

数字金融能够降低城市发展差距吗^{*}

王修华 杨彦宁

摘要:数字金融借助数字技术重塑金融体系,为降低城市发展差距提供了可能。本文从经济、社会、环境三个维度,构建包括23个基础指标的城市发展差距综合指标体系,并利用TOPSIS熵权法和285个地级市的面板数据进行测算,进而实证研究数字金融发展对城市发展差距的影响及作用机制。研究表明:(1)数字金融有助于降低城市发展差距,且对落后城市降低发展差距的作用更明显;(2)融资环境改善是数字金融降低城市发展差距的中介渠道,居民创业、企业创新和产业结构具有显著的调节效应,能够增强数字金融的影响效应;(3)数字金融对城市发展差距有显著的非线性影响,当数字金融发展到一定水平后,其作用也随之增大。本文为研究数字金融与区域发展差距问题提供了新的视角,为优化数字金融发展、深入实施区域协调发展战略提供了经验证据和政策启示。

关键词:数字金融 城市发展差距 融资环境 区域协调发展

一、引言

当前我国城乡区域发展差距仍然较大,区域协调发展是构建新发展格局、推动高质量发展的重要抓手之一。其中,城市是各类要素资源和经济社会活动最集中的地方。一方面,城市通过人流、物流、能量流和信息流与外部区域发生深度交互,持续向外部区域扩散经济活动,在“离心力”的作用下影响区域发展水平;另一方面,外部区域向城市提供劳动力、资本、市场和服务,让经济活动向城市集聚,形成“向心力”反哺区域发展。可以说,城市“借区域而立”,而区域“依城市而兴”,从城市的角度研究区域发展差距具有重要意义。

金融作为现代经济资源配置的核心,已被证明是促进经济增长的重要途径之一。落后地区可以通过金融体系有效的资源配置来降低发展差距,进而摆脱发展“陷阱”。然而,由于市场分割、信息壁垒等因素,金融资源集中配置于少数发达地区,难以实现金融资源的跨时空配置(黄益平、葛婷婷,2019),可能导致地区经济发展差距的扩大。数字金融的发展为金融资源的跨时空配置提供了可能,其所蕴含的内在属性使之逐渐成为推动普惠金融发展的重要载体,有可能在缩小区域发展差距上发挥重要作用。数字金融借助移动互联网、区块链、大数据等数字技术,具有突破时空约束、降低交易成本、提高交易效率等特点,极大提升了金融的覆盖面和可得性,有助于打破金融资源流动藩篱,在缓解城市发展差距问题上拥有比较优势。但是,数字金融也可能衍生出数字不平等问题,不同地区或群体因“数字普及”和“数字能力”的不同出现新的发展差距,产生了“数字鸿沟”问题(王修华、赵亚雄,2020)。若缺乏政府干预,数字金融的发展可能会扩大数字鸿沟,从而加剧社会贫富分化、扩大区域发展差距(张勋等,2021)。在正反两种效应之下,数字金融的发展能否降低城市间的发展差距?

已有研究虽然开始探讨数字金融对区域经济发展差距的影响(Lv et al,2022),但较少有文献基于更为微观的城市差异发展角度展开研究,且所关注的区域发展差异主要考虑经济维度,缺乏全面

^{*} 王修华、杨彦宁,湖南大学金融与统计学院,邮政编码:410079,电子邮箱:yyn13578@sina.cn。基金项目:国家社会科学基金重大项目“接续推进脱贫地区乡村振兴的金融支持研究”(21&ZD115)。感谢匿名审稿专家的宝贵意见,文责自负。

客观的区域发展差距或城市发展差距评价体系。基于此,本文利用2011—2019年间《中国城市统计年鉴》编制了城市发展差距指数并进行测算,然后借助北京大学数字普惠金融指数,重点研究数字金融对城市发展差距的影响及其作用机制,并对数字金融降低城市发展差距的门槛效应展开考察。本文的边际贡献包括三个方面:第一,综合考虑经济发展、社会发展和环境发展维度,基于TOPSIS熵权法构建城市发展差距指数并进行测度,为下文的实证研究提供数据基础。第二,以数字金融为切入点,探讨其对城市发展差距的影响方式,并验证了融资环境对二者关系的中介效应,以及居民创业、企业创新和产业结构所产生的调节效应,从而有助于厘清数字金融对城市发展差距的内在影响机制。第三,检验数字金融对城市发展差距的非线性影响效应,以及数字金融在不同阈值水平下的总体影响效应、中介效应和调节效应,从而更深入地揭示数字金融对城市发展差距的影响机制。

二、理论分析

结合既往文献,本文对数字金融与城市发展差距的关系进行理论分析,并从中介效应和调节效应两方面分析数字金融的内在影响机理。

(一)数字金融与城市发展差距

数字金融有可能降低城市发展差距。第一,数字金融发展有助于提升落后城市的金融可得性。数字金融的“3A”(任何时间 anywhere、任何地点 anytime、任何方式 anyhow)属性,有能力以信息更加对称、成本更为低廉、交易更具效率、服务更为公平的方式向各区域配置金融资源,从而实现金融资源在城市间的均衡布局。第二,数字金融发展有助于提升落后城市的金融稳定性。一方面,数字金融亲民的服务方式使得金融服务不断下沉,进而提升落后城市对金融创新的适应性,培养社会金融素养和风险管理意识。另一方面,数字金融深化促进数据要素积累,数据驱动更为精细化的风险管理手段和价格发现功能的形成,有利于提升落后城市金融体系的稳定性。第三,数字金融发展有助于促进中国普惠金融发展。即使数字化转型初期的投入成本较高,但互联网的“网络效应”使得边际成本和搜寻成本趋近于零,而各部门参与者从中获取的收益也能实现级数增长(赵涛等,2020),这为解决普惠金融的规模不经济现象提供了可能。尽管如此,数字金融对城市发展差距的影响并不是完全积极的,数字金融的发展可能会扩大“数字鸿沟”。数字鸿沟普遍存在于发达地区与不发达地区,城市间也因信息基础设施和科技创新能力的差异而存在数字鸿沟。数字金融发展水平的差异可能使得经济更为发达的城市获取更多数字红利(张勋等,2021),加剧城市间的“虹吸效应”,进而扩大城市间发展差距。

(二)数字金融影响的中介效应分析

数字金融能够改善市场主体的融资环境,而融资环境对城市发展差距有可能产生重要影响,因此,融资环境是数字金融影响城市发展差距的重要中介变量。第一,数字金融发展会降低信息不对称程度(Lin et al,2022),且数字金融发展可优化金融基础设施,为金融机构提供更好的信用环境,从而缓解融资约束程度,促使金融通过“以量补价”的方式弥补利润损失,同时降低贷款门槛来吸引客户,有助于拓宽金融服务供给的规模和覆盖面。第二,数字金融发展加剧了金融机构竞争,互联网理财、网络贷款等数字金融服务对商业银行传统业务有一定的替代效应(封思贤、郭仁静,2019),通过价格竞争蚕食传统金融机构的客户群体,推动了利率市场化进程,并抬高了金融机构的获客成本(Stulz,2019)。此外,数字金融的“脱媒”服务方式,使得客户能够脱离银行物理网点和银行正常营业时间参与金融交易,而大数据、云计算等信息技术对数字金融的赋能,能够更精确地对客户的行为、需求和风险偏好进行画像,实现金融服务的个性化,从而动摇银行的客户基础(Gomber et al,2018)。第三,数字金融的迅速发展倒逼银行等传统金融机构进行数字化转型,在数字金融的冲击下,银行将会自发地加大对基础设施的投入,积极开展技术创新活动,或通过与企业合作实现技术水平的提升。例如,2015年以来中国工商银行以ECOS工程建设为契机,建设了分布式开放生态银行系统,这对社会融资环境的改善具有促进作用。但是必须指出的是,数字金融的发展也可能给融资环境带来负面冲击效应。数字金融依托于互联网或移动互联网而发展,具有较强的网络外部性,容易形成“赢者通吃”现象。在数字金融出现垄断平台后,

平台企业可能利用其垄断地位抬高利率,这就使得金融科技贷款的利率比传统银行贷款利率高,同时也使得“对消费者保护的监管构成了长期挑战”(He et al,2020;Maggio et al,2022;王义中等,2022),这使得数字金融发展也可能会在一定程度上恶化社会融资环境。

