选举席位偏差对政治极化的影响：一种计算视角

Daria Boratyn 和 Dariusz Stolicki

定量政治学中心，雅盖隆大学，Reymonta 4，31-114，克拉科夫，波兰
daria.boratyn@uj.edu.pldariusz.stolicki@uj.edu.pl

arXiv:2602.08160v1 [physics.soc-ph] 8 Feb 2026

摘要

关于政治极化成因的研究指出，导致这一问题的因素有多种，从社会和心理因素到经济和技术因素。然而，政治制度尤为突出，因为它们既可能加剧也可能缓解极化，而且相较于其他因素，更容易重新设计。因此，我们分析了此类制度中的一类——选举制度，探究许多常见制度（尤其是相对多数制和杰斐逊–顿特法）中存在的大党席位偏差是否会加剧极化。由于跨国经验数据相对稀少且受到诸多混杂因素的严重影响，我们采用计算方法：一种基于主体的蒙特卡洛模拟。我们以经典空间模型为基础，对多个选举周期中的选民行为进行建模，同时纳入其他已知的选民行为模式，如从众效应、策略性投票、偏好更新、回顾性投票和恒温器效应。研究结果证实了我们的假设：大党偏差更强的选举制度，其极化程度显著更高，这一程度以 Mehlhaff 指数衡量。

引言

在许多当代民主政体中，选举越来越像是相互不信任的政治阵营之间的对抗，而非例行的偏好汇总机制。学者们记录到，老牌民主政体和新兴民主政体中的政党之间意识形态距离不断扩大，党派支持者之间的情感敌意日益加深，政治共同体也日益趋于同质化，并在内部相互强化（Gidron 等人，2020年；Reiljan，2020年；Boxell 等人，2022年；vander Veen，2023年）。因此，极化正迅速成为现代代议制政治的普遍特征。

大量证据表明，极化加剧对民主制度产生了显著的不利影响。党派敌意和阵营间社会距离居高不下，与对民主规范的承诺减弱、对己方违反规则行为的容忍度上升，以及政治分歧被重新界定为生死攸关的冲突的风险增加有关（Kingzette 等人，2021年；Graham 和 Svolik，2020年；Orhan，2022年；Littvay 等人，2024年；Cox 等人，2025年）。当公民认为对手不仅是错的，而且是危险的，他们就更愿意支持制度强硬手段、民主倒退，甚至政治暴力，尤其是在他们相信“另一方”若有机会也会采取同样做法时（McCoy 和 Somer，2019年；Ward 和 Tavits，2019年；Pasek 等人，2022年；Janssen 和 Turkenburg，2025年）。

极化的政治体系也往往会出现民主治理的其他病态。极化与立法僵局和政策不稳定有关，因为政党发现，组建跨阵营联盟或接受妥协方案变得更加困难（Thurber and Yoshinaka，2015年；Binder，2016年）。这可能会侵蚀人们对制度的信任，扩大胜利者与失败者之间在民主正当性方面的认知差距，并削弱维系宪政民主的相互宽容与克制等非正式规范（Uslaner，2015年；Levitsky andZiblatt，2018年；Cox等，2025年）。在社会层面，情感极化会扰乱社会关系，促使人们选择性接触立场相近的信息，并缩小公民愿意交流的对象范围（Iyengar等，2019年；Frimer等，2017年；Berntzen等，2024年）。因此，其规范层面的影响重大：从长远来看，持续的极化可能会损害民主治理的效能及其在人们眼中的公平性。

关于政治极化成因的研究指出，这一问题有多种驱动因素，既包括社会和心理因素（Dixit和Weibull，2007年；Harteveld，2021年；Kaplan等，2022年），也包括经济和技术因素（McCarty等，2006年；Törnberg，2022年；Kubin和von Sikorski，2021年）。其中，政治制度尤其值得关注，因为它们既可能加剧或缓和极化（Bernaerts等，2023年；McCarty等，2009年；Grose，2020年），又不像深层社会裂痕或技术变迁那样难以改变，相对而言更容易改革。选举制度尤为重要，因为它们不仅决定选票如何转化为政治权力，还会影响政党数量、政治碎片化、政府稳定性与回应性，以及政治激励（Rae，1967年；Lijphart，1994年；Shugart和Taagepera，2017年）。因此，选举工程有可能通过改变政党和选民面临的心理激励，缓和或加剧极化（Brunell和Grofman，2005年；Besley和Preston，2007年；Carson等，2007年；McCarty等，2009年）。

本文聚焦于选举制度的一项特定属性：选举席位偏差。我们将其定义为：在将选票转化为席位的过程中，较大的政党系统性地占据优势，而较小的政党则处于相应劣势（Schuster等，2003年；Pukelsheim，2017年；Boratyn等人，2025年）。我们认为，偏差是一种很有潜力却尚未得到充分研究的制度机制，它将选举制度与极化联系起来，因为它会影响选民和政党所面临的战略格局：它改变哪些政党能够成为代表民意的有效载体，改变支持小党或意识形态小众政党的“成本”，并影响人们对某一政党每多获得一张选票可能带来多大政策影响力的预期。尤其是，大党偏差会促使理性选民支持大党而非小党；大量研究表明，选民会通过策略性弃选那些缺乏胜算的

选项（Cox和Shugart，1996年；Spenkuch，2013年；Herrmann等人，2016年）。小党长期代表性不足——这些政党往往包括温和派、新进入者或跨议题企业家——反过来可能会将党派竞争压缩到范围更窄的一组大党之中，从而加剧群体间界限。

第二种机制是集中效应。当选举规则系统性地通过奖励席位奖励较大的政党时，较大政党的选票比小党选票更有效地转化为立法席位。就间接政策影响力而言，这些选票平均而言“更有价值”。预见到这一点后，主要关心政策结果而非表达性代表的选民，会获得额外动力，协调投票给某个领先政党（Cox和Shugart，1996年）。在重复选举中，这种动态可能会进一步推动两个或三个主导政党或政治集团的形成。反过来，政党策略师可能会发现，强化党派间的对立在选举中有利可图——例如，突出身份认同议题，或采取更鲜明的意识形态特征——因为随着可选项减少，转换政党的成本会增加。

综合来看，门槛效应和集中效应提出了一个明确的假设：其他条件相同的情况下，大党席位偏差越强的选举制度，选民中的政治极化均衡水平就越高。然而，要通过实证检验这一主张并不容易。跨国比较受到多重因素阻碍，包括选举规则与既有政党体系之间的内生性、社会裂痕和媒体环境中未被观测到的差异，以及席位偏差往往与其他制度特征共同变化。为绕过这些推断难题，我们采用计算方法。基于政党竞争空间模型和关于选民行为的实证研究结果，我们构建了一个针对重复选举的基于主体的蒙特卡洛模拟，在其中可以系统地改变大党席位偏差的程度，同时保持其他参数不变。该框架使我们能够评估：存在席位偏差的选举制度是否确实倾向于产生比比例制替代方案更为极化的选民分布，以及在什么条件下会如此。

文献综述

极化的成因

文献在分析上区分了彼此可分、但相互交织的极化维度。在精英层面，McCarty等 (2006年）和van der Veen（2023年）记录了主要政党之间意识形态距离长期扩大的趋势。在大众层面，证据表明，政治参与者之间的意识形态一致性有所提高，情感 极化也在加剧（即对对立党派支持者抱有更负面的情感）（Iyengar等，2012年，2019年）。其他研究则强调，这些变化在很大程度上反映的是政党排序——使党派身份与意识形态相一致——而不是整体向极端立场移动（Fiorina和Abrams，2008年；Levendusky，2009年；Mason，2015年；Harteveld，2021年）。

研究普遍认为，极化是一种多重成因的现象（McCoy 和 Somer，2019年；Baldassarri 和 Page，2021年）。问题的核心在于根深蒂固的心理倾向，即群体身份认同和内群体偏袒（Iyengar 等，2012年；Mason，2018年；Jost 等，2022年）、确认偏误（Taber 和 Lodge，2006年）以及认知简约性（Kawakatsu 等，2021年）。党派依附会转变为社会身份认同，将意识形态、宗教和文化承诺捆绑在一起（Mason，2018年）。面对多种议题时，认知简约性会驱使选民遵循党派线索，从而强化捆绑效应（Kawakatsu 等，2021年）。在这种情况下，动机性推理、内群体偏见和外群体敌意相互强化，共同促成意识形态极化和情感极化（Iyengar 等，2019年；Jost 等，2022年）。政党排序和精英线索采纳会进一步强化这些动态，因为公民会使其表达性的党派身份与全国性政党精英的立场相一致（Levendusky，2009年）。

政治行为者会有意采取加剧极化的策略，因为他们能够从中获取政治利益，从而使这一趋势进一步恶化（Gentzkow等，2019年；Iyengar等，2019年；Rathje等，2021年）。一些学者还指出，结构性的社会和经济分歧，尤其是高度且持续存在的不平等，为对立政治阵营的形成提供了肥沃土壤（McCarty等，2006年；Esteban和Ray，2011年；Gethin等，2022年）。此外，信息环境的变化，包括社交媒体的大规模普及，也通过形成“回音室”效应并实现定向动员，放大了极化动态（Halberstam和Knight，2016年；Lelkes等，2017年；Levy，2021年；Guess等，2023年；Allcott等，2024年）。

最后，尽管向中位选民靠拢在选举上是最优的（Black，1948年；Downs，1957年），内部政治压力仍推动政治行为者走向意识形态极化。政党纲领、策略和提名由比普通选民在意识形态上更为极端的职业政治家和活动人士所塑造（May，1973年；Fiorina和Abrams，2008年；Masket，2011年；Collitt和Highton，2021年）。他们中的许多人更偏好并强调基于动员而非基于说服的选举策略（Fisher和Denver，2009年；Panagopoulos，2016年），这使政党偏离中间、转向活动人士基础（Aldrich，1983年；Layman等人，2006年；Amitai，2024年）。此外，意识形态强烈的个人比温和派更常发声，从而加剧公共辩论中的极化（Burnett等人，2022年）。社交媒体算法通过优先推送情绪化内容强化了这一趋势（Brady等人，2017年）。这种环境使极端观点看起来比实际情况更为普遍，进一步促使人们偏离中间立场（Westfall等人，2015年）。

极化的大多数根源都难以补救。然而，政治制度在此是一个例外。比较研究表明，制度背景，尤其是选举制度，塑造了社会裂痕如何转化为政党竞争，以及冲突是被聚合为少数大型政治集团，还是分散于多个行为者之间（Lijphart，1994年，1999年）。与此同时，制度重构虽并非没有自身挑战，却是应对极化最可行的补救措施之一。因此，接下来的各小节将转向关于选举制度之政治后果，尤其是选举席位偏差的文献。

选举制度的政治效应

经典研究认为，选举法的特征，如选区规模、选举公式和法定门槛，塑造了政党体系的形态、政治激励，以及一党政府相对于联合政府的前景（Rae，1967年；Lijphart，1994年；Taagepera与Shugart，1989年；Gallagher，1992年）。机械效应（选票如何转化为席位）与心理效应（选民和政党如何根据这些规则调整策略）共同产生了诸如杜瓦杰定律与微观—宏观定律等熟悉的规律（Duverger，1951年；Colomer，2004年）。

一小部分但日益增多的研究，探讨了选举制度与极化之间的交互作用。一些比较

研究表明，比例制可能有助于代表多元利益，从而缓和零和的两大阵营冲突；而多数制往往会使竞争围绕一个占主导地位的分歧展开（Lijphart，1999年）。另一些研究则认为，其影响取决于具体情境：在不平等的社会中，宽松的规则可能导致政党供给极化，而限制性规则则会将冲突压缩到更少、对立更鲜明的政治集团中（Han，2015年）。然而，在考察极化时，研究往往关注宽泛的制度类型（例如，多数制与比例制），而非席位偏差等具体规则特性。

选举制度中的席位偏差

席位偏差是政党的得票率与实际分配到的席位份额之间的预期差距。对于分配（比例代表制）方法，在各种分布假设下，可以通过解析方法推导出渐近席位偏差（Schuster等，2003年；Janson，2014；Pukelsheim，2017年；Boratyn等人，2025年）。这些研究表明，舍入阈值较低的除数法（如杰斐逊–顿特法）往往偏向大党，而舍入阈值较高的方法（如圣拉盖法或亚当斯法）则更为中立，甚至偏向小党。

