

中央研究院社會學研究所週五論壇

階級政治的復興？台灣的民主轉型與階級投票，
1992-2004¹

(本文為草稿，若需引用請與作者聯繫)

胡克威

輔仁大學社會學系

Email: alfred.kw.hu@gmail.com

聯絡地址：台北縣新莊市中正路 510 號

電話：02-2905-2197

傳真：(02)2905-2198

林宗弘

中央研究院社會學研究所

Email: zoo42@gate.sinica.edu.tw

聯絡地址：11529 台北市南港區研究院路二段 128 號

電話：(02)2652-5127

傳真：(02)2652-5050

黃善國

香港科技大學社會科學部

Email: sorwong@ust.hk

聯絡地址：社會科學部，香港科技大學，清水灣，九龍

電話：(852) 2358-7782

傳真：(852) 2335-0014

階級政治的復興？台灣的民主轉型與階級投票，1992-2004

中文摘要：

大多數台灣政治學及社會學研究傾向認定階級並非台灣選舉中的關鍵因素。在此一認知下，階級投票在民主化過程中的變動就被長期忽略。本研究結合了 1992 至 2004 年台灣立法委員的選舉調查資料，分析階級投票在台灣選舉中的變動趨勢。依據民主化理論的文獻，我們認為台灣中產階級應該是反抗威權統治初期的主力，其投票傾向支持在野黨，其他階級的政治立場則逐漸隨民主化的發展而趨近，相對而言，族群政治似乎成爲影響選民投票行爲最重要的因素；然而，與先進資本主義國家階級政治可能消退的論點相反，我們認為隨著民主鞏固，新興民主的經濟分配等階級政治議題反而浮現出來，取代反威權的民粹主義或族群動員而成爲影響台灣選民投票行爲的重要因素之一。簡言之，我們認為在台灣民主鞏固的過程中，族群投票應該先上升到高峰然後衰退，而階級投票則相反：由中產階級支持民主化轉變爲無階級差異，再轉變爲類似左右兩翼的階級投票。

在控制年齡、性別與執政縣市優勢等因素後，Logistic 等統計模型的結果大致支持我們對階級政治變化的假設—在民主化初期，相對於農工階級或其他非勞動力，舊中產階級或新中產階級都強烈傾向支持在野黨。到了政黨輪替前後，各階級之間的投票傾向逐漸趨同，但是到了民主鞏固之後，階級政治下滑的趨勢反轉，工農與自雇者大幅變綠，中產階級與資本家轉藍，階級投票越來越重要。但族群投票卻與我們的預測不同，1992 年到 2004 年之間族群政治的影響力並未先上升後下滑，台灣各族群之間的相對投票傾向，出乎意料地長期呈現穩定狀態，而且階級與族群對投票的影響並無交互作用，爲兩組效果獨立的自變量。

關鍵詞：階級、投票、民主化、台灣

The Rise of Class Politics? Democratic Transition and Class Voting in Taiwan, 1992-2004

Abstract

As a subject of study greatly concerned in the field of political sociology, scant attention has been given to class voting during the course of Taiwan's democratization. Here, the focus mainly falls on the impact of ethnic factors, while taking class effects as insignificant. In this paper, we analyze the change of class voting using data containing information of elections of Legislative Yuan between 1992 and 2004. Based on the model of goodness of fit, the results indicate that greater class realignment is found during this period. Specifically, the position of middle class, which has been found to be the main support for the growth of opposition party (the Pan green coalition), has turned away its original direction.. In addition, while workers and farmers had once given their support to the Kuomintang or the Pan Blue coalition, their support has changed greater in the recent periods.

Keywords: social class, voting, democratization, Taiwan

階級政治的復興?台灣的民主鞏固與階級投票，1992-2004

一、導論

階級投票在定義上是社會上各個階級根據其各自的社會經濟利益在選舉時投票給符合其階級利益政黨的現象。在政治社會學中，這一類有關政黨的社會階級基礎的研究源遠流長，其源頭可追溯到恩格斯於 1895 年撰寫馬克思之《1848 年至 1850 年的法蘭西階級鬥爭》導言時，所帶出來的「民主社會主義」論爭。在 1960 年代以後直至今日，這一論爭已轉化成爲對民主國家內部階級投票的討論，其熱潮至今仍未消散，1980 年代的美國的雷根經濟學與英國的柴契爾主義對勞工的影響，法國社會黨贏得大選勝利，以及 1990 年代後東歐新興民主國家的出現等，社會階級在選舉中的動向仍是歐美政治社會學界研究的焦點之一。階級是否已消退、甚至死亡，更是當前政治社會學界的重要爭論議題。

相對於西方社會研究對此議題熱絡的討論，在台灣，階級投票的議題討論卻冷落了許多。在每一次選舉中，媒體的關注焦點與政黨選舉策略的分析往往都集中在族群或國家認同的議題上。在學界，研究結果是令人疑惑的。在有關民主化或社會運動的研究中，階級的重要性受到重視，特別是中產階級在民主化與社會運動中的影響，往往被視爲民主化進程中的傳導媒介。然而，台灣過去大多數的選舉的研究中，卻又認爲階級投票的現象並不顯著，也不重要。影響台灣政治主要的決定因素，是族群區隔與國家認同議題。

階級重要嗎？台灣是否存在著階級投票？台灣的民主化進程中，階級投票是否經歷過變動？族群因素的變動又是如何？本文比較民主化到民主鞏固時期的投票行爲，認爲階級利益在台灣民主政治中所伴演的角色將會逐漸提升，並預期隨著民主鞏固與國家建構逐漸穩定，台灣的族群投票重要性應該逐漸下滑。我們使用多個年度的社會與政治調查合併數據 (pooled data)，構成類似面板數據的型態 (panel data)，佐以最大似然法 (Maximum likelihood) 對台灣立法委員選舉

的階級投票的現象進行模型擬合檢定 (Test of Goodness-of-Fit)，並試圖以此為基礎，建立階級投票的指標 (即Kappa Index)。研究結果證明，雖然族群投票的現象仍然是選舉的決定因素，但是階級投票在台灣卻是存在的，甚至一度高於美國選舉研究中的階級投票指數。研究結果也指出，台灣階級投票在民主化初期、民主鞏固期，與民主化後期出現開高走低、然後再爬高的情形。最後，我們發現階級與族群投票並沒有交互作用，而是彼此獨立的因素，即使在原有模型上加入有關兩岸關係、國家認同、與生活前景感受等因素之下，階級對投票行為的影響力仍然非常顯著，可見階級投票是一自主性的因素。

二、階級投票與新興民主的鞏固

階級政治一直是政治社會學裡歷久不衰的經典議題。恩格斯在 1895 年為馬克思『1848 年至 1850 年的法蘭西階級鬥爭』撰寫導言時，認為工人與中下層階級可以透過普選和代議制等民主方式和平地進入社會主義，選舉將是『民主的階級鬥爭』的主要表現方式。這個論點日後被歐陸的社會民主黨發揚光大，卻也引起左派陣營內對政治路線的長期爭論 (Przeworski 1985; Giddens 1999)。社會民主派認為隨著擴大成年男子普選權—亦即民主化的發展，在工人階級成為多數選民的趨勢下，左派政黨將透過選舉取得政權，並且以國有化與福利國家政策逐漸邁向社會主義 (Przeworski 1985; Rueschemeyer et al. 1992; Tompson 1963; Wright 2000)，工人階級與中產階級的政治結盟，是歐美各國民主化與福利國家擴張的主要動力之一 (Korpi 1979, 1983; Esping-Andersen 1990)。

2.1 現代化理論與階級投票

雖然政治立場有異，政治現代化理論也繼承了恩格斯的看法。在 1959 年出版的 *political Man* 一書中，Lipset 指出雖然在民主社會中，選民的政黨傾向或許

會受到族群、宗教信仰、甚至世代等因素的影響，然而經濟關係所滋生的階級利益卻是其中的重要因素(Lipset 1959(1981))。Lipset 認為在民主選舉中，選民對於政黨的抉擇其實就是一種『民主的階級鬥爭』(democratic class struggle)(p.231)。隨後，Lipset 與 Rokkan 以近代歐洲歷史為案例，提出了社會分歧論 (social cleavages thesis)，認為戰後的歐洲各國雖然產生不少新興政黨，然而其左右對立的結構，其實是 1920 年代社會分歧的延續(1967:50)。在解釋這種歐洲政黨發展的「固化」(freezing)現象時，Lipset 與 Rokkan 歸因於歐洲歷史上的兩次革命：民族革命增加了歐洲國家間的多樣性，也帶動了政黨在宗教與族群上的區隔，而工業革命則產生以階級利益為分際的政黨抗衡局面，二位作者更指出，隨著工業化的進展，未來的政黨競爭仍將主要表現在階級的分歧上。

此後 20 年間，歐美大部份研究都認為階級投票在各個發達民主國家中是顯著而重要的。例如，在著名的 *The American Voter* 中，Campbell 等人就認為在美國，愈是清楚個人階級位階的選民愈有可能投票給與自己階級利益一致的政黨 (Campbell et al. 1960)。Alford(1962)則進一步建構「階級投票指標」(class voting index)的計算方式，並用來比較英國、澳洲、美國、與加拿大等四國在 1962-1965 年間的階級投票趨勢，最後得到前二的階級投票更為明顯的結論。²。Rose 與 Urwan 的比較研究也在西方的工業發達國家在戰後的選舉中，得到個人的階級位置與其投票傾向存在著密切關係的結論(Rose and Urwin 1970)。

