

职业代际继承与流动：基于中国人口普查数据的实证分析

朱 晨*

内容提要 本文使用2000年全国人口普查和2005年1%人口抽样调查微观样本数据，实证分析了中国当代职业代际继承与流动的变化。研究发现：第一，职业代际向上流动率在1950-1959年、1960-1969年、1970-1979年及1980-1989年出生的劳动者群体中分别为11.5%、15.6%、18.6%和20.8%，累计上升比例高达81%，劳动者变得越来越拥有更多提升自身社会经济阶层的机会。第二，Mixed Logit模型回归结果表明，父亲职业对于子女选择相同职业的影响力度从1950-1959年出生劳动者中的26.4%降至1980-1989年出生劳动者中的16.0%，并且中国不同地区间职业代际流动性仍存在较大差异。因此，未来仍有必要根据不同地域特点和人口构成特征，保护和加强代际流动渠道的畅通，缩小收入差距，使人民在制度改革与社会进步中有更充分的获得感。

关键词 职业代际流动 职业继承 社会流动 机会之地

一 引言

职业的代际继承与流动，表现了家庭关系对于社会生活的影响程度，涉及与职业选择、社会流动等相关社会制度的公平性和公正性，也决定着一个社会是否能够充分调动劳动者群体的积极性，进而从整体上提高生产效率。英国学者亨利·梅因曾提出，社会进步体现为“从身份到契约”的过程，即在社会进步发展过程中身份因素和家庭

* 朱晨，中国农业大学经济管理学院、中国社会科学院人口与劳动经济研究所，电子邮箱：zhuchen@cau.edu.cn。本研究得到国家社会科学基金青年项目“当代我国代际职业流动成因及对策研究”（项目编号：14CJY018）的资助。作者感谢中国农业大学经济管理学院赵启然博士提供的数据支持。

关系的作用逐渐淡化,人们不再依靠出身和继承获得种种特权,而是能够平等地依靠自身能力获得社会财富和地位(梅因,1959)。美国自20世纪初叶之所以开始被喻为“机会之地”,正是由于普通人无论阶层和出身都能够通过个人奋斗获得职业成功。

随着经济的持续快速增长和市场价值取向改革的不断推进,中国劳动力市场的就业选择经历了由计划经济体制下的分配制度向市场化供需匹配的转型(蔡昉,2007)。同时,随着劳动力市场化改革的深入,如城乡二元劳动力市场分割的消除、户籍制度改革等,人们期待较低阶层的社会成员拥有更加充分和顺畅的向上流动的渠道和机会。然而另一方面,社会资源正常分配受到家庭和经济资本等先赋性因素影响的现象也频频发生^①,甚至影响到社会公平与秩序稳定。其表象之下是社会贫富差距在代际问题上的凸显,这又令人们不禁怀疑代际流动性是否在降低。

收入差距与职业和社会地位的差异密切相关。职业不仅决定着劳动者的劳动收入,还反映了一种更为微妙的社会经济地位。党的十九大报告中也明确指出“就业是最大的民生”。调整个人所得税制度、完善社会保障制度等手段,虽然能够缓解收入差距扩大化,但很难从根本上解决贫富两极分化。发达国家在其发展过程中的经验教训表明,缩小收入差距,必须从根本上加强和完善初次分配机制,对普通劳动者来说就是扩大就业机会、促进就业机会均等、促进不同阶层的社会流动。

现有学术研究及相关政策调整的讨论,较多地集中于收入再分配等方面。事实上,与职业选择密切相关的职业流动性、就业机会均等性等因素,对于收入差距、贫富分化等社会性问题起到重要作用。而研究职业流动性、就业机会均等性,一个重要的度量和研究视角就是职业的代际流动。职业代际流动(Intergenerational Occupational Mobility)指社会成员与其父代之间在职业选择方面的升降变动,其流动水平的高低与一个社会的公平性、开放性、机会均等性等密切相关。本文的研究目的是利用2000年全国人口普查和2005年1%人口抽样调查微观样本数据,实证分析中国当代职业代际继承和流动的变化。

研究文献对于代际流动问题的关注由来已久,但主要集中于对美国、英国、德国等发达国家中父母和子女之间代际流动相关问题的分析和探讨。Becker & Tomes(1979,1986)将新古典主义经济学的基本工具应用于人力投资分析。在其理论模型中,父亲一代的总效用(Utility)是一个关于他们当期消费以及子代效用的综合函数。他们的研究结论认为,父母的社会地位(收入水平、职业地位等)通过影响子女的人

^① 如“富二代”、“官二代”、“拼爹”等社会广泛争论的话题。

力资本积累，进而决定着子女的就业机会及职业地位，并讨论了代际传递与收入不均等之间的关系。随后的大量相关经验研究证实了父代与子代在收入上存在显著正相关性，即收入的代际继承性（Behrman & Taubman, 1990; Solon, 1992; Solon, 2002; Couch & Dunn, 1997; Chetty et al., 2014）。然而，代际收入流动本身可能并不能很好地反映社会经济地位的继承或机会的平等程度（Corak & Piraino, 2011; Roemer, 2004; Bian, 2002）。随着可利用微观数据的增多，经济学家开始尝试关注代际间职业的传递、选择与其它重要社会经济变量的关系。例如 Long & Ferrie（2013）比较了历史上美英两国的职业流动性；Hout & Rosen（2000）考察了自雇就业者（Self-employment）在美国不同种族人群间的代际传递性；Constant & Zimmermann（2003）发现父亲职业对子女白领职业的获得至关重要；Hellerstein & Morrill（2011）则特别关注了美国历史上不同时期女儿对父亲职业的继承情况。

中国学者对代际流动的研究主要集中在与收入代际流动成因相关的定性和定量分析（尹恒等，2006；孙文凯等，2007；杨瑞龙等，2010；陈琳、袁志刚，2012）。对于职业代际流动性，基于社会学方法的研究较多，利用中小型调研数据，通过使用“流动表”等基本统计方法来测量职业的代际继承和流动程度（吴忠民、林聚任，1998；边燕杰、张文宏，2001；张翼，2004；吴晓刚，2007）。仅有少数文献回归分析了职业和阶层的代际传递性，如李路路（2002）利用1998年在北京、无锡、珠海3个城市进行的调查样本研究发现，单位负责人/中高层管理人员和专业技术人员具有最为显著的代际职业继承性。总体而言，现有文献对于中国职业代际流动的研究已取得初步成果，但仍缺乏运用计量经济学工具对具有全国代表性的样本进行的系统性实证分析。本文将尝试弥补这些不足，对不同年龄段劳动者的职业代际继承和流动情况进行更为深入的分析 and 探讨。

