

中国城镇化进程中的机会公平

——基于户籍异质性的视角

李 莹

[摘要] 本文采用 2018 年与 2021 年中国综合社会调查数据，从户籍异质性出发，基于分位数回归方法测度并分解机会不平等，系统分析中国城镇化进程中的机会公平问题。研究发现：户籍对城镇居民机会不平等的直接影响主要体现在低收入群体上。原住民、农转非与农民工三类群体收入不平等中的机会不平等程度依次递增；随收入分位点的提高，三类群体收入不平等中的机会不平等占比均呈现先升后降的变动趋势。性别不平等是导致农民工群体机会不平等程度偏高的主要原因。三类群体机会不平等的生成机制各异，但教育间接渠道在机会不平等中的占比在高分位点上趋同，就业间接渠道亦是如此。本文将机会不平等的理论框架与中国特色的城镇化实践相结合，为缩小城镇收入不平等提供了新的视角与参考依据。

[关键词] 户籍；机会不平等；收入不平等；教育渠道

一、引言

党的二十大报告明确将“促进机会公平”作为完善分配制度的重要内容之一，强调人人发展机会的公平，以共享的包容性发展作为解决不平等的重要途径。机会公平强调个体发展权利的制度保障，体现社会正义的价值追求；收入平等则关注个体分享发展成果的现实差距。促进机会公平，不是完全消除收入差距、实现无差别的平等，而是通过更大程度的机会共享，在做大“蛋糕”的同时分好“蛋糕”，实现公平与效率的统一。中国城镇化进程为考察二者间理论关系提供了现实窗口。中国经历了一个起步晚、起点低但速度快的城镇化进程，城镇常住人口占比从 1978 年的 17.92% 快速升至 2024 年的 67%。^① 大量农村劳动力和人口向城镇迁徙不仅提高了城镇人口数量，还深刻影响了城镇劳动力市场的人口结构。一方面，我国城镇化质量不高，表现为户籍城镇化率远远落后于常住人口城镇化率，虽然大量农民工群体在城镇工作、生活，但很难享有与城镇户籍居民相同的社会保障与公共服务；另一方面，很多人通过就业、求学等途径来实现农转非，但与城镇原住民之间还存在漫长的身份融合过程。大规模的人口流动提高了人力资源配置效率，释放出巨大的人口红

作者：李莹，中国社会科学院数量经济与技术经济研究所、中国社会科学院大学应用经济学院副研究员，liy-ing503503@163.com。

* 本文系国家社会科学基金青年项目“城乡居民机会不平等的生成机制、传导效应与应对策略研究”（22CTJ022）阶段性成果。感谢审稿专家提出的宝贵建议，文责自负。

^① 数据来源：《中国统计年鉴 2024》和《中华人民共和国 2024 年国民经济和社会发展统计公报》。

利，为经济增长作出巨大贡献；同时，城镇化的持续推进与农民工规模的持续扩大对城镇收入差距产生巨大影响。^① 随着城镇人口占比不断提高，城镇内部收入差距很可能在未来成为全国整体收入不平等演变的主导力量。

减小城镇居民收入不平等是缓解整体收入不平等、实现共同富裕的重要组成部分，而从方式方法来讲，缩小收入不平等并不是无差别地对待所有不平等，着重点应是消除收入差距扩大的原生动力。因此，鉴别收入不平等的来源至关重要。经济学上将影响收入的因素划分为两类：个人无法控制的社会、遗传和生物因素被称作“环境”（circumstances），比如个体的性别、种族等，由此导致的不平等即为“机会不平等”；个体可控的行为、选择与决定被称为“努力”（efforts），由努力导致的不平等即为“公平合理的不平等”。收入分配政策应该瞄准机会不平等，补偿环境驱动的不平等，奖励努力驱动的不平等。^② 努力差异导致的不平等可以促进经济效率，而环境因素导致的各种歧视与分割则阻碍经济效率的提高，因此非常有必要区分中国收入不平等的两类来源，这有利于对收入不平等进行公平与否的价值判断。同时带来一个现实问题：城镇收入不平等中有多少来自机会不平等，又有多少是公平合理的不平等？探讨中国城镇化进程中的机会公平，将为我们剖析城镇收入不平等问题提供新的视角。

从收入不平等分解角度来看，收入不平等既包含不同群体之间的收入不平等，也包含不同群体内部的收入不平等。既有研究大多关注到城镇户籍居民与农民工群体（或流动人口）之间存在的收入差距并分析背后的形成机制，发现城乡户籍差异导致个体获取收入的机会存在差异。^③ 基于上述背景，关于中国的机会不平等的研究，普遍将出生户籍作为重要的环境变量之一，分析户籍身份对机会不平等的贡献程度。^④ 研究发现，随着户籍政策的放开，户籍对机会不平等的影响在逐步减弱。^⑤ 但上述研究更加重视户籍导致的组间差距，而往往忽视了群体的组内差距，很可能低估户籍的影响，也难以反映不平等全貌。户籍状态既受到城乡出生地的影响，也受到后期个体选择的影响。本文基于中国特色的城镇化进程（参见图 1），结合机会不平等的“环境—努力”二元理论框架，基于出生户籍这一环境变量与户籍转变这一努力变量的双重维度^⑥，将城镇居民更加细致地划分为城镇原住民、农转非以及农民工三类群体，在分析组间机会不平等的基础上，进一步着重讨论组内机会不平等的异质性，从而在城镇人口增长与户籍结构变动背景下，对全面深入地探究城镇收入不平等与机会不平等做出有益补充。

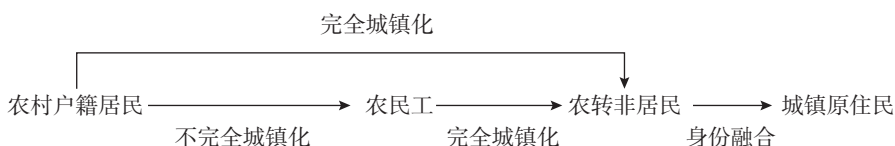


图 1 城镇化进程中的户籍身份

本文采用微观调查数据，分析中国城镇化进程中户籍身份对机会不平等、进而对收入不平等的影响效应。可能的创新包括三个方面：第一，在研究视角上，将机会不平等的“环境—努力”二元

① 罗楚亮、李实、岳希明：《中国居民收入差距变动分析（2013—2018）》，载《中国社会科学》，2021（1）。

② J. E. Roemer. “Equality of Opportunity: A Progress Report”. *Social Choice and Welfare*, 2002, 19（1）: 455 - 471.

