

國立政治大學政治學系博士論文

指導教授：楊婉瑩 博士

兩岸經濟整合與簽署 ECFA 對台灣民眾統獨立場的影響：
2008 至 2012 定群追蹤樣本的實證分析

研究生：李冠成 撰

中華民國一零三年七月

國立政治大學政治學系

李冠成 君 所撰之博士學位論文

兩岸經濟整合與簽署 ECFA 對台灣民眾統獨立
場的影響：
2008 至 2012 定群追蹤樣本的實證分析

業經本委員會審議通過

論文考試委員會委員

楊淑雲

蔣宗漢

吳重禮

陳陸輝

黃馬端

指導教授

楊淑雲

系主任

楊淑雲

中華民國 103 年 7 月 14 日

謝辭

終於到了領取博士畢業證書的這一刻，內心百感交集、感慨萬分。國、高中時期，當周遭的同學立志向學綻放青春的光芒時，我卻在補習班及夜校過著暗無天日的日子。直到大學、研究所階段，才發覺自己的興趣，學業表現倒吃甘蔗。接近不惑之年，當身邊的好友早已是職場老鳥時，我才正要展開屬於自己的學術人生。回首我的求學歷程宛如一場班傑明的奇幻旅程，命中註定讓我踏上一條和別人相反的路。雖然這條路走來幾經波折起伏，最後的終點也仍舊未知，但我對自己「堅持理想、始終如一」的態度感到自豪。如今奏起驪歌，成為政大的畢業生，我心中滿懷感激。

能夠完成博士論文，首先感謝指導教授楊婉瑩老師的付出，特別在他身兼系主任之後，往往一整天馬拉松式的會議下來，仍撥出時間與我討論並給予指導，我心裡實在萬分感謝。回憶起論文撰寫過程，我和楊老師的關係猶如舵手和船長。在浩瀚的知識汪洋中航行，難免遇到暗流、礁岩和風暴，老師總是適時伸出援手協助穩住船舵，指引我朝正確的方向前進。每當我為論文原地踏步而感到沮喪時，老船長頓時化身為最佳的傾訴人，讓壓在我身上的情緒能有宣洩的出口，並以自己的經驗鼓勵我繼續向前。坦白說，楊婉瑩老師指導我的不僅是論文，同時也是我最重要的心靈雞湯，若沒有老師的引導，我的論文應該還在某處擱淺。2008年我加入楊婉瑩老師的性別政治研究團隊，在許多合作機會之中，我不僅從老師身上學習到從事學術研究的態度和方法，更對老師戮力研究之餘，投身婦女社團，以社會倡議和運動來實踐性別平等的作法感到欽佩。社會科學是一門發掘問題、解決問題的學科，透過學術理論來釐清問題發生的原因，並藉由運動實踐來改變社會是相關研究者的使命，而楊婉瑩老師則是我的最佳典範。

此外，在論文口試時，感謝黃秀端和陳陸輝老師提出的指正與專業建議，使得論文的整體性和邏輯性更加完整清楚。也感謝吳重禮老師對論文的吹毛求疵，讓我見識到學術的功夫是從謹慎面對每個細節開始。另外，在論文寫作過程中，我曾經關起門來鑽研武功（統計方法），要不是蔡宗漢老師的適時出現，我大概免不了閉門造車走火入魔，在此特別感謝蔡宗漢老師在專業方法上的協助。若未來這本論文能有些學術貢獻，歸功於楊婉瑩老師和上述幾位老師的指導及建議。

回顧這幾年的博士班生涯，也要感謝許多師長的栽培。首先，和黃紀老師的緣分可追溯至中正大學碩班時期，來到政大之後很慶幸還能和黃老師再續前緣。從中正到政大，儘管我的身分從碩士生變為博士生，但不變的是，修黃老師的課緊張依舊、無時無刻處於戰戰兢兢的狀態。但也就是因為黃紀老師嚴格教學與治學，才替我打下扎實的基礎。知識淵博、和藹可親的劉義周老師則讓我感受到另

外一種不同的學風，修劉老師的課雖然閱讀份量也不輕，但每回聽老師講授卻感到放鬆，如沐春風。同時，也非常感謝劉義周老師提拔我擔任課堂 TA 和兼任講師，讓我能夠實際感受站在台上講課是怎麼一回事，並從中學習如何成為一名好老師。另外，跟冷則剛老師到中研院政治所工作，那裡匯集國內各領域菁英與充沛的研究資源，令我大開眼界，增長不少見聞，因此也很感激冷老師提供這樣的機會。陳義彥老師、盛杏媛老師、何思因老師、湯京平老師、林繼文老師、寇健文老師、林超琦等老師的課程，則開啟我對於政治學次領域的視野。在這些老師的課堂上不僅吸收到許多專業知識，老師們的人生經驗和求學歷程，更是滋養我成長茁壯的重要養分。最後，中正大學劉從葦老師則是我的啟蒙恩師，當初是他提起我對政治學研究的興趣，引領我走向學術這條路，如今我完成博士學位，特別感念劉老師的提攜之恩。

博士班求學階段每天被 paper 討債，身上也經常背著各種研究案，生活異常苦悶。好在有一群好友相互砥礪、彼此打氣才能夠撐過去。感謝性別研究小組的夥伴，珮婷、雅雯、凱凌、煒智、定暉以及期末轟趴才會出現的易宏，我難以忘懷那段與大家同甘共苦的日子，也祝福這些好朋友前程似錦。在中研院的那段時期，有幸可以成為冷門弟子的一員，結交沛鑫、蓉怡、緒芳、青慈和名倫等工作夥伴和好友，離職後我們也不定期的聚會，更新彼此的近況，使我的研究所生涯增添許多色彩。另外，也特別感謝怡靖學長、應龍學長及長志學長，他們在我求學的不同階段分別扮演了大哥的角色，協助我解決各種疑難雜症，三位學長優秀的學術表現更是我欽佩的對象。

最後，謹將這本論文獻給我最親愛的家人。感謝我爸爸、媽媽和太太一路上百分之百的支持，讓我可以無後顧之憂的撰寫論文。因為你們的關愛與付出，才造就今日的我，也因為你們的鼓勵和信任，我才能完成學業的最後一哩路。卸下博士的光環，我永遠是爸媽心中的阿弟、老婆口中的親愛的、小女 Jessie 崇拜的阿爸，感激的話語一言難盡，讓我用擁抱來表達對你們的感恩。

李冠成
2014/09/16

摘要

台灣和中國大陸於 2010 年六月正式簽署「經濟合作架構協議」(ECFA)。無疑地，這是兩岸交流有史以來規模最大、最具官方性質的制度性協商。在象徵意義上，意味著兩岸經濟整合邁入一個嶄新的階段。在實質意義上，透過早期收穫計畫的制度安排，使得兩岸之間的部分貨品和服務享有關稅調降的特殊待遇，對於台灣的整體經濟和部分產業具有立即性的影響。因此，本文旨在探討兩岸簽署 ECFA 前後，台灣民眾的統獨態度有無發生變化？在影響選民統獨態度因素中，有長期穩定與短期變動，也有感性與理性面向，選民對於兩岸簽訂 ECFA 的經濟效應評估又扮演了何種角色？最後，隨著兩岸經濟整合的腳步加速，理性層次的麵包效應又是否可能抵銷情感認同的作用？

本研究使用 2008 年到 2012 年「台灣選舉與民主化調查」的定群追蹤資料 (panel data)，並以「固定與隨機效果並用法」(hybrid method of fixed and random effect model) 來分析兩個時間點民眾統獨立場的動態變化。研究結果發現從 08 年到 12 年這段時間，民眾的統獨立場呈現往現狀/統一方向移動的趨勢，儘管變化的量不大，但在統計上卻是顯著的。在兩個時間點的動態架構中，選民對於 ECFA 經濟效益評估的態度變化，不僅與統獨立場的變遷模式與變化方向互相連動，在控制其他變數之後，ECFA 經濟評估的態度變化對於統獨立場也有獨立性的影響效果。最後，當短期經濟利益和情感認同相互抵觸時，ECFA 經濟的效果甚至會削弱感性認同的作用力。這意味在給定台灣人認同沒有改變的情況下，民眾仍有可能因為簽署 ECFA 的經濟因素而移動其統獨立場。因此，隨著兩岸經濟整合日益加深，影響個人統獨態度中理性層面利害考量的因素應該予以重視。

關鍵字：定群追蹤資料、ECFA、台灣人認同、統獨立場、固定隨機效果並用法

Abstract

The Taiwanese government has signed the ECFA with China in June 2010. Undoubtedly, ECFA is one of the largest and most official institutional negotiations in the history of cross-strait interactions and exchanges. Signing ECFA with China not only represents that cross-strait economic integration has entered into a new stage, through the arrangements of early harvest program, its impacts on Taiwan's economy and industry are also immediate. Accordingly, this study aims to explore whether Taiwan people's attitude toward the independence/unification changed or not after signing ECFA? How the economic inducement from China affect Taiwanese voters' policy stances on independence/unification issue? Finally, as the accelerated pace of cross-strait economic integration, whether economic factors such as ECFA evaluation may offset the effects of emotional identity on the issue of independence/unification?

By using individual panel data from 'Taiwan Election and Democratization Study' (TEDS), and taking advantage of hybrid method of fixed and random effect model, the empirical results show that respondents in 2012 are statistically significantly more inclined to maintain status quo or unification in comparison with their attitudes in 2008. Moreover, the attitudinal change of ECFA evaluation are not only systematically associated with the change of policy stance on independence/unification issue, it also reveals independent effect in the statistical model after controlling for other variables. Finally, although emotional affective identity is an important factor to determine public's policy stances on the issue of Independence/Unification, its effects have begun to weaken especially when the economic interests are large and visible. The implication is that we shouldn't underestimate the logic importance of political economy played in the trend of

regional economic integration, and short-term economic fluctuations may have influence on long-term affective identity.

Keywords: panel data, ECFA, Taiwanese identity, Attitudes toward independence/unification, Hybrid method of fixed and random effect model



目次

第一章 緒論	1
第一節 研究背景	1
第二節 研究問題與貢獻	3
第三節 論文章節安排	9
第二章 文獻回顧	11
第一節 兩岸經濟整合的政治效應	11
第二節 個體民意結構的理論基礎	21
第三節 影響台灣民眾統獨立場穩定與變遷的因素	31
第三章 研究設計與方法	42
第一節 研究架構與研究假設	42
第二節 資料來源	55
第三節 變數建構與測量	58
第四節 統計模型與方法	70
第四章 兩岸簽署 ECFA 前後民眾統獨立場穩定與變遷之初探	80
第一節 民眾統獨立場、ECFA 經濟評估、台灣人認同的穩定與變遷	81
第二節 理性因素和統獨立場變化之關聯	93
第三節 感性因素和統獨立場變化之關聯	104
第五章 影響台灣民眾統獨立場的因素	115
第一節 簽署 ECFA 前後選民經濟利益認知對於統獨態度的影響	115
第二節 麵包效應削弱愛情關係	132
第六章 結論	150
第一節 研究發現	151
第二節 研究限制與建議	155
參考文獻	160
附錄一 TEDS 2012 定群追蹤資料之受訪者樣本來源差異分析	176
附錄二 本研究使用之問卷題組及編碼方式	178
附錄三 隨機效果與固定效果模型之比較	181

附錄四 區分 ECFA 台灣和個人經濟評估的統計模型.....	183
附錄五 隨機係數模型與放寬共變數假定模型之比較	185
附錄六 以不同統獨測量作為依變數的統計模型	188
附錄七 定群追蹤樣本代表性檢定	192



圖表目次

【圖 3-1】影響台灣民眾統獨立場的研究架構圖	48
【表 3-1】本研究使用變數之描述數統計	68
【圖 3-2】定群追蹤資料套疊結構	71
【圖 3-3】x 對 y 的邊際效果取決於 z 之概念圖	77
【圖 4-1】2008 年和 2012 年台灣民眾統獨立場分佈情形	83
【表 4-1】08 年和 12 年統獨立場的相依樣本 t 檢定	84
【表 4-2】選民個體層次統獨態度穩定與變遷 (2008~2012)	85
【表 4-3】兩岸簽訂 ECFA 前後台灣總體經濟狀況評估	87
【表 4-4】兩岸簽訂 ECFA 前後個人經濟狀況評估	89
【表 4-5】台灣人/中國人認同穩定與變遷 (2008~2012)	91
【表 4-6】經濟評估類別整併方式說明	94
【圖 4-2】兩年度台灣總體經濟評估變化與統獨立場平均數	96
【圖 4-3】兩年度個人經濟評估變化與統獨立場平均數	97
【圖 4-4】職業階級與兩年度統獨立場平均數	100
【圖 4-5】教育程度與兩年度統獨立場平均數	101
【圖 4-6】往來中國與兩年度統獨立場平均數	102
【圖 4-7】投資中國與兩年度統獨立場平均數	103
【表 4-7】兩年度台灣人/中國人認同類別整併方式說明	105
【圖 4-8】兩年度台灣人/中國人認同與統獨立場平均數	106
【表 4-8】政黨認同類別整併方式說明	108

【圖 4-9】兩年度政黨認同與統獨立場平均數	109
【圖 4-10】支持九二共識與兩年度統獨立場平均數	110
【表 4-9】經濟評估變好條件下，認同態度穩定者兩年度的統獨平均數	112
【表 5-1】無自變數模型、隨機效果模型和固定效果模型之比較	122
【表 5-2】影響台灣民眾統獨立場的二層隨機截距模型（組間與組內效果） .	125
【表 5-3】理性和感性交錯對統獨態度預期的影響效果	134
【表 5-4】跨層次交互變項的二層隨機係數模型	141
【表 5-5】ECFA 經濟評估由不好至好，台灣人認同對於統獨邊際效果之變化	144
【圖 5-1】台灣人認同對於統獨立場的邊際效果（90%信賴區間）	145
【表 5-6】不同族群文化認同者，ECFA 經濟評估對於統獨立場邊際效果之變化	146
【圖 5-2】ECFA 經濟評估對於統獨立場的邊際效果（90%信賴區間）	147

第一章 緒論

第一節 研究背景

受到全球化與自由貿易浪潮的襲捲，過去數十年來，東亞國家開始搭上雙邊或多邊自由貿易協定（Free Trade Agreement, FTA）的這班列車，積極與周邊鄰近國家進行協商開放彼此市場。至 2011 年五月為止，東亞地區國家已簽署超過四十個以上的自由貿易協定（Chow 2012, 3）。對於東亞任一國家而言，無論是否參與自由貿易協定，區域經濟整合的發展趨勢已經產生非常深遠的影響。中國自 1970 年代末期改革開放之後，走上了高速發展的道路，成為世界上經濟成長速度最快的經濟體。在這波區域經濟整合的浪潮中，中國取代日本成為東亞經濟的火車頭，在其「睦鄰政策」方針下，積極與周邊國家簽署自由貿易協定，加速推動區域經濟整合。¹ 反觀台灣，一個高度依賴進出口貿易的島國，過去由於政治的因素，被排除在這波東亞區域經濟整合的過程中，導致台灣的經濟面臨被邊緣化的風險。² 2008 年國民黨重新取得執政權，在緩和的兩岸氣氛下，迅速鬆綁過去民進黨執政時期的兩岸政策。馬英九總統就職半年隨即開放兩岸大三通，過去嚴格限制的陸資、陸客、和陸生也逐步開放，並放寬台灣企業對大陸投資金額的上限。更重要的是，在馬政府的主導下台灣和中國大陸在 2010 年六月正式簽署兩岸「經濟合作架構協議」（Economic Cooperation Framework Agreement, ECFA），無疑地，這是兩岸交流有史以來規模最大、最具官方性質的制度性協商。在象徵意義上，意味著兩岸經濟整合邁入一個嶄新的階段，未來台灣產業的競爭力乃至於我國的經濟發展難以和中國的資源和市場脫鉤。另外，在實質意義上，

¹ 截至目前為止，中國已簽署 12 個自由貿易協定，涉及 20 個國家和地區。分別是中國與東協、新加坡、巴基斯坦、紐西蘭、智利、秘魯、冰島、瑞士，以及與香港、澳門之間的 CEPA，和台灣之間的 ECFA。中國與韓國、澳洲、以及中日韓三國自由貿易區等談判則在進行中。資料來源，中國自由貿易區服務網，網址：<http://fta.mofcom.gov.cn/>，檢索日期：2014 年 4 月 22 日。

² 民進黨政府執政時期，台灣僅與巴拿馬、瓜地馬拉、尼加拉瓜、薩爾瓦多及宏都拉斯等中南美洲國家簽署自由貿易協定，我國和這幾個國家間的貿易金額僅佔台灣貿易總額的 0.2%（Chow 2012, 4；童振源 2014, 32）。

透過早期收穫計畫的制度安排，使得兩岸之間的部分貨品和服務享有關稅調降的特殊待遇，對於台灣的整體經濟和部分產業具有立即性的影響。因此，ECFA 正式上路之後，究竟對台灣民眾的政治態度產生什麼影響，值得我們持續關注與分析。

儘管加速與中國大陸的經濟整合有助於台灣的進出口貿易及經濟發展，但包裹在糖衣內的毒藥是中國政府「以商圍政、以經促統、和平統一」的企圖。因此，台灣內部許多人認為兩岸在「一個中國」架構下的不對等談判不但矮化台灣的主權，同時經濟上過度傾中可能使台灣的經濟結構顯得脆弱而且容易受到對岸的影響，最後導致兩岸終極統一。³ 過去歷史上「與對手貿易」(trading with enemy) 雖然不乏先例；例如，第一次世界大戰爆發前，儘管英國已感受德國的擴張戰略，但仍繼續與德國貿易（宋國友 2007, 40）。更明顯的例子是，芬蘭為了避免激怒強鄰蘇聯，採取近似屈辱的外交戰略自我節制主權以換取長期的和平，此外芬蘭也藉由與蘇聯貿易，厚植國內的經濟成長（魏百谷 2010）。儘管如此，卻鮮少案例如台灣和中國一般。首先，兩國無論是在領土、人口、經濟、軍事等方面極度不對稱。再者，兩岸之間約半世紀無戰爭發生，但在 2005 年之前，兩岸關係基本上呈現「政治疏離、經濟融合」的格局，官方冷淡民間交流卻非常熱絡。更重要的是，中國自始自終都沒有放棄對台灣領土主權的宣稱，使得兩岸之間的經濟整合究竟是「共榮共存」還是「出賣台灣」，在國內引起極大的爭辯。因此，藉由研究台灣和中國大陸的案例來瞭解兩個政治實體間經濟上互助合作的「量變」是否可能導致政治上的「質變」，也就是兩岸之間的經濟整合是否會帶來政治同化，無論在理論上或實務上皆具有一定程度的重要性。

³ 這種評論相當多；例如，陳博志，2010，〈馬政府吹捧宣傳破功，ECFA 獲利不大傷害卻未知〉，《財團法人台灣智庫》，網址：<http://www.taiwanthinktank.org/chinese/page/7/32/26/1606>，檢索日期：2014 年 4 月 22 日。賴怡忠，2010，〈ECFA 將使台灣經濟「脫美入中」〉，《經濟日報》，網址：<http://edn.udn.com/article/view.jsp?aid=292247&cid=47>，檢索日期：2014 年 4 月 22 日。

過去藉由汲取歐洲整合的經驗，整合理論預期兩國之間的經濟整合會由簡入繁，不斷擴大範圍，延伸至其他部門，產生「外溢效果」(spillover effects)，進而啟動政治整合 (Chao 2003; Nye 1970; 1987；高朗 2011)。特別是當功能性交流愈常規化，參與的團體愈多，涉入的程度愈深，彼此的相互依存度愈高，便愈難退出整合的進程。因此，以經濟為基礎可以提供政治整合的潤滑劑，加大衝突分裂的成本，並逐漸改變人們的觀念，為政治統合創造有利的前提條件 (吳玉山 2011, 120)。另一方面，也有學者認為歐洲整合的案例未必適用於其他國家，經濟整合並不必然導致政治統合，因為經濟整合過程創造了輸家和不滿意者，同時也可能造成分歧的群體利益和國家利益。此外，經濟、文化、與人員頻繁的交流有時反而讓人們意識到自己和他者的差異之處，而非相似之處 (Muyard 2012)。以加拿大和美國的「北美自由貿易協定」為例，儘管兩國之間的經濟高度整合，而且語言、文化、制度等又具有高度相似性，但是彼此的國家認同完全不同，也沒有進一步政治整合的跡象 (Drover and Leung 2001)。有鑑於此，兩岸經濟整合究竟是加速政治統合的進程，還是催化分離意識，仍有待進一步的觀察和檢證。

第二節 研究問題與貢獻

要回答上述問題，除了從總體結構面分析外，還是要回到選民個體層次進行檢視。畢竟在台灣這個民主國家，無論是相關大陸政策的制定、涉及兩岸經濟政治談判的事務、或統獨國家選擇等議題，最終仍必須以民意為依歸。尤其是在台灣的競爭式選舉民主體制中，任何政治領導人背離民意的結果，不僅直接造成政策推動窒礙難行，同時也在冒著喪失選舉支持的風險。因此，總體層次兩岸關係的未來發展不得脫離選民個體層次的微觀基礎 (micro foundation)。有鑑於此，本研究試圖藉由 2008 年到 2012 年的選民個體資料回答以下問題：從 08 年到 12 年台灣民眾的統獨態度是否發生變化？其中，兩岸簽署 ECFA 所產生的經濟利益

或衝擊又扮演了何種角色？亦即選民兩個年度的統獨態度究竟是隨機的流動，還是和簽署 ECFA 前後的利益認知態度變化具有系統性的關聯？最後，當選民面臨經濟利益和情感認同的兩難時，短期物質利益變化是否可能削弱長期情感認同對於統獨立場的影響效果？

在有關台灣民眾的身分認同和國家選擇方面，根據國立政治大學選舉研究中心的調查顯示，⁴ 過去二十年來我國選民的台灣人中國人認同出現極大的變化。在 90 年代初期，約有四分之一的民眾認為自己是中國人，至 1995 年自認為是台灣人的比例首度超越認同是中國人的比例之後，台灣人認同便開始逐步攀升，而中國人認同的比例則一路下滑。到 2008 年台灣人認同與雙重認同的比例出現黃金交叉，至今台灣人認同顯然已是多數民眾的主流共識。另外，在攸關國家選擇的統獨立場部分，台灣民眾的態度則大致穩定，從 90 年代初期至今贊成急統或急獨的比例都未曾超過百分之十。長期而言，支持「維持現狀以後走向統一」的比例逐漸下降，贊成「維持現狀以後走向獨立」的比例則有緩慢上升的趨勢，不過在台海局勢尚未明朗之前，贊成「永遠維持現狀」和「維持現狀後再決定」仍是現今多數民眾的主張。從上述跨年度的總體趨勢大致可以發現，無論是台灣人認同或統獨立場近年來並沒有太大的起伏，且台灣人認同和維持現狀的比例持續保持穩定多數。因此，就宏觀總體層次而言，過去的研究多半認為民眾統獨態度具有一定程度的穩定性（陳義彥、陳陸輝 2003；盛杏媛 2002；陳陸輝、周應龍 2004；Chang and Wang 2005；Hsieh 2005）。近年來，儘管來自對岸的經濟誘因不斷增加，但對於台灣民眾的身份認同與統獨國家選擇的影響仍然相當有限，呈現一種「愛情勝過麵包、經濟無法扭轉政治」的現象（吳乃德 2005；耿曙 2009；Wu 2012）。

⁴ 資料來源：國立政治大學選舉研究中心重要政治態度分佈趨勢圖，網址：<http://esc.nccu.edu.tw/course/news.php?Sn=167>，檢索日期：2014 年 4 月 22 日。

可是，這種集結(aggregate)數個不同年度之獨立抽樣民調而成的趨勢分析，雖然能夠觀察「整體」民眾台灣人認同與統獨態度的變化趨勢。但有可能的情況是，我們從總體層次觀察到的穩定現象，其實可能是在個體層次中，有比例相當的人基於某些因素轉變立場，相互抵消所造成的結果。事實上，使用「定群追蹤資料」(panel data)的相關研究發現，總體上看似高度穩定的台灣人中國人認同和統獨態度僅呈現中度一致性，約有三到四成左右的選民在間隔四年之後的訪問改變其原來的立場(林瓊珠 2012；林瓊珠、廖益興 2013)。因此，若以總體趨勢分析來推斷台灣民眾統獨國家選擇態度是否受到中國大陸經濟誘因(或武力威脅)的影響而產生變化，就很容易因為跨年度總體認同態度的變化不大，形成統獨態度保持穩定、經濟無法扭轉政治的結論。然而，這樣的研究方法不僅忽略了「個體」選民統獨態度的流動與變遷，也無從探究影響個體選民態度轉變背後的系統性成因。

在影響台灣民眾統獨立場的因素部分，過去的研究大致同意民眾的統獨立場乃是基於「感性」和「理性」兩種不同層面的考量(吳乃德 2005；耿曙、劉嘉薇、陳陸輝 2009；陳陸輝、耿曙 2012)。前者強調的是個人在政治社會化過程中所形塑的政治「預存傾向」(predisposition)對於政治態度的象徵性效果(symbolic effect)(Sears et al. 1980; Sears, Hensler, and Speer 1979)；後者則假定個人基於自身利益(self-interest)，選擇性加入能帶來特定利益的群體或選擇對自己有利的政策立場(Hardin 1995; Chai 2001)，因此統獨立場反映的是衡量利弊得失後的理性抉擇(rational choice)。「感性」與「理性」這一組競爭性的對立假設(competing hypotheses)，被視為是影響台灣民眾統獨立場最重要的因素。然而，上述的理論觀點卻鮮少被放在一個動態(dynamic)的變化過程中加以檢視，使得統獨立場、情感認同和利益評估之間的因果關係不但難以釐清，甚至認為先於理性選擇的利益認知受到根深蒂固的情感認同所形塑，民眾對於兩岸經貿

交流的評價最終反映的只是認同的歸屬（陳陸輝等 2009；陳陸輝、陳映男、王信賢 2012）。儘管兩岸經貿交流利益評估受到情感認同汙染的推論未必有誤，但在橫斷面（cross-sectional）的資料結構下也難以被檢驗，導致理性自利的經濟影響效果有被低估的可能。

而本研究不同之處在於，我們將統獨立場、情感認同、和利益評估之間的關係置於一個動態的架構中（兩個時間點）進行分析。特別是在研究的時間範疇中，兩岸正式簽署 ECFA，民眾對於兩岸經貿、人員和文化的交流也有更多的經歷和體驗，因此民眾對於 ECFA 的利益認知與評估就具有一定程度的客觀事實基礎，而非反映既存的偏見。過去的研究指出當經濟的表現已經發生且可以觀察到時，選民的回溯性經濟評估對於投票抉擇的影響力可能更為增加（Lewis-Beck, Nadeau, and Elias 2008），而相似的邏輯也可運用到選民的統獨國家選擇。在研究的策略和方法上，我們根據定群追蹤資料的特性，區分了選民兩個年度經濟評估跨時變化的影響效果，及不同選民之間態度差異對於依變數的效果，藉由這樣的操作，讓前者完全外生於（exogenous）情感認同之外。研究結果發現民眾對於簽署 ECFA 前後自評經濟利益跨年度的態度變化，不僅和統獨立場的穩定與變遷息息相關，而且在控制其他變數的情況下，它對於民眾統獨立場的影響也具有獨立於情感認同之外的效果。因此，本研究主張在動態的分析架構下，民眾在兩岸經貿交流過程中的利弊得失分析，對於其統獨態度的影響不應被過度簡化為情感認同之投射（projection）。換句話說，在兩岸經濟整合的過程中，當民眾實際面臨的成本或利益是巨大的、可見的、並可事前事後評估時，短期利益的變化與波動對於統獨態度的影響可能會比長期認同來得更重要。

更進一步，隨著兩岸經貿互動日益頻繁，如果經濟的影響力確實如前所述逐漸增強，那麼有趣的問題是，當情感認同和物質利益相互抵觸時，所謂的愛情效

應是否可能被麵包效應中和或弱化？上述的疑問並非空穴來風，特別近年來時空環境丕變，中國經濟迅速崛起，當台灣的經濟發展或個人的物質生活條件必須借助中國大陸的生產資源和市場時，多數民眾可能就不得不面對堅守「台灣認同」和「經濟利益」的選擇難題。事實上，過去的研究也有注意到這個問題，只是他們大多主張認同具有篩選訊息的功能，接受與其認同理念一致的訊息，過濾掉與其信念相違背的訊息（吳親恩、林奕孜 2013, 7），因此當開放兩岸經貿的評價和情感認同的信念一致時，這兩個元素相互輔助產生「強化效果」，推動個人的統獨立場往相同的方向移動（吳乃德 2005；Hroch 1985），但是當經濟評估和認同態度不一致時，經濟利益的誘因難以撼動情感認同的作用力。

雖然這樣的觀點符合一般對於認同扮演知覺過濾的想像，但是本研究基於以下兩點，認為這個結論未必可以延伸至跨時性的分析之中。第一，從 2008 年到 2012 年，選民確實經歷了 ECFA 簽署與生效的「刺激」(treatment)，控制在同一位選民的情況下，觀察其對於簽署 ECFA 前後的經濟效益評估之態度變化，相對來說，已排除了台灣意識或政黨認同影響經濟認知的可能性。換言之，縱使是兩個年度認同態度穩定不變的受訪者，其對於兩岸經濟整合的經濟效益評價也可能會改變。第二，在社會心理學的相關理論中，預期和現實利益之間的對比和反差，往往對於個人的態度和行為具有更深刻的影響效果。對於具有特定情感認同的民眾而言，由於他們在 08 年受訪時大多已對開放兩岸經貿交流抱持特定的正、負面期待，當第二次受訪時這個現實和期待之間感受的差異就會比較明顯，因此兩岸簽署 ECFA 之後，預期經濟效益和現實經濟效益的差距愈大，該效果對於統獨態度的影響就愈可能削弱情感認同的作用。具體來說，透過這樣的推論，本研究試圖想要瞭解的是，對於情感上自認為是台灣人的認同者而言，ECFA 的經濟利益要大到什麼程度，才有可能犧牲他理念上對於台灣獨立的堅持；又或者反過來說，對於情感依附為都是或中國人者來說，兩岸經貿交流所造成的經濟衝擊要到

何種程度，才有可能使他放棄對統一的堅持。

從 2008 年至 2012 年，台灣民眾經歷兩岸政策的重大轉變，恰巧提供了兩個可供比較的關鍵案例，可資探討兩岸經濟整合變化下的個體層次效應。因此，本研究使用 2012 年「台灣選舉與民主化調查」(Taiwan's Election and Democratization Study, TEDS) 在 2012 年執行的定群追蹤資料，⁵ 來探討兩岸簽訂 ECFA 前後，民眾經濟利益評估態度變化對於其統獨立場產生何種影響。就本研究的貢獻與價值而言，我們認為過去受限於資料的緣故，而無法掌握統獨態度穩定與變遷的全貌。事實上，從 08 年到 12 年這段時間，台灣民眾的統獨態度既非一層不變，也並非在獨立和統一的兩個極端中激烈互換；而是呈現一種「獨立↔現狀」和「現狀↔統一」的流動模式。此外，在解釋民眾統獨立場的因素方面，本文也嘗試和「愛情勝過麵包、經濟無法扭轉政治」的理論觀點對話。本研究主張在兩個時間點的動態架構中，選民對於 ECFA 經濟效益評估的態度變化，不僅和統獨態度的變遷模式與方向相互連動；更重要的是，當短期利益和情感認同相互抵觸時，ECFA 經濟的效果甚至可能弱化認同的作用力。因此，隨著兩岸經濟整合日益加深，影響個人統獨立場中理性層面利害考量的因素應該予以重視。

另外，在方法上，本研究採用縱貫時序的定群追蹤資料，這種資料型態不僅能夠從「個體」選民層次掌握政治態度的持續與變化，透過統計模型的控制可以進一步區分同一個人在不同時間點態度變化對於依變數的影響效果(縱貫時序效果，longitudinal effects)，和不同選民之間態度差異對於依變數的影響效果(橫斷面效果，cross-sectional effects)。相較於過去慣用的「隨機效果模型」(random

⁵ 本文使用的資料全部係採自「2009 年至 2012 年『選舉與民主化調查』三年期研究規劃(III)：2012 年總統與立委選舉面訪案」(TEDS2012)(NSC 100-2420-H-002-030)。「台灣選舉與民主化調查」(TEDS) 多年期計畫總召集人為國立政治大學黃紀教授，TEDS2012 為針對 2012 年總統與立法委員選舉執行之年度計畫，計畫主持人為朱雲漢教授；詳細資料請參閱 TEDS 網頁：<http://www.tedsnet.org>。作者感謝上述機構及人員提供資料協助，惟本文之內容概由作者自行負責。

effect model) 和「固定效果模型」(fixed effect model)，本研究所使用的「組間組內隨機效果模型」(between within random effect model) 不僅克服「集群資料」(cluster data) 結構下隨機效果模型中嚴苛的外生性假定，同時也允許在模型中納入性別、省籍和個人社經背景等不隨時間變化之變數。更重要的是，透過區分自變數縱貫時序效果和橫斷面效果的模型設定，使得我們對統計結果的詮釋更能符合實際的經驗意涵。因此，無論在理論或方法上，本研究均有其學術研究上的價值與重要性。

第三節 論文章節安排

綜上所述，本文後續的章節安排如下：第二章為相關的文獻回顧與學理探討。由於台灣和中國簽署 ECFA 是兩岸交流有史以來最具規模與官方性質的協議談判，其對台灣經濟與政治影響的重要性不言可喻。因此，第一節首先整理 ECFA 的大致內容和爭議，然後從巨觀的國際關係理論來探討經濟整合如何影響政治整合，並將此脈絡套用到兩岸經濟整合的架構中，檢視兩岸簽訂 ECFA 造成的政治效應。然而，藉由歐洲整合的案例，我們認為總體層次的經濟政治整合不應脫離個體層次的民意基礎。因此，第二節將討論的焦點放在選民個人層次，並在理論上詳細說明「理性」和「感性」這兩個影響人們政治態度與政治行為的重要因素。第三節則是以台灣民眾統獨立場的穩定與變遷為例，回顧過去研究的重要發現，並針對其不足之處提出我們的觀點。大致來說，本文認為過去「經濟無法扭轉政治」的觀點只掌握到台灣民眾統獨立場穩定的部分，忽略了多數民眾在「維持現狀和獨立」、「維持現狀和統一」之間的流動。而造成選民統獨態度流轉的原因，可能就和兩岸經貿交流所帶來的利弊得失有關，因此理性自利對於統獨態度的影響效果不應被低估。

第三章為研究架構與設計，第一節首先根據既有的學理基礎提出本文之理論架構和研究假設。量化經驗研究可貴之處在於它的可重製性；換言之，使用相同的資料和變數處理程序，可以得到相同的結論。因此，第二節主要針對本研究所使用的定群追蹤樣本進行介紹，說明追蹤調查研究的訪問對象、研究時間範疇、追蹤訪問成功的比例、與樣本代表性，並探討此種資料結構的特性與優缺點。接著，從理論的概念化到變數的操作化測量抑是經驗研究不得馬虎之處，因此第三節便具體說明本研究的變數測量方式與相關的編碼處理原則，同時呈現所有使用變數的基本描述統計。最後，第四節則從方法學的角度，審視過去隨機效果模型和固定效果模型在分析時所遭遇的限制。然後，我們根據相關學理，將區分組間組內效果的統計模型延伸應用到本研究的案例之上。

接著，四、五兩章為經驗研究分析結果的呈現。在第四章中，本文運用 TEDS 2012 的定群追蹤資料，針對 2008 年至 2012 年台灣民眾的統獨態度進行初探分析，從中歸納選民兩個年度統獨態度的變化方向、規模與變遷模式。並透過一些基本的描述統計與圖表分析，初步探討相關政治態度與統獨立場穩定與變遷之間的相互連動關係。然而，這樣的關係是否禁得起考驗，有賴於統計模型之檢驗，因此第五章則是以適用於定群追蹤資料的統計模型，來分析影響我國選民統獨態度的因素，據此檢視兩岸簽署 ECFA 經濟效應的影響。此外，也藉由交互變項模型 (interactive models)，進一步分析當情感認同和物質利益相互抵觸時，愛情效應是否可能被麵包效應中和。最後，第六章則根據前述章節的研究發現提出結論，並說明本文的研究意涵及限制。

第二章 文獻回顧

第一節 兩岸經濟整合的政治效應

台灣自 1987 年開放民眾赴大陸探親以來，海峽兩岸民間往來日益頻繁，各項交流不斷發展擴大。大約也是從這個時候開始，台商赴大陸投資貿易的額度與規模逐年增加。此一攸關台灣經濟成長的兩岸經貿關係往往被賦予極高的政治意涵，甚至與台灣的國家安全息息相關（冷則剛 2011），因此要探討台灣對大陸經貿政策的制定與兩岸關係的發展，不能僅從經濟因素著眼，必須從政治的角度來加以分析。回顧過去 20 年我國的大陸政策發展軌跡，大致可以分為三個階段。第一階段為李登輝總統主政時期的「戒急用忍」。自 1992 年鄧小平南巡之後，再度確立了中國改革開放的路線，九零年代初期台商大舉西進，台商到大陸投資的金額不但迅速增長，產業的型態也從傳統產業逐漸轉為電子製造業。⁶ 當時為了避免台灣喪失研發優勢與資金過度流失，李登輝總統於 1996 年提出「戒急用忍」的政策，希望減少台灣經濟依賴中國，對於台灣投資中國大陸的資金、技術與產業進行限制，也不願意推動降低兩岸經商營運成本的直航與開放中國資金或人才進入台灣的相關政策（童振源 2014, 45）。因此，我國政府明確界定「高科技、五千萬美金以上、基礎建設」等三種投資大陸的規範限制。

然而，台商並沒有因為政府的限制而停止對中國的投資，反而充分利用兩岸地理鄰近、無語言隔閡、及大陸勞動力成本低廉等優勢，加速將他們在台灣的生

⁶ 根據大陸統計顯示，1980 年代中期，台商赴中國投資金額只有 1 億美元，到 1991 年，即達到 10 億美元。家數也從不到 100 家，增加到 2730 家，而這時期的台商都聚集在廣東，以廣州、深圳為主要基地，光 1993 一年內，台商就有 9329 家赴中國投資，為第一次高峰。此外，赴大陸投資的企業也不光是傳統產業，以電子為主的科技產業，也循著此脈絡前進珠江三角洲，台達電在 1992 年即率先進入東莞，成立台達電首座中國製造基地。資料來源：徐仁全，2009，〈百萬台商第三波，綿密布局再做大〉，《遠見雜誌》，第 227 期，網址：http://www.gvm.com.tw/Boardcontent_15172_2.html，檢索日期：2014 年 5 月 5 日。

產基地轉移至中國大陸，並成功地強化他們在全球市場的競爭力。因此，在九零年代末期至兩千年初期，台商赴大陸投資的金額和數量仍持續增長。此外，投資的質量也發生結構性的轉變，由勞力密集的传统產業轉變成相對資本和技術密集的產業；由個人及中小企業之小型投資轉為上市、上櫃公司之大型投資；台商大陸投資之地域重心亦由珠江三角洲逐漸轉至長江三角洲。有鑑於時空環境變遷，台商赴中國大陸投資已勢不可擋，政黨輪替後民進黨政府的大陸政策調整為「積極開放、有效管理」，適度放寬投資的類別、⁷ 取消投資金額的上限、簡化投資審查的程序、並強化事後的管理。此外，也開放部分中國觀光客來台旅遊、推動金門和馬祖地區的小三通，與開放特定日期與功能的兩岸包機直航。相較於李登輝主政時期，扁政府的兩岸經貿政策已有許多開放，而且在這個時期，兩岸之間商品、資金和人員交流成長的速度前所未見。

雖然民進黨政府執政時期兩岸經貿往來就已經相當密切，但是經濟方面熱絡的互動卻是在高度政治對立之下展開。特別是 2002 年陳水扁總統提出「一邊一國論」，並積極推動正名、制憲、和公投等之後，對岸領導當局於 2005 年通過「反分裂國家法」將以武力解決台海爭端的條件法制化，導致兩岸政治、軍事與外交關係降至冰點。2008 年國民黨的馬英九總統上任後，主張「不統、不獨、不武」，以「九二共識」恢復兩岸協商，兩岸關係出現巨大轉變，進入軍事、外交、政治、經濟、文化等五個面向全部趨軟的新時期（蘇起 2013, 7-10）。在大陸政策上，馬政府採取更加開放的兩岸經貿政策，包括：兩岸直接通航、開放中國觀光客來台、逐步開放大陸留學生以及中國資金到台灣投資。更重要的是，台灣和中國於 2010 年簽訂兩岸「經濟合作架構協議」（ECFA），正式開啟兩岸經濟整合全方位談判的議程。根據行政院大陸委員會的統計，馬政府執政後，兩岸經濟與社會的

⁷ 儘管此時期放寬投資項目類別，但涉及國家安全與核心關鍵技術之產業仍不予開放，詳細規定請參考：行政院大陸委員會，2001，〈積極開放、有效管理政策說明〉，《政府大陸政策重要文件》，網址：<http://www.mac.gov.tw/ct.asp?xItem=68176&ctNode=6621&mp=1>，檢索日期：2014 年 5 月 5 日。

交流呈現穩定的成長，在 2008 年以前台灣對中國投資的金額都低於 100 億美元，但 2008 年一舉突破 100 億美元的關卡，到 2010 年時投資的金額更高達 146 億美元；兩岸貿易金額也從 2007 年的 1,245 億美元增加到 2012 年的 1,690 億美元；最後，和 2007 年相比，2012 年時中國大陸人民來台的數量達到 250 萬人次，成長近十倍。⁸ 由此可見，隨著兩岸局勢的和緩與政府大陸政策的調整，兩岸之間經濟、社會、人員、文化等各項交流進入嶄新的階段。

綜上所述，過去二十年來，兩岸關係大致經歷了「戒急用忍」、「經濟融合、政治疏離」、「硬的更硬、軟的更軟」、「和解軟化」等不同時期，這也相當見證了不同階段我國大陸政策調整對於兩岸經貿交流的影響，事實上兩岸經濟關係不單純只是經濟層面的問題，同時也是政治層面的問題，經濟與政治相互連動。近年來，儘管兩岸政府官員與經濟的互動日益密切，但是在台灣仍約有不少民眾認為兩岸開放的速度過快，同時也擔心在兩岸經濟整合過程中，台灣會喪失政治自主性。因此，以下本文首先針對兩岸簽訂 ECFA 的背景、內容與爭議進行說明，接著從相關的理論來探討兩岸經濟整合的政治效果。

一、兩岸經濟合作架構協議（ECFA）

最近十幾年來，東亞各國在尋求建立區域經濟整合的制度化合作機制上都展現非常積極的態度，截至 2011 年五月為止，東亞地區國家已簽署超過四十個以上的自由貿易協定（Chow 2012, 3），整個亞太地區協商與執行區域經濟整合可以說是蔚為風潮。中國自 1970 年代末期改革開放之後，走上了高速發展的道路，成為世界上經濟成長速度最快的經濟體。在這波區域經濟整合的浪潮中，中國取代日本成為東亞經濟的火車頭，在其「睦鄰政策」方針下，積極與周邊國家簽署

⁸ 行政院大陸委員會，〈兩岸經濟統計月報〉，《兩岸統計》，網址：<http://www.mac.gov.tw/ct.asp?xItem=108811&ctNode=5720&mp=1>，檢索日期：2014 年 5 月 5 日。

自由貿易協定，加速推動區域經濟整合。反觀高度仰賴進出口貿易的台灣，卻因為兩岸政治因素而被屏除在這一波亞洲區域經濟整合體制之外，直接造成的影響是，當台灣的产品要進入亞洲各自由貿易區時，就必須承受較高的關稅與非關稅障礙，使得台灣產品的競爭力下滑。此外，當全世界的資金朝亞太地區流動時，台灣也將因此處於不利位置，導致我國在吸引國內與國際投資上陷入劣勢。面對如此嚴峻的情勢，馬政府提出的解決方案便是兩岸經濟合作架構協議，企圖藉由與中國大陸簽署區域貿易協定，進而獲取對岸的善意讓台灣與其他國家簽署自由貿易協定，以化解台灣在東亞區域經濟整合體制中被邊緣化的困境。

ECFA 可以說是兩岸交流以來最大規模、最具制度性、且具官方性質的協議談判，ECFA 的簽署象徵兩岸經濟整合進程的正式啟動，同時也替後續的經濟合作訂下具體的時間表，對於台灣未來的總體經濟乃至於人民生活可能都會具有重大影響，因此瞭解 ECFA 的內容和爭議有其必要性。具體來說，ECFA 共分為五章十六條暨五項附件，涉及廣泛的經貿議題，包括貨品貿易的降免稅、服務業的市場開放、雙方投資的促進與保障、智慧財產權的保護以及經濟產業的合作等領域。⁹ 由於兩岸之間要協商或簽署所涵蓋的商品項目及貿易部門太廣，談判往往曠日廢時，為考量實際需要，先洽簽「架構協議」，將未來推動的協商時間、內容及主要經濟合作事項等予以條文化。因此，在性質上 ECFA 只是一個架構協議，主要包括三方面：早期收穫計畫、未來談判議題及雙方合作與協商機制。早期收穫清單的產品將在三年內降低關稅至零，但是暫時原產地規則要求適用零關稅產品的附加價值比例必須符合 40-50% 的比例。ECFA 生效後，接下來有關的貨品貿易協議、服務貿易協議、投資協議、爭端解決等四項協議需在六個月內啟動協商。此外，在機構安排方面，兩岸雙方成立「兩岸經濟合作委員會」，負責處理

⁹ ECFA 架構協議文本與附件請參考，中華民國經濟部，〈架構協議文本及附件〉，《ECFA 兩岸經濟架構協議》，網址：<http://www.ecfa.org.tw/RelatedDoc.aspx?pid=3&cid=5&pageid=0>，檢索日期：2014 年 5 月 6 日。

與協商 ECFA 後續議題相關事宜（童振源 2014, 60）。總的來說，ECFA 雖然是自由貿易協定（FTA）的一種型態，但並非如 FTA 般採取一步到位的簽署方式，而是「猶如堆積木般，先有框架後再往上疊」，¹⁰ 按照先易後難、循序漸進地處理原則，兩岸在一定的時程內就後續議題進行協商，完成逐步取消貨品關稅、加強服務貿易自由化、建立爭端解決機制等。因此，只有列在早期收穫清單內的產品和項目，才會在 ECFA 生效後受到關稅調降的立即影響。

早期收穫計畫乃是締約雙方為了提早實現優惠利益、享受自由貿易的好處而訂定，因此早期收穫顧名思義，即是雙方根據彼此的利益將部分貨品提早降低關稅的措施。總體來說，在 ECFA 早期收穫清單中，中國同意台灣 539 項產品，台灣早收產品出口中國金額達 138.4 億美元；相反地，台灣僅同意中國 267 項產品列入早收清單，中國銷台只有 28.3 億美元。¹¹ 無論是從項目或金額來看，兩岸在早期收穫項目開放幅度不對稱，中國對台讓利相當明顯。¹² 細究 ECFA 早收清單的內容可分為「農產品項目」、「貨品貿易項目」和「服務貿易項目」三個部分。首先，在農產品項目部分，中國對台灣開放 18 項農漁產品，但台灣卻沒有開放任何中國農產品。在貨品貿易項目方面，又可再分為石化產品、運輸工具、機械產品、紡織產品、其他產品等五大類，合計中國對台灣開放 521 項貨品，而台灣對中國 267 項貨品調降關稅。最後，在服務貿易早收清單中，中國同意對台灣開放 11 項，包括金融服務業 3 項、非金融服務業 8 項。而台灣同意對中國開放 9 項，其中金融服務業 1 項、非金融服務業 8 項。

¹⁰ 蕭燕翔，2010，〈江丙坤：ECFA 就是堆積木，有框架再往上疊〉，《MoneyDJ 理財網》，網址：<http://www.moneydj.com/kmdj/news/newsviewer.aspx?A=57014072-C2B2-4198-B3BD-82133E12F545>，檢索日期：2014 年 5 月 6 日。

¹¹ 中華民國經濟部，〈ECFA 早收清單的內容為何？何時生效？〉，《ECFA 兩岸經濟架構協議》，網址：<http://www.ecfa.org.tw/ShowFAQ.aspx?id=70&strtype=-1&pid=9&cid=58>，檢索日期：2014 年 5 月 6 日。

¹² 對於 ECFA 早收清單內中國對台灣讓利的說法，各方也有不同的解讀。例如，商業週刊報導有些產品（石化產品）的關稅原本就很低，關稅調降至零實質差異不大，此外，有些台灣具有優勢的產業，由於也是大陸想要扶持的新興產業，所以大陸談判代表則寸土不讓。呂國禎，2010，〈解密 ECFA 早收清單-非懂不可！539 開放項目背後的真相〉，《商業週刊》，第 1180 期，網址：<http://www.businessweekly.com.tw/KArticle.aspx?ID=40634&path=e>，檢索日期：2014 年 5 月 6 日。

在 ECFA 對台灣可能產生的經濟效益方面，看法頗為分歧。贊成者主張雖然 ECFA 無法保證台灣可以加入東亞地區經濟整合，但阻力勢必會大幅減少，台灣應該善用中國大陸的資源和市場，進一步提升在全球市場的出口競爭力（朱敬一 2009；陳添枝 2010；中華徵信所 2010）。根據中華經濟研究院針對 ECFA 所進行的經濟效應評估顯示，兩岸簽署 ECFA 的整體效益將對台灣的 GDP、進出口、貿易條件等有顯著的正向效果，此外，簽署後也有助台灣的產品比日、韓先一步取得進入中國市場之優勢，同時吸引外國資金來台投資，有助於台灣經濟結構轉型。在 ECFA 早期收穫效益方面，也預估使國內生產毛額成長 0.4%，並增加約六萬個工作機會。¹³ 然而，反對 ECFA 方往往認為台灣只是以大陸做為生產基地，最終的成品銷往歐美高階市場，並沒有被邊緣化的立即風險；因此，經濟整合談判的對象應先從美國或日本等夥伴為主（許忠信 2010；鄭麗君 2010；羅致政 2010）。近年來，一些經驗資料顯示 ECFA 的經濟效益不如預期；例如，ECFA 生效後儘管台灣對大陸早收清單項目的出口總值大幅上升 35%，遠高於整體台灣對大陸 6.3% 的出口成長率，但是銷量提升未必等同產品競爭力提升，實際上早收清單中大陸對台灣降稅的 539 項產品中，台灣產品的市佔率卻在下滑（張祥一 2014）。¹⁴ 另外，在檢視兩岸簽訂 ECFA 之後，陸資來台金額、早收清單貨品出口成長率與外資來台投資等表現，童振源（2014）認為現階段 ECFA 產生的實質經濟效益相當有限。

事實上，兩岸簽署 ECFA 的爭議不只是經濟層面的問題，由於中國政府至今

¹³ 中華民國經濟部，〈簽訂兩岸經濟合作架構協議之效益〉，《ECFA 兩岸經濟架構協議》，網址：<http://www.ecfa.org.tw/ShowTotalProfit.aspx?pid=9&cid=58&pageid=0>，檢索日期：2014 年 5 月 6 日。另有關 ECFA 早期收穫之效益請參考，中華民國經濟部，〈早收清單全台受益情形〉，《ECFA 兩岸經濟架構協議》，網址：<http://www.ecfa.org.tw/EffectDoc.aspx?pid=4&cid=10&pageid=0>，檢索日期：2014 年 5 月 6 日。

¹⁴ 影響早收產品在大陸市佔率下滑的可能因素很多，包括大陸本身產業轉型、發展進口替代、或者是他國產品的競爭等。其中關鍵並非 ECFA 或中國讓利，而是出口產品本身的競爭力。相關內容請參考，張翔一，2014，〈ECFA 早收，三年成績大解密〉，《天下雜誌》，第 546 期，網址：<http://www.cw.com.tw/article/article.action?id=5057700&page=1>，檢索日期：2014 年 5 月 6 日。

仍未放棄對台灣主權的宣稱，所以兩岸經濟整合的各項談判挑起台灣內部最敏感的政治神經。在政治上，ECFA 最引發質疑的部分莫過於「矮化台灣主權」(吳榮義 2010；童振源 2014)。首先，雖然馬政府不斷強調 ECFA 是 WTO 架構下的區域貿易協定，但中國對台灣的經濟讓利明顯違反 WTO 的規範，而且不論台灣或中國都沒有按照規定將 ECFA 呈報 WTO，刻意迴避兩岸究竟是貿易實體還是政治實體的問題(吳建輝 2014；彭明輝 2014)。¹⁵ 由於兩岸處於主權衝突的敵對狀態，中國對台灣的讓利反而使得台灣朝野和社會對於中國政治企圖產生更多疑慮。其次，在面對中國長期以來的軍事威脅和外交打壓，台灣民眾對中國大陸政府普遍缺乏信任感(范世平 2013)，這個結果使得社會多數輿論擔心若台灣的經濟過度依賴中國可能會面臨「鎖進中國」的風險，導致台灣的經濟結構變得脆弱並喪失自主性(吳介民 2012；Wu 2012)，¹⁶ 甚至若大陸對台進行經濟制裁，則台灣的政治主體性將受到威脅。

綜上所述，由於 ECFA 只是架構協議，早收清單內所涉及的貨品和服務項目範圍相對較小，再加上 ECFA 生效的時間至今只有三年，因此可供參考的 ECFA 經濟效益評估數據仍不多見。可是，ECFA 卻引發相當大的爭議，這個背後反映的問題其實已超越經濟層面，而是台灣社會對於兩岸未來政治走向的焦慮感；也就是，兩岸之間經濟上互助合作的量變有沒有可能造成政治上質變的問題。接下來，本節第二部分從總體層次的相關理論來探討經濟整合的政治效果，並將之扣連到個體層次的討論。

¹⁵ 吳建輝，2014，〈對外經貿談判的 Reformat〉，《蘋果日報》，網址：<http://www.appledaily.com.tw/realtimenews/article/new/20140320/363907/>，檢索日期：2014年5月6日。彭明輝，2014，〈服貿的法制、經濟與國安問題〉，《清大彭明輝的部落格》，網址：http://mhperng.blogspot.tw/2014/03/blog-post_22.html，檢索日期：2014年5月6日。

