

# 兩輪投票制對選民政治態度左右極化之影響—— 2016 年奧地利聯邦總統選舉之跨層次分析

彭睿仁

(資策會科技法律研究所高級法律研究員、  
東吳大學政治學系兼任助理教授)

## 摘要

奧地利為「準內閣制」(quasi-parliamentarism) 國家，聯邦總統具任命總理及部長之權，其政黨立場亦會對歐盟政策造成影響，故重要性不亞於國民議會 (Nationalrat)。而總統選舉係採「兩輪絕對多數決選制」(die absolute Mehrheitswahl mit einer Stichwahl)，若第一輪投票無候選人得票率過半，則由得票率最高兩人進行第二輪決選，故第二輪選舉常造成左右立場選票集中，甚至意識形態兩端極化。在 2016 年 4 月 24 日第一輪投票中，各黨均未得票均未過半，故由奧地利自由黨 (FPÖ) Norbert Gerwald Hofer，及綠黨 Alexander van der Bellen 進入第二、三輪決選，並由 Alexander van der Bellen 得票 53.79 % 當選。此次選舉顯示，兩輪投票制及總統選舉特性，促使不同政黨之選民，將選票轉向當選機率最高之前二名候選人。然僅從選舉結果不能得知選民於兩輪投票中的轉變，必須運用集體資料，進行「跨層次推論」(cross-level inference)。本文將以「階層貝式模型」(hierarchical Bayesian model)，在多列聯表架構下，分析各黨選民集中左右兩端之轉變趨勢。

**關鍵字：**兩輪投票決選制、跨層次分析、階層貝式模型、左右極化、奧地利自由黨

## 壹、問題意識與 2016 年選舉背景

奧地利現為「準內閣制」(quasi-parliamentarism) 國家，從 1945 年起為第二共和 (Zweite Republik)，依奧地利聯邦憲法 (Bundes-Verfassungsgesetz) 第 70 條 (Art. 70 B-VG) 之規定，聯邦總統可自由任命總理及所有部長，除國會多數黨聯盟的制衡及可能出現政治僵局的威脅外，並無其他法律限制其任免權限。<sup>1</sup> 故聯邦總統選舉對各主要政黨而言，其重要性幾乎等同於關係政府首長人選之國民議會 (Nationalrat) 改選。加上近年來，在部分歐洲國家興起的極右翼勢力，隨著在國會或地方議會選舉中的勝選，接二連三的成為國會及地方議會中具相對多數之政黨，因此 2016 年奧地利總統選舉的結果也關係極右翼勢力的擴張，是否會突破歐盟成員國重大選舉的關注焦點。奧地利在 2000 年，即曾因極右翼的奧地利自由黨 (FPÖ)<sup>2</sup> 在國會選舉中成為第三大黨，遭致歐盟及歐洲多國之批評，原因即在於自由黨黨魁及重要成員，在選前發表充滿敵意之極右翼言論，甚至讓奧地利因此出現外交危機。<sup>3</sup> 由此可知，總統選舉的結果關係當選人所屬政黨外交政策的落實，雖然聯合政府仍為國內主要的政治制定與執行者，但總統以元首身分代表奧地利，因此總統的意識形態、對外政策主張及言行舉止，不但關係奧地利在歐盟中的立場與態度，甚至也關係各成員國或國際社會，日後是否與奧地利多邊合作的信任程度。2016 年綠黨背景獨立候選人 Alexander van der Bellen 在歷經三輪投票後當選聯邦總統，也讓歐盟及國際暫時降低自由黨透過總統選舉串連其他歐洲國家右翼民粹主義政黨的壓力。


---

<sup>1</sup> Wolfgang Müller, "Der Bundespräsident," in Dachs, Herbert et al. eds., *Handbuch des politischen Systems Österreichs. Die Zweite Republik* (Wien: Manz'sche, 1997), pp. 138-147; Theo Öhlinger, "Die Rolle des Bundespräsidenten nach der Nationalratswahl in Österreich," *Verfassungsblog*, <<https://verfassungsblog.de/die-rolle-des-bundespraesidenten-nach-der-nationalratswahl-in-oesterreich/>> (October 17, 2017).


<sup>2</sup> 以下簡稱自由黨。

<sup>3</sup> Theo Öhlinger, "Die Rolle des Bundespräsidenten nach der Nationalratswahl in Österreich," *Verfassungsblog*, <<https://verfassungsblog.de/die-rolle-des-bundespraesidenten-nach-der-nationalratswahl-in-oesterreich/>> (October 17, 2017).

政黨	社會民主黨	偏綠黨獨立候選人	奧地利國民黨	奧地利自由黨
候選人	Rudolf Hundstorfer	Alexander Van der Bellen	Andreas Khol	Norbert Hofer
意識形態立場	中間偏左	偏左	中間偏右	極右
總統選舉狀況	第一輪淘汰	進入第二/三輪	第一輪淘汰	進入第二/三輪
第一輪	11.28%	21.34%	11.12%	35.05%
第二輪(無效)	/	50.35%	/	49.65%
第三輪	/	53.79%	/	46.21%



當選總統



具有排外極右意識形態

圖 1 2016 年奧地利聯邦總統主要政黨及候選人意識形態立場與三輪得票結果比較

資料來源：“Bundespräsidentenwahl 2016,” Bundesministerium für Inneres, <[https://www.bmi.gv.at/412/Bundespraesidentenwahlen/Bundespraesidentenwahl\\_2016/start.aspx#pk\\_01](https://www.bmi.gv.at/412/Bundespraesidentenwahlen/Bundespraesidentenwahl_2016/start.aspx#pk_01)> (2016); Hasnain Kazim, “Volksparteien zerlegen sich, Rechte triumphieren,” *SPIEGEL Ausland*, <<http://www.spiegel.de/politik/ausland/oesterreich-fpoe-triumphiert-bei-bundespraesidenten-wahl-a-1089007.html>> (April 24, 2016); Theo Öhlinger, “Die Rolle des Bundespräsidenten nach der Nationalratswahl in Österreich,” *Verfassungsblog*, <<https://verfassungsblog.de/die-rolle-des-bundespraesidenten-nach-der-nationalratswahl-in-oesterreich/>> (October 17, 2017).，表格由作者自行整理繪製。

奧地利聯邦總統選舉係採取「兩輪投票決選制」，若第一輪投票無任何候選人之有效票得票率超過絕對多數，則需由得票率最高之前兩名候選人進行第二輪決選，在第二輪投票中，獲勝者均會超過有效票之半數。依上圖 1 所示，2016 年 4 月 24 日的奧地利總統選舉的第一輪投票中，各黨候選人均未跨越 50% 的門檻，包括執政之社會民主黨 (SPÖ)<sup>4</sup> 及奧地利國民黨 (ÖVP)<sup>5</sup> 候選人均未超過 12%，反而是在野之自由黨 (FPÖ) Norbert Gerwald Hofer 以得票率 35.05%，及綠黨背景獨立候選人 Alexander van der Bellen 以 21.34%，分居得票最高之前二位，

<sup>4</sup> 以下簡稱社民黨。

<sup>5</sup> 以下簡稱國民黨。

進入第二輪決選。<sup>6</sup>Norbert Gerwald Hofer 與 Alexander van der Bellen 在被憲法法院因通訊投票瑕疵宣告無效的第二輪決選之得票率，分別為相當接近之 49.65 % 及 50.35 %，且於非常態舉行之第三輪決選中，<sup>7</sup> 各自取得 46.21 % 及 53.79 % 選票，由綠黨 Alexander van der Bellen 以超過半數之得票率當選聯邦總統。<sup>8</sup>

從初探得角度而言，歷經含有兩次決選的三輪投票後，自由黨 Norbert Gerwald Hofer 雖未當選，但其得票率從 35% 上升至 46%，甚至在無效的第二輪獲得近 50% 選票之支持。至於當選之綠黨 Alexander van der Bellen 之得票率更從 21% 攀升至接近 54%，Norbert Gerwald Hofer 與 Alexander van der Bellen 在第二輪之得票率幾乎相等。由此可知，經由兩輪投票後，原本不同立場的選民，逐漸集中於意識形態光譜偏左的綠黨及偏極右的自由黨，形成中間立場衰弱，而左右兩端對立增強的局勢。然弔詭的是，綠黨於 2017 年 10 月 15 日舉行

<sup>6</sup> “Bundespräsidentenwahl 2016,” *Bundesministerium für Inneres*, <[https://www.bmi.gv.at/412/Bundespraesidentenwahlen/Bundespraesidentenwahl\\_2016/start.aspx#pk\\_01](https://www.bmi.gv.at/412/Bundespraesidentenwahlen/Bundespraesidentenwahl_2016/start.aspx#pk_01)> (2016).

<sup>7</sup> 2016 年 5 月 22 日奧地利聯邦總統選舉第二輪投票結束後，自由黨候選人 Norbert Gerwald Hofer 落敗。自由黨主席 Heinz-Christian Strache 代表該黨總統候選人 Norbert Gerwald Hofer 向憲法法院 (Verfassungsgerichtshof, VfGH) 針對部分行政區選務人員通訊投票計票爭議，提起選舉結果無效訴訟。憲法法院判決撤銷 5 月 22 日總統選舉結果，故總統選舉第二輪投票須於同年 12 月 4 日重新舉行。因重新舉行之第二輪決選在時間順列上相當於第三輪投票，故為了與被撤銷之原第二輪決選區分，本文將 12 月 4 日重新舉行的第二輪投票定義為第三輪決選。詳細來說，原訂第二輪決選之投票率約 72.7%，經隔日計算通訊投票後 (Briefwahlstimmen)，綠黨背景的獨立候選人 Alexander van der Bellen 取得 50.3% 得票率，而自由黨 Norbert Gerwald Hofer 之得票率則為 49.7%。但因得票差距不到 1%，因此由自由黨主席 Heinz-Christian Strache 以對手操作通訊投票以及在開票結束前就公布選舉結果違反選舉法為由，向憲法法院提出撤銷選舉結果之訴。雖然本次決選結果被撤銷，但研究者及民調專家分析指出，實際上通訊投票的比例相當低，即使扣除 Alexander van der Bellen 的通訊投票數，實際上也不會影響 Alexander van der Bellen 獲勝的選舉結果，因此自由黨提出撤銷選舉結果之訴的目的並非選舉中有計票誤差或違法行為，只是為了不想讓 Alexander van der Bellen 當選而採取的策略，並不影響實際民意在決選中對 Alexander van der Bellen 的支持，引用自：“Das Stichwahl-Urteil des VfGH im Wortlaut,” *Die Presse*, <<https://diepresse.com/home/politik/innenpolitik/5041253/Das-StichwahlUrteil-des-VfGH-im-Wortlaut>> (July 1, 2016); Erich Neuwirth and Walter Schachermayer, “Some Statistics concerning the Austrian Presidential Election 2016,” *arXiv*, <<https://arxiv.org/pdf/1609.00506.pdf>> (October 2, 2016), pp. 1-9.

<sup>8</sup> “Bundespräsidentenwahl 2016,” *Bundesministerium für Inneres*, <[https://www.bmi.gv.at/412/Bundespraesidentenwahlen/Bundespraesidentenwahl\\_2016/start.aspx#pk\\_01](https://www.bmi.gv.at/412/Bundespraesidentenwahlen/Bundespraesidentenwahl_2016/start.aspx#pk_01)> (2016); Hasnain Kazim, “Volksparteien zerlegen sich, Rechte triumphieren,” *SPIEGEL Ausland*, <<http://www.spiegel.de/politik/ausland/oesterreich-fpoe-triumphiert-bei-bundespraesidenten-wahl-a-1089007.html>> (April 24, 2016).

之國民議會選舉，僅取得 3.8% 選民之支持，未超過最低席次分配門檻。反而是國民黨獲 62 席，得票率達 31.5%，社民黨得票率 26.9% 並取得 52 席，以及自由黨得票率 26%，取得 51 席，<sup>9</sup> 選民從原本總統選舉第二、三輪決選時的左右兩端極化，轉變為左右分散之多元立場。由此可假設，採用兩輪投票制較易將選民極化為左右對抗的兩端。尤其總統選舉的重要性，更帶動意識型態相近，但政黨傾向不同的選民集中於當選機率最高之特定候選人。

若僅觀察各黨候選人在兩輪選舉的得票結果，並無法得知選民在兩輪選舉中如何在政黨動員下改變其政治態度，並將其選票集中於左、右兩端政黨提名之特定候選人，以及無法得知左、右翼選民是否會考量候選人因素，轉而支持與原有意識型態完全相反之政黨。為分析選民於兩輪選舉中的轉變，必須運用「區位推論方法」(ecological inference)，對集體層次之選舉資料，進行「跨層次推論」(cross-level inference)，用以回推個人政治態度之轉變方式。<sup>10</sup> 本文將設定自變數為 2016 年前後三輪選舉中，各黨候選人在前一輪(第一輪或第二輪)選舉之得票數；依變數為各黨候選人在後一輪(第二輪或第三輪)之得票數；共變數為最後一輪選舉之投票率，分析單位則為奧地利 9 個邦(Länder)之所有鄉鎮市(Gemeinde 及 Stadt)。

本文運用之區位推論方法為以「馬爾科夫鏈蒙特卡羅」(Markov Chain Monte Carlo)方法及「階層狄利克雷多項模型」(hierarchical Dirichlet-multinomial model)為建構基礎之「階層貝式模型」(hierarchical Bayesian model)，並在多列聯表架構下，<sup>11</sup> 推論 2016 年奧地利聯邦總統選舉三輪投票間，選民之投票穩定及變遷

<sup>9</sup> “Bundespräsidentenwahl 2016,” *Bundesministerium für Inneres*, <[https://www.bmi.gv.at/412/Bundespraesidentenwahlen/Bundespraesidentenwahl\\_2016/start.aspx#pk\\_01](https://www.bmi.gv.at/412/Bundespraesidentenwahlen/Bundespraesidentenwahl_2016/start.aspx#pk_01)> (2016).

<sup>10</sup> Christopher H. Achen and W. Phillips Shively, *Cross-level Inference* (Chicago: The University of Chicago Press, 1995), pp. 1-28; Gary King, *A Solution to the Ecological Inference Problem: Reconstructing Individual Behavior from Aggregate Data* (Princeton, New Jersey: Princeton University Press, 1997), pp. 3-27; Gary King, Ori Rosen and Martin A. Tanner, “Binomial-Beta Hierarchical Models for Ecological Inference,” *Sociological Methods & Research*, Vol. 28, No. 1 (1999), pp. 61-90; Ori Rosen, Wenxin Jiang, Gary King and Martin A. Tanner, “Bayesian and frequentist Inference for Ecological Inference: The The Rx C Case,” *Statistica Neerlandica*, Vol. 55, No. 2 (2001), pp. 134-156.

