

## 新型城镇化能改善代际流动性吗？

李 军 李 敬\*

---

**内容提要** 本文基于由地区层面数据构建的新型城镇化指数与 2016 年中国劳动力动态调查微观数据，实证研究了新型城镇化与代际流动性的关系。研究发现，新型城镇化有效提高了代际教育流动性与代际职业流动性。异质性分析说明，新型城镇化提高子代为男性家庭代际职业流动的效果优于子代女性家庭，同时新型城镇化提高代际流动性的效果在中西部明显不足，并且农村地区的代际职业流动也未得到提高。机制分析表明，新型城镇化能通过降低收入不平等与促进家庭化迁移提高代际流动性。进一步研究发现，当前新型城镇化建设未能改善进城务工代际职业流动的社会融合与代际剥削，是一种缺乏“质量”的代际流动。

**关键词** 社会公平 新型城镇化 代际流动性

---

### 一 引言

代际流动性是指子女与其父母相比的阶层可变化程度，是衡量阶层固化程度和经济健康发展水平的重要指标。伴随着改革开放，中国经济社会高速发展。然而近年来不同阶层、不同群体间的利益分化也逐渐显现，阶层固化现象日益突出，引起社会广泛关注。习近平总书记在党的十九大报告中指出：“破除妨碍劳动力、人才社会性流动的体制机制弊端，使人人都能通过辛勤劳动实现自身发展的机会。”与阶层固化相伴的是中国城镇化不断提速，以城镇化为主导的中国经济发展在过去 40 年间创造了世界经济增长史上的“中国奇迹”。然而，忽视“人”的传统城镇化在创造举世瞩目的

---

\* 李军，湖南师范大学商学院，电子邮箱：lijunedu@126.com；李敬，湖南师范大学数学与统计学院，电子邮箱：418867660@qq.com。

就的同时却造成了低收入群体外部发展环境不公、自身生产能力不足等困境。

先来看城镇化与就业不公。一方面，由于要素市场发育不健全、人口流动障碍与市场歧视普遍存在，城镇化在促进农村劳动力向城市转移的同时，使得农民工普遍遭受就业不公平问题（姚上海，2005；吴珊珊、孟凡强，2019）。进城农民工面临着因市场失灵和个人偏见产生的工资歧视，以及因歧视性就业制度导致的雇佣歧视与职业歧视（程蹊、尹宁波，2004）。另一方面，伴随大规模的劳动力流动，中国城镇居民与外来流动人口之间的竞争与挤出效应不断增强（Knight & Yueh, 2009）。外来劳动力对本地低端劳动力的就业与工资产生了较为显著的不利影响（刘学军、赵耀辉，2009；魏下海等，2016）。此外，城镇化在推进产业结构升级的同时提高了制造业与服务业的技能门槛，而技术进步和交易方式变革还拉大了要素获取能力的差距，就业机会不平等进一步扩大。

再来看城镇化与教育不平等以及城镇化与健康不平等。大规模的人口流动带来了随迁子女的义务教育问题，随迁子女基础教育需求得不到满足（谢宝富，2013）。除义务教育阶段不公外，还存在着异地中考和异地高考难等问题，教育不均等问题在流动人口的整个教育阶段突显（褚宏启，2015）。城镇化是导致城乡教育水平差距扩大的重要原因（张鹏、于伟，2015）。城镇化带来了医疗资源拥挤、医疗价格上升、人口拥挤及环境污染问题，均会对居民健康产生严重负面影响（Zheng & Kahn, 2013；吴晓瑜、李力行，2014）。虽然城镇化能提高人们的收入，使人们获得更充足的营养与先进的医疗服务，但吴晓瑜和李力行（2014）发现，这种对健康的正向作用低于城镇化的负面健康效应。而由于工作特性、防范风险能力与医疗服务可及性，社会经济地位较低的群体更容易暴露于健康风险之中（Winkleby et al., 1990；解垚，2009）。中国居民之间的健康不平等程度正在不断加深（祁毓、卢洪友，2015）。学者们普遍认为城市偏向的财政体制和收入分配制度是造成上述公共服务发展失衡的重要原因（Zhang & Kanbur, 2005）。同时，由于经济转轨时期的体制制约了政府的效率，导致了政府行为的偏差，进一步加剧公共服务发展失衡，使农村地区获得的各种资源都显著低于城市（吕炜，王伟同，2008）。

高速度、低质量及不可持续的传统城镇化带来了要素流通不顺畅和公共资源配置不合理等诸多问题，对跨越“中等收入陷阱”与缓解人民日益增长的美好生活需要和不平衡、不充分发展之间的矛盾提出挑战。为此，中国正积极推进新型城镇化建设。新型城镇化是对传统城镇化模式的优化与发展，是人的城市化，更强调内在质量的全面提升，以使不同地区、不同阶层都享有相同的社会保障与基本公共服务，

共享社会发展成果。如果传统城镇化产生的各种形式的不均等是造成代际固化的重要因素，那么当下新型城镇化能否起到缓解阶层固化的作用？如果是，新型城镇化改善不同群体、不同地区代际流动性的效果有何差异？其作用机制又如何？厘清这些问题不仅能正确认识新型城镇化与代际流动性的关系，并且对理解如何充分发挥新型城镇化对代际流动性的促进作用，以实现社会公平、保持社会化活力具有重要意义。

迄今为止，已有较多文献从不同角度分析了影响代际流动性的因素（李路路、朱斌，2015；李军、曹仪，2018；李任玉等，2018）。然而就已有研究来看，相关文献还没有充分考虑城镇化对代际流动性的影响，特别是极少讨论当前新型城镇化与代际流动性的关系。虽然 Chen & Qin（2014）发现中国快速发展的城市化与中产阶级兴起存在显著正相关，但他们在没有对比城镇化与其他阶层关系的情况下简单地得出城镇化正在改善代际流动性的结论。Chen et al.（2018）发现仅当城镇化率达到75%以上时城镇化才会提高主观社会地位流动性，但主观社会地位并不能很好地衡量代际流动性，且该研究在识别方法上未能剥离代际流动性对城镇化的反向影响。

基于此，本文利用地区新型城镇化相关数据构建新型城镇化综合指标，并将其与2016年中国劳动力动态调查（CLDS）数据相结合，构建“新型城镇化-子代-父代”宏微观数据集，以此分析新型城镇化对代际流动性的影响。与已有文献研究相比，本文贡献可能体现在以下几个方面：一是聚焦于新型城镇化对代际流动性的影响，为进一步理解如何提高代际流动性提供了一个新的视角。二是使用子代成长期的新型城镇化水平与新型城镇化水平的滞后期考察其对代际流动性的影响，以减弱两者反向因果关系，同时使用多种方法使本文结论更加稳健。三是详细探讨了新型城镇化对不同群体、不同区域代际流动性影响的差异并识别出背后机制，还讨论了当前新型城镇化背景下的代际职业流动可能存在的问题，为深入推进新型城镇化建设提供了理论支持。

本文余下部分安排如下：第二部分是理论分析；第三部分是数据说明与变量选取；第四部分是实证结果与分析；第五部分是进一步讨论；第六部分是结论与政策建议。

## 二 理论分析与框架

新型城镇化是“以人为本”、“四化同步”、“优化布局”与“生态文明”的城镇

化。本文认为新型城镇化会通过以下途径影响代际流动性。

### （一）“以人为本”下的代际流动性

城镇化的核心是农村人口转移到城市，并完成农民到市民的转变。然而由于城乡二元户籍制度的存在，农民工未能实现与城镇居民平等落户与“人的市民化”。一方面，进城务工人员无法享受平等就业，难以挤入主流劳动力市场。另一方面，进城务工人员也没能享有与本地市民相同的医疗服务与劳动保障，不平等的医疗服务与超时劳动持续危害农民工健康。更重要的是，进城务工随迁子女不仅被拒于优质的教育资源之外，而且基础教育服务也无法得到满足。由此形成个体间的就业不平等、健康不平等及教育不平等。而新型城镇化建设是以人为本的城镇化，根本落脚点是为人民谋福利、求发展，核心目标是在城镇化过程中促进人的自由全面发展和社会的公平正义。为此，新型城镇化正加快户籍制度改革，促进城乡劳动者平等就业，加强健全社会保障制度，加快推进城乡基本公共服务均等化。根据《国家新型城镇化报告 2015》，2015 年中国户籍人口城镇化率达到 39.9%；进城务工人员随迁子女入读公办学校的比例为 80%；农民参加城镇社会保障人数有明显提升。因此，新型城镇化建设正使代际之间、市民与农民之间都享有相同的社会福利待遇与基本公共服务，共享社会发展成果，从而能起到提高代际流动性的作用。

