

# 城镇居民收入代际传递现象及其形成机制\*

——基于2008年天津家庭调查数据的实证分析

杨新铭 邓曲恒

**内容提要:**近年来,“二代”现象愈演愈烈,反映了我国社会各阶层日趋固化的现实。而刻画社会固化的重要工具就是代际收入流动性及其传递机制。研究结果发现,虽然城镇居民代际收入流动性并不高,且存在明显性别差异,但工作传递在收入代际传递中作用非常明显。性别差异主要表现为两点:其一,父母向子女传递收入的程度不同;其二,父母向子女传递收入的方式存在细节上的差异。实证检验证实了代际收入传递的三种机制:直接传递,即父母将收入直接向子女转移;通过人力资本传递,即父母通过对子女进行教育等人力资本投资,提高子女能力,从而提高子女收入;通过工作选择传递,即父母通过影响子女工作选择影响子女收入。

**关键词:**代际流动性 机制 教育 工作选择

**作者简介:**杨新铭,中国社会科学院经济研究所《经济学动态》编辑部主任、副研究员,100836;

邓曲恒,中国社会科学院经济研究所发展经济学研究室主任、研究员,100836。

**中图分类号:**F061.3 **文献标识码** A **文章编号:**1002-8102(2016)11-0047-15

## 一、引言

近年来,“二代”现象愈演愈烈,既反映了社会各界对代际传递问题越来越关注,也反映了社会各阶层日趋固化的现实。“二代”现象说明,计划经济体制下所形成的身份差异在市场化进程中不但没有被消除,反而发生了代际转移;同时也折射出,单纯依赖市场机制既不能缩小收入差距,也不能抑制不平等的代际传递。因此,阻止收入分配不断恶化,促进机会均等就必须在完善市场机制的基础上,强化政府在教育、税收等方面的再分配政策,而研究收入代际传递可以为这些政策的制定提供理论依据。

国内对收入流动性以及收入代际流动的相关研究起步较晚,近年学者才开始关注这一领域,

\* 基金项目:本文是国家社会科学基金“我国城乡居民收入代际传递机制比较研究”(13AJL006);国家自然科学基金项目(71003105)以及中国社会科学院创新工程项目“中国收入分配政策与制度研究”的阶段性研究成果。

并涌现了一些重要文献。其中,比较有代表性的研究包括,尹恒等(2006)用1995年和2002年两次全国调查数据运用转置矩阵法测算了我国城镇居民收入流动性,结果发现1998年以后收入流动性出现了明显下降,收入阶层分化趋于稳定;王海港(2005)用1988年和1995年两次全国调查数据首次测算了中国居民收入的代际流动性,结果表明1988年和1995年代际收入弹性为0.384和0.424;郭丛斌、闵维方(2007)运用2004年城镇居民调查数据测度代际收入弹性为0.320。韩军辉等(2011)使用CHNS数据得到农村居民的代际收入弹性为0.48。王美今、李仲达(2012)同样使用CHNS数据估计了中国社会的代际流动性处在0.615至1.280之间,大致为0.830。何石军、黄桂田(2013)运用CHNS数据计算得到2000年、2004年、2006年和2009年代际收入弹性分别为0.66、0.49、0.35和0.46。显然,大多数研究将注意力集中在代际收入弹性的估计上,而对代际收入流动机制的研究,已有的相关文献也往往主要研究教育在收入代际流动中的作用。如魏颖(2009)与郭丛斌(2009)的研究表明教育可以改善收入代际流动,促进收入公平。近年来,随着更多的微观调查数据公开,相关研究成果逐渐丰富,如周兴、张鹏(2014)利用CGSS2006数据实证研究了职业流动与收入流动的关系,发现城镇家庭子女的职业随其职业生涯的发展有向父辈职业“回归”的趋势,而且这种代际职业传承对高收入家庭的代际收入弹性影响更强;邸玉娜(2014)发现我国代际收入弹性在各年龄段人群中呈现U型曲线特点,20世纪90年代出生的居民面临的代际收入弹性较高,即代际流动性较低,而父代的收入水平和工作性质会通过影响子代个体特征变量的边际系数对子女的收入产生间接影响;卢盛峰等(2015)实证检验了教育机会对个体人力资本积累的作用,并进而传导到代际职业流动;李路路、朱斌(2015)研究发现,我国总体社会流动率逐步提升,社会开放性呈波浪式变化,由于社会排斥的主要机制从“体制排斥”转向“市场排斥”,导致社会机会结构发生变化,代际流动随之发生变化,即特定阶层的代际继承优势逐渐下降,跨阶层的循环流动越来越困难。

一般认为,收入的代际传递机制包括三个方面。

第一,通过教育等人力资本投资,提高子女获取收入的能力,实现收入的代际传递。Galor和Zeira(1993)认为在资本市场不完善且子女教育成本足够高的情况下,富裕家庭比贫困家庭更有能力进行人力资本投资,从而使富裕家庭的子女更能获得较高收入。Benabou(1993)、Fernandez和Rogerson(1996)认为在均衡的条件下,贫困阶层与富裕阶层将分别居住于不同社区,导致贫困家庭子女获得教育的程度较低,这使得贫困在代际之间得以传递。Glomm和Ravikumar(1992)认为如果学校正规教育是人力资本形成的唯一形式,那么父母的人力资本则不影响子女在校学习的努力程度,而Fan(2003)则认为父母人力资本过低将会弱化子女学习的努力程度,而子女学习努力程度低则是造成贫困在代际之间传递的一个重要原因。此外,Becker等(1990)、Galor和Tsiddon(1997a,b)以及Hanushek(1996)也都关注家庭环境,尤其是父母的人力资本对子女人力资本形成的影响作用。近期的研究包括Pekkarinen和Pekkala(2006)比较了芬兰1972—1977年普及中学教育改革的前后情况,指出这次改革减少了代际收入关联的20%。Berg和Yu(2007)发现,南非在1970—2001年期间的代际流动情况得到了较大的改善,较大一部分原因是南非儿童有了更多的机会获得教育。Ferreira和Veloso(2006)研究了巴西的教育改革和收入代际流动,发现使穷人获得更多基础教育机会的教育政策改善了低收入家庭子女受教育程度和收入。

第二,基因遗传机制。随着基因工程研究的发展,研究者们不断揭示基因在遗传中的作用,特别是对于能力的遗传。如果遗传是收入代际传递的主要机制,那么旨在增强公平的外部公共政策就是徒劳的。这方面研究主要集中于参照样本的选择上,即分别测量亲生父亲独子和非亲生父亲

