

罷免投票行為的理性選擇分析： 以2020年高雄市長罷免案為例*

田弘華**

《本文摘要》

本文旨在從理性選擇的觀點，以2020年高雄市長罷免案為例，討論選民在罷免案中的投票行為。在理論模型和實證分析整合架構（EITM）下，本研究從工具性與消費性動機的觀點，解析罷免投票行為是否會因為選舉與罷免制度的差異而有所不同。在加總可分與有序層次偏好兩種不同的實證設計下，利用政治大學選舉研究中心提供的電訪調查資料，透過機率單元模型與中介模型，驗證選民支持或不支持罷免案的假設。研究結果發現選民的政黨認同與對被罷免人的綜合評價有其影響力，而且綜合評價是個中介變數。政黨認同除了具有影響罷免投票行為的直接效果之外，還會透過綜合評價間接影響選民支不支持罷免案。又，選民在罷韓案中具有只問藍綠的特性，表示政黨動員支持者對罷免案的成敗具有影響力。同時，選民透過綜合評價決定罷免投票行為的效果顯著，代表掌握選民綜合

* 作者感謝劉義周教授、黃紀教授與蔡佳泓教授，分別在政治觀念、研究方法與資料提供上面的幫助，王靖興副教授在世新經濟學術研討會上的評論，以及兩位匿名審查人和編輯委員的寶貴意見與詳細指正，讓作者受益匪淺，也讓本文論述得以更加完備。惟本文中的疏漏與錯誤概由作者自行負責。

** 世新大學經濟學系副教授。Email:francis@mail.shu.edu.tw。

評價的資訊，政黨才能真正判斷罷免案成敗的可能性。另外，政黨認同的直接效果小、間接效果大，選民戴著有色眼鏡評價被罷免人的中介比例已經超過一半。無論加總可分模型還是有序層次偏好模型均顯示，政黨動員黨員和掌握資訊的能力是推動罷免案的關鍵因素，且直接效果與間接效果的相對影響力大小值得關注。

關鍵詞：罷免投票、理性選擇、理論模型和實證分析整合架構、中介模型

壹、緒論

在理性選擇的文獻中，分析選舉投票行為的研究很多，但針對罷免投票行為的分析卻非常少見。本文旨在從理性選擇的角度，透過理論模型和實證分析整合架構（Empirical implications of theoretical models，以下簡稱：EITM），分析2020年高雄市長罷免案選民支持或不支持罷免案的投票行為。

以理性選擇分析投票行為時，EITM是一個值得嘗試的方式。Achen在2006年的文章是第一篇以EITM為架構針對選民是否會參與投票的研究(Achen 2006)。之後文獻出現有「加總可分」(additively separable)與「有序層次偏好」(lexicographic preference)兩種實證模型的設計，主要的區別是迴歸模型是否有交叉項。Wang(2013; 2014; 2016; 2019)延續Riker 與 Ordeshook(1968)不包含交叉項的設計，對情感、人格特質與政治信任等變數做分析，並探討人格特質與政治信任變數的中介效果。Blais 與 Achen(2019)則是納入公民責任和表達性投票的交叉項，探討二者交互關係對選民是否參與投票行為的影響。與既有文獻相較，本文在真誠性投票的前提下，把投票方向與投票參與一同納入分析之中，分別在兩種實證模型設計下，探討選民支持或不支持罷免案的投票行為，並對選民的綜合評價變數進行中介分析。利用既有方法的四種可能組合，對選民的罷免投票行為進行完整的分析，包含文獻上已做過和未曾做過的，這點在EITM的研究中還未曾出現過。

由於罷免與選舉不同，罷免案的投票對象僅1人，選民有投同意票、投不同意票與不參與投票3個選擇，而且罷免案成立的難度較高。在公職人員選舉罷免法第90條規定：罷免案要成功得通過門檻限制，除了同意票的票數要多於不同意票的票數之外，同意票的票數需達到原選舉區選舉人總數1/4以上。換句話說，當罷免案沒有通過門檻限制時，不參與投票的行為和選舉時不同，不是不表態的選項，而是可以讓罷免案被否決的具體行動，如同投下不同意票一樣。也因此，選舉和罷免制度上的差異，以及罷免結果的不確定性，會使得選民有不同的考量並影響其投票行為。

所以，本文在理論部分，從理性選擇的角度，以形式模型的方式，先由決策理論重新分析罷免投票行為。結果發現與一般選舉相較，在工具性動機下，

選民更傾向於不參與投票。如果選民會參加罷免投票，得從消費性動機著手。在消費性動機下，選民的絕對偏好與表達性偏好程度越強，越容易參與投票，並且真誠性投票。然後再針對高雄市長罷免案的特性，驗證前述的假設。

台灣在修法降低罷免案通過門檻之後，罷免案日漸增加。罷免是一種直接民主，理論上應該是由公民所發起，以展現獨立自主的民意，而罷免制度的課責精神就是選民會依據當選人的表現決定其去留。但從過去的經驗來看，罷免案很容易被操作成政黨的動員和對決（思想坦克，2022年1月19日）。¹ 高雄市長韓國瑜的罷免案更加明顯，政黨介入甚深，雙方陣營皆然（關鍵評論網，2020年2月11日）。² 罷免是否會變成政黨惡鬥的工具，讓民主和民粹僅一線之隔（關鍵評論網，2022年1月8日）。³ 因此，本文從消費性投票的觀點出發，以「政黨認同」和「綜合評價」為關鍵變數，想要瞭解代表政黨動員能力和掌握民意資訊兩關鍵因素之間的關係。

相較於一般選舉，罷免案不常發生、實證資料非常稀缺。本文利用政治大學選舉研究中心提供的高雄市長罷免案電訪調查資料，在加總可分與有序層次偏好兩種不同的實證設計下，透過機率單元模型(Probit model)與中介模型(mediation model)，驗證選民支持或不支持罷免案的假設。期望本文的實證結果具有理論意涵，能補強理性選擇研究強調理論模型的建構，在實證分析方面證據相對不足的缺憾。同時，更認識真實世界的現象，瞭解當中的因果關係，拓展台灣學界對於罷免行為的認識。

¹ 沈有忠，2021，〈罷免制度的爭議與社會走向極化〉，思想坦克，1月19日，<https://voicetank.org/single-post/2021011902/>，檢索日期：2023年1月30日。

² 方彥鈞，2020，〈如果政黨的介入無可避免，罷免制度該如何檢討才能回歸「直接民主」的初衷？〉，關鍵評論網，2月11日，<https://www.thenewslens.com/article/147280/>，檢索日期：2023年1月30日。

³ 李宗憲，2022，〈罷免案一場接一場，台灣政黨惡鬥使「民主」與「民粹」僅一線之隔〉，關鍵評論網，1月8日，<https://www.thenewslens.com/article/161126/>，檢索日期：2023年1月30日。

貳、文獻回顧

理性選民的投票行為是在比較不同投票方案的淨效用水準後所決定的。選民是否會參與投票以及投票方向為何，需要比較不同投票方案的成本與效益做出選擇。在參與投票方面，當行動是達成目的的一種手段(means to an end)，如同要不要投資一樣，是否參與投票可以從工具性動機來解釋。當行動本身就是目的(an end itself)，就像消費一樣，是否參與投票可以從表達性動機來詮釋。所以，投票行為的解釋有工具性投票(instrumental voting)與消費性投票(voting as consumption)的區分法。在投票方向方面，一旦選民決定參與投票，通常是假定選民會真誠性投票，也就是把票投給帶來淨效用最高的那位候選人(Feddersen 2004; Gey 2006; Schnellenbach and Schubert 2015)。

一、工具性投票

1. 什麼是工具性投票

工具性投票的觀點始於Downs(1957, 36)，主張選民對於選舉結果有興趣，政府政策與施政績效決定了個別選民參與投票的利益。面對選舉結果的不確定性，不同選舉結果的期望利益減去投票成本，就是選民不同投票行為的淨效用大小。換句話說，選民是否會參與投票由投票報酬 R 決定，而 $R = PB - C$ 。式中， P 代表個別選民參與投票最終能改變選舉結果的機率， B 則代表誰當選的利益落差，而 C 是參與投票的成本。若 $R > 0$ ，則選民參與投票；若 $R < 0$ ，則選民不參與投票。當投票被視為是一種政治投資時，選民在意自己偏好的候選人是否能贏得選舉。如果候選人之間有明顯差異，利益落差 B 夠大時，參與投票的淨效用比較高，選民就會去投票，並且把票投給自己偏好的候選人；如果候選人之間沒有明顯的差異，即使候選人的政策接近自己的理想，參與投票的淨效用比較低，選民就不會去投票。

2. 工具性投票的問題：不投票的矛盾性

個別選民投不投票對於候選人當選的機率影響甚小。在一個大型選舉中，個人參與投票而成為關鍵選民的可能性微乎其微，即 $P \approx 0$ (Feddersen 2004)。

因此，以選票決定性(decisiveness)為加權值，計算的投票利益 PB 值接近零(Gyes 2006)。即使Downs (1957)和Aldrich (1993)主張投票成本很低，只要參與投票成本實際上不為零，即 $C > 0$ ，投票報酬 R 值為正的可能性並不高。因此，從工具性的觀點來看，如果投票的目的是要能影響選舉結果，那麼沒有人會選擇參與投票。但是，在各國大型選舉的經驗中，每次選舉都會有很多人參與投票。換句話說，工具性投票理論預測沒有人參與投票的結果，與選舉實際觀察到很多人參與投票的現象不相符合，這種情況稱為不投票的矛盾性(paradox of not voting)(Ledyard 1984)。

二、消費性投票：工具性投票的修正

不投票的矛盾性是理性選擇學派面對的大難題，工具性投票的主張無法合理解釋人們的投票行為。純粹從數學觀點來看，若要化解不投票的矛盾性爭議($P = PB - C < 0$)，當投票成本 C 值不高時，要讓投票報酬 R 值為正，有兩個可能的嘗試方向：一個是加上一個正數，也就是 D 項，變成 $R = PB + D - C > 0$ ；另一個就是想辦法說明 PB 值可以大於 C ，例如在某些情況下，成為關鍵選民的機率 P 並不小，或者是利益落差的 B 值也不小，二者均可使 PB 值夠大，所以 $R = PB - C > 0$ 。

1. 消費性投票（一）：加上 D 項

在加上正數 D 項的部分，Downs(1957)提出永續民主價值的解釋。如果大家都不去投票，民主制度將會崩解，珍惜民主的價值會驅使人們參與投票。Riker and Ordeshook (1968)則是將投票效益分成與選舉結果有關的 B 項，以及與選舉結果無關的 D 項兩部分，並提出除了道德感之外，選民還可以投票來展現對政治系統的忠誠、實踐政黨認同、具象化政治效能感，以及作出抉擇完成工作等所帶來的滿足感等，這些考量都可以作為 D 項。

該文還利用訪問資料進行實證分析，在投票成本 C 是常數的假設之下，發現選舉的競爭程度 P 、對選舉結果的在意程度 B ，以及公民責任感 D (civic duty)等都會顯著影響個別選民參與投票的可能性。Fiorina(1976)也主張投票決策的混合模型是由工具(PB)與表達性(D)兩部分所組成， $R = PB + D - C$ ，並且認

為政黨差異(*party differential*)可以代表理性算計的工具性因素 PB ；而政黨認同(*party identity*)則可看作是團體壓力下的表達性因素 D 。

