

## 從家務分工看性別平權的知行落差

翁康容\* 楊靜利\*\* 任軒立\*\*\*

---

\* 國立中正大學社會福利學系助理教授，通訊作者

E-mail: kjwong5526@gmail.com

\*\* 國立中山大學社會學系教授

E-mail: clyang0516@g-mail.nsysu.edu.tw

\*\*\* 國立中山大學社會學系碩士

E-mail: p87403@gmail.com

## 摘要

雖然社會整體性別角色態度逐漸走向平權，女性的家務負擔仍明顯高於男性，兩種現象的背離，凸顯了性別角色態度的「知」與從事家務的「行」之間的落差。本研究以2002與2012年臺灣社會變遷基本調查資料回答三個問題：第一，家務分工與性別角色態度有何變化，從而帶出什麼家務知行樣態與變遷？第二，什麼因素影響家務的知行落差？第三，透過與家務分工影響因素的比較，對於家務分工可以帶來哪些更深入的認識。研究結果顯示：一、無論男女，性別角色態度都朝現代開放的方向發展；男性負擔的家務比例增加，但是主因來自於整體家務從事時間變少，而非男性家務時數的增加；從出生世代的的角度顯現出「知行落差」擴大，再從「知行落差」內部差異的變化來看，女性知行落差的現象更不樂觀。二、「時間可得論」與「相對資源論」對於男性與女性的家務知行樣態皆具解釋力，特別是相對資源論的證據更為明確。工作時間愈高、收入愈高時，已婚男性愈不容易、已婚女性愈容易成為「無知行落差—現代」者。三、家務分工與家務知行樣態影響因素的分析與比較顯示，教育雖被認為可促進家務分工的平權，但卻也可能帶來家務知行落差，而在檢視的所有變項中，唯提高女性收入才能同時帶來家務分工的平權也降低知行落差的出現。

**關鍵詞：**家務分工、性別角色態度、知行落差

## 壹、前言

根據呂玉瑕（2011）的研究，1991-2001年間臺灣民眾的性別角色態度逐漸從傳統的性別角色區隔走向開放、平權。這樣的發展方向與1990年代的社會變遷所帶出的價值觀轉變息息相關，例如已婚女性就業的增加、家庭結構的轉變、生育率的降低等。

另一方面，從家務分工的變化來看，卻似乎沒有展現太多的性別平權。多數的研究顯示家務分工仍大幅度地呈現性別不平等的現象，家務工作主要仍是妻子負責（Altintas and Sullivan 2016）。根據蕭英玲（2005）的整理，1987-2000年的「臺灣地區時間運用調查報告」與「臺灣地區社會發展趨勢調查報告」顯示，雖然臺灣有偶女性的家務時數大幅下降，但是有偶男性的家務僅有微幅的上升，到了2000年時，有偶女性每週從事家務的時數仍是有偶男性的5.55倍。在其使用1996年「臺灣社會變遷基本調查」研究中也發現同樣的現象，有偶男性之配偶每週家務時數是男性的5.80倍，有偶女性的每週家務時數是配偶的8.15倍。

Tsuya and Bumpass（1998）以「丈夫家務時間／夫妻總家務時間」作為家務分攤的衡量指標，結果呈現日本丈夫對家務工作的貢獻約7%，美國丈夫約為21%。在同樣衡量方法下，臺灣1996年的資料顯示丈夫對家務工作的貢獻約20%。丈夫完全沒有做家事的比例，美國約10%，日本高達43%，臺灣約有25%。有全職工作的婦女，其負擔明顯加重，以一位全職工作的婦女為例，其總負擔時數（家務時數＋工作時數）為沒有工作之家庭婦女的2.2倍（蔡明璋 2004）。晚近的情況似乎沒有好轉，戴翠莪（2018）的研究就指出，2002-2012年間，臺灣女性認為家務分工不公平的比例大幅增加。

上述兩種趨勢顯現出家務分工知行落差的可能性，也就是雖然社會整體的性別角色態度有了明顯的進展，特別是男性世代內的變遷

比女性明顯（呂玉瑕 2011），但是家務分工的性別不均現象卻沒有隨之產生太多的變化。這表示，雖然性別角色態度逐漸從傳統走向平權，但觀念的改變如果無法帶來行為的改變，性別平權之路仍將障礙重重。

當性別角色態度代表「觀念」，家務分工代表「行動」時，無論對於男性或女性都可能存在知行落差。對男性而言，若基於對傳統性別角色分工的認同而展現出低度的家務從事，是態度與行為相應的情形，故在傳統性別分工中，可能反而未存在家務分工的知行落差。然而，性別角色態度逐漸朝現代觀念靠近，家務卻持續低度付出時便產生了知行落差，而當持現代性別角色態度者亦能負擔更多的家務時，才呈現知行合一的狀態。

對於女性來說則呈現相反的現象。早期傳統性別分工下，女性亦可能未存在家務的知行落差，也就是在傳統性別角色分工的認同下高度從事家務。當女性性別角色態度逐漸朝現代觀念靠近，卻持續高度從事家務時，知行落差便形成，而當性別角色態度現代的女性亦能從高度的家務負擔中釋放時，才又符合知行合一的狀態。

為進一步瞭解性別平權觀念與家務行為之間可能存在的落差，我們利用2002與2012年臺灣社會變遷基本調查資料探討三個問題：第一，家務分工與性別角色態度有何變化，從而帶出什麼家務知行樣態與變遷？第二，什麼因素可能影響家務的知行落差？其中，特別著重「時間可得論」與「相對資源論」的解釋效力。第三，這些因素若與影響家務分工的情形相較，可以帶來哪些進一步的觀察？例如對於男性而言，若某個影響因素無法使得家務負擔增加，卻使知行落差機率增加，此變項便可能僅帶來態度上的改變，而未能產生實際的行為。又如對於女性而言，若某個影響因素可以同時使得女性家務負擔比例降低，又使女性不容易出現家務知行落差，顯示此變項不僅與性別角色態度趨向平權有關，還可實際降低家務負擔，對於促成家務分工的平權更顯其重要性。

## 貳、文獻探討

文獻上對於家務分工的探討多從「可得時間」、「性別角色態度」與「相對資源」等論點出發，嘗試找出影響家務分工的因素。雖然家務從事不同於家務「知行樣態」，不過這三個觀點在家務知行樣態的探討上仍相當值得參考，也可能帶來影響，故以下將分別進行文獻回顧。

### 一、性別角色態度、家務分工與家務知行落差

「性別角色論」強調人們對於性別角色分工的認知來自社會建構，因此對於什麼性別該從事什麼行為、展現什麼態度都有既定的想像。二十世紀後，家庭內部興起了「男主外、女主內」的傳統性別分工，男性成為家計負擔者、女性成為主要家務負擔者，社會中的個人不僅容易順從這項社會建構的性別角色（South and Spitze 1994），社會中他人也會依此一性別角色分工來評價他人，偏離者將受到負面的評價（Berdahl and Moon 2013）。

近年的研究顯示，傳統性別角色態度有逐漸鬆動的跡象。性別角色態度的變化同時來自於世代內與世代間人口態度的轉變，世代內的變化約占了一半，另一部分則來自於世代交替的作用，如此預示了未來的性別角色轉變將是逐漸浮現的（呂玉瑕 2011）。特別值得注意的是男性世代內的態度轉變較女性明顯，顯示男性的性別角色態度較女性將展現更快速的變化。

不過男性與女性的性別角色態度轉變有不同的內涵。男性主要在女性就業上展現較為開放的性別角色態度，轉變速度較女性快，但是對於男主外、女主內的家庭內區隔之態度轉變卻慢於女性。過去研究就曾指出，雖然「男主外、女主內」的傳統性別角色分工觀念不再流行（呂玉瑕 2011；呂玉瑕、伊慶春 2005；李美玲等 2000；唐先梅

2003；Lu 2003），但是男性性別角色態度的轉變僅低度展現在家務分工上，觀念與行動依舊存在著落差（莫藜藜 1997），一些學者則稱臺灣男性是「思想上的巨人、行動上的侏儒」（王行、莫藜藜 1996；王舒芸、余漢儀 1997）。此外，男性從事的家務工作內容也有高度的選擇性，往往偏向討好的照顧活動，如與子女遊戲（王舒芸、余漢儀 1997），或是非經常性的「男人的家事」，如簡單修繕（張晉芬、李奕慧 2007）。賴爾柔、黃馨慧（1996）與張志堯（2003）的研究則指出男性的性別角色態度對於家務分工沒有顯著影響。

上述男性在觀念與行動上的落差論述，與本研究所欲探討的知行落差相互呼應。不過，他們的研究並未深入分析不同性別知行落差的內涵與影響因素，而這將是本研究的分析重點。

## 二、可得時間、家務分工與家務知行落差

「時間可得論」主要源自Gary Becker的新家庭經濟學（Becker 1965）與人力資本論（Becker 1981）。Becker把家庭視為一個生產單位，為了要使這個生產單位能夠產出最大的效用就必須進行分工，分工的方式則取決於個人的人力資本特性。人力資本常以投入勞動市場的工時來測量，夫妻「相對工時」也成為解釋家務性別分工的關鍵因素。

過去有不少研究支持時間可得論。Bianchi et al.（2006）指出已婚女性比較容易未進入勞動市場，就算就業也容易有較少的工作時數，因此容易負擔較多的家務，當女性就業增加工作時數時，將會使其配偶增加家務負擔，此在國內研究亦可發現（賴爾柔、黃馨慧 1996）。不過，李美玲等（2000）則未發現相對工作時間的影響效果，其他研究則是指出此論點只適用於單一性別，例如張志堯（2003）以絕對工時和相對工時分析家務分工的情形，指出女性的勞動工時似乎沒有辦法影響丈夫的家務參與，丈夫的家務參與主要取

決於自己勞動工時的長短，而蕭英玲（2005）的研究結果則顯示時間可得論僅對於女性具有解釋力。此外，亦有研究認為影響男性照顧子女時間的因素不是本身的工時長短，而是性別角色態度（McGill 2014）。由上可見，此一解釋觀點尚未獲得一致性的支持。

根據「時間可得論」的論述，可得時間亦可能解釋家務分工的知行落差。對男性而言，若時間可得論獲得支持，男性工作時數愈高愈容易降低自己的家務從事，再加上男性性別角色態度的成長，便可能構成本研究所謂的男性家務知行落差現象。對女性而言，若時間可得論獲得支持，工作時數愈高，家務負擔愈少，若再加上較為現代的性別角色態度，則不容易出現家務知行落差的情形。

