



数理统计与管理

Journal of Applied Statistics and Management

ISSN 1002-1566, CN 11-2242/01

《数理统计与管理》网络首发论文

题目: 家庭财富是否有助于实现可持续共享?
作者: 阮敬, 刘雅楠
DOI: 10.13860/j.cnki.sljt.20190203-001
网络首发日期: 2019-02-01
引用格式: 阮敬, 刘雅楠. 家庭财富是否有助于实现可持续共享?[J/OL]. 数理统计与管理. <https://doi.org/10.13860/j.cnki.sljt.20190203-001>



网络首发: 在编辑部工作流程中, 稿件从录用到出版要经历录用定稿、排版定稿、整期汇编定稿等阶段。录用定稿指内容已经确定, 且通过同行评议、主编终审同意刊用的稿件。排版定稿指录用定稿按照期刊特定版式(包括网络呈现版式)排版后的稿件, 可暂不确定出版年、卷、期和页码。整期汇编定稿指出版年、卷、期、页码均已确定的印刷或数字出版的整期汇编稿件。录用定稿网络首发稿件内容必须符合《出版管理条例》和《期刊出版管理规定》的有关规定; 学术研究成果具有创新性、科学性和先进性, 符合编辑部对刊文的录用要求, 不存在学术不端行为及其他侵权行为; 稿件内容应基本符合国家有关书刊编辑、出版的技术标准, 正确使用和统一规范语言文字、符号、数字、外文字母、法定计量单位及地图标注等。为确保录用定稿网络首发的严肃性, 录用定稿一经发布, 不得修改论文题目、作者、机构名称和学术内容, 只可基于编辑规范进行少量文字的修改。

出版确认: 纸质期刊编辑部通过与《中国学术期刊(光盘版)》电子杂志社有限公司签约, 在《中国学术期刊(网络版)》出版传播平台上创办与纸质期刊内容一致的网络版, 以单篇或整期出版形式, 在印刷出版之前刊发论文的录用定稿、排版定稿、整期汇编定稿。因为《中国学术期刊(网络版)》是国家新闻出版广电总局批准的网络连续型出版物(ISSN 2096-4188, CN 11-6037/Z), 所以签约期刊的网络版上网络首发论文视为正式出版。

DOI: 10.13860/j.cnki.sljt.20190203-001

家庭财富是否有助于实现可持续共享？

阮敬 刘雅楠

（首都经济贸易大学 统计学院，北京 100070）

摘要：为实现可持续共享，提高人们获取收入的能力则显得尤为重要，这种提高跨时间跨代际。而家庭财富转移的直接和间接效应是提高这种能力最直接的举措之一。针对家庭财富转移的直接和间接效应，通过构建对数线性模型及其扩展模型和累积 Logit 模型展开实证分析，结果表明：我国代际收入流动的主要模式为子代收入等级对父代收入等级的继承，以及“向上”或“向下”对称的异质性流动；家庭财富为不同收入水平间的相对距离和可渗透性带来一定的帮助；家庭财富过高，不利于实现全面的可持续共享；在可接受的范围内提升家庭财富存量，有助于加大收入底层向上层流动的机会；家庭财富的增加，有助于收入底层人群子代可持续共享水平大幅提升。

关键词：可持续共享；家庭财富；代际收入；对数线性模型及其扩展模型；累积 Logit 模型

中图分类号：F222 文献标识码：A

Does Household Wealth Contribute to Sustainable Sharing?

RUAN Jing LIU Ya-nan

(School of Statistics, Capital University of Economics and Business, Beijing 100070, China)

Abstract: In order to achieve sustainable sharing, it is particularly important to improve people's ability to obtain income, which is cross-temporal and inter-generational. The direct and indirect effects of household wealth are one of the most important measures to improve this ability. In view of the direct and indirect effects of household wealth, this paper constructs log-linear model and its extended models and cumulative logit model, to conduct an empirical analysis. The results show that the main patterns of intergenerational income mobility in China are the inheritance of the income class of the offspring to the income class of the father, and the symmetrical heterogeneous mobility of "up" or "down". Family wealth brings some help to the relative distance and permeability of different income levels, and excessive household wealth is not conducive to achieving comprehensive and sustainable sharing. An increase in the stock of household wealth within an acceptable range helps to increase the chances of income mobility from the bottom to the top. The increase in household wealth also contributes to a significant increase in the level of sustainable sharing among the offspring of the lower income groups.

Key words: Sustainable Sharing, Household Wealth, Intergenerational Income, Log-linear Model and its Extended Models, Cumulative Logit Model

基金项目：国家社科基金一般项目“共享改革发展成果的理论、测度方法与实现路径研究”（16BTJ007）。

0 引言

十九大报告指出，要让全体人民在共建共享发展中拥有更多的获得感和喜悦感，让发展成果更多、更公平的惠及全体人民。这就要求通过长期的、渐近的共享发展成果来促进全体人民朝着实现共同富裕的方向不断迈进，发展是手段，共享才是目的。为什么要实现共享发展成果、如何实现共享发展成果的问题已经成为了社会各界的研究重点，这不仅体现了对不平衡不充分这一主要矛盾的化解，更体现了坚持以人民为中心的发展思想，同时能够让我们的子孙后代共享人生出彩的机会。

对于共享发展，世界银行提出，通过衡量收入最低的 40%群体的收入水平，来评价一个国家的共享程度^[1]。这就意味着促进共享，需要更多的关注低收入群体的收入水平，确保经济增长可以改善社会上所有人的生活，而不只是少数幸运儿从中受益。可见，关注收入分布底部 40%群体的收入，有助于分析经济增长对这部分人群收入的影响。此外，共享发展成果的概念也与收入不平等的概念密切相关，通过低收入群体的收入变化情况，来说明不平等程度是在上升还是下降。

但是促进共享，并不仅仅着眼于某一时间点低收入群体收入的变动情况，更重要的是能够致力于跨时间跨代际的共享^[2]。共享发展的理念主张要将今天的发展和明天的发展统一起来，实现可持续发展，让我们的子孙后代共享美好的未来。共享发展的主体不仅是当代人，也包括代际潜在的社会成员^[3]。也就是说，发展成果不仅要“涓滴”到弱势群体还要“涓滴”到我们的子孙后代。可见，共享发展是一种遵循人、自然、社会和谐共存的发展，是一种创造充满活力和后劲的发展，是一种着眼于永续的、有利于代际公平的发展^[4]。

