

# 城市产业的就业扩张与收入的代际流动<sup>\*</sup>

郑筱婷 袁梦 王珺

**摘要:**城市产业的就业结构变动是否有助于促进社会代际流动? 本文通过匹配城市层面不同产业的就业数据与中国家庭追踪调查 2010 年成人库数据, 用产业的就业扩张衡量产业的就业结构变动, 考察总体产业和不同细分产业的就业扩张对居民收入代际流动的影响。研究表明: (1) 父代收入与子代收入之间存在明显的代际传递, 且中国父代和子代的收入代际流动性仍较强。(2) 城市产业总体就业扩张和服务业的就业扩张可减弱代际收入相关性, 促进收入的代际流动。各种稳健性检验表明以上结果是稳健的。(3) 机制分析发现, 中高端服务业的就业扩张提高了子代的平均受教育年限, 提高子代进入中高端服务业工作的概率, 减弱代际收入相关性, 促进收入的代际流动。

**关键词:** 城市产业就业扩张 代际流动 收入等级

中图分类号: F126.2

JEL: J62 J21 L16

## The Employment Expansion of Industry and Intergenerational Income Mobility

ZHENG Xiaoting<sup>1</sup> YUAN Meng<sup>2</sup> WANG Jun<sup>3</sup>

(1. Jinan University, Guangzhou, China; 2. Shanghai University of Finance and Economics,  
Shanghai, China; 3. Guangdong Academy of Social Sciences, Guangzhou, China)

**Abstract:** Does the changes in employment structure of urban industries affect social intergenerational mobility? This paper investigates the impact of employment expansion of the all industry and different industries on the intergenerational income mobility by matching the employment data of different industries at the city level with the 2010 adult data set of the Chinese Family Panel Study. The results indicate that: (1) There is a significant intergenerational transmission in income, while the intergenerational income mobility is still at a higher level in China. (2) The employment expansion of all industries and service industries can reduce the intergenerational income transmission and increase the intergenerational income mobility. The above results are robust to various robustness tests. (3) The mechanism analysis show that employment expansions in the mid-end to high-end service industries increase the average years

---

<sup>\*</sup> 郑筱婷, 暨南大学经济学院, 邮编: 510632, 电子邮箱: zhengxt@jnu.edu.cn; 袁梦, 上海财经大学经济学院, 电子邮箱: xdym901@126.com; 王珺, 广东省社会科学院, gdskwjun@163.com。本文受到国家自然科学基金青年项目“PPP、水价改革与监管机制对供水企业绩效和服务的影响”(71603100)资助。本论文使用数据部分来自北京大学中国社会科学调查中心执行的中国家庭追踪调查。感谢2017年CFPS用户交流会、首届劳动经济学前沿论坛、第十八届中国经济学年会、2019年第三届劳动经济学前沿论坛上周羿、李兵、秦雪征、宋锦、刘靖、罗楚亮和其他参与者的讨论和评论! 感谢匿名审稿专家和编辑部老师的宝贵意见, 文责自负。

of schooling, increase the probability of young entering the mid-end or high-end service industry, lessen intergenerational income correlation, and enhance intergenerational income mobility.

**Keywords:** Employment Expansion of Industry; Intergenerational mobility; Income rank

## 一、引言

近些年来, 社会各界对中国社会日益“阶层固化”的担忧经常见诸报端。“阶层固化”、“社会流动”这类学术名词也成为普通老百姓津津乐道的话题。在中国经济发展取得巨大成就的今天, 为何阶层固化问题日益受关注? 中国经济的快速发展不能带来收入和社会地位的流动吗? 与经济发展相伴的产业结构变化如何影响代际流动? 不同产业的发展对居民的代际流动影响是否有所不同? 比如, 信息通讯产业、互联网产业、创意产业等新兴产业的涌现和发展为来自普通家庭、有才华的个体带来更多的就业机会和更高的收入, 能否促进收入的代际流动? 劳动密集型产业的兴起会增加受教育的机会成本, 会不会使低收入家庭的后代更早进入劳动力市场, 减少了对自己和子代的人力资本投资, 从而使得阶层日趋固化?

结合中国家庭追踪调查数据与《中国城市统计年鉴》的分行业就业数据, 本文研究了城市产业结构变迁过程中就业结构变动(就业扩张)对代际收入流动的影响, 发现城市总体就业扩张和服务业的就业扩张有助于提升收入的社会流动性, 缓解阶层固化。这主要是因为中高端服务业的扩张会提高子代平均受教育年限, 并增加了子代进入中高端服务业工作的概率, 中高端服务业带来的高收入提高了收入的代际流动性。

本研究的主要贡献如下: 首先, 本文从城市产业就业结构变动的角度考察城市经济发展对代际收入流动的影响, 为社会流动的研究尤其是关于经济发展促进代际收入流动的研究增加了新的视角, 本文的结论有助于解释为何现阶段的阶层固化有所加深; 其次, 细分产业的深入研究, 有助于理解代际流动的作用机制, 即不同产业的就业扩张如何影响个体的教育获得, 进而对代际流动产生了不同的影响; 第三, 为了更精确地衡量收入相对位置的变动, 本文分省份、分年龄组计算相对收入等级, 避免不同省份、不同年龄组个体收入无法直接比较的问题, 减轻了使用子代、父代永久性收入计算代际收入相关性/弹性时的估计误差。第四, 本文的结论对于推行传统产业向中高端产业尤其是新兴服务业转型, 增强城市经济活力, 进而促进社会流动具有重要现实意义。

本文余下内容的安排如下: 第二部分是文献回顾; 第三部分介绍本文使用的数据和核心变量的构造及描述性统计; 第四部分介绍本文使用的计量模型和实证结果; 第五部分是本文的总结和政策建议。

## 二、文献综述

近年来, 阶层固化或代际传递受到越来越多人的关注。经济学文献也开始关注收入的代际流动性(尹恒等, 2006; 章奇等, 2007; 王朝明、胡棋智, 2008; 秦雪征, 2014; 吕炜等, 2016等)。我国的代际收入相关性明显要高于世界其他国家和地区(陈琳、袁志刚, 2012)。大多数文献发现近年来我国代际收入弹性呈上升趋势(严斌剑等, 2014; Fan et al, 2019; 杨穗、李实, 2017; 朱诗娥等, 2018; 杨沫、王岩, 2020), 也有部分文献发现代际收入弹性呈现先下降后稳定或上升的趋势(陈琳、袁志刚, 2012; 王洪亮等, 2012; 何石军、黄桂田, 2013; 阳义南、连玉君, 2015)。那么, 什么导致了代际流动性的变化?

根据现有文献，影响代际流动性的因素主要分为个体层面和宏观层面的因素（吕炜等，2016）。研究代际流动的个体层面因素的实证研究已经非常丰富，本文主要关注宏观层面的因素，对于个体层面的研究不详细展开回顾。个体的发展离不开时代的背景，故个体所处的宏观经济环境必然也会影响个体收入代际流动。Foote & Hatt（1953）很早就讨论了经济发展和社会流动之间的关系。Evans et al（1993）发现经济发展与代际流动间存在正相关关系，即城市的经济发展会促进代际流动，经济水平的总体提升不仅缓解了底层民众的预算约束，增加后代的可支配资源，促进个人的经济地位的提升，进而提高社会的代际流动（Owen & Weil, 1998）。在经济发展过程中所形成的有效劳动力市场可以削弱家庭社会地位对个人经济回报的影响，更好地实现个人能力与职业的匹配，促进社会地位的代际流动（Hassler & Mora, 2000）。

但是，关注城市层面经济发展或产业兴衰对个体社会流动的实证文献还非常少。阳义南（2018）利用CGSS的混合横截面数据，实证研究了市场化进程对代际流动的贡献，结果表明2008-2012年间的市场化改革促进了我国的代际流动性，对父辈影响产生显著的负向调节作用，但幅度较小（仅0.8%）。但是市场化改革本身对代际流动性的影响不是直接的，是通过影响城市产业结构、就业结构和居民收入的变化，进而影响到收入的代际流动性。李任玉等（2018）则从经济总量增长和结构优化两个维度指出经济发展对代际流动性有促进作用，以人均GDP来衡量经济总量增长，并以地区第三产业GDP占比和非农人口占比来衡量经济结构的优化。但产业结构的变迁不仅体现在各产业产值的变化，更是体现在投入要素优化配置和生产率的提高上，而投入要素劳动的优化配置即表现为不同产业就业结构的变动。

因此，本文拟从城市产业的就业扩张的角度来观察产业扩张对收入的代际流动的影响。城市的产业扩张带来相应产业的就业岗位的增加，故该城市的居民拥有了更多的就业机会，且更有可能进入就业扩张的产业。如果就业扩张的产业是高收入的行业，由于来自较低社会地位家庭的、有能力的个体也有机会进入高收入行业就业，子代较父代可能有更高的收入，增加了代际收入流动性。但是，高收入行业需要高技能型人才，个体要进入高收入行业，需要进行成本高昂的人力资本投资。高收入行业就业机会的出现，预期人力资本投资的回报率高，才能激励人们进行人力资本投资，并进入这些行业就业。反之，若就业扩张的是低收入低技能的行业，那么即使进入这些行业就业的概率增加，也很难使就业的居民实现收入向上流动。