### 三、相對資源、家務分工與家務知行落差

「相對資源論」從權力結構的角度探討家務分工，該觀點認為家中持有較多資源者具有較多的協商籌碼，可以降低自己的家務負擔並使他人從事家務。相對資源論最具體的指標為配偶雙方的收入，這個觀點在不少的研究中獲得支持。當男性與女性資源相當時，丈夫會從事較多的例行性家務，進而形成一個較為公平的家務分工（Bittman et al. 2003; Brines 1994; Ross 1987; Sullivan 2011）。在國內的研究方面，賴爾柔、黃馨慧（1996）發現男性收入愈高從事家務愈少，李美玲等（2000）指出妻子相對所得對於家務分工工具影響效果，而蕭英玲（2005）的研究則發現相對資源論在三個理論觀點中最具解釋力。

「相對資源論」亦可能用來解釋家務知行落差。對男性來說，自身收入愈高，愈具備協商的權力以排除家務工作，若自身又呈現較平權的性別角色態度，便形成男性的家務知行落差。對女性來說，自身收入愈多，愈有權力排除不欲的家務，若又具備現代的性別角色態度，便較不會形成家務知行落差。

除上述可能影響家務知行落差的因素外，過去家務分工的研究

可以得知包括年齡、教育程度、家庭結構等都可能是影響因素。張晉芬、李奕慧（2007）以洗衣服作為家務測量時，發現無論男女，年齡愈大，愈容易由女性承擔洗衣的工作，但此效果隨時間消失；教育程度方面，已婚男性教育程度愈低（賴爾柔、黃馨慧 1996）、女性的教育程度愈高（唐先梅 2001；蕭英玲 2005）從事的家務愈少，另有研究指出教育程度對於家務的影響是透過性別角色態度展現的，男性教育程度愈高者性別態度愈平權，投入子女照顧的時間也愈多（Esping-Andersen 2009; Gracia 2014）。家中學齡小孩愈多，已婚男性從事家務的比例愈低（蕭英玲 2005；賴爾柔、黃馨慧 1996），因為這時正值他們需要在職場上付出更多以穩固家庭經濟安全的時間，已婚女性則隨著學齡小孩愈多，家務從事愈高（蕭英玲 2005）。由於這些因素都可能影響到家務知行落差，本研究亦將這些因素納入分析並加以控制。

## 參、研究設計

### 一、使用資料

本研究使用臺灣社會變遷基本調查計畫2002年四期三次性別組與2012年六期三次性別組兩筆資料，並加以合併。2002年四期三次調查的特色在於包含「國際社會調查計畫」（International Social Survey Programme, ISSP）「家庭與變遷中的性別角色」題目，其所涵蓋的議題以家庭性別角色和分工為主，適合使用於本研究。2012年六期三次調查則是延續四期三次的調查主題，亦加入ISSP 2012年「家庭與性別角色」主題，讓我們可以進行跨10年的變遷分析。兩筆資料皆採probabilities proportional to size（PPS）抽樣方式，2002年調查完訪問卷1,983份，校正後完訪率為62%，2012年調查則成功完訪2,072份問卷，校正後完訪率為60%。本研究僅針對20-65歲已婚者進行分析，

2002年資料1,107筆、2012年資料1,006筆，合併後共2,113筆。刪除遺漏值後，男性樣本共820筆，女性樣本共821筆。<sup>1</sup>

## 二、研究設計與變項說明

本研究旨在瞭解家務知行樣態之變化趨勢與影響因素，其中又特別針對時間可得論、相對資源論等過去經常用以探討家務分工之理論觀點進行探討，以下分別說明各變項的內涵與測量方式。

### （一）家務分工比例

本研究以「家務從事時數比例」衡量家務分工的情形，以個人每週從事家務時間除以配偶雙方從事家務時間的總和而得，由此方式獲得的數值為一個最小為0（所有家務配偶負擔）、最大為1（所有家務自己負擔）的值。此計算方式可以凸顯分工的情形。

### （二）性別角色態度

過去文獻在挑選性別角色態度測量問項時有些許不同，但多數納入「男主外、女主內」題項，本研究亦以此作為測量。問卷題目為「男主外、女主內的方式有助於家庭和諧」，此題答項為一個從非常不同意到非常同意具五個層次的李克特量表。在家務知行樣態與家務分工影響因素的分析中，本研究將回答「非常同意」、「同意」、「沒有意見」者合併為一類，而將「不同意」、「非常不同意」者合併為另一類，相當於分出「傳統」（0）與「非傳統」（1）兩類。由於臺灣民眾性別角色態度已逐漸趨於平權（呂玉瑕 2011），如此的編碼方式可以把仍未回答不同意者區隔出來。

---

1 當將遺漏值以平均數取代（針對連續變項）時，家務知行樣態與家務分工影響因素的分析有一些變化，主要研究發現受到的影響不大，將於相關分析段落中備註說明。分析模型請見附錄一。

### (三) 家務知行樣態

家務知行樣態欲捕捉性別角色態度與家務從事間相趨與背離的情形。本研究將「家務分工比例」分為低、中、高三個層次，分別對應到小於0.4、介於0.4-0.6之間、大於0.6等值，此乃基於三等分且男女分法應一致以利後續比較的構想，但因男性、女性分別在高比例、低比例端非常少，故將高低組擴大，因而形成小於0.4、介於0.4-0.6、大於0.6的分法。家務分工比例再與性別角色態度「傳統」與「非傳統」兩個層次交叉建構，共可以區分出如表1的不同區塊。

針對男性樣本，本研究特別關注「態度中等、家務低度」與「態度現代、家務低度」者（表1左下角，以灰底表示），因這兩類型的人皆為性別角色態度偏向平權，但卻未能反映在家務上者，近似於男性的家務知行落差。女性樣本則特別關注「態度中等、家務高度」與「態度現代、家務高度」者（表1右下角，以灰底標示），因為這兩類型的人擁有中高程度的性別角色態度，但卻不能反映在家務從事上，承擔了家庭中大多數的家務，近似於女性的家務知行落差。

除家務知行落差的區塊外，還可再區分出「無知行落差—傳統」

表1 家務知行樣態建構表

性別角 色態度	家務分工比例					
	男			女		
	低度 小於0.4	中度 0.4-0.6	高度 大於0.6	低度 小於0.4	中度 0.4-0.6	高度 大於0.6
傳統	態度傳統 家務低度 <sup>a</sup>	態度傳統 家務中度 <sup>b</sup>	態度傳統 家務高度 <sup>b</sup>	態度傳統 家務低度 <sup>b</sup>	態度傳統 家務中度 <sup>b</sup>	態度傳統 家務高度 <sup>a</sup>
非傳統	態度中等 家務低度 <sup>c</sup>	態度中等 家務中度 <sup>d</sup>	態度中等 家務高度 <sup>d</sup>	態度中等 家務低度 <sup>d</sup>	態度中等 家務中度 <sup>d</sup>	態度中等 家務高度 <sup>c</sup>
	態度現代 家務低度 <sup>c</sup>	態度現代 家務中度 <sup>d</sup>	態度現代 家務高度 <sup>d</sup>	態度現代 家務低度 <sup>d</sup>	態度現代 家務中度 <sup>d</sup>	態度現代 家務高等 <sup>c</sup>

註：<sup>a</sup>非知行落差—傳統；<sup>b</sup>其他；<sup>c</sup>知行落差；<sup>d</sup>（非知行落差—現代）。

與「無知行落差—現代」兩類。男性部分，「態度傳統、家務低度」可視為「無知行落差—傳統」者，因為他們傳統的性別角色態度反映在其低度的家務從事上，屬於非知行落差的型態，但偏向傳統。此外，將性別角色態度非傳統，以及家務從事中度以上者視為「無知行落差—現代」者，這群男性的性別角色態度也相當程度地反映在其家務從事上，故亦可視為無知行落差，但因具偏向非傳統的性別角色態度，故命名為「無知行落差—現代」者。至於「態度傳統、家務高度」與「態度傳統、家務中等」雖然在概念上也屬於知行落差，但與本研究欲探討的男性知行落差現象差距甚大，為使論述脈絡聚焦，將歸為「其他」。

女性部分，「態度傳統、家務高度」可視為「無知行落差—傳統」者，因為他們傳統的性別角色態度反映在其高度的家務從事上，屬於非知行落差的型態，但偏向傳統。此外，將性別角色態度非傳統，以及家務從事中度以下者視為「無知行落差—現代」者，這群女性的性別角色態度也相當程度地反映在其家務從事上，故可視為無知行落差，但因具非傳統的性別角色態度，故命名為「無知行落差—現代」者。至於「態度傳統、家務低度」與「態度傳統、家務中等」雖然在概念上也屬於知行落差，但同樣與本研究欲探討的女性知行落差現象意涵大不相同，為使論述脈絡聚焦，亦將此二類型歸納為「其他」。

#### （四）工作時間

時間可得論中的可得時間概念常以工作時間作為測量，工作時間愈長，可得時間愈短，從事家務的可能性愈低；另一方面，亦可從配偶的工作時間加以考量，若配偶的工作時間愈長，自己從事家務的時間則可能增加。本研究以每週平均工作時數作為可得時間的反向測量，以個人工作時間／配偶雙方工作時間總和的方式取得相對工作時間。為了控制不同家庭夫妻工作時數總和差異所造成的影響，模型

中再加入夫妻工時總和變項。此外，由於資料中的無工作者（含家庭主婦、失業者、退休、學生）的工作時數在原始資料中常以遺漏值處理，如此將大幅降低可使用的樣本數，亦可能影響分析的準確性，故凡回答無工作者皆將其工作時數改為0，如此也較符合時間可得論的論述邏輯。

### （五）相對資源（收入）

相對資源論經常以收入作為資源的測量，因為在家務協商的過程中，收入是重要的協商籌碼，本研究亦以收入來捕捉。由於相對資源論強調相對的概念，因此本研究將同時考量自己與配偶的收入，以個人收入／配偶雙方收入總和的方式取得相對收入的測量。原始資料中，收入為一順序變項，共分無收入、10,000元以下、10,001-30,000、30,001-50,000、50,001-70,000、70,001-100,000、100,001-200,000元、200,001元以上八個等級，將各等級取中位數後，以萬元為單位，視為連續變項帶入分析。10,000元以下者以0.5帶入，200,001元以上者則以20帶入。此外，為調節物價變化所導致的差異，本研究根據行政院主計總處（n.d.）公布之消費者物價指數，以2016年為基期，將2002年的收入調整為2012年的水準。<sup>2</sup>為了控制不同家庭夫妻收入總和的差異所造成的影響，模型中再加入夫妻收入總和變項。

### （六）其他變項

過去研究曾指出年齡、教育、家庭結構、原生家庭狀況等都可能影響家務分工，為釐清本研究主要關注變項的效果，這些變項將加以控制。年齡方面，由於本研究合併兩筆相差10年的資料，以加入調

