

教育流动、职业流动与阶层代际传递^{*}

解雨巷 解 垚

【摘 要】文章基于 2015 年中国综合社会调查(CGSS)数据,把父代与子代之间教育程度和职业层次的差异,以及子代 14 岁时家庭主观所处阶层与其当前主观阶层之间的差异纳入同一分析框架,利用 Ordered Logit 模型考察代际教育流动、职业流动对阶层代际传递的影响。实证结果表明,阶层具有较强的继承性,父子两代的阶层关联性强于教育和职业关联性,中低阶层呈现向上的代际流动趋势,中高阶层存在向下流动的压力,父子同处于中间阶层的分布较集中;代际教育和职业向上流动始终是实现阶层改善的重要途径,但其对阶层的改善作用具有时代特征,近年来教育因素、职业因素对阶层改善的作用出现弱化趋势,阶层固化现象初步显现;代际流动呈现地区、城乡异质性,东部地区、城市地区代际职业向上流动对代际阶层改善作用大于教育向上流动,而西部地区、农村地区教育流动对阶层改善的效果强于职业流动对阶层改善的效果。

【关键词】代际教育流动 代际职业流动 阶层代际传递 阶层流动

【作 者】解雨巷 山东大学经济学院,博士研究生;解 垚 山东大学经济学院,教授。

一、研究背景

改革开放以来,中国的反贫困工作取得了举世瞩目的成绩,但仍有一部分弱势群体在收入和发展机会等方面出现了贫困代际传递现象,这种阶层固化会窒息社会活力,是长期贫困的特征和主因,也是贫困治理的关键一环。因此,探讨阶层流动尤其是阶层代际传递受何种因素的影响无疑对制定公共政策有重要的现实意义。

代际传递是学术界长期关注的问题,父代会通过直接和间接两种方式影响个体未来的生活(Želinský 等,2016),其中直接作用意味着父代收入对子代有直接影响,父代拥有较高收入能够使其子代拥有更好的生活条件,这增加了子代未来获得更好生活条件的机会(Moore, 2005),而来自贫困家庭的子代未来更有可能陷入贫困(D'Addio, 2007);间接

^{*} 本文为国家自然科学基金项目“面向家庭和个人的公共转移支付减贫效应研究”(编号:71673167)的阶段成果。

影响表现为具有良好教育背景、职业背景的父代可以为其子代的教育及职业发展创造有利条件。

教育和职业是影响阶层代际传递的两种重要因素。教育与阶层代际传递之间的关系存在两种观点,一种观点认为教育可以促进代际阶层流动从而打破阶层固化;另一种观点认为教育已成为优势阶层家庭实现阶层代际传递的工具(Ermisch等,2010)。李煜(2006)认为,家庭社会背景对于子代的教育获得有决定性的影响。张明等(2016)、邹薇和马占利(2019)也强调父代的社会地位对于子代教育获得的重要作用。此外,父母的教育期望、文化素养等都会通过言传身教间接传递给子女,这进一步增加了拥有良好家庭背景的子代未来获得较高社会地位的可能(Feinstein等,2004;Spagat,2006;Constantin,2013)。职业因素也会对阶层代际传递产生重要影响。Case等(2005)、Behrman等(2002)认为,较高职业阶层家庭子代的认知和学习能力较强、将拥有较高的社会阶层;相反,父代职业地位低时,子代拥有较高社会经济地位的可能性较小,从而加剧阶层固化(Dunn等,2000)。国内文献对职业代际传递的研究主要关注父代职业背景对子代职业层次的影响(吴晓刚,2007;周兴、张鹏,2015)及不同阶层间代际职业传递的差异。张顺、祝毅(2017)发现,城市居民的中上层、上层代际职业流动性上升,下层、中下层的流动性并未呈现上升趋势。

现有文献只考察了职业、教育等单一变量对子代阶层的影响,分析父代与子代阶层差异、教育差异、职业差异之间关系的研究文献较为罕见。鉴于此,本文将代际教育流动、职业流动及阶层代际传递纳入同一个分析框架,回答阶层的代际传递在多大程度上与代际教育流动与职业流动有关。

二、数据、变量与模型设定

(一) 数据说明

本文使用2015年CGSS(中国综合社会调查)数据,该调查是由中国人民大学中国调查与数据中心负责设计实施的一项全国综合性社会调查,其中2015年样本约11000份。本文为保证个体处于劳动力市场中,删除父代与子代小于16岁和大于60岁的样本;并对家庭人均收入进行取对数和缩尾处理,删除了关键变量缺失的个体,得到包括2232个父子配对的基准样本。

(二) 变量说明

1. 被解释变量:阶层代际传递

本文的被解释变量基于主观阶层认同,来自CGSS问卷中有关阶层认同的调查问题:“在我们的社会里,有些人处在社会的上层,有些人处在社会的下层。最高10分代表最顶层,最低1分代表最底层。从1到10分排序,得分越高表示主观认同阶层越高。您认为您自己目前在哪个等级上?您认为在您14岁时,您的家庭处在哪个等级上?”当前

阶层认同 Pre , 本文将 14 岁时的家庭所处等级视为父代所处阶层等级 $Past$, 将等级排序 1~10 分按每两分一级合并为 5 个等级, 即 $pre, past \in (1, 2, \dots, 5)$ 。其中, $\forall (pre < past): y_i = 1$, 表示 14 岁时家庭所处等级 (即父代所处社会阶层) 高于子代所处社会阶层, 即阶层向下流动; $\forall (pre = past): y_i = 2$ 代表代际继承, 即父代和子代处于相同社会阶层; $\forall (pre > past): y_i = 3$ 表示子代所处社会阶层高于父代所处社会阶层, 即阶层向上流动。