尽管金融对不平等的影响是一个“非常宏大但长期以来被学术界所忽视”的问题(张晓晶,2021),但相关文献对融资环境与地区经济发展差距之间的关系也展开了一定的研究。融资环境的改善意味着金融包容性的提升,这能够帮助欠发达地区的市场主体解决“信贷歧视”问题,获得更多金融服务。对于欠发达城市而言,融资环境的改善可以使其市场主体获得发展所需资金,从而提升城市发展速度和质量,降低其与发达城市的差距(Kebede et al,2022)。除了经济增长效应之外,融资环境改善还可能带来社会和生态效应,数字金融本身具有绿色属性,可以降低实物资源消耗和办公“皮鞋成本”。同时,数字金融所推动的融资环境改善可优化信贷资源配置,实现区域绿色发展(Wang et al,2022;房宏琳、杨思莹,2021)。然而,数字金融对融资环境的影响并非完全“向善”,对于金融深度已经较高的发达城市,融资可得性的提高、信贷扩张可能会提高其金融化程度,增大经济运行的潜在风险,并出现“普而不惠”和“掠夺性贷款”(张晓晶,2021),进而影响经济体经济发展的速度和质量。

(三)数字金融影响的调节效应分析

在数字金融影响城市发展差距的过程中,居民创业、企业创新及产业结构可能会产生调节效应,其对数字金融与城市发展差距间的关系起到增强或削弱的效果。

1. 居民创业的调节效应分析。居民创业不仅能够增加个人收入、扩大城市消费需求,而且能够创造就业机会,促进城市整体生产力的提高,从而推动城市经济的长期增长。金融是创业环境一个重要的组成部分,直接影响着居民创业活动的开展程度(谢绚丽等,2018)。在居民创业水平较高的条件下,数字金融由于能够为居民创业提供更强有力的内源性资金支持(张勋等,2021)、降低居民创业经济成本和时间成本、提供创业信息交互和业务合作的机会(何婧、李庆海,2019)以及减少风险(Beck et al,2018),因而能够提高创业成功率。特别是,数字金融为欠发达地区的创业提供更好的金融服务,可以促进城市实现均衡发展,降低城市发展差距。

2. 企业创新水平的调节效应分析。在数字金融降低城市发展差距的前提下,随着企业创新水平的提高,城市内企业可进一步有效利用数字金融对企业创新的支持作用,如数字金融拓宽企业创新资金来源和提高资金来源的稳定性(谢雪燕、朱晓阳,2021)、促进城市内企业转型升级(Cohen & Levinthal,1989)、加快知识的溢出与转移和改善城市要素投入产出效率(Tsai,2001)、改善企业绩效、提升创新投入意愿(Wu & Huang,2022),从而促进城市发展,缩小其与发达城市之间的差距。数字金融通过现代数字技术,如大数据、区块链、人工智能等降低信息不对称,提高信息处理效率,能够更为准确地识别出具有较高创新性和成长性的中小型企业,从而促进整体创新能力(Pal et al,2021),进而提升城市发展质量。

3. 产业结构的调节效应分析。一是数字金融的普惠属性有助于提升产业部门在困难时期的信贷可得性,以及降低小微企业进入战略性新兴产业的准入壁垒,对缓解产业结构变迁所带来的经济摩擦具有积极作用。二是数字金融通过网络平台提高交易效率,推动供给侧与需求侧结构优化,实现各类资源跨时空优化配置,在促进产业结构优化的同时促进城市发展(徐伟呈、范爱军,2022)。因此,产业结构优化可以通过传统产业更新、新兴产业发展、技术手段革新和就业结构改善等方式促进城市发展。数字金融可发挥在资金支持、风险识别、资源配置等方面的优势,提升产业结构升级对降低城市发展差距的影响。在此条件下,产业结构更加高级、合理的城市可能会因数字金融发展而获得更大的受益,所以数字金融降低城市发展差距还在一定程度上取决于各城市产业结构的合理程度。

三、研究设计

(一)数据来源

为探索数字金融对城市发展差距的影响,本文以2011—2019年间中国285个地级市作为研究

对象进行实证检验。样本时间选择原因在于:2011年是北京大学数字普惠金融指数的最早年份,而2020年新冠疫情暴发,对我国的经济社会产生了重大影响,可能对研究结果产生扰动。而且,2020年《中国城市统计年鉴》所披露的指标与历年指标并不一致,使得本文研究所需变量不能完全匹配,因此本文最终设置的样本期为2011—2019年。主要指标数据来源如下:数字金融数据来源于北京大学数字普惠金融指数,城市数据来源于《中国城市统计年鉴》《国民经济和社会发展统计公报》、各地级市统计年鉴和中国经济社会大数据研究平台,居民创业数据来源于爱企查,企业创新数据来源于中国研究数据服务平台(CNRDS),融资环境数据来源于中国银行保险监督管理委员会金融许可证信息。

(二)变量设定

1. 被解释变量。城市发展差距(UUDI)。通过构建综合评价指标体系测度发展水平,能够改善单一指标法的片面性缺陷(魏敏、李书昊,2018)。徐勇和樊杰(2014)认为,狭义的发展差距仅指经济发展差距,而广义的发展差距还应考虑社会发展和人居环境质量两个维度。基于此,他们围绕经济、社会和环境三个大类构建了区域发展差距指标体系。本文借鉴既往研究(徐勇、樊杰,2014;陈诗一、陈登科,2018;王青、金春,2018),从经济、社会、环境三个领域建立城市发展差距指标体系,具体指标的描述性统计如表1所示。

表1 城市发展差距指数指标选取

	变量	方向	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
经济	人均地区生产总值(元)	(+)	52101.2400	34117.4000	6457.0000	42244.0000	467749.0000
	地区生产总值增长率(%)	(+)	8.6634	3.7511	-19.3800	8.3400	23.9600
	人均地方财政收入(元/人)	(+)	4958.7220	6599.9040	327.2470	2899.6200	81467.3000
	城镇居民人均可支配收入(元)	(+)	28398.8300	8969.3760	11681.0000	26883.0000	73849.0000
	农村居民人均纯收入(元)	(+)	12531.6500	5246.6410	2621.0000	11678.0000	43113.0000
	人均地方财政支出(元/人)	(+)	9320.0870	7453.4340	1851.4200	7581.8300	109378.0000
	人均固定资产投资(元/人)	(+)	39967.1700	27338.5200	958.5730	32708.4000	219393.0000
	外资依存度(美元/元)	(+)	0.0026	0.0027	0.0000	0.0019	0.0311
社会	人口密度(万人/平方公里)	(+)	0.0437	0.0345	0.0005	0.0358	0.2759
	万人拥有医院、卫生院(个/万人)	(+)	0.4943	0.6995	0.0493	0.3836	11.4770
	万人拥有床位(张/万人)	(+)	45.5657	17.2005	13.5126	42.5243	137.6590
	教育支出占财政支出比重(%)	(+)	0.1781	0.0400	0.0104	0.1769	0.3562
	养老保险覆盖率(%)	(+)	0.2348	0.2892	0.0029	0.1545	3.3955
	医疗保险覆盖率(%)	(+)	0.2708	0.3308	0.0157	0.1718	4.5192
	万人居住用地(平方公里/万人)	(+)	0.1142	0.1391	0.0027	0.0733	3.2604
	万人公共汽车数(辆/万人)	(+)	3.5756	6.4884	0.1018	1.9293	110.5190
环境	万人出租汽车数(辆/万人)	(+)	7.8670	9.2040	0.0993	4.0102	59.1577
	绿化覆盖率(%)	(+)	39.5589	7.1250	0.3600	40.5300	95.2500
	万人绿地面积(公顷/万人)	(+)	19.4969	32.8479	0.0913	9.9496	424.3370
	生活垃圾无害化处理率(%)	(+)	92.6944	15.4219	5.4900	99.5500	362.0000
	污水集中处理率(%)	(+)	86.5772	13.0343	18.3000	90.4400	121.9000
	万人工业废水排放(万吨/万人)	(-)	15.5469	18.0224	0.1207	10.0764	184.8680
万人二氧化硫排放(吨/万人)	(-)	129.5546	233.2589	0.0083	63.9269	2925.7800	

注:(+)和(-)分别表示正向指标和逆向指标。基础指标测算公式:人均地方财政收入(地方财政一般预算内收入/总人口);人均地方财政支出(地方财政一般预算内支出/总人口);人均固定资产投资(全社会固定资产投资总额/总人口);外资依存度(外商直接投资当年实际使用外资金额/GDP);人口密度(总人口/行政区域面积);万人拥有医院、卫生院(医院、卫生院数/(总人口/10000));万人拥有床位(床位数/(总人口/10000));教育支出占财政支出比重(教育支出/地方财政一般预算内支出);养老保险覆盖率(养老保险参保人数/总人口);医疗保险覆盖率(医疗保险参保人数/总人口);万人居住用地(居住用地面积/(总人口/10000));万人公共汽车数(公共汽车营运车辆数/(总人口/10000));万人出租汽车数(出租汽车营运车辆数/(总人口/10000));万人绿地面积(绿地面积/(总人口/10000));万人工业废水排放(工业废水排放量/(总人口/10000));万人工业二氧化硫排放(工业二氧化硫排放量/(总人口/10000));其余指标为直接数据。