本文利用2000年全国人口普查和2005年1%人口抽样调查微观数据，以户主为基准在家庭内部进行代际向上（户主-父亲）和向下（户主-子女）配对，共获得221543对包含父亲-儿子和父亲-女儿职业信息的有效样本。基于相关研究文献，本文将405种职业划分为农业、蓝领、低阶白领和高阶白领四个大类（具体划分依据和方法详见数据说明部分）。父辈与子辈间职业相关系数矩阵等描述性统计显示，中国近几十年来职业代际流动性呈显著上升趋势，其中1980-1989年出生的劳动者中有20.8%进入到高于其父亲的职业层次，而在1950-1959年出生的劳动者中这个比例仅有11.5%，累计上升比例高达81%。随机系数离散选择模型（Mixed Logit Model）回归结果表明，在控制了年龄（职业周期）、户籍、性别、教育背景等社会经济因素的影

响后,父亲的职业对子女职业选择的影响仍然显著为正,但影响力度从1950-1959年出生的劳动者的26.38%降至1980-1989年出生的劳动者的16.04%。这些都说明劳动者从事的职业与其父亲职业的相关性显著减弱,职业代际流动程度大幅提高。换句话说,劳动者的职业选择不再像从前那样受制于父辈的职业和背景,进入劳动力市场的1980-1989年出生的劳动者们比三十年前进入劳动力市场的1950-1959年出生的劳动者们拥有更多改变社会经济地位的机会,中国在某种程度上的确具备了被称为“机会之地”的特征。

然而值得注意的是,在数据记录的时间范围内(截至2005年),中国不同地区间职业代际流动性仍存在着较大的差异,且农业与非农职业间存在明显隔离,机会不均等现象并未随着改革的深入而消除。这表明在未来一段时间内,中国仍有必要根据地区差异和人口构成特征,从全局与局部两个维度上消除制度障碍、提高教育水平、强化流动机会公平机制,以达到提高代际间职业向上流动、缩小收入差距、推进社会公平开放的目的。

本文以下部分组织如下:第二部分是数据说明和中国职业代际流动趋势的描述性证据;第三部分是Mixed Logit Model实证模型分析框架,采用计量经济学方法估计父亲职业对于子女职业选择的直接影响,并对回归结果和边际效应进行讨论;第四部分是结论和政策含义。

二 数据说明与描述性统计分析

(一) 数据说明

本文采用的主要数据为国家统计局2000年人口普查和2005年1%人口抽样调查的微观样本,原始数据样本量分别为1180111人和2585481人。这两轮调查数据都涵盖了全国31个省、直辖市和自治区。与普通调研数据相比,人口普查和1%人口抽样调查数据样本量巨大,蕴含信息十分丰富,有助于对中国不同年龄段劳动者的职业代际继承和流动情况进行多维度多层次分析,形成全面且更具外部有效性的分析结果。

人口普查数据以家庭户为单位进行记录,为了得到一对同时包含父亲与子女职业信息的观测值,本文通过“家庭各成员与户主关系”这一变量识别家庭结构并进行人工匹配。具体方法是以户主为基准,在家庭内部分别进行代际向上(户主-父亲)和向下(户主-子女)配对,并将两组结果合并,以每对关系中的“子女”作为研究对

象，其父亲的职业信息作为主要解释变量。由于本文关注的主要指标是职业这一变量，因而将选取的样本限定在当调查发生时已进入劳动力市场出生于1950年至1989年间的劳动者。在去除了个人职业或父亲职业信息缺失的样本后，得到的总有效样本共包含221543对观测值，其中91804对来自于2000年调查样本，129739对来自于2005年调查样本。根据出生年份将劳动者划分为“1950-1959年出生者”、“1960-1969年出生者”、“1970-1979年出生者”和“1980-1989年出生者”，样本量分别为2650人、18696人、92155人和108042人^①。

基于国家统计局在2000年人口普查和2005年人口抽样调查中所使用的《职业分类与代码》，本文参考王美艳（2005）与Constant & Zimmermann（2003）等学者相关研究的划分方法，将405种职业划分为四类。本文划分的思路是把握住职业身份作为社会性区分的基本特征，能够较好地代表劳动者的社会地位和阶层，由低到高依次为：第一，农业（包括“农、林、牧、渔、水利业生产人员”大类别下的所有职业）；第二，蓝领（包括“生产、运输设备操作人员及有关人员”大类别下的所有职业）；第三，低阶白领（包括“办事人员和有关人员”以及“社会生产服务和生活服务人员”两个大类别下的所有职业）；第四，高阶白领（包括“国家机关、党群组织、企业、事业单位负责人”以及“专业技术人员”两个大类别下的所有职业）。其中第二至第四类又可被归为非农职业。表1报告了有效样本数据的描述性统计结果。劳动者被调查时的平均年龄为24.5岁，平均受教育年限为8.8年，平均拥有的兄弟姐妹数量为0.5人。样本中69.0%为男性，12.1%为城镇户籍，13.4%为少数民族。被调查者父亲的平均受教育年限为7.1年。

（二）中国职业代际继承和流动性的描述性分析

表2给出了父亲职业与子女职业间的相关系数矩阵，相关系数取值为-1至+1。矩阵中的每个数字表示相应父亲职业与子女职业之间的相关系数，例如父亲是蓝领职业与子女是低阶白领职业之间的相关系数为0.13，而与子女从事农业工作的相关系数为-0.36。由相关系数矩阵我们可以很快看清两个事实：第一，“子承父业”现象明显（斜线的相关系数全部为正且较高），即职业的代际继承性是显著存在的；第二，农业

^① 需要指出的是，由于数据以家庭为单位收集和处理，并且是以常住人口为数据采集对象，所以只有当劳动者与其父亲生活在同一户中时才有可能得到对应的父代—子代职业变量。而其他一些情形中的劳动者（例如当中青年劳动者仅与未成年子女共同居住时），由于难以追溯其父亲的职业情况，将不被包含在本文的最终有效样本中。这也是最终样本中农业户籍和男性人口均高于数据公报的主要原因（见表1）。