2 根據行政院主計總處（n.d.）公布之消費者物價指數，以2016年為基期時，2002年之消費者物價總指數為85.29，2012年為96.99，故將2002年收入膨脹1.137倍（96.99/85.29）以調整為2012年的水準。

查年與出生世代兩變項的方式控制年齡的影響，藉此也可以觀察家務知行樣態時期別與出生世代別的變化。出生世代分為1937-1955、1956-1967、1968-1991年，如此劃分主要的考量是各出生世代18歲時的社會經濟背景差異。1937-1955年出生世代成年於戰後百廢待舉的年代，1956-1967年出生世代則在臺灣經濟成長率最高的階段進入職場，1968-1991年出生世代成年之際乃臺灣政治與社會經歷風起雲湧變遷，而後逐步邁入經濟衰退的一群。

教育方面，由於教育擴張的影響，不同年代中的平均教育程度不盡相同，為正確控制教育對於家務分工平權的影響，本研究將受訪者的教育程度按調查年度所占比例換算成百分等級帶入分析。<sup>3</sup>家庭結構方面，家中學齡前與學齡人數皆可能影響家務量，進而改變家務分工的情形。家中學齡前人口指還沒有上小學的小孩，學齡人口則是指已經上小學，但未滿18歲的小孩。此外，家中可協助從事家務的人數愈多，配偶雙方需支出的家務時間可能降低，故本研究亦將家中成年人數亦加以控制。雖然家中成年人數與可協助家務的人數不盡然相同，但即便可以區分同住者的關係，也無法確認該位同住者可否提供家務協助，故僅以家中成人人數加以控制。原生家庭可能對於個人的態度與行為有所影響，由於個人家務分工的方式可能透過模仿與學習，而家庭中又以女性從事最多的家務，因此設想母親將對於自身的家務從事有最大的影響，而在影響母親家務從事的因素中，母親自身的教育程度應是重要的，故將母親教育程度列入分析中。至於父親教育程度對於家務分工情形的影響，在過去男主外、女主內的傳統性別分工普遍存在的情形下，父親教育程度的影響效果可能反而不顯著，

3 根據教育部統計處（2018）資料顯示，2002年時，研究所、大專院校、高中職、國初中、國小、國小以下等教育程度各占1.84、23.86、31.73、18.16、19.82、4.59%，換算成百分等級後，分別為98.16、74.30、42.57、24.41、4.59與0.00分。2012年時，研究所、大專院校、高中職、國初中、國小、國小以下等教育程度各占5.52、34.45、31.33、13.24、13.41、2.05%，換算成百分等級後，分別為94.48、60.03、28.70、15.46、2.05與0.00分。

故本研究僅納入母親教育程度加以控制潛在的干擾，母親教育程度的測量方式與自身教育程度相同，亦轉化為百分等級。

### 三、研究假設

根據時間可得論，工作時數愈高，家務負擔愈少。對於男性而言，若再持有傳統的性別角色態度，則將容易成為「無知行落差—傳統」者，而若持有較為平權的性別角色態度，但因無力負荷工作以外的勞動而不願負擔家務，如此便成為「知行落差」者，故針對男性可假設：

*H1a*：與「無知行落差—現代」者相比，男性相對工作時數愈高，成為「無知行落差—傳統」與「知行落差」者的機率愈高。

對女性而言，由時間可得論可得出工作時數愈高、家務負擔愈少，故女性將較容易成為「無知行落差—現代」者，因為根據「家務知行樣態」，「無知行落差—傳統」、「知行落差」者皆負擔較高的家務，而差別在於女性是否持傳統或現代的性別角色態度。據此，針對女性可假設：

*H1b*：與「無知行落差—傳統」、「知行落差」者相比，女性相對工作時數愈高，成為「無知行落差—現代」者的機率愈高。

根據相對資源論，相對收入愈高，個人擁有愈多協商籌碼，將可協助他們避掉更多的家務從事。對於男性而言，若持有傳統的性別角色態度，則將容易成為「無知行落差—傳統」者，而即便持有較為平權的性別角色態度，也可能因為無力負荷工作以外的勞動而不願負擔家務，如此便成為「知行落差」者。據此，針對男性可假設：

*H2a*：與「無知行落差—現代」者相比，男性相對收入愈高，成為「無知行落差—傳統」與「知行落差」者的機率愈高。

對女性而言，由相對資源論可得出相對收入愈高、家務負擔愈少，將使女性較容易成為「無知行落差—現代」者，因為根據「家務知行樣態」，「無知行落差—傳統」與「知行落差」者皆負擔較高的

家務，而差別在於女性是否持傳統或現代的性別角色態度。據此，針對女性可假設：

*H2b*：與「無知行落差—傳統」、「知行落差」者相比，女性相對收入愈高，成為「無知行落差—現代」者的機率愈高。

## 肆、分析結果

為回應本研究的三個問題：第一，家務分工與性別角色態度有何時期別與出生世代別的變化，從而帶出什麼家務知行樣態？第二，什麼因素可能影響家務分工的知行落差？第三，這些因素若與影響家務分工的情形相較，可以帶來哪些進一步的觀察？以下先呈現性別角色態度、家務分工、家務知行樣態跨時期、出生世代、性別的趨勢分析，再個別針對男性與女性家務知行樣態與家務分工影響因素進行多類別邏輯迴歸（multinomial logistic regression）與多元線性迴歸分析，最後則是將此兩分析結果進行比較。

本研究樣本平均年齡為45.25歲，男女各約占一半，約有三分之一擁有高等教育學歷。表2列出本研究使用變項之描述性統計，平均同住學齡前人數為0.48人，平均同住學齡人數0.78人，平均同住成年人數2.61人。男性每週平均工作時間約44.97小時，高於配偶的25.98小時，女性每週平均工作時間為27.94小時，其配偶則是42.86小時，男性比女性高出許多。本研究之收入取原始級距之中位數再以2012年為基準進行物價指數調整，男性平均收入為4.67萬，其配偶則為1.99萬。女性平均收入為2.07萬，其配偶則為4.22萬，皆是男性高於女性許多。

### 一、性別角色態度、家務分工、家務知行樣態趨勢分析

#### （一）家務分工變化分析

表3顯示男性受訪者每週從事家務的時間約5.53小時，其配偶則為17.42小時；女性受訪者每週平均從事家務15.44小時，其配偶則為

表2 研究變項描述性統計

變項	全體		男		女	
	N (%)	平均數 (標準差)	n (%)	平均數 (標準差)	n (%)	平均數 (標準差)
N	1,641 (100.00)		820 (50.00)		821 (50.00)	
調查年						
2002年	849 (51.74)		401 (48.90)		448 (54.57)	
2012年	792 (48.26)		419 (51.10)		373 (45.43)	
出生世代						
1937-1955年	524 (31.93)		273 (33.30)		251 (30.57)	
1956-1967年	600 (36.56)		296 (36.10)		304 (37.03)	
1968-1991年	517 (31.50)		251 (30.60)		266 (32.40)	
教育程度百分等級		39.23 (27.28)		42.48 (27.57)		35.98 (26.59)
母親教育百分等級		5.31 (11.62)		5.88 (12.06)		4.75 (11.14)
同住學齡前人數		0.48 (0.84)		0.49 (0.85)		0.47 (0.83)
同住學齡人數		0.78 (1.03)		0.75 (1.03)		0.80 (1.02)
同住成年人數		2.61 (1.64)		2.60 (1.66)		2.61 (1.62)
每週工作時間						
個人		36.45 (24.55)		44.97 (21.29)		27.94 (24.66)
配偶		34.42 (25.16)		25.98 (24.60)		42.86 (22.79)
個人/夫妻雙方		0.52 (0.32)		0.68 (0.27)		0.36 (0.27)

表2 研究變項描述性統計 (續)

變項	全體			男		女	
	N (%)	平均數 (標準差)	n (%)	平均數 (標準差)	n (%)	平均數 (標準差)	n (%)
性別角色態度 (分)		2.97 (1.11)		2.83 (1.08)		3.11 (1.13)	
傳統	755 (46.00)		417 (50.85)		338 (41.17)		
非傳統	886 (54.00)		403 (49.15)		483 (58.83)		
收入 (萬)							
個人		3.37 (3.50)		4.67 (3.87)		2.07 (2.47)	
配偶		3.11 (3.42)		1.99 (2.56)		4.22 (3.79)	
個人/夫妻雙方		0.52 (0.33)		0.70 (0.28)		0.34 (0.27)	
家務分工比例							
低	629 (38.33)		590 (71.95)		39 (4.75)		
中	366 (22.30)		186 (22.68)		180 (21.92)		
高	646 (39.37)		44 (5.37)		602 (73.33)		
家務知行樣態							
無知行落差—傳統	608 (37.05)		335 (40.85)		273 (33.25)		
知行落差	584 (35.59)		255 (31.10)		329 (40.07)		
無知行落差—現代	302 (18.40)		148 (18.05)		154 (18.76)		
其他	147 (8.96)		82 (10.00)		65 (7.92)		

表3 個人與配偶每週家務時數

出生世代	家務時數平均數 (SD)	配偶家務時數平均數 (SD)	家務分工比例 (SD)
男性			
2002-2012年調查			
全部	5.53 (6.75)	17.42 (12.60)	0.26 (0.21)
1937-1955年	5.84 (6.38)	19.61 (11.98)	0.24 (0.22)
1956-1967年	5.71 (6.84)	17.96 (12.18)	0.27 (0.19)
1968-1991年	4.99 (7.03)	14.40 (13.20)	0.30 (0.22)
2002年調查			
全部	5.64 (6.82)	18.13 (11.87)	0.25 (0.19)
1937-1955年	5.83 (5.83)	18.88 (10.02)	0.24 (0.21)
1956-1967年	5.67 (7.75)	17.29 (12.06)	0.27 (0.18)
1968-1991年	5.03 (7.13)	18.02 (15.64)	0.24 (0.18)
2012年調查			
全部	5.43 (6.69)	16.74 (13.24)	0.28 (0.22)
1937-1955年	5.86 (7.39)	21.07 (15.11)	0.23 (0.23)
1956-1967年	5.74 (5.73)	18.67 (12.31)	0.26 (0.20)
1968-1991年	4.98 (7.02)	13.11 (12.00)	0.32 (0.22)
女性			
2002-2012年調查			
全部	15.44 (12.08)	5.18 (6.73)	0.76 (0.22)
1937-1955年	17.51 (11.93)	6.20 (7.43)	0.76 (0.24)
1956-1967年	15.20 (9.70)	4.84 (6.46)	0.77 (0.21)
1968-1991年	13.77 (14.24)	4.62 (6.22)	0.74 (0.23)
2002年調查			
全部	15.82 (12.41)	5.04 (6.31)	0.77 (0.22)
1937-1955年	16.75 (11.76)	5.64 (6.51)	0.77 (0.24)
1956-1967年	15.38 (10.02)	4.50 (6.05)	0.78 (0.20)
1968-1991年	15.09 (16.04)	4.92 (6.35)	0.75 (0.22)
2012年調查			
全部	14.99 (11.67)	5.36 (7.20)	0.75 (0.23)
1937-1955年	19.08 (12.20)	7.36 (8.97)	0.75 (0.24)