在测度方法上,本文使用 TOPSIS 熵权法来测度城市发展差距。TOPSIS 的全称是“逼近于理想值的排序方法”,其适用于对多项指标、多个观测值进行比较排序,通过从中计算各年度最优城市与其余城市的相对接近程度,既能够反映出其余城市与最优城市之间的差距,又能够对各城市的发展水平进行排序以观测到发展差距。根据定义,UUDI 的数值区间为 0 至 1,越接近于 0 则发展差距越小,越接近于 1 则发展差距越大。具体测算过程如下所述:

首先,对原始数据做无量纲化处理,以确保各项指标的量纲统一,以及表 1 中的正向指标和逆向指标的同趋势化,得到标准化矩阵 X_{ij} 。其中, i 代表城市($i=1, \dots, n$), j 代表指标($i=1, \dots, m$):

$$\text{正向指标: } X_{ij} = [x_{ij} - \min(x_{ij})] / [\max(x_{ij}) - \min(x_{ij})] \quad (1)$$

$$\text{逆向指标: } X_{ij} = [\max(x_{ij}) - x_{ij}] / [\max(x_{ij}) - \min(x_{ij})] \quad (2)$$

其次,利用熵权法确定权重,可通过计算第 j 项指标的信息熵 E_j 以及相应权重 W_j 得到:

$$E_j = -\frac{1}{\ln n} \sum_{i=1}^n [(x_{ij} / \sum_{i=1}^n x_{ij}) \ln [(x_{ij} / \sum_{i=1}^n x_{ij})]] \quad (3)$$

$$W_j = (1 - E_j) / \sum_{j=1}^m (1 - E_j) \quad (4)$$

再次,对标准化矩阵 X_{ij} 利用 W_j 进行加权,得到加权标准化矩阵 C_{ij} ,并根据该矩阵确定第 j 项指标的最优点 c_j^+ 和最劣点 c_j^- :

$$c_j^+ = (\max c_{i1}, \max c_{i2}, \dots, \max c_{im}) \quad (5)$$

$$c_j^- = (\min c_{i1}, \min c_{i2}, \dots, \min c_{im}) \quad (6)$$

最后,计算各城市指标到最优点 c_j^+ 的欧氏距离 $s_i^+ = \sqrt{\sum_{j=1}^m (c_j^+ - c_{ij})^2}$ 和到最劣点 c_j^- 的欧氏距离 $s_i^- = \sqrt{\sum_{j=1}^m (c_j^- - c_{ij})^2}$,并进一步计算可得到本文的被解释变量 $UUDI_i = s_i^+ / (s_i^+ + s_i^-)$ 。

通过重复上述步骤逐年计算,最终可得到 2011—2019 年间的城市发展差距。此外,为进行稳健性检验,本文还利用主成分分析法对数据进行了降维,并通过 TOPSIS 熵权法计算得到发展差距指数(UUDI_PCA)。

2. 核心解释变量。数字金融(DFI)。数字金融作为一种新兴金融服务模式,尚缺乏官方公开的统计数据信息。因此,本文借助北京大学数字金融中心和蚂蚁金服集团共同编制的“数字普惠金融指数”,用以衡量各地级市的数字金融发展水平(郭峰等,2020),该指数的时间跨度为 2011—2020 年。本文选取数字金融总指数用于实证研究,并将各指数均除以 100。

3. 中介变量。融资环境(Fin)。借鉴姜付秀等(2019),基于各城市的银行分支机构数量,计算前五大银行分支机构占比以衡量银行竞争,从而反映各城市的融资环境。该指标越大,意味着城市的银行业集中度越高,竞争水平越低,融资环境越差。

4. 调节变量。一是居民创业(Ent),参考莫怡青和李力行(2022),使用个体工商户注册企业数的自然对数来度量,该指标越大,意味着城市的居民创业水平越高。二是企业创新(Inn)。参考李春涛等(2020),采用专利申请数作为衡量企业创新的代理变量,该指标越大,意味着城市的企业创新水平越高。三是产业结构(Str)。参考现有研究成果,利用泰尔熵计算城市产业结构合理化指数,并计算指数的倒数对数值,指数越大则城市产业结构越优化。

5. 工具变量。参考黄群慧等(2019)以及柏培文和喻理(2021)做法,使用 1984 年每百万人邮局数乘以全国层面数字金融指数均值的基期增长率(基期为 2011 年)作为本文的工具变量。

6. 控制变量。为尽可能降低遗漏变量问题所带来的偏误,本文控制了城市层面的多个变量,包括:固定资产投资结构偏向(Inv,房地产投资总额/固定资产投资总额)、外贸依存度(Tra,进出口贸易总额/GDP)、人才供给(Tsu,普通本专科在校学生数/总人口)、金融发展(Fde,金融机构贷款余额/GDP)、城乡收入分配结构(Gap,农村可支配收入/城市可支配收入)、财政收支压力(Def,(财政

支出一财政收入)/财政收入)、高铁(*Train*,城市开通高铁取1,否则取0)、地区经济水平(*GDP*,地区生产总值的自然对数)。而且,本文还对居民创业(*Ent*)、企业创新(*Inn*)和产业结构(*Str*)进行了控制,描述性统计如表2所示。

表2 主要变量描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
<i>UUDI</i>	2565	0.7982	0.1509	0.0030	0.8480	0.9860
<i>UUDI_PCA</i>	2565	0.8303	0.1105	0.0000	0.8589	1.0000
<i>DFI</i>	2565	1.6533	0.6546	0.1702	1.7178	3.2165
<i>Fin</i>	2565	0.8590	0.0880	0.4714	0.8770	1.0000
<i>Ent</i>	2565	10.0652	0.8156	7.7562	10.0502	13.6214
<i>Inn</i>	2565	7.6520	1.5997	2.9957	7.5104	12.3879
<i>Str</i>	2565	-0.8676	0.4331	-1.7511	-0.9738	3.7208
<i>IV</i>	2280	4.4351	2.9108	0.1327	4.2060	11.3800
<i>Inv</i>	2565	0.1621	0.1115	0.0033	0.1318	0.9196
<i>Tra</i>	2565	0.1758	0.2886	0.0000	0.0739	2.4913
<i>Tsu</i>	2565	0.0294	0.0286	0.0016	0.0193	0.1598
<i>Fde</i>	2565	0.9745	0.5705	0.1163	0.8110	7.4502
<i>Gap</i>	2565	0.4345	0.0852	0.2162	0.4318	0.7752
<i>Def</i>	2565	1.8653	1.7901	-0.3512	1.3441	13.5218
<i>Train</i>	2565	0.5310	0.4991	0.0000	1.0000	1.0000
<i>GDP</i>	2565	16.5702	0.9226	14.0779	16.4546	19.7557

(三) 基准回归模型设定

为研究数字金融对城市发展差距产生的影响,本文设定如下基准回归模型:

$$UUDI_{it} = \alpha + \beta_1 DFI_{it} + \sum_k \beta_k control_{kit} + \lambda_i + \gamma_t + \epsilon_{it} \quad (7)$$

其中,*UUDI*为被解释变量,代表城市发展差距;*DFI*为核心解释变量,代表数字金融变量组;*control*为前述控制变量; ϵ_{it} 为随机扰动项。在基准回归模型中,本文还进行了如下处理:第一,通过控制个体(λ_i)和时间(γ_t)不可观测的变化对回归结果产生的影响;第二,考虑城市层面的聚类标准误用以解决异方差问题。

四、实证结果与分析

(一) 数字金融发展水平与城市发展差距的特征事实分析

首先,根据《中国城市统计年鉴》的统计数据,本文运用TOPSIS熵权法对二级指标进行综合,得到城市发展差距的综合测度结果,测度结果的频率直方图如图1所示。图1结果所示,城市发展差距大多分布在 $[0.8, 1]$ 区间,这反映出在样本期,城市发展有较大的差距。发展落后的城市大多分布在中西部或东北地区,而发展较好的城市经济总量较大,具有较显著的科技创新优势、区位优势或资源禀赋优势,如深圳、鄂尔多斯、珠海、克拉玛依、舟山、上海、无锡、北京等城市的*UUDI*指数较低。^①在这些城市中,北京、上海、深圳等具有较明显的综合优势,而鄂尔多斯、克拉玛依等城市也能通过煤炭、石油等重要资源获得发展,形成独特的竞争优势,因此发展也较好。