与非农职业间存在显著隔离，从事农业工作的父亲与非农职业子女间的相关系数全部为负（表2 第一列），反之亦然（表2 第一行）。

表1 主要变量的描述性统计信息

	总样本	男性	女性
被访时年龄(岁)	24.5 (6.1)	25.6 (6.3)	22.0 (4.7)
受教育年限(年)	8.8 (2.6)	8.8 (2.4)	8.9 (2.8)
兄弟姐妹数量(人)	0.5 (0.7)	0.4 (0.7)	0.6 (0.8)
父亲的受教育年限(年)	7.1 (3.2)	6.9 (3.2)	7.6 (3.1)
城镇户口(%)	12.1	10.9	15.0
农业户口(%)	87.9	89.1	85.0
已婚(%)	35.5	43.8	17.0
少数民族(%)	13.4	13.5	13.2
男性(%)	69.0		
职业代际继承(%)	73.0	74.8	69.7
职业代际向上流动(%)	19.1	17.5	22.2
子女职业: 农业(%)	63.9	65.6	60.0
子女职业: 蓝领(%)	18.7	19.8	16.2
子女职业: 低阶白领(%)	11.9	10.2	15.7
子女职业: 高阶白领(%)	5.6	4.4	8.2
父亲职业: 农业(%)	75.0	76.9	70.7
父亲职业: 蓝领(%)	10.8	9.9	12.9
父亲职业: 低阶白领(%)	8.9	8.3	10.2
父亲职业: 高阶白领(%)	5.3	5.0	6.2
观测数	221543	149087	72456

注：括号内为连续变量的标准差。其中“农业”包括“农、林、牧、渔、水利业生产人员”大类别下的所有职业；“蓝领”包括“生产、运输设备操作人员及有关人员”大类别下的所有职业；“低阶白领”包括“办事人员和有关人员”以及“社会生产服务和生活服务人员”两个大类别下的所有职业；“高阶白领”包括“国家机关、党群组织、企业、事业单位负责人”以及“专业技术人员”两个大类别下的所有职业。

资料来源：根据2000年人口普查和2005年1%人口抽样调查数据计算得到。

表 2 父亲职业与子女职业相关系数矩阵

		父亲职业			
		农业	蓝领	低阶白领	高阶白领
子女职业	农业	0.61	-0.36	-0.35	-0.24
	蓝领	-0.27	0.32	0.08	-0.01
	低阶白领	-0.36	0.13	0.35	0.06
	高阶白领	-0.30	0.03	0.09	0.42

注：表中每个数字代表父亲某一特定职业（列）与子女某一特定职业（行）的相关系数。

资料来源：根据 2000 年人口普查和 2005 年 1% 人口抽样调查数据计算得到。

本文进而将样本按父亲职业分为农业和非农业两个子样本，并计算了每个年龄段劳动者从事不同职业的比例，作为衡量职业代际继承和流动性的简单测算。从表 3 的 A 部分可以看到，当父亲从事农业工作时，其子女依然从事农业工作的比例高达 80.5%，从事蓝领、低阶白领和高阶白领的比例则分别为 12.6%，5.3% 和 1.6%；而当父亲为非农职业时（B 部分），其子女从事蓝领、低阶白领和高阶白领的比例分别为 37.2%，32.0% 和 17.8%，显著高于父亲职业为农业的子样本。这说明代际间存在明显的农业与非农职业隔离。

本文将劳动者按照出生年份划分为 1950 - 1959 年、1960 - 1969 年、1970 - 1979 年和 1980 - 1989 年出生者子样本后，发现无论父亲从事农业还是非农职业，其子女从事农业工作的比例都在逐渐下降（表 3，A 部分和 B 部分的第 1 列），而从事非农职业的比例几乎都在逐渐上升^①。表 1 结果也显示，有 19.1% 的劳动者从事着比其父亲更好的职业（即职业代际向上流动比例）。表 3 的 C 部分报告了不同年龄组劳动者的职业代际向上流动率。从中可以看出，中国职业代际向上流动率在 1950 - 1959 年出生劳动者群体中为 11.5%，1960 - 1969 年出生群体中为 15.6%，1970 - 1979 年出生群体中为 18.6%，而 1980 - 1989 年出生群体中为 20.8%，总上升比例高达 81%。从这个角度来讲，中国职业的代际向上流动性又是大幅提高的，且父亲从事农业和非农工作的劳动者均具有相同的特征。

^① 一个例外是当父亲从事农业工作时，相比 1950 - 1959 年出生者（2.5%），1960 - 1969 年、1970 - 1979 年和 1980 - 1989 年出生者从事高阶白领工作的比例是趋于降低的（分别为 1.5%、1.9%、1.3%）。

表3 按父亲职业类型划分的职业代际继承和流动率

单位：%

		A 父亲职业——农业			
子女职业		农业	蓝领	低阶白领	高阶白领
总体		80.5	12.6	5.3	1.6
1950-1959年出生者		88.1	7.2	2.2	2.5
1960-1969年出生者		83.3	11.3	3.9	1.5
1970-1979年出生者		80.8	12.6	4.7	1.9
1980-1989年出生者		79.0	13.1	6.6	1.3
		B 父亲职业——非农			
子女职业		农业	蓝领	低阶白领	高阶白领
总体		12.9	37.2	32.0	17.8
1950-1959年出生者		31.3	27.6	27.1	14.0
1960-1969年出生者		18.4	37.2	26.5	17.9
1970-1979年出生者		12.9	36.0	31.8	19.4
1980-1989年出生者		12.1	38.7	33.0	16.2
		C 职业代际向上流动率			
	总体	父亲职业：农业	父亲职业：非农		
1950-1959年出生者	11.5	11.9	7.5		
1960-1969年出生者	15.6	16.7	9.7		
1970-1979年出生者	18.6	19.2	17.0		
1980-1989年出生者	20.8	21.0	20.4		

