


圖 6 不同世代男、女性參與者在 DGRS 中性家事分量表得分摘要圖

綜言之，不同世代間，女性在家事分工性別化傾向的態度轉變上，比男性來得大。Y 世代女性對女性和中性家事的性別化分工傾向，都比嬰兒潮世代女性低。她們在女性和男性家事的性別化分工傾向，也低於同樣受到高等教育的 Y 世代男性。這些結果與張晉芬和李奕慧（2007）的論點相似：女性的教育程度可能會有助於女性對家事分工的「去性別化」，這個論述有待於未來以相同年齡但不同教育程度的參與者來進一步驗證。

（三）DGRS 之信度

在信度方面，研究結果顯示 DGRS 男、女、中性家事分量表的 Cronbach's α 在 Y 世代，分別是 .89、.73 與 .77，在嬰兒潮世代，分別是 .81、.77 與 .78。依據因素分析結果刪題後，DGRS 男、女、中性家事分量表的 Cronbach's α 在 Y 世代，分別是 .85、.74 與 .76；在嬰兒潮世代，分別是 .67、.83 與 .74。除了嬰兒潮世代男性家事分量表的信度係數略低於 .7 之外，其他皆高於 DeVellis（1991）建議之信度係數下限（ $\alpha = .7$ ），證實這三個分量表具有良好的內部一致性信度。以圖 3 呈現之 DGRS 各題項因素負荷量計算男、女、中性家事之潛在變項組合信度分別是 .83、.78 與 .77，皆符合大於 .60 的標準（Hu & Bentler, 1999），證實 DGRS 具有良好信度。

這些研究結果顯示 DGRS 適用於測量台灣人家事分工的外顯性別刻板印象，且 DGRS 三個分量表對團體差異評估具有敏感性。囿於文章篇幅，本文內容仍以 DGRS 與 DGR IAT 之測驗發展與信、效度的初步驗證為主；更多有關測量結果的個別差異與其應用性，將另以專文闡述。

二、家務性別角色內隱聯結測驗 (DGR IAT) 之信、效度

(一) DGR IAT 之信度

在信度方面，依據 Greenwald 等人 (2003) 的修訂版 IAT 分析程序，我們先使用「步驟 3 與步驟 6」的 IAT 效果和「步驟 4 與步驟 7」的 IAT 效果 (D 值) 求得兩半測驗之相關係數，再使用 Spearman-Brown Formula 算出 DGR IAT 的整體信度。「DGR IAT—先和諧版」與「DGR IAT—先不和諧版」在 Y 世代的整體信度分別為 .47 與 .40，低於 DeVellis (1991) 建議之信度係數下限。在嬰兒潮世代，「DGR IAT—先和諧版」與「DGR IAT—先不和諧版」的整體信度分別為 .79 與 .10，顯示先和諧版已符合新測驗良好信度之標準 (DeVellis, 1991)，但先不和諧版對於年長者而言，或許過於複雜 (見後續之說明)，以致信度不佳。後續分析於是排除 26 位先進行不和諧施測的年長者 IAT 資料。

(二) DGR IAT 之效度—IAT 效果

在分析 DGR IAT 的 IAT 效果之前，本研究先比較施測順序不同版本的 DGR IAT 所測得 IAT 效果，是否與過去大部分研究相同，不具有顯著差異。研究結果顯示兩種版本在 Y 世代研究參與者所測得的 IAT 效果在顯著水準 0.01 的標準下未呈現顯著差異 [$t(96) = -2.06, p = .05$]，兩種版本的資料可合併處理，也因此建議後續研究針對年輕世代，或許可只用一種版本的施測順序。但，對於嬰兒潮世代研究參與者而言，使用先和諧版進行施測可以達到最高的施測信度，然而對其使用先不和諧步驟的施測順序，卻產生低信度的結果，其衍生的電腦內隱測量問題，將於討論章節中進一步闡述。

就 IAT 效果而言，對於 Y 世代，不論使用哪一種版本，研究參與者皆呈現顯著的 IAT 效果 [先和諧版： $t(50) = 12.97, p < .01, \text{Cohen's } d = 1.82; M = 7.74, SD = 4.26$ ；先不和諧版： $t(46) = 9.76, p < .01, \text{Cohen's } d = 1.42; M = 5.97, SD = 4.20$]。對於嬰兒潮世代研究參與者而言，他們在先和諧版 DGR IAT，也呈現顯著的 IAT 效果， $t(23) = 10.14, p < .01, \text{Cohen's } d = 2.07; M = 9.07, SD = 4.38$ 。這些研究結果初步證實 DGR IAT 可有效地測量內隱家事分工性別化傾向。

(三) DGR IAT 之效度—反應頻率與五類家事 RT 分析

依據 Fernández 等人 (2014) 的分析方式，本研究先評估「預備性研究」所選出的男、女性家事 (各 10 題)，在「正式研究」的典型性別化分工傾向。圖 7 為 Y 世代研究參與者在「步驟 2」之男、女性家事題項的典型性別化反應頻率。研究結果顯示有接近九成的 Y 世代研究參與者至少將 9 項 DGR IAT 的男性家事題項，歸類為男性責任；有八成左右的 Y 世代研究參與者至少將 7 項 DGR IAT 的女性家事題項，歸類為女性責任。嬰兒潮世代研究參與者對於「步驟 2」男、女性家事題項的分類，也呈現明顯的性別化分工傾向。這些研究結果初步證實 DGR IAT 選用之男、女性家事題項具有代表性。

