

平台助盲降低数字鸿沟

——基于应用程序视觉无障碍功能的经验证据

李嘉楠 李学勇*

摘 要: 本文聚焦平台应用程序的视觉无障碍功能,识别其对视障用户平台消费的影响。研究发现,平台助盲功能有助于降低数字鸿沟,显著提升消费质量:消费种类平均扩展 5.9%,消费金额和次数提升 15.5%和 7.8%,增加了传统商品和日常、娱乐服务的消费范围。考虑了样本选择、异质性处理效应、疫情封控、消费转移等影响估计偏误的情况,结果保持稳健。进一步,本文发现平台助盲功能的作用在线下社会支持、助盲基建和无障碍数字政务更好的地区更明显。

关键词: 残障数字鸿沟;视觉无障碍;消费质量

DOI: 10.13821/j.cnki.ceq.2025.04.08

一、引 言

随着信息技术与数字经济蓬勃发展,推进数字基本服务均等化已成为促进共同富裕、实现经济高质量发展的重要举措。值得关注的是,虽然中国已经成为全球第二大数字经济体,但残疾人群体依然面临数字产品服务的使用障碍,难以平等享受技术发展的便利与福祉。为此,《中华人民共和国国民经济和社会发展的第十四个五年规划和 2035 年远景目标纲要》强调加快信息无障碍建设,帮助残疾人等数字弱势群体更好地融入数字化时代。^① 当前,伴随智能手机的快速普及,应用程序(APP)已逐渐成为互联网平台数字服务的主导渠道。然而,残疾人群体,特别是规模已接近 1 300 万的视觉障碍群体^②,由于无法有效获取视觉数字信息,难以使用应用程序,面临严重的数字鸿沟(Dorbransky and Hargittai, 2016)。为了帮助视觉障碍群体(以下简称视障群体)受益于数字技术,在国家和社会的推动下,互联网平台加速推进信息无障碍建设,开发推出了“视觉

* 李嘉楠,厦门大学经济学院、厦门大学王亚南经济研究院;李学勇,厦门大学王亚南经济研究院。通信作者及地址:李学勇,福建省厦门市思明区思明南路 422 号厦门大学,361005;电话:13779965006;E-mail: xueyongli@stu.xmu.edu.cn。感谢国家自然科学基金面上项目(72173102)、国家自然科学基金重点项目(72133004)的资助,以及数字经济开放研究平台(www.deor.org.cn)的支持。感谢匿名审稿人的宝贵建议以及计量经济学教育部重点实验室(厦门大学)洪国斌的技术支持,文责自负。

① 《中华人民共和国无障碍环境建设法》中要求,利用财政资金建立的互联网网站、服务平台、移动互联网应用程序,应当逐步符合无障碍网站设计标准和国家信息无障碍标准,鼓励市场运营的互联网网站、移动互联网应用程序逐步符合无障碍网站设计标准和国家信息无障碍标准。

② 视觉障碍群体人数是由笔者根据第七次全国人口普查数据提供的人口总数以及第二次全国残疾人抽样调查数据发布的残疾比例估计所得。

无障碍功能”(以下简称助盲功能)。但是,目前很少有实证文献探讨数字平台的助盲服务是否达到了预期的效果。因此,本文主要评估互联网平台助盲功能对视障用户的影响,探讨消费平台的助盲功能是否可以提升视障群体的消费质量,为降低数字鸿沟的政策建议补充了独特的经验证据。

目前,关于残疾人群体面临的数字鸿沟问题已引起广泛关注,但现有研究主要探讨互联网的物理接入障碍(Dobransky and Hargittai, 2006; Johansson et al., 2021),往往忽略了与互联网使用更为密切的消费能力和质量。关于视障群体,根据世界银行的讨论(Raja, 2016),其面临的数字鸿沟主要表现为互联网物理接入差距、互联网使用能力差距、消费权益与便利性差距和知识连接能力差距等四个方面的维度。伴随数字基础设施的快速发展和手机购买成本的下降,物理接入层面的数字鸿沟正逐步缩小。然而,在互联网使用技能、平台消费等操作层面所体现的数字鸿沟依然显著。区别于以往研究,本文聚焦互联网平台应用程序的助盲功能,关注互联网重要平台帮助残疾人消费者开发的助盲功能是否有利于降低操作困难造成的数字鸿沟。

在互联网经济与居民消费深度融合的背景下,主流互联网平台的助盲功能建设,已经成为提升视障群体消费权益和生活品质的关键举措。传统操作模式下,互联网平台的视障用户的安全验证和信息识别等环节面临较大困难(Khan and Khushro, 2022)。为了解决视障用户的操作困难,支付宝作为重要的互联网平台^①,基于计算机视觉智能技术,创新性地采用“划一划”和“挥一挥”等便捷手势实现身份核验;同时,其提供的智能语音播报功能,能够帮助用户快速、准确地获取商品及价格等关键信息,简化平台操作流程。通过助盲功能,支付宝覆盖全国的公共服务缴费系统和超过 8 000 万家商户,可以提升视障用户的消费便利,丰富他们的消费选择。

为了评估互联网平台的技术关怀对视障用户消费质量的影响,本研究基于支付宝平台的用户个体月度消费数据,结合用户使用助盲功能的记录,进行实证分析。我们将消费多样性和便利性作为衡量用户消费质量的核心指标,基于交错双重差分框架进行因果统计推断。实证结果表明,启用助盲功能显著改善视障用户的消费质量:消费种类的数量显著增长约 5.9%,消费金额和次数平均上升 15.5%和 7.8%,消费金额的增长高于消费次数,表明用户平均购买了更高质量的产品;不仅增加了传统商品消费的板块,也扩大了日常与娱乐相关的服务消费范围。除了影响消费,我们发现助盲功能也促进了理财产品的使用。

为了确保结论的可靠性,本文进行了多项稳健性检验。第一,针对设定中存在的异质性处理效应问题,我们运用 Sun and Abraham (2021)和 Borusyak et al.(2024)的方法进行检验;第二,结合疫情确诊病例数据和用户消费活跃程度,我们考虑了疫情封控和消费转移对估计偏误造成的影响;第三,我们针对样本选择偏差和被解释变量对数转换进行稳健性检验。进一步,我们考察了平台助盲功能的调节机制和长期影响,发现改善线下社会支持、提升助盲基建和无障碍数字政务水平,能够增强平台助盲功能的积极效果;助盲功能对于视障用户的积极影响具有长期持续性。

^① 2020 年,支付宝活跃用户数突破 7 亿,入驻商户数超 8 000 万家。本文关于支付宝平台的经营描述,来自 2020 年蚂蚁科技集团上市招股说明书,具体参见 https://www.sse.com.cn/disclosure/listedinfo/bulletin/star/c/688688_20201022_1.pdf,访问时间:2025 年 3 月 31 日。

本文主要贡献在于：第一，在实证方面，本文检验和评估互联网平台的助盲功能对提升视障用户消费质量的积极影响，有助于缩小数字鸿沟，为探讨平台助盲建设的社会经济价值提供了独特的经验证据；第二，在关注残疾人群体的文献研究方面，我们利用覆盖范围广且详细的互联网平台消费数据，系统刻画了视障群体的数字消费行为，填补了关于残疾人群体数字经济消费的实证空白，为理解和研究数字弱势群体提供了数据和研究基础；第三，在助盲政策层面，本文发现平台助盲服务的效果受到用户特征和制度环境的影响，说明依靠技术开发并不能完全解决残疾人群体面临的数字鸿沟，而是需要政府、社会和家庭多方的配合，这为帮助残疾人群体的政策建议提供了重要的实证证据。

