

# 臺灣中高齡人口與子女同住的 年齡、時期、世代變化

張詠菡\*

---

\* 康寧大學健康照護管理學系副教授  
E-mail: yhchang@ukn.edu.tw

收稿日期：2021.12.30；接受刊登：2022.06.20

## 摘要

人口與家庭結構變化下，高齡者的照顧與居住為多國面臨的挑戰。相較西方，在以孝道為核心之社會規範下，臺灣父母與子女同住的比例長久偏高，但隨著傳統規範影響衰退，代間同住模式如何隨時間變化成為愈趨重要的問題。囿於年齡、時期、世代三個時間效應的甄別問題，過去研究較缺乏對代間同住歷時變化之清晰結論。為補足上述缺口，本研究採用家庭動態調查2000、2002、2004、2006、2008、2010、2012、2014、2016年的追蹤資料，以成長曲線模型分析1935-1963年出生之樣本與子女同住的歷時變化。研究發現，在控制時期與世代效應以及其他自變項後，年齡與代間同住可能性之間呈曲線關係，且此關係有明顯的性別差異。男性隨著年齡增長，與子女同住的可能性大致呈下降曲線；女性隨著年齡增長，與子女同住的可能性則呈先略下降再上升，後又再微降的雙U型曲線。研究也發現當控制其他變項後，出生年愈晚的樣本與子女同住的可能性愈低，而此效果在控制長子女出生年後尤其顯著，顯示親代價值觀轉變對代間同住的影響隨世代更迭漸趨明顯。根據研究結果，本研究建議，政府應思索調整家庭化的照顧政策思維，從高齡者得以居住自主的角度出發，建構未來超高齡社會的社政框架。

**關鍵詞：**代間關係、代間同住、年齡時期世代效應、成長曲線模型

## 壹、研究動機及目的

在人口老化與社會變遷下，隨著臺灣進入高齡社會，高齡者的照顧與居住安排成為社會關注的重要議題。根據社會學界長久對父母與子女間關係的探討，相較於西方，東亞社會因受儒家傳統影響，對高齡父母的照顧討論，脫離不了以孝道為核心的代間關係（魯慧中、鄭保志 2012）。檢視過去的研究，不難發現東亞社會在規範與資源交互影響下，親代與子代的代間支持、代間同住、代間交換，皆較西方社會偏重成年子女對父母的支持與奉養（伊慶春 2014；林如萍 2012；Lin et al. 2011）。

回顧文獻，居住安排常被視為可反映代間關係的關鍵指標之一（伊慶春、章英華 2008；Isengard and Szydlik 2012）。即便隨社會變遷，許多東亞社會的代間關係在現代化與傳統的衝突下發生變化（Chen 2005；Cheung and Kwan 2009；Ogawa et al. 2006），但臺灣對於代間同住仍舊十分重視，其同住比例不僅高於西方國家，甚至高於日本、韓國、中國等東亞國家（K. Kim et al. 2015；Yasuda et al. 2011）。如從孝道角度詮釋，此高同住比例意味著孝道價值觀的變化幅度較低，傳統規範持續耐久；然而近年研究指出，除規範因素外，成年子女的資源需求也愈趨重要，因為經濟狀況不穩定轉而尋求父母提供居住資源，或因自組新家庭的時間延後，而拉長代間同住時間的比例愈趨升高（Calvert 2010；Chang 2021；Y.-L. Ng 2012；Xenos et al. 2006）。

基於代間同住涉及兩個世代的生命歷程、價值觀、資源需求，相關探討可從許多不同角度切入。回顧過去對代間同住歷時變化的探究，大多聚焦在隨父母年齡增長之代間同住變化，少有研究同步考量世代與時期因素對年齡效應所產生的干擾，導致對於世代轉變及年齡增長的時間效果，較無清楚且一致的發現。有鑑於居住與照顧安排間的緊密關聯，釐清代間同住隨年齡而出現的變化不僅具有學

術意涵，更可為高齡社會整體的照顧需求與居住安排規劃提供參考依據。有鑑於過去臺灣對父母與子女同住歷時變化的重要研究大都鎖定1929年以前出生的世代（如：陳正芬、王彥雯 2010；張桂霖、張金鶚 2013），對於1929年以後出生，包含戰後嬰兒潮等世代，則幾無著墨，本研究以1929年後出生之世代為主要研究對象，並以釐清父母與子女同住可能性之歷時變化為目標，企盼研究結果能為相關討論提供更明確的實證依據，增進對代間同住歷時變動的理解。

## 貳、文獻探討

### 一、對年齡、時期、世代三個時間效應的討論

影響代間同住的因素相當複雜，而在諸多因素中，基於居住安排為動態進程，時間效應與代間同住的關聯尤其令人玩味。檢視現有文獻，大多將焦點放在年齡，對於世代與時期的討論較少，且在年齡效應上的發現也不一致。有研究發現年齡愈長的父母，與子女同住的可能性愈低，呈線性下降趨勢（張桂霖、張金鶚 2013），但也有研究得到相反結論（Yasuda et al. 2011），或發現年齡與同住並無顯著關聯（Logan and Bian 1999）；亦有學者發現隨年齡增長，父母與子女同住之可能性呈U型曲線，亦即同住可能性先在子女成年離巢後下降，後又隨著父母進入高齡，健康惡化、照顧需求增加而攀升（Coward et al. 1989; Elman 1998）。如此不一致的發現結果，除社會脈絡、時代背景之差異外，時間三效應的混淆也是關鍵。因此，如能區辨年齡（age）、時期（period）、世代（cohort）（以下簡稱APC）三者的影響，將更能掌握代間同住的影響因素。

回顧對APC這三個時間效應的研究，Hsu et al.（2001）20年前即採用臺灣社會變遷調查1984、1990與1995年的橫斷面資料，嘗試區辨三個時間效應跟子女對父母代間支持的關係。結果顯示贊成父母

與子女同住的比例隨時期進展下降，且年齡低於40歲的樣本對「與父母同住」有較高的意願。同樣採用橫斷面資料，Patterson and Reyes (2022) 以美國社會概況調查 (General Social Survey) 1973-2018年的資料，探究美國18歲以上人口對代間同住支持度的歷時變化，並參考Bell (2020) 的建議，將時期效應假定為零，好釐清年齡與世代效應。研究發現無論是世代或年齡，都出現較年輕之樣本較支持代間同住的趨勢，而「世代交替」雖為態度變化之關鍵因素，但態度仍有年齡差距，隨年齡增長，與子女同住的支持度降低。上述兩份研究都指出，對代間同住的支持度隨年齡增加而遞減。但由於所採用的是橫斷面資料，比較的是不同樣本在不同時間點上的差異，研究中所觀察到的時期效應，可能其實來自世代效應；而即便研究已嘗試控制線性重疊的干擾，年齡效應仍可能混淆著時期與世代效應。相較之下，長期性貫時追蹤資料掌握多個世代樣本的歷時變化，雖在拆解時間效應上，基於APC之間的多重共線性，仍是無法完全解決時間效應共線互依的難題，年齡變化仍可能部分來自整體社會的時期變遷，而非僅來自年齡增長 (Prinzie and Onghena 2014)，但採用追蹤調查結構之資料，應可對年齡效果進行較為真切的比較 (Bell 2020; T. E. Duncan et al. 2013)。

Albuquerque (2009) 便採用追蹤資料來分析葡萄牙高齡者的居住變化。研究採用歐洲社區家戶追蹤調查 (European Community Household Panel) 1994-2001年的資料，分析65-84歲人口居住於核心家戶與擴展家戶的歷時動態，並以其他變項代理時期效應的方式，試圖解決APC效應因多重共線性而難以區辨的問題。此方法是否有助研究釐清居住的歷時變化，端賴所挑選的變項能否合理取代時期效應，而這不僅如Albuquerque所指出的，取決於該變項對居住安排的作用不分年齡與世代，也取決於時期對居住的作用是否僅透過所挑選的變項。Albuquerque以實質所得、失業率等變項來取代時期效應，有鑑於其所挑選之變項皆與時期作用及居住選擇有關，其假設不無道理，然而能否完全排除這些代理變項與世代和年齡間的關係，以及排除時

期效應透過這幾個變項外其他因素產生作用的可能性，尚待商榷。雖有上述疑問，研究仍有些有趣發現，分析顯示三個時間效應皆與高齡者的居住選擇有關。其中超過85歲、1926年以後出生之世代較有可能住在擴展家戶；整體而言，除了物價較高的時期，居住在核心家庭的比例增加外，在面臨生育年齡延後、都市化、個體化等趨勢的葡萄牙社會裡，擴展家戶之重要性反而隨時間進展，在高齡者的照顧需求驅動下增加。

回顧過去臺灣採用貫時性資料進行代間同住的研究，陳正芬、王彥雯（2010）以及張桂霖、張金鶚（2013）的兩篇研究，雖在研究設計、樣本年齡與觀察年分有所不同，但在研究結果上均指出年齡與代間同住之間存在著線性關係，隨著父母年齡增長，其與子女同住的比例逐漸下降。雖說兩篇在年齡效果上的實證發現極為類似，但在研究推論上卻相當不同，相較張桂霖、張金鶚認為代間同住比例隨年齡而直線下降，陳正芬、王彥雯雖有類似發現，但因參考Coward et al.（1989）發現父母隨年齡增長與子女同住之可能性，呈現先下降後上升之U型曲線，其研究推論同住比例會隨父母進入到更高齡階段而上升，只是因研究所涵蓋的資料時間不夠長，因此尚未觀察到上升之聚合階段。

除資料涵蓋時間長度可能帶來的影響外，陳正芬、王彥雯（2010）採用樣本的出生年範圍超過20年，在未區分世代群組，將整體樣本同時進行比較下，難以將年齡效果獨立，其研究推論因而對年齡與同住間的線性關聯發現有所保留。張桂霖、張金鶚（2013）亦在研究討論中坦言，其分析所發現的同住比例直線下降趨勢，除與年齡因素有關外，所觀察之時期經歷的社會變化亦不能忽略，只是其研究無法針對此時期效應進行實證探討。

綜上，過去研究雖視時間效應為理解居住安排動態的重要因素，但囿於時間效應的難以拆解，過去對代間同住的歷時變化探討，常未能明確區分年齡、時期與世代的效果，甚至在未考量世代與時期效果

下，將分析中所觀察到的時間變化直接化約為年齡效應，但這三者的意涵相當不同。其中最常被探究的年齡效果，雖因研究設計的差異及時間效應的混淆，在過去研究中無明確一致的發現，但在嘗試儘量排除不同社會文化之差異下，本研究依據陳正芬、王彥雯（2010）及張桂霖、張金鶚（2013）的發現，假設隨著父母輩年齡增長，其與子女同住的可能性會下降，年齡與代間同住間存在著線性關係。

而在世代效應方面，過去公共衛生及人口學領域的研究皆指出，不同世代的經歷與遭遇不僅影響其在研究觀察時期下的狀態，更導致不同世代踏上不同的發展路徑（trajectory）。以嬰兒潮世代為例，過去研究指出，二戰後出生的人口，與前一代相比，其資源、營養、福利、教育雖然較好，但工作壓力、經歷的社會變化、心理疾病普及程度也較高（Yang and Land 2013）。就本研究探討的出生世代（1935-1963年）而言，除包含嬰兒潮世代，更橫跨臺灣日據時期至二戰結束後近20年間出生的人口，在這段時期，臺灣社會從政權更替、社會制度、產業發展到教育，都經歷劇烈變化。有鑑於此，不難想像這群出生相差近30年的樣本，在代間關係乃至代間的居住安排上，可能因其生活模式（如：嬰兒潮世代可能較先前世代更具養生觀念）、家庭及教養子女觀（如：嬰兒潮世代可能在家庭觀念上較偏離傳統）、工作型態（如：X世代工作變動的頻率較高）、婚育步調（如：出生年愈晚之世代步入婚育階段的時間愈晚）、外在環境的政策改革（如：嬰兒潮世代比先前世代有較高的退休保障，但也較可能面臨退休年齡延後及退休金刪減等問題），而出現明顯的居住安排差異。整體而言，在諸多世代落差下，本研究認為隨世代更迭，傳統價值觀漸衰退，愈年輕的世代在同住態度上可能愈趨西化、現代化，以傳統規範為核心的同住偏好下降。基此，本研究假設出生年愈晚，所屬世代愈年輕的樣本，與子女同住的可能性愈低，世代與代間同住間存在著線性關係。

針對時期效應，其作用與大環境的整體生活型態變化有關，而隨

著臺灣社會整體朝現代化的方向發展，同住比例有可能隨時期進展而下降；但另一方面，近幾十年來臺灣房價攀升，而基於居住安排涉及住房資源，在房價上漲、住房資源不易取得下，代間同住反而有可能逆勢成長（Chang 2021）。有鑑於時期效應攸關國內外情勢之波動，其與代間同住的關聯不必然為線性關係。另外，由於拆解APC三個高度線性重疊之效應，在數學上可謂不可能的任務，參考Bell（2020）的建議，依據文獻假設三者之一與依變項不具線性關係，是讓分析能合理且有效回答研究問題的一個方法。而在沒有明確文獻依據支持時期效應與代間同住間有線性關聯下，本研究假設時期與代間同住之間沒有線性關聯，也就是說樣本是否與子女同住，不會隨著時期而出現線性的下降或上升趨勢，然而這不代表時期不具影響，不同時期間仍可能出現代間同住可能性之差異，只是此時期效應非線性，而是離散（discrete）關係。

## 二、影響代間同住的因素

為能釐清時間效應與代間同住之關聯，有鑑於居住安排所涉及之因素相當複雜，本研究也檢視文獻中對其他因素的探討，並參考過去研究，依屬性將與代間同住相關的因素，區分為態度、人口特質、資源、機會、家庭這五類，以下依序進行討論。