簡言之， B 項是選民對投票方案的評價，會與投票方案本身的特性有關，如政策主張的距離、對候選人的情感溫度差異等； D 項則是選民本身的特性，如公民責任感、政黨認同等，這些特性不會因為選舉結果不同而有所改變。加上一個 D 項的確可以使投票報酬 R 為正，緩解了理性選擇學派解釋人為什麼會去投票的窘況。不過，這些 D 項與誰會當選的結果無關，是選民參與投票獲得的內在報酬，並沒有真正處理爭議關鍵的 PB 項。因此，有人認為屬於套套邏輯，是不具備預測能力的事後解釋(Feddersen 2004; Gey 2006)。

2. 消費性投票（二）： PB 變成 $|B_j|$ 項

Brennan 與 Buchanan(1984)則是從經濟學的觀點指出：理性消費是消費者從選擇可能集中挑出效用最高的那一個方案，投票也是。選民投票和球迷觀賽類似。球迷對自己喜歡球隊發出歡呼，或對自己不喜歡的球隊發出噓聲，在觀賽的消費過程中就已經獲得滿足，並不要求能影響比賽結果。同樣地，選民希望自己喜歡的候選人當選，用投票表達對候選人的支持或不支持，參與投票的消費過程就已經產生效用，並不會要求能改變選舉勝負結果。換句話說，在 $R = PB - C$ 的式子中，不用考慮成為關鍵性選民的機率 P 項，而 B 項是選民對候選方案 j 的絕對偏好 $|B_j|$ ，並不是誰贏誰輸的利益落差($B = B_j - B_k$)。同時，無論 B 項是利益落差，還是絕對偏好，二者都是選民對投票方案的評價，而影響選民評價高低的因素可以是實質利益，也可以是情感因素。當 B 項效用大小的絕對值 $|B_j|$ 高於投票成本 C ，選民就會參與投票，並且真誠性地把票投給效用最高的那個方案。消費性投票的絕對偏好 $|B_j|$ ，不涉及方案之間的比較，可以看成是選民對不同投票方案偏好強弱的綜合性指標。

3. 其他嘗試： PB 值可以大於 C

也有學者嘗試利用賽局理論來解釋 P 值並不小的可能性，也就是把成為關鍵性選民的機率值 P 內生化，變成是由選民的互動過程決定 (Ledyard 1981; Palfrey and Rosenthal 1983; 1985)。在一個兩人競選的賽局中，選民可以選擇投兩位候選人中的一位，或者是缺席。如果選民都會去投票，個人成為關鍵選民並影響選舉結果的機率非常小，缺席是最適策略。不過，一旦大家都這樣推理

時，個人成爲關鍵選民、影響選舉結果的機率就變大了。這時，參與投票是最佳反應，選民都會去投票。因此，賽局會有多個均衡解，包括高投票均衡與低投票均衡，高投票均衡可以解釋不投票矛盾性的爭議。不過，賽局理論本身並不適合用來分析大型選舉選民之間的互動關係，利用賽局理論對人數衆多選民進行策略分析的嘗試，對於緩解不投票矛盾性的爭議並無實質上的助益 (Feddersen 2004; Gey 2006)。

另外，有別於建立在理性自利假定下的新古典經濟理論，Goodin與Roberts(1975)將利他性(altruism)偏好引入投票計算的 B 項中，主張人們除了會爲自身利益 B_1 的動機去投票，也會爲了他人利益 B_2 的動機去投票。也就是說，當候選人提出競選政見，如果這個政策能夠幫助其他人、對他人產生實際的利益，那麼利益落差 $B = B_1 + \alpha_i B_2$ 並不小， R 也可能爲正。因此，即使成爲關鍵性選民的機率 P 不大，具有利他動機的選民還是有意願參與投票(Jankowski 2019)。這個結論也透過獨裁賽局(the dictator game)的實驗確認(Fowler 2006)。

簡言之，透過 P 項與 B 項來解釋期望報酬 PB 不小的研究方向上，賽局理論的嘗試並不成功，但打破理性自利假定，納入利他考量的努力，起碼提供了一個人們會參與投票的解釋，而這部分的後續發展需要更多實驗結果支持才行。

三、小結

以理性選擇做選舉研究時，可以從工具面或者是消費面來分析選民的投票行爲。因此，透過投票報酬 $R = PB + D - C$ 的計算式，有兩個研究方向值得進一步思考。

(1) 選民參與投票到底是工具性投票，還是消費性投票，還是二者皆有呢？

工具性與消費性投票的區別是選民在意選舉結果的效用內涵是什麼。如果選民在意的是不同候選人所能帶來效用的差異，當利益落差 $B_j - B_k$ 是0，則選民傾向缺席；當利益落差 $B_j - B_k$ 不是0，則選民就會出席投票。因此利益落差 $B_j - B_k$ 是否爲0，是檢驗工具性投票成立與否的關鍵，也被稱爲無差異性假說(indifference hypothesis)。

如果選民在意的是某特定候選人所能帶來的最大效用，當絕對偏好 $|B_j|$ 不

高，則選民傾向缺席；當絕對偏好 $|B_j|$ 明顯異於0，則選民就會出席投票。因此絕對偏好 $|B_j|$ 是否為0，是檢驗消費性投票成立與否的關鍵，也被稱為疏離感假說(alienation hypothesis)。

簡言之，透過無差異假說（利益落差 $B_j - B_k$ ）和疏離感假說（絕對偏好 $|B_j|$ ），可以驗證選民不參與投票的原因。如果選民不去投票是因為候選方案之間無差異，那麼投票是一種工具性投資行為；如果選民不去投票是因為對候選方案的疏離感，那麼投票是一種表達性消費行為(Anderson and Glomm 1992; Brody and Page 1973; Guttman, Hilger, and Shachmurove 1994; Hamlin and Jennings 2011)。

另外，在機率 P 值的部分，有研究從理論上說明 P 值不大，並未納入最後的實證分析之中(Lacy and Burden 1999; Wang 2013; 吳俊德與陳永福 2005)。也有研究以選舉結果的接近程度為代理變數，但分析結果並無系統性的相關(Ferejohn and Fiorina 1974; Foster 1984; Matsusaka 1993)。嚴格來說，不同候選方案之間帶來的利益落差 B 是伴隨著選舉結果不確定性而來。如果只使用利益落差 B 、但不處理成為關鍵性選民的 P 值時，計算期望效用 PB 的工具性意義已經消失，理當改用與選舉結果有關、但與不確定性的機率值無關的絕對偏好 $|B_j|$ 來替代。當然，也有許多研究直接從表達動機著手，想要看看消費性投票在實際選舉中的解釋能力(Drinkwater and Jenning 2007; Kan and Yang 2001; Rivas and Rockey 2021)。

一言以蔽之，在大型選舉中，理性選擇中的消費性投票解釋， $R = |B_j| + D - C > 0$ ，應該是越來越重要了。

(2) 在消費性投票部分，選民參與投票到底是因為公民責任，還是表達性偏好呢？也就是 D 項的成因是什麼。

Blais 與 Achen(2019)認為參與投票的決策主要受道德層面的公民責任感，以及非道德層面的表達性偏好所影響，工具性因素並不重要。雖然公民責任與表達性偏好對於出席投票都是正向影響，但是二者的交叉項是負向影響。也就是說，公民責任感強者，較少考慮表達性偏好；表達性偏好強者，較少考慮公民責任。

另一方面，也可以從更基礎的角度來解釋 D 項的形成與變動原因。例如從社

會規範、團體認同的角度，進一步探討公民責任與政黨認同的來源(Schuessler 2000; Wang 2016)。又，蔡宗漢與蘇靖惠(2020)的研究指出越擔心別人知道自己有沒有參與投票的選民，就越可能去投票。這些發展方向也正好與納入心理學，利用實驗結果建立決策公設的行為政治經濟學(behavior political economy)相符，未來應該會對投票行為的分析做出更多的貢獻(Schnellenbach and Schubert 2015)。

因此，針對罷免案，下面將從理性選擇的角度，由決策理論出發，以投票報酬 $R = PB + D - C$ 的計算式，看看到底是用工具性動機還是消費性動機比較能解釋選民的罷免投票行為。如果是透過消費性投票理論，那麼應該用什麼關鍵變數來代表 B 項與 D 項，並依此推導出實證模型進行數據分析。這個研究方向的思路正好是符合EITM的架構。

參、EITM架構

EITM是一個整合形式模型與經驗分析，強調理論與實證兼顧的研究架構。在美國國家科學委員會(National Science Foundation)的推動下，將之分成三個步驟，作為整個研究過程中的指南，以連結理論模型與統計模型進行驗證，目的在改善社會科學的解釋能力。首先是統一理論觀念與實證觀念。先確認理論研究的核心觀念與分析方法是什麼，然後找出在實證分析上，能與之適當配對的關鍵變數和統計方法。其次是發展理論模型與實證模型之間關聯的可衡量工具(measurable devices)。從理論分析的數學模型發展出適合實證研究的迴歸模型，並找出關鍵變數之間的可能關係。最後是統一理論與實證模型之間關聯的類比(analogues)，由實證模型推出假說，以便後續利用資料進行驗證(Granato, Lo and Wong, 2010)。

一、統一理論和實證觀念

依據決策理論的觀念，選民會透過成本與效益的分析，決定是否參與投票，以及投票方向為何。罷免投票行為總共有三個選項：投同意票、投不同意

票，以及不參與投票。也就是說，在參與投票部分，分成是與否兩種情況；一旦決定參與投票，在投票方向部分，可以選擇投同意票、或者是選擇投不同意票。如果從罷免結果來看，選民支持罷免案、想要罷免案成功，就只有一個投票選項，即投同意票；投不同意票和不參與投票都有機會使罷免案失敗，是表示不支持罷免案的投票行為。無論是單獨分析選民會不會參與投票的問題；還是進一步將投票方向一併納入考慮，對選民支持或不支持罷免案的投票行為進行探討，或者是直接針對選民投同意票、投不同意和不參與投票三個類別選項的決策做分析，都可以利用離散選擇的統計方法做推論。

下面我們以EITM為架構探討罷免投票行為的問題，試圖借鏡選舉研究的文獻來分析罷免案的投票行為。因此，先在理論上將罷免投票行為分成工具性投票和消費性投票兩部分，重新推導適合罷免投票行為的理性選擇模型，並比較選舉和罷免投票行為的異同，然後開始進行實證研究。

1. 工具性投票

罷免案的結果到底會成功還是會失敗，要面對兩種不確定性：一個是同意票的票數是否能通過門檻，另一個則是同意票的票數與不同意票的票數誰比較高。如果同意票的票數未過門檻，則罷免案失敗；如果同意票的票數超過門檻，當同意票的票數高於不同意票的票數時，則罷免案會通過，反之則罷免案會被否決。

假定同意票的票數未過門檻的機率為 P_I ，同意票的票數超過門檻的機率為 P_{II} ，且 $P_I + P_{II} = 1$ 。又，當同意票的票數超過門檻時，若選民參與投票，則假定罷免案成功的機率為 P_{yes} 、失敗的機率為 $1 - P_{yes}$ ；若選民沒有參與投票，則假定罷免案成功的機率為 P_{no} 、失敗的機率為 $1 - P_{no}$ 。另外，若罷免案通過，選民的利益為 $B_{success}$ ；若罷免案被否決，選民的利益為 B_{fail} ；而參與罷免投票的成本為 C 。那麼選民參與罷免投票的淨效益 R_{yes} ，和不參與罷免投票的淨效益 R_{no} 分別如下：

$$R_{yes} = P_I * B_{fail} + P_{II} * [P_{yes} * B_{success} + (1 - P_{yes}) * B_{fail}] - C \quad (1)$$

$$R_{no} = P_I * B_{fail} + P_{II} * [P_{no} * B_{success} + (1 - P_{no}) * B_{fail}] \quad (2)$$

