

# 基于移动支付的数字金融服务能为非正规就业者带来红利吗? \*

——来自码商的微观证据

邓 辛 彭嘉欣

**摘要:**技能、禀赋方面的短板和制度障碍使非正规就业者的发展受到诸多限制,也影响了我国就业市场的高质量发展。而数字经济的兴起,推动社会生产方式和发展模式发生重大变革,为非正规就业的发展创造了机遇。鉴于此,本文以移动支付市场的二维码线下收款场景为切入点,在动态均衡框架下,从理论和实证上研究了数字金融服务对非正规就业者这一长尾客群的影响。本文研究发现,基于移动支付平台的数字金融服务通过提高资金管理能力、缓解金融约束,有效提高了非正规就业者的收入,缩小了非正规就业者在规模、区域、个人禀赋方面的资源差异。上述结果对于数字中国建设工作的推进以及非正规就业治理具有重要的政策含义。

**关键词:**数字金融服务 移动支付 非正规就业 数字红利

## 一、引言

近年来,我国深入实施数字经济发展战略,大数据、云计算等数字技术创新活跃、快速扩散,加速与经济社会各行业各领域深度融合,这其中,金融行业的变化尤为瞩目。作为金融创新与科技创新叠加融合形成的一种高级金融形态,数字金融加速了资金、信息、数字等要素的自由流通与有效配置,为降低金融交易成本、提高社会金融资源分配效率、优化金融资源配置提供了巨大的发展空间(王馨,2015;傅秋子、黄益平,2018;伯格等,2020;吴雨等,2021)。但同时,随着传统的商业运营模式被打破,也可能出现新的技术和金融壁垒,因为享有数字红利的前提是拥有配套设施和对应的知识技能水平,低端劳动力市场的收入及福利能否得到保障仍待观察。对此,我们亟需厘清此类变革对就业者尤其是低端劳动力市场的影响。

在本研究中,我们重点评估数字金融服务对非正规就业者的影响。非正规就业又称为灵活就业,涵盖了没有基本劳动保护的大多数工作和经济活动,比如街头贩卖、家庭工作、家务劳动、短期合同工等等,是我国劳动力城镇就业的重要形态。根据调查,我国灵活就业人员的数量至少已经超过了3亿人(何文、申曙光,2020)<sup>①</sup>,非正规经济总量占GDP比例约为14.5%,位居全球首位<sup>②</sup>(卡尼、施奈德,2015)。而随着数字经济的发展,非正规部门的规模还在不断扩大。

与正规部门就业者相比,数字金融对非正规就业者的影响更为复杂。因为尽管数字金融具有诸多发展潜力,但享受数字红利的前提条件是使用者拥有配套的数字基础设施和相关知识技能,非正规就业者受技能和知识水平所限,可能面临新的歧视和金融排斥。当前,学者们对数字金融的发展是否造成新的金融排斥和歧视问题已有了不少探索(杜阿尔特等,2012;许竹青等,2013;邱泽奇等,2016;拉格内达,2017;张勋等,2021;富斯特等,2022;巴特利特等,2022;布塔、希兹莫,2021;陈硕等,2023;多比等,2021)。但是,国内相关研究对数字金融的测度多为年度的地区宏观度量指标(谢绚丽等,2018;张勋等,2019;张

\*本研究得到国家自然科学基金项目“‘走出去’后的价值创造:跨国并购整合效率的定量分析”(基金号:71772111)、上海财经大学研究生创新基金项目“金融科技与非正规就业”(基金号:CXJJ-2020-343)的资助。彭嘉欣为本文通讯作者。

勋等,2020;唐松等,2020;吴雨等,2020;聂秀华等,2021)<sup>③</sup>。该类指标是该地区个人、家庭或工商企业接入数字金融服务概率的代理变量,并假定地区内所有样本享受数字金融服务的机会相同<sup>④</sup>。鲜有文献使用个体层面上数字金融服务使用程度的微观度量指标,数字金融对非正规就业者群体影响方面的研究更是空白。

就研究设计而言,要研究数字金融服务对非正规就业者收入的影响面临两个主要的困难。一是数字金融服务的测度。用户是否获得数字金融服务、享受到多大程度的数字金融服务是一个难以量化的指标,尤其对个体水平的测度更加复杂。二是非正规就业者的收入如何统计。囿于非正规就业者流动频繁、组织管理松散、管制较少的特性,我们很难直接获得该类就业人群的收入数据。这也是文献中关于非正规就业的量化研究相对匮乏的原因。

移动支付的普及一定程度上解决了这两项难题。一方面很多非正规就业者如摊贩、商户、家务劳动等在线下通过二维码进行收款,成为所谓的“码商”。借助移动支付的收入流水数据,我们可以精准动态地跟踪非正规就业者的每笔营收情况,不用担心漏报、隐瞒的情况。另一方面,移动支付平台在为用户提供基础支付业务外,基于业务沉淀的数据要素也提供保险、理财、借贷等多维数字金融服务,使我们得以测度个体水平上数字金融服务使用程度。

具体而言,本文聚焦于移动支付基础上衍生的数字金融服务,构建了非正规就业者生产、融资的动态均衡模型,从理论上分析移动支付平台中的数字金融服务对非正规就业者价值的影响机理。此外,本文以码商——线下二维码支付市场中的商户<sup>⑤</sup>收入流水数据为研究样本,实证检验了以移动支付设备为媒介所带来的数字金融服务对非正规就业者的商业影响<sup>⑥</sup>。我们发现以移动支付设备为媒介所带来的数字金融服务通过提高非正规就业者的资产管理能力、缓解融资约束显著提高非正规就业者的营收,并且这种效应在年长就业者、女性有孩群体、低学历人群、涉农人群及欠发达地区群体更为显著。本文的研究结论表明,数字金融服务可以帮助处于相对贫困阶段的非正规就业者提高收入、缓解收入差距,我们提供了非正规就业者享受数字红利的直接证据,同时未在移动支付服务中发现“数字歧视”现象。

相较于已有文献,本文主要贡献如下。

首先,本文拓展了数字资源与社会不平等关系的相关文献。社会不平等与数字不平等往往相互影响(范迪克,2005;威特、曼依,2010;伯格等,2021)。在中国数字化环境愈加成熟的今天,我们需要更深层次地了解年龄、性别、社会地位、经济文化水平等差异是否会导致数字知识和使用能力上的差距,进而影响数字红利的公平分配。除此之外,本文也是首次从社会弱势群体——非正规就业者的角度展开研究,探讨数字金融的红利效用。本文研究结果有助于更好地理解与数字金融服务快速发展相关的问题、向社会弱势群体提供数字金融服务以及数字普惠金融所涉及的收益与风险。

其次,本文对作为重要金融和商业基础设施的移动支付,在促进数字金融业务发展和推进普惠金融实施上的作用机制展开了检验。以往关于移动支付和数字金融的研究大多基于调查问卷或者宏观地区指标数据,无法对移动支付技术所带来的数据价值增量进行检验。本文提供了移动支付的经营流水数据转化为可利用的生产要素的直接证据。对在移动支付基础上衍生出的数字金融服务的讨论能帮助我们更好地理解金融科技服务商的生态管理价值。

最后,本文的结论对中国人民银行的条码支付新规和后续条码支付市场业务监管提供了理论支持。为了杜绝不法分子通过静态码漏洞、出租出售个人收款码等方式进行违法犯罪活动,2022年中国人民银行发布了《中国人民银行关于加强支付受理终端及相关业务管理的通知》。但与新规相关的一些问题也引起了社会广泛讨论,比如,新规是否会增加非正规商户经营成本、如何制定无法办理工商注册登记的非正规商户收款条码变更标准等。通过剖析不同二维码收款服务种类对于非正规商户的影响和作用机制,本文结论为更好地把控个人收款码的监管力度,以确保针对非正规商户数字金融服务成本不升、数字红利不降提供有益参考。

## 二、文献回顾和研究背景

### (一)文献回顾

#### 1. 基于移动支付产生的增值数字金融服务

在众多数字金融业务中,移动支付基于其庞大的客群成为了其他金融服务发展壮大的重要基石。时至今日,它已经从一个简单的支付工具拓展至涵盖信贷、保险、理财等多种金融服务的金融生态系统,支付活动产生的数据作为基础要素在其中发挥了关键作用。摩根大通最新的研究报告《支付正在彻底改变世界》<sup>⑦</sup>指出,支付连接着跨越物理、数字和虚拟世界的人和设备,支付和货币流动的核心是数据传输。移动支付使得交易全面数据化,沉淀了大量信息流和资金流数据。一方面,这些数据可以被用来构建信用评分,解决信贷市场信息不对称问题,降低对抵押品的需求,缓解融资约束(贝克等,2018;甘巴科尔塔等,2020)。杰克等(2013)观察研究肯尼亚的移动支付市场时就发现,该国信贷和保险市场规模的扩张与移动货币的发展有着密切的联系。另一方面,由移动支付平台积累的用户信息和交易行为等数据也能帮助金融服务提供者与用户之间建立信任,改善资源配置,进而提高企业利润,促进宏观经济的发展(贝克等,2018;尹志超等,2019)。比如,在东非的一些国家,伊斯兰等(2018)发现企业使用移动货币对私人投资存在积极影响,而这种影响就部分来自于使用移动金融服务后企业信用价值提高。

#### 2. 基于移动支付的数字金融服务对非正规就业者的影响

尽管目前尚未有文献给出移动支付所带来的数字金融服务对非正规就业者影响的直接证据,但是已有证据表明,移动支付对家庭福利确实存在影响,这体现在金融参与、风险分担、商业决策等诸多方面。在金融参与层面,尹志超等(2022a)的研究发现,移动支付能通过金融知识、社会互动和商业保险可得性等途径促进家庭商业保险参与。风险分担层面,杰克和苏蕊(2014)发现,肯尼亚的家庭在面对负向收入冲击时,那些使用移动支付的家庭消费表现更为平滑和稳定,这主要归因于交易成本的降低。莱利(2018)的研究发现,移动支付服务可以改变传统的风险分担方式,比如它通过帮助家庭向未受到冲击的地区汇款,减少了洪水、干旱等因降雨量导致的冲击对家庭消费的负面影响。一些研究还发现了移动支付影响家庭商业决策的间接证据,比如,尹志超等(2019)通过观察2017年的中国家庭金融调查数据发现,移动支付能提高家庭创业的概率和工商业项目的经营绩效,并且对创业成本高和受到信贷约束的家庭创业活动促进作用更大。黄益平等(2020)发现,从事农业生产的家庭在使用移动支付之后更可能转行从事商业活动。

除此之外,移动支付也被看作实现普惠金融最为重要的工具之一(普惠金融联盟,2018)。通过分析移动支付平台上的交易数据,金融机构可以为中小微企业或没有银行账户的个体经营者构建信用评分,进而帮助他们在正规部门开展或扩展业务,这对发展中国家尤为重要(莫勒,2012;克拉伯,2017)。蒙耶盖拉和松本(2016)观察乌干达的农村家庭时就发现,相较于未使用移动支付的家庭,使用移动支付服务的家庭在人均消费会出现更显著的增长。移动支付在肯尼亚的普惠金融工作中也发挥了重要作用,自移动支付在肯尼亚兴起以来,7年时间内该国被金融排除在外的成年人口比例下了13.9%<sup>⑧</sup>。

综合来看,移动支付发展潜力巨大,其与金融服务的整合更是发展中国家推进普惠金融、解决贫困的契机,深入研究移动支付增值数字金融服务的影响意义深远。当前文献的研究对象仍停留在是否拥有或者使用移动支付工具上,有关移动支付作为数字经济基础设施所带来的增值金融服务的影响仍未有深层次探索,其数字金融服务对非正规就业者群体的影响研究更是几乎空白,研究还需进一步深入。因此,本文试图在以往研究的基础上,对移动支付平台所衍生的金融服务与非正规就业者收入之间的理论、实证关系及内在机制展开全面探讨。

### (二)研究背景

#### 1. 码商与非正规就业者

由于经济、制度和社会因素的差异,不同国家和地区非正规就业的情况差异很大,学术界未就非正规就业



的定义达成统一意见。但公认的看法是非正规就业应该包括所有缺乏法律或社会保护的就业。除了在劳动关系上不具备法定的法律保障,非正规就业通常还具有以下特征:生产规模小,工作时间弹性较大,所有制以个体、私营为主,生产规模以家庭为单位,没有完整独立账户,产品或服务对象主要面对低收入者,组织水平低等(国际劳工组织,2003;蔡昉、王美艳,2004;高玲芬、贾丽娜,2005)。高玲芬和贾丽娜(2005)认为非正规就业应当包括:从事非正规就业的雇主、从事非正规就业的雇员、自由职业者、个体经营者、从事非正规就业的农村劳动者。胡鞍钢和杨韵新(2001)将中国的非正规就业划分为两个类别,第一类是非正规部门的就业,具体包括小型企业或微型企业、家庭型企业、独立的服务者(比如家庭帮手、街头小贩等)<sup>⑨</sup>;第二类是正规部门里的非正式就业,具体包括临时性就业、非全日制就业、劳务派遣就业、分包生产或者服务项目的外部工人。在两类人群中,第一类独立服务者类的非正规商户构成了非正规部门的主体,在非正规部门的技术等级中,该类型职业所需技能水平也是最低的(张华初,2002),该类非正规就业者是我们的目标研究主体。

在实际统计中,国际劳工组织(2003)建议,各国应该根据本国国情和数据的可得性来确定界定非正规就业的范围标准。已有研究常用经营主体规模(或雇佣人数)、是否获得社会保障、是否在官方机构注册来识别、是否纳税、法律地位等特征来识别非正规就业者(蔡昉、王美艳,2004;高玲芬、贾丽娜,2005;刘媛媛,2012)。比如,国际劳工组织(2018)将非正规部门定义为未注册或就业人数少的私营非公司企业,如少于5名雇员;常进雄和王丹枫(2010)将个体经营户、家庭手工业户、雇工在7人以下的个人独资企业划分到非正规部门。基于此,本文将根据码商商户经营规模(收入和雇佣人数)、是否在官方机构注册两方面来识别非正规就业者。码商中绝大部分属于个体工商户和路边摊贩,与非正规就业者中的非正规商户具有极高的重合度,相关分析见《管理世界》网络发行版附录一。需要指出的是,码商不能代表广义上的所有非正规就业者,但以码商作为构成非正规就业主体的独立服务者类非正规商户的观察样本具备合理性。

非正规就业在提高劳动力使用效率、缓解就业压力、减少贫困、推动经济市场化进程方面发挥了巨大作用(胡鞍钢、杨韵新,2001;张秋山等,2007;吴要武,2009;罗楚亮,2008;都阳、万广华,2014),但技术、能力、资金、禀赋等方面的约束使得他们很难获得长期的发展,因而大部分非正规企业的生产率水平低于正规企业(拉波塔、施莱弗,2008,2014),也通常伴随着较高的职业风险(梅格希尔等,2015;莱文、鲁宾斯坦,2017)。数字化时代下,非正规就业者的生存方式发生了革命性的变化,这就需要我们新的角度去分析非正规就业者的发展问题。本文关心由移动支付平台所带来的数字金融变革进入到非正规就业者的工作环境后会给非正规就业者带来什么样的影响。

## 2. 转账码与收钱码

我们使用的数据为支付宝<sup>®</sup>的扫码支付数据(交易中的卖方商家称之为“码商”<sup>®</sup>)。商家使用支付宝的收款形式分为两种:转账码和收钱码。转账码诞生于2012年,用户只需要拥有支付宝账号就可以使用,商家可以利用转账码进行收款,但转账码仅仅具备收款和支付的基本功能。2017年2月28日,支付宝正式全面上线收钱码,并在之后展开了一系列活动推广收钱码业务<sup>®</sup>。在转账码支付清算功能的基础上,收钱码进一步增加了单独记账的功能,可以帮助商家分析目前的经营状况,实现多门店管理。此外,收钱码还兼具保险(多收多保<sup>®</sup>)、理财(余额宝)、信用服务(赊账进货<sup>®</sup>、信用卡收款)、贷款(多收多贷、花呗收钱<sup>®</sup>)等多维金融服务。以多收多贷为例,该业务是支付宝为口碑、收钱码用户推出的经营性贷款。不管从事什么行业,只要使用支付宝收钱码收款,就可以获得支付宝的资金支持和帮助。支付宝扫码收钱越多,贷款额度也会随之提高。由此可见,转账码仅是支付工具,收钱码则兼具支付与全面数字金融服务的多重工具特性<sup>®</sup>。这种双重属性意味着收钱码可以将数字化的经营流水记录转为可利用的生产要素,并可以使用该要素与其他市场进行资源匹配或要素交换<sup>®</sup>。收钱码的业务与北京大学数字金融研究中心课题组对数字金融的定义具有极高的一致性。北京大学数字金融研究中心课题组认为,数字金融服务包括支付、保险、货币基金、信用服务、投资、信贷等业态,它是由最初的公益性小额信贷逐步扩展为支付、信贷等多业务的综合金融服务,并由于网络和移动通讯等技术的广泛应用而得到长足发展(郭峰等,2020)。因此,从转账码到收钱码的升级是衡量非正规商户使用基于移动

支付的全面数字金融服务的可行代理变量。

此外需要注明的是,转账码和收钱码与中国人民银行2022年发布的条码支付新规中提到的个人收款码和商家收款码是分属不同维度的概念。新规中提到得个人收款码和商家收款码都属于收钱码的范畴。在新规发布之前,收钱码并未特意区分个人收款码和商家收款码,所有收钱码商户(按新规是所有个人收款码商户和商家收款码商户)都有享受数字金融服务的机会。而转账码则只是简单的收款支付工具,几乎没有数字金融属性。

### 三、理论推导与研究假设

为了研究数字金融服务对非正规就业者价值的影响,不失一般性,本文构建了一个具有代表性的非正规就业者有关移动支付与生产、融资的动态均衡模型。借鉴贝克等(2018)的分析框架,假设全社会由个体商户与供应商两个部门组成。非正规就业者作为个体商户需要向供应商购买原材料(或中间投入品),并转为消费型商品。所有商品的价格均为1,且无论是原材料(或中间投入品)还是消费型商品都不可储存,也就是说,该模型中不存在资本积累。为了便于描述,本文将非正规就业者的一个经营周期划分为白天和黑夜两个时间区间。所有的部门均可以无限经营,时间是离散的,以 $t$ 为下标。

