

## 中国职业代际流动的趋势及子代教育的作用

褚翠翠 孙旭\*

---

**内容提要** 基于中国综合社会调查 2003–2015 年的数据，本文运用消除误差比例法等模型，考察近年来中国职业代际流动的趋势并探索教育对这一趋势变动的影响。研究发现，近 40 年来中国职业代际流动性呈波浪式发展。其中，1970 年代职业的代际流动性最高，1980 年代职业的代际流动性最低，1990 年代的流动性介于两者之间。教育一直以来都是职业代际流动的重要作用机制，而且当子代教育的间接效应大于直接效应时，能够降低父代特征对子代职业的影响，提高职业的代际流动性，促进社会公平。

**关键词** 职业代际流动 消除误差比例法 子代教育

---

### 一 引言

职业代际流动指劳动者两代（或多代）之间的职业类别和职业层次的变动，是研究社会结构变迁的风向标，也是社会公平性和开放性的衡量指标（李晚莲，2010）。同时，职业代际流动是分析阶层固化的一个重要视角。探索中国职业代际流动的发展趋势和作用机制，不仅有助于把握中国社会的发展进程和变迁方向，也为解决阶层固化提供理论支持。关于中国职业代际流动性的研究不断深化，但在流动趋势和作用机制上仍存在争议。本文在已有研究的基础上进一步探索中国职业代际流动的趋势和子代教育的作用，为明晰中国职业代际流动的趋势提供新的经验证据。

---

\* 褚翠翠，东北财经大学统计学院，电子邮箱：18375310409@163.com；孙旭，东北财经大学统计学院，电子邮箱：sunxu@dufe.edu.cn。本研究得到国家社会科学基金项目“我国高等教育扩张背景下过度教育的特征、效应及政策研究”（13CJY010）、东北财经大学校级科研项目“转型中国的职业代际流动研究：流动率测算与流动结构特征分析”（DUFE2017Y14）的资助。

本文使用中国综合社会调查（CGSS）的9期调查数据，运用对数可积层面效应模型（LMLM）和消除误差比例法，对中国近40年来的职业代际流动情况进行全方位解析。在此基础上，本文引入中介效应分析，探究教育对职业代际流动的作用机制，以期为提高中国职业代际流动性提供实证支持。

改革开放40年来，中国经济快速发展，人民生活水平不断提高，市场化改革取得了举世瞩目的成就，中国跃居为世界第二大经济体。在经济高速发展的同时，中国也格外注重社会公平的实现，尤其是就业公平。2007年审议通过的《中华人民共和国就业促进法》，旨在通过法律手段促进就业公平。2019年人力资源和社会保障部、司法部等多部门联合发布通知，规定各单位在招聘过程中不得限定性别，以进一步保证男女平等就业。这一系列的措施表明，机会平等、就业公平的概念早已不是停留在理想层面的追求，对于社会和谐与稳定具有重大的现实意义。

然而，在市场经济体制不断发展和完善的过程中，也伴随着一些不和谐的声音，有研究称“21世纪中国的社会阶层流动已经呈现出同代交流减弱、代际继承加强的趋势”（崔翔、鲍宗豪，2013）。“拼爹”、“官二代”、“贫二代”和“蚁族”等现象的出现，也给人们带来阶层固化愈加严重的感觉。在此背景下，探索职业的代际流动既是对上述现象的一个解答，也为实现职业公平和解决中国职业代际流动问题提供新思路和新建议。

## 二 文献述评

近年来，关于职业代际流动趋势的研究逐渐增多。回顾已有文献对职业代际流动趋势的研究，可以看出在趋势研究中常用的是对同期群进行分析。张翼（2004）对2001年中国社会结构变迁调查数据进行的分析发现，1978—1991年、1992—2001年这两个时段，伴随着中国市场化进程的加快和加深，父亲职业地位对劳动者职业地位的获得有显著的影响，且市场化程度越高，其影响力越大。邢春冰（2006）对不同年份的中国健康与营养调查（CHNS）数据进行分析，结果表明，1990年代职业的代际相关性略高于1990年前后，“子承父业”的现象有所加剧。郝大海和王卫东（2009）利用中国综合社会调查2003年数据进行分析，结果表明，从“文革”前至改革初期，父代职业对子代职业的影响呈增长趋势，在改革的后一个时期又有所回落，但影响强度仍然大于改革前。李路路和朱斌（2015）对中国综合社会调查2005年、2006年和2008年数据进行分析发现，60多年来，中国社会父代职业对子代职业的影响呈波浪式变动，比较而言，当前的社会开放性相对较高。朱晨（2017）对2000年全国人口普查

和 2005 年 1% 人口抽样调查微观样本数据进行分析，结果表明，1980—1989 年出生的劳动者相较于 1950—1959 年出生的群体职业代际向上流动率累计上升比例约为 81%。这表明，近年来中国职业代际传递和继承现象逐渐减少，向上流动性大幅提高。

也有一批学者热衷于关于职业代际流动的影响因素和作用机制的研究。国外不少研究表明，教育是影响职业代际流动的重要因素（Blau & Duncan, 1967；Breen & Jonsson, 2007；Breen et al., 2009, 2010；Ruiz, 2016）。国内学者也对此展开了大量的研究（张翼，2004；邢春冰，2006；吴晓刚，2007；郭丛斌、闵维方，2009；周兴、张鹏，2014；王学龙、袁易明，2015；阳义南、连玉君，2015）。教育作为职业代际流动的重要影响因素已经得到了广泛认可。