基于 Gaussian 非参数估计方法得到的社会阶层分布核密度函数可以直观反映自评 14 岁家庭社会阶层与当前社会阶层的分布情况。当前阶层与 14 岁家庭所处阶层分布均呈倒 U 形, 说明大多数个体自评处于社会阶层的中间位置; 当前社会阶层较 14 岁家庭阶层向右偏移, 说明当前社会阶层较父代社会阶层呈上升的趋势。

2. 核心解释变量: 教育代际传递与职业代际传递

教育代际传递 edu_i^* 与职业代际传递 emp_i^* 的转换方式与阶层代际传递的转换方式类似。选取父亲与母亲最高受教育程度作为衡量父代教育水平的代理变量, 将子代最高受教育程度 Edu 与父代最高受教育程度 $Edu \max$ 分别赋值。其中, 受教育程度为小学及以下赋值为 1、初中赋值为 2、高中赋值为 3、大学及以上赋值为 4; $Edu \max \in (1, 2, \dots, 4)$, $\forall (Edu < Edu \max): edu_i^* = 1$ 表示代际教育向下流动; $\forall (Edu = Edu \max): edu_i^* = 2$, 表示子代和父代受教育程度相同, 即代际教育继承; $\forall (Edu > Edu \max): edu_i^* = 3$, 表示子代受教育程度高于父代受教育程度, 即代际教育向上流动。 emp_i^* 为衡量职业代际传递的代理变量。EGP 职业编码有助于分析代际职业转换与职业流动 (Erikson 等, 1979) CGSS 数据中采用国际标准职业分类 ISCO-88 码, 本文将 CGSS 中的职业编码转化为 EGP 五分类^① 职业层级 (吴晓刚, 2007; 孙旭、雷晓璐, 2018), 从低到高赋值为 1~5。将子代与其父代的 ISCO88 码分别转化为 EGP 五分类赋值, 选取父亲与母亲最高职业层级 $Emp \max$ 与子代职业层级 Emp 相比较, $Emp, Emp \max \in (1, 2, \dots, 5)$ 。参照 Katrňák (2012) 研究, 将代际职业流动定义为父子之间职业层级的流动。其中, $\forall (Emp < Emp \max): emp_i^* = 1$, 表示代际职业层级的向下流动; $\forall (Emp = Emp \max): emp_i^* = 2$, 表示代际职业继承; $\forall (Emp > Emp \max): emp_i^* = 3$, 表示代际职业向上流动。

3. 控制变量

本文控制其他可能影响阶层代际传递的变量, 包括子代性别、子代年龄、家庭人均收入水平^②、婚姻状态、BMI、身体健康情况、工作状态、有无参加医保、有无参加养老保险、人均住房面积、房屋产权、是否拥有家庭小汽车、居住地等变量。

① 其中 EGP 五分类分别为农民 (IVc、VIb)、半技术或无技术工人 (VIIa)、工头或技术工人 (V、VI)、常规非体力工人 (III)、专业技术人员或管理人员 (I、II、IVa、IVb)。

② 该指标对家庭人均收入取对数。

(三) 模型设定

1. 基准模型: Ordered Logit 模型

本文因变量为有序多分类变量, Ordered Logit 模型平行回归假说检验的似然比卡方值为 2.63、p 值为 0.2681, 接受模型之间系数无差异的原假设。因此, 本文采用 Ordered Logit 模型回归分析阶层的代际传递问题。在本文的有序模型分析中, 因变量阶层的代际传递为定序变量。本文的估计模型为:

$$y_i^* = \alpha + \beta edu_i^* + \gamma emp_i^* + \delta Z_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

其中, y_i 表示个体 i 阶层流动的模式, 其中 $i=1, 2, \dots, n$ 。本文定义 3 种不同的阶层流动模式, 分别为阶层向下流动($y_i^*: j=1$)、阶层继承($y_i^*: j=2$)和阶层向上流动($y_i^*: j=3$)。

本文直接给出各变量的 OR 值, 若 OR 值大于 1, 表示解释变量每增加 1 个单位, 阶层向上传递的机会比率上升 OR-1; 反之若 OR 值小于 1, 表示解释变量每增加 1 个单位, 阶层向上传递的机会比率降低 1-OR。

2. Bioprobit 方法与 CMP 方法

由于用式(1)中的模型估计出自变量对阶层的代际传递的影响, 可能存在内生性偏误, 如教育的代际传递与阶层的代际传递可能存在双向交互影响。本文代际教育流动和职业流动与阶层的传递均为离散变量, 通常采用的基于连续变量的两阶段最小二乘法来解决内生性问题的方法不再有效。因此, 本文尝试利用 Sajaia (2008) 提出的 Bioprobit 模型(双变量有序 Probit 模型)与 Roodman (2009) 提出的 Conditional Mixed Process (CMP 条件混合过程方法)对模型重新估计并对照分析, 以判别实证分析的稳健性。

