

电子商务进农村综合示范政策实施缩小了农户消费差距吗*

张 诚 翁希演

摘要：缩小农户消费差距，释放农村地区消费潜能，对于推动乡村振兴和畅通国内大循环具有重要现实意义。本文基于2014年、2016年、2018年和2020年中国家庭追踪调查数据，利用渐进双重差分法，评估电子商务进农村综合示范政策实施对农户消费差距的影响。研究发现，电子商务进农村综合示范政策实施缩小了农户消费差距。一方面，电子商务进农村综合示范政策实施促进消费品进村，缓解本地市场规模与外部市场可及性对农户消费的抑制作用，缩小农户消费差距；另一方面，电子商务进农村综合示范政策实施带动农产品进城，提高低收入农户的农业收入，缩小农户收入差距，进而降低农户消费差距。同时，本文发现电子商务进农村综合示范政策实施能够降低贫困县与中西部地区的农户消费差距，具有包容性增长的特征，且不受“精英俘获”现象的影响。本文研究结论能够为制定促进电子商务进农村与缩小消费差距的相关政策提供参考。

关键词：电子商务进农村 农户消费差距 市场可及性 市场规模 农户收入

中图分类号：F063.4 **文献标识码：**A

一、引言

党的二十大报告指出，要着力扩大内需，增强消费对经济发展的基础性作用^①。尽管中国政府加快构建完整的内需体系，最终消费对经济增长的贡献连年攀升，但居民消费增长较为缓慢，与发达国

*本文是国家自然科学基金青年项目“共同富裕背景下家庭负债行为及对经济不平等的影响研究”（编号：72203136）、汕头大学科研启动经费项目“中国家庭负债行为研究”（编号：STF21003）和广东省哲学社会科学规划青年项目“电商发展与农户消费差距：理论机制、实证检验与政策优化研究”（编号：GD24YYJ27）的阶段性研究成果。感谢匿名审稿专家的宝贵意见，文责自负。本文通讯作者：翁希演。

^①习近平，2022：《高举中国特色社会主义伟大旗帜 为全面建设社会主义现代化国家而团结奋斗——在中国共产党第二十次全国代表大会上的报告》，北京：人民出版社，第29页。

家相比存在明显差距。2020年，中国居住在乡村的人口共计5.098亿人，约占全国总人口的36%^①，具有较大的市场潜力。尽管农村居民人均可支配收入不断提高，农户收入差距逐渐缩小，但农户消费差距仍然逐年扩大（李亚青和蔡丽洋，2023）。厘清农户消费差距扩大的成因，有助于促使农户消费水平均衡提升，释放农村地区消费潜能，从而扩大内需，推动国内大循环的实现。

以数字化技术赋能乡村高质量发展，是建设数字乡村、推进乡村振兴战略实施的重要举措。《数字乡村发展战略纲要》指出，数字乡村是伴随农民现代信息技能的提高而内生的农业农村现代化发展和转型进程^②。电子商务是数字化技术的具体应用模式之一，国家高度重视农村电子商务发展，出台了一系列政策。2014年中央“一号文件”《关于全面深化农村改革加快推进农业现代化的若干意见》指出，要完善农村物流服务体系，启动农村流通设施和农产品批发市场信息化提升工程，提升电子商务在农村地区的应用水平^③。2014年，财政部和商务部在部分地区实施电子商务进农村综合示范政策（以下简称“电子商务进农村政策”），由此开启了电子商务进农村综合示范县建设工作。电子商务进农村政策的目标包括推动电子商务政策、制度在局部地区取得突破性进展，降低电商物流成本，提高农村流通的现代化水平等。

在此背景下，大量学者对电子商务进农村政策实施的效果进行了评估，讨论其对农户收入及消费的影响。从收入看，电子商务进农村政策实施拓展了农产品销售渠道（曾亿武等，2016），提高了农户的议价能力与信息可得性（周浪，2020），使农户人均净收入增加33%~39%（Shimamoto et al., 2015; Li et al., 2021），也为农户提供了就业及创业机会（涂勤和曹增栋，2022；张琛等，2023），带动农户收入增加。从消费看，电子商务进农村政策实施带动区域电子商务服务点和物流基础设施建设，提高农户市场可及性，降低农户贸易成本，促进农户消费增长（王奇等，2022；袁诚等，2023）。现有文献多讨论电子商务进农村政策实施对农户收入或消费的影响，即对“效率”的影响，而较少关注其对农户消费差距的影响，即电子商务进农村政策实施能否促进“公平”。新时代中国社会的主要矛盾已经转向人民日益增长的美好生活需要和不平衡不充分发展之间的矛盾，探究如何缩小农户消费差距，有助于缓解社会矛盾，增进农村居民民生福祉，推动乡村振兴战略实施。

现有研究难以全面解释农户消费差距问题。其一，有学者认为，家庭负债影响消费不平等（张雅淋和姚玲珍，2020），但由于农村地区金融基础设施建设滞后，农户信贷可得性较低，农户负债处于较低水平，难以对消费差距产生显著影响。其二，金融发展影响消费差距（de Haan and Sturm, 2017），但农户金融知识不足，收入水平较低，面临较大信贷约束，因而金融发展难以释放农村地区低消费水

^①资料来源：《第七次全国人口普查主要数据情况》，https://www.stats.gov.cn/sj/zxfb/202302/t20230203_1901080.html。

^②参见《中共中央办公厅 国务院办公厅印发〈数字乡村发展战略纲要〉》，https://www.gov.cn/zhengce/2019-05/16/content_5392269.htm。

^③参见《中共中央、国务院印发〈关于全面深化农村改革加快推进农业现代化的若干意见〉（全文）》，https://www.moa.gov.cn/ztl/yhwj/2014/zywj/201401/t20140120_3742567.htm。

平群体的消费需求。其三，房价对居民消费差距存在影响，但房价上涨现象更多存在于城镇，房价对农户的影响相对较低（刘靖和陈斌开，2021）。“永久收入假说”认为，在不存在摩擦的条件下，消费者基于永久收入来平滑生命周期中每个时点的消费，实现效用最大化。根据该假说，家庭消费差距来源于收入差距（张海洋和韩晓，2022），农户消费不平等随收入差距的缩小而下降。但该假说成立的充分条件是不存在摩擦，而这一条件在现实中较难满足，消费机会不均等问题也会导致农户间的消费差距。根据扩展的机会不平等理论，家庭消费的决定因素包括“努力”“环境”，“努力”为个体的可支配收入等因素，“环境”则为个体所处的外部环境、地理位置等因素，如本地市场规模和外部市场可及性等。地理因素限制导致农村地区存在较严重的信息不对称现象，农户禀赋差距也使农户可接触到的消费市场存在差异，放大了“努力”“环境”对农户消费的影响。一方面，低消费水平农户受限于较低的人力资本水平，难以对接外部市场来拓展消费渠道，易遭受地理位置与贸易成本引致的价格歧视，其消费需求被抑制；另一方面，高消费水平农户更可能对接外部市场来拓展消费渠道，受本地市场规模的影响较小。综上所述，本地市场规模与外部市场可及性所引致的农户消费机会不均等，扩大了农户消费差距。电子商务进农村政策实施能否缓解本地市场规模与外部市场可及性对农户消费的抑制作用？该政策实施能否通过缩小农户收入差距来缩小农户消费差距？回答这些问题构成了本文的研究动机。

本文探究电子商务进农村政策实施对农户消费差距的影响及其作用机制。本文的边际贡献在于：第一，从研究视角看，相较于现有文献关注电子商务进农村政策实施对农户消费水平、收入水平和创业活跃度等方面的影响，本文将研究视角聚焦于该政策实施对农户消费差距的影响，拓展了电子商务进农村政策效应的相关研究。消费差距在一定程度上反映了福利差距，厘清该政策实施对农户消费差距的影响，有助于缓和社会主要矛盾、实现共同富裕。第二，从机制分析看，机制分析部分讨论了电子商务进农村政策实施影响农户消费差距的作用机制，探讨电子商务进农村政策是否通过“消费品进村”渠道和“农产品进城”两种渠道缓解农户消费差距，丰富了电子商务进农村政策作用机制的相关研究。

二、理论分析及研究假说

电子商务进农村政策的任务之一是发展电子交易、网上购物、在线支付和物流配送服务，加快农村商业网点信息化改造，完善网购、缴费、电子结算和取送货等服务功能，打通农村电子商务的“最后一公里”。这有助于农户对接外部市场，拓宽农户消费渠道，促进消费品进村，提高农户的消费便利性。农村电子商务的发展改变了农业生产与农民生活方式。一方面，农村电子商务的发展推动农产品进城。农户通过电商平台对接外部市场，销售农产品，从而拓宽农产品销售渠道，提高农户农产品销售收入。2022年，全国农产品网络零售额已达5313.8亿元^①。另一方面，农村电子商务的发展推动

