数字普惠金融对小微企业信贷约束的影响

黄茜瑛[[1]](#footnote-2)\*

邓皓天[[2]](#footnote-3)†

**摘要：**数字普惠金融

**关键词：**数字普惠金融；小微企业；信贷约束

# 一、引言

数字普惠金融

数字普惠金融

数字普惠金融

# 二、文献回顾与研究假设

## （一）数字普惠金融

数字普惠金融

# 三、研究设计

## （一）数据来源与样本选取

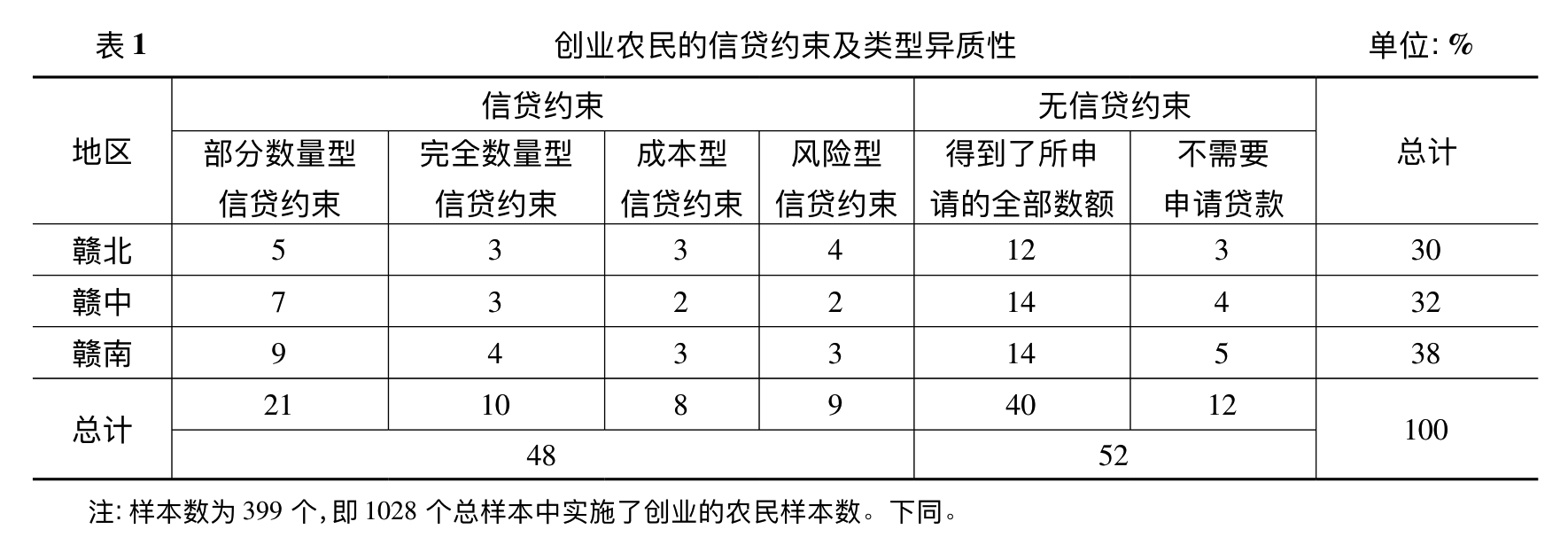
本文使用的数据来源于三个方面：一是西南财经大学中国家庭金融调查与研究中心2015年开展的中国小微企业调查（CMES），该调查采用了PPS抽样调查方法，样本分布在全国除西藏、新疆和港澳台外的28个省份共计5601家法人小微企业（甘犁等，2019），本文的被解释变量（小微企业信贷约束程度）、大部分控制变量和后文中机制分析中使用的创新、数字足迹等指标均来源于此。二是由北京大学数字普惠金融研究中心和蚂蚁集团课题组共同构建的中国数字普惠金融指标体系（郭峰等，2020），包含数字普惠覆盖广度、数字金融使用深度和普惠金融数字化程度三大维度，能够较准确的反应我国各地区数字普惠金融的发展程度。三是其他宏观数据，工具变量中使用的农村固定电话用户数、控制变量中包含的各省份第二产业GDP占比和存款准备金率等变量来源于CSMAR数据库，工具变量中使用的互联网普及率则来源于《第33次中国互联网络发展状况统计报告》。为了确保实证结果的有效性，本文按照以下步骤对数据进行预处理：(1)剔除2015年成立的小微企业；(2)根据《中小企业划型标准规定》剔除不符合标准的“小微”企业（黄宇虹和黄霖，2019）；(3)由于金融行业的企业特征与其他行业存在较大不同，剔除金融行业；(4)剔除拒绝回答或回答不知道的企业；(5)对部分连续变量加1后取自然对数，详情见变量说明；(6)为避免极端值可能造成的影响，对模型中涉及的连续变量均进行1%和99%水平的缩尾处理。