¹⁶ 一些相關的新聞報導請參考，王珮華，2009，〈六成民眾憂 經濟嚴重依賴中國〉，《自由時報》，網址：<http://news.ltn.com.tw/news/focus/paper/297988>，檢索日期：2014年5月6日。蘇永耀，2011，〈經濟傾中六成民眾憂侵蝕主權〉，《自由時報》，網址：<http://news.ltn.com.tw/news/politics/paper/488787>，檢索日期：2014年5月6日。

二、經濟整合帶來政治整合？

整合理論 (integration theory) 的興起和實踐與歐洲的經驗息息相關，過去歐洲各國從二次世界大戰的慘痛經驗中體認到，唯有整合一途才能防止戰禍再度發生。可是，整合的途徑眾多，在整合理論的各種流派中，以經濟帶動政治整合基本上是一種強調「由下而上」的途徑，即各國基於經濟利益和社會需求，從各方的共同利益出發，透過積極合作建立共同的認知後，藉由跨國界的經濟力和社會力的自由流動來達成整合 (Haas and Schmitter 1964)。之所以選擇經濟面下手的原因是，在經濟領域中各國有較多的共同利益，整合的難度相對較低、爭議較少，而且這類的整合不僅帶來繁榮，同時對於各國主權的侵犯也較小。因此，吳玉山 (2011, 120) 認為「在整合理論中，經濟具有關鍵性的意義，它不僅是整合的原動力，也是整合最重要的機制」。再者，整合理論認為國與國之間在某一領域的合作會逐漸「蔓延」(ramification) 至其他領域的合作，也就是說，兩國之間的經濟整合將會由簡入繁，然後不斷地擴大範圍，延伸至其他部門產生外溢效果，於是在經濟上密切互動、相互依存的國家將會逐漸調整彼此的政策，建立共同的政治架構，最後達到政治整合的結果 (Chao 2003; Haas 1964; Mitrany 1966; Nye 1970; 1987; 高朗 2011)。換言之，以經濟為基礎可以提供政治整合的潤滑劑，加大衝突分裂的成本，並逐漸改變人們的觀念，為政治統合創造有利的前提條件 (吳玉山 2011, 120)。

儘管政治整合是目標，但是學者們對於整合的最終結果並無共識，因此整合理論強調的是整合的「過程」，而非最終的狀態 (吳新興 1995, 24-26)。整合運動如同一個不斷試誤 (trial and error) 的學習過程，有時前進、有時倒退，Nye (1987, 65) 即指出功能性的連結並不必然會造成擴散，有時也可能會產生「溢回效果」(spill-back)。整合之所以倒退的原因是，經濟整合的利益並非雨露均霑，

過程中同時創造了贏家和輸家，當愈來愈多的利益團體捲入整合的範疇，贊成和反對的聲音並存，導致整合的困難度增加。此時，政治菁英與官僚體系的角色相當重要，他們如何評估整合的利弊、整合對國家及自身造成什麼影響，以及他們如何協調各種不同的利益並改變人們的觀念，將會是整合擴張成功與否的重要因素（Hass 1964; Lindberg and Scheingold 1970）。

除了政治菁英的因素之外，整合理論也提出一些有助於整合的條件，歸納來說，首先是經貿交流和人員往來的數量，當經貿往來的流量越多，整合成功的可能就越高（Hass and Schmitter 1966; Deutsch et al. 1966）。不過，Keohane and Nye（1975, 368-69）卻認為兩國貿易數量的增加未必代表整合，重要的是貿易的相互依存度，當雙方的依存度很高時，任何一方政策改變對他方的利益有牽一髮而動全身的影響，此時經濟整合程度才高。其次，參與整合的政治菁英價值觀必須相近，政府間要有能力調適、回應對方的需求，如果彼此的世界觀差距太大，基本上是難以合作的（Deutsch et al. 1966）。最後，學者們也大多點出外部因素的重要性（Nye 1987; 吳玉山 2011），例如共同的敵人或外在威脅等。如果第三國認為該地區的政治整合對其有利時，外部因素便會協助推動整合的成功；相反的，如果第三國認為整合成功對其不利時，它就會反對區域性的整合工作。因此，當整合工程不斷深化時，第三國或外部的支持或反對，也是整合工程成功與否的重要角色之一。

綜上所述，整合理論主張國與國之間應該先從爭議性小、非政治的經濟領域進行合作，藉由不斷的錯誤嘗試過程，協調並回應各種不同的利益需求，然後逐漸擴大合作的範圍，最終達到政治整合的目標。然而，儘管整合理論提出了許多可能影響整合擴張的因素與條件，並指出政治菁英在整合過程中所扮演的關鍵角色，但是這種從總體層次功能結構出發的整體論（wholism）宛如馬克思「經濟

下層建築決定政治上層建築」，完全忽略了整合過程中大眾的意見與支持。¹⁷ 事實上，在歐洲整合的漫長歷史過程中，初期的整合方向與機構的建立確實是由各國的政治領袖所主導（elite-driven），可是當功能性整合的範圍擴大，涉及的部門與利益增加，民間企業的利益或人民的權利就越可能受到影響。舉例來說，加入歐洲共同市場必須移除關稅保護主義，降低關稅就可能對許多企業和人民生計產生衝擊；又或者是使用歐元會員國的貨幣政策與政府預算必須受到管制，間接影響國內稅率的增減（McLaren 2006, 8-9）。總之，當整合影響的範圍越廣泛，參與的利益越深入，政治菁英的決策就越不能忽視公眾的意見。

此外，歐洲人民對於歐盟的政策也並非沒有影響力。首先，歐洲議會的議員由會員國的選民選舉產生，因此民眾可以藉由選舉、罷免、遊說等傳統的政治管道影響歐洲政治。其次，歐盟的重大法案往往會有交付公民投票（referendum）的民主批准程序，其中最顯著的例子就是法國和荷蘭於 2005 年以公投否決歐盟憲法條約；¹⁸ 換句話說，就歐盟這個超國家組織來說，其政策作為也必須參考民意（Gabel 1998a, 5; Gabel 1998b, 333; McLaren 2006, 10-12）。這反映了在民主國家中，凡涉及國家安全或重大利益之事務，最終仍必須以民意為依歸。畢竟在競爭式選舉的民主體制中，任何政治領導人背離民意的結果，不僅直接造成政策推動窒礙難行，同時也在冒著喪失選舉支持的風險。因此，經濟整合帶來政治整合的命題不應該脫離個體層次的微觀基礎。實際上，在歐洲整合的過程中，也並不是所有民眾都贊成整合的，經驗證據顯示歐洲人支持整合的比例不但呈現跨國差異

，而且在跨時的趨勢上也有高低起伏的上下震盪（McLaren 2006, 21-28）。所以

¹⁷ 整合理論流派中多，當然也有部分學者主張整合源於公眾支持的見解，例如 Mitrany（1966）和 Deutsch（1957）。不過他們僅認為當經濟與社會的交流增加，人們會改變其認知和態度並轉移原本對國家的忠誠。這樣的說法不但無法禁得起歷史經驗上的考證，同時也沒有說明大眾認知轉變背後的影响機制。

¹⁸ 鐘行憲，2011，〈法國荷蘭相繼拒絕歐盟憲法，讓歐盟面臨困難〉，《大紀元電子報》，網址：<http://www.epochtimes.com/b5/5/6/6/n946165.htm>，檢索日期：2014 年 5 月 7 日。

對研究者來說，持續追蹤民意的走向，瞭解民眾支持或反對整合背後的因素，回答在何種條件下民眾可能傾向支持整合等問題，都甚為重要。下一節，本文從選民個體層次出發，探討影響民眾對於經濟或政治整合支持與否的因素。

第二節 個體民意結構的理論基礎

前述討論經濟影響政治的整合理論，多半是由整體巨觀理論層次切入，忽略了公眾意見對於經濟或政治整合的影響。畢竟整合是在微觀個體層次啟動，何時啟動以及如何啟動，還需要透過個體層次的民意態度的變化來驗證。在國外有關民意結構的研究中，「理性自利」和「情感價值」往往是解釋人們態度和行為最重要的兩種動機。簡單來說，前者假定行為者會針對各種行動選項的可能結果進行「成本-效益計算」(cost-benefit calculations)，並從中選擇一個對自己最有利的行動方案，因此個人的政治態度或行為反映的是衡量利弊得失後的理性選擇 (rational choice)。相對地，立基於情感價值的解釋途徑則假設個人在生命歷程早期與社會化過程中所形塑的預存傾向主導了大部分人的政治態度和行為，因此它反映的是個人成長過程中所獲取並內化 (internalized) 的認同或價值。這兩種解釋人類行為的動機未必互斥，不同的情況條件下人們行動的準則有時可能是利益，有時可能是價值，當然也不能排除結合兩者的可能。以下，本文分別就理性和感性兩種解釋途徑進行深入探討，並說明兩者之間的差異。

一、理性自利的解釋

無論是在比較政治、國際關係、公共行政或選舉研究等政治學相關的研究次領域中，經常可以發現以行為者自我利益極大化為假定所衍生出的各種理性選擇模型。這類模型不但在理論上具有嚴謹的邏輯結構，在經驗上也大多獲得證實，

理性選擇學派可以說是當代政治學界中最具滲透力和影響力的理論學說之一(謝復生 2000; 謝復生、林繼文 2013)。理性選擇途徑往往會針對行動者進行一系列的假定; 包括, 行動者是理性自利的 (self-interest), 在資訊有限的情況下對若干選項 (alternatives) 進行偏好排序 (preferential ordering), 然後從中選擇一個自我利益極大化 (self-interest maximization) 的行動方案 (Downs 1957; Ordeshook 1986)。為了能夠具體分析自利行為與政策立場 (或候選人偏好) 之間的關係, Sears 和 Funk (1990a, 148) 將自利行為界定為「(1)政策議題或候選人造成的短、中期影響; (2)此影響著重物質屬性; (3)且與個人及其家庭生活切身相關」。因此, 如果支持或反對某個政策或候選人會帶來明確的利益得失, 個人基於理性自利, 會依據利益最大化或損失最小化的計算結果, 來決定對此政策或候選人的立場 (Citrin and Green 1990; Sears and Funk 1990a; Sears and Funk 1990b)。

過去有關民眾政策偏好的相關研究中, 理性自利的解釋途徑已獲得若干經驗證據的支持,¹⁹ 尤其是當某項政策會帶來明顯的 (clear and salient) 利益或成本時, 民眾理性自利的效果就更明顯。例如, Sears 和 Citrin (1985) 發現民眾是否擁有自宅和投票支持降低房屋稅的法案之間具有強烈的關聯。在另一項關於香菸稅的研究中, Green 和 Gerken (1989) 發現吸菸者比不吸菸者更加反對公共場所禁止吸菸的規定, 同時也不贊成增加菸品的稅捐。再者, 針對喝酒和不喝酒的民眾進行比較, Crowe 和 Bailey (1995) 的研究結果顯示, 不喝酒的人相對較支持政府增加對酒駕控制和罰則, 並提高購買或飲用酒精飲品的法定年齡。另外一個更有趣的研究發現是, 在訪問的過程中當民眾被「預示」(primed) 仔細考量某政策對於其利弊得失的影響時, 受訪者就愈可能體認到他的理性計算, 並據此選擇符合其利益的政策立場 (Chong, Citrin, and Conley 2001)。上述的研究結果反

¹⁹ 這裡並非意味理性自利是解釋選民政策偏好的唯一途徑, 事實上也有相當多的經驗研究顯示理性自利因素對於政策偏好的解釋力並不強, 這個部分的文獻在下一個次標題段落中清楚說明。

映的是，如果民眾面臨的成本或利益是可見的、切實的、巨大的、具確定性時，其政策立場往往就會由物質利益考量所主導（Citrin and Green 1990, 18）。

除了一般的公共政策之外，理性自利的解釋途徑也被延伸到群體認同；包括，族群認同和國家認同等相關的議題。在族群研究中，這種觀點被稱為「工具論/情境論」（circumstantialism），他們主張認同的基礎，在於人因應外在環境需求所運用的一種策略性手段，以利於人們在資源競爭與分配下獲得更大的利益與機會，因此人們會選擇性的加入有利於自身或為其帶來特定利益的群體，在此情況下認同往往是獲取的、工具性的、也是隨情勢變化的（Barth 1969, 13-15；林瑞華、耿曙 2008, 176）。可是個人為什麼會對族群團體犧牲奉獻？理性選擇學派認為，當社會上族群團體的界線沿著經濟利益切割時，團體中的個人將會擁有共同的利益（common interest），並據此採取政治上的集體行動來改善不同族群團體之間的經濟落差（Hechter 1971; 1975; 1978）。換句話說，在競爭有限的資源時，自我利益和群體利益往往是一致的，族群團體可以透過對某些公共財的排他性獨佔，或者藉由明顯可辨的族群特徵來分配經濟利益，以減少搭便車的行為，增強群體成員的合作與認同（Banton 1983; Brass 1991; Hardin 1995; Nagel 1986; Rogowski 1974）。儘管理性選擇很難用自利的角度來解釋民族運動中拋頭顱灑熱血的犧牲生命行為，但不可否認的是，當參與的代價越高時，為此犧牲奉獻的人就越少（Hardin 1995, 15）。因此，在群體認同的構成元素中至少有一部分反映個人認同是一種趨吉避凶的理性選擇（Chai 2001, 174-211）。將這套理論運用在政治整合或統獨立場等相關研究上，也同樣反映了人們情感認同和理性計算兩種不同的心理過程，有些人的國家選擇可能偏重情感因素，然而有些人則是基於理性的利益考量，「要不要成為一個國家的國民，端視那個國家能夠帶來何種現實利益」（吳乃德 1993, 44）。

在檢視歐洲各國民眾對於歐洲整合支持與否方面，²⁰ 許多研究確實發現民眾理性自利的考量是解釋其態度的關鍵因素之一，亦即在整合過程中獲得經濟利益的民眾比較支持歐洲整合；相反地，經濟利益上的輸家則傾向不支持整合（Anderson and Reichert 1996; Eichenberg and Dalton 1993; Gabel and Palmer 1995; Gabel and Whitten 1997; Gabel 1998a; 1998b）。具體來說，上述經濟利益對於歐洲整合態度的影響機制在於，經濟整合所帶來的勞力和資本的自由流動。當自由市場使得企業可以任意地跨越國界進行投資或設廠時，國內的產業可能就會面臨更嚴峻的競爭環境，利潤較低的傳統產業輕則外移他國，重則面臨倒閉被取代的風險，間接導致民眾的生計受到嚴重的影響。因此，Gabel（1998a, 43）認為民眾對於歐洲整合支持與否的態度會跟他們的社經地位（socioeconomic status）、人力資本（human capital）之間具有高度關聯。其中，從事體力勞動工作及農民等社經地位較低者，或者教育程度較低缺乏專業技術的人，因為其利益較容易在勞力與資本自由化的過程中受損，所以對歐洲整合的態度較為反對；相反地，高教育程度和專業人士卻可以利用這個機會找到待遇更好的工作，成就個人或家庭更多物質上的滿足，因此比較傾向支持歐洲整合。此外，研究也發現支持歐洲整合態度和民眾居住的地區有關，其理由在於跨國交易（cross-border trade）往往在國境邊緣最頻繁熱絡，因此居住在歐盟會員國與國之間接壤處的人較容易受惠而支持整合（Anderson and Reichert 1996; Gabel and Palmer 1995; Gabel 1998b）。

上述解釋途徑基本上假設，經濟整合創造的贏家和輸家決定了人們對歐盟的態度，其中利得和利損的分野取決於個人的社經位置。可是，這樣的假設一方面忽略了個人客觀的經濟條件往往跟主觀的經濟感受之間存在差異的事實；另一方面，在測量上使用職業階級、教育程度、收入等指標作為經濟利益考量的替代變

²⁰ 多數研究運用兩道題目來測量民眾對於歐洲整合的看法，其一是「一般來說，請問您認為（我們國家）為歐盟的會員國是一件好事，還是一件壞事，或不好也不壞？」；另外一題為「總的來說，請問您支持還是反對目前為西歐統合（unify）所做的努力？請問您是非常支持；有點支持；不太支持；非常反對？」，相關題組的原文請參考 Gabel（1998a, 20; 1998b, 340）和 McLaren（2002, 556; 2006, 22）。

數 (proxy)，其效果不但混雜其他理論假設，²¹ 可能未必真實反映民眾理性自利的心理過程 (Gabel and Whitten 1997)。事實上，類似的觀點已經在「經濟投票」(economic voting) 相關研究中充分討論，像 GDP、失業率、通貨膨脹率等總體經濟指標固然和執政黨的選舉表現有關，但是給定相同客觀經濟條件，選民對於經濟狀況好壞的感受卻大不相同 (Fiorina 1981; Kramer 1971; Lewis-Beck 1988)，同時其經濟評估也可能受到政黨認同等其他政治態度的影響 (Anderson, Mendes, and Tverdova 2004; 吳親恩、林奕孜 2012)。因此，影響民眾對於歐洲整合態度的因素並非客觀的社經位置或總體經濟指標，而是群眾對於個人或國家經濟狀況前景的認知 (perception) 和評估 (evaluation) (Gabel and Whitten 1997; McLaren 2006, 38-44)。

然而，在解釋民眾的政治態度上，倘若我們發現國家總體經濟狀況評估 (sociotropic) 的預測力勝過個人經濟情況評估 (pocketbook) 的話；事實上，在經濟投票的相關實證研究中，學者往往發現選民自身經濟狀況評估對於投票的影響，小於整體社會經濟表現評估對於投票的影響力 (Feldman 1982; Kinder and Kiewiet 1981)。可是，這是否意味個人行為背後的思考邏輯反映的是利他 (altruism) 而非利己？關於此駁論，理性的解釋是，事實上個體利益和群體利益的差別不應該被過度詮釋，兩者之間未必是截然二分的，我們通常可以在個體理性自利和團體利益中找到連結彼此的共通點 (Bobo and Kluegel 1993, 445)。舉例而言，個人對國家整體經濟情況倒退感到擔憂，或許反映的是他個人的經濟條件也可能會受到波及；或總體經濟景氣不好直接影響個人的就業、收入或福利等。因此，個人對於國家社會整體經濟狀況好壞的評估也可能符合合理性的前提假設。

²¹ 例如在「認知動員」(cognitive mobilization) 解釋途徑中，Inglehart 等 (1991) 和 Janssen (1991) 認為資訊愈多、處理資訊能力愈強的民眾，就愈不擔心歐洲經濟整合的威脅，其中認知動員能力的測量指標之一便是教育程度。

綜上所述，理性的解釋途徑假定個人基於理性自利的經濟考量，不但影響其投票行為和政策偏好，更重要的是，諸如族群認同或國家認同等也無法脫離個人衡量利弊得失後的理性選擇。在以歐洲整合為案例的實證研究上，不少研究驗證了民眾對於歐洲整合支持與否的態度跟理性的經濟利益考量之間存在系統性的關聯，其中連結兩者的因果機制包括以「自我利益為中心」(egocentric)的成本效益分析；例如，個人的社會經濟地位、人力資本、專業技能、所得和居住地區等。此外，該因果機制也涉及民眾對於國家整體和個人狀態的「經濟利益評估」，並發現經濟認知的解釋力更勝於前者。他山之石，可以攻錯。本研究認為理性自利的前提假設也可用來分析台灣民眾的統獨立場，其主要的理由在於，台灣和中國簽訂 ECFA 之後，兩岸之間的經貿往來、商品交換、以及資本人員的流動等只會越趨緊密，這個經濟整合的過程如同全球化現象和區域經濟整合一般，會在台灣創造新的贏家和輸家。因此，具有專業技術能力或高度流動性資產的人成為兩岸市場整合的獲利者，進而支持經濟傾中的兩岸政策並贊成兩岸統一；相反地，不具備專業技能的體力勞動者則成為這波兩岸整合的受害者，因此反對台灣和中國的市場整合以及政治上的統一。或許，這個新的社會分歧可能會改變既有以政黨認同或台灣人認同為主的統獨政治分歧。²²

二、感性認同的解釋

如果理性強調的是個人成本-利益計算的心理過程，那麼與之對立的主張便是個人的政治態度是基於情感價值的解釋途徑，其中又以最被廣泛討論的「符號政治」(symbolic politics) 為代表。在理論層次上，這個解釋途徑認為人的政治

²² 這個觀點並非作者之創見，長年觀察全球化現象與左派運動的張鐵志之前就提出這樣的看法，不過他認為兩岸經濟交流造成的贏家和輸家可能導致藍綠政黨支持基礎重新洗牌，而非本研究的統獨立場。請參考張鐵志，2011，〈兩岸經濟交流與藍綠的新社會基礎〉，《中國時報》，網址：<http://blog.udn.com/redondo616/5399650>，檢索日期：2014年5月9日。不過，統獨分歧不僅關乎個人理念價值，也反映個人趨利避害（耿曙、劉嘉薇、陳陸輝 2009；陳陸輝、耿曙 2012），因此也有可能受到這個新的經濟分歧的影響。

態度經常是他們對於某些「符號」的情緒性「反應」(reactions)，而這些反應的主要依據是個人在生命歷程早期所學習到的預存傾向。換言之，就某位選民對於某政策的態度而言，決定其立場的因素並非短期、工具性的物質利益考量，而是透過某些符號所喚醒 (evoke) 或活化 (activate) 的那些隱藏在個人內心深處的長期情感認同與價值 (Sears, Hensler, and Speer 1979, 371)。

整體來說，符號政治解釋途徑奠基在兩個學理基礎之上。其一是「政治社會化理論」(political socialization)，該理論認為個人的政治定向與價值可回溯至未成年時期的政治學習過程。由於早期形成的概念、認知與情感可以過濾後來學習的資訊，相對較為根深蒂固，因此在生命歷程早期獲取並內化的認知和價值往往對個人的政治態度具有持續性的影響效果 (Easton and Dennis 1969, 107; Jennings and Niemi 1981, 19)。²³ 其次是「認知一致論」(cognitive consistency)，這個理論認為人們為了簡化複雜的現實世界時，經常會透過認知結構裡的快取記憶體 (memory recall) 來組織他對新資訊的認知 (Turner 1982; 1985)；於是，諸如認同、偏見或刻板印象等往往成為人們處理新資訊時的「暗示」(cues) 或「啟發」(heuristics)。Sears (2001, 22-24) 更進一步指出，在有關政治訊息的處理模式中，符號政治理論強調的是一種以情感為核心的「符號處理過程」(symbolic processing)，在此過程中，無論是訊息的接收、儲存或喚起，都對政治態度和行為有直接的影響。有鑑於此，Sears 及其同儕 (1979, 371) 才會主張「所謂的符號，它觸發了長期具有的 (long-held)、習以為常的 (habitual) 反應」。更有趣的是，在一些與認同相關的實驗中，研究者發現甚至在個人沒有任何利益好處、或團體間沒有明顯資源競爭的情境下，團體成員依舊會謹守團體的規範、強烈認同其所屬團體，並排斥或貶損其他非我族類的團體 (Tajfel 1970; Monroe, Hankin,

²³ 符號政治理論關於政治社會化的假設明顯採取終身持續模型 (lifelong persistence model) 的觀點。可是，在有關個人政治學習過程的文獻中仍有不同觀點；例如，終身開放模型 (lifelong openness model)、生命週期模型 (life-cycle model)、世代模型 (generational model) (Jennings and Niemi 1981, 19-47)。相關的理論界說亦可參考陳陸輝 (2000)，以及陳陸輝和周應龍 (2004) 的整理。

and Van Vechten 2000)。由此可見，強調情感認同的解釋途徑無論在學理及假設上都跟理性自利有極大的差異。

大致來說，符號政治的研究背景可追溯至美國黑人和白人之間的種族相關議題；例如，平權法案（affirmative action）、學童混合就讀接送計畫（busing）等。學者們發現白人反對上述政策議題的原因大多跟「資源是否受到排擠」、「是否有小孩在念公立小學」等自利的理由無關；相對地，解釋他們不支持平權政策的因素是主要是「符號種族主義」（symbolic racism）—即認為黑人威脅到傳統美國價值與生活方式的一種「反黑人情結」（antiblack affect），而這個態度往往是透過成年前的社會化過程學習而來的（Kinder and Sears 1981, 416; Sears, Hensler, and Speer 1979; Sears and Kinder 1985; Sears and Henry 2003）。除了種族議題之外，符號政治理論的觸角也延伸到其他公共政策。例如，Lau、Brown 和 Sears（1978）針對民眾對越戰的態度，發現個人利害連結（如親友是否身赴前線）的解釋力相當有限，相反地，解釋民眾是否支持越戰的主要因素卻是諸如反共意識、愛國心等個人基本信念。此外，在針對保障就業、健康保險、法律和秩序、及政府規模等相關議題方面，研究發現相較於理性自利，「符號態度」（symbolic attitudes）像是個人意識形態、政黨認同、種族偏見等對於民眾的政治態度具有較強的影響效果（Sears, Lau, Tyler, and Allen 1980；Sears and Funk 1990b）。總而言之，符號政治認為主導個人政治態度與行為的往往不是理性的利害計算，而是他們對於文化情感價值的「我群認同感」（in-group identity）和「他群排斥感」（out-group rejection）。

諸如全球化的區域整合議題儘管在本質上是經濟的，但它絕對無法和政治清楚切割。首先，開放市場意味著解除本國企業赴他國投資的管制，並放寬他國企業或產品進入本國的限制。從經濟的角度看，這只是單純的市場競爭，甚至可能

有助於本國產業升級。可是，從政治的角度而言，自由化和解除管制往往引發人們對於國家經濟安全與命脈的疑慮。這種「經濟民族主義」(economic nationalism)儼然是對當今全球化與自由貿易發展的反挫，它不但阻礙特定商品的進口、限制外資在特定領域的投資，更重要的是，經濟民族主義還暗示著，它對自由貿易和投資的反對存在更為深刻的政治和文化根源(左正東 2011)。再者，經濟整合人員跨國界的流動產生了移工和移民的問題，對企業而言，外來工作者或許可以減低他們的生產成本。但是對大多數的民眾而言，這些移工、移民等少數團體不但往往被認為是破壞社會秩序的罪魁禍首，而且他們也可能逐漸侵蝕本國的語言、文化、或習以為常的生活模式(De Master and Le Roy 2000; McLaren and Johnson 2007)。最後，在歐洲整合的相關研究中，過去也發現隨著整合的進程朝向發行歐洲共同貨幣、建立歐洲快速反應部隊、發行歐洲通用護照等方向發展，民眾便更加擔心自身民族國家(nation-state)的瓦解。因此，是這種對於國家領土主權、民族文化和民族認同的威脅感，導致民眾不支持歐洲整合(Carey 2002; McLaren 2002, 554; McLaren 2004, 896; McLaren 2006, 73)。上述的理論觀點和經驗研究，一再的顯示人們對於區域經濟整合的態度未必只是反映個人於整合過程中的經濟利害考量；相反地，他們可能只是以直覺的「符號方式」(symbolic way)來看待整合，其中，個人長期累積的文化情感與價值認同是解釋人們在整合態度差異上的重要原因。

回顧過去台灣民主政治的發展歷程，所謂的符號政治或認同政治也留下清晰可見的痕跡，特別是每到選舉時刻，經常可以發現「我群」(we group)和「他群」(they group)的區別宛如「符號」般地被挑起和動員，並對台灣政黨競爭及選舉結果造成深遠的影響。過去由於國民黨一黨專政威權統治，在政治上造成了一批外省菁英統治集團，在文化上，則是透過壟斷教育、文化、媒體等機構進行大規模的「中國化」，對台灣本土的歷史、語言、文化進行打壓，因此當時民主

化運動的目的主要就是企圖打破外省人在政治、經濟和文化上的壓迫（王甫昌 1998a；王甫昌 1998b；吳乃德 2002）。換言之，台灣民主化前「本省-外省」的省籍對立，主要凸顯的是過去本省人在文化和政治上遭受不平等對待所激發的族群意識。當認同的動員圍繞在族群差異上，政治人物訴諸的「二二八悲情意識」、「外來政權」或「外省人少數危機」等，往往便對選民產生一種暗示、反射的情感過程，影響其政治態度與投票行為。民主化之後，族群間的敵意逐漸消弭，取而代之的是象徵層次的「台灣意識」與「中國意識」之爭（吳乃德 2002），而由此衍生出的「台灣結」或「中國結」的對立性情感往往又被轉化與極化成對立政治情緒，影響我國選民的政黨認同、統獨立場和投票行為（徐火炎 2004, 1）。2008年國民黨重新執政後，儘管兩岸關係變得較為緩和、經貿與人員之間的交流更加密切，但台灣內部「恐中」或「反中」的情緒不但沒有因此消滅，反而變本加厲，諸如兩岸簽訂 ECFA 後將導致台灣經濟「中國化」、兩岸關係「港澳化」、ECFA 猶如現代版的木馬屠城記等輿論更是屢見不鮮。²⁴ 這種反中情緒的直接表現即是長期以來台灣民眾對大陸缺乏信任與好感，一項關於台灣和大陸民眾對彼岸社會印象的調查顯示，台灣民眾對大陸社會的評價明顯偏向負面，例如傳統、保守、不守法、不安全等。²⁵ 此外，根據行政院陸委會的調查，自馬政府上台迄今，台灣民眾認為中國大陸政府對我國人民/政府不友善的比例始終維持在五成左右，²⁶ 可見台灣人民對中國政府的反感顯然沒有因為經濟上的互惠讓利而有所改

²⁴ 例如台北大學經濟系教授王塗發說：「台灣經濟危機已經迫在眉睫，最大來自經濟中國化」，經濟中國化已讓台灣經濟逐漸走向邊陲化。詳請參見王孟倫，2012，〈經濟中國化 智庫：台灣陷空前危機〉，《自由時報》，網址：<http://news.ltn.com.tw/news/business/paper/602656>，檢索日期：2014年5月12日。另外一種說法是簽署 ECFA 之後，台灣將逐漸「港澳化」，相關論點可參考民主進步黨，2010，〈少數人得利與台灣「港澳化」：民進黨對 ECFA 簽署文本的回應〉，《民主進步黨新聞中心》，網址：http://www.dpp.org.tw/news_content.php?sn=4458，檢索日期：2014年5月12日；林修卉，2010，〈ECFA 沒簽英文版 鄭麗君憂：台灣被港澳化〉，《Nownews 新聞網》，網址：<http://www.nownews.com/n/2010/07/13/676451>，檢索日期：2014年5月12日。最後，台灣與中國簽署 ECFA 就像讓北京把木馬送進台灣，未來做為併吞台灣的經濟工具，相關報導請參見曹郁芬，2010，〈美眾議員：ECFA 就像木馬屠城記〉，《自由時報》，網址：<http://news.ltn.com.tw/news/focus/paper/391868>，檢索日期：2014年5月12日。

²⁵ 林奇伯，2009，〈關鍵調查：兩岸民眾互看價值觀〉，《遠見雜誌》，網址：http://store.gvm.com.tw/article_content_15105_6.html，檢索日期：2014年5月12日。

²⁶ 行政院大陸委員會，2014，〈民眾認知大陸政府對我不友善態度〉，《行政院大陸委員會電訪民意調查》，網址：<http://www.mac.gov.tw/public/Attachment/432510135087.gif>，檢索日期：2014年

善。

綜上所述，符號政治理論主張個人的政治態度並不是成本效益計算的心理過程，而是透過某些符號所喚起的價值與認同的情緒性反應。在臺灣的政治脈絡中，這種符號性的群體認同動員更是層出不窮，亦無隨兩岸經濟、人員、社會和文化交流日益普及而消失殆盡。因此，本研究認為這個解釋途徑也有助於我們瞭解台灣民眾對於兩岸關係的看法。接下來，我們將討論的焦點轉移到以台灣為主要的研究案例，回顧過去台灣民眾統獨立場的發展情形，並藉由理性和感性的理論觀點，來檢視影響民眾統獨立場穩定與變遷的因素，最後，針對既有研究的不足提出我們的看法。

第三節 影響台灣民眾統獨立場穩定與變遷的因素

台灣民主化之後，統獨爭議對內不但區隔了我國政黨政治版圖的藍綠分野，對外則左右台灣大陸政策的走向，並牽動兩岸關係和緩或對立的發展，統獨之爭儼然是台灣政治的核心議題（吳乃德 2002；李冠成 2009；徐火炎 1996；盛杏媛、陳義彥 2003；Hsieh 2005）。因此，持續關注台灣民眾統獨立場的分布趨勢，觀察其有無發生變化，探究其變化的方向和成因，往往受到學界的高度重視。過去二十年來，學界在有關台灣民眾統獨態度的研究方面已累積相當豐碩的成果，大致而言文獻可分為三個部分：第一是關於台灣民眾統獨立場的測量、第二是台灣民眾統獨立場的穩定與變遷、第三是影響我國選民統獨態度的因素。由於本研究之重點並非處理統獨測量的問題，礙於論文旨趣與篇幅的緣故，因此本節先就第二部分和第三部分進行整理，統獨測量的相關討論留在下一章再做說明。

一、台灣民眾統獨立場的穩定與變遷

究竟台灣民眾的統獨態度在過去幾年來是否產生變化？變化的趨勢又是如何？針對上述問題，過去的研究可以提供我們一些關於統獨態度穩定與變遷初步的樣貌。首先，從台灣民眾統獨立場的宏觀趨勢分佈來看，研究發現儘管贊成以後走向獨立的比例在 2000 年以後逐漸上升，以後贊成統一的比例慢慢下降，但基本上變動的幅度皆不大，維持現狀的主張不僅得到多數民眾的支持，而且呈現漸進上揚的趨勢。²⁷ 因此，研究者認為歷年來台灣民眾的統獨立場大致具有相當的「持續性」(continuity)，而且在不確定統一或獨立後果為何的條件下，維持現狀成為多數民眾的合理選擇(陳義彥、陳陸輝 2003；陳陸輝、周應龍 2004)。儘管偶爾的特殊事件(如千島湖事件、中共飛彈試射)可能會讓民眾的統獨立場產生波動，但事件之後，大多又回到既有的軌道上，顯示多數民眾的統獨立場是穩定的且變化相當緩慢(盛杏媛 2002)。此外，在比較台灣民眾的台灣人/中國人認同及統獨態度方面，Chang 和 Wang (2005) 發現 1994 年至 2002 年間民眾的台灣人認同變化的幅度大於統獨態度，年輕世代的選民相較於年長世代，傾向雙重認同並贊成維持現狀，因此隨著年長世代選民的凋零，台灣和大陸之間未來的關係短期內可能不會有太大的改變。綜上所述，在觀察台灣民眾統獨立場的總體分佈趨勢後，Hsieh (2005, 22) 認為「選民在國家認同(統獨)上的態度是高度情緒性(emotional)的議題，我們很難想像贊成統一或贊成獨立的民眾經常性的彼此互換立場，因此至少短期而言統獨立場具有一定的穩定性」。

從宏觀的集體趨勢分析來看，儘管多數學者同意歷年來台灣民眾的統獨立場沒有太大的變動，²⁸ 但從選民個體層次來探討統獨立場穩定與變遷的相關研究

²⁷ 資料來源：國立政治大學選舉研究中心重要政治態度分佈趨勢圖，網址：<http://esc.nccu.edu.tw/course/news.php?Sn=167>，檢索日期：2014 年 5 月 12 日。

²⁸ 針對相同的資料卻有不同解讀的情況其實在社會科學分析中不足為奇。作者在整理台灣民眾統獨立場持續與變遷相關文獻時，有兩篇著作認為歷年台灣民眾統獨立場的分佈情形是有發生變

卻有不同的觀點，反倒是認為民眾的統獨態度並沒有想像中的穩定。例如，吳乃德（2005）分析 1998 年至 2000 年台灣民眾民族認同的轉變發現，兩個年度穩定抱持台灣民族主義認同或中國民族主義認同的比例皆不及四成，而穩定度最高的實用主義者，其維持不變的比例也只有六成左右。再者，藉由分析 2001 年至 2004 年的定群追蹤資料，Tsai、Wang 和 Tossutti（2008）發現接近半數選民的統獨態度發生轉變，移動的方向是由統一往維持現狀聚集。最後，民眾態度前後不一致的現象不僅發生在統獨立場上，從 2004 年到 2008 年，約三成一民眾的台灣人/中國人認同在兩個年度間發生變化，而統獨立場前後不一致的比例更接近四成，總體來說，藉由定群追蹤資料觀察所得的結果發現，無論是台灣人/中國人認同或統獨立場僅呈現中、低度的一致性（林瓊珠 2012；林瓊珠、廖益興 2013）。因此，我們從總體層次觀察到的穩定現象，其實可能是在個體層次中，有比例相當的人基於某些因素轉變立場，相互抵消所造成的結果。

在台灣民眾統獨立場持續與變遷方面，雖然總體和個體層次的觀察結果沒有一致的共識，但是這並非表示兩者之間南轅北轍毫無交集。事實上，總體層次之宏觀民調勢必以微觀層次的個體選民為基礎，兩者儘管不同，但卻息息相關。以台灣民眾統獨立場穩定與變遷來說，集體趨勢分析所謂的穩定涉及兩個層面，其一是支持統一或支持獨立的民眾鮮少互換立場，所以無論是偏向統一或獨立的比

化的，即便他們使用的都是同一筆資料（政大選研的統獨趨勢分佈）。第一篇論文是童振源（2013, 221-24），他將「儘快統一」和「維持現狀以後走向統一」的比例減去「儘快獨立」和「維持現狀以後走向獨立」的比例得到「兩岸統獨指數」；然後，將「儘快獨立」、「維持現狀以後走向獨立」、及「永遠維持現狀」的比例加總得到「台灣拒統指數」。藉由這兩個指標，他認為台灣民眾支持台獨與反對統一的比例大幅增加。儘管在圖表呈現上，兩岸統獨指數有明顯的上下波動，但比例幾乎都在正負 10% 以內，表示歷年來贊成獨立比例增加的幅度其實並不大，而台灣拒統指數雖然有明顯的變化（從 20.9% 增加到 47.6%），但是自 2004 年之後大致就在 40% 左右上下震盪，而且從未超過 50%，這個反面的結果可能也可以被解讀成歷年來多數台灣民眾拒獨。其次，另一篇論文是陳陸輝和耿曙（2012, 190-91）的著作，藉由跨年度的統獨態度趨勢分析，他們認為「偏向獨立」的比例逐漸升高，「偏向統一」的比例逐漸下降，維持現狀的比例持續上升，台灣民眾統獨立場出現「漸進但巨大的轉變」。事實上，該篇論文的旨趣是分析不同省籍、世代民眾統獨態度的歷年變化，所謂的巨大的轉變指的是不同省籍和世代民眾的跨時轉變，整體來說台灣民眾統獨立場的變化方向和幅度都是漸進的。因此，本研究同意其他學者的觀點，就集體趨勢來看，歷年台灣民眾的統獨偏好雖有變化但大致保持穩定。

例都沒有大幅度的變動；其次是維持現狀的主張是多數民眾接受的選項，歷年來也大致保持穩定。而這樣的觀察，也可以在個體民調資料中獲得窺知一二。首先，誠如總體趨勢分析所言，定群追蹤樣本的研究顯示，第一次訪問時表示贊成獨立（或統一）的選民，相隔四年後第二次受訪時轉換成對立立場的情況確實相當少見（Tsai, Wang, and Tossutti 2008；林瓊珠 2012；林瓊珠、廖益興 2013），意即在統獨光譜上民眾鮮少跳過維持現狀去支持與既有態度對立的統獨傾向。因此，在統獨立場不輕易互換方面，總體和個體的觀察不謀而合。其次，在維持現狀部分，針對同一位選民橫跨兩個時間點的定群追蹤研究發現，在統一、獨立和維持現狀這三種傾向中，以「維持現狀」這個態度的一致性最高；此外，維持現狀這個中間選項最能吸納獨立或統一的態度轉者（Tsai, Wang, and Tossutti 2008, 88-9；林瓊珠 2012, 110）。換句話說，民眾統獨態度的變動主要是發生在「獨立和現狀」及「統一和現狀」之間的相互流動。實際上，不同的年度所觀察到的資料，這兩種方向流動所佔的比例差異並不大，此消彼長後導致從總體上看來維持現狀的比例呈現穩定成長的趨勢；只是，所謂的穩定成長，就個體民調資料的觀察結果而言，其實是浮動之下相互抵銷所形成的錯覺。

綜上所述，我們可以歸納出台灣民眾的統獨立場同時兼具穩定和變動兩項特質。具體來說，穩定的部分反映的是，堅持台獨理念的人並不會輕易放棄其理想；同樣地，深切期盼兩岸統一的人也不容易轉向台獨，因此對這群民眾而言統獨偏好是一種情感價值之展現。另一方面，變動的部分則反映了民眾的統獨立場也是權衡利弊得失之後的選擇，「當改變現狀帶來的是更繁榮的發展或更尊嚴的未來，則改變現狀似乎是個不錯的選項」（陳陸輝、耿曙 2012, 167-8）。換句話說，對這群務實的民眾而言，若統一或獨立的條件改變，其態度也可能隨之轉變。就知識的累積和學術社群的貢獻而言，與其執著在穩定或變遷的爭論，還不如探究造成民眾統獨態度穩定或變遷背後的系統性成因，可能來得更有意義。以下，本文

便以我國選民統獨立場為例，整理理性和感性兩種解釋途徑的研究現況。

二、影響台灣民眾統獨態度的因素

面對中國誘之以利、威之以勢的對台戰略，多數人大概都會同意民主化後台灣政治的發展過程主要圍繞在彰顯台灣主體意識和積極擁抱大陸市場之間的對抗。因此，在台灣的政治脈絡中，理性自利與感性認同被廣泛用來解釋選民的大陸政策立場、台灣人/中國人認同、統獨立場及投票抉擇等各種政治態度與行為。其中，理性務實面的因素可能包含總體國家社會前途的考量（譬如台海國際形勢的侷限），或是個人生涯發展的機會（像是兩岸經貿交流帶來的利益果實）；而情感面的因素則涉及個人在象徵層次上的自我認同和對他群的排斥感，例如個人的自我身分認同、台灣意識或恐中心態等。然而，究竟是哪一種因素較能解釋台灣民眾的政治態度？過去在有關選民投票行為和認同的相關研究中，呈現兩種不同的觀點。

大致來說，在台灣選舉和投票行為方面，最早用經濟利益關係來連結政黨支持的首推耿曙和陳陸輝（2003）的論文，他們從台灣各區域的「經濟利害」著手，藉由地域代表制度的轉化體現了「北藍南綠」各區域政治傾向差異的源頭；質言之，凡預期自兩岸經貿往來中獲利的區域（服務業和高科技業為主的北台灣），傾向支持擴大交流的泛藍勢力；反之，無法從兩岸交流中獲利或蒙受其害的地區（傳統產業和農業的南台灣），則傾向泛綠政黨，這可以說是理性解釋途徑的代表著作。另外，針對我國選民投票抉擇的相關研究發現，以 2008 年總統大選為例，陳陸輝、耿曙和王德育（2009）發現雖然選民的台灣意識和藍綠政黨認同是影響投票行為的主要因素，但是選民對於兩岸經貿的開放態度及預期獲利程度，也同時反映在他們的投票行為中；換句話說，感性和理性因素對於該屆總統選舉

均具有關鍵影響。

我們還記憶猶新，2012 年總統選舉進入倒數關鍵時刻，幾位台灣企業的集團負責人召開記者會公開支持「九二共識」，兩岸經貿關係似乎成為左右該次選舉結果勝負的關鍵因素。這樣的論述也絕非空穴來風，根據魏玫娟、洪耀南和童振源（2012）及童振源（2013）的研究顯示，約有百分之六左右的選民在這次選舉中因為擔心民進黨執政導致兩岸關係倒退，特別是兩岸經濟關係，因此改變心意投票給馬英九。不約而同地，吳介民（2012）針對 2012 年總統選舉的選民投票行為研究發現，屬於選民對總體層面之兩岸政經評估的「支持九二共識」，以及屬於個體層次經濟利害關係評估的「是否擔心失業」，兩個變數對於投票抉擇的影響力超越了國家認同的影響。最後，湯晏甄（2013）的研究顯示，屬於情感面向的台灣人認同在 12 年的選舉中沒有產生效果；相對地，屬於物質利益面的 ECFA 效果不僅影響選民的投票，且該效果在中立選民和淺綠的政黨認同者身上發揮的影響力最大。綜合上面的觀察，過去研究認為理性的物質利益考量和感性的政治認同都是影響我國選民投票抉擇的重要因素；然而更重要的是，近年來隨著兩岸經濟關係緊密化，越來越多的選民為了維持現有的兩岸經濟合作關係並促進台灣的經濟發展，而傾向支持「開放兩岸經濟交流」的國民黨總統候選人。換言之，這個現象似乎與吳介民（2012, 19）的觀察不謀而合，即「對選民的投票行為而言，感性的『愛情效應』逐漸被中和、抵銷，取而代之的是『麵包效應』正在擴大」。

不過，在攸關台灣民眾的身分（民族）認同和國家選擇上，研究大多指出兩岸經貿交流所產生的外溢效果相當有限。譬如，吳乃德（2005）將麵包比喻為來自中國經濟市場的吸引力，與之抗衡的是台灣文化族群認同（愛情），發現儘管經濟因素會影響台灣民族認同的改變，可是台灣的族群文化認同對台灣民族認同

有更大的鞏固力，也就是感性認同的吸力大於物質利益的拉力。另外，Keng、Chen 和 Huang (2006) 分析理性因素（個人競爭力、職業階級、個人利益）、感性因素（省籍、身份認同、統獨態度）及大陸經驗，對於民眾贊成開放兩岸經貿交流的影響，結果發現理性自利的解釋相當有限，而感性認同的效果卻非常顯著。後續相關研究甚至指出，先於理性選擇的「利益認知」，往往受到根深蒂固的政治認同和台灣意識的形塑；換言之，對台灣選民而言，開放兩岸經貿交流的自我利益評估變好或變差，取決於情感政治認同的歸屬（陳陸輝等 2009）。

2008 年國民黨重新取得執政權之後，兩岸關係瞬間融冰，隨著兩岸黨政高層與地方官員互訪的次數越來越頻繁，以及中國片面的經濟讓利、嘉惠台灣人民，這樣的經濟收攏是否影響台灣民眾的政治認同？透過跨年度集體民調的趨勢分析，耿曙（2009）發現中國政府一系列的惠台措施，儘管有助於改善中共在台灣民眾心中的形象，但是經濟利益卻無法扭轉台灣民眾的統獨立場、台灣人認同和政黨傾向。同樣地，運用總體民調趨勢來看，認為兩岸經貿發展無法改變台灣人民統獨立場的類似觀點，也可以在范世平（2013, 106-8）和童振源（2013, 221-4）的文章中發現。另一方面，陳陸輝、陳映男和王信賢（2012）的研究發現，2008 年以來民眾台灣人認同的上升趨勢不僅未受影響且持續增加，選民理性的經貿利益評估雖然是讓台灣人認同變遷的可能動力，但感性認同才是使台灣人認同持續的重要因素。最後，兩岸經貿整合是否可能導致政治同化，Wu（2012）發現儘管近年來兩岸經貿整合加速，但民眾的台灣民族主義仍呈現穩定上升的趨勢，到 2011 年有 36.5% 的民眾認同台灣民族主義，另只有 11.5% 認同中國民族主義，顯示兩岸經貿整合未必造成政治同化。綜上所述，過去的研究大致同意儘管來自對岸的經濟誘因近年來不斷增加，但對於台灣民眾身分認同或國家選擇的影響仍相當有限，呈現一種「愛情勝過麵包、經濟無法扭轉政治」的格局。

歸納以上的討論，吾人可以發現在台灣的研究案例中，近年來隨著兩岸經貿關係愈趨密切，選民就愈傾向從經濟整合的利弊得失分析來決定他手中的選票，兩岸經濟整合過程中的贏家或預期自兩岸經貿交流獲利的選民，較傾向支持經濟和大陸政策親中的泛藍政黨及候選人；而在整合過程中的輸家或預期不利於己的選民，則較支持泛綠的政黨和候選人。因此，就選民的投票行為而言，經濟利益考量對於投票抉擇的影響可以說是愈來愈具有一席之地；可是，在統獨國家選擇方面，過去研究卻顯示兩岸經貿交流所造成的外溢效果有限，也就是說，儘管兩岸經濟整合的進程在馬政府上台之後快速向前，但是台灣民眾的統獨立場似乎沒有受到太大影響，無論是支持統一、獨立、或維持現狀的比例大致都是在既有的發展趨勢上小幅波動，有鑑於此，研究者才會認為經濟無法扭轉政治。

三、經濟真的無法扭轉政治嗎？

然而，根據本文前段對於台灣民眾統獨立場穩定與變遷的探討，事實上無論總體資料或個體資料都顯示統獨立場互換的情形極為罕見。換句話說，就統獨態度穩定的部分而言，所謂的經濟無法扭轉政治的確貼切地描繪部分選民難以撼動的統獨觀；但於此同時，我們也不能忽視「獨立⇔現狀」及「統一⇔現狀」的流動部分，其中，造成人們態度發生變化背後的系統性因素，很可能就是兩岸經濟整合所帶來的各種影響。過去 Sears 和 Funk (1990a, 159-61) 指出當成本和利益巨大且清晰可辨時，或面臨嚴重的威脅時，理性自利的因素通常較能彰顯其效果，這樣的論點也和理性選擇學派減少不確定性 (uncertainty) 的觀點不謀而合。2010 年兩岸簽署 ECFA 後，在象徵意義上不僅代表兩岸經濟整合的進程正式啟動，隨之而來的更是與民眾生活息息相關的貨品關稅調降和開放服務業市場，無論是台灣整體經濟或個人處境勢必都會受到一定程度的衝擊。另外，在實際意義上，ECFA 早收清單的制度更是對相關產業及人員有立即性的影響。因此，當兩

岸經貿交流所產生的利弊得失不再是紙上談兵或憑空想像，而是清楚的、可預知的、並可以在事前事後加以評估的，此時因貿易而產生的利益分配問題，可能就會使得民眾的統獨態度受到「利害考量」的影響而發生變化。因此，本研究認為過去在探討民眾統獨立場時，理性自利的效果可能被低估，選民統獨立場在「維持現狀與獨立」及「維持現狀與統一」之間的擺盪，反映了民眾在權衡利弊得失與情感價值之間高度掙扎的心理過程。若我們對統獨態度流動的部分視而不見，只強調穩定的部分，認為經濟利害無法影響統獨立場，那麼其實是誤解了台灣民眾統獨偏好的整體樣貌。

其次，部分研究認為理性自利無法解釋有效解釋統獨立場的原因是，先於理性選擇的「利益認知」，往往受到根深蒂固的政治認同和台灣意識的「汙染」(Keng, Chen, Huang 2006; 陳陸輝等 2009; 陳陸輝、陳映南、王信賢 2012)。換句話說，在因果關係上他們主張民眾的台灣人認同與政黨認同影響了選民對於兩岸經貿交流的利益評估，自認為是台灣人或政黨傾向偏綠者，對兩岸經濟交流產生悲觀的看法，而情感上認同泛藍或中國人者，則經濟評估較為樂觀。在缺乏縱貫時序資料的情況下，這種情形確實可能發生，但也無法被檢證。過去在經濟投票相關的研究中也有「政黨偏好影響經濟評價」的類似觀點，但是學者利用定群追蹤資料發現，選民的回溯性經濟評估，因為已經發生且可以觀察到，所以仍有相當程度是建立在客觀的事實基礎之上 (Anderson, Mendes, and Tverdoea 2004)。此外，亦有研究發現控制前兩年的政黨認同之後，當期的經濟評估對於投票抉擇仍有顯著的影響；換言之，選民經濟評估的效果並不完全內生於政黨認同 (Lewis-Beck, Nadeau, and Elias 2008)，類似的因果邏輯同樣可能存在於經濟評估和統獨立場的關係。因此，在有兩個時間點資料的情況下，本文也認為民眾對於兩岸經貿交流的整體或個人經濟評估具有一定客觀基礎，理性自利的因素對於統獨立場應該具有獨立性的效果。

過去在探討認同意識的來源時，儘管部分學者主張認同是基於地域、血緣、種族、宗教、語言、文化的原生連繫 (primordial ties)，但是亦有不同的看法主張認同的定義與內涵都是政治菁英在理性行為下刻意營造的產物，強調認同的本質是社會建構的結果 (Smith 1995)。更具體來說，Abdelal 等人 (2009, 27-32) 指出認同的「內容」基本上是群體內一系列「爭論」的結果，也就是說在一個群體中，對於建構認同的內容為何經常會有歧見，透過團體成員內部的爭論，來達到某種集體認同的意義，所以認同具有流動性和取決於情境的本質。回顧過去台灣認同的發展，我們也確實可以觀察到所謂的台灣認同並非固定的，而是在不同情境條件下具有不同的內涵 (鄭夙芬 2013)。事實上，近年來的相經驗研究確實發現選民的族群認同 (台灣人/中國人認同) 和國家認同 (統獨立場) 之間的因果關係並不顯著 (張傳賢、黃紀 2011)，造成台灣人認同比例大規模成長的原因來自於政治菁英或政黨建構的「新台灣人」認同，²⁹ 多數人認為自己是台灣人並不能與多數人贊成獨立劃上等號。有鑑於此，如果台灣人認同本身也視為是一種被建構的流動過程，那麼選民的經濟利害評估，甚至也可能會超越台灣人/中國人認同對於統獨態度影響。換言之，對於具有特定認同的選民而言，短期經濟利益的變化有可能削弱長期認同的效果。

綜上所述，在台灣的經濟發展越來越依賴中國大陸市場，兩岸經濟的合作關係越來越緊密，兩岸人員的往來越來越頻繁等情況下，對於台灣民眾的統獨態度而言，物質利益和情感認同相互抵觸的可能性也越來越大。特別是簽訂 ECFA 之後，兩岸經貿交流所帶來的利弊得失顯然比過去更清楚、更迫切，因此本研究認為理性自利因素對於統獨偏好的效果不該被低估；具體來說，選民自兩岸經濟整合過程中的獲利和損害評估，可能是影響統獨立場在維持現狀與偏統或偏獨之間

²⁹ 1988 年蔣經國逝世後，繼任者李登輝對內面臨來自國民黨非主流派與外省菁英的壓力，對外則有民進黨的挑戰。為了改造外省人主導的黨政結構，並鞏固權力核心，李登輝採取的途徑之一便是建構新國族主義，而所謂的新台灣人認同便是在這個情境脈絡下產生的 (張傳賢、黃紀 2011, 12-13)。