近期研究将席位偏差分析拓展到了多选区情境。席位偏差与平均选区规模之间的关系早已由Taagepera 和 Shugart(1989年) 和Rae (1995年) 指出。对于平稳除数法，Flis 等人(2020年) 和Boratyn等人 (2025年) 确定了这一关系的精确函数形式，证实大党偏差会随着平均选区规模和竞争政党数量的增加而增大。对于采用单议席选区的制度，偏差主要取决于选民的地理分布。尤其是，选区层面结果的分布越集中，相对多数制（简单多数制）规则的大党偏差就越大。

方法

利用观察性数据确立选举席位偏差与政治极化之间的因果联系颇具挑战。跨国比较面临比较研究中常见的问题：制度会随着社会裂痕、政党体系历史、媒体体系和经济发展而共同变化，而选举规则往往是先前政治冲突的内生结果。即使在一国内部，改革也很少能形成干净的“自然实验”，使大党偏差发生变化，同时政治环境的其他特征保持稳定。因此，将制度与极化相关联的实证研究容易受到遗漏变量偏差、反向因果关系和情境异质性的影响。

计算方法为这类实证研究提供了一种有用的替代方案。具体而言，基于主体的建模采用“生成式”方法，使我们能够通过设定微观层面的行为规则和制度情境来构建人工选民群体；这些规则和情境经过迭代后，可以再现我们关注的宏观层面规律（Epstein，1999年）。我们可以开发这样的模型：外生设定选举制度参数，并将所有其他特征固定不变，从而通过系统地改变相关制度参数，同时在设计上控制混杂因素，分离选举席位偏差对极化的影响（另见de Marchi，2005年；Macy和Flache，2011年）。

基于主体的方法尤其适合分析选民行为和政党竞争。选举是一种复杂适应系统，其中个体层面的选择，启发式策略和社会影响与制度激励相互作用，产生涌现的宏观层面模式——例如政党碎片化、波动性和极化——这些模式可能高度非线性且具有路径依赖性（Macy和Flache，2011年）。选举竞争分析模型，尤其是在包含策略性投票和动态偏好更新的多党空间情境中，很快就会变得难以处理。因此，基于主体的模型日益广泛地用于研究多维政策空间中的政党竞争和选举动态，展示了微观层面上简单的行为规则如何产生丰富且有时违背直觉的总体行为（Laver和Sergenti，2011年）。

基于这一思路，我们采用基于主体的蒙特卡洛模拟，研究选举席位偏差如何影响大众层面极化的长期演变。我们的模型设定了一个嵌入空间政策环境中的选民与政党群体、一套决定投票选择与偏好更新的决策规则，以及一系列具有不同大党偏差程度的选举公式。通过反复模拟选举周期，并仅改变我们关注的制度参数，我们得以获得不同选举制度下极化结果的分布。下一小节将详细介绍这一模拟的设计，包括政党体系和选民偏好的初始状态、支配投票选择与偏好变化的行为规则，以及对具有不同席位偏差特性的选举制度所作的形式化表示。

模拟设计

我们从传统的空间模型出发：为每位选民和每个政党在二维政策空间中指定一个位置（理想点）（Good和Tideman，1976；Enelow和Hinich，1984）。我们假设政策空间呈球对称（不同于大多数专家调查数据集，例如查珀尔希尔专家调查，Bakker等人，2015年；这类数据集隐含地假设政策空间为立方形），因为实证研究为这一假设提供了更有力的支持：通过对唱名表决数据（Poole和Rosenthal，1991；Poole，2005；Hix等人，2006年）、文本数据（Kim等人，2018年；Boratyn等人，2023年）和社交媒体数据（Hemphill等人，2016年）等数据源进行多维尺度分析得出的理想点，往往近似呈球形分布，而非立方形分布。对于NOMINATE数据而言，这或许是使用主成分分析所造成的假象（Potthoff，2018年）；但其他不受此类偏差影响的尺度分析方法——例如贝叶斯方法（Clinton等人，2004年）和UMAP（McInnes等人，2018年）——也识别出近似球形的分布（Berggren，2017年；McInnes，2018年）。对国会投票的分析也表明，两个主维度上的距离呈负相关（Chatterjee和Eyigungor，2023年）。此外，球形政策空间在数学上也很方便：它具有旋转不变性，因此无需任意选定某个特定的基；并且与选民偏好服从高斯分布的假设高度吻合。

因此，政党理想点服从以原点为圆心、半径为 r 的圆上的均匀分布。初始选民理想点由若干分布混合而成：概率为 $3/4$时，选民是初始未承诺选民，其理想点取自以原点为中心的多元高斯分布；概率为 $1/4$ 时，选民是政党基本盘选民。政党基本盘选民按政党初始规模的比例分布到各政党中，其理想点取自以所属政党理想点为中心的多元高斯分布。

该模型体现了三个基本假设。首先，我们假设选民群体由党派偏好强烈的选民和摇摆选民构成，后者更容易受到任何政党的影响。忽略前者并不现实，而且可能导致政党过度聚集在中间；而忽略后者则会严重低估选举波动性。其次，我们认为各群体内部的选民偏好近似服从正态分布（Rice，1928年；Granberg，1987年；Fowler等人，2023年；Bertsou等人，2025年）。第三，我们则假设，相比选民，政党更倾向于进行意识形态表达（Bafumi和Herron，2010年），也更可能覆盖议题空间的大部分区域，因此选择均匀分布而非高斯分布。

这些初始政党规模则根据 i个最大政党的预期选区规模向量得出，该向量是在假设政党规模向量均匀分布于单位单纯形上的情况下计算的（Boratyn等人，2020年）。然而，为了更好地契合政党规模的经验分布，我们对其开平方根以压平分布。此外，鉴于Taagepera（2007年）发现，理论上预期的最大和第二大政党规模分别高于和低于经验数据中的对应规模，我们通过取两者的平均值，人为地使其趋于一致。

然而，在模拟个体选民行为的阶段，我们偏离了传统的空间模型。尽管我们的选民仍然偏好理想点距离较近的政党，而非距离较远的政党，但这并非决定他们选择的唯一标准。我们还纳入了实证研究中已知的若干选举行为投票模式：

- 策略性投票（Myerson和Weber，1993年；Blais等人，2001年）：选民可能会偏好距离更远的选项，而非距离更近的选项，以降低距离更远的政党赢得选举，或自己的选票被浪费的风险；在实践中，我们预计这种模式会转化为偏好较大的政党而非较小的政党；

- 这种从众效应（Lanoue和Bowler，1998年），根据这一效应，选民会聚集到他们认为代表公众意见的领袖一方，从而再次偏向较大的政党而非较小的政党；以及
- 这种回顾性投票模式（Fiorina，1981年），根据这一模式，至少有一部分选民主要通过投票来奖惩执政党，具体取决于他们是否认可其执政表现。

因此，我们的选民决策函数如下：

- 首先，对于每位选民，我们按照政党规模（即其席位数）与选民和政党理想点之间距离之比的降序排列政党；该距离取 α_j 次幂，幂指数针对每位选民随机确定（取自截断正态分布），代表选民偏好政策而非策略的个体倾向：选民的 α_j 越高，他们就越不可能偏好规模较大但距离更远的政党，而不是规模较小但距离更近的政党。

- 其次，对于不满选民，会从政党的偏好排序中划去执政党（在初始迭代中，不满选民集合为空）。

- 最后，每位选民都会选择排名最高的剩余政党并投票给它。

随后对选票进行计票，并根据我们所模拟的具体选举制度分配席位。由于我们并不模拟将选民群体划分为选区的过程，因此对于每一种选举制度，我们都使用一种“席位—选票近似”——这是一种数学工具，使我们仅凭汇总数据即可模拟在给定制度下的席位分配。我们将在本节稍后讨论我们最关注的两种选举制度——杰斐逊—丹特法和单席位相对多数制（简单多数制）——的席位—选票近似。

此时，选民会根据选举周期调整自己的位置，这构成了我们的模拟与传统空间模型之间的第二个主要差异。这种调整是两个偏好更新过程之和：

1. 选民偏好的随机扰动
   我们假设，选民的政策偏好会因随机生活经历引发的价值观重新评估而向任意方向转变。不过，我们预计此类转变大多幅度较小。2. 情感转变。这里的基本假设是，情感极化在我们的模型中是一种独立的社会过程，它会促使政党选民向该政党的位置靠拢（Callander 和 Carbajal，2022年）。这种效应的选区规模因选民而异，范围从1（选民完全认同政党理想点），到0（选民位置没有变化），再到负值（远离政党理想点的转变）。不过，我们假设转变效应分布总体上偏向极化；已经接近政党立场的选民更可能进一步靠近，而距离较远的选民转向该政党的可能性与远离该党的可能性大致相当。3. 恒温器效应（Wlezien，1995年）。我们观察到，这种效应仅作用于执政党：不认可其执政表现的选民会远离其理想点，转而靠近其偏好排序中排第二的竞争政党。从机制上看，这种效应有点像情感转变效应的镜像。

然而，在更新任何偏好之前，会重新计算选民满意度。我们假设最大政党为执政党。支持政府执政表现的该党选民比例取自一个贝塔分布，其期望值会随着现任执政党连续执政任期数的增加而降低。随后，根据期望值等于该支持率的伯努利分布，抽取每位选民对执政党执政表现的满意度。

完成这些调整后，我们重复这一过程，首先重新计算选民的偏好排序和得票。

形式化

符号说明

Let:

$v \in \mathbb{N}_+$ 表示选民人数，$n \in \mathbb{N}_+$ 表示政党数量，m 表示平均选区规模，$\delta(x)$表示集中于 x的狄拉克测度，$[l]$，$l \in \mathbb{N}_+$ 表示集合 $1,\ldots,l$。

此外，我们用字母 q 表示得票份额，用字母 s表示席位份额，用字母 i 为政党编索引，用字母 j为选民编索引，用字母 k 为迭代编索引，并用大写字母表示随机变量。

最后，令

$$\Delta_n := \{\mathbf{x} \in \mathbb{R}^n_{\geq 0} : \sum_{i=1}^{n} x_i = 1\} \tag{2.1}$$

表示（$n-1$）维单位单纯形。

模拟参数

Let:

$r \in \mathbb{R}_+$ 表示包含政党立场的圆盘半径，$\sigma \in \mathbb{R}_+$ 表示选民初始位置分布的标准差，$\rho \in \mathbb{R}_+$ 表示“政党基本盘”选民分布的缩放因子，$\mu \in \mathbb{R}_+$ 表示生成 α_j 所用截断正态分布的位置参数，$\tau \in \mathbb{R}_+$ 表示生成 α_j 所用截断正态分布的标准差参数，β_1，$\beta_2 \in \mathbb{R}_+$ 表示生成政府工作认可度所用贝塔分布的参数，$\pi \in$ 表示选民偏好发生随机扰动的概率（0，1），$\varsigma \in \mathbb{R}_+$ 表示随机偏好扰动分布的标准差参数，$\lambda \in \mathbb{R}_+$ 表示生成选民转移参数所用对数正态分布的标准差参数。

随机变量

对于选举周期的每次迭代 $k, k \in \mathbb{N}_+$、每个政党 $i,i = 1$、……、n，以及每位选民 $j, j = 1$、……、v，设：

- P_i 表示二维政策空间中第 i 个政党的位置，$\mathbb{R}^2$，
- Q_i^k 表示第 k 次迭代中第 i 个政党获得的得票率，
- S_i^k 表示第 k 次迭代中第 i 个政党获得的席位份额，
- X_j^k 表示第 j位选民在第 k次迭代中的政策空间位置，
- W^k 表示第 k次迭代中选举获胜政党的指数，
- J^k 表示第 k次迭代后政府的总体工作认可度，
- A_j^k 是一个布尔变量，当且仅当第 j位选民认可执政党在第 k次迭代中的执政表现时，其值为1。