### 三、数据和变量的说明

#### （一）数据来源

本文主要利用了中国家庭追踪调查（CFPS）2010年初访问卷的成人数据。考虑到中国加入世贸组织后城市的产业结构发生较大变动，以及在2002年和2011年先后修订了行业分类标准，为避免统计口径不一致的问题，故本文利用《中国城市统计年鉴》的各行业就业人数计算2003-2010年各省市、自治区的城市产业就业规模的变动。鉴于除中西部和东北的部分城市外，其余地区的就业总规模呈现增长趋势，本文将就业规模的变动简称为就业扩张<sup>①</sup>。

利用CFPS成人问卷中父亲/母亲的个人代码与父母的特征进行匹配<sup>②</sup>，本文根据父亲/母亲的信息生成父母的职业、收入的综合变量，并用受访者的区县代码匹配所在城市产业的就业扩张变量，得到匹配上的样本6045个。为更好地分析城市产业就业扩张对代际收入流动性的影响，本文对样本进行了如下处理：（1）将子代年龄限制在18-52岁，父代年龄小

<sup>①</sup> 就业收缩可以理解为是负的就业扩张。

<sup>②</sup> 与父亲匹配成功的样本为5137个，与母亲匹配成功的样本有6093个样本。

于 70 岁；（2）进一步删除子代仍在上学或父代已退休的观测值<sup>①</sup>；（3）剔除父母收入信息缺失的个体，最终得到得到 3152 对父代子代的样本。由于其他变量亦存在缺失值，不同回归中的观测值数量以实际进入计算的为准。

## （二）核心变量的构造和说明

### 1. 核心解释变量：城市产业的就业扩张

不同于 Duranton（2007）提出的产业结构变动指数和王珺、李威（2016）提出的改进的城市产业结构变动指数（CICI），本文旨在分析城市产业的就业规模在某时段内的变动而不是城市就业增长行业的就业增长量占城市就业变动总量的比例，故本文直接将《中国城市统计年鉴》各城市 19 个行业 2010 年的就业规模与 2003 年的就业规模相减，构造出城市产业就业扩张变量，计算方法见式（1）：

$$CIE_c = \sum_{z=1}^Z e_c(z, 2010) - e_c(z, 2003) \quad (1)$$

其中  $e_c(z, 2010)$  表示城市  $c$  的行业  $z$  在 2010 年的就业人数， $Z$  表示城市包含的行业数。城市产业的就业扩张变量有正有负，正负对应于就业规模的增加或减少，变量的大小反映就业规模的变动幅度。此外，本文还利用此公式计算了细分产业的就业扩张，包括第二产业、除制造业外第二产业、传统服务业<sup>②</sup>、中间服务业以及高端服务业的就业扩张。

根据前文的城市产业的总体就业扩张指标，本文进一步统计各省份产业就业扩张的城市数量及其分布，具体见图 1。易知：东部沿海发达省份及部分西部省份的城市以就业扩张为主，即就业扩张城市占比高于 50%；而东三省和中部省份的城市以就业收缩为主，黑龙江省的就业扩张城市占比仅为 16.7%，这一分布状况基本符合我国各省的实际情况。

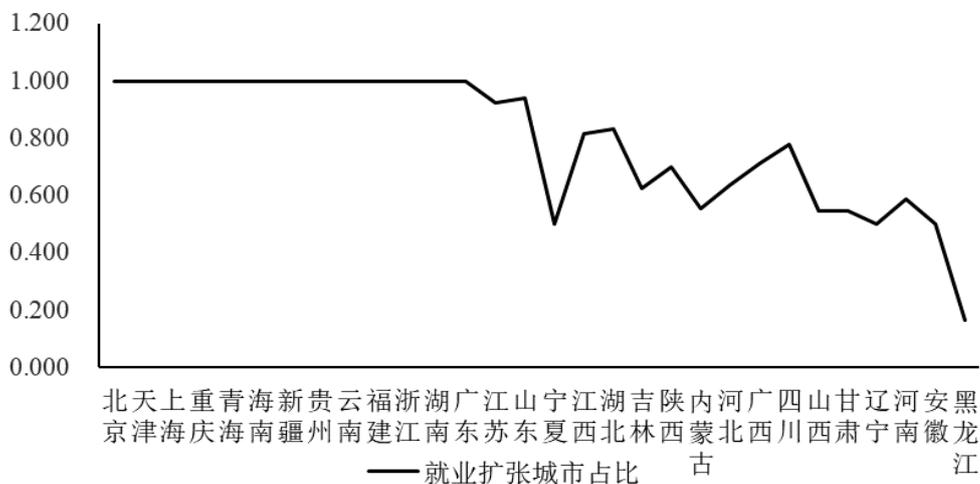


图 1 2003-2010 年各省份城市产业就业扩张情况<sup>③</sup>

<sup>①</sup> 子代年龄小于 18 岁或仍在上学或年龄大于 52 岁的样本共 1829 个，父母一方已退休的样本共 108 个，以及父亲或母亲年龄大于 70 岁的样本共 623 个。

<sup>②</sup> 根据“是否为新兴行业和技术含量高低”将服务业分为传统服务业（批发和零售业/住宿、餐饮业/居民服务和其他服务业）、中间服务业（金融业/房地产业/租赁和商业服务业/教育/卫生、社会保障和社会福利业/水利、环境和公共设施管理业/交通运输、仓储及邮政业）和高端服务业（信息传输、计算机服务及软件业/科学研究、技术服务和地质勘查业/文化、体育和娱乐业/公共管理和社会组织）3 类。

<sup>③</sup> 根据城市产业总体的就业扩张变量确定，该变量为正则为就业扩张城市，该变量为负则为就业收缩城市，无城市产业总体的就业扩张指标值为 0。

注：图中数据是根据《中国城市统计年鉴》计算而得。

## 2. 被解释变量——子代收入等级

为定量分析城市产业就业扩张对代际收入流动性的影响，在 Chetty et al. (2014a) rank-rank 方法的基础上，为避免省份异质性，本文将父母和子女的收入在同省份同年龄组内按照从低到高进行排序，即将收入大于 0 的个体划分为 5 等份，分别得到父代、子代收入在同龄人中的排序（从 1 到 5），其中 1 表示该收入水平位于该省同龄人收入分布的最低的 20%，5 表示该收入水平位于该省同龄人收入分布的最高的 20%。对于收入等于 0 的个体，本研究将其归入收入最低的等级<sup>①</sup>。

按照相同的方法，本文计算了父亲的收入等级和母亲的收入等级，并取父亲的收入等级和母亲收入等级中的最大值作为父代收入等级。父代收入等级与子代收入等级的相关系数即为代际收入相关性，以此衡量代际传递可以较好地克服父代持久性收入估计代际收入弹性的测量误差问题（Dahl & Deleire, 2008; Chetty et al, 2014b; 杨沫、王岩, 2020）。在回归中加入父代收入等级与城市产业就业扩张的交互项，估计城市产业的就业扩张对代际收入相关性的影响，即在改变代际收入流动性中所起的调节作用。

3. 控制变量。控制变量包括：个体的受教育年限、工作状态或工作行业类型、城乡类别、是否本地人<sup>②</sup>、性别、是否在体制内工作<sup>③</sup>、父母是否党员、兄弟姐妹数量以及父母的最高受教育年限。此外，本文还控制了年龄组虚拟变量和省份虚拟变量。

### （三）描述性统计

#### 1. 主要变量的描述性统计

表 1 是父代、子代主要变量以及城市产业就业扩张的描述统计，从表格中可以看出：在匹配成功的 3152 对父代子代样本中，子代收入在本省同龄人中排序均值为 2.811，父代收入在本省同龄人中排序均值为 3.146<sup>④</sup>；受教育程度按学历划分为 16 个等级，其中子代的平均受教育年限为 9.361 年，父母的平均受教育年限为 6.389 年，子代的受教育程度较父代有明显提高。此外，样本中约 63.5% 的子代有工作，约 20% 的子代在第二产业工作，在第三产业工作的子代以传统服务业和中间服务业就业为主，占 24%。从城市产业总体就业规模扩张看，全国既有产业就业扩张的城市，也有产业就业收缩的城市，且城市间产业就业扩张的差异较大（标准差为 24.092）；从细分产业就业扩张来看，第二产业和中间服务业的就业扩张差异最大，标准差分别为 9.860 和 11.127。

表 1 主要变量的描述性统计

	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
子代收入等级	3152	2.811	1.450	1	5
父代收入等级	3152	3.146	1.415	1	5
年龄	3152	27.324	6.711	18	51
受教育年限	3152	9.361	4.030	0	19
城乡类别（城镇=1）	3152	0.473	0.499	0	1

<sup>①</sup> 由于收入等于 0 的个体比较多，当超过 20% 时，收入为 0 的个体归入 1 和 2 将是随机的，这会造成结果的不稳定。收入为 0 的个体中 324 个现在没有工作，80 个有工作。

<sup>②</sup> 若户口所在省份与 12 岁时相同，定义为本地人，否则为外地人。

<sup>③</sup> 若工作单位为政府部门/党政机关/人民团体/军队、国有/集体事业单位/院/科研院所、国有企业/国有控股企业，则视为在体制内工作，其他机构则视为不在体制内工作。