流動的關鍵因素。因此，我們預期從 2008 年到 2012 年台灣民眾對於兩岸經貿交流的經濟效應評估不僅對於統獨態度具有獨立性的效果。此外，當理性的經濟利益評估和感性的族群文化認同發生衝突時，所謂的愛情效應也可能會被理性的麵包效應中和、抵銷。



第三章 研究設計與方法

本研究嘗試以「個體」選民層次的定群追蹤樣本來檢視，兩岸簽訂 ECFA 前後台灣民眾的統獨立場是否發生變化，以及影響我國選民統獨立場產生變動的因
素。為了使研究可以被重製及反覆驗證，因此在進入實質的分析之前，必須先說
明本研究所使用的資料、方法、和變數的操作測量等。本章分為四節，第一節主
要根據前述的相關理論基礎提出本文之研究架構與研究假設；接著，第二節說明
資料來源並針對定群追蹤樣本的特性和優勢加以詳述；第三節則具體說明本研
究相關變數的建構與測量方式；最後，第四節針對縱貫時序資料所適用的統計模型
方法進行探討。

第一節 研究架構與研究假設

一、研究架構

藉由前一章的相關學理探討，本文把影響台灣民眾統獨立場穩定與變遷的因
素歸納為「理性自利」和「感性認同」兩大類。首先，在理性自利解釋途徑方面，
根據過去以歐洲整合為案例的經驗研究，連結人們理性自利考量與支持整合態度
之間的因果機制又可再細分為「以自我利益為中心」(egocentric)和「經濟利害
認知」(perception)兩種。前者著重的是個人社會經濟地位、專業知識技能、以
及是否具有流動性資本與勞動力等因素，對於其整合態度之影響。當個人的社會
地位階愈高，愈具有專業技能、其資本和勞力愈能夠跨國界流動，就愈容易成為開
放市場和自由貿易的贏家，進而支持這樣的經濟整合 (Gabel and Palmer 1995;
Gabel 1998a; 1998b)。相似地，我們也認為在兩岸經濟整合過程中，個人社會位

階的高低、專業知識技能的有無、是否以台商或台幹的身分頻繁往來兩岸、以及是否在中國大陸投資等，都將和統獨立場密切相關。換言之，在兩岸經貿交流關係中處於「優勢位置」並「有利可圖」的民眾，較傾向支持開放的大陸政策，採取較務實的統獨立場。

然而，個人客觀的社會經濟位置未必代表主觀的經濟感受，在相同的經濟條件下，個人對於經濟狀好壞的感受可能大不相同（Fiorina 1981; Kramer 1971; Lewis-Beck 1988）。因此，所謂理性計算的心理過程，強調的是人們對於國家總體或個人經濟狀況的認知和評估（Gabel and Whitten 1997; McLaren 2006）。在過去的相關研究中，也確實發現台灣民眾的身分認同和統獨國家選擇，往往會受到來自中國大陸經濟誘因的影響，意即預期兩岸經貿交流會使台灣總體或個人經濟變好的人，其統獨態度較偏向維持現狀或統一，並贊成鬆綁政府對於兩岸經貿的限制（吳乃德 2005；陳陸輝等 2009）。在本研究中，民眾對於開放兩岸經貿交流的經濟影響評估涉及兩個時間點，一個是兩岸簽署 ECFA 之前，一個是簽署 ECFA 之後，前者屬於預期性的經濟效應評估，後者則是在有一定參考依據下的事後評估。在社會心理學的相關理論中，現實和期待之間的差距往往對於人的態度和行為具有更深刻的效果。因此，我們也認為民眾對於簽署 ECFA 前後預期和現實經濟效應之間的對比和反差，可能會比社會經濟位階更能解釋個人統獨立場的流動。

和既有「經濟無法扭轉政治」的觀點不同，本研究認為經濟的影響力不應被低估。特別是從 2008 年到 2012 年台灣民眾確實經歷了簽署 ECFA 前和後的差異，因此選民對於兩岸簽署 ECFA 所造成的經濟利弊得失評估，有一定程度是建立在客觀的事實基礎之上，也比較不會受到政黨認同或台灣人認同的污染和干擾。此外，台灣和中國簽訂 ECFA 之後，無論在象徵意義或實質意義上，兩岸經濟整合

所產生的利弊得失不再是憑空想像，而是清楚的、可預知的、並會造成重大影響的，此時因貿易而產生的利益分配問題，可能就會使得民眾的統獨態度受到「利害考量」的影響而發生變化。因此，我們主張在有兩個時間點以上的定群追蹤資料結構下，選民對於簽署 ECFA 前後的整體或個人經濟利害評估，不僅對於其統獨立場具有直接且獨立的效果。更重要的是，短期經濟利益的變化對統獨所造成的影響力，可能削弱長期認同的作用。也就是說，就選民的統獨態度而言，經濟利益的吸引力可能會抵消情感認同的鞏固力，導致即便是兩個年度認同穩定的選民，其統獨立場也受到短期物質利益波動的影響而有所改變。

其次，在感性認同解釋途徑方面，依據過去符號政治的相關討論，影響民眾政治行為的感性因素可以再進一步區分為「符號態度」(symbolic attitudes)和「我群/他群認同」(in-group/out-group identity)。前者重視的是透過某些符號所喚起的預存傾向；例如種族偏見、意識形態、政黨認同等對於政治態度的影響 (Sears, Lau, Tyler, and Allen 1980；Sears and Funk 1990b)；而後者則強調個人對於政治整合的態度主要是根基於文化情感價值的我群忠誠感和他群排斥感；換言之，是那種對於群體文化、生活及認同的威脅感導致人們反對整合 (Carey 2002; McLaren 2002; 2004; 2006)。回顧 2008 年馬政府上台以來，執政黨主張「九二共識」是所有兩岸協商的基礎，可是對於「一個中國，各自表述」的具體內涵，不僅國民黨和共產黨雙方有不同的解讀，在野的民進黨甚至認為兩岸之間根本不存在所謂的九二共識。姑且不論九二共識到底是否有正式的官方紀載，但可以確定的是九二共識絕對是兩岸關係攻防戰中最明顯的政治修辭 (吳介民 2012, 6)，並對選民的政治態度和行為具有深刻的影響。因此，本研究認為「九二共識」是符號態度的重要觀察指標。此外，在選舉動員過程中，政黨標籤往往是最容易勾起民眾政治預存傾向的符號之一，所以我們將「藍綠政黨認同」也視為是影響民眾統獨立場的一種符號態度。另一方面，儘管兩岸交流越來越頻繁，但因為中國政

府在外交上不斷打壓、軍事上的威嚇也未曾停歇，導致近十年來國內民眾的台灣意識高漲，文化情感面向的「台灣意識」或「台灣認同」也被認為是影響選民政治行為的關鍵因素（陳陸輝、耿曙、王德育 2009；鄭夙芬 2009；2013）。因此，本研究以受訪者自認為是台灣人或中國人來當作觀察「我群/他群認同」的具體指標。

從以上對概念的釐清與相關文獻的討論，我們嘗試進一步說明的是，儘管過去認為影響台灣民眾統獨立場的主要因素是象徵層次情感認同的政治心理，但本研究則主張兩岸簽訂 ECFA 之後，當經濟整合所帶來的效應與衝擊變得更清晰，影響統獨立場中理性自利的效果將會愈來愈明顯。本文以下的分析即以兩岸簽署 ECFA 前後經濟狀況評估的理性計算為核心，剖析它的前因後果，並以此來說明它對台灣民眾的身分認同和國家選擇造成什麼影響。根據這樣的研究企圖，本文的分析架構與分析變項之間的解釋路徑如圖 3-1 所示。本研究的架構分為兩個部分，分別用來回應兩個學理上關心的研究問題；首先，在可能影響統獨立場的諸多因素中，屬於理性自利層面的兩岸簽署 ECFA 前後的經濟利害評估，是否在控制其他變數後，對民眾的統獨態度仍具有直接的影響。在做法上，本文將影響選民兩個年度統獨立場的可能因素分為感性和理性兩大區塊；接著，在縱貫時序的資料形態下，依據影響因素的變數性質進一步細分為「不隨時間變化之變數」（time constant variables）和「隨時間變化之變數」（time varying variables）。前者指的是變數在不同時間點的值完全相同；其中，最明顯的例子是受訪者的性別、族群背景等；而後者則是變數的值在不同時間點的觀察可能具有不同的值。因此，在感性因素中，不隨時間變化的變數為「是否支持九二共識」，而隨時間變化之變數則包括 2008 年及 2012 年的「台灣人/中國人認同」與「藍綠政黨認同」。相似地，在理性因素中，研究的主要變數也分為不隨時間變化和隨時間變化兩種，前者包括民眾的職業階級、教育程度與中國利益涉入情形；隨時間變化的變數則

是兩岸簽署 ECFA 前後，民眾對於台灣和個人經濟狀況評估的態度變化。最後一個區塊則是屬於控制性質的個人性別、年齡、省籍和居住地。藉由這樣的研究架構，本文試圖檢驗台灣民眾兩個年度統獨立場發生流動變化的系統性成因，是否與經濟利害評估的態度變化息息相關。

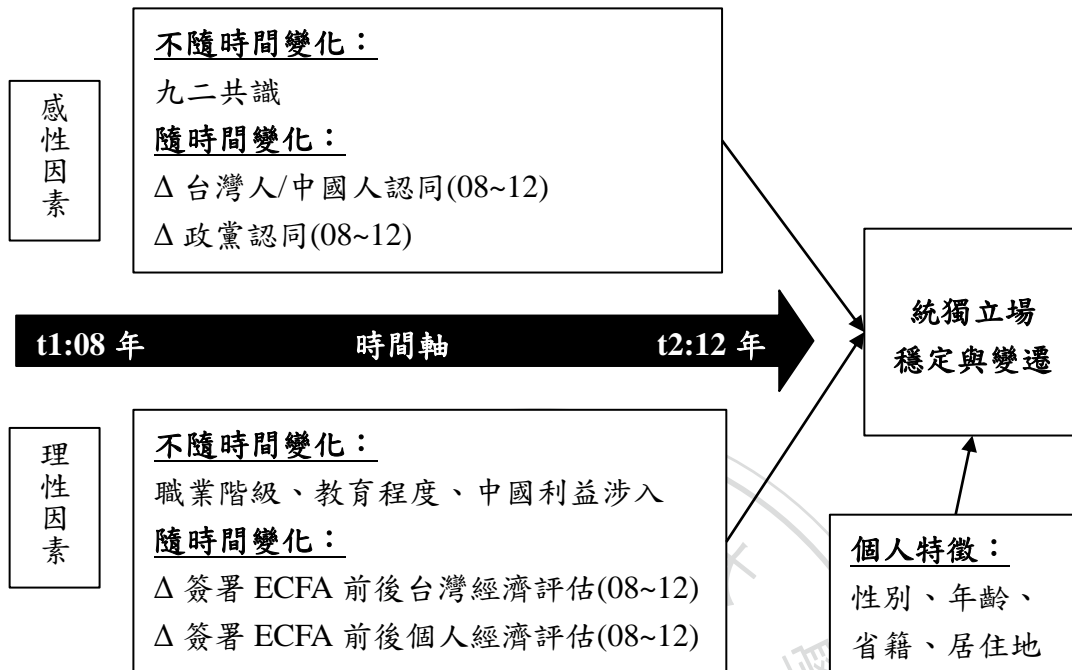
第二部份關心的問題是，兩岸簽訂 ECFA 的短期經濟利益對於統獨態度的影響，是否可能抵消情感認同的效果。換言之，我們企圖檢驗的假設是，在給定情感認同不變的情況下，當民眾對於兩岸簽署 ECFA 的經濟評價變好，其台灣人認同對於統獨立場的效果是否會因此受到影響而削弱。因此，架構圖中情感認同的相關變數對於統獨立場的因果箭頭指向呈現條件假設的樣貌，其效果取決於兩年度 ECFA 經濟評估的好壞變化。總結來說，透過此種關係的驗證，我們試圖主張的是，當兩岸經貿交流所造成的影響是明顯的、成本利益巨大的、且可事前事後評估的，那麼理性自利因素對於統獨的影響效果就不應該被低估，短期經濟利益的變化的影響力甚至可能弱化情感認同的作用力。

最後，關於個人特徵屬性和社會位置等相關變數，儘管在統計分析中屬於控制性質，但由於這些個人特徵和社會人口學變項經常涵蓋了個人的社會經濟位階的相關資訊，所以也不能置之不理。以性別來說，男性相對女性因為具有資本優勢和勞動力流動優勢，使得他們較容易在經濟整合的過程中獲得好處，進而造成兩性在 ECFA 經濟評估與統獨態度之間的差異（楊婉瑩、劉嘉薇 2009；楊婉瑩、李冠成 2011）。至於省籍和年齡世代，過去往往是透過政治社會化的角度，來看待不同省籍和世代之間統獨態度的差異（陳義彥、陳陸輝 2003；陳陸輝、周應龍 2004；陳陸輝、耿曙 2012）。可是，隨著兩岸經貿往來加速，經濟整合的相關利益也可能在不同省籍和世代民眾身上不均勻的分配，導致他們政治態度與行為的差異（林宗弘 2012；陳陸輝、耿曙 2012）。最後，其餘的個人特徵屬性變

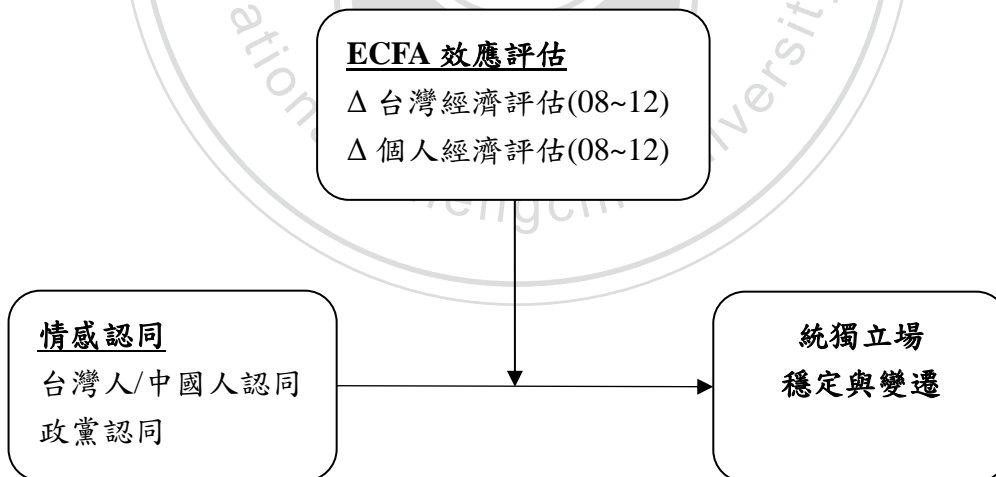
數，如職業階級、教育程度、往來中國、中國利益涉入等，間接代表了個人的社會經濟位階、技術能力與資本勞力的流動性，更是和兩岸經濟整合的利益分配息息相關。因此，即便是控制性質，這些個人特徵背景與社會位階變數對於統獨態度影響的重要性仍不容小覷。



第一階段：



第二階段：



【圖 3-1】影響台灣民眾統獨立場的研究架構圖

二、研究假設

本研究嘗試運用選民個體資料回答以下問題：從 2008 年到 2012 年，兩岸簽署 ECFA 後台灣民眾心目中的統獨圖像是否發生變化？影響選民統獨變動的可能因素為何？其中，解釋統獨態度的理性和感性因素又是如何糾結交錯、此消彼長？根據相關文獻以及圖 3-1 的研究架構，本文提出若干研究假設，但因為研究涉及的變數眾多，有些變數主要是以控制為目的，而非本研究探討的核心問題，因此以下分為核心假設和其他相關假設，藉以彰顯本研究之重點。

(一) 理性自利解釋途徑的核心假設

ECFA 經濟評估

如前所述，兩岸簽署 ECFA 之後不僅在象徵層次上代表兩岸經濟整合正式啟動，在實質意義上，ECFA 早收清單的設計也會對部分產業和個人產生立即性的影響。再者，由於本研究是針對同一位受訪者的定群追蹤調查，兩岸簽訂 ECFA 的時間點恰巧於調查的間隔時段內，因此得以觀察比較簽訂 ECFA 前後，選民認知的台灣總體及個人經濟狀況變化。兩個時間點的事前事後評估，一方面讓 ECFA 的經濟效應評估具有一定程度的客觀事實基礎；另一方面，預期和現實經濟評估所產生的對比和反差，對於個人統獨國家選擇的影響可能更深刻。換言之，立基於客觀事實基礎的短期經濟評估之變化，對於其長期認同的流動具有一定程度的影響效果。因此，本研究認為經濟評估對於統獨認同的影響，不僅發生在覺得經濟狀況變好或變壞的不同評價者之間的差異上。更重要的是，在給定某一位選民的條件下，若其對兩岸簽訂 ECFA 前後的經濟狀況評估從原本的不好轉變為好，那麼這種經濟評價的波動和反差，對於統獨立場會產生一定程度的影響。因此，本文假設：

假設 1：比較同一位選民，從 2008 年到 2012 年，若其對 ECFA 的台灣整體（個人）經濟評估有變比較好，其統獨立場則傾向朝統一的方向傾斜。反之，若其兩個年度的經濟評估變得較為悲觀，其統獨立場則傾向往獨立的方向位移。

假設 2：比較不同選民對於 ECFA 評價的好壞差異，認為兩岸簽署 ECFA 會使得台灣整體（個人）經濟狀況變好者，比認為經濟狀況變差者，其統獨立場較偏向統一。

社會經濟位階

如同全球化和自由貿易，兩岸經濟整合過程創造了贏家和輸家，獲利者和受害者之間的區隔往往跟個人的社會類屬息息相關。在上一章中，本文提到相關研究已證實了民眾對於整合的態度通常會受到個人的社會經濟背景、專業技能、居住地、資本勞力可流動性等因素的影響（Gabel 1998a; 1998b）。將上述因素操作化為具體的變數，即是選民的個人特徵屬性和社會位置。從自我利益中心的學理來看，民眾的統獨立場也理應和個人的職業階級、教育程度、往返中國次數、投資中國等具有一定程度的關聯。職業階級愈高、教育程度愈高，代表個人的社會經濟條件愈高、具備較高的專業技能，使得他較容易成為兩岸經濟整合過程中的獲利者，因此傾向支持兩岸經濟整合。因此，本文假設：

假設 3：在職業階級方面，白領階級者相對於藍領或農林漁牧者，其統獨立場較傾向往統一的方向傾斜。

假設 4：在比較選民的教育程度上，教育程度愈高者，其統獨立場愈傾向朝統

一的方向傾斜。

在中國的直接或間接利益涉入

此外，民眾往返中國次數和在中國大陸投資往往象徵個人利益的直接或間接涉入 (Keng, Chen, Huang 2006; 陳陸輝等 2009)，兩岸經濟和政治的整合對他們而言更是有利可圖，其統獨立場也容易受到經濟利益的引誘而產生位移。因此，本研究預期：

假設 5：在比較民眾前往中國大陸的次數上，往返中國次數愈多的選民，其統獨立場愈可能偏向統一。

假設 6：比較選民在中國的利益涉入方面，有在對岸投資、經商、定居、念書的人，比起無此類經驗者，其統獨立場較傾向往統一的方向傾斜。

(二) 感性認同解釋途徑的核心假設

在感性因素方面，根據「符號政治」(symbolic politics) 的觀點，強調的是個人在政治社會化過程中所形塑的政治預存傾向對於其政治態度的喚醒 (evoke) 和活化 (activate) 效果 (Sears 1993; Sears, Hensler, and Speer 1979; Sears et al. 1980)。在台灣，所謂認同的「界線」(boundary)，也就是「我群」(we group) 和「他群」(they group) 的區別宛如「符號」般地被挑起和動員，對台灣民主政治和政黨競爭的發展具有深遠的影響 (王甫昌 1998a; 王甫昌 1998b; 吳乃德 2002)。將這個理論觀點套用在民眾的統獨偏好上，可以發現烙印在個人內心深處台灣意識與中國意識的對立，對於民眾的統獨立場有深遠的影響。過去的研究

發現，認為自己是台灣人、政黨認同偏綠的民眾，其統獨立場傾向偏獨；換句話說，選民統獨偏好的差異反映了台灣人/中國人認同、以及不同政黨認同者之間的差別。在有兩個時間點的情況下，我們認為個人身分認同、政黨認同的變化也是造成統獨態度流動的可能因素之一，具體而言，本研究的假設如下：

台灣人/中國人認同

假設 7：比較同一位選民，從 2008 年到 2012 年，若其身分認同從原本的台灣人認同轉變為都是或中國人，其統獨立場則傾向朝統一的方向位移。反之，若其認同從都是或中國人轉變為台灣人，其統獨態度則傾向往獨立的方向靠近。

假設 8：比較不同選民的自我身分認同，自認為是台灣人的民眾，相對於自認為都是或中國人者，其統獨立場較傾向偏獨。

符號態度

在符號政治的範疇中，政黨認同也有一定程度的重要性。其理由在於政黨認同乃是選民對於某一政黨的心理情感依附，個人對於政黨的認知和情感通常從幼兒時期便受到父母的影響，政黨認同一旦形成往往便傾向透過知覺過濾的作用對訊息進行篩選，進而強化既有的政黨認同，相對來說是一種長期穩定的政治態度（Campbell et al. 1960; Jennings and Niemi 1974, ch.6; 陳陸輝 2000；劉嘉薇、黃紀 2012）。此外，過去針對台灣民眾統獨立場的相關研究也發現，選民的政黨認同和統獨立場具有強烈的關聯，政黨認同泛綠的選民較傾向支持台灣獨立成為一個國家，而認同泛藍民眾的統獨立場則較偏向統一（盛杏媛 2002；盛杏媛、陳

義彥 2003；Wang 2012)。因此，本研究假設：

假設 9：比較同一位選民，從 2008 年到 2012 年，若其政黨認同從原本的泛綠轉變為偏向泛藍，則其統獨立場傾向朝統一的方向移動。反之，則傾向往獨立的方向傾斜。

假設 10：比較不同選民的政黨認同，相對於中立無政黨認同者，認同泛藍選民的統獨立場較傾向偏統，認同泛綠的選民則傾向偏獨。

另外，在 2012 年總統選舉中，兩岸政策也是現任者和挑戰者攻防的主軸，現任總統馬英九主張以「九二共識」作為兩岸協商的基礎，但在野的民進黨認為九二共識會讓台灣陷入一中框架，不但否認九二共識，在選舉中還提出了所謂的「台灣共識」。九二共識這樣一個政治修辭，不但對該屆總統選舉的勝負有決定性的影響（吳介民 2012；魏玫娟、洪耀南、童振源 2012；湯晏甄 2013），同時也是該次選舉中最重要的符號標籤。因此，我們假設：

假設 11：支持九二共識的選民比起不支持者，其統獨立場較傾向統一。

（三）愛情與麵包關係此消彼長的核心假設

從 2008 年到 2012 年這段時期，兩岸正式簽署 ECFA，隨之而來的是貨品關稅下降與互相開放市場等，這不但攸關台灣長期的經濟發展，同時也對民眾個人的自身利益具有重大的影響。特別是，當兩岸經貿交流所造成的利弊得失是明顯的、成本利益巨大的、且可事前事後評估時，本研究認為統獨立場中的愛情關係有可能被麵包效應中和。因此，我們假設：

假設 12：台灣人認同對於統獨立場的效果取決於（conditional on）ECFA 經濟效應評估，當民眾覺得兩岸簽訂 ECFA 後經濟狀況變好，台灣人認同對於統獨的負向效果傾向削弱或變得不顯著。

（四）其他相關假設

最後，其他相關的控制變數；例如，民眾的性別、年齡、省籍、居住地等，也可能會影響他們統獨立場。在性別方面，過去研究發現當統獨國家選擇與利益分配機制相連結時，男女由於分處於不同的社會位置，男性相對女性往往具有資本優勢和勞動力流動優勢，使得他們較容易在兩岸經濟整合所涉及的利益分配過程中獲得好處（楊婉瑩、劉嘉薇 2009），因此本文預期相較於女性，男性選民的統獨立場可能較偏向統一。其次，在選民的省籍背景方面，過去研究發現族群之間的歷史情感以及威權統治時期的族群衝突，使得本省籍和外省籍民眾在諸多政治態度、議題立場、與政黨支持上出現相互對立的傾向外省籍民眾較傾向認為自己是中國人、贊成統一，並在選舉中投票支持國民黨，而本省籍民眾則傾向認為自己是台灣人，並支持偏向獨立的民進黨。因此，我們假設外省籍民眾相對於本省閩南籍的民眾，其統獨立場較偏向統一。接著，在年齡與 ECFA 經濟評估方面，林宗弘（2012）認為兩岸經貿往來的相關政策可能具有在不同年齡群體之間利益重分配的效果，並造成潛在的年齡或世代利益衝突。具體來說，年齡的直接效果反映在，不同職業生涯階段對於兩岸經濟整合看法的歧異，年輕和年長的民眾因為分別處於個人職涯初期和末期，前者無論在事業或家庭的基礎皆尚未穩固，後者則準備步入退休，兩岸經濟整合所造成的企業和勞力自由移動，對這兩類群眾而言，未蒙其利，先受其害，因此本研究預期，相對於其他年齡層的民眾，35 歲~50 歲的民眾，因為較容易成為兩岸經貿交流的獲利者，因此其統獨立場較傾向統一。最後，由於北部地區的產業以服務業和高科技業為主，因此兩岸開放市

場對這類型的產業相對有利，因此居住在此區域的選民也較容易支持開放的兩岸政策。換言之，我們假設居住在北部的受訪者相對於南部的群眾，其統獨立場較偏向統一。

第二節 資料來源

凡研究有關選民政治態度或政治行為的動態變化，勢必涉及兩個或兩個以上時間點的前後比較，在學理上屬於「縱貫時序研究」(longitudinal studies)的研究範疇。根據 Menard (2002, 2) 的定義，「縱貫時序研究資料收集的時間點至少要包含兩個以上，研究的對象或案例 (subjects or cases) 必須相同或至少要在某段時間內有相同的案例可供比較；最後，資料分析應涉及某段時期之中 (among) 或不同時期之間 (between) 的比較」。³⁰ 而針對同一群樣本受訪者在數個時間點連續追蹤調查的「定群追蹤研究」(panel studies) 即是滿足上述定義的調查研究設計。

相較於單一時間點的橫斷面研究 (cross-sectional studies)，縱貫時序研究的第一項優勢是可以從個體層次觀察民意動態演變的軌跡。固然重複數次之橫斷面研究能夠讓研究者觀察政治態度變化的趨勢，但卻無法區辨其變化究竟是來自群體之結構改變，或抑是個體意見之轉變 (黃紀 2005)。相對地，貫時性研究能夠釐清「微觀」(micro) 與「宏觀」(macro) 的分析層次問題，並推估選民政治態度流動的「淨變量」(net/aggregate change) 與「總變量」(gross/individual change)

³⁰ 在這個定義下，針對同一母群在不同時間點進行獨立抽樣，然後再加以合併而成的「重複數次之橫斷面調查」(repeated cross-section surveys) 也被視為是縱貫時序研究的一種。舉例來說，由政大選研中心所做的台灣民眾統獨立場、台灣人/中國人認同、政黨認同的跨年趨勢圖，便是其中一例。另外，檢視經濟發展和價值變遷長期趨勢的「世界價值觀調查」(world values survey) 亦為重複橫斷面調查。不過，由於獨立抽樣且每波受訪者都不同的情況下，這種調查研究只適合分析整體趨勢的分析，無法探討個體層次的變化及其變動的成因 (黃紀 2013, 45-46)。

(黃紀 2005; 2013; 黃紀、王鼎銘、郭銘峰 2005)。³¹ 透過這樣的分析，不僅可以掌握微觀層次個體態度的持續和變遷，同時也可回推宏觀集體態度之變化趨勢。第二，在因果推論上，當研究者在單一時間點研究中觀察到變數之間的「橫斷面關係」(cross-sectional relationship)，邏輯的下一步，便是將這個關係放到縱貫時序 (longitudinal relationship) 下進行檢驗 (Fairbrother 2014, 121)。由於貫時性研究的特性是針對同一位受訪者的跨時連續訪問，所以一般在民意調查中未能觀察或測量到的個人特徵因素 (unobserved/unmeasured characteristics)，可以形同一種自我控制 (self-control)，排除這些因素對於依變數的可能影響 (Frees 2004; Rabe-Hesketh and Skrondal 2008)，進而對因果關係的方向和效果進行推論。

然而，無論是單一時間點的橫剖面調查或貫時性調查都是資料收集的一種方法，橫斷面研究會遇到的資料品質問題同樣也會在縱貫時序研究中產生；例如，問卷設計是否合宜、測量的信度和效度、樣本代表性等。除此之外，縱貫時序研究還有一些其他的問題；例如，樣本「汙染」(contamination) 或樣本「制約」(conditioning) 的可能性。由於這種研究設計針對同一位受訪者重複施測，有過受訪經驗的受訪者對訪問已有基本的體認，過程中可能就會破壞受訪對象原先無知或無偏差的本質，影響測量的內在效度 (周映柔 2006; 陳陸輝 1999; 陳光輝、劉從葦 2006)。另外，如果重複訪問的間隔時間過短，受訪者前次訪問的「記憶」(recall) 可能也會汙染其作答，降低測量的可信度。最後，訪問期間受訪者的移動遷徙或死亡，使得定群追蹤研究產生「樣本流失」(panel attrition) 的情形，導致研究的個案數隨著重複訪問的次數越來越少，過多的樣本遺漏值增加研究者進行統計推論的風險 (Menard 2002, 38-41)，若流失的情形是有系統的性的，更可能傷害整體研究的效度 (陳陸輝 1999, 177)。

³¹ 所謂總變量指的是將個別成員之變動予以加總，而淨變量則是集體增減相抵後的淨值。淨變量是總變量的下限，兩者雖不同但息息相關 (黃紀 2005, 5; 2013, 42)。

綜上所述，無論是橫斷面或貫時性資料都有其限制和須注意之處，使用何種資料的關鍵在研究問題的設定本身。就本研究欲探討的主題而言，縱貫時序的定群追蹤樣本是較為適合的資料型態。是故，本研究採用的資料是「台灣選舉與民主化調查」於 2012 年總統選舉後所進行的全國性大型面訪計畫（以下簡稱 TEDS 2012），執行的時間為 2012 年一月至三月。該調查計畫中的樣本分為三個部分：第一部份是以全國合格選民為研究母群獨立抽樣所得之「獨立樣本」，資料型態屬於橫斷面調查，總計完成 1826 份成功樣本。第二部分是針對部份前述成功訪問之獨立樣本進行重複調查的「再測樣本」，總計 384 份。最後，第三部份則是針對 2008 年總統選舉的成功樣本所做的追蹤訪問，合計完成 1510 份的「定群追蹤樣本」。而本研究主要採用的資料即是上述定群追蹤樣本的部份。

TEDS 2012 的追蹤樣本主要是針對 2008 年總統選舉（TEDS 2008P）的樣本進行追蹤訪問，不過追蹤訪問包含了兩群受訪者，一群是 TEDS 2008P 的獨立樣本，有效樣本數為 1030 份，另一群是 TEDS 2008P 針對 2008 年立委選舉（TEDS 2008L）訪問成功樣本進行的追蹤訪問樣本，有效樣本數為 480 份。在資料處理的原則上，TEDS 2012 的追蹤樣本既然是兩個不同樣本組合而成，照理說不宜合併分析。但例外的情況是，TEDS 2008P 獨立樣本和追蹤樣本所使用的問卷題目完全相同，而且兩個樣本的訪問執行的時間皆同時是在 08 年總統選舉過後進行，因此較不會有因測量題目與測量時空脈絡不同而造成系統性偏差的疑慮。儘管這兩個樣本的樣本數差異不小，但經檢定過後，我們發現兩種樣本僅在受訪者的年齡層分布上有顯著差異，獨立樣本的受訪者中 30~39 歲的比例較高。其餘的變數包括：性別、省籍、教育程度、職業階級、居住地等，TEDS 2008P 的獨立樣本和追蹤樣本並沒有明顯的差別（詳請參考附錄一：TEDS 2012 追蹤樣本來源差異之檢定）。因此在權衡代表性及可供分析之樣本數後，本研究將兩者予以合併，將之視為 2008 年的訪問樣本，所以本研究實際分析的追蹤樣本總數仍是 1510

份。

第三節 變數建構與測量

在變數的操作和測量部分，本文根據前述的理論架構及假設，自 TEDS 2012 追蹤樣本問卷中挑選出相關變數。以下說明本研究挑選相關變數的學理依據，並詳述這些變數的測量方式與選項編碼的處理原則，詳細的彙整請參考附錄二。

一、依變數

本研究的依變數是台灣民眾的統獨立場。大致來說，目前測量台灣民眾統獨立場最常見的方式可區分為三種：³² 第一種是在一直線光譜上以標示 0 到 10 相對位置的方式，請民眾在傾向統一或獨立兩者之間標示其偏好（以下簡稱 0 到 10 統獨量表）。第二種方式則是以六種不同的統獨選項，詢問選民的統獨偏好（以下簡稱統獨六分類測量）。第三種統獨測量則是以加入若干「條件情境」作為未來兩岸統獨的前提條件，探詢受訪者的統獨意願，然後藉由條件問句組合而成的交叉列表對民眾的態度加以歸類整併，形成各種不同的統獨類別，本文稱之為「條件式統獨測量」。

在 TEDS 歷年問卷中，0 到 10 統獨量表的問句內容是：「我們社會上的人常討論中國統一和台灣獨立的問題，有人主張台灣應該儘快宣布獨立；也有人認為兩岸應該儘快統一；還有人的看法是在於這兩種看法之間。如果主張台灣應該儘快宣布獨立的看法在一邊，用 0 表示；認為兩岸應該儘快統一的想法在另一邊，用 10 表示。請問您比較靠哪裡？」。而統獨六分類量表的測量語句則是：「關於

³² 關於台灣民眾統獨態度測量方式的整理，蔡宗漢和林長志（2014）及蕭怡靖和游清鑫（2012）兩篇論文中有非常完整的介紹。

台灣和大陸的關係，這張卡片上有幾種不同的看法：(1)儘快統一；(2)儘快獨立；(3)維持現狀，以後走向統一；(4)維持現狀，以後走向獨立；(5)維持現狀，以後再決定獨立或統一；(6)永遠維持現狀。請問您比較偏向哪一種？」。

在概念上，無論是 0 到 10 或六分類的測量，都假定選民對於統獨問題的看法是建立在單一面向的基礎之上，獨立或統一宛如光譜上互斥的兩端，贊成獨立就間接否定統一這個選項。兩者之間的差異在於，0 到 10 的測量屬於類似「等距」(interval) 尺度，以數字大小來表示民眾統獨立場的強弱程度，而六分類測量較接近「名目」(nominal) 尺度，以統獨時間的急迫性來區分態度的強弱程度。在單一面向的假定下，由於統一和獨立是互斥的選項，所以研究者在資料處理上，可以其研究目的，針對統獨態度測量重新編碼。例如：可依據「方向」區分為統一、維持現狀或獨立三類；亦可依據「強度」區分為強烈、普通、維持現狀三類（蕭怡靖、游清鑫 2012, 68）。無論是在資料處理和分析上，這兩種測量方式都允許研究者有更多的彈性可以適用各種統計方法。

雖然這兩種傳統的測量方式都被學界廣泛使用，在實證分析上也符合學理的預期。但是由於民眾的統獨立場往往同時揉合了理性和感性層面的考量，使得多數受訪者在回答此問題時，傾向集中在維持現狀或光譜位置 5 的中間立場。過度「趨中」的結果導致學界對於這是否代表選民在統獨議題上的真實態度產生許多質疑和討論，進而陸續發展出不同的測量工具，其中以條件式統獨的測量為大宗。

³³ 所謂條件式統獨泛指以「條件情境」為前提來探詢受訪者的統獨態度的測量方式，以吳乃德（1993；2005）設計的題目來說，分別是：「如果台灣獨立之後

³³ 除此之外，還有一種統獨測量方式是建立在傳統的「統獨六分測量」基礎之上，然後針對回答維持現狀者進行拆解，企圖還原真實的統獨偏好。例如，耿曙、劉嘉薇、陳陸輝（2009）利用條件式統獨的問句，來拆解六分測量中比例較高的維持現狀者。另外，也有一種測量方法是在既有的「統獨六分測量」基礎下，透過「正面追問」和「反面探詢」的追問方式來解構維持現狀者；也就是說，在受訪者回答完傳統六分類的題目後，會進一步追問「除了這個立場，請問您還能接受哪一種」以及「請問您最不能接受哪一種」（蕭怡靖、游清鑫 2012）。由於這兩種測量方式本質上還是建立在六分測量的基礎上，所以本文認為此種方式仍屬於傳統六分測量的範疇。

仍然可以和中國維持和平的關係，請問您是不是贊成台灣獨立？」和「如果兩岸在政治、經濟和社會的發展大致相當，你是不是贊成中國統一？」，然後再依據民眾的回答，劃分為「台灣民族主義」、「中國民族主義」和「實用主義」三類。雖然後續研究者發展出各種條件式統獨的變形，³⁴ 但基本上，條件式統獨測量認為在外在條件「不確定」(uncertain)的情形下，將使多數民眾無法做出選擇，只好被迫選擇維持現狀，因此傳統統獨測量的單一面向假設有違事實(Niou 2004; 2005; 2008)。取而代之的是，條件式統獨大多假設選民的統獨偏好是一個二維的空間分布(石之瑜 2005)，兩個面向分別代表統一和獨立價值，兩者之間並不衝突；換言之，在統獨二維架構下，民眾可能同時贊成統一或獨立，也可能同時反對統一或獨立。

將統一和獨立視為兩個不同面向，雖然有助於解決維持現狀比例過度膨脹的問題，並釐清民眾在統獨立場的偏好是終極價值的理念展現，還是考量現實條件後的務實選擇。然而，必須要考慮的是，在現實上統一和獨立是互斥(或矛盾)的選項，民眾雖然可能兩者都可接受，但兩個選項卻不可能同時存在，即台灣不可能和中國大陸統一的同時又宣佈獨立，因此若採用二維空間的假設時，等於完全忽視統獨立場互斥的本質(俞振華、林啟耀 2013, 174)。接著，選民既然處於「現實世界」，難免受到現實條件制約，恐難只以理想行事；換言之，民眾在決定統獨立場時本來就未必根據真實偏好進行選擇。就這個觀點而言，維持現狀本身也是一種選擇(劉嘉薇、耿曙、陳陸輝 2009)。單一面向的統獨測量要求民眾將理念和務實合而為一的做法，反而更能夠呈現因統獨態度因外在條件而改變的

³⁴ 例如在使用題組方面，儘管條件式統獨都是以「和平或戰爭」和「兩岸政經差距」作為思考統獨的前提，但有些只採取「正向」之現實條件(吳乃德 1993; 2005; 石之瑜 2005; Chu 2004)，有些則同時採取「正、反向」的條件論述來請民眾作答，也就是「如果台灣獨立引發戰爭」和「兩岸政經差距很大」的條件(Hsieh and Niou 2005; Niou 2004; 2005)。另外，在交叉列表的歸類方式和統獨名稱上，更是有各種不同的變形，像是在石之瑜(2005)的研究中，他和吳乃德一樣採用兩道正向的問題，兩題都不同意者被歸為「不統不獨」，只同意獨立反對統一者被歸為「獨且反統」，同意統一但不同意獨立的被歸為「統且反獨」，兩題都同意的則被歸為「可統可獨」。使用相同的題目交叉重組後，Chu(2004)更建構出九種統獨立場的類型。

實際情形。最後，由於條件式統獨測量的問題數較多，少則兩題、多至四題，所以在資料收集的過程中，這種測量方式的成本顯然較高；另外，在後續資料處理與分析時，交叉重組與項目整併的困難度也增加許多，而且還必須面對樣本遺漏值過多的可能。

由於本研究主要探討的焦點為，台灣民眾的統獨立場是否受到外在環境（兩岸簽訂 ECFA）的影響而發生變動，因此單一面向的統獨測量在概念上比較能夠反映選民的統獨偏好在理念和現實之間的拉鋸。再者，由於條件式統獨的問題中已有兩岸政治、經濟和社會發展相當的前提條件，如果使用選民對於兩岸簽署 ECFA 的經濟效應評估作為解釋變數，可能會發生套套邏輯、前提包含結論的情形。最後，相較於單一時間點橫斷面分析，定群追蹤樣本更容易發生樣本流失和無反應的情形，若使用資料處理成本較高的條件式統獨作為依變數，勢必面臨遺漏值過多的風險。綜合以上的考量，我們認為傳統單一面向的統獨測量是較適合本文的依變數，在 0 到 10 統獨量表和六分類測量皆具有一定程度的信度和效度下（游清鑫、林長志、林啟耀 2013），本研究決定採用統計分析方法上較具有彈性的 0 到 10 統獨量表作為本文主要的依變數。³⁵

二、自變數

在自變數的操作測量方面，本節根據前述學理探討及研究架構，將自變數分為「個人特徵背景和社會位階」、「簽訂 ECFA 前後的經濟評估」、「我群/他群認同」、和「符號態度」四個主要區塊進行說明。在個人背景和社會位置部分，包括受訪者的性別、省籍、年齡、職業階級、教育程度、往來中國次數、中國利益

³⁵ 由於本研究的時間範疇是 2008 至 2012 年，四年的間隔時間較短，相對於類別變項的統獨測量，0-10 的統獨測量方式其實較能夠反映短時間的移動，並據此做為長時間觀察的前驅性研究。另外，本文也嘗試以不同的統獨測量方式作為依變數，研究的結果大致相同；換言之，本研究的論點並未因統獨測量工具改變而有所不同，詳請參考附錄六。

涉入、居住地區等。這些代表個人社會類屬的變數不但和統獨立場相關，同時也是影響他們對於 ECFA 經濟評估的重要變數。至於 ECFA 經濟評估部分，則包含選民對於簽署 ECFA 前後的台灣與個人經濟狀況評估。民眾對於兩岸經濟整合的利害認知是本研究的核心變數，它不僅對統獨立場有直接獨立的效果，同時也可能影響民眾的台灣人/中國人認同。而我群認同的主要觀察指標是受訪者自我認定的台灣人/中國人認同，符號態度則包括了選民的藍綠政黨認同和是否支持九二共識。以下，我們進一步說明上述自變數的測量和處理方式。

(一) 個人特徵屬性和社會位階

在個人特徵屬性相關變數方面，計有受訪者的性別、省籍、年齡、職業階級、教育程度、往來中國次數、在中國利益涉入和居住地區。首先，在性別部分，我們將男性編碼為 1，女性編碼為 0，成為一個二分虛擬變數。接著，在省籍背景部分，本研究使用的測量題目是「請問您的父親是本省客家人、本省閩南人、大陸各省市人，還是原住民？」。在排除原住民和其他等無反應項目之後，重新編碼為「本省閩南人為 1 其他為 0」及「大陸各省市人為 1 其他為 0」的兩個虛擬變數，然後以本省客家人作為參照類。年齡方面則是以連續變數的方式處理，由於定群追蹤樣本有兩個訪問時間點，所以第一次和第二次訪問時受訪者的年齡不同，具體的操作方式是以民國 97 年減出生年得到受訪者在 2008 年訪問時的年紀，然後再以民國 101 年減出生年得到受訪者於 2012 訪問時的年齡。

另外，學理上民眾對於兩岸簽訂 ECFA 及統獨立場的態度，也和個人的社會經濟位階和專業技術能力息息相關，本文用受訪者的職業階級與教育程度間接測量個人的社經位置與專業技能。在職業階級方面，測量的題目都是先詢問受訪者「請問您目前的職業是什麼？」，若受訪者失業或退休的話，進一步追問「請問

您失業、退休前的職業是什麼？」若回答家管者，則問「請問您先生（太太或同居人）目前的職業是什麼？」。將上述類別整併後，我們根據職業分類表將受訪者的職業階級分為高級白領、中低級白領、農林漁牧、藍領、其他。在教育程度部分，TEDS 原始問卷中有從不識字到研究所以上 13 個選項，為了簡化類別數目，我們將選項重新編碼為小學及以下、國（初）中、高中（職）、專科、大學及以上等五類，然後再以虛擬變數處理，以小學及以下為參照類。

此外，由於本研究預期個人在中國大陸所涉入的利益愈深入，愈可能使得他在兩岸經貿整合的利益分配過程中獲得好處，進而傾向支持統一。在本研究中，我們將中國大陸利益涉入程度具體化操作為民眾「往返中國大陸次數」和「是否中國大陸投資經商等」，這兩個變數一方面可以用來測量受訪者在兩岸經貿中的活躍程度，往來中國次數越多、或者有在大陸投資都顯示個人在兩岸之間的流動性越高與利益越大。在 TEDS 2012 定群追蹤樣本的問卷中，有關往返中國大陸的測量題目是「請問最近五年來，您去過大陸（不含港、澳地區）幾次？」。在操作上，我們排除掉無反應後，以連續變數來處理，最小值為 0，最大值為 55，平均數為 0.83；換言之，過去五年所有民眾前往中國的平均次數只有 0.83 次，但次數多寡差距頗大。另外，投資中國的問題是「請問您個人或是家人是否有在大陸投資、經商、就業、定居或唸書嗎？」，本研究將選項「現在有」和「曾經有但現在沒有」加以合併為「曾有投資中國」並編碼為 1，而「從來沒有」的選項則編碼為 0。在所有樣本中，百分之 12.9 的人表示曾有在中國大陸投資、經商等，這個比例並不高。

最後，由於台灣各地區的產業類型差異頗大，以服務業和高科技業的北部地區，較容易成為兩岸市場整合的獲利產業地區；相對地，以傳統產業和農業為主的南部縣市，則較可能成為兩岸經濟往來的受害產業地區。因此，本研究也納入

受訪者居住地區這個變數。在測量上，我們根據受 TEDS 問卷資料中登錄的訪問地點，將受訪者的居住地依北、中、南、東四大地理區重新劃分。具體而言，「北部」包括居住在台北市、新北市、基隆市、桃園縣、新竹縣（市）、苗栗縣的受訪者；位在台中縣（市）、彰化縣、南投縣者歸為「中部」；雲林縣、嘉義縣（市）、台南縣（市）、高雄縣（市）、和屏東縣重新歸為「南部」；而所謂的「東部」則包括宜蘭縣、花蓮縣和台東縣。

（二）簽署 ECFA 前後的經濟利害評估

要探討兩岸簽署 ECFA 對於台灣選民統獨立場的影響，從研究設計的角度來說，理想上我們希望可以隨機把民眾分成實驗組和對照組，然後僅針對實驗組給予 ECFA 這個刺激（treatment），觀察比較它對於統獨立場產生的效果。可是，現實上兩岸經濟合作協議一旦簽訂對所有人來說都受到刺激，我們並沒有對照組可供比較。因此，若要從選民個體層次研究 ECFA 的效果，必須從選民主觀的簽訂 ECFA 所造成的經濟效應評估著手。在 TEDS 定群追蹤樣本的問卷中，有兩道題目分別請民眾評估兩岸經濟合作對於台灣整體和個人經濟狀況的影響。具體來說，2008 年測量的題目是「如果政府完全開放兩岸經貿，請問，您認為台灣的經濟情況會不會因此而變好、變壞，還是不變」；第二題是「如果政府完全開放兩岸經貿，請問，您認為您個人的經濟情況會不會因此而變好、變壞，還是不變」。2012 年時測量題目的內容是「請問，您認為兩岸在簽訂「經濟合作協議架構」，也就是 ECFA 之後，台灣整體的經濟狀況，有沒有因此變好、變壞，還是沒有改變」；接著「您認為您個人的經濟狀況，有沒有因此變好、變壞，還是沒有改變」。

雖然 08 年和 12 年問題的措辭並不相同，但其主旨都是請受訪者評估開放兩岸經貿交流對於台灣和個人經濟狀況的影響，只是一個是事前評估，另一個是事

後評估，因此可以把因測量題目不同所導致的誤差的可能性降至最小。此外，2008年選前由於馬政府尚未執政，ECFA也尚未簽訂，所以是假設性經濟前景的問題。但第二次訪問時，兩岸經貿大幅開放且 ECFA 已正式生效，對選民而言乃是事實性的評估；換句話說，選民對於 ECFA 經濟效益的評估基本上具有一定程度的客觀事實基礎。因此本研究用上述四個題目來測量，民眾在兩個年度對於兩岸經貿整合啟動前後，總體和個人經濟評估態度之變化。在選項安排與重新編碼方面，我們將回答經濟變壞給 1 分，沒有改變者 2 分，回答經濟變好給 3 分。選民對於 ECFA 的經濟評估包括台灣總體和個人經濟狀況評估，雖然過去在經濟投票相關文獻中，將之區分為國家總體經濟評估 (sociotropic) 和個人荷包評估 (pocketbook)，兩種評估的對象雖然不同，但基本上都反映了以理性為基礎的心理計算過程，個體利益和總體利益之間也經常相互連動，兩者的差別未必截然二分 (Bobo and Kluegel 1993, 445)。因此，在模型分析時為了精簡變數並增加變異，所以本文參考陳陸輝、耿曙、王德育 (2009) 及湯晏甄 (2013) 的操作方法，將兩題分數加總後平均，分數越高表示對兩岸經貿交流所產生的經濟效應愈樂觀。

(三) 我群/他群認同

在台灣的選舉政治脈絡下，所謂的台灣意識或台灣認同無疑是影響選民政治態度和行為的關鍵變數。但是台灣認同的概念意涵與時俱變 (鄭夙芬 2013)，究竟要如何測量它，目前學界仍處於發展階段，也尚無一致的共識。一般來說，較普遍且行之久遠的測量方式是，請受訪者針對台灣人、中國人、和都是等選項進行自我認定。這種測量方式的優點是簡單明瞭，但若觀察長期趨勢可能會有忽略台灣人認同概念內涵轉變的風險。另外一種測量方法，則是透過結合數個題組而成的台灣認同綜合指標 (陳陸輝 2008; 陳陸輝、耿曙、王德育 2009; 鄭夙芬 2009;

2013),³⁶ 對於這種複合式測量的努力與付出我們一方面加以肯定,同時也為各種大型民調資料缺乏相關題組而感到惋惜。在資料的限制下,因此本研究仍是以受訪者的台灣人/中國人自我身分認同來進行測量。在 TEDS 2012 定群追蹤調查中,訪問題目的內容是「在我們社會上,有人說自己是「台灣人」,也有人說自己是「中國人」,也有人說都是。請問您認為自己是「台灣人」、「中國人」,或者都是?」。近年來由於回答自己是中國人的比例大幅減少不到百分之五,因此後續分析時為避免中國人這個類別樣本數過少的問題,我們將回答都是與中國人的受訪者整併為一類,成為一個「台灣人」和「都是或中國人」的二分虛擬變數。

(四) 符號態度

在台灣,過去的研究指出政黨認同的藍綠分野不僅直接影響選民的投票抉擇,同時也 and 民眾的統獨偏好息息相關(盛杏媛 2002; 盛杏媛、陳義彥 2003; 張傳賢、黃紀 2011; Wang 2012)。因此,政黨認同也被視為影響民眾統獨立場的感性要素之一。在政黨認同這個變數的測量上,本研究使用的題目為「目前國內有幾個主要政黨,包括國民黨、民進黨、親民黨、新黨,以及台灣團結聯盟,請問您有沒有偏向哪一個政黨?」,部分受訪者可能因為覺得該題目較敏感,所以問卷設計結構上,進一步針對那些回答「沒有」或「不知道」的受訪者追問「那相對來說,請問您有沒有稍微偏向哪一個政黨?」。經整併過後,我們將民眾的政黨認同重新編碼為「泛藍」、「泛綠」及「中立及無政黨認同」等三類。

我們或許還記憶猶新,2012 年總統選舉進入倒數關鍵時刻,多位台灣企業的集團負責人公開支持「九二共識」,呼籲在九二共識的基礎下帶來穩定的兩岸

³⁶ 在陳陸輝等人(2009)的研究中,是從「愛台灣這塊土地」、「以台灣人為榮」、「說台灣自己的語言」、以及「支持本土政權」等四個面向來建構與捕捉民眾的台灣認同。鄭夙芬(2009)則是以「台灣人/中國人認同」和「統獨立場」來建構其台灣意識;但是,之後她透過焦點團體訪談修正了台灣意識的建構方式,其中之一為台灣和中國之間的文化面向,另一為政治面向,相關討論請參考鄭夙芬(2013)。

經貿關係，企業才能安心發展。³⁷ 當九二共識與經濟發展連結，兩岸關係經貿關係和中國因素似乎成為左右該次選舉結果勝負的關鍵因素（吳介民 2012；湯晏甄 2013；魏玫娟、洪耀南、童振源 2012）。因此，在影響選民統獨立場的符號態度方面，本研究也納入受訪者是否支持九二共識這個變數。在 TEDS 2012 總統選舉的問卷中，關於九二共識的測量題目是「在兩岸協商的議題上，有些人主張我們應該繼續用九二共識（就是一個中國各自表述）與中國大陸協商，也有些人主張我們不應該再用九二共識，請問您比較支持哪一種？」。我們將選項(1)繼續使用九二共識重新編碼為 1，表支持九二共識；然後，將選項(2)不應該再使用九二共識和(3)沒有九二共識合併為不支持，並重新編碼為 0。在所有樣本中約有 55.1%的民眾支持九二共識，44.9%表示不支持。上述各變數的基本描述統計如下表 3-1。



³⁷ 諸如此類的表態越到選舉最後關頭越是屢見不鮮。像是長榮集團張榮發質疑民進黨總統候選人蔡英文主張的台灣共識，聯電榮譽副董事長宣明智率領多位企業界人士公開支持九二共識，及宏達電董事長王雪紅在選前一天出面力挺九二共識等。相關新聞請參考：蘋果日報，2012，〈拒見蔡，張榮發挺九二共識〉，《蘋果日報》，網址：<http://www.appledaily.com.tw/appledaily/article/headline/20120104/33934592/>，檢索日期：2014 年 4 月 30 日；徐睦鈞、李青霖，2012，〈宣明智串聯企業挺九二共識〉，《聯合新聞網》，網址：http://mag.udn.com/mag/vote2012/storypage.jsp?f_ART_ID=365997，檢索日期：2014 年 4 月 30 日。；蘋果日報，2012，〈不能沒九二共識，王雪紅挺馬〉，《蘋果日報》，網址：<http://www.appledaily.com.tw/appledaily/article/headline/20120114/33959958/>，檢索日期：2014 年 4 月 30 日。