^①资料来源：《中国电子商务报告（2022）》，<http://images.mofcom.gov.cn/dzsws/202306/20230609104929992.pdf>。

消费品下乡，增加农户购置日用品与农业生产原材料的渠道（王奇等，2022；袁诚等，2023），提高农户的消费便利性，增进农户福利。可见，电子商务进农村政策实施可以直接影响农户消费，也可以通过农产品销售来间接影响农户消费，进而影响农户消费差距。本文将从消费品进村与农产品进城两方面，论述电子商务进农村政策实施对农户消费差距的影响。

（一）直接影响：消费品进村

电子商务进农村政策实施能够拓宽农户消费渠道，提高消费便利性（王奇等，2022；袁诚等，2023），而消费便利性的提高降低了农户消费差距（陈铭聪和程振源，2021；李文秀和刘俊杰，2023）。因此，电子商务进农村政策实施可以通过提高农户的消费便利性来降低农户消费差距，其对农户消费差距的影响可归纳为本地市场规模与外部市场可及性两方面。

从本地市场规模看，中国零售业存在集聚于大都市、偏远地区覆盖程度较低的问题（Fan et al., 2018）。其原因在于，商家更倾向于在市场潜能大、市场中心度高的地区设点，导致本地市场规模较小的乡村地区的超市覆盖度较低，消费品种类较少。相比高消费水平农户，低消费水平农户由于信息不对称与较低的禀赋水平，难以对接外部市场，导致其消费需求受到抑制，或高价购买劣质商品（Zhang et al., 2020）。一方面，电子商务进农村政策实施通过帮助农户对接外部市场，增加农户可供选择的商品种类，推动质优价廉且本地市场没有的商品下乡，满足农户的消费需求，降低信息不对称对农户消费差距的影响；另一方面，电商平台对商家资质与商品质量有要求，有效降低了农户购得劣质商品的概率（刘根荣，2017；王奇等，2022）。因此，电子商务进农村政策实施增加了本地市场规模较小地区的商品种类，减少农户购得劣质商品的概率，从而降低本地市场规模小对低消费水平农户消费的抑制作用，缩小农户消费差距。同时，地区消费品市场规模越小，电子商务进农村政策实施通过消费品进村渠道带动农户消费的作用越强。

从外部市场可及性看，电子商务进农村政策实施推动了消费机会公平，降低了贸易成本，进而缩小农户消费差距。一方面，Becker（1965）认为，消费者在不同情景下受到的约束具有较大差异，其最根本约束为时间的有限性。电子商务进农村政策实施能够提高偏远地区农户的消费便利性，缓解其受时间约束的程度，推动消费机会公平，进而降低农户消费差距。另一方面，地理位置影响商品与服务的贸易成本，而贸易成本是商品定价的重要因素。企业向偏远地区销售商品的成本较高，导致当地商品价格高、品类少（Fan et al., 2018；Handbury, 2021）。低消费水平群体通常对价格较敏感，地理位置引致的价格歧视抑制了低消费水平群体的消费需求，因此价格对低消费水平群体福利水平的影响较大（宋泽等，2020）。而高消费水平农户通常能够通过其他渠道消费，消费成本较低，从而拉大农户消费差距。电子商务进农村政策实施通过线上渠道，推动市场可及性低的偏远地区的农户对接外部市场（Fan et al., 2018）。配套的物流基础设施建设能够破除偏远地区农户对接外部市场的贸易壁垒（王奇等，2022）。低消费水平农户受市场可及性约束较大，因此电子商务进农村政策实施提高了外部市场可及性，对低消费水平农户的边际影响较大，能够释放低消费水平农户的消费需求，从而缩小农户消费差距。

综上所述，电子商务进农村政策实施能够推动农户对接外部市场，从而缓解农户消费受本地市场规模和外部市场可及性约束的程度，促进消费机会公平，降低农户消费差距。据此，本文提出第一个研究假说。

H1：电子商务进农村政策实施通过促进消费品进村，能有效缓解农户消费受本地市场规模和外部市场可及性约束的程度，降低农户消费差距。

（二）间接影响：农产品进城

电子商务进农村政策实施具有农户增收效应，提高了农户的农产品销售规模与销售利润（唐跃桓等，2020；邱子迅和周亚虹，2021），且对收入较低与偏远地区的农户的影响更显著（Aker and Mbiti, 2010；Kuhn and Mansour, 2014）。降低农户收入不平等能够缩小农户消费差距（谢邦昌和么海亮，2013）。因此，电子商务进农村政策实施可能通过提高低收入农户的收入，缓解农户收入不平等，进而降低农户消费差距。

一个担忧是：电子商务进农村政策实施是否会因农村地区的“精英俘获”现象而拉大农户收入差距，进而扩大农户消费差距呢？政府下乡项目可以分为竞争性项目与非竞争性项目两类。竞争性项目采用招投标、考核评比的方式申报，如文创旅游村项目、特色乡村建设项目和安居工程项目等；非竞争性项目多为基本公共服务项目，如社会保障项目、医疗保障项目和贫困地区的义务教育工程等（汤瑜和于水，2021）。相对而言，前者易受“精英俘获”现象的影响。根据电子商务进农村政策中电子商务进农村综合示范县的申报要求，该政策属于竞争性项目。因此，该政策可能更多服务于农村“精英群体”，如高受教育水平或高财富水平的农户，从而加剧农户收入不平等与消费不平等。但从现有研究看，与同样具备扶贫属性的低保政策相比，鲜有文献发现电子商务进农村政策存在类似的“精英俘获”现象。从实践看，电子商务进农村政策的主要目标之一是完善物流基础设施与设立电子商务服务点，其提供的公共物品具有一定的普惠性，而非直接向某一类群体提供转移支付，因此该政策受“精英俘获”现象的影响较小。

那么，电子商务进农村政策实施如何提高农户收入，通过何种销售模式促进农户增收？农村农产品市场多属于寡头垄断市场，农户出售农产品的价格通常低于批发价格。电子商务进农村政策实施通过引入电商平台，直接为农户搭建与外部市场对接的桥梁，使农户能够在外部市场销售农产品（Shimamoto et al., 2015），从而提高农户的农产品销售收入。一方面，电子商务进农村政策实施引入电商平台，能够直接提高农户的信息可得性，缓解农村地区信息不对称问题（王胜和丁忠兵，2015），从而增加农户的议价能力与农产品销售规模（Li et al., 2021；汪阳洁等，2022）；另一方面，电子商务进农村政策实施推动物流基础设施建设，有利于在农村地区建立现代化的商品流通体系，推动农户利用线上渠道来销售农产品（周浪，2020；王立杰和吕建军，2021），提高农户农产品销售收入。低收入水平农户的信息可得性通常较低（何欣和朱可涵，2019），销售商品的渠道比较单一，因此电子商务进农村政策实施可能更多提高低收入水平农户的收入，进而降低农户收入差距。

综上所述，电子商务进农村政策实施能够帮助农户增收，但对低收入水平农户的影响更显著，从

而降低农户收入差距，缩小农户消费差距。据此，本文提出如下研究假说。

H2：电子商务进农村政策实施通过促进农产品进城，提高农户收入和缓解农户收入不平等，进而缩小农户消费差距。

电子商务进农村政策实施影响农户消费差距的作用逻辑具体如图 1 所示。

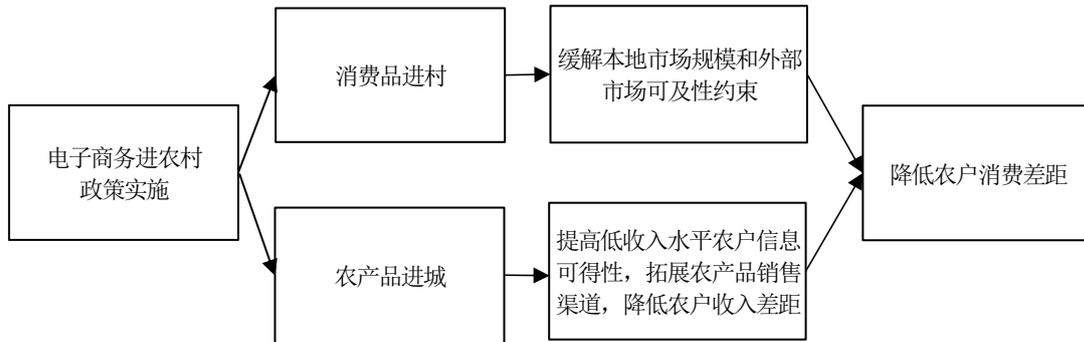


图 1 电子商务进农村政策实施影响农户消费差距的作用逻辑

三、数据来源与变量选择

（一）数据来源

本文使用的微观调查数据来自北京大学社会科学调查中心实施的中国家庭追踪调查(China Family Panel Studies, CFPS)。CFPS 跟踪收集了家庭的消费、收入等经济社会方面的信息，以及家庭规模、家庭成员受教育年限与年龄等人口统计学信息。北京大学社会科学调查中心自 2010 年起每两年开展一次调查，目前公开的数据调查年份最新到 2020 年。2010 年调查中“农业收入”的相关问题与 2014 年、2016 年、2018 年和 2020 年的调查不一致，且 2010 年、2012 年和 2020 年的调查数据缺乏网络购物消费情况的相关信息，因此，本文选择 2014 年、2016 年、2018 年和 2020 年的调查数据作为主要样本，在部分作用机制检验中使用 2014 年、2016 年和 2018 年的数据。电子商务进农村政策自 2014 年开始实施，商务部每年都会公布电子商务进农村综合示范县名单。根据本文统计，2014 年至 2019 年，电子商务进农村政策分别在 56 个、200 个、240 个、260 个、260 个和 215 个县（市、区）实施，这些县（市、区）均为电子商务进农村综合示范县。