③ 陈钊、陆铭、佐藤宏：《谁进入了高收入行业？——关系、户籍与生产率的作用》，载《经济研究》，2009（10）。

④ 史新杰、卫龙宝、方师乐等：《中国收入分配中的机会不平等》，载《管理世界》，2018（3）；罗良文、茹雪：《我国收入分配中的机会不平等问题研究——基于 CGSS 2008—2015 年数据的经验证据》，载《中国软科学》，2019（4）。

⑤ 杨修娜、史新杰、李实：《机会均等与共同富裕——基于居民收入机会不平等及其变化趋势的探讨》，载《经济科学》，2023（3）。

⑥ 农业转移人口（包括农转非、农民工）与城镇原住民之间存在出生户籍的环境壁垒；农转非与农民工群体之间存在的是户籍转换意愿与能力（努力程度）的差异。

理论框架与中国特色的城镇化实践进程相结合，将静态的出生户籍与后续的动态变动相结合，将城镇居民细分为原住民、农转非与农民工，分析户籍对不同群体机会不平等的异质性影响，并以此为突破口来解释农业转移人口增多背景下的城镇收入差距扩大问题。第二，在研究方法上，放松收入分布对称性假定，将基于均值回归的机会不平等研究方法扩展为基于分位数回归的机会不平等研究方法，用以比较不同收入水平上的机会不平等，是对当下机会不平等研究的重要补充。第三，在研究内容上，增加对机会不平等异质性的根源探讨，借鉴 Oaxaca-Blinder 法的思想，在明晰户籍对机会不平等影响大小的基础上，构建反事实收入来揭示户籍对机会不平等的影响方式，进而拓展了机会不平等的研究内容，并对城镇化进程中缩小不平等给出一定的政策启示。

下文内容安排如下：第二部分为文献综述；第三部分介绍基于均值回归的机会不平等测度与成因分析，并进一步拓展到基于分位数回归的量化研究；第四部分介绍数据处理过程；第五部分为实证结果分析；第六部分为扩展分析；第七部分给出主要结论与相应的政策建议。

二、文献综述

（一）机会不平等

在“环境—努力”二元理论框架被提出后，机会不平等的测度研究迅速发展。按照是否需要识别努力程度，机会不平等的测度方法分为事前法（ex-ante）与事后法（ex-post）。事后法是按照努力程度划分群组（tranche），测度群组内部相同努力程度的个体之间的分配结果不平等；事前法是指在付出努力与获取收入之前，按照环境因素划分类别（type），相同环境集个体组成一个类别，事前法测度类别之间的分配结果不平等。事前法只需要测度环境变量，不需要测度努力程度，对数据要求更低，使用更加广泛便捷。根据是否需要设定具体的回归方程形式，事前法又分为参数法和非参数法。一般来说，参数法是基于明瑟收入方程，构建环境因素均等化后的反事实收入分布，通过均值回归测算得到机会不平等程度；非参数方法不依赖收入方程的具体形式，根据环境因素的类别来分组，直接测算不同环境因素类别之间的不平等程度。这也意味着如果可识别的环境因素较多时，为满足测算要求，非参数方法需要更大的数据样本量。基于近十年来国内微观数据库的发展，采用事前参数法对机会不平等的测度文献涌现，但受到数据量的限制，非参数方法采用较少。

关于机会不平等机制分析的研究起步较晚，主要分为两类：一类是对环境因素影响程度分解，主要是基于夏普利值分解测算不同环境因素的相对重要程度，如家庭背景、户籍、性别等因素的贡献率；另一类则致力于从不同角度讨论机会不平等的生成机制。环境不仅直接影响收入，还会通过影响劳动力流动与自身教育这类努力变量来间接影响收入。研究发现，环境因素通过劳动力市场歧视、教育固化来影响机会不平等，同时家庭背景还会通过背后的“关系”来帮助子代获取更高的工资水平^①；抑或考虑当个体提高努力程度后，环境导致的机会不平等能否显著降低^②。考虑到努力程度与环境因素之间的联系，前沿文献将努力程度也纳入事前参数法的分析框架中，采用多层次反事实收入分析法试图分解出环境因素的直接作用，以及环境因素如何通过影响努力程度进而间接生成机会不平等。^③

从研究方法来说，对机会不平等的测度研究较多，对机制的探索较少。在测度与分解中参数法应用最为广泛，但基于均值回归的测度方法都是以类别内的不平等中性为前提，以收入分布的对称性为基础，这就导致无法完整地看到不同分位点上的异质性特征，也就无法判断伴随收入变化机会

① 宋扬：《中国的机会不均等程度与作用机制——基于 CGSS 数据的实证分析》，载《财贸经济》，2017（1）。

② 龚锋、李智、雷欣：《努力对机会不平等的影响：测度与比较》，载《经济研究》，2017（3）。

③ C. J. Palomino, et al. “Channels of Inequality of Opportunity: The Role of Education and Occupation in Europe”. *Social Indicators Research*, 2019, 143（3）：1045-1074.

不平等程度及其生成机制的演变趋势如何。

(二) 户籍与不平等的关系

基于劳动力市场分割理论以及中国特色城乡户籍制度的现实背景,现有研究大致分为两类:

一类集中在农业转移人口(尤其是流动人口或农民工)与城镇户籍居民之间的收入不平等。大部分研究认可,户籍制度是造成农业转移人口与城镇职工群体之间收入差距的重要因素,但是对作用机制的讨论还未形成定论。一方面,户籍制度这堵“无形之墙”导致的职业隔离造成了农民工与城镇居民之间的收入差距,农民工群体更多地从事低技能工作,而职业隔离背后的深层次原因是城乡间的教育资源差距与教育机会不平等。^①另一方面,户籍制度将城镇就业市场的劳动力贴上“城市人”与“农村人”的标签,根据不同的身份来分配收入,从而导致“同工不同酬”问题。^②此外,也有部分研究从户籍身份转变的驱动力视角出发,考察主动农转非与被动农转非群体之间的收入差距。^③

另一类关注户籍转变后的身份融合问题。中国当前积极推动户籍制度改革的一个重要目标是通过农业转移人口的市民化来缓解城镇劳动力市场中的户籍歧视。但现实是,即使完成了户籍城镇化,身份融合过程也是渐进漫长的。这类研究将关注点从市民化之前扩展到市民化之后。有研究认为,农转非的户籍转变显著提高了这类居民的收入水平,并且消除了户籍差异导致的与原住民之间工资的差异。^④但也有研究发现,户籍身份转变可能仅是有利于个体能力和资源禀赋较高的群体,农转非居民与城镇原住民之间仍然存在很大差距,在短期内很难消除工资歧视。^⑤

上述研究表明,是否“农转非”以及户籍融合程度造成了城镇劳动力市场的群体复杂性,无论是群体内部还是群体之间,都存在强烈的异质性。近年国内对机会不平等的研究文献不断增加,大多集中于全国层面,有文章探索了机会不平等的城乡差异与农村机会不平等特征^⑥,但对城镇居民的机会不平等研究较少,主要以城镇居民整体或流动人口为研究对象^⑦。上述研究都缺乏对城镇居民户籍身份更加细致的划分,也就无法分析其异质性特征。根据“环境—努力”二元理论框架,出生时的户籍是典型的环境因素,决定了个体在青少年时期公共服务享有方面巨大的城乡差异;对于农业转移人口而言,是否经历“农转非”则是个体的选择,属于努力因素^⑧。本文将“环境—努力”二元理论框架与中国特色的城镇化实践相结合,发现不仅在城镇原住民、农转非与农民工群体之间存在收入差距,不同群体的机会不平等程度与成因也各不相同。这不仅在“环境—努力”理论框架下拓展了现有的机会不平等实证研究,而且对城镇化进程中的收入分配政策起到一定的启示作用,是一个独特视角。

综上,本文在以往研究基础上,重点回答三个问题:一是机会不平等能够解释多大程度的城镇收入不平等?二是机会不平等的程度、来源与机制是否存在户籍层面的异质性,这种异质性随着收入水平的变化,呈现出什么样的变动规律?三是城镇原住民、农转非、农民工三类群体机会不平等异质性的内在原因是什么?