资料来源：根据2000年人口普查和2005年1%人口抽样调查数据计算得到。

表4报告了随出生省份不同职业代际向上流动率的差异。从表4结果可以看出，除了北京和天津以外，东部沿海上海、江苏、浙江和福建都拥有30%以上的职业向上流动率，远高于全国平均值的19.1%。而其中浙江的职业代际向上流动比例高达45.7%，为全国最高^①。形成对照的是，西藏、云南、青海、广西、海南及河南出生的劳动者，其向上流动比例均低于10%，分别为4.6%、7.3%、9.2%、9.5%、9.7%和9.9%。

上述描述性分析的结果表明，中国近几十年来职业代际流动性呈明显上升趋势，但地区间存在着较大差异，且农业与非农职业间的隔离等问题不容忽视。

^① 根据新闻报道，江苏、浙江、福建三省的省内各城市间人均GDP差异为全国最低，省内贫富差距最小，居民共同富裕程度最高，见 https://www.sohu.com/a/169577731_137204。

表 4 分省职业代际向上流动率（按出生省份划分）

省份	职业代际向上流动率(%)	省份	职业代际向上流动率(%)
浙江	45.7	重庆	18.4
北京	42.6	陕西	17.1
天津	37.8	内蒙古	15.4
上海	36.2	新疆	12.7
江苏	31.2	贵州	12.7
福建	30.7	四川	12.6
广东	28.3	吉林	11.3
山西	24.3	甘肃	10.9
江西	21.7	黑龙江	10.7
辽宁	21.7	河南	9.9
湖南	21.7	海南	9.7
山东	21.5	广西	9.5
宁夏	21.2	青海	9.2
安徽	18.8	云南	7.3
河北	18.7	西藏	4.6
湖北	18.6		

资料来源：根据 2000 年人口普查和 2005 年 1% 人口抽样调查数据计算得到。

三 实证模型设定与结果分析

（一）计量模型设定

为了更好地衡量父辈职业对于其子女职业选择的直接作用，控制和剔除描述性分析中无法分离的年龄（职业周期）、户籍、性别、教育背景以及家庭环境等社会经济因素的影响，本文采用 Mixed Logit Model 实证分析父亲职业对子女职业选择的作用机制。Mixed Logit Model 是随机系数离散选择模型的一种，不受独立同分布（IID）假设的限制，且允许每个个体对职业相关的各种特征拥有不同的偏好（即不同的回归系数），因而具有更好的灵活性和可信度（Train, 2009）。近年来计算机仿真技术的发展使得 Mixed Logit Model 的估计变得更容易实现^①，这也使该模型被广泛应用于经济学、管理学、环境科学、交通科学等研究领域中，被称作是“最具前途的离散选择模型”

^① 计算机仿真技术可利用随机数实验求解随机问题。Mixed Logit Model 求解过程中需要用到计算机仿真技术中一个极为重要的方法——随机模拟方法，也称蒙特卡罗（Monte Carlo）方法。

(Hensher & William, 2003)。本文假设个体 i 在 t 选择情境下选择职业 j 的间接效用为：

$$u_{ijt} = \beta_i occ_{jt}^{father} + (\lambda_i + \sum \gamma_i z_i) \cdot D_{jt}^{occ} + \xi_{jt} + \varepsilon_{ijt} \quad (1)$$

其中 occ_{jt}^{father} 是代表个体是否与其父亲拥有相同职业的二元变量（是 = 1，否 = 0）。 D_{jt}^{occ} 为不同职业的虚拟变量矩阵^①。劳动者的社会经济特征变量 z_i 包含年龄、性别、受教育年限、民族、城镇户籍、婚姻状况以及兄弟姐妹数量。 ξ_{jt} 为职业特定的不可观测项， ε_{ijt} 是 i. i. d 分布的误差项。 $\beta_i, \lambda_i, \gamma_i$ 为待估计的随机系数，可随个体不同而有所差异，并遵循概率密度函数为 $f(\beta, \lambda, \gamma | \theta)$ 的分布。由此可以推出，个体职业选择的非条件概率为：

$$Pr_{ijt} = \int \frac{\exp[\beta_i occ_{jt}^{father} + (\lambda_i + \sum \gamma_i z_i) \cdot D_{jt}^{occ}]}{\sum_{r=1}^J \exp[\beta_i occ_{rt}^{father} + (\lambda_i + \sum \gamma_i z_i) \cdot D_{rt}^{occ}]} f(\beta, \lambda, \gamma | \theta) d(\beta, \lambda, \gamma) \quad (2)$$

由于 occ_{jt}^{father} 为离散变量，可以根据公式（3）计算其对于子女职业选择的边际效应：

$$ME_{occ_{jt}^{father}} = \frac{\Delta Pr_{ijt}}{\Delta occ_{jt}^{father}} = \frac{\exp[\beta_i + (\lambda_i + \sum \gamma_i z_i) \cdot D_{jt}^{occ}]}{\sum_{r=1}^J \exp[\beta_i + (\lambda_i + \sum \gamma_i z_i) \cdot D_{rt}^{occ}]} - \frac{\exp[(\lambda_i + \sum \gamma_i z_i) \cdot D_{jt}^{occ}]}{\sum_{r=1}^J \exp[(\lambda_i + \sum \gamma_i z_i) \cdot D_{rt}^{occ}]} \quad (3)$$

（二）变量选取及设定

1. 因变量

根据本文中 Mixed Logit Model 的设定，劳动者面临的选择问题变为从农业、蓝领、低阶白领、高阶白领四个工作中选择能够最大化其效用的职业，因变量为 0、1 变量，不同劳动者、不同职业均可通过相应编号区分。对于劳动者而言，从原始数据中提取的单一观测值被转变为 4 个观测值，分别对应四种职业，因此用于回归的总样本量变为 886172。例如，当劳动者的职业为“大田作物生产人员”时，根据本文的职业划分属于第一类“农业”，在进行回归分析时，将有分别代表四类职业的 4 个观测值与劳动者对应，其中“农业”观测值的因变量为 1，而“蓝领”、“低阶白领”、“高阶白领”观测值的因变量为 0，以此类推^②。

