

中国社会代际流动性的 动态解析*

——CGSS与CLDS混合横截面数据的经验证据

□阳义南 连玉君

摘要 :本文使用CGSS及CLDS混合横截面数据,根据社会地位与年度虚拟变量交互项回归系数判断我国社会流动性的演化趋势。首先使用主观法测量的社会地位指标(自评),极大似然估计结果表明家庭社会地位对子代社会地位的影响在2010年、2012年都比2008年显著下降,而使用工具变量的两阶段最小二乘回归结果则表明家庭社会地位的影响在2012年比2010年也显著下降了;接着使用客观法测量的国际社会经济地位指数(ISEI)进行稳健性检验,实证结果表明父亲社会经济地位对子代的影响在2006年、2008年和2010年也依次显著降低了。从主观法和客观法获得的实证结果是一致的,验证了该阶段我国社会流动性趋于上升的变化趋势。最后进一步使用结构方程模型剖析子代获得社会地位及父代影响子代的主要路径,按重要性依次为教育、入党、进入体制内单位就业和创业。

关键词 :社会流动 社会地位 人力资本 职业 收入

一、引言

社会流动是支撑经济增长的关键基础制度(唐世平,2006)。我国社会从刚性体制转向弹性体制必须保持充分的流动性(厉以宁,2003)。如果缺乏流动性就会固化社会利益结构,将造成动态不平等,导致长期经济增长停滞(蔡洪滨,2011)。近些年,习近平、李克强等领导人多次指出,我国改革已进入攻坚期和深水区,媒体也频频曝光“官二代”、“富二代”、“穷二代”等社会事件。一些学者担忧中国的社会流动性可能正呈下降趋势(蔡洪滨,2011;陈琳、袁志刚,2012),代际之间较高同一性的“阶层再生产”正在形成(边燕杰、芦强,2014)。这些现象似乎给出了悲观的答案。经过30余年改革开放及工业化所推动的快速经济增长,我国是否具有了较高的社会流动性?目前社会各界对此都非常关注并且争议非常大。

社会流动反映了代际之间在职业、收入、财富等方面的长期动态关系。要准确评判一国的社会流动性,需要对该国进行纵向比较,或与它国进行横向比较。国外的研究都是基于长期追踪数据,根据家庭(父辈)影响的动态变化来掌握社会流动性的变化趋势。而从国内学者们的已有研究来看,几乎都是使用横截面数据,根据单个的代际职业关联系数或收入弹性系数来判断我国的社会流动性。这样做至少有两个问题:第一,单个代际职业关联系数或收入弹性系数只是我国社会流动性的一些“零散点”,只能反映家庭影响子代的静态结果,而没有反映其长期的动态变化趋势。这造成学者们形成了目前中国具有较高、适中、很低的社会流动性等不同判断,达不成共识。第二,用横截面数据还会低估代际间的相关性,因为家庭

*本文是国家社会科学基金“我国养老保险制度调节退休年龄与劳动力供给的机制及政策研究(14CJY015)”阶段性研究成果。感谢北京大学“纪念加里·贝克尔学术研讨会”林毅夫教授、朱家祥教授、赵耀辉教授等,南京大学“社会流动与分层(冬季论坛)”吴愈晓教授、郝大海教授、刘欣教授等,以及中山大学申曙光教授、湖南农业大学刘远凤博士等的评论与修改意见。当然文责自负。

对子代的长期影响要大于短期影响。这些研究不足主要是因为我国微观调查数据的收集工作起步较晚,缺乏高质量的长期追踪数据。

本文没有重蹈职业流动或收入流动的传统范式,而选择了社会地位代际流动的新视角。利用CGSS及CLDS混合横截面数据,构建家庭社会地位与年度虚拟变量的交互项,从交互项回归系数随不同年份的动态变化判断我国社会流动性的演化趋势。首先使用主观法测量的社会地位指标(样本自评)进行检验,进而使用客观法测量的国际社会地位指数(ISEI)进行稳健性检验,最后使用结构方程模型探索子代获得社会地位及父代影响子代的主要路径。本文的边际贡献在于将考察我国的社会流动性从以往的零散时点推进为连续时段,进一步克服了以往研究遗漏了其他的人力资本要素和家庭影响机制等内生性问题,并利用结构方程模型阐释了家庭影响子代的主要路径。

余下结构如下:第二部分为文献综述;第三部分为研究设计,包括数据说明和计量模型,以及描述性统计结果;第四部分为实证结果分析,包括对线性概率模型的极大似然估计和使用工具变量的两阶段最小二乘估计、稳健性检验及结构方程模型;第五部分为结论。

二、文献综述

Sorokin(1927)最早将社会流动定义为个人或社会对象或价值从一个位置到另一个位置的转变,并划分为垂直流动与水平流动、代内流动与代际流动。总的来看,社会学和经济学沿着不同脉络研究社会流动。社会学从研究静态的社会分层深入到动态的社会流动(罗教讲,1998),从代际职业流动反映社会流动(李若建,1995;吴忠民、林聚任,1998)。经济学则从研究静态的收入分配扩展到动态的收入流动,从代际收入流动反映社会流动。

(一)对社会流动的研究

20世纪40、50年代,社会流动成为社会学的研究热门(罗教讲,1998)。Lipset和Bendix(1959)开始使用职业流动表的定量方法研究社会流动,并讨论了经济发展、工业化、政治稳定与社会流动的关系。Blau和Duncan(1967)运用职业地位模型分析美国社会流动,指出先赋因素与自致因素是影响个

人职业地位获得的两个主要力量。如果大多数社会成员的社会地位主要由阶级出身和家庭背景等先赋因素决定,就会导致不流动,该社会就是封闭型社会;如果主要由自己努力取得的人力资本决定,就会引发地位流动,该社会就是开放型社会。Featherman、Jones和Hauser(1975)则利用对数线性模型对家庭出身和最终位置之间的关系进行了分析。他们发现尽管不同国家的代际职业关联系数会有差异,但代际间的关系模式却基本相似,都以代际继承和短距离流动为主导特征,代际之间优势的延续性都很显著,即著名的FJH假设。后来大量的实证研究证实了该社会流动模式在不同国家确实都存在(Hauser,1984;Erikson & Goldthorpe,1987,1992;Hout,2004)。职业流动表、职业地位模型、对数线性模型代表了研究职业流动的3个阶段和主要方法(李路路,2006)。

经济学对收入流动的研究稍晚。Becker和Tomes(1979,1986)的人力资本理论指出,研究收入分配不仅包括同代中不同家庭的收入不平等(常用基尼系数、洛伦兹曲线等指标),也要关注代际间的动态收入不平等,即代际收入流动。他们指出,父辈的生产决策目标是家庭效用最大化,而效用的大小取决于父辈的消费、子代的数量和质量(用收入作为子代质量的衡量指标)。为实现家庭效用最大化,父辈会对子辈进行人力资本与非人力资本投资来增加子代的收入。他们对美国的经验研究表明代际收入弹性系数大约为0.2。该结果受到了很多质疑。学者们的进一步研究表明,当使用1年的父子收入数据时,弹性系数在0.25~0.35之间,但如果是5年平均工资,弹性系数上升至0.4,使用16年数据时上升到0.6,而父辈200%的工资差距30年之后到子辈会变为120%(Solon,1992,1999;Zimmerman,1992;Mazumder,2001,2005)。这说明使用单年的父子收入数据会低估代际收入弹性系数(何晓琦、邓晓岚,2006),家庭对子代收入地位的长期影响比短期影响要更大。

虽然经济学与社会学的研究视角不同,但从中反映出家庭背景对子代的影响却基本一致。即代际间存在着继承性占主导地位的关系模式(通过收入、职业、财富等方式进行代际传承)。Björklund等(2012)发现在瑞典这种收入流动性较高的国家,收

入水平位于前0.1%人群的代际收入弹性系数都高达0.9。他们还发现在代际传递机制中,收入比工资的传递性更高,而财富的代际传递性最强。

家庭先赋因素与人力资本自致因素对社会流动的影响,还受到工业化、社会制度等宏观因素的调节。工业主义认为,随着工业化与技术发展,通过城市化、产业与职业结构升级、生育率下降、大众教育体系、工业劳动分工等途径,会逐渐打破传统的依据等级、种族、家庭地位等先赋因素的社会分配机制。社会分层结构将日益开放,社会流动性将不断增长,人力资本自致因素将对个人社会地位越来越起决定作用(Blau & Duncan, 1967; Treiman, 1970; 张翼, 2004)。即使工业化达到一定水平之后,社会流动仍将维持在一个较高水准,因为工业化要求大量社会流动满足新增位置对合格任职者的需求(Lipset & Bendix, 1959)。

