

鉴往知来：中国居民基层政治参与行为的变迁趋势及其启示^{*}

谢胜华 康 敏 冷向明^{**}

【摘 要】既有关于中国居民基层政治参与行为的研究大多缺乏历时态关怀。本文致力于把时间变量纳入政治参与行为研究,从年龄-时期-队列(APC)的分析视角出发,揭示居民基层政治参与行为的变迁趋势。基于CGSS(2005—2021年)共9轮调查数据的分析发现,在时间维度上,居民基层政治参与行为在年龄效应上呈现倒“U”形趋势;在时期效应上呈现渐次缓慢且波动上升的趋势;在队列效应上,不同代际居民受教育背景及经济状况的影响而呈现出显著差异。在空间维度上,城乡居民基层政治参与行为在年龄和时期效应上呈现出显著异质性。基于上述实证分析,本文为提升居民基层政治参与水平提出对策建议。

【关键词】基层群众;政治参与行为;年龄-时期-队列分析;基层治理;分层结构模型

一、引言

政治参与行为是指居民为了维护自身利益而对政府施加影响并参与公共决策的行为(Dalton,2008)。根据政治参与行为的有序程度,可将政治参与行为分成温和型政治参与行为和抗争型政治参与行为(Scott,1972)。在所有的政治参与形式中,

^{*} 本文受国家社会科学基金青年项目(项目批准号:24CGL119)的资助。

^{**} 谢胜华,华中师范大学公共管理学院教授,shenghua.xie@outlook.com;康敏,华中师范大学公共管理学院硕士研究生,kangmin@mails.ccnu.edu.cn;冷向明(通信作者),华中师范大学公共管理学院教授,xiangmingleng@ccnu.edu.cn。

引文格式:谢胜华,康敏,冷向明.2026.鉴往知来:中国居民基层政治参与行为的变迁趋势及其启示[J].公共管理评论,8(1):122-146.

Cite this article: Xie S H, Kang M, Leng X M. 2026. Foresee the future by reviewing the past: The changing trends and implications of grassroots political participation behavior in China[J]. *China Public Administration Review*, 8(1): 122-146. (in Chinese)

选举投票不仅展现出最高程度的制度化特征,而且在参与规模与集中程度方面亦居首位,是“很大一部分民众参加的唯一政治行为”(格林斯坦和波尔斯比,1996)。居委会和村委会作为我国基层群众自治组织,其选举工作是群众进行政治参与的重要渠道。基层选举投票是政府为保障群众的基本政治权利而构建的一种政治参与形式,同时也是群众投身政治生活实践,表达自身利益诉求的主要途径(胡溢轩,2017)。因而,基层选举(村社选举)是基层政治参与行为中最为典型的代表,也是研究“群众”在“基层”这一特定场域下政治参与行为变迁的最佳视窗之一。

尽管既有研究已对居民基层政治参与行为及变迁开展了大量有价值的实证探索,为理解该领域奠定了重要基础,但是这些研究多采用共时态分析框架,对历时态维度的关注尚显不足。因此,本文试图呼应“把时间带回政治学研究的中心”这一学术倡议(卢春龙和孟瑞霞,2022),进一步推动该议题向纵深发展。总体而言,既有研究大多基于截面数据,聚焦于特定时期中年龄、教育程度、收入水平、政治效能感等因素对居民基层政治参与行为的影响。然而,由于数据来源与分析方法的不同,某些因素的作用机制仍存在讨论空间,而截面数据在揭示长期趋势方面也具有一定局限性。因此,要真正了解居民基层政治参与行为的总体趋势特征,必须区分年龄、时期和队列效应可能产生的影响,即开展年龄、时期和队列(APC)分析。另外,既有关于居民基层政治参与行为的空间差异研究鲜少纳入时间因素,即居民基层政治参与行为的空间差异在时间上的变迁规律尚未得到充分检验。因此,综合来看,既有居民基层政治参与行为研究未能充分关照两个“时间”:一是居民基层政治参与行为在时间维度上是如何变迁的;二是居民基层政治参与行为的空间差异在时间维度上是如何变迁的。以上两方面的研究局限,在一定程度上造成了居民基层政治参与行为研究中的“时间塌陷”现象。

针对前述背景,本文致力于把时间变量纳入政治参与行为研究,从年龄-时期-队列(APC)的视角出发,深入探讨我国居民基层政治参与行为变迁的规律特征及其背后的影响因素。基于中国综合社会调查(CGSS)的9轮调查数据,结合交叉分类的分层结构模型(Hierarchical APC-Cross-Classified Random Effects Models, HAPC-CCREM),研究旨在揭示不同年龄、不同时期、不同出生队列的居民在基层政治参与行为上的差异,以及这些差异背后的社会变迁和政治环境的影响;同时,进一步在空间维度上剖析城乡居民政治参与行为在队列和时期趋势上的差异及其成因。通过这些分析维度,精准刻画居民基层政治参与行为随时间推移和空间转换的动态变化轨迹,并深入剖析其背后的潜在驱动因素与制约瓶颈,从而为推动居民基层政治参与更加广泛、有序与高效发展提供决策参考。

二、理论综述与研究假设

针对政治参与变迁的深层动因,目前学术界存在多种理论观点,如聚焦于个体

内在生命历程变化的生命周期理论、强调外在政治制度环境变迁的制度学习理论,以及强调内外力共同作用的政治印记理论(Hellevik, 2002; Jennings and Niemi, 1981)。实际上,这些理论均能被分别纳入解释趋势变化的三种机制,即年龄效应、时期效应与队列效应(也称世代效应),且它们对于政治参与行为的变迁均有一定的解释力。然而,既有研究大多从年龄、时期与队列三个时间维度分别展开探讨,虽然能提供关于中国居民基层政治参与行为的零碎证据,但缺乏整体时间观,未能从历时态视角出发,在长时段分析框架内统合年龄、时期与队列三个时间变量,因而难以真正揭示中国居民基层政治参与行为的变迁趋势。本文反思既有共时性研究中对时间维度考量不足的问题,全面涵盖了历时性研究的三种类型:同组跟踪研究、趋势研究及同期群研究,探究中国居民基层政治参与行为在年龄增长影响下产生的自我成熟或衰减问题、在时期变化影响下产生的行为变异,以及在队列印记影响下产生的滞后效应(或称累积效应),进而对中国居民基层政治参与行为的变迁趋势作出整体性判断。

(一) 年龄效应相关研究

年龄效应指与年龄改变相关的生理、心理及社会地位转变所引起的个体内在力量变化。部分研究认为年龄和政治参与行为之间存在正相关关系(熊易寒, 2008; 陈鹏和臧雷振, 2015), 例如, 熊易寒通过对上海市 2006 年社区选举的考察, 发现从参与的群体来看, 老年人比年轻人更易于投身社区政治生活(熊易寒, 2008)。陈鹏、臧雷振采用我国农村样本进行研究, 结果显示, 随着村民年龄增长, 其参与村委会投票的可能性也不断升高(陈鹏和臧雷振, 2015)。另有研究则认为年龄和政治参与行为之间存在倒“U”形曲线关系(Zhong and Chen, 2002; 张同龙和张林秀, 2013)。张同龙、张林秀研究表明, 年龄与村委会选举参与有曲线关系, 年龄增加了个体的投票倾向, 在 50 岁后期达到顶峰(张同龙和张林秀, 2013)。钟杨、陈捷基于江苏省 12 个县的随机民意调查数据, 分析我国农民参与村级选举的情况, 实证分析同样发现年龄与政治参与行为之间呈现出显著倒“U”形关系(Zhong and Chen, 2002)。

对于居民政治参与率存在年龄差异的原因, 学者研究发现, 这主要是因为个体处在不同的生命周期阶段。由于所处生命周期的不同, 个体身份会随着社会角色和生命历程的塑造而不断变化, 使得他们在政治参与行为上产生差异(Strate et al., 1989; Quintelier, 2007)。年龄效应与生命周期理论密切相关, 具体表现在不同生命周期阶段带来的政治参与能力及意识、时间分配及社交行为的差异。

关于年龄影响政治参与行为的第一种解释是不同年龄个体政治参与能力和意识存在差异。有研究表明, 中年人相较于青年和老年人具有更高的政治参与度, 因其大多处于人生的黄金时期, 能够从私人生活中抽身, 转而更关注公共议题; 并且这个年龄段的居民积累了大量社会经验和一定的政治资源, 也使其更有能力参与基层政治生活(臧雷振和孟天广, 2012)。

关于年龄影响政治参与行为的第二种解释是不同年龄个体政治参与的时间分配存在差异。个体因年龄不同造成社会身份的差异,进而形成不同的注意力分配模式。对于年轻人来说,影响他们生活和成长的关键因素往往位于社区之外,社区仅作为居住空间(熊易寒,2008)。而对于中老年群体,政治活动已融入他们的日常工作与社会交往中,使其能够将更多精力投入政治事务中。类似结论在其他研究中也体现:随着农民年龄的增长,其闲暇时间也相应增加,他们因此更愿意参与村委会的选举活动(陈鹏和臧雷振,2015)。

