

空间外溢视域下数字金融影响城镇居民消费的机制

徐振宇^{1a,2}, 徐超³, 陈昱州^{1b}

(1. 南京审计大学 a. 统计与数据科学学院, b. 经济学院, 江苏 南京 211815;

2. 江苏省政府统计与大数据研究院, 江苏 南京 211815;

3. 华东师范大学 经济学院, 上海 200062)

[摘要]通过构建数字金融影响城镇居民消费的理论模型,推导出数字金融影响城镇居民消费的机制,并基于北京大学数字普惠金融指数和中国170个地级及以上城市的面板数据,构建地理与经济距离嵌套矩阵下的空间杜宾模型(SDM),检验数字金融发展影响城镇居民消费的机制。研究发现:数字金融的发展水平对本市城镇居民消费有显著的促进作用,但对邻近城市城镇居民消费有一定的负向影响;数字金融影响城镇居民消费的三大机制城镇居民收入、金融服务覆盖率和支付便利性,均通过实证检验,且三大机制传导过程都伴随着明显的空间外溢效应。研究结论可以为数字金融发展促进居民消费扩容提质提供经验证据。

[关键词]数字金融;普惠金融;数字经济;居民收入;居民消费;金融服务;支付便利性;空间外溢效应

[中图分类号]F810 **[文献标志码]**A **[文章编号]**2096-3114(2022)05-0071-10

一、引言

党的十九届五中全会强调,“坚持扩大内需这个战略基点,加快培育完整内需体系”。扩大内需的关键之一,在于全面促进消费,尤其是促进居民消费扩容提质。研究发现,金融市场不完善是抑制居民消费的重要原因之一^[1]。党的十八届三中全会通过的《中共中央关于全面深化改革若干重大问题的决定》将“发展普惠金融”作为“完善金融市场体系”的重要举措。近年来,中国普惠金融与数字金融发展开始深度融合,现代信息技术支撑的数字金融不仅降低了金融服务成本,还扩大了金融服务覆盖范围(尤其是大量低收入群体和以往被排斥的群体),实现机构和客户共赢,极大地拓宽了普惠金融的范围、类型与模式^[2-3]。

作为数字技术与金融服务的跨界融合,数字金融泛指利用数字技术实现融资、支付、投资和其他新型金融业务模式的行为,主体可以是互联网公司,也可以是传统金融机构。相比于“互联网金融”与“金融科技”,数字金融更中性化,涉及面也更宽。近年来,传统金融行业加速了其数字化进程^[4]。

已有研究发现,受到流动性约束的消费者可以通过金融市场实现消费的跨期平滑^[5]。当前,数字金融正在向经济社会各方面渗透^[6]。作为传统金融体系的有效补充,数字金融为居民消费提供了有力支撑^[7]。研究发现,数字金融发展,可通过缓解流动性约束和优化支付环境^[8-10]、通过改善居民创业行为并增加家庭收入^[11]、通过增加财产性收入、通过降低家庭面临的不确定性^[9]等多种路径促进居民消费。从数字金融的间接效应看,数字金融的发展会增加家庭传统私人借贷难度^[12]、促进就业结构转型^[13]和影响劳动力流动^[14],也可能加深多维贫困程度^[15],进而影响到居民消费。更进一步,已有文献从数字金融的覆盖广度、使用深度和数字化程度等维度研究数字金融对消费的影响:数字金融通过其使

[收稿日期]2022-01-18

[基金项目]国家社会科学基金项目(20CJL034;20BJY183);江苏省研究生科研创新计划项目(KYCX20_1656);江苏省社会科学基金项目(21EYB006);湖南省社会科学基金项目(21ZDA10)

[作者简介]徐振宇(1977—),男,湖北公安人,南京审计大学统计与数据科学学院教授,江苏省政府统计与大数据研究院副院长,主要研究方向为消费与流通经济;徐超(1996—),男,安徽安庆人,华东师范大学经济学院博士生,主要研究方向为消费与产业经济学,通讯作者,邮箱:1140603259@qq.com;陈昱州(1998—),男,江苏宿迁人,南京审计大学经济学院硕士生,主要研究方向为流通与平台经济学。

用深度比传统金融发挥更大作用^[16];数字金融的覆盖广度对消费升级的驱动效应最明显,数字金融对发展型消费和享受型消费的影响尤为显著——这与数字金融在上述消费领域的数字化程度更高密切相关^[17]。另外,学界关于数字金融对城乡居民消费的异质性影响尚未达成一致意见:有文献发现数字金融对主城区与城镇居民消费促进作用显著,而对乡镇居民消费无显著影响^[18-20];也有研究发现数字金融对城乡居民消费并无显著的异质性影响^[21]。

总体而言,对于数字金融发展是否可以促进居民消费,已有研究基本给出肯定答案。不过,对于数字金融发展如何促进居民消费,尤其是数字金融发展促进居民消费的内在机制方面,多数文献局限于特定视角,未能提供相对完整的分析框架,也未达成共识。另外,鲜有文献从空间外溢效应的角度研究数字金融对居民消费的影响。本文将从经典消费理论出发,将理论模型与实证研究相结合,基于中国170个地级及以上城市的面板数据,从理论与经验两个层面,在考虑空间外溢的前提下,系统探究数字金融发展影响城镇居民消费的内在机制。上述探讨,可以为中国数字金融发展以及促进居民消费提供量化参考依据,对于进一步释放居民消费潜力,增强消费对经济发展的基础性作用,具有重要现实价值。