独子之间的代际收入弹性及其差异,以此来显示出遗传天赋对代际收入的影响。Bjorklund 等(2006)的估计发现不管是出生前的遗传因素还是出生后的培育,都对代际流动有显著的影响,但基因因素在亲生父子之间更重要,而在养父母与子女之间教育等后天培育则更重要。Sacerdote(2007)与 Liu 和 Zeng(2007)得到了类似的结果,即被收养儿童的受教育程度和他们的养母之间存在正向却较小的联系,而同一个母亲和她亲生孩子之间却有着相当大的联系。

第三,婚姻配偶选择机制。即一个人倾向于与自己和父母有相似收入、教育程度和地位的人结婚,这样即使不存在血亲的家人之间也可以存在收入代际流动现象。Kremer(1997)的研究发现在美国家庭中,配偶双方在受教育程度上的相关程度达到了 0.6。Chadwick 和 Solon(2002)研究发现,丈夫和妻子的个人收入与他们各自父母的收入以及配偶父母的收入有着很强且相等的相关性。Blanden(2005)对英国的研究指出,配偶的收入和父母的收入之间的关系很大,甚至要比自己和父母的收入之间的联系更大,且与男性相比,配偶选择对女性收入的代际流动性更加重要。

除了以上三个主要机制外,种族、性别以及家庭规模等在收入代际流动中也发挥了重要作用。胡永远(2011)、朱荃和吴頔(2011)、刘志国和范亚静(2012)等对国外相关研究进行了较为完整的综述。

就我国来讲,由于房产税、遗产税等有助于促进代际公平的政策还没有出台,完备的公共教育体系等也还没有建立起来,加之劳动力市场尚处于不完善状态,因此,在收入的代际传递中除了上述普遍的途径外,还包括:直接传递,即父辈通过财富转移直接提高子女的收入,如当前的财产继承和所谓的“啃老”都属此类;工作选择,即父辈通过自身的社会关系帮助子女获取收入较高的工作,如选择高收入就业单位、进入高收入行业、帮助子女获得高收入岗位等;交叉传递,即通过人力资本和财富的双重效用提高子女收入。基于此,本文在计算城镇收入弹性的同时,主要考察城镇居民收入代际传递的机制,即根据微观调查数据实证检验直接传递、人力资本传递、工作传递等收入代际传递机制,并进一步分析父母影响子女教育与工作选择的具体因素。

通过实证分析,本文发现:第一,城镇居民代际收入流动性虽然存在,但处于较低水平,这可能与数据选择有关。第二,在城镇居民收入代际传递过程中,存在性别差异和就业状况差异。其中,性别差异主要体现在父亲与母亲在传递机制中存在差异,而且母亲更倾向于直接的收入传递;就业差异主要是指在岗父母与非在岗父母在收入传递上明显不同。第三,父母将收入向子女传递的途径——直接传递、人力资本传递、工作传递等——都得到了验证。第四,父母的教育对子女教育影响显著,而父母的工作情况对子女工作选择具有较强的作用,但也与父母是否在岗关系密切。

## 二、实证方法与数据说明

### (一)实证方法介绍

常用的估计代际收入流动性的方法包括两个:转置矩阵法和回归方程法。转置矩阵法,是借鉴收入流动性的测算方法,通过父子收入的转换矩阵测算收入流动性,即根据父子收入分组差异计算子女收入离开父母收入组别的情况。具体公式为:
$$D = \frac{1}{n} [\sum_{f=1}^{n_f} \sum_{s=1}^{n_s} (|f-s|) p_{fs}]$$
,其中 D 为流动性, n 为分组数, f 为父母收入组别, s 为子女收入组别,  $p_{fs}$  为子女收入不在父母收入组别观测值数量占父母收入组内观测值数量的比重,  $|f-s|$  代表父子观测值变动的距离。D 越大说明代际

收入流动性越强,父母与子女收入相关性越小,反之则越大。回归方程法,即根据回归方程计算父子代际收入弹性,并以此作为衡量代际收入流动性的指标。公式为: $\log y_s = \beta \log y_f + \mu$ ,其中, $y_s$ 为子女收入, $y_f$ 为父母收入,估计参数 $\beta$ 为代际收入弹性。 $\beta=0$ ,意味着子女收入与父母收入没有联系,代际收入没有发生传递; $\beta=1$ ,则意味着子女收入完全由父母收入决定,即代际收入完全传递;更多的情况是 $0 < \beta < 1$ ,即子女收入与父母收入存在相关性,但不完全取决于父母收入。本文选择回归方程法测算父子之间收入弹性,衡量代际收入流动程度。之所以选择回归方程法,主要是因为该方法不仅可以计算收入弹性,更重要的是可以进一步分析父母个体特征(如教育、工作经验、年龄、民族等)和工作特征(就业单位性质、行业、岗位)等非收入因素对子女收入的影响,从而揭示收入代际传递的机制。

根据上面介绍的基本模型,计量模型如式(1)所示:

$$\log y_s = \alpha + \beta \log y_f + \mu \quad (1)$$

其中, $\alpha$ 、 $\beta$ 为待估参数, $\beta$ 即代际收入弹性。由于收入还往往受到教育等人力资本因素的影响,因此,在模型(1)中相继引入教育、工作经验等指标,模型(1)演变为模型(2)和(3)。

$$\log y_s = \alpha + \beta \log y_f + \gamma E_s + \mu \quad (2)$$

$$\log y_s = \alpha + \beta \log y_f + \gamma E_s + \lambda_1 exp + \lambda_2 exp^2 + \mu \quad (3)$$

其中, $E_s$ 为教育年限, $exp$ 为工作经验,用工作年限替代, $\gamma$ 、 $\lambda$ 为待估参数。更进一步,引入子女个体特征如年龄、性别、居住年限<sup>①</sup>等,以及父母个体特征和工作特征变量,模型(1)进一步演变为模型(4)。

$$\log y_s = \alpha + \beta \log y_f + \gamma E_s + \lambda_1 exp + \lambda_2 exp^2 + \eta_i \sum D_i + \theta_j \sum H_j + \mu \quad (4)$$

其中, $D$ 为子女教育、经验外的个体特征与工作特征变量, $H$ 为父母个体特征与工作特征等变量。需要指出的是个体特征中的民族、性别、婚姻状况等属于虚拟变量,其设置为:汉族=0、少数民族=1,女性=0、男性=1,未婚(单身、离异、丧偶等)=0、结婚=1;工作特征变量包括就业单位性质、行业和岗位三类虚拟变量,这三组虚拟变量的设置与《中国城镇住户调查手册》中就业情况(15种)、行业(20种)和职业(8种)的划分基本一致,本文根据样本情况做了小范围调整。