【表 3-1】本研究使用變數之描述數統計

08 統獨立場	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	無反應	總計
次數	182	42	58	71	66	676	68	68	48	15	78	138	1510
百分比	12.1	2.8	3.8	4.7	4.4	44.8	4.5	4.5	3.2	1.0	5.2	9.1	100.0
12 統獨立場	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	無反應	總計
次數	137	24	42	65	62	779	97	55	40	13	62	134	1510
百分比	9.1	1.6	2.8	4.3	4.1	51.6	6.4	3.6	2.7	0.9	4.1	8.9	100.0
08 台灣經濟評估	變不好			差不多				變好			無反應	總計	
次數	388			272				604			246	1510	
百分比	25.7			18.0				40.0			16.3	100.0	
12 台灣經濟評估	變不好			差不多				變好			無反應	總計	
次數	201			543				551			215	1510	
百分比	13.3			36.0				36.5			14.2	100.0	
08 個人經濟評估	變不好			差不多				變好			無反應	總計	
次數	291			826				197			196	1510	
百分比	19.3			54.7				13.0			13.0	100.0	
12 個人經濟評估	變不好			差不多				變好			無反應	總計	
次數	167			1164				86			93	1510	
百分比	11.1			77.1				5.7			6.1	100.0	
08 年政黨認同	泛綠			無政黨認同				泛藍			無反應	總計	
次數	436			474				592			8	1510	
百分比	28.3			31.4				39.2			0.5	100.0	
12 年政黨認同	泛綠			無政黨認同				泛藍			無反應	總計	
次數	449			417				644			0	1510	
百分比	29.7			27.6				42.7			0.0	100.0	
08 台灣人認同	台灣人				都是			中國人			無反應	總計	
次數	786				631			68			25	1510	
百分比	52.0				41.8			4.5			1.7	100.0	
12 台灣人認同	台灣人				都是			中國人			無反應	總計	
次數	827				590			58			35	1510	
百分比	54.8				39.1			3.8			2.3	100.0	

九二共識	不支持			支持			無反應	總計
次數	567			697			246	1510
百分比	37.5			46.2			16.3	100.0
中國利益涉入	沒有			有			無反應	總計
次數	1309			194			7	1510
百分比	86.7			12.8			0.5	100.0
往來中國	0次	1次	2次	3次	4次	5以上	無反應	總計
次數	1130	139	98	42	15	73	13	1510
百分比	74.8	9.2	6.5	3.8	1.0	4.8	0.9	100.0
性別	男性			女性				總計
次數	765			745				1510
百分比	50.7			49.3				100.0
省籍	本省客家人	本省閩南人		大陸各省人		原住民與其他		總計
次數	161	1158		164		27		1510
百分比	10.7	76.7		10.9		1.8		100.0
年齡層	20~29歲	30~39歲	40~49歲	50~59歲	60歲以上			總計
次數	131	266	288	348	477			1510
百分比	8.7	17.6	19.1	23.1	31.6			100.0
教育程度	小學以下	國初中	高中職	專科	大學以上			總計
次數	360	217	391	175	362			1510
百分比	23.9	14.4	26.0	11.6	24.1			100.0
職業階級	高、中白領	低級白領	農林漁牧	藍領	其他			總計
次數	298	433	140	490	149			1510
百分比	19.7	28.7	9.3	32.4	9.9			100.0
居住地	北北基	桃竹苗	中彰投	雲嘉南	高高屏	宜花東		總計
次數	465	197	297	256	250	45		1510
百分比	30.8	13.0	19.7	16.9	16.6	3.0		100.0

資料來源：TEDS 2012 追蹤樣本

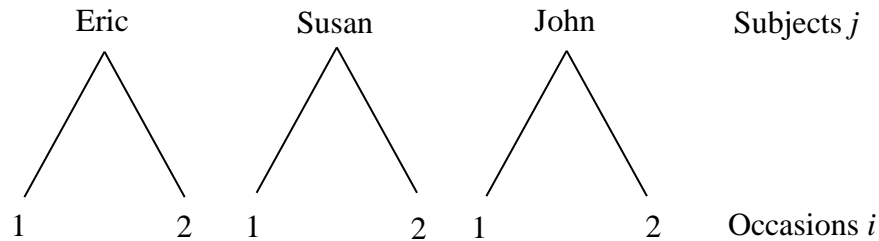
第四節 統計模型與方法

相較於橫斷面資料，縱貫時序的定群追蹤資料不僅能夠從「個體」選民層次掌握政治態度的持續與變化，更重要的是，透過統計控制可以觀察同一個人在不同時間點態度變化對於依變數的影響效果（組內效果），也可以看到不同選民之間態度差異對於依變數的影響效果（組間效果）。但是，適用縱貫時序資料的統計模型很多也各有千秋，以下先針對本文使用的統計模型進行說明，接著將討論延伸到交互變項模型的詮釋。

一、統計模型分析方法

若要進一步瞭解影響民眾兩個時間點獨立立場變動背後的因素，我們必須考量定群追蹤樣本在統計上相依（statistically dependent）的資料特性（Agresti 2002, 409），運用其他適當的方法來加以分析。過去定群追蹤的資料型態在政治學研究中並不多見，故相關的分析方法也較少被推廣。隨著 1980 年代統計學者發展出多層模型（multilevel model，或稱階層模型 hierarchical model）（Raudenbush and Bryk 2002），針對定群追蹤資料的分析方法才逐漸被應用。基本上，這種分析方法認為觀察的單元（units of observation）隸屬於（nested in）某個群體或集群之中；舉例來說，孩子隸屬於某個家庭、學生隸屬於某個學校，形成分析層次之間前者包含於後者的「套疊結構」（nested structure）。同樣地，針對縱貫時序研究，亦可將不同時間點所做的觀察視為隸屬在同一位受訪者身上的資料結構（Rabe-Hesketh and Skrondal 2008, 51），彷彿各個時間的觀察隸屬於案例，但時間先後有一定的順序，定群追蹤資料的結構如下圖 3-2 所示。依照這樣的套疊結構，第一層（level 1）是選民在兩個時間點所進行的兩次訪問，以 i 來表示；然後第二層（level 2）則是個別選民，以 j 來表示。根據上述的資料結構特性，本

文運用多層模型來探討 2008 年至 2012 年兩個時間點影響民眾統獨立場的因素。



【圖 3-2】定群追蹤資料套疊結構，
修改自 Rabe-Hesketh and Skrondal (2008, 51)

一般而言，適用縱貫時序資料的統計模型主要有兩種，一個是「隨機效果模型」(random effect model)，另一個是「固定效果模型」(fixed effect model)。隨機效果模型主要是將樣本的差異視為從母體中抽取的隨機變數，透過把所有未解釋的變異 (total variance) 區分為受訪者之間的上層變異 (higher-level variance)，和不同訪問時間點的下層變異 (lower-level variance)，並運用最大概似法 (maximum likelihood method) 來進行參數估計。其優點是模型具有彈性，可以估計不隨時間變化之變數，但其缺點是該模型假定受訪者之間的差異對於依變數的影響，和給定同一位受訪者兩年度訪問的態度變化對於依變數的影響具有相同的效果 (Bartels 2008)。然而，在實際分析上，組間效果和組內效果相等的假設卻未必經得起考驗，其與依變數之間的關連甚至可能出現正負符號相反的情況，形成所謂的「跨層次干擾」(cluster confounding) (Bartels 2008, 9-11; Rabe-Hesketh and Skrondal 2008, 115)。當組間效果和組內效果不相等時，通常意謂著模型可能因為遺漏了一些未被觀察或未測量到的個體層次變數 (omitted subject-level variables)，使得解釋變數 X_{ij} 和誤差項 u_{0j} 相關，違反隨機效果模型中的「外生性假定」(exogenous assumption)，³⁸ 導致係數估計發生偏誤。因此，若研究者

³⁸ 隨機效果模型的外生性假定指的是，兩個層次的誤差項必須和解釋變數之間彼此相互獨立，也就是 $Cov(X_{ij}, u_j) = 0$; $Cov(X_{ij}, e_{ij}) = 0$ 。但在實際社會科學研究中，儘管研究者依據相關學理，

發現模型無法滿足此假設時，往往會退而求其次使用固定效果模型。

固定效果模型則是將樣本的差異視為固定值，藉著在統計模型中加入個別受訪者的虛擬變數，達到一種自我控制的效果，排除這些因人而異的個人特徵因素對於依變數的可能影響，進而專注在其他因時而異的自變數對於依變數的效果。由於固定效果模型只估計隨時間變化自變數對於依變數影響的組內效果，所以不受上述外生性假定的限制（Bell and Jones 2014）。在實際應用時，研究者通常會以 Hausman test 來檢驗固定效果模型與隨機效果模型兩者估計係數之間的差異（Hausman 1978），若拒絕虛無假設，捨棄隨機效果模型轉而使用固定效果模型幾乎已是分析方法上的「黃金標準作業模式」。然而，固定效果模型的缺點是犧牲了不隨時間變化變數的重要性。特別是在社會科學中，民眾的特徵屬性、社會經濟位階、及其所處的環境系絡等，通常是學理上感興趣的重要變數，若模型無法納入這些變數，難免讓人有遺珠之憾的感覺。此外，若每個單元或個體重複觀察的次數不多，變數組內變異的程度不夠大，可能也會影響固定效果模型的參數估計（Clark and Linzer 2013, 7）。

有鑑於隨機效果模型違反假定的主要原因是企圖用一個參數來估計兩種不同的效果，Mundlak（1978）提出的解決方法是在模型中針對隨時間變化的變數加入其組平均的變數，藉此來區分自變數對於依變數的影響，究竟是來自不同個體之間的變數效果（between-subject or cross-sectional effect），或是同一個體在不同時間點的變數效果（within-subject or longitudinal effect）。在操作上，是將隨時間變化之變數 X_{ij} ，拆解成「個體不同時間點的平均數」（ \bar{X}_j , subject mean），以及「個體與其組平均之差」（ $(X_{ij} - \bar{X}_j)$, subject-mean centered）。所謂「個體不同時間點的平均數」（又稱組平均數）是指將受訪者對於同一變數，在兩個時間點

盡可能地將會影響依變數的自變數納入模型中，但仍無法避免可能遺漏其他未觀察到或未被測量的個體層次變數，而這些變數就可能和誤差項產生關連。

調查中的分數取平均數，其估計係數呈現的是不同個體之間的效果，以 β^B 來代表。而「個體與其組平均之差」（以下簡稱與組平均之差）是將受訪者回答之原始數值減去前述平均數所得之差距，其估計係數的意義則是同一個體在不同時間點的效果，以 β^W 來代表（林長志 2010, 84-85）。以本研究為例，假設 Y_{ij} 為民眾的統獨立場， X_{ij} 為一系列隨時間變動的變數， Z_j 為一系列不隨時間變動的變數，則此時第一層模型可寫成：

第一層 (level 1)：

$$Y_{ij} = \beta_{0j} + \beta_1 X_{ij} + e_{ij} \quad e_{ij} \sim N(0, \sigma_e^2)$$

然後在第二層加入選民個人特徵背景等不隨時間變動之變數和個體不同時間點的平均數：

第二層 (level 2)：

$$\beta_{0j} = \beta_0 + \beta_2 Z_j + \beta_3 \bar{X}_j + u_{0j} \quad u_{0j} \sim N(0, \sigma_u^2)$$

合併第一層和第二層的模型之後得到：

$$Y_{ij} = \beta_0 + \beta_1 X_{ij} + \beta_3 \bar{X}_j + \beta_2 Z_j + u_{0j} + e_{ij}$$

經代數轉換之後，模型變成：

$$Y_{ij} = \beta_0 + \beta_1 (X_{ij} - \bar{X}_j) + \beta_3 \bar{X}_j + \beta_2 Z_j + u_{0j} + e_{ij}$$

$$e_{ij} \sim N(0, \sigma_e^2); u_{0j} \sim N(0, \sigma_u^2)$$

其中， β_1 顯現的即是所謂的組內效果，而 β_3 的意義則是組間效果。因為在計算「組平均」和「與組平均之差」的過程中，我們已經完全區分了 X_{ij} 的組內效果和組間效果，所以這兩個變數不但彼此之間無任何相關，同時也和個體層次的誤差項 u_{0j} 之間沒有相關，使得這個方法能夠滿足外生性假設（Bartels 2008）。此外，可以注意到在上面這個模型中也包含了 Z_j 這個不隨時間變動的變數；換句話說，這個模型比固定效果模型更具有彈性，並不會因為估計組內效果而犧牲個體層次（上層）的重要變數。最後，更重要的是，這個模型不再預設組間效果和組內效果相等，使得我們能夠在係數詮釋上區分這兩種效果不同的經驗意涵（Bartels 2008; Bell and Jones 2014; Fairbrother 2014）。因此，後續會以這個組間組內隨機效果模型（或稱隨機效果與固定效果並用法，Allison 2009）做為主要的統計分析模型。

二、交互變項模型與邊際效果

由於本研究假設當民眾覺得兩岸簽訂 ECFA 後經濟狀況變好，台灣人認同對於統獨的負向效果傾向削弱或變得不顯著，意即理性的 ECFA 經濟評估對於統獨的效果可能會抵消台灣人認同的效果。要檢驗類似的條件假設（conditional hypotheses）的方法是在統計模型中加入交互變項。而上述的組間組內隨機效果模型也可依據理論推演上的需要，進一步延伸為具有「跨層次交互變項的隨機係數模型」(random coefficient model with cross-level interactions) (Bartels 2008; Bell and Jones 2014)。儘管交互變項模型在學界被廣泛使用，但是在詮釋結果時，卻經常忽略交互變項模型下條件假設的本質，或只倚賴報表的統計顯著水準來判斷交互變項是否存在，導致研究者做出與經驗資料不符的結論。因此，以下我們以最簡單的交互變項模型為例來說明「邊際效果」(marginal effect) 的解讀方式。

一般而言，在無交互變項的線性迴歸模型中； $y = \beta_0 + \beta_x x + \beta_z z + \varepsilon$ ，若要探討自變數 x 對於依變數 y 的效果，往往我們會藉由針對 x 取微分而得到 β_x ，意謂當 x 每增加一個單位， y 增加 β_x 個單位；同理可知，自變數 z 對於 y 的效果即是係數 β_z 。然而，在交互變項模型 $y = \beta_0 + \beta_x x + \beta_z z + \beta_{xz} xz + \varepsilon$ 中，上述迴歸係數等同邊際效果的情形並不存在；因為取微分之後， x 對於 y 的邊際效果為：

$$\frac{\partial y}{\partial x} = \beta_x + \beta_{xz} z$$

上式表示自變數 x 對於 y 的效果隨另一個自變數 z 的變化而有所不同，或者也可以說 x 對於 y 的影響受到 z 的調節 (moderate)。此外，即便學理上我們可能並無假設 z 對於 y 的影響隨 x 的變化而不同，但由於數學邏輯對稱 (symmetry) 的緣故，自變數 z 對依變數 y 的效果也同樣取決於 x 。因此，若對變數 z 取微分可得：

$$\frac{\partial y}{\partial z} = \beta_z + \beta_{xz} x$$

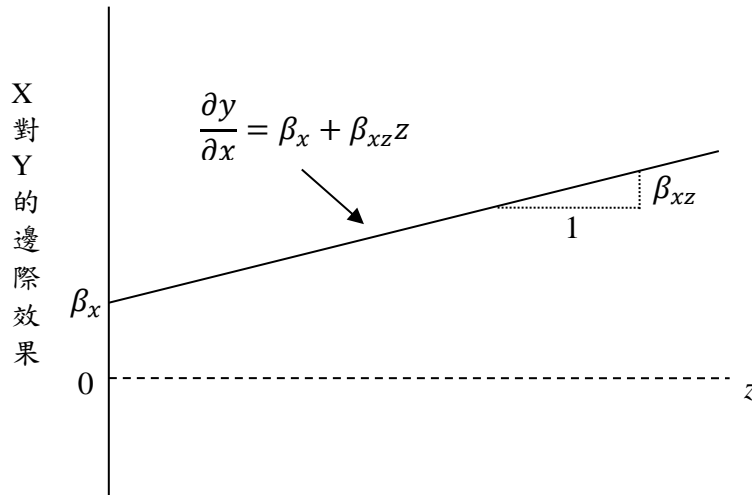
在交互變項模型中， x 對於 y 的邊際效果是 $\beta_x + \beta_{xz} z$ 。³⁹ 表示自變數 x 對於 y 的效果隨另一個自變數 z 的變化而有所不同，它反映的正是理論上關心的條件假設，亦即 x 對 y 的效果端視 z 的值而定。唯有當 $z = 0$ 時， x 對於 y 的效果才是 β_x ，因此在解讀交互變項結果時，應避免將 β_x 錯誤解讀成，控制其他變數不變的條件下， x 對於 y 的獨立效果、平均效果或主要效果 (Brambor, Clark, and Golder 2006, 72; Kam and Franzese 2007, 23)。事實上，只要模型中包含 x 和 z 的交互項，即已隱含預設了條件假設。因此，在交互變項模型中，自變數 x 的迴歸係數 β_x 僅

³⁹ 在 probit 或 logit 等廣義線性模型 (generalized linear model, GLM) 之中，由於連結函數 (link function) 已包含所有自變數，因此在含有交互變項的 probit 或 logit 模型之邊際效果和條件標準誤和一般線性迴歸模型的不同，其計算的過程也相對較為複雜。若要進一步了解非線性模型下交互變項的詮釋，詳請參考 Kam and Franzese (2007, 111-23) 及 Tsai and Gill (2013)。

捕捉到當 z 等於 0 時 x 對於 y 的影響。

另一方面，針對 β_{xz} 的詮釋，若我們把 x 對於 y 的邊際效果 $\frac{\partial y}{\partial x} = \beta_x + \beta_{xz}z$ 看成是一條迴歸線（如下圖 3-3），並將 β_x 視為截距項， β_{xz} 視為斜率項。藉此可以把 β_{xz} 理解成：當 z 每增加一個單位， x 對 y 的邊際效果改變 β_{xz} 個單位（Berry, Golder, and Milton 2012, 3）；換句話說， β_{xz} 這個係數的方向和大小告訴我們 x 對於 y 的效果如何隨著 z 值的變化而改變。過去在解讀交互變項模型時，經常犯的錯誤是只依賴報表的統計顯著水準來判斷交互變項是否存在。事實上，我們無法從交互變項係數 β_{xz} 的顯著性，來推斷 x 對於 y 的影響是否存在有意義的效果（Brambor, Clark, and Golder 2006, 74）。因為整體來說 x 對於 y 的效果是 $\beta_x + \beta_{xz}z$ ，而非 β_{xz} ，僅以 β_{xz} 的顯著與否來推斷 x 和 y 之間的關係，則完全忽略 β_x 和條件變數 z 對於整體邊際效果的影響。有可能的情況是，即便 β_{xz} 在統計上不顯著，但是 x 對 y 的邊際效果仍可能在當 z 等於某些數值時具有顯著效果，⁴⁰ 而這些情形並無法透過報表上的迴歸係數得知。

⁴⁰ 交互變項的係數 β_{xz} 不顯著，但總體 x 對 y 的邊際效果在當 z 等於某些值時顯著的例子並不少見，詳請參考 Brambor, Clark, and Golder (2006) 和 Kam and Franzese (2007)。此外，亦有一種誤解是當交互變項的係數 β_{xz} 不顯著時，可以將之視為 0，進而省略 xz 交互項；然而，這種做法和當 β_x 不顯著時，而省略自變項 x 的問題如出一轍，重點在於係數估計的結果是根據某種風險下的區間估計，當係數不顯著時並未代表它等於 0，因為不顯著而省略交互變數或某自變數的後果，不但可能會導致係數估計產生偏誤（Brambor, Clark, and Golder 2006, 66-69），同時也可能遺漏了重要的條件因果關係。



資料來源：參考 Berry, Golder, and Milton (2012) 繪製而成。

【圖 3-3】x 對 y 的邊際效果取決於 z 之概念圖

此外，儘管我們可以利用統計報表上的估計係數並透過代數運算計算交互變項模型中 x 對 y 的邊際效果，但是要針對該效果進行假設檢定，則涉及邊際效果的標準誤（平方之後為變異數）。以最簡單的交互變項模型 $y = \beta_0 + \beta_x x + \beta_z z + \beta_{xz} xz + \varepsilon$ 舉例來說，x 對 y 邊際效果的變異數為：

$$\text{Var}\left(\frac{\partial y}{\partial x}\right) = \text{Var}(\beta_x + \beta_{xz}z) = \text{Var}(\beta_x) + z^2\text{Var}(\beta_{xz}) + 2z\text{Cov}(\beta_x, \beta_{xz})$$

同理 z 對 y 邊際效果的變異數為：

$$\text{Var}\left(\frac{\partial y}{\partial z}\right) = \text{Var}(\beta_z + \beta_{xz}x) = \text{Var}(\beta_z) + x^2\text{Var}(\beta_{xz}) + 2x\text{Cov}(\beta_z, \beta_{xz})$$

藉由上式得知，要計算邊際效果的變異數的前提是必須知道共變數（covariance）的值，然而一般的統計報表卻沒有提供相關的資訊，因此這也是不能只憑報表的估計係數和標準誤來推斷條件假設是否存在以及邊際效果是否

顯著的重要原因。⁴¹ 此外，根據上式也可發現邊際效果的變異數事實上也是一種條件變異數的概念，其值會隨著另一個變數 z （或 x ）的不同而有所變動。因此，當模型含有交互變項時，不僅 x 對於 y 的邊際效果會隨著 z 改變；相似的，該邊際效果的變異數也會隨著 z 的變化而有所不同。當條件變數 z 為 0 或 1 的二元虛擬變數時， x 對 y 的邊際效果和條件變異數的計算還算簡單，例如：

$$\left\{ \begin{array}{l} \text{當 } z = 0 \text{ 時，} x \text{ 對 } y \text{ 的邊際效果為：} \frac{\partial y}{\partial x} = \beta_x \\ \quad \quad \quad x \text{ 對 } y \text{ 的條件變異數為：} \text{Var}(\beta_x) \\ \text{當 } z = 1 \text{ 時，} x \text{ 對 } y \text{ 的邊際效果為：} \frac{\partial y}{\partial x} = [\beta_x + \beta_{xz} * (1)] \\ \quad \quad \quad x \text{ 對 } y \text{ 的條件變異數為：} \text{Var}[\beta_x + \beta_{xz} * (1)] \\ \quad \quad \quad = \text{Var}(\beta_x) + (1)^2 \text{Var}(\beta_{xz}) + 2(1) \text{Cov}(\beta_x, \beta_{xz}) \end{array} \right.$$

但是，若 z 為連續變數時，邊際效果和條件變異數就會隨著 z 值的不同而有各種數值，在許多實際應用的案例上， z 值可能僅在某些數值區段中才具有符合經驗世界意涵的實際意義，或者才有真正的樣本觀察值；例如，假設感興趣的條件變數 z 是「政府大小」或是「年齡」等，若 x 對 y 的邊際效果只在當政府大小或年齡等於 0 時具有顯著效果，那麼這樣的結果不但沒有實際的經驗意涵，同時也無法驗證理論上感興趣的條件假設。因此，就呈現交互變項模型的邊際效果而言，必須清楚地計算邊際效果和條件標準誤，說明條件變數 z 或 x 在樣本中的分佈情形，並盡可能以圖表的方式來呈現結果（Berry, Golder, and Milton 2012; Brambor, Clark, and Golder 2006; Kam and Franzese 2007）。

⁴¹ 雖然統計報表沒有提供共變數的資訊，但一般的統計套裝軟體大多有相關的指令可以協助研究者取得共變數的值。例如在 STATA 中，只要在迴歸模型報表後鍵入 `vce`，便可得到模型中所有自變數的共變數矩陣，或這也可利用 `margins, dydx` 的指令直接表列計算出的邊際效果和條件標準誤。

綜上所述，在統計分析方法上，本研究採用適合縱貫時序資料的組間組內隨機效果模型，該模型不但克服了隨機效果模型遇到的外生性假定問題，同時也可在模型中納入不隨時間變化的選民特徵屬性等重要變數，可以說是兼容並蓄了固定效果模型和隨機效果模型的長處。不僅如此，這個模型更進一步區分了同一位受訪者在不同時間點態度變化對於依變數的影響效果，以及不同受訪群眾之間態度差異對於依變數的影響效果，使得研究者在詮釋模型係數時，能夠釐清縱貫時序和橫斷面這兩種不同效果的經驗意涵。更重要的是，這個模型也可依據學理推演的需要，針對感興趣的變數設定其為隨機，並進一步延伸為跨層次的交互變項模型，藉此檢驗理論上感興趣的條件假設。因此，後續分析時，我們將以上述的統計方法來加以分析，並據此檢驗本章所提出的若干研究假設。



第四章 兩岸簽署 ECFA 前後民眾統獨立場穩定與變遷之初探

2008 年國民黨重新取得執政權後，馬政府隨即在大陸政策上改弦易轍，採取更加開放的兩岸經貿政策；頓時間，兩岸大三通、開放陸客、陸生、陸資來台等接踵而至。更重要的是，台灣和中國於 2010 年簽訂兩岸經濟合作架構協議，正式開啟兩岸經濟整合全方位談判的議程。在象徵意義上，ECFA 可以說是兩岸交流以來最大規模、最具制度性、且具官方性質的協議談判，同時也為兩岸後續的經濟整合進程訂下具體的時間表。在實質意義上，ECFA 早收清單的制度設計讓台灣和中國兩造在部分貨品和服務上享有關稅立刻調降，這個措施無論對台灣總體經濟或個人生計都可能具有直接或間接的影響。在這樣的脈絡下，本章試圖探討從 2008 年到 2012 年，兩岸簽署 ECFA 前後，台灣民眾心目中的統獨地圖是否發生改變？其中，轉變的模式大致為何？背後又有哪些可能的因素在影響我國選民統獨態度的穩定與變遷？

在影響台灣民眾統獨國家選擇的相關研究中，我們大致可以歸納成「理性」和「感性」兩種解釋途徑（吳乃德 2005；俞振華、林啟耀 2013；耿曙、劉嘉薇、陳陸輝 2009；陳陸輝等 2009、陳陸輝、耿曙 2012；Keng, Chen, and Huang 2006）。理性解釋途徑主張民眾的統獨態度乃是受到個人社會經濟位置和經濟狀況認知評估的影響，換句話說，統獨選擇反映的是衡量利弊得失後的理性選擇。相對地，感性解釋途徑則認為統獨並非理性計算的心理過程，而是透過符號所喚醒的政治預存傾向，因此統獨反映的是個人成長過程中內化的情感價值。在對比來自中國大陸的經濟誘因和台灣情感認同對民眾統獨國家選擇的影響力時，過去研究者普遍認為「族群文化認同的鞏固力量，大於物質經濟利益考慮的轉變力量」（吳乃德 2005, 30）。⁴² 儘管這樣的論述未必有誤，但在缺乏縱貫時序資料的情況下，

⁴² 相似的論點亦可參考耿曙（2009）；陳陸輝等（2009）、陳陸輝、陳映男、王信賢（2012）；

也確實難以從動態的角度來分析，經濟誘因和情感認同的跨時變化，對於統獨立場穩定與變遷造成什麼樣的影響。

站在過去的學理基礎上，本研究獨到之處，便是試圖以 2008 年到 2012 年的定群追蹤資料，來觀察我國選民統獨立場的穩定與變遷，並檢視民眾兩個年度統獨立場的流動究竟是隨機變動的過程，還是跟上述理性及感性因素之間具有相互連動的關係？特別是在這段時間內，民眾經歷了兩岸簽署 ECFA，對於 ECFA 所帶來的經濟效應或衝擊影響評估，也相對較有客觀的事實基礎。因此，本文也好奇選民在統獨議題上的態度變化，是否反映了 ECFA 的效果？在方法上，本章針對 TEDS 2012 的定群追蹤樣本，運用基礎的交叉表和描述統計，檢視兩個年度受訪者在統獨立場、ECFA 經濟評估和台灣人/中國人認同等態度上穩定和變動的情形，並藉由統計直條圖初步觀察統獨立場和理性、感性因素之間的連動關係。方法上更嚴謹的多層次統計分析模型，待下一章再進行說明。

最後，在章節安排方面，本章共分為三節，第一節主要呈現從 2008 年至 2012 年，我國選民在統獨議題立場、ECFA 經濟效應評估以及台灣人/中國人認同等態度上的穩定與變遷情形，藉此觀察上述態度變遷的規模、方向與模式。第二節從理性自利的解釋途徑出發，初步檢視 ECFA 經濟評估、個人社會經濟位階、和是否在中國有直接或間接利益涉入等變數，與兩個年度統獨態度之間的關係。第三節則是從情感認同和符號態度的角度，來探討民眾台灣人/中國人認同、藍綠政黨認同、及九二共識等變數對於統獨立場穩定與變遷的影響。

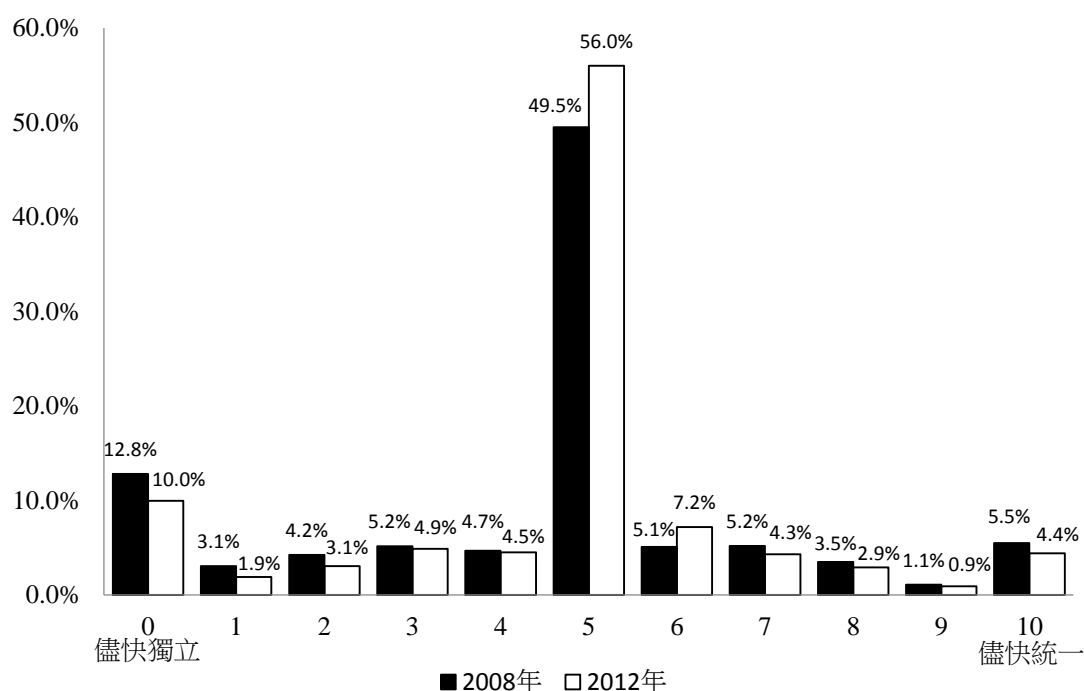
第一節 民眾統獨立場、ECFA 經濟評估、台灣人認同的穩定與變遷

在 TEDS 2012 的定群追蹤樣本中，受訪者的統獨立場、對於 ECFA 的經濟評估、及台灣人/中國人認同等變數皆屬於會隨時間變動的變數；換言之，民眾在第一個時間點的回答可能和第二次受訪時的回覆不同。究竟有多少比例的選民態度呈現穩定？又有多少比例的選民態度發生變化？其中變遷的模式大致又是如何？兩個年度態度的轉變和落差在統計上究竟是純屬巧合，還是確實有顯著的不同？以下，我們便藉由初步的資料分析來回答上述問題。

一、統獨立場穩定與變遷

2008 年和 2012 年台灣民眾在 0~10 統獨光譜上的分佈情形如圖 4-1 所示，其中 0 表示儘快獨立，10 表示儘快統一。首先，可以發現兩個年度統獨立場分佈的形狀相當類似，接近五成左右民眾的統獨偏好落在 5 維持現狀，然後也有百分之五到十左右的民眾偏好急獨（0）或急統（10），光譜上其餘數值的比例則非常低，呈現如「山」字形的分佈，這樣的分佈形狀也和游清鑫、林長志和林啟耀（2013）的觀察相同。因此，不論是 08 年或 12 年，絕大多數台灣民眾的統獨立場仍是贊成維持現狀。但若仔細觀察兩個年度統獨立場各數值比例的增減可以發現，從 08 年到 12 年，偏向獨立（0~4）的比例有程度不等的下降趨勢。以贊成儘快獨立為例，2008 年統獨立場位置落在 0 的比例約為 12.8%，2012 年時該比例約減少 2.8%。另一方面，贊成急統（7~10）的比例也有若干下滑的趨勢；以儘快統一的 10 為例，2008 年該比例約為 5.5%，至 2012 年該比例下降到約剩 4.4% 左右。在 0~10 的光譜中，兩年度前後比例增加的是 5 和 6，2008 年統獨偏好為 5 的比例是 49.5%，到 2012 年該比例上升至 56.0%，增加約七個百分點。而贊成現狀偏統（6）的比例則從 08 年的 5.1% 小幅上升到 12 年的 7.2%。總體來說，儘管兩個年度台灣民眾統獨偏好的比例消長幅度並不大，也符合過去認為統獨態度穩定的預期，但是我們還是大致可以觀察到，贊成急獨和急統的比例有減少的

趨勢，主張維持現狀或稍微偏向統一的比例則有增加的趨勢。



【圖 4-1】2008 年和 2012 年台灣民眾統獨立場分佈情形

在初步呈現 08 年和 12 年台灣民眾統獨立場的分佈後，本研究進一步利用相依樣本 t 檢定 (dependent sample t test)，來檢測兩年度選民統獨態度的平均數是否有顯著的差異。結果顯示 08 年選民統獨立場的平均數約為 4.53，12 年統獨立場的平均數約為 4.69，兩者之間相差約 .16，在百分之九十五的信心水準下，拒絕兩個年度統獨立場平均數相等的虛無假設。換句話說，和 2008 年相比，2012 年時統獨立場的平均數顯著較高，這意味從 08 年到 12 年，我國選民的統獨偏好呈現往中間偏統的方向位移。

【表 4-1】08 年和 12 年統獨立場的相依樣本 t 檢定

	樣本數	平均數	標準誤	標準差
08 年統獨立場	1284	4.531	.070	2.498
12 年統獨立場	1284	4.689	.062	2.228
08 年-12 年	1284	-.158	.071	2.529
t 檢定結果	t=-2.240, df=1283, p=.025			

資料來源：TEDS 2012 追蹤樣本。

接著，本文從個體選民的角度來觀察受訪者兩個年度在 0~10 統獨量表上的穩定與變動情形。首先，我們將 08 年的統獨立場和 12 年的統獨立場進行交叉，得到一個 11 x 11 的列聯表（表 4-2）。從左上到右下斜對角線細格（cells）為統獨態度穩定不變者，約佔全體受訪者的 45.8%；換言之，經過四年之後，仍有接近四成六的民眾在 0~10 的統獨光譜中保持穩定的立場，以訪問間隔的時間和該量表的測量尺度來說，該比例並不低。接著，在統獨立場態度變化方面，我們可以觀察到儘管過半數的民眾統獨態度有發生變動，但是這個變化鮮少是統獨立場互換的；舉例來說，2008 年統獨立場偏獨的民眾（< 5），在 2012 年時只有 3.7%（47/1284）轉向偏統（> 5）；而 2008 年統獨立場偏統者（> 5），更只有 1.8%（23/1284）在四年後轉向偏獨（< 5）。換言之，多數統獨立場的轉變是發生在「獨立與現狀」及「現狀與統一」之間的流動。

【表 4-2】選民個體層次統獨態度穩定與變遷（2008~2012）

08 \ 12	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	總計
0	51 (30.9) [39.8]	11 (6.7) [45.8]	10 (6.1) [25.0]	14 (8.5) [22.2]	10 (6.1) [17.2]	53 (32.1) [7.4]	6 (3.6) [6.5]	0 (0.0) [0.0]	2 (1.2) [5.4]	1 (0.6) [8.3]	7 (4.2) [12.5]	165 (100) [12.8]
1	11 (27.5) [8.6]	1 (2.5) [4.2]	4 (10.0) [10.0]	6 (15.0) [9.5]	3 (7.5) [5.2]	11 (27.5) [1.5]	0 (0.0) [0.0]	0 (0.0) [0.0]	20 (5.0) [5.4]	1 (2.5) [8.3]	1 (2.5) [1.8]	40 (100) [3.1]
2	11 (20.4) [8.6]	3 (5.6) [12.5]	5 (9.3) [12.5]	13 (24.1) [20.6]	3 (5.6) [5.2]	17 (31.5) [2.4]	0 (0.0) [0.0]	0 (0.0) [0.0]	0 (0.0) [0.0]	0 (0.0) [0.0]	2 (3.7) [3.6]	54 (100) [4.2]
3	11 (16.4) [8.6]	2 (3.0) [8.3]	8 (11.9) [20.0]	3 (4.5) [4.8]	12 (17.9) [20.7]	27 (40.3) [3.8]	2 (3.0) [2.2]	0 (0.0) [0.0]	1 (1.5) [2.7]	0 (0.0) [0.0]	1 (1.5) [1.8]	67 (100) [5.2]
4	3 (4.9) [2.3]	2 (3.3) [8.3]	1 (1.6) [2.5]	5 (8.2) [7.9]	12 (19.7) [20.7]	35 (57.4) [4.9]	2 (3.3) [2.2]	0 (0.0) [0.0]	0 (0.0) [0.0]	0 (0.0) [0.0]	1 (1.6) [1.8]	61 (100) [4.7]
5	30 (4.7) [23.4]	5 (0.8) [20.8]	9 (1.4) [22.5]	18 (2.8) [22.6]	13 (2.0) [22.4]	465 (73.1) [64.7]	42 (6.6) [45.6]	24 (3.8) [43.6]	11 (1.7) [29.7]	2 (0.3) [16.7]	17 (2.7) [30.4]	636 (100) [49.5]
6	3 (4.6) [2.3]	0 (0.0) [0.0]	0 (0.0) [0.0]	2 (3.1) [3.2]	1 (1.5) [1.7]	34 (52.3) [4.7]	14 (21.5) [15.2]	5 (7.7) [9.1]	5 (7.7) [13.5]	0 (0.0) [0.0]	1 (1.5) [1.8]	65 (100) [5.1]
7	1 (1.5) [0.8]	0 (0.0) [0.0]	1 (1.5) [2.5]	0 (0.0) [0.0]	3 (4.5) [5.2]	33 (49.3) [4.6]	7 (10.5) [7.6]	12 (17.9) [21.8]	2 (3.0) [5.4]	2 (3.0) [16.7]	6 (9.0) [10.7]	67 (100) [5.2]
8	2 (4.4) [1.6]	0 (0.0) [0.0]	0 (0.0) [0.0]	1 (2.2) [1.6]	1 (2.2) [1.7]	16 (35.6) [2.2]	8 (17.8) [8.7]	5 (11.1) [9.1]	8 (17.8) [21.6]	2 (4.4) [16.7]	2 (4.4) [3.6]	45 (100) [3.5]
9	0 (0.0) [0.0]	0 (0.0) [0.0]	1 (7.1) [2.5]	0 (0.0) [0.0]	0 (0.0) [0.0]	5 (35.7) [0.7]	3 (21.4) [3.3]	1 (7.1) [1.8]	1 (7.1) [2.7]	1 (7.1) [8.3]	2 (14.3) [3.6]	14 (100) [1.1]
10	5 (7.1) [3.9]	0 (0.0) [0.0]	1 (1.4) [2.5]	1 (1.4) [1.6]	0 (0.0) [0.0]	23 (32.9) [3.2]	8 (11.4) [8.7]	8 (11.4) [14.6]	5 (7.1) [13.5]	3 (4.3) [25.0]	16 (22.9) [28.6]	70 (100) [5.5]
總計	128 (10.0) [100]	24 (1.9) [100]	40 (3.1) [100]	63 (4.9) [100]	58 (4.5) [100]	719 (56.0) [100]	92 (7.2) [100]	55 (4.3) [100]	37 (2.9) [100]	12 (0.9) [100]	56 (4.4) [100]	1284 (100) [100]

說明：()內數字為橫列百分比，[]內數字為直欄百分比。

資料來源：TEDS 2012 追蹤樣本。

上述關於 08 年到 12 年台灣民眾統獨態度穩定與變遷的觀察結果，大致與過去的研究類似；意即從統獨分佈的總體趨勢來看變化不大，但從選民個體態度穩定與變遷來看，確實有不少民眾的統獨立場在四年間發生流動變化。如前所述，這個現象有兩個重要的特徵，其一是在兩個年度中恰巧有比例相當的人轉變其統獨立場，彼消我長的結果使得整體統獨態度的趨勢分佈看似沒有太大的變化。其二，選民統獨態度雖有流動，但卻鮮少跨越維持現狀的中間點，互換統獨立場，

多數的轉變是「獨立⇌現狀」及「現狀⇌統一」之間的流動。從 2008 年到 2012 年約有半數選民在統獨議題上呈現上述這種流動模式，若對之視而不見，等同忽略了五成以上統獨態度的變異情形。因此，尋找解釋統獨立場流動背後的系統性因素，也有一定程度的意義與價值。

二、ECFA 台灣經濟狀況評估穩定與變遷

在初步瞭解選民兩個年度統獨立場的穩定與變遷情形之後，本文接著把觀察的重點轉移到 ECFA 經濟評估的態度變化上。在本研究中，關於兩岸經貿交流的經濟效益評估，可再分為台灣經濟狀況和個人經濟情況評估兩種；前者重視的是兩岸簽訂 ECFA 前後選民對於社會總體經濟狀況的看法，後者則攸關個人荷包增減的感受。雖然兩者評估的對象不同，但卻息息相關。下表 4-3 呈現的是民眾對於台灣經濟狀況評估的穩定與變遷；選民在 08 年兩岸簽訂 ECFA 之前的態度分佈以列表表示，而 12 年兩岸簽訂 ECFA 之後的評估態度則以欄為代表。首先，就總體層次而言，我們要觀察比較的是，覺得經濟狀況會「變不好」、「差不多」和「變好」等態度，兩個年度比例的變化情形。08 年簽署 ECFA 之前預期開放兩岸經貿交流台灣整體經濟狀況會變不好的比例接近三成，但是到 2012 年，民眾認為兩岸簽署 ECFA 之後台灣經濟變不好的比例卻下降到 15.4%。08 年預期開放兩岸經貿交流台灣整體經濟狀況不會改變的比例為 21.2%，可是兩岸簽訂 ECFA 後，該比例成長接近兩倍，也就是約有四成一的民眾認覺得簽署 ECFA 後，台灣的經濟狀況沒有改變。最後，2008 年時，有接近五成（49.0%）的民眾預期政府全面開放兩岸經貿會使台灣的總體經濟變好，但至 2012 年，該比例下降為 43.5%。總體來說，在比較 08 年和 12 年邊緣分佈的比例方面，邊緣同質性檢定的結果顯示，兩年度民眾對於台灣經濟評估好壞的比例的確顯著不同。簽署 ECFA 後覺得經濟狀況沒有改變的比例明顯增加，認為台灣經濟會變不好的比例則明顯減少。

【表 4-3】兩岸簽訂 ECFA 前後台灣總體經濟狀況評估

2012 2008	變不好	差不多	變好	總計
變不好	125 (37.3) [72.2]	157 (46.9) [33.9]	53 (15.8) [10.8]	335 (100.0) [29.7]
差不多	27 (11.3) [15.6]	142 (59.4) [30.7]	70 (29.3) [14.3]	239 (100.0) [21.2]
變好	21 (3.8) [12.1]	164 (29.7) [35.4]	367 (66.5) [74.9]	552 (100.0) [49.0]
總計	173 (15.4) [100.0]	463 (41.1) [100.0]	490 (43.5) [100.0]	1126 (100.0) [100.0]

說明：(1) () 為橫列百分比，[] 為直欄百分比。

(2) 一致性檢定：Agreement=56.31%，Kappa=.332，p<.001。

(3) 邊緣同質性檢定：Symmetry: $X^2=143.45$, df=3, p<.001；

Marginal homogeneity: $X^2=142.74$, df=2, p<.001。

資料來源：TEDS 2012 追蹤樣本。

在選民個體層次台灣經濟評估穩定與變遷方面，觀察的重點是表格內的流動情形。其中，斜對角線的細格為兩年度態度一致者，其他格子則為態度變動者。具體而言，兩個年度評估態度穩定不變的比例約為 56.3%，Kappa 值等於.332，屬於普通一致。若進一步檢視細格中經濟評估變化的流動方向，在 2008 年預期台灣經濟會變不好的受訪者中，只有 37.3% 於兩岸簽訂 ECFA 之後抱持相同的看法，另外的 46.9% 則認為簽訂 ECFA 後台灣經濟沒有改變，而其中的 15.8% 甚至認為兩岸簽訂 ECFA 後台灣經濟狀況變好。至於在 2008 年簽訂 ECFA 之前就覺得台灣經濟狀況不會改變的選民中，四年後有接近六成仍維持原來的看法，約有三成轉變態度認為簽訂 ECFA 後台灣的總體經濟狀況變好，僅約一成的人覺得簽署 ECFA 後台灣經濟變不好。最後，2008 年認為開放兩岸經貿台灣經濟會變好者可以說是態度最穩定的一群，超過六成五的民眾四年後仍有相同的看法，另有

約三成（29.7%）的受訪者轉變其態度，認為兩岸簽訂 ECFA 之後台灣經濟狀況沒有改變，而只有約 3.8% 在四年後認為台灣經濟變壞。

綜合上面總體和個體的觀察，我們發現兩岸簽訂 ECFA 前後，儘管認為台灣經濟狀況沒有改變的比例倍數成長，但預期台灣經濟狀況會變不好的比例也同樣下降。換句話說，在比較簽署 ECFA 前後且具有一定客觀參考依據的情況下，民眾對於 ECFA 的經濟影響評估變的比較沒有這麼負面，部分原本覺得台灣經濟會變差或差不多的人，四年後反而覺得簽訂 ECFA 使台灣經濟狀況變好。

三、ECFA 個人經濟狀況評估穩定與變遷

接著，下表 4-4 呈現民眾在兩岸簽訂 ECFA 前後的個人經濟狀況評估的交叉分析。同樣地，我們首先觀察比較兩個年度，覺得個人經濟狀況會「變不好」、「差不多」和「變好」的百分比變化情形。08 年預期開放兩岸經貿會使個人經濟情況變不好的比例為 21.5%，到了 2012 年兩岸簽訂 ECFA 後，覺得個人經濟變不好的比例下滑至 11.9%。08 年預期開放兩岸經貿個人經濟狀況差不多的有 63.1%，至 2012 年兩岸簽署 ECFA 後，該比例上升至 81.3%。最後，兩岸簽署 ECFA 之前，預期個人經濟狀況會變好的比例為 15.4%，但到 2012 年，該比例也下降至 6.8%。邊緣同質性檢定的結果顯示，卡方值為 123.2，在自由度等於 2 的條件下，得以拒絕兩年度邊緣分佈（marginal distribution）相等的虛無假設。換言之，兩岸簽署 ECFA 前後個人經濟狀況變好或變壞的比例分佈有顯著的不同，大多數預期 ECFA 會導致個人經濟狀況變差及變好的民眾，在歷經兩岸簽署 ECFA 之後，反倒覺得個人經濟狀況沒有改變。

【表 4-4】兩岸簽訂 ECFA 前後個人經濟狀況評估

2012 2008	變不好	差不多	變好	總計
變不好	86 (32.0) [57.7]	175 (65.1) [17.2]	8 (2.9) [9.4]	269 (100.0) [21.5]
差不多	52 (6.6) [34.9]	693 (87.7) [68.1]	45 (5.7) [52.9]	790 (100.0) [63.1]
變好	11 (5.7) [7.4]	150 (77.7) [14.7]	32 (16.6) [37.6]	193 (100.0) [15.4]
總計	149 (11.9) [100.0]	1018 (81.3) [100.0]	85 (6.8) [100.0]	1252 (100.0) [100.0]

說明：(1) () 為橫列百分比，[] 為直欄百分比。

(2) 一致性檢定：Agreement=64.78%，Kappa=.219， $p<.001$ 。

(3) 邊緣同質性檢定：Symmetry: $X^2=123.66$, $df=3$, $p<.001$ ；

Marginal homogeneity: $X^2=123.24$, $df=2$, $p<.001$ 。

資料來源：TEDS 2012 追蹤樣本。

其次，兩年度選民個體層次的 ECFA 個人經濟評估穩定與變遷，也可以從細格的流動來加以觀察。同樣地，斜對角線的細格表示態度穩定不變者，偏離對角線的則是間隔四年後態度轉變者。總體來說，ECFA 個人經濟狀況評估態度一致的比率高達 64.8%，但其中穩定的成分幾乎都來自於兩年度皆認為個人經濟沒有改變者。意即在兩岸簽署 ECFA 之前覺得開放兩岸經貿對於個人經濟沒有影響的受訪者中，四年後高達 87.7% 仍維持相同的看法，其中各只有不到一成的人轉變覺得個人經濟變差或變好。但是，2008 年覺得開放兩岸經貿個人經濟會變不好的受訪群眾中，約有六成五在四年後轉而認為簽署 ECFA 對個人經濟沒有影響，只有約 3% 的人指出 ECFA 使個人經濟變好。而 2008 年預期政府開放兩岸經貿會讓個人經濟變好的群眾中，兩岸簽訂 ECFA 後，僅一成六左右的人維持相同的回答，超過七成原來預期個人經濟變好者，在四年後覺得個人經濟狀況並沒有改變，

另外還有約百分之六左右的選民覺得兩岸簽署 ECFA 後使得個人的經濟狀況變糟。

總結上述關於選民個人經濟狀況的評估，大致可以發現兩岸簽署 ECFA 對於個人經濟狀況的影響較為有限，2012 年評估時超過八成以上的受訪者皆認為 ECFA 對於個人的經濟狀況沒有改變。其中一部分來自於原本預期 ECFA 對個人經濟不好，但四年後卻覺得沒有影響；對這群人而言，事後評估認為 ECFA 對於個人的衝擊並沒有原先想像的那麼悲觀。然而，另一部分則是來自原本預期 ECFA 會使個人經濟狀況變好的人，但事實上 ECFA 的經濟效應卻沒有如執政者所形容的這麼樂觀。當經濟評估的依據具有一定程度的客觀基礎時，本研究主張選民在這四年間對於 ECFA 經濟效應評估的態度變化，很可能就是解釋他統獨立場往獨立或統一方向流動的重要原因之一。

四、台灣人/中國人認同穩定與變遷

在瞭解兩個年度 ECFA 經濟評估態度的變化趨勢之後，我們接著把討論的重心移到選民的台灣人/中國人認同。表 4-5 呈現 2008 年到 2012 年民眾台灣人/中國人認同的穩定與變遷情形。就兩個年度的「台灣人認同」、「都是認同」和「中國人認同」的邊緣比例分佈（marginal distribution）變化而言，2008 年超過五成的民眾認為自己是台灣人（52.7%），間隔四年後台灣人認同的比例持續上升達 56.0%。在自認為都是的兩年度比例分佈方面，08 年時約有四成三的民眾抱持雙重認同，到 2012 年該比例小幅下滑 2.7 個百分點，降至四成。而認為自己是中國人的百分比最低，08 年只有 4.5% 的選民為中國人認同者，四年之後該比例更低，僅剩 3.9%。總的來說，兩年度選民台灣人/中國人認同一致的比例高達 72.2%，Kappa 係數也顯示民眾的台灣人/中國認同呈現中度穩定（Kappa=.477），這表示

從 08 年到 12 年民眾台灣人/中國人認同的態度變化相對較為穩定。不過，如果從邊緣同質性檢定的結果來看，兩年度邊緣分佈的比例儘管只有些微差距，但在統計上該差異仍達 $p<.05$ 的顯著水準，表示相較於四年前台灣人認同的比例仍有明顯的增加。

【表 4-5】台灣人/中國人認同穩定與變遷（2008~2012）

2012 2008	台灣人	都是	中國人	總計
台灣人	618 (80.7) [75.8]	137 (17.9) [23.5]	11 (1.4) [19.6]	766 (100.0) [52.7]
都是	189 (30.4) [23.2]	410 (65.9) [70.3]	23 (3.7) [41.1]	622 (100.0) [42.8]
中國人	8 (12.1) [1.0]	36 (54.5) [6.2]	22 (33.3) [39.3]	66 (100.0) [4.5]
總計	815 (56.0) [100.0]	583 (40.1) [100.0]	56 (3.9) [100.0]	1454 (100.0) [100.0]

說明：(1) () 為橫列百分比，[] 為直欄百分比。

(2) 一致性檢定：Agreement=72.2%, Kappa=.477, $p<.001$ 。

(3) 邊緣同質性檢定：Symmetry: $X^2=11.63$, $df=3$, $p<.01$ ；

Marginal homogeneity: $X^2=7.65$, $df=2$, $p<.05$ 。

資料來源：TEDS 2012 追蹤樣本。

接著，從選民個體層次台灣人/中國人認同的穩定與變遷來看，台灣人認同最穩定、其次是都是雙重認同、變動最大的是中國人認同。具體而言，08 年認為自己是台灣人的選民中，間隔四年後超過八成的人依舊自認為是台灣人，另外其中的 17.9% 轉變為雙重認同，而只有 1.4% 的受訪者四年後改變為中國人認同。在 08 年自認為都是的民眾中，於 12 年時有 65.9% 仍維持原來的雙重認同，另外三成左右的選民則轉變其認同，認為自己是台灣人，而轉變成中國人認同者的比

例依舊相當低（3.7%）。最後是態度最不穩定的是中國人認同者，2008年自認為是中國人的群眾中，僅只有三分之一保持穩定。其餘的變動者，以轉變為雙重認同為大宗，該比例約有五成五；另外一成二左右的原中國人認同者，四年後轉變成台灣人認同。換句話說，就台灣人/中國人認同的流動方向而言，可以發現在這四年間，中國人認同流失的情形最高，往雙重認同的方向移動，而在原本認為自己都是的民眾當中，也有為數不少的人轉變成台灣人認同。