关于年龄影响政治参与行为的第三种解释是不同年龄个体政治参与的社交行为存在差异。已有研究发现:组织参与、邻里互动等对政治参与率有显著正向作用,民众与整个社会联系的渠道越多,他们的政治参与意识和兴趣就越强,从而促进其政治参与行为(Putnam,2012)。例如,有学者研究发现,在中国,邻里关系与政治参与之间存在正相关关系:老年人更有可能与邻里互动,而年轻人则较少与邻里互动。因此,老年人有更高的政治参与度(Xu et al.,2010)。

综上所述,本文提出假设1。

假设1:居民基层政治参与行为存在显著年龄效应,且年轻人参与率较低。

(二) 时期效应相关研究

时期效应通常源于特定时期外部环境的即时影响,涉及独特历史事件、社会经济背景的变化及技术革新等关键因素(李婷,2018)。关于基层政治参与行为的时期效应研究,国外学者提出了历史事件论、政治机会结构论和社会情绪论等观点。历史事件论认为社会突发事件如经济危机、战争、社会运动等可能显著激发或抑制政治参与,例如,有学者指出选举活动对政党认同有显著作用。在选举年,政党会开展各类活动,加大宣传力度,进而促使政党认同出现短期提升(Dassonneville et al.,2012)。政治机会结构论认为某一时期的制度变革(如选举法修改)、政党竞争加剧或政治领导人观点变化,可能在短期内改变全体公民的投票积极性。例如,有学者基于葡萄牙2002年至2019年立法选举调查的汇总数据,系统分析了年龄、时期和队列对迟决选民和选票转换者的影响,发现时期效应对投票决策时间有重要影响,时期因素如对主要政党领导人的矛盾心理能在一定程度上解释选举的周期性波动(Lisi,2022)。社会情绪论认为某一时期的集体情绪、社会氛围会影响整体政治参与意愿。有学者通过APC分析,考察了24个国家在2009—2013年和2019—2022年两个时段的环保支持态度变化,发现在环保领袖动员、互联网普及、媒体对气候变化报道增多等多重因素共同影响下,社会逐渐形成了支持环保的氛围,推动环保支持形成持续上升的整体趋势(Penker,2024)。

国内对于政治参与行为影响因素的研究大多采用截面数据,具体分析某一年或某一阶段的政治参与情况及其影响因素。虽然这类研究无法精准捕捉居民政治参与行为的时期趋势,但已围绕这一议题展开初步探索。有学者提出了阶段效应(亦

称时期效应)的概念,它描述的是宏观经济和政治因素共同作用于农民的政治参与行为。例如,“三农”政策的深入实施对农村地区产生了积极效果,显著提升了农民的可支配收入和社会保障水平,在政策实施期间,受益农民的政治参与度相较于其他时期显著提升(陈鹏和臧雷振,2015)。由此可见,特定时期的政治环境与经济发展水平对基层群众的政治参与行为具有显著影响。肖唐镖、易申波基于 2002 年和 2011 年两波全国抽样调查数据,系统分析了我国大陆居民政治参与的变迁特征与类型学特点,认为我国大陆居民政治参与水平有所提升,但存在显著结构性差异,并强调研究结论与调查时点密切相关,不同调查时期对政治参与水平的判断可能得出不同的结论(肖唐镖和易申波,2016)。国内关于政治参与行为研究中存在的时期效应相关的理论解释中,较具代表性的是制度学习理论,强调不同时期外在制度环境变化对个体行为的影响。例如,经济持续发展有助于增强群众的政治参与意愿和能力,为政治活动参与提供物质基础;政治文化的演进能够促进群众权利意识的提升,使得政治参与更趋普遍和深入;社会流动性的增加则模糊了不同社会阶层之间的界限,为更多群体提供政治表达的机会(王明生和杨涛,2011)。此外,教育普及、媒体发展与网络覆盖等能够提升群众的政治认知水平和参与度,降低政治参与的门槛。显然,在中国式现代化建设的新征程上,随着我国经济社会发展态势整体向好,上述因素在政治参与领域的作用也得到充分体现,居民的基层政治参与行为整体呈积极上升态势。

综上所述,本文提出假设 2。

假设 2: 居民的基层政治参与行为存在显著的时期效应,且整体呈现上升趋势。

(三) 队列效应相关研究

队列效应指的是个体共同经历的历史事件、社会变迁,逐渐在他们身上积淀并形成了独特的集体记忆和群体特征。这些影响通过外部环境与个体内在因素的相互作用,以渐进或滞后的方式累积,最终对政治参与行为产生影响。关于政治参与行为的队列效应,现有研究可归纳为集体记忆视角、代际更替视角、社会变迁视角与政治印记视角。集体记忆视角认为同一队列群体共享特定历史事件的记忆,这些记忆塑造了个体对政治体系的认知和参与动机。例如,有学者研究发现,若某一代际在前两次选举的整体投票率高,该代际长期投票率也更高,这可能是因早期多次参与选举形成的集体记忆强化了其投票习惯(Smets and Neundorf,2014)。代际更替视角则认为不同代际的群体因其各自成长环境的差异,形成了独特的代际价值观与政治参与风格,且这种差异会持续终身。例如,有学者研究发现代际差异已成为投票选择的核心因素,其影响远超生命周期效应,且代际更替将成为未来选举变化的重要驱动力(Rekker,2024)。社会变迁视角认为队列差异反映了社会结构变迁的累积效应,如教育普及、性别平等观念演进、新型社交媒体的普及等因素会使年轻队列比年长队列更支持某些新型参与形式。例如,有学者研究指出,与早期队列相比,年轻

人成长过程中所接触的社会环境、教育、文化、技术等因素对其政治参与产生了影响 (García-Albacete, 2014)。政治印记视角则强调个体在价值观形成过程中外部环境会对其产生长期影响,这些时期的事件和经历会持续影响个体态度与行为偏好,在共享的时间位置(出生队列)、共享的历史位置(共同所处的时期或时代)及共享的社会文化位置(一代人的意识)三大因素的影响下,形成同一世代的群体特质 (Marquis and Qiao, 2020)。

现有关于居民政治参与的实证研究对队列效应的关注与年龄效应紧密结合在一起,即目前学者研究发现的年龄效应对政治参与行为的显著作用,实则可能是受到队列效应差异的影响。例如,有国外学者研究发现,与前一代的年轻一代相比,最近的年轻一代的投票次数比前一代少,这种代际变化将导致居民政治参与行为整体下降,随着代际更替,基层政治参与率将呈现持续下降趋势 (Nagao and Kennedy, 2021)。类似研究结论在其他文献中也有涉及 (Blais and Rubenson, 2013)。然而,也有学者基于不同数据得到截然不同的结果,例如,肖唐镖和易申波 (2016) 基于 2002 年与 2011 年两波全国抽样调查数据,分析发现我国大陆居民年轻世代在政治参与上有着比年长者更加积极的表现,如果这种差异主要是由观念转变引起的,那么随着代际更替,未来我国居民的政治参与水平有望进一步提升。

上述关于队列效应的差异研究显示,不同学者得出了不同结论,这可能来源于研究样本选择的不同及历史时期的差异,但更为重要的是这些研究忽视了年龄、时期、队列三者之间的交互作用对政治参与变迁趋势的影响。正如英格尔哈特指出,要确定代际变迁,必须控制群体的生命周期效应和阶段效应 (Inglehart, 1997),方能得出较为准确的队列趋势结论。

综上所述,本文提出假设 3。

假设 3: 居民基层政治参与行为存在显著队列效应,具体表现在相较于其他出生队列,新中国成立时期与改革开放时期的队列,其政治参与表现更为突出。

(四) 空间维度相关研究

除了关注时间维度下居民基层政治参与行为的趋势,学界也高度关注居民基层政治参与行为在空间维度上的差异。由于我国城乡二元结构的存在,城乡差异构成了在空间维度上的研究焦点。目前学界对于居民基层政治参与行为的城乡差异及其影响因素的考察,主要从经济因素和心理因素两个维度展开。

关于城乡居民政治参与行为差异的经济视角,在宏观层面,学者普遍认为与资源分配权的差异有关。在城市,由于大部分物质与非物质资源的分配主要依托居民的工作单位和各类服务机构,居民委员会在涉及利益分配的事务上所拥有的权限相对较小;而在农村地区,村民委员会相较于城市居民委员会,对诸如土地等关键资源拥有更大的控制权,农村居民的绝大部分资源分配与价值实现过程,均须经由村民委员会来实现,寻求经济利益保护机制是农民政治参与的基本动机 (徐勇, 1999)。

因此,城市居民在居委会选举中往往表现出较低的参与热情,而农村居民则对村民委员会选举展现出更高的关注度和参与度(He et al., 2022; He, 2023)。在微观层面,学者从居民的社会经济地位出发,综合考量其与政治参与行为的差异。教育程度和收入水平是评估居民社会经济地位的两大核心指标,而城市居民通常与较高的教育水平及收入水平相关联(王丽萍和方然, 2010)。一般而言,社会经济地位高的群体往往对政治的热情也较高,因为他们在财务资源、空闲时间、政治技能等方面更有优势(Brown-Iannuzzi et al., 2017)。