基於孝道規範在臺灣社會獨特且深刻的影響力，規範的影響一直是學界關注的重點。近20年來，當父母與子女的同住比例出現下降趨勢時（曾歷儀等 2006；薛承泰 2008），孝道規範的衰退常被視為關鍵之一（葉光輝 1997, 1998; Chong et al. 2006; W. K.-M. Lee and Kwok 2005）。回顧文獻，同住傾向態度常被視為反映居住安排與規範間關聯之關鍵指標。在傳統規範的存續與式微間，雖然對同住安排的態度僅為廣大規範脈絡的一部分，但研究大多發現同住傾向與實際居住安排之間有緊密且正向的關聯（張桂霖、張金鶚 2010, 2013；魯慧中、鄭保志 2012）。雖說如此，也有研究發現即使受訪者傾向不與父母

同住，但在結構限制或個人需求下採代間同住模式（王惠芝 2011；張詠菡 2018; Berrington and Stone 2013），這凸顯在資源限制下，受規範影響之代間同住態度，不一定反映在實際居住上。而除規範的影響外，教育也是反映個體態度與價值觀變化的重要指標。過去研究即發現，教育程度愈高的父母或子女，採取代間同住的可能性也愈低（Fukuda 2009; Kan et al. 2001; Knodel and Ofstedal 2002; Wakabayashi and Horioka 2009），此關聯可能部分來自於高教育程度者受傳統價值觀的約束較低，對個體獨立、自主之空間較為看重。

在人口特質方面，除上節提到的年齡外，針對性別，過去的研究亦無一致結果。Lei et al. (2015) 對中國的研究發現，女性較男性更有可能與子女同住或同鄰居住。但也有研究發現，相較男性，女性與未婚子女同住的機率較低（Takagi and Silverstein 2006）。張桂霖、張金鶚（2013）控制婚姻狀態後，進一步比較性別差異，發現老老階段（83-92歲）的臺灣無偶男性較女性更有可能與子女同住，並推論此差異來自於此年齡的長者較可能需要協助，而男性通常較依賴配偶，因而倘若無偶，與子女同住的機率便增加。在地區方面，過去許多研究皆發現，因都市的機能方便、房價昂貴，考量居住空間以及租屋、購屋成本等因素，居住都市的父母與子女同住的機率較高（C.-S. Kim 2008; Knodel and Ofstedal 2002）。

在資源因素方面，相較歐美社會通常為父母單向提供資源，代間同住在東亞社會可說是一種跨世代的資源互換模式（Logan and Bian 2004; Zhang 2004），父母與子女的互助同時受到不同世代的需求所驅動，在這過程中所涉及的資源與需求包含許多種類，經濟資源僅是其一。父母的健康狀態、婚姻狀態、是否有配偶可提供生活協助、子女數量（陳正芬、王彥雯 2010；楊靜利 1999; Y.-J. Lee et al. 1994; Logan et al. 1998）、子女是否有年幼兒女（Chang 2015; Chen 2005; Chu et al. 2011），也都曾被研究納為資源需求並進行分析。為方便討論，本研究將資源定義為物質資源，而在這方面，過往研究發現年老

父母的經濟狀況，對於代間同住有兩個可能的影響方向。第一種是父母的經濟狀況或家庭資源愈充足，愈有能力照顧自己，因而較有可能與子女分開居住（Hermalin and Yang 2004; C.-S. Kim and Rhee 1997; Park et al. 1999），張桂霖、張金鶚（2013）亦發現，年長父母若為家計負責人或是擔任重大經濟決策者，與子女分開居住的機率較高。而教育作為人力資源的重要指標，前述教育程度與代間同住間的負相關，也可從資源視角解讀，教育程度高者可能擁有更多資源，因而較有能力維持經濟或居住獨立的生活模式。第二種則是，經濟資源愈高的父母，也擁有較高的居住安排協商能力，因此較有可能與成年子女同住（Takagi and Silverstein 2011）。同時如子女遭遇經濟困境，如失業、低薪，或者無法負擔租屋或購屋的成本，父母的經濟資源如果愈好，提供子女同住的機會也愈高（Stone et al. 2011; Zhang 2004）。

而針對與資源因素密切相關的機會因素，婚姻與健康狀態這兩者的變化，因可能導致整體的居住安排發生改變，被過去研究視為影響代間同住的重要事件。研究發現，當父母從有偶變為無偶，與子女同住的機率便增加（張桂霖、張金鶚 2013; Chen 2005; Kan et al. 2001; C.-S. Kim 2008; Logan et al. 1998; Zhang 2004）。另外，子女的婚姻狀態也影響代間同住的結果，雖然東亞傳統期待已婚子女，尤其是已婚兒子，與父母同住，但研究指出，子女踏入婚姻後，與父母同住的機率通常會下降（王惠芝 2011；魯慧中、鄭保志 2012; Fukuda 2009; Lei et al. 2015），但亦有臺灣研究發現，相當比例的成年子女在初婚或有幼齡兒女的階段選擇與父母同住（王俊豪 2008; Chang 2015），並推論此高比例為傳統同住傾向，以及房屋與育兒資源需求交織下的結果。針對健康狀態，過去雖有研究指出，當父母健康狀況惡化，照顧需求上升時，子女與父母同住的機率也隨之增加（Chen 2005; Logan et al. 1998）。但陳正芬、王彥雯（2010）指出，雖然獨居老人健康狀況惡化時獨居比例下降，意味著健康狀況的改變是居住安排從獨立轉為依賴他人的關鍵，然而「他人」不一定是子女。另一方面，張桂

霖、張金鶚（2010, 2013）以過去文獻為基礎，檢視臺灣年老父母的健康狀況與代間同住的關聯，發現這兩者並無顯著關聯。援引過去從生命歷程觀點進行的研究發現，上述這些不一致的結果，可能是因研究所檢視的生命階段不同，或是父母健康惡化的階段不同。

在家庭因素方面，過去研究通常指出，子女數量愈多，父母與子女同住的機率愈高，另外，基於父系社會的傳統期待，代間的奉養責任主要落在成年兒子身上，因而過去東亞社會的研究大多發現，在代間同住上有十分明顯的子女性別差異，父母明顯較有可能與兒子同住（王惠芝 2011；張桂霖、張金鶚 2013; M.-L. Lee et al. 1995; Takagi and Silverstein 2006）。

除對以上五類因素的討論外，有鑑於居住安排會隨個體的發展、家庭結構的改變，乃至社會整體的變遷而變化，許多研究皆指出，若要更清楚瞭解兩代間的居住安排，須採動態視角，從生命歷程觀點來理解歷時變化（陳正芬、王彥雯 2010; Chen 2005）。此觀點認為，在外在環境、結構脈絡的轉變下，個體的最適居住選擇會隨著生命歷程而轉變。例如過去研究發現，成年子女在結婚初期因育兒需求，而與父母同住的比例較高（Chang 2015; Chen 2005; Chu et al. 2011），但之後隨著幼年子女進入學校就讀，育兒需求下降，成年子女與父母同住的可能性降低，而後當父母步入更為高齡的生命階段，失去進行重大經濟決策或負擔家計的能力（張桂霖、張金鶚 2010），遭逢健康惡化或喪偶時（王惠芝 2011; Chen 2005; Korinek et al. 2011; Zimmer 2005），父母的照顧需求上升，代間同住的可能性又上升（Chen 2005）。上述的例子顯示代間同住涉及許多動態變化，同時基於代間同住攸關親代與子代兩個世代，在生命歷程發展下，彼此所處的生命階段與需求各有不同，最終同住與否，為兩代在考量自身狀態與滿足另一代期待與需求的結果。

綜合以上討論，本研究意圖在控制其他相關因素下，釐清時間效應與代間同住之關聯。研究提出三個假設如下：

假設一：父母年齡愈長跟子女同住之可能性愈低，與年齡呈線性關係。

假設二：父母出生世代愈年輕，與子女同住的可能性愈低，與世代呈線性關係。

假設三：父母與子女同住的可能性在不同時期有所不同，與時期呈離散關係。

## 參、研究方法

時間效應為許多研究議題探究的核心，但誠如Suzuki（2012）所言，除非脫離時空或有時光機器，否則拆解APC這三個時間效應的任務不可能達成。其困難處在於APC這三者在邏輯上互依，在進程上重疊，下列公式可簡單呈現此困境：

$$\text{年齡} = \text{時期} - \text{世代} (\text{出生年}) \dots\dots\dots (1)$$

$$\text{世代} = \text{時期} - \text{年齡} \dots\dots\dots (2)$$

這邏輯上的互依性，在統計上即構成共線性問題。因而，將APC的效果拆開，在數學上可說是不可能的任務（Bell and Jones 2015）。既然這麼困難，為何諸多公共衛生、心理、社會、政治、經濟領域的學者還投入大量時間，嘗試進行探究？<sup>1</sup>學者絕非為了炫技，或為挑戰不可能的任務而努力，而是拆解這三個時間效應，對於釐清諸多研究議題有明確的價值與意義。但到底該如何做？

多年來，不同領域的學者提出各種方法，其中較為使用的方法，包含公共衛生與流行病領域裡常見的Lexis表（年齡時期表）（Carstensen 2007）、早期的等式約束方法（equality constraint approach）（e.g., Mason et al. 1973）、代理變項的採用（proxy variable

1 對於APC問題的討論可參考以下兩篇文章：Fosse and Winship（2019a）、Bell（2020）。

approach) (Farkas 1977), 以及近20年出現的本質估計量 (intrinsic estimator) (Fu 2000)。而在諸多方法中, hierarchical age-period-cohort (HAPC) 模型 (Yang and Land 2013) 在近10年被廣泛採用, 甚至許多統計軟體也以HAPC的模型設定為基礎, 發展出能協助研究者快速進行APC分析的軟體語法 (如: Stata的「apc」模組)。

此方法簡單來說, 是藉由建立多層次模型 (multilevel model, 又名hierarchical model、mixed model) 拆解APC效應, 藉由將APC三者其中之一視為樣本或觀察事件的特性, 與依變項有線性關聯, 並將此時間效果置於模型的固定效果 (fixed effect) 部分, 同時視其他兩者為脈絡、結構特性, 與依變項有離散關係, 並置於模型的隨機效果 (random effect) 部分來進行分析, 其模型設定可參見式 (3)。其中  $y_{ij}$  代表個體  $i$  在隨機效果層級  $j$  下, 隨個體層級年齡變化的代間同住結果,  $Age$  與  $Age^2$  分別代表年齡與年齡次方之固定效果,  $u_{1j_1}$  跟  $u_{2j_2}$  則分別代表脈絡層級中時期與世代效果的殘差項 (residual term), 意即時期與世代群組之截距與整體樣本截距的差距。

$$\begin{aligned}
 y_{i(j_1j_2)} &= \beta_{0j_1j_2} + \beta_1 Age_{i(j_1j_2)} + \beta_2 Age_{i(j_1j_2)}^2 + e_{i(j_1j_2)} \\
 \beta_{0j_1j_2} &= \beta_0 + u_{1j_1} + u_{2j_2} \quad \dots\dots\dots (3) \\
 e_{i(j_1j_2)} &\sim N(0, \sigma_e^2); u_{1j_1} \sim N(0, \sigma_{u_1}^2); u_{2j_2} \sim N(0, \sigma_{u_2}^2)
 \end{aligned}$$

Yang and Land (2013) 的模型設定雖廣被採用, 但卻也被批評, 在未明確交代其假設下, 該模型將年齡視為固定效果、世代與時期置於隨機效果部分的作法, 在統計上容易導致模型中的世代線性效果歸零, 因僅將年齡納入固定效果的作法, 等同於假設了時期或世代的線性效果為零或接近零 (Bell and Jones 2018; Luo and Hodges 2020)。簡言之, HAPC模型並非真能解決三個時間效應的甄別 (identification) 問題, 反而因未明確列出模型的假設, 而易生錯謬結果 (Bell 2020; Bell and Jones 2014)。

雖說如此, HAPC模型仍帶給致力於探究時間效應的學者新的

方向 (Bell 2014)。整理過去研究, Bell (2020)、Bell and Jones (2015)、Fosse and Winship (2019b) 都建議, 面對APC三效應在數學上難以區分的現實, 一個合理且可行的分析方法, 是在分析前, 根據文獻提出明確合理的假設, 假設三者之一與依變項不具線性關係, 或是將其局限在某個範圍之內。

而根據上節文獻, 針對本研究關注的代間同住, 社會學界過去的研究除發現年齡與代間同住有線性關聯外, 也指出隨世代更迭, 代間同住的傾向隨傳統規範之衰退而愈趨下降。相較之下, 針對時期效應, 則無明確文獻支持其與同住機率有線性關聯, 因而本研究假定, 時期與代間同住之間無線性關聯, 但有可能隨不同年分、時期而有差異, 兩者呈離散關係。

## 一、使用資料

參考過去研究 (Chen et al. 2010; S. C. Duncan et al. 2006; Huffman et al. 2019), 本研究在資料使用上, 採用加速縱貫設計 (accelerated longitudinal design) (Prinzle and Onghena 2014; Yang and Land 2013) 的資料結構, 並使用家庭動態調查的資料 (以下簡稱家動資料) 進行分析。

