

数字经济如何促进农户增收?

——来自农村电商发展的证据

秦芳 王剑程 胥芹*

摘要 电子商务发展不仅可能提升电商经营户的收入,也可能对非电商经营户产生溢出效应,进而提升总体收入水平。基于 2017 年中国家庭金融调查数据,本文发现农村电商发展能够显著提升农户收入。对相关机制的分析表明,电商发展能够提升创业水平、增加非农就业以及提高土地流转的概率。此外,对于不同人力资本、物质资本和社会关系的农户,电商发展的作用并不存在显著差异,这意味着电商发展具有较好的包容性。

关键词 电子商务, 农户, 收入

DOI: 10.13821/j.cnki.ceq.2022.02.12

一、引言

作为数字经济的一种主要表现形式 (Bukht and Heeks, 2018), 电子商务在中国经历了快速发展。2008—2021 年, 中国网络零售交易额由 0.13 万亿元上涨到 13.09 万亿元, 实物商品网上零售额占社会消费品零售总额的比重已达 24.5%, 中国已成为世界上最大的网络零售市场。与此同时, 电子商务正加速向农村渗透, 2021 年中国农村网络零售额达到 2.05 万亿元, 同比增长 11.3%。¹ 在农村电商迅速发展的背景下, 以电子商务为代表的数字经济是否能有效促进农户增收? 如果能, 又是通过何种机制推动农民收入增长的? 本文基于中国家庭金融调查数据和阿里研究院农村电商发展数据对上述问题进

* 秦芳、胥芹, 西南财经大学中国家庭金融调查与研究中心; 王剑程, 中山大学国际金融学院。通信作者及地址: 王剑程, 广东省珠海市中山大学 (珠海校区) 海琴六号楼, 519082; 电话: (0756) 3668661; E-mail: wangjch67@mail.sysu.edu.cn。感谢“第二届互联网与数字经济论坛”以及“第三届微观经济数据与经济学理论创新论坛”与会者的评论, 感谢两位审稿人提出的建设性意见。本文受到国家自然科学基金委青年科学基金项目“数字化对收入分配的影响及机制研究: 基于家庭微观数据的实证分析”(7210030694)、“高等学校学科创新引智计划”(B16040)、教育部人文社会科学研究青年基金项目“数字化对就业的影响研究: 基于宽带提速的经验分析”(21YJC790112)、中央高校基本科研业务费(JBK2002044)的资助, 在此一并感谢。

¹ 数据来源于国家统计局历年《国民经济和社会发展统计公报》, 以及商务部发布的历年《中国电子商务报告》。

行了分析。

现有文献对影响农户收入的因素进行了多方面研究。首先,家庭的人力资本、物质资本和社会关系会影响农户收入。教育和健康能够增加劳动性收入,从而提升农户收入(程名望等,2014a;程名望等,2014b;程名望等,2016a;Schoellman,2012;王弟海,2012)。高梦滔和姚洋(2006)的研究发现,与人力资本相比,物质资本的收入回报率较低。程名望等(2016)和Zhang *et al.*(2012)指出政治身份等社会资本对农户收入具有重要作用,具有政治身份的农户收入显著高于普通农户。其次,农户特征,如人口负担率、就业结构等差异会影响农户收入。章元等(2009)发现较高的人口负担率以及更多地从事农业生产不利于提高收入水平。再次,互联网使用会对农户收入产生影响。与未使用互联网的居民相比,使用互联网的居民其年收入显著更高(刘晓倩和韩青,2018;程名望和张家平,2019)。周冬(2016)认为互联网使用对驱动农村居民就业多元化、改善收入具有积极的影响。最后,少数文献关注了电商发展对农户收入的影响(Couture *et al.*,2021;唐跃桓等,2020),但结论并不一致。

从农户收入构成来看,农村电商发展有可能通过以下途径影响农户收入:第一,农村电商发展能够促进创业活动进而影响工商业收入(George *et al.*,2016;周广肃和樊纲,2018);第二,农村电商发展能够提供新的就业机会并影响工资性收入(Gao *et al.*,2018);第三,农村电商发展可能提高土地流转概率,从而增加对应的财产性收入(冒佩华和徐骥,2015)。本文的研究发现,首先,在剔除家庭人口经济特征、村庄特征以及当地经济发展水平等因素后,电商发展能够显著提高农户收入。为了减轻潜在的内生性问题,本文采用农村平均海拔高度作为电商发展的工具变量,发现结论依然稳健。其次,我们从收入结构的视角对上述结果进行了分析,发现农村电商发展能够显著提高农户的工商业收入、工资性收入和土地流转收入,并抑制农业收入。从农户具体的行为来分析,我们发现农村电商发展水平越高的地方,农户创业参与越活跃,非农就业人数越多,参与土地流转的概率越大。最后,本文进行了异质性分析,发现对不同人力资本、物质资本和社会关系的农户来说,电商发展对收入的促进作用没有显著差异。本文的研究结果表明农村电商发展为农户增收提供了新的渠道。

与已有文献相比,本文的研究在以下三个方面进行了拓展和创新。第一,数字经济已在中国经济发展中占据重要地位,数字经济如何影响微观主体的经济状况是一个值得关注的问题。本文基于翔实的微观数据,从电商发展的视角分析了其对农户收入的影响,丰富了数字经济方面的研究。第二,本文

从农户收入来源的视角，探究农村电商发展对农户收入的结构影响，以揭示农村电商发展促进农户收入增长的微观机制。第三，本文是抽样调查数据与大数据结合并运用于学术研究的尝试。²

二、理论分析

电子商务是数字经济的重要组成部分。联合国贸易与发展会议发布的《2019年数字经济报告》对数字经济(digital economy)分别给出了较窄和较宽的定义。按照较窄的定义，数字经济指数字产业，主要包括信息技术行业(information and communication technology, ICT)以及以平台为基础所提供的数字化服务(platform-based services)。按照更为宽泛的定义，数字经济不仅包括数字产业，也包括产业数字化的部分。产业数字化是指借助数字化技术对产业赋能，从而提升传统产业的生产效率或催生新产业的过程。那么数字技术在哪些方面影响了经济呢？Goldfarb and Tucker (2019)将其归结为五个方面的成本下降，即更低的搜寻成本、重复成本、交通成本、追踪成本和验证成本。具体来说，在数字经济中，搜寻的广度和质量上升了，搜寻成本下降了。数字本身具有以低成本重复查询和调用的特点。数字传递借助ICT技术，交通成本接近于零。同样的，相对传统商品与服务，数字易于追踪和验证，这也降低了相应的成本。