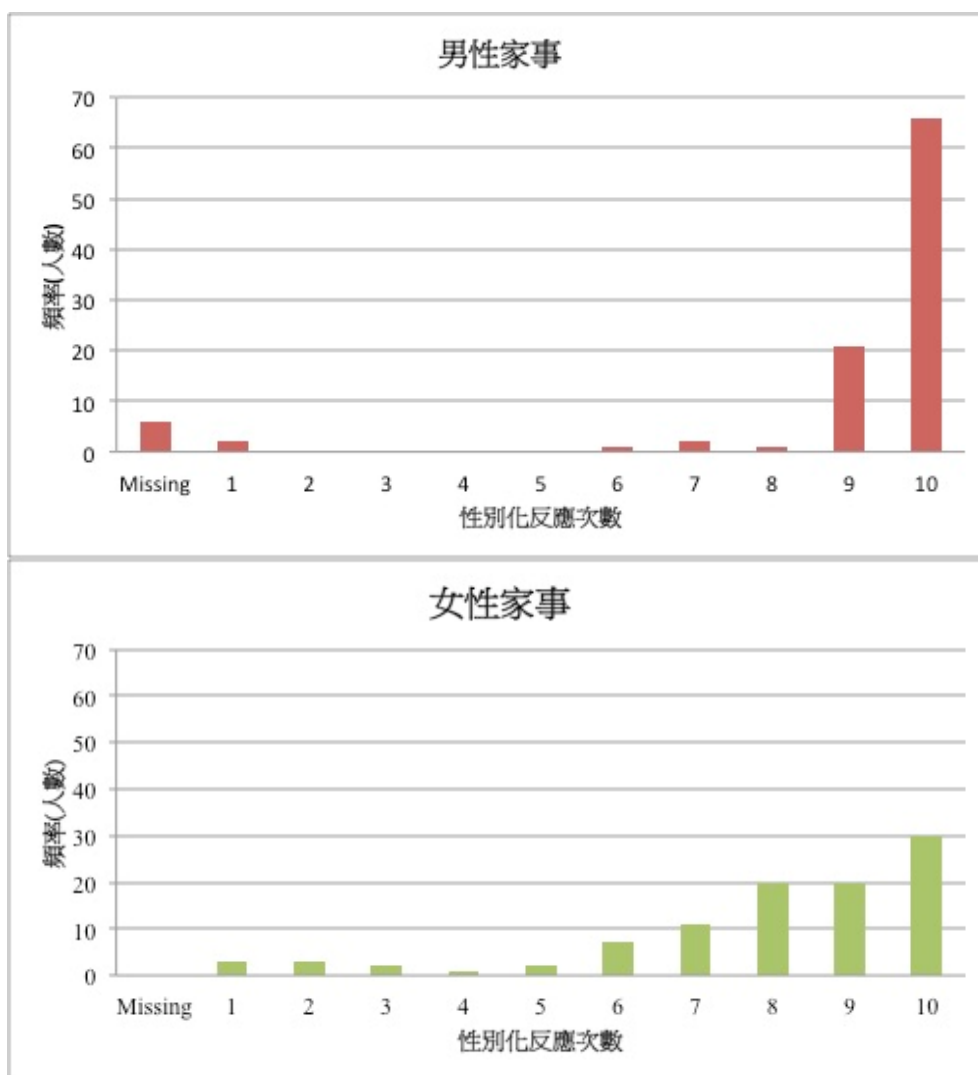


圖 7 Y 世代研究參與者在 DGR IAT 男、女性家事的性別化反應頻率

表 3 為 Y 世代男、女性研究參與者在五種家事 RT 的摘要表，其中包含 36 位男性、62 位女性，和一位未填寫性別者。研究結果顯示 Y 世代研究參與者雖然在典型男性家事 RT ($M = 1173.5$, $SD = 686.7$)、典型女性家事 RT ($M = 1189.4$, $SD = 397.5$) 皆比中性家事 RT ($M = 1301.6$, $SD = 479.1$) 快，但他們僅在典型女性家事與中性家事的 RT 差，呈現顯著差異， $t(93) = -2.65$, $p < .05$, Cohen's $d = 0.27$ 。

比較典型與非典型家事 RT 之前，本研究參考 Fernández 等人 (2014) 的分析方式，只選擇典型性別化分工傾向較高者，分析他們在典型與非典型家事的 RT 差。本研究把 Y 世代研究參與者在「步驟 2」之男或女性家事題項出現 6 題或 6 題以上典型性別化反應者 (見圖 5)，視為典型性別化分工傾向較高者，共選出 91 位男性家事典型性別化分工傾向較高者，和 88 位女性家事典型性別化分工傾向較高者，進行分析。研究結果顯示 Y 世代研究參與者在典型與非典型男性家事的 RT 差，並未呈現顯著差異， $t(23) = -0.90$, $p = .38$ ；但是，他們在典型與非典型女性家事的 RT 差，呈現顯著差異， $t(57) = -2.33$, $p < .05$, Cohen's $d = 0.31$ 。前者樣本數較少 ($n = 24$) 是因為

91 位男性家事典型性別化分工傾向較高者之中，有 66 位把 10 題男性家事都歸類為男性責任，並未呈現任何非典型性別化分工判斷，無法納入分析，另有一位因 RT 過快被刪除。後者的樣本數只有 58 人也是因為 88 位女性家事典型性別化分工傾向較高者之中，有 30 位把 10 題女性家事都歸類為女性責任，並未呈現任何非典型性別化分工判斷，無法納入此項分析所致。進一步把性別差異納入分析時，研究結果發現 Y 世代男、女性參與者在這五種 RT，並未呈現顯著的性別差異。

在嬰兒潮世代，我們僅使用「先和諧版 DGR IAT」的測量結果進行分析。研究結果顯示，嬰兒潮世代研究參與者在典型男、女性家事 RT（男性： $M = 1911.1$ ，女性： $M = 1832.5$ ）皆小於中性家事 RT（ $M = 1999.2$ ），但三者間的 RT 差未達顯著。有關典型與非典型家事 RT 內部細節比較和性別差異分析，基於分群後，部份群體的樣本數過小，不再進行後續的統計分析。