二、文献综述

残疾人群体如何平等地从数字技术的便利性中受益，虽然是一个重要的问题，但是并没有得到实证研究的充分关注。关于残疾人群体的经济学研究，以往文献多侧重于收入保障和就业视角(Acemoglu and Angrist, 2001; Autor et al., 2019; 张琼等, 2022; 赵仁杰和张子尧, 2023)，忽视了残疾人群体的消费需求在数字经济时代面临的挑战。随着数字经济的快速发展，数字支付与电子商务等技术进步显著降低消费成本，提升了互联网平台用户的消费多样性和便利性(Fan et al., 2018; Huang and Wang, 2020; Dolfen et al., 2023)，但对无法操作平台的用户可能并没有产生积极影响。

在数字经济时代，视障群体面临的数字鸿沟问题日益严峻。《视障人士在线社交报告》显示，90%的视障人士认为他们的生活中需要互联网，其中97%需要使用互联网软件进行购物和休闲，然而58%的视障人士对当前互联网不同场景的信息无障碍程度感到不满意。^①一方面，许多应用程序的界面存在信息识别不全，无法与手机读屏辅助技术兼容，对视障用户的操作形成阻碍(谢卓潇, 2023; 陈刚和李沁柯, 2023)。另一方面，专门针对残疾人群体融入数字经济的技术开发仍较为滞后。根据2024年美国WebAIM机构针对全球前100万的网站主页进行的信息无障碍评估，高达95.9%的主页不满足基本无障碍标准的要求^②；Chen et al.(2020)发现超过77%的移动应用对视障人群存在显著障碍。

针对视障群体遇到的数字鸿沟，在国家和社会的推动下，众多互联网平台进行信息无障碍建设^③，但仍缺少关于有效评估其社会经济价值的实证分析。与常规用户的功能开发不同，应用程序的信息无障碍设计需要满足不同残障群体的异质性需求，例如视障群体的听觉需求和听障群体的视觉需求存在显著差异(Dobransky and Hargittai, 2016; Kim and Han, 2017)，导致难以建立统一的经济价值体系来进行评估。相比其他残障群体，视障用户的诉求已实质性推动网络内容无障碍指南(Web Content Accessibility Guidelines, WCAG)的持续完善，更有利于平台助盲功能的推广(Johansson et al., 2021)。

① 报告来源：<https://saa.org.cn/knowledge>，访问日期：2025年3月31日。

② WebAIM自2019年始，每年利用其创建的API分析网页障碍并发布网页障碍评测报告，参见网址：<https://webaim.org/projects/million/>，访问时间：2025年3月31日。

③ 根据《信息无障碍白皮书(2022年)》，截止到2022年4月，已有320家网站通过适老化及无障碍水平评测，老年人和残疾人通过网站社交、购物、获取信息的需求得到基本保障，具体参见网址：<https://www.caict.ac.cn/kxyj/qwfb/bps/202205/P020220518510041281463.pdf>，访问时间：2025年3月31日。

因此,众多平台在助盲功能上的持续投入,会带动越来越多的视障用户参与体验和消费,从而带来经济和社会价值规模和重要性的日益提升。

单纯依靠平台提供的技术解决方案,难以完全消除视障群体面对的数字鸿沟。平台助盲功能是否提升用户的消费质量,受到用户自身特征和社会环境因素的限制。由于残疾人群体风险厌恶水平较高,欠缺数字技能,在理解和操作无障碍功能时更容易遇到困难^①,更难信任和使用新技术(Scholz et al., 2017; Mendes-Da-Silva et al., 2021)。同时,残疾人群体往往缺乏能够提供技术支持和经验分享的社会网络,进一步增加了他们掌握新技术的难度(Carlsson et al., 2022)。因此,在平台助盲技术开发的基础上,需要进一步整合线下的社会支持资源,提供个性化的咨询与培训,并持续优化数字政务服务体验(Goggin et al., 2019),增加残障群体对信息无障碍服务的信任、理解与应用,才能增强平台助残技术的积极效应。

三、数据与描述性统计

(一) 平台助盲功能

在平台助盲建设方面,支付宝推出的助盲功能是服务视障人群的典型案例。为了帮助残疾人群体用户,支付宝于2013年成立了信息无障碍小组,在2016年正式上线了业内首个针对视障用户的密码键盘读屏功能,让视障用户能够“听”懂支付宝。随着无障碍功能逐步完善,2020年支付宝成为中国首个通过网络内容无障碍指南(WCAG)2.1标准认证的手机应用程序。由于支付宝提供了丰富的消费和支付场景,包括日常休闲和娱乐服务、数字金融服务,为用户消费多样性和便利性提供了平台和技术保障,有利于提高视障用户的消费质量。

支付宝助盲功能解决的技术问题主要集中在读屏和安全验证。根据2019年《视障人士在线社交报告》^②显示,视障网民中有59%反映手机内置的读屏软件难以读出全部内容,42%的群体指出验证码验证难以操作。为了解决读屏问题,支付宝推出“智慧读屏”功能,通过调用系统语音引擎,帮助用户通过特定手势(如左右滑动)与操作界面互动,引导用户理解界面和操作对象,简化操作流程(具体介绍见附图A1^③)。为了解决安全验证问题,支付宝推出“划一划”和“挥一挥”的核验身份功能,与“智慧读屏”功能相配合,简化视障用户的验证流程。

(二) 平台数据

本文使用的个体消费数据来自支付宝平台。我们将样本期内使用过助盲功能的用

① 如手势操作是视觉障碍人士使用智能手机的基本方式(Chen et al., 2020),但这对于视觉障碍老年群体可能难以理解和操作。

② 报告由深圳信息无障碍研究会和腾讯共同发布,具体参见网址 <https://siaa.org.cn/knowledge>, 访问日期: 2025年3月31日。

③ 限于篇幅,附录未在正文列示,感兴趣的读者可在《经济学》(季刊)官网(<https://ceq.ccer.pku.edu.cn>)下载。

户定义为视障用户,并从平台获得视障用户的随机抽样个体。^① 助盲功能的使用频率,是帮助我们识别视障用户身份的可靠方式。助盲功能启用后,用户操作方式发生显著变化,需要通过点击朗读或者划手势才能完成指令,并且操作界面的内容都以语音形式输出,使得视力正常的群体难以完成常规操作。由于支付宝无障碍数据平台从2020年3月才开始记录用户的助盲功能使用频次,我们获得样本的时间范围为2020年3月到2021年12月^②。平台数据的主要内容包括视障用户的基本特征、月度的消费变量和理财变量三个方面。个体基本特征来自支付宝平台2018年10月收集的信息,涵盖年龄、性别、所在城市、是否有医保和是否有社保等变量,不随时间发生变化;消费变量包括消费板块数量、消费金额(区分线上、线下)和消费次数,以及每个消费板块的消费金额和消费次数;理财变量主要是用户在余额宝、基金(不含余额宝)等理财产品的月度余额。