初始条件

对于每个 i，我们假设 P_i （第 i个政党的理想点）是一个随机变量，其服从半径为 r的圆盘上的均匀概率分布，即，

$$P_i \sim \text{Unif}\Big(B\big((0,0), r\big)\Big). \tag{2.2}$$

对于每个 i，令 S_i^0 为第 i个政党的初始规模。我们将其定义为向量 Z 的各坐标期望值的函数：$= (Z_1, \ldots, Z_n)$，该向量取自 $(n-1)$ 维单位单纯形 Δ_n 上的均匀分布，即

$$S_i^0 := \begin{cases} \frac{\sqrt{\mathbb{E}(Z_1^\downarrow)} + \sqrt{\mathbb{E}(Z_2^\downarrow)}}{2\sum_{l=1}^n \sqrt{\mathbb{E}(Z_l^\downarrow)}}, & i = 1, 2, \\ \frac{\sqrt{\mathbb{E}(Z_i^\downarrow)}}{\sum_{l=1}^n \sqrt{\mathbb{E}(Z_l^\downarrow)}}, & i = 3, \ldots, n, \end{cases} \tag{2.3}$$

其中，$Z_l^\downarrow$ 表示 Z中第 l大的坐标。换句话说，我们对 Z的期望次序统计量向量逐坐标开平方，再进行归一化，并对前两个坐标。根据Boratyn等人（2020年）可知

$$\mathbb{E}(Z_l^\downarrow) = \frac{1}{n}\sum_{k=l}^{n}\frac{1}{k},$$

因此

$$S_i^0 := \begin{cases} \frac{\sqrt{\sum_{k=1}^n 1/k} + \sqrt{\sum_{k=2}^n 1/k}}{2\sum_{l=1}^n \sqrt{\sum_{k=l}^n 1/k}}, & i = 1, 2, \\ \frac{\sqrt{\sum_{k=i}^n 1/k}}{\sum_{l=1}^n \sqrt{\sum_{k=l}^n 1/k}}, & i = 3, \ldots, n. \end{cases} \tag{2.4}$$

政党理想点和初始规模的分布的一个示例实现绘制于图 1。

对于每位选民，该选民的初始位置 X_j^1 是一个随机变量，取自以下混合分布：以原点为中心的多元高斯分布（对应“未承诺”选民），以及以政党理想点为中心的多元高斯分布（每个政党对应一个，针对“政党基本盘”选民）：

$$X_j^1 \sim \frac{3}{4}\mathcal{N}\big((0,0), \sigma^2\big) + \frac{1}{4}\sum_{i=1}^{n} S_i^0 \mathcal{N}\big(P_i, (\sigma\rho S_i^0)^2\big). \tag{2.5}$$

政党基本盘选民的标准差首先按 ρ重新缩放，以确保政党基本盘选民比未承诺选民围绕原点更加集中；然后再根据初始政党规模进行缩放，以补偿较小政党的“引力吸引力”较弱这一情况。

最后，由于选民满意度效应仅在第二次及后续迭代中才会产生影响，因此我们为每位选民固定 $A_j^0 \sim \delta(1)$，并固定 $W^0 \sim \delta(0)$。

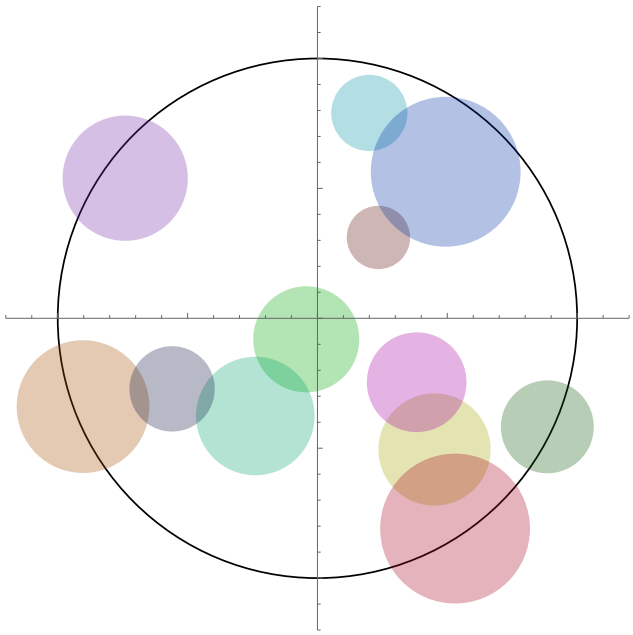

图 1. 运行示例：初始政党规模和位置。政党以彩色圆表示，圆心位于理想点，面积与初始规模成正比。模拟参数与下一节给出的参数相同。

选举周期的迭代

投票

对于选举周期 $k \in \mathbb{N}_+$ 的每次迭代、每个政党$i = 1,\ldots,n$以及每位选民 $j = 1,\ldots,v$，我们将第 j 位选民对第 i 个政党的效用定义为：

$$U^k_{i,j} := \frac{S^{k-1}_i}{d(X^k_j, P_i)^{\alpha_j}}, \tag{2.6}$$

其中，d 是 L_2 （欧几里得）度量，α_j 是一个从左侧截断于 1 的正态分布中抽取的随机变量，其均值为 μ，标准差为 τ：

$$\alpha_j \sim \mathcal{T}\big(\mu, \tau, (1, \infty)\big). \tag{2.7}$$

请回想，此公式考虑了投票行为中的策略成分和从众效应：选民会在政党的“引力”（与其规模成正比）和该党与选民位置的接近程度之间权衡。接近程度的相对重要性因选民而异，并从截断正态分布中抽取——我们需要左侧截断分布，以确保没有选民会对接近程度赋予负权重；但我们也希望比指数分布等单参数分布具有更大的灵活性。

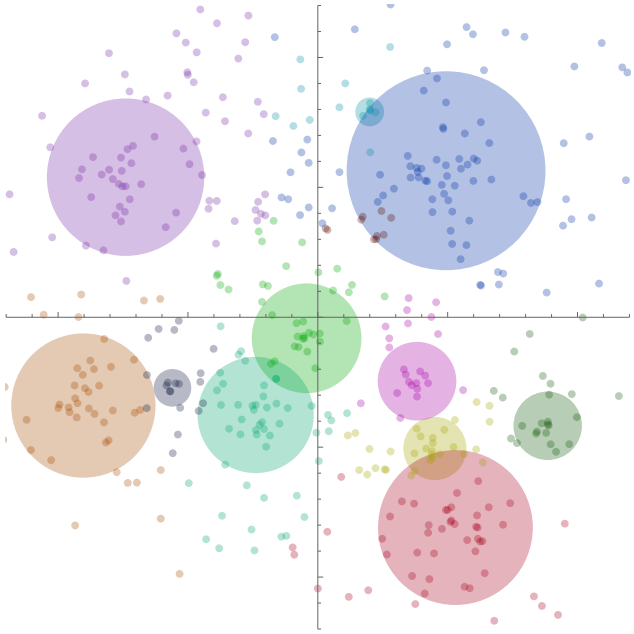

图2。 运行示例：第一次迭代。席位按照杰斐逊–顿特法分配，参数为 $m = 12$。彩色圆圈表示第一次选举后的政党（各政党的面积与其席位份额成正比），彩色圆点则表示部分选民。请注意，有些选民没有对应的政党圆圈——他们投票支持的政党未能达到自然门槛，因此没有赢得任何席位。

第 j 位选民在第 k 次迭代中的投票，通常是该次迭代中效用最大的政党的指数。不过，我们也考虑回顾性投票模式：对执政党执政表现极为不满的选民不会投票给该党，即使该党在其他情况下会是他们的最优选择。因此，

$$V^k_j := \operatorname*{arg\,max}_{i \in [n]} \begin{cases} U^k_{i,j} & \text{if } i \neq W^{k-1} \text{ or } A^{k-1}_j = 1, \\ 0 & \text{if } i = W^{k-1} \text{ and } A^{k-1}_j = 0. \end{cases} \tag{2.8}$$

然后，我们重新计算得票份额，

$$Q^k_i := \frac{|\{j \in [v] : V^k_j = i\}|}{v}, \tag{2.9}$$

以及席位份额，

$$(S^k_1, \ldots, S^k_n) := f((Q^k_1, \ldots, Q^k_n)), \tag{2.10}$$

其中 $f : \Delta_n \longrightarrow \Delta_n$ 是一个席位—选票函数，用于表示模型所采用的具体选举公式。

最后，我们确定选举获胜者：

$$W^k := \operatorname*{arg\,max}_{i \in [n]} S^k_i. \tag{2.11}$$

选民满意度

模拟选举后，将重新计算选民满意度。首先，政府的整体工作认可度 J^k 由参数为 β_1 和 $\kappa\beta_2$ 的贝塔分布中抽取，其中κ 是执政成本因子，即连续选举的次数 $l = 1, \ldots\ldots, k$，满足 $W^k = W^{k-l+1}$：

$$J^k \sim \mathrm{Beta}(\beta_1, \kappa\beta_2). \tag{2.12}$$

然后，对于每位选民 $j \in [v]$，其对政府的认可程度服从参数为 J^k 的伯努利分布：

$$A^k_j \sim \mathrm{Bernoulli}(J^k). \tag{2.13}$$

式（2.12）中的执政成本因子考虑到了这样一个事实：不仅行使权力会疏远部分选民，而且这种影响还会随着该政党连续执政的每一届任期而累积（Paldam, 1986；Nannestad and Paldam, 2000）。

偏好更新

最后，我们进入偏好更新阶段。每种更新效应都是独立计算的。首先是随机扰动：以概率 π，从以原点为中心、标准差为 ς 的多元正态分布中抽取；以概率 $1 - \pi$，扰动则为零：

$$\delta^k_j \sim \pi\mathcal{N}\big((0,0), \varsigma^2\big) + (1 - \pi)\delta\big((0,0)\big). \tag{2.14}$$

在实践中，我们预计 π 不会大于 $1/2$ （这反映了每次迭代中只有少数选民会受到随机扰动）。同样，ς 应显著小于σ，这同样反映了随机扰动通常相对较小。

情感转变的模拟更加复杂。转变向量本身是将选民位置与其所选政党位置之间的位移向量乘以一个随机幅度变量（$-\infty$，1）得到的。在这种情况下，幅度为 1 在极限情况下意味着选民的位置与政党立场完全相同；幅度为 0 则意味着没有变化；负幅度则表示选民的位置会远离政党立场。如前所述，由于我们假设潜在的社会趋势有利于情感极化，因此幅度分布需要不对称且右偏。由于在（$-\infty$，1）上没有规范的概率分布可供采用，我们将转变幅度定义为 $1 - \eta^k_j$，其中 η^k_j 服从对数正态分布：

$$\eta^k_j \sim \mathcal{L}(\lambda\Phi^k_j - 1, \lambda), \tag{2.15}$$

而 Φ_j^k 是通过概率积分变换 $x \mapsto \Pr(d(X_L^k,\ P_{V_j^k}) \le x)$ 得到的 $d(X_j^k,\ P_{V_j^k})$ 的像，其中 $L \sim \text{Unif}\left(\{l \in [n]:\ V_l^k = V_j^k\}\right)$ 是一个与选民 j支持同一政党的随机选民。因此，选民原本越接近政党立场，就越有可能经历朝向该立场的强烈情感转变。由于只有结合该政党的其他选民与其立场的远近，才能理解某个选民与政党的亲疏程度，因此我们通过概率积分变换对 L_2距离进行标准化。

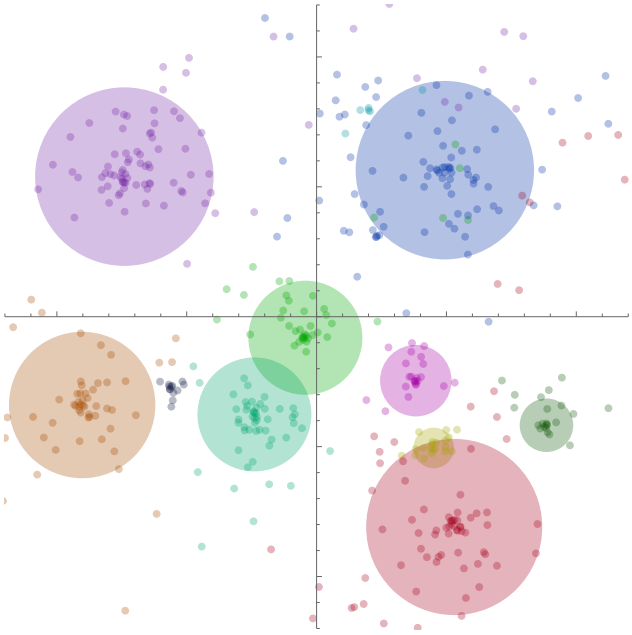

图 3。运行示例：第二次迭代。

引入 η_j^k 后，我们定义情感转移向量：

$$\psi_j^k := \begin{cases} \left(1-\eta_j^k\right)\left(P_{V_j^k} - X_j^k\right) & \text{if } A_j^k = 1 \text{ or } V_j^k \neq W^k, \\ (0,0) & \text{if } A_j^k = 0 \text{ and } V_j^k = W^k, \end{cases} \tag{2.16}$$