表 3 Y 世代男、女性研究參與者在五種家事 RT 之摘要表

| RT ^a | 女性 | | | 男性 | | | <i>t</i> | p-value |
|-----------------|----------|-------------|-----------|----------|-------------|-----------|--------------------|---------|
| | <i>N</i> | <i>Mean</i> | <i>SD</i> | <i>N</i> | <i>Mean</i> | <i>SD</i> | | |
| DN_RT | 61 | 1263.2 | 490.9 | 35 | 1317.8 | 356.3 | 0.58 | .57 |
| DF_S_RT | 60 | 1138.1 | 369.3 | 35 | 1269.0 | 437.4 | 1.56 | .12 |
| DF_NS_RT | 35 | 1463.0 | 1030.3 | 22 | 1537.0 | 895.7 | 0.28 | .78 |
| DM_S_RT | 54 | 1097.5 | 431.7 | 35 | 1284.0 | 959.4 | 1.25 | .22 |
| DM_NS_RT | 17 | 1372.8 | 1278.4 | 6 | 1194.1 | 484.4 | -0.33 ^b | .75 |

^a：部份 RT 的反應人數受到完全典型性別化分工傾向、完全非典型性別化分工傾向、RT 過短，或未填性別所影響，而略小於預期人數。

^b：因分群後樣本數較小，另透過 Mann-Whitney test 分析，亦未呈現顯著差異。

這些研究結果部份證實本研究的四項假設：(1) DF_S_RT 明顯地小於 DN_RT；(2) 男、女性家事題項的分類，呈現明顯的性別化分工傾向，初步證實 DGR IAT 選用之男、女性家事題項具有代表性；(3) DF_S_RT 明顯地小於 DF_NS_RT；(4) 男、女性研究參與者在五類 RT 反應上，普遍未呈現顯著的性別差異。整體來說，Y 世代研究參與者對於家務工作，依然呈現明顯的性別化責任分工傾向。這些研究結果為 DGR IAT 用於家事分工內隱性別刻板印象測量，提供內容效度與構念效度驗證結果。

三、DGR IAT 與 DGRS 之關聯性

本研究透過 Pearson 相關，評估 DGRS 與 DGR IAT 之關聯性。依據圖 3 的 DGRS 最終模式，重新計算刪題後的 DGRS 男、女、中性家事分量表分數；而 DGR IAT 則使用 IAT 效果（D 值）作為評量變項。表 4 為 DGR IAT 與 DGRS 三分量表分數之相關矩陣。研究結果顯示，DGR IAT 的 IAT 效果與 DGRS 男、女和中性家事分量表之間，皆未呈現顯著的關聯性，其相關係數界於 -.14~.08 之間。這些結果顯示 DGR IAT 與 DGRS 所測量的或許是不同面向的性別刻板印象，具有區別效度。而 DGRS 三個分量表之間，除了男性與中性家事分量表的關聯性未達顯著（ $r = -.12$ ， $p = .14$ ）之外，男性與女性家事分量表之間，呈現顯著正相關（ $r = .31$ ， $p < .01$ ）；女性與中性家事分量表之間，呈現顯著負相關（ $r = -.42$ ， $p < .01$ ）。這些研究結果證實 DGRS 的聚斂效度，適用於外顯家事分工性別化傾向的測量。

表 4 DGRS 與 DGR IAT 之相關矩陣 (N = 148)

| | 內隱測量 | | 外顯測量 | |
|--------------------------------|-------------------|--------|------|---|
| | 1 | 2 | 3 | 4 |
| 1. DGR IAT (IAT 效果) | — | | | |
| 2. DGRS 女性家事分量表分數 ^a | .08 ^b | — | | |
| 3. DGRS 男性家事分量表分數 ^a | -.14 ^b | .31** | — | |
| 4. DGRS 中性家事分量表分數 ^a | -.01 ^b | -.42** | -.12 | — |

註：DGRS 為家務性別角色量表；DGR IAT 為家務性別角色內隱聯結測驗。

^a：來自圖 3 之 DGRS 最終模式

^b：排除 26 位年長組先進行不和諧施測者的 IAT 資料，樣本數為 122 人。

** $p < .01$

結論與建議

本研究主要目的是發展一個外顯測驗「家務性別角色量表 (DGRS)」與一個內隱測驗「家務性別角色內隱聯結測驗 (DGR IAT)」，用來衡量台灣人在家事分工的外顯與內隱性別刻板印象；並初步驗證這兩種測量工具之信度與效度。

一、外顯測驗 DGRS 之信、效度驗證

研究結果顯示，未刪題前，DGRS 男、女、中性家事分量表的 Cronbach's α 皆高於 .70；刪題後，除了嬰兒潮世代男性家事分量表的信度係數為 .67 略低於 .70 之外，其他分量表在 Y 世代與嬰兒潮世代的信度係數都高於 .70，其潛在變項組合信度也都高於 .75，證實 DGRS 具有良好的信度。在效度方面，驗證性因素分析的結果顯示 DGRS 包含男、女、中性家事三個向度；刪題後，DGRS 最終模式 (圖 3) 與觀察資料之適配度良好。本研究也透過 t-test 與變異數分析，證實此測驗可用來比較性別和世代的團體差異。這些研究結果初步證實 DGRS 的構念效度，可用於測量台灣人在家事分工的外顯性別刻板印象。

本研究也透過 Pearson 相關，評估 DGRS 與 DGR IAT 的區別效度與聚斂效度。研究結果顯示，DGRS 男、女、中性三個分量表與 DGR IAT 的 IAT 效果之間，皆未呈現顯著相關，反映出 DGRS 與 DGR IAT 或許是測量不同面向的家事分工性別化傾向，具有區別效度。DGRS 男、女性家事分量表之間，呈現顯著中度正相關 ($r = .31, p < .01$)，顯示研究參與者對於女性家事的外顯性別化分工傾向愈高，對於男性家事也呈現愈高的外顯性別化分工傾向；並證實 DGRS 用來評估家事性別化分工傾向，具有聚斂效度。

