

Estimation of Nonlinear Intergenerational Mobility and Analysis of Influencing Factors from Perspective of Income Inequality

CAI Zongwu ^a, WANG Weitong^b, YUAN Jing^c

(^aDepartment of Economics, University of Kansas, Lawrence, KS 66045, USA

^bSchool of Economics, Dongbei University of Finance and Economics, Dalian, Liaoning 116025, China

^cDepartment of Statistics, Shandong Technology and Business University, Yantai, Shandong 264005, China)

Summary: The principal contradiction in Chinese society has been defined as the contradiction between the people's growing needs for a better life and unbalanced and inadequate development since it was defined in 2017. Under the background of large income gap and high income inequality, how to improve the income level of low-income group and expand the middle-income group is worthy of attention for both academic research and policy making. If a society has a high level of intergenerational income mobility (IGIM), it means that different income groups in the society face equal opportunities, even though the Gini coefficient remains high over time and the level of income inequality in the society decreases. IGIM reflects the fairness of opportunity and provides a dynamic perspective for the study of income distribution. Of great practical significance is to study IGIM under the background of persistent large income gap in China.

In recent years, with the development of micro-survey, the issue of IGIM in China has become a hot topic, the current literatures study the status quo, trend and influencing factors of IGIM in China from multiple perspectives using different methods. However, there are some limitations in the existing literature, such as the limitation of the linear estimation method and the limitation of the research on the influencing factors. To address these limitations, this paper uses the CHIP data of the Chinese household income survey, adopts the quantile regression gradient boosting tree model (GBRT), and carries out empirical research on the nonlinear effects of macro-micro factors on intergenerational mobility from the perspective of income inequality. Key finding are summarized as follows.

- A reduction in income inequality in China is associated with a significant increase in intergenerational mobility, with the most pronounced improvement observed in regions

experiencing the highest baseline inequality by 45.11%. The nonlinear quantile regression gradient boosting tree model fits better than the linear quantile regression model. The nonlinear characteristics of people with annual incomes of CNY 30,00 to 150,000 are particularly significant. By using the intergenerational income percentile ranking to explore the characteristic of intergenerational mobility, it is found that the linear relationship is relatively weakened, but there is still a significant nonlinear relationship. This indicates that the relationship between children’s and parental income is nonlinear, and using linear methods to measure intergenerational mobility results in model specification errors.

- The overall intergenerational mobility in country is poor, with the intergenerational income elasticity ranging from 0.1861 to 0.7026. The effect of parental income on children’s income is significantly characterized by “strong at both ends and weak in the middle”. The interaction effect of economic growth and wealth capital investment exerts a significant effect.
- The IGIM show income and regional heterogeneity. There are significant differences in the income transmission process and the degree of nonlinearity between different regions. In eastern regions, the children of wealthy families may have higher immobility or a “wealth trap”, while in other regions of the country, children from poor have higher immobility or a “poverty trap”.
- The mobility from low-income parents to middle-high income children is strong. The main factors influencing crossing of income classes are economic growth, wealth capital investment, education, social networks, and industrial optimization. The main reason for the decline in income class from high parents to lower-income children is poor wealth capital investment, indicating that wealth capital investment is a double-edged sword: it promotes upward mobility for low-income families but exacerbates downward mobility for high-income families.

The main contributions of this paper are as follows. First, this paper adopts the idea from Maasoumi et al. (2022) to consider a non-linear model based on Gini coefficient to measure intergenerational mobility from the perspective of social equity. In this model, income inequality and intergenerational mobility are unified, which provides a theoretical basis for the future nonlinear measurement of intergenerational mobility. Second, this paper takes into account both macro and micro factors, including economic growth, industrial optimization and social welfare changes, the micro factors include human capital investment

(education), social capital investment (social network) and wealth capital investment. Third, the GBRT model is also the main innovation point of this paper. Finally, in terms of the heterogeneity and mechanism of influence, this paper divides the population into middle-high and low-income groups according to the income of the parents and offspring, and discusses whether the relevant factors have the heterogeneity effect in the population with different characteristics, the reasons of heterogeneity are explored, and for high-income families, policies should regulate wealth capital investment to prevent intergenerational wealth stagnation. Most importantly, this paper explores the intergenerational mobility characteristics of two groups: those with low-income parents but middle-to-high-income children, and with high-income parents but middle-to-low-income children. It then puts forward more targeted policy suggestions for different groups. This study provides new insights into nonlinear mechanisms of intergenerational mobility in China, offering policy implications for reducing income inequality.

Keywords: Income inequality; Intergenerational mobility; Quantile regression gradient boosting tree; Partial dependence relationship.

JEL Classifications: J62, D63, I31, C43, J13.

非线性代际流动测算及影响因素研究——基于收入不平等视角*

蔡宗武¹，王伟同²，袁靖³

(¹ 堪萨斯大学经济系，堪萨斯劳伦斯 66045，美国)

(² 东北财经大学经济学院，大连 116025，中国)

(³ 山东工商学院统计学院，烟台 264005，中国)

摘要：科学测度代际流动性和全面分析影响代际流动的因素效应对促进其提升的公共政策提供理论依据。已有文献采用线性代际收入弹性和代际收入百分位排序关联系数两种方法联合使用测度代际收入流动弹性，然而线性代际流动弹性由于估计量性质导致计算结果对高收入人群的依赖远远强于低收入人群，从而导致模型偏误。本文基于收入不平等视角下代际收入流动非线性框架结合非参数分位数回归梯度提升树模型，测度了我国的非线性代际流动弹性及宏微观影响因素的交互影响效应。研究结果显示，首先，采用非线性代际流动弹性能够纠正模型偏误，并且，随着收入不平等改善，代际流动性还会大大提高，最高可提高 45.11%。其次，非线性分位数回归梯度提升树模型拟合优于线性分位数回归模型，年收入为 3 万元到 15 万元之间的人群非线性特征尤为显著，我国代际收入弹性在 0.1861—0.7026 区间内，父代收入对子代收入的影响效应明显存在“两头强和中间弱”的特征。再次，代际收入流动特征存在收入和地区异质性，收入传递过程和非线性程度在不同地区之间存在显著差异。最后，本文特别探讨了收入两端群体的代际流动特征，结果表明实现收入阶层跨越的最主要影响因素是经济增长、产业优化、教育代际流动和财富资本投资。

关键词：收入不平等，代际收入流动，分位数回归梯度提升树，偏相依关系

*基金项目：国家自然科学基金项目 71631004, 72133002 和 72033008。Supported by National Natural Science Foundation of China with the grant numbers 71631004, 72133002, and 72033008.

作者简介：蔡宗武，美国堪萨斯大学经济系 Charles Oswald Distinguished 教授，研究方向：计量经济、金融计量、经济政策评估、数据科学、机器学习，E-mail: caiz@ku.edu；王伟同，东北财经大学经济学院教授，研究方向：公共经济、区域经济、劳动经济，E-mail: wangweitong99@sina.com；袁靖（通讯作者），山东工商学院统计学院教授，研究方向：计量经济、宏观经济与金融，收入不平等，E-mail: xoy1977@126.com。

1 引言

改革开放四十年来,一方面,我国的经济持续增长,社会主义现代化建设取得了巨大成就,另一方面,人民日益增长的美好生活需要和不平衡不充分的发展之间的矛盾成为全社会发展的主要矛盾。不平衡不充分发展一方面体现在收入不平等严重即收入差距较大,而另一方面则体现在我国代际流动性非常弱,两者是通过动态调整紧密相连的。首先,改革开放初期(80年代初)中国居民的基尼系数约为0.28,说明中国的收入差距整体保持稳定。但2018年中国的基尼系数迅速上升为0.474,且前10%的比例人口的收入占比已经从1980年的26%急剧上升至2018年的41.7%,我国的基尼系数自20世纪90年代以来一直高于0.4的国际警戒线(赵人伟和李实,1997^[27];陈宗胜和周云波,2002^[32];程永宏,2007^[23];甘犁等,2018^[22];罗楚亮等,2021^[25];林淑君等,2022^[17];陈宗胜和杨希雷,2023^[33]),收入不平等問題日益严峻。Corak (2013)^[44] 研究认为收入不平等不仅会增加失业、带来犯罪(Wu 和 Wu, 2012^[62]),而且会增加社会机会的不均等,进而抑制代际流动。其次,Friedman (1963)^[48] 研究认为如果两个国家人民的收入具有相同的分布,但是代际流动水平不同,则代际流动水平高的国家社会会更加公平,这意味着全社会不同收入人群的机会是更加平等的,那么即使现在的收入不平等比较严重即基尼系数较大,但经过一段时间的动态调整后该国家的收入不平等一定会大大改善(陈杰等,2015^[35])。也就是说,代际流动性反映了一个国家的机会公平性,为收入分配研究提供了动态视角,提升代际流动性,不仅仅是国家关心的宏观问题,也是全社会所有人群关心的社会问题。在当前我国收入不平等较严重的背景下研究代际收入流动问题有重要的经济理论与现实社会意义。

近年来,伴随着微观调查的开展及微观数据的可得性,我国的代际流动研究日益受到关注,已成为我国应用经济学研究的热点之一。总结现有文献,我们可以发现,现有研究主要体现在于基于实证的角度采用不同测度指标和不同影响因素检验了我国代际流动特征。比如,Labar (2007)^[53]、何石军和黄桂田 (2013)^[2]、王海港 (2005)^[20]、杨娟和张绘 (2014)^[13]、李力行和周广肃 (2015)^[11]、杨汝岱和刘伟 (2019)^[14]、杨沫和王岩 (2020)^[15]、陈斌开等 (2021)^[34]、郑筱婷等 (2023)^[29] 和尹志超 (2024)^[7] 等认为改革开放、教育扩张、就业增加、市场化改革和创业等因素显著影响了我国居民收入的代际流动性,但是,近年来代际流动是提升还是减弱了没有得到一致结论,比如,王学龙和袁易明 (2015)^[19]、Yuan 和 Chen (2013)^[68]、吕光明和李莹 (2017)^[5] 等研究发现中国代际收入流动水平呈现非线性变化的趋势。通过对已有文献的分析和比较,我们发现存在以下几个问题。首先,我国对代际流动的研究集中在实证角度,没有规范的理论分析框架。其次,主要采用线性测算方法,但具有局限性。早期文献关于代际收入流动水平和趋势的研究均采用代际收入弹性作为测算指标和比较依据,估计方法均采用线性模型进行估计。近年来,学者们开始采用线性代际收入弹性和代际收入

百分位排序关联系数两种方法联合使用测度代际收入流动弹性，但估计方法仍然采用线性模型，线性代际流动弹性由于估计量性质导致计算结果对高收入人群的依赖远远强于低收入人群，从而天然具有模型偏误。最后，影响因素研究的局限性。已有文献对代际流动影响因素的研究都是割裂的，单一的进行研究，都只是关注一个点，而没有关注整个面。收入不平等即整个社会环境会影响代际流动性，个人人力资本财富等也会大大影响代际流动性，哪些因素是显著的，哪些因素是不显著的？这些问题没有解决，就无法提出更具建设性的公共政策建议。在此背景下，构建非线性代际流动模型框架是非常必要的，要全面了解我国的代际流动特征及影响因素的相关关系需要构建切实可行的非线性模型，为提出更科学更具针对性的政策建议提供理论依据。

本文主要创新点归结为如下四点。第一，本文首先采用 Maasoumi 等 (2022)^[54] 的收入不平等角度下基于基尼系数的代际收入流动测算的非线性模型，基于此模型采用中国实际数据进行测算，结果显示采用线性模型会低估我国代际流动弹性结果。另外，基尼系数会影响代际流动程度，这种影响效应呈现显著非线性特征，基尼系数降低时，社会公共政策对低收入群体赋予更多权重时，代际流动性会大大提高，最高可提高 45.11%。此模型将收入不平等与代际流动进行统一建模，为今后代际收入流动非线性测度提供理论基础。第二，在代际收入流动影响因素的研究内容方面，本文综合考虑了宏观因素和微观因素，宏观因素包括经济增长、产业优化以及社会福利变迁，微观因素包含了人力资本投资（教育）、社会资本投资（社交网络）和财富资本投资，用实证结果验证基本理论中的代际收入传递路径，对现有文献加以完善和补充。第三，本文的研究方法也是本文最主要的创新点是，本文采用非参数分位数回归梯度提升树模型测度我国非线性代际收入流动弹性，并将宏观和微观影响因素做为交互项引入模型，测度其对代际流动的影响效应，该非线性代际流动性测算方法既纠正了线性代际流动弹性对高收入群体数据比低收入群体数据的依赖性强的问题，又综合考虑了其他影响因素的交互效应，直接在模型选择上杜绝了模型偏误。第四，在影响的异质性和机制方面，本文按照父代和子代收入分为中高低收入人群，讨论所有影响因素在不同特征的人群中是否有异质性作用，并对异质性的原因进行了深入分析，最重要的是，本文深入探讨了父代低收入而其子代中高收入及父代高收入而其子代中低收入的两类人群代际流动特征，进而提出对不同人群的更有针对性的政策建议。