第一波研究的主要爭議，是社會階級與政黨之間是否存在穩定的關係。一些研究發現歐洲各國選民的變動性 (electoral volatility) 相當大(Maguire 1983; Pedersen 1983; Mair 1983)，有些研究更指出共產黨或社會主義政黨常出現相對大幅度的選民變動性(Piven 1992; Waller and Fennema 1988)。然而，其中也有研究指出，Lipset 與 Rokkan 的『固化論』其實並不適用於個別政黨，而是針對政治

² Alford 所提出的「階級投票指標」在計算上是求出藍領工人與白領階級投票給左派政黨的比例之間的差異。若兩者之間差異愈小，則意味著政黨在社會階級界線上相對縮小，反之，則「階級投票」情形的嚴重，而這也意味著階級分歧的存在。

立場對立的情形（例如，左傾與右傾的政黨對立）。因此，若以左右對立的方式去檢驗 Lipset 與 Rokkan 的『固化論』，則在 1980 年代之前的一世紀，歐洲選民變動性的格局是明顯趨向穩定的(Bartolini and Mair 1990; Mair 1989)。

2.2 後工業化與階級消亡之爭

然而到 1990 年代，Lipset 對於階級政治的看法出現大轉彎。他在與其合作者的一系列論文中認為，歐洲社會已進入後工業社會階段，新興社會運動的出現、婦女權益的受到重視、年輕世代的文化價值體系也開始出現 Inglehart 所謂的後物質主義傾向時，階級在社會與政治方面的影響都開始消退。總之，作為社會學的核心概念，階級的解釋力漸趨死亡(Gorz 1980; Clark and Lipset 1991; Clark, Lipset and Rempel 1993)。新興民主政體的出現，更引發出另一波爭議的熱潮。

階級政治是否趨向死亡？有不少學者認同此一看法，但指出導致階級投票消退的原因並不是單一的，而是多元的。例如，日趨富裕的社會模糊了白領與藍領之間生活境遇上的分際(De Graaf, Nieuwbeerta and Heath 1995; Halle and Romo 1991)；在新興社會運動的衝擊(如、環保、反核等)與文化價值體系漸趨後物質主義下，階級已經不再是新世代所關心的議題(Flanagan and Dalton 1984; Inglehart 1997)，選民可能更關注婦女解放運動、族群議題、同性戀議題等等 (Balbus 1982; Cohen 1982)；最後，選民的教育水準提高導致選民在政黨抉擇上更為精明(Rose and McAllister 1986; Weakliem and Heath 1994)。

然而，1990 年代中期以來的實證研究指出，後工業主義或全球化理論認為階級政治弱化的說法大有可疑。首先，大部份上述作品並未直接探索階級與選舉的關係，而是強調歐美社會裡新政治議題的重要性，並指出過度強調階級分析所導致的盲點。其次，即使是直接探討階級投票，上述研究在階級概念的操作化或因果關係的探討上都有瑕疵。例如，Lipset 與 Clark 的階級概念是建立在第一代、比較粗略的階級定義上（即 Alford index 中對階級的兩分法），其統計分析也僅依賴一般的描述統計趨勢(Clark and Lipset 1991)。

近年來，對於階級弱化論的反擊陸續出現在歐美的主流社會與政治學期刊中。其中，最主要的觀點來自于 Hout, Manza 與 Brooks 等人以及牛津大學研究群的一系列書籍或論文。其主要貢獻有四。首先，在階級測量上拋棄了傳統的二分法，採用社會階層化理論上常見的 Erikson/Goldthorpe schema，以五分、甚至七分法來劃分階級 (Erikson and Goldthorpe 1992; Chan and Goldthorpe 2007)，使得階級投票得以更為細緻的方式呈現。例如，在 Hout 等人的作品中，其他研究中所區分的高級白領階級可以再劃分為管理與專業兩個階層。在美國，這兩個階層在 1970 年代以後階級投票上的差異逐漸出現，前者較為傾向於共和黨，而後者則傾向於民主黨(Hout, Brooks and Manza 1995)。

第二，在測量上揚棄了 Alford Index 以百分比所建構的階級投票指標，代以勝算比的方式建構所謂的 Kappa index。傳統的 Alford Index 的測量來自二分法，事實上是以藍領工人的投票傾向為主，因此很容易得到階級投票弱化的結論。但是當研究者改以 Kappa index 來計算多個階級、包括農民、自雇者或白領受雇者的政治傾向時，則階級投票的情形並未出現弱化。

第三，自 Odds ratio 的概念被廣泛運用後，隨著對數線性模型(log-linear model)、雙元邏輯迴歸 (Logit regression)與多元邏輯迴歸 (Multinomial Logistic regression) 的發展，研究者可以將階級投票的分析結果與最適模型的檢驗 (Goodness of Fit Statistics) 結合，以多個模型比較的方式找出最適模型，來計算階級投票指標及階級的政黨傾向，避免引發模型選擇的爭議。

第四，最重要的是在上述方法的改進下，產生與階級投票弱化論不同的研究結果。以美國與英國的選舉結果為例，最近的研究發現階級因素仍然是解釋選民的政黨傾向中的重要變量。在 Hout 等人的作品中，美國階級投票依然是十分顯著，而在 Evans 等英國學者的研究中，階級投票仍然是有高有低、呈現出此起彼落的趨勢。總之，階級投票的情形並非弱化(Brooks, Nieuwbeerta and Manza 2006; Evans 1999; Hout, Brooks and Manza 1995; Andersen and Heath 2002)。

2.3 在台灣，階級政治不重要？

相對於歐美學界對於階級研究熱絡探討的情景相比，在台灣研究階級投票的學者並不多，這也反映出學界、媒體與政界的看法，即階級投票在台灣無法左右選舉結果，也不是造成政黨區隔的重要因素。然而，這種看法同樣值得斟酌。

首先，從歷史的角度來看，台灣與歐洲各國類似，都存在著雙元革命。自 1960 年代起，以出口為導向的工業化過程使得台灣得以成為工業、甚至後工業社會 (林宗弘 2009)。在此過程中，大量原本來自農村的人口躋身成為白領中產階級，或稱為藍領工人。這種『離開農村』的社會流動過程已成為台灣近半世紀以來社會流動的一大特色(Tsay 1997)。此外，台灣也出現類似於歐洲各國所經歷的民主革命的成果。自 1970 年代以來，經由黨外抗爭而逐漸開展的民主化過程，為台灣社會帶出了與威權時期截然不同面貌的本土意識，使得族群的問題受到社會關注。難道工業革命所造成的階級分歧，對於台灣的政黨區隔不起任何作用嗎？若是如此，台灣的雙元革命對於政治發展的影響是特例嗎？我們有必要對階級分歧及其影響作更深入的探討，才能回答這類的問題。

其次，在否定階級政治的同時，研究者也一併忽略了各階級投票傾向的變動。迄今為止，台灣學界對於民主化時期的階級政治研究並不清晰，特別是中產階級 (定義不明確者經常包括資產階級) 往往被描述成為矛盾性格的複合體。一方面，中產階級雖然有較高程度的政治意識 (political awareness)，但政治態度上是保守的，政治參與程度並沒有比其他階級為高(Wu 1999)。儘管如此，部份的中產階級，特別是知識份子，卻在台灣民主化過渡期中，在新興社會運動的參與上，扮演反抗威權的重要角色，為民主意識宣導提供一定程度的傳散作用 (Chang 1989; Hsiao and Koo 1997)。然而，對階級投票的忽視，導致對中產階級政治傾向變遷的無知，更無法解釋當今台灣藍綠政治的社會基礎。

第三是資料與方法論的問題。台灣過去有關階級投票的研究，多半以單次橫切面的調查資料對階級投票傾向進行探討。橫切面的資料只能解釋階級的變項是否顯著，卻不能用來瞭解階級投票的變動趨勢。此外，研究者多半自己設計階

級分類框架，與國際上常用的新馬或新韋伯派階級劃分法不同。在這基礎上建構的分類模型，往往在未經比較就直接進行邏輯回歸分析，使模型與資料的擬合度存在嚴重疑問(Agresti 2007)。

最後，台灣民主發展中政黨的社會基礎的研究，對新興民主國家的選舉研究具有重要的理論意義。具有堅固社會基礎、制度化的政黨體系，被認為是民主政治的發展的重要因素(Sartori 1976)。然而，大多數的學者認為新興民主政體與發達國家的民主制度最大的不同點，在於前者的政黨結構通常不穩定，黨組織大多停留在精英寡頭、甚至人治的格局，缺乏強而有力的社會聯繫(Huntington 1991; Piven 1992; Randall 2007)。台灣的新興民主發展有別於這一類型的政黨體系。根據 Gunther and Diamond 的分類，在台灣的主要政黨中，國民黨被歸類為由少數有組織力與社會基礎、並且在後威權時期仍能存活的政黨；而民進黨則是與特定族群掛鉤、具有一定社會基礎的議程性政黨（programmatic party）(Gunther and Diamond 2003)。這兩大黨的社會基礎為何？在民主轉型中，其社會基礎（特別是階級基礎）又會發生什麼變化？對於台灣政黨階級基礎的分析將有助於解答這類的問題，增進我們對於新興民主國家中政黨社會基礎之理解。

