

# 数字普惠金融发展 对城乡收入差距的影响与实证研究

朱萧扬

(河南大学 经济学院, 河南 开封 475004)

**[摘 要]** 近年来,数字金融业依托于大数据分析以及人工智能的科学技术而不断发展壮大,同时普惠金融与数字科技的融合也推动者中国数字普惠金融蓬勃发展。但从改革开放至今,我国城乡收入巨大差距的现象始终存在。数字普惠金融蕴含着人类命运共同体金融理念,在解决城市金融服务需求的同时,也为广大农村落后地区带来了经济发展机会。通过以北京大学数字普惠金融指数为基础,选取我国 31 个省份 2011-2019 年的面板数据,利用泰尔指数作为城乡收入差距的衡量标准,通过建立回归模型进行实证分析,同时以城镇化率作为门槛变量,探究数字普惠金融发展对城市和农村收入的影响。从而为缩小城乡收入差距,实现共同富裕提供可行的方向和建议。

**[关键词]** 数字普惠金融;普惠金融;城乡收入差距;门槛效应

**[中图分类号]** F740

**[文献标识码]** A

**[文章编号]** 1009-6043(2022)06-0176-04

## 一、引言

普惠金融自 2005 年提出后,就一直在不断发展。它提升了金融服务技术管理水平,推动金融服务产品和业务的创新,进一步发展完善线上与线下相结合的普惠金融服务,提升金融机构服务下沉的经营能力和效率,进一步提升金融服务普惠性是金融领域的发展目标。改革开放带来国内经济快速发展和 GDP 占世界总量的上升,也使城乡二元经济结构造成的城乡收入差距扩大。同时受制于传统金融业中金融机构线下网点分布不均的影响,一些偏远地区,农村地区很大程度上无法享受全面金融服务,金融排斥由此产生。数字普惠金融的出现逐渐缓解了上述问题。数字普惠金融依据其数字化的特征优势让更多市场主体融入金融体系之中,同时也创造了个性化产业金融服务,解决农村地区农民的特殊金融服务需求。这也为缩小进城市高收入群体与农村中低收入者的收入差距奠定了基础。本文主要根据我国 31 省面板数据通过建立回归模型就数字普惠金融对减贫、以及如何影响城乡收入差距作具体分析,并基于研究结论提出意见与建议。

## 二、文献综述

张德贤(2018)<sup>[1]</sup>通过对省级面板数据回归分析,结果表明普惠金融对城乡收入差距有显著缩小效果,特别是对西部地区效果突出,同时指出东部地区因普惠金融发展水平较高,应更多从金融深度,金融服务质量上进行改革;梁双陆、刘培培(2018)<sup>[2]</sup>利用 31 省、市、自治区的面板数据通过面板门槛模型检验数字普惠金融是否有效缩小城乡收入差距,得出数字普惠金融对城乡收入差距具有收敛效应且存在区域性差异,提出教育门槛限制所造成

的“数字陷阱”问题;徐敏和张晓林(2014)<sup>[3]</sup>通过向量自回归分析两个变量之间存在的动态关系,是对以往只研究普惠金融与城乡收入差距的局部关系的创新,最终得出普惠金融发展并不能明显有效的缩小城乡差距;陈啸、陈鑫(2018)<sup>[4]</sup>运用空间计量模型实证分析检验普惠金融数字化过程中潜在的空间溢出效应,得出数字普惠金融不仅会对所在地区产生影响,而且这种影响会间接促进其他相邻地区的收入差距缩小的结论;宋晓玲(2017)<sup>[5]</sup>在理论上通过对普惠金融服务减贫效应等三大效应的分析,得出了可以缩小城乡收入差距的结论。在实证方面,综合城市化水平,对外开放程度等多角度利用平衡面板估计进一步检验该结论;胡振华、金旗(2021)<sup>[6]</sup>提出数字普惠金融与城乡收入差距两者之间不是在某种意义上存在倒“U”型经济曲线关系;通过空间计量模型得出两者的正向空间相关性,并进一步认为空间溢出效应取决于金融服务的使用深度;张贺、白钦先(2018)<sup>[7]</sup>以中国省级面板数据为依据,也得到了缩小城乡收入差距的结论;李牧辰、封思贤、谢星(2020)<sup>[8]</sup>基于金融排斥理论和金融功能观,对两者之间做出了异质性分析。