### （二）“四化同步”下的代际流动性

传统城镇化时期的城镇化、工业化、信息化与农业现代化之间的联动存在诸多问题，表现为发展不同步、不协调。畸形发展的城镇化滞后于工业化；信息化与其他“三化”融合深度不够；农业基础薄弱，农业现代化落后于工业化与城镇化。“四化”不协调发展将抑制产业结构调整与升级，不利于制造业的中高端化与高质量现代产业体系建设。而新型城镇化建设强调工业化、信息化、城镇化与农业现代化的统筹发展。“四化”既相互关联，又良性互动，构成了完善的结构体系，从而有利于农村剩余劳动力转移、产业结构升级、职业结构调整与劳动分工优化，进一步击碎市场分割构筑的所有制壁垒、行业壁垒以及职业壁垒，以建立城乡统一的劳动力市场。同时，农业现代化与信息化的协调发展将改善农村资金、技术与信息要素流出与要素短缺并存状况，改变城乡要素市场的非均衡性，以此促进城乡劳动力、资金、技术与信息等各类要素平等交换。

### （三）“优化布局”下的代际流动性

在传统城镇化期间，政府主导的“摊大饼”式的城镇化扩张，加剧土地粗放利用，城市各大功能区布局规划不合理，资源分配不均等，导致城镇各区域发展日趋

差异化,资源利用与整体功能难以最优化。具体表现为以下几方面:首先,道路交通基础设施在空间布局上呈现出“量”与“质”的不均衡发展。一方面,基础交通发展赶不上城市蔓延速度,形成“职住分离”困境;另一方面,优质便捷的交通如地铁,主要贯穿商业区、金融区和中高端住宅区,弱势群体难以享受优质交通带来的便捷服务。其次是城区内部的教育资源不平等,优质教育资源覆盖不平衡、不充分等问题。教育资源在城镇空间内面临“总量不足”、“供不应求”的挑战,城区教育学校“大班额”、“大校额”现象普遍。“就近入学”与“学区房”政策不断剥夺进城务工人员子女享受优质教育资源的机会,加剧了教育资源空间上的不平等。最后,社区分化显著,资源与机会不平等程度加深。一方面,低收入群体的社区因相对孤立而无法享受与中高收入社区相同的公共服务与资源;另一方面,低收入群体社区内部相互同化,不良生活习性与教育风气滋生,负面的“邻居效应”加剧社区之间教育不平等(Heflin & Pattillo, 2006);此外,生活在较富裕地区的人们可能拥有更高质量的人际关系,从而可以帮助子女寻求较好的就业机会(Musterd & Andersson, 2006)。这种因忽视城区各功能合理布局的传统城镇化导致的空间不平等是一种未被社会重视的社会隔离形式,欠发达城区的居民在这种不平等环境下的纵向社会流动将趋于固化。

《国家新型城镇化规划(2014-2020年)》明确提出要提高城市可持续发展能力,要在优化城市产业结构、优化城市空间结构、改造提升中心城区功能、优先发展城市公共交通和严格规范新城新区建设等方面下功夫。这些措施有利于推动优质资源整合,统筹公共服务,实现促进职住平衡的产城融合,加快解决公共资源在城镇空间中“总量不足”、“供不应求”问题,以降低资源空间上的不均等。

#### (四)“生态文明”下的代际流动性

传统城镇化过度关注发展速度而忽略发展质量,造成城镇生态承载能力下降,城镇生态脆弱性不断加剧,出现资源短缺、生态破坏、环境污染等问题。其中,环境污染对于居民的负面影响最为严重,造成不同群体与代际之间的环境不平等。一方面,由于低收入者防范风险能力较差,低收入人群子女健康人力资本积累最易受环境污染影响,限制了低收入人群子女改善自身收入状况的能力。另一方面,以满足当代人的需求而牺牲后代人满足其需求能力的发展方式,损害了后代人均等享受健康和福利等要素不受侵害的环境权力。而新型城镇化在建设过程中,坚持贯彻绿色发展理念,走人与自然协调发展的道路,更注重生态保护与污染防治。《国家新型城镇化报告2015》指出,2015年中国新型城镇建设在生态保护与可持续发展方面已取得明显进展,新增

垃圾处理能力达 38.5 万吨/日，新增污水处理能力达 4320 万吨/日，城市垃圾无害率达 92.5%，清洁能源消费量占能源消费总量的比重达 17.9%。同时，新型城镇化下环境规制能力正逐渐融合“四化同步”带来的产业结构调整，实现环境规制与就业的双重红利。这些成效将有利于缓解环境污染对低收入人群子女健康人力资本积累的影响，并保障下一代同等合理享有发展的权力。

综合上述分析，本文用于分析新型城镇化影响代际流动性的理论分析框架如图 1 所示。

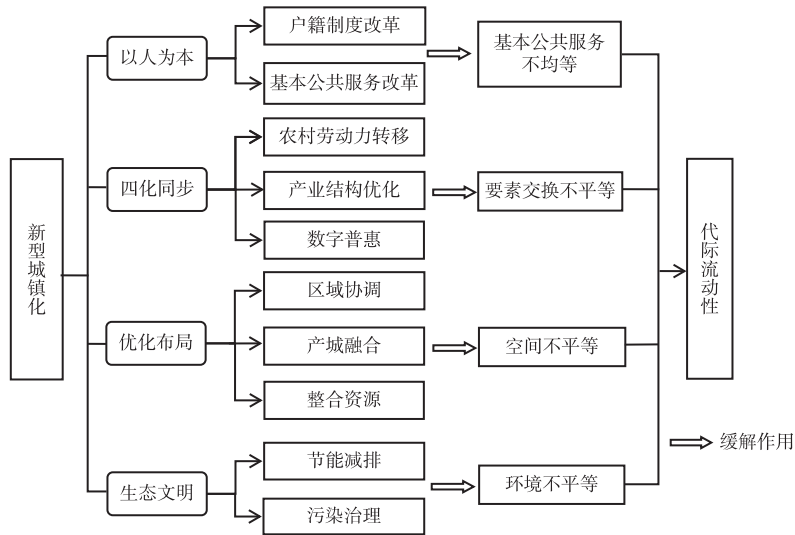


图 1 理论分析框架

### 三 数据说明与变量选取

#### （一）数据来源与处理

本文所使用关于代际流动性的数据来自中山大学社会科学调查中心 2016 年中国劳动力动态调查（CLDS）。该调查是基于随机分层抽样方法开展的全国性跟踪调查，样本覆盖中国 29 个省市、156 个城市与地区，调查对象为样本家庭中年龄 15~64 岁的全部劳动力。城市层面的新型城镇化相关数据来自《中国区域经济统计年鉴》和《中国城市统计年鉴》。为较全面地考察新型城镇化对代际流动性的影响，本文构建了两套

“新型城镇化—子代—父代”宏微观结合的数据集，以分别考察新型城镇化对代际教育流动性与代际职业流动性的影响。

第一套数据用于分析新型城镇化对代际教育流动性的影响。由于个体的最高学历一般于18~27岁之间完成，而新型城镇化一般只会在个人最高学历完成之前对个人教育决策产生影响，因此需选取个体成长期间的新型城镇化水平，以识别新型城镇化对代际流动性的影响，最重要的是使用这种识别策略还能减弱反向因果对估计的影响。具体做法为：以2016年CLDS数据为微观数据基础，选取1988-1997年出生的个体为考察对象，则调查时其年龄为18~27岁；同时，对所有个体匹配14~18岁成长时期的新型城镇化相关宏观变量的均值，例如27岁的个体匹配2002-2006年的新型城镇化相关宏观数据。

第二套数据则用来考察新型城镇化对代际职业流动性的影响。新型城镇化下的产业结构升级、新就业形态与户籍限制的削弱对所有劳动人群的职业流动都将产生一定影响。考虑到个体在就业初期的职业状态变动较大，本文选取年龄为30岁至60岁的受访者，同时匹配2010-2015年新型城镇化水平的均值。