<sup>④</sup> 父代收入等级排序均值比较高，主要是因为该变量取的是父亲、母亲收入的最高等级。

是否本地人	3152	0.885	0.319	0	1
性别	3152	0.697	0.460	0	1
父母是否为党员	3152	0.130	0.336	0	1
兄弟姐妹数量	3148	1.306	1.122	0	13
父母受教育年限	3152	6.839	4.368	0	19
子代是否有工作 <sup>①</sup>	3070	0.635	0.481	0	1
子代是否在第二产业工作 <sup>②</sup>	3070	0.201	0.401	0	1
子代是否在非制造业第二产业工作	3070	0.052	0.223	0	1
子代是否在传统服务业工作	3070	0.128	0.334	0	1
子代是否在中间服务业工作	3070	0.113	0.316	0	1
子代是否在高端服务业工作	3070	0.036	0.185	0	1
子代是否在体制内工作	3152	0.101	0.302	0	1
城市产业总体就业扩张	3152	10.970	24.092	-50.85	153.56
第二产业就业扩张	3152	2.811	9.860	-48.08	82.61
非制造业第二产业就业扩张	3152	0.543	4.555	-19.92	42.03
传统服务业就业扩张	3152	0.521	2.610	-9.8	22.33
中间服务业就业扩张	3152	4.793	11.127	-1.26	102.54
高端服务业就业扩张	3152	2.982	6.446	-1.13	48.2

## 2. 父代子代收入等级分布及代际收入相关性描述

表 2 为代际收入等级的转换矩阵,简单描述了父代和子代的收入等级分布以及代际流动概率。表中的每一列数据为给定父代收入等级时,子代处于各收入等级的平均概率。虽然本文采用分省样本分组进行收入等级排序,给定父代收入等级,子代处于各收入等级概率之和仍为 1,即各列之和为 1。对于收入等级最低的家庭来说,子代收入仍处于最低等级的概率高达 32%,而上升至 2 或 3 的可能性分别为 20%和 19%,进入中高收入阶层和高收入阶层的可能性仅有 14%。第一行数字表示各收入等级家庭的孩子滑落到社会底层的概率,均超过了 20%。中等收入家庭的子代滑落底层的概率最高,达 30%,但阶层跃升一级的概率却只有 17.6%。这也许是中产阶级焦虑的来源。收入最高的家庭保持收入等级不变的概率最大为 23.14%。最富有的人更有能力保持住自己的社会地位。总体来看,中国家庭父代和子代的收入流动性较强,从任意一个收入等级变成其他收入等级的概率都在 14%-30%左右。

表 2 代际收入等级转换矩阵

		父亲或母亲的最高收入等级 (%)					样本量
		1	2	3	4	5	
子代收入等级	1	<b>32.41</b>	<u>28.10</u>	30.99	23.15	21.32	845
	2	19.66	<b>22.87</b>	<u>19.17</u>	17.43	14.87	583

<sup>①</sup> 世界银行 WDI 数据库显示,国际劳工组织估计 2010 年中国 15 岁以上总人口的劳动参与率为 70.96%,考虑到失业人口和低龄青年的就业比例较低,所以上述子代的就业比例处于合理的范围。

<sup>②</sup> 若工作行业类型为“制造业、建筑业、采矿业和电力、燃气及水的生产和供应业”其中一种,定义“是否在第二产业就业”为 1,若工作行业类型为其他或无工作,则为 0。其余工作行业虚拟变量的定义类似。

	3	18.62	19.57	<b>16.93</b>	<u>19.80</u>	18.37	588
	4	15.34	15.12	17.57	<b>21.62</b>	<u>22.30</u>	591
	5	13.97	14.34	15.34	17.99	<b>23.14</b>	545
	样本量	580	516	626	717	713	3,152

#### 四、实证分析：计量模型和结果

Chetty et al. (2014a) 指出代际收入流动性是子代收入排序与父母收入排序的斜率关系，子代收入排序与父母收入排序间是几乎完全线性的关系，因此，可以直接用 OLS 模型估计而不需要使用 Ordered Probit 模型。参考他们的做法，本文利用 OLS 模型，加入城市产业就业扩张与父代收入等级的交互项，考察交互项的回归系数，来看城市产业就业扩张对收入的代际流动性的影响，具体的模型设定如下：

$$rank_i = \alpha_1 rank\_p_i + \alpha_2 CIE_{icj} + \alpha_3 rank\_p_i * CIE_{icj} + \gamma X_i + u_i \quad (2)$$

其中， $rank_i$  是个体  $i$  收入在同龄人中的收入等级，取值范围为 1-5。 $rank\_p_i$  是受访者  $i$  的父母的最高收入在本省同龄人中的排序，取值范围为 1-5。 $CIE_{icj}$  表示受访者  $i$  所在城市  $c$  产业  $j$  的就业扩张变量。 $rank\_p_i * CIE_{icj}$  表示城市  $c$  产业  $j$  的就业扩张与父代收入等级的交互项，对于不同的产业，分别有各自的就业扩张变量。 $\alpha_1$  衡量了代际收入相关性， $\alpha_2$  衡量了城市产业就业扩张对子代收入等级的影响， $\alpha_3$  衡量了城市产业就业扩张给代际收入相关性带来的影响， $\alpha_3 < 0$  则说明产业就业规模变动大的城市减弱了子代收入等级与父代收入等级的相关性，即城市产业就业扩张有利于提高收入的社会流动性，反之，收入的代际传递得以强化。 $X$  为控制变量的向量，包括前文所提到的个体先赋变量、个体成就变量和城市特征变量， $\gamma$  为控制变量向量的系数向量。

##### (一) 基准结果

表 3 中的“城市产业就业扩张”变量，每一列所代表的产业及其变量均有所不同，具体所代表的产业为该列表头中所指的产业。为了分析城市产业就业扩张对代际收入流动性的影响，本文在表 3 第 1 列加入所有产业就业扩张与父代收入等级的交互项，在第 2-6 列依次加入第二产业、非制造业第二产业、传统服务业、中间服务业以及高端服务业就业扩张与父代收入等级的交互项，即表 3 城市产业就业扩张与父代收入等级交互项系数反映着城市不同产业就业变动对代际收入流动性的调节作用。

表 3 中，“父代收入等级”的系数反映了收入的代际相关性，不论是控制产业总体就业扩张及其与父代收入等级的交互项，还是控制细分产业就业扩张及其与父代收入等级的交互项，其系数为 0.107-0.128，且都在 1% 水平显著。这说明我国依然存在明显的代际收入传递。相比于其他文献在全国范围分年龄组进行收入排序得到的代际收入相关性，本文考虑到地区间收入差距，在同省份同年龄组进行收入排序，因此得到的代际收入相关性更低。例如，Chetty et al. (2014a) 根据父代和子代收入分别生成其在年龄组内的分位点，回归得到子代收入排序与父母收入排序的相关系数为 0.341；Fan et al. (2019) 利用 CFPS2010、2012、2014、2016 的数据计算得到 1970-1980 年出生的城市样本的代际收入秩关联系数为 0.225，农村样本为 0.354，1981-1988 年出生的城市样本的代际收入秩关联系数为 0.317，农村样本 0.392；杨沫、王岩 (2020) 利用 1989-2015 年 CHNS 数据得到父母收入位序的系数为正，且代际收入秩关联系数在 [0.202, 0.458] 之间。

从“城市产业就业扩张”的系数来看，中高端服务业就业扩张的系数显著为正，虽然第二产业新增就业也可能提高子代收入，但行业生产率的差异使得仅中高端服务业新增的就业机会可以提高子代的收入等级。从交互项的系数来看，无论是否分产业计算就业扩张，城市产业就业扩张与父代收入等级的交互项均显著为负，制造业外第二产业就业扩张与父代收入等级的交互项系数除外。即城市产业就业扩张越大，父代收入等级对子代收入等级的影响越小，代际收入相关性减弱，促进收入的代际流动。

其他解释变量的结果和预期一致，“性别”、“受教育年限”、“是否工作”或“是否在就业变动行业工作”以及“是否在体制内工作”的系数显著为正，即男性、受教育年限更高、有工作或者在体制内工作的子代收入等级相对更高。“父母是否党员”和“父母受教育年限”的系数为正，即父母的文化资本和社会资本会有利于提高子代的收入等级，但系数不显著。“城乡类别”的系数为正，即子代收入等级存在着城乡差异，但系数不显著。