具体到本文，电商发展水平较高的地区，能够降低农村地区居民的商品信息搜寻成本、工作搜寻成本、商品运输成本等，从而促进农村居民的创业、非农就业活动等。详细分析如下：

第一，电商发展能够促进农户创业活动，增加工商业经营收入。一方面，电商发展降低了农村居民获取商品信息和市场信息的成本，使得农户通过网店销售商品(含农产品)更为便利(George *et al.*, 2016)。³事实上，在农村电子商务发展初期，由于电商企业发展不成熟，农村电子商务更多表现为工业品下乡，而非农产品进城。在农村电商企业发展起来之后，农户可以借助网店把包括农产品在内的商品直接销售到城镇地区，从而增加农户收入。另一方面，电商发展也进一步带动了当地物流发展，从而降低了工业品下乡的成本。这有利于农户通过电商体系获得商品，进而在当地直接售卖，因此电商

² 通过整合阿里研究院的大数据与中国家庭金融调查与研究中心的抽样调查数据，我们可以更好地对影响农户收入的因素进行分析。

³ 阿里研究院所提供的电商发展数据包含了每个村在线销售的主要商品类别，我们统计后发现80%以上的行政村以工业制成品作为主要商品，仅有10%左右的村主要销售农产品。

发展也可能提高农户的线下创业活动(王剑程等, 2019)。

第二, 农村电商发展能够提供非农就业机会, 增加工资性收入。随着电商的发展, 农户创业活力增加, 当地农户的非农就业成本将会下降。事实上, 张兴华(2013)的研究显示中国农村剩余劳动力占农村劳动力总数的比例在2011年前后就已经下降到较低的水平, 但依据第三次全国农业普查数据, 中国农业劳动力数量仍有3.1亿人。⁴这部分劳动力如果能在当地获得非农就业机会, 则有可能在兼顾农业生产的情况下, 增加非农就业参与。另一方面, 电商发展所带来的规模扩张将增加对当地劳动力的需求。具体来说, 农村电商发展能够促进相关产业链进一步延伸, 带动快递、仓储、包装、培训等电子商务细分领域的发展, 从而创造新的非农就业岗位, 促使农村剩余劳动力向非农就业岗位转移(Gao *et al.*, 2018), 进而增加农户的非农就业收入。

第三, 农村电商发展能够促进土地流转, 增加土地流转收入。电商发展可能从两方面对农户的土地流转行为产生影响。一方面, 电商发展为农户提供了非农就业或者创业的机会, 从而降低转让土地的机会成本, 提高土地转让的概率(张景娜和张雪凯, 2020)。另一方面, 电商发展可能加大对当地农产品的需求, 促使土地价值上升, 增加土地流转成本。因此, 农户的土地流转行为受电商发展的影响并不确定。但从农户生产结构来分析, 对于农业生产效率较低的家庭, 如果农户从非农就业或者创业活动中获得的收入高于农业生产经营, 那么这些家庭应当会选择将更多的劳动力投入非农部门, 并将土地流转出去, 从而获得转让收益(冒佩华和徐骥, 2015)。

基于以上理论分析, 本文提出以下假设:

假设1 电商发展能够促进农户增收。

假设2 电商发展通过增加创业机会、提高非农就业以及增加土地流转这三个机制发挥促进农户增收的作用。

与本研究比较相关的两篇文献是 Couture *et al.* (2021) 和唐跃桓等(2020)。Couture *et al.* (2021) 借助阿里巴巴开展农村淘宝“千县万村”计划⁵的契机, 在安徽、河南和贵州三省选取了愿意与之合作的8个县共100个村庄, 通过开展随机干预实验来识别电商对农村经济发展的影响。作者发现, 该计划主要是帮助农户通过电商平台进行购物, 对农户收入没有显著影响。我们认为原因可能在于: 电子商务的发展主要包含网络购物和网络销售, “千

⁴ 数据源于国家统计局《第三次全国农业普查主要数据公报(第五号)》。

⁵ 阿里巴巴集团于2014年提出农村淘宝“千县万村”, 该计划以电子商务平台为基础通过搭建区县乡镇农村各级服务网络, 充分发挥电子商务优势, 突破物流信息流的瓶颈, 实现“网货下乡”和“农产品进城”的双向流通。在实际运行中, 该计划初期主要促进了“网货下乡”, 而对“农产品进城”的促进作用较弱。

县万村”计划在推广初期主要是带动农村居民进行网络购物，而不是形成电商企业、对外销售农产品。⁶然而，农户收入的增长更可能与电商企业的形成相关，如果上述计划没有帮助村庄形成电商企业，那么对农户收入也应当没有影响。因此，由于忽略了电商企业的形成这一环节，我们认为该文低估了电子商务发展的作用。与上述研究不同的是，我们直接从农村电商的形成及网络销售的视角，分析了电子商务发展对农户收入的影响。唐跃桓等（2020）基于电子商务进农村示范县政策考察了电子商务发展对农户收入的影响，发现这一政策使当地农户的收入显著提高3%左右。但该文使用区县层面宏观数据进行分析，这可能存在两个问题：一是相关政策并未导致电子商务在农村地区全面铺开，因此直接使用该政策同样可能低估电子商务发展的作用；二是该文难以对具体的微观机制进行分析，只能从网点建设和品牌培育等方面进行探讨。

本文的研究基于具有全国代表性的微观数据，因此可以对电商发展影响农户收入的微观机制进行分析。此外，与多数互联网方面的文献不同，本文将电商发展水平设定在村级层面进行研究，也即分析村级层面的电商发展水平如何影响农户收入。采用这一做法主要基于两点考虑：第一，对于未直接参与电商经营的农户，电商发展可以带动他们从事产品生产、制造方面的工作或者创业，并通过电商经营户销售产品。第二，对非电商经营户而言，也可以通过直接受雇于物流、网店运营等方面的工作，进而增加非农工资性收入。综上所述，电商发展不仅能够增加电商经营户的收入，对非电商经营户也存在一定的溢出效应。因此，本文将核心的解释变量设定在村级层面，能够更好地分析电商发展对村庄的影响。与此同时，由于溢出效应的存在，电商发展可能对不同人力资本、物质资本和社会关系的农户均具有增收作用。

三、计量模型与数据说明

（一）计量模型与识别策略

1. 基准回归模型

为检验农村电商发展与农户收入的关系，本文参考已有文献（Morduch and Sicular, 2000；程名望等，2016b），构建以下回归模型：

⁶ 本文作者曾专门就该问题咨询过阿里巴巴方面的工作人员，得到的答复是“村淘（农村淘宝）主要是做消费品下行的业务，与淘宝村商品上行完全不一样，而消费品下行应该不会影响收入”。

$$\ln(\text{income}_i) = \alpha + \beta_1 E_commerce_i + X'_i \beta_2 + \beta_3 \ln(\text{income}'_i) + \beta_4 \text{region} + \varepsilon_i. \quad (1)$$