本文将 CFPS 数据同电子商务进农村综合示范县名单匹配。在剔除调查样本量小于 15 的社区或村庄、删除存在缺失值的样本、保留农户样本后，本文共获得 14857 个研究样本。其中，被访问 2 次的有 3232 户农户，被访问 3 次的有 1927 户农户，被访问 4 次的有 1461 户农户。样本涉及 124 个县（市、区），其中 57 个县（市、区）为电子商务进农村综合示范县。

（二）变量说明

1.被解释变量。参考杨碧云等（2022）的研究，本文使用消费 Kakwani 指数（Kakwani, 1984）衡量农户消费相对剥夺指数，作为农户消费差距的代理变量。使用农户层面的消费差距指数，有利于探

究电子商务进农村政策实施影响农户消费不平等的作用机制，且能在回归模型中控制家庭固定效应，从而控制家庭消费观念、地区文化等影响家庭消费的非时变因素，以减少模型的估计偏误。消费 Kakwani 指数相比传统的消费 Yizhaki 指数，考虑了组群内均值的影响。消费 Kakwani 指数是将样本农户与组群内消费水平更高的农户进行比较，以此衡量农户消费差距。本文将在同一社区或村庄居住的农户归属为同一组群，农户消费 Kakwani 指数 RD_i 的计算公式为：

$$RD_i = \frac{1}{n\mu_c} \sum_{i=j+1}^n (c_i - c_j) = \gamma_{c_j}^+ \left[\frac{\mu_{c_j}^+ - c_j}{\mu_c} \right] \quad (1)$$

(1) 式中： n 为组群中样本数量， μ_c 为组群内所有家庭消费水平的均值， c_i 为组群中家庭 i 的消费水平， c_j 为组群中家庭 j 的消费水平， $\gamma_{c_j}^+$ 是消费水平超过 c_j 的家庭数量占组群内家庭总数的比重， $\mu_{c_j}^+$ 是组群中消费水平超过 c_j 的家庭的消费水平均值。

2. 核心解释变量。本文使用的核心解释变量为电子商务进农村政策实施情况。若农户所在县（市、区）当年及以后年份为电子商务进农村综合示范县，则电子商务进农村政策实施情况赋值为 1；否则，电子商务进农村政策实施情况赋值为 0。

3. 控制变量。参考已有研究（如杨碧云等，2022；李晓飞和臧旭恒，2022），本文在家庭层面控制农户收入、农户总资产规模、农户家庭规模、幼年抚养比和老年赡养比；在户主层面控制户主受教育年限、户主性别、户主年龄及其平方项、户主婚姻情况和户主健康状况。此外，本文还控制了家庭、年份和贫困县固定效应。

4. 机制变量。本文分别使用农户网购消费额占总消费额的比重、农户网购消费额的对数来衡量网购消费比和网购消费额，以此作为检验消费品进村渠道的机制变量，检验电子商务进农村政策实施是否通过消费品进村渠道影响农户消费差距。根据上文分析，消费品进村渠道包括本地市场规模与外部市场可及性两方面，因此本文使用 Harris（1954）提出的市场潜能指数作为本地市场规模的代理变量，使用到县城时间作为外部市场可及性的代理变量。2020 年 CFPS 未统计家庭的网络购物消费情况，因此，本文使用 CFPS2014 年、2016 年和 2018 年的数据检验消费品进村渠道。市场潜能指数 MP_m 的计算公式如下：

$$MP_m = \sum_{m \neq n} \frac{Pop_m}{d_{mn}} + \frac{2}{3} \sqrt{\frac{area_m}{\pi}} \quad (2)$$

(2) 式中： Pop_m 为政策实施前（2013 年） m 县的户籍人口数， d_{mn} 为 m 县到 n 县的球面距离， $area_m$ 为 m 县的面积， π 指圆周率。本文根据农户所在县（市、区）的市场潜能指数的中位数，将农户划分为低市场规模组与高市场规模组。市场潜能指数越高，本地市场规模越大。到县城时间为农户使用日常交通方式（如步行、乘汽车、乘火车和骑车等），从所在社区或村庄到本县县城或城区的时间（单位为小时），本文根据该变量中位数，将农户划分为低外部市场可及性组与高外部市场可及性组。到县城时间的值越大，外部市场可及性越低。

本文使用农业收入比、农业收入作为检验农产品进城渠道的机制变量，以此检验电子商务进农村政策实施是否通过农产品进城渠道影响农户消费差距。农业收入比为农户过去一年农业收入占总收入的比重，农业收入为农户过去一年农业收入，并取对数。

（三）变量描述性统计

表 1 报告了本文主要变量的描述性统计。被解释变量消费相对剥夺指数的均值为 0.458，与李晓飞和臧旭恒（2022）估计的城乡家庭总体消费差距水平接近，略高于栾炳江等（2022）估计的城镇家庭消费差距水平，表明目前农户消费差距较大。

在控制变量中：农户收入的均值为 50717 元；农户家庭规模的均值为 4.133 人，平均每户抚养 0.120 位 15 岁以下儿童，赡养 0.240 位 60 岁以上老人；户主平均受教育年限为 6.110 年，平均年龄为 52.776 岁；58.5%的农户户主为男性，87.2%的农户户主已婚；户主健康状况的均值为 3.189，户主总体比较健康。

表 1 变量定义及描述性统计

变量	变量定义	观测值数	均值	标准差	最小值	最大值
消费相对剥夺指数	农户消费 Kakwani 指数	14857	0.458	0.241	0	4.633
电子商务进农村政策实施情况	农户所在县（市、区）当年及以后年份为电子商务进农村综合示范县：是=1，否=0	14857	0.286	0.452	0	1
农户收入	农户过去一年总收入（元）	14857	50717	130951	85	11400000
农户总资产规模	农户过去一年资产与负债之差（元）	14857	292251	811892	0	50300000
农户家庭规模	农户家庭成员数量（人）	14857	4.133	1.990	1	21
幼年抚养比	农户 15 岁以下成员占家庭总人数的比重	14857	0.120	0.161	0	0.8
老年赡养比	农户 60 岁以上成员占家庭总人数的比重	14857	0.240	0.332	0	1
户主受教育年限	户主的受教育年限（年）	14857	6.110	4.193	0	19
户主性别	户主是否为男性：是=1，否=0	14857	0.585	0.493	0	1
户主年龄	户主的年龄（岁）	14857	52.776	13.005	16	91
户主年龄平方项	户主年龄的平方/100	14857	29.544	13.753	2.560	82.810
户主婚姻情况	户主是否已婚：是=1，否=0	14857	0.872	0.334	0	1
户主健康状况	户主的自评健康水平：不健康=5，一般=4，比较健康=3，很健康=2，非常健康=1	14857	3.189	1.283	1	5
网购消费比	农户网购消费额占总消费额的比重	11043	0.048	0.171	0	1
网购消费额	农户网购消费额（元）	11043	261.607	9633.815	0	1000000
市场潜能指数	Harris（1954）提出的衡量市场规模的市场潜能指数	8369	0.125	0.026	0.057	0.178
到县城时间	农户所在社区或村庄到本县县城或城区的时间（小时）	10129	4.219	10.094	0.100	75
农业收入比	农户过去一年农业收入占总收入的比重	13908	0.150	0.222	0	0.889
农业收入	农户过去一年农业收入（元）	9224	11946.243	27844.339	0	900000

注：农户收入、农户总资产规模、网购消费额和农业收入在后续回归中取对数。

(四) 计量模型设定

电子商务进农村政策为渐进式推进的政策，因此本文参考 Beck et al. (2010) 的研究，设定如下渐进双重差分模型 (staggered difference-in-differences)：

$$RD_{kvt} = \beta_0 + \beta_1 did_{kv,t-1} + [X_{kvt} \times f(t)]\eta + d_v + d_t + d_l + \varepsilon_{kvt} \quad (3)$$