將式(1)減式(2)，可以得式(3)，即參不參與工具性罷免投票的效益差距 R 。

$$\begin{aligned} R &= R_{yes} - R_{no} = (P_{II}) * [(P_{yes} - P_{no}) * (B_{success} - B_{fail})] - C \\ &= [(P_{II}) * (PB)] - C \end{aligned}$$

式(3)顯示：在投票期望利益 PB 值的部分，除了取決於成爲關鍵選民的機率 $P = P_{yes} - P_{no}$ ，選舉結果的利益落差 $B = B_{success} - B_{fail}$ 之外，還需要考率罷免案通過門檻的機率 P_{II} ，而投票成本仍爲 C 。

綜上，可以整理出下面的命題：

命題一：

當罷免投票行爲是純粹工具性動機時，選民參與投票的報酬爲 $R = [(P_{II}) * (PB)] - C$ 。

(1)若選民預期罷免案不會通過門檻， $P_{II} = 0$ ，則參與投票的報酬爲 $R = -C$ 。不投票才合乎理性。

(2)若選民預期罷免案會通過門檻， $P_{II} = 1$ ，則參與投票的報酬爲 $R = PB - C$ 。與一般選舉情況相同，選民對投票結果並無影響力，付出成本去投票並不理性。

(3)若罷免案的結果具有不確定性，即 $0 < P_{II} < 1$ 時，若 $P \neq 0$ ，則 $\frac{\partial R}{\partial B} > 0$ 。罷免案成功與失敗的利益落差 B 越大，選民越會參與投票。

簡言之，由命題一可以知道：從工具性動機的角度來看，在面對罷免案二種不確定性時，即是否會通過門檻，以及同意票票數是否會高於不同意票票數的情況，與選舉相較，理性選民更不願意參與罷免投票。當兩個不確定性的機率值 P_{II} 與 P 均不爲0時，罷免案成功與失敗兩種結果的利益落差 B 越大，選民參與投票的可能性越高。因此，當許多選民選擇不參與罷免投票，工具性投票提供了一種可能的解釋。不過，如果仍有許多選民踴躍參與罷免投票，這就是工具性動機無法解釋的現象。此時，可以從非工具性動機，也就是消費性投票著

手進行修正。

2. 消費性投票

首先，依照Brennan與Buchanan(1984)改從理性消費的角度切入，利用對罷免對象的絕對偏好 $|B|$ 替代期望利益 PB 來分析罷免投票行為。如果選民對於罷免對象很滿意或者很不滿意，就會參與投票並且真誠性投票；如果選民對於罷免對象沒有特別的滿意或不滿意，就不會參與投票。

其次，依照Riker與Ordeshook(1968)，納入與罷免結果無關的 D 項來分析罷免投票行為，也就是利用與道德有關的公民責任感，以及與道德無關的表達性偏好等，來表示參與投票會獲得正值的內在報酬。當參與罷免投票的成本為 C ，那選民參與罷免投票的淨效益 R_{yes} ，以及不參與罷免投票的淨效益 R_{no} 分別如下：

$$R_{yes} = |B| + D - C \quad (4)$$

$$R_{no} = 0 \quad (5)$$

將式(4)減式(5)，可以得式(6)，即參不參與消費性罷免投票的效益差距 R 。

$$R = R_{yes} - R_{no} = |B| + D - C \quad (6)$$

發現式(6)和一般選舉時是一樣的：投票報酬 R ，取決於對罷免對象的絕對偏好 $|B|$ 、參與投票的正效益 D ，以及投票成本 C 。因此，可以得到下面的命題：

命題二：

當罷免投票行為是消費性動機時，選民參與投票的報酬 $R = |B| + D - C$ 。

(1)若 $R \leq 0$ ，選民不會參與罷免投票；反之則會，並且真誠性投票。

(2) $\frac{\partial R}{\partial |B|} > 0$ 。當對罷免者的絕對偏好 $|B|$ 越極端，選民越會參與投票。

(3) $\frac{\partial R}{\partial D} > 0$ 。當投票的正效益 D 越大，選民越會參與投票。

綜合言之，由命題一，我們知道在罷免案中成爲關鍵性選民的機率 P 比一般選舉還要小；又由於罷免對象僅爲一人，也不適用利益落差 B 的概念。因此，本文將從命題二消費性投票的觀點切入，以選民對罷免對象的絕對偏好 B 來表示與罷免結果有關的部分。如果參與投票的報酬 R 爲負，在消費性投票下，選民也會選擇不參與投票；如果參與投票的報酬 R 爲正，當選民對被罷免者的絕對偏好 $|B|$ 越極端，選民越會參與投票，並且真誠性投票。

在命題二，絕對偏好 $|B|$ 是選民對罷免對象偏好強弱的綜合性指標，可以看成是對韓國瑜在市長任內是否有「做好做滿」的評價。從罷免課責的核心精神來看，選民要求在位者爲其施政績效負起責任，透過檢視當選人過去的施政表現決定被罷免者的去留（游清鑫、蔡宗漢與林長志 2017）。選民對韓國瑜的施政滿意度是選民對罷免對象的一種評價方式。若再納入選民對韓國瑜請假參選總統，有無違背當初競選承諾的看法（方彥鈞 2021），就任市長後講話是否容易引起爭議的意見，以及有沒有認真處理市政、替高雄市打拼的意見到綜合性指標中，更能完整地衡量出選民對韓市長的綜合評價(EVI)。如果選民對韓國瑜的綜合評價高，參與投票並投下不同意票是表示對韓市長的喝采；如果選民對韓國瑜的綜合評價不高，參與投票並投下同意票是表示對韓市長的噓聲；當然選民也可以選擇不參與投票，三者都符合消費性投票的概念。

另外，在命題二與罷免結果無關的 D 項部分，公民責任感和表達性偏好是兩個最常被使用的指標；當參與投票的正效益 D 越大時，選民越會參與投票，並且真誠性投票。

選舉是民主政治永續發展的必要條件，在解釋選民參與投票上，公民責任感被認爲具有舉足輕重的角色(Blais and Achen 2019)。不過，罷免並不是民主政治永續發展的必要條件，是屬於輔助或補強代議制度的一個機制。在罷免制度的設計上，選民不參與投票也有機會讓罷免案不過門檻而遭到否決。因此，在罷免案中，參不參與投票對於民主永續發展的影響並不如選舉重要，對選民在道德上的規範力也不如選舉強。再加上罷韓案的電訪問卷中並沒有公民責任

感的題目，因此本文並未將公民責任納入分析之中。

不過，除了公民責任外， D 項可以包含政治效能感。一般而言，政治效能感分成外部與內部政治效能感兩部分，通常是用多道題目來測量。罷韓案的問卷僅有一題關於外部政治效能感的題目設計，而且政治效能感對於選民是否支持罷免案並非本文的研究重心，因此後面的分析雖會將政治效能感納入，但視為控制變數而非關鍵變數處理。

同時，本文以政黨認同 PID 來表示表達性偏好(Fiorina 1976; Hillman 2010)。雖說罷免是一種公民行動，政黨力量還是會介入罷免案。支持與不支持罷免案的政黨會提出相應的輔選策略，企圖影響罷免案能不能通過的結果。因此，我們想瞭解選民是否會因為政黨認同的緣故，除了具有只問藍綠立場的特性之外，是否還會戴著藍綠的有色眼鏡對被罷免人進行評價，使得綜合評價變成政黨認同和支不支持罷免案的中介變數呢？

最後，投票成本 C 包括蒐集資訊、做出投票選擇，以及實際到投開票所的成本等。由於台灣的選民不用登記就可以投票，被認為是投票成本較低的國家，許多研究並不將投票成本納入實證分析中(吳俊德與陳永福 2005; Wang 2013)。若是在需要選民登記、投票成本較高的國家如美國，可以教育水準的倒數來表示投票成本的高低(Lacy and Burden 1999; Wang 2016)。

換句話說，在理論部分，本文將變數分成與投票結果有關和無關兩部分， $|B|$ 項是與罷免對象有關的絕對偏好， D 項則是與個人特性有關的表達性偏好，分別代表理性選擇觀念下消費性投票的效用，亦即 $R = |B| + D$ 。在實證部分，我們利用對韓國瑜的綜合評價 EV 與政黨認同 PID 作為關鍵性解釋變數，與上述理論的絕對偏好和表達性偏好觀念相對應。從理性選擇的決策觀點來看，選民依照效用高低決定罷免投票行為，罷免投票選項的效用以 $U_{recall} = U(R) = U(EV + PID)$ 表示。如果參與投票的效用水準為正，即 $U_{turnout} > 0$ ，則選民會參與投票；在真誠性投票的前提下， $U_{agree} > U_{disagree}$ ，則投同意票，反之則投不同意票。如果參與投票的效用水準不為正，即 $U_{turnout} \leq 0$ ，則選民不會參與投票(Lacy and Burden 1999; Kan and Yang 2001)。

另外，在實證模型的被解釋變數部分，由於罷免制度有門檻設計的限制，使得投同意票、投不同意票和不去投票三個選項在罷免結果上相互影響，彼此

之間並不符合非相關選項的獨立性假設 (Independence of irrelevant alternatives, 簡稱IIA)。因此，分析罷免案的投票行爲時，如果同時考慮投同意票、不同意票和缺席三個選項的決策，不宜採用多元勝算對數模型(Multinomial logit model)，以及條件勝算對數模型(Conditional logit model)進行迴歸分析(Lacy and Burden 1999; Thurner and Eymann 2000)。雖然巢狀勝算對數模型(Nested logit model)可以處理部分IIA問題，多元機率單元模型(Multinomial probit model)不用考慮IIA條件，但仍會因爲選舉研究資料的限制，也不一定能適用(Dow and Endersby 2004)。本文使用的罷免案電訪問卷資料，投不同意票的樣本數僅16筆，屬於稀少事件(rare events)，爲了避免IIA與稀少樣本的問題，本文的被解釋變數採用二分變數(dichotomous variable)，把支持罷免案的同意票歸爲一類，把不支持罷免案的不同意票與不參與投票歸爲另一類，對造成罷免案成功或失敗兩種不同結果的投票行爲，連結理論和實證進行分析。換句話說，本研究同時納入參與投票和投票方向爲解釋變數，利用二元離散選擇模型，以政黨認同和綜合評價作爲主要的解釋變數，來分析選民支持或不支持罷免案的投票行爲，瞭解其對罷免案成敗兩種可能結果的影響。

二、發展理論模型與實證模型之間關聯的可衡量工具

首先，從加總可分與有序層次偏好兩種模式進行設定，建立理論模型與實證模型之間的關聯。加總可分模型是把對被解釋變數有影響的個別變數，以加總方式納入迴歸模型中。有序層次偏好模型則是把對被解釋變數有影響的個別變數，依照產生影響的決策順序，逐一納入迴歸模型中。也就是分別以迴歸模型是否有交叉項的兩種設定模式，發展出可衡量理論與實證關聯的工具。

其次，中介分析最早是由Baron與Kenny(1986)所提出，後來由美國的統計學家Robins與Greenland，以及Pearl在潛在結果的架構(potential outcome)下，以反事實分析(counterfactual outcome)做延伸，稱爲因果中介分析(黃彥棕 2019)。本文仍採用傳統中介分析的方法。當我們確定兩個變數之間的影響關係後，該解釋變數對被解釋變數的影響大小稱爲總效果(total effect)。總效果分成透過中介變數造成的間接效果(indirect effect)，又稱中介效果(media-

tion effect)，以及不透過中介變數造成的直接效果(direct effect)，又稱替代效果(alternative effect)。其中，間接效果與總效果的比值稱為中介比例(proportion mediated)，其值介於0和1之間，代表能被此中介變數形成的路徑機制所解釋的比例。