值得注意的是，圖 3 與表 4 都顯示研究參與者在家事分工性別化傾向的特殊性。在女性家事呈現較高的性別化分工傾向者，不僅在男性家事呈現較高的性別化分工傾向，也在中性家事呈現較低的中性化分工傾向。但是，在男性家事呈現較高的性別化分工傾向者，僅在女性家事呈現較高的性別化分工傾向，這與他們在中性家事的中性化分工傾向，並無顯著的關聯性。這是否意謂在家事分工性別化傾向方面，研究參與者對於「中性家事與女性家事」和「中性家事與男性家事」呈現了不等距的關係現象？

為了檢驗這個假設，我們分析 Y 世代研究參與者在 DGR IAT 「步驟 2」的 7 項中性家事題項的性別化答題反應，以瞭解當研究參與者被限定將中性家事快速地分成男性或女性責任時，他們對於中性家事的性別化分工自動化反應 (automatic responses) 傾向。研究結果顯示有六成七以上的 Y 世代研究參與者將 6 項中性家事題項 (佔 85.7%) 歸類為女性責任，只有 53.5% 的研究參與者將 1 項中性家事題項 (佔 14.3%)，歸類為男性責任。圖 8 為 Y 世代研究參與者對於 DGR IAT 「步驟 2」中性家事題項歸類為女性責任的反應比例。由此可知，在 DGR IAT 作業中，當參與者

被要求快速反應且只能二元強迫選擇之下，六成七以上的 Y 世代參與者傾向將在外顯評量中被歸類為中性家事的題項，絕大多數（七項中的六項）地歸類為女性責任，而非男性責任；而剩下的一項，才顯現出歸屬為男或女性責任各約一半的反應結果。因此，此結果進一步支持「中性家事與女性家事」和「中性家事與男性家事」不等距的關係假設。

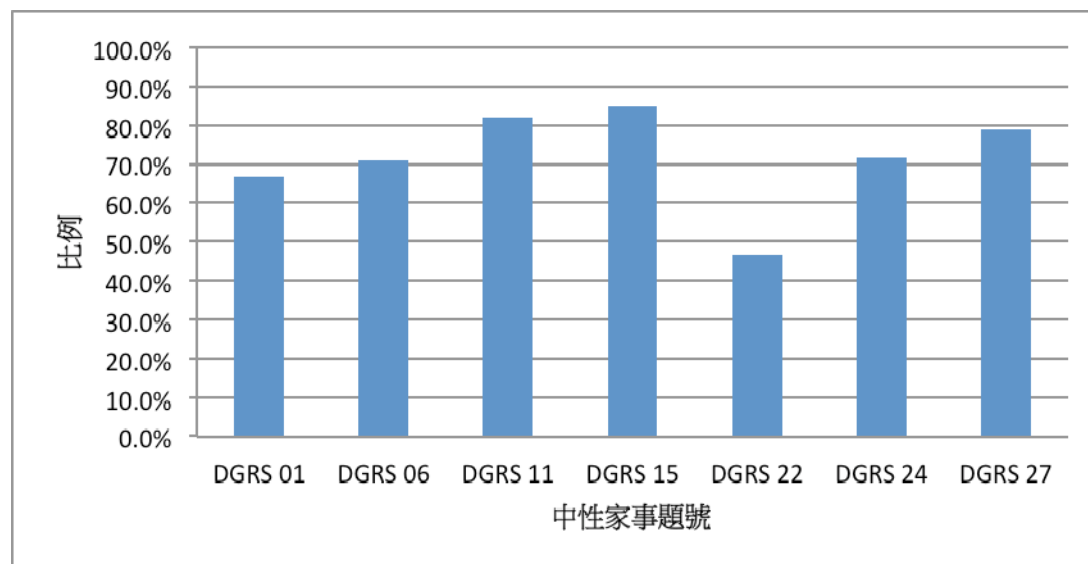


圖 8 Y 世代參與者在 DGR IAT 步驟 2 把中性家事視為女性責任的百分比

整體而言，這些研究結果初步證實 DGRS 用於外顯家事分工性別化傾向測量，具有良好的信、效度。與 Fernández 等人 (2014) 的結果一致，本研究也發現參與研究的台灣人會如同預期的將家務工作分成男、女、中性三類。而且，家事分工性別化傾向愈高者，不論在男性或女性家事都呈現較高的性別化分工傾向；家事分工性別化傾向愈低者，除了對於男、女性家事呈現較低的性別化分工傾向之外，更對於中性家事呈現較高的中性化分工傾向，傾向認為許多家事是男、女皆可負責。

另外，本研究也發現參與者對於「中性家事與女性家事」和「中性家事與男性家事」呈現不等距的關係現象，而此現象也從本研究的內隱測量第 2 步驟的進一步分析結果中獲得了支持。亦即，在 DGR IAT「步驟 2」反應結果中，發現當研究參與者被要求只能將家事分成男性或女性責任並盡快反應時，男性與女性家事責任的歸類大致與外顯測量反應一致且符合預期；然而大多數的人在絕大多數的中性家事項目上，竟然傾向於將其自動化地歸類為女性責任。

綜合而論，或許在內心上，不論男性或者是女性參與者，其對一般刻板印象上所認為的男性與女性家事責任（本研究外顯測量之結果），的確在自動化反應上也是傾向於將其歸類為其所屬的男性或女性責任；然而一般認為男性與女性皆可從事與負責的中性家事，在自動化反應時，卻傾向於將其歸類為女性的家事責任。這種內隱地同時將女性與大多數中性家事皆自動化地歸類為女性責任的不等距關係現象，似乎支持了此項觀點：人們對於家務工作具有明顯的性別刻板印象，其家事分工性別化傾向是影響兩性家務分工不均的關鍵因素。當人們習慣將餵奶、安撫小孩視為女性責任，將電器設定、修馬桶視為男性負責；並在面對限定時間與限定選擇時，習慣將性別屬性較不明確的家事（如：陪小孩玩），視為女性責任時，往往使得大部份家務工作被歸類為女性應負擔的責任，進而形成兩性家事分工不均現象。