在制度主义的视角下,家庭传承或人力资本对社会流动的影响离不开社会制度。在传统农业社会,家庭出身决定了权力、地位、财富和教育的分配。富有且掌握权力的人因为害怕被替代,会将社会制度设计成排斥他人的社会制度(唐世平, 2006)。具有垄断位置和社会优势的社会集团利用再生产机制与统治权力机制使继承性模式在不同社会中普遍存在并延续(李路路, 2006)。制度主义还指出,当社会制度不断完善而趋于稳定时,社会流动性会逐渐减弱。工业化进入稳定阶段之后也会形成以职业分类为基础的新的等级社会结构(李春玲, 1997)。市场机制将逐渐成为产生社会不平等的主要机制,并与传统制度的不平等机制叠加在一起(杨建华、张秀梅, 2012)。社会流动模式最终也会呈现出继承性特征(李路路, 2006)。

(二)对我国职业流动的研究

国内社会学也从职业流动的角度研究社会流动,基于来自横截面数据的经验证据对我国的社会流动性大致形成了3种判断:第一种判断认为,中国的职业流动率非常高,父子之间职业地位的相关性不显著。例如,Parish(1981)、Lin和Xie(1988)等人发现中国具有非常高的职业流动率。Blau和Ruan(1990)利用1986年天津调查数据发现子代与父代职业地位的相关性不显著,职业地位代际传承的程度比美国还要低。第二种判断认为,虽然中国的代

际职业传承仍很显著,但教育所代表的人力资本的作用越来越大,职业流动率在不断提升,中国正走向开放型社会。Lin和Bian(1991)、Bian(1994)使用1985年天津调查数据发现,虽然父子职业地位之间的关系较小,但父辈工作单位对子辈工作单位却具有显著影响。他们指出在中国城市中代际传承的形式是通过工作单位而不是职业。吴忠民和林聚任(1998)根据1996年山东5个地市的城镇居民调查数据发现父亲的文化程度和职业对子辈职业地位的作用十分显著,而本人教育程度对于其职业地位的影响最大。严善平(2000)利用1997年天津城市居民调查数据也发现家庭背景对个人地位实现有着非常重要的意义。本人的后天性因素特别是教育的作用十分重大,但父母学历对本人教育水平又有着极强的正面影响。张翼(2004)利用2001年中国社会结构变迁调查城乡抽样数据发现,父亲职业地位仍具有显著影响力,但父母传承其影响力不再主要依赖不平等的制度因素,而转变为对教育路径的依赖,教育对职业地位的贡献越来越大。他认为,在转型过程中,后致性因素对人们职业地位的获得将日益发挥重要作用,中国正在走向开放型社会。第三种判断以李路路(2006)为代表。他根据中国综合社会调查(CGSS)2003年数据的代际职业回归系数,认为中国代际间的继承性趋势仍强于流动性,原有的社会分层秩序并没有因为由再分配经济向市场经济转型而发生根本变化。

一些社会学家指出了以往研究的不足。边燕杰等(2006)指出,以往研究通常将教育作为自致性因素与先赋性因素相对应,但教育并不是人力资本的唯一指标。吴晓刚(2007)认为以往研究没有考虑户籍制度的影响。他发现,如果不区分城市居民中的“农转非”人口,父亲职业地位对子辈职业地位是没有显著影响,但区分之后,父亲职业地位对儿子职业地位的影响大大增加且变得显著,并且农村样本对父亲职业地位的依赖程度更高。仇立平和肖日葵(2011)指出,以往研究把教育看作人力资本而不是文化资本,会无法察觉社会结构性力量尤其是家庭背景、家庭文化资本对子女教育的深层次影响。以往研究还存在静态研究、基于少数地市的调查等不足。一些学者还强调了社会转型时期的特殊影响。李春玲(1997)指出,再分配系统与市

场系统会在中国 市场过渡 过程中同时存在。再分配系统依靠它在城镇社会中的主导地位推行其选择规则并企图垄断机会分配。而随着工业化发展起来的市场机制会冲破传统制度的机会垄断,形成新的社会选择机制和规则,促进社会流动。蔡洪斌(2011)则指出,在中国公平竞争的市场规则还不完善,政府也无法扮演公平与中立的角色,使得部分精英阶层利用制度和政策谋求自身利益,阻碍社会流动机制的确立和完善。

(三)对我国收入流动的研究

国内经济学则从收入流动的角度研究我国社会流动性。早期研究也都使用单年的父子收入数据估计代际收入弹性系数。王海港(2005)估计得到1988年城镇居民的代际收入弹性系数为0.394,1995年为0.424。他比较两个系数后认为中国的代际收入流动在1988~1995年间降低了。这种通过比较系数大小来判断社会流动性的做法缺乏足够的说服力,没有证明其差异是否具有统计上的显著性。郭丛斌和闵维方(2007)则用2004年父子收入估计得到城镇居民的代际收入弹性系数为0.32。他们指出,虽然中国城镇居民的代际收入存在一定流动性,但传递现象更加明显,多数子女依然滞留在与父亲相同的收入组,并且两端收入组的代际流动较为封闭,中间收入组较为活跃。

使用单年的父子收入数据会低估代际收入弹性系数(何晓琦、邓晓岚,2006)。后来的研究对此进行了改进。方鸣和应瑞瑶(2010)对CGSS和CHNS的数据样本进行配对,使用双样本两阶段最小二乘法用子辈2005年收入对父辈1989年收入进行回归,得到总体的代际收入弹性系数为0.57(农村居民为0.55,城镇居民为0.58)。他们指出,中国居民的代际收入流动性较差,高于美国、英国和加拿大等国家,也发现两端的代际收入流动较为封闭。韩军辉和龙志和(2011)使用中国健康和营养调查数据(CHNS)1989~2006年的父子持久平均收入,采用控制函数两步法和倾向得分加权法进行总体回归得到农村家庭代际弹性系数分别为0.294和0.350。汪燕敏和金静(2013)使用CHNS数据中的儿子2009年收入对父亲1989年、1991年、1993年的3年平均收入,采用OLS估计的代际收入弹性系数为0.32,修正了衰减偏误后的弹性系数为0.46。他

们指出,我国的代际收入弹性介于高流动性和低流动性国家之间,处于中间水平。陈琳和袁志刚(2012)使用1995年、2002年的中国家庭收入调查数据(CHIP)的研究结果表明人力资本(以教育为代理变量)对改善中国代际收入流动起到了重要作用,但社会资本的解釋力和回报率也呈上升趋势,而家庭财富(房屋、金融资产)的解釋力和回报率更远大于其他资产。总的来看,虽然学者们做了很多努力,但仍只是根据单个代际收入弹性系数判断收入流动,而没有反映其动态变化。这主要受限于我国微观调查数据的缺乏。

一些经济学家在研究家庭影响子代收入时重点考虑了内生性问题。陈钊等(2009)使用2002年中国家庭收入调查(CHIP)数据,选择配偶父亲在土改时的政治成份作为社会关系网络的工具变量,发现父亲的教育和政治身份有利于子辈进入高收入行业(东部地区影响更大)。杨瑞龙等(2010)使用CGSS2005年数据,并采用了一个与父母能力、子女能力和社会资本几乎无关的外生事件——拥有政治身份的父母退休作为工具变量,发现父辈通过权力寻租增加了下一代的收入。李宏彬等(2012)基于2010年大学毕业生就业调查数据,使用高考成绩作为工具变量控制官爸爸、官妈妈的能力禀赋遗传对子女的影响,发现父母政治资本使得官二代学生的起薪比非官二代学生的平均要高13%。