表3 個人與配偶每週家務時數（續）

出生世代	家務時數平均數 (SD)	配偶家務時數平均數 (SD)	家務分工比例 (SD)
1956-1967年	14.98 (9.33)	5.24 (6.93)	0.76 (0.22)
1968-1991年	12.80 (12.72)	4.40 (6.13)	0.73 (0.23)

- 註：1. 家務分工比例：個人家務時數／配偶雙方家務時數總和。  
 2. 男性家務時數：未呈現顯著調查年與出生世代差異。  
 3. 男性配偶家務時數：未呈現顯著調查年差異；呈現顯著世代差異 ( $p < .001$ ,  $F = 11.94$ )，差異來自1968-1991年的出生世代。  
 4. 男性家務分工比例：呈現顯著調查年差異 ( $p < .10$ )；呈現顯著世代差異 ( $p < .01$ ,  $F = 5.37$ )，差異來自1937-1955與1968-1991年的出生世代。  
 5. 女性家務時數：未呈現顯著調查年差異；呈現顯著出生世代差異 ( $p < .01$ ,  $F = 6.36$ )，差異來自1937-1955與1968-1991年的出生世代。  
 6. 女性配偶家務時數：未呈現顯著調查年差異；呈現顯著出生世代差異 ( $p < .05$ ,  $F = 4.25$ )，差異來自1937-1955與1968-1991年的出生世代。  
 7. 女性家務分工比例：未呈現顯著調查年與出生世代差異。

5.18小時。這些數值顯示明顯的夫妻落差，女性比男性高出10-12個小時，從比例上來看，女性付出家務的時數約是男性的三倍。

再按時期、出生世代、性別呈現出每週家務時數的變化。先從時期別的角度來看，無論男性或女性，家務時數雖有數值上的變化（男性從2002年的5.64小時至2012年的5.43小時，女性則從15.82小時下降至14.99小時），但是經統計檢定皆未達顯著效果，這顯示雖然相隔10年的時間，男性與女性的家務付出時間卻未變化太多。

再從出生世代的角度來看，男性最早出生世代（1937-1955年）每週家務從事時間為5.84小時，最晚出生世代（1968-1991年）為4.99小時，統計檢定亦發現無顯著差異。女性方面，則從最早出生世代的17.51小時降低至最晚出生世代的13.77小時，達顯著差異 ( $p < .01$ )，事後比較顯示主要差異來自於1937-1955年與1968-1991年出生世代。

接著，使用個人占夫妻家務時數總和的比例作為家務分工的測量方式，如此更可以突顯家務分工的情形。除表3呈現數值外，圖1再將時期與出生世代的家務分工比例變化呈現出來。從時期別的角度

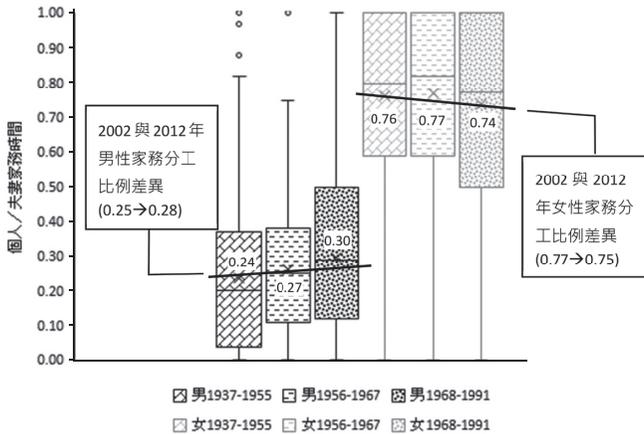


圖1 夫妻家務分工比例時期與出生世代變化

度來看，男性從2002年的0.25上升至2012年的0.28，達顯著差異（ $p < .10$ ），女性則從2002年的0.77下降至2012年的0.75，未呈現顯著差異。

出生世代角度來看，女性從事家務分工的比例從早期出生世代到晚期出生世代亦有下降（0.76下降至0.74），但未達顯著差異。男性則有上升，從最早出生世代的0.24到最晚出生世代的0.30，變異數分析（analysis of variance, ANOVA）檢定呈現顯著差異（ $p < .01$ ），主要差異也同樣來自於最早與最晚出生世代。

綜合上述分析，當從出生世代的角來看，男性家務時間未呈現顯著差異，男性家務分工比例卻顯著下降，表示此下降來自於配偶家務時間的下降，從數字來看，確實也觀察到配偶家務時數呈現顯著下降（ $p < .001$ ）。所以，即使男性家務分工的比例增加，家務分工可說並未朝向性別平權方向發展太多。

女性方面，家務時間顯著下降，不過女性家務分工比例卻未呈現顯著下降，這可能意味著其配偶的家務時間也跟著下降了，從數值上來看確實如此，女性配偶家務時間呈現顯著下降（ $p < .05$ ），而之所以能如此，可能是因為家庭型態的轉變，或是家務由機器或他人執行

的情形增加了，進而使得整體家務量下降。因此可以說，即使女性家務時間下降了，女性仍然負擔了多數的家務，男性僅約占三成。

## (二) 性別角色態度變化分析

不分男女時，性別角色態度的平均分數為2.97分（表2），當男女分開看時，可以看到女性（3.11分）高於男性（2.83分），顯示女性的性別角色態度比男性來得開放、平權（ $p < .001$ ）。圖2顯示從時期與出生世代觀察時，男性與女性的性別角色態度變化。從時期別來說，無論男性與女性皆有顯著的增加，男性從2002年的平均分數2.71

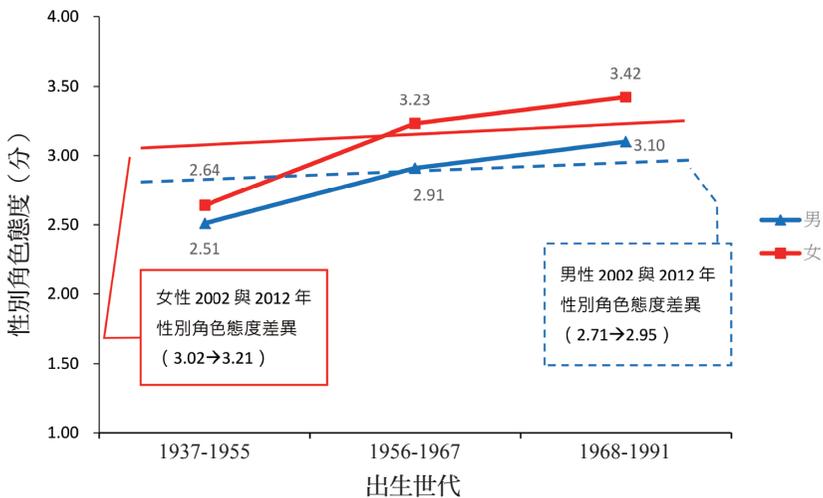


圖2 性別角色態度時期與出生世代變化

- 註：1. 1937-1955年出生世代未呈現顯著性別差異。  
 2. 1956-1967年出生世代存在顯著性別差異（ $p < .001$ ）。  
 3. 1968-1991年出生世代呈現顯著性別差異（ $p < .01$ ）。  
 4. 2002年（ $p < .001$ ）與2012年（ $p < .01$ ）存在顯著性別差異。  
 5. 男性呈現顯著調查年（ $p < .01$ ）與出生世代差異（ $p < .001$ ,  $F = 22.05$ ），差異來自1937-1955年出生世代。  
 6. 女性呈現顯著調查年（ $p < .05$ ）與出生世代差異（ $p < .001$ ,  $F = 35.59$ ），差異來自1937-1955年出生世代。  
 7. 本圖彩色版本請見線上版（<https://goo.gl/9CgARX>）。

分上升至2012年的2.95分 ( $p < .01$ )，女性則從2002年的3.02分上升至2012年3.21分 ( $p < .05$ )。再從出生世代來看，男性從1937-1955年出生世代的2.51分上升至1968-1991年出生世代的3.10分 ( $p < .001$ )，女性則從1937-1955年出生世代的2.64分上升至1968-1991年出生世代的3.42分 ( $p < .001$ )。此外，1937-1955年出生世代中已婚男女的性別角色態度相近，無論男女皆較為偏向傳統的性別角色態度。之後男性與女性的性別角色態度都增加了，女性顯著高於男性（1956-1967年 $p < .001$ 與1968-1991年 $p < .01$ ），且女性增加的幅度大於男性。

### （三）家務知行樣態變化分析

由上述家務分工與性別角色態度的變化可以推敲家務分工的知行落差情形不僅存在，而且可能愈來愈明顯。男性方面，家務分工比例雖然上升，但實際的家務付出卻沒有顯著的增加，性別角色態度又朝向現代，符合本研究所界定之男性知行落差。相反的，女性持續從事大部分的家務，而且其性別角色態度正向改變的幅度大於男性，因而顯現了女性知行落差的可能性。

圖3與圖4將本研究所建構之家務知行樣態組合（表1）按性別、時期與出生世代描繪出來，以觀察家務知行樣態的變化。「知行落差」對於男性來說，意味著雖持性別平權的態度，但卻未能相應地反應在實際的家務從事上，觀念走在實際行為前面。從圖3可以看到，對於男性而言，「態度傳統、家務低度」原為最大的一類，但此類型隨著時期（46.6下降至35.3%）與出生世代（54.6下降至26.3%）逐漸減少。知行落差的兩個類型，即「態度中等、家務低度」與「態度現代、家務低度」的總和則隨時期（28.1上升至33.9%）與出生世代（21.3上升至37.1%）增加，且無論時期 ( $p < .01$ ) 或出生世代 ( $p < .001$ ) 都達到顯著差異。

在此二類男性家務知行落差中，「態度中等、家務低度」可說是低度知行落差，而「態度現代、家務低度」則可說是高度知行落差。高度知行落差類型的比例仍大於低度知行落差類型許多，但就成長幅