① 吴晓刚、张卓妮:《户口、职业隔离与中国城镇的收入不平等》,载《中国社会科学》,2014(6)。

② 孙婧芳:《城市劳动力市场中户籍歧视的变化:农民工的就业与工资》,载《经济研究》,2017(8);梁盛凯、陈池波:《从收入不平等走向共同富裕——中国城乡户籍“非制度性歧视”的分解与弥合》,载《山西财经大学学报》,2022(3)。

③ 李强:《论农民和农民工的主动市民化与被动市民化》,载《河北学刊》,2013(4);张可云、王洋志:《农业转移人口市民化方式及其对收入分化的影响——基于CGSS数据的观察》,载《中国农村经济》,2021(8)。

④ 温兴祥:《户籍获取、工资增长与农民工的经济同化》,载《经济评论》,2017(1)。

⑤ 杨汝岱、周靖祥:《户籍转变与身份融合:来自CFPS的证据》,载《消费经济》,2017(1);许岩:《市民化与农业转移人口共同富裕——对“农转非”居民工资同化过程的分析》,载《人口与经济》,2022(3)。

⑥ 孙枫、张应良、李瑞琴:《农村居民收入差距的测度与分解——基于努力与机会不均等的视角》,载《山西大学学报》(哲学社会科学版),2021(1);李实、沈扬扬:《中国农村居民收入分配中的机会不平等:2013—2018年》,载《农业经济问题》,2022(1)。

⑦ 李莹、吕光明:《我国城镇居民收入分配机会不平等因何而生》,载《统计研究》,2018(9);刘林、李猛:《中国流动人口收入不平等中的机会不平等测度——基于事前估计视角》,载《劳动经济研究》,2021(1)。

⑧ 无论是以能力为导向(比如升学、就业等)还是以意愿为导向的户籍转换,都符合Roemer定义的努力范畴。

三、研究方法

（一）基于均值回归的机会不平等测度与分解

本文依据 Roemer 的“环境—努力”二元理论框架，采用事前法来测度机会不平等程度。根据环境因素的定义，环境因素不会被努力程度影响，但努力程度往往受到环境因素的影响，进而产生不同的机会不平等生成机制。本文首先定义收入方程：

$$y_i = f[C_i, E(C_i, v_i), u_i] \quad (1)$$

其中， C_i 和 E_i 分别表示环境因素与努力程度， v_i 和 u_i 是不可观测的残差项。其中， v_i 表示独立于环境因素，但影响努力程度进而间接影响收入的残差项； u_i 表示影响收入，但独立于环境因素与努力程度的不可观测因素。

考虑到努力程度能够表示为环境因素的函数，可以构建收入方程的线性简约形式^①，从而将式（1）具体化：

$$\ln y_i = \psi C_i + \epsilon_i \quad (2)$$

非参数测度法在环境变量较多时，对样本量要求太高，而采用参数方法可以有效避免该问题。但由于可观测到的环境变量有限，事前参数法的机会不平等程度测度值是真实值的下限。采用最小二乘法（OLS）估计出参数 $\hat{\psi}$ ，既体现环境因素对收入的直接影响，也包括环境因素通过影响努力程度而对收入产生的间接影响。据此，构建反事实收入：

$$y_i^c = \exp(\hat{\psi} C_i) \quad (3)$$

y_i^c 表示在环境 C_i 下的条件收入，也即由可观测环境因素影响的个体收入，既包含环境变量对收入的直接影响，也包含环境变量通过影响努力程度而对收入形成的间接影响。MLD 指数（Mean Log Deviation）可以有效规避分解次序带来的结果不一致问题，还可以将收入不平等在由环境因素导致的机会不平等与由努力程度导致的公平合理的不平等之间完美分解，成为机会不平等研究中运用最为广泛的不平等指标。用 I 表示不平等指标，收入不平等与机会不平等绝对量分别为 $I(y_i)$ 和 $I(y_i^c)$ ，机会不平等的相对量（在收入不平等中的占比）就可以表示为 $I(y_i^c)/I(y_i)$ 。

基于回归的夏普利值分解可以将机会不平等分解成各个环境因素的贡献率，进一步分析机会不平等的成因。分解思路是，基于回归方程（2），对于包含多个环境变量的环境集，逐步剔除每个环境因素，依次比较包含该环境因素与不包含该环境因素之间的不平等指标的差异；然后对所有结果取均值得到该因子对机会不平等绝对量的贡献率。

测度机会不平等程度有利于把握机会不平等的总体状况，而分解环境因素贡献程度则可以明晰来源，但是仍不足以反映机会不平等的生成机制，即环境因素是如何生成机会不平等的。长期以来，教育是实现跨阶层流动的重要通道，但受教育程度不仅是个体努力的体现，还会受到家庭与社会背景等不可控环境因素的影响，从而导致教育机会不平等的存在。此外，个体在劳动力市场的表现也会影响收入，教育与就业渠道的分解顺序影响分解结果。为了解决该问题，本文遵循生命周期中教育与就业的自然顺序，将教育视为影响就业的先验中介，并假定正规教育不受就业类别的影响，从而根据“环境→教育→就业→收入”的影响链条，分别研究环境通过教育与就业间接生成的机会不平等。^②

① F. H. G. Ferreira, and J. Gignoux. “The Measurement of Inequality of Opportunity: Theory and an Application to Latin America”. *Review of Income and Wealth*, 2011, 57 (4): 622–657.

② C. J. Palomino, et al. “Channels of Inequality of Opportunity: The Role of Education and Occupation in Europe”. *Social Indicators Research*, 2019, 143 (3): 1045–1074.

将式 (3) 构建的反事实收入 y_i^c 作为被解释变量, 进一步构建如下回归方程:

$$y_i^c = g(Z_i, v_i) \quad (4)$$

其中, Z_i 表示可观测的、受环境变量影响、并最终影响收入的中间变量, v_i 表示不可观测的中间变量以及其他随机误差项。

将式 (4) 具体化为如下回归方程:

$$\ln y_i^c = edu_i \eta + v_i \quad (5)$$

其中, edu_i 表示个体教育水平, 在此基础上, 基于均等化的教育水平 $\overline{edu}$ (将个体教育水平用教育变量的均值替代), 定义反事实收入 $y_i^{c, edu}$ 和 $y_i^{c, \overline{edu}}$:

$$y_i^{c, edu} = \exp(edu_i \hat{\eta}) \quad (6)$$

$$y_i^{c, \overline{edu}} = \exp(\overline{edu} \hat{\eta} + \hat{v}_i) \quad (7)$$