## （二）变量选取与说明

### 1.小微企业信贷约束

TODO：信贷约束和融资约束的界定，银行贷款和民间借款对应？

将小微企业分为目前是否有尚未还清的银行/信用社贷款（后文简称银行贷款）两类。对于有尚未还清银行贷款的小微企业，考察其所得贷款金额和贷款需求满足程度：如果银行贷款完全满足小微企业的实际需要，则不存在信贷约束；如果满足一半需要，则信贷约束为50%；而对于其他小微企业，信贷约束为(1-需要的银行贷款/(需要的银行贷款+已获得的银行贷款))。对于没有尚未还清银行贷款的小微企业，则考察其潜在的信贷约束：如果小微企业需要银行贷款，其信贷约束为100%；如果不需要银行贷款，则不存在信贷约束。[[3]](#footnote-4)

TODO：描述性统计

### 2.数字普惠金融

本文的核心解释变量数字普惠金融指数与多数学者保持一致（马述忠和胡增玺，2022；赵绍阳等，2022），采用郭峰等（2020）编制的数字普惠金融指数。该指数包括数字普惠覆盖广度、数字金融使用深度和普惠金融数字化程度三大维度指数以及总指数。由于CMES数据库中未公布小微企业所在城市和区县的具体信息，本文在后续实证中选择使用省级层面的数字普惠金融指数。为了更好地解释回归系数，本文对总指数和三个一级指标进行了对数化处理。

### 3.控制变量

考虑到模型可能存在的内生性问题和问卷数据的局限性，本文参考已有文献的做法（宋全云等，2019；雷淳，2021；赵绍阳等，2022），在回归模型中分别控制了微观和宏观两大层面的相关变量。在微观层面，本文控制了企业规模（）[[4]](#footnote-5)、企业实际经营年份（）及其平方项（）[[5]](#footnote-6)、企业目前资产总额（）、企业税费负担程度（）以及企业员工总人数（）[[6]](#footnote-7)；而在宏观层面，本文控制了企业所处省份第二产业GDP占比（）、企业贷款年份的存款准备金率（）和一年期贷款基准利率（）以控制地区经济发展水平和我国货币政策对小微企业信贷约束的影响。

### 4.工具变量

为了解决数字普惠金融的内生性问题，本文在后续实证中采用两阶段最小二乘法（2SLS）对基准回归进行了稳健型检验，在使用2SLS进行估计时，选择合适的工具变量至关重要。研究数字普惠金融的文献中使用的工具变量有：（1）省级互联网普及率（谢绚丽等，2018）。互联网是数字金融发展的必要设施，互联网普及率显然与数字普惠金融存在显著的正相关关系，毫无疑问其满足工具变量的相关性要求；在控制了经济发展水平和资金获取成本后，互联网普及率只能通过数字普惠金融这一唯一渠道影响小微企业的信贷约束，因此，互联网普及率能很好的满足工具变量的外生性条件。同时，大部分学者在研究数字普惠金融对其他变量的影响时，都选择使用互联网普及率作为工具变量（邱晗等，2018；唐松等，2020；万佳彧等，2020）。（2）Bartik instrument（易行健和周利，2018）。该工具变量为一阶滞后数字普惠金融指数和数字普惠金融指数在时间上的一阶差分的乘积，然而这种构造方式使用的数据为市级数字普惠金融（单个地级市的信贷供需变化不会重要到与整个国家的数字普惠金融显著相关），而省级层面的数据则可能存在由于其他外生冲击导致的估计偏误。（3）企业所在省省会与杭州的球面距离（张勋等，2019）。该工具变量的选取具有一定的合理性，由于数字普惠金融指数编制的数据来源是总部位于杭州的蚂蚁金服集团，因此该工具变量与数字普惠金融发展密切相关（郭沛瑶和尹志超，2022），但该变量也同时反映了互联网金融发展的地理依赖性，换言之，杭州互联网金融的发展对周边城市的影响存在正的溢出效应，而距离较远的城市（例如北京、上海和深圳周边的城市），却由于这些大城市的吸附效应而被抑制发展（郭峰等，2017），因此本文认为该工具变量不能很好的满足相关性条件；不仅如此，由于中国互联网金融存在的空间聚集效应，该工具变量很可能通过反应地区的市场化水平、经济活力和制度质量等其他因素，进而影响信贷约束[[7]](#footnote-8)。综上所述，本文选择使用2013年省级互联网普及率（）作为工具变量。除此之外，本文还参考杨君等（2021）的做法，选择了2013年12月的农村固定电话安装用户数[[8]](#footnote-9)（）作为工具变量。一方面，普惠金融的发展与农村金融息息相关，而相关的金融服务离不开固定电话等基础设施的普及，因此该工具变量与数字普惠金融存在相关性；另一方面，农村固定电话安装用户数很难直接影响小微企业的信贷约束，因此可以认为该工具变量满足外生性假设。

