

# 非正规就业对中国家庭消费的影响研究

## ——基于 CFPS 匹配夫妻数据的实证分析

刘 娜<sup>1</sup>, 汪佳琪<sup>2</sup>

**摘要:** 非正规就业既是劳动力市场不可分割的部分, 更是影响家庭消费决策的重要因素。本文利用中国家庭追踪调查 (CFPS) 2014、2016、2018 年匹配夫妻数据, 实证考察了非正规就业对家庭消费的全面影响。研究表明, 相较于夫妻双方均为正规就业的家庭, 夫妻双方均为非正规就业家庭的总消费将显著降低 6.17%。机制检验结果表明, 非正规就业可通过减少收入水平、延长工作时间以及降低社会保障抑制家庭总消费。对消费结构的考察结果显示, 夫妻双方均为非正规就业的家庭生存型、发展型和享受型消费将分别显著降低 11.9%、10.4% 和 30.5%, 其中享受型消费影响幅度最大。此外对夫或妻单方非正规就业家庭展开的进一步分析显示, 相较于丈夫非正规就业, 妻子非正规就业会优先减少家庭公共消费, 对家庭整体福利产生更大的影响。政策层面, 建议加大非正规就业市场规范力度, 特别注重完善女性就业相关的社会保障制度建设, 以进一步激发居民消费活力, 为宏观经济可持续增长提供内生动力。

**关键词:** 家庭消费; 非正规就业; 夫妻匹配; CFPS 数据

**JEL 分类号:** J21,O17,D12 **中图分类号:** F246

**文献标识码:** A

---

<sup>2 2</sup> 作者简介: 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, 汪佳琪 (1999-), 女, 湖北宜昌人, 湘潭大学商学院硕士研究生。  
基金项目: 国家社会科学基金一般项目“靶向中等收入群体的消费提振与升级研究” (项目编号: 21BJY096)。

# 一、引言

居民消费是最终需求，是畅通国内大循环的关键环节和重要引擎，对经济具有持久拉动力。在百年变局和世纪疫情叠加的复杂局面下，中国消费市场持续遭受冲击，居民消费意愿也在下降，2022年中国社会消费品零售总额43.9亿元，比上年下降0.2%<sup>2</sup>，增消费、扩内需尤为紧迫。党的二十大报告也明确指出，着力扩大内需，增强消费对经济发展的基础性作用和投资对优化供给结构的关键作用<sup>3</sup>。作为社会基础消费的重要组成部分，家庭消费不仅对社会经济发展具有重要拉动作用，更关乎居民幸福感（李树、于文超，2020）。2022年以来，双循环新发展格局逐步形成，制约中国居民消费增长的系列问题得到一定解决，但如何进一步释放消费潜力，促进消费持续恢复仍是理论界和决策层关注的重要话题。

就业稳定既是经济活力之源（石晓军等，2023），也是绝大部分居民愿意且敢于消费的前提（赖德胜等，2023）。与此同时，经济周期、人工智能、国有企业改革、“去产能”、产业转型升级等一系列因素显著增加了劳动力市场的不确定性（赵达，2019）。同时，非正规就业这类数量庞大<sup>4</sup>的就业群体具有缺乏稳定性且抵御外部冲击能力差的特点（ILO，2020），当劳动力的就业稳定性降低，家庭消费能力也会随之减弱（闫珍，2023）。受择偶观念影响，相似工作类型的夫妻具有更高匹配度（段朱清、靳小怡，2020），这意味着非正规就业者更易结为夫妻，那么当夫妻双方均面临着高度不确定性时，家庭福利的代表性指标——家庭消费又会有怎样的表现呢？所以准确理解非正规就业对于微观就业家庭当前消费的影响，有助于把握消费总需求的演进趋势。基于以上认识，本文力图回答以下三方面问题：①非正规就业是否会对中国就业者家庭消费造成影响，是否与夫妻就业类型有关？②非正规就业通过何种途径影响家庭消费？③作为应对负面冲击的补充措施，婚姻制度是否发挥了自我保险功能，使家庭消费在应对就业劣势时有所转变？

有鉴于此，文章拟基于中国家庭追踪调查（CFPS）2014、2016、2018数据进行夫妻匹配，细致考察非正规就业对家庭消费的影响，试图填补上述研究空白。本文的主要贡献在于：一是本文系统识别了非正规就业对家庭消费的影响及作用机制，有助于深入理解中国不同就业类型家庭的消费行为特征，特别是双方非正规就业家庭的消费劣势，旨在政策制定过程中给予此群体更多关怀和帮扶。二是本文基于CFPS数据进行夫妻匹配，首次从家庭视角出发

<sup>2</sup>资料来源：中国经济年报 <https://baijiahao.baidu.com/s?id=1755443334147078000&wfr=spider&for=pc>

<sup>3</sup>资料来源：高举中国特色社会主义伟大旗帜为全面建设社会主义现代化国家而团结奋斗——在中国共产党第二十次全国代表大会上的报告 <https://www.gov.cn/zhuanti/zggcddescqgdbdh/sybgqw.htm>

<sup>4</sup>《中国灵活用工发展报告（2022）》指出，2021年中国非正规就业群体高达两亿多人，已逐步成为新增就业的主要形式 [https://www.pishu.com.cn/skwx\\_ps/bookdetail?SiteID=14&ID=13625846](https://www.pishu.com.cn/skwx_ps/bookdetail?SiteID=14&ID=13625846)

探究非正规就业对消费的影响，拓展了非正规就业领域的相关研究，丰富了对中国消费不足现象进行解释的相关文献；三是本文研究发现家庭中女性非正规就业更不利于提升家庭整体福利，这一发现为中国扩内需政策制定和实施提供了事实依据和参考，为进一步提高家庭消费水平提供了新的切入点和视角。

本文的后续部分安排如下：第二部分是文献综述和理论分析；第三部分是数据、变量与统计性描述；第四部分是实证分析，包括基准回归与稳健性检验；第五部分是进一步分析；最后是结论与政策建议。

## 二、文献综述和理论分析

与本文相关的研究是基于就业视角考察对家庭消费影响的文献与非正规就业领域相关文献。目前关于就业对消费影响的研究，宏观层面关注失业率和就业水平，微观层面涉及劳动力流动、非农就业、就业机会、就业稳定性等，却鲜有文献关注不同就业形态对家庭消费的影响。宏观层面，赵达等（2019）研究发现失业率每提高 1%将导致就业者家庭消费增速降低 0.48%，失业预期引起的预防性储蓄动机明显。陈享光、黄宝竹（2022）研究发现家庭债务随住房信贷而增加，住房支出增加的多少一方面同房地产企业的金融杠杆相关联，另一方面同家庭债务杠杆相联系，且家庭债务杠杆会直接作用于居民消费。微观层面，尹志超等（2020）指出劳动力流动显著增加了家庭收入，但由于收入波动、失业、医疗和健康等不确定性而未能对家庭消费产生显著影响。文洪星、韩青（2018）基于中国家庭追踪调查数据，采用倾向分值匹配法和分位数回归模型，研究发现非农就业通过改善家庭收入增长性、弱化收入不确定性、强化城镇居民消费对农村居民消费的示范性，促进农村居民家庭消费增长。温兴祥（2019）本地非农就业家庭通过提升收入和边际消费倾向使年生活消费总额比农业就业家庭显著高出 15.5%-28.2%，且受雇形式的本地非农就业对农村居民家庭消费的促进作用大于本地自雇就业；丁浩（2018）研究发现提高就业稳定性增强农民工家庭住房可及性和促进家庭消费，且对低消费家庭影响更大。刘丽丽（2021）采用 2016-2017 年流动人口动态监测数据，指出就业稳定农民工消费水平显著提升，原因在于就业稳定农民工的收入风险更低、在城市的长期居住意愿更强、劳动供给时间短从而闲暇时间长。