然而，在职业代际流动的趋势分析中，更深层次的是对影响趋势变动的因素进行分析。Breen et al. (2010) 指出，教育能够促进职业的代际流动。Jann & Seiler (2014) 利用对数可积层面效应模型和消除误差比例法对瑞士代际流动问题进行分析，结果表明，社会出身对受访者职业影响的趋势主要取决于直接影响的趋势，教育的中介作用对于趋势变化的影响不大。Pfeffer & Hertel (2015) 对 1972—2012 年间美国综合社会调查的男性数据进行分析，结果表明，教育扩张背景下美国的代际流动性呈现缓慢且稳定的增长趋势，与教育扩张的组合效应相一致。目前国内关于教育对职业代际流动趋势的影响的研究较少，所得的结论也并非完全一致。李力行和周广肃（2014）对中国家庭收入调查（CHIPS）数据的分析表明，受教育程度对职业的代际传递有显著的正向影响。吕姝仪和赵忠（2015）对 CHNS 1991—2009 年的数据进行分析，结果表明，教育扩张促进了职业的代际流动性。郝雨霏等（2014）认为，教育扩张并未有效提高职业阶层的流动性。

基于列举的文献可知，广大学者在职业代际流动这一领域取得了不少成就，为后续研究提供了坚实的理论基础和参考价值。但是，现有研究还存在一些值得完善的地方。首先，现有文献缺乏连续的趋势分析。大多数研究注重对职业代际流动的趋势分析，主要依赖于同期群的点估计对整体趋势进行粗略的描述，并没有得到整个观察期内连续的变化趋势。对于同期群的划分也缺乏统一的标准，一些研究根据同等时间间隔进行划分，导致各同期群之间的样本量差异较大；也有一些研究根据特殊事件的时间进行划分，使得各同期群包含的时间跨度较大。而连续的趋势分析则不存在这些问题。其次，关于教育对职业代际流动趋势变化的影响的分析较少。在对教育作用的研究中，当前研究大多关注教育对职业代际流动的影响以及这种影响的强度，很少有文章探索教育作为影响因素对职业代际流动的趋势会产生怎样的影响。目前国内仅有少量文献对此进行了研究。

当前分析代际流动问题最常用的是对数可积层面效应模型，但该模型在实际应用

中还存在一些局限，如无法进行连续的趋势分析、难以分析多变量的联合效应等。本文的主要工作和创新之处在于，针对对数可积层面效应模型的不足，引入消除误差比例法对职业的代际流动进行分析。将消除误差比例法与核密度估计结合，能够得到每一个出生年的 PRE 估计值，从而对数据做连续的趋势分析，很大程度上弥补了 LMLEM 的不足。另外，本文还运用消除误差比例法得到父代教育和父代职业对子代职业的联合效应，并将子代教育纳入控制变量，对代际流动的作用机制进行分析。结果表明，近 40 年来中国职业的代际流动性呈波浪式发展，但改革开放以来，职业的代际流动性显著提高；教育作为职业代际流动的重要机制，对子代职业的获得发挥着越来越重要的影响。

### 三 模型假定与作用机制

#### (一) 对数可积层面效应模型

对于三维流动表的饱和模型，公式如下：

$$\begin{aligned} F_{ijk} &= \tau_{...} \cdot \tau_{i..} \cdot \tau_{.j..} \cdot \tau_{..k} \cdot \tau_{i..k} \cdot \tau_{.j..k} \cdot \tau_{ij..} \cdot \tau_{ijk} \\ i &= 1, \dots, I, j = 1, \dots, J, k = 1, \dots, K \end{aligned} \quad (1)$$

Xie(1992) 以及 Erikson & Goldthorpe(1992) 提出用  $\exp(\psi_{ij..} + \phi_{..k})$  来代替该模型中的  $\tau_{ij..} \cdot \tau_{ijk}$ ，由此得到了对数可积层面效应模型，公式如下：

$$\begin{aligned} F_{ijk} &= \tau_{...} \cdot \tau_{i..} \cdot \tau_{.j..} \cdot \tau_{..k} \cdot \tau_{i..k} \cdot \tau_{.j..k} \cdot \exp(\psi_{ij..} + \phi_{..k}) \\ i &= 1, \dots, I, j = 1, \dots, J, k = 1, \dots, K \end{aligned} \quad (2)$$

式 (2) 中， $F_{ijk}$  表示多维流动表中的单元格频数， $i$  和  $j$  分别表示所对应的流动表的行与列， $k$  表示不同的维度（即不同的同期群）， $\tau_{i..}$ 、 $\tau_{.j..}$  和  $\tau_{..k}$  分别表示行、列和维度的主效应， $\tau_{i..k}$  和  $\tau_{.j..k}$  分别表示行、列与维度之间的二维交互效应，而  $\psi_{ij..}$  和  $\phi_{..k}$  分别表示流动表行与列的整体关联性以及各维度的关联情况，且限制  $\sum \phi_{..k}^2 = 1$ 。参数  $\phi_{..k}$  越大，意味着父代特征对子代职业的影响越显著，代际流动性越低；反之，则代际流动性越高。

本文以  $\chi^2$  统计量来度量对数可积层面效应模型对每一个同期群的拟合优度，公式如下：

$$\bar{\chi}_k^2 = \frac{1}{N_k} \sum_{i=1}^I \sum_{j=1}^J \frac{(F_{ijk} - \hat{F}_{ijk})^2}{\hat{F}_{ijk}} \quad (3)$$

$\bar{\chi}_k^2$  值越小，表明模型对该同期群的拟合优度越高、拟合效果越好；反之，则模型的拟合效果越差。本文着重考察的是  $\bar{\chi}_k^2$  之间的相对差异。

近年来，对数可积层面效应模型在代际流动问题的分析中得到广泛应用 (Breen &

Jonsson, 2007; 高勇, 2009; Jann & Seiler, 2014; Lippényi et al., 2013; 李路路、朱斌, 2015)。但是从这些文章中也可以看出, 在使用 LMLEM 研究代际流动问题时仍存在一些局限性。首先, LMLEM 的应用必须依托于固定模式的列联表, 参数设置较为单一, 这使得模型很难扩展到更为复杂的应用上, 例如, 分析多个原始变量的联合效应或纳入控制变量。第二, 在使用 LMLEM 分析代际流动问题时, 必须将年份划分为区间段的形式, 而目前对于区间段(同期群)的划分还没有统一的标准<sup>①</sup>, 且此时只能得到所划分的各同期群的点估计值, 无法做出连续的趋势分析。第三, LMLEM 在模型设置上存在问题, 该模型假定了一个基本关联模式, 且这种关联模式随着时间的推移保持不变, 如果违反这一假定将会使模型产生错误的结果, 即模型假设层变量(即各历史时期)对代际继承效应的影响仅在于改变层效应的强度  $\phi_{i,k}$ , 而效应的发生模式  $\psi_{ij}$  在层变量的各组间保持一致。