<sup>11</sup> Gary King, *A Solution to the Ecological Inference Problem: Reconstructing Individual Behavior from Aggregate Data*, *op. cit.*, pp. 263-276; Gary King, Ori Rosen and Martin A. Tanner, “Binomial-Beta Hierarchical Models for Ecological Inference,” *op. cit.*, pp. 61-90; Ori Rosen, Wenxin Jiang, Gary King and Martin A. Tanner, “Bayesian and frequentist Inference for Ecological Inference: The



程度，並以模型估計值檢驗各項依「兩輪投票決選制」及「投票穩定與變遷」理論建構之假設，探討各黨選民之政治態度在三輪投票中之轉變、集中與左右極化之趨勢。

## 貳、理論架構及研究假設

### 一、投票穩定程度的測量

在理論架構方面，本文將從「投票穩定與變遷」(electoral stability and change)之觀點探討兩輪投票決選制與選民左、右極化現象間之關係。「投票穩定與變遷」及「浮動選民」(floating voter)之概念，<sup>12</sup>不單可用以解釋準內閣制國家如奧地利，其選民在國會選舉或總統選舉投票行為的轉變，<sup>13</sup>亦可探討選舉制度如兩輪投票決選制對選民將選票集中於左右兩端政黨候選人之現象。「投票穩定」之概念係指同一選區(總統選舉全國為單一選區)選民在多次前後選舉中，將票投給相同政黨或候選人之取向。相對的，「投票變遷」係指在多次

---

The RxC Case,” *op. cit.*, pp. 134-156.

<sup>12</sup> Bernard R. Berelson, Paul F. Lazarsfeld and William N. McPhee, *Voting* (Chicago: University of Chicago Press, 1954), pp. 3-326; Carmines, Edward G. and James A. Stimson, *Issue Evolution: Race and the Transformation of American Politics* (Princeton, NJ: Princeton University Press, 1989), pp. 3-197; Ryan L. Claassen, “Floating Voters and Floating Activists: Political Change and Information,” *Political Research Quarterly*, Vol. 60, No. 1 (2007), pp. 124-134; William G. Mayer, “The Swing Voter in American Presidential Election,” *American Politics Research*, Vol. 35, No. 3, (2007), pp. 358-388; Shively, W. Phillips, “The Electoral Impact of Party Loyalist and “the Floating Vote”: A New Measure and a New Perspective,” *The Journal of Politics*, Vol. 44, No. 3 (1982), pp. 679-691; W. Phillips Shively, “From Differential Abstention to Conversion: A Change in Electoral Change 1864-1988,” *American Journal of Political Science*, Vol. 36, No. 2 (1992), pp. 309-330; John R. Zaller, “Floating Voters in U.S. Presidential Elections, 1948-2000,” in Willem E. Saris and Paul M. Sniderman eds., *Studies in Public Opinion: Attitudes, Nonattitudes, Measurement Error, and Change* (Princeton, NJ: Princeton University Press, 2004), pp. 166-212.

<sup>13</sup> Johanna Kristin Birnir, “Divergence in Diversity? The Dissimilar Effects of Cleavages on Electoral Politics in New Democracies,” *American Journal of Political Science*, Vol. 51, Issue. 3 (2007), pp. 602-619; Kenneth M. Roberts and Erik Wibbels, “Party Systems and Electoral Volatility in Latin America: A Test of Economic, Institutional, and Structural Explanations,” *American Political Science Review*, Vol. 93, Issue. 3 (1999), pp. 575-590; Margit Tavits, “The Development of Stable Party Support: Electoral Dynamics in Post-Communist Europe,” *American Journal of Political Science*, Vol. 49, No. 2 (2005), pp. 283-298.

前後選舉中，選民將選票轉移給其他政黨或候選人之政黨認同轉變行為。同時，部分政黨或候選人之得票率將受前後兩次選舉期間之選民結構變化或無效票數增加之影響。<sup>14</sup> 例如奧地利聯邦總統選舉第一輪投票中投給中間偏左社民黨之選民，在第二輪投票轉移其選票給右翼之奧地利自由黨，即屬意識形態或總統決選策略考量下之投票行為變遷。

因兩輪投票決選制下，僅有得票率最高之前二名候選人得進入第二輪決選，因此多數政黨支持者必須改變其認同，將選票改集中於意識形態或政策立場與原支持政黨接近之候選人，故從政黨認同理論層次初探可知，似有「政黨解組」(party dealignment) 的現象<sup>15</sup>。若用「政黨解組」的概念來看奧地利總統選舉的案例可推論，在左右意識形態明顯分歧的多黨體系下及準內閣制運作下，主要政黨可能反映民意及提出具體政策之功能弱化，逐漸與民意脫節，導致得票率下降，但因政黨立場與部分小黨類似，加上小黨代表民意之功能與主要政黨重疊且可相互替代，故被大黨吸收其功能，反而使小黨弱化，甚至被合併，而原本的大黨則藉此提高政黨功能，減緩多黨體系解組的狀態。

但就奧地利的實際政治狀態來看，2016年第二輪及第三輪決選中之兩位候選人分居左右兩端，其中自由黨候選人為極右翼支持者，綠黨候選人雖屬左翼，但偏向中間偏左。依「政黨解組」的概念，奧地利社民黨及國民黨分屬中間偏左、右之大黨，因長期在國會多數並曾多次組成聯合政府，但社民黨及國民黨均曾發生過政治醜聞，故中間偏左、右翼之選民認為兩大黨反映民意之功能銳減，部分將選票集中於左翼綠黨候選人，部分則將選票轉移給右翼自由黨。而自由黨雖被視為「右翼民粹主義政黨」，甚至被歸類為極右翼，<sup>16</sup> 但不同於其他歐洲國家近幾年才因特定議題出現新興極右翼政黨，自由黨在奧地利的三大黨體系下已存在多年，並從1983年至1987年、2000年至2005年，以及從2017

<sup>14</sup> W. Phillips Shively, "From Differential Abstention to Conversion: A Change in Electoral Change 1864-1988," *op. cit.*, pp. 309-330.

<sup>15</sup> Inglehart, Ronald, and Avram Hoschstein, "Alignment and Dealignment of the Electorate in France and United States," *Comparative Political Studies*, Vol. 5 No. 3 (1972), pp. 343-372.

<sup>16</sup> Wien Meret Baumann, "Österreichs Bundespräsident spielt eine besondere Rolle bei der Regierungsbildung," *Neue Zürcher Zeitung*, <<https://www.nzz.ch/international/van-der-bellens-bedeutende-rolle-bei-der-regierungsbildung-ld.1340891>> (December 19, 2017); "Zusammen. Für unser Österreich. Regierungsprogramm 2017-2022," *Wiener Zeitung*, <[https://www.wienerzeitung.at/\\_em\\_daten/\\_wzo/2017/12/16/171216\\_1614\\_regierungsprogramm.pdf](https://www.wienerzeitung.at/_em_daten/_wzo/2017/12/16/171216_1614_regierungsprogramm.pdf)> (December 18, 2017).

年起，<sup>17</sup>均曾分別與中間偏左的社民黨，或中間偏右保守的國民黨共組聯合內閣，甚至是目前歐洲民主國家中，唯一共組聯合內閣的偏極右翼民粹主義政黨。故自由黨不但未被排除於聯合內閣之外，反而與國民黨或社民黨均有合作及聯盟的空間。但因自由黨極右翼色彩濃厚，若要加入以國民黨為主的聯合政府，除須經過組閣談判，在施政方向及意識形態建立共識，同時，也需獲得聯邦總統同意任命。<sup>18</sup>

2016年總統選舉較為特別的是，傳統大黨如社民黨及國民黨因功能不彰而處於「政黨解組」的弱化狀況，但自由黨卻出現功能強化並打破既有選民結構的現象。雖然自由黨在國會選舉中會因其政治立場有一定得票基礎，但甚少有機會在總統選舉第一輪投票中，取得前二名之得票並進入第二輪投票。但2016年的總統選舉剛好處於2015年起的歐洲難民潮，因此自由黨透過難民收容議題的操作，的確讓部分中間左、右翼選民認同其主張，並在民粹動員下改變政黨認同，並在總統兩輪投票中都投給自由黨。<sup>19</sup>因此以自由黨吸納左、右翼選民

---

<sup>17</sup> 直至2017年之奧地利國民議會選舉 (Nationalratswahl)，奧地利國民黨得票率取得62席，成為國會第一大黨。其次為時任聯邦總理克恩 (Christian Kern) 兼任黨魁的奧地利社民黨，其贏得52席。而備受爭議的極右翼奧地利自由黨 (FPÖ)，則受其主張之難民與移民政策議題帶動下，得票率大增，取得51席，成為國民議會第三大黨，已可與社會黨相抗衡。其餘小黨雖各有所獲，但被分配之席次對原有三大黨體系並無關鍵性影響。儘管社民黨黨魁克恩願與中間偏右保守的國民黨進行組閣協商，但該黨黨魁庫爾茨 (Sebastian Kurz) 在受聯邦總統范德貝倫 (Alexander van der Bellen) 委託籌組內閣後，最終仍與自由黨達成協議、簽署組閣文件、共組聯合政府，引自 Wien Meret Baumann, “Österreichs Bundespräsident spielt eine besondere Rolle bei der Regierungsbildung,” *Neue Zürcher Zeitung*, <<https://www.nzz.ch/international/van-der-bellens-bedeutende-rolle-bei-der-regierungsbildung-ld.1340891>> (December 19, 2017); “Zusammen. Für unser Österreich. Regierungsprogramm 2017–2022,” *Wiener Zeitung*, <[https://www.wienerzeitung.at/\\_em\\_daten/\\_wzo/2017/12/16/171216\\_1614\\_regierungsprogramm.pdf](https://www.wienerzeitung.at/_em_daten/_wzo/2017/12/16/171216_1614_regierungsprogramm.pdf)> (December 18, 2017).

<sup>18</sup> Hasnain Kazim, “Volksparteien zerlegen sich, Rechte triumphieren,” *SPIEGEL Ausland*, <<http://www.spiegel.de/politik/ausland/oesterreich-fpoe-triumphiert-bei-bundespraesidentenwahl-a-1089007.html>> (April 24, 2016); Wolfgang Müller, “Der Bundespräsident,” *op. cit.*, pp. 138-147; Theo Öhlinger, “Die Rolle des Bundespräsidenten nach der Nationalratswahl in Österreich,” *Verfassungsblog*, <<https://verfassungsblog.de/die-rolle-des-bundespraesidenten-nach-der-nationalratswahl-in-oesterreich/>> (October 17, 2017).

<sup>19</sup> Hasnain Kazim, “Volksparteien zerlegen sich, Rechte triumphieren,” *SPIEGEL Ausland*, <<http://www.spiegel.de/politik/ausland/oesterreich-fpoe-triumphiert-bei-bundespraesidentenwahl-a-1089007.html>> (April 24, 2016); Wolfgang Müller, “Der Bundespräsident,” *op. cit.*, pp. 138-147; Theo Öhlinger, “Die Rolle des Bundespräsidenten nach der Nationalratswahl in Österreich,” *Verfassungsblog*, <<https://verfassungsblog.de/die-rolle-des-bundespraesidenten-nach-der-nationalratswahl-in-oesterreich/>> (October 17, 2017).



的狀態及歐盟重大難民政策產生的爭議為考量，在尚未以模型分析結果驗證前，初探下確有類似「政黨重組」的情況。此外，在2016年總統選舉中，選民政黨認同的改變係因重大難民政策爭議及右翼民粹訴求，原先認同左、右特定政黨者，並未因時間因素逐漸改變政黨偏好，抑或促成多數選區選民政黨偏好之結構性變化，亦未提高中間選民比例的狀態，<sup>20</sup>甚至更趨於左、右兩端，因此與「漸進性重組」的概念不同。<sup>21</sup>

再從半總統制下的總統角色來看，奧地利總統具有憲法賦予任命總理、內閣閣員及解散國民議會之權力，實際上並非虛位元首，對政務仍有相當之決定權，故總統選舉關係左、右翼政黨聯盟及政治版圖的消長或平衡，加上本屆自由黨因重大難民政策爭議取得進入第二輪投票決選的機會，以及選民政治立場出現集中於左、右兩端，甚至極右化的傾向，故本屆總統選舉可視為「關鍵選舉」(critical election)。<sup>22</sup>「關鍵性選舉」的論點認為，選民的政黨認同可能因具有關鍵性指標意涵之重要選舉，而在極短期內出現快速之轉變，甚至特定政黨的原有選民結構，也會因此一關鍵性選舉而在特定期間出現黨立場的改變，<sup>23</sup>特別是中間左、右翼選民出現的極右化取向。

與美國兩黨制「政黨重組」概念不同的是，在奧地利多黨制長期運作下，左右意識形態極端對立的政黨間，幾乎很少有合作的機會，只有是立場相近的大小黨間或中間左、右政黨的聯盟。因此兩輪決選的奧地利總統選舉結果，關係左、右翼政黨未來能否以其政策帶領國家的機會，因此選民的意識形態考量會超過一般國會或地方選舉，故於短時間內集中在左右兩端。<sup>24</sup>像本次總統選舉，原來中間偏右選民，可能改投中間偏左之綠黨背景獨立候選人 Alexander van der Bellen，因為右翼自由黨的主張過於偏向極端民族主義及民粹主義，加上中間偏右的國民黨候選人已在第一輪被淘汰，致使中間偏右選民在無其他選

<sup>20</sup> Martin P. Wattenberg, *The Decline of American Political Parties 1952-1994* (Cambridge, Massachusetts: Harvard University Press, 1996), pp. 1-288.

<sup>21</sup> Jr. V. O. Key, "A Theory of Critical Elections," *op. cit.*, pp. 3-18.

<sup>22</sup> *Ibid.*, pp. 3-18.

<sup>23</sup> *Ibid.*, pp. 3-18.

<sup>24</sup> Meret Baumann, "Österreichs Bundespräsident spielt eine besondere Rolle bei der Regierungsbildung," *Neue Zürcher Zeitung*, <<https://www.nzz.ch/international/van-der-bellens-bedeutende-rolle-bei-der-regierungsbildung-ld.1340891>> (December 19, 2017); "Zusammen. Für unser Österreich. Regierungsprogramm 2017–2022," *Wiener Zeitung*, <[https://www.wienerzeitung.at/\\_em\\_datum/\\_wzo/2017/12/16/171216\\_1614\\_regierungsprogramm.pdf](https://www.wienerzeitung.at/_em_datum/_wzo/2017/12/16/171216_1614_regierungsprogramm.pdf)> (December 18, 2017).