表 3 城市产业就业扩张与收入的代际流动

解释变量	被解释变量：子代收入等级					
	所有产业	第二产业	非制造业 第二产业	传统服务 业	中间服务 业	高端服务业
父代收入等级	0.1224*** (0.018)	0.1169*** (0.017)	0.1071*** (0.022)	0.1120*** (0.018)	0.1200*** (0.018)	0.1276*** (0.018)
城市产业就业扩张	0.0058 (0.004)	0.0081 (0.009)	0.0171 (0.020)	0.0109 (0.039)	0.0199* (0.011)	0.0450* (0.023)
城市产业就业扩张与父代收入等级交互项	-0.0024*** (0.001)	-0.0056*** (0.002)	-0.0063 (0.005)	-0.0162** (0.007)	-0.0036** (0.001)	-0.0069*** (0.002)
受教育年限	0.0418*** (0.007)	0.0466*** (0.008)	0.0480*** (0.008)	0.0469*** (0.008)	0.0403*** (0.008)	0.0459*** (0.008)
城乡类别	0.1179 (0.106)	0.1022 (0.105)	0.0958 (0.105)	0.0544 (0.103)	0.0803 (0.106)	0.0730 (0.104)
是否本地人	-0.2846*** (0.079)	-0.3396*** (0.087)	-0.3378*** (0.095)	-0.3181*** (0.095)	-0.3223*** (0.094)	-0.3316*** (0.091)
性别	0.5146*** (0.068)	0.5468*** (0.074)	0.5794*** (0.068)	0.6057*** (0.071)	0.6060*** (0.065)	0.6015*** (0.069)
是否工作/是否在就业变动行业工作 <sup>①</sup>	0.3586*** (0.055)	0.6188*** (0.062)	0.5990*** (0.054)	0.6666*** (0.067)	0.4701*** (0.063)	0.5915*** (0.062)
是否在体制内工作	0.0515 (0.075)	0.0632 (0.079)	0.0580 (0.080)	0.0557 (0.080)	0.0414 (0.083)	0.0609 (0.082)
父母是否党员	0.0498** (0.020)	0.0407** (0.020)	0.0383** (0.018)	0.0368* (0.020)	0.0416** (0.018)	0.0394* (0.019)

<sup>①</sup> 该变量在第 1-6 列依次对应于“是否工作”、“是否在第二产业工作”、“在非制造业第二产业工作”、“在传统服务业工作”、“在中间服务业工作”和“在高端服务业工作”。表 6 与此类似。

兄弟姐妹数量	-0.0019 (0.006)	-0.0046 (0.006)	-0.0041 (0.007)	-0.0032 (0.007)	-0.0042 (0.006)	-0.0048 (0.006)
父母受教育年限	0.7753*** (0.076)	0.4648*** (0.083)	0.4603*** (0.100)	0.5046*** (0.126)	0.5630*** (0.087)	0.2030 (0.162)
常数项	1.2061*** (0.402)	1.6492*** (0.250)	1.7960*** (0.349)	2.1055*** (0.600)	0.5830 (1.041)	0.3648 (1.068)
观测值数量	3,066	3,066	3,066	3,066	3,066	3,066
拟合优度	0.159	0.118	0.104	0.115	0.113	0.102
年龄组虚拟变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
省份虚拟变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

注：括号内为按省份聚类的稳健标准误，\*\*\*、\*\*、\*分别代表在1%、5%和10%水平上显著。

## (二) 机制分析

城市产业的就业扩张增加了就业机会，有助于增加城市居民在扩张行业的就业，但是就业能否提高收入的代际流动性与就业岗位的收入有关，就业岗位的收入则取决于该岗位所需的技能水平。低技能岗位的就业扩张不需要劳动者拥有较高的教育水平，但是低技能岗位的收入水平也相对较低，增加就业也未必能使子代实现收入向上流动。高收入岗位往往需要高技能，若低收入家庭的子代能抓住高技能就业扩张的机会，进而获得了较高的收入，可实现子代收入向上流动，削弱了收入的代际传承。但是，要抓住高技能就业机会需要居民有相应的人力资本积累。因此，高技能就业机会的扩张会激励居民进行人力资本投资，获得更多的教育，从而进入高收入行业。总之，城市产业的就业扩张更可能通过影响个体的教育决策进而影响了收入的代际流动性<sup>①</sup>。

Blau & Duncan (1967) 和 Dribe et al (2015) 也指出随着工业化和科技的进步，人力资本对代际流动的作用不断增强，家庭背景的作用逐渐减弱。因此，本文提出城市产业的就业扩张通过影响子代教育获得影响到代际收入流动的理论机制。该理论机制的逻辑链条如图2所示，主要包含三个环节：第一个环节是就业结构的变化影响个体的教育选择，其中低技能岗位的就业扩张提高了受教育的机会成本，这不利于就业目标为低技能岗位的个体提高其教育获得水平，而高技能岗位的就业扩张则激励有志进入这些行业的个体获得更多的教育；第二个环节是个体获得的教育水平决定了个体所能进入的行业类型；第三个环节是行业生产率差异带来不同行业从业者的收入差异，进而影响了代际收入相关性。

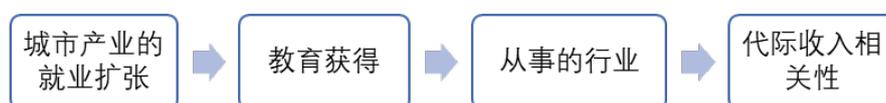


图2 城市产业就业扩张影响收入的代际传递的作用机制图

<sup>①</sup> 另一种可能的机制是城市产业的就业扩张对就业概率和在扩张产业就业概率的直接影响机制。作者在表5的基础之上，加入了各个产业扩张变量以验证该机制是否成立，结果显示产业的就业扩张对就业概率的影响均不显著，即直接影响机制并不成立。而教育获得水平对于就业的影响依然非常显著，系数大小接近，即表明产业扩张通过影响教育获得进而影响就业概率的机制是主要的机制。限于论文篇幅，本文不报告该结果，有需要的读者可来函索取。

接下来对上述理论机制进行实证检验。第一步，检验城市产业的就业扩张是否影响了子代的受教育决策。被解释变量为子代的受教育年限，主要解释变量为总体产业和细分产业的就业扩张。表4的结果表明，城市产业就业扩张的系数显著为正，即2003-2010年产业就业扩张越大的城市，2010年时子代的平均受教育年限越高。细分产业的就业扩张表明，第二产业就业扩张对子代受教育年限无显著影响，仅服务业的就业扩张对子代受教育年限的影响显著为正，即服务业就业扩张越大的城市，高技能的就业机会增加，有利于提高子代的平均受教育年限，支持了机制分析的第一个环节。

表4 城市产业就业扩张与受教育年限

解释变量	被解释变量：受教育年限					
	所有产业	第二产业	非制造业 第二产业	传统服务 业	中间服务 业	高端服务 业
城市产业就 业扩张	0.0131** (0.006)	0.0151 (0.012)	-0.0037 (0.021)	0.0618* (0.035)	0.0402*** (0.010)	0.0940*** (0.026)
城乡类别	1.5012*** (0.167)	1.5199*** (0.167)	1.5360*** (0.164)	1.5386*** (0.165)	1.4929*** (0.166)	1.4820*** (0.162)
是否本地人	-0.1004 (0.238)	-0.1005 (0.238)	-0.1055 (0.237)	-0.0972 (0.238)	-0.1096 (0.238)	-0.0998 (0.237)
性别	-0.7399*** (0.213)	-0.7430*** (0.212)	-0.7473*** (0.211)	-0.7377*** (0.212)	-0.7424*** (0.213)	-0.7427*** (0.213)
父母是否党 员	0.8657*** (0.195)	0.8610*** (0.195)	0.8530*** (0.195)	0.8602*** (0.197)	0.8596*** (0.194)	0.8692*** (0.196)
兄弟姐妹数 量	-0.4213*** (0.085)	-0.4262*** (0.085)	-0.4293*** (0.086)	-0.4254*** (0.086)	-0.4188*** (0.085)	-0.4202*** (0.085)
父母受教育 年限	0.2715*** (0.017)	0.2720*** (0.017)	0.2719*** (0.017)	0.2712*** (0.017)	0.2710*** (0.017)	0.2711*** (0.017)
常数项	6.8891*** (0.932)	9.1786*** (0.452)	8.7946*** (0.605)	7.4863*** (0.762)	4.7973*** (1.023)	4.3932*** (1.232)
观测值数量	3,148	3,148	3,148	3,148	3,148	3,148
拟合优度	0.338	0.337	0.337	0.337	0.338	0.338
年龄组虚拟 变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
省份虚拟变 量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

注：括号内为按省份聚类的稳健标准误，\*\*\*、\*\*、\*分别代表在1%、5%和10%水平上显著。

第二步，检验个体的教育获得是否会影响个体的就业选择。将子代是否工作和就业的行业类型对受教育年限进行回归，检验受教育年限的多少是否影响了是否工作以及进入某个行业工作的概率，结果见表5。表5的结果表明，子代的受教育年限对其工作状态的影响显著为正，即受教育水平越高的子代更可能有工作。此外，第2-6列表明：受教育年限对子代进入中间服务业和高端服务业工作的影响显著为正，即受教育水平越高的子代更可能进入中高端服务业工作，但受教育水平并不影响子代是否进入第二产业工作。表5的结果支持了机制分析的第二个逻辑环节。