在非正规就业的界定方面，非正规就业这一概念最早由国际劳工组织（ILO，1972）正式提出，最初是指那些不受国家管理和支持的小规模企业以及木匠、小商、小贩和修理工等职业。国内学者有关非正规就业群体的研究也在不断深入。初期，多数学者多将非正规就业定义为非正规部门的各种就业以及正规部门里的临时就业、非全日制就业以及劳务派遣就业

等（常进雄等，2010；薛进军、高文书，2012；刘超，2022），其中非正规部门主要有个体经营户、家庭手工业户、公益性劳动组织以及其他自负盈亏的独立劳动者。后期，国际上认为仅依靠单位特征无法涵盖非正规就业的复杂属性，如果雇员的劳动关系未被纳入国家劳动法规、社保、财税、统计等制度架构，即未能受到正式制度充分保护或制约的从业人员也属于非正规就业者（ILO，2020）。因此，中国学者在沿用国际定义的基础上进一步依据中国劳动力市场的特点对其加以修正，非正规就业的界定范围扩大到包括正规部门在内的所有经济组织，包括非正规部门的雇主和签订了劳动合同、但未参加基本养老保险或基本医疗保险的雇员（薛进军、高文书，2013）。综上，已有文献通常使用两种方式衡量个人是否从事非正规就业：一是根据劳动者是否同工作单位签署劳动合同并享受基本保险保障（李根丽、尤亮，2020；陆万军、张彬斌，2018）；二是根据劳动者工作单位的性质进行判断（张军等，2017；张抗私等，2016）。

在非正规就业与正规就业的差异方面，已有研究关注正规就业和非正规就业的工资差异及其原因（张抗私等，2020；张军等，2017；李根丽等，2021）、社会保障差异（李晓曼等，2019）、生育意愿（李红阳，2022）、政策对就业选择的影响等问题，但鲜有将研究的视角进一步深入到消费领域。张抗私等（2020）使用2014年中国劳动力动态调查（CLDS）数据，发现非正规就业的教育收益率明显低于正规就业，正规就业者与非正规就业者工资差异呈逐渐缩小的趋势。张军等（2017）探索最低工资标准对不同就业类型的异质性影响，发现最低工资标准上涨拉大了部门间和部门内就业者工资差距；李振刚、张建宝（2020）发现，非正规就业是农民工在大城市就业的主要模式，占比高达81%，非正规受雇农民工的贫困发生率比正规受雇农民工高出25.6%。李晓曼等（2019）认为，中国灵活就业政策大多参照正规就业，使社保制度和服务政策与非正规就业不适应。李红阳（2022）利用1997—2011年CHNS的数据实证结果表明，非正规就业通过替代效应显著提高了已婚女性的生育意愿，

与本文直接相关的研究是考察非正规就业对家庭消费影响的文献。一些学者研究发现从事非正规就业会降低家庭消费。部分学者以农民工群体作为研究对象，考察非正规就业对其家庭消费的影响，结论均指出农民工从事正规就业或自雇就业能显著提升家庭消费，也代表农民工从事非正规就业对其家庭消费具有负向影响。汪润泉、赵彤（2018）在研究养老保险与农民工城市消费时发现，养老保险能够提高农民工收入预期，有促进消费的作用，且这种影响效应对不同就业类型的农民工存在异质性。周闯、白兵（2020）研究自雇与受雇农民工的消费差异，发现自雇农具有消费弹性高和消费倾向高等特点，且农民工自雇就业通过提升就业稳定性和城市融合意愿促使消费提高。周闯等（2022）基于流动人口动态监测调查

数据，研究发现正规就业通过增加当期消费、缓解流动性约束显著提升了农民工家庭消费支出和消费率。还有一些学者研究得出了相反的结论。张卿、李晶晶（2022）使用 CFPS 数据发现，非正规就业通过提升户主未来预期显著提升家庭消费水平和促进消费升级，但抑制了家庭理财消费。

综上所述，现有文献关于非正规就业与家庭消费之间关系的研究结论并不一致，且大多数文献仅限于农民工群体，仅考虑了就业特征的一个维度，少有文献基于微观数据对更全面的非正规就业群体进行实证研究。那么，非正规对居民消费究竟有何影响？是否与夫妻就业类型有关？本文将使用“中国家庭追踪调查”（CFPS）数据对非正规就业对居民消费的影响作用进行严格的实证分析。

### **三、数据、变量与描述性统计**

#### **（一）样本与数据简介**

本文使用的数据来自北京大学中国社会科学调查中心的“中国家庭追踪调查”（CFPS）项目。该调查覆盖了除新疆、西藏和青海以外的 28 个省/市/自治区。CFPS 调查问卷提供了个人收入、工作类型、工作单位、工作保障、工作时长、家庭消费、家庭人口规模等多方面的个人和家庭信息，其特有的数据特征满足进行夫妻匹配研究的需求。本文主要采用 2014、2016 和 2018 年三期 CFPS 家庭和成人问卷数据。

本文主要研究非正规就业对家庭消费的影响，鉴于我们以家庭作为研究对象并采用匹配夫妻的方式，因此选取家庭问卷中的居民当年家庭总消费为因变量并进行分析；而对于自变量——非正规就业的基础数据则直接来自于个人问卷。在处理了缺漏值、剔除了主要变量为零的数据和奇异值后，有效样本包含 16-60 岁（中国劳动法规定最低劳动年龄为 16 周岁，男性退休年龄为 60 周岁，女性为 55 周岁。为保证研究的全面性和统计上的方便，本文总共得到 16-60 岁非农业已婚就业者作为研究对象的 4778 对在婚夫妻。在主回归中，为探究夫和妻双方非正规就业对家庭消费的影响，我们选取就业类型一致的夫妻样本，其中包含 1892 对非正规就业夫妻，占比 59.6%；1280 对正规就业夫妻，占比 40.4%，样本中非正规就业群体规模更为庞大，且总样本中女性从事非正规就业比例更高，这与以往文献样本结构相似（李红阳，2021；刘成奎、郑李明，2022）。在进一步研究中，为探究夫或妻单方非正规就业对家庭消费的影响，我们选取就业类型不一致的夫妻样本，其中包含妻子正规就业&丈夫非正规就业家庭 963 组，妻子非正规就业&丈夫正规就业家庭 666 组。

