

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

目录

附录 I 稳健性检验.....	1
附录 II 调节效应分析.....	6
附录 III 附表与附图.....	8
参考文献.....	12

附录 I 稳健性检验

(一) 更换依赖程度的代理变量

为了缓解自选择偏差，我们控制用户视觉无障碍功能的依赖程度。在基准回归中，我们使用个体使用视觉无障碍功能的累计时长作为依赖程度的代理变量。为了确保结果的稳健，我们更换依赖程度的代理变量，采用视障用户研究区间内月度视觉无障碍功能的平均点击量，其他设定保持不变。结果如表II 第 (1) - (3) 列所示，替换依赖程度代理变量后，研究结论保持稳健。

表II 更换依赖程度的代理变量

变量	消费范围	消费规模	消费频率
	(1)	(2)	(3)
	Ln(1+消费板块数)	Ln(1+消费金额)	Ln(1+消费次数)
$Use_{i,c,t}$	0.035*** (0.011)	0.104** (0.044)	0.049** (0.021)
个体固定效应	是	是	是
城市×月度固定效应	是	是	是
月均点击量×时间固定效应	是	是	是
观测数量	60060	60060	60060
R ²	0.750	0.707	0.766

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。

(二) 负权重检验

我们使用了 Goodman-Bacon (2021) 提出的分解方法检验负权重，发现存在负权重问题。结果如图II 所示的权重图所示，横轴表示权重大小，纵轴表示估计系数，每个点代表按照处理时间划分的对比组 (comparison group)。“Later vs Earlier Treated”表示较早接受处理的样本被用作较晚接受处理样本的控制组，这是可能产生偏误的比较，其中较晚接受处理的单位是“处理组”，而已经接受处理的较早单位充当“控制组”；当这些作为控制组的单位，其处理效应随时间动态变化时，就会导致“负权重问题”，从而使该项的估计系数产生偏误，甚至变为负值。“Earlier vs Later Treated”表示较晚接受处理的样本被用作较早接受处理样本的对照组，这是有效的比较，其中较早接受处理的单位是“处理组”，而较晚接受处理的单位在其处理开始前充当“控制组”。图II 的权重图显示，图中大量“Later vs. Earlier Treated”的比较，其估计系数为负且占据了可观的权重，直观地揭示了负权重问题的存在。将权重汇总后，表I2 的结果进一步表明了负权重问题：由存在偏误的“Later vs. Earlier Treated”比较得出的平均估计值为负 (-0.035)，其合计权重却高达 0.747；而由有效的“Earlier vs. Later Treated”比较得出的平均估计值为正 (0.063)，其权重仅为 0.253。

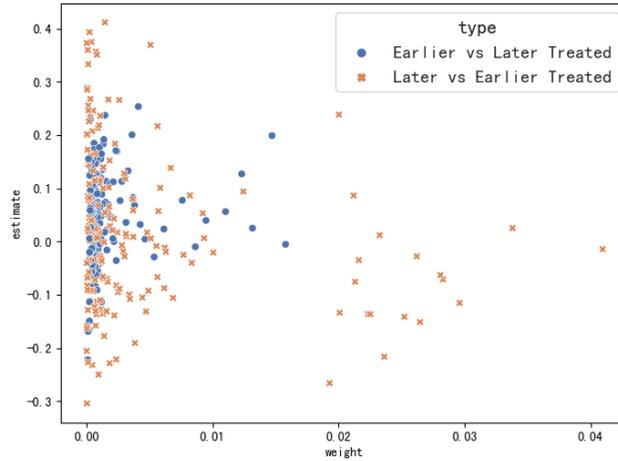


图11 Goodman Bacon 分解权重图

注：横轴表示权重大小，纵轴表示估计系数，每个点代表按照处理时间划分的对比组（comparison group）。“Later vs Earlier Treated”表示较早接受处理的样本被用作较晚接受处理样本的控制组；“Earlier vs Later Treated”表示较晚接受处理的样本被用作较早接受处理样本的对照组。

