

# 职业流动、政治信任与国家政策认同

——基于特大城市新社会阶层与体制内人员的对比研究

袁博<sup>1</sup>, 张海东<sup>2</sup>, 周天然<sup>2</sup>

(1. 重庆工商大学 法学与社会学学院, 重庆 400067; 2. 上海大学 社会学院, 上海 200444)

**[摘要]** 社会流动及其对社会政治态度的影响研究一直是社会分层研究领域的重要议题, 探索二者之间的路径机制更是学术前沿。基于2019年“新时代特大城市居民生活状况调查”数据, 对比分析了我国特大城市新社会阶层与体制内人员在职业流动、政治信任及国家政策认同三者间的关联机制。研究发现, 这两个社会群体的相同之处在于, 新社会阶层与体制内人员的职业流动均显著影响其国家政策认同; 而不同之处是政治信任在新社会阶层的职业流动与国家政策认同间还建构了一条间接路径, 并发挥遮掩效应。以上发现在检验社会流动影响民众社会政治态度的既有理论命题上, 提出了一些新的研究设想。

**[关键词]** 职业流动; 政治信任; 国家政策认同; 新社会阶层

**[中图分类号]** C913. 2

**[文献标识码]** A

**[文章编号]** 1671-3842(2023)06-0111-14

## 一、问题的提出

职业流动是观察社会流动的重要维度。从个体层面看, 职业流动是个体获取社会经济资本, 实现社会地位升迁的重要手段<sup>①</sup>。从社会层面看, 职业流动率是一个社会中劳动力市场开放与否的外在表现, 是检验该社会流动性畅通与否的重要指标, 更是衡量一个国家市场经济水平的重要特征<sup>②</sup>。应该说, 职业流动在连接来自个体的“私人困扰”与来自社会的“公共议题”之间, 起到了重要桥梁作用, 是当今社会分层与社会不平等领域最为重要的研究议题之一。而且, 职业流动既能改变人们在社会结构中的客观位置, 也必然会造成位移者主观心态的变化。而关于个体或群体社会流动的主观后果, 尤其是政治后果研究, 在政治学与社会学领域都是重要的学术议题。因此, 在这一学术脉络中进一步探索职业流动对个体政治信任与国家政策认同的影响路径, 极具学理意义。此外, 新社会阶层这一学术概念虽然提出时间较短, 但其所指代的社会群体或社会阶层却是与我国市场转型与社会变迁相伴存在的。在四十余年的经济高速发展期与社会结构剧烈变动期,

**[基金项目]** 本文系国家社会科学基金青年项目“新社会阶层的职业流动与政治信任研究”(项目编号: 23CSH081); 重庆市社会科学规划项目“共同富裕视域下新社会阶层的市场能力与职业流动研究”(项目编号: 2022BS043); 重庆工商大学高层次人才科研启动项目“新社会阶层的市场能力、市场地位与职业流动”(项目编号: 2255013)之阶段性研究成果。

**[作者简介]** 袁博, 重庆工商大学法学与社会学学院讲师、硕士生导师; 张海东, 上海大学社会学院教授、博士生导师, 上海新的社会阶层研究中心执行主任, 上海社会科学调查中心常务副主任; 周天然, 上海大学社会学院博士研究生。

<sup>①</sup> Aage B. S., Arne L. K., An Outline of a Theory of the Matching of Persons to jobs. In *Social Stratification: Class, Race, and Gender in Sociological Perspective*, Colorado: Westview Press, 2008, pp. 553-561.

<sup>②</sup> 边燕杰, 张文宏: 《经济体制、社会网络与职业流动》, 《中国社会科学》, 2001年第2期。

该群体不仅作为市场经济的建设者直接参与其中,更是成为了助推我国社会结构向“橄榄型”方向发展的重要力量<sup>①</sup>。而关于新社会阶层的结构化与组织化研究,以及该群体的社会政治态度与社会政治参与研究,更是近年来针对新社会阶层所开展的主要研究议题。

基于对以上职业流动及其社会政治态度研究的理论关注,以及新社会阶层在我国社会结构转型过程中所扮演重要角色的考量,本文拟从新社会阶层与体制内人员对比研究的方法入手,探讨两社会群体职业流动对其政治信任与国家政策认同的影响机制差异。具体研究问题如下:首先,在我国特大城市中,新社会阶层与体制内人员的职业流动是否都会显著影响其国家政策认同?影响方向究竟是积极提升国家政策认同,还是消极降低认同?其次,政治信任作为重要的社会流动后果,是否对新社会阶层的职业流动与国家政策认同起到间接影响?这种中介路径与体制内人员相比有何异同?

## 二、文献回顾与研究假设

### (一)积极还是消极?社会流动及其政治后果研究

社会流动通常指人们从一个社会位置向另一个社会位置的位移过程。这种社会位置的移动,无论其距离远近、时间长短、程度大小,都会对位移者在社会结构位置中所占有的财富与社会资源造成影响,进而改变其社会认知与社会态度,乃至价值观念。因此有关社会流动的后果研究,一直是社会学家们普遍关注的议题。而在众多由社会流动带来的社会后果之中,关于人们的社会政治态度变迁,又是重中之重。这一研究进路从托克维尔对法国大革命的研究起一直延续至今。在长达两个世纪的学术讨论中,众多学者提出了大量理论成果与实证结论,而从更为宏观的视角进行归纳,呈现出两种完全相对的观点。