这反映了这样一个事实：对于执政党的不满选民，恒温器效应会取代情感转变。

恒温器效应在机械意义上是情感转变的镜像，但有两个例外：转变指向偏好排序中第一个未选政党，而不是先前所选的政党；其选区规模与 η_j^k 呈正相关，而非负相关（因为在意识形态上接近某个政党的选民，比远离该党的选民更不容易经历恒温器转移）。因此，恒温器转移等于

$$\theta_j^k := \begin{cases} (0,0) & \text{if } A_j = 1 \text{ or } V_j^k \neq W^k, \\ \frac{1}{2}\eta_j^k\left(P_{R_j^k} - X_j^k\right) & \text{if } A_j = 0 \text{ and } V_j^k = W^k, \end{cases} \tag{2.17}$$

其中

$$R_j^k = \underset{i \in [n]\setminus\{W^k\}}{\arg\max}\ U_{i,j}^k. \tag{2.18}$$

最后，我们将所有调整纳入新的选民位置：对于每个 $k > 1$，

$$X_j^k := X_j^{k-1} + \delta_j^{k-1} + \psi_j^{k-1} + \theta_j^{k-1}. \tag{2.19}$$

图中展示了模型（选民和政党）在一次、两次和十次迭代后的一个示例实现状态，分别见图2、3和4。同一实现的中间步骤见附录。

局限性

与许多其他计算方法一样，基于主体的模型也涉及一种偏差-方差权衡：随着模型纳入更多机制，其复杂性会不断增加，不仅会导致蒙特卡罗收敛时间等技术指标上升，更重要的是，还会增加假设数量和自由参数等基本特征，并提高模型过拟合的风险。正是这种权衡，使我们放弃了一些在我们看来无法充分提高模型准确性、因而不足以抵消其复杂性成本的过程。最重要的是：

- 我们不对任何形式的政党体系变迁进行建模。具体而言，我们的政党既不会为了吸引新选民而策略性地改变其理想点，也不会因意识形态、活动人士和动员压力而发生转变；陷入困境的政党既不会合并，也不会分裂；新政党也不会为争取选民群体中未被代表的部分而出现。这很可能是我们模型最重要的局限性。然而，我们认为，在偏差-方差权衡下，政党体系变迁无法通过成本效益检验。首先，初步研究表明，模型对向心的“策略性”推动力与离心的“表达性”拉力之间的相对强度十分敏感。然而，这两者都是潜在因素，且经验校准数据十分匮乏。其次，有关意识形态性政党极化的证据表明，“表达性”因素占主导地位。因此，完全忽略政党转变是一种保守的选择：这很可能会低估极化，而不是冒险高估极化。

- 我们不对联盟组建进行建模——在我们的模型中，最大政党始终是执政党，并承担执政的全部成本。同样，证据不足以在相互竞争的联盟组建模型之间作出选择。此外，超过四分之三的联盟都是围绕最大政党组建的（Döring，2013年），而联合政府中的责任通常归于最大的行动者（Angelova 等人，2016年；但请参见Allers 等人，2022年）。

- 政党完全同质——它们始终只有一个理想点——而现实中的政党则由理想点各异的个体组成，其内部凝聚力有时会瓦解。然而，将政党拆分为候选人并对凝聚力进行建模，在计算和概念层面代价都很高；而且政党的凝聚力通常足够强，因此准确度提升有限。

- 我们不对选民投票率、动员和去动员进行建模，而是假定所有选民都会参加每次选举。这同样是一项保守假设，因为它排除了“基本盘动员”策略，而这种策略常被认为是推动极化的因素。

- 选民群体保持不变——没有新选民加入，也没有老选民消失。鉴于这些过程在很大程度上具有随机性，这种简化造成的准确性损失可能微乎其微。

选举公式的建模

对于杰斐逊–顿特法，我们使用《壶与勺》近似公式（Flis 等人，2020年；Boratyn等人，2025年）。平均选区规模，m，是决定席位偏差的参数（席位偏差与$\hat{n}/(2m)$成正比）。《壶与勺》

近似公式由以下逐坐标函数给出：

$$f_i((q_1,\ldots,q_n)) = \begin{cases} \hat{q}_i\left(1+\frac{\hat{n}}{2m}\right)-\frac{1}{2m} & \hat{q}_i \geq \frac{1}{2m+\hat{n}}, \\ 0 & \hat{q}_i < \frac{1}{2m+\hat{n}}, \end{cases} \tag{2.20}$$

其中

$$\hat{q}_i = \frac{q_i}{\sum_{l=1}^{\hat{n}} q_l^{\downarrow}}, \tag{2.21}$$

and

$$\hat{n} = \max\left\{ l = 1,\ldots,n : \frac{q_l^{\downarrow}}{\sum_{i=1}^{l} q_i^{\downarrow}} \geq \frac{1}{2m+l} \right\}. \tag{2.22}$$

对于简单多数制，我们使用幂律席位—选票公式（Taagepera，1973年；Tufte，1973年；Taagepera 和 Shugart，1989年）：

$$f_i((q_1,\ldots,q_n)) = \frac{q_i^{\beta}}{\sum_{l=1}^{n} q_l^{\beta}}. \tag{2.23}$$

幂律指数 β 是控制选举制度偏差程度的参数（ β 越大，制度的偏差越大）。它对应于选民在各选区空间分布的集中参数。

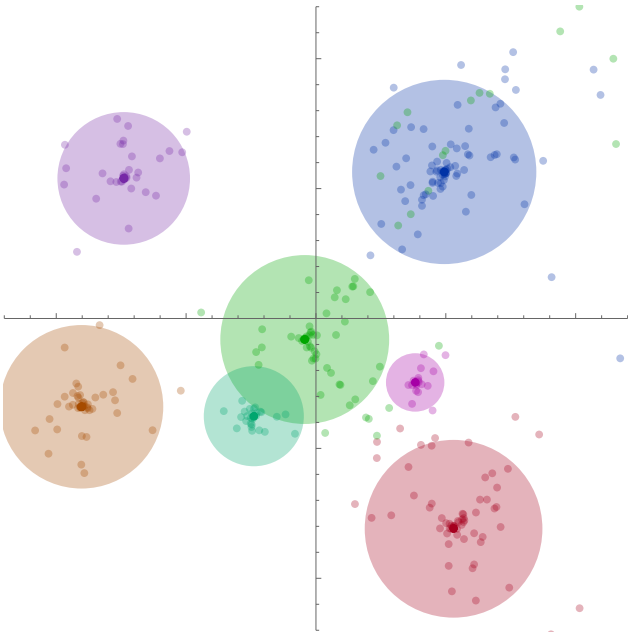

图4。运行示例：最后一次迭代。

极化程度的测量

为了衡量选民极化，我们采用修正后的 Mehlhaff(2024) 指数，该指数定义为选民位置的簇间方差占其总方差的比例。由于 Mehlhaff 指数对集群数量敏感（增加集群总会提高簇间方差，因为集群会变得更小、凝聚度更高），为使结果具有可比性，我们采用方差分析式自由度校正，将该指数除以自由度数量（集群数量减 1）。为识别相关集群，我们使用带自适应窗口大小的均值漂移聚类 算法（Fukunaga and Hostetler，1975年；ComaniciuandMeer，2002；Cheng，1995年）。

结果

在主要模拟中，我们将以下超参数值设为固定值：

$n = 12$ 政党初始数量，$r = 2$ 包含政党立场的圆盘半径，$\sigma = 1.5$ 选民初始位置分布的标准差，$\rho = 2/3$ “政党基本盘”选民分布的缩放因子，$\mu = 2\,\alpha_j$ 所取自的截断正态分布的位置参数，$\tau = 0.25$ α_j 所取自的截断正态分布的标准差参数，$\pi = 0.125$ 选民偏好发生随机扰动的概率，$\varsigma = 0.25$ 随机偏好扰动分布的标准差，$\beta_1 = 15$ 政府工作认可度所取自的贝塔分布的第一个参数 $\beta_2 = 5$ 该分布的第二个参数，$\lambda = 5$ 选民转移参数所取自的对数正态分布的标准差参数，$v = 16384$ 选民数量，$k^* = 10$ 迭代次数。

其中一些参数的选择是为了匹配选举的可观测特征，例如策略性投票的程度（Spenkuch，2013年）或执政成本（Nannestad 和 Paldam，2000）。另一些参数则通过反复试验选取，以获得符合现实的结果（而不是出现模型迅速崩溃并走向一党统治之类的情况）。

模型有效性检验

对于选区规模参数 m =3、...、16、20、24、32，我们各进行了 4096 次模拟。首先，我们要评估模拟得到的政党体系在实质上是否合理，然后再探讨极化这一核心问题。为此，我们关注每次模拟运行结束时计算的三个汇总统计量：在全部10 次迭代中存续政党的平均数量、存续政党的平均有效数量，以及当选者有效数量（以验证模型是否产生了有意义的政党轮替执政，而非由单一政党形成简单的支配局面）。前两个量绘于图6中，当选者有效数量则见图5。

图6 和5表明，政党体系规模会随选区规模 m 而变化，正如杰斐逊–顿特法下理论所预测的那样（Flis 等人，2020年）。在较低的 m下，强烈的大党偏差会产生集中的均衡：存续的政党很少，政党有效数量也较低。随着 m 增加且席位偏差减弱，原始政党数量与政党有效数量均上升，表明多党竞争更加碎片化；这与关于选区规模和偏差的比较证据相一致。图5 提供了进一步的合理性检验：当选者有效数量始终远高于 1（不存在永久霸权），但又不会无界增长，这意味着在一小群执政党之间轮替，而非流动的轮换。最重要的是，这些结果与采用杰斐逊–顿特法的国家所观察到的经验模式大体一致，例如波兰、捷克共和国、芬兰、葡萄牙、克罗地亚或卢森堡（表1）。

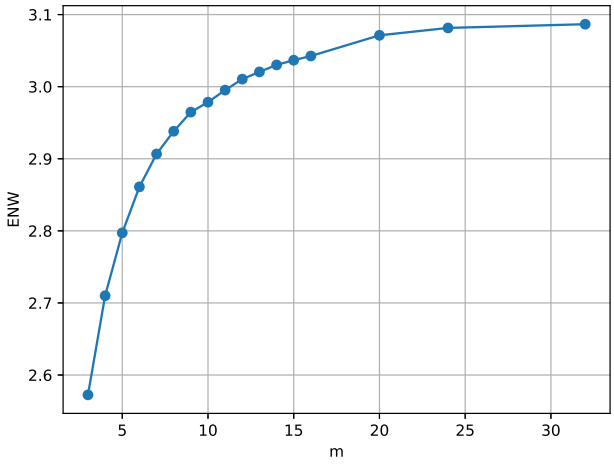

图 5. 当选者有效数量与选区规模的关系（m）。请注意，选区规模越小，越有利于较大的政党，席位偏差也越大。

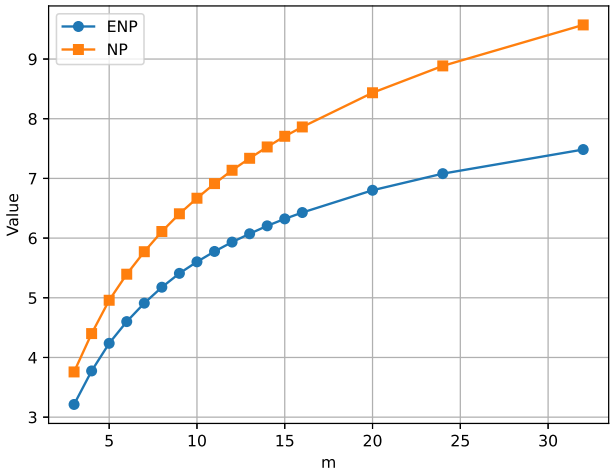

图 6。模拟结束时的政党平均数量／有效数量与选区规模（m）的关系。请注意，选区规模越小，席位偏差越有利于大党。

国家	均值 m	均值 n	RP	有效政党数	ENW
波兰	11.22	10.23	5.88	4.95	3.5
捷克共和国	14.29	10.56	6.33	5.85	3.57
芬兰	13.79	9.23	6.77	5.37	2.78
葡萄牙	10.74	7.53	4.65	3.47	2.63
克罗地亚	13.09	13.57	7.86	4.38	1.47
西班牙	6.73	13.47	7.13	4.13	1.92
卢森堡	14.43	6.88	4.21	3.89	1.47
荷兰	145.45	11.55	7.90	5.60	3.57