## (二)数据说明

本文所用数据来自国家统计局天津调查总队天津城镇社会经济调查2008年家户调查数据库,该调查按分层随机抽样抽取样本,样本量为1500户,每年更换1/3样本户。2008年的有效个人调查样本数量为3717个,调查内容包括家庭成员基本特征、经济活动状况以及收入支出构成等。基于本文的研究目的,在数据筛选过程中只保留了家庭中存在两代以上且都有收入的样本1740个,包括有收入的父亲与子女样本1028个(514对),有收入的母亲与子女样本1030个(515对),有收入且均在岗的父亲与子女样本604个(302对),有收入且均在岗的母亲与子女样本298个(149对)。从四组数据主要变量的统计性描述结果可知,均有收入样本的子女收入比均在岗样本的子女收入更高;父母收入情况刚好相反,均有收入样本的父母收入比均在岗样本的父母收入

<sup>①</sup> 这里居住年限是指被调查对象最近一次来本市镇居住时间,具体填年份。如果一直居住在本市镇则填本人出生年份。列入这一指标主要是区别外地人和本地人之间的差异,作为社会关系的一个代理变量。

要低一些。这主要是因为,均有收入样本包括均在岗样本,也就是说前者在后者基础上加入了年龄更大的样本,工作年限更长。根据 Mincer 方程收入与工作年限之间呈现倒 U 型关系,因而子女收入更高。而均有收入样本中部分父母收入形式为退休金,一般来讲退休金都要比工资加福利(各种津补贴)要少,所以这部分样本父母收入表现出来就是更低。<sup>①</sup>

### 三、收入代际传递:代际收入弹性估算

在回归过程中,逐步引入解释变量,其中对模型(1)~(3)的回归结果汇总较为详尽,出于节省篇幅的考虑,对模型(4)只汇总了通过显著检验的最终结果。根据数据特征,在估计代际收入流动性时首先将父亲和母亲对子女收入的影响分别回归;其次,将有收入和在岗样本分别进行回归,四组回归结果由表 2 和表 3 分别给出。

#### (一)父亲对子女收入的影响

一般认为,即使父母处于退休状态,其收入仍是影响子女收入的重要因素,因此,首先考虑收入情况,表 1 中的第 1~4 列给出了均有收入的 514 对父子的回归结果。结果 1 表明父亲收入对于子女收入的影响很小,尽管  $\beta$  显著不等于 1,但其影响明显较小,代际收入弹性只有 0.098,即父亲收入提高 1%,子女收入将提高 0.098%,低于其他文献的研究结果。结果 2,引入的教育年限对子女收入具有显著影响,教育收益率为 8.9%,与大多数研究相当, $\beta$  估计值减小到 0.052,显著性也由在 5%水平下显著降到在 16%的水平下显著,这就意味着父亲收入对子女收入的影响逐渐由子女自身的人力资本所替代。结果 3 给出了进一步引入工作经验及其平方项后的回归结果。从结果看,代表父亲收入对于子女收入影响的  $\beta$  进一步下降到 0.035,显著性水平下降到 35%的显著性水平以下,这说明父亲收入不直接影响子女收入。子女收入由其自身的人力资本所解释,其中,教育收益率上升为 11.4%,经验对于收入的影响呈倒 U 型,这与典型的收入方程一致。引入子女年龄、民族以及就业情况的虚拟变量和父亲个体特征与工作特征变量后,经过反复剔除不显著项,最终得到回归结果 4。从结果看,父亲收入对子女收入不再有显著影响,但父亲对子女的收入影响依然存在,只不过由收入的直接影响转换到父亲教育程度对于子女收入存在显著的促进作用,即父亲受教育程度越高,子女收入越高。子女的人力资本只有教育显著,工作经验不再显著,年龄对收入的影响显著。从就业单位情况看,非公有制单位比公有制单位收入低。从行业看,公共管理行业收入显著高于制造业,其他行业显著低于制造业,制造业与传统服务业、现代服务业、教育科研文化卫生、资源性行业等无差异。从岗位看,国家机关与专业技术人员收入明显高于生产、运输设备操作及相关人员,商业、服务人员收入明显低于生产、运输设备操作及相关人员,办事员和有关人员与生产、运输设备操作及相关人员无差异。

剔除非就业人员后,得到父亲与子女均在岗的样本 604 个(302 对),分别对模型(1)~(4)进行回归后的结果由表 1 中的第 5~8 列给出。剔除离退休以及其他非就业人员后,仍在工作的父亲对子女收入的作用有较大幅度提高,代际收入弹性为 0.198,且在 1%的水平上显著。引入教育年限后,父亲收入对子女收入的作用虽有所下降——代际收入弹性系数下降为 0.156,但在 1%检验水平下依然显著(见表 1 中的结果 6)。教育对子女收入的作用显著,且与结果 2 相比有所提高,教育收益率为 9.0%。进一步引入经验及其平方项,父亲收入对子女收入的影响依然显著(参见结果 7),

<sup>①</sup> 为简化未给出相关表格,有兴趣的读者可向作者索取。

表 1 代际收入弹性:父子收入关系

解释变量	被解释变量子女收入对数							
	父子均有收入样本				父子均在职样本			
	1	2	3	4	5	6	7	8
常数项	6.70*** (23.42)	5.80*** (18.94)	5.45*** (17.20)	5.85*** (21.89)	5.94*** (18.60)	4.95*** (13.77)	4.667*** (12.74)	4.13*** (7.52)
父亲收入对数	0.098** (2.58)	0.052 <sup>①</sup> (1.41)	0.035 <sup>②</sup> (0.932)	—	0.198*** (4.72)	0.156*** (3.81)	0.152*** (3.75)	0.125*** (3.24)
子女受教育年限	—	0.089*** (6.70)	0.114*** (7.63)	0.078*** (5.34)	—	0.090*** (5.27)	0.102*** (5.78)	0.079*** (4.66)
现岗经验	—	—	0.023*** (2.63)	—	—	—	0.064*** (3.04)	0.041* (1.93)
现岗经验平方	—	—	-0.0003 <sup>③</sup> (-1.49)	—	—	—	-0.003** (-2.17)	-0.003* (-2.81)
年龄	—	—	—	0.014*** (4.19)	—	—	—	—
非公有制单位	—	—	—	-0.148*** (-2.68)	—	—	—	-0.232*** (-4.14)
公共管理	—	—	—	0.338*** (3.14)	—	—	—	1.161 <sup>④</sup> (1.52)
其他/传统服务	—	—	—	-0.76*** (-6.07)	—	—	—	-0.213*** (-3.64)
国家机关	—	—	—	0.121* (1.79)	—	—	—	—
商业、服务人员	—	—	—	-0.238*** (-3.29)	—	—	—	—
父亲受教育年限	—	—	—	0.016* (1.80)	—	—	—	—
年龄	—	—	—	—	—	—	—	0.030*** (3.26)
父亲工作年限	—	—	—	—	—	—	—	-0.008* (-1.91)
Adj-R <sup>2</sup>	0.0109	0.0900	0.110	0.224	0.0661	0.143	0.167	0.308
S. E.	0.643	0.617	0.610	0.570	0.523	0.501	0.494	0.469
F-stat	6.66**	26.09***	16.82***	19.47***	22.29***	26.05***	1605***	16.24***
样本量	514	514	514	514	302	302	302	302

