

人口流动促进居民消费的微观机理与效应

——基于外地生活经历的经验证据

易行健^{1,2}, 杨雨佳¹, 杨碧云¹

(1. 广东外语外贸大学金融学院, 广东广州 510006;
2. 广东金融学院金融与投资学院, 广东广州 510521)

摘要:在国家积极推进劳动力和人才社会性流动体制机制改革的背景下,基于2017年和2019年 CHFS 面板数据,使用双向固定效应模型进行实证检验,从外地生活经历的角度研究了人口流动对家庭消费的影响及机制。研究发现:人口流动会显著促进家庭消费。机制检验表明,人口流动会通过提升家庭数字经济参与程度、家庭社会资本、家庭创业的可能性进而促进家庭消费。异质性分析发现,数字经济基础设施完善程度较高会显著放大人口流动对家庭总消费的正向影响;人口流动对户主工作单位类型为机关团体、事业单位或国有及国有控股企业的样本家庭的总消费产生的促进作用更大;人口流动对家庭总消费的正向影响在户主还未返乡的样本家庭中更大,并且这种促进作用仅在没有流动性约束的家庭中显著。

关键词:人口流动;家庭消费;数字经济;社会资本;创业

中图分类号:F063.2 **文献标志码:**A **文章编号:**1009-1505(2023)03-0104-15

DOI:10.14134/j.cnki.cn33-1337/c.2023.03.010

一、引言

自1997年开始,中国宏观经济由供给不足型逐渐转向需求不足型,与许多发达国家不同,中国的总需求不足主要是因为消费需求不足,其中主要是居民消费需求不足^[1]。根据世界银行数据,2021年我国的最终消费支出与GDP之比为54.3%,而同期美国和英国分别为82.6%和82.8%,我国整体消费

收稿日期:2023-04-06

基金项目:国家自然科学基金面上项目“新发展格局背景下贫富差距对居民消费的影响研究:机制、效应与政策”(72273036);国家社会科学基金项目“新发展格局背景下全面促进中国居民消费的理论、机制与政策研究”(22VRC002);国家社会科学基金重大项目“数字金融有效支持实体经济高质量发展研究”(21&ZD113);广东省自然科学基金面上项目“新发展格局背景下家庭负债对中国居民消费的影响研究:机制、效应与政策”(2023A515011909)

作者简介:易行健,男,广东外语外贸大学金融学院教授,博士生导师,广东金融学院副院长,经济学博士(后),主要从事宏观经济学、家庭金融与应用计量经济学研究;杨雨佳(通讯作者),女,广东外语外贸大学金融学院博士研究生,主要从事家庭金融与金融市场研究;杨碧云,女,广东外语外贸大学金融学院教授,经济学博士,主要从事金融学与国际经济学研究。

水平与主要发达国家相比存在较大差距。消费需求是经济增长的拉动力之一,我国目前存在的消费需求不足问题会对长期经济增长产生一系列负面影响。一方面,消费需求不足导致产能过剩,降低了投资与生产效率,最终阻碍我国经济的持续平稳增长。另一方面,消费需求不足导致长期以来我国的经济增长主要是依靠投资和出口拉动,总需求结构不合理,过度依赖出口会导致我国经济在很大程度上受到世界经济形势的影响。在当前世界经济低迷的大背景下,促进国内消费需求增长对于“加快构建完整的内需体系,逐步形成以国内大循环为主体、国内国际双循环相互促进的新发展格局”而言具有重要意义。

有关“中国居民消费不足”的问题,国内外学者主要从收入分配、不确定性与预防性储蓄、流动性约束、人口统计学特征等方面进行研究。此外,还有一部分文献从个体经历和劳动力流动的角度对家庭消费与储蓄行为进行了研究^[2-4],但是很少有研究从外地工作、学习与生活经历的角度去探究家庭的消费行为及其背后的影响机制。中国改革开放以来,社会经济迅速发展,流动人口也快速增加。根据2020年国家统计局公布的第七次全国人口普查数据,我国人户分离人口有49276万人,其中流动人口为37582万人,与2010年相比,人户分离人口增长88.52%,流动人口增长69.73%。我国人口流动的趋势日益明显,流动人口规模进一步扩大。但是由于就业市场不完善、社会保障体系不健全、户籍制度的限制等原因,目前我国的劳动力与人才流动还存在较多障碍^[5]。为深入贯彻落实党的十九大精神,促进劳动力和人才社会性流动体制机制改革,2019年12月中共中央办公厅与国务院办公厅印发了《关于促进劳动力和人才社会性流动体制机制改革的意见》。人口流动对中国经济整体来说是一种帕累托改进^[6]。现有文献从宏观层面研究发现人口流动有利于提高城市创业活跃度^[7],提升整体经济效率并拉动经济发展^[6]。微观层面研究发现人口流动有利于促进人力资本积累^[2],提高工资收入^[8],增加社会资本^[9],促进家庭创业^[10-11],并影响家庭消费与储蓄行为^[3-4]。行为经济学相关研究表明个体过去的经历会对其决策与行为产生影响,因此本文考虑从外地生活经历的角度分析人口流动对家庭消费的影响。

现有关于外地生活经历的国内文献主要是以国外留学群体和外出务工的农村劳动力作为研究对象,且较少涉及家庭消费行为,其中有关外地工作经历影响家庭储蓄和消费的研究所得出的结论也不一致。随着区域间的人口流动逐渐增加,不仅有农村劳动力流入城镇地区,而且在不同城镇地区之间也存在人口流动,并且这些人口流动的目的也不仅仅是工作,还有可能是为了外出学习或者和家人一起去外地生活。因此,本文基于2017年和2019年中国家庭金融调查(CHFS)数据具体研究了户主外地生活经历(包括外地工作经历和外地学习经历)对家庭消费的影响及其机制,这对从人口流动角度理解我国居民家庭的消费行为具有重要的理论意义和现实意义。本文的边际贡献如下:(1)基于目前国内高储蓄、低消费和人口流动逐渐增加的客观事实,以及国内有关外地生活经历与家庭消费的研究文献较少的现状,利用面板数据深入分析户主外地生活经历对家庭消费的影响,丰富了基于中国国情的家庭消费与储蓄行为影响因素的研究文献;(2)从家庭数字经济参与程度、社会资本、创业行为三个角度分析了为什么人口流动会对家庭总消费产生显著的促进作用,且利用因子分析法创造性地构建了家庭层面数字经济指数用于机制检验,为现有关于人口流动影响家庭消费与储蓄行为的机制研究提供新思路;(3)根据户主所在省份的数字经济基础设施情况、户主工作单位类型、户主是否已经返乡、家庭是否面临流动性约束进行异质性分析,深化了对人口流动影响家庭消费与储蓄行为的理解,具有重要的政策启示和现实意义,为加快破除人口流动过程中的制度障碍、深化劳动力和人才社会性流动体制机制改革提供理论依据。