① 为了提高模型估计效率、避免虚拟变量陷阱， D_{jt}^{occ} 矩阵只包括蓝领、低阶白领和高阶白领三个虚拟变量，没有包括农业职业虚拟变量。

② Mixed Logit Model 具体数据格式要求可参考 Stata 中 mixlogit 命令的帮助文件。

2. 自变量

父亲职业虚拟变量是本文重点考察的核心控制变量，当父亲职业与子女职业相同时定义为1，反之为0。例如，当劳动者的父亲职业为“蓝领”时，与劳动者对应的“农业”、“低阶白领”和“高阶白领”3个职业观测值的父亲职业变量都设定为0，只有对应的“蓝领”职业观测值的父亲职业变量为1，以此类推。自变量中还包含其他与职业选择密切相关的一系列个体社会经济变量，如年龄、性别（男性=1，女性=0）、受教育年限、户籍（非农户口=1，农业户口=0）、民族（少数民族=1，汉族=0）、婚姻状况（已婚=1，其他=0）以及家庭结构中的兄弟姐妹个数等。此外，为了控制职业自身固有的可观测及不可观测特征（如工资水平差异），本文还增加了“蓝领”、“低阶白领”和“高阶白领”3个职业虚拟变量。

3. 随机参数和固定参数

Mixed Logit Model 包含两类参数：随机参数和固定参数，根据模型需要可以自由设定。随机参数是随机系数离散选择模型中所特有的，估计时假定不同个体对相关解释变量具有异质性（Heterogeneity）偏好。每组随机参数包括一个均值（Mean）系数和一个标准差（Deviation）系数，代表了样本中个体对某一解释变量异质性偏好的特定分布，一般根据模型需要设定为正态分布或对数正态分布。随机参数中均值系数的理解与固定参数类似；标准差系数如果显著则说明个体中确实存在异质性偏好，否则可认为偏好为同质性（Homogeneity），标准差系数的符号本身没有特定经济学含义。

固定参数则与普通离散选择模型（如多项式 Logit 模型）中的回归系数相同，即估计时假定相关解释变量的标准差系数为0，对效用的所有影响都以均值系数体现，也可以理解为假定样本中所有个体对相关解释变量具有同质性偏好。

（三）模型估计及结果分析

考虑到 Mixed Logit Model 回归时的样本量较大（ $N = 886172$ ），为了提高模型的估计效率，本文设定父亲职业和职业虚拟变量为服从正态分布的随机参数，而个体的一系列社会经济变量与职业虚拟变量的交互项为固定参数，并用 Stata 15 中的 Mixlogit 命令进行估计（Hole, 2007）。Mixed Logit Model 在实际参数估计中通常采用模拟最大似然估计法（Simulated Maximum Likelihood Estimation），参数估计稳定度依赖于抽样数，一般认为 25 个 Halton 抽样数能够达到稳定估计结果（Bhat, 2001）。本文在估计过程中对每个样本采用了 500 个 Halton 抽取的方法进行似然估计，进一步提高稳定度（Hole, 2007）。

表 5 报告了 Mixed Logit Model 的估计结果，其中第（1）列为全样本回归结果，

第(2)~(5)列分别为1950-1959年、1960-1969年、1970-1979年和1980-1989年出生劳动者的分样本回归结果。从全部样本回归结果来看,随机参数和大多数固定参数均在统计上显著。需要说明的是,父亲职业对子女的异质性影响以及劳动者本身对不同职业的差异性选择偏好,可以由随机参数中的标准差系数予以体现。

1. 随机参数估计结果

本文重点关注的父亲职业随机参数的均值系数为正且在1%水平显著,其标准差系数也在5%水平显著,说明父亲职业对于子女选择相同职业在不同个体中的影响服从均值为1.8240、标准差为0.1854的正态分布。平均而言,父亲职业具有显著的正向影响效应,同时影响力度在不同个体间存在较大异质性。这一结果的经济学意义在于当控制了劳动者的人口学特征和社会经济背景,特别是年龄(职业周期)、性别、户籍和受教育年限后,职业的代际继承现象依然在中国劳动者中普遍存在。

表5第(2)~(5)列不同年龄段分样本回归结果显示,父亲职业的随机参数均为正且在1%水平显著,但系数大小逐渐下降,且在不同年龄段的个体异质性表现出较大差异(随机参数标准差系数在1950-1959年以及1970-1979年出生的劳动者中不显著)。

2. 固定参数估计结果

一系列交互项的固定参数显示,城镇户口对于非农职业的获得具有显著的正向影响,且对于低阶白领职业而言最为重要。劳动者的教育水平对蓝领、低阶白领、高阶白领职业获得的影响依次增强,这说明教育水平所代表的人力资本积累是劳动者选择高经济社会地位、高回报职业的重要驱动因素,对职业流动起到正向的激励作用。

家庭结构变量中劳动者的兄弟姐妹个数对于非农职业的获得均有显著的负向影响,且对于低阶白领职业的获得负向影响最大。大量国内外研究都验证了兄弟姐妹个数对教育成就的抑制性效应(张月云、谢宇,2015;叶华、吴小刚,2011;Lu & Treiman, 2008)。表5的估计结果表明,多兄弟姐妹家庭中的劳动者在职业选择方面同样存在资源稀释(Resource Dilution)现象(Blake, 1981),并且这一负向影响并不能单纯被教育资源的稀释所解释。当家庭资源有限时,兄弟姐妹的增加会减少家庭中每个孩子对与职业选择密切相关社会资源的获得。随着一系列鼓励生育政策的放开,其对于未来家庭内部资源配置的影响还有待深入观察。