^①囿于篇幅,在此没有披露详细数据,感兴趣的读者可向作者索取。

其次,本文对数字金融发展程度进行测度,在此基础上对数字金融指数以及控制变量等进行描述性统计。从表2可以发现,各城市数字金融发展水平有较大的差异,最大值与最小值之间的差异较大,如数字金融指数最小值为0.1702,而最大值达到了3.2165。为了更好地判断城市发展差距与数字金融之间的关系,本文对不同城市的年度平均值进行了统计,数字金融发展和城市发展差距(UUDI)的时序变化如图2所示。

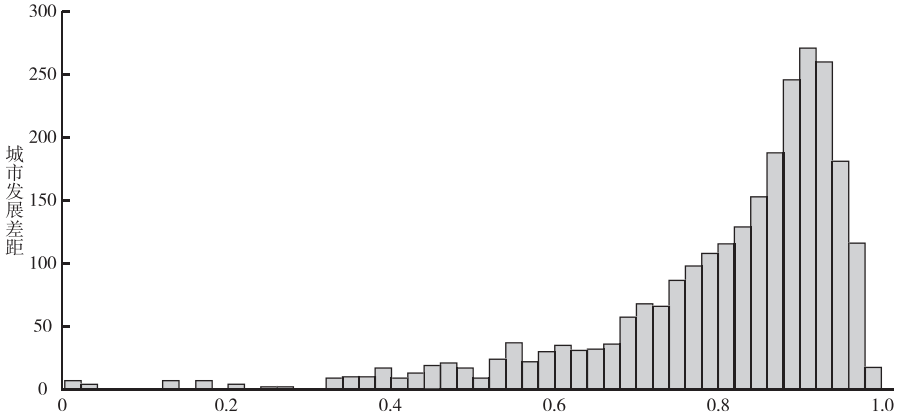


图1 城市发展差距频率直方图

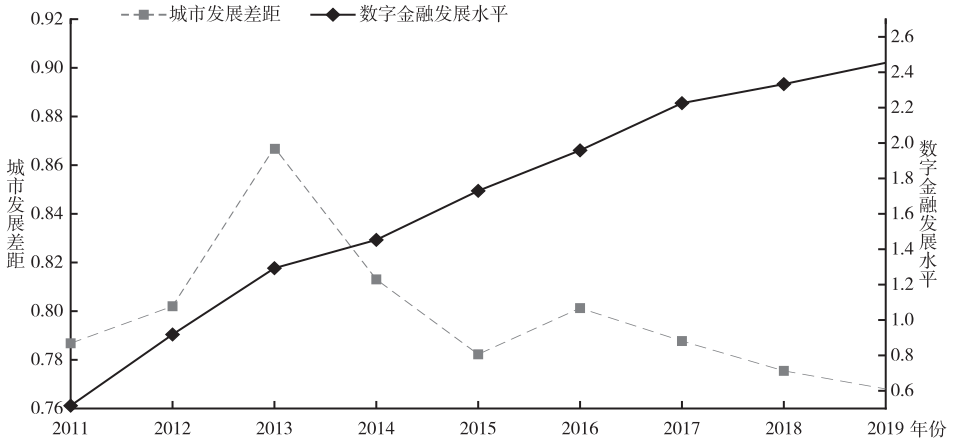


图2 数字金融发展和城市发展差距的时序变化特征

图2结果显示,在样本期,数字金融呈现出快速增长趋势,这和近年来我国不断加大科技创新力度以及云计算、大数据、移动互联网、物联网、智能技术等新兴技术不断涌现密切相关。此外,随着时间推移,城市发展差距也呈下降趋势。根据数字金融发展和城市发展差距的时序变化特征,可初步判断二者存在较为密切的联系。且值得注意的是,伴随中国数字金融的持续发展,城市发展差距由2013年前的上升转变为2013年后的下降,这反映出数字金融对城市发展差距的影响可能存在门槛效应。

(二) 基准回归及结果分析

为考察数字金融发展对城市发展差距的影响,本文进行了全样本检验,并基于UUDI中位数进行分组检验,结果如表3所示。其中,第2列为全样本回归结果,第3列为发展较好城市的回归结果(子样本I),第4列为发展较差城市的回归结果(子样本II),所有模型均控制了地区和年度固定效应。结果显示,在全样本、发展水平较好城市样本、发展水平较差城市样本中,数字金融发展的回归系数均显著为负,这表明数字金融发展有助于降低城市发展差距。组间差异结果显示,子样本I中数字金融发展的回归系数绝对值小于子样本II中数字金融发展的回归系数绝对值,其差异在1%的

水平上显著,这表明,数字金融发展降低城市发展差距的作用在发展较差城市组中更为明显,进一步验证了数字金融发展将有助于降低城市发展差距。

表3 数字金融对城市发展差距的影响:基准回归

变量	全样本	子样本 I	子样本 II
<i>DFI</i>	-0.1260*** (0.0212)	-0.0241** (0.0098)	-0.1169*** (0.0369)
<i>Inv</i>	0.1022*** (0.0277)	0.0439*** (0.0161)	0.1459*** (0.0544)
<i>Tra</i>	0.0597*** (0.0197)	-0.0025 (0.0100)	0.0385** (0.0156)
<i>Tsu</i>	-0.4081 (0.3864)	-0.0199 (0.2357)	-0.4353 (0.4427)
<i>Fde</i>	0.0002 (0.0034)	0.0004 (0.0015)	-0.0129 (0.0123)
<i>Gap</i>	-0.0651 (0.0511)	-0.0472* (0.0244)	-0.1533** (0.0652)
<i>Def</i>	0.0013 (0.0016)	-0.0001 (0.0007)	-0.0043 (0.0051)
<i>Train</i>	0.0053 (0.0037)	-0.0026 (0.0018)	0.0080 (0.0062)
<i>GDP</i>	-0.1566*** (0.0129)	-0.0721*** (0.0067)	-0.2449*** (0.0252)
<i>Ent</i>	0.0008 (0.0045)	-0.0013 (0.0028)	0.0004 (0.0068)
<i>Inn</i>	0.0089** (0.0036)	-0.0020 (0.0017)	0.0051 (0.0060)
<i>Str</i>	-0.0213*** (0.0074)	-0.0199** (0.0091)	-0.0297*** (0.0105)
常数项	3.5145*** (0.2119)	2.1227*** (0.1020)	5.0682*** (0.4158)
地区固定效应	控制	控制	控制
年度固定效应	控制	控制	控制
观测值	2565	1280	1285
R ²	0.9654	0.8943	0.9615
系数差异(p值)		0.0000***	

注:括号内为城市层面聚类标准误,***、**、* 分别表示在1%、5%、10%的水平上显著,下同。

(三) 稳健性检验及内生性处理

1. 替换被解释变量。首先,本文通过替换被解释变量的方式进行稳健性检验。由于城市发展差距缺乏综合指标衡量,本文利用主成分分析法进行数据降维,并通过 TOPSIS 熵权法计算得到新指数(*UDI_PCA*),如表4所示。其中,第2列为全样本回归结果,第3列为发展较好城市的回归结果(子样本 I),第4列为发展较差城市的回归结果(子样本 II)。结果显示,在全样本回归结果中,数字金融发展的回归系数在1%的水平上显著为负。在子样本 I中,数字金融发展的回归系数不显著,表明在发展水平较高的城市中,数字金融的作用不明显。在子样本 II中,数字金融发展的回归系数在10%的水平上显著为负,表明在发展水平较差城市中,数字金融具有显著作用。组间差异结果同样