本文用消费数据构建核心被解释变量,衡量用户的消费质量。平台消费记录的标签由系统自动生成,基于算法模型和商品或服务名称等信息划分为不同的消费板块,基本覆盖日常消费的各个领域。^③ 基于平台的消费标签分类,参考彭冲和金培振(2022)以及Ferraro and Valaitis(2025)的思路,本文主要通过视障用户的消费范围、消费规模和消费频率来衡量消费质量,并分别以消费板块数量、金额和次数作为测度指标。

为了减少度量视障用户的测量误差,我们针对抽样样本进行了处理。由于支付宝助盲功能推广过程中没有明晰的地区先后顺序,我们无法利用政策冲击来进行因果推断,使得本文识别的重点聚焦在用户是否是视障用户以及何时启用助盲功能。在原始数据中,仅通过是否使用助盲功能难以准确判定用户是否存在视觉障碍状况,并且蚂蚁技术研究院的开放平台无法提供其他相关判断指标。为了确保研究对象是样本期内启用助盲功能的视障用户,我们做了以下数据整理。首先,考虑到视障用户对于助盲功能的依赖性,剔除了仅简短使用助盲功能的用户,保留了使用助盲功能覆盖时间等于或大于3个月的用户。其次,由于助盲功能在2016年开始上线,部分视障用户在样本第一期(即2020年3月)之前已经开始使用。为了确保可以准确识别助盲功能启用带来的影响,本文剔除了2020年3月当月有使用助盲功能记录的用户。最终,我们获取了2730个视障用户的面板消费数据。此外,为排除极端值的影响,本文所有消费、理财金额均进行右侧1%的缩尾处理。

(三) 描述性分析

样本描述性统计如表1所示。结果显示,样本期内,助盲功能平均使用时长为6.6个月,月度平均消费板块约为5个板块,消费金额的均值约为3929元,中位数约为1010元,说明样本中视障用户较为依赖助盲功能,且具备一定的消费能力。年龄方面,样本均值为37岁,表明使用助盲功能的用户较为年轻。在消费类型方面,线下消费的均值显著

① 本文的数据分析工作只能通过远程方式在线上平台“蚂蚁开放研究实验室”进行操作。蚂蚁技术研究院对数据进行了5%抽样与脱敏处理,不提供原始数据。

② 蚂蚁技术研究院不为申请者提供申请日期近3个月的数据。由于本文于2022年4月开展研究,基准回归样本只能覆盖到2021年12月。

③ 具体的消费类别如附图A2所示。

大于线上消费的均值,表明支付宝的视障用户以线下消费为主,例如便利店的扫码支付。此外,我们的样本中,92%的视障用户在启用助盲功能前已经有消费记录,表明大部分视障用户在开通助盲功能之前已经开始使用支付宝,而不是为了使用支付宝才开通助盲功能。

表 1 描述性统计

变量	观测数量	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
是否启用助盲功能	60 060	0.739	0.439	0	1	1
使用时长	60 060	6.640	5.085	3	4	21
是否女性	60 060	0.401	0.490	0	0	1
是否有医保	60 060	0.433	0.496	0	0	1
是否有社保	60 060	0.333	0.471	0	0	1
年龄	60 060	37.105	12.558	18	34	87
消费板块数量	60 060	5.145	3.652	0	5	21
消费金额(元)	60 060	3 929.584	8 664.305	0	1 010.210	58 067.040
线上消费金额(元)	60 060	868.356	1 852.267	0	250.950	12 774.180
线下消费金额(元)	60 060	2 911.814	7 609.724	0	327	52 202.970
消费次数	60 060	30.225	43.815	0	16	2 121
是否有过基金交易	60 060	0.235	0.424	0	0	1
余额宝余额(元)	60 060	5 013.346	16 153.969	0	16.010	108 925.310
基金余额(元)	60 060	960.688	5 751.151	0	0	48 361.160

四、计量方法和结果

（一）基准回归

为了识别助盲功能开通对视障用户消费质量的影响,基准回归的模型设定如下:

$$Y_{i,c,t} = \beta_0 + \beta_1 Use_{i,c,t} + \alpha_i + \rho_{c,t} + \delta_{i,t} + \epsilon_{i,c,t}, \tag{1}$$

其中,被解释变量 $Y_{i,c,t}$ 表示用户*i*在城市*c*月份*t*的消费质量,采用消费板块数量、金额、次数等指标作为测量指标。由于消费指标的中位数大都远小于均值,分布有显著的右偏特征,我们对变量进行对数化处理。 $Use_{i,c,t}$ 是本文的核心解释变量,表示城市*c*的视障用户*i*在*t*月是否启用助盲功能,如果启用为1,否则为0。为了控制用户个体不随时间变化且不可观测的特征差异,回归中增加了个体固定效应(α_i)。由于缺乏城市层面月度的控制变量,为了缓解城市层面的遗漏变量问题,我们进一步控制了城市×月度的交互固定效应($\rho_{c,t}$),以捕捉每个城市每个月发生的对用户消费产生系统性影响的因素,如各城市新冠疫情的变化趋势对消费选择的影响。通过城市×月度固定效应,我们也同时控制了不同时间段的宏观环境影响,比如季节性波动、节假日消费增长等影响。

为了缓解潜在的遗漏变量问题,本文进一步控制了用户对于助盲功能的依赖程度

($\delta_{i,t}$)。一方面,视障用户使用助盲功能的时间越长,说明其对助盲功能的依赖程度越高;另一方面,依赖程度越高的用户也是消费能力强的用户。因此,如果不控制用户的依赖程度,我们的基准回归容易出现高估。为此,本文使用样本期内用户实际使用助盲功能的累计月份作为依赖程度的代理变量^①,并与月度时间固定效应交互,控制依赖程度 $\times$ 月度固定效应。最后, $\epsilon_{i,c,t}$ 是聚类到个体层级的标准误。

在回归中,我们重点关注核心解释变量的系数 β_1 ,其表示助盲功能启用对视障用户消费质量的平均处理效应(ATT)。如果 β_1 为正显著,说明助盲功能的启用帮助视障用户提升了消费质量,体现了互联网平台帮助视障人群的福利效应。

表2报告了基准回归结果。表2第(1)列的结果显示,支付宝助盲功能对视障用户消费种类的估计系数为0.048。经过换算,功能开通使视障用户的消费种类平均增加约5.9%^②。我们的实证结果符合消费者选择理论:助盲功能通过降低消费者的操作成本,减少了尝试新商品或服务的边际成本(Stigler, 1961; Bronnenberg, 2015),使得视障用户更倾向于拓宽消费边界、增加消费种类。基于消费者具有多样性偏好的重要假设(Armington, 1969),视障用户消费种类的增加可以体现个人福利水平的上升。进一步,表2第(2)、(3)列的结果显示,消费金额显著增加15.5%左右,消费次数平均上升约7.8%,消费金额的增长幅度大于消费次数,说明视障用户消费了平均质量更高的产品(Ferraro and Valaitis, 2025)。表2的结果表明,在平台助盲功能的支持下,视障用户不仅拓展了消费范围,而且提升了消费的规模和频率。

表2 基准回归

变量	消费范围	消费规模	消费频率
	ln(1+消费板块数)	ln(1+消费金额)	ln(1+消费次数)
	(1)	(2)	(3)
$Use_{i,c,t}$	0.048*** (0.011)	0.144*** (0.044)	0.073*** (0.021)
个体固定效应	是	是	是
城市 $\times$ 月度固定效应	是	是	是
依赖程度 $\times$ 月度固定效应	是	是	是
观测数量	60 060	60 060	60 060
R ²	0.753	0.711	0.769