其中, $y_i^{c, edu}$ 表示可观测的环境因素通过教育变量间接影响的个体收入部分, $y_i^{c, \overline{edu}}$ 则表示反事实收入 y_i^c 中环境因素通过其他中间变量以及残差项影响的个体收入部分。那么机会不平等程度, 亦即 y_i^c 的不平等程度可以进一步分解为:

$$I(y_i^c) = I(y_i^{c, edu}) + I(y_i^{c, \overline{edu}}) \quad (8)$$

$I(y_i^{c, edu})$ 表示机会不平等中由环境因素通过影响个体教育而间接导致的机会不平等, 即教育间接渠道; $I(y_i^{c, \overline{edu}})$ 既包含环境因素直接导致的机会不平等, 又包含了环境因素通过就业以及其他变量间接导致的机会不平等。教育间接渠道生成的机会不平等在机会不平等中的占比可以表示为 $IO_{ind}^{edu} = I(y_i^{c, edu}) / I(y_i^c)$ 。

从人的生命周期角度考虑, 个体一般先接受教育来提升人力资本, 之后再进入劳动力市场, $y_i^{c, \overline{edu}}$ 中还包含了环境因素在劳动力市场中发挥作用, 进而生成的机会不平等。为分解出就业渠道, 以 $\ln y_i^{c, \overline{edu}}$ 作为被解释变量, 再次构建回归方程:

$$\ln y_i^{c, \overline{edu}} = occ_i \gamma + \xi_i \quad (9)$$

其中, occ_i 表示个体的就业类型, ξ_i 表示条件收入 $y_i^{c, \overline{edu}}$ 中既没有被教育变量解释也没有被职业变量解释的部分。构建新的反事实收入:

$$y_i^{c, occ} = \exp(occ_i \hat{\gamma}) \quad (10)$$

环境变量在影响教育之后, 进一步通过影响个体就业间接导致的不平等程度为 $I(y_i^{c, occ})$, 就业间接渠道生成的机会不平等在机会不平等中的占比可以表示为 $IO_{ind}^{occ} = I(y_i^{c, occ}) / I(y_i^c)$ 。间接渠道的总量可以表示为 $IO_{ind} = IO_{ind}^{edu} + IO_{ind}^{occ}$ 。

(二) 基于分位数回归的机会不平等测度与分解

基于线性均值回归模型估计反事实收入, 可以考察环境变量对收入条件期望的影响, 但无法反映环境变量对不同收入分布的影响全貌。已有研究将分位数回归引入健康领域的机会不平等中, 分析了环境因素在不同健康水平的差异化影响。^① 借鉴其研究思路, 本文将基于均值回归的机会不平等分析框架进一步拓展, 分析不同收入分位数上机会不平等程度与生成机制的异质性。首先, 采用无条件分位数回归方法来估计环境因素在不同收入分位点上的边际影响^②, 然后测算不同分位点上

① A. Davillas, and A. M. Jones. "Ex Ante Inequality of Opportunity in Health, Decomposition and Distributional Analysis of Biomarkers". *Journal of Health Economics*, 2020, 69: 102251.

② S. Firpo, et al. "Unconditional Quantile Regressions". *Econometrica*, 2009, 77 (3): 953 - 973.

的机会不平等程度。利用无条件分位数回归方法，假设条件分布 $y|C$ 的总体 τ 分位数 y_i^τ 是环境变量 C_i 的线性函数：

$$y_i^\tau = C_i \alpha^\tau + \epsilon_i^\tau \quad (11)$$

α^τ 是 τ 分位点上的无条件分位数效应，表示边际影响，可借助最小化问题，使用线性规划的方法确定估计量。反事实收入可以表示为：

$$\tilde{y}_i^\tau = C_i \hat{\alpha}^\tau \quad (12)$$

如果环境因素相同，那么反事实收入 $\tilde{y}_i^\tau$ 就是一致的，因此采用不平等指数 $I(\tilde{y}_i^\tau)$ 可以计算出分位点 τ 上的机会不平等绝对程度，相对程度为 $I(\tilde{y}_i^\tau)/I(y_i^\tau)$ 。RIF 回归是线性可加的，因此，仍然可以采用夏普利值分解来获取不同分位点上环境因素对机会不平等的贡献差异，同时构建多层次反事实收入来获得教育与就业间接渠道占比。

四、数据处理与说明

中国综合社会调查（Chinese General Social Survey, CGSS）包含了丰富的个人、家庭与社会层面的各类数据。本文采用 CGSS 2018 年和 2021 年混合截面数据，既能增大样本量，又保证了参数估计结果的时效性和稳定性。研究对象界定为城镇常住居民，按照居住地来识别。对于三类群体的划分，在出生户籍状态识别上，问卷中询问了“您目前的非农业户口是哪一年获得的”，将“自最初/出生就是”的居民定义为城镇原住民，将出生户籍为农村户籍而后经历户口转变的群体定义为农转非居民，将当前仍然保留农村户籍的群体定义为农民工。选取处于劳动力市场活跃期的 18~60 岁群体，剔除缺失值与收入小于零的样本，对异常值进行缩尾处理，获得有效样本量 7 111 个^①，其中城镇原住民、农转非与农民工群体样本量分别为 2 682、1 684、2 745。

对于收入这一核心变量，参照以往文献，采用个人全年总收入，并基于消费者价格指数对 2018 年调查样本的收入水平进行平减，使其具有可比性。城镇居民整体的收入均值为 63 781 元，城镇原住民、农转非居民与农民工的收入均值分别为 78 682 元、73 488 元与 56 415 元。

环境因素是不受个体控制但对个体收入产生重要影响的因素。结合既有文献与中国实际，除出生户籍外，其他环境因素从微观到宏观可分为三类。（1）个体层面包括：经验（用年龄作为代理变量的连续变量）、性别（男性=1，女性=0）与出生地变量（本地出生=1，非本地出生=0）。（2）家庭层面包括：父辈教育年限，将父母双方接受的最高教育程度折算为相应的教育年限，未受过任何教育=0、小学或私塾=6、初中=9、高中或中专技校=12、大学专科=15、大学本科=16 与研究生及以上=19；青少年时期父辈的就业状态，如果 14 岁时父母至少一方从事非农就业，则非农就业=1，否则为 0；青少年时期的家庭地位，该环境变量综合了个体青少年时期的经济、社会生活环境，对个体的心理生理产生深远影响，调查人对 14 岁时家庭所处等级按照 1~10 分进行主观评价，得分越高表示家庭地位越高。（3）社会层面的制度性因素，主要是居住地变量，按照既有文献中常用的东中西部区域划分，设置两个虚拟变量：东部地区=1，否则=0 以及中部地区=1，否则=0。

努力变量包括：受教育年限，按照最高受教育程度换算；稳定的非农就业状态，CGSS 不仅给出了就业状态，还包含是否与用人单位或雇主签订了书面劳动合同，如果签订了劳动合同，稳定的非农就业状态=1，否则=0。

^① 经过处理后，2018 年与 2021 年的有效样本量分别为 4 648、2 463。

五、实证结果分析

根据前文的实证策略，接下来首先基于均值回归分析初步揭示城镇收入不平等与机会不平等在户籍身份上的异质性；然后，基于 RIF 回归识别出城镇三类户籍群体机会不平等程度、来源与机制的异质性是如何随收入分布变化的。