#### (一)模型构建

##### 1. 效用函数

市场上存在大量的供应商,其生产函数、效用函数均是劳动力投入的线性函数。这意味着当非正规就业者从供应商处购买 $h_{s,t}$ 单位原材料(或中间投入品)时,供应商需要付出 $h_{s,t}$ 单位的劳动投入和效用。供应商对消费型商品具有线性偏好,用 $c_{s,t}$ 代表供应商 $s$ 在 $t$ 期的消费的消费型商品, $\beta$ 代表时间贴现因子( $\beta \leq 1$ ),则供应商 $s$ 的效用函数可以表示为:

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t (c_{s,t} - h_{s,t}) \quad (1)$$

由于非正规就业者最多只能选择一位供应商,这意味着在均衡状态下,供应商的利润应当为零。

非正规就业者间存在异质性,但他们具有相同的禀赋和偏好。在白天,所有非正规就业者可以得到 $e$ 单位消费型商品,它可以选择消费,也可以将其中的一部分用于从供应商处购买原材料(或中间投入品)。非正规就业者 $i$ 对消费型商品同样也具有线性偏好,其效用函数为:

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t c_{i,t} \quad (2)$$

其中, $c_{i,t}$ 代表非正规就业者 $i$ 在 $t$ 期消费的消费型商品。

##### 2. 产出

在夜间,非正规就业者可以将从供应商处所购买的原材料(或中间投入品) $h_{i,t}$ 转化消费型商品。非正规就业者的产出函数表示为:

$$y_{i,t}(h_{i,t}) = A_{i,t} h_{i,t}^{\alpha} \quad (3)$$

其中, $y_{i,t}$ 代表非正规就业者的产出, $A_{i,t}$ 代表非正规就业者 $i$ 在 $t$ 期的全要素生产率,外生给定,且每个 $A_{i,t}$ 都是独立同分布的。此外,参数 $\alpha$ 满足 $0 < \alpha \leq 1$ ,产出满足规模报酬不变( $\alpha=1$ )或者规模报酬递减( $0 < \alpha < 1$ )。

##### 3. 信息不对称程度

用 $x_{i,t}$ 表示非正规就业者白天在向供应商进货时使用自有资金支付给供应商款项,用 $e$ 表示非正规就业者的禀赋,两者间的关系满足:

$$x_{i,t} \leq e \quad (4)$$

因为非正规就业者购买力有限,所以禀赋 $e$ 小于供应商的最高投入量 $\bar{h}$ ,无法达到市场出清。这时,非正规就业者可以通过贷款或者向供应商赊账的形式扩大生产,但所借资金必须在当天晚上偿还。用 $b_{i,t}$ 表示非正规就业者 $i$ 能借到的资金, $V_{i,t}$ 表示非正规就业者 $i$ 未来在信贷市场中能得到的最高授信额度的贴现,两者应当满足:

$$b_{i,t} \leq V_{i,t} \quad (5)$$

由于非正规就业者财务上的不透明、不准确,与贷款人或供应商之间存在较大的信息不对称,因而非正规就业者通常存在较为严重的融资约束(拉波塔、施莱弗,2014)。换句话说,不是所有的非正规就业者都能获得信贷支持,而获得信贷支持的非正规就业者往往也需要支付更高的风险溢价。在本模型中,我们假定非正规就业者总是面临着融资约束。在无法获得信贷支持的情况下,供应商要求非正规就业者满足如下约束:

$$x_{i,t} \geq h_{i,t} \quad (6)$$

而获得信贷支持后,供应商对非正规就业者的约束变为:

$$x_{i,t} + b_{i,t}g_{i,t}(\theta) \geq h_{i,t} \quad (7)$$

其中, $1-\theta$ 为非正规就业者与贷款人之间的信息不对称程度, $\theta \in [0,1]$ , $\theta$ 越小,代表非正规就业者与贷款人或供应商之间的信息不对称程度越高; $g_{i,t}(\theta)$ 代表借款人对非正规就业者*i*在*t*期的风险容忍度,对于使用现金收款的非正规就业者, $g_{i,t}(\theta)=\theta$ ,它与风险溢价成反比。获得信贷支持的非正规就业者的预算约束需要满足:

$$c_{i,t} + x_{i,t} - e + b_{i,t} \leq y_{i,t}(h_{i,t}) \quad (8)$$

## (二)引入移动支付

移动支付是数字经济的重要基础设施。依托移动支付,数字金融服务迅速发展,比如针对小微经营者的数字信贷以及资金管理服务。对非正规就业者分别有如下影响。

### 1. 信息不对称程度

非正规就业者在引入移动支付后,个体商户的每一笔收款流水、经营行为都会以数字化的形式记录在册,贷款人、供应商可以根据个体商户经营中产生的流水评估个体商户价值与成长性,信息不对称的程度大大降低。在理想的情况下,非正规就业者所有的流水都通过移动支付进行,不存在遗漏、虚假做账的情况,此时信息不对称程度 $1-\theta=0$ , $g_{i,t}(\theta)=1$ (在之后的均衡分析中,我们也假设模型处于这种理想情况);而在使用现金时,非正规就业者存在 $1-\theta$ 的贷款风险, $g_{i,t}(\theta)=\theta$ ,这意味着非正规就业者使用移动支付所需偿还的贷款金额是现金收款时金的 $1/\theta$ 倍,这即是使用现金偿还贷款所要支付的风险溢价。该利差在夜间支付。获得信贷支持且使用移动支付作为收款工具的非正规就业者的预算约束变为:

$$c_{i,t} + x_{i,t} - e + b_{i,t} + \lambda x_{i,t} + \lambda b_{i,t} + f_e \leq y_{i,t}(h_{i,t}) \quad (9)$$

其中, $f_e$ 、 $\lambda$ 分别代表移动支付的固定成本和可变成本,在所有生产经营活动结束之后结算。可变成本 $\lambda \in (0,1)$ ,在中国内地的移动支付市场, $\lambda$ 的值一般在0.35%~0.6%之间<sup>⑧</sup>。

### 2. 资金管理能力

出于预防性动机,个体商户会将收入中的部分留存以满足流动性和应对不时之需。尽管选择不同的支付工具都存在预防性的货币需求,但是移动支付可以将非正规就业者的收入直接转入货币型基金等活期理财工具,也可以在面对一些突发事件时直接将理财工具中的钱转出,免除存取流程的同时也能获得一定的收益率<sup>⑨</sup>,这也是基于移动支付的数字金融服务为非正规就业者在提高资金管理能力方面产生的额外收益。定义 $\eta$ 为非正规就业者持有一单位现金相对于使用数字金融服务的成本, $\eta \in (0,1]$ 。 $\eta > 0$ 意味着使用现金总是面临比使用数字金融服务的更大的机会成本, $\eta=1$ 意味着持有现金将损失全部利润(比如盗窃事件的发生)。

## (三)市场均衡条件和模型求解

### 1. 市场出清条件

模型中包含两个部门,均衡时两类主体需要全部出清。对供应商而言,市场出清意味着供应商利润为零,从非正规就业者层面来看,此时应当有:

$$x_{i,t} + b_{i,t}g_{i,t}(\theta) = h_{i,t} \quad (10)$$

对个体商户而言,市场出清需要在满足(3)~(9)式条件下,求(2)式的最大值。



## 2. 最优化问题与模型求解

在满足预算约束和供应商市场出清条件的条件下,非正规就业者*i*的最优化问题可以转化为:

$$\max_{x_{i,t}} (1-\eta)^{1-D_{i,t}} \left[ A_{i,t} (x_{i,t} + C_{i,t} \theta b_{i,t})^\alpha - C_{i,t} b_{i,t} - D_{i,t} (\lambda x_{i,t} + C_{i,t} \lambda b_{i,t} + f_e) \right] + e - x_{i,t} \quad (11)$$

其中, $C_{i,t}$ 为商户是否获得信贷支持的哑变量,当商户获得信贷支持时, $C_{i,t}=1$ ,否则为0; $D_{i,t}$ 为商户使用移动支付与否的哑变量,当商户使用移动支付时, $D_{i,t}=1$ ,否则为0。不失一般性,本文假定对 $\forall i$ ,均有 $A_{i,t} > 1/(1-\eta)$ ,这意味着即使没有移动支付,个体商户使用现金结算也是有利可图的。

当 $\alpha=1$ 时,非正规就业者规模报酬不变。对(11)式的 $x_{i,t}$ 求一阶导,可以得出 $x_{i,t}=e$ 是最优化问题的解,即无论非正规就业者使用现金或是移动支付收款,无论其生产力处于何种水平,他们都会将全部的禀赋 $e$ 带入生产投资中。在供应商层面,在没有信贷支持的情况下,市场出清的条件还需满足 $h_{i,t}=e$ ;存在信贷支持的情形下, $h_{i,t}=e+b_{i,t}g_{i,t}(\theta)$ 。

当 $0 < \alpha < 1$ 时,非正规就业者规模报酬递减。由于非正规就业者总是面临着融资约束,因此他同样会选择将全部禀赋 $e$ 投入市场,并在获得贷款渠道的情况下融资以扩大生产。

## 3. 一般均衡分析

下文就不同信贷资质的非正规就业者使用现金和移动支付以及其附加数字金融服务情况下的个体商户价值进行比较。

(1)无信贷支持条件下的非正规就业者价值分析。无信贷支持的条件下, $b_{i,t}=0, h_{i,t}=e$ ,此时,不同支付工具对非正规就业者价值的影响主要体现在资金管理能力上。用 $\tilde{U}$ 表示无信贷支持的非正规就业者*i*的当期消费的总价值,用 $U$ 表示无信贷支持的非正规就业者*i*未来连续消费价值的贴现,下标Cash、QR分别代表非正规就业者使用现金、移动支付作为收款工具的情况,则非正规就业者*i*在*t*时期现金和移动支付收款工具下的价值函数分别可以表示为:

$$\tilde{U}_{Cash,t} = (1-\eta)A_{i,t}e^\alpha + U \quad (12)$$

$$\tilde{U}_{QR,t} = A_{i,t}e^\alpha - \lambda e - f_e + U \quad (13)$$

从方程(12)、(13)可以推出,当 $A_{i,t} > \frac{f_e + \lambda e}{\eta e^\alpha}$ 时,使用移动支付的非正规就业者具有更高的个体商户价值;

当 $A_{i,t} < \frac{f_e + \lambda e}{\eta e^\alpha}$ 时,使用现金的非正规就业者具有更高的个体商户价值;当 $A_{i,t} = \frac{f_e + \lambda e}{\eta e^\alpha}$ 时,非正规就业者选择移

动支付还是现金收款对其个体商户价值的影响并没有差异。究竟选择移动支付还是现金取决于禀赋 $e$ 、移动支付的成本( $f_e, \lambda$ )和资金管理能力提升所带来的收益 $\eta$ 。禀赋 $e$ 越低、移动支付的成本( $f_e, \lambda$ )越小、资金管理能力提升所带来的收益 $\eta$ 越大的非正规就业者更可能会选用移动支付作为收款结算工具。在中国,二维码支付的普及使得固定成本 $f_e$ 可以忽略不计,可变成本成为移动支付费用的主体;禀赋 $e$ 用投入产出比衡量,小于1; $\alpha$ 在文献中通常取值为0.33(安图尼斯等,2008)。因此, $\frac{f_e + \lambda e}{\eta e^\alpha} < \frac{1}{1-\eta} < A_{i,t}$ ,在无信贷支持的条件下,移动支付通过增加资金管理能力提高了所有非正规就业者的价值。

(2)拥有信贷支持条件下的非正规就业者价值分析。拥有信贷支持条件下, $b_{i,t} \geq 0$ ,此时,不同支付工具对非正规就业者价值的影响有资金管理能力和融资两个因素,持币成本因素在上文中已有讨论,因此本部分主要集中讨论移动支付对非正规就业者融资行为和个体商户价值的影响。为了排除资金管理能力因素的干扰,本部分将在 $A_{i,t} = \frac{f_e + \lambda e}{\eta e^\alpha}$ 的前提下进行讨论,此时非正规就业者在两种收款方式的资金管理能力是无差异的。

由于非正规就业者*i*总是面临融资约束,因此他们会选择所能融到的最大资金,即 $V_{i,t}$ 。假定使用移动支付时,非正规就业者*i*未来能融到最大资金规模的贴现价值为 $V$ ,则他在使用现金时能获得最高授信额度的

贴现价值为 $\theta V$ (因为他与贷款人间存在程度为 $1-\theta$ 的不对称信息)。在供应商市场出清的条件下,非正规就业者 $i$ 使用现金和移动支付作为收款工具将分别满足:

$$h_{Cash,t} = e + \theta^2 V$$

$$h_{QR,t} = e + V$$

用 $\tilde{V}$ 表示获得信贷支持的非正规就业者 $i$ 的当期消费的总价值,则非正规就业者 $i$ 在 $t$ 时期现金和移动支付收款工具下的价值函数 $\tilde{V}$ 分别可以表示为:

$$\tilde{V}_{Cash,t} = (1-\eta) \left[ A_{i,t} (e + \theta^2 V)^\alpha - \theta V \right] + U + \theta V$$

$$\tilde{V}_{QR,t} = A_{i,t} (e + V)^\alpha - V - (\lambda e + \lambda V + f_e) + U + V$$

对这两个价值函数求差分,可以得到:

$$\tilde{V}_{QR,t} - \tilde{V}_{Cash,t} = \left\{ A_{i,t} (e + V)^\alpha - A_{i,t} (e + \theta^2 V)^\alpha \right\} + \left\{ \eta A_{i,t} (e + \theta^2 V)^\alpha - \eta A_{i,t} e^\alpha \right\} - \lambda V - \eta \theta V \quad (14)$$

其中,第一个差分可以理解为在非正规就业者 $i$ 使用移动支付作为收款结算工具的前提下,融到最优资金 $V$ 与融资 $\theta^2 V$ 后的产出之差。 $\theta^2 V$ 未达到非正规就业者 $i$ 的最优生产规模,因此, $A_{i,t} (e + V)^\alpha$ 不仅高于 $A_{i,t} (e + \theta^2 V)^\alpha$ 的产出,还应当大于两者间的融资费用之差。又因为使用移动支付贷款时的边际成本为 $1+\lambda$ ,所以其费用之差为 $(1+\lambda)(V - \theta^2 V)$ 。

第二个差分可以理解为在非正规就业者 $i$ 使用现金作为收款结算工具的前提下,融资 $\theta^2 V$ 与不进行融资的产出之差,由于我们在模型中假设非正规就业者总是面临融资约束,因此获得信贷支持的非正规就业者将使非正规就业者获得更高的效用,即 $A_{i,t} (e + \theta^2 V)^\alpha$ 应该在减去融资费用之后仍然大于 $A_{i,t} e^\alpha$ 。使用现金融资需要付出 $1/\theta$ 的边际成本,因此 $A_{i,t} (e + \theta^2 V)^\alpha - A_{i,t} e^\alpha > \theta V$ 。最后,基于以上两个差分的分析结论,可以得到:

$$\tilde{V}_{QR,t} - \tilde{V}_{Cash,t} > (1 - \theta^2 - \lambda \theta^2) V \quad (15)$$

$1 - \theta^2 - \lambda \theta^2 < 0$ 是非正规就业者使用现金的价值高于移动支付价值的必要不充分条件,而这只有在使用移动支付可变成本 $\lambda$ 较高、非正规就业者与贷款人之间信息不对称程度非常低的情况下时才可能出现。就中国移动市场而言,令 $\lambda=0.6\%$ ,要满足 $1 - \theta^2 - \lambda \theta^2 < 0$ , $\theta$ 必须大于0.997,这显然不符合非正规就业者财务不透明的特点。因此可以得出结论:在中国,移动支付及所带来的数字金融服务可以通过缓解与贷款人之间的信息不对称程度进而拓宽非正规就业者的融资渠道,增强个体商户信用与贷款能力,这对于非正规就业者生产规模的扩张和价值的提升均具有积极的影响。

在《管理世界》网络发行版附录二中,我们进一步放松了“非正规就业者一定存在融资约束”这个条件。结果仍然表明,在当前背景下推动基于移动支付的数字金融服务能提高非正规就业者的价值。

#### (四)研究假设

移动支付凭借高接入、低成本和易用便捷的交易优势,吸引了众多非正规就业者使用,在此平台上衍生的增值金融服务则增强了非正规就业者获得金融服务的便利性和灵活性。同时,移动支付的使用还能帮助银行等金融机构采集家庭征信信息,有助于家庭走出因为信息不对称而导致无法获贷的窘境,帮助家庭完成跨期资源配置,为非正规就业提供了更多的发展机会(尹志超等,2019,2022b)。基于已有研究和理论模型分析结果,本文提出假设一。

假设一:基于移动支付的数字金融服务能为非正规就业者带来数字红利、提高收入。

金融机构歧视性的信贷配给影响中小企业成长(赵驰等,2012),而非正规就业者较小微企业而言,存在更为严重的融资难、融资贵的问题。大部分非正规就业者存在贷款额度小、经营地域分散、可供抵押资产少、真实经营状况数据缺失、信用水平无法评估等问题,往往难以满足传统金融机构的信贷条件。即便达到信贷条件,相对漫长的审批和放款时间也难以解决经营者的燃眉之急,更不用提其备受歧视的贷款利率成本。2019年一项针对网商银行1500万小微客户的抽样调查显示,80%的小微商家从未在其他平台获得过贷款<sup>⑨</sup>。近些年中国人民银行加大了对小微企业和个体工商户的信贷支持,但当前贷款覆盖面仍然处于低水平状态。截至2020年4月,有贷款的个体工商户占个体工商户(纳入市场监管总局小微企业名录的个体户)比重也不过21.4%<sup>⑩</sup>。



基于移动支付积累的数据,非正规就业者的消费行为、经营流水可以通过大数据技术、机器学习和统计学方法转化为信用评分指标,这使没有征信记录的非正规就业群体也有了获得数字金融信贷服务的机会。此外,大数据放贷可实现自动决策,较纯人工作业判断的放贷模式也更快速和客观。拥有贷款资格的非正规就业者除了能够通过融资解决资金短缺问题<sup>②</sup>、实现稳定经营,也能为那些具有扩张性筹资动机的非正规就业者提供机会。为了验证在引入移动支付后,由于信息不对称程度的降低,通过数字金融服务获得的信贷支持是非正规就业者收入增长的作用机制,我们提出假设二。