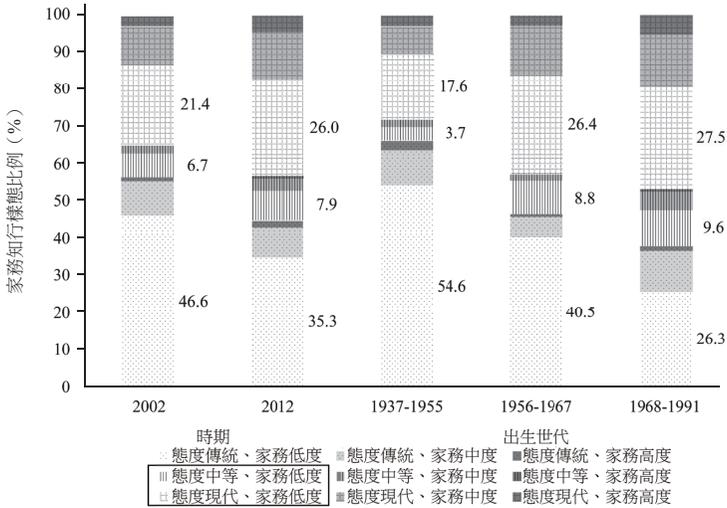


圖3 男性家務知行樣態之時期與出生世代變化

註：統計檢定顯示家務知行樣態存在顯著調查年 ( $p < .01$ )、出生世代差異 ( $p < .001$ )。

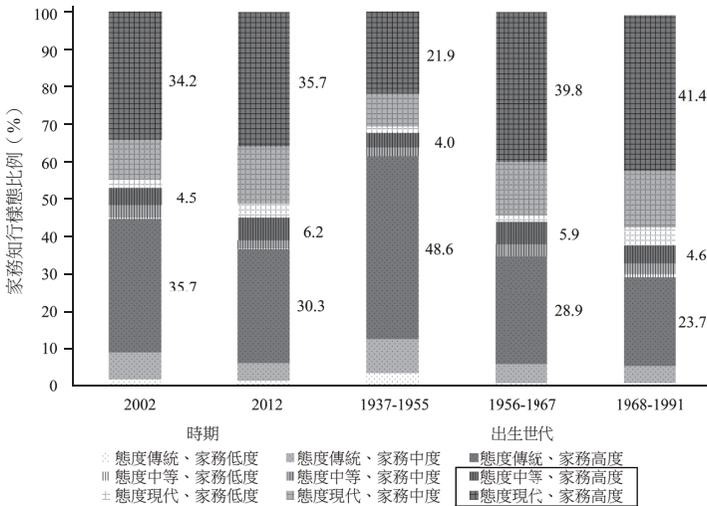


圖4 女性家務知行樣態之時期與出生世代變化

註：統計檢定顯示家務知行樣態存在顯著調查年差異 ( $p < .10$ )，出生世代則具顯著差異 ( $p < .001$ )。

度來說，低度知行落差類型 ( $(9.6 - 3.7)/3.7 \times 100\% = 159.46\%$ ) 則是大大於高度知行落差類型 ( $(27.5 - 17.6)/17.6 \times 100\% = 56.25\%$ )。所以就整體來說，雖然男性的家務知行落差擴大了，而且主要來自於高度知行落差的樣態，但是就變化趨勢來說，其發展方向較為審慎樂觀。

對於女性來說，「知行落差」意味著雖持平權的性別態度，但是在行為上仍然負擔多數的家務，突顯固有的傳統性別分工型態。從圖4可以看到，女性方面，「態度傳統、家務高度」原為最大的一類，但此類型隨著時期 (35.70下降至30.30%) 與出生世代減少 (48.6下降至23.70%)。知行落差的兩個類型，即「態度中等、家務高度」與「態度現代、家務高度」的總和同樣隨時期 (38.70上升至41.90%) 與出生世代 (25.9上升至46.0%) 增加了，且呈現顯著時期別 ( $p < .10$ ) 與出生世代別則具顯著差異 ( $p < .001$ )。

在此二類女性家務知行落差中，「態度中等、家務高度」可說是低度知行落差，而「態度現代、家務高度」則可說是高度知行落差。進一步觀察可以看到，高度知行落差類型的比例仍大大於低度知行落差類型許多，但就成長幅度來說則與男性不同，高度知行落差類型 ( $(41.4 - 21.9)/21.9 \times 100\% = 89.04\%$ ) 大大於低度知行落差類型 ( $(4.6 - 4.0)/4.0 \times 100\% = 15.00\%$ )。所以就整體來說，女性的知行落差隨著出生世代變大，而且主要增加來自於高度知行落差類型，不僅如此，成長趨勢又以高度知行落差類型較高，也就是在整體狀況不佳的情形中，又朝往更壞的方向變化，未如男性般可能朝向樂觀的修正。

## 二、家務知行樣態影響因素分析

在描繪出家務知行樣態的變化後，接下來要針對影響知行落差的因子加以瞭解。本研究以家務分工比例及性別角色態度的高低劃分出三個不同的家務知行樣態：「無知行落差—傳統」、「知行落差」、「無知行落差—現代」，嘗試瞭解影響個人家務態度與行為間落差的影響因素，其中特別著重相對可得時間與相對收入的影響情形。

## (一) 已婚男性家務知行樣態影響因素分析

已婚男性家務知行樣態的分析呈現於表4。分析顯示，家務知行樣態沒有顯著的時期別差異，而有顯著的出生世代別差異。與「知行落差」、「無知行落差—現代」者相比，出生世代愈早愈容易成為「無知行落差—傳統」者，「知行落差」與「無知行落差—現代」者則沒有顯著差異。因此，隨著出生世代愈晚，「知行落差」與「無知行落差—現代」者將愈來愈多。

*H1a*僅獲得部分支持，<sup>4</sup>因僅在「無知行落差—傳統」與「無知行落差—現代」者相較時才顯示差異 ( $p < .10$ )。相對工時在「無知行落差—傳統」與「知行落差」者的比較上則未達顯著。

相對資源論方面，已婚男性的相對收入具顯著影響效果，相對收入愈高愈容易成為「無知行落差—傳統」與「知行落差」者，故*H2a*獲得支持。這背後反映的可能是即使當代男性性別角色態度已較朝向平權發展，仍無法轉化為實際的家務行動，而在具備協商籌碼的前提下，就將不欲的家務排除了。相對收入在「無知行落差—傳統」與「知行落差」者的比較上則未達顯著。

其他變項在家務知行樣態的影響差異也提供了知行落差的來源。與「無知行落差—傳統」者相比，教育程度愈高的已婚男性愈容易成為「知行落差」與「無知行落差—現代」者。同住學齡人數增加成為「無知行落差—傳統」與「知行落差」者的機率也增加，同住學齡人數的效果反映的應是家庭生命週期所產生的經濟需求及個人職涯發展階段所帶來的勞動量提高，使得男性更容易避開家務負擔。如此排除家務的情形，若再持有偏向現代的性別角色態度，便產生了男性的知行落差。母親教育則是顯著地使「知行落差」減少 ( $p < .05$ )。

4 以平均數取代遺漏值的分析中(附錄一)，相對工時在「無知行落差—現代」與「無知行落差—傳統」( $p < .05$ )、「知行落差」( $p < .10$ )者的比較上則有顯著差異。

表4 家務知行樣態影響因素分析

變項	知行落差vs. 無知行落差—傳統		無知行落差—現代vs. 無知行落差—傳統		知行落差vs. 無知行落差—現代		其他vs. 無知行落差—傳統	
	0.171 (0.198)	0.039 (0.262)	0.039 (0.262)	0.132 (0.260)	0.132 (0.260)	-0.107 (0.283)		
男性 <sup>a</sup>								
調查年 (比較基準：2002年)								
2012年	0.171 (0.198)	0.039 (0.262)	0.039 (0.262)	0.132 (0.260)	0.132 (0.260)	-0.107 (0.283)		
出生世代 (比較基準：1968-1991年)								
1937-1955年	-1.015 (0.280) <sup>***</sup>	-1.249 (0.363) <sup>**</sup>	-1.249 (0.363) <sup>**</sup>	0.234 (0.361)	0.234 (0.361)	-0.786 (0.375) <sup>*</sup>		
1956-1967年	-0.62 (0.239) <sup>*</sup>	-0.82 (0.305) <sup>**</sup>	-0.82 (0.305) <sup>**</sup>	0.200 (0.289)	0.200 (0.289)	-1.097 (0.366) <sup>**</sup>		
教育程度百分等級	0.022 (0.004) <sup>***</sup>	0.024 (0.006) <sup>***</sup>	0.024 (0.006) <sup>***</sup>	-0.002 (0.005)	-0.002 (0.005)	0.009 (0.006)		
母親教育程度百分等級	-0.013 (0.009)	0.006 (0.009)	0.006 (0.009)	-0.020 (0.009) <sup>*</sup>	-0.020 (0.009) <sup>*</sup>	-0.006 (0.013)		
同住學齡前人數	-0.212 (0.121) <sup>#</sup>	-0.206 (0.165)	-0.206 (0.165)	-0.006 (0.168)	-0.006 (0.168)	-0.095 (0.155)		
同住學齡人數	0.110 (0.087)	-0.306 (0.136) <sup>*</sup>	-0.306 (0.136) <sup>*</sup>	0.417 (0.132) <sup>**</sup>	0.417 (0.132) <sup>**</sup>	-0.213 (0.148)		
同住成年人數	-0.011 (0.056)	-0.104 (0.084)	-0.104 (0.084)	0.093 (0.084)	0.093 (0.084)	0.133 (0.077) <sup>#</sup>		
夫妻工時總和	0.000 (0.003)	0.004 (0.004)	0.004 (0.004)	-0.004 (0.004)	-0.004 (0.004)	0.000 (0.004)		
個人工時/夫妻工時	-0.179 (0.545)	-1.265 (0.715) <sup>#</sup>	-1.265 (0.715) <sup>#</sup>	1.086 (0.730)	1.086 (0.730)	-1.460 (0.717) <sup>*</sup>		
夫妻收入總和	0.006 (0.025)	0.068 (0.028) <sup>*</sup>	0.068 (0.028) <sup>*</sup>	-0.062 (0.026) <sup>*</sup>	-0.062 (0.026) <sup>*</sup>	0.013 (0.037)		
個人收入/夫妻收入	-0.653 (0.516)	-2.916 (0.669) <sup>***</sup>	-2.916 (0.669) <sup>***</sup>	2.264 (0.686) <sup>**</sup>	2.264 (0.686) <sup>**</sup>	-0.837 (0.674)		
截距	0.022 (0.556)	1.167 (0.691) <sup>#</sup>	1.167 (0.691) <sup>#</sup>	1.145 (0.686)	1.145 (0.686)	0.352 (0.734)		

表4 家務知行樣態影響因素分析 (續)