二、文献综述与研究假设

(一) 外地生活经历的文献回顾

相关研究发现国外学习经历会对个体的认知产生重要影响^[12],而且还会显著促进个体的人力资

本积累、技能与能力提升,例如刘青等研究发现相较于本土人才,有留学经历或海外进修经历的企业主更具有国际视野且更注重研发投入^[13]。此外,留学经历还会对个体的就业和收入产生显著影响,海外留学的回报率会随收入分布情况而变化,存在“马太效应”^[8]。还有一些文献研究发现外地工作经历会提升居民的人力资本投资、技能与能力,从而增加家庭收入和储蓄^[2]。尹志超等基于CFPS数据并以同一社区同一收入阶层其他家庭的劳动力流动比例作为工具变量进行实证研究,发现农村劳动力流动显著提升了家庭储蓄率和收入,但并未对家庭消费产生显著影响^[4]。还有部分文献认为外出务工会显著增加家庭消费,岳希明和罗楚亮以本村人口外出比例作为工具变量,研究发现农村劳动力外出打工提高了外出户的人均总消费和人均食品消费,从而显著减轻了其贫困程度^[3]。此外,部分文献从宏观视角研究发现劳动力输出加快会显著提升家乡人均可支配收入和人均消费的增长速度,在中国的劳动力迁移模式下,区域间劳动力流动可以显著缩小地区间人均收入和人均消费水平的差距^[14]。基于上述文献回顾,本文提出研究假设1:

假设1:人口流动会显著促进家庭总消费。

(二) 影响机制相关的文献回顾

外地生活经历可能促进居民的数字经济参与程度。周博基于2018年CFPS数据,对比分析了进城务工人员与农村非流动家庭劳动力的互联网使用情况,发现进城务工有利于提升数字信息获取能力,无论是从日常上网率、上网时间还是从对互联网各类功能的使用频率来看,进城务工人员显著高于农村非流动劳动力^[15]。易行健和周利以及李春风和徐雅轩均基于CFPS数据和中国数字普惠金融发展指数进行实证分析,发现数字金融发展促进了居民家庭消费,影响机制检验表明数字金融主要是通过提高支付的便利性、缓解流动性约束以及降低家庭面临的不确定性进而促进居民消费^[16-17]。此外,互联网金融发展还有利于居民家庭的消费结构升级,且对城镇居民消费的影响程度大于农村居民,互联网金融在支付平滑、财富增值与消费保障三个方面对促进消费而言比传统金融更具优势^[18]。基于此,本文提出了研究假设2:

假设2:人口流动会通过提升家庭数字经济参与程度进而显著促进家庭总消费。

现有文献研究表明外地工作经历有助于增加个体的社会资本。家庭的社会资本和社会网络又会进一步对家庭消费产生显著的促进作用^[19],此外社会资本还有助于家庭消费结构升级、提升家庭的生活品质^[20]。韩雷和谷阳利用CFPS数据进行实证分析,发现社会资本不仅可以提高居民消费总量,并且还可以优化消费结构,机制检验表明社会资本主要通过促进民间借贷进而影响消费升级^[21]。部分研究还表明社会资本积累有助于缓解城乡收入差距对农户消费的挤出作用^[22]。基于此,本文提出研究假设3:

假设3:人口流动会通过增加家庭的社会资本进而显著促进家庭总消费。

外地工作和生活经历可能促进家庭的创业行为,比如Wahba和Zenou基于1998年埃及劳动力市场调查数据进行实证分析发现与非移民相比,海外归国者更有可能成为企业家^[10]。周广肃等基于中国数据研究发现外出务工经历的农村居民进行自主创业的概率显著更高^[11]。家庭创业会通过创造就业机会显著增加家庭收入与财富、降低家庭的贫困程度^[23],进而显著促进家庭消费。此外,创业还会改变家庭的消费结构,促进消费增长与消费升级,并有利于降低消费不平等。徐佳和韦欣采用拓展基尼系数及其分解进行分析,发现创业家庭的平均消费水平显著高于非创业家庭,且创业家庭会有更多的人际支出和炫耀性消费需求^[24]。基于此,本文提出研究假设4:

假设4:人口流动会通过提高家庭创业的可能性进而显著促进家庭总消费。

三、数据来源、处理与变量选取

(一) 数据来源与处理

本文使用的数据来自2017年和2019年的西南财经大学中国家庭金融调查与研究中心在全国范围内开展的中国家庭金融调查(China Household Finance Survey, CHFS)。由于CHFS数据库中有关外地生活经历的数据在不同年份中统计口径存在差异,因此本文仅使用统计口径一致的2017年和2019年构建平衡面板数据。本文所使用的城市层面数据来自《中国城市统计年鉴》和各省、自治区和直辖市统计年鉴。在数据处理方面,本文剔除了家庭总收入小于0、家庭人口规模大于10人、户主年龄小于16岁以及关键变量^①存在缺失值与异常值的样本。此外,本文还对有关消费额、资产价值、收入等变量进行了万分之五的双边缩尾处理。本文使用的最终数据样本包括23313户家庭,共46626个样本。

(二) 变量选取及说明

1. 被解释变量:家庭消费。本文以家庭总消费额作为被解释变量,具体根据中国国家统计局公布的《居民消费支出分类(2013)》文件,定义了食品烟酒消费、衣着消费、居住消费、生活用品及服务消费、医疗保健消费、交通通信消费、文教娱乐消费、其他消费等八类消费分项,然后对这八类的消费额进行加总得到“家庭总消费”变量。在实证分析部分,本文对家庭总消费进行了单位变换(以万元为单位),然后再进行回归。

2. 核心解释变量:人口流动。本文的核心解释变量为家庭的人口流动情况,共有两个代理变量。一是“户主有外地生活经历”^②的虚拟变量,当户主有外地生活经历时,对变量赋值为1,否则对变量赋值为0;二是“户主外地生活经历时长”,^③本文根据CHFS问卷中受访户回答的在哪一年去外地以及在哪一年回到家乡计算得到,以年为单位。