式(1)中,被解释变量 $\ln(\text{income}_i)$ 为2016年农户 i 总收入的对数形式。 $E_commerce_i$ 是本文的关注变量,表示2015年农户 i 所在行政村的电商发展指标。从类别上看,电子商务可以简单分为网络购物、网络销售和相应配套服务(如物流)等,本文主要关注网络销售。我们采用三个指标衡量村庄的电商发展程度:一是农村是否有电商的虚拟变量,如果该行政村有电商,变量取值为1,否则为0;二是电商密度,即每百户家庭拥有的电商卖家数量;三是农村中每户电商卖家的平均销售额。

依据现有理论和文献,我们尽可能多地控制农户收入的影响因素。 X_i 包含如下变量:户主年龄,教育水平⁷,性别⁸,婚姻状况⁹,户籍¹⁰,家庭成员健康程度¹¹,家庭工作人口数量,家庭工作人口平均年龄,家庭工作人口平均受教育年限,家庭党员数量,家庭人口规模,家庭土地资产¹²,村庄农户数量¹³等。

2. 工具变量:农村平均海拔高度

然而,农村电商发展指标有可能存在内生性问题。一方面,经济较为发达的农村有可能先出现电商。另一方面,农户收入和农村电商的发展有可能同时受到不可观测因素的影响。因此,我们尝试借助工具变量方法来减轻内生性问题。参考Kolko(2012)的类似做法,我们使用农户所居住村庄的平均海拔高度作为农村电商发展指标的工具变量。海拔高低与农村电商的发展有密切联系,高海拔地区的网络通信建设和维护成本较高,这会影响互联网的普及和运用,并对电商的发展产生影响,满足相关性假定。但是农村海拔高度也可能通过道路交通、耕地质量等直接影响农户收入。考虑到这一问题,首先,我们控制了村庄与县城中心的距离,距离县城越远,农村经济发展水平一般越落后。其次,由于缺少耕地质量的相关信息,我们使用农户数量和土地资产作为耕地质量的代理变量。如果该村的耕地越肥沃,则农户数量一

⁷ 问卷中文化程度选项为没上过学,小学,初中,高中,中专/职高,大专/高职,大学本科,硕士研究生,博士研究生。按照受教育程度分为三组,小学及以下(没上过学,小学),中学(初中,高中,中专/职高),大专及以上(大专/高职,大学本科,硕士研究生,博士研究生),并分别设置虚拟变量。

⁸ 虚拟变量,1为男性,0为女性。

⁹ 虚拟变量,1为已婚,0为未婚。

¹⁰ 虚拟变量,1为农业户籍,0为非农业户籍。

¹¹ 问卷中判断健康状况的题为:“与同龄人相比,现在的健康状况如何?1.非常好;2.好;3.一般;4.不好;5.非常不好。”选1或2视为健康状况好,该虚拟变量为1,否则为0。

¹² 问卷中询问了“按照目前市场价格,您估计您家承包的土地值多少钱?”

¹³ 社区问卷中,询问了“截至2016年年底,本村户籍人口的家庭总户数是多少?”

般越多，土地资产价值也越高。最后，我们控制了2014年度农户收入。如果海拔高度会直接影响农户收入，则这一影响应当也体现在之前的年度收入中，因此控制2014年度农户收入后，能够较大程度吸收上述影响。此外，我们还控制了农户所属地级市的特征变量，如人口密度、财政支出占GDP比重、第三产业产值与第二产业产值之比、外商直接投资等，以及东中西区域虚拟变量，以减轻地区间经济发展差异所造成的影响。因此，在控制农村农户数量、土地资产价值、农村与县级市中心距离、2014年度农户收入、所属地级市特征以及区域虚拟变量后，我们认为农村海拔高度与农户收入不存在直接的关联渠道，这使得农村平均海拔可能成为一个有效的工具变量。

（二）数据来源

本文研究所使用的数据主要有两个来源，一是中国家庭金融调查数据库，二是阿里研究院提供的农村电商发展数据库。其中，家庭收入、人口特征以及家庭所在社区的数据源于2017年度中国家庭金融调查（China Household Finance Survey, CHFS）。¹⁴该项目是西南财经大学于2011年开始在全国范围内开展的入户调查，目前已公开了2011年、2013年、2015年和2017年四轮访问数据。CHFS采用了分层、三阶段与规模度量成比例（PPS）的抽样设计。2017年的样本分布于中国29个省（自治区，直辖市）、363个县（区，市）、1439个村（居）委会，共获得4万余户家庭微观数据，该数据在全国、省和副省级城市上具有代表性。CHFS数据包含三个部分信息：（1）个人信息，包含年龄、性别、教育、婚姻状况以及就业经历等人口统计特征；（2）家庭信息，包含家庭的资产与负债、收入与支出以及工商业经营等方面的信息；（3）社区信息，包含社区面积、人口学统计、民族状况、位置、经济发展状况等数据。¹⁵

此外，电子商务发展数据源于阿里研究院提供的农村电商发展数据库。该数据库基于淘宝（含天猫）平台的交易信息，汇总了2015年全国各行政村在淘宝（含天猫）平台上的电商卖家数量、交易额、买家数量、买家购买额等信息，这为本文的研究提供了重要的数据支持。

¹⁴ 我们采用CHFS数据进行研究，是由于CHFS数据包含详细的社区信息，可以与阿里研究院提供的数据进行微观匹配。其余拥有家庭收入信息的CFPS、CHIPS、CLDS数据库都没有提供县级以下行政编码和信息，无法匹配。

¹⁵ 该数据被单独整合在中国基层治理调查数据库当中，由西南财经大学中国基层治理研究中心负责数据的采集、维护等工作。中心简介详见<https://chfs.swufe.edu.cn/xsyj/zgjczlyjzx.htm>，访问时间：2022年2月10日。

(三) 描述性统计

我们对家庭总收入进行上下0.5%缩尾处理,并剔除了变量中存在缺失值的样本。我们在行政村层面将农村电商发展数据与CHFS数据匹配,共获得了7435个农户观测样本。表1是关键变量的描述性统计结果。可以看出,样本中有22%的农户居住在有电商的村庄。平均而言,农村中每100户家庭拥有0.41个电商卖家,2015年每个电商卖家的平均年销售额为13223元。从收入上来看,2016年农户收入为56048元,高于2014年的45166元。¹⁶此外,户主中90%是男性,53%有中学学历,大专及以上学历的为2%,小学及以下的为45%。