變項	知行落差vs. 無知行落差—傳統		無知行落差—現代vs. 無知行落差—傳統		知行落差vs. 無知行落差—現代		其他vs. 無知行落差—傳統	
	0.157 (0.191)	0.297 (0.239)	-0.140 (0.216)	-0.356 (0.319)				
女性 <sup>b</sup>								
調查年 (比較基準：2002年)								
2012年	0.157 (0.191)	0.297 (0.239)	-0.140 (0.216)	-0.356 (0.319)				
出生世代 (比較基準：1968-1991年)								
1937-1955年	-0.620 (0.293) <sup>*</sup>	-0.713 (0.366) <sup>#</sup>	0.094 (0.340)	-0.142 (0.466)				
1956-1967年	0.107 (0.242)	-0.116 (0.296)	0.223 (0.258)	-0.118 (0.437)				
教育程度百分等級	0.024 (0.005) <sup>***</sup>	0.026 (0.006) <sup>***</sup>	-0.002 (0.005)	0.007 (0.008)				
母親教育程度百分等級	0.009 (0.011)	0.013 (0.011)	-0.005 (0.008)	0.016 (0.016)				
同住學齡前人數	0.063 (0.124)	-0.039 (0.161)	0.102 (0.143)	-0.047 (0.209)				
同住學齡人數	0.007 (0.092)	-0.088 (0.122)	0.095 (0.112)	-0.263 (0.170)				
同住成年人數	0.078 (0.057)	0.057 (0.074)	0.021 (0.067)	-0.041 (0.096)				
夫妻工時總和	0.001 (0.003)	0.003 (0.003)	-0.002 (0.003)	0.000 (0.004)				
個人工時/夫妻工時	0.829 (0.529)	1.835 (0.691) <sup>**</sup>	-1.005 (0.671)	0.747 (0.734)				
夫妻收入總和	-0.002 (0.025)	0.029 (0.029)	-0.031 (0.024)	-0.056 (0.049)				
個人收入/夫妻收入	-0.041 (0.527)	1.274 (0.670) <sup>#</sup>	-1.315 (0.651) <sup>*</sup>	0.784 (0.719)				
截距	-1.090 (0.421) <sup>*</sup>	-3.098 (0.568) <sup>***</sup>	2.008 (0.527) <sup>***</sup>	-1.383 (0.678) <sup>*</sup>				

註：表中數值為B值，括號內為標準誤。

<sup>a</sup>N = 820, -2Log Likelihood = 1,793.454, df = 36, p < .001. <sup>b</sup>N = 821, -2Log Likelihood = 1,830.448, df = 36, p < .001.

\*\*\* p < .001; \*\* p < .05; # p < .10.

## (二) 已婚女性家務知行樣態影響因素分析

已婚女性家務知行樣態的分析呈現於表4。分析顯示，家務知行樣態沒有顯著的時期別差異，而有顯著的出生世代別差異。與「知行落差」、「無知行落差—現代」( $p < .10$ )者相比，1937-1955年出生世代愈容易成為「無知行落差—傳統」者，「知行落差」與「無知行落差—現代」者則沒有顯著差異。因此，隨著出生世代愈晚，「知行落差」與「無知行落差—現代」者將愈來愈多。

個人相對工作時數使已婚女性成為「無知行落差—現代」者的機率增機，「無知行落差—傳統」者的機率則下降，「知行落差」與「無知行落差—現代」者相比則沒有顯著差異，故H1b獲得部分支持。<sup>5</sup>

相對收入對於家務知行樣態亦具影響效果，無論與「無知行落差—傳統」( $p < .10$ )者或是「知行落差」者相比，收入愈高的已婚婦女愈容易成為「無知行落差—現代」者，假設H2b獲得支持。

教育在家務知行樣態的影響差異也提供了知行落差的來源。與「無知行落差—傳統」者相比，教育程度愈高的已婚女性愈容易成為「知行落差」與「無知行落差—現代」者。母親教育與家庭組成因素則不帶來顯著差異。

## 三、家務知行樣態與家務分工影響因素比較探討

在瞭解家務知行樣態的影響因素後，接著將進一步將相同的影響因素在家務分工的影響情形做一比較，期待透過相同因素對於家務分工與家務知行樣態有什麼相同或相異的影響效果，能對於複雜的家務分工機制有更進一步的瞭解。例如當某個影響因素對於男性的家務從事具顯著負向影響效果，家務知行樣態分析又顯示容易發生知行落差，此因素

5 以平均數取代遺漏值的分析中(附錄一)，相對工時在「知行落差」與「無知行落差—現代」相比有顯著差異。

對於男性家務從事的影響即可能僅止於認知與態度層面，而未能帶來實質的行為改變。又如對於女性而言，若某影響因素可降低家務負擔比例，又可降低知行落差的發生，此影響因素對於家務的平權就更顯現其重要性，因其使女性不至於困在家務態度與行為落差的困境中。

為要進行上述比較，需先執行家務分工的影響因素分析，分析結果顯示於表5。對於已婚男性而言，相對工時愈高，家務負擔愈少；對女性而言，相對工時的影響則未達顯著水準，無法影響家務從事的

表5 家務分工影響因素分析

變項	男性	女性
調查年（比較基準：2002年）		
2012年	-0.012 (0.015)	-0.008 (0.016)
出生世代（比較基準：1968-1991年）		
1937-1955年	-0.043 (0.021)	0.015 (0.025)
1956-1967年	-0.031 (0.018)	0.071 (0.020)
教育程度百分等級	0.088 (0.000)*	-0.108 (0.000)*
母親教育程度百分等級	0.079 (0.001)*	-0.035 (0.001)
同住學齡前人數	0.006 (0.009)	0.065 (0.011)#
同住學齡人數	-0.090 (0.007)**	0.067 (0.008)#
同住成年人數	0.017 (0.004)	0.018 (0.005)
夫妻工時總和	0.014 (0.000)	0.019 (0.000)
個人工時／夫妻工時	-0.105 (0.040)*	-0.040 (0.045)
性別角色態度（比較基準：傳統）		
非傳統	0.092 (0.015)**	-0.078 (0.016)*
夫妻收入總和	0.135 (0.002)**	-0.038 (0.002)
個人收入／夫妻收入總和	-0.189 (0.038)***	-0.216 (0.044)***
<i>N</i>	820	821
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.181	0.114
Adjusted- <i>R</i> <sup>2</sup>	0.168	0.099
<i>F</i>	13.738	7.948
<i>p</i>	< .001	< .001

註：表中數值為標準化*B*值，括號內為標準誤。

\*\*\**p* < .001; \*\**p* < .01; \**p* < .05; #*p* < .10.

多寡，顯示女性家務勞動的分工更受其他因素的影響。性別角色態度的影響力達顯著，男性性別角色態度愈現代，家務分工比例愈高，女性則愈低，這與過去理論預測相同。相對資源論的解釋力很明確，對於男性與女性而言，自身收入占配偶雙方收入總和比例愈高，自身從事的家務皆愈少。

教育程度顯著影響家務分工，男性教育程度愈高，家務負擔比例愈高，女性則愈低。母親教育程度顯著影響男性家務分工比例，母親教育程度愈高，男性從事家務比例愈高。此外，同住學齡人數如過去研究，反而顯著降低已婚男性的家務負擔。

綜合以上，性別角色論與相對資源論對於家務分工的解釋在已婚男性與女性皆成立，時間可得論則僅對男性有解釋力。性別角色態度對於家務分工的平權具有顯著的影響，但是仍然不容忽視的是在性別角色態度朝向現代，家務分工卻遲遲未見平權的情形下，反倒凸顯了家務知行落差現象的存在。

進一步根據上述的研究發現可進行家務知行樣態與家務分工影響因素的比較。首先，教育是個值得觀察的點，特別是在已婚女性中更加明確。在男性可以觀察到，教育雖提升已婚男性的家務從事，此與家務知行樣態影響因素分析中，教育程度高者不容易成為「無知行落差—傳統」者的分析結果相呼應。但是當將知行落差一併檢視時，卻也發現教育可能帶出家務的知行落差。所以雖然教育促進他們性別角色態度的平權化（男性「知行落差」者的性別角色態度偏向平權），但是卻可能無法帶來家務態度與行為的同時改變。若僅是從家務分工的分析結果來看，將可能高估教育的效應，而忽略教育伴隨而來的負向情形，這是在單純進行家務分工影響因素分析時無法看見的。

對於女性而言，教育對於家務分工的影響情形同樣可能使我們忽略知行落差者的存在。家務分工影響因素的分析中顯示，教育能顯著減少已婚女性的家務從事，然而在家務知行樣態影響因素的分析中則顯示，高教育女性不僅容易成為「無知行落差—現代」者，卻也可能

容易成為「知行落差」者。這也就是說，教育的提升雖能夠改善家務分工，但如果不能同時注意到高等教育已婚女性亦可能陷在家務知行落差的夾縫中，等同於便忽略了她們所面臨的困境，此觀察亦揭露單純針對家務分工影響因素進行分析時可能忽略的現象。

此外，家務分工影響因素的分析可以看到，收入可以顯著降低男性的家務分工比例，而家務知行樣態的分析則進一步顯示，男性收入愈高，成為「無知行落差—傳統」與「知行落差」者的機會提高。所以，透過家務知行樣態的分析可以推進家務分工影響因素的分析，顯現出男性在隨著收入而降低家務從事的同時，部分乃抱持著偏向現代的性別角色態度，形成行為與態度不符的情形。對於已婚女性而言，在家務分工影響因素的分析中，已婚女性收入愈高，從事的家務愈少，而家務知行樣態的分析則顯示，當我們將知行落差的情形納入考量，還可以看到收入愈高的女性亦愈不容易陷入性別角色的態度與實際家務間的矛盾之中，這大大凸顯了女性收入對於打破家務分工不平等的重要意義。

## 伍、結論與討論

本研究首先從時期與出生世代演進的角度檢視家務分工、性別角色態度與家務知行樣態的變遷，補充臺灣2000年後家務分工相關研究較為減少的缺口。接著，本研究進行家務知行樣態影響因素分析，以瞭解什麼因素容易致使不同家務知行樣態的出現，其中特別關照「時間可得論」與「相對資源論」的解釋力。再者，透過將家務知行樣態與家務分工影響因素的比較，嘗試推展過去單純進行後者分析時可能忽略的現象。

家務分工、性別角色態度與家務知行樣態時期與出生世代別的分析指出，家務分工持續高度性別不平等，性別角色態度卻無論男女，皆往平權靠近，兩股趨勢背離的情形下，本文指出家務分工知行落差