3. 中介变量。本文主要包括三个中介变量:(1)数字经济指数:本文利用因子分析法^④基于CHFS问卷中涉及数字经济的13个指标构建家庭数字经济指数,主要包括互联网使用情况、互联网理财产品、数字行业就业、网络借贷等,然后对其进行标准化处理,使取值介于[0,1]之间。(2)社会资本:本文参考郭士祺与梁平汉的做法^[25],将家庭一年内的红白喜事礼金支出与通信支出的总金额作为家庭社会资本的代理变量,以万元为单位进行回归。(3)创业行为:本文根据家庭是否曾有过创业经历构建虚拟变量,若家庭曾经有创业经历,则对变量赋值为1,否则赋值为0。

4. 控制变量。为了缓解遗漏变量导致的内生性问题,本文参照尹志超等的做法^[4],主要控制以下变量:(1)家庭层面:总收入、^⑤净资产、是否有负债、风险金融资产占比、^⑥家庭人口规模、家庭中健康

①关键变量包括家庭总消费、户主有外地生活经历、户主外地生活经历时长、家庭总收入等。

②具体根据中国家庭金融调查(CHFS)问卷中的“若户口所在地级市与常住地级市不一致时,在哪一年离开户口所在省/市?”和“若户口所在地级市与常住地级市一致时,是否在户口所在省/市以外其他地方有半年以上生活或者工作的经历?”这两个问题的回答,构建“户主有外地生活经历”的虚拟变量。

③具体根据CHFS问卷中的“若户口所在地级市与常住地级市不一致时,在哪一年离开户口所在省/市,或在哪一年来到常住省/市?”和“若户口所在地级市与常住地级市一致时,在哪一年去外地,且在哪一年回到家乡?”这几个问题的回答计算得到。

④2017年和2019年家庭样本的KMO检验值均大于0.7, Bartlett球形检验的p值均为0.000,小于0.05的临界值,说明所选取的指标适合采用因子分析法构建数字经济指数变量。

⑤由于部分家庭的观测值为0,因此本文将所有样本家庭的总收入、净资产、存款余额加上数值1后再取对数作为控制变量。

⑥具体为家庭持有的风险金融资产占家庭总资产的比重,其中风险金融资产包括股票、基金、金融债券、公司(企业)债券、金融衍生品、金融理财产品、黄金、非人民币资产。

的人数占比、有社会医疗保险的人数占比、少儿占比、老年人占比、是否拥有房产、是否从事工商业经营项目、是否为农村家庭；(2)户主个人层面：年龄、年龄的平方、婚姻状况、受教育年限等；(3)城市层面：城市人均GDP、金融机构贷款余额/GDP。

表1 全样本的描述性统计

变量	2017年			2019年		
	最小值	最大值	均值	最小值	最大值	均值
总消费(元)	1680	668380	53345.79	2580	572504	58594.26
食品烟酒消费(元)	360	180000	20648.72	480	264000	23186.45
衣着消费(元)	0	50000	2278.19	0	50000	2291.28
居住消费(元)	0	336000	6498.11	84	309600	6821.23
生活用品及服务消费(元)	0	111600	2388.30	0	159988	5603.05
医疗保健消费(元)	0	500000	8977.63	0	238000	8008.07
交通通信消费(元)	0	244800	5606.42	0	69600	4423.11
文教娱乐消费(元)	0	251200	5983.74	0	277500	7272.56
户主有外地生活经历	0	1	0.19	0	1	0.16
外地生活经历时长(年)	0	68	1.75	0	74	1.17
家庭数字经济指数	0	1	0.02	0	1	0.14
家庭社会资本(元)	0	435000	27831.49	0	432000	27218.75
家庭是否曾经创业	0	1	0.21	0	1	0.21
家庭总收入(元)	0	2400365	79448.23	1	1400000	63821.98
家庭净资产(元)	0	25600000	947612.20	0	17900000	922328.20
是否有负债	0	1	0.30	0	1	0.37
风险金融资产占比	0	1	0.01	0	0.96	0.01
家庭人口规模(人)	1	10	3.24	1	10	3.25
家庭中健康的人数占比	0	1	0.82	0	1	0.82
有社会医疗保险的人数占比	0	1	0.90	0	1	0.92
少儿占比	0	0.8	0.10	0	0.83	0.10
老年人占比	0	1	0.36	0	1	0.33
拥有房产	0	1	0.91	0	1	0.92
从事工商业经营项目	0	1	0.14	0	1	0.13
农村家庭	0	1	0.36	0	1	0.41
户主年龄	19	103	57.48	19	98	56.21
户主已婚	0	1	0.86	0	1	0.88
户主受教育年限	0	22	8.95	0	22	8.93
城市人均GDP(万元)	1.14	16.74	6.75	0.99	21.55	6.05
金融机构贷款余额/GDP(万元)	0.33	3.71	1.35	0.42	4.86	1.58
样本量	23313			23313		

四、人口流动影响消费的实证分析

(一) 模型设定

本文在基准分析部分的模型设定如下：

$$cons_{it} = \beta_0 + \beta_1 move_{it} + X'_{it}\beta_2 + \mu_i + \theta_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中,被解释变量 $cons_{it}$ 表示家庭 i 在 t 年的总消费;核心解释变量 $move_{it}$ 是衡量家庭人口流动情况的相关变量,具体包括户主有外地生活经历、户主的外地生活经历时长; X_{it} 表示家庭层面、户主个人层面以及城市层面的相关控制变量; μ_i 表示不随时间改变的个体效应; θ_t 表示不因个体而改变的时间效应。本文在实证部分使用双向固定效应模型进行估计,模型中 ε_{it} 为随机扰动项。

(二) 基准分析:人口流动对总消费的影响

本文在基准回归中以户主有外地生活经历、户主外地生活经历时长作为核心解释变量,分别在模型中逐步加入家庭层面控制变量和户主层面控制变量,进行面板固定效应模型估计,考察人口流动对家庭消费的影响。表2中第1—3列报告了家庭总消费对户主有外地生活经历的回归结果,第4—6列报告了家庭总消费对户主外地生活经历时长的回归结果。随着逐步加入家庭控制变量和户主控制变量,户主有外地生活经历、户主外地生活经历时长对家庭总消费的影响均显著为正,说明在其他因素保持不变的情况下,户主外地生活经历会对家庭总消费产生显著的正向影响,即验证了假设1:人口流动会显著促进家庭总消费。