因此，共享不仅是在某一时间点，将收入从某一群体转移到另一群体，更重要的是能够提高人们获取收入的能力，这种提高跨时间跨代际^[2]。而家庭财富的直接和间接转移的直接和间接效应是提高人们获取收入能力的最直接最关键的举措之一。家庭财富转移的直接效应体现为财富的直接转移，也就是说发生变化的不是财产的性质而是财产的所有权，这种转移会直接提升其获取收入的能力。而家庭财富转移的间接效应体现为，通过人力资本以及社会资本的转移来推动子代个人能力提升，进而得到更多的收入回报^[5]。对家庭财富转移的间接效应已有一些论证。在人力资本方面，最开始的论证是 Becker and Tomes^[6]所提出的，他们认为，作为投资回报率的正向反馈，子代收入的提升，不仅包括父代人力资本的直接投入，还包括财富转移等间接投入方式。此后还涌现出许多大相径庭的学术观点。对于社会资本而言，Dan and Fredrik^[7]认为高收入的家庭所居住的社区中也聚集了大量的高收入人群，这部分人群成为了子代未来人脉中的一部分，这样他们将更易获取到高薪的工作，提高其获取收

入的能力，因此父代对子代社会资本的投资会有助于子代收入的提升。总的来说，家庭财富是促进跨时间跨代际、可持续共享的重要因素。此外，家庭财富与财产性收入之间的关系密不可分。党中央也明确提出要拓宽居民财产性收入的渠道的政策建议，财产性收入是衡量国民富裕程度的重要指标，其本质内涵就是让广大人民群众能够共享发展的成果。并且财产性收入的增长为居民的消费和投资提供了资金支持，有助于下一轮经济的进一步增长^[8]。

那么家庭财富通过怎样的代际收入的模式作用于下一代劳动收入的变动呢？并且对于共享的主体低收入人群，他们子代的收入在家庭财富的作用下会产生怎样的流动机制呢？也就是说家庭财富是如何通过影响子代获取收入的能力，而促进可持续共享呢？本文基于对这些问题的考虑，展开了实证分析，旨在研究家庭财富对可持续共享所产生的效应。所研究的内容，能够很好的契合国家的共享发展理念，以及“拓宽居民财产性收入的渠道”的方针，也能作为政府制定相关政策时的有益参考。

本文主要从家庭财富对代际收入流动模式的作用机制，以及其对低收入人群子代收入变动的影响两方面进行分析，旨在探讨促进我国实现可持续共享的途径和政策。在家庭财富对代际收入流动模式的作用机制方面，一方面考察了在家庭财富的影响下，代际收入呈现出的流动模式；另一方面分析了不同水平的家庭财富对代际收入流动的具体影响机制。这部分研究是基于代际收入流动矩阵所展开的，此背景下的代际收入流动模式能够反映出家庭财富是否有助于实现可持续共享。在此基础上，本文针对低收入人群的收入，剖析了家庭财富对其子代收入变动的影响，这种变动通过子、父代的收入等级差来体现，并运用 2013 年的中国居民收入调查（CHIP）数据进行相应的实证分析，从而深入探究家庭财富是否有助低收入人群的子代共享发展成果，实现跨代际的共享。

论文的结构安排如下：第二部分是数据与变量描述，详细介绍了本文实证数据的来源、所使用变量的定义以及对各变量的描述性统计分析；第三部分是分析家庭财富对代际收入流动模式的影响。基于代际流动矩阵，拟合对数线性模型及其扩展模型，充分讨论了家庭财富作用下的代际收入流动模式是否有助于实现可持续共享；第四部分是家庭财富对可持续共享的效应分析，通过拟合累积 Logit 回归模型，实证分析了家庭财富对低收入人群子代收入等级变动的影响机制，以此考察家庭财富是否有助于跨代际共享水平的提升。第五部分是结论与建议，对全文进行总结，并提出有针对性的政策建议。

1 数据与变量描述

1.1 数据来源

考虑到数据的可获得性，本文所使用的数据来源于 2013 年的中国居民收入调查（CHIP），

该数据集用于追踪中国收入分配的动态情况,其中包括收支信息,以及其他家庭和个人信息,所涵盖的信息丰富且具有代表性,为本文的研究提供了宝贵的数据资料。本文在进行实证分析时分别选取了 CHIP 中家庭收入与支出、农村个人信息以及城镇个人信息等三个数据集中有效的相关数据。

1.2 变量选择及定义

1.2.1 家庭财富

家庭财富,是指一个家庭在一定时期内所有家庭成员共同拥有的财富总额。而家庭财富与财产性收入之间的关系密不可分。财产性收入就是要把居民手中的财富转化为一种参与经济活动的资源,从而获得回报^[9]。即让持续增长的收入转化为财富资本,这些资本又在投资的作用下成为新的收入来源。在国内有关家庭财富问题的研究,通常将财产性收入等同于财富资本收入。而国外的相关研究大多认为,资本性收入还包括家庭经营收入,这是由于经营收入是通过家庭拥有的资本而取得的收入^[10]。因此,本文将居民家庭财产性收入和经营性收入统一定义为资本性收入即家庭财富。

1.2.2 子、父代个体收入

本文将问卷中被访者“在 2013 年主要工作的收入总额”定义为个体的收入。其中,父代收入定义为一个家庭中父母双方收入更高的一方的工作收入,这主要是因为收入较高的一方其经济活动力也相对较高,研究代际关系会更具代表性。子代收入为与父代相对应的子代的工作收入总额,若一个家庭中有多个子女,则该家庭的样本中将包含多个子代的收入,子代的收入不仅与父代收入相关,也同其个人禀赋有很大的关系^[11],因此不能仅将某一个子代作为家庭的代表纳入到样本中。

1.2.3 控制变量

参照以往有关代际收入流动性的研究文献,本文加入如下控制变量:子代性别、子代年龄、子代婚姻状况,子代受教育年限以及子代居住地类型,以控制个人禀赋所带来的个体收入差距。我们还对后文回归方程中子代收入、父代收入和家庭财富进行了对数处理。考虑到代际收入匹配后样本数量的大幅度减少,以及最大程度保留样本的信息,本文剔除数据中信息不全的样本,同时剔除收入小于等于零的样本,最终得到了 4020 个观测样本。