### 5.样本选择问题相关变量

本文注意到被解释变量小微企业信贷约束存在较多缺失值，可能存在样本选择问题。虽然从直觉来看，小微企业所处省份的数字普惠金融发展程度与其信贷约束是否缺失并无关系，但为了谨慎起见，本文在后续使用Heckman两阶段模型处理可能被存在的样本选择问题。所使用的相关变量为：（1）根据民间借款调整所得的被解释变量信贷约束是否缺失（）；（2）用于计算逆米尔斯比率的变量企业基本信息未答题数量（）和企业偿还生产经营项目欠款的经济能力（）[[9]](#footnote-10)。

### 6.稳健性检验、机制分析和进一步分析中使用的变量

为了保证基准回归结果的稳健性，本文还使用了小微企业的银行贷款需求量（）替换信贷约束程度（）作为被解释变量，使用数字普惠金融指数的一级指标覆盖广度（）、使用深度（）和二级指标信贷业务（）替换解释变量数字普惠金融指数（）（郭沛瑶等，2022）。而在后续的机制分析中，本文选择使用是否存在研发与创新活动（）、创新活动是否形成产品产出（）和创新活动是否形成技术或工艺产出（）作为企业创新的代理指标；使用企业的主要采购渠道是否包含互联网（）、互联网采购额（）和互联网采购额占总采购额的比例（）作为企业互联网足迹的代理指标。在进一步分析中，本文使用小微企业的民间借款的融资约束（）、2014年的招待费（）和企业偏好的融资渠道（）从不同角度验证了关系、融资偏好在非正规金融挤出效应中的作用。

## （三）实证模型

为了检验数字普惠金融是否缓解了小微企业的信贷约束，本文构建了如下模型：

其中，代表小微企业的信贷约束程度，则代表小微企业所在省份的数字普惠金融指数，代表模型中包含的控制变量，下标、、和分别代表企业主营业务所属行业、开户银行类型、所有制形式和编号。此外，、和分别表示企业的主营业务所属行业、开户银行以及所有制形式的固定效应。

表1：主要变量的描述性统计

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  | (1)  N | (2)  Mean | (3)  Std | (4)  Min | (5)  Max |
|  | 3026 | 0.312 | 0.432 | 0.000 | 1.000 |
|  | 3026 | 5.271 | 0.130 | 5.047 | 5.483 |
|  | 3026 | 14.096 | 3.222 | 0.000 | 20.030 |
|  | 3026 | 4.389 | 0.802 | 2.565 | 6.842 |
|  | 3026 | 8.743 | 1.632 | 4.977 | 13.681 |
|  | 3026 | 14.524 | 2.337 | 0.000 | 21.512 |
|  | 3026 | 3.165 | 1.126 | 1.000 | 5.000 |
|  | 3026 | 2.988 | 1.497 | 0.000 | 15.068 |
|  | 3026 | 44.609 | 7.592 | 21.306 | 54.140 |
|  | 3026 | 1.636 | 0.221 | 1.620 | 9.180 |
|  | 3026 | 3.826 | 0.248 | 3.240 | 11.026 |

数据来源：CMES和CSMAR数据库

# 四、实证结果分析

## （一）基准回归

表2中的列（1）报告了使用普通最小二乘法（OLS）估计的数字普惠金融与小微企业信贷约束回归结果。其中，数字普惠金融指数对应系数在1%水平上显著为负，说明数字普惠金融的发展确实有利于缓解我国小微企业面临的信贷约束。由于本文计算的小微企业信贷约束指标（）中0值占比62.1%，且变量的上下限分别为0和1，数据呈现出明显的双侧受限截堵特点，采用OLS估计易使结果产生偏误，因此本文采用了Tobit模型对基准回归的结果进行辅助检验[[10]](#footnote-11)，可以明显看出，使用Tobit模型进行估计后，数字普惠金融对应系数的绝对值明显变大，但系数仍旧显著为负，因此可以认为基准回归的结果仍然有效。为了进一步增强基准回归结果的稳健性，本文采用了包括将解释变量替换为覆盖广度（）、使用深度（）和信贷业务（）[[11]](#footnote-12)，将被解释变量替换为银行贷款需求量（）[[12]](#footnote-13)和采用未缩尾数据[[13]](#footnote-14)进行估计的等方式进行了稳健性检验，结果中数字普惠金融对应系数的显著性和符号均并未发生改变。