(3) 式中： RD_{kvt} 代表 k 县 v 农户在 t 时期的消费相对剥夺指数， $did_{kv,t-1}$ 为电子商务进农村政策实施情况。由于电子商务进农村政策产生作用需要一定的时间，本文的核心解释变量为电子商务进农村政策实施情况的滞后一期， β_1 是核心解释变量的估计系数，衡量电子商务进农村政策实施对农户消费差距的影响。 X_{kvt} 为农户和户主层面的控制变量， η 为控制变量的估计系数。为捕捉可观测变量对被解释变量时变的异质性影响，本文参考余林徽和马博文 (2022) 的做法，加入所有控制变量与时间趋势三次多项式 $f(t)$ 的交互项。本文还控制了家庭固定效应 d_v 和年份固定效应 d_t ，以缓解非时变的家庭层面特征和宏观经济因素对农户消费差距的影响。电子商务进农村政策具有一定扶贫效应 (王胜等, 2021)，政府在确定电子商务进农村综合示范县名单时会重点考虑贫困县因素^①，同时贫困县农户消费差距较高^②，因此农户所在县 (市、区) 是否为贫困县可能同时影响该县 (市、区) 是否进入电子商务进农村综合示范县名单和县域农户消费差距，本文控制贫困县固定效应 d_l 。 ε_{kvt} 为随机扰动项。本文将标准误聚类到县域一年份层面。

四、实证结果分析

(一) 基准回归

表 2 报告了基准回归的估计结果。方程 1 的控制变量未与时间趋势三次多项式 $f(t)$ 交乘。方程 1 的估计结果显示，电子商务进农村政策实施情况对农户消费相对剥夺指数的影响为 -0.023，核心解释变量在 10% 的统计水平上显著。方程 2 为基于 (3) 式的估计结果。电子商务进农村政策实施情况显著降低了农户消费差距，核心解释变量在 5% 的统计水平上显著，且系数为 -0.026。上述估计结果表明，电子商务进农村政策实施降低了农户消费差距，部分验证了研究假说 H1。

^①以 2017 年为例，《关于开展 2017 年电子商务进农村综合示范工作的通知》明确提出，要助力扶贫，加大对建档立卡贫困户的帮扶力度 (资料来源：《关于开展 2017 年电子商务进农村综合示范工作的通知》，https://www.gov.cn/xinwen/2017-05/19/content_5195244.htm)。到 2020 年，电子商务进农村政策已完成对 832 个贫困县的全覆盖 (资料来源：《我国电子商务进农村综合示范实现对 832 个贫困县全覆盖》，https://www.gov.cn/xinwen/2020-10/26/content_5554808.htm)。

^②在本文样本中，贫困县农户的消费相对剥夺指数的均值为 0.47，非贫困县农户的消费相对剥夺指数的均值为 0.44，组间差距在 1% 的统计水平上显著。

表2 电子商务进农村政策实施对农户消费差距影响的基准回归结果

变量	消费相对剥夺指数			
	方程1		方程2	
	估计系数	标准误	估计系数	标准误
电子商务进农村政策实施情况	-0.023*	0.012	-0.026**	0.012
农户收入	-0.035***	0.003		
农户总资产规模	-0.021***	0.003		
农户家庭规模	0.036***	0.003		
幼年抚养比	0.039*	0.022		
老年赡养比	0.010	0.016		
户主受教育年限	-0.001	0.001		
户主性别	-0.023***	0.006		
户主年龄	0.003***	0.000		
户主年龄平方项	0.007*	0.000		
户主婚姻状况	0.019*	0.010		
户主健康状况	0.001	0.002		
农户收入×时间趋势三次多项式			-0.071***	0.021
农户总资产规模×时间趋势三次多项式			-0.006*	0.003
农户家庭规模×时间趋势三次多项式			0.001	0.007
幼年抚养比×时间趋势三次多项式			0.111***	0.017
老年赡养比×时间趋势三次多项式			0.015**	0.006
户主受教育年限×时间趋势三次多项式			-0.026**	0.012
户主性别×时间趋势三次多项式			-0.071***	0.021
户主年龄×时间趋势三次多项式			-0.006*	0.003
户主年龄平方项×时间趋势三次多项式			0.001	0.007
户主婚姻状况×时间趋势三次多项式			0.111***	0.017
户主健康状况×时间趋势三次多项式			0.015**	0.006
贫困县固定效应	已控制		已控制	
家庭固定效应	已控制		已控制	
年份固定效应	已控制		已控制	
观测值数	14857		14857	
组内 R ²	0.057		0.031	

注：①***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平；②标准误为聚类到县域—年份层面的标准误。

(二) 稳健性检验

1. 平行趋势检验。使用双重差分法得到政策平均处理效应一致估计量的前提是，实验组与控制组需满足平行趋势假设。本文使用 Callaway and Sant'Anna (2021) 提出的估计异质性平均处理效应的方法进行平行趋势检验。图2展示了各相对时点电子商务进农村政策实施的平均处理效应的估计系数及

其 95%的置信区间。在政策冲击前，实验组与控制组农户的消费相对剥夺指数不存在显著差异。在政策实施后，农户消费差距显著降低。

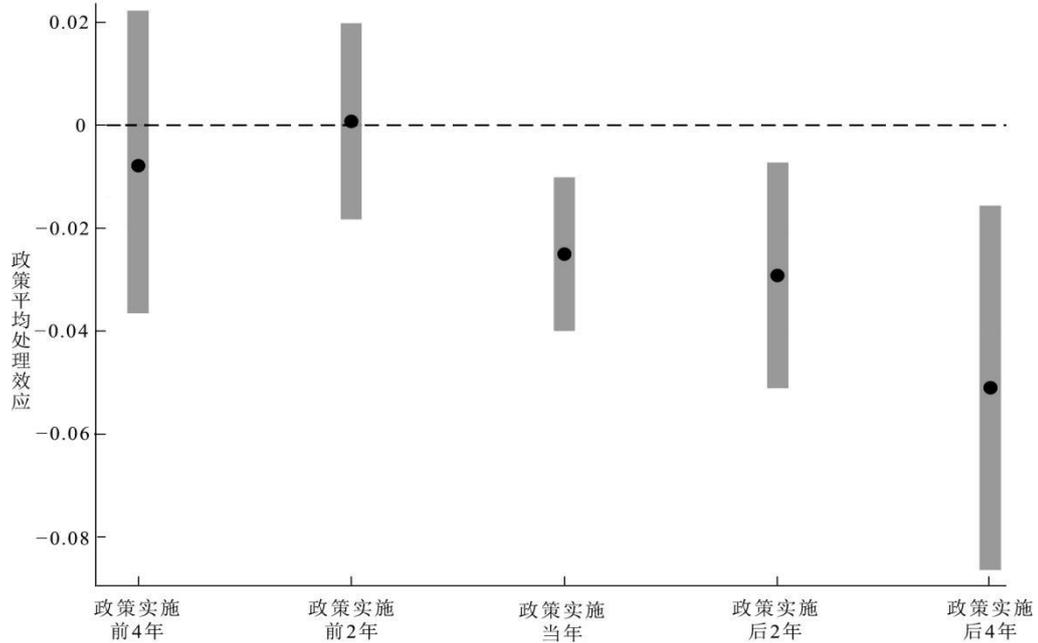


图2 平行趋势检验结果

注：图中横轴表示电子商务进农村政策实施时点，黑点表示政策实施平均处理效应的估计系数，黑色区域表示估计系数95%的置信区间。

2.工具变量法估计。本文尽管控制了可能影响农户消费相对剥夺指数的家庭与户主层面的控制变量，并控制了贫困县、家庭和年份固定效应，但仍然可能遗漏家庭或县级层面的时变变量，使核心解释变量的估计系数为非一致估计量。本文使用1984年末农户所在县（市、区）隶属城市每百万人邮电局数量作为工具变量（以下简称“每百万人邮电局数”），来缓解上述内生性问题导致的估计偏误。工具变量需满足相关性和排他性。从相关性看，电子商务的发展需要互联网基础设施的支持。在拨号上网时期，互联网基础设施主要由当地邮电局负责建设，因而区域内邮电局数量越多，互联网基础设施越完善，工具变量与内生变量存在正相关关系。从排他性看，邮电局数量在一定程度上代表国家的政治关注，中国政府多基于“政治选址”考虑设立与撤销邮电局，较少考虑地方经济因素（袁诚等，2023）。因此，该工具变量满足排他性。