一种观点认为,社会变迁引发的社会流动虽从结构上改变了人们的社会位置,但也可能会促使社会结构趋于不稳定,甚至会造成社会动荡。这一观点最有力的论证来自托克维尔对路易十六统治下繁荣的法国社会反而爆发大革命的思考:“公共繁荣以从来没有过的速度发展起来……人口在增长,财富则增长的更快……但随着繁荣的发展,(人的)精神的稳定性更加弱了,更惶恐不安……对所有旧制度的愤恨有增无减,民族显著地朝着革命的方向奔去。”<sup>②</sup>在托克维尔看来,十八世纪中叶的法国社会经济高速发展,虽然给人们带来了物质生活水平的提升,但也动摇了人们的社会心态,让人们在开放的经济繁荣与陈旧的君主制之间产生了对法国政治体制的质疑,并最终酿成了大革命。沿着这一理论脉络,现当代学者运用了大量的实证数据加以检验。其中较具代表性的是市场转型引发的社会流动与民众的公共信任关系研究:什托姆普卡指出,在波兰发生的市场经济转型运动所带来的社会流动是剧烈的,这对人们的公共信任水平造成了一个先抑后扬的“U”型变化过程,其原因就在于人们在面对剧烈社会结构变迁时,对旧制度与新制度交替过程中的内心不确定性<sup>③</sup>。中国的市场转型显然不同于东欧的社会巨变,那么我国的渐进式转型是否同样会带来类似效果?有学者认为,只有当移民能够在迁入地积极参与所在社区的文化活动,习得社区文化……才算真正融入了当地社区<sup>④</sup>。陆铭等人的研究从劳动力的乡城流动对农村公共信任的影

①张海东,袁博:《新的社会阶层的职业流动特征与模式——基于十个特大城市的数据分析》,《上海市社会主义学院学报》,2022年第3期。

②[法]托克维尔著,冯棠译:《旧制度与大革命》,北京:商务印书馆,1997年版,第207-209页。

③[波兰]彼得·什托姆普卡著,程胜利译:《信任:一种社会学理论》,北京:中华书局,2005年版,第201-251页。

④袁振龙:《超大城市城乡结合部社区文化发展包容性的实证研究——以北京市和深圳市为例》,《北京行政学院学报》,2022年第4期。

响层面进行了解释,并检验了因社会流动所带来的家庭结构与收入水平变化的确会降低对农村公共信任水平的结论<sup>①</sup>。

第二种观点则与以上论据完全相反,认为社会流动可以被视为是一种维持社会稳定的“安全阀”。因为社会流动带动了人们社会经济生活的普遍发展与社会地位的整体提升,这更有利于维持现有社会结构及其稳定性。而对于这一观点的论证,最有力的声音来自帕累托。帕累托在其关于精英循环的理论学说中指出,精英生产渠道的开放,即社会下层如果能够通过制度途径成为精英上层,将有利于现有政治体制的维持与稳定;反之当精英循环通道受阻,下层优秀人士无法通过社会流动到达执政或统治阶层,那么他们可能就会转而加入反对现有政权的浪潮中,并助推社会走向革命<sup>②</sup>。在实证研究方面,上世纪六十年代布克斯等人开展的关于英国男性青年社会流动对政治态度的影响研究就表明:社会阶层间的流动秩序一旦被建立起来,结构性的流动无论其方向如何,都不太会产生负面的社会政治态度;且社会态度的变化相较于社会流动具有滞后性,那么社会流动实际上有助于消除不同阶层间的社会态度差异,从而维持社会结构的稳定性<sup>③</sup>。国内学者盛智明利用CGSS数据对我国居民社会流动及其政治信任的研究也证明了我国居民所经历的向上流动,无论是代内还是代际层面的,甚至是主观层面的流动,都会显著提升流动者的政治信任水平,有助于维持社会政治稳定<sup>④</sup>。

## (二)新社会阶层的职业流动及其社会政治态度研究

新社会阶层作为“新”概念的提出与“新”群体的涌现,学界对其开展的研究还不够充分,现有关于新社会阶层职业流动对其社会政治态度的影响研究较少。通过梳理可发现以下两种研究思路。第一种思路,是将新社会阶层与其他社会群体进行对比研究,分析其结构性特征及其社会政治态度的差异性,这其中体制内外的对比分析最为典型。李春玲指出,党和政府之所以对新社会阶层特别加以关注,其中一个主要原因是担忧这一社会群体的数量及其社会影响力的增长可能会对社会稳定产生潜在的负面影响,因此分析该群体的特殊社会心态是十分必要的。而她的实证调研则发现新社会阶层与体制内新中产在社会态度方面表现出的差异主要与这两个群体的经济生活状况相关,而且新社会阶层对地方政府的工作满意度要低于体制内新中产<sup>⑤</sup>。张海东和邓美玲基于六省市的调查数据也证明:“体制内”中间阶层在政府信任上显著高于新社会阶层群体;相比社会中下层,新社会阶层群体的政治态度不具有明显的自由主义或保守主义倾向;且在新社会阶层内部,与非公有制经济人士相比较,自由择业知识分子往往具有更偏自由主义倾向的政治态度<sup>⑥</sup>。

第二种思路,是以职业流动为出发点分析跨体制或跨市场流动对劳动者职业与社会心态造成的影响,而这其中新社会阶层也是主要对比研究的对象。如基于北上广三城市的实证研究发现,实现从体制内向体制外流动的新社会阶层,能够显著提升其工作满意度评价,这对于提升体制外行业的社会保障水平、扩展体制外人才在职称评定、职业发展上的局限,增加他们的工作满意度和

①陆铭,张爽:《劳动力流动对中国农村公共信任的影响》,《世界经济文汇》,2008年第4期。

②[意]维尔弗雷多·帕累托著,刘北成译:《精英的兴衰》,上海:上海人民出版社,2003年版,第42-77页。

③Paul R. A., John W. B., Social Mobility and Political Attitudes: A Study of Intergenerational Mobility among Young British Men, *Comparative Politics*, Vol. 3, No. 3, 1971, pp. 403-428.