## (二) 消除误差比例法—PRE

### 1. 消除误差比例法的基本思想

统计上常用消除误差比例来衡量两个变量间的相关性。假设不知道  $X$  值时预测  $Y$  值产生的误差为  $E_0$ , 而知道  $X$  值时预测  $Y$  值产生的误差为  $E_1$ , 则

$$PRE = \frac{E_0 - E_1}{E_0} = 1 - \frac{E_1}{E_0} \quad (4)$$

式(4)中, PRE 的值越大说明已知  $X$  值对预测  $Y$  值的帮助越大, 也就是说  $X$  与  $Y$  的相关性越大; 反之, 则越小。PRE 在医学、社会学和经济学等众多领域都有着广泛的应用。梁吉业等(2016)也指出, PRE 是一种适用于任何类型数据的相关系数。

Jann & Combet(2012)将消除误差比例法运用到代际流动问题的研究中, 其基本思想是, 父代特征对子代职业的预测能力越强, 表明父代特征对子代职业的影响力越强。也就是说, 根据父代特征对子代职业进行预测, 预测效果越好, 代际流动性就越低; 反之, 则表明代际流动性越高。

本文借助于多项 Logistic 回归估计预测概率, 并进一步通过消除误差比例法来量化父代特征对子代职业的预测能力。PRE 的定义如式(4)所示<sup>②</sup>。由于本文所涉及的职

<sup>①</sup> 基于之前列举的文献可知, 同期群的划分没有统一的标准, 可以按照等时间间隔划分, 也可根据历史事件的时期进行划分, 不同的划分标准会使结果呈现差异。

<sup>②</sup> 其中,  $E_0$  表示在有限信息下(即不包括父代特征)的预测误差之和,  $E_1$  表示在全部信息下(即包括父代特征)的预测误差之和。

业和教育都是分类变量，所以根据熵权法计算预测误差， $E_0$  和  $E_1$  的计算公式如下：

$$E_m = - \sum_{i=1}^N w_i \ln(\hat{p}_m(Y=y_i)) \quad (5)$$

式(5)中， $w_i$  表示职业  $i$  的权重， $\hat{p}_m(Y=y_i)$ ， $m=0, 1$  表示在模型  $m$  中因变量  $Y$  关于观测变量  $y_i$  的预测概率，使用多项 Logistic 回归来估计这些预测概率。有限信息下的概率模型如下：

$$p_0(Y=j) = \frac{\exp(\beta_j Z_i)}{1 + \sum_{l=1}^j \exp(\beta_l Z_i)} \quad (6)$$

式(6)中， $Z_i$  是由控制变量所组成的向量， $\beta_j$  是多项 Logistic 回归的回归系数。同样，全部信息下的概率模型如下：

$$p_1(Y=j) = \frac{\exp(\beta_j Z_i + \gamma_j X_j)}{1 + \sum_{l=1}^j \exp(\beta_l Z_i + \gamma_l X_j)} \quad (7)$$

式(7)中， $X_j$  是由父代特征所组成的向量。

## 2. 连续的趋势分析

当某些出生年的观测数量较少时，可以将多个出生年合并成一个同期群，以减小估计误差。这是对数可积层面效应模型中常用的一种做法，本文也将这种做法运用到消除误差比例法中。但是，合并出生年后得出的结果只能对代际流动性进行粗略的描述。为了得到更详细的以平滑曲线形式呈现的结果，将核密度估计引入到消除误差比例法中，以计算出每一个出生年的 PRE 值。也就是说，需要重复计算每一个出生年的权重，权重的定义如下：

$$w_i(t^*) = w_i \cdot \frac{1}{h} K\left(\frac{t^* - t_i}{h}\right) \quad (8)$$

其中， $t^*$  表示目标出生年份， $t_i$  是受访者  $i$  的出生年， $k(\cdot)$  为相应的核函数<sup>①</sup>。

## 3. 作用机制分析

### (1) 多变量联合效应的实现

已有文献对父代特征的衡量是多维的，包含父代教育、职业、政治面貌、收入水平等变量。基于样本量的考虑，本文以父代教育和父代职业来衡量父代特征，进一步考虑父代职业和父代教育对子代职业的联合影响，探讨多维的父代特征对子代职业的影响。

<sup>①</sup> 可根据需要灵活选择核函数，如 Uniform 核函数、Triangle 核函数、Gaussian 核函数等。本文在计算过程中使用的是 Epanechnikov 核函数。

在 PRE 框架下，式（7）的向量  $X_i$  中加入多个自变量即可实现父代特征（同时包括父代教育和父代职业）对子代职业的联合效应。

### （2）直接效应和间接效应

不少研究表明，代际流动性不仅取决于父代职业和父代教育这类先赋性因素，还取决于子代特征等后致性因素，如子代受教育程度、政治面貌等。也就是说，父代特征对子代职业的影响至少在某些程度上是通过这些后致性因素产生间接影响。因此，本文将父代职业和父代教育对子代职业的联合影响视为总效应，而总效应又可以分解为通过子代教育这一后致性因素产生的间接效应和控制子代教育这一变量后得到的父代特征对子代职业的直接效应。对于总效应的分解是十分有必要的，正向的直接效应表明，即使将子代教育的间接效应考虑在内，父代特征仍然对子代职业产生影响。观察总效应、直接效应和间接效应三者之间的变化趋势是明确教育的中介作用的重要依据。