根据以上文献梳理,我们不难发现数字普惠金融本着“普”、“惠”的真实本义,克服了地理条件限制,扩大了服务对象,降低了服务成本。但数字普惠金融发展水平在不同地区存在着差异,落后地区由于金融服务设施和金融知识的匮乏在享受数字普惠金融所带来的福利上有所受限,数字普惠金融既不能单纯地扩大城乡的人均收入差异,也不能直接缩小城乡经济差距,所以本文在借鉴参考了既有研究成果的基础上,重点以城市化率作为门槛变量,进行门槛效应分析。根据不同的城市化水平下,分析数字普惠金融与城乡收入差距两者之间的关系。

### 三、理论分析

数字普惠金融凭借着数字化技术特征优势提升了金融服务的效率,扩大了服务群体。传统金融机构主要通过线下网点为顾客提供服务,但基于收益与成本的考量,传统金融机构服务范围无法覆盖到中国部分偏僻或落后的广大乡村地区,数字普惠金融服务带来的移动支付、无现金交易使得农村地区不再受制于地理范围的影响。同时,数字科技的进步也给广大互联网网民们丰富了管理闲置资金的新方法与技术手段,极大的提升了金融资源配置效益。广大农民用户摆脱了金融服务的地域性限制,农村低收入者的资金收入提高,城乡收入差距也在缩小。

数字普惠金融可以发挥金融衍生功能引导消费,互联网普及率增加和电子商务的开展使得低收入群体获得融资机会增加,当低收入群体通过融资扩大收入来源,收入的增加用于投资教育,发展自身,这也间接带来人力资本的提升,马太效应的减弱。同时通过消费带来经济增长。金融服务范围的扩大和门槛降低得到了广大长尾市场客户的认可,而长尾用户部分也是农村低收入群体,普惠金融的发展尤其是互联网中间业务量的增长为城市闲散资本引向农村金融市场提供了桥梁。在挖掘这片蓝海市场的同时也间接实现减贫效应,缩小了城乡收入差距。

### 四、模型构建和数据说明

#### (一) 计量模型的构建

$$Theil_{it} = \beta_0 + \beta_1 DIFI_{it} + \beta_2 X_{it} + \varepsilon_{it}$$

$Theil_{it}$  是泰尔指数,作为被解释变量,表示  $i$  省份第  $t$  年的城乡收入差距,  $DIFI_{it}$  是数字普惠金融指数,为核心解释变量,表示  $X_{it}$  为控制变量,包括  $i$  省份在第  $t$  年的城市化率,产业结构,教育水平,财政支出比例,对外开放关系,经济发展水平等。 $\varepsilon_{it}$  表示随机扰动项,  $\beta$  为各变量的回归系数,  $\beta_0$  为截距项。

#### (二) 变量选取

##### 1. 被解释变量 ( $Theil$ )

本文以城乡收入差距作为被解释变量,经查阅资料文献发现关于城乡收入差距的测量方法,主要大致有三种:城乡居民收入差距指数,即全国各省城镇居民可支配收入与农村居民人均纯收入之比;第二是基尼系数,第三是泰尔指数。由于前者没有考虑经济发展下城乡人口流动导致的城乡人口比例的变化,因此所得测算结果对研究结果的准确性有所影响。基尼系数侧重反映国家或者地区的收入分配平等程度,以最低收入到最高收入的累计人数为依据,城乡界限模糊。故本文选取泰尔指数作为城乡收入差距的衡量标准,泰尔指数越小,城乡收入差距越小,反之亦然。其计算公式如下:

$$Theil_{it} = \sum_{j=1}^2 \left( \frac{Y_{(ij,t)}}{Y_{(i,t)}} \right) \ln \left[ \left( \frac{Y_{(ij,t)}}{Y_{(i,t)}} \right) / \left( \frac{P_{(ij,t)}}{P_{(i,t)}} \right) \right]$$

