

社会结构变迁与政治发展： 基于 2010 年和 2017 年 CGSS 数据的研究

顾燕峰*

“政治发展”(political development)这一概念自 20 世纪 60 年代用以描述前殖民地与不发达国家的“政治现代化”过程被学术界广泛接受。^①随着研究的深入,学者们越来越认识到政治发展更是国家能力、社会稳定和经济发展的基石。在政治发展的视角下,越来越多的学者一方面将视野从前殖民地和发达国家扩展到所有国家和地区,另一方面将政治发展的研究议题向纵深拓展,涉及国家制度、政治组织、社会治理等诸多领域,形成了政治稳定和政治民主两大研究主题。^②不过 20 世纪 70 年代后,政治发展研究进入了低迷期。^③政治发展较少地作为一个整体成为学术界关注的焦点。但这并不意味着政治发展研究的式微。事实上,与政治发展相关的研究议题,如政治参与、政治认同与态度、政治信任、国家治理等新兴议题却越来越受到政治学者的关注。70 年代末以来的经济改革导致经济和社会结构出现了巨大变迁,政治发展越来越多地受到中国政治学者的关注。政治学者从协商政治、社会动员与政治参与、国家治理、党内民主、利益结构与利益表达、制度建设等视角讨论中国的政治发展。^④

* 顾燕峰,博士,复旦大学社会科学高等研究院专职研究员、讲师。

① Damien Kingsbury, *Political Development*, New York: Routledge, 2007.

②③ 姚建宗:《国外政治发展研究述评》,载《政治学研究》1999 年第 4 期,第 78—89 页。

④ 林尚立:《协商政治:对中国民主政治发展的一种思考》,载《学术月刊》2003 年第 4 期,第 19—25 页;秦德君:《中国政治发展与扩大公民政治参与》,载《社会科学》2001 年第 9 期,第 7、19—22 页;徐勇:《社会动员、自主参与与政治整合——中国基层民主政治发展 60 年研究》,载《社会科学战线》2009 年第 6 期,第 19—26 页;何增科:《治理、善治与中国政治发展》,(转下页)

改革开放以来中国社会结构由总体性社会向分化性社会转变。^①阶层分化是社会结构变化的重要结果。改革开放以来,我国的社会分层已经由经济分层取代政治分层。^②户籍制度的松动正逐步瓦解城乡人口流动的壁垒,城市单位制的式微弱化了国家对个体的人身控制,增加了城市内部的社会流动。个体私营经济和新的经济形式的出现,导致社会阶层分化并促进新的社会阶层产生。中国的中等收入群体正逐步产生和壮大。^③社会结构的变化导致利益群体之间的矛盾和冲突,从而产生结构性紧张和新的利益诉求机制的变化。^④例如,对中等收入群体政治态度的研究表明,中等收入群体的社会批判意识渐趋显化,政治态度趋于不保守;在中等收入群体内部,“新中等收入人群”比“老中等收入人群”更具“社会改造”风险。^⑤但中等收入群体在政治参与行为方面并不比其他阶层积极。^⑥

社会结构变迁与政治发展的关系错综复杂。社会结构的变化和社会流动催生了新的社会阶层,产生了新的利益诉求。^⑦一方面,社会结构变迁催生了政

(接上页)载《中共福建省委党校学报》2002 年第 3 期,第 16—19 页;胡伟:《党内民主与政治发展:开发中国民主化的体制内资源》,载《复旦学报(社会科学版)》1999 年第 1 期,第 1—11、141 页;王中汝:《利益表达与当代中国的政治发展》,载《科学社会主义》2004 年第 5 期,第 39—42 页;李景鹏:《当代中国社会利益结构的变化与政治发展》,载《天津社会科学》1994 年第 3 期,第 31—37 页;林尚立:《权力与体制:中国政治发展的现实逻辑》,载《学术月刊》2001 年第 5 期,第 91—100 页。

① 孙立平、王汉生、王思斌、林彬、杨善华:《改革以来中国社会结构的变迁》,载《中国社会科学》1994 年第 2 期,第 47—62 页。

② 李强:《改革开放 30 年来中国社会分层结构的变迁》,载《北京社会科学》2008 年第 5 期,第 47—60 页。

③ 李春玲:《中国当代中产阶层的构成及比例》,载《中国人口科学》2003 年第 6 期,第 29—36 页;李春玲:《中国中产阶级的增长及其现状》,载《江苏社会科学》2008 年第 5 期,第 68—77 页。

④ 李汉林、魏钦恭、张彦:《社会变迁过程中的结构紧张》,载《中国社会科学》2010 年第 2 期,第 121—143、223 页。

⑤ 张翼:《当前中国中产阶层的政治态度》,载《中国社会科学》2008 年第 2 期,第 117—131、207 页。

⑥ Chen Jie and Lu Chunlong, “Does China’s Middle Class Think and Act Democratically? Attitudinal and Behavioral Orientations toward Urban Self-Government”, *Journal of Chinese Political Science*, Vol.11, No.2(2006), pp.1—20;王新松、张秀兰:《中国中产阶层的公民参与——基于城市社区调查的实证研究》,载《经济社会体制比较》2016 年第 1 期,第 193—204 页。

⑦ 谢光远:《西方学者眼中改革开放以来中国政治的发展》,载《国外理论动态》2018 年第 9 期,第 18—27 页。

治发展的动力,但另一方面,也应注意到传统社会结构对政治发展具有阻滞作用。^①社会阶层结构是政治发展的基础秩序和结构性支持力量,影响和制约着政治关系的形成和变化。^②但社会结构变迁与政治发展之间绝非单线关系。首先,政治发展对社会结构变迁的影响同样值得关注。政治建设对政治发展带来的政治体系功能的发挥,是改变影响社会结构变迁的主要因素。^③其次,政治发展和社会变迁共同受经济发展的影响,即经济发展一方面催生了社会阶层的分化,另一方面也促进了各阶层的利益重构和政治发展。为了避免对社会结构变化和政治发展关系的讨论限于简单的因果关系识别,本文将利用微观数据,重点探讨我国社会结构性因素与政治发展的关系如何随时间变化而变化。

本文的研究从探讨政治发展的概念和测量入手。政治发展是极为复杂的现象,因此学术界对政治发展的定义远未达成共识。对政治发展的不同定义实际上体现了研究者不同的研究旨趣。本文从将个体角度(个体的政治参与和政治态度)测量政治发展。利用2010年、2017年中国综合社会调查(CGSS)数据,检验社会结构性要素对个体的政治参与和政治态度的影响如何随时间的变化而变化。首先,本文发现2010—2017年中国的个体的政治参与显著提高,政治信任亦发生了显著的变化,即不少人认为政府应当更多地从私人生活领域退出,从而可以更多地介入公共领域,加强公共事务的管理。其次,本文还发现户籍制度、城乡差异、教育等因素对个体的政治参与仍有显著影响,特别是相比于农业户口和农村受访者,非农户籍和城市受访者的政治参与者自2010年至2017年这七年间有显著增长。再次,本文也发现户籍制度、城乡差异和教育因素对政治态度的显著影响,并发现这些因素使个体对政府在公共领域的态度影