城乡居民政治参与行为差异的心理视角认为,被接纳的动机是促使农村居民更积极投身选举投票活动的关键心理驱动力之一。“做其他人都做的事”即遵循群体规范、参与群体普遍活动是农村居民获取社会认同的重要手段(王丽萍和方然, 2010)。农村居民更倾向于将宗族网络视为一种文化符号,从中感知到的人际互动的意义使其更易于达成集体行动(王辉, 2022)。一般而言,农村地区因其成员间基于家族或其他血缘、亲缘关系形成具有高度凝聚力的组织形态,进而构成了一个“强群体”社会,这种社会结构进一步强化了个人采取政治行动的能力和内在动机(塞缪尔·亨廷顿和琼·纳尔逊, 1989)。

总体来看,非均质、时空高度压缩的现代化进程,使我国城乡二元结构呈现出高度分化的格局(陈鹏和臧雷振, 2015)。这种二元结构分化投射到居民基层政治参与行为上,具体表现为城乡之间经济发展水平、群众组织动员程度、居民文化水平和组织网络发育状况的不同,使得城乡居民的政治参与行为呈现差异。

综上所述,本文提出假设 4。

假设 4: 城乡居民政治参与行为存在显著差异,呈现出年龄、时期、队列效应的异质性特征。

三、研究数据与模型设定

(一) 数据来源

本研究采用中国综合社会调查数据(CGSS) 2005—2021 年的 9 轮数据,对应观测时点为 2005 年、2010 年、2011 年、2012 年、2013 年、2015 年、2017 年、2018 年、2021 年。通过对历年数据进行合并整理,研究最终纳入样本 78441 份,覆盖年龄区间为 18~118 岁(为减轻极端值对数据分析的潜在影响,对年龄进行缩尾处理,将年龄大于 90 岁的个体年龄统一赋值为 90 岁),对应的出生队列年份为 1915 年到 2003 年。

为更好地呈现数据结构,本文绘制出队列×时期的交叉分类数据示例表(见表 1)。表中每一列代表同一个调查时点,每一行对应同一队列组。由于早期研究包括了较早的年龄组别,而后续研究则逐步纳入更年轻的群体,因此收集的数据呈现锯齿状分布。每个个体的测量数据将依据其所属队列与调查时点被纳入相应的单元格中,形成嵌入式的分层数据结构。

表 1 队列×时期的交叉分类数据示例表

队列	2005	2010	2011	2012	2013	2015	2017	2018	2021	Mean
1922 年前	0.32 N=31	0.27 N=15	0.44 N=9	0.38 N=21						0.34 N=76
1923/1927	0.39 N=76	0.47 N=58	0.61 N=38	0.55 N=64	0.54 N=50	0.40 N=48	0.41 N=37			0.47 N=371
1928/1932	0.45 N=227	0.51 N=166	0.47 N=88	0.56 N=185	0.42 N=132	0.56 N=147	0.56 N=95	0.45 N=121	0.48 N=23	0.50 N=1184
1933/1937	0.48 N=426	0.60 N=353	0.49 N=140	0.57 N=357	0.44 N=333	0.57 N=328	0.53 N=268	0.50 N=278	0.48 N=75	0.52 N=2558
1938/1942	0.49 N=505	0.57 N=419	0.58 N=223	0.57 N=514	0.51 N=447	0.51 N=438	0.53 N=446	0.53 N=422	0.53 N=153	0.53 N=3567
1943/1947	0.50 N=643	0.60 N=615	0.61 N=276	0.62 N=668	0.55 N=551	0.56 N=635	0.58 N=655	0.60 N=652	0.61 N=298	0.58 N=4993
1948/1952	0.52 N=867	0.60 N=833	0.57 N=437	0.60 N=907	0.58 N=819	0.60 N=894	0.61 N=997	0.61 N=1015	0.67 N=541	0.60 N=7310
1953/1957	0.51 N=1077	0.60 N=954	0.60 N=480	0.59 N=1067	0.55 N=1013	0.57 N=1017	0.62 N=1172	0.60 N=1156	0.61 N=626	0.58 N=8562
1958/1962	0.50 N=918	0.56 N=913	0.55 N=443	0.60 N=877	0.52 N=778	0.59 N=778	0.58 N=907	0.57 N=1008	0.64 N=526	0.56 N=7148
1963/1967	0.49 N=1338	0.53 N=1189	0.50 N=514	0.56 N=1183	0.52 N=1109	0.52 N=1114	0.55 N=1188	0.55 N=1109	0.55 N=667	0.53 N=9411
1968/1972	0.43 N=1249	0.48 N=1178	0.49 N=578	0.51 N=1208	0.45 N=1024	0.49 N=1022	0.53 N=1142	0.49 N=1173	0.57 N=666	0.49 N=9240
1973/1977	0.39 N=908	0.42 N=846	0.43 N=421	0.44 N=902	0.38 N=967	0.44 N=812	0.44 N=841	0.43 N=861	0.54 N=462	0.43 N=7020
1978/1982	0.30 N=713	0.33 N=675	0.36 N=318	0.36 N=777	0.34 N=790	0.38 N=673	0.42 N=795	0.37 N=862	0.44 N=406	0.36 N=6009
1983/1987	0.19 N=450	0.26 N=517	0.35 N=277	0.27 N=631	0.27 N=670	0.34 N=619	0.33 N=762	0.34 N=681	0.48 N=456	0.31 N=5063
1988/1992		0.25 N=249	0.25 N=153	0.21 N=404	0.19 N=499	0.25 N=558	0.25 N=643	0.27 N=651	0.37 N=407	0.25 N=3564
1993/1997			0.17 N=12	0.11 N=100	0.07 N=155	0.17 N=399	0.18 N=436	0.20 N=425	0.29 N=298	0.19 N=1825
1998 年后							0.08 N=118	0.10 N=186	0.14 N=236	0.11 N=540
total	0.45 N=9428	0.50 N=8980	0.50 N=4407	0.51 N=9865	0.44 N=9337	0.48 N=9482	0.49 N=10502	0.48 N=10600	0.52 N=5840	0.48 N=78441

注：每一格里显示对应时期与队列区间所有样本的政治参与率以及该区间内的样本数量。

(二) 变量界定

1. 因变量

本研究聚焦居民基层政治参与行为,具体通过居民(村民)委员会选举投票行为这一指标展开量化分析。研究选取历年问卷调查中“是否参加上次居委会/村委会投票选举”作为因变量,将“参与了”赋值为 1,“未参与”赋值为 0,用以衡量居民的基层政治参与行为水平。

2. 自变量

本文所关注的时间维度变量为年龄(18~90 岁)、观测时期(2005 年、2010 年、2011 年、2012 年、2013 年、2015 年、2017 年、2018 年、2021 年)及出生队列。由于 APC 方法的假设限定,基于政策规划与实施周期、数据连续性和完整性等因素考量,将个体按出生年份进行分组,把 1922 年之前及 1998 年之后出生的个体分别归入两个独立的队列组,其余个体按每连续五个出生年份为一组的原则合并,最终得到 17 个队列组。本文所关注的空间维度变量为社区类型,根据问卷中所登记的“被访者居住的社区类型”进行变量赋值,将“城市社区”赋值为 1,“农村社区”赋值为 0。

其余自变量的选取根据已有研究成果和 9 轮调查数据的连续性,分为三类:基本控制变量(性别、政治面貌、婚姻状况、就业状况)、社会经济地位变量(教育年限、教育年限平方、个人年收入对数)及家庭层面变量(住房产权、产权数量、家庭经济状况)。所有变量的描述性统计结果详见表 2。

表 2 变量编码和描述统计(N=78441)

变量	变量赋值	均值	标准差	最小值	最大值
因变量					
政治参与行为	0=没参加 1=参加了	0.48	0.50	0	1
第一层变量					
年龄	18~90	49.61	16.00	18	90
个体层面					
性别	0=女,1=男	0.49	0.50	0	1
政治面貌	0=非党员 1=党员	0.12	0.32	0	1
婚姻状况	0=未婚,1=已婚	0.89	0.32	0	1
就业状况	0=未就业,1=就业	0.62	0.48	0	1
受教育年限	0~19	8.70	4.64	0	19
个人年收入取对数 (由消费指数标准化 到 2012 年水平)	0~13.99	8.46	3.28	0	13.99

续表					
变量	变量赋值	均值	标准差	最小值	最大值
第一层变量					
家庭层面					
住房产权	0=无产权,1=有产权	0.86	0.34	0	1
产权数量	0~3	0.80	0.64	0	3
家庭经济状况	1~5	2.57	0.77	1	5
地区层面					
社区类型	0=农村社区,1=城市社区	0.60	0.49	0	1
第二层变量					
时期	9个调查时点			2005	2021
队列	5年一组队列			1	17