表12 Goodman Bacon 分解结果

类型	估计值	权重
Later vs Earlier	-0.033	0.747
Earlier vs Later Treated	0.063	0.253

注：研究样本中不存在从未处理的组别。

（三）样本选择偏误问题

针对样本选择问题，文献一般采用 Heckman 两阶段模型进行处理。在样本中，我们缺乏没有使用过助盲功能的视障用户的消费信息，无法直接使用 Heckman 模型。因此，我们采取了近似的办法进行处理。在基准回归中，我们仅保留累计时长大于等于 3 个月的视障用户。为了使用 Heckman 两阶段回归，我们在使用时长小于 3 个月的样本中选择消费为 0 的个体，将其视为未使用助盲功能的视障用户，作为 Heckman 一阶段中消费缺失的个体，并将计算的 IMR^①并代入 Heckman 第二阶段进行控制。回归结果如表13 所示，IMR 显著为正，表明存在一定的样本选择，但是在控制 IMR 后的系数保持稳健，并且与基准回归系数无显著差异^②。

此外，我们还利用 PSM 匹配从未使用过视觉无障碍功能的人群进行近似分析。首先，我们在样本开始前（2020 年 3 月前），将样本用户的消费状态（消费板块数量、消费金额、消费次数）作为协变量，采用 PSM 方法 1: 1 无放回地匹配从未使用过视觉无障碍功能的人群，最终匹配获得了从未使用过视觉无障碍功能的用户 2730 个，匹配效果检验如图12 所示。其次，将匹配得到的 2730 个从未使用过视觉无障碍的用户和本文基准回归所用的 2730 个样本组合。最后，按照基准回归设定进行回归，结果如表14 所示，回归系数与基准结果

^① 协变量为年龄、社保、医保状态。

^② 系数差异检验的 p 值分别为 0.23, 0.37, 0.52。

相近，基准回归结果稳健。

表13 样本自选择偏误

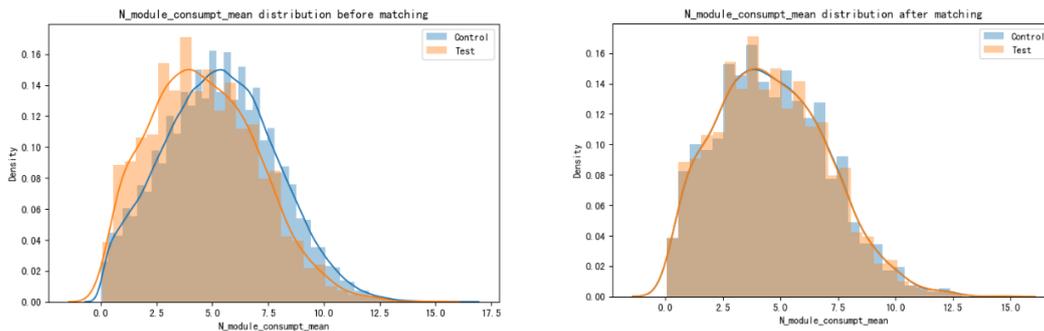
变量	消费范围	消费规模	消费频率
	(1) Ln(1+消费板块数)	(2) Ln(1+消费金额)	(3) Ln(1+消费次数)
$Use_{i,c,t}$	0.060*** (0.015)	0.223*** (0.059)	0.105*** (0.029)
IMR	0.254 (0.233)	1.630* (0.930)	0.659 (0.446)
个体固定效应	是	是	是
城市×月度固定效应	是	是	是
依赖程度×月度固定效应	是	是	是
观测数量	60060	60060	60060
R^2	0.753	0.711	0.769