① 房宁:《亚洲政治发展比较研究的理论性发现》,载《中国社会科学》2014年第2期,第62—78、205页。房宁发现,如菲律宾、印度等国的传统社会结构对两国工业化和政治发展进程具有阻滞作用。

② 林华:《拉美社会阶层结构的变化与政治进程的发展》,载《拉丁美洲研究》2013年第5期,第53—58、72、80页;周振超:《主题·难题·问题:社会阶层结构大转型背景下的中国政治发展》,载《理论探讨》2013年第3期,第35—39页;房宁:《亚洲政治发展比较研究的理论性发现》,载《中国社会科学》2014年第2期,第62—78、205页;杨海蛟、林毅:《新中国60年阶级阶层社会结构变迁与政治发展》,载《西北大学学报(哲学社会科学版)》2010年第3期,第5—12页。

③ 杨海蛟、林毅:《新中国60年阶级阶层社会结构变迁与政治发展》,载《西北大学学报(哲学社会科学版)》2010年第3期,第5—12页。

响随时间变化尤为明显。

本文的结构如下:首先将介绍政治发展概念内涵,简单总结社会结构变迁与政治发展之间的关系,并详述本文对政治发展的测量及其理论基础。接着将介绍本文实证分析使用的数据及其变量。然后将分别报告社会结构性因素对政治参与和政治态度的影响的实证分析结果。最后部分是结论和讨论。

一、政治发展概念、与社会结构变迁之间的关系及其测量

(一) 政治发展的概念

政治发展自从 20 世纪 60 年代成为政治学的研究分支以来,并没有成为一个获得普遍认同的学术概念。不同的学者对政治发展有不同的理解。^①有的学者将经济发展作为政治发展的最终目标,将政治发展理解成为实现更好的经济绩效而创造的必要政治和政府条件,包括提高行政绩效和执行公共政策的能力。这也是发展政治学的核心议题之一,并被广泛应用于亚非拉新兴国家和贫困国家研究。有的学者以对“政治”本身的考察为中心,将政治发展与政治现代化和制度化联系起来,或者将政治发展与“现代”的行为模式联系起来,以区别“传统”的政治行为模式,或者将政治发展视为政治组织和程序的制度化,将政治组织和程序作为考察对象。前者在现代与传统二元划分的线性史观的框架下,通常将工业化国家视为典型政治类型,认为工业社会,无论是否民主,都设定了某些政治行为和绩效标准,这些标准构成了政治发展的状态,代表了所有其他制度的适当发展目标。^②后者则将政治发展关联政治组织和程序的制度化,将民族国家的运作、权力与秩序的稳定、民主建设、行政和法律的发展、大众动

① 例如派伊和西德尼在讨论政治文化和政治发展时共总结政治发展的五个彼此有一定联系的概念,详见 Lucian W. Pye and Sidney Verba, *Political Culture and Political Development*, Princeton University Press, 2015。也可以参考 Lucian W. Pye, “The Concept of Political Development”, *The Annals of the American Academy of Political and Social Science*, Vol.358, No.1 (1965), pp.1—13。亨廷顿对政治发展的概念进行详细的辨析,并强调要将政治发展与现代化区别开来,并将之定义为政治组织和程序的制度化,见 Samuel P. Huntington, “Political Development and Political Decay”, *World Politics*, Vol.17, No.3 (1965), pp.386—430。

② Lucian W. Pye, “The Concept of Political Development”, *The Annals of the American Academy of Political and Social Science*, Vol.358, No.1 (1965), pp.1—13。

员和参与作为政治发展的核心关切。

对政治发展概念的不同定义决定了政治发展的不同内涵。根据派伊的总结,下述几个方面总是被视为政治发展的关键要素。首先,就整个人口而言,从普遍的臣民地位转变为越来越多的有贡献的公民,与之相伴的是群众参与的扩大,对平等原则更加敏感,并更广泛地接受普遍主义法律。其次,就政府和一般系统绩效而言,政治发展还包括政治系统对公共事务、控制争议和应对民众需求的能力的提高。最后,就政体的组织而言,政治发展意味着更大的结构分化、更大的功能特殊性以及所有参与机构和组织的更大的整合。^①

(二) 社会结构变迁和政治发展

社会结构变迁是指社会结构的分化过程。现代社会的发展主要体现在社会异质性的增长。改革开放以来,我国社会结构逐步从总体性社会结构向国家和社会间的结构分化转变。^②单位制和户口制度对人身控制的式微,增加了个体的社会流动。私有部门经济的发展,不仅促进了就业和收入的增长,还促进了新兴阶层的产生和发展。^③城市化和教育的扩张使城市中等收入群体产生。这些变化无疑是 40 多年来中国社会结构变迁最为醒目的部分。

社会结构变迁与政治发展之间的关系错综复杂。一方面,制度变迁与政治发展促成了社会结构的变迁。中国改革开放的过程本身就是制度变迁与政治发展的过程。这直接促成了社会从总体性结构向分化性结构(即国家与社会的分化)的转变。例如,人民公社制度的解体使得农民不再被组织在公社和生产队之中。这促成了个体经济和乡镇经济的发展,也为大规模的农民工进城创造了条件,从而改变了农村的社会结构。改革以来的制度变迁和经济发展不可避免地改变了中国社会结构,但也导致了新的收入不平等。^④

① Lucian W. Pye and Sidney Verba, *Political Culture and Political Development*, Princeton University Press, 2015.

② 孙立平、王汉生、王思斌、林彬、杨善华:《改革以来中国社会结构的变迁》,载《中国社会科学》1994 年第 2 期,第 47—62 页。

③ 李强:《改革开放 30 年来中国社会分层结构的变迁》,载《北京社会科学》2008 年第 5 期,第 47—60 页。

④ 中国社会制度变迁导致阶级结构转型和收入不平等研究,见林宗弘、吴晓刚:《中国的制度变迁、阶级结构转型和收入不平等:1978—2005》,载《社会》2010 年第 6 期,第 1—40 页。

另一方面,社会结构变迁也可能促进政治发展。社会结构的变迁,新的社会阶层的出现,必然会触动原有阶层的利益,从而要求社会和政治做出相应的调整。经济发展对社会生活的许多影响反过来将对一个国家的政治生活产生影响。以政治参与为例,有研究表明个人的社会地位、教育程度和组织成员身份强烈影响他参与各种政治活动的可能性。^①经济发展改变了社会结构,当越来越多的人认识到自己在生活中的位置时,会激发自身的政治意识、个人政治效能感和其他相关态度的变化,这些态度的改变反过来将导致政治参与的增加。^②个人在社会结构中的位置显著影响其政治参与。^③收入、教育和阶层等结构性因素对个体的选举决策和政治态度具有显著影响。^④从政治信任视角看,中国独特的乡村制度和城市化模式导致中国城乡差别的扩大和城市内部分化明显的利益分配格局,在一定程度上破坏了城市社会运行秩序及支持这些秩序的信任机制。^⑤也有研究表明,代际流动对政治信任有显著影响,特别是经济改革为民众提供大量向上流动的机会,会显著增强个体的政治信任。^⑥