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

⑤李春玲:《新社会阶层的规模和构成特征——基于体制内外新中产的比较》,《中央社会主义学院学报》,2017年第4期。

⑥张海东,邓美玲:《新社会阶层的政治态度测量与比较研究——基于六省市调查数据》,《江海学刊》,2017年第4期。

人才获得感,进而释放社会活力有重要参考意义<sup>①</sup>。而基于十个特大城市的研究则在归纳新社会阶层职业流动特征的基础上,发现了该群体相较于其他群体特有的职业流动模式:新社会阶层在职业流动特征上呈现出高频次、年轻化、市场化趋势;在代内流动模式上显现出流出“粘性效应”和流入“壁垒效应”;在代际流动模式上则显现出流入“循环效应”,而这些发现有助于从社会结构变迁的框架中深入理解新社会阶层的结构化特征<sup>②</sup>。

基于以上对社会流动及其政治后果的文献梳理,以及国内新社会阶层职业流动的现有研究,本文提出第一组研究假设:

假设1:新社会阶层的职业流动对其国家政策认同具有显著影响。

假设1a:相较于没有职业流动经历的新社会阶层,有多次职业流动经历的新社会阶层的国家政策认同更高。

假设1b:相较于通过其他途径实现职业流动的新社会阶层,通过市场途径实现职业流动的新社会阶层的国家政策认同更低。

### (三)具体支持还是弥散支持? 政治信任及其测量方式的双重路径

政治信任通常指的是一个政治系统中的个人或群体对组成该政治系统的实体机构部门、政治体制、政治领导人与公务人员等的主观评价、情感取向与信任程度<sup>③</sup>。有学者指出,我国仍处于城市化过程中,仍在从传统的人格信任为主向现代的系统信任为主转变<sup>④</sup>,转型期中国,是社会结构形塑了公众的风险感知和应对行为<sup>⑤</sup>。而政治信任既是政治制度稳定和可持续发展的基础,也是政治文化的重要组成部分,其不仅与政治体制和政治领导人的信誉息息相关,也与政治制度的稳定性、政治秩序的维护、政策的执行、民主和法治等问题密切相关。可以认为政治信任是现代社会理解公民与政府关系的一个重要核心概念<sup>⑥</sup>。因此,对这一议题的研究,一直受到国内外社会科学研究者的关注。也正是因为政治信任这一概念丰富的内涵与高度的抽象性,致使其在实证研究领域变得难以准确且完整地测量。目前学界就其测量方法从具体到弥散光谱上的分布位置,大致分为两类:一类是针对实体政府部门的机构信任或称具体性支持;另一类则是针对超出实体机构范畴的体制信任或称弥散性支持。

对于机构信任的测量,因其概念的操作化非常具体且易于操作,学界基本达成了共识。其中具有代表性的是米勒于1974年编制的密西根政府信任量表,李普塞特等人为GSS和WVS调查项目设计的机构信任量表等<sup>⑦</sup>。国内学者并未将研究重点集中到机构信任测量的量表设计上,而是模糊地将机构信任视同为政治信任并开展实证研究。如胡荣利用七等分李克特量表设计的农民对各级党委和政府信任程度的评价,并开展的关于农民上访与政治信任流失的实证研究<sup>⑧</sup>;以及其

①张海东,杨城晨:《体制区隔、职业流动与工作满意度——兼论新社会阶层跨体制流动的特点》,《社会科学辑刊》,2018年第6期。

②张海东,袁博:《新的社会阶层的职业流动特征与模式——基于十个特大城市的数据分析》,《上海市社会主义学院学报》,2022年第3期。

③宋少鹏,麻宝斌:《论政治信任的结构》,《行政与法》,2008年第8期;李艳霞:《何种信任与为何信任?——当代中国公众政治信任现状与来源的实证分析》,《公共管理学报》,2014年第2期。

④谢金文:《提升社会信任与优化媒介体制》,《江淮论坛》,2021年第3期。

⑤王晓楠,叶茂鑫:《放大还是缩小:差异化人际信任对雾霾风险感知的影响机制》,《福建论坛》(人文社会科学版),2021年第2期。

⑥孟天广:《转型期的中国政治信任:实证测量与全貌概览》,《华中师范大学学报》(人文社会科学版),2014年第2期。

⑦Jack C., Christopher M., Trust in Government, In *Measures of political attitudes*, Wrightsman: Academic Press, 1999, pp. 465-532.

⑧胡荣:《农民上访与政治信任的流失》,《社会学研究》,2007年第3期。

他学者参照或自制类似机构信任量表开展的包括机构信任与社会公平感<sup>①</sup>、社会网络<sup>②</sup>、社会资本<sup>③</sup>等方面的关系研究。

对于体制信任的测量,因其概念的模糊性,导致量表设计差异很大。归纳起来,又可分为两类:其一是对于政治体制的测量,这类测量重在了解公众对所处政治系统的制度安排、运行原则、制度表现等方面的信任,重在讨论超出具体政治人物和机构的“弥散性支持”。例如希特林于1974年编制的体制支持与政治合法性量表,以及她与埃里克森于1975年编制的政治犬儒主义量表<sup>④</sup>。其二是对于国家层面的认同测量,包括但不限于国家认同感、国家荣誉感、民族自豪感等指标,此类信任测量实际反映的是公众对抽象国家的认同,在国际政治比较研究中意义重大。国内基于体制信任的实证研究也取得了一定的实证成果。如李春玲基于国家认同层面的政治信任测量展开的关于国家认同的影响因素研究,发现我国民众的国家认同感较强,但不同社会人群和代际群体,其国家认同感强弱程度有所差异<sup>⑤</sup>。

基于以上对政治信任的理论内涵与测量研究的梳理,认为无论是机构信任还是体制信任视角下的政治信任,都可能会对本文所关注的新社会阶层的国家政策认同造成间接影响。因此提出第二组研究假设:

假设2:新社会阶层的政治信任在其职业流动对国家政策认同的路径中具有间接效应。

假设2a:新社会阶层的机构信任在其职业流动频次对国家政策认同的路径中具有间接效应。

假设2b:新社会阶层的机构信任在其职业流动途径对国家政策认同的路径中具有间接效应。

假设2c:新社会阶层的体制信任在其职业流动频次对国家政策认同的路径中具有间接效应。

假设2d:新社会阶层的体制信任在其职业流动途径对国家政策认同的路径中具有间接效应。

### 三、研究设计

#### (一)数据来源与清理

本文使用“2019年新时代特大城市居民生活状况调查”数据进行实证分析。该调查旨在研究与预判特大城市社会结构的变化趋势及治理问题,调查覆盖京津冀、长三角、珠三角、长江中游、成渝五大城市群共计十个特大城市<sup>⑥</sup>。采用分层多阶段整群PPS抽法,回收有效样本10026个。由于问卷设置A/B卷,而与本文密切相关的职业流动、国家政策认同,以及政治信任等关键变量均分布于A卷中,所以可供本文分析的实际样本量为有效样本量的1/2。在剔除分析变量上存在缺失的样本后,最终纳入数据分析的有效样本量为4808个。根据研究需要,本文将从总样本中筛选出新社

①袁浩,顾洁:《社会公平感、政治效能感与政治信任——基于2010年中国综合社会调查数据的分位数回归分析》,《甘肃行政学院学报》,2015年第2期;麻宝斌,于丽春:《政治效能感、社会公平感对政治信任的影响——基于全国调查数据的中介效应分析》,《学术交流》,2020年第7期。

②陈云松,边燕杰:《饮食社交对政治信任的侵蚀及差异分析:关系资本的“副作用”》,《社会》,2015年第1期。

③罗家德,帅满,杨鲲鹏:《“央强地弱”政府信任格局的社会学分析——基于汶川震后三期追踪数据》,《中国社会科学》,2017年第2期。

④Jack C., Christopher M., Trust in Government, In *Measures of political attitudes*, Wrightsman: Academic Press, 1999, pp. 465-532.

⑤李春玲,刘森林:《国家认同的影响因素及其代际特征差异——基于2013年中国综合社会状况调查数据》,《中国社会科学》,2018年第4期。

⑥十城市具体为:北京、天津、上海、杭州、广州、深圳、武汉、长沙、重庆、成都。

会阶层样本 1172 个和体制内人员样本 1938 个,作为下文实证分析部分的分组变量<sup>①</sup>。

## (二)变量测量

### 1. 因变量

本文的因变量为国家政策认同。此类因变量在具体测量中通常被操作化为样本对某项具体国家政策的认同程度。本文采用问卷题项中“小康社会”这项对我国居民来说覆盖范围广、提出时间长、人民认知度高的基本国策作为本文的操作化测量。问卷具体问题为“全面建成小康社会,我的生活会变得更好”,答案选项从“非常不同意”到“非常同意”分为五个等级,分别赋值为 1—5。从样本统计值的集中趋势看,该项国家政策认同度得分均值为 3.97,其中新社会阶层样本得分均值 3.91,体制内人员样本得分均值 3.98。

### 2. 自变量

本文的自变量为职业流动。具体被操作化为职业流动频次与职业流动途径两个指标。职业流动频次使用问卷中题项“您工作以来,有没有换过工作单位?如果有,那么换过几次?”来实现测量,答案选项的赋值为:0=没换过工作;1=换过 1—2 次;2=换过 3 次及以上<sup>②</sup>。该变量的取值越大,则工作流动频次越高。职业流动途径使用问卷中题项“您目前/最后一份工作是通过什么途径获得的?”来实现测量,并参照以往研究范例将答案选项重新分类赋值:0=其他/混合途径;1=计划分配途径(包括“顶替父母/亲属”或“国家招录、分配/组织调动”);2=市场途径(包括“个人直接申请/应聘”);3=社会网络途径(包括“他人推荐”或“家族企业/公司”)<sup>③</sup>。从样本分布来看,在职业流动频次方面,我国特大城市居民换过 3 次及以上工作的占比为 13.12%,其中,新社会阶层样本换过 3 次及以上工作的占比为 21.25%,体制内人员样本换过 3 次及以上工作的占比为 7.69%;在职业流动途径方面,我国特大城市居民职业流动途径占比最高的是市场途径,达到了 47.90%,新社会阶层样本通过市场途径实现职业流动的比例更高,达到了 67.06%,而体制内人员样本主要通过计划分配途径实现职业流动,占比 49.74%。

### 3. 中介变量

本文的中介变量为政治信任。根据文献回顾具体操作化为机构信任与体制信任两个指标。机构信任使用问卷中一组测量居民对中央政府、地方政府、军队、司法部门的信任度量表来实现,该量表取值从“非常不信任”到“非常信任”分为五个等级,依次赋值为 1—5,取值越高,信任水平越高。该组信任度量表通过了巴特利特球形检验并且 KMO 值达到了 0.789,非常适合使用因子分析方法。本文通过主成分因子分析法对上述四类机构的信任得分进行因子分析,析出一个因子并将其命名为“机构信任因子”,然后通过因子旋转并计算该因子的因子得分,最后为了便于统计值的比较,本文通过 0—1 标准化将“机构信任因子”转化为取值范围为 0—1 的定比变量,数值越大表示该样本的机构信任水平越高。体制信任使用问卷中五道涉及政府工作程序正义、公务人员信任度、政治效能感、反腐工作评价的问题来实现,该组问题的答案设置均采用五等分的李克特量表,并依次赋值为 1—5。该组问题也通过了巴特利特球形检验并且 KMO 为 0.641,达到了因子分析条

<sup>①</sup>本文所指的新社会阶层是包括民营企业 and 外商投资企业管理技术人员、中介组织和社会组织从业人员、自由职业者、新媒体从业人员在内的狭义新社会阶层,对其的具体操作化过程参见袁博:《新社会阶层的构成性特征》,载张海东主编:《中国新社会阶层发展研究报告(NO.1):结构化、组织化与实践创新》,北京:社会科学文献出版社,2023 年版,第 23—27 页;体制内人员指当前或最后一份工作单位类型为党政机关/人民团体、国有企业及国有控股企业、国有/集体事业单位、集体所有或集体控股企业的人。