假设二:基于移动支付的数字金融服务能通过缓解非正规就业者的融资约束,提高非正规就业者收入。

基于移动支付平台,一项重要的数字金融服务即为商户提供的流动性资金管理工具,使得商户可以进行资金增值管理、优化资金配置。商户通过该工具投资低风险货币基金,可以将闲置的沉淀资金在不影响经营的前提下,即时转入转出,高效增值收益<sup>③</sup>。该产品具备投资门槛低、流动性高、操作便利性高等特点,这是传统金融服务所不具备的。基于上述观点和理论模型结论,我们提出假设三。

假设三:基于移动支付的数字金融服务能通过提高非正规就业者的资金管理能力,提高非正规就业者收入。

## 四、数据和研究设计

接下来,本文将对基于理论模型提出的3项研究假设进行实证检验,使用数据和所设模型如下所示。

### (一)数据来源及变量定义

#### 1. 核心解释变量

本文核心解释变量是非正规就业者数字金融服务的使用程度( $D_{it}$ )。数字金融服务包括支付、保险、货币基金、信用服务、投资、信贷等多类业态(郭峰等,2020),这与收钱码所包含的业务范围一致,因此我们选取非正规就业者在利用移动支付二维码收款时使用转账码还是收钱码这一独特角度来衡量移动支付平台上数字金融服务的使用程度。与使用转账码的商户相比,开通收钱码的商户使用数字金融服务的程度更深。我们用 $D_{it}$ 来反映商户 $i$ 在 $t$ 月时是否开通了收钱码服务:当商户由转账码变成收钱码时, $D_{it}$ 取1,代表着商户获取的数字金融服务从低级升级至高级,其余情况取0。

#### 2. 被解释变量

本文的被解释变量是码商营收( $Y_{it}$ ),包括非正规就业者收入和收入增长率,我们以码商月交易金额的对数和月交易金额增长率分别衡量。

#### 3. 其他变量

本文个体层面控制变量包括性别、年龄、是否涉农、是否淘宝集市商户、有房概率、有孩概率、每笔交易金额、教育程度;城市层面控制变量包括商户所在城市等级、城市人均GDP(取对数)、所在城市人均移动电话数、居民人均消费支出(取对数)、金融发展程度(码商所在城市贷款余额除以GDP)、财政支出水平(财政支出/GDP)、15~64岁人口占当地总人口数、所在城市总人口数(取对数)。在基准模型中,因为我们控制了个体和时间固定效应,所以仅加入了商户每笔平均交易金额、所在城市人均GDP(取对数)、所在城市人均移动电话数作为控制变量<sup>④</sup>。机制分析部分中的变量包括正规信贷缺口、当月是否有贷款(有贷款=1)、余额宝(天弘)7日年化收益率、性别(男性=1)、城市/农村(农村=1)、年龄、教育程度、城市等级。

以上变量中,与宏观经济或者人口有关的变量数据来源于Wind、中经网、CSMAR数据库(或根据相关数据整理计算得到),其中,正规信贷缺口包括53个地区的月度观测值(计算方法见后文模型设定部分);城市等级的划分标准来自《第一财经周刊》旗下新一线城市研究所在2017年发布中国城市等级排名名单,我们将中国地级市分为6个等级(用数值1~6代替),城市等级所代表的数值越小,该城市经济相对越强劲;与非正规就业者个人信息有关的变量数据均来自蚂蚁集团,其中,“当月是否有贷款”指的是码商当月是否获得网商银行贷款支持;有房概率、有孩概率数值由蚂蚁集团公司内部专门的模型测算得到。

## (二)模型设定

### 1. 数字金融服务与非正规就业者营业收入

本文首先建立在移动支付基础上衍生的数字金融服务与非正规就业者营业收入之间的模型,从总体上考察基于移动支付的数字金融服务是否能为非正规就业者带来红利,提高营业收入。因为不同码商升级成收钱码的时间不同,我们采用渐进 DID 方法(Time-varying DID)进行估计,使用的模型具体如下:

$$Y_{it} = \alpha + \beta_1 D_{it} + \beta_2 X_{it} + A_i + B_t + \gamma_{ct} + \varepsilon_{it} \quad (16)$$

其中, $i$ 表示商户, $t$ 代表时间(以月度为单位),系数 $\beta_1$ 就反映了收款方式升级对码商营业收入的平均影响。 $Y_{it}$ 是码商营收的代理变量,分别取商户收入对数及收入增长率; $D_{it}$ 来反映商户 $i$ 在 $t$ 月时是否开通了收钱码服务:当商户由转账码变成收钱码时, $D_{it}$ 取1,其余情况取0。这样的设置,并通过控制个体与时间固定效应,就自动产生了“处理组”和“对照组”,以及“处理前”和“处理后”的双重差异; $A_i$ 、 $B_t$ 分别为个体、时间固定效应; $\gamma_{ct}$ 表示城市固定效应与时间固定效应的交互项,用来控制城市层面随时间变化的不可观测因素对商户营收的影响; $\varepsilon_{it}$ 是随机扰动项。我们将标准误差聚类到城市层面以避免码商在地区内部之间的相关性对估计结果造成影响(以下回归同处理)。原则上,如果假设一成立,参数 $\beta_1$ 的值应该为正。

### 2. 降低信息不对称,缓解融资约束

我们首先检验信贷支持是否是数字金融服务促进非正规就业者增收的作用机制。根据贝克等(2018)、尹志超等(2019)的研究,移动支付的数字金融服务可以弥补传统正规信贷渠道的供给不足。如果信息不对称的降低所实现的信贷支持是数字金融服务促进非正规就业者增收的作用机制,我们预期数字金融服务会提高非正规就业者的获得信贷支持的概率,进而帮助存在金融约束问题的人群改善经营,提高收入。

为证明此点,我们首先构建模型(17)以检验收钱码是否增加了商户获得信贷支持的概率, $X_{it}'$ 为其他与放贷可能相关的解释变量,包括:个体层面变量(性别、年龄、是否涉农、是否淘宝集市商户、有房概率、有孩概率、每笔交易金额、教育程度、所处行业、前一期商户月交易笔数、前一期商户月交易客户数)、城市层面变量(商户所在城市等级、城市人均GDP(取对数)、所在城市人均移动电话数、居民人均消费支出(取对数)、金融发展程度、财政支出水平、15~64岁人口占当地总人口数、所在城市总人口数(取对数))。

$$\text{Logit}(\text{HaveLoan}_{it} = 1) = \alpha + \beta_1 D_{it} + \beta_2 X_{it}' + A_i + B_t + \gamma_{ct} + \varepsilon_{it} \quad (17)$$

接下来,我们从地级市层面考察了数字金融服务对地区融资约束的缓解作用。如果信息不对称的降低所实现的信贷支持是数字金融服务促进非正规就业者增收的作用机制,我们预期增收效果在正规信贷缺口大的地区效果更为显著。为此,我们借鉴钱雪松等(2018)对正规信贷缺口指标的测算方式,以“GAP=(地区GDP增长率-地区金融机构贷款余额增长率)/地区GDP增长率”测度非正规就业者所在城市的正规信贷缺口,GAP的值越大,表明该地区正规信贷缺口越大,信贷资源紧张。GAP指标意在直观的观测非正规就业者处于不同正规信贷缺口下所感受到的金融约束程度。我们预测如果研究假设二成立,模型(18)的参数 $\beta_3$ 的值应该为正。

$$Y_{it} = \alpha + \beta_1 D_{it} + \beta_2 \text{Gap}_{it} + \beta_3 D_{it} \times \text{Gap}_{it} + \beta_4 X_{it} + A_i + B_t + \gamma_{ct} + \varepsilon_{it} \quad (18)$$

### 3. 降低金融可得性门槛,提高资金管理能力

另外,在移动支付基础上衍生的数字金融服务降低了金融服务可得性的门槛,提高了金融的普惠性,使得非正规就业的代表群体码商得以获得流动性资金管理的金融服务。为了检验这一研究假设,我们在模型(16)的基础上加入数字金融服务代理变量 $D_{it}$ 与资金管理能力代理变量 $\text{Rate}_{it}$ 的交互项构建模型(19)进行验证。

$$Y_{it} = \alpha + \beta_1 D_{it} + \beta_2 \text{Rate}_{it} + \beta_3 D_{it} \times \text{Rate}_{it} + \beta_4 X_{it} + A_i + B_t + \gamma_{ct} + \varepsilon_{it} \quad (19)$$

资金管理能力代理变量我们采用余额宝(天弘)7日年化收益率来衡量。转账码商户与收钱码商户相比,损失了将经营流水转入货币基金、获得利息收益的机会,这是转账码商户持币的机会成本。余额宝(天弘)7日年化收益率越高,代表资金管理能力的提高幅度越大。

如果假设三成立,我们预期模型(19)交互项系数 $\beta_3$ 的值应该为正。

(三)样本描述性统计

我们的起始样本包含随机抽取的10万家商户2017年1月到2019年7月的月度经营数据,总样本2086706观测点<sup>⑤</sup>。我们从这10万家码商中筛选出属于非正规部门的经营主体。企业作为正规经济经营主体,不在我们的研究范围内,因此需要剔除出去,通过码商在注册时提交的企业身份证明材料,可以剔除企业商户2609家<sup>⑥</sup>;国家对个体工商户的经营范围有较多限制,一些行业被限制只能由企业运行,所以我们通过剔除这些行业可以排除3169家企业;由于天猫的认证商户必须为企业,这里将码商中注册了天猫的6家商户剔除<sup>⑦</sup>。在这些符合剔除条件的商户中,存在重叠部分。最终,共有94355个码商符合我们的要求,月度数据样本包括1918557个观测值。进一步探讨发现,在这94355家商户中,绝大部分商户(72729家)均是在样本期发生了转账码到收钱码升级的商户,仅有1484家商户一直使用转账码未升级,20142家商户在起始时期就已经完成了升级,样本区间一直使用收钱码。

为了控制极端值对回归结果的影响,本文对所有连续变量在1%分位数上进行了缩尾处理(以下回归同处理)。表1列示了本文主要变量的描述性统计结果。由表1可以看出,在我们的样本中,具有非正规就业者特征的码商月交易金额、码商月交易金额取对数的均值(中位数)分别为5202.56(967.35)、6.59(6.87),与人们对非正规就业者测算的收入规模相近<sup>⑧</sup>。此外,码商平均年龄在36岁,以男性、城市地区商户居多。商户每笔平均交易金额均值(中位数)为451(77),标准差为1094,说明码商售卖商品或者服务的价格差异较大且存在分布右偏的特征。

五、实证结果

(一)数字金融服务与非正规就业者营收

表2报告了数字金融服务与非正规就业者收入之间关系的基本回归结果。商户使用收钱码与月交易金额的对数值及增长率的提高具有强相关性,显著性水平均在1%以内。第(2)列加入城市×月份趋势固定效应的结果来看,收钱码的使用使商户月交易金额增长54.74%。以(4)列加入城市×月份趋势固定效应的结果来看,收钱码的使用使商户交易金额月平均增长率增长9.31%。以上结果表明,基于移动支付平台的数字金融服务可以促进非正规就业者收入和收入增长率的提升,假设一成立。

表1 主要变量描述性统计							
	变量	均值	中位数	标准差	最小值	最大值	观测值
解释变量	是否收钱码商户(是=1)	0.73	1	0.44	0	1	1918557
被解释变量	月交易金额(取对数)	6.59	6.87	2.39	0.43	11.33	1918557
	月交易金额	5202.56	967.35	12320.91	1.53	83113.02	1918557
	月交易金额增长率	0.12	0.06	1.87	-5.38	6.50	1615547
	正规信贷缺口	0.93	0.98	1.21	-58.8	19.33	748964
机制变量	当月是否有贷款(有=1)	0.03	0	0.17	0	1	1918557
	余额宝(天弘)7日年化收益率	3.28	3.55	0.72	2.28	4.16	1918557
	性别(男性=1)	0.55	1	0.5	0	1	1918557
	有孩概率	0.49	0.43	0.37	0.01	1.00	1830081
	城市/农村(农村=1)	0.37	0	0.48	0	1	1918557
	年龄	35.59	34	9.57	20	60	1918557
	教育程度	0.15	0	0.51	0	3	1918557
	城市等级	2.94	3	1.22	1	6	1908352
	每笔平均交易金额(元)	451.45	76.89	1093.76	0.22	7228	1918557
控制变量	所在城市人均GDP(取对数)	11.34	11.3	0.78	9.88	13.12	1918257
	所在城市人均移动电话数	1.25	1.16	0.38	0.7	2.29	1891955

注:此表仅列出基准回归及机制分析中的相应变量,后续分析涉及的变量描述统计见《管理世界》网络发行版附录三。教育程度变量中包含5种情形:数值0代表未知学历,1代表大专,2代表本科,3代表研究生学历(硕士、博士)。

(二)机制分析

1.降低信息不对称,缓解融资约束

表3报告了数字金融服务对码商获贷概率的影响。为避免非正规就业者个体不可观测因素及时间因素的影响,第(2)列相比第(1)列加入了个体和月份固定效应。受样本数量限制,加入城市×月份趋势固定效应后无法拟合出结果,因此我们在分析收钱码与当月

表2 数字金融服务与非正规就业者营收:基准模型				
	月交易金额	月交易金额增长率		
	(1)	(2)	(3)	(4)
$D_{it}$	0.5526*** (0.0073)	0.5474*** (0.0073)	0.0953*** (0.0057)	0.0931*** (0.0057)
控制变量	含	含	含	含
月份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
个体固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
城市×月份趋势固定效应	No	Yes	No	Yes
观测数	1891954	1884026	1593553	1586832
R <sup>2</sup>	0.1788	0.1802	0.0728	0.0729

注:\*,\*\*和\*\*\*分别表示10%、5%和1%的显著性水平,括号内为聚类到城市水平的稳健标准误,表中R<sup>2</sup>值表示组内R<sup>2</sup>。限于篇幅,之后表格不再报告未加入城市×月份趋势固定效应的回归结果。



获得贷款的概率的关系时,未纳入城市×月份趋势固定效应。回归结果显示, $D_{it}$ 的系数在1%水平上显著为正,这说明商户转为收钱码增加了当月获得贷款的概率,基于移动支付平台的数字金融服务的确可以降低申请者的信息不对称程度。

表4报告了在移动支付基础上衍生的数字金融服务、地区融资约束与非正规就业者交易金额的关系。由于 $Gap_{it}$ 的影响会被城市×月份趋势固定效应吸收,因此我们分别报告了城市×年份趋势固定效应和城市×月份趋势固定效应两种结果。第(1)、(4)列结果显示,正规信贷缺口与非正规就业者收入及收入增长率均在5%水平上呈显著负相关,地区正规信贷约束会危害商户的经营与发展,这与前人研究结论一致(钱雪松等,2018)。

我们更关心的是在引入移动支付后商户面临的融资约束是否得到了缓解,进而收入是否有显著提高。第(2)、(3)、(5)、(6)展示了交互项的回归结果,可以看到,正规信贷缺口对移动支付的影响相互加强。这一证据表明移动支付及其附加数字金融服务可以弥补地区正规信贷的不足,缓解非正规就业者的融资约束,并促进收入的提高,假设二得到进一步验证。

## 2.降低金融可得性门槛,提高资金管理能力

表5展示了基于移动支付平台的数字金融服务在改善非正规就业者资金管理能力和提升收入方面的影响。由于“余额宝(天弘)7日年化收益率”的影响会被月份固定效应所吸收,因此我们报告了控制年份固定效应和控制月份固定效应两种结果。第(2)、(4)列交互项结果显示,相较于未获得数字金融服务的非正规就业者,获得数字金融服务的非正规就业者在面临利率波动冲击时,收入、收入增长率分别高出4.74%、2.96%,这种影响在1%水平是显著的。这说明,移动支付所带来的数字金融服务可以提高非正规就业的资金管理能力,进而提高商户收入和价值。以上结果证明,数字金融服务可以通过降低金融可得性门槛、提高资金管理能力和改善非正规就业者的营收,假设三成立。

## (三)数字金融服务的异质性影响

在探索数字金融服务影响力时,我们还有必要区分数字金融服务于不同人群之间的异质性影响,谨防产生新的不平等和歧视现象。作为一个重要的社会问题,数字红利的分配与人们的收入(威特、曼依,2010)、年龄(洛格斯、琼格,2001)、性别(拉格内达、马歇特,2013)、教育程度(哈吉特、欣南特,2008)、地理位置(迪马乔等,2004)等都有着密切联系。以上有关社会阶层和社会不平等的人口分布特征变量决定了人们如何获得和使用数字资源,并最终影响人们获得红利的多少(范迪克,2005;哈吉特、欣南特,2008;拉格内达,2017)。

首先,我们将非正规就业者按照收入水平分组以检验数字金融服务的影响是否具有异质性。根据码商

表3 数字金融服务与非正规就业者获贷能力

被解释变量: HaveLoan <sub>it</sub>	(1)	(2)
$D_{it}$	0.8777*** (0.0403)	0.1297*** (0.0303)
控制变量	含	含
个体固定效应	No	Yes
月份固定效应	No	Yes
城市×月份趋势固定效应	No	No
观测数	1339939	194330

注: \*、\*\*和\*\*\*分别表示10%、5%和1%的显著性水平,括号内为聚类到城市水平的稳健标准误。加入月份固定效应后回归样本观测数小于未加入样本观测数,这是因为有74945个非正规就业者(1145671个观测值)在样本期间一直是转账码或者收钱码,无状态变化,因此这些商户样本回归中被自动省略掉了。

表4 数字金融服务、地区融资约束与非正规就业者营收

	月交易金额			月交易金额增长率		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$D_{it}$	0.5440*** (0.0102)	0.5412*** (0.0105)	0.5386*** (0.0104)	0.0713*** (0.0085)	0.0662*** (0.0082)	0.0646*** (0.0083)
$Gap_{it}$	-0.0043*** (0.0015)	-0.0062*** (0.0012)		-0.0026*** (0.0011)	-0.0062*** (0.0021)	
$D_{it} \times Gap_{it}$		0.0031* (0.0018)	0.0037** (0.0014)		0.0056** (0.0027)	0.0065** (0.0028)
控制变量	含	含	含	含	含	含
个体固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
月份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
城市×月份趋势固定效应	No	No	Yes	No	No	Yes
城市×年份趋势固定效应	Yes	Yes	No	Yes	Yes	No
观测数	747221	747221	747221	627702	627702	627702
$R^2$	0.1887	0.1887	0.1889	0.0777	0.0777	0.0778