本文第二部分是关于文献回顾，第三部分介绍收入不平等视角下收入不平等与代际收入流动理论分析及计量模型选择，第四部分具体报告实证分析和经济分析结果，第五部分进一步深入进行异质分析并报告了其分析结果，最后一部分是相应的结论及政策建议。

2 文献回顾

王海港 (2005)^[20] 基于中国 1989、1991、1993 和 1997 年四期中国健康与营养调查 (China Health and Nutrition Survey, CHNS) 数据库, 采用收入变动矩阵度量了农村家庭、城镇家庭、郊区家庭和城市家庭 4 类家庭的父代到子代的收入阶层变动的情况。该论文是国内学者研究代际流动的最早文章之一, 值得一提的是, 论文将基尼系数与收入代际流动相结合, 分析结果显示一个国家高的基尼系数即收入不平等严重会导致父代到子代的收入变动很缓慢即代际流动较差。文章考虑了数据的非线性特征, 并考察了基尼系数与代际流动之间的关系, 间接验证了“了不起的盖茨比”曲线的成立, 但是当时文章采用的数据库只覆盖了中国东中西部 8 个省, 而且没有具体测度代际流动弹性。

首先, 最早的代际流动模型是 Becker 和 Tomes (1979)^[40] 构建的线性回归模型, 将子代持久收入作为被解释变量, 父代持久收入作为核心解释变量, 线性回归得到的系数定义为代际流动弹性。其次, 伴随着微观调查的开展及微观数据的可得性, 我国的代际流动研究日益受到关注, 2010 年之后国内有关代际流动弹性的研究逐渐增多也逐渐深入, 国内学者也采用线性回归具体测度了我国的线性代际流动弹性。

王美今和李仲达 (2012)^[21] 首次采用教育作为工作变量基于“二代”视角考察了我国的线性代际流动弹性, 数据是 CHNS 1989—2009 共 8 期数据, 估计结果是我国的线性代际流动弹性是 0.83。陈琳和袁志刚 (2012)^[36] 基于中国居民收入分配调查 (Chinese Household Income Project Survey, CHIP) 数据库和中国综合社会调查 (Chinese General Social Survey, CGSS) 数据库, 估计我国 1988、1995、2002 和 2006 年的城镇线性代际流动弹性分别为 0.447、0.36、0.207 和 0.045, 农村的同期结果分别为 0.338、0.258、0.274 和 0.330。何石军和黄桂田 (2013)^[2] 基于中国 1989—2009 四期 CHNS 数据库, 估计我国 2000、2004、2006 和 2009 年的线性代际流动弹性分别为 0.66、0.49、0.35 和 0.46。阳义南和连玉君 (2015)^[31] 基于 CGSS 数据库和中国劳动力动态调查 (China Labor-force Dynamics Survey, CLDS) 数据库, 估计我国的线性代际流动弹性为 0.29—0.41。徐晓红 (2015)^[9] 基于 CHIP 和 CHNS 数据库, 测度得到我国 2002、2007 和 2012 年的城镇居民代际收入弹性分别为 0.4720、0.3708 和 0.3272, 农村居民代际收入弹性 2010 年分别为 0.4348, 2012 年为 0.2872。吕光明和李莹 (2017)^[5] 基于 CHNS 1989—2011 年九轮调查数据测度了我国的线性代际流动弹性, 研究结论是 1989—2011 年中国居民代际收入弹性出现“M 型”的变动态势, 2005 年为最高点的 0.408。杨沫和王岩 (2020)^[15] 基于 1989—2015 年共计 10 轮 CHNS 数据, 测度我国线性代际流动弹性先上升后下降, 2004 年最高值为 0.404。

以上文献均测度了我国线性代际流动弹性, 首先, 对中国代际流动性趋势的判断存在争议, 尤其是 2005 年之后中国代际流动性趋势的判断分歧较大, 有学者认为是不断下降

的,有学者认为是上升趋势,有学者认为是非线性趋势。另外,采用相同数据库的线性代际流动弹性测度结果有的甚至相差一倍。实证结论的不一致性表明了进一步科学研究的必要性。

近年来,学者们进一步挖掘影响代际流动性的影响因素及影响效应。对代际收入流动影响因素的研究分为宏观和微观两方面。宏观方面,国内学者一致认为我国这些年的经济增长及产业调整带来的就业增加大大影响代际收入流动,微观因素包含人力资本投资(教育)、社会资本投资(转移支付、教育、人口迁移、社会网络)以及财富资本(创业)。李任玉等(2018)^[10]研究发现经济发展对代际收入流动的促进作用主要体现在中等收入群体,低收入和高收入群体的代际流动性未能随着经济发展得以提升。王伟同(2019)^[18]采用代际次序相关性测度了我国不同地区和不同阶层的代际流动特征,研究发现在不同地区及不同阶层之间存在显著代际流动差异,公共教育支出及收入不平等因素是影响地区代际流动的重要因素。郑筱婷等(2020)^[29]研究发现我国产业结构显著影响代际流动性特征。范子英(2020)^[26]研究表明政府转移支付能够提升代际流动特征。Mayer 和 Lopoo (2008)^[55]、Blanden 和 Macmillan (2016)^[42]、王学龙和袁易明(2015)^[19]、罗楚亮和刘晓霞(2018)^[24]、杨沫和王岩(2020)^[15]、陈斌开等(2021)等^[34]和 Gu 等(2022)^[49]实证检验了教育即人力资本投资对代际收入流动提升的影响效应是最显著也是最重要的。孙三百等(2012)^[6]研究发现人口迁移可以增加就业机会,从而摆脱“代际低收入传承陷阱”。刘琳和赵建梅(2020)^[4]采用父代与子代的收入百分位排序关联系数衡量代际收入流动,从社会网络角度论证了社会网络显著促进了代际收入流动。最近,尹志超等(2024)^[7]基于 CHFS 数据结合收入转移矩阵测度我国代际收入流动,结论发现,家庭创业提高了收入流动性,并改善了收入流动性质量。已有文献关于我国代际流动影响因素的研究,都只是关注一个点,而没有关注整个面。

Chetty 等(2014)^[43]认为,线性代际收入弹性估计具有两个问题。第一,估计样本中不能包括收入为 0 的观测值,而低收入家庭的子女可能收入为零,如果剔除低收入家庭样本数据,仅采用中高收入家庭数据,估计出来的代际流动弹性会比实际值偏高。第二,由于现实数据的子代收入和父代收入数据之间的关系是非线性关系,因而采用线性方法导致估计结果对样本收入的分布非常敏感,从而存在模型偏误。在此基础上,Dahl 和 DeLeire (2008)^[45]提出代际收入百分位排序关联系数来测度代际流动性特征,这一测度指标可以将收入为零的观测值包含在内,但与代际收入弹性一样,它也不能比较各个不同收入阶层代际流动特征。综合以上文献,构建代际流动非线性研究框架并将影响因素进行综合分析有重要的经济理论与现实社会意义。

3 收入不平等视角下广义代际流动理论分析及模型选择

3.1 收入不平等下广义代际流动测度理论分析

参考 Maasoumi 等 (2022)^[54] 基于基尼系数采用 Panel Study of Income Dynamics (PSID) 数据对美国代际流动性的地区异质性模拟分析框架, 本文也首先阐述收入不平等视角下代际收入流动的非线性理论模型。设定 Y 和 X 分别为子女和父母收入水平 (或原始值, 或对数值, 或百分位排序), 子女收入受到父母收入的影响, 首先构建回归模型 $Y = g(X) + \varepsilon$, 其中, $g(\cdot)$ 为未知函数, ε 是随机误差项。对于线性回归, 即 $g(X) = \alpha + \beta X$, 采用最小二乘估计量 (OLS) 来估计 β , 即为代际流动弹性, β 值越大, 表示父母收入与子女收入相关性越强, 从而代际流动性越差。这是线性回归模型框架, 代际流动弹性可以表达为 $\beta = \text{Cov}(Y, X) / \text{Cov}(X, X)$ 。但是, 根据最小二乘估计量的性质, 估计结果会严重依赖于高收入群体的数据 (即高收入群体的数据较大从而导致其权重比实际偏大), 样本的最高十分位数对回归系数的 OLS 估计值的贡献可能高于人口的其余部分, 即高收入群体的数据由于统计性质占据的权重偏大, 因而估计结果往往会偏低。另外, 国家在出台公共政策时, 例如扶贫补贴政策或税收政策时更倾斜于低收入家庭, 也就是说, 采用线性模型分析子代收入与父代收入的关系天然带有模型偏误。

在此背景下, 经济学家提出采用拓展基尼系数和洛伦兹函数的非线性全社会效用函数进行建模以解决上述问题。基尼系数和洛伦兹函数都是一个国家的收入不平等的测度指标, 只有将收入不平等测度指标与代际流动性测度指标相结合, 才能真正反映一个国家的代际流动情况。单纯从统计角度, 线性代际流动弹性的 $g(x)$ 是一个凸函数, 造成计算结果会依赖高收入群体的数据, 从而存在模型偏误。学者们 (Yitzhaki (1996)^[65] 和 Maasoumi 等 (2022)^[54] 等) 证明了基于基尼系数和洛伦兹函数的非线性全社会效用函数估计的非线性代际流动弹性的 (即下文公式 (4) 中的 $g(x)$) 是严格的凹函数, 这一统计性质与国家实行公共政策的目标与偏好是一致的, 即政策目标是偏好于低收入人群, 因此在计算中对低收入人群赋予的权重会加大, 而根据具体政策赋予的权重会不同 (比如税收政策或转移支付政策), 因而该非线性代际流动弹性也具有一定的灵活性。基于基尼系数和洛伦兹函数的非线性全社会效用函数得到的非线性代际流动弹性的区别在于, 基于基尼系数的测度方法从对中等收入家庭赋予最大权重开始, 逐步向低收入家庭赋予更多权重, 相反, 基于洛伦兹的测度方法也从对中等收入家庭赋予最大权重开始, 但逐步向高收入家庭赋予更多权重。我们国家一致致力于共同富裕的发展目标, 因此公共政策更偏向于低收入人群, 基于此, 本文选择采用拓展基尼系数的非线性全社会效用函数进行模拟计算。

接下来, 在拓展基尼系数修正下构建代际流动弹性测度分析框架。子女的收入受到父

母的收入的影响，一个国家的收入不平等程度越高，其代际流动性会越差，改善收入分配会影响代际流动性，因此需要结合收入分配来理解代际流动。Yaari (1987, 1988)^[63,64] 证明，在收入分配上定义的偏好关系 $P(\cdot)$ 满足一系列标准公理¹，可以用以下全社会效用函数（即全社会收入总和）来表示：

$$W_X = \int_{-\infty}^{\infty} x dP(F_X(x)) = \int_0^1 P'(u) F_X^{-1}(u) du, \quad (1)$$

即为个人收入的加权平均值，其中， $F_X(x)$ 是 X 的分布， $F_X^{-1}(u)$ 是 X 分布的第 u 分位数，权重 $P'(u)$ 是 $P(u)$ 到导数，即为收入等级的函数，满足 $t \in [0, 1]$ ， $P(0) = 0$ ， $P(1) = 1$ ， $P'(t) > 0$ 。偏好/评价函数 $P(\cdot)$ 的函数形式揭示了公共政策对不同等级收入人群的偏重程度，并决定了衡量全社会效用的权重，在此拓展基尼系数修正下采用以下代际收入流动广义测度方法：

$$s_p = \frac{\text{Cov}(Y, P'(F_X(X)))}{\text{Cov}(X, P'(F_X(X)))} = \frac{\text{Cov}(Y, P'(U))}{\text{Cov}(X, P'(U))}, \quad (2)$$