（一）基于均值回归的结果分析

在机会不平等绝对量上，城镇原住民<农转非<农民工，三类群体机会不平等占比也依次提高，参见表 1。这表明，原住民、农转非与农民工群体内部面临愈加严重的机会不平等问题。如果在完全理想的状态下，三类群体内部的机会不平等被完全消除，那么原住民、农转非与农民工群体的收入不平等将分别下降至 0.291、0.305、0.336，城镇全样本的收入不平等也将降至 0.312。如果不及时减少农民工群体内部的机会不平等，农民工进城可能会加剧城镇整体收入不平等。

表 1 收入不平等与机会不平等

不平等	全样本	原住民	农转非	农民工
收入不平等绝对量（MLD）	0.431	0.369	0.420	0.468
机会不平等绝对量（MLD）	0.118	0.078	0.115	0.132
机会不平等相对量（%）	27.431	21.110	27.395	28.131

本文基于夏普利值分解测算出各类环境因素的绝对贡献程度与相对贡献程度（参见表 2），并借此分析机会不平等来源的户籍差异，探析农民工群体机会不平等程度最高的主要原因。其中，性别因素对农民工群体机会不平等的贡献程度明显偏高：原住民中性别导致的机会不平等仅为 0.010，对机会不平等的解释力度为 12.635%，在六个环境变量中贡献率排在第四位；相比而言，农民工中性别因素导致的机会不平等为 0.033，在六个环境变量中贡献率仅次于年龄变量。此外，相比于农转非居民，农民工群体内部由年龄变量导致的机会不平等更大。三类群体中家庭背景类变量（家庭地位、父辈教育与父辈就业）导致的机会不平等绝对量变化不大，但由于农转非、农民工群体机会不平等的升高，导致家庭背景类环境因素的贡献率下降，也就是从结构对比上看，原住民家庭背景贡献率（26.871%）高于农转非与农民工群体，靠自身努力突破户籍限制的农转非群体受到的家庭影响最小（18.378%），农民工群体受到的影响略高于农转非群体（18.947%）。

表 2 基于 OLS 的夏普利值分解

分解类型	变量	全样本	原住民	农转非	农民工
绝对量分解（MLD）	出生户籍	0.005	—	—	—
	年龄	0.028	0.027	0.032	0.041
	性别	0.021	0.010	0.026	0.033
	地区	0.031	0.020	0.035	0.032
	家庭地位	0.005	0.003	0.003	0.004
	父辈教育	0.021	0.016	0.017	0.017
	父辈就业	0.006	0.002	0.001	0.004
相对量分解（%）	出生户籍	4.627	—	—	—
	年龄	23.975	35.159	27.997	31.536
	性别	17.880	12.635	22.877	25.362
	地区	25.947	25.334	30.748	24.155
	家庭地位	4.186	3.531	2.215	3.266
	父辈教育	18.003	20.974	14.868	12.558
	父辈就业	5.382	2.366	1.295	3.123

接下来，基于教育间接渠道与就业间接渠道的分解，分析机会不平等生成机制的户籍差异（参见表3）。上文研究不仅发现城镇不同群体内部的机会不平等存在很大差异，还明确了环境因素会对不同群体产生差异化的影响。本部分进一步回答这种影响是通过何种机制发挥作用，这种机制是否存在群体差异。教育获得既是个人努力的表现，同时也深受环境因素的影响，并且进一步影响个人在劳动力市场上的表现。城镇全样本的机会不平等中，环境因素通过影响教育进而间接生成的机会不平等为0.023，能够解释19.6%的机会不平等；环境因素在通过教育之后，进一步通过就业生成的机会不平等为0.006，能够解释4.953%的机会不平等。综合来看，间接渠道的绝对量为0.029，能够解释将近1/4的机会不平等。

原住民→农转非→农民工群体的教育间接渠道绝对量从0.012升至0.022，就业间接渠道绝对量从0.008降至0.003；而相对量的变动趋势也是一致的，教育间接渠道占比从14.792%升至16.925%，而就业间接渠道从9.763%降至2.440%。原住民、农转非与农民工群体的间接渠道占比依次递减。比较三类群体发现：原住民群体通过“环境→教育→就业→收入”的间接渠道生成的机会不平等占比最高，尤其是就业渠道占比最高，表明原住民群体在就业市场中的机会不平等最高；农民工群体通过“环境→收入”直接渠道生成的机会不平等占比高于原住民与农转非群体，但农民工群体教育间接渠道占比最高，教育的获得更容易受到环境因素的影响，进而间接制约弱势群体在劳动力市场的竞争力和获取收入的能力。农转非群体的教育渠道占比与农民工群体更接近，普遍高于原住民，这可能是由于环境因素对教育决策存在约束性，尤其在教育资源不充足的群体中凸显，农村地区面临更大的教育不平等问题进一步导致了农村出身的居民（农转非与农民工群体）收入中教育间接渠道占比较大，进而降低了直接通过提升人力资本实现向上流动的可能性。^①通过均等化的教育公共服务，提升农村教育水平，在理想状态下完全消除教育的机会不平等，城镇原住民、农转非与农民工群体的机会不平等的差异将显著缩小。农转非群体的就业渠道占比与原住民更加接近，这也印证了农转非群体的劳动力市场与原住民更加接近，农转非群体在就业方面与原住民有较深的融合。

表3 基于OLS的机会不平等生成机制分解

分解类型	间接渠道类型	全样本	原住民	农转非	农民工
机制分解绝对量（MLD）	教育	0.023	0.012	0.019	0.022
	就业	0.006	0.008	0.007	0.003
	间接渠道总计	0.029	0.019	0.027	0.025
机制分解相对量（%）	教育	19.600	14.792	16.862	16.925
	就业	4.953	9.763	6.278	2.440
	间接渠道总计	24.553	24.554	23.140	19.365

（二）基于分位数回归的结果分析

1. 机会不平等程度的变动分析

三类群体收入不平等的变动趋势基本一致（参见表4），收入不平等随分位点的提高先是缓慢扩大，到高收入分位点时迅速扩大。在各个分位点上，收入不平等绝对量的大小关系基本满足：农民工>原住民，农转非>原住民，农民工与农转非群体在不同分位点上的收入不平等大小关系并不一致。在90%分位点上，城镇原住民与农转非群体收入不平等程度大幅提高，远超农民工群体。从机会不平等绝对量来看，三类群体呈现出不同的变动趋势：随分位点的上升，原住民的机会不平等程度快速增长，农转非群体在波动中缓慢上升，农民工群体则呈现出下降趋势。

① 李莹、王琦：《扩招背景下城乡高等教育机会差异研究》，载《北京师范大学学报》（社会科学版），2023（3）。

结合收入不平等与机会不平等的绝对量变动，可以发现全样本的机会不平等占比随分位点的提高而持续下降（参见图 2）：机会不平等占比在 10%分位点上高达 35.850%，而在 90%分位点上降至 4.686%，意味着收入水平越高的群体，机会不平等程度越低。分样本来看，随分位点的提高，三类群体的机会不平等占比呈现出先升后降的“倒 U 型”变动趋势，原住民、农转非与农民工分别在 50%、30%与 20%分位点处取得最大值，相应的最大值也逐渐提高，分别为 22.014%、28.680%与 35.033%。此外，虽然三类群体机会不平等占比在低分位点上差异很大，但在高分位点上逐渐趋同，如果仅基于均值回归的研究将无法观测到这种差异。全样本与分样本机会不平等变动趋势不同，主要是由于全样本中低分位点上的样本主要来自农民工群体，也证实了城镇的收入分配格局受到人口结构与群体内部收入分配结构的共同影响。