表1。 采用杰斐逊–顿特法的欧盟国家：平均选区规模（m）、全国性政党的平均数量（m）、获得代表权的政党平均数量（RP）、政党有效数量（ENP）和当选者有效数量（ENW）。

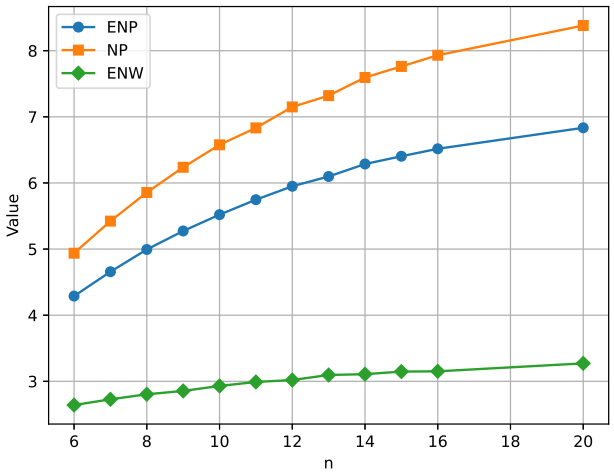

图 7。模型输出对 n 变化的敏感性。

超参数敏感性

下一个初步问题涉及模型对特定参数值的敏感性。对于每一个主要超参数，我们都改变了其取值（通常为初始值的50%至200%），并考察这些变化如何影响存续政党数量、政党有效数量以及当选者有效数量。

模型输出对政党初始数量的变化最为敏感（n，见图7）、 σ （图8）以及 μ （图9）。政党数量的影响相当符合预期：初始政党数量较少，自然会导致存续政党较少、权力更替也较少。同样，政党体系碎片化与选民对政策接近性的重视程度呈正相关，这会削弱大党的“引力偏移”（图9）；而碎片化与情感偏移方差呈负相关（图10），这两点都不足为奇。另一方面， σ 的影响颇为令人意外：显然，选民群体在初始阶段分散程度越高，政党体系反而越不碎片化 σ （图8）。这可能是因为选民分散会削弱中间派政党，并加速它们的消亡。

席位偏差与极化 – 杰斐逊–顿特法

现在我们转向最关心的主要结果：选民极化。图12展示了模拟结束时选民集群的平均数量和有效数量随选区规模的变化。图中显示，在席位偏向显著的条件下（ m较低），选民往往会聚集为数量相对较少、内部凝聚力较强的集群。随着选区规模增大，选举制度对较小政党更加宽容，新的集群随之出现，现有集群的界限也变得不那么鲜明。这一模式符合这样的直觉：偏差严重的制度会促使选民围绕少数几个主要竞争阵营进行协调，而比例制则能维持一组更加多元、但彼此界限也不那么鲜明的政治群体。

图13使用我们的极化指数总结了这些变化。该指数衡量选民位置的总方差中可归因于集群间差异的比例（并进行了自由度校正）。从图中可以清楚地看出，选区规模与极化之间呈负相关：在低m 配置下运行的模拟显示出显著

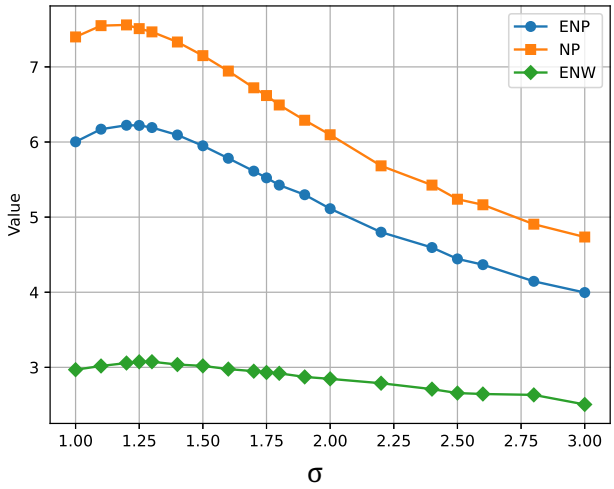

图8。 模型输出对 σ （初始选民离散度）变化的敏感性。

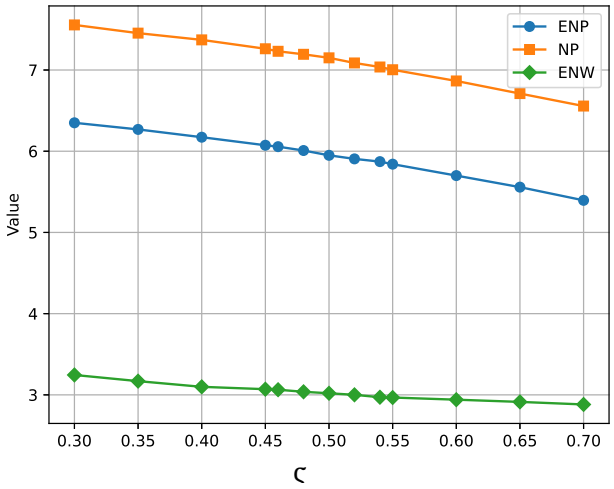

图10. 模型输出对 ς （情感偏移方差）变化的敏感性。

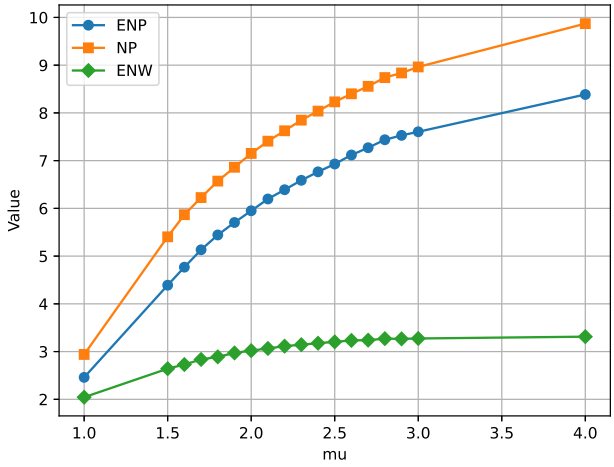

图9。 模型输出对 μ （策略—接近度权衡预期）变化的敏感性。

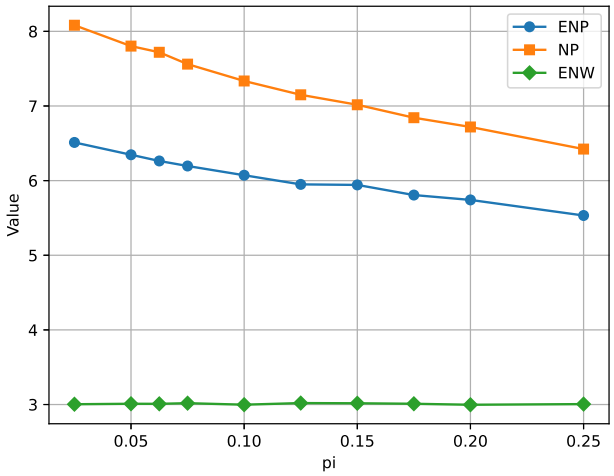

图11. 模型输出对 π （随机偏移概率）变化的敏感性。

的极化指数值高于在高-m配置下运行的模拟。换句话说，当选举制度系统性地偏袒较大的政党时，政策空间中的选民分布会逐渐形成比偏差较小的制度下更清晰分离的集群。

	估计值	标准误	t值	Pr(>|t|)
（截距）	0.2030	0.0052	39.03	1.09 E-15
m	-0.0021	0.00042	-5.02	1.87 E-04
残差标准误：0.00945，自由度为 14				
复相关系数 R^2：0.6431， 调整后 R^2：0.6176				
F统计量：25.23，自由度为 1 和 14， p值： 1.87×10^{-4}				

表2。 极化对选区规模的线性回归（m）。

表2 报告了平均极化程度对选区规模进行的简单线性回归。估计截距为0.2030，斜率为 -0.00210， p值为 1.87×10^{-4}。从实质上看，这意味着 m 每增加一个单位，极化指数平均会下降约0.0021 点。在我们考察的 m 取值范围内（从3 到32），预测极化程度约降低0.06点，即观测到的最大值的四分之一以上。该模型解释了不同 m （$R^2 = 0.64$）取值下平均极化程度方差的约64%，尽管拟合效果相对较差（图13 中的曲线显然不是仿射函数）。尽管有意采用了简单的函数形式，这些结果印证了图13 所示的趋势：在我们的模拟中，更强的大党席位偏差（较低的 m）与选民中较高的长期极化始终相关。

席位偏差与极化 – 简单多数制（相对多数制）

假设的偏差与极化之间的关系，在简单多数制（相对多数制）规则下也得到了证实。图14展示了极化指数如何随幂律指数变化（对于大多数现实中的简单多数制制度， $\beta \approx 3$）。值得注意的是，偏差较低的相对多数制制度实际上可能比偏差较高的杰斐逊–顿特制更不容易导致极化，不过这可能是

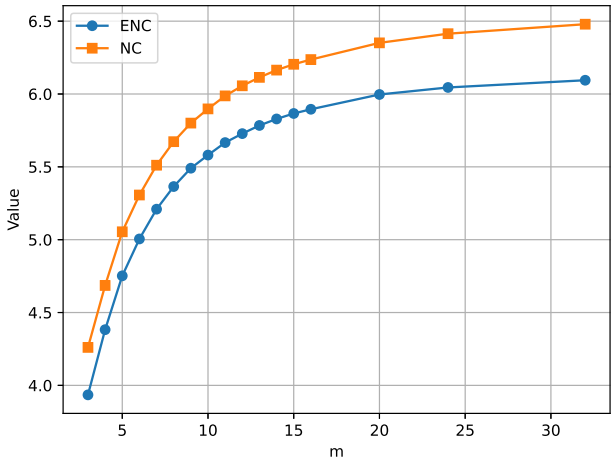

图12. 模拟结束时选民集群的平均数量／有效数量与选区规模的关系（m）。请注意，选区规模越小，席位偏差越有利于较大的政党。

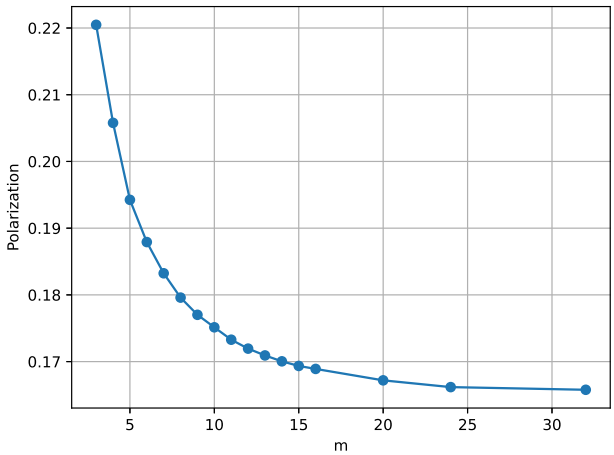

图13. 极化程度与选区规模的关系（m）。请注意，选区规模越小，席位偏差越有利于较大的政党。

幂律近似缺乏自然阈值所造成的假象，而“锅勺”近似则存在自然阈值。目测结果强烈表明，偏差与极化之间的正相关关系在相对多数制下依然存在，另一线性回归模型也证实了这一结论（表3）。极化对 β 的斜率为0。0332， p值为 1.46×10^{-15}。该模型几乎解释了不同 m （ $R^2 > 0.99$）取值下平均极化的全部方差。

	估计值	标准误	t值	Pr(>|t|)
（截距）	0.1099	0.0023	48.04	5.03 E-16
β	0.0332	0.00075	44.24	1.46 E-15

残差标准误：0.001544，自由度为13；Multiple R^2：0.9934，调整后 R^2：0.9929；F统计量：1957，自由度为1和13， p值： 1.46×10^{-15}

