

中国社会流动性的变迁及影响因素研究

左红¹ 杨沫²

(1. 浙江大学 经济学院, 浙江 杭州 310058; 2. 中国社会科学院 农村发展研究所, 北京 100732)

[摘要] 将代际职业流动作为社会流动性的代理指标, 基于2006—2017年共计六轮CGSS调查数据研究我国代际职业流动性的变化趋势、代际职业向上流动的主要影响因素及其贡献率的变化发现: 2006—2017年, 我国代际职业流动性呈先上升后下降趋势, 但整体代际职业流动性有所上升; 年龄越小、学历水平越高的子代实现代际职业阶层跨越的概率越大, 且该影响逐渐增强; 农村家庭比城镇家庭的代际职业向上流动性更高。增加农村公共教育资源投入、加大高校招生对中西部和农村地区的倾斜力度、将农民纳入正规技术职级晋升体系等均有助于提高社会流动性。

[关键词] 社会流动; 代际职业流动; 机会公平; Altham指数

一、引言

党的二十大报告提出:“坚持多劳多得, 鼓励勤劳致富, 促进机会公平, 增加低收入者收入, 扩大中等收入群体。”对于促进机会公平和实现全体人民共同富裕而言, 提高社会流动性至关重要。社会流动主要指人们社会地位的高低变化。通常认为, 一个公平公正的社会应该有比较好的社会流动机制, 能够让下层的人或家庭有机会流入上层^{[1]28}。当前, 各种“二代”现象、“寒门能否出贵子”等问题的出现引起了人们对社会阶层固化的广泛关注。社会的纵向流动性, 也即代际流动性, 反映的是一个家庭经济地位的动态变化, 是机会公平的重要标识。而代际流动性降低, 意味着个人和家庭凭借自身努力实现梦想的通道受阻, 可能导致个人和家庭缺乏努力向上的动力, 进而严重阻碍经济社会的发展。

为了合理考察一个社会的流动性, 选取衡量社会流动性的指标尤为重要。社会学通常将收入、权力和声望视为社会分层的依据, 但权力和声望的刻画往往掺杂主观评价因素, 故收入成了学者们研究社会分层的重点。职业作为收入的“中介”, 不仅对当期收入水平具有重要影响, 而且在很大程度上能反映持久收入水平^[2-4]。不仅如此, 由于受到文化水平和家庭社会环境多重因素的综合影

[收稿日期] 2023-05-11

[在线优先出版日期] 2024-01-03

[基金项目] 浙江省自然科学基金项目(LY22G030001); 国家自然科学基金青年项目(72203231); 中国社会科学院青年科研启动项目(2023YQNQD031); 浙江省哲学社会科学重点研究基地浙江大学中国开放型经济研究中心项目(CRCOE2023021); 中央高校基本科研业务费专项资金项目

[作者简介] 1. 左红(<https://orcid.org/0000-0003-2762-3657>), 女, 浙江大学经济学院副教授, 浙江大学民生保障与公共治理研究中心研究员, 浙江大学共享与发展研究院研究员, 硕士生导师, 经济学博士, 主要从事代际流动、收入分配和共同富裕等方面的研究; 2. 杨沫(<https://orcid.org/0009-0006-8473-1549>) (通信作者), 女, 中国社会科学院农村发展研究所副研究员, 经济学博士, 主要从事收入分配、代际流动、城镇化和市民化等方面的研究。

[本刊网址·在线杂志] <http://www.zjujournals.com/soc>

[网络连续型出版物号] CN 33-6000/C

响,职业能比收入更为合理地衡量个人的社会经济地位。已有研究也认为,所谓的社会阶层和等级结构,实质上是以职业为基础进行构建的^{[5]44}。因此,一个家庭中子代相对父代的职业阶层发生变化的情况能够有效反映社会流动性,代际职业流动性越低,说明社会阶层固化越严重。

当前,中国经济已从高速发展时期进入高质量发展时期,经济结构和国内外经济形势均发生了重大变化,而经济结构的调整也带来了职业分布的改变。具体而言,随着中国进入快速城镇化阶段,工业化和数字化迅速发展,科学技术日新月异,新产业、新业态、新模式层出不穷,由此带来的个体户、民营经营者在市场上崛起,使得整个社会的职业结构和流动率都发生了较大的变化。因此,选取合理的指标和方法对代际职业流动性进行测度,并对变化趋势进行比较,有助于了解我国社会流动性的变迁,从而为制定机会公平政策提供科学的指导。与代际阶层固化的舆论相反,已有研究发现,我国社会流动性(代际职业流动性)呈上升趋势。Blau和Duncan认为,在一个工业化和市场化均未完成的社会,代际流动性通常不会太低^{[6]65}。李强依照Blau和Duncan的测算方法,发现20世纪90年代和进入21世纪以来中国的代际职业流动性在国际上处于较高水平^{[1]29}。汪小芹使用国际社会经济地位指数(ISEI)衡量个体的社会经济地位,发现2005—2015年中国的代际流动并未出现阶层固化的倾向^{[7]65}。但是,由于数据、测量方法和研究方法的差异,研究者关于代际职业流动性及其影响因素的结论不尽相同。那么,我国的社会流动性究竟如何?呈现何种变化趋势?其主要影响因素有哪些?城乡家庭的社会流动性是否存在明显差异?这些是本文重点研究的内容。

本文的主要贡献包括以下三点:第一,采用绝对流动性和相对流动性两种测度方法刻画代际职业流动水平及其变化趋势。其中,基于优化的Altham指数的相对流动性测度方法充分考虑了社会经济结构变迁的因素,一定程度上克服了已有研究在指标选择和研究方法上的缺陷。第二,深入挖掘影响代际职业向上流动的影响因素,并分析各影响因素的贡献度随时间变化的情况,以便政策制定者能够及时有效地根据当前的情况制定或调整相关政策措施。第三,本文发现农村家庭的代际职业向上流动性高于城镇家庭,而且基于户籍身份“农转非”变化的影响在其中具有较大贡献,从而为如何进一步提高农村居民的代际流动性提供了相关政策建议。

二、文献综述

作为社会阶层的重要载体,职业的代际流动引起了经济社会学家的广泛关注。归结起来,已有文献关于代际职业流动性的研究主要集中在以下三个方面:代际职业流动性的测度、代际职业流动性(社会流动性)的变化趋势以及代际职业流动性的影响因素。

代际职业流动指的是一个家庭中子代相对于父代的职业地位的变化或传承,反映了代际社会经济地位的动态变化情况。研究者们普遍采用流动表刻画子代与父代职业之间的关联。流动表是一个关于父代和子代职业的二维列联表,父代的职业类别在一个维度上排列,子代的职业类别在另一个维度上排列。在流动表的基础上,已有研究主要采用绝对流动性和相对流动性这两种方法对代际职业流动性进行刻画。代际职业绝对流动性指子代与父代从事不同职业的概率,而相对流动性是指在父代从事不同职业的前提下,子代可以竞争性地流动到某一职业的机会比率。绝对流动性既包含父代与子代职业阶层的分布信息,又包含子代与父代的职业关联度信息,但无法剥离出这两者,也就无法从真正意义上刻画代际职业流动的变化情况。考虑到这一缺陷,社会学家们采用对数可积层面效应模型来对流动表进行比较^[2,8-9]。Altham^[10]以及Altham和Ferrie^[11]则提出了Altham指数,该指数可以消除职业阶层边缘分布(父代和子代职业阶层分布的变化)的影响,因而可以比较两个流动表之间流动性的差异^[4,12-13]。Long和Ferrie进一步优化了Altham指数法,在衡量流动表中

