

独家交易对平台内经营者销量的影响研究

——来自互联网外卖平台的实证证据

周依仿, 骆品亮

(复旦大学 管理学院, 上海 200433)

摘要: 互联网平台独家交易行为越来越受到反垄断部门的重视, 而其经济效应较为复杂, 在业界尤其是学界尚存争议。本文首先基于 Hotelling 模型分析独家交易前后用户的归属变化, 并考虑平台赋能和品牌异质性对独家后商家销量的影响, 分解其作用机制。再基于 2019 年互联网外卖平台的数据进行实证检验和分析, 使用倾向得分匹配-双重差分法评估了外卖平台 G 独家交易对平台内经营者销量影响的净效应。结果表明, 独家交易通过渠道效应降低了商家的总销量, 而没有出现显著的能提高商家销量的用户转移效应。因此, 平台并未在销量提升上有效赋能独家交易的商家。异质性分析发现, 品牌商家独家后销量受到的负面影响高于非品牌商家。研究结果可以为反垄断相关执法提供参考和支持。

关键词: 品牌商; 销量; 双重差分模型

中图分类号: F276.8 **文献标志码:** A **文章编号:** 1002-980X(2022)7-0169-16

一、引言

互联网技术的成熟与普及推动着平台经济的飞速发展, 双边平台成为越来越重要的前沿热点。平台经济具有典型的双边市场属性, 其区别于传统单边市场的最大特点是存在交叉网络外部性 (cross-group externalities), 即一边用户的规模影响另一边用户的效用, 反之亦然 (Rochet 和 Tirole, 2003)。这一特征使得用户规模较大的平台往往占据优势 (骆品亮等, 2010), 故用户规模是平台发展的关键。此外, 平台差异性越小, 多归属的用户越多 (王志宏和傅长涛, 2019)。为了争夺用户, 平台试图通过各种手段抢占市场份额, 独家交易就是互联网平台常采用的手段之一。独家交易在互联网平台中常表现为“二选一”, 本文所研究的独家交易主要指“二选一”行为, 它是指互联网平台要求平台内经营者只能在本平台提供商品或服务, 而不能同时入驻同类对手平台进行交易, 以此抢夺双边用户资源 (王岭和廖文军, 2021)。而外卖平台是独家交易的典型应用场景, 美团外卖和饿了么平台作为外卖市场两大寡头, 截至 2020 年第一季度二者已包揽外卖市场份额 94.2%, 其中美团外卖交易额占比高达 67.3%^①。高市场支配地位下, 过去几年中外卖平台强迫商家“二选一”的报道屡见不鲜, 如 2019 年 8 月西安市曝出某外卖平台要求商家签订独家协议, 商家若不独家, 则会被提高费率或缩小配送范围, 甚至关店^②。互联网平台的独家交易行为越发受到国家反垄断执法机构的密切关注。2021 年 2 月 7 日, 《国务院反垄断委员会关于平台经济领域的反垄断指南》正式颁布, 其中指出了分析是否构成限定交易需要考虑“二选一”及独家交易等因素, 而是否对平台内经营者产生损害是考察是否构成限定交易的重要方面。受制于双边平台交叉网络外部性和较高的竞争动态性等因素, 识别和判定互联网平台独家交易的竞争效果成为一大挑战。

2021 年 4 月 26 日, 市场监管总局对美团在中国境内网络餐饮外卖平台市场进行的“二选一”等涉嫌垄断行为立案调查, 同年 10 月 8 日对该“二选一”行为处以 34 亿元的罚款, 针对美团外卖“二选一”反垄断审查的靴子暂时落地^③。然而独家交易的影响较为复杂, 对于独家交易的研究也远未停止, 其经济效应至今没有统一的定论, 影响具有两面性: 可能的积极影响在于, 独家交易有助于缓解搭便车行为, 降低成本并保护平台专用性投资, 还有助于提升平台投资水平, 最终提高市场效率 (Evans, 2013; Vasconcelos, 2015); 消极影响在于