表 5 受教育年限与工作状态、工作行业类型

解释变量	是否工作	是否在第二产业工作	在非制造业的第二产业工作	在传统服务业工作	在中间服务业工作	在高端服务业工作
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
受教育年限	0.0385*** (0.009)	0.0125 (0.008)	0.0010 (0.013)	0.0025 (0.011)	0.1071*** (0.014)	0.1085*** (0.019)
城乡类别	-0.0266 (0.061)	0.0234 (0.073)	-0.0507 (0.087)	0.3006*** (0.051)	0.0669 (0.094)	0.3170** (0.133)
是否本地人	-0.1892** (0.083)	0.0567 (0.093)	0.1155 (0.132)	-0.2012*** (0.077)	-0.1213 (0.078)	-0.0376 (0.118)
性别	0.3063*** (0.059)	0.4353*** (0.078)	0.6440*** (0.102)	-0.1117 (0.073)	0.0484 (0.066)	0.0046 (0.093)
父母是否党员	0.0925 (0.078)	-0.0542 (0.084)	0.1973 (0.135)	-0.0390 (0.100)	0.2083** (0.086)	0.0525 (0.159)
兄弟姐妹数量	-0.0643* (0.035)	-0.0426 (0.033)	-0.0498 (0.061)	-0.0181 (0.035)	-0.0530* (0.028)	-0.0003 (0.036)
父母受教育年限	-0.0102 (0.007)	-0.0040 (0.009)	-0.0119* (0.007)	-0.0113 (0.009)	-0.0089 (0.009)	-0.0081 (0.015)
常数项	0.5981*** (0.140)	-2.2268*** (0.193)	-2.4344*** (0.272)	0.0512 (0.167)	-2.3568*** (0.252)	-3.4616*** (0.330)
观测值数量	3,066	3,061	3,061	3,061	3,061	2,931
年龄组虚拟变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
省份虚拟变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

注：括号内为按省份聚类的稳健标准误，\*\*\*、\*\*、\*分别代表在 1%、5%和 10%水平上显著。

机制分析最后一步，在表 3 基准回归的基础上，本文在表 6 第 1 列加入“子代是否工作”与父代收入等级的交互项，在第 2-6 列依次加入“是否在第二产业工作”、“在非制造业第二产业工作”、“在传统服务业工作”、“在中间服务业工作”和“在高端服务业工作”与父代收入等级的交互项，即表 6 的“是否工作/是否在就业变动行业工作”与父代收入等级的交互项，以分析城市产业就业扩张是否能通过影响子代受教育年限和就业选择，进而影响代际收入相关性。表 6 的结果表明，在控制子代“是否工作/是否在就业变动行业工作”与父代收入等级的交互项后，总体产业和细分行业就业扩张与父代收入等级的交互项系数变小，即城市产业的就业扩张通过影响子代的受教育年限，进而影响子代的工作行业类型，削弱了代际收入相关性。此外，“子代是否在就业变动行业工作”与父代收入等级的交互项系数均为负，且“子代是否在中间服务业工作”与父代收入等级的交互项系数显著为负，即进入中间服务业就业可以降低代际收入相关性，削弱家庭背景的作用。

表 6 城市产业就业扩张、工作行业类型与收入的代际流动

解释变量	被解释变量：子代收入等级					
	所有产业	第二产业	非制造业 第二产业	传统服务 业	中间服务 业	高端服务 业
父代收入等级	0.1263*** (0.029)	0.1206*** (0.021)	0.1106*** (0.021)	0.1233*** (0.019)	0.1326*** (0.020)	0.1325*** (0.019)
城市产业就业 扩张	0.0058 (0.004)	0.0080 (0.009)	0.0172 (0.020)	0.0086 (0.040)	0.0186 (0.011)	0.0438* (0.024)
城市产业就业 扩张与父代收 入等级交互项	-0.0024*** (0.001)	-0.0055*** (0.002)	-0.0063 (0.005)	-0.0154** (0.007)	-0.0032*** (0.001)	-0.0066*** (0.002)
是否工作/是否 在就业变动行 业工作与父代 收入等级交互	-0.0064 (0.040)	-0.0205 (0.042)	-0.0780 (0.066)	-0.0914 (0.058)	-0.1329** (0.051)	-0.1446 (0.096)
是否工作/是否 在就业变动行 业工作	0.7951*** (0.149)	0.5311*** (0.176)	0.7137*** (0.215)	0.8034*** (0.263)	1.0178*** (0.202)	0.6901* (0.393)
观测值数量	3,066	3,066	3,066	3,066	3,066	3,066
拟合优度	0.159	0.119	0.105	0.116	0.115	0.103
年龄组虚拟变 量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
省份虚拟变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

注：控制变量包括子代的性别、受教育年限、城乡类别、是否本地人、是否在体制内工作、兄弟姐妹数量以及父母是否党员、父母受教育年限。括号内为按省份聚类的稳健标准误，\*\*\*、\*\*、\*分别代表在 1%、5% 和 10% 水平上显著。

### (三) 异质性分析

1. 不同父代收入等级上城市产业就业扩张对子代收入等级的影响。本文在基准回归中，利用全样本分析了城市产业就业扩张对代际收入流动的影响，但无法深入了解不同收入等级的家庭中的子代，其收入等级上升或下降与就业扩张的不同关系。本文通过比较子代收入等级和父代收入等级，生成子代相比父代是否实现收入等级上升（父代收入等级非最高的子代）和收入等级下降（父代收入等级为最高的子代）的变量<sup>①</sup>，以分析城市产业就业扩张对不同等级家庭的子女收入等级变动的的影响，详见表 7。其中，父母的收入等级为 1-5 的分别对应于低收入家庭、中低收入家庭，中等收入、中高收入家庭和高收入家庭。表 7 的结果表明，总体产业的就业扩张仅有助于中高收入家庭子女的收入等级上升，中高端服务业的就业扩张有助于最低收入家庭和中高收入家庭子女的收入等级上升。值得注意的是，城市各产业的就业扩张对中等收入家庭和中低收入家庭的收入等级变动几乎无显著影响，第二产业的就业扩张反而不利于中等收入家庭子女的收入等级上升，第二产业和传统服务业的就业扩张增加了最高收入家庭子女收入等级下降的可能性。这表明产业扩张对不同家庭的子女产生了不同影响。对于中低收入家庭和中等收入家庭中的子代来说，产业的就业扩张并不能使他们实现向

<sup>①</sup> 具体地，在表 7 第 1-4 列的被解释变量是子代是否实现收入等级上升，第 5 列的被解释变量是子代收入等级是否下降。

上流动的目标，中高收入阶层和低收入阶层在产业扩张中受益更多。

表 7 城市产业扩张与代际收入流动——分父母等级

解释变量 城市产业是否扩张	被解释变量				
	子代是否实现收入等级上升				子代是否实现收入等级下降
	rank_p=1	rank_p=2	rank_p=3	rank_p=4	rank_p=5
所有产业	0.0107 (0.0106)	0.000869 (0.00820)	-0.00603 (0.00444)	0.0119** (0.00529)	0.00826** (0.00386)
第二产业	0.00314 (0.0207)	-0.00306 (0.0127)	-0.0215** (0.00849)	0.0152 (0.0123)	0.0161*** (0.00556)
非制造业的第二产业	-0.00891 (0.0401)	-0.00825 (0.0227)	-0.0155 (0.0198)	0.0311 (0.0367)	0.0542** (0.0215)
传统服务业	-0.0717 (0.0747)	0.0199 (0.0504)	-0.0505 (0.0473)	0.00609 (0.0812)	0.0511* (0.0273)
中间服务业	0.0472*** (0.0145)	0.0117 (0.0247)	0.0142 (0.0260)	0.0383*** (0.0109)	0.0116 (0.0126)
高端服务业	0.104*** (0.0276)	0.0357 (0.0603)	0.0204 (0.0414)	0.0856*** (0.0245)	0.0294 (0.0251)
观测值数量	554	503	598	686	680

注：本表中所有回归控制了子代的性别、受教育年限、城乡类别、是否本地人、工作状态或是否在就业变动行业工作、是否在体制内工作、父母是否党员、兄弟姐妹数量、父母受教育年限、年龄虚拟变量、省份虚拟变量和常数项。括号内为按省份聚类的稳健标准误，\*\*\*、\*\*、\*分别代表在 1%、5%和 10%水平上显著。

2. 不同年龄组城市产业就业扩张对代际收入流动的影响。本文的基准回归将子代年龄限制为 18-51 岁，而代际收入相关性因年龄组而不同 (Fan et al. 2019; 李力行、周广肃, 2014; 王学龙、袁易明, 2015)，城市产业就业扩张对收入代际相关性的影响也可能因年龄组而不同。故本文按子代年龄分样本进行异质性分析，结果见附表 1 和附表 2。“父代收入等级”的系数表明，分样本后依然存在显著的代际收入传递，且 18-30 岁样本的代际收入相关性更高，即代际收入相关性随着出生年份的推迟呈现上升的趋势，与李力行、周广肃 (2014) 的发现一致。“城市产业就业扩张”与“父代收入等级”的交互项系数表明，城市总体产业和细分产业的就业扩张对年轻群组和年长群组代际收入相关性的影响一致。

3. 不同工作状态城市产业就业扩张对代际收入流动的影响。本文的基准回归仅控制子代工作状态，但城市产业就业扩张对代际收入流动的影响可能因子代是否工作而不同。故本文按子代工作状态分样本进行异质性分析，结果见附表 3 和附表 4。结果表明，在有工作子代的样本中，城市产业就业扩张对代际收入流动的影响与全样本一致，即城市产业总体就业扩张和服务业的就业扩张可减弱代际收入相关性，促进收入的代际流动；在无工作子代样本中，城市产业就业扩张对代际收入流动的影响略有所不同，即城市产业总体就业扩张和第二产业的就业扩张可减弱代际收入相关性。