擇下，寧可投給綠黨背景的獨立候選人，所以很類似「政黨重組」現象。但是在下一次的國民議會選舉，則投給 Alexander van der Bellen 的選民政治立場可能又會回復中間偏右或保持不變。因此選民有較多人選可選擇，不像總統選舉在第二輪沒有其他選擇，只能挑選次要適當，但立場不同者。因此奧地利總統選舉的選票集中現象，不能單從美國兩黨制背景下「政黨重組」的傳統定義來觀察，而必須從奧地利準內閣制及多黨制體系的運作狀態加以調整，因為奧地利聯合政府可為中間左、右立場的組合，例如 2017 年前的社民黨與國民黨政府，但也可以是中間偏右與極右立場政黨的組合，例如 2017 年至 2019 年的國民黨與自由黨聯合政府。

然而除了極端左、右翼選民不會輕易改變意識形態立場外，很多中間選民在不同選舉中，不會受限於既有的社會結構，很可能會因為「關鍵選舉」期間發生之重大議題，而從中間左翼改為支持中間右翼，或極右翼政黨。例如 2015 年起的難民政策加上奧地利社民黨的施政滿意度不佳，所以有部分選民轉向支持中間偏右的國民黨，甚至極右民粹的自由黨。所以從奧地利的情況來看，其近年政黨體系的發展，可說是從左、右大黨功能弱化並出現「政黨解組」後，因總統選舉的兩輪投票制讓中間左右意識型態選民改變立場，而此一政策立場轉變的時間可延續至下一次關鍵性選舉，並非短期回復，甚至不會再回復至之前的政黨立場，<sup>25</sup> 故仍可視為「政黨重組」的現象。例如 2016 年奧地利自由黨之得票率並未因總統選舉結束而在國會選舉大幅削減，反而在國會選舉中獲得與社民黨相當之得票率，該黨的確吸收來自不同立場政黨的選民，並透過特定議題使其長期改變政黨認同，於近一年後的 2017 國會選舉繼續支持自由黨。

就「關鍵選舉」概念中，選民因受關鍵選舉重要性之影響，而於短期內轉變其政黨認同，甚或選民結構亦隨之改變之論點，提出以下假設：

- (H1a) 在兩輪投票決選制度下，當選民認為聯邦總統選舉第二輪投票的關鍵程度較高，則選民在第二輪決選的投票變遷程度較高。
- (H1b) 在兩輪投票決選制度下，當選民認為聯邦總統選舉第三輪投票的關鍵程度愈高，則選民在第三輪決選的投票穩定程度較高。

---

<sup>25</sup> Walter Dean Burnham, *Critical Elections: And the Mainsprings of American Politics* (New York: W. W. Norton & Company, Inc, 1971), pp. 1-210.

## 二、兩輪投票決選制形成之兩極化現象

傳統選舉規則的分類方式依照「多數」形成的流程，共有三種類型，第一類為「相對多數制」，任何候選人或政黨只要取得最多數選票即可當選。第二類則是「絕對多數決選制」，以超過 50% 之得票者為當選。第三類則是「偏好投票制」(Präferenzstimmgebung)，選民必須在選票上依其偏好決定候選人順序，此種偏好投票制如同第一輪選舉中，選民同時進行第一輪及第二輪投票(調整候選人順序)，固可省去第二輪投票。本文之觀察案例之奧地利聯邦總統選舉，即係採兩輪絕對多數決選制(die absolute Mehrheitswahl mit einer Stichwahl)，<sup>26</sup>故本文將以此投票制度為觀察及分析之對象。

單一選區絕對多數制適用範圍包括國會議員及總統選舉，後者如奧地利與法國均屬之。該選制與單一選區相對多數制類似，只是候選人必須超過半數(50%+1)以上選票才能當選。在投票後，如果所有的候選人都未能超過半數之門檻，則可用兩種方式決定當選人。其一，可採用決選制，由第一輪選舉得票數最高之前兩位候選人進行決選。其二，由第一輪選舉之候選人直接參與第二輪投票，則得票相對多者為當選。<sup>27</sup>至於其他的選舉方法，則多為此兩種選舉制度之連結或變化，例如第一輪選舉中的候選人，只有在第一輪取得最小法定得票數，才能進入第二輪選舉。此外，亦有主張在第二輪選舉仍採絕對多數制，若無候選人得票超越過半門檻，則進行第三輪投票。如係國會議員選舉採單一選區兩輪投票制，則在此制度設計架構下，無政黨名單，亦無分配席次計算規則，所有當選席次之分配均在選區層級完成。<sup>28</sup>

在絕對多數選舉制的門檻高於相對多數選舉制，不論是總統或國會議員候選人，在單一選區中(總統選舉之單一選區為全國)，均須取得超過半數之選票才能當選。在第一輪選舉中，絕對多數決選制的「集中效應」(Konzentrationseffekt)並不強烈，尤其是在多黨制的狀態，預期在第一輪投票後，幾乎不會有候選人到達絕對多數。但是進入到第二輪決選時，該選制讓各主要政黨候選人為超過 50% 門檻產生強烈的結盟動機，故有效刺激政黨合作或暫時

<sup>26</sup> Matthias Catón, “Wahlsysteme und Parteiensysteme im Kontext, Vergleichende Analyse der Wirkung von Wahlsystemen unter verschiedenen Kontextbedingungen,” *Universitätsbibliothek Heidelberg*, <<https://archiv.ub.uni-heidelberg.de/volltextserver/9054/>> (May 18, 2009), pp. 15-20.

<sup>27</sup> *Ibid.*, pp. 40-44.

<sup>28</sup> *Ibid.*, pp. 86-87.

性的妥協以集中選票，故集中效應甚為明顯。而各主要候選人因其意識形態立場在政治光譜的差異，若最高票前二名候選人處於左右兩端（或兩極端）立場，則在集中效應發揮下，將出現分立兩端候選人競爭的現象，特別是在總統選舉（如奧地利、法國）益為明顯。若國會議員選舉為兩輪決選制，則各黨為尋求席次最大化，故有動機協商相互支持或放棄某些選區之候選人，以換得對手的合作，並將選票集中於最有希望當選且意識形態立場最接近之候選人，故集中效應亦相當明顯。<sup>29</sup>

因此，透過集中效應的展現可控制多黨制形成的選票分散現象，但因是多黨形成的聯盟，因此也比相對多數決的政黨合作型態，更易出現崩解的狀況。各黨在第二輪決選時多會依立場形成兩大聯盟，故特定候選人是否能取得各黨集中而來的過半數選票，端視該結盟是否確實穩固而定。基本上，隨著結盟的政黨增多，則由其中單一特定政黨取得絕對多數的機率也將隨之降低。<sup>30</sup>若此等政黨之結盟並非單純選舉聯盟，則這些結盟的政黨所處的狀態則與相對多數選舉制類似，因此絕對的多數在兩輪決選制度的條件下，必然多於相對多數選制下的多數。經由勝選動機而促成的結盟，在實際選舉中，也比相對多數決選制更容易刺激左右極化。因為每個政黨不會朝向理論上的中間選民，而是傾向於其政黨立場的中間，因此政黨的角色在單一選區兩輪決選制中，比相對多數決選制更為強烈與明顯。<sup>31</sup>

雖兩輪投票決選制會產生絕對多數，但奧地利及法國多黨體系在此選制下，仍產生三到四個中型及大型政黨，以及額外選前或因特定目的而出現的微小政黨。在多黨制的架構下，一般而言，任何政黨提名之候選人均難以在第一輪投票取得過半之絕對多數，因此第二輪決選成為達成 50%+1 的必要選舉程序。在此之中，各黨之間，尤其是第一輪投票中取得前兩位多數選票之候選人，為取得過半數得票，將展開談判與聯盟。由此之故，許多小黨在其中將扮演具關鍵性的影響角色，並以政治妥協換取期待獲勝之政黨對其之選舉承諾。這類為達成聯盟目的而形成的妥協、合作及結盟，是為兩輪決選制下的常態，以及選舉順利產出結果的基礎。<sup>32</sup>

---

<sup>29</sup> *Ibid.*, pp. 189-209.

<sup>30</sup> *Ibid.*, pp. 189-209.

<sup>31</sup> *Ibid.*, pp. 189-209.

<sup>32</sup> Jan Felix Carstens, "Kleinparteien im australischen Wahlsystem, Analyse strategischer



基於奧地利聯邦總統選舉係採「兩輪投票決選制」，以及此一選舉制度將促進政黨結盟及產生「集中效應」，故針對選民於兩輪投票中之政黨認同轉變提出以下假設：

(H2a) 比較兩輪投票結果，當選民在第一輪選票將選票集中在左、右兩端立場候選人，則在第二輪決選時也會將選票集中於左、右兩端之候選人。

(H2b) 在兩輪投票決選制度下，當選民在第二輪選票將選票集中在左、右兩端立場候選人，則左、右兩端政黨聯盟在第三輪投票具有較高穩定程度。

## 參、區位推論模型之理論基礎與演進過程

為分析奧地利選民在 2016 年三輪聯邦總統選舉中的投票穩定與變遷，並藉此判斷選民是否因兩輪投票制而出現左、右極化的現象，在量化研究方途徑方面，可採用個體層次的民調資料或總體層次的集體資料進行分析與推論。但考慮到個體層次之民調電訪資料受奧地利個人資料相關法令規範限制，取得不易，抑或不完整，例如同一次民調並未詢問受訪者三輪投票的抉擇，無法用於測量選民於每一輪投票中之政黨偏好變遷的狀態。故本文選擇採用以鄉鎮市為最小觀察單位之集體資料，透過區位推論模型，從集體層次對個體層次之投票行為進行跨層次分析。透過集體資料的優點在於，最小觀察單位的地理特性資訊可直接納入模型之分析過程中，且長期累積之集體資料可從政府機構資料取得，故成本較低，且使用之範圍更廣。<sup>33</sup>

此外，研究者如果想要在時間序列上，長期觀察、比較及分析多屆次選舉中的選民投票穩定與變遷，在個體層次仍只能依賴多年與多次之抽樣調查，其

---

Anpassungsmerkmale,” Bachelor’s thesis, Ludwig-Maximilians-Universität München, (2014), pp. 1-40; Udo Kempf, *Das politische System Frankreichs* (Cham, Switzerland: Springer Nature, 2007), pp. 15-417; Christine Pütz, *Parteienwandel in Frankreich: Präsidentschaftswahlen und Parteien zwischen Tradition und Anpassung* (Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften, 2014), pp. 13-261.

<sup>33</sup> Gary King, *A Solution to the Ecological Inference Problem: Reconstructing Individual Behavior from Aggregate Data*, *op. cit.*, pp. 5-6.



受成本、抽樣誤差，以及問卷設計是否能確實詢問受訪者真意等因素所影響，<sup>34</sup>但集體層次所用之選舉資料若為最小觀察單位，則資料在集結過程中發生偏誤之機率可降至最低。故要了解特定意識形態選民於當時的真實投票行為，必須運用由個體資料集結而成之集體資料，在本文研究的三次總統選舉結果，即屬由個人投票結果集結於總體層次之集體資料。但不同於個體資料所包括之個人投票行為，可直接以迴歸分析加以探詢，集體資料所集結之個體資訊在集結為集體觀察單位後，無法從中區分，必須運用「區位推論方法」(ecological inference, EI)，透過「跨層次推論」(cross-level inference)回推個體層次之選民投票行為。<sup>35</sup>區位推論模型最初的理論架構係結合 Duncan 與 Davis 的「上下限法」(method of bounds)和「古德曼迴歸」(Goodman's regression)。<sup>36</sup>此一模型在實際應用時，並須將每一個預選之最小觀察單位(例如鄉鎮、村里或投開票所)事先轉換成 2x2 表。<sup>37</sup>當所欲觀察之兩次選舉間有多個政黨(例如奧地利總統及國民議會選舉)作為自變數及依變數進行分析時，則另需以數個 2x2 表之模型架構重建估計結果。<sup>38</sup>

---

<sup>34</sup> 黃紀，「論「投票穩定與變遷」之估計方法」，發表於台灣政治學會年會暨「政黨輪替後之台灣政治」學術研討會(台北：國立政治大學主辦，2001年12月15日)。

<sup>35</sup> Christopher H. Achen and W. Phillips Shively, *Cross-level Inference*, *op. cit.*, pp. 1-72.

<sup>36</sup> Andrew Gelman, David K. Park, Stephen Ansolabehere, Phillip N. Price and Lorraine C. Minnite, "Models, Assumptions and Model Checking in Ecological Regressions," *Journal of the Royal Statistical Society*, Vol. 164, Issue. 1 (2001), pp. 101-118; Leo A. Goodman, "Ecological Regressions and the Behavior of Individuals," *American Sociological Review*, Vol. 18, No. 6 (1953), pp. 663-664; Leo A. Goodman, "Some Alternatives to Ecological Correlation," *American Journal of Sociology*, Vol. 64, No. 6 (1959), pp. 610-625.

<sup>37</sup> *Ibid.*, pp. 101-118; Thomas Gschwend, "Ökologische Inferenz," in Joachim Behnke, Thomas Gschwend, Delia Schindler and Kai-Uwe Schnapp eds., *Methoden der Politikwissenschaft: Neuere qualitative und quantitative Analyseverfahren* (Baden-Baden: Nomos, 2006), pp. 227-237; Gary King, *A Solution to the Ecological Inference Problem: Reconstructing Individual Behavior from Aggregate Data*, *op. cit.*, pp. 28-34; Liu Baodong, "The Positive Effect of Black Density on White Crossover Voting: Reconsidering the Social Interaction Theory," *Social Science Quarterly*, Vol. 82, No. 3 (2001), pp. 602-615.

<sup>38</sup> Karen E. Ferree, "Iterative Approaches to R x C Ecological Inference Problems: Where They Can Go Wrong and One Quick Fix," *Political Analysis*, Vol. 12, No. 2 (2004), pp. 143-159; Gary King, Ori Rosen and Martin A. Tanner, *Ecological Inference: New Methodological Strategies* (New York: Cambridge University Press, 2004), pp. 1-16.