考虑到本文变量的选择，此处将父代教育和父代职业的联合效应视为总效应。将子代教育添加到多维对数模型式（6）和式（7）的  $Z_i$  向量中作为控制变量，以控制子代教育的影响，得到父代特征对子代职业的偏相关估计，即为直接效应。总效应与直接效应之间的差异为间接效应。

## 四 数据的选择与处理

### （一）数据的选择

本文使用的数据来源于中国综合社会调查（CGSS）。该调查始于 2003 年，是最早的全国性、综合性、连续性调查。2003–2008 年是 CGSS 项目的第一期，共完成 5 次年度调查（2007 年没有执行），除 2004 年的调查数据，剩下的年度数据都已在中国国家调查数据库的网站上发布。2010–2019 年是 CGSS 项目的第二期，截至目前，已完成 5 次年度调查，其中 2010–2015 年的数据均已公布（2014 年的数据暂不对外发布）。本文将每次调查中的子代年龄限制在 18~42 岁之间，涵盖了 1961–1997 年之间的出生群体，并把每次调查中的父代年龄限制在 60 岁以下。之所以这样限定，是由于以下原因。首先，考虑父代职业对子代职业的影响力，如果父代的年龄过大（大于 60 岁），则多数已经退休或失业，此时的父代对子代职业的选择影响不明显，这些样本会使测量结果出现偏差，可能会造成代际流动性的高估，因此，本文将父代年龄限制在 60 岁以下。其次，考虑到父代年龄的限制，本文将子代年龄的上限设定为 42 岁，同时由于

18岁以下的群体不在CGSS的调查范围，无法获取其就业信息，且18岁以下的群体未达到一般行业的法定就业年龄，因此，本文将子代年龄的下限设定为18岁。第三，18~42岁这个年龄段包括了大部分就业者的年龄，样本覆盖了1961~1997年之间的出生群体，涵盖了60后、70后、80后和90后四大群体，能够比较全面地反映近年来中国的职业代际流动情况。第四，1970年代末，中国进入改革开放，本文选取了1961~1997年间的出生群体，这一时间段将中国市场经济体制的改革期包括在内，包含了1978年之前的17年的出生群体，及1978年之后的20年的出生群体，对研究改革开放前后中国的职业代际流动趋势具有较好的代表性。

基于上述原则，本文整合了CGSS2003~2015年的数据，建立一个统一的数据库，以分析改革开放前后中国的职业代际流动趋势。表1列出了数据中符合本文年龄限定的样本量，并给出了剔除缺失值后每次调查中的有效样本量。整合CGSS2003~2015年的数据，一共得到14936个符合年龄限定的样本量，剔除缺失值后有效观测值为7974个。从表1的数据可以看出，CGSS2005年和2008年的数据缺失较为严重，其余年份的调查数据也均有不同程度的缺失。

表1 本文所用的CGSS调查数据情况

调查年份	2003	2005	2006	2008	2010	2011	2012	2013	2015	合计
可用样本量	1299	2282	1074	1490	2149	1027	1956	1894	1765	14936
有效观测值	770	743	672	533	1335	595	1176	1185	965	7974

资料来源：根据CGSS数据计算得到。

图1展示了对应于受访者的出生年份，各项调查中的可用样本量（左刻度线）及有效观测值（右刻度线）。本文将每次调查中的受访者的年龄限制在18~42岁之间，涵盖了1961~1997年的出生群体，并将其父代年龄限制在60岁以下。从图1可以看出，1971年之前的每个出生年份和1992年之后的每个出生年份所对应的有效观测的数量都少于120。为了消除样本量带来的误差，本文在后续的研究中将部分出生年进行合并。

为了更加直观地描述1961~1997年间的职业代际流动趋势，本文在综合考虑样本量的基础上将样本划分为5个同期群，将1961~1978年的出生群体划分为第一个同期群，1979~1982年的出生群体划分为第二个同期群，1983~1986年的出生群体划为第三个同期群，1987~1990年的出生群体划为第四个同期群，1991~1997年的出生群体划分为第五个同期群。

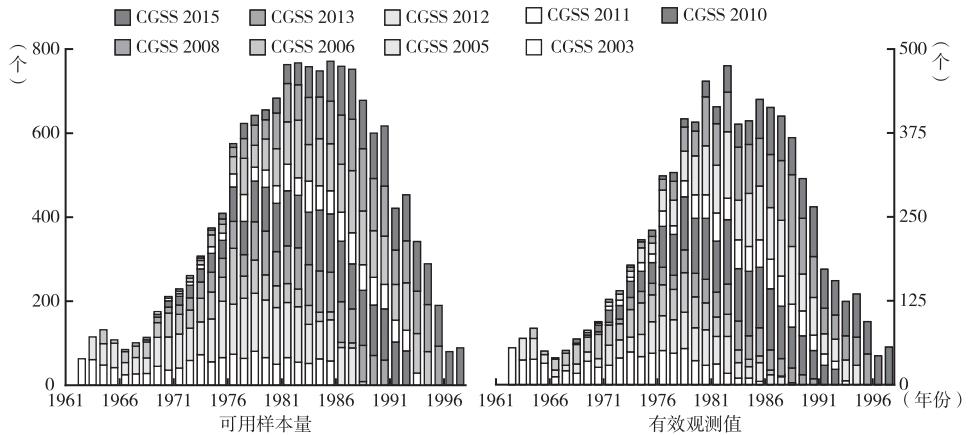


图 1 各出生年中可用样本量及有效观测值

资料来源：根据 CGSS 数据计算得到。

## (二) 数据的处理

CGSS 采用国际认可度较高的国际标准职业分类体系（ISCO - 88）对职业进行编码，使得数据具有国际可比性<sup>①</sup>。但是，考虑到中国的实际情况，本文将参照《中华人民共和国职业分类大典》（以下简称《大典》）对样本数据的职业进行重新分类。ISCO - 88 与 2015 年版《大典》的职业分类的对比情况如表 2 所示。