注: \*、\*\*和\*\*\*分别表示各变量在10%、5%和1%的水平上通过显著性检验,括号里数值为t统计量(下表同)。“/”前的变量为父子均有收入样本回归中的显著变量,其后为父子均在职样本回归中的显著变量。

①P值为15.98%;②P值为35.16%;③P值为13.77%;④P值为13.01%。

与结果6相比代际收入弹性系数略有下降,为0.152,教育、经验等人力资本对于子女收入的影响作用通过显著性检验。结合结果6、7与5可知,教育等人力资本是父亲收入影响子女收入的重要途径之一。在将子女年龄、性别、民族等个体特征变量与工作特征虚拟变量,以及父亲的个体特征

和工作特征变量全部引入,并不断剔除不显著项后,保留下来的通过显著性检验的回归结果由结果 8 给出。显然,父亲收入对子女收入的影响作用显著,但代际收入弹性进一步下降到 0.125,教育收益率下降到 7.9%,与结果 4 相当,经验显著且呈倒 U 型变化特征。子女居住年限、性别、民族以及年龄等个体特征变量的影响作用没有通过显著性检验。在工作特征中,就业单位性质依然是影响子女收入的重要变量,其中与在非公有制单位就业相比,在公有制单位就业可以获取更高的收入。行业方面,传统服务业收入低于制造业,且通过显著性检验;公共管理高于制造业,虽然没有通过 10% 的显著性检验,但在 14% 的检验水平下显著,因此,在方程中予以保留;而科教文卫、公共管理以及资源性行业等与制造业不存在明显差异。岗位方面,不存在显著性差异,这可能主要是因为,统计指标与行业和就业状况有重合所致。基于此,在子女收入的影响因素中,父亲收入和年龄及工作年限是重要的因素,但更重要的是子女个体特征中教育等人力资本变量和工作特征中单位性质、职业和岗位等因素。通常认为,父亲在子女教育和工作获取中扮演重要角色,但这需要进一步检验。

## (二)母亲对子女收入的影响

母亲对子女收入的影响由表 2 给出。在表 2 的结果 1 中,母亲收入对于子女收入影响较大,代际收入弹性为 0.183,且通过 1% 的显著性检验水平,这一结果明显高于表 1 中的结果 1。引入教育年限后,母亲收入对子女收入的影响作用有所下降,但在 5% 的检验水平下依然显著,代际收入弹性下降为 0.134。教育对子女收入的影响为正,且显著,教育收益率与表 1 中的结果 2 相当,为 8.2%。引入经验的结果 3 表明,人力资本对于子女收入影响显著,其中教育收益率为 11.4%,与表 1 中的结果 3 相同;经验也呈现倒 U 型特征,且通过显著性检验。母亲收入对子女收入的作用显著且为正,代际收入弹性下降到 0.105。这就意味着母亲收入对于子女收入除有直接影响外,还通过子女人力资本投资影响子女收入。在引入子女年龄、民族、居住年限、性别等个体特征变量以及就业单位、行业、岗位等工作特征变量和母亲个体特征和工作特征变量后,经过反复剔除不显著项,最终得到结果 4。其中,母亲收入对子女收入的影响作用为正,且通过 5% 水平显著性检验,代际收入弹性为 0.112,比结果 3 略有上升。教育作用显著为正,教育收益率为 8.8%,经验作用不再显著。子女个体特征变量中,民族和年龄对子女收入有显著影响,婚姻状况和性别作用不显著。少数民族比汉族的收入低,随着年龄的增长收入不断增长。就业单位中,依然是公有制单位就业的收入高于非公有制单位;行业中,公共管理行业收入显著高于制造业,传统服务业、现代服务业、教育科研文化卫生、资源性行业等与制造业收益无显著差异;岗位中,商业、服务人员收入明显低于生产、运输设备操作及相关人员,国家机关与专业技术人员、办事员和有关人员与生产、运输设备操作及相关人员无显著差异。另外,母亲个体特征和工作特征变量对于子女收入影响不显著。

剔除非就业人员后,模型(1)~(4)的回归结果由表 2 中的第 5~8 列给出。母亲收入对子女收入的影响大幅度上升且显著,结果 5 给出的代际收入弹性达到 0.2,即高于表 2 中的结果 1,也高于表 1 中的结果 5 的水平。引入子女受教育年限后,母亲收入对子女收入的影响作用下降较大,代际收入弹性系数降为 0.141,这说明母亲收入对子女收入的影响,部分由子女受教育年限所取代。受教育年限对子女收入的影响显著为正,教育收益率为 9.1%。进一步引入经验及其平方项,结果由表 2 中的结果 7 给出。母亲收入对子女收入的影响不再显著,代际收入弹性系数也进一步下降为 0.112。子女受教育年限对子女收入影响作用的回归系数通过显著性检验,但经验及其平方项的影响作用并不明显。结合表 2 中的结果 6、7 与 5 可知,教育是母亲收入影响子女收入的重要途径之一,但需要进一步检验其对子女教育是否真有显著作用。在将子女与母亲的个体特征变量和工

表 2

## 代际收入弹性:母子关系

解释变量	被解释变量子女收入对数							
	母亲与子女均有收入样本				母亲与子女均在职			
	1	2	3	4	5	6	7	8
常数项	6.13*** (15.58)	5.32*** (13.29)	4.91*** (12.29)	4.39*** (10.69)	5.97*** (10.36)	5.08*** (8.30)	5.16*** (8.32)	4.06*** (6.39)
母亲收入对数	0.183*** (3.37)	0.134** (2.54)	0.105** (2.02)	0.112** (2.27)	0.200** (2.55)	0.141* (1.81)	0.112 <sup>①</sup> (1.39)	0.143** (1.84)
子女受教育年限	—	0.082*** (6.33)	0.114*** (7.97)	0.088*** (6.63)	—	0.091*** (3.45)	0.092*** (3.35)	0.050* (1.93)
现岗经验	—	—	0.033*** (3.88)	—	—	—	0.047 (1.41)	-0.026 (-0.78)
现岗经验平方	—	—	-0.0006** (-2.47)	—	—	—	-0.003 <sup>②</sup> (-1.22)	-0.004* (-1.77)
民族	—	—	—	-0.233*** (-1.76)	—	—	—	—
年龄	—	—	—	0.019*** (5.67)	—	—	—	0.085*** (3.59)
公有制单位	—	—	—	0.577*** (5.08)	—	—	—	—
非公有制单位	—	—	—	0.451*** (4.01)	—	—	—	-0.229** (-2.79)
公共管理	—	—	—	0.371*** (3.71)	—	—	—	—
传统服务业	—	—	—	—	—	—	—	-0.376*** (-4.23)
现代服务业	—	—	—	—	—	—	—	-0.326*** (-3.04)
Adj-R <sup>2</sup>	0.020	0.089	0.129	0.220	0.036	0.102	0.102	0.307
S. E.	0.600	0.574	0.561	0.531	0.553	0.534	0.566	0.469
F-stat	11.38***	26.17***	20.00***	19.13***	6.50**	5.22***	6.000***	8.29***
样本量	515	515	515	515	149	149	149	149