表 5 Mixed Logit Model 估计结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	总样本	1950 - 1959 年 出生	1960 - 1969 年 出生	1970 - 1979 年 出生	1980 - 1989 年 出生
随机参数：均值系数					
父亲职业	1.8240 *** (0.0175)	2.1914 *** (0.0372)	1.7956 *** (0.1654)	1.6773 *** (0.0233)	1.6565 *** (0.0509)
蓝领	-2.3514 *** (0.1010)	-0.3536 (1.7548)	-3.7767 *** (0.5288)	-4.1520 *** (0.1989)	-3.8979 *** (0.2363)
低阶白领	-4.6514 *** (0.1387)	-5.1049 ** (2.1810)	-9.8359 *** (1.0122)	-7.7406 *** (0.2908)	-5.1993 *** (0.2698)
高阶白领	-7.6469 *** (0.1693)	-9.2205 *** (2.1382)	-9.9527 *** (0.8891)	-11.8465 *** (0.3883)	-6.7177 *** (0.2633)
随机参数：标准差系数					
父亲职业	-0.1854 ** (0.0881)	0.1525 (1.3970)	0.4241 * (0.2217)	0.0608 (0.0983)	0.8230 *** (0.1687)
蓝领	3.2425 *** (0.0741)	2.1902 *** (0.5221)	2.5431 *** (0.2520)	2.7336 *** (0.1068)	3.6578 *** (0.1059)
低阶白领	3.2859 *** (0.0737)	-1.3020 ** (0.5446)	3.7184 *** (0.3220)	2.9465 *** (0.1099)	3.2989 *** (0.1018)
高阶白领	1.6053 *** (0.0692)	-0.2025 (1.4110)	1.5233 *** (0.2547)	2.0812 *** (0.1095)	0.3585 (0.2780)
固定参数					
年龄 * 蓝领	-0.0166 *** (0.0030)	-0.0787 ** (0.0365)	0.0205 * (0.0117)	0.0642 *** (0.0061)	0.0623 *** (0.0104)
年龄 * 低阶白领	-0.0329 *** (0.0039)	0.0003 (0.0408)	0.0644 *** (0.0197)	0.0762 *** (0.0080)	0.0394 *** (0.0112)
年龄 * 高阶白领	0.0295039 (0.0040)	0.0663 * (0.0392)	0.1026 *** (0.0182)	0.1240 *** (0.0097)	0.0779 *** (0.0115)
男性 * 蓝领	0.5418 *** (0.0331)	1.1000 ** (0.4642)	0.3383 ** (0.1378)	0.4677 *** (0.0474)	0.6034 *** (0.0513)
男性 * 低阶白领	-0.8152 *** (0.0376)	0.2346 (0.4460)	-0.8325 *** (0.2018)	-0.7734 *** (0.0558)	-0.8584 *** (0.0542)
男性 * 高阶白领	-0.9215 *** (0.0390)	0.9006 * (0.5075)	-0.6869 *** (0.1748)	-1.3084 *** (0.0660)	-0.6293 *** (0.0509)
受教育年限 * 蓝领	0.1577 *** (0.0070)	0.0550 (0.0432)	0.1302 *** (0.0190)	0.1465 *** (0.0091)	0.1604 *** (0.0130)
受教育年限 * 低阶 白领	0.3916 *** (0.0096)	0.2237 *** (0.0599)	0.3493 *** (0.0351)	0.4139 *** (0.0137)	0.3433 *** (0.0153)

续表

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	总样本	1950 - 1959 年 出生	1960 - 1969 年 出生	1970 - 1979 年 出生	1980 - 1989 年 出生
固定参数					
受教育年限 * 高阶白领	0.5645 *** (0.0108)	0.3027 *** (0.0579)	0.4793 *** (0.0366)	0.6865 *** (0.0190)	0.4487 *** (0.0150)
城镇户口 * 蓝领	2.2179 *** (0.0591)	3.5019 *** (0.6164)	2.8823 *** (0.2320)	2.3869 *** (0.0795)	1.4548 *** (0.1041)
城镇户口 * 低阶白领	3.7544 *** (0.0784)	2.9094 *** (0.5268)	4.6470 *** (0.3670)	3.6404 *** (0.1101)	3.5093 *** (0.1274)
城镇户口 * 高阶白领	2.6585 *** (0.0617)	2.8895 *** (0.4386)	2.8737 *** (0.2328)	2.8981 *** (0.0959)	2.2883 *** (0.0901)
少数民族 * 蓝领	-2.1541 *** (0.0629)	-2.8043 *** (0.7893)	-1.6747 *** (0.1982)	-1.8014 *** (0.0855)	-2.6503 *** (0.1063)
少数民族 * 低阶白领	-0.8977 *** (0.0582)	-2.0633 ** (0.8720)	-1.6769 *** (0.3047)	-0.8405 *** (0.0888)	-1.0254 *** (0.0844)
少数民族 * 高阶白领	0.1683 *** (0.0559)	-0.8892 (0.6412)	0.2587 (0.2031)	-0.0073 (0.0959)	0.0757 (0.0757)
已婚 * 蓝领	0.1053 *** (0.0366)	0.6121 (0.4037)	0.9947 *** (0.1456)	0.0069 (0.0426)	-0.4715 *** (0.0845)
已婚 * 低阶白领	-0.0171 (0.0456)	0.6789 (0.5736)	1.2548 *** (0.2440)	-0.0204 (0.0556)	-0.4695 *** (0.0921)
已婚 * 高阶白领	-0.0604 (0.0480)	1.0070 (0.6774)	0.0390 (0.2043)	0.0401 (0.0658)	-0.3338 *** (0.0889)
兄弟姐妹个数 * 蓝领	-0.1075 *** (0.0202)	-0.2807 (0.3297)	-0.1714 ** (0.0736)	-0.1168 *** (0.0263)	-0.0131 (0.0351)
兄弟姐妹个数 * 低阶白领	-0.3167 *** (0.0256)	0.3787 (0.3142)	0.2142 * (0.1165)	-0.2398 *** (0.0351)	-0.3060 *** (0.0400)
兄弟姐妹个数 * 高阶白领	-0.1292 *** (0.0269)	0.1539 (0.3649)	0.0348 (0.1043)	-0.1915 *** (0.0420)	-0.0101 (0.0386)
Log-likelihood	-146751.02	-1159.11	-11892.44	-60779.10	-67117.65
观测数	886172	10600	74784	368620	432168

注：*、**、***分别表示在10%、5%和1%的水平上显著；括号内为标准误；其中父亲职业、蓝领、低阶白领和高阶白领4个随机参数在估计时均假定符合正态分布，性质由均值系数和标准差系数决定；其它所有固定参数被假定对劳动者具有同质性影响。

资料来源：根据2000年人口普查和2005年1%人口抽样调查数据计算得到。

3. 边际影响

由于Mixed Logit Model为非线性概率模型，回归系数不能直接代表其经济学含义，

本文将回归系数代入公式 (3)，计算得到了父亲职业变量产生的边际效应（见表 6）。表 6 中数字代表了对于特定样本，父亲职业对于子女选择相同类型职业的概率提高程度。例如对于全样本而言，父亲职业平均使得子女选择相同职业的概率增加了 16.9%。而从分样本结果可以看到，父亲职业对于子女选择同类工作的平均边际影响分别为 26.4%、23.4%、17.0% 和 16.0%。换句话说，1980 - 1989 年出生的劳动者与 1950 - 1959 年出生的劳动者相比，父亲职业的直接影响下降了 10.4%，下降幅度达 39%。表 6 还报告了分职业类别的父亲职业边际影响。从中可以看出，农业与非农职业的继承度随着时间的推移基本都呈下降趋势，但降幅在 1970 - 1979 年以及 1980 - 1989 年出生的劳动者间趋于平稳。