2.4 階級與族群投票的研究命題

跟隨過去台灣民主化研究的成果，我們將台灣的民主轉型期分為兩個階段，在 1992 年到 2000 年之間是普選權逐漸開放的民主化階段，在 2000 年政黨輪替之後則是民主鞏固階段。依據民主化理論的文獻，我們認為台灣中產階級應該是反抗威權統治初期的主力，其投票傾向更偏愛支持在野黨，其他階級的政治立場則逐漸隨民主化的發展而趨近，相對而言，由於國民黨過去的政策偏差，族群政治似乎成為影響選民投票行為最重要的因素；然而，與先進資本主義國家階級政治可能消退的論點相反，我們認為隨著民主鞏固，新興民主的經濟分配等與階級利益相關的議題反而浮現出來，取代反威權的民粹主義或族群動員，而成為影響台灣選民投票行為的重要因素之一。簡言之，我們認為在台灣民主鞏固的過

程中，族群投票應該先上升到高峰然後衰退，而階級投票則相反：由中產階級支持民主化轉變為無階級差異，再轉變為類似左右兩翼的階級投票。因此，我們對上述兩個時期的族群投票與階級投票做出下列假設：

假設一：民主轉型期反威權主義的中產階級多投票給在野黨。

假設二：在黨國壓制力弱化時，族群投票興起成為民主化初期影響選舉結果的主要因素。

假設三：在民主鞏固的過程中，具有『利益政治 (politics of interest)』特性的階級政治浮現，主要政黨的階級基礎快速分化，階級投票逐漸興起。

假設四：民主鞏固之後，隨著政黨輪替與前威權主義族群偏差政策的改變，族群投票將逐漸消退。

然而，在缺乏組織強大的勞工階級運動或階級意識模糊的情況下，為何階級身分會對台灣民眾的投票行為起作用？我們大膽猜測階級與投票間的中介變量可能有四種：除了族群身份可能與階級身分重疊之外，生活滿意度、國家認同與對兩岸關係的認知也有可能左右各階級的藍綠偏好。在此，我們採取捍衛階級投票的假設，認為階級投票是個相對自主的政治因素，而不是族群或者國家認同等中介變量的代理因素，因此做出最後一個假設：

假設五：階級投票具有相對自主性，不受族群或其他中介變量的影響。

三、資料來源與測量

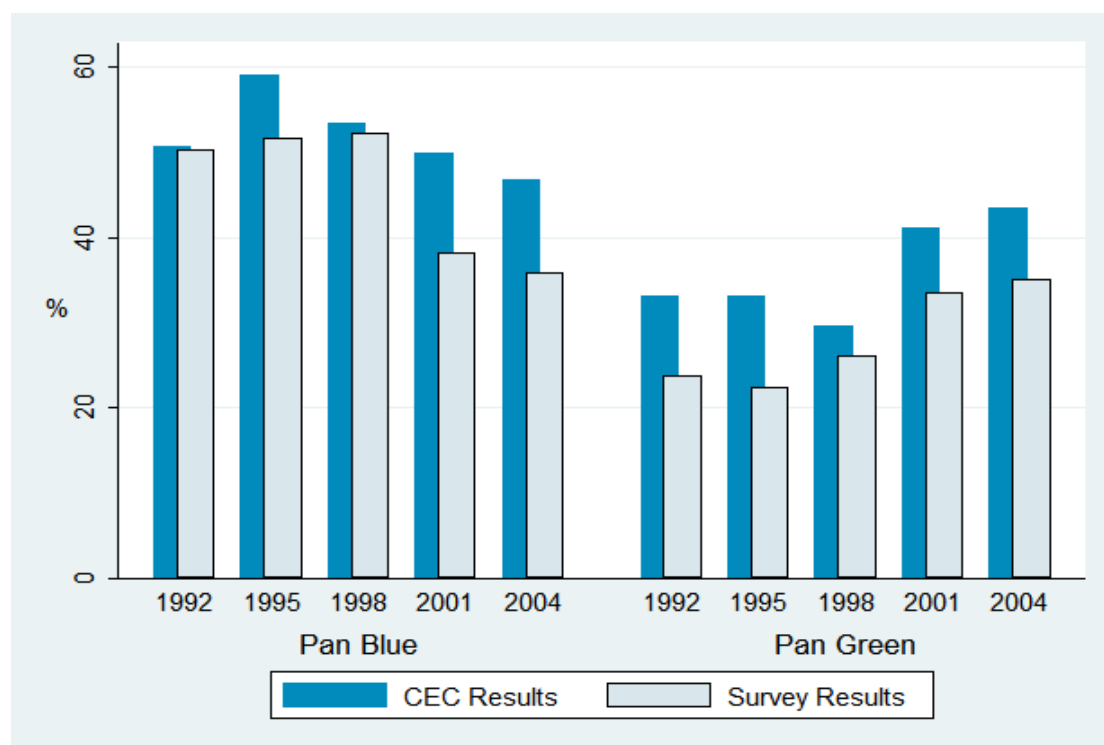
在接下來的章節裡，我們將以經驗數據來驗證或否證上述四項階級與族群投票變遷的假設。本文的數據包含 1992 至 2004 年立委選舉的投票資料，其中

1992，1995 與 2004 的選民投票資訊來自社會變遷基本調查 (Taiwan Social Change Survey, TSCS) 的二期四次 (1993)、三期二次 (1996) 與五期一次 (2005) 問卷對前一年選舉投票行為的追蹤問題，1998 年立委選舉資料來自于 1999 年台大政治系之政治文化與價值調查，2001 立委選舉資料則為 2002 年的台灣選舉與民主化調查 (Taiwan Election and Democratization Survey, TEDS)。這五次調查在變項整理後，總計有效樣本數為 8441 人，各次樣本數與來源見表一所示。

表 1. 1992-2004 年歷次立委選舉選民投票傾向的數據來源與有效樣本數

| 立委選舉年度 | 調查年度與名稱 | 有效樣本數 |
|--------|-----------------------|-------|
| 1992 | 1993 台灣社會變遷基本調查二期四次問卷 | 1,964 |
| 1995 | 1996 台灣社會變遷基本調查三期二次問卷 | 2,831 |
| 1998 | 1999 政治文化與價值調查 | 1,357 |
| 2001 | 2002 台灣選舉與民主化調查 | 2,022 |
| 2004 | 2005 台灣社會變遷基本調查五期一次問卷 | 2,146 |

圖 1. 1992-2004 年中選會公佈政黨得票率與本文樣本中的政黨得票率



本文的選民樣本，其投票行為是否符合台灣歷次選舉結果呢？圖一顯示了中選會結果與本文樣本的投票結果對照。如果我們將泛藍陣營區分為新黨或其他

黨派，則國民黨的得票率將會大幅變動，民進黨與台聯的關係亦然；但是如果我們將泛藍與泛綠的投票傾向合併，則可以發現在本文的選民樣本與中選會公佈的得票率之間，藍綠的消長高度相關，歷次抽樣對於選民真實的投票傾向都出現低估，而且兩陣營偏誤程度差異不大。因此，我們最後選擇穩定的泛藍或泛綠陣營來合併選民最後的投票傾向，以之作爲本文最重要的應變項。

其次，本文當中最重要自變量是階級與族群，在階級的分類上，由於歷次選民抽樣來自不同的社會調查，某些調查中職業或階級問項模糊，影響了分類的效度，因此，我們採用了新韋伯派最簡化的五大類：控制者階級 (6%)、白領受雇者 (25%)、自雇者/自營作業者 (12%)、體力/藍領工人階級 (32%) 與農民 (7%) 等五類，另外也包括非勞動力但有投票權的選民 (19%)。與其他社會階層化研究的階級分類法與各階級人口在數據中的比例相比對，本文 1992 年到 2004 年的加總數據，其階級結構的比例仍屬可信範圍 (蘇國賢 2008；林宗弘 2009)。

表 2. 數據中台灣民眾的 EGP 階級分類與投票比率，泛藍/(泛藍+泛綠) %

| 年度 | 1992 | 1995 | 1998 | 2001 | 2004 | 平均 | N |
|-------|------|------|------|------|------|------|-------|
| 控制者階級 | 59.4 | 65.7 | 64.9 | 55.2 | 73.3 | 63.8 | 390 |
| 白領受雇者 | 71.7 | 72.1 | 68.0 | 63.1 | 63.1 | 67.9 | 1,668 |
| 自營作業者 | 54.1 | 61.2 | 61.4 | 43.5 | 36.6 | 53.8 | 742 |
| 藍領受雇者 | 69.6 | 68.7 | 63.3 | 46.0 | 40.6 | 59.0 | 1,930 |
| 農民 | 67.1 | 77.1 | 73.8 | 38.4 | 41.9 | 61.4 | 383 |
| 平均 | 66.7 | 68.9 | 65.4 | 52.0 | 51.2 | 61.7 | 5,113 |

在本文的樣本中，各階級歷年來投票變化的敘述統計爲何？表 2 顯示了各階級選民的投票傾向。在投給泛藍選民除以泛藍加泛綠選民的比例上，1992 年控制者階級與自營作業者，或者用階級分析的概念來說，是新中產階級與舊中產階級，其投藍的比例 (59.4/54.1%) 顯著低於其他各階級的平均 (66.7%)，到了 1998 年，各階級的藍綠投票傾向趨近，但仍然可以看出控制者階級、自雇者階級與藍領受雇者投給泛藍陣營的比率低於平均，農民仍然是國民黨最忠實的支持

者。然而到了 2004 年，控制者階級以 73.3% 的高比例支持泛藍，而全體選民的平均數僅為 51.2%。另一方面，自營作業者、藍領受雇者與農民投藍的比率降到了四成左右，也就是這三個階級有六成選民投給了泛綠陣營。與我們的預期相符，敘述統計的結果大致反映了民主化到民主鞏固時期階級投票的變化趨勢。