表2：数字普惠金融与小微企业信贷约束

|  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  | (1)  OLS | (2)  Tobit | (3) | (4) | (5) | (6) |
|  | -0.580\*\*\* (-7.60) | -4.276\*\*\* (-8.84) |  |  |  | -6.909\*\*\* (-4.82) |
|  |  |  | -0.503\*\*\* (-7.93) |  |  |  |
|  |  |  |  | -0.288\*\*\* (-6.88) |  |  |
|  |  |  |  |  | -0.173\*\*\* (-6.34) |  |
|  | 0.002 (0.79) | 0.013 (0.74) | 0.002 (0.76) | 0.002 (0.81) | 0.002 (0.73) | 0.001 (0.03) |
|  | 1.859  (1.31) | 9.604  (1.08) | 1.811 (1.29) | 1.815 (1.27) | 1.611 (1.13) | -5.827 (-0.23) |
|  | -0.948 (-1.36) | -4.675 (-1.14) | -0.924 (-1.33) | -0.927 (-1.32) | -0.827 (-1.18) | 2.445 (0.20) |
|  | 0.004 (0.90) | 0.032 (1.22) | 0.004 (0.98) | 0.004 (0.88) | 0.004 (0.90) | 0.216\*\* (2.45) |
|  | 0.025\*\*\* (2.73) | 0.152\*\*\* (2.86) | 0.025\*\*\* (2.81) | 0.023\*\*\* (2.57) | 0.021\*\*\* (2.38) | 0.601\*\*\* (3.83) |
|  | -0.001  (-0.08) | 0.017  (0.42) | -0.001  (-0.11) | 0.000  (0.06) | -0.001  (0.17) | 0.140  (1.08) |
|  | -0.001  (-0.65) | 0.006  (0.74) | -0.002  (-1.22) | 0.001  (0.73) | -0.002\*\*  (2.32) | -0.016\*\*  (-0.61) |
|  | -0.073  (-1.27) | -0.363  (-0.83) | -0.080  (-1.40) | -0.071  (-1.23) | -0.075  (-1.30) | -4.583\*\*\* (-3.58) |
|  | 0.053 (0.91) | 0.259 (0.68) | 0.058 (1.01) | 0.051 (0.81) | 0.052 (0.89) | 3.437\*\*\* (2.67) |
| 截距项 | 19.654\*\*\* (6.49) |  | 2.710\*\*\* (6.29) | 1.502\*\*\* (4.52) | 0.784\*\*\* (2.84) | 40.409\*\*\* (4.18) |
|  |  |  |  |  |  |  |
| 统计量 | 12.275 |  | 12.404 | 12.100 | 12.499 | 6.512 |
| 样本容量 | 3026 | 3026 | 3026 | 3026 | 3026 | 1441 |

注：括号中报告了使用稳健标准误计算的值，\*\*\*、\*\*和\*分别表示估计系数在1%、5%和10%水平上显著，所有回归中均控制了行业固定效应、企业所有制固定效应和开户银行固定效应。

## （二）内生性问题的处理

本文在使用两阶段最小二乘法处理数字普惠金融可能存在的内生性问题之前，首先对待使用的两个变量分别进行了排他性检验：即如果在控制了内生解释变量后，工具变量与被解释变量依然存在较大相关性，则认为该工具变量不满足排他性约束。表3中前4列报告了上述检验的结果：在加入数字普惠金融之后，此前显著的互联网普及率和农村固定电话用户数变得不显著了，因此可以认为，本文选取的两个工具变量仅通过数字普惠金融这一唯一渠道影响小微企业的信贷约束，符合排他性约束。