二、理论分析与研究假说

(一) 数字金融与居民消费

对居民消费的解释,涉及多种竞争性假说。生命周期假说试图在确定性条件下解释居民消费,认为在跨期预算约束条件下,一个“代表性消费者”倾向于通过分配一生的收入以优化消费安排;持久收入假说在区分暂时性收入与持久性收入基础上,认定当期消费主要取决于后者^[22]。上述经典理论,逐渐放宽假设,日益贴近现实经验,有利于深入展开理论与经验研究。本文参照已有文献的分析模型^[1,5,8],假设消费者效用最大化的函数如下:

$$E_t \left[\sum_{\tau=t}^{\infty} \beta^{\tau-t} U(C_{\tau}) \right] \quad (1)$$

式(1)中的 t 和 τ 是表示时期,则 C_{τ} 表示 τ 时期的消费量, β 指的是主观贴现因子(假设为常数), E 代表期望, $U(C)$ 表示消费者的效用函数,且假定 $U'(\cdot) \geq 0, U''(\cdot) \leq 0$ 。式(1)的约束方程如下:

$$K_{t+1} = (1 + r_{t+1})(K_t + Y_t - C_t) \quad (2)$$

式(2)中, Y_t 代表 t 时期的劳动收入(这里假定劳动收入为外生的), K_t 代表 t 时期的实际资产, r_{t+1} 表示的是从 t 时期到 $t+1$ 时期资产的实际利率。以上最优化条件,用欧拉方程可表示成:

$$U'(C_t) = \beta E_t(1 + r_{t+1})U'(C_{t+1}) \quad (3)$$

式(3)表示,在任意时点 t ,最优消费路径都是使得相邻两个时间点的边际效用相等。现在,考虑到现实生活中大多数人对风险都是持回避心理的,所以假设效用函数 $U(C)$ 为CRRA(常相对风险回避)型效用函数,且不考虑不确定性, r 也是不变的。根据以上条件,可以得知 t 时期的最优消费水平为:

$$C_t = \left[1 - \frac{\beta^{\sigma}(1+r)^{\sigma}}{1+r} \right] \left[(1+r)(K_{t-1} - C_{t-1}) + \sum_{\tau=t}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r} \right)^{\tau-t} Y_{\tau} \right] \quad (4)$$

由于 $U(C)$ 为CRRA型效用函数,因此它的跨期利率弹性 σ 是不变的,观察式(4)可知,最优消费水平 C_t 由 Y_t, K_t 和 r 共同决定。

由于本文主要研究数字金融发展对城镇居民消费的影响,需要在约束方程中引入数字金融发展的相关参数,假设消费者的货币余额中有一定比例(λ)用于数字金融服务(衡量消费者参与数字金融服务的程度)。直观上来说, λ 衡量了消费者参与数字金融服务的程度。更进一步,由于数字金融发展水平引致消费者参与数字金融服务,并且消费者参与数字金融服务程度的提升,也能表征数字金融发展水平在提高,因而也可以作为数字金融发展水平的衡量。再假设参与数字金融服务后的货币余额与其他资产的利率相同,忽略价格的变化,约束方程(2)变为:

$$K_{t+1} + \lambda M_{t+1} = (1 + r_{t+1})(K_t + \lambda M_t + Y_t - C_t) \quad (5)$$

式(5)中, λ 表示消费者货币余额中用于数字金融服务的比例, M_t 表示 t 时期已参与数字金融服务的货币余额。再令:

$$K_t + \lambda M_t = Q_t \quad (6)$$

结合式(6),式(5)可以化简为新的约束方程:

$$Q_{t+1} = (1 + r_{t+1})(Q_t + Y_t - C_t) \quad (7)$$

再在约束方程(7)的条件下解出最优消费水平:

$$C_t = \left[1 - \frac{\beta^\sigma (1+r)^\sigma}{1+r} \right] \left[K_t + \lambda M_t - (1+r)Y_t + \sum_{\tau=t}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r} \right)^{\tau-t} Y_\tau \right] \quad (8)$$

从式(8)中可以发现,在以上假设前提下, λ 与居民消费呈正相关,即消费者参与数字金融服务的程度越高,其消费水平也会越高。而且,数字金融具有很强的溢出效应。各城市数字金融稳步发展的同时,也会以本城市为中心向周围地区输送数字金融服务,使得周边地区的数字金融发展水平随之变化,从而在空间上产生内生交互效应,进而也会影响到邻近地区居民消费^[13]。基于以上数理模型推导与经济分析,本文提出假说1。

假说1:数字金融发展会促进居民消费,且上述过程伴随着显著的空间外溢效应。

(二) 居民收入机制

已有研究发现,数字金融在落后地区发展速度更快,表现出明显的后发优势,且显著提升家庭可支配收入^[2]。数字金融发展水平的提高,还能带来创业机会的均等化,促进居民创业^[11],从而提高居民收入;数字金融发展有利于促进包容性增长^[3],由此改善部分中低收入群体的收入水平。经典理论表明,收入增长会引起消费变化^[22],而人口跨区域流动及数字技术共享,使得当地数字金融发展会辐射到邻近城市,从而在空间上产生外生交互效应^[14],对邻近地区居民的收入产生影响,进而影响到邻近地区居民消费。根据以上分析,本文提出假说2。