本文的族群分類延用了過去台灣政治與社會學研究裡的四分法：福佬族群、客家族群、外省族群與原住民族等四類，而且依據的是受訪者本身的主觀認定，其佔樣本數的平均比例分別為 74%、13%、12% 與 0.2%，歷年比率的浮動大致不超過上下 3% 的範圍。不可避免的，這種族群分類法有其政治建構的歷史與意義，仍然會影起重大的政治與學術爭議，值得專文探討 (王甫昌 2005)，尤其是外省族群與原住民族群的相對多樣性，特別需要斟酌。然而從統計結果來看，這兩個族群的投票傾向確實顯著偏離另外兩個族群，而且其標準誤相對狹小，顯示族群文化的多樣性，並不干擾該分類群體內投票行為的一致性。

本文中的資料還包括了下列重要的控制變量：性別、年齡、教育程度與所在縣市。從年齡我們又可以創造出世代 (cohort) 這個變量，從受訪者所在縣市我們可以依據當時的執政黨派，創造出執政優勢的變量。這些變量、尤其是性別投票與對現任者優勢的探討，都有其理論依據，但是並非本文重點。本文的敘述統計與各變量之間的簡單相關係數，請參見表 3 與表 4。

本研究採用目前在階級投票研究上極具影響、由 Hout, Manza, and Brooks 等所使用之 Kappa 指標，去測量在 1992 至 2004 年立委選舉中階級投票的變動。階級投票指標是以對數線性模型中 (包括 logit 及其衍生模型) 勝算比對數的迴歸係數來計算的結果，其公式如下：

$$K_t = \left[\frac{1}{KJ} \sum_{j=1}^J \sum_{k=1}^K (\lambda_{kj}^C + \lambda_{kj}^{CT})^2 \right]^{\frac{1}{2}}$$

上式中 λ 指的是迴歸係數，C 為各階級的代號、CT 為階級乘選舉次數 (通常是兩個虛擬變量) 的代號，K 為第幾個階級、J 為投票結果的數量。比如本文

數據共有 6 個階級分類 (包括五個階級與非勞動力), 3 種投票結果 (泛藍/泛綠/中立), 用 Multinomial Logistic Regression 估算總階級投票 Kappa 就是以模型結果裡 C 與 CT 的迴歸係數相加的 2 次方、連加後除以 18 再開根號計算之, 政黨階級投票 Kappa 則簡化為 Logistic regression 的兩項(C 與 CT)迴歸係數、6 個階級對 1 種投票結果, 計算方式與上述公式一致。

根據Hout等人之解釋, Kappa 指數的優點是可以用來測量總階級投票 (total class voting) 或特定政黨的多階級投票 (partisan Kappa) 情形, 其求的的值域介於 0 與 1 之間, 意義上類似於 R^2 , 愈接近 1, 則意味著愈高的階級投票(Hout, Brooks and Manza 1995)。本文下一節, 將以前述數據與Kappa 指數來對台灣選民的階級投票行為進行估計與解釋。最後, 受到問卷資料不連貫的限制, 我們以 1993 年與 2005 年兩波調查裡的資訊, 對階級是否僅代替了某些被遺漏的中介變量, 例如生活前景或者國家認同等, 進行了敏感性測試 (sensitivity test)。

表 3. 本文彙總數據重要變量的敘述統計: 1992-2004

| 變量 | 平均數 | 標準差 | 最小值 | 最大值 |
|---------------------------|--------|--------|-----|-----|
| 投票行為 | | | | |
| 泛藍 | 0.461 | 0.499 | 0 | 1 |
| 泛綠 | 0.275 | 0.447 | 0 | 1 |
| 中立/未表態或未投票 | 0.263 | 0.440 | 0 | 1 |
| 個人特質 | | | | |
| 男性 | 0.504 | 0.500 | 0 | 1 |
| 年齡 | 42.940 | 13.502 | 20 | 98 |
| 教育程度 (受教年限) | 10.181 | 4.017 | 3 | 19 |
| EGP 階級分類 | | | | |
| Class I+II (控制者階級) | 0.056 | 0.231 | 0 | 1 |
| Class III (白領受雇者/職員) | 0.247 | 0.432 | 0 | 1 |
| Class IV (自營作業者/自雇者) | 0.116 | 0.320 | 0 | 1 |
| Class VI+VII (藍領受雇者/體力工人) | 0.316 | 0.465 | 0 | 1 |
| Class IVac (農民) | 0.072 | 0.258 | 0 | 1 |
| 非勞動力 | 0.192 | 0.394 | 0 | 1 |
| 族群身分 | | | | |
| 福佬族群 | 0.736 | 0.441 | 0 | 1 |
| 客家族群 | 0.125 | 0.331 | 0 | 1 |
| 外省族群 | 0.124 | 0.329 | 0 | 1 |
| 原住民族 | 0.015 | 0.123 | 0 | 1 |

N = 8,441

表 4. 本文彙總數據重要變量的簡單相關係數: 1992-2004

| | 泛藍 | 泛綠 | 中立 | 男性 | 年齡 | 教育 | 控制者 | 白領 | 自雇者 | 藍領 | 農民 | 福佬 | 客家 | 外省 |
|-------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|
| 泛綠 | -0.571* | | | | | | | | | | | | | |
| 中立 | -0.553* | -0.369* | | | | | | | | | | | | |
| 男性 | -0.006 | 0.072* | -0.066* | | | | | | | | | | | |
| 年齡 | -0.074* | -0.029* | 0.113* | 0.030* | | | | | | | | | | |
| 教育程度 | 0.131* | 0.034* | -0.183* | 0.144* | -0.500* | | | | | | | | | |
| 控制者階級 | 0.030* | 0.011 | -0.046* | 0.141* | -0.031* | 0.260* | | | | | | | | |
| 白領受雇者 | 0.091* | -0.025* | -0.077* | 0.011 | -0.156* | 0.417* | -0.140* | | | | | | | |
| 自營作業者 | -0.039* | 0.060* | -0.017 | 0.076* | -0.007 | -0.013 | -0.089* | -0.208* | | | | | | |
| 藍領受雇者 | -0.052* | 0.032* | 0.027* | 0.160* | 0.003 | -0.217* | -0.166* | -0.390* | -0.246* | | | | | |
| 農民 | -0.042* | -0.020 | 0.068* | 0.099* | 0.229* | -0.264* | -0.068* | -0.160* | -0.101* | -0.189* | | | | |
| 福佬族群 | -0.220* | 0.155* | 0.092* | -0.015 | -0.035* | -0.131* | -0.031* | -0.093* | 0.057* | 0.028* | 0.040* | | | |
| 客家族群 | 0.030* | -0.019 | -0.015 | -0.017 | 0.050* | -0.011 | -0.006 | -0.012 | -0.017 | 0.003 | 0.021 | -0.631* | | |
| 外省族群 | 0.237* | -0.170* | -0.096* | 0.045* | 0.007 | 0.200* | 0.055* | 0.148* | -0.046* | -0.054* | -0.092* | -0.627* | -0.142* | |
| 原住民族 | 0.073* | -0.051* | -0.031* | -0.022* | -0.030* | -0.037* | -0.022* | -0.032* | -0.033* | 0.039* | 0.047* | -0.209* | -0.047* | -0.047* |

註: “*” p<0.05

四、統計模型的選擇與結果

在本文中我們使用二項邏輯迴歸模型 (logistic regression model) 來估計 1992 年到 2004 年之間，台灣選民的藍綠投票傾向以及階級投票的趨勢。運用邏輯迴歸模型的好處在於可以用來計算選民在兩個黨派之間的政黨 Kappa 指數 (partisan kappa index)，此一指數則能夠用來衡量選民在兩黨之間的選擇，有多大程度受到階級變量的影響 (Hout, Brooks and Manza 1995)。

爲了分析階級政治對台灣民眾投票行爲的影響與趨勢，我們在下列模型中嘗試了兩種時間變量—時間趨勢的線性連續變量與投票選舉年度的年份虛擬變量。線性連續變量 (以下簡稱小寫字母 t) 的係數表示 1992 年到 2004 年間五次選舉之間，藍綠選票的消長具有相同的時間趨勢，而年份虛擬變量 (以下簡稱大寫字母 T) 的係數變化，則表示過去十餘年間每次選戰的藍綠投票趨勢並非連續穩定的發展，隨每次選舉當年度的短期因素而變動。也就是說，t 及與其出現交互作用的變量代表 15 年來五次選戰的連續趨勢，T 及與其出現交互作用的變量則表示該選舉年份出現的短期因素，包括候選人或當時政治經濟事件的影響，其迴歸係數浮動則表示選民投票行爲的變化並不一致。此外，年齡與世代變量也已經加入控制變量，以分離出其他隨時間而影響投票行爲趨勢的因素。

4.1 統計模型的比較與選擇

爲了瞭解兩個主要自變量—階級與族群影響選民投票行爲的長期趨勢、與在每次選戰中的短期影響是否顯著，我們將模型比較的重點放在階級與時間趨勢或特定年份、以及族群與時間趨勢或特定年份之間的交互作用上，其中最重要的交互變量 (interaction terms) 爲下列三組：(1) 階級 (C) × 族群 (E)，以下簡寫爲數學符號 [CE]；(2) 族群 × 選舉年份或連續變量，以下簡寫爲數學符號 [ET] 或 [Et]。(3) 階級 × 選舉年份或連續變量，以下簡寫爲數學符號 [CT] 與 [Ct]。