收稿日期: 2021-10-21

作者简介: 周依仿, 复旦大学管理学院博士研究生, 研究方向: 实证产业组织、平台经济; (通讯作者) 骆品亮, 博士, 复旦大学管理学院应用经济学系教授, 博士研究生导师, 研究方向: 产业组织理论、平台经济。

① 数据来源《2020 年 Q1 中国外卖行业发展分析报告》, Trustdata 网站, <http://www.itrustdata.com/#publish>。

② 详细信息请参见: https://www.12315wq.com/html/wq/2019/wqdt_0802/92414.html。

③ 此前, 还有针对阿里巴巴和食派士的两起“二选一”处罚案件。

平台独家交易可能会限制、排挤竞争对手,损害其利益。还可能弱化平台内经营者的竞争,损害消费者利益,甚至可能导致市场分割,损害资源配置效率(Doganoglu和Wright, 2010; 唐要家和杨越, 2020)。本研究试图从理论和实证上说明独家交易的影响,并考虑其影响的异质性。

本研究的创新和贡献在于:一是从平台内经营者(商家)视角切入,在理论模型中引入了平台赋能效果和品牌异质性的影响,分析二者在平台独家交易影响商家销量中的作用。双边平台中专门针对商家用户的研究较少,聚焦于这一重要群体,丰富了相关的理论和实证研究。二是国内对独家交易的实证检验比较匮乏,运用2019年西部某重要城市X市的外卖平台数据,给出了独家交易对商家影响的估计,丰富了该领域的实践证据,并发现独家交易通过渠道效应降低了商家的总销量,为学界关于独家交易经济效应的争议提供了新的洞察。三是将商家独家交易后销量变化的影响机制分解为渠道效应和用户转移效应(平台间和平台内),从理论上比较分析各机制对销量变化的影响,并在实证中进行检验,研究发现从销量促进的角度而言,平台并没有有效赋能商家,故已有理论研究中关于平台独家交易的辩护理由“提升平台投资水平”在本研究情境中没有得到支持。这一结果对反垄规制具有参考意义。四是运用三重差分模型探究独家交易的异质性影响,发现品牌商家受独家交易的负面影响更大,为监管部门提供了保护重点的方向。

二、理论模型与研究假设

(一)文献回顾

从理论角度分析独家交易对社会福利影响的文献已有很多,但尚未形成统一共识。由于双边平台具有交叉网络外部性等的特点,加上隐蔽性强、质量差异和消费者异质性等因素影响,考察双边平台独家交易变得更加困难(乔岳和杨锡, 2021)。部分学者认为平台独家交易有利于提升平台投资水平,提高市场效率和社会福利,如Armstrong和Wright(2007)对双边平台竞争瓶颈下的独家交易进行研究,发现在交叉网络外部性作用下,支配平台的独家交易协议会使处于劣势的竞争平台被排挤出市场,但这一结果是有效率的。Evans(2013)指出独家交易协议有助于降低需求的不确定性,促使平台增加投资,还可能促进实现间接网络效应、促进平台的自然垄断及解决用户预期与协调问题。Vasconcelos(2015)指出非对称双边市场的独家交易通过提高平台间接网络效应和竞争力提升社会福利,若禁止低于边际成本的定价可能损害有效率的排他行为。