(四)总结

目前国内学者从职业流动或收入流动的不同角度进行了研究,形成了我国具有较高、适中、较低的社会流动性等不同结论。已有研究仍存在以下不足:第一,基于横截面数据回归分析的代际职业关联系数或收入弹性系数,实际上是对社会流动性的静态研究,只是我国社会流动性的一些零散点,不足以反映其动态变化趋势。这是导致学者们见仁见智的主要原因。第二,遗漏了一些其他人力资本要素。学者们几乎都以教育为中介变量来考察父代对子代的影响。但教育并不是人力资本的唯一指标,也不是获取社会地位的唯一要素,从而遗漏了一些其他人力资本要素的贡献(边燕杰等,2006),如健康、创业能力,甚至市场运气等。第三,较少考虑其他家庭影响机制的作用。除了通

过教育,父代对子代的影响还很多,包括生物基因遗传的能力和与健康,家庭文化、成长环境等带来的声望、社会资本、个人性格和偏好等。一些学者称其为文化资本(仇立平、肖日葵,2011;陈琳、袁志刚,2012)。父代有时候也可能通过暗箱操作或裙带关系影响子代(边燕杰、芦强,2014)。忽视这些其他的人力资本要素及家庭影响机制的作用,就可能产生内生性问题。本文将对弥补上述不足进行边际贡献。

三、数据与计量模型

(一)数据

本文使用的数据是中国综合社会调查(CGSS)2006年、2008年和2010年数据,以及中国劳动力动态调查(CLDS)2012年数据。CGSS2006、2008分别调查了10151、6000个样本(28个省份),2010年调查了11783个样本(31个省份),而CLDS2012调查了16253个样本(29个省份)。CGSS和CLDS数据都是在全国范围内采用了多阶段、多层次的随机概率抽样方法。两份调查问卷具有很高的重合度,覆盖了本文研究的变量数据。根据后文的研究需求,我们将这些数据组合为混合横截面数据。相比横截面数据,混合横截面数据可以加大样本容量,扩大样本代表性,获得更精密的估计量和更有效的检验统计量(Sayrs,1989;伍德里奇,2007)。更重要的是,通过年度虚拟变量与解释变量的交互项,混合横截面数据可用于考察这些解释变量的影响在某一时期内的变化趋势。这正是研究社会流动性动态变化所需要的。

(二)主要变量说明与计量模型

相比职业或收入的单一测量维度,社会地位包括了财富、权力和声望等多个维度,是对社会成员在社会系统中所处位置的综合衡量指标(韦伯,1997)。由于财富、权力和声望等指标很难操作化,目前从社会地位角度研究社会代际流动的文献还很少。社会地位的测量方法有主观法、客观法和综合法(彭希哲、任远,1998;Duru-Bellat and Kieffer,2008)。我们采用了主观法和客观法两种方法测量的社会地位进行实证研究,以确保实证结果及所得结论的可靠性和稳健性。CGSS和CLDS问卷对社会地位的测量方法如下。

1.主观测量法

CGSS和CLDS问卷用1代表社会的最顶层,10代表最底层,向被调查对象询问其本人目前在社会中所处的等级,及其14岁时家庭所处的社会等级,由被调查对象在1~10刻度内打分。显然,这是在用主观法测量社会地位。为便于分析,我们对数据进行了转换,用1代表社会的最底层,10代表社会的最顶端。主观法测量的社会地位为取值1~10的离散变量。

2.客观测量法

国际社会经济地位指数(International Socio-Economic Index,ISEI)是一种基于职业测量社会地位的指标。它一般采用布劳和邓肯(Blau & Duncan,1967)设计的计算公式,根据各种职业的群体社会经济特征,以每个职业的平均收入和教育水平乘以相应的权数。后又由 Ganzeboom 等人(1992)加以改进。该指标假设收入水平和教育水平决定了社会地位高低,实际上测量了人们的综合社会地位,被广泛运用于研究地位获得和社会流动(李春玲,2005)。由于综合了多种社会经济因素而进行排序和赋值,它衡量的是客观地位,而不是主观地位(李强,2005)。本文也采用国际社会经济地位指数来测量样本的社会地位。

由于CLDS数据没有调查样本父母的职业信息,我们选用了CGSS2006、2008和2010年数据。3份CGSS问卷都询问了被调查对象14岁时父亲和母亲的职业,及本人现在的职业。我们采用stata程序将问卷数据中样本本人现在的职业及其14岁时父亲的职业ISCO-88代码转换为ISEI值。最后得到的ISEI指标为取值16~90的连续型变量。

我们首先用主观法测量的社会地位进行实证检验,被解释变量为样本本人现在的社会地位(*status*),解释变量为14岁时家庭社会地位(*status_14*)。接着用客观法测量的社会地位做稳健性检验,被解释变量为样本本人现在职业转换而来的社会经济地位指数(*ISEI_self*),解释变量为14岁时父亲职业转换而来的社会经济地位指数(*ISEI_f*)^①。

使用主观法测量社会地位的计量模型设计如式(1)所示^②。

$$\begin{aligned} status_i = & \alpha_0 + \alpha_1 status_{14i} + \alpha_2 year2010 + \alpha_3 year2012 \\ & + \alpha_4 status_{14i} \times year2010 + \alpha_5 status_{14i} \times year2012 \\ & + \alpha_6 age_i + \alpha_7 age_i^2 + \alpha_8 gender_i + \alpha_9 income_i + \epsilon_i \quad (1) \end{aligned}$$

式(1)中,2008年为对照的基年,设置代表2010年、2012年数据的虚拟变量(*year2010*、*year2012*)。这两个虚拟变量使模型在不同年份有不同的截距,可以解决总体在不同时期不同分布的问题(伍德里奇,2007)。我们还在模型中设置了家庭社会地位与年度虚拟变量的交互项(*status_14*×*year2010*、*status_14*×*year2012*)。这两个交互项的回归系数反映了家庭影响在2010年、2012年相对于2008年的变化,从而可以看出我国社会流动性的变化趋势。以往研究都是根据家庭影响子代收入或职业的回归系数(系数 α_1)来判断我国社会流动性。事实上,家庭影响与年度虚拟变量交互项的回归系数(α_4 、 α_5)才反映了我国社会流动性的变化趋势。因此,本文重点关注这两个交互项的回归系数。参照其他学者的计量模型,我们在式(1)放入了常见的控制变量:年龄(*age*)、性别(*gender*)和收入(*income*)。为避免这些控制变量对被解释变量的非线性影响,我们放入了年龄的二次方(*age*²),并对收入取自然对数。

为减少遗漏变量误差,我们还在式(1)中加入了更多的控制变量:第一,人力资本变量 X_i :大学学历(是否拥有大专以上学历, *edu_daxue*,是=1,否=0)、健康(*health*,是=1,否=0)、创业(老板、个体户和自由职业者, *yes_boss*,是=1,否=0)。这可以减少遗漏其他人力资本要素的误差;第二,反映我国社会转型期二元体制影响的变量 Z_i :反映二元劳动力市场的私有制单位(机关事业单位和国有集体企业之外, *private*,是=1,否=0)、反映二元户籍制度的农村户籍(*identity*,农村户口=1,非农村户口=0);第三,反映政治因素影响的变量 P_i :党员身份(*party*,是=1,否=0)、参与选举(*election*,参加过最近人大代表或村民选举=1,否=0)。

使用客观法测量社会地位的计量模型如式(2)所示。

$$\begin{aligned}
 ISEI_self_i = & \alpha_0 + \alpha_1 ISEI_f_i + \alpha_2 year2008 + \alpha_3 year2010 \\
 & + \alpha_4 ISEI_f_i \times year2008 + \alpha_5 ISEI_f_i \times year2010 + \alpha_6 age_i \\
 & + \alpha_7 age_i^2 + \alpha_8 gender_i + \alpha_9 income_i + \alpha_{10} X_i + \alpha_{11} Z_i \\
 & + \alpha_{12} P_i + \alpha_{13} market_i + \epsilon_i
 \end{aligned}
 \quad (2)$$

式(2)中,被解释变量为样本本人的社会经济地位指数(*ISEI_self*),解释变量为14岁时父亲职业转换而来的社会经济地位指数(*ISEI_f*)。2006年为对照的基年,设置代表2008年、2010年数据的虚拟

变量(*year2008*、*year2010*)。两个交互项虚拟变量(*ISEI_f*×*year2008*、*ISEI_f*×*year2010*)的回归系数反映了父亲对子代的影响在2008、2010年相对于2006年的变化,从中反映我国社会流动性的变化趋势。其他控制变量的设置及定义与式(1)保持一致。另外,我们还采用了樊纲等(2011)的市场化指数(变量名为*market*)来控制各省(市、区)市场化进行的地区差异的影响。