與其他分類數據 (Categorical data) 模型例如對數線性模型 (Log-linear model) 相似，在選擇加入不同變量的邏輯迴歸模型時，其統計效果顯著與否涉及模型的優劣。然而，在我們嘗試過程中發現 [CE] 的統計檢定總是不顯著，而且還使得所有模型都損失了 20 個自由度，這個結果建議：台灣選民歷年來的投票並沒有出現階級與族群的交互作用，在我們嘗試針對個別族群，例如福佬族群/其他族群與階級變量的交互作用、或是客家族群與階級變量的交互作用，損失 10 個自由度的情況下，結果仍舊不顯著，因此所有關於 [CE] 的模型都不列入以下的模型比較範圍。我們接下來以「投綠/其他」為應變量的二項邏輯迴歸結果為例，比較下列六個模型的統計估計優劣：

模型 0：空模型 (null model) ([C][E])。模型中僅僅包括獨立的虛擬變量 C 與 E，以及其他的控制變量，如執政縣市、世代與性別等。

模型 1：跨階級/族群固定效果模型 ([C][E][T])。其它控制變量相同，C、E 與 T 都被加入模型估計，但彼此獨立而未衡量其交互作用。

模型 2：階級投票個別差異效果模型 (The *uniform differences class effects model*, [CT][E])。以模型 1 為基礎增加了階級與選戰虛擬變量的交互作用，也就是假設不同階級在每次選戰中投票的行為各不相同。

模型 3：階級/族群投票個別差異效果模型 ([CT][ET])。在模型 2 的基礎上加入族群與選戰虛擬變量的交互作用，也就是假設不同階級與族群在每次選戰中投票的行為各不相同，而且階級與族群效果彼此無交互作用。

模型 4：階級投票線性趨勢模型 ([Ct])。以模型 0 為基礎，加入階級與時間連續變量的交互作用，也就是假設各階級的選民在歷次選舉之間，投票傾向的變化有一致的方向。

模型 5：階級/族群投票線性趨勢模型 ([Ct][Et])。以模型 4 為基礎，加入族群與時間連續變量的交互作用，也就是假設各族群的選民在歷次選舉之間，投票傾向的變化有一致的方向。

模型 6：階級投票線性趨勢與跨階級固定效果模型 ([Ct][E][T])，在模型 0 與模型 1 的基礎上加上階級與時間連續變量的交互作用，或者說在模型 4 的基礎上加入每次選戰的虛擬變量，以同時測量各階級選民的投票傾向變化趨勢與跨階級的短期選戰固定效果。

表 5 比較了以上六個模型的擬似度 (goodness-of-fit)。我們用 -2 Log-likelihood ratio (簡稱 -2(LL)) 對所犧牲之自由度的比例、BIC 與擬似度測試 (goodness-of-fit test) 計算皮爾森氏卡方檢定 (Pearson's Chi-square test) 的機率 (簡稱 P) 三個指標來比較模型優劣。首先，與空模型相比，-2(LL) 減少的數量除以自由度減少的數量可以得到一個比值，也就是每犧牲一個自由度換取的擬似度比率。其次，BIC 是一個分類數據模型常用的比較指標，越大表示所犧牲的自由度相對較多。最後，皮爾森氏卡方檢定的機率顯示模型對數據的解釋程度，以趨近 1 為佳。此外，在個別模型比較時可以用 -2(LL) 減少的數量除以自由度減少的數量之比值，以及兩個模型相減之後的差異是否顯著 (p) 做為檢定標準。

由於本文關注階級投票與族群投票的各別選戰效果與連續趨勢，我們首先比較了模型 1 與模型 2 (加入 [CT])、以及模型 2 與模型 3 之間 (加入 [ET]) 的差異，可以發現 [CT] 與 [ET] 都表現欠佳，在模型 0 與模型 3 之間沒有顯著差異 ($p=0.997$)，模型 4 與模型 5 之間 (加入 [Et]) 也沒有顯著差異。綜合上述結果，我們發現族群投票與歷次選戰虛擬變量以及時間趨勢的交互作用都不顯著。

另一方面，階級與時間趨勢的交互作用 [Ct] 其統計估計卻相當顯著：以模型 1 與模型 6、模型 0 與模型 4 相比，兩者的差異都是統計上顯著的。雖然模型 2 模型 5 與模型 6 的統計差異不顯著，也就是對數據差異的解釋能力平分秋色，但是模型 6 比模型 2 省下了 15 個自由度、比模型 5 多解釋了 9 個單位的 -2(LL)，加上 P 的數值較其他模型都更大，因此成為最終選擇模型。

總結模型選擇的過程，我們發現 (1) 階級 × 族群 ([CE]) 相關統計結果不顯著；(2) 族群 × 選舉年份或連續變量都不顯著。(3) 階級 × 連續變量 [Ct] 是各

種交互作用裡最重要的，因此，在 1992 到 2004 年間五次立委選舉中真正隨時間改變的是階級投票的趨勢，尤其是投給民進黨的選民受到其階級位置的影響，然而各不同階級選民的投票趨勢，又是如何改變呢？

表 5. 二項邏輯 (Logistic) 迴歸最適模型的選擇 (綠/其他, N=8441)

| 模型 | 變量選擇 | -2(LL) | df | BIC | P |
|------|---|----------|-------|---------|-------|
| 模型 0 | 階級與族群無交互作用 [C][E](已經控制其他變量) | 9,288 | 8,416 | 9514.35 | 0.374 |
| 模型 1 | 時間、階級與族群無交互作用 [C][E][T] (時間為年份虛擬變量) | 9,273 | 8,413 | 9526.58 | 0.415 |
| 模型 2 | 階級與時間交互作用但族群為 獨立變量 [CT][E] | 9,238 | 8,393 | 9671.81 | 0.432 |
| 模型 3 | 包括階級與時間、族群與時間之 交互作用 [CT][ET]* | 9,213 | 8,370 | 9746.33 | 0.281 |
| 模型 4 | 時間為連續變量與階級交互作 用 [Ct][E] (與 Model 0 可比) | 9,261 | 8,411 | 9531.89 | 0.431 |
| 模型 5 | 包括階級與時間、族群與時間連 續變量之交互作用 [Ct][Et] | 9,256 | 8,408 | 9554.20 | 0.334 |
| 模型 6 | 階級與時間、族群與時間連續變 量之交互作用加上年份虛擬變 量 [Ct][E]+[T] (最終選擇模型) | 9,247 | 8,408 | 9545.02 | 0.475 |
| | | χ^2 | df | | p |
| | 模型 0-模型 3 | 75 | 46 | | 0.997 |
| | 模型 0-模型 5 | 32 | 8 | | 0.000 |
| | 模型 0-模型 6 | 41 | 8 | | 0.000 |

4.2 統計模型的結果

以下表 6 呈現了模型 6 各變量的迴歸係數。首先，本文最重要的解釋變量是階級位置以及階級位置隨時間的連續趨勢變化，我們可以發現與控制者階級相比，除了自營作業者以外，在 1992 年白領與藍領受雇者以及農民投綠為負向的迴歸係數且統計檢定為顯著。反之，在反映階級投票趨勢變化 (以每次選舉或每三年為單位) 的迴歸係數上 ([Ct])，藍領受雇者 (0.324) 與農民 (0.359) 最大幅度地滑向綠營，自營作業者與非勞動力次之。

其次，族群投票的迴歸係數符合一般的預期，也就是外省族群最少投綠、原住民族次少、客家族群略低於作為對照組的福佬族群，然而如前所述，其相對投票偏好不受長期時間趨勢或選戰短期事件的左右。

第三，部分控制變量與時間的連續變量也有交互作用。一方面，我們發現世代與時間趨勢有顯著的交互作用。在 1992 年，與其他世代相比，30-50 歲的年齡組有顯著投綠的傾向，這個傾向卻隨時間而減弱。在執政優勢方面，兩個政黨並沒有明顯的現任優勢，泛藍執政縣市的民眾更容易投綠而且反之亦然，然而從 1992 年到 2004 年間的趨勢來看，政黨輪替縣市與泛綠執政縣市裡，選民投綠的相對傾向持續上升，而且其統計檢定皆顯著。最後，與一般常識與過去的研究類似，我們發現男性更容易投綠，性別投票的偏好沒有隨時間改變。

4.3 階級投票的趨勢

圖 2 是以模型 6 計算出泛綠政黨的階級投票 Kappa 指數 (partisan kappa index)，理論上 Kappa 指數是在 0 到 1 之間，階級投票傾向越明顯則 Kappa 數值越高。我們發現投給泛綠的階級 Kappa 指數呈現先下降後上升的趨勢：在 1992 年高達 0.73，後來持續下滑到 2001 年的 0.15，隨後卻又回升到 0.32。換句話說，從泛綠的選民結構來看，由民主化到民主鞏固時期，階級政治的影響力先下降後上升，相對而言，族群政治的影響力則沒有顯著變化。

該如何解釋階級投票 Kappa 指數的 U 型反轉呢？為了更突顯各階級選民投給藍綠雙方偏好的差異，我們設計了模型 7，與模型 6 的不同之處在於模型 7 把中間或未投票的選民排除，其應變量由 $\text{Log}(\text{綠}/\text{其他選民})$ 變成 $\text{Log}(\text{綠}/\text{藍})$ ，從模型比較的優勢與大部分的迴歸係數來看，這兩個模型的結果相當類似。我們將其統計結果呈現於表 7，投票機率的預測值則呈現於圖 2 與圖 3，在這兩張圖中，選民投藍的機率就等於 1 減去投綠的機率。

圖 2 顯示在控制其他變量之後，台灣各族群選民投綠機率的時間趨勢變化。我們可以看出台灣族群投票是投綠的機率隨時間全面上升（反過來說投藍的機

率全面下挫)，比如福佬族群投綠的機率從 1995 年的 35% 上升到 2004 年的 60%；同時期客家族群投綠的機率從 26% 上升到 45%；外省族群從 8% 上升到 13%；但各族群之間投票傾向相對差異的比率卻沒有變化。