#### **（二）关键变量描述**

##### **1. 被解释变量**

本文选取家庭当年总消费对数作为核心被解释变量，将所有变量均以 2014 年为基期调整 CPI 并取对数。进一步，参考已有文献（尹志超、郭沛瑶，2021；易行健、周利，2018）将消费划分为生存型、发展型和享受型消费。生存型消费指家庭在吃、穿、住、用、行等方面必不可少的消费，包括食品、服装、家庭生存型消费水、电、暖气及物业管理费、日用品消费、房屋修缮等支出。发展型消费指家庭用于提高家庭成员德育、智育等方面的消费，主要包括家庭设备用品、教育文娱、交通通信等支出。享受型消费指用于满足家庭物质和精神性享受的物质和劳务消费，包括外出就餐费、保健费用支出、旅游和美容支出等。

## 2.主要解释变量

夫妻从事非正规就业与否是本文关注的解释变量。借鉴陈佳莹等(2022)、马林靖等(2022)以及刘成奎、郑李明(2022)的划分标准，本文依据就业身份、契约类型和社会保障地位界定非正规就业。首先，仅保留非农已婚就业样本并将受访者年龄限制为 16-60 岁，其次，当受访者工作状况属于（1）受雇于人，但是未签订正式合同；（2）签订劳动合同但未提供任何劳动保障；（3）劳务派遣工；（4）自营劳动者；（5）家庭帮工，即认为是非正规就业。除这五类以外的其他就业归为正规就业，本文将变量命名为丈夫非正规就业与妻子非正规就业分别代表丈夫与妻子是否从事非正规就业，取值 1 代表非正规就业，取值 0 代表正规就业，并进一步依据丈夫和妻子各自的就业类型将样本划分为四组，分别为家庭 1：丈夫从事正规就业&妻子从事非正规就业家庭，家庭 2：丈夫从事非正规就业&妻子从事正规就业家庭，家庭 3：丈夫从事非正规就业&妻子从事非正规就业家庭，家庭 4：丈夫从事正规就业&妻子从事正规就业家庭。四类家庭样本量分别为 963、666、1869 和 1280，占比较高的两组家庭样本为夫妻双方均从事非正规就业与正规就业家庭，其占总样本比例分别为 39.1%与 26.8%，这也验证了相似工作类型的夫妻具有更高匹配度（段朱清、靳小怡，2020），非正规就业者或正规就业者更易在各自所属就业群体内结为夫妻。为探究夫和妻双方非正规就业对家庭消费的影响，我们在基准回归中选取就业类型一致的夫妻样本，着重强调非正规就业家庭与正规就业家庭消费的对比回归结果。

## 3.控制变量

借鉴前人对家庭消费的研究成果(田子方等, 2022; 李树、于文超, 2020; 李涛等, 2019), 本文控制了包括家庭经济特征、家庭人口特征和夫妻的个人特征在内的可能影响家庭消费的变量，具体来说：

家庭经济特征主要通过家庭总收入、资产与负债等指标反映，家庭资产变量包括家庭金融资产、家庭现金和存款总额和家庭住房资产（易行健、周利，2018）。此外，我们还通过

家庭人口数和子女数量反应家庭人口特征。

个人特征包括受教育程度、户籍、自评健康水平、从事职业和从事行业等。受访者城镇户籍赋值为 1，农村户籍赋值为、自评健康水平赋值 1-5，1 表示“非常健康”，5 表示“不健康”；受教育年限赋值如下：未上学=1，小学=2，初中=3，高中/技校/职校/高职=4，大专=5，大学本科=6，硕士研究生=7，博士研究生=8。

### （三）描述性统计

如前所述，中国城镇地区就业市场可细分为正规、非正规部门就业两类。前者就业相对稳定，工资福利较好；后者则较苦、较脏，且工资水平相对偏低（张军等，2017）。因此，在展示非正规就业对家庭消费的影响之前，本文首先利用 CFPS 详尽的微观数据对两部门就业者差异性进行描述性统计。表 1 给出了非正规就业家庭与正规就业家庭样本对比的描述性统计。从主要被解释变量来看，非正规就业家庭总消费对数、生存型消费对数、发展型消费对数和享受型消费对数均值分别为 9.60、10.14、9.15 和 8.3，第（9）列的组间 T 检验显示非正规就业家庭各类消费均显著小于正规就业家庭，尤其是享受型消费组间差异较大，达到了 0.83 个对数点：

从表 1 的个人人口统计学特征、从事职业和从事行业来看，非正规就业家庭夫妻的教育程度平均为 3.2 和 3，大致为初中到高中文凭，而正规就业家庭夫妻的教育程度平均为 4.4 和 4.3，大致为高中以上文凭，第（9）列组间 T 检验结果显示两组家庭夫妻平均学历有显著差异；非正规就业家庭夫妻平均户籍为 0.63，说明有更多家庭来自农村地区；非正规就业家庭妻子和丈夫平均年龄分别为 39.63 和 37.99 显著大于正规就业家庭夫妻平均年龄，且丈夫年龄略大于妻子；非正规就业家庭丈夫从事行业多集中于制造业和批发业、建筑业和交通业，妻子从事行业多集中于制造业和批发业、零售业和住宿业；非正规就业家庭夫妻的主观健康状况的均值约为 2.72 和 2.86，即比较健康，且男性健康状况更佳，第（9）列的组间 T 检验显示非正规就业家庭丈夫健康状况更佳。

从非正规就业家庭与正规就业家庭特征对比来看。首先，非正规就业家庭平均为 4 口之家，比正规就业家庭规模更大，孩子数目更多；家庭总收入对数的均值为 11.16，显著小于正规就业家庭 0.4；家庭现金和存款总额对数的均值为 7.15，显著小于正规就业家庭 1.44，家庭住房资产对数的均值为 11.22，显著小于正规就业家庭 0.98 个对数点，这说明非正规就业家庭与正规就业家庭的资产禀赋存在一定差距；是否有待偿银行贷款均值为 0.07。

表 1：样本描述性统计：非正规就业家庭 V. S. 正规就业家庭

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
--	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----

		丈夫非正规就业&妻子非正规就业				丈夫正规就业&妻子正规就业				
样本量		1892				1280				
	VARIABLES	Mean	sd	min	max	mean	sd	min	max	组间 T 检验
控制变量	丈夫学历	3.20	1.23	0	7	4.428	1.31	0	8	-1.27***
	妻子学历	3.07	1.27	0	7	4.334	1.41	0	7	-1.24***
	丈夫户籍	0.63	0.48	0	1	0.845	0.36	0	1	-0.21***
	丈夫年龄	39.63	9.88	16	60	38.97	8.44	20	60	0.65*
	丈夫健康	2.72	1.09	1	5	2.813	0.98	1	5	-0.08**
	妻子户籍	0.63	0.48	0	1	0.840	0.37	0	1	-0.21***
	妻子年龄	37.99	9.92	18	60	37.29	8.20	19	60	0.69**
	妻子健康	2.86	1.07	1	5	2.831	0.97	1	5	0.04
	家庭规模	4.43	1.870	2	17	3.909	1.55	2	12	0.52***
	子女数量	1.40	0.801	0	7	1.045	0.55	0	5	0.35***
家庭总收入对数	11.16	0.71	6.72	14.51	11.56	0.75	3.22	15.60	-0.40***	
被解释变量	家庭总支出对数	9.60	0.83	5.71	12.61	10.13	0.780	5.338	14.06	-0.54***
	生存型消费	10.14	0.76	6.48	13.13	10.57	0.64	7.44	13.24	-0.43***
	发展型消费	9.15	1.03	4.76	12.73	9.70	1.01	5.06	12.38	-0.54***
	享受型消费	8.31	1.71	0	12.58	9.14	1.40	0	12.56	-0.83***