注: \*、\*\*和\*\*\*分别表示10%、5%和1%的显著性水平,括号内为聚类到城市水平的稳健标准误,表中 $R^2$ 值表示组内 $R^2$ 。 $Gap_{it}$ 的影响被城市×月份趋势固定效应吸收,因此未在第(3)、(6)列显示。

表5 数字金融服务、资金管理能力和非正规就业者营收

	月交易金额		月交易金额增长率	
	(1)	(2)	(3)	(4)
$D_{it}$	0.6539*** (0.0073)	0.3697*** (0.0383)	0.1003*** (0.0070)	-0.0178 (0.0306)
$Rate_{it}$	-0.2949*** (0.0121)		-0.1162*** (0.0058)	
$D_{it} \times Rate_{it}$		0.0474*** (0.0105)		0.0296*** (0.0079)
控制变量	含	含	含	含
个体固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
月份固定效应	No	Yes	No	Yes
年份固定效应	Yes	No	Yes	No
城市×月份趋势固定效应	No	Yes	No	Yes
城市×年份趋势固定效应	Yes	No	Yes	No
观测数	1884160	1884026	1587015	1586832
$R^2$	0.1891	0.1802	0.0721	0.0729

注: \*、\*\*和\*\*\*分别表示10%、5%和1%的显著性水平,括号内为聚类到城市水平的稳健标准误,表中 $R^2$ 值表示组内 $R^2$ 。 $Rate_{it}$ 代表“余额宝(天弘)7日年化收益率”,因其被月份固定效应所吸收,因此该项未显示在表(2)、(4)列中。

第一次有流水记录时的收入高低情况,本文将码商平均分为4组<sup>⑨</sup>后基于模型(16)进行回归。表6报告了解释变量为月均交易金额和月均交易金额增长率时的回归结果。由于无论加入控制变量与否, $D_{it}$ 系数结果均保持一致,因此本文只报告了加入控制变量的结果。数据显示,无论码商处于何种规模大小,使用收钱码后码商的收入和收入增长率均表现出了显著的正向提升作用,且中低收入组的商户受益程度显著高于高收入组商户。这说明,“数字福利”不因商户规模小而有所歧视,相反,展现了更大的包容性,给超小规模商户带来了新的发展机会。

其次,从微观个体来看,老年人、女性(尤其是已婚或有子女的女性)、教育水平较低的人群往往既是相对贫困问题治理中的主要关注对象,也是数字红利分配中的弱势方。第一,相较于年轻的就业者,年长就业者面临着自身知识和积累经验过时、智力与生理机能下降的困扰,由于年长就业者成家立业的关系,所承担的生活压力也就更大,没有足够的时间的提升工作技能,因而市场适应能力越来越差(史新杰等,2018),无法快速适应数字经济的发展。年龄歧视的对象主要是年长的就业者。第二,女性就业歧视一直是实现非正规就业者体面劳动的一个严峻挑战(国际劳工组织,1999)。与男性相比,女性在非正规经济部门就业的现象更加普遍,几乎没有社会保护,并且工作非常不安全(国际劳工组织,2018)。薪酬的母职惩罚也常见于女性群体,每生育一个孩子,母亲的小时工资比未育女性约低5%(斯塔夫、莫蒂默,2012);在中国,惩罚效应更大,生育会降低收入的7%(於嘉、谢宇,2014)。因而在性别方面我们关注的弱势就业群体为“已婚或有子女的女性”。第三,在拥有数字服务基础设施的前提下,是否掌握使用数字技术的知识、数字技术的使用广度、数字技术的使用深度也会使得不同的非正规就业者数字效用出现差异,而这又与非正规就业者的受教育程度、数字技术培训服务等软件条件密切相关。一般而言,教育程度越高,非正规就业者越容易及时消化、吸收或者掌握数字经济发展带来的先进技术和管(哈吉特、欣南特,2008)。因而教育水平较低的就业者是数字经济发展中的弱势方。

年龄方面,我们将年龄划分为两个阶段:45岁及以下为青年期,45岁以上为中年期,回归结果显示(见表7第(1)列),相较于青年期的非正规就业者,数字金融服务对中年期非正规就业者的收入的促进作用更大,高出青年期的非正规就业者约24%。数字金融服务利用数字服务缓解了就业者因年龄增长引起的收入差距,这同时也证明,数字技术在解决中国老龄化趋势下的适龄劳动力不足问题方面具备可行性。

性别方面,第(2)列报告了数字金融服务对已婚有子女的女性影响。回归结果显示,在注册收钱码后,已婚有子女的女性就业群体较其他就业群体收入有大幅提升,数字金融服务缓解了已婚有子女的女性群体与其他就业群体间收入不平等的程度。这背后的意义在于:数字金融服务使市场开始更多地关注实时、与性别无关的客观数据,有利于消除性别偏见,为女性提供一个更加公平的竞争机会;此外,女性也可以借助数字技术获得相关管理或金融产品知识,提升人力资本水平,缩小与男性的人力资本水平差异。

教育方面,由于样本中学历存在较多缺失值,非缺失值中有大专、本科、硕士、博士4种,本文以研究生学历就业人群为基准(博士学历人群在码商中占比较小,因而与硕士学历人群合并比较),将其与未主动填写学历(未主动填写学历的就业者可能是属于低学历人群)、大专、本科学历就业人群进行比较。第(3)列回归结果显示,在其他条件相同的情况下,未填写学历

表6 数字金融服务与非正规就业者发展机会平等——基于经营规模的异质性分析

	收入分组		$D_{it}$	控制变量	月份固定效应	个体固定效应	城市×月份趋势固定效应	观测数	$R^2$
月均交易金额	25%以下	(1)	0.7511*** (0.0152)	含	Yes	Yes	Yes	431834	0.1675
	25%~50%	(2)	0.5251*** (0.0129)	含	Yes	Yes	Yes	464001	0.1698
	50%~75%	(3)	0.4130*** (0.0112)	含	Yes	Yes	Yes	495879	0.1852
	75%以上	(4)	0.3827*** (0.0152)	含	Yes	Yes	Yes	490722	0.2111
月均交易金额增长率	25%以下	(5)	0.1030*** (0.0135)	含	Yes	Yes	Yes	361265	0.0603
	25%~50%	(6)	0.0838*** (0.0103)	含	Yes	Yes	Yes	387270	0.0717
	50%~75%	(7)	0.1067*** (0.0099)	含	Yes	Yes	Yes	415588	0.0807
	75%以上	(8)	0.1147*** (0.0084)	含	Yes	Yes	Yes	420820	0.0922

注: \* \*\*和\*\*\*分别表示10%、5%和1%的显著性水平,括号内为聚类到城市水平的稳健标准误,表中 $R^2$ 值表示组内 $R^2$ 。

人群和大专学历人群获得的红利要高于学历更高的研究生学历就业人群,本科学历就业人群与研究生学历就业人群受益情况无显著差异。这说明数字金融服务并未因为教育程度不同而出现歧视现象,相反,对教育程度较低的人群,可能还会有弥合作用。

最后,从宏观层面来看,我国在完成精准扶贫任务以后,区域差距仍然存在。农村、城市等级靠后的城市基础设施薄弱,正规融资渠道更为匮乏,身处其中的就业者们很难获得足够的金融支持满足发展所需,加上缺乏科学有效的管理体系、经营方式,容易陷入发展瓶颈,进而导致不同地区就业者间收入差距的扩大。在这里,农村、城市等级靠后的地区是资源匮乏的弱势就业群体。

第(4)列中分析了数字金融服务对处于农村、城市非正规就业者的影响。可以发现,在享受数字金融服务后,农村地区的收入上升幅度要高于城市地区就业者收入4%,说明数字金融服务在降低城乡收入不平等上发挥了调节作用。在传统的农户收入来源中,家庭营收和工资性收入是中国农户的主要收入来源,分别占据了55%、29%的份额(程名望等,2016),收入来源的单一化是影响农户收入不平等的重要因素。数字金融服务不仅帮助农村商户实现数字化经营,提高了运营效率,更重要的是,让农村商户拥有了进入核心市场的准入机会,商户不再局限于“一亩三分田”的收入来源,以网络为媒介,信息为载体,向其他市场探索。可以说,数字化使农村与城市距离的逐渐被拉近。

第(5)列借鉴第一财经的《城市商业魅力排行榜》,我们将中国地级市分为6个等级,并将新一线、二至五线城市设作哑变量纳入回归中。回归结果显示,与一线城市相比,数字金融服务对新一线、二至五线城市的码商均具有显著的正向作用。使用收钱码,新一线、二至五线城市的非正规就业者的收入增长分别高出一线城市7.07%、14.37%、20.32%、20.48%、21.80%,且三至五线城市地区数字金融服务的调节效果比新一线、二线城市更为显著。与金融设备完善的一线城市比,新一线、二至五线城市发展相对落后,居民金融服务可获得渠道有限,就业者们受限于管理能力及客观环境,难以得到较大的发展。数字金融服务下沉到中小城市,填补了传统金融的空白,挖掘了更大的经营空间。

以上结果说明,基于移动支付平台的数字金融服务于传统意义被认为社会弱势的人群无显著的平等,不仅如此,该平台的数字金融服务还有助于打破非正规就业者就业时的年龄歧视、性别歧视和职业发展“透明天花板”问题,缓解区域、城乡间的发展不平衡,这对于改善收入分配、减轻非正规就业机会不平等、推进非正规就业者体面就业方面均具有积极意义。

#### (四)稳健性检验

在《管理世界》网络发行版附录四中,我们还进行了一系列稳健性检验,包括但不限于:更换样本(更换为平衡面板数据)、随机打乱处理组和对照组以排除某些不可观测且随时间变化因素的干扰,改变被解释变量的衡量方式,平行趋势检验,对主测试进行PSM-DID检验以及工具变量法缓解内生性问题。所有的结果均表明,基于移动支付的数字金融服务显著提高了非正规就业者的收入,亦证实本文主要研究结论具有较好的稳健性。

表7 数字金融服务对非正规就业者收入的异质性影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$D_{it}$	0.5123*** (0.0078)	0.5378*** (0.0072)	0.2871*** (0.0901)	0.5327*** (0.0085)	0.4223*** (0.0343)
中年期 (45岁以上=1)	-0.1026*** (0.0252)				
与“中年期”交互项	0.2405*** (0.0158)				
与“已婚有孩女性”交互项		1.0016*** (0.1452)			
与“未知学历”交互项			0.2754*** (0.0925)		
与“专科”交互项			0.2554*** (0.0951)		
与“本科”交互项			0.0673 (0.0979)		
与“涉农”交互项				0.0412*** (0.0145)	
与“新一线城市”交互项					0.0707* (0.0409)
与“二线城市”交互项					0.1437*** (0.0375)
与“三线城市”交互项					0.2032*** (0.0405)
与“四线城市”交互项					0.2048*** (0.0412)
与“五线城市”交互项					0.2180*** (0.0538)
控制变量	含	含	含	含	含
月份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
个体固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
城市×月份趋势固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	No
省份×月份趋势固定效应	No	No	No	No	Yes
观测数	1884026	1796906	1884026	1884026	1882949
$R^2$	0.1805	0.182	0.1803	0.1802	0.1797

注:\*,\*\*和\*\*\*分别表示10%、5%和1%的显著性水平,括号内为聚类到城市水平的稳健标准误,表中 $R^2$ 值表示组内 $R^2$ 。在估计数字金融服务对不同城市等级商户的影响时,我们控制的是省份×月份趋势固定效应而不是城市×月份趋势固定效应,这是为了防止城市×月份趋势固定效应吸收掉城市等级的影响。变量“已婚有孩女性”、“未知学历”、“专科”、“本科”、“涉农”、“新一线城市”、“二线城市”、“三线城市”、“四线城市”、“五线城市”只随个体改变,不随时间而变,在回归中被个体固定效应所吸收,因此不再显示在表格中。



## 六、结论与建议

本文通过构建一个非正规就业者有关数字金融服务与生产、融资的动态均衡模型,分析了数字金融服务对非正规就业者价值的影响机理,并以线下二维码支付市场中的商户收入流水数据为研究样本,实证检验了由移动支付所推动的数字金融发展对非正规就业者的商业影响。经过严格的理论推导与实证分析,本文得到了以下两点主要结论。

第一,基于移动支付平台的数字金融服务对非正规就业者具有“红利”效应。在数字金融服务基础设施可获取的前提下,使用数字金融服务显著提高了非正规就业者的营收规模和增长速度,且这种促进效应在年长就业者、女性有孩群体、低学历人群、涉农群体以及欠发达地区表现更为明显。也就是说,该平台上的数字金融服务不会因为使用者的能力、地位处于劣势而产生歧视,相反,在缓解贫困、减轻非正规就业者机会不平等、促进经济包容性增长方面甚至有着显著的积极影响。

第二,缓解金融约束和提高资金管理能力是数字金融服务作用于非正规就业者的作用机制。通过数字金融服务,人们的消费行为、经营流水可以通过大数据技术、机器学习和统计学方法转化为信用评分指标,这使没有征信记录的非正规就业者也有了获得正规信贷的机会,有利于缓解非正规就业者的融资约束,推动非正规就业者的成长。此外,数字金融服务还可以降低非正规就业者获得金融服务的成本和面对冲击时的脆弱性,提高非正规就业者的资金使用效率,有助于实现资产的保值增值。

本文的研究结论为解决非正规就业者发展问题以及实现数字化均衡普惠发展提供了新的思路与参考,具体而言,包括如下几点。

首先,积极引导非正规部门的数字化。依托“数据生产要素”和较低的服务准入门槛,基于移动支付的数字金融服务弥补了传统金融对长尾人群的照顾不及之处,使金融服务体现出更好的普惠性和更高的效率,证明移动支付及其附加数字金融服务是帮助非正规就业者实现高质量就业的一个有效机制,这是普惠金融工作的重要突破口。应充分利用移动支付平台的数据资源,积极引导非正规就业群体(特别是禀赋、技能水平较弱人群)运用数字化工具,鼓励金融机构在风险可控的前提下利用互联网新技术新应用对传统产业进行改造,提高金融服务实体经济的精准性和直达性,进而实现小微金融生态环境的数字化。

其次,加快数字基础设施建设,降低数字金融服务门槛。尽管我们的研究证实了基于移动支付的数字金融服务在帮助非正规就业者进入金融市场及可持续发展的作用,但本研究是建立在这些非正规就业者均拥有数字金融服务的基础设施(联网的移动设备)以及二维码收款的服务门槛较低(只需要一个二维码贴纸和较低的费率)的前提下。考虑到数字不平等问题存在,政策制定者需要找到减少数字不平等的负面影响的方法,比如加快推进数字基础设施建设。此外,为了保证数字金融服务能够惠及所有人群,在推广相关业务时,需要设定一个合适的服务门槛,以维持该模式运行的可持续性。相关数字金融服务的成本不应该损伤到用户利用该类数字服务的积极性,这对于没有议价能力的小微商户来说尤其如此。从理论模型部分的均衡解可以发现,这需要数字金融服务的可变成本 $\lambda$ 不超出某一个范围。比如,2022年发布的条码支付新规,倡导商户由个人码转为商家码。因为可变成本无显著增加,因此也并不会影响到非正规就业者所获得的红利。在推进普惠金融的过程中,政府应当充当“守门人”的角色,警惕数字金融服务商在推广的后期孤立社会弱势群体。同时,酌情考虑各种奖励、宣传、培训等激励措施,比如对向以电子方式购买商品和服务的商家提供税收减免、补贴数字技术提供者在开发推广等早期的成本等,以此推进非正规就业者数字化进程。

最后,重视“数字足迹”的价值。鉴于非正规就业者在通过信贷支持提高收入的过程中,结构化和非结构化的数据(“数字足迹”)发挥了重要的作用。监管机构和政策制定者可以在保证数据隐私与保护的前提下,逐步开发该类数据在信贷审核中的辅助作用<sup>⑨</sup>。

(作者单位:邓辛,南洋理工大学商学院银行金融系、上海国际金融中心研究院;彭嘉欣,上海财经大学金融学院)

## 注释

①当前全国没有发布灵活就业人员这一统计口径的数据,但根据国家统计局相关数据资料2018年城镇个体就业人员以及农民工总量分别达到1.04亿人和2.88亿人,两者都是灵活就业人员的重要组成部分,因此保守估计灵活就业人员数量已经超过3亿人。

②非正规经济占GDP比重在发展中国家显著高于发达国家,发展中国家该指标在20%~30%范围内,发达国家该指标在10%~20%范围内。我国在这一指标上与发达国家地区基本持平。

③少数个体水平上的实证检验文献采用问卷数据,根据被调查者是否拥有/使用互联网或者手机来衡量(鲁元平、王军鹏,2020;尹志超等,2021),但也鲜有数字金融服务的真实使用程度和使用效用的实证研究。

④阿克和姆比蒂(2010)与本文主题最为类似,通过研究撒哈拉以南非洲地区的移动电话使用情况,发现移动电话的推广为非正规部门创造了更多的商业机会,但该研究未深入考察数字金融对非正规就业的具体经济影响。

⑤在后文描述中,我们所描述的“商户”、“非正规商户”、“码商”与“非正规就业者”视为等同。

⑥移动支付线下扫码业务之所以可以探测数字金融服务影响力,一方面是因为移动支付是中国数字经济发展的催化剂和重要基础设施。移动支付下的线下扫码业务申请门槛低,无需硬件设备,非正规就业者很容易的获取其服务,因而受众广泛。在2017年,中国移动支付业务金额占网络支付总业务金额的比重就已达73.1%,移动支付用户规模达5.62亿人,且移动支付和线下扫码支付的交易规模还在不断上升。至2018年,移动支付用户规模和线下扫码支付占移动支付比重分别达到了6.59亿人和11.2%,因此从规模和覆盖面上来看,线下扫码业务具有代表性。二是因为移动支付兼具数字技术与传统金融服务的两重特点。除了支付清算的功能,移动支付还能利用扫码支付沉淀的数据信息,结合大数据、人工智能、机器学习等技术为用户提供贷款融资、保险、赊账进货、教育、店员管理等服务,这是数字金融服务的典型特征。

⑦详见:<https://www.jpmorgan.com/content/dam/jpm/treasury-services/documents/jpm-payments-are-eating-the-world.pdf>。

⑧数据来源:<https://www.afi-global.org/newsroom/news/dramatic-changes-in-kenyas-financial-inclusion-landscape/>。