(三)描述性统计结果分析

表1中自评社会地位均值为4.24(1~3的占34.02%,4~6的占58.46%,7~10的占7.52%),而14岁时家庭社会地位均值为3.19;本人社会经济地位指数(*ISEI_self*)均值为42.68,而父亲社会经济地位指数(*ISEI_f*)均值为34.33。这说明相对于家庭,子代提高了自身社会地位。图1中样本14岁时家庭社会地位大部分集中在5以下,核密度曲线向右下方倾斜,而本人社会地位的核密度曲线则变为大致以5为中心的集中趋势。这说明相对于父辈,被调查对象本人社会地位趋于中间化。这和杨建华、张秀梅(2012)对浙江省居民主观评价社会地位的调查结果基本一致。

表2用14岁时父亲职业的ISEI值和样本现职的ISEI值来得到社会地位的代际流动表(将ISEI值分为5组)。对角线代表了社会地位的不流动率,对角线上方为向上流动率,下方为向下流动率。从中可以看出我国的社会流动特征:第一,两端的社会地位流动率较低,不流动率分别为33.11%和25.13%,而中间的流动率相对更高。这和郭丛斌和闵维方(2007)、方鸣和应瑞瑶(2010)等的发现是一

表1 描述性统计结果

变量	符号	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
本人社会地位	<i>status</i>	19744	4.24	1.81	1	10
14岁时家庭社会地位	<i>status_14</i>	19744	3.19	1.97	1	10
本人社会经济地位指数	<i>ISEI_self</i>	10050	42.68	15.51	16	90
父亲社会经济地位指数	<i>ISEI_f</i>	19502	34.33	13.52	16	90
年龄	<i>age</i>	19744	44.5	14.1	15	96
性别	<i>gender</i>	19744	0.55	0.50	0	1
职业收入(元/年)	<i>income</i>	19744	21300	61141	2	600000
大学学历	<i>edu_daxue</i>	18826	0.17	0.37	0	1
健康	<i>health</i>	19735	0.60	0.49	0	1
创业	<i>yes_boss</i>	13646	0.13	0.33	0	1
私有制单位	<i>private</i>	19744	0.73	0.44	0	1
农村户籍	<i>identity</i>	19733	0.53	0.50	0	1
党员身份	<i>party</i>	19737	0.14	0.34	0	1
参与选举	<i>election</i>	19732	0.40	0.49	0	1
市场化指数	<i>market</i>	27855	7.88	1.82	3.16	12.04

致的;第二,社会流动以短距离为主,主要发生在附近的社会地位,流动到较远社会地位的可能性更低;第三,代际社会地位显著正相关。表2下方的独立性检验结果都拒绝了本人职业社会经济地位与14岁父亲职业社会经济地位相互独立的原假设,说明二者之间显著正相关。这与其他学者的结论是一致的。

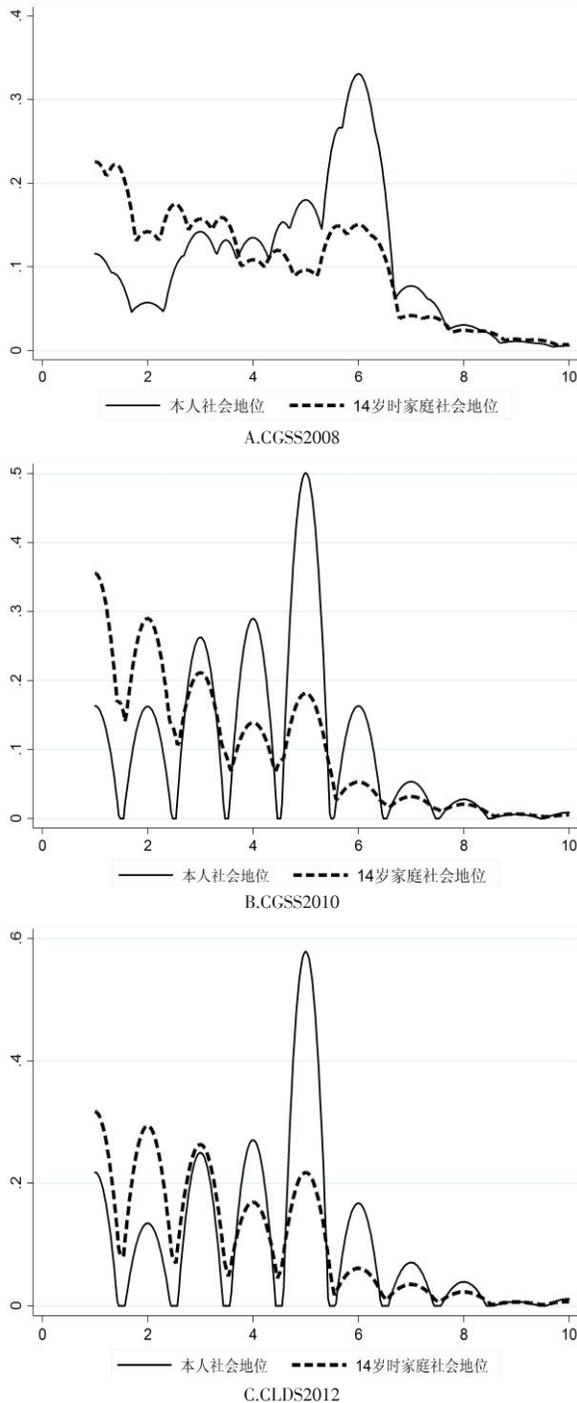


图1 代际社会地位的核密度曲线

四、实证结果分析

下面我们使用计量模型严格证明社会地位的代际关联性进而判断我国社会流动性变化趋势。首先用主观法测量的社会地位进行检验,进而用客观法测量的社会地位做稳健性检验。

(一)主观法测量社会地位的实证结果

1.基本估计结果

我们采取极大似然法(MLE)估计LMP模型,并采用考虑异方差的稳健标准误。我们分别对CGSS2008、2010、CLDS2012、3年混合、两年混合数据进行回归分析。这样做一方面可以比较不同年份数据的回归结果,另一方面也可以通过更换样本检验模型回归结果的稳健性。结果见表3。

首先观察表3中14岁家庭社会地位(status_14)

表2 职业社会经济地位代际流动表(单位:%)

14岁时父亲职业ISEI值	本人现职的ISEI值					
	1	2	3	4	5	
1	33.11	16.27	21.92	17.84	10.86	100%
2	30.11	15.26	20.95	17.79	15.89	100%
3	18.60	23.68	20.10	21.39	16.24	100%
4	26.29	16.00	23.43	22.29	12.00	100%
5	15.55	11.31	20.93	27.08	25.13	100%
	23.76	15.97	21.13	21.73	17.41	100%

注:独立性检验结果:Pearson $\chi^2(16)=449.05(Pr=0.000)$;likelihood ratio $\chi^2(16)=444.58(Pr=0.000)$;Cramer's $V=0.1272$;gamma =0.2366(ASE=0.012);Kendall's tau_b=0.1824(ASE=0.01)。

表3 极大似然估计结果(主观法测量社会地位)

被解释变量:本人社会地位	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
数据	2008	2010	2012	2010 & 2012	三年混合
14岁时家庭社会地位	0.346*** (26.601) [0.32,0.37]	0.339*** (33.791) [0.32,0.36]	0.316*** (23.034) [0.29,0.34]	0.342*** (34.416) [0.32,0.36]	0.388*** (31.429) [0.36,0.41]
家庭社会地位×2010年度虚拟变量				-0.024	-0.052*** (-3.324)
家庭社会地位×2012年度虚拟变量				(-1.460)	(-4.069)
2010年度虚拟变量					-0.308*** (-4.946)
2012年度虚拟变量				0.122** (2.069)	-0.188*** (-2.617)
年龄	-0.027** (-2.378)	-0.010* (-1.765)	-0.024** (-2.000)	-0.002 (-0.339)	-0.007* (-1.712)
年龄平方项	0.000*** (2.672)	0.000*** (2.876)	0.000*** (3.153)	0.000** (2.068)	0.000*** (3.308)
性别	-0.190*** (-3.781)	0.019 (0.611)	-0.101** (-2.198)	0.000 (0.011)	-0.019 (-0.832)
收入(取对数)	0.297*** (12.493)	0.038*** (6.296)	0.163*** (6.633)	0.047*** (8.009)	0.062*** (10.873)
常数	1.330*** (4.013)	2.738*** (16.675)	1.723*** (5.598)	2.406*** (17.887)	2.733*** (21.524)
sigma	1.702*** (97.470)	1.594*** (130.156)	1.675*** (104.309)	1.627*** (166.951)	1.649*** (193.678)
观测值数量	4754	10541	6054	16595	21349
对数似然值(II)	-9272.82	-19873.97	-11713.49	-31620.02	-40971.72
Wald χ^2	1278.56	1358.7	674.92	1937.13	3635.59