接下来，本文将正式使用两阶段最小二乘法处理内生性问题：第一阶段结果见表3第（5）列，互联网普及率及农村固定电话用户数对应系数皆显著为正，表明二者与数字普惠金融存在显著的正相关关系；第二阶段结果见表3第（6）列，值得注意的是，2SLS估计的回归系数为-0.589，小于OLS估计的回归系数-0.580。如果是由于测量误差导致的内生性问题，OLS的估计结果应向下偏差，而反向因果和遗漏变量则使得OLS的估计值比真实值高，由此看来，本文实证中数字普惠金融存在的内生性问题应是由反向因果或遗漏变量导致。而本文认为，数字普惠金融作为一个宏观维度的变量，很难被小微企业的信贷约束这一微观变量直接影响，因此可以排除反向因果问题。综上所述，可以认为本文使用的两个工具变量在一定程度上解决了由于遗漏变量导致的内生性问题[[14]](#footnote-15)，同时，2SLS的估计结果与基准回归中的结果十分接近，说明前文中的结论是稳健的。

表3：内生性问题的处理

|  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
|  |  | -0.372\*\* (-2.26) |  | -0.530\*\*\* (-6.51) |  | -0.589\*\*\* (-7.19) |
|  | -0.542\*\*\* (-7.16) | -0.223 (-1.36) |  |  | 0.813\*\*\* (103.79) |  |
|  |  |  | -0.141\*\*\* (-4.89) | 0.051 (-1.67) | 0.030\*\*\* (8.89) |  |
|  |  |  |  |  |  |  |
| 统计量 | 12.17 | 12.04 | 32.51 | 12.06 | 452.58 |  |
| 统计量 |  |  |  |  |  | 648.68 |
| 样本容量 | 3026 | 3026 | 3026 | 3026 | 3026 | 3026 |

注：除第（6）列括号中报告了2SLS第二阶段中使用的统计量外，剩余括号均报告了使用稳健标准误计算的值；\*\*\*、\*\*和\*分别表示估计系数在0.1%、1%和5%水平上显著；所有回归中均包含控制变量，且控制了行业固定效应、企业所有制固定效应和开户银行固定效应。

## （三）样本选择问题的处理

本文在处理样本选择问题时，参考了杨其静等（2022）在使用CMES数据库时对于人均利润缺失值的处理方法，采用Heckman两步法辅助验证了基准回归模型估计的稳健性。首先，将小微企业的信贷约束是否缺失（）作为被解释变量，将企业基本信息未答题数量（）作为排他性约束变量，同时将企业偿还生产经营项目欠款的经济能力（）作为控制变量，使用Probit模型估计第一阶段结果。其中，企业基本信息未答题数量可以很好地反应问卷答题者对企业的了解程度[[15]](#footnote-16)，与小微企业信贷约束是否缺失显著正相关；而控制企业偿还生产经营项目欠款的经济能力是因为本文认为偿还欠款能力较差的企业存在隐瞒构造信贷约束相关问题的动机，需要加以控制。第二步则是将第一步得到的逆米尔斯比例（）加入模型（1）中[[16]](#footnote-17)。值得注意的是，列（1）和列（2）的样本容量存在微小差别，这是由于本文在构造变量时根据民间借款进行了调整：小微企业不需要银行贷款并非代表其不存在融资约束，而是通过其他途径非正规金融途径缓解了，显然这部分样本不应视为缺失值。列（1）中的结果表明，排他性约束变量和控制变量对应系数在5%水平下分别显著为负和显著为正[[17]](#footnote-18)，说明答题者的了解程度确实与被解释变量是否缺失显著正相关，且欠款偿还能力较差的企业可能存在的瞒报情况被控制住了，这使得可以较好地控制样本可能存在的选择偏差。表3第（2）列中的回归结果显示，的系数为-0.240，在1%水平上显著，且数字普惠金融对应系数的符号和显著性未发生改变，这说明，修正了样本选择偏差后，数字普惠金融能够缓解小微企业信贷约束的结论是稳健的。最后，同时考虑样本选择偏误和遗漏变量的影响，使用Heckman-IV方法，将前文计算的逆米尔斯比例纳入2SLS中重新估计[[18]](#footnote-19)，所得结果仍然一致。

综上所述，在使用了2SLS模型、Heckman模型和Heckman-IV模型，处理了可能存在的遗漏变量问题和样本选择问题后，前文的结论依然保持不变，因此可以说明数字普惠金融缓解小微企业信贷约束的结论时稳健的。

表4：样本选择问题的处理

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
|  | (1) | (2) | (3) | (4) |
|  |  | -4.276\*\*\* (-8.84) |  | -0.599\*\*\* (-5.13) |
|  | -0.175\*\* (-2.16) |  |  |  |
|  | 0.314\*\* (0.017) |  |  |  |
|  |  | -0.240\*\*\* (-3.27) | 0.019\*\* (2.27) | -0.239\*\*\* (-3.30) |
|  |  |  | 0.841\*\*\* (69.57) |  |
|  |  |  | 0.052\*\*\* (11.60) |  |
|  |  |  |  |  |
| 样本容量 | 1397 | 1338 | 1338 | 1338 |