與族群投票的穩定性大不相同，台灣各階級選民的投票趨勢出現了很大程度的改組甚至逆轉。同樣是控制了其他變量之後，圖 3 顯示各階級選民投綠機率的時間趨勢變化。在 1992 年，我們發現最支持綠營的兩個階級是自營作業者 (44%) 與控制者階級 (43%)，亦即民進黨支持者是中產階級或中小企業主；反之農民、藍領受雇者以及白領受雇者投綠的機率大概都只有 30% 上下。

在 1998 年與 2001 年政黨輪替前後，無論階級位置為何，所有選民投綠的機率都全面提昇，而且工人與農民投綠的傾向隨時間而不斷上升，追平甚至逐漸超越了控制者階級與白領受雇者，此時各階級的投票傾向趨近。

到了 2004 年，各階級民眾投綠的趨勢已經出現了大規模的改組。綠營的支持者從 1990 年代中期以前的中產階級、中小企業主或自營作業者，轉變成 2004 年的農民、工人與自營作業者，這三個階級投綠的機率都在 62% 左右；反觀控制者階級投藍的機率有 67%、白領受雇者則有 59%，中產階級成了藍營的主力。最後，非勞動力的投票傾向似乎反映了各階級的平均數。

我們發現 Kappa 指數的 U 型反轉，忠實地反映了上述階級政治改組的過程：在 1990 年代中期以前，中產階級與中小企業主是支持在野黨的主力，工農階級反而最支持國民黨，隨後才在歷次選舉中逐漸倒向綠營。在 1998 年與 2001 年間，由於中產階級變化平穩而工農投綠的傾向上升，各階級選民的投票傾向趨同，Kappa 指數隨之跌落谷底；到了 2004 年之後，工農與自營作業者投綠的機率仍不斷提昇，控制者階級則倒向泛藍陣營，白領受雇者與非勞動力介於藍綠之間，結果是以 Kappa 指數來測量的階級投票整體比率大幅反彈。

表 6. 二項邏輯 (Logistic) 迴歸模型(模型 6)：泛綠/其他的迴歸係數

| | β | SE |
|-----------------------|-----------|-------|
| 時間趨勢 (線性連續變量) | -0.180* | 0.086 |
| 階級 (控制者階級) | | |
| 白領受雇者 | -0.518* | 0.254 |
| 自營作業者 | -0.369 | 0.274 |
| 藍領受雇者 | -0.871*** | 0.250 |
| 農民 | -1.192*** | 0.332 |
| 非勞動力 | -0.758** | 0.268 |
| 階級 × 時間趨勢 | | |
| 白領受雇者 | 0.150+ | 0.079 |
| 自營作業者 | 0.232** | 0.087 |
| 藍領受雇者 | 0.324*** | 0.077 |
| 農民 | 0.359*** | 0.101 |
| 非勞動力 | 0.236** | 0.082 |
| 族群身分 (福佬族群) | | |
| 客家族群 | -0.321*** | 0.080 |
| 外省族群 | -1.808*** | 0.125 |
| 原住民族 | -1.445*** | 0.308 |
| 世代 (20-30 年齡組) | | |
| 30-40 | 0.419* | 0.188 |
| 40-50 | 0.431+ | 0.225 |
| 50-60 | -0.087 | 0.307 |
| >60 | -0.016 | 0.413 |
| 世代 × 時間趨勢 | | |
| 30-40 | -0.107+ | 0.058 |
| 40-50 | -0.058 | 0.058 |
| 50-60 | 0.071 | 0.065 |
| >60 | -0.077 | 0.085 |
| 選舉年份 (年度固定效果) | | |
| 1995 | -0.201** | 0.070 |
| 1998 | -0.080 | 0.086 |
| 2001 | 0.101 | 0.074 |
| 縣市執政 (泛藍執政) | | |
| 政黨輪替 | -0.581*** | 0.147 |
| 泛綠執政 | -0.544*** | 0.146 |
| 政黨輪替 × 時間趨勢 | 0.162*** | 0.046 |
| 泛綠執政 × 時間趨勢 | 0.221*** | 0.044 |
| 個人特質 (女性) | | |
| 男性 | 0.326*** | 0.057 |
| 年齡 | -0.014+ | 0.008 |
| 教育程度 (年限) | 0.019* | 0.009 |
| 常數項 | -0.168 | 0.370 |
| Pseudo R ² | 0.069 | |
| Log likelihood | -4623.34 | |
| Model χ^2 (32) | 690.01 | |
| N | 8441 | |

Note: (a) Figures in parentheses are standard error.

(b) "*" p<.05, "***" p<.01, "****" p<.001, "+" p<.1 (two-tailed tests).

表 7. 二項邏輯 (Logistic) 迴歸模型 (模型 7) : 泛綠/泛藍的迴歸係數

| | β | SE |
|-----------------------|-----------|-------|
| 時間趨勢 (線性連續變量) | -0.082 | 0.095 |
| 階級 (控制者階級) | | |
| 白領受雇者 | -0.575* | 0.270 |
| 自營作業者 | -0.408 | 0.297 |
| 藍領受雇者 | -0.961*** | 0.267 |
| 農民 | -1.226*** | 0.362 |
| 非勞動力 | -0.826** | 0.286 |
| 階級 × 時間趨勢 | | |
| 白領受雇者 | 0.163+ | 0.085 |
| 自營作業者 | 0.256** | 0.096 |
| 藍領受雇者 | 0.367*** | 0.083 |
| 農民 | 0.396*** | 0.113 |
| 非勞動力 | 0.258** | 0.089 |
| 族群身分 (福佬族群) | | |
| 客家族群 | -0.467*** | 0.087 |
| 外省族群 | -2.095*** | 0.127 |
| 原住民族 | -1.864*** | 0.313 |
| 世代 (20-30 年齡組) | | |
| 30-40 | 0.495* | 0.203 |
| 40-50 | 0.501* | 0.247 |
| 50-60 | 0.012 | 0.340 |
| >60 | -0.043 | 0.451 |
| 世代 × 時間趨勢 | | |
| 30-40 | -0.177** | 0.064 |
| 40-50 | -0.135* | 0.066 |
| 50-60 | -0.019 | 0.073 |
| >60 | 0.037 | 0.095 |
| 選舉年份 (年度固定效果) | | |
| 1995 | -0.291*** | 0.075 |
| 1998 | -0.262** | 0.092 |
| 2001 | 0.092 | 0.085 |
| 縣市執政 (泛藍執政) | | |
| 政黨輪替 | -0.448** | 0.157 |
| 泛綠執政 | -0.507** | 0.160 |
| 政黨輪替 × 時間趨勢 | 0.143** | 0.050 |
| 泛綠執政 × 時間趨勢 | 0.242*** | 0.050 |
| 個人特質 (女性) | | |
| 男性 | 0.286*** | 0.064 |
| 年齡 | -0.011 | 0.009 |
| 教育程度 (年限) | -0.019+ | 0.010 |
| 常數項 | 0.485 | 0.406 |
| Pseudo R ² | 0.106 | |
| Log likelihood | -3677.04 | |
| Model χ^2 (32) | 867.13 | |
| N | 6219 | |

Note: (a) Figures in parentheses are standard error.

(b) "*" p<.05, "***" p<.01, "****" p<.001, "+" p<.1 (two-tailed tests).

4.4 對不同階級投票的統計預測機率與趨勢分析

圖 1. 台灣政黨階級投票程度的 Kappa 指數，1992-2004 (模型 6)



圖 2. 台灣各族群身分的選民投泛綠機率的預測值，1992-2004 (模型 6)

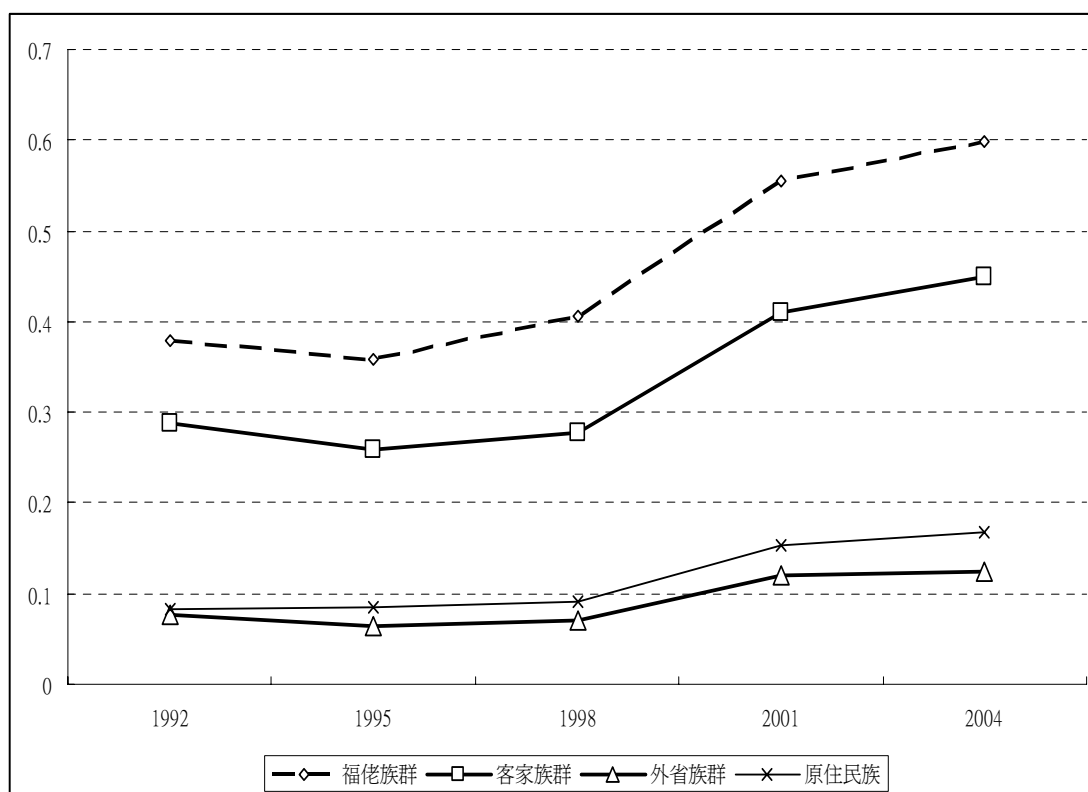


圖 2. 台灣各階級位置的選民投泛綠機率的預測值，1992-2004 (模型 7)