对于部分宏观数据缺失值较少的城市样本，本文采用插补法填补；而对于宏观数据缺失值较多的城市样本，本文做删除处理，共计139个城市与CLDS数据库匹配。最后，剔除CLDS数据中相关解释变量、控制变量缺失样本以及14岁之前就已辍学的样本后，第一套数据集最终得到的样本总量为1436个，第二套数据集最终得到的样本总量为8106个。

## （二）新型城镇化水平的指标构建

新型城镇化水平为本文的解释变量。本文根据《国家新型城镇化规划（2014-2020年）》所提出的新型城镇化建设特征以及已有文献构建新型城镇化水平的做法，将新型城镇化水平分为基本发展水平、基础设施、公共服务、城乡协调与可持续发展等5个标准层，共25个指标（见表1）。本文采用客观赋值法中的熵值法来测度各城市新型城镇化水平。

第一步，对原始数据进行标准化处理。假定 $X_{ij}$ 为第 $i$ 个城市第 $j$ 个指标的取值，正向与负向指标的标准化处理方法分别为式（1）和式（2）。

$$y_{ij} = \frac{x_{ij} - \min(x_{ij})}{\max(x_{ij}) - \min(x_{ij})}$$

$$i = 1, 2, \dots, n; j = 1, 2, \dots, m \quad (1)$$

表 1 新型城镇化水平的评价指标体系

目标层	标准层	指标层	方向
新型城镇化水平	基本发展水平	第二产业占 GDP 比重 (%)	正向指标
		第三产业占 GDP 比重 (%)	正向指标
		人口密度 (%)	正向指标
	基础设施	客运总量 (万人)	正向指标
		国际互联网用户数 (户)	正向指标
		人均道路面积 (平方米)	正向指标
		建成区排水管道密度 (公里/平方公里)	正向指标
		生活污水处理率 (%)	正向指标
		生活垃圾无害化处理率 (%)	正向指标
		建成区绿化覆盖率 (%)	正向指标
	公共服务	用水普及率 (%)	正向指标
		燃气普及率 (%)	正向指标
		人均教育支出 (元)	正向指标
		人均科技支出 (元)	正向指标
		每百人公共图书馆藏书 (册、件)	正向指标
		医院、卫生院床位数 (张)	正向指标
	城乡协调	城乡消费比 (%)	负向指标
		城乡收入比 (%)	负向指标
		户均农用机械总动力 (万千瓦/户)	正向指标
		农村有效灌溉面积 (%)	正向指标
		户均农业化肥使用量 (万吨/户)	正向指标
	可持续发展	单位 GDP 工业废水消耗量 (万吨/万元)	负向指标
		单位 GDP 工业二氧化硫消耗量 (吨/万元)	负向指标
		单位 GDP 工业粉尘排放量 (吨/万元)	负向指标
工业固体废物综合利用率 (%)		正向指标	

$$y_{ij} = \frac{\max(x_{ij}) - x_{ij}}{\max(x_{ij}) - \min(x_{ij})}$$

$$i = 1, 2, \dots, n; j = 1, 2, \dots, m \quad (2)$$

第二步，计算第  $i$  个城市第  $j$  个指标的比重。

$$P_{ij} = \frac{y_{ij}}{\sum_{i=1}^n y_{ij}} \quad (3)$$

第三步，计算第  $j$  个指标的熵值与权重，分别由式 (4) 与式 (5) 表示。



$$E_j = \frac{\sum_{i=1}^n P_{ij} \ln(P_{ij})}{\ln(n)} \quad (4)$$

$$W_j = F_j / \sum_{j=1}^m F_j \quad (5)$$

其中  $F_j = 1 - E_j$ ，表示第  $j$  个指标的差异性系数。

最后，可以根据  $N\_urban_i = \sum_{j=1}^m W_j y_{ij}$  得到各城市新型城镇化水平指数。

### (三) 其他变量及描述性统计

#### 1. 代际流动性

衡量代际流动性常用的指标有：代际收入弹性、代际教育弹性与代际职业弹性。本文采用后两种指标，原因在于：一方面，代际收入弹性的相关性估计应基于个体永久收入，而实际中难以得到永久收入的准确估计值；另一方面，相比于收入，受教育程度与职业阶层在生命周期内较为稳定。其中，受教育程度按 1~5 分为小学以下、小学、初中、高中及大学以上<sup>①</sup>。职业阶层的定义借鉴已有文献做法，将职业划分为五类，职业阶层从低到高依次为农业生产者、生产与运输工作人员、商业与服务业人员、办事人员和有关人员以及社会管理员与专业技术人员，同样按 1~5 分别赋值。

#### 2. 控制变量

在控制变量方面，本文参考以往文献选取子代年龄、子代性别、兄弟姐妹数量、父代政治面貌、14 岁时是否努力、14 岁父母婚姻状况及父亲户口性质等变量。其中，子代性别、父代政治面貌、14 岁父母婚姻状况与父亲户口性质定义方式分别为子代为男性取 1，否则取 0；父母有一方政治面貌为党员取 1，否则取 0；父母初婚取 1，否则取 0；父亲是农村户口取 1，否则取 0。14 岁时是否努力变量由子代 14 岁上学时对做功课的态度衡量。CLDS 询问了受访者 14 岁还在学校读书时同不同意“就算是我不喜欢的功课，我也会尽全力去做”的说法。如若回答非常不同意和不同意，则将 14 岁时是否努力变量记为 0；如若回答同意和非常同意，则记为 1。

#### 3. 描述性统计分析

关键变量的描述性统计如表 2 所示<sup>②</sup>。在表 2 中，Panel A 为第一套数据的描述性

① 教育程度的分类基于同等程度学历。高中包括普通高中、职业高中、技校以及中专；大学及以上包括本科与大专，也包括研究生教育。

② 由于两套数据选取的样本年龄不同，受世代影响，两套数据中部分变量均值相差较大。

统计，在该套数据中子代成长期的新型城镇化水平平均值为 0.19；父代受教育程度均值为 2.63，子代受教育程度均值为 3.98，意味着相比于父代，子代平均受教育程度有所提高。Panel B 为第二套数据的描述性统计，其中 2010 - 2015 年的新型城镇化水平平均值为 0.13；父代职业阶层均值为 1.75，子代职业阶层均值为 2.05，说明代际职业阶层变化较小。

表 2 主要变量描述性统计

Panel A				
变量名	均值	标准差	最小值	最大值
新型城镇化水平	0.19	0.89	0.05	0.66
父代受教育程度	2.63	1.07	1	5
子代受教育程度	3.98	0.98	1	5
子代性别	0.41	0.49	0	1
子代年龄	23.28	2.90	18	27
兄弟姐妹数量	1.40	1.22	0	8
父代政治面貌	0.07	0.25	0	1
14 岁时是否努力	0.80	0.40	0	1
14 岁时父母婚姻状况	0.94	0.25	0	1
父亲户口	0.78	0.41	0	1
Panel B				
变量名	均值	标准差	最小值	最大值
新型城镇化水平	0.13	0.08	0.05	0.52
父代职业阶层	1.75	1.34	1	5
子代职业阶层	2.05	1.20	1	5
子代性别	0.49	0.50	0	1
子代年龄	46.42	7.93	30	60
兄弟姐妹数量	3.43	1.94	0	9
父代政治面貌	0.19	0.39	0	1
14 岁时是否努力	0.77	0.42	0	1
14 岁时父母婚姻状况	0.94	0.24	0	1
父亲户口	0.85	0.35	0	1

资料来源：根据 2016 年 CLDS 全国数据、《中国城市统计年鉴》与《中国区域经济统计年鉴》数据计算得到。

接着分析父代与子代的受教育程度与职业阶层的分布情况。图2的左边为代际教育的核密度曲线，父代受教育程度大多分布在小学与初中，核密度曲线向左集中，而子代受教育程度集中在初中与高中，核密度曲线向右集中。图2右边为代际职业的核密度曲线图，父代职业以农业生产者为主，这与CLDS数据的调查对象大多是农村家庭有关。相比父代，子代职业阶层趋向于生产与运输工作人员及商业与服务业人员，但在高职业阶层变化不大。