注:小括号内报告z值,中括号报告95%置信区间,***、**、*分别表示在1%、5%和10%水平显著。

的回归结果。不管是用单年数据,还是2年混合或3年混合数据,家庭社会地位的回归系数均在1%水平显著为正,说明家庭对子代社会地位的影响非常显著并且稳健,表明我国家庭代际之间存在显著的继承性。这与其他学者研究职业流动或收入流动的实证结果是一致的。从第三行95%置信水平的区间估计结果来看,家庭社会地位的回归系数稳定地介于[0.29, 0.41]。这和学者们估计的代际收入弹性系数基本相当。方程(4)~(5)使用混合数据得到的回归系数大于(1)~(3)使用单年数据的回归系数,而对数似然值(LL)和Wald χ^2 值都变得更大。这说明使用混合横截面数据可以获得更精密的估计量和更有效的检验统计量(伍德里奇, 2007)。

目前其他学者都是根据单个回归系数来判断我国的社会流动性。由于缺乏可比的参照系,这样做很难评判我国的社会流动性究竟是上升或下降。只有王海港(2005)通过比较1988年、1995年两个回归系数的大小来判断社会流动性。正如方程(1)~(3)显示的,14岁家庭社会地位(*status_14*)的回归系数在2008年为0.346,2010年为0.339,2012年为0.316。虽然这3个回归系数依次减少,但我们还不能据此就认为我国社会流动性上升了,还必须进一步检验3年回归系数两两之间的减少在统计上是否显著。

我们继续观察方程(5)中家庭地位与年份虚拟变量的交互项是否显著。家庭地位与2010年交互项(*status_14*×*year2010*)的回归系数为-0.052(1%水平显著),说明相对于2008年,家庭地位对子代社会地位的影响在2010年显著下降了5.2%。家庭地位与2012年交互项(*status_14*×*year2012*)的回归系数为-0.074(1%水平显著),说明相对于2008年,家庭地位对子代社会地位的影响在2012年显著下降了7.4%。虽然家庭地位在2012年的影响下降程度(7.4%)大于2010年的下降程度(5.2%),但方程(5)中交互项的回归系数(-0.024)并不显著,不能证明其在2012年的影响比2010年显著下降了。至此我们只能验证家庭社会地位对子代的影响在2010年、2012年比2008年都显著下降了,但不能验证2012年的影响比2010年也显著下降了。因而我们暂时还不能得出结论:我国社会流动性在2008年、2010年和2012年里依次显著上升了。由此说明仅仅比

较回归系数的大小来判断社会流动性将犯的统计错误。

控制变量的回归结果中,年龄(*age*)一次项的回归系数都显著为负,二次项的回归系数则都显著为正(方程(4)除外)。这说明年龄对样本社会地位具有非线性的影响,即U型的二次曲线关系。根据线性回归的计算法则,按方程(5)的回归系数计算出影响社会地位的临界年龄大致为24岁,对应于硕士研究生毕业的年龄。也就是说在24岁之前,个人社会地位随着年龄增加而下降,而24岁之后则随着上升,说明提升社会经济地位需要一定时间的积累和学习。性别(*gender*)在2008年、2012年以及两年混合数据的回归系数均显著更低,说明在这两年男性自评的社会经济地位显著更低。这可以解释为男性的竞争压力更大,承担的经济负担更多,因而评价更低。而性别在其他年份或混合数据的回归系数并不显著。职业收入(*income*,取自然对数)的回归系数在7个方程中均在1%水平显著为正,说明收入越高的社会经济地位越高。

2.加入更多控制变量的估计结果

由于不能验证家庭在2012年的影响比2010年也显著下降,我们怀疑可能是遗漏变量误差所致。在式(1)中加入了更多控制变量 X_i 、 Z_i 、 P_i 之后:家庭社会地位、交互项的回归系数与表3相比略有下降,但仍保持显著。方程(1)~(3)中,14岁家庭社会地位(*status_14*)的回归系数在2008年为0.332,2010年为0.320,而2012年为0.312,3个回归系数依次减少。方程(5)中,家庭地位与2010年交互项(*status_14*×*year2010*)的回归系数为-0.032(10%水平显著),家庭地位与2012年交互项(*status_14*×*year2012*)的回归系数为-0.047(5%水平显著)。但方程(4)仍显示家庭在2012年的影响与2010年之间没有显著性差异(系数为-0.018)。

原有控制变量的回归结果与表3保持一致。新增控制变量中,人力资本变量的大学学历(*edu_daxue*)、健康(*health*)、创业(*yes_boss*)的回归系数均显著为正,说明接受过高等教育、身体健康、自己创业当老板的样本拥有更高的社会地位。反映二元体制影响的变量中,私有制单位(*private*)的回归系数显著为负,说明在私有制单位就业的社会地位相对更低。这是由我国劳动力市场分割造成的。相比

公有制单位,我国私有制单位在薪酬福利、工作条件、职业发展等方面都存在很大差距。农村户籍(identity)的回归系数均在1%水平显著为正,说明农村居民给出了相对更高的社会地位评价。这是因为城市的社会分层更加严重,收入差距和生活压力更大,相对剥夺感更强,导致主观评价的社会地位更低。而农村的社会分层较小,收入差距不大,家庭承包经营以及其他多项惠农政策,使得农村居民给出了相对更高的主观评价。政治因素中,党员身份(party)、参与选举(election)的回归系数均显著为正,说明样本中党员、参与选举的社会地位更高,表明在我国政治身份、政治参与对提升社会地位具有积极作用。

3. Ordered Probit模型估计结果

由于被解释变量样本社会地位(status)为取值1~10的离散变量,我们也使用Ordered Probit模型来进一步检验。回归结果中,家庭社会地位(status_14)的回归系数仍保持在1%水平显著为正。方程(1)~(3)中,14岁家庭社会地位(status_14)的回归系数在2008年为0.208,2010年为0.221,2012年为0.196。方程(5)中,家庭地位与2010年交互项(status_14×year2010)的回归系数为-0.027(5%水平显著),家庭地位与2012年交互项(status_14×year2012)的回归系数为-0.035(1%水平显著)。但方程(4)还是显示家庭在2012年的影响与2010年之间没有显著性差异(系数为-0.01)。

4. 使用工具变量的两阶段最小二乘估计结果

前文指出,父代除了通过教育来影响子代社会地位之外,对子代的影响机制还包括生物基因遗传的能力和健全;家庭文化、成长环境等带来的声望、社会资本、个人性格和偏好等,即文化资本(仇立平、肖日葵,2011);甚至父代的暗箱操作或裙带关系(边燕杰、芦强,2014),等等。如果不考虑这些其他家庭影响机制,计量模型可能存在内生性问题。这是以往学者们在研究社会流动时较少考虑的。

由于其他家庭影响机制非常难以观测,我们选择工具变量法来控制内生性问题。使用两个虚拟变量:父亲没有受过教育(占38.86%)、母亲没有受过教育(占56.65%)作为子代教育(大学学历,edu_daxue)的工具变量。由于父亲或母亲没有受

过教育,意味着家庭社会经济地位较低,社会资本较少,生物基因遗传的贡献也较弱。因此,父母很难通过教育之外的其他家庭影响机制来影响子女社会地位。但即使父亲或母亲没有受过教育,仍然可以通过影响子女教育来影响其社会地位。考大学是我国社会底层家庭父母引导子女改变命运的主要通道。由此,父亲或母亲没有受过教育可以作为大学学历(edu_daxue)的工具变量,来控制内生性问题。我们使用两阶段最小二乘法对模型(1)进行回归分析,并采用了考虑异方差的稳健标准误。结果见表4。