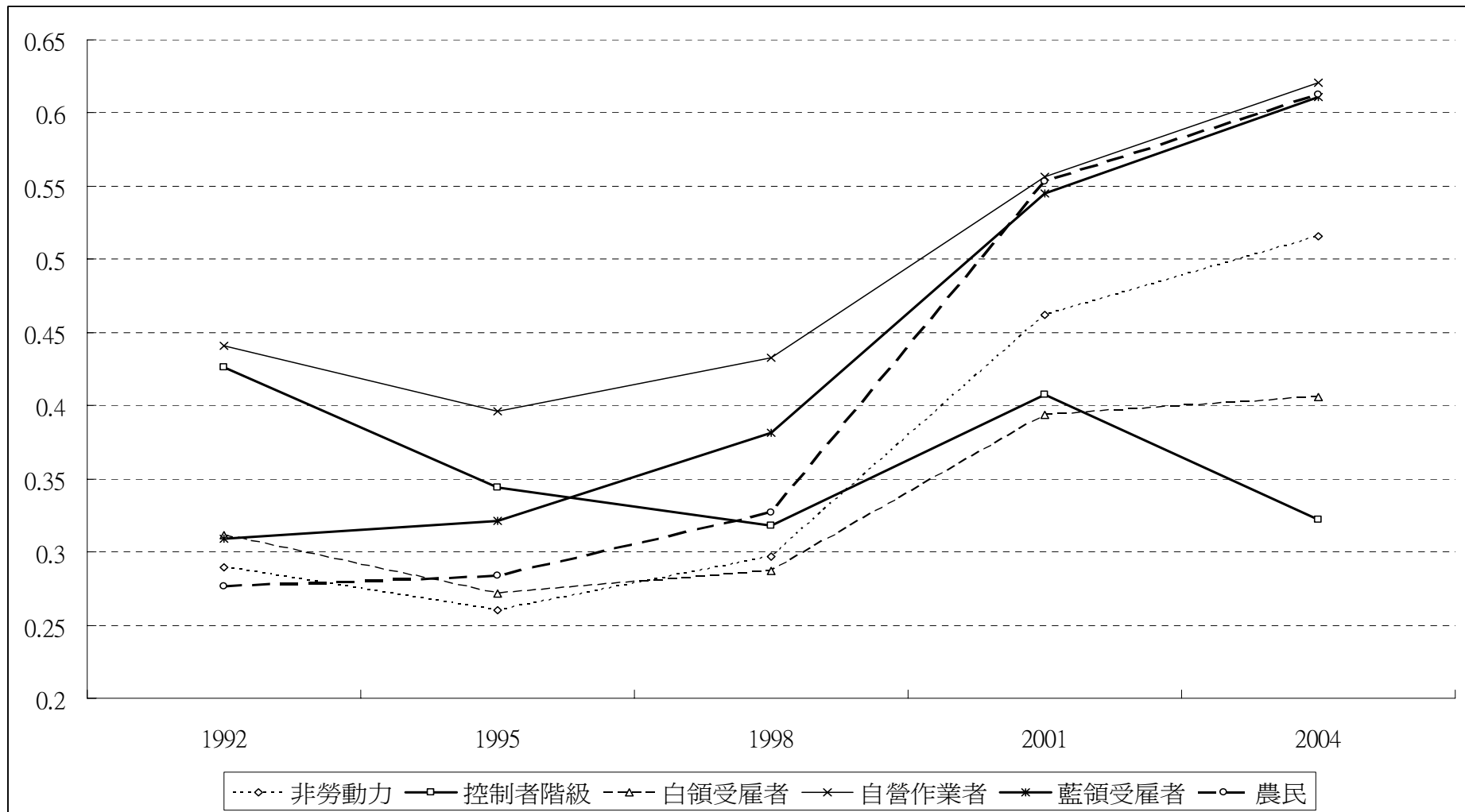


表 8. Logit 模型中階級變量對國家認同、生活展望與兩岸交流的敏感度測試，1992 年與 2004 年的彙總數據 (pooled dataset)

| 應變量：投綠/其他 | 模型 8 | 模型 9 | 模型 10 |
|------------------|-----------|-----------|-----------|
| 年度(2004 年虛擬變量) | -0.715* | -0.841** | -1.483*** |
| <i>階級</i> | | | |
| 白領受雇者 | -0.821*** | -0.724** | -0.654** |
| 自營作業者 | -0.563* | -0.485* | -0.457 |
| 藍領受雇者 | -0.112 | -0.064 | -0.056 |
| 農民 | -0.660** | -0.603* | -0.532* |
| 非勞動力 | -0.764** | -0.811** | -0.690* |
| <i>階級 × 年度</i> | | | |
| 白領受雇者 | 1.480*** | 1.329*** | 1.289*** |
| 自營作業者 | 0.940** | 0.827* | 0.799* |
| 藍領受雇者 | 1.268** | 1.154** | 1.147** |
| 農民 | 1.632*** | 1.586*** | 1.560*** |
| 非勞動力 | 1.485*** | 1.473** | 1.379** |
| <i>國家認同</i> | | | |
| 支持獨立 | | 1.628*** | 1.336*** |
| 支持統一 | | -0.633*** | -0.533** |
| <i>國家認同 × 年度</i> | | | |
| 支持獨立 | | | 0.443+ |
| 支持統一 | | | -0.336 |
| <i>生活展望 (變差)</i> | | | |
| 普通 | | 0.062 | -0.401** |
| 變好 | | 0.381*** | -0.255 |
| <i>生活展望 × 年度</i> | | | |
| 普通 | | | 0.850*** |
| 變好 | | | 1.199*** |
| <i>兩岸交流(沒去過)</i> | | | |
| 去過中國大陸 | | -0.003 | 0.132 |
| 去過 × 年度 | | | -0.239 |
| 截距 | -0.604** | -0.888*** | -0.556* |
| Observations | 3068 | 3068 | 3068 |
| Pseudo R-squared | 0.027 | 0.102 | 0.112 |
| AIC | 3618.2 | 3349.6 | 3323.1 |
| BIC | 3690.5 | 3452.1 | 3455.7 |

註：+ p<0.10, * p<0.05, ** p<0.01, *** p<0.001

4.4 階級或是其他中介變量？

本節關注階級投票是否是其​​他中介變量的媒介，尤其是一般民眾對日常生活滿意度的感受與預測、對國家認同的看法以及對中國大陸的接觸或觀感這三項議題。也就是說、不同階級身分的受訪者，是否是由於統獨立場、對兩岸關係或對貿易開放的觀感、或僅是基於對日常生活的感受與期望而投票，卻事實上完全沒有意識到自身階級地位的意義與作用？

然而，受到台灣社會變遷調查歷次修訂問卷的影響，我們可選擇的連貫性態度或價值題目不是與政治無關、就是影響力非常有限。最後，我們從 1993 年與 2005 年台灣社會變遷調查問卷裡找到三組相同的題目，來測試是否存在其他在階級與選舉結果之間，影響或替代階級投票的變量。

我們能找到的第一個問題是國家認同變量，支持未來台灣與中國大陸統一或獨立。不幸的是，由於台灣社會變遷調查歷次測量國家認同的問項並不一致，我們只能把暫時維持現狀（包括支持稍後統一或獨立）的部份合併計算，並突顯支持統一與支持獨立的兩種選項。選擇這個變量的假設是，如果統獨雙方的支持者在各階級之間分布不均，而且事實上是主觀國家認同在主導投票行為，加入統一或獨立選項之後可能會大幅削弱階級位置對投票的效果。

第二個可能的中介變量是對未來生活前景的評估，題目是對未來五年生活的預期將「變好/普通/變差」。如果某些階級，比如藍領工人或農民的收入或生活機會在近年來衰退，可能會導致他們更偏向照顧中下階層的政黨，因此，我們認為這個變量有可能削弱或是替代階級位置對選舉的效果。

第三組問題是兩岸交流的經驗，假設控制者階級的人員多前往大陸並且對兩岸貿易持正面態度，藍領工人或農民則持負面態度，則階級投票可能只是對貿易利益的看法不同造成的。這裡的假設是去過中國大陸者可能代表某個階級並且對大陸有好感的人士，因此去過中國大陸的變量將會削弱階級變量的效果。

表 8 上模型所用的數據與前面五次選舉的分析不同，只包括了 1993 年與 2005 年的 3068 個樣本。模型 8 是階級與時間虛擬變量 (2005=1)，也就是 CT 的淨效果，模型 9 是 CT 加上其他三組變量(Omitted Variables, 簡稱 O)的效果，模型 10 則是 CT 加上 OT 的最後效果。為求模型簡化，我們省略了教育程度、年齡、性別與族群等變量，事實上加入這些變量，統計結論還是一致的。