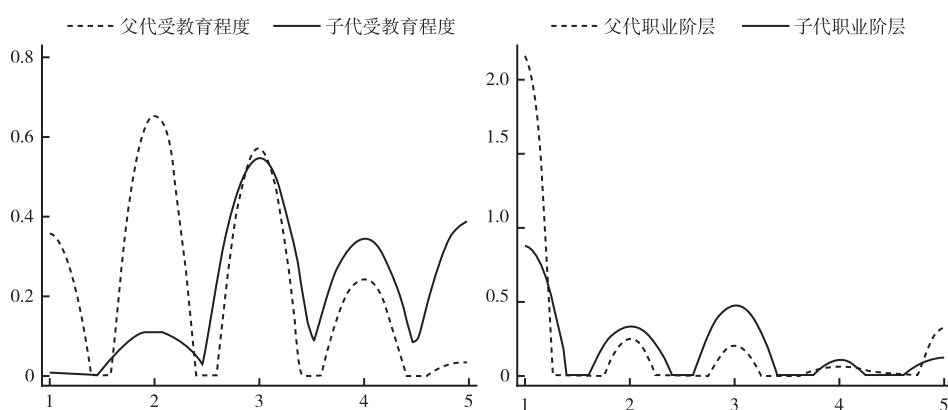


图2 代际教育与职业流动的核密度曲线

资料来源：根据2016年CLDS全国数据计算得到。

进一步按新型城镇化水平前50%与后50%将样本划分为传统城镇化与新型城镇化两组样本，以观察不同城镇化水平下的代际教育流动与代际职业流动的核密度曲线，分别由图3与图4表示。两图的左边均为传统城镇化样本，右边均为新型城镇化样本。相比于传统城镇化样本，新型城镇化样本的父代受教育程度与子代受教育程度的核密度曲线吻合度更低，变化更大；新型城镇化样本的子代职业阶层更多地由农业生产者向商业与服务人员倾斜。这说明相比传统城镇化样本，新型城镇化样本的代际教育与代际职业分布的差异较大，可能在一定程度上反映了新型城镇化样本中的群体更具代际流动性。

## 四 实证分析与结果

### (一) 计量模型与基础回归

本文使用普通最小二乘法（OLS）分析父代教育程度与子代教育程度以及父代职

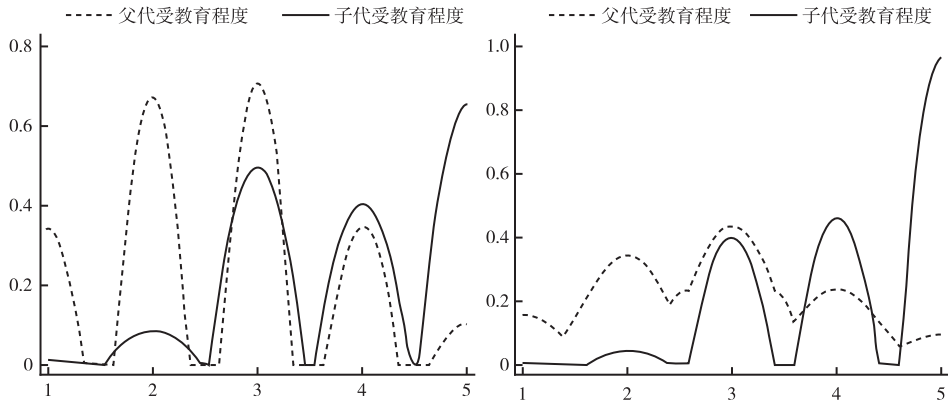


图3 代际教育的核密度曲线（分城镇化）

资料来源：根据2016年CLDS全国数据、《中国城市统计年鉴》与《中国区域经济统计年鉴》数据计算得到。

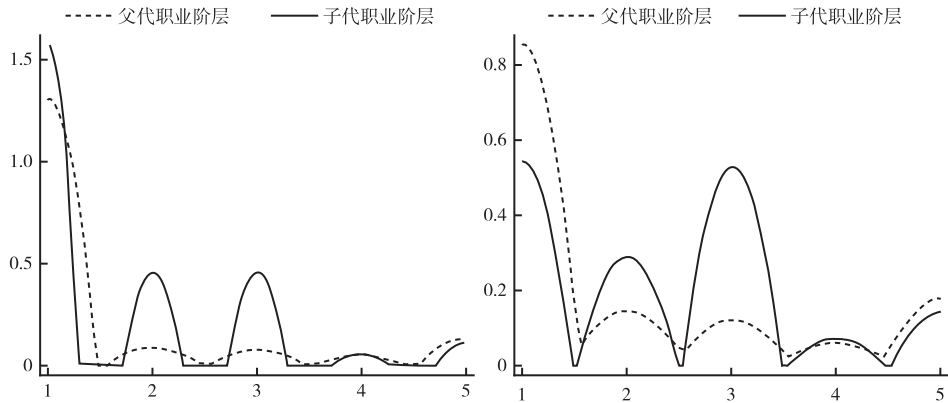


图4 代际职业的核密度曲线（分城镇化）

资料来源：根据2016年CLDS全国数据、《中国城市统计年鉴》与《中国区域经济统计年鉴》数据计算得到。

业阶层与子代职业阶层的关系，考察当前中国的代际固化程度，模型设定分别如式(6)、式(7)所示。进一步探究新型城镇化对代际教育流动性、代际职业流动性的影响，模型分别如式(8)、式(9)所示。考虑到本文的新型城镇化指标是城市层面的数据，在回归时本文做了城市层面聚类调整的稳健标准误处理<sup>①</sup>。

① 本文所有与新型城镇化有关的回归，括号里报告的均是城市层面聚类调整的稳健标准误，其余回归括号里报告的均为稳健标准误（robust）。

$$Cedu_i = \alpha_1 + \beta_1 Pedu_i + X_i + \varepsilon_i \quad (6)$$

$$Cocc_i = \alpha_1 + \beta_1 Pocc_i + X_i + \varepsilon_i \quad (7)$$

$$Cedu_i = \alpha_1 + \beta_1 Pedu_i + \beta_2 Pedu_i \times N\_urban_i + \beta_3 N\_urban_i + X_i + \varepsilon_i \quad (8)$$

$$Cocc_i = \alpha_1 + \beta_1 Pocc_i + \beta_2 Pocc_i \times N\_urban_i + \beta_3 N\_urban_i + X_i + \varepsilon_i \quad (9)$$

在上述式子中,  $Cedu_i$  表示第  $i$  个家庭样本的子代受教育程度,  $Pedu_i$  表示第  $i$  个家庭样本的父代受教育程度,  $N\_urban_i$  表示第  $i$  个家庭样本居住城市的新型城镇化水平,  $Cocc_i$  表示第  $i$  个家庭样本的子代职业阶层,  $Pocc_i$  表示第  $i$  个家庭样本的父代职业阶层,  $X_i$  是各种控制变量,  $\varepsilon_i$  是随机扰动项。  $Pedu_i \times N\_urban_i$  与  $Pocc_i \times N\_urban_i$  为本文重点关注的变量, 系数  $\beta_2$  衡量新型城镇化对代际流动性的调节作用, 如果系数符号为负, 则表示新型城镇化能改善代际流动性。

表3给出了代际教育流动性、代际职业流动性以及新型城镇化与两类代际流动性交互关系的基础回归结果。第(1)列与第(2)列考察了代际教育流动性, 第(4)列与第(5)列则考察了代际职业流动性。第(1)列回归中未添加控制变量, 结果显示父代受教育程度的回归系数为0.263并在1%的水平上显著, 表明父代受教育程度与子代受教育程度有显著的正相关关系, 存在较强的代际教育固化现象。第(2)列回归对家庭的子代个体特征与父代特征加以控制。结果显示, 父代受教育程度变量系数下降到0.174, 仍在1%的水平上显著, 表明父亲受教育程度每上升1个等级, 子代受教育程度平均提升0.174个等级。第(4)列与第(5)列的结果显示, 在添加控制变量后代际职业传递系数从0.311下降到0.136且在1%水平上显著, 表明当父代职业阶层提高1等级, 子代的职业阶层显著提高0.136个等级, 存在比较明显的代际职业固化效应。第(3)列与第(6)列分别报告了新型城镇化对代际教育流动性与代际职业流动性的影响。可以看出, 父代受教育程度与新型城镇化的交互项的回归系数为负, 且在1%的水平上显著, 这说明新型城镇化会显著降低代际教育相关性, 提高代际教育流动性。父代职业阶层与新型城镇化的交互项系数也为负, 且在5%的水平上显著, 意味着新型城镇化同样能弱化父代职业阶层对子代职业阶层的影响, 有利于降低代际职业固化程度。以上结果表明, 目前中国虽然存在较为明显的代际固化现象, 但新型城镇化建设有利于改善代际流动性。