通过对四种职业边际影响的纵向比较可以发现，每一个分样本中子女继承父亲农业工作的可能性都是最大的，并且相对强度十分稳定。如对于 1950 - 1959 年出生者而言，父亲从事农业工作对于子女选择同类工作的边际影响为 30.5%，明显高于其他三类职业的边际影响。对于 1980 - 1989 年出生的劳动者而言，虽然四种职业的边际影响都明显下降，但农业职业的影响力度仍然是最强的（22%）。这表明农业与非农职业间存在分割，即农业劳动者的代际关系间存在着更强的封闭性。相比其他职业，当父亲是农业劳动者时，其子女更容易成为农业劳动者，在某种程度上陷入低回报的“职业陷阱”。

表 6 父亲职业对子女职业选择的边际影响

单位：%

职业类型	总样本	1950 - 1959 年 出生	1960 - 1969 年 出生	1970 - 1979 年 出生	1980 - 1989 年 出生
农业	27.4	30.5	29.1	22.8	22.0
蓝领	22.7	24.7	25.0	21.0	20.9
低阶白领	24.4	24.1	19.8	14.7	14.8
高阶白领	9.0	26.2	19.6	9.3	6.4
平均边际影响	16.9	26.4	23.4	17.0	16.0

资料来源：根据 2000 年人口普查和 2005 年 1% 人口抽样调查数据计算得到。

总体而言，以上回归结果与描述性统计分析中观察到的现象相符合，子女对父亲职业的依赖性呈明显下降趋势，职业代际继承现象逐渐减少，同时向上流动性大幅提高，但农业与非农职业间的隔离并未完全消除。由于教育程度和年龄等变量在 Mixed Logit Model 回归分析中能够较好地控制劳动者自身的人力资本积累以及职业周期等因

素影响,我们认为父亲职业变量在这里主要体现了劳动者的社会资本,例如与父亲职业直接或间接相关的个人与家庭政治资本、社会网络关系等能够影响劳动者职业机会选择的重要因素(李宏彬等,2012; Munshi, 2011)。但受数据信息的限制,本文无法对社会资本的具体作用机制进行更进一步的检验。

四 结论与政策含义

本文从经济学角度考察了中国当代职业代际继承与流动趋势,同时实证分析了不同年龄段、不同职业劳动者间的职业代际流动性差异。基于2000年人口普查和2005年1%人口抽样调查微观数据,本文发现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,劳动者逐渐拥有更多提升自己社会经济阶层的机会。父辈职业所隐含的社会资源在子辈职业选择方面所起的作用在大幅度减少。这些变化体现了国家相关制度与政策改革的合理性。其中,义务教育的推广,高等教育的大众化和公平性,公务员制度的构建和完善,全社会“唯才是举”观念的恢复以及用人制度的逐渐公开透明,再加上近年来“三农”政策和城乡一体化建设的推进,都在职业选择方面减少了身份、家庭关系的不公正影响,在提高代际流动性方面发挥了重要作用。这些积极变化有效提升了社会制度的合理性,调动了劳动者的积极性,提高了社会总体生产力水平,有助于突破职业和阶层固化的藩篱,使得中国成为“人人都有通过辛勤劳动实现自身发展机会”的新的“机会之地”。

但另一方面,中国不同地区间职业代际流动性存在较大差异,京津沪与东部沿海发达省份的职业代际流动性是西藏、云南、青海等中西部欠发达省份的3~10倍,且农业与非农职业间存在明显隔离,职业机会不均等现象并未随着改革的深入而完全消退。这表明在未来一段时间内,中国仍有必要根据不同地域特点和人口构成特征,一方面要改革并消除所有制和就业政策方面的制度性歧视和障碍,另一方面要完善劳动力就业市场,逐步建立并完善单位用人制度。通过提倡和保障不同社会阶层群体就业机会的公平,保护和加强代际流动渠道的畅通,使得代际流动维持在一个较高的水平,这样才能够从根本上控制和缩小收入差距,促进社会公平公正与和谐稳定,使人民在制度改革与社会进步中有更充分的获得感。

本文研究还存在两点不足之处。第一,如前所述,鉴于普查数据和人口抽样调查的数据收集方式,被访者父亲的职业信息并非通过直接询问得到,而是需要根据同一家庭户中作为家庭成员的父亲的个人信息间接得到。这就造成了一些常见情况,例如,

当中青年劳动者仅与未成年子女共同居住时，由于难以追溯其父亲的职业信息，而导致无法被包含在本文的有效样本中。相对而言，城市家庭和女性已婚劳动者较少会出现与父亲同住的情况，这也是造成最终分析样本中农业户籍和男性人口均高于数据公报的主要原因。这可能会造成估计的代际职业继承和流动程度有偏。第二，由于人口普查和人口抽样调查中未记载其他一些与父亲或家庭背景相关的重要社会经济变量，如社会网络关系、就业历史等，本文无法针对父亲社会资本对子女职业选择的影响进行进一步的机制分析，这将是值得未来继续深入考察的一个重要问题。

参考文献：

- 边燕杰、张文宏（2001），《经济体制、社会网络与职业流动》，《中国社会科学》第2期，第77-89页。
- 蔡昉（2007），《中国劳动力市场发育与就业变化》，《经济研究》第7期，第4-14页。
- 陈琳、袁志刚（2012），《中国代际收入流动性的趋势与内在传递机制》，《世界经济》第6期，第115-131页。
- 李宏彬、孟岭生、施新政、吴斌珍（2012），《父母的政治资本如何影响大学生在劳动力市场中的表现？——基于中国高校应届毕业生就业调查的经验研究》，《经济学（季刊）》第3期，第1011-1026页。
- 李路路（2002），《制度转型与分层结构的变迁——阶层相对关系模式的“双重再生产”》，《中国社会科学》第6期，第105-118页。
- 梅因（1959），《古代法》，北京：商务印书馆。
- 孙文凯、路江涌、白重恩（2007），《中国农村收入流动分析》，《经济研究》第8期，第43-57页。
- 王美艳（2005），《城市劳动力市场上的就业机会与工资差异》，《中国社会科学》第5期，第36-46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。
- 吴忠民、林聚任（1998），《城市居民的社会流动——来自山东省五城市的调查》，《中国社会科学》第2期，第71-81页。