注：被解释变量包含家庭设备及日用品支出、衣着鞋帽支出、文教娱乐支出、食品支出、居住支出、医疗保健支出、交通通讯支出、居民消费性支出、转移性支出、房贷支出、福利性支出、生存型消费、发展型消费；控制变量包含是否有待偿银行贷款、家庭存款对数、家庭总房产对数、丈夫职业、丈夫行业、妻子职业、妻子行业；中介变量包含家庭收入不确定性、夫妻是否均超时工作

## 四、实证分析

### （一）非正规就业与居民消费：基准回归

为探究夫和妻双方非正规就业对家庭消费的独特影响，我们在基准回归中仅保留夫妻就业类型一致的样本，即夫和妻均从事正规和非正规就业的样本。由于本文数据来源于三个年份调查数据得到的混合截面数据，所以无法采用面板数据的固定效应模型和随机效应模型进行估计。针对截面数据，一般采用最小二乘法进行估计(OLS)（黄梦琪、金钟范，2022）。最终设定如下方程：

$$\ln expense_i = \beta_0 + \beta_1 jiating + \beta_2 X_i + \beta_3 \lambda_j + \beta_4 h + \varepsilon_i \quad (1)$$

其中被解释变量  $\ln expense_i$  代表  $i$  家庭人均消费的自然对数（或是消费率），核心解释变量  $jiating$  代表夫和妻是否为非正规就业的虚拟变量，非正规就业家庭赋值为 1，正规就业家庭赋值为 0； $X_i$  为影响家庭消费的其他可观测因素，包括家庭  $i$  夫妻双方受教育程度、年龄、户籍、自评健康水平、从事职业和从事行业；家庭层面控制变量包括家庭人口特征：家庭规模、子女数量、家庭年收入、家庭总房产、家庭现金和存款总额和家庭是否有待偿贷



款；针对混合截面数据，需要控制随时间变化和随地区变化的因素，即时间固定效应和地区固定效应(周闯等,2022),于是我们在 OLS 的基础上加入时间固定效应  $h$  和省份固定效应  $\lambda_j$ ； $\varepsilon_i$  表示影响消费的不可观测因素。

在模型（1）中， $\beta_1$  是本文关心的变量，表示夫妻双方非正规就业对家庭总消费的影响。表 2 报告了基于 2014、2016 和 2018 年 CFPS 问卷的回归结果，在表 2 第（1）列中，我们仅加入了是否是非正规就业家庭的虚拟变量，在第（2）—（3）列，我们逐步加入了影响家庭消费的个体特征与家庭特征变量。我们发现，在逐步增加控制变量后，非正规就业对家庭总消费的影响仍显著为负，只是回归大小逐渐衰减，在加入全部控制变量后，从事非正规就业平均减少 6.13%的家庭总消费，比周闯等（2022）以农民正规就业个体作为研究对象所得出的正规就业使消费率增加 1.7 个百分点，与刘丽丽（2022）得出农民就业不稳定性使消费率减少 2.8 个百分点的两倍更高，说明夫妻双方非正规就业对消费的抑制作用更大，甚至超过以往文献个体的两倍，这严重阻碍了家庭福利的提升。因此，为了提高家庭消费，降低非正规就业给家庭消费带来的负向影响，劳动力市场正规化十分必要。

在控制变量中，个体特征与家庭特征大多都对家庭消费有显著影响。首先从个体特征来看，丈夫为城镇户籍对家庭消费的影响约为 17%，这说明城乡家庭消费仍然存在显著差距，尤其是丈夫户籍对家庭消费影响更大；夫妻双方的学历都对消费具有正向促进作用，且妻子学历对家庭消费的影响更大；其次，从家庭层面来看，家庭规模和子女数量对家庭消费具有显著负向影响；家庭房产、银行存款和家庭收入这类代表家庭现有可用于消费的资产对消费具有正向影响，存有资产的家庭对消费更有底气，更敢于消费（何兴强、杨锐锋，2019）；银行贷款能有效缓解家庭流动性约束，对消费具有正向影响（黄宝竹、陈享光，2022）。这些结果与已有文献的研究结果一致（田子方等，2022；万广华等，2022；周闯，2022）。

表 2：非正规就业对家庭总消费的影响：非正规就业家庭 V. S. 正规就业家庭

VARIABLES	(1)	(2)	(3)
	家庭总消费对数		
夫和妻双方非正规就业	-0.35*** (0.03)	-0.09*** (0.03)	-0.06** (0.03)
丈夫户籍		0.16 (0.10)	0.17* (0.09)
妻子户籍		-0.06 (0.10)	-0.03 (0.09)
妻子年龄		0.01* (0.00)	0.00 (0.00)
丈夫年龄		-0.01* (0.00)	0.00 (0.00)
妻子学历		0.07*** (0.01)	0.04*** (0.01)

丈夫学历		0.07*** (0.01)	0.03*** (0.01)
妻子自评健康		-0.02* (0.01)	-0.01 (0.01)
丈夫自评健康		-0.01 (0.01)	0.00 (0.01)
丈夫行业		0.01*** (0.00)	0.01** (0.00)
丈夫职业		-2.21e-06*** (7.22e-07)	-1.27e-06* (6.71e-07)
妻子行业		0.00 (0.00)	-9.12e-05 (0.00)
妻子职业		-2.82e-06*** (9.08e-07)	-1.63e-06* (8.43e-07)
家庭规模			0.01 (0.01)
家庭总房产			0.01*** (0.00)
子女数量			-0.03* (0.02)
家庭总收入			0.36*** (0.02)
现金和银行存款总额			0.00 (0.00)
是否有待偿银行贷款			0.30*** (0.05)
时间固定效应	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制
Constant	11.51*** (0.09)	10.96*** (0.15)	6.89*** (0.24)
Observations	3,149	3,149	3,149
R-squared	0.15	0.25	0.36

由于消费的衡量是多维度的,非正规就业对对家庭消费结构又具有怎样的影响?对哪种消费类型的影响更大呢?。因此,我们参考已有文献(尹志超、郭沛瑶,2021;易行健、周利,2018)进一步将消费区分为生存型、发展型和享受型消费<sup>2</sup>。表3报告了从事非正规就业对家庭消费结构的影响。表3的(1)-(3)列结果显示,从各项消费类型来看,非正规对不同消费类型的消费都具有显著的负向作用,具体来说,非正规就业使生存型、发展型和享受型消费分别显著减少11.9%、10.4%和30.5%,其中享受型消费减少幅度最大,这严重阻碍了家庭消费结构升级,可能的原因是由于生存型消费属于属于满足居民生活的必需消费,因而受到就业形式差异的影响相对较小。