从控制变量看, 子女性别对子代受教育程度的影响在1%的水平上显著为正, 说明男性的受教育程度更高, 存在较为明显的性别差异; 子女性别与子代职业阶层在5%的水平上显著为正, 同样存在性别差异。以上结论符合性别人力资本投资与职业性别隔离理论。兄弟姐妹的数量对子代受教育程度以及职业阶层都有显著的抑制作用, 意味

着兄弟姐妹会对个体产生资源挤占效应，这与钟粤俊和董志强（2018）研究结果相一致，符合资源稀释理论。父代的党员身份与子代受教育程度存在显著正向相关性，这与谭远发（2015）的结果一致。个体成长时期的努力程度对子代受教育程度与子代职业阶层有明显的提升作用。子代受教育程度与子代职业阶层对 14 岁父母婚姻状况的回归系数为正，分别在 1% 与 5% 水平上显著，说明初婚家庭状态更有利于个人发展。非农户口显著提高了子代受教育程度与子代职业阶层，说明教育资源与职业机会的城乡差距较为明显。

表 3 新型城镇化与代际流动性

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	子代受教育程度			子代职业阶层		
父代受教育程度	0.263 *** (0.035)	0.174 *** (0.032)	0.329 *** (0.063)			
父代教育与新型城镇化			-0.936 *** (0.237)			
新型城镇化			4.337 *** (0.864)			4.448 *** (1.459)
父代职业阶层				0.311 *** (0.021)	0.136 *** (0.018)	0.254 *** (0.055)
父代职业与新型城镇化						-0.927 ** (0.431)
子代性别		0.151 *** (0.047)	0.151 *** (0.047)		0.091 ** (0.041)	0.083 ** (0.037)
子代年龄		-0.051 *** (0.009)	-0.031 *** (0.010)		-0.029 *** (0.004)	-0.027 *** (0.003)
兄弟姐妹数量		-0.144 *** (0.022)	-0.122 *** (0.020)		-0.027 *** (0.009)	-0.021 ** (0.009)
父代政治面貌		0.137 (0.083)	0.163 * (0.083)		0.051 (0.051)	0.063 (0.042)
14 岁时是否努力		0.172 *** (0.056)	0.168 *** (0.055)		0.141 *** (0.038)	0.127 *** (0.035)
14 岁时父母婚姻状况		0.264 *** (0.079)	0.234 *** (0.077)		0.142 ** (0.056)	0.115 ** (0.053)

续表

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	子代受教育程度			子代职业阶层		
父亲户口		-0.424 *** (0.074)	-0.425 *** (0.075)		-1.044 *** (0.079)	-0.993 *** (0.080)
R-squared	0.084	0.210	0.239	0.120	0.257	0.287
观测值	1436	1436	1436	8106	8106	8106

注：\*、\*\*、\*\*\* 分别表示 10%、5%、1% 水平显著。

资料来源：根据 2016 年 CLDS 全国数据、《中国城市统计年鉴》与《中国区域经济统计年鉴》数据计算得到。

## (二) 异质性分析

在本部分中，本文依据子代性别、城乡以及东中西部地区分组回归，考察新型城镇化对代际流动性的异质性影响。表 4 报告了分性别的回归结果，可以看出第 (1) 列与第 (2) 列的交互项均在 1% 的水平上显著为负，意味着无论子代为男性还是女性，新型城镇化都起到了改善代际教育流动性的作用。就其系数而言，两者相差不大。在第 (3) 列与 (4) 列中，交互项均在 5% 的水平上显著为负，说明新型城镇化也能有效提高代际职业流动。对比两者系数发现，新型城镇化对缓解男性阶层固化的作用较大。这可能意味着，在传统城镇化中男性在就业市场中占据优势，存在较为明显的职业性别隔离，但这种性别隔离正随着新型城镇化建设的推动不断缩小。

表 4 新型城镇化与代际流动性 (分性别)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	子代受教育程度		子代职业阶层	
	男	女	男	女
父代受教育程度	0.340 *** (0.085)	0.366 *** (0.068)		
父代教育与新型城镇化	-0.886 *** (0.322)	-1.150 *** (0.302)		
新型城镇化	3.578 *** (1.213)	5.429 *** (0.967)	4.056 *** (1.423)	4.243 *** (1.329)
父代职业阶层			0.277 *** (0.054)	0.182 *** (0.037)

续表

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	子代受教育程度		子代职业阶层	
	男	女	男	女
父代职业与新型城镇化			-0.928 ** (0.397)	-0.513 ** (0.250)
控制变量	是	是	是	是
R-squared	0.190	0.268	0.230	0.361
观测值	588	848	3977	4129

注：\*、\*\*、\*\*\* 分别表示 10%、5%、1% 水平显著。

资料来源：根据 2016 年 CLDS 全国数据、《中国城市统计年鉴》与《中国区域经济统计年鉴》数据计算得到。

表 5 按照城乡进行分组，考察新型城镇化对城市与农村家庭代际流动性的影响。回归结果显示，第（1）列与第（3）列的交互项分别在 1% 与 10% 的水平上显著为负，表明新型城镇化会提高城市地区的代际教育流动性与代际职业流动性。而对于农村地区，仅代际教育流动性的交互项系数显著，表明新型城镇化可能无法有效地提高农村地区代际职业流动性。其原因可能是：一方面，新型城镇化促进了农民工的市民化，农村地区未实现迁移的群体仍以农业生产活动为主；另一方面，新型城镇化建设初期的重点在于解决传统城镇化造成的农民工与市民基础服务不均等、城镇化与工业化的不平衡等问题，而农村地区产业化与现代化还处于起步阶段，提供的非农就业岗位不足。

表 5 新型城镇化与代际流动性（分城乡）

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	子代受教育程度		子代职业阶层	
	城	乡	城	乡
父代受教育程度	0.397 *** (0.084)	0.190 ** (0.085)		
父代教育与新型城镇化	-0.992 *** (0.289)	-0.786 * (0.432)		
新型城镇化	4.156 *** (1.137)	3.719 *** (1.346)	2.043 ** (0.912)	2.083 * (1.237)
父代职业阶层			0.186 *** (0.056)	0.078 ** (0.030)



续表

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	子代受教育程度		子代职业阶层	
	城	乡	城	乡
父代职业与新型城镇化			-0.622* (0.338)	0.142 (0.186)
控制变量	是	是	是	是
R-squared	0.204	0.161	0.107	0.107
观测值	663	773	2554	5552

注：\*、\*\*、\*\*\* 分别表示 10%、5%、1% 水平显著。

资料来源：根据 2016 年 CLDS 全国数据、《中国城市统计年鉴》与《中国区域经济统计年鉴》数据计算得到。

表 6 按照东中西部进行分组，考察新型城镇化对代际流动性影响的地域差异。可以看出，新型城镇化仅对东部地区的代际固化有显著负向影响，提高了东部地区代际教育流动性与代际职业流动性。这可能意味着，相比中西部，东部地区是中国经济发展和改革创新的前沿阵地，新型城镇化发展较快。然而，这种差异可能会进一步加剧区域间的不公平与不平等，因此中央政府在新型城镇化建设过程中更应加强区域统筹发展。

表 6 新型城镇化与代际流动性（分地区）

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	子代受教育程度		子代职业阶层	
	东部	中西部	东部	中西部
父代受教育程度	0.382*** (0.110)	0.275*** (0.102)		
父代教育与新型城镇化	-1.109*** (0.347)	-0.800 (0.544)		
新型城镇化	4.988*** (1.243)	5.725** (2.327)	6.271*** (1.054)	1.393 (1.229)
父代职业阶层			0.319*** (0.075)	0.160*** (0.033)
父代职业与新型城镇化			-1.282*** (0.477)	-0.268 (0.199)
控制变量	是	是	是	是
R-squared	0.200	0.289	0.273	0.296
观测值	718	718	3631	4475