其中， $U = F_X(X)$ 服从 $[0, 1]$ 上的均匀分布， $P'(U)$ 是全社会福利效用函数对不同收入群体的权重²，见(1)， s_p 是代际流动弹性测度。从(2)，我们可以看出， s_p 是代际流动弹性测度依赖于全社会效用评价函数 $P(\cdot)$ 。

参考 Yitzhaki (1996)^[65]，我们考虑基于参数基尼系数的全社会效用评价函数，其计算公式为：

$$P_k(u) = 1 - (1 - u)^k, \quad (3)$$

其中， $u \in [0, 1]$ 是子女收入水平值或收入水平排序， $k > 1$ 反应一个国家的收入不平等情况， $k = 1$ 收入不平等最严重， k 越大说明收入不平等有所改善， k 的数值由国家基尼系数和收入分布计算得到。从 (3) 式容易看出，其导数 $k(1 - u)^{k-1} > 0$ 反映了福利函数中对收入等级 u 赋予的权重，首先这个导数是关于收入不平等的非线性函数，其次，该导数与收入水平有关，其不等于 0，这样一来就解决了在对代际流动弹性进行测度时仅依赖收入水平的问题，也就解决了传统代际流动弹性测度严重依赖高收入群体的数据的弊端。权重 k 的具体选择与政策目标与目的，如前文所述，比如税收政策和转移支付等政策，与具体公共政策相结合探讨促进我国代际流动将是后续研究方向。在此基础上，得到(2)中的代际流

¹根据偏好关系的一系列标准公理，如连续性、完整性、单调性和独立性，Yaari (1987, 1988)^[63,64] 提出了一种新的选择理论。这一理论与预期效用理论是对偶的。它的主要优点是可以将代理人对风险的态度（不确定性增加带来的伤害）和对财富的态度（损失对低收入人群的伤害相对更大）区分开来，而这两种态度在预期效用理论中是结合在一起的。

²Atkinson (1970)^[38] 主张并提出了一种基于预期效用社会公平的收入不平等测度方法。

动非线性测度³

$$s(k) = \frac{\text{Cov}(Y, [1 - F_X(X)]^{k-1})}{\text{Cov}(X, [1 - F_X(X)]^{k-1})} = \int_{-\infty}^{\infty} w_k(x) g'(x) dx, \quad (4)$$

其中，(1)中的权重函数应该 $w_X(x)$ 为如下的 $w_k(x)$

$$w_k(x) = \frac{[1 - F_X(x)] - [1 - F_X(x)]^k}{\int_{-\infty}^{\infty} \{[1 - F_X(x)] - [1 - F_X(x)]^k\} dx} = \frac{[1 - u] - [1 - u]^k}{\int_0^1 \{[1 - u] - [1 - u]^k\} dF_X^{-1}(u)} = w_k(u),$$

其中， $u = F_X(x)$ 。我们从(4)可以清楚看出，当 $g(\cdot)$ 是线性的时候， $s(k)$ 就是对应于 β 。所以，线性测度是 $s(k)$ 的一个特例。

在假设 X 的分布为标准正态情况下，不同的收入不平等系数与权重 (相当于最小二乘估计的权重) 之间的函数关系如图1所示。图1中，横轴为子代收入的等级，纵轴为全社会福

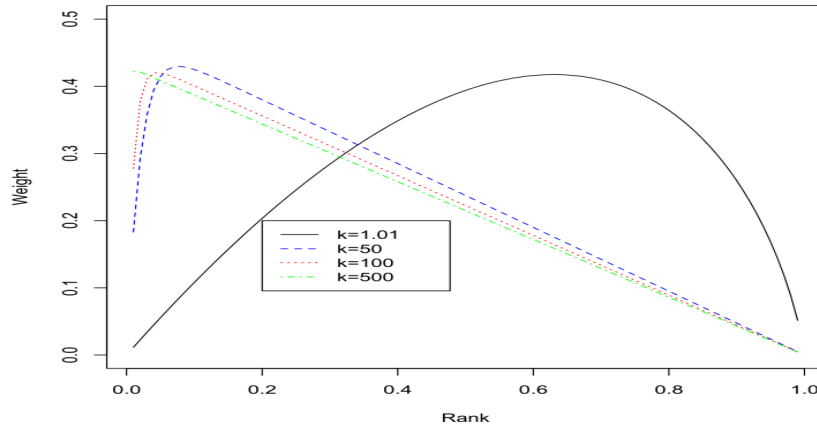


图 1: 在不同社会不平等情境下不同收入等级对应的权重函数 $w_k(u)$

利效用函数对低收入人群的权重，模拟了 $k = 1.01, 50, 100, 500$ 下两者的关系。图1显示，首先两者之间的关系是非线性的，其次，随着国家收入不平等越来越严重，来自弱势家庭的个人获得的权重越来越小。当收入不平等改善后，低收入人群的权重变大，更重要的是，当收入不平等状况改善后，低收入人群的相对权重要大于高收入人群。以上结果有力地证明了收入传递过程是高度非线性的。由于社会公共政策对不同收入群体赋予的权重对全社会效用即全社会收入的影响效应是非线性的，收入带来的代际流动弹性也同样具有非线性特征，以上给代际流动测度的非线性框架提供了规范的理论范式，这一理论分析一方面说明我们之间的代际流动弹性采用线性进行测度比实际情况偏高了，即采用线性测度的代

³具体性质的证明参见 Maasoumi 等 (2022)^[54]。

际流动非常差有很大原因是本身方法的错误，另一方面也证明了一个国家的收入不平等及社会公共政策会大大影响代际流动弹性。

最后，从(4)，我们可以容易地估计代际收入流动广义测度，而得到如下式子，

$$\hat{s}(k) = \frac{\widehat{\text{Cov}}\left(Y, [1 - \hat{F}_X(X)]^{k-1}\right)}{\widehat{\text{Cov}}\left(X, [1 - \hat{F}_X(X)]^{k-1}\right)}, \quad (5)$$

其中, $\hat{F}_X(x) = \sum_{i=1}^n \mathbf{I}(X_i \leq x)/n$ 是 X 的经验分布函数, $\mathbf{I}(\cdot)$ 为示性函数, $\widehat{\text{Cov}}\left(Y, [1 - \hat{F}_X(X)]^{k-1}\right)$ 是 $\{Y_i\}_{i=1}^n$ 和 $\{[1 - \hat{F}_X(X_i)]^{k-1}\}_{i=1}^n$ 的样本协方差。值得一提的是, 根据统计的大样本理论, 不难看出 (5) 式中的 $\hat{s}(k)$ 是 $s(k)$ 的相合估计。同时, 我们可以得到 $\hat{s}(k)$ 的渐近正态性, 即 $\sqrt{n}[\hat{s}(k) - s(k)] \rightarrow N(0, \sigma_k^2)$, 当 $n \rightarrow \infty$, 其中 σ_k^2 为渐近方差⁴。

3.2 代际流动影响效应模型

Maasoumi 等 (2022)^[54] 基于基尼系数的广义代际流动测度验证了子代收入与父代收入的关系不是线性的, 在估计代际流动弹性时对收入的不同群体的权重会大大影响代际流动弹性测算的结果, 但是该测度方法没有考虑其他影响子代收入的因素的交互效应。既要满足非线性关系特征, 又要纠正 β 对高收入群体数据比低收入群体数据的依赖性强的问题, 因此本文将采用非线性分位数梯度提升树模型测度所有宏微观因素对子代收入的影响效应。

3.2.1 线性分位数回归模型

Koenker 和 Bassett(1978)^[52] 提出线性分位数回归模型, 该模型描述被解释变量与其所有解释变量在不同分位点下的线性关系。与最小二乘回归模型相比, 其最主要的优点是它不需要设定苛刻的假定条件, 因而具有更强的稳健性。假设有训练集 $\{\mathbf{x}_i, y_i\}_{i=1}^n$, 其中 y_i 为响应变量, 比如子代收入, $\mathbf{x}_i \in \mathbb{R}^p$ 为解释变量, 包括父代收入。给定 $\mathbf{x}_i$, 在 $\tau(0 < \tau < 1)$ 分位点处, y_i 的条件分位数记为 $q_\tau(\mathbf{x}_i) = F_y^{-1}(\tau|\mathbf{x}_i)$, 其中, $F_y(y|\mathbf{x}_i)$ 是给定 $\mathbf{x}_i$, y_i 的条件分布函数。那么, 线性分位数回归模型 $q_\tau(\mathbf{x}_i) = \beta_\tau^\top \mathbf{x}_i$ 可以由下式来估计 β_τ ,

$$\hat{\beta}_\tau = \arg \min_{\beta_\tau} \sum_{i=1}^n \rho_\tau(y_i - \beta_\tau^\top \mathbf{x}_i), \quad (6)$$

其中, β_τ 为系数向量, $\rho_\tau(u) = u(\tau - \mathbf{I}(u < 0))$ 为损失函数。

⁴其具体理论证明, 可参考 Serfling (1980)^[58]。另外, 渐近正态性这个理论结果结合 Bootstrap 方法可以提供 $s(k)$ 的估计置信区间。

3.2.2 非线性分位数回归梯度提升树模型

(6) 式中的线性分位数回归模型虽然部分解决了上文中代际流动弹性的线性估计的权重问题，但是无法刻画代际流动弹性的非线性特征，而传统的非线性分位数回归多采用 B 样条等方法，此类方法对响应变量的处理采用加性运算，即无法刻画解释变量的交互效应，影响代际流动弹性的因素，包括宏观因素和微观因素，这些因素之间存在交互效应，因此我们引入非线性分位数回归梯度提升树模型。伴随着近年来机器学习方法的迅速发展和应用，Zheng (2012)^[67] 和 Yuan (2015)^[66] 提出了分位数回归梯度提升树模型，该模型将分位数回归与机器学习方法相结合，根据损失函数拟合分位数回归，并进行不断迭代，生成多颗分位数回归树，最终再将所有分位数回归树的结果相加得到分位数回归梯度提升树模型。本文中， $q_\tau(\mathbf{x})$ 函数是我们要拟合的子代收入与 $\mathbf{x}$ (包括父代收入) 之间的非线性函数。生成分位数回归梯度提升树模型的算法具体步骤如下：

步骤 1: 给定训练数集 $\{\mathbf{x}_i, y_i\}_{i=1}^n$ ，设置初始值 $q_\tau^{[0]}(X_i)$ 或者为 0，或者为 $\{Y_i\}_{i=1}^n$ 的 τ 样本分位数，即 $y_{(\tau n)}$ ，其中 $y_{(1)} \leq \dots \leq y_{(n)}$ 是 $\{y_i\}_{i=1}^n$ 的顺序统计量。

步骤 2: 对于 $m = 1, 2, \dots$,

(1) 计算负梯度

$$U_i^{[m]} = - \left. \frac{\partial \rho_\tau(y_i - q)}{\partial q} \right|_{q=q_\tau^{[m-1]}(\mathbf{x}_i)} = I((y_i - q_\tau^{[m-1]}(\mathbf{x}_i)) \geq 0) - (1 - \tau), \quad (7)$$

其中， $i = 1, \dots, n$.

(2) 以负梯度 $U_i^{[m]}$ 为响应变量对 $\mathbf{x}_i$ 进行拟合，获得拟合结果 $q_{\tau,1}^{[m]}(\mathbf{x}_i)$.