表3:非正规就业对家庭总消费的影响:不同消费类型

	(1)	(2)	(3)
VARIABLES	生存型消费	发展型消费	享受型消费

<sup>2</sup>生存型消费指家庭在吃、穿、住、用、行等方面必不可少的消费,包括包括食品、服装、家庭生存型消费水、电、暖气及物业管理费、日用品消费、房屋修缮等支出。发展型消费指家庭用于提高家庭成员德育、智育等方面的消费,发展型消费主要包括家庭设备用品、教育文娱、交通通信等支出。享受型消费指用于满足家庭物质和精神性享受的物质和劳务消费,包括外出就餐费、保健费用支出、旅游和美容支出等,考察夫妻从事不同就业类型对消费结构与细分消费的影响。

夫和妻双方非正规就业	-0.12*** (0.03)	-0.10** (0.04)	-0.30*** (0.07)
控制变量	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制
Constant	6.89*** (0.24)	4.50*** (0.35)	2.60*** (0.57)
Observations	3,110	3,085	3,148
R-squared	0.30	0.27	0.22

从全样本来看，无论是总消费还是消费结构，非正规就业均显著地抑制了家庭消费，那么非正规就业到底影响了哪些细分项消费呢？本文参考（尹志超、郭沛瑶，2021；易行健、周利，2018）基于各消费类型的划分进行分组回归，进一步观察非正规就业对细分项消费的差异化影响。表 4 报告了从事非正规就业对细分生存型消费的影响，结果显示，从事非正规就业的家庭相较于正规就业家庭，其食品和衣着支出会显著减少。表 4 第（4）列以夫妻工作是否提供住房公积金为被解释变量，结果显示，非正规就业相对于正规就业更少提供住房公积金，这意味着非正规就业家庭需要花费更多居住支出，由此导致从事非正规就业夫妻的居住支出并未减少，甚至相较于正规就业夫妻有所增加。

表 4：非正规就业对家庭生存型消费的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)
VARIABLES	食品支出	衣着鞋帽支出	居住支出	工作是否提供住房公积金
夫和妻双方非正规就业	-0.15*** (0.03)	-0.16*** (0.05)	0.01 (0.06)	-0.39*** (0.03)
控制变量	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制
Observations	3,136	3,110	3,100	3,149
R-squared	0.25	0.20	0.11	0.45

表 5 报告了从事非正规就业对细分发展型消费的影响。结果显示，非正规就业家庭的设备、教育和交通支出分别减少了 12%、40.9%和 10.3%，尤其是教育支出减少幅度最大，这对于她们的人力资本投资有显著负向影响，这严重限制了他们通过人力资本投资挥聘次级劳动力市场的机会，进一步固化了他们的过度劳动（赵新宇、朱锐，2022）。表 5 第（4）列以结果显示，非正规就业对家庭人均医疗支出的影响不显著，可能的原因是医疗支出作为人力资本投资的重要组成部分，在医保权益缺失的背景下，医疗支出的增加势必会挤出教育、职业培训等其他方面的人力资本投资（张鹏飞、仇雨临，2019），非正规就业家庭医疗支出与

正规就业家庭并没有显著差异。

表 5: 非正规就业对家庭发展型消费的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)
VARIABLES	家庭设备日用品支出	教育支出	交通支出	医疗支出
夫和妻双方非正规就业	-0.12* (0.06)	-0.48*** (0.18)	-0.11*** (0.04)	0.04 (0.12)
控制变量	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制
Observations	3,084	3,144	3,093	3,139
R-squared	0.23	0.13	0.27	0.09

表 6 报告了从事非正规就业对细分享受型消费的影响。结果显示，非正规就业家庭的旅游支出平均减少 65.1%、文化娱乐支出减少 43%、外出就餐支出减少 52.9%，这些消费品的收入支出弹性大多较高，在家庭生活受到负面冲击时往往首当其冲，反应最为敏感（赵达等，2019）。

表 6: 非正规就业对家庭享受型消费的影响

	(2)	(3)	(4)	(5)
VARIABLES	保健支出	旅游支出	文化娱乐支出	外出就餐支出
夫和妻双方非正规就业	-0.17 (0.12)	-0.77*** (0.15)	-0.53*** (0.12)	-0.76*** (0.22)
控制变量	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制
Observations	3,147	3,144	3,146	3,129
R-squared	0.17	0.31	0.32	0.25

总体而言，非正规就业对大部分细分消费都具有显著负向影响，尤其对文化和娱乐、外出就餐、旅游与教育支出等更高端消费项目的负向影响更加显著。这进一步说明中国非正规就业家庭首先会选择减少享受型消费，其次减少发展型消费，最后减少满足基本生活资料消费，与马斯洛需求层次理论一致。这可能是由于非正规就业更低的收入，通过收入效应拉低了家庭的各项消费，也可能是由于非正规就业群体的未来收入不确定性拉低其家庭消费水平。

## 五、影响机制与稳健性检验

前述部分考察了非正规就业对家庭总消费影响的因果识别，那么非正规就业如何影响消费？为什么夫和妻双方非正规就业会对家庭消费造成更为剧烈的负向影响？这个部分我们

将采用采用中介效应模型进行机制检验，即在方程（1）的基础上引入中介变量进行回归，若引入中介变量作为控制变量后其结果显著则说明非正规就业会通过中介变量影响家庭消费。实证结果表明从事非正规就业对消费具有显著负向影响，基于经典消费理论，消费者收入、可用于消费的时间和面临的流动性约束会对家庭消费能力产生直接影响。因此本节从收入水平、工作时长和工作保障三个要素出发检验非正规就业影响消费的机制。

### （一）收入效应

非正规就业通过减少收入、增加收入不确定性对家庭消费产生负向影响。基于凯恩斯绝对收入假说，消费能力取决于当期收入，对大部分劳动者的消费能力影响最大的无疑是劳动收入，有大量学者研究表明非正规就业者的收入显著低于正规就业（李志华、茅倬彦，2022），为验证收入机制，本文以家庭总收入和人均收入作为中介变量，探究从事非正规就业是否会通过减少收入来减少消费。表7为以收入为中介的回归结果，第（2）和（5）列结果显示，非正规就业会导致家庭总收入与人均收入平均降低-7.91%和-7.78%，进一步说明了非正规就业相对于正规就业收入更低的事实。第（3）和（6）列是同时纳入解释变量和中介变量的回归，结合第（1）列的结果，核心解释变量的系数估计值均有所下降，家庭总收入与人均收入对消费存在部分中介效应。