綜上所述，本節發現從2008年到2012年，無論是統獨議題立場、ECFA的台灣或個人經濟評估、及台灣人/中國人認同，都至少有接近三成的人在間隔四年之後態度發生變化。在有縱貫時序資料的結構下，我們不應該對這些選民個體層次的變異置之不理，畢竟推動選民態度發生變化背後的系統性因素，很可能就和這些態度的流動密切相關。接著，當我們進一步比較上述四種態度變動規模的大小和模式時，可以發現兩個年度變動量最小的是台灣人/中國人認同，大約有七成左右的人在身分認同上保持穩定。其次是簽署ECFA前後的個人經濟評估，第三是ECFA的台灣經濟評估。至於民眾的統獨立場，由於量表的刻度較多，所以變動量較大，約有五成四左右的選民兩個年度的統獨位置發生變化。另外，就上述態度變動的模式而言，也不盡相同。在統獨態度方面，民眾統獨立場的變遷鮮少跨越維持現狀的分界線互換立場，而是呈現「獨立↔現狀」和「現狀↔統一」之間的流動模式。在ECFA的台灣總體和個人經濟狀況評估方面，原先預期兩岸簽訂ECFA會使經濟狀況變不好的明顯下降，事後評估覺得沒有改變的比例呈現上升的趨勢。最後，在台灣人/中國人認同上，選民身分認同變化的模式則是展現往台灣人認同方向移動的情形。而選民個體層次統獨態度的穩定與變遷究竟是隨機變化，還是跟經濟評估與情感認同等因素的流動相關？下一節，本文便嘗試透過初步的描述統計來回答這個問題。

第二節 理性因素和統獨立場變化之關聯

在前述選民個體層次態度穩定與變遷的分析中，本研究發現從 2008 年到 2012 年，無論是民眾的統獨立場、簽署 ECFA 前後的經濟評估、及台灣人/中國人認同等態度，在這四年間皆有程度不等的流動和變化。令人好奇的是，究竟選民在上述這些政治態度上的流動是隨機的變化，還是彼此之間具有相互連動的關係？這是本節首要的觀察重點。除了跨時的變化是否符合預期之外，我們也關心不同選民之間政治態度的差異，是否和統獨偏好有系統性的關聯？也就是說，從橫斷面的角度來看，統獨立場偏統或偏獨的民眾是否在個人特徵背景、社會位置或某些態度上面有明顯的差別？在這一節中，我們運用基本的描述統計與圖表分析，逐一檢視理性解釋途徑的相關變數和兩個年度統獨立場之間的關係。

首先，在簽署 ECFA 前後台灣總體經濟評估和統獨立場之間的關係方面，若兩者之間相互連動，那麼我們應該觀察到，間隔四年後覺得台灣經濟情況有變比較好的民眾，其統獨立場理應朝統一的方向傾斜；相反地，認為簽訂 ECFA 之後台灣經濟狀況變得比較糟的選民，統獨態度可能會往獨立的方向靠近。此外，在比較選民對於 ECFA 經濟效應評價態度之間的差異方面，對 ECFA 的台灣總體經濟效應感到樂觀的選民比起悲觀者，其統獨態度比較偏向統一。在操作上，由於民眾預期和事後的台灣總體經濟評估都有變不好、沒有改變、變好三種態度，兩年度資料交叉後產生九種（3x3）態度穩定和變動的模式。為了分析上的目的，在此將類別簡化為五類，整併的邏輯如下表 4-6 所示。首先，從左上到右下的斜對角線為兩年度台灣經濟狀況評估態度穩定不變者，為了觀察這些不同評價者之間統獨立場的差異，所以分為「不好一致」、「不變一致」、「好好一致」三類。至於態度發生變化的部分，我們則依其變動之方向予以整併成兩類，第一類是 12 年的台灣經濟評價比 08 年時樂觀的一群人，即表 4-6 中斜對角線右上方的細格，

合併之後稱為「變比較好」。其中包括 08 年預期台灣經濟狀況會變不好，但 12 年事後評估覺得沒有改變或變好的受訪者；以及 08 年預期沒有改變者，但 12 年認為台灣經濟狀況變好者。其次，第二類是 12 年的台灣經濟評價比 08 年變得較為悲觀的民眾，即表 4-6 中斜對角線左下方的細格，合併之後稱做「變比較不好」。包括 08 年簽訂 ECFA 之前預期台灣整體經濟情況會變好，但 12 年事後評估卻覺得沒有改變或變差的群眾；及 08 年預期沒有改變者，但 12 年簽訂 ECFA 後認為台灣經濟變不好的人。以下，本文便透過觀察這五類民眾兩年度統獨態度的分布趨勢和變化情形，來檢視選民對於簽訂 ECFA 台灣經濟狀況評價態度之間的差異，是否反映在統獨立場上造成偏統或偏獨的態度差別；另外，兩年度台灣經濟評價變得比較樂觀或悲觀的人，反映在統獨立場的變化趨勢上是否有朝統一或獨立方向移動的情形。

【表 4-6】經濟評估類別整併方式說明

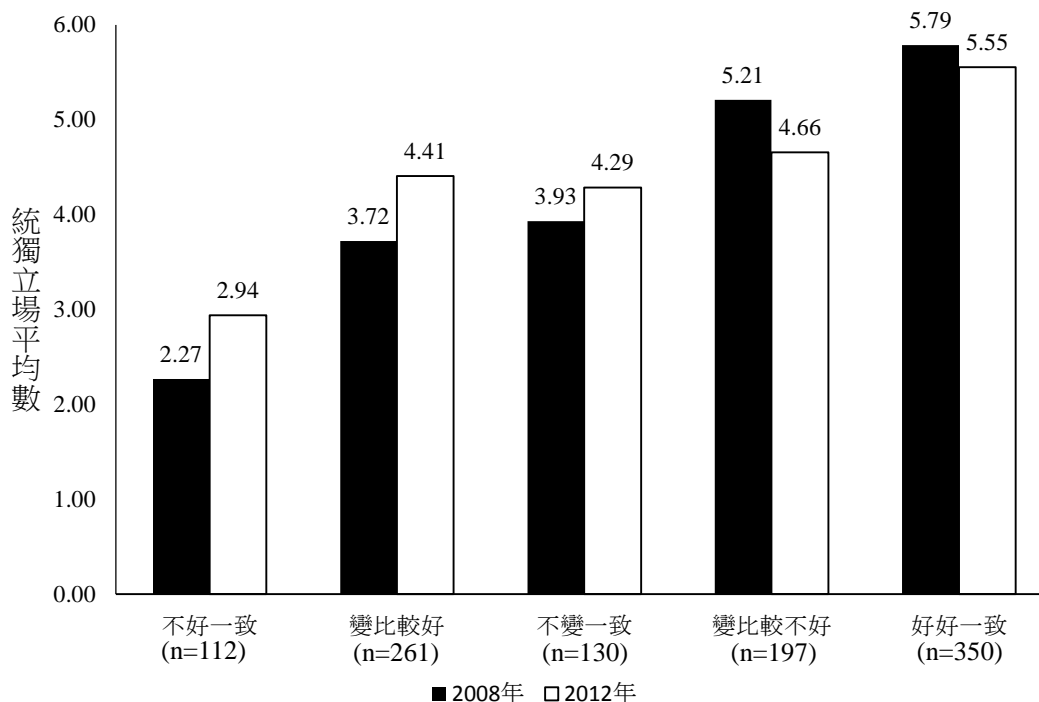
08 年 \ 12 年	變不好	沒有改變	變好
變不好	不好一致	變比較好	變比較好
沒有改變	變比較不好	不變一致	變比較好
變好	變比較不好	變比較不好	好好一致

資料來源：作者自行彙整。

具體來說，我們的做法是比較上述對於台灣經濟評估五種類型的民眾，在兩個年度統獨立場上的平均分數。若本研究的推測為真，資料上應該可以觀察到：(1)在比較選民對於 ECFA 台灣經濟評估態度的好壞差異方面，對 ECFA 的台灣經濟狀況評估持負面評價者，其統獨立場的平均數較低，接近獨立（0 表示儘快獨立）；相反地，對 ECFA 的經濟效應採取正面評價者，其統獨立場平均數傾向

較高，較靠近統一（10 表示儘快統一）。(2)原先預期對台灣經濟感到悲觀，但事後評估覺得台灣經濟狀況變比較好的選民，12 年的統獨立場平均數應該會高於 08 年時的平均數；相反地，覺得台灣經濟狀況變比較不好的人，12 年統獨立場的平均數應該會下降，低於 08 年時的平均數。

下圖 4-2 為五種台灣經濟狀況評估者，在 0~10 統獨立場上兩年度的平均數分佈情形，圖中黑色的長條是 2008 年的統獨平均數，白色的長條顯示的則是 2012 年的統獨態度平均數。首先，就五種不同經濟評估類別的統獨平均數而言，可以發現統獨平均數大致呈現由左至右、由低而高的趨勢；換言之，兩岸簽署 ECFA 前後一致認為台灣經濟變不好的民眾，其統獨立場兩年度的平均數皆不到 3，表示這群人在統獨議題上的態度傾向最靠近儘快獨立（0）的主張。而兩年度一致覺得台灣經濟沒有改變的群眾，其統獨態度兩年度的平均數則居中，大致在 4 左右。08 年和 12 年一致認為台灣經濟狀況變好的受訪者，統獨平均數則超過 5，表示他們在統獨議題上的相對位置較接近兩岸儘快統一（10）的主張。這樣的分佈趨勢基本上符合我們的預期，也就是對兩岸經濟整合或 ECFA 的經濟效應持負面評價的人，在統獨議題立場上較傾向贊成台灣獨立；對於 ECFA 的台灣經濟效應採取正面評價的選民，統獨立場則較偏向統一。換句話說，選民在統獨議題立場上的相對位置與距離，的確反映了他們對於 ECFA 台灣經濟效應評估態度之間的差別。

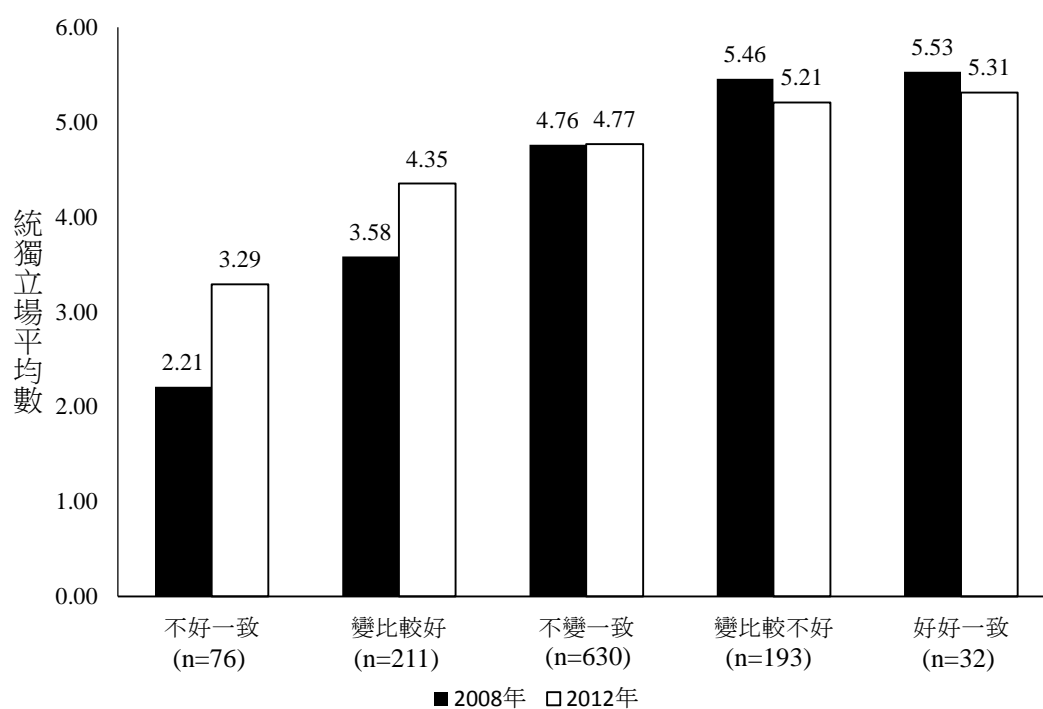


【圖 4-2】兩年度台灣總體經濟評估變化與統獨立場平均數

接著，我們將觀察的重點轉移到兩個年度統獨平均數的變化情形。原先對台灣經濟狀況悲觀，但事後評估變得比較樂觀的民眾，即圖 4-2 中所謂的變比較好者。在 2008 年時，這群民眾在統獨議題上的平均數約為 3.72，然而在 2012 年時他們的統獨立場平均數上升至 4.41。換句話說，兩岸簽訂 ECFA 之後覺得台灣經濟狀況變得比較好或是沒有原先預想那麼糟的民眾，其兩年度的統獨態度有明顯往統一方向偏移的情形。反觀那群覺得台灣經濟變比較不好的人；即原本對 ECFA 經濟效應樂觀預期，但事後評估卻變得比較負面的民眾。在 2008 年時，這群選民的統獨立場平均數確實也較高，約為 5.21，可是到 2012 年時，平均數下滑至 4.66。這顯示兩岸簽署 ECFA 之後覺得台灣的經濟情況未如原先預期那麼好或變得比較差的民眾，其統獨態度則變得沒有這麼支持兩岸統一。此外，12 年統獨平均數上升的情形，也在「不好一致」和「不變一致」兩類選民身上出現，若以穩定解釋穩定、變動解釋變動的角度來看，該現象可能有違邏輯。可是，影響民眾統獨立場穩定或變遷的成因眾多，ECFA 的台灣經濟評估僅是其中之一，因此

也無法排除其他因素導致統獨立場產生變化的可能性。綜上所述，藉由比較兩年度統獨立場平均數的變化，初步發現民眾對於台灣經濟狀況兩年度評價的變化，和統獨立場變動的方向趨勢之間具有一定程度的連動關係。接下來，本文進一步檢視兩岸簽署 ECFA 前後的個人經濟狀況評估和兩年度統獨議題立場之間的關係。

在個人經濟狀況評估穩定與變遷方面；同樣地，本研究依照表 4-6 的操作方式，將兩年度個人經濟狀況評估態度整併成「不好一致」、「變比較好」、「不變一致」、「變比較不好」和「好好一致」五類，據此檢視不同類別之間統獨立場平均數的差異，及 ECFA 的個人經濟效應的變化是否和統獨立場流動之間具有連動關係，結果如圖 4-3 所示。



【圖 4-3】兩年度個人經濟評估變化與統獨立場平均數

首先，在比較不同個人經濟評估者的統獨立場平均數上，可以觀察到兩年度

一致認為簽訂 ECFA 會使個人經濟狀況變不好的選民，統獨立場的平均數最低，表示在統獨議題立場上這群人的態度最接近儘快獨立（0）。簽訂 ECFA 前後一致覺得對於個人經濟沒有影響的人，其統獨立場平均數相對居中，大約落在 4.7 左右。而統獨立場最靠近儘快統一的（10），則是兩年度皆認為個人經濟情況變好的受訪者，其平均數大約落在 5.5 到 5.3 之間。整體來說，選民在統獨議題立場的相對位置和距離，也反映了 ECFA 的個人經濟效應評估好壞之間的差異，對個人經濟狀況持負面觀感的人較傾向獨立，相反地，覺得 ECFA 會使個人經濟狀況獲得改善的人，其統獨立場則比較接近統一。

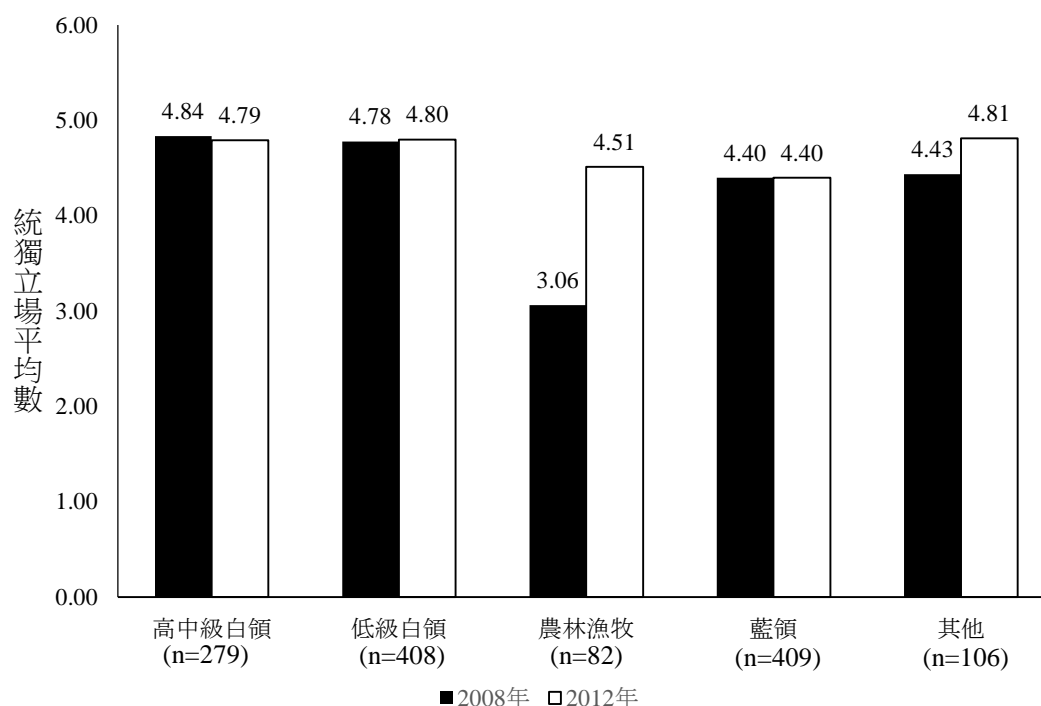
另一方面，當我們將觀察的重點轉移到兩年度統獨平均數的變化方向，是否和個人經濟評估的變化具有連動關係時，相似地，圖 4-3 發現原本預期個人經濟會變不好，但事後評估卻變比較好的人，其統獨立場平均數從 08 年的 3.58 上升到 12 年的 4.35。換言之，兩岸簽訂 ECFA 之後覺得個人經濟狀況變得比較好或者沒有想像中的差的選民，間隔四年後其統獨態度有往統一方向偏移的情形。相反地，原先對 ECFA 個人經濟效應感覺樂觀，但事後評估變得較為悲觀的人，也就是兩年度覺得個人經濟狀況「變比較不好」者，其在統獨議題立場上的平均數則從 08 年的 5.46 下降到 5.21。儘管下降的幅度並不大，但基本上 12 年統獨態度往獨立（0）的方向移動是如我們所預期的。因此，就民眾的個人經濟狀況評估而言，資料的結果大致和假設相符，也和台灣總體經濟評估呈現的趨勢相似，愈對兩岸簽訂 ECFA 的個人經濟效應感到負面評價的選民，統獨立場就愈傾向獨立；反之，則愈偏向統一。此外，對於兩年度經濟評價態度由負面轉向正面的群眾而言，間隔四年後其在統獨議題立場上的位置傾向朝統一的方向移動；反之，若經濟評價不如原先預期來的樂觀，其統獨位置則相對傾向往獨立的方向接近。另外，值得注意的是，簽署 ECFA 前後一致認為個人經濟狀況不好者，雖然他們的統獨位置最偏獨，但是從 08 年到 12 年，平均數從 2.21 上升到 3.29，變動幅

度可以說是五類之中最大的。這也意味著，除了 ECFA 的經濟效應認知與評估之外，可能還有其他的因素在影響民眾的統獨議題立場。

學理上，兩岸經濟整合如同全球化及自由貿易一般，開放市場增進經貿交流的利益分配不會是雨露均霑的，而是對不同社會經濟位置的人產生不同的影響。社經位置較高、具有專業知識技能、具有跨國界流動資本和勞動力優勢的人，愈容易成為經濟整合的獲利者，進而支持這種有利可圖的整合。因此，在理性自利解釋途徑中，除了選民對於 ECFA 經濟效應的認知和評估會影響統獨態度之外，個人的職業階級、教育程度、是否在中國大陸有直接或間接的利益涉入等，也是影響民眾的統獨立場的可能因素。以下，本文便逐一檢視這些變數和統獨立場之間的關係，基本上我們預期白領階級、教育程度較高、頻繁往來兩岸之間、在中國大陸有直接或間接利益涉入的選民，統獨立場較偏向統一。

首先，在職業階級方面，本研究根據 TEDS 2012 定群追蹤資料中的職業分類表，將受訪者的職業重新編碼為「高中級白領」、「低級白領」、「農林漁牧」、「藍領」和「其他」五類，並比較這五種職業階級在統獨立場平均數上的差異，結果如圖 4-4 所示。從中可以發現除了農林漁牧工作者之外，其餘階級之間的差異並不明顯。大致來說，統獨立場平均數以白領階級者較高，數值約落在 4.8 左右，其次為其他階級者，兩年度平均數約落在 4.4 到 4.8 之間，藍領階級者則再稍微靠近獨立一些，兩年度平均數約為 4.4。儘管如此，我們卻可以發現農林漁牧者的統獨立場平均數相對較低，最接近儘快獨立 (0)，而且從 08 年到 12 年有滿大的變化 (從 3.06 到 4.51)。當然，個人的職業階級是不隨時間變動的變數，從縱貫時序的角度，確實不容易用時間上沒有變化的變數來解釋其統獨立場的變化。不過，由於在 ECFA 早收清單的項目中，中國對台灣開放 18 項農漁產品，但台灣卻沒有開放任何中國農產品。或許是這個緣故，使得農林漁牧者認為兩岸簽訂

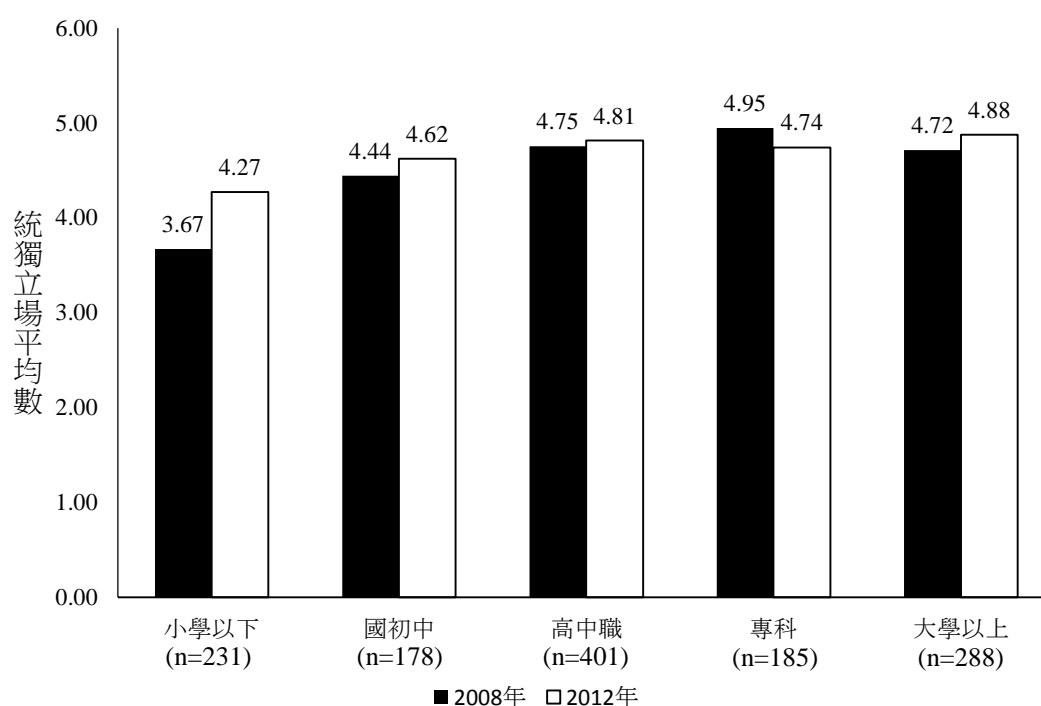
ECFA 有助於改善其生活條件和經濟狀況，導致其兩年度的統獨立場有往統一方向移動的趨勢。



【圖 4-4】職業階級與兩年度統獨立場平均數

接著，本研究按照受訪者自我回答的最高學歷，將民眾的教育程度整併為「小學及以下」、「國初中」、「高中職」、「專科」和「大學及以上」等五類，就此檢視不同教育程度者的統獨立場平均數。學理上，我們預期教育程度愈高者，因為具備專業知識技能，一方面較不容易受到兩岸經濟整合的衝擊，另一方面甚至可以利用此人力資本為籌碼，尋找條件待遇更好的工作，提升個人或家庭的物質滿足，因此在統獨議題立場上相對較傾向統一。然而，根據圖 4-5 的結果顯示，除了小學及以下者統獨平均數明顯較低、較偏向獨立之外，其餘不同教育程度的民眾之間，統獨立場平均數的差異並不明顯。換句話說，不論是從職業階級或教育程度來看，處於優勢社會位置並在兩岸經濟整合過程中有利可圖的選民，未必如理論預期在統獨議題立場上偏向統一。然而，相反地，我們仍舊可以觀察到，在統獨

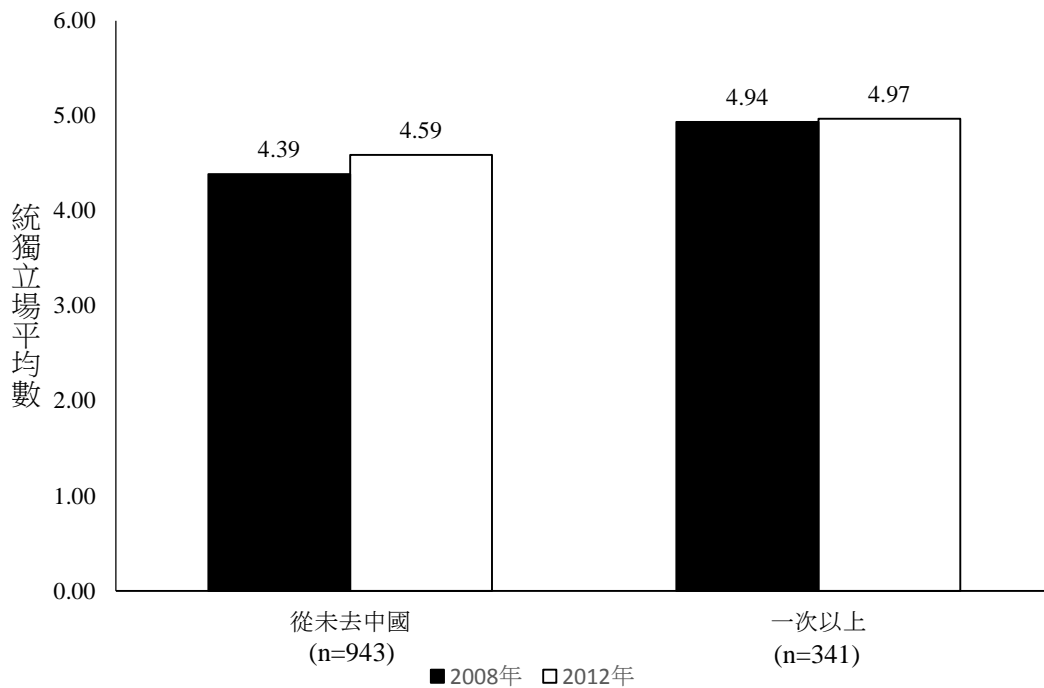
議題位置上最靠近獨立者大多是教育程度較低、處於劣勢社會位置的農林漁牧業者。由於擴大兩岸經貿往來和開放市場對這群民眾的利益衝擊最大，因此他們傾向反對這種讓自身利益受損的經濟與政治整合。此外，從上述的初步分析中也可以看到，中國對台灣讓利，特別是開放台灣農產品進入中國市場，也產生了一些實質效果。兩岸簽署 ECFA 之後，教育程度較低的農林漁牧業者的統獨立場皆呈現往統一方向偏移的情形。



【圖 4-5】教育程度與兩年度統獨立場平均數

再者，學理上個人是否能在兩岸經濟整合過程中獲利，也和他在中国大陸的利益涉入程度密切相關，因此本研究預期具有可跨界流動勞力和資本者，愈可能成為兩岸經濟整合利益分配的贏家，導致統獨立場較傾向統一。在操作上，我們用往來中國次數和是否在中国大陸投資經商等作為測量的替代變數。首先，在往返中國次數和統獨立場之間的關係方面，如下圖 4-6 所示。近五年來，從未去過中國的受訪者，其兩年度統獨立場的平均數大約落在 4.4~4.6 之間，而至少去過

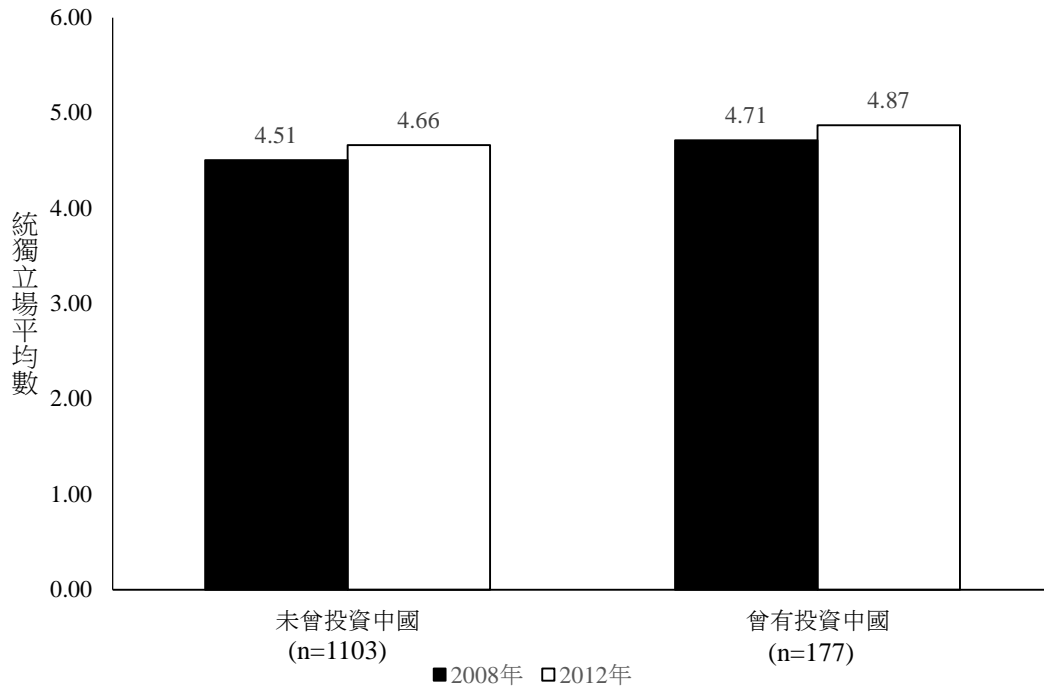
中國大陸一次的民眾，兩年度統獨立場平均數則接近 5。相對於沒有去過中國大陸的選民，至少一次往返兩岸之間的選民的統獨態度較偏向現狀；不過，兩者之間統獨平均數的差異並未如預期中的大。接著，在比較 08 年 12 年統獨立場平均分數的變化上，則可以觀察到，無論是從未去過中國大陸者或曾去過中國大陸者，其兩年度統獨平均數的變化幅度皆相當有限。



【圖 4-6】往來中國與兩年度統獨立場平均數

最後，在比較是否投資中國者之間統獨位置的差異部分，下圖 4-7 顯示有投資者和無投資者的統獨立場平均數也有一些差距。就在中國大陸有直接或間接利益涉入的民眾來說，兩年度統獨態度的平均數大致落在 4.7~4.9 之間，相對較偏向維持現狀；在對岸完全沒有利益涉入的選民，兩年度統獨態度的平均數則較低，約落在 4.5~4.6 之間，其相對位置則較接近獨立，但差異並不大。另外，從 08 年到 12 年，無論是有投資者和無投資者，統獨立場平均數的變化幅度也不明顯。換言之，經驗證據顯示我國民眾的統獨立場與其在中國的利益涉入程度之間關連

不強，而造成這個現象的可能原因或許和調查研究資料的樣本選擇相關，因為經常往返兩岸或在中國有投資事業的人通常難以被訪問到，導致我們不容易以這群有限的樣本來進行推論。



【圖 4-7】投資中國與兩年度統獨立場平均數

在初步檢視 ECFA 經濟評估、個人社經位置、教育程度及相關利益涉入等變數和統獨議題立場的關係之後，本研究發現民眾對於 ECFA 經濟效應評估的解釋力相對較強。具體而言，它透過兩種方式影響民眾在統獨議題上的相對位置。第一是好壞不同評價者之間統獨立場的差異，也就是對 ECFA 經濟效應給予正面評價的人，統獨相對位置較接近統一；而持負面評價者則較靠近獨立。此外，在 ECFA 經濟效應評估和兩年度統獨立場的連動關係上，我們同樣可以看到，簽訂 ECFA 之前預期較為悲觀，但事後評估變得比較樂觀的民眾，其統獨態度傾向往統一的方向傾斜。反之，事前預期經濟樂觀，但事後評估變得比較悲觀的選民，兩年度統獨態度則呈現往獨立方向移動的趨勢。總體來說，經濟評估對於統獨態度的影響符合本研究的預期。至於個人社經位階和教育程度方面，儘管不同職業

階級或教育程度之間，統獨立場的態度差異較不明顯；但仍舊可以看到，在兩岸經濟整合過程中的輸家，特別是教育程度不高的農林漁牧工作者，其統獨立場相對較傾向獨立。不過，如同前文所述，影響民眾統獨立場的可能因素眾多，除了理性自利的考量之外，個人情感層面的認同不應排除在研究的範疇之外。以下，本文便從符號認同的角度來觀察兩個年度統獨立場的變化情形。

第三節 感性因素和統獨立場變化之關聯

在上一節中，本文從理性自利的角度來檢視對於 ECFA 經濟效應有不同評價者、不同職業階級、教育程度以及在兩岸經濟利益不同涉入程度選民，在統獨議題位置上的差別。然而，過去的相關研究顯示，台灣民眾的統獨立場也和感性認同密切相關，其中最具體的表現是台灣人認同者、政黨認同泛綠者、不接受九二共識者較傾向支持台灣獨立，因此本節將觀察的焦點轉移到情感認同與符號態度的相關變數，並逐一檢視上述變數與統獨態度之間的關係。

首先，就民眾台灣人/中國人認同和統獨立場的關係而言，理論上，我們預期不同身分認同者之間的差別，會造成民眾在統獨議題立場上相對位置的差距；換言之，在比較選民的台灣人/中國人認同上，自認為是台灣人的民眾，平均而言，其統獨位置理應較靠近儘快獨立(0)；自我認同是中國人的選民，其統獨位置則會較接近儘快統一(10)的主張。再者，民眾的台灣人/中國人認同也應該和統獨立場之間具有相互連動的關係；也就是說，間隔四年當受訪者的自我身分認同從中國人轉向台灣人，其統獨立場傾向朝獨立的方向移動。反之，若民眾的認同從台灣人變為中國人，那麼其統獨立場將會往統一的方向傾斜。

在變數操作上，由於 08 年和 12 年認為自己是中國人的比例皆不到 5%，為

了避免類別樣本數過少的問題，因此本研究將回答「都是」或「中國人」的選項加以合併。然後將受訪者兩個年度的自我身分認同重新歸併為四類（表 4-7）：08 年和 12 年都認為自己是台灣人者稱為「台灣人一致」，這類的人約佔全體樣本的 41.3%。其次，兩年度皆認為自己都是或中國人者則整併為「都中一致」，在全體樣本中約有 35.8%。第三是 08 年覺得自己是台灣人，但四年後轉變成都是或中國人的選民，我們將之重新編碼為「台轉都/中」，約 9.2% 的人屬之。最後，由都是或中國人轉變成台灣人者則被歸為「都/中轉台」，這類的人也不多約佔全體樣本的 13.7%。接著，本文便比較這四種認同穩定和變遷選民，在統獨議題立場上兩年度的位置變化情形。

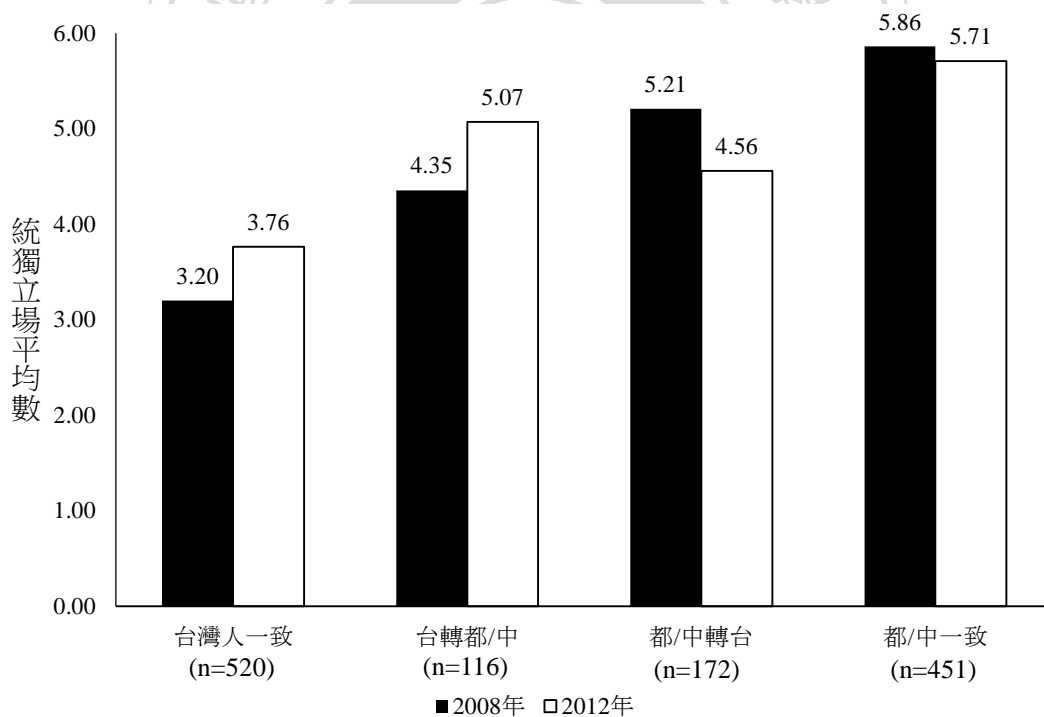
【表 4-7】兩年度台灣人/中國人認同類別整併方式說明

	12 年	台灣人	都是或 中國人
08 年			
台灣人		台灣人一致	台轉都/中
都是或 中國人		都/中轉台	都/中一致

資料來源：作者自行彙整

從下圖 4-8 可以發現，平均而言，民眾在統獨議題立場的位置確實在不同認同者身上有明顯差異。具體來說，兩個年度台灣人認同一致的選民，統獨平均數約落在 3.2~3.7 之間，其位置相對最靠近儘快獨立（0）。其次，統獨位置相對居中的是兩年度身分認同態度轉變者，「台轉都/中」者兩年度的統獨平均數大約落在 4.4~5.1 之間，而「都/中轉台」的民眾兩年度統獨平均值則介於 5.2~4.6 之間。08 年和 12 年一致認為自己都是或中國人的選民，其平均值介於 5.9~5.7 之間，相對來說最接近儘快統一（10）的主張。這表示不同身分認同者之間的統獨位置差異確實如我們所預期，台灣人認同者較傾向獨立，中國人認同者則較傾向統一。接著，若比較兩個年度統獨位置平均數的增減，我們可以進一步觀察到，民眾的

身分認同的流動似乎和統獨立場的轉變呈現某種連動關係。08 年第一次受訪時自認為是台灣人者，但 12 年卻轉變成都是或中國人的民眾，間隔四年後其統獨態度平均值從原本的 4.4 上升至 5.1。若以 5 這個中間值當作維持現狀的話，這表示當選民的身分認同從台灣人轉變成都是或中國人時，其統獨立場可能也會跟著有所變動，由獨轉統。反之，若受訪者的自我認同從都是或中國人轉變為台灣人，其統獨立場平均值則由 08 年時的 5.2 下降至 4.6。同樣地，這意味當受訪者的認同轉變成台灣人時，其統獨立場也傾向朝獨立的方向位移。換句話說，民眾在統獨議題上的國家選擇一方面反映了台灣人/中國人等不同身分認同者之間的文化情感差異，另一方面，台灣人/中國人認同和統獨態度之間也具有某種程度的連動關係，當情感認同發生轉變，攸關統獨的國家選擇亦會有所改變。



【圖 4-8】兩年度台灣人/中國人認同與統獨立場平均數

在感性解釋途徑中，除了我群/他群認同之外，民眾長期社會化所獲取的政治預存傾向對於政治態度和行為也有關鍵性的影響效果。其中，政黨認同更是不

可遺漏的重要變數。在台灣選民行為的相關研究中，政黨認同一項被視為是解釋民眾政治態度的重要變項，而且泛藍與泛綠在兩岸議題及相關大陸政策上的鮮明對比，更使得政黨認同在兩岸關係研究受到矚目。有鑑於此，以下本文檢視民眾兩個年度政黨認同穩定與變遷對於統獨態度的影響。學理上，我們預期選民在 0~10 的統獨光譜中的相對位置，應該可以依其藍綠政黨認同而加以區辨，其中認同泛藍的民眾較傾向兩岸統一，無政黨認同者居中，泛綠認同者則傾向贊成台灣獨立。此外，民眾兩年度政黨認同的轉變也應該反映在統獨態度的流動上，政黨認同由綠轉藍者往統一的方向傾斜；反之，由藍轉綠的選民則朝獨立的方向位移。

在探討政黨認同穩定與變遷時，兩個年度政黨認同各有三種態度（泛綠、中立、泛藍），會形成 3x3 九種穩定和變遷的類型。為了避免類別數過多、各類別樣本數過少的情形，因此我們也按照之前操作的原則，也就是把往相同方向變化的群眾加以整併，藉此得到五種政黨認同穩定與變遷的類型，如下表 4-8 所示。首先從左上到右下斜對角線為兩年度認同態度一致的選民，再進一步細分為「綠綠一致」、「中立一致」和「藍藍一致」，其觀察樣本數依序分別為 352、171 及 460。在對角線右上方的選民是 08 年認同泛綠，四年後卻轉變成無政黨認同或泛藍者，以及 08 年無政黨認同者，但 12 年轉為泛藍認同，由於在政黨認同轉變的方向上都是往泛藍移動，所以將這群民眾重新歸類為「由綠轉藍」，在全體樣本中，有 173 位為此種認同變遷模式。相反地，對角線左下方的三個細格則整併為政黨認同「由藍轉綠」者，包括 08 年認同泛藍但 12 年轉變成無政黨認同或泛綠，以及 08 年無政黨認同但四年後變為泛綠認同，屬於這種認同變遷模式的受訪者總計有 151 位。接下來，我們便觀察這五類政黨認同穩定或變遷者，兩個年度的統獨立場變化情形。

【表 4-8】政黨認同類別整併方式說明

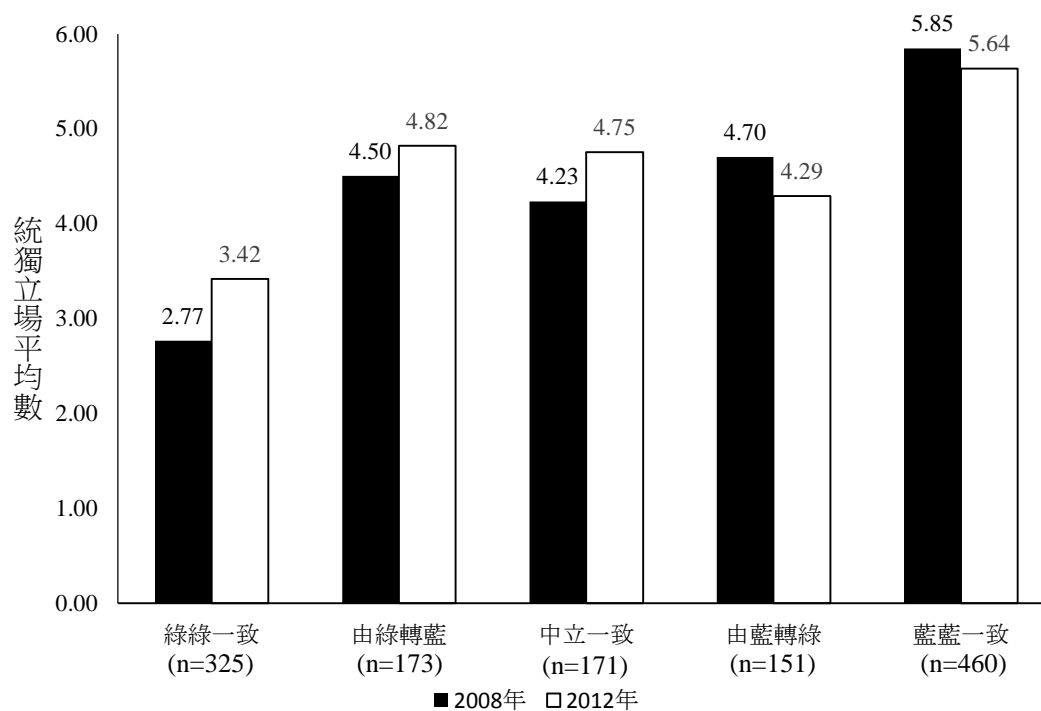
12 年 \ 08 年	泛綠	中立	泛藍
泛綠	綠綠一致	由綠轉藍	由綠轉藍
中立	由藍轉綠	中立一致	由綠轉藍
泛藍	由藍轉綠	由藍轉綠	藍藍一致

資料來源：作者自行彙整。

下圖 4-9 的結果顯示，民眾在統獨議題上的位置大致可以從不同政黨認同者來加以區隔。平均而言，兩年度皆一致認同泛綠政黨的民眾，其統獨位置大約落在 2.8~3.4 之間，相對最靠近儘快獨立 (0)。中立一致者及政黨認同變遷者的統獨立場平均數相對居中，介於 4~5 之間，兩年度一致認同泛藍的選民，其統獨位置則是現狀偏統，其平均數大致介於 5.6~5.9 之間。換句話說，藍綠不同政黨認同者之間對於統獨國家選擇的看法的確存在分歧，也間接驗證了過去多數研究的主張。再者，若進一步比較兩個年度統獨立場流動的情形，我們大致可以發現兩個變數之間也呈現若干相互連動的關係。以政黨認同由綠轉藍變遷模式的選民為例，08 年其統獨立場的平均數約為 4.5，間隔四年後，該值上升至 4.8，表示當民眾的政黨傾向往泛藍的方向流動時，統獨立場也會朝統一的方向位移。反觀政黨認同由藍轉綠的選民，08 年時其統獨立場平均數為 4.7，但 12 年該值下滑至 4.3。同樣地，這意味著政黨認同往泛綠流動對於統獨立場趨統的反作用力。因此，政黨認同穩定與變遷的模式也和統獨態度流動的方向相關。

不過，值得注意的是政黨認同「綠綠一致」和「中立一致」的選民，其統獨立場平均數也呈現增加的趨勢。特別是兩年度一致認同泛綠者，其統獨平均數從原本的 2.8 上升到 3.4，增加的幅度甚至比政黨認同變遷者還多。在沒有控制其他變數的條件下，我們並不清楚政黨認同穩定者統獨態度變化的原因，其中有可

能的情況是，政黨認同沒變，但對於 ECFA 的經濟評估發生改變，又或者是台灣人中國人認同轉變，這些因素都可能會使得兩年度的統獨立場發生轉變。因此，後續分析時必須格外注意這群認同態度穩定者統獨態度發生變化的成因。

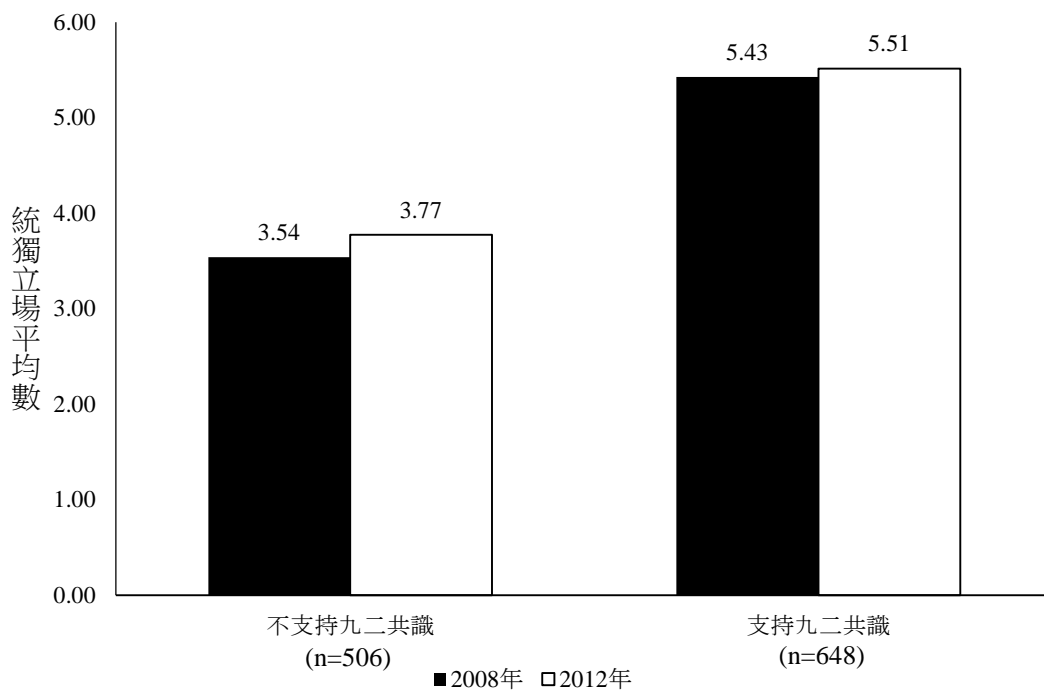


【圖 4-9】兩年度政黨認同與統獨立場平均數

此外，在 2012 年總統選舉中，馬英九和蔡英文兩大陣營最大的議題差異即是兩岸關係政策。現任的馬英九在兩岸關係上強調「九二共識」中的「一個中國、各自表述」是維繫兩岸和平發展及兩岸協商的基礎。而蔡英文則自始否定「九二共識」的存在，並提出所謂的「台灣共識」，希望透過民主程序，以立法及公投凝聚國內的共識，再以此共識作為與對岸談判的基礎。吳介民（2012, 6）便認為「九二共識」已經內化到台灣的選舉政治，成為兩岸關係攻防戰中最明顯的政治修辭。在民進黨內部的敗選檢討報告中，甚至把蔡英文敗選的原因歸因於九二共識。因此，我們進一步檢視支持或反對九二共識者的統獨議題立場差異。基本上，本文預期相對於不接受或不承認九二共識者，支持九二共識的選民的統獨立場較

傾向偏統。

支持九二共識與否和統獨立場的關係如下圖 4-10 所示。兩者之間的關係如理論預期，支持九二共識的民眾兩年度統獨立場的平均數約落在 5.4~5.5 左右，其在統獨議題上的相對位置較接近儘快統一(10)。反觀不支持九二共識的選民，兩個年度統獨立場平均數則相對較低，介於 3.5~3.7 之間，比較靠近儘快獨立(0)的主張。換言之，選民在統獨議題上的位置基本上也可以用支持九二共識與否來加以區辨，接受以九二共識為基礎與中國進行協商的民眾，統獨立場相對偏統，否定九二共識的選民，統獨立場則相對偏獨。



【圖 4-10】支持九二共識與兩年度統獨立場平均數

綜合以上感性因素對於兩年度統獨立場的影響，本研究初步發現，無論是台灣人/中國人認同、政黨認同和九二共識，都與民眾的統獨立場密切相關。跟過去橫斷面相關研究的結果相似，在情感上認同自己是台灣人、政黨傾向偏綠、不

接受九二共識的選民，其統獨立場相對偏向獨立；反之，則較贊成兩岸統一。但是，藉由定群追蹤資料的縱貫時序研究，我們更進一步發現了情感認同和統獨立場之間的相互連動關係。換句話說，從 2008 年到 2012 年，當選民的自我身分認同由台灣人轉變成都是或中國人時，其統獨立場傾向朝統一的方向位移；相反地，若由都是/中國人轉變成台灣人認同，其兩年度統獨議題立場的位置則會往獨立的方向傾斜，相似的情形也發生在政黨認同與統獨立場之間的關係上。由此可見，在影響民眾統獨立場穩定與變遷的因素中，感性認同與符號態度的流動變化也同時在幕後發揮作用，推動民眾的統獨位置朝統一或獨立的方向移動。不過，上述的分析也發現，在兩年度台灣人認同穩定及政黨認同泛綠一致的選民身上，儘管他們的統獨位置相對來說都最接近獨立，但是從 08 年到 12 年卻呈現往統一方向傾斜的趨勢。對於這些認同保持穩定的選民來說，影響其統獨態度轉偏統的可能原因就是他們對於兩岸簽訂 ECFA 後經濟評估的改變。因此，以下本文便從這個角度來探討影響認同態度穩定者統獨變化的成因。

下表 4-9 呈現的是兩個年度認同態度保持穩定，但 ECFA 經濟評估發生改變，從預期悲觀到事後樂觀的民眾，08 年和 12 年的統獨立場平均數。首先，對於兩年度台灣人認同穩定的選民來說，如果事後評估覺得 ECFA 對台灣經濟狀況有變比較好，其統獨立場平均數會從 08 年的 2.98 上升到 12 年的 3.76。若簽署 ECFA 之後認為個人經濟狀況有變得比較好，則其統獨立場平均數將從原來的 2.71 增加到 3.52。根據相依樣本 t 檢定的結果顯示，兩年度統獨立場平均數確實有顯著的增加；換言之，在受訪者台灣人/中國人認同並未發生變化的情況下，當 ECFA 經濟效應評估變得比較好時，其統獨立場也傾向會受到影響，從原本偏向急獨的位置往維持現狀的方向移動。接著，我們將觀察的重點轉到兩年度政黨認同保持泛綠穩定的受訪群眾身上。相似地，也可以發現當他們覺得兩岸簽訂 ECFA 後台灣經濟狀況沒有預期來的糟糕，或者是變得更好，其統獨立場平均數則從 08