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。

表14 样本自选择偏误（PSM 处理）

变量	消费范围	消费规模	消费频率
	(1) Ln(1+消费板块数)	(2) Ln(1+消费金额)	(3) Ln(1+消费次数)
$Use_{i,c,t}$	0.050*** (0.011)	0.157*** (0.044)	0.080*** (0.021)
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	120120	120120	120120
R^2	0.745	0.709	0.756

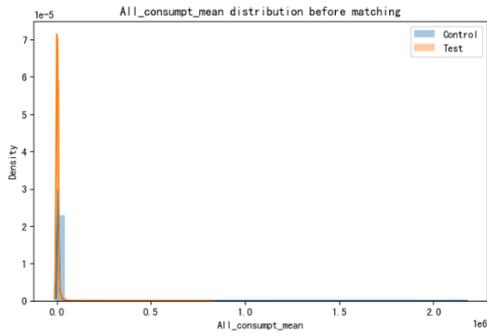
注：括号内为聚类到个体的标准误，***、**、* 分别表示 1%、5% 和 10% 显著性水平。



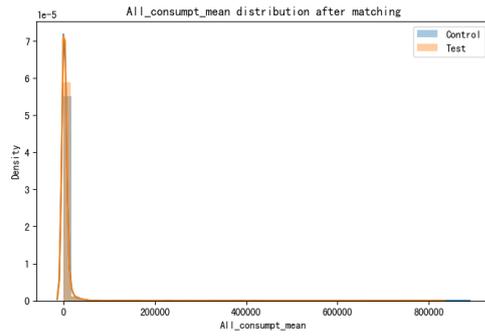
(a) 消费板块数（匹配前）

(b) 消费板块数（匹配后）

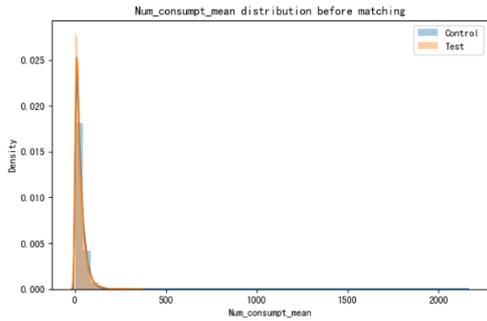
图12 样本选择偏差匹配的平衡性检验



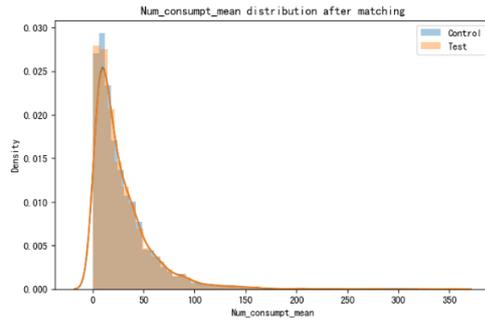
(c) 消费金额 (匹配前)



(d) 消费金额 (匹配后)



(e) 消费次数 (匹配前)



(f) 消费次数 (匹配后)

图12 样本选择偏差匹配的平衡性检验 (续)

注: Control (蓝色) 表示未使用过视觉无障碍功能的人群, Test(红色)表示本文基准回归的样本个体。横轴是三类消费指标的均值大小, 纵轴表示核密度。结果显示未使用过视觉无障碍功能的用户的消费水平在匹配前均高于本文基准回归所用样本, 匹配后样本的特征相近, 表明匹配效果较好。

(四) 对数转换估计偏差

为了缓解极端值对模型估计的干扰, 根据 Chen and Roth (2024) 的建议, 我们首先利用消费板块数量的原值进行分位数回归 (控制个体固定效应)。图13 的结果可知, 在各个分位点上, 视觉无障碍功能的启用对视障用户消费板块数量的影响基本显著为正。结果显示, 随着分位数由 10% 增加到 90%, 消费板块数量的回归系数呈现递减的趋势, 表明启用视觉无障碍功能对于低消费板块的视障用户的消费便利性边际提升作用更大, 说明视觉无障碍功能对于低消费板块视障用户的消费质量有更大的边际提升作用。