(三) 模型设定

本文旨在分解年龄、时期与队列因素对居民基层政治参与行为的影响。然而在实际研究中,由于这三个维度之间存在完全共线性问题,无法求得模型参数的唯一解,进而无法精准分离三者的效应(苏晶晶和彭非,2014)。针对这一难题,杨扬和兰德提出了有效的解决策略——分层 APC 交叉分类随机效应模型(Hierarchical APC-Cross-Classified Random Effects Models,HAPC-CCREM)(Yang and Land,2006)。在该模型设定下,年龄为固定效应,时期和队列为随机效应,使年龄、时期、队列三者不再属于同一层面变量,而是形成嵌套关系,每一个个体同时嵌入两个更高层级的社会测量中。这种结构设计可打破三者之间的简单线性关系,进而解除 APC 之间的线性约束。

本研究基于重复测量的横截面数据,将数据排列成队列组×时期的结构,对应 17 个队列组(每 5 年为一个队列组)和 9 个观测时期,形成 17×9 数据矩阵。每个个体测量数据将依据其所属队列组和观测时期被纳入唯一对应的单元格,从而形成嵌入式的数据结构。其中暗含的假设条件为:每个单元格中的个体具有相同或高度类似的时期效应和队列效应,交叉分类数据示例见表 1。本研究中的 APC 交叉分类随机效应模型包括两层模型,第一层为个体层次模型,包含年龄变量及其他个体层面的控制变量。第二层为时期和队列层次模型,包含队列和时期的随机效应。由于本研究中因变量为二值变量,故采用 logistic 分层 APC 回归模型进行数据分析。

四、分析结果

(一) 居民基层政治参与行为的年龄、时期、队列描述分析

图 1 展示了“年龄-政治参与率”曲线情况。由趋势图可见,基层群众的政治参

与率随年龄增长持续上升,直至 55 岁左右达到较高水平并趋于稳定,66 岁之后开始逐渐下降。尽管不同调查时期的年龄趋势存在细微差异,但整体均呈现先上升后下降的倒“U”形分布特征。这也为在模型中加入年龄二次项来衡量年龄与参与率之间的关系提供了直观依据。

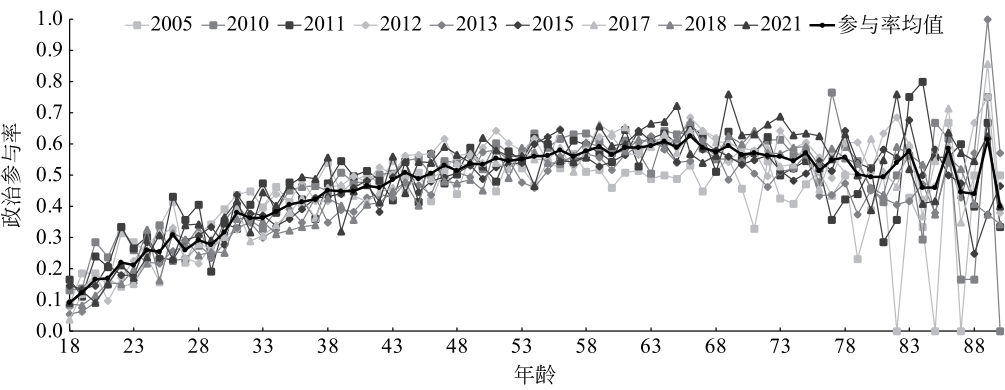


图 1 年龄-政治参与率情况

图 2 描绘了“时期-政治参与率”曲线图。由趋势图可见,居民基层政治参与总体水平虽在 2013 年略有波动,但基于参与率均值的趋势线整体呈上升态势,并于 2021 年达到峰值,参与率为 52%;就不同队列组居民政治参与率的时期变化而言,17 个队列组中有 10 个队列组的政治参与率随时期呈波动上升或持续上升态势,且均在 2021 年达到参与率最高值。然而,仅通过趋势图无法得出准确的时期趋势,因为不同队列组在观测时期(2005—2021 年)内处于不同生命周期,在观测期内涵盖的队列组政治参与数据越完整,时期趋势的衡量精度就越高;反之,年轻或年老队列组数据的缺失会导致时期趋势估计出现偏误。因此,要得出准确的时期趋势,须先剥离个

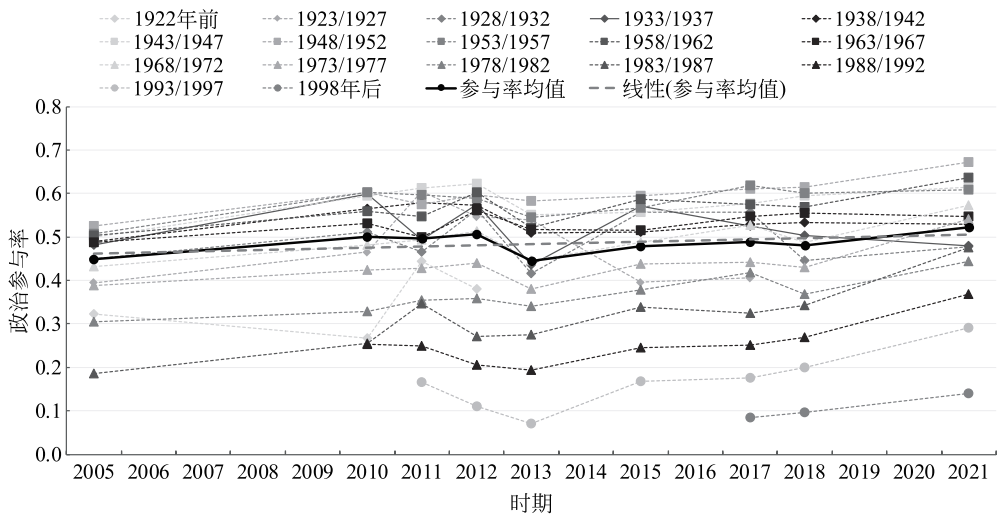


图 2 时期-政治参与率情况

体的队列效应。

图3为“队列-政治参与率”趋势图。可见,20世纪50年代前后出生的居民普遍具有较高的政治参与水平,这一代人出生于新中国成立初期,特定历史背景、社会动员效应、政治体制及参与渠道、思想启蒙等多重因素的共同影响及内外力交互作用的累积效应,推动了这一代人的积极政治参与。

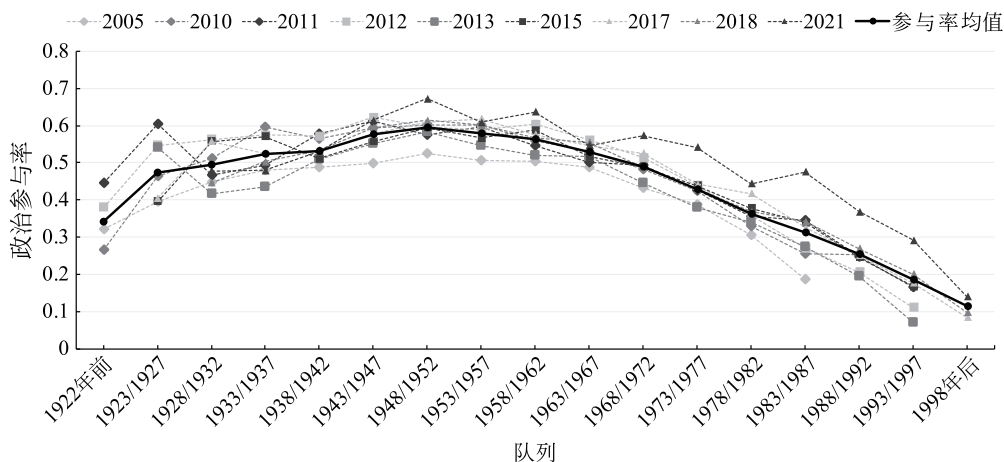


图3 队列-政治参与率情况

然而,纯粹的描述性分析无法区分出生队列、时期和年龄的独立效应,进而无法精准捕捉居民基层政治参与行为的变化趋势。因此,需进一步应用HAPC模型分离三者的效应,以便清晰揭示居民基层政治参与行为在三个时间维度上的真实变化趋势。

(二) 居民基层政治参与行为的APC模型回归结果分析

HAPC-CCREM模型的回归结果如表3所示。模型回归结果显示,第一层固定效应主要报告年龄效应及控制变量的回归系数,第二层则呈现时期和队列的随机效应。在模型1中仅纳入年龄、时期和队列变量以检验三个时间维度效应的统计显著性,固定效应部分的年龄及其平方项的系数均高度显著,随机效应的方差系数同样显著,说明居民基层政治参与行为存在显著的年龄、时期、队列效应异质性,需对其影响机制进一步分解。从模型2到模型5逐步纳入个体、家庭及所有层面控制变量,进而全面考察不同变量对模型解释力的影响。

1. 年龄效应

从模型1到模型5逐步纳入控制变量的过程中,年龄和年龄平方的回归系数均高度显著,且二者影响系数方向不一致,表明年龄对居民基层政治参与行为的影响呈非线性关系;年龄二次项系数为负,且在逐步纳入控制变量的过程中,年龄始终呈稳定的倒“U”形变化趋势,这一趋势与图1相吻合,表明居民基层政治参与行为随年

龄增长呈“先升后降”的变化特征。这一发现与既有关于居民基层政治参与行为的研究结果一致(Zhong and Chen,2002;张同龙和张林秀,2013)。从年龄效应看,我国居民基层政治参与行为基本符合生命周期理论的解释。因此,关于年龄效应的假设 1 得到验证,年龄显著影响居民基层政治参与行为,且呈现年轻人和老年人参与率较低、中老年人参与率较高的倒“U”形趋势。