家動資料自1999年起開始調查, 並於2000、2003、2009與2016年新增不同出生年次的主樣本。本研究採用首波調查分別於1999年與2000年完成的1953-1963年以及1935-1954年出生之主樣本。其追蹤調查自2000至2011年為每年進行, 2012年起為每兩年追蹤一次。在兼顧掌握歷時動態與資料結構的考量下, 本研究分析使用2000、2002、2004、2006、2008、2010、2012、2014、2016年的資料。考量研究問題, 僅採用2000年時有子女之2,638個樣本, 剔除無同住資訊之12個樣本, 以及缺乏地區、長子女出生年或擁屋狀態資訊之164個樣本, 2000基期年可納入分析之樣本數共計2,462。為讓跨年度分析一致, 刪除同住此變項在跨年度資料出現遺失值之1,471個樣本, 最終分析

之樣本數為991（樣本人口特質分配請見附錄一）。除上述樣本篩選外，在後續追蹤調查中，收入與擁屋情形這兩個變項皆出現遺失值，共計遺失121個觀察值，將遺失之該年度觀察值自模型分析中剔除，最終991個樣本的跨年度觀察值個數為8,798。

上述家動資料的樣本流失是追蹤資料常見的限制，參考學者先前的探討，樣本流失是否會導致自我選擇偏誤的問題，與所研究的課題有關（于若蓉、黃奕嘉 2018）。倘若此研究中「與子女同住」者在追訪中流失的可能性較「不與子女同住」者高，樣本流失即有可能產生偏誤結果，而比較2000年樣本（2,462），及追蹤中流失的樣本（1,471）與子女同住之比例（如附錄二），與子女同住樣本之流失率並無顯著較高。

在使用變項方面，家動資料雖然也包含子女的資料，但基於子女資料在以父母作為主樣本之原始調查資料中較不完整，同時也為讓分析能夠聚焦，分析主要從父母角度切入。研究採用父母的居住安排作為依變項，以家動資料問卷中「與誰同住」此題製成居住安排二類別：與子女同住、不與子女同住。在自變項方面，根據文獻探討，分析納入的自變項包括態度（對婚後與父母同住之看重程度），人口特質（性別、年齡、地區），資源（年收入、擁屋情形、是否為經濟決策者、教育年數），機會（與配偶同住狀態、健康狀態），家庭（子女數、是否有兒子、長子女出生年）。

其中，年收入包含受訪者本人與配偶的工作及退休金收入，且經過消費者物價指數平減後納入分析；態度變項則是取自原始問卷內家庭價值與態度量表內其中一題，該題請受訪者回答「兒子結婚後和父母住在一起對您的重要性為何？」答案採5點量表形式，重視程度從1至5分遞增，而為使影響方向較易解釋，將其分數尺度顛倒後置入模型。地區變項中的城鎮分類，則是以侯佩君等（2008）建立的7個鄉鎮市區發展類型為基礎，1、2類被歸類為都市，3、4為城鎮，5-7為鄉村，另在跨年度變化中有4個觀察值為國外，為方便分析，在模型

中將這4個觀察值歸類為城鎮。其餘自變項的說明與模型內尺度之設定請見表1。

## 二、成長曲線模型

為釐清APC三效應，本研究參考學者們的作法，採用成長曲線模型（growth curve model）進行分析。成長曲線模型為近年來快速發展，被廣泛用於貫時性資料分析的統計模型。成長曲線模型可在結構方程模式典範下，或是多層次模型典範下建構，<sup>2</sup>而基於多層次模型典範下，成長曲線模型的設定邏輯清楚易懂，且更能掌握包含多個分析階層的資料結構（如：不同地區、不同年分、不同個體在不同時間點下的觀察結果，即為一個多階層的資料結構），同時也在參考Yang and Land（2013）以及Bell and Jones（2015）的作法後，本研究選擇在多層次模型典範下建構成長曲線模型，並以統計軟體R進行分析。

根據前面的討論，Yang and Land（2013）的HAPC模型雖被廣為運用在APC分析上，但因其模型未清楚交代對時間三效應的假設，分析結果難採信（Bell 2020; Bell and Jones 2014）。鑑於此瑕疵，本研究在援引HAPC模型設定的概念的同時，也參考Bell and Jones（2015）對APC分析的建議，逐步建立符合本研究問題與資料的成長曲線模型。

在模型建立上，相較其他類型的多層次模型，成長曲線模型的分析重點為結果變項的歷時變化曲線，因此在建構時，先確立依變項隨時間變化而呈現之基本曲線，是整體模型建構的關鍵步驟。倘若尚未確立依變項歷時變化的最適曲線，就先貿然加入自變項，或是納入更為複雜的模型建構設計，易導致錯誤的分析結果（Curran et al. 2010）。

因此本研究在參考前述學者（Bell 2014; Bell and Jones 2015; Yang and Land 2013）的模型設計與分析建議後，先建構代間同住的基本歷時曲線模型，其設定請見式（4）。

2 關於如何判定適合在哪個典範下建構成長曲線模型，可參考Curran et al.（2010）的文章。

表1 自變項設定說明

變項名稱	變項類型	TV或TIV <sup>a</sup>	變項定義與模型內尺度	相對於「不與子女同住」 「與子女同住」之預期影響 <sup>b</sup>
年齡	連續	TV	調整尺度以10年為單位，後再進行平均數中心化並放入模型	- 年齡愈長，與子女同住的機率愈低。
年齡次方	連續	TV	(調整尺度年齡) 二次方	
年齡立方	連續	TV	(調整尺度年齡) 三次方	
出生年	連續	TIV	平均數中心化後放入模型	- 出生年愈晚，與子女同住的機率愈低。
性別	類別	TIV	1 = 男性 2 = 女性	+ 相較男性，女性較有可能與子女同住。
地區	類別	TV	1 = 都市 2 = 城鎮 3 = 鄉村	- 相較居住於都市的樣本，居住於鄉村者較不可能與子女同住。
年收入	連續	TV	標準化後放入模型	- 收入愈高，愈不可能與子女同住。
擁屋情形	類別	TV	1 = 房屋非樣本所有 2 = 房屋為樣本自有	+ 相較房屋非樣本所有，房屋為自己所有的樣本，與子女同住的機率較高。
教育年數	連續	TIV	平均數中心化後放入模型	- 教育年數愈長、教育程度愈高，與子女同住的機率愈低。
為經濟決策者	類別	TIV	1 = 自己或配偶不是重大經濟決策者 2 = 自己或配偶是重大經濟決策者	- 樣本如為經濟決策者，與子女同住的機率較低。

表1 自變項設定說明 (續)

變項名稱	變項類型	TV或TIV <sup>a</sup>	變項定義與模型內尺度	相對於「不與子女同住」 「與子女同住」之預期影響 <sup>b</sup>
態度	連續	TIV	對婚後與父母同住之重視程度 愈高分代表愈不重視 平均數中心化後放入模型	+ 愈看重婚後是否與父母同住者，與子女同住機率愈高。
子女數	連續	TIV	保留原始尺度	+ 子女數愈多，與子女同住機率愈高。
是否有兒子	類別	TIV	1 = 無 2 = 有	+ 樣本如有兒子，與子女同住機率較高。
與配偶同住狀態	類別	TV	1 = 與配偶同住 2 = 不與配偶同住 (含無配偶)	+ 樣本如不與配偶同住，與子女同住的機率較高。
健康狀態	類別	TV	1 = 健康良好 2 = 受訪者或配偶健康不佳 3 = 受訪者與配偶皆健康不佳	+ 健康狀態不佳者與子女同住的機率較高。
長子女出生年	連續	TIV	平均數中心化後放入模型	+ 樣本長子女的出生年愈晚，樣本與子女同住的機率愈高。

註：TV：時變變項 (time-variant variable)；TIV：非時變變項 (time-invariant variable)。

<sup>a</sup> 本研究中，TV乃指該變項是由樣本在2000、2002、2004、2006、2008、2010、2012、2014、2016年之歷年變化狀態所構成；TIV則是僅採樣本於第一波調查時所提供的資訊，變項值不隨時間變動，而在本研究中，變項之所以為TIV，若非是基於調查後續未追蹤相關資訊 (如：態度、是否為經濟決策者)，便是因該變項的變動不大 (如：教育程度)。

<sup>b</sup> -：代表預期影響為負向；+：代表預期影響為正向。

$$\begin{aligned}
y_{ij} &= \beta_{0j} + \beta_1 Age_{ij} + \beta_2 Age_{ij}^2 + \beta_3 Age_{ij}^3 + e_i \\
\beta_{0j} &= \beta_0 + \beta_4 Byear_{ij} + u_{individual} + u_{period} + u_{cohort} \dots\dots\dots (4) \\
u_{individual} &\sim N(0, \sigma_{u1}^2); u_{period} \sim N(0, \sigma_{u2}^2); \\
u_{cohort} &\sim N(0, \sigma_{u3}^2); e_i \sim N(0, \sigma_e^2)
\end{aligned}$$

模型中的結果變項為本研究所關注之「父母是否與子女同住」，而相較大部分依變項為連續變項的HAPC模型，本研究的依變項為二元變項， $y_{ij}$ 代表個體*i*在隨機效果層級*j*（時期、世代群組）下，隨個體層級年齡（*Age*）與出生年（*Byear*）變化的代間同住結果， $\beta_1$ 、 $\beta_2$ 、 $\beta_3$ 、 $\beta_4$ 為模型中的固定效果參數估計值，主要包含時間三效應中的年齡與世代，其中世代採用的是出生年連續變項。參考過去研究，分析除考慮年齡及出生年與依變項間的直線關係外，也考量是否有多項式（polynomial）關係的存在，因而模型也依序納入年齡與出生年的平方項、立方項，最終確立年齡與依變項存在明顯的多項式關聯，而出生年則未見此顯著關聯。另外參考Bell（2014）、Yang and Land（2013）之研究，以及文獻對多層次模型建構之建議（Sommet and Morselli 2017），為讓APC分析之模型估計值易於解讀，且使模型的時間尺度更具意義，而非從零開始，本研究對連續變項進行尺度調整（rescaling）。除採用常見的中心化（centering）<sup>3</sup>外，針對年收入此變項，參考Hox（2010）的建議，採用標準化進行尺度調整，以減去所有樣本觀察值之收入平均數再除以標準差而求得之Z值進行分析。另外，年齡也進一步參考Bell、Bell and Jones（2015）的作法，改以10年為單位。

$u_{individual}$ 、 $u_{period}$ 、 $u_{cohort}$ 分別為個人、時期以及世代群組層級上的殘差項，代表隸屬隨機效果中該層級變項裡不同群組之樣本觀察值，跟

3 變項取中心化的方式有多種進行方式，包括取平均數中心化、中位數中心化，平均數中心化又可再分為整體平均數中心化（grand-mean centering），或是集群平均數中心化（cluster-mean centering）。Yang and Land（2013）採用的是中位數中心化，然而本研究參考大多數學者的作法，選擇採用整體平均數中心化。

固定效果結果之間的落差。在成長曲線模型裡，固定效果部分的分析焦點是第一階層的觀察值，以本研究而言，是個體在不同時間點下的代間同住結果。而隨機效果部分，則是將觀察擴展到脈絡層次，本研究中第二階層、隨機效果部分，共納入三個變項：個人、時期、世代群組。個人共有991人、時期有9年、世代則是每4年為一世代群組，共7組。在上述的成長曲線基礎模型下，本研究接著按照文獻探討依序納入自變項。最終模型之設定請參考式（5）。

$$\begin{aligned}
 y_{ij} = & \beta_0 + \beta_{1ij} + \beta_2 Age_{ij} + \beta_3 Age_{ij}^2 + \beta_4 Age_{ij}^2 + \beta_5 Byear_{ij} + \\
 & \beta_6 性別_{ij} + \beta_7 地區_{ij} + \beta_8 態度_{ij} + \beta_9 是否有兒子_{ij} + \\
 & \beta_{10} 子女數_{ij} + \beta_{11} 教育年數_{ij} + \beta_{12} 為經濟決策者_{ij} + \\
 & \beta_{13} 年收入_{ij} + \beta_{14} 健康狀態_{ij} + \beta_{15} 擁屋情形_{ij} + \\
 & \beta_{16} 配偶同住狀態_{ij} + \beta_{17} (性別_{ij} \times Age_{ij}) + \beta_{18} (性別_{ij} \times Byear_{ij}) + \\
 & \beta_{19} 長子女出生年_{ij} + \beta_{20} (Byear_{ij} \times 態度_{ij}) + \\
 & \beta_{21} (長子女出生年_{ij} \times 與配偶同住狀態_{ij}) + \\
 & (u_{individual1} \times Age_i + u_{period} + u_{cohort} + e_i) \dots\dots\dots (5)
 \end{aligned}$$

$$\begin{bmatrix} u_{individual0} \\ u_{individual1} \end{bmatrix} \sim N \left( 0, \begin{bmatrix} \sigma_{u11}^2 & \\ \sigma_{u11s} & \sigma_{u1s}^2 \end{bmatrix} \right)$$

其中除表1所列之變項外，由於先前研究（Bell 2014; Coward et al. 1989）指出世代與年齡效應有明顯性別差異，也納入性別與世代、性別與年齡之交互作用項。另外，基於文獻提及對代間同住之態度會隨世代而變化，模型也納入世代與同住態度之交互作用項。除此之外，有鑑於樣本與子女是否同住涉及家庭發展階段，而在諸多層面中，隨子女成長，不僅與子女同住之可能性出現變化，與配偶同住之可能性也可能不同，因此模型中也加入「與配偶同住狀態」與「長子女出生年」之交互作用項。

## 肆、研究結果

藉由比較樣本與子女同住的比例，分析首先勾勒代間同住的歷時變化概況。表2為在加速縱貫設計的資料結構下，樣本與子女同住比例每4年的歷時變化。如表2所示，隨年齡增長，不同世代樣本都出現同住比例下降的趨勢，在未考慮其他因素，未對時間效應進行更精確的控制下，結果乍看符合先前研究所發現的，父母與子女同住之可能性隨著年齡增長而直線下降。