1.3 变量描述统计

表 1 为本文所涉及到变量的相关描述统计结果。其中主要的观测变量子代收入、父代收入以及家庭财富等都是基于货币度量的变量,其单位为元;性别、年龄、婚姻状况、受教育年限以及居住地类型等个体特征变量,本文通过计算每一特征不同水平所占的百分比来进行描述。

表 1 变量描述性统计

观测变量		控制变量	
变量	描述（元）	变量	描述（%）
子代收入		性别	
最小值	110	男	76.94
最大值	1200000	女	23.06
中位数	25000	年龄	
均值	28037.30	18-30	56.29
标准差	29640.62	30-45	18.03
父代收入		45-60	22.55
最小值	100	60-65	3.13
最大值	414000	婚姻状况	
中位数	24000	在婚	63.13
均值	27793.73	未在婚	36.87
标准差	22658.44	受教育年限	
家庭财富		0-9	57.40
最小值	1.67	9-12	22.55
最大值	529976.67	12-16	18.98
中位数	8684.24	16-20	1.07
均值	19016.39	居住地类型	
标准差	38964.86	城镇地区	25.61
样本量	4020	农村地区	74.39

从表 1 可以看到，样本中子代的年均收入约为 2.80 万元，父代的年均收入约为 2.78 万元，两者相差无几。比较两变量的中位数也无较大差异，分别为 2.5 万元和 2.4 万元。可见无论是父代收入还是子代收入都呈现右拖尾的形态。同样的，在样本家庭财富的分布中，中位数 0.87 万元远小于均值 1.9 万元，右偏态势更加明显，这就表明少数家庭拥有着大部分的财富。

从样本中被访者的性别分布来看，子代为男性的样本占到 76.94%，子代为女性的样本占到 23.06%。从子代受教育年限的分布来看，受教育年限在 0~9 年、9~12 年、12~16 年以及 16-20 年四个区间的样本占比分别为 57.4%、22.55%、18.98%以及 1.07%。大部分样本的受教育年限小于 9 年，受教育年限在 12~16 年的样本量非常少，全部样本的受教育程度偏低。

此外本文筛选出的子代年龄在 18 岁到 65 岁之间的样本作为本文的研究对象，并根据子代的年龄将全体样本划分为 18~30 岁、30~45 岁、45~60 岁以及 60~65 岁四个阶段，每个阶段样本所占比例分别为 56.29%、18.03%、22.55%和 3.13%。年龄在 18~30 岁阶段的样本量最多，60~65 岁阶段的样本量最少，样本年龄的分布更偏向于中青年阶段。

本文将子代的婚姻状况处理为在婚和未在婚两种类型，其中未在婚包括未婚、丧偶、离婚三种类型，在婚包括已婚（有配偶）和再婚两种类型。经处理后，被访子代中有 63.13% 的样本属于在婚状态，而 36.87% 的样本属于未在婚状态。

在本文中，不同居住地类型的数据分别来源于 CHIP 数据库中城镇住户调查和农村住户调查两个子样本数据库。经过代际收入以及家庭财富的匹配后，所分析的样本中子代居住地为农村地区的样本，约占 74.39%；子代居住地为城镇地区的样本约占 25.61%。

2 家庭财富对代际收入流动模式的影响分析

2.1 代际收入流动的理论假定

为研究我国居民家庭财富对共享的可持续效应，本文要分析家庭财富是否有助于提升收入最低的 40% 父代人群其子代的收入水平；是否能够有助于这部分人群的子代收入等级向上流动，而不是呈现对父代收入等级的继承，以保证家庭财富对发展成果共享的跨代际、可持续的效应。因此，考虑到这种通过代际收入的流动情况，反映家庭财富对共享的可持续效应，我们首先分析了在家庭财富的影响下，我国居民代际收入的主要流动模式。同时，更深入的揭示了，在当前的代际收入流动模式下，不同水平的家庭财富对代际收入变动的影响程度。

一般地，代际收入流动性不足将不利于低收入群体的向上流动，这种向上流动的机会、渠道和空间都将会受到一定程度的阻碍，导致这部分人群子代依旧属于低收入群体，将不利于全民全面共享发展成果。甚至有可能使得低收入人群陷入长期贫困状态，贫困人群陷入代际贫困状态。而家庭财富资本作为实现发展成果共享的实质^[8]，必然会通过代际传递而影响到子代的收入，进而影响到可持续共享的水平。那么家庭财富是如何影响代际收入流动模式的？这样的代际收入流动模式是否有利于促进跨代际的可持续共享呢？

针对家庭财富水平对代际收入流动模式与强度的影响，本研究给出如下假定：

假设 1：目前我国居民代际收入的流动模式主要体现为继承的特性，即子代收入同父代收入呈现出相同的等级，代际收入等级的异质性不显著。由于先天禀赋、社会保障制度、公共服务管理以及我国特有的户籍制度等因素的影响，加剧了整个社会中不平等现象的严峻程度，从而导致我国社会阶层固化的倾向较为严重，因此代际收入呈现出明显的传承特性。

假设 2：当子代收入等级同父代收入等级存在异质性时，这种异质性主要表现为代际收入在不同等级间的对称流动。在较为接近的收入等级间，发生“向上”或“向下”流动的概率，要高于在差异较大的收入等级间“向上”或“向下”流动的概率^[12]。徐舒和李江^[13]在对代际收入异质性分析时也证实了这种对称性流动。

假设 3: 家庭所拥有的财富对代际收入的流动性存在重要的影响。家庭财富作为存量收入, 不仅对同代人的收入产生一定程度的影响, 较高的家庭财富还会提高下一代获取收入的能力, 同时, 子代收入水平的提升反过来影响着家庭财富存量的进一步积累。如此往复, 家庭财富势必会导致代际收入流动性水平的变动。

2.2 对数线性模型的构建

为通过控制代际收入等级分布的边际差异, 考察家庭财富对代际收入流动的净效应, 本文采用对数线性模型及其扩展模型展开分析。通过这一系列模型来验证, 家庭财富的作用下子代收入的流动趋势, 进而判断这种趋势是否有助于代际可持续共享。