注:“/”前的变量为母子均有收入样本回归中的显著变量,其后为母子均在职样本回归中的显著变量。表中<sup>①</sup>P值为16.59%;<sup>②</sup>P值为19.58%。

作特征变量全部引入回归模型,逐步剔除不显著项后,保留通过显著性检验的结果由结果8给出。代际收入弹性重新提高到14.3,且通过5%的显著性检验。教育的影响作用显著,但教育收益率有所下降,为5%,经验的作用呈倒U型特征。子女个体特征中的性别、民族、居住年限和婚姻状况对子女收入的作用不显著,年龄对子女收入有显著正影响。工作特征中,非公有制单位就业收益明显低于公有制单位就业收益;行业中,传统服务业和现代服务业就业收益显著低于制造业,但现

代服务业比传统服务业的就业收益略高,公共管理、科教文卫、资源性行业等与制造业就业收益无显著差异;岗位中,并不存在显著差异。另外,母亲特征中并没有哪个变量显著。

由此可见,与父亲相比,母亲对子女收入的影响主要集中在收入上,其个体特征与工作特征变量的影响并不显著,但并不能认为母亲对子女收入的影响仅限于收入这一直接传递的方式,是否存在由母亲影响子女教育、工作获取等其他途径还需要进一步检验。

#### 四、收入代际传递机制:教育与工作选择

子女的教育和工作特征变量是影响其收入的重要因素,且很有可能是父母将收入传递到子女手中的重要媒介,因此,需要进一步实证检验。

##### (一)收入代际传递机制:子女教育

父母通过对子女进行教育等人力资本投资提高其获得高收入的能力,实现人力资本传递基础上的收入传递。然而,在我国实行9年制义务教育以后,除了教育质量差异外,在数量上应该不存在差异。也就是说,家庭收入的变化对子女教育很可能并不敏感,父母个体特征和工作特征可能是驱使子女教育的重要因素。因此,父母是通过收入,还是其自身的教育、家庭等因素影响子女受教育情况需要进一步检验。为此,应该以子女受教育年限为被解释变量,以父母收入、教育<sup>①</sup>等个体特征以及工作特征作为解释变量进行回归分析。回归方程如下:

$$E_s = \alpha + \beta y_i + \lambda E_i + \eta_j \sum D_{ij} + \theta_j \sum H_{ij} + \mu \quad (5)$$

在式(5)中, $E_s$ 为子女受教育年限, $y_i$ 为父辈(父亲为 $y_f$ ,母亲为 $y_m$ ,下同)的收入, $D_{ij}$ 为父辈的性别、就业、行业以及职业特征等虚拟变量, $H_{ij}$ 为父辈年龄、居住年限、工作年限等个体特征变量。与上文一致,本部分回归也分为四组样本分别进行,为节约篇幅,只给出了最后经过显著性检验的结果,如表3所示。

表3 父母对子女教育影响的途径

	父子均有收入	父子均在岗	母子均有收入	母子均在岗
常数项	16.02*** (25.19)	12.51*** (27.73)	12.02*** (25.95)	11.61*** (15.89)
收入(千元)	0.08* (1.90)	—	—	—
受教育年限	0.17*** (5.91)	0.18*** (4.56)	0.25*** (9.30)	0.22*** (4.11)
年龄	-0.07*** (-8.17)	—	—	—
Adj-R <sup>2</sup>	0.206	0.061	0.161	0.097
S. E.	1.855	1.657	1.800	1.63
F-stat	45.32***	20.79***	50.18***	16.91***
样本量	514	302	515	149

① 应该讲教育质量是影响子女教育选择的更重要因素,但现在还没有很好的指标对其进行刻画,就目前的数据来看,也没有更好的揭示教育质量的统计,因此,此处依然只选择教育年限(教育水平)进行分析。另外,如表1所示,父母教育的离散程度较高,可以通过教育水平代理父母人力资本等差异,而且样本集中在天津城镇,区域相对较小,教育政策一致,可以粗略认为教育质量差异不大。

总的来看,四组样本回归结果基本一致,但也存在差异。其中,父母受教育年限是决定子女受教育年限的最主要因素,而且母亲受教育年限对子女受教育年限的影响要明显高于父亲,母亲受教育年限每提高一年子女受教育年限将提高 0.25 年(均有收入样本)和 0.22 年(均在岗样本),而父亲的影响分别为 0.17 年(均有收入样本)和 0.18 年(均在岗样本)。由此可见,家庭中子女受教育程度受母亲的影响要强于受父亲的影响,这可能主要是在家庭中母亲扮演更重要的角色,因此母亲的教育层次会影响子女教育。需要指出的是,年龄仅在父子均有收入的样本中对子女受教育年限有显著影响,但其作用方向并不是提高而是降低子女受教育年限。这可能与子女受教育年龄所处时代背景有关,2008 年父子均有收入样本中父亲平均年龄将近 60 岁,子女受教育年龄总体上处于 20 世纪 60 年代至 70 年代,这一时期教育总体上不受重视。另外,在父母和子女均在岗的样本中,子女年龄都在 40 岁以下,基本上都是 1986 年强制义务教育开始以后毕业的,因此父母教育虽然对子女教育有影响,但其他个人特征对子女教育的影响均不显著。

## (二)收入代际传递机制:工作选择

除了人力资本投资,父母可能帮助子女进入高收入单位、行业,获得高收入岗位,从而在工作传递的基础上实现收入的代际传递。鉴于就业单位、行业与职业等属于定性变量,不便于应用最小二乘估计方法,因此,选择 Probit 模型估计父母个体特征与就业特征对子女进入高收入就业单位、行业 and 岗位的影响概率。具体模型如下:

$$P_s(y_i^s = 1) = \Phi(\alpha + \beta y_i^f + \sum_{l=1}^4 \gamma_l^{fl} individual_l^{fl} + \sum_{k=1}^3 \lambda_k^{fk} job_k^{fk} + \mu_i) \quad (6)$$

$$P_s(y_j^s = 1) = \Phi(\alpha + \beta y_j^m + \sum_{l=1}^4 \gamma_l^{ml} individual_l^{ml} + \sum_{k=1}^3 \lambda_k^{mk} job_k^{mk} + \mu_j) \quad (7)$$