在世代方面，影響方向則較為不一致。就同一年齡群組（同欄位）中不同世代的同住比例來看，除了45-48歲、69-72歲較明確出現「愈年輕世代、同住比例愈低」的變化外，其他年齡群組中觀察到的世代變動趨勢模糊難判。而在時期方面，基於表內隨年齡而出現的變化與時期效果高度重疊，難以解讀時期與同住比例變化的關聯。

分析接著採用成長曲線模型，進一步釐清時間三效應與代間同住的關聯。模型首先建立代間同住的基礎歷時曲線，隨後逐步納入自變項，最終建構五組模型，結果請見表3。

模型一為代間同住的APC基本曲線模型。為釐清年齡、世代與時期的影響作用，如前所述，本研究假設年齡及世代（出生年）與依變項有線性關聯，時期與依變項具離散關係，且世代除了出生年與依變項的線性關係外，還可能在不同世代群組間出現離散差異，因而在模型一中固定效果部分放入年齡與世代，在隨機效果部分放入時期與世代群組。結果顯示，年齡、年齡次方、年齡立方皆與依變項有顯著關係，其中年齡與年齡立方和代間同住之間的關係為負，而年齡次方則相反，顯示年齡與代間同住的關係非直線。另外，出生年的效果在模

表2 不同世代隨年齡增長之同住比例變化（僅呈現「與子女同住」的百分比）

世代 (年)	年齡 <sup>a</sup>										n	
	37-40	41-44	45-48	49-52	53-56	57-60	61-64 (65)	65-68 (69)	69-72 (73)	73-76 (77)		77-80 (81)
1960-1963	99.15	99.15	89.74	86.32	79.49							117
1956-1959		96.63	93.26	82.02	82.02	69.66						89
1952-1955			93.85	92.62	79.51	78.69	76.23					244
1948-1951				84.25	85.04	74.80	72.44	72.44				127
1944-1947					78.63	69.23	65.81	58.12	56.41			117
1940-1943						79.29	72.19	62.72	60.36	59.76		169
1935-1939							75.78	68.75	64.84	64.06	62.50	128

註：不同顏色區塊分別代表不同的資料調查年度，由淺至深分別為2000、2004、2008、2012、2016。

<sup>a</sup>由於1935-1939年此世代群組包含五個出生年，括號內數字為此世代群組在該年度之年齡上限。

表3 樣本「與子女同住可能性」之成長曲線模型結果

變項	模型一	模型二	模型三	模型四	模型五
固定效果迴歸係數 (coefficient estimates)					
截距	2.633 (0.16)***	1.044 (0.58) <sup>+</sup>	0.296 (0.62)	0.005 (0.63)	0.331 (0.77)
年齡	-1.506 (0.15)***	-1.823 (0.18)***	-1.824 (0.19)***	-1.785 (0.19)***	-1.595 (0.34)***
年齡 <sup>2</sup>	0.481 (0.07)***	0.495 (0.07)***	0.496 (0.07)***	0.454 (0.07)***	1.419 (0.19)***
年齡 <sup>3</sup>	-0.110 (0.05)*	-0.118 (0.05)*	-0.118 (0.05)*	-0.148 (0.05)**	-0.493 (0.09)***
世代：出生年	-0.018 (0.02)	-0.016 (0.03)	-0.119 (0.04)**	-0.128 (0.04)**	-0.182 (0.05)***
性別 (男 = 參照組)					
女		-0.058 (0.24)	0.288 (0.26)	0.242 (0.27)	0.387 (0.33)
地區 (都市 = 參照組)					
城鎮		-0.200 (0.24)	-0.187 (0.24)	-0.129 (0.24)	-0.247 (0.29)
鄉村		-1.894 (0.25)***	-1.852 (0.25)***	-1.786 (0.25)***	-2.258 (0.32)***
同住態度		-0.384 (0.08)***	-0.385 (0.08)***	-0.373 (0.08)***	-0.486 (0.10)***
是否有兒子 (無 = 參照組)					
有		0.441 (0.42)	0.584 (0.42)	0.613 (0.42)	0.436 (0.50)
子女數		0.505 (0.12)***	0.647 (0.12)***	0.661 (0.13)***	0.723 (0.16)***
教育年數		-0.086 (0.03)**	-0.110 (0.03)***	-0.111 (0.03)***	-0.143 (0.04)***
為經濟決策者 (自己或配偶是重大經濟決策者 = 參照組)					
自己或配偶不是重大經濟決策者		3.691 (1.14)**	3.580 (1.14)**	4.018 (1.15)***	4.129 (1.48)**

表3 樣本「與子女同住可能性」之成長曲線模型結果 (續)

變項	模型一	模型二	模型三	模型四	模型五
工作年收入 (含退休金)		0.012 (0.03)	0.011 (0.03)	0.012 (0.03)	-0.013 (0.04)
健康狀態 (皆良好 = 參照組)		-0.004 (0.12)	0.010 (0.12)	0.018 (0.12)	0.095 (0.15)
受訪者本人或配偶健康不佳		-0.348 (0.19) <sup>+</sup>	-0.336 (0.20) <sup>+</sup>	-0.303 (0.20)	-0.377 (0.25)
受訪者本人與配偶皆健康不佳					
擁屋情形 (房屋非樣本所有 = 參照組)					
房屋為樣本自有		-0.175 (0.21)	-0.170 (0.21)	-0.183 (0.22)	-0.009 (0.28)
與配偶同住狀態 (不與配偶同住 [含無配偶] = 參照組)					
與配偶同住		0.429 (0.17) <sup>**</sup>	0.418 (0.17) <sup>*</sup>	0.682 (0.18) <sup>***</sup>	0.779 (0.22) <sup>***</sup>
年齡 × 性別 (女)		0.637 (0.17) <sup>***</sup>	0.634 (0.17) <sup>***</sup>	0.580 (0.17) <sup>***</sup>	0.953 (0.34) <sup>**</sup>
出生年 × 性別 (女)		0.069 (0.03) <sup>*</sup>	0.069 (0.03) <sup>*</sup>	0.083 (0.03) <sup>*</sup>	0.113 (0.04) <sup>**</sup>
長子女出生年			0.109 (0.03) <sup>***</sup>	0.037 (0.03)	0.034 (0.04)
出生年 × 同住態度				0.051 (0.01) <sup>***</sup>	0.064 (0.01) <sup>***</sup>
長子女出生年 × 與配偶同住狀態				0.094 (0.02) <sup>***</sup>	0.129 (0.02) <sup>***</sup>
隨機效果變異量 (variance estimates)					
個人層級 (截距)	10.161 (3.19)	8.755 (2.96)	8.637 (2.94)	8.689 (2.95)	12.549 (3.54)
個人層級 (共變量)					4.379 (0.35)
個人層級 (年齡斜率)					12.238 (3.50)
時期層級	0.020 (0.14)	0.022 (0.15)	0.022 (0.15)	0.023 (0.15)	0.017 (0.13)

表3 樣本「與子女同住可能性」之成長曲線模型結果 (續)

變項	模型一	模型二	模型三	模型四	模型五
世代群組層級	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)
模型配適度指標					
AIC	6,033.73	5,908.9	5,899.24	5,851.53	5,587.08
BIC	6,090.39	6,071.79	6,069.21	6,035.67	5,785.38
Pseudo- $R^2$ (fixed effects)	0.16	0.26	0.27	0.29	0.26
Pseudo- $R^2$ (total)	0.79	0.80	0.80	0.81	0.91
樣本跨年度觀察值個數	8,798	8,798	8,798	8,798	8,798

註：AIC: Akaike information criterion; BIC: Bayesian information criterion。

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

型一中未呈顯著，世代在隨機效果部分的變異量也趨近於零。相較之下，時期的離散效果則較明顯，隨年分不同，代間同住的可能性出現波動。

為更清楚呈現模型一勾勒的歷時曲線，圖1依據模型一的結果，繪製出三個時間效應與依變項的關係曲線。圖1 (a) 與 (b) 顯示模型一中固定效果部分年齡與出生年的效果，y軸為依據模型估計而得之「與子女同住的機率」，灰色部分為估計值的95%信賴區間。圖1 (c) 則是依據模型中隨機效果部分時期層級的殘差項，代表考量年齡與世代效果後，時期的離散效果對於樣本「與子女同住可能性」所造成之差異，為不同時期(年)的隨機截距 (random intercepts)，灰色部分為其信賴區間。

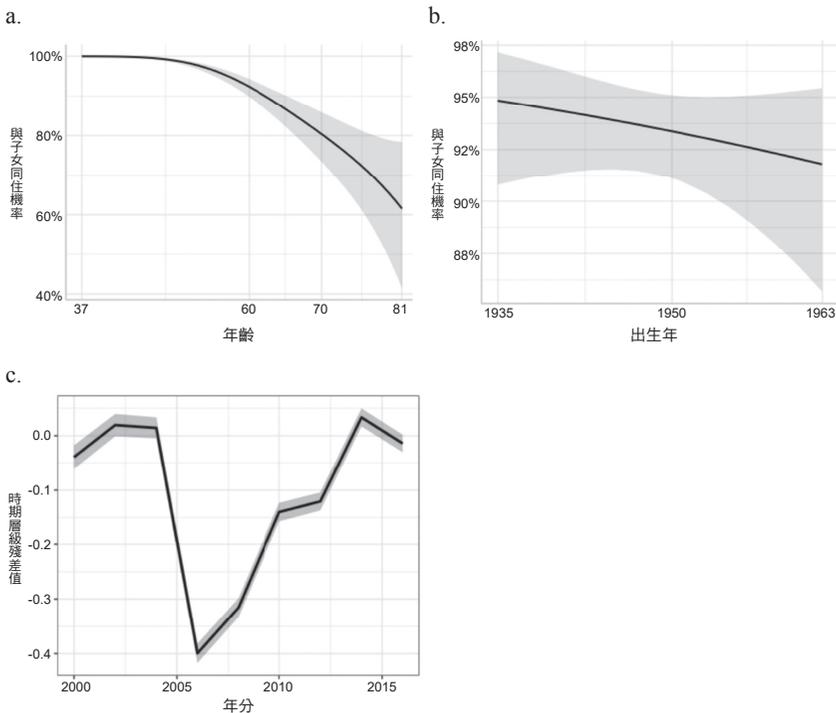


圖1 模型一中的 (a) 年齡、(b) 世代 (出生年)、(c) 時期三效應

檢視模型一的結果與圖1，雖然年齡次方與依變項之間呈正向關係，但如圖1(a)所示，隨著年齡增長，樣本與子女同住的可能性呈拋物線下墜趨勢，而非下降後又上升的U型曲線(Coward et al. 1989; Elman 1998)，大略符合過去隨年齡增長同住可能性下降的發現(陳正芬、王彥雯 2010；張桂霖、張金鶚 2013)。另外，雖然隨機效果中的世代效果趨近零，但固定效果中出生年的迴歸係數顯示世代與依變項間存在著負向關係：受訪者的出生年愈晚，也就是其所隸屬的出生世代愈年輕，與子女同住的機率愈低。這方向與研究的假設一致，然而由於模型一中出生年與依變項的關係未達顯著，此結果還需證據支持。

而在時期效果方面，在與模型的平均截距比較下，大部分的時期殘差項皆為負，意即相對於跨年度的平均代間同住機率，樣本與子女同住的可能性較低。<sup>4</sup>然而2002、2004與2014年的殘差項為正，意味著代間同住機率在這三年度偏高。針對此時期變化，與其有關的脈絡因素從人口趨勢、照顧資源的變化，到房屋市場與經濟情勢的變動皆可能為原因。為讓討論能更清晰，待模型納入其他自變項後再進行整體分析。

模型二接著將文獻探討提及的相關因素納入，結果顯示，除年齡效果達顯著外，態度、資源、家庭與機會因素也大多符合過去文獻，呈現與表1內所列之預期影響一致的結果。具體而言，雖然性別本身在此模型中未出現顯著，但性別與年齡及出生年的交互作用項皆出現顯著結果。相較男性，隨年齡增長及出生世代更迭，女性與子女同住的機率皆較高，這與不分性別所觀察到的年齡效果相異，凸顯不同人口特質的受訪者，在代間同住的歷時變動上呈現不同的軌跡。地區方面，比起居住都市者，居住在鄉村的受訪者與子女同住的機率顯著較低；態度方面，愈不看重「婚後與父母同住」的受訪者，與子女同住

4 為對時期效果進行更為細緻的探究，研究者也曾嘗試將2000年起每一年度的資料皆納入分析，結果大致符合圖1(c)中的曲線(請參見附錄三)。

的機率愈低；教育年數愈長者，與子女同住的機率愈低；家庭經濟決策是由樣本本人與配偶之外的他人決定者，與子女同住的可能性較高；子女數愈多者，與子女同住的機率愈高。

而與表1內預期影響較不相同的，為健康狀態不佳並未顯著增加與子女同住之機率，甚至樣本本人與配偶皆健康不佳時，其與子女同住的機率反而顯著較低。此結果顯示代間同住受照顧需求驅動的程度不如預期，究其原因，除可能因為傳統照顧安排觀念在1935-1963年出生樣本世代中鬆動外，亦反映1936-1963年出生人口之平均子女數較先前世代少，在家庭照顧人力不足下，當樣本與配偶皆健康不佳時，需尋求機構或其他照顧模式的現實。另外，與配偶同住者較有可能與子女同住，此結果也異於先前發現，分析認為這部分源於本研究的樣本為經歷快速高齡化之世代，相較張桂霖、張金鶚（2013）與陳正芬、王彥雯（2010）研究中為1929年前出生之樣本，1935-1963年間出生的世代面臨子女教育時間拉長、婚育時間延後等趨勢，整體家庭發展之步調，包含離巢、分戶等階段的時間皆較先前世代晚，因而本研究所觀察到的，與配偶同住者亦較有可能與子女同住，可能部分來自子女離巢前的狀態。另外先前文獻分析認為在有照顧需求下，當高齡者從有偶變成無偶時，與子女同住的機率會提高，但此照顧責任分配機制，是否也適用於在經濟上、教育上都與先前世代大不相同的嬰兒潮世代父母，尚需檢視。