⑨需要注意的是,随着经济快速发展和科技不断进步,非正规就业在现代商品生产中灵活度高、限制少、成本低的优势对部分高素质劳动力产生了更大的吸引力,他们以自主创业、自由职业、自我雇佣等就业形式主动地走向非正规就业,这一现象在发达国家尤为明显(胡鞍钢、杨韵新,2001;刘媛媛,2012)。因此,广义的非正规就业应该包括两个不同的部分:一部分是被正规部门所排斥的那些低技术、低效率的非正规就业者,另一部分则是个人自愿进入的就业者,相较于正规部门,他们在非正规部门更具备个人比较优势,并期望在非正式部门获得更多的收入或效用(菲尔茨,1990;马洛尼,2004;金特、劳诺夫,2012)。

⑩支付宝和微信支付(财付通)是中国移动支付市场最主要的服务提供商,占据了移动支付90%以上的市场份额,从2017~2019年,支付宝的移动支付市场份额一直维持在50%以上,因此从市场份额来看,支付宝的移动支付数据就具备一定的代表性。

⑪本文特指用“静态码”交易结算的商户,该类商户更符合非正规就业者的特征。静态码就是商家贴在纸上的支付二维码,这类支付码只要生成一次然后进行打印即可,所以是静态的不变的。与之相对的是动态码,需要商户配备扫码枪,存在固定安装成本。

⑫支付宝推广收钱码业务的措施包括(不限于):以巨额赏金(发红包)形式招募收钱码推广者;向收钱码商户提供各类金融服务,比如多收多免、多收多赚、多收多得、多收多贷、多收多保等;针对消费者和商家的红包码服务(10亿补贴)等等。这些措施迅速将收钱码业务推广到全国各地。

⑬由蚂蚁保险提供的“多收多保”,线下小商家只要使用支付宝收钱码收款,就可免费获得门诊保险,收款越多保额越高,各种日常医疗的费用给予报销的一种优惠协议。

⑭“赊账进货”是1688(一个采购批发平台)与支付宝合作在支付宝APP端“商家服务”应用中搭建的供买家进货的独立市场。开通“赊账进货”服务后,商家可以先进货,后付款,免息期有一个月,最高可以赊购100万。

⑮所谓“花呗”就是蚂蚁集团推出的一款消费信贷产品,申请开通后,将获得500~50000元不等的消费额度。用户在消费时,可以预支蚂蚁花呗的额度,享受“先消费,后付款”的购物体验。“花呗收钱”就是支持买家用花呗进行付款。

⑯转账码和收钱码是一对可以比较的概念。商家申请了支付宝账号就获得了使用转账码的权力,而收钱码的商家也并不需要提交其他资料,个人和企业都可以开通收钱码。但某些金融服务要求额外资料的上传,个体工商户和企业获得金融服务方面也存在差异。

⑰尽管转账码也具有些许数字金融的特性(移动支付属性),但由于这些支付数据不能被转化为可交换的生产要素(比如,商户不能凭借转账码的收款数据作用信用凭证),因此在本文假定转账码的数字金融属性可以忽略不计。

⑱移动支付平台以支付宝、微信为主。在我们的样本期内,使用支付宝、微信收款的商户,将分别被平台征收其收款流水0.35%~0.55%、0.6%的费用,因此,可变成成本 $\lambda$ 的值我们假定在0.35%~0.6%之间。

⑲比如,商户可以将一天的经营流水转入余额宝(余额宝的利率一般略高于余额宝收益率)。历史上,余额宝的7日年化收益率最高达到6.763%。

⑳数据来自:<https://baijiahao.baidu.com/s?id=1629785744416315810&wfr=spider&for=pc>。

㉑数据来自:<https://baijiahao.baidu.com/s?id=1664780942836960564&wfr=spider&for=pc>。

㉒支付宝2018年10月一项针对小微商家的调查显示,因进货、筹备分店、生活所需、装修店铺、房租、新店开张、发工资、大型促销、发奖金而导致店铺资金短缺的码商占比分别为41%、31%、27%、25%、20%、17%、9%、7%、3%。

㉓例如,蚂蚁集团旗下网商银行为阿里巴巴线上商户打造的资产管理工具余额宝,余额宝与面向个人用户的余额宝本质基本相同,为货币基金工具,收益率水平类似,但申购限额远高于余额宝。

㉔由于个体层面大部分控制变量如性别、是否涉农、是否淘宝集市商户和教育程度均不随时间变化,年龄、有房概率和有孩概率在我们样本2年7个月间变化很小,在回归中被个体固定效应吸收。所以在基准模型中,个体水平上仅有商户每笔平均交易金额为随时间变化的个体特征。此外,由于其他数据源如中国家庭金融调查无法与蚂蚁集团提供的码商微观数据进行匹配,受限于数据可得性,我们在这部分分析中无法控制其他随时间变化的个体特征。

㉕10万家商户是从使用支付宝二维码进行线下收款商户中随机提取。所有商户在支付宝中有记录的交易时间均不小于15个月(要求覆盖至少50%的样本月度),以排除不活跃商户对我们结果的干扰。此外要说明的是,那些不满足享受移动支付条件的商家,比如那些处于网络覆盖盲区或者不会使用手机、未使用支付宝的商家,并不在总体样本中,我们的分析是基于在支付宝中有支付记录的



# 基于移动支付数字金融服务能为非正规就业者带来红利吗？

## 经济学

商家样本。

②码商在使用支付宝收款前需要注册登记个人信息，部分码商使用的是个人身份证注册，部分码商使用的是组织机构代码证注册，我们把使用组织机构代码证注册的商户归为正规部门范畴。而本文的研究主体非正规就业者包含于使用个人身份证注册的商户中，因此需要将企业身份的码商剔除。

③经过以上步骤的筛选后，大部分企业性质商户应被剔除。但不排除样本中留有极少数企业性质商户，为了避免此类正规经济主体对结果造成干扰，我们在稳健性检验中将按照样本商户的收入的高低分组探索数字金融服务的影响。以规模作为非正规经济判定标准是依据近年我国在“个转企”倡议中，以经营规模为指导意见，将经营规模处于某一界限之上的个体工商户设为重点关注对象，督促转企。另外，即使样本中有部分正规经济主体，只会减弱我们实证结果的显著性。换言之，我们以当前样本就数字金融服务对非正规就业者的所评估的影响程度是保守估计值。

④根据已有研究，2002年非正规就业平均收入为3182.17元（罗楚亮，2008）；2014年非正规就业平均每小时工资为13.34元（张晓昕，2021），平均月工资为3310.76元（张抗私等，2018）；2014年及2018年非正规就业平均每小时工资为13.76元，周工作小时为56.68小时（李根丽、尤亮，2021）；根据张永霞（2020）的调查数据，合肥市流动商贩平均月收入为3993.2元。可见，本论文所选取的非正规就业者规模与前人研究相近。

⑤本文按照收入从低到高划分为4组。其中，处于25、50、75分位的码商月均交易金额分别为162元、967元、4077元。

⑥中外文人名（机构名）对照：伯格（Berg）；卡尼（Kearney）；施耐德（Schneider）；杜阿尔特（Duarte）；拉格内达（Ragnedda）；富斯特（Fuster）；巴特利特（Bartlett）；布塔（Bhutta）；希兹莫（Hizmo）；陈硕（Chen S.）；多比（Dobbie）；范迪克（Van Dijk）；威特（Witte）；曼依（Mannon）；贝克（Beck）；甘巴科尔塔（Gambacorta）；杰克（Jack）；伊斯兰（Islam）；苏蕊（Suri）；莱利（Riley）；黄益平（Huang Y.）；普惠金融联盟（AFI）；莫勒（Maurer）；克拉伯（Klapper）；蒙耶盖拉（Munyegera）；松本（Matsumoto）；国际劳工组织（ILO）；拉波塔（La Porta）；施莱弗（Shleifer）；梅格希尔（Meghir）；莱文（Levine）；鲁宾斯坦（Rubinstein）；安图尼斯（Antunes）；洛格斯（Loges）；琼格（Jung）；马歇特（Muschert）；哈吉特（Hargittai）；欣南特（Hinnant）；迪马乔（DiMaggio）；斯塔夫（Staff）；莫蒂默（Mortimer）；阿克（Aker）；姆比蒂（Mbiti）；菲尔茨（Fields）；马洛尼（Maloney）；金特（Günther）；劳诺夫（Launov）。

### 参考文献

- (1) 蔡昉、王艳艳：《非正规就业与劳动力市场发育——解读中国城镇就业增长》，《经济学动态》，2004年第2期。
- (2) 常进雄、王丹枫：《我国城镇正规就业与非正规就业的工资差异》，《数量经济技术经济研究》，2010年第9期。
- (3) 程名望、Jin Yanhong、盖庆恩、史清华：《中国农户收入不平等及其决定因素——基于微观农户数据的回归分解》，《经济学（季刊）》，2016年第3期。
- (4) 都阳、万广华：《城市劳动力市场上的非正规就业及其在减贫中的作用》，《经济学动态》，2014年第9期。
- (5) 傅秋子、黄益平：《数字金融对农村金融需求的异质性影响——来自中国家庭金融调查与北京大学数字普惠金融指数的证据》，《金融研究》，2018年第11期。
- (6) 高玲芬、贾丽娜：《论“非正规就业”的定义与测量》，《统计研究》，2005年第3期。
- (7) 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》，《经济学（季刊）》，2020年第4期。
- (8) 何文、申曙光：《灵活就业人员医疗保险参与及受益归属——基于逆向选择和正向分配效应的双重检验》，《财贸经济》，2020年第3期。
- (9) 胡鞍钢、杨韵新：《就业模式转变：从正规化到非正规化——我国城镇非正规就业状况分析》，《管理世界》，2001年第2期。
- (10) 李根丽、尤亮：《非正规就业具有工资惩罚效应吗——来自城镇私营企业劳动者的证据》，《现代经济探讨》，2021年第8期。
- (11) 刘媛媛：《贸易自由化与非正规就业关系的研究述评》，《经济学动态》，2012年第10期。
- (12) 鲁元平、王军鹏：《数字鸿沟还是信息福利——互联网使用对居民主观福利的影响》，《经济学动态》，2020年第2期。
- (13) 罗楚亮：《经济转型、非正规就业与城镇增长的穷人受益性》，《管理世界》，2008年第10期。
- (14) 聂秀华、江萍、郑晓佳、吴青：《数字金融与区域技术创新水平研究》，《金融研究》，2021年第3期。
- (15) 钱雪松、徐建利、杜立：《中国委托贷款弥补了正规信贷不足吗？》，《金融研究》，2018年第5期。
- (16) 邱泽奇、张树沁、刘世定、许安康：《从数字鸿沟到红利差异——互联网资本的视角》，《中国社会科学》，2016年第10期。
- (17) 史新杰、卫龙宝、方师乐、高叙文：《中国收入分配中的机会不平等》，《管理世界》，2018年第3期。
- (18) 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》，《管理世界》，2020年第5期。
- (19) 王馨：《互联网金融助解“长尾”小微企业融资难问题研究》，《金融研究》，2015年第9期。
- (20) 吴要武：《非正规就业者的未来》，《经济研究》，2009年第7期。
- (21) 吴雨、李成顺、李晓、弋代春：《数字金融发展对传统私人借贷市场的影响及机制研究》，《管理世界》，2020年第10期。
- (22) 吴雨、李晓、李洁、周利：《数字金融发展与家庭金融资产组合有效性》，《管理世界》，2021年第7期。
- (23) 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》，《经济学（季刊）》，2018年第4期。
- (24) 许竹青、郑风田、陈洁：《“数字鸿沟”还是“信息红利”？信息的有效供给与农民的销售价格——一个微观角度的实证研究》，《经济学（季刊）》，2013年第4期。
- (25) 尹志超、公雪、郭沛瑶：《移动支付对创业的影响——来自中国家庭金融调查的微观证据》，《中国工业经济》，2019年第3期。
- (26) 尹志超、蒋佳伶、严雨：《数字鸿沟影响家庭收入吗》，《财贸经济》，2021年第9期。
- (27) 尹志超、田文涛、王晓全：《移动支付对家庭商业保险参与的影响——基于中国家庭金融调查数据的实证分析》，《财经问题研究》，2022年a第11期。
- (28) 尹志超、吴子硕、蒋佳伶：《移动支付对中国家庭储蓄率的影响》，《金融研究》，2022年b第9期。
- (29) 於嘉、谢宇：《生育对我国女性工资率的影响》，《人口研究》，2014年第1期。
- (30) 张华初：《非正规就业：发展现状与政策措施》，《管理世界》，2002年第11期。
- (31) 张抗私、刘翠花、丁述磊：《正规就业与非正规就业工资差异研究》，《中国人口科学》，2018年第1期。



- (32)张秋山、赵倩、李宏亮:《基于知识经济的产业结构及就业形式》,《经济管理》,2007年第18期。
- (33)张晓昕:《教育、非正规就业与劳动者工资收入——基于CFPS数据的实证分析》,《云南财经大学学报》,2021年第9期。
- (34)张勋、万广华、吴海涛:《缩小数字鸿沟:中国特色数字金融发展》,《中国社会科学》,2021年第8期。
- (35)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》,《经济研究》,2019年第8期。
- (36)张勋、杨桐、汪晨、万广华:《数字金融发展与居民消费增长:理论与中国实践》,《管理世界》,2020年第11期。
- (37)张永霞:《非正规就业者生存状况研究——以合肥市流动商贩为例》,《中小企业管理与科技(上旬刊)》,2020年第12期。
- (38)赵驰、周勤、汪建:《信用倾向、融资约束与中小企业成长——基于长三角工业企业的实证》,《中国工业经济》,2012年第9期。
- (39)AFI, 2018, "Fintech for Financial Inclusion: A Framework for Digital Financial Transformation", <https://www.afi-global.org/publications/fintech-for-financial-inclusion-a-framework-for-digital-financial-transformation/>.
- (40)Aker, J. C. and Mbiti, I. M., 2010, "Mobile Phones and Economic Development in Africa", *Journal of Economic Perspectives*, 24(3), pp.207~232.
- (41)Antunes, A., Cavalcanti, T. and Villamil, A., 2008, "The Effect of Financial Repression and Enforcement on Entrepreneurship and Economic Development", *Journal of Monetary Economics*, 55(2), pp.278~297.
- (42)Bartlett, R., Morse, A., Stanton, R. and Wallace, N., 2022, "Consumer-Lending Discrimination in the FinTech Era", *Journal of Financial Economics*, 143(1), pp.30~56.
- (43)Beck, T., Pamuk, H., Ramrattan, R. and Uras, B. R., 2018, "Payment Instruments, Finance and Development", *Journal of Development Economics*, 133, pp.162~186.
- (44)Berg, T., Burg, V., Gombović, A. and Puri, M., 2020, "On the Rise of Fintechs: Credit Scoring Using Digital Footprints", *The Review of Financial Studies*, 33(7), pp.2845~2897.
- (45)Berg, T., Fuster, A. and Puri, M., 2021, "FinTech Lending", National Bureau of Economic Research.
- (46)Bhutta, N. and Hizmo, A., 2021, "Do Minorities Pay More for Mortgages?", *The Review of Financial Studies*, 34(2), pp.763~789.
- (47)Chen, S., Doerr, S., Frost, J., Gambacorta, L. and Shin, H. S., 2023, "The Fintech Gender Gap", *Journal of Financial Intermediation*, 54, <https://doi.org/10.1016/j.jfi.2023.101026>.
- (48)DiMaggio, P., Hargittai, E., Celeste, C. and Shafer, S., 2004, "From Unequal Access to Differentiated Use: A Literature Review and Agenda for Research on Digital Inequality", *Social Inequality*, 1, pp.355~400.
- (49)Dobbie, W., Liberman, A., Paravisini, D. and Pathania, V., 2021, "Measuring Bias in Consumer Lending", *The Review of Economic Studies*, 88(6), pp.2799~2832.
- (50)Duarte, J., Siegel, S. and Young, L., 2012, "Trust and Credit: The Role of Appearance in Peer-To-Peer Lending", *The Review of Financial Studies*, 25(8), pp.2455~2484.
- (51)Fields, G. S., 1990, "Labour Market Modelling and the Urban Informal Sector: Theory and Evidence", Turnham, D., Salomé, B. and Schwarz, N., *The Informal Sector Revisited*, OECD, Paris.
- (52)Fuster, A., Goldsmith-Pinkham, P., Ramadorai, T. and Walther, A., 2022, "Predictably Unequal? The Effects of Machine Learning on Credit Markets", *The Journal of Finance*, 77(1), pp.5~47.
- (53)Gambacorta, L., Huang, Y., Li, Z., Qiu, H. and Chen, S., 2020, "Data Vs Collateral", BIS Working Paper, No.881.
- (54)Günther, I. and Launov, A., 2012, "Informal Employment in Developing Countries: Opportunity or Last Resort?", *Journal of Development Economics*, 97(1), pp.88~98.
- (55)Hargittai, E. and Hinnant, A., 2008, "Digital Inequality: Differences in Young Adults' Use of the Internet", *Communication Research*, 35(5), pp.602~621.
- (56)Huang, Y., Wang, X. and Wang, X., 2020, "Mobile Payment in China: Practice and its Effects", *Asian Economic Papers*, 19(3), pp.1~18.
- (57)ILO, 1999, "Decent Work", Report of the Director-General to the 87th Session of the International Labour Conference, Geneva.
- (58)ILO, 2003, "Guidelines Concerning a Statistical Definition of Informal Employment", The Seventeenth International Conference of Labour Statisticians.
- (59)ILO, 2018, "Women and Men in the Informal Economy: A Statistical Picture (Third Edition)", Geneva.
- (60)Islam, A., Muzi, S. and Rodriguez Meza, J. L., 2018, "Does Mobile Money Use Increase Firms' Investment? Evidence from Enterprise Surveys in Kenya, Uganda, and Tanzania", *Small Business Economics*, 51(3), pp.687~708.
- (61)Jack, W. and Suri, T., 2014, "Risk Sharing and Transactions Costs: Evidence from Kenya's Mobile Money Revolution", *American Economic Review*, 104(1), pp.183~223.
- (62)Jack, W., Ray, A. and Suri, T., 2013, "Transaction Networks: Evidence from Mobile Money in Kenya", *American Economic Review*, 103(3), pp.356~361.
- (63)Kearney, A. T. and Schneider, F., 2015, "Digital Payments and the Global Informal Economy".
- (64)Klapper, L., 2017, "How Digital Payments Can Benefit Entrepreneurs", *IZA World of Labor*.
- (65)La Porta, R. and Shleifer, A., 2008, "The Unofficial Economy and Economic Development", National Bureau of Economic Research.
- (66)La Porta, R. and Shleifer, A., 2014, "Informality and Development", *Journal of Economic Perspectives*, 28(3), pp.109~126.
- (67)Levine, R. and Rubinstein, Y., 2017, "Smart and Illicit: Who Becomes an Entrepreneur and Do they Earn More?", *The Quarterly Journal of Economics*, 132(2), pp.963~1018.
- (68)Loges, W. E. and Jung, J., 2001, "Exploring the Digital Divide: Internet Connectedness and Age", *Communication Research*, 28(4), pp.536~562.
- (69)Maloney, W. F., 2004, "Informality Revisited", *World Development*, 32(7), pp.1159~1178.