在加總可分與有序層次偏好這兩種模型下，本文想確認綜合評價是不是政黨認同與支不支持罷免案之間的中介變數，並瞭解政黨認同對罷免投票行為的直接效果與間接效果的大小。

1. 加總可分-無交叉項

加總可分是指函數的特性： $F(x, y) = f(x) + g(y)$ 。

首先，依照Riker and Ordeshook(1968)的加總可分設定，在關鍵性變數部分，政黨認同PID為類別變數，觀察值記為 \widehat{PID} ，可分成泛綠(PID = 1)、中立選民(PID = 2)和泛藍(PID = 3)三類。中立選民是指沒有特別認同的政黨，或者是認同對罷免案持中立態度的政黨。每一類建立一個虛擬變數，即為泛綠選民(PID₁)、中立選民(PID₂)和泛藍選民(PID₃)。假定虛擬變數的觀察值為 \widehat{PID}_j ，而虛擬變數為其觀察值的線性函數，則 $PID_j = \alpha_{PID_j} + \beta_{PID_j} \widehat{PID}_j$ 。在高雄市市長罷免案中，與中立選民相較，政黨認同是泛綠的選民，傾向支持罷免案；政黨認同是泛藍的選民，傾向反對罷免案。換句話說，支持罷免案的可能性，以泛綠最高，中立選民次之，泛藍最低。

對被罷免人韓國瑜的綜合評價EV，是由施政滿意度、參選總統引發的背叛感、講話惹爭議和認真為高雄打拼四個指標所構成。這四個指標都是類別變數，由低到高有四個類別，分別給1到4分，然後加總，就是個別選民對韓國瑜綜合評價的分數。綜合評價EV的觀察值記為 \widehat{EV} ，可視為連續變數處理。綜合評價分數越高，表示選民越不支持罷免案，二者之間成反向關係。

在利用二元離散選擇模型進行分析時，如果選民支持罷免案、希望罷免案成功，選擇投同意票，則 $Y = 1$ ；反之 $Y = 0$ 。由於支持或不支持罷免案是一個二分變數，若被解釋變數Y的累積機率函數 $\phi(Y)$ ，則為一個二元機率單元模型(Probit model)，選民支持罷免案投下同意票的機率為式(7)。

$$\begin{aligned}
Pr(Y=1|PID, EV) &= \phi [PID_1 + PID_3 + EV] \\
&= \phi[(\alpha_{PID_1} + \beta_{PID_1} \widehat{PID}_1) + (\alpha_{PID_3} + \beta_{PID_3} \widehat{PID}_3) + (\alpha_{EV} + \beta_{EV} \widehat{EV})] \\
&= \phi[(\alpha_{10} + \beta_{11} \widehat{PID}_1 + \beta_{12} \widehat{PID}_3 + \beta_{13} \widehat{EV})]
\end{aligned} \tag{7}$$

其中， $\alpha_{10} = \alpha_{PID_1} + \alpha_{PID_3} + \alpha_{EV}$ ， $\beta_{11} = \beta_{PID_1}$ ， $\beta_{12} = \beta_{PID_3}$ ， $\beta_{13} = \beta_{EV}$ 。

其次，在加總可分模型中，政黨認同和綜合評價會對罷免結果有影響。政黨認同除了對支不支持罷免案有直接影響之外，還會不會透過綜合評價間接影響罷免投票行為呢？

要確認綜合評價是否是一個中介變數，可以比較結果方程式與中介方程式，也就是解釋變數納入中介變數與原因變數的完整迴歸式，以及表示中介路徑中原因變數對中介變數影響的迴歸式，就可以計算出直接效果、間接效果、總效果與中介比例等指標值。⁴式(8)是中介方程式的條件期望值：

$$E(EV|PID) = \alpha_{20} + \beta_{21}PID_1 + \beta_{22}PID_3 \tag{8}$$

2. 有序層次偏好—有交叉項

有序層次偏好是指當考慮 X 和 Y 兩個消費方案時，假設它們都只包含兩個元素， $X = (x_1, x_2)$ ， $Y = (y_1, y_2)$ 。如果 $x_1 > y_1$ 或者 $x_1 = y_1$ 和 $x_2 > y_2$ 時，表示 X 至少與 Y 一樣好，消費者會選擇 X 方案消費。換句話說，在比較兩個方案的偏好順序時，先比方案的第一個元素、再比第二個元素，依此類推。就像英文字典中單字排列的順序，是從第一個字母開始，以A、B、C字母排列的先後次

⁴ 若 Y 為結果變數、 X 為原因變數、 M 為中介變數、 Z 為其他變數，則利用下面的三條迴歸式，可以表示中介機制 ($X \rightarrow M \rightarrow Y$)。

$$Y = i_1 + cX + d_1Z + \varepsilon_1$$

$$M = i_2 + aX + d_2Z + \varepsilon_2$$

$$Y = i_3 + c'X + bM + d_3Z + \varepsilon_3$$

計算中介效果的方式有二：(1)係數相減法：使用 $X \rightarrow Y$ 與 $X \rightarrow M \rightarrow Y$ 兩條迴歸式，第一條方程式的係數 c 為總效果，第三條方程式的係數 c' 為直接效果，則間接效果為 $c - c'$ 。(2)係數相乘法：使用 $X \rightarrow M$ 與 $X \rightarrow M \rightarrow Y$ 兩條迴歸式，第二條和第三條方程式的係數 a 與 b 的乘積 ab 為間接效果。又，若是迴歸方程式是線性的，則計算出來的間接效果大小會一樣。

序，決定不同單字在字典中的位置一樣。因此，有序層次偏好也被稱為辭典性偏好(lexicographic preference)。

首先，依照Blais and Achen(2019)的有序層次偏好設定，在支不支持罷免案的決策上，政黨認同PID和綜合評價EV是關鍵變數，二者在決策上有著先後順序的關係。本文從政黨認同可能會影響選民對罷免對象綜合評價的觀點，採用先政黨認同、後施政滿意度的決策模式，對選民的偏好進行排序。針對第一個政黨認同解釋變數，假定泛綠選民會支持罷免案，泛藍選民不會支持罷免案。如果是中立選民，則無法像泛藍或泛綠選民一樣，由政黨認同變數決定支不支持罷免案，還需要用第二個解釋變數來確定罷免投票的偏好。換句話說，中立選民是由綜合評價決定其投票行為，綜合評價低者支持罷免案、綜合評價高者不支持罷免案。

在邏輯上，選民會支持罷免案有兩個可能性：政黨認同是泛綠者一定會支持罷免案，以及綜合評價較低的中立選民也會支持罷免案。其中，若政黨認同與綜合評價兩變數獨立的假設成立，在計算綜合評價較低的中立選民支持罷免案的聯合機率時，會等於兩變數機率的乘積。因此，當累積機率分配服從標準常態，選民投下同意票讓罷免案成功通過的機率可寫為式(9)：

$$\begin{aligned} Pr(Y=1|PID, EV) &= Pr(PID=1) + Pr(PID=2) \& (EV < EV_C) \\ &= Pr(PID=1) + Pr(PID=2)Pr(EV < EV_C) \\ &= \phi(PID_1) + \phi(PID_2) + [1 - \phi(EV)] \\ &= \phi(\alpha_{PID_1} + \beta_{PID_1} \widehat{PID}_1) + \phi(\alpha_{PID_2} + \beta_{PID_2} \widehat{PID}_2) [1 - \phi(\alpha_{EV} + \beta_{EV} \widehat{EV})] \end{aligned}$$

在統計上，兩個機率函數的機率值相加或相乘，是無法直接透過加減乘除的運算，變成單一機率函數的機率值，也就是 $\phi(\alpha_1 + \beta_1 X) + \phi(\alpha_2 + \beta_2 X) \neq \phi[(\alpha_1 + \beta_1 X) + (\alpha_2 + \beta_2 X)]$ 與 $\phi(\alpha_1 + \beta_1 X)\phi(\alpha_2 + \beta_2 X) \neq \phi[(\alpha_1 + \beta_1 X)(\alpha_2 + \beta_2 X)]$ ，這兩個式子都不成立。所以，想要計算出式(9)的機率，可能有兩種處理方式：一種是傳統作法，從概念上說明迴歸式理應包括那些解釋變數，特別是為什麼會出現交叉項；另一種則比較是EITM式，明確指出推演過程對迴歸模型做了那些簡化假定，才能用一個有交叉項的機率單元模型進行推估。

若從概念上做說明，式(9)顯示政黨認同和綜合評價並不只是各自對是否支持罷免案有影響，兩依變數之間已非單純的加減，而是透過乘除的非線性關係，共同對依變數產生作用。因此，本文在建立二元機率單元模型時，除了要放政黨認同與綜合評價的變數外，還需要加入中立選民和綜合評價的交叉項 $\widehat{PID}_2 \widehat{EV}$ 來捕捉這個共同作用，亦即式(10)：

$$Pr(Y = 1 | PID, EV) = \phi[\beta_{30} + \beta_{31} \widehat{PID}_1 + \beta_{32} \widehat{PID}_2 + \beta_{33} \widehat{EV} - \beta_{34} \widehat{PID}_2 \widehat{EV}] \quad (10)$$

若是透過假定進行簡化，首先得加上自變數之間彼此獨立的假定。式(9)是一個包含三個累積機率函數的模型，有了這個假定，式中的聯合機率就可表示為兩機率相乘的結果。實際上， $\phi(PID_2)\phi(EV)$ 這個式子得用一個雙變數機率單元模型(bivariate probit model)來表示。為了簡化分析，在加上相關係數為0的假設下，使之變成兩個機率單元模型相乘的結果。Blis and Achen(2019)認為這個假定在理論上是合理的，而實際使用美國資料進行推估，也發現公民責任和表達性偏好之間的相關係數幾乎為0。不過，用在本文中會是一個很強的假定，政黨認同和綜合評價之間的相關係數不一定為0。

想要推導出有交叉項的式(10)，還得利用標準常態的累積機率分配函數，在數學上具 $\phi(\alpha + \beta X) \approx \alpha + \beta X$ 的特性。⁵在這個特性之下，三個機率單元模型均可以改用線性機率模型(Linear probability model, LPM)來趨近。換句話說，三個累積機率分配分別可以寫為 $(\alpha_{PID_1} + \beta_{PID_1} \widehat{PID}_1) = \alpha_{PID_1} + \beta_{PID_1} \widehat{PID}_1$ 、 $\phi(\alpha_{PID_2} + \beta_{PID_2} \widehat{PID}_2) = \alpha_{PID_2} + \beta_{PID_2} \widehat{PID}_2$ ，以及 $\phi(\alpha_{EV} + \beta_{EV} \widehat{EV}) = \alpha_{EV} + \beta_{EV} \widehat{EV}$ 。最後，倒過來再次使用 $\alpha + \beta X \approx \phi(\alpha + \beta X)$ 這個數學特性。透過下面的數學推導，就可以從式(9)得到式(10)。

$$\begin{aligned} Pr(Y = 1 | PID, EV) &= \phi(PID_1) + \phi(PID_2)[1 - \phi(EV)] \\ &= (\alpha_{PID_1} + \beta_{PID_1} \widehat{PID}_1) + (\alpha_{PID_2} + \beta_{PID_2} \widehat{PID}_2)(1 - \alpha_{EV} - \beta_{EV} \widehat{EV}) \end{aligned}$$