表 4 不平等的绝对量差异 (MLD)

分位数	收入不平等				机会不平等			
	全样本	原住民	农转非	农民工	全样本	原住民	农转非	农民工
q10	0.736	0.282	0.563	0.360	0.264	0.031	0.132	0.087
q20	0.371	0.292	0.387	0.711	0.088	0.041	0.085	0.249
q30	0.416	0.340	0.477	0.453	0.102	0.057	0.137	0.129
q40	0.466	0.343	0.520	0.472	0.112	0.069	0.146	0.125
q50	0.433	0.393	0.509	0.559	0.095	0.087	0.135	0.129
q60	0.452	0.550	0.626	0.527	0.095	0.108	0.134	0.095
q70	0.902	0.792	0.859	0.628	0.133	0.115	0.160	0.087
q80	0.914	0.860	1.038	1.335	0.099	0.095	0.125	0.115
q90	4.051	3.535	3.183	1.485	0.190	0.207	0.158	0.079

2. 机会不平等来源的变动分析

为了更好地展现户籍变量在不同分位点上的影响差异，本文基于分位数回归进行夏普利值分解，结果如图 3 所示。全样本中，户籍导致的机会不平等从 10%分位点的 0.028 下降至 90%分位点的 0.003；户籍对机会不平等的贡献率从 10%分位点的 10.536%下降至 90%分位点的 1.668%。无论是绝对量还是相对量，户籍始终是在低收入水平上的影响最大，随着收入水平提高，影响力大幅下降。这也意味着，户籍导致的城乡间机会不平等主要集中在低收入与中低收入人群中，而对高收入群体的影响微弱。

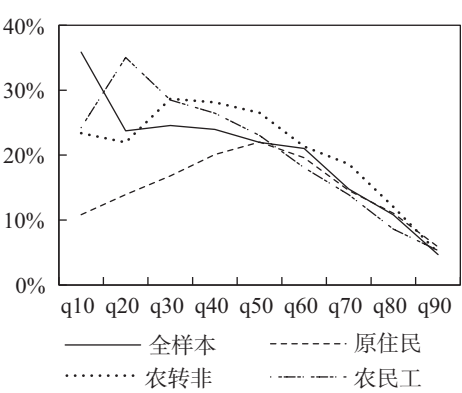


图 2 机会不平等相对量

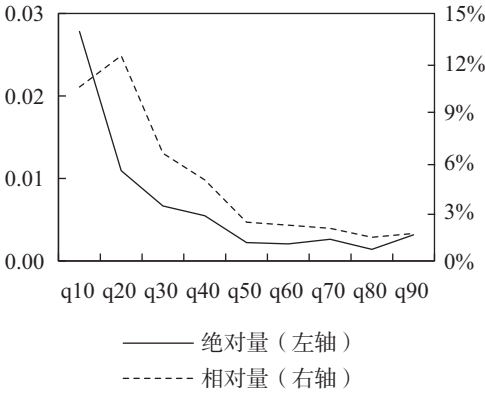


图 3 户籍对机会不平等的贡献程度

随着分位点的变动，环境因素对机会不平等贡献率的变化也存在异质性（参见表 5）。随分位

点的提高，年龄因素对原住民与农转非群体的机会不平等的贡献率先升后降，而对农民工群体机会不平等的贡献率则持续下降；在高分位点上，农民工群体中年龄的贡献率低于原住民与农转非群体。性别因素对原住民的贡献虽然随分位点的提高而有所上升，但整体上低于农转非与农民工群体。地区因素对原住民、农转非群体的影响基本呈现两头高、中间低的特点，而随着分位点的提高，对农民工群体的贡献率则越来越高。随分位点的提高，三类群体中父辈教育对机会不平等的贡献率均提升，其中，原住民父辈教育贡献率的提升幅度最大，在 90% 分位点上成为贡献率最大的因素；家庭地位的贡献率都下降，其中农转非群体的变动幅度最大；但是，与原住民父辈就业贡献率下降、农转非群体父辈就业贡献率小幅变动不同，农民工群体父辈就业贡献率有较大幅度的提升，对于收入越高的农民工，父辈就业的代际传递作用更加明显。

表 5 夏普利值分解（相对量） 单位：%

样本类型	变量	q10	q20	q30	q40	q50	q60	q70	q80	q90
原住民	年龄	38.880	29.490	38.390	46.034	49.648	39.044	33.945	31.533	25.391
	性别	5.463	9.935	12.840	11.007	13.171	15.027	9.928	12.881	12.868
	地区	29.201	31.220	22.846	15.297	13.729	19.115	25.102	28.936	27.243
	家庭地位	6.017	5.248	5.631	5.171	3.421	3.462	3.055	2.459	1.791
	父辈教育	13.872	19.245	18.355	21.000	18.078	21.062	26.507	23.036	31.532
	父辈就业	6.564	4.864	1.937	1.480	1.954	2.291	1.463	1.157	1.174
农转非	年龄	24.165	30.650	33.690	36.094	34.970	31.398	31.809	26.174	18.196
	性别	15.619	22.533	31.368	29.509	27.371	25.353	20.826	16.239	20.816
	地区	35.251	31.556	20.878	16.634	19.101	24.337	28.673	41.930	41.687
	家庭地位	13.828	3.568	0.904	1.532	1.248	1.150	1.316	0.903	3.766
	父辈教育	9.916	10.696	11.933	14.549	15.708	15.711	15.437	13.854	14.713
	父辈就业	1.220	0.997	1.210	1.681	1.584	2.050	1.939	0.888	0.823
农民工	年龄	39.910	37.278	41.686	35.398	32.308	30.596	25.791	21.818	16.056
	性别	20.222	23.574	23.561	27.881	25.176	24.584	28.242	26.508	28.324
	地区	21.285	22.876	22.742	23.837	23.232	24.848	25.753	24.502	26.868
	家庭地位	8.425	4.074	4.311	2.115	3.768	3.266	2.534	2.163	1.212
	父辈教育	9.384	9.774	6.207	7.623	11.233	12.653	12.116	16.693	21.316
	父辈就业	0.775	2.423	1.491	3.147	4.283	4.053	5.565	8.315	6.225

3. 机会不平等生成机制的变动分析

随着收入水平的提高，机会不平等中教育间接渠道占比呈现先升后降的变动趋势，如图 4 所示。城镇全样本的教育间接渠道占比呈现中间高、两边低的形态，在 40% 分位点处达到顶峰（26.432%），在 90% 分位点上教育间接渠道占比仅为 15.483%。

虽然基于均值回归测算的农转非与农民工群体的教育间接渠道占比接近，但二者在低分位点上差异明显：农民工群体中，低收入者的教育间接渠道占比最高，在 10% 和 20% 分位点上超过了 30%。原住民与农转非群体的教育间接渠道占比分别在 40% 和 50% 分位点上达到顶峰，分别为 23.511% 和 28.496%；农民工群体在 50% 分位点上达到次顶峰（23.088%）。三类群体教育间接渠道占比在高分位点上趋同。无论是何种户籍，城镇中等收入群体面临向下流动的压力，而向上的流动通道具有很大的不确定性，机会不平等的教育间接渠道占比较高，一定程度上导致当前中等收入群体往往具有更大的教育焦虑。