分析至此，模型所呈現的時間效應的意涵究竟為何？有鑑於拆解時間三效應，不等於找出影響研究關注現象的機制與原因（Voas and Chaves 2016），對問題進行實質討論的重要性更勝於模型建構的統計技術。

基於年齡與生命歷程緊密相連的本質，對上述模型中年齡效應結果的詮釋，應置於生命歷程脈絡下思考。同時，由於代間同住為親代與子代狀態交織的結果，樣本是否與子女同住，除與樣本本身的生命歷程有關外，亦反映子女的生命歷程，當樣本從中年邁入高齡，其子

女亦可能正從幼年進入青年。因此上述模型中年齡與依變項之間的多項式曲線關係，除可能來自樣本邁入高齡後的健康與經濟變化外，也可能來自子女成年、配偶離世，家庭進入離巢分戶階段而形成之代間同住下降的整體趨勢，以及因子女從外地求學後返家，或是在初婚、育兒階段與父母同住比例上升而出現的波動變化。

在上述隨年齡進程所展開的生命歷程軌跡下，不同世代的個體，因其遭逢的社會脈絡、教育機會不同，其生命歷程的發展也不盡相同，其中婚育步調的差異與居住變動尤其相關。根據人口統計，就本研究所關注的出生世代範圍來看，大致出現隨世代更迭，步入婚育階段之年齡愈晚，生育的子女數也愈少的趨勢（駱明慶 2007）。<sup>5</sup>因而同樣年齡範圍下，所屬世代愈年輕之樣本，因其邁入婚育的時間較晚，其子女尚年幼、還未成年或離巢的機率較高，與父母同住的可能性也較高。但同時世代還涉及另一相反作用，也就是樣本所屬的世代愈年輕，其觀念偏離傳統、西化的可能性也較高，加上子女數減少，與子女同住的可能性也因而較低。

上述對生命歷程與婚育步調的討論，顯示子女年齡為理解代間同住動態的關鍵之一，研究進而建立模型三，加入「長子女出生年」。<sup>6</sup>該變數不僅反映樣本踏入婚育階段之時間早晚，也是子女年齡與所屬世代之指標，有助於探索子女輩生命歷程與代間同住的關聯。模型三中長子女出生年與依變項的顯著正向關係，符合上述討論的預期，長子女出生年愈晚，樣本與子女同住的可能性愈高。另外，納入此變數後，樣本出生年與依變項間的關係變為顯著，呼應上述關於世代效應涉及婚育步調及價值觀差異這兩個不同方向作用的討論，因而在控制涉及婚育步調之長子女出生年後，來自代間同住價值觀的

5 歷年初婚平均年齡可參見性別統計資料庫網頁：[https://www.gender ey.gov.tw/gecdb/Stat\\_Statistics\\_DetailData.aspx?sn=aeFG0R2tHwMrDtITC%24JSaA%40%40](https://www.gender ey.gov.tw/gecdb/Stat_Statistics_DetailData.aspx?sn=aeFG0R2tHwMrDtITC%24JSaA%40%40)

6 雖然從幼兒照顧需求的角，過去相關研究常視最年幼子女（而非最年長子女）的年齡為關鍵指標，但囿於家動資料中未包羅所有樣本最年幼子女的年齡，為求分析比較之一致，研究採用最年長子女的出生年為指標。

負向作用變得明顯，如模型三所示，出生年愈晚、愈年輕的世代，與子女同住的可能性愈低。

為進一步探索世代與價值觀，以及長子女出生年與樣本生命歷程的關聯，模型四加入樣本「出生年與同住態度」，以及「長子女出生年與配偶同住狀態」的交互作用項。結果顯示，兩個交互作用項與依變項皆呈正向顯著關係。有鑑於出生年與態度在模型中的關聯方向皆為負，這兩者之交互作用項的正向結果令人玩味。值得注意的是，囿於後續追蹤調查未每年蒐集態度資訊，態度在本研究中被建構為「非時變」變項，因此樣本的態度若在後續年度隨個人情境、或家庭發展歷程而產生變化，此轉變未被納入分析。控制樣本在研究觀察期初始時的代間同住態度，以及出生年這兩個變項與依變項的負向關係後，模型四發現，在兩者的交互作用下，出生年愈晚且一開始對「婚後與父母同住」愈不看重的樣本，與子女同住的可能性愈高。此正向顯著關聯，除了可能來自於控制兩個變項負向作用後的剩餘效果外，另一個可能的原因為前段提及的婚育步調之世代差異，具體而言，出生年愈晚者，因其子女尚未成年的可能性較高，與子女同住的機率也較高。而婚育步調與代間同住之緊密關聯，可略從「長子女出生年與配偶同住狀態」之交互作用項結果窺知，長子女出生年愈晚且與配偶同住者顯著較有可能與子女同住。這結果反映當樣本的生命歷程處於家庭擴張、成員聚合之階段，意即樣本已成家，子女尚未成年或離巢，配偶未離世或因其他因素分開居住時，代間同住的可能性較高。當樣本處於此家庭發展階段時，為回應家庭的實質需求，即便對符合傳統價值之代間同住的重視程度減弱，樣本實際上仍可能與子女同住。

模型五在隨機效果部分的個人層級加入年齡的隨機斜率（random slope），整體模型解釋力在加入斜率後提升。納入所有自變項後，依據模型五中結果，三個時間效應的曲線如圖2。

在控制其他變項後，相較圖1（a）中僅觀察到拋物線下降趨勢，

圖2 (a) 呈現隨年齡增長而波動的曲線；而相較圖1 (b) 中的直線，圖2 (b) 勾勒的世代效應為一緩步下降曲線。在時期效應方面，納入諸多攸關樣本個人特質之自變項後，模型五時期離散效果與模型一的結果十分相似，惟模型一內為正之2002年離散效果，在模型五內變為負。整體而言，如前所述，時期效應與人口、照顧資源、經濟情勢等結構脈絡因素有關，而檢視2000年後人口趨勢與照顧資源之數據，研究分析初步排除這兩方面為關鍵之解釋方向，並推論時期波動主要與房屋市場與政策之變化有關。回顧臺灣的房價歷史與住宅政策，1990-2003年間房價盤整，房地產市場低迷，但政府自2002年起推出

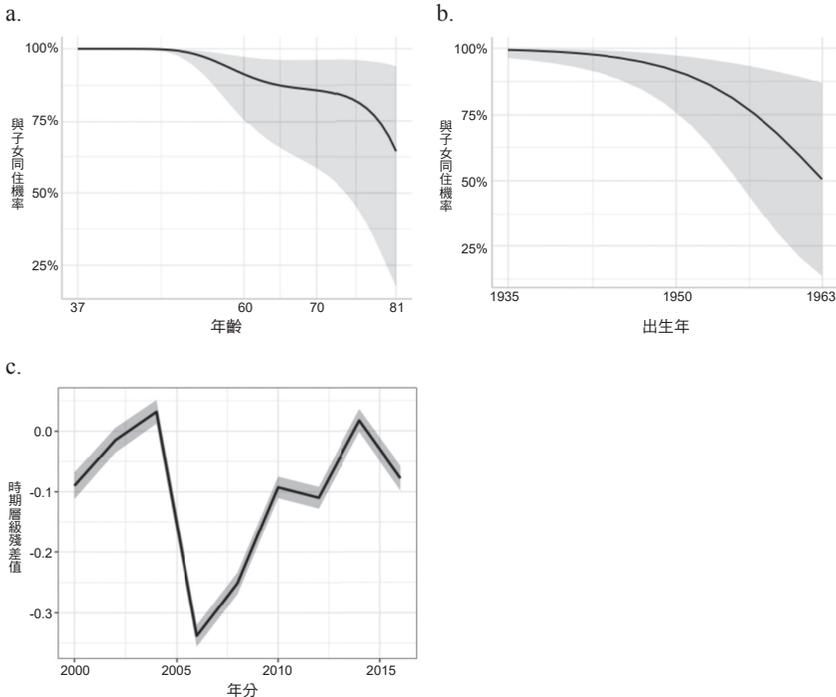


圖2 模型五中的 (a) 年齡、(b) 世代 (出生年)、(c) 時期三效應

土地增值稅減半政策，開放外資與陸資來臺投資不動產等一系列政策，房價自2003年起出現谷底復甦的現象並從此一路上揚，而此變化也反映在衡量購屋者對房價漲跌看法之「房價趨勢分數」上。根據內政部所製之房價趨勢分數圖，房價趨勢分數在2003年起到2004第一季間出現大幅攀升，顯示當時購屋者傾向認為房價會上漲，此預期心理或間接影響其居住安排。在購屋方面有自住需求者，可能因為預期接下來房價上漲而暫緩購屋，選擇與家人同住，而這或許可部分解釋模型五中2004年同住可能性攀升之時期效應。另外檢視攸關居住安排的「住宅可近性」，根據內政部資料，住宅可近性的兩大指標：房價所得比與房貸負擔率，皆在2013年出現明顯漲勢，顯示2013年間一般家庭所承擔之購屋負擔增加，而可能導致2013-2014年期間，離家分戶的比例降低，間接增加代間同住之比例（內政部地政司 n.d.）。

針對變化明顯的年齡與世代效應，圖3接著根據模型五的結果呈現不同性別的時間曲線。在控制其他變項下，男女樣本隨年齡變化所呈現的歷時曲線相當不同。隨著年齡增長，男性51歲前的同住可能性幾無變化，51-73歲間微幅下降，73歲後明顯下跌。整體而言男性與子女同住的可能性呈下降趨勢，較貼近過去臺灣研究中發現的直線下降

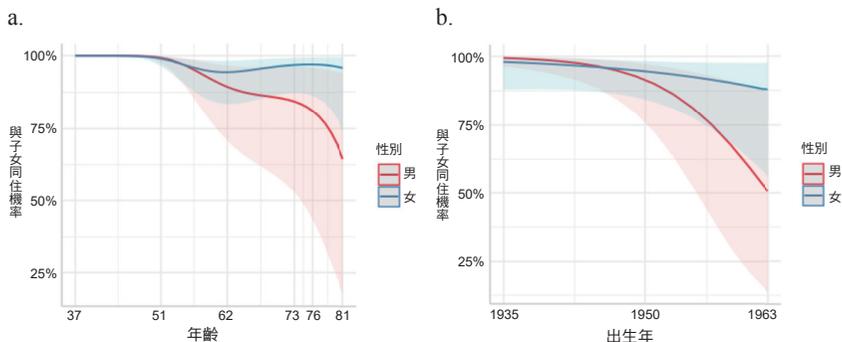


圖3 模型五中固定效果部分之男女樣本的  
(a) 年齡與 (b) 出生年效應

註：本圖彩色版本請見線上版 (<https://goo.gl/9CgARX>)。

比例（陳正芬、王彥雯 2010；張桂霖、張金鶚 2013）。而女性與子女同住的機率則長期不墜，惟從51-62歲微幅下降，後又上升至76歲起再度微幅下降，整體而言大略呈現雙U型（正U型加上倒U型）。

上述年齡效應曲線之性別差異顯示，男女樣本因生命歷程之差異，而可能展開不同的居住變動軌跡。探索本研究出生世代男女樣本的生命歷程，其家庭角色的差異可能為關鍵之一。女性在家庭中通常扮演照顧者的角色，除了育兒、奉養公婆、分攤較多家務外，許多臺灣女性在進入中高齡後，還協助孫子女的照顧（K. U. Ng and Chen 2018; Yu 2001）；相較之下，肩負工作養家傳統期待的男性較少承擔照顧責任。同時，援引過去文獻，照顧孫子女與代間同住間有正向關聯（Chang 2015; Chen et al. 2000），意即父母與子代同住的可能性，在某程度上受跨代提供育兒照顧所影響。另外，雖然過去許多研究認為父母健康狀態惡化，為影響代間同住的關鍵因素（Chen 2005; Logan et al. 1998），但如前面的討論，樣本與配偶健康狀態不佳時，其與子女同住的機率反而較低，且其顯著性相當微弱，並在加入其他自變項後消失（模型五），因此相較上述文獻，本研究較支持張桂霖、張金鶚（2013）的推論，認為無明確的證據顯示父母健康狀態是預測代間同住最重要的因素。綜上，本研究分析圖3（a）中的年齡曲線變化，來自樣本健康惡化之機率較低，但可能與樣本子女進入育兒階段後的整體家庭發展及需求有關。其中女性因其照顧者的家庭角色，隨子女育兒需求增加較有可能與子女同住，後隨著孫子女成長，女性樣本與子女同住之比例再度下降。但上述推論受限於本研究並未直接將子代的需求放入模型中分析，尚需後續研究檢驗。

而檢視圖3（b）世代效應曲線之性別差異，在控制其他變項下，相較男性，隨著世代更迭，女性「與子女同住」之可能性僅微幅下降，換言之，女性樣本與子女同住之機率隨世代而出現的變動較少。