其中, $P_s(y_i^s = 1)$ 为子女进入高收入组的概率, $\Phi(\cdot)$ 为标准正态分布的累积函数, $i=1,2,\dots,309$ , $j=1,2,\dots,156$ 。在(6)式中, $y_i^f$ 为父亲收入, $individual_l^{fl}$ 为父亲的第  $l$  个个体特征变量,具体包括年龄、居住年限、受教育年限与工作年限等, $job_k^{fk}$ 为父亲的第  $k$  个工作特征变量,包括就业单位性质、行业和岗位等工作特征变量。同理,(7)式中, $y_j^m$ 为母亲收入, $individual_l^{ml}$ 为母亲的第  $l$  个个体特征变量, $job_k^{mk}$ 为母亲的第  $k$  个工作特征变量。

鉴于父母与子女均在岗的两个样本组中子女平均收入分别为 2014 元和 2011 元,因此,以 2100 元为标准分别将子女与父母就业单位性质、行业和职业划分为高、低两个收入组。

对(6)(7)两式的估计由表 4 给出,其中,第(1)~(3)列和第(4)~(6)列分别为父亲和母亲对子女就业单位、行业和岗位的影响因素。从就业单位选择看,父亲对子女进入高收入单位的影响均来自父亲的职业特征变量。其中,通过显著性检验的是父亲的岗位,且估计系数为正,这就说明在高收入岗位的父亲可以提高子女进入高收入单位就业的概率。另外,父亲就业单位性质虽然没有通过显著性检验,但稍微放宽检验水平也可以认为其是显著的,因此,在回归结果中予以保留。这也就意味着父亲在高收入单位就业可以提高子女进入高收入单位的概率。样本中,124 个在高收入单位工作的子女中有 88 个来自父亲在高收入单位的家庭,占 70.97%;有 63 个来自父亲在高收入岗位的家庭,占 50.81%,而且这些就业单位都是国有经济单位。与此不同,母亲对子女就业单位选择的影响因素均来自个体特征变量,通过显著性检验的有居住年限(近似显著)和年龄两项。其中,居住年限估计结果为负,说明母亲居住年限会降低子女进入高收入单位就业的概率;年龄估计结果为正,说明母亲年龄越大越能提高子女进入高收入单位就业的概率。但总体上讲,母亲对子女进入高收入单位就业的估计结果并不理想(LR 统计量较小),这就意味着母亲

的影响并不十分显著。由此可见,在子女就业单位性质的选择上,父亲的作用更大,而且父亲自身的就业单位性质和工作岗位与子女的单位性质具有较强的相关性。这就意味着,与父亲在低收入单位和低收入岗位就业的子女相比,父亲在高收入单位或高收入岗位就业的子女有更大的概率进入高收入单位就业,或者更直接地进入父亲本身所在的就业单位(绝大多数进入了国有经济单位),这就证实了当前“二代”现象的存在,而这种“子承父业”表现出了向国有经济单位集中的特点。

表 4 父母对子女就业单位、行业与岗位影响的 Probit 估计结果

	父亲对子女的影响			母亲对子女的影响			
	(1)单位	(2)行业	(3)岗位	(4)单位	(5)行业	(6)岗位	
常数项	-0.55*** (-4.07)	-1.96*** (-3.60)	-3.63*** (-3.34)	0.51 (0.91)	-1.14*** (-5.15)	-0.12 (-0.24)	
收入(千元)	—	0.072* (1.87)	—	—	—	—	
居住年限	—	0.016* (1.69)	0.017** (1.99)	-0.017 <sup>①</sup> (-1.54)	—	—	
年龄	—	—	0.049** (2.36)	0.025* (1.76)	—	—	
就业单位	0.236 <sup>②</sup> (1.52)	—	—	—	—	—	
行业	—	0.355 <sup>③</sup> (1.63)	—	—	0.30 (1.10)	—	
岗位	0.415*** (2.77)	0.361** (2.02)	0.658*** (4.21)	—	0.31 (1.22)	0.636*** (2.84)	
伪决定系数	0.027	0.063	0.080	0.012	0.029	0.087	
s. e.	0.485	0.42	0.47	0.48	0.41	0.476	
LR-stat	11.14***	21.29***	33.31***	2.42	4.55*	17.88***	
样本量	Dep=0	178	228	137	94	116	72
	Dep=1	124	74	165	55	33	77

注:括号里数值为 Z 统计量。①P 值为 0.1234;②P 值为 0.1297;③P 值为 0.1024。

从行业选择看,父亲对子女行业选择的影响既来自个体特征变量,也来自工作特征变量。其中,通过显著性检验的变量包括收入和居住年限 2 个,且估计结果为正,这说明父亲收入越高、居住年限越长越有助于提高子女进入高收入行业的概率;在父亲的就业特征中,行业近似显著,岗位显著,且二者系数均为正,这同样意味着父亲在高收入行业和岗位工作可以提高子女进入高收入行业就业的概率。与父亲相比,母亲影响子女进入高收入行业概率的因素只有就业特征,包括行业和岗位两个变量,二者是联合显著的,且二者估计结果显著为正,说明母亲自身处于高收入

行业更能提高子女进入高收入行业的概率,这与父亲类似。父亲的收入越高说明其对高、低收入行业越有较为充分的认知,因此,在子女行业选择上越能够给予较多的指导,从而帮助子女进入相应的高收入行业。同时,父亲和母亲都根据自身的就业特征(处于高收入行业或高收入岗位)帮助子女进入相关高收入行业。从样本看,进入高收入行业子女的父亲在收入、受教育年限以及居住年限上明显高于没有进入高收入行业子女的父亲。其中,收入高出 1015 元,是子女在低收入行业父亲收入的 44%;受教育年限长出 1.14 年,居住年限长出近 2 年。在母子均在岗的样本中,在 33 个高收入行业就业的子女中有 25 个,占 75.76%,也就是说绝大多数进入高收入行业的子女的母亲也在高收入行业就业。与就业单位性质相比,行业多且分散,子女选择也更加自由、宽泛,需要的专用性知识、经验也更多,因此,父母个体特征因素,特别是父亲发挥的作用更大,其工作特征因素发挥的作用相应较小,这主要是受到知识专用性,即所谓“隔行如隔山”的影响。