为缓解自选择效应的影响和提高核心解释变量的估计精度，本文进一步控制了互联网普及率、县级家庭收入均值与县级家庭总资产均值。其中，互联网普及率为宽带接入用户数占当地总户数的比重；县级家庭收入均值与县级家庭总资产均值为家庭收入与家庭总资产规模在县级层面的平均值。工具变量为非时变变量，因此本文参考张勋等（2020）的方法，将工具变量与“除本县外，全国其他县成为电子商务进农村综合示范县的概率”进行交乘（以下简称“电子商务进农村政策交乘项”）。

表3 报告了工具变量法的估计结果。方程1 为第一阶段估计结果，该估计结果表明工具变量对核心解释变量存在显著正向影响。方程2 与方程3 为第二阶段估计结果，方程2 未控制互联网普及率、县级家庭收入均值与县级家庭总资产均值，方程3 进一步控制了这3 个变量与时间趋势三次多项式的交互项。在方程2 与方程3 中，Kleibergen-Paap rk LM 统计量与 Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量均表明本文所选取的工具变量不是弱工具变量。根据方程2 和方程3 的估计结果，电子商务进农村政策实施情况显著降低了农户的消费相对剥夺指数，表明基准回归结论是稳健的。

表3 电子商务进农村政策实施对农户消费差距影响的工具变量法估计结果

变量	电子商务进农村政策实施情况		消费相对剥夺指数			
	方程1		方程2		方程3	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
电子商务进农村政策实施情况			-0.092**	0.040	-0.106**	0.042
电子商务进农村政策交乘项	0.286***	0.056				
互联网普及率×时间趋势三次多项式					0.022*	0.012
县级家庭收入均值×时间趋势三次多项式					0.019	0.014
县级家庭总资产均值×时间趋势三次多项式					0.011	0.014
控制变量	已控制		已控制		已控制	
贫困县固定效应	已控制		已控制		已控制	
家庭固定效应	已控制		已控制		已控制	
年份固定效应	已控制		已控制		已控制	
Kleibergen-Paap rk LM 统计量			25.016		24.827	
Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量			26.349		25.354	
观测值数	10289		10289		10289	

注：①***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平；②标准误为聚类到县域一年份层面的标准误；③控制变量同表2 方程2。

3.使用社区层面数据。若基准回归结论是稳健的，则基于社区层面数据得到的估计结果应该与基准回归基本一致。本文参考刘靖和陈斌开（2021）的研究，使用社区层面的数据计算农户的消费基尼系数和消费泰尔指数，以此度量农户消费差距。控制变量为前述控制变量社区层面的均值。本文根据洛伦兹曲线面积之比计算基尼系数，根据信息熵的概念计算泰尔指数。

基于社区层面数据所得估计结果如表4 所示，方程1 和方程4 为使用面板固定效应模型进行估计得到的估计结果，方程2、方程3、方程5 和方程6 为基于工具变量法的估计结果。根据方程1 到方程3 的估计结果，电子商务进农村政策实施情况显著降低了农户的消费基尼系数。根据方程4 到方程6 的估计结果，电子商务进农村政策实施情况显著降低了农户的消费泰尔指数。综合表4 的估计结果，电子商务进农村政策实施显著降低了农户消费差距，基于社区层面数据所得的估计结果与基准回归基本一致，前述研究结论具有稳健性。

表 4 基于社区层面数据的电子商务进农村政策实施对农户消费差距影响的估计结果

变量	方程 1	方程 2	方程 3	方程 4	方程 5	方程 6
	消费基尼系数	电子商务进农村 政策实施情况	消费基尼系数	消费泰尔指数	电子商务进农村 政策实施情况	消费泰尔指数
	面板固定效应 模型	工具变量法 (第一阶段)	工具变量法 (第二阶段)	面板固定效应 模型	工具变量法 (第一阶段)	工具变量法 (第二阶段)
电子商务进农村 政策实施情况	-0.026* (0.015)		-0.104** (0.053)	-0.050* (0.027)		-0.253** (0.107)
电子商务进农村政 策交乘项		0.252*** (0.072)			0.257*** (0.080)	
控制变量	已控制		已控制	已控制		已控制
贫困县固定效应	已控制		已控制	已控制		已控制
社区固定效应	已控制		已控制	已控制		已控制
年份固定效应	已控制		已控制	已控制		已控制
Kleibergen-Paap rk LM 统计量			13.350			11.407
Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量			12.386			10.322
观测值数	327		293	271		203
组内 R ²	0.041			0.068		

注：①***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；②括号内为聚类到县域一年份层面的标准误；③控制变量同表 2 方程 2。

4.使用稳健估计方法。本文将基准回归所采用的渐进双重差分法更换为 Callaway and Sant’ Anna (2021) 采用的异质性平均处理效应估计方法、Arkhangelsky et al. (2021) 提出的合成双重差分法和 Borusyak et al. (2021) 提出的基于插补的估计方法，以检验更换平均处理效应估计方法是否影响本文结论。根据表 5 的估计结果，采用不同的估计方法后，电子商务进农村政策实施情况的系数分别为 -0.019、-0.035 和 -0.035，核心解释变量至少在 5%的统计水平上显著。这与基准回归结果基本一致，表明基准回归结论是稳健的。

表 5 使用稳健估计方法的电子商务进农村政策实施对农户消费差距影响的估计结果

估计方法	电子商务进农村政策实施情况系数	电子商务进农村政策实施情况标准误
异质性平均处理效应估计方法	-0.019**	0.009
合成双重差分法	-0.035***	0.011
基于插补的估计方法	-0.035***	0.010

注：***和**分别表示 1%和 5%的显著性水平。

5.替换被解释变量。本文改变计算消费相对剥夺指数时所比较的组群。在基准回归中，本文用以比较农户消费水平的组群为同一社区的其他农户。此处，本文将比较组群更换为同一县（市、区）的

其他农户，重新计算消费相对剥夺指数，以此替换被解释变量重新进行回归，具体回归结果如表 6 方程 1 所示。估计结果显示，电子商务进农村政策实施情况对以县（市、区）内其他农户为比较群组计算的消费相对剥夺指数存在显著的负向影响。这表明基准回归结论具有稳健性。

6.控制其他政策的影响。国务院在 2014 年先后推行了“宽带乡村”试点工程^①和“宽带中国”战略试点政策^②，旨在推动地区互联网发展。这些政策推动了互联网基础设施建设，提高了家庭消费便利性，有利于农户消费差距降低。为排除同期其他互联网基础设施建设试点政策对农户消费差距的影响，本文控制了“宽带乡村”试点工程和“宽带中国”战略试点政策的影响。若农户所在县（市、区）当年及以后年份为“宽带乡村”试点县，则宽带乡村试点情况赋值为 1，否则宽带乡村试点情况赋值为 0。若农户所在县（市、区）隶属于“宽带中国”战略试点城市且该政策已经开始实施，则宽带中国试点情况赋值为 1，否则宽带中国试点情况赋值为 0。具体估计结果如表 6 方程 2 和方程 3 所示。根据估计结果，在控制了其他互联网基础设施建设试点政策的影响后，电子商务进农村政策实施情况仍然显著降低了农户的消费相对剥夺指数。估计结果与基准回归结果基本一致，表明本文结论是稳健的。

7.控制省会城市与县趋势项的影响。省会城市经济发展水平较高，对下辖县的帮扶力度可能更强，因此本文控制了省会城市与时间趋势项的交互项。若农户所在城市为省会城市，则省会城市变量赋值为 1，否则省会城市变量赋值为 0。具体估计结果如表 6 方程 4 所示。估计结果显示，在控制省会城市与时间趋势项的交互项后，电子商务进农村政策实施仍然降低了农户消费差距。

在样本区间内，各县级政府可能推出其他扶贫政策，从而影响电子商务进农村政策实施的平均处理效应的估计。本文进一步控制县虚拟变量与时间趋势项的交互项（以下简称“县趋势项”），以吸收此类县级层面时变的政策因素对估计结果的影响。根据表 6 方程 5 的估计结果，在控制县趋势项后，电子商务进农村政策实施情况仍然显著负向影响农户的消费相对剥夺指数，表明基准回归结果是稳健的。

表 6 电子商务进农村政策实施对农户消费差距影响的其他稳健性检验估计结果

变量	消费相对剥夺指数				
	替换被解释变量	控制其他政策的影响		控制省会城市的影响	控制县趋势项的影响
	方程 1	方程 2	方程 3	方程 4	方程 5
电子商务进农村政策实施情况	-0.029** (0.014)	-0.029** (0.012)	-0.027** (0.012)	-0.030** (0.012)	-0.024* (0.014)
宽带乡村试点情况		0.058* (0.032)			
宽带中国试点情况			0.040** (0.017)		
省会城市×时间趋势项				已控制	

^①参见《关于组织实施“宽带乡村”试点工程（一期）的通知》，https://www.gov.cn/xinwen/2014-06/18/content_2703143.htm。