二、內隱測驗 DGR IAT 之信、效度驗證

在信度方面，「DGR IAT—先和諧版」與「DGR IAT—先不和諧版」在 Y 世代研究參與者的整體信度分別為 .47 與 .40，在嬰兒潮世代研究參與者的整體信度分別為 .79 與 .10。誠如余民寧（2011）所言，在其他條件相等的情況下，個別差異愈大（即，異質性高）的研究參與者團體，所算出的信度係數愈高；而個別差異愈小（即，同質性高）的研究參與者團體，所算出的信度係數愈低。本研究所招募的 Y 世代研究參與者皆為接受高等教育的台灣年輕人，此研究參與者團體的同質性高，其性別刻板印象測量結果可能集中在較小的分數分佈範圍（即，個別差異較小），故求得之信度係數也自然較低，但也都達到傳統性別刻板印象 IAT 測量的基本要求（Greenwald et al., 2003）。

而嬰兒潮世代參與者發生兩個版本的信度差異大之問題，其原因可能為：（1）此世代的研究參與者異質性較高，其中有 34.7% 大學或研究所畢業，36.7% 高中職畢業，國中小畢業者佔 28.7%。研究結果顯示「DGR IAT—先和諧版」的整體信度已達到 .79，證實此測驗用於教育程度異質性較高的嬰兒潮世代在刪除少數不良題項後，具有良好的測量信度；（2）與 Y 世代相比，嬰兒潮世代的研究參與者一方面年齡較大，另一方面可能對電腦操作較不熟悉，因此需要較多的時間來理解 DGR IAT 之施測方式。當他們接受「DGR IAT—先和諧版」時，較容易循序漸進地適應內隱聯結測驗的複雜測量程序，逐一反應，並獲得高度的反應一致性。但當他們接受「DGR IAT—先不和諧版」時，必須在測驗第三步驟就面對「不和諧按鍵反應」與「複雜測量程序」的同時發生情況。對他們而言，此版本似乎過於複雜且難以適應，以致接受此版本施測的年長者之中，有 1/5 的年長者在第三步驟時，對於 25% 以上的題項呈現 RT 大於 10000 毫秒，達到 Greenwald 等人（2003）提出之 RT 過慢須刪除這些嘗試的標準；而此現象在第四步驟已明顯減少。這或許是「DGR IAT—先不和諧版」中，「步驟 3 與步驟 6」的 IAT 效果和「步驟 4 與步驟 7」的 IAT 效果之相關偏低，進而產生信度偏低之原因。

在效度方面，透過 Greenwald 等人（2003）的效度驗證方式，研究結果顯示 Y 世代研究參與者不論透過「DGR IAT—先和諧版」或「DGR IAT—先不和諧版」測量，皆呈現顯著的 IAT 效果，且兩種版本所測得之 IAT 效果並無顯著差異。對於嬰兒潮世代研究參與者而言，透過「DGR IAT—先和諧版」測量，也呈現顯著的 IAT 效果；但他們較難以透過「DGR IAT—先不和諧版」進行測量。透過 Fernández 等人（2014）的效度驗證方式，本研究也呈現與 Fernández 等人相似的研究結果，不但證實 DGR IAT 選用的男、女性家事題項具有內容效度，也證實 Y 世代研究參與者對於典型女性家事的反應速度明顯地比非典型女性家事的反應速度快，他們對於典型女性家事的反應速度也明顯地比中性家事的反應速度快。這些結果蘊含即使在外表上高度支持性別平等的 Y 世代，內隱上的家事分工性別化傾向依然明顯存在。

這些結果顯示 DGR IAT 適用於個人家事分工性別化內隱態度測量，也顯現此測驗可用於測量台灣人對於家事分工的內隱性別刻板印象，並反映出 IAT 在跨文化測量的可行性。目前，IAT 研究多以大學生族群為研究對象，主要考量在於施測程序較複雜，且研究參與者需要具備基本的電腦使用能力。本研究結果除了發現 DGR IAT 適用於大學生與研究生之外，也可用來測量年長者，唯需注意不同版本 IAT 設計在不同群體的適用性。對於大學生與研究生族群而言，可使用「DGR IAT—先和諧版」或「DGR IAT—先不和諧版」進行測量，且使用不同版本 DGR IAT 所測得的結果，並未呈現顯著差異。但是，對於年長族群而言，「DGR IAT—先不和諧版」的測量程序過於困難，本研究結果建議針對年長族群，僅用先和諧反應的施測順序為宜，或者未來發展更簡易的內隱施測方式（Nosek, Bar-Anan, Sriram, Axt, & Greenwald, 2014）。最後，本研究也透過相關分析，檢驗 DGR IAT 與 DGRS 的聚斂效度與區別效度。研究結果顯示，DGR IAT 與 DGRS 三個分量表，皆未呈現顯著的關聯性。這些研究結果初步證實 DGR IAT 與 DGRS 用於家事分工性別刻板印象測量上，具有區別效度。

三、內隱與外顯測量之關聯性

與 Hofmann 等人 (2005) 的研究結果一致, 本研究也呈現內隱與外顯測量 (即, DGR IAT 與 DGRS) 之間, 關聯性較低的現象。此研究結果再次證實當測量內容涉及較敏感議題, 像人際間的角色或種族類別之刻板印象時, 內隱與外顯測量的關聯性較低。然而, 除了測量內容敏感度的影響之外, Payne 等人 (2008) 認為內隱與外顯測量的結構符合度 (structural fit) 程度, 也可能影響兩者間的關聯性。本研究以 Y 世代研究參與者的研究結果為例, 說明 DGR IAT 與 DGRS 的結構符合度對於研究結果的影響。