##### 2. 核心解释变量 ( $DIFI$ )

数字普惠金融作为被解释变量,该指数是在 2016 年由北京大学数字金融研究中心和蚂蚁金服集团合作编制形成,是目前衡量各省的数字普惠金融发展水平的重要

依据,数字普惠金融指数以覆盖广度、使用深度、数字化程度三个维度来综合反映,同时也包括了生活消费、货币基金、社会信用、保险、企业融资、个人信贷等众多方面。本文采用 2011-2019 年 31 个省份的数字普惠金融指数来研究其对城乡收入差距的影响。

#### 3. 控制变量

为了能更加准确的反映数字普惠金融发展对城乡收入差距的影响,本文选取城市化率 (UR)、财政支出比例 (FER)、产业结构 (IS)、对外开放水平 (IER)、经济发展水平 (PGDP)、教育水平 (EDU) 作为控制变量。其中一些控制变量自身对城乡收入差距也有一定的影响。城市化率是各省城镇人口与农村人口的比值;本文采用第二和第三产业增加值占 GDP 的比重来表示产业结构;以各省财政支出占 GDP 的比重表示财政支出比例;以人均 GDP 反映国民经济发展水平;各省进出口总额占 GDP 的比重表示经济对外开放程度;各省平均受教育年限代表各省高等教育水平。

### 五、实证分析

#### (一) 描述性统计

表 1 为所有变量的描述性统计特征。其中,被解释变量  $Theil$  的平均值为 0.098, 标准差为 0.0444 最大值为 0.227, 最小值为 0.0195, 表明城乡收入差距还是存在的。核心解释变量  $DIFI$  的平均值为 202.3, 最大值为 410.3, 而最小值为 16.22, 最小值与平均值对比来看说明, 在一些普惠金融不发达地区, 其享受的数字金融服务与全国平均水平还存在着较大差距。人均受教育程度全国平均为 9.043 年, 最大的为 12.78 年, 最小的只有 4.222 年, 各地区教育水平差距巨大。城镇化率的平均值为 0.567, 但最大值与最小值差距也较大, 表明我国各地区间城镇化发展水平也不平衡。财政支出水平和对外开放水平的最大和最小值之间的差距较大, 体现了国家对各省财政支出政策有所不同, 间接反映了我国东中西部之间的经济发展水平差异。

表 1 变量的描述性统计

变量名	变量含义	均值	标准差	最小值	最大值
FIDI	数字普惠金融指数	202.3	91.65	16.22	410.3
Theil	城乡收入差距	0.0980	0.0444	0.0195	0.227
PGDP	人均 GDP	49,711	24,762	13,119	140,211
Edu	平均受教育水平	9.043	1.131	4.222	12.78
FER	财政支出比例	0.283	0.211	0.110	1.379
IER	对外开放水平	0.274	0.294	0.0128	1.464
IS	产业结构	0.534	0.0957	0.165	0.703
Breadth	数字普惠金融覆盖宽度	182.3	90.47	1.960	384.7
Depth	数字普惠使用深度	197.0	91.46	6.760	439.9
Level	数字普惠金融数字化成熟	278.4	117.7	7.580	462.2
UR	城镇化率	0.567	0.131	0.227	0.896

主要资料数据来源:《北京大学数字普惠金融指数 (2011-2019)》、《中国统计年鉴》等,由 stata15.0 统计得到。

#### (二) 面板回归分析

在回归模型中,我们根据是否存在个体效应来确定使用混合回归还是固定效应模型 (FE)。通过 F 检验,得到 F 检验的统计值为 26.39, P 值等于 0, 因此强烈拒绝原假设,肯定个体效应的存在,即认为固定效应模型 (FE) 明显

优于混合回归；回归模型中的个体效应仍可能以随机效应(RE)的形式存在,在 LM 检验中 P 值严格小于 0.05,应强烈拒绝原假设,在随机效应(RE)和混合回归之间选择随机效应；最后在判断使用随机效应模型还是固定效应模型中,我们利用豪斯曼检验得出最终结论。由于检验得出 P 值为 0.0000,故强烈拒绝原假设,应该使用固定效应模型。