大部分控制变量均显著地影响了家庭总消费。其中家庭总收入、家庭净资产、家庭有负债、家庭持有的风险金融资产占比、从事工商业经营项目等都对家庭总消费产生显著的正向影响;家庭人口统计学特征变量中的家庭人口规模、少儿占比等也对家庭总消费的影响显著为正;而家庭中健康的人数占比、有社会医疗保险的人数占比、家庭拥有房产、家庭为农村家庭等则对家庭总消费产生显著的负向影响。从户主特征变量可以看出,户主年龄对家庭总消费的影响呈现出“U”形关系,而户主的受教育年限则对家庭总消费产生显著的正向影响。在城市层面控制变量中,城市的人均GDP、城市金融机构贷款余额与GDP之比均会对家庭总消费产生显著的促进作用。

表2 基准分析:人口流动对总消费的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
户主有外地生活经历	1.657***	0.592***	0.383***			
	(0.0910)	(0.0813)	(0.0813)			
外地生活经历时长				0.0981***	0.0383***	0.0325***
				(0.00721)	(0.00624)	(0.00620)
家庭总收入		0.631***	0.545***		0.637***	0.545***
		(0.0294)	(0.0289)		(0.0294)	(0.0289)
家庭净资产		0.701***	0.639***		0.704***	0.640***
		(0.0235)	(0.0234)		(0.0235)	(0.0234)
是否有负债		0.965***	0.861***		0.980***	0.863***
		(0.0655)	(0.0654)		(0.0656)	(0.0654)
风险金融资产占比		3.687***	3.059***		3.659***	3.020***
		(0.614)	(0.605)		(0.615)	(0.604)
家庭人口规模		0.419***	0.522***		0.413***	0.522***
		(0.0253)	(0.0263)		(0.0253)	(0.0263)
家庭中健康的人数占比		-1.012***	-1.225***		-1.008***	-1.228***
		(0.103)	(0.103)		(0.103)	(0.103)
有社会医疗保险 的人数占比		-0.251**	-0.226*		-0.246*	-0.215*
		(0.128)	(0.127)		(0.128)	(0.127)
少儿占比		1.521***	0.639***		1.604***	0.643***
		(0.233)	(0.241)		(0.232)	(0.240)
老年人占比		-0.116	0.0433		-0.135*	0.0532
		(0.0818)	(0.110)		(0.0818)	(0.110)
拥有房产		-1.121***	-0.962***		-1.135***	-0.959***
		(0.114)	(0.113)		(0.114)	(0.113)
从事工商业经营项目		0.890***	0.951***		0.888***	0.942***
		(0.0963)	(0.0956)		(0.0964)	(0.0957)
农村家庭		-1.160***	-0.920***		-1.150***	-0.903***
		(0.0624)	(0.0626)		(0.0626)	(0.0627)

(续表2)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
户主年龄			-0.168*** (0.0172)			-0.172*** (0.0172)
年龄的平方/100			0.142*** (0.0152)			0.146*** (0.0151)
户主已婚			-0.0304 (0.0889)			-0.0319 (0.0888)
户主受教育年限			0.144*** (0.00894)			0.145*** (0.00893)
城市人均GDP	0.288*** (0.0107)	0.121*** (0.0101)	0.118*** (0.00996)	0.280*** (0.0107)	0.117*** (0.0100)	0.115*** (0.00994)
金融机构贷款余额/GDP	0.634*** (0.0473)	0.292*** (0.0418)	0.271*** (0.0413)	0.612*** (0.0474)	0.284*** (0.0418)	0.267*** (0.0413)
年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
观测数	46626	46626	46626	46626	46626	46626
R-squared	0.084	0.300	0.313	0.078	0.300	0.313

注:该表格报告的是回归系数,括号内为稳健标准误;均已控制年份固定效应;*、**、***分别表示10%、5%、1%的显著性水平。

(三) 人口流动对家庭消费的影响机制检验

1. 影响机制:数字经济参与程度。本文借鉴江艇的方法进行中介效应检验^[26],主要从家庭数字经济参与程度、社会资本、创业行为三个方面分析人口流动对家庭总消费的影响机制。基于文献综述,现有研究证实了数字经济与家庭消费之间存在因果关系,数字经济发展会显著促进居民消费。由于本文构建的家庭层面数字经济指数是一个取值范围为[0,1]的连续变量,因此本文参考 Alan 等的做法,利用 two_side 命令将家庭数字经济指数分别对户主有外地生活经历、户主外地生活经历时长进行面板 Tobit 固定效应模型回归^[27],结果如表3第1列和第2列所示。户主外地生活经历会对家庭数字经济指数产生显著的正向影响,即户主有外地生活经历的家庭其数字经济参与程度显著高于户主没有外地生活经历的家庭,并且随着户主在外地生活的时间越长,这种对家庭数字经济参与程度的促进作用会越大。该回归结果表明家庭数字经济参与程度的中介效应显著^[26],即假设2成立。户主在外地工作、学习和生活一段时间后,见识增加,其对数字经济的接受程度和数字经济参与程度也会随之提升,进而通过打破传统经济中的时间分割、提升资源配置效率^[28]、有效降低消费者面临的交易成本和信息不对称程度^[29]、提升居民消费便利性并释放消费升级动机^[16]等,显著促进了居民家庭消费。

2. 影响机制:社会资本。现有研究表明社会资本与家庭消费之间存在因果关系,高社会资本会显著促进家庭消费。因此,本文按照中介效应检验的思路,将家庭社会资本变量分别对户主有外地生活经历、户主外地生活经历时长进行面板固定效应模型回归,结果如表3第3列和第4列所示,发现户主外地生活经历会对家庭社会资本产生显著的正向影响,户主有外地生活经历的家庭其社会资本水平显著高于户主没有外地生活经历的家庭,并且随着户主在外地生活的时间越长,这种对家庭社会资本的正向影响会越大。该回归结果表明家庭社会资本的中介效应显著^[26],即假设3成立。户主去外地工作、学习和生活后,随着接触到的人越来越多,其社会网络逐渐扩大,且与周围人的社会互动显著增加,这种社会资本的积累通过缓解收入差距^[22]、促进民间借贷^[21]、示范效应和攀比效应^[20]等显著促进家庭消费。

3. 影响机制:创业行为。基于前文的文献回顾,现有研究表明家庭创业行为与家庭消费之间存在因果关系,创业会显著促进家庭消费。因此,本文进一步用“家庭是否曾经创业”虚拟变量对核心解释