表 8 的結果顯示，加入其中兩個變量—國家認同與生活前景，對於模型的擬合度會有相當大的貢獻，一方面，統獨立場對於藍綠投票傾向有明顯的、單獨自主的效果；另一方面，由於生活前景確實與各階級位置相關，會稍微減弱階級的單獨作用，但是效果有限。最後，去過中國大陸則對於藍綠立場沒影響。事實上，在我們嘗試的過程中發現，1993 年時去過中國大陸者更親綠，而 2005 年此變量對投票行為的影響並不顯著，加入階級變量後就完全沒影響。縱上所述，統計模型的結果顯示：上述可能影響藍綠投票行為的中介變量雖有獨立作用，對於階級 (或是其他控制變量) 的影響卻非常有限，並且更可能是過去階級不平等或族群政治影響的後果、而非左右階級投票的原因。

五、結論與討論

依據民主化的文獻與理論，我們認為在民主化期間中產階級會成為反抗威權統治的主力，其投票傾向支持在野黨，其他階級的政治立場則逐漸隨民主化的發展而趨近，因此相對而言，族群政治似乎成為影響選民投票行為最重要的因素；反之，與先進資本主義國家階級政治可能消退的論點相反，我們認為隨著民主鞏固，新興民主的階級政治反而浮現出來，取代反威權的民粹主義或族群動員而成為影響台灣選民投票行為的重要因素之一。

我們分析了台灣的社會調查數據，以 1992 年到 2004 年之間的立委選舉投票行為作為統計模型的應變量。統計模型的結果大致支持我們對階級政治變化的

前三個假設—在民主化初期，相對於農工階級或其他非勞動力，舊中產階級或新中產階級都強烈傾向支持在野黨。到了政黨輪替前後，各階級之間的投票傾向逐漸趨同，但是到了民主鞏固之後，階級政治下滑的趨勢反轉，工農與自雇者大幅變綠，中產階級與資本家轉藍，階級投票越來越重要。但族群投票的發展卻與我們的預測不同，1992 年到 2004 年之間族群政治的影響力並未先上升/穩定後下滑，各族群之間的相對投票傾向，出乎意料地長期呈現穩定狀態。

此外，我們用 1993 年與 2005 年的彙總數據，測試了國家認同、生活前景與兩岸交流是否是階級位置與投票行為之間的中介變量。統計模型的結論是這些變量雖然稍微減弱了階級的單獨作用，影響卻非常有限，台灣民眾的階級投票既不是族群身分的代理現象、也不是主觀國家認同或客觀兩岸交流經驗下的產物。受訪者對生活前景的認知，一部份反應了不同階級的生活情況，但是階級身分仍對投票行為起獨立的顯著作用。

總結五個假設與統計結果，在 1992 年到 2004 年期間，我們發現台灣民眾的階級投票具有相對的自主性，而且隨民主化與政黨輪替的階段出現了政治結盟重新洗牌 (realignment) 的現象，中產階級原來是綠營的支持者，在 2004 年卻迅速倒向藍營，農工階級本來是民主運動的追隨者，卻在政黨輪替之後成為綠營最強勢的支持者。另一方面，台灣民眾的族群投票卻出奇的穩固。

這樣的研究結果，對於先進資本主義民主國家階級投票的理論爭論有何暗示呢？首先，我們運用了美國與歐洲政治社會學研究中相同的分析工具，並且發現台灣的階級投票現象平均雖略低於歐美，卻仍然顯著存在。其次，在新興民主國家制度鞏固的過程中，階級投票可以出現先下降後上升的反轉，或多或少反映了民主化逐漸反映階級利益的過程、與階級政治結盟的重組，甚至有可能走上歐洲各國左右兩翼政黨固化的老路。顯然，在台灣這個新興民主國家，民主化與工業化的雙重革命最後仍然帶來階級投票的效果。雖然，要宣稱階級政治將會復甦還嫌太早，要宣稱階級已死，更加不符合現實。

參考文獻 (中文部分未完整，待續)

- Agresti, Alan. 2007. *An Introduction to Categorical Data Analysis*. New York: Wiley.
- Alford, R. 1962. "A Suggested Index of the Association of Social Class and Voting." *Public Opinion Quarterly* 16:417-25.
- Balbus, I. 1982. *Marxism and Domination*. Princeton: Princeton University Press.
- Bartolini, Stefano, and Peter Mair. 1990. *Identity Competition, and Electoral Availability: The Stabilisation of European Electorates 1885-1985*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Brooks, Clem, Paul Nieuwbeerta, and Jeff Manza. 2006. "Cleavage-based voting behavior in cross-national perspective: evidence from six postwar democracies." *Social Science Research* 35:88-128.
- Campbell, A., P. E. Converse, W. E. Miller, and D. E. Stokes. 1960. *The American voter*. New York: Wiley.
- Chang, Mau-Kuei. 1989. "The Formation of Partisan Preferences in Taiwan's Democratization Press, 1986-1987." in *Taiwan, A Newly Industrialized State*, edited by Hsin-Huang Michael Hsiao, Wei-yan Cheng, and Huo-sheng Chan. Taipei: Department of Sociology, National Taiwan University.
- Clark, Terry Nicholas, and Seymour Martin. Lipset. 1991. "Are Social Classes Dying?" *International Sociology* 6:397-410.
- Clark, Terry Nicholas, Seymour Martin. Lipset, and Mike Rempel. 1993. "The Declining Political Significance of Social Class." *International Sociology* 8:293-316.
- Cohen, J. L. 1982. *Class and Civil society*. Amherest, MA: University of Massachuset Press.
- De Graaf, Nan Dirk, Paul Nieuwbeerta, and Anthony Heath. 1995. "Class Mobility and Political Preferences: Individual and Contextual Effects." *The American Journal of Sociology* 100:997-1027.
- Evans, Geoffrey. 1999. "Class Voting: From Premature Obituary to Reasoned Appraisal." Pp. 1-21 in *The End of Class Politics?: Class Voting in Comparative Context*, edited by Geoffrey Evans. Oxford: Oxford University Press.
- Flanagan, S. N., and Russell J. Dalton. 1984. "Parties under Stress: Realignment and Dealignment in Advanced Industrial Societies." *West European Politics* 7:7-23.
- Gunther, Richard, and Larry Diamond. 2003. "Species of Political Parties: A New Typology." *Party Politics* 9:167-199.

- Halle, D., and F. Romo. 1991. "The Blue Collar working Class: Continuity and Change." Pp. 152-184 in *America at Centur's End*, edited by A. Wolfe. Berkeley, Calif: University of California Press.
- Hout, M., C. Brooks, and J. Manza. 1995. "The Democratic Class Struggle in the United States, 1948-1992." *American Sociological Review* 60:805-28.
- Hsiao, Hsin-Huang Michael , and Hagen Koo. 1997. "The Middle Classes and Democratization." Pp. 312-333 in *Consolidating the Third Wave Democracies: Themes and Perspectives*, edited by Larry Diamond and Marc F. Platter. Baltimore: The Johns Hopkins University Press.
- Huntington, Samuel P. 1991. *The Third Wave: Democratization in the Late Twentieth Century*. Norman: University of Oklahoma Press.
- Inglehart, R. 1997. *Modernization and Postmodernization: Cultural, Economic, and Political Change in 43 Societies*. Princeton, NJ: Princeton University Press.
- Lipset, S. M. 1959(1981). *Political Man: The Social Bases of Politics*. Baltimore: Johns Hopkins University Press.
- Lipset, S. M., and S. Rokkan. 1967. "Cleavage Structures, Party Systems and Voter Alignments: an Introduction." Pp. 1-64 in *Party Systems and Voter Alignments: Cross National Perspectives*, edited by S. M. Lipset and S. Rokkan. New York: The Free Press.
- Mair, Peter. 1989. "The Problem of Party System Change." *Journal of Theoretical Politics* 1:251-276.
- Piven, Frances Fox (Ed.). 1992. *Labor Parties in Postindustrial Societies*. New York: Oxford University Press.
- Randall, Vicky. 2007. "Political Parties and Democratic Developmental States." *Development Policy Review* 25:633-652.
- Rose, R., and Ian McAllister. 1986. *Voters Begin to Choose: from Closed Class to Open Elections in Britain*. Newbury Park, CA: Sage.
- Rose, R., and D. Urwin. 1970. "Persistence and Change in Western Party Systems since 1945." *Political Studies* 18:287-319.
- Sartori, Giovanni. 1976. *Parties and Party Systems: a Framework for Analysis*. New York: Cambridge University Press.
- Tsay, Ruey-Ming. 1997. "Leaving the Farmland: Class Structure Transformation and Social Mobility in Taiwan." Pp. 15-55 in *九〇年代的台灣社會*, edited by 張荳雲, 呂玉瑕, and 王甫昌. 台北: 中央研究院社會學研究所.
- Waller, Michael, and Meindert Fennema (Eds.). 1988. *Communist Parties in Western Europe: Decline or Adaptation?* . New York: Basil Blackwell.
- Weakliem, D. L., and Anthony Heath. 1994. "Rational Choice and Class Voting." *Rationality & Society* 6:243-70.

Wu, Nai-Teh. 1999. "Social Attitudes of the Middle Classes in Taiwan." Pp. 291-318
in *East Asian Middle Classes in Comparative Perspective*, edited by
Hsin-Huang Michael Hsiao. Taipei: Institute of Ethnology, Academia Sinica.