透過 DGRS 進行測量時, Y 世代研究參與者對於各項家事的性別化分工除了男性、女性的答案選項之外, 也包含男女皆可的中性選項。透過單一標本 t-test, 他們在 DGRS 男、女及中性家事分量表的測量結果皆達到顯著, 顯示 Y 世代研究參與者對於家事的分工, 包含男性、女性、中性 (男女皆可) 三類。透過 DGR IAT 進行快速的自動化反應測量時, Y 世代研究參與者被要求快速且僅能使用男性、女性二元分類方式進行各項家事的性別責任分類。他們對於男、女性家事題項的性別化分工傾向依然顯著, 但卻傾向將絕大部分的中性家事歸類為女性責任 (見圖 8)。這些研究結果顯示, 當家事性別化分工型態從「男性、女性、中性 (男女皆可)」三元分類, 改變為「男性、女性」二元分類時, Y 世代研究參與者對於大部份中性家事的性別化分工傾向, 也從「男女皆可負責」轉變為「主要由女性負責」的自動化反應傾向。DGR IAT 與 DGRS 在家事性別化分工型態的不同, 也可能進一步影響兩者間的關聯性。更多內隱與外顯測量的結構符合度對於兩者關聯性之影響, 有待後續研究進一步檢驗。

四、研究應用與限制

伴隨女性職場就業率的大幅提高, Grunow 等人 (2012) 認為現代社會對於性別平等的關注, 應從「工作層面」的平等性, 進一步推展至「家務層面」的平等性。近年來, 許多實徵研究顯示兩性家庭勞務的分工不均不僅影響女性的職場競爭力 (Charles & Grusky, 2004), 也影響她們的身心健康, 以及夫妻間的婚姻關係 (Treas, 2010)。誠如 Lachance-Grzela 與 Bouchard (2010) 所言, 人們對於家務分工的性別刻板印象是影響家務分工的關鍵因素之一。然而, 目前大多數家務分工研究透過「男主外、女主內」性別角色分工模式, 評估兩性在工作與家庭分工的平等性 (Fuwa, 2004; Treas & Tai, 2016), 缺少以家庭責任為主的評量工具, 難以進一步說明為何許多重視性別平等的夫妻, 僅在「工作責任」分擔呈現平等性, 卻未在「家務分工」上達到性別平等。

本研究所發展之 DGR IAT 與 DGRS, 正好填補此一研究缺口; 也對於這兩種測驗工具, 提出初步的信效度驗證結果, 證實 DGR IAT 與 DGRS 適用於台灣人家事分工性別化傾向的測量。這些研究結果可為有志於家務分工研究者, 提供一套具有信效度、簡易可行的內隱與外顯家事分工性別化態度的測量工具, 以檢驗家事分工性別化與實際家務工作行為, 以及性別平等態度的關聯性。DGR IAT 與 DGRS 也可成為性別平等教育的評量工具, 檢驗性別平等教育能否有效地改變人們在家務分工的性別刻板印象及分工固著缺乏彈性調整的現象, 進而促進兩性家務分工的平等性。

由於本研究同時包含內隱測量 DGR IAT 與外顯測量 DGRS, 而內隱測驗之研究大多透過電腦, 進行個別或小團體施測, 往往較費時施測, 且樣本數較小, 為本研究的研究限制之一。再者, 在公開招募研究參與者的過程中, 我們發現女性較男性積極、主動地參與本研究, 故研究樣本的女性比例較高。此研究結果是否因女性比例較高所影響, 目前無法評估, 有待後續研究透過性別比例均等的樣本再次驗證。目前, 本研究已完成 DGR IAT 與 DGRS 兩種測量工具發展, 也完成這兩種測量工具信、效度的初步驗證; 未來可將這兩種測量工具應用於家務分工研究, 進一步分析家務分工不均的影響因素, 以及其與家事分工性別化傾向之關聯性, 以擴展本研究所發展之測量工具的信度與效度。

參考文獻

- 王叢桂 (1999)：性別角色信念、家庭承諾、工作承諾與工作價值之關係。 *本土心理學研究*，**11**，59-89。 [Wang, C. K. (1999). Relationship between gender roles belief, family commitment, work commitment and work value. *Indigenous Psychological Research in Chinese Societies*, *11*, 59-89. DOI: 10.6254/1999.11.59]
- 王叢桂、羅國英 (2010)：自我發展與利他服務價值觀的融合：華人工作價值的變遷與發展。 *本土心理學研究*，**33**，3-57。 [Wang, C K. & Lo, K Y. (2010). The integration of self-development and altruistic values: The change and development of Taiwanese work values. *Indigenous Psychological Research in Chinese Societies*, *33*, 3-57. DOI: 10.6254/2010.33.3]
- 行政院主計總處 (2017a)：表 8、歷年年齡組別勞動力參與率。取自行政院主計總處網站：<https://www.dgbas.gov.tw/ct.asp?xItem=40928&ctNode=3102>，2017年11月17日。 [Directorate-General of Budget, Accounting and Statistics, Executive Yuan (2017, November 17). *Table 8. Labor force participation rate by age*. Retrieved from <https://www.dgbas.gov.tw/ct.asp?xItem=40928&ctNode=3102>.]
- 行政院主計總處 (2017b)：薪資及生產力統計資料查詢系統。取自行政院主計總處網站：<http://win.dgbas.gov.tw/dgbas04/bc5/EarningAndProductivity/Default.aspx>，2017年11月17日。 [Directorate-General of Budget, Accounting and Statistics, Executive Yuan (2017, November 17). *Earnings and Productivity Statistics Database*. Retrieved from <http://win.dgbas.gov.tw/dgbas04/bc5/EarningAndProductivity/Default.aspx>.]
- 行政院主計總處 (2017c)：婦女婚育與就業調查報告。取自行政院主計總處網站：<https://www.dgbas.gov.tw/np.asp?ctNode=2841>，2017年11月17日。 [Directorate-General of Budget, Accounting and Statistics, Executive Yuan (2017, November 17). *Report on Women's marriage, fertility and employment*. Retrieved from <https://www.dgbas.gov.tw/np.asp?ctNode=2841>.]
- 余民寧 (2011)：教育測驗與評量：成就測驗與教學評量 (第三版)。台北：心理出版社。 [Yu, M. N. (2011). *Educational testing and assessment: Achievement test and teaching evaluation (3rd ed.)*. Taipei, Taiwan: Psychological Publishing Co.]
- 金耀基 (2013)：中國社會與文化。香港：牛津大學出版社。 [King, Y. C. (2013). *Chinese society and culture*. Hong Kong: Oxford University Press.]
- 張晉芬、李奕慧 (2007)：“女人的家事”、“男人的家事”：家事分工性別化的持續與解釋。 *人文及社會科學集刊*，**19** (2)，203-229。 [Chang, C. F., & Li, Y. H. (2007). Women's housework, men's housework: Explanations for the continuing gender division of housework. *Journal of Social Sciences and Philosophy*, *19*(2), 203-229.]