表 2 回归结果中固定效应(1)显示核心解释变量 di-fi 的系数为 -0.000123,且在 1%水平上显著,反映了数字普惠金融的发展可以缩小城乡收入差距,符合经济意义,且影响显著；控制变量中对外开放水平和产业结构的系数为负值,二者分别在 10%和 5%水平上显著。表明经济对外开放程度越大的地区其城市与农村收入差距越小,同样产业结构也会对城乡收入差异造成一定影响,第三产业、制造业不发达的地区人均收入相对也较低,仅仅依靠农业发展促进收入增长是有限的；城镇化率的回归系数为负,且在 1%水平上显著。因此根据回归结果我们可以说明城镇化率越高的地区,其城市与农村的收入差距就越不突出,显然城乡发展一体化是缩小城乡差距的关键。其他控制变量如受教育年限等回归系数为正值,对缩小城乡收入差距的影响不明显。在此本文不再作过多分析。代表经济发展水平的 pgdp 的回归系数为正,经济发展与城乡收入差距的关系未得到验证。表中固定效应(2)是在剔除不显著且经济意义不合理的控制变量后所得结果,对比可知,与固定效应(1)结果总体一致。

表 2 回归结果(2011 年-2019 年)

变量	固定效应(1)	固定效应(2)	随机效应
di fi	-0.000123*** (-4.94)	-0.000115*** (-5.05)	-0.0000878* (-2.31)
iep	-0.0278* (-2.22)	-0.0387*** (-3.28)	-0.0345* (-2.37)
edu	0.00502 (1.40)		0.00282 (0.62)
pgdp	0.00000235 (1.74)		0.000000110 (0.60)
is	-0.0706** (-2.65)	-0.0692** (-2.58)	-0.0586* (-1.98)
ur	-0.321*** (-6.74)	-0.252*** (-6.65)	-0.369*** (-5.75)
c	0.293*** (8.90)	0.311*** (12.22)	0.334*** (6.38)

注:\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%和 10%水平下显著

### (三) 面板门槛回归

上述的面板回归分析验证了理论上对数字普惠金融与城乡收入差距两者关系的讨论,数字普惠金融的回归系数在 1%水平上显著为负,对缩小城乡收入差距由明显作用。同时,城镇化率也对城乡收入差距有显著影响,城镇化率与经济发展水平有关。在上一部分的实证分析中,由于经济发展水平的回归系数不显著,因此经济发展水平是否会缩小城乡收入差距尚没有定论。笔者认为经济发展水平是受多种因素影响的,各省受多种因素的影响和限制数字普惠金融服务的深度,服务类型也应有所差别,城镇化率在某种程度上反映了经济发展水平,我们目前只得到城镇化率与城乡收入差距的负相关关系,但地区间城镇化率的差异又会在多大程度上影响这种差

距尚不可知,本文大胆猜测两者之间存在非线性关系,故接下来本文采用 Hansen (1999) 提出的面板门槛回归模型,以城镇化率作为门槛变量对上述非线性关系进行检验。设立的面板门槛回归模型如下:

$$\text{单门槛模型: } Theil_{it} = \delta_0 + \delta_1 DIFI_{it} \cdot 1(Ubran_{it} \leq \gamma) + \delta_2 DIFI_{it} \cdot 1(Ubran_{it} > \gamma) + \lambda X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$\text{双门槛模型: } Theil_{it} = \delta_0 + \delta_1 DIFI_{it} \cdot 1(Ubran_{it} \leq \gamma_1) + \delta_2 DIFI_{it} \cdot 1(\gamma_1 < Ubran_{it} \leq \gamma_2) + \delta_3 DIFI_{it} \cdot 1(Ubran_{it} > \gamma_2) + \lambda X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

以上是假定存在一个门槛和两个门槛的模型设定,同样三个门槛值及多个门槛值存在的情况也可能存在。本文在门槛检验前暂且以以上两个模型作实证分析。根据门槛变量城镇化率是否大于门槛值  $\gamma_1, \gamma_2, \gamma_3$ , 以上模型被划分为多个区间,并且区间分别采用斜率  $\delta_1, \delta_2, \delta_3$  进行区别。 $X_{it}$  代表控制变量,包括对外开放水平,产业结构等