注:括号内为聚类到个体的标准误,***、**、*分别表示1%、5%和10%显著性水平。下同。

(二) 动态效应分析

为了确认我们的回归结果主要来自用户助盲功能的启用,本文使用事件研究法,采

① 感谢审稿人对变量构建的建议。我们也采用了助盲功能月平均点击量来衡量依赖程度,稳健分析结果见附录I。

② 本文核心解释变量系数通过 $\frac{\bar{y}+1}{\bar{y}}(e^{\hat{\beta}}-1)$ 进行换算。在表2第(1)列中, $\bar{y}$ 为5.145, $\hat{\beta}$ 为0.048。

用动态效应分析进行稳健性检验。图 1 的圆形标识结果展示了基于基准回归设定的动态趋势变化。图中横轴是某个月相较于启用助盲功能月份的相对月份数,纵轴是对应月份的回归系数,参考月份为开启助盲功能月份的前一个月。结果表明,在视障用户开通助盲功能之前,回归系数均不显著;在开通助盲功能之后,消费板块数量显著上升,并持续了 6 个月以上的正向影响。

由于基准回归使用交错双重差分法,较早接受处理的样本会成为较晚处理样本的对照组(“坏的对照组”),存在异质性处理效应,从而导致估计量出现负权重偏误。对此,我们使用 Goodman-Bacon(2021)提出的分解方法进行检验,发现存在负权重问题。^① 为了缓解负权重问题带来的影响,我们进行了稳健性检验。首先,我们应用了 Sun and Abraham(2021)提出的交互加权估计量(Interaction-Weighted Estimator),通过构建组别-时期平均处理效应,在估计时选取“尚未接受处理”和“从未接受处理”的样本作为对照,避免负权重问题。实证结果见图 1 的菱形标识部分,事前效应估计系数均不显著,事后效应的估计系数中,除了第 9 和 10 期不显著的负向系数,其他系数均显著大于 0,结果保持稳健。其次,我们采用了 Borusyak et al.(2024)提出的插补估计量(Imputation Estimator),利用“尚未接受处理”的个体估计每个处理组个体的反事实结果,通过对比每个个体的真实观测值与反事实结果,得到处理组每个个体的处理效应,最后得到加权平均处理效应,避免负权重问题。实证结果见图 1 中的三角形标识部分,事前效应估计系数均不显著,事后效应的估计系数均显著为正,结果保持稳健。

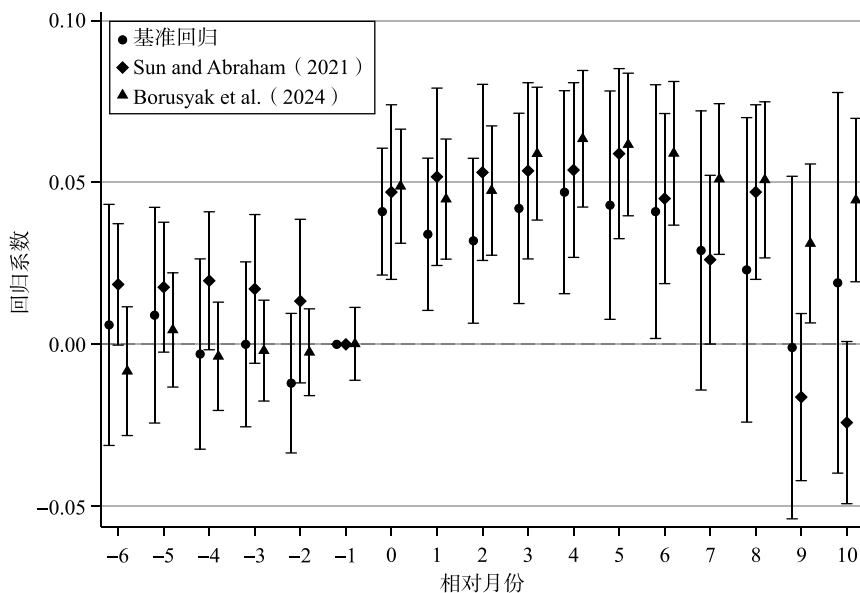


图 1 动态效应分析

注:置信区间为 95%。图中展示了基准回归、Sun and Abraham (2021)提出的交互加权法、Borusyak et al.(2024)提出的回归插补法的动态效应系数,以视障用户助盲功能启用的月份作为基期,结果显示功能启用之前的系数均不显著,说明功能的启用提升了消费质量。其中,Borusyak et al.(2024)的方法可以计算出每一期的置信区间。

^① 篇幅所限,相关内容可见附录 I 中的分析。

（三）消费便利性的提升

进一步,我们探讨助盲功能对于消费便利性的提升作用。^① 为了有效识别视障用户在消费种类上的拓展,我们采用广延边际分析,被解释变量替换为是否购买商品或是否消费某个板块的虚拟变量。根据《2023年信息无障碍调研报告》,我们选择视障群体面临较大障碍的消费板块进行分析。报告表明,视障群体遇到较大操作障碍的业务主要涉及医疗、政务、金融、休闲购物、娱乐、电信服务、学习办公等几方面。通过将支付宝的消费分类与调研报告对比,我们选择支付宝的生活服务、交通出行、充值缴费、餐饮美食、文化休闲等共5个板块作为体现操作障碍的消费板块。在本文样本中,我们选择板块的消费占支付宝总消费的60%,具有较好的代表性。^②

结果如表3第(1)列至第(6)列所示,助盲功能促进了视障用户的商品购买,提高了视障用户在交通出行、生活服务、充值缴费等日常服务领域的消费能力,并且帮助视障用户拓展了餐饮美食和文化休闲等娱乐服务消费。以上结果表明,互联网平台的助盲功能显著提升了视障用户的消费便利性和生活质量。此外,在第(7)、(8)列,我们补充了助盲功能对视障用户购买金融理财服务的影响,主要关注余额宝和基金两个板块。相对于余额宝的自动转入,基金需要用户主动查询更多的信息,面临更大的信息障碍。结果显示,第(8)列的系数大小和显著性都高于第(7)列,表明助盲功能有助于视障用户克服信息摩擦,更好地接受金融服务。值得注意的是,表3的结果表明,理财服务的回归系数相对于消费板块更低,表明视障用户在金融产品使用中遇到更大的信息障碍,而且可能有更明显的风险规避倾向。

表3 助盲功能与消费便利性提升

被解释变量	商品	日常服务			娱乐服务		理财	
	购买	生活服务	交通出行	充值缴费	餐饮美食	文化休闲	余额宝	基金
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
$Use_{i,c,t}$	0.018** (0.008)	0.016** (0.007)	0.013* (0.007)	0.017** (0.008)	0.018** (0.007)	0.021** (0.008)	0.001 (0.007)	0.011* (0.006)
个体固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
城市×月度固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
依赖程度×月度固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
观测数量	60 060	60 060	60 060	60 060	60 060	60 060	60 060	60 060
R ²	0.535	0.409	0.522	0.560	0.570	0.444	0.696	0.863