的存在。從時期別來看，似乎未能觀察到家務知行落差的改變，不過若從出生世代的角度來看，則無論是男女皆可以觀察到早期出生世代皆更容易是「無知行落差—傳統」者，晚期出生世代則更容易是「知行落差」與「無知行落差—現代」者。晚期出生世代是否真能成為無知行落差的家庭分工平權實踐者還有待商榷，但隨著性別角色態度逐漸朝向平權，而家務分工的不均又遲遲未能突破的情形下，家務的知行落差者可能才是晚期出生世代中最明顯的一群。

本文再進一步指出家務知行落差隨出生世代的擴大存在性別差異，男性知行落差仍以高度知行落差類型（態度現代、家務低度）為主，但低度知行落差類型（態度中等、家務低度）的漲幅較大，因此或許會緩慢地往樂觀方向修正。女性方面則沒有這樣的現象，知行落差的比率同樣隨著出生世代擴大，而且主要的成長來自於知行落差較高的樣態（態度現代、家務高度），而非較低的樣態（態度中等、家務高度），此內部的變化可能就是家務分工遲遲無法從傳統過渡到平權的原因之一。

家務知行落差顯現除了是態度與行為間無法合一外，亦可能是過去常見的性別角色態度測量方式逐漸無法捕捉真實差異。近年，臺灣社會對於性別平權議題較為重視，明顯的性別歧視較不易見於個人的公開論述，若出現也較過去容易受到檢視與批判，這可能使得一般大眾傾向以「政治正確」的答案來回應「男主外、女主內」論述，進而使得捕捉性別角色態度概念時有所失真，這可能是知行落差逐漸增加的原因之一，也就導致無法精確掌握其與家務分工關係的問題。不僅如此，性別本質論、性別刻板印象等與「男主外、女主外」相似的傳統性別區隔論述亦受到學者反思，並指出其對於性別不平等的解釋力減弱的情形（Cech 2013），這顯示如何捕捉變遷中的性別角色態度將是後續研究必須處理的問題。

時間可得論在過去家務分工的研究中並未有一致的發現，本研究家務知行樣態影響因素分析中，時間可得論則獲得部分支持。對於已

婚男性而言，工作時數愈高，愈容易成為性別角色傳統且低度家務的「無知行落差—傳統」者，而無法促使在態度與行為上皆朝向平權的「無知行落差—現代」者出現。

對於已婚女性來說，工作時數提高，愈容易成為「無知行落差—現代」者，也就是在性別角色態度偏向現代的同時亦能從事較少的家務。這樣的發現，相較於過去一些研究（如張志堯 2003）指出女性勞動工時無法影響丈夫家務參與是較為樂觀的。顯現女性在勞動與家務間可稍做取捨。不過要特別點出的是，這是已婚女性內部相較的情形，家務分工仍相當不平等，女性在勞動與家務間的拉扯仍非常明顯。

相對資源論對於家務知行樣態有明確的解釋力。對於已婚男性來說，收入愈高愈容易成為「無知行落差—傳統」、「知行落差」者。已婚女性方面，收入愈高愈容易成為「無知行落差—現代」者，降低知行落差的發生。

無論是時間可得論或相對資源論的研究發現，都似乎反映著生產與再生產領域互斥的現象。當工作時間愈高、收入愈高時，無論由於可得時間或是協商籌碼，都使已婚男性愈不容易、已婚女性愈容易成為「無知行落差—現代」者。對於男性來說，自然是將其從家庭中拉出，對於女性來說，雖然是從家庭的高度負荷中釋出，但是也等同於在宣告家庭與工作站在對立面，相互拉扯。當個人長久只能在外部生存與家庭活動中取其一出勞動，對於家庭整體與家庭中個人長遠福祉可能帶來的衝擊值得更多的思辨與討論。

透過家務知行樣態與家務分工影響因素的比較，本文推進過去單純著眼於家務分工影響因素的研究發現。教育是過去進行家務分工影響因素分析時常見的變項，可增進男性、降低女性的家務分工。不過，透過與家務知行落差分析的比較卻發現，教育還可能使得男性與女性在家務知行落差更為明顯，也就是僅在性別角色態度上有所增長，但卻無法實際反映在每日家務的分工上。收入的影響是另一個值得關注的面向，對於男性而言，從兩個分析的比較可以得知，收入不

僅降低家務從事，而且可能是在性別角色態度偏向現代的情形下發生的，呈現出家務知行落差的情形。女性方面，收入不僅增加自身在家庭中的協商籌碼，也讓其性別角色態度實際反映在家務勞動中，同時降低女性家務負擔與知行落差的出現。

有幾個研究限制必須點出。首先，基於題項的限制，本研究最近期之資料僅能採用至2012年，對於更晚近的家務分工情形尚不能提供訊息，此將有待後續研究的持續關注。在研究架構的框限下，雖合併2002與2012年兩期的資料，合併後在樣本數上稍嫌不足。此外，影響家務分工的因素還有本文未能完全羅列的，例如無法獲得到府清潔、是否有家庭外部人力協助家務等資訊，它們亦可能對於分析結果產生影響。最後，所使用資料為多年期橫斷面資料，無法清楚區辨變項間的時序性，因此對於分析結果中的因果關係必須採取較為保守的態度來看待。

## 謝誌

本文為科技部「臺灣性別角色態度、家庭價值觀與婚姻行為的變遷：世代、性別與知行間的落差」計畫（MOST 106-2410-H-110-043 MY3）部分成果，曾於2018年臺灣社會學年宣讀，感謝評論人提供之修改建議。

## 參考文獻

- 王行、莫藜藜 [Wang, Shane and Li-li Mo] (1996) 已婚男性的家庭價值觀及其對家庭的需求之探究。東吳社會工作學報, 2: 57-114。  
“Family Values of Married Male in the Chinese Families.” *Soochow Journal of Social Work* 2: 57-114.
- 王舒芸、余漢儀 [Wang, Shu-Yung and Hon-Yei Annie Yu] (1997) 奶爸難為——雙薪家庭之父職角色初探。婦女與兩性學刊, 8: 115-149。“Fatherhood in Dual-Wage Family.” *Journal of Women and Gender Studies* 8: 115-149. doi:10.6255/JWGS.1997.8.115
- 行政院主計總處 [Directorate-General of Budget, Accounting and Statistics, Executive Yuan] (n.d.) 消費者物價指數及其年增率。  
<https://www.stat.gov.tw/public/data/dgbas03/bs3/inquire/cpispl.xls>  
(取用日期: 2020年8月1日)。“Time Series of Consumer Price Indices in Taiwan Area.” (Date visited: August 1, 2020).
- 呂玉瑕 [Lu, Yu-Hsia] (2011) 臺灣民眾性別角色態度的變遷: 1991-2001。臺灣社會學刊, 48: 51-94。“Changes in Gender-Role Attitudes in Taiwan, 1991-2001.” *Taiwanese Journal of Sociology* 48: 51-94. doi:10.6786/TJS.201112.0056
- 呂玉瑕、伊慶春 [Lu, Yu-Hsia and Chin-Chun Yi] (2005) 社會變遷中的夫妻資源與家務分工: 臺灣七〇年代與九〇年代社會文化脈絡的比較。臺灣社會學, 10: 41-94。“Conjugal Resources and the Household Division of Labor under Taiwanese Social Change: A Comparison between the 1970s and 1990s Social-Cultural Contexts.” *Taiwan Sociology* 10: 41-94. doi:10.6676/TS.2005.10.41
- 李美玲、楊亞潔、伊慶春 [Lee, Mei-Lin, Ya-Chieh Yang, and Chin-Chun Yi] (2000) 家務分工: 就業現實還是平等理念? 臺灣社會學刊, 24: 59-88。“The Division of Household Labor: Employment

Reality or Egalitarian Ideology.” *Taiwanese Journal of Sociology* 24: 59-88. doi:10.6786/TJS.200012.0059

唐先梅 [Tang, Shain-may] (2001) 雙薪家庭夫妻在不同家務項目之分工情形及個人影響因素。生活科學學報, 7: 105-131。 “A Study of How Household Chores Are Allocated and What They Are Affected by—For Only Dual-Earner Couples.” *Journal of Living Science* 7: 105-131.

唐先梅 [Tang, Shain-may] (2003) 雙薪家庭夫妻家務分工及家務公平觀之研究——都會區與非都會區之比較。臺灣鄉村研究, 1: 109-139。 “A Comparison of the Differences between Dual-Earner Families Living in Metropolitan and Non-Metropolitan Areas on the Housework Allocation and the Sense of Housework Fairness.” *Taiwanese Journal of Rural Studies* 1: 109-139.

教育部統計處 [Department of Statistics, Ministry of Education] (2018) 15歲以上人口教育程度 (86 ~ 106年度)。 [https://stats.moe.gov.tw/files/main\\_statistics/age15up.xls](https://stats.moe.gov.tw/files/main_statistics/age15up.xls) (取用日期: 2020年8月1日)。“15 Sui Yishang Renkou Jiaoyu Chengdu (86-106 Niandu).” (Date visited: August 1, 2020).

張志堯 [Chang, Chih-Yao] (2003) 雙薪家庭中階級與夫妻權力關係之探討。應用心理研究, 17: 187-221。 “The ‘Class’ Exhibition in Dual-Earner Family.” *Research in Applied Psychology* 17: 187-221.