(三) 政治发展的测量

政治发展的不同定义决定了不同的内涵,因此对政治发展的测量也不尽相同。依据派伊所阐述的政治发展的关键内涵,可以从三个近乎完全不同的方面来测量政治发展。首先,从个体角度对政治发展的测量,包含了个体的政治参与、政治态度和政治信任三个维度。政治参与是政治发展研究中的最重要内容

① Norman H.Nie, G.Bingham Powell and Kenneth Prewitt, "Social Structure and Political Participation: Developmental Relationships, Part I", *American Political Science Review*, Vol.63, No.2 (1969), pp.361—378.

② Ibid., pp.808—832.

③ Paul Burstein, "Social Structure and Individual Political Participation in Five Countries", *American Journal of Sociology*, Vol.77, No.6 (1972), pp.1087—1110.

④ Alan S.Zuckerman, Laurence A.Kotler-Berkowitz and Lucas A.Swaine, "Anchoring Political Preferences: the Structural Bases of Stable Electoral Decisions and Political Attitudes in Britain", *European Journal of Political Research*, Vol.33, No.3 (1998), pp.285—321.

⑤ 王春光:《中国城市化与社会结构变迁》,载《中国农业大学学报(社会科学版)》2008 年第 3 期,第 55—67 页。

⑥ 盛智明:《社会流动与政治信任——基于 CGSS2006 数据的实证研究》,载《社会》2013 年第 4 期,第 35—59 页。

之一。在许多政治学家看来,政治参与是现代国家的显著标志。^①高水平的政治参与通常与民主有关,因而被认为对个人和社会是有利的。^②政治态度与政治参与有密切的联系^③,是形塑个体行为的重要力量^④。政治信任是政权合法性的重要体现^⑤,是个体基于对政府绩效的感知所产生的对政府机构的信心^⑥。政治信任与制度能力密切相关^⑦,因而是政治发展的重要内容。

其次,从系统绩效的角度考察政治系统对公共事务、控制争议和应对民众需求的能力。鲍威尔在讨论政党制度和政治系统绩效时,从公民参与、政府稳定和暴力三个维度,分别采用了公民投票参与率、行政长官(总体或总理)任期的持久性和叛乱次数和政治暴力导致的死亡人数来测量政治系统的绩效。^⑧尽管鲍威尔的这三个维度未必能对应派伊的观点,但确实部分体现了对政治系统

① 例如 Samuel P.Huntington, *Political Order in Changing Societies*, New Heaven: Yale University Press, 2006; Daniel Lerner, *The Passing of Traditional Society: Modernizing the Middle East*, New York: The Free Press, 1958。

② Ergun Ozbudun, *Social Change and Political Participation in Turkey*, Princeton: Princeton University Press, 2015。

③ 例如 André Blais and Simon Labbé ST-Vincent, “Personality Traits, Political Attitudes and The Propensity to Vote”, *European Journal of Political Research*, Vol.50, No.3(2011), pp.395—417; Aaron C.Weinschenk et al., “The Relationship Between Political Attitudes and Political Participation: Evidence from Monozygotic Twins in the United States, Sweden, Germany, and Denmark”, *Electoral Studies*, Vol.69(2021), pp.102—269。

④ 例如费德和胡伯认为政治态度影响了个体的生育行为。Martin Fieder and Susanne Huber, “Political Attitude and Fertility: Is There a Selection for the Political Extreme?” *Frontiers in Psychology*, Vol.9(2018), pp.23—43。

⑤ Kenneth Newton, Dietlind Stolle and Sonja Zmerli, “Social and Political Trust”, *The Oxford Handbook of Social and Political Trust*, Vol.37(2018), pp.961—976。

⑥ Donald E. Stokes, “Popular Evaluations of Government: an Empirical Assessment”, in Harlan Cleveland and Harold D.Lasswell eds., *Ethics and Bigness: Scientific, Academic, Religious, Political, and Military*, New York: distributed by Harper, 1962, pp.61—72; Marc J.Hetherington, *Why Trust Matters: Declining Political Trust and the Demise of American Liberalism*, Princeton: Princeton University Press, 2005; Kenneth Newton, Dietlind Stolle and Sonja Zmerli, “Social and Political Trust”, *The Oxford Handbook of Social and Political Trust*, Vol.37(2018), pp.961—976。

⑦ Marc L.Hutchison and Kristin Johnson, “Capacity to Trust? Institutional Capacity, Conflict, and Political Trust in Africa, 2000—2005”, *Journal of Peace Research*, Vol. 48, No. 6 (2011), pp.737—752。

⑧ G.Bingham Powell Jr, “Party Systems and Political System Performance: Voting Participation, Government Stability and Mass Violence in Contemporary Democracies”, *The American Political Science Review*, Vol.15, No.4(1981), pp.861—879。

绩效的测量。当然,从派伊的角度而言,政治系统绩效远不止这三个维度。例如,政治系统绩效体现于政治系统应对公共事务的能力和满足民众需求的能力,鲍威尔的三个维度没有涉及上述两个方面。从历史进程的角度看,政治整合也是政治发展绩效的一部分。最常见的政治整合涉及国家认同、领土控制、公共冲突处理规范的建立、统治者与被统治者之间的关系以及为实现共同目标而将个体组织起来的问题等。^①

最后,从组织的角度测量政治发展,则可以考察政体组织的存续、组织结构的复杂性、政体功能的完备性和政体组织的整合程度。但是,政体组织结构及其功能的演化、整体程度的整合并不必然体现政治发展。例如,政治组织结构和功能的演化可能是技术进步的结果,而与政治发展无关。^②而从政治绩效的角度看,政治组织的发展,尤其是政治组织功能的分化和整合可能促成政治绩效的改善,从而促进政治发展。

本文研究社会结构变迁与政治发展的关系。虽然社会结构的变迁通常具有深远的含义,但其最直接地表现在年龄、教育、职业和收入结构的变化。从这个意义上讲,社会结构变迁对政治发展的影响,首先应当体现于个体的政治参与、政治态度和政治信任,其次才是政治系统绩效的改善与政治组织的发展与演化。因此,本文将基于个体角度测量政治发展。^③

二、数据和变量

本文使用2010年和2017年CGSS数据检验社会结构变迁与政治发展之间

① Myron Weiner, “Political Integration and Political Development”, *The Annals of the American Academy of Political and Social Science*, Vol.358, No.1(1965), pp.52—64.