三类群体机会不平等的就业间接渠道占比在中低分位点上分化,而在高分位点上趋同,在各分位点上,原住民>农转非>农民工,如图 5 所示。随着收入水平的上升,原住民与农转非群体的就业间接渠道占比先升后降,分别在 40%分位点、30%分位点上达到顶峰,数值为 18.400%、13.880%;农民工群体的就业间接渠道占比偏低,波动幅度也较小,随分位点提升,整体呈现出下降趋势。虽然在中低分位点上,三者的就业间接渠道占比差距很大,但在 90%分位点上相差不到 1 个百分点。

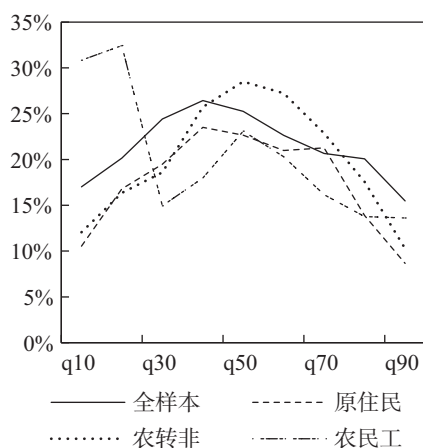


图 4 教育渠道占比

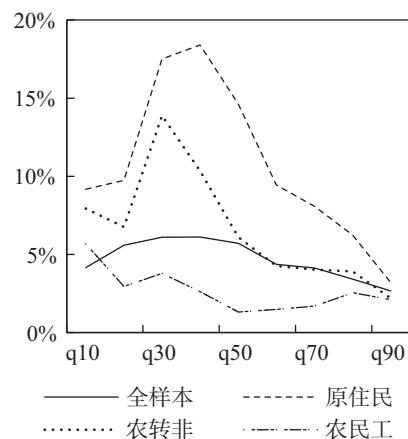


图 5 就业渠道占比

由于教育间接渠道占比远高于就业间接渠道占比,教育间接渠道的变化也基本决定了间接渠道总量的变化,如图 6 所示。原住民、农转非群体在 40%分位点上的间接渠道占比最高,分别为 41.911%和 36.066%;农民工群体在 10%分位点上最高,在 30%分位点之后也出现了先升后降的变动趋势。三者 in 高分位点上趋同。

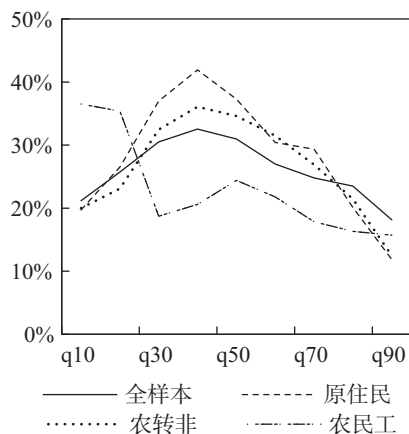


图 6 间接渠道占比

六、扩展分析

户籍制度背后隐藏了巨大的社会福利差异^①,从两个层面影响机会不平等:一是出生时的户籍

^① 丁宏、成前、倪润哲:《城镇化的不平等、市民化与居民健康水平》,载《南开经济研究》,2018(6)。

作为环境变量，不仅直接影响个体收入，还会通过影响受教育程度等来间接影响收入，进而通过直接或间接渠道生成机会不平等。考察城镇原住民与农转非群体的机会不平等差异，实际上是在检验出生户籍附带的公共服务与就业等方面存在的壁垒。二是后期的户籍转变，即能否通过提高落户意愿来实现农转非，从而改善机会不平等，检验的是即使环境影响努力，但通过提高努力程度能否缓冲环境带来的不利影响。

Oaxaca-Blinder 分解（以下简称“O-B 分解”）方法将组间收入差距分解为禀赋差异（可解释部分）与歧视（不可解释部分）。其中，禀赋差异是指收入差异来源于年龄、性别等人口学特征或教育程度、工作经历等生产力条件差异；而歧视是指不同群体被区别对待，收入差距中与生产力水平无关的部分，即“同工不同酬”。O-B 分解的核心思想是在分别估计两个群体明瑟收入方程的基础上，选择一个非歧视回报来构建反事实收入，从而将收入差距进行分解。

机会不平等的形成必须满足两个条件：人们所处的环境不同（禀赋效应），且这些环境因素还对收入有显著影响（关联效应），机会不平等的差异可以基于环境的差异，也可以基于环境对结果影响的差异。理解机会不平等的群体差异来源对公平政策的设计至关重要。本文借鉴 O-B 分解的思想，通过计算不同群组的真实机会不平等与反事实的机会不平等程度，比较哪种效应占据主导地位。表 6 展示了四种可能的机会不平等测度结果，其中：式①为 A 组真实的机会不平等；式④为 B 组真实的机会不平等；式②为 A 组禀赋不变的条件下，采用 B 组回归系数测算的反事实机会不平等，其与式①的差别反映了系数差异导致的关联效应；式③为 A 组回归系数不变的条件下，采用 B 组的禀赋值，得到的反事实机会不平等，其与式①的差别反映了禀赋效应。运用于机会不平等的 O-B 分解只能针对绝对水平（MLD）进行，对于相对指标而言，这种分解没有意义，因为机会不平等占比的组间差异既可能是机会不平等绝对量造成的，也可能是收入不平等的总量造成的。下文关于户籍制度对机会不平等影响的分解仅基于绝对量进行。

表 6 O-B 分解在机会不平等中的运用

禀赋效应（分布）	关联效应（系数）	
	A 组	B 组
A 组	① $I(X_A \hat{\beta}_A)$	② $I(X_A \hat{\beta}_B)$
B 组	③ $I(X_B \hat{\beta}_A)$	④ $I(X_B \hat{\beta}_B)$

从环境差异视角出发，基于出生户籍这一环境变量进行分解（参见表 7），发现：农转非居民的真实机会不平等绝对量为 0.115，如果环境变量分布不变，而采用城镇原住民的回归系数，机会不平等下降到 0.078；而如果回归系数不变，但采用原住民的环境变量分布，机会不平等轻微下降至 0.113。从变动方向与变动幅度来看，农转非与原住民的机会不平等差异根源是环境变量的回归系数差异（关联效应），而非环境变量本身的分布。

从努力差异视角出发，基于户籍转变这一努力变量进行分解，发现：农民工环境变量分布不变，而采用农转非居民环境变量的回归系数，机会不平等从 0.132 下降到 0.104；而如果回归系数不变，但采用农转非居民的环境变量分布，机会不平等不降反升。关联效应同样是导致农民工机会不平等程度高于农转非居民的主导因素。虽然努力变量不会导致机会不平等，但通过增强农转非主动性的方式可以有效改善歧视，进而环境差异导致的机会不平等也会显著降低，从而实现“努力改变命运”。