具体而言, 本文在条件独立模型的基础上, 分别拟合准独立模型 (Quasi-independence model)、准对称模型 (Quasi-symmetry model)、跨越参数模型 (Crossings parameter model) 以及行列效应模型 (Row and column effects model), 通过对比上述扩展模型, 来检验代际收入的同质性继承和异质性流动的模式^[14]。此外, 对最优拟合模型进一步分析, 考察不同等级的家庭财富对代际收入流动模式的影响。以下为所构建的具体模型:

2.2.1 条件独立模型

$$\text{Log}F_{ijk} = a + a_i^R + a_j^C + a_k^L + a_{ik}^{RL} + a_{jk}^{CL} \quad (1)$$

式 (1) 中, a 、 a_i^R 、 a_j^C 、 a_k^L 分别是表示平均效应、子代 i 等级收入的行主效应、父代 j 等级收入的列主效应以及背景变量即家庭财富 k 水平的主效应。 a_{ik}^{RL} 、 a_{jk}^{CL} 为家庭财富同子代收入和父代收入间的交互效应。 F_{ijk} 为家庭财富 k 水平下, 收入取值为 i 的子代和收入取值为 j 的父代的期望频数。

条件独立模型作为考察代际收入流动性的基准模型, 假定在背景变量一定的条件下, 子代的收入水平同父代的收入水平间相互独立, 不存在相关关系。其结果同零模型一样, 可用于比较其他模型的拟合程度。

2.2.2 准独立模型

$$\text{Log}F_{ijk} = a + a_i^R + a_j^C + a_k^L + a_{ik}^{RL} + a_{jk}^{CL} + b_{i=j}^{RC} \quad (2)$$

$$b_{i=j}^{RC} = 0, \text{ 当 } i \neq j \text{ 时}$$

式 (2) 中, $b_{i=j}^{RC}$ 体现了是代际收入流动的对角线效应, 即代际收入等级的相一致性。可见, 该模型假定, 在家庭财富一定的情况下, 不同的代际收入等级间无明显的相关性, 而主要体现为代际收入等级的继承性。如果父代收入等级高, 那么子代的收入会呈现出相同的等级与之相匹配; 反之亦然。

2.2.3 准对称模型

$$\text{Log}F_{ijk} = a + a_i^R + a_j^C + a_k^L + a_{ik}^{RL} + a_{jk}^{CL} + b_{i=j}^{RC} + c_{ij}^{RC} \quad (3)$$

$$c_{ij}^{RC} = c_{ji}^{RC}, \text{ 当 } i \neq j \text{ 时}; c_{ij}^{RC} = 0, \text{ 当 } i = j \text{ 时}$$

式(3)反映了代际收入的流动是否具有对称性, c_{ij}^{RC} 体现了这种对称效应。在边际分布的一定时期, 除对角线外, 子代 i 收入等级、父代 j 收入等级, 同子代 j 收入等级、父代 i 收入等级的发生概率相同。因此, 在准独立模型的基础上, 该模型进一步说明了, 在家庭财富的影响下, 特定代际收入等级间的向上流动与向下流动有着相同的概率。

2.2.4 跨越参数模型

$$\text{Log}F_{ijk} = a + a_i^R + a_j^C + a_k^L + a_{ik}^{RL} + a_{jk}^{CL} + d_{ij}^{RC} \quad (4)$$

$$d_{im}^{RC} = d_{ij}^{RC} + d_{jm}^{RC}, \text{ 当 } i < j < m \text{ 时}; d_{ij}^{RC} = 0, \text{ 当 } i = j \text{ 时}$$

式(4)的模型能较形象的体现出不同等级间的距离感, 其中障碍跨越值 d_{ij}^{RC} 是子、父代收入等级 i 和 j 之间的距离, 因此能够反映出不同等级代际收入流动的难易程度。可见, 该模型考察了在给定背景变量家庭财富的情况下, 子、父代哪些等级的继承性容易突破, 从而产生异质性收入等级; 哪些等级的弹性小, 继承性较高。

2.2.5 行列效应模型

$$\text{Log}F_{ijk} = a + a_i^R + a_j^C + a_k^L + a_{ik}^{RL} + a_{jk}^{CL} + \varphi_{ij}\theta_k \quad (5)$$

$$\sum \varphi_{ij} = 1, \quad \sum \theta_k = 1$$

在式(5)的模型中 φ_{ij} 反映在边际收入一定的情况下, 代际收入表现出的相关模式。 θ_k 表现为各级家庭财富对应的代际收入流动强度和平均流动强度间的偏离度。故该模型体现的是, 不同变量对代际收入流动性的影响, 仅体现在对其效应强度的改变, 且不同水平间的流动强度各异。

2.3 家庭财富对代际收入流动模式的影响分析

2.3.1 代际收入分布的描述

分别对子、父代按照收入五等份进行分组, 得到从低到高的五个收入水平, 再匹配全部 4020 个样本的子父代收入等级, 并统计不同收入等级间的样本分布情况, 所得结果如表 2 所示:

表 2 代际收入水平的分布情况 (%)

全国		子代收入水平				
		I	II	III	IV	V
入 父 水 代 平 收	I	36.09	21.14	14.22	16.65	11.91
	II	23.54	30.58	19.05	15.41	11.41

	III	15.17	17.23	26.58	23.79	17.23
	IV	16.14	17.23	22.82	23.79	20.02
	V	8.97	13.82	17.33	20.36	39.52

通过上表不难发现，当父代处于第 I 收入等级时，子代仍保留在第 I 收入等级的百分比高达 36.09%，而且子代进入 II、III、IV、V 等级的百分比呈现不同幅度的减少，子代进入第 V 等级的概率只有 11.91%。表明当父代处于低收入等级时，其子代大部分仍然留在较低等级，而进入高收入等级会比较困难。

当父代处于第 V 等级时，子代仍保留在第 V 等级的百分比达到 39.52%，而且子代进入 I、II、III、IV 收入等级的概率依次增加，分别为 8.97%、13.82%、17.33%、20.36%。说明当父代处于高收入等级的家庭时，他们的子代大部分仍保留在较高的等级，而进入较低收入等级的可能性较小，即代际收入流动性比较差。