表1 关键变量描述性统计

| 变量名称 | 样本量 | 均值 | 最小值 | 最大值 | 标准差 |
|----------------|------|-------|--------|--------|-------|
| 有电商 | 7435 | 0.22 | 0 | 1 | 0.41 |
| 电商密度(个/百户家庭) | 7435 | 0.41 | 0 | 95.83 | 2.79 |
| 电商销售额(元) | 7435 | 13223 | 0 | 836842 | 63572 |
| 总收入_2016(元) | 7435 | 56048 | -3460 | 416084 | 67372 |
| 总收入_2014(元) | 7435 | 45166 | -12340 | 304250 | 53582 |
| 户主年龄 | 7435 | 55 | 16 | 92 | 11.12 |
| 户主男性 | 7435 | 0.90 | 0 | 1 | 0.31 |
| 户主教育程度_中学 | 7435 | 0.53 | 0 | 1 | 0.50 |
| 户主教育程度_大专及以上学历 | 7435 | 0.02 | 0 | 1 | 0.14 |
| 户主已婚 | 7435 | 0.90 | 0 | 1 | 0.29 |
| 户主农村户籍 | 7435 | 0.93 | 0 | 1 | 0.26 |
| 健康人口比重 | 7435 | 0.80 | 0 | 1 | 0.28 |
| 工作人口数(人) | 7435 | 2.25 | 1 | 8 | 1.04 |
| 工作人口平均年龄 | 7435 | 48.66 | 16 | 82 | 11.85 |
| 工作人口平均受教育年限(年) | 7435 | 7.96 | 0 | 19 | 3.06 |
| 党员数量(人) | 7435 | 0.08 | 0 | 3 | 0.30 |
| 家庭规模(人) | 7435 | 7.73 | 1 | 30 | 7.72 |

¹⁶ 由于家庭收入中的农业收入、工商业收入和财产性收入计算的是净收入,因此在亏损的情况下家庭收入可能出现负值。本文也尝试了保留家庭收入大于0的样本进行分析,结论仍然稳健。

(续表)

| 变量名称 | 样本量 | 均值 | 最小值 | 最大值 | 标准差 |
|---------------|-------|-------|------|-------|------|
| ln(家庭土地资产) | 7 435 | 4.33 | 0 | 16.52 | 4.95 |
| ln(村家庭户数) | 7 435 | 6.17 | 3.74 | 8.52 | 0.72 |
| ln(村与县级市中心距离) | 7 435 | 3.85 | 0 | 7.25 | 1.03 |
| ln(地级市人均 GDP) | 7 435 | 10.68 | 9.69 | 11.85 | 0.55 |
| 人口密度(万人/平方千米) | 7 435 | 0.05 | 0.00 | 0.13 | 0.03 |
| 财政支出占 GDP 比重 | 7 435 | 0.19 | 0.09 | 0.58 | 0.08 |
| 产业结构 | 7 435 | 1.02 | 0.42 | 3.94 | 0.38 |
| ln(外商直接投资) | 7 435 | 10.42 | 5.01 | 13.53 | 1.80 |
| 东部 | 7 435 | 0.51 | 0 | 1 | 0.50 |
| 中部 | 7 435 | 0.27 | 0 | 1 | 0.44 |
| 西部 | 7 435 | 0.22 | 0 | 1 | 0.41 |

我们比较了有电商和无电商村庄的农户收入分布情况。图 1 和图 2 分别是农户 2016 年收入(收入对数值)的概率分布图和累积分布图。从图中可以看出,有电商村庄的农户平均收入要高于没有电商的村庄。下文我们将实证分析农村电商发展对农户收入的影响。

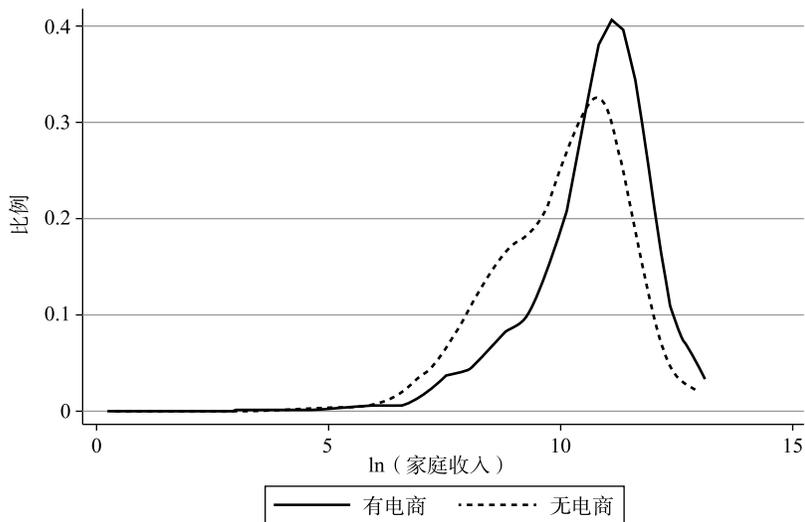


图 1 农户收入密度分布

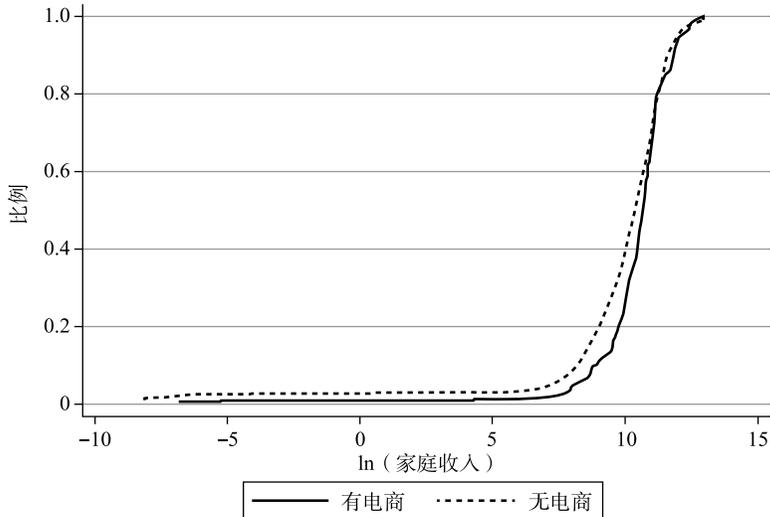


图2 农户收入累积分布

四、实证结果

(一) 基本结果

我们估计了电商发展对农户收入的影响,结果见表2。其中,第(1)~(3)列为全样本中农村电商发展对农户收入影响的估计结果。第(1)列以所在行政村是否有电商作为电商发展的代理变量,我们发现在控制了家庭人口统计特征以及其余控制变量后,有电商这一变量的估计系数为0.435,且在1%水平上显著,也即有电商的农村其农户收入显著更高。第(2)列以电商密度衡量农村电商发展程度,估计系数为0.129,且在1%水平上显著,这说明随着电商密度的增加,农户收入也显著提高。第(3)列以平均每户电商销售额衡量农村电商发展程度,估计系数为0.046,且在1%水平显著,因此所得结论与前两列类似。