年的 2.72 上升到 12 年的 3.49。若事後個人經濟狀況評估比事前預期樂觀，那麼統獨立場平均數將會由 08 年的 2.39 增加到 12 年的 3.38，同樣地兩個年度統獨立場平均數增加的幅度也達到 $p < .01$ 的統計水準。這表示即便兩年度的政黨認同沒有發生變化，選民對於 ECFA 經濟效益評估的轉變也可能會促使其統獨立場產生變化，從原本偏向儘快獨立 (0) 的位置轉移到相對居中的位置。因此，從 2008 年到 2012 年這段時間內，對於台灣人認同和泛綠政黨認同穩定的選民而言，兩岸簽署 ECFA 所產生的經濟效益，仍可能會對他們的統獨立場造成影響。

【表 4-9】經濟評估變好條件下，認同態度穩定者兩年度的統獨平均數

	台灣人認同一致者		泛綠政黨認同一致者	
	台灣經濟變比較好	個人經濟變比較好	台灣經濟變比較好	個人經濟變比較好
樣本數	131	112	103	82
08 年統獨平均數	2.985(.195)	2.705(.211)	2.718(.195)	2.390(.251)
12 年統獨平均數	3.763(.212)	3.518(.240)	3.485(.228)	3.378(.275)
08 年-12 年	-.778**	-.813**	-.767**	-.988**

說明：相依樣本 t 檢定，雙尾檢定；*表示 $p < .05$ ，**表示 $p < .01$ ，***表示 $p < .001$ 。

資料來源：TEDS 2012 定群追蹤樣本

本章小節

最後，我們在此總結本章的發現。過去關於台灣民眾統獨態度穩定與變遷的研究，大致可以歸納成兩點。第一、藉由集結數個時間點的橫斷面資料分析，多數學者同意歷年來台灣民眾的統獨立場沒有太大的變動，就某個程度而言，具有相當的持續性（陳義彥、陳陸輝 2003；陳陸輝、周應龍 2004；盛杏溪 2002；Hsieh 2005）。第二、在影響民眾統獨國家選擇的因素方面，研究雖然認為理性和感性的因素都相當重要，但是整體來說，感性認同的解釋力大於理性計算，呈現一種「愛情勝過麵包、經濟無法扭轉政治」的格局（吳乃德 2005；耿曙 2009；范世平 2013；童振源 2013；陳陸輝等 2009；Keng, Chen, Huang 2006；Wu 2012）。

儘管這樣的結論未必有誤，但卻忽略了統獨態度建構過程的動態本質，欠缺動態的分析，使得我們對於台灣民眾統獨偏好的瞭解仍不夠全面。

本章不同之處在於，我們試圖運用縱貫時序的定群追蹤資料，來觀察從 2008 年至 2012 年，我國選民統獨態度的變化情形、變動規模的大小及變遷的模式；此外，也嘗試檢視民眾兩個年度在統獨議題立場的變化，是否和理性或感性等因素之間具有連動關係。研究結果初步發現，不論是在統獨立場、ECFA 台灣或個人經濟評估或台灣人/中國人認同上，兩個年度都至少有三成以上的人轉變其態度。就態度變遷的模式而言，選民兩年度統獨立場的轉變鮮少跨越維持現狀的中間點互換立場，而是呈現「獨立 \leftrightarrow 現狀」和「現狀 \leftrightarrow 統一」的流動模式，這樣的統獨變遷模式既沒有和過去統獨態度穩定的主張衝突，同時也符合學理上的預期。至於 ECFA 台灣或個人經濟評估的變遷模式，我們則發現兩個年度選民的評估大致呈現「從變不好到沒有改變」及「從變好到沒有改變」的模式，前者表示選民事後評估覺得 ECFA 帶來的負面效果並未如預期來得嚴重，後者則表示部分選民可能對 ECFA 的經濟效應感到失望。最後，在台灣人/中國人認同方面，儘管民眾身分認同變化的比例不高，但還是可以看到往台灣人認同移動的趨勢，這個結果也符合一般的認知。

除了觀察上述態度的穩定與變遷之外，本章進一步檢視理性和感性因素與統獨國家選擇之間的關係。其中，理性的因素包括兩岸簽訂 ECFA 的經濟評估、個人社經位置、在中國利益涉入等；而感性因素則包括台灣人/認同、政黨認同及九二共識。研究結果初步發現，上述選民在上述變數的差異確實反映在統獨議題位置上。例如，覺得經濟變不好者、處於弱勢位置、在中國沒有利益涉入者較傾向獨立；反之，則較偏向統一。此外，透過跨時分析，研究結果亦顯示民眾在 ECFA 經濟評估、台灣人/中國人認同和政黨認同等態度上的變化，與兩個年度統

獨立場的穩定與變遷具有若干連動關係。意即，當選民事後評估覺得台灣或個人經濟狀況變得比較差、身分認同從都是或中國人轉變為台灣人、或者政黨認同由藍轉綠，都傾向會牽動其統獨議題位置往獨立的方向位移；反之，則朝統一的方向傾斜。更重要的是，在這四年間，即便選民的台灣人認同和泛綠政黨認同保持穩定，但 ECFA 經濟評估變得比較好，也傾向使其統獨立場往現狀或統一的方向移動。換言之，過去統獨立場相關研究可能低估了理性自利的影響力。

綜上所述，本章建立在過去的學理基礎上，運用定群追蹤資料觀察從 08 年到 12 年，我國選民統獨立場的穩定與變動情形，並檢視影響統獨立場的可能因素。初步發現間隔四年選民的統獨立場確實有規模不小、方向不等的流動情形，理性和感性等相關因素也和統獨態度之間具有某種程度的連動關係。然而，這樣的關係在控制其他變數的條件下是否還成立？下一章，本文以更嚴謹的統計模型方法來加以驗證分析。

第五章 影響台灣民眾統獨立場的因素

欲瞭解選民從 2008 年至 2012 年統獨立場的流動情形，藉由個體層次的定群追蹤樣本是最適當的方式。在第四章中，我們運用交叉列表和描述統計分析了民眾兩個年度統獨態度穩定與變遷的模式，並逐一檢視理性和感性的各個變數與統獨議題立場之間的關係。分析結果初步顯示，在 08 年到 12 年這段時間中，為數不少選民的統獨立場呈現「獨立⇔現狀」和「現狀⇔統一」的流動模式，其中民眾對於兩岸簽署 ECFA 前後的經濟效應與衝擊影響評估，跟統獨態度之間具有某種程度的連動關係。然而，這樣的關係是否在控制其他變數的條件下依然能夠維持，則是本章分析與觀察的重點。有鑑於此，本章以適用於定群追蹤資料的統計模型來檢視民眾經濟評估對於統獨態度的影響效果。具體而言，透過更嚴謹的統計方法，我們企圖要問的是從 08 年到 12 年，在控制其他因素的條件下，ECFA 經濟評估對於統獨的影響是否還具有獨立性的效果？更甚者，對於那些具有特定情感認同且態度穩定不變的選民來說，ECFA 經濟效應評估又如何影響他們的統獨立場？在結構安排上本章分為兩節，第一節主要分析影響台灣民眾兩個年度統獨立場的因素，第二節則聚焦於 ECFA 經濟影響評估在情感認同保持穩定者身上所產生的效果。

第一節 簽署 ECFA 前後選民經濟利益認知對於統獨態度的影響

一、主要研究問題

過去針對台灣民眾統獨立場的研究發現，選民的政黨認同、台灣人認同、經濟評價等感性和理性因素，對於統獨立場皆具有重要的影響。儘管如此，當研究者進一步比較感性和理性因素的解釋力時，他們多半認為先於理性選擇的經濟利

益認知往往受到情感認同的形塑，經濟利害的認知與評估反映的是根深蒂固的政治認同。因此，對於台灣民眾的統獨立場而言，感性認同的鞏固力大於物質利益的吸引力，形成經濟無法扭轉政治的格局（吳乃德 2005；耿曙 2009；陳陸輝等 2009；陳陸輝、陳映男、王信賢 2012；Wu 2012）。然而，這樣的觀點卻鮮少被放在一個動態的架構中加以檢視，憑藉單一時間點或多個時間點的橫剖面觀察，導致研究者只注意到選民統獨立場「穩定」的部分，忽略了統獨乃是不確定情況下的國家選擇，本身具有高度流動與變異的特質（俞振華、林啟耀 2013）。此外，在缺乏縱貫時序資料的條件下，也無法進一步區分經濟利益評估對於統獨立場的效果，究竟反映的是理性計算的心理過程，還是受到情感認同汙染過後的評價，使得研究者過分低估了選民的經濟利益評估對於統獨態度的解釋力。

在第四章中，本研究透過選民的個體層次資料發現，儘管民眾兩個年度統獨立場互換的情況非常罕見，但是不可否認地，也有約半數選民的統獨態度呈現「獨立 \leftrightarrow 現狀」及「現狀 \leftrightarrow 統一」的流動模式；其中，造成人們態度發生變化背後的系統性因素，和民眾兩個年度對於 ECFA 經濟效應的評價變化密切相關。換句話說，從 08 年到 12 年，個人統獨態的變化並非毫無規則的隨機流動，而是跟兩個年度 ECFA 經濟效應評價的好壞變化產生連動關係。在學理上，經濟利害評估的效果之所以放大的原因與降低不確定性（uncertainty）的觀點類似，因為選民針對 ECFA 的評估涉及事前預期和事後評價兩個時間點，其經濟效應不但已經發生且可以觀察到，所以其評估態度的變化基本上具有一定程度的客觀事實基礎，也比較不會受到情感認同的汙染（Anderson, Mendes, and Tverdoea 2004; Lewis-Beck, Nadeau, and Elias 2008）。再者，當成本和利益巨大且清晰可辨時，或面臨嚴重的威脅時，理性自利的因素通常較能彰顯其效果（Sears and Funk 1990a）。因此，當兩岸經貿交流所產生的利弊得失不再是紙上談兵或憑空想像，而是清楚的、可預知的、並可以在事前事後加以評估的，此時因貿易而產生的利

益分配問題，可能就會使得民眾的統獨態度受到「利害考量」的影響而發生變化。因此，本研究認為過去在探討民眾統獨立場時，理性自利的效果可能被低估，選民統獨立場在「維持現狀與獨立」及「維持現狀與統一」之間的擺盪，反映了民眾在權衡利弊得失與情感價值之間高度掙扎的心理過程。如果我們對選民統獨態度流動的部分視而不見，只強調穩定的部分，認為經濟利害評估無法影響統獨立場，那麼其實是誤解了台灣民眾統獨偏好穩定與變遷的整體樣貌。

另外，就方法而言，如果自變數在橫斷面上與感興趣的依變數具有關聯，檢驗這樣的關係是否也在縱貫時序下成立，理應是邏輯推論的下一個步驟，藉此論證該關係並非虛假（spurious）（Fairbrother 2014）。當然，過去根據橫斷面資料所做出的結論未必有誤，但是這些論述很明顯地是建立在「橫斷面關係等同於貫時性關係」的大膽假設之上。以影響台灣民眾統獨立場的因素為例，所謂的橫斷面關係指的是，不同選民之間對 ECFA 好壞評價差異對於統獨的影響效果，而貫時性關係則是，給定同一位選民其 ECFA 評價由不好轉變成好所帶來的效果。很明顯地，這兩種因果關係並不相同，有時預期和現實之間的落差反而對人的政治態度有更深刻的效果。因此，在缺乏經驗證據的條件下，我們不宜直接假設兩者相等。如同 Gelman (2005, 461) 針對跨時跨國研究 (time-series and cross-sectional studies, TSCS) 所做的評論指出：「將跨國間差異所產生的效果等同於給定一個國家隨時間改變的效果，實乃詮釋推論上的一大跳躍」，相似的邏輯也同樣可以套用到以選民為基礎的定群追蹤資料分析上。相較於橫斷面資料，縱貫時序的定群追蹤資料不僅能夠從「個體」選民層次掌握政治態度的持續與變化，更重要的是，透過統計模型的控制可以看到不同選民之間態度差異對於依變數的影響效果（組間效果），也可以觀察同一個人在不同時間點態度變化對於依變數的影響效果（組內效果）。

綜上所述，無論是從學理或方法上，本研究都認為理性的 ECFA 經濟利害評估對於民眾統獨立場的影響力應該受到重視。將這個論點具體化操作成可檢驗之假設，本節預期在控制個人情感認同等變數不變的條件下，選民的統獨態度不僅會受到 ECFA 好壞評價差異的影響；更重要的是，若民眾兩年度 ECFA 的評價從悲觀轉為樂觀，其統獨立場也可能會因此受到影響而有所位移。下面，我們便以 TEDS 2012 定群追蹤樣本為例，具體說明如何透過多層次統計模型的設定，來區分變數的橫斷面和縱貫時序的兩種不同效果，並檢視 ECFA 經濟評估的因素如何影響我國選民的統獨立場。

二、組間組內隨機效果模型的設定

在分析模型的建構上，要研究兩個時間點影響民眾統獨立場的因素的最佳方法，是將不同時間點所做的觀察視為是隸屬在同一位受訪者身上的資料結構，如同第三章圖 3-2 的關係。近年來，逐漸蓬勃發展的多層模型 (multilevel model) 或稱階層線性模型 (hierarchical linear model) 便是適合用來分析此種套疊結構主題的研究方法 (Rabe-Hesketh and Skrondal 2008; Raudenbush and Bryk 2002)。同時，為了區分自變數中組間和組內兩種不同效果，因此本節在上述多層模型的基礎之上，建立一個「組間組內的二層隨機截距模型」(between and within two level random intercept model) (或稱隨機效果與固定效果併用法, hybrid method) 來探討影響民眾統獨立場的因素。⁴³ 第一層 (level 1) 是選民在兩個時間點所進行的兩次訪問，以 i 來表示；然後第二層 (level 2) 則是個別選民，以 j 來表示。建立此二層隨機截距模型的步驟如下：

⁴³ 近年來，組間組內隨機效果模型已在跨時跨國和定群追蹤等集群資料中廣泛運用，相關學理探討和方法應用可參考 Allison (2009); Bartels (2008); Bell 和 Jones (2014); Fairbrother (2014); Rabe-Hesketh 和 Skrondal (2008)。

$$\text{Level 1 : } Y_{ij} = \beta_{0j} + \sum_{k=1}^4 \gamma_{0k} X_{kij} + e_{ij}, \quad e_{ij} \sim N(0, \sigma_e^2)$$

上式中， Y_{ij} 即為兩個年度民眾在 0~10 統獨議題立場上的位置，光譜的一邊 0 表示儘快獨立，另一邊 10 則表示儘快統一。我們假定誤差項 e_{ij} 是一個期望值為 0、變異數為 σ_e^2 的常態分配。 X_{kij} 為 4 個在受訪者和訪問時間點均有變異的因時而異之變數，其變數下標同時包括訪問層次 i 和選民層次 j ，其估計係數則為 γ_{0k} 。而 β_{0j} 主要是用來捕捉選民個體層次自變數（subject-specific variables）的影響；據此，第二層的迴歸方程式可寫成：

$$\text{Level 2 : } \beta_{0j} = \gamma_{00} + \sum_{s=1}^8 \gamma_{0s} Z_{sj} + u_{0j}, \quad u_{0j} \sim N(0, \sigma_u^2)$$

將上述兩式合併後得到：

$$Y_{ij} = \gamma_{00} + \sum_{s=1}^8 \gamma_{0s} Z_{sj} + \sum_{k=1}^4 \gamma_{0k} X_{kij} + u_{0j} + e_{ij}, \quad u_{0j} \sim N(0, \sigma_u^2); e_{ij} \sim N(0, \sigma_e^2)$$

我們根據過去的學理基礎，加入理性和感性的解釋變數，在理性因素中，包含選民兩個年度對於 ECFA 的經濟效益評估、個人的職業階級、教育程度、及是否在中國有直接或間接的利益涉入等。在感性因素方面，則包括民眾兩年度的政黨認同、台灣人/中國人認同，和是否支持九二共識。此外，亦有性別、省籍、年齡、居住地等控制變數。由於上述變數有些是不隨時間變化的變數（time constant variables），有些則是隨時間變化的變數（time varying variables），為了區分其屬性，分別以 Z 和 X 為代表。具體而言，上述變數計有：

Z_{1j} = 性別 (男性=1, 女性=0)。

Z_{2j} = 省籍 (本省閩南人、大陸各省市人, 以本省客家人為參照類)。

Z_{3j} = 居住地 (北部、中部、東部, 以南部地區為參照類)。

Z_{4j} = 職業階級 (白領階級=1, 非白領=0)。

Z_{5j} = 教育程度 (國初中、高中職、專科、大學以上, 以小學及以下為參照類)。

Z_{6j} = 往返中國次數 (連續變數)。

Z_{7j} = 是否投資中國 (曾有=1, 沒有=0)。

Z_{8j} = 支持九二共識與否 (支持=1, 不支持=0)。

X_{1ij} = 兩個年度對於 ECFA 的綜合經濟評估 (連續變數)。⁴⁴

X_{2ij} = 兩個年度的台灣人/中國人認同 (以都是或中國人為參照類)。

X_{3ij} = 兩個年度的藍綠政黨認同 (以都中立無政黨認同參照類)。

X_{4ij} = 兩個年度受訪時的年齡 (連續變數)。

在前述關於統計方法的討論中, 我們曾經提到, 為了避免違反隨機效果模型中的外生性假定, 並區分自變數對於依變數的影響, 究竟是來自不同個體之間的變數效果, 或是同一個體在不同時間點變化所造成的變數效果。通常我們會進一步將隨時間變動之變數 X_{ij} 拆解成「個體不同時間點的平均數」(\bar{X}_j , subject mean), 以及「個體與其組平均之差」($(X_{ij} - \bar{X}_j)$, subject-mean centered)。此時, 其估計係數即分別表示該自變數的組間效果 (between effect) 和組內效果 (within effect)。因此, 將這個做法套運用到本文的模型, 並整併 Level 1 和 Level 2 的方程式, 即可得到包含組間和組內效果的二層隨機截距模型:

⁴⁴ 選民對於 ECFA 的經濟評估包括台灣總體和個人經濟狀況評估, 過去在經濟投票相關文獻中, 將之區分為國家總體經濟評估 (sociotropic) 和個人荷包評估 (pocketbook), 兩種評估的對象雖然不同, 但基本上都反映了以理性為基礎的心理計算過程, 兩者的差別未必截然二分 (Bobo and Kluegel 1993, 445)。在模型分析時, 為了精簡變數並增加變異, 所以本文參考陳陸輝、耿曙、王德育 (2009) 以及湯晏甄 (2013) 的操作方法, 將兩題分數加總後平均, 分數越高表示對兩岸經貿交流所產生的經濟效應愈樂觀。

$$Y_{ij} = \gamma_{00} + \sum_{s=1}^8 \gamma_{0s} Z_{sj} + \sum_{k=1}^4 \gamma_{0k} \bar{X}_{kj} + \sum_{w=1}^4 \gamma_{0w} (X_{wij} - \bar{X}_{wj}) + u_{0j} + e_{ij},$$

$$u_{0j} \sim N(0, \sigma_u^2); e_{ij} \sim N(0, \sigma_e^2)$$

在上式中， γ_{0s} 是一系列不隨時間變化自變數的係數估計值。 γ_{0k} 估計的即是不同選民之間態度差異對於依變數的影響效果（組間效果）；例如，政黨認同泛藍和泛綠者之間統獨立場的差異。而 γ_{0w} 的估計值顯現的則是同一個選民在不同時間點態度變化對於依變數的影響效果（組內效果）；例如，給定同一位選民，從08年到12年，其政黨認同由泛藍轉變為泛綠對於統獨態度的影響。藉由這樣的操作方式，統計模型一方面滿足了隨機效果模型的外生性假定(Bartels 2008)；另一方面，相較於固定效果模型，它更有彈性地涵蓋了不隨時間變動的選民個體層次重要變數。更重要的是，這個模型不假定自變數的橫斷面效果等同於貫時性效果，在係數詮釋上更能貼近兩種不同效果的經驗意涵。因此，以下本節便以這個模型作為最終的解釋模型。

不過，由於適用定群追蹤樣本的統計模型眾多，不同的模型也各有其利弊與限制，因此模型設定除了滿足理論的需要之外，還必須禁得起統計方法上的考驗。有鑑於此，本節在詮釋最終統計模型的結果之前，必須先在方法上證明組間組內統計模型是較為適合的統計模型。其具體的做法是藉由比較「無自變數模型」(null model)、「隨機效果模型」(random effect model)和「固定效果模型」(fixed effect model)的估計結果，並輔以相關的統計檢定，來說明本研究在方法上的合宜性。在模型設定上，上述三個模型的依變數皆為0~10的統獨立場，0表示儘快獨立，10表示儘快統一；另外，在自變數方面，除了無自變數模型外，其餘兩個模型所包含的自變數則與本節的最終解釋模型完全相同。

至於檢驗的步驟，則是先透過無自變數模型，來觀察選民層次（第二層）和訪問層次（第一層）的變異情形。在定群追蹤的資料形態下，我們預期同一位受訪者兩次訪問的統獨立場彼此高度相關；換言之，統獨態度的總變異量當中會有不少比例是來自個別選民的差異，如果這個條件無法滿足，則不需以多層模型來進行分析（Luke 2004; Rabe-Hesketh and Skrondal 2008; 溫福星 2006）。接著，在加入相關解釋變數之後，本文會進一步比較隨機效果模型和固定效果模型的估計係數，並透過 Hausman test 檢視兩種模型的估計結果是否具有顯著的差異，若兩個模型的估計係數顯著不同的話，代表隨機效果模型可能因為違反外生性假定導致估計係數發生偏誤（Bartels 2008; Bell and Jones 2014; Rabe-Hesketh and Skrondal 2008）。此時，區分組內和組間的隨機效果模型才是既可滿足假定又可估計不隨時間變化變數的統計方法。最後，由於模型比較涉及的估計係數頗多，同時又是統計模型方法的技術性探討，為了避免和本節的最終解釋模型混淆，造成閱讀上的誤解和負擔，所以下表 5-1 僅摘錄上述模型的比較結果，詳細的估計係數與統計檢定請參照附錄三。

【表 5-1】無自變數模型、隨機效果模型和固定效果模型之比較

	無自變數模型	隨機效果模型	固定效果模型
組內相關係數 ρ (ICC)	.406	.194	-
不隨時間變化之變數	-	可估計。性別、省籍、階級、九二共識達統計顯著水準。	無法估計。
隨時間變化之變數	-	高估台灣人認同、政黨認同等影響，低估年齡的效果。	選民自我控制下的變數貫時性效果，無估計偏差問題。
Hausman Test	-	隨機效果模型與固定效果模型的估計係數值顯著不同。	隨機效果模型與固定效果模型的估計係數值顯著不同。

說明：(1)三個模型的依變數皆為 0~10 統獨立場。

(2)除了無自變數模型之外，隨機效果模型和固定效果模型所涵蓋的

自變數與最終解釋模型完全相同。

資料來源：TEDS 2012 追蹤樣本。

首先，自無自變數模型中「組內相關係數」(intraclass correlation coefficient，簡稱 ICC) 為 .406。⁴⁵ 表示民眾統獨立場的總變異中約有 41% 來自第二層的選民之間的變異，剩下的 59% 則是來自第一層兩次訪問的變異。這個結果顯示民眾兩個年度的統獨立場高度相關，若以一般的線性迴歸模型 (linear regression model) 來分析，其誤差項會違反獨立且同質的假定 (independent identically distributed，簡稱 iid)，導致估計係數發生偏誤，因此運用多層模型會是較適合的分析方法。此外，既然 41% 的變異量是來自個體選民層次，這也意味著若以固定效果模型進行分析，將有超過四成的變異將會被忽略；換句話說，在探討民眾統獨立場時，統計模型應該要將選民之間的異質性加以納入考量。

接著，在比較隨機效果模型和固定效果模型方面，兩個模型 Hausman test 的結果拒絕虛無假設，表示這兩個模型在隨時間變化等變數的係數估計值有顯著的差異。具體來說，在 ECFA 經濟評估這個變數上，兩個模型的係數估計值差異不大；但是，在隨機效果模型中，台灣人認同和泛綠政黨認同對於統獨態度的影響效果明顯被高估。至於泛藍政黨認同和受訪者年齡，兩個模型的估計值不但正負符號相反，而且在統計上達到 $p < 0.1$ 的顯著效果 (參見附錄三)。因此，若以隨機效果模型作為分析的最終模型，該結果不僅可能違反外生性假定，同時在詮釋資料結果時也可能會因為係數估計的偏誤，導致錯誤的結論。

另一方面，在未通過 Hausman test 的情況下，一般而言，沒有嚴苛假定的固定效果模型會是比較適合的替代方案 (Greene 2012, 421; Rabe-Hesketh and

⁴⁵ 一般而言，使用多層模型分析集群資料 (cluster data)，會先以無自變數模型 (或稱零模型)，來檢驗不同層次的變異情形。其中，ICC 是很常用的指標，其計算公式為 $\sigma_u^2 / (\sigma_u^2 + \sigma_e^2)$ ，ICC 越大表示依變數「組內」個體的相關程度越高，也意味著「組間」的差異性越大。

Skrondal 2008, 123); 然而, 該模型最大的限制是無法估計不隨時間變動的變數。上表中, 我們可以看到那些不因時而異的變數; 諸如, 選民的社會經濟背景、在中國利益涉入的情形, 以及是否支持九二共識等學理上感興趣的變數, 皆因為受訪者本身的自我控制而被抵銷, 無從進行估計。這個結果不但使得整體模型的解釋力大受影響, 同時也限制了研究者回答理論旨趣的問題。有鑑於此, 能夠兼顧上述兩種模型之優點的組間組內隨機效果模型是比較適合的統計模型, 也是本節分析的最終解釋模型。

三、統計模型結果

本節的統計模型以 STATA 12.0 版進行分析, 估計的方法為「最大概似法」(maximum likelihood estimation)。排除掉遺漏值後, 模型的總觀察值為 2066, 樣本數為 1166, 時間點近似於 1.8,⁴⁶ 詳細的係數估計值與統計檢定請參見下表 5-2。在整體模型的解釋力方面, 可以觀察到在無自變數模型中, 組內相關係數 (ICC) 為 .406。但加入理性、感性和其他控制變數之後, ICC 下降至 .197。表示納入這些變數後有效解釋了約 50% 個體選民層次 (level 2) 的變異。另外, Wald test X^2 為 751.21, 在自由度等於 24 的條件下, p 值小於 0.001, 意味納入自變數之後的模型具有一定程度的解釋力。最後, 我們也針對模型中組間效果是否等於組內效果進行假設檢定,⁴⁷ 結果顯示卡方值為 12.8, 自由度為 5, 在百分之 95 的信心水準下, 有足夠的證據顯示兩者並不相等。換言之, 在本研究案例中, 一些隨時間變化變數對於統獨態度影響的組間效果未必等同組內效果, 也再一次驗證了組間組內的模型會比隨機效果或固定效果模型更為恰當。以下, 我們便針對模型中各個變數的係數來加以詮釋。

⁴⁶ 由於遺漏值的關係, 資料為非平衡樣本 (unbalanced), 所以訪問次數因人而異。平均而言, 重複受訪次數約為 1.8。

⁴⁷ 檢驗組間效果是否等同組內效果的方式是, 在模型中放原始變數 X_{ij} 和其組平均 \bar{X}_{ij} , 此時組平均 \bar{X}_{ij} 的估計係數變成組內效果和組間效果的差距, 然後再針對這些組平均變數的係數進行統計檢定, 詳細的作法請參考 Bartels (2008) 和 Rabe-Hesketh 和 Skrondal (2008)。

【表 5-2】影響台灣民眾統獨立場的二層隨機截距模型（組間與組內效果）

	0~10 統獨立場		
	$\hat{\beta}$	(s.e.)	z
常數	4.242	(.423)	10.02
理性因素：			
ECFA 經濟評估組內效果 β^w	.761 ***	(.141)	5.40
ECFA 經濟評估組間效果 β^B	.637 ***	(.126)	5.04
白領階級(非白領)	-.210 +	(.110)	-1.91
國初中(小學及以下)	.075	(.185)	0.41
高中職(小學及以下)	.046	(.170)	0.27
專科(小學及以下)	-.095	(.198)	-0.48
大學(小學及以下)	-.028	(.197)	-0.14
往返中國次數	-.019	(.017)	-1.11
投資中國(無投資)	-.108	(.140)	-0.77
感性因素：			
台灣人認同組內效果 β^w	-.610 ***	(.170)	-3.58
台灣人認同組間效果 β^B	-1.075 ***	(.139)	-7.71
政黨認同泛綠組內效果 β^w	-.591 **	(.225)	-2.63
政黨認同泛綠組間效果 β^B	-.837 ***	(.165)	-5.08
政黨認同泛藍組內效果 β^w	-.002	(.210)	-0.01
政黨認同泛藍組間效果 β^B	.300 +	(.164)	1.82
支持九二共識(不支持)	.309 *	(.129)	2.39
其他控制變數：			
男性(女性)	-.236 *	(.099)	-2.39
本省閩南人(客家人)	-.176	(.159)	-1.11
大陸各省市人(客家人)	.369 +	(.205)	1.80
年齡組內效果 β^w	.037 +	(.020)	1.86
年齡組間效果 β^B	-.002	(.004)	-0.75
北部地區(南部)	.146	(.115)	1.27
中部地區(南部)	.188	(.137)	1.38
東部地區(南部)	.018	(.309)	0.06
隨機部分：			
Level 2 (individual): σ_{u0}^2	.770	(.131)	
Level 1 (occasion): σ_{e0}^2	3.134	(.144)	
模型資訊：			
(1) 觀察值總數=2066，定群樣本數=1166，時間點=~1.8。			
(2) Log Likelihood=-4320.587, Wald test $X^2=751.21$, $df=24$, $p<.001$ 。			

(3) ICC (ρ) = .197; Likelihood-Ratio test of $H_0: \sigma_{u0}^2=0: G^2=35.91, df=1, p<.001$ 。

(4) H_0 : 組間效果=組內效果的檢定結果： $X^2=12.81, df=5, p<.05$ 。

說明：(1)***表示 $p<0.001$ ；**表示 $p<0.01$ ；*表示 $p<0.05$ ；+表示 $p<0.1$ 。

資料來源：TEDS 2012 追蹤樣本。

在理性因素中，表 5-2 的模型指出，影響民眾統獨態度最關鍵的變數是選民對於 ECFA 的經濟效應評估，而且無論是組內效果或組間效果都具有統計上的顯著性。⁴⁸ 具體來說，ECFA 經濟評估組內效果的估計係數為.761，這個結果表示，在控制其他條件不變的情況下，給定同一位選民，從 2008 年到 2012 年這段時間之中，當他對於 ECFA 的台灣或個人經濟狀況評估每往變好增加一個單位，平均而言，其統獨立場傾向朝統一的方向增加約 0.76 個單位。此一結果不但符合我們的假設，同時也和前一章描述統計所得的分析結果相互呼應。意即比較同一位選民在兩岸簽署 ECFA 之前和之後的態度變化，若選民對於 ECFA 經濟效應的評價從原先的悲觀轉變為樂觀，將會牽動其統獨議題立場往統一的方向位移；反之，若事後評估覺得 ECFA 的效果未如預期，或者是讓台灣或個人經濟情況變差，其統獨立場則朝獨立的方向傾斜。換言之，當兩岸經濟整合所產生的利弊得失是清楚的、可預知的、並可以在事前事後加以評估的，此時個人理性經濟利害評估的效果就會顯現出來。另一方面，就 ECFA 經濟評估的組間效果而言，它比較的是 ECFA 經濟評估變好和變不好者之間統獨立場的差異。該估計係數顯示，相對於那些覺得簽訂 ECFA 使經濟狀況變差的選民，對 ECFA 的經濟評估抱持樂觀者，其統獨立場平均數傾向比前者約高 0.64 個單位。這個結果也符合本文的假設，也就是對 ECFA 經濟效應較樂觀的選民相對較偏向統一，悲觀者則傾向獨立。總結來說，民眾對於 ECFA 的經濟利益或衝擊影響評估，是影響其統獨態度的關鍵因素，選民在統獨議題上偏獨或偏統的位置差異，不僅直接反映其經濟評估的好壞，本研究的經驗證據進一步指出，在 08 年到 12 年這段時間內，選民對於 ECFA

⁴⁸ 若把 ECFA 經濟評估分成「台灣經濟狀況評估」和「個人經濟狀況評估」兩個變數放入統計模型中，其結果與表 5-2 的推論一致，無論是台灣或個人經濟評估的組內、組間效果，皆顯著影響民眾的統獨立場，詳細的統計模型請參考附錄四。

經濟效應評價好壞的轉變，亦會影響其統獨立場往統一或獨立的方向偏移。

除了 ECFA 經濟評估之外，本文也預期在兩岸經濟整合過程中，具有優勢社會經濟位階、專業知識技能、以及在中國大陸有直接或間接利益涉入者，因為比較容易成為經濟整合的獲利者，而傾向支持兩岸統一。然而，模型分析的結果卻顯示上述的假設並不成立。在職業階級變項方面，統計結果指出，在控制其他變數不變的條件下，職業屬於白領階級的民眾比非白領者更傾向獨立。儘管該係數的統計檢定是要在風險水準（risk level）設定為 0.1 時才達到顯著，但是這個結果確實跟我們的假設不相符。本研究認為造成這個現象的主要理由是，近年來中國對台灣的經濟讓利相當具有針對性，從一系列的收購台灣水果、虱目魚契作，到 ECFA 早收清單中開放台灣的農產品進口，都顯現了中國政府攏絡台灣農民的企圖。在第四章的初探分析中，我們也發現 2012 年農林漁牧業者的統獨立場平均數有明顯的增加，往統一方向傾斜的趨勢。因此，在控制其他變數之後，才會導致非白領階級者的統獨分數高於白領階級者的現象。此外，由於 ECFA 早收清單中的項目主要是以產業為標的；理想上，受訪群眾的產業類別而非階級應該會是比較適合的測量指標。但由於在 TEDS 的定群樣本中，缺乏民眾職業屬性的相關原始資料，導致以職業階級做為替代的分析結果未如預期。

另外，雖然在上一章中我們初步觀察到往返中國次數較多、以及有在中國大陸投資經商的選民，其統獨態度較偏向統一。但是，統計模型顯示在控制其他變數之後，上述變數對於統獨立場的影響並不顯著。按照理性自利的思維邏輯，這些與個人利益直接或間接相關的變數應該和統獨高度相關；但是，值得思考的是，一般民意調查研究的樣本是否可以涵蓋到這批在中國大陸有實質利益涉入的民眾。儘管目前台商大軍號稱約有 200 萬人，但不論是以台商身分頻繁往來兩岸，或者長期在對岸工作定居者，對於民意調查訪問而言，這群在兩岸之間移動遷徙

的人確實難以追蹤。導致在測量上，本研究所使用的兩個替代變數，未必能夠精確地掌握到選民在中國的利益涉入情形，造成估計係數不顯著。

就影響民眾統獨立場的感性因素而言，如同理論預期地，選民的台灣人/中國人認同是影響個人統獨偏好的重要變數。表 5-2 的統計模型發現，無論是組內或組間效果，台灣人/中國人認同皆對統獨立場具有顯著的影響。以台灣人認同的組內效果為例，統計結果顯示，在給定同一位受訪者的條件下，從 2008 年到 2012 年這四年間，當他的認同從都是或中國人轉變成台灣人時，平均而言，其統獨態度傾向往獨立的方向偏移約 0.61 個單位。換言之，民眾兩個年度自我身分認同的轉變，和統獨態度流動之間的關係並非虛假，當選民的台灣人/中國人認同改變時，其在統獨議題上的位置也會受到影響而有所移動。其次，在台灣人認同的組間效果方面，該係數的意義為不同認同者在統獨立場上的差距。因此，相對於都是或中國人認同者，兩個年度穩定認為自己是台灣人的選民，其統獨立場平均數傾向比前者往儘快獨立的方向減少約 1.07 個單位。這個結果表示選民在統獨議題立場上的相對位置，不僅可以用自我身分認同來加以區隔，亦即台灣人認同者偏獨、都是或中國人認同者偏統。同時，兩個年度台灣人/中國人認同的轉變，對於統獨態度也有重要的影響。

接著，學理上政黨認同和統獨偏好之間具有高度的連結(盛杏媛 2002; Hsieh 2005; Wang 2012)，不過我們的研究發現這個高度連結主要是發生在泛綠屬性的選民身上，泛藍政黨認同和統獨立場之間的關聯並不顯著。具體而言，對於認同泛綠的選民而言，無論是縱貫時序或是橫斷面的關係，皆可發現對民眾的統獨態度有顯著的影響。以政黨認同泛綠的組內效果舉例來說，模型結果顯示在控制其他條件不變的情況下，給定同一位受訪者，從 2008 年到 2012 年，當他的政黨認同從無政黨認同轉變為泛綠時，平均而言，其統獨立場傾向往獨立的方向移動

0.59 個單位。而認同泛綠的組間效果估計係數為-.837，表示與中立無政黨認同者相比，在兩次訪問中至少回答一次認同泛綠的選民，其在統獨議題上的位置相對較偏向儘快獨立。另一方面，對於認同泛藍的民眾而言，其政黨屬性和統獨立場的關聯則沒有這麼強烈。該變數的估計係數僅在組間效果上達到 $p < 0.1$ 的顯著性；換言之，相對無政黨認同的中立選民，政黨認同泛藍者的統獨偏好僅稍微較傾向統一。但是，在給定同一位選民的條件下，兩個年度若其政黨認同從無政黨認同變成泛藍，該變數效果對於其統獨立場並沒有顯著的影響。這個結果意味著政黨認同泛藍和中立無政黨認同的選民，在統獨態度上的差異其實並不大，他們的統獨議題位置大約都位於現狀偏統；相對地，泛綠認同選民的統獨位置則相對靠近儘快獨立，因此民眾在統獨議題上的差距主要來自於政黨認同的藍綠分野。

此外，在 2012 年總統選舉中，九二共識和兩岸關係不僅是該屆選舉中最顯著的議題之一，同時民眾對九二共識的態度也對投票抉擇產生關鍵性的影響（吳介民 2012；湯晏甄 2013）。在本研究中，我們也確實發現支持九二共識與否和統獨立場之間具有顯著的關聯。具體來說，在控制其他條件不變的情況下，支持政府以九二共識和中國進行協商的選民，相較於不支持或否認九二共識者，其統獨立場平均數傾向高約 0.31 分。換句話說，支持九二共識者的統獨態度較傾向統一，而不支持者則明顯偏向獨立。這個結果符合本文的理論預期，意即屬於符號態度的「一個中國，各自表述」確實會喚醒選民內心的政治預存傾向，當符號動員愈頻繁，其對於民眾統獨立場所產生的效果就愈明顯。

在其他控制變數方面，表 5-2 的模型發現性別、省籍和年齡也和民眾的統獨態度具有顯著的關聯。就選民的性別而言，其相關的方向並未如本文之假設，反倒呈現男性比女性更傾向獨立。然而，這個結果也未必和既有的研究結論抵觸，因為不論是統一或獨立都可能使得現狀發生改變，造成諸多的不確定感，所以

女性選民多半在統獨議題上採取相對保守的態度或甚至不願明確表態(翁秀琪、孫秀蕙 1995, 99; 張茂桂、吳忻怡 1997, 124)。此外, 由於台灣獨立的主張必須面對來自於中國大陸的武力威脅, 楊婉瑩和劉嘉薇(2009, 49-52)的研究便發現女性比較不贊成這種帶有戰爭風險的獨立主張。因此, 本研究關於男性比女性偏向獨立的發現也並非出乎意料之外的現象。至於民眾省籍背景和統獨立場之間的關係, 則與我們的假設相符。外省籍民眾相對於客家人, 其統獨立場較偏向統一, 可是, 本省閩南人和客家人之間的統獨態度差異卻不顯著。最後, 在選民的年齡方面, 該變數組內效果的估計係數為.037, 在風險係數設定在 0.1 的條件下, 對統獨立場有顯著影響。換言之, 給定同一位受訪者, 在 2008 年到 2012 年間, 年齡每增加一歲, 其統獨立場傾向往統一的方向增加約.037 個單位。但在定群追蹤樣本只有兩個時間點的限制下, 我們並不容易釐清該效果是否為年齡的生命週期效果 (life cycle effect) 或抑是時期效果 (period effect)。而年齡組間效果的估計係數為-.002, 在統計上並不顯著, 表示不同年齡的受訪者之間, 其統獨立場的差異並不明顯。

綜上所述, 過去由於受到資料和方法上的限制, 研究者往往認為中國因素對台灣民眾的政治態度影響僅停留在選舉層次, 選舉的激情過後, 選民心目中深層的政治認同和統獨國家選擇又一如往常地回歸現實, 沒有太大的影響。甚至當研究者進一步比較理性自利和感性認同的影響力時, 也多半主張「看似『理性層面』的兩岸經貿問題, 深受『感性層面』的認同因素所左右」(陳陸輝等 2009, 112) 或「經濟無法扭轉政治」(耿曙 2009)。儘管從橫斷面資料所做出的結論未必有誤, 但這未必表示藉由橫斷面資料所發現的關係也可在縱貫時序上獲得驗證。有鑑於此, 本節以 08 年到 12 年的定群追蹤樣本為例, 透過適當的統計模型分析方法, 驗證了選民兩個年度統獨立場並非隨機式的流動, 而是與 ECFA 經濟評估、台灣人/中國人認同、政黨認同等態度轉變之間具有相互連動的關係; 換言之,

選民在上述態度之變遷，是解釋其統獨態度轉變背後重要的系統性因素。此外，藉由區分自變數的組間和組內效果，本研究發現理性自利的經濟因素和感性的族群文化認同皆會對選民的統獨偏好產生影響。但是，與之前研究不同之處在於，控制感性層面的種種因素之後，民眾對於兩岸簽訂 ECFA 前後台灣或個人的經濟情況評估的變化，對於其統獨立場也具有獨立性的影響效果。換言之，選民的統獨偏好或多或少反映了他自身在兩岸經貿交流過程中的利益損害評估，獲利者往現狀或統一的方向傾斜，受害者則向台灣獨立靠攏。這個結果顯示，當民眾對於兩岸經貿交流的利弊得失分析具有一定程度的客觀事實基礎時，理性自利對於統獨態度的影響力不宜被低估。隨著兩岸經濟整合的關係更加的緊密化，所謂的「麵包效應」逐漸擴大，台灣民眾心中的「統獨地圖」可能正在悄悄地發生改變。



第二節 麵包效應削弱愛情關係⁴⁹

一、主要研究問題

在本章第一節中，我們透過統計模型驗證了，當 ECFA 所造成的經濟效應或衝擊可以在事前事後進行評估，其對於統獨立場的效果就未必只是反映根深蒂固的情感認同；在控制其他變數不變的情況下，選民兩個年度 ECFA 經濟效益評估之變化，對於其統獨的態度仍具有獨立性的影響效果。事實上，近年來中國已經超越美國和日本，成為台灣最大的出口市場，台灣對中國的貿易依存度又不斷攀升。平心而論，台灣的經貿條件似乎已離不開中國大陸的影響範疇。當時空環境丕變，台灣的經濟發展必須仰賴中國大陸時，多數民眾很可能就會面臨既愛台灣但又支持開放兩岸經濟政策的兩難。在 2012 年總統選舉時，已有一些文章觀察到政黨認同中立或淺綠的選民，傾向因為維持經濟發展的因素，投票給國民黨的總統候選人（童振源 2013；湯晏甄 2013；魏玫娟、洪耀南、童振源 2012）。換句話說，從 2008 年到 2012 年，隨著兩岸經濟整合的正式啟動，相對於「長期認同」，屬於「短期利益」考量的麵包效應有逐漸擴大的趨勢。然而，這對台灣民眾的統獨立場是否會產生影響？更具體地說，對於那些具有特定情感認同且態度穩定不變的選民而言，當他們對於 ECFA 的經濟評估明顯變好時，其統獨立場是否可能會受到影響而有所流動？呈現一種「愛情關係」被「麵包效應」抵消的現象？此為本節關心的主要問題。

在過去的相關研究中，學者大多認為當物質利益和情感認同緊密相連時，這兩個元素是相互輔助的，並推動個人的統獨立場往相同的方向移動。此種理性和

⁴⁹ 本文參考吳乃德（2005），將感性的族群文化認同比擬為「愛情關係」，然後把來自中國的經濟利益誘因形容為「麵包效應」。與他的研究不同，本文認為隨著兩岸經濟進一步整合，影響台灣民眾統獨立場的麵包效應正在逐漸擴大。

感性因素都重要的觀點，充分反映了「當民族主義的意識型態反映了他的群體利益、或至少接近其利益的時候，民族主義的意識型態動員是最有效的」的說法（Hroch1985, 12）。然而，這樣的妥協戰略未必永遠奏效，它忽略了民眾在面臨短期利益和長期認同之間選擇的難題。特別是當台灣的經濟發展必須借助中國的生產資源和市場時，⁵⁰ 情感認同和經濟利益相互衝突的情況就愈可能產生。在學理上，由於從 08 年到 12 年，民眾歷經政府在兩岸政策上的重大轉變，得以切身感受兩岸經濟、文化、人員交流所產生的利弊得失，使得理性自利的考量有更多實際的參考依據。此外，在社會心理學的相關分析中，現實和期待之間的差距往往對於人的態度和行為具有更深刻的效果。在這個情況下，本文認為民眾對於兩岸簽署 ECFA 前後，預期和現實經濟效應之間的對比和反差，對於情感認同穩定者的統獨偏好也可能會產生一定程度的影響。

因此，關於經濟利益和情感認同一致或抵觸時，選民統獨態度變化的理論推測如下表 5-3 所示。首先，若台灣人認同者覺得兩岸簽署 ECFA 會使台灣或個人經濟變差時，此時理性和感性因素彼此互相強化，推動這類選民的統獨立場往儘快獨立的方向移動；相似的「強化效果」，也同樣作用在中國人認同且對 ECFA 持正面評價者身上，使其統獨態度往儘快統一的方向位移。然而，若短期利益和長期認同衝突時，我們則預期對於情感認同為台灣人的選民而言，若兩個年度的 ECFA 經濟效益評價從預期悲觀轉為樂觀，將會使其統獨立場往維持現狀或統一的方向修正。同樣地，這個「弱化效果」也發生在都是或中國人認同者身上，意即當他們的 ECFA 經濟評估變得不這麼樂觀，可能會導致其統獨立場朝現狀或獨立的方向修正。

⁵⁰ 針對台灣經濟的政策走向，2012 年民進黨總統候選人蔡英文主張「從世界走向中國」。這種台灣經濟要全球化不要中國化的觀點也確實引起諸多論戰。但根據童振源（2014, 41）針對台灣企業和外商的問卷調查指出，各類企業建議台灣要簽訂經濟整合協定的優先對象是中國，藉此才能利用中國的市場和生產資源，提升台灣經濟的全球競爭力。

【表 5-3】理性和感性交錯對統獨態度預期的影響效果

經濟評價 情感認同	ECFA 負面	ECFA 正面
台灣人認同	[強化效果] 儘快獨立	[弱化效果] 往統一偏移
都是/中國人認同	[弱化效果] 往獨立偏移	[強化效果] 儘快統一

資料來源：作者自行彙整。

縱使過去已有不少論文在探討選民在理性利益和感性認同兩難下的選擇(吳乃德 2005；陳陸輝等 2009；陳陸輝、耿曙、王德育 2009)，但是礙於資料和方法上的限制，鮮少有研究能夠確切回答，兩岸經貿所產生的經濟利益或損害究竟對那些堅定的情感認同者產生多少作用的問題。換句話說，到底 ECFA 的經濟效應或衝擊要大到什麼程度，才有可能降低情感認同對於統獨態度的影響效果？又或者是說，ECFA 經濟效應對於民眾統獨立場的影響力，是否在不同的認同者身上具有明顯的差異？從方法的角度來看，上述問題涉及條件假設 (conditional hypothesis) 和交互變項模型 (interactive model) 的處理，而這也是本研究嘗試弭補過去研究略為不足的地方。事實上，在本文第四章的初探分析中發現，即便是兩個年度台灣人認同和泛綠政黨認同穩定的選民，當他們對於 ECFA 經濟效應的評估從悲觀轉為樂觀，其統獨立場也可能會連帶受到影響朝現狀或統一的方向傾斜。但是，這樣的觀察並未經過統計模型之檢驗，因此以下我們進一步試著將感性認同和經濟利益評估之間的交互作用項納入統計模型之中，並藉由這樣的模型設定，試著回答感性認同的「愛情關係」是否在兩岸經濟整合加速的過程中逐漸被「麵包效應」沖淡或抵消？

二、二層隨機係數與交互變項模型的設定

承上，本節的觀察重點是情感認同和經濟利益評估的交互作用效果。在統計

模型設定的程序上，首先，我們以上一節的組間組內效果模型為基礎，進一步將 ECFA 經濟評估組內效果的係數設為隨機，構成一個二層隨機係數模型 (two level random coefficient model)。這意味著兩年度 ECFA 經濟評估變化對於統獨的影響效果 (斜率項) 並非固定值，而是呈現一個隨機分佈；簡言之，其經驗意義為兩年度 ECFA 經濟評估變化對於統獨立場的影響，在某些選民身上的效果較強，但在某些人身上較弱。⁵¹ 接著，由於我們預期造成該效果產生變異的原因和選民的情感認同相關，因此再進一步針對該係數分別加入台灣人認同組間效果、政黨認同組間效果的解釋變數，形成具有跨層次交互變項的隨機係數模型，藉此觀察影響統獨立場的感性認同因素有無可能被理性的經濟利害關係削弱，又或者說，物質利益評估對於統獨態度的影響是否在不同認同者身上具有差異。建立此跨層次交互變項隨機係數模型的步驟如下：

$$\text{Level 1: } Y_{ij} = \beta_{0j} + \beta_1(X_{1ij} - \bar{X}_{1j}) + \dots + \beta_4(X_{4ij} - \bar{X}_{4j}) + e_{ij},$$

$$e_{ij} \sim N(0, \sigma_e^2)$$

上式中， Y_{ij} 同樣是民眾兩個年度 0~10 的統獨立場，0 表示儘快獨立，10 表示儘快統一。假設變數 X_{1ij} 代表 ECFA 經濟效應評估， X_{4ij} 代表台灣人認同。接著，我們分別將 β_{0j} 和 β_1 設為隨機，並納入相關的解釋變數：

$$\beta_{0j} = \gamma_{00} + \gamma_{01}Z_{1j} + \dots + \gamma_{08}Z_{8j} + \gamma_{09}\bar{X}_{1j} + \dots + \gamma_{12}\bar{X}_{4j} + u_{0j},$$

⁵¹ 一般而言，在進入複雜的跨層次交互變項模型之前，會先設定不加入任何解釋變項的隨機係數模型，並針對該模型估計的隨機係數誤差項進行檢定，若拒絕虛無假設，表示該迴歸係數在不同的個體之間存在顯著的差異。唯有在此條件下，跨層次交互變項模型才可能解釋更多的變異，否則回到原本的隨機截距模型即可。而檢定的方式是針對隨機係數模型和隨機效果模型進行 LR test，並將其檢定結果的 p 值除以 2 (Rabe-Hesketh and Skrondal 2008, 159)。本研究參照這樣的做法，將 ECFA 經濟評估組內效果的係數設為隨機，並和隨機係數模型相比，LR test 的結果顯示 X^2 為 3.76，在自由度為 1 的條件下，p 值等於 .052，除以 2 後，拒絕隨機斜率誤差項等於 0 的虛無假設。換句話說，ECFA 經濟評估組內效果的迴歸係數並非固定值，其對於統獨立場的效果在不同的個體之間有程度不等的明顯變異，詳細的統計模型與檢定請參閱附錄五。

$$u_{0j} \sim N(0, \sigma_{u0}^2)$$

上式中的 $Z_{1j} \sim Z_{8j}$ 為一系列不隨時間變動的變數， $\bar{X}_{1j} \sim \bar{X}_{4j}$ 則是隨時間變動變數的組平均數，代表變數的組間效果。接著，我們將 $(X_{1ij} - \bar{X}_{1j})$ （ECFA 經濟評估組內效果）的係數 β_1 設為隨機，並加入 \bar{X}_{4j} （台灣人認同組間效果）這個變數。換言之，我們假定 ECFA 組內效果這個變數的斜率項 β_1 ，為一個呈常態分配的機率分佈，平均而言，它對於民眾統獨態度的影響效果取決於 \bar{X}_{4j} 。

$$\beta_1 = w_{00} + w_{01}\bar{X}_{4j} + u_{1j}, \quad u_{1j} \sim N(0, \sigma_{u1}^2)$$

將上述方程式予以合併，便可得到一個具有跨層次交互變項的二層隨機係數模型，可寫成：

$$\begin{aligned} Y_{ij} = & [\gamma_{00} + \gamma_{01}Z_{1j} + \dots + \gamma_{08}Z_{8j} + \gamma_{09}\bar{X}_{1j} + \dots + \gamma_{12}\bar{X}_{4j} + u_{0j}] \\ & + [(w_{00} + w_{01}\bar{X}_{4j} + u_{1j}) * (X_{1ij} - \bar{X}_{1j})] + \beta_2(X_{2ij} - \bar{X}_{2j}) \\ & + \dots + \beta_4(X_{4ij} - \bar{X}_{4j}) + e_{ij} \end{aligned}$$

將上式相乘的部分帶入展開後：

$$\begin{aligned} Y_{ij} = & [\gamma_{00} + \gamma_{01}Z_{1j} + \dots + \gamma_{08}Z_{8j} + \gamma_{09}\bar{X}_{1j} + \dots + \gamma_{12}\bar{X}_{4j} + u_{0j}] \\ & + w_{00}(X_{1ij} - \bar{X}_{1j}) + w_{01}\bar{X}_{4j}(X_{1ij} - \bar{X}_{1j}) \\ & + \beta_2(X_{2ij} - \bar{X}_{2j}) + \dots + \beta_4(X_{4ij} - \bar{X}_{4j}) + u_{1j}(X_{1ij} - \bar{X}_{1j}) \\ & + u_{0j} + e_{ij} \end{aligned}$$

$$u_{0j} \sim N(0, \sigma_{u_0}^2); e_{ij} \sim N(0, \sigma_e^2); u_{1j} \sim N(0, \sigma_{u_1}^2);$$

上式中， w_{00} 為 ECFA 經濟評估組內效果的估計係數，而台灣人認同與 ECFA 經濟評估的交互變項為 $\bar{X}_{4j}(X_{1ij} - \bar{X}_{1j})$ ，以 w_{01} 表示該交互項的估計係數。而隨機截距和隨機係數誤差項的共變數矩陣為：

$$Cov \begin{pmatrix} u_{0j} \\ u_{1j} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \sigma_{u_0}^2 & \sigma_{u_0u_1} \\ \sigma_{u_1u_0} & \sigma_{u_1}^2 \end{pmatrix}$$