② Bruce Bimber, Cynthia Stohl and Andrew J. Flanagin, “Technological Change and the Shifting Nature of Political Organization”, in Andrew and Philip N.Howard eds., *Routledge Handbook of Internet Politics*, New York: Routledge, 2009, pp.88—101.

③ 从个体的角度测量政治发展,至少可以包含政治参与、政治态度和政治信任三个维度。但我们使用的CGSS对政治信任的测量前后不一致。例如,2010年中国综合社会调查涉及受访者对法院及司法系统、中央政府、地方政府、军队、公安部门等机构的信任程度,2017年的调查则仅涉及对法院的信任程度。此外两次调查对政治信任的测量方式也不一致。2010年采用1—5分制打分,而2017年采用0—10分制打分;2010年将法院和司法系统合在一起,而2017年仅涉及法院。鉴于两次调查对政治信任的测量存在较大差异,难以进行比较,因此本文仅从政治参与和政治态度两个维度测量政治发展。

的关系。自2003年以来,CGSS从原则上都采用多阶分层随机抽样,但抽样框、分层变量、抽样阶段有所不同。其中2010年以来的历次调查,抽样方案保持一致,均以全国31个省、市和自治区所有城市和农村家庭户为总体,采用多阶段分层随机抽样方法,抽取140个县市区480个村/居委会,共计12000名个人,因而是具有很好的全国代表性。^①

(一) 政治发展

2010年和2017年的CGSS均包含了政治参与行为与态度模块。我们利用这个模块的信息测量政治发展。首先是政治参与。参与选举投票是个人参与政治的主要形式。^②CGSS与之相关的问题是“是否参与上次居委会选举/村委会选举投票”。1998年修订的《村民委员会组织法》和1989年通过的《城市居民委员会组织法》规定居委会和村委会任期五年,因此2010年和2017年CGSS涉及村委会和居委会选举。本文通过对这两届村委会和居委会的选举参与情况的分析,检验社会结构变迁对选举参与的影响。^③

其次是政治态度。CGSS涉及的政治态度包含三个问题,即(1)“如果有人 在公共场所发布批评政府的言论,政府不应该干涉。您同意吗?”(2)“在哪里工作和 生活是个人的自由,政府不应该干涉。您同意吗?”(3)“生多少孩子是个人的事,政府 不应该干涉。您同意吗?”这三个问题主要涉及政府行为的边界,即政府是否应该干 涉个人的舆论、私人生活和工作自由。问题(1)体现的是政府

① 实际操作过程中样本数量略有调整。2010年实际调查134个县市区11783户,而2017年调查了12582户。

② 政治学界有大量研究将参与选举投票视为政治参与的重要形式。例如,James H.Fowler, Laura A.Baker and Christopher T.Dawes, “Genetic Variation in Political Participation”, *American Political Science Review*, Vol.102, No.2(2008), pp.233—248; Christopher Blattman, “From Violence to Voting: War and Political Participation in Uganda”, *American Political Science Review*, Vol.103, No.2 (2009), pp.231—247; Katherine Tate, “Black Political Participation in the 1984 and 1988 Presidential Elections”, *The American Political Science Review*, Vol.85, No.4(1991), pp.1159—1176。

③ 参与政治组织(例如政党、工会等)亦是政治参与的重要内容。2010年和2017年CGSS问及受访者是否为党员、何时入党的信息,但2017年的样本仅有159名受访者于2010年后入党,仅占样本党员数量的12%,占样本量的1.35%。这意味着2017年观测到的入党行为,绝大部分发生于2010年前。类似地,虽然2010年和2017年的调查都问及“是否参加工会”,但没有提供参加工会的具体时间。因此,本文将不涉及入党和参与工会这两类政治参与行为。

对公共领域干预的认同,问题(3)体现的是政府对私人领域里干预程度的认同。问题(2)则介于两者之间,但更偏向私人领域。

表 1 报告了 2010 年和 2017 年政治参与和政治态度的变化。表中清晰地显示了 2010—2017 年间政治参与和政治态度发生了显著变化。例如,2017 年居/村委会选举投票参与率比 2010 年高 1.3%。尽管增幅看似有限,但城乡差异明显。2010—2017 年城市居委会选举投票率从 37%增加到 41.8%,但农村村委会选举投票率从 66.2%微降至 63.5%。

在政治态度方面,受访者在不同维度上出现了差异。例如,受访者越来越倾向于认同政府对言论的管控,但越来越倾向于认为政府不应干涉诸如生孩子、工作生活地选择等个人生活方面的事务。显然,受访者越来越倾向于认为政府权力应从私人领域退却,但认同政府对公众舆论的管控。

表 1 2010 年和 2017 年政治参与和政治态度比较

	2010 年	2017 年	(2017)－ (2010)	数据编码
参加上次居委会选举/村委会选举投票	0.485	0.498	0.013 ***	1=参加;0=未参加
同意程度:政府不应干涉在公共场所批评政府的言论	2.776	2.650	-0.126 ***	5=完全同意;4=比较同意;3=无所谓;2=比较不同意;1=完全不同意
同意程度:政府不应干涉生多少孩子的事	2.276	2.728	0.452 ***	
同意程度:政府不应干涉在哪里工作和生活的自由	3.633	3.744	0.111 ***	

注:*** $p<0.01$, ** $p<0.05$, * $p<0.1$ 。

(二) 社会结构因素

1. 教育

教育是社会结构的重要维度。教育对社会结构变迁的重要性在于,首先教育是影响社会流动的重要机制,也是社会分层的重要指标。^①其次,教育是人力

^① 李春玲:《当代中国社会的声望分层——职业声望与社会经济地位指数测量》,载《社会学研究》2005 年第 2 期,第 74—102 页;吴晓刚:《“下海”:中国城乡劳动力市场转型中的自雇活动与社会分层(1978—1996)》,载《社会学研究》2006 年第 6 期,第 120—146 页;王威海、顾源:《中国城乡居民的中学教育分流与职业地位获得》,《社会学研究》2012 年第 4 期,第 48—66 页。

资本形成的重要因素,通常与个体的就业、收入和社会地位密切相关。高等教育的扩张对人力资本的分布结构与区域经济产生了重要影响。^①

教育对政治参与与政治态度的影响充满争议。大量研究表明,教育与政治参与呈现正相关。^②但卡姆和帕尔默利用关于政治社会化面板数据,基于倾向值匹配研究表明,高等教育本身对政治参与没有影响,作者对此的解释是高等教育是成年前经历和影响的代理变量,而不是政治参与的原因。^③然而,梅耶利用青年—父母社交面板数据,同样基于倾向值匹配研究表明,教育的获得对政治参与具有正向影响。^④有研究者利用2010年荷兰议会选举调查数据分析了不同教育程度者对政治信任的差异,发现政治信任对受教育程度较高的人和受教育程度较低的人并没有本质上的不同。^⑤但更多的研究表明教育对个人民主价值观与政治信任具有显著的影响。^⑥类似地,教育对政治态度的影响也被广泛讨论,并且有大量研究表明,教育对个体政治态度的形塑具有显著影响。^⑦