表 3 政治参与行为的 APC 模型分析

变量	模型 1: 基准模型	模型 2: 加入个体 层面基本 控制变量	模型 3: 加入个体 层面全部 控制变量	模型 4: 加入个体、 家庭层面 控制变量	模型 5: 全模型
固定效应(第一层)					
截距	-2.5354 *** (0.1973)	-2.5633 *** (0.1926)	-2.6823 *** (0.1501)	-3.7535 *** (0.1289)	-3.5787 *** (0.1156)
年龄	0.0737 *** (0.0062)	0.0619 *** (0.0063)	0.0639 *** (0.0056)	0.0733 *** (0.0048)	0.0868 *** (0.0044)
年龄平方	-0.0005 *** (0.0001)	-0.0004 *** (0.0001)	-0.0004 *** (0.0001)	-0.0005 *** (0.0000)	-0.0006 *** (0.0000)
个体层面					
男性(参照组:女性)		0.1715 *** (0.0150)	0.0929 *** (0.0159)	0.0968 *** (0.0161)	0.0326 * (0.0165)
中共党员 (参照组:非党员)		0.0668 ** (0.0233)	0.4012 *** (0.0257)	0.3674 *** (0.0260)	0.3792 *** (0.0262)
已婚(参照组:未婚)		0.3256 *** (0.0289)	0.1956 *** (0.0294)	0.1052 *** (0.0298)	0.0702 * (0.0301)
就业(参照组:未就业)			0.4733 *** (0.0191)	0.4433 *** (0.0192)	0.1833 *** (0.0202)
受教育年限			0.1092 *** (0.0051)	0.1135 *** (0.0052)	0.1277 *** (0.0053)
受教育年限平方			-0.0095 *** (0.0003)	-0.0099 *** (0.0003)	-0.0082 *** (0.0003)
个人年收入取对数(由消费 指数标准化到 2012 年水平)			-0.0136 *** (0.0026)	-0.0123 *** (0.0027)	0.0147 *** (0.0028)
家庭层面					
有现住房产权 (参照组:无产权)				0.8521 *** (0.0247)	0.5700 *** (0.0254)

续表

变量	模型 1: 基准模型	模型 2: 加入个体 层面基本 控制变量	模型 3: 加入个体 层面全部 控制变量	模型 4: 加入个体、 家庭层面 控制变量	模型 5: 全模型
家庭层面					
产权数量				0.0271 (0.0145)	0.0419** (0.0147)
家庭经济状况				0.0966*** (0.0103)	0.0877*** (0.0105)
地区层面					
城市社区 (参照组:农村社区)					-0.9640*** (0.0188)
随机效应(第二层)					
时期效应	0.0078* (0.0042)	0.0084* (0.0045)	0.0107* (0.0057)	0.0095* (0.0051)	0.0077* (0.0041)
队列效应	0.0887* (0.0405)	0.0760* (0.0359)	0.0176 (0.0137)	0.0059 (0.0050)	0.0027 (0.0021)
-2 log likelihood	336542	336849	339301	341134	344045

注:*** $p<0.001$, ** $p<0.01$, * $p<0.05$,括号内数值为标准误。

2. 时期效应

对时期与队列效应的趋势分析,首先依据随机效应方差的估计结果判断其显著性。从模型 1 到模型 5 逐步纳入控制变量的过程中,时期效应的方差系数均显著,说明居民基层政治参与行为存在显著的时期趋势差异;在逐步纳入控制变量的过程中,时期效应的方差系数并未产生显著变化,这表明时期效应的动态波动与个体特征、家庭背景及地区层面因素之间不存在明显的相关性。因此,时期趋势差异大概率源于瞬时外部环境的变化对居民基层政治参与的影响,这也进一步印证了制度学习理论中外在制度环境变化的关键作用。同时,结合时期趋势图 2 可以发现,我国居民基层政治参与行为整体呈现渐次、缓慢且波动上升的趋势,其间伴随明显的阶段性波动。这种波动性增长轨迹实质上反映了居民政治参与变化趋势的渐进性特征。从政治发展的视角来看,政治参与意识的形塑是一个典型的历史进程,其演进速度受到制度环境、教育水平、信息传播效率等多重结构性因素的制约。实证数据显示,尽管参与率整体呈上升态势,但绝对水平仍处于中等区间,这也预示着政治参与的培育需要更长时间的制度调适和社会学习过程。因此,关于时期效应的假设 2 得到验证,我国居民基层政治参与行为存在显著时期效应,且整体呈上升趋势。

3. 队列效应

相较于时期效应,居民基层政治参与行为的队列效应更为突出,在模型 2 中纳入

个人层面基本控制变量后,依据回归结果中的效应系数绘制趋势图,如图 4(a)所示,队列之间呈明显的倒“U”形趋势。就队列效应系数而言,折线图中对应的效应系数值越大,表明相较于其他出生队列该队列政治参与行为越活跃。图 4(a)中队列效应系数图呈现出“上升-平稳-下降”分段趋势,是内生的年龄效应与外生的时期效应共同塑造的结果,反映了基层政治参与行为在代际更替中的演变规律。

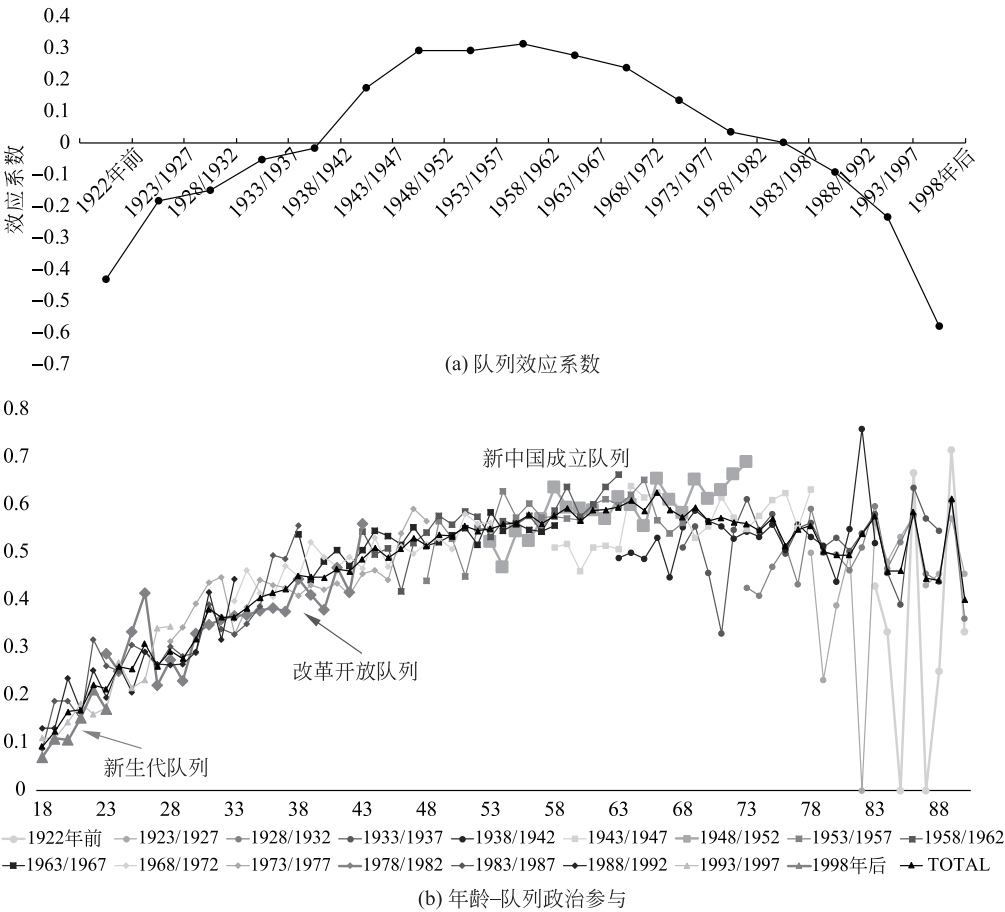


图 4 政治参与的队列效应分析

政治印记理论强调个体在政治态度形成的关键时期(通常为青年阶段),其所处的时代背景会通过外部环境与个体内在因素的持续互动产生渐进式影响,并最终影响其政治参与行为。从这一理论视角出发,队列间政治参与行为的差异本质上反映了不同世代群体在生命周期中所经历的社会关系变迁与经济环境变化的综合效应,这些结构性因素通过与个体发展阶段的交互作用,共同构成了代际政治参与模式分化的深层机制。因此,队列间政治参与行为的差异与生命周期密切相关,本质上是受与个体生命周期相关的社会关系、经济因素等的综合影响所致。因此,本文通过控制个体层面基本控制变量(性别、政治面貌、婚姻状况、就业状况)、社会经济地位