表4中家庭社会地位(status_14)的回归系数与表3的回归系数都比较接近,且仍然保持在1%水平显著为正。方程(1)~(3)中,14岁家庭社会地位(status_14)的回归系数在2008年为0.327,2010年

表4 两阶段最小二乘估计结果(主观法测量社会地位)

被解释变量:本人社会地位	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
数据	2008	2010	2012	2010 & 2012	三年混合
家庭社会地位(14岁时)	0.327*** (21.640)	0.333*** (20.341)	0.316*** (19.372)	0.355*** (20.496)	0.355*** (24.499)
家庭社会地位×2010年度虚拟变量					-0.032* (-1.678)
家庭社会地位×2012年度虚拟变量				-0.042* (-1.922)	-0.048** (-2.395)
2010年度虚拟变量					-0.438*** (-5.200)
2012年度虚拟变量				0.138* (1.701)	-0.304*** (-3.496)
年龄	-0.032 (-1.572)	0.013 (0.826)	-0.048** (-2.456)	-0.015 (-1.249)	-0.020** (-2.285)
年龄平方项	0.001*** (3.077)	-0.000 (-0.749)	0.001*** (3.119)	0.000 (1.299)	0.000*** (3.067)
性别	-0.231*** (-3.924)	-0.097** (-2.006)	-0.209*** (-2.959)	-0.127*** (-3.366)	-0.133*** (-4.426)
收入(取对数)	0.239*** (2.670)	0.094*** (5.129)	0.317*** (3.230)	0.151*** (6.492)	0.150*** (7.127)
大学学历	1.369 (1.595)	-0.277 (-0.595)	-2.104* (-1.770)	-1.351*** (-2.636)	-0.477 (-1.180)
健康	0.372*** (5.671)	0.512*** (9.160)	0.424*** (7.197)	0.466*** (11.596)	0.449*** (13.609)
创业	0.504*** (4.945)	0.265*** (3.475)	0.122 (0.807)	0.132* (1.768)	0.275*** (4.924)
私有制单位	-0.028 (-0.283)	-0.073 (-1.301)	-0.451*** (-3.433)	-0.242*** (-4.348)	-0.157*** (-3.595)
户籍	0.472*** (3.526)	-0.020 (-0.140)	-0.333 (-1.089)	-0.271* (-1.816)	-0.002 (-0.020)
党员身份	0.176 (0.813)	0.586*** (3.565)	0.795*** (3.039)	0.807*** (5.444)	0.602*** (5.174)
参加选举	0.220*** (3.156)	0.089* (1.665)	0.068 (1.148)	0.052 (1.262)	0.145*** (4.493)
常数	0.937** (2.000)	1.510*** (3.727)	1.520*** (3.648)	2.004*** (6.540)	2.128*** (9.679)
观测值数量	3584	4284	5135	9419	13003
Wald χ^2	1029.423	919.091	623.397	1462.730	3029.811

注:小括号内报告z值,***、**、*分别表示在1%、5%和10%水平显著。

为0.333,2012年为0.316。方程(5)中,家庭地位与2010年交互项($status_14 \times year2010$)的回归系数为-0.032(10%水平显著),家庭地位与2012年交互项($status_14 \times year2012$)的回归系数为-0.048(5%水平显著)。方程(4)中,家庭地位与2012年交互项($status_14 \times year2012$)的回归系数为-0.042,且变为在10%水平显著,说明家庭在2012年的影响比2010年显著更低4.2%。这说明引入工具变量之后,通过减少内生性问题改善了模型的回归结果。最终验证了家庭社会地位对子代社会地位的影响在2008年、2010年、2012年里依次显著地下降了。这说明该阶段我国的社会流动性趋于上升。

(二)稳健性检验

为避免样本主观自评个人和家庭社会地位的测量误差对前文实证结果的影响,我们进一步选用客观法测量的国际社会经济地位指数(International Socio-Economic Index, ISEI)来进行稳健性检验。估计方法仍为使用工具变量的两阶段最小二乘法,并采用了考虑异方差的稳健标准误。对模型(2)的回归结果见表5。

从表5方程(1)~(3)的实证结果来看,父亲社会经济地位指数($ISEI_f$)对样本社会经济地位指数($ISEI_self$)的回归系数在2006年、2008年和2010年分别为0.257、0.057(分别在1%和5%水平显著)和0.017(不显著),仍显示出依年逐次减少的趋势。两年和3年混合数据的回归结果仍显示父亲社会经济地位对子代社会经济地位具有显著影响(1%水平显著),表明在我国家庭代际之间存在着显著的继承性。方程(5)中,父亲社会经济地位与2008年交互项($ISEI_f \times year2008$)的回归系数为-0.16(1%水平显著),父亲社会经济地位与2010年交互项($ISEI_f \times year2010$)的回归系数为-0.204(1%水平显著)。这说明相对于2006年,父亲社会经济地位对子代社会经济地位的影响在2008年、2010年都显著下降了。方程(4)中,父亲社会经济地位与2010年交互项($ISEI_f \times year2010$)的回归系数为-0.046(10%水平显著),意味着相对于2008年,父亲社会经济地位对子代的影响在2010年也显著下降了。这些结果表明父亲社会经济地位对子代的影响在2006年、2008年和2010年间依次显著地降低了。基于主观法和客观法测量社会地位所得的实证结

果是一致的。由此可见本文所得结论是稳健可靠的,因而验证了该阶段我国社会流动性趋于上升的变化趋势。

新增控制变量市场化指数($market$)在2006年为10%水平显著为正,在2008年变得不显著(系数仍为正),在2010年则变得在1%水平显著为负,而在2年混合及3年混合数据中都表现为在1%或5%水平显著为负,说明市场化指数越高的地区,平均社会经济地位越低。出现这种现象,一种原因可能是劳动力市场发育和职业体系发展的影响。我国劳动力市场和新兴职业更多发端于体制外单位,体制内单位的职业较少发生变化。市场化程度越高的地区,次级劳动力市场更发达,职业种类更丰富,流动人口也更多。这使得在市场化程度较高地区调查的样本平均ISEI值反而可能更低,在各地区市

表5 两阶段最小二乘估计结果(客观法测量社会地位)

被解释变量:本人社会经济地位	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
数据	2006	2008	2010	2008 & 2010	三年混合
父亲社会经济地位	0.257*** (2.722)	0.057** (2.322)	0.017 (0.810)	0.057*** (2.584)	0.223*** (3.987)
父亲社会经济地位×2008年度虚拟变量					-0.160*** (-2.828)
父亲社会经济地位×2010年度虚拟变量				-0.046* (-1.872)	-0.204*** (-3.788)
2008年度虚拟变量					0.480** (2.358)
2010年度虚拟变量				0.102 (1.139)	0.579*** (2.998)
教育程度	0.068 (1.534)	0.081*** (3.387)	0.087*** (5.066)	0.092*** (6.351)	0.087*** (6.268)
党员身份	0.002 (0.033)	0.075 (1.533)	0.021 (0.608)	0.024 (0.812)	0.028 (1.002)
健康	-0.016 (-0.792)	0.008 (0.879)	0.015*** (2.789)	0.013*** (2.663)	0.011** (2.401)
创业	0.033 (0.630)	-0.079** (-2.475)	0.122*** (6.770)	0.088*** (5.523)	0.082*** (5.610)
公有制单位	0.023 (0.851)	-0.026 (-1.011)	0.003 (0.243)	0.005 (0.402)	0.008 (0.820)
年龄	-0.014*** (-2.590)	0.006 (1.110)	-0.002 (-0.521)	0.001 (0.220)	-0.002 (-0.765)
年龄平方项	0.000*** (3.078)	-0.000 (-0.301)	0.000 (1.620)	0.000 (1.440)	0.000*** (2.791)
性别	-0.096*** (-3.975)	-0.070*** (-3.879)	-0.065*** (-5.495)	-0.069*** (-6.789)	-0.074*** (-8.038)
收入(取对数)	0.013 (0.410)	0.027 (0.926)	0.027 (1.517)	0.020 (1.270)	0.024 (1.637)
户籍	0.032 (0.520)	0.037 (0.772)	0.021 (0.578)	0.042 (1.392)	0.034 (1.261)
市场化指数	0.013* (1.826)	0.002 (0.384)	-0.010*** (-3.813)	-0.007*** (-3.084)	-0.005** (-2.450)
常数	2.529*** (7.511)	2.528*** (17.192)	2.790*** (28.409)	2.653*** (25.635)	2.209*** (10.920)
N	645	1737	3541	5278	5923
Wald χ^2	212.019	650.761	1823.734	2334.987	2509.793
R ²	0.293	0.284	0.366	0.317	0.323
R ² _a	0.280	0.279	0.364	0.315	0.321