本文选取个体兄弟姐妹的数量作为工具变量, 选取该指标的合理性在于子代受教育程度与父代对子代的人力资本投资水平有关, 而人力资本投资水平与子女数量呈负相关 (Becker 等, 1973), 这说明代际教育流动与兄弟姐妹数量存在相关性。另一方面, 个体与其兄弟姐妹并不会保持在同一阶层, 这说明个体的兄弟姐妹数量与阶层的代际传递并不存在直接关系, 能满足一定的外生性条件。模型设定为:

$$\text{第一阶段: } edu_i^* = \alpha_0 + \alpha_1 C + \alpha_2 X + \delta \quad (2)$$

$$\text{第二阶段: } y_i^* = \alpha + \beta edu_i^* + \gamma emp_i^* + \delta Z_i + \varepsilon_i \quad (3)$$

其中, edu_i^* 为内生变量, C 为工具变量个体兄弟姐妹的数量, α_1 表示工具变量与内生变量的相关系数。 X 表示第二阶段的其他解释变量, δ 为随机误差项。

三、代际阶层、教育、职业的关联分析

本文将当前阶层与 14 岁时阶层进行比较, 并分析代际阶层、教育与职业的关联性。首先将个体按阶层得分划分为五组, 从低到高排序为 1~5 (见表 1)。

(一) 阶层代际传递流动矩阵

将当前阶层与 14 岁时家庭阶层进行比较, 当前阶层与 14 岁时家庭阶层同处于中间

表 1 阶层代际传递流动矩阵

14 岁时家庭	当前社会阶层					
所处阶层	第一分位	第二分位	第三分位	第四分位	第五分位	总体
第一分位	181	259	132	9	1	582
	31.10%	44.50%	22.68%	1.55%	0.17%	100.00%
	74.49%	37.92%	11.72%	5.42%	7.14%	26.08%
第二分位	34	325	514	36	2	911
	3.73%	35.68%	56.42%	3.95%	0.22%	100.00%
	13.99%	47.58%	45.65%	21.69%	14.29%	40.82%
第三分位	26	80	423	81	2	612
	4.25%	13.07%	69.12%	13.24%	0.33%	100.00%
	10.70%	11.71%	37.57%	48.80%	14.29%	27.42%
第四分位	1	15	47	35	1	99
	1.01%	15.15%	47.47%	35.35%	1.01%	100.00%
	0.41%	2.20%	4.17%	21.08%	7.14%	4.44%
第五分位	1	4	10	5	8	28
	3.57%	14.29%	35.35%	17.80%	28.57%	100.00%
	0.41%	0.59%	21.08%	3.01%	57.14%	1.25%
总体	243	683	1126	166	14	2232
	10.89%	30.60%	50.45%	7.44%	0.63%	100.00%
	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%

分位阶层占比最大(69.12%),而处于两侧即高分位与低分位阶层占比较小,阶层分布符合倒 U 形分布;当前阶层处于第一分位(最低分位数阶层),其父代阶层也同处于最低分位的人群占 74.49%,说明家庭背景能在较大程度上决定子代未来阶层,来自贫困家庭的子代未来更有可能陷入贫困阶层,阶层具有

继承性;此外,当父代阶层处于最低分位,其子代阶层有 44.50%的概率处于第二分位,当父代阶层处于第二分位时其子代有 56.42%的概率处于第三分位,均完成了一分位阶层的向上传递。说明当父代阶层背景较差时,其子代有着较高实现阶层向上传递的概率。父代与子代同处于中间阶层的人数较多,说明中产阶层的代际流动趋势较稳定。处于高阶层的父代其子代落入最低阶层的概率仅为 3.57%,即当父代阶层较高时,其子代能延续良好的教育机会与就业机会带来的优势积累,从而继承父代的优势阶层;另一方面,父代处于第五分位时,其子代有较大概率落入第三、第四、第五分位阶层,即父代阶层高时,子代阶层有向下流动的可能性。这可能表明优势阶层的家庭资源不能得到合理有效的利用。此外,个体主观阶层不仅取决于客观社会阶层,也与个体主观的心理感受有关。经济收入处于中等收入及以上的群体其更倾向于认为自己处于社会中下层或者社会下层,主观阶层认同普遍呈现下偏的现象(边燕杰,2002)。

(二) 关联分析

在进行回归分析之前,本文首先使用肯德尔秩相关检验分析教育、职业与阶层是否具有代际传递性。表 2 显示,代际教育、代际职业与代际阶层传递均显著正相关。其中阶层间的代际传递系数最大,数值均在 0.4 以上且在 1%的统计水平上显著,表示代际的

阶层相关性强于代际教育和职业相关性。说明父代阶层即父代社会地位是影响子代阶层最重要的因素。西部地区教育的代际传递关联系数较东部地区的代际关联系数大,其中西部城市地区高于农村地区。说明西部地区的父代教育程度与子代教育程度密切相关,家庭背景差的子代其获得的教育机会较少。而东部地区职业的代际传递关联系数高于西部地区,说明东部地区父代的职业层次显著影响到子代的职业层次,西部地区子代较东部地区更有可能实现职业层次的跨越。

四、阶层代际传递的影响因素分析

通过上述分析,可以发现代际阶层和代际教育与代际职业均存在密切关联,那么如何衡量这些变量之间的真实关系呢?下面将进一步分析代际教育、职业流动对代际阶层传递的影响,以及人力资本、家庭背景等先赋性、后致性因素在阶层代际传递中所起的作用。本文基于 Ordered Logit 模型对阶层代际传递进行分析,设定代际教育向下流动、代际职业向下流动作为参照组。