当父代处于中间收入等级时，子代仍然保留在该等级或进入相邻等级的百分比都比较高，而进入其他等级的可能性比较低。可见除主对角线，靠近主对角线上、下侧的数值也相对较大，即子代收入水平同父代收入水平较为接近，代际间的收入呈现一种对称性的流动模式；远离主对角线的数值相对较小，即与父代收入水平相差较大的子代所占比例明显较小。

通过对这一部分的描述分析可知，代际间收入有着明显的继承特性，而出现异质性流动时，更多的是呈现“向上”或“向下”对称性流动模式。主对角线上下侧有较大的流动可能，远离主对角线流动的可能性较小。若要考察这种代际收入的流动模式是否真实存在，则需通过对数线性模型来进一步控制子、父代的边际分布差异。

2.3.2 家庭财富对代际收入流动模式的影响

本文在考察家庭财富影响下的流动模式时，同收入分组方式相同，也将家庭财富按五等份分组，针对不同等级家庭财富的影响，上述各模型的拟合结果如下表所示。可以明显的看到条件独立模型的拟合效果是最差的。对比各模型对数似然比统计量 L^2 的值，可以大致了解代际收入继承性和异质性的相对重要程度。同时，模型的差异指数 D 和 AIC 统计量可用于反映模型同实际数据的匹配程度。

表 3 的模型一是未引入家庭财富变量时的拟合结果，可以看到，准对称模型的拟合效果最显著，其似然比统计量 L^2 的值为 8.484、差异指数 D 为 1.7%，AIC 的值也相对较小达 -3.516，并且该模型的自由度为 6，在所拟合的模型中最为简约。此外，表 3 的模型二为引入家庭财富变量后所形成的代际收入流动模式。其中，准对称模型的 P 值最大 ($P=0.118 > 0.05$)，说明模型已足够拟合数据^[15]；同时准对称模型的似然比统计量 L^2 的值为 84.261、差异指数 D

也下降到 1.1%，都是所有拟合模型中的最小值；准对称模型的 AIC 统计量为-55.739，与 AIC 值最小（-57.128）的跨越参数模型相差不大；考虑到模型的简约性，准对称模型的自由度更小，故综合来看，准对称模型能够较好的拟合家庭财富所造成的代际收入流动模式。

表 3 代际收入流动模式的拟合模型

	代际收入流动模式（无家庭财富影响） 模型一					代际收入流动模式（有家庭财富影响） 模型二				
	L^2	P	D	df	AIC	L^2	P	D	df	AIC
条件独立模型	492.022	0.000	0.999	16	460.022	533.992	0.000	0.682	80	373.992
准独立模型	99.321	0.000	0.202	11	77.321	171.578	0.000	0.219	75	21.578
准对称模型	8.484	0.205	0.017	6	-3.516	84.261	0.118	0.108	70	-55.739
跨越参数模型	19.904	0.069	0.040	12	-4.096	94.872	0.070	0.121	76	-57.128
行列效应模型	81.529	0.000	0.166	9	63.529	154.303	0.000	0.197	73	8.303

从上表可知，我国居民子父代代际收入的继承关系达到 79.8%（1-99.321/492.022），而家庭财富所造成的代际收入继承效应（对角线效应）占到 67.87%（=1-171.578/533.992）；此外，代际收入异质性流动中的对称效应达 91.46%（1-8.484/99.321），但在家庭财富的影响下，这种“向上”或“向下”的对称异质性流动效应为 50.89%（=1-84.261/171.578）。明显的，我国代际收入流动主要模式为子代收入等级对父代收入等级的继承，以及“向上”或“向下”的对称异质性流动，这与本文的假设 1 和假设 2 相一致。但家庭财富变量的引入，大大减小了代际收入的继承效应，加大了收入流动性，这同本文的假设 3 相一致。并且近距离的对称性流动效应也有大幅度减少，可见家庭财富会对代际不同收入水平间的相对距离和可渗透性带来一定的帮助。如前所述，家庭财富往往会通过人力资本这一中介因素，间接的促进子代收入的增加。一般地，当居民拥有较高的家庭财富时候，人力资本投资会受到较小的约束，相应的会大大增加子代的劳动资本，这种劳动资本会通过子代个人价值的实现来完成投资收益的有机流动。

通过上述结果，本文认为准对称模型是最优拟合模型，故通过该模型来估计不同等级的家庭财富对代际收入所造成的影响。统计结果显示，不同等级的家庭财富，对于子和父代收入间的流动性产生较大差异。家庭财富水平位于 II、III、IV、V 等级时，对代际收入流动性的影响分别比位于 I 等级时大 11.5%、37.3%、30.6%和-26.7%。可见，代际收入的流动性一般会随着家庭财富的增加而增加，但当家庭财富积累一定程度时，代际收入的流动性又出现减少的趋势。这就意味着，家庭财富过高，会直接增加子代的收入，加大代际收入的继承性，拉大子代收入的差距，不利于实现全面的可持续共享。因此，只有在一定程度上，提升家庭

财富存量，才能够进一步促进代际收入流动性的提升，降低代际收入分配的失衡，保障社会机会的公平，从而加大收入底层向上层流动的机会，提高低收入人群的收入水平，促进全体人民共享发展成果，让我们的子孙后代共享美好的未来。

3 家庭财富对可持续共享的效应分析

上一部分内容，分析了在家庭财富的影响下，我国代际收入的流动性是否有所增加，能否保障社会更加公平，代际共享发展成果。在这一部分中，本文更深入的分析了我国居民家庭财富对低收入人群子代收入变动的的影响，考察了家庭财富在低收入人群代际收入流动中所起到的作用，分析这部分人群是否会在家庭财富的影响下实现可持续共享，即其子代收入有着显著的“向上”流动趋势。本文采用累积 Logit 模型，对低收入人群其子代收入等级的变动情况进行了深入的分析。