假说2:数字金融发展通过提高居民收入促进消费水平提高,且伴随着空间外溢效应。

(三) 数字金融服务覆盖率机制

除提高居民收入从而促进消费外,数字金融还可以通过提高数字金融覆盖率直接影响居民消费。首先,各类层出不穷的数字金融服务APP提供了多样化金融服务,降低了金融服务门槛,最大限度减少了金融排斥现象,通过扩大金融服务的受众群体促进了居民消费^[20]。其次,数字金融发展也有利于居民灵活选择金融服务方式与金融服务产品,并实现居民与金融服务间的良性互动,提高数字金融服务的覆盖率^[8]。最后,数字金融服务覆盖率的提升,使得数字金融服务不断突破传统地域限制,在空间上产生更加深远的联系,通过外生交互效应,使得当地数字金融发展影响到邻近地区居民消费。根据以上分析,本文提出假说3。

假说3:数字金融发展通过降低金融服务门槛和扩大金融服务的受众群体促进居民消费,且上述过程伴随着空间外溢效应。

(四) 支付便利性机制

借鉴已有的一般均衡分析框架^[23],本文将货币模型改进为购物时间模型,把支付便利性模型化,此时,消费者效用最大化的函数变成:

$$\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U(C_t, L_t) = \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t [\ln(C_t) + \ln(L_t)] \quad (9)$$

式(9)中, L_t 表示闲暇时间。显然,消费者偏好闲暇时间,闲暇时间越多,则效用越高。为了进行一般均衡分析,本文引入消费者、企业以及中央银行,消费者此时的约束条件如下:

$$(Z_t^D - Z_{t-1}^D) + (E_t - E_{t-1}) + P_t(e_t - e_{t-1}) = W_t n_t + \pi_t - P_t C_t + R_{t-1} E_{t-1} + P_t r_{t-1} e_{t-1} + T_t \quad (10)$$

式(10)中, Z 表示以现金形式存在的货币, E 和 e 分别表示名义债券、实际债券,它们的初期值是已知的。 W 表示名义工资, n 表示消费者数量, P 为商品的价格, R 和 r 分别表示名义以及实际债券利率, T 表

示中央银行的货币增加量。可以看出,式(10)右边为消费者的储蓄,左边表示该储蓄分配在货币和债券中。再考虑到消费者的时间限制如下:

$$l_t + n_t + C_t \theta (1 + Z_t/P_t)^{-1} = l_t + n_t + s_t = 1, 0 \leq \theta \leq 1 \quad (11)$$

将时间 t 分为三份:闲暇时间 l_t 、劳动时间 n_t 和购物时间 s_t 。同时,加入一个参数 θ 来表示,购物时间受到实际货币余额的约束,即现金约束。因为从现实情境看,数字金融发展使得越来越多的居民不再随身携带现金,而是使用更为便捷的移动支付,从而降低了消费者对现金的依赖程度^[23]。因此,可以假设数字金融发展(ia)与 θ 负相关。即:

$$\theta = \theta(ia), \theta'(ia) < 0 \quad (12)$$

其中, ia 表示数字金融发展程度。

考虑完消费者的决策及约束,接下来便该考虑企业与中央银行的决策。

首先是企业,在不引入资本的情况下,企业肯定是追求利润最大化的,假设企业生产一单位商品需要一单位劳动力,则目标函数为:

$$P_t f(n_t) - W_t n_t = P_t n_t - W_t n_t \quad (13)$$

在最优情况下,令式(13)等于0,可得到工资与价格实际上是相等的,显然,此时企业的利润也为0。

其次,对于中央银行来说,预算约束为:

$$Z_t^s - Z_{t-1}^s = T_t \quad (14)$$

此时,不考虑数字金融发展是否会对货币供给产生影响,直接假设货币供给的增长速度不变,则有:

$$Z_t^s = (1 + \omega) T_t, \omega > -1 \quad (15)$$

这里, $\omega > -1$ 的原因是为了保证货币处于正向供给。

最后,根据一般均衡的条件(货币市场均衡、债券市场均衡和商品市场均衡),求解得:

$$\frac{1}{2} - C = \sqrt{C\theta \left(1 - \frac{\beta}{1 + \omega}\right)} \quad (16)$$

从式(16)可知,当购物时间受到现金约束,即 θ 变小时,为使等式成立,均衡下的居民消费会上升。一方面,当地数字金融的发展不仅会影响本地居民的消费,还会因人口跨区域流动而在空间上产生外生交互效应,进而影响到邻近城市的居民消费,这一点与传统货币类似。另一方面,考虑到数字金融发展带来的支付便利性并不受限于地域范围,正如数字金融的发展是率先在大城市起步,支付宝、微信支付等新型支付手段首先是在大城市开始普及,随着大城市带动周围城市数字金融发展,支付便利性逐渐跨越地理边界^[8],给周围城市的居民也带来更丰富便捷的购物体验,在空间上产生外生交互效应,从而影响到邻近城市居民的消费。根据以上分析,本文提出假说4。

假说4:数字金融发展通过支付便利性提升居民支付频率,缩短消费决策时间,减少购物所费时间,从而促进居民消费,且上述过程伴随明显的空间外溢效应。

三、研究设计

(一) 数据来源与说明

本文样本为2011—2018年全国170个地级及以上城市的面板数据。相关原始数据来源于历年《中国统计年鉴》《中国城市统计年鉴》《中国区域经济年鉴》以及北大数字普惠金融研究中心数据。北京大学数字研究中心明确提出数字普惠金融指数的概念,并对其进行为期八年的测算,形成一个覆盖省、市、县三级的面板数据^[24]。之所以时间起点为2011年,是因为该数字普惠金融指数是从2011年开始测算的。地级及以上城市限制在170个(由于数据缺失严重的原因,剔除了新疆、西藏、海南、内蒙古、云南和吉林等省份的数据)。