⁵ 請看連結圖形的紅色線段，在機率為0.2~0.8之間時，幾乎是正斜率的直線，https://en.wikipedia.org/wiki/Normal_distribution#/media/File:Normal_Distribution_CDF.svg

$$\begin{aligned}
 &= \beta_{30} + \beta_{31} \widehat{PID}_1 + \beta_{32} \widehat{PID}_2 + \beta_{33} \widehat{EV} - \beta_{34} \widehat{PID}_2 \widehat{EV} \\
 &= \phi (\beta_{30} + \beta_{31} \widehat{PID}_1 + \beta_{32} \widehat{PID}_2 + \beta_{33} \widehat{EV} - \beta_{34} \widehat{PID}_2 \widehat{EV})
 \end{aligned}$$

其中， $\beta_{30} = \alpha_{PID_1} + \alpha_{PID_2} - \alpha_{EV} \alpha_{PID_2}$ ， $\beta_{31} = \beta_{PID_1}$ ， $\beta_{32} = \beta_{PID_2} - \alpha_{EV} \beta_{PID_2}$ ， $\beta_{33} = -\beta_{EV} \alpha_{PID_2}$ ， $\beta_{34} = \beta_{EV} \beta_{PID_2}$ 。

其次，根據上面的式(10)，有序層次偏好迴歸式中的對照組是泛藍選民。我們可以討論在投票行為上，泛綠選民與泛藍選民的差異，以及中立選民與泛藍選民之間的差異。若要確認政黨認同對於支不支持罷免案的中介效果，則可透過結果方程式與中介方程式，利用式(10)與式(11) 計算直接效果、間接效果、總效果與中介比例。

$$E(EV | PID) = \alpha_{40} + \beta_{41} PID_1 + \beta_{42} PID_2 \quad (11)$$

簡言之，加總可分與有序層次偏好的兩個模型最主要的區別，是在機率單元的迴歸模型中，前者沒有交叉項，後者則是有交叉項。在文獻上，迄今大多數的選舉研究並未考慮交叉項，即使使用交叉項進行分析，也幾乎未能提供納入交叉項的理論基礎(Blais and Achen 2019)。另外，本文在加總可分與有序層次偏好兩種設定模式下，進一步探討綜合評價變數的中介效果，在有層次偏好的文獻中，還沒有類似考量的分析。

三、統合理論與實證模型之間關聯的類比

在罷免投票行為分析部分，本文採用的實證模型就是傳統的機率單元模型，被解釋變數是選民的投票行為是支持還是不支持罷免案，政黨認同和綜合評價則為關鍵解釋變數。下面則針對加總可分模型與有序層次偏好模型的設定進行說明。

1. 加總可分的設定

當實證模型採用加總可分的設定時，迴歸方程式是沒有政黨認同與綜合評價交叉項的機率單元模型，根據式(11)可寫成式(13)，並驗證下面三個假設。

$$Probit(\text{支持罷免案}) = \alpha_{10} + \beta_{11}\text{泛綠選民} + \beta_{12}\text{泛藍選民} + \beta_{13}\text{綜合評價} \quad (12)$$

H_1 ：相較於中立選民，泛綠選民傾向支持罷免案，即 $\beta_{11} > 0$ 。

H_2 ：相較於中立選民，泛藍選民傾向不支持罷免案，即 $\beta_{12} < 0$ 。

H_3 ：對於韓國瑜的綜合評價越高者，越傾向不支持罷免案，即 $\beta_{13} < 0$ 。

當綜合評價相同時，不同政黨認同的選民，支持罷免案的機率不同。由於政黨對支持者有操弄的空間，可以動員認同者形成彼此的對立。換句話說，罷免投票行為的選擇會受到政黨認同的影響，使得泛綠選民支持罷免案，泛藍選民不支持罷免案。又，當政黨認同相同時，綜合評價不同的選民，支持罷免案的機率也不同。因為罷免案的結果與選民的偏好密切關，綜合評價低的選民支持罷免案，綜合評價高的選民不支持罷免案，支持罷免案的機率值取決於綜合評價的高低。政黨想要影響罷免案的結果，除了動員支持者之外，還需要瞭解選民綜合評價的民意資訊。因此，動員黨員與掌握民意兩種能力是政黨推動罷免案的關鍵。

在中介分析部分，透過結果方程式與中介方程式的聯立估計，利用式(12)與式(13)的估計結果，可以計算直接效果、間接效果、總效果與中介比例。

$$lm(\text{綜合評價}) = \alpha_{20} + \beta_{21}\text{泛綠選民} + \beta_{22}\text{泛藍選民} \quad (13)$$

H_4 ：相較於中立選民，泛綠政黨認同的直接效果明顯，即 $\beta_{11} > 0$ 。

H_5 ：相較於中立選民，泛藍政黨認同的直接效果明顯，即 $\beta_{12} < 0$ 。

H_6 ：相較於中立選民，泛綠政黨認同的間接效果明顯，即 $\beta_{21}\beta_{13} > 0$ 。

H_7 ：相較於中立選民，泛藍政黨認同的間接效果明顯，即 $\beta_{22}\beta_{13} < 0$ 。

在加總可分模型中，政黨認同和綜合評價對罷免投票型行為有影響。政黨認同除了可能直接影響罷免案的結果，還可能會透過綜合評價間接影響罷免投票行為。當直接效果顯著時，表示罷免案具有只問藍綠、只問立場的特性，政黨動員選民對於罷免結果具有影響力。當間接效果顯著時，選民是戴著政黨的有色眼鏡評價被罷免者。政黨認同為泛綠者，對韓國瑜的綜合評價較低，自然

而然會因為低評價而支持罷免案；政黨認同是泛藍者，對韓國瑜的綜合評價較高，自然而然會因為高評價而不支持罷免案。總效果是直接效果與間接效果的加總，而政黨需要掌握選民對罷免人的評價與偏好，才能做出更正確的判斷。當中介比例高於0.5時，政黨掌握資訊的能力比動員能力更為重要；如果中介比例低於0.5，政黨動員的能力最具關鍵性。

2. 有序層次偏好的設定

當實證模型採用有序層次偏好的設定時，迴歸方程式是有交叉項的機率單元模型，根據式(11)可寫成式(14)，並進行下面四個假設的檢定。

$$\begin{aligned} \text{Probit}(\text{支持罷免案}) = & \alpha_{30} + \beta_{31}\text{泛綠選民} + \beta_{32}\text{中立選民} \\ & + \beta_{33}(\text{綜合評價}) - \beta_{34}(\text{中立選民})(\text{綜合評價}) \end{aligned} \quad (14)$$

H_8 ：相較於泛藍選民，泛綠選民傾向支持罷免案，即 $\beta_{31} > 0$ 。

H_9 ：相較於泛藍選民，中立選民傾向支持罷免案，即 $\beta_{32} > 0$ 。

H_{10} ：對韓國瑜的綜合評價高者，傾向不支持罷免案，即 $\beta_{33} < 0$ 。

H_{11} ：中立選民的綜合評價高者，傾向不支持罷免案，即 $-\beta_{34} > 0$ 。

有序層次偏好模型具體的把中介選民的中介路徑在迴歸式中列出。在有序層次偏好模型，當綜合評價相同時，泛綠選民與泛藍選民支持罷免案的機率值差異乃政黨認同所致，是選民直接照顏色投票所造成的差異；泛綠選民支持罷免案，泛藍選民不支持罷免案。但是，中立選民和泛藍選民之間支持罷免案的機率值差異，除了是政黨認同的差異之外，還要加上是否是戴著政黨認同有色眼鏡評價被罷免人所造成的差異，也就是中立選民的中介效果。

同理，若要進一步進行中介分析，可透過結果方程式與中介方程式，即式(14)與式(15)聯立估計，然後做直接效果、間接效果、總效果與中介比例的計算。

$$\text{lm}(\text{綜合評價}) = \alpha_{40} + \beta_{41}\text{泛綠選民} + \beta_{42}\text{中立選民} \quad (15)$$

H_{12} ：相較於泛藍選民，泛綠政黨認同的直接效果明顯，即 $\beta_{31} > 0$ 。

H_{13} ：相較於泛藍選民，中立選民的直接效果明顯，即 $\beta_{32} > 0$ 。

H_{14} ：相較於泛藍選民，泛綠政黨認同的間接效果明顯，即 $\beta_{41}\beta_{33} > 0$ 。

H_{15} ：相較於泛藍選民，中立選民的間接效果明顯，即 $\beta_{42}\beta_{33} < 0$ 。

當政黨認同的直接效果存在時，表示罷免案具有只問藍綠的特性，選民會依照認同政黨的立場決定罷免投票行為，政黨動員選民對罷免結果具有影響力。當政黨認同的間接效果顯著時，選民對被罷免者的評價會受到政黨認同的影響，進而由評價的結果決定支不支持罷免案，政黨掌握選民評價對判斷罷免案結果是重要的。又，如果選民的投票決策受政黨認同影響的直接效果大、間接效果小，那麼動員能力就會變成是關鍵。同理，如果不同政黨認同選民的投票決策主要取決於間接效果，直接效果的影響小，那麼掌握民意就會變成是關鍵。因此，「直接效果」和「間接效果」的相對大小，是政黨推動罷免案時應該瞭解的關鍵指標。

肆、實證分析

一、資料來源

爲了驗證上面的假設，本研究使用國立政治大學選舉研究中心的「高雄市長罷免案電訪」資料進行分析。該調查對象是戶籍在臺灣地區高雄市且年滿二十歲以上的成年人，透過電話簿抽樣法與比例抽樣法製作電話樣本，再依照戶中抽樣的原則抽出應受訪的對象。調查的方法則是以電話訪問的方式進行獨立樣本的訪問。訪問期間自109年6月10日（星期三）至6月14日（星期日）止，於選舉研究中心實際執行訪問後，完成的有效樣本爲1,106份。在依照研究目的，刪除遺漏值個案後，本文使用的樣本數總計爲734人。

二、變數測量

本研究所使用的變數，其測量方式請見表1。

在被解釋變數部分，以罷免投票行為是否支持罷免案的虛擬變數爲區分。首先，在投票參與部分，分成有去投票和沒有去投票兩類。其次，在投票

方向部分，將有去投票的選民，分成投同意票和投不同意票兩類。最後彙整，依據投票行為分成支持罷免案與不支持罷免案兩類：支持罷免案的選民會投同意票，這是讓罷免案成功的唯一選擇；不支持罷免案的選民可以不參與投票或投不同意票，這兩種投票行為都可能使罷免案失敗。

表1 變數測量

變數名稱	編碼方式
被解釋變數	
罷免投票行為	支不支持罷免案，1 = 支持罷免案（投同意票），0 = 不支持罷免案（沒去投票、投不同意票）
解釋變數 - 關鍵變數	
政黨認同	1 = 泛綠選民：(1=是，0 = 否)，2 = 中立選民：參照組，3 = 泛藍選民：(1=是，0 = 否)
綜合評價	下面四項指標的加總，4-16分
施政滿意度	1 = 非常不滿意，2 = 不滿意，3 = 滿意，4 = 非常滿意
講話引爭議	1 = 非常同意，2 = 同意，3 = 不同意，4 = 非常不同意
認真做市政	1 = 非常不同意，2 = 不同意，3 = 同意，4 = 非常同意
參選是背叛	1 = 非常同意，2 = 同意，3 = 不同意，4 = 非常不同意
解釋變數 - 控制變數	
政治效能	不關心一般百姓的想法，1 = 不同意、非常不同意，0 = 同意、非常同意
教育程度	0 = 大學與研究所以下，1 = 含大學與研究所以上
年齡	109 - 初生年
性別	0 = 女，1 = 男
籍貫	1 = 閩南人：(1 = 是，0 = 否)，2 = 客家人：參照組，3 = 外省人：(1 = 是，0 = 否)

資料來源：蔡佳泓（2020）。

在解釋變數部分，我們分成關鍵變數與控制變數兩大類，僅敘述如下：

(一) 關鍵變數(key variables)