- 陳學志、李威震、周泰安、卓淑玲 (2002)：以內隱聯結測驗〈IAT〉測量國人自尊的可行性研究。測驗年刊, 49(2), 217-234。[Chen, H. C., Li, W. C., Chou, T. A., & Cho, S. L. (2002). Measuring the self-exposure of Chinese people using the implicit association test. *Psychological Testing*, 49(2), 217-234.]
- 陳學志、黃宏宇、邱發忠、楊立行、卓淑玲 (2011)：態度的表象與真實：內隱測量典範的現況與發展。αβγ 量化研究學刊, 3 (1), 54-77。[Chen, H. C., Huang, H. Y., Chiu, F. C., Yang, L. S., & Zhuo, S. L. (2011). Implicit measure: A new perspective for measuring attitude in social science. *αβγ of the Journal for Quantitative Research*, 3(1), 54-77.]
- 陸洛、黃茂丁、高旭繁 (2005)：工作與家庭的雙向衝突：前因、後果及調節變項之探討。應用心理研究, 27, 133-166。[Lu, L., Hwang, M. T., & Kao, S. F. (2005). The bi-directional conflict of work and family: Antecedents, consequences and moderators. *Research in Applied Psychology*, 27, 133-166.]
- 蔡志浩 (2005)：菜市場名的背後。取自蔡志浩個人網站：http://taiwan.chtsai.org/2005/08/11/caishichang_ming_de_beihou/，2014年5月1日。[Tsai, C. H. (2014, May 1). *Behind popular names for birth*. Retrieved from http://taiwan.chtsai.org/2005/08/11/caishichang_ming_de_beihou/]
- 蔡孟寧、王倫婷、林烘煜 (2015)：情感錯誤歸因程序的自動化反應態度測量檢視。中華心理學刊, 57, 261-280。[Tsai, M. N., Wang, L. T., & Lin, H. Y. (2015). Affect misattribution procedure as an automatic evaluative reaction measurement. *Chinese Journal of Psychology*, 57, 261-280. DOI: 10.6129/CJP.20150202]
- 蕭英玲 (2005)：台灣的家務分工：經濟依賴及性別的影響。台灣社會學刊, 34, 115-145。[Hsiao, Y. L. (2005). The division of household labor in Taiwan: Economic dependence and gender. *Taiwanese Journal of Sociology*, 34, 115-145.]
- Bar-Anan, Y., & Nosek, B. A. (2014). A comparative investigation of seven indirect attitude measures. *Behavior Research Methods*, 46, 668-688. DOI: 10.3758/s13428-013-0410-6.
- Bass, B. C. (2014). Preparing for parenthood? Gender, aspirations, and the reproduction of labor market inequality. *Gender and Society*, 29(3), 326-385. DOI: 10.1177/0891243214546936.
- Becton, J. B., Walker, H. J., & Jones-Farmer, A. (2014). Generational differences in work-place behavior. *Journal of Applied Social Psychology*, 44, 175-189. DOI:10.1111/jasp.12208.
- Cennamo, L. & Gardner, D. (2008). Generational differences in work values, outcomes and person organization values fit. *Journal of Managerial Psychology*, 23, 891-906. DOI: 10.1108/02683940810904385
- Charles, M. & Grusky, D. B. (2004). *Occupational ghettos: The worldwide segregation of women and men*. Stanford, CA: Stanford University Press.

- Civettini, N. (2016). Housework as non-normative gender display among lesbians and gay men. *Sex Roles, 74*, 206-219. DOI: 10.1007/s11199-015-0559-9.
- Coltrane, S. (2000). Research on household labor: Modeling and measuring the social embeddedness of routine family work. *Journal of Marriage and the Family, 62*, 1208-1233. DOI: 10.1111/j.1741-3737.2000.01208.x.
- DeVellis, R. F. (1991). *Scale development: Theory and applications*. Newbury Park, CA: Sage Publications.
- Eagly, A. H. (1987). *Sex differences in social behavior: A social-role interpretation*. Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.
- Eagly, A. H., & Wood, W. (2011). Social role theory. A biosocial analysis of sex differences and similarities. In P. A. M. V. Lange, A. W. Kruglanski & E. T. Higgins (Eds.), *Handbook of Theories in Social Psychology* (pp. 485-476). London: Sage.
- Fernández, J., Quiroga, M. A., Escorial, S., & Privado, J. (2014). Explicit and implicit assessment of gender roles. *Psicothema, 26*, 244-251. DOI: 10.7334/psicothema-2013.219.
- Fuwa, M. (2004). Macro-level gender inequality and the division of household labor in 22 countries. *American Sociological Review, 69*(6), 751-767.
- Gawronski, B., & Payne, B. K. (Eds.). (2010). *Handbook of implicit social cognition: Measurement, theory, and applications*. New York, NY: Guilford Press.
- Gerson, K. (2010). *The unfinished revolution: How a new generation is reshaping family, work, and gender in America*. New York: Oxford University Press.
- Greenwald, A. G., Banaji, M. R., Rudman, L. A., Farnham, S. D., Nosek, B. A., & Mellott, D. S. (2002). A unified theory of implicit attitudes, stereotypes, self-esteem, and self-concept. *Psychological Review, 109*, 3-25. DOI: 10.1037/0033-295X.109.1.3.
- Greenwald, A. G., Nosek, B. A., & Banaji, M. R. (2003). Understanding and using the implicit association test: I. An improved scoring algorithm. *Journal of Personality and Social Psychology, 85*, 197-216. DOI: 10.1037/0022-3514.85.2.197.
- Grunow, D., Schulz, F., & Blossfeld, H. (2012). What determines change in the division of housework over the course of marriage? *International Sociology, 27*, 289-307. DOI: 10.1177/0268580911423056.
- Hodges, A. J., & Park, B. (2013). Oppositional identities: Dissimilarities in how women and men experience parent versus professional roles. *Journal of Personality and Social Psychology, 105*, 193-216. DOI: 10.1037/a0032681.