① 李亚玲、汪戎:《人力资本分布结构与区域经济差距——一项基于中国各地区人力资本基尼系数的实证研究》,载《管理世界》2006年第12期,第42—49页。

② 例如 Cindy D.Kam and Carl L. Palmer, “Reconsidering the Effects of Education on Political Participation”, *The Journal of Politics*, Vol.70, No.3(2008), pp.612—631; Mikael Persson, “Education and Political Participation”, *British Journal of Political Science*, Vol.45, No.3(2015), pp.689—703; Adam J. Berinsky and Gabriel S.Lenz, “Education and Political Participation: Exploring the Causal Link”, *Political Behavior*, Vol.33, No.3(2011), pp.357—373; Alexander K.Mayer, “Does Education Increase Political Participation?” *The Journal of Politics*, Vol.73, No.3(2011), pp.633—645。

③ Cindy D.Kam and Carl L. Palmer, “Reconsidering the Effects of Education on Political Participation”, *The Journal of Politics*, Vol.70, No.3(2008), pp.612—631。

④ Alexander K.Mayer, “Does Education Increase Political Participation?” *The Journal of Politics*, Vol.73, No.3(2011), pp.633—645。

⑤ Erika Van Elsas, “Political Trust as a Rational Attitude: a Comparison of The Nature of Political Trust Across Different Levels of Education”, *Political Studies*, Vol.63, No.5(2015), pp.1158—1178。

⑥ Marta Kołczyńska, “Democratic Values, Education, and Political Trust”, *International Journal of Comparative Sociology*, Vol.61, No.1(2020), pp.3—26; Quinton Mayne and Armen Hakhverdian, “Education, Socialization, and Political Trust”, in Sonja Zmerli et al. eds., *Handbook on Political Trust*, Amsterdam; Edward Elgar Publishing, 2017。

⑦ John Preston and Leon Feinstein, “Adult Education and Attitude Change”, *Wider Benefits of Learning Research Report*, No.11, Centre for Research on the Wider Benefits of Learning, Institute of Education, University of London, 2004。

CGSS 提供了受访者的教育信息。本文将受访者的学历分为小学及以下、初中、高中/中专、大专及以上五类。

2. 职业

职业的分化是社会结构变迁的重要特征之一。改革开放以来,我国社会结构的变化很大程度上表现为职业的分化和新社会阶层的形成。在社会分层研究中,职业通常被视为社会经济地位的指标。^①从政治发展角度而言,职业不仅与个人的政治态度,而且与个人的政治行为密切相关。^②因此本研究将讨论受访者的职业对政治发展的影响。为此,本文首先将 2010 年和 2017 年调查数据中受访者的职业信息转换成国际标准职业分类(ISCO-08)代码,然后依据 ISCO-08 代码建立受访者的职业声望得分(ISEI scores)。最终,本文将使用受访者的职业声望作为其职业的代理变量,用于实证分析。

3. 城乡和户籍

城乡二元社会结构是中国社会的重要特征。城乡差异是导致中国社会不平等的重要原因。^③同时,城乡差异可能会影响城乡居民的政治参与和政治态度。户籍制度是城乡二元结构的制度基础之一,自 20 世纪 80 年代以来户籍制度的松动,促成了城乡人口流动(主要是农民工进城),但户籍制度对劳动力市场和代际职业流动的影响远未消弭。^④因此,本文将城乡和户籍作为社会结构性因素,考察这些因素对政治发展的影响是如何随时间变化而变化的。

4. 家庭收入

家庭收入是社会分层的重要指标,是考察社会结构的依据。因此,本文亦

① 李春玲:《当代中国社会的声望分层——职业声望与社会经济地位指数测量》,载《社会学研究》2005 年第 2 期,第 74—102 期。

② Herbert Kitschelt and Philipp Rehm, “Occupations as a Site of Political Preference Formation”, *Comparative Political Studies*, Vol.47, No.12(2014), pp.1670—1706; David L. Weakliem, “The Two Lefts? Occupation and Party Choice in France, Italy, and the Netherlands”, *American Journal of Sociology*, Vol.96, No.6(1991), pp.1327—1361.

③ Yu Xie and Xiang Zhou, “Income Inequality in Today’s China”, *Proceedings of the National Academy of Sciences*, Vol.111, No.19(2014), pp.6928—6933.

④ 吴晓刚:《中国的户籍制度与代际职业流动》,载《社会学研究》2007 年第 6 期,第 38—65 页;李骏、顾燕峰:《中国城市劳动力市场中的户籍分层》,载《社会学研究》2011 年第 2 期,第 48—77 页。

将考察家庭收入对政治发展的影响如何随时间变化而变化。

5. 其他控制变量

本文还将引入其他控制变量。首先,个人生命历程对个人的行为和观念具有重要影响,婚姻状况作为个人生活史中连续性和过渡性的标志点,对个体的政治参与有显著影响。^①为此,本文将控制受访者的年龄和婚姻状况。其次,区域不平等是中国社会不平等的重要来源,因此本文所有模型都将控制省份虚拟变量。最后,性别可能影响个体的政治参与与政治态度,因此本文还将控制受访者的性别。

自变量描述性统计见表2。

表2 自变量描述性统计

变 量	频数	均值	标准差
年龄	24 365	49.46	27.28
家庭收入	21 288	56 895.18	78 135.92

变量名称	频数	百分比
教育程度		
小学及以下	8 585	35.29
初中	6 963	28.62
高中/中专	4 498	18.49
大专及以上	4 283	17.60
城乡		
农村	9 100	37.35
城市	15 265	62.65
户籍		
农业户口	12 807	61.42
非农业户口	8 043	38.58
性别		
男	11 612	47.66
女	12 753	52.34

① Laura Stoker and M.Kent Jennings, “Life-cycle Transitions and Political Participation: the Case of Marriage”, *American Political Science Review*, Vol.89, No.2(1995), pp.421—433.