#### (四) 稳健性检验

1. 除代际收入相关性外，代际收入弹性也是衡量代际收入流动性的常用指标 (Solon, 1999; 王海港, 2005; 陈琳、袁志刚, 2012; 李力行、周广肃, 2014; 何石军、黄桂田, 2013;

Fan et al., 2019; 杨沫、王岩, 2020), 本文进一步估计城市产业就业扩张对代际收入弹性的影响进行稳健性检验<sup>①</sup>, 结果见表 8。结果表明: 收入存在着代际传递, 且总体产业和细分产业的就业扩张与父代收入等级的交互项系数均为负, 且城市总体产业/第二产业/细分服务业的就业规模总变动与父代收入等级的交互项显著为负, 即城市产业就业规模的总变动、第二产业和服务业的就业扩张会显著削弱代际收入相关性, 促进代际流动。这表明表 3 的基准结果是稳健的。

表 8 城市产业扩张与收入的代际流动

解释变量	被解释变量: 子代收入对数					
	所有产业	第二产业	非制造业 第二产业	传统服务 业	中间服务 业	高端服务 业
父母收入对数	0.1456** (0.062)	0.1267** (0.058)	0.1239** (0.056)	0.1280** (0.057)	0.1506** (0.069)	0.1460** (0.066)
城市产业就业扩张	0.0243** (0.011)	0.0318 (0.021)	0.0358 (0.052)	0.2626* (0.130)	0.0750** (0.036)	0.0963** (0.043)
城市产业就业扩张与父母收入对数交互项	-0.0027** (0.001)	-0.0040* (0.002)	-0.0041 (0.006)	-0.0299** (0.014)	-0.0075* (0.004)	-0.0091* (0.005)
是否工作/是否在就业变动行业工作	0.6007*** (0.110)	0.3643*** (0.048)	0.3648*** (0.081)	0.3424*** (0.072)	0.3180*** (0.049)	0.1018 (0.100)
观测值数量	2,543	2,543	2,543	2,543	2,543	2,543
拟合优度	0.296	0.270	0.260	0.266	0.265	0.259
年龄组虚拟变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
省份虚拟变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

注: 控制变量包括子代的性别、受教育年限、城乡类别、是否本地人、工作状态或是否在就业变动行业工作、是否在体制内工作、兄弟姐妹数量以及父母是否党员、父母受教育年限。括号内为按省份聚类的稳健标准误, \*\*、\*、\*分别代表在 1%、5%和 10%水平上显著。

2. 重新对父代和子代年龄分组。为避免年龄组划分过细导致观测值偏少, 本文按 10 岁一组对父母、子代年龄段进行划分, 并重新估计城市产业就业扩张对收入代际流动的影响, 结果见附录中的附表 5。交互项的符号与表 3 基本一致, 城市产业就业扩张与父代收入等级的交互项系数为负, 但由于年龄分组扩大, 显著性有所下降, 仅第二产业和除制造业外第二产业对代际收入相关性的影响显著为负。这是因为收入分组太粗会使得工作经验和年龄并不可比的人放在一起排序, 收入排序的高低更多取决于工作经验或出生年代, 而收入排序无法反映同龄人之间的收入排序的差异, 被解释变量缺少足够的变化, 使得交互项的系数无法捕捉到其真实的影响。与按 10 岁一组相比, 按 5 岁一组对父母、子代年龄段进行划分要更为合理。

3. 重新界定父母年龄范围, 保留 70 岁以上父母, 结果见附表 6。估计结果表明, 无论是城市总体产业还是细分产业的就业扩张都对代际收入相关性有着负向的影响, 仅第二产业和非制造业第二产业就业扩张对代际收入相关性的影响不显著。

4. 考虑到中国家庭的分工以“男主外, 女主内”为主, 本文用父亲收入排序替代表 3

<sup>①</sup> 感谢匿名审稿人提出增加该稳健性检验的意见。

的父代收入等级进行稳健性检验，结果见附录中的附表 7。估计结果表明，交互项的系数与基准结果一致，城市总体产业的就业扩张、第二产业的就业扩张以及细分的服务业就业扩张可以显著降低父代与子代收入的相关性，促进收入流动。

5. 由于收入为 0 可能是错误也可能包含了其他信息，不同于低收入个体。本文不考虑收入为 0 的观测值，对个体收入重新排序进行稳健性检验，结果见附表 8，仅第二产业和非制造业第二产业就业扩张对代际收入相关性的影响不显著。

6. 城市产业就业扩张往往伴随着劳动力的迁移<sup>①</sup>，尽管发生迁移的个体仅占全部样本的 11%，说明绝大部分个体并未发生迁移。为了更清楚地观察产业扩张对未发生迁移的本地人的影响，本文使用未发生迁移的子样本进行稳健性检验。具体来说，首先，我们保留现居地与 12 岁居住地相同并删除户口不在本区县的样本，重复表 3 的结果（见附表 9），结果表明，城市总体产业、第二产业和中高端服务业的就业扩张能减弱收入的代际相关性，促进收入的代际流动；其次，我们参考了孙三百等（2012）的做法，在回归中进一步加入是否本地人与父代收入等级的交互项（见附表 10），结果与表 3 基本一致，非制造业第二产业和传统服务业的就业扩张对代际收入相关性的影响不显著，且是否本地人与父代收入等级的交互项系数不显著，说明劳动力流动不影响本文的基本结论。

总的来说，以上几种稳健性检验的结果均表明本文的基本结果是稳健和可靠的。

## 五、总结与讨论

中国经济的飞速发展带来了城市产业结构的快速变动，城市产业结构变动必然导致居民就业行业的巨大变化。就业是居民收入的主要来源。因此，一个重要的问题是：城市产业结构的变动能否促进社会阶层流动抑或会导致社会阶层固化加深？就业扩张的城市是否社会流动性更强或就业衰退的城市是否阶层固化更严重？抑或相反？目前，学术界对此还缺少深入的研究。

本文利用 CFPS2010 年的调查数据，匹配父母与子代的信息，并将之与各城市产业就业的宏观数据相结合，从城市产业结构变迁过程中的就业扩张这一视角对收入的代际流动性展开实证研究。本研究的结果表明：第一，代际收入相关系数表明我国仍存在代际收入传递这一现象，且代际收入相关性随着出生年份的推迟呈现上升的趋势；第二，无论是总体产业的就业扩张还是服务业的就业扩张都能够显著地降低代际收入相关系数；第三，本文通过以代际收入弹性反映代际收入流动性、重新对父代和子代年龄分组、重新界定父代年龄范围、以父亲收入等级作为父代收入等级、删除收入为 0 的样本等稳健性检验证明了本文的基本结果是稳健可靠的。在机制分析部分，本文提出了产业的就业扩张影响个体教育获得水平，而个体的教育获得水平又决定了个体就业或在某个行业中就业的概率，进而影响了收入的代际流动性这一逻辑链条。实证结果显示城市产业就业扩张的确通过影响子代受教育年限和就业选择，促进了收入的代际流动。按父代收入等级不同划分子代样本，城市产业扩张对不同家庭的子代收入等级上升或下降产生了不同的影响，中高端服务业的扩张有利于最低收入和中高收入家庭的子代向上流动。

本研究表明 2010 年中国收入的代际流动性仍比较强，这是因为过去中国经济的快速发展带来的就业扩张削弱了收入的代际相关性，随着中国经济进入新常态，经济增速放缓，就业扩张减慢，收入的代际流动性将会减弱。这也可以解释为何近年来关于“阶层固化”的讨论开始获得广泛的关注。为了增加收入的代际流动性，现阶段应鼓励发展各种服务业，尤其是中高端服务业，消除各种服务业准入的门槛，拓宽最低收入阶层子代的上升渠道。低收入

---

<sup>①</sup> 感谢匿名审稿人提出的宝贵建议。

阶层的子代要进入高收入行业，必须要进行大量的人力资本积累。因此，完善教育等基本公共服务供给，降低不同家庭的教育机会不平等，有助于提升中低收入家庭的子代的受教育水平，增加向上流动的机会。

### 参考文献：

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。

何石军 黄桂田，2013：《中国社会的代际收入流动性趋势：2000-2009》，《金融研究》第2期。

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。

李任玉 杜在超 龚强 何勤英，2018：《经济增长、结构优化与中国代际收入流动》，《经济学（季刊）》第3期。

吕炜 杨沫 王岩，2016：《收入与职业代际流动性研究前沿——测度、比较及影响机制》，《经济学动态》第6期。

秦雪征，2014：《代际流动性及其传导机制研究进展》，《经济学动态》第9期。

孙三百 黄薇 洪俊杰，2012：《劳动力自由迁移为何如此重要？——基于代际收入流动的视角》，《经济研究》第5期。

王洪亮 刘志彪等，2012：《中国居民获取收入的机会是否公平：基于收入流动性的微观计量》，《世界经济》第1期。

王珺 李威，2016：《城市产业结构变动指数的方法改进与应用研究》，《城市观察》第5期。

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。

王朝明 胡棋智，2008：《中国收入流动性实证研究——基于多种指标测度》，《管理世界》第10期。

严斌剑 周应恒 于晓华，2014：《中国农村人均家庭收入流动性研究：1986-2010年》，《经济学（季刊）》第3期。

杨沫 王岩，2020：《中国居民代际收入流动性的变化趋势及影响机制研究》，《管理世界》第3期。

杨穗 李实，2017：《转型时期中国居民家庭收入流动性的演变》，《世界经济》第11期。

阳义南 连玉君，2015：《中国社会代际流动性的动态解析》，《管理世界》第4期。

阳义南，2018：《市场化进程对中国代际流动的贡献》，《财经研究》第1期。

尹恒 李实 白重恩，2006：《中国城镇个人收入流动性研究》，《经济研究》第10期。

章奇 米建伟 黄季焜，2007：《收入流动性和收入分配：来自中国农村的经验证据》，《经济研究》第11期。

朱诗娥 杨汝岱 吴比，2018：《中国农村家庭收入流动：1986~2017年》，《管理世界》第10期。

Blau, P. M. & Duncan O. D. (1967), *The American Occupational Structure*, Wiley Press.