表3。 极化对幂律系数的线性回归（β）。

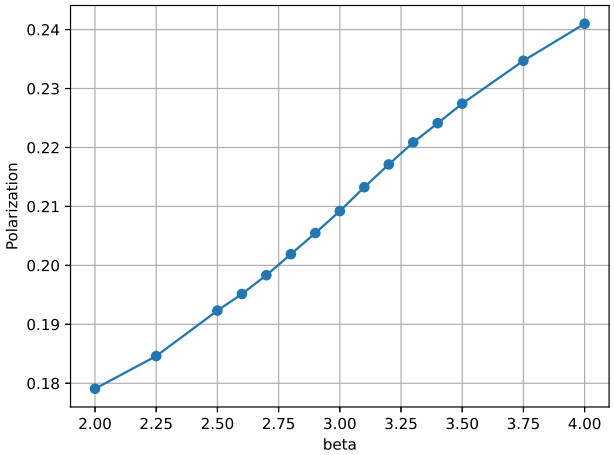

图14。 极化与幂律指数（β）的关系。请注意，指数越大，地理选票分布越集中，因此偏差越大。

稳健性

我们还考察了模型超参数变化对这些发现的稳健性。对于每个参数，我们依次在基准设定上下±50%的范围内改变其取值，并重新估计选区规模（或视情况而定的幂律系数）与极化之间的关系。尽管这些扰动会影响极化的总体水平（例如，较强的情感转变或较弱的随机扰动往往会使所有制度设置下的指数升高），但它们不会改变 m（或 $beta$）与极化之间关联的方向。在所有考察的情形中，选区规模较小（因而席位偏差较大）的配置，其平均极化程度高于其他条件相同、但 m或 β较大的配置。

结论

在我们的模型假设范围内，这些结果支持一个明确的结论：在反复进行的选举周期中，给予大党更多席位红利的选举制度往往会导致选民分布更加极化。因此，席位偏差不仅仅是机械性比例失衡的问题；在我们的模拟中，它还通过促使选民聚集到政策空间中少数几个彼此鲜明的极点周围，成为推动政治极化的实质性因素。尽管我们的模型经过刻意简化，并不声称涵盖现实世界选民群体的所有特征，但它有力地表明，大党的席位偏差是政治极化加剧的重要促成因素。

致谢

本研究得到波兰国家科学中心（NCN）资助，资助编号为 2019/35/B/HS5/03949（从定量视角研究特定选举制度的政治影响）和 2023/49/B/HS5/03893（选民转移与政党竞争的空间模型）。计算资源由雅盖隆大学卓越计划（QuantPol项目）提供。

参考文献

J. H. Aldrich。《一项包含政党积极分子活动的唐斯空间模型》。《美国政治学评论》，77(4):974–990，1983年。doi: 10.2307/1957570。H. Allcott 等人。《Facebook 和 Instagram 对2020年选举的影响：一项停用实验》。《美国国家科学院院刊》，121(21):e2321584121，2024年。doi: 10.1073/pnas.2321584121。M. Allers、H. Rienks 和 J. de Natris。《政党何时会因参与联合政府而受到惩罚？》《选举研究》，79:102516，2022年。doi: 10.1016/j.electstud.2022.10251 6。Y. Amitai。《造成我们分裂的活动人士：政党活动人士对极化与代表性影响的跨国分析》。《比较政治研究》，57(3):453– 485，2024年。doi: 10.1177/00104140231169030。M. Angelova、T. König 和 S.-O. Proksch。《联合政府中的责任归因：来自德国的证据》。《选举研究》，43:133–149，2016年。doi: 10.1 016/j.electstud.2016.06.004。J. Bafumi 和 M. C. Herron。《跨越式代表与极端主义：对美国选民及其国会议员的研究》。《美国政治学评论》，104(3): 519–542，2010年。doi: 10.1017/S0003055410000316。R. Bakker、C. de Vries、E. Edwards、L. Hooghe、S. Jolly、G. Marks、J. Polk、J. Rovny、M. Steenbergen 和 M. A. Vachudova。《测量欧洲政党立场：教堂山专家调查趋势文件，1999–2010年》。《政党政治》，21 (1):143–152，2015年。doi: 10.1177/1354068812462931。D. Baldassarri 和 S. E. Page。《极化的出现及其危险》。《美国国家科学院院刊》，118(50):e2116863118，2021年。doi: 10.1073/pnas.211 6863118。M. Berggren。《瑞典投票数据》，2017年。网址：
h
t
t
p
s://
g
i
s
t.
github.co
m/maxberggren/56efa53776f42755b83261c54081496e。K. Bernaerts、B. Blanckaert 和 D. Caluwaerts。《制度设计与极化：共识民主制在对抗极化方面是否优于多数主义民主制？》《民主化》，30(2):153–172，2023年。doi: 10.1080/13510347.2022.2117300。L. E. Berntzen、H. Kelsall 和 E. Harteveld。《情感极化的后果：英国和挪威的回避、不宽容与对暴力的支持》。《欧洲政治研究杂志》，63(3):927–949，2024年。doi: 10.1111/1475-6765.12623。E. Bertsou、D. Caramani 和 J. Koedam。《技术官僚型公民的意识形态特征》。《欧洲政治研究杂志》，64(2):626–648，2025年。doi: 10.1111/1475-6765.12698。T. Besley 和 I. Preston。《选举偏差与政策选择：理论与证据》。《经济学季刊》，122 (4):1473–1510，2007年。doi: 10.1162/qjec.2007.122.4.1473。S. Binder。《我们在极化中治理？》载于 A. S. Gerber 和 E. Schickler 编，《极化时代的治理：美国的选举、政党与政治代表》，第223–242页。剑桥大学出版社，剑桥，2016年。doi: 10.1017/CBO9781316154977.009。D. Black。《群体决策的原理》。《政治经济学杂志》，56(1):23–34，1948年。doi: 10.1086/256633。A. Blais、R. Nadeau、E. Gidengil 和 N. Nevitte。《测量多党制相对多数选举中的策略性投票》。《选举研究》，20(3):343–352，2001年。doi: 10.1016/S0261-3794(00)0 0017-2。D. Boratyn、W. Kirsch、W. Słomczyński、D. Stolicki 和 K. Życzkowski。《加权投票博弈中的平均权重与权力》。数学社会科学，108:90–99，2020年。doi: 10.1016/j.mathsocsci.2020.04.002。D. Boratyn、D. Brzyski、B. Kosowska-Gąstoł、J. Rybicki、W. Słomczyński 和 D. Stolicki。《运用机器学习和统计方法衡量政党相似性》。arXiv 2306。03079 [cs.CL]，2023。D. Boratyn、W. Słomczyński 和 D. Stolicki。《杰斐逊–D'Hondt法下的席位分配与席位偏差》。运筹学与决策，35(3):1–27，2025年。doi: 10.37190/ord250301。L. Boxell、M. Gentzkow 和 J. M. Shapiro。《情感极化的跨国趋势》。《经济学与统计学评论》，第1–60页，2022年。doi: 10.1162/rest_a_01160。W. J. Brady、J. A. Wills、J. T. Jost、J. A. Tucker 和 J. J. Van Bavel。《情感如何影响道德化内容在社交网络中的传播》。《美国国家科学院院刊》，114(28):7313–7318，2017年。doi: 10.1073/ pnas.1618923114。T. L. Brunell 和 B. Grofman。《评估选区重划对美国众议院选区同质性、政治竞争和政治极端主义的影响，1962—2002年》。研究论文，加州大学欧文分校民主研究中心，加利福尼亚州欧文市，2005年。A. Burnett、D. Knighton 和 C. Wilson。《自我审查的多数派：政治身份与意识形态如何影响美国民众自我审查的意愿及其孤立恐惧》。社交媒体 + 社会，8(3):20563051221123031，2022年。doi: 10.1177/20563051221123031。S. Callander 和 J. C. Carbajal。《政治极化中的因果关系：动态分析》。《政治经济学杂志》，130(4):825–880，2022年。doi: 10.1086/718200。J. L. Carson、M. H. Crespin、C. J. Finocchiaro 和 D. W. Rohde。《选区重划与美国众议院的政党极化》。《美国政治研究》，35(6):878–904，2007年。doi: 10.1177/1532673X07304263。S. Chatterjee 和 B. Eyigungor。《政党意识形态极化的变化：排序的作用》。工作论文23-07，费城联邦储备银行，2023年。Y. Cheng。《均值漂移、模态寻求与聚类》。《*IEEE*模式分析与机器智能汇刊》，17(8):790–799，1995年。doi: 10.1109/34.400568。J. Clinton、S. Jackman 和 D. Rivers。《唱名表决数据的统计分析》。《美国政治学评论》，98(2): 355–370，2004年。S. Collitt 和 B. Highton。《美国政党活动人士的政策极化》。《美国政治研究》，49(4):386–399，2021年。doi: 10.1177/1532673X211004442。J. M. Colomer。《选举制度选择手册》。帕尔格雷夫·麦克米伦，伦敦，2004年。doi: 10.1057/9780230522749。D. Comaniciu 和 P. Meer。《均值漂移：一种稳健的特征空间分析方法》。《*IEEE*模式分析与机器智能汇刊》，24(5):603–619，2002年。doi: 10.1109/34.1000236。G. W. Cox 和 M. S. Shugart。《比例代表制下的策略性投票》。《法律、经济学与组织杂志》，12(2):299–324，1996年。doi: 10.1093/oxford journals.jleo.a023365。L. Cox、P. Cubillos 和 C. L. Foulon。《情感极化与民主侵蚀：来自弱党派认同背景的证据》。《政治学研究与方法》，先行出版：1–8，2025年。doi: 10.1017/psrm.2025.10019。