圖4同時納入年齡與世代效果，將樣本按照其性別與出生年區分，並根據模型五的結果，繪製樣本隨年齡增長，與子女同住之預測

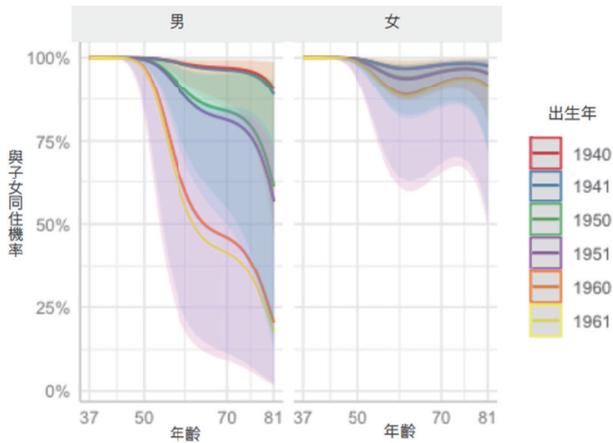


圖4 不同性別與出生年之樣本隨年齡增長與子女同住之可能性變化

註：本圖彩色版本請見線上版 (<https://goo.gl/9CgARX>)。

機率的變化曲線。如圖4所示，兩性與子女同住的可能性皆隨著世代更迭而下降。六個出生年之女性除了曲線之高低差異不大外，其形狀也相當雷同；但不同出生年之男性，不僅曲線的高低落差分明，其下降坡度與形狀也較不同。1940、1941年出生之男性隨著年齡增長，與子女同住的可能性僅和緩下降，惟到趨近80歲時陡降；然而1960、1961年出生之男性，卻在50歲後便出現明顯下降趨勢，此結果顯示不同世代的男性，居住變動的軌跡極為不同。究其原因，本研究認為應與傳統規範的衰退有關，同時由於男性較少協助家庭與育兒照顧，當同住傾向下滑時，遭遇來自照顧需求拉力之反向作用的機率較低，因而變動較為明顯。

## 伍、結論與討論

### 一、研究發現

隨著人口結構轉變，親代與子代間的居住安排不僅攸關高齡社

會的照顧議題，也涉及社會變遷下家庭價值觀的變化。雖然關於代間同住過去已有大量研究，但囿於時間三效應線性重疊的本質，對於代間同住的歷時變化缺乏深入探討與清晰結果。本研究採用家動資料中1953-1963年與1935-1954年出生主樣本在2000、2002、2004、2006、2008、2010、2012、2014、2016年的資料，並參考過去研究，以成長曲線模型進行分析，所得出的結果整理如下。

針對文獻最常討論的年齡效應，相較先前研究結果，本研究在控制其他自變項，以及世代與時期效應後，分析發現父母年齡跟代間同住之間不是直線下降關係，而是上下起伏的曲線關係，且有明顯的性別差異。男性隨著年齡增長，與子女同住的可能性雖略有波動，但大致上呈緩步下降趨勢。而女性隨著年齡增長，與子女同住的可能性則幾無消減，僅略於51-62歲間，以及76歲後出現微幅波動，呈現雙U型的歷時變化。結果推翻假設一。有鑑於先前研究未控制其他時間效果，因此在未估計世代與時期效應下，對年齡效應的解讀較不清楚，對其影響方向的解讀也不一致，本研究在控制其他時間因素及年齡次方與立方之效果下，分析結果為年齡效應提供較清晰的實證依據。

而在時期方面，根據模型中隨機效果的分析結果，樣本與子女同住的可能性在不同年度間確有差異，但此差異與依變項無明確的直線關聯，且在固定效果部分加入其他自變項後僅微幅變更，分析認為此時期效應與脈絡層面之房屋市場與政策之改變有關。假設二獲得支持。

本研究在研究過程中發現，世代的影響可說是三個時間效應中最難釐清的，原因在於，在諸多與世代效應有關的因素中，至少有兩個產生相反作用方向的因素，一為攸關生命歷程發展的婚育步調，另一則是態度與價值觀。前者隨世代更迭，進入婚育階段的年齡愈來愈晚，進而導致同樣年齡範圍下，較年輕世代因其子女較有可能尚未成年離巢，與子女同住的機率也較高；後者隨世代更迭，對於居住安排的期待愈趨偏離傳統，孝道實踐模式從親自奉養轉而以財務支持，或

以同鄰而居取代，<sup>7</sup>隨著對個體居住空間與自主性之重視增加，與子女同住的機率降低。雖然隨機效果中世代群組之間無代間同住可能性的差異，但在控制其他自變項以及年齡與時期的效應後，固定效果中出生年愈晚的樣本，與子女同住的機率的確愈低，顯示代間同住的確有隨著世代更迭而出現下降趨勢。而在納入交互作用項後，模型五結果顯示此趨勢為一和緩下降的曲線。假設三獲得部分支持。

## 二、研究貢獻與限制

長久以來，臺灣的代間同住比例不僅高於西方國家，甚至高於日本、韓國等東亞國家（K. Kim et al. 2015; Yasuda et al. 2011）。有鑑於代間同住作為實踐孝道規範及親子兩代協商資源之核心場域，解析代間同住如何隨時間變動並非僅是統計上的技術問題，更攸關學術、政府與社會各界對傳統居住模式之變化的理解。未能將世代或時期效應與年齡效果進行區分，不僅會模糊對代間同住在社會與人口結構變遷下轉變的觀察，也可能誤導高齡社會相關政策制訂時的討論方向。因此本研究除補足代間同住相關文獻在時間三效應實證檢驗上的缺口外，也依據研究發現對未來超高齡社會的政策方向提出建議。

具體而言，本研究為少數針對代間同住，同時納入三個時間效應的實證研究。雖然如前所述，成長曲線模型無法完全解決時間三效應的甄別問題，但在明確假設下，此模型可對三個時間效應進行合理的檢視，增補目前文獻中對高齡父母居住歷時變化的討論，當中又以對年齡效應的發現最為關鍵。在控制時期與世代的效應下，本研究雖與

7 由於家動資料未每年皆追蹤同鄰居住之相關資訊，因此本研究歷時分析未將同鄰居住模式納入考量，然而採用臺灣社會變遷調查2001、2006、2011、2016的資料，檢視已婚子女住在父母隔壁、同棟樓、同鄰巷，以及步行15分鐘內可到之距離的比例。初步結果顯示在未與父母同住之已婚樣本中，同鄰居住的占比從2001年時22.1%到2016年時為15.8%，雖無明顯上升趨勢，但考量地區與住宅可及性的因素可能帶來的差異，當居住與照顧模式在社會變遷下不斷轉變，此同鄰模式與代間同住之關聯值得後續研究進一步分析。

過去研究同樣發現樣本隨年齡增長，與子女同住的可能性下降，但分析顯示，在與子女同住的歷時變化上，年齡效應呈一波動曲線，且存在明顯的性別差異。其中女性與子女同住的可能性，在控制其他自變項後僅隨年齡增長微微下降，整體而言呈雙U型，切合臺灣女性扮演家庭照顧者的傳統性別角色期待下，中高齡婦女協助子代照顧孫子女的育兒型態。另外，本研究也在控制時期、年齡效應以及其他自變項下，發現隨世代更迭，樣本與子女同住的可能性愈趨下降，而此效果在控制長子女出生年後尤其顯著，凸顯婚育步調延遲的影響力。而有鑑於隨世代更迭的價值觀與婚育步調的變化，產生影響方向相反的動態作用，未來世代效應與代間同住的關聯值得後續研究持續觀察。

根據上述結果，本研究不僅承續過往研究，進一步提出對父母隨年齡增長而與子女同住之比例下降的實證檢驗，模型中健康狀態與同住可能性的負向關聯也呼應過去張桂霖、張金鶚（2013）的討論，簡言之，在臺灣，隨著父母年齡增長、健康惡化，與子女同住的可能性並非如部分國內外文獻所預測，會因照顧需求增加而上升，反是下降。另外，雖然女性樣本隨年齡增長，出現雙U型的波動，但相較於陳正芬、王彥雯（2010）援引[Coward et al.（1989）的觀點，認為子女成年離巢分戶一段時間後，隨著父母進入更高齡階段，照顧需求增加，同住比例會再次上升，本研究基於樣本同住比例上升、下降的年齡階段，以及上述的健康因素分析結果，認為相較於將女性樣本的U型波動歸因於父母照顧需求上升，此變化更可能是受到子代育兒與成家的需求所驅動。

研究分析也發現，具有經濟決策能力者顯著較不可能與子女同住，此顯著關聯雖僅出現在是否「為經濟決策者」此自變項上，但根據文獻，此結果除呼應過去研究，經濟資源高者因有較高能力照顧自己，因而同住機率較低外，亦顯示1935-1963年出生之樣本，在有決策與選擇空間下，可能較傾向居住自主。將此結果與本研究所觀察到

的世代效應合併檢視，雖然不能排除子女數減少與子代因素的影響，但可推測親代的居住態度愈發偏重自主，可能是親代與子女同住可能性隨世代更迭降低的關鍵。

整體而言，本研究所勾勒出的代間同住變化，在時間上不僅隨年齡增長下降，隨世代更迭也逐漸下滑。然而在這整體趨勢下，研究也同時觀察到不同時期間的波動起伏，以及愈發明顯的婚育延遲所帶來的逆勢影響。綜上，隨著嬰兒潮世代逐步邁入高齡，雖然就本研究所關注的1935-1963年出生世代樣本來看，他們與子女同住的比例仍相當高，但因應照顧需求而與父母同住的奉養模式似乎漸被取代。而雖根據本研究模型中依變項與同住態度的顯著結果，傳統規範對1935-1963年出生人口的居住安排仍相當有影響力，但就健康狀態、地區、長子女出生年三個變項的結果來看，子女因依循規範、奉養照顧父母而同住之可能性較低，反之父母隨兩代生命歷程進展，在子代無合適居所、需育兒資源時而同住之可能性較高。簡言之，對家庭資源的需求漸成居住安排變動的主要驅力。基於上述，臺灣社會長久以來家庭化的照顧安排思維，不僅面對人口結構的變化，也同時面臨價值觀的轉換。當與子女同住、由家人照顧，愈來愈偏離高齡者對居住的期望、子代的生活現實時，以家庭為安全網、為核心的照顧政策思維是否仍足以應付未來超高齡社會的需求？本研究建議，政府應朝著打造讓高齡者可自主安居的照顧網絡之方向，來構思符合代間關係與居住安排變化趨勢的長照藍圖。

最後，由於本研究採用追蹤調查資料，除研究方法章節中討論之選擇性偏誤問題外，因樣本流失而產生之遺漏值，亦造成本研究分析之限制。另外，雖在資料可得性，以及分析一致性的考量下，本研究一開始即選擇從父母輩的角度出發，但基於代間同住涉及兩代，企盼後續研究能取得適合資料，將子代因素納入代間同住的歷時分析中，以建構更完整的代間同住歷時變化圖像。除上述外，針對本研究的核心——APC效應之分析，在多重共線性之難題無法完全解決下，雖然

研究藉由明確假設時期效應為零之方法，來嘗試進行合理檢視，並避開因未明確提出模型假設而產生偏誤的潛在問題，但對本研究結果之詮釋，須留意本研究對時期線性效果為零之前提假設（Bell 2020）。雖有以上限制，有鑑於時間效應與居住動態的緊密關聯，仍期盼本研究的結果可作後續研究之參考，並增進未來對代間同住此議題的探究。

## 謝誌

本研究承蒙科技部人文及社會科學研究發展司109學年度專題研究計畫補助（計畫編號：MOST 109-2410-H-426-001），特此致上謝意。同時也感謝兩位匿名審查教授提供的寶貴建議，及期刊編輯悉心勘誤，然文中如有疏漏錯誤，責任概由作者自負。

## 參考文獻

- 于若蓉、黃奕嘉 [Yu, Ruoh-Rong and I-Chia Huang] (2018) 家庭動態調查：樣本結構、問卷內容、資料外釋與應用。中國統計學報，56(4): 98-115。"The Panel Study of Family Dynamics: Samples, Questionnaires, Data Dissemination and Applications." *Journal of the Chinese Statistical Association* 56(4): 98-115.
- 內政部地政司 [Department of Land Administration, Ministry of the Interior, R.O.C.] (n.d.) 內政部不動產資訊平臺：價格指標。 <https://pip.moi.gov.tw/V3/E/SCRE0201.aspx> (取用日期：2022年5月5日)。“Ministry of the Interior, Real Estate Information Platform: Price Indicator.” (Date visited: May 5, 2022).
- 王俊豪 [Wang, Jiun-Hao] (2008) 臺灣初婚夫妻的居住安排。人口學刊，37: 45-85。“Living Arrangements of First Married Couples in Taiwan.” *Journal of Population Studies* 37: 45-85. doi:10.6191/jps.2008.6
- 王惠芝 [Wang, Hui-Chih] (2011) 成年子女生命事件對代間關係之影響。國立臺灣師範大學人類發展與家庭學系碩士論文。“Adult Children’s Life Events and Intergenerational Relations.” MA thesis. Department of Human Development and Family Studies, National Taiwan Normal University.
- 伊慶春 [Yi, Chin-Chun] (2014) 臺灣地區家庭代間關係的持續與改變：資源與規範的交互作用。社會學研究，3: 189-215。“Continuity and Change of Intergenerational Relations in Family of Taiwan Region: The Interplay of Resources and Norms.” *Sociological Studies* 3: 189-215.
- 伊慶春、章英華 [Yi, Chin-Chun and Ying-Hwa Chang] (2008) 父系家庭的持續與變遷：臺灣的家庭社會學研究，1960-2000。見

謝國雄主編 [Hsieh, Gwo-Shyong (ed.)], 群學爭鳴：臺灣社會學發展史，1945-2005，頁23-73。臺北：群學。“The Continuity and Change of Patrilineal Families: Family Sociological Research in Taiwan, 1960-2000.” Pp. 23-73 in *Interlocution: A Thematic History of Taiwanese Sociology, 1945-2005*. Taipei: Socio.