行列之间关系的基础上,消除了两个流动表之间边际分布不同所产生的影响,从而实现了流动表间流动性差异可比性^[12]。

代际职业流动性的变化反映了社会流动性的变迁,有助于人们把握社会阶层的动态变化,国内外学者对该问题展开了大量研究。其中,Long和Ferrie的研究在近期最具有代表性。他们的研究表明,1900年之前,美国的流动性高于英国,但到了20世纪50年代,美国相对英国的流动性领先优势消失了^[12]。Reddy使用抽样调查法研究了印度代际职业流动的变化,研究发现,在控制职业结构变化之后,1983—2012年印度职业代际流动性有所下降^[14]。目前,也有大量文献针对我国代际职业流动性的变化趋势进行研究。一些学者认为,中国家庭的代际职业流动性呈不断上升的趋势^[5,7];而另一些学者则认为,中国家庭的代际职业流动性呈U形或倒U形变化趋势^[15-17]。

学者们还对我国代际职业流动性的影响因素及其机制进行了深入研究,主要发现以下三个影响因素:子代自身因素、先赋因素和社会经济环境因素。就子代自身因素而言,受教育程度被普遍认为是影响职业阶层流动的关键因素,已有研究大多认为受教育程度对向上的代际职业流动有积极的影响^[18-19]。父代的教育、职业背景、社会关系网络^[20-22]、裙带关系^[23]等先赋因素也是影响子代职业地位的重要因素。中国的户籍制度、技术进步与贸易开放等社会经济环境因素也影响了我国的代际职业流动^[19,24-28]。

已有研究成果为本文提供了非常重要的研究基础,且具有借鉴意义。但是,关于我国家庭的代际职业流动变化趋势及其影响因素的相关结论仍然存在争议,这些争议主要是由于不同研究者所使用的数据、估计方法以及对关键指标的分类标准不一致,不利于准确理解我国代际职业流动的特征。基于此,本文借鉴国际劳工组织和国家统计局关于职业分类的方法,使用优化的Altham指数法测度我国家庭代际职业流动性及其变化趋势,并进一步探讨我国家庭代际职业流动性的影响因素及其贡献率变化情况。

三、数据与方法

(一) 数据来源及描述性统计分析

本文使用的数据来自中国综合社会调查(Chinese General Social Survey,CGSS)。CGSS是我国最早的全国性、综合性、连续性的学术调查项目,该调查定期、系统地收集中国公民与社会各个方面的数据,致力于总结社会变迁的长期趋势。CGSS数据中关于被访者职业问题的设置在多个年度均保持一致,并采用了相同的职业分类编码,因而是目前较为适合分析职业代际流动性的公开微观调查数据。

父代与子代的职业是体现职业代际流动性变化的关键信息,本文的分析纳入了含有父代与子代职业信息的CGSS2006年、2008年、2010年、2012年、2015年、2017年的数据。子代职业是被访者“当前职业”,父代职业是被访者“14岁(或18岁^①)时父亲的职业”。在筛选并仅保留同时回答了当前职业和14岁(或18岁)时父亲职业情况的样本后,上述年份的数据观测值分别为7501个、4050个、7715个、7204个、4639个和5660个。考虑到在2006年,出生于1990年及以后的子代大部分都未进入劳动力市场,为了使各年份样本与2006年的调查样本具有可比性,本文剔除了各年份中为数不多的90后样本。此外,除了父代职业,子代出生年代、性别、户口、受教育年限以及家庭人均年收入等因素对子代职业的选择和获得具有较大影响,本文对上述其他变量进行清理,并删除存在异常值和缺失值的样本,最终得到上述年份的数据观测值分别为4860个、3609个、6181个、5638

① CGSS2006年的调查询问的是被访者18岁时父亲的职业,其余年度询问的均为14岁。

个、3 476个和4 051个。

本文的核心变量是子代与父代的职业,以ISCO-88编码为依据进行分类。ISCO-88由国际劳工组织设定,与各国职业分类相兼容,在促进劳工统计数据国际比较方面发挥了积极作用。中国的职业分类也以ISCO-88为蓝本。ISCO-88包括10个大类、28个中类、116个小类、390个细类,分类基础是技术的熟练程度和专业化程度。本文根据ISCO-88的职业代码,参考国家统计局的职业分类方法,将职业分为六大类:(1)国家机关、党群组织、企业、事业单位负责人(即ISCO-88编码第一类的立法者、高级官员和管理者);(2)专业技术人员(即ISCO-88编码第二类、第三类和第七类的专业人才、技术和辅助人才、工艺品及相关人员);(3)办事人员(即ISCO-88编码第四类的办事人员);(4)商业、服务业人员(即ISCO-88编码第五类的服务人员、商店和市场销售人员);(5)生产、运输设备操作人员及有关人员(即ISCO-88编码第八类和第九类的工厂机器操作人员和装配人员、初级职业);(6)农、林、牧、渔、水利业生产人员(即ISCO-88编码第六类的农业和渔业人员)。

历年数据的分析结果显示,六大类职业的收入水平存在明显差异。从各职业的收入中位数来看,2006—2017年职业类别排名越靠前,收入水平越高。不仅如此,各职业之间的收入差距也很明显,而且随着年份推移,该差距呈扩大趋势。2006年,国家机关、党群组织、企业、事业单位负责人的收入水平最高,农、林、牧、渔、水利业生产人员的收入水平最低,前者收入的中位数几乎是后者的5倍;而2017年,两者的中位数收入水平在六大类职业中的排序未发生变化,但其差距进一步扩大,前者收入的中位数几乎是后者的20倍。从2006年到2017年,六大类职业收入中位数的变异系数也呈不断上升的趋势,说明职业之间的收入分化逐渐显现,收入不平等问题日益凸显。

接下来,本文以2006年和2017年的数据为例,对样本进行描述性统计分析,结果见表1。由表1可见,2006—2017年,子代样本的平均年龄有所提高,非农户口占比下降,居民的健康意识和健康要求均有所提高。同时,子代和父代整体的受教育程度也有一定提高,家庭人均年收入增加。

表1 变量的描述性统计

| 变量名 | 变量说明 | 2006年(n=7 511) | | | 2017年(n=6 902) | | |
|---------|--|----------------|--------|--------|----------------|--------|--------|
| | | 观测值 | 均值 | 标准差 | 观测值 | 均值 | 标准差 |
| 个人层面变量 | | | | | | | |
| 年龄 | 单位:岁 | 7 511 | 40.420 | 10.860 | 6 902 | 42.861 | 11.054 |
| 性别 | 男性=1,女性=0 | 7 511 | 0.473 | 0.499 | 6 902 | 0.472 | 0.499 |
| 非农户口 | 非农户口=1,农业户口=0 | 7 511 | 0.481 | 0.500 | 5 489 | 0.268 | 0.443 |
| 健康状况 | 健康(回答“非常好”“很好”和“好”)=1,不健康(回答“一般”和“差”)=0 | 7 511 | 0.809 | 0.393 | 6 177 | 0.613 | 0.487 |
| 受教育年限 | 没有受过任何教育=0,小学=6,初中=9,职业高中、普通高中、中专、技校=12,大学专科(成人高等教育)、大学专科(正规高等教育)=14,大学本科(成人高等教育)、大学本科(正规高等教育)=16,研究生及以上=19,单位:年 | 7 511 | 9.194 | 3.824 | 6 177 | 9.956 | 4.216 |
| 小学及以下学历 | 小学及以下=1,其他=0 | 7 511 | 0.288 | 0.453 | 6 177 | 0.276 | 0.447 |
| 初中学历 | 初中=1,其他=0 | 7 511 | 0.368 | 0.482 | 6 177 | 0.354 | 0.478 |
| 高中学历 | 高中=1,其他=0 | 7 511 | 0.236 | 0.425 | 6 177 | 0.223 | 0.417 |
| 大学及以上学历 | 大学及以上=1,其他=0 | 7 511 | 0.108 | 0.310 | 6 177 | 0.147 | 0.354 |
| 中共党员 | 中共党员=1,其他=0 | 7 511 | 0.081 | 0.273 | 6 898 | 0.092 | 0.290 |