(二) 变量选取与测度

1. 被解释变量:城镇居民人均消费支出。选用2011—2018年170个地级及以上城市的城镇居民人均消费支出,并进行对数化处理,记为 $\ln c$ 。

2. 核心解释变量:数字金融发展。根据北大数字普惠金融研究中心的数字普惠金融体系,使用数字普惠金融指数(ia)作为数字金融发展的代理变量。

3. 其他变量。第一,利用城镇居民人均可支配收入(y)数据来研究数字金融发展是否会提高城镇居民的人均可支配收入,从而增加消费支出。第二,选用三个二级指标,即数字普惠金融覆盖广度指数(cb)、使用深度指数(ud)和数字化程度指数(dl)作为数字金融服务覆盖水平的代理变量,不仅要探究以前受到金融服务排斥的群体是否因为数字金融发展提高自己的消费支出,更要深究哪种业务在其中起主要作用。第三,选用一个三级指标支付系数(pay)来衡量支付频率以及支付的便利性等因素。对以上变量进行对数化处理,分别记为 $\ln y$ 、 $\ln cb$ 、 $\ln ud$ 、 $\ln dl$ 和 $\ln pay$ 。

4. 控制变量。控制变量总共有三个。第一,各城市第三产业增加值占地区生产总值比例(thi)。第二,各城市政府财政支出占地区生产总值比例(fin)。第三,金融发展程度,拟选取一个代表城市经济发展的变量,将城市金融机构人民币贷款余额与地区生产总值之比作为衡量金融发展程度的代理变量,记为 dfd 。

(三) 空间计量模型的构建

根据本文的理论机制,数字金融对城镇居民人均消费支出的空间交互效应来源于三个部分:内生空间交互效应、外生空间交互效应和误差项之间的交互效应。内生交互效应指的是邻近城市之间城镇居民人均消费支出存在空间上的相互影响,外生交互效应指的是某城市的数字金融发展会影响到邻近地区的城镇居民人均消费支出水平,而误差项之间的交互效应不可观测。本文主要测度的是内生交互效应和外生交互效应,即空间溢出效应。

根据上文的理论分析,本文将时间固定效应的SDM模型设置如下,并在下文对该模型进行检验。

$$\ln c_{it} = \alpha + \rho \sum_{j \neq i, j=1}^N w_{ij} \ln c_{jt} + \beta_1 \ln ia_{it} + \beta_2 thi_{it} + \beta_3 fin_{it} + \beta_4 dfd_{it} + \lambda_1 \sum_{j \neq i, j=1}^N w_{ij} \ln ia_{jt} + \lambda_2 \sum_{j \neq i, j=1}^N w_{ij} thi_{jt} + \lambda_3 \sum_{j \neq i, j=1}^N w_{ij} fin_{jt} + \lambda_4 \sum_{j \neq i, j=1}^N w_{ij} dfd_{jt} + v_i + \varepsilon_{it} \quad (17)$$

式(17)中, ρ 为空间自回归系数; W_{ij} 为空间权重矩阵; β_1 — β_4 和 λ_1 — λ_4 为数字普惠金融指数和城镇居民人均可支配收入等变量及其空间滞后项的系数; v_i 为不随空间个体而变的时间特定效应; ε_{it} 为随机干扰项。

四、空间计量模型检验与实证分析

(一) 空间权重矩阵的构建

构建地理距离空间权重矩阵(W_d)、经济距离空间权重矩阵(W_e)和地理与经济距离嵌套矩阵(W_{de})等三种空间权重矩阵一起来联合反映170个地级及以上城市之间的空间相关性。其中,地理距离空间权重矩阵以距离平方的倒数为权重,矩阵中的元素可表示为:

$$W_{ij} = \frac{1}{d_{ij}^2}, i \neq j; W_{ij} = 0, i = j \quad (18)$$

d_{ij} 是使用经纬度数据计算的城市间的距离。经济距离空间权重矩阵以每个城市的人均地区生产总值来构建,矩阵中的元素可表示为:

$$W_{ij} = \frac{1}{|Q_i - Q_j|}, i \neq j; W_{ij} = 0, i = j \quad (19)$$

其中, \overline{Q}_i 和 \overline{Q}_j 指的是城市*i*和城市*j*在2011—2018年的人均地区生产总值。地理邻近和经济关联是影

响经济活动空间布局的重要因素,现实中城市之间的相关性可能受到地理邻近和经济运行模式的双重影响^[25]。所以本文构建地理与经济距离嵌套矩阵来反映在地理和经济上共同造成的影响,矩阵可表示为:

$$W_{de} = \varphi W_d + (1 - \varphi) W_e \quad (20)$$

参考已有研究的一般做法^[25-26],且为了兼顾地理因素和经济因素的影响,本文取 φ 为 0.5,在实证部分这三种矩阵都会用到,三种矩阵在最后都要进行行标准化,使得矩阵各行元素之和都为 1。

(二) 莫兰指数分析

采用 Moran's I 来研究地区之间城镇居民人均消费支出的空间相关性,具体公式可表示为:

$$\text{Moran's I} = \frac{n}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij}} \times \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} (X_i - \bar{X})(X_j - \bar{X})}{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2} \quad (21)$$