注：第（1）列括号中报告的是Probit模型中常用的统计量，第（4）列括号中报告的是2SLS中第二阶段估计使用的统计量，其余列报告的都是统计量。\*\*\*、\*\*和\*分别表示估计系数在1%、5%和10%水平上显著。所有回归中均包含控制变量，且控制了行业固定效应、企业所有制固定效应和开户银行固定效应。

# 五、机制分析

前文中基准回归的结果表明我国数字普惠金融的发展能够显著缓解小微企业的信贷约束，下面，本文从企业的创新行为及数字足迹两个不同的角度进行机制检验，探究数字普惠金融能否缓解银企间的信息不对称以及小微企业特征在其中的影响机制。

## （一）创新

参考蔡乐才和朱盛艳（2020）和杨君等（2021）的做法，本文采用创新行为及创新产出两个方面的指标来衡量CMES数据库中的小微企业创新：第一，是否存在研发与创新活动（），如果企业在2014年及之前有过产品或技术上的研发与创新活动，或存在其他方面的创新（例如组织、服务、营销、文化等方面），则变量赋值为1，否则为0；第二，创新活动是否形成产品产出（），如果企业2014年的研发与创新活动形成了新产品，且新产品的销售收入大于0，则该变量赋值为1，否则为0；第三，创新活动是否形成技术或工艺产出（），如果企业2014年的研发与创新活动形成了新技术/新工艺，则该变量赋值为1，否则为0。由于创新研发投入必然伴随着银行难以有效评估和识别的人力资本和无形资产的产生，因此，变量包含了小微企业创新行为本身可能对数字普惠金融效果产生的不利影响。而变量和则侧面反映了创新产出所具有的分配不对称性，即使企业已经获得创新产出，银企间信息不对称仍然可能由于收益分配和预期不确定等结构性问题而加剧。

为了检验上述机制，本文借鉴连玉君和廖俊平（2017）的方法，将样本企业按照、和分为创新型小微企业和非创新型小微企业，并且检验组间数字普惠金融缓解信贷约束效果的差异。从表5中各组的估计系数可以看出，非创新型企业[[19]](#footnote-20)对应系数明显较高，且按照不同指标分组所得结果一致，结果非常稳健。经由Bootstrap法得到的经验值则进一步证实了上述差异在统计上的显著性：在三种分组情况下对应的经验值分别为0.04、0.02和0.01，均在5%水平上显著。综上所述，小微企业的创新行为对于数字普惠金融缓解信贷约束的作用存在显著负面影响。

表5：创新对数字普惠金融缓解小微企业信贷约束的抑制作用

|  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  |  | | |  | | |  | | |
|  | (1) | (2) | (2)-(1) | (3) | (4) | (4)-(3) | (5) | (6) | (6)-(5) |
|  | -0.691 (-7.64) | -0.439 (-4.71) | 0.252 <0.04> | -0.621 (-7.82) | -0.314 (-1.76) | 0.307 <0.02> | -0.612 (-7.72) | -0.241 (-1.31) | 0.371 <0.01> |
|  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |
| 统计量 | 17.63 | 13.24 |  | 19.64 | 4.77 |  | 19.25 | 3.31 |  |
| 样本容量 | 1677 | 1729 |  | 2203 | 498 |  | 2222 | 463 |  |

注：括号中报告的是使用稳健标准误计算的值，尖括号中报告的经验值用于检验组间系数差异的显著性，通过自体抽样1000次得到。

## （二）数字足迹

参考杨其静等（2022）和张铭心（2022）的做法，本文使用的小微企业数字足迹代理指标有以下三个：2014年企业的主要采购渠道是否包含互联网（）、互联网采购额[[20]](#footnote-21)（）和互联网采购额占总采购额的比例（）。