续表1

| 变量名 | 变量说明 | 2006年(n=7 511) | | | 2017年(n=6 902) | | |
|------------|--|----------------|--------|--------|----------------|--------|--------|
| | | 观测值 | 均值 | 标准差 | 观测值 | 均值 | 标准差 |
| 家庭层面变量 | | | | | | | |
| 父亲行政级别 | 14岁时父亲是否具有行政级别(股级、副科级、正科级、副处级、正处级、副司局级及以上):有=1,无=0 | 7 247 | 0.114 | 0.318 | 6 757 | 0.038 | 0.192 |
| 父亲受教育年限 | 与个人层面变量中“受教育年限”同 | 5 292 | 4.672 | 4.263 | 6 639 | 5.616 | 4.714 |
| 家庭人均年收入对数 | 2006年的家庭人均年收入按照CPI调整到2017年可比收入,最小值≈4或5,最大值≈16或15 | 6 940 | 8.513 | 1.082 | 6 320 | 9.823 | 1.196 |
| 家庭规模 | 家庭成员数,单位:人 | 7 511 | 3.069 | 1.279 | 6 895 | 3.043 | 1.531 |
| 地区层面变量 | | | | | | | |
| 人均地区生产总值对数 | 按照常住人口统计 | 7 511 | 9.686 | 0.528 | 6 902 | 11.047 | 0.436 |
| 城乡收入比 | 城乡居民人均可支配收入比 | 7 511 | 3.046 | 0.593 | 6 902 | 2.495 | 0.324 |
| 人均公共财政支出对数 | 按照常住人口统计 | 7 501 | 7.745 | 0.465 | 6 902 | 7.030 | 0.288 |
| 城镇化率 | 城镇人口数与总人口数之比 | 7 511 | 47.075 | 15.612 | 6 902 | 62.789 | 12.763 |

图1报告了2006年和2017年父亲和子女的职业分布。可以看到,在本文的研究样本中,子女的职业分布和父亲的职业分布有很大的差异,父亲从事第六类职业(农、林、牧、渔、水利业生产人员)的比例最高,2006年为59%,2017年为61%,均超过了半数;而子女的职业分布整体上较为分散,相对而言,在第二类职业(专业技术人员)、第四类职业(商业、服务业人员)和第六类职业中较为集中。

从变化趋势来看,从2006年到2017年,样本中父亲的职业分布几乎未发生明显变化,而子女所从事的职业却发生了明显的变化。与2006年相比,2017年子女从事第六类职业的比例从39%下降至27%,从事第四类职业的比例则明显提高,从11%上升至21%。2006—2017年,父亲和子女从事第一类职业(国家机关、党群组织、企业、事业单位负责人)的比例均有所下降,父亲从事这一类职业的比例下降约3个百分点,子女从事这一类职业的比例下降约9个百分点。

总体而言,虽然2006年和2017年父亲和子女的职业分布不同,但因为子女的职业分布在该时间跨度内发生了较大的改变,而其父亲的职业分布却基本不变,从而导致子女与父亲职业分布的差异变大,我国居民的代际职业流动性有所提高。

(二) 代际职业流动性的测度

已有研究主要采用流动表的方法对代际职业流动性进行分析^[8,29]。流动表通常是一个正方形矩阵,父亲与子女具有相同的 N 种职业类别,假设 N 阶方阵的第 i 行($i=1, 2, \dots, N$)和第 j 列($j=1, 2, \dots, N$)的元素 α_{ij} 为观察到的父亲从事第 i 类职业、子女从事第 j 类职业的频数,其对角线元素 α_{ii} 则表示为职业 i 的代际传递频数。采用流动表可以直接测度代际职业的绝对流动率 M ,即度量在非对角线上的样本比例,表达式为:

$$M = 1 - \frac{\sum_{i=1}^N \alpha_{ii}}{\sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N \alpha_{ij}} \quad (1)$$

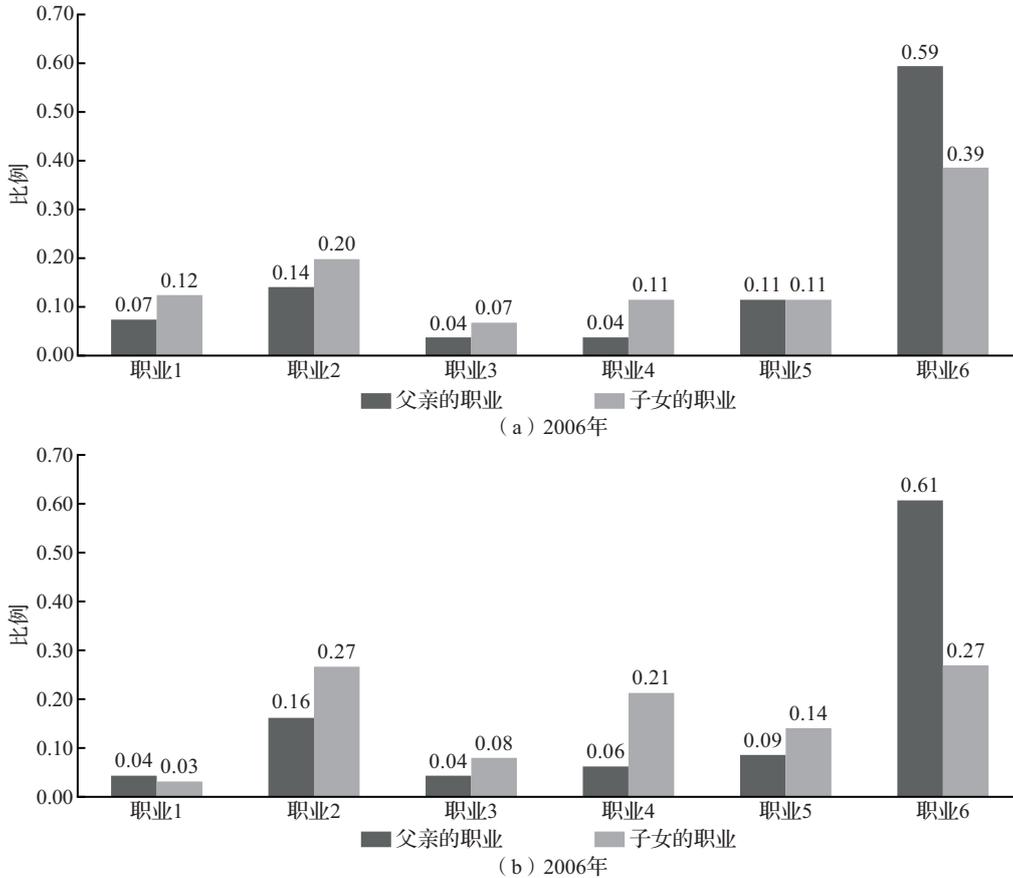


图1 2006年和2017年父亲与子女的职业分布图

由于绝对流动率 M 无法区分父子职业分布差异与父子职业关联性,所以不能用于比较跨越时间段或两个不同组的流动表 P 和 Q 之间的流动率。为了使流动表 P 和 Q 之间的绝对流动率差异代表两个矩阵之间边际频率(父代和子代的职业分布)的差异,可以调整其中一个表的边际频率以匹配另一个表的边际频率,计算得到调整后的流动表绝对流动率 M' 。Altham 和 Ferrie 的研究表明,这种调整可以通过将矩阵的行和列乘以任意常数来实现,这样不会改变父代和子代职业之间的基本关联^[11]。