本文设定 6 个模型,其中模型 1 和模型 2 中解释变量分别为代际教育流动和代际职业流动;模型 3 和模型 4 为在模型 1 和模型 2 的基础上分别加入性别、年龄等控制变量;本文将标准误聚类到省级层面,规避由于地区发展水平不同引致回归分析中的“偏误”。

(一) 基准回归

表 3 模型 1 中,代际教育向上流动的系数大于 1,代际教育每上升一个层级阶层改善的概率增加 29.17%,模型 2 中职业代际向上流动的系数也大

表 2 关联分析

地区	教育	职业	阶层
全部			
城市	0.3521***	0.1426***	0.4190***
农村	0.2326***	0.0838**	0.4323***
全部	0.3841***	0.2056***	0.4423***
东部			
城市	0.3400***	0.1751***	0.3844***
农村	0.2250***	0.1494***	0.3754***
全部	0.3800***	0.2415***	0.3898***
中部			
城市	0.3100***	0.0819	0.4733***
农村	0.2322***	0.0118	0.4515***
全部	0.3645***	0.1572*	0.4727***
西部			
城市	0.4553***	0.1085	0.4230***
农村	0.2135***	0.0281	0.4368***
全部	0.3437***	0.1294**	0.4456***

注:表中数据为肯德尔秩相关系数 τ_b 。* $p<0.1$,** $p<0.05$,*** $p<0.01$ 。

表 3 基准回归(N=2232)

变 量	教育流动(模型 1)	职业流动(模型 2)	教育、职业流动(模型 3)
代际教育继承	0.9649(0.1663)		1.0066(0.1658)
代际教育向上	1.2917*** (0.2126)		1.2853*** (0.2148)
代际职业继承		0.9238(0.1985)	0.9119(0.1996)
代际职业向上		1.6255*** (0.2170)	1.5741*** (0.2075)
截断 1	0.1294*** (0.0211)	0.1577*** (0.0245)	0.1808*** (0.0308)
截断 2	1.3541** (0.1956)	1.6754*** (0.2069)	1.9319*** (0.3089)
伪 R ²	0.0026	0.0068	0.0087

注:括号内数据为稳健标准误,且聚类到省级层面。* $p<0.1$,** $p<0.05$,*** $p<0.01$ 。

于1,表示代际的教育和职业向上流动均显著改善了子代阶层。这说明代际教育与代际职业的向上流动能够显著促进代际阶层向上传递,从而改善阶层固化;模型3显示,代际职业向上流动较代际教育向上传递的系数大,说明代际职业向上流动对阶层改善的作用大于教育向上流动。

(二) 城乡分样本回归

考虑到城乡结构存在差异,本文将样本分为城市样本与农村样本,分析影响阶层代际传递的影响因素(见表4、表5)。模型6、模型9将代际教育、代际职业流动和各控制变量纳入整体进行分析,由表4可以看到模型6、模型9较模型3的R²变大,说明加入各控制变量后拟合优度增加,模型拟合良好。

由表4可得,代际教育向上流动与职业向上流动均显著促进代际阶层向上流动,其中职业层次的提高对阶层代际传递的影响更大。代际教育继承组对阶层改善的作用不显著,这其中的可能原因在于,客观阶层与主观阶层存在一定偏差,偏差的存在可能是由于客观阶层基于宏观的客观分层来界定、反映个体客观社会地位,而主观阶层是相对概念、个体主观阶层认知有可能向下偏移。另外,子代贪图享受可能导致其不能较好地利用家庭

资源及教育机会。

各控制变量对阶层代际传递的影响是:(1)城市男性认为自己比父代阶层有所提高的概率较低(OR值小于1),这可能与两方面因素有关。一是城市女性能得到更多的教育机会,从而改善其社会中的上升空间;二是阶层认同更倾向于主观评价。传统观念中,男性应承担更多的责任和压力,导致男性对自己的阶层认同感有可能向下偏移。(2)家

表4 城市阶层代际传递的影响因素分析(N=910)

变 量	教育流动(模型4)	职业流动(模型5)	教育、职业流动(模型6)
代际教育继承	0.9355(0.3478)		0.9623(0.3552)
代际教育向上	1.7669**(0.6144)		1.5708**(0.5771)
代际职业继承		1.1454(0.3018)	1.1437(0.3138)
代际职业向上		2.4562*** (0.4181)	2.1768*** (0.4216)
性别	0.8034** (0.0821)	0.7839*** (0.0733)	0.7977** (0.0836)
年龄	1.0750(0.0726)	1.1228* (0.0728)	1.1080(0.0733)
年龄平方	0.9992(0.0010)	0.9985(0.0009)	0.9988(0.0009)
家庭人均收入	1.0818** (0.0636)	1.0880* (0.0742)	1.0985** (0.0832)
婚姻状态	1.4312** (0.2148)	1.3150* (0.2011)	1.3070* (0.2021)
身高体重	1.1007(0.1584)	1.1068(0.1594)	1.1116(0.1564)
自评健康	1.5416** (0.3125)	1.5440*** (0.2897)	1.4940** (0.2812)
工作状态	1.0160(0.2286)	1.5633* (0.3688)	1.4338** (0.3428)
医疗保险	0.9114(0.1970)	1.0035(0.2125)	0.9496(0.2152)
养老保险	0.9683(0.2093)	0.9978(0.2090)	1.0071(0.2040)
人均住房面积	0.8558(0.2693)	0.8458(0.2764)	0.8350(0.2779)
住房产权	1.3132** (0.1742)	1.3407** (0.1761)	1.3770** (0.1803)
拥有汽车	0.7991* (0.0916)	0.8495(0.1048)	0.8442(0.1002)
截断1	1.3641(1.6651)	5.0450(6.2529)	7.3542(9.6596)
截断2	17.3540** (20.8189)	5.0694*** (9.9424)	8.3889*** (16.5495)
伪R ²	0.0323	0.0379	0.0470