(下转第70页)

- (58) Slemrod, J. and Yitzhaki, S., 2002, "Tax Avoidance, Evasion, and Administration", in Auerbach, A. J. and Feldstein, M., eds: *Handbook of Public Economic*, Elsevier.
- (59) Thaler, R. H., 2018, "Nudge, Not Sludge", *Science*, vol.361(6401), p.431.
- (60) Thaler, R. H. and Sunstein, C. R., 2008, *Nudge: Improving Decisions About Health, Wealth, and Happiness*, Yale University Press.
- (61) Trivedi, V. U., Shehata, M. and Lynn, B., 2003, "Impact of Personal and Situational Factors on Taxpayer Compliance: An Experimental Analysis", *Journal of Business Ethics*, vol.47(3), pp.175~197.
- (62) Wager, S. and Athey, S., 2018, "Estimation and Inference of Heterogeneous Treatment Effects using Random Forests", *Journal of the American Statistical Association*, vol.113(523), pp.1228~1242.
- (63) Young, A., 2019, "Channeling Fisher: Randomization Tests and the Statistical Insignificance of Seemingly Significant Experimental Results", *The Quarterly Journal of Economics*, vol.134(2), pp.557~598.

## Study on the Promoting Effect of Behavioral Nudge on Tax Compliance

Dai Zhixin, Gao Hongyu and Cheng Peng

(School of Finance, Renmin University of China)

**Abstract:** Tax compliance is an important part of tax governance. This paper employs a randomized field experiment to investigate the influence of behavioral nudging on individual income tax on equity transfer income, and to compare the effectiveness of three nudging methods: information nudge, tax moral related nudge and deterrence nudge. The experimental evidences show that behavioral nudging can significantly improve taxpayers' tax compliance and double the tax declaration rate, but there is no significant difference in the impact of different types of behavioral nudging, and the addition of moral information and deterrent information on the basis of baseline reminder information does not have additional positive effect. Based on the heterogeneity analysis of grouped regression and causal forest, it is found that moral nudging produced the most negative effects and even backfired on some taxpayers, and different types of behavioral nudging have heterogeneous effects among taxpayers with different observable characteristics. Cost-benefit analysis shows that behavioral nudging can effectively increase the government's tax revenue, and behavioral nudging is a highly cost-effective intervention. The findings of this paper are of high reference value for China's tax collection and administration system reform, and can provide practical guidance for improving tax compliance and reducing the cost of tax collection.

**Keywords:** nudge; tax compliance; randomized field experiment; tax salience

=====

(上接第33页)

- (70) Maurer, B., 2012, "Mobile Money: Communication, Consumption and Change in the Payments Space", *Journal of Development Studies*, 48(5), pp.589~604.
- (71) Meghir, C., Narita, R. and Robin, J., 2015, "Wages and Informality in Developing Countries", *American Economic Review*, 105(4), pp.1509~1546.
- (72) Munyegera, G. K. and Matsumoto, T., 2016, "Mobile Money, Remittances, and Household Welfare: Panel Evidence from Rural Uganda", *World Development*, 79, pp.127~137.
- (73) Ragnedda, M., 2017, *The Third Digital Divide: A Weberian Approach to Digital Inequalities*, Routledge.
- (74) Ragnedda, M. and Muschert, G. W., 2013, "The Reproduction and Reconfiguration of Inequality: Differentiation and Class, Status and Power in the Dynamics of Digital Divides", *Routledge*, pp.37~48.
- (75) Riley, E., 2018, "Mobile Money and Risk Sharing Against Village Shocks", *Journal of Development Economics*, 135, pp.43~58.
- (76) Staff, J. and Mortimer, J. T., 2012, "Explaining the Motherhood Wage Penalty During the Early Occupational Career", *Demography*, 49(1), pp.1~21.
- (77) Van Dijk, J. A., 2005, *The Deepening Divide: Inequality in the Information Society*, Sage Publications.
- (78) Witte, J. C. and Mannon, S. E., 2010, *The Internet and Social Inequalities*, Routledge.

## Can Digital Financial Services Based on Mobile Payment Bring Dividends to Informal Workers?

### Micro Evidence from QR Code Merchants

Deng Xin<sup>ab</sup> and Peng Jiaxin<sup>c</sup>

(a. Banking and Finance Department at Nanyang Business School, Nanyang Technological University; b. Shanghai Institute of International Finance Center; c. School of Finance, Shanghai University of Finance and Economics)

**Abstract:** Deficiencies in skills, endowments and institutional barriers have limited the development of the informal workers and affected the high-quality development of China's job market. While the rise of the digital economy is leading to significant changes in the way society produces and develops, which may create more opportunities for the informal workers. With Chinese QR code merchants as the context, this paper studies the impact of digital financial services on informal workers theoretically and empirically under the framework of dynamic equilibrium. We find that digital financial services significantly increase the income of informal workers by improving capital management ability and easing financial constraints. Moreover, digital financial services narrow the resource differences of informal workers in terms of size, region, and personal endowment. The above results provide important policy implications for the advancement of Digital China and informal employment governance.

**Keywords:** digital financial services; mobile payment; informal employment; digital dividend

# Can Digital Financial Services Based on Mobile Payment Bring Dividends to Informal Workers? Micro Evidence from QR Code Merchants

*Deng Xin<sup>a,b</sup> and Peng Jiaxin<sup>c</sup>*

(a. Banking and Finance Department at Nanyang Business School, Nanyang Technological University; b. Shanghai Institute of International Finance Center; c. School of Finance, Shanghai University of Finance and Economics)

**Summary:** Digital finance accelerates the free movement of currency, information, and data, and has the ability to reduce financial transaction costs and improve and optimize the allocation of financial resources. As traditional business operating models are destroyed, however, new technological and financial barriers may also emerge. This is due to the fact that digital infrastructure and the corresponding level of knowledge and skills are prerequisites for reaping the digital dividend. It remains to be seen whether the dividends of the low-end labor market can be guaranteed.

In order to assess the impact of digital finance on the low-end labor market, we conduct research from the perspective of informal workers in this study. Specifically, we first build a dynamic general equilibrium model to determine how digital financial services based on mobile payment affect the value of informal workers. Next, using a novel dataset provided by Ant Group from China for the period 2017–2019, we empirically evaluate the business effect of digital financial services based on mobile payment on the income of informal workers.

Through thorough theoretical derivation and empirical analysis, we conclude that mobile payment-based digital financial services do actually benefit informal workers. On the premise that digital infrastructure is available, the use of digital financial services has significantly increased the income and income growth rate of informal workers, with the effect being more pronounced among older workers, women with children, individuals with a low level of education, rural areas, and underdeveloped regions. That is to say, the digital financial services based on mobile payment will not discriminate against users on the basis of their abilities or social status. In fact, it has a significant positive effect on alleviating poverty, eliminating income gaps for informal workers, and promoting inclusive economic growth. In addition, our results also suggest that the easing of financial constraints and the enhancement of capital management capabilities are the mechanisms by which digital financial services affect informal workers.

A key message from our findings is that in order to solve the development problem for informal workers and realize the balanced and inclusive development of digitalization, we must actively guide the digitalization of the informal sector, accelerate the construction of digital infrastructure, reduce the threshold of digital financial services, and pay close attention to the value of digital footprints.

Our contributions can be summarized as follows. First, this paper contributes to the existing literature on the relationship between digital resources and socio-economic inequality. We examine the impact of digital financial services based on mobile payment from the perspective of socially disadvantaged individuals, namely informal workers. This is rarely seen in previous studies. Second, this paper investigates the role of mobile payment as a financial and commercial instrument in promoting the development of digital financial services and inclusive finance. Prior studies on mobile payment and digital finance are mostly based on questionnaires or macro data at the regional level, making it hard to test the incremental data value brought by mobile payment. This paper provides direct evidence of the transformation of payment data into factors of production. Discussion of digital financial services derived from mobile payment can help us better understand the ecological model of fintech service providers. Finally, our findings also provide theoretical support for the regulation of the QR code payment market.

**Keywords:** digital financial services; mobile payment; informal employment; digital dividend

**JEL Classification:** D14, O12, O17



### 附录一 以码商作为非正规就业者观察样本的合理性分析

本文主要的研究对象是非正规就业者中的非正规商户。非正规商户包含中小规模的个体工商户和独立服务者。鉴于独立服务者和个体工商户差别主要在是否有经官方机构注册登记,因此可以独立服务者看成是未注册的个体工商户。码商与个体工商户的分布具有高度的相似性,这一点可以从码商与个体工商户的地域和行业分布中看出。地域分布上,通过比对各个省份的码商数与个体工商户数量,我们发现个体工商户数量与码商数量呈现正相关关系。

附表1对2018年个体工商户与码商的行业分布进行了比较。在个体经营户中,位居前4位的行业是:批发和零售业(50.6%)、住宿和餐饮业(12.1%)、交通运输、仓储和邮政业(9.2%),居民服务、修理和其他服务业(8.7%)这4个行业的个体工商户数占据了80.6%的份额;码商排名前4的行业同样是这4个,其中,批发和零售业占码商总数35.0%,住宿和餐饮业占29.56%份额,由于支付宝对码商行业的划分与国家统计局对行业的分类略有不同,交通运输、仓储和邮政业与居民服务、修理和其他服务业合并计算,共同占据22.69%的份额,从事这4个行业的码商占码商总数的比例达到了86.67%。相较于个体工商户所涉及到的行业,码商在制造业、建筑业鲜有涉及,这是因为制造业、建筑业、房地产业涉及交易金额较大,用收钱码转账多有不便。总的来看,从行业上来看,码商的分布与个体工商户的分布也基本一致。

此外,因为本文的码商特指用“静态码”交易结算的商户,与使用动态码进行交易结算的商户相比,使用“静态码”的商户经营规模一般较小。若忽略码商是否为企业的前提,按照国家统计局对大中小微企业划分标准来划分,90%左右的码商都属于小微企业范畴。若以10人以下的员工人数作为非正规就业者划分标准,有74%的码商符合标准<sup>①</sup>。

综上所述,码商与中小规模个体工商户、独立服务者在行业、地域分布和规模上具有极高的重合度,以码商群体作为非正规就业者的观察样本具备合理性。

附表1 码商与个体工商户的行业分布比较

行业门类	2018年各行业个体工商户注册数占比	各行业码商注册数占比
批发和零售业	50.60%	34.94%
住宿和餐饮业	12.10%	29.04%
交通运输、仓储和邮政业	9.20%	22.69%
居民服务、修理和其他服务业	8.70%	
制造业	7.10%	—
建筑业	4.60%	—
租赁和商务服务业	2.10%	2.70%
房地产业	1.30%	0.52%
文化、体育和娱乐业	1.00%	7.41%
卫生和社会工作	0.90%	0.00%
教育	0.50%	2.68%
信息传输、软件和信息技术服务业	0.30%	0.03%
科学研究和技术服务业	0.30%	—
电、热力、燃气及水生产和供应业	0.10%	—
采矿业	0	—
水利、环境和公共设施管理业	0	—
金融业	—	—
公共管理、社会保障和社会组织	—	—

注:表中合计数仅为第二产业、第三产业的个体工商户数量。

数据来源:第四次全国经济普查公报(第二号)。

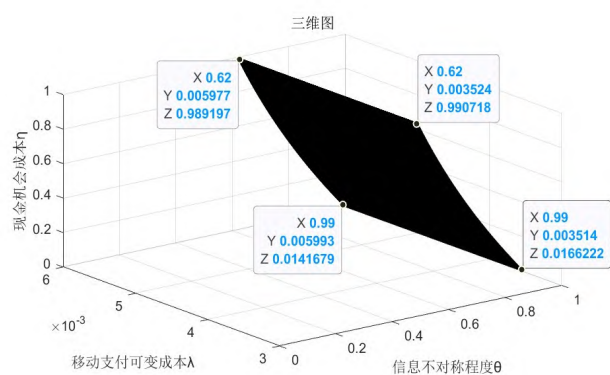
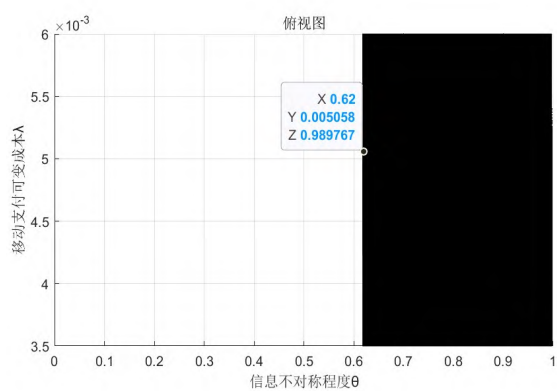
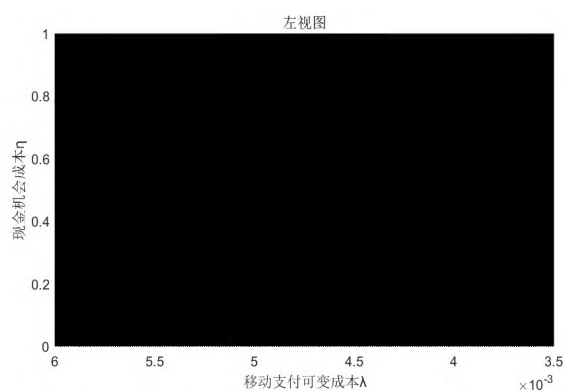
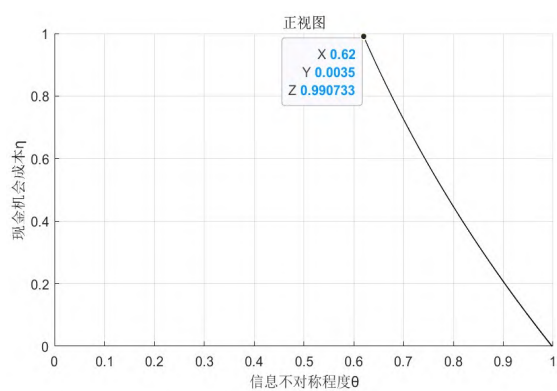
### 附录二 理论分析(放松融资约束一定存在的前提)

如果我们放松“非正规就业者一定存在融资约束”这个条件,对于正文中等式(14),等式右侧的第二个差分 $\{\eta A_{i,t}(e+\theta^2 V)^a - \eta A_{i,t} e^a\}$ 显然大于或者等于0。那么 $\tilde{V}_{QR,t}$ 和 $\tilde{V}_{Cash,t}$ 的差值大小关键在 $A_{i,t}(e+V)^a - A_{i,t}(e+\theta^2 V)^a - \lambda V - \eta \theta V$ 。文章中已经证明, $A_{i,t}(e+V)^a - A_{i,t}(e+\theta^2 V)^a - \lambda V > (1-\theta^2 - \lambda \theta^2) V$ ,下面我们判断 $(1-\theta^2 - \lambda \theta^2 - \eta \theta) V$ 与0孰大孰小。

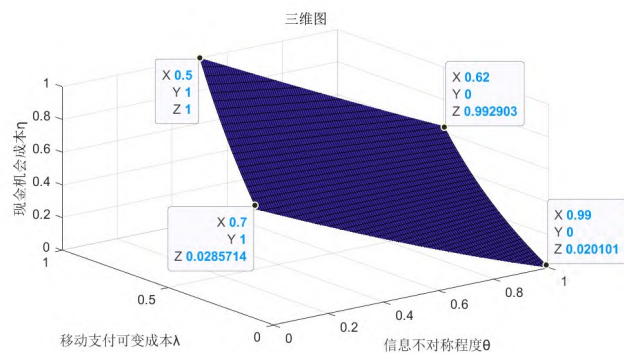
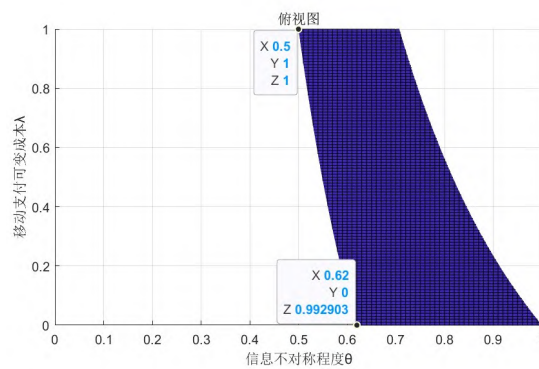
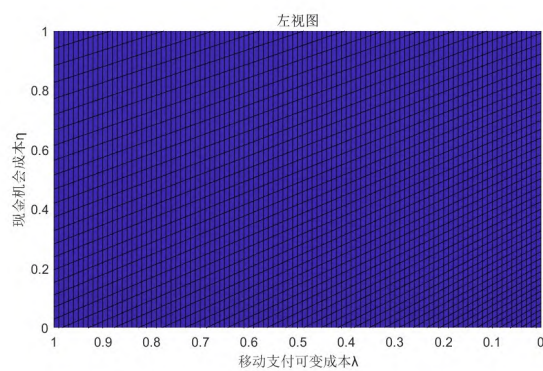
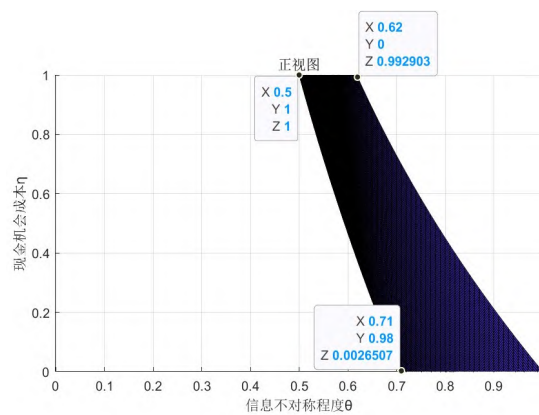
令 $f(\theta) = 1 - \theta^2 - \lambda \theta^2 - \eta \theta$ ,显然,要使 $f(\theta) > 0$ ,根据二元一次函数的特性, $\theta$ 应当满足 $\theta \in \left[0, \frac{\sqrt{\eta^2 + 4(1+\lambda)} - \eta}{2(1+\lambda)}\right]$ 。已知代表现金机会成本的