显示,子样本 I 中数字金融发展的回归系数绝对值小于子样本 II 中数字金融发展的回归系数绝对值,其差异在 5% 的水平上显著,这与本文基准回归的结果基本一致。

表 4 替换被解释变量回归结果

变量	全样本	子样本 I	子样本 II
<i>DFI</i>	-0.0563*** (0.0131)	-0.0153 (0.0096)	-0.0429* (0.0241)
<i>Inv</i>	0.0261** (0.0101)	0.0167* (0.0092)	0.0317 (0.0194)
<i>Tra</i>	0.0244*** (0.0090)	-0.0140 (0.0101)	0.0220** (0.0090)
<i>Tsu</i>	-0.5496** (0.2462)	-0.5997*** (0.1876)	-0.5196* (0.2804)
<i>Fde</i>	-0.0027 (0.0025)	-0.0001 (0.0010)	-0.0158* (0.0082)
<i>Gap</i>	-0.0257 (0.0312)	-0.0258 (0.0254)	-0.0561 (0.0426)
<i>Def</i>	0.0025** (0.0011)	0.0006 (0.0009)	0.0066** (0.0030)
<i>Train</i>	0.0038** (0.0019)	-0.0018 (0.0017)	0.0079** (0.0034)
<i>GDP</i>	-0.0461*** (0.0057)	-0.0322*** (0.0056)	-0.0596*** (0.0109)
<i>Ent</i>	0.0061** (0.0028)	0.0020 (0.0028)	0.0090** (0.0037)
<i>Inn</i>	0.0019 (0.0019)	0.0017 (0.0023)	-0.0013 (0.0029)
<i>Str</i>	-0.0262*** (0.0040)	-0.0160* (0.0085)	-0.0308*** (0.0044)
常数项	1.6033*** (0.0947)	1.4059*** (0.0911)	1.7994*** (0.1830)
地区固定效应	控制	控制	控制
年度固定效应	控制	控制	控制
观测值	2565	1280	1285
R ²	0.9802	0.9051	0.9822
系数差异(p 值)		0.0180**	

注:按照特征根大于 1 的原则,本文选取了 5 个主成分计算综合得分。

2. 安慰剂检验。为进一步降低随机性因素对本文基准回归结论的影响,本文采用随机置换思路进行安慰剂检验。具体而言,本文在数字金融指数的取值范围内,分别对全样本、子样本 I 和子样本 II 中的城市进行随机虚假赋值,基于此构造了伪数字金融指数。然后,将构造得到的伪变量代入基准回归模型,重新执行基准回归过程。为确保安慰剂检验有效,我们对其进行了 500 次独立的随机置换过程。倘若本文的基准回归结果是由随机性因素导致的,则构造得到的伪变量的回归系数不应该集中于 0 值附近,也应该如基准回归结果一样显著异于 0。表 5 是伪数字金融指数在 500 次独立随机置换过程中的回归系数描述性统计,图 3 是伪数字金融指数在 500 次独立随机置换过程中的回归系数分布图,图中提供了基准模型中数字金融指数的真实回归系数以作对比。表 5 结果显示,不论是全样本、子样本 I 还是子样本 II,伪数字金融指数的均值和中位数均为 0,而图 3 结果同样显示

出伪数字金融指数的回归系数高度集中于 0 附近,且基准模型中数字金融指数的真实回归系数处于伪数字金融指数的回归系数分布曲线之外。这表明,本文的基准回归结果并非由随机性因素所导致。

表 5 随机置换检验回归系数的描述性统计

被解释变量:UUDI 解释变量:DFI		均值	标准差	最小值	25%分位数	中位数	75%分位数	最大值
全样本	系数	0.000	0.001	-0.002	-0.001	0.000	0.001	0.002
	t 值	-0.013	1.046	-3.053	-0.758	0.007	0.698	2.750
子样本 I	系数	0.000	0.000	-0.002	0.000	0.000	0.000	0.001
	t 值	-0.095	0.964	-3.928	-0.835	-0.109	0.567	2.473
子样本 II	系数	0.000	0.001	-0.004	-0.001	0.000	0.001	0.004
	t 值	0.018	1.088	-2.999	-0.657	0.049	0.720	3.588

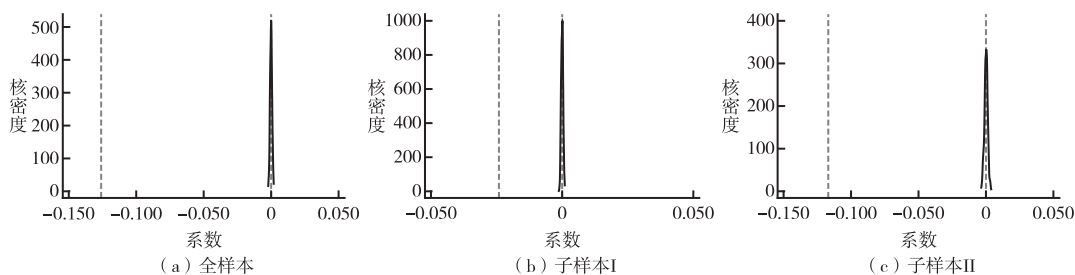


图 3 安慰剂检验

3. 工具变量回归。尽管本文采用控制个体和时间固定效应、增加控制变量、控制城市层面聚类标准误等方式缓解模型内生性问题,但模型中存在的遗漏变量等问题仍不能完全避免。为此,借鉴黄群慧等(2019)以及柏培文和喻理(2021)做法,选用了 1984 年每百万人邮局数作为工具变量,但由于该变量不随时间变化,我们对该变量乘以了全国层面数字金融指数均值的基期增长率(基期为 2011 年),从而构建得到了份额转移(shift-share)工具变量。从相关性看,邮局是早期铺设固定电话的执行部门,而早期的固定电话是进行拨号上网的基础设施(柏培文、喻理,2021),因此该变量与数字金融发展具有相关性。同时,单个数字金融发展速度与全国层面的发展速度具有较强的关联性,因此满足相关性要求。从外生性看,1984 年每百万人邮局数这一数据距离本文数据的时间跨度较远,且全国层面的数字金融指数不会明显受单个城市发展差距的影响,因此该变量也符合外生性假设。在控制地区固定效应、年度固定效应以后,运用该工具变量,可以较好地解决由于遗漏变量、反向因果所导致的内生性问题。工具变量回归结果如表 6 所示。

表 6 工具变量回归结果

被解释变量:UUDI	全样本	子样本 I	子样本 II
DFI	-0.6506*** (0.0697)	-0.1892*** (0.0490)	-0.3338*** (0.0994)
常数项	2.5541*** (0.2271)	1.8692*** (0.1070)	4.1585*** (0.4112)
一阶段 IV 回归系数	0.0781*** (0.0052)	0.0944*** (0.0146)	0.0776*** (0.0081)
Kleibergen-Paap rk LM statistic	83.064	30.340	41.253
Kleibergen-Paap rk Wald F statistic	222.000	41.890	92.666
其他控制变量	控制	控制	控制

被解释变量:UUDI	全样本	子样本 I	子样本 II
地区固定效应	控制	控制	控制
年度固定效应	控制	控制	控制
观测值	2280	1153	1127
R ²	0.9439	0.8621	0.9583

结果显示,第一阶段 IV 回归系数均在 1%的水平上显著为负。Kleibergen-Paap rk LM statistic 分别为 83.064、30.340、41.253, p 值均为 0.0000,拒绝了不可识别的原假设。Kleibergen-Paap rk Wald F statistic 分别为 222.000、41.890、92.666,表明存在弱工具变量的可能性较小。而数字金融指数的回归系数均在 1%的水平上显著为负,并且回归系数绝对值也是城市发展水平较差组更高(子样本 II),可见本文基准回归的结果是可靠的。

(四)数字金融影响的中介效应检验及分析

为考察数字金融促进融资环境改善的内在中介机理,本文参考既往研究成果(Hayes,2009;Wang et al,2022;温忠麟等,2004),运用逐步回归的方法进行中介效应检验,以验证融资环境这一影响渠道。此外,为确保结果稳健,本文还利用工具变量法对逐步回归模型加以检验。逐步回归模型与回归结果分别为:

$$UUDI_{it} = \alpha + c DFI_{it} + \sum_k \beta_k control_{kit} + \lambda_i + \gamma_t + \epsilon_{it} \quad (8)$$

$$Fin_{it} = \alpha + a DFI_{it} + \sum_k \beta_k control_{kit} + \lambda_i + \gamma_t + \epsilon_{it} \quad (9)$$

$$UUDI_{it} = \alpha + c^* DFI_{it} + b Fin_{it} + \sum_k \beta_k control_{kit} + \lambda_i + \gamma_t + \epsilon_{it} \quad (10)$$

其中,Fin 代表融资环境,为中介变量;UUDI 为被解释变量,即上文测度的城市发展差距指数;DFI 代表数字金融发展,为核心解释变量;control 为前文选定的控制变量。若式(8)中系数 c 显著,则核心解释变量对被解释变量的总效应存在;若式(9)和式(10)中系数 a 和系数 b 显著,则中介效应存在;若式(10)中 c* 不显著,则称为完全中介效应。

