

# 子女外出务工对农村父母家庭消费的影响研究

## ——利他主义行为的中国新证据\*

刘娜<sup>1,2</sup>, 张佳琪<sup>1</sup>

(1.湘潭大学商学院 湖南 湘潭 411105;

2.湘潭大学消费经济研究院, 湖南 湘潭 411105)

**内容摘要:** 消费是拉动我国经济增长实现经济高质量发展的重要引擎, 而我国农村地区居民消费潜力巨大, 是未来扩内需的重要方向和落脚点。本文以我国农村家庭子女劳动力流动为切入点, 利用 2014—2018 年中国家庭追踪调查 (CFPS) 数据, 详细探查了子女外出务工对农村父母家庭消费的影响及其作用机制。研究表明, 子女外出务工使得农村父母家庭总消费显著提升 19.2%, 人均消费支出显著提升 20.5%。细分消费类别的分析发现, 此消费提升作用不仅作用于生存型消费支出, 还推动了发展享受型高层次消费支出的增加。异质性分析显示, 子女外出务工对老年家庭、健康状况较差家庭、中低收入家庭、低社会网络家庭以及高收入风险的家庭产生更大的促进效应。机制研究证实, 子女外出务工主要通过利他的经济支持以及示范性的消费观念影响农村父母家庭消费, 提供了利他主义行为理论的中国新证据。据此, 建议政府应加快户籍制度改革, 重视流动人口对农村地区的“拉动效应”, 在保证流动人口公共服务均等化的同时, 健全农村地区社会保障体系。

**关键词:** 子女外出务工 农村居民消费 利他主义 代际支持

### 作者简介:

刘娜, 湘潭大学商学院教授、博士、博士生导师, 湘潭大学消费经济研究院常务副院长。  
通信地址: 湖南省湘潭市雨湖区湘潭大学商学院 (湘潭, 411105)。电话: 13217329696,  
E-mail: [natalie\\_liu@126.com](mailto:natalie_liu@126.com)。

张佳琪, 湘潭大学商学院硕士研究生。电话: 13031946742, E-mail: [zhangjiaqi\\_mmz@163.com](mailto:zhangjiaqi_mmz@163.com)。

### 基金项目:

本文是国家社科基金一般项目《靶向中等收入群体的消费提振与升级研究》(项目编号: 21BJY096) 的阶段性成果。

**文章所属专业委员会领域:** 人口劳动与健康经济

# 子女外出务工对农村父母家庭消费的影响研究

## ——利他主义行为的中国新证据\*

刘娜<sup>1,2</sup>, 张佳琪<sup>1</sup>

(1.湘潭大学商学院 湖南 湘潭 411105;

2.湘潭大学消费经济研究院, 湖南 湘潭 411105)

**内容摘要:** 消费是拉动我国经济增长、实现经济高质量发展的重要引擎, 而我国农村地区居民消费潜力巨大, 是未来扩内需的重要方向和落脚点。本文以我国农村家庭子女劳动力流动为切入点, 利用 2014—2018 年中国家庭追踪调查 (CFPS) 数据, 详细探查了子女外出务工对农村父母家庭消费的影响及其作用机制。研究表明, 子女外出务工使得农村父母家庭总消费显著提升 19.2%, 人均消费支出显著提升 20.5%。细分消费类别的分析发现, 此消费提升作用不仅作用于生存型消费支出, 还推动了发展享受型高层次消费支出的增加。异质性分析显示, 子女外出务工对老年家庭、健康状况较差家庭、中低收入家庭、低社会网络家庭以及高收入风险的家庭产生更大的促进效应。机制研究证实, 子女外出务工主要通过利他的经济支持以及示范性的消费观念影响农村父母家庭消费, 提供了利他主义行为理论的中国新证据。据此, 建议政府应加快户籍制度改革, 重视流动人口对农村地区的“拉动效应”, 在保证流动人口公共服务均等化的同时, 健全农村地区社会保障体系。

**关键词:** 子女外出务工 农村居民消费 利他主义 代际支持

## 一、引言

一直以来, 我国政府高度重视消费拉动经济增长的基础性作用, 着力增强经济韧性。2022 年中央经济工作会议指出, 新一年经济工作重点任务应“着力扩大国内需求, 把恢复和扩大消费摆在优先位置”。由于我国呈现特殊的二元经济结构, 城乡发展并不均衡。尤其在消费方面, 农村居民的消费额和消费层次都普遍低于城市居民, 消费差距明显(吴海江等, 2014)。国家统计局数据显示, 2022 年城镇居民人均消费支出 30391 元, 而农村居民人均消费支出仅为 16632 元。不仅如此, 农村地区教育、医疗等保障体系不健全, 农村居民收入波动较大、预防性储蓄动机较强(尹志超, 2020), 更使得农村地区成为拉动内需、提振消费的重点、难点。2023 年发布的《关于恢复和扩大消费的措施》明确要促进农村地区消费。2022 年国务院印发的《“十四五”推进农业农村现代化规划》也指出“要实施农村消费促进行动, 提升农村居民消费意愿, 不断激发农村消费潜力”。因此, 在消费成为经济增长主要拉动力形势下, 在农村地区消费低迷的现实背景下, 研究农村消费提振的影响因素具有重要意义。

与此同时, 伴随着中国经济高速发展, 农村劳动力流动现象已然成为不可忽视的现实问题。改革开放以来, 随着工业化和城市化的推进, 大量农村人口为了寻找良好的就业机会以及较高的薪酬(见图 1), 选择进城务工。《农民工监测调查报告》显示(见图 2), 近些年农民工总量及增速一直保持平稳增长, 农民工规模持续扩大(除 2020 年新冠疫情冲击导

---

\* 刘娜(1980-), 女, 土家族, 湖南吉首人, 湘潭大学商学院教授、博士、博士生导师, 湘潭大学消费经济研究院常务副院长。

张佳琪(1999-), 女, 河北张家口人, 湘潭大学商学院硕士研究生。

致劳动力流动渠道受阻迫使农民工总量下降外)。2022 年我国农民工总人数高达 2.9 亿,已超过农村人口半数。而成年子女作为家中主要劳动力,更容易从农村外流至城市。而流动中的“不完整性”使农村父母很少随迁至城市,农村“留守”父母现象应运而生。因此,农村子女外流不仅改变了家庭内部资源配置以及收入结构,也冲击了以“孝文化”为基础的传统伦理规范,对农村父母福利状况产生了深远影响。

Becker(1974)认为家庭中普遍存在利他主义行为,即个人的效用不仅取决于自身消费水平还取决于家庭成员的福利状况。家中利他主义者不仅在自身消费和家庭成员之间分配自己的收入,而且决定了家庭成员的总消费。那么子女外出打工导致自身收入提升是否会通过代际转移等方式来提高农村父母的消费水平,进而验证利他主义理论呢?本文拟以子女外出流动为切入点,利用中国家庭追踪调查(CFPS)2014 年、2016 年和 2018 年三期混合截面数据,深入剖析子女外出务工行为对农村父母家庭消费的影响。我们的研究表明,子女外出务工显著提升了农村父母的消费水平,无论对生存型消费还是发展享受型消费均有显著促进作用。机制分析证实,子女外出务工通过利他的经济支持以及示范性的消费观念两种渠道影响农村父母家庭消费。从理论层面证实了外出子女对父母的利他主义行为,提供了利他主义行为理论研究的中国新证据。

本文可能的贡献主要体现在以下三点:第一,重点关注迁移人口流动“背后”农村父母的福利状况,以消费作为衡量指标,深入探究子女外出务工对农村父母福利水平的影响,为相关文献提供有益补充,亦可为我国农村地区扩内需促消费政策的制定提供参考。第二,现有利他主义研究文献通常围绕父母向子女转移包括收入在内的资源福利等为典型展开研究,本研究则尝试从成年外出务工子女对其父母的资源福利转移视角探查利他主义行为,提供了利他主义行为理论的中国新证据。第三,在内生性处理方面,本文采用处理效应模型克服解释变量为二值变量时可能产生的估计偏误,丰富了处理效应模型在劳动力流动研究中的应用。

本文其余部分结构安排如下:第二部分为文献综述,梳理利他主义和劳动力流动相关文献。第三部分为理论分析,详细介绍利他主义理论模型。第四部分为数据介绍与模型构建。第五部为实证分析及结果展示。第六部分为结论与政策建议。

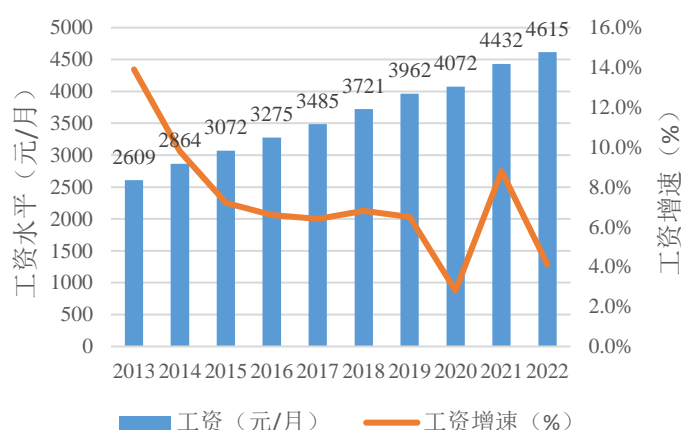


图 1 近十年农民工月工资及增速变动情况

资料来源:2013—2022 年国家统计局《农民工监测调查报告》

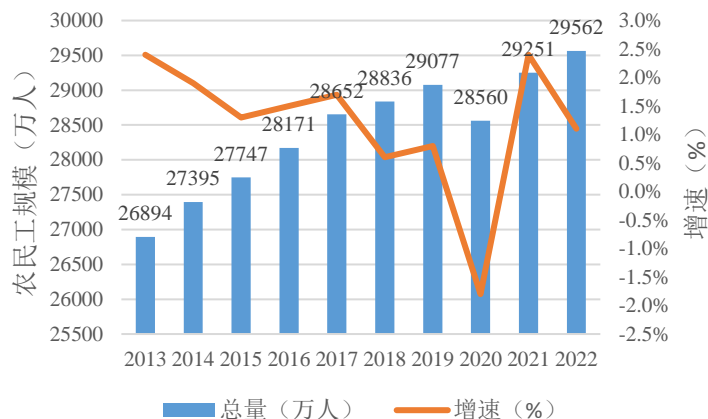


图 2 近十年农民工总量及增速

资料来源：2013—2022 年国家统计局《农民工监测调查报告》

## 二、文献综述

经济学理论一直以来以“理性经济人”为基本研究假设，但不可否认的是在家庭内部普遍存在着有效率的利他主义行为。利他主义意味着家庭内部利他主义者的效用不仅取决于自身消费水平，也取决于家庭成员的福利状况（Becker, 1974）。从本质上讲，有效率的利他主义者愿意将自己一部分收入花费在家庭成员身上而不是自身的消费上。与此同时，成员之间的“利他关系”可以充当家庭保险机制，通过利他主义者捐赠的变化引导家庭成员承担部分责任，以抵御不确定性风险（Becker, 1981）。在国内，关于利他主义的文献大多从理论层面分析亲子间代际经济传递。从代际传递方向看，一方面存在父代向子代提供生活资助（刘鹏和张运峰，2018）、隔代抚育（赵昕东和王焱，2021）等行为。中国传统文化存在较强的利他特性，尤其父母对子女的付出通常是不计回报的（汪伟，2010）。表现在房地产市场上，父母会在其子女买房时尽可能地提供经济帮助，最终实现财富的代际转移（田青等，2016）。孙鹃娟和张航空（2013）从隔代抚育视角也肯定了老年人照看孙辈行为更多是由利他主义所驱动。另一方面，还存在子代向父代转移物质禀赋、赡养老人的利他主义行为。刘岩（2015）发现受传统孝道文化规范的影响，我国的子女对父母代际转移更多地表现出利他主义倾向。