(3) 更新 $q_\tau^{[m]}(\cdot) = q_\tau^{[m-1]}(\cdot) + \eta_m q_{\tau,1}^{[m]}(\cdot)$ ，其中， η_m 为收缩参数。

步骤 3: 重复步骤 2，共迭代 M 次， $q_\tau^{[M]}(\mathbf{x}_i)$ 即为分位数回归梯度提升树模型的最终估计值，记为 $\hat{q}_\tau(\mathbf{x}_i)$ 。为减少随机性的影响，计算 100 次式 (7) 的均值作为第 j 个变量的重要性测度值。这样，(7) 式最终拟合了被解释变量和所有解释变量之间的非线性分位函数。

3.2.3 偏相依图

本文的另外一个目的是深入挖掘子代收入受到父代收入和宏微观因素的影响效应，因此借鉴 Hastie 等 (2009)^[51] 和 Veltheond 等 (2023)^[60]，采用偏相依关系值 (partial dependence) 和偏相依图 (partial dependence plots) 来揭示子代收入和父代收入影响效应。首先，我们计算子代收入和父代收入的偏相依关系值，该值与线性回归的 β 具有相似含义，测度了非线性分位数点上的代际流动弹性区间，其次对所有偏相依值做偏相依关系图，更直观的展示子代收入和父代收入即代际流动的非线性特征。最后，将影响子代收入的宏微观变量做交互项进入模型，测度偏相依关系值及检验显著性效应。第 j 个变量 $x_{i,j}$ (比如，父代收入)

在 $\mathbf{x}_i = (x_{i,1}, \dots, x_{i,j-1}, x_{i,j}, x_{i,j+1}, \dots, x_{i,p})^\top$ 中的偏相依关系测度的方法为：剔除 $x_{i,j}$ 的重复值并按照升序排列，记为 $\{x_j^{(l)}\}_{l=1}^L$ ，并将其依次代入下式计算 $x_j^{(l)}$ 在不同取值下的偏相依关系值：

$$q_{\tau,j}(x_j^{(l)}) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \hat{q}_{\tau}(x_{i,1}, \dots, x_{i,j-1}, x_{i,j} = x_j^{(l)}, x_{i,j+1}, \dots, x_{i,p}),$$

画 $\{q_{\tau,j}(x_j^{(l)})\}_{l=1}^L$ 对于 $\{x_j^{(l)}\}_{l=1}^L$ 的图，就是偏相依图⁵。

4 实证分析

4.1 数据和变量说明

4.1.1 数据匹配

本文数据来自中国家庭收入调查。CHIP 数据库被认为是目前关于中国微观收入最全面、最严格的公开数据库。该调查问卷针对城镇、农村和移民三部分人群，调查数据主要包含个人和家庭收入、教育、职业等方面的信息。本文依据目前公布的 CHIP 两个年度调查数据 (2013 和 2018 年) 展开研究⁶。

由于研究代际流动弹性，需要依据数据信息对子代与父代进行配对。我们采用以下四种方式形成子代与父代的配对：户主的父亲及户主；户主的岳父或公公及户主的配偶；男性户主及其子女；女性户主的配偶及其子女。考虑到生命周期的影响，以往研究发现子女在 30 岁左右时的收入接近持久收入 (Haider 和 Solon, 2006^[50]；何石军和黄桂田, 2013^[2])，并且父亲年龄超过 35 岁后生命周期偏差较小 (Chetty 等, 2014^[43]；Mazumder, 2005^[56]；杨娟, 2016^[13])，因此我们选取子女年龄在 25-34 周岁且为非在学人口、父亲年龄在 40-65 周岁且尚未退出劳动力市场的样本。为了保证每个出生组样本的年龄分布基本相似，即为了保证数据的均匀分布，我们剔除子女出生晚于 1987 年或早于 1961 年的观测值。考虑到父亲年龄至少比子女年龄大 15 岁，我们也将违反此规则的样本剔除。最后我们得到 2271 个有效配对观测值。

⁵值得注意的是，因为没有考虑解释变量之间的相关性，所以，(7)计算出来的 $q_{\tau,j}(x_j^{(l)})$ 不是用来估计 $E[\hat{q}_{\tau}(\mathbf{x}_i)|x_{i,j} = x_j^{(l)}]$ 。

⁶2013 年和 2018 年 CHIP 数据库问卷相近，因而得到的变量一致，2013 年之前的问卷相差较多，因而本文仅使用 2013 年和 2018 年两年的数据。

4.1.2 变量说明

A. 被解释变量—子代收入

根据配对的信息，我们得到子代收入数据。为了验证模型的稳健性，我们采用了收入百分位排序做稳健性检验。根据 Chetty 等 (2014)^[43] 的排序方法，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。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。

B. 核心解释变量

(1) 父代收入。根据配对的信息，我们得到父代收入数据。同样采用父代收入百分位排序做模型稳健性检验。

(2) 按照前文分析，影响代际收入流动的因素包括宏观经济和微观因素。宏观因素包括经济增长、产业优化以及社会福利变迁，微观因素包含了人口迁移、教育和婚姻、社会资本投资 (社交网络) 和财富资本投资。我们对以上因素进行说明。

(3) 经济增长。我们根据每个样本所在省份，将地区经济发展与数据进行匹配，即我们使用地区人均生产总值均值来衡量该地区经济增长。

(4) 产业优化。参考李任玉等 (2018)^[10]，采用地区第三产业 GDP 在整体 GDP 中的比重来衡量地区产业优化。

(5) 社会福利变迁。已有研究表明，社会福利提高有效缩小了收入差距 (李实等 (2019)^[12]，金双华等 (2020)^[30]，杨穗等 (2021)^[16])，从而可能影响代际流动性特征。本文将社会福利变迁纳入影响因素中。CHIP 问卷中子代是否有养老保险、是否有医疗保险和是否有社会救济。有赋值为 1，否则为 0。

(6) 教育代际流动。我们将父母受教育程度和子女受教育程度作为人力资本投资的变量。Restuccia 和 Urrutia (2004)^[57] 分析了教育 (包括早期教育和大学教育) 对代际流动的影响，研究表明代际间的收入相关性大约有一半的比例可以用父母对子女的教育投资来解释。孙三百等 (2012)^[6] 的研究也说明教育在代际收入传递路径中有很大贡献。从理论上分析，中高层次受教育人群有充足的资本，给予子代更好的资源，获得优质教育，而低层次受教育人群对于教育投资，无论是财力还是时间成本上都要少一些，这也导致了人力资本在子代间的不平等，社会贫富差距越拉越大。我国 1999 年大学扩招，普通高等院校招生增幅

达到 42%，目前我国大部分家庭已经认同接受大学高等教育是待机向上流动的敲门砖，因此，参考 Restuccia 和 Urrutia (2004)^[57] 的处理方法，本文将父代与子代受教育程度 (突出基础教育与高等教育的区别) 进行分组，1 代表父母均为本科及以上学历，子代教育水平未下降或超越父母 ($\geq$)，2 代表父母均为本科及以上学历，子代教育水平低于父母 ($<$)，3 代表父母一方本科及以上学历，另一方不是，而子代达到本科及以上学历，4 代表父母一方本科及以上学历另一方不是，而子代学历为本科以下，5 代表父母均低于本科水平而子代达到本科及以上学历，6 代表父母均未达到本科学历同时子代学历也在本科以下水平。

(7) 社会网络。本文使用“找工作时是否得到亲友帮助”反映社会网络对代际收入流动的影响 (陈钊等，2009^[37]；彭程和杨继东，2016^[8]；刘琳和赵建梅，2020^[4])。

(8) 财富资本投资。根据 CHIP 数据，本文将父代拥有金融资产数额作为财富资本投资的变量。

(9) 人口迁移。人口有效迁移本身就是劳动者改善自身生活水平、获取公平机会的重要途径。尤其对于低收入人群，有效迁移会增加就业机会，获得更好的教育环境和更公平的社会环境，从而提升代际流动性。根据 CHIP 数据，我们将子代与父代户籍所在地是否一致作为人口迁移变量。

C. 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、户口性质、性别、是否事业单位、父母是否党员。此外，本文还控制了年龄组虚拟变量和省份虚拟变量。数据显示，2018 年父代收入和子代收入都有所提高，父代收入从均值 3.92 万元上升至均值 5.34 万元，子代收入从均值 3.17 万元上升至 4.74 万元，与此同时，地区人均生产总值也从 2013 年的均值 4.97 万元上升至 2018 年的均值 7.05 万元，我国的经济增长和人民生活的大幅逐步提升。2018 年子代有养老保险比例为 72.33%、医疗保险比例 96.92% 和社会救济比例为 1.07%，2013 年子代有养老保险比例为 75.06%、医疗保险比例 92.80% 和社会救济比例为 3.60%，说明我国的医疗保障制度在大大改善。2018 年整体的教育水平比 2013 年有所下降，2013 年各组占比分别为 1.16%、0.51%、2.96%、0.90%、21.34% 和 73.14%，而 2018 年各组占比分别为 0.74%、0.27%、2.34%、0.67%、20.09% 和 75.89%。2 和 4 组占比最小，说明相对于父代 (本科及以上学历) 来说，子代的教育水平低于父代的比例非常少了，这也侧面验证了父代教育水平越高，其对教育的投资和重视程度就越高，子代的教育水平也会随之提高。但是整体来看，我国的 6 组占比 6 (父母均未达到本科子代学历也在本科以下水平) 的占比最高，说明整体教育水平需要提高，这不仅要重视家庭教育，还要重视公共教育。2018 年找工作时得到亲朋好友的帮助的比例 (33.96%) 比 2013 年 (25.32) 有大幅升高，影响代际

流动的因素主要包含遗传因素、人力资本、财富资本和社会资本，而社会网络属于社会资本，随着人们对代际流动的意识增强，社会网络对代际流动的影响效应也越来越大。2013年的父代财富资本投资均值为12.8万元，比2013年(均值为8.63万元)高，近年来，随着人们的金融素养的提升，越来越多的家庭选择财富资本投资促进家庭的财富积累。2018年子代与父代户籍不一致的比例为5.22%，2013年的比例为1.28%，孙三百等(2012)^[6]采用父代与子代户籍所在地是否一致考察劳动力自由迁移对代际流动的影响，结论发现我国存在“待机收入传承陷阱”，自由迁移可以通过增加就业机会等方式改善这一问题，未来社会环境更公平的前提下人口迁移对代际流动的影响效应会逐渐显著。表1报告了主要变量及其描述统计结果，括号内的值为2013年数据描述结果。

表 1: 主要变量含义及其基本统计量

变量名称	具体含义	样本量	均值	标准差
父代收入	2018 年父代的年收入 (2013 年)(万元)	1493(778)	5.34(3.92)	6.767(5.02)
子代收入	2018 年子代的年收入 (2013 年)(万元)	1493(778)	4.74(3.17)	4.752(3.55)
经济增长	2018 年地区人均生产总值 均值 (2013 年)(万元)	1493(778)	7.05(4.97)	2.72(1.99)
产业优化	2018 年地区第三产业 GDP 在整体 GDP 中的比重 (2013 年)	1493(778)	0.52(0.45)	0.067(0.10)
社会福利 变迁	2018 年子代是否有养老保 险 (2013 年)	1493(778)	1.27(0.75)	0.447(0.43)
	2018 年子代是否有医疗保 险 (2013 年)	1493(778)	1.03(0.93)	0.173(0.26)
	2018 年子代是否有社会救 济 (2013 年)	1493(778)	1.98(0.04)	0.103(0.19)
教育代际流 动	2018 年教育代际流动 (2013 年)	1493(778)	5.67(5.60)	0.75(0.85)
社会网络	2018 年找工作时是否得到 亲友帮助 (2013 年)	1493(778)	1.66(0.26)	0.474(0.44)
财富资本投 资	2018 年父代拥有金融资产 数额 (2013 年)(万元)	1493(778)	12.8(8.63)	22.663(15.99)
人口迁移	2018 年子代与父代户籍所 在地是否一致 (2013 年)	1493(778)	1.94(1.01)	0.223(0.11)

4.2 实证分析结果

4.2.1 基于基尼系数的广义代际流动弹性测算分析

本文首先基于线性回归测度了 2018 年我国的代际收入流动弹性，并测度了东部地区、中部地区和西部地区⁷的代际收入流动弹性，接着采用本文提出的基尼系数下的广义流动测度方法进行估计，表2至表3报告了测度结果。

表 2: 广义流动性测度 (全样本)

	从高收入不平等到低收入不平等					
线性回归	$k = 1.1$	$k = 2$	$k = 10$	$k = 50$	$k = 100$	$k = 500$
0.3681	0.2837	0.2835	0.2818	0.2731	0.2650	0.2532

表 3: 广义流动性测度 (分地区样本)

	东部地区	中部地区	西部地区
线性回归	0.5369	0.3695	0.2724
$k = 1.1$	0.3784	0.2670	0.2206
$k = 2$	0.3775	0.2668	0.2203
$k = 10$	0.3700	0.2653	0.2173
$k = 50$	0.3448	0.2579	0.2088
$k = 100$	0.3337	0.2517	0.2059
$k = 500$	0.3295	0.2469	0.1935