式(21)中: X_i 和 X_j 为城市的观测值; W_{ij} 是行标准化后的矩阵。为考察空间相关性的稳健性,表 1 列出城镇居民人均消费支出变量基于三种矩阵的面板 Moran's I 值。如表 1 所示,第一、三种矩阵的 Moran's I 值都显著,这说明无论从哪个角度出发,都可以证明数字金融发展与城镇居民消费之间有着很强的空间外溢效应,且随着空间距离与经济发展水平的差距变大,空间外溢效应会逐渐衰减。第二、三种矩阵的 Moran's I 值为正值,说明城镇居民消费支出在空间上呈现集聚分布的状态,即城镇居民人均消费支出高的城市,其周围的城市城镇居民人均消费支出也较高。

(三) 空间计量估计方法识别

选择合适的空间计量估计方法有助于准确反映空间依赖产生的原因以及不同空间关联机制之间的作用。参考已有文献的检验思路^[26],采用 LM(R-LM) 检验、SDM 模型的 LR 检验、Hausman 检验和 Wald 检验,结果如表 2 所示。首先,从 SAR 和 SEM 模型检验的结果来看,三种矩阵均在 5% 水平下通过显著性检验,再从 SDM 模型的固定效应检验结果和 Hausman 检验结果来看,选择时间固定效应对于三种矩阵来说,都是合适的。其次,根据 Wald 检验的结果来看,三种矩阵都通过显著性检验,说明 SDM 模型无法进行弱化,也因为 SDM 模型本身就是 SAR 模型与 SEM 模型的一般形式,总的来说 SDM 模型无疑是最适合的。因此,在空间计量分析中,三种矩阵都会涉及,且都是使用时间固定效应 SDM 模型。需要说明的是,本文的 SDM 模型都是基于最大似然估计方法,而已有研究也表明^[26],其结果优于 OLS 估计。

表 1 城镇居民人均消费支出的面板 Moran's I 值

| | 地理距离矩阵 | 经济距离矩阵 | 地理与经济嵌套矩阵 |
|-------------|------------------|------------------|------------------|
| Moran's I 值 | 0.150 (0.000) | 0.125 (0.000) | 0.147 (0.000) |
| 解释变量数 | 4 | 4 | 4 |
| 样本量 | 1360 | 1360 | 1360 |

注:括号内为 P 值。

表 2 三种空间矩阵下的空间计量模型检验

| 检验方法 | | 地理距离矩阵 | | 经济距离矩阵 | | 地理与经济嵌套矩阵 | |
|--------------------|-----------------------|-----------|-------|-----------|-------|-----------|-------|
| | | 统计值 | 伴随概率 | 统计值 | 伴随概率 | 统计值 | 伴随概率 |
| SAR 模型与 SEM 模型检验 | LM-lag | 556.9384 | 0.000 | 9.1812 | 0.002 | 5.8973 | 0.015 |
| | R-LM-lag | 29.8054 | 0.000 | 9.5087 | 0.002 | 8.8734 | 0.003 |
| | LM-err | 837.1888 | 0.000 | 4.9818 | 0.026 | 342.1211 | 0.000 |
| | R-LM-err | 310.0556 | 0.000 | 5.3093 | 0.021 | 345.0972 | 0.000 |
| SDM 模型的固定效应检验 | SFE-LR | 2330.2667 | 0.000 | 6452.8214 | 0.000 | 6504.0545 | 0.000 |
| | TFE-LR | 165.1479 | 0.000 | 4239.5716 | 0.000 | 1845.0662 | 0.000 |
| | STFE-LR | 2343.8351 | 0.000 | 6845.4951 | 0.000 | 6562.6303 | 0.000 |
| SDM 模型的 Hausman 检验 | Hausman 检验 (选择时间固定效应) | -26.4883 | 0.002 | 183.0477 | 0.000 | 2692.9242 | 0.000 |
| SDM 模型的简化检验 | Wald-lag | 26.0896 | 0.000 | 134.4370 | 0.000 | 735.8102 | 0.000 |
| | Wald-err | 108.3540 | 0.000 | 17.1608 | 0.002 | 116.4654 | 0.000 |

(四) 空间计量估计结果

经过分析与检验,三种矩阵都适用,但是因为地理与经济距离嵌套矩阵更加全面,同时考虑到空间

距离上的影响和经济差距之间的影响,于是我们在主要分析部分采用它,在稳健性检验部分使用另外两种矩阵进行分析。在地理与经济距离嵌套矩阵下,先对时间固定效应空间杜宾模型进行初步回归^①。

因为未进行分解的时间固定效应空间杜宾模型所表示出的各个系数并没有直接的含义,所以需要初步结果进行分解,将总效应分解为直接效应和间接效应。其中直接效应反映本地区解释变量对被解释变量的影响,间接效应则表示本地区解释变量对邻近地区被解释变量的影响,即空间外溢效应。结果如表3所示,除第三产业占比外,其他变量的直接效应与间接效应都在1%的水平上显著。