Altham 指数法^{[11]5}可以有效克服绝对流动率无法识别父代和子代之间职业净关联的缺陷,通过消除两个流动表之间边际分布不同所产生的影响,实现表间流动性差异的可比。因此,本文主要使用 Altham 指数法比较不同年份之间代际职业流动性的差异。Altham 指数主要包括 $d(P, Q)$ 、 $d(P, J)$ 、 $d(Q, J)$ 三个指标,通过两个矩阵之间优比^①的对数之差的平方和计算,表达式为:

$$d(P, Q) = \left[\sum_{i=1}^r \sum_{j=1}^s \sum_{l=1}^r \sum_{m=1}^s \left| \log \left(\frac{p_{ij} p_{lm} q_{im} q_{lj}}{p_{im} p_{lj} q_{ij} q_{lm}} \right)^2 \right| \right]^{1/2} \quad (2)$$

其中, $d(P, Q)$ 、 $d(P, J)$ 和 $d(Q, J)$ 使用相同的计算公式, P 、 Q 均为代际职业流动频数矩阵, J 是所

① 流动表中行和列之间关联程度可以用优比衡量,以 $P = \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix}$ 为例,行为父代职业情况,列为子代职业情况, a_{11} 表示父代为职业1、子代也为职业1的频数,同理, a_{21} 表示父代为职业2、子代也为职业1的频数。 P 中的优比是 $a_{11}a_{22}/a_{12}a_{21}$,也可写为 $(a_{11}/a_{12})/(a_{21}/a_{22})$,表示父代职业不同时,子代选择职业的相对优势之比。

有元素为1的单位矩阵,即完全流动矩阵。 $d(P, Q)$ 定义为 P 和 Q 行列关联度的差距, $d(P, J)$ 和 $d(Q, J)$ 分别表示矩阵 P 和 Q 与完全流动矩阵行列关联度的偏差。 r 和 s 分别表示流动矩阵的行和列, p_{ij} 表示 P 矩阵中第 i 行、第 j 列的元素, q_{lm} 表示 Q 矩阵中第 l 行、第 m 列的元素。 $d(P, Q)$ 被认为是流动表 P 和 Q 的行列关联度差距,用来测量流动表 P 和 Q 之间是否存在职业代际流动性的差异。若 $d(P, Q)=0$,则表示流动表 P 和 Q 之间不存在代际职业流动性差异;若 $d(P, Q) \neq 0$,则表示流动表 P 和 Q 之间存在代际职业流动性差异。

虽然 $d(P, Q)$ 可以识别并测度两个流动表的行列关联度(即代际职业流动性)是否存在显著差异,但要获知 P 和 Q 哪一个矩阵具有更强的行列关联度,则需要根据这两个流动表与绝对流动矩阵之间的距离进行判断。 $d(P, J)$ 和 $d(Q, J)$ 测量两个流动表与完全流动矩阵的偏离程度,即测量两个代际职业流动矩阵与完全流动矩阵的偏离程度。如果 $d(P, Q) > 0$,且 $d(P, J) > d(Q, J)$,可以得出结论:流动表 P 和 Q 之间存在差异,且 Q 的代际流动率更大,因为 Q 与完全流动矩阵的偏离程度更小。Altham和Ferrie指出,可能会遇到 $d(P, Q) > 0$ 但 $d(P, J) \approx d(Q, J)$ 的情况,这意味着在流动表 P 和 Q 中行和列之间存在相同的关联度^{[11]11}。关于流动表之间是否存在显著差异,即 $d(P, Q)$ 是否显著大于零的检验,Altham和Ferrie提出了 $d(P, Q)$ 服从于 $(r-1)(s-1)$ 个自由度的 χ^2 分布的统计量。原假设 H_0 : P 和 Q 两个流动表之间的行列关联度不存在差距,即 $d(P, Q)=0$ 。若拒绝原假设 H_0 ,说明 P 和 Q 两个流动表之间的行列关联度存在显著的差异^{[11]7}。流动表中的对角线元素代表代际职业传递,流动表中的观测值通常沿主对角线聚集。Altham和Ferrie提出了行列关联度差距度量的另一种形式 $d^i(P, Q)$,用于度量 P 和 Q 的非对角线元素之间的关联, $d^i(P, Q)$ 服从于 $[(r-1)^2-r]$ 个自由度的 χ^2 分布^{[11]8}。

为有效测度我国居民家庭代际职业流动性的变化趋势,本文首先分别针对各年份的父亲职业与子女职业建立流动表,再比较不同年份之间流动表的绝对流动率,以及两两比较不同年份流动表之间的行列关联度差异。以两个年份之间的流动表(P 和 Q)的比较为例,首先,计算流动表 P 和 Q 的绝对流动率 M ,比较流动表 P 和 Q 的绝对流动率差异;其次,将表 P 和 Q 标准化,使它们具有相同的职业分布,重新计算绝对流动率 M' ;再次,通过计算Altham指数统计量 $d(P, Q)$ 、 $d(P, J)$ 、 $d(Q, J)$ 和 $d^i(P, Q)$,测量流动表 P 和 Q 之间行列关联度的差异。

四、代际职业流动性的测度与变化趋势分析

根据上文的讨论,父亲与子女职业的流动表(代际职业转移矩阵)是分析代际职业流动性的基础。通过对不同年份的家庭分别构建流动表,再根据流动表获得历年的绝对流动率并进行比较,能够初步了解代际职业流动性的变化情况。在绝对流动率的基础上,进一步采用Altham指数法对两两年份之间的流动表进行比较,有助于在克服职业边际分布不同的基础上比较分析不同年份子女与父亲代际职业净关联性的差异。接下来,本文将按照上述思路对我国居民家庭2006—2017年的代际职业流动性及其变化趋势进行研究。

(一) 代际职业转移矩阵(流动表)比较

根据2006—2017年各调查年份子女和父亲的职业流动表,分别计算各调查年份中国居民家庭代际职业的绝对流动率和向上流动率。2006—2017年代际职业绝对流动率和向上流动率的变化趋势见图2。

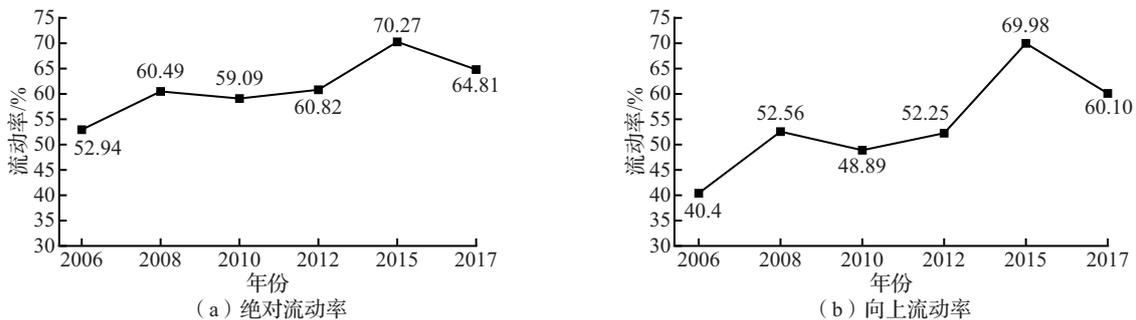


图2 2006—2017年中国居民家庭代际职业绝对流动率和向上流动率的变化趋势

根据图2,2006—2017年我国居民家庭的代际职业绝对流动率和向上流动率均呈波动性上升趋势。其中,2015年的绝对流动率和向上流动率均最高,分别达到了70.27%和69.98%。2017年,绝对流动率为64.81%,表明子女与父亲从事不同职业的人数占比达到了64.81%,比2006年提高近12个百分点;向上流动率为60.10%,表明相比于父亲,子女发生职业阶层跃迁的比例达到60.10%,比2006年提高近20个百分点。