注:同表3。

庭人均收入对代际阶层的改善作用不容小觑,阶层认知随着家庭人均收入的增加而显著提高。(3)在婚状态能明显提高阶层认同,可能因为夫妻双方拥有的资源比单独一方多,婚姻对个体的福利增进有益,从而提高其主观阶层认同。(4)身体过瘦(BMI小于18.5kg/m²)对城市样本阶层认同的影响统计不显著。(5)身体健康对阶层改善有显著正向作用,身体健康是一切社会活动的重要基础。参与医疗保险对阶层认同的提高作用比参与养老保险更高,这可能是因为养老保险更类似于一种储蓄,更多对老年期起作用,所以对当前阶层改善的作用效果不如医疗保险好。比较住房面积与住房所有权对阶层认同的作用,拥有住房产权对代际的阶层改善有显著的作用,拥有自有住房产权的个体阶层认同高于非自有产权的个体,而住房面积对阶层改善没有影响。拥有家用小汽车对阶层改善没有显著影响。教育层次的提高比职业层次的上升对于农村样本阶层改善的影响更大。代际职业继承组其阶层代际向下传递,这说明户籍在农村的个体,父子职业层次相同时阶层存在代际向下传递的趋向。农村男性倾向于认为自己比父代阶层有所提高。这可能与农村教育不平等有关,女性得到的教育机会较少。家庭人均收入、在婚状态、身体健康、参与医疗保险、拥有住房产权对代际阶层存在改善作用,身体过瘦对农村样本的阶层认同产生显著的负向影响,而住房面积、拥有家用小汽车对阶层改善没有影响。

表 5 农村样本阶层代际传递的影响因素分析(N=1088)

变 量	教育流动(模型 7)	职业流动(模型 8)	教育、职业流动(模型 9)
代际教育继承	1.1990(0.2639)		1.1824(0.2559)
代际教育向上	1.2857 ^{**} (0.2862)		1.2135 ^{**} (0.2649)
代际职业继承		0.6653(0.2298)	0.6417(0.2300)
代际职业向上		1.1318 ^{**} (0.3634)	1.1167 ^{***} (0.3747)
性别	1.1969 [*] (0.1187)	1.2291 ^{**} (0.1187)	1.2161 ^{**} (0.1171)
年龄	0.9136(0.0676)	0.9081(0.0672)	0.9162(0.0664)
年龄	1.0017(0.0012)	1.0017(0.0012)	1.0017(0.0011)
家庭人均收入	1.1121 ^{**} (0.0913)	1.1340 ^{**} (0.0907)	1.1786 ^{**} (0.0878)
婚姻状态	1.3561 ^{**} (0.2067)	1.3606 [*] (0.2152)	1.3608 [*] (0.2154)
身高体重	0.7672 ^{**} (0.1011)	0.7821 [*] (0.1071)	0.8024 [*] (0.1027)
工作状态	0.8133(0.1029)	0.8689(0.1189)	0.8285(0.1104)
医疗保险	1.7447 ^{***} (0.3287)	1.7315 ^{***} (0.3131)	1.7257 ^{***} (0.3287)
养老保险	1.1200(0.1600)	1.1350(0.1599)	1.1222(0.1582)
人均住房面积	1.2315(0.2751)	1.2540(0.2931)	1.2397(0.2822)
住房产权	1.3937 ^{**} (0.2053)	1.4046 ^{**} (0.2084)	1.4260 ^{**} (0.2016)
拥有汽车	1.0392(0.1835)	1.0761(0.1902)	1.0534(0.1921)
截断 1	0.3087(0.4269)	0.3050(0.3868)	0.8667(1.2190)
截断 2	3.1909(4.4679)	3.1726(4.0720)	9.1660(2.9788)
伪 R ²	0.0236	0.0251	0.0303

注:同表 3。

(三) 地区异质性分析

本文将样本按地理位置进一步划分为东部、中部和西部地区,控制年龄、性别等因素的影响,将标准误聚类到省级层面进一步探讨地区间阶层代际传递的影响机制的差异(见表 6)。因篇幅所限,表中只反映核心解释变量的 OR 值,省略其他控制变量。