在一般簡化的隨機係數模型中，通常會假定隨機截距和隨機係數的兩個誤差項彼此獨立，意即 $\sigma_{u_0u_1} = \sigma_{u_1u_0} = 0$ ，但實際上這樣的假定未必可以成立。因此，本節也針對這樣的假定進行檢驗，其作法是運用 LR test 比較兩者獨立與兩者非互相獨立的模型 (Rabe-Hesketh and Skrondal 2008, 155-56)。結果顯示放寬共變數假定模型估計的隨機截距和隨機係數誤差項的共變數為 .053、標準誤為 .211。LR X^2 為 0.06，在自由度為 1 的情況下，p 值等於 .803，在統計上無法拒絕兩個誤差項共變數等於 0 的虛無假設。⁵² 換言之，兩者彼此相互獨立，因此在本節最終的交互變項解釋模型中，我們便假定兩個誤差項之間沒有關聯。

另外，要瞭解交互變項的實際意涵，不能只從統計報表中 w_{01} 這個係數的顯著性，來推斷 ECFA 經濟評估對於統獨立場的影響，是否在不同認同者身上具有異質性效果 (Berry, Golder, and Milton 2012; Brambor, Clark, and Golder 2006; Kam and Franzese 2007)。而是必須藉由計算邊際效果 (marginal effect) 和條件標準誤 (conditional standard error)，才能夠在統計上檢驗交互變項效果是否存在。有鑑於此，要計算 ECFA 經濟評估對於統獨立場的邊際效果，等同是針對上式中 $(X_{1ij} - \bar{X}_{1j})$ (ECFA 經濟評估組內效果) 這個變數取微分：

⁵² 由於本文的重點乃是運用統計模型來回答理論上感興趣的問題，而非方法論上之創見，因此關於放寬共變數假定模型的詳細估計值和模型比較的檢定結果，請參考附錄五。

$$\frac{\partial Y_{ij}}{\partial (X_{1ij} - \bar{X}_{1ij})} = w_{00} + w_{01}\bar{X}_{4j}$$

在上面這個方程式中，可以清楚地看到，ECFA 經濟評估對於統獨的邊際效果，端視台灣人認同 \bar{X}_{4j} 這個變數的值而定。當 $\bar{X}_{4j} = 0$ ，其邊際效果為 w_{00} ；當 $\bar{X}_{4j} = 1$ ，邊際效果則為 $w_{00} + w_{01}$ 。至於這個邊際效果是否在統計上顯著不為 0，則必須透過計算其條件變異數（開根號後為條件標準誤）才能夠進行相關的統計檢定，這些重要的資訊卻不會呈現在一般的統計分析報表中，其計算方式為：

$$Var\left(\frac{\partial Y_{ij}}{\partial (X_{1ij} - \bar{X}_{1ij})}\right) = Var(w_{00} + w_{01}\bar{X}_{4j})$$

$$Var(w_{00} + w_{01}\bar{X}_{4j}) = Var(w_{00}) + \bar{X}_{4j}^2 Var(w_{01}) + 2\bar{X}_{4j}Cov(w_{00}, w_{01})$$

藉由上式的邊際效果和條件變異數，我們可以推估 ECFA 經濟評估對於統獨立場的影響，是否在兩個年度台灣人認同穩定或變遷的不同選民身上具有顯著的差異。換言之，透過這種方式，我們企圖瞭解在兩個年度穩定認為自己是台灣人的選民身上，ECFA 經濟評估對其統獨態度的效果為何？然後，在穩定的都是/中國人認同者或兩年度認同態度轉變者身上，ECFA 經濟效應又是什麼？此外，在交互變項模型中，由於交互項數學式對稱的緣故，所以我們同樣也可以計算台灣人認同對於統獨立場的邊際效果。在操作上，則是針對上述跨層次交互變項模型中的台灣人認同這個變數取微分：

$$\frac{\partial Y_{ij}}{\partial \bar{X}_{4j}} = \gamma_{12} + w_{01}(X_{1ij} - \bar{X}_{1j})$$

此時，台灣人認同對於統獨的效果，則取決於選民兩個年度 ECFA 經濟評估的變化，即 $(X_{1ij} - \bar{X}_{1j})$ 。而其條件變異數則為：

$$\text{Var}\left(\frac{\partial Y_{ij}}{\partial \bar{X}_{4j}}\right) = \text{Var}[\gamma_{12} + w_{01}(X_{1ij} - \bar{X}_{1j})]$$

$$\begin{aligned} & \text{Var}[\gamma_{12} + w_{01}(X_{1ij} - \bar{X}_{1j})] \\ &= \text{Var}(\gamma_{12}) + (X_{1ij} - \bar{X}_{1j})^2 \text{Var}(w_{01}) + 2(X_{1ij} - \bar{X}_{1j}) \text{Cov}(\gamma_{12}, w_{01}) \end{aligned}$$

同樣的，藉由上述計算台灣人認同對於統獨的邊際效果，我們可以觀察這些堅定的台灣人認同者，若其兩年度的 ECFA 經濟效應評估由悲觀轉為樂觀，此時統獨態度是否可能因此發生變化？換言之，當他認知到經濟狀況改善時，他是否繼續堅持台獨初衷，還是朝現狀或統一的方向偏移？接下來，我們便運用上述的交互變項模型，並透過計算邊際效果的方式來檢驗本文之假設。

三、統計模型結果

理論上，本研究認為當選民面臨情感認同和經濟利益選擇的兩難時，由於民眾親身經歷了 ECFA 的簽署，使得他對於台灣或自身經濟狀況評估有客觀的事實基礎，而且對某些人而言，ECFA 的效果是立即的。短期經濟利害變化與波動對於統獨態度的影響效果不但逐漸擴大，同時，預期和現實經濟效應之間的對比和落差，更可能在那些堅定的情感認同者身上產生弱化效果。因此，我們預期即便是在政黨認同和台灣人認同穩定的條件下，當民眾兩個年度 ECFA 經濟評估變好時，其統獨立場也可能會受到影響呈現往維持現狀或統一位移的情形。要驗證這個假設，我們除了將 ECFA 經濟評估組內效果迴歸係數設定為隨機之外，更進一步地分別加入「政黨認同」和「台灣人認同」組間效果的解釋變數，形成具有跨

層次交互變項的二層隨機係數模型。藉此檢視兩個年度 ECFA 經濟評估變化對於統獨態度之影響，是否在不同的認同穩定或變遷者身上具有異質性的效果，下表 5-4 模型 1 為「政黨認同與 ECFA 經濟評估」的交互變項模型；而模型 2 呈現的則是「台灣人認同與 ECFA 經濟評估」的交互變項模型。



【表 5-4】跨層次交互變項的二層隨機係數模型

	模型 1： 政黨認同*ECFA		模型 2： 台灣人認同*ECFA	
	$\hat{\beta}$	(s.e.)	$\hat{\beta}$	(s.e.)
常數	4.237	(.423) ***	4.237	(.423) ***
跨層次交互變項：				
泛綠組間 β^{B*} ECFA 評估組內 β^w	.060	(.473)		
泛藍組間 β^{B*} ECFA 評估組內 β^w	-.573	(.463)		
台灣人組間 β^{B*} ECFA 評估組內 β^w			.643	(.352) +
理性因素：				
ECFA 經濟評估組內效果 β^w	.988	(.361) **	.409	(.254)
ECFA 經濟評估組間效果 β^B	.635	(.126) ***	.634	(.126) ***
白領階級(非白領)	-.209	(.110) +	-.209	(.110) +
國初中(小學及以下)	.075	(.185)	.075	(.185)
高中職(小學及以下)	.050	(.170)	.049	(.170)
專科(小學及以下)	-.089	(.198)	-.092	(.197)
大學(小學及以下)	-.026	(.197)	-.026	(.197)
往返中國次數	-.019	(.017)	-.019	(.017)
投資中國(無投資)	-.109	(.140)	-.108	(.140)
感性因素：				
台灣人認同組內效果 β^w	-.601	(.170) ***	-.600	(.170) ***
台灣人認同組間效果 β^B	-1.072	(.139) ***	-1.071	(.139) ***
政黨認同泛綠組內效果 β^w	-.550	(.226) *	-.546	(.226) *
政黨認同泛綠組間效果 β^B	-.834	(.165) ***	-.834	(.165) ***
政黨認同泛藍組內效果 β^w	-.017	(.210)	-.031	(.209)
政黨認同泛藍組間效果 β^B	.301	(.164) +	.303	(.164) +
支持九二共識(不支持)	.311	(.129) *	.312	(.129) *
其他控制變數：				
男性(女性)	-.234	(.099) *	-.234	(.099) *
本省閩南人(客家人)	-.175	(.159)	-.173	(.159)
大陸各省市人(客家人)	.370	(.205) +	.371	(.205) +
年齡組內效果 β^w	.031	(.020)	.034	(.020) +
年齡組間效果 β^B	-.003	(.004)	-.003	(.004)
北部地區(南部)	.144	(.115)	.143	(.115)
中部地區(南部)	.190	(.137)	.189	(.137)
東部地區(南部)	.017	(.308)	.017	(.308)
隨機部分：				
Random slope: σ_{u1}^2	1.147	(.718)	1.217	(.719)

Level 2 (individual): σ_{u0}^2	.872 (.139)	.877 (.139)
Level 1 (occasion): σ_{e0}^2	2.936 (.171)	2.926 (.170)

模型資訊：觀察值總數=2066，定群樣本數=1166，時間點=~1.8。

模型 1：

(1) Log Likelihood=-4317.074, Wald test $X^2=749.93$, $df=26$, $p<.001$ 。

(2) 模型 1 與隨機係數模型的 Likelihood-Ratio test: $X^2=3.27$, $df=2$, $p=.195$ 。

模型 2：

(1) Log Likelihood=-4317.043, Wald test $X^2=749.79$, $df=25$, $p<.001$ 。

(2) 模型 2 與隨機係數模型的 Likelihood-Ratio test: $X^2=3.33$, $df=1$, $p=.068$ 。

說明：(1)***表示 $p<0.001$ ；**表示 $p<0.01$ ；*表示 $p<0.05$ ；+表示 $p<0.1$ 。
資料來源：TEDS 2012 追蹤樣本。

首先，模型 1 的結果顯示政黨認同和 ECFA 經濟評估的兩個交互變項，在統計上並不顯著。此外，我們也運用 LR test 來觀察這個交互變項模型是否能夠解釋更多的變異，和不加入解釋變項的隨機係數模型相比，檢定結果顯示卡方值為 3.27 ($df=2$, $p=.195$)，在統計上未達顯著水準。表示加入泛綠、泛藍政黨認同與 ECFA 經濟評估交互變項之後的模型，與沒有加入解釋變項的模型並無統計上顯著的差異，多加入的交互變項也無助於解釋更多的變異。上述的證據指出在控制其他變數之後，ECFA 經濟評估對於民眾統獨立場的影響，並沒有在藍綠不同政黨認同者身上具有顯著差異，所謂的 ECFA 經濟利益削弱政黨認同的作用較不明顯。造成這個違反假設的主要原因和政黨認同一旦獲取便具有長期穩定的屬性相關，同時它也是影響選民政治態度中最核心的變數，因此短期的經濟誘因難以撼動長期穩定的政黨認同。

然而，反觀台灣人認同和 ECFA 經濟評估的交互變項模型（模型 2），LR test 結果顯示 LR X^2 為 3.33，在自由度為 1 的情況下，p 值小於 0.1。表示加入台灣人認同和 ECFA 經濟評估的交互項之後，模型的解釋力確實有所提升；再者，該交互變項的估計係數為 .643，同樣達到 $p<0.1$ 的顯著水準。這意味選民兩個年度 ECFA 經濟效應評估變化對於統獨態度的影響，在不同的台灣人/中國人認同者身

上具有明顯的差異。不過，由於模型中包含交互變項的緣故，此時 ECFA 經濟評估對於統獨影響的迴歸係數 (.409) 已不再是控制其他條件不變下的獨立效果 (independent effects or main effects)，而是當台灣人認同組平均這個變數等於 0 時的效果，也就是在兩個年度的訪問中皆回答自己都是 (或中國人) 者身上的效果。如同 Brambor, Clark 和 Golder (2006) 針對解讀交互變項模型的建議，要瞭解交互變項模型結果的經驗意涵，研究者不能只憑報表中交互變項的顯著性，來推斷其結果。因此，為了避免做出違背經驗證據的結論，本節以下透過計算邊際效果和條件標準誤的方式，來詮釋台灣人認同*ECFA 的交互變項模型結果。⁵³

(一) 台灣人認同對於統獨立場的邊際效果

就影響民眾統獨偏好的理性和感性因素而言，令人好奇的是對於堅定的台灣人認同者而言，若兩個年度的 ECFA 經濟效益評估從原本的悲觀轉變為樂觀時，其統獨立場是否可能跟著有所變動？還是繼續堅持台灣獨立？換言之，理性自利的麵包效應是否可能削弱感性的族群文化認同？本文根據交互變項模型 2，計算台灣人認同對於統獨立場的邊際效果和條件標準誤，並將結果呈現於下表 5-5 和圖 5-1。必須說明的是，在交互變項的設定下，我們假設台灣人認同對於統獨立場的效果，取決於 ECFA 經濟評估這個變數值的變化。在原始的編碼中，ECFA 綜合經濟評估值的範圍是 1 到 3，1 代表經濟狀況變不好，3 代表經濟狀況變好。在取與組平均之差後 (即組內效果)，該值分布的範圍變成 -1 到 1，負向表示和 08 年的經濟評估相比，受訪者認為 12 年兩岸簽訂 ECFA 之後經濟情況變更差；相反地，正值表示與前次訪問相比，兩岸簽訂 ECFA 之後台灣或個人的經濟狀況

⁵³ 簡單來說，假設交互變項模型為 $y = \beta_0 + \beta_x x + \beta_z z + \beta_{xz} xz + \varepsilon$ ，其中 y 為統獨立場， x 是 ECFA 經濟評估， z 是台灣人認同。台灣人認同對於統獨立場的邊際效果就是對 z 取微分 $\frac{\partial y}{\partial z} = \beta_z + \beta_{xz} x$ ，其條件標準誤 $Var\left(\frac{\partial y}{\partial z}\right) = Var(\beta_z + \beta_{xz} x) = Var(\beta_z) + x^2 Var(\beta_{xz}) + 2xCov(\beta_z, \beta_{xz})$ 。同理，若要探討 ECFA 經濟評估對於統獨偏好的邊際效果，則是針對 x 取微分，其邊際效果和條件標準誤的計算公式分別是， $\frac{\partial y}{\partial x} = \beta_x + \beta_{xz} z$ ； $Var\left(\frac{\partial y}{\partial x}\right) = Var(\beta_x + \beta_{xz} z) = Var(\beta_x) + z^2 Var(\beta_{xz}) + 2zCov(\beta_x, \beta_{xz})$ 。

變好；0 表示民眾兩個年度的 ECFA 經濟評估態度沒有改變。

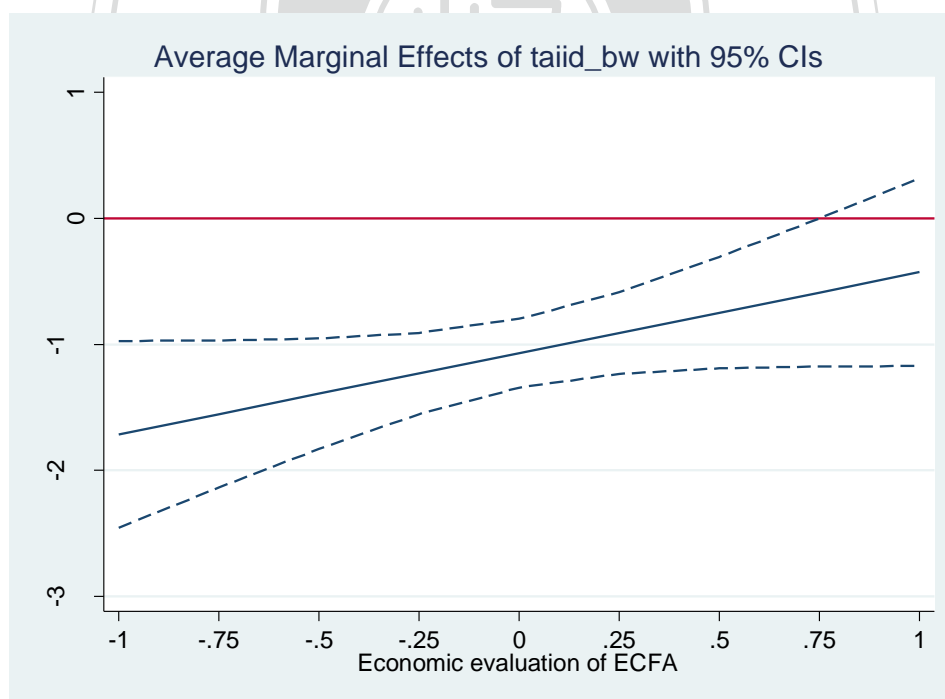
【表 5-5】ECFA 經濟評估由不好至好，台灣人認同對於統獨邊際效果之變化

	$\frac{\partial \hat{Y}}{\partial \text{台灣人}}$	s.e. ($\frac{\partial \hat{Y}}{\partial \text{台灣人}}$)	z test	p value
ECFA 經濟評估 $\beta^w = -1$	-1.714	.378	-4.54	p<.001
ECFA 經濟評估 $\beta^w = -.75$	-1.553	.298	-5.22	p<.001
ECFA 經濟評估 $\beta^w = -.5$	-1.392	.224	-6.22	p<.001
ECFA 經濟評估 $\beta^w = -.25$	-1.232	.164	-7.50	p<.001
ECFA 經濟評估 $\beta^w = 0$	-1.071	.139	-7.69	p<.001
ECFA 經濟評估 $\beta^w = .25$	-.910	.165	-5.50	p<.001
ECFA 經濟評估 $\beta^w = .5$	-.749	.225	-3.32	p<.01
ECFA 經濟評估 $\beta^w = .75$	-.588	.300	-1.96	p=.048
ECFA 經濟評估 $\beta^w = 1$	-.428	.380	-1.13	p=.260

資料來源：TEDS 2012 追蹤樣本。

圖 5-1 的 x 軸為「同一位選民兩個年度 ECFA 經濟效益評估的變化情形」，y 軸則是「台灣人認同對於統獨立場的邊際效果」。圖中實線的部分是台灣人認同對於統獨平均的邊際效果 (average marginal effect)，虛線則為該邊際效果的 95% 信賴區間。若 95% 的信賴區間涵蓋水平線 0，表示該邊際效果在統計上不顯著。據此，我們得以檢視台灣人認同的邊際效果，在各種 ECFA 經濟評估條件下的變化情形。當 ECFA 經濟評估的值為 -1 時，也就是選民兩年度對於 ECFA 經濟效益的評價從原本的變好轉變成不好；平均而言，台灣人認同在統獨立場上的邊際效果約為 -1.7。由於 95% 的信賴區間未包含 0，所以達到統計的顯著水準。換句話說，在給定兩年度經濟評估變差的條件下，台灣人認同這個變數會讓選民的統獨態度更偏向儘快獨立。然而，從這條線左下到右上的走勢可以發現，隨著選民兩年度對於 ECFA 的經濟效應評估變得較為樂觀或不像前一次時那麼悲觀，台灣人認同的邊際效果有隨著經濟評估變好而減弱的趨勢。當 ECFA 經濟評估的值為 0 時，也就是簽署 ECFA 前後態度一致時，台灣人認同對於統獨立場的邊際效果約為 -1.07，同樣也在統計上顯著。

但是，當 ECFA 經濟評估的值為 0.75 時，也就是選民在 12 年受訪時，認為簽訂 ECAF 之後台灣或個人經濟有變得比較好，此時台灣人認同對於統獨立場的邊際效果只剩下約-.58，且幾乎逐漸開始在統計上與 0 沒有顯著差異。這個結果顯示，對於那些兩個年度都認為自己是台灣人的選民來說，固然族群文化的情感認同是導致他們在統獨立場上偏向獨立的原因；但是，從 08 年到 12 年這段期間，我們也不能忽略經濟利益認知改變，對於其統獨立場所帶來的效果。經驗證據發現，當事後評估覺得 ECFA 的經濟效應會比原先預期來得樂觀，這些堅定的台灣人認同者的統獨位置也傾向從原本的儘快獨立往光譜的另一端位移，變得比較沒有這麼急獨。換句話說，就統獨立場來說，若選民對於 ECFA 經濟效益的事前事後評估有變好，麵包效應確實可能抵消感性認同的愛情關係。



資料來源：TEDS 2012 追蹤樣本。

【圖 5-1】台灣人認同對於統獨立場的邊際效果（95%信賴區間）

（二）ECFA 經濟評估對於統獨立場的邊際效果

接著，我們檢視 ECFA 經濟評估對於統獨的影響，是否在不同的台灣人/中國人認同者身上具有異質性的效果。學理上，如果經濟評估和情感認同對於統獨的影響是相輔相成的，那麼我們應該可以觀察到 ECFA 經濟評估的邊際效果，會在都是或中國人認同者身上最明顯，然後在台灣人認同者身上最弱。然而，若經濟實際表現和預期之間的差距對人的態度和行為具有更深刻的影響，那麼或許會發現 ECFA 經濟評估對於統獨立場的邊際效果，是在台灣人認同者身上最明顯。要驗證上述假設何者為真之前，必須要說明的是，在原始的編碼中，台灣人認同為 0 或 1 的二分虛擬變數，0 表示「都是或中國人」認同，1 表示「台灣人」認同。將這個變數取組平均之後（即組間效果），會產生 0、0.5、和 1 三個數值，其樣本觀察值數目依序分別為 774、459 和 833（37.5%、22.2%、40.3%）。在實際的經驗意涵上，0 代表受訪者在兩個訪問年度中皆回答自己為都是或中國人；0.5 意味兩次的答案不同，一次覺得自己是台灣人但另一次則回答都是或中國人；最後，1 則代表 08 年和 12 年均認為自己是台灣人。在這三群認同者身上，ECFA 經濟評估的邊際效果如下表 5-6 和圖 5-2 所示。

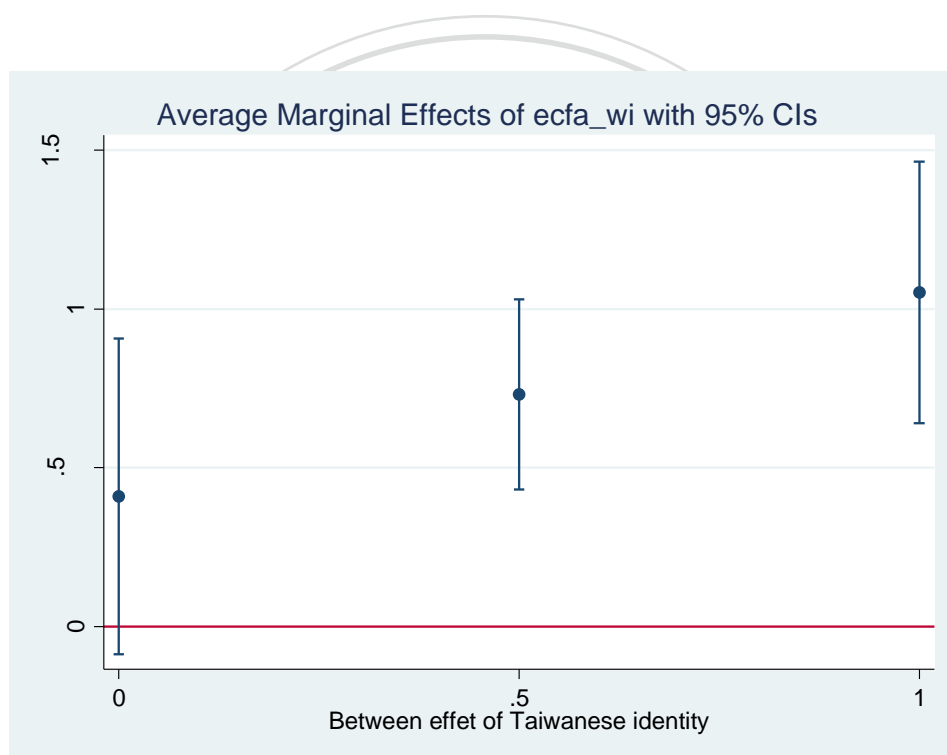
【表 5-6】不同族群文化認同者，ECFA 經濟評估對於統獨立場邊際效果之變化

	$\frac{\partial \hat{Y}}{\partial ECFA}$	s.e. ($\frac{\partial \hat{Y}}{\partial ECFA}$)	z test	p value
台灣人認同 $\beta^B=0$.409	.254	1.61	p=.106
台灣人認同 $\beta^B=0.5$.731	.152	4.79	p<.001
台灣人認同 $\beta^B=1$	1.052	.210	5.00	p<.001

資料來源：TEDS 2012 追蹤樣本。

下圖中，x 軸代表的是「兩個年度台灣人/中國人認同穩定與變遷的三種類型」，y 軸則是「ECFA 經濟評估對於統獨立場影響的邊際效果」。由於條件變數台灣人/中國人穩定與變遷本質上是類別變數，所以我們用區間估計來呈現 ECFA 經濟評估對於統獨影響的邊際效果。其中，實心圓點代表 ECFA 經濟評估邊際效果的

平均值，而其 95%的信賴區間與上下界則以延伸出去的線來表示，若信賴區間的範圍包含 0，則表示該效果在統計上不顯著。統計結果顯示，當選民兩個年度都認為自己為都是或中國人時 ($x=0$)，平均而言，ECFA 經濟評估對於統獨立場的邊際效果約為 0.41，由於其 95%信賴區間涵蓋 0，所以該效果在統計上並不顯著。這意味著，對於那些堅定的都是或中國人認同者而言，其身分認同就已經決定了他在統獨議題上相對偏統的位置，無論 ECFA 的事前事後評估發生何種變化，基本上對其統獨態度的影響相當有限。



資料來源：TEDS 2012 追蹤樣本。

【圖 5-2】ECFA 經濟評估對於統獨立場的邊際效果 (95%信賴區間)

接著，當民眾兩個年度的身分認同發生變遷時 ($x=0.5$)，ECFA 經濟評估對於統獨立場的邊際效果平均值約為 0.73，在 95%的信心水準下，該效果顯著不為 0。換言之，對於那些沒有特定身分認同的選民來說，兩個年度 ECFA 經濟效益評估的好壞變化，對於其統獨立場具有顯著的影響。事實上，也正是因為這群選民的台灣人/中國人認同不穩定，代表族群文化的情感羈絆尚未穩固，所以經濟

評估影響統獨立場的結果並不令人感到意外。最後，比較讓人驚訝的是，在兩個年度皆自認為是台灣人的民眾身上，ECFA 經濟效益評估對於統獨態度的邊際效果也具有顯著的影響（邊際效果平均值為 1.05， $p < .001$ ）。換句話說，對於那些堅定的台灣人認同者而言，若他們事後評估覺得兩岸簽訂 ECFA 會讓台灣或個人的經濟狀況好轉，那麼其統獨立場也傾向受到影響往現狀或統一的方向移動。這個結果顯示，ECFA 經濟效應評估預期和現實的差距，反倒對於穩定的台灣人認同者的統獨立場產生更為深刻的影響，同時也呼應了前述「麵包效應削弱愛情關係」的觀察。

四、小結

過去受限於資料和方法的緣故，使得我們無法確切得知，當理性的經濟利害關係與感性的認同發生衝突時，選民的統獨立場究竟會如何選擇。本節以 08 年到 12 年的選民個體層次的定群追蹤樣本為例，並藉由交互變項模型來分析，當民眾陷入愛情和麵包選擇的兩難時，情感認同對於統獨的影響效果，是否可能被短期的經濟利益削弱。

研究結果發現，在藍綠政黨認同穩定者身上，選民兩個年度 ECFA 經濟評估變化對於其統獨立場所產生的弱化效果較不明顯；但是，在穩定的台灣人認同者身上，當兩個年度的 ECFA 經濟評估從悲觀轉為樂觀，其統獨立場傾向受到影響朝維持現狀或統一的方向位移。ECFA 麵包效應之所以造成兩種不同結果的原因在於，在台灣的政治脈絡中，泛藍和泛綠兩個陣營長期以來在統獨國家選擇明顯有所區隔，再加上這樣的政黨競爭型態已大致穩固。因此，對於那些死忠的藍綠政黨支持者而言，短期的經濟效益的變化仍難以撼動長期穩定的政黨認同。相反地，近幾年來民眾自認為是台灣人的比例則發生相當大的變化，台灣人認同的內

涵在政治菁英和各種運動的推波助瀾之下，從過去狹隘的本省/外省族群界線，轉變成跨族群、跨文化、同時又兼具地域和政治屬性，用來區分台灣和中國兩個不同政治實體的認同。因此，在台灣人認同的建構內涵尚未明確的情況下，短期經濟利益的波動，就相對容易影響台灣人認同者的統獨國家選擇。

再者，本文認為過去所謂物質利益和情感認同兩個元素相輔相成，推動個人統獨立場往同一方向移動的理論假設，並不能夠充分描繪我們所觀察到的現象。屬於理性自利的 ECFA 經濟評估對於統獨立場的影響，在不同身分認同者身上的效果不盡相同。從 08 年到 12 年，對於穩定的都/中認同者而言，可能是因為其贊成兩岸統一的理念不以經濟為前提，或者經濟狀況變化的幅度對這群選民而言不夠深刻，所以兩個年度 ECFA 經濟評估的好壞變化，對於其統獨態度的影響效果較不明顯。無論 ECFA 經濟效益評估是變得比較好還是比較差，其在統獨議題上的位置仍舊相對偏統。可是，對於兩年度堅定的台灣人認同者來說，ECFA 經濟評估的效果就完全不同。當 ECFA 對於台灣或個人經濟狀況的影響從預期悲觀轉為相對樂觀時，即便他們是穩定的台灣人認同者，其統獨立場也可能因此朝維持現狀或統一的方向移動；相反地，若 ECFA 帶來的經濟效應使得他們覺得經濟變得更糟，那麼其統獨立場則傾向更接近儘快獨立。這個結果意味他們和堅定的都是中國人認同者在本質上不相同，並非所有的台灣人認同者都是理念上的台獨支持者，情感上他們認同台灣，但是要選擇成為哪一個國家的國民，端視那個國家可以為我帶來什麼好處而定。換句話說，這群台灣人認同者的統獨選擇較為務實，因此，我們才會觀察到在台灣人身分認同不變的情況下，ECFA 經濟評估的好壞變化會影響其統獨立場。

第六章 結論

台灣自 1980 年代末期開放兩岸交流至今已有超過 20 年的歷史，儘管兩岸經貿交流被定位為民間事務，但是經濟和政治難以分割，不同階段我國兩岸政策調整背後的理由大多跟國家安全、兩岸關係等政治因素脫不了關係。2008 年國民黨籍的馬英九總統上任後，以九二共識為基礎，使兩岸關係迅速融冰並和中國政府重啟協商。隨著兩岸全面三通、開放陸客、陸生、陸資來台等政策一一兌現，在這個時期我國兩岸政策發生重大轉變；其中，2010 年兩岸簽訂 ECFA 可以說是兩岸交流以來最大規模、最具制度性、且具官方性質的協議談判。ECFA 不僅意味著兩岸經濟整合的進程正式啟動；此外，透過早收清單的制度設計，台灣和中國之間的部分貨品和服務享有關稅立刻調降的待遇，這對於台灣的整體經濟乃至於個人的生活條件可能都會產生程度不等的影響。

經濟整合是否會造成政治統合？對於這個問題，過去的研究並沒有一致的看法。整合理論學派認為政治體之間經濟上的互助合作會產生外溢效果，最終導致政治上的質變；然而，亦有研究指出經濟整合過程創造輸家和滿意者，使得整合的成本增加，經濟合作未必帶來政治整合。由於台灣和中國之間的經濟整合處於初步啟動，現階段尚無足夠的觀察資料來回答上述問題。儘管如此，本研究試圖強調的是在民主國家中，政府的政策最終仍以民意為依歸，因此關於經濟影響政治的命題，還是必須回到選民個體層次來加以檢驗，而這也是目前學理和經驗上有待補充的部分。過去雖然已有研究注意兩岸經貿因素對於台灣民眾統獨態度之影響，但採用的資料往往不是單一時間點分析，就是集結數個時間點的集體趨勢分析，在歷年統獨態度趨勢變動不大的情形下，形成經濟無法扭轉政治的結論。儘管這樣的結論未必有誤，但是卻忽略了選民的統獨國家選擇本質上參雜了理念和務實，具有流動的特性。因此，若對選民統獨態度流動和變遷的部分視而不見，

將錯失瞭解統獨立場穩定與變遷全貌的契機。

有鑑於此，本研究利用 TEDS 2012 定群追蹤資料，試圖探討從 08 年到 12 年這段時間，也就是兩岸簽署 ECFA 前後，台灣民眾的統獨態度有無發生變化？如有變化，選民個體層次統獨立場的流動情形為何？是否具有一定的模式可循？此外，有那些因素可以有系統性的解釋民眾的統獨態度？其中，選民對於兩岸簽訂 ECFA 的經濟效應評估又扮演了何種角色？最後，隨著兩岸經濟整合的腳步加速，民眾的統獨態度是否面臨物質利益和情感認同之間的兩難？而此時屬於理性層次的麵包效應又是否可能削弱情感認同的作用？本章分為兩節，第一節主要針對上述提問整理我們的研究發現；第二節則說明本文實證分析時所遭遇的研究限制，並對此一主題提出未來可能的研究方向和建議。

第一節 研究發現

一、從 08 年到 12 年選民統獨立場的流動

過去宏觀趨勢分析的結果指出，台灣民眾歷年的統獨態度儘管會因為外在環境的變化而有所波動，但總體來說大致穩定，贊成統一和獨立的選民也不容易在短時間內彼此互換立場（陳義彥、陳陸輝 2003；盛杏媛 2002；陳陸輝、周應龍 2004；Chang and Wang 2005；Hsieh 2005）。2008 年國民黨政府上台後，儘管兩岸不論是民間或官方的交流都更勝以往，但這段時期民眾統獨分佈的集體趨勢似乎未發生重大改變，贊成統一或獨立的比例僅微幅擺盪，基本上維持現狀仍是台灣內部的主流民意（范世平 2013；童振源 2013；陳陸輝、耿曙 2012）。因此，就宏觀總體層次而言，學者們多半認為民眾統獨態度變化的情形相當有限。

然而，總體層次的結果未必等同選民個體層次的微觀分析，本文不同之處在於，我們運用 TEDS 2012 的定群追蹤樣本，研究結果發現從 08 年到 12 年這段時間，民眾的統獨立場呈現往現狀/統一方向移動的趨勢，雖然變化的量非常細微，但在統計上卻是顯著的。其次，當我們進一步交叉比較兩個年度選民統獨立場的流動情形，統獨態度的穩定性也未如預期，間隔四年，僅有約四成六左右的選民統獨位置保持一致。換言之，過去從總體層次觀察到統獨穩定趨勢，事實上是在個體層次中有差不多比例的人彼此相互流動抵銷所導致的結果。就統獨立場的穩定與變遷模式而言，研究結果顯示選民兩個年度統獨立場的轉變的確如學理預期，鮮少跨越維持現狀的中間點互換立場，而是呈現「獨立⇌現狀」和「現狀⇌統一」的流動模式。這樣的統獨變遷模式既沒有和過去統獨態度穩定的主張衝突，因為在統獨議題上具有明顯偏好的選民確實不容易轉變去支持一個和原有立場相反的主張。此外，在民眾統獨穩定與變遷的描繪上，本文更捕捉到過去較少被注意的流動部分，這方面有助於我們進一步瞭解選民統獨態度的全貌。

除了觀察 08 年到 12 年選民統獨態度變化的方向、幅度和模式之外，本研究也嘗試尋找影響統獨態度穩定與變遷背後的系統性因素。根據過去的學理基礎，我們將影響選民統獨態度的因素區分為理性和感性兩大類。研究結果顯示民眾的統獨立場不但受到 ECFA 經濟評估好壞、政黨認同和台灣人/中國人認同的影響；更重要的是，選民兩個年度統獨立場的流動變化也並非隨機或毫無規則可循，而是和 ECFA 經濟評估、政黨認同、自我身分認同等態度變化之間相互連動。換句話說，當民眾對於 ECFA 的經濟效應評估轉好、政黨認同轉藍、或者是身分認同轉而自認為是中國人，其統獨立場都傾向受到影響而朝儘快統一的方向位移；反之，則往儘快獨立的方向靠近。

二、ECFA 經濟效益對於統獨立場的影響

承上，本研究進一步透過統計模型，來檢視影響台灣民眾統獨態度的理性和感性因素。在理性自利的相關因素方面，我們發現選民對於兩岸簽署 ECFA 的經濟效應評估是影響統獨態度的關鍵變數，代表個人社會經濟位階的職業階級、教育程度，以及是否在中國大陸有直接或間接利益涉入等變數，對於民眾統獨立場的影響則相對有限。另一方面，在符號態度和情感認同方面，選民對於九二共識的態度、政黨認同以及台灣人/中國人認同等變數，皆顯著影響個人的統獨立場。換句話說，無論是理性的經濟評估或感性的符號認同，都是影響民眾統獨立場的重要因素。

然而，過去的研究認為先於理性自利的經濟利益認知往往受到根深蒂固的情感認同之形塑，所以民眾對於兩岸經貿交流的評價反映的是認同的歸屬（陳陸輝等 2009；陳陸輝、陳映男、王信賢 2012）。這意味著影響個人統獨態度的關鍵可能不是獲利的大小，而是認同的差異有多少。雖然這樣的推論未必有誤，但在橫斷面的資料結構下，但卻也難以被驗證。相對來說，本研究運用定群追蹤資料的優勢在於，它不僅可以觀察不同選民在自變數上的差異對於依變數的影響效果，同時也可以掌握同一位選民在自變數上的跨時態度變化，對於依變數所產生的影響。藉由這樣的分析方法，得以在因果關係的推論上提供更多的經驗證據。

在研究方法上，本文透過二層隨機截距模型的設定，將 ECFA 的經濟效益評估、政黨認同、台灣人認同等變數進一步區分成組間和組內效果；前者指涉的是不同選民間的變數效果，後者則是同一位選民不同時間點的自變數效果。研究結果發現，在控制其他變數不變的條件下，民眾的統獨立場不僅受到 ECFA 經濟評價好壞差異的影響，更重要的是，給定同一位受訪者，其兩年度 ECFA 經濟評價

的態度變化也會對統獨態度產生重要的影響。換言之，若選民對於 ECFA 的經濟評估從原本的預期悲觀轉為樂觀，其在統獨議題上的相對位置則傾向往統一的方向傾斜；反之，則傾向朝獨立的方向位移。這個結果意味著，當理性的利弊得失考量可以事前事後評估的，此時經濟利害評估便具有一定程度的客觀事實基礎，它對民眾統獨態度的影響效果基本上獨立於政黨認同和台灣人認同之外。因此，本研究主張就台灣民眾的統獨態度而言，屬於理性層面的經濟利益評估之影響力不應該被低估。

三、短期利益削弱長期認同的作用力

近年來，針對 2012 年台灣總統選舉選民投票行為的相關研究發現，兩岸經濟關係因素所產生的效應正在逐步擴大，選舉中情感效果則呈現縮小的趨勢（吳介民 2012；湯晏甄 2013）。因此，本研究也好奇麵包效應削弱愛情關係的現象，是否也會在民眾的統獨態度上出現。在吳乃德（2005）的研究中認為文化情感認同對於台灣民族主義的鞏固力大於經濟利益的吸引力，可是他分析的是十年前的資料（1998 到 2000），如今時空環境丕變，現階段台灣對於中國經濟上的依賴也絕非十年前可比擬。因此，當台灣的經濟發展必須借助中國的生產資源和市場時，民眾就經常面臨短期物質利益和長期情感認同之間的兩難。在這個情況下，我們預期短期經濟效應的變化對於統獨態度的影響，可能會中和、抵銷情感認同的作用力。

本文利用交互變項模型來驗證上述假設，研究結果發現選民兩個年度 ECFA 經濟態度變化對於統獨立場的影響，在不同的身分認同者身上具有不同的效果。對於堅定的台灣人認同者而言，當 ECFA 經濟效應的事前事後評估結果跟選民原先的信念不一致時，也就是對 ECFA 從悲觀轉為樂觀，此時預期和現實之間對比

和反差，足以削弱台灣人認同偏向獨立的作用。換言之，即便是兩年度穩定的台灣人認同者，當兩年度的 ECFA 經濟效應評估轉好，其統獨立場傾向往維持現狀或統一的方向位移；反之，若兩年度 ECFA 的經濟評估變壞，其統獨立場則受到情感和利益相輔相成的強化，朝儘快獨立的方向偏移。可是，對於穩定的都是或中國人認同者來說，由於 ECFA 經濟評價和其原本的信念一致，也或許這些認同者大多是兩岸經貿交流下的受益者，因此，在兩年度評價態度變化差異有限的情況下，都是或中國人認同穩定的選民對於 ECFA 經濟效應評價的波動，還不足以影響其統獨立場產生偏移。

綜合上面的研究發現，本文試圖論述的是，從 2008 年到 2012 年這段時期，台灣民眾的統獨態度確實發生變化，大致上呈現一種「獨立⇌現狀」和「現狀⇌統一」的流動模式。選民兩個年度統獨態度的變化並非無規則可循；反之，理性的 ECFA 經濟效應評估和感性的政黨認同、台灣人認同等，都是解釋選民統獨態度變遷背後的系統性成因。其中，本文更主張 ECFA 經濟效應評估對於選民統獨立場的影響，並非情感認同所造成的汙染效果，給定同一位選民對兩岸簽署 ECFA 前後經濟狀況評價的態度變化，對其統獨態度具有不可忽視的獨立性影響。再者，隨著兩岸經濟整合的深化，麵包效應對於民眾統獨態度的影響正在逐漸擴大。雖然本文已盡可能的在有限的時間和成本下，提出不同的學理觀點與經驗證據，但沒有研究是完美無瑕的，特別是攸關民眾統獨國家選擇的態度分佈，更是需要長時期並包含多個時間點的追蹤觀察，因此本研究也存在諸多不足之處待後續之努力。以下，我們便針對相關的研究限制進行說明。

第二節 研究限制與建議

本研究主要探討從 2008 年到 2012 年，兩岸簽署 ECFA 對於台灣民眾統獨立

場的影響。雖然從本文的整體分析中可以觀察到，ECFA 的經濟效應對於選民兩個年度的統獨態度具有舉足輕重的影響力；但是，礙於觀察時間點不足與資料限制等種種因素，本文仍有部分限制並有待後續之努力，以下逐一說明之。

首先，若欲釐清 ECFA 和統獨立場之間的因果關係，理想上的研究設計莫過於是隨機分派（random assignment）為前提，分為實驗組和控制組進行比較分析的古典實驗設計（classic experimental design），或者是以人為配對之組別所進行的準實驗設計（quasi-experimental design）（林長志 2010, 116）。然而，台灣和中國簽署 ECFA 是不僅是兩岸經濟整合過程中的重要環節，也是國與國之間的協議談判。不論贊成與否，協議一經簽署便生效，全體台灣民眾皆受到 ECFA 的刺激（treatment）影響。因此，我們無法將依照上述的實驗設計方式，將選民區分成有受到簽署 ECFA 影響之實驗組及未受 ECFA 影響之控制組，來比較兩組之間的差異並推論兩岸簽訂 ECFA 對於統獨態度之效果。此外，雖然歐盟整合的經驗可資參考，但兩岸關係與主權定位在國際上相當特殊，所以也難以找到政經條件和社會脈絡與台灣相似的國家，做為可供比較的控制組。有鑑於此，本研究才退而求其次，探討選民兩個年度 ECFA 經濟效應的認知變化，對於其統獨態度的影響效果。未來若要強化研究分析結果在因果推論上的有效性，或許可以嘗試運用「反事實之因果模型」（counterfactual model of causality）來克服現階段在研究設計與統計方法上的不足（黃紀 2008）。

其次，本研究分析的時間範圍是 2008 年至 2012 年，儘管兩岸於這段時間範圍內簽署 ECFA，但 ECFA 畢竟只是一個架構協議，涉及層面更廣、影響範圍更深、更有爭議性的後續談判則未能納入研究的範疇之中。特別是，就在今年三月由於兩岸服貿協議的重大爭議，引發學生佔領立法院、數十萬公民走上街頭。儘管部分觀察認為民眾心理上對於中國的「恐懼」，以及對於台灣民主制度與價值

的「堅持」等因素，才是造成這次學運的主因；換言之，情感認同看似比理性計算更能解釋學運。但就本文的觀點而言，當然我們並不否認情感認同或象徵符號對於這次運動的影響，不過，所謂的恐懼事實上也反映了個人對自身處境和生活條件的憂慮。特別是，馬政府執政以來，台灣的經濟狀況未見起色，實質薪資所得大幅倒退，在貧富差距加大、海峽紅利分配不均下，贏家和輸家的對立格外明顯。一個反事實的思考是，如果台灣的經濟沒這麼差、窮人和富人之間的差距沒這麼大，反對兩岸服貿協議的聲音和能量很可能也不會如此驚人。因此，持續關注兩岸經濟整合對於民眾統獨態度的影響，仍是本研究後續努力的方向。另外，關稅調降和開放市場對於一個國家 GDP 的影響往往呈現時滯效果 (time-lag effect)；相似地，兩岸簽訂 ECFA 的影響也未必會立刻見效。反映在資料結果上，我們確實也觀察到在間隔四年之後，多數選民對於 ECFA 的評價趨向中立，無論是樂觀預期經濟狀況好轉或對 ECFA 的經濟效應感到悲觀均呈現減少的態勢。因此，要驗證選民經濟評估態度變化對於其統獨態度之影響是否會持續，仍有待長時期、更多時間點的觀察。

另外，過去學界針對民眾的統獨態度已發展出各種不同統獨度量架構，傳統的統獨六分類測量和 0~10 的統獨量表，因為假定選民的統獨立場是單一面向的分佈，所以被認為是務實面的統獨觀；而藉由和平獨立或相似統一等條件式問句過濾後的統獨態度，則往往被視為是純粹理念的統獨觀。在這個情況下，值得一問的是如果統獨測量的方式改變，對於本文的研究發現是否會造成重大的影響。儘管在第三章中本文已說明挑選 0~10 統獨立場做為依變數的理由，但為了慎重起見，我們仍嘗試以「統獨六分類」和「條件式統獨」當作依變數，藉此檢視測量方式改變對於研究結論的影響。在重新編碼後，我們將統獨六分類整併為「獨立」、「現狀」和「統一」三類，至於條件式統獨則根據吳乃德（2005）的歸類方式分成「台灣民族主義」、「實用主義」和「中國民族主義」。值得說明的是，由

於組間組內效果的模型無法延伸到無序多分的勝算對數模型(multinomial logit)，因此本研究參考 Allison (2009) 及劉嘉薇和黃紀 (2012) 的作法，先選定欲分析比較的參照類，再分別估計 k-1 個二層隨機勝算對數模型。是故，在統獨三分類的模型中會有兩個統計模型，其中之一是「現狀 v.s.獨立」，另一是「現狀 v.s.統一」。而在條件式統獨模型中，一個是「實用主義 v.s.台灣民族主義」，另一個則是「實用主義 v.s.中國民族主義」(詳細結果請參考附錄六)。就結果論，在統獨三分類的模型之中，因為該測量方式在本質上跟 0~10 統獨量表相似，所以 ECFA 經濟評估的組內和組間效果層對於選民的統獨立場仍具有關鍵的影響，該效果又在現狀/獨立的模型中特別明顯。另一方面，若以條件式統獨做為依變數，由於民眾支持統一或獨立的前提條件已去污存菁，因此在強調理念的狀況下，ECFA 的經濟評估的效應並不顯著，這樣的結果也並不令人感到意外。

最後，雖然定群追蹤資料能夠協助研究者進行縱貫時序的動態分析，但是這種資料型態也有其侷限之處；其中，最常被提及的限制是，樣本流失和代表性問題對於整體研究效度與推論所產生的影響(周映柔 2006; 陳陸輝 1999; 陳光輝、劉從葦 2006)。基本上，本研究使用 TEDS 2012 之定群追蹤樣本是針對 2008 年共 2660 個成功訪問樣本所進行的追蹤訪問，共完成 1510 份的追蹤調查，成功追蹤訪問的比例約為 57%；換言之，約有 43% 的樣本追蹤失敗。不論追蹤訪問成功或失敗的成因為何，這個比例確實不低，也可能會對研究的結果產生影響。此外，若以性別、年齡層、教育程度和居住地等人口特徵變數，將定群追蹤樣本的分佈與母群體進行代表性檢定，也可發現在年齡層和教育程度兩個變數上，樣本之分佈和母群體確實存在顯著差異(請參見附錄七)，相較於母體，定群樣本的年齡分佈偏高、教育程度偏低。若要以該筆資料推論至全體選民時，也可能會遇到代表性問題。儘管如此，我們認為所有的調查研究都不免遭遇訪問失敗和樣本代表性的問題，只要在資料蒐集前端和標準化訪問過程中做足準備，上述問題對

於整體研究的影響事實上並不嚴重。因此，在考量研究問題的重要性的和資料的適用性後，本研究仍是以這筆定群追蹤樣本作為分析資料。

總結來說，自 2008 年國民黨政府執政後，兩岸關係出現重大轉折，隨著 ECFA 的簽署和生效，兩岸經濟整合正式啟動並對台灣的經濟和政治帶來諸多影響。當然，兩岸經濟整合並非完成式，而是現在進行式，兩岸經濟關係上的競爭與合作、衝突與矛盾，勢必會持續影響統獨國家選擇的民意走向。因此持續關注整合過程中台灣民眾政治態度與政治行為的變化，不但攸關未來國內政治之走向，同時也有助於瞭解經濟層面的個體層次效應。雖然已有為數不少的研究旨在探討中國因素對於台灣政治的影響，但分析方式仍多以靜態為主。儘管本文在觀察時間點和資料部分存在上述限制；不過，仍舊期盼能以不同之觀點和研究方法，激盪出更多的理論對話與方法探討，對台灣政治學界做些微不足道之貢獻。

參考文獻

- 中華徵信所，2010，《ECFA 關鍵報告》，台北：中華徵信。
- 王甫昌，1998a，〈族群意識、民族主義與政黨支持：1990 年代台灣的族群政治〉，《台灣社會學研究》，2: 1-45。
- 王甫昌，1998b，〈台灣族群政治的形成與表現：1994 年台北市長選舉結果之分析〉，載於《民主、轉型？台灣現象》，殷海光先生學術基金會主編，台北：桂冠。
- 石之瑜，2005，〈消失的中間選民：2004 年總統大選對空間理論的修正〉，《問題與研究》，44 (4): 1-24。
- 左正東，2011，〈國際政治經濟學的典範問題與經濟民族主義的再檢視〉，《國際關係學報》，32: 51-90。
- 朱敬一，2009，《ECFA：開創兩岸互利雙贏新局面》，台北：遠景基金會。
- 宋國友，2007，〈與對手貿易：一種國家-社會的分析框架〉，《世界經濟與政治》，4: 40-7。
- 吳乃德，1993，〈省籍意識、政治支持與國家認同〉，載於《族群關係與國家認同》，張茂桂主編，台北：業強。
- 吳乃德，2002，〈認同衝突和政治信任：現階段台灣族群政治的核心難題〉，《台灣社會學》，4: 75-118。
- 吳乃德，2005，〈麵包與愛情：初探台灣民眾民族認同的變動〉，《台灣政治學刊》，9 (2): 5-39。
- 吳介民，2012，〈從統獨分歧到中國因素：詮釋台灣國家認同的變遷〉，2012 中國效應在台灣學術研討會，10 月 5 日，台北：中央研究院社會學研究所 802 會議室。
- 吳玉山，2011，〈台灣的大陸政策：結構與理性〉，載於《爭辯中的兩岸關係理論》，

- 第二版，包宗和、吳玉山主編，台北：五南圖書。
- 吳建輝，2014，〈對外經貿談判的 Reformat〉，《蘋果日報》，網址：
<http://www.appledaily.com.tw/realtimenews/article/new/20140320/363907/>，檢
索日期：2014年5月6日。
- 吳新興，1995，《整合理論與兩岸關係之研究》，台北：五南。
- 吳榮義，2010，《解構 ECFA：台灣的命運與機會》，台北：新台灣國策智庫。
- 吳親恩、林奕孜，2012，〈經濟投票與總統選舉：效度與內生性問題的分析〉，《台
灣政治學刊》，16 (2): 175-232。
- 吳親恩、林奕孜，2013，〈兩岸經貿開放、認同與投票選擇：2008年與2012年
總統選舉的分析〉，《選舉研究》，20 (2): 1-36。
- 冷則剛，2011，〈大陸經貿政策的根源：國家與社會的互動〉，載於《爭辯中的兩
岸關係理論》，第二版，包宗和、吳玉山主編，台北：五南圖書。
- 李冠成，2009，〈政治社群與族群的難題：以我國大學生為例〉，《政治學報》，48:
115-52。
- 周映柔，2006，《定群研究中樣本流失問題之探討：以台灣選舉與民主化調查為
例》，國立中正大學政治學研究所碩士論文。
- 林宗弘，2012，〈兩岸政策中的代溝？世代、階級與中國效應〉，2012 中國效應
在台灣學術研討會，10月5日，台北：中央研究院社會學研究所 802 會議
室。
- 林長志，2010，《立委選制變遷對選民投票行為之影響：投票穩定與變遷的分析》，
國立政治大學政治學研究所碩士論文。
- 林瑞華、耿曙，2008，〈經濟利益與認同轉變：台商與韓商個案〉，《東亞研究》，
39 (1): 165-92。
- 林瓊珠，2012，〈穩定與變動：台灣民眾的「台灣人/中國人」認同與統獨立場之
分析〉，《選舉研究》，19 (1): 97-127。