上述估计结果表明,数字金融发展的直接效应显著为正。这说明本地数字金融发展程度会显著促进当地的城镇居民人均消费支出。从系数上来看,数字普惠金融指数每提高一个百分点,城镇居民人均消费支出会增加0.5个百分点,主要是因为数字金融发展有利于增加当地居民收入、提高数字金融覆盖率、降低交易成本、丰富消费渠道、增加支付便利性,从而会在多个层面促进当地城镇居民消费。与此同时,数字金融发展的间接效应却显著为负。这说明本地数字金融发展会使得邻近城市的城镇居民消费支出降低,从系数来看,这个降低的幅度比本地的促进幅度小。上述估计结果背后的经济学逻辑可能是,随着当地数字金融的发展,通过附近城市人员流动与信息传播,数字金融发展程度高的城市产生一定的区位优势,出现基于产品和服务的消费聚集现象,从而对邻近城市的城镇居民消费产生不同程度的挤压,使得邻近城市的城镇居民将部分消费行为转移到该城市,从而产生一定程度的“虹吸效应”。但是,由于上述空间外溢所导致的消费降低幅度要小于数字金融对邻近城市本身的消费促进幅度,因此,对于某个城市本身而言,其数字金融发展程度对该市城镇居民的消费仍然是有显著的促进作用。综合考察数字经济发展的直接效应和间接效应,假说1得到了很好的支持。

再看其他控制变量的估计结果:首先,第三产业占比的直接效应和间接效应都不显著;其次,当地财政支出占比的直接效应和间接效应十分显著,说明本地财政支出占比不仅对城镇居民消费具有显著影响,对邻近城市居民消费也有一定的影响;最后,金融发展程度(城市金融机构人民币贷款余额与地区生产总值之比)总体上可代表传统金融。从表3可知,金融发展程度的直接效应显著为正,且系数较小,而间接效应显著为负,也就是说,本地数字金融已经开始取代部分传统金融,且对周围地区的传统金融业务造成了较大的负面影响。

(五) 稳健性检验:使用不同的空间矩阵

本文使用的是空间杜宾模型,该模型不仅有效解决了重要遗漏变量问题,而且解决了误差项可能与解释变量间的内生性问题,所以本文使用不同的空间矩阵进行稳健性检验,而前文也验证三种矩阵都是适用的,只是地理与经济距离嵌套矩阵是最全面的。

地理距离空间权重矩阵是从地理位置上反映变量之间的关系,而经济距离空间权重矩阵是从经济行为上阐述变量间的联系,但实际上地区间的空间关联一般是来自地理距离和经济行为的双重影响。因此,对于表征观测数据集在空间上的分布格局、特征及其相互联系,往往地理与经济距离嵌套矩阵更为合适而且也更符合逻辑,那么,其估计结果往往也更为准确。

经过不同空间矩阵的检验,本文的研究结论仍然成立,基础估计结果具有较强的稳健性^②。

表3 地理与经济嵌套矩阵下时间固定效应空间杜宾模型分解后的估计结果

| 变量 | 地理与经济嵌套矩阵 | |
|-------------|------------------------|-----------------------|
| | 直接效应 | 间接效应 |
| <i>lnia</i> | 0.5264*** (12.68) | -0.2723*** (-3.76) |
| <i>thi</i> | 0.0997 (1.41) | -0.6057 (-0.82) |
| <i>fin</i> | -0.7142*** (-10.93) | -5.6052*** (-7.43) |
| <i>dfd</i> | 0.0935*** (7.67) | -0.7190*** (-5.54) |

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平上显著,括号内为t统计量。

①篇幅所限,结果未列,备索。

②由于篇幅所限,详细的稳健性检验结果未能列出,感兴趣的读者可向作者索取。

五、机制分析

本部分将重点检验前文提出的假说2、假说3与假说4。我们分别对人均可支配收入、数字金融服务覆盖水平与支付便利性进行机制分析,使用地理与经济嵌套矩阵下的时间固定效应空间杜宾模型来估计。

(一) 基于人均可支配收入的经验分析

我们先讨论第一种可能的机制:数字金融发展通过城镇居民人均可支配收入来影响本地及周围地区城镇居民消费。估计结果如表4所示。

首先,从列(1)和列(3)可以看出,在这个影响的传递机制过程中,直接效应都是显著为正的,这也与之前的分析相符合,正好验证假说2,数字金融发展确实会通过影响本地的城镇居民人均可支配收入来促进城镇居民的人均消费;然后,从列(2)和列(4)可以看出,两次回归的间接效应都是显著为负的,但正是因为都是负的,才表明数字金融的发展降低邻近城市的城镇居民人均消费支出,这是因为本地数字金融发展使得邻近城市的城镇居民人均可支配收入降低,而邻近城市的城镇居民人均可支配收入下降又使得该地区的城镇居民人均消费支出下降,这是一个间接传递的过程,结果与最开始的分析是一致的。从上述估计结果的分析看,假说2得到了较好的支持。

(二) 基于数字金融服务覆盖水平的经验分析

我们再来讨论第二种可能的机制:数字金融发展通过降低金融服务门槛和扩大金融服务的受众群体影响本地及周围地区的居民消费。首先需要找到数字金融服务覆盖水平的代理变量,该部分使用数字普惠金融指数表里的三个二级指标覆盖广度指数(*lncb*)、使用深度指数(*lnud*)和数字化程度指数(*ln dl*)代表数字金融服务,分别进行地理与经济嵌套矩阵下的时间固定效应SDM模型的估计。估计结果如表5所示。