表 6 阶层代际传递的地区差异分析

地区	教育流动		职业流动	
	代际继承	代际向上	代际继承	代际向上
全部				
全部	1.0475(0.1904)	1.3839*(0.2507)	0.9257(0.1992)	1.6341*** (0.2330)
城市	0.9555(0.3475)	1.5507** (0.5684)	1.1305(0.3063)	2.1639*** (0.4197)
农村	1.1797(0.2567)	1.2162** (0.2616)	0.6474(0.2312)	1.1205(0.3790)
东部				
全部	0.9227(0.3420)	1.3643(0.5265)	0.9658(0.3017)	1.8552*** (0.4765)
城市	1.0418(0.6054)	1.6266(0.8288)	1.1512(0.4620)	2.1025** (0.6380)
农村	0.9961(0.3261)	1.0606(0.4694)	0.7042(0.4704)	1.7786(0.0870)
中部				
全部	0.7525(0.1654)	1.0461(0.2263)	1.1251(0.4045)	1.6794*** (0.3345)
城市	0.6385(0.3790)	1.1189(0.7223)	1.0860(0.5004)	2.4541*** (0.7903)
农村	0.8615(0.2969)	0.9557(0.2914)	1.0476(0.5027)	1.2235(0.4628)
西部				
全部	2.6487*** (0.9787)	2.4266*** (0.7773)	0.5507(0.3898)	0.8740(0.4995)
城市	27.2999*** (27.1807)	34.4348*** (33.5337)	1.5368(0.9744)	2.3455(1.8699)
农村	3.2723*** (1.8998)	2.9059** (1.3744)	0.9682*** (0.0534)	0.8536** (0.0669)

注：同表 3。

从表 6 可以看出，总体上，代际职业向上流动较代际教育向上流动对代际的阶层改善作用更为显著，其中在城乡间、东西部之间的影响存在明显差异。西部地区代际教育流动对阶层代际传

递的作用效果非常显著，其中西部城市地区教育代际向上对阶层代际传递影响的 OR 值甚至达到 34.4388，远大于东部地区教育因素对阶层向上传递的影响程度，即西部地区的教育收益率高于东部地区。可能的原因是西部地区父代平均受教育程度低于东部地区，因此西部地区的子代实现教育向上的机会较多。由于代际教育向上流动对阶层的改善更多作用于低教育水平群体，因而教育向上流动能大大促进西部地区代际阶层的向上流动，教育要素因此成为西部地区改善阶层固化打破贫困代际传递的关键因素。

东部地区的城市较东部地区的农村代际职业向上流动对阶层带来的优势作用更加明显。这是因为代际职业流动存在“天花板效应”，来自背景良好家庭的子代实现职业地位向上流动的可能性较高。东部、城市地区家庭初始资源禀赋普遍优于西部、农村地区家庭，所以西部、农村家庭的子代在初始职业选择时并不占优势，职业向上流动的可能性较小。这说明应促进公共资源在各阶层的公平分配，打破户籍制度导致的教育与职业不平等、打破资源禀赋差的家庭的子代在职业发展中的“天花板效应”，维持代际职业向上流动的渠道畅通，促进代际职业流动，从而改善阶层固化，缩小不平等程度。

(四) 子代出生于不同年代的回归分析

鉴于中国社会结构可能具有时代特征，结合转型期的历史、经济、文化因素对理解时代变迁背景下代际阶层变动特征具有重要的现实意义，为此对不同年代个体阶层获得

影响因素的分析十分必要。本文按照子代出生年份,划分为“1970~1980年”、“1981~1990年”与“1991~2000年”的3个队列。表7结果显示,子代出生于1970~1980年的样本,代际职业向上传递对阶层的改善作用较明显。可能的原因在于出生于1970~1980年的子代其父代多在改革开放前进入劳动力市场,子代在改革开放后进入劳动力市场,市场化进程打开了子代职业层次向上流动的通道,子代比其父代获得高层级职业的机会增多,代际职业向上流动对推进阶层流动存在重要影响。

表7 子代出生于不同年代的回归结果

变 量	子代出生时间		
	1970~1980 年	1981~1990 年	1991~2000 年
代际教育继承	0.9098(0.4325)	1.1978(0.3352)	0.8620(0.2250)
代际教育向上	0.8718(0.4280)	1.7601*** (0.4065)	1.0310* (0.2649)
代际职业继承	0.9222(0.5561)	0.7763(0.2011)	0.9091(0.4289)
性别	1.2782(0.3207)	0.9971(0.0952)	1.0239(0.1656)
年龄	4.1544(8.3519)	0.3778(0.2487)	2.2199(1.8544)
年龄平方	0.9820(0.0251)	1.0165(0.0112)	0.9825(0.0195)
家庭人均收入	1.2663** (0.2219)	1.0580** (0.0782)	1.0276** (0.0898)
婚姻状态	1.9686* (0.7094)	1.1224(0.1394)	1.6653** (0.3535)
身高体重	0.4041(0.2336)	0.9211(0.1728)	0.9547(0.1257)
自评健康	0.5660(0.1986)	2.0298*** (0.2435)	1.3284** (0.4347)
工作状态	1.1629(0.2298)	1.0608(0.2074)	1.0206(0.2891)
医疗保险	0.8841(0.4218)	1.9291*** (0.4712)	1.1158* (0.2206)
养老保险	1.1642(0.3068)	1.0904(0.1873)	1.0279(0.2383)
人均住房面积	1.0665* (1.7462)	0.6824(0.1796)	1.3240(0.3438)
住房产权	1.4266(0.4621)	1.5443*** (0.2090)	1.0276** (0.1573)
拥有汽车	0.9006(0.3324)	1.0999(0.2085)	0.7719(0.1612)
截断 1	7.4568(0.1043)	0.2439(0.4369)	2.9217(2.9375)
截断 2	6.0888(4.2350)	5.7325(0.1087)	3.2304(3.5065)
伪 R ²	0.0598	0.0423	0.0148
观测值	303	866	604