「古德曼模型」透過變數估計參數  $\beta_i^c$ 、 $\beta_i^r$ ，用以代表選民在兩次選舉中的投票穩定與變遷程度。前述參數值  $X_i$  與  $1 - X_i$  (已知實際政黨得票率或得票數)、 $T_i$  (前一次選舉中投給不同黨之選民，在後一次選舉投給同政黨之總數) 在 2x2 表中的關係可用以下函式表示：

$$T_i = X_i\beta_i^c + (1 - X_i)\beta_i^r$$

「古德曼模型」假定各觀察單位之變異程度近似，故雖可降低模型計算時出現極端值的狀況，但如果各觀察單位真實的變異度相當大，與「古德曼模型」之假設不符，則估計結果不排除與實際投票行為差異過大，導致偏誤而無法解釋<sup>39</sup>。為改善此一模型缺陷，Gary King 採用 Duncan 與 Davis 的「上下限法」算出每個最小觀察單位介於 0 至 1 間更精細之區間後，再將各區間被估計出之上下限範圍，以「斷層掃描圖」(Tomography Plot) 的形式呈現。<sup>40</sup> 其次，再使用「截斷雙變數常態分布模型」計算代表個體層次投票穩定與變遷程度之  $\beta_i^c$  及  $\beta_i^r$ 。<sup>41</sup> Gary King 的模型基礎係改良於「古德曼模型」，較能有效減少估計程序出現偏誤的問題，提高推論之準確度。但 Gary King 的模型仍需以 2x2 表的方式進行推論，若用於多變數 (例如多黨制下的多個政黨同時參與兩次選舉) 的跨層次推論，則須分別以數個 2x2 表分別估計後再加總，但因每次 2x2 表的估計都是單獨的計算，因此在「多列聯表」(RxC) 的重建上，容易出現各黨 (各變數) 在每一列估計結果相加後，超過機率值 1 的偏誤，以致於推論結果可能與真實投票行為不符。為了有效採用「多列聯表」(RxC) 推論數個政黨選民

<sup>39</sup> Christopher H. Achen and W. Phillips Shively, *Cross-level Inference*, op. cit., p. 37; Thomas Gschwend, "Ökologische Inferenz," op. cit., pp. 227-237.

<sup>40</sup> Gary King, *A Solution to the Ecological Inference Problem: Reconstructing Individual Behavior from Aggregate Data*, op. cit., pp. 91-122, 226-234.

<sup>41</sup> Andrew Gelman, David K. Park, Stephen Ansolabehere, Phillip N. Price and Lorraine C. Minnite, "Models, Assumptions and Model Checking in Ecological Regressions," op. cit., pp. 101-118; Leo A. Goodman, "Ecological Regressions and the Behavior of Individuals," *American Sociological Review*, Vol. 18, No. 6 (1953), pp. 663-664; Leo A. Goodman, "Some Alternatives to Ecological Correlation," *American Journal of Sociology*, Vol. 64, No. 6 (1959), pp. 610-625; Gary King, *A Solution to the Ecological Inference Problem: Reconstructing Individual Behavior from Aggregate Data*, op. cit., pp. 29-31.

在多次選舉中的投票穩定與變遷程度，故需採用「階層貝式模型」(hierarchical Bayesian model) 進行準確的估計。<sup>42</sup>

## 肆、階層貝氏模型的理論架構與實際應用

承上所述，本文以「階層貝式模型」(hierarchical Bayesian model) 作為回推個體資訊之區位推論模型，同時利用「多列聯表」(RxC) 之架構，重建表現選民投票穩定與變遷之「轉移概率」矩陣<sup>43</sup>。關於集體資料與區位推論模型在國內選舉研究應用方面，王鼎銘、蘇俊斌、黃紀與郭銘峰在母群異質性、時間序列及變量估計考量下，曾採用「馬爾科夫鏈」(Markov Chain) 動態模型分析定群追蹤調查所得之個體資料，以多列聯表重建各變數之「轉移概率」，探討1993年至2000年日本眾議院選舉中之選民政黨投票取向異質性。<sup>44</sup>此一方法亦可同時用於推論選民於時間先後選舉之「投票穩定與變遷」，或同時舉行但不同類型之「一致與分裂投票」<sup>45</sup>。

另，「階層貝氏模型」可同時應用於集體及個體資料，在個體層次，為強化民調電訪資料對特定選民於前後多次選舉中之投票穩定與變遷準確性，國內學者將個體資料與所謂之「先驗」結合並設計出新模型，透過「貝塔二項機率

<sup>42</sup> Kosuke Imai, Gary King and Olivia Lau, "Toward A Common Framework for Statistical Analysis and Development," *Journal of Computational and Graphical Statistics*, Vol. 17, No. 4 (2008), pp. 1-22; Kosuke Imai, Gary King and Olivia Lau, "Zelig: Everyone's Statistical Software," *IQSS*, <<https://r.iq.harvard.edu/docs/zelig.pdf>> (June 21, 2012), pp. 170-173; Gary King, Ori Rosen and Martin A. Tanner, "Binomial-Beta Hierarchical Models for Ecological Inference," *op. cit.*, pp. 61-90; Gary King, Ori Rosen and Martin A. Tanner, *Ecological Inference: New Methodological Strategies*, *op. cit.*, pp. 1-16.

<sup>43</sup> Ori Rosen, Wenxin Jiang, Gary King and Martin A. Tanner, "Bayesian and frequentist Inference for Ecological Inference: The The RxC Case," *op. cit.*, pp. 134-156.

<sup>44</sup> 王鼎銘、蘇俊斌、黃紀、郭銘峰，「日本自民黨之選票穩定度研究：1993、1996及2000年眾議院選舉之定群追蹤分析」，*選舉研究*，第十一卷第二期(2004年11月)，頁81-109。

<sup>45</sup> 黃紀，「論「投票穩定與變遷」之估計方法」，發表於台灣政治學會年會暨「政黨輪替後之台灣政治」學術研討會(台北：國立政治大學主辦，2001年12月15日)；黃紀，「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*，第十二卷第一期(2005年5月)，頁1-37；黃紀、吳重禮，「政治分析與研究方法：論2002年立法院行使考試院正副院長同意權之投票模式」，*問題與研究*，第四十二卷第一期(2003年1月)，頁9-13。

分配」(beta-binomial distribution)修正個體資料之預測指標。<sup>46</sup>在集體層次，「階層貝氏模型」之事後分層特性，可用於選舉資料與人口統計資料之分析，以預測不同類型選舉之可能結果<sup>47</sup>，特別是民調資料不易蒐集時，更需要較易取得之集體資料進行分析。近期運用集體資料的類似方法，還有蔡佳泓以居住地、教育程度與年齡層等人口統計資料為變數，採用「階層貝氏模型」之多層次分析特性，推估特定選民對現任者之支持程度，再以模型於集體層次觀察單位推估所得之變異狀態，回推個體層次選民投票行為之差異<sup>48</sup>。此外，針對各類選舉之觀察與分析，亦可以階層貝氏模型整合不同層級資料，同時估計集體人口統計資料與個體民調資料，以減少集體資料於集結時可能出現的偏誤，並兼顧直接測量個人投票行為之優點。<sup>49</sup>由此可知，面對個體資料缺乏的情況下，集體資料及區位推論方法之應用，在選舉研究領域仍有其不可或缺之必要性。為了有效、快速推論及探討選民投票行為在三輪選舉之穩定與變遷程度之變化，本文選擇採用「階層貝氏模型」(hierarchical Bayesian model)進行跨層次推論。

## 一、「階層貝氏模型」之模型假設

本文運用於跨層次推論之區位推論模型為「階層貝氏模型」，此模型之基礎為「階層狄利克雷多項模型」(hierarchical Dirichlet-multinomial model)及「馬爾科夫鏈蒙特卡羅方法」(Markov Chain Monte Carlo, MCMC)。<sup>50</sup>其中，「階層

<sup>46</sup> 張順全、莊文忠，「探索選民的投票行為變化：應用機率分配模型的預測方法」，*選舉研究*，第十五卷第二期（2008年11月），頁91-117。

<sup>47</sup> 俞振華、蔡佳泓，「如何利用全國性民調推估地方民意？多層次貝式定理估計模型與分層加權的應用」，*台灣政治學刊*，第十卷第一期（2006年6月），頁5-38。

<sup>48</sup> 蔡佳泓，「現任縣市長支持之研究：多層次貝氏統計之應用」，*應用經濟論叢*，第九十六期（2014年12月），頁69-104。

<sup>49</sup> 蕭怡靖、黃紀，「2008年立委選舉候選人票之分析：選民個體與選區總體的多層模型」，*台灣政治學刊*，第十四卷第一期（2010年6月），頁3-53。

<sup>50</sup> Kosuke Imai, Gary King and Olivia Lau, "Toward A Common Framework for Statistical Analysis and Development," *Journal of Computational and Graphical Statistics*, Vol. 17, No. 4 (2008), pp. 1-22; Kosuke Imai, Gary King and Olivia Lau, "Zelig: Everyone's Statistical Software," *IQSS*, <<https://r.iq.harvard.edu/docs/zelig.pdf>> (June 21, 2012), pp. 170-173; Gary King, Ori Rosen and Martin A. Tanner, "Binomial-Beta Hierarchical Models for Ecological Inference," *op. cit.*, pp. 61-90; Gary King, Ori Rosen and Martin A. Tanner, *Ecological Inference: New Methodological Strategies*, *op. cit.*, pp. 1-16.; Jason Wittenberg, Ferdinand Alimadhi, Badri Narayan Bhaskar, and Olivia

狄利克雷多項模型」係將「貝塔二項模型」(beta-binomial model) 從僅有兩項變數之 2x2 表擴充至可同時估計多變數之多列聯表，其計算程序共分為以下三層模型假設：<sup>51</sup>

1. 在模型第一層，先將  $T'_i$  設定為參數向量  $\theta_i$  及總數  $N_i$  之形態，並按多項式分佈設定。 $\theta_{ci}$  係等於  $\sum_{r=1}^R \beta_{rc}^i X_{ri}$  for  $c = 1$ ，在特定條件下， $\sum_{c=1}^C \theta_{ci} = 1$ 。 $\theta_{ci}$  及  $\beta_{rc}^i$  (投票穩定度) 之值則取決於共變數  $Z_i$  (各鄉鎮市之投票率)。而其中， $\theta$ 、 $\beta$  及  $Z_i$  間之關聯，則是依照第  $i$  個鄉鎮市投票結果分布之概然性，在模型第二層由以下方程式加以定義。

$$\theta_{1i}^{N_i T'_{1i}} \times \dots \times \theta_{C-1i}^{N_i T'_{C-1i}} \times (1 - \sum_{c=1}^{C-1} \theta_{ci})^{N_i (1 - \sum_{c=1}^{C-1} T'_{ci})}$$

2. 在模型第二層，其假設第  $i$  個鄉鎮市及第  $r$  列的參數向量  $\beta_{rc}^i (\beta_r^i = (\beta_{r1}, \beta_{r2}, \dots, \beta_{r,C-1}))'$ ,  $\forall r \in \{1, \dots, R\}$  and  $\forall i$ ，係在加入共變數  $Z_i$  之參數項  $(d_r \exp(\gamma_{r1} + \delta_{r1} Z_i), \dots, d_r \exp(\gamma_{r,C-1} + \delta_{r,C-1} Z_i), d_r)$  後，以獨立「狄利克雷分佈」(Dirichlet distribution) 估計而出。對此， $\beta_{rc}^i$  (投票穩定度估計值) 之算數平均數可表列如下：<sup>52</sup>

Lau, "ei .RxC: Hierarchical Multinomial-Dirichlet Ecological Inference Model for R x C Tables," in Kosuke Imai, Gary King and Olivia Lau eds., *Zelig: Everyone's Statistical Software* <<https://r.iq.harvard.edu/docs/zelig.pdf>>(2007), pp. 170-173.

<sup>51</sup> Kosuke Imai, Gary King and Olivia Lau, "Toward A Common Framework for Statistical Analysis and Development," *Journal of Computational and Graphical Statistics*, Vol. 17, No. 4 (2008), pp. 1-22; Kosuke Imai, Gary King and Olivia Lau, "Zelig: Everyone's Statistical Software," *IQSS*, <<https://r.iq.harvard.edu/docs/zelig.pdf>> (June 21, 2012), pp. 170-173; Gary King, Ori Rosen and Martin A. Tanner, "Binomial-Beta Hierarchical Models for Ecological Inference," *op. cit.*, pp. 61-90; Gary King, Ori Rosen and Martin A. Tanner, *Ecological Inference: New Methodological Strategies*, *op. cit.*, pp. 1-16; Ori Rosen, Wenxin Jiang, Gary King and Martin A. Tanner, "Bayesian and frequentist Inference for Ecological Inference: The The RxC Case," *op. cit.*, pp. 134-156; Jason Wittenberg, Ferdinand Alimadhi, Badri Narayan Bhaskar, and Olivia Lau, "ei .RxC: Hierarchical Multinomial-Dirichlet Ecological Inference Model for R x C Tables," *op. cit.*, pp. 170-173.

<sup>52</sup> Harvey Goldstein, "Multilevel mixed linear model analysis using iterative generalized least squares," *Biometrika*, Vol. 73, Issue. 1 (1986), pp. 43-56; André Klima, "Analysen von Wahlergebnissen in Deutschland 1924-1933: Räumlich-zeitliche Analyse und ökologische Inferenz," Master's thesis, Ludwig-Maximilians-Universität München, (2011), pp. 1-190; Gary King, Ori Rosen and Martin A. Tanner, "Binomial-Beta Hierarchical Models for Ecological Inference," *op. cit.*, pp. 61-90; Ori Rosen, Wenxin Jiang, Gary King and Martin A. Tanner, "Bayesian and frequentist Inference for Ecological Inference: The The RxC Case," *op. cit.*, pp. 134-156.



$$\frac{d_r \exp(\gamma_{rc} + \delta_{rc} Z_i)}{d_r (1 + \sum_{j=1}^{C-1} \exp(\gamma_{rj} + \delta_{rj} Z_i))} = \frac{\exp(\gamma_{rc} + \delta_{rc} Z_i)}{1 + \sum_{j=1}^{C-1} \exp(\gamma_{rj} + \delta_{rj} Z_i)},$$

$$i = 1, \dots, p, r = 1, \dots, R \text{ und } c = 1, \dots, C - 1.$$

另在對數勝算 (log odds) 之計算方面，則以下式呈現：<sup>53</sup>

$$\log \frac{E(\beta_{rc}^i)}{E(\beta_{rC}^i)} = \gamma_{rc} + \delta_{rc} Z_i, \forall r \in \{1, \dots, R\} \text{ and } c \in \{1, \dots, C\} \text{ and } \forall i.$$

上式中，對數勝算之值係線性取決於共變數  $Z_i$ ，而  $E(\beta_{rc}^i)/E(\beta_{rC}^i)$  計算之結果為勝算 (odds)，但非期望值之比值。

3. 在模型第三層，為能讓迴歸參數  $\gamma_{rc}$  及  $\delta_{rc}$  成為獨立之「先驗」(priori)，須將扁平先驗 (flat prior) 於計算時加入各項迴歸參數中。類似貝塔二項模型 (beta-binomial model)，參數  $d_r, r = 1, \dots, R$  先假設為平均數  $1/\lambda$ ，然後再依指數分佈 (Exponential distribution) 決定其值。<sup>54</sup> 經過以上三層模型推估， $\beta_r^i$  已與具共變數  $Z_i$  的階層 2x2 模型中之貝塔分佈 (beta distribution) 的向量相近，同時也滿足各項參數之參數化條件。<sup>55</sup>

<sup>53</sup> Ori Rosen, Wenxin Jiang, Gary King and Martin A. Tanner, "Bayesian and frequentist Inference for Ecological Inference: The The RxC Case," *op. cit.*, pp. 134-156.