中国是典型的城乡二元经济体，随着城市化的推进以及工业化进程的加快，城市劳动力需求加大。农村人口为了寻找良好的就业机会，选择进城务工，在促进城镇化的同时，也对经济发展产生了深远的影响。国内外学者针对劳动力流动的影响已展开多方面研究。大部分学者认为劳动力向城市流动作为劳动力资源重新配置的过程能显著提升打工者收入（李实，1999；李宝军和罗剑朝，2022；莫亚琳等，2020）。但对于农村家庭来说，收入的提升可能并不能完全弥补劳动力流失所带来的损失（Rozelle et al., 1999；钱文荣和郑黎义，2011；王子成，2012）。进一步，劳动力流出也会对农村家庭消费行为产生影响。一方面，劳动力流动能有效提升农户收入，进而促进家庭消费水平提升（蒲艳萍，2010）和消费结构改善（朱雅玲等，2022）。同时，外出务工者受到流入城市消费习惯的影响，通过“示范效应”改善农村家庭成员相对落后的消费观念（周建，2009），从而形成现实消费驱动力。另一方面，劳动力流动会增加留守成员孤独感等“心理成本”（舒玢玢，2017）、流动中交通通信成本（刘晓光，2015）以及流入地的不确定风险（尹志超，2020），进而对消费产生负面影响。

本文研究的子女外出务工行为重点关注子代劳动力流动，不仅具有劳动力流动特性还保留了与父母代际互动的相关特征。基于子女外出务工对父母的影响，学者们主要从经济供养和身心健康的角度展开了大量研究。子女外出务工对父母经济供养的影响未达成一致结论。

从国际视角来看,由于国外医疗条件和养老体系相对完善,子女外出工会通过增加对父母的经济供养而正向影响父母福利状况(Knodel, 2007)。因此,父母在态度上鼓励子女外出。而我国由于户籍制度的存在,外出打工的子女很少能打破户籍制度的藩篱,在医疗、教育等方面也无法享受到城市的同等待遇。不仅如此,子女的外出重塑了家庭内部代际分工模式,无法近距离为父母提供相应的照料与支持。那么,未能随迁的父母福利水平存在一定不确定性。已有文献发现外出务工的子女对农村老人经济支持的比例以及数额明显更高(杜鹏, 2004)。宁满秀、王小莲(2015)的研究也表明子女外出务工汇款给父母,将在一定程度上提升家庭收入水平,改善物质生活条件。但也有学者持不同观点,认为外出务工的子女经济支持的不稳定性、差异性(叶敬忠、贺聪志, 2009)以及家庭资源配置中“重幼轻老”的趋势(王萍和李树茁, 2011),使得老年人真正得到的经济支持并不理想。另一类文献着重关注子女外出务工后农村父母健康状况的影响因素,包括经济供养、日常照顾、精神慰藉以及劳动负担等。孙鹃娟(2006)通过调查发现,与子女外出前相比,有将近一半的农村留守老人承认由于自身承受的农业劳动负担和家务劳动负担加重,加剧了自身健康问题。刘畅等(2017)发现子女外出务工导致的照料时间减少会损害父母的身心健康,但经济支持增加对父母身心健康却有着积极作用。从量上看,积极效应能完全弥补日常照料带来的负面效应。

综上所述,现有关于利他主义的研究大多是从理论层面关注亲子间代际传递,而采用实证方法验证中国家庭内部利他主义行为的研究为数寥寥。与此同时,以往研究多探讨子代劳动力流动对父母的影响,着重关注父母身体状况、经济供养的变化,很少将消费作为衡量父母福利状况的代理指标。有鉴于此,本文拟聚焦家中子代外出务工行为,利用家庭微观数据,细致探究该行为对农村父母家庭消费的影响,以期对现有文献形成有益补充。

### 三、理论分析

在家庭代际资源转移动机研究中,利他主义动机被认为是最具代表性的理论解释之一。Becker(1974)首先提出利他主义模型,认为家庭内部利他主义者的效用取决于家庭成员的福利水平。利他主义者不仅在他的消费和对受益人的贡献之间分配自己的收入,而且决定了受益人的总消费<sup>①</sup>。本文将利他主义的适用场景拓展至有外出务工子女的家庭,将外出务工的子女视为家庭中利他主义者,父母视为受益者。现实中,外出务工的子女通过“汇款”的形式给予农村父母一定的经济支持,以提升父母消费水平。

本文参照Becker(1981)对利他主义模型的设定,假设外出务工的子女是有效率的利他主义者,那么他的效用不仅仅取决于个人消费,同时也取决于父母的福利状况 $\phi(U_p)$ 。即外出务工的子女效用是个人和父母福利的共同结果。外出务工的子女效用函数为:

$$U_c = U[Z_{1c}, Z_{2c} \dots Z_{mc}, \phi(U_p)] \quad (1)$$

进一步,由于父母的效用取决于他们自身的消费,因此可以得到:

$$U_c = U[Z_{1c}, Z_{2c} \dots Z_{mc}, \phi(Z_{1p}, Z_{2p} \dots Z_{mp})] \quad (2)$$

$U_c$ 和 $U_p$ 分别代表外出务工的子女和父母的效用水平,如果子女具有利他动机,则有 $\partial U_c / \partial U_p > 0$ 。 $Z_{jc}$ 、 $Z_{jp}$ 分别代表子女和父母消费的第 $j$ 个商品, $j = 1, \dots, m$ 。

子女(利他主义者)和父母(受益者)面临的预算约束:

$$\text{子女: } Z_c + S = I_c \quad (3)$$

$$\text{父母: } Z_p = I_p + S \quad (4)$$

<sup>①</sup> “The altruist not only allocates his own income between his consumption and contributions to w but also determines the total consumption of his beneficiary.”——《Altruism in the Family and Selfishness in the Market Place》

$$s.t. Z_c + Z_p = I_c + I_p = I \quad (5)$$

$S$  表示外出子女对父母提供的经济支持,  $I_c$ 、 $I_p$ 、 $I$  分别代表子女、父母和“大家庭”总收入。

因此, 根据式 (2)、(5) 得到资源配置活动的均衡条件:

$$\frac{\partial U / \partial Z_c}{\partial U / \partial Z_p} = 1 \quad (6)$$

均衡条件意味着外出务工子女可以通过对农村父母提供一定经济支持, 来影响父母的消费水平, 直到子女和父母每增加一单位消费, 提升的效用相同。如果外出务工子女与农村父母之间存在利他主义, 那么子女将考虑到父母的生活境况, 采取减少自身消费的方式来提升父母消费水平, 进而改善父母福利状况。

## 四、数据介绍与模型构建

### (一) 数据来源

本文采用中国家庭追踪调查数据库 (China Family Panel Studies, 以下简称 CFPS) 2014、2016、2018 年三期数据。<sup>①</sup>该数据库由北京大学中国社会科学调查中心 (ISSS) 实施, 样本覆盖 25 个省/市/自治区, 通过跟踪收集个体、家庭、社区三个层次的数据, 反映中国社会、经济、人口、教育和健康的变迁, 为学术研究和公共政策分析提供数据基础。CFPS 调查问卷包括家庭经济问卷、家庭成员问卷、个人自答问卷、少儿代答问卷等等。家庭问卷中不仅包含成员外出工作的相关信息, 还详细记录了整个家庭的收入及支出情况, 这为后续研究子女外出务工对家庭消费的影响提供了重要的数据支持。在样本筛选上, (1) 剔除居住在城市的家庭样本; (2) 保留至少有一个成年子女的农村家庭; (3) 保留户主年龄在 40~75 岁之间;<sup>②</sup> (4) 剔除关键变量异常值、缺失值以及答案为“不确定、不清楚、不适用”等样本。最终获得 11983 户农村家庭在 2014、2016 和 2018 年三期的混合截面数据。其中, 2016 年和 2018 年家庭收入和支出信息均以 2014 年为基期进行了价格平减。

### (二) 变量选取及描述性统计

1. 被解释变量: 家庭总消费支出和家庭人均消费支出。家庭消费支出包含了食品、日用品、交通通讯、教育、医疗和文娱娱乐支出等。人均消费支出定义为家庭总消费支出/家庭规模。

2. 解释变量: 农村家庭中是否有成年子女外出打工。将家庭关系库与家庭经济库进行合并, 借助问卷中“过去 12 个月, 您家是否有人外出打工 (如去城市打工) 挣钱”问题, 把成年子女 ID 与外出人员 ID 匹配, 从而识别出家庭中是否有成年子女外出打工 (以下简称“子女”)。有外出务工子女的家庭赋值为 1、没有外出务工子女的家庭赋值为 0。<sup>③</sup>