- 林瓊珠、廖益興，2013，〈國族認同的問卷設計與測量：TEDS 與 TSCS 之比較〉，載於《台灣選舉與民主化調查(TEDS)方法論之回顧與前瞻》，黃紀主編，台北：五南圖書。
- 范世平，2013，〈兩岸經濟與社會交流檢討〉，載於《兩岸關係的機遇與挑戰》，蘇起、童振源主編，台北：五南圖書。
- 俞振華、林啟耀，2013，〈解析台灣民眾統獨偏好：一個兩難又不確定的選擇〉，《台灣政治學刊》，17 (2): 165-230。
- 高朗，2011，〈從整合理論探索兩岸整合的條件與困境〉，載於《爭辯中的兩岸關係理論》，第二版，包宗和、吳玉山主編，台北：五南圖書。
- 徐火炎，2004，〈台灣結、中國結與台灣心、中國情：台灣選舉中的符號政治〉，《選舉研究》，11 (2): 1-41。
- 翁秀琪、孫秀蕙，1995，〈性別政治：從民國八十二年台灣地區縣市長選舉看性別、傳播與政治行為〉，《新聞學研究》，51: 87-111。
- 耿曙，2009，〈經濟扭轉政治？中共「惠台政策」的政治影響〉，《問題與研究》，48 (3): 1-32。
- 耿曙、陳陸輝，2003，〈兩岸經貿互動與台灣政治版圖：南北區塊差異的推手〉，《問題與研究》，42 (6): 1-28。
- 耿曙、劉嘉薇、陳陸輝，2009，〈打破維持現狀的迷思：台灣民眾統獨抉擇中理念與實務的兩難〉，《台灣政治學刊》，13 (2): 3-56。
- 張茂桂、吳忻怡，1997，〈教育對於統獨傾向的作用〉，《台灣政治學刊》，2: 107-89。
- 張傳賢、黃紀，2011，〈政黨競爭與台灣族群認同與國家認同間的連結〉，《台灣政治學刊》，15 (1): 3-71。
- 盛杏媛，2002，〈統獨議題與台灣選民的投票行為：1990 年代的分析〉，《選舉研究》，9 (1): 41-80。
- 盛杏媛、陳義彥，2003，〈政治分歧與政黨競爭：2001 年立法委員選舉的分析〉，

- 《選舉研究》，10 (1): 7-40。
- 許忠信，2010，《ECFA 東西向貿易對台灣之衝擊》，台北：新學林。
- 陳光輝、劉從葦，2006，〈台灣選舉與民主化調查固定樣本 (TEDS panel) 之代表性探討〉，《選舉研究》，13 (2): 75-116。
- 陳添枝，2010，《不能沒有 ECFA：東亞區域經濟整合對台灣的挑戰》，台北：遠景基金會。
- 陳陸輝，1999，〈「固定樣本連續訪談法」(panel studies) 樣本流失問題之探討〉，《選舉研究》，6 (1): 175-204。
- 陳陸輝，2000，〈台灣選民政黨認同的持續與變遷〉，《選舉研究》，7 (2): 39-52。
- 陳陸輝，2008，《台灣認同的起源與政治效果之研究》，計畫編號：NSC 95-2414-H-004-051-SS3，台北：行政院國家科學委員會補助專題研究計畫成果報告。
- 陳陸輝、周應龍，2004，〈台灣民眾統獨立場的持續與變遷〉，《東亞研究》，35 (2): 143-86。
- 陳陸輝、耿曙，2012，〈台灣民眾統獨立場的持續與變遷〉，載於《重新檢視爭辯中的兩岸關係理論》，包宗和、吳玉山主編，台北：五南圖書。
- 陳陸輝、耿曙、王德育，2009，〈兩岸關係與 2008 年台灣總統大選：認同、利益、威脅與選民投票取向〉，《選舉研究》，16 (2): 1-22。
- 陳陸輝、陳映男、王信賢，2012，〈經濟利益與符號態度：解析台灣認同的動力〉，《東吳政治學報》，30 (3): 1-50。
- 陳陸輝、耿曙、涂萍蘭、黃冠博，2009，〈理性自利或感性認同？影響台灣民眾兩岸經貿立場因素的分析〉，《東吳政治學報》，27 (2): 87-125。
- 陳義彥、陳陸輝，2003，〈模稜兩可的態度還是不確定的未來：台灣民眾統獨觀的解析〉，《中國大陸研究》，46 (5): 1-20。
- 彭明輝，2014，〈服貿的法制、經濟與國安問題〉，《清大彭明輝的部落格》，網址：

http://mhperng.blogspot.tw/2014/03/blog-post_22.html，檢索日期：2014 年 5 月 6 日。

游清鑫、林長志、林啟耀，2013，〈台灣民眾統獨立場的問卷設計與測量：以 TEDS 為例〉，載於《台灣選舉與民主化調查(TEDS)方法論之回顧與前瞻》，黃紀主編，台北：五南圖書。

湯晏甄，2013，〈「兩岸關係因素」真的影響了 2012 年台灣總統大選嗎？〉，《台灣民主季刊》，10 (3): 91-130。

童振源，2013，〈兩岸關係與台灣民意〉，載於《兩岸關係的機遇與挑戰》，蘇起、童振源主編，台北：五南圖書。

童振源，2014，《台灣經濟關鍵下一步：兩岸經濟整合的趨勢與挑戰》，台北：博碩出版。

黃紀，2005，〈投票穩定與變遷之分析方法：定群類別資料之馬可夫鍊模型〉，《選舉研究》，12 (1): 1-37。

黃紀，2008，〈因果推論與觀察研究：「反事實模型」之思考〉，《社會科學論叢》，2 (1): 1-22。

黃紀，2013，〈調查研究設計〉，載於《民意調查新論》，第三版，陳陸輝主編，台北：五南圖書。

黃紀、王鼎銘、郭銘峰，2005，〈日本眾議院 1993 及 1996 年選舉：自民黨之選票流動分析〉，《人文及社會科學集刊》，17 (4): 853-83。

楊婉瑩、李冠成，2011，〈一個屋簷下的性別權力關係對國家認同的影響 (1996-2008)〉，《選舉研究》，18 (1): 95-137。

楊婉瑩、劉嘉薇，2009，〈探討統獨態度的性別差異：和平戰爭與發展利益的觀點〉，《選舉研究》，16 (1): 37-66。

溫福星，2006，《階層線性模式：原理、方法與應用》，台北：雙葉書廊。

劉嘉薇、黃紀，2012，〈父母政黨偏好組合對大學生政黨偏好之影響：定群追蹤

- 之研究》，《台灣民主季刊》，9 (3): 37-84。
- 劉嘉薇、耿曙、陳陸輝，2009，〈務實也是一種選擇：台灣民眾統獨立場的測量與商榷〉，《台灣民主季刊》，6 (4): 141-68。
- 蔡宗漢、林長志，2014，〈如何評估潛在變數的影響效果？以 2013 年 TEDS 統獨立場的測量為例〉，台灣選舉與民主化調查 2014 年國際學術研討會，3 月 23 日，台北：國立政治大學。
- 鄭夙芬，2009，〈族群、認同與總統投票抉擇〉，《選舉研究》，16 (2): 23-49。
- 鄭夙芬，2013，〈2012 年總統選舉中的台灣認同〉，《問題與研究》，52 (4): 101-32。
- 鄭麗君，2010，《ECFA，不能說的秘密？》，台北：台灣智庫。
- 蕭怡靖、游清鑫，2012，〈檢測台灣民眾六分類統獨立場：一個測量改進的提出〉，《台灣政治學刊》，16 (2): 65-116。
- 謝復生，2000，〈理性抉擇理論的回顧與前瞻〉，《政治學報》，31: 141-53。
- 謝復生、林繼文，2013，〈理性抉擇與台灣的政治學研究〉，載於《政治學的回顧與前瞻》，吳玉山、林繼文、冷則剛主編，台北：五南圖書。
- 魏百谷，2010，〈小國與強鄰相處之道：以芬蘭與俄羅斯關係為例〉，《台灣國際研究季刊》，6 (1): 95-116。
- 魏玫娟、洪耀南、童振源，2012，〈兩岸關係經濟化：兩岸經濟關係對 2012 年總統大選的影響〉，2012 中國效應在台灣學術研討會，10 月 5 日，台北：中央研究院社會學研究所 802 會議室。
- 羅致政，2010，《ECFA 大衝擊：台灣的危機與挑戰》，台北：新台灣國策智庫。
- 蘇起，2013，〈馬政府時期兩岸關係的概況與展望〉，載於《兩岸關係的機遇與挑戰》，蘇起、童振源主編，台北：五南圖書。
- Abdelal, Rawi, Yoshiko M. Herrera, Alastair I. Johnston, and Rose McDermott. "Conceptualizing and Measuring Ethnic Identity." In *Measuring Identity: A Guide for Social Scientists*, eds. Rawi Abdelal et al. Cambridge, New York: Cambridge University Press.

- Agresti, Alan. 2002. *Categorical Data Analysis*, 2nd edition. New York: Wiley.
- Allison, Paul D. 2009. *Fixed Effects Regression Models*. Thousand Oaks, CA: Sage Publications.
- Anderson, Christopher J., and M. Shawn Reichert. 1996. "Economic Benefits and Support for Membership in the EU: A Cross-National Analysis." *Journal of Public Policy* 15 (3): 231-49.
- Anderson, Christopher J., Silvia M. Mendes, and Yuliya V. Tverdova. 2004. "Endogenous Economic Voting: Evidence from the 1997 British Election." *Electoral Studies* 23 (4): 683-708.
- Banton, Michael. 1983. *Racial and Ethnic Competition*. Cambridge, NY: Cambridge University Press.
- Bartels, Brandon L. 2008. "Beyond "fixed versus random effects": a framework for improving substantive and statistical analysis of panel, time-series cross-sectional, and multilevel data." *Political Methodology Conference*. Ann Arbor, MI. Available at <http://home.gwu.edu/~bartels/cluster.pdf> [Accessed 24 March 2014].
- Barth, Fredrik. 1969. "Introduction." In *Ethnic Groups and Boundaries: The Social Organization of Culture difference*, ed. Fredrik Barth. Prospect Heights, IL: Waveland Press.
- Bell, Andrew, and Kelvyn Jones. 2014. "Explaining Fixed Effects: Random Effects Modeling of Time-Series Cross-Sectional and Panel Data." *Political Science Research and Methods* 2 (1): 1-21.
- Berry, William D., Matt Golder, and Daniel Milton. 2012. "Improving Tests of Theories of Positing Interaction." *Journal of Politics* 74 (3): 653-71.
- Bobo, Lawrence, and James R. Kluegel. 1993. "Opposition to Race Targeting: Self-Interest, Stratification Ideology, or Racial Attitudes?" *American*

Sociological Review 58 (4): 443-64.

Brambor, Thomas, William R. Clark, and Matt Golder. 2006. "Understanding Interaction Models: Improving Empirical Analyses." *Political Analysis* 14 (1): 63-82.

Brass, Paul. 1991. *Ethnicity and Nationalism: Theory and Comparison*. Newbury Park, CA: Sage.

Campbell, Angus, Philip E. Converse, Warren E. Miller, and Donald E. Stokes. 1960. *The American Voter*. New York: John Wiley & Sons.

Carey, Sean. 2002. "Undivided Loyalties: Is National Identity an Obstacle to European Integration?" *European Union Politics* 3 (4): 387-413.

Chai, Sun-ki. 2001. *Choosing an Identity: A General Model of Preference and Belief Formation*. Ann Arbor, MI: University of Michigan Press.

Chang, G. Andy, and T. Y. Wang. 2005. "Taiwanese or Chinese? Independence or Unification? An Analysis of Generational Differences in Taiwan." *Journal of Asian and African Studies* 40 (1/2): 29-49.

Chao, Chien-min. 2003. "Will Economic Integration Between Mainland China and Taiwan Lead to a Congenial Political Culture?" *Asian Survey* 43 (2): 280-304.

Chong, Dennis, Jack Citrin, and Patricia Conley. 2001. "When Self-Interest Matters." *Political Psychology* 22 (3): 541-70.

Chow, Peter C. Y. 2012. "Introduction." In *National Identity and Economic Interest: Taiwan's Competing Options and Their Implication for Regional Stability*, ed. Peter C. Y. Chow. New York: Palgrave Macmillan Press.

Chu, Yun-han. 2004. "Taiwan's National Identity Politics and the Prospect of Cross-Strait Relations." *Asian Survey* 44 (4): 484-512.

Citrin, Jack, and Donald P. Green. 1990. "The Self-Interest Motive in American Public Opinion." *Research in Micropolitics* 3: 1-28.

- Clark, Tom S., and Drew Linzer. 2013. "Should I use fixed or random effects?" Emory University. Available at <http://polmeth.wustl.edu/mediaDetail.php?docId=1315> [Accessed 24 March 2014].
- Crowe, James W., and William J. Bailey. 1995. "Self-Interest and Attitudes about Legislation Controlling Alcohol." *Psychological Reports* 76 (3): 995-1003.
- De Master, Sara, and Michael K. Le Roy. 2000. "Xenophobia and the European Union." *Comparative Politics* 32 (4): 419-36.
- Deutsch, Karl. 1957. *Political Community and the North Atlantic Area: International Organization in the Light of Historical Experience*. Princeton, NJ: Princeton University Press.
- Deutsch, Karl, Sidney A. Burrell, Robert A. Kann, Maurice Lee, Martin Lichterman, Raymond E. Lindgren, Francis L. Loewenheim, Richard W. Van Wagenen. 1966. "Political Community and the North Atlantic Area." In *International Political Community: An Anthology*. New York: Anchor Books.
- Downs, Anthony. 1957. *An Economic Theory of Democracy*. New York: Harper and Row.
- Drover, Glen, and K. K. Leung. 2001. "Nationalism and Trade Liberalization in Quebec and Taiwan." *Pacific Affairs* 74 (2): 205-24.
- Easton, David, and Jack Dennis. 1969. *Children in the Political System: Origins of Political Legitimacy*. New York: McGraw-Hill.
- Eichenberg, Richard, and Russell Dalton. 1993. "Europeans and the European Community: The Dynamics of Public Support for European Integration." *International Organization* 47 (4): 507-34.
- Fairbrother, Malcolm. 2014. "Two Multilevel Modeling Techniques for Analyzing Comparative Longitudinal Survey Datasets." *Political Science Research and*

- Methods* 2 (1): 119-40.
- Feldman, Stanley. 1982. "Economic Self-interest and Political Behavior." *American Journal of Political Science* 26 (3): 446-66.
- Fiorina, Morris. 1981. *Retrospective Voting in American National Election*. New Haven, CT: Yale University Press.
- Frees, Edward W. 2004. *Longitudinal and Panel Data: Analysis and Applications in the Social Science*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Gabel, Matthew J. 1998a. *Interests and Integration: Market Liberalization, Public Opinion, and European Union*. Ann Arbor, MI: University of Michigan Press.
- Gabel, Matthew J. 1998b. "Public Support for European Integration: An Empirical Test of Five Theories." *Journal of Politics* 60 (2): 333-54.
- Gabel, Matthew J., and Harvey Palmer. 1995. "Understanding Variation in Public Support for European Integration." *European Journal of Political Research* 27 (1): 3-19.
- Gabel, Matthew J., and Guy D. Whitten. 1997. "Economic Conditions, Economic Perceptions, and Public Support for European Integration." *Political Behavior* 19 (1): 81-96.
- Gelman, Andrew. 2005. "Two-Stage Regression and Multilevel Modeling: A Commentary." *Political Analysis* 13 (4): 459-61.
- Green, Donald P., and Ann E. Gerken. 1989. "Self-Interest and Public Opinion Toward Smoking Restrictions and Cigarette Taxes." *Public Opinion Quarterly* 53 (1): 1-16.
- Greene, William H. 2012. *Econometric Analysis*, 7th edition. Boston, MA: Prentice Hall.
- Hardin, Russell. 1995. "Self Interest, Group Identity." In *Nationalism and Rationality*, eds. Albert Breton et al. New York: Cambridge University Press.

- Haas, Ernst B. 1964. *Beyond the Nation-State: Functionalism and International Organization*. Stanford, CA: Stanford University Press.
- Haas, Ernst B., and Philippe C. Schmitter. 1964. "Economic and Differential Patterns of Political Integration about Unity in Latin America." *International Organization* 18 (4): 705-37.
- Hechter, Michael. 1971. "Towards a Theory of Ethnic Change." *Politics & Society* 2 (1): 21-45.
- Hechter, Michael. 1975. *Internal Colonialism: The Celtic Fringe in British National Development*. Berkeley, CA: University of California Press.
- Hechter, Michael. 1978. "Group Formation and the Cultural Division of Labor." *American Journal of Sociology* 84 (2): 293-318.
- Horch, Miroslav. 1985. *Social Preconditions of National Revival in Europe*. Cambridge, NY: Cambridge University Press.
- Hsieh, John Fuh-seng. 2005. "Ethnicity, National Identity, and Domestic Politics in Taiwan." *Journal of Asian and African Studies* 40 (1/2): 13-28.
- Hsieh, John Fuh-seng, and Emerson M .S. Niou. 2005. "Measuring Taiwanese Public Opinion on Taiwanese Independence." *The China Quarterly* 181 (1): 158-68.
- Inglehart, Ronald, Jacques-Rene Rabier, and Karlheinz Reif. 1991. "The Evolution of Public Attitudes toward European Integration: 1970-86." In *Eurobarometer: The Dynamics of European Public Opinion*, eds. K. Reif and R. Inglehart. London: Macmillan.
- Janssen, Joseph H. 1991. "Postmaterialism, Cognitive Mobilization, and Support for European Integration." *British Journal of Political Science* 21 (4): 443-68.
- Jennings, Kent M., and Richard G. Niemi. 1974. *The Political Character of Adolescence: The Influence of Families and Schools*. Princeton, NJ: Princeton University Press.

- Jennings, Kent M., and Richard G. Niemi. 1981. *Generations and Politics: A Panel Study of Young Adults and Their Parents*. Princeton, NJ: Princeton University Press.
- Kam, Cindy D., and Robert J. Franzese. 2007. *Modeling and Interpreting Interactive Hypotheses in Regression Analysis*. Ann Arbor, MI: University of Michigan Press.
- Keng, Shu, Lu-huei Chen, and Kuan-po Huang. 2006. "Sense, Sensitivity, and Sophistication in Shaping the Future of Cross-Strait Relations." *Issues & Studies* 42 (4): 23-66.
- Keohane, Robert O., and Joseph S. Nye. 1975. "International Interdependence and Integration." In *Handbook of political Science, vol. 8, International Politics*, eds. Fred I. Greenstein and Nelson Polsby. Reading, MA: Addison-Wesley Publishing Company.
- Kinder, Donald R., and D. Roderick Kiewiet. 1981. "Sociotropic Politics: The American Case." *British Journal of Political Science* 11 (2): 129-41.
- Kinder, Donald R., and David O. Sears. 1981. "Prejudice and Politics: Symbolic Racism Versus Racial Threats to the Good Life." *Journal of Personality and Social Psychology* 40 (3): 414-31.
- Kramer, Gerald H. 1971. "Short-term Fluctuations in U.S. Voting Behavior: 1896-1964." *American Political Science Review* 65 (1): 131-43.
- Lau, Richard R., Thad A. Brown, and David O. Sears. 1978. "Self-Interest and Civilians' Attitudes Toward the Vietnam War." *Public Opinion Quarterly* 42 (4): 464-83.
- Lewis-Beck, Michael S. 1988. *Economics and Elections: The Major Western Democracies*. Ann Arbor, MI: University of Michigan Press.
- Lewis-Beck, Michael S., Richard Nadeau, and Angelo Elias. 2008. "Economics, Party,

- and the Vote: Causality Issues and Panel Data.” *American Journal of Political Science* 52 (1): 84-95.
- Lindberg, Leon N., and Stuart A. Scheingold. 1970. *Europe's Would-Be Polity: Patterns of Change in the European Community*. Englewood Cliff, NJ: Prentice-Hall.
- Luke, Douglas A. 2004. *Multilevel Modeling*. Thousand Oaks, CA: Sage Publications.
- McLaren, Lauren M. 2002. “Public Support for the European Union: Cost/Benefit Analysis or Perceived Cultural Threat?” *Journal of Politics* 64 (2): 551-66.
- McLaren, Lauren M. 2004. “Opposition to European Integration and Fear of Loss of National Identity: Debunking a Basic Assumption Regarding Hostility to the Integration Project.” *European Journal of Political Research* 43 (6): 895-911.
- McLaren, Lauren M. 2006. *Identity, Interests and Attitudes to European Integration*. New York: Palgrave Macmillan.
- McLaren, Lauren M., and Mark Johnson. 2007. “Resources, Group Conflict, and Symbols: Explaining Anti-Immigration Hostility in Britain.” *Political Studies* 55 (4): 709-32.
- Menard, Scott. 2002. *Longitudinal Research*, 2nd edition. Thousand Oaks, CA: Sage Publications.
- Mitrany, David. 1966. *A Working Peace System: An Argument for the Functional Development of International Organization*. Chicago: Quadrangle Books.
- Monroe, Kristen R., James Hankin, and Renée B. Van Vechten. 2000. “The Psychological Foundations of Identity Politics.” *Annual Review of Political Science* 3: 419-47.
- Mundlak, Yair. 1978. “On the Pooling of Time Series and Cross Section Data.” *Econometrica* 46 (1): 69-85.
- Muyard, Frank. 2012. “Taiwanese National Identity, Cross-Strait Economic

- Integration, and the Integration Paradigm.” In *National Identity and Economic Interest: Taiwan’s Competing Options and Their Implication for Regional Stability*, ed. Peter C. Y. Chow. New York: Palgrave Macmillan Press.
- Nagel, Joane. 1986. “The Politization of Ethnicity.” In *Competitive Ethnic Relations*, eds. Susan Olzak and Joane Nagel. Orlando, FL: Academic Press.
- Niou, Emerson M. S. 2004. “Understanding Taiwan Independence and Its Policy Implications.” *Asian Survey* 44 (4): 555-67.
- Niou, Emerson M. S. 2005. “A New Measure of Preferences on the Independence-Unification Issue in Taiwan.” *Journal of Asian and African Studies* 40 (1/2): 91-104.
- Nye, Joseph S. Jr. 1970. “Comparing Common Markets: A Revised Neo-Functionalist Model.” *International Organization* 24 (4): 796-835.
- Nye, Joseph S. Jr. 1987. *Peace in Parts: Integration and Conflict in Regional Organization*. Lanham, MD: University Press of America.
- Ordeshook, Peter C. 1986. *Game Theory and Political Theory: An Introduction*. Cambridge, N.Y.: Cambridge University Press.
- Rabe-Hesketh, Sophia, and Anders Skrondal. 2008. *Multilevel and Longitudinal Modeling Using Stata*, 2nd edition. College Station, TX: Stata Press.
- Raudenbush, Stephen W., and Anthony S. Bryk. 2002. *Hierarchical Linear Models: Applications and Data Analysis Methods*, 2nd edition. Thousand Oaks, CA: Sage Publications.
- Rogowski, Ronald. 1974. *Rational Legitimacy*. Princeton, NJ: Princeton University Press.
- Sears, David O. 2001. “The Role of Affect in Symbolic Politics.” In *Citizens and Politics: Perspective from Political Psychology*, ed. J. H. Kuklinski. New York: Cambridge University Press.

- Sears, David O., Carl P. Hensler, and Leslie K. Speer. 1979. "Whites' Opposition to 'Busing': Self-Interest or Symbolic Politics?" *American Political Sciences Review* 73 (2): 369-84.
- Sears, David O., and Carolyn L. Funk. 1990a. "Self-Interest in Americans' Political Opinions." In *Beyond Self-Interest*, ed. Jane J. Mansbridge. Chicago: The University of Chicago Press.
- Sears, David O., and Carolyn L. Funk. 1990b. "The Limited Effect of Economic Self-Interest on the Political Attitudes of the Mass Public." *Journal of Behavioral Economics* 19 (3): 247-71.
- Sears, David O., and Donald R. Kinder. 1985. "Whites' Opposition to Busing: On Conceptualizing and Operationalizing Group Conflict." *Journal of Personality and Social Psychology* 48 (5): 1141-47.
- Sears, David O., and Jack Citrin. 1985. *Tax-Revolt: Something for Nothing in California*. Cambridge, M.A.: Harvard University Press.
- Sears, David O., and P. J. Henry. 2003. "The Origins of Symbolic Racism." *Journal of Personality and Social Psychology* 85 (2): 259-75.
- Sears, David O., Richard R. Lau, Tom R. Tyler, and Harris M. Allen. 1980. "Self-Interest vs. Symbolic Politics in Policy Attitudes and Presidential Voting." *American Political Sciences Review* 74 (3): 670-84.
- Smith, Anthony D. 1995. *Nations and Nationalism in a Global Era*. Cambridge, MA: Polity Press.
- Tajfel, Henri. 1970. "Experiments in Intergroup Discrimination." *Scientific American* 223: 96-102.
- Tsai, Chia-hung, Ding-ming Wang, and Livianna S. Tossutti. 2008. "Between Independence and Unification: An Ordered Probit Analysis of Panel Survey Data on Taiwan's Constitutional Future." *Issues & Studies* 44 (4): 71-98.

- Tsai, Tsung-Han, and Jeff Gill. 2013. "Interactions in Generalized Linear Models: Theoretical Issues and Application to Personal Vote-Earning Attributes." *Social Science* 2: 91-113.
- Turner, John C. 1982. "Towards a Cognitive Redefinition of the Social Group." In *Social Identity and Intergroup Relations*, ed. Henri Tajfel. Cambridge, New York: Cambridge University Press.
- Turner, John C. 1985. "Social Categorization and the Self-Concept: A Social Cognitive Theory of Group Behavior." *Advances in Group Processes* 2: 77-122.
- Wang, Ching-hsing. 2012. "A Study of Causal Order: Party Identification and Attitude toward the Independence/Unification Issue in Taiwan." *Issues & Studies* 48 (4): 145-69.
- Wu, Naiteh. 2012. "Will Economic Integration Lead to Political Assimilation." In *National Identity and Economic Interest: Taiwan's Competing Options and Their Implication for Regional Stability*, ed. Peter C. Y. Chow. New York: Palgrave Macmillan Press.

附錄一 TEDS 2012 定群追蹤資料之受訪者樣本來源差異分析

TEDS 2012 定群追蹤資料追蹤訪問的對象包括兩群受訪者，一為 2008 年總統選舉時所訪問的獨立樣本（以下簡稱 TEDS 2008P 獨立樣本），有效樣本數為 1030 份。另一群則是 2008 年總統選舉時針對該年立委選舉訪問成功受訪者所進行的追蹤樣本（以下簡稱 TEDS 2008P 追蹤樣本），有效樣本數為 480 份。在資料處理原則上，TEDS 2012 的追蹤樣本既然是由兩個不同樣本組合而成，照理說不宜合併分析。但例外的情況是，TEDS 2008P 的獨立樣本和追蹤樣本所使用的問卷題目完全相同，而且兩個樣本的訪問執行時間也相同，比較不會有因測量題目和測量時空脈絡不同而造成的偏差。因此，本研究在考量可供分析之樣本數後，將兩者予以合併。以下藉由交叉表及卡方檢定，我們發現兩種樣本僅在受訪者的年齡層分布上有顯著差異，其餘的變數包括：性別、省籍、教育程度、職業階級、居住地等，TEDS 2008P 的獨立樣本和追蹤樣本皆沒有明顯的差別。換言之，合併兩個樣本並將之視為 2008 年的訪問樣本的做法應該不會影響本研究分析的結果，相關統計結果呈現如下。

【附表 1】定群追蹤樣本來源差異檢定

	2008P 獨立樣本	2008P 追蹤樣本	總計	卡方檢定
性別：				
男性	524(50.9)	241(50.2)	765(50.7)	$X^2=.058$ $df=1$ $p=.810$
女性	506(49.1)	239(49.8)	745(49.3)	
總計	1030(100.0)	480(100.0)	1510(100.0)	
年齡層：				
20~29 歲	80(7.8)	51(10.6)	131(8.7)	$X^2=9.534$ $df=5$ $p=.049$
30~39 歲	199(19.3)	67(14.0)	266(17.6)	
40~49 歲	200(19.4)	88(18.3)	288(19.1)	
50~59 歲	230(22.3)	118(24.6)	348(23.0)	
60 歲以上	321(31.2)	156(32.5)	477(31.6)	

總計	1030(100.0)	480(100.0)	1510(100.0)	
省籍：				
本省客家人	105(10.2)	62(12.9)	167(11.1)	$X^2=2.813$ $df=3$ $p=.421$
本省閩南人	797(77.4)	356(74.2)	1153(76.4)	
大陸各省市人	107(10.4)	53(11.0)	160(10.6)	
原住民或其他	21(2.0)	9(1.9)	30(2.0)	
總計	1030(100.0)	480(100.0)	1510(100.0)	
教育程度：				
小學及以下	247(24.0)	113(23.7)	360(23.9)	$X^2=4.302$ $df=4$ $p=.367$
國初中	142(13.8)	75(15.7)	217(14.4)	
高中職	282(27.4)	109(22.9)	391(26.0)	
專科	116(11.3)	59(12.4)	175(11.6)	
大學級以上	241(23.4)	121(25.4)	362(24.1)	
總計	1030(100.0)	480(100.0)	1510(100.0)	
職業階級：				
高、中級白領	194(18.8)	104(21.7)	298(19.7)	$X^2=1.966$ $df=4$ $p=.742$
中低、低級白領	298(28.9)	135(28.1)	433(28.7)	
農林漁牧	94(9.1)	46(9.6)	140(9.3)	
藍領	341(33.1)	149(31.0)	490(32.5)	
其他	103(10.0)	46(9.6)	149(9.9)	
總計	1030(100.0)	480(100.0)	1510(100.0)	
居住地：				
北北基	319(31.0)	146(30.4)	465(30.8)	$X^2=1.966$ $df=4$ $p=.742$
桃竹苗	129(12.5)	68(14.2)	197(13.0)	
中彰投	210(20.4)	87(18.1)	297(19.7)	
雲嘉南	173(16.8)	83(17.3)	256(17.0)	
高高屏	170(16.5)	80(16.7)	250(16.6)	
宜花東	29(2.8)	16(3.3)	45(3.0)	
總計	1030(100.0)	480(100.0)	1510(100.0)	

說明：括弧中數值為直欄百分比。

資料來源：TEDS 2012 追蹤樣本。

附錄二 本研究使用之問卷題組及編碼方式

【附表 2】變數的原始問卷題目與處理方式說明

變數名稱	問卷題目	處理方式
統獨立場	<p>【08年】</p> <p>我們社會上的人常討論中國統一與台灣獨立的問題，有人主張台灣應該儘快宣布獨立；也有人認為兩岸應該儘快統一；還有人的看法是在於這兩種看法之間。如果主張台灣應該儘快宣布獨立的看法在一邊，用 0 表示；認為兩岸應該儘快統一的想法在另一邊，用 10 表示。請問您比較靠哪裡？</p> <p>【12年】</p> <p>我們社會上的人常討論中國統一與台灣獨立的問題，有人主張台灣應該儘快宣布獨立；也有人認為兩岸應該儘快統一；還有人的看法是在於這兩種看法之間。如果主張台灣應該儘快宣布獨立的看法在一邊，用 0 表示；認為兩岸應該儘快統一的想法在另一邊，用 10 表示。請問您比較靠哪裡？</p>	<p>排除無意見、不知道、拒答等無反應後，0 表示儘快獨立，10 表示儘快統一。</p>
兩岸交流 經濟利益 評估	<p>【08年】</p> <p>a. 如果政府完全開放兩岸經貿，請問，您認為台灣的經濟情況會不會因此而變好、變壞，還是不變？</p> <p>b. 如果政府完全開放兩岸經貿，請問，您認為個人的經濟情況會不會因此而變好、變壞，還是不變？</p> <p>【12年】</p> <p>a. 請問，您認為在兩岸簽訂「經濟合作架構協議」，也就是 ECFA 之後，台灣整體的經濟狀況，有沒有因此變好、變壞，還是沒有改變？</p> <p>b. 您認為您個人的經濟狀況，有沒有因此變好、變壞，還是沒有改變？</p>	<p>排除其他無反應之後，將變壞重新編碼為 1，沒有改變重新編碼為 2，變好重新編碼為 3。模型分析時台灣和個人經濟評估加總取平均。</p>
台灣人認同	<p>【08年】</p> <p>在我們社會上，有人說自己是「台灣人」，也有人說自己是「中國人」，也有人說都是。請問您認為自己是「台灣人」、「中國人」，或者</p>	<p>回答台灣人編碼為 1，回答都是或中國人編碼為 0。</p>

	<p>都是？</p> <p>【12年】</p> <p>在我們社會上，有人說自己是「台灣人」，也有人說自己是「中國人」，也有人說都是。請問您認為自己是「台灣人」、「中國人」，或者都是？</p>	
政黨認同	<p>【08年】</p> <p>目前國內有幾個主要政黨，包括國民黨、民進黨、新黨、親民黨，以及台灣團結聯盟，請問您有沒有偏向哪一個政黨？</p> <p>【12年】</p> <p>目前國內有幾個主要政黨，包括國民黨、民進黨、新黨、親民黨，以及台灣團結聯盟，請問您有沒有偏向哪一個政黨？</p>	<p>回答認同國民黨、新黨、親民黨者歸為泛藍，回答認同民進黨、台聯歸為泛綠，其他歸為無政黨認同，然後再以虛擬變數處理。</p>
年齡	<p>【08年】 請問您是民國幾年出生的？</p> <p>【12年】 請問您是民國幾年出生的？</p>	<p>民國 97 減出生年。</p> <p>民國 101 年減出生年。</p>
性別	【12年】 受訪者的性別	<p>男性編碼為 1，女性編碼為 0。</p>
省籍	【12年】 請問您的父親是本省客家人、本省閩南人、大陸各省市人，還是原住民？	<p>排除原住民及無反應後，編碼為本省閩南人為 1，其他為 0；及大陸各省市人為 1，其他為 0 的虛擬變數。</p>
教育程度	<p>【12年】 請問您的教育程度是什麼？</p> <p>(01)不識字；(02)識字但未入學；(03)小學肄業；(04)小學畢業；(05)國、初中肄業；(06)國、初中畢業；(7)高中、職肄業；(8)高中、職畢業；(9)專科肄業；(10)專科畢業；(11)大學肄業；(12)大學畢業；(13)研究所</p>	<p>重新歸類為小學及以下、國（初）中、高中（職）、專科、大學及以上，然後再以虛擬變數處理。</p>
職業階級	【12年】 請問您目前的職業是什麼？若退休或失業，追問請問您失業退休前的職業是什麼？若回答家管，則看請問您先生（太太或同居人）目前的職業是什麼？	<p>根據職業分類表分為高級白領、中低級白領、農林漁牧、藍領、其他。模型分析時合併前兩者=1 為白領階級，其他三者=0。</p>

居住地	【12年】訪問地點：(1)北北基；(2)桃竹苗；(3)中彰投；(4)雲嘉南；(5)高高屏；(6)宜花東	將北北基和桃竹苗合併為北部，中彰投歸為中部，雲嘉南和高高屏歸為南部，宜花東歸為東部。然後再以虛擬變數處理。
九二共識	【12年】在兩岸協商的議題上，有些人主張我們應該繼續用九二共識（就是一個中國各自表述）與中國大陸協商，也有些人主張我們不應該再用九二共識，請問您比較支持哪一種？ (01)繼續用九二共識；(02)不應該再用九二共識；(03)沒有九二共識	選項(1)編碼為支持九二共識=1，選項(2)和(3)編碼為不支持=0，其他則設為無反應。
中國利益涉入	【12年】請問您個人或是家人是否有在大陸投資、經商、就業、定居或唸書嗎？ (01)現在有；(02)曾經有但現在沒有；(03)從來沒有	選項(1)和(2)編碼為1，表示曾有投資中國，選項(3)編碼為0，表示沒有。
往返中國	【12年】請問最近五年來，您去過大陸（不含港、澳地區）幾次？	排除無反應後，當連續變數處理。

資料來源：作者自行整理

附錄三 隨機效果與固定效果模型之比較

【附表 3】無自變數模型、隨機效果模型和固定效果模型之比較

	模型 1： 無自變數模型	模型 2： 隨機效果模型	模型 3： 固定效果模型
	$\hat{\beta}$ (s.e.)	$\hat{\beta}$ (s.e.)	$\hat{\beta}$ (s.e.)
常數項	4.691 (.060) ***	3.796 (.373) ***	1.827 (1.01) +
因時而異變數：			
ECFA 經濟評估		.730 (.094) ***	.761 (.141) ***
台灣人認同		-.891 (.107) ***	-.610 (.170) ***
政黨認同泛綠		-.786 (.132) ***	-.591 (.225) **
政黨認同泛藍		.230 (.128) +	-.002 (.210)
年齡		-.001 (.004)	.037 (.020) +
不因時而異變數：			
往返中國		-.020 (.017)	
投資中國		-.100 (.140)	
接受九二共識		.387 (.123) **	
男性		-.234 (.098) *	
本省閩南人		-.191 (.159)	
大陸各省市人		.407 (.204) *	
北部地區		.158 (.115)	
中部地區		.201 (.137)	
東部地區		.063 (.309)	
白領階級		-.213 (.115) +	
國(初中)		.110 (.185)	
高中(職)		.092 (.169)	
專科		-.039 (.197)	
大學		.012 (.197)	
隨機部分：			
Level 2: σ_{u0}^2	2.242 (.187)	.762 (.132)	1.805 -
Level 1: σ_{e0}^2	3.280 (.151)	3.163 (.146)	1.779 -
ρ (ICC)	.406	.194	
Log Likelihood	-4615.692	-4326.966	-
模型資訊：			
(1) 觀察值總數=2066，定群樣本數=1166，時間點=1.8。			
(2) 模型 1 中，針對 $\sigma_{u0}^2 = 0$ 的虛無假設檢測結果為 $X^2=171.45$, $df=1$, $p<.001$ 。			
(3) 模型 2 和模型 3 的 Hausman test: $X^2=12.05$, $df=5$, $p<.05$ 。			

說明：(1)***表示 $p<0.001$ ；**表示 $p<0.01$ ；*表示 $p<0.05$ ；+表示 $p<0.1$ 。

資料來源：TEDS 2012 追蹤樣本。



附錄四 區分 ECFA 台灣和個人經濟評估的統計模型

【附表 4】區分 ECFA 台灣和個人經濟評估的模型（組間與組內效果）

	0~10 統獨立場		
	$\hat{\beta}$	(s.e.)	z
常數	4.156	(.432)	9.63
理性因素：			
ECFA 台灣經濟評估組內效果 β^w	.333 **	(.111)	3.01
ECFA 台灣經濟評估組間效果 β^B	.309 **	(.104)	2.97
ECFA 個人經濟評估組內效果 β^w	.395 **	(.133)	2.97
ECFA 個人經濟評估組間效果 β^B	.374 *	(.145)	2.58
白領階級(非白領)	-.211 +	(.110)	-1.92
國初中(小學及以下)	.072	(.185)	0.39
高中職(小學及以下)	.043	(.170)	0.25
專科(小學及以下)	-.099	(.198)	-0.50
大學(小學及以下)	-.033	(.197)	-0.17
往返中國次數	-.019	(.017)	-1.15
投資中國(無投資)	-.111	(.140)	-0.79
感性因素：			
台灣人認同組內效果 β^w	-.616 ***	(.170)	-3.62
台灣人認同組間效果 β^B	-1.071 ***	(.139)	-7.68
政黨認同泛綠組內效果 β^w	-.591 **	(.225)	-2.63
政黨認同泛綠組間效果 β^B	-.834 ***	(.165)	-5.05
政黨認同泛藍組內效果 β^w	.002	(.210)	0.01
政黨認同泛藍組間效果 β^B	.293 +	(.165)	1.78
支持九二共識(不支持)	.305 *	(.130)	2.34
其他控制變數：			
男性(女性)	-.237 *	(.099)	-2.39
本省閩南人(客家人)	-.174	(.159)	-1.09
大陸各省市人(客家人)	.374 +	(.205)	1.82
年齡組內效果 β^w	.038 +	(.020)	1.91
年齡組間效果 β^B	-.003	(.004)	-0.73
北部地區(南部)	.146	(.115)	1.27
中部地區(南部)	.190	(.137)	1.39
東部地區(南部)	.017	(.309)	0.05
隨機部分：			
Level 2 (individual): σ_{u0}^2	.770	(.131)	
Level 1 (occasion): σ_{e0}^2	3.134	(.144)	

模型資訊：

(1) 觀察值總數=2066，定群樣本數=1166，時間點= ~ 1.8 。

(2) Log Likelihood=-4320.678, Wald test $X^2=750.96$, $df=26$, $p<.001$ 。

說明：(1)***表示 $p<0.001$ ；**表示 $p<0.01$ ；*表示 $p<0.05$ ；+表示 $p<0.1$ 。

資料來源：TEDS 2012 追蹤樣本。



附錄五 隨機係數模型與放寬共變數假定模型之比較

【附表 5】二層隨機係數模型與放寬共變數假設的模型

	模型 1： 隨機係數模型		模型 2： 放寬共變數假設	
	$\hat{\beta}$	(s.e.)	$\hat{\beta}$	(s.e.)
常數	4.237	(.423) ***	4.241	(.423) ***
理性因素：				
ECFA 經濟評估組內效果 β^w	.783	(.150) ***	.781	(.150) ***
ECFA 經濟評估組間效果 β^B	.635	(.126) ***	.636	(.126) ***
白領階級(非白領)	-.209	(.110) +	-.209	(.110) +
國初中(小學及以下)	.074	(.185)	.072	(.185)
高中職(小學及以下)	.048	(.170)	.046	(.170)
專科(小學及以下)	-.092	(.198)	-.096	(.198)
大學(小學及以下)	-.027	(.197)	-.029	(.197)
往返中國次數	-.019	(.017)	-.019	(.017)
投資中國(無投資)	-.108	(.140)	-.109	(.140)
感性因素：				
台灣人認同組內效果 β^w	-.596	(.170) ***	-.595	(.170) ***
台灣人認同組間效果 β^B	-1.073	(.139) ***	-1.074	(.139) ***
政黨認同泛綠組內效果 β^w	-.559	(.226) *	-.560	(.226) *
政黨認同泛綠組間效果 β^B	-.834	(.165) ***	-.834	(.165) ***
政黨認同泛藍組內效果 β^w	-.030	(.210)	-.029	(.210)
政黨認同泛藍組間效果 β^B	.302	(.164) +	.303	(.164) +
支持九二共識(不支持)	.310	(.129) *	.310	(.129) *
其他控制變數：				
男性(女性)	-.235	(.099) *	-.235	(.099) *
本省閩南人(客家人)	-.174	(.159)	-.172	(.159)
大陸各省市人(客家人)	.371	(.205) +	.374	(.205) +
年齡組內效果 β^w	.038	(.020) +	.039	(.020) +
年齡組間效果 β^B	-.003	(.004)	-.003	(.004)
北部地區(南部)	.144	(.115)	.144	(.115)
中部地區(南部)	.189	(.137)	.188	(.137)
東部地區(南部)	.016	(.308)	.015	(.308)
隨機部分：				
Random slope: σ_{u1}^2	1.240	(.728)	1.229	(.728)
Level 2 (individual): σ_{u0}^2	.875	(.140)	.874	(.140)
Level 1 (occasion): σ_{e0}^2	2.932	(.171)	2.933	(.171)

$Cov(\sigma_{u_0}^2, \sigma_{u_1}^2)$.053 (211)
<p>模型資訊：觀察值總數=2066，定群樣本數=1166，時間點=~1.8。</p> <p>模型 1：</p> <p>(1) Log Likelihood=-4318.706, Wald test $X^2=745.86, df=24, p<.001$。</p> <p>(2) 模型 1 與表 5-2 的二層隨機截距模型的 Likelihood-Ratio test: $X^2=3.76, df=1, p=.052$。</p> <p>模型 2：</p> <p>(1) Log Likelihood=-4318.675, Wald test $X^2=747.24, df=24, p<.001$。</p> <p>(2) 在隨機截距 $\sigma_{u_0}^2$ 和隨機斜率 $\sigma_{u_1}^2$ 共變數的檢定上，Likelihood-Ratio test: $X^2=0.06, df=1, p=.803$，表示可將共變數設定為 0。</p>	

說明：(1)***表示 $p<0.001$ ；**表示 $p<0.01$ ；*表示 $p<0.05$ ；+表示 $p<0.1$ 。
資料來源：TEDS 2012 追蹤樣本。

一般而言，在設定隨機係數模型時，通常會針對該模型估計的隨機係數誤差項進行檢定，若拒絕虛無假設，才表示該迴歸係數在不同的個體之間存在顯著的差異，上附表 5 模型 1 即為設定 ECFA 經濟評估組內效果為隨機係數的結果。檢定結果顯示，和二層隨機截距模型（表 5-2 的模型）相比，概似比檢定結果卡方值為 3.76，在自由度等於 1 的情況下，其 p 值為 .052，在風險程度 $\alpha=0.1$ 的條件下，拒絕兩模型無差異的虛無假設。換言之，相較於隨機截距模型，這裡的二層隨機係數模型不僅有較高的解釋力，同時也顯示 ECFA 經濟評估組內效果的迴歸係數並非固定值，其對於統獨立場的效果在不同的個體之間有程度不等的明顯變異。具體而言，上表模型 1 估計的 ECFA 經濟評估組內效果的係數為 0.783，表示對於不同受訪民眾而言，該係數的平均值為 0.783。而其選民個體層次的變異數 $\sigma_{u_1}^2$ 估計值為 1.240，亦達到統計的顯著水準。根據這兩個估計值，可以說在 95% 的受訪民眾中，ECFA 經濟評估組內效果的迴歸係數介於 -1.40 到 2.96 之間，

⁵⁴ 此一廣大的信賴區間反映出當估計 ECFA 經濟評估對於統獨偏好的效應時，應該將選民的異質性納入考量。接著，在模型 2 中，我們進一步放寬隨機截距 ($\sigma_{u_0}^2$) 和隨機係數 ($\sigma_{u_1}^2$) 兩個誤差項彼此相互獨立的假定，容許兩者之間存有相關性，然

⁵⁴ 計算方式為 $\hat{\beta}^w \pm 1.96 \times \sqrt{\sigma_{u_1}^2} = 0.783 \pm 1.96 \times \sqrt{1.240} = (-1.40, 2.96)$ 。

後再重新估計模型的係數。模型 2 和模型 1 相比，在相關變數對依變數影響的顯著性上，兩個模型的分析結果完全一致，僅在估計係數的值上有細微差異。此外，模型 2 估計的隨機截距和隨機係數誤差項的共變數為 0.053、標準誤為 0.211。根據模型 1 和模型 2 的 LR test 結果顯示， $LR X^2$ 為 0.06，在自由度為 1 的情況下，p 值等於.803，在統計上無法拒絕兩個誤差項共變數等於 0 的虛無假設。因此，在後續的交互變項模型中，我們便假定兩個誤差項之間沒有關聯。



附錄六 以不同統獨測量作為依變數的統計模型

【附表 6】統獨三分類的組間組內二層隨機截距勝算對數模型

	模型 1： 維持現狀(1)/獨立(0)		模型 2： 維持現狀(1)/統一(0)	
	$\hat{\beta}$	(s.e.)	$\hat{\beta}$	(s.e.)
常數	2.714	(.863) ***	3.936	(.906) ***
理性因素：				
ECFA 經濟評估組內效果 β^w	1.069	(.277) ***	-.387	(.306)
ECFA 經濟評估組間效果 β^B	.612	(.239) *	-.178	(.274)
白領階級(非白領)	-.094	(.224)	.443	(.231) +
國初中(小學及以下)	-.737	(.363) *	-.471	(.397)
高中職(小學及以下)	-.397	(.336)	-.417	(.366)
專科(小學及以下)	-.929	(.398) *	-.572	(.425)
大學(小學及以下)	-.929	(.408) *	-.382	(.418)
往返中國次數	.082	(.054)	-.017	(.030)
投資中國(無投資)	-.095	(.299)	.007	(.284)
感性因素：				
台灣人認同組內效果 β^w	-1.071	(.374) **	.415	(.367)
台灣人認同組間效果 β^B	-1.397	(.286) ***	1.267	(.279) ***
政黨認同泛綠組內效果 β^w	-.021	(.391)	-.474	(.613)
政黨認同泛綠組間效果 β^B	-1.769	(.303) ***	-.288	(.397)
政黨認同泛藍組內效果 β^w	-.404	(.523)	.001	(.416)
政黨認同泛藍組間效果 β^B	.503	(.340)	-1.080	(.324) **
支持九二共識(不支持)	.873	(.253) **	-.217	(.273)
其他控制變數：				
男性(女性)	-.444	(.204) *	-.570	(.209) **
本省閩南人(客家人)	-.305	(.337)	.147	(.319)
大陸各省市人(客家人)	.059	(.520)	-.284	(.377)
年齡組內效果 β^w	-.011	(.042)	-.027	(.043)
年齡組間效果 β^B	-.005	(.008)	-.017	(.008) *
北部地區(南部)	-.243	(.224)	.095	(.252)
中部地區(南部)	.450	(.280)	.034	(.289)
東部地區(南部)	-1.038	(.709)	-.435	(.564)
隨機部分：				
Level 2 (individual): $\sqrt{\sigma_{u0}^2}$	1.617	(.214)	1.667	(.221)
模型資訊：				
模型 1：				

- (3) 觀察值總數=1770，定群樣本數=1069，時間點= \sim 1.7。
(4) Log Likelihood=-766.054, Wald test $X^2=157.47$, $df=24$, $p<.001$ 。

模型 2：

- (1) 觀察值總數=1620，定群樣本數=1008，時間點= \sim 1.6。
(2) Log Likelihood=-747.688, Wald test $X^2=78.60$, $df=24$, $p<.001$ 。

說明：(1)***表示 $p<0.001$ ；**表示 $p<0.01$ ；*表示 $p<0.05$ ；+表示 $p<0.1$ 。

資料來源：TEDS 2012 追蹤樣本。



【附表 7】條件式統獨三分類的組間組內二層隨機截距勝算對數模型

	模型 3： 實用主義(1)/ 台灣民族主義(0)		模型 4： 實用主義(1)/ 中國民族主義(0)	
	$\hat{\beta}$	(s.e.)	$\hat{\beta}$	(s.e.)
常數	-1.585	(.784) *	3.359	(.860) ***
理性因素：				
ECFA 經濟評估組內效果 β^w	.063	(.308)	-.035	(.445)
ECFA 經濟評估組間效果 β^B	.509	(.213) *	-.923	(.254) ***
白領階級(非白領)	-.106	(.207)	-.085	(.218)
國初中(小學及以下)	.106	(.344)	.045	(.367)
高中職(小學及以下)	.054	(.318)	.268	(.348)
專科(小學及以下)	-.454	(.381)	-.226	(.410)
大學(小學及以下)	-.134	(.377)	-.088	(.382)
往返中國次數	.022	(.033)	.011	(.030)
投資中國(無投資)	-.463	(.275) +	.126	(.288)
感性因素：				
台灣人認同組內效果 β^w	-.754	(.397) +	-.608	(.469)
台灣人認同組間效果 β^B	-1.161	(.240) ***	.797	(.246) ***
政黨認同泛綠組內效果 β^w	-.193	(.469)	.805	(.729)
政黨認同泛綠組間效果 β^B	-.787	(.275) **	-.056	(.354)
政黨認同泛藍組內效果 β^w	.774	(.551)	1.413	(.594) *
政黨認同泛藍組間效果 β^B	.248	(.278)	-.549	(.281) +
支持九二共識(不支持)	.413	(.229) +	-.007	(.257)
其他控制變數：				
男性(女性)	.206	(.187)	-.429	(.198) *
本省閩南人(客家人)	.051	(.303)	-.014	(.303)
大陸各省市人(客家人)	-.319	(.428)	-.493	(.375)
年齡組內效果 β^w	-.059	(.048)	-.050	(.059)
年齡組間效果 β^B	.011	(.008)	-.014	(.007) +
北部地區(南部)	.138	(.215)	.090	(.243)
中部地區(南部)	.393	(.255)	.240	(.278)
東部地區(南部)	-.291	(.734)	-.552	(.623)
隨機部分：				
Level 2 (individual): $\sqrt{\sigma_{u0}^2}$	1.307	(.238)	.970	(.311)
模型資訊：				
模型 3：				
(1) 觀察值總數=1203，定群樣本數=825，時間點≈1.5。				

(2) Log Likelihood=-690.599, Wald test $X^2=88.17$, $df=24$, $p<.001$ 。

模型 4：

(1) 觀察值總數=825，定群樣本數=611，時間點= ~ 1.4 。

(2) Log Likelihood=-502.349, Wald test $X^2=61.33$, $df=24$, $p<.001$ 。

說 明：(1)***表示 $p<0.001$ ；**表示 $p<0.01$ ；*表示 $p<0.05$ ；+表示 $p<0.1$ 。

資料來源：TEDS 2012 追蹤樣本。



附錄七 定群追蹤樣本代表性檢定

定群追蹤樣本與母群體之同質性檢定結果如附表 7。在受訪者性別和居住地上，樣本和母群無顯著差異；但是在年齡層和教育程度方面，定群追蹤樣本與母群體有明顯差別。

【附表 8】定群追蹤樣本與母體之同質性檢定

	定群樣本 (TEDS 2012)		母群體	檢定結果
	次數	百分比	百分比	
性別：				
男性	765	50.7	49.7	$X^2=0.559$ $p>.05$ 樣本與母群一致
女性	745	49.3	50.3	
總計	1510	100.0	100.0	
年齡層：				
20~29 歲	131	8.7	19.4	$X^2=227.81$ $p<.001$ 樣本與母群不一致
30~39 歲	266	17.6	21.3	
40~49 歲	288	19.1	21.0	
50~59 歲	348	23.0	18.7	
60 歲以上	477	31.6	19.6	
總計	1510	100.0	100.0	
教育程度：				
小學及以下	360	23.9	18.1	$X^2=37.81$ $p<.001$ 樣本與母群不一致
國初中	217	14.4	14.0	
高中職	391	26.0	29.3	
專科	175	11.6	13.1	
大學級以上	362	24.1	25.6	
總計	1510	100.0	100.0	
居住地：				
北北基	465	30.8	32.2	$X^2=7.78$ $p>.05$ 樣本與母群一致
桃竹苗	197	13.0	14.5	
中彰投	297	19.7	19.0	
雲嘉南	256	17.0	14.9	
高高屏	250	16.6	16.4	
宜花東	45	3.0	3.0	
總計	1510	100.0	100.0	

說明：表中母體百分比乃根據 TEDS2012 成果報告書中的資料數據。

資料來源：TEDS 2012 追蹤樣本。