注:小括号内报告t值,***、**、*分别表示在1%、5%和10%水平显著。

场化程度随时间提高的同时,平均社会地位指数呈下降趋势;也可能与市场化指数的编制方法有关。该指数由政府与市场关系、非国有经济发展、产品市场发育程度、要素市场发育程度、市场中介组织发育与法制环境。非国有经济发展、要素市场发育程度等的测量指标都可能与社会经济地位呈负相关^③;还有一种可能与2008年后宏观经济发生的“国进民退”有关,如果市场化指数是可靠的话,可能与樊纲等的研究有关,即对国企在2008年后的市场活力可能更多地给予肯定,以及实体经济竞争能力弱化(相反的结果是虚拟经济和房地产经济活跃)有关。关于地区市场化程度影响社会流动性及社会经济地位的有关研究还很少,亟待更多的实证研究去探索。

(三)父亲影响子代社会地位的主要路径

为进一步剖析在我国父代家庭对子代的影响机制,我们使用了结构方程模型来分析其影响路径。以往学者往往以教育为中介变量来探讨父代家庭对子代的影响机制,但正如前文指出的除了教育之外,父代家庭还有其他的影响机制。为此我们将子代的教育、健康、入党、进入体制内单位就业(机关事业单位和国有集体企业)、创业作为父代家庭影响子代社会经济地位的中介变量。估计方法为极大似然估计,并采用考虑异方差的稳健标准误。实证结果如图2所示。

为便于比较,图2报告的是标准化回归系数。可以看出教育是子代获得社会地位的最主要因素(回归系数为0.49,1%水平显著)。这和目前其他学者的研究结果是一致的。子代获得社会经济地位

的其他因素按其回归系数大小依次为入党、进入体制内单位就业和创业(0.086、0.047和0.04,均在1%水平显著),而健康的贡献较小(回归系数为0.026,5%水平显著)。这些因素的重要性次序和目前我国社会对个人社会地位的评价是吻合的(李春玲,2005)。

在父代影响子代社会地位的5个中介变量中,最主要路径也是通过教育(回归系数为0.25,1%水平显著)。其他影响路径按回归系数大小依次为子女入党、进入体制内单位就业(0.1、0.096,都在1%水平显著)。父亲社会经济地位对子代创业的回归系数为负(-0.086,1%水平显著),表明父辈社会经济地位越高,其子女成为私营企业老板、个体户和自由职业者的可能性越低。父代通过健康影响子代社会经济地位的中介作用不显著。这可以理解虽然父代社会经济地位有高低差异,但一般而言子代的健康状况不会有较大差异,因而对其获得社会经济地位的贡献作用不明显(但健康是基本条件)。

五、结论

保持充裕的社会流动性对维护我国社会公平正义、激发社会活力、促进经济转型与长期增长意义重大。由于我国微观调查数据的收集工作起步较晚,缺乏高质量的长期追踪数据,至今学者们都是对横截面数据进行回归分析,根据单个代际职业关联系数或收入弹性系数来判断我国的社会流动性。这只能反映家庭影响子代的静态结果,而且会低估代际代际间的关联性。由于缺乏对我国社会

流动性的纵向比较,学者们形成了中国目前具有较高、适中、很低的社会流动性等不同看法,无法达成一致性的判断。

本文将现有研究推进了一步:从主观法和客观法测量的社会地位代际流动的新视角考察我国的社会流动性。首先利用CGSS或CLDS构成混合横截面数据,将2008年选作基年,设置14

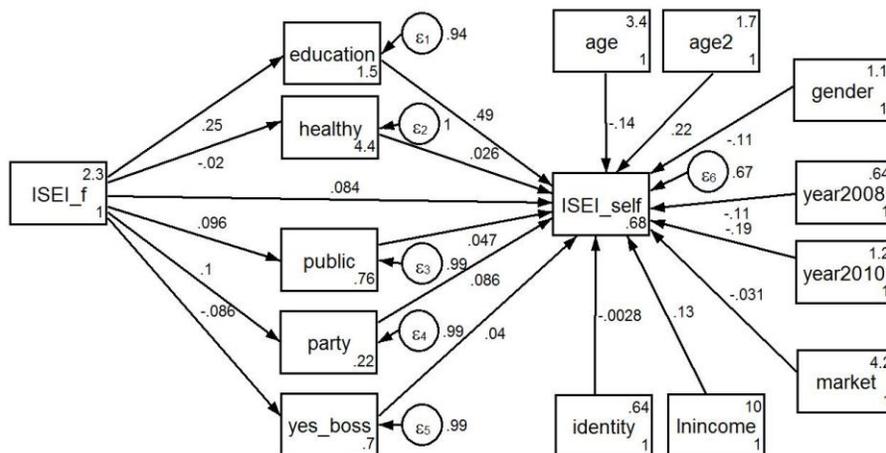


图2 父代影响子代社会经济地位的结构方程模型

岁时家庭社会地位与年度虚拟变量的交互项。这些交互项的回归系数反映相对于基年家庭影响在2010年、2012年的变化,从而反映我国社会流动性的纵向变化趋势。线性概率模型的极大似然估计结果表明相比2008年,家庭社会地位对子代社会地位的影响在2010年、2012年都显著下降了。使用工具变量来控制内生性问题,两阶段最小二乘回归结果验证了相比2010年,家庭社会地位的影响在2012年也显著下降了。为确保实证结果和所得结论稳健可靠,进一步使用客观法测量的国际社会地位指数来进行稳健性检验。对CGSS2006、2008年和2010年混合横截面数据的实证结果表明,父亲社会经济地位对子代的影响在2006年、2008年和2010年间也依次显著降低了。基于主观法和客观法测量社会地位所得的实证结果是一致的,可见本文所得结论是稳健可靠的,从而验证了我国社会流动性趋于上升的变化趋势。尽管近年来中国社会发展存在很多不公正不公平的问题,但是个人努力或个人素质仍然是改变社会地位的重要因素。其中一个重要原因在于,尽管中国的教育制度存在很多问题,但相对于其他影响社会不平等结构性因素来说,教育制度还算是公平的。结构方程模型也剖析了我国子代获得社会地位及父代影响子代的主要路径,最重要的是教育,其次为入党、进入体制内单位就业和创业,而健康的贡献较小。

本文的经验证据表明我国民众不仅追求更高的收入,也追求更多的政治参与及社会地位。让居民接受更多教育、改善医疗卫生条件提升健康水平、创造更宽松更优惠的创业环境,打破所有制、劳动力市场、户籍等二元体制分割,为新兴经济精英提供入党、参加选举等政治通道,有助于提升我国民众的社会地位,改善社会流动性。由此给我们的政策启示是,一方面我国必须继续通过促进工业化及其推动的经济增长,来为社会中下层提供更多向上流动的机会,使得人力资本对个人社会地位的作用越来越大,促进社会流动;另一方面我国应将注意力转向加快推进和完善与社会流动有关的各项制度改革,包括反垄断、收入分配、户籍、住房、教育、就业、社会保障等,破除这些制度中阻碍社会流动的壁垒,为社会竞争创造公平公正的机会和环境。这样才能激发社会活力,保持经济长期持续增长

长,最终进入高收入国家行列。

(作者单位:中山大学岭南学院,责任编辑:孟杰)

注释

①父亲社会经济地位指数均值为34.33,母亲社会经济地位指数均值为31.42,故选择均值较高的父亲社会经济地位指数作为解释变量。

②虽然主观法测量的社会地位是取值1~10的离散变量,但为便于解释模型回归结果,本文仍选择了线性回归模型。当次序变量超过5个以上级别时,将其作为连续变量一般不会有较大估计问题,仍能得到满意的估计结果(Xie,1989;伍德里奇,2007)。