变量(教育年限、教育年限平方、个人年收入对数)及家庭层面变量(住房产权、产权数量、家庭经济状况),以分析影响队列效应趋势的因素。从表3可见,控制个人层面基本控制变量时,队列效应显著;纳入个人社会经济地位变量后,队列效应不再显著,并在逐步纳入家庭层面控制变量后方差系数大幅降低。这说明个人社会经济地位变量是造成队列差异的决定性因素,而家庭层面变量的变异则进一步加大了队列间的差异。

就队列效应而言,图4(a)显示1948—1972年的出生队列政治参与率更高,这意味着相较于其他出生队列,新中国成立队列呈现出较高的政治参与度,而改革开放队列则未达预期中的高政治参与度。新中国成立队列和改革开放队列效应系数的差异反映出在控制了年龄效应(相同生命周期)下产生的队列异质性。为更直观呈现控制年龄效应后不同队列的政治参与度差异,绘制出“年龄-队列政治参与图”,如图4(b)所示。从图中可见,在相同生命周期尺度下,新中国成立队列的政治参与水平持续高于其他队列;而改革开放队列则一直有较大提升空间。对此,有学者指出,我国改革开放后成长的“70后”“80后”和“90后”世代,与生长在计划经济时代的年长世代相比,具有更强的权利意识,但在政治行为上更偏好自主型参与,因而对传统的政治参与模式积极性较低(易申波和肖唐镖,2017)。进一步观察发现,新生代队列在18~23岁的年龄段,其投票次数少于前一代,由此可推测,尽管受生命周期影响,新生代队列政治参与度随年龄增长有所提升,但随着代际更替,整体投票率将呈持续下降趋势。因此,针对假设3,“居民基层政治参与行为存在显著的队列效应,新中国成立队列政治参与度较高”得到验证,但改革开放队列并未达到预期中的高政治参与。

(三) 居民基层政治参与行为空间异质性分析

本研究除关注时间维度下居民基层政治参与行为变迁的绝对趋势外,亦关注其在空间维度下的变迁趋势差异。针对我国国情,城乡分层趋势是最核心的维度。因此,本研究在模型建构中进一步尝试纳入时期和队列对社区类型(居委会/村委会)的斜率系数随机效应,以精准分析城乡群体的参与率差异。然而,鉴于城乡在组织基础、制度设计、治理逻辑与动员机制等方面存在深层次质性差异,且这些结构性因素难以有效量化并纳入模型进行控制,故本研究最终采用分样本回归的策略,以更精准地识别城乡群体的差异化政治参与模式。

图5揭示了城乡政治参与率随年龄变化的显著异质性,城乡居民整体均呈现倒“U”形生命周期模式,在18~80岁全年龄段范围内,农村居民的政治参与率呈现出系统性高于城市居民的特征,其参与水平不仅持续维持在相对高位,更在45~54岁年龄段达到峰值,形成了显著的“农村政治参与优势”现象。城乡选举中政治参与率的差异,可能源于基层的利益结构,村委会选举以分配性利益为基础,旨在选出能够代表并维护集体利益的“当家者”;而居委会选举以维持性利益为基础,目标在于选出能够保障社区日常运行的“守护者”(熊易寒,2008)。由于不同的利益结构,城乡

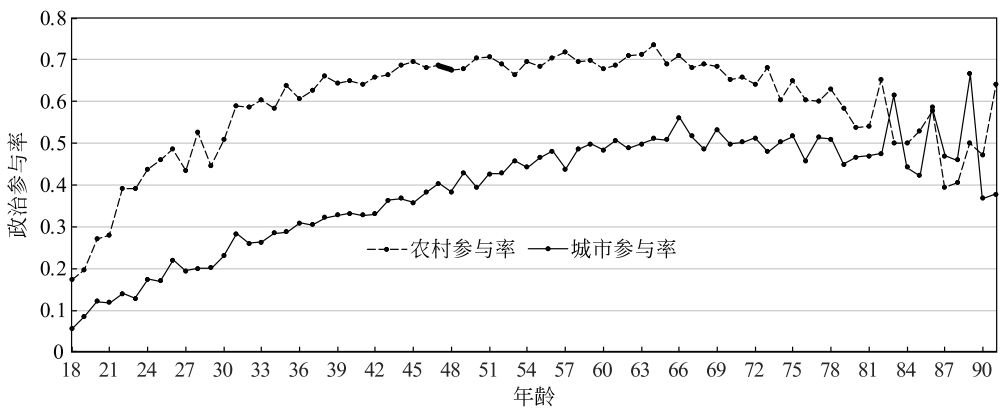


图 5 分样本回归的年龄-政治参与率

居民的政治参与热情也呈现出差异,农村居民出于维护自身利益的需求而倾向于更积极的政治参与行为,城市居民则因自身利益很难受到损害而倾向于较低的政治参与热情。

表 4 为分样本回归下的城乡随机效应分析。模型 6 为控制个人层面基本控制变量时城乡的时期效应和队列效应,结果显示,城乡的时期效应均显著而队列效应均不显著。因此,需进一步纳入控制变量以检验影响时期趋势变异的关键因素。队列效应均不显著说明全样本分析中的队列效应不存在城乡差异,故不再展开具体分析和阐述。

表 4 分样本回归下的城乡随机效应

变量	模型 6		模型 7		模型 8	
控制变量						
个人层面基本控制变量	已控制					
个人层面基本控制变量+ 个人社会经济地位变量			已控制			
个人层面基本控制变量+ 社会经济地位变量+ 家庭层面控制变量					已控制	
固定效应(第一层)	城市	农村	城市	农村	城市	农村
年龄	0.0970 *** (0.0054)	0.1235 *** (0.0050)	0.0869 *** (0.0055)	0.1046 *** (0.0053)	0.0839 *** (0.0055)	0.1034 *** (0.0053)
年龄平方	-0.0007 *** (0.0001)	-0.0011 ** (0.0000)	-0.0006 *** (0.0001)	-0.0009 *** (0.0001)	-0.0006 *** (0.0001)	-0.0008 *** (0.0001)

续表

变量	模型 6		模型 7		模型 8	
随机效应(第二层)						
时期						
截距	0. 0280 *	0. 0240 *	0. 0284 *	0. 0200 *	0. 0233 *	0. 0248 *
	(0. 0145)	(0. 0127)	(0. 0147)	(0. 0107)	(0. 0122)	(0. 0133)
队列						
截距	0. 0036	0. 0004	0. 0034	0. 0005	0. 0034	0. 0004
	(0. 0027)	(0. 0018)	(0. 0022)	(0. 0010)	(0. 0022)	(0. 0010)
-2 log likelihood	206930	136657	207269	137181	207616	137534

注:*** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$, 括号内数值为标准误。

从图6可以发现,在控制个人基本控制变量的条件下,农村居民政治参与率整体高于城市居民,但整体呈下降趋势;相比之下,城市居民虽然政治参与水平较低,但随时期呈波动上升态势。这表明模型2(图2)中的时期总趋势实则由城市居民政治参与行为变化所驱动。模型7和8在模型6的基础上增加了个人社会经济地位变量和家庭层面控制变量。纳入上述控制变量后,城乡时期效应截距系数仍显著且未发生明显变化,说明城乡居民政治参与行为的时期趋势受个人及家庭经济地位因素影响不大。针对其中出现的农村居民政治参与趋势与总体上升趋势相悖的情形,且鉴于其受个人及家庭经济地位变量的影响不大,一个可能的解释是:随着社会发展、经济结构转型与市场化深化,传统的熟人社会结构逐渐瓦解,社会关系松散化逐步弱化了农村居民之间集体参与的非正式制度约束,导致农村居民对集体事务的认同感降低,参与意愿随之减弱。

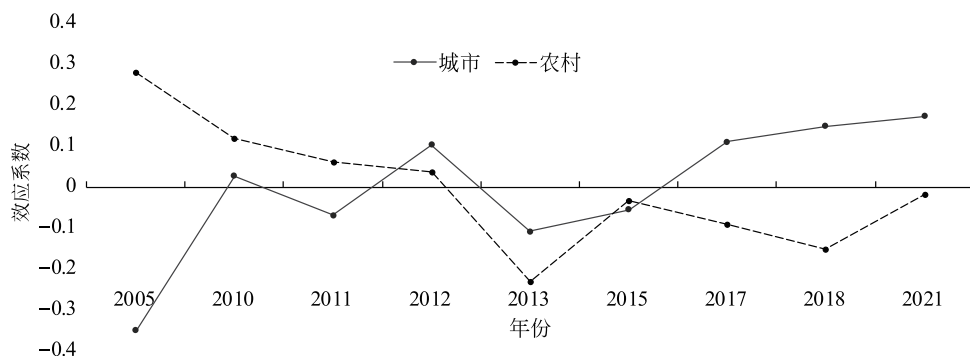


图6 分样本回归的城乡时期效应

综上,城乡居民政治参与行为存在显著差异,且呈现出年龄、时期效应异质性,假设4基本得到验证。

五、结论与讨论

民主选举是全过程人民民主参与实践的逻辑起点(王宗礼和韩世强,2022),也是基层群众有序参与基层治理的关键一环。由于既有关于我国居民基层政治参与行为的研究缺乏充分的时间关怀,因此,这一议题研究亟待找回“时间”,从时间维度厘清我国居民基层政治参与行为的变迁趋势、核心特征及驱动机制。这一研究探索对于健全党组织领导的基层群众自治机制,推动全过程人民民主高质量发展,以及实现基层善治目标具有重要的理论和实践指导价值。有鉴于此,本文借助 HAPC 模型对长时段微观数据展开分析,对我国居民基层政治参与行为的年龄、时期与队列趋势进行分解,并深入探究这些趋势可能存在的分层差异。本研究充分考虑到以往研究中静态分析截面数据的不足,综合分析年龄、时期和出生队列多时间维度的居民基层政治参与行为变迁,并将城乡空间异质性纳入变迁研究范围,在更为宏大的时空背景下进行探讨,综合绘制出居民基层政治参与行为的时空演变图谱。