表5 三种数字普惠金融指数细分指标的时间固定效应SDM模型估计结果

| 变量 | 被解释变量:消费(<i>lnc</i>) | | | | | |
|--------------|------------------------|-----------------------|------------------------|-----------------------|------------------------|-----------------------|
| | 直接效应 | | 间接效应 | | 间接效应 | |
| <i>lncb</i> | 0.1916*** (8.61) | -0.2573*** (-4.37) | | | | |
| <i>lnud</i> | | | 0.2510*** (9.05) | -0.2054*** (-3.34) | | |
| <i>ln dl</i> | | | | | 0.0039 (0.18) | -0.2626*** (-4.39) |
| <i>thi</i> | 0.1534** (2.09) | -0.2320 (-0.322) | 0.1290* (1.77) | -0.4678 (-0.62) | 0.1982** (2.56) | -0.1403 (-0.19) |
| <i>fin</i> | -0.8704*** (-12.75) | -6.5789*** (-8.28) | -0.9238*** (-14.17) | -5.8884*** (-7.54) | -1.1003*** (-17.46) | -6.7663*** (-7.43) |
| <i>dfd</i> | 0.1161*** (9.15) | 0.7722*** (5.65) | 0.1421*** (11.50) | -0.7903*** (5.90) | 0.8251*** (5.67) | -0.8251*** (5.67) |

因为数字金融发展肯定会促进数字金融服务的发展,所以仅需要对数字金融服务与城镇居民消费支出之间的关系进行研究,即只探究机制分析的后半段。从表5可知,除数字化程度指数的直接效应不显著,其他两个指标的两种效应都是显著的。而且,系数的正负与上文SDM模型的结论是一致的,所以在数字金融发展中,主要是覆盖广度和使用深度起关键作用。覆盖广度表示,绑定银行卡的第三方支付账户才是有效的,实现对这个用户真正的覆盖^[24],即前文假说3所指出的将金融服务推向更加庞大的群体,使原本受限的人群也能获得金融服务。使用深度中包括支付、货币基金、信贷、保险、投资和

信用等各种类型的服务^[24]。因此主要是以上的两个指标涉及的数字金融业务对数字金融的发展产生正向的影响,进而促进本地城镇居民人均消费支出,降低邻近城市的城镇居民人均消费支出,从而较好地支持了假说3。

(三) 基于支付便利性的经验分析

我们再来讨论第三种可能的机制:数字金融发展通过支付便利性来影响本地及周围地区的城镇居民人均消费支出。此处使用支付指数作为支付便利性的代理变量,结果如表6所示。

表6的结果显示,列(1)和列(3)的直接效应结果都比较显著,且都为正数,说明数字金融发展确实能够通过支付便利性促进本地城镇居民消费。但是,在间接效应上,便利支付与人均消费支出之间的联系并不显著,可能是因为支付指数这个代理变量选择得并不好,有待进一步的研究。

不过从列(3)可以看出,数字金融发展与便利支付之间的空间外溢效应是显著的,所以可以合理地认为假说4得到部分支持。

(四) 总结与进一步的讨论

表4至表6都表明,从人均可支配收入、数字金融服务覆盖水平与支付便利性等机制看,数字金融发展水平对本地城镇居民消费均有显著的促进作用,同时,数字金融发展水平对邻近城市城镇居民消费却有显著的负向影响。不过,计量结果也显示,上述负向影响,主要是通过人均可支配收入与数字金融服务覆盖率这两个机制起作用,支付便利性这个机制并不显著。这可能是因为,从空间的角度,无论是人均可支配收入还是数字金融服务覆盖,都是促使消费集聚的重要动力,相比之下,支付便利性对于消费集聚的影响并不明显。

六、结论性评述

近年来,中国数字金融持续快速发展。本文在此背景下,聚焦数字金融影响城镇居民消费的机制,通过构建数字金融影响城镇居民消费的理论模型,提出数字金融影响城镇居民消费的理论机制,并根据北京大学数字普惠金融指数和170个地级及以上城市的面板数据,使用空间杜宾模型(SDM),发现数字金融发展有利于促进本地城镇居民消费,但却对邻近城市城镇居民消费产生抑制作用。本文还验证了城镇居民可支配收入、金融服务覆盖水平和支付便利性起到的机制作用。

本文的主要政策建议如下:第一,要加快以5G、人工智能、云计算等为代表的新型基础设施建设,为数字金融促进居民消费夯实基础;第二,积极发挥数字金融促进消费扩容提质的重要作用,并考虑到上述作用的空间外溢效应,着力建设辐射若干消费辐射带动能力强的区域消费中心和不同类型的消费中心城市;第三,鼓励互联网平台深度参与数字金融创新,进一步提高支付便利性,向用户提供更多更好的数字金融服务和产品,加强金融监管,降低居民数字金融服务成本。

参考文献:

- [1] 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.
- [2] 尹志超,彭嫦燕,里昂安吉拉.中国家庭普惠金融的发展及影响[J].管理世界,2019(2):74-87.
- [3] 王修华,赵亚雄.中国金融包容的增长效应与实现机制[J].数量经济技术经济研究,2019(1):42-59.
- [4] 黄益平,黄卓.中国的数字金融发展:现在与未来[J].经济学(季刊),2018(4):1489-1502.