注:被解释变量为是否购买商品或者是否消费某个板块的虚拟变量。虽然余额宝属于货币基金的一种,但支付宝平台统计的基金不包括余额宝。

① 我们还补充了助盲功能启用对线上、线下消费板块数量的分析,篇幅所限,结果见附表A1。

② 各板块占比可见附图A3。同时,我们在附录中补充了跟公共资源紧密相关的医疗、公共服务和教育培训3个板块的结果,结果见附表A2。

(四) 检验消费转移的影响

本文实证结果的可靠性受到消费转移的影响。我们通过数据观察到的支付宝平台消费种类的增加,并不一定意味着个体消费种类的增加,也可能是个体将线下和其他平台的交易转移到了支付宝平台。为了检验消费转移对结果的潜在影响,我们借鉴 Xing et al. (2023)的方法,区分不同消费活跃程度的视障用户,进行比较分析。在支付宝助盲功能开通后,随着消费多样性和便利性的显著提升,原先在支付宝平台活跃程度较低的用户,更有可能出现消费转移,更容易出现消费质量的提升。本文通过用户在支付宝平台上的交易次数来界定消费活跃程度。为了确保度量的外生性,我们采用样本期前(即 2019 年)的用户消费数据来衡量消费活跃程度,并分析异质性效应。

在实证中,我们首先生成 2019 年支付宝用户月均消费次数的四分位数(q_j),并根据式(2)构建用户 i 是否属于第 j 个消费活跃分位数区间的虚拟变量($Quartile_{ij}$), j 越大表示用户消费活跃程度越高。

$$Quartile_{ij} = I\{q_{j-1} \leq AvgTrans_{i,2019} < q_j\}. \quad (2)$$

然后,在基准回归的设定基础上,加入不同 $Quartile_{ij}$ 和核心解释变量 Use 的交乘项^①,见式(3):

$$Y_{i,c,t} = \sum_{j=1}^4 \beta_j Quartile_{ij} \times Use_{i,c,t} + \alpha_i + \rho_{c,t} + \delta_{i,t} + \epsilon_{i,c,t}, \quad (3)$$

其中 $Y_{i,c,t}$ 为城市 c 的视障用户 i 在 t 月的消费种类, β_j 表示助盲功能对第 j 个消费活跃区间内用户的影响。如果存在消费转移,在助盲功能开通后,消费活跃程度低的视障用户在消费多样性上的提升会更大,预期 β_1 将显著大于 β_4 。

回归系数结果展示在图 2。在图 2(a)中,不同分组系数的置信区间与基准回归的系数(虚线)相交,说明无显著的组间差异,表明助盲功能对于低消费活跃用户并没有更大的促进作用。图 2(a)的结果表明,消费转移的影响可能较小,对我们的实证结果并不会产生系统性的影响,增强了我们结论的可靠性。在图 2(b)中,作为稳健性检验,我们使用 2019 年用户有消费记录的月份数量的四分位数来替代月均消费次数,重新计算消费活跃程度,结果保持一致。

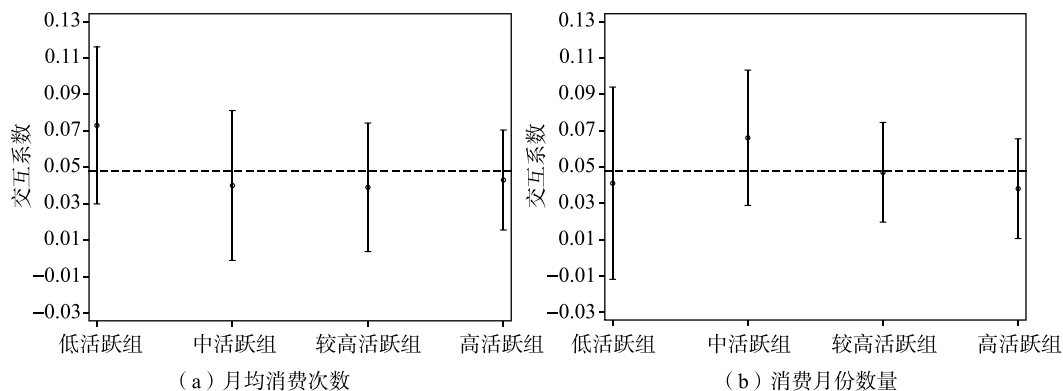


图 2 消费活跃程度与消费转移

注:其中虚线为基准回归估计的系数(0.048),置信区间为 95%。

① 因为我们的回归模型并未包含单独的 Use 项,仅包括分位数虚拟变量与核心解释变量的交乘项($Quartile_{ij} \times Use_{i,c,t}$),所以不存在共线性问题,使得我们可以准确估计每个活跃度分组的边际效应。

（五）控制疫情封控的影响

由于本文样本区间与疫情时间相重合,实证结果可能还捕捉了疫情封控对视障用户消费选择的影响,导致出现估计偏误。具体而言,由于疫情期间的封控政策,平台用户需要将部分线下消费转向线上,这种消费转移可能提升了平台用户的消费量,使我们高估了助盲功能对于消费的影响。为了检验疫情对我们识别的影响,我们将分别探讨疫情对视障用户线上、线下消费的作用。

为了度量样本期内城市的疫情封控力度,本文基于新浪疫情发布的每日本土新增确诊病例数据^①,构建了封控指数(*Lockdown_{it}*)。首先,我们计算每个城市样本期内出现新增确诊的天数与总天数的比例。由于我们缺少信息明确每一次的新增确诊病例是否一定带来封控以及封控的范围,我们用样本期内的确诊天数占比来衡量平均的封控程度。其次,考虑到确诊人数和城市规模正相关,我们将封控程度除以2020年城市常住人口。我们将封控指数与核心解释变量(*Use_{it,cat}*)进行交乘,探究疫情封控对平台消费的影响。

进一步,我们将疫情封控对线上消费可能的影响主要区分为两个方面:①“替代效应”,即疫情封控限制了线下场所的开放,促使部分线下消费转向线上消费,如教育培训、休闲娱乐等^②;②“互补效应”,表现为疫情封控导致出行不便和线下消费场景减少,使得依赖线下经济活动的线上消费反而出现下降(Chen et al., 2021; Coibion et al., 2025),例如餐饮美食、服饰鞋包等^③。因而,疫情对线上消费的影响并非简单的消费转移,而是“替代效应”和“互补效应”共同作用的净结果。

为了论证上述两种效应,我们借鉴邓辛和彭嘉欣(2023)的做法,基于城市支付宝覆盖指数^④的中位数进行分组回归。我们认为,一方面,在支付宝覆盖率越高的城市,消费者可以享受更多样化的消费场景,线下消费与线上消费的融合程度更为紧密,因此疫情封城更容易带来“互补效应”导致的线上消费下降。另一方面,视障用户通常由于身体限制,日常生活中仅依赖线下消费的场景相对较少,因此疫情封城更难带来“替代效应”导致的线上消费上升。综上所述,视障用户在面对疫情封城时,在消费场景越丰富的城市(支付宝覆盖率高的城市),视障用户的线上消费很有可能减少(“互补效应”大于“替代效应”),即疫情引发的消费转移不太可能导致我们的基准回归出现高估。因此,我们预期在支付宝高覆盖率组,助盲功能的启用与封城指数的交互项系数为负显著;在支付宝低覆盖率组,由于“互补效应”变小,有可能低于“替代效应”,交互项系数可能为正。

① 数据来源: https://news.sina.cn/zt_d/yiqing0121, 访问时间:2025年3月31日。

② 在影视、医疗、游戏等领域,由于疫情期间的消费主要靠“替代效应”拉动,居民的消费意愿在疫情结束后大幅减少。 <https://www.chineseafs.org/ckynewsmgr/uploadfile/20200529/1590720320109688.pdf>, 访问日期:2025年3月31日。