表 7 中介效应模型的回归结果

变量	(1)Fin	(2)UUDI	(3)Fin	(4)UUDI
DFI	-0.0322*** (0.0111)	-0.1179*** (0.0219)	-0.1927*** (0.0386)	-0.6224*** (0.0716)
Fin		0.2506*** (0.0734)		0.1465* (0.0850)
常数项	0.9739*** (0.1139)	3.2705*** (0.2320)	0.7938*** (0.1046)	2.4378*** (0.2460)
第一阶段 IV 回归系数			0.0781*** (0.0052)	0.0808*** (0.0054)
Kleibergen-Paap rk LM statistic			83.064	86.368
Kleibergen-Paap rk Wald F statistic			222.000	224.809
其他控制变量	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制	控制
年度固定效应	控制	控制	控制	控制
观测值	2565	2565	2280	2280
R ²	0.9768	0.9659	0.9738	0.9464

表7中列(1)(2)为逐步回归检验结果,结果显示数字金融对融资环境的影响在1%的水平上显著为负,这表明数字金融发展能够降低银行业集中度,从而有助于改善融资环境。同时纳入数字金融发展指标和融资环境指标的回归结果显示,融资环境指标的回归系数在1%的水平上显著,表明融资环境在数字金融与城市发展差距之间产生了部分中介效应。列(3)(4)为逐步回归工具变量法检验结果,数字金融对融资环境的影响同样在1%的水平上显著为负,与逐步回归检验结果保持一致。同时纳入数字金融发展指标和融资环境指标的回归结果显示,融资环境指标的回归系数在10%的水平上显著,同样证明了融资环境在数字金融与城市发展差距之间存在部分中介效应。数字金融发展可有效降低金融垄断水平,优化融资环境(数字金融影响系数为-0.0322和-0.1927),而金融垄断水平与城市发展差距正相关,这就使得数字金融的发展能够在一定程度上降低城市之间的发展差距。由前文分析可知,数字金融发展改善了融资环境,现代信息技术与金融科技的发展使得新兴金融机构和金融产品不断涌现,倒逼传统金融机构加速创新,使其不断下沉服务重心,提供更具普惠性的金融服务,使得相对落后地区的城市和市场主体能更好地运用资金以实现发展。在我国数字金融发展过程中,传统金融机构和新型金融机构都特别重视小微融资需求,新兴金融科技往往选择受众面广的细分市场,抢占客户资源。而传统金融机构通过数字化转型也能够运用客户画像技术、大数据征信技术提升其风险管理能力,逐渐对过去存有“偏见”的小微客户开始重视,通过小微金融产品创新等方式来满足小微客户的融资需求,根据中国人民银行披露数据,截至2021年3季度,我国普惠小微贷款余额为18359万亿元,同比增长27.4%。数字金融的发展具有普惠性质,在一定程度上降低了城市发展差距。

(五)数字金融影响的调节效应检验及分析

本文在基准回归模型中分别引入数字金融发展与居民创业、企业创新和产业结构的交互项加以检验。而且,为确保结果稳健,本文还将被解释变量替换为 $UUDI_PCA$ 加以检验,调节效应模型与回归结果分别如式(11)和表8所示。同时,为缓解调节效应模型可能存在的内生性问题,我们还对数字金融发展与居民创业、企业创新和产业结构的交互项进行工具变量回归,如表9所示。其中,表9列(1)一(3)分别为数字金融与居民创业、企业创新和产业结构的调节效应的工具变量回归结果。

表8 调节效应回归结果

变量	(1) $UUDI$	(2) $UUDI$	(3) $UUDI$	(4) $UUDI_PCA$	(5) $UUDI_PCA$	(6) $UUDI_PCA$
DFI	-0.0245 (0.0399)	-0.0088 (0.0263)	-0.1131*** (0.0217)	-0.0009 (0.0201)	-0.0016 (0.0128)	-0.0479*** (0.0128)
Ent	0.0173** (0.0075)			0.0151*** (0.0043)		
Inn		0.0151*** (0.0036)			0.0049** (0.0021)	
Str			0.0243 (0.0158)			0.0035 (0.0126)
$DFI \cdot Ent$	-0.0082*** (0.0029)			-0.0045*** (0.0017)		
$DFI \cdot Inn$		-0.0086*** (0.0013)			-0.0040*** (0.0007)	
$DFI \cdot Str$			-0.0304*** (0.0087)			-0.0198*** (0.0049)
常数项	3.2497*** (0.2436)	3.1972*** (0.2301)	3.6650*** (0.2129)	1.4587*** (0.0996)	1.4553*** (0.0999)	1.7012*** (0.0956)

变量	(1)UUDI	(2)UUDI	(3)UUDI	(4)UUDI_PCA	(5)UUDI_PCA	(6)UUDI_PCA
其他控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年度固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	2565	2565	2565	2565	2565	2565
R ²	0.9660	0.9679	0.9675	0.9805	0.9812	0.9819

表 9 调节效应的工具变量回归结果

变量	(1)UUDI	(2)UUDI	(3)UUDI
<i>DFI</i>	0.5447*** (0.0881)	0.1253*** (0.0312)	-0.1187*** (0.0248)
<i>Ent</i>	0.1211*** (0.0184)		
<i>Inn</i>		0.0299*** (0.0044)	
<i>Str</i>			0.1130*** (0.0271)
<i>DFI</i> · <i>Ent</i>	-0.0551*** (0.0075)		
<i>DFI</i> · <i>Inn</i>		-0.0197*** (0.0021)	
<i>DFI</i> · <i>Str</i>			-0.0860*** (0.0109)
常数项	1.6644*** (0.3498)	2.6126*** (0.2259)	3.5789*** (0.2102)
一阶段 IV 回归系数	0.8997*** (0.0837)	2.5161*** (0.1554)	0.5768*** (0.0480)
Kleibergen-Paap rk LM statistic	63.127	96.419	77.442
Kleibergen-Paap rk Wald F statistic	115.417	262.097	144.167
其他控制变量	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制
年度固定效应	控制	控制	控制
观测值	2280	2280	2280
R ²	0.9577	0.9686	0.9652

$$UUDI_{it} = \alpha + \beta_1 DFI_{it} + \beta_2 DFI_{it} \cdot Moderator_{it} + \sum_k \beta_k control_{kit} + \lambda_i + \gamma_t + \epsilon_{it} \quad (11)$$

其中, *UUDI* 为被解释变量,即上文测度的城市发展差距指数;*DFI* 代表数字金融发展,为核心解释变量;*Moderator* 为调节变量,包含居民创业(*Ent*)、企业创新(*Inn*)和产业结构(*Str*)三项;*control* 为前文选定的控制变量。若数字金融和调节变量的交互项回归系数对城市发展差距有显著影响,则可判断调节效应的存在。

表 8 列(1)和列(4)以及表 9 列(1)的结果显示,数字金融发展与居民创业交叉项的系数(*DFI* ·

Ent)显著为负,表明居民创业水平对数字金融的影响有调节作用,居民创业水平能够增强数字金融降低城市发展差距的作用。一方面,我国数字金融的发展最早得益于支付领域的创新,数字支付面向的对象是广大城乡居民,其服务的便利性和高效性使得居民能够通过快速发展的电商平台等实现自主创业,通过网络支付环境的优化,打通了金融服务场景的“通讯流”“信息流”“资金流”,从而优化创业网络,并提高协同效率。另一方面,在我国数字金融发展过程中,传统金融机构和新型金融机构都特别重视小微融资需求,新兴金融科技往往选择受众面广的细分市场,抢占客户资源,这就使得高居民创业水平的城市能够充分发挥数字金融的积极效应,增强数字金融降低城市发展差距的效能。

表 8 列(2)和列(5)以及表 9 列(2)的结果显示,数字金融发展与企业创新交叉项的系数($DFI \cdot Inn$)显著为负,表明企业创新水平对数字金融的影响有调节作用,企业创新水平也能增强数字金融促使城市均衡发展的作用。随着企业创新水平的提高,大量创新型企业面向市场,形成较大额度的资金需求,而数字金融发展能更好地满足融资需求,扩大其资金来源和提高其资金稳定性,从而有助于欠发达地区的企业释放创新红利,在一定程度上实现城市均衡发展。

表 8 列(3)和列(6)以及表 9 列(3)的结果显示,数字金融发展与产业结构交叉项的系数($DFI \cdot Str$)显著为负,表明产业结构对数字金融的影响有调节作用,产业结构优化能显著增强数字金融弥合城市发展差距的作用。欠发达城市借助数字金融,促进以信息技术为主的数字化技术与传统产业深度融合,经济活动中的各个环节得以升级改造,可提高金融资源的配置效率,借此获得后发优势,从而缩小了与发达城市间的差距。