3.1 累积 Logit 模型构建

基于上一部分对子、父代收入等级的划分，通过进一步计算，得出存在 J 个顺序代际收入等级差 j ($j=-4, -3, \dots, 0, \dots, 3, 4$)，假定每种等级差的对应发生概率为 π_i ，其中有序分类小于等于 j 的累计发生概率为 $P(y \leq j) = \pi_1 + \pi_2 + \dots + \pi_j$ ，又有 n 个变量记为 $X = (x_1, x_2, \dots, x_n)$ ，分别表示影响代际收入变动的因素。于是有累积 Logit 函数：

$$\text{Logit}[P(y \leq j)] = \ln \frac{P(y \leq j|x)}{1-P(y \leq j|x)} = \ln \frac{\pi_1 + \pi_2 + \dots + \pi_j}{\pi_{j+1} + \pi_{j+2} + \dots + \pi_J} \quad (6)$$

式 (6) 中两个累积概率比的对数值，它测定了被解释变量小于等于分类 j 或者大于分类 j 的可能性大小。因为被解释变量存在 J 个有序分类，所以可以写出至多 $J-1$ 个累积 Logit 函数，也就至多存在 $J-1$ 个线性表达式，即 $J-1$ 个累积 Logit 回归模型。

累积 Logit 回归模型假定在 $J-1$ 个表达式中，每一个解释变量 X_i 具有相同的回归系数 β_i ，而每一个回归模型对应着不同的截距 $\beta_{j,0}$ ，也就是说各个 Logit 回归模型相互平行。在这种平行假设下，累积 Logit 模型如式 (7) 所示：

$$\text{Logit}[P(y \leq j)] = \beta_{j,0} + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_n X_n = \beta_{j,0} + \sum_{i=1}^n \beta_i X_i \quad (7)$$

该模型有 $J-1$ 个截距， n 个回归系数，其对应的概率表达式为式 (8)：

$$P(y \leq j) = \frac{\exp(\beta_{j,0} + \sum_{i=1}^n \beta_i X_i)}{1 + \exp(\beta_{j,0} + \sum_{i=1}^n \beta_i X_i)} = \frac{1}{1 + \exp[-(\beta_{j,0} + \sum_{i=1}^n \beta_i X_i)]} \quad (8)$$

3.2 家庭财富对低收入人群代际收入变动的影响分析

3.2.1 模型检验

本文以父代低收入人群的收入水平同其子代收入水平间的等级差作为被解释变量，家庭财富、子代性别、子代婚姻状况、子代年龄、子代受教育年限、子代居住地类型等分别作为

观测变量和控制变量，进行累积 Logit 回归。由于累积 Logit 模型存在平行假定，故在拟合累积 Logit 模型前需先对平行条件进行假设检验，如果检验结果显著则说明该模型适用于当前数据，检验结果如表 4 所示。拟合结果表明，模型通过平行假设，说明使用累积 Logit 模型较为合理；同时为判断多水平的 Logit 模型的必要性，还用零模型进行了假设检验，结果显示在 1% 的显著性水平下通过检验。

表 4 模型拟合信息及平行检验

	平行假设	零模型
LogLikelihood	-2646.5	-2745.4
Chisq	249.48	197.79
df	28	7
sig	< 2.2e-16	< 2.2e-16

3.2.2 拟合结果分析

通过对模型系数检验可知，观测变量家庭财富对代际收入等级差的影响显著，控制变量父代收入、子代年龄、性别、婚姻、受教育年限以及居住地类型等也是影响代际收入等级差的显著因素，且各因素对代际收入等级差的影响程度有较大差异。

通过拟合结果可知，如表 5，家庭财富对代际收入等级差的影响系数为正（0.076），说明家庭财富水平越高，子、父代收入等级的变动差异越大。家庭财富的对数每增加 1 个单位，引起代际收入等级差增加的可能性为原来的 1.079 倍，这就表明家庭财富的增加，将有助于低收入人群子代的收入发生“向上”的流动，为子代进入中等收入和高收入等级提供更多的机会，子代的可持续共享水平也得到大幅提升。拥有财富存量较高的家庭，其子代能够获得更好的人力资本投资，从而有效的提升了子代获取更高水平收入的能力，反过来子代收入也会促进家庭财富的累积，如此往复，能够逐渐实现全体人民共享发展成果，子孙后代共享美好的未来，实现一种跨时间跨代际的共享。

在其他影响因素不变的条件下，父代收入水平对代际收入等级差产生负向影响，且影响显著，其回归系数为-0.624，发生比为 0.536。这就说明，当父代收入的对数每增加 1 单位，代际收入等级差增加的可能性为原来的 0.536 倍。父代收入等级越高，子代“向上”流动的概率相对较小，这是因为同父代相比，高收入家庭的子代收入等级进一步提升的空间也相对较小。因此，收入水平较低的父代，其子代的可持续共享效应相对更为明显。

表 5 累积 Logit 模型拟合结果

模型三					
变量	水平	系数	t 值	发生比	发生比 95%置信区间

					下限	上限
代际收入等级差	0	-6.352	-9.001***	0.002	0.448	7.120
	1	-4.414	-6.335***	0.012	0.361	5.545
	2	-3.537	-5.085***	0.029	0.282	4.313
	3	-2.722	-3.918***	0.066	0.180	2.740
	4	-1.276	-1.832**	0.279	0.275	4.224
家庭财富		0.076	2.273**	1.079	1.010	1.151
父代收入		-0.624	-9.658***	0.536	0.472	0.608
年龄		-0.021	-4.537***	0.979	0.971	0.988
性别	男性	0.580	4.837***	1.786	1.412	2.258
婚姻	在婚	0.347	3.059***	1.415	1.133	1.767
居住地类型	城镇	-0.354	-2.784***	0.702	0.548	0.901
受教育年限		0.099	5.591***	1.104	1.066	1.142
McFadden R ²		0.036***				

注：* $P < 0.1$ ，** $P < 0.05$ ，*** $P < 0.01$ 。

子代是否是男性、子代是否在婚以及子代受教育年限等变量，都对代际收入等级差产生显著的正向影响，影响系数分别为 0.580、0.347 和 0.099，发生比分别为 1.786、1.415 和 1.104。明显地，男性代际收入向上流动的概率是女性的 1.786 倍；在婚子代其收入向上流动的概率是未在婚者的 1.415 倍；此外，受教育年限每增加 1 单位，代际收入等级差随之增加的可能性为原来的 1.104 倍。男性较女性在劳动力市场更占优势，因此对于低收入家庭而言，子代为男性的家庭共享的可持续效应更明显。同样的，在婚子代的共享能力更强。另外，同低收入的父代相比，受教育年限较高的子代，其收入具有向上流动的概率较高，可持续共享的水平也相对较高。