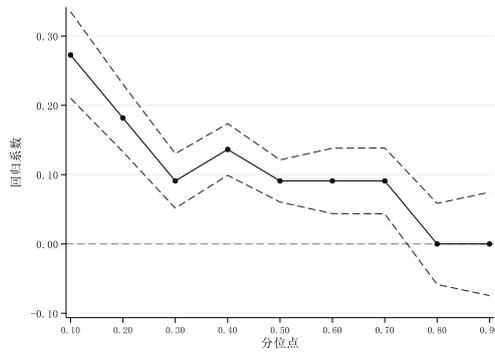


图13 消费板块数量分位数回归

注: 置信区间为 95%。

进一步，我们从广延边际和集约边际两方面进行分析。在广延边际方面，本文将基准回归中的被解释变量更换为消费是否大于 0 的虚拟变量进行回归；在集约边际方面，本文在考虑消费数据右偏的基础上，重新构建了基准回归中的被解释变量：消费取值大于 0 的部分进行自然对数转换，取值为 0 的部分设置为 0。回归结果如表15 所示，广延边际和集约边际的结果均呈现正向显著，表明基准回归的系数估计值是稳健的。

表15 对数转换估计偏误

变量	广延边际	集约边际		
	(1)	(2)	(3)	(4)
	是否消费	消费板块数	消费金额	消费次数
$Use_{i,c,t}$	0.029*** (0.006)	0.041*** (0.012)	0.145*** (0.044)	0.068*** (0.022)
个体固定效应	是	是	是	是
城市×月度固定效应	是	是	是	是
依赖程度×月度固定效应	是	是	是	是
观测数量	60060	60060	60060	60060
R ²	0.580	0.747	0.710	0.765

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

（五）疫情封控对消费选择的影响

为了进一步确认疫情对线上消费影响中的“互补效应”和“替代效应”，我们补充了稳健性检验。基于视障用户的消费行为特征，我们将线上消费板块中的服饰鞋包、美容美发、餐饮美食归为与线下场景互补性较强的消费类型（“互补效应”），将线上消费板块中的文化休闲、教育培训归类为与线下场景替代性较强的消费类型（“替代效应”）。我们在正文表 4 的回归设定基础上，将被解释变量替换为上述消费类型是否消费的虚拟变量，同时保持其他设定不变。结果如表16 所示，第（1）列交互项的系数为负显著；第（2）列交互项的系数为正不显著。表16 结果表明，视障用户在面对疫情封城时，更容易减少与线下经济互动紧密互补的线上消费行为（“互补效应”），而不是增加替代线下经济活动的线上消费（“替代效应”），与我们正文的理论探讨保持一致。

表16 疫情封控与消费选择的稳健性检验

变量	(1)	(2)
	是否进行互补消费	是否进行替代消费
$Use_{i,c,t}$	0.024*** (0.009)	0.017** (0.010)
$Use_{i,c,t} \times Lockdown_c$	-0.143*** (0.055)	0.010 (0.056)
个体固定效应	是	是
城市×月度固定效应	是	是
依赖程度×月度固定效应	是	是
观测数量	58762	58762
R ²	0.553	0.470

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。

$Lockdown_c$ 为正文中构建的疫情封控指数。

附录 II 调节效应分析

(一) 排除调节变量的主导作用

正文调节效应分析发现，一旦加入交互项，核心解释变量 ($Use_{i,c,t}$) 前的系数就不再显著，说明调节变量可能主导了视觉无障碍功能的使用。为了检验这一观点，我们补充了更多讨论和实证检验，以分析核心解释变量 ($Use_{i,c,t}$) 在加入交互项后的系数变化。

首先，本文所使用的调节变量本身具有较好的外生性，都是样本期之前的地区特征变量。因此，本文交互项捕捉的是视觉无障碍功能的启用对调节变量的强化（或者弱化）的作用。因此，加入交互项后的估计系数变化不能说明视觉无障碍功能没有起主要作用。