3. 控制变量: 为了缓解内生性问题, 本文尽可能控制影响农村父母消费和子女外出务工的变量, 其中包括个体特征变量、家庭特征变量和省份虚拟变量。在具体选取上, 参照尹志超等 (2020)、罗永明等 (2020) 的做法。本文选取个人层面控制变量包括: 户主性别、年龄、年龄的平方、健康状况、受教育年限、婚姻状况、医疗保险参与情况。其中, 由于 CFPS 数据库中没有给出户主的直接信息, 因此参照曲兆鹏、赵忠 (2008) 及余岭峙 (2015) 的做法, 选择农村地区各家庭财务管理人作为户主的代理变量。在此基础上选取家庭规模、16 岁

<sup>①</sup>2014—2018 年 CFPS 的调查问卷在统计家庭消费支出时, 将不在家生活但与家庭有经济联系的那部分成员的消费支出排除在外。例如: 外出务工人员的消费并没有计算在家庭中; 但 2010 年调查中将这部分家庭成员的消费支出统计在内, 因此理论上, 不能准确估计子女外出务工对父母消费的影响。此外, 2012 年 CFPS 问卷中没有准确识别外出务工的问题。因此保证研究的严谨性和结论的可靠性, 本文选用 2014—2018 年 CFPS 数据。

<sup>②</sup>我国男性最小法定婚龄 22 岁, 如果拥有成年子女, 那么年龄下限应为 40 岁; 同时超过 75 岁的老年人中有子女外出务工的很少, 因此剔除 40 岁以下, 75 岁以上样本。

<sup>③</sup>CFPS2018 年家庭经济问卷中包含了“外出务工”变量的准确信息, 然而 2014—2016 年家庭问卷将外出务工和为其他家庭做农活进行了合并统计, 无法准确识别解释变量。因此本文借鉴尹志超等 (2020) 的做法, 根据问卷的跳转关系, 将回答“过去 12 个月, 您家外出打工的人总共寄回家或带回家多少钱?”问题的家庭识别为外出务工家庭。

以下人口数、家庭总收入、家庭存款、家庭负债、家庭耐用品价值作为家庭层面控制变量。最后引入地区层面的虚拟变量。相关变量定义见表1。

表1 变量定义与描述性统计

变量	定义	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
总消费支出	家庭八大类日常开销	11983	36988.51	44880.71	9.71	1160600
总消费支出对数	(元/年)	11983	10.11	0.89	2.37	13.96
人均消费支出	总消费支出除以家庭规模	11983	10169.30	12153.93	4.853	307478.84
人均消费支出对数	模(元/年)	11983	8.85	0.83	1.58	12.63
子女是否外出打工	有子女外出打工为1	11983	0.30	0.46	0	1
性别	男性为1	11983	0.56	0.49	0	1
年龄	参与调查实际年龄	11983	55.70	9.08	40	75
年龄平方	年龄的平方除以100	11983	31.85	10.36	16	56.25
健康状况	非常健康为1	11983	3.29	1.28	1	5
受教育年限	受教育年数	11983	5.78	4.06	0	16
婚姻状况	已婚或同居为1	11983	0.91	0.29	0	1
医疗保险参与	参与医疗保险为1	11983	0.94	0.21	0	1
家庭规模	家庭总人口数	11983	3.95	1.92	1	16
16岁以下人口数	16岁及以下人数	11983	0.77	1.01	0	8
家庭总收入	家庭全年总收入(元/年)	11983	39037.34	99380.82	0	7888202.5
家庭存款	家庭现金及存款总额(元/年)	11983	19932.61	50785.37	0	1112984.5
家庭负债	家庭总房贷、非房贷金融负债之和(元/年)	11983	32460.71	712434.58	0	77500456
家庭耐用品资产	家庭耐用消费品价值(元/年)	11983	17454.56	45493.34	0	1450277.3
所属区域	0=东部; 1=中部; 2=西部; 3=东北	11983	1.36	1.01	0	3
工具变量	同一村居同一收入阶层其余有子女外出务工家庭在全部家庭中的占比	11983	0.31	0.23	0	1

表1展示了本文相关变量的描述性统计结果。统计显示,样本中农村家庭为11983户,其中有子女外出务工的家庭有3688户,约占总样本的30%。说明农村中确实存在比例不低的子女劳动力流动现象。家庭总消费支出和人均消费支出的均值分别为36988.5元和10169.3元。样本中户主平均年龄为55.7岁,其中男性户主占比56%,自评健康状况得分3.29,处于中等偏下水平。并且户主平均受教育年限为5.78年,基本为小学水平,一定程度反映出农村居民受教育偏低的问题。94%的户主表示目前正在参与医疗保险,说明社会基本医疗保险覆盖率已经较高。

表2进一步展示了按是否有子女外出务工分组的均值差异检验结果。结果显示,在从消费总支出方面,有子女外出务工的家庭年总消费均值为40877元,比没有子女外出务工的家庭总消费高出5617.67元,且均值差异在1%的水平下显著。在人均消费支出方面,有子女外出打工的家庭人均消费均值小于没有子女外出务工的家庭。本文认为,这间接反映有子女

外出务工的家庭成员人数相对较多，抚养或赡养压力较大，家庭境况较差，从而产生了子女外出务工的行为选择。

表 2 子女外出务工与家庭消费：均值差异检验

	没有子女外出务工		有子女外出务工		均值差异 t 值
	观测值	均值	观测值	均值	
总消费支出（元/年）	8295	35259.56	3688	40877.23	-5617.67***
人均消费支出（元/年）	8295	10799.58	3688	8751.685	2047.89***

注：与平均差异为同一变量中的值减去的值，同理与平均差异，\*\*\*、\*\*和\*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。

### （三）内生性讨论

本文的解释变量是家中是否有子女外出务工，被解释变量是家庭的消费支出。一方面子女的外出流动与家庭消费可能存在反向因果的内生性问题。一般来说，一个家庭消费水平较低说明这个家庭收入不高，那么出于家庭生存的需要，更容易外出务工以寻找优质工作机会。而子女作为家庭中重要的劳动人口，就更加容易产生劳动力流动现象。另一方面，虽然尽可能多的控制影响农村父母消费的特征变量，但模型中不可避免的存在遗漏变量的问题。例如，父母和子女自身个人能力、性格特征、储蓄意愿等些不可观测因素都会影响子女选择外出务工的决策（江光辉等，2021）。除了反向因果和遗漏变量导致的内生性问题以外，模型还可能存在样本自选择的内生性问题。子女外出务工本身就是个人决策行为，并非是一个随机事件。通常会因为个人或家庭本身的特点而选择外出。针对上述的内生性问题，最常用的办法就是使用恰当的工具变量，但本文的解释变量为二值虚拟变量，普通的两阶段最小二乘法已不再适用。因此，使用处理效应模型来缓解由于内生性问题导致的估计偏差。

为克服上述内生性问题，需要再引入至少一个外生变量。本文借鉴（Rozelle et al., 1999）的思路，选取同一村居同一收入阶层除样本家庭外有子女外出务工家庭在全部家庭中的占比。选取上述工具变量的原因在于：第一，工具变量与子女外出务工行为有明显的相关性。相关文献指出，社区中具有大致相同特征（如年龄、教育程度和家庭地位等）的成员之间存在相互影响（Araujo et al., 2004）。因此，同一村居同一收入阶层中其余有子女外出务工的家庭越多，那么越可能影响本家庭子女外出务工行为。第二，工具变量与影响家庭消费水平的不可观测变量无关。具体做法将同一村居内的家庭按总收入三等分，划分为低、中、高三收入阶层，以排除样本家庭后同一村居同一收入阶层的子女外出家庭占比作为家庭是否子女外出务工的工具变量。并且一阶段 F 值为 389.922、333.954，远大于临界值 10，这说明本文选取的工具变量不存在弱工具变量问题。

### （四）模型设定

本文的主要自变量是一个二值变量。因此借鉴 Maddala(1983)提出的处理效应模型进行实证分析。Maddala 遵循 Heckman 样本选择模型的传统，直接对处理变量进行结构建模，提出了处理效应模型。处理效应模型实际上是一种特殊的两阶段法，其基本思路是：第一阶段使用 Probit 回归，并以此为基础得到反米尔斯函数值（ $\lambda$ ）；在第二阶段的回归中，在原有模型设定的基础上，加入反米尔斯函数值来调整内生性导致的偏误。

为探究子女外出务工对家庭消费的影响，本文设定计量模型如下：

第一阶段（选择方程）：

$$Migration_{it}^* = \alpha_0 + \beta_0 Z_{it} + \zeta_{it} \quad (1)$$

第二阶段（结果方程）：

$$LnConsumption_{it} = \alpha + \beta_1 Migration_{it} + \beta_2 X_{it} + \gamma_j + \delta_t + \mu_{it} \quad (2)$$

第一阶段为选择方程，子女外出务工的决策是由此方程决定。 $Z_{it}$  是影响外出务工决策



变量的一系列潜在变量。潜在变量的选取中包含上述外生工具变量。第二阶段为结果方程， $Consumption_{it}$  代表  $t$  时第  $i$  个家庭的消费支出。 $Migration_{it}$  为核心解释变量，表示  $t$  时第  $i$  个家庭是否有子女外出务工，为二值变量。1 表示家中有子女外出务工，反之则为 0。 $X_{it}$  为一系列控制变量，包括户主、家庭和地区特征变量。 $\gamma_j$  为省份固定效应，用以反映消费水平的地区差异。 $\delta_t$  为年份固定效应。 $\mu_{it}$ 、 $\zeta_{it}$  是不可观测的误差项。

## 五、实证结果及分析

### (一) 基准回归

表 3 报告了基于处理效应模型的基准回归结果，以探究子女外出务工对父母家庭消费的影响。第 (1) 列是以家庭消费总支出作为被解释变量，第 (3) 列是以家庭的人均消费支出作为被解释变量。基准回归结果显示，前两列中，选择方程在控制户主、家庭以及地区层面的特征变量后，IV（同一村居同一收入阶层除样本家庭外有子女外出务工家庭在全部家庭中的占比）在第一阶段 Probit 回归中的估计系数在 1% 水平上显著，表明工具变量与内生变量具有显著的正相关关系。第 (1) 列结果方程表明，子女外出务工会使得农村父母家庭消费提升 19.2%，且在 1% 水平上显著。第 (4) 列将被解释变量替换为家庭人均消费支出，结果显示子女外出务工的回归系数为 20.5%，且在 1% 水平上显著，表明子女外出务工的行为显著提升了家庭人均消费支出。说明子女外出务工的行为使得农村父母生活条件有所改善（王小龙和兰永生，2011）。