<sup>54</sup> Harvey Goldstein, "Multilevel mixed linear model analysis using iterative generalized least squares," *op. cit.*, pp. 43-56; Gary King, Ori Rosen and Martin A. Tanner, "Binomial-Beta Hierarchical Models for Ecological Inference," *op. cit.*, pp. 61-90; André Klima, "Analysen von Wahlergebnissen in Deutschland 1924-1933: Räumlich-zeitliche Analyse und ökologische Inferenz," Master's thesis, Ludwig-Maximilians-Universität München, (2011), pp. 1-190; Ori Rosen, Wenxin Jiang, Gary King and Martin A. Tanner, "Bayesian and frequentist Inference for Ecological Inference: The The RxC Case," *op. cit.*, pp. 134-156.

<sup>55</sup> Kosuke Imai, Gary King and Olivia Lau, "Toward A Common Framework for Statistical Analysis and Development," *Journal of Computational and Graphical Statistics*, Vol. 17, No. 4 (2008), pp. 1-22; Kosuke Imai, Gary King and Olivia Lau, "Zelig: Everyone's Statistical Software," *IQSS*, <<https://r.iq.harvard.edu/docs/zelig.pdf>> (June 21, 2012), pp. 170-173; Gary King, Ori Rosen and Martin A. Tanner, "Binomial-Beta Hierarchical Models for Ecological Inference," *op. cit.*, pp. 61-90; Gary King, Ori Rosen and Martin A. Tanner, *Ecological Inference: New Methodological Strategies*, *op. cit.*, pp. 1-16; André Klima, "Analysen von Wahlergebnissen in Deutschland 1924-1933: Räumlich-zeitliche Analyse und ökologische Inferenz," Master's thesis, Ludwig-Maximilians-Universität München, (2011), pp. 1-190; Jason Wittenberg, Ferdinand Alimadhi, Badri Narayan

其次，「馬爾科夫鏈蒙特卡羅方法」則係依貝式理論建構，其中，後驗分佈 (posterior distribution) 是先驗概率與似然函數相乘之後得出之值的等比。故該方法之原理類似三階層模型之推估架構，仍係取決於全部參數之後驗分佈 (posterior distribution) 與下式之間的等比：<sup>56</sup>

$$\begin{aligned}
 & p(\text{data}|\beta_i, i = 1 \dots, p) \times p(\beta_i, i = 1, \dots, p|\delta) \times p(\delta) \\
 &= \prod_{i=1}^p \prod_{c=1}^C \theta_{ci}^{T_c^i} \times \prod_{i=1}^p \prod_{c=1}^R \times \\
 & \left\{ \frac{\Gamma(d_r \sum_c \exp(\gamma_{rc} + \delta_{rc} Z_i))}{\prod_{c=1}^C \Gamma(d_r \exp(\gamma_{rc} + \delta_{rc} Z_i))} \prod_{c=1}^C \beta_{rc}^{d_r \exp(\gamma_{rc} + \delta_{rc} Z_i) - 1} \right\} \times \exp(-\lambda \sum_{r=1}^R d_r),
 \end{aligned}$$

在此算式中， $\beta_i$  代表第  $i$  個被推估出之參數值  $\beta_{rc}^i$  和估計值  $\delta$  ( $\delta = (\gamma_{rc}, \delta_{rc}, dr)_{r,c=1,1}^{R,C-1}$ )。但因無法以高維數值積分取得後驗分佈的邊際值，故須運用「吉伯斯抽樣法」(Gibbs sampler)，<sup>57</sup> 將所有剩餘參數設定成特定條件之各項未知參數之分佈，並推導為如下各式：<sup>58</sup>

---

Bhaskar, and Olivia Lau, “ei .RxC: Hierarchical Multinomial-Dirichlet Ecological Inference Model for R x C Tables,” *op. cit.*, pp. 170-173.

<sup>56</sup> Harvey Goldstein, “Multilevel mixed linear model analysis using iterative generalized least squares,” *op. cit.*, pp. 43-56; Ori Rosen, Wenxin Jiang, Gary King and Martin A. Tanner, “Bayesian and frequentist Inference for Ecological Inference: The The RxC Case,” *op. cit.*, pp. 134-156; Luke Tierney, “Markov Chains for Exploring Posterior Distributions,” *The Annals of Statistics*, Vol. 22, No. 4 (1994), pp. 1701-1728; Martin A. Tanner, *Tools for Statistical Inference: Methods for the Exploration of Posterior Distributions and Likelihood Functions* (New York: Springer, 1996), pp. 61-90.

<sup>57</sup> Martin A. Tanner, *Tools for Statistical Inference: Methods for the Exploration of Posterior Distributions and Likelihood Functions*, *op. cit.*, pp. 137-192; Ori Rosen, Wenxin Jiang, Gary King and Martin A. Tanner, “Bayesian and frequentist Inference for Ecological Inference: The The RxC Case,” *op. cit.*, pp. 134-156.

<sup>58</sup> Gary King, Ori Rosen and Martin A. Tanner, “Binomial-Beta Hierarchical Models for Ecological Inference,” *op. cit.*, pp. 61-90; Stephen W. Raudenbush and Anthony S. Byrk, *Hierarchical Linear Models: Applications and Data Analysis Methods*, Second Edition, (Thousand Oaks, CA: Sage Publications, 2002), pp. 3-466; Ori Rosen, Wenxin Jiang, Gary King and Martin A. Tanner, “Bayesian and frequentist Inference for Ecological Inference: The The RxC Case,” *op. cit.*, pp. 134-156; Martin A. Tanner, *Tools for Statistical Inference: Methods for the Exploration of Posterior Distributions and Likelihood Functions*, *op. cit.*, pp. 137-192.

$$p(\beta_{rc}^i | \{\beta_{jk}^i\}_{j \neq r}^{k \neq c}, d_r, \gamma_{rc}, \delta_{rc}) \propto \theta_{ci}^{T_{ci}} \times \theta_{ci}^{T_{ci}} \times \beta_{rc}^{i d_r \exp(\gamma_{rc} + \delta_{rc} Z_r) - 1} \times \beta_{rc}^{i d_{r-1}}$$

$$p(\delta_{rc} | \{\beta_{rc}^i\}_{i=1}^p, d_r, \{\delta_{rc}\}_{c=1}^{C-1}, \{\gamma_{rc}\}_{j \neq c}) \propto \prod_{i=1}^p \frac{\Gamma(d_r \sum_{c=1}^C \exp(\gamma_{rc} + \delta_{rc} Z_i))}{\Gamma(d_r \exp(\gamma_{rc} + \delta_{rc} Z_i))} \beta_{rc}^{i d_r \exp(\gamma_{rc} + \delta_{rc} Z_i)}$$

$$p(\delta_{rc} | \{\beta_{rc}^i\}_{i=1}^p, d_r, \{\delta_{rc}\}_{j \neq c}, \{\gamma_{rc}\}_{c=1}^{C-1}) \propto \prod_{i=1}^p \frac{\Gamma(d_r \sum_{c=1}^C \exp(\gamma_{rc} + \delta_{rc} Z_i))}{\Gamma(d_r \exp(\gamma_{rc} + \delta_{rc} Z_i))} \beta_{rc}^{i d_r \exp(\gamma_{rc} + \delta_{rc} Z_i)}$$

$$p(d_r | \{\beta_{rc}^i\}_{(c,i)=(1,1)}^{(C-1,p)}, \{\gamma_{rc}\}_{c=1}^{C-1}, \{\delta_{rc}\}_{c=1}^{C-1}) \\ \propto \prod_{i=1}^p \left\{ \frac{\Gamma(d_r \sum_{c=1}^C \exp(\gamma_{rc} + \delta_{rc} Z_i))}{\prod_{c=1}^C \Gamma(d_r \exp(\gamma_{rc} + \delta_{rc} Z_i))} \prod_{c=1}^C \beta_{rc}^{i d_r \exp(\gamma_{rc} + \delta_{rc} Z_i)} \right\} \times \exp(-\lambda d_r)$$

在此之中，因須透過具特定條件之標準分佈，方能推導出「吉伯斯抽樣鏈」，故採用「梅特羅波利斯-哈斯汀斯演算法」(Metropolis-Hastings algorithm) 從前段所述之條件分佈中進行抽樣，<sup>59</sup> 進而完成「馬爾科夫鏈蒙特卡羅方法」用於推論前之主要結構基礎。該方法在與「階層狄利克雷多項模型」連結後，即成為本文推論選民投票穩定與變遷之重要區位推論方法。

## 二、多列聯 (RxC) 表之分析架構

「階層貝氏模型」在「階層狄利克雷多項模型」與「馬爾科夫鏈蒙特卡羅方法」建構之模型架構下，其實際運用已從 2x2 表擴充為多列聯 (RxC) 表，並藉此同時推論多黨 (多變項) 選民在兩次選舉中之投票穩定程度，而其中每一行與列交叉之格，則為各最小觀察單位選民所呈現之投票行為。經由推論程序產生之估

<sup>59</sup> Nicholas Metropolis, Arianna W. Rosenbluth, Marshall N. Rosenbluth, Augusta H. Teller, and Edward Teller, "Equation of state calculations by fast computing machines," *Journal of Chemical Physics*, Vol. 21 (1953), pp. 1087-1092; Ori Rosen, Wenxin Jiang, Gary King and Martin A. Tanner, "Bayesian and frequentist Inference for Ecological Inference: The The RxC Case," *op. cit.*, pp. 134-156.

計值，則以單一多列聯表重建「轉移概率矩陣」(transition probability matrix)。以下表 1 為例，左邊欄位設定為自變數 (各總統候選人在前一次選舉之得票數)，上方欄位則為依變數 (相同或不同總統候選人在後一次選舉之得票數)，至於每一格之參數值  $\beta_{rc}^i$  則為推估後之結果。至於在兩輪 (2016 年為三輪) 投票間未投票、投無效票者或遷至國外等之比例甚低，故直接列入變數「其他」。

**表 1 2016 年奧地利聯邦總統第一輪投票與第二輪決選間各候選人之投票穩定程度估計**

聯邦總統選舉第二輪投票 (決選)					
變數名稱	Hofer (自由黨)	van der Bellen (獨立候選人, 綠黨)	其他		
聯邦總統選舉第一輪投票	Griss (獨立候選人)	$\beta_{11}^i$	$\beta_{12}^i$	$1 - \sum_{c=1}^2 \beta_{1c}^i$	$X_{1i}$
	Hofer (自由黨)	$\beta_{21}^i$	$\beta_{22}^i$	$1 - \sum_{c=1}^2 \beta_{2c}^i$	$X_{2i}$
	Hundstorfer (社民黨)	$\beta_{31}^i$	$\beta_{32}^i$	$1 - \sum_{c=1}^2 \beta_{3c}^i$	$X_{3i}$
	Khol (國民黨)	$\beta_{41}^i$	$\beta_{42}^i$	$1 - \sum_{c=1}^2 \beta_{4c}^i$	$X_{4i}$
	Lugner (獨立候選人)	$\beta_{51}^i$	$\beta_{52}^i$	$1 - \sum_{c=1}^2 \beta_{5c}^i$	$X_{5i}$
	van der Bellen (獨立候選人, 綠黨)	$\beta_{61}^i$	$\beta_{62}^i$	$1 - \sum_{c=1}^2 \beta_{6c}^i$	$X_{6i}$
	其他	$\beta_{71}^i$	$\beta_{72}^i$	$1 - \sum_{c=1}^2 \beta_{7c}^i$	$1 - \sum_{r=1}^6 X_{ri}$
	$T_{1i}$	$T_{2i}$	$1 - \sum_{c=1}^2 T_{ci}$		

資料來源：Gary King, Ori Rosen and Martin A. Tanner, “Binomial-Beta Hierarchical Models for Ecological Inference,” *Sociological Methods & Research*, Vol. 28, No. 1 (1999), p. 63; Jason Wittenberg, Ferdinand Alimadhi, Badri Narayan Bhaskar, and Olivia Lau, “ei .RxC: Hierarchical Multinomial-Dirichlet Ecological Inference Model for R x C Tables,” *op. cit.*, pp. 170-173; Moser, Peter, “Partei oder Persönlichkeit? Eine Analyse des ersten Wahlgangs der Zürcher Ständeratswahlen 2011,” *Statistik.info*, Vol. 13 (2011), pp. 1-11; Moser, Peter, “Flexibles Wahlverhalten prägt Ständeratswahlen. Eine Analyse des zweiten Wahlgangs der Zürcher Ständeratswahlen 2011,” *Statistik.info*. Vol. 14 (2011), pp. 1-9.

在完整推論過程中，將依選舉日期先後順序設定第一輪投票候選人得票數設定為自變數，而第二輪投票之候選人得票數則為依變數，模型之結果  $\beta_{rc}^i$  為投票穩定程度，至於共變數  $Z_i$  則為各鄉鎮市投票率。<sup>60</sup> 在推論程序完成後，須測試加入  $Z_i$  估算後產生之參數  $\delta_{rc}$  是否合理，其檢驗方式在於  $\delta_{rc}$  之平均值與 0 之間的差距，若平均值愈大於 0，則估計結果愈合理可信。<sup>61</sup> 因參數  $\delta_{rc}$  受  $Z_i$  影響，在推論程序中會被模型調整，故標準差會明顯大於 0，並處於最合理之範圍內。<sup>62</sup> 經由完整推估後之結果，將用於分析奧地利選民在聯邦總統選舉三輪（包括被法院廢止的第二輪投票）投票間之穩定與變遷，以及檢驗依「兩輪投票決選制」建立之各項待驗假設。

---

<sup>60</sup> Jason Wittenberg, Ferdinand Alimadhi, Badri Narayan Bhaskar, and Olivia Lau, “ei .RxC: Hierarchical Multinomial-Dirichlet Ecological Inference Model for R x C Tables,” *op. cit.*, pp. 170-173.