综上，无论是原住民与农转非居民的对比，还是农民工与农转非居民的对比，环境因素与收入之间关联程度大小的差异是机会不平等异质性的主要原因，而环境变量的分布差异即禀赋的影响较小。要进一步降低农民工、农转非居民与原住民之间的机会不平等差异，关键在于降低农民工群体

中环境变量与收入的关联程度，提高教育与劳动的回报率。

表 7 机会不平等的 O-B 分解结果

禀赋效应（分布）	关联效应（系数）		
	原住民	农转非	农民工
原住民	0.078	0.113	0.154
农转非	0.078	0.115	0.154
农民工	0.067	0.104	0.132

七、结论与政策建议

居高不下的城镇居民收入不平等是中国城镇化进程中面临的一项重大挑战。本文采用 CGSS 2018 年与 2021 年混合截面数据，将 Roemer 的“环境—努力”二元理论框架与中国特色的城镇化实践相结合，通过分析原住民、农转非与农民工群体机会不平等与收入不平等的异质性特征，探析城镇收入不平等背后的深层次原因。在研究方法上，将基于均值回归的机会不平等测度与分解拓展到基于无条件分位数回归分析，从收入分布角度探究机会不平等对城镇收入不平等的影响，以及三类群体的机会不平等水平差异、来源差异与机制差异。进一步引入 O-B 分解方法，探讨户籍制度在环境与努力双重层面对机会不平等的影响，进而对缩小机会不平等、缓解过高的收入分配差距提供政策参考。主要结论包括：

第一，机会不平等是城镇收入不平等的重要来源。从不平等根源来看，全样本机会不平等可以解释 27.431% 的收入不平等，原住民、农转非、农民工群体的机会不平等占比依次增加。随收入分位点的提高，三类群体的机会不平等占比呈现先升后降的变动趋势，分别在 50%、30%、20% 分位点上达到顶峰，但三者 in 高分位点上趋同。出生户籍是造成城镇全样本机会不平等的重要因素，但主要影响低收入群体；随着户籍转变后的身份融合，出生户籍的影响会减弱。性别因素对机会不平等的贡献程度明显偏高是导致农民工群体机会不平等程度偏高的主要原因。家庭背景类的环境因素对原住民群体的机会不平等贡献率最大（26.871%），对突破户籍限制的农转非群体影响最小（18.378%）。因此，依靠自身努力突破户籍限制，可以有效减少家庭环境的影响。随着分位点的变动，环境因素对机会不平等贡献率的变化也存在群组差异，对于收入越高的农民工，父辈就业的代际传递作用更加明显。

第二，原住民→农转非→农民工群体的教育间接渠道占比从 14.792% 升至 16.925%，而就业间接渠道占比从 9.763% 降至 2.440%。原住民群体在就业市场中的机会不平等最高；农民工群体教育的获得更容易受到环境因素的影响。从收入分布来看，中等收入群体的教育间接渠道与就业间接渠道占比最高，虽然三类群体在中低分位点上的间接渠道有很大差异，但在高分位点上呈现趋同特征。

第三，三类群体间的机会不平等差异，既有回归系数差异导致的关联效应，也有环境分布差异导致的禀赋效应，但关联效用起主导作用。收入分配政策需要着重降低环境因素与收入之间的关联性，降低环境因素的收入回报，帮助弱势群体实现“努力改变命运”。

本文的一个启示是，在关注以基尼系数等指标表征的收入不平等时，也要区分收入不平等的来源是否公平合理。通过机会公平促进结果公平，是在城镇化进程中推进共同富裕的有效路径。优先削减不合理、不公平因素导致的机会不平等能够有效提高收入分配政策的针对性与有效性。

第一，加速户籍制度改革，推行常住地登记户口制度。本文发现农民工群体面临较高的机会不平等，同时“农转非”可以改善低收入群体的机会不平等。据此，一方面，要着力推动除个别超大城市外的其他城市取消户籍限制，以常住地登记户口，并提供公平的公共服务，加速农业转移人口

城镇化；另一方面，要结合当前出现的农民工跨省流动倾向降低的特点，积极推进以县城为重要载体的就地城镇化，提高县城的人才吸引力。加速户籍制度改革不仅可以进一步缩小户籍人口与常住人口城镇化率的差距，还有望改善整体的收入分配格局。

第二，性别不平等在农民工群体中尤为突出，通过规范劳动力市场行为来降低性别不平等是改善农民工机会不平等的重要途径。一方面，政府通过增加技术培训来增强女性农民工的发展能力，不仅有利于提高农民工收入，还能有效缩小性别收入差距；另一方面，要通过更加完善的立法保障女性劳动者的合法权益，加强对企业用工招聘中性别歧视行为的监管和处罚力度，为男性与女性群体提供相同的、符合个体人力资本水平的就业机会。

第三，赋予农民工子女更加公平的受教育机会，对城镇收入分配格局产生预调节效果。2020年农村留守儿童与城镇流动儿童（主要是农民工随迁子女）数量占儿童总数的38%^①，作为未来城镇化进程的重要群体，其尚未完全享有公平的受教育机会。建议通过组建城乡教育集团、推动教师定期流动等方式，并实施向农村地区倾斜的信息化政策，缩小城乡间的数字鸿沟，切实提高农村义务教育教学质量；同时，在人口流入地完善基于常住人口的学龄人口动态监测预测机制，降低入学的户籍限制门槛，推动城镇教育服务对常住人口的全覆盖，使流动儿童公平地享有高质量的教育服务，从而减少教育代际传递的不平等，为环境变量处于劣势的农民工群体提供更多人力资本。

Equality of Opportunity in the Process of China's Urbanization: From the Perspective of Different *Hukou*

LI Ying^{1,2}

(1. Institute of Quantitative & Technological Economics, Chinese Academy of Social Sciences;

2. Faculty of Applied Economics, University of Chinese Academy of Social Sciences)

Abstract: Based on the 2018 and 2021 data of Chinese General Social Survey (CGSS), this article analyzes the equality of opportunity in the process of China's urbanization. It starts from the discussion on how different *hukou* affect people's opportunity in self-development and uses the quantile regression method to measure and recount the inequality of opportunity. The study shows that the direct impact of *hukou* is mainly reflected in low-income groups. The inequality of opportunity among the three groups, i. e., the indigenous people, rural-to-urban residents, and migrant workers, increases successively. With the increase of income quantiles, the proportions of inequality of opportunity among three groups all show a tendency of increase followed by that of decrease. Gender inequality is the main reason for the high inequality among migrant workers. The mechanisms causing the inequality of opportunity among the three groups are different, but the proportions of indirect channel of education converge in the high quantiles, and so are the indirect channels of employment. This article combines the theoretical framework related to the inequality of opportunity with the reality of Chinese urbanization, and provides a new perspective to examine Chinese urban income inequality.

Key words: *Hukou*; Inequality of opportunity; Income inequality; Channel of education

(责任编辑 王伯英 责任校对 王伯英 张 静)

① 由国家统计局、联合国儿童基金会、联合国人口基金发布的《2020年中国儿童人口状况：事实与数据》显示，2020年我国儿童总数为29766万，其中流动儿童7109万人，农村留守儿童4177万人。