首先，对于全样本来说，采用线性回归得到我国 2018 年代际收入流动弹性点估计值为 0.3681。这些年我国的代际收入流动弹性变化不大，仍然较高，我国的代际流动性较差。其次，对于分地区样本，代际收入流动弹性最高的地区为东部地区，其次为中部地区，最后是西部地区。最后，也是最重要的，我们看到，采用线性测度结果明显高估了代际流动性，就是说，代际流动性不是估计结果显示的那么差，另一方面，随着收入不平等状况改善，代际流动性会大大提高，从 $k = 1.1$ (收入不平等最严重，对应的收入分布为正态分布时的基尼系数接近 1) 到 $k = 500$ (收入接近平等，对应的收入为正态分布时的基尼系数接近 0)，我国的基尼系数为 0.46 左右，对应的收入为正态分布时的 k 在 10 左右，所以采用

⁷东部地区：北京市、天津市、河北省、辽宁省、上海市、江苏省、浙江省、福建省、山东省、广东省、海南省；中部地区：山西省、河南省、安徽省、湖北省、江西省和湖南省；西部地区：陕西省、四川省、云南省、贵州省、广西壮族自治区、甘肃省、青海省、宁夏回族自治区、西藏自治区、新疆维吾尔自治区、内蒙古自治区和重庆市。

本文提出的广义流动测度方法得到代际流动弹性提升了 30.62%(从 0.3681 到 0.2818)。今后我国的收入不平等得到改善后, 全样本广义流动测度会继续下降, 广义代际流动弹性从收入不平等非常严重的 0.2837 下降到 0.2532, 流动性会提升 12.05%, 分地区而言, 下降幅度最大的是东部地区, 广义流动测度下降幅度从 0.5369 到 0.3700, 下降幅度达到 45.11%。以上结果说明, 首先, 收入传递过程和非线性程度在不同地区之间存在显著差异, 说明宏观经济环境影响代际流动性, 如果子代收入和父代收入相同, 不同的宏观经济环境 (映射出不同地区的经济状况和公共政策) 会大大影响代际流动性, 因此不同地区促进代际流动提升的政策应因地制宜; 其次, 权重的选择影响代际流动性也映射出一个国家或者一个地区的公共政策目标不同, 也会大大影响代际流动性, 如何根据不同地区设定该地区具体政策目标 (如公共政策学者可以根据来模拟最优税收政策), 以有效提升代际流动性是未来的研究方向。

4.2.2 线性分位数回归与非线性分位数回归梯度提升树模型比较

首先我们采用 2018 年匹配数据做基准回归, 子代收入做被解释变量, 父代收入做解释变量, 并分别基于非线性分位数回归梯度提升树模型和线性分位数回归模型进行拟合, 记为模型 1 与模型 2, 计算 5 个分位点 (0.05、0.25、0.50、0.75 和 0.95 分位点) 下两个模型拟合的平均损失 (Average Loss) 比: $AL_{Ratio} = \frac{AL_1}{AL_2}$, 其中, $AL_j = \sum_{i=1}^n \rho_{\tau}(y_i - \hat{y}_{i,j}) / n$, 其中 $\hat{y}_{i,j}$ 是 y_i 在模型 j 的拟合值. 若 $AL_{Ratio} = 1$, 这说明两模型预测能力相当; 若 $AL_{Ratio} < 1$, 这说明模型 1 拟合能力更优。

为了对模型拟合能力进行显著性比较, 本文对两模型拟合进行 Diebold-Mariano 检验。假设 $\hat{y}_{i,1}$ (比如, 非线性模型) 和 $\hat{y}_{i,2}$ (比如, 线性模型) 分别是模型 1 和模型 2 对 y_i 的拟合值, 模型 1 和模型 2 的拟合误差可以表示为: $\varepsilon_{i,j} = \hat{y}_{i,j} - y_i$, $j = 1, 2$ 。定义 $L(\cdot) = \rho_{\tau}(\cdot)$ 为损失函数。为了判断模型 1 和模型 2 的拟合效果在统计上是否存在显著差异, 我们检验原假设: $H_0 : E[L(\varepsilon_{i,1})] = E[L(\varepsilon_{i,2})]$, 备择假设为: $H_1 : E[L(\varepsilon_{i,1})] \neq E[L(\varepsilon_{i,2})]$, 定义损失差为: $d_i = L(\varepsilon_{i,2}) - L(\varepsilon_{i,1})$, 则原假设等价于检验 $H_0 : E[d_i] = 0$ 。DM 检验统计量可以表示为: $DM = \sqrt{n} \bar{d} / S_{\bar{d}}$, 其中, $\bar{d}$ 是损失差 d_i 的均值, $S_{\bar{d}}^2$ 是 $\sqrt{n} \bar{d}$ 渐进方差的相合估计量。Diebold 和 Mariano (1995)^[46] 证明了 $DM \rightarrow_d N(0, 1)$ 当样本量 $n \rightarrow \infty$ 。

我们分别计算 5 个分位点下两模型拟合平均损失比及 DM 检验统计量, Diebold-Mariano 统计检验量为正值代表模型一优于模型二, 负值则相反。表 4 报告了对比结果。由两模型拟合平均损失比及 DM 检验统计量展示结果归纳如下: 第一, 在所有分位点处, 非线性模型与线性模型的平均方损失比值都小于等于 1, 说明非线性回归模型拟合效果更优, 且 DM 统计量通过显著性检验, 说明分位数回归梯度提升树模型显著提升估计性能。第二, 对比结果, 我们可以看出, 在低分位点和高分位点两个模型拟合优度结果差别比较大, 而且差别大于中间分位点, 说明非线性分位数回归梯度提升树模型对收入较低的人群和收入

较高的人群特征拟合更优。

表 4: 线性分位数与非线性分位数回归模型拟合平均损失比及 DM 检验统计量及其 p-值

分位数	AL _{Ratio}	DM 统计量	p-值
0.05	0.9660	7.7069	0.0000
0.25	0.9830	8.6789	0.0000
0.50	0.9894	3.3113	0.0000
0.75	0.9756	10.2277	0.0000
0.95	0.8595	4.0752	0.0000

4.2.3 非线性代际流动弹性及宏微观影响因素效应测度

由于非线性分位数回归梯度提升树模型的优越性，接下来我们采用该模型分析所有因素对子代收入的相对重要性，子代收入为被解释变量，父代收入为解释变量，其他影响因素分别做交互项，并测度父代收入与子代收入的偏相依值（其中社会福利变迁三因素估计结果合并在一起）。表5报告了父代收入及其他变量作为交互项对子代收入的影响效应。

表 5: 2018 年各变量对子代收入偏相依关系值

变量	分位点 0.05	分位点 0.25	分位点 0.50	分位点 0.75	分位点 0.95
父代收入	0.3942***	0.2954***	0.1861***	0.2684***	0.7026***
父代收入 * 经济增长	0.4729***	0.5647***	0.4274***	0.4135***	0.0370***
父代收入 * 产业优化	0.0015***	0.0127***	0.0234***	0.0045***	0.0031***
父代收入 * 人口迁移	0.0017***	0.0000	0.0003***	0.0000	0.0000
父代收入 * 教育代际流动	0.0015***	0.0272***	0.0550***	0.1860***	0.0086***
父代收入 * 社会福利	0.0901***	0.0323***	0.0075***	0.0000	0.0003***
父代收入 * 社会网络	0.0053***	0.0005***	0.0000	0.0000	0.0000
父代收入 * 财富资本投资	0.0328***	0.0671***	0.3002***	0.1275***	0.2483***

注：*、**、*** 分别表明该解释变量在 0.1、0.05 和 0.01 显著性水平下通过显著性检验。

表5结果显示，首先，作为交互项变量，在所有分位点都通过显著性检验的变量有经济增长（宏观因素）、产业优化（宏观因素）、教育代际流动（微观因素）和财富资本投资（微观因素），人口迁移在 0.05 分位点具有显著影响效应，社会福利在除 0.75 分位点外都具有显著影响效应，社会网络在 0.05 和 0.50 分位点显著。第二，经济增长显著影响代际流动。对于经济增长促进代际收入流动已有文献认为，一方面，工业化和市场化发展会提升代际流

动性是普遍结论 (Blau 和 Duncan, 1967^[41])。Owen 和 Weil (1998)^[61] 认为经济增长带来全社会收入提升, 从而提高了家庭的教育支出, 教育水平的上升会提升代际流动性, 另一方面, 经济增长要求对个人能力的需求增多, 市场会更有效地决定全社会收入从而进行有效收入分配。Eriksson 和 Goldthorpe (1993)^[47] 对比了发达国家的代际流动特征, 发现经济发展水平高的国家 (瑞典、日本、美国、澳大利亚), 其代际流动性明显高于发展水平相对较低的国家 (荷兰、法国、意大利、德国、英国)。这里我们验证了经济增长能够有效促进代际向上流动。第三, 我国经济增长促进了产业结构的优化, 产业优化通过影响就业选择, 促进了收入的代际流动。

对解释变量的各分位点偏相依关系值进行对比, 我们可以看到, 第一, 我国代际流动弹性在 0.1861 到 0.7026 区间, 在 0.05 分位点和 0.95 分位点大于其他分位点, 这说明低收入人群和高收入人群代际流动性差, 而中等收入人群代际流动性稍微强一些, 即父代收入对子代收入的影响效应明显存在“两头强, 中间弱”的特征。中产阶级是最为稳定的社会阶层, 近年来, 国家一直提倡“调高、扩中及增低”即“增加低收入者收入, 扩大中等收入群体, 最终实现共同富裕”的政策实施对于低收入群体, 应大力改善其代际流动上升通道, 为其摆脱“代际传承陷阱”创造有利条件。第二, 经济增长的交互效应对促进代际流动的效应在 0.25 分位点最强, 为 0.5647, 其次在 0.05 分位点, 影响效应达到 0.4729, 但随着分位点提高, 其影响效应逐渐减弱, 到了 0.95 分位点, 降低为 0.0370。这些年中国改革开放后一直进行的以经济增长为主导的经济发展模式促进了居民的个人公平发展, 但是经济增长对高收入群体公平发展的促进作用不强, 说明经济发展了, 下一代才有机会向上提升, 尤其是低收入人群, 未来的向上流动更加受益于国家的昌盛繁荣。第三, 财富资本投资的交互效应对子代收入在 5 个分位点的偏相依关系值分别为 0.0328、0.0671、0.3002、0.1275 和 0.2483, 逐渐增强, 对于低收入人群, 没有多余的资金进行财富资本投资, 即容易受到融资约束的限制导致无法发挥其效应, 对于中等收入和高收入人群, 财富资本投资可以大大促进代际流动性。已有的代际收入流动相关理论 (Becker 和 Tomes, 1979^[40]; Solon, 2004^[59]; Becker 等, 2018^[39]), 一致认为父代影响子代收入的因素主要包括人力资本投资、社会资本投资和财富资本投资。本文所得结论与已有相关理论是一致的。第四, 教育代际流动的交互效应在所有分位点是显著的。自 20 世纪 90 年代以来, 我国的教育水平总体上不断提高, 教育水平的提高一方面会提高父代的收入, 另一方面会提高子代对教育的认同, 从而更加促进子代的教育水平提升和收入增加。我们的分析结果显示, 教育代际流动的交互相应应在 5 个分位点的偏相依关系值分别为 0.0015、0.0272、0.0550、0.1860 和 0.0086, 0.05 到 0.75 分位点逐渐增强, 0.95 分位点有所下降, 但仍然高于 0.05 分位点的影响效应。说明中等收入人群对教育代际流动的影响效应是最认可的, 大部分的小镇做题家也都出现在中等收入家庭, 对于低收入人群, 高等教育可能会对其存在资金借贷约束。罗楚亮和刘晓霞 (2018)^[24] 的研究表明中小学阶段的教育扩张, 使得父母受教育程度较低的子女更易于从中受益, 而

高等教育阶段的扩张，则使父母受教育程度较高家庭中的子女受益更多。本文的研究表明义务教育水平的提高使得低收入家庭的子女受益更多，而高等教育水平的提高会使得中高收入家庭的子女受益更多。本文的研究丰富了教育对代际流动的影响效应研究。最后，社会福利在低分位点影响效应显著，但高分位点不显著，说明社会福利制度对中低收入人群收入影响较大，而对高收入人群影响较小。根据预防性储蓄理论，社会保险有利于减少家庭未来面临的不确定性，因此，会减少家庭预防性储蓄和释放消费，进而促进子代的人力资本投资，另外，对于贫困和低收入家庭而言，运用福利政策能够促进家庭资产积累有助于摆脱“贫困陷阱”和贫困代际传递。