表2 农村电商发展与农户收入:基本回归

| 被解释变量: ln(家庭总收入) | | | |
|------------------|----------|-----|-----|
| 全样本 | | | |
| | (1) | (2) | (3) |
| 有电商 | 0.435*** | | |
| | (0.087) | | |

(续表)

| | 被解释变量：ln（家庭总收入） | | |
|-----------|-------------------|---------------------|---------------------|
| | 全样本 | | |
| | (1) | (2) | (3) |
| 电商密度 | | 0.129*** (0.042) | |
| ln（电商销售额） | | | 0.046*** (0.010) |
| 其余变量 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 常数项 | 3.327* (1.728) | 2.544 (1.690) | 3.522** (1.754) |
| 样本量 | 7 435 | 7 435 | 7 435 |
| R-squared | 0.106 | 0.105 | 0.106 |

注：(1) 其余变量包括户主年龄、户主年龄的平方、户主男性、户主教育程度_中学、户主教育程度_大专及以上学历、户主已婚、户主农业户籍、健康人口比重、工作人口数、工作人口平均年龄、工作人口平均受教育年限、党员数量、家庭规模、ln（土地资产）、ln（家庭收入_2014）、ln（村家庭户数）、ln（村与县级市中心距离）、ln（地级市人均GDP）、人口密度、财政支出占GDP比重、产业结构（第三产业产值与第二产业产值之比）、产业结构平方、ln（外商直接投资）、中部、西部；(2) 括号内是在村级聚类（cluster）的稳健标准误，***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平显著。(3) 如无特别说明，后文表格皆同。

（二）工具变量法

接下来，我们借助工具变量方法来减轻内生性的影响。如前文所述，本文使用农村平均海拔作为工具变量。工具变量法的相关性假定要求在控制其他变量后，工具变量仅通过内生变量对因变量产生作用。因此，我们首先检验农村平均海拔是否会直接影响农户收入。表3报告了相关的估计结果。从表中可以看出，农村平均海拔系数不显著，这说明在控制相关变量后，农村平均海拔对农户收入没有显著影响。

表 3 海拔高度与家庭收入

| | 被解释变量：ln（家庭总收入） | | |
|--|-----------------|-------------------|-------------------|
| | (1) | (2) | (3) |
| | ln（农村平均海拔） | -0.035 (0.035) | -0.034 (0.036) |

(续表)

| | 被解释变量: ln(家庭总收入) | | |
|-----------|---------------------|---------------------|---------------------|
| | (1) | (2) | (3) |
| 有电商 | 0.421*** (0.091) | | |
| 电商密度 | | 0.121*** (0.043) | |
| ln(电商销售额) | | | 0.045*** (0.010) |
| 其余变量 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 常数项 | 3.603** (1.739) | 2.818 (1.713) | 3.755** (1.759) |
| 样本量 | 7 435 | 7 435 | 7 435 |
| R-squared | 0.109 | 0.108 | 0.109 |

表4报告了使用工具变量法的估计结果。从第一阶段的回归结果可以看出,农村平均海拔与电商发展高度相关,且 F 值为257.8,这表明工具变量不存在弱工具变量的问题。¹⁷第二阶段回归结果显示,农村电商发展显著促进了农户收入。表4底部汇报了用Durbin-Wu-Hausman检验(DWH test)对内生性进行检验的相关结果。¹⁸

表4 农村电商发展与农户收入:线性模型2SLS

| | 被解释变量: ln(家庭总收入) | | |
|-----------|---------------------|---------------------|---------------------|
| | (1) | (2) | (3) |
| 有电商 | 0.792*** (0.283) | | |
| 电商密度 | | 0.404*** (0.137) | |
| ln(电商销售额) | | | 0.075*** (0.027) |
| 其余变量 | 控制 | 控制 | 控制 |

¹⁷ 根据Stock and Yogo(2005)的分析, F 值大于10%偏误水平下的临界值为16.38,表明使用的工具变量不存在弱工具变量问题。

¹⁸ 此外,我们也尝试了使用收入增长率作为被解释变量,以及随机生成虚拟变量的方式进行检验,发现结论同样较为稳健。

(续表)

| | 被解释变量: ln (家庭总收入) | | |
|-----------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| | (1) | (2) | (3) |
| 常数项 | 4.872*** (1.554) | 4.021*** (1.404) | 4.963*** (1.572) |
| 样本量 | 7 435 | 7 435 | 7 435 |
| R-squared | 0.107 | 0.100 | 0.108 |
| 第一阶段估计结果 | | | |
| ln (农村平均海拔) | -0.043*** (0.004) | -0.163*** (0.010) | -0.493*** (0.036) |
| 一阶段 F 值 | 257.8 | 169.4 | 320.5 |
| DWH 检验 χ^2 | 1.56 | 4.02 | 1.15 |
| ρ 值 | (0.212) | (0.045) | (0.284) |

注：第一阶段估计也控制了其余变量。

五、机制分析

本部分我们围绕创业、非农就业和土地流转三个角度，探讨农村电商发展促进农户增收的可能解释。

(一) 创业

电商发展拓宽了潜在的需求市场，经营网店所需要的资金投入也相对较低（秦芳等，2017；Fan. *et al.*, 2018），这些因素有利于农户从事电商创业活动。此外，农村电子商务会直接或间接带动其他行业如物流、包装的发展，这也增加了创业机会。因此，电商发展可以帮助促进线上创业以及与之配套的创业活动。而对于线下创业者来说，一方面，电商发展可以帮助其通过阿里巴巴等电子商务平台进行采购，进而扩大采购范围、减少采购成本。另一方面，电商发展可以通过设立村级服务站、扩大快递网点覆盖范围等提高当地的物流水平，这有助于降低物流成本，进而促进线下创业。总体而言，电商发展应当可以提升农户的创业水平，并增加工商业收入。为了减轻创业状态与电商发展可能存在的反向因果关系，我们参考张勋等（2019）的研究构建了“新增创业”这一变量。具体来说，如果该家庭在 2015 年未从事工商业

生产经营, 2017年调查时经营工商业, 则对创业变量赋值为1, 否则为0。¹⁹表5中第(1)–(3)列为农村电商对农户创业影响的回归结果, 系数为边际效应(marginal effect)。从回归结果可以看出, 电商发展水平越好的村庄, 农户参与创业的概率越高。²⁰