变量进行面板 Logit 固定效应模型回归,结果如表3第5列和第6列所示。在控制了一系列变量后,户主有外地生活经历、户主外地生活经历时长均对家庭创业的概率产生了显著的正向影响。该回归结果证实了家庭创业行为的中介效应显著^[26],即假设4成立。户主去外地生活一段时间后,会接触到不同的人与新事物,其思想观念也随之发生改变,变得更有可能从事创业和经营活动,这种创业行为通过增加家庭收入与财富^[23]、扩大家庭的社会网络、增加人际支出和炫耀性消费需求^[24]等显著促进家庭消费。

表3 人口流动对家庭消费的影响机制检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	家庭数字经济指数 (面板 Tobit 固定效应模型)		家庭社会资本		家庭是否曾经创业 (面板 Logit 固定效应模型)	
户主有外地生活经历	0.0142*** (0.00176)		0.223*** (0.0512)		0.480*** (0.0754)	
外地生活经历时长		0.000609*** (0.000120)		0.0163*** (0.00350)		0.0259*** (0.00598)
家庭控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
户主控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
城市控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
观测数	46626	46626	46626	46626	15474	15474
R-squared	—	—	0.206	0.206	—	—

注:该表格报告的是回归系数,括号内为稳健标准误;控制变量与基准回归相同,且均已控制年份固定效应;*,**、***分别表示10%、5%、1%的显著性水平。

(四) 人口流动对家庭消费的异质性影响

1. 数字经济基础设施的异质性。本文根据宽带发展联盟发布的2016年和2018年《中国宽带普及状况报告》中的各省移动宽带用户普及率^①的中位数,将全样本划分为两组并进行面板固定效应模型估计,结果如表4第1—4列所示,无论户主所在省份的移动宽带用户普及率是否高于同一年各省的中位数,人口流动均会对样本家庭的总消费产生显著的正向影响,经验 P 值检验表明这两组的系数差异不显著。本文进一步引入核心解释变量与“高数字经济基础设施”虚拟变量的交互项对全样本进行估计,如第5列和第6列所示交互项系数均显著为正,这说明户主所在省份的数字基础设施完善程度较高,会显著放大人口流动对家庭总消费的促进作用。这可能是由于一方面,人口流动对家庭总消费产生正向影响的机制并非仅有数字经济一种,因此无论户主所在地区的数字基础设施完善程度如何,外地生活经历均会对家庭总消费产生显著影响;另一方面,数字经济基础设施为数字经济发展提供重要的硬件保障和技术支持^[17],会从客观条件影响家庭数字经济参与程度这一机制的具体作用效果,数字经济基础设施完善能有效降低信息不对称程度和交易成本^[30],进而放大人口流动对家庭总消费的正向影响。

2. 工作单位类型的异质性。本文根据户主工作单位类型将全样本划分为两组,一组为机关团体、事业单位或国有及国有控股企业,另一组为其它工作单位类型,然后分别进行面板固定效应模型估计,结果如表5所示。人口流动对户主工作单位类型为机关团体、事业单位或国有及国有控股企业的样本家庭的总消费产生的正向影响均会显著大于其他户主工作单位类型的样本家庭,且经验 P 值表明组间系数差异显著。这可能是由于一方面,工作单位为机关团体、事业单位或国有及国有控股企业的

^①本报告中给出的移动宽带用户普及率的定义为“平均每百人中拥有的3G及4G移动电话用户数量”,其具体计算方法为(3G移动电话用户数+4G移动电话用户数)/本地区人口总数。

居民其工资外收入和福利均显著高于其他工作单位类型居民^[31],这为家庭消费水平提升提供了有利的物质条件,进而会放大人口流动对家庭消费的促进作用;另一方面,由于我国社会保障体系建设与国有企业改革相互配合推进^[32],工作单位类型为机关团体、事业单位或国有及国有控股企业的居民获得的“五险一金”等社会保障高于其他工作单位类型居民,这有利于降低外出生活居民家庭面临的不确定性冲击,进而减少家庭预防性储蓄,增加消费支出。

表4 异质性分析:数字经济基础设施

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	高数字经济基础设施	低数字经济基础设施	高数字经济基础设施	低数字经济基础设施	全样本	全样本
户主有外地生活经历	0.453** (0.181)	0.276** (0.140)			0.184* (0.105)	
外地生活经历时长			0.0340*** (0.0125)	0.0326** (0.0135)		0.0130 (0.00946)
高数字经济基础设施					0.611*** (0.0653)	0.626*** (0.0625)
户主有外地生活经历 × 高数字经济基础设施					0.344** (0.153)	
外地生活经历时长 × 高数字经济基础设施						0.0283** (0.0122)
家庭控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
户主控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
城市控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
观测数	23125	23501	23125	23501	46626	46626
R-squared	0.328	0.294	0.328	0.295	0.317	0.317
经验 P 值	0.150		0.490		—	—

注:该表格报告的是回归系数,括号内为稳健标准误;控制变量与基准回归相同,且均已控制年份固定效应;*、**、***分别表示10%、5%、1%的显著性水平。

表5 异质性分析:户主工作单位类型

	(1)	(2)	(3)	(4)
	机关、事业单位或国企	其他工作单位类型	机关、事业单位或国企	其它工作单位类型
户主有外地生活经历	1.799*** (0.657)	0.405*** (0.0906)		
外地生活经历时长			0.0895** (0.0433)	0.0337*** (0.00676)
家庭控制变量	YES	YES	YES	YES
户主控制变量	YES	YES	YES	YES
城市控制变量	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES
观测数	5432	41194	5432	41194
R-squared	0.395	0.304	0.388	0.305
经验 P 值	0.020		0.190	

注:该表格报告的是回归系数,括号内为稳健标准误;控制变量与基准回归相同,且均已控制年份固定效应;*、**、***分别表示10%、5%、1%的显著性水平。

3. 户主是否已经返乡的异质性。本文以“户主没有外地生活经历”作为基准组,构建了“户主有外地生活经历且户主还未返乡”和“户主有外地生活经历但户主已经返乡”两个虚拟变量,并将这两个虚

拟变量同时引入家庭总消费方程中进行估计,如表6第1列所示。无论户主是否已经返乡,其外地生活经历对家庭总消费均会产生显著的促进作用,但是这种促进作用在户主还未返乡的样本家庭中要显著高于户主已经返乡的样本家庭。然后本文构建了“户主还未返乡的外地生活经历时长”和“户主已经返乡的外地生活经历时长”两个变量,并分别进行面板固定效应模型估计,如第2—3列所示,户主还未返乡、户主已经返乡的外地生活经历时长均会对家庭总消费产生显著的正向影响,且这种影响在户主还未返乡的样本家庭中要大于户主已经返乡的样本家庭。这进一步验证了人口流动对家庭总消费的影响效果和程度会随着该户主常住地的改变而发生变化,由于在控制了城市层面经济特征变量后该回归结果依然稳健,我们认为户主还未返乡与户主已经返乡两组样本家庭之间的这种差异很可能是与生活环境和周围人的影响有关,家庭的消费行为会显著受到示范效应^[33]和同群效应^[34]的影响。