4.2.4 子代收入和父代收入偏相依关系图

我们采用偏相依关系图来继续考察父代收入对子代收入的影响。图2展示了在不同分位点处父代收入对子代收入的影响，其中横轴为父代收入，纵轴为子代收入。从图2可以看

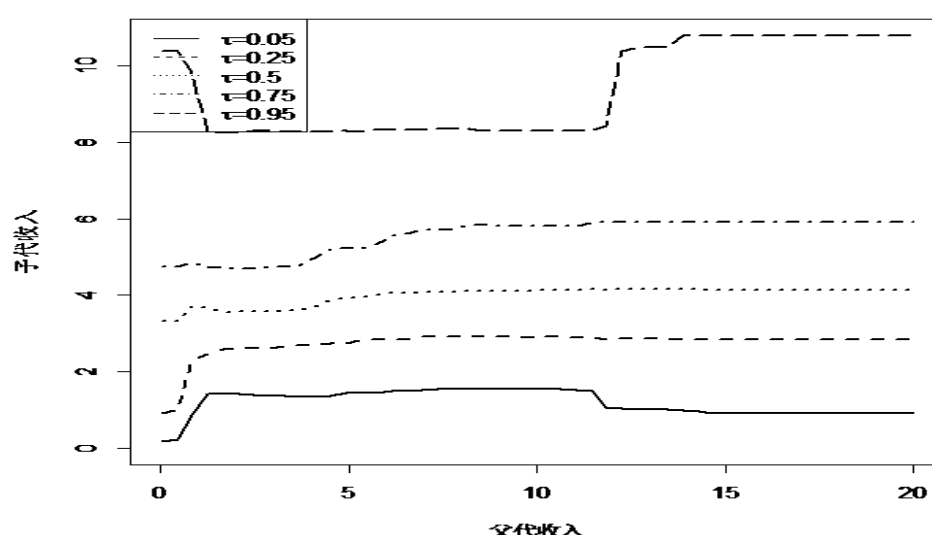


图 2：2018 年子代收入和父代收入偏相依图

出，父代收入对子代收入的影响具有明显的非线性特征。第一，当父代收入逐渐增加时，前期（父代收入为 0—3 万元）子代收入增长较慢，中期（父代收入为 3 万元—15 万元）子代收入增长较快，后期（父代收入为 15 万元以上）逐渐趋于平稳。第二，不同分位点处，父代收入对子代收入的影响不同。在中高分位点处，父代收入对子代收入的影响较强；在低分位点处，父代收入对子代收入的影响较弱。第三，由偏相依关系图，我们得出，子代收入受父代收入影响的两个拐点是 3 万元和 15 万元（年收入），也就是说，月收入在 2500 元到 12500 元之间的人群子代收入与父代收入的非线性特征非常强，这部分人群与我国中等收入人群收入特征相契合。

表 6: 2013 年各变量与子代收入偏相依关系值

变量	分位点 0.05	分位点 0.25	分位点 0.50	分位点 0.75	分位点 0.95
父代收入	0.2570***	0.1369***	0.1892***	0.2274***	0.3857***
父代收入 * 经济增长	0.0850***	0.3815***	0.2809***	0.1556***	0.0183***
父代收入 * 产业优化	0.0460***	0.0041***	0.0004***	0.0005***	0.0007***
父代收入 * 人口迁移	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
父代收入 * 教育代际流动	0.0001**	0.0301***	0.0383***	0.0276***	0.0301***
父代收入 * 社会福利	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
父代收入 * 社会网络	0.0219***	0.0496***	0.0028***	0.0003***	0.0099***
父代收入 * 财富资本投资	0.5900***	0.3978***	0.4883***	0.5886***	0.5552***

4.2.5 代际收入流动性时代趋势特征

接着我们采用 2013 年匹配数据做基准回归，子代收入做被解释变量，父代收入做解释变量，仍然采用以上宏观和微观因素做交互项，表6报告了 2013 年数据解释变量对子代收入影响的偏相依关系值。表6结果显示，首先仍然是经济增长（宏观因素）、产业优化（宏观因素）、教育代际流动（微观因素）和财富资本投资（微观因素）作为交互项效应在所有分位点是显著的，社会网络（微观因素）作为交互项效应 2013 年在所有分位点是显著的。第二，根据数据及已有文献的测算，我国 2013 年的基尼系数比 2018 年略低，说明 2018 年的收入不平等更严重一些，根据本文的估计结果，2013 年的代际流动性比 2018 年较好，2018 年的代际流动性差，尤其是分位点 0.05 和 0.95，即低收入人群和高收入人群，这又验证了本文前文理论分析结果，社会不平等越严重，代际流动性越差，反过来，代际流动性差会导致社会不平等加剧。第三，社会网络通过加强信息共享、降低信贷约束和改善子女就业等渠道促进了代际收入流动，尤其对于低收入家庭的影响效应更强。第四，对于财富资本投资，2013 年的高收入人群受到其影响效应明显高于 2018 年，说明随着财富的积累，人们越来越意识到财富资本投资的重要性，其在家庭财富中的占比也越来越高，根据西南财经大学中国家庭金融调查与研究发布的历年《中国家庭财富分布及高净值家庭财富报告》，高收入家庭的金融资产比例越来越高，其金融市场参与度越来越高，本文分析结果与之相一致。未来一方面国家应维护金融市场环境，降低信贷约束条件，一方面提高全民金融素养，使得金融资本投资也能够大大促进低收入人群和中等收入人群的财富积累。

4.3 稳健性检验

接着我们采用代际收入百分位排序对父代收入和子代收入关联性进行探讨，作为模型稳健性检验。以 2013 年匹配数据为样本，我们仍然采用偏相依关系图来考察父代收入对

子代收入的影响。图3展示了在不同分位点处父代收入百分位排序对子代收入百分位排序的影响，其中横轴为父代收入百分位排序，纵轴为子代收入百分位排序。图3结果说明，父

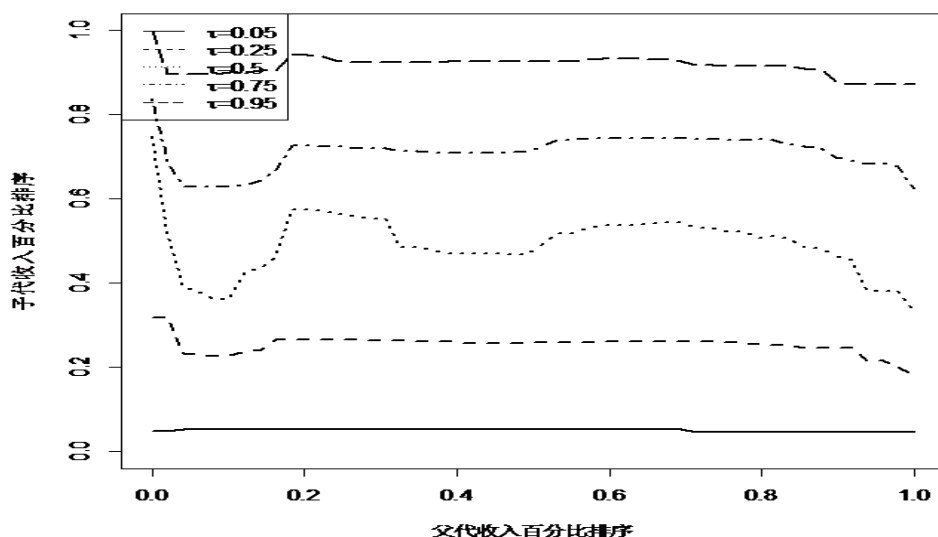


图 3：2013 年子代收入百分位排序和父代收入百分位排序偏相依图

代收入对子代收入的影响具有非线性特征，但是由于百分位排序比收入原始数据的差别小，因而相对弱化了数据的非线性特征，其非线性特征不如水平值显著。第一，当父代收入逐渐增加时，前期（父代收入百分位排序为 0—20%）子代收入增长较快，中后期（父代收入百分位排序为 20% 以上）子代收入增长逐渐趋于平稳。第二，不同分位点处，父代收入对子代收入的影响不同。在中高分位点处，父代收入对子代收入的影响较强；在低分位点处，父代收入对子代收入的影响较弱。上述分析表明本文模型具有稳健性。

5 进一步分析

本文在基准回归中，利用全样本分析了我国代际流动非线性特征及趋势，前文的分析显示不同收入家庭中的子代，其受到父代收入及其他影响因素的影响效应存在差异，并且为了更清楚的区分不同收入群体代际流动弹性，本文接下来进一步深入分析不同收入家庭的代际收入流动特征。另外，在我国实现收入阶层跨越的代际流动弹性是多少？即父代低收入而其子代中高收入的代际流动弹性是多少？各个影响因素的效应达到多少？相应的，父代高收入而子代中低收入的代际流动弹性是多少？造成收入阶层下降的影响因素的效应达到多少？目前尚未有文献回答以上两个问题，而这两个问题恰恰是收入两端的群体最关心的问题。因此，本文接着采用非线性分位数回归梯度提升树模型对这两组数据代际流动特征进行测算。

最后，已有文献在对我国代际流动特征进行异质性分析时的视角大多为城乡异质性分析，对地区进行异质性分析文献较少，赵红霞和冯晓妮 (2016)^[28] 将全国划分为东部、中部、西南和西北研究教育代际流动的地区差异；侯瑜和谢佳松 (2018)^[3] 以东北为视角比较了社会代际流动的区域差异；王伟同等 (2019)^[18] 考察了地区间代际流动差异，发现中国整体呈现“西高东低”与“南高北低”并存的态势。本文也将样本进一步分为东北、西部、中部和东部地区进行地区异质性分析。

5.1 收入异质性分析

首先我们根据 2018 年父代收入分为低收入、中等收入和高收入，将子代收入与之匹配。表 7 报告了三个子样本的估计结果。表 7 的结果表明，首先对比各变量的偏相依关系值，我们可以看到，第一，低收入人群的代际流动弹性在 0.0828—0.8852 区间，中等收入人群代际流动弹性在 0.0015—0.2784 区间，而高收入人群的代际流动弹性在 0.0502—0.4446 区间，我国存在“代际流动低收入和高收入传承陷阱”，尤其是低收入传承陷阱。一方面提高低收入人群的代际流动性仍然是未来的重要工作，另一方面，中等收入人群既要防止跌入低收入人群，又要尽力实现向上流动，稳定并扩大中等收入人群是未来我国实现共同富裕防止陷入中等收入陷阱的必由之路。其次，对比每一个变量的各分位点的交互影响效应，中等收入人群受到经济增长的影响最强，说明经济发展下社会公共政策对创造更加平等的社会环境激发中等收入人群向上流动是最重要的途径。再次，教育的代际流动对低收入和中等收入人群的影响效应强于高收入人群。最后，财富资本投资对低收入和高收入人群的影响强于中等收入人群，近年来，随着金融素养的提高，越来越多的高收入人群倾向于投资金融资产保值增值。社会网络对中等收入和高收入人群的影响强于低收入人群，由于中等收入和高收入人群拥有较多的社会资源，因此出现资源不平等阻碍了底层人群的向上流动。

表 7: 低收入、中等收入和高收入三个子样本偏相依关系值

变量	低收入				
	分位点	分位点	分位点	分位点	分位点
	0.05	0.25	0.50	0.75	0.95
父代收入	0.8852***	0.5185***	0.3521***	0.0828***	0.4112***
父代收入 * 经济增长	0.0045***	0.1938***	0.3560***	0.0748***	0.0245***
父代收入 * 产业优化	0.0772***	0.2149***	0.0208***	0.0012***	0.0150***
父代收入 * 人口迁移	0.0000	0.0000	0.0000	0.0006	0.0000
父代收入 * 教育代际流动	0.0028***	0.0013***	0.0243***	0.0846***	0.0123***
父代收入 * 社会福利	0.0000	0.0000	0.0004***	0.0003***	0.0000
父代收入 * 社会网络	0.0086***	0.0072***	0.0065***	0.0053***	0.0044***
父代收入 * 财富资本投资	0.0213***	0.0641***	0.2398***	0.7504***	0.5327***
变量	中等收入				
	分位点	分位点	分位点	分位点	分位点
	0.05	0.25	0.50	0.75	0.95