③ 疫情期间,服饰美妆及餐饮外卖减少幅度最明显。 https://www.thepaper.cn/newsDetail_forward_6865970, 访问日期:2025年3月31日。

④ 评判标准包括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,数据来源为北京大学数字普惠金融指数,参见网址 <https://idf.pku.edu.cn/yjcg/zsbjg/513800.htm>, 访问日期:2025年3月31日。

表 4 的实证结果与我们的理论探讨保持一致。在表 4 第(1)列,当被解释变量是线下消费时, $Use_{i,c,t}$ 的系数显著为正,表明没有封控时,助盲功能显著促进线下消费;封控指数与 $Use_{i,c,t}$ 的交互项系数显著为负,表明封控会导致视障用户的线下消费减少,与预期相吻合。在表 4 第(2)列,当被解释变量是线上消费时,在高支付宝覆盖指数城市,封控指数与 $Use_{i,c,t}$ 的交互项系数显著为负;在表 4 第(3)列,在低支付宝覆盖指数的城市中,封控指数与 $Use_{i,c,t}$ 的交互项系数正向但几乎不显著。^① 第(2)、(3)列的结果与预期相吻合。

表 4 疫情封控与消费选择

变量	ln(1+线下消费)	ln(1+线上消费)	
		支付宝 覆盖率高	支付宝 覆盖率低
	(1)	(2)	(3)
$Use_{i,c,t}$	0.177*** (0.059)	0.125** (0.064)	0.158*** (0.061)
$Use_{i,c,t} \times Lockdown_c$	-0.855** (0.433)	-0.625* (0.345)	2.255 (1.515)
个体固定效应	是	是	是
城市×月度固定效应	是	是	是
依赖程度×月度固定效应	是	是	是
观测数量	58 652	29 304	29 458
R ²	0.687	0.685	0.722

注:第(2)、(3)列根据支付宝覆盖率指数的中位数进行分组,探讨疫情封控对线上消费的“互补效应”和“替代效应”。

（六）稳健性检验

本文从两个方面补充稳健性检验。第一,缓解样本选择偏差。基于平台数据,我们仅能观察到使用过助盲功能用户的消费情况,不能观测和分析未使用该功能的视障消费者的消费情况,产生样本选择偏误,导致高估助盲功能的影响。针对样本选择问题,我们主要采用 Heckman 两阶段模型进行处理。

第二,缓解对数转换的系数估计偏误。本文在构建被解释变量时,考虑消费变量的右偏,采用了 $\log(1+Y)$ 的形式。然而 Chen and Roth(2024)指出,利用类对数转换具有零值的被解释变量,得到的平均处理效应依赖于被解释变量的单位。根据 Chen and Roth(2024)的建议,我们利用原值进行分位数回归,并从广延边际和集约边际两个角度

^① 进一步,我们选出具有明显互补、替代效应的板块,进行稳健性检验,篇幅所限,结果见附录 I 表 I 6。由于疫情数据中缺少三沙市、克拉玛依、阿勒泰等地级区域,以及只有 293 个地级市汇报常住人口数据,我们构建的疫情封控指数无法完全覆盖支付宝数据包括的 333 个地级区域,导致表 4 的观测值和基准回归不一致。

重新分析处理效应。

综合以上两方面,本文结果保持稳健,汇报在附录 I 中。

(七) 长期影响

为了验证助盲功能对消费影响的长期影响,我们将基准回归数据延长至 2022 年 12 月,并使用季度数据进行动态效应分析。为了避免长期动态效应分析的虚假估计问题,我们使用插补法(Borusyak et al., 2024)进行识别。^① 结果如图 3 所示,在视障用户开启助盲功能后,消费板块的数量呈现出显著且持续的增长,表明助盲功能对消费多样性的正向影响有较长的持续性,进一步说明平台的助盲功能可以帮助视障用户更好地提升消费质量。

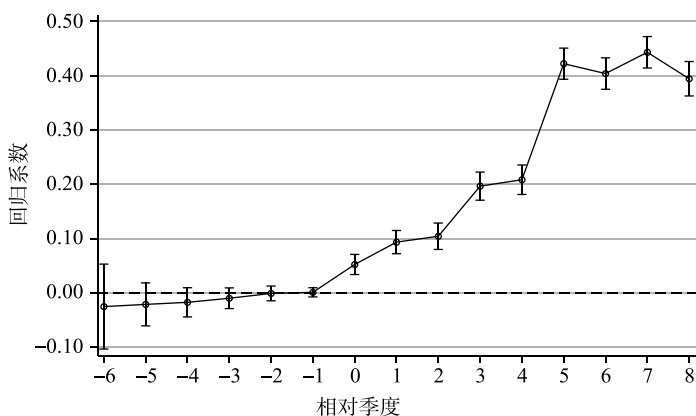


图 3 助盲功能的长期影响

注:置信区间为 95%。被解释变量是季度的消费板块数量,解释变量是某季度是否启用助盲功能。横轴表示相对开通助盲功能时间的季度数,纵轴表示相对季度的回归系数。结果显示,助盲功能的启用对于消费质量的提升,至少可以持续 8 个季度。

(八) 调节效应分析

本文从三个方面探讨平台助盲功能的调节效应。第一,社会联系。残疾人群体社交网络相对窄小(Scholz et al., 2017),社会联系多局限于家人,同时,缺少数字化训练,很难得到针对性的帮助和疏导,更容易在数字技术面前出现焦虑与恐慌(魏寿洪等,2018)。因此,扩大残疾人群体内部的社会联系,可以帮助他们更好地协作学习和使用数字技术。为了度量残疾人群体的社会联系,我们使用基层残疾人组织的两个指标进行衡量:2019

^① Borusyak et al.(2024)指出,在使用双向固定效应模型(Two-way Fixed Effects, TWFE)估计长期效应时,由于缺乏有效的对照组,TWFE 模型需要依赖处理效应同质性的强假设,并通过外推早期处理组的信息来估计后期处理组的长期效应,从而造成虚假估计问题。同时,本文长期效应分析使用季度数据,所有个体在 2021 年 12 月之前均已接受处理,使得 2022 年以后的样本缺乏有效的对照组,因此 TWFE 模型无法有效估计长期效应;Sun and Abraham (2021)提出的聚合单位法虽然可以减轻处理效应异质性导致的偏差,但无法从根本上解决 2021 年以后缺乏有效对照组的问题。

年省内村级残联数量和设置残疾人专职委员的县级残联占比。^① 基层残疾人组织是残疾人与社会开展有效交流的重要纽带与平台,组织的数量及覆盖面在一定程度上代表了残疾人群体的社会联系强弱(厉才茂和廖繁龙,2017)。残疾人专职委员作为一种公益性岗位,是社区和残疾人群体联系的纽带,设置残疾人专职委员的县级残联具有更好的社会互动功能。为了减少变量的测量误差,我们对社会联系指标取对数,并除以 2019 年省份 GDP。

为了检验社会联系的调节效应,我们将社会联系变量与助盲功能变量($Use_{i,c,t}$)交乘,加入基准回归。结果如表 5 的第(1)、(2)列所示,交互项系数均为正显著, $Use_{i,c,t}$ 的系数不显著^②,表明残疾人群体的社会联系越强,助盲功能对消费多样性的促进作用越大。我们的结果表明,完善残疾人群体的社会组织建设,加强残疾人之间的交流互助,是平台助盲功能发挥预期作用的重要条件。