<sup>②</sup>本文通过测量样本换工作的次数来操作化职业流动频次,这里的“换工作”指的是更换工作单位,而同一工作单位内的岗位调动不算换工作。

<sup>③</sup>边燕杰,张文宏:《经济体制、社会网络与职业流动》,《中国社会科学》,2001 年第 2 期。

件。我们同样对其进行因子分析,析出“体制信任因子”,并进行标准化处理,取值越大表示该样本的体制信任水平越高。从样本分布看,特大城市居民的机构信任因子得分均值为0.78,体制信任因子得分均值为0.64;新社会阶层样本的机构信任因子得分均值为0.77,体制信任因子得分均值为0.63;体制内人员样本的机构信任因子得分均值为0.80,体制信任因子得分均值为0.65。

#### 4. 控制变量

本文最主要的控制变量为样本的政治面貌。因为政党身份与政治信任之间存在天然联系,而且已有研究也从实证层面检验了政党身份对政治信任具有显著影响<sup>①</sup>。本文通过控制样本的政党身份(虚拟变量,0=非中共党员,1=中共党员),进一步观察职业流动对政策认同的影响。除此之外,本文还设置了以下控制变量:性别(虚拟变量,女=0,男=1)、年龄、婚姻状况(虚拟变量,0=无配偶,1=有配偶)、受教育年限、收入水平(家庭年收入的对数化处理)。表1展示了上述变量的描述性统计结果。

表1 相关变量的分组描述统计

变量类型	变量/测量指标		体制内 人员 N=1938	新社会 阶层 N=1172	总体 N=4808	
因变量: 国家政策认同	小康社会:全面建成小康社会,我的生活会变得更好		3.98 (0.75)	3.91 (0.75)	3.97 (0.76)	
自变量: 职业流动	职业流动频次(%)	未换过工作	80.03	54.44	70.78	
		换过1-2次工作	12.28	24.32	16.10	
		换过3次及以上工作	7.69	21.25	13.12	
	职业流动途径(%)	其他/混合方式	1.19	16.38	18.34	
		计划分配方式	49.74	4.01	22.98	
		市场方式	41.43	67.06	47.90	
	社会网络方式	7.64	12.54	10.77		
中介变量: 政治信任	机构信任	对中央政府的信任程度	机构信任因子 0-1标准化的因子得分	0.80 (0.16)	0.77 (0.17)	0.78 (0.17)
		对地方政府的信任程度				
		对军队的信任程度				
		对司法部门的信任度				
	体制信任	遇到事情按照规章一步步办就能够解决	体制信任因子 0-1标准化的因子得分	0.65 (0.13)	0.63 (0.13)	0.64 (0.13)
		现在找政府人员办事情比以前简单了				
		“会哭的孩子有奶吃”,有时候“闹”比按程序办事更有效				
		近5年来,您认为党和政府的反腐败工作效果明显吗?				
	近年来为百姓服务的官员变多了					
控制变量	政党身份 (%)	非中共党员	71.67	87.03	83.22	
		中共党员	28.33	12.97	16.78	

<sup>①</sup>林冈,顾佳雯:《论政治信任及其影响因素》,《上海师范大学学报》(哲学社会科学版),2016年第3期;陶芭朵,张等文:《政治信任何以转化为政治认同——基于2019年中国社会状况综合调查数据的分析》,《上海行政学院学报》,2022年第5期。

续表

变量类型	变量/测量指标		体制内	新社会	总体
			人员 N=1938	阶层 N=1172	N=4808
性别(%)	女		53.92	52.99	53.20
	男		46.08	47.01	46.80
年龄			49.72 (12.74)	37.85 (10.91)	44.03 (13.72)
婚姻状况 (%)	无配偶		16.46	26.79	23.86
	有配偶		83.54	73.21	76.14
受教育年限			13.06 (3.62)	13.69 (3.28)	12.59 (3.77)
家庭年收入对数			11.51 (1.85)	11.76 (1.88)	11.46 (2.06)

注:括号内数据为该均值的标准差。

### (三)分析策略

针对假设1,检验职业流动对国家政策的影响。鉴于因变量的取值可以被视为连续性变量,本文采用基于最小二乘法(OLS)的多元线性回归方程进行拟合,并通过一次性放入控制变量、自变量、中介变量的全模型实现,该模型的基本方程如下,其中, $a$ 为常数项, $x_i$ 为自变量, $b_i$ 为系数, $i=1,2,\dots,n$ 。

$$y_i = a + b_1x_1 + b_2x_2 + \dots + b_nx_n \quad (1)$$

针对假设2,检验政治信任对职业流动与国家政策认同的中介效应。鉴于本文使用的中介变量实际有两个(分别为机构信任因子与体制信任因子),且自变量也有两个(分别为职业流动频次与职业流动途径),所以本文采用多重中介效应模型进行检验<sup>①</sup>。且因为事先并不清楚每条间接路径中的效应方向带来的究竟是中介效应还是遮掩效应,所以本文采用最经典的逐步检验回归系数法进行模型拟合,其基本方程如下:

$$Y = cX + \varepsilon_1 \quad (2)$$

$$M = aX + \varepsilon_2 \quad (3)$$

$$Y = c'X + bM + \varepsilon_3 \quad (4)$$

其中,第一步先检验方程(2)中的系数 $c$ 的显著性,即自变量职业流动对因变量国家政策认同的总效应,鉴于国家政策认同变量可以被视为是连续性变量,所以使用最小二乘法(OLS)回归;第二步,检验方程(3)中的系数 $a$ 的显著性,即自变量职业流动对中介变量政治信任的影响,此方程的因变量实际是中介变量政治信任,根据其变量类型同样采用最小二乘法(OLS)进行回归;第三步,在控制住中介变量政治信任后,检验方程(4)中的系数 $c'$ 和系数 $b$ 的显著性,即自变量职业流动对因变量国家政策认同的直接效应与控制变量政治信任对因变量国家政策认同的影响。以上如果系数 $a$ 、系数 $b$ 、系数 $c'$ 同时显著,则部分中介效应成立;如果系数 $a$ 、系数 $b$ 显著但系数 $c'$ 不显著,则完全中介效应成立;如果上述系数显著但方向相反,应按照遮掩效应进行结果解释<sup>②</sup>。