$\eta \in (0, 1]$ ,代表信息不对称程度的 $\theta \in [0, 1]$ ,代表移动支付可变成本的 $\lambda \in (0, 1)$ ,且 $\lambda$ 的值一般在0.35%~0.6%之间,因此,在 $\lambda = 0.6\%$ , $\eta = 1$ 的极端情形下(此时, $f(\theta)$ 的值最小), $\theta \in [0, 0.62]$ 将满足 $\tilde{V}_{QR,t} > \tilde{V}_{Cash,t}$ 。也就是说,在其他条件相同的情况下,非正规就业者与贷款人或供应商之间的信息不对称程度 $\theta \in [0, 0.62]$ 时,使用移动支付的商户价值要高于使用现金支付的商户价值。因为 $\theta$ 越小代表信息不对称程度越高,该结论也说明信息不对称程度越高的社会,使用移动支付越有利于实体经济的发展。

接下来,我们使用Matlab软件对目标函数 $f(\theta)$ 进行模拟,以进行进一步验证。我们绘制了 $f(\theta) = 0$ 的三维图像及其三视图(如附图1、附图2所示),其中,附图1将 $\lambda$ 取值范围限定在0.35%~0.6%之间(中国国情),附图2将 $\lambda$ 取值范围限定在0~1之间。在附图1、附图2曲面之下, $\eta < \frac{1-(1+\lambda)\theta^2}{\theta}$ , $\tilde{V}_{QR,t} > \tilde{V}_{Cash,t}$ ;在该曲面之上, $\eta > \frac{1-(1+\lambda)\theta^2}{\theta}$ , $\tilde{V}_{QR,t} < \tilde{V}_{Cash,t}$ 。可以看到,无论是附图1还是附图2,以图中曲面为分界线,在大多数情形下, $\tilde{V}_{QR,t} > \tilde{V}_{Cash,t}$ 。除此之外,图1结果也再次证明,在中国国情下,当 $\theta \in [0, 0.62]$ 时, $\tilde{V}_{QR,t} > \tilde{V}_{Cash,t}$ 。考虑到中国小微企业与传统金融机构之间存在严重信息不对称问题的现实,我们可以得出结论,在当前国情下,推动基于移动支付的数字金融服务能提高非正规就业者的红利。



附图1 移动支付与现金收款价值函数差值变化模拟( $\lambda \in [0.35\%, 0.6\%]$ )



附图2 移动支付与现金收款价值函数差值变化模拟( $\lambda \in [0, 1]$ )

附录三 描述性统计

附表2 描述性统计(补充)

变量	均值	中位数	标准差	最小值	最大值	观测值
月交易笔数	48.93	9	122.36	1	840	1918557
月交易客户数	29.35	5	72.63	1	488	1918557
月交易笔数(取对数)	2.33	2.20	1.72	0	6.73	1918557
月交易客户数(取对数)	1.87	1.61	1.62	0	6.19	1918557
月交易笔数增长率	0.04	0	0.98	-2.64	3.04	1615547
月交易客户数增长率	0.04	0	0.80	-2.20	2.44	1615547
是否淘宝集市商户(是=1)	0.06	0	0.24	0	1	1918557
有房概率	0.60	0.56	0.17	0.30	1	1917421
有孩概率	0.49	0.43	0.37	0.01	1.00	1830081
居民人均消费支出(取对数)	9.50	9.45	0.24	8.81	10.02	1908203
金融发展程度	1.40	1.31	0.67	0.12	9.62	1805032
财政支出水平	0.17	0.15	0.08	0.02	2.56	1832422
15~64岁人口占当地总人口数	0.72	0.72	0.03	0.66	0.79	1918257
所在城市总人口数(取对数)	6.38	6.46	0.61	2.94	8.14	1792191

附录四 稳健性分析

(一)更换样本

我们的数据为非平衡面板数据,部分非正规就业者存在数据缺失情况。这可能是由于商户暂停经营或者倒闭、更换了收款方式、特殊事件的冲击、行业具有季度性等原因,而这些因素可能会影响我们的评估结果。为此,我们尝试进一步剔除了所有样本期内经营流水不稳定的商户,仅保留4254家在样本期内有稳定经营流水的商户。附表3第(1)、(2)列回归结果显示,无论被解释变量使收入还是收入增长率, $D_{it}$ 系数均在1%水平下显著为正,结论不变,这说明非平衡面板数据不影响我们的回归结果。

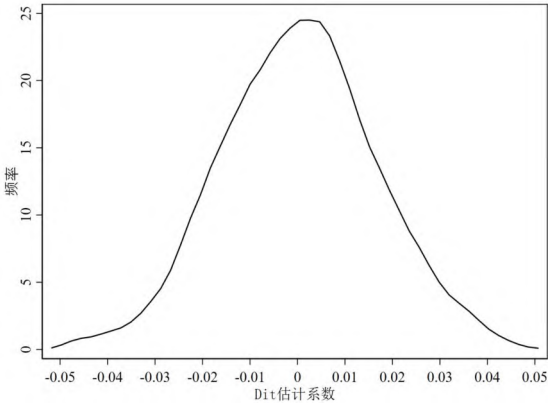
附表3 稳健性检验:更换样本回归结果

	月交易金额	月均交易金额增长率
	(1)	(2)
$D_{it}$	0.1717*** (0.0181)	0.0634*** (0.0106)
控制变量	含	含
月份固定效应	Yes	Yes
个体固定效应	Yes	Yes
城市×月份趋势固定效应	Yes	Yes
观测数	128437	124778
$R^2$	0.0836	0.0657

注:\*,\*\*和\*\*\*分别表示10%、5%和1%的显著性水平,括号内为聚类到城市水平的稳健标准误,表中 $R^2$ 值表示组内 $R^2$ 。

(二)随机打乱处理组和对照组的安慰剂检验

借鉴曹春方和张超(2020)的研究,我们通过随机打乱处理组和对照组来排除来自某些不可观测且随时间变化因素的干扰。具体而言,本文设置非正规就业者由转账码升级为收钱码的发生时点变得随机(由计算机随机生成),即对每一个非正规就业者随机抽取一个时间点作为数字化冲击(收款方式升级)的时点,在该时点及之后 $D_{it}$ 取1,其余情况取0,然后代入正文基准模型(16)进行检验。将上述随机过程重复1000次,随机处理后,非正规就业者受数字化冲击的收入提高效果变得不再显著。附图3为随机处理1000次后 $D_{it}$ 的回归系数的分布,可以看出, $D_{it}$ 的系数集中分布在0的附近,远小于估计的真实值0.5474,这反向说明本文的原处理组的遗漏变量问题是可以容忍的。



附图3 随机处理后 $D_{it}$ 的系数分布

(三)更换交易金额度量指标

仅使用一个指标度量商户交易金额,实证结论可能并不稳健。为此,本文运用商户月交易笔数、月平均交易客户数作为度量商户经营情况的替代指标。附表4报告了以月交易笔数、月平均交易客户数作为被解释变量的基本回归结果。可以看到, $D_{it}$ 的系数依旧显著为正,商户使用收钱码后,月交易笔数和月均接待客户数的对数值分别提高61%、47%,增长率分别提高4%和3%。以上结果再次证明了假设一的推测,结论具备稳健性。



附表4 稳健性检验:以月交易笔数、月平均交易客户数作为被解释变量

面板A:收入	月交易笔数		月交易客户数	
	(1)	(2)	(3)	(4)
$D_{it}$	0.6130*** (0.0066)	0.6057*** (0.0064)	0.4720*** (0.0061)	0.4660*** (0.0059)
控制变量	含	含	含	含
月份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
个体固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
城市×月份趋势固定效应	No	Yes	No	Yes
观测数	1891954	1884026	1891954	1884026
R <sup>2</sup>	0.0386	0.0379	0.0303	0.0297
面板B:收入增长率	月交易笔数增长率		月交易客户数增长率	
	(5)	(6)	(7)	(8)
$D_{it}$	0.0424*** (0.0029)	0.0431*** (0.0027)	0.0297*** (0.0025)	0.0302*** (0.0024)
控制变量	含	含	含	含
月份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
个体固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
城市×月份趋势固定效应	No	Yes	No	Yes
观测数	1593553	1586832	1593553	1586832
R <sup>2</sup>	0.0015	0.0015	0.0009	0.0009

注:\*,\*\*和\*\*\*分别表示10%、5%和1%的显著性水平,括号内为聚类到城市水平的稳健标准误,表中R<sup>2</sup>值表示组内R<sup>2</sup>。

#### (四)平行趋势检验

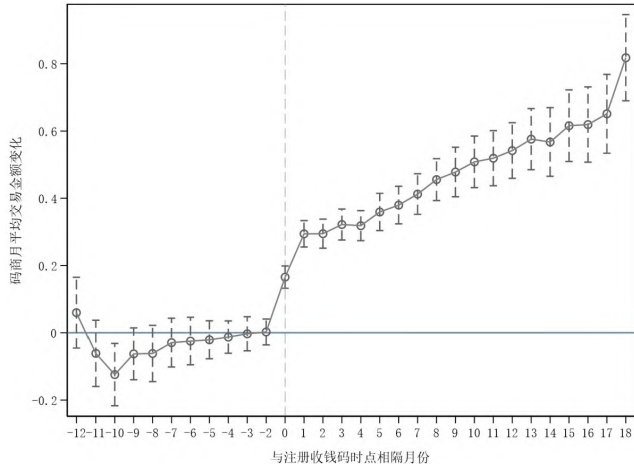
使用DID方法的一个前提是控制组与实验组在事件发生前具有平行趋势。为验证该前提条件在本文样本中是否存在,本文参考贝克等人(2010)的做法,通过在基准回归模型中加入一系列与时间有关虚拟变量来追踪数字金融服务对非正规就业者交易金额与增长率在各个时点的影响,直观地考察非正规就业者在享受数字金融服务服务前后收入的动态差异,模型如下所示:

$$Y_{it} = \alpha + \beta_1 D_{it}^{-12} + \beta_2 D_{it}^{-11} + \cdots + \beta_{11} D_{it}^{-2} + \beta_{12} D_{it}^0 + \cdots + \beta_{30} D_{it}^{18} + \delta X_{it} + A_i + B_t + \gamma_{it} + \varepsilon_{it} \quad (A1)$$

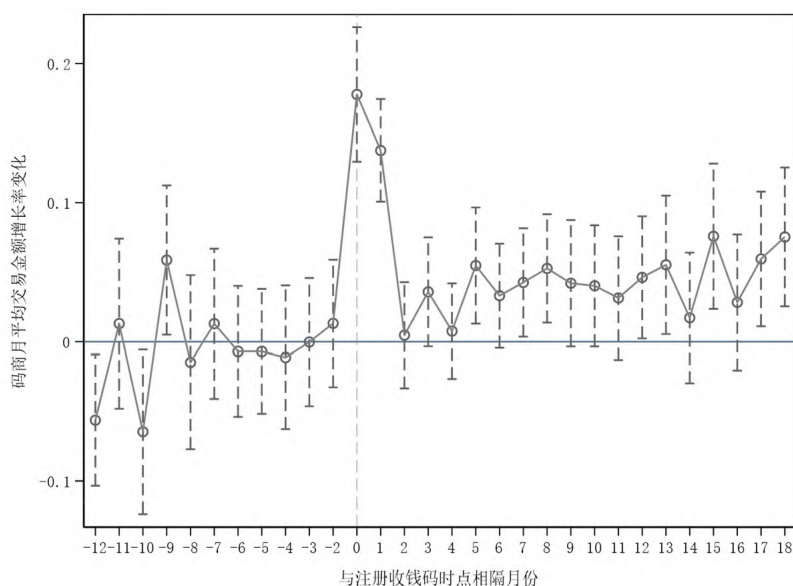
被解释变量 $Y_{it}$ 分别衡量了商户月交易金额和月交易金额增长率两个变量。除了 $D_{it}^{-12}$ 和 $D_{it}^{18}$ 外,码商 $i$ 在 $t$ 期距离收钱码注册时间间隔 $k$ 个月时,哑变量 $D_{it}^k$ 等于1,否则等于0。当 $k$ 为负数时表示当前时点 $t$ 在码商 $i$ 注册收钱码时间之前, $k$ 为正数时表示当前时点 $t$ 在码商 $i$ 注册收钱码时间之后。 $D_{it}^{-12}$ 等于1表示报告期 $t$ 处于码商 $i$ 注册收钱码往前数第12月或更往前的时间,不满足此条件则 $D_{it}^{-12}$ 等于0。 $D_{it}^{18}$ 等于1表示报告期 $t$ 处于码商 $i$ 注册收钱码后第18月或更往后的时间,不满足此条件则 $D_{it}^{18}$ 等于0。这种处理方式使得端点的方差要比其他点大、精度可能会下降。在模型中,我们排除了收钱码注册时点的前一期,即 $D_{it}^{-1}$ ,这是为了与注册收钱码的前一期对比(即 $k=-1$ 时,为基准组),估计收钱码对商户收入的动态影响。此外,由于本样本为非平衡面板,为了保证可比性,我们提取了一个平衡的面板数据子集(样本期内每期均有报告收入的商户)。其余变量含义与前文一致。我们关心的是 $\beta_1 D_{it}^k$ 中的系数 $\beta_k$ 的大小,它反映了商户 $i$ 注册收钱码 $k$ 月后对商户月交易金额(或月交易金额增长率)的影响大小。附图4、附图5绘制了该系数的结果以及95%置信区间,并对其进行了城市水平的聚类处理。

附图4传递了两个重要信息:一是商户月交易金额的提高没有先于收钱码的出现;二是在注册收钱码之后,收钱码对商户月收款的影响迅速扩大。这具体表现为:在商户注册收钱码之前,码商月交易金额并没有明显的提高,虚拟变量的系数不能拒绝为零的原假设,商户注册收钱码前不存在收入增长的趋势。而在注册收钱码后,商户月收款的提升效果立马得到了体现,且促进效应随着时间而越来越明显。商户注册收钱码半年后,月交易金额较基期提高了37.98%,而注册一年后,月交易金额较基期提高到54.19%。综合以上两点可以得出结论,收钱码对商户月平均交易额的提高不仅具有显著的促进作用,内含趋势效应。

附图5展示了非正规就业者在享受数字金融服务服务前后收入增长率的变化。从图中可以看出,在注册收钱码之前非正规就业者交易金额增长率的估计系数在0附近波动;注册收钱码后,当月和下一期收入增长率的系数显著为正,在第2~4个月月后增长率回落至0水平附近,而在5个月后增长率逐渐稳定在4%水平附近波动。这说明处理组和控制组在注册收钱码之前收入增长率无显著差异,而在注册收钱码之后,开通收钱码除了在短期显著的促进了非正规就业者收入增长率的提高外,从长期来看,收入增长的速度也较控制组更为快速和稳定。



附图4 开通收钱码对码商月交易金额的动态影响



附图5 开通收钱码对码商月交易金额增长率的动态影响

#### (五)倾向得分匹配

DID模型运用的前提建立在实验组和对照组的选择是随机且趋势相同的假设基础上,但是对于非正规商户而言,将收款方式升级为收钱码可能并不是一个完全外生的事件,更接近于一个准实验,尽管满足平行趋势假设,在这种情形下采用多期DID模型检验数字金融服务对非正规就业者的影响可能仍会存在一定的偏差。为解决这一问题,本文借鉴随机实验的思想,先对转账码商户样本和收钱码商户样本进行倾向得分匹配(PSM),借此保证转账码商户(对照组)和收钱码商户(实验组)之间的同质性和长期趋势一致性假定成立,再使用匹配后的样本进行DID检验。

具体而言,我们选择商户在开通收钱码前一个月的各项指标与对照组商户同期数据进行匹配(有放回)。例如,对于2017年2月开通收钱码的商户,用其2017年1月的各项指标与转账码商户2017年1月的数据进行匹配。匹配方法选择1:1近邻匹配,卡尺范围设定为0.05。最终,本文一共进行了30次匹配。实现匹配的样本有45281家,约占总样本的48%。进入匹配的变量包括个人特征(商户性别、是否农户、年龄、有房概率、有孩概率、婚姻状态、是否淘宝集市卖家、教育程度)、所处环境(城市等级、金融发展程度、所在城市人均GDP(取对数)、所在城市人均移动电话数、财政支出水平、15~64岁人口占当地总人口数、所在城市总人口数(取对数)、居民人均消费支出(取对数))、经营状况(前一期商户月交易笔数、前一期商户月交易客户数、商户每笔平均交易金额)。因为本数据为非平衡面板数据,我们还控制了每个商户存在经营流水记录的时间。2017年1月的商户因为缺少前期的数据,无法得知商户在收钱码开通前的状况,故不进行匹配。

与此同时,本文对匹配的结果进行了平衡性检验。匹配后样本在各年间的构成情况如表5所示。

附表5 按月份匹配后成对的样本分布

组别	对照组(仍为转账码)	处理组(升级为收钱码)
2017年2月	1000	1059
2017年3月	1319	1402
2017年4月	1134	1193
2017年5月	1831	1935
2017年6月	1662	1715
2017年7月	1259	1325
2017年8月	1396	1484
2017年9月	1454	1534
2017年10月	1143	1181
2017年11月	1386	1452
2017年12月	2161	2271
2018年1月	1787	1864
2018年2月	563	572
2018年3月	1232	1292
2018年4月	1277	1359
2018年5月	1068	1113
2018年6月	1244	1306
2018年7月	1424	1498
2018年8月	1546	1623
2018年9月	2086	2200
2018年10月	1724	1838
2018年11月	1807	1885
2018年12月	1914	1937
2019年1月	662	705
2019年2月	325	345