从工作岗位的获得看,父亲对子女进入高收入岗位的影响来自个体特征和工作特征两个方面、三个变量,即居住年限、年龄和岗位,三个变量的估计结果均为正,说明居住年限和年龄越大子女进入高收入岗位的概率越大,而父亲自身处于高收入岗位也直接提高了子女进入高收入岗位的概率。与父亲相比,母亲影响子女进入高收入岗位的因素只有工作岗位一项,且回归系数为正,即母亲在高收入岗位就业可以提高子女进入高收入岗位的概率。经过比较可知,父母影响子女进入高收入岗位的共同因素是父母本身处于高收入岗位。从样本统计结果看,父子均在岗的 165 个高收入岗位子女中有 86 个子女的父亲在高收入岗位,占子女高收入岗位总数的 52.12%,占父亲高收入岗位总数的 69.92%。相应地,母子均在岗的 77 个高收入岗位子女中,有 49 个子女的母亲在高收入岗位,占子女高收入岗位总数的 63.64%,占母亲高收入岗位总数的比重也为 66.22%。由此可见,超过 60% 的高收入岗位家庭是通过这种岗位传递将收入从父辈传递到子女手中的。而之所以会出现这种岗位传递的现象,主要是由于两个方面的原因:其一,与一般工作岗位不同,高收入岗位对于知识技能以及管理才能的要求更高,而父母自身在高收入岗位工作无疑为子女进入相关岗位积累了经验,有助于子女获取较高收入的岗位;其二,与低收入岗位父母相比,高收入岗位父母具有更多的“社会资源”与能力,可以直接帮助子女获取高收入岗位。由此可见,在岗位获取上,当下流行的“二代”现象也得到了证实,即“官二代”已经成为一种较为普遍的现象。

## 五、结论与进一步研究方向

### (一)主要结论

第一,父母对子女收入的影响程度存在差异,同时在岗与不在岗父母之间的影响也存在差异。先看母亲,在岗母亲影响子女收入程度的代际收入弹性为 0.200,而在混合了离退休等非就业母亲样本的代际收入弹性为 0.183,二者相差 0.017。再来看父亲,混合了在岗与离退休等非在岗父亲的样本回归结果只有 0.098,而在岗父亲对子女收入影响程度的代际收入弹性为 0.198,二者相差 0.10。显然,如果单独计算离退休等非在岗父母对子女收入的影响将下降更多。从所列数字还可以看出,母亲对子女的影响要高于父亲,特别是非在岗母亲比相应分组的父亲对子女收入的影响更大。这就意味,从整个家庭来讲,母亲在家庭中对于子女收入的影响更大,这种作用在退休以后表现得更加明显。

第二,城镇居民收入代际传递的三种机制:收入、人力资本与工作选择。父子均有收入样本中,父亲影响子女的途径主要是教育,当引入子女受教育年限后,父亲收入对子女收入的影响不再显著,而决定子女收入的因素中还包括父亲的受教育年限。这就意味着,非在岗父亲主要是通过教育等人力资本投资提高子女获取收入能力来影响子女收入,而决定父亲影响子女教育程度的则是父亲的受教育程度。对子女教育的进一步实证分析也证实了这一点。此外,子女单位性质、行业以及岗位等工作特征也是其收入的重要影响因素。在岗父子中子女收入的影响因素与此类似。在岗父亲影响子女工作特征的实证结果表明,父亲对子女工作特征有较大影响,且存在差异。其中,子女单位选择主要受父亲就业单位和工作岗位两个方面影响;行业选择的影响因素既包括父亲收入、居住年限等个体特征,也包括行业、岗位等工作特征;岗位获取则受到父亲居住年限、年龄以及工作岗位的共同影响。由此,可以得到父亲向子女传递收入的机制:其一,直接的收入传递,即父亲收入→子女收入;其二,通过人力资本传递,父亲教育→子女教育→子女收入;其三,通过工作选择传递,父亲经验/工作→子女工作→子女收入。第三种途径又可分为三种:即父亲单位/岗位→子女单位→子女收入,父亲收入/居住年限/行业/岗位→子女行业→子女收入,父亲年龄/居住年限/岗位→子女岗位→子女收入。

与父亲相比,母亲向子女传递收入的机制也按上述三类进行,但影响的具体因素存在较大差异。首先,直接收入传递与父亲相似,其机制也是:母亲收入→子女收入。但与父亲相比,母亲更倾向于这种方式,影响程度也更大。其次,在通过人力资本进行收入传递时,只有母亲的教育和收入两个因素显著,其机制是:母亲教育→子女教育→子女收入。最后,在子女工作获取上,母亲对于子女就业单位选择的影响几乎可以忽略不计,在行业选择与岗位获取机制上也有别于父亲,分别为:母亲年龄/居住年限→子女单位→子女收入,母亲行业/岗位→子女行业→子女收入,母亲岗位→子女岗位→子女收入。

## (二)进一步的研究方向

本文所测算的代际收入弹性明显低于已有文献的测算结果,究其原因可能源于两个方面:一是,本文所选择数据为城镇数据,没有包括农村数据,而我国城乡二元分割的现状并没有从根本上好转,所以,这种城乡间的代际收入传递,或者说城乡间收入固化现象可能是中国代际收入流动性的更重要组成部分;二是,本文只涉及天津这个东部大城市,相应的市场化程度较高,而更广泛的地区之间的代际收入流动情况并没有涉及其中。基于上述两方面原因,本文所测算的代际收入流动性偏低就不难理解了。而要掌握我国居民代际收入流动性的全貌,就必须在使用全国微观数据对整体代际收入流动性测算的基础上,对代际收入流动性进行城乡、地区之间的分解,从而可以充分说明我国居民代际收入流动性的结构状况。

另外,虽然父母影响子女收入的机制存在较大差异,但很显然父母均通过其自身的工作影响子女工作获取,样本中获得了高收入单位、行业以及岗位的子女有 1/2 以上来自父母本身出自高收入单位、行业以及岗位。因此,可以认为我国已经出现了阶层固化,即“二代”现象得到了证实。然而,这种阶层固化本身也存在一定的合理性,比如这种工作传递本身可以通过家庭培训的方式一定程度上节约社会培训以及甄选相应人员的交易成本,也有利于社会的整体稳定和知识的传承。所以,应该确定合理的评价标准,评价哪些传递带有合理性,有利于社会经济的发展,哪些传递又有损整个社会福利,而要做这方面的深入研究无疑需要更广泛、全面的数据给予支撑。

参考文献:

1. 邱玉娜:《代际流动、教育收益与机会平等——基于微观调查数据的研究》,《经济科学》2014年第1期。
2. 郭丛斌、闵维方:《中国城镇居民教育与代际收入流动的关系研究》,《教育研究》2007年第5期。
3. 郭丛斌:《教育与代际流动》,北京大学出版社2009年版。
4. 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。
5. 韩军辉:《基于面板数据的代际收入流动研究》,《中南财经政法大学学报》2010年第4期。
6. 郝大海:《流动的不平等》,中国人民大学出版社2010年版。
7. 何石军、黄桂田:《中国社会的代际收入流动性趋势:2000—2009》,《金融研究》2013年第2期。
8. 胡永远:《代际收入传递性研究评述》,《经济学动态》2011年第2期。
9. 李路路、朱斌:《当代中国的代际流动模式及其变迁》,《中国社会科学》2015年第5期。
10. 刘志国、范亚静:《代际收入流动性度量及其影响因素的分析:一个综述》,《经济问题探索》2012年第9期。
11. 卢盛峰、陈思霞、张东:《教育机会、人力资本积累与代际职业流动——基于岳父母/女婿配对数据的实证分析》,《经济学动态》2015年第2期。
12. 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。
13. 王美今、李仲达:《中国居民收入代际流动性测度》,《中山大学学报》2012年第1期。
14. 魏颖:《代际收入流动的研究进展:国际经验和新的研究方向》,《中国劳动经济学》2007年第2期。
15. 魏颖:《中国代际收入流动与收入不平等问题研究》,中国财政出版社2009年版。
16. 尹恒、李实、邓曲恒:《中国城镇个人收入流动性研究》,《经济研究》2006年第10期。
17. 周兴、张鹏:《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)》2014年第1期。
18. 朱荃、吴頔:《国外代际收入流动性研究:综述与展望》,《经济研究导刊》2011年第5期。
19. Anders Bjorklund & Markus Jantti, Intergenerational Income Mobility in Sweden Compared to the United States. *The American Economic Review*, Vol. 87, No. 5, 1997, pp. 1009—1018.
20. Becker Gary S., Kevin Murphy & Robert Tamura, Human Capital, Fertility, and Economic Growth. *Journal of Political Economy*, Vol. 98, 1990, pp. s12—s37.
21. Becker, Gary S. & Nigel Tomes, Human Capital and the Rise and fall of Families. *Journal of Labor Economics*, Vol. 4, No. 3, 1986, pp. s1—s39.
22. Becker, Gary S. and Nigel Tomes, An Equilibrium Theory of Distribution of Income and Intergenerational Mobility. *Journal of Political Economy*, Vol. 87, 1979, pp. 1153—1189.
23. Benabou, Roland, Working of a City: Location, Education and Production. *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 108, 1993, pp. 619—652.
24. Blanden, J., Love and Money, Intergenerational Mobility and Marital Matching on Parental Income. Research Paper 2005272e, Statistics Canada, Analytical Studies Branch, 2005.
25. Borjas, G. J., Ethnicity, Neighborhoods, and Human Capital Externalities. *American Economic Review*, Vol. 85, No. 3, 1995, pp. 365—390.
26. Bowles, S. & Gintis, H., The Inheritance of Inequality. *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 16, No. 3, 2002, pp. 3—30.
27. Chadwick, Laura and Solon, Gary, Intergenerational Income Mobility Among Daughters. *American Economic Review*, Vol. 92, No. 1, 2002, pp. 335—344.
28. Chengze Simon Fan, Human Capital, Study Effort, and Persistent Income Inequality. *Review of Development Economics*, Vol. 7, 2003, pp. 311—326.
29. Fernandez, Raquel and Richard Rogerson, Income Distribution, Communities, and the Quality of Public Education. *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 111, 1996, pp. 135—164.
30. Ferreira, Sergio and Veloso, Fernando, Intergenerational Mobility of Wages in Brazil. *Brazilian Review of Econometrics*, Vol. 26, No. 2, 2006, pp. 181—211.
31. Galor Oded and Daniel Tsiddon, Technological Progress, Mobility, and Economic Growth. *American Economic Review*, Vol. 87, 1997a, pp. 363—382.

32. Galor Oded and Daniel Tsiddon, The Distribution of Human Capital and Economic Growth. *Journal of Economic Growth*, Vol. 2, 1997b, pp. 93—124.
33. Galor Oded and Joseph Zeira, Income Distribution and Macroeconomics. *Review of Economic Studies*, Vol. 60, 1993, pp. 35—52.
34. Hanushek Eroc, Measuring Investment in Education. *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 10, 1996, pp. 9—30.
35. Kremer, Michael, How Much Dose Sorting Increase Inequality? *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 112, Issue 1, 1997, pp. 115—139.
36. Louw, M. SVD Berg & D. Yu, Convergence of a Kind: Educational Attainment and Intergenerational Social Mobility in South-Africa. *South African Journal of Economics*, Vol. 75, No. 3, 2007, pp. 548—571.
37. Pekkala, Sari; Lucas, Robert E. B., Differences Across Cohorts in Finnish Intergenerational Income Mobility. *Industrial Relations*, Vol. 46, Issue 1, 2007, pp. 81—111.
38. Pekkarinen, Tuomas; Vartiainen, Juhana. Gender Differences in Promotion on a Job Ladder: Evidence From Finnish Metalworkers. *Industrial & Labor Relations Review*, Vol. 59, Issue 2, 2006, pp. 285—301.
39. Solon, Gary, Cross-Country Differences in Intergenerational Earnings Mobility. *The Journal of Economic Perspectives*, Vol. 16, No. 3, 2002, pp. 59—66.
40. Zeng-Yin Chen, Ruth Xiaoru Liu, The Relationship Between Perceived Parental Rejection During Early Adolescence and Adult Depressive Affect. Kaplan, Howard. Conference Papers-American Sociological Association. 2007 Annual Meeting, pp. 1—19.

## Intergenerational Income Transition and Mechanism of Urban

YANG Xinming, DENG Quheng

(Institute of Economics, Chinese Academy of Social Sciences, 100836)

**Abstract:** The “second generation” phenomenon shows that our society has been becoming more solidified nowadays. The inter-generational income mobility is an important tool to describe the social steady state. The empirical results show that the inter-generational income mobility of urban residents is low, there are significant gender differences, and work transfer is important on income transmission between generations. Gender differences owns two characteristics: the inter-generational income mobility is different, and the specific elements affecting the children income are different. Generally, there are three kinds of mechanisms on inter-generational income transmission: parents transfer income to their children directly; parents improve their children ability by human capital investment; parents help their children enter high-income sectors, industry or post, get a higher income.

**Keywords:** Inter-generational mobility, Mechanism, Education, Job Selection

**JEL:** C81, D31, J31

责任编辑:老 牛