五、进一步分析:数字金融降低城市发展差距的门槛效应检验

(一)数字金融降低城市发展差距的门槛模型估计及分析

数字金融在发展初期通常具有较高的投入成本以及存在较高的不确定性风险。但伴随着数字金融体系逐步建立成熟,数字金融服务日趋完善,数字鸿沟逐渐得到消弭,则有力量释放出更多的数字红利,显著提升其降低城市发展差距的能力。基于此,本文建立以 DFI 为门槛变量的门槛面板模型,用于检验上述推测。表 10 和表 11 分别报告了门槛模型自抽样检验结果和门槛模型估计结果。

表 10 门槛模型自抽样检验结果

变量	门槛类型	门槛估计值	F 值	95%置信区间	临界值		
					10%	5%	1%
DFI	单一门槛	1.2030	140.7000***	[1.1938,1.2255]	12.9113	15.3618	25.0297
	双重门槛	1.9537	168.8900***	[1.9501,1.9614]	12.0059	13.5048	16.6927
	三重门槛	2.4708	66.9200	[2.4561,2.4776]	161.5937	176.4542	214.5416

表 11 基准模型的门槛回归结果

变量	(1)
$DFI(threshold1)$	-0.0568*** (0.0203)
$DFI(threshold2)$	-0.0745*** (0.0201)
$DFI(threshold3)$	-0.0890*** (0.0194)
常数项	3.1681*** (0.2005)

变量	(1)
其他控制变量	控制
地区固定效应	控制
年度固定效应	控制
观测值	2565
R ²	0.6786

注: threshold1、threshold2 和 threshold3 分别代表第一门槛区间($DFI \leq 1.2030$)、第二门槛区间($1.2030 < DFI \leq 1.9537$)和第三门槛区间($DFI > 1.9537$),下同。

表 10 结果显示, DFI 的双重门槛效应显著, 表明数字金融发展对城市发展差距存在显著的非线性影响。表 11 报告了门槛模型回归结果, 结果显示, 随着数字金融发展水平上升至跨越两个门槛值, 其与城市发展差距的负相关关系逐渐加强, 由最初的一 0.0568 到 -0.0745, 最后到 -0.0890, 且在 1% 的水平上显著。可见, 引导各城市提高数字金融发展水平, 是降低城市发展差距的重要抓手。

(二) 中介效应的门槛模型估计及分析

为了考察数字金融通过融资环境这一中介机制影响城市发展差距的非线性关系, 本文对前述中介效应模型进行了门槛效应分析。具体做法是, 分别对中介效应逐步回归中的模型, 以 DFI 作为门槛变量加以回归。通过观测 DFI 在不同门槛区间的回归系数, 我们可以分别计算出 DFI 在不同门槛区间下中介效应模型的总效应、直接效应以及间接效应, 继而识别出数字金融在不同发展水平下, 通过融资环境这一渠道来影响城市发展差距的差异, 中介效应的门槛模型估计结果如表 12 所示。

表 12 中介效应的门槛模型回归结果

变量	(1) $UUDI$	(2) Fin	(3) $UUDI$
$DFI(\text{threshold1})$	-0.0568*** (0.0203)	-0.0809*** (0.0147)	-0.0549*** (0.0206)
$DFI(\text{threshold2})$	-0.0745*** (0.0201)	-0.0386*** (0.0121)	-0.0719*** (0.0205)
$DFI(\text{threshold3})$	-0.0890*** (0.0194)	-0.0243** (0.0108)	-0.0860*** (0.0199)
Fin			0.1247* (0.0633)
常数项	3.1681*** (0.2005)	0.9575*** (0.1131)	3.0530*** (0.2142)
其他控制变量	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制
年度固定效应	控制	控制	控制
观测值	2565	2565	2565
R ²	0.6786	0.5727	0.6799

中介效应的门槛模型估计结果显示: (1) 在 DFI 的第一门槛区间下 ($DFI \leq 1.2030$), 其总效应为 -0.0568, 直接效应为 -0.0549, 间接效应为 $-0.0809 \times 0.1247 \approx -0.0101$; (2) 在 DFI 的第二门槛区间下 ($1.2030 < DFI \leq 1.9537$), 其总效应为 -0.0745, 直接效应为 -0.0719, 间接效应为 $-0.0386 \times 0.1247 \approx -0.0048$; (3) 在 DFI 的第三门槛区间下 ($DFI > 1.9537$), 其总效应为 -0.0890, 直接效应为 -0.0860, 间接效应为 $-0.0243 \times 0.1247 \approx -0.0030$ 。因此, 伴随着数字金融发展逐渐跨越两个门槛值, 通过融资环境这一渠道降低城市发展差距的作用会逐渐减弱(间接效应

绝对值递减)。这意味着,数字金融通过融资环境这一渠道降低城市发展差距效用最大的时期,其实是其发展初期,而伴随着数字金融逐渐发展,其作用将出现降低,这符合库兹涅兹的“倒U”型假说。同时,数字金融的普惠性也得以体现,即对于数字金融发展较差的城市,其运用数字金融改善融资环境,继而降低城市发展差距的作用会更强。

(三)调节效应的门槛模型估计及分析

为了考察数字金融通过居民创业(*Ent*)、企业创新(*Inn*)和产业结构(*Str*)三项调节变量影响城市发展差距的非线性关系,本文对前述调节效应模型进行了门槛效应分析。具体做法是,分别对调节效应模型按照 *DFI* 的门槛值进行分组回归,进而能够观测到数字金融在不同发展区间下的回归系数差异,结果如表 13 所示。

表 13 调节效应门槛模型的回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
<i>DFI</i> · <i>Ent</i>	-0.0008 (0.0029)	-0.0174** (0.0069)	0.0055 (0.0076)						
<i>DFI</i> · <i>Inn</i>				-0.0055*** (0.0013)	-0.0129*** (0.0046)	-0.0056 (0.0043)			
<i>DFI</i> · <i>Str</i>							-0.0565*** (0.0083)	-0.1053*** (0.0281)	0.0090 (0.0112)
常数项	1.6630*** (0.1689)	2.5181*** (0.4590)	4.1775*** (0.5060)	1.7602*** (0.1710)	2.5806*** (0.4596)	3.8405*** (0.4220)	2.1579*** (0.1534)	3.4484*** (0.4657)	3.9981*** (0.4156)
其他控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年度固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	667	894	1004	667	894	1004	667	894	1004
R ²	0.9967	0.9778	0.9901	0.9968	0.9780	0.9901	0.9973	0.9800	0.9901

表 13 报告了调节效应门槛模型的估计结果,其中第(1)(4)(7)列为 *DFI* 在第一门槛区间($DFI \leq 1.2030$)的估计结果,第(2)(5)(8)列为 *DFI* 在第二门槛区间($1.2030 < DFI \leq 1.9537$)的估计结果,第(3)(6)(9)列为 *DFI* 在第三门槛区间($DFI > 1.9537$)的估计结果。结果显示:(1)在 *DFI* 的第一门槛区间下,仅数字金融与居民创业的交互项系数不显著,而数字金融与企业创新、产业结构的交互项系数均在 1% 的水平上显著为负。这意味着,在数字金融发展水平较低时,企业创新和产业结构的调节作用较大;(2)在 *DFI* 的第二门槛区间下,数字金融与居民创业、企业创新、产业结构的交互项系数均至少在 5% 的水平上显著为负。这表明,伴随着数字金融发展到一定阶段,居民创业、企业创新和产业结构的调节作用仍显著;(3)在 *DFI* 的第三门槛区间下,数字金融与居民创业、企业创新、产业结构的交互项系数均不显著。这表明,当数字金融发展到最高水平时,居民创业、企业创新、产业结构不存在调节作用。由此可见,数字金融的普惠性再次得到了验证,即在数字金融发展的后期,居民创业、企业创新、产业结构不能放大数字金融降低城市发展差距的作用。而对于数字金融发展水平较差和居中的城市,数字金融发展能够与居民创业、企业创新、产业结构发挥“合力”,从而能够实现城市发展差距的降低。

六、结论与启示

数字金融低成本、广覆盖和可持续的普惠属性对纾困区域发展差距问题具有重要作用。本文聚焦城市尺度,利用 TOPSIS 熵权法构建的城市发展差距指数和北京大学数字普惠金融指数,实证检验数字金融对城市发展差距的影响、作用机制及其门槛效应,得到以下结论:第一,数字金融发展对降低城市发展差距具有积极作用,且数字金融对于相对落后城市的作用更明显。第二,“融资环境”