注：\*、\*\*、\*\*\* 分别表示 10%、5%、1% 水平显著。

资料来源：根据 2016 年 CLDS 全国数据、《中国城市统计年鉴》与《中国区域经济统计年鉴》数据计算得到。

### （三）机制分析

通过以上分析可知，随着新型城镇化水平提高，代际流动性显著提升。新型城镇化改善代际流动性的原因是什么？本部分将从宏观与微观两个层面探讨其内在机制：一方面，新型城镇化能改善由传统城镇化造成的各种形式的不平等，而这有利于降低收入不平等。Becker & Tomes（1979，1986）认为，收入较高的父母有能力对子女进行更多的人力资本投资。因此，收入不平等是导致不同阶层背景儿童的“分歧命运”、加剧代际固化的重要因素（Andrews & Leigh，2009；Corak，2013）。另一方面，新型城镇化可能促进了微观个体的家庭化迁移。已有研究表明迁移有利于个体获得更高的收入，并且有助于子女获得比迁移前更好的生活环境与发展机会（孙三百等，2012），从而有利于提高代际流动性。因此，本文认为在宏观层面，新型城镇化将通过缓解各种形式的不平等来降低收入不平等，从而促进代际流动；同时在微观层面，新型城镇化将促进家庭化迁移，使弱势个体获得更多的公共服务资源与机会，以缓解代际固化。

#### 1. 收入不平等

本文以市区层面的基尼系数衡量截面收入不平等，并验证收入均等化机制。具体回归结果如表7所示。第（1）与第（2）列分别给出了两套数据的新城镇化对收入不平等的影响。值得注意的是，本文用于研究代际流动性的控制变量不足以涵盖影响收入不平等的重要因素，因此为减少遗漏变量影响，需在第（1）与第（2）列中加入新的控制变量。又由于新型城镇化综合指标由众多地区宏观因素构成，在一定程度上反映区域综合的发展水平，因此在第（1）列的控制变量中仅添加了市场化指数变量与金融发展变量。其中市场化指数来自王小鲁、樊纲与余静文计算的市场化指数（王小鲁等，2017），金融发展水平由金融业增加值占GDP比重反映。第（1）列与第（2）列回归系数分别为-0.476与-0.474，且在1%的水平上显著，表明新型城镇化水平越高，收入不平等程度越低，新型城镇化有利于降低收入不平等。同时，第（3）列与第（4）列分别报告了收入不平等对代际教育流动性与代际职业流动性的影响，可以看出两列交互项均在10%的水平上显著为正，意味着收入不平等确实加强了代际传递效应，削弱了代际流动性。由此可见，新型城镇化能通过降低收入不平等程度而提高代际流动性。

表 7 基于收入不平等的机制分析

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	基尼系数		子代受教育程度	子代职业阶层
新型城镇化	-0.476 *** (0.021)	-0.474 *** (0.011)		
父代受教育程度			-0.092 (0.123)	
父代受教育程度与基尼系数			0.554 * (0.305)	
父代职业阶层				-0.181 (0.179)
父代职业阶层与基尼系数				0.694 * (0.415)
基尼系数			-4.639 *** (0.881)	-5.257 *** (0.775)
控制变量	是	是	是	是
R-squared	0.327	0.261	0.271	0.324
观测值	1436	8106	1436	8106

注：\*、\*\*、\*\*\* 分别表示 10%、5%、1% 水平显著。

资料来源：根据 2016 年 CLDS 全国数据、《中国城市统计年鉴》与《中国区域经济统计年鉴》数据计算得到。

## 2. 家庭化迁移

本文使用问项“请问您 14 岁以来，您是否有过跨县市迁移经历”作为第一套数据的家庭化迁移变量，是则取 1，否则为 0<sup>①</sup>；使用“您的户口迁移是发生在哪一年”作为第二套数据的家庭化迁移变量，若受访者迁移年份发生在 2010 年及以后，则“家庭化迁移”变量取 1，否则为 0。

表 8 给出了基于家庭化迁移的影响机制分析结果。第（1）列与第（2）列以 probit 模型报告了两套数据中新型城镇化与家庭化迁移的回归结果，结果显示新型城镇化均与家庭化迁移显著正相关。对于第（1）列结果，意味着受访者迁移决策受迁入地的新型城镇化水平影响。第（2）列的回归结果表明新型城镇化会影响家庭迁移决策。第

① CLDS 问卷中将迁移定义为：“迁移”是指物理空间上的变化，即被访者的户口登记地从一个地方迁到另一个地方。

(3) 列与第(4)列的交互项的回归系数均为负,且分别在1%与5%的水平上显著,意味着家庭化迁移能改善代际流动性,我们的结论与宋旭光和何佳佳(2019)的研究结果相似。因此,本文认为家庭化迁移也是新型城镇化改善代际流动性的重要机制。

表 8 基于家庭化迁移的机制分析

	(1)	(2)	(3)	(4)
	家庭化迁移		子代受教育程度	子代职业阶层
新型城镇化	1.465 *** (0.557)	1.283 * (0.727)		
家庭化迁移			0.940 *** (0.253)	0.579 *** (0.108)
父代受教育程度			0.182 *** (0.033)	
迁移与父代受教育程度			-0.176 *** (0.063)	
迁移与父代职业阶层				-0.139 ** (0.060)
父代职业阶层				0.167 *** (0.019)
控制变量	是	是	是	是
R-squared	0.113	0.054	0.224	0.274
观测值	1436	8106	1436	8106

注: \*、\*\*、\*\*\* 分别表示 10%、5%、1% 水平显著。

资料来源:根据 2016 年 CLDS 全国数据、《中国城市统计年鉴》与《中国区域经济统计年鉴》数据计算得到。

#### (四) 稳健性检验

为进一步验证本文的分析结论,我们以表 3 的结果为基准回归结果,使用估计模型替换法、添加控制变量法与调整样本法进行稳健性检验。

首先,替换估计模型。本文被解释变量子代受教育程度与职业阶层均按从低到高排序为 1、2、3、4、5,而 OLS 方法将排序视为基数处理,模型假设强于单纯的等级排序。为更好估算新型城镇化对代际流动性的影响,本部分将使用排序模型(ordered-probit)重新估计。表 9 的第(1)列与第(3)列为回归结果,结果表明新型城镇化能有效促进代际教育流动与代际职业流动。

其次,本文基础回归中虽然控制了个体特征及家庭特征,但仍可能遗漏重要变量。

为了尽量减少遗漏变量，我们在模型中添加宏观层面市场化指标和金融发展水平，同时添加14岁时家庭社会地位作为个体成长期的家庭经济条件的代理指标。表9的第(2)列与第(4)列报告了该部分结果，可以看出新型城镇化对代际流动性的影响依然存在。

最后，改变样本范围。Haider & Solon (2006) 发现个体在30~40岁的收入最接近于一生收入的平均值。而职业阶层是反映永久收入的重要指标 (Abramitzky et al., 2014)，30~40岁时个体职业也更接近个体生命周期职业阶层的平均水平。因此，在新型城镇化影响代际职业流动性的基础分析中，我们进一步将子代年龄限制在30~40岁。回归结果报告于表9的列(5)，结果同样通过了稳健性检验。以上估计结果表明本文所得结论是稳健的。

表9 新型城镇化与代际流动性（稳健性检验）

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	子代受教育程度		子代职业阶层		
父代受教育程度	0.389 *** (0.088)	0.322 *** (0.081)			
父代教育与新型城镇化	-0.956 ** (0.390)	-0.922 *** (0.306)			
新型城镇化	4.941 *** (1.168)	4.639 *** (1.053)	5.126 *** (1.558)	4.957 *** (0.983)	6.217 *** (1.380)
父代职业阶层			0.291 *** (0.059)	0.173 *** (0.036)	0.412 *** (0.064)
父代职业与新型城镇化			-1.135 *** (0.440)	-0.375 * (0.192)	-1.615 *** (0.416)
个体特征	是	是	是	是	是
家庭特征	是	是	是	是	是
新入控制变量	否	是	否	是	否
省级虚拟变量	否	是	否	是	否
R-squared	0.111	0.300	0.123	0.396	0.245
观测值	1436	1008	8106	5140	1908