其次，我们通过进一步控制调节变量的时间异质性，讨论调节变量是否主导了视觉无障碍功能的使用。具体而言，我们不再加入核心解释变量 ($Use_{i,c,t}$) 乘以调节变量的交互项，而是增加调节变量乘以时间固定效应。由于共线性，我们不再控制基准回归中的城市×时间固定效应。如果调节变量主导了助盲功能的使用，那么调节变量乘以时间固定效应能够解释大部分视障用户支付宝的消费板块数量的变动，预期核心解释变量 ($Use_{i,c,t}$) 不显著。回归结果见表III1，核心解释变量的系数依然显著，且与基准回归的系数大小无显著差异，说明调节变量可能并没有主导便利性的提升效果。

表III1 排除调节变量的主导作用

变量	Ln(1+消费板块数量)				
	社会联系		线下无障碍环境		数字政务无障碍
	残疾干部残协比例	村级残协数量	残疾证比例	残疾综合服务建设	县级无障碍网站建设比例
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$Use_{i,c,t}$	0.054*** (0.011)	0.054*** (0.011)	0.054*** (0.011)	0.054*** (0.011)	0.054*** (0.011)
个体固定效应	是	是	是	是	是
调节变量×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	60038	60038	60038	60038	60038
R ²	0.676	0.676	0.676	0.676	0.676

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。

(二) 线下无障碍环境建设的替代效应检验

由于视觉无障碍功能与线下无障碍环境建设，可能存在互补效应，也可能存在替代效应。为了补充原文讨论的不足，我们尝试通过探讨调节效应的非线性的估计，讨论替代效应和互补效应是否同时存在。我们补充的实证讨论具体如下：

首先，在回归设定中，我们在调节效应回归模型中引入了核心解释变量 ($Use_{i,c,t}$) 以及调节变量 X 的平方项 (X^2)。结果显示， $Use_{i,c,t} \times X^2$ 的系数显著为负， $Use_{i,c,t} \times X$ 的系

数显著为正，表明调节变量对视觉无障碍功能提升消费便利性的影响呈现倒 U 型趋势：随着调节变量的增加，视觉无障碍功能对消费便利性的提升效果先增强后减弱。因此，线下无障碍基础设施与视觉无障碍功能的互补效应可以解释为：当调节变量 X 的值低于倒 U 型曲线的极值点时，线下无障碍基础设施越完善，视觉无障碍功能对消费便利性的提升作用越显著。当 X 的值高于极值点时，替代效应显现，线下基础设施较为完善的地区，视觉无障碍功能的边际效用逐渐下降。

进一步，我们计算互补效应和替代效应存在的区间。根据 $Use_{i,c,t} \times X$ 和 $Use_{i,c,t} \times X^2$ 的系数，我们计算关于调节变量的二次函数的极值点，并将其与调节变量的实际取值范围进行比较。具体而言，当调节变量的取值小于极值点（如表II2 第（1）列中的 33.03）时，互补效应显现。在这一区间内，随着调节变量的增加，线下基础设施的完善能够增强视觉无障碍功能的作用，提升消费便利性。当调节变量的取值大于极值点时（如表II2 第（1）列中的 33.03），替代效应开始显现：当线下无障碍设施较为完善时，视障用户会更多依赖线下设施，减少对视觉无障碍功能的使用，视觉无障碍功能的边际效用逐渐下降。

最后，我们通过比较极值点和调节变量 75%分位数的大小，确认替代和互补效应的大小关系。结果如表II2 所示，计算得出的极值点均显著大于调节变量的 75%分位数（如表II2 第（1）列中极值点为 33.03，显著大于调节变量残疾证持证人的 75%分位数 4.117）。结果表明在大多数情况下，互补效应占主导地位，意味着在当前线下无障碍基础设施仍旧不完善的情况下，解决视障用户的数字鸿沟问题需要线上与线下无障碍设施的协同推进，以实现消费便利性的最大化提升。