^②参见《国务院关于印发“宽带中国”战略及实施方案的通知》，https://www.gov.cn/zhengce/content/2013-08/16/content_5060.htm。

表 6 (续)

控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
贫困县固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	
家庭固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
县趋势项					已控制
观测值数	12770	14831	14429	14857	14856
组内 R ²	0.034	0.032	0.035	0.031	0.029

注：①**和*分别表示 5%和 10%的显著性水平；②括号内为聚类到县域一年份层面的标准误；③控制变量同表 2 方程 2。

五、进一步的检验

(一) 机制分析

1.直接效应：消费品进村。本文先检验电子商务进农村政策实施能否通过消费品进村渠道影响农户消费差距，然后检验其能否通过缓解低本地市场规模和低外部市场可及性对农户消费的抑制作用，降低农户消费差距。网购消费比和网购消费额为检验消费品进村渠道的机制变量。

首先，表 7 报告了电子商务进农村政策实施情况对网购消费比和网购消费额影响的估计结果，以及网购消费比和网购消费额对农户消费差距影响的估计结果。由于农户网购消费存在截尾问题，本文在分析电子商务进农村政策实施情况对网购消费比和网购消费额的影响时，使用面板 Tobit 模型进行估计；在估计网购消费比和网购消费额对农户消费相对剥夺指数的影响时，使用面板固定效应模型。方程 1 和方程 2 的估计结果表明，电子商务进农村政策实施情况增加了农户网购消费额，同时也提高了农户的网购消费比。

本文进一步根据网购消费比和网购消费额的中位数，将样本农户划分为低网购消费比组和高网购消费比组、低网购消费额组和高网购消费额组，分组检验电子商务进农村政策实施对农户消费差距的异质性影响。方程 3 和方程 4 的估计结果显示，电子商务进农村政策实施情况显著降低了高网购消费比组的农户消费差距。方程 5 与方程 6 的估计结果显示，电子商务进农村政策实施情况显著降低了高网购消费额组的农户消费差距。综合表 7 的估计结果可知，电子商务进农村政策实施能够通过消费品进村，降低农户消费差距。

表 7 电子商务进农村政策实施对农户消费差距影响的机制分析估计结果：消费品进村

变量	面板 Tobit 模型		面板固定效应模型			
	网购消费比	网购消费额	消费相对剥夺指数			
	方程 1	方程 2	方程 3	方程 4	方程 5	方程 6
	全样本	全样本	低网购消费比组	高网购消费比组	低网购消费额组	高网购消费额组
电子商务进农村政策实施情况	0.143** (0.061)	1.503** (0.625)	-0.003 (0.014)	-0.039** (0.018)	-0.012 (0.015)	-0.028* (0.015)

表 7 (续)

控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
贫困县固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
家庭固定效应			已控制	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
县级固定效应	已控制	已控制				
观测值数	11773	12162	5426	4822	5249	4999
伪 R ² 或组内 R ²	0.393	0.241	0.143	0.162	0.138	0.167

注：①**和*分别表示 5%和 10%的显著性水平；②括号内为聚类到县域一年份层面的标准误；③控制变量同表 2 方程 2；④回归所用数据为 2014 年、2016 年和 2018 年的 CFPS 数据。

其次，本文以市场潜能指数衡量本地市场规模，以此检验电子商务进农村政策实施如何通过本地市场规模影响农户消费差距。本文按照农户所在县（市、区）的市场潜能指数的中位数对样本进行分组，市场潜能指数大于或等于中位数的县（市、区）的农户属于高市场规模组，小于中位数的县（市、区）的农户属于低市场规模组。同时，本文根据农户家庭消费额对不同市场潜能组农户进一步进行组内分组，消费额小于组内农户家庭消费额中位数的农户属于低消费组，消费额大于或等于组内农户家庭消费额中位数的农户属于高消费组。基于面板 Tobit 模型的估计结果如表 8 所示。表 8 的估计结果显示，电子商务进农村政策实施情况对低市场规模地区低消费组农户的网购消费比和网购消费额均存在显著的正向作用，表明电子商务进农村政策实施拓展了低市场规模地区低消费水平农户的消费渠道，促进消费品进村，释放了这部分农户的消费需求，缓解了低市场规模对低消费水平农户消费的负面影响，从而缩小了农户消费差距。综合上述分析，电子商务进农村政策通过缓解低市场规模对低消费水平农户消费的抑制作用，缩小农户消费差距。研究假说 H1 得到部分验证。

表 8 电子商务进农村政策实施对农户消费差距影响的机制分析估计结果：本地市场规模

变量	网购消费比				网购消费额			
	低市场规模组		高市场规模组		低市场规模组		高市场规模组	
	方程 1 低消费组	方程 2 高消费组	方程 3 低消费组	方程 4 高消费组	方程 5 低消费组	方程 6 高消费组	方程 7 低消费组	方程 8 高消费组
电子商务进农村政策实施情况	0.759*** (0.209)	-0.015 (0.086)	-0.154 (0.124)	0.004 (0.013)	7.325*** (1.970)	0.108 (0.963)	-1.549 (1.278)	0.027 (0.136)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
贫困县固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
县级固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值数	2723	2071	2262	2149	2721	2054	2262	2137
伪 R ²	0.336	0.363	0.533	-0.737	0.232	0.216	0.359	0.110

注：①***表示 1%的显著性水平；②括号内为聚类到县域一年份层面的标准误；③控制变量同表 2 方程 2；④回归所用数据为 2014 年、2016 年和 2018 年的 CFPS 数据。

最后，本文将到县城时间作为外部市场可及性的代理变量，以检验电子商务进农村政策是否通过影响外部市场可及性对农户消费差距产生影响。本文按照到县城时间的中位数对样本农户进行分组，到县城时间小于中位数的农户属于高外部市场可及性组，到县城时间大于或等于中位数的农户属于低外部市场可及性组。本文根据农户家庭消费额对低外部市场可及性组和高外部市场可及性组农户进一步进行组内分组，消费额小于组内农户家庭消费额中位数的农户为低消费组，消费额大于或等于组内农户家庭消费额中位数的农户为高消费组。具体估计结果如表 9 所示，估计所用模型为面板 Tobit 模型。表 9 的估计结果显示，电子商务进农村政策实施情况对低外部市场可及性组农户，即低外部市场可及性地区的农户的网购消费比和网购消费额存在显著正向影响。在低外部市场可及性组农户中，电子商务进农村政策实施对低消费水平农户的消费具有更大影响。因此，电子商务进农村政策实施通过提高低外部市场可及性地区的农户，特别是低外部市场可及性地区的低消费水平农户的消费水平，缩小农户消费差距。综合上述分析，电子商务进农村政策实施通过建设本地物流点与拓宽农户消费渠道，降低了农村贸易成本，缓解低外部市场可及性对低消费水平农户消费的抑制作用，从而缩小农户消费差距。研究假说 H1 得到验证。

表 9 电子商务进农村政策实施对农户消费差距影响的机制分析估计结果：外部市场可及性

变量	网购消费比				网购消费额			
	高外部市场可及性组		低外部市场可及性组		高外部市场可及性组		低外部市场可及性组	
	方程 1 低消费组	方程 2 高消费组	方程 3 低消费组	方程 4 高消费组	方程 5 低消费组	方程 6 高消费组	方程 7 低消费组	方程 8 高消费组
电子商务进农村政策实施情况	0.160 (0.153)	0.053 (0.090)	0.427*** (0.159)	0.208** (0.098)	1.654 (1.448)	0.600 (0.984)	4.369*** (1.578)	2.586** (1.133)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
贫困县固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
县级固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值数	2813	2562	2896	2437	2812	2548	2896	2426
伪 R ²	0.499	0.414	0.460	0.434	0.342	0.237	0.309	0.256

注：①***和**分别表示 1%和 5%的显著性水平；②括号内为聚类到县域一年份层面的标准误；③控制变量同表 2 方程 2；④回归所用数据为 2014 年、2016 年和 2018 年的 CFPS 数据。

2.间接效应：农产品进城。本部分检验电子商务进农村政策实施能否通过农产品进城渠道影响农户消费差距，农业收入和农业收入比为检验农产品进城渠道的机制变量。

表 10 报告了电子商务进农村政策实施对农户农业收入和农业收入比的影响，所有方程均使用面板固定效应模型进行估计。方程 1 与方程 2 的估计结果显示，电子商务进农村政策实施提高了农户农业收入和农业收入比。本文进一步根据农户农业收入的中位数对样本农户进行分组，收入在中位数以下的农户属于低收入组，收入在中位数及以上的农户属于高收入组。本文根据这一划分标准，分组检验