Chetty, R., Hendren, N., Kline, P., & Saez, E. (2014a), "Where is the land of Opportunity? The Geography of Intergenerational Mobility in the United States?", *Quarterly Journal of Economics* 129(4): 1553-1623.

Chetty, R., Hendren, N., Kline, P., Saez, E., & Turner, N. (2014b), "Is the United States Still a Land of Opportunity? Recent Trends in Intergenerational Mobility", *American Economic Review*

104(5): 141-147.

Dahl, M. W. & DeLeire, T., (2008), "The Association Between Children's Earnings and Fathers' Lifetime Earnings: Estimates Using Administrative Data", University of Wisconsin-Madison, y, Institute for Research on Poverty Discussion Paper, No. 1342-08

Dribe, M., Helgertz, J., & Putte, B.V. D. (2015), "Did Social Mobility Increase during The Industrialization Process? A Micro-Level Study of A Transforming Community in Southern Sweden 1828-1968", *Research in Social Stratification and Mobility* 41: 25-39.

Duranton, G. (2007), "Urban Evolutions: The Fast, the Slow, and the Still", *American Economic Review* 97(1):197-221.

Evans, G., Erikson, R., & Goldthorpe, J. H. (1993). "The Constant Flux: A Study of Class Mobility in Industrial Societies". *The British Journal of Sociology* 44(1), 173.

Fan, Y., Yi, J. & Zhang, J. (2019), "Rising Intergenerational Income Persistence in China", *American Economic Journal: Economic Policy* (forthcoming).

Foote, N.N., & Hatt, P.K. (1953), "Social Mobility and Economic Advancement", *American Economic Review* 43(2): 364-378.

Hassler, J., and Mora, J.V.R. (2000), "Intelligence, Social Mobility, and Growth", *American Economic Review* 90(4): 888-908.

Owen, A.L., and Weil, D.N. (1998), "Intergenerational Earnings Mobility, Inequality and Growth", *Journal of Monetary Economics* 141: 71-104.

Solon, G. (1999), "Intergenerational Mobility in The Labor Market", in: Orley, C. A., & C. David(ed), *Handbook of Labor Economics*, Elsevier.

## 附录

附表 1 城市产业就业扩张与收入的代际流动 (18-30 岁样本)

解释变量	被解释变量：子代收入等级					
	所有产业	第二产业	非制造业 第二产业	传统服务 业	中间服务 业	高端服务 业
父代收入等级	0.1497*** (0.022)	0.1446*** (0.020)	0.1374*** (0.022)	0.1430*** (0.019)	0.1492*** (0.021)	0.1557*** (0.022)
城市产业就业扩张	0.0042 (0.004)	0.0055 (0.012)	0.0131 (0.025)	0.0088 (0.043)	0.0138 (0.014)	0.0328 (0.028)
交互项	-0.0022** (0.001)	-0.0052* (0.003)	-0.0060 (0.006)	-0.0184** (0.008)	-0.0034*** (0.001)	-0.0059*** (0.002)
是否工作/是否在就业变动行业工作	0.8156*** (0.081)	0.4893*** (0.108)	0.3303** (0.126)	0.5680*** (0.126)	0.5412*** (0.105)	0.1706 (0.163)
观测值数量	2,162	2,162	2,162	2,162	2,162	2,162
拟合优度	0.155	0.111	0.093	0.111	0.103	0.092
年龄组虚拟变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
省份虚拟变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

注：控制变量包括子代的性别、受教育年限、城乡类别、是否本地人、是否在体制内工作、兄弟姐妹数量以及父母是否党员、父母受教育年限。括号内为按省份聚类的稳健标准误，\*\*\*、\*\*、\*分别代表在 1%、5%和 10%水平上显著。

附表 2 城市产业就业扩张与收入的代际流动 (31-51 岁样本)

解释变量	被解释变量：子代收入等级					
	所有产业	第二产业	非制造业 第二产业	传统服务 业	中间服务 业	高端服务 业
父代收入等级	0.0723** (0.029)	0.0596** (0.028)	0.0452 (0.036)	0.0505 (0.030)	0.0742** (0.028)	0.0795** (0.031)
城市产业就业扩张	0.0117*** (0.004)	0.0137 (0.011)	0.0284 (0.022)	0.0484 (0.053)	0.0451*** (0.014)	0.0929*** (0.030)
交互项	-0.0035*** (0.001)	-0.0066*** (0.002)	-0.0078 (0.006)	-0.0232* (0.013)	-0.0080*** (0.003)	-0.0145*** (0.003)
是否工作/是否在就业变动行业工作	0.6966*** (0.094)	0.4062*** (0.111)	0.7304*** (0.171)	0.3025 (0.177)	0.6306*** (0.145)	0.3351 (0.241)
观测值数量	904	904	904	904	904	904
拟合优度	0.200	0.166	0.165	0.156	0.172	0.160
年龄组虚拟变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
省份虚拟变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

注：控制变量包括子代的性别、受教育年限、城乡类别、是否本地人、是否在体制内工作、兄弟姐妹数量以及父母是否党员、父母受教育年限。括号内为按省份聚类的稳健标准误，\*\*\*、\*\*、\*分别代表在 1%、5%和 10%水平上显著。

附表 3 城市产业就业扩张与收入的代际流动 (保留有工作样本)

解释变量	被解释变量：子代收入等级					
	所有产业	第二产业	非制造业 第二产业	传统服务 业	中间服务 业	高端服务 业
父代收入等级	0.1177*** (0.029)	0.1081*** (0.024)	0.0914*** (0.027)	0.1021*** (0.024)	0.1019*** (0.026)	0.1084*** (0.027)
城市产业就业扩张	0.0062 (0.004)	0.0129 (0.010)	0.0174 (0.026)	0.0256 (0.045)	0.0203*** (0.007)	0.0492*** (0.012)
交互项	-0.0020* (0.001)	-0.0056* (0.003)	-0.0074 (0.006)	-0.0183* (0.009)	-0.0023* (0.001)	-0.0047** (0.002)
是否工作/是否在就业变动行业工作		0.1691* (0.083)	0.2899*** (0.088)	0.1478 (0.123)	0.2360*** (0.071)	-0.0097 (0.176)
观测值数量	1,949	1,949	1,949	1,949	1,949	1,949
拟合优度	0.080	0.084	0.082	0.083	0.083	0.080
年龄组虚拟	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

变量						
省份虚拟变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

注：控制变量包括子代的性别、受教育年限、城乡类别、是否本地人、是否在体制内工作、兄弟姐妹数量以及父母是否党员、父母受教育年限。括号内为按省份聚类的稳健标准误，\*\*\*、\*\*、\*分别代表在 1%、5%和 10%水平上显著。

附表 4 城市产业就业扩张与收入的代际流动（仅保留无工作样本）

解释变量	被解释变量：子代收入等级					
	所有产业	第二产业	非制造业 第二产业	传统服务 业	中间服务 业	高端服务 业
父代收入等级	0.1449*** (0.034)	0.1392*** (0.033)	0.1339*** (0.032)	0.1295*** (0.032)	0.1403*** (0.036)	0.1415*** (0.037)
城市产业就业扩张	0.0074 (0.005)	0.0203 (0.015)	0.0382 (0.030)	-0.0009 (0.067)	0.0199 (0.017)	0.0494 (0.030)
交互项	-0.0031** (0.001)	-0.0089* (0.004)	-0.0129 (0.008)	-0.0053 (0.019)	-0.0046 (0.005)	-0.0081 (0.007)
观测值数量	1,117	1,117	1,117	1,117	1,117	1,117
拟合优度	0.079	0.081	0.078	0.077	0.078	0.078
年龄组虚拟变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
省份虚拟变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

注：控制变量包括子代的性别、受教育年限、城乡类别、是否本地人、兄弟姐妹数量以及父母是否党员、父母受教育年限。括号内为按省份聚类的稳健标准误，\*\*\*、\*\*、\*分别代表在 1%、5%和 10%水平上显著。