注:同表3。

子代出生1981~1990年的样本,阶层代际向上传递更多地归因于教育向上传递。这可能与1986年义务教育法、1999年高等教育扩招等政策的出台有关,这些政策的实施促进了子代受教育水平提升,这说明代际教育向上传递对阶层改善起到重要的推动作用。子代出生于1991~2000年的样本,代际教育向上流动与职业向上流动对阶层改善的作用效果不显著,这可能一方面与大规模的教育扩张使文凭贬值有关,父代阶层较低的子代很难通过高等教育实现阶层向上流动;另一方面教育机会、就业机会存在不平等,父代与子代的教育层次、职业层次密切相关,阶层较低的家庭其子代通过教育、职业改善阶层的难度大,“寒门难出贵子”,而家庭背景良好、社会资源丰富的家庭其阶层优势得到继承。这反映社会流动缓慢、阶层固化初步显现。进一步分析其他控制变量对阶层改善的影响可以发现,收入增加对各出生年代的子代阶层改善均有正向影响,住房产权对阶层改善的作用对各个年代也不容忽视,与上文结果类似。

(五) 预测概率分析

考察生命周期内代教育流动、职业流动对阶层代际传递的影响,考虑年龄要素是十

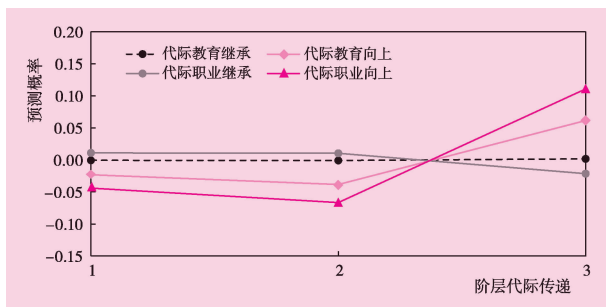


图1 预测概率分析

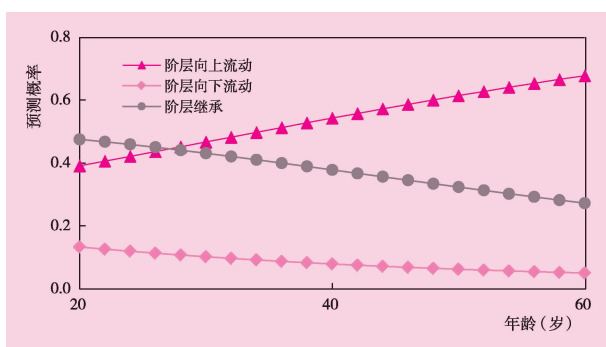


图2 年龄要素分析

分必要的,下面将对预测概率进行分析。如图1所示,横坐标1、2、3分别代表阶层向下流动、阶层继承、阶层向上流动。(1)以教育代际向下流动、职业向下流动作为参照组的结果表明,代际教育、职业向上流动组预测概率显著提高,即教育向上流动与职业向上流动对阶层存在较明显的改善作用。(2)考虑到年龄要素的影响(见图2),代际阶层向上流动组阶层随着被调查者年龄的增加也在不断提升;而对于阶层继承组,调查结果显示随着年龄的增大,阶层的预测概率下降,即存在“边际收益下降”,这与前文实证结果相合;对于阶层向下流动组而言,阶层的预测概率初始值最低,阶层认同感和年龄之间的敏感度非常低,

在整个生命周期内的阶层的预测概率始终维持在最低水平。

(六) 内生性处理

以上分析没考虑内生性问题,下面将选取个体兄弟姐妹的数量为工具变量进行进一步回归。

由 Bioprobit 模型与 CMP 方法的第一阶段回归结果显示,兄弟姐妹的数量对代际教育流动的影响在 5% 的统计水平上显著,满足工具变量相关性的要求。进一步, Bioprobit 模型第二阶段回归结果显示,当纠正可能的内生性偏误后,代际向上的教育流动与向上的职业流动仍对代际阶层的向上传递有着显著的正向作用,且统计结果在 1% 水平上显著。CMP 方法与 Bioprobit 模型的估计结果相近,佐证代际教育流动和职业流动对阶层代际传递有显著正向影响。其他控制变量的结果与前文基本一致。

五、结论与政策建议

本文基于 2015 年度 CGSS 数据,以主观阶层认同作为研究视角切入,使用 Ordered Logit 估计模型,考察了代际教育流动和职业流动对阶层代际传递的影响。研究发现(1)阶层具有较强的继承性,父子两代的阶层关联性强于父子两代的教育关联性、职业关联性。从阶层间的代际流动性差异来看,中低阶层呈现向上传递的代际流动趋势,中高阶

表 8 稳健性检验 (N=1998)

变 量	Bioprobit 模型		CMP 方法	
	第一阶段	第二阶段	第一阶段	第二阶段
代际教育继承		0.0567(0.1033)		0.0572(0.1033)
代际教育向上		1.0061*** (0.5488)		0.9997*** (0.5565)
代际职业继承		-0.0402(0.1146)		-0.0403(0.1147)
代际职业向上		0.2820*** (0.0823)		0.2826*** (0.0829)
兄弟姐妹数量	-0.0992** (0.0671)		-0.1084*** (0.0563)	
athrho	0.7304** (2.8578)			
atanrho_12			-0.5238(0.4680)	
Wald 检验	1830		2185	

注：控制了其他变量，第二阶段控制了省份效应。括号内数据为稳健标准误，且聚类到省级层面。* $p<0.1$ ，** $p<0.05$ ，*** $p<0.01$ 。