③例如非国有经济发展的测量指标为非国有经济在工业企业销售收入中的比重,要素市场发育程度的4个测量指标中,用外来农村劳动力在当地城镇从业人员的比重,等等。

参考文献

(1)边燕杰、芦强:《阶层再生产与代际资源传递》,《决策探索》,2014年第2期(下)。

(2)边燕杰等:《结构壁垒、体制转型与地位资源含量》,《中国社会科学》,2006年第3期。

(3)蔡洪滨:《维持高社会流动性》,《新世纪周刊》,2011年4月4日。

(4)陈琳、袁志刚:《授之以鱼不如授之以渔?——财富资本、社会资本、人力资本与中国代际收入流动》,《复旦学报(社会科学版)》,2012年第4期。

(5)陈钊等:《谁进入了高收入行业?——关系、户籍与生产率的作用》,《经济研究》,2009年第10期。

(6)樊纲等:《中国市场化指数:各地区市场化相对进程(2011年)》,经济科学出版社,2011年。

(7)方鸣、应瑞瑶:《中国城乡居民代际收入流动及分解》,《中国人口资源与环境》,2010年第5期。

(8)郭丛斌、闵维方:《中国城镇居民教育与收入代际流动关系研究》,《教育研究》,2007年第5期。

(9)何晓琦、邓晓岚:《跨代收入流动及其评估》,《统计研究》,2006年第6期。

(10)韩军辉、龙志和:《基于多重计量偏误的农村代际收入流动分位回归研究》,《中国人口科学》,2011年第5期。

(11)厉以宁:《资本主义的起源:比较经济史研究》,商务印书馆,2003年。

(12)李春玲:《社会结构变迁中的城镇社会流动》,《社会学研究》,1997年第5期。

(13)李春玲:《当代中国社会的声望分层》,《社会学研究》,2005年第2期。

(14)李若建:《当代中国职业流动研究》,《人口研究》,1995年第2期。

(15)李路路:《再生产与统治:社会流动机制的再思考》,《社会学研究》,2006年第2期。

(16)李强:《丁字型:社会机构与结构紧张》,《社会学研究》,2005年第2期。

(17)李宏彬等:《父母的政治资本如何影响大学生在劳动力市场的表现?》,《经济学季刊》,2012年第11卷第3期。

(18)罗教讲:《我国社会流动与流动研究》,《武汉大学学报(哲学社会科学版)》,1998年第5期。

(19)彭希哲、任远:《从知青一代的职业流动看社会变迁》,《社会学研究》,1998年第1期。

(20)仇立平、肖日葵:《文化资本与社会经济地位获得》,

- 《中国社会科学》,2011年第6期。
- (21)唐世平:《社会流动、地位市场与经济增长》,《中国社会科学》,2006年第3期。
- (22)王海港:《中国居民收入分配的代际流动》,《经济科学》,2005年第2期。
- (23)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。
- (24)吴忠民、林聚任:《城市居民的社会流动》,《中国社会科学》,1998年第12期。
- (25)汪燕敏、金静:《中国劳动力市场代际收入流动研究》,《经济经纬》,2013年第3期。
- (26)韦伯著,林荣远译:《经济与社会》,商务印书馆,1997年。
- (27)伍德里奇, J. M.:《横截面与面板数据的经济计量分析》,中国人民大学出版社,2007年。
- (28)杨建华、张秀梅:《浙江社会流动调查报告》,《浙江社会科学》,2012年第7期。
- (29)严善平:《大城市社会流动的实态与机制》,《中国社会科学》,2003年第3期。
- (30)杨瑞龙等:《父亲政治身份、政治关系和子女收入》,《经济学季刊》,2010年第9卷第3期。
- (31)张翼:《中国人社会经济地位的获得——阶级继承和代内流动》,《社会学研究》,2004年第4期。
- (32)Becker, G. S. and Tomes, N., 1979, An Equilibrium Theory of Distribution of Income and Inter-Generational Mobility, *Journal of Political Economy*, Vol.87, No.6, pp.1153~1189.
- (33)Becker, G. S. and Tomes, N., 1986, Human Capital and the Rise and Fall of Families, *Journal of Economics*, Vol.4, No.3, pp.1~39.
- (34)Bian, Y. J., 1994, *Work and Inequality in Urban China*, New York: SUNY Press.
- (35)Blau, P. M. and Duncan, O. D., 1967, *The American Occupational Structure*, New York: Wiley Press.
- (36)Blau, P. M. and Ruan, D. Q., 1990, Inequality of Opportunity in Urban China and America, *Research in Social Stratification and Mobility*, Vol.9, pp.3~22.
- (37)Björklund, A., Roine, J. and Waldenström, D., 2012, Intergenerational Top Income Mobility in Sweden: Capitalist Dynasties in the Land of Equal Opportunity? *Journal of Public Economics*, Vol.96, pp.474~484.
- (38)Duru-Bellat, M. and Kieffer, A., 2008, Objective/Subjective: The Two Facets of Social Mobility, *Sociologie Du Travail*, Vol.50S, p.1~e18.
- (39)Erikson, R. and Goldthorpe, J. H., 1987, Commonality and Variation in Social Fluidity in Industrial Nations: A Model for Evaluating FJH Hypothesis (Part 1, 2), *Europe Sociological Review*, Vol.3, No.1, pp. 54~77, No.2, pp.145~166.
- (40)Erikson, R. and Goldthorpe, J. H., 1992, *The Constant Flux: A Study of Class Mobility in Industrial Societies*, Oxford: Clarendon Press.
- (41)Featherman, D. L., Jones, F. L. and Hauser, R. M., 1975, Assumptions of Social Mobility Research in the United States: The Case of Occupational Status, *Social Science Research*, Vol.4, pp.339~360.
- (42)Ganzeboom, H. B. G., et al., 1992, A Standard International Socio-Economic Index of Occupational Status, *Social Science Research*, Vol.21, pp.1~56.
- (43)Hauser, R. M., 1984, Vertical Class Mobility in Great Britain, France and Sweden, *Acta Sociologica*, Vol.27, No.2, pp.87~110.
- (44)Hout, M., 2004, How Inequality May Affect Intergenerational Mobility, in Neckerman, K. M. (eds), *Social Inequality*, Chapter 26, New York: Russell Sage Foundation.
- (45)Lipset, S. M. and Bendix, R., 1959, *Social Mobility in Industrial Society*, Berkeley/Los Angeles: University of California Press.
- (46)Lin, N. and Xie, W., 1988, Occupational Prestige in Urban China, *American Journal of Sociology*, Vol.93, No.4, pp.235~259.
- (47)Lin, N. and Bian, Y. J., 1991, Getting Ahead in Urban China, *American Journal of Sociology*, Vol.97, No.3, pp.657~688.
- (48)Mazumder, B., 2001, *Earnings Mobility in the US: A New Look at Intergenerational Inequality*, Working Paper, WP2001-18, Federal Reserve Bank of Chicago.
- (49)Mazumder, B., 2005, Fortunate Sons: New Estimates of Intergenerational Mobility in the US Using Social Security Earnings Data, *Review of Economics and Statistics*, Vol.87, No.5, pp.235~255.
- (50)Parish, W. L., 1981, Egalitarianism in Chinese Society, *Problems of Communism*, Vol.29, No.1, pp.37~53.
- (51)Sayrs, L. W., 1989, *Pooled Time Series Analysis*, Sage Publications, Inc.
- (52)Sorokin, P. A., 1927, *Social Mobility*, New York: Harper and Brothers Press.
- (53)Solon, G. R., 1992, International Income Mobility in the United States, *American Economic Review*, Vol.82, No.3, pp.393~408.
- (54)Solon, G. R., 1999, Intergenerational Mobility in the Labor Market, in Ashenfelter, O. and Card, D. (eds), *Handbook of Labor Economics*, Elsevier Science.
- (55)Treiman, D. J., 1970, Industrialization and Social Stratification, in Laumann, E. (eds.), *Social Stratification: Research and Theory for the 1970s*, Indianapolis: Bobbs-Merrill.
- (56)Xie, Y., 1989, Structural Equation Models for Ordinal Variables, *Sociological Methods and Research*, Vol.17, No.4, pp.325~352.
- (57)Zimmerman, D. J., 1992, Regression Toward Mediocrity in Economic Stature, *American Economic Review*, Vol.82, No.3, pp.409~429.