在其他影响因素不变的条件下，子代年龄、居住地是否为城镇地区两个变量对代际收入等级差产生负向影响，且影响显著，两变量的回归系数分别为 -0.021 和 -0.354，其相应的发生比分别为 0.979 和 0.702。当子代年龄增加 1 单位时，代际收入等级差增加的可能性为原来的 0.979 倍；城镇地区子代收入向上流动的概率要小于农村地区，其发生比为农村地区的 0.702 倍。这说明，新生代家庭子代的收入流动性较高，共享的可持续效应更显著，在低收入人群中农村家庭相对较多，农村家庭的子代相比父代更具有年龄优势，从而容易获得较高的打工收入。此外，由于城乡间存在收入差距，故更多农村家庭的父代收入位于低收入等级，因此相比城镇家庭其子代收入有更多向上流动的机会，具有更强的可持续共享能力。

3.2.3 稳健性检验

在研究代际收入流动性问题时，通常通过测算代际收入弹性的方法来估计代际收入的流动性，目前已经有很多学者对不同国家的代际收入弹性进行了估计（Dearden 等,1997^[16]；

Solon, 2002^[17]; Grawe, 2004^[18]; Jantti 等, 2005^[19]; 王海港, 2005^[20]; 陈琳等, 2012^[21])。其基本经济学模型设定如下:

$$\ln y_p = \alpha + \beta \ln y_f + \gamma X_i + \mu \tag{9}$$

在式(9)中, y_p 表示子代个体的持久收入, y_f 表示父代个体的持久收入, 回归系数 β 即代际收入弹性, β 值越大, 表明父代对子代的收入水平影响越大, 代际收入流动性越弱, 反之则表明代际收入流动性越强, 两种特殊的情况是, $\beta = 0$ 表示子代收入完全不受父代影响, $\beta = 1$ 表示子代收入完全受父代决定。 X_i 表示各观测变量和控制变量, μ 表示随机扰动项。

于是, 为了进一步验证实证结论的可靠性, 本文通过拟合上述代际传递模型来进行稳健性检验, 以分析在低收入家庭中, 财富存量所产生的可持续共享效应, 结果如表 6 所示。

表 6 代际传递模型全样本回归结果

变量	水平	低收入父代样本 模型四			全样本 模型五		
		系数	标准差	t 值	系数	标准差	t 值
截距项		7.339	0.315	23.335***	7.041	0.161	43.628***
家庭财富		0.027	0.015	1.747*	0.019	0.008	2.304**
父代收入		0.196	0.029	6.848***	0.245	0.014	16.877***
年龄		-0.010	0.002	-4.562***	-0.008	0.001	-7.041***
性别	男性	0.232	0.056	4.187***	0.171	0.029	5.940***
婚姻	在婚	0.173	0.053	3.257***	0.209	0.030	7.069***
居住地类型	城镇	-0.140	0.059	-2.372***	0.033	0.029	1.139
受教育年限		0.044	0.008	5.490**	0.035	0.004	8.228***
调整后 R ²		0.074			0.124		
样本量		1647			4120		

注: * $P<0.1$, ** $P<0.05$, *** $P<0.01$ 。

表 6 中模型四的结果表明, 家庭财富对低收入人群子代收入的增加有一定的促进作用, 且影响显著, 当家庭财富的对数每增加 1 单位时, 低收入人群子代的收入将平均提高近 3%, 这上述模型三的结果相一致。也就是说, 对于低收入的父代, 家庭的财富存量的增加会相应的促进其子代收入的增加, 让其子代能够更好的共享发展成果, 从而提高全社会可持续共享的水平。相比, 表 6 中的模型五为全样本条件下的最小二乘回归结果表明, 当家庭财富的对数每增加 1 单位时, 子代收入平均增加近 2%, 可见家庭财富对低收入人群子代收入的促进作用更明显。

同模型三的回归结果, 由模型四的拟合结果可知, 对于低收入的父代, 其代际收入弹性为 0.196, 子代和父代收入呈现出显著的正相关关系。考虑到本文用现期收入代替持久收入

会有一定的向下估计偏误，因此实际的代际收入弹性应该大于 0.196。由模型五的拟合结果可得到，代际收入弹性为 0.245，这说明低收入人群存在比较高的代际收入传递，代际流动性较差。低收入人群代际收入流动性要略优于全样本的代际收入流动性，子代收入更容易发生向上的流动，从而实现代际的可持续共享。

控制变量方面，模型四中各控制变量拟合结果与模型三的拟合结果一致。随着年龄的不断增加，低收入人群子代的收入是逐渐减少的，每增加 1 岁，子代收入平均减少 1%；子代是男性的收入要比子代是女性的收入高 23.2%；同未在婚的子代相比，在婚的子代收入要高 17.3%；子代受教育年限每增加 1 年，其收入增加 4.4%。上述控制变量在模型五中的回归符号相同。但是子代居住地是否为城镇地区这一变量，在模型四和模型五中的回归符号不一致，并且在模型五中结果不显著。此外，模型四中这一变量的回归结果，不同于我们所认为的城镇地区人口的收入要高于农村地区人口的收入，这可能存在两方面的原因，第一，模型四考察的是低收入人群子代的收入状况，在这一部分样本中城乡样本量之比近 1:5.5，较低的城镇地区样本量会导致这一拟合结果。第二，在城镇地区，低收入人群的子代大多刚刚离开校园，而在农村地区，低收入人群的子代会有许多打工经验，因此其收入可能会高于城镇地区低收入人群的子代。

总体上，表 6 中的回归结果同模型三的回归结果相一致，这边能够很好的说明估计结果的稳健性，即对于低收入的父代而言，家庭的财富存量对促进子代收入的增加有很强的解释力，因此也有助于提高代际可持续共享的水平。

4 结论

共享发展成果不仅要求短时间内共享程度不断提升，同时也需要一种寻求全面的、长期的、可持续的共享。此外，发展成果共享的本质不仅包括低收入人群福祉的不断增加，也包括发展成果随着时间的推移能够可以更好的沉淀下来，实现代际间的可持续共享。可见，对于可持续共享问题的讨论是一项既重要又有意义的课题。考虑到这种可持续的共享，更重要的是强调能够提高人们获取收入的能力，而家庭财富作为最直接最关键的举措之一，从直接和间接两方面来提升人们获取收入的能力。因此，本文深入剖析了家庭财富是否有助于实现跨代际的可持续共享。