是数字金融降低城市发展差距的重要中介渠道,企业创新、居民创业和产业结构可发挥调节效应,居民创业、企业创新水平的提升以及产业结构的优化可增强数字金融降低城市发展差距的作用。第三,数字金融对城市发展差距的影响具有显著的非线性效应,当数字金融发展到一定水平之后,其降低城市发展差距的总体作用逐渐增大,而数字金融发展处于较高发展水平时,其作用较少或者无法发挥作用,因此数字金融的发展具有一定的普惠性。

本文的研究结论具有以下政策启示。第一,各城市应加快推进数字金融发展和传统金融机构数字化转型,探索多样化的数字金融产品及服务,构筑数字金融良好生态。发达城市应发挥其基础优势,通过扩大数字金融服务外延和创造更为普惠的运用场景,将欠发达城市包容于数字金融的服务框架之内,从而带动欠发达城市的数字金融发展。而欠发达城市应着力夯实数字金融发展基础,化解数字鸿沟,引导数字金融在更高水平上推动城市发展。第二,应鼓励各城市营造数字金融与传统金融良性竞争的氛围,以促进融资环境的改善。既要加强市场环境建设,反对垄断和不良竞争,不断健全公平、公正、有序的金融市场监管长效机制和数字金融行业自律制度,同时也应着眼于改善数字金融供给方的公司治理,帮助切实可行的数字金融服务实现规模化运营,从而提升市场竞争以优化融资环境。第三,推动各城市居民创业水平和企业创新水平的提升,以及产业结构的优化,进而与数字金融凝聚成“合力”。在居民创业上,应聚焦提升居民的金融素养,普及居民对数字金融服务的使用,鼓励居民利用数字金融开展创业活动、在企业创新上,应鼓励金融机构利用大数据等数字技术评估企业信用,破除企业创新与金融机构之间的信息壁垒,推动金融机构依托企业信用提供综合性的“轻资产”数字金融服务。在产业结构上,应加快推进产业数字化和数字产业化进程,以数据驱动产业部门生产、运营及管理风险,为金融机构的投资决策提供依据,并鼓励金融机构基于数字金融来培育新兴产业,强化金融资源对高成长性新兴产业的配置。

参考文献:

- 柏培文 喻理,2021:《数字经济发展与企业价格加成:理论机制与经验事实》,《中国工业经济》第11期。
- 陈诗一 陈登科,2018:《雾霾污染、政府治理与经济高质量发展》,《经济研究》第2期。
- 房宏琳 杨思莹,2021:《金融科技创新与城市环境污染》,《经济学动态》第8期。
- 封思贤 郭仁静,2019:《数字金融、银行竞争与银行效率》,《改革》第11期。
- 郭峰 王靖一 王芳 孔涛 张勋 程志云,2020:《测度中国数字普惠金融发展:指数编制与空间特征》,《经济学(季刊)》第4期。
- 何婧 李庆海,2019:《数字金融使用与农户创业行为》,《中国农村经济》第1期。
- 黄群慧 余泳泽 张松林,2019:《互联网发展与制造业生产率提升:内在机制与中国经验》,《中国工业经济》第8期。
- 黄益平 葛婷婷,2019:《评估中国金融改革:抑制性金融政策的动态效应》,《清华金融评论》第5期。
- 姜付秀 蔡文婧 蔡欣妮 李行天,2019:《银行竞争的微观效应:来自融资约束的经验证据》,《经济研究》第6期。
- 李春涛 闫续文 宋敏 杨威,2020:《金融科技与企业创新——新三板上市公司的证据》,《中国工业经济》第1期。
- 王修华 赵亚雄,2020:《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》,《金融研究》第7期。
- 莫伯青 李力行,2022:《零工经济对创业的影响——以外卖平台的兴起为例》,《管理世界》第2期。
- 王青 金春,2018:《中国城市群经济发展水平不平衡的定量测度》,《数量经济技术经济研究》第11期。
- 王义中 林溪 孙睿,2022:《金融科技平台公司经济影响研究:风险与收益不对称视角》,《经济研究》第6期。
- 魏敏 李书昊,2018:《新时代中国经济高质量发展水平的测度研究》,《数量经济技术经济研究》第11期。
- 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。
- 谢绚丽 沈艳 张皓星 郭峰,2018:《数字金融能促进创业吗?——来自中国的证据》,《经济学(季刊)》第4期。
- 谢雪燕 朱晓阳,2021:《数字金融与中小企业技术创新——来自新三板企业的证据》,《国际金融研究》第1期。
- 徐伟呈 范爱军,2022:《数字金融、产业结构调整与经济高质量发展——基于南北差距视角的研究》,《财经科学》第11期。
- 徐勇 樊杰,2014:《区域发展差距测度指标体系探讨》,《地理科学进展》第9期。
- 张晓晶,2021:《金融发展与共同富裕:一个研究框架》,《经济学动态》第12期。
- 张勋 万广华 吴海涛,2021:《缩小数字鸿沟:中国特色数字金融发展》,《中国社会科学》第8期。
- 赵涛 张智 梁上坤,2020:《数字经济、创业活跃度与高质量发展——来自中国城市的经验证据》,《管理世界》第10期。
- Beck, T. et al(2018),“Payment instruments, finance and development”, *Journal of Development Economics* 133:162—186.
- Cohen, W. & D. Levinthal(1989),“Innovation and learning: The two faces of R&D”, *Economic Journal* 99(397):569—596.

- Gomber, P. et al(2018),“On the fintech revolution: Interpreting the forces of innovation, disruption, and transformation in financial services”, *Journal of Management Information Systems* 35(1):220—265.
- Hayes, A. (2009),“Beyond Baron and Kenny: Statistical mediation analysis in the new millennium”, *Communication Monographs* 76(4):408—420.
- He, Z. et al(2020),“Open banking: Credit market competition when borrowers own the data”, NBER Working Paper, No. 28118.
- Kebede, J. et al(2022), “Financial inclusion and income inequality nexus: A case of Africa”, *Economic Analysis and Policy* 77(1):539—557.
- Lin, A. et al(2022),“Digital finance and investment of micro and small enterprises: Evidence from China”, *China Economic Review* 75(10):101846.
- Lv, C. et al(2022),“Can digital finance narrow the regional disparities in the quality of economic growth? Evidence from China”, *Economic Analysis and Policy* 76:502—521.
- Maggio, M. et al(2022),“Invisible primes: Fintech lending with alternative data”, NBER Working Paper, No. 29840.
- Pal, A. (2021),“Why do people use mobile payment technologies and why would they continue? An examination and implications from India”, *Research Policy* 50(6):104228.
- Stulz, R. (2019),“Fintech, bigtech, and the future of banks”, *Journal of Applied Corporate Finance* 31(4):86—97.
- Tsai, W. (2001),“Knowledge transfer in intraorganizational networks: Effects of network position and absorptive capacity on business unit innovation and performance”, *Academy of Management Journal* 44(5):996—1004.
- Wang, J. et al(2022),“Assessing the digital economy and its carbon-mitigation effects: The case of China”, *Energy Economics* 113(9):106198.
- Wang, L. et al(2022),“Financial inclusion and green economic efficiency: Evidence from China”, *Journal of Environmental Planning and Management* 65(1):240—271.
- Wu, Y. & S. Huang(2022),“The effects of digital finance and financial constraint on financial performance: Firm-level evidence from China’s new energy enterprises”, *Energy Economics* 112(8):106158.

Has Digital Finance Reduced Development Gap between Cities ?

WANG Xiuhua YANG Yanning
(Hunan University, Changsha, China)

Abstract: With the help of digital technology, digital finance reshapes the financial system, which provides the possibility of reducing the regional development gap. This paper constructs a comprehensive index system of urban development gap including 23 basic indicators, from the dimensions of economy, society, and environment. This paper uses the TOPSIS entropy weight method as well as the panel data of 285 prefecture-level cities from 2011 to 2019 to make the measurement and discusses the impact of digital finance development on urban development gap and its mechanism. The results indicate that: The development of digital finance can help reduce the development gap among cities, and its impact on narrowing the development gap for backward cities is more obvious; The improvement of the financing environment is a channel for digital finance to reduce the urban development gap, and it has a significant regulating effect on residents’ entrepreneurship, enterprise innovation and industrial structure, which can intensify the effect of digital finance in reducing the urban development gap; Digital finance has a significant non-linear impact on the urban development gap. As the development level of digital finance increases, its overall influence on reducing the urban gap also strengthens. This paper provides a new perspective on studying digital finance and regional development gap and provides empirical evidence as well as policy suggestions for optimizing the development of digital finance and deeply implementing the strategies of regional coordinated development.

Keywords: Digital Finance; Urban Development Gaps; Financing Environment; Regional Coordinated Development

(责任编辑:刘洪愧)

(校对:陈建青)