關鍵變數包括政黨認同與綜合評價兩個變數。

1. 政黨認同：依照問卷題目「在國內的政黨之中，請問您認為您比較支持哪一個政黨？」的答案，分成泛綠選民、中立選民與泛藍選民三個類別。其中，國民黨、新黨與親民黨稱為泛藍，民進黨、台聯、時代力量、綠黨、社民黨、台灣基進則為泛綠，其他選項則視為中立選民，包含對罷免案表示「保持中立、都沒有動作」的民眾黨。同時，依照政黨認同的三個類別，分別建立泛綠選民、中立選民和泛藍選民三個虛擬變數。

2. 綜合評價：利用問卷的四個問題來衡量選民對被罷免人的綜合評價。首先，利用問卷「請問您對韓國瑜擔任高雄市長以來的整體施政表現滿不滿意」的分類，依照由低到高的順序變成非常不滿意、不滿意、滿意、非常滿意四個選項。然後再利用受訪者對「高雄市長韓國瑜講話常常引起爭議」、「韓國瑜就任高雄市長後，很認真替高雄市打拼」、「韓國瑜的高雄市長任期未滿一年就請假參選總統，違背對高雄市民的承諾」這三個題目的同意程度，分成非常同意、同意、不同意、非常不同意四個選項。四個題目的四個選項均依照支持罷免案的可能性高低，由小而大依序給與1-4分，並將這四個問題的得分加總，就變成個別選民對韓國瑜綜合評價的分數。

(二) 控制變數(control variables)

控制變數為政治效能、性別、教育程度、年齡和籍貫五個變數。

1. 政治效能：依照問卷題目「政治人物並不會關心像我這樣一般百姓的想法。」，將不同意與非常不同意歸為一類，同意與非常同意歸為另一類，並以虛擬變數表示。通常，表示贊同意見的選民，比較不會參與政治活動。

2. 教育程度：依照問卷填答的學歷，以有沒有上過大學為區分的虛擬變數，分成具有大學與研究所及以上學歷者，和不識字及未入學、小學、國初中、高中職和專科等學歷者兩類。通常，教育程度較高者，比較會參與投票表達個人意見。

3. 年齡：依照問卷題目「請問您是民國哪一年生的」，然後依照答案，用109-出生年次計算之。將年齡放入控制變數，主要是因為民進黨在年輕族群

的動員能力頗佳，與年長者相較，年輕族群在投票行為上可能會有所不同。

4. 性別：分成男與女。通常，男性比女性對政治更感興趣，參與投票的意願也比較高。

5. 籍貫：利用問卷題目「請問您的父親是本省客家人、本省閩南人、大陸各省市人、原住民，還是新住民」的答案，將之分成閩南人、客家人、外省人三類，略去因人數太少統計分析不穩定的原住民和新住民分類。省籍情結長期存在於台灣的社會，因為通婚等原因而逐漸淡化。不過，韓國瑜是外省人第二代，在高雄市長的罷免案中，外省人是否還是會繼續支持國民黨力挺韓國瑜呢？同時，美濃的客家族群大老羅兆洪表態支持罷韓之下，客家族群是否會成為罷韓的中堅呢？在這個罷免案中，籍貫很可能是影響罷免案成敗結果的因素。

三、實證模型

本研究的實證模型分成兩類，分別是在加總可分與有序層次偏好的設定下，以是否支持罷免案為區分，透過二元機率單元模型進行推估，驗證關鍵性變數政黨認同與綜合評價，以及控制變數政治效能、性別、教育程度、年齡與籍貫對罷免投票行為的影響。二者最主要的區別是有沒有中立選民與綜合評價的交叉項。另外，在中介分析部分，除了把上述的機率單元模型當做結果方程式之外，還會建立中介方程式，以選民對韓國瑜的綜合評價為被解釋變數，透過一般線性迴歸模型進行推估，在控制變數為政治效能、性別、教育程度、年齡與籍貫的情況下，驗證政黨認同變數對韓國瑜綜合評價的影響。

1. 模型(1)：加總可分

結果方程式

$$\begin{aligned} \text{Probit}(\text{支持罷免案}) = & \alpha_{10} + \beta_{11}(\text{泛綠選民}) + \beta_{12}(\text{泛藍選民}) + \beta_{13}(\text{綜合評價}) \\ & + \beta_{14}(\text{政治效能}) + \beta_{15}(\text{性別}) + \beta_{16}(\text{教育程度}) + \beta_{17}(\text{年齡}) \\ & + \beta_{18}(\text{外省人}) + \beta_{19}(\text{閩南人}) \end{aligned} \quad (17)$$

中介方程式

$$Lm(\text{綜合評價}) = \alpha_{20} + \beta_{21}(\text{泛綠選民}) + \beta_{22}(\text{泛藍選民}) + \beta_{23}(\text{政治效能}) \\ + \beta_{24}(\text{性別}) + \beta_{25}(\text{教育程度}) + \beta_{26}(\text{年齡}) + \beta_{27}(\text{外省人}) + \beta_{28}(\text{閩南人}) \quad (18)$$

2. 模型(2)：有序層次偏好

結果方程式

$$Probit(\text{支持罷免案}) = \alpha_{30} + \beta_{31}(\text{泛綠選民}) + \beta_{32}(\text{泛藍選民}) \\ + \beta_{33}(\text{綜合評價}) - \beta_{34}(\text{中立選民})(\text{綜合評價}) + \beta_{35}(\text{政治效能}) \quad (19) \\ + \beta_{36}(\text{性別}) + \beta_{37}(\text{教育程度}) + \beta_{38}(\text{年齡}) + \beta_{39}(\text{外省人}) + \beta_{40}(\text{閩南人})$$

中介方程式

$$Lm(\text{綜合評價}) = \alpha_{40} + \beta_{41}(\text{泛綠選民}) + \beta_{42}(\text{中立選民}) + \beta_{43}(\text{政治效能}) \\ + \beta_{44}(\text{性別}) + \beta_{45}(\text{教育程度}) + \beta_{46}(\text{年齡}) + \beta_{47}(\text{外省人}) + \beta_{48}(\text{閩南人}) \quad (20)$$

四、資料分析結果

1. 敘述統計

表2呈現關鍵變數與支不支持罷免案變數之間的交叉表結果。其中，關鍵變數為政黨認同與綜合評價兩變數。雖然根據綜合評價變數的編碼方式，理論上應視為連續變數處理。不過，為了更瞭解這個關鍵變數的特性，在敘述統計部分，本文仍以類別變數的方式，透過交叉表呈現變數之間的次數分配情況。

表2 關鍵變數與支不支持罷免案交叉分析表

	支持罷免案	不支持罷免案	總和
政黨認同			
泛綠選民	231	29	260
中立選民	90	205	295
泛藍選民	205	175	179
總和	325	409	734
綜合評價			
7分	212	12	224
8分	87	37	124
9分	21	55	76
10分	5	77	82
11分	0	84	84
12分	0	51	51
13分	0	93	93
總和	325	409	734

資料來源：蔡佳泓（2020）。

問卷調查的結果顯示：在總樣本數為734位的受訪者中，投票行為支持罷免案者有325人，不支持罷免案者有409人。選民的政黨認同為泛綠者有260人、泛藍者有179人，中立選民則有295人。又，選民對韓國瑜綜合評價，實際資料值介於7到13之間，平均分數則是9.27分。

2. 迴歸分析 - 結果方程式

本文利用機率單元模型，針對於選民是否支持罷免案進行迴歸分析。在實證模型的設定設計上，模型(1)是加總可分，模型(2)則是有序層次偏好。在解釋變數部分，關鍵變數為政黨認同與綜合評價，控制變數則為政治效能、性別、教育程度、年齡與籍貫。中立選民與綜合評價的交叉項則是有序層次偏好模型所獨有，是區分模型(1)與模型(2)的關鍵。又，在邊際效果部分，本文採

用平均邊際效果(average marginal effects, AME), 以關鍵變數的平均值解讀對支持罷免案($Y = 1$)機率之影響, 並利用Fernihough(2019)R語言mfx套件進行估計。迴歸分析結果請見表3。

表3 選民是否支持罷免案的機率單元模型估計結果

	模型(1)		模型(2)	
	係數	平均邊際效果	係數	平均邊際效果
截距	9.02(-0.91)***		6.25(-1.19)***	-0.17(-0.03)***
綜合評價	-0.96(-0.09)***	-0.24(-0.03)***	-0.72(-0.12)***	0.58(-0.10)***
泛綠選民	0.98(-0.17)***	0.28(-0.06)***	2.04(-0.38)***	
泛藍選民	-0.77(-0.37)*	-0.16(-0.06)*		
中立選民			4.91(-1.60)**	0.97(-0.06)**
中立選民*綜合評價			-0.48(-0.18)**	-0.12(-0.04)**
政治效能	0.08(-0.16)	0.02(-0.04)	0.08(-0.16)	0.02(-0.04)
性別	0.09(-0.16)	0.02(-0.04)	0.06(-0.16)	0.01(-0.04)
教育程度	0.03(-0.18)	0.01(-0.05)	0.07(-0.19)	0.02(-0.05)
年齡	0.01(-0.01)	-0.01(-0.01)	0.01(-0.01)	-0.01(-0.01)
外省人	-1.17(-0.42)**	-0.19(-0.04)**	-1.25(-0.45)**	-0.19(-0.04)**
閩南人	-0.79(-0.29)**	-0.23(-0.23)**	-0.93(-0.32)**	-0.27(-0.10)**
樣本數	734	734	734	734
AIC	331	331	371.98	371.98

資料來源：蔡佳泓（2020）。

說明：* $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$ 。

首先, 在加總可分的設定部分, 模型(1)在同時考慮多重自變數效果的情況下, 對韓國瑜的綜合評價、選民政黨認同是泛綠, 在統計上都達到.01的顯著水準。選民政黨認同是泛藍, 以及控制變數籍貫是外省人和閩南人, 則分別達到0.1和0.05的統計顯著水準。

當其他自變數都設在平均值的情況下，對於韓國瑜擔任高雄市長以來的綜合評價的微增，平均而言會使支持罷免案的機率下降0.24。相較於中立選民，政黨認同是泛綠的選民，平均而言會使支持罷免案的機率增加0.28；政黨認同是泛藍的選民，平均而言會使支持罷免案的機率減少0.16。在控制變數部分，政治效能、性別與教育程度變數並不顯著，而年輕人、教育程度高者比較傾向支持罷免案。在具有顯著性的籍貫變數，客家人是最支持罷免案通過的族群，與之相較，閩南人與外省人都比較不支持罷免案，平均而言，外省人支持罷免案的機率減少0.19，閩南人支持罷免案的機率則減少0.23。

其次，在有序層次偏好的設定部分，模型(2)同時考慮多重自變數效果的情況下，對韓國瑜的綜合評價、選民政黨認同是泛綠，在統計上都達到.01的顯著水準。中立選民、中立選民與綜合評價的交叉項，以及籍貫是外省人和閩南人，在統計上則都達到.05的顯著水準。

當其他自變數都設在平均值的情況下，對於韓國瑜擔任高雄市長以來的綜合評價微增，平均而言會使支持罷免案的機率下降0.17。相較於政黨認同泛藍的選民，政黨認同為泛綠的選民是支持罷免案的中堅，平均而言會使支持罷免案的機率增加0.58。中立選民也比較支持罷免案，但實際支持罷免案的機率，除了中立選民的平均邊際效果0.97之外，還要考慮減去中立選民與綜合評價交叉項的邊際效果0.12，才是真正支持罷免案機率的增加值。當納入控制變數後，政治效能、性別、教育程度與年齡未達統計顯著水準，而在籍貫部分，相較於客家人，外省人與閩南人比較傾向於不支持罷免案，平均而言，會使外省人支持罷免案的機率減少0.19，閩南人支持罷免案的機率則減少0.27。