层存在向下流动的压力，父子同处于中间阶层的分布较集中，说明中产阶层的代际流动趋势较稳定。(2)代际教育和职业向上流动能够显著促进阶层向上传递，从而改善阶层固化，打破贫困代际传递。教育流动、职业流动对不同出生时期的子代的阶层改善作用有所不同，改革开放后教育流动对阶层改善的作用日益强化，但近年来教育因素、职业因素对阶层改善的作用出现弱化趋势，这说明阶层向上流动呈现受阻的趋向，社会资源向上层聚敛，阶层固化的现象初步显现。(3)代际流动呈现地区、城乡差异，东部地区、城市地区代际职业向上流动比教育向上流动对代际阶层改善作用更大，西部地区、农村地区教育流动对阶层改善的效果强于职业流动，这也暗示公共政策在解决阶层代际传递地区异质性方面应有所作为。

本文的政策含义是：在当前反贫困背景下，瞄准阶层较低的群体也是精准扶贫的一个重要方面，剖析阶层代际传递的成因，制定低阶层群体的识别标准，是解决低阶层贫困问题的首要环节；尽可能消除制度安排中的歧视性内容，对低阶层群体实施必要的制度性照顾和政策性倾斜，这对打破阶层固化、促进社会公平有积极意义；在加大政策扶持和资金投入力度的同时，形成诸如就业扶贫、技术扶贫、信息扶贫等解决阶层固化的多层次资源支撑和保障体制；平衡地区和城乡资源，推进教育公共服务均等化及一体化的社会保障制度建设也是题中应有之意。

参考文献：

1. 边燕杰 (2002):《市场转型与社会分层——美国社会学者分析中国》，生活·读书·新知三联书店。
2. 李煜 (2006):《制度变迁与教育不平等的产生机制——中国城市子女的教育获得 (1966~2003)》，《中国社会科学》，第 4 期。
3. 孙旭、雷晓璐 (2018):《农村居民职业代际流动性的测度及分析》，《青年研究》，第 2 期。

4. 吴晓刚(2007):《中国的户籍制度与代际职业流动》,《社会学研究》,第6期。
5. 张明等(2016):《高等教育能打破社会阶层固化吗?——基于有序 probit 半参数估计及夏普里值分解的实证分析》,《财经研究》,第8期。
6. 张顺、祝毅(2017):《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》,第3期。
7. 周兴、张鹏(2015):《代际间的职业流动与收入流动——来自中国城乡家庭的经验研究》,《经济学(季刊)》,第1期。
8. 邹薇、马占利(2019):《家庭背景、代际传递与教育不平等》,《中国工业经济》,第2期。
9. Becker G.S., Lewis H.G.(1973), On the Interaction between the Quantity and Quality of Children. *Journal of Political Economy*. 81(2):279-288.
10. Behrman J.R., Rosenzweig M.R.(2002), Does Increasing Women's Schooling Raise the Schooling of the Next Generation?. *The American Economic Review*. 92(1):323-334.
11. Case A., Fertig A., Paxson C.(2005), The Lasting Impact of Childhood Health and Circumstance. *Journal of Health Economics*. 24(2):365-389.
12. Constantin I.(2013), Education and Socioeconomic Status of Parents—factors of Influence for Income Inequality. *Manager Journal*. 18(1):53-58.
13. D'Addio A.C.(2007), Intergenerational Transmission of Disadvantage: Mobility or Immobility across Generations? A Review of the Evidence for OECD Countries. OECD Social, Employment and Migration Working Papers No.52.
14. Dunn T., Holtz-Eakin D.(2000), Financial Capital, Human Capital, and the Transition to Self-employment: Evidence from Intergenerational Links. *Journal of Labor Economics*. 18(2):282-305.
15. Erikson R., Goldthorpe J.H., Portocarero L.(1979), Intergenerational Class Mobility in Three Western European Societies: England, France and Sweden. *The British Journal of Sociology*. 30(4):415-441.
16. Ermisch J., Pronzato C.H.(2010), Causal Effects of Parents' Education on Children's Education. ISER Working Paper Series No.2010-16.
17. Feinstein L., Duckworth K., Sabates R.(2004), *A Model of the Intergenerational Transmission of Educational Success*. London: Institute of Education, Centre for Research on the Wider Benefits of Learning.
18. Katriňák T.(2012), Is Current Czech Society a Social Class-Based Society? The Validity of EGP and ESeC Class Schemes. *Sociológia*. 44(6):678-703.
19. Moore K.(2005), Thinking About Youth Poverty Through the Lenses of Chronic Poverty, Life-course Poverty and Intergenerational Poverty. Chronic Poverty Research Centre Working Paper No.57.
20. Roodman D.(2009), Estimating Fully Observed Recursive Mixed-process Models with Cmp. SSRN.
21. Sajaia Z.(2008), Maximum Likelihood Estimation of a Bivariate Ordered Probit Model: Implementation and Monte Carlo Simulations. *The Stata Journal*. 4(2):1-18.
22. Spagat M.(2006), Human Capital and the Future of Transition Economies. *Journal of Comparative Economics*. 34(1):44-56.
23. Želinský T., Mysíková M., Večerník J.(2016), Occupational Mobility, Educational Mobility and Intergenerational Transmission of Disadvantages in Europe. *Ekonomický Časopis*. 3:197-217.

(责任编辑:朱 犁)