表 2 职业分类对比表

ISCO - 88		《中华人民共和国职业分类大典》	
职业大类	名称	职业大类	名称
1	立法者、高级官员和管理者	1	党的机关、国家机关、群众团体和社会组织、企事业单位负责人
2	专业人才	2	专业技术人员
3	技术和辅助专业人才		
4	办事员	3	办事人员和有关人员
5	服务人员、商店和市场销售人员	4	社会生产服务和生活服务人员
6	熟练的农业和渔业人员	5	农、林、牧、渔业生产及辅助人员

① 其中，2005 年调查依据《中华人民共和国职业分类大典》对职业进行编码。

续表

ISCO - 88		《中华人民共和国职业分类大典》	
职业大类	名称	职业大类	名称
7	工艺品及相关人员	6	生产制造及有关人员
8	工厂机器操作人员和装配人员		不便分类的其他从业人员
9	初级职业	8	
10	军人	7	军人

资料来源：根据《国际标准职业分类体系》和《中华人民共和国职业分类大典》整理得到。

考虑到本文的样本量，分类过细会使得每一类职业所包含的样本量相应减少，可能会导致计算结果出现偏差。因此，本文在参考 2015 年版《大典》的基础上，参照周兴和张鹏（2014）、李路路和朱斌（2015）对职业的划分以及姚芳斌（2011）对 ISCO 与中国职业的配对与比较，将职业划分为 5 类。CGSS 中对父代教育程度和子代教育程度的分类也较为复杂，不利于本文后续内容的研究，本文将教育程度划分为 6 类，分别为小学及以下、初中、中等职业教育、高中、专科以及本科及以上。

图 2 为对职业进行再分类之后，经过划分后的各同期群中父代和子代的职业分布。图中的数值是经过标准化之后的，以使得每个同期群中各职业权重之和为 100，便于后续的分析比较。从图 2 可见，对于每一个同期群，子代职业中的体力劳动者相较于父代职业中的体力劳动者都显著减少，而非体力劳动者的比例则显著增加。随着时间的

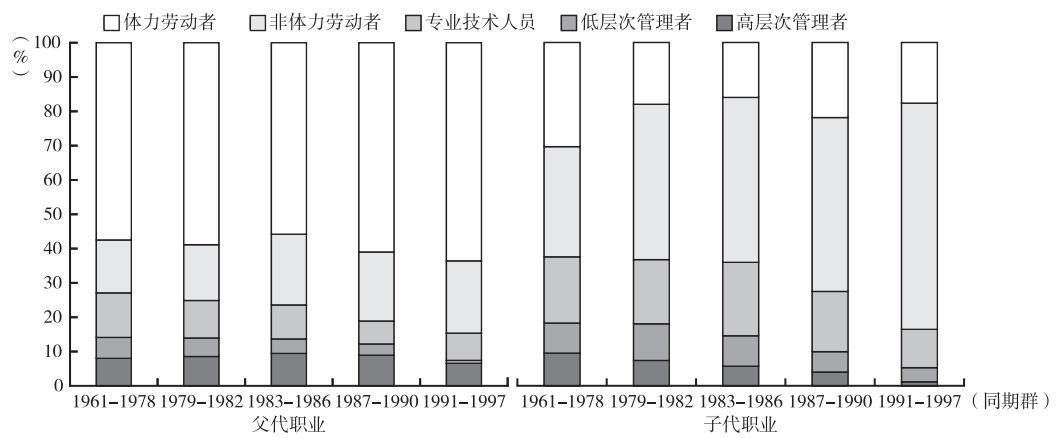


图 2 各同期群中父代和子代的职业分布

资料来源：根据 CGSS 数据计算得到。

推移，父代职业中体力劳动者和非体力劳动者的比例都有所上升，子代职业中的体力劳动者的比例呈下降趋势而非体力劳动者的比例显著上升。此外，专业技术人员、低层次管理者和高层次管理者的比例在父代和子代职业中都有下降的趋势，子代职业中所呈现出的下降趋势更为明显。这可能是因为 90 后仍处于事业上升期，其最终的职业属性尚不明确；而 80 后的职业刚刚稳定，距离管理阶层还有一定的空间。

## 五 实证分析

### (一) 各同期群的点估计值

对数可积层面效应模型以参数  $\phi^2$  的大小来衡量父代职业对子代职业的影响程度，以  $\chi^2$  衡量模型对群体的拟合程度。 $\phi^2$  越大表明父代职业对子代职业的选择影响越大，职业的代际流动性较低；反之，流动性越高。 $\chi^2$  越大表明模型的拟合效果越差，反之，拟合效果越好。消除误差比例法以 PRE 值的大小衡量父代职业对子代职业的影响强度，PRE 表示的是考虑父代信息和不考虑父代信息这两种情况下，子代职业预测误差的减少比例。PRE 值越大，表明父代职业对子代职业的预测误差越小，预测能力越强，父代职业对子代职业的影响就越大，职业的代际流动性就越低；反之，PRE 值越小，父代职业对子代职业的影响就越小，职业的代际流动性就越高。

图 3 展示了在分析父代职业对子代职业的影响时，分别由对数可积层面效应模型测算出的结果（实线、左刻度）和消除误差比例法得出的结果（实线、右刻度），进而将这两种结果进行比较。由于  $\phi^2$  和 PRE 分别刻画在两个不同的尺度上，本文是对这两个参数在趋势上的变化进行对比而不是单纯地比较这两个参数的数值大小。如果消除误差比例法得到的结果与对数可积层面效应模型得出的结果呈相同趋势，则说明消除误差比例法能够很好地应用于代际流动问题的分析。若两者呈现出截然不同的趋势，则表明消除误差比例法不适用于分析代际流动问题。由图 3 可见， $\phi^2$  与 PRE 所呈现出的趋势整体上是一致的，说明能够使用消除误差比例法来分析职业的代际流动问题。通过比较  $\chi^2$  在各群体之间的相对差异，我们可以看出  $\phi^2$  与 PRE 所表现出的趋势不一致的地方对应的  $\chi^2$  相对较大，表明此处对数可积层面效应模型的拟合效果相对较差。也就是说，在 LMLEM 和 PRE 测算结果中两者趋势不一致的地方就是 LMLEM 模型拟合程度较差的地方。综上，本文采用消除误差比例法分析职业的代际流动性。