三、实证分析结果

本节将报告实证分析的结果。首先,将报告社会结构变迁与个体政治参与的影响,然后,将分别报告社会结构变迁对个体政治态度的影响如何随时间变化而变化。由于本文对政治态度的测量基于个体对政府对公共—私有部门的干涉的态度,因此本文依次报告社会结构因素如何影响个体对政府对公共部门的干涉的认同程度,然后报告对政府对私人部门的干涉的认同程度。

(一) 政治参与

表 3 报告了基于 logit 模型计算的社会结构因素与政治参与之间的关系。表格中所有列均控制了婚姻状态、年龄和年龄的平方以及省份。第一列显示,2010—2017 年不管是城市户口的城市样本受访者还是非农户口的农村样本受访者,参与村/居委会选举的概率显著低于农村样本;女性受访者参与村/居委会选举的概率显著低于男性。具有初中学历的受访者参与村/居委会选举的概率最高,其次是高中学历者,大专及以上学历受访者参与村/居委会选举的概率最低。家庭收入越低的受访者,参与村/居委会选举投票的概率越低。最后,相对于 2010 年,2017 年受访者参与村/居委会的概率略有降低。第二列进一步控制了职业声望。由于有的受访者没有职业,加入职业声望后,样本量由第一列的 17 268 个下降至 8 942 个。第二列的结果显示,首先,受访者的职业声望对其是否参与村/居委会选举投票没有影响。其次加入职业声望没有改变其他变量的统计显著性。第三列和第四列分别控制了户口性质、受访者所在地和 2017 年的交互项,以考察这两个因素对参与村/居委会选举投票是否随时间变化这一问题,结果显示非农户口和城市受访者的系数显著为负,表明 2010 年非农户口受访者和城市受访者参与村/居委会选举投票的概率显著低于农业户口受访者和农村受访者,但第三列的非农户口与 2017 年的交互项和第四列城市受访者与 2017 年的交互项显著为正,表明与 2010 年相比,2017 年非农户口受访者和城市受访者参与村/居委会选举投票的概率增加幅度高于农业户口受访者和农村受访者。不过,非农户口及其与 2017 年的交互效益之和($-0.551+0.163$)、城市受

表 3 2010—2017 年社会结构变迁与政治参与

变 量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
非农户口	-0.481*** (0.050)	-0.398*** (0.071)	-0.551*** (0.059)	-0.459*** (0.051)	-0.481*** (0.050)	-0.475*** (0.050)	-0.479*** (0.050)
城市受访者	-0.965*** (0.045)	-0.984*** (0.065)	-0.956*** (0.046)	-1.057*** (0.058)	-0.965*** (0.045)	-0.963*** (0.045)	-0.967*** (0.045)
教育:基准值为小学及以下							
初中	0.258*** (0.045)	0.243*** (0.067)	0.259*** (0.045)	0.261*** (0.045)	0.258*** (0.045)	0.239*** (0.059)	0.260*** (0.045)
高中	0.143** (0.057)	0.253*** (0.085)	0.145** (0.058)	0.146** (0.058)	0.143** (0.057)	-0.017 (0.072)	0.146** (0.058)
职业/技术中学	-0.011 (0.084)	0.117 (0.116)	-0.010 (0.084)	-0.009 (0.084)	-0.011 (0.084)	-0.139 (0.107)	-0.007 (0.084)
大专及以上	-0.125 (0.092)	0.125 (0.130)	-0.130 (0.092)	-0.128 (0.092)	-0.125 (0.092)	-0.203* (0.121)	-0.121 (0.092)
女性	-0.202*** (0.035)	-0.186*** (0.049)	-0.202*** (0.035)	-0.201*** (0.035)	-0.202*** (0.047)	-0.202*** (0.035)	-0.202*** (0.035)
家庭收入(ln)	-0.041** (0.019)	-0.055* (0.031)	-0.044** (0.019)	-0.045** (0.019)	-0.041** (0.019)	-0.044** (0.019)	-0.067*** (0.026)
职业声望		-0.002 (0.002)					

(续表)							
变 量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
非农户 * 2017 年			0.163 ** (0.072)				
城市受访者 * 2017 年				0.178 ** (0.070)			
女性 * 2017 年					0.000 (0.068)		
初中 * 2017 年						0.046 (0.081)	
高中 * 2017 年						0.366 *** (0.097)	
职业/技术中学 * 2017 年						0.287 ** (0.144)	
大专及以上 * 2017 年						0.176 (0.153)	
家庭收入(ln) * 2017 年							0.046 (0.031)
2017 年	-0.129 *** (0.036)	-0.122 ** (0.059)	-0.185 *** (0.044)	-0.224 *** (0.052)	-0.129 ** (0.051)	-0.233 *** (0.055)	-0.601 * (0.316)
样本量	17 268	8 942	17 268	17 268	17 268	17 268	17 268

注:所有列都控制婚姻状态、年龄及年龄的平方、省级虚拟变量。括号中是标准误。* $p<0.1$, ** $p<0.05$, *** $p<0.01$ 。

访者及其与 2017 年的交互效益之和($-1.057+0.178$)仍为负数,这表明 2017 年非农户口受访者和城市受访者参与村/居委会投票的概率仍小于农业户口和农村受访者。第六列加入了教育水平与 2017 年的交互项,其中高中、职业/技术中学与 2017 年的交互项均显著为正,这表明与 2010 年相比,中等学历者在 2017 年参与村/居委会选举的概率较高。第七列加入了家庭收入与 2017 年的交互项,结果显示该交互项不显著。

如果我们将职业声望、家庭收入和受教育程度看作划分社会阶层的主要指标的话,与已有文献一致的是,我们发现中等收入群体的政治参与与其他阶层相比不具优势。如果将教育看作阶层划分的单一指标的话,事实上大专及以上学历的受教育者比初中、高中受教育者政治参与的概率更低,并且 2010—2017 年间这个趋势并未扭转。

(二) 政治态度

关于对政府态度,本文考察了三个问题,即前述关于政府行为边界的三个问题。接下来,我们将分别报告分析结果。^①

问题(1):如果有人 在公共场所发布批评政府的言论,政府不应该干涉。

表 4 报告了有序 logit 模型分析的结果,表明:(1)总体上,户口性质对是否认同政府不应该干涉在公共场所发布批评政府的言论的影响不显著,但第三列加入了户口性质与 2017 年的交互项后,非农户口及其与 2017 年的交互项都显著。其中非农户口的系数(0.196)显著为正,表明 2010 年非农户口受访者比农业户口受访者更认同政府不应该干涉有人在公共场所发布批评政府的言论的说法,但非农户口与 2017 年的交互项(-0.338)显著为负,表明 2017 年非农户口对这个问题的认同度在下降。(2)总体上,城市受访者比农村受访者有更高的概率认同政府不应该干涉有人在公共场所发布批评政府的言论;但第四列加入城市受访者与 2017 年的交互项后,城市受访者的回归系数从第一列的 0.103 增

^① 本文尝试用因子分析对这三个问题降维。但因子分析检验结果表明, $KMO=0.6$,使用主成分因子法可以提取一个公因子,仅解释总方差的 48.4%。因子分析的解释效果不理想。所以本文分别报告这三个问题的分析结果。

表 4 2010—2017 年社会结构变迁与对政府的态度 (1)