电子商务进农村政策实施对农户农业收入和农业收入比的影响，具体估计结果如表 10 方程 3、方程 4、方程 5 和方程 6 所示。方程 3 与方程 4 的估计结果显示，电子商务进农村政策实施情况对低收入组农户的农业收入比具有显著正向影响。方程 5 与方程 6 估计结果显示，电子商务进农村政策实施情况提高了低收入组农户的农业收入。上述估计结果表明，电子商务进农村政策实施能够提高低收入组农户的农业收入，缓解农户收入不平等，进而降低农户消费差距。

表 10 电子商务进农村政策实施对农户消费差距影响的机制分析估计结果：农产品进城

变量	农业收入比	农业收入	农业收入比		农业收入	
	方程 1	方程 2	方程 3	方程 4	方程 5	方程 6
	全样本	全样本	低收入组	高收入组	低收入组	高收入组
电子商务进农村政策实施情况	0.017** (0.009)	0.551*** (0.188)	0.029** (0.012)	0.013 (0.010)	0.752*** (0.270)	0.301 (0.217)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
贫困县固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
家庭固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值数	13908	9224	6240	5191	3787	3422
组内 R ²	0.013	0.033	0.019	0.011	0.043	0.032

注：①***和**分别表示 1%和 5%的显著性水平；②括号内为聚类到县域一年份层面的标准误；③表中方程未控制农户收入变量，其余控制变量同表 2 方程 2；④回归所用数据为 2014 年、2016 年、2018 年和 2020 年的 CFPS 数据。

（二）异质性分析

1. 电子商务进农村政策与包容性增长。根据“核心—边缘”发展模式理论（Kakwani and Subbarao, 2007），核心地区的快速增长以边缘地区的低增长甚至负增长为代价。中国经济发展呈现东部地区增长快、中西部地区增长较慢的趋势。相比东部地区，中西部地区外部市场可及性更低，本地市场规模更小，人均可支配收入更低，从而可能导致更大的农户消费差距。因而，本文根据农户所在县（市、区）是否属于东部地区和农户所在县（市、区）是否为贫困县对样本农户进行分组，检验电子商务进农村政策实施能否缩小中西部地区和贫困县的农户消费差距，以此判断电子商务进农村政策实施是否具有包容性增长的特征。

估计结果如表 11 所示，方程 1 与方程 2 的估计结果表明，电子商务进农村政策实施情况对中西部地区农户的消费相对剥夺指数存在显著的负向影响，即电子商务进农村政策实施能够缩小中西部地区的农户消费差距，从而推动整体农户消费差距的减小。方程 3 与方程 4 的估计结果显示，电子商务进农村政策实施对贫困县的农户消费差距存在显著的负向影响。这表明，电子商务进农村政策具有一定扶贫效应，能够缩小相对落后地区的农户消费差距，推动共同富裕的实现。因此，电子商务进农村政策具有包容性增长的特征。

表 11 电子商务进农村政策包容性增长特征检验的估计结果

变量	方程 1	方程 2	方程 3	方程 4
	东部地区	中西部地区	非贫困县	贫困县
电子商务进农村政策实施情况	-0.004 (0.021)	-0.034** (0.015)	-0.009 (0.020)	-0.045* (0.023)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
贫困县固定效应	已控制	已控制	未控制	未控制
家庭固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值数	5525	9182	8962	4548
组内 R ²	0.036	0.032	0.033	0.040

注：①**和*分别表示 5%和 10%的显著性水平；②括号内为聚类到县域一年份层面的标准误；③控制变量同表 2 方程 2。

2. 电子商务进农村政策实施是否受“精英俘获”现象影响。农村存在严重的信息不对称，导致扶贫政策瞄准不精确。农村的精英阶层能够利用自身信息优势截留扶贫资源，使扶贫资源投放更容易被农村的精英阶层“俘获”（何欣和朱可涵，2019）。电子商务进农村政策具有一定扶贫属性，相关资源被农村的精英阶层截留可能导致该政策实施反而扩大了农户消费差距。

农户家庭财富积累较为缓慢，区别于以往文献使用收入进行分组（如尹志超等，2020），本文根据家庭财富水平对样本农户进行分组，能较好地避免收入与消费变化引致的估计偏误，也缓解了收入波动对研究结论的影响。参考 Dutta（2009）、胡联和汪三贵（2017）的研究，本文根据农户总资产规模对样本农户进行分组，将农户总资产规模在 33 分位数及以下的农户划分为低家庭财富组，将农户总资产规模在 33 分位数以上、66 分位数以下的农户划分为中等家庭财富组，将农户总资产规模在 66 分位数及以上的农户划为高家庭财富组。具体分组估计结果如表 12 所示，电子商务进农村政策实施情况降低了低家庭财富组的农户消费差距，对中等家庭财富组和高家庭财富组的农户消费差距的影响不显著。这表明，电子商务进农村政策更多惠及经济状况较差的农户，受“精英俘获”现象的影响较小。

表 12 电子商务进农村政策实施中“精英俘获”现象检验的估计结果

变量	方程 1	方程 2	方程 3
	低家庭财富组	中等家庭财富组	高家庭财富组
电子商务进农村政策实施情况	-0.034* (0.018)	-0.033 (0.020)	-0.025 (0.017)
控制变量	已控制	已控制	已控制
贫困县固定效应	已控制	已控制	已控制
家庭固定效应	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制

表 12 (续)

观测值数	3489	3644	3295
组内 R ²	0.042	0.019	0.030

注：①*表示 10%的显著性水平；②括号内为聚类到县域一年份层面的标准误；③控制变量同表 2 方程 2。

六、结论与政策启示

在脱贫攻坚取得伟大胜利、大力推进乡村振兴战略实施的背景下，缩小农户消费差距有助于农户整体福利水平的提高与共同富裕的实现，也能够促使农户消费水平整体上升，推动国内大循环的形成。电商下乡使农户对接外部市场，打破商品流通的壁垒，降低农户消费差距。

本文基于 2014 年、2016 年、2018 年和 2020 年中国家庭追踪调查数据，评估了电子商务进农村政策实施对农户消费差距的影响。研究表明：电子商务进农村政策实施降低了农户消费差距，这一结论在考虑了内生性和进行了一系列稳健性检验后仍然成立。机制分析发现：一方面，电子商务进农村政策实施推动消费品进村，缓解本地市场规模小与外部市场可及性低对农户消费的抑制作用，释放农户消费需求，从而降低农户消费差距；另一方面，电子商务进农村政策实施推动农产品进城，促进低收入农户增收，降低农户收入不平等，从而缩小农户消费差距。同时，本文发现电子商务进农村政策具有包容性增长的特征，能够降低贫困县与中西部地区的农户消费差距，同时也不受“精英俘获”现象的影响。

基于研究结论，本文提出如下政策启示。第一，政府应当持续推进农村地区电商服务点建设与物流基础设施建设，加大对农村电子商务发展的支持力度，利用电商平台拓宽农户消费渠道，降低信息不对称对农户消费差距的影响，从而提升农村地区消费水平，推动国内大循环的形成。第二，农户使用电商平台需要具备一定的技能，因此政府在引入电商平台时，应同步建立农户培训体系，使农户能够在电商平台上网购商品与销售农产品。第三，政府应关注电子商务发展政策实施对不同人群的异质性影响。农户的受教育年限与其他禀赋存在较大的异质性，电子商务发展政策无法惠及低禀赋农户可能会拉大农户的收入差距与福利差距。因此，当地政府在实施电子商务发展政策时，应当避免政策执行“一刀切”现象，根据不同农户的禀赋特征制定不同的方案，以切实助力低禀赋农户增收，进而缩小消费差距，推动共同富裕的实现。

参考文献

- 1.陈铭聪、程振源，2021：《移动支付普及对居民消费不平等的影响——来自 CHFS 的微观证据》，《消费经济》第 6 期，第 50-59 页。
- 2.何欣、朱可涵，2019：《农户信息水平、精英俘获与农村低保瞄准》，《经济研究》第 12 期，第 150-164 页。
- 3.胡联、汪三贵，2017：《我国建档立卡面临精英俘获的挑战吗？》，《管理世界》第 1 期，第 89-98 页。
- 4.李文秀、刘俊杰，2023：《数字普惠金融的收入效应与消费不平等——中共二十大报告关于民生福祉视角的阐释》，《金融经济研究》第 1 期，第 34-51 页。