接下来，本文就控制变量的估计结果进行分析。从户主个体特征来看，户主年龄越高，家庭总消费支出和人均消费支出越低。在生命周期后期，农村居民保障水平不高，甚至有支持子女的意愿，因此人们会在老年时期积极储蓄（李蕾和吴斌珍，2014；Chamo and Prasad, 2010）。户主受教育程度越高，家庭消费水平越高。这可能是因为户主接受到更高层次文化教育，收入更高、生活更加稳定，使得消费水平更高。户主健康水平越差，消费水平越高，这可能是由于家庭承担的医疗费用过多所致（马光荣和周广肃，2014）。从家庭特征来看，家庭规模越大，家庭总消费水平越高，但人均消费水平越低。未成年孩子数量越多的家庭，会降低家庭总消费水平，可能由于家庭会为了孩子教育和结婚等行为来储蓄（Wei and Zhang, 2011）。总收入、储蓄、耐用品价值越高的家庭，消费水平也越高。对于有负债的家庭，家庭负债显著促进了居民消费。与经典生命周期分析框架的跨期消费理论一致，家庭债务相当于向将来的自己借贷，可以通过当期缓解流动性约束，引致消费支出增加（Guerrieri and Lorenzoni, 2017；宋明月和臧旭恒，2020）。

表 3 子女外出务工对留守父母消费的影响：处理效应模型

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)
	结果方程	选择方程	结果方程	选择方程
	总消费支出	子女外出打工	人均消费支出	子女外出打工
子女是否外出打工	0.1924*** (0.0542)		0.2050*** (0.0544)	
IV		1.8744*** (0.0589)		1.8744*** (0.0589)
性别	-0.0361** (0.0148)	-0.0126 (0.0273)	-0.0335** (0.0148)	-0.0126 (0.0273)
年龄	-0.0639*** (0.0101)	0.2171*** (0.0187)	-0.0561*** (0.0101)	0.2171*** (0.0187)
年龄平方	0.0454***	-0.1889***	0.0418***	-0.1889***

	(0.0089)	(0.0165)	(0.0089)	(0.0165)
健康状况	0.0283***	0.0226**	0.0254***	0.0226**
	(0.0054)	(0.0102)	(0.0054)	(0.0102)
受教育年限	0.0220***	-0.0211***	0.0228***	-0.0211***
	(0.0019)	(0.0034)	(0.0019)	(0.0034)
已婚	0.1468***	-0.1069**	-0.0039	-0.1069**
	(0.0244)	(0.0460)	(0.0246)	(0.0460)
医疗保险参与	0.0000	0.0283	-0.0007	0.0283
	(0.0307)	(0.0592)	(0.0309)	(0.0592)
家庭规模	0.1248***		-0.1219***	
	(0.0055)		(0.0055)	
16岁以下年龄人口	-0.0325***		-0.0076	
	(0.0096)		(0.0096)	
家庭总收入对数	0.1133***	0.0772***	0.1047***	0.0772***
	(0.0060)	(0.0112)	(0.0060)	(0.0112)
家庭储蓄对数	0.0035**	-0.0021	0.0034**	-0.0021
	(0.0016)	(0.0028)	(0.0016)	(0.0028)
家庭负债对数	0.0209***	0.0189***	0.0199***	0.0189***
	(0.0015)	(0.0026)	(0.0015)	(0.0026)
家庭耐用品价值对数	0.0698***	0.0272***	0.0661***	0.0272***
	(0.0030)	(0.0057)	(0.0030)	(0.0057)
所属区域	-0.4262	0.0078	-0.3711	0.0078
	(0.3629)	(0.0130)	(0.3632)	(0.0130)
年份固定效应	Y		Y	
省份固定效应	Y		Y	
lambda	-0.1707***		-0.1984***	
	(0.0324)		(0.0325)	
常数项	9.8191***	-8.1587***	9.4995***	-8.1587***
	(0.3136)	(0.5329)	(0.3148)	(0.5329)
观测值	11,983	11,983	11,983	11,983
Wald 检验 Chi2	7042.96		4311.84	
Prob > chi2	0.0000		0.0000	

注：括号中为标准误，\*\*\*、\*\*和\*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平

为了探究子女外出务工的行为对农村父母家庭不同消费类型的影响，本文将消费支出划分为生存型、发展享受型消费。借鉴颜建军和冯君怡（2021）的划分标准，将食品、衣着、居住相关支出归为生存型消费，将日常用品、医疗保健、交通通信和文教教育支出归为发展享受型消费，以此作为对消费结构的测度。表 4 展示了细分消费类型的回归结果：第（1）、（4）列分别为生存型和发展享受型作为被解释变量。回归结果显示，子女外出务工会使农村父母家庭生存型消费显著增加 13.7%，发展享受型消费显著增加 14.7%。这也反映出子女外出务工行为带来的正向效应不仅满足了父母衣、食、住等基础性需求，还有“余钱”进行更高层次的消费，其消费结构逐渐向文教娱乐等高层次消费支出倾斜。

表 4 子女外出务工对留守父母消费的影响：细分消费类型

	(1)	(2)	(4)	(5)
	结果方程	选择方程	结果方程	选择方程

VARIABLES	生存型	子女外出打工	发展享受型	子女外出打工
子女是否外出打工	0.1367** (0.0588)		0.1470** (0.0726)	
IV		1.8795*** (0.0591)		1.8753*** (0.0591)
性别	-0.0163 (0.0160)	-0.0125 (0.0274)	-0.0545*** (0.0198)	-0.0122 (0.0274)
年龄	-0.0366*** (0.0109)	0.2171*** (0.0188)	-0.0887*** (0.0135)	0.2167*** (0.0188)
年龄平方	0.0232** (0.0096)	-0.1887*** (0.0166)	0.0631*** (0.0118)	-0.1885*** (0.0166)
健康状况	-0.0216*** (0.0059)	0.0228** (0.0102)	0.0949*** (0.0072)	0.0227** (0.0102)
受教育年限	0.0219*** (0.0020)	-0.0213*** (0.0034)	0.0225*** (0.0025)	-0.0211*** (0.0034)
已婚	0.1618*** (0.0265)	-0.1029** (0.0462)	0.1545*** (0.0327)	-0.1069** (0.0462)
医疗保险参与	-0.0213 (0.0333)	0.0379 (0.0596)	0.0707* (0.0411)	0.0280 (0.0594)
家庭规模	0.0859*** (0.0061)		0.1795*** (0.0075)	
16岁以下年龄人口	0.0198* (0.0105)		-0.0685*** (0.0129)	
家庭总收入对数	0.1366*** (0.0065)	0.0764*** (0.0112)	0.1119*** (0.0080)	0.0769*** (0.0112)
家庭储蓄对数	0.0075*** (0.0017)	-0.0020 (0.0028)	0.0025 (0.0021)	-0.0022 (0.0028)
家庭负债对数	0.0144*** (0.0016)	0.0188*** (0.0026)	0.0239*** (0.0020)	0.0190*** (0.0026)
家庭耐用品价值对数	0.0574*** (0.0033)	0.0274*** (0.0057)	0.0854*** (0.0040)	0.0271*** (0.0057)
所属区域	-0.3167 (0.3955)	0.0073 (0.0131)	-0.5357 (0.4872)	0.0070 (0.0131)
年份固定效应	Y		Y	
省份固定效应	Y		Y	
lambda	-0.1231*** (0.0352)		-0.1640*** (0.0435)	
常数项	8.6777*** (0.3406)	-8.1729*** (0.5346)	8.8567*** (0.4193)	-8.1418*** (0.5340)
观测值	11,936	11,936	11,937	11,937

注：括号中为标准误，\*\*\*、\*\*和\*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平

## （二）异质性分析

为研究子女外出务工的行为是否对具有不同特征的农村父母家庭消费存在差别影响，本

部分从户主、家庭视角探查受子女外出务工的异质性影响。

### 1.区分户主健康状况

子女劳动力流动的背后更值得关注的是农村父母的健康状况。而健康冲击会影响所在家庭的消费支出（楚克本等，2018）。这就意味着子女外出务工对不同健康状况的父母的影响存在异质性。为考察影响差异，根据“自评健康得分”进行划分，自评为非常健康、很健康、比较健康的样本赋值为1，代表户主健康状况良好。其余赋值为0，代表健康状况较差。表5报告了子女外出务工行为对不同健康水平的农村父母家庭消费的影响。整体来看，无论户主健康状况好坏，子女外出都会使得父母的消费显著增加。从数值上来看，健康状况较差的农村父母家庭总消费显著增加26.1%，高于健康状况良好的家庭。这说明子女外出务工可能会更多增加健康状况较差父母的医疗支出。进一步，为验证子女外出务工是否增加了医疗支出，将医疗支出作为被解释变量进行回归。第（5）列显示子女外出务工确实会正向促进医疗支出的增加。一方面，子女外出务工的行为可能会减少对父母日常照顾和精神慰藉（连玉君等，2014；宋月萍等，2014），从而加剧父母不健康程度，增加医疗支出；另一方面，由于健康状况堪忧的父母本身处于劣势，子女处于利他主义动机以及“孝”文化的影响可能会增加对父母的经济供养，改善父母的生活条件，高老年人看病就医的能力（孙鹃娟，2006），以增加相应支出。

表5 异质性实证结果：区分健康状况

VARIABLES	(1)		(2)		(5)
	健康		不健康		
	总消费支出	人均消费支出	总消费支出	人均消费支出	
子女是否外出打工	0.1212*	0.1269*	0.2610***	0.2790***	0.5195***
	(0.0731)	(0.0736)	(0.0797)	(0.0796)	(0.1762)
性别	-0.0232	-0.0219	-0.0524**	-0.0481**	-0.0082
	(0.0193)	(0.0195)	(0.0229)	(0.0229)	(0.0479)
年龄	-0.0548***	-0.0439***	-0.0729***	-0.0689***	0.0357
	(0.0132)	(0.0133)	(0.0157)	(0.0157)	(0.0327)
年龄平方	0.0368***	0.0304***	0.0544***	0.0539***	-0.0050
	(0.0117)	(0.0118)	(0.0136)	(0.0136)	(0.0287)
健康状况	0.0498***	0.0482***	0.0534**	0.0580***	0.4399***
	(0.0112)	(0.0113)	(0.0218)	(0.0218)	(0.0175)
受教育年限	0.0203***	0.0211***	0.0240***	0.0247***	0.0069
	(0.0024)	(0.0025)	(0.0029)	(0.0029)	(0.0060)
已婚	0.1363***	-0.0041	0.1607***	0.0028	0.6293***
	(0.0339)	(0.0342)	(0.0351)	(0.0351)	(0.0793)
医疗保险参与	-0.0574	-0.0515	0.0784*	0.0697	0.2915***
	(0.0407)	(0.0410)	(0.0464)	(0.0464)	(0.0995)
家庭规模	0.1203***	-0.1226***	0.1318***	-0.1212***	0.0993***
	(0.0071)	(0.0071)	(0.0088)	(0.0088)	(0.0181)
16岁以下年龄人口	-0.0319**	-0.0074	-0.0362**	-0.0096	0.0731**
	(0.0127)	(0.0127)	(0.0146)	(0.0145)	(0.0314)
家庭总收入对数	0.1338***	0.1268***	0.0905***	0.0808***	0.0502***
	(0.0084)	(0.0084)	(0.0085)	(0.0085)	(0.0194)
家庭储蓄对数	0.0024	0.0023	0.0049*	0.0048*	0.0009