表5 农村电商发展与农户是否创业(边际效应)

| | 新增创业(Probit) | | |
|------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
| | (1) | (2) | (3) |
| 有电商 | 0.012** (0.006) | | |
| 电商密度 | | 0.003** (0.002) | |
| ln(电商销售额) | | | 0.001** (0.001) |
| 其余变量 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 样本量 | 7 435 | 7 435 | 7 435 |
| Pseudo R-squared | 0.067 | 0.066 | 0.067 |

接下来我们分析电商发展对农户工商业收入的影响。表6中第(1)–(3)列是农村电商发展与新增创业项目工商业收入的估计结果。结果显示, 电商发展提高了农户的工商业收入。

表6 农村电商发展与工商业收入、非农就业人数

| | 工商业收入(新增创业) | | | 非农就业人数 | | |
|-----------|-------------------|------------------|--------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| 有电商 | 0.093* (0.053) | | | 0.220*** (0.047) | | |
| 电商密度 | | 0.021 (0.022) | | | 0.097*** (0.014) | |
| ln(电商销售额) | | | 0.010** (0.006) | | | 0.028*** (0.005) |

¹⁹ 此外, 我们还尝试控制2015年村层面创业比重并采用家庭创业状态作为被解释变量, 结果依然支持电商发展促进农户家庭创业的结论。

²⁰ 电商经营属于工商业创业的一种形式, 而本文衡量的创业可能包含了部分电商创业。为了排除这一问题对估计结果的干扰, 我们分析了农村电商发展对线下创业的影响, 发现电商发展也显著提升了农户的线下创业活力。

(续表)

| | 工商业收入 (新增创业) | | | 非农就业人数 | | |
|-----------|------------------|------------------|------------------|-------------------|-------------------|------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| 其余变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 常数项 | 0.764 (0.794) | 0.632 (0.789) | 0.804 (0.798) | -0.155 (0.663) | -0.421 (0.634) | 0.103 (0.653) |
| 样本量 | 6 763 | 6 763 | 6 763 | 7 435 | 7 435 | 7 435 |
| R-squared | 0.012 | 0.012 | 0.012 | 0.576 | 0.577 | 0.578 |

(二) 非农就业

电商发展不仅可以直接创造就业岗位, 还有可能带动上下游产业提供间接就业, 从而加快农村劳动力向非农就业转移。我们以家庭非农就业人口数为被解释变量, 采用 OLS 模型对此进行分析, 回归结果见表 6 中第 (4) — (6) 列。回归结果显示, 电商发展系数为正, 且在 1% 水平显著, 也即电商越发达的地区, 非农就业人数也越多。这说明电商发展促使劳动力从农业向非农领域转移, 有利于优化劳动力资源配置 (蔡昉, 2018)。

表 7 中第 (1) — (3) 列和第 (4) — (6) 列分别是农村电商发展对工资性收入和农业生产经营收入影响的回归结果。结果表明, 农村电商发展显著促进了农户的工资性收入, 同时抑制了农业生产经营收入。

表 7 农村电商发展与工资性收入、农业收入

| | 工资性收入 | | | 农业收入 | | |
|------------|---------------------|--------------------|---------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| 有电商 | 0.741*** (0.168) | | | -1.144*** (0.272) | | |
| 电商密度 | | 0.197** (0.082) | | | -0.431*** (0.086) | |
| ln (电商销售额) | | | 0.087*** (0.019) | | | -0.143*** (0.027) |
| 其余变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 常数项 | 1.207 (3.342) | -0.219 (3.305) | 1.822 (3.328) | 0.094 (4.132) | 1.766 (3.999) | -1.137 (4.121) |
| 样本量 | 7 435 | 7 435 | 7 435 | 7 435 | 7 435 | 7 435 |
| R-squared | 0.287 | 0.285 | 0.287 | 0.106 | 0.105 | 0.108 |

(三) 土地流转

上文表明,随着农村电商的发展,农户有动力将更多的劳动力投入非农部门,获得工商业生产经营收入或是工资性收入。如果农户获得的非农生产收入较高,而农业生产经营收入较低,那么农户将有可能把土地流转出去,并从中获得收入。我们基于 Probit 模型,以土地是否流转这一虚拟变量作为被解释变量进行分析。回归结果见表 8 中第(1)—(3)列,系数为边际效应。结果表明,电商发展水平越高,农户土地流转的概率越大。表 8 中第(4)—(6)列是农村电商发展与农户土地流转收入的估计结果,表明农村电商发展在一定程度上能够提高农户的土地流转收入。

表 8 农村电商发展与土地流转(边际效应)

| | 土地是否流转 (Probit) | | | ln(土地流转收入) | | |
|--------------------------------|---------------------|---------------------|---------------------|----------------------|--------------------|---------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| 有电商 | 0.118*** (0.029) | | | 0.296*** (0.069) | | |
| 电商密度 | | 0.045*** (0.013) | | | 0.050 (0.053) | |
| ln(电商销售额) | | | 0.013*** (0.003) | | | 0.034*** (0.008) |
| 其余变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 常数项 | | | | -2.862*** (1.049) | -3.553* (1.842) | -2.649** (1.059) |
| 样本量 | 5 760 | 5 760 | 5 760 | 7 435 | 7 435 | 7 435 |
| Pseudo R-squared/ R-squared | 0.0584 | 0.0568 | 0.0622 | 0.030 | 0.027 | 0.030 |

六、异质性分析

前文分析表明,农村电商发展能够显著提高农户收入,本部分我们进一步分析这种效应在不同群体间是否存在异质性。已有研究表明,人力资本、物质资本和社会关系是影响农户收入的重要因素(高梦滔和姚洋,2006;程名望等,2014a;曾亿武等,2018)。如果电商发展更多地帮助了在人力资本、物质资本和社会关系具有优势的群体,则会加剧农村内部的收入差距。我们

从上述三个维度出发考察农村电商发展的异质性影响。²¹

1. 人力资本

现有文献表明，互联网使用更有利于受教育水平较高的群体（Bonfadelli, 2002；刘晓倩和韩青，2018），那么电商发展是否也存在类似的情况呢？参考尹志超等（2020）的研究，我们使用户主²²的受教育程度来衡量农户的人力资本。具体来说，按照户主是否具有初中及以上学历分为高教育组和低教育组，并且使用加入交互项的方式进行分析。表9第（1）列所示的回归结果表明，电商发展对低教育组和高教育组农户的增收作用没有显著性差异。这与 Hjort and Poulsen（2019）关于互联网的研究较为类似。可能的原因在于，互联网的使用需要一定的知识储备为基础，而电商发展除了帮助农户通过互联网直接参与电商获得收益外，还有可能带动相应的物流、仓储等非农就业。上述就业岗位对教育水平的要求相对较低，因此低教育组的群体也能从中受益。