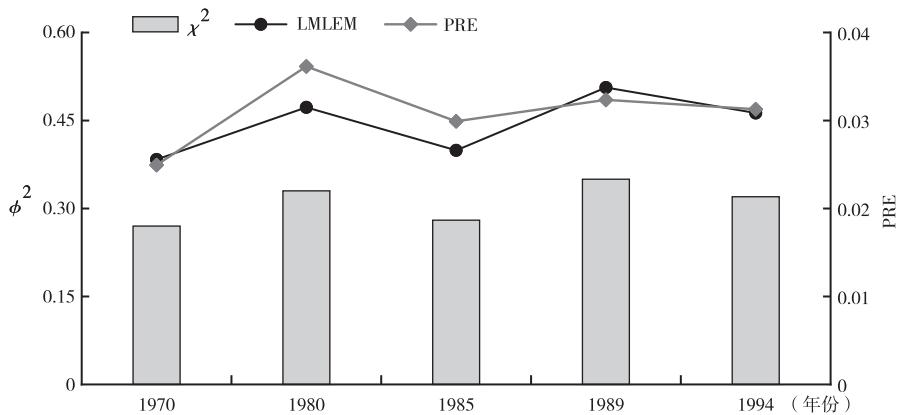


图3 对数可积层面效应模型与PRE结果对比

资料来源：根据CGSS数据计算得到。

从图3还可以看出，PRE的值整体上是增大的，但过程呈现出较大的波动性，1970—1980年PRE的值是增大的，1980—1985年PRE的值有所下降，1985—1989年PRE的值也是增大的，1989—1994年PRE又呈现出下降趋势。结合中国的实际情况，我们认为，改革开放之前，职业选择比较单一，职业的代际流动性不断降低。随着改革的深入和市场经济体制的逐渐完善，职业的代际流动性呈现出总体上升的趋势。具体分析来看，改革开放之初，职业的代际流动性大幅提高，这表明经济体制改革对中国职业流动有巨大的促进作用，但是由于计划经济与市场经济并存的体制并不适应中国的发展，后期职业的代际流动性有所降低。不过，相较于改革之初，职业的代际流动性是有所提高的。1992年之后，中国正式进入市场经济时代，职业的代际流动性呈现出上升的趋势。我们有理由相信，随着市场经济体制和相关配套制度的完善，中国的职业代际流动性有望进一步提高。

## (二) 连续的趋势分析

本文结合核密度估计与消除误差比例法，估计每一个出生年所对应的PRE值，无需使用消除误差比例法重复计算每一年的误差减小比例就得到以平滑曲线形式呈现的PRE。

由图4可见，平滑的PRE曲线所呈现的趋势与分层的PRE趋势相同，但是平滑的PRE曲线表现出更多的波动且平滑的PRE比分层的PRE展现出更多的信息量。在平滑的PRE曲线上可以看出，父代职业对子代职业的影响最初是上升的，之后趋于平稳，然后再呈现出上升的趋势，而这种波动性的变化并没有在分层PRE中体现出来。因此，本文更倾向于使用平滑曲线形式的PRE进行分析。

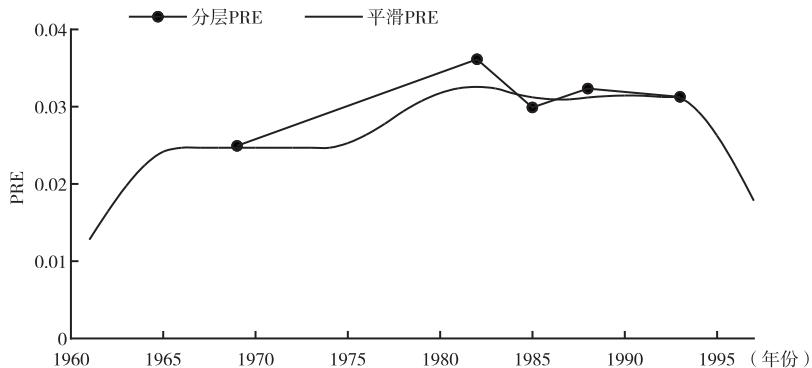


图 4 平滑的 PRE 结果

资料来源：根据 CGSS 数据计算得到。

### (三) 作用机制分析

#### 1. 多变量联合效应

为估计父代特征对子代职业的联合效应，可以向多维对数模型的向量  $X_i$  中添加多个自变量。本文在分析了父代教育对子代职业的影响的基础上，进一步考虑了父代教育和父代职业对子代职业的联合效应。