①温忠麟,叶宝娟:《中介效应分析:方法和模型发展》,《心理科学进展》,2014年第5期。

②温忠麟,刘红云:《中介效应和调节效应:方法及应用》,北京:教育科学出版社,2020年版,第95页。

## 四、研究发现与解释

### (一) 职业流动对国家政策认同的多元线性回归

本文首先采用多元线性回归模型来检验职业流动对国家政策认同的影响。在进入回归分析之前,本文对模型进行了多重共线性检验,其中全样本模型(模型1)和新社会阶层模型(模型3)的方差膨胀因子(VIF)均未超过2,体制内人员模型(模型2)方差膨胀因子(VIF)未超过5,说明三个模型均不存在明显的多重共线性问题,可以继续进行回归分析。

回归结果如表2所示。模型1、模型2、模型3分别呈现了全样本、体制内人员样本,以及新社会阶层样本的职业流动、政治信任对国家政策认同的影响。首先,看控制变量对因变量的影响。从全模型的回归结果可知,以往研究发现的政党身份对国家政策认同的显著影响再次被印证,且可以认为相较于非中共党员,中共党员拥有更高的国家政策认同( $\beta=0.052, P < 0.1$ )。其次,看自变量职业流动对因变量国家政策认同的影响。在职业流动频次方面,可知多次更换工作(换过3次及以上工作)相较于未换过工作的样本而言,普遍具有更高的国家政策认同,且这一结论在三个模型中同时显著(模型1: $\beta=0.105, P < 0.01$ ;模型2: $\beta=0.121, P < 0.05$ ;模型3: $\beta=0.103, P < 0.1$ ),因此假设1a得到证实。在职业流动途径方面,可知通过市场途径实现职业流动的样本相较于通过其他途径实现职业流动的样本,普遍具有更低的国家政策认同,这一结论在全模型( $\beta=-0.074, P < 0.05$ )和新社会阶层模型( $\beta=-0.129, P < 0.05$ )中显著成立,因此假设1b也得到了证实。至此,本文完整检验了假设1,可以认为至少在全模型和新社会阶层模型中,职业流动对国家政策认同的确具有显著影响。此外,本文还检验了作为中介变量的政治信任,即机构信任因子与体制信任因子这两个变量对国家政策认同的影响。从回归结果来看,无论是全模型、体制内人员模型,还是新社会阶层模型,机构信任因子与体制信任因子均与国家政策认同呈现高度正相关关系,即认为机构信任水平越高,样本的国家政策认同越高;体制信任水平越高,样本的国家政策认同也越高。且所有的系数显著水平均小于0.01。由此可知政治信任与国家政策认同之间具有高度相关性,因而极有可能作为职业流动与国家政策认同的中介路径,需要进一步进行中介效应检验加以论证。

表2 职业流动、政治信任对国家政策认同的OLS回归

变量	模型1	模型2	模型3
	全样本	体制内人员	新社会阶层
性别(参照组:女)	0.009	-0.031	0.069
男性	(0.021)	(0.031)	(0.043)
年龄	0.000	-0.002	0.001
	(0.001)	(0.002)	(0.002)
婚姻(参照组:无配偶)	0.023	-0.037	-0.020
有配偶	(0.027)	(0.043)	(0.054)
受教育年限	-0.010***	-0.007	-0.009
	(0.003)	(0.006)	(0.008)
家庭年收入对数	-0.004	-0.011	0.014
	(0.005)	(0.009)	(0.012)
政党身份(参照组:非党员)	0.052*	0.051	0.010
中共党员	(0.030)	(0.037)	(0.065)
职业流动频次(参照组:未换过工作)	0.024	-0.001	0.006
换过1-2次工作	(0.029)	(0.050)	(0.052)

续表

变量	模型1	模型2	模型3
	全样本	体制内人员	新社会阶层
换过3次及以上工作	0.105*** (0.032)	0.121** (0.061)	0.103* (0.054)
职业流动途径(参照组:其他途径)	-0.054 (0.035)	-0.072 (0.144)	-0.009 (0.120)
计划分配途径			
市场途径	-0.074** (0.029)	-0.132 (0.145)	-0.129** (0.063)
社会网络途径	0.024 (0.040)	0.027 (0.153)	-0.074 (0.080)
机构信任	0.784*** (0.066)	0.914*** (0.103)	0.802*** (0.133)
体制信任	1.500*** (0.083)	1.723*** (0.127)	1.134*** (0.174)
截距项	2.554*** (0.105)	2.556*** (0.232)	2.533*** (0.223)
N	4,808	1,938	1,172
R-squared	0.142	0.186	0.112

注:括号内数据为系数的标准差;\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

## (二)政治信任对职业流动与国家政策认同的多重中介效应检验

基于职业流动对国家政策认同的多元线性回归分析结果,本文使用逐步检验回归系数的方法进一步检验政治信任对自变量与因变量可能存在的多重中介效应,具体分为“职业流动——机构信任——国家政策认同”和“职业流动——体制信任——国家政策认同”这两条检验路径。检验步骤如下:第一步,在控制变量的基础上,检验自变量职业流动频次/职业流动途径对因变量国家政策认同的影响。如果解释变量的系数显著,则说明总效应(C)显著;如果解释变量的系数不显著,也不能排除自变量与因变量之间的相关关系,因其可能存在广义中介效应或远端效应<sup>①</sup>,需进一步分析。第二步,在控制变量基础上,检验自变量职业流动频次/职业流动途径对中介变量机构信任/体制信任的影响。如果解释变量系数显著为正/负(a),说明自变量对中介变量存在显著正/负相关性,则中介路径第一段成立;如果解释变量系数不显著(a),说明自变量与中介变量没有相关性,则中介路径不成立。第三步,在第一步模型基础上加入中介变量机构信任/体制信任进行检验,如果自变量系数显著,说明在加入中介变量后,自变量职业流动对因变量国家政策认同的直接效应(c')显著,如果中介变量系数显著,说明中介路径后半段也成立(b),如果此模型第一段中介路径(a)也同时成立,那么整条中介路径成立。