2. 物质资本

电商发展对不同物质资本组农户的增收效应是否存在差异？参考周广肃和李力行（2016）的研究，我们使用家庭人均收入作为物质资本的代理变量。根据农户2014年的收入从低到高排序，收入最低的50%家庭为低收入组，收入最高的50%家庭为高收入组。我们同样基于交互项的方式进行分析，回归结果见表9第（2）列。我们发现，对不同物质资本组的农户来说，农村电商发展的增收效应也不存在显著性差异。可能的原因在于低收入农户的雇佣成本相对也较低，因此在受雇于电商相关行业方面同样拥有一定的优势。

3. 社会关系

社会关系是影响农户收入的重要因素之一。那么，农村电商的发展能否更有利于社会关系较多的农户呢？我们参照孙永苑等（2016）的研究构建社会关系指标。根据农户2015年的社会关系将其分为两组，低于中位数的为低社会关系组，高于中位数的为高社会关系组，并采用交互项的方式比较组间差异。回归结果见表9第（3）列，交互项的回归系数同样不显著，这表明，电商发展对不同社会关系组别农户的促进作用也没有显著性差异。²³可能的原因在于，本文的核心解释变量来自村庄层面，因此估计结果包含了对其他农户的溢出效应。与此同时，农村电商发展带来了市场化的雇佣行为，这可能

²¹ 受篇幅所限，我们在异质性分析部分将是否有电商作为主要解释变量，使用电商发展的其他指标进行估计也能够得到类似的结论。

²² 户主与户口簿上登记的户主有差异，文中是指在家庭事务中起决定作用，对家庭经济状况较为了解的家庭成员。

²³ 我们也借鉴了张勋等（2019）采用家庭是否有私人转移性收入作为衡量社会关系的代理指标，发现结果较为类似。

也会降低社会关系的作用。

总之,对于不同人力资本、物质资本和社会关系的农户,农村电商发展的增收效应均不存在显著的差异。这说明电商发展并没有扩大农村收入差距,因此具有较好的包容性。²⁴在这一点上,本文的研究结论与曾亿武等(2018)不同,他们发现农户物质资本、人力资本和社会资本越丰富,参与电子商务的增收效应越大。有可能的原因是,曾亿武等(2018)以农户自身是否参与电子商务为研究对象,而本文以村社层面的电商发展为研究对象。事实上,农户除了直接参与电子商务,也可以受雇于从事电子商务的农户。曾亿武等(2018)的主要研究变量是来自花木种植方面的收入,因此我们认为该文忽略了电商溢出所带来的增收效应,这可能是其异质性结果与本文存在差异的原因。

表9 农村电商发展与农户收入:异质性分析

| | 被解释变量: ln(家庭总收入) | | |
|---------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| | (1) | (2) | (3) |
| 有电商 | 0.419*** (0.106) | 0.230*** (0.061) | 0.359*** (0.105) |
| 有电商×低受教育组哑变量 | 0.126 (0.152) | | |
| 有电商×低物质资本组哑变量 | | -0.088 (0.160) | |
| 有电商×低社会关系组哑变量 | | | 0.128 (0.141) |
| 低受教育组哑变量 | 控制 | | |
| 低物质资本组哑变量 | | 控制 | |
| 低社会关系组哑变量 | | | 控制 |
| 其余变量 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 常数项 | 4.043** (1.720) | 9.456*** (1.632) | 3.850** (1.715) |
| 样本量 | 7 435 | 7 435 | 7 435 |
| R-squared | 0.102 | 0.255 | 0.108 |

注:第(1)列其余变量中不包含户主受教育程度的虚拟变量。

²⁴ 我们也尝试了按照人力资本、物质资本和社会关系分组估计的结果,发现电商发展对低受教育群体、低收入群体和低社会关系组存在显著的增收效应,这说明电商发展具有较好的包容性。

七、总 结

中国城乡收入水平差距仍然较大，拓宽农民增收渠道、促进农民增加收入是全面实施乡村振兴战略的一个关键目标。探究农村电子商务发展对农户增收的影响，对于构建促进农户增收的政策体系具有重要意义。在数字经济迅速发展的背景下，数字经济对农村地区的影响亟待研究。

基于中国家庭金融调查数据和农村电商发展数据，本文实证分析了电商发展对农户收入的影响。研究表明，第一，电商发展能够显著促进农户收入的提升。第二，电商发展水平越高的地方，农户的创业参与越活跃，非农就业人数越多，参与土地流转的可能性也越高。电商发展促进了农户的工商业生产经营收入、工资性收入和财产性收入，抑制了农业生产经营收入。第三，异质性分析发现，电商发展对不同人力资本、物质资本和社会关系的农户在增收方面没有显著差异。

当然，本文的分析还存在一定局限性，有待于进一步完善和拓展。首先，采用电商交易数据衡量数字经济存在一定缺陷。一方面，除了电子商务，数字经济还包含因信息通信技术（ICT）产生的商业模式，如平台经济、共享经济、数字服务等，这些商业模式在农村的发展尚不充分，但仍可进一步综合考虑纳入这些商业模式构建数字经济指标。另一方面，不同地区的农村淘宝（天猫）电商交易数据有可能反映了阿里业务推广程度，这需要进一步综合阿里、百度、腾讯等企业数据刻画数字经济。其次，我们的研究发现，农村电商发展有利于促进农户增收，但是仍存在一些问题需要进一步分析。一是农村电商的发展是否会加大农村内部农户之间的收入差距？二是电商发展对本村非电商经营户以及周围村庄的溢出效应有多大？这需要基于更翔实的数据进行研究。²⁵

参 考 文 献

- [1] Bonfadelli, H., "The Internet and Knowledge Gaps: A Theoretical and Empirical Investigation", *European Journal of Communication*, 2002, 17 (1), 65-84.
- [2] Bukht, R., and R. Heeks, "Defining, Conceptualising and Measuring the Digital Economy", *International Organisations Research Journal*, 2018, 13 (2), 143-172.