附表 5 城市产业就业扩张与收入的代际流动（10 岁为一组）

解释变量	被解释变量：子代收入等级					
	所有产业	第二产业	非制造业 第二产业	传统服务 业	中间服务 业	高端服务业
父代收入等级	0.1014*** (0.018)	0.1019*** (0.016)	0.0980*** (0.018)	0.0986*** (0.017)	0.0989*** (0.019)	0.1033*** (0.020)
城市产业就业扩张	0.0040 (0.004)	0.0086 (0.010)	0.0272 (0.016)	0.0045 (0.038)	0.0120 (0.009)	0.0300 (0.021)
交互项	-0.0014 (0.001)	-0.0046** (0.002)	-0.0081** (0.004)	-0.0090 (0.008)	-0.0013 (0.001)	-0.0021 (0.002)
工作状态/是否在就业变动行业工作	0.8076*** (0.073)	0.5231*** (0.090)	0.5182*** (0.121)	0.4485*** (0.116)	0.6013*** (0.073)	0.1736 (0.151)
观测值数量	3,066	3,066	3,066	3,066	3,066	3,066
拟合优度	0.178	0.138	0.124	0.129	0.133	0.119

年龄组虚拟变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
省份虚拟变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

注：控制变量包括子代的性别、受教育年限、城乡类别、是否本地人、是否在体制内工作、兄弟姐妹数量以及父母是否党员、父母受教育年限。括号内为按省份聚类的稳健标准误，\*\*\*、\*\*、\*分别代表在 1%、5%和 10%水平上显著。

附表 6 城市产业就业扩张与收入的代际流动（保留父母大于 70 岁样本）

解释变量	被解释变量：子代收入等级					
	所有产业	第二产业	非制造业 第二产业	传统服务 业	中间服务 业	高端服务业
父代收入等级	0.1175*** (0.018)	0.1125*** (0.017)	0.1059*** (0.019)	0.1109*** (0.016)	0.1186*** (0.018)	0.1241*** (0.018)
城市产业就业扩张	0.0047 (0.004)	0.0035 (0.012)	0.0108 (0.022)	0.0084 (0.042)	0.0197** (0.010)	0.0435** (0.019)
交互项	-0.0019*** (0.001)	-0.0038 (0.002)	-0.0037 (0.005)	-0.0143** (0.006)	-0.0031*** (0.001)	-0.0056*** (0.001)
是否工作/是否在就业变动行业工作	0.7820*** (0.085)	0.5268*** (0.072)	0.5448*** (0.090)	0.5115*** (0.137)	0.5568*** (0.093)	0.1078 (0.166)
观测值数量	3,514	3,514	3,514	3,514	3,514	3,514
拟合优度	0.160	0.122	0.107	0.115	0.114	0.103
年龄组虚拟变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
省份虚拟变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

注：控制变量包括子代的性别、受教育年限、城乡类别、是否本地人、是否在体制内工作、兄弟姐妹数量以及父母是否党员、父母受教育年限。括号内为按省份聚类的稳健标准误，\*\*\*、\*\*、\*分别代表在 1%、5%和 10%水平上显著。

附表 7 城市产业就业扩张与收入的代际流动（以父亲收入排序）

解释变量	被解释变量：子代收入等级					
	所有产业	第二产业	非制造业 第二产业	传统服务 业	中间服务 业	高端服务业
父代收入等级	0.1064*** (0.023)	0.0991*** (0.023)	0.0898*** (0.026)	0.0928*** (0.024)	0.0992*** (0.025)	0.1080*** (0.024)
城市产业就业扩张	0.0017 (0.003)	0.0031 (0.010)	0.0046 (0.023)	-0.0303 (0.037)	0.0053 (0.009)	0.0133 (0.019)
交互项	-0.0024*** (0.001)	-0.0055*** (0.002)	-0.0047 (0.005)	-0.0114* (0.006)	-0.0029** (0.001)	-0.0063*** (0.002)

是否工作/是否在就业变动行业工作	0.7456*** (0.080)	0.4892*** (0.093)	0.5004*** (0.120)	0.4461*** (0.130)	0.5438*** (0.112)	0.0435 (0.188)
观测值数量	2,643	2,643	2,643	2,643	2,643	2,643
拟合优度	0.157	0.122	0.106	0.114	0.113	0.102
年龄组虚拟变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
省份虚拟变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

注：控制变量包括子代的性别、受教育年限、城乡类别、是否本地人、是否在体制内工作、兄弟姐妹数量以及父母是否党员、父母受教育年限。括号内为按省份聚类的稳健标准误，\*\*\*、\*\*、\*分别代表在 1%、5%和 10%水平上显著。

附表 8 城市产业就业扩张与收入的代际流动（不考虑收入为 0 的个体）

解释变量	被解释变量：子代收入等级					
	所有产业	第二产业	非制造业 第二产业	传统服务业	中间服务业	高端服务业
父代收入等级	0.1415*** (0.018)	0.1307*** (0.016)	0.1248*** (0.019)	0.1326*** (0.016)	0.1429*** (0.018)	0.1420*** (0.018)
城市产业就业扩张	0.0079** (0.004)	0.0076 (0.010)	0.0160 (0.022)	0.0634 (0.038)	0.0315*** (0.011)	0.0556** (0.021)
交互项	-0.0025** (0.001)	-0.0042 (0.003)	-0.0066 (0.006)	-0.0281*** (0.009)	-0.0052*** (0.002)	-0.0070** (0.003)
是否工作/是否在就业变动行业工作	0.5415*** (0.071)	0.3243*** (0.078)	0.3895*** (0.111)	0.3592*** (0.103)	0.3642*** (0.084)	0.0526 (0.159)
观测值数量	2,543	2,543	2,543	2,543	2,543	2,543
拟合优度	0.126	0.106	0.099	0.107	0.104	0.097
年龄组虚拟变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
省份虚拟变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

注：控制变量包括子代的性别、受教育年限、城乡类别、是否本地人、是否在体制内工作、兄弟姐妹数量以及父母是否党员、父母受教育年限。括号内为按省份聚类的稳健标准误，\*\*\*、\*\*、\*分别代表在 1%、5%和 10%水平上显著。

附表 9 城市产业就业扩张与收入的代际流动（保留本地人样本）

解释变量	被解释变量：子代收入等级					
	所有产业	第二产业	非制造业 第二产业	传统服务 业	中间服务 业	高端服务业
父代收入等级	0.1155*** (0.020)	0.1140*** (0.018)	0.1106*** (0.020)	0.1104*** (0.018)	0.1154*** (0.020)	0.1211*** (0.021)
城市产业就业扩张	0.0038 (0.003)	0.0053 (0.009)	0.0207 (0.015)	-0.0070 (0.039)	0.0146 (0.010)	0.0349 (0.021)
交互项	-0.0019** (0.001)	-0.0049** (0.002)	-0.0083** (0.004)	-0.0107 (0.009)	-0.0024* (0.001)	-0.0045** (0.002)
是否工作/是否在就业变动行业工作	0.7782*** (0.075)	0.4731*** (0.094)	0.4659*** (0.135)	0.5628*** (0.120)	0.5248*** (0.079)	0.2947* (0.153)
观测值数量	2,859	2,859	2,859	2,859	2,859	2,859
拟合优度	0.153	0.113	0.099	0.111	0.105	0.096
年龄组虚拟变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
省份虚拟变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

注：控制变量包括子代的性别、受教育年限、城乡类别、是否在体制内工作、兄弟姐妹数量以及父母是否党员、父母受教育年限。括号内为按省份聚类的稳健标准误，\*\*\*、\*\*、\*分别代表在 1%、5%和 10%水平上显著。

附表 10 城市产业就业扩张与收入的代际流动

解释变量	被解释变量：子代收入等级					
	所有产业	第二产业	非制造业 第二产业	传统服务 业	中间服务 业	高端服务业
父代收入等级	0.1218* (0.060)	0.1316** (0.060)	0.1041 (0.071)	0.1109 (0.070)	0.1162** (0.056)	0.1354** (0.060)
城市产业就业扩张	0.0051 (0.004)	0.0065 (0.011)	0.0164 (0.020)	-0.0037 (0.042)	0.0190* (0.011)	0.0445* (0.022)
交互项	-0.0020** (0.001)	-0.0049** (0.002)	-0.0058 (0.005)	-0.0110 (0.008)	-0.0026* (0.001)	-0.0056** (0.002)
是否本地人	-0.2555 (0.219)	-0.2656 (0.224)	-0.3384 (0.245)	-0.3007 (0.250)	-0.3070 (0.200)	-0.2755 (0.216)
是否本地人与父代收入等级交互	-0.0055 (0.065)	-0.0189 (0.065)	0.0037 (0.070)	-0.0017 (0.073)	-0.0015 (0.059)	-0.0134 (0.064)
观测值数量	3,066	3,066	3,066	3,066	3,066	3,066
拟合优度	0.158	0.119	0.106	0.115	0.113	0.103
年龄组虚拟	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

变量						
省份虚拟变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

注：控制变量包括子代的性别、受教育年限、城乡类别、是否在体制内工作、兄弟姐妹数量以及父母是否党员、父母受教育年限。括号内为按省份聚类的稳健标准误，\*\*\*、\*\*、\*分别代表在 1%、5%和 10%水平上显著。