張晉芬、李奕慧 [Chang, Chin-Fen and Yi-Hwei Li] (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。 “Women’s Housework, Men’s Housework: Explanations for the Continuing Gender Division of Housework.” *Journal of Social Sciences and Philosophy* 19(2): 203-229. doi:10.6350/JSSP.200706.0203

莫藜藜 [Mo, Li-li] (1997) 已婚男性家庭事務分工態度之研究。東吳

- 社會工作學報，3: 117-155。"Household Attitudes of Married Males in the Chinese Families." *Soochow Journal of Social Work* 3: 117-155.
- 蔡明璋 [Tsai, Ming-Chang] (2004) 臺灣夫妻的家務工作時間：親密關係的影響。臺灣社會學，8: 99-131。"The Effects of Intimate Relationships on Housework Time among Husbands and among Wives in Taiwan." *Taiwan Sociology* 8: 99-131. doi:10.6676/TS.2004.8.99
- 蕭英玲 [Hsiao, Ying-Ling] (2005) 臺灣的家務分工：經濟依賴及性別的影響。臺灣社會學刊，34: 115-145。"The Division of Household Labor in Taiwan: Economic Dependence and Gender." *Taiwanese Journal of Sociology* 34: 115-145. doi:10.6786/TJS.200506.0115
- 賴爾柔、黃馨慧 [Lai, Erh-Rou and Shin-Huey Hwang] (1996) 已婚男性參與家務分工之研究。婦女與兩性研究通訊，41: 10-18。"Yihun Nanxing Canyu Jiawu Fengong zhi Yanjiu." *Bulletin of Women and Gender Studies* 41: 10-18. doi:10.6256/FWGS.1996.41.10
- 戴翠菺 [Tai, Tsui-o] (2018) 家務分工你覺得公平嗎？女性的矛盾家務公平觀。https://twstreetcorner.org/2018/10/23/taitsuio/?fbclid=IwAR3BkLZQxqCcDlvzncpOuWJQxOJr\_avzbZs-y-p9LKLmyIDnbJv91WfSgbM (取用日期：2018年10月23日)。“Jiawu Fengong Ni Juede Gongping ma? Nüxing de Maodun Jiawu Gongping.” (Date visited: October 23, 2018).
- Altintas, E. and O. Sullivan. 2016. "Fifty Years of Change Updated: Cross-National Gender Convergence in Housework." *Demographic Research* 35: 455-470. doi:10.4054/DemRes.2016.35.16
- Becker, G. S. 1965. "A Theory of the Allocation of Time." *The Economic Journal* 75(299): 493-517. doi:10.2307/2228949
- Becker, G. S. 1981. *A Treatise on the Family*. Cambridge, MA: Harvard University Press.
- Berdahl, J. L. and S. H. Moon. 2013. "Workplace Mistreatment of Middle Class Workers Based on Sex, Parenthood, and Caregiving." *Journal of*

- Social Issues* 69(2): 341-366. doi:10.1111/josi.12018
- Bianchi, S. M., J. P. Robinson, & M. A. Milkie. 2006. *Changing Rhythms of American Family Life*. New York, NY: Russell Sage Foundation.
- Bittman, M., P. England, L. Sayer, N. Folbre, and G. Matheson. 2003. "When Does Gender Trump Money? Bargaining and Time in Household Work." *American Journal of Sociology* 109(1): 186-214. doi:10.1086/378341
- Brines, J. 1994. "Economic Dependency, Gender, and the Division of Labor at Home." *American Journal of Sociology* 100(3): 652-688. doi:10.1086/230577
- Cech, E. A. 2013. "The Self-Expressive Edge of Occupational Sex Segregation." *American Journal of Sociology* 119(3): 747-789. doi:10.1086/673969
- Esping-Andersen, G. 2009. *The Incomplete Revolution: Adapting to Women's New Roles*. Cambridge, UK: Polity Press.
- Gracia, P. 2014. "Fathers' Child Care Involvement and Children's Age in Spain: A Time Use Study on Differences by Education and Mothers' Employment." *European Sociological Review* 30(2): 137-150. doi:10.1093/esr/jcu037
- Lu, Y.-H. 2003. "Attitudes Toward Gender Role: Changes in Taiwan, 1991-2001." Paper presented at the International Conference on Intergenerational Relations in Families' Life Course. Taipei, Taiwan, March 12-14.
- McGill, B. S. 2014. "Navigating New Norms of Involved Fatherhood: Employment, Fathering Attitudes, and Father Involvement." *Journal of Family Issues* 35(8): 1089-1106. doi:10.1177/0192513X14522247
- Ross, C. E. 1987. "The Division of Labor at Home." *Social Forces* 65(3): 816-833. doi:10.2307/2578530

- South, S. J. and G. Spitze. 1994. "Housework in Marital and Nonmarital Households." *American Sociological Review* 59(3): 327-347. doi:10.2307/2095937
- Sullivan, O. 2011. "An End to Gender Display through the Performance of Housework? A Review and Reassessment of the Quantitative Literature Using Insights from the Qualitative Literature." *Journal of Family Theory & Review* 3(1): 1-13. doi:10.1111/j.1756-2589.2010.00074.x
- Tsuya, N. O. and L. L. Bumpass. 1998. "Time Allocation between Employment and Housework in Japan, South Korea, and the United States." Pp. 83-104 in *The Changing Family in Comparative Perspective: Asia and the United States*, edited by K. O. Mason, N. O. Tsuya, and M. K. Choe. Honolulu, HI: East-West Center.

## 附錄一：家務知行樣態影響因素分析 (連續變項之遺漏值以平均數取代)

變項	知行落差vs. 無知行落差—傳統		無知行落差—現代vs. 無知行落差—傳統		知行落差vs. 無知行落差—現代		其他vs. 無知行落差—傳統	
男性 <sup>a</sup>								
調查年 (比較基準：2002年)								
2012年	0.223 (0.187)		0.176 (0.247)		0.047 (0.246)		-0.050 (0.267)	
出生世代 (比較基準：1968-1991年)								
1937-1955年	-0.887 (0.267)**		-1.123 (0.345)**		0.236 (0.343)		-0.786 (0.360)*	
1956-1967年	-0.498 (0.227)*		-0.738 (0.285)*		0.240 (0.270)		-1.027 (0.341)**	
教育程度百分等級	0.021 (0.004)***		0.022 (0.005)***		-0.002 (0.005)		0.008 (0.006)	
母親教育程度百分等級	-0.012 (0.009)		0.006 (0.009)		-0.018 (0.009)*		-0.006 (0.013)	
同住學齡前人數	-0.204 (0.115) <sup>#</sup>		-0.195 (0.157)		-0.010 (0.159)		-0.060 (0.147)	
同住學齡人數	0.060 (0.083)		-0.264 (0.125)*		0.323 (0.122)**		-0.200 (0.138)	
同住成年人數	-0.004 (0.054)		-0.094 (0.079)		0.090 (0.079)		0.117 (0.075)	
夫妻工時總和	0.000 (0.003)		0.005 (0.004)		-0.004 (0.004)		-0.002 (0.004)	
個人工時/夫妻工時	-0.369 (0.519)		-1.515 (0.679)*		1.146 (0.691) <sup>#</sup>		-1.542 (0.685)*	
夫妻收入總和	0.007 (0.024)		0.070 (0.027)*		-0.063 (0.025)*		0.015 (0.035)	
個人收入/夫妻收入	-0.267 (0.479)		-2.599 (0.616)***		2.332 (0.632)***		-0.838 (0.629)	

變項	知行落差vs. 無知行落差—傳統	無知行落差—現代vs. 無知行落差—傳統	知行落差vs. 無知行落差—現代	其他vs. 無知行落差—傳統
截距	-0.193 (0.541)	1.016 (0.662)	-1.209 (0.660) <sup>#</sup>	0.572 (0.707)
女性 <sup>b</sup>				
調查年 (比較基準: 2002年)				
2012年	0.267 (0.175)	0.377 (0.223) <sup>#</sup>	-0.109 (0.202)	-0.139 (0.287)
出生世代 (比較基準: 1968-1991年)				
1937-1955年	-0.398 (0.267)	-0.582 (0.337) <sup>#</sup>	0.185 (0.314)	0.023 (0.431)
1956-1967年	0.166 (0.220)	-0.164 (0.270)	0.330 (0.236)	-0.076 (0.398)
教育程度百分等級	0.025 (0.005) <sup>***</sup>	0.030 (0.005) <sup>***</sup>	-0.006 (0.005)	0.004 (0.008)
母親教育程度百分等級	0.006 (0.010)	0.012 (0.010)	-0.006 (0.007)	0.010 (0.015)
同住學齡前人數	0.051 (0.113)	-0.076 (0.151)	0.127 (0.136)	-0.072 (0.194)
同住學齡人數	0.047 (0.084)	-0.066 (0.113)	0.113 (0.104)	-0.230 (0.154)
同住成年人數	0.075 (0.053)	0.042 (0.070)	0.033 (0.063)	-0.027 (0.089)
夫妻工時總和	0.002 (0.003)	0.004 (0.003)	-0.002 (0.003)	0.001 (0.004)
個人工時 / 夫妻工時	0.322 (0.450)	1.604 (0.595) <sup>**</sup>	-1.282 (0.575) <sup>*</sup>	0.281 (0.635)
夫妻收入總和	0.011 (0.024)	0.023 (0.028)	-0.012 (0.022)	-0.023 (0.044)
個人收入 / 夫妻收入	0.335 (0.433)	1.379 (0.561) <sup>*</sup>	-1.044 (0.540) <sup>#</sup>	1.337 (0.596) <sup>*</sup>
截距	-1.308 (0.391) <sup>**</sup>	-3.245 (0.533) <sup>***</sup>	-0.109 (0.202) <sup>***</sup>	-1.766 (0.638) <sup>**</sup>

註: 表中數值為B值, 括號內為標準誤。

<sup>a</sup>N = 904, -2Log Likelihood = 2,006.805, df = 36, p < .001. <sup>b</sup>N = 965, -2Log Likelihood = 2,158.543, df = 36, p < .001.

\*\*\*, p < .001; \*\*, p < .05; #, p < .10.

# Attitude-Behavior Gap of Gender Equality in the Division of Household Labor

Kang-Jung Weng\* Ching-Li Yang\*\* Syuan-Li Renn\*\*\*

## Abstract

Past research has shown that gender role attitude plays an important part in the division of domestic work. However, as gender role attitudes become more egalitarian, the division of housework remains traditional, with women still doing most of the work. The two opposite trends signify the attitude-behavior gap of housework. Using data from the Taiwan Social Change Survey 2002 and 2012, we aim to answer three questions. First, how has the division of domestic work, gender role attitude, and the gap between them changed? Second, what are the factors influencing the attitude-behavior gap? Third, what can we learn through the comparison of the factors influencing the division of housework and the attitude-behavior gap? The results show that (1) gender role attitudes are becoming more egalitarian for both men and women. Men's share of housework is rising due to a decrease in total housework time, not their increase time on housework. The attitude-behavior gap has worsened more for women than men, due to a higher increase of women possessing modern gender role

---

\* Assistant Professor, Department of Social Welfare, National Chung Cheng University.  
Corresponding author.

E-mail: [kjwong5526@gmail.com](mailto:kjwong5526@gmail.com)

\*\* Professor, Department of Sociology, National Sun Yat-sen University.  
E-mail: [clyang0516@g-mail.nsysu.edu.tw](mailto:clyang0516@g-mail.nsysu.edu.tw)

\*\*\* Master, Department of Sociology, National Sun Yat-sen University.  
E-mail: [p87403@gmail.com](mailto:p87403@gmail.com)

attitudes and a higher share of housework. (2) Available time and relative resources theories, especially the latter, explain the attitude-behavior types both for men and women. Higher work time and income lead to a decrease and increase for men and women respectively in being the “no attitude-behavior gap modern” type. (3) Although education has been recognized as bringing an egalitarian housework division, it also brings an attitude-behavior gap. Among all the factors examined, women’s income shows a crucial influence on both bringing gender egalitarianism to housework and decreasing the attitude-behavior gap at the same time.

***Keywords: division of housework, gender role attitude, attitude-behavior gap***