5. 李晓飞、臧旭恒, 2022: 《“多轨制”养老金与家庭消费相对剥夺》, 《经济评论》第4期, 第130-147页。
6. 李亚青、蔡丽洋, 2023: 《新农保是否缓解了农村居民消费不平等?》, 《消费经济》第2期, 第81-91页。
7. 刘根荣, 2017: 《电子商务对农村居民消费影响机理分析》, 《中国流通经济》第5期, 第96-104页。
8. 刘靖、陈斌开, 2021: 《房价上涨扩大了中国消费不平等吗?》, 《经济学(季刊)》第4期, 第1253-1274页。
9. 栾炳江、陈建、邹红、黄俊兵, 2022: 《城镇家庭负债存量与消费不平等》, 《南开经济研究》第10期, 第92-108页。
10. 邱子迅、周亚虹, 2021: 《电子商务对农村家庭增收作用的机制分析——基于需求与供给有效对接的微观检验》, 《中国农村经济》第4期, 第36-52页。
11. 宋泽、刘子兰、邹红, 2020: 《空间价格差异与消费不平等》, 《经济学(季刊)》第2期, 第591-616页。
12. 唐跃桓、杨其静、李秋芸、朱博鸿, 2020: 《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》第6期, 第75-94页。
13. 汤瑜、于水, 2021: 《项目下乡为何总陷“精英俘获”陷阱——基于苏北S县的实证研究》, 《求实》第5期, 第97-108页。
14. 涂勤、曹增栋, 2022: 《电子商务进农村能促进农户创业吗? ——基于电子商务进农村综合示范政策的准自然实验》, 《中国农村观察》第6期, 第163-180页。
15. 汪阳洁、黄浩通、强宏杰、黄季焜, 2022: 《交易成本、销售渠道选择与农产品电子商务发展》, 《经济研究》第8期, 第116-136页。
16. 王立杰、吕建军, 2021: 《电子商务进农村政策促进农户链接市场研究——以重庆市为例》, 《中国农业资源与区划》第4期, 第29-39页。
17. 王奇、谢凯、秦芳、牛耕, 2022: 《市场可达性与农村家庭消费——来自“快递下乡”工程的证据》, 《中国农村经济》第12期, 第106-123页。
18. 王胜、丁忠兵, 2015: 《农产品电商生态系统——一个理论分析框架》, 《中国农村观察》第4期, 第39-48页。
19. 王胜、屈阳、王琳、余娜、何佳晓, 2021: 《集中连片贫困山区电商扶贫的探索及启示——以重庆秦巴山区、武陵山区国家级贫困区县为例》, 《管理世界》第2期, 第95-106页。
20. 谢邦昌、么海亮, 2013: 《中国城镇家庭消费不平等分布测度研究》, 《商业经济与管理》第1期, 第79-86页。
21. 杨碧云、魏小桃、易行健、张凌霜, 2022: 《数字经济对共享发展影响的微观经验证据: 基于消费不平等的视角》, 《国际金融研究》第10期, 第15-25页。
22. 尹志超、郭沛瑶、张琳琬, 2020: 《“为有源头活水来”: 精准扶贫对农户信贷的影响》, 《管理世界》第2期, 第59-71页。
23. 余林徽、马博文, 2022: 《资源枯竭型城市扶持政策、制造业升级与区域协调发展》, 《中国工业经济》第8期, 第137-155页。
24. 袁诚、李佶冬、魏易, 2023: 《农村物流建设与农户增收效应》, 《世界经济》第4期, 第111-139页。
25. 曾亿武、万粒、郭红东, 2016: 《农业电子商务国内外研究现状与展望》, 《中国农村观察》第3期, 第82-93页。

- 26.张琛、马彪、彭超, 2023: 《农村电子商务发展会促进农村劳动力本地就业吗》, 《中国农村经济》第4期, 第90-107页。
- 27.张海洋、韩晓, 2022: 《数字金融能缓和社会主要矛盾吗? ——消费不平等的视角》, 《经济科学》第2期, 第96-109页。
- 28.张勋、杨桐、汪晨、万广华, 2020: 《数字金融发展与居民消费增长: 理论与中国实践》, 《管理世界》第11期, 第48-63页。
- 29.张雅淋、姚玲珍, 2020: 《家庭负债与消费相对剥夺——基于住房负债与非住房负债的视角》, 《财经研究》第8期, 第64-79页。
- 30.周浪, 2020: 《另一种“资本下乡”——电商资本嵌入乡村社会的过程与机制》, 《中国农村经济》第12期, 第35-55页。
- 31.Aker, J. C., and I. M. Mbiti, 2010, “Mobile Phones and Economic Development in Africa”, *Journal of Economic Perspectives*, 24(3): 207-232.
- 32.Arkhangel'sky, D., S. Athey, D. A. Hirshberg, and G. W. Imbens, 2021, “Synthetic Difference-in-Differences”, *American Economic Review*, 111(12): 4088-4118.
- 33.Beck, T., R. Levine, and A. Levkov, 2010, “Big Bad Banks? The Winners and Losers from Bank Deregulation in the United States”, *The Journal of Finance*, 65(5): 1637-1667.
- 34.Becker, G. S., 1965, “A Theory of the Allocation of Time”, *The Economic Journal*, 75(299): 493-517.
- 35.Borusyak, K., X. Jaravel, and J. Spiess, 2021, “Revisiting Event Study Designs: Robust and Efficient Estimation”, *Arxiv Preprint Arxiv*: 2108.12419.
- 36.Callaway, B., and P. H. Sant'Anna, 2021, “Difference-in-Differences with Multiple Time Periods”, *Journal of Econometrics*, 225(2): 200-230.
- 37.de Haan, J., and J. E. Sturm, 2017, “Finance and Income Inequality: A Review and New Evidence”, *European Journal of Political Economy*, Vol.50: 171-195.
- 38.Dutta, D., 2009, “Elite Capture and Corruption: Concepts and Definitions”, NCAER Working Paper, https://www.academia.edu/237917/Elite_Capture_and_Corruption_Concepts_and_Definitions.
- 39.Fan, J., L. Tang, W. Zhu, and Z. Ben, 2018, “The Alibaba Effect: Spatial Consumption Inequality and the Welfare Gains from E-commerce”, *Journal of International Economics*, Vol.114: 203-220.
- 40.Handbury, J., 2021, “Are Poor Cities Cheap for Everyone? Non-Homotheticity and the Cost of Living across US Cities”, *Econometrica*, 89(6): 2679-2715.
- 41.Harris, C. D., 1954, “The Market as A Factor in the Localization of Industry in the United States”, *Annals of the Association of American Geographers*, 44(4): 315-348.
- 42.Kakwani, N., 1984, “The Relative Deprivation Curve and Its Applications”, *Journal of Business & Economic Statistics*, 2(4): 384-394.

- 43.Kakwani, N., and K. Subbarao, 2007, "Poverty among the Elderly in Sub-Saharan Africa and the Role of Social Pensions", *The Journal of Development Studies*, 43(6): 987-1008.
- 44.Kuhn, P., and H. Mansour, 2014, "Is Internet Job Search Still Ineffective?", *The Economic Journal*, 124(581): 1213-1233.
- 45.Li, X., H. Guo, S. Jin, W. Ma, and Y. Zeng, 2021, "Do Farmers Gain Internet Dividends from E-Commerce Adoption? Evidence from China", *Food Policy*, Vol.101, 102014.
- 46.Shimamoto, D., H. Yamada, and M. Gummert, 2015, "Mobile Phones and Market Information: Evidence from Rural Cambodia", *Food Policy*, Vol.57: 135-141.
- 47.Zhang, S., F. Li., and J. J. Xiao, 2020, "Internet Penetration and Consumption Inequality in China", *International Journal of Consumer Studies*, 44(5): 407-422.

(作者单位: 汕头大学商学院)

(责任编辑: 光明)

Does the National Rural E-commerce Comprehensive Demonstration Policy Narrow the Consumption Gap Among Rural Households?

ZHANG Cheng WENG Xiyan

Abstract: Narrowing the consumption gap among rural households and releasing the consumption potential of rural areas are of great practical significance for promoting rural revitalization and unimpeded domestic circulation. Based on the 2014, 2016, 2018 and 2020 China Family Panel Studies data, this paper assesses the impact of the National Rural E-commerce Comprehensive Demonstration Policy (NRECDP) on the consumption gap of rural households using the staggered Difference-in-Differences method. This paper finds that the NRECDP reduces the consumption gap among rural households. On the one hand, NRECDP promotes the entry of consumer goods into villages, alleviates the inhibitory effects of local market size and external market accessibility on the consumption of rural households, and reduces the consumption gap among rural households. On the other hand, NRECDP drives agricultural products into the city, improves the agricultural income of low-income rural households, reduces the income gap among rural households, and thus reduces the consumption gap among rural households. At the same time, this paper finds that NRECDP reduces the consumption gap among rural households in the poor counties and the central and western regions with the characteristics of inclusive growth, and is not subject to the "elite capture" phenomenon. The findings provide policy implications for promoting e-commerce in rural areas and reducing the consumption gap.

Keywords: National Rural E-commerce Comprehensive Demonstration Policy; Consumption Gap among Rural Households; Market Accessibility; Market Size; Rural Households' Income