	(0.0020)	(0.0020)	(0.0025)	(0.0025)	(0.0051)
家庭负债对数	0.0191***	0.0183***	0.0234***	0.0224***	0.0358***
	(0.0019)	(0.0019)	(0.0023)	(0.0023)	(0.0048)
家庭耐用品价值对数	0.0785***	0.0749***	0.0598***	0.0561***	0.0279***
	(0.0041)	(0.0041)	(0.0044)	(0.0044)	(0.0097)
所属区域	-0.4517	-0.3856	-0.2367***	-0.2771***	0.3091
	(0.3659)	(0.3677)	(0.0833)	(0.0828)	(1.1871)
年份固定效应	Y	Y	Y	Y	Y
省份固定效应	Y	Y	Y	Y	Y
lambda	-0.1438***	-0.1648***	-0.1889***	-0.2227***	-0.3039***
	(0.0438)	(0.0440)	(0.0476)	(0.0475)	(0.1055)
常数项	9.3750***	8.8983***	10.0618***	9.8876***	1.8509*
	(0.4090)	(0.4118)	(0.4972)	(0.4968)	(1.0188)
观测值	7,028	7,028	4,955	4,955	11,970

注：表格使用处理效应模型，括号中为标准误，\*\*\*、\*\*和\*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；

## 2.区分户主生命周期阶段

消费者在生命历程中随着年龄的不断增长，其消费需求和消费行为是动态变化的。因此，所处的家庭生命周期不同，子女外出务工行为对农村父母家庭消费的影响会存在一定差异。有鉴于此，以户主年龄作为划分依据，将样本划分为老年家庭和中青年家庭。具体来说，参照世界卫生组织对老年人年龄标准划分，将户主年龄在 65 岁以上的定义为老年家庭，将 65 岁及以下的定义为中青年家庭。区分户主生命周期阶段后回归结果见表 6。结果显示，虽然老年家庭、中青年家庭都会由于子女外出务工行为而提高消费水平，但从数值上来看老年家庭总消费增加的更多。本文认为，与中青年家庭相比，农村老年家庭劳动参与率不高、子女的转移支付是他们的主要生活来源，相当大比例的老年父母从子女处获得代际转移支付。因此，子女外出流动所带来的正面效果对老年家庭更大。

表 6 异质性实证结果：区分户主生命周期阶段

VARIABLES	(1)		(2)		(3)		(4)	
	老年家庭		中青年家庭		老年家庭		中青年家庭	
	总消费支出	人均消费支出	总消费支出	人均消费支出	总消费支出	人均消费支出	总消费支出	人均消费支出
子女是否外出打工	0.3060***	0.2475**	0.1697***	0.1853***	0.3060***	0.2475**	0.1697***	0.1853***
	(0.1162)	(0.1161)	(0.0621)	(0.0623)	(0.1162)	(0.1161)	(0.0621)	(0.0623)
性别	-0.0407	-0.0435	-0.0435***	-0.0365**	-0.0407	-0.0435	-0.0435***	-0.0365**
	(0.0372)	(0.0371)	(0.0161)	(0.0162)	(0.0372)	(0.0371)	(0.0161)	(0.0162)
年龄	-0.0320	-0.1054	-0.0910***	-0.0852***	-0.0320	-0.1054	-0.0910***	-0.0852***
	(0.2604)	(0.2603)	(0.0197)	(0.0198)	(0.2604)	(0.2603)	(0.0197)	(0.0198)
年龄平方	0.0149	0.0676	0.0713***	0.0698***	0.0149	0.0676	0.0713***	0.0698***
	(0.1869)	(0.1868)	(0.0186)	(0.0187)	(0.1869)	(0.1868)	(0.0186)	(0.0187)
健康状况	0.0591***	0.0595***	0.0216***	0.0181***	0.0591***	0.0595***	0.0216***	0.0181***
	(0.0129)	(0.0129)	(0.0059)	(0.0060)	(0.0129)	(0.0129)	(0.0059)	(0.0060)
受教育年限	0.0300***	0.0319***	0.0214***	0.0219***	0.0300***	0.0319***	0.0214***	0.0219***
	(0.0046)	(0.0046)	(0.0021)	(0.0021)	(0.0046)	(0.0046)	(0.0021)	(0.0021)
已婚	0.2256***	0.0150	0.0904***	-0.0250	0.2256***	0.0150	0.0904***	-0.0250
	(0.0449)	(0.0448)	(0.0303)	(0.0304)	(0.0449)	(0.0448)	(0.0303)	(0.0304)

医疗保险参与	0.0802 (0.0671)	0.0755 (0.0671)	-0.0214 (0.0346)	-0.0206 (0.0347)
家庭规模	0.1350*** (0.0126)	-0.1183*** (0.0126)	0.1234*** (0.0062)	-0.1206*** (0.0062)
16岁以下年龄人口	-0.0388* (0.0216)	-0.0336 (0.0216)	-0.0350*** (0.0108)	-0.0055 (0.0108)
家庭总收入对数	0.1170*** (0.0127)	0.1069*** (0.0127)	0.1086*** (0.0068)	0.1033*** (0.0068)
家庭储蓄对数	0.0036 (0.0038)	0.0030 (0.0038)	0.0032* (0.0017)	0.0033* (0.0017)
家庭负债对数	0.0176*** (0.0046)	0.0163*** (0.0046)	0.0214*** (0.0016)	0.0208*** (0.0016)
家庭耐用品价值对数	0.0632*** (0.0062)	0.0596*** (0.0062)	0.0721*** (0.0034)	0.0690*** (0.0034)
所属区域	-0.2314* (0.1282)	-0.2458* (0.1281)	-0.4248 (0.3587)	-0.3698 (0.3592)
年份固定效应	Y	Y	Y	Y
省份固定效应	Y	Y	Y	Y
lambda	-0.2354*** (0.0664)	-0.2398*** (0.0663)	-0.1592*** (0.0375)	-0.1841*** (0.0376)
常数项	8.7580 (9.0582)	11.4230 (9.0544)	10.6548*** (0.5343)	10.2981*** (0.5369)
观测值	2,429	2,429	9,554	9,554

注：表格使用处理效应模型，括号中为标准误，\*\*\*、\*\*和\*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；

### 3.区分家庭社会网络水平

传统的社会网络作为一种非正规的分散风险措施，可以降低不确定性以平滑家庭消费。而中国作为一个传统关系型社会，复杂的关系网更影响着人们工作和生活（Bian,1997）。这就意味着，不同社会网络水平的家庭，自身的消费、储蓄行为存在差异。因此，本文参考杨汝岱等(2011)的做法，以家庭的礼金支出来区分不同社会网络水平的家庭。具体而言，按照礼金支出的中位数将样本划分为低礼金支出(低社会网络)和高礼金支出(高社会网络)家庭，分别赋值 0 和 1。表 7 报告了不同社会网络水平的农村父母家庭消费的回归结果。子女外出务工使低社会网络的农村父母家庭总消费和人均消费分别显著增加 22%、23.7%，而对原本高社会网络的农村父母家庭消费提升程度并不显著。表明子女外出务工可以改善低社会网络家庭的消费状况，弱化农村内部由社会网络差距而引致的消费差异与经济不平等。

表 7 异质性实证结果：区分家庭社会网络水平

VARIABLES	(1)		(2)		(3)		(4)	
	低社会网络				高社会网络			
	总消费支出	人均消费支出	总消费支出	人均消费支出	总消费支出	人均消费支出	总消费支出	人均消费支出
子女是否外出打工	0.2206*** (0.0780)	0.2366*** (0.0782)	0.0881 (0.0790)	0.0969 (0.0792)				
性别	-0.0416* (0.0217)	-0.0424* (0.0218)	-0.0072 (0.0203)	0.0009 (0.0203)				
年龄	-0.0632***	-0.0569***	-0.0701***	-0.0577***				

	(0.0146)	(0.0147)	(0.0148)	(0.0148)
年龄平方	0.0445***	0.0423***	0.0542***	0.0458***
	(0.0127)	(0.0127)	(0.0131)	(0.0132)
健康状况	0.0405***	0.0379***	0.0287***	0.0252***
	(0.0078)	(0.0078)	(0.0076)	(0.0076)
受教育年限	0.0180***	0.0195***	0.0202***	0.0205***
	(0.0027)	(0.0027)	(0.0026)	(0.0026)
已婚	0.1662***	0.0047	0.0585	-0.0508
	(0.0317)	(0.0319)	(0.0404)	(0.0406)
医疗保险参与	-0.0375	-0.0323	-0.0022	-0.0000
	(0.0443)	(0.0445)	(0.0442)	(0.0444)
家庭规模	0.1233***	-0.1301***	0.1196***	-0.1208***
	(0.0081)	(0.0081)	(0.0078)	(0.0078)
16岁以下年龄人口	-0.0318**	-0.0075	-0.0359***	-0.0092
	(0.0136)	(0.0136)	(0.0139)	(0.0139)
家庭总收入对数	0.0955***	0.0858***	0.1206***	0.1134***
	(0.0089)	(0.0089)	(0.0091)	(0.0091)
家庭储蓄对数	0.0042*	0.0033	-0.0004	0.0003
	(0.0023)	(0.0023)	(0.0021)	(0.0021)
家庭负债对数	0.0181***	0.0165***	0.0184***	0.0179***
	(0.0022)	(0.0022)	(0.0020)	(0.0020)
家庭耐用品价值对数	0.0506***	0.0465***	0.0752***	0.0729***
	(0.0040)	(0.0041)	(0.0045)	(0.0045)
所属区域	-0.0980	-0.1255	-0.4370	-0.3852
	(0.1073)	(0.1072)	(0.3489)	(0.3492)
年份固定效应	Y	Y	Y	Y
省份固定效应	Y	Y	Y	Y
lambda	-0.1757***	-0.2075***	-0.1098**	-0.1315***
	(0.0465)	(0.0466)	(0.0476)	(0.0477)
常数项	9.7756***	9.5419***	10.0314***	9.5096***
	(0.4849)	(0.4864)	(0.4409)	(0.4421)
观测值	5,582	5,582	5,583	5,583