父代收入	0.1059***	0.0187***	0.1147***	0.0015***	0.2784***
父代收入 * 经济增长	0.7415***	0.9090***	0.4958***	0.2491***	0.1694***
父代收入 * 产业优化	0.0436***	0.0243***	0.0405***	0.1471***	0.1275***
父代收入 * 人口迁移	0.0000	0.0000	0.0192***	0.0108***	0.0076***
父代收入 * 教育代际流动	0.0052***	0.0000	0.0221***	0.0241***	0.0217***
父代收入 * 社会福利	0.0920***	0.0456***	0.0603***	0.0002***	0.0000
父代收入 * 社会网络	0.0000	0.0000	0.0004***	0.0032***	0.0000
父代收入 * 财富资本投资	0.0117***	0.0024***	0.2463***	0.5640***	0.3954***
高收入					
变量	分位点 0.05	分位点 0.25	分位点 0.50	分位点 0.75	分位点 0.95
父代收入	0.4446***	0.1148***	0.0502***	0.1983***	0.1844***
父代收入 * 经济增长	0.2214***	0.0000	0.2435***	0.2665***	0.3432***
父代收入 * 产业优化	0.0292***	0.5925***	0.0121***	0.0669***	0.0053***
父代收入 * 人口迁移	0.0000	0.0000	0.0013***	0.0017***	0.0000
父代收入 * 教育代际流动	0.0000	0.0000	0.0072***	0.2051***	0.0000
父代收入 * 社会福利	0.0000	0.0000	0.0001	0.0000	0.0000
父代收入 * 社会网络	0.0000	0.0000	0.0047***	0.0012***	0.0000
父代收入 * 财富资本投资	0.3049***	0.2927***	0.6809***	0.2603***	0.4672***

5.2 收入两端群体异质性分析

首先我们根据 2018 年父代收入分为低收入、中等收入和高收入，将子代收入与之匹配。将父代低收入而其子代中高收入和父代高收入而其子代中低收入的数据筛选出来，并采用非线性分位数回归梯度提升树模型进行估计，表8报告了两个子样本的估计结果。表8的结果显示，父代低收入而其子代中高收入的代际流动弹性在 0.1790—0.7852 区间，影响因素中经济增长、产业优化、教育代际流动和财富资本投资在所有分位点均显著。这一结果说明，首先父代低收入而其子代中高收入的流动性是较强的。“知识改变命运”此刻体现的最为具象化，教育作为人力资本投资是中等收入和低收入人群代际向上流动的重要影响因素，尤其是低收入人群，教育是其实实现向上流动的关键因素。对于低收入人群，除了国家创造更公平的教育机会，提高其个体的教育意识也非常重要，各地政府尤其是贫困地区需要进行教育宣传，让全体人民坚定知识改变命运的认知。其次，父代还需要进行有效的财富资本投资才能子代实现收入阶层上升。与此同时，父代高收入而其子代中低收入的代际流动弹性为 0.0050—0.4212，最主要影响因素是经济增长、产业优化和财富资本投资。父代高收入而子代收入阶层下降的最主要原因是财富资本投资不善，说明财富资本投资是把双刃剑，可以使父代低收入阶层跨越到子代中高收入阶层，也可以显著的使父代高收入阶层下降到子代中低收入阶层。

表 8: 收入两端群体两个子样本偏相依关系值

父代低收入、子代中高收入					
变量	分位点 0.05	分位点 0.25	分位点 0.50	分位点 0.75	分位点 0.95
父代收入	0.7852***	0.7166***	0.4312***	0.2590***	0.1790***
父代收入 * 经济增长	0.0075***	0.0345***	0.0351***	0.0601***	0.0001**
父代收入 * 产业优化	0.1902***	0.0325***	0.0426***	0.0125***	0.0274***
父代收入 * 人口迁移	0.0007***	0.0006***	0.0878***	0.0086***	0.0000
父代收入 * 教育代际流动	0.0015***	0.0182***	0.0004***	0.0179***	0.1054***
父代收入 * 社会福利	0.0000	0.0000	0.0000	0.0003***	0.0000
父代收入 * 社会网络	0.0011***	0.0003***	0.0000	0.0059***	0.0000
父代收入 * 财富资本投资	0.0137***	0.1973***	0.4027***	0.6357***	0.6881***
父代高收入、子代中低收入					
变量	分位点 0.05	分位点 0.25	分位点 0.50	分位点 0.75	分位点 0.95
父代收入	0.0530***	0.0118***	0.0050***	0.0513***	0.4212***
父代收入 * 经济增长	0.4268***	0.5991***	0.2640***	0.1746***	0.0063***
父代收入 * 产业优化	0.1968***	0.0063***	0.0765***	0.3784***	0.3607***
父代收入 * 人口迁移	0.0000	0.0000	0.0002***	0.0066***	0.0000
父代收入 * 教育代际流动	0.0000	0.0000	0.0047***	0.0012***	0.0025***
父代收入 * 社会福利	0.0000	0.0000	0.0000	0.0003***	0.0000
父代收入 * 社会网络	0.0000	0.0000	0.0112***	0.0037***	0.0000
父代收入 * 财富资本投资	0.3235***	0.3828***	0.6382***	0.3838***	0.2091***

5.3 地区异质性分析

本文按照父代和子代所在地区，将 2018 年全样本分为东中西部地区，表9报告了分地区子样本的估计结果。表9的结果表明，东部地区的代际流动弹性在 0.1661—0.4448 区间，中部地区在 0.3660—0.9900 区间，西部地区在 0.0151—0.7008 区间，东部地区的代际流动性优于其他两个地区，东部地区的经济基础雄厚，发展水平也优于其他两个地区，因而东部地区代际流动对经济增长和产业优化的依赖性弱，相反的，教育代际流动和财富资本投资的效应较强；中部地区和西部地区的工业化发展及产业扩张导致经济增长和产业优化对代际流动性提高起到了关键性作用。地区异质性分析表明，收入传递过程和非线性程度在不同地区之间存在显著差异，在东部地区，富裕家庭的子女可能有更高的不流动性或“富裕陷阱”，而在其他地区，来自贫困家庭子女则有更高的不流动性或“贫穷陷阱”。

表 9: 三个地区子样本偏相依关系值

中部地区

变量	分位点 0.05	分位点 0.25	分位点 0.50	分位点 0.75	分位点 0.95
父代收入	0.7188***	0.3060***	0.6347***	0.3911***	0.9900***
父代收入 * 经济增长	0.0038***	0.1500***	0.2626***	0.2482***	0.0000
父代收入 * 产业优化	0.0055***	0.0097***	0.0256***	0.0569***	0.0000
父代收入 * 人口迁移	0.0000	0.0000	0.0000	0.0020***	0.0000
父代收入 * 教育代际流动	0.0163***	0.0331***	0.0151***	0.0985***	0.0000
父代收入 * 社会福利	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
父代收入 * 社会网络	0.0005***	0.1542***	0.0012***	0.0236***	0.0000
父代收入 * 财富资本投资	0.2549***	0.3470***	0.0608***	0.1797***	0.0001***
西部地区					
变量	分位点 0.05	分位点 0.25	分位点 0.50	分位点 0.75	分位点 0.95
父代收入	0.2104***	0.0741***	0.0151***	0.1204***	0.7008***
父代收入 * 经济增长	0.0000	0.0041***	0.3719***	0.0035***	0.0000
父代收入 * 产业优化	0.3342***	0.0002***	0.0226***	0.0000	0.0000
父代收入 * 人口迁移	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
父代收入 * 教育代际流动	0.0000	0.0003***	0.0138***	0.1579***	0.0004***
父代收入 * 社会福利	0.0000	0.0000	0.0125***	0.0006***	0.0000
父代收入 * 社会网络	0.0023***	0.0000	0.0002***	0.0051***	0.0003***
父代收入 * 财富资本投资	0.4529***	0.9212***	0.5639***	0.7122***	0.2984***
东部地区					
变量	分位点 0.05	分位点 0.25	分位点 0.50	分位点 0.75	分位点 0.95
父代收入	0.2706***	0.4448***	0.1661***	0.1967***	0.2678***
父代收入 * 经济增长	0.0397***	0.1630***	0.1736***	0.0383***	0.0127***
父代收入 * 产业优化	0.0075***	0.0026***	0.0101***	0.0510***	0.0046***
父代收入 * 人口迁移	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
父代收入 * 教育代际流动	0.0154***	0.0245***	0.0527***	0.1539***	0.0002***
父代收入 * 社会福利	0.1158***	0.0000	0.0000	0.0004***	0.0000
父代收入 * 社会网络	0.0040***	0.0000	0.0000	0.0006***	0.0185***
父代收入 * 财富资本投资	0.5470***	0.3650***	0.5974***	0.5591***	0.6962***

6 结论及政策建议

本文基于中国家庭收入调查 CHIP 数据，采用非线性分位数回归梯度提升树模型，从收入不平等视角对代际流动的宏微观影响因素非线性影响效应展开实证研究。研究结果表明：首先，若我国收入不平等减弱，其代际流动性程度会增强，最高地区可提高 45.11%；

非线性分位数回归梯度提升树模型拟合优于线性分位数回归模型，年收入为 3 万元到 15 万元之间的人群非线性特征尤为显著，采用代际收入百分位排序对父代收入和子代收入的关联性进行探究，其线性关系相对弱化，但依然存在明显非线性关系，从而说明子代收入与父代收入之间是非线性关系，采用线性方法测算代际收入弹性存在模型设定偏误；其次，我国整体代际流动性较差，我国代际收入弹性在 0.1861-0.7026 区间内，父代收入对子代收入的影响效应明显存在“两头强，中间弱”的特征，经济增长和财富资本投资的交互影响效应较强；再次，代际收入流动特征存在收入和地区异质性，收入传递过程和非线性程度在不同地区之间存在显著差异，在东部地区，富裕家庭的子女可能有更高的不流动性或“富裕陷阱”，而在全国其他地区，来自贫困家庭子女则有更高的不流动性或“贫穷陷阱”。最后，父代低收入而其子代中高收入的流动性是较强的，实现收入阶层跨越的最主要影响因素是经济增长、财富资本投资、教育、社会网络和产业优化。父代高收入而子代收入阶层下降的最主要原因是财富资本投资不善，说明财富资本投资是把双刃剑，可以使父代低收入阶层跨越到子代中高收入阶层，也可以显著的使父代高收入阶层下降到子代中低收入阶层。

未来全国人民的目标是全面建成社会主义现代化强国，实现第二个百年奋斗目标，以中国式现代化全面推进中华民族伟大复兴，而中国式现代化的本质要求之一是实现全体人民共同富裕。对标我国实现共同富裕的内涵和要求，本文基于研究结论进一步提出以下几点政策建议：

第一，居民收入不平等仍然是未来几十年影响我国经济健康发展的最主要障碍之一。本文论证了收入不平等与代际流动的动态关联关系，提升代际流动性和改善收入不平等是相互促进的，今后仍需突出公共政策对不同人群的倾向权重，伏润民等 (2024)^[4] 将教育和医疗做为基本公共服务代表对我国的基尼系数进行修正，结论发现修正后的基尼系数更大，说明我国的基本公共服务政策未能达到“共同富裕”目标下的均等化，反而扩大了收入不平等。未来我国的公共政策需要更关注中低收入人群，包括政府可以通过加大对中低收入人群的转移支付力度，以及加大对贫困地区的医疗和教育政府转移支付力度，这一方面有助于提升低收入人群的家庭发展韧性，一方面有助于帮助低收入人群的子代更好发展。

第二，教育仍然是促进家庭向上代际流动的显著影响因素，而较高的受教育程度有利于家庭提升获得工作机会以及各方面知识包括金融素养的获得，这些都有利于家庭的向上代际流动。因此政府需要向中低收入人群更深入倾斜教育政策。不仅要继续夯实基础教育水平，更要提升高等教育对低收入家庭的可及性，包括给予低收入人群子女更多高等教育生活补贴。