表II2 线下无障碍环境建设的替代效应检验

被解释变量	是否消费	
	(1)	(2)
调节变量 (X)	残疾证持证	累计残疾综合服务建设面积
$Use_{i,c,t}$	0.000082 (0.010755)	-0.001098 (0.011190)
$Use_{i,c,t} \times X$	0.008785*** (0.003032)	0.010529*** (0.003570)
$Use_{i,c,t} \times X^2$	-0.00013*** (0.000046)	-0.000172*** (0.000057)
个体固定效应	是	是
城市×月度固定效应	是	是
依赖程度×月度固定效应	是	是
观测数量	60038	60038
R ²	0.581	0.581
极值点	33.03	30.61
调节变量取值范围	(1.323, 67.98)	(1.243, 63.71)
调节变量 75%分位数	4.117	3.374

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。

附录 III 附表与附图

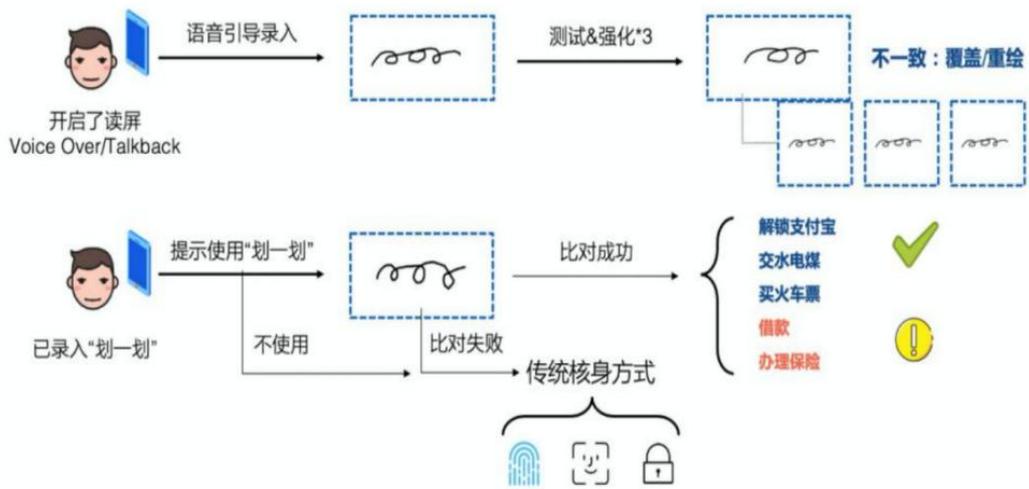
(一) 支付宝视觉无障碍功能展示

图 A1(a)为智慧读屏的示例，图 A1(b)是核验身份中使用“划一划”的验证流程图。^①核验身份功能，主要利用计算机视觉、生物行为识别、人机识别等多种人工智能技术，解决视觉障碍用户在人脸识别无法眨眼以及图形验证码验证困难的问题，为视觉障碍用户的消费提供便利和安全保障。



(a) 智慧读屏范例

^① 图来自蚂蚁科技集团技术标准化总监彭晋的报告《移动支付的无障碍标准与实践》，报告来源：<https://www.w3.org/2022/09/hangzhou/all/slides/pengjin.pdf>，访问时间：2025年3月31日。



(b) “划一划”的验证流程

图 A1 支付宝视觉无障碍功能展示

(二) 支付宝消费板块的介绍

用户可以通过支付宝应用界面中“我的-账单-筛选”查看消费分类，其中信用借还、亲友代付、转账红包、投资理财、公益捐赠、保险、互助保障、账户存取、退款、收入板块不计入消费。