- 杨瑞龙、王宇锋、刘和旺 (2010), 《父亲政治身份、政治关系和子女收入》, 《经济学(季刊)》第3期, 第871-890页。
- 叶华、吴晓刚 (2011), 《生育率下降与中国男女教育的平等化趋势》, 《社会学研究》第5期, 第153-177页。
- 尹恒、李实、邓曲恒 (2006), 《中国城镇个人收入流动性研究》, 《经济研究》第10期, 第30-43页。
- 张翼 (2004), 《中国人社会地位的获得》, 《社会学研究》第4期, 第76-90页。
- 张月云、谢宇 (2015), 《低生育率背景下儿童的兄弟姐妹数、教育资源获得与学业成绩》, 《人口研究》第4期, 第19-34页。
- Becker, Gary & Nigel Tomes (1979). An Equilibrium Theory of the Distribution of Income and Intergenerational Mobility. *Journal of Political Economy*, 87(6), 1153-1189.
- Becker, Gary & Nigel Tomes (1986). Human Capital and the Rise and Fall of Families. *Journal of Labor Economics*, 4(3), Part 2, S1-S39.
- Behrman, Jere & Paul Taubman (1990). The Intergenerational Correlation between Children's Adult Earnings and Their Parents' Income: Result from the Michigan Panel Survey of Income Dynamics. *Review of Income and Wealth*, 36(2), 115-127.
- Bhat, Chandra (2001). Quasi-random Maximum Simulated Likelihood Estimation of the Mixed Multinomial Logit Model. *Transportation Research Part B: Methodological*, 35(7), 677-693.
- Bian, Yanjie (2002). Chinese Social Stratification and Social Mobility. *Annual Review of Sociology*, 28(1), 91-116.
- Blake, Judith (1981). Family Size and the Quality of Children. *Demography*, 18(4), 421-442.
- Chetty, Raj, Nathaniel Hendren, Patrick Kline, Emmanuel Saez & Nicholas Turner (2014). Is the United States Still A Land of Opportunity? Recent Trends in the Intergenerational Mobility. *The American Economic Review*, 104(5), 141-47.
- Constant, Amelie & Klaus Zimmermann (2003). Occupational Choice Across Generations. *IZA Discussion Paper*, No. 975.
- Corak, Miles & Patrizio Piraino (2011). The Intergenerational Transmission of Employers. *Journal of Labor Economics*, 29(1), 37-68.
- Couch, Kenneth & Thomas Dunn (1997). Intergenerational Correlations in Labor Market Status: A Comparison of the United States and Germany. *The Journal of Human Resources*,

32(4), 210 – 232.

Hellerstein, Judith & Melinda Sandler Morrill (2011). Dads and Daughters the Changing Impact of Fathers on Women's Occupational Choices. *Journal of Human Resources*, 46(2), 333 – 372.

Hole, Arne Risa (2007). Estimating Mixed Logit Models using Maximum Simulated Likelihood. *Stata Journal*, 7(3), 388 – 401.

Hout, Michael & Harvey Rosen (2000). Self-employment, Family Background, and Race. *Journal of Human Resources*, 35(4), 670 – 692.

Hensher, David & William Greene (2003). The Mixed Logit Model: The State of Practice. *Transportation*, 30(2), 133 – 176.

Long, Jason & Joseph Ferrie (2013). Intergenerational Occupational Mobility in Great Britain and the United States Since 1850. *The American Economic Review*, 103(4), 1109 – 1137.

Lu, Yao & Donald Treiman (2008). The Effect of Sib Ship Size on Educational Attainment in China: Period Variations. *American Sociological Review*, 73(5), 813 – 834.

Munshi, Kaivan (2011). Strength in Numbers: Networks as A Solution to Occupational Traps. *The Review of Economic Studies*, 78(3), 1069 – 1101.

Roemer, John (2004). Equal Opportunity and Intergenerational Mobility: Going Beyond Intergenerational Income Transition Matrices. In Miles Corak (ed.), *Generational income mobility in North America and Europe*. Cambridge: Cambridge University Press, pp.48 – 57.

Solon, Gary (1992). Intergenerational Income Mobility in the United States. *The American Economic Review*, 82(3), 393 – 408.

Solon, Gary (2002). Cross-country Differences in Intergenerational Earnings Mobility. *Journal of Economic Perspectives*, 16(3), 59 – 66.

Train, Kenneth (2009). *Discrete Choice Methods with Simulation*. Cambridge: Cambridge University Press.

Intergenerational Occupational Inheritance and Mobility in China: Empirical Evidence from the Census Microdata

Zhu Chen^{1,2}

(College of Economics and Management, China Agricultural University¹;

Institute of Population and Labor Economics, Chinese Academy of Social Sciences²)

Abstract: This article uses linked father-child occupational records obtained from the 2000 micro-sample of population census data and the 2005 1 percent population sample survey data to examine trends in intergenerational occupational inheritance and mobility in contemporary China, and to explore possible underlying mechanisms. Descriptive findings and regression results from mixed logit models reveal that, firstly, the upward occupational mobility rates among 1950s/1960s/1970s/1980s birth cohorts are 11.5 percent, 15.6 percent, 18.6 percent, and 20.8 percent, respectively, which has risen rapidly; Secondly, father's occupation in promoting children's propensity to choose the same job has declined from 26.4 percent to 16.0 percent in the past few decades, while we also find regional inequality in the development of occupational mobility. Based on these results, policies such as regional-specific initiatives and investments are needed in the new era, in order to improve the quality of local labor market and further to increase upward mobility, control and narrow the income gap, and make people have a sense of gain in social progress and development.

Keywords: intergenerational occupational mobility, job inheritance, social mobility, land of opportunity

JEL Classification: J62, J71, D19

(责任编辑:一帆)