图 5 展示了在父代教育对子代职业产生影响的基础上，添加父代职业为解释变量，得到父代教育和职业对子代职业的联合效应。从图 5 的对比结果可见，两条曲线的趋

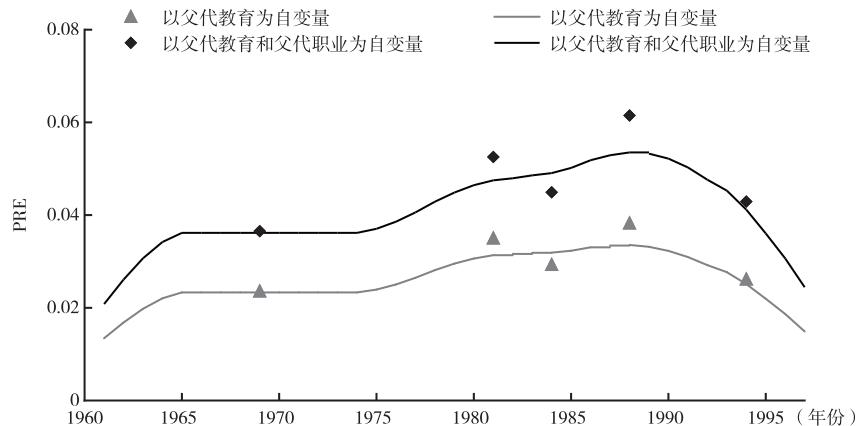


图 5 多维自变量的 PRE 结果

资料来源：根据 CGSS 数据计算得到。

势基本一致，且差异不大。因此，我们认为父代教育会对子代职业产生一定的影响，且这种影响并不比父代职业的影响小。

## 2. 直接效应和间接效应

本文以父代教育和父代职业来衡量父代特征，将父代教育和父代职业对子代职业的联合效应视为总效应，将子代教育作为控制变量时父代教育和职业对子代职业的影响视为直接效应，两者之间的差值视为间接效应，对于各同期群的测算结果见表3。从表3可见，直接效应是正向的且较为显著，也就是说，除了子代教育对子代职业的间接效应外，父代特征对子代职业也会产生影响。

表3 各同期群的总效应分解

年份	1970	1980	1985	1989	1994
总效应	0.037	0.053	0.045	0.061	0.043
直接效应	0.024	0.028	0.021	0.033	0.016
间接效应	0.012	0.025	0.024	0.029	0.027

资料来源：根据CGSS数据计算得到。

图6展示了以平滑曲线形式呈现的父代教育和职业对子代职业的效应的分解。其中，条形表示总效应，曲线分别对应直接效应和间接效应。从图6可以看出，随着时间的推移，直接效应起初呈现上升的趋势而后趋于稳定，1987年之后下降趋势较为明显。这表明，父代特征对子代职业的直接影响有所减小。另外，在观察期内，间接效应是不断增大的，在1994年之后有些许下降，但仍然大于观察期初的间接效应。这表明，子代教育对子代职业的获得有着越来越重要的影响。从图6还可以看出，总效应的趋势主要取决于间接效应的趋势，这说明教育一直以来都是代际流动中重要的作用机制。1980年之前总效应与间接效应的趋势一致但是数值上差异较大，间接效应明显小于直接效应，表明父代特征对子代职业的影响主要还是对其职业的选择产生影响。而1980年之后，总效应与间接效应的差距逐渐缩小，且间接效应逐渐赶超直接效应，当间接效应大于直接效应时，对应的总效应呈现出明显的下降趋势。这表明，随着子代教育中介作用的增大，父代特征对子代职业的影响显著减小。从整个观察期来看，当父代特征对子代职业的直接效应大于（或等于）通过教育所产生的间接效应时，父代特征对子代职业的影响是增大的；当父代特征对子代职业的直接效应小于通过教育所产生的间接效应时，父代特征对子代职业的影响是减小的。因此，教育确实能够促进职业的代际流动性，有效地减少了“子承父业”现象的发生，有利于促进社会公平。

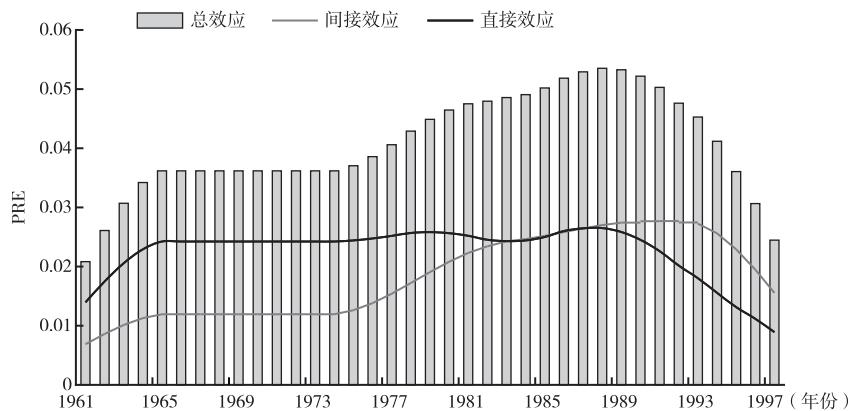


图 6 平滑 PRE 效应的分解

资料来源：根据 CGSS 数据计算得到。

#### (四) 稳健性检验

在以子代出生年作为控制变量的条件下，本文再次对职业代际流动的整体趋势、多变量联合效应、直接效应与间接效应进行了测算，将其与无控制变量时的各项结果进行比较。从对比结果可见，添加控制变量后各部分结果与无控制变量时的结果仅存在数值上的差异，所呈现出的整体趋势是一致的。

## 六 结论与建议

本文整合了 CGSS2003–2015 年的数据，将对数可积层面效应模型与消除误差比例法的结果进行比较，可以看出消除误差比例法适用于分析职业的代际流动问题，且两者趋势不一致的地方就是 LMLEM 模型拟合程度较差的地方。因此，本文主要采用消除误差比例法进行实证分析。从测算结果可以看出，改革开放之前，职业的代际流动性不断降低，随着改革开放的推进，职业的代际流动性总体呈现上升趋势。具体表现为，改革开放之初职业的代际流动性有较大幅度的增加，但后期有小幅的降低，随着市场经济体制的不断完善，职业的代际流动性又呈现出上升的趋势。在进一步的分析中，添加父代教育为解释变量，得到父代教育和职业对子代职业的联合效应，结果表明，父代教育对子代职业的影响并不比父代职业对子代职业的影响小。最后，本文将父代特征对子代职业的影响分解为直接效应和间接效应。结果表明，在观察期内，父代特征对子代职业的直接效应呈现先上升后下降的趋势。但从整体上看，父代特征这类先

赋性因素对子代职业的直接影响是减小的；而通过子代教育产生的间接效应是不断增大的，虽然后期有下降趋势，但其水平仍大于观察期初的间接效应水平。这表明，子代教育这类后致性因素对子代职业的获得有着越来越重要的影响，在很大程度上促进了职业的代际流动。