变 量	如果有人在公共场所发布批评政府的言论,政府不应该干涉						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
非农户口	0.046 (0.040)	0.038 (0.055)	0.196*** (0.047)	0.019 (0.040)	0.046 (0.040)	0.035 (0.040)	0.041 (0.040)
城市受访者	0.103*** (0.037)	0.155*** (0.053)	0.083** (0.037)	0.228*** (0.046)	0.103*** (0.037)	0.099*** (0.037)	0.106*** (0.037)
教育:基准值为小学及以下							
初中	0.041 (0.037)	0.005 (0.054)	0.038 (0.037)	0.038 (0.037)	0.041 (0.037)	0.168*** (0.048)	0.036 (0.037)
高中	0.026 (0.047)	0.002 (0.068)	0.019 (0.047)	0.023 (0.047)	0.026 (0.047)	0.208*** (0.059)	0.020 (0.047)
职业/技术中学	0.194*** (0.066)	0.171* (0.091)	0.189*** (0.066)	0.191*** (0.066)	0.192*** (0.066)	0.437*** (0.084)	0.185*** (0.066)
大专及以上	0.268*** (0.070)	0.250** (0.099)	0.276*** (0.070)	0.274*** (0.070)	0.267*** (0.070)	0.641*** (0.091)	0.261*** (0.070)
女性	-0.022 (0.028)	-0.091** (0.039)	-0.021 (0.028)	-0.022 (0.028)	-0.073* (0.038)	-0.020 (0.028)	-0.021 (0.028)
家庭收入 (ln)	-0.004 (0.015)	0.021 (0.024)	0.002 (0.015)	0.001 (0.015)	-0.004 (0.015)	0.002 (0.015)	0.058*** (0.020)
职业声望		-0.001 (0.002)					

变 量	(续表)						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
非农户口 * 2017 年			-0.338 ^{***} (0.058)				
城市受访者 * 2017 年				-0.246 ^{***} (0.056)			
女性 * 2017 年					0.110 ^{**} (0.054)		
初中 * 2017 年						-0.277 ^{***} (0.066)	
高中 * 2017 年						-0.404 ^{***} (0.078)	
职业/技术中学 * 2017 年						-0.530 ^{***} (0.111)	
大专及以上 * 2017 年						-0.736 ^{***} (0.111)	
家庭收入(ln) * 2017 年							-0.112 ^{***} (0.024)
2017 年	-0.165 ^{***} (0.029)	-0.295 ^{***} (0.047)	-0.047 (0.035)	-0.033 (0.042)	-0.223 ^{***} (0.041)	0.072 (0.044)	0.980 ^{***} (0.248)
样本量	18 037	9 386	18 037	18 037	18 037	18 037	18 037

注:所有列都控制婚姻状态、年龄及年龄的平方、省级虚拟变量。* $p<0.1$, ** $p<0.05$, *** $p<0.01$ 。

加到 0.228,而交互项的系数是-0.246,并在统计学意义上显著。这表明与 2010 年相比,2017 年城市受访者对这个问题的认同度在下降。(3)总体上,女性和男性在这个问题上的认同度差异不显著(除了第二列和第五列),但第五列加上女性和 2017 年的交互项后,发现女性的系数为-0.073,并且具有统计学显著性,这表明 2010 年时,女性对这一问题的认同度低于男性;但交互项系数显著为正,表明相比于 2017 年时女性对这个问题的认同度在上升。(4)总体上,学历程度越高,对这个问题的认同度也越高。第六列加入了教育与 2017 年的交互项,发现交互项的系数显著为负数,并且系数随学历的上升而上升,这表明与 2010 年相比,2017 年受访者学历越高,对这个问题的认同度越下降。(5)总体上,本文没有家庭收入的影响,但第七列加入了家庭收入与 2017 年的交互项后,家庭收入主效应和交互项都显著,其中家庭收入显著为正(0.058),而交互项显著为负(-0.112),这表明在 2010 年,受访者的家庭收入越高则越认同这个问题,但 2017 年的情况相反。(6)与政治参与的分析结果显示的中等收入群体的政治参与概念与其他阶层相比没有优势不同,表 4 的结果表明,中等收入群体对政府公共领域的舆论干预的态度与其他阶层有明显的差异。

问题(2):在哪里工作和生活是个人的自由,政府不应该干涉。

表 5 报告了有序 logit 回归分析的结果。总体上,表 5 的结果与表 4 高度相似。与表 4 的发现存在较大差异的是:(1)表 5 没有发现性别及其与 2017 年交互项对本问题的认同度差异,这表明 2010—2017 年间,男性与女性在该问题上的认同度没有差异,并且未随时间的变化而变化。(2)表 5 显示,受访者家庭收入对受访者在该问题的认同度上有显著影响,即受访者的家庭收入越高,则受访者对该问题的认同度也越高。但与 2010 年相比,2017 年家庭收入的影响在下降。(3)与表 6 类似,相比于 2010 年,2017 年的受访者更倾向于认同政府不应干涉“在哪里工作和生活”。

表 4 和表 5 清晰地显示了户口性质、城乡差异、教育、家庭收入、性别等结构性因素对受访者在政府态度的影响随着时间的变化而在相应地变化。这表明,结构性因素对受访者的政治态度有影响。例如,在舆论自由问题上,我们发现户口状态、受访者类别、学历程度和家庭收入等因素,显著影响关于政府对公共场所以及发布批评政府的言论的管理和干涉的认同。结合 2017 年的主效应显

表 5 2010—2017 年社会结构变迁与对政府的态度 (2)

变 量	在哪里工作和生活是个人的自由,政府不应该干涉						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
非农户口	-0.028 (0.041)	-0.051 (0.056)	0.033 (0.048)	-0.055 (0.041)	-0.028 (0.041)	-0.030 (0.041)	-0.030 (0.041)
城市受访者	0.105*** (0.037)	0.167*** (0.053)	0.097*** (0.037)	0.228*** (0.047)	0.105*** (0.037)	0.105*** (0.037)	0.107*** (0.037)
教育:基准值为小学及以下							
初中	0.178*** (0.037)	0.192*** (0.055)	0.177*** (0.037)	0.174*** (0.037)	0.178*** (0.037)	0.207*** (0.049)	0.176*** (0.037)
高中	0.103** (0.047)	0.070 (0.069)	0.101** (0.047)	0.099** (0.047)	0.103** (0.047)	0.148** (0.059)	0.100** (0.047)
职业/技术中学	0.077 (0.067)	0.031 (0.092)	0.075 (0.067)	0.072 (0.067)	0.077 (0.067)	0.090 (0.086)	0.072 (0.067)
大专及以上	0.174** (0.071)	0.080 (0.100)	0.178** (0.071)	0.179** (0.071)	0.174** (0.071)	0.322*** (0.093)	0.171** (0.071)
女性	-0.042 (0.028)	-0.033 (0.039)	-0.042 (0.028)	-0.043 (0.028)	-0.032 (0.038)	-0.041 (0.028)	-0.042 (0.028)
家庭收入(ln)	0.035** (0.015)	0.067*** (0.025)	0.037** (0.015)	0.040*** (0.015)	0.035** (0.015)	0.036** (0.015)	0.064*** (0.021)
职业声望		-0.000 (0.002)					