<sup>61</sup> Christopher Adolph, Gary King, Michael C. Herron and Kenneth W. Shotts, “A Consensus on Second Stage Analyses in Ecological Inference Models,” *Political Analysis*, Vol. 11, Issue. 1 (2003), pp. 86-94; Kosuke Imai, Gary King and Olivia Lau, “Toward A Common Framework for Statistical Analysis and Development,” *Journal of Computational and Graphical Statistics*, Vol. 17, No. 4 (2008), pp. 1-22; Kosuke Imai, Gary King and Olivia Lau, “Zelig: Everyone’s Statistical Software,” *IQSS*, <<https://r.iq.harvard.edu/docs/zelig.pdf>> (June 21, 2012), pp. 170-173; Gary King, Ori Rosen and Martin A. Tanner, “Binomial-Beta Hierarchical Models for Ecological Inference,” *op. cit.*, pp. 61-90; Gary King, Ori Rosen and Martin A. Tanner, *Ecological Inference: New Methodological Strategies*, *op. cit.*, pp. 1-16; Jason Wittenberg, Ferdinand Alimadhi, Badri Narayan Bhaskar, and Olivia Lau, “ei .RxC: Hierarchical Multinomial-Dirichlet Ecological Inference Model for R x C Tables,” *op. cit.*, pp. 170-173.

<sup>62</sup> Christopher Adolph, Gary King, Michael C. Herron and Kenneth W. Shotts, “A Consensus on Second Stage Analyses in Ecological Inference Models,” *Political Analysis*, Vol. 11, Issue. 1 (2003), pp. 86-94; Kosuke Imai, Gary King and Olivia Lau, “Toward A Common Framework for Statistical Analysis and Development,” *Journal of Computational and Graphical Statistics*, Vol. 17, No. 4 (2008), pp. 1-22; Kosuke Imai, Gary King and Olivia Lau, “Zelig: Everyone’s Statistical Software,” *IQSS*, <<https://r.iq.harvard.edu/docs/zelig.pdf>> (June 21, 2012), pp. 170-173; Gary King, Ori Rosen and Martin A. Tanner, “Binomial-Beta Hierarchical Models for Ecological Inference,” *op. cit.*, pp. 61-90; Gary King, Ori Rosen and Martin A. Tanner, *Ecological Inference: New Methodological Strategies*, *op. cit.*, pp. 1-16; Jason Wittenberg, Ferdinand Alimadhi, Badri Narayan Bhaskar, and Olivia Lau, “ei .RxC: Hierarchical Multinomial-Dirichlet Ecological Inference Model for R x C Tables,” *op. cit.*, pp. 170-173.



## 伍、跨層次分析之研究設計

### 一、最小觀察單位及資料來源

為確保集體資料之分析結果能儘可能回推個人實際之投票行為，故在進行跨層次推論前，應先確認個體層次資料聚集為集體層次過程的正確性和集體資料本身的完整性，<sup>63</sup> 故為提高被觀察單位間之同質性，資料之集結應盡可能最小化，故應使用能蒐集到之最小觀察單位集體資料。<sup>64</sup> 因此，本文所採之最小觀察單位為奧地利 2,122 鄉鎮市（市集）及維也納市 24 行政區。選舉資料來源則為奧地利內政部。<sup>65</sup>

### 二、變數設定及說明

本文以 2016 年奧地利聯邦總統選舉的三輪投票為研究對象，依據投票穩定與變遷之理論，模型估計過程之研究變數，只需要前後兩次選舉之各黨候選人實際得票數，故本文在表 1 所示之多列聯 (RxC) 表分析架構下，設定各項研究變數如下：<sup>66</sup>

#### (一) 自變數

- A. 聯邦總統選舉第一輪投票中，Irmgard Griss (獨立候選人)、Norbert Hofer (奧地利自由黨)、Rudolf Hundstorfer (社會民主黨)、Andreas Khol (奧地利國民黨)、Richard Lugner (獨立候選人)、Alexander van der Bellen (獨立候選人，綠黨) 及其他 (包括其他小黨候選人及無效票等) 之得票數 (率)；
- B. 第二輪投票中，Norbert Hofer (奧地利自由黨)、Alexander van der Bellen (獨立候選人，綠黨) 及其他 (包括其他小黨候選人及無效票等) 之得票數 (率)。

<sup>63</sup> Christopher H. Achen and W. Phillips Shively, *Cross-level Inference*, *op. cit.*, pp. 2-70, 219-233.

<sup>64</sup> Christopher H. Achen and W. Phillips Shively, *Cross-level Inference*, *op. cit.*, pp. 2-70; W. Phillips Shively, "From Differential Abstention to Conversion: A Change in Electoral Change 1864-1988," *op. cit.*, pp. 309-330.

<sup>65</sup> "Bundespräsidentenwahl 2016," *Bundesministerium für Inneres*, <[https://www.bmi.gv.at/412/Bundespraesidentenwahlen/Bundespraesidentenwahl\\_2016/start.aspx#pk\\_01](https://www.bmi.gv.at/412/Bundespraesidentenwahlen/Bundespraesidentenwahl_2016/start.aspx#pk_01)> (2016).

<sup>66</sup> 跨層次分析 (區位推論) 軟體：Gary King 之免費 EzI 及 Zelig (需用 R 統計軟體執行)。

## (二) 依變數

- A. 第二輪決選中，Norbert Hofer (奧地利自由黨)、Alexander van der Bellen (獨立候選人, 綠黨) 及其他 (包括其他小黨候選人及無效票等) 之得票數 (率)；
- B. 第三輪決選中，Norbert Hofer (奧地利自由黨)、Alexander van der Bellen (獨立候選人, 綠黨) 及其他 (包括其他小黨候選人及無效票等) 之得票數 (率)。

## (三) 共變數

基於 2018 年 12 月 4 日的第三輪決選之投票率將影響實際投票結果，因此在使用「貝氏階層模型」進行推論前，須將共變數設定為後一輪選舉之投票之選民在各鄉鎮市之投票率。驗證假設時，奧地利自由黨歸類為「極右翼政黨」及綠黨 (die Grünen) 歸類為「左翼政黨」。

# 陸、推論結果與假設驗證

## 一、估計結果檢定

表 2 第一輪投票與第二輪決選間之貝式階層模型估計結果檢測

Parameter	Posterior		Parameter	Posterior	
	Mean	SD		Mean	SD
$\delta_{GH}$	-0.0438072	7.208009	$\delta_{KB}$	-0.25215754	6.815119
$\delta_{GB}$	1.853376449	7.32526	$\delta_{LH}$	0.093599687	7.742443
$\delta_{HH}$	2.558986724	5.965968	$\delta_{LB}$	0.113985008	7.699755
$\delta_{HB}$	0.927508161	6.169375	$\delta_{BH}$	0.657258986	6.834009
$\delta_{UH}$	0.070438396	7.382795	$\delta_{BB}$	0.769519485	7.350466
$\delta_{UB}$	0.832459982	7.207627	$\delta_{RH}$	4.766095945	4.712351
$\delta_{KH}$	1.727981784	7.057682	$\delta_{RB}$	4.356613849	4.510804

表格呈現方式來源：Ori Rosen, Wenxin Jiang, Gary King and Martin A. Tanner, “Bayesian and frequentist Inference for Ecological Inference: The The RxC Case,” *op. cit.*, pp. 134-156.

表 3 第二輪投票與第三輪決選間之貝式階層模型估計結果檢測

Parameter	Posterior		Parameter	Posterior	
	Mean	SD		Mean	SD
$\delta_{HH}$	3.1264419	4.950375	$\delta_{BB}$	2.2472356	5.877223
$\delta_{HB}$	1.5141576	5.925153	$\delta_{RH}$	3.8695089	5.089484
$\delta_{BH}$	1.1734218	6.185276	$\delta_{RB}$	3.4571167	4.933749

表格呈現方式來源：Ori Rosen, Wenxin Jiang, Gary King and Martin A. Tanner, “Bayesian and frequentist Inference for Ecological Inference: The The RxC Case,” *op. cit.*, pp. 134-156.

如前段所述，貝氏階層模型採兩階段模擬與估計，在加入共變數  $Z_i$  估算後，將產生參數值  $\delta_{rc}$ ，經由檢驗參數  $\delta_{rc}$  之平均值與 0 之間的距離，可用以檢測估計結果是否合理。若  $\delta_{rc}$  之值愈大於 0，則估計結果愈可信。<sup>67</sup> 從表 2 之參數  $\delta_{rc}$  可看出，除了  $\delta_{GH}$ 、 $\delta_{UH}$ 、 $\delta_{LH}$  及  $\delta_{LB}$  之估計值較接近 0 之外，其餘的參數值  $\delta_{rc}$  都大於 0，且差距更遠。故第一輪投票與第二輪決選間之貝式階層模型估計結果 ( $\beta_{rc}^i$ )，合理可信。另在上表 3 則可看出，經模型估計後，所有參數  $\delta_{rc}$  之平均值均遠大於 0，故表 3 所有之估計結果合理且可信。經由此一階段之測試後，所有  $\beta_{rc}^i$  之估計值，將依多列聯表的形式，重建呈現多變數分析結果之「轉移概率矩陣」。

## 二、「貝氏階層模型」之估計結果

透過「貝氏階層模型」將上述自變數及依變數進行推估後，可按照表 1 之

<sup>67</sup> Christopher Adolph, Gary King, Michael C. Herron and Kenneth W. Shotts, “A Consensus on Second Stage Analyses in Ecological Inference Models,” *Political Analysis*, Vol. 11, Issue. 1 (2003), pp. 86-94; Kosuke Imai, Gary King and Olivia Lau, “Toward A Common Framework for Statistical Analysis and Development,” *Journal of Computational and Graphical Statistics*, Vol. 17, No. 4 (2008), pp. 1-22; Kosuke Imai, Gary King and Olivia Lau, “Zelig: Everyone’s Statistical Software,” *IQSS*, <<https://r.iq.harvard.edu/docs/zelig.pdf>> (June 21, 2012), pp. 170-173; Gary King, Ori Rosen and Martin A. Tanner, “Binomial-Beta Hierarchical Models for Ecological Inference,” *op. cit.*, pp. 61-90; Gary King, Ori Rosen and Martin A. Tanner, *Ecological Inference: New Methodological Strategies*, *op. cit.*, pp. 61-90; Jason Wittenberg, Ferdinand Alimadhi, Badri Narayan Bhaskar, and Olivia Lau, “ei .RxC: Hierarchical Multinomial-Dirichlet Ecological Inference Model for R x C Tables,” *op. cit.*, pp. 170-173.

架構，重新建構以下之「轉移概率矩陣」(transition probability matrix)。<sup>68</sup> 下表 4 為 2016 年奧地利聯邦總統選舉選民第一輪投票，與第二輪決選間之投票穩定程度。其中，由每一格之估計值可知，有 50.7% 的選民在總統選舉第一輪及第二輪投票都投給奧地利自由黨的 Norbert Hofer。另有 40.5% 的選民在兩輪的投票中均投給獨立候選人 Alexander van der Bellen (綠黨黨籍，但非綠黨提名)。<sup>69</sup> 至於在第一輪投給社會民主黨 Rudolf Hundstorfer 的選民中，有 37.7% 在第二輪改投自由黨 Hofer，以及 28.7% 改投給 van der Bellen；在第一輪投票支持國民黨 Andreas Khol 的選民之中，有 38.6% 的選民在第二輪改投自由黨 Hofer，以及 27.3% 改投 van der Bellen；在第一輪投給獨立候選人 Irmgard Griss 的選民中，有 29.7% 改投給自由黨 Hofer，35.8% 則改投 van der Bellen；另在第一輪投給獨立候選人 Richard Lugner 的選民中，有將近 33.7% 及 32.3% 分別改投給自由黨 Hofer 與 van der Bellen。至於在第一輪投無效票或未投票之選民中(其他)，則有 30.1% 改投自由黨 Hofer 及 26.3% 改投給 van der Bellen，但其中仍有高達 43.6% 的選民在第二輪投無效票或不去投票。依估計結果顯示，各候選人不論所屬政黨背景，均有約三成(32% 至 35%) 的選民在第二輪投票改投廢票(無效票)或不去投票。

下表 5 所呈現者，為經由模型估計後之 2016 年奧地利聯邦總統選舉選民第二輪與第三輪投票間的投票穩定程度。從中可看出，有 54.8% 的選民在第二輪投票投給自由黨 Norbert Hofer，以及之後在第三輪投票也是投給 Norbert Hofer；有 49.8% 的選民在第二輪投給獨立候選人 Alexander van der Bellen，而且在第三輪投票也是投給 Alexander van der Bellen。但相對的，在第二輪選舉投廢票(無效票)或未投票者，在第三輪決選中有高 41% 之選民，仍選擇投廢票或不去投票，僅有 30.1% 選民改投給 Norbert Hofer 和 26.3% 改投 Alexander van der Bellen。

<sup>68</sup> Gary King, Ori Rosen and Martin A. Tanner, "Binomial-Beta Hierarchical Models for Ecological Inference," *op. cit.*, pp. 61-90; Gary King, Ori Rosen and Martin A. Tanner, *Ecological Inference: New Methodological Strategies*, *op. cit.*, pp. 61-90; Ori Rosen, Wenxin Jiang, Gary King and Martin A. Tanner, "Bayesian and frequentist Inference for Ecological Inference: The The RxC Case," *op. cit.*, pp. 134-156.