非正规就业体现出更高的收入不确定性可能会进一步抑制家庭消费。因为与非正规就业相比，正规就业具有更加稳定的特征，所隐含的失业风险更低，未来的收入更具保障（周闯，2022），因此其收入不确定性更低。在控制了总收入对消费的影响后，为对收入不确定性机制进行检验，本文参考易行健、周利（2018）以家庭实际收入为因变量，选取家庭成员的年龄、受教育程度、户主婚姻状态、户主性别、户主是否城镇居民以及户主是否工作以及城市经济变量等作为自变量进行OLS回归，以得到的残差平方作为家庭的收入不确定性，为代表收入不确定性的影响方向，本文还区分了收入不确定性的正负。表8为以家庭收入不确定性为中介的回归结果，第（2）列结果可知，非正规就业显著提高了家庭收入不确定性，第（3）列是同时纳入解释变量和中介变量的回归，结合第（1）列的结果，核心解释变量的系数估计值有所下降，家庭收入不确定性对消费存在部分中介效应，尤其是当夫妻两人都从事非正规就业时，家庭收入不确定性才会以更大幅度减少，从而造成家庭总消费减少。综上所述，非正规就业能够通过减少家庭总收入、家庭人均收入和提高收入不确定性的途径降低家庭总消费。

表 7:非正规就业对家庭消费影响的机制检验：以家庭总收入与人均收入为中介

	(1)	(2)	(3)	(5)	(6)
VARIABLES	家庭总消费对数	家庭总收入对数	家庭总消费对数	家庭人均收入	家庭总消费对数
夫和妻双方非正规就业	-0.09*** (0.03)	-0.08*** (0.03)	-0.06** (0.03)	-0.08*** (0.03)	-0.06** (0.03)
家庭总收入对数			0.36*** (0.02)		
家庭人均收入对数					0.34*** (0.02)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
Observations	3,149	3,149	3,149	3,149	3,149
R-squared	0.28	0.37	0.36	0.43	0.35

表 8:非正规就业对家庭消费影响的机制检验：以家庭收入不确定性为中介

	(1)	(2)	(3)
VARIABLES	家庭总消费对数	家庭收入不确定性	家庭总消费对数
夫和妻双方非正规就业	-0.06** (0.03)	0.30** (0.15)	-0.06** (0.03)
家庭收入不确定性			-0.01* (0.00)
控制变量	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制
Observations	3,149	3,149	3,149
R-squared	0.47	0.05	0.47

## (二) 超时工作效应

非正规就业通过增加工作时长挤出消费时长来减少消费。国际上许多经典文献提出劳动闲暇是人们从工作时间约束中解脱出来进行休息与消费的必要条件 (Robins, 2002)；国内学者实证分析显示，由于居民收入上升并未显著导致消费率提升，无法抵消闲暇时间下降所导致的消费率下降，导致近年工作时间增加显著拉低了我国城镇居民人均消费率（马光明、苗壮，2022）。本文以国家标准周工作时间 44h 为界限定义超时工作<sup>2</sup>，并以夫妻二人中是否有一人超时工作和是否有两人超时工作虚拟变量作为中介来检验工作时长效应。结果如表 9

<sup>2</sup>根据《劳动法》规定，全日制用工，每日工作时间不超过 8 小时，每周上班工作时间不得超过 44 小时。

所示，非正规就业显著增加了 14.2% 夫妻两人超时工作概率，并且对于家庭总消费存在部分中介效应；非正规就业对一人超时工作概率影响不显著，并未通过中介检验，说明仅夫妻两人都超时工作才会使家庭消费显著减少，这也可以部分解释当夫妻两人都从事非正规就业时使家庭消费减少幅度远大于个人的原因。

表 9：非正规就业对家庭消费影响的机制检验：以是否超时工作为中介

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
VARIABLES	家庭总消费对数	是否一人超时工作 (0-1)	家庭总消费对数	是否两人都超时工作 (0-1)	家庭总消费对数
夫和妻双方非正规就业	-0.06** (0.03)	0.02 (0.02)	-0.06** (0.03)	0.14*** (0.02)	-0.06* (0.03)
是否一人超时工作 (0-1)			-0.01 (0.02)		
是否两人都超时工作 (0-1)					-0.05* (0.03)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
Observations	3,149	3,149	3,149	3,149	3,149
R-squared	0.36	0.02	0.36	0.23	0.36

### (三) 预防性储蓄效应

非正规就业通过降级社会保障来减少消费。预防性储蓄假说认为，不确定性的存在会强化消费者的预防性动机，从而推迟当期消费 (Leland, H. E, 1968)。非正规就业多以不具有正式劳动关系或缺乏社会保障的就业为特点 (Chen Guangyan et al., 2020)，而医疗保险在一定程度上承担了个体医疗支出，降低了家庭未来消费不确定性，提高了家庭抵御风险的能力 (罗浩、周延, 2022)。劳动者需要自行购买医疗保险或自行承担更多医疗费用，加重了居民在医疗上的负担，从而增加其预防性储蓄动机，减少消费。表 10 展示了以工作是否提供医疗保险为中介变量的检验结果。结果表明非正规就业增加了 18.4% 有一人工作不提供医疗保险的概率，但并未通过中介效应检验；非正规就业增加了 67.3% 夫妻双方工作都不提供医疗保险的概率，并且对于家庭总消费存在完全中介效应。这说明夫妻双方非正规就业都不提供医疗保险时会显著降低家庭抵御风险的能力，增加其预防性储蓄动机而减少消费，同样也解释了为什么夫妻双方从事非正规就业使家庭消费减少幅度远大于个人非正规就业的影响。这是由于非正规就业多以不具有正式劳动关系或缺乏社会保障的就业为特点 (Silva Peñaherrera et al., 2020)，综上，非正规就业通过降低夫妻双方工作均不提供医疗保险

的概率来减少消费。

表 10: 非正规就业对家庭消费影响的机制检验：以医疗保险为中介<sup>2</sup>

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
VARIABLES	家庭总消费对数	是否有一人工作不提供医保 (0-1)	家庭总消费对数	是否两人工作都不提供医保 (0-1)	家庭总消费对数
夫和妻双方非正规就业	-0.08* (0.05)	0.18*** (0.02)	-0.08 (0.05)	0.67*** (0.02)	0.05 (0.07)
是否有一人工作不提供医保 (0-1)			0.01 (0.06)		
是否两人工作都不提供医保 (0-1)					-0.19*** (0.07)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
Observations	1,090	1,090	1,090	1,090	1,090
R-squared	0.35	0.07	0.35	0.72	0.36

#### (四) 稳健性检验

为了检验前文的结果是否具有稳健性，本文选取对被解释变量在前后 1%水平上缩尾进行缩尾处理和替换被解释变量两种方法进行稳健性检验。

首先，剔除异常值影响有助于得到更稳健结论。我们在前后 1%水平上对被解释变量进行 Winsorize 缩尾处理，回归结果如表 11 第 (1) - (4) 列所示，被解释变量结果与基准回归相比数值变小但显著性不变，前述结论依然成立，非正规就业对家庭总消费有显著负向影响。其次，家庭消费决策可能家庭成员人数和家庭人均消费量的影响。本文在方程(1)中将被解释变量由家庭总消费对数更换为家庭人均消费对数，重新估计非正规就业对消费的影响。表 11 第 (5) 列结果与前文保持一致，非正规就业对家庭总消费仍有显著负向影响。