接下来,本文进一步比较2006年和2017年居民家庭的代际职业转移矩阵,深入分析这一时间跨度内父亲从事不同职业的家庭,其子女职业的变动情况^①。根据计算,2006年我国居民家庭的代际职业绝对流动率为52.94%,向上流动率为40.4%。2017年我国居民家庭的代际职业绝对流动率为64.81%,向上流动率为60.1%。其中,父亲从事第五类职业(生产、运输设备操作人员及有关人员)的家庭,子女2006年向上流动的比例为66.2%,该比例在2017年提高至75.0%;父亲从事第六类职业(农、林、牧、渔、水利业生产人员)的家庭,子女2006年向上流动的比例为40.4%,该比例在2017年提高至60.1%,说明2006—2017年处于职业等级底层的群体向上流动的机会得到了改善。

考虑到2006年和2017年社会整体职业结构的变化可能带来流动性的变化,本文进一步按照矩阵行列式变换的方式对2017年的职业转移矩阵进行了调整,使2017年整体的职业分布与2006年一致^②。根据调整后的职业转移矩阵计算可知,在父亲从事第五类职业的家庭中,2006年大约有66.2%的子代样本发生向上流动,而该比例在2017年达到70.5%;父亲从事第六类职业的家庭中,2006年大约有40.4%的子代样本发生向上流动,而该比例在2017年达到43.3%,即2006—2017年处于职业等级底层的群体向上流动的机会得到了改善,该结论与未调整前的结论基本一致。同样,本文将2006年的职业分布调整为与2017年一致,也可以得到相似的结论。

(二) Altham 指数比较

上文基于2006年和2017年的代际职业转移矩阵比较发现,代际职业的绝对流动率和向上流动率均大幅提高,而且在调整职业分布以后同样发现,处于职业等级底层的群体向上流动的机会得到了明显改善。但是,仍然无法确定社会整体的代际流动性是否得到提高。接下来,本文将借助Altham指数法进行深入讨论。具体而言,采取Altham指数方法对相邻年份的代际职业转移矩阵进行比较,在剔除社会职业结构变化之后,通过比较相邻年份间父亲与子女职业的净关联度来测度代际职业流动性的变化。比较结果见表2。

表2列(1)和列(2)分别给出了历年样本家庭的代际绝对流动率 M 和调整为与2006年相同职业分布结构之后的代际绝对流动率 M' ,研究结果与上文的结论一致,调整后的绝对流动率整体也呈

^① 由于篇幅限制,此处略去了2006年和2017年的居民家庭代际职业转移矩阵表,感兴趣的读者可以向作者索要。

^② 调整使得2017年和2016年职业转移矩阵的边缘频率相同,也即两个表的行和、列和、总和都相同。

现出波动性上升的趋势。列(3)和列(4)的结果显示,历年代际职业转移矩阵与完全流动矩阵之间均存在显著的差异,说明一定程度上存在职业阶层固化。列(5)和列(6)的结果显示,两两年份之间的代际职业转移矩阵存在显著差异,说明在不同年份,代际职业阶层固化程度有明显的变化。

表2 2006—2017年父亲与子代的职业流动性变化

| 序号 | 比较 | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
|----|---------|-------|-------|-----------|-----------|-----------|------------|
| | | M | M' | $d(P, J)$ | $d(Q, J)$ | $d(P, Q)$ | $d'(P, Q)$ |
| 1 | 2006(P) | 52.94 | 57.24 | 34.31*** | 34.78*** | 27.44*** | 45.99*** |
| | 2008(Q) | 60.49 | 56.26 | | | | |
| 2 | 2008(P) | 60.49 | 60.28 | 34.78*** | 27.36*** | 21.11*** | 52.14*** |
| | 2010(Q) | 59.09 | 61.16 | | | | |
| 3 | 2010(P) | 59.09 | 60.91 | 27.36*** | 28.60*** | 10.00*** | 16.63*** |
| | 2012(Q) | 60.82 | 58.96 | | | | |
| 4 | 2012(P) | 60.82 | 70.87 | 28.60*** | 32.16*** | 13.78*** | 12.14*** |
| | 2015(Q) | 70.27 | 59.84 | | | | |
| 5 | 2015(P) | 70.27 | 63.49 | 32.16*** | 33.98*** | 15.00*** | 15.14*** |
| | 2017(Q) | 64.81 | 71.05 | | | | |
| 6 | 2006(P) | 52.94 | 57.24 | 34.31*** | 33.98*** | 21.35*** | 18.44*** |
| | 2017(Q) | 64.81 | 71.05 | | | | |

注：*、**和***分别表示在10%、5%和1%的水平下显著。如无特殊说明,下表同。

比较历年代际职业转移矩阵与完全流动矩阵距离大小可知,2006年、2008年、2017年,两者距离较大,而2010年、2012年和2015年两者距离较小,说明2006—2017年我国整体代际职业流动性呈现先上升后下降的变化趋势。比较2006年和2017年代际职业转移矩阵的Altham指数后可以发现, $d(P, Q)=21.35$, $d'(P, Q)=18.44$,显著大于0,说明2006年和2017年我国居民家庭的代际职业流动性存在显著差异。与完全流动矩阵比较后发现,2017年父代和子代职业流动矩阵与完全流动矩阵的偏离程度更小 $[d(P, J)=34.31 > d(Q, J)=33.98]$,说明2017年父代与子代职业之间的关联性较2006年弱,代际职业流动性更强。

整体而言,2006—2017年,虽然我国居民家庭的代际职业流动性呈先上升后下降的变化趋势,但整体的代际职业流动性仍有所上升,代际职业固化程度有所弱化。

五、代际职业流动性影响因素及贡献率变化

上文的研究发现,2006—2017年我国居民整体代际职业流动性呈先上升后下降的变化趋势,与2006年相比,2017年的代际职业流动性有所增强。接下来,本文将重点探讨影响我国居民代际职业流动性,特别是代际职业向上流动性的主要因素,并研究这些因素对代际职业向上流动的影响及贡献是否也随时间变化而变化。

(一) 代际职业向上流动的影响因素分析

与代际职业阶层的固化相比,人们更加关注代际职业的向上流动,因为向上流动的渠道越畅通,意味着人们越有可能通过自身努力改变命运,实现梦想的概率也越大。因此,结合CGSS调查数据以及宏观数据,本文将进一步考虑可能影响代际职业流动性的多重因素,并采用二元Logit模

型分析这些因素对代际职业向上流动性的影响,具体模型如下:

$$\ln \left[\frac{P(\text{up_mobility}_{ic} = 1)}{1 - P(\text{up_mobility}_{ic} = 1)} \right] = \alpha_0 + \beta_1 X_i + \beta_2 Z_i + \beta_3 W_c + \varepsilon_i \quad (3)$$

其中, up_mobility_i 为个体 i 是否发生代际职业向上流动的示性变量, $\text{up_mobility}_i = 1$ 表示个体发生了代际职业向上流动, 否则, $\text{up_mobility}_i = 0$ 。 X_i 表示个体 i 个人层面的特征变量, 包括年龄、性别、受教育程度、户口等因素。 Z_i 表示个体 i 的家庭层面变量, 包括家庭人均年收入、家庭规模、父亲行政级别、父亲受教育年限等因素。由于在 CGSS 调查数据中, 仅能识别个体样本所在的省(区、市), 所以宏观地区层面的变量 W_c 表示个体 i 所处省(区、市) c 层面的变量, 包括人均地区生产总值对数、城乡收入比、人均公共财政支出对数等。本文对 CGSS2006—2017 年六轮次的样本数据分别进行模型(3)的 Logit 回归, 并得到各变量对代际职业向上流动的边际效应, 如表 3 所示。