S. de Marchi。《社会科学中的计算与数学建模》。剑桥大学出版社，剑桥，2005年。A. K. Dixit 和 J. W. Weibull。《政治极化》。《美国国家科学院院刊》，104(18): 7351–7356，2007年。doi: 10.1073/pnas.0702071104。A. Downs。《民主的经济理论》。Harper，纽约州纽约市，1957年。M. Duverger。《政党》。Le Seuil，巴黎，1951年。H. Döring。《数据收集的集体行动：关于政党、选举和内阁的数据基础设施》。《欧洲联盟政治》，14(1):161–178，2013年。doi: 10.1177/14651165 12461189。J. M. Enelow 和 M. J. Hinich。《投票的空间理论：导论》。剑桥大学出版社，英国剑桥，1984年。J. M. Epstein。《基于主体的计算模型与生成式社会科学》。《复杂性》，4(5):41–60，1999年。doi: 10.1002/(SICI)1099-0526(199905/06)4:5＜41::AID-CPL X9＞3.0.CO;2-F。J. Esteban 和 D. Ray。《将冲突与不平等及极化联系起来》。《美国经济评论》，101(4):1345–1374，2011年。doi: 10.1257/aer.101.4.1345。M. P. Fiorina。《美国全国选举中的回顾性投票》。耶鲁大学出版社，纽黑文，康涅狄格州，1981年。M. P. Fiorina 和 S. J. Abrams。《美国公众中的政治极化》。《政治学年度评论》，11（第11卷，2008年）：563–588，2008年。doi: 10.1146/annurev.poli sci.11.053106.153836。J. Fisher 和 D. Denver。《评估传统与现代选区竞选方式在英国的选举效应，1992—2005年》。《议会事务》，62(2):196–210，2009年。doi: 10.1093/pa/gsn051。J. Flis、W. Słomczyński 和 D. Stolicki。《壶与勺：一种估算杰斐逊–D'Hondt法下席位分布的公式》。《公共选择》，182:201–227，2020年。doi: 10.1007/s11127-019-00680-w。A. Fowler、S. J. Hill、J. B. Lewis、C. Tausanovitch、L. Vavreck 和 C. Warshaw。《温和派》。《美国政治学评论》，117(2):643–660，2023年。doi: 10.1017/S0003055422000 818。J. A. Frimer、L. J. Skitka 和 M. Motyl。《自由派和保守派同样倾向于避免接触彼此的观点》。《实验社会心理学杂志》，72:1–12，2017年。doi: 10.1016/j.jesp.2017.04.003。K. Fukunaga 和 L. Hostetler。《密度函数梯度的估计及其在模式识别中的应用》。《IEEE信息论汇刊》，21(1):32–40，1975年。doi: 10.1109/TIT.1975.1055330。M. Gallagher。《比较比例代表制选举制度：配额、门槛、悖论与多数》。《英国政治学杂志》，22(4):469–496，1992年。doi: 10.1017/S0007123400006499。M. Gentzkow、J. M. Shapiro 和 M. Taddy。《衡量高维选择中的群体差异：方法及其在国会演讲中的应用》。《计量经济学》，87(4): 1307–1340，2019年。doi: 10.3982/ECTA16566。A. Gethin、C. Martínez-Toledano 和 T. Piketty。《婆罗门左派对阵商人右派：西方21个民主政体的政治分裂变化，1948—2020年》。《经济学季刊》，137(1):1–48，2022年。doi: 10.1093/qje/qjab036。N. Gidron、J. Adams 和 W. Horne。《比较视角下的美国情感极化》。《美国政治专题》。剑桥大学出版社，剑桥，2020年。doi: 10.1017/9781108914123。I. J. Good 和 T. N. Tideman。《通过多维属性空间从个体排序到集体排序》。*Proceedings of the Royal Society A*，347(1650): 371–385，1976年。doi: 10.1098/rspa.1976.0006。M. H. Graham 和 M. W. Svolik。《美国的民主？美国的党派倾向、政治极化与民主支持的稳健性》。《美国政治学评论》，114(2):392–409，2020年。doi: 10.1017/S0003055420000 052。D. Granberg。《政治认知与意识形态量表自我定位中的情境效应：瑞典与美国的比较分析》。*Scandinavian Political Studies*，10 (1):39–60，1987年。doi: 10.1111/j.1467-9477.1987.tb00059.x。C. R. Grose。《减少立法极化：前两名初选和开放式初选与更加温和的立法者相关》。*Journal ofPoliticalInstitutions and PoliticalEconomy*，1(2):267–287，2020年。doi: 10.1561/113.00000012。A. M. Guess 等。《社交媒体信息流算法如何影响选举活动中的态度与行为？》*Science*，381(6656):398–404，2023年。doi: 10.1126/science.abp9364。Y. Halberstam 和 B. Knight。《社交网络中的同质性、群体规模与政治信息传播：来自 Twitter 的证据》。*Journal of Public Economics*，143:73–88，2016年。doi: 10.1016/j.jpubeco.2016.08.011。S. M. Han。《收入不平等、选举制度与政党极化》。《欧洲政治研究杂志》，54(3): 582–600，2015年。doi: 10.1111/1475-6765.12098。E. Harteveld。《是否面面俱到？社会分类与情感极化的比较研究》。《选举研究》，72:102337，2021年。doi: 10.1016/j.electstud.2021.102337。L. Hemphill、A. Culotta 和 M. Heston。《#Polar Scores：使用社交媒体内容测量党派倾向》。*Journalof Information Technology & Politics*，13(4):365–377，2016年。doi: 10.1080/19331681.2016.1214093。M. Herrmann、S. Munzert 和 P. Selb。《确定策略性投票对选举结果的影响》。*Journal of the RoyalStatistical Society Series A: Statistics in Society*，179(2): 583–605，2016年。doi: 10.1111/rssa.12130。S. Hix、A. Noury 和 G. Roland。《欧洲议会中的政治维度》。《美国政治学杂志》，50(2):494–520，2006年。doi: 10.1111/j.1540-5907.2006.00198.x。S. Iyengar、G. Sood 和 Y. Lelkes。《情感，而非意识形态：关于极化的社会认同视角》。*Public OpinionQuarterly*，76(3):405–431，2012年。doi: 10.1093/poq/nfs038。S. Iyengar、Y. Lelkes、M. Levendusky、N. Malhotra 和 S. J. Westwood。《美国情感极化的起源与后果》。《政治学年度评论》，22(第22卷，2019年):129–146，2019年。doi: 10.1146/annurev-polisci-051117-073034。S. Janson。《一些选举方法的渐近偏差》。*Annalsof Operations Research*，215(1):89–136，2014年。doi: 10.1007/s1 0479-012-1141-2。L. Janssen 和 E. Turkenburg。《摆脱线性假设：揭示情感极化与对民主的支持之间的关系》。《欧洲政治研究杂志》，64(3):1465–1479，2025年。doi: 10.1111/1475 -6765.12725。J. T. Jost、D. S. Baldassarri 和 J. N. Druckman。《社会—传播情境中的政治极化之认知—动机机制》。*Nature Reviews Psychology*，1(10): 560–576，2022年。doi: 10.1038/s44159-022-00093-5。E. Kaplan、J. L. Spenkuch 和 R. Sullivan。《美国的党派空间分选：理论与实证

概述。*Journal of Public Economics*，211:104668，2022年。doi: 10.1016/j.jpubeco.2022.104668。M. Kawakatsu、Y. Lelkes、S. A. Levin 和 C. E. Tarnita。《由党派倾向调节的个体间合作使麦迪逊解决"派系之弊"的良方更加复杂》。《美国国家科学院院刊》，118(50): e2102148118，2021年。doi: 10.1073/pnas.2102148118。I. S. Kim、J. Londregan 和 M. Ratkovic。《从投票与文本中估计空间偏好》。《政治分析》，26(2): 210–229，2018年。doi: 10.1017/pan.2018.7。J. Kingzette、J. N. Druckman、S. Klar、Y. Krupnikov、M. Levendusky 和 J. B. Ryan。《情感极化如何削弱对民主规范的支持》。*Public OpinionQuarterly*，85(2):663–677，2021年。doi: 10.1093/poq/nfab029。E. Kubin 和 C. von Sikorski。《（社交）媒体在政治极化中的作用：系统性综述》。《国际传播学会年刊》，45(3):188–206，2021年。doi: 10.1080/23808985.2021.1976070。D. J. Lanoue 和 S. Bowler。《挑选赢家：对政党胜选可能性的认知及其对投票行为的影响》。《社会科学季刊》，79(2):361–377，1998年。M. Laver 和 E. Sergenti。《政党竞争：基于主体的模型》。普林斯顿大学出版社，2011年。G. C. Layman、T. M. Carsey 和 J. M. Horowitz。《美国政治中的政党极化：特征、原因与后果》。《政治学年度评论》，9（第9卷，2006年）:83–110，2006年。doi: 10.1146/annurev.polisci. 9.070204.105138。Y. Lelkes、G. Sood 和 S. Iyengar。《敌意受众：接入宽带互联网对党派情感的影响》。《美国政治学杂志》，61(1):5–20，2017年。doi: 10.1111/ajps.12237。M. Levendusky。《党派重组：自由派如何成为民主党人、保守派如何成为共和党人》。芝加哥大学出版社，2009年。S. Levitsky 和 D. Ziblatt。《民主是如何死亡的》。Crown出版社，2018年。R. Levy。《社交媒体、新闻消费与极化：来自现场实验的证据》。《美国经济评论》，111(3):831–870，2021年。doi: 10.1257/aer.20191777。A. Lijphart。《选举制度与政党体系：对*1945—1990*年二十七个民主政体的研究》。牛津大学出版社，1994年。doi: 10.1093/acprof:oso/9780198273479.001.0001。A. Lijphart。《民主的模式：三十六个国家的政府形式与执政表现》。耶鲁大学出版社，纽黑文，康涅狄格州，1999年。L. Littvay、J. L. McCoy 和 G. Simonovits。《不只是特朗普：两党美国人都更支持本党总统执政下的自由民主规范违规行为》。*Public OpinionQuarterly*，88(3):1044–1058，2024年。doi: 10.1093/poq/nfae042。M. Macy 和 A. Flache。《自下而上的社会动态：社会互动的基于主体的模型》。载于 P. Bearman 和 P. Hedström 编，《牛津分析社会学手册》，第0页。牛津大学出版社，2011年。doi: 10.1093/oxfordhb/9780199215362.013.11。S. Masket。《没有中间地带：非正式政党组织如何控制提名并使立法机构极化》。密歇根大学出版社，安娜堡，密歇根州，2011年。L. Mason。《"我无礼地表示同意"：党派分选对社会极化与议题极化的差异性影响》。《美国政治学杂志》，59(1):128–145，2015年。L. Mason。《不文明的共识：政治如何成为我们的身份》。芝加哥大学出版社，2018年。J. D. May。《政党意见结构：曲线差异的特殊规律》。《政治研究》，21(2):135–151，1973年。doi: 10.1111/j.1467-9248.1973.tb01423.x。N. McCarty、K. T. Poole 和 H. Rosenthal。《两极分化的美国：意识形态与财富不平等之舞》。麻省理工学院出版社，2006年。N. McCarty、K. T. Poole 和 H. Rosenthal。选区划分操纵会导致两极分化吗？《美国政治学杂志》，53(3):666–680，2009年。J. McCoy 和 M. Somer。迈向恶性两极分化理论及其如何损害民主政体：比较证据与可能的补救措施。《美国政治与社会科学学会年刊》，681(1):234–271，2019年。doi: 10.1177/0002716218818782。L. McInnes。时变数据的 AlignedUMAP，2018年。URL https://umap-learn.readthedocs.io/en/latest/aligned_umap_politics_demo.html。L. McInnes、J. Healy、N. Saul 和 L. Großberger。UMAP：统一流形逼近与投影。《开放源代码软件杂志》，3(29):861，2018年。doi: 10.21105/jos s.00861。I. D. Mehlhaff。基于群体的方法测量极化。《美国政治学评论》，118(3):1518–1526，2024年。doi: 10.1017/S0003055423001041。R. B. Myerson 和 R. J. Weber。投票均衡理论。《美国政治学评论》，87(1):102–114，1993年。doi: 10.2307/2938959。P. Nannestad 和 M. Paldam。执政成本：两种理论的基石。经济系工作论文第 1999-9 号，奥胡斯大学，奥胡斯，2000年。Y. E. Orhan。情感极化与民主倒退之间的关系：比较证据。《民主化》，29(4):714–735，2022年。doi: 10.1080/13510347.2021.2008912。M. Paldam。选举结果分布与执政成本的两种解释。《欧洲政治经济学杂志》，2(1):5–24，1986年。doi: 10.1016/S0176-268 0(86)80002-7。C. Panagopoulos。全都关于那个基础：改变美国总统选举中的竞选策略。《政党政治》，22(2):179–190，2016年。doi: 10.1177/1354068815605676。M. H. Pasek、L.-O. Ankori-Karlinsky、A. Levy-Vene 和 S. L. Moore-Berg。对对立党派成员民主价值观的误判可能侵蚀民主。《科学报告》，12(1):16284，2022年。doi: 10.1038/s41598-022-19616-4。K. T. Poole。议会投票的空间模型。《社会研究分析方法》。剑桥大学出版社，剑桥，2005年。doi: 10.1017/CBO9780511614644。K. T. Poole 和 H. Rosenthal。国会投票模式。《美国政治学杂志》，35(1):228–278，1991年。doi: 10.2307/2111445。R. F. Potthoff。根据唱名表决数据估计理想点：探索主成分分析，尤其是针对多于一个维度的情况？《社会科学》，7(1):12，2018年。doi: 10.3390/socsci7010012。F. Pukelsheim。比例代表制：席位分配方法及其应用。第二版。施普林格国际出版公司，沙姆–海德堡，第二版，2017年。doi: 10.1007/978-3-319-64707-4。D. W. Rae。选举法的政治后果。耶鲁大学出版社，纽黑文，康涅狄格州，1967年。D. W. Rae。利用选区规模调节政党竞争。《经济展望杂志》，9(1):65–75，1995年。doi: 10.1257/jep.9.1.65。