表 11: 稳健性检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
VARIABLES	家庭总消费对数	生存型消费	发展型消费	享受型消费	家庭人均消费对数
夫和妻双方非正规就业	-0.05* (0.03)	-0.11*** (0.03)	-0.10** (0.04)	-0.30*** (0.07)	-0.06** (0.03)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
Observations	3,149	3,110	3,085	3,149	3,149

<sup>2</sup>由于 CFPS 数据仅有 2018 年有工作是否提供医疗保险的完整数据，2014 与 2016 年份缺失值过多，故此处仅使用 CFPS2018 年数据，得到两组家庭有效样本量共 1090 对夫妻。



R-squared	0.37	0.31	0.28	0.22	0.47
-----------	------	------	------	------	------

## 六、进一步研究：夫或妻单方非正规就业对家庭消费的影响

前文研究发现，夫和妻双方非正规就业所引起的双重不确定性会成倍降低家庭总消费与各分项消费，那么当夫或妻中仅有一人从事非正规就业时，家庭消费行为又会有怎样的变化呢？又是否会因为性别角色和议价能力的差异形成异质性的消费行为呢？为了探究上述问题的答案，我们在此部分保留夫或妻单方从事非正规就业的样本，分析其由于消费偏好与议价能力差异所导致家庭消费行为的差异。

表 12 是丈夫非正规就业或妻子非正规就业两组家庭的对比回归。(1) - (4) 列结果显示，妻非正规就业相较于夫非正规就业家庭，其家庭食品、文化娱乐与教育支出显著减少，但汽车购置支出显著增加。可能的原因是受父权制以及社会制度等的影响，当女性相对来说处于弱势一方且所持资源有限的情况下，女性会优先将有限的资源用于家庭消费，尤其是用于孩子的营养健康消费以及教育消费等（宿玉海等，2022；谢倩芸，2021；胡静，2010）；与男性相比，女性往往更偏好于对家庭公共物品的投资，如家庭食物开销、健康支出和子女教育投入等(Booyesen and Guvurro, 2021)。我们的研究结论也表明女性往往更偏好于对家庭公共物品的投资，如家庭食物开销、健康支出和子女教育投入等。这说明女性非正规就业相较于男性非正规就业于提升家庭整体福利更为不利，女性非正规就业使其掌握资源减少，从而家庭更倾向于优先减少家庭公共支出，不仅不利于改善子女教育和健康状况的短期利益，也不利于促进两性平等、提高女性的政治话语权等长期利益 (Getahun and Vilanoer, 2018; Ma and Piao, 2019; Guvuriro and Booyesen, 2021; 席艳乐等, 2023)。

表 12：个人非正规就业对家庭消费的影响：夫非正规就业家庭 V.S.&妻非正规就业家庭

	(1)	(2)	(3)	(4)
VARIABLES	食品支出	文化娱乐支出	教育支出	汽车购置费
妻非正规就业家庭	-0.07** (0.03)	-0.11* (0.07)	-0.19** (0.07)	0.25* (0.15)
控制变量	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制
Observations	1,625	966	1,088	594

R-squared	0.23	0.22	0.15	0.17
-----------	------	------	------	------

## 七、结论与政策建议

本文利用 2014、2016、2018 年中国家庭追踪调查（CFPS）匹配夫妻数据考察了非正规就业对家庭总消费与各细分项消费的全面影响，主要结论如下：（1）非正规就业显著影响家庭消费水平。相较于夫妻均为正规就业的家庭，夫妻均为非正规就业的家庭总消费显著降低 6.17%。（2）非正规就业对家庭消费的影响具有结构差异化特征。总体上，与正规就业家庭相比，非正规就业家庭的生存型、发展型和享受型消费都显著减少。从数值上看，享受型消费的下降幅度尤为明显。在对细分项消费的影响中，非正规就业对家庭教育、文化旅游支出的影响更为突出。（3）中国仍然存在劳动力市场分割现象。中介机制检验结果表明，非正规就业通过降低收入、增加超时工作概率和降低工作提供医疗保险概率减少家庭消费，正规就业与非正规就业依然在收入、社会保障等方面存在明显差异。（4）妻子非正规就业相较于丈夫对家庭消费影响更强烈。夫或妻单方非正规就业对家庭消费的影响显示，妻子非正规就业会优先减少有利于家庭整体的公共支出，这于提升家庭整体福利更为不利。

消费既是生产的最终目的和动力，也是人民对美好生活需求的直接体现。基于上述分析，我们认为应从以下几方面着手进一步拉动居民消费：（1）随着我国劳动力市场改革的推进，非正规就业群体将不可避免地存在“扩大化”趋势，可能带来社会组织结构的变化及萎缩消费等深层经济影响，应予以足够重视。（2）应加大非正规就业市场规范力度，进一步落实《劳动合同法》，提升非正规就业劳动合同签订率，用法律维护劳动者就业权益的实现，规范非正规就业市场超时工作现象，给予非正规就业群体更高质量的社会保障制度与更有保障性的收入，推进实现共同富裕、构建和谐社会。（3）进一步推进妇女经济赋权，特别注重完善女性就业相关的社会保障制度，营造有利于女性就业和充分发展的社会文化环境，破除就业性别壁垒，为广大女性创造数量更多、质量更优的就业岗位，提升已婚女性劳动者家庭地位，进而提升家庭整体福利。

## 参考文献

- [1]Leland, H. E. , Saving and Uncertainty, the Precautionary Demand for Saving",Quarterly[J].Journal of Economics, 1968,65(3): 465-473.
- [2]Booyesen Frederik and Guvuriro Sevias , Gender Differences in Intra-Household Financial Decision-Making:An Application of Coarsened Exact Matching[J].Journal of Risk and Financial Management, 2021,86(10):173-196.
- [3]Chen Guangyan,Qiu Feng,Dai Xiaowen,Lan Hongxing and Song Jiahao. , Research on the Influence of Informal Employment on Residents' Happiness in China: Empirical Analysis Based on CLDS Data[J].International journal of environmental research and public health, 2022,56(15): 19.
- [4]Benavides Fernando G.,SilvaPeñaherrera Michael and Santiá Paula, Informal Employment and Poor Mental Health in a Sample of 180.260 Workers from 13 Iberoamerican Countries[J].International Journal of Environmental Research and Public Health, 2022,367(13):19.
- [5]万广华, 罗知, 张勋等. 城乡分割视角下中国收入不均等与消费关系研究 [J]. 经济研究, 2022, 57 (05) :87-105.
- [6]谢倩芸. 女性非正规就业的影响因素研究——基于中国社会状况综合调查的实证分析[J]. 中国劳动关系学院学报, 2021, 35 (4) :19.
- [7]张晓昕. 教育, 非正规就业与劳动者工资收入——基于 CFPS 数据的实证分析[J]. 云南财经大学学报, 2021, 37 (9) :15.
- [8]马光明, 苗壮. 中国城镇居民工作时间变化的消费效应研究[J]. 中央财经大学学报, 2022, 416 (4) :20.
- [9]张抗私, 王亚迪. 劳动权益获得对农民工城镇定居意愿的影响——基于就业质量改善视角[J]. 财经问题研究, 2020, 441 (8) :9.
- [10]马林靖, 李培速, 伍亚红. 城镇化发展如何影响非正规就业? ——基于空间杜宾模型的省际面板分析[J]. 世界地理研究, 2022, 31 (06) :1273-1284.
- [11]周闯, 白兵. 自雇就业促进还是抑制农民工的消费[J]. 农业技术经济, 2020, 302 (6) :13.
- [12]周闯, 马旭鑫, 管添. 就业正规性对农民工消费的影响: 机制与检验[J].