林如萍 [Lin, Ju-Ping] (2012) 臺灣家庭的代間關係與代間互動類型之變遷趨勢。見伊慶春、章英華主編 [Yi, Chin-Chun and Ying-Hwa Chang (eds.)], 臺灣的社會變遷1985～2005：家庭與婚姻，頁75-124。臺北：中央研究院社會學研究所。“Taiwan Jiating de Daijian Guanxi yu Daijian Hudong Leixing zhi Bianqian Qushi.” Pp. 75-124 in *Social Change in Taiwan, 1985-2005: Family and Marriage*. Taipei: Institute of Sociology, Academia Sinica.

侯佩君、杜素豪、廖培珊、洪永泰、章英華 [Hou, Pei-Chun, Su-Hao Tu, Pei-Shan Liao, Yung-Tai Hung, and Ying-Hwa Chang] (2008) 臺灣鄉鎮市區類型之研究：「臺灣社會變遷基本調查」第五期計畫之抽樣分層效果分析。調查研究——方法與應用，23: 7-32。“The Typology of Townships in Taiwan: The Analysis of Sampling Stratification of the 2005-2006 ‘Taiwan Social Change Survey.’” *Survey Research—Method and Application* 23: 7-32. doi:10.7014/TCYCFYYY.200804.0007

陳正芬、王彥雯 [Chen, Chen-Fen and Charlotte Wang] (2010) 從生命週期觀點檢視臺灣老人居住安排的模式與轉變。臺灣社會福利學刊，8(2): 67-116。“Status and Changes of Living Arrangements among the Elderly in Taiwan: An End-of-life Perspective.” *Taiwanese Journal of Social Welfare* 8(2): 67-116. doi:10.6265/TJSW.2010.8(2)4

張桂霖、張金鶚 [Chang, Guey-Lin and Chin-Oh Chang] (2010) 老人居住安排與居住偏好之轉換：家庭價值與交換理論觀點的探討。人口學刊，40: 41-90。“Transitions in Living Arrangements and

Living Preferences among Elderly: An Analysis from Family Values and Exchange Theory.” *Journal of Population Studies* 40: 41-90. doi:10.6191/jps.2010.2

張桂霖、張金鶚 [Chang, Guey-Lin and Chin-Oh Chang] (2013) 年齡增長與居住安排：從初老到老老之相同樣本縱斷面研究。都市與計劃，40(2): 157-189。“Aging and Living Arrangement: A Panel Study of Young-Old to Oldest-Old.” *Journal of City and Planning* 40(2): 157-189. doi:10.6128/CP.40.2.157

張詠菡 [Chang, Yung-Han] (2018) 影響臺灣青年人口居住型態之價值觀因素。住宅學報，27(2): 1-37。“The Impact of Personal Values on Housing Status of Taiwanese Young Adults.” *Journal of Housing Studies* 27(2): 1-37.

曾瀝儀、張金鶚、陳淑美 [Tseng, Li-Yi, Chin-Oh Chang, and Shu-Mei Chen] (2006) 老人居住安排選擇——代間關係之探討。住宅學報，15(2): 45-64。“An Analysis on the Living Arrangement Choices of the Elderly: A Discussion on Intergenerational Relationships.” *Journal of Housing Studies* 15(2): 45-64.

葉光輝 [Yeh, Kuang-Hui] (1997) 臺灣民眾之孝道觀念的變遷情形。見張苙雲、呂玉瑕、王甫昌主編 [Chang, Ly-Yun, Yu-Hsia Lu, and Fu-Chang Wang (eds.)]，九〇年代的臺灣社會：社會變遷基本調查研究系列二（下），頁171-214。臺北：中央研究院社會學研究所。“Changes in the Taiwan People’s Concept of Filial Piety.” Pp. 171-214 in *Taiwanese Society in 1990s: Taiwan Social Change Survey Symposium II (part 2)*. Taipei: Institute of Sociology, Academia Sinica.

葉光輝 [Yeh, Kuang-Hui] (1998) 年老父母居住安排的心理學研究：孝道觀點的探討。中央研究院民族學研究所集刊，83: 121-168。“Living Arrangements of Elderly Parents in Taiwan: A Psychological Perspective.” *Bulletin of the Institute of Ethnology Academia Sinica*

83: 121-168.

楊靜利 [Yang, Ching-Li] (1999) 老年人的居住安排——子女數量與同居傾向因素之探討。人口學刊, 20: 167-183。"Living Arrangement of the Elderly in Taiwan." *Journal of Population Studies* 20: 167-183.

魯慧中、鄭保志 [Lu, Huei-Chung and P. C. Roger Cheng] (2012) 孝道的認同與實踐——以成年兒子與父母同住決策為分析對象。人口學刊, 45: 111-154。"Identification and Implementation of Filial Norms: Adult Sons' Decision to Live with Elderly Parents." *Journal of Population Studies* 45: 111-154. doi:10.6191/jps.2012.12

駱明慶 [Luoh, Ming-Ching] (2007) 臺灣總生育率下降的表象與實際。研究臺灣, 3: 37-60。"The Appearance and Reality of Declining Total Fertility Rates in Taiwan." *Journal of Taiwan Studies* 3: 37-60. doi:10.6456/JTS.200712.0037

薛承泰 [Hsueh, Cherng-Tay] (2008) 臺灣家庭變遷與老人居住型態：現況與未來。社區發展季刊, 121: 47-56。"The Type of Elderly Fulfillment and Family Changes in Taiwan: Current Situation and Prospect." *Community Development Journal (Quarterly)* 121: 47-56.

Albuquerque, P. C. 2009. "The Elderly and the Extended Household in Portugal: An Age-Period-Cohort Analysis." *Population Research and Policy Review* 28(3): 271-289. doi:10.1007/s11113-008-9099-0

Bell, A. 2014. "Life-Course and Cohort Trajectories of Mental Health in the UK, 1991-2008—A Multilevel Age-Period-Cohort Analysis." *Social Science & Medicine* 120: 21-30. doi:10.1016/j.socscimed.2014.09.008

Bell, A. 2020. "Age Period Cohort Analysis: A Review of What We Should and Shouldn't Do." *Annals of Human Biology* 47(2): 208-217. doi:10.1080/03014460.2019.1707872

Bell, A. and K. Jones. 2014. "Another 'Futile Quest'? A Simulation

- Study of Yang and Land's Hierarchical Age-Period-Cohort Model.” *Demographic Research* 30: 333-360. doi:10.4054/DemRes.2014.30.11
- Bell, A. and K. Jones. 2015. “Age, Period and Cohort Processes in Longitudinal and Life Course Analysis: A Multilevel Perspective.” Pp. 197-213 in *A Life Course Perspective on Health Trajectories and Transitions*, edited by C. Burton-Jeangros, S. Cullati, A. Sacker, and D. Blane. Cham, Switzerland: Springer. doi:10.1007/978-3-319-20484-0\_10
- Bell, A. and K. Jones. 2018. “The Hierarchical Age-Period-Cohort Model: Why Does It Find the Results That It Finds?” *Quality & Quantity* 52(2): 783-799. doi:10.1007/s11135-017-0488-5
- Berrington, A. and J. Stone. 2013. “Outlining a Future Research Agenda for Studies of Young Adults’ Transitions to Residential Independence.” Centre for Population Change Working Paper Number 38. [http://cpc2.geodata.soton.ac.uk/docs/2013\\_WP38\\_Future\\_Research\\_Agenda\\_for\\_Studies\\_of\\_Young\\_Adults\\_Transitions\\_to\\_Residential\\_Independence\\_Berrington\\_et\\_al.pdf](http://cpc2.geodata.soton.ac.uk/docs/2013_WP38_Future_Research_Agenda_for_Studies_of_Young_Adults_Transitions_to_Residential_Independence_Berrington_et_al.pdf) (Date visited: January 3, 2017).
- Calvert, E. 2010. “Young People’s Housing Transitions in Context.” ESRC Centre for Population Change Working Paper 8/2010. [https://eprints.soton.ac.uk/163813/1/Working\\_paper\\_8.pdf](https://eprints.soton.ac.uk/163813/1/Working_paper_8.pdf) (Date visited: July 13, 2015).
- Carstensen, B. 2007. “Age-Period-Cohort Models for the Lexis Diagram.” *Statistics in Medicine* 26(15): 3018-3045. doi:10.1002/sim.2764
- Chang, Y.-H. 2015. “Childcare Needs and Household Composition: Is Household Extension a Way of Seeking Childcare Support?” *Chinese Sociological Review* 47(4), 343-366. doi:10.1080/21620555.2015.1062345
- Chang, Y.-H. 2021. “Housing Transitions of Taiwanese Young Adults:

- Intersections of the Parental Home and Housing Pathways.” *Housing Studies*. doi:10.1080/02673037.2021.1929862
- Chen, F. 2005. “Residential Patterns of Parents and Their Married Children in Contemporary China: A Life Course Approach.” *Population Research and Policy Review* 24(2): 125-148. doi:10.1007/s11113-004-6371-9
- Chen, F., S. E. Short, and B. Entwisle. 2000. “The Impact of Grandparental Proximity on Maternal Childcare in China.” *Population Research and Policy Review* 19(6): 571-590.
- Chen, F., Y. Yang, and G. Liu. 2010. “Social Change and Socioeconomic Disparities in Health over the Life Course in China: A Cohort Analysis.” *American Sociological Review* 75(1), 126-150. doi:10.1177/0003122409359165
- Cheung, C.-K. and A. Y.-H. Kwan. 2009. “The Erosion of Filial Piety by Modernisation in Chinese Cities.” *Ageing & Society* 29(2): 179-198. doi:10.1017/S0144686X08007836
- Chong, A. M.-L., S.-H. Ng, J. Woo, and A. Y.-H. Kwan. 2006. “Positive Ageing: The Views of Middle-Aged and Older Adults in Hong Kong.” *Ageing & Society* 26(2): 243-265. doi:10.1017/S0144686X05004228
- Chu, C. Y. C., Y. Xie, and R. R. Yu. 2011. “Coresidence with Elderly Parents: A Comparative Study of Southeast China and Taiwan.” *Journal of Marriage and Family* 73(1): 120-135. doi:10.1111/j.1741-3737.2010.00793.x
- Coward, R. T., S. J. Cutler, and F. E. Schmidt. 1989. “Differences in the Household Composition of Elders by Age, Gender, and Area of Residence.” *The Gerontologist* 29(6): 814-821. doi:10.1093/geront/29.6.814
- Curran, P. J., K. Obeidat, and D. Losardo. 2010. “Twelve Frequently Asked

- Questions about Growth Curve Modeling.” *Journal of Cognition and Development* 11(2): 121-136. doi:10.1080/15248371003699969
- Duncan, S. C., T. E. Duncan, and L. A. Strycker. 2006. “Alcohol Use from Ages 9 to 16: A Cohort-Sequential Latent Growth Model.” *Drug and Alcohol Dependence* 81(1): 71-81. doi:10.1016/j.drugalcdep.2005.06.001
- Duncan, T. E., S. C. Duncan, and L. A. Strycker. 2013. *An Introduction to Latent Variable Growth Curve Modeling: Concepts, Issues, and Application*, 2<sup>nd</sup> ed. London, UK: Routledge. doi:10.4324/9780203879962
- Elman, C. 1998. “Intergenerational Household Structure and Economic Change at the Turn of the Twentieth Century.” *Journal of Family History* 23(4): 417-440. doi:10.1177/036319909802300405
- Farkas, G. 1977. “Cohort, Age, and Period Effects Upon the Employment of White Females: Evidence for 1957-1968.” *Demography* 14(1): 33-42. doi:10.2307/2060453
- Fosse, E. and C. Winship. 2019a. “Analyzing Age-Period-Cohort Data: A Review and Critique.” *Annual Review of Sociology* 45: 467-492. doi:10.1146/annurev-soc-073018-022616
- Fosse, E. and C. Winship. 2019b. “Bounding Analyses of Age-Period-Cohort Effects.” *Demography* 56(5): 1975-2004. doi:10.1007/s13524-019-00801-6
- Fu, W. J. 2000. “Ridge Estimator in Singular Design with Application to Age-Period-Cohort Analysis of Disease Rates.” *Communications in Statistics: Theory and Methods* 29(2): 263-278. doi:10.1080/03610920008832483
- Fukuda, S. 2009. “Leaving the Parental Home in Post-War Japan: Demographic Changes, Stem-Family Norms and the Transition to Adulthood.” *Demographic Research* 20: 731-816. doi:10.4054/DemRes.2009.20.30