图 A2 支付宝消费板块分类

(三) 消费便利性的提升——消费渠道的补充分析

从消费模式的角度来看，视觉无障碍功能的启用显著推动了视障人士通过支付宝的线

上和线下消费的增长。表 A1 的结果显示，视觉无障碍功能的开启使线上和线下消费种类的数量显著增加，消费金额和消费次数均得到显著提升。结果表明，视障用户不仅通过视觉无障碍功能提升了线下消费的便利性，还充分利用了线上消费的优势，例如商品选择的多样性（Fan et al., 2018; Dolfen et al., 2023）。这一发现佐证了视觉无障碍功能对用户消费便利性显著提升的积极作用。

表 A1 无障碍功能开通与线上线下载消费提升

变量	线上消费			线下消费		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Ln(1+消费板块数)	Ln(1+消费金额)	Ln(1+消费次数)	Ln(1+消费板块数)	Ln(1+消费金额)	Ln(1+消费次数)
$Use_{i,c,t}$	0.031***	0.128***	0.053***	0.031***	0.121***	0.047**
	(0.012)	(0.012)	(0.017)	(0.010)	(0.010)	(0.023)
个体固定效应	是	是	是	是	是	是
城市×月度固定效应	是	是	是	是	是	是
依赖程度×月度固定效应	是	是	是	是	是	是
观测数量	60060	60060	60060	60060	60060	60060
R ²	0.738	0.704	0.741	0.733	0.689	0.762

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。

（四）消费便利性的提升——板块选择的补充分析

结合《2023 年信息无障碍调研报告》^①对障碍场景的分类，我们补充了涉及公共资源使用的医疗健康、公共服务和教育培训三个板块的回归分析，被解释变量为是否在相关板块进行消费的虚拟变量。结果如表 A2 所示，回归系数均不显著。对此，我们认为主要原因在于这些消费场景对信息获取和服务配套的要求较高。以医疗消费为例，报告显示视障人士在独立办理医疗业务场景中的障碍比例高达 49.5%，仅依靠支付宝的视觉无障碍功能可能难以解决信息障碍和复杂流程问题。

表 A2 视觉无障碍功能与生活质量提高

变量	是否消费		
	(1)	(2)	(3)
	医疗健康	公共服务	教育培训
$Use_{i,c,t}$	0.006	-0.003	-0.003
	(0.007)	(0.002)	(0.003)
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	60060	60060	60060
R ²	0.411	0.234	0.267

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。

^① 具体参见网址 <https://research.tencent.com/report?id=1OVk>，访问时间：2025 年 3 月 31 日。

(五) 板块平均消费金额占比分布

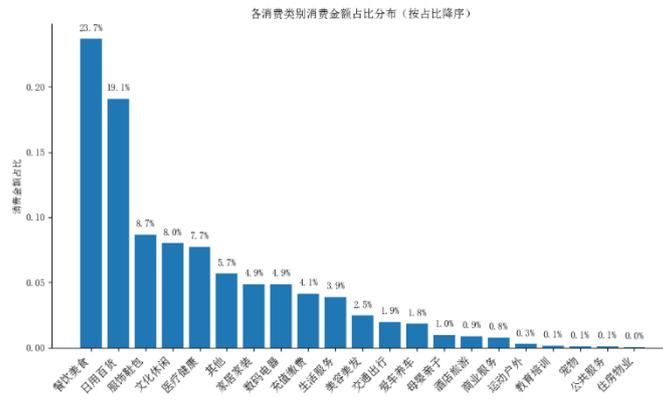


图 A3 板块平均消费金额占比分布

参考文献

- [1] Chen, J., and J. Roth, “Logs with Zeros? Some Problems and Solutions”, *The Quarterly Journal of Economics*, 2024, 139(2): 891-936.
- [2] 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.
- [3] 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.
- [4] Goodman-Bacon, A., “Difference-in-Differences with Variation in Treatment Timing”, *Journal of Econometrics*, 2021, 225(2), 254-277.

注：该附录是期刊所发表论文的组成部分，同样视为作者公开发表的内容。如研究中使用该附录中的内容，请务必在研究成果上注明附录下载出处。