注：\*、\*\*、\*\*\* 分别表示 10%、5%、1% 水平显著。

资料来源：根据 2016 年 CLDS 全国数据、《中国城市统计年鉴》与《中国区域经济统计年鉴》数据计算得到。

## 五 进一步讨论

从目前中国新型城镇化发展要求来看，主要任务是加快农业人口向市民的转变。其转变过程是农村到城镇的户籍转变以及农业到其他行业的职业转变，实现农民向上流动。然而也应该注意到，转变过程中伴随着低程度的社会融入，农民工难以对城镇产生认同感与归属感（陈云松、张翼，2015），是一种不完整的、缺失文化精神融合的代际流动。同时，转变过程还伴随着留守儿童与空巢老人现象，是一种牺牲下一代人流动机会与剥削父代情感、健康与财富换取的代际流动。这种低质量的代际流动，导致农民工家庭始终未能摆脱与主流社会相隔离、缺乏有尊严生活的弱势地位（杨菊华，2017），不符合以人为核心，以提高质量为导向的新型城镇化战略。那么，当前新型城镇化建设推动了代际“有质量”的流动吗？考虑到代际教育流动无法较好反映农业人口向市民的转变，接下来本文将从代际职业流动性角度回答这一问题。

### （一）新型城镇化背景下代际职业流动与社会融合

从描述性统计分析可知，农业生产者大多向生产与运输工作、商业与服务业等职业流动。同时，根据《2018年农民工监测调查报告》，中国从事第三产业的农民工比重为50.5%，第二产业比重占49.1%。因此，本文将父代职业为农村生产者，而子代从事生产与运输工作、商业与服务业的个体划为进城务工者，并设置进城务工职业流动变量，是取1，否则为0。并且，本部分还将样本限制为父代为农村户口且子代有迁移或外出务工经历的样本，以提高该变量识别进城务工者的准确度。社会融合包括生活满意程度、生活自由度及邻里信任三个变量，取值分别为1~5，数值越高则表示生活满意度、生活自由度与邻里之间信任程度越高<sup>①</sup>。本文使用 ordered-probit 模型并控制个体及家庭基本特征变量进行估计。表10第（1）列、第（3）列与第（5）列报告了代际职业流动与社会融合的回归结果。结果显示，从农业生产者转向制造业及服务业的进城务工职业流动降低了流动者的生活满意度、生活自由度以及对邻里的信任程度，意味着进城务工者难以实现社会融合。进一步，表10的第（2）列、第（4）列与第

<sup>①</sup> 三个变量分别来自 CLDS 问项“总的来说，您对您的生活状况感到满意么？”；“您觉得您选择自己生活的自由程度如何？”；“对于邻居，您的信任程度怎么样？”。生活满意度问卷中以1~10衡量，本文做取值为1~5的简化处理。

(6) 列报告了新型城镇化在进城务工代际职业流动与社会融入中的作用，发现三列交互项的回归系数均不显著，这说明当前新型城镇化建设还未能推动进城务工人员的社会融合。

表 10 新型城镇化背景下代际职业流动与社会融合

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	生活满意度		生活自由度		邻里信任	
进城务工职业流动	-0.085 *** (0.030)	-0.024 (0.067)	-0.234 *** (0.033)	-0.302 *** (0.069)	-0.182 *** (0.031)	-0.115 * (0.069)
进城务工与新型城镇化		-0.530 (0.452)		0.546 (0.455)		-0.400 (0.449)
新型城镇化		0.885 *** (0.249)		-0.583 ** (0.234)		-1.050 *** (0.258)
控制变量	是	是	是	是	是	是
R-squared	0.041	0.042	0.019	0.020	0.024	0.027
观测值	6890	6890	6890	6890	6890	6890

注：\*、\*\*、\*\*\* 分别表示 10%、5%、1% 水平显著。

资料来源：根据 2016 年 CLDS 全国数据、《中国城市统计年鉴》与《中国区域经济统计年鉴》数据计算得到。

## (二) 新型城镇化背景下代际职业流动与代际剥削

在“三代家庭结构”中，代际剥削可分为进城务工人员（当代）对父母（父代）的情感、健康与财富剥削，以及对子女（子代）的教育机会与健康剥削。受限于数据，本文仅考察代际职业流动对父母的情感剥削与健康剥削，以及对子女健康剥削。父母情感问题由问项“在过去一个月中，是否出现过情绪问题（如感到沮丧或焦虑）？”衡量，父母与子女健康问题由父母与子女的自评健康状况衡量。上述变量取值均为 1~5，数值越大分别代表父母情感问题越严重及父母与子女健康状况越好。表 11 第（1）列、第（3）列与第（5）列报告了进城务工职业流动与代际剥削。可以发现，进城务工的职业流动确实严重影响了父母的情感、健康状况以及子女的健康状况。表 11 第（2）列、第（4）列与第（6）列的交互项表明，当前新型城镇化建设还未能有效解决进城务工这类职业流动的代际剥削问题。

表 11 新型城镇化背景下代际职业流动与代际剥削

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	父母情绪问题		父母健康		子女健康	
进城务工职业流动	0.098 <sup>*</sup> (0.054)	0.115 (0.153)	-0.090 <sup>*</sup> (0.050)	-0.191 (0.134)	-0.064 <sup>*</sup> (0.035)	-0.060 (0.078)
进城务工与新型城镇化		0.015 (1.375)		1.246 (1.161)		-0.301 (0.538)
新型城镇化		-1.475 <sup>***</sup> (0.386)		0.685 <sup>**</sup> (0.306)		2.312 <sup>***</sup> (0.345)
控制变量	是	是	是	是	是	是
R-squared	0.012	0.014	0.037	0.041	0.059	0.065
观测值	4971	4532	4971	4532	5813	5813

注：<sup>\*</sup>、<sup>\*\*</sup>、<sup>\*\*\*</sup> 分别表示 10%、5%、1% 水平显著。

资料来源：根据 2016 年 CLDS 全国数据、《中国城市统计年鉴》与《中国区域经济统计年鉴》数据计算得到。

## 六 结论与政策建议

当前中国代际教育固化与代际职业固化现象依然存在，如何增强社会流动，缓解阶层固化是重要的社会发展问题。本文利用地区新型城镇化相关数据构建新型城镇化综合指标，并将其与 2016 年中国劳动力动态调查（CLDS）数据相结合构建两套“新型城镇化-子代-父代”宏微观数据集，探讨了新型城镇化是否有利于形成良好通畅的向上流动通道。研究表明，新型城镇化有效提高了代际教育流动性与代际职业流动性，这一结果在一系列稳健性检验中依然成立。异质性分析说明，新型城镇化对提高子代为男性家庭代际职业流动的效果优于子代女性家庭，同时新型城镇化提高代际流动性的效果在中西部明显不足，并且也未能显著提高农村地区的代际职业流动。机制分析表明，新型城镇化提高代际流动性的原因在于，新型城镇化有利于降低收入不平等并促进家庭化迁移。进一步讨论发现，当前新型城镇化建设虽然有利于改善代际流动性，但是未能改善进城务工人员的社会融合与代际剥削，是一种缺乏“质量”的代际流动。本文的研究结论对政策制定具有一定的参考价值。

首先，要着力推进新型城镇化发展，充分发挥新型城镇化对代际流动性的促进作用。本文研究发现新型城镇化能提高代际流动性，促进社会公平，但也应看到新型城镇化对代际流动性的促进作用表现出明显的性别、城乡与区域差异。为此，政



府在深入推进新型城镇化建设时更需要关注弱势群体的生存发展问题。应完善公共资源分配制度，在结构上加大对这类人群的就业、教育和医疗等财政投入倾斜力度；搭配劳动者保护法，制定反歧视政策消除劳动力市场的性别与城乡不平等，加强对低技能劳动者的职业教育与技能培训；推动文化建设，破除陈规陋习，加强家庭对女性发展的重视程度；结合乡村振兴战略，着力构建农业生产、产业与经营体系，发展多种形式适度规模经营，加快补齐农业现代化短板；深化政府间财政转移支付制度改革，缩小区域财力差距，加快中西部新型城镇化建设，促进区域协调发展。