表3呈现了机构信任的中介路径检验结果。首先来看“职业流动频次——机构信任——国家政策认同”的中介效应检验(模型4和模型6)。在体制内人员模型中(模型4),多次更换工作对机构信任的影响系数( $\beta=-0.014$ )并不显著,说明这条中介路径不成立,即机构信任不能构成体制内

<sup>①</sup>温忠麟,刘红云:《中介效应和调节效应:方法及应用》,北京:教育科学出版社,2020年版,第94-95页。

表3 “职业流动——机构信任——国家政策认同”的中介效应检验

	体制内人员										新社会阶层					
	职业流动频次的中介效应检验			职业流动途径的中介效应检验			职业流动频次的中介效应检验			职业流动途径的中介效应检验						
	模型4-1 小康社会	模型4-2 机构信任	模型4-3 小康社会	模型5-1 小康社会	模型5-2 机构信任	模型5-3 小康社会	模型6-1 小康社会	模型6-2 机构信任	模型6-3 小康社会	模型7-1 小康社会	模型7-2 机构信任	模型7-3 小康社会				
职业流动频次 (参照组:未换过工作) 换过1-2次工作	-0.010 (0.054)	-0.024** (0.012)	0.024 (0.051)				-0.008 (0.054)	-0.010 (0.012)	0.003 (0.052)							
换过3次及以上工作	0.111* (0.065)	-0.014 (0.014)	0.132** (0.062)				0.066 (0.057)	-0.023* (0.013)	0.092* (0.055)							
职业流动途径 (参照组:其他方式) 计划分配方式				-0.044 (0.158)	0.021 (0.034)	-0.073 (0.151)				0.024 (0.125)	0.028 (0.028)	-0.006 (0.121)				
市场方式				-0.104 (0.159)	0.015 (0.035)	-0.125 (0.152)				-0.158** (0.066)	-0.013 (0.015)	-0.145** (0.064)				
社会网络方式				0.073 (0.168)	0.005 (0.036)	0.066 (0.160)				-0.097 (0.084)	-0.011 (0.019)	-0.085 (0.082)				
机构信任			1.420*** (0.100)			1.419*** (0.100)			1.107*** (0.127)			1.083*** (0.127)				
控制变量	控制															
截距项	4.255*** (0.172)	0.818*** (0.037)	3.093*** (0.183)	4.365*** (0.234)	0.802*** (0.051)	3.228*** (0.237)	3.705*** (0.196)	0.749*** (0.044)	2.876*** (0.213)	3.802*** (0.199)	0.755*** (0.045)	2.985*** (0.216)				
N	1,938	1,938	1,938	1,938	1,938	1,938	1,172	1,172	1,172	1,172	1,172	1,172				
R-squared	0.012	0.025	0.105	0.014	0.023	0.107	0.015	0.009	0.075	0.020	0.009	0.077				

注:括号内数据为系数的标准差;\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1;

表4 “职业流动——体制信任——国家政策认同”的中介效应检验

	体制内人员						新社会阶层					
	职业流动频次的中介效应检验		职业流动途径的中介效应检验		职业流动频次的中介效应检验		职业流动途径的中介效应检验		职业流动频次的中介效应检验		职业流动途径的中介效应检验	
	模型8-1 小康社会	模型8-2 体制信任	模型8-3 小康社会	模型9-1 小康社会	模型9-2 体制信任	模型9-3 小康社会	模型10-1 小康社会	模型10-2 体制信任	模型10-3 小康社会	模型11-1 小康社会	模型11-2 体制信任	模型11-3 小康社会
职业流动频次 (参照组;未换过工作) 换过1-2次工作	-0.010 (0.054)	0.006 (0.009)	-0.022 (0.050)				-0.008 (0.054)	-0.004 (0.009)	-0.002 (0.052)			
换过3次及以上工作	0.111* (0.065)	-0.004 (0.011)	0.120** (0.061)				0.066 (0.057)	-0.018* (0.010)	0.094* (0.055)			
职业流动途径 (参照组;其他方式) 计划分配方式				-0.044 (0.158)	0.011 (0.028)	-0.067 (0.147)				0.024 (0.125)	0.025 (0.021)	-0.013 (0.121)
市场方式				-0.104 (0.159)	0.009 (0.028)	-0.123 (0.148)				-0.158** (0.066)	-0.012 (0.011)	-0.140** (0.064)
社会网络方式				0.073 (0.168)	0.016 (0.029)	0.038 (0.156)				-0.097 (0.084)	-0.011 (0.019)	-0.085 (0.082)
体制信任			2.140*** (0.121)			2.133*** (0.121)			1.508*** (0.167)			1.475*** (0.167)
控制变量	控制											
截距项	4.255*** (0.172)	0.621*** (0.030)	2.926*** (0.177)	4.365*** (0.234)	0.612*** (0.041)	3.060*** (0.230)	3.705*** (0.196)	0.567*** (0.033)	2.850*** (0.212)	3.802*** (0.199)	0.575*** (0.034)	2.955*** (0.215)
N	1,938	1,938	1,938	1,938	1,938	1,938	1,172	1,172	1,172	1,172	1,172	1,172
R-squared	0.012	0.023	0.149	0.014	0.023	0.151	0.015	0.015	0.080	0.020	0.016	0.082

注:括号内数据为系数的标准差;\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1;