- Hofmann, W., Gawronski, B., Gschwendner, T., Le, H., & Schmitt, M. (2005). A meta-analysis on the correlation between the implicit association test and explicit self-report measures. *Personality and Social Psychology Bulletin, 31*, 1369-1385. DOI: 10.1177/0146167205275613.
- Hu, L. T., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling, 6*, 1-55. DOI: 10.1080/10705519909540118.
- Knudsen, K., & Waerness, K. (2008). National context and spouses housework in 34 countries. *European Sociological Review, 24*, 97-113. DOI: 10.1093/esr/jcm037
- Lachance-Grzela, M., & Bouchard, G. (2010). Why do women do the lion's share of housework? A decade of research. *Sex Roles, 63*, 767-780. DOI: 10.1007/s11199-010-9797-z.
- Lennon, M. C., Rosenfield, S. (1994). Relative fairness and the division of housework: The importance of options. *American Journal of Sociology, 100*, 506-531. DOI: 10.1086/230545.
- McDonald, P. (2002). Sustaining fertility through public policy: The range of options. *Population, 57*, 417-446. DOI: 10.3917/popu.203.0423.
- Nosek, B. A., Bar-Anan, Y., Sriram, N., Axt, J. and Greenwald, A. G. (2014). Understanding and using the Brief Implicit Association Test: Recommended scoring procedures. *Plos One, 9*(12), e110938. DOI: <http://dx.doi.org/10.1371/journal.pone.0110938>.
- Park, B., Smith, J. A., & Correll. (2010). The persistence of implicit behavioral associations for moms and dad. *Journal of Experimental Social Psychology, 46*, 809-815. DOI: 10.1016/j.jesp.2010.04.009.
- Payne, B. K., Burkley, M. A., & Stokes, M. B. (2008). Why do implicit and explicit attitude tests diverge? The role of structural fit. *Journal of Personality and Social Psychology, 94*, 16-31. DOI: 10.1037/0022-3514.94.1.16.
- Rudman, L. A., Greenwald, A. G., & McGhee, D. E. (2001). Implicit self-concept and evaluative implicit gender stereotypes: Self and ingroup share desirable trait. *Personality and Social Psychology Bulletin, 27*, 1164-1178. DOI: 10.1177/0146167201279009.
- Schulz, W., Ainley, J., Fraillon, J., Kerr, D., & Losito, B. (2010). ICCS 2009 international report: Civic knowledge, attitudes and engagement among lower secondary school students in thirty-eight countries. Retrieved from http://www.iea.nl/fileadmin/user_upload/Publications/Electronic_versions/ICCS2009_International_Report.pdf
- Treas, J. (2010). Why study housework? In J. Treas & S. Drobnič (Eds.), *Men, women, and housework in cross-national perspective* (pp. 3-19). Stanford, CA: Stanford University Press.
- Treas, J., & Tai, T. (2016). Gender inequality in housework across 20 European Nations: Lessons from gender stratification theories. *Sex Roles, 74*, 495-511. DOI: 10.1007/s11199-015-0575-9.

Van Well, S., Kolk, A. M., & Oei, N. Y. L. (2007). Direct and indirect assessment of gender role identification. *Sex Roles, 56*, 617-628. DOI: 10.1007/s11199-007-9203-7.

收稿日期：2016年12月14日

一稿修訂日期：2017年07月13日

二稿修訂日期：2017年12月11日

三稿修訂日期：2017年12月22日

接受刊登日期：2017年12月25日

Bulletin of Educational Psychology, 2018, 50(2), 189-217
National Taiwan Normal University, Taipei, Taiwan, R.O.C.

Instrument Development and Validation of Implicit and Explicit Measures of Gender Stereotypes in the Division of Housework

Yu-Ling Lan

Department of Counseling and Clinical
Psychology
National Dong Hwa University

Hung-Yu Lin

Department of Psychology
Fo Guang University

The purpose of this study was to develop and examine the psychometric properties of two new instruments—the Domestic Gender Role Scale (DGRS) and the Domestic Gender Role Implicit Association Test (DGR IAT)—in assessing Taiwanese people’s explicit and implicit gender stereotypes regarding domestic labor. In a pilot study, 92 Taiwanese adults were recruited to obtain a sample of genderized household chores for development of the initial DGRS and DGR IAT versions. In the main study, another 149 Taiwanese people were recruited on a voluntary basis to examine the psychometric properties of the DGRS and DGR IAT. Confirmatory factor analysis of this sample indicated that the DGRS was a three-factor model. Except for the DGRS subscale for male baby boomers, the Cronbach’s alpha values and composite reliability coefficients of the three DGRS subscale scores were all above .7, indicating satisfactory reliability. The significant IAT effects of the DGR IAT indicated that it was a valid instrument for assessing implicit gender stereotypes regarding domestic labor. Its reliability coefficient was over .7 only when assessing Taiwanese baby boomers using the congruent association—first version of the DGR IAT. Moreover, the weak association between its IAT effects and the three DGRS subscale scores revealed the divergent validity of these two instruments, whereas the moderate correlation among the three DGRS subscale scores indicated its convergent validity. As newly developed instruments, the DGRS demonstrated suitable reliability and validity, whereas the DGR IAT had suitable validity but required further modifications to improve its reliability. This study provided only an initial validation of these two instruments, and further research should validate their psychometric properties using samples with diverse education levels and marital statuses.

KEY WORDS: Domestic labor, Gender stereotype, Implicit measure