²⁵ 本文发现剔除电商经营户后，电商发展的估计系数略大于正文表2的估计结果，但如果我们在主回归模型中加入电商发展与是否为电商经营户的交互项，则发现该交互项不显著。这说明，对于电商经营户和非电商经营户而言，电商发展的作用并没有显著性差异。

- [3] 蔡昉,《四十不惑——中国改革开放发展经验分享》。北京: 中国社会科学出版社, 2018年。
- [4] 程名望、J. Yanhong、盖庆恩、史清华,“农村减贫: 应该更关注教育还是健康? ——基于收入增长和差距缩小双重视角的实证”,《经济研究》, 2014年第11期 a, 第133—140页。
- [5] 程名望、史清华、J. Yanhong,“农户收入水平、结构及其影响因素——基于中国农村固定观察点微观数据的实证分析”,《数量经济技术经济研究》, 2014年第5期 b, 第3—19页。
- [6] 程名望、盖庆恩、J. Yanhong、史清华,“人力资本积累与农户收入增长”,《经济研究》, 2016年第1期 a, 第168—181页。
- [7] 程名望、J. Yanhong、盖庆恩,“市场化、政治身份及其收入效应——来自中国农户的证据”,《管理世界》, 2016年第3期 b, 第46—59页。
- [8] 程名望、张家平,“互联网普及与城乡收入差距: 理论与实证”,《中国农村经济》, 2019年第2期, 第19—41页。
- [9] Couture, V., B. Faber, Y. Gu, and L. Liu,“E-Commerce Integration and Economic Development: Evidence from China”, *American Economic Review: Insights*, 2021, 3 (1), 35-50.
- [10] Fan, J., L. Tang, W. Zhu, et al.,“The Alibaba Effect: Spatial Consumption Inequality and the Welfare Gains from E-commerce”, *Journal of International Economics*, 2018, 114 (SEP.), 203-220.
- [11] 高梦滔、姚洋,“农户收入差距的微观基础: 物质资本还是人力资本?”,《经济研究》, 2006年第12期, 第71—80页。
- [12] Gao, Y., L. Zang, and J. Sun,“Does Computer Penetration Increase Farmers' Income? An Empirical Study from China”, *Telecommunications Policy*, 2018, 42 (5), 345-360.
- [13] George, N. M., V. Parida, T. Lahti, and J. Wincent,“A Systematic Literature Review of Entrepreneurial Opportunity Recognition: Insights on Influencing Factors”, *International Entrepreneurship and Management Journal*, 2016, 12 (2), 309-350.
- [14] Goldfarb, A., and C. Tucker,“Digital Economics”, *Journal of Economic Literature*, 2019, 57 (1), 3-43.
- [15] Hjort, J., and J. Poulsen,“The Arrival of Fast Internet and Employment in Africa”, *American Economic Review*, 2019, 109 (3), 1032-79.
- [16] Kolko, J.,“Broadband and Local Growth”, *Journal of Urban Economics*, 2012, 71 (1), 100-113.
- [17] 刘晓倩、韩青,“农村居民互联网使用对收入的影响及其机理——基于中国家庭追踪调查 (CFPS) 数据”,《农业技术经济》, 2018年第9期, 第123—134页。
- [18] 冒佩华、徐骥,“农地制度、土地经营权流转与农民收入增长”,《管理世界》, 2015年第5期, 第63—74页。
- [19] Morduch, J., and T. Sicular,“Politics, Growth, and Inequality in Rural China: Does It Pay to Join the Party?”, *Journal of Public Economics*, 2000, 77 (3), 331-356.
- [20] 秦芳、吴雨、魏昭,“网络购物促进了中国家庭的消费吗——来自中国家庭金融调查 (CHFS) 数据的经验证据”,《当代经济科学》, 2017年第6期, 第104—114页。
- [21] 孙永苑、杜在超、张林、何金财,“关系、正规与非正规信贷”,《经济学》(季刊), 2016年第15卷第2期, 第597—626页。
- [22] Schoellman, T.,“Education Quality and Development Accounting”, *Review of Economic Studies*, 2012, 79 (1), 388-417.

- [23] Stock, J. H., and M. Yogo. "Testing for Weak Instruments in Linear IV Regression", In: Andrews, D. W. K., and J. H. Stock (eds.), *Identification and Inference for Econometric Models Essays in Honor of Thomas Rothenberg*. Cambridge: Cambridge University Press, 2005, 80-108.
- [24] 唐跃桓、杨其静、李秋芸、朱博鸿, "电子商务发展与农民增收——基于电子商务进农村综合示范政策的考察", 《中国农村经济》, 2020年第6期, 第75—94页。
- [25] 王弟海, "健康人力资本、经济增长和贫困陷阱", 《经济研究》, 2012年第6期, 第143—155页。
- [26] 王剑程、李丁、马双, "宽带建设对农户创业的影响研究——基于‘宽带乡村’建设的准自然实验", 《经济学》(季刊), 2019年第19卷第1期, 第209—232页。
- [27] 尹志超、刘泰星、王晓全, "农村收入差距抑制了农户创业吗? ——基于流动性约束与人力资本投资视角的实证分析", 《中国农村经济》, 2020年第5期, 第76—95页。
- [28] 曾亿武、郭红东、金松青, "电子商务有益于农民增收吗? ——来自江苏沭阳的证据", 《中国农村经济》, 2018年第2期, 第49—64页。
- [29] 章元、万广华、刘修岩、许庆, "参与市场与农村贫困: 一个微观分析的视角", 《世界经济》, 2009年第9期, 第3—14页。
- [30] 周冬, "互联网覆盖驱动农村就业的效果研究", 《世界经济文汇》, 2016年第3期, 第76—90页。
- [31] 周广肃、李力行, "养老保险是否促进了农村创业", 《世界经济》, 2016年第11期, 第172—192页。
- [32] 周广肃、樊纲, "互联网使用与家庭创业选择——来自CFPS数据的验证", 《经济评论》, 2018年第5期, 第134—147页。
- [33] 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, 第71—86页。
- [34] 张景娜、张雪凯, "互联网使用对农地转出决策的影响及机制研究——来自CFPS的微观证据", 《中国农村经济》, 2020年第3期, 第57—77页。
- [35] 张兴华, "中国农村剩余劳动力的重新估算", 《中国农村经济》, 2013年第8期, 第49—54页。
- [36] Zhang, J., J. Giles, and S. Rozelle, "Does It Pay to Be a Cadre? Estimating the Returns to Being a Local Official in Rural China", *Journal of Comparative Economics*, 2012, 40 (3), 337-356.

How Does the Digital Economy Affect Farmers' Income? —Evidence from the Development of Rural E-commerce in China

FANG QIN QIN XU

(Southwestern University of Finance and Economics)

JIANCHENG WANG*

(Sun Yat-sen University)

Abstract The development of e-commerce not only enhances the income of e-commerce operators, but also may have a spillover effect on non-e-commerce operators, which in turn raises the overall income level. Using the China Household Financial Survey data and the rural e-commerce development data provided by the Ali Research Institute, we investigate the effect of rural e-commerce development on farmers' income. We find that rural e-commerce can exert a positive influence on farmers' income. In addition, there are no significant differences in the income-increasing effects of e-commerce development for farmers with different human capital, material capital, and social relationship.

Keywords e-commerce, peasant, household income

JEL Classification O33, O47, Q12

* Corresponding Author: Jiancheng Wang, International School of Business and Finance, Sun Yat-sen University, Zhuhai, Guangdong 519082, China; Tel: 86-756-3668661; E-mail: wangjch67@mail.sysu.edu.cn.