由此可见，教育对促进社会公平和构建和谐社会有重要意义。中国一直坚持科教兴国和人才强国战略，不断加大教育投入，但是一些偏远贫困地区仍然存在教育资源稀缺的现象。对比城市优质的教育资源和硬件设施，就形成了教育不平等，因此，应进一步均衡教育资源，只有实现教育公平，才能促进职业选择的公平性。

### 参考文献：

- 崔翔、鲍宗豪（2013），《以改革推动资本社会责任的制度构建》，《开放导报》第6期，第23—28页。
- 高勇（2009），《社会樊篱的流动——对结构变迁背景下代际流动的考察》，《社会学研究》第6期，第1—17页。
- 郭丛斌、闵维方（2009），《教育：创设合理的代际流动机制——结构方程模型在教育与代际流动关系研究中的应用》，《教育研究》第10期，第5—12页。
- 郝大海、王卫东（2009），《理性化、市场转型与就业机会差异——中国城镇居民工作获得的历时性分析（1949—2003）》，《中国社会科学》第3期，第140—151页。
- 郝雨霏、陈皆明、张顺（2014），《中国高校扩大招生规模对代际社会流动的影响》，《西北大学学报（哲学社会科学版）》第2期，第122—129页。
- 李力行、周广肃（2014），《代际传递、社会流动性及其变化趋势——来自收入、职业、教育、政治身份的多角度分析》，《浙江社会科学》第5期，第11—22页。
- 李路路、朱斌（2015），《当代中国的代际流动模式及其变迁》，《中国社会科学》第5期，第40—58页。
- 李晚莲（2010），《社会变迁与职业代际流动差异：社会分层的视角》，《求索》第6期，第62—64页。
- 梁吉业、冯晨娇、宋鹏（2016），《大数据相关分析综述》，《计算机学报》第1期，第1—18页。
- 吕妹仪、赵忠（2015），《高校扩招、职业代际流动与性别差异》，《劳动经济研究》第

- 3 卷第 4 期，第 52—69 页。
- 王学龙、袁易明（2015），《中国社会代际流动性之变迁：趋势与原因》，《经济研究》第 9 期，第 58—71 页。
- 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，第 38—65 页。
- 邢春冰（2006），《中国农村非农就业机会的代际流动》，《经济研究》第 9 期，第 103—116 页。
- 阳义南、连玉君（2015），《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》，《管理世界》第 4 期，第 79—91 页。
- 姚芳斌（2011），《国际职业标准分类体系更新及与中国的比较》，硕士学位论文，东北财经大学统计学院。
- 张翼（2004），《中国人社会地位的获得——阶级继承和代内流动》，《社会学研究》第 4 期，第 76—90 页。
- 周兴、张鹏（2014），《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 14 卷第 1 期，第 351—372 页。
- 朱晨（2017），《职业代际继承与流动：基于中国人口普查数据的实证分析》，《劳动经济研究》第 5 卷第 6 期，第 87—106 页。
- Blau, Peter & Otis Duncan (1967). The American Occupational Structure. *American Journal of Sociology*, 33 (2), 296.
- Breen, Richard & Jan Jonsson (2007). Explaining Change in Social Fluidity: Educational Equalization and Educational Expansion in Twentieth-Century Sweden. *American Journal of Sociology*, 112 (6), 1775—1810.
- Breen, Richard, Yuud Luijkx, Walter Müller & Reinhard Pollak (2009). Nonpersistent Inequality in Educational Attainment: Evidence from Eight European Countries. *American Journal of Sociology*, 114 (5), 1475—1521.
- Breen, Richard, Yuud Luijkx, Walter Müller & Reinhard Pollak (2010). Long-term Trends in Educational Inequality in Europe: Class Inequalities and Gender Differences. *European Sociological Review*, 26 (1), 31—48.
- Erikson, Robert & John Goldthorpe (1992). *The Constant Flux: A Study of Class Mobility in Industrial Societies*. Oxford: Clarendon Press.
- Jann, Ben & Simon Seiler (2014). A New Methodological Approach for Studying Intergenerational Mobility with an Application to Swiss Data. *University of Bern Social Sciences Working Paper*, No. 5.

- Jann, Ben & und Benita Combet (2012). Zur Entwicklung der Intergenerationalen Mobilität in der Schweiz. *Swiss Journal of Sociology*, 38 (2), 177 – 199.
- Lippéniyi, Zoltán, Ineke Maas & Marco van Leeuwen (2013). Intergenerational Class Mobility in Hungary between 1865 and 1950: Testing Models of Change in Social Openness. *Research in Social Stratification and Mobility*, 33 (3), 40 – 55.
- Pfeffer, Fabian & Florian Hertel (2015). How Has Educational Expansion Shaped Social Mobility Trends in the United States? *Social Forces*, 94 (1), 143 – 180.
- Ruiz, Antonio Caparrós (2016). The Impact of Education on Intergenerational Occupational Mobility in Spain. *Journal of Vocational Behavior*, 92, 94 – 104.
- Xie, Yu (1992). The Log-multiplicative Layer Effect Model for Comparing Mobility Tables. *American Sociological Review*, 57 (3), 380 – 395.

## The Trend of Intergenerational Occupational Mobility in China and the Role of Offspring Education

Chu Cuicui & Sun Xu

(School of Statistics, Dongbei University of Finance and Economics)

**Abstract:** Based on the data of CGSS (2003 – 2015), this paper investigates the trend of intergenerational occupational mobility in China in recent years and explores the impact of education on the trend using the method of proportional reduction of error and other models. The empirical results show that the intergenerational mobility of occupations in China has been developing in waves in the past 40 years, with the highest intergenerational mobility in the 1970s, the lowest mobility in the 1980s, and in the 1990s between the two. Education has always been an important engine of intergenerational occupational mobility, and it reduces the influence of paternal characteristics on children's occupation, improving the intergenerational mobility and promoting social equity.

**Keywords:** intergenerational occupational mobility, proportional reduction of error, offspring education

**JEL Classification:** J62, I24, D89

(责任编辑：王永洁)