第三，由于财富资本投资既可以使父代低收入阶层跨越到子代中高收入阶层，也可以显著的使父代高收入阶层下降到子代中低收入阶层，有效的家庭金融投资可以显著促进家庭的收入增长，针对此，政府应拓宽资本市场投资普及渠道，增加资本市场投资知识普及投入，继续大力发展科技金融尤其是经济落后地区，社区可组织家庭参加增进金融素养活

动，让更多家庭了解金融资产投资的风险与收益。

第四，当前，我国发展不平衡不充分问题突出，城乡区域发展和收入分配差距较大尤其突出。促进区域协调发展也是促进全社会代际收入流动的必然途径，对东北地区及西部地区进行政策倾斜，并积极实现产业结构优化扩大就业及提高收入水平。对东北地区和西部地区的人才引进政策予以更大力度的扶持，在机会公平环境下更进一步促进人才流动，尤其促进流失人才的回归，“引家燕归巢”须提升人才回归意愿，人才回归既能促进东北地区和西部地区科技经济发展，又能促进提升当地的教育水平，从而有效改善代际流动性。

最后，发展是硬道理。只有经济增长才能带来全体人民的收入增加，国家经济发展带来的收入提升，能够大大缓解低收入和中等收入人群家庭对教育及金融资本投资等的投入约束，从而提升低收入人群和中等收入人群的代际流动性，未来的经济增长果实需要更加普惠到所有家庭，持续推进产业结构升级、乡村振兴和新型城镇化的发展将进一步弥补经济增长对低收入群体公平发展促进的不足，降低低收入人群子代对父代收入的高传承性。

参考文献

- [1] 伏润民，缪小林，张彰，赵一心。“共同富裕目标下基本公共服务均等化与财政改革：基于广义国民收入的分析”。经济研究，2024，59(1)：36-52。
- [2] 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(2)：19-32。
- [3] 侯瑜，谢佳松。“社会代际流动区域差异及影响因素实证研究：以中国东北为视角”。西北人口，2018，39(3)：61-68。
- [4] 刘琳，赵建梅。“社会网络如何影响代际收入流动？”。财经研究，2020，46(8)：80-93。
- [5] 吕光明，李莹。“中国居民代际收入弹性的变异及影响研究”。厦门大学学报：哲学社会科学版，2017(3)：35-45。
- [6] 孙三百，黄薇，洪俊杰。“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，2012(5)：147-159。
- [7] 尹志超，张紫璇，岳鹏鹏。“创业与中国家庭收入流动”。数量经济技术经济研究，2024，41(2)：68-88。
- [8] 彭程，杨继东。“人情还是信息——社会网络与工资决定”。世界经济文汇，2016(5)：17-40。
- [9] 徐晓红。“中国城乡居民收入差距代际传递变动趋势：2002—2012”。中国工业经济，2015(3)：5-17。

- [10] 李任玉, 杜在超, 龚强, 何勤英。“经济增长, 结构优化与中国代际收入流动”。经济学 (季刊), 2018, *v.17;No.69*(03): 128–145。
- [11] 李力行, 周广肃。“家庭借贷约束, 公共教育支出与社会流动性”。经济学 (季刊), 2015, 14(1): 65–82。
- [12] 李实, 朱梦冰, 詹鹏。“中国社会保障制度的收入再分配效应”。社会保障评论, 2017, 4: 3–20。
- [13] 杨娟, 张绘。“中国城镇居民代际收入流动性的变化趋势”。财政研究, 2015(7): 40–45。
- [14] 杨汝岱, 刘伟。“市场化与中国代际收入流动”。湘潭大学学报 (哲学社会科学版), 2019, 43(1): 112–118。
- [15] 杨沫, 王岩。“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, 2020, 36(3): 60–75。
- [16] 杨穗, 赵小漫, 高琴。“新时代中国农村社会政策与收入差距”。中国农村经济, 2021(9): 80–94。
- [17] 林淑君, 郭凯明, 龚六堂。“产业结构调整, 要素收入分配与共同富裕”。经济研究, 2022, 7: 84–100。
- [18] 王伟同, 谢佳松, 张玲。“中国区域与阶层代际流动水平测度及其影响因素研究”。数量经济技术经济研究, 2019, 1: 78–95。
- [19] 王学龙, 袁易明。“中国社会代际流动性之变迁: 趋势与原因”。经济研究, 2015, 50(9): 58–71。
- [20] 王海港。“中国居民家庭的收入变动及其对长期平等的影响”。经济研究, 2005, 1: 56–66。
- [21] 王美今, 李仲达。“中国居民收入代际流动性测度——“二代”现象经济分析”。中山大学学报: 社会科学版, 2012, 52(1): 172–181。
- [22] 甘犁, 赵乃宝, 孙永智。“收入不平等, 流动性约束与中国家庭储蓄率”。经济研究, 2018, 12: 34–50。
- [23] 程永宏。“改革以来全国总体基尼系数的演变及其城乡分解”。中国社会科学, 2007(4): 45–60。
- [24] 罗楚亮, 刘晓霞。“教育扩张与教育的代际流动性”。中国社会科学, 2018, 2: 121–140。
- [25] 罗楚亮, 李实, 岳希明。“中国居民收入差距变动分析”。中国社会科学, 2021(1): 33–54。
- [26] 范子英。“财政转移支付与人力资本的代际流动性”。中国社会科学, 2020(9): 48–67。

- [27] 赵人伟, 李实。“中国居民收入差距的扩大及其原因”。经济研究, 1997, 9: 19–28。
- [28] 冯晓妮 赵红霞。“我国教育代际流动性及地区差异的比较研究——基于 CHARLS 2013 数据分析”。中国青年研究, 2016(8): 54–58。
- [29] 郑筱婷, 袁梦, 王珺。“城市产业的就业扩张与收入的代际流动”。经济学动态, 2020: 59–74。
- [30] 金双华, 于洁, 田人合。“中国基本医疗保险制度促进受益公平吗?——基于中国家庭金融调查的实证分析”。经济学 (季刊), 2020, 4: 1291–1314。
- [31] 阳义南, 连玉君。“中国社会代际流动性的动态解析——CGSS 与 CLDS 混合横截面数据的经验证据”。管理世界, 2015, 31(4): 79–91。
- [32] 陈宗胜, 周云波。再论改革与发展中的收入分配: 中国发生两极分化了吗。经济科学出版社, 2002。
- [33] 陈宗胜, 杨希雷。“论中国共同富裕测度指标和阶段性进展程度”。经济研究, 2023, 58(9): 79–97。
- [34] 陈斌开, 张淑娟, 申广军。“义务教育能提高代际流动性吗?”。金融研究, 2021, 492(6): 76–94。
- [35] 陈杰, 苏群。“中国代际收入流动性趋势分析: 1991–2011”。安徽师范大学学报: 人文社会科学版, 2015, 43(6): 769–775。
- [36] 陈琳, 袁志刚。“中国代际收入流动性的趋势与内在传递机制”。世界经济, 2012, 35(6): 115–131。
- [37] 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”。经济研究, 2009(10): 121–132。
- [38] Anthony B Atkinson. “On the measurement of inequality”. *Journal of economic theory*, 1970, 2(3): 244–263.
- [39] Gary S Becker, Scott Duke Kominers, Kevin M Murphy and Jörg L Spenkuch. “A theory of intergenerational mobility”. *Journal of Political Economy*, 2018, 126(S1): S7–S25.
- [40] Gary S Becker and Nigel Tomes. “An equilibrium theory of the distribution of income and intergenerational mobility”. *Journal of political Economy*, 1979, 87(6): 1153–1189.
- [41] H. M. Blalock, Peter M. Blau, Otis Dudley Duncan and Andrea Tyree. *The American Occupational Structure*. New York: Wiley, 1967.

- [42] Jo Blanden and Lindsey Macmillan. “*Educational inequality, educational expansion and intergenerational mobility*”. *Journal of Social Policy*, **2016**, 45(4): 589–614.
- [43] Raj Chetty, Nathaniel Hendren, Patrick Kline, Emmanuel Saez and Nicholas Turner. “*Is the United States still a land of opportunity? Recent trends in intergenerational mobility*”. *American Economic Review*, **2014**, 104(5): 141–147.
- [44] Miles Corak. “*Income inequality, equality of opportunity, and intergenerational mobility*”. *Journal of Economic Perspectives*, **2013**, 27(3): 79–102.
- [45] Molly W Dahl and Thomas DeLeire. “*The association between children’s earnings and fathers’ lifetime earnings: estimates using administrative data*”. **2008**, 1324-08.
- [46] Francis X Diebold and Roberto S Mariano. “*Comparing predictive accuracy*”. *Journal of Business and Economic Statistics*, **1995**, 13(3): 253–263.
- [47] Robert Erickson and John H Goldthorpe. *The Constant Flux: A Study of Class Mobility in Industrial Societies*. Oxford University Press, **1993**.
- [48] Milton Friedman. “*Capitalism and freedom*”. In: *Democracy: a reader*. Columbia University Press, **2016**: 344–349.
- [49] Xiang Gu, Sheng Hua, Tom McKenzie and Yanqiao Zheng. “*Like father, like son? Parental input, access to higher education, and social mobility in China*”. *China Economic Review*, **2022**, 72: 101761.
- [50] Steven Haider and Gary Solon. “*Life-cycle variation in the association between current and lifetime earnings*”. *American economic review*, **2006**, 96(4): 1308–1320.
- [51] Trevor Hastie, Robert Tibshirani and Jerome Friedman. “*The elements of statistical learning. Springer series in statistics*”. New York, NY, USA, **2009**: 661–667.
- [52] Roger Koenker and Gilbert Bassett Jr. “*Regression quantiles*”. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, **1978**: 33–50.
- [53] Kelly Labar. “*Intergenerational Mobility in China*”. *Post-Print*, **2007**.
- [54] Esfandiar Maasoumi, Le Wang and Daiqiang Zhang. “*Generalized Intergenerational Mobility Regressions*”. *Working Paper, Department of Economics, Emory University*, **2022**.
- [55] Susan E Mayer and Leonard M Lopoo. “*Government spending and intergenerational mobility*”. *Journal of Public Economics*, **2008**, 92(1-2): 139–158.

- [56] Bhashkar Mazumder. “*Fortunate sons: New estimates of intergenerational mobility in the United States using social security earnings data*”. *Review of Economics and Statistics*, **2005**, 87(2): 235–255.
- [57] Diego Restuccia and Carlos Urrutia. “*Intergenerational persistence of earnings: The role of early and college education*”. *American Economic Review*, **2004**, 94(5): 1354–1378.
- [58] Robert J. Serfling. *Approximation Theorems of Mathematical Statistics*. **1980**: Wiley, New York.
- [59] Gary Solon. “*A model of intergenerational mobility variation over time and place*”. *Generational income mobility in North America and Europe*, **2004**: 38–47.
- [60] Jasper Velthoen, Clément Dombry, Juan-Juan Cai and Sebastian Engelke. “*Gradient boosting for extreme quantile regression*”. *Extremes*, **2023**, 26(4): 639–667.
- [61] Owen David N. Weil. “*Intergenerational earnings mobility, inequality and growth*”. *Journal of Monetary Economics*, **1998**: 71–104.
- [62] Dongxu Wu and Zhongmin Wu. “*Crime, inequality and unemployment in England and Wales*”. *Applied economics*, **2012**, 44(29): 3765–3775.
- [63] Menahem E Yaari. “*The dual theory of choice under risk*”. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, **1987**: 95–115.
- [64] Menahem E Yaari. “*A controversial proposal concerning inequality measurement*”. *Journal of Economic Theory*, **1988**, 44(2): 381–397.
- [65] Shlomo Yitzhaki. “*On using linear regressions in welfare economics*”. *Journal of Business & Economic Statistics*, **1996**, 14(4): 478–486.
- [66] Sen Yuan. “*Random gradient boosting for predicting conditional quantiles*”. *Journal of Statistical Computation and Simulation*, **2015**, 85(18): 3716–3726.
- [67] Songfeng Zheng. “*QBoost: Predicting quantiles with boosting for regression and binary classification*”. *Expert Systems with Applications*, **2012**, 39(2): 1687–1697.
- [68] Yuan Zhigang and Chen Lin. “*The trend and mechanism of intergenerational income mobility in China: An analysis from the perspective of human capital, social capital and wealth*”. *The World Economy*, **2013**, 36(7): 880–898.