2019年3月	310	324
2019年4月	280	300
2019年5月	287	305
2019年6月	243	253
2019年7月	213	225

附表6报告了PSM后实验组和控制组的均值比较。可以看到,匹配后控制变量在实验组和控制组间基本不存在显著差异,这说明匹配是有效的。

附表6 匹配后处理组和对照组的均值比较

	正规信贷缺口	性别 (男性=1)	城市/农村 (农村=1)	年龄	有房概率	有孩概率	城市等级	每笔平均交易 金额(元)	所在城市人均 GDP(取对数)	所在城市人均 移动电话数
2017年2月	0.001	-0.0253	0.0007	0.563	-0.0016	0.0049	0.0009	4.36	-0.004	-0.012
2017年3月	-0.0008	0.0065	-0.008	0.164	0.0106	-0.0013	0.0237	39.31	-0.004	-0.0024
2017年4月	0.0085*	0.002	0.0156	-0.228	-0.0006	-0.0041	0.067	4.83	-0.036	-0.0214
2017年5月	-0.0031	-0.0133	-0.0193	-0.226	0.0047	0.0026	0.0046	1.85	-0.01	-0.0052
2017年6月	-0.0138***	-0.0041	0.0074	0.027	-0.0001	-0.0006	-0.0448	-4.67	0.038	0.01
2017年7月	0.0078	0.0064	-0.0247	-0.146	-0.0022	-0.0009	-0.0516	-20.21	0.035	0.006
2017年8月	-0.0319	0.0013	-0.0084	-0.382	-0.0051	-0.0137	-0.0312	-18.47	0.023	0.0135
2017年9月	0.1002	-0.0055	0.0216	-0.458	-0.0005	-0.0122	0.0389	-26.42	-0.006	-0.0127
2017年10月	-0.0508	-0.0013	0.002	-0.557	-0.0074	-0.0099	-0.0654	17.43	0.029	0.0141
2017年11月	-0.442	-0.0092	-0.0179	-0.685**	-0.0011	-0.0141	-0.0216	-17.39	-0.009	0.0025
2017年12月	0.054	0.01	-0.016	-0.821***	0.0034	-0.0216**	-0.0313	-32.99*	0.033	0.0185*
2018年1月	-0.0109*	0.0142	-0.0001	-0.879***	-0.0067	-0.0357***	-0.0691*	-18.77	0.034	0.0167
2018年2月	0.0092	0.0399	0.0019	-0.572	0.0052	-0.0219	-0.0578	-11.85	0.028	0.0051
2018年3月	0.004	0.0229	-0.015	-0.357	-0.0098	-0.0144	0.0111	20.96	0.029	0.0151
2018年4月	-0.005	-0.0078	0.0125	-0.446	-0.0054	-0.0039	0.0346	-1.76	-0.022	-0.0166
2018年5月	0.0018	-0.0054	-0.0114	-0.721*	-0.0082	-0.0241	-0.0642	61.48	0.031	0.0155
2018年6月	0.0119*	0.0085	-0.009	-0.201	0.0032	-0.0096	0.0617	-11.02	-0.021	-0.0115
2018年7月	-0.0176	0.0137	-0.0022	0.318	0.0046	0.0105	0.0018	25.41	0.005	0.0034
2018年8月	-0.1129**	-0.0175	-0.0129	0.019	0.001	-0.0098	-0.0233	-17.13	0.02	0.0008
2018年9月	0.0071	-0.0142	0.014	0.064	0.0005	0.0045	0.0016	-50.69	-0.009	-0.007
2018年10月	0.0216**	0.0089	0.0097	-0.048	0.0003	-0.0014	0.0031	20.2	-0.004	-0.0002
2018年11月	-0.0183	-0.0027	-0.0056	0.424	-0.0046	-0.0027	-0.0145	11	-0.001	0.0037
2018年12月	-0.0226	-0.0002	-0.0021	1.672***	0.0092*	0.0695***	-0.0302	13.18	0.038*	0.0277**
2019年1月	-0.025**	-0.0042	0.0091	-0.627	-0.0067	-0.0096	-0.0089	31.53	0.006	-0.0011
2019年2月	-0.0027	0.0073	0.0194	-1.03	-0.0065	-0.0155	0.054	64.55	-0.046	-0.0246
2019年3月	-0.0033	-0.0333	-0.0335	0.48	-0.0026	-0.0291	0.0773	14.66	-0.022	-0.0152
2019年4月	-0.0547	-0.0327	-0.0215	0.318	0.0089	0.0182	0.0574	45.29	-0.047	-0.0103
2019年5月	-0.0392	-0.058	-0.0261	-0.44	-0.0011	-0.0213	0.0385	4.75	-0.034	-0.0041
2019年6月	-0.1152	0.0503	-0.0261	-0.236	-0.0149	-0.0341	-0.007	2.96	0.005	0.0079
2019年7月	0.0387	-0.0515	-0.0226	0.268	0.0059	0.0219	0.1218	-85.02	-0.024	-0.0731**

注:表格内数据为处理组均值与对照组均值的差值。\*、\*\*和\*\*\*分别表示10%、5%和1%的显著性水平。

最后,本文将匹配得到的样本按照正文中模型(16)进行DID检验。附表7的第(1)、(2)列为上述回归结果。可以看到, $D_{it}$ 的系数在1%水平上显著为正,结论不变。这说明本文的主要研究结论具有较好的稳健性。

附表7 稳健性检验:PSM-DID回归结果

	月交易金额	月均交易金额增长率
	(1)	(2)
$D_{it}$	0.5576*** (0.0089)	0.0244*** (0.0060)
控制变量	含	含
月份固定效应	Yes	Yes
个体固定效应	Yes	Yes
城市×月份趋势固定效应	Yes	Yes
观测数	1611689	1397692
R <sup>2</sup>	0.1667	0.0738

注:\*、\*\*和\*\*\*分别表示10%、5%和1%的显著性水平,括号内为聚类到城市水平的稳健标准误,表中R<sup>2</sup>值表示组内R<sup>2</sup>。

## (六)内生性问题

### 1. 工具变量法

借鉴张勋等(2019)、吴雨等(2020)的做法,本文选取商户所在城市与所有省会城市或直辖市的最小球面距离作为工具变量,以排除可能存在的内生性问题。文献中选择类似工具变量的理由是与金融基础设施完善的地区的球面距离与商户或家庭数字金融服务的获取意愿相关,具有相关性,但与商户或家庭的经营或者消费等行为并没有除此之外的其他影响途径,因此具备外生性。

在计算球面距离时,我们将头部城市距离标记为0,考虑到城市的辐射作用不仅是省内传播,还可能跨省传播,我们计算的是商户所在城市与所有省会城市球面距离的最小值而不是所在省会的相对球面距离。我们使用两阶段最小二乘法进行回归,其中,第一阶段使用Logit模型构造辅助回归。个体层面控制变量包括性别、年龄、是否涉农、是否淘宝集市商户、有房概率、有孩概率、每笔交易金额、教育程度、所处行业、前一期商户月交易笔数、前一期商户月交易客户数;城市层面的控制变量包括商户所在城市等级、城市人均GDP(取对数)、所在城市人均移动电话数、居民人均消费支出(取对数)、金融发展程度<sup>②</sup>、财政支出水平、15~64岁人口占当地总人口



数、所在城市总人口数(取对数)。

除此之外,本文还进一步选取了与非正规就业者在同一县级市的同行业商户当日收钱码状态的中位值作为工具变量。该工具变量同样符合相关性与外生性两个约束条件:一方面,周边同行使用收钱码的情况会影响到商户开通收钱码与否的决策(从众效应),但另一方面,该变量又不会直接影响到商户的收入。

附表8报告了工具变量的回归结果。在第一阶段的回归结果中,两个工具变量的系数分别在5%、1%水平下显著为正,这与我们预想的符号方向一致,意味着在非经济核心圈的商户开通收钱码服务的可能性越大;同地区同行业地区的商户开通收钱码的人越多,越可能带动周边其他商户开通收钱码。显著性水平及F统计量说明工具变量通过了弱工具变量检验。第(3)~(6)列报告了数字金融服务对非正规就业者月交易金额及增长率的第二阶段回归结果,在考虑数字金融服务与非正规就业者营收之间可能存在的内生性问题后,数字金融服务的系数依然为正,表明基于移动支付平台的数字金融服务发展能够显著促进非正规就业者收入及收入增长率的增长,这与前文结果完全一致,论文结论具备稳健性。

附表8 数字金融服务对非正规就业者交易金额影响的工具变量结果

第一阶段估计结果	$D_{it}$			
	(1)		(2)	
与省会城市球面距离(Logit 回归)	0.0005** (0.0002)			
同地区同行业商户 $D_{it}$ 中位值			0.4845*** (0.0147)	
控制变量	含		含	
月份固定效应	Yes		Yes	
个体固定效应	No		Yes	
城市×月份趋势固定效应	No		Yes	
省份×年份趋势固定效应	Yes		No	
观测点	1339633		1796372	
弱工具变量检验	F=125.590		F=1085.151	
第二阶段估计结果	IV:与省会城市球面距离		IV:同地区同行业商户 $D_{it}$ 中位值	
	月交易金额	月交易金额增长率	月交易金额	月交易金额增长率
	(3)	(4)	(5)	(6)
$\hat{D}_{it}$	0.4212*** (0.0368)	0.0453* (0.0270)	0.4814*** (0.0160)	0.1232*** (0.0112)
控制变量	含		含	
月份固定效应	Yes		Yes	
个体固定效应	No		Yes	
城市×月份趋势固定效应	No		Yes	
省份×年份趋势固定效应	Yes		No	
观测数	1339633		1796372	
调整 $R^2$	0.4836		0.1773	
	0.3620		0.0674	

注: \*、\*\*和\*\*\*分别表示10%、5%和1%的显著性水平,括号内数字为标准误。

## 2. 其他检验

码商由转账码升级到收钱码也还要排除挤出效应。一个潜在的担忧是如果商户升级到了收钱码,在享受到收钱码的红利后,商户会主动选择只用收钱码收款,而放弃微信和现金收款。此过程中虽然支付宝收款显示交易变多,但只是“挤出”了其他支付工具的交易。要考察这种情形是否存在,最理想的验证方式是找到一个只使用支付宝的无现金城市,观察此城市商户在升级前后的收入变化。虽然现实生活中并不存在的情形,但我们可以换一个角度,比较支付宝高覆盖城市和支付宝低覆盖城市的商户在开通收钱码前后收入变化。如果支付宝低覆盖城市的商户在开通收钱码后收入增长幅度显著高于支付宝高覆盖城市,那么,就说明有可能是商户通过微信转账、现金收款的金额现在转换到了支付宝的收钱码。反之,则没有证据说明商户收入流水的增加是因为从微信或者现金交易转移而来。具体步骤如下:

首先,我们根据支付宝的覆盖广度十分位数(评判标准:每万人拥有支付宝账号数量、支付宝绑卡用户比例、平均每个支付宝账号绑定银行卡数;数据来源:北京大学数字普惠金融指数)将中国各县级行政市(区)划分为10个组,从(1)组到(10)组,(1)组支付宝覆盖率最低,(10)组最高。然后,我们对处于各组的商户分别使用正文模型(16)进行估计,回归结果见附表9。从结果可以看到,无论非正规就业者处于支付宝高覆盖县级市(区)还是支付宝中低覆盖县级市(区),月交易金额受数字金融服务的影响均显著为正,且各组  $D_{it}$  系数差异的 Chow 检验均不显著,说明支付宝覆盖程度不同的地区数字金融服务对商户收入的影响系数无显著差异。

附表9 不同支付宝覆盖地区数字金融服务对非正规就业者营收的影响

被解释变量:月交易金额	0~10%	10%~20%	20%~30%	30%~40%	40%~50%	50%~60%	60%~70%	70%~80%	80%~90%	90%~100%
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
$D_{it}$	0.5507*** (0.0203)	0.5268*** (0.0198)	0.5670*** (0.0269)	0.6176*** (0.0258)	0.5698*** (0.0249)	0.5886*** (0.0215)	0.5650*** (0.0234)	0.5668*** (0.0241)	0.5682*** (0.0178)	0.5631*** (0.0310)
控制变量	含	含	含	含	含	含	含	含	含	含
月份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
个体固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
城市×月份趋势固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
观测数	176600	179940	178601	180318	181122	184128	181722	177831	180451	181444
$R^2$	0.1685	0.1794	0.1843	0.1804	0.1857	0.1892	0.1935	0.1972	0.1961	0.2019
$D_{it}$ 系数差异 Chow 检验	F=1.09, p=0.3685									

注: \*、\*\*和\*\*\*分别表示10%、5%和1%的显著性水平,括号内为聚类到城市水平的稳健标准误,表中  $R^2$  值表示组内  $R^2$ 。从(1)组到(10)组,商户所在地支付宝覆盖广度由小到大。

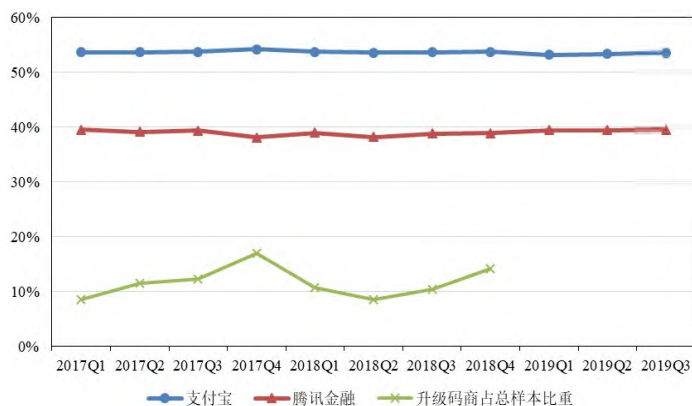
其次,我们对支付宝普及率较高的杭州和微信普及率较高的广州、深圳进行比较。作为支付宝母公司蚂蚁集团所在地,杭州相较于其他城市对支付宝有着特殊的战略意义。支付宝的多项业务是先从杭州开始推行,再逐渐辐射全国。与之相对应的是竞争对手微信,因其业务团队坐落于广州,且其母公司腾讯总部在深圳,所以其业务推广则多从这两地出发,经广东省而后推广至全国。我们可以对这3个城市的商户分别考察支付宝数字金融服务对商户收入的影响,这3个城市的无现金化程度都很高,可以为我们单独检验微信的影响提供外部条件。如果微信会对我们的结果造成干扰,那么处于广州、深圳的商户在被收钱码的红利吸引转而采用支付宝收款时会比杭州商户看到更明显的增收效应。为探索此现象是否存在,我们对所在地处于杭州、广州、深圳的商户分别使用正文模型(16)进行估计。附表10报告了三地商户的回归结果。可以看到,杭州与广州、深圳的商户月交易金额在支付宝数字金融服务的影响下均有显著的增长,且三个城市 $D_a$ 系数差异的Chow检验不显著,说明基于移动支付的数字金融服务对商户的增收程度在3个城市无显著差异。

附表10 数字金融服务对杭州、广州、深圳市非正规就业者营收的影响

被解释变量:月交易金额	杭州市	广州市	深圳市
	(1)	(2)	(3)
$D_a$	0.5443*** (0.0255)	0.5641*** (0.0232)	0.4857*** (0.0255)
控制变量	含	含	含
月份固定效应	Yes	Yes	Yes
个体固定效应	Yes	Yes	Yes
城市×月份趋势固定效应	No	No	No
观测数	47181	55918	47640
$R^2$	0.2158	0.1814	0.1905
$D_a$ 系数差异Chow检验	F=1.79, p=0.1823		

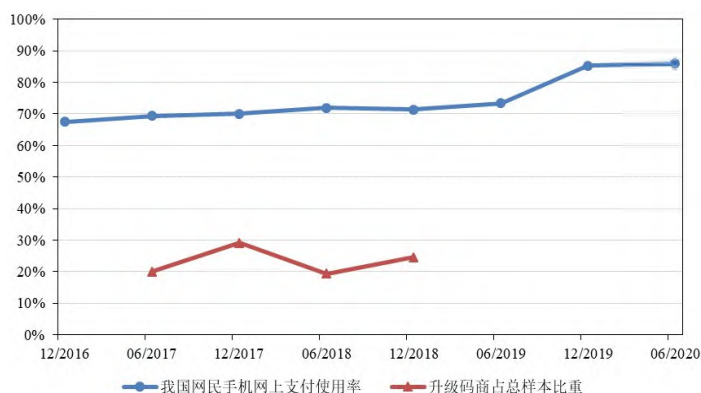
注:\*,\*\*和\*\*\*分别表示10%、5%和1%的显著性水平,括号内为聚类到城市水平的稳健标准误,表中 $R^2$ 值表示组内 $R^2$ 。

最后,我们还可以从移动支付的使用率及支付宝的市场占有率对结果进行辅助检验。如果我们的结论会受到微信和现金的影响,那么在转账码商户密集升级至收钱码商户的月份,移动支付使用率、支付宝市场份额会有显著的提高(商户受到收钱码红利政策吸引进而放弃微信和现金收款,改为支付宝收款码收款)。但事实上,支付宝在第三方移动支付市场的市场占有率在我们的整个报告期内一直维持在54%左右的水平,无显著的变化(见附图6)。而我国网民手机网上支付的使用比例在整个报告期内增长幅度也并不明显,从2017年2月28日支付宝正式上线收钱码业务到样本期结束为止,我国网民手机网上支付的使用比例增长一直较为平缓(见附图7)。因此,码商收款升级行为所导致的交易金额的提高是由于移动支付使用率提高、现金使用率降低导致的可能性不大<sup>③</sup>。



附图6 中国第三方移动支付市场交易份额

注:本图根据Analysys易观发布的各季度《中国第三方支付移动支付市场季度监测报告》数据整理而得。



附图7 我国网民手机网上支付的使用比例

数据来源:中国互联网络信息中心。

#### 注释

①支付宝码商调研数据,调研时间为2019年3月。

②参照姚耀军和董钢锋(2015),我们以“金融机构贷款/GDP”衡量码商所在城市的金融中介发展水平,该指标越高,码商所在城市金融发展程度越高。

③中外文人名(机构名)对照:贝克(Beck)。

#### 参考文献

(1)曹春方、张超:《产权权利束分割与国企创新——基于中央企业分红权激励改革的证据》,《管理世界》,2020年第9期。

(2)吴雨、李成顺、李晓、弋代春:《数字金融发展对传统私人借贷市场的影响及机制研究》,《管理世界》,2020年第10期。

(3)姚耀军、董钢锋:《中小企业融资约束缓解:金融发展水平重要抑或金融结构重要?——来自中小企业板上市公司的经验证据》,《金融研究》,2015年第4期。

(4)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》,《经济研究》,2019年第8期。

(5)Beck, T., Levine, R. and Levkov, A., 2010, “Big Bad Banks? The Winners and Losers from Bank Deregulation in the United States”, *The Journal of Finance (New York)*, Vol.65, No.5, pp.1637~1667.