表3 代际职业向上流动影响因素的边际效应分析(CGSS2006—2017年)

| 变量名称 | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
|------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| | 2006年 | 2008年 | 2010年 | 2012年 | 2015年 | 2017年 |
| 个人层面 | | | | | | |
| 年龄 | -0.004*** (0.001) | -0.006*** (0.001) | -0.007*** (0.001) | -0.008*** (0.001) | -0.007*** (0.001) | -0.010*** (0.001) |
| 性别 | 0.011 (0.013) | -0.003 (0.016) | 0.052*** (0.012) | 0.053*** (0.013) | -0.036** (0.014) | 0.029** (0.014) |
| 非农户口 | 0.274*** (0.015) | 0.039* (0.021) | 0.128*** (0.015) | 0.061*** (0.016) | 0.090*** (0.019) | -0.008 (0.021) |
| 中共党员 | 0.053** (0.022) | 0.110*** (0.026) | 0.095*** (0.020) | 0.072*** (0.022) | 0.010 (0.031) | 0.015 (0.031) |
| 健康状况 | -0.012 (0.015) | 0.031* (0.017) | 0.041*** (0.013) | 0.042*** (0.013) | 0.040** (0.016) | 0.090*** (0.015) |
| 初中学历 | 0.082*** (0.016) | 0.083*** (0.022) | 0.091*** (0.016) | 0.103*** (0.017) | 0.134*** (0.018) | 0.113*** (0.018) |
| 高中学历 | 0.065*** (0.021) | 0.040 (0.028) | 0.075*** (0.021) | 0.115*** (0.021) | 0.217*** (0.025) | 0.153*** (0.024) |
| 大学及以上学历 | 0.077** (0.031) | 0.046 (0.036) | 0.071** (0.028) | 0.126*** (0.028) | 0.328*** (0.037) | 0.101*** (0.036) |
| 家庭层面 | | | | | | |
| 父亲行政级别 | -0.256*** (0.023) | -0.038** (0.017) | -0.216*** (0.029) | -0.440*** (0.038) | -0.560*** (0.084) | -0.378*** (0.063) |
| 父亲受教育年限 | -0.012*** (0.002) | -0.014*** (0.002) | -0.013*** (0.002) | -0.012*** (0.002) | -0.009*** (0.002) | -0.015*** (0.002) |
| 家庭规模 | 0.019*** (0.006) | 0.004 (0.007) | 0.017*** (0.005) | 0.014*** (0.005) | 0.006 (0.004) | 0.007 (0.005) |
| 家庭年人均收入对数 | 0.090*** (0.008) | 0.098*** (0.011) | 0.063*** (0.007) | 0.074*** (0.008) | 0.068*** (0.008) | 0.053*** (0.008) |
| 地区层面 | | | | | | |
| 人均地区生产总值对数 | 0.151*** (0.037) | 0.069* (0.042) | 0.176*** (0.032) | 0.203*** (0.037) | 0.068* (0.036) | 0.162*** (0.051) |

续表3

| 变量名称 | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
|--------------|---------------------|--------------------|---------------------|---------------------|-------------------|-------------------|
| | 2006年 | 2008年 | 2010年 | 2012年 | 2015年 | 2017年 |
| 城乡收入比 | 0.083*** (0.022) | 0.053** (0.021) | 0.017 (0.019) | -0.021 (0.018) | 0.006 (0.028) | -0.003 (0.033) |
| 人均公共财政支出对数 | -0.092 (0.068) | -0.001 (0.079) | -0.012 (0.061) | 0.129** (0.053) | 0.075 (0.053) | -0.004 (0.062) |
| 城镇化率 | 0.004** (0.002) | 0.003 (0.002) | -0.003** (0.001) | -0.003** (0.002) | -0.002 (0.002) | -0.002 (0.002) |
| Pseudo R^2 | 0.159 5 | 0.070 0 | 0.082 3 | 0.108 1 | 0.172 1 | 0.107 5 |
| 观测值 | 4 860 | 3 609 | 6 181 | 5 638 | 3 476 | 4 347 |

注：系数报告的均为平均边际效应，Pseudo R^2 是Logit模型的虚拟 R^2 ，下表同。

根据表3的估计结果，年龄、户口属性、健康状况、受教育程度及中共党员身份等对子代实现职业向上流动均具有显著影响。其中，年龄越大的子代，代际职业向上流动的概率越小，且近年来年龄的负向影响越来越大。2006—2015年非农户口能显著增加子代职业向上流动的概率，但在2017年，非农户口的影响变得不显著。从非农户口变量的影响程度来看，非农户口的边际影响效应呈波动性下降趋势。2006年非农户口的子代实现职业向上流动的概率比农业户口的子代高出0.274。此外，中共党员身份对子代实现职业向上流动的影响也呈现减弱甚至消失的趋势。与之相反，健康状况的作用却日益凸显，健康状况越好的子代实现职业向上流动的概率更大，而且该正向影响呈逐年递增的趋势。整体而言，与小学及以下学历的子代相比，受教育程度更高的子代实现职业向上流动的概率更大，且受教育程度越高，向上流动的概率越大。不仅如此，这一影响也在逐年增加。其中，2015年受教育程度的影响最大，接受过高等教育的子代实现职业向上流动的概率比小学及以下学历的子代高0.328，而2006年仅高0.077。

根据表3，在家庭层面，父亲的行政级别和受教育年限均对子代实现向上流动的概率具有显著的负向影响。这可能是因为，拥有一定行政级别的父亲大多从事第一类和第二类职业，若父亲已经处于职业分布的顶端，子女很难在父亲行政级别的基础上向上流动，仅能发生职业传承或向下流动。家庭收入水平越高，子代实现职业向上流动的概率也越大，但该影响也随时间的推移而减弱。除此之外，地区经济发展水平对代际职业向上流动也具有显著的正向影响，平均而言，所在地区人均生产总值越高，发生代际职业向上流动的概率越大。

(二) 代际职业向上流动概率的分解

为了深入分析个体、家庭和地区三个不同层面变量对代际职业向上流动的影响及其变化趋势，本文在二元Logit模型的基础上，使用夏普利值分解方法，从三个层面对各年份子代向上流动的概率进行分解，由此得到三个层面的因素对代际职业向上流动影响的贡献率及其变化情况。

历年各变量的分解结果表明，年龄、非农户口、子代受教育程度和家庭年人均收入这四个因素对代际职业向上流动概率的影响贡献排在前四位。图3展示了2006—2017年这四个因素贡献率的变化趋势。具体来看，年龄和子代受教育程度的贡献率呈波动性上升趋势，而非农户口和家庭年人均收入的贡献率呈波动性下降的趋势。结合表3的回归结果可以发现，年龄越小、受教育程度越高的子代实现代际职业阶层跨越的概率越大，且这两个因素的影响逐年增强。而非农户口的影响从2006年的41.91%下降到2017年的0.88%，是下降幅度最大的影响因素，说明随着城镇化进程的推