- Hermalin, A. I. and L.-S. Yang. 2004. "Levels of Support from Children in Taiwan: Expectations versus Reality, 1965-99." *Population and Development Review* 30(3): 417-448. doi:10.1111/j.1728-4457.2004.00022.x
- Hox, J. J. 2010. *Multilevel Analysis: Techniques and Applications*, 2<sup>nd</sup> ed. London, UK: Routledge.
- Hsu, H.-C., C.-Y. Lew-Ting, and S.-C. Wu. 2001. "Age, Period, and Cohort Effects on the Attitude toward Supporting Parents in Taiwan." *The Gerontologist* 41(6): 742-750. doi:10.1093/geront/41.6.742
- Huffman, C., R. Regules-García, and D. V. Chanes. 2019. "Living Arrangement Dynamics of Older Adults in Mexico: Latent Class Analysis in an Accelerated Longitudinal Design." *Demographic Research* 41: 1401-1436. doi:10.4054/DemRes.2019.41.50
- Isengard, B. and M. Szydlik. 2012. "Living Apart (or) Together? Coresidence of Elderly Parents and Their Adult Children in Europe." *Research on Aging* 34(4): 449-474. doi:10.1177/0164027511428455
- Kan, K., A. Park, and M.-C. Chang. 2001. "A Dynamic Model of Elderly Living Arrangements in Taiwan." [https://www.researchgate.net/profile/Albert-Park-4/publication/244955660\\_A\\_Dynamic\\_Model\\_of\\_Elderly\\_Living\\_Arrangements\\_in\\_Taiwan/links/54f001c10cf2432ba657c11d/A-Dynamic-Model-of-Elderly-Living-Arrangements-in-Taiwan.pdf](https://www.researchgate.net/profile/Albert-Park-4/publication/244955660_A_Dynamic_Model_of_Elderly_Living_Arrangements_in_Taiwan/links/54f001c10cf2432ba657c11d/A-Dynamic-Model-of-Elderly-Living-Arrangements-in-Taiwan.pdf) (Date visited: December 15, 2019).
- Kim, C.-S. 2008. "Intergenerational Family Relationships of the Elderly in Korea." *Korea Journal* 48(4): 35-59. doi:10.25024/kj.2008.48.4.35
- Kim, C.-S. and K.-O. Rhee. 1997. "Variations in Preferred Living Arrangements among Korean Elderly Parents." *Journal of Cross-Cultural Gerontology* 12(2): 189-202.
- Kim, K., Y.-P. Cheng, S. H. Zarit, and K. L. Fingerman. 2015. "Relationships

- between Adults and Parents in Asia.” Pp. 101-122 in *Successful Aging: Asian Perspectives*, edited by S.-T. Cheng, I. Chi, H. H. Fung, L. W. Li, and J. Woo. Dordrecht, The Netherlands: Springer. doi:10.1007/978-94-017-9331-5\_7
- Knodel, J. and M. B. Ofstedal. 2002. “Patterns and Determinants of Living Arrangements.” Pp. 143-184 in *The Well-Being of the Elderly in Asia: A Four-Country Comparative Study*, edited by A. I. Hermalin. Ann Arbor, MI: University of Michigan Press.
- Korinek, K., Z. Zimmer, and D. Gu. 2011. “Transitions in Marital Status and Functional Health and Patterns of Intergenerational Coresidence among China’s Elderly Population.” *Journal of Gerontology: Social Sciences* 66B(2): 260-270. doi:10.1093/geronb/gbq107
- Lee, M.-L., H.-S. Lin, and M.-C. Chang. 1995. “Living Arrangements of the Elderly in Taiwan: Qualitative Evidence.” *Journal of Cross-Cultural Gerontology* 10(1-2): 53-78. doi:10.1007/BF00972031
- Lee, W. K.-M. and H.-K. Kwok. 2005. “Differences in Expectations and Patterns of Informal Support for Older Persons in Hong Kong: Modification to Filial Piety.” *Ageing International* 30(2): 188-206. doi:10.1007/s12126-005-1011-1
- Lee, Y.-J., W. L. Parish, and R. J. Willis. 1994. “Sons, Daughters, and Intergenerational Support in Taiwan.” *American Journal of Sociology* 99(4): 1010-1041.
- Lei, X., J. Strauss, M. Tian, and Y. Zhao. 2015. “Living Arrangements of the Elderly in China: Evidence from the CHARLS National Baseline.” *China Economic Journal* 8(3): 191-214. doi:10.1080/17538963.2015.1102473
- Lin, J.-P., T.-F. Chang, and C.-H. Huang. 2011. “Intergenerational Relations and Life Satisfaction among Older Women in Taiwan.” *International*

- Journal of Social Welfare* 20(S1): S47-S58. doi:10.1111/j.1468-2397.2011.00813.x
- Logan, J. R. and F. Bian. 1999. "Family Values and Coresidence with Married Children in Urban China." *Social Forces* 77(4): 1253-1282. doi:10.2307/3005876
- Logan, J. R. and F. Bian. 2004. "Intergenerational Family Relations in the United States and China." *Annual Review of Gerontology and Geriatrics* 24(1): 249-265.
- Logan, J. R., F. Bian, and Y. Bian. 1998. "Tradition and Change in the Urban Chinese Family: The Case of Living Arrangements." *Social Forces* 76(3): 851-882. doi:10.2307/3005696
- Luo, L. and J. S. Hodges. 2020. "Constraints in Random Effects Age-Period-Cohort Models." *Sociological Methodology* 50(1): 276-317. doi:10.1177/0081175020903348
- Mason, K. O., W. M. Mason, H. H. Winsborough, and W. K. Poole. 1973. "Some Methodological Issues in Cohort Analysis of Archival Data." *American Sociological Review* 38(2): 242-258. doi:10.2307/2094398
- Ng, K. U. and C.-J. J. Chen. 2018. "Married Mothers' Employment in East Asian Countries: A Comparison of China, Taiwan, South Korea, and Japan." *Comparative Sociology* 17(6): 738-758. doi:10.1163/15691330-12341483
- Ng, Y.-L. 2012. *The Role of Global Culture and Values in Regard to the Family Life Cycle in Hong Kong with Specific Regard to Young Adults' Perceptions of Marriage, Parenthood and Family Responsibility in Late Modernity*. Ph.D. dissertation. School of Social Sciences, Cardiff University.
- Ogawa, N., R. D. Retherford, and R. Matsukura. 2006. "Demographics of the Japanese Family: Entering Uncharted Territory." Pp. 19-38 in *The*

- Changing Japanese Family*, edited by M. Rebeck and A. Takenaka. New York, NY: Routledge.
- Park, K.-S., I.-K. Kim, and H. Kojima. 1999. "Intergenerational Coresidence and Nearness in Korea and Japan: Unbalanced Aspects of Family Changes." *International Journal of Japanese Sociology* 8(1): 93-115. doi:10.1111/j.1475-6781.1999.tb00066.x
- Patterson, S. E. and A. M. Reyes. 2022. "Co-Residence Beliefs 1973-2018: Older Adults Feel Differently than Younger Adults." *Journal of Marriage and Family* 84(2): 673-684. doi:10.1111/jomf.12819
- Prinzie, P. and P. Ongheana. 2014. "Cohort Sequential Design." In *Wiley StatsRef: Statistics Reference Online*. <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1002/9781118445112.stat06689> (Date visited: December 17, 2019).
- Sommet, N. and D. Morselli. 2017. "Keep Calm and Learn Multilevel Logistic Modeling: A Simplified Three-Step Procedure Using Stata, R, Mplus, and SPSS." *International Review of Social Psychology* 30(1): 203-218. doi:10.5334/irsp.90
- Stone, J., A. Berrington, and J. Falkingham. 2011. "The Changing Determinants of UK Young Adults' Living Arrangements." *Demographic Research* 25: 629-666. doi:10.4054/DemRes.2011.25.20
- Suzuki, E. 2012. "Time Changes, So Do People." *Social Science & Medicine* 75(3): 452-456. doi:10.1016/j.socscimed.2012.03.036
- Takagi, E. and M. Silverstein. 2006. "Intergenerational Coresidence of the Japanese Elderly: Are Cultural Norms Proactive or Reactive?" *Research on Aging* 28(4): 473-492. doi:10.1177/0164027506287788
- Takagi, E. and M. Silverstein. 2011. "Purchasing Piety? Coresidence of Married Children with Their Older Parents in Japan." *Demography* 48(4): 1559-1579. doi:10.1007/s13524-011-0053-0

- Voas, D. and M. Chaves. 2016. "Is the United States a Counterexample to the Secularization Thesis?" *American Journal of Sociology* 121(5): 1517-1556. doi:10.1086/684202
- Wakabayashi, M. and C. Y. Horioka. 2009. "Is the Eldest Son Different? The Residential Choice of Siblings in Japan." *Japan and the World Economy* 21(4): 337-348. doi:10.1016/j.japwor.2009.04.001
- Xenos, P., S. Achmad, H.-S. Lin, P. K. Luis, C. Podhisita, C. Raymundo, and S. Thapa. 2006. "Delayed Asian Transitions to Adulthood: A Perspective from National Youth Surveys." *Asian Population Studies* 2(2): 149-185. doi:10.1080/17441730600923117
- Yang, Y. and K. C. Land. 2013. *Age-Period-Cohort Analysis: New Models, Methods, and Empirical Applications*. Boca Raton, FL: Chapman and Hall/CRC.
- Yasuda, T., N. Iwai, C.-C. Yi, and G. Xie. 2011. "Intergenerational Coresidence in China, Japan, South Korea and Taiwan: Comparative Analyses Based on the East Asian Social Survey 2006." *Journal of Comparative Family Studies* 42(5): 703-722.
- Yu, W.-H. 2001. "Family Demands, Gender Attitudes, and Married Women's Labor Force Participation: Comparing Japan and Taiwan." Pp. 70-95 in *Women's Working Lives in East Asia*, edited by M. C. Brinton. Stanford, CA: Stanford University Press. doi:10.1515/9780804780476-006
- Zhang, Q. F. 2004. "Economic Transition and New Patterns of Parent-Adult Child Coresidence in Urban China." *Journal of Marriage and Family* 66(5): 1231-1245.
- Zimmer, Z. 2005. "Health and Living Arrangement Transitions among China's Oldest-Old." *Research on Aging* 27(5): 526-555. doi:10.1177/0164027505277848

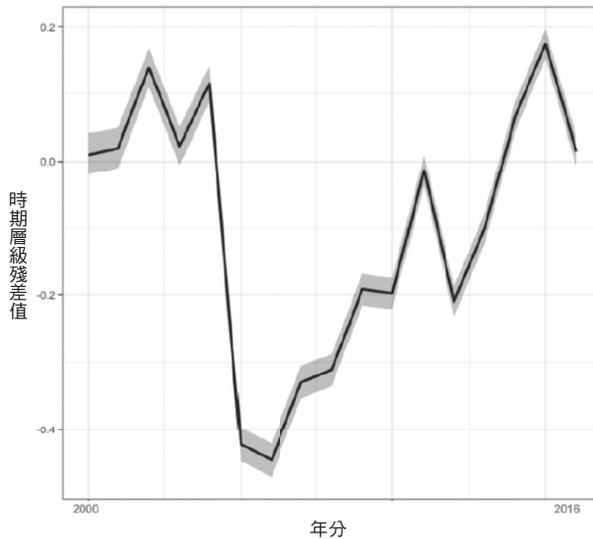
## 附錄一：樣本人口特質分配表

變項	男性	女性	全樣本
世代群組（欄%）			
1935-1939年	12.2	13.5	12.9
1940-1943年	19.2	15.4	17.1
1944-1947年	8.2	14.5	11.8
1948-1951年	11.5	13.8	12.8
1952-1955年	25.3	24.1	24.6
1956-1959年	8.4	9.4	9.0
1960-1963年	15.2	9.2	11.8
地區（欄%）			
都市	41.2	39.2	40.1
城鎮	30.2	31.6	31.0
鄉村	28.6	29.3	29.0
是否有兒子（欄%）			
有	89.0	93.8	91.7
無	11.0	6.2	8.3
與配偶同住狀態（欄%）			
與配偶同住	92.0	85.5	88.3
不與配偶同住（含無配偶者）	8.0	14.5	11.7
為經濟決策者（欄%）			
自己或配偶是重大經濟決策者	98.1	98.6	98.4
自己或配偶不是重大經濟決策者	1.9	1.4	1.6
樣本數（ <i>n</i> ）	427	564	991

## 附錄二：2000年原始樣本數與流失樣本數之分配比例

變項	2000年主樣本	追蹤調查流失樣本
居住安排類型（欄%）		
與子女同住	87.33	87.63
非與子女同住	12.67	12.37
樣本數（ <i>n</i> ）	2,462	1,471

## 附錄三：1935-1963出生年樣本從2000至2016年與子女同住機率之逐年時期效應



# **An Age-Period-Cohort Analysis of Intergenerational Coresidence With Children Among the Middle-Aged and Elderly Population in Taiwan**

Yung-Han Chang\*

## **Abstract**

In the context of family structure and demographic changes, elderly care and living arrangements have become challenging in many countries. In contrast to the West, a high level of coresidence between parents and adult children has long been sustained by the social norms underpinned by filial piety in Taiwan. However, the declining influence of traditional values gives rise to a need to address the changes in intergenerational coresidence over time. Given the age-period-cohort identification conundrum, there has been a lack of congruent and consistent results from previous research on intergenerational coresidence. To fill the gap, drawing on the longitudinal data from the Panel Study of Family Dynamics survey collected in 2000, 2002, 2004, 2006, 2008, 2010, 2012, 2014, and 2016, this study adopted the growth curve modeling approach to analyze the dynamics of intergenerational coresidence of respondents born between 1935 and 1963. The analysis result showed that, after controlling for the effects of the period, cohort, and other independent variables, there is a polynomial relationship between age effects and respondents' probabilities

---

\* Associate Professor, Health Care Management Department, University of Kang Ning.  
E-mail: yhchang@ukn.edu.tw

of co-residing with children. Moreover, the result revealed evident gender differences in age effects. While men's probability of co-residing with children declined as they aged, their female counterparts' coresidence probability exhibited a double U-shaped projection as it fell, rose, then fell again. The analysis also found that, after controlling for other variables, respondents of younger cohorts were less likely to co-reside with children, which became even more statistically significant after holding the birth year of the eldest child constant. This finding underscores the increasing significance of changes in values and attitudes as younger cohorts come onto the scene. Based on the research findings, this study suggests that the government should revise the familisation-based care policy and design a policy framework that renders the future super-aged society compatible with independent and autonomous living among the elderly.

***Keywords: intergenerational relationship, intergenerational coresidence, age-period-cohort effect, growth curve model***