另外，在實證模型殘差項服從獨立常態分配的假設下，可使用赤池訊息量(Akaike information criterion, AIC) 評估統計模型「擬合」資料的情況。模型(1)與模型(2)迴歸結果的AIC值分別為331與371.98，表示模型(1)的配適度(Goodness of fit)比模型(2)好。整體來說，加總可分模型的表現比有序分層偏好模型更佳。

3. 迴歸分析 - 中介方程式

本文利用Imai等(2010)的R語言mediation套件進行估計，該套件的中介效果是採用係數相減法處理。

加總可分模型的中介分析結果，請見表4。在泛綠選民與中立選民比較時，實證結果發現：政黨認同的直接效果、間接效果、總效果與中介比例，在統計上都達到.01的顯著水準。這表示相較於中立選民，泛綠選民的罷免投票行為明顯不同，傾向於支持罷免案，而且對韓國瑜的綜合評價較低。政黨認同對罷免案成敗影響的直接效果為0.16，間接效果為0.34，總效果為0.5，中介比例將近七成，代表此路徑可以解釋「泛綠政黨認同影響罷免案支持程度總效果」的69%。

表4 加總可分模型的中介分析

	係數	95%信賴區間	
	估計值	下限	上限
泛綠vs中立			
間接效果	0.34***	0.28	0.40
直接效果	0.16***	0.01	0.22
總效果	0.50***	0.42	0.57
中介比例	0.69***	0.59	0.78
泛藍vs中立			
間接效果	-0.16	-0.21	-0.12
直接效果	-0.11	-0.22	0.00
總效果	-0.27	-0.35	-0.17
中介比例	0.60***	0.36	0.99

資料來源：蔡佳泓（2020）。

說明：* $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$ 。

同理，在泛藍選民與中立選民比較時，實證結果發現：政黨認同的間接效果、總效果與中介比例，在統計上達到.01的顯著水準，直接效果則是達到.1的顯著水準。這表示相較於中立選民，在支不支持罷免案上面，雖然泛藍選民傾向於不支持罷免案，但二者差異不大，應該是泛藍採用呼籲選民不要投票

的輔選策略所致。政黨認同對罷免案成敗影響的直接效果為-0.11，間接效果為-0.16，總效果為-0.27。雖然泛藍選民對韓國瑜的評價較高，但中介比例近六成，即使是四個實證結果中最低的，也代表該路徑可以解釋「泛藍政黨認同影響罷免案支持程度總效果」的60%。

有序層次偏好模型的中介分析結果，請見表5。實證結果發現：在泛綠選民與泛藍選民的比較時，政黨認同的直接效果、間接效果、總效果與中介比例，在統計上都達到.01的顯著水準。政黨認同對罷免案成敗影響的直接效果為0.50，間接效果為0.27，二者相加的總效果為0.77，三個指標值在四個實證結果中都是最高的。相較於泛藍選民，泛綠選民的綜合評價分數較低，表示藍、綠選民對韓國瑜評價呈現兩極化的現象。比較有趣的是中介比例並不是四個實證結果中最低的、而是次低的，中介比例約為六成六，代表該路徑可以解釋「泛綠政黨認同影響罷免案支持程度總效果」的66%。

表5 有序層次偏好模型的中介分析

	係數	95%信賴區間	
	估計值	下限	上限
泛綠vs泛藍			
間接效果	0.50***	0.40	0.59
直接效果	0.27***	0.16	0.4
總效果	0.77***	0.72	0.82
中介比例	0.66***	0.50	0.78
中立vs泛藍			
間接效果	0.12***	0.09	0.16
直接效果	0.04	-0.01	0.08
總效果	0.16***	0.12	0.21
中介比例	0.75***	0.59	1.06

說明：中立選民是對照組。 $*p<0.1$; $**p<0.05$; $***p<0.01$ 。

資料來源：蔡佳泓（2020）。

同理，在中立選民與泛藍選民做比較時，實證結果發現：政黨認同的間接效果、總效果與中介比例，在統計上達到.01的顯著水準，但是直接效果未達統計上的顯著水準，而且直接效果的值很小為0.04，應該是泛藍請選民不要參與罷免投票所致，無法凸顯泛藍選民和中立選民在政黨認同上的差異。又，政黨認同的間接效果為0.12，在總效果為0.16下，中介比例是0.75，這在四個實證結果中是最高的，代表此路徑可以解釋「中立選民對罷免案支持程度總效果」的75%，應該是迴歸模型有中立選民與綜合評價的交叉項，中立選民到底是支持還是不支持罷免案，幾乎都反應在綜合評價這個變數上面。

4. 討論

本文以2020年高雄市長韓國瑜罷免案為例，發現迴歸分析的結果支持選民的罷免投票行為符合消費性投票理論的主張。在罷韓案中，當投票被視為一種消費行為時，無論是加總可分模型，還是有序層次偏好模型，研究結果均顯示政黨認同與對綜合評價有其影響力，而且綜合評價是個中介變數。選民除了具有只問藍綠、不問立場的特性，政黨認同會直接影響罷免投票行為之外，還會透過綜合評價間接影響選民支不支持罷免案的決策。相較之下，政黨認同的直接效果小、間接效果大，選民是戴著有色眼鏡評價被罷免人的中介比例均過半。實證結果歸納成表6，可以看出所有研究假設被支持的情況。

表6 實證結果是否通過研究假設

研究假設	模型(1)	模型(2)
結果模型（機率單元模型）		
H1：相較於中立選民，泛綠選民傾向支持罷免案	✓	
H2：相較於中立選民，泛藍選民傾向不支持罷免案	✓	
H3：對於韓國瑜的綜合評價越高者，越傾向不支持罷免案	✓	
H8：相較於泛藍選民，泛綠選民傾向支持罷免案		✓
H9：相較於泛藍選民，中立選民傾向支持罷免案		✓
H10：中立選民且綜合評價越高者，越傾向不支持罷免案		✓
H11：對於韓國瑜的綜合評價越高者，越傾向不支持罷免案		✓

研究假設	模型(1)	模型(2)
中介分析（泛綠 v.s. 中立，泛藍 v.s. 中立）		
H4：相較於中立選民，泛綠政黨認同的直接效果明顯	v	
H5：相較於中立選民，泛藍政黨認同的直接效果明顯	v	
H6：相較於中立選民，泛綠政黨認同的間接效果明顯	x	
H7：相較於中立選民，泛藍政黨認同的間接效果明顯	x	
H12：相較於泛藍選民，泛綠政黨認同的直接效果明顯		v
H13：相較於泛藍選民，中立選民認同的直接效果明顯		x
H14：相較於泛藍選民，泛綠政黨認同的間接效果明顯		v
H15：相較於泛藍選民，中立選民認同的間接效果明顯		v

資料來源：本研究自行整理

下面將逐一針對這些研究結果來進行討論。

首先，選民的政黨認同對於罷免投票行為有影響。在罷韓案中，選民具有只問藍綠、只問立場的特性，表示政黨介入，動員支持者參與投票，對於罷免案順利通過是關鍵性的第一步。

又，瞭解競爭政黨的動員策略資訊也很重要。在這次罷韓案中，泛綠陣營發起罷免案，積極動員選民參與並投下同意票，讓罷免案過關。反觀泛藍陣營，則以動員支持者不參與投票的方式，企圖使罷免案不能通過門檻而遭到否決。到底有多少泛綠選民與泛藍選民可以成功地被動員，政黨認同的強度和輔選策順利略等等，都是政黨必須考慮的因素。

其次，選民對被罷免者的綜合評價會影響罷免投票行為。在罷韓案中，選民會根據對韓國瑜的綜合評價，決定是否支持罷免案，顯現選民的投票行為符合罷免課責的精神。因此，掌握選民綜合評價的資訊，政黨才能判斷最後罷免案是成功還是失敗的可能性。這是影響罷免案成敗的第二個關鍵。

又，中立選民的投票行為與泛藍和泛綠選民明顯不同。對於韓國瑜的綜合評價是無明顯政黨認同者決定支不支持罷免案的重要因素。因此，掌握選民評價的資訊，除了選民本身對於韓國瑜的看法之外，還包括瞭解不同政黨認同選

民在看法上面的差異，也就是政黨認同和綜合評價之間的關係。如果所有選民普遍對於韓國瑜的綜合評價不好，成功通過罷免案的可能性就大，如果所有選民普遍對於韓國瑜的綜合評價不錯，罷免案就不容易成功通過。

簡言之，單從結果方程式來看，無論是加總可分還是有序層次偏好模型均顯示，「政黨認同」和「綜合評價」是選民支不支持罷免案的關鍵，而動員黨員和掌握資訊的能力則是政黨影響罷免案成敗的重要因素。

三者，綜合評價是個中介變數。政黨認同除了具有影響罷免投票行為的直接效果之外，還會透過綜合評價間接決定選民支不支持罷免案。直接效果與間接效果的大小，以及中介比例是值得瞭解的重要資訊。

政黨認同的直接效果顯著。這顯示泛綠選民、中立選民與泛藍選民的特性，會直接影響罷免投票行為。政黨認同的間接效果顯著，也會透過綜合評價決定選民的罷免投票行為。

又，中介比例是中介分析一個重要的指標，告訴我們「直接效果」與「間接效果」相對影響力的大小。在罷韓案中，政黨認同影響的直接效果小、間接效果大，選民戴著政黨認同的有色眼鏡評價被罷免人的中介比例在六成到七成五之間。換句話說，罷韓案具有只問藍綠、只問立場的色彩，透過政黨認同直接影響選民支不支持罷免案的效果顯著；但是比不上政黨透過管道，改變選民對韓國瑜的綜合評價，進而影響支持者罷免投票行為的重要性。因此，政黨除了動員黨員、掌握資訊的能力會影響投票結果之外，也顯示政黨操弄的可能性。也就是，政黨經由某種社會脈絡(social context)改變支持者對於被罷免人的評價，透過政黨認同的有色眼鏡，影響選民支持或不支持罷免案的選擇。不過，基於問卷資料上面的限制，這部分得留待後續的研究。

伍、結論

本文旨在EITM的架構下，嘗試結合理論、資料、方法與議題。從理性選擇的角度出發，運用決策理論，以及政治大學選舉研究中心所提供的電訪調查資料，透過離散選擇模型和中介模型，對於選民支持或不支持2020年高雄市

長罷免案的投票行為進行分析。

在理論研究上，本文延伸理性選擇的工具性與消費性投票文獻，針對罷免案特有的不確定性，建構出能符合罷免特性的形式模型，討論在罷免案中，會不會因為選舉與罷免制度的不同，而導致選民投票行為的差異。為了驗證上述假設，在實證分析上，本研究把投票參與和投票方向一同併入被解釋變數中，以政黨認同與綜合評價為關鍵變數，並透過中立選民與綜合評價的交叉項做區別，分別在加總可分與有序層次偏好兩種實證模型的設計下，利用二元機率單元模型，驗證變數之間的相互作用與聯動關係。同時，也檢驗綜合評價是否是中介變數，並利用中介模型計算其直接效果、間接效果，以及中介比例。

本研究主張「政黨認同」與「綜合評價」是罷免案成敗的關鍵因素，這點在加總可分與有序層次偏好兩個機率單元模型中都得到驗證；中介模型也進一步確認，選民對於被罷免人的綜合評價是個中介變數，會受到政黨認同變數的影響，而且間接效果大、直接效果小。實證結果呈現了泛綠支持罷免案，泛藍不支持罷免案的特性，顯示在政黨認同之下，政黨動員支持者對罷免案的成敗具有影響力。同時，選民透過綜合評價決定罷免投票行為的效果顯著，顯示選民的投票行為符合公民行動精神。政黨想要影響罷免案的成敗，不光是靠動員就能達成目的，還得掌握選民對被罷免人評價的資訊才行。又，選民的政黨認同除了具有影響罷免投票行為的直接效果之外，還有透過對韓國瑜的綜合評價決定支不支持罷免案的間接效果。換句話說，政黨動員支持者和掌握民意資訊的能力可視為推動罷免的關鍵因素，而且「政黨認同」直接效果與間接效果的相對大小也值得關注。

綜合言之，罷免案在選舉歷史上並不多見，針對罷免投票行為的分析稀缺。本文的實證發現具有理論意涵，能強化決策理論對選民投票行為的應用，拓展台灣學界對於罷免投票行為的認識。雖然本文是針對2020年高雄市長罷免案進行分析，但是在罷免案逐漸增加的今日，相關理論與實證結果是否也能在其他罷免案中得到驗證，值得後續觀察。

參考文獻

I. 中文部分

方彥鈞，2021，〈高雄市民罷免韓國瑜之投票意向探討〉，中山大學政治學研究所碩士學位論文。

(Fang, Yen-chun. 2021. "Kao hsiung shi min ba mian Han Kuo-Yu zhi tou piao yi xiang tan tao"[A Study of Voting Intention in Recall Election of Kaohsiung City Mayor Han Kuo-Yu]. Master's thesis. Sun Yat-Sen University Master Thesis.)