### 1. 门槛效应检验

通过 Hansen(1999)的“自助法”(bootstrap)的了解学习,本文运用 State15.0 统计软件,通过反复抽样 500 次从而得出检验统计量对应的 P 值,根据 P 值的大小分析是否存在门槛效应,检验结果见表 3。由表 3 可知,当模型存在两个门限值时, P 值明显大于 0.05,此时不能拒绝原假设,即双门槛估计值未通过显著性检验,双门槛模型不存在门槛效应。在存在单一门槛条件下, P 值为 0.000,表明单一门槛模型存在门槛效应。如表 4 所示,在单门槛模型中,得到门槛值估计结果为 0.7140。

表 3 门槛效应检验结果

数字普惠金融	门槛个数	F 值	P 值	Bootstrap 次数	10%临界值水平	5%临界值水平	1%临界值水平
	单一门槛	32.83	0.0000	500	27.3459	32.0760	46.7614
	双门槛	16.55	0.2360	500	25.0634	31.4847	56.2214

表 4 门槛值估计结果

数字普惠金融	门槛个数	门槛值	95%置信区间
	单一门槛	0.7140	[0.7066, 0.8050]
	双门槛	0.4057	[0.3882, 0.4168]
		0.7140	[0.7066, 0.8050]

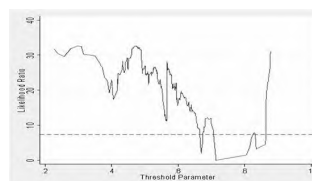


图 1 LR 图形

### 2. 面板门槛模型回归结果

表 5 门槛回归结果

变量	回归系数	标准差
DIFIo1(Ubran ≤ 0.7140)	-0.000140***	0.000
DIFIo1(Ubran > 0.7140)	-0.000269***	0.000
IEP	-0.0575***	0.014
IS	-0.0670**	0.033
PGDP	0.00000491**	0.000
FER	0.0930**	0.040
EDU	0.000342	0.005

注:\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%、10%水平下显著

表 5 门槛回归结果显示了在设定门槛值后,无论城镇

化率哪个门槛区间内,数字普惠金融的回归系数都是显著为负的,再一次验证了上述结论。接着我们可以看出,城镇化率在不同的区间范围下,回归系数大小是不同的。当城镇化率小于等于 0.7140 时,回归系数为 -0.000140,当城镇化率大于 0.7140 时,回归系数为 -0.000269。对比可得,城镇化率高的情况下,数字普惠金融缩小城乡收入差距的效果更明显。

## 六、结论与政策建议

数字技术与普惠金融结合形成的数字普惠金融使传统普惠金融摆脱了困境,因为数字普惠金融在覆盖广度、使用深度、数字化程度等多个方面使原本受到金融排斥的人群可以享受到多样化的金融服务,先进的技术手段克服了地理障碍。通过以上实证分析结果我们可以得到表明数字普惠金融的发展对缩小城乡收入差距有显著影响,但地区城镇化水平的不同会影响数字普惠金融缩小城乡收入差距的效果,也就是说数字普惠金融对城乡收入差距的影响具有门槛效应。基于以上结论,本文提出如下建议:

1. 要充分利用好数字技术手段,发挥好数字普惠金融的优势,给广大农村地区、边远地区带来优质的金融服务,进一步改善数字支付、小额保险、网络信贷的可触达性增强金融服务意识从根本上实现“普”、“惠”。

2. 要强化科技教育,改变农地地区教学不平衡现状,进而提高人力资本,综合考虑服务对象的教育水平、思想文化观念等因素,使不同的受众群体都可方便快捷的享受全面的金融服务。

3. 要稳步高效的落实乡村振兴战略,数字普惠金融对城乡收入差距的影响受到城镇化水平的限制,为更好发挥数字普惠金融的减贫效应,应不断地提升城镇化水平。一是要做好农村零门槛落户城市政策部署工作,让符合条件地的农村居民可以在城市中落户居住,以推动新型工农城乡关系的良好发展;二是要引导和激励农村科技人员回乡支持现代农业建设,从而带动更多的社会公共资源和金融资源流入传统农业区域,从而缩短城乡收入差距。