为了验证假设三，本文首先按照主营业务所属行业将小微企业分成零售行业和其他行业，这是由于零售业的小微企业更多地通过各类平台进行市场化交易，存在更多的数字化交易信息，而其他行业（制造业等）的小微企业则更多的处于供应链中较固定的位置，留下的数字足迹较少。而后，将样本企业分别按照、多少和大小分成有数字足迹和无数字足迹两组，并且检验组间数字普惠金融缓解信贷约束效果的差异。表6中报告了组间系数的差异，可以看出，零售业存在非常显著的组间差异，有数字足迹的企业相较无数字足迹的企业，数字普惠金融对信贷约束的缓解作用显著更强（三组情况下对应的经验值分别为0.004、0.021和0.018，均在5%水平上显著），而其他行业则不存在这一现象。上述结果支持本文的假设三，且非常稳健。这意味着数字足迹对于银行识别零售业的小微企业而言是十分重要的特征，能够有效帮助银行进行有效评估，显著降低银企间信息不对称，提升数字普惠金融对信贷约束的缓解作用。

表6：数字足迹对数字普惠金融缓解小微企业信贷约束的促进作用

|  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  |  | |  | |  | |
|  | 零售行业 | 其他行业 | 零售行业 | 其他行业 | 零售行业 | 其他行业 |
|  | 0.706 (0.004) | 0.153 (0.401) | 0.596 (0.021) | 0.255 (0.304) | 0.650 (0.018) | 0.721 (0.082) |
|  |  |  |  |  |  |  |
| 样本容量 | 709 | 278 | 701 | 343 | 670 | 288 |

注：括号中报告的经验值用于检验组间系数差异的显著性，通过自体抽样1000次得到。

# 六、进一步分析

小微企业的民间借款的融资约束（）、2014年的招待费（）和企业偏好的融资渠道（）

表7：民间借款对银行借款的挤出作用（TODO）

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  |  |  | |  | |
|  | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
|  | -0.327\*\*\* (-3.83) | -0.449\*\*\* (-3.72) | -0.273\*\* (0.732) | -0.291\*\* (-2.93) | -0.381\*\*\* (-3.19) |
|  | 0.724\*\*\* (34.95) | 0.684\*\*\* (24.44) | 0.732\*\*\* (20.08) | 0.328\*\*\* (4.31) | 0.790\*\* (32.55) |
|  | 0.686\*\*\* (454) | 0.711\*\*\* (3.53) | 0.641\*\* (2.44) | 0.678 (1.40) | 0.585\*\* (3.48) |
|  |  |  |  |  |  |
| 样本容量 | 2466 | 1263 | 1162 | 1237 | 1229 |

注：括号中报告了使用稳健标准误计算的值，\*\*\*、\*\*和\*分别表示估计系数在1%、5%和10%水平上显著，所有回归中均控制了行业固定效应、企业所有制固定效应和开户银行固定效应。

# 七、结论

**参考文献：**

1. 甘犁,秦芳,吴雨.小微企业增值税起征点提高实施效果评估——来自中国小微企业调查（CMES）数据的分析[J].管理世界,2019,35(11):80-88+231-232.DOI:10.19744/j.cnki.11-1235/f.2019.0149.
2. 郭峰,王靖一,王芳,孔涛,张勋,程志云.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),2020,19(04):1401-1418.DOI:10.13821/j.cnki.ceq.2020.03.12.
3. 黄宇虹,黄霖.金融知识与小微企业创新意识、创新活力——基于中国小微企业调查(CMES)的实证研究[J].金融研究,2019(04):149-167.
4. 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),2022,22(01):303-322.DOI:10.13821/j.cnki.ceq.2022.01.15
5. 赵绍阳,李梦雪,佘楷文.数字金融与中小企业融资可得性——来自银行贷款的微观证据[J].经济学动态,2022(08):98-116.
6. 谢绚丽,沈艳,张皓星,郭峰.数字金融能促进创业吗?——来自中国的证据[J].经济学(季刊),2018,17(04):1557-1580.DOI:10.13821/j.cnki.ceq.2018.03.12.
7. 邱晗,黄益平,纪洋.金融科技对传统银行行为的影响——基于互联网理财的视角[J].金融研究,2018(11):17-29.
8. 唐松,伍旭川,祝佳.数字金融与企业技术创新——结构特征、机制识别与金融监管下的效应差异[J].管理世界,2020,36(05):52-66+9.DOI:
9. 万佳彧,周勤,肖义.数字金融、融资约束与企业创新[J].经济评论,2020(01):71-83.DOI:10.19361/j.er.2020.01.05.
10. 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.
11. 张勋,万广华,张佳佳,何宗樾.数字经济、普惠金融与包容性增长[J].经济研究,2019,54(08):71-86.
12. 郭沛瑶,尹志超.小微企业自主创新驱动力——基于数字普惠金融视角的证据[J].经济学动态,2022(02):85-104.
13. 郭峰,孔涛,王靖一.互联网金融空间集聚效应分析——来自互联网金融发展指数的证据[J].国际金融研究,2017(08):75-85.DOI:10.16475/j.cnki.1006-1029.2017.08.008.
14. 杨君,肖明月,吕品.数字普惠金融促进了小微企业技术创新吗?——基于中国小微企业调查(CMES)数据的实证研究[J].中南财经政法大学学报,2021(04):119-131+160.DOI:10.19639/j.cnki.issn1003-5230.2021.0047.
15. 宋全云,李晓,钱龙.经济政策不确定性与企业贷款成本[J].金融研究,2019(07):57-75.
16. 雷淳. 我国数字金融对中小企业融资约束影响研究[D].四川大学,2021.DOI:10.27342/d.cnki.gscdu.2021.000803.
17. 郭沛瑶,尹志超.小微企业自主创新驱动力——基于数字普惠金融视角的证据[J].经济学动态,2022(02):85-104.
18. 杨其静,唐跃桓,李秋芸.互联网赋能小微企业：绩效与机制——来自中国小微企业调查(CMES)的证据[J].经济学(季刊),2022,22(05):1783-1804.DOI:10.13821/j.cnki.ceq.2022.05.16.
19. 蔡乐才,朱盛艳.数字金融对小微企业创新发展的影响研究——基于PKU-DFIIC和CMES[J].软科学,2020,34(12):20-27.DOI:10.13956/j.ss.1001-8409.2020.12.04.
20. 连玉君,廖俊平.如何检验分组回归后的组间系数差异?[J].郑州航空工业管理学院学报,2017,35(06):97-109.DOI:10.19327/j.cnki.zuaxb.1007-9734.2017.06.010.
21. 张铭心,谢申祥,强皓凡,郑乐凯.数字普惠金融与小微企业出口:雪中送炭还是锦上添花[J].世界经济,2022,45(01):30-56.DOI:10.19985/j.cnki.cassjwe.2022.01.002.