进和户籍制度改革的深化^①,基于户籍的职业隔离效应逐年减弱。

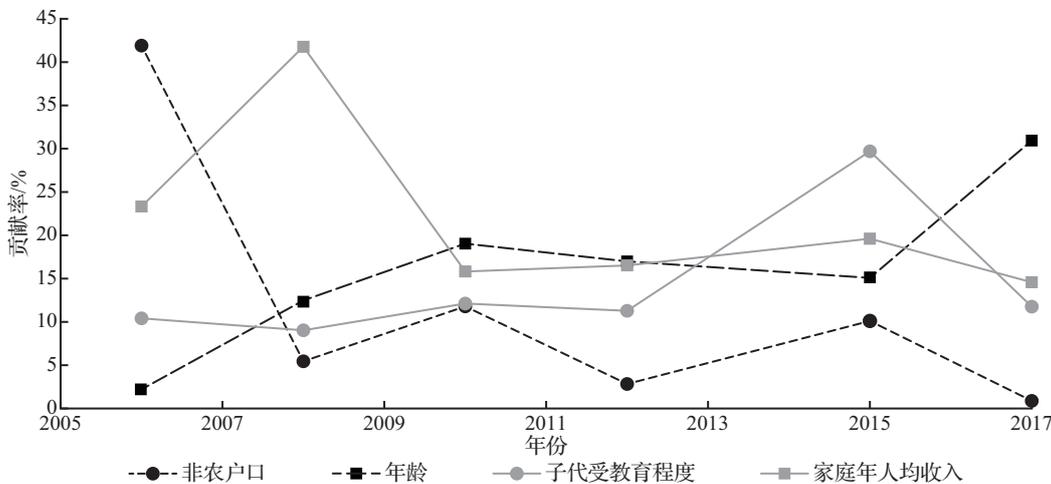


图3 2006—2017年代际职业向上流动主要影响因素的贡献率变化

(三) 城乡家庭代际职业向上流动比较

城乡二元户籍制度对城镇劳动力市场上的收入不平等和职业分布具有重要的影响^[30-31]。以户籍制度为基础的职业隔离,为农业转移人口进入城市正规就业部门、获得高收入制造了无形的障碍。随着城镇化进程的推进,户籍制度改革逐步深化,户籍越来越回归其本身的登记管理功能,其背后的经济地位象征和福利待遇也在逐渐弱化。2022年7月12日,国家发展改革委印发的《“十四五”新型城镇化实施方案》提出,放开除个别超大城市外的落户限制,试行以经常居住地登记户口制度。随着户籍制度改革的深化,农村居民曾面临的高层级职业的进入壁垒也在逐渐消除。上文代际职业向上流动的影响因素的夏普利值分解结果也证实了这一重要结论。

当户籍的职业隔离作用被削弱时,农村家庭子女实现职业向上流动的概率可能进一步提高。为了进一步比较城乡家庭代际职业向上流动的差异,本文在代际职业向上流动概率的影响因素中加入了“农转非”变量。对于农村家庭的子女而言,接受高等教育、拆迁、就地城镇化以及进入层级较高的职业,比如进入企事业单位、成为专业技术人员等都有可能带来户籍的改变,因而实现代际职业向上流动的同时也可能伴随着户籍身份的转换。对此,本文依据户口类型将研究样本分为三类:非农户口(未发生“农转非”)、“农转非”、农业户口。由于本文采用的CGSS数据中仅2006年和2008年的调查问卷涉及“农转非”的问题,因此,本文仅采用这两年的样本数据,使用二元Logit模型,根据户口变量对代际职业向上流动概率的边际影响来分析城乡家庭代际职业向上流动性(参见表4)。

表4的分析结果表明,以子代为农业户口的样本作为对照,2006年非农户口对代际职业向上流动概率的影响的边际效应为0.126,而“农转非”的边际效应是0.485。因此,尽管非农户口的子代样本实现职业向上流动的概率大于农业户口的子代样本,但考虑到“农转非”家庭样本也属于农村家庭样本,其子女的职业向上流动性大于非农户口样本,因而本文认为,农村家庭的代际职业向上流动性较高,有可能高于城镇家庭。2008年的边际效应结果显示,非农户口对代际职业向上流动概

^① 2013年11月,《中共中央关于全面深化改革若干重大问题的决定》指出创新人口管理,加快户籍制度改革,全面放开建制镇和小城市落户限制,有序放开中等城市落户限制。2014年7月30日,《国务院关于进一步推进户籍制度改革的意见》正式发布,指出要进一步调整户口迁移政策,统一城乡户口登记制度,全面实施居住证制度。

率的影响的边际效应为-0.096,而“农转非”的边际效应为0.370,说明在将“农转非”家庭视为农村家庭子样本的前提下,农村家庭的代际职业向上流动性显著高于城镇家庭。

表4 户口机制的边际效应分析

| 变量 | (1) | (2) |
|-----------------------|---------------------|----------------------|
| | 2006年 | 2008年 |
| 非农户口 | 0.126*** (0.017) | -0.096*** (0.021) |
| 农转非 | 0.485*** (0.019) | 0.370*** (0.027) |
| 其他控制变量 | 控制 | 控制 |
| Pseudo R ² | 0.211 4 | 0.138 7 |
| 观测值 | 4 860 | 3 601 |

六、结论与启示

基于2006—2017年六轮CGSS调查数据,本文采用绝对流动性和相对流动性的测度方法对我国居民家庭代际职业流动性及其变迁趋势进行了研究,并进一步分析了代际职业向上流动的影响因素及其贡献率变化情况,比较了城乡家庭的代际职业向上流动性差异。由此,本文得到三个重要结论:第一,2006—2017年,我国居民家庭整体代际职业流动性有所提高,但绝对流动性和相对流动性的变化趋势却呈现一定的差异。从绝对流动率来看,2006—2017年我国居民家庭的代际职业绝对流动率和向上流动率均呈波动性上升趋势;从相对流动率来看,虽然我国居民家庭的代际职业流动性呈先上升后下降的变化趋势,但整体的代际职业流动性仍有所上升,代际职业固化程度有所弱化。第二,个人、家庭和地区层面的因素均对代际职业向上流动具有显著影响。其中,年龄、非农户口、子代受教育程度和家庭年人均收入这四个因素对历年代际职业向上流动概率的影响贡献排在前四位。年龄和子代受教育程度的贡献率呈波动性上升趋势,年龄越小、学历越高的子代实现职业阶层跨越的概率越大;非农户口和家庭年人均收入的贡献率呈波动性下降的趋势。第三,城乡家庭的代际职业向上流动性存在差异。相比城镇家庭,农村家庭的代际职业向上流动概率更大。2008年,即使在控制部分农村家庭子女由于进入较高级别职业而实现“农转非”的情况下,农村家庭的代际职业向上流动性依然高于城镇家庭。

本文的研究结论表明,虽然过去十多年间我国居民的社会流动性(代际职业流动性)整体呈现上升趋势,但近期开始出现减弱的迹象,因此,社会阶层固化问题仍值得关注。随着户籍制度改革的深化,户籍身份不再是社会流动的主要制约因素,受教育程度等人力资本的影响开始占据主要地位。快速城镇化进程使得中国的经济结构和职业分布均发生了巨大变化,促使相当大一部分农村居民家庭的劳动力实现了从农业部门到非农部门的转移,因而提高了农村家庭的社会流动性。未来,随着城镇化发展进入稳定阶段,农村家庭实现代际职业向上流动的动力值得进一步考虑。

基于以上研究结论,本文提出如下政策建议:一是增加农村公共教育资源投入,推动城乡义务教育均衡优质一体化发展。通过信息化办学和教师培训等方式,缩小城乡教学在信息设备上的硬件差距以及教师信息化水平等软件差距,提高农村义务教育质量,采取教师轮岗制和定向委培等方式提高农村的师资水平。二是适当加大高校招生对中西部地区和农村地区的倾斜力度。随着整体学历水平的不断提升,高等教育成了高层级职业的敲门砖,由于中西部地区和农村地区义务教育仍存在短板,高中生升学率低,高等教育升学率特别是重点大学的升学率远低于东部地区和城镇地

区。三是将农民的职业培训与技术考级相结合,将广大农民工纳入正规技术职级晋升体系,引入竞争机制,充分激发其内生动力,为其提供更多的代际职业向上流动的机会。

[参 考 文 献]