(上接第 55 页)

2. 减少消费者购后失调,加强售后客户关系管理。网络购物属于一种虚拟远程购物,存在信息不匹配、产品质量、性能不确定性等,消费者购后会出现期望不一致和购后失调等症状。企业应该实施长远战略规划、加强售后信息沟通,建立有效的客户关系管理机制来减少消费者因不必要的认知落差和期望不一致所导致的退货行为发生。

## 参考文献

- [1] 李建斌,李赟. 无理由退货政策下的在线定价及补偿优化策略[J]. 系统工程理论与实践, 2016, 36(11): 2811-2819.
- [2] 张跃先,马钦海,刘汝萍. 期望不一致、顾客情绪和顾

## 参考文献

- [1] 张德贤. 普惠金融发展对我国城乡收入差距的影响研究[D]. 首都经济贸易大学, 2018.
- [2] 梁双陆,刘培培. 数字普惠金融与城乡收入差距[J]. 首都经济贸易大学学报, 2019, 21(1): 33-41.
- [3] 徐敏,张小林. 普惠制金融对城乡居民收入差距的影响[J]. 金融论坛, 2014, 19(9): 9-15.
- [4] 陈啸,陈鑫. 普惠金融数字化对缩小城乡收入差距的空间溢出效应[J]. 商业研究, 2018(8): 167-176.
- [5] 宋晓玲. 数字普惠金融缩小城乡收入差距的实证检验[J]. 财经科学, 2017(6): 14-25.
- [6] 胡振华,金旗. 数字普惠金融发展与城乡收入差距: 扩大还是缩小?——基于空间计量模型的实证检验[J]. 数学的实践与认识, 2021, 51(16): 67-76.
- [7] 张贺,白钦先. 数字普惠金融减小了城乡收入差距吗?——基于中国省级数据的面板门槛回归分析[J]. 经济问题探索, 2018(10): 122-129.
- [8] 李牧辰,封思贤,谢星. 数字普惠金融对城乡收入差距的异质性影响研究[J]. 南京农业大学学报(社会科学版), 2020, 20(3): 132-145.
- [9] 庄志浩. 数字普惠金融发展对我国城乡收入差距影响的实证研究[J]. 华北金融, 2021(10): 26-37.
- [10] 易扬,王磊. 基于动态空间杜宾模型的数字普惠金融与城乡收入差距研究[J]. 浙江金融, 2020(8): 27-40.
- [11] 王修华,赵亚雄. 数字金融发展是否存在马太效应?——贫困户与非贫困户的经验比较[J]. 金融研究, 2020(7): 114-133.
- [12] 周文兰. 数字普惠金融发展对城乡收入差距的影响研究[J]. 全国流通经济, 2021(10): 152-156.
- [13] 北京大学数字金融研究中心课题组. 数字普惠金融指数(2011-2018 年)[R]. 北京: 北京大学数字金融研究中心, 2019.
- [14] 孙继国,赵俊美. 普惠金融是否缩小了城乡收入差距?——基于传统和数字的比较分析[J]. 福建论坛(人文社会科学版), 2019(10): 179-189.

[责任编辑:潘洪志]

客满意的关系研究述评[J]. 管理评论, 2010(4): 56-63.

[3] Pei Z, Paswan A. CONSUMERS' LEGITIMATE AND OPPORTUNISTIC PRODUCT RETURN BEHAVIORS IN ONLINE SHOPPING [J]. Journal of Electronic Commerce Research, 2018, 19(4): 301-319.

[4] 李明芳. 情境规范对认知失调与网购退货意愿关系的作用机理探析[J]. 软科学, 2017(12): 112-117.

[5] Xu X, Jackson J. E. Investigating the Influential Factors of Return Channel Loyalty in Omni-Channel Retailing[J]. International Journal of Production Economics, 2019.

[责任编辑:史朴]