1. \* 湖南大学 [↑](#footnote-ref-2)
2. † 湖南大学 [↑](#footnote-ref-3)
3. 针对那些通过民间借款（亲朋好友、民间金融组织/民间金融机构等非银行融资渠道）获得资金而无需银行贷款的小微企业，本文认为该类企业并非没有信贷约束，而是通过其他非正规金融途径缓解了信贷约束，因此本文将这部分样本从研究中剔除。 [↑](#footnote-ref-4)
4. 企业在2014年的营业收入，经过对数处理。 [↑](#footnote-ref-5)
5. 考虑到企业的生命周期理论，本文同时将企业实际经营年份的平方项纳入回归模型，同时对其进行对数化处理。 [↑](#footnote-ref-6)
6. 企业员工包括普通员工和管理人员。 [↑](#footnote-ref-7)
7. 本文的也使用工具变量的排他性检验进行了验证：在排除数字普惠金融的模型中加入企业所在省省会与杭州的球面距离，其对应系数的t检验结果显著，而在控制了数字普惠金融指数后，该系数仍然显著，因此本文认为其无法通过工具变量的排他性检验。 [↑](#footnote-ref-8)
8. 单位：千万户。 [↑](#footnote-ref-9)
9. 包括银行贷款和民间借款。 [↑](#footnote-ref-10)
10. 见表2第列（2）。 [↑](#footnote-ref-11)
11. 见表2第列（3）、列（4）和列（5）。 [↑](#footnote-ref-12)
12. 见表2第列（6）。 [↑](#footnote-ref-13)
13. 由于篇幅所限，表中没有汇报未缩尾数据的回归结果。 [↑](#footnote-ref-14)
14. 本文使用的工具变量也通过了弱工具变量检验和过度识别约束检验。其中，Stock和Yogo弱工具检验的统计量为5161，大于容忍10%扭曲下对应的临界值19.93；Wooldridge的稳健得分过度识别检验卡方统计量为1.269，值为0.26。 [↑](#footnote-ref-15)
15. 企业基本信息未答题数的均值为0.77，本文筛选基本信息问题总数为23个，平均而言，问卷的基本信息有3.35%的题目未被作答。 [↑](#footnote-ref-16)
16. 其中，代表第一阶段模型估计所得残差。 [↑](#footnote-ref-17)
17. 估计结果见表3第（1）列。 [↑](#footnote-ref-18)
18. 见表4第（3）、（4）列。 [↑](#footnote-ref-19)
19. 表5中第（2）、（4）、（6）列。 [↑](#footnote-ref-20)
20. 互联网采购总额的对数值。 [↑](#footnote-ref-21)