在时间维度上,我国居民基层政治参与行为存在显著的年龄、时期、队列效应。具体而言,从年龄效应看,居民基层政治参与行为基本符合生命周期理论的阐释,呈现出年轻人和老年人参与率较低、中老年人参与率较高的倒“U”形特征;在时期效应上,我国居民基层政治参与行为基本契合制度学习理论的预期,不同时期外在环境变迁对居民政治参与行为具有重要影响。其一般特征规律是,随着我国现代化进程的推进,社会经济发展水平不断提升,基层群众政治参与的热情日益高涨,整体呈波动上升态势。在队列效应上,居民基层政治参与行为也具有较为鲜明的政治印记色彩,尤其是新中国成立队列具有较高的政治参与度,彰显出党领导人民群众建立和建设社会主义国家对人民政治参与热情的激发作用。

在空间维度上,城乡居民的政治参与行为在年龄效应和时期效应上呈显著异质性。具体而言,在年龄效应上,农村居民的政治参与率呈现出系统性高于城市居民的特征,其参与水平持续处于相对高位,形成显著的“农村政治参与优势”现象,这一差异与城乡间不同的利益结构、制度安排等因素密切相关;在时期效应上,农村居民政治参与率呈下降态势,而城市居民政治参与率整体呈上升趋势,因此,时期效应整体上升的总趋势实则由城市居民政治参与的时期变化所驱动,且这种趋势变化受个人及家庭社会经济地位因素影响较小。上述结论进一步验证了个人及家庭社会经济地位因素在塑造居民政治参与行为模式中的作用,并且从另一维度揭示了城乡制度性安排所衍生的利益分配格局及心理层面因素对居民政治参与行为的潜在影响。

本文的独特贡献在于找回“时间”,把时间变量重新引入政治参与行为研究,揭示了居民基层政治参与行为的时间变迁规律,以及其空间差异的时间演进特征。一方面,本文基于我国居民基层政治参与行为变迁的年龄效应、时期效应与队列效应,验证了生命周期理论、制度学习理论及政治印记理论对于居民基层政治参与行为变

迁的解释力;同时,结合我国居民基层政治参与行为变迁的城乡差异,印证了微观经济因素及宏观层面的经济、制度乃至社会心理因素等对居民基层政治参与行为变迁的解释作用。时空维度的研究成果为时间变量在政治参与行为分析中所展现的强大解释力提供了有力佐证。另一方面,基于上述时空趋势特征及驱动因素的研究发现,可提炼出我国居民基层政治参与行为变迁的独特样态,这一样态具有显著的“与时俱进”特征。具体而言,在时间维度上,居民基层政治参与行为呈现与时代同频共振的演进特征,在空间维度上居民基层政治参与行为呈现与城乡居民群体特征相耦合的分布特征。该样态有助于明晰我国群众基层政治生活的基本格局,也为进一步提升基层群众有序参与基层治理的质量,以及推动全过程人民民主高质量发展指明了方向。

温故知新,本文从时空角度刻画我国基层群众的政治参与行为随时间推移和空间转换而产生的变迁趋势特征,及其背后的潜在驱动因素与制约条件,旨在进一步推动全过程人民民主高质量发展,促进更广泛、有序且高效的居民基层政治参与。鉴往知来,新时代背景下,如何结合新形势、根据新发展需要,在党的领导下推动不同年龄、不同世代的城乡居民积极参与基层政治生活,形成基层政治生活全面动员、全民参与和全域覆盖的良好格局,对实现基层治理体系和治理能力现代化具有重要意义。为此,本文提出如下思考:首先,重视年龄差异,实施分类管理。鉴于不同年龄、不同时期、不同世代群体的政治参与行为有所差异,基层政府应根据这些差异有针对性地分类施策,为各年龄群体提供差异化的基层政治参与平台。其次,紧跟时代步伐,加强政策引导。随着社会进步与发展,党和国家需进一步探索调整完善基层群众的政治参与制度,确保制度建设水平与民众政治成熟度同步提升,满足人民群众日益增长的政治参与需求。再者,加强代际交流,促进代际传承。基层政府可结合地方实际,充分整合资源,创设不同代际居民政治参与的经验分享与交流平台,促进政治参与的代际传承。最后,推进城乡融合,实现城乡均衡。各级政府需加快探索促进城乡居民政治参与融合发展的新路径,推动城乡居民政治参与协调发展,实现全过程人民民主的全域覆盖。

参考文献

- 陈鹏,臧雷振. 2015. 媒介与中国农民政治参与行为的关系研究——基于全国代表性数据的实证分析[J]. 公共管理学报, 12(3): 69-82, 157-158.
- Chen P, Zang L Z. 2015. The relationship between media and political participation behavior of Chinese rural residents: Evidence from Asian barometer survey data[J]. *Journal of Public Management*, 12(3): 69-82, 157-158. (in Chinese)
- 格林斯坦,波尔斯比. 1996. 政治学手册精选(下卷)[M]. 北京:商务印书馆.
- Greenstein F I, Polsby N W. 1996. Handbook of political science: Selected readings (volume 2)[M]. Beijing: Commercial Press. (trans. into Chinese)

- 胡溢轩. 2017. “形式”抑或“实质”: 中国基层政治参与的实证分析[J]. 探索, (3): 96-104.
- Hu Y X. 2017. “Form” or “Substance”: An empirical analysis of grassroots political participation in China[J]. *Probe*, (3): 96-104. (in Chinese)
- 李婷. 2018. 哪一代人更幸福? ——年龄、时期和队列分析视角下中国居民主观幸福感的变迁[J]. 人口与经济, (1): 90-102.
- Li T. 2018. Which generation is happier?: An age-period-cohort analysis on the subjective well-being of Chinese residents[J]. *Population & Economics*, (1): 90-102. (in Chinese)
- 卢春龙, 孟瑞霞. 2022. 把时间带回政治学研究的中心[J]. 甘肃行政学院学报, (2): 76-87.
- Lu C L, Meng R X. 2022. Time in political science research[J]. *Journal of Gansu Administration Institute*, (2): 76-87. (in Chinese)
- 塞缪尔·亨廷顿, 琼·纳尔逊. 1989. 难以抉择——发展中国家的政治参与[M]. 汪晓寿, 吴志华, 项继权, 译. 北京: 华夏出版社.
- Huntington S P, Nelson J M. 1989. Difficult choices: Political participation in developing countries[M]. Wang X S, Wu Z H, Xiang J Q, trans. Beijing: Huaxia Publishing House. (trans. into Chinese)
- 苏晶晶, 彭非. 2014. 年龄-时期-队列模型参数估计方法最新研究进展[J]. 统计与决策, (23): 21-26.
- Su J J, Peng F. 2014. Recent progress in parameter estimation methods for Age-Period-Cohort models[J]. *Statistics & Decision*, (23): 21-26. (in Chinese)
- 王辉. 2022. 赋权与削权: 乡村治理的逻辑集及组合研究——以浙江 H 村老年协会的治理为例[J]. 公共管理学报, 19(3): 12-23, 165.
- Wang H. 2022. Empowerment & control: Logic sets in rural governance and its mechanism of combination—Taking the governance of elderly association in H village Zhejiang Province as an example[J]. *Journal of Public Management*, 19(3): 12-23, 165. (in Chinese)
- 王丽萍, 方然. 2010. 参与还是不参与: 中国公民政治参与的社会心理分析——基于一项调查的考察与分析[J]. 政治学研究, (2): 95-108.
- Wang L P, Fang R. 2010. To participate or not to participate: A sociopsychological analysis of Chinese citizens' political participation——Based on a survey and analysis[J]. *Political Studies*, (2): 95-108. (in Chinese)
- 王明生, 杨涛. 2011. 改革开放以来我国政治参与研究的回顾与展望[J]. 清华大学学报(哲学社会科学版), 26(6): 5-21, 156.
- Wang M S, Yang T. 2011. Retrospection and prospect of studies on political participation in China Since 1978 [J]. *Journal of Tsinghua University (Philosophy and Social*