<sup>69</sup> Alexander van der Bellen 雖具綠黨黨籍，但並非綠黨提名，而係以獨立候選人身分參選，故於後續說明中不再註明為綠黨。

表 4 2016 年奧地利聯邦總統選舉選民第一輪投票與  
第二輪決選間之投票穩定程度

		總統選舉第 2 輪投票 (2017.05.22)		
		Norbert Hofer (奧地利自由黨)	Alexander van der Bellen (獨立候選人, 綠黨)	其他
總統選舉第 1 輪投票 (2017.04.22)	Irmgard Griss 獨立候選人	0.29673922 (0.012733090)	0.35782454 (0.026686960)	0.34543624 (0.013953940)
	Norbert Hofer 奧地利自由黨	0.50663298 (0.034681880)	0.172413815 (0.005520372)	0.3209532 (0.029188960)
	Rudolf Hundstorfer 社會民主黨	0.377186515 (0.004489981)	0.28677969 (0.010063570)	0.33603379 (0.005573733)
	Andreas Khol 奧地利國民黨	0.38630497 (0.026610240)	0.27282698 (0.014014720)	0.34086805 (0.012597650)
	Richard Lugner 獨立候選人	0.336585138 (0.000533836)	0.322894268 (0.000923945)	0.340520594 (0.001457779)
	Alexander van der Bellen 獨立候選人 (綠黨)	0.254926182 (0.002888849)	0.404838369 (0.007331913)	0.34023545 (0.010220540)
	其他	0.30086657 (0.040439250)	0.26324788 (0.029079820)	0.43588555 (0.069507640)

表 5 2016 年奧地利聯邦總統選舉選民第二輪投票與  
第三輪決選間之投票穩定程度

		總統選舉第 3 輪投票 (2017.12.04)		
		Norbert Hofer (奧地利自由黨)	Alexander van der Bellen (獨立候選人, 綠黨)	其他
總統選舉第 2 輪投票 (2017.05.22)	Norbert Hofer (奧地利自由黨)	0.54807361 (0.040158950)	0.155560375 (0.004026231)	0.296366 (0.036216300)
	Alexander van der Bellen (獨立候選人, 綠黨)	0.177390423 (0.001604349)	0.49827786 (0.028496890)	0.3243317 (0.026962800)
	其他	0.29434921 (0.031152140)	0.29589546 (0.024008350)	0.40975533 (0.055149620)



### 三、各項假設驗證

從奧地利聯邦總統選舉制度之進程序可知，如果第一輪投票各黨候選人（含獨立候選人）之得票率均未超過 50%，則須依法進行第二輪決選，除 2016 年因通訊投票爭議導致原第二輪投票結果被法院撤銷，並於同年 12 月進行第三輪決選外，<sup>70</sup> 幾乎至戰後以來的歷屆總統選舉，多須由第一輪得票率最高之前二位候選人進行第二輪決選，以達 50%+1 之法定當選要件。因兩輪（及例外之第三輪）決選將產生左、右翼政黨及其選民集中於兩端的現象，故完整的兩輪決選程序可視為「關鍵選舉」。

在此前提下，經驗證上表估計結果發現（如表 4 所示），大約 40% 至 50% 之選民在第一、二輪投票都投給 Alexander van der Bellen 及自由黨的 Norbert Hofer，因此極右翼自由黨及左翼綠黨選民之投票穩定度高；在第二、三輪投票之估計結果中發現，van der Bellen 從第一輪綠黨選民中得到超過五成選票，而 Norbert Hofer 同樣從第一輪自由黨選民中得到約五成的選票。值得注意者為自由黨選民僅有 17.2% 在第二輪投票改投 Alexander van der Bellen，同樣的，綠黨選民在第二輪則約 25.5% 改支持 Norbert Hofer。相較於其他政黨提名或獨立候選人的選民，綠黨及自由黨的選民在第二輪投票僅有大約三成選民有改投別黨候選人之投票變遷現象，因此投票穩定度確實較高，故假設 (H1a) 對此二政黨之描述不成立。相反的，在第一輪投票投給社民黨、國民黨及其他獨立候選人之選民中，各分別有 28% 至 38% 改投給自由黨或綠黨候選人。其中變遷程度最高者為國民黨選民，有 38.6% 將選票改投給同為右翼立場之自由黨候選人，由此可知，除了自由黨及綠黨選民的投票穩定程度較高外，其他各黨選民的穩定度相對較低（變遷度高），因此假設 (H1a) 成立。

因原訂第二輪投票結果被憲法法院撤銷，故於同年 (2016)12 月進行第三輪投票，因第三輪決選之性質為重新舉行之第二輪決選，故亦為「關鍵選舉」。在相同前提下，從上表 5 可推知，在第二輪投票投給自由黨 Norbert Hofer 的選民中，在第三輪投票有 55% 仍投給 Norbert Hofer；在第二輪投票投給 van der Bellen 的選民中，亦有幾乎 50% 選民在第三輪投票中仍投給 Alexander van der

<sup>70</sup> 第三輪決選係指重新舉行之第二輪決選，為與被撤銷之原第二輪決選區分，故此處稱第三輪決選。

Bellen。相對的，在第二及第三輪投票中，雖有約 41% 的選民投無效票或不去投票，但還是有約 30% 的選民改投 Norbert Hofer，以及約 30% 的選民改投 Alexander van der Bellen，由此可知，雖然第二輪投票中投無效票或不去投票者之變遷程度較高，但因這一類選民不屬於特定政黨，故與特定政黨選民之穩定程度並不相等。因此從自由黨與綠黨選民之投票行為判斷，其於第三輪投票之穩定程度高，故假設 (H1b) 成立。

其次，在兩輪投票決選制對左、右兩端極化現象的影響方面，從區位推論模型估計之結果可知，在第一輪投給自由黨 Norbert Hofer 的選民中，有 51% 在第二輪投票仍繼續投給 Norbert Hofer；在第一輪投給具綠黨背景獨立候選人 Alexander van der Bellen 的選民，有 40.5% 在第二輪仍投給 Alexander van der Bellen。因此 Norbert Hofer 及 Alexander van der Bellen 的選民具有較高之投票穩定程度。此外，在第一輪投票中，有 38% 投給社民黨候選人 Rudolf Hundstorfe 的選民，在第二輪投票改投給自由黨 Norbert Hofer，以及有 39% 投給國民黨候選人 Andreas Khol 的選民，在第二輪也改投自由黨 Norbert Hofer。另於第一輪投給獨立候選人 Irmgard Griss 之選民中，約有 36% 於第二輪投票改投給 Alexander van der Bellen，但同時也有約 30% 改投給自由黨 Norbert Hofer。至於第一輪投給獨立候選人 Richard Lugner 的選民中，有 34% 將選票改投給自由黨 Norbert Hofer，另有 32.3% 則改投 Alexander van der Bellen。由此推論，除了投無效票或未投票者外，選民在第一輪投票即會依意識形態立場集中於極右翼自由黨 Norbert Hofer 和左翼的 Alexander van der Bellen。同時，投給前述未進入第二輪投票之候選人的選民，在第二輪決投票時有較高比例依照意識形態立場接近程度，改投給左、右兩端候選人，故假設 (H2a) 成立。

接著在第三輪投票相關之假設驗證上，從估計結果可看出，有 55% 在第二輪投票投給自由黨 Norbert Hofer 的選民，在第三輪投票仍持續投給 Norbert Hofer；但在第二輪投票中，同時另有 50% 在第二輪投給 Alexander van der Bellen 的選民在第三輪仍投給 Alexander van der Bellen。雖然在第二、三輪選舉中投無效票或未投票者仍有 41%，但其中仍有各約 29% 之選民改投給 Norbert Hofer 及 Alexander van der Bellen。整體而言，自由黨及綠黨選民在第二、三輪投票中之投票穩定程度，明顯高於第一、二輪投票時。由此可證，當第一、二輪的選票愈集中於左、右兩端候選人，則左、右兩端之政黨聯盟在第二、三輪投票時的穩定程度更高於第一、二輪，因此假設 (H2b) 成立。

## 柒、結論

首先，從選舉制度來看。奧地利聯邦總統選舉所採之兩輪投票制，在第二輪投票中將選票集中至特定兩位候選人，藉此產生得票率 50%+1 之當選者。從選舉制度之設計而言，以絕對多數作為當選之門檻可讓當選者具有超過半數民意的支持，特別是聯邦總統當選人更需來自絕對多數民意的支持，方能制衡同為代表民意的國民議會，及避免總統與政府在國會立法權的協助下，反而形成不利於特定少數之政策。此一選舉制度雖有其集中民意的功能，但此種選舉模式不同於單一選區相對多數決之模式，並非著重實際代表民意之比例性或多元性，甚至形成比例與相對多數代表制度間的矛盾。因此，在「集中效應」影響下，並不能排除此選制對在總統選舉造成小黨（或第一輪選舉僅獲少數票之政黨或候選人）選票之價值無法透過實際當選者展現的狀況，因其制度性之特殊效果並非產生單一具絕對多數之政黨，而係促進更多政黨在第二輪投票前結為聯盟，以在第二輪決選獲得半數以上之選票。<sup>71</sup>

由此可知，在單一選區中的絕對多數設計，必然呈現出一種經由政黨結盟而聚集選票於特定立場候選人（可能明顯為左、右兩端之政治立場）的集中效果。兩輪投票決選制雖有促成政黨聯盟的「集中效應」，但此一選制之設計並非將小型政黨排除於當選可能外，反而是積極保護各立場小黨背後所代表之族群及價值。藉由小黨在第二輪投票前的妥協與結盟，更能形成價值共識並減少多黨制下，意見分歧與立場差異造成政策產出的延宕。此一選舉制度造成的政黨結盟，其目的不只是選舉的策略性考量，而係鼓勵原先立場各異的大小政黨在總統選舉第二輪投票前進行整合，或促進國會多數聯盟的形成。<sup>72</sup> 儘管兩輪決選制與相對多數決選制之本意相同，均能滿足公民政治參與的條件，然需注意的是，集中效應雖有其作用，但不一定具有強烈的影響力。因為在兩輪決選制下形成的政黨聯盟並非提高特定候選人在支持度集中後的代表性，而是各黨為其最大勝選機率而作的妥協與約定，因此對於不穩定政黨聯盟之集中效應，可能僅為一種暫時性的附帶效果。<sup>73</sup>

<sup>71</sup> Dieter Nohlen, "Internationale Trends der Wahlsystementwicklung," *Österreichische Zeitschrift für Politikwissenschaft*, Vol. 34, No. 1 (2005), pp. 11-26.

<sup>72</sup> *Ibid.*, pp. 11-26.

<sup>73</sup> Matthias Catón, "Wahlsysteme und Parteiensysteme im Kontext, Vergleichende Analyse der

即使在兩輪選舉制度架構下，第二輪決選時常出現不同的狀況，且為跨越半數門檻的規定也讓選舉的變數更大，其第一輪之投票結果也不易從政黨規模預判，但其原理及構造仍比一般比例代表制背後複雜的席次計算公式相對簡單。雖然許多原採取單一選區兩輪決選制的東歐國家，在歷經民主轉型後，多已改變其選有制度，但目前法國及奧地利總統選舉仍採用兩輪投票決選制，且其運作結果仍屬該制度模型的成功典範，並仍獲許多民眾的支持。<sup>74</sup>

其次，再從「貝氏階層模型」之估計與推論結果而言，上表 4 及表 5 即顯示奧地利聯邦總統選舉中，各政黨選民在三輪投票間的穩定與變遷程度。其中顯示，第一輪得票率最高之自由黨候選人 Norbert Hofer 與綠黨背景，但獨立參選之 Alexander van der Bellen 分立政治光譜之左右兩端。尤其是 Hofer 所屬之自由黨，更被歸類為極右翼民粹主義政黨，而綠黨則是比社民黨之中間偏左立場更趨於左翼。而 Hofer 及 van der Bellen 在第二輪及第三輪投票中均各有取得將近半數之得票率，雖然在第三輪決選後，實際選舉結果係由綠黨的 van der Bellen 當選聯邦總統，但模型估計的結果卻顯示，自由黨的選民在三輪中均有五成之投票穩定程度，且包括社民黨及國民黨等其他政黨或獨立候選人之選民，均轉移選票給自由黨 Hofer，其比例顯然高於綠黨選民。估計結果中較為特別的是，中間偏右之國民黨支持者改投同屬右翼之自由黨，應屬預期，但屬於中間偏左之社民黨選民轉移選票給自由黨之比例高於綠黨，故從中不能排除政策因素對於 2016 年總統選舉時仍在執政的社民黨，造成負面的影響。

由此可知，從 2016 年第二輪至第三輪投票間，各政黨依其政治立場逐漸集中於左、右兩翼之政治聯盟，並在選舉動員的影響下，逐漸出現趨向於左、右兩端的現象。左翼選民較趨向於中間，並無極化的情況，但右翼選民較易受自由黨以特定議題動員，而被民粹主義極化為極右翼，因此出現左翼偏中，但右翼極化的狀態。其中，極右翼的政黨聯盟之穩定性，更可能高於左翼的聯盟。經由跨層次推論後可確定，單一選區兩輪投票決選制的絕對多數設計，在多黨制的奧地利，容易因選制因素造成左右極化現象。但此種因政黨聯盟而產生的極化現象，亦可能因隨之而來的國民議會選舉而出現另一種解組及重組。但從

---

Wirkung von Wahlsystemen unter verschiedenen Kontextbedingungen,” *op. cit.*, pp. 15-219.

<sup>74</sup> Giovanni Sartori, *Comparative Constitutional Engineering: An Inquiry into Structures, Incentives and Outcomes* (London: Macmillan, 1994), pp. 3-204; Dieter Nohlen, “Internationale Trends der Wahlsystementwicklung,” *op. cit.*, pp. 11-26.



2017年奧地利國民議會選舉的結果可看出，自由黨之得票率雖次於奧地利國民黨及社民黨，但幾乎與社民黨相當，並且加入國民黨主導之聯合政府。故聯邦總統選舉的極化雖然維持不久，但是自由黨選民的高投票穩定度仍能延續至國會選舉，並形成另一種中間偏右與極右翼結盟的強化作用。相對的，左派政黨在社民黨成為在野黨後，並未再出現足以跟泛右派（包括中間偏右及極右翼）大幅抗衡的左派政黨聯盟。

整體而言，雖然兩輪決選制容易產生選民趨向於左右極化的狀態，但分化左右兩端的強度仍有所不同。奧地利2016年總統選舉的結果，在形式上已出現類似左右兩端極化的現象，但若區分其強度，則為左翼（中間偏左及左翼）與極右翼民粹主義（例如自由黨）之間的意識形態對立。加上奧地利聯邦總統、聯合政府與國會間仍有憲政運作下的制衡機制，因此奧地利的民主制度及運作，並不會因總統選舉時的短期間左、右兩端對立，而出現無法化解的僵局，也不至於出現極右民粹的外交政策，因此目前歐盟及主要成員國對於右翼民粹主義勢力透過各國總統或國會選舉串連的憂慮，可暫時紓解。但隨著極右翼民粹主義自由黨在總統選舉及國會選舉的得票率增加，也代表極右翼勢力於奧地利國內的增長趨勢，雖短期內並不會影響民主體制運行及歐洲政治穩定。但須注意的是，歐洲多國內的極右翼勢力在民粹主義推波助瀾下，可能仍會形成跨國的連結與合作，而且奧地利國內右翼政黨的聯盟也不會因關鍵選舉結束而分解，因此未來兩輪決選制的集中效應是否會對政局產生負面影響，抑或讓極右翼政黨勢力興起，以致對歐洲政治造成衝擊，仍有待後續運用更多之選舉案例，作進一步的觀察與分析。



## 參考文獻

### 中文部分

- 王鼎銘、蘇俊斌、黃紀、郭銘峰，「日本自民黨之選票穩定度研究：1993、1996及2000年眾議院選舉之定群追蹤分析」，*選舉研究*，第十一卷第二期（2004年11月），頁81-109。
- 俞振華、蔡佳泓，「如何利用全國性民調推估地方民意？多層次貝式定理估計模型與分層加權的應用」，*台灣政治學刊*，第十卷第一期（2006年6月），頁5-38。
- 張順全、莊文忠，「探索選民的投票行為變化：應用機率分配模型的預測方法」，*選舉研究*，第十五卷第二期（2008年11月），頁91-117。
- 黃紀，「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*，第十二卷第一期（2005年5月），頁1-37。
- 黃紀，「論「投票穩定與變遷」之估計方法」，發表於台灣政治學會年會暨「政黨輪替後之台灣政治」學術研討會（台北：國立政治大學主辦，2001年，12月15日），台北：政治大學。
- 黃紀、吳重禮，「政治分析與研究方法：論2002年立法院行使考試院正副院長同意權之投票模式」，*問題與研究*，第四十二卷第一期（2003年1月），頁1-17。
- 蔡佳泓，「現任縣市長支持之研究：多層次貝氏統計之應用」，*應用經濟論叢*，第九十六期（2014年12月），頁69-104。
- 蕭怡靖、黃紀，「2008年立委選舉候選人票之分析：選民個體與選區總體的多層模型」，*台灣政治學刊*，第十四卷第一期（2010年6月），頁3-53。

### 英文部分

- “Bundespräsidentenwahl 2016,” *Bundesministerium für Inneres*, <[https://www.bmi.gv.at/412/Bundespraesidentenwahlen/Bundespraesidentenwahl\\_2016/start.aspx#pk\\_01](https://www.bmi.gv.at/412/Bundespraesidentenwahlen/Bundespraesidentenwahl_2016/start.aspx#pk_01)> (2016).
- “Das Stichwahl-Urteil des VfGH im Wortlaut,” *Die Presse*, <<https://diepresse.com/>

home/politik/innenpolitik/5041253/Das-StichwahlUrteil-des-VfGH-im-Wortlaut>  
(July 1, 2016).