注：表格使用处理效应模型，括号中为标准误，\*\*\*、\*\*和\*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；

#### 4.区分家庭收入水平

众所周知，收入是影响消费的决定性因素。而不同收入阶层的消费水平与质量呈现不均衡的现象。那么，子女外出务工行为带来的消费变动对高收入阶层和中低收入阶层可能存在异质性。为考察影响差异，参照尹志超等（2020）的划分方法将家庭总收入分位数 0.75 以上的样本划分为高收入群体，0.75 以下的群体为中低收入群体。表 8 汇报了相应结果，中低收入群体的农村父母家庭会由于子女外出务工而消费增加，且 1%统计水平上显著为正。本文认为，子女将父母的福利状况纳入自己的效用函数，当父母收入境况较差时，子女会主动产生利他主义行为，通过“汇款”的形式使得中低收入的家庭消费提升、生活改善。而原本收入较高的农村父母家庭，由于本身经济条件充裕，可以满足自身的消费需求。子女的外出带来的正向影响反而会减少他们消费，将“余钱”进行储蓄。

表 8 异质性实证结果：区分家庭收入水平

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)
	中低收入		高收入	
	总消费支出	人均消费支出	总消费支出	人均消费支出
子女是否外出打工	0.2453*** (0.0714)	0.2638*** (0.0716)	-0.3177*** (0.0951)	-0.3486*** (0.0956)
性别	-0.0241 (0.0171)	-0.0201 (0.0171)	-0.0339 (0.0275)	-0.0365 (0.0277)
年龄	-0.0633*** (0.0115)	-0.0559*** (0.0116)	-0.0375* (0.0201)	-0.0244 (0.0202)
年龄平方	0.0439*** (0.0101)	0.0406*** (0.0101)	0.0279 (0.0178)	0.0181 (0.0179)
健康状况	0.0319*** (0.0061)	0.0289*** (0.0062)	0.0365*** (0.0107)	0.0333*** (0.0108)
受教育年限	0.0176*** (0.0022)	0.0179*** (0.0022)	0.0191*** (0.0036)	0.0203*** (0.0036)
已婚	0.1800*** (0.0265)	0.0132 (0.0267)	0.0253 (0.0602)	0.0178 (0.0606)
医疗保险参与	0.0304 (0.0349)	0.0327 (0.0351)	-0.0279 (0.0604)	-0.0230 (0.0608)
家庭规模	0.1229*** (0.0066)	-0.1329*** (0.0066)	0.0815*** (0.0100)	-0.1436*** (0.0100)
16岁以下年龄人口	-0.0214* (0.0111)	0.0013 (0.0111)	-0.0227 (0.0177)	0.0110 (0.0178)
家庭总收入对数	0.0673*** (0.0065)	0.0584*** (0.0066)	0.3081*** (0.0297)	0.3178*** (0.0299)
家庭储蓄对数	0.0026 (0.0018)	0.0025 (0.0019)	-0.0034 (0.0028)	-0.0039 (0.0028)
家庭负债对数	0.0198*** (0.0018)	0.0188*** (0.0018)	0.0174*** (0.0025)	0.0170*** (0.0025)
家庭耐用品价值对数	0.0581*** (0.0034)	0.0544*** (0.0034)	0.0901*** (0.0066)	0.0872*** (0.0066)
所属区域	-0.3681 (0.3633)	-0.3217 (0.3630)	-0.1015 (0.0891)	-0.1201 (0.0895)
年份固定效应	Y	Y	Y	Y
省份固定效应	Y	Y	Y	Y
lambda	-0.1854*** (0.0421)	-0.2173*** (0.0422)	0.1081* (0.0583)	0.1162** (0.0586)
常数项	10.2842*** (0.3623)	10.0291*** (0.3636)	7.1600*** (0.6362)	6.2814*** (0.6400)
观测值	8,987	8,987	2,996	2,996

注：表格使用处理效应模型，括号中为标准误，\*\*\*、\*\*和\*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；

## 5.区分家庭收入风险

在面对不确定性时，消费者往往会增加预防性储蓄来抵御风险（Deaton, 1991），尤其



农村家庭面临更高的收入风险，其消费决策将会更加谨慎、敏感（樊潇彦，2007）。为验证不同收入风险家庭的影响差异，参照 Dynan et al.（2004）、沈坤荣和谢勇（2012）的做法，以家庭人均收入作为因变量，使用家庭成员的平均年龄、平均受教育年限、家庭就业比例以及户主性别、政治面貌和省级固定效应等作为自变量进行 OLS 回归得到残差值，以残差值度量收入风险。残差值越大，代表家庭面临的收入风险越大。以收入风险大小将样本划分为高、低两组。表 9 展示了相应回归结果。其中，无论是低收入风险家庭还是高收入风险家庭，子女外出务工均会使得消费显著增加，只是增加的幅度不同。子女外出务工会使得高收入风险的农村父母家庭消费增加更多。一方面，子女可能因为父母的高收入风险而给予父母更多更稳定的经济支持，从而保证父母生活境况的稳定。另一方面，结论也直接印证了利他主义在家庭内部风险分担的作用。家中子女在父母遭受风险或灾难时，通过增加经济支持的方式来减少风险的损害。因此，利他主义可以在家庭内部成员遇到灾难时提供一定的保障，共同分担风险。

表 9 异质性实证结果：区分家庭收入风险

VARIABLES	(1)		(2)		(3)		(4)	
	高风险				低风险			
	总消费支出	人均消费支出	总消费支出	人均消费支出	总消费支出	人均消费支出	总消费支出	人均消费支出
子女是否外出打工	0.3080*** (0.0855)	0.3306*** (0.0861)	0.1324* (0.0717)	0.1194* (0.0716)				
性别	-0.0559** (0.0221)	-0.0564** (0.0223)	-0.0148 (0.0197)	-0.0082 (0.0197)				
年龄	-0.0775*** (0.0150)	-0.0719*** (0.0151)	-0.0543*** (0.0137)	-0.0426*** (0.0137)				
年龄平方	0.0563*** (0.0131)	0.0547*** (0.0132)	0.0379*** (0.0121)	0.0307** (0.0121)				
健康状况	0.0330*** (0.0082)	0.0299*** (0.0083)	0.0251*** (0.0071)	0.0228*** (0.0071)				
受教育年限	0.0205*** (0.0028)	0.0216*** (0.0028)	0.0204*** (0.0026)	0.0212*** (0.0026)				
已婚	0.1835*** (0.0360)	0.0223 (0.0363)	0.1079*** (0.0335)	-0.0291 (0.0335)				
医疗保险参与	0.0092 (0.0436)	0.0022 (0.0439)	-0.0088 (0.0434)	0.0005 (0.0433)				
家庭规模	0.1143*** (0.0079)	-0.1428*** (0.0080)	0.1314*** (0.0080)	-0.0992*** (0.0080)				
16 岁以下年龄人口	-0.0324** (0.0146)	0.0063 (0.0146)	-0.0275** (0.0126)	-0.0183 (0.0126)				
家庭总收入对数	0.0999*** (0.0070)	0.0968*** (0.0071)	0.1478*** (0.0139)	0.1173*** (0.0139)				
家庭储蓄对数	0.0064*** (0.0023)	0.0066*** (0.0023)	0.0002 (0.0021)	-0.0001 (0.0021)				
家庭负债对数	0.0205*** (0.0022)	0.0198*** (0.0022)	0.0205*** (0.0020)	0.0195*** (0.0020)				
家庭耐用品价值对数	0.0783***	0.0752***	0.0577***	0.0534***				

	(0.0043)	(0.0043)	(0.0042)	(0.0042)
所属区域	-0.2653***	-0.2942***	-0.3533	-0.2833
	(0.0835)	(0.0837)	(0.3448)	(0.3434)
年份固定效应	Y	Y	Y	Y
省份固定效应	Y	Y	Y	Y
lambda	-0.2200***	-0.2495***	-0.1576***	-0.1726***
	(0.0509)	(0.0512)	(0.0429)	(0.0428)
常数项	10.3842***	10.1244***	9.2154***	8.9426***
	(0.4661)	(0.4694)	(0.4404)	(0.4396)
观测值	5,991	5,991	5,991	5,991

注：表格使用处理效应模型，括号中为标准误，\*\*\*、\*\*和\*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；

### （三）作用机制分析

本文认为子女外出务工的行为主要从两个路径来正向影响农村父母家庭的消费境况。其一，外出务工子女与父母的代际互动符合贝克尔的利他主义理论，即家庭内部存在“利他”行为。随着收入提升，利他主义者不仅在自身消费与对受益人的经济支持之间分配自己的收入，而且还决定了受益人的总消费。在现实中，家庭中子女为寻找良好的就业机会以及薪酬，选择外出务工。劳动所得的部分通过“汇款”的形式转移给农村父母，以作为农村父母经济收入的最主要来源（卢海洋和钱文荣，2014），同时也决定父母的消费水平。因此，本文将子女给予父母的经济支持作为第一种机制。其二，外出务工子女的消费行为会受到流入地当地消费观念和消费习惯的影响，尤其在大中城市更为明显。主要体现在消费不仅注重基础型消费，更倾向于“享乐”型支出。外出子女返乡后，其新的消费理念可能会给农村父母甚至其他家庭成员产生示范效应，进而提升家庭消费水平（朱雅玲等，2022）。因此，本文将消费观念作为另一种机制。为检验这两种作用机制，本文参照温忠麟等（2004）的方法，考察子女经济支持和消费观念在子女外出务工影响农村父母家庭消费发挥的中介效应。