表6 异质性分析:户主是否已经返乡

	(1)	(2)	(3)
	全样本	全样本	全样本
户主还未返乡	0.551*** (0.139)		
户主已经返乡	0.314*** (0.0930)		
户主未返乡的 外地生活经历时长		0.0359*** (0.00823)	
户主已返乡的 外地生活经历时长			0.0261*** (0.00895)
家庭控制变量	YES	YES	YES
户主控制变量	YES	YES	YES
城市控制变量	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES
观测数	46626	46626	46626
R-squared	0.313	0.313	0.313

注:该表格报告的是回归系数,括号内为稳健标准误;控制变量与基准回归相同,且均已控制年份固定效应;*、**、***分别表示10%、5%、1%的显著性水平。

4. 流动性约束的异质性。本文参考 Zeldes 以“家庭金融资产总值小于两个月总收入”衡量家庭受到流动性约束^[35],并通过分组回归进一步探究有流动性约束家庭与无流动性约束家庭的异质性。如表7所示,人口流动对家庭总消费的促进作用仅在没有流动性约束的家庭中显著,当家庭面临流动性约束时,人口流动对家庭总消费的促进作用并不显著。这可能是由于一方面,由于流动性约束的存在,即使家庭户主在外地生活一段时间后数字经济参与程度有所提升、社会资本增加或者开始创业,增加了一些消费需求,但是在家庭现有的财富水平下该家庭无法利用流动资金满足其需求,难以实现最优消费路径^[36];另一方面,流动性约束的存在会增强该家庭的预防性储蓄动机,因此会挤出人口流动对家庭消费的正向影响^[37]。

表7 异质性分析:流动性约束

	(1)	(2)	(3)	(4)
	有流动性约束	无流动性约束	有流动性约束	无流动性约束
户主有外地生活经历	0.0853 (0.187)	0.535*** (0.145)		
外地生活经历时长			0.0204 (0.0148)	0.0420*** (0.0113)

(续表7)

	(1)	(2)	(3)	(4)
	有流动性约束	无流动性约束	有流动性约束	无流动性约束
家庭控制变量	YES	YES	YES	YES
户主控制变量	YES	YES	YES	YES
城市控制变量	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES
观测数	20171	26455	20171	26455
R-squared	0.294	0.337	0.294	0.337

注:该表格报告的是回归系数,括号内为稳健标准误;控制变量与基准回归相同,且均已控制年份固定效应;*、**、***分别表示10%、5%、1%的显著性水平。

五、内生性处理与稳健性检验

(一) 内生性讨论

由于去外地工作、学习和生活是自我选择行为,一些难以衡量的个体异质性(如观念、偏好)可能会同时影响家庭消费与外地工作、学习和生活行为,从而产生遗漏变量问题,这会导致参数估计不一致,因此本文采用工具变量面板固定效应模型估计尝试解决可能存在的内生性问题。本文构建了两个工具变量:(1)根据国家基础地理信息中心的数据,以城市河网密度^①(单位为千米/平方千米)作为工具变量。一方面,在古代与工业化以前,内河运输是一个国家或地区的重要运输手段,河流作为早期人类迁移的主要通道^[38],对个体的外地生活决策会产生显著影响。一般而言,如果某个地区的河网密度越大,说明该地区的水运条件越完善,这为居民的跨区域流动提供了便利的交通支持,因此城市河网密度与户主外地生活经历具有显著的相关性。另一方面,城市河网密度是一个自然形成的地理环境条件,与居民家庭消费并无直接关联,因此该工具变量具有外生性。(2)本文参考尹志超等以社区外出生活氛围作为工具变量,具体为社区内除该家庭以外的外地生活经历人数占比^[4]。首先,社区中具有相似特征(如种族、教育程度)的成员之间存在相互影响^[39],一般而言同一社区内的家庭其经济状况、受教育程度等具有相似性,而社区内除该家庭以外的外地生活经历人数占比又反映了整个社区的外出生活氛围,因此与单个家庭户主的外出生活决策密切相关。其次,社区内除该家庭以外的外地生活经历人数占比是相对宏观层面的变量,其他家庭的外地工作、学习和生活行为对本家庭的消费行为而言是外生的。综上所述,这两个工具变量具备理论可行性。

如表8所示,第1—2列报告了以“城市河网密度”作为工具变量的面板固定效应模型估计结果,第3—4列报告了以“社区外出生活氛围”作为工具变量的估计结果。在使用工具变量回归后,人口流动对家庭总消费的影响依然显著为正。本文用 Davidson-MacKinnon test 检验原模型是否存在内生性,结果显示 P 值均为0.0000,说明原模型存在内生性问题。当以城市河网密度、社区外出生活氛围作为工具变量时,第一阶段的估计结果均显著为正,且弱工具变量检验的 Cragg-Donald Wald F 统计量均大于10%偏误下的临界值16.38,说明城市河网密度和社区外出生活氛围不是弱工具变量。城市河网密度大、高社区外出生活氛围均会显著提高户主决定去外地生活的概率,并显著增加户主决定留在外地生活的时长。

(二) 稳健性检验

本文通过剔除未返乡的样本、替换核心解释变量和被解释变量进行稳健性检验。首先,部分个体可能由于个人能力(如工作能力、适应新环境的能力)较强,能够在新城市长期立足,因此更倾向于选

^①即某一城市的河流总长度与该城市的地域面积之比。

择去外地生活,导致外地生活经历时长增加,而且能力强的个体同时也更有可能获得较高收入,从而导致消费更多,产生遗漏变量问题^[5]。因此本文剔除了户主还未从外地返回家乡的样本,再次进行面板固定效应模型估计,尝试从一定程度上缓解本文的内生性。如表9第1—2列所示,在剔除了未返乡的子样本后,人口流动对家庭总消费仍具有显著的正向影响,与基准分析一致。然后,本文用“家庭中有外地生活经历人数占比^①”和“家庭累计外地生活经历时长^②”替换原核心解释变量,重新进行面板固定效应模型估计,如表9第3—4列所示。结果显示家庭中有外地生活经历人数占比、家庭累计外地生活经历时长均会对家庭总消费产生显著的正向影响。