“Zusammen. Für unser Österreich. Regierungsprogramm 2017–2022,” *Wiener Zeitung*,  
<[https://www.wienerzeitung.at/\\_em\\_datan/\\_wzo/2017/12/16/171216\\_1614\\_](https://www.wienerzeitung.at/_em_datan/_wzo/2017/12/16/171216_1614_regierungsprogramm.pdf)  
[regierungsprogramm.pdf](https://www.wienerzeitung.at/_em_datan/_wzo/2017/12/16/171216_1614_regierungsprogramm.pdf)> (December 18, 2017).

Achen, Christopher H., and W. Phillips Shively, *Cross-level Inference* (Chicago: The University of Chicago Press, 1995).

Adolph, Christopher, Gary King, Michael C. Herron and Kenneth W. Shotts, “A Consensus on Second Stage Analyses in Ecological Inference Models,” *Political Analysis*, Vol. 11, Issue. 1 (2003), pp. 86-94.

Baumann, Meret, “Österreichs Bundespräsident spielt eine besondere Rolle bei der Regierungsbildung,” *Neue Zürcher Zeitung*, <<https://www.nzz.ch/international/van-der-bellens-bedeutende-rolle-bei-der-regierungsbildung-ld.1340891>> (December 19, 2017).

Berelson, Bernard R., Paul F. Lazarsfeld and William N. McPhee, *Voting* (Chicago: University of Chicago Press, 1954).

Birnir, Johanna Kristin, “Divergence in Diversity? The Dissimilar Effects of Cleavages on Electoral Politics in New Democracies,” *American Journal of Political Science*, Vol. 51, Issue. 3 (2007), pp. 602-619.

Burnham, Walter Dean, *Critical Elections: And the Mainsprings of American Politics* (New York: W. W. Norton & Company, Inc, 1971).

Carmines, Edward G. and James A. Stimson, *Issue Evolution: Race and the Transformation of American Politics* (Princeton, NJ: Princeton University Press, 1989).

Carstens, Jan Felix, “Kleinparteien im australischen Wahlsystem, Analyse strategischer Anpassungsmerkmale,” Bachelor’s thesis, Ludwig-Maximilians-Universität München, (2014), pp. 1-40.

Catón, Matthias, “Wahlsysteme und Parteiensysteme im Kontext, Vergleichende Analyse der Wirkung von Wahlsystemen unter verschiedenen Kontextbedingungen,” *Universitätsbibliothek Heidelberg*, <<https://archiv.ub.uni-heidelberg.de/volltextserver/9054/>> (May 18, 2009), pp. 15-219.

- Claassen, Ryan L., "Floating Voters and Floating Activists: Political Change and Information," *Political Research Quarterly*, Vol. 60, No. 1 (2007), pp. 124-134.
- Ferree, Karen E., "Iterative Approaches to R x C Ecological Inference Problems: Where They Can Go Wrong and One Quick Fix," *Political Analysis*, Vol. 12, No. 2 (2004), pp. 143-159.
- Gelman, Andrew, David K. Park, Stephen Ansolabehere, Phillip N. Price and Lorraine C. Minnite, "Models, Assumptions and Model Checking in Ecological Regressions," *Journal of the Royal Statistical Society*, Vol. 164, Issue. 1 (2001), pp. 101-118.
- Goldstein, Harvey, "Multilevel mixed linear model analysis using iterative generalized least squares," *Biometrika*, Vol. 73, Issue. 1 (1986), pp. 43-56.
- Goodman, Leo A., "Ecological Regressions and the Behavior of Individuals," *American Sociological Review*, Vol. 18, No. 6 (1953), pp. 663-664.
- Goodman, Leo A., "Some Alternatives to Ecological Correlation," *American Journal of Sociology*, Vol. 64, No. 6 (1959), pp. 610-625.
- Gschwend, Thomas, "Ökologische Inferenz," in Joachim Behnke, Thomas Gschwend, Delia Schindler and Kai-Uwe Schnapp eds., *Methoden der Politikwissenschaft: Neuere qualitative und quantitative Analyseverfahren* (Baden-Baden: Nomos, 2006), pp. 227-237.
- Imai, Kosuke, Gary King and Olivia Lau, "Toward A Common Framework for Statistical Analysis and Development," *Journal of Computational and Graphical Statistics*, Vol. 17, No. 4 (2008), pp. 1-22.
- Imai, Kosuke, Gary King and Olivia Lau, "Zelig: Everyone's Statistical Software," *IQSS*, <<https://r.iq.harvard.edu/docs/zelig.pdf>> (June 21, 2012), pp. 170-173.
- Inglehart, Ronald, and Avram Hoschstein, "Alignment and Dealignment of the Electorate in France and United States," *Comparative Political Studies*, Vol. 5, No. 3 (1972), pp. 343-372.
- Kazim, Hasnain, "Volksparteien zerlegen sich, Rechte triumphieren," *SPIEGEL Ausland*, <<http://www.spiegel.de/politik/ausland/oesterreich-fpoe-triumphiert-bei-bundespraesidenten-wahl-a-1089007.html>> (April 24, 2016).
- Kempf, Udo, *Das politische System Frankreichs* (Cham, Switzerland: Springer Nature, 2007).

Key, V. O., "A Theory of Critical Elections," *the Journal of Politics*, Vol. 17, No. 1 (1955), pp. 3-18.

King, Gary, *A Solution to the Ecological Inference Problem: Reconstructing Individual Behavior from Aggregate Data* (Princeton, New Jersey: Princeton University Press, 1997).

King, Gary, Ori Rosen and Martin A. Tanner, "Binomial-Beta Hierarchical Models for Ecological Inference," *Sociological Methods & Research*, Vol. 28, No. 1 (1999), pp. 61-90.

King, Gary, Ori Rosen and Martin A. Tanner, *Ecological Inference: New Methodological Strategies* (New York: Cambridge University Press, 2004).

Klima, André, "Analysen von Wahlergebnissen in Deutschland 1924-1933: Räumlich-zeitliche Analyse und ökologische Inferenz," *Master's thesis, Ludwig-Maximilians-Universität München*, (2011), pp. 3-172.

Liu, Baodong, "The Positive Effect of Black Density on White Crossover Voting: Reconsidering the Social Interaction Theory," *Social Science Quarterly*, Vol. 82, No. 3 (2001), pp. 602-615.

Mayer, William G., "The Swing Voter in American Presidential Election," *American Politics Research*, Vol. 35, No. 3, (2007), pp. 358-388.

Metropolis, Nicholas, Arianna W. Rosenbluth, Marshall N. Rosenbluth, Augusta H. Teller, and Edward Teller, "Equation of state calculations by fast computing machines," *Journal of Chemical Physics*, Vol. 21 (1953), pp. 1087-1092.

Moser, Peter, "Flexibles Wahlverhalten prägt Ständeratswahlen. Eine Analyse des zweiten Wahlgangs der Zürcher Ständeratswahlen 2011," *Statistik.info*, Vol. 14 (2011), pp. 1-9.

Moser, Peter, "Partei oder Persönlichkeit? Eine Analyse des ersten Wahlgangs der Zürcher Ständeratswahlen 2011," *Statistik.info*, Vol. 13 (2011), pp. 1-11.

Müller, Wolfgang, "Der Bundespräsident," in Dachs, Herbert et al. eds., *Handbuch des politischen Systems Österreichs. Die Zweite Republik* (Wien: Manz'sche, 1997), pp. 138-147.

Neuwirth, Erich and Walter Schachermayer, "Some Statistics concerning the Austrian Presidential Election 2016," *arXiv*, <<https://arxiv.org/pdf/1609.00506.pdf>> (October 2, 2016), pp. 1-9.

- Nohlen, Dieter, "Internationale Trends der Wahlsystementwicklung," *Österreichische Zeitschrift für Politikwissenschaft*, Vol. 34, No. 1 (2005), pp. 11-26.
- Öhlinger, Theo, "Die Rolle des Bundespräsidenten nach der Nationalratswahl in Österreich," *Verfassungsblog*, <<https://verfassungsblog.de/die-rolle-des-bundespraesidenten-nach-der-nationalratswahl-in-oesterreich/>> (October 17, 2017).
- Pütz, Christine, *Parteienwandel in Frankreich: Präsidentschaftswahlen und Parteien zwischen Tradition und Anpassung* (Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften, 2014).
- Raudenbush, Stephen W. and Anthony S. Byrk, *Hierarchical Linear Models: Applications and Data Analysis Methods*, Second Edition, (Thousand Oaks, CA: Sage Publications, 2002).
- Roberts, Kenneth M. and Erik Wibbels, "Party Systems and Electoral Volatility in Latin America: A Test of Economic, Institutional, and Structural Explanations," *American Political Science Review*, Vol. 93, Issue. 3 (1999), pp. 575-590.
- Rosen, Ori, Wenxin Jiang, Gary King and Martin A. Tanner, "Bayesian and frequentist Inference for Ecological Inference: The The RxC Case," *Statistica Neerlandica*, Vol. 55, No. 2 (2001), pp. 134-156.
- Sartori, Giovanni, *Comparative Constitutional Engineering: An Inquiry into Structures, Incentives and Outcomes* (London: Macmillan, 1994).
- Shively, W. Phillips, "From Differential Abstention to Conversion: A Change in Electoral Change 1864-1988," *American Journal of Political Science*, Vol. 36, No. 2 (1992), pp. 309-330.
- Shively, W. Phillips, "The Electoral Impact of Party Loyalist and "the Floating Vote": A New Measure and a New Perspective," *The Journal of Politics*, Vol. 44, No. 3 (1982), pp. 679-691.
- Tanner, Martin A., *Tools for Statistical Inference: Methods for the Exploration of Posterior Distributions and Likelihood Functions* (New York: Springer, 1996).
- Tavits, Margit, "The Development of Stable Party Support: Electoral Dynamics in Post-Communist Europe," *American Journal of Political Science*, Vol. 49, No. 2 (2005), pp. 283-298.
- Tierney, Luke, "Markov Chains for Exploring Posterior Distributions," *The Annals of Statistics*, Vol. 22, No. 4 (1994), pp. 1701-1728.



Wattenberg, Martin P., *The Decline of American Political Parties 1952-1994* (Cambridge, Massachusetts: Harvard University Press, 1996).

Wittenberg, Jason Ferdinand Alimadhi, Badri Narayan Bhaskar, and Olivia Lau, “ei .RxC: Hierarchical Multinomial-Dirichlet Ecological Inference Model for R x C Tables,” in Kosuke Imai, Gary King and Olivia Lau eds., *Zelig: Everyone’s Statistical Software* <<https://r.iq.harvard.edu/docs/zelig.pdf>> (2007), pp. 170-173.

Zaller, John R., “Floating Voters in U.S. Presidential Elections, 1948-2000,” in Willem E. Saris and Paul M. Sniderman eds., *Studies in Public Opinion: Attitudes, Nonattitudes, Measurement Error, and Change* (Princeton, NJ: Princeton University Press, 2004), pp. 166-212.

# **The Impact of the Second Ballot System on Voters' Political Polarization – Cross- level Inference of the 2016 Austrian Federal Presidential Election**

**Peng, Jui-Jen**

(Advanced Legal Researcher, Science & Technology Law Institute, Institute for Information Industry; Adjunct Assistant Professor, Department of Political Science, Soochow University, Taiwan)

## **Abstract**

Austria is a semi-parliamentary(quasi-parliamentary) country, in which the federal president has the power to appoint prime ministers and ministers. The president's political party position also has impacts on European Union (EU) policies, playing a role of importance no less than the National Council (Nationalrat). The presidential election adopts "the absolute majority runoff voting" system (die absolute Mehrheitswahl mit einer Stichwahl), in which the election proceeds to a second round when no candidate has received a simple majority (more than 50%) of votes cast in the first round, and then the two candidates who received the most votes would be candidates in the second round. In this context, the polarization of ballots and ideologies can often be observed in the second round voting. Take the election on April 24, 2016, as an example. No candidate received a simple majority (more than 50%) of votes cast in the first round, and thus Norbert Gerwald Hofer of the Freedom Party of Austria ( Freiheitliche Partei Österreichs, FPÖ) and Alexander van der Bellen of the Green Party became the candidates in the second and third rounds, and eventually Alexander van der Bellen won the election with 53.79 % of the vote. The election showed that the characteristics of the second ballot system and the presidential election had encouraged voters with different political party preferences to shift their votes to the two candidates with the highest election chance. However, the change of the structure of voters in between the two rounds could not be observed from the election results, which can only be obtained through cross-level inference by

the utilization of aggregate data. This study uses the “Hierarchical Bayesian Model” to infer the trends of changes in the polarization of the voters of different parties under a structure of multi-way contingency tables.

**Keywords:** second ballot system, cross-level inference, hierarchical Bayesian model, polarization, the Freedom Party of Austria (Freiheitliche Partei Österreichs, FPÖ)