本文用子女给父母的经济支持钱数作为中介变量验证其在影响家庭消费中的中介效应。表 10 Panel A 报告了相应结果。第（1）列为核心解释变量“子女是否外出务工”对于“子女给父母的经济支持钱数”的影响，结果显示子女外出务工行为显著增加了对农村父母的经济支持。第（2）列给出了加入中介变量“经济支持”后的结果，从中可以看出，经济支持作为解释变量其系数均显著为正，说明经济支持确实在子女外出务工影响农村父母消费中发挥着中介作用。具体而言，外出务工子女也可以充当家庭中的“利他主义者”通过提供经济支持的方式，增加对父母的经济供养，进而提升父母的消费水平。从机制层面证实了子女愿意采取减少自己的收入，以期增加其他家庭成员消费的利他主义行为，提供了利他主义行为理论的中国新证据。

为了验证消费观念的示范效应，本文采用农村父母家庭保健支出的对数作为消费观念的代理变量。具体而言，如果农村父母消费观念保守，那么家庭消费支出可能只局限于基础的衣、食、住，以维持基本生存需要。一旦消费观念得到改善，那么可能会增加一定的“享乐型”支出。而农村地区文化、娱乐设施有限，父母可能更倾向于将钱花在类似于保健品等健康消费品上。因此，用保健支出作为衡量消费观念的变动的指标，进而分析本文的中介效应。表 10 Panel B 报告了回归结果。其中，第（1）列表明子女外出务工的行为会使农村父母家庭保健支出显著提升，即消费观念不再保守。第（2）列保健支出以及解释变量的系数均显著为正可知，子女外出务工在影响农村父母家庭消费的过程中，有部分是通过消费观念改善所引致的。

表 10 子女外出务工对留守父母消费的影响：作用机制分析

Panel A: 中介	(1)	(2)
-------------	-----	-----

(1) 经济支持	子女经济支持	消费总支出
子女是否外出务工	0.2131*** (0.0747)	0.2648*** (0.0740)
子女经济支持		0.0783*** (0.0112)
控制变量	Y	Y
年份固定效应	Y	Y
省份固定效应	Y	Y
Constant	0.1104 (0.4185)	9.8339*** (0.4154)
Observations	7,661	7,661
Panel B: 中介	(1)	(2)
(2) 消费观念	消费观念	消费总支出
子女是否外出务工	0.2880** (0.1261)	0.1745*** (0.0538)
消费观念		0.0502*** (0.0039)
控制变量	Y	Y
年份固定效应	Y	Y
省份固定效应	Y	Y
Constant	-0.1316 (0.7287)	9.8069*** (0.3111)
Observations	11,981	11,981

注：括号中为标准误，\*\*\*、\*\*和\*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；

#### (四) 稳健性检验

为检验估计结果的稳健性，本文将通过剔除极端值、更换方法方式进行稳健性检验。

##### 1. 剔除极端值的影响

根据描述性统计结果，支出、存款、负债以及资产变量存在较大极端值，极端值的存在可能会使估计结果存在偏误。因此，本文将家庭总消费支出、人均消费支出、存款、负债以及耐用品资产分别进行上下 1%的缩尾处理后继续运用处理效应模型回归。表 11 汇报了缩尾后的结果。其中，子女外出打工会引致农村父母家庭总消费和人均消费支出分别显著增加 20.8%、21.3%。该结果与基准回归的估计结果接近，变量系数方向一致，证明实证结果较为稳健，为解释子女外出务工行为和农村父母家庭消费的关系提供了较为可靠的证据。

表 11 稳健性检验：缩尾处理

VARIABLES	(1)	(2)	(3)
	总消费支出	人均消费支出	子女外出务工
子女是否外出打工	0.2078*** (0.0527)	0.2128*** (0.0529)	
IV			1.8740*** (0.0589)
性别	-0.0366**	-0.0327**	-0.0125

	(0.0144)	(0.0145)	(0.0273)
年龄	-0.0666***	-0.0581***	0.2171***
	(0.0098)	(0.0099)	(0.0187)
年龄平方	0.0480***	0.0438***	-0.1888***
	(0.0086)	(0.0087)	(0.0165)
健康状况	0.0267***	0.0240***	0.0227**
	(0.0053)	(0.0053)	(0.0102)
受教育年限	0.0223***	0.0230***	-0.0212***
	(0.0018)	(0.0018)	(0.0034)
已婚	0.1258***	-0.0108	-0.1072**
	(0.0238)	(0.0239)	(0.0460)
医疗保险参与	-0.0059	-0.0011	0.0282
	(0.0299)	(0.0301)	(0.0592)
家庭规模	0.1237***	-0.1188***	
	(0.0054)	(0.0054)	
16岁以下年龄人口	-0.0337***	-0.0094	
	(0.0093)	(0.0093)	
家庭总收入对数	0.1096***	0.1019***	0.0771***
	(0.0058)	(0.0058)	(0.0112)
家庭储蓄对数	0.0035**	0.0034**	-0.0021
	(0.0015)	(0.0015)	(0.0028)
家庭负债对数	0.0201***	0.0193***	0.0189***
	(0.0014)	(0.0015)	(0.0026)
家庭耐用品价值对数	0.0670***	0.0644***	0.0277***
	(0.0029)	(0.0029)	(0.0057)
所属区域	-0.4226	-0.3656	0.0079
	(0.3526)	(0.3533)	(0.0130)
年份固定效应	Y	Y	
省份固定效应	Y	Y	
lambda	-0.1787***	-0.2020***	
	(0.0316)	(0.0317)	
常数项	9.9850***	9.5956***	-8.1619***
	(0.3052)	(0.3067)	(0.5329)
观测值	11,983	11,983	11,983

注：表格使用处理效应模型，括号中为标准误，\*\*\*、\*\*和\*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；

## 2.两阶段最小二乘法

由于模型本身存在反向因果、遗漏变量等内生性问题。因此，依旧选用同一村居同一收入阶层其他子女外出务工家庭占比作为工具变量，进行两阶段最小二乘估计。表 12 汇报了工具变量的估计结果以及 DWH (Durbin-Wu-Hausman) 内生性检验的结果。结果显示，DWH 检验在 1%水平上拒绝了子女外出务工不存在内生性问题的原假设。第一阶段估计的 F 值分别为 389.922、333.954，说明本文选取的工具变量不存在弱工具变量问题。两阶段估计结果中，子女外出务工对农村父母家庭总消费和人均消费均存在正向影响，且系数均在 1%的水平下显著。该结果与基准回归结果基本一致，本文结论稳健成立。

表 12 稳健性检验：2SLS

VARIABLES	(1)	(2)
	总消费支出	人均消费支出
子女是否外出	0.4060*** (0.0964)	0.3970*** (0.0966)
性别	-0.0256* (0.0152)	-0.0227 (0.0152)
年龄	-0.0793*** (0.0116)	-0.0702*** (0.0117)
年龄平方	0.0580*** (0.0101)	0.0532*** (0.0102)
健康状况	0.0260*** (0.0056)	0.0232*** (0.0057)
受教育年限	0.0223*** (0.0019)	0.0230*** (0.0020)
已婚	0.1982*** (0.0309)	0.0484 (0.0308)
医疗保险	0.0022 (0.0325)	0.0021 (0.0325)
家庭规模	0.0766*** (0.0113)	-0.1722*** (0.0114)
16岁以下人口数	0.0046 (0.0121)	0.0315*** (0.0121)
家庭总收入对数	0.1097*** (0.0095)	0.1025*** (0.0092)
家庭存款对数	0.0025 (0.0016)	0.0024 (0.0016)
家庭负债对数	0.0212*** (0.0015)	0.0205*** (0.0016)
家庭耐用品价值对数	0.0706*** (0.0035)	0.0673*** (0.0034)
所属区域	-0.3990*** (0.0432)	-0.3420*** (0.0444)
省份固定效应	Y	Y
年份固定效应	Y	Y
常数项	10.3598*** (0.3763)	9.9981*** (0.3762)
观测值	11,983	11,983
R-squared	0.3136	0.2062
第一阶段 F 值	389.922	333.954
工具变量 t 值	18.27	18.27
DWH 检验 Chi2 (P-value)	26.9563 0.0000	30.8754 0.0000

注：括号中为标准误，\*\*\*、\*\*和\*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；

## 六、结论与政策建议

党的二十大报告指出，要“着力扩大内需，增强消费对经济发展的基础性作用”。而农村劳动力外流在推动城市化建设的同时也改变了农村家庭内部资源配置以及消费储蓄行为。在此背景下，本文采用2014—2018年中国家庭追踪调查（CFPS）数据，使用处理效应模型详细探讨了子女外出务工对农村父母家庭消费的影响及其作用机制。研究发现：（1）子女外出务工会使得农村父母家庭总消费显著提升19.2%，人均消费支出显著提升20.5%。（2）细分消费类型后发现，此消费提升作用不仅作用于生存型消费支出，还推动了发展享受型等更高层次消费支出的增加。（3）子女外出务工对农村父母家庭消费的影响也存在异质性，表现为对于老年家庭、健康状况较差家庭、中低收入家庭、低社会网络家庭以及高收入风险的家庭具有更大的促进效应。（4）机制分析发现，子女外出务工主要通过增加对父母的经济支持以及改善父母消费观念进而影响农村父母消费水平。（5）在理论层面证实，子女外出务工后确实会通过代际经济支持的方式来提升农村父母的消费水平。本研究发现了外出务工子女将父母的福利状况纳入自己的效用函数，愿意采取减少自身收入、增加农村父母消费的利他主义行为，验证了Becker经典利他主义理论，提供了利他主义行为理论研究的中国新证据。

基于本文的研究结论，提出如下政策建议：第一，破除妨碍劳动力流动的政策弊端，加快农业转移人口市民化。加快户籍制度改革，持续推进以人为核心的新型城镇化，消除城乡二元体制来实现城乡融合发展。第二，重视流动人口的“拉动效应”，保证流动人口就业、教育、医疗等公共服务均等化。政府在致力于刺激农村地区消费的同时，重点关注到外来务工群体对农村消费的“拉动作用”，保障外来务工群体的基本权益。应继续增加针对农民工的公共服务支出，包括子女教育、保障住房建设等，打通农村社保、医保与城镇的衔接。同时促进就业机会公平，为外来农民工提供更多可及机会。第三，健全农村地区基本养老、医疗保障体系，发展农村基本养老服务。中国农村老龄化问题日趋严重，子女外流实际上冲击了“养儿防老”的传统赡养模式。养老保险制度作为社会养老的重要举措，资源应更多地向农村倾斜。公共财政也要进一步加大对农村居民养老保险的补贴力度，同时积极发展农村养老事业及养老产业。在医疗保障层面，加强基本医疗保险、商业医疗保险、大病保险等多层次医疗保障有序衔接，落实异地就医结算，有效减轻农村人口疾病经济负担。