- Sciences*), 26(6): 5-21, 156. (in Chinese)
- 王宗礼, 韩世强. 2022. 深刻把握全过程人民民主的本质特征与实践要求[J]. 中国特色社会主义研究, (1): 71-78.
- Wang Z L, Han S Q. 2022. Deeply grasp the essential characteristics and practice requests of whole-process people's democracy [J]. *Studies on Socialism with Chinese Characteristics*, (1): 71-78. (in Chinese)
- 肖唐镖, 易申波. 2016. 当代我国大陆公民政治参与的变迁与类型学特点——基于 2002 与 2011 年两波全国抽样调查的分析[J]. 政治学研究, (5): 97-111, 127-128.
- Xiao T B, Yi S B. 2016. The transition and typological characteristics of political participation in contemporary China's mainland base on two waves of nation-wide sample survey: 2002 and 2011[J]. *CASS Journal of Political Science*, (5): 97-111, 127-128. (in Chinese)
- 熊易寒. 2008. 社区选举: 在政治冷漠与高投票率之间[J]. 社会, 28(3): 180-204.
- Xiong Y H. 2008. The paradox of urban community elections: Between political apathy and high turnout rates[J]. *Chinese Journal of Sociology*, 28(3): 180-204. (in Chinese)
- 徐勇. 1999. 利益与体制: 民主选举背后的变数分析——以湖北省月村村治实验为例[J]. 华中师范大学学报(人文社会科学版), (2): 4-12, 161.
- Xu Y. 1999. Interest and the system: An analysis of factors behind democratic election [J]. *Journal of Central China Normal University (Humanities and Social Sciences)*, (2): 4-12, 161. (in Chinese)
- 易申波, 肖唐镖. 2017. 衰落抑或转型: 近年来我国公民政治参与的新动向——基于 3 波 ABS 调查数据的分析[J]. 探索, (3): 82-95.
- Yi S B, Xiao T B. 2017. Decline or transformation: New trends in Chinese citizens' political participation in recent years—Based on the analysis of three waves of ABS survey data[J]. *Probe*, (3): 82-95. (in Chinese)
- 张同龙, 张林秀. 2013. 村委会选举中的村民投票行为、投票过程及其决定因素——基于全国 5 省 100 村 2000 户调查数据的实证研究[J]. 管理世界, (4): 59-68, 81.
- Zhang T L, Zhang L X. 2013. Villagers' voting behavior, voting process, and its determinants in Village Committee Elections—An empirical study based on survey data from 2000 households in 100 villages in five provinces across China[J]. *Management World*, (4): 59-68, 81. (in Chinese)
- 臧雷振, 孟天广. 2012. 中国农村基层民主选举中经济投票行为研究[J]. 社会科学, (2): 37-49.
- Zang L Z, Meng T G. 2012. Economic voting and China's village voting behavior[J]. *Journal of Social Sciences*, (2): 37-49. (in Chinese)
- Blais A, Rubenson D. 2013. The source of turnout decline: New values or new contexts? [J]. *Comparative Political Studies*, 46(1): 95-117.

- Brown-Iannuzzi J L, Lundberg K B, McKee S. 2017. The politics of socioeconomic status: How socioeconomic status may influence political attitudes and engagement[J]. *Current Opinion in Psychology*, 18: 11-14.
- Dalton R J. 2008. Citizenship norms and the expansion of political participation[J]. *Political Studies*, 56(1): 76-98.
- Dassonneville R, Hooghe M, Vanhoutte B. 2012. Age, period and cohort effects in the decline of party identification in Germany: An analysis of a two decade panel study in Germany (1992—2009)[J]. *German Politics*, 21(2): 209-227.
- García-Albacete G M. 2014. Political participation and age: Building an exploratory model of political participation based on life cycle, cohort and period effects[M]//García-Albacete G M. *Young People's Political Participation in Western Europe: Continuity or Generational Change?* Palgrave Macmillan, London: Palgrave Studies in European Political Sociology.
- He L, Wang K, Liu T L, et al. 2022. Does political participation help improve the life satisfaction of urban residents: Empirical evidence from China [J]. *PLoS One*, 17(10): e0273525.
- He Z J. 2023. How does perceptions of social justice affect farmers' political participation? — Evidence from China[J]. *PLoS One*, 18(12): e0295792.
- Hellevik O. 2002. Age differences in value orientation—life cycle or cohort effect? [J]. *International Journal of Public Opinion Research*, 14(3): 286-302.
- Inglehart R. 1997. *Modernization and postmodernization: Cultural, economic, and political change in 43 societies*[M]. Princeton: Princeton University Press.
- Jennings M K, Niemi R G. 1981. *Generations and politics: A panel study of young adults and their parents*[M]. Princeton: Princeton University Press.
- Lisi M. 2022. Age, period and cohort effects in a dealigned electorate: Comparing late deciders and vote switchers[J]. *Swiss Political Science Review*, 28(4): 728-749.
- Nagao H, Kennedy J J. 2021. The rite to vote: Community interactions and grassroots voter participation in China[J]. *Journal of Chinese Political Science*, 26(4): 613-630.
- Penker M. 2024. Green momentum? An age-period-cohort analysis of support for the environmental movement in 24 countries[J]. *International Journal of Sociology*, 54(5/6), 565-586.
- Putnam R D. 2012. *Democracies in flux: The evolution of social capital in contemporary society*[M]. Oxford: Oxford University Press.
- Quintelier E. 2007. Differences in political participation between young and old people[J]. *Contemporary Politics*, 13(2): 165-180.
- Rekker R. 2024. Electoral change through generational replacement: An age-period-cohort analysis of vote choice across 21 countries between 1948 and 2021 [J]. *Frontiers in*

- Political Science*, 6: 1279888.
- Scott J C. 1972. Patron-client politics and political change in Southeast Asia[J]. *American Political Science Review*, 66(1): 91-113.
- Smets K, Neundorf A. 2014. The hierarchies of age-period-cohort research: Political context and the development of generational turnout patterns[J]. *Electoral Studies*, 33: 41-51.
- Strate J M, Parrish C J, Elder C D, et al. 1989. Life span civic development and voting participation[J]. *American Political Science Review*, 83(2): 443-464.
- Xu Q W, Perkins D D, Chow J C C. 2010. Sense of community, neighboring, and social capital as predictors of local political participation in China[J]. *American Journal of Community Psychology*, 45(3/4): 259-271.
- Yang Y, Land K C. 2006. A mixed models approach to the age-period-cohort analysis of repeated cross-section surveys, with an application to data on trends in verbal test scores [J]. *Sociological Methodology*, 36(1): 75-97.
- Zhong Y, Chen J. 2002. To vote or not to vote: An analysis of peasants' participation in Chinese village elections[J]. *Comparative Political Studies*, 35(6): 686-712.

Foresee the Future by Reviewing the Past: The Changing Trends and Implications of Grassroots Political Participation Behavior in China

XIE Shenghua KANG Min LENG Xiangming

(School of Public Administration, Central China Normal University)

Abstract: Existing research on grassroots political participation behavior in China often suffers from a synchronic perspective, lacking systematic diachronic analysis. This study addresses this gap by integrating the age-period-cohort (APC) analytical framework to examine the temporal dynamics and spatial heterogeneity of residents' grassroots political participation, specifically voting in neighborhood/village committee elections. Utilizing nine waves of the China General Social Survey (CGSS) data from 2005 to 2021 and employing Hierarchical APC-Cross-Classified Random Effects Models (HAPC-CCREM), the analysis disentangles the distinct effects of age, period, and cohort.

The findings reveal a significant inverted U-shaped age effect, where participation rates increase through middle age before declining in later years, aligning with life-cycle theory. A positive period effect is observed, indicating a gradual, albeit fluctuating, upward trend in participation over time, which is consistent with institutional learning theory and reflects the evolving socio-political environment in China. Cohort analysis shows notable generational differences: those born around the establishment of the People's

Republic of China exhibit higher participation rates, demonstrating a lasting political imprint, while the reform-and-opening-up cohort displays relatively lower engagement, suggesting potential shifts in participation styles among younger generations.

Furthermore, significant spatial heterogeneity exists between urban and rural areas. Rural residents consistently show higher participation rates across most age groups, forming a distinct “rural participation advantage,” likely tied to differing community structures and interest distributions. However, the overall positive period trend is primarily driven by rising participation among urban residents, whereas rural participation shows a slight decline over the studied periods. This divergence suggests that broader societal transformations, such as the weakening of traditional community bonds in rural areas, may be influencing participation patterns differently across contexts.

These results underscore the importance of incorporating both temporal and spatial dimensions into the study of political participation. They validate the explanatory power of life-cycle, institutional learning, and political imprinting theories while highlighting the complex, “evolving-with-the-times” characteristic of grassroots political participation in China. The study concludes that enhancing grassroots democracy requires nuanced, multi-dimensional strategies. Recommendations include implementing age- and generation-sensitive engagement policies, strengthening institutional responsiveness to societal changes, fostering inter-generational dialogue to sustain participatory norms, and promoting integrated urban-rural development to ensure balanced and high-quality development of whole-process people’s democracy at the grassroots level, ultimately contributing to the modernization of grassroots governance systems and capabilities.

Keywords: grassroots; political participation behavior; age-period-cohort analysis; grassroots governance; hierarchical APC-cross-classified random effects models

投稿日期: 2025/1/17 送外审日期: 2025/1/25 首轮外审完成日期: 2025/2/6
录用日期: 2025/9/12 最终修回日期: 2025/12/30