人员职业流动频次对国家政策认同的中介路径。在新社会阶层模型中(模型6),虽然多次更换工作对国家政策认同的总效应( $C:\beta=0.066$ )不显著,但后续的直接效应( $c':\beta=0.092$ ,  $P < 0.1$ ),且间接效应( $a \times b$ )显著为负( $a:\beta=-0.023$ ,  $P < 0.1$ ;  $b:\beta=1.107$ ,  $P < 0.01$ ),因此可以认为机构信任对新社会阶层职业流动频次与国家政策认同的中介路径成立,且应按照遮掩效应解释。其次看“职业流动途径——机构信任——国家政策认同”的中介效应检验(模型5和模型7)。从结果看,无论是体制内人员模型,还是新社会阶层模型,机构信任对职业流动与国家政策认同均不构成中介效应。基于此,本文证实了假设2a,认为新社会阶层的机构信任在其职业流动频次对国家政策认同的路径中具有间接效应。证伪了假设2b,即新社会阶层机构信任在其职业流动途径对国家政策认同的路径中不存在间接效应。

表4呈现了体制信任的中介路径检验结果。首先来看“职业流动频次——体制信任——国家政策认同”的中介效应检验(模型8和模型10)。在体制内人员模型中(模型8),多次更换工作对体制信任的影响系数( $\beta=-0.004$ )并不显著,说明这条中介路径并不成立,即体制信任不能构成体制内人员职业流动频次对国家政策认同的中介路径。而在新社会阶层模型中(模型10),虽然多次更换工作对国家政策认同的总效应( $C:\beta=0.066$ )并不显著,但后续的直接效应( $c':\beta=0.094$ ,  $P < 0.1$ ),且间接效应( $a \times b$ )显著为负( $a:\beta=-0.018$ ,  $P < 0.1$ ;  $b:\beta=1.508$ ,  $P < 0.01$ ),因此可以认为体制信任对新社会阶层职业流动频次与国家政策认同的中介路径成立,且存在遮掩效应。其次看“职业流动途径——体制信任——国家政策认同”的中介效应检验(模型9和模型11)。从回归结果看,无论是体制内人员模型,还是新社会阶层模型,体制信任对职业流动与国家政策认同均不构成中介效应。基于此,本文证实了假设2c,即认为新社会阶层的体制信任在其职业流动频次对国家政策认同的路径中具有间接效应。证伪了假设2d,即新社会阶层的体制信任在其职业流动途径对国家政策认同的路径中不存在间接效应。

以上,本文检验了政治信任对新社会阶层职业流动与国家政策认同的多重中介效应,发现新社会阶层只有在“职业流动频次——政治信任——国家政策认同”这条总路径上存在显著性,且来自机构信任因子与体制信任因子的中介变量都起到了一定程度上的遮掩效应,但具体谁起到的遮掩作用更大,还需要进一步进行同一中介路径上的效应分解。

## 五、结论与讨论

社会流动及其对社会政治态度的影响研究热度未减,政治信任的实证测量研究也发展出了两条成熟路径。而将上述二者结合起来考察,探索政治信任在社会流动与社会政治态度之间具体中介路径的研究,在此之前并不多见。本文便是基于此视角的一次实证尝试。虽然本文的实证结果并不能充分验证我们所提出的理论设想,但仍然得到了一些具有启示性的结论。

首先,本文基于一项涵盖我国十个特大城市的调查数据,直接检验了新社会阶层的职业流动与国家政策认同之间的关系。一方面,频繁的职业流动经历给新社会阶层带来了更高的国家政策认同。在当前高度市场化的中国城市,高频率的职业流动本就是新社会阶层的重要特征之一,也正因该群体是这场经济转型运动的主要受益者,故增进了其持有较高的国家认同感。这一结论也进一步支持了社会流动有助于产生积极政治后果的理论命题。另一方面,通过其他途径实现职业流动的新社会阶层,相较于单纯通过市场途径实现职业流动的新社会阶层而言具有更高的国家政策认同。这一结论似乎与我们通常的经验认知相悖,但深入分析可知,这其中可能蕴藏着来自社会资本与社会网络的巨大作用。而这也是本文数据未能控制或深入挖掘的部分,是值得进一步研究的切入点。

其次,在本文建构的由政治信任对职业流动与国家政策认同的多条中介路径组成的多重路径

假设中,新社会阶层的“职业流动频次——政治信任——国家政策认同”路径被证实成立。一方面,这表明政治信任作为中介变量的确会显著影响新社会阶层的职业流动与国家政策认同,但这种关联效果要限制在一定条件之内,即主要指职业流动频次,而非职业流动途径或其他。另一方面,在这一条间接路径中,本文发现无论是来自具体性支持的机构信任,还是来自弥散性支持的体制信任,对新社会阶层的国家政策认同,起到的都是遮掩效应。也就是说,新社会阶层通过高频次的职业流动提升了其国家政策认同,但另一方面来自政治信任的间接效应可能也在抑制这种提升,且这种遮掩效应同时来自政治信任测量光谱的两端,这一结论是值得深思的。这一点似乎又支持了社会流动会带来消极政治后果的理论命题。当然,两个相悖的数据结论并不能完全说明既有理论命题的优劣,其中缘由还需要进一步结合新社会阶层在我国城市社会和市场转型中所扮演的特殊角色加以理解,其理论逻辑与现实关照可能远比数据结果要复杂的多。

最后,从新社会阶层这一研究对象来看,本文对比了其与体制内人员间的差异。一方面,新社会阶层相较于体制内人员,在国家政策认同的总体水平上要低一些,这可能与其所处体制外的多元政治生态有关。另一方面,本文发现,在政治信任对职业流动与国家政策认同的间接路径中,只有新社会阶层的检验是成立且遮掩的,而体制内人员并不存在上文所述的数据悖论,这也就给我们进一步理解新社会阶层的社会流动及其社会政治后果带来一个锚定点与参考标准,为进一步的研究打下了基础。

[责任编辑:王文娟]