其次，考虑到收入不平等与家庭化迁移是新型城镇化影响代际流动性的重要机制，在新型城镇化建设中应尽快放开落户限制，积极推动弱势群体的差别化与精准化落户，加快农业转移人口市民化，逐渐解除生产要素在城乡间自由流动的限制，实现城乡一元化；新型城镇化过程应优化城镇空间布局，不断推动城镇内部与城乡之间的道路基础设施建设与城市各功能合理布局，以降低资源空间不平等与迁移成本；应坚定“房子是用来住的”理念，建立多主体供给、多渠道保障、租购并举的住房制度，使迁移家庭更好地落地生根并削弱财富不平等的代际传递。以此发挥新型城镇化降低收入不平等与促进家庭化迁移的作用，更好地破除代际固化。

最后，推进以质量为导向的新型城镇化，更要关注社会融合与代际剥削。新型城镇化建设过程中应遵循社会规律，追求包容性发展，坚持以人为本，努力提高农民工融入城镇的能力，形成代际公平、高质量的社会流动。一是要推动农民工社会融入。深入研究农民工的需求特点，关心维护农民工的精神文化生活权益；注重完善公共文化体育设施，改善农民工的休闲娱乐生活；发挥舆论与媒体的引导与宣传作用，增强市民对农民工的心理认同感与接纳程度。二是要关注留守儿童与空巢老人。落实随迁子女就地入学与住房保障，鼓励家庭式迁移；优化农村公共资源配置，充分考虑儿童与老人的利益与需求；推进心理健康教育 and 学校关爱工作，满足留守儿童心理需求，促进其健康成长；构建以社区为依托的居家养老、社区养老服务体系，新建居住区应配套建设社区养老服务设施；鼓励乡镇主办、因地制宜推进乡镇敬老院建设。

## 参考文献：

陈云松、张翼（2015），《城镇化的不平等效应与社会融合》，《中国社会科学》第6期，第78-95页。

- 程蹊、尹宁波（2004），《农民工就业歧视的政治经济学分析》，《农村经济》第2期，第20-23页。
- 褚宏启（2015），《城镇化进程中的户籍制度改革与教育机会均等——如何深化异地中考和异地高考改革》，《清华大学教育研究》第6期，第9-16页。
- 李军、曹仪（2018），《能力资本对代际收入弹性的影响》，《财经理论与实践》第2期，第136-141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，第995-1012页。
- 刘学军、赵耀辉（2009），《劳动力流动对城市劳动力市场的影响》，《经济学（季刊）》第2期，第693-710页。
- 吕炜、王伟同（2008），《发展失衡、公共服务与政府责任——基于政府偏好和政府效率视角的分析》，《中国社会科学》第4期，第52-64页。
- 祁毓、卢洪友（2015），《污染、健康与不平等——跨越“环境健康贫困”陷阱》，《管理世界》第9期，第32-51页。
- 宋旭光、何佳佳（2019），《家庭化迁移经历对代际流动性的影响》，《中国人口科学》第3期，第92-102页。
- 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，第147-159页。
- 谭远发（2015），《父母政治资本如何影响子女工资溢价：“拼爹”还是“拼搏”？》，《管理世界》第3期，第22-33页。
- 王小鲁、樊纲、余静文（2016），《中国分省份市场化指数报告（2016）》，北京：社会科学文献出版社。
- 魏下海、董志强、林文炼（2016），《外来移民是否真的损害本地人工资报酬？——移民及其异质性影响的理论与实证研究》，《劳动经济研究》第1期，第3-32页。
- 吴珊珊、孟凡强（2019），《农民工歧视与反歧视问题研究进展》，《经济学动态》第4期，第99-111页。
- 吴晓瑜、李力行（2014），《城镇化如何影响了居民的健康？》，《南开经济研究》第6期，第58-73页。
- 谢宝富（2013），《城市化进程中流动人口随迁子女义务教育问题研究——以北京市城

- 乡结合部城市化改造为例》，《北京社会科学》第1期，第21-25页。
- 解垚（2009），《与收入相关的健康及医疗服务利用不平等研究》，《经济研究》第2期，第92-105页。
- 杨菊华（2017），《新型城镇化背景下户籍制度的“双二属性”与流动人口的社会融合》，《中国人民大学学报》第4期，第119-128页。
- 姚上海（2005），《从“民工潮”到“民工荒”——农民工劳动力要素价格扭曲现象剖析》，《中南民族大学学报（人文社会科学版）》第5期，第112-115页。
- 张鹏、于伟（2015），《城市化进程、空间溢出与城乡人力资本水平差距——基于省域尺度和受教育年限的空间计量研究》，《教育与经济》第6期，第11-17页。
- 钟粤俊、董志强（2018），《更多兄弟姐妹是否降低个人教育成就？——来自中国家庭的微观证据》，《财经研究》第2期，第75-89页。
- Abramitzky, Ran, Leah Boustan & Katherine Eriksson (2014). A Nation of Immigrants: Assimilation and Economic Outcomes in the Age of Mass Migration. *Journal of Political Economy*, 122 (3), 467-506.
- Andrews, Dan & Andrew Leigh (2009). More Inequality, Less Social Mobility. *Applied Economics Letters*, 16 (15), 1489-1492.
- 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.
- Chen, Hongsheng, Xingping Wang, Guo Chen & Zhigang Li (2018). Upward Social Mobility in China: Do Cities and Neighbourhoods Matter? *Habitat International*, 82, 94-103.
- Chen, Chen & Bo Qin (2014). The Emergence of China's Middle Class: Social Mobility in a Rapidly Urbanizing Economy. *Habitat International*, 44, 528-535.
- Corak, Miles (2013). Income Inequality, Equality of Opportunity, and Intergenerational Mobility. *Journal of Economic Perspectives*, 27 (3), 79-102.
- Haider, Steven & Gary Solon (2006). Life-Cycle Variation in the Association between Current and Lifetime Earnings. *American Economic Review*, 96 (4), 1308-1320.
- Heflin, Colleen & Mary Pattillo (2006). Poverty in the Family: Race, Siblings, and Socioeconomic Heterogeneity. *Social Science Research*, 35 (4), 804-822.
- Knight, John & Linda Yueh (2009). Segmentation or Competition in China's Urban Labour

Market? *Cambridge Journal of Economics*, 33 (1), 79 – 94.

Musterd, Sako & Roger Andersson (2006). Employment, Social Mobility and Neighbourhood Effects: The Case of Sweden. *International Journal of Urban and Regional Research*, 30 (1), 120 – 140.

Winkleby, Marilyn, Stephen Fortmann & Donald Barrett (1990). Social Class Disparities in Risk Factors for Disease: Eight-year Prevalence Patterns by Level of Education. *Preventive Medicine*, 19 (1), 1 – 12.

Zhang, Xiaobo & Ravi Kanbur (2005). Spatial Inequality in Education and Health Care in China. *China Economic Review*, 16 (2), 189 – 204.

Zheng, Siqi & Matthew Kahn (2013). Understanding China's Urban Pollution Dynamics. *Journal of Economic Literature*, 51 (3), 731 – 772.

## Could the New-Type Urbanization Improve Intergenerational Mobility?

Li Jun<sup>1</sup> & Li Jing<sup>2</sup>

(Business School, Hunan Normal University<sup>1</sup>;

School of Mathematics and Statistics, Hunan Normal University<sup>2</sup>)

**Abstract:** By combining macro data of the new-type urbanization index and micro data from the 2016 CLDS, this paper empirically examines the relationship between new-type urbanization and intergenerational mobility. We find that the new-type urbanization has effectively improved the intergenerational mobility of education and occupation. Heterogeneity analysis suggests that the effect on occupational mobility is stronger for males than for females. At the same time, the effect on intergenerational mobility is much lower in the midwest provinces, and the intergenerational mobility in rural areas has not been improved significantly. Mechanism analysis shows that the new-type urbanization improves intergenerational mobility by reducing income inequality and promoting family migration. Further analysis reveals that the new-type urbanization needs to fill the gaps in improving social integration and intergenerational transfer of migrant workers.

**Keywords:** social equity, new-type urbanization, intergenerational mobility

**JEL Classification:** J62, R11, R13

(责任编辑：合 羽)