## 参考文献

- [1] 楚克本、刘大勇、段文斌, 2018: 《健康冲击下农村家庭平滑消费的机制——兼论外部保障与家庭自我保障的关系》, 《南开经济研究》第 2 期。
- [2] 杜鹏、丁志宏、李全棉、桂江丰, 2004: 《农村子女外出务工对留守老人的影响》, 《人口研究》第 6 期。
- [3] 樊满彦、袁志刚、万广华, 2007: 《收入风险对居民耐用品消费的影响》, 《经济研究》第 4 期。
- [4] 江光辉、王颖、胡浩, 2021: 《代际支持视角下成年子女外出与农村留守父母健康关系再审视》, 《人口与经济》第 6 期。
- [5] 李宝军、罗剑朝, 2022: 《农村劳动力流动对农户家庭多维贫困影响的实证》, 《统计与决策》第 8 期。
- [6] 李蕾、吴斌珍, 2014: 《家庭结构与储蓄率 U 型之谜》, 《经济研究》第 1 期。
- [7] 李实, 1999: 《中国农村劳动力流动与收入增长和分配》, 《中国社会科学》第 2 期。
- [8] 连玉君、黎文素、黄必红, 2015: 《子女外出务工对父母健康和生活满意度影响研究》, 《经济学(季刊)》第 1 期。
- [9] 刘畅、易福金、徐志刚, 2017: 《父母健康:金钱和时间孰轻孰重?——农村子女外出务工影响的再审视》, 《管理世界》第 7 期。
- [10] 刘鹏、张运峰, 2018: 《生育率、利他行为与房价上涨》, 《广东财经大学学报》第 2 期。
- [11] 刘晓光、张 勋、方文全, 2015: 《基础设施的城乡收入分配效应: 基于劳动力转移的视角》, 《世界经济》第 3 期。
- [12] 刘岩, 2015: 《私人代际转移动机研究——基于 CHARLS 的实证分析》, 《经济理论与经济管理》第 10 期。
- [13] 卢海阳、钱文荣, 2014: 《子女外出务工对农村留守老人生活的影响研究》, 《农业经济问题》第 6 期。
- [14] 罗永明、陈秋红, 2020: 《家庭生命周期,收入质量与农村家庭消费结构——基于子女异质视角下的家庭生命周期模型》, 《中国农村经济》第 8 期。
- [15] 马光荣、周广肃, 2014: 《新型农村养老保险对家庭储蓄的影响: 基于 CFPS 数据的研究》, 《经济研究》第 11 期。
- [16] 莫亚琳、黄奕涵、罗培坤, 2020: 《社会资本、农村劳动力流动与农户收入——基于 CFPS 数据的实证研究》, 《投资研究》第 6 期。
- [17] 宁满秀、王小莲, 2015: 《中国农村家庭代际经济支持行为动机分析》, 《农业技术经济》第 5 期。
- [18] 蒲艳萍, 2010: 《劳动力流动对农村居民收入的影响效应分析——基于西部 289 个自然村的调查》, 《财经科学》第 12 期。
- [19] 钱文荣、郑黎义, 2011: 《劳动力外出务工对农户家庭经营收入的影响——基于江西省 4 个县农户调研的实证分析》, 《农业技术经济》第 1 期。
- [20] 曲兆鹏、赵忠, 2008: 《老龄化对我国农村消费和收入不平等的影响》, 《经济研究》第 12 期。
- [21] 沈坤荣、谢勇, 2012: 《不确定性与中国城镇居民储蓄率的实证研究》, 《金融研究》第 3 期。
- [22] 舒玢玢、同钰莹, 2017: 《成年子女外出务工对农村老年人健康的影响——再论“父母在,不远游”》, 《人口研究》第 2 期。
- [23] 宋明月、臧旭恒, 2020: 《异质性消费者、家庭债务与消费支出》, 《经济学动态》第 6 期。
- [24] 宋月萍, 2014: 《精神赡养还是经济支持: 外出务工子女养老行为对农村留守老人健康影响探析》, 《人口与发展》第 4 期。
- [25] 孙鹃娟, 2006: 《劳动力迁移过程中的农村留守老人照料问题研究》, 《人口学刊》第 4 期。
- [26] 孙鹃娟、张航空, 2013: 《中国老年人照顾孙子女的状况及影响因素分析》, 《人口与经济》第 4 期。
- [27] 田青、郭汝元、高铁梅, 2016: 《中国家庭代际财富转移的现状与影响因素——基于 CHARLS 数据的实证研究》, 《吉林大学社会科学学报》第 4 期。
- [28] 汪伟, 2010: 《计划生育政策的储蓄与增长效应:理论与中国的经验分析》, 《经济研究》第 10 期。
- [29] 王萍、李树茁, 2011: 《代际支持对农村老年人生活满意度影响的纵向分析》, 《人口研究》第 1 期。
- [30] 王小龙、兰永生, 2011: 《劳动力转移、留守老人健康与农村养老公共服务供给》, 《南开经济研究》第 4 期。
- [31] 王子成, 2012: 《外出务工、汇款对农户家庭收入的影响——来自中国综合社会调查的证据》, 《中国农村经济》第 4 期。
- [32] 温忠麟、张雷、侯杰泰、刘红云, 2004: 《中介效应检验程序及其应用》, 《心理学报》第 5 期。
- [33] 吴海江、何凌霄、张忠根, 2014: 《中国人口年龄结构对城乡居民消费差距的影响》, 《数量经济技术经济研究》第 2 期。
- [34] 颜建军、冯君怡, 2021: 《数字普惠金融对居民消费升级的影响研究》, 《消费经济》第 2 期。
- [35] 杨汝岱、陈斌开、朱诗娥, 2011: 《基于社会网络视角的农户民间借贷需求行为研究》, 《经济研究》第 11 期。
- [36] 叶敬忠、贺聪志, 2009: 《农村劳动力外出务工对留守老人经济供养的影响研究》, 《人口研究》第 4 期。
- [37] 尹志超、刘泰星、王晓全, 2020: 《农村收入差距抑制了农户创业吗? ——基于流动性约束与人力资本投资视角的实证分

- 析》，《中国农村经济》第5期。
- [38] 尹志超、刘泰星、张诚，2020：《农村劳动力流动对家庭储蓄率的影响》，《中国工业经济》第1期。
- [39] 余玲铮，2015：《中国城镇家庭消费及不平等的动态演进：代际效应与年龄效应》，《中国人口科学》第6期。
- [40] 赵听东、王焯，2021：《隔代照料对劳动供给的影响研究》，《经济评论》第1期。
- [41] 周建、杨秀祯，2009：《我国农村消费行为变迁及城乡联动机制研究》，《经济研究》第1期。
- [42] 朱雅玲、张彬、马艺菲，2022：《农村劳动力流动对家庭消费结构的影响》，《消费经济》第3期。
- [43] Becker G. S., 1974, "A Theory of Social Interactions", *The Journal of Political Economy*, 82(6), 1063-1093.
- [44] Becker G. S., 1981, "Altruism in the Family and Selfishness in the Market Place", *Economica*, 48(189), 1-15.
- [45] Bian Y J., 1997, "Bringing Strong Ties Back in: Indirect Ties, Network Bridges, and Job Searches in China", *American Sociological Review*, 62(3), 366-385.
- [46] Chamon, M., and E.Prasad., 2010, "Why Are Saving Rates of Urban, Households in China Rising?", *American Economic Journal: Macroeconomics*, 2(1), 93-130.
- [47] Deaton, A., 1991, "Saving and Liquidity Constraints", *The Econometrica*, 59(5), 1221-1248.
- [48] Dynan K. E., J. Skinner, and S. P. Zeldes., 2004, "Do the Rich Save More", *Journal of Political Economy*, 112(2), 397-444.
- [49] Guerrieri V, Lorenzoni G., 2017, "Credit crises, precautionary savings and the liquidity trap", *The Quarterly Journal of Economics*, 132(3), 1427-1467.
- [50] Knodel J., Saengtienchai C., 2007, "Rural parents with urban children: Social and economic implications of migration for the rural elderly in Thailand", *Population Space and Place*, 13(3), 193-210.
- [51] Maddala G.S., 1983, "Limited Dependent and Qualitative Variables in Econometric". Cambridge University Press.
- [52] Rozelle, S., J. E. Taylor, and A. de Brauw, 1999, "Migration, Remittances, and Agricultural Productivity in China", *American Economic Review*, 89(2), 287-291.
- [53] Scott, Rozelle, J, et al., 1999, "Migration, Remittances, and Agricultural Productivity in China", *American Economic Review*, 89(2), 287-291.
- [54] Zhang W X., 2011, "The Competitive Saving Motive: Evidence from Rising Sex Ratios and Savings Rates in China", *Journal of Political Economy*, 119(3), 511-564.

## The Impact of Children Migration on Rural Parents' household Consumption——New Evidence of Altruistic Behavior in China

LIU Na, ZHANG Jiaqi

(Institute of Consumer Economics, Xiangtan University, Xiangtan 411105, China;  
Business School, Xiangtan University, Xiangtan 411105, China)

**Abstract:** Consumption is an important engine for driving China's economic growth and achieving high-quality economic development, and the consumption potential of rural residents in China is enormous, which is an important direction and foothold for expanding domestic demand in the future. This article takes the labor mobility of children from rural families in China as the starting point, and uses data from China Family Panel Studies (CFPS) from 2014, 2016 and 2018 to explore in detail the impact and mechanism of children's migrant work on rural parents' household consumption. The research results show that children migration have significantly increased the



total consumption of rural parents' households by 19.2%, and the per capita consumption expenditure has significantly increased by 20.5%. The analysis of segmented consumption categories found that this consumption enhancement effect not only affects survival consumption expenditure, but also promotes the increase of development enjoyment oriented high-level consumption expenditure. Heterogeneity analysis shows that children migration has a greater promoting effect on elderly households, households with poorer health conditions, medium-low income households, low social network households, and households with high income risks. Mechanism research has confirmed that children who go out to work mainly influence rural parents' household consumption through altruistic economic support and exemplary consumption concepts, providing new evidence of altruistic behavior theory in China. Therefore, it is suggested that the government should speed up the reform of the registered residence system, pay attention to the "pull effect" of the floating population on rural areas, and improve the social security system in rural areas while ensuring the equalization of public services for the floating population.

**Keywords:** Children Migration; Rural residents' consumption; Altruism; Intergenerational support