表8 工具变量面板固定效应模型估计

Panel A:工具变量估计结果				
	(1)	(2)	(3)	(4)
	IV:城市河网密度		IV:社区外出生活氛围	
户主有外地生活经历	19.54*** (6.542)		3.265*** (0.382)	
外地生活经历时长		1.605** (0.626)		0.270*** (0.0320)
家庭控制变量	YES	YES	YES	YES
户主控制变量	YES	YES	YES	YES
城市控制变量	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES
观测数	46626	46626	46626	46626
Davidson-MacKinnon test (P值)	33.1426 (0.0000)	33.1058 (0.0000)	74.6875 (0.0000)	73.3928 (0.0000)
Panel B:工具变量第一阶段估计结果				
城市河网密度	0.0393** (0.0153)	0.4790** (0.2283)		
社区外出生活氛围			0.7804*** (0.0334)	9.4280*** (0.5207)
Cragg-Donald Wald F statistic	24.797	19.970	2463.842	1932.515

注:该表格报告的是回归系数,括号内为家庭层面的聚类稳健标准误;控制变量与基准回归相同,且均已控制年份固定效应;*、**、***分别表示10%、5%、1%的显著性水平。

表9 剔除未返乡样本和替换核心解释变量

	(1)	(2)	(3)	(4)
	剔除未返乡的样本		替换核心解释变量	
户主有外地生活经历	0.306*** (0.0959)			
外地生活经历时长		0.0265*** (0.00925)		
家庭中有外地生活 经历人数占比			0.391*** (0.113)	
家庭累计 外地生活经历时长				0.0152*** (0.00297)

①即所有家庭成员中有外地生活经历的人数与该家庭总人数之比。

②即所有家庭成员在外地工作、学习和生活的时长之和。

(续表9)

	(1)	(2)	(3)	(4)
	剔除未返乡的样本		替换核心解释变量	
家庭控制变量	YES	YES	YES	YES
户主控制变量	YES	YES	YES	YES
城市控制变量	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES
观测数	44056	44056	46626	46626
R-squared	0.310	0.310	0.313	0.313

注:该表格报告的是回归系数,括号内为家庭层面的聚类稳健标准误;控制变量与基准回归相同,且均已控制年份固定效应;*、**、***分别表示10%、5%、1%的显著性水平。

本文进一步根据消费目的划分了生存型消费、发展型消费、享受型消费作为被解释变量,然后重新进行面板固定效应模型估计,结果如表10所示,户主有外地生活经历和户主外地生活经历时长均会对家庭的生存型消费、发展型消费、享受型消费产生显著的正向影响,这进一步验证了人口流动会显著促进家庭消费。

表10 替换被解释变量

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	生存型消费	发展型消费	享受型消费	生存型消费	发展型消费	享受型消费
户主有外地生活经历	0.161*** (0.0516)	0.0425** (0.0184)	0.169*** (0.0456)			
外地生活经历时长				0.0146*** (0.00391)	0.00359** (0.00148)	0.0130*** (0.00354)
家庭控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
户主控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
城市控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
观测数	46626	46626	46626	46626	46626	46626
R-squared	0.258	0.113	0.137	0.258	0.113	0.137

注:该表格报告的是回归系数,括号内为稳健标准误;控制变量与基准回归相同,且均已控制年份固定效应;*、**、***分别表示10%、5%、1%的显著性水平。

六、结论与政策建议

本文基于外地生活经历的视角,利用CHFS 2017年和2019年的平衡面板数据进行实证分析,研究了人口流动对家庭消费的影响及机制,发现:(1)人口流动会显著促进家庭消费,并且通过工具变量法、剔除未返乡样本、替换核心解释变量和被解释变量进行内生性与稳健性讨论后,基准分析的结果依然保持稳健。(2)机制检验发现,人口流动会通过提升家庭数字经济参与程度、社会资本、创业的可能性进而显著促进家庭消费。(3)异质性分析发现,户主所在省份的数字经济基础设施完善程度较高,会显著放大人口流动对家庭总消费的促进作用;人口流动对户主工作单位类型为机关团体、事业单位或国有及国有控股企业的家庭的总消费产生的正向影响会显著大于其他户主工作单位类型的家庭;人口流动对家庭总消费的促进作用在户主还未返乡的家庭中要大于户主已经返乡的家庭;并且这种促进作用仅在没有流动性约束的家庭中显著。

基于上述研究结论,本文从以下四个方面提出政策建议:第一,要不断完善就业政策和就业市场,增加就业岗位与就业渠道,并根据城市发展需要制定人才培养和引进政策,合理提高就业工资和福利待遇,同时大力发展教育,增办高质量高水平的学校和科研机构,为求学者提供良好的学习环境,吸引

居民跨区域流动;第二,要加快破除人口流动过程中的制度障碍,深入推进劳动力和人才社会性流动体制机制改革,进一步加强统筹城乡户籍制度改革,并不断建设和完善社会保障体系,切实解决外来工作和学习人员的医疗、住房、子女教育、保险等问题,为跨区域流动的居民家庭提供保障;第三,要加快推进数字经济基础设施建设与信息技术工具的普及,为居民参与数字经济提供硬件支持,鼓励和引导居民利用数字科技获取经济信息、满足消费需求,同时大力发展普惠金融,降低家庭所面临的流动性约束,积极引导居民家庭合理利用信贷促进消费,谨防过度负债导致金融脆弱性加剧;第四,要持续推进和深化“放管服”改革,放松不合理的创业准入限制,改善和优化营商环境,引导和帮助市场降低信息不对称性及创业成本,并制定相关的税收优惠政策,鼓励银行发展创业贷款产品,支持知识产权质押融资,同时完善相关法律法规,并积极开展创业培训和指导活动,为居民家庭创业提供支持。

参考文献:

- [1]方福前. 中国居民消费需求不足原因研究——基于中国城乡分省数据[J]. 中国社会科学,2009(2):68-82.
- [2]DE VREYER P,GUBERT F,ROBILLIARD A S. Are There Returns to Migration Experience? An Empirical Analysis Using Data on Return Migrants and Non-migrants in West Africa[J]. Annals of Economics and Statistics,2010(97):307-328.
- [3]岳希明,罗楚亮. 农村劳动力外出打工与缓解贫困[J]. 世界经济,2010(11):84-98.
- [4]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(1):24-42.
- [5]杨碧云,杨雨佳,易行健. 户主外地生活经历与家庭风险金融资产投资[J]. 北京工商大学学报(社会科学版),2022(4):72-86.
- [6]杜小敏,陈建宝. 人口迁移与流动对我国各地区经济影响的实证分析[J]. 人口研究,2010(3):77-88.
- [7]叶文平,李新春,陈强远. 流动人口对城市创业活跃度的影响:机制与证据[J]. 经济研究,2018(6):157-170.
- [8]许家云,刘廷华,李平. 海外留学经历是否提高了个人收入?[J]. 经济科学,2014(1):90-101.
- [9]王轶,柏贵婷. 创业培训、社会资本与返乡创业者创新精神——基于全国返乡创业企业的调查数据[J]. 贵州财经大学学报,2022(4):1-10.
- [10]WAHBA J,ZENOU Y. Out of Sight, Out of Mind: Migration, Entrepreneurship and Social Capital[J]. Regional Science and Urban Economics,2012,42(5):890-903.
- [11]周广肃,谭华清,李力行. 外出务工经历有益于返乡农民工创业吗?[J]. 经济学(季刊),2017(2):793-814.
- [12]CARLSON J S,WIDAMAN K F. The Effects of Study Abroad during College on Attitudes toward Other Cultures[J]. International Journal of Intercultural Relations,1988,12(1):1-17.
- [13]刘青,张超,吕若思,等. “海归”创业经营业绩是否更优:来自中国民营企业的证据[J]. 世界经济,2013(12):70-89.
- [14]许召元,李善同. 区域间劳动力迁移对经济增长和地区差距的影响[J]. 数量经济技术经济研究,2008(2):38-52.
- [15]周博. 人口流动背景下的中国城乡“数字鸿沟”[J]. 求索,2021(6):112-120.
- [16]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(11):47-67.
- [17]李春风,徐雅轩. 数字金融驱动居民不同结构消费的效应研究[J]. 现代财经(天津财经大学学报),2022(4):67-78.
- [18]张李义,涂奔. 互联网金融对中国城乡居民消费的差异化影响——从消费金融的功能性视角出发[J]. 财贸研究,2017(8):70-83.
- [19]YIN J,SHI S. Social Interaction and the Formation of Residents' Low-carbon Consumption Behaviors: An Embeddedness Perspective[J]. Resources, Conservation and Recycling,2021:164.
- [20]何圆,余超,王伊攀. 社会互动对老年人消费升级的影响研究——兼论广场舞的经济带动效应[J]. 财经研究,2021(6):124-138.
- [21]韩雷,谷阳. 社会资本、信贷约束与居民消费升级——基于CFPS家户数据的经验分析[J]. 消费经济,2019(4):14-26.
- [22]刘雯. 收入差距、社会资本与农户消费[J]. 中国农村经济,2018(6):84-100.
- [23]GARBA A S. Entrepreneurship, Public Policy and Poverty Reduction in Nigeria[J]. International Journal of Business and Social Research,2012,2(2):158-169.

- [24]徐佳,韦欣.中国城镇创业与非创业家庭消费差异分析——基于微观调查数据的实证[J].数量经济技术经济研究,2021(1):43-60.
- [25]郭士祺,梁平汉.社会互动、信息渠道与家庭股市参与——基于2011年中国家庭金融调查的实证研究[J].经济研究,2014(S1):116-131.
- [26]江艇.因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J].中国工业经济,2022(5):100-120.
- [27]ALAN S,HONORÉ B E,HU L,et al. Estimation of Panel Data Regression Models with Two-Sided Censoring or Truncation[J]. Journal of Econometric Methods,2014,3(1):1-20.
- [28]柏培文,喻理.数字经济发展与企业价格加成:理论机制与经验事实[J].中国工业经济,2021(11):59-77.
- [29]焦瑾璞.移动支付推动普惠金融发展的应用分析与政策建议[J].中国流通经济,2014(7):7-10.
- [30]MUTO M,YAMANO T. The Impact of Mobile Phone Coverage Expansion on Market Participation:Panel Data Evidence from Uganda[J]. World Development,2009,37(12):1887-1896.
- [31]廖俊平,应千伟,罗党论.什么决定了居民住房承受能力:基于广州限价房申购群体的经验证据[J].世界经济,2011(3):109-126.
- [32]杨宜勇.2000年:社会保障体系建设的新起点[J].经济学动态,2000(3):25-28.
- [33]DUESENBERY J S. Income, Saving, and the Theory of Consumer Behavior[M]. Boston:Harvard University Press,1949.
- [34]宋泽,邹红.增长中的分化:同群效应对家庭消费的影响研究[J].经济研究,2021(1):74-89.
- [35]ZELDES S P. Consumption and Liquidity Constraints:An Empirical Investigation[J]. Journal of Political Economy,1989,97(2):305-346.
- [36]万广华,张茵,牛建高.流动性约束、不确定性与中国居民消费[J].经济研究,2001(11):35-44.
- [37]DEATON A. Saving and Liquidity Constraints[J]. Econometrica,1991,59(5):1221-1248.
- [38]葛剑雄.河流与人类文明[J].民俗研究,2021(6):5-13.
- [39]ARAUJO C,DE JANVRY A,SADOULET E. Peer Effects in Employment:Results from Mexico's Poor Rural Communities[J]. Canadian Journal of Development Studies,2010,30(3):565-589.

Micro Mechanism and Effect of Population Mobility Promoting Residents' Consumption: Empirical Evidence Based on Intercity Life Experiences

YI Xingjian^{1,2}, YANG Yujia¹, YANG Biyun¹

(1. School of Finance, Guangdong University of Foreign Studies, Guangzhou 510006, China;

2. School of Finance and Investment, Guangdong University of Finance, Guangzhou 510521, China)

Abstract: Under the background of the country's active promotion of the reform of the social mobility system and mechanism of labor and talent, this paper uses a two-way fixed effect model to conduct an empirical study on the impact and mechanism of population mobility on household consumption from the perspective of intercity life experiences based on CHFS panel data of 2017 and 2019. The study finds that population mobility significantly promotes household consumption. The mechanism tests show that population mobility can significantly promote household consumption by improving household participation in the digital economy, household social capital, and the possibility of entrepreneurship. Heterogeneity analysis finds that a higher degree of infrastructure construction in the digital economy significantly magnifies the positive impact of population mobility on total household consumption. Population mobility has greater impacts on the household consumption of the householders who work in government organizations, public institutions, or state-owned and state-owned holding enterprises. The positive impact of population mobility on total household consumption is greater in the households whose householders have not returned to their hometown, and this promotional effect is only significant in households without liquidity constraints.

Key words: population mobility; household consumption; digital economy; social capital; entrepreneurship



(责任编辑 孙豪)