吳俊德、陳永福，2005，〈投票與不投票的抉擇 - 2004年總統大選與公民投票的探索性〉，《台灣民主季刊》，2(4): 67-98。

(Wu, Jun-deh, and A. C. Tan. 2005. "Tou piao yu bu tou piao de jue ze: 2004 nian zong tong da xuan yu gong min tou piao de tan suo xing"[To Vote or Not to Vote, That Is the Question: An Exploratory Analysis of the Presidential and Referendum Vote in Taiwan]. *Taiwan Democracy Quarterly* 2(4): 67-98.)

黃彥棕，2019，〈因果中介模型〉，《自然科學簡訊》，31(1): 24-28。

(Huang, Yen-tsung. 2017. "Yin guo zhong jie mo xing"[Causal Mediation Model]. *Natural Sciences Newsletter* 31(1): 24-28.)

游清鑫、蔡宗漢、林長志，2017，〈政治課責與選民投票行為 - 以2014年高雄氣爆事件為例〉，《台灣民主季刊》，14(4): 101-137。

(Yu, C. H., T. H. Tasi, and C. C. Lin. 2017. "Zheng zhi ke ze yu xuan min tou piao xing wei: Yi 2014 nian Kao hsiung qi bao shi jian wei li" [Political Accountability and Voting Behavior: A Case Study of Gas Blast of Kaohsiung City in 2014]. *Taiwan Democracy Quarterly* 14(4): 101-137.)

蔡佳泓，2020，《高雄市長罷免案電訪》，台北：政治大學選舉研究中心。

(Tasi, C. H. 2020. "Kao hsiung shi chang ba mian an dian fang Case"[Telephone Interview on Kaohsiung Mayor's Recall]. Taipei: Electoral Research Center, National Chengchi University.)

蔡宗漢、蘇靖惠，2020，〈集體行動與罷免行為〉，《基層民主與高雄市選舉研究工作坊》，台北：政治大學。

(Tasi, T. H., and C. H. Su. 2020. “Ji ti xing dong yu ba mian xing wei”[Collective Action and Recall]. Presented at the 2009 International Conference on Taiwan’s Election and Democratization Study. Taipei: Election Study Center, National Chengchi University.)

II 外文部分

Achen, C. H. 2006. “Expressive Bayesian Voters, Their Turnout Decisions, and Double Probit: Empirical Implications of a Theoretical Model.” Princeton University, Typescript.

Aldrich, J. H. 1993. “Rational Choice and Turnout.” *American Journal of Political Science* 37(1): 246-278.

Anderson, S., and G. Glomm. 1992. “Alienation, Indifference and the Choice of Ideological Position.” *Social Choice and Welfare* 9(1): 17-31.

Baron, R. M., and D. A. Kenny. 1986. “The Moderator-Mediator Variable Distinction in Social Psychological Research: Conceptual, Strategic, and Statistical Consideration.” *Journal of Personality and Social Psychology* 51(6): 1173-1182.

Blais, A., and C. Achen. 2019. “Civic Duty and Voter Turnout.” *Political Behavior* 41: 473-497.

Brennan, G., and J. Buchanan. 1984. “Voter Choice: Evaluating Political Alternatives.” *American Behavioral Scientist* 28(2): 185-201.

Brody, R. A., and B. I. Page. 1973. “Indifference, Alienation and Rational Decisions.” *Public Choice* 15: 1-17.

Drinkwater, S., and C. Jennings. 2007. “Who Are the Expressive Voters?” *Public Choice* 132(1): 179-189.

Dow, J. K., and J. W. Endersby. 2004. “Multinomial Probit and Multinomial Logit:

- A Comparison of Choice Models for Voting Research.” *Electoral Studies* 23(1): 107-122.
- Downs, A. 1957. *An Economic Theory of Democracy*. New York: Harper.
- Feddersen, T. 2004. “Rational Choice Theory and the Paradox of Not Voting.” *Journal of Economic Perspectives* 18(1): 99-112.
- Ferejohn, J. A., and M. P. Fiorina. 1974. “The Paradox of Not Voting: A Decision Theoretic Analysis.” *The American Political Science Review* 68(2): 525-536.
- Fernihough, A. 2019. “Marginal Effects for Generalized Linear Models: The mfx Package for R.” <https://cran.r-project.org/web/packages/mfx/vignettes/mfxarticle.pdf> (accessed January 30th, 2023).
- Fiorina, M. P. 1976. “The Voting Decision: Instrumental and Expressive Aspects.” *The Journal of Politics* 38(2): 390-413.
- Foster, C. B. 1984. “The Performance of Rational Voter Models in Recent Presidential Elections.” *American Political Science Review* 78(3): 678-690
- Fowler, J. 2006. “Altruism and Turnout.” *Journal of Politics* 68(3): 674-683.
- Geys, B. 2006. “Rational Theories of Voter Turnout: A Review.” *Political Studies Review* 4(1): 16-35.
- Goodin, R. E., and K. W. S. Roberts. 1975. “The Ethical Voter.” *The American Political Science Review* 69(3): 926-928.
- Granato, Jim, Melody Lo, and M. C. Sunny Wong. 2010. “A Framework for Unifying Formal and Empirical Analysis.” *American Journal of Political Science* 54(3): 783-97.
- Guttman, J., N. Hilger, and Y. Shachmurove. 1994. “Voting as Investment vs. Voting as Consumption: New Evidence.” *Kyklos* 47(2): 197-207.
- Hamlin, A., and C. Jennings. 2011. “Expressive Political Behaviour: Foundations, Scope and Implications.” *British Journal of Political Science* 41(3): 645-670.
- Hillman, A. 2010. “Expressive Behavior in Economics and Politics.” *European Journal of Political Economy* 26(4): 403-418.
- Imai, K., L. Keele, D. Tingley, and T. Yamamoto. 2010. “Causal Mediation Analysis

- Using R.” In *Advances in Social Science Research Using R*, ed H. D. Vinod. Lecture Notes in Statist. 196: 129–154. Springer, New York.
- Jankowski, R. 2019. “Altruism and Political Participation.” In Congleton, R.D., B. Grofman, & S. Voigt (Eds.), *The Oxford Handbook of Public Choice* (Vol. 1). Oxford: Oxford University Press.
- Kan, K., and C. C. Yang. 2001. “On Expressive Voting: Evidence from the 1988 U.S. Presidential Election.” *Public Choice* 108(3): 295-312.
- Lacy, D., and B. C. Burden. 1999. “The Vote-Stealing and Turnout Effects of Ross Perot in the 1992 U.S. Presidential Election.” *American Journal of Political Science* 43(1): 233-255.
- Ledyard, J. 1984. “The Pure Theory of Large Two-Candidate Elections.” *Public Choice* 44(1): 7-41.
- Matusaka, J. G. 1993. “Election Closeness and Voter Turnout: Evidence from California Ballot Propositions.” *Public Choice* 76(4): 313–334.
- Palfrey, T. R., and H. Rosenthal. 1983. “A Strategic Calculus of Voting.” *Public Choice* 41(1): 7–53.
- , 1985. “Voter Participation and Strategic Uncertainty.” *The American Political Science Review* 79(1): 62–78.
- Riker, W.H., and P.C. Ordeshook. 1968. “A theory of the Calculus of Voting.” *American Political Science Review* 62(1): 25-42
- Rivas, J., and J. Rockey. 2021. “Expressive Voting with Booing and Cheering: Evidence from Britain.” *European Journal of Political Economy* 67: 1-12.
- Schnellenbach, J., and C. Schubert. 2015. “Behavioral Political Economy: A Survey.” *European Journal of Political Economy* 40(B): 395-417.
- Schuessler, A. 2000. “Expressive Voting.” *Rationality and Society* 12(1): 87-119.
- Turner, P. W., and A. Eymann. 2000. “Policy-specific Alienation and Indifference in the Calculus of Voting: A Simultaneous Model of Party Choice and Abstention.” *Public Choice* 102(1): 51-77.
- Wang, C. H. 2013. “Why Do People Vote? Rationality or Emotion.” *International*

Political Science Review 34(5): 483-501.

- , 2014. "Gender Differences in the Effects of Personality Traits on Voter Turnout." *Electoral Studies* 34: 167-176.
- , 2016. "Political Trust, Civic Duty and Voter Turnout: The Mediation Argument." *The Social Science Journal* 53(3): 291-300.
- , 2019. "Personality Traits and Political Participation in Taiwan: A Mediation Approach." *Political Science* 71(3): 175-192.

Rational Choice Analysis of Voting Behavior in the 2020 Kaohsiung Mayoral Recall Election

*Hung-hua Tien**

Abstract

This study aims to analyze voter behavior in the 2020 Kaohsiung mayoral recall election from the perspective of rational choice. Using an integrated framework of the theoretical models and empirical analysis (EITM), this study examines whether voter behavior varies due to differences in the electoral and recall systems, taking into account instrumental and consumptive motivations. By applying the settings of additively separable utility and lexicographic preferences, probit model and mediation models are used to analyze whether voters voted to support the recall or not. Data used is provided by the Election Study Center of National Chengchi University. Empirical analysis indicates that party identification and the evaluation of mayoral performance are statistically significant in explaining voter's decisions. In addition, the evaluation of mayoral performance is a mediator as well. Party identification not only exerts a direct effect on recall voting behavior but also indirectly influences whether voters support or oppose the recall through their evaluation. Furthermore, the study highlights that voters primarily consider party affiliation, indicating that party mobilization plays a significant role in the success or failure of recall efforts. Moreover, the effect of comprehensive evaluation on recall voting behavior is substantial, highlighting that political parties can accurately assess the likelihood of recall success only when they possess information about voters' evaluations. Additionally, the direct effect of party identification is relatively small, while

* Associate Professor, Department of Economics, Shih-Hsin University.

the indirect effect is substantial, indicating that more than half of the voter evaluations is mediated by partisan biases. The results of both empirical models suggest that an effective party mobilization and a comprehensive understanding of public opinion are keys to the success of a political party in a recall election, and the relative magnitudes of their direct and indirect effects warrant attention.

Keywords: Recall Voting, Rational Choice, EITM, Mediation Model