表6 对支付指数的估计结果

| 变量 | 被解释变量:支付指数(<i>lnpay</i>) | | 被解释变量:消费(<i>lnc</i>) | |
|--------------|----------------------------|------------------------|------------------------|-----------------------|
| | 直接效应(1) | 间接效应(2) | 直接效应(3) | 间接效应(4) |
| <i>lnia</i> | 1.0864*** (14.37) | 15.0284* (1.80) | | |
| <i>lnpay</i> | | | 0.0750*** (4.89) | -0.0419 (-0.75) |
| <i>thi</i> | 0.4550*** (3.74) | -23.0969 (-0.41) | 0.1602** (2.05) | -0.4317 (-0.62) |
| <i>fin</i> | -0.0525 (-0.46) | -163.2915** (-2.25) | -1.0334*** (-16.49) | -6.0089*** (-7.09) |
| <i>dfd</i> | -0.0712*** (-3.23) | -8.1032 (-0.73) | 0.1484*** (11.58) | 0.7548*** (5.41) |

- [5] Deaton A, Muellbauer J. An almost ideal demand system[J]. The American Economic Review, 1980, 70(3): 312-326.
- [6] 李继尊. 关于互联网金融的思考[J]. 管理世界, 2015(7): 1-7.
- [7] Yue P, Korkmaz A, Yin Z, et al. The rise of digital finance: Financial inclusion or debt trap? [J]. Finance Research Letters, 2021, 30(2): 10-18.
- [8] 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.
- [9] 何宗樾, 宋旭光. 数字金融发展如何影响居民消费[J]. 财贸经济, 2020(8): 65-79.
- [10] 南永清, 宋明月, 肖浩然. 数字普惠金融与城镇居民消费潜力释放[J]. 当代经济研究, 2020(5): 102-112.
- [11] 张勋, 万广华, 张佳佳, 等. 数字经济、普惠金融与包容性增长[J]. 经济研究, 2019(8): 71-86.
- [12] 吴雨, 李成顺, 李晓, 等. 数字金融发展对传统私人借贷市场的影响及机制研究[J]. 管理世界, 2020(10): 53-64.
- [13] 张勋, 万广华, 吴海涛. 缩小数字鸿沟: 中国特色数字金融发展[J]. 中国社会科学, 2021(8): 35-51.
- [14] 马述忠, 胡增玺. 数字金融是否影响劳动力流动? ——基于中国流动人口的微观视角[J]. 经济学(季刊), 2022(1): 303-322.
- [15] 何宗樾, 张勋, 万广华. 数字金融、数字鸿沟与多维贫困[J]. 统计研究, 2020(10): 79-89.
- [16] 张栋浩, 尹志超. 金融普惠、风险应对与农村家庭贫困脆弱性[J]. 中国农村经济, 2018(4): 54-73.
- [17] Li J, Wu Y, Jing J. The impact of digital finance on household consumption: Evidence from China[J]. Economic Modelling, 2020, 86: 317-326.
- [18] 孙玉环, 张汀昱, 王雪妮, 等. 中国数字普惠金融发展的现状、问题及前景[J]. 数量经济技术经济研究, 2021(2): 43-59.
- [19] 陈斌开, 陆铭, 钟宁桦. 户籍制约下的居民消费[J]. 经济研究, 2010(S1): 62-71.
- [20] 李涛, 陈斌开. 家庭固定资产、财富效应与居民消费: 来自中国城镇家庭的经验证据[J]. 经济研究, 2014(3): 62-75.
- [21] 程名望, 张家平. 新时代背景下互联网发展与城乡居民消费差距[J]. 数量经济技术经济研究, 2019(7): 22-41.
- [22] Friedman M. A Theory of the Consumption Function[M]. Princeton: Princeton University Press, 1957.
- [23] 张勋, 杨桐, 汪晨, 等. 数字金融发展与居民消费增长: 理论与中国实践[J]. 管理世界, 2020(11): 48-63.
- [24] 郭峰, 王靖一, 王芳, 等. 测度中国数字普惠金融发展: 指数编制与空间特征[J]. 经济学(季刊), 2020(4): 1401-1418.
- [25] 韩峰, 李玉双. 产业集聚、公共服务供给与城市规模扩张[J]. 经济研究, 2019(11): 149-164.
- [26] 韩峰, 谢锐. 生产性服务业集聚降低碳排放了吗? ——对我国地级及以上城市面板数据的空间计量分析[J]. 数量经济技术经济研究, 2017(3): 40-58.

[责任编辑:黄燕]

Mechanisms of the Effect of Digital Finance on Urban Residents' Consumption from the Perspective of Spatial Spillover

XU Zhenyu^{1a,2}, XU Chao³, CHEN Yuzhou^{1b}

- (1. a. School of Statistics and Data Science, b. School of Economics, Nanjing Audit University, Nanjing 211815, China;
2. Jiangsu Provincial Institute of Government Statistics and Big Data, Nanjing 211815, China;
3. School of Economics, East China Normal University, Shanghai 200062, China)

Abstract: Through constructing a theoretical model of digital finance affecting urban residents' consumption, this paper proposes three mechanisms of the influence of digital finance on urban residents' consumption. Based on the Peking University Digital Financial Inclusion Index and panel data from 170 cities in China, a Spatial Durbin Model (SDM) under the nested matrix of geographic and economic distance is constructed to examine the above mechanisms. The findings are: (1) The high level of digital finance development exerts significant promoting effect on the consumption of urban residents in the sample city, yet brings also certain negative impacts in the neighboring cities. (2) The three major mechanisms of digital finance affecting urban residents' consumption (urban residents' income, financial service coverage, and payment convenience respectively) proposed by the theoretical model have all passed empirical tests, and the transmission process of the three mechanisms is accompanied by obvious spatial spillover effects. The research results offer important references for the digital finance advancement and empirical evidences for promoting residents' consumption.

Key Words: digital finance; inclusive finance; digital economy; residents' income; residents' consumption; financial service; payment convenience; spatial spillover effect