第二,线下无障碍环境设施。完善线下环境的无障碍设施,是对信息无障碍建设的必要补充。结合表 1 的描述性统计,支付宝平台视障用户的消费以线下消费为主,体现了对助盲基建的依赖。即使平台助盲功能提高了移动应用的便利性,但是缺乏规范盲道、残疾人卫生间等无障碍设施,视障用户依然难以完成线下消费。由于缺少直接体现地区无障碍基建的数据,我们使用两个间接指标衡量无障碍设施的水平:2019 年省级残疾人持证人数和累计残疾人综合服务建设面积。由于残疾人证的申请需要复杂的线下流程,持证人数与助盲基建的水平紧密相关。在 2020 年之前,残疾人证的办理主要在线下进行,需要向乡镇或县级残联提出多轮申请,并提供医院的残疾程度分级证明,整个流程需要申请人多次往返不同的机构。为了减少变量的测量误差,我们对无障碍设施指标取对数,并除以 2019 年省份 GDP。

为了分析线下无障碍设施的调节作用,我们将无障碍设施水平与助盲功能变量($Use_{i,c,t}$)交乘,加入基准回归。结果如表 5 的第(3)、(4)列所示,交互项系数均为正显著, $Use_{i,c,t}$ 的系数不显著,表明无障碍设施越好的地方,助盲功能对消费多样性的促进作用越大。^③ 我们的结果表明,线下无障碍设施的建设同样是平台助盲功能发挥预期作用的重要条件。当前,由于无障碍设施的建设和投入在很多地区仍旧较为薄弱,残疾人群体的数字鸿沟不能只依赖互联网平台的技术改进。

第三,数字政务无障碍水平。地方政府的数字政务平台对残疾人越便利,本地残疾人用户越有可能获得政府提供的培训和咨询机会,参与数字经济活动的的能力也会越强。

① 多部委联合发布的《关于进一步加强和规范基层残疾人组织建设的意见》(残联发〔2009〕13 号)指出,各地应结合本地实际情况,开发适合残疾人就业的岗位,如乡镇(街道)残疾人专职委员(专干)以及村(社区)残疾人专职委员等,并明确要求残疾人专职委员应由各类残疾人担任。其中,“村级”统计涵盖行政村和社区。本文中所涉及的社会联系指标及后文提及的线下无障碍环境设施相关数据,均来源于《2020 年残疾人事业统计年鉴》,实际数据年份为 2019 年。数据来源: <https://www.cdpr.org.cn/zwgk/zccx/index.htm>, 访问时间:2025 年 3 月 31 日。

② 感谢审稿人针对系数解读的建议,此处包括后续的分析均发现一旦加入交互项,核心解释变量(Use)前的系数就不再显著,说明调节变量可能主导了助盲功能的使用。为此我们在附录 II 中补充了更多讨论和实证检验,表 II 1 的结果说明调节变量可能并没有主导助盲功能的使用。

③ 就对视障用户消费便利性的影响而言,助盲功能与线下无障碍基础设施建设之间的关系不仅体现为互补效应,亦可能存在替代效应。我们在附录 II 进行了讨论,表 II 2 的结果表明以互补效应为主。

我们利用各省门户网站进行信息无障碍建设的占比^①,在取对数和除以2019年省份GDP之后,度量地区数字政务的无障碍水平,与助盲功能变量($Use_{i,c,t}$)交乘,加入基准回归。结果如表5第(5)列所示,交互项系数显著为正, $Use_{i,c,t}$ 的系数不显著。我们的结果表明,地方政府数字政务平台对残疾人群体越友好,互联网平台助盲功能的效果越显著。因此,地方政府在数字政务信息无障碍建设的投入,对于平台信息无障碍建设发挥效果具有重要的促进作用。

表5 调节效应分析

被解释变量	ln(1+消费板块数)				
	社会联系		线下无障碍环境		数字政务无障碍
	村级残协 数量	残疾人专业 委员比例	残疾证持证 人数	残疾人综合服务 建设面积	无障碍网站 建设比例
调节变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$Use_{i,c,t}$	-0.015 (0.018)	-0.003 (0.017)	-0.0005 (0.018)	0.0006 (0.018)	-0.019 (0.021)
$Use_{i,c,t} \times$ 调节变量	0.025*** (0.006)	0.402*** (0.108)	0.013*** (0.004)	0.017*** (0.006)	0.079*** (0.021)
个体固定效应	是	是	是	是	是
城市×月度固定效应	是	是	是	是	是
依赖程度×月度固定效应	是	是	是	是	是
观测数量	60 038	60 038	60 038	60 038	60 038
R^2	0.753	0.753	0.753	0.753	0.753

注:调节变量均为省级变量;为了减少测量误差,调节变量均取对数,并除以2019年的省级GDP。

五、政策含义

本文关注残疾人群体在数字经济时代面对的数字鸿沟,量化评估重要互联网平台应用程序的助盲功能对视障用户消费质量的积极影响。虽然数字经济技术正在发生日新月异的变化,视障人群依旧较难接受到普遍性的数字服务。一方面,社会经济高质量发展带动了视障人群职业的多元化,提升了视障群体的收入和消费能力,使得他们对平台消费的需求逐步增加;另一方面,由于市场导向的平台经济更关注经济利益,一定程度忽视了社会价值,使得以视障人群为目标客户的数字服务供给依然相对滞后。基于本文的实证结果,我们发现平台的助盲功能可以带来显著的社会经济价值,蕴含了两方面的政策含义。第一,政府应继续发挥引导功能,同步统筹推进线下助盲设施与无障碍数字政

^① 数据来自2019年中国互联网协会对各级政府及所属党政机关、公共事业单位约23万个重要公共服务网站的无障碍建设检测,参见网址:http://zw.china.com.cn/2019-04/03/content_74642291.htm,访问时间:2025年3月31日。

务平台的建设,确保无障碍环境和数字便利的有效互补,以利于残疾人群体更好地接受公共服务,更好地发挥信息无障碍建设的社会价值。第二,政府和社会应该注重引导头部平台企业参与无障碍技术的开发与推广,与残联协会建立常态化交流合作机制,关注市场平台帮助残疾人群体带来的经济效益,通过数字技术保障残疾人用户在平台操作和消费的基本权益。