S. Rathje、J. J. Van Bavel 和 S. van der Linden。外群敌意推动社交媒体参与度。《美国国家科学院院刊》，118(26):e2024292118，2021年。doi: 10.1073/pnas.2024292118。A. Reiljan。“跨越党派界限的恐惧与厌恶”也存在于欧洲：欧洲政党体系中的情感极化。《欧洲政治研究杂志》，59(2):376–396，2020年。doi: 10.1111/1475-6765.12351。S. A. Rice。《政治学定量方法》。克诺夫出版社，纽约，纽约州，1928年。K. Schuster、F. Pukelsheim、M. Drton 和 N. R. Draper。比例代表制席位分配方法的席位偏差。《选举研究》，22(4):651–676，2003年。doi: 10.1016/S0261-3794(02)00027-6。M. S. Shugart 和 R. Taagepera。《从席位看选票：选举制度的逻辑模型》。剑桥大学出版社，剑桥，英国，2017年。doi: 10.1017/9781108261128。J. L. Spenkuch。论策略性投票的程度。慕尼黑个人 RePEc 文稿第 50198 号，西北大学，2013年。R. Taagepera。席位与选票：选举立方定律的推广。《社会科学研究》，2(3):257–275，1973年。doi: 10.1016/0049-089X(73)90003-3。R. Taagepera。《预测政党规模：简单选举制度的逻辑》。牛津大学出版社，牛津，英国，2007年。doi: 10.1093/acprof:oso/9780199287741.001.0001。R. Taagepera 和 M. S. Shugart。《席位与选票：选举制度的影响与决定因素》。耶鲁大学出版社，纽黑文，康涅狄格州，1989年。C. S. Taber 和 M. Lodge。在评估政治信念时的动机性怀疑。《美国政治学杂志》，50(3):755–769，2006年。doi: 10.1111/j.1540-5907.2006 .00214.x。J. A. Thurber 和 A. Yoshinaka。《美国政治僵局：政治极化的来源、特征与影响》。剑桥大学出版社，2015年。E. R. Tufte。两党制中的席位与选票关系。《美国政治学评论》，67(2):540–554，1973年。doi: 10.2307/1958782。P. Törnberg。数字媒体如何通过党派分选推动情感极化。《美国国家科学院院刊》，119(42):e2207159119，2022年。doi: 10.1073/pnas.2207159119。E. M. Uslaner。国会极化与政治信任。《论坛》，13(3):361–373，2015年。doi: 10.1515/for-2015-0034。O. van der Veen。政治极化比较：创建比较政治极化指数。《欧洲政治学》，22(2):260–280，2023年。doi: 10.1057/s41304-022-00400 - x。D. G. Ward 和 M. Tavits。党派情感如何塑造公民对政治世界的认知。《选举研究》，60:102045，2019年。doi: 10.1016/j.electstud.2019.04.009。J. Westfall、L. Van Boven、J. R. Chambers 和 C. M. Judd。在美国感知政治极化：政党认同强度与态度极端性加剧了感知到的党派分歧。《心理科学展望》，10(2):145–158，2015年。doi: 10.1177/17456916155698 49。C. Wlezien。作为恒温器的公众：支出偏好的动态。《美国政治学杂志》，39(4):981–1000，1995年。doi: 10.2307/2111666。

附录

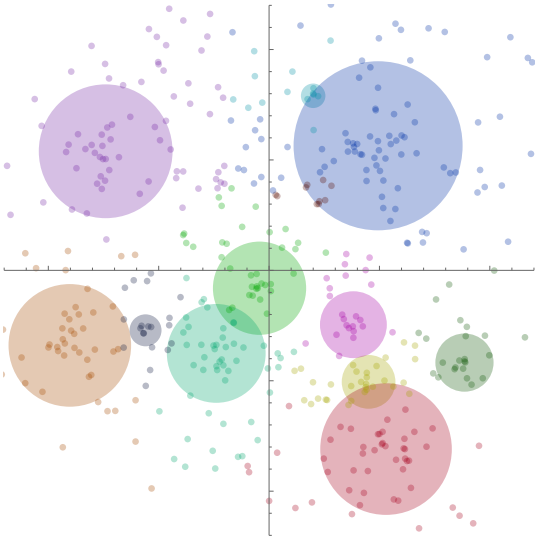

图 15。运行示例：第一次迭代。

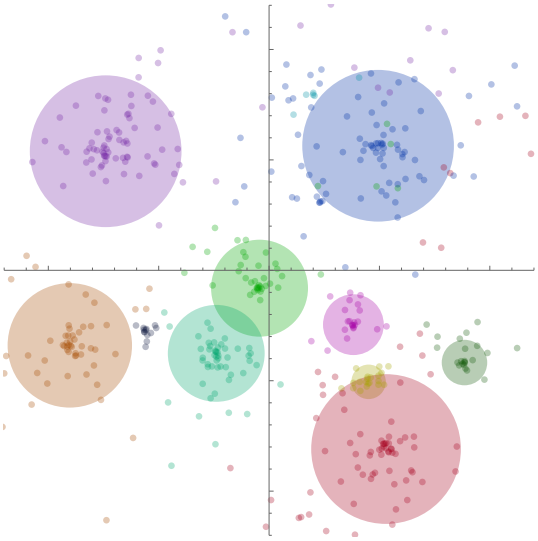

图 16。 运行示例：第二次迭代。

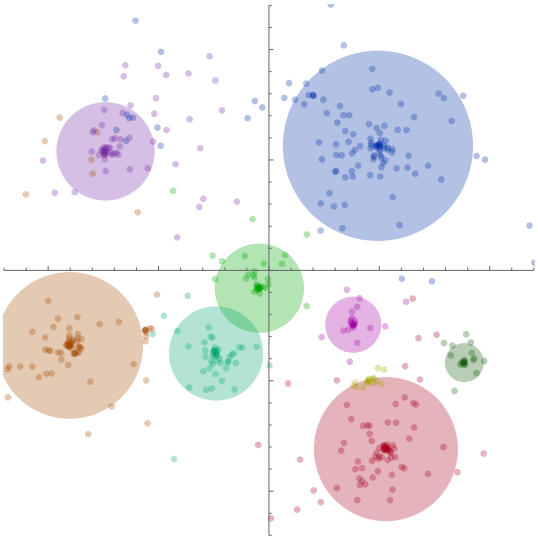

图 17。运行示例：第三次迭代。

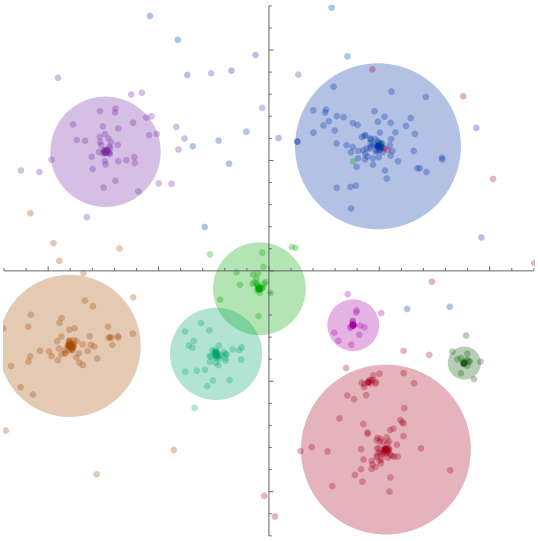

图 18。运行示例：第四次迭代。

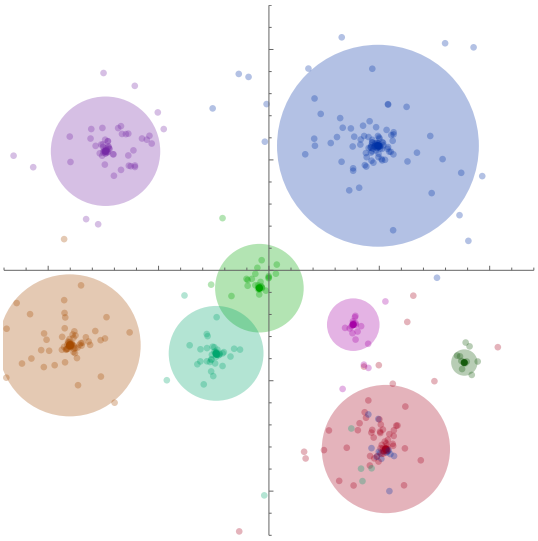

图 19。运行示例：第五次迭代。

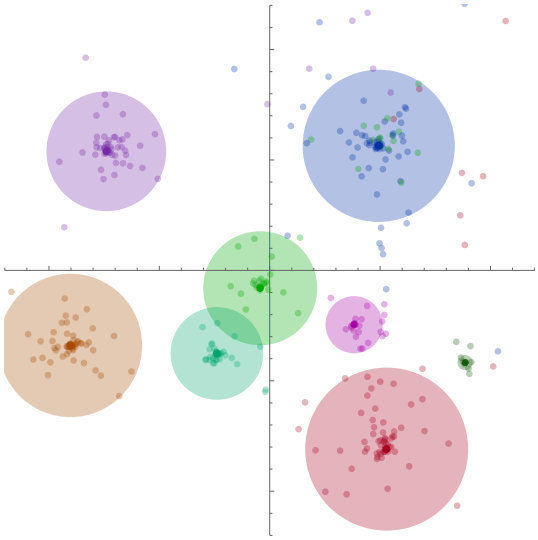

图20。运行示例：第六次迭代。

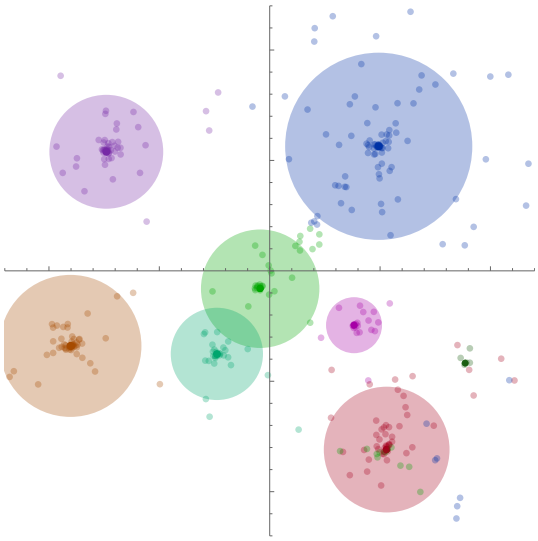

图21。运行示例：第七次迭代。

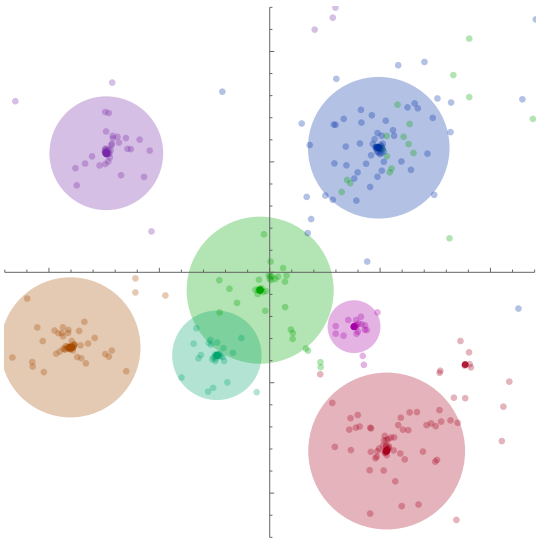

图22。运行示例：第八次迭代。

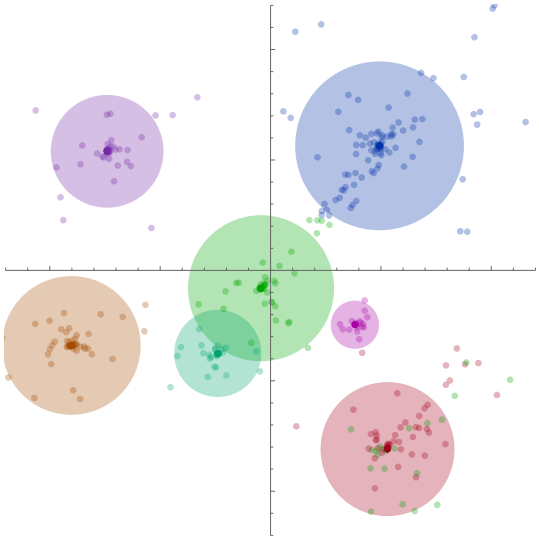

图23。运行示例：第九次迭代。

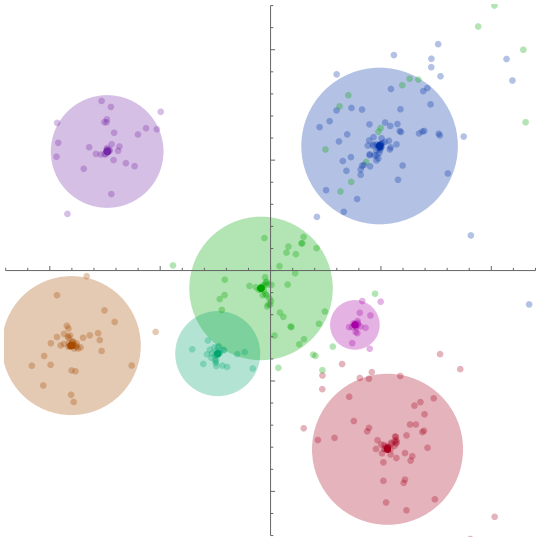

图24。运行示例：第十次迭代。