本文使用 2013 年中国居民收入调查（CHIP）的数据，分别构建对数线性模型及其扩展模型，和累积 Logit 模型展开实证分析，实证结果表明：第一，无论是否引入家庭财富变量，拟对称模型都是我国代际收入流动模式的最优拟合模型。该模型反映了我国代际收入流动主要模式为子代收入等级对父代收入等级的继承，以及“向上”或“向下”的对称异质性流动。

第二，由于家庭财富变量的引入，大大减小了代际收入的继承效应，加大了收入流动性，并且为不同收入水平间的相对距离和可渗透性带来一定的帮助。第三，但是家庭财富过高，会加大代际收入的继承性，拉大子代收入的差距，不利于实现全面的可持续共享。第四，在可接受的范围内提升家庭财富存量，加大收入底层向上层流动的机会，让我们的子孙后代共享美好的未来。第五，家庭财富的增加，有助于低收入人群子代的收入发生“向上”的流动，为子代进入中等收入和高收入等级提供更多的机会，子代的可持续共享水平得到大幅提升。

基于上述结论，本文提出如下政策建议：

第一，增加低收入家庭的财产性收入。合理的收入分配格局是共享发展的核心内容，这就要求着力提高低收入人群的收入，平衡各来源收入间的关系。作为居民收入的重要来源之一，财产性收入是居民手中的财富转化为一种资源参与经济活动从而获得回报，也是广大人民群众共享发展成果的重要手段。造成低收入人群收入持续走低的重要原因是其投资方式单一，导致财富的积累量相对较少，财产性收入的比重过低。所以，需要有关部门刺激低收入家庭多样化投资，最大化资金的使用效益，进而增加其财产性收入，积累更多的家庭财富。

第二，增强不同收入等级边界的可渗透性。这种可渗透性是指不同收入等级的个体跨越等级的难易程度。低收入等级人群向更高的收入等级流动，能够充分响应共享发展的理念。此外，若能够提高低收入家庭子代收入“向上”流动的能力，是实现可持续共享最有效的途径。并且可渗透性的增强，也能够一定程度上降低各收入阶层间的矛盾和冲突。因此，今后的相关政策应当重视目前收入阶层固化、代际收入流动性较低的问题。

第三，家庭财富的传递方式更应倾向于对人力资本的投资。人力资本的投入有助于缩小居民的收入差距，促进低收入人群的子代向更高的收入等级流动。而人力资本投入作为家庭财富传递的最重要的中介，应当被充分重视起来，成为家庭财富的首要传递方式。希望政府能够出台促进机会公平的相关政策，尤其是教育公平，从而推进人力资本的积累，改善代际收入相对固化的现象，保障发展更具有可持续性和代际共享性。

[参考文献]

[1] Group WB. The World Bank Group Goals: End Extreme Poverty and Promote Shared Prosperity[J]. World Bank Publications, 2014.

[2] Narayan A, Saavedrachanduvi J, Tiwari S. Shared Prosperity: Links to Growth, Inequality and Inequality of Opportunity[J]. World Bank Working Paper, 2013.

- [3] 邱耕田.人民主体地位视域下的共享发展[N]. 学习时报, 2016(2).
- [4] 马唯杰,李兰芬.人民性是“共享发展”的政治战略[N]. 中国社会科学报, 2016(5).
- [5] Becker GS, Tomes N. An Equilibrium Theory of the Distribution of Income and Intergenerational Mobility[J]. Journal of Political Economy, 1979, (6):1153-1189.
- [6] Becker GS, Tomes N. Capital and the Rise and Fall of Families[J]. Journal of Labor Economics, 1986, (3): S1-S39.
- [7] Dan A, Andersson F. Stratification, Social Networks in the Labour Market, and Intergenerational Mobility[J]. Economic Journal, 2007, 117(520):782-812.
- [8] 刘扬,王绍辉.扩大居民财产性收入共享经济增长成果[J]. 经济学动态, 2009, (6):59-62.
- [9] 宋玉军. 对“让更多群众拥有财产性收入”的思考[J]. 思想理论教育导刊, 2009(3):84-86.
- [10] 吴卫星, 张琳琬.家庭收入结构与财富分布:基于中国居民家庭微观调查的实证分析[J]. 东北师大学报(哲学), 2015, (1):62-69.
- [11] 龙翠红, 王潇. 中国代际收入流动性及传递机制研究[J]. 华东师范大学学报(哲学社会科学版), 2014, (5):156-164.
- [12] 齐亚强. 新中国成立以来我国婚姻匹配模式的变迁[J]. 社会学研究, 2012, (1):106-129.
- [13] 徐舒,李江.代际收入流动:异质性及对收入公平的影响[J]. 财政研究, 2015, (11):23-33.
- [14] Hout M. Mobility tables[M]. United States: Sage Publications, 1983.
- [15] 王甫勤. 上海城市居民的社会分层与流动研究[J]. 中国人口科学, 2012, (5):95-103.
- [16] Dearden L, Machin S, Reed H. Intergenerational Mobility in Britain[J]. Ifs Working Papers, 1997, (440):47-66.
- [17] Solon G. Cross-Country Differences in Intergenerational Earnings Mobility[J]. Journal of Economic Perspectives, 2002, (3):59-66.
- [18] Grawe ND. Reconsidering the Use of Nonlinearities in Intergenerational Earnings Mobility as a Test for Credit Constraints[J]. Journal of Human Resources, 2004, (3): 813-827.
- [19] Jantti M, Bratsberg B, Roed K, et al. American Exceptionalism in a New Light: A Comparison of Intergenerational Earnings Mobility in the Nordic Countries, the United Kingdom and the United States[J]. Warwick Economics Research Paper, 2005, (2):1-40.
- [20] 王海港. 中国居民收入分配的代际流动[J]. 经济科学, 2005, (2):18-25.
- [21] 陈琳, 袁志刚. 授之以鱼不如授之以渔?——财富资本、社会资本、人力资本与中国代际收入流动[J]. 复旦学报(社会科学版), 2012, (4):99-113.