消费经济, 2022, 38(4):11.

[13]李树,于文超.幸福的社会网络效应——基于中国居民消费的经验研究[J].经济研究,2020,55(6):17.

[14]张卿,李晶晶.非正规就业,未来预期与家庭消费结构——基于CFPS数据的实证分析[J].调研世界,2022,343(4):10.

[15]何兴强,杨锐锋.房价收入比与家庭消费——基于房产财富效应的视角[J].经济研究,2019,54(12):102-117.

[16]陈享光,黄宝竹.居民消费质量与债务杠杆:理论与实证分析[J].上海经济研究,2022,407(08):34-45.

[17]田子方,李涛,伏霖.家庭关系与居民消费[J].经济研究,2022,57(6):18.

[18]陈斌开,李涛.利率市场化与中国城镇居民消费[J].经济科学,2019,232(4):13.

[19]张鹏飞,仇雨临.人口老龄化、社会保障支出与中国经济增长率[J].上海经济研究,2019,374(11):12.

[20]金博宇,畅倩,赵敏娟.非农就业对农村居民家庭消费的影响——基于家庭生命周期的倒U型调节效应[J].复印报刊资料:农业经济研究,2022,22(12):9.

[21]文洪星,韩青.非农就业如何影响农村居民家庭消费——基于总量与结构视角[J].中国农村观察,2018,22(3):19.

[22]陈佳莹,赵佩玉,赵勇.机器人与非正规就业[J].经济学动态,2022,742(12):17.

[23]赵新宇,朱锐.数字经济与非正规就业——基于中国劳动力动态调查的实证研究[J].吉林大学社会科学学报,2022,62(05):72-83.

[24]李志华,茅倬彦.中国家庭养育成本分担模式对再生育的影响[J].人口学刊,2022,44(03):19-30.

[25]易行健,周利.数字普惠金融发展是否显著影响了居民消费——来自中国家庭的微观证据[J].金融研究,2018,461(11):47-67.

[26]胡静.收入,相对地位与女性的生育意愿[J].南方人口,2010,025(004):3-9.

- [27]席艳乐,刘益冰,尹媛媛.家庭内部议价能力研究进展[J].经济学动态,2023,743(1):17.
- [28]李振刚,张建宝.正规与非正规:就业模式对农民工工作贫困的影响——来自八个城市的经验证据[J].北京工业大学学报:社会科学版,2020,20(6):16.
- [29]尹志超,郭沛瑶.精准扶贫政策效果评估——家庭消费视角下的实证研究[J].管理世界,2021,37(04):64-83.
- [30]李根丽,尤亮.非正规就业具有工资惩罚效应吗——来自城镇私营企业劳动者的证据[J].现代经济探讨,2021,476(8):10.
- [31]赖德胜,莫荣,李付俊等.促进高质量充分就业,助力中国式现代化笔谈[J/OL].人口与经济,2023,09(07):1-32
- [32]刘超.城市规模对非正规就业收入的影响研究[J].财经问题研究,2022,34(08):41-52.
- [33]石晓军,田文君,谭松涛,欧盟与英国中小企业财政金融纾困政策及其镜鉴[J].贵州省党校学报,2023,65(03):91-103.
- [34]闫珍.城市制造业升级如何影响流动劳动力的住房租购选择?[J].消费经济,2023,39(02):45-56.
- [35]马林靖,郭彩梅.非正规就业对居民收入的影响——基于PSM模型的实证分析[J].调研世界,2020,318(3):8.
- [36]薛进军,高文书.中国城镇非正规就业:规模,特征和收入差距[J].经济社会体制比较,2012,164(6):11.
- [37]陆万军,张彬斌.就业类型、社会福利与流动人口城市融入——来自微观数据的经验证据[J].经济学家,2018,236(08):34-41.
- [38]李晓曼,孟续铎,郑祁.我国非正规就业市场的功能定位与政策选择[J].中国人力资源开发,2019,36(06):79-87.
- [39]赵达,沈煌南,张军.失业率波动对就业者家庭消费和配偶劳动供给的冲击[J].中国工业经济,2019,371(02):99-116.
- [40]段朱清,靳小怡.中国城乡人口的婚姻匹配及其对初婚年龄的影响研究[J].人口学刊,2020,42(06):58-71.
- [41]尹志超,刘泰星,张诚.农村劳动力流动对家庭储蓄率的影响[J].中国工业经济,2020,382(01):24-42.

- [42]丁浩. 就业稳定性、住房可及性与农民工家庭消费[J]. 消费经济, 2018, 34(01): 11-18.
- [43]李红阳. 非正规就业对已婚女性个体生育意愿的影响——基于 CHNS 数据的研究[J]. 财经论丛, 2022, 281(01): 3-14.
- [44]刘丽丽. 就业稳定性与农民工消费: 理论解释与经验证据[J]. 消费经济, 2021, 37(01): 50-58.
- [45]刘贯春, 张军. 最低工资制度、生产率与企业间工资差距[J]. 世界经济文汇, 2017, 239(4): 26.
- [46]黄梦琪, 金钟范. 城市规模如何影响流动人口居留意愿——基于全国流动人口动态监测数据的经验研究[J]. 山西财经大学学报, , 2021, 43(07): 17-29.
- [47]常进雄, 王丹枫. 我国城镇正规就业与非正规就业的工资差异[J]. 数量经济技术经济研究, , 2010, 27(9): 13.
- [48]温兴祥. 本地非农就业对农村居民家庭消费的影响——基于 CHIP 农村住户调查数据的实证研究[J]. 中国经济问题, 2019, 314(3): 13.
- [49]易行健, 周利. 数字普惠金融发展是否显著影响了居民消费——来自中国家庭的微观证据[J]. 金融研究, 2018, 461(11): 47-67.
- [50]汪润泉, 赵彤. 就业类型、职工养老保险与农民工城市消费[J]. 农业技术经济, 2018, 274(2): 12.
- [51]刘成奎, 郑李明. 非正规就业对生育意愿的影响: 理论与实证[J]. 财经科学, 2022, 414(09): 107-122.

## 论文与作者信息

基金项目: 国家社会科学基金一般项目“靶向中等收入群体的消费提振与升级研究”(项目号: 21BJY096)。

作者简介:

[1] 第一作者: 汪佳琪、湘潭大学商学院、硕士研究生、湖南省湘潭市、411100, 15971755846、943639507@qq.com。

[2] 第二作者: 刘娜、湘潭大学商学院、教授、博士、博士生导师、湖南省湘潭市、411100, 13217329696、natalie\_liu@126.com。