参 考 文 献

- [1] Acemoglu, D., and J. D. Angrist, “Consequences of Employment Protection? The Case of the Americans with Disabilities Act”, *Journal of Political Economy*, 2001, 109(5), 915-957.
- [2] Armington, P. S., “A Theory of Demand for Products Distinguished by Place of Production”, *International Monetary Fund Staff Papers*, 1969, 16 (1), 159-178.
- [3] Autor, D., A. Kostol, M. Mogstad, and B. Setzler, “Disability Benefits, Consumption Insurance, and Household Labor Supply”, *American Economic Review*, 2019, 109(7), 2613-2654.
- [4] Borusyak, K., X. Jaravel, and J. Spiess, “Revisiting Event-Study Designs: Robust and Efficient Estimation”, *Review of Economic Studies*, 2024, 91(6), 3253-3285.
- [5] Bronnenberg, B. J., “The Provision of Convenience and Variety by the Market”, *The RAND Journal of Economics*, 2015, 46(3), 480-498.
- [6] Carlsson, G., B. Slaug, S. M. Schmidt, L. Norin, E. Ronchi, and G. Gefenaite, “A Scoping Review of Public Building Accessibility”, *Disability and Health Journal*, 2022, 15(2), 101227.
- [7] 陈刚、李沁柯,“‘在技之在’:作为基础设施的数字‘盲道’‘盲杖’与视障者的城市生活”,《新闻界》,2023年第5期,第49—60+96页。
- [8] Chen, H., W. Qian, and Q. Wen, “The Impact of the COVID-19 Pandemic on Consumption: Learning from High-Frequency Transaction Data”, *AEA Papers and Proceedings*, 2021, 111, 307-311.
- [9] Chen, J., C. Chen, Z. Xing, X. Xu, L. Zhu, G. Li, and J. Wang, “Unblind Your Apps: Predicting Natural-Language Labels for Mobile GUI Components by Deep Learning”, in *Proceedings of the ACM/IEEE 42nd International Conference on Software Engineering*, 2020.
- [10] Chen, J., and J. Roth, “Logs with Zeros? Some Problems and Solutions”, *The Quarterly Journal of Economics*, 2024, 139(2), 891-936.
- [11] Coibion O., Y. Gorodnichenko, and M. Weber, “The Cost of the Covid-19 Crisis: Lockdowns, Macroeconomic Expectations, and Consumer Spending”, *Journal of Economic Behavior & Organization*, 2025, 229, 106846.
- [12] 邓辛、彭嘉欣,“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”,《管理世界》,2023年第6期,第16—33+70+34—43页。
- [13] Dobransky, K., and E. Hargittai, “The Disability Divide in Internet Access and Use”, *Information, Communication & Society*, 2006, 9(3), 313-334.
- [14] Dobransky, K., and E. Hargittai, “Unrealized Potential: Exploring the Digital Disability Divide”, *Poetics*, 2016, 58, 18-28.
- [15] Dolfen, P., L. Einav, P. J. Klenow, B. Klopach, J. D. Levin, L. Levin, and W. Best, “Assessing the Gains from E-Commerce”, *American Economic Journal: Macroeconomics*, 2023, 15(1), 342-370.
- [16] Fan, J., L. Tang, W. Zhu, and B. Zou, “The Alibaba Effect: Spatial Consumption Inequality and the Welfare Gains from e-Commerce”, *Journal of International Economics*, 2018, 114, 203-220.

- [17] Ferraro, D., and V. Valaitis, "Consumption Quality and Employment Across the Wealth Distribution", *Review of Economic Studies*, 2025, 92(3), 1801-1836.
- [18] Goggin, G., H. Yu, K. R. Fisher, and B. Li, "Disability, Technology Innovation and Social Development in China and Australia", *Journal of Asian Public Policy*, 2019, 12(1), 34-50.
- [19] Goodman-Bacon, A., "Difference-in-Differences with Variation in Treatment Timing", *Journal of Econometrics*, 2021, 225(2), 254-277.
- [20] Huang, Y. P., and X. Wang, "Mobile Payment in China: Practice and Its Effects", *Asian Economic Papers*, 2020, 19(3), 1-18.
- [21] Johansson, S., J. Gulliksen, and C. Gustavsson, "Disability Digital Divide: The Use of the Internet, Smartphones, Computers and Tablets among People with Disabilities in Sweden", *Universal Access in the Information Society*, 2021, 20(1), 105-120.
- [22] Khan, A., and S. Khusro, "A Mechanism for Blind-Friendly User Interface Adaptation of Mobile Apps: A Case Study for Improving the User Experience of the Blind People", *Journal of Ambient Intelligence and Humanized Computing*, 2022, 13(5), 2841-2871.
- [23] Kim, H. K., and S. H. Han, "Defining and Classifying IT Interaction Disability", *Behaviour & Information Technology*, 2017, 36(4), 422-434.
- [24] 厉才茂、廖繁龙, "县级残疾人服务能力建设情况调查报告", 《残疾人研究》, 2017年第4期, 第91—96页。
- [25] Mendes-Da-Silva, W., E. C. Lucas, and J. V. de F. Carvalho, "Flood Insurance: The Propensity and Attitudes of Informed People with Disabilities towards Risk", *Journal of Environmental Management*, 2021, 294, 113032.
- [26] 彭冲、金培振, "消费型街道: 道路密度与消费活力的微观证据", 《经济学》(季刊), 2022年第4期, 第1361—1382页。
- [27] Raja, D. S., "Bridging the Disability Divide through Digital Technologies", Background paper for the World Development report, 2016, 1-35.
- [28] Scholz, F., B. Yalcin, and M. Priestley, "Internet Access for Disabled People: Understanding Socio-Relational Factors in Europe", *Cyberpsychology: Journal of Psychosocial Research on Cyberspace*, 2017, 11(1), Article4.
- [29] Stigler, G. J., "The Economics of Information", *Journal of Political Economy*, 1961, 69(3), 213-225.
- [30] Sun, L., and S. Abraham, "Estimating Dynamic Treatment Effects in Event Studies with Heterogeneous Treatment Effects", *Journal of Econometrics*, 2021, 225(2), 175-199.
- [31] 魏寿洪、师家璇、王妤、米韬, "残疾人社交媒体使用研究进展", 《残疾人研究》, 2018年第2期, 第68—73页。
- [32] 谢卓潇, "网络化城市中视障者的‘不/可见性政治’——从残障视角反思媒介技术界面", 《国际新闻界》, 2023年第5期, 第96—120页。
- [33] Xing, J., E. Y. Zou, Z. Yin, Y. Wang, and Z. Li, "'Quick Response' Economic Stimulus: The Effect of Small-Value Digital Coupons on Spending", *American Economic Journal: Macroeconomics*, 2023, 15(4), 249-304.
- [34] 张琼、封世蓝、曹晖, "中国最低工资调整与残疾人就业——基于县级邻近配对及个体追踪数据的经验证据与影响机制", 《经济学》(季刊), 2022年第3期, 第1061—1078页。
- [35] 赵仁杰、张子尧, "补齐共同富裕的民生短板: 税收激励与特殊群体稳就业", 《世界经济》, 2023年第7期, 第165—190页。

Platforms for the Visually Impaired to Narrow the Digital Divide: Evidence from Accessibility Features in Applications

LI Jianan LI Xueyong*

(Xiamen University)

Abstract: This paper investigates the impact of visual accessibility features in a platform app on visually impaired users' consumption behavior. We find that enabling vision assistance narrows the digital divide and enhances consumption quality: it expands purchase categories by 5.9%, boosts average spending by 15.5% and transaction frequency by 7.8%, and increases spending on traditional goods, daily necessities, and entertainment services. These effects persist after accounting for sample selection, heterogeneous treatment effects, COVID-19 lockdowns, and consumption substitution. Moreover, the positive impact is stronger in regions with robust offline social support, comprehensive assistive-vision infrastructure, and accessible digital governance.

Keywords: disability digital divide; visual accessibility features; consumption quality

JEL Classification: D12, D83, P36

* Corresponding Author: LI Xueyong, Wang Yanan Institute for Studies in Economics, Xiamen University, No. 422 Siming South Road, Xiamen, Fujian 361005, China; Tel: 86-13779965006; E-mail: xueyongli@stu.xmu.edu.cn.