- [1] 李强:《当代中国社会分层》,北京:生活·读书·新知三联书店,2019年。
- [2] Erikson R. & Goldthorpe J. H., *The Constant Flux: A Study of Class Mobility in Industrial Societies*, New York: Oxford University Press, 1992.
- [3] Abramitzky R., Boustan L. P. & Eriksson K., "A nation of immigrants: assimilation and economic outcomes in the age of mass migration," *Journal of Political Economy*, Vol. 122, No. 3 (2014), pp. 467-506.
- [4] 吕炜、杨沫、王岩:《收入与职业代际流动性研究前沿——测度、比较及影响机制》,《经济学动态》2016年第6期,第109-119页。
- [5] 李路路、朱斌:《当代中国的代际流动模式及其变迁》,《中国社会科学》2015年第5期,第40-58,204页。
- [6] Blau P. M. & Duncan O. D., *The American Occupational Structure*, New York: Wiley, 1992.
- [7] 汪小芹:《中国社会代际流动趋势与结构分解》,《经济学动态》2018年第11期,第59-73页。
- [8] Xie Y., "The log-multiplicative layer effect model for comparing mobility tables," *American Sociological Review*, Vol. 57 (1992), pp. 380-395.
- [9] Torche F., "Unequal but fluid: social mobility in Chile in comparative perspective," *American Sociological Review*, Vol. 70, No. 3 (2005), pp. 422-450.
- [10] Altham P. M. E., "The measurement of association of rows and columns for an $r \times s$ contingency table," *Journal of the Royal Statistical Society*, Vol. 32, No. 1 (1970), pp. 63-73.
- [11] Altham P. M. E. & Ferrie J. P., "Comparing contingency tables tools for analyzing data from two groups cross-classified by two characteristics," *Historical Methods: A Journal of Quantitative and Interdisciplinary History*, Vol. 40, No. 1 (2007), pp. 3-16.
- [12] Long J. & Ferrie J. P., "Intergenerational occupational mobility in Great Britain and the United States since 1850," *American Economic Review*, Vol. 103, No. 4 (2007), pp. 2041-2049.
- [13] 孙旭、雷晓璐:《农村居民职业代际流动性的测度及分析》,《青年研究》2018年第2期,第14-23,94页。
- [14] Reddy A. B., "Changes in intergenerational occupational mobility in India: evidence from National Sample Surveys, 1983-2012," *World Development*, Vol. 76 (2015), pp. 329-343.
- [15] 王春超、李淑贞:《论当代中国家庭多代间的职业流动》,《华中师范大学学报(人文社会科学版)》2017年第3期,第30-41页。
- [16] 王学龙、袁易明:《中国社会代际流动性之变迁:趋势与原因》,《经济研究》2015年第9期,第58-71页。
- [17] Xie Y., Dong H. & Zhou X. et al., "Trends in social mobility in postrevolution China," *Proceedings of the National Academy of Sciences*, Vol. 119, No. 7 (2022), pp. 1-7.
- [18] 张顺、祝毅:《城市居民代际职业流动性变迁及其阶层差异》,《中国人口科学》2017年第3期,第43-54,127页。
- [19] 杨沫、葛燕、王岩:《城镇化进程中农业转移人口家庭的代际职业流动性研究》,《经济科学》2019年第2期,第117-128页。
- [20] 仇立平、肖日葵:《文化资本与社会地位获得——基于上海市的实证研究》,《中国社会科学》2011年第6期,第121-135,223页。
- [21] 邵宜航、张朝阳:《关系社会资本与代际职业流动》,《经济学动态》2016年第6期,第37-49页。
- [22] 朱红根、宋成校:《农村家庭劳动力职业代际流动性测度及驱动因素分析——基于家庭农场的实证研究》,《改革》2021年第11期,第141-155页。
- [23] 边燕杰、芦强:《阶层再生产与代际资源传递》,《人民论坛》2014年第2期,第20-23页。

- [24] 邢春冰：《中国农村非农就业机会的代际流动》，《经济研究》2006年第9期，第103-116页。
- [25] 吴晓刚：《中国的户籍制度与代际职业流动》，《社会学研究》2007年第6期，第38-65, 242-243页。
- [26] Ji T., "Aggregate implications of occupational inheritance in China and India," *The B.E. Journal of Macroeconomics*, Vol. 19, No. 1 (2019), <https://doi.org/10.1515/bejm-2018-0030>.
- [27] 魏浩、杨明明、李实：《共同富裕、贸易开放与中国的代际收入流动性》，《金融研究》2022年第8期，第74-23, 93页。
- [28] 刘国亮、李朝婷：《技术进步偏向性、技术进步速度与代际职业流动》，《山东大学学报(哲学社会科学版)》2022年第2期，第134-147页。
- [29] Xie Y. & Killewald A., "Intergenerational occupational mobility in Britain and the US since 1850: comment," *American Economic Review*, Vol. 103, No. 5 (2013), pp. 2003-2020.
- [30] 吴晓刚、张卓妮：《户口、职业隔离与中国城镇的收入不平等》，《中国社会科学》2014年第6期，第118-140, 208-209页。
- [31] 吕炜、杨沫、朱东明：《农民工能实现与城镇职工的工资同化吗？》，《财经研究》2019年第2期，第86-99页。

A Study of the Change of Social Mobility and the Influencing Factors in China

Zuo Hong¹ Yang Mo²

(1. School of Economics, Zhejiang University, Hangzhou 310058, China;

2. Rural Development Institute, Chinese Academy of Social Sciences, Beijing 100732, China)

Abstract: The report of the 20th National Congress of the Communist Party of China proposed to "encourage people to achieve prosperity through hard work, promote equal opportunities, increase the incomes of low-income earners, and expand the size of the middle-income group". For the promotion of equal opportunities and the realization of common prosperity for all people, enhancing social mobility is crucial. This paper takes intergenerational occupational mobility as a proxy for social mobility to study the changing trends of intergenerational occupational mobility and its influencing factors in China. Specifically, this paper is based on the data from the six waves of the Chinese General Social Survey (CGSS) from 2006 to 2017. Firstly, this study adopts the ISCO-88 job codes and the job classification method of China's National Bureau of Statistics, dividing occupations into six categories, and ranking different occupations according to the median income within each occupation. Secondly, absolute mobility and Altham index are adopted to measure the changing trends of intergenerational mobility in China. Lastly, the binary Logit model and the Shapley value decomposition method are used to study the main factors affecting upward intergenerational occupational mobility and the changes in their contribution rates.

The research finds that from 2006 to 2017, although China's intergenerational occupational mobility showed an initial increase followed by a decrease, the overall intergenerational occupational mobility has risen, and intergenerational occupational immobility has somewhat eased. In terms of the influencing factors of upward intergenerational mobility and changes in their contribution rates, a younger age and a higher education level of the offspring are associated with a greater probability to achieve upward intergenerational occupation mobility, and this influence of age and education level has strengthened over the years. Moreover, this paper also finds that the conversion of household registration status from "agriculture to non-agriculture" can significantly increase the probability of upward intergenerational occupational mobility, which to some extent indicates that rural families have a higher upward

intergenerational occupational mobility than urban families.

Policy implications include increasing the investment in public education resources in rural areas, strengthening the policy of preferential college admission for students in central and western regions and rural areas, and farmers in a formal system of professional title promotion, all of which help to improve social mobility.

The main contributions of this paper include the following three points. First, this paper uses measures of absolute and relative mobility to depict the level and changing trends of intergenerational occupational mobility. Among them, the measure of relative mobility based on Altham index fully considers socio-economic structural changes and thus to a certain extent overcomes the defects of existing research in indicator selection and researches methods. Second, this study deeply explores the influencing factors of upward intergenerational occupational mobility and analyzes the changes in the contribution rate of each factor over time. This allows policy-makers to fully understand the changing characteristics of each factor's contribution, thereby formulating or adjusting relevant policy measures timely and effectively according to the current situation. Third, this paper reveals the fact that the upward intergenerational occupational mobility of rural families is higher than that of urban families, and that the conversion of household registration status from "agriculture to non-agriculture" plays a substantial role. In the context of gradually diminishing dividends of urbanization in the future, this paper offers relevant policy suggestions on how to further enhance the intergenerational mobility of rural residents.

Key words: social mobility; intergenerational occupational mobility; equity of opportunity;
Altham index