在哪里工作和生活是个人的自由,政府不应该干涉							(续表)
变 量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
非农户口 * 2017 年			-0.134 ** (0.058)				
城市受访者 * 2017 年				-0.238 *** (0.056)			
女性 * 2017 年					-0.020 (0.055)		
初中 * 2017 年						-0.063 (0.067)	
高中 * 2017 年						-0.099 (0.079)	
职业/技术中学 * 2017 年						-0.034 (0.113)	
大专及以上 * 2017 年						-0.279 ** (0.112)	
家庭收入(ln) * 2017 年							-0.052 ** (0.024)
2017 年	0.118 *** (0.029)	0.055 (0.047)	0.166 *** (0.036)	0.246 *** (0.042)	0.129 *** (0.041)	0.175 *** (0.045)	0.652 *** (0.249)
样本量	18 147	9 439	18 147	18 147	18 147	18 147	18 147

注:所有列都控制婚姻状态、年龄及年龄的平方、省级虚拟变量。* $p<0.1$, ** $p<0.05$, *** $p<0.01$ 。

表 6 2010—2017 年社会结构变迁与对政府的态度 (3)

变 量	生多少孩子是个人的事,政府不应该干涉						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
非农户口	0.018 (0.040)	0.062 (0.056)	0.037 (0.048)	0.018 (0.041)	0.018 (0.040)	0.019 (0.040)	0.020 (0.040)
城市受访者	0.026 (0.037)	0.024 (0.053)	0.023 (0.037)	0.027 (0.047)	0.026 (0.037)	0.027 (0.037)	0.024 (0.037)
教育:基准值为小学及以下							
初中	-0.221 *** (0.037)	-0.214 *** (0.055)	-0.222 *** (0.037)	-0.221 *** (0.037)	-0.221 *** (0.037)	-0.232 *** (0.049)	-0.219 *** (0.037)
高中	-0.365 *** (0.047)	-0.327 *** (0.069)	-0.365 *** (0.047)	-0.365 *** (0.047)	-0.365 *** (0.047)	-0.378 *** (0.059)	-0.362 *** (0.047)
职业/技术中学	-0.405 *** (0.067)	-0.343 *** (0.092)	-0.406 *** (0.067)	-0.405 *** (0.067)	-0.405 *** (0.067)	-0.477 *** (0.085)	-0.401 *** (0.067)
大专及以上	-0.268 *** (0.071)	-0.208 ** (0.099)	-0.267 *** (0.071)	-0.268 *** (0.071)	-0.268 *** (0.071)	-0.171 * (0.093)	-0.266 *** (0.071)
女性	0.083 *** (0.028)	0.034 (0.039)	0.083 *** (0.028)	0.083 *** (0.028)	0.083 *** (0.038)	0.083 *** (0.028)	0.083 *** (0.028)
家庭收入 (ln)	-0.037 ** (0.015)	-0.008 (0.025)	-0.037 ** (0.015)	-0.037 ** (0.015)	-0.037 ** (0.015)	-0.038 ** (0.015)	-0.063 *** (0.021)
职业声望		-0.006 *** (0.002)					

变 量	生多少孩子是个人 的事,政府不应该干涉						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
非农户口 * 2017 年			-0.041 (0.058)				
城市受访者 * 2017 年				-0.002 (0.056)			
女性 * 2017 年					-0.002 (0.055)		
初中 * 2017 年						0.021 (0.067)	
高中 * 2017 年						0.028 (0.079)	
职业/技术中学 * 2017 年						0.148 (0.112)	
大专及以上 * 2017 年						-0.172 (0.112)	
家庭收入(ln) * 2017 年							0.045* (0.024)
2017 年	0.811*** (0.030)	0.816*** (0.047)	0.826*** (0.036)	0.812*** (0.043)	0.812*** (0.041)	0.802*** (0.045)	0.352 (0.251)
样本量	18 171	9 441	18 171	18 171	18 171	18 171	18 171

注：所有列都控制婚姻状态、年龄及年龄的平方、省级虚拟变量。* $p<0.1$, ** $p<0.05$, *** $p<0.01$ 。

著为正,从某种程度上反映了这部分人对政府的认同度的提升程度高于其他受访者。但在对待政府是否应该干预生多少孩子这样的私人生活领域问题上,本文亦发现教育、性别、家庭收入等因素在影响受访者对之的态度,但除了家庭收入的影响在随时间变化而变化外,本文没有发现其他因素的影响随结构变迁而变化。类似地,本文也发现上述结构性因素影响受访者对“在哪里工作和生活是个人的自由,政府不应该干涉”的认同度差异,并且发现户口性质、城乡差别、教育和家庭收入等因素对此的影响随着时间的变化而变化。

问题(3):生多少孩子是个人的事,政府不应该干涉。

表6报告了有序logit回归分析的结果。与表4不同的是:(1)表6第三、四列没有发现户口性质、城市受访者对该问题的影响,并且两个变量与2017年的交互项亦不显著,表明两个变量的影响没有随时间变化而变化。(2)第五、六列分别加入了性别和教育与2017年的交互项,发现交互项均不显著,但性别和教育的主效应显著,这表明性别和教育因素对该问题的影响没有随时间变化而变化。(3)2017年的主效应显著为正,表明相比于2010年,2017年的受访者更加认同政府不应干涉“生多少孩子”。

纵观表4至表6不难发现,随着政府干预越偏向私人领域,社会结构性因素,如户籍制度、城乡差异、教育和收入水平等对个体对政府干预的态度的影响越弱,并且越不随时间变化而变化。这表明社会结构变迁对政治态度的影响首先发生于公共部门领域。

四、结论和讨论

本文基于派伊对政治发展概念的总结,在实证上选择从个体角度,基于政治参与和政策态度测量政治发展;同时,本文利用2010年和2017年CGSS数据,分析了社会结构性因素对个体的政治参与和政治态度的影响是如何随时间变化而变化的。结果表明,社会结构性因素对个体的政治参与和政治态度具有显著性影响,而且这些因素对政治参与和政治态度的影响随时间变化而变化,其变化趋势亦不相同。具体来说,本文发现户籍制度、城乡差异和教育因素对个体的政治参与的影响随时间变化而变化,其影响的大小亦显著变化,但没有

发现家庭收入的影响随时间变化而变化。在政治态度方面,本文用三个关于政府对公共—私人领域介入程度不同的问题测量政治态度,即“如果有人在公共场所发布批评政府的言论,政府不应该干涉”,“生多少孩子是个人的事,政府不应该干涉”,“在哪里工作和生活是个人的自由,政府不应该干涉”,并检验社会结构性因素对政治发展的影响随时间而变化的情况。本文发现,诸如户籍制度、城乡差异、教育和收入等结构性因素对政治态度有显著影响,但在越接近公共部门的领域,这些因素对政治态度的影响越倾向于随时间变化而发生显著变化,反之越接近私人部门的领域,这些因素对政治态度的影响越不随时间变化而变化。