另一些学者认为独家交易会损害竞争,降低社会福利。如Halaburda和Yehezkel(2013)认为排他交易损害社会福利且使市场化水平发生扭曲。唐要家和杨越(2020)认为支配平台实施独占交易协议会消除“平台多属”,严重损害市场竞争、创新及社会总福利。杨春德和刘睿岚(2010)对互联网即时聊天平台研究发现,当平台无互联时,用户多归属时企业的定价及利润高于单归属时的情况。骆品亮和翁智澄等(2022)对平台独家交易福利效果的文献进行了扼要的梳理与评价,并考虑了平台内典型企业的归属问题,指出当对手平台实行独家而已方平台不独家时,己方平台利润最低,且双平台均实施独家时平台总利润小于均不独家的情形。还有一些学者认为独家交易协议对社会福利的影响效应是不确定的,需视情况分析。周天一等(2019)发现当平台边际成本和交叉网络外部性参数较大时,排他交易才能增加社会福利。Jeitschko和Tremblay(2020)认为平台独家交易提高了商家利润却降低了消费者福利,使得社会总福利的影响不确定,在不同假设条件下,独家交易可能增加也可能损害社会总福利。李相辰和李凯(2021)从平台与商家谈判博弈的视角进行理论分析,指出独家战略合作协议不会损害市场竞争,而强制性独家交易会弱化平台间竞争并降低商家的利润。高洁等(2014)针对消费者对广告的不同偏好类型,分析了独家交易对社会福利的不同影响。叶明(2014)从法律角度分析认为,基于独家交易对竞争的双重效应,应适用合理原则开展违法性认定,综合多重因素平衡积极与消极影响,再判断是否违法并追究反垄断法律责任。

因此,理论研究方面尚未形成对独家交易经济效应的一致结论,而实证研究方面对此的检验不多,国外部分学者比如Prieger和Hu(2012)以第六代美国视频游戏市场为研究对象,发现当独家交易的软件质量较低或对消费者价值不高时,平台独家交易的反竞争效果有限,且可能促进新兴平台的快速成长。Lee(2011)发现最大平台上热门游戏的集中导致了其主导地位的产生,而独家交易行为会加剧这种市场集中。进一步地, Lee(2013)继续对该视频游戏市场展开实证分析,发现独家交易有利于新平台的进入,因为禁止独家交易时,高质量软件会优先选择更具竞争力的在位者,而使得小的平台难以进入市场。

除了社会福利影响的研究之外,还有部分文献分析了平台上商家的效用和用户的转移,比如王岭和廖文军(2021)通过数值模拟发现“二选一”后商家效用呈现不规则的变化趋势。乔岳和杨锡(2021)指出为了争夺用户,平台在实施独家交易后投入增加,短期内有助于商家销量的提升,但这种投入对商家是边际报酬递减的。因此商家福利和销量会逐渐下降。Weeds(2016)分析了两家电视平台动态竞争的情况,其中一家为垂直整合运营商,垂直整合运营平台将具有较高吸引力的内容进行独家时,将获得平台市场份额长期上的优势,并弥补由于独家后优质内容销售渠道减少带来的短期销售损失。用户的转移方面,Shao(2016)发现当消费者给商家带来的交叉网络外部性差异较大时,商家接受与平台的独家交易有助于消费者规模的增加,从而提高资源配置效率。张谦等(2019)以“免费”商业模式下的电商平台为研究对象,指出卖方侧交叉网络外部性强度较高时,单平台实施排他能使卖方侧数量增加,这一竞争优势通过交叉网络外部性传导于买方侧,使得买方发生转移,从而该平台买方侧数量也增加。

此外,还有文献考虑了产品质量对独家交易的影响,Prieger和Hu(2012)发现当视频游戏平台独家交易的软件质量较低或对消费者价值不高时,平台独家交易的反竞争效果有限。Weeds(2016)研究表明存在转换成本时,广播电视平台独家优质电视节目,可以帮助平台获得市场份额的优势并长期获益。可见,产品质量会影响独家交易的效果。而品牌商家和非品牌商家在产品质量上可能存在差异,品牌商家的产品质量往往更高且更稳定,故考虑品牌对独家交易的异质性影响是有价值的。此外,品牌商家在用户忠诚度上往往较高,拥有相对稳定的消费者群体,相比非品牌商家而言议价能力更强。曲创(2019)认为大品牌商家的客户忠诚度高,即使离开平台,销量也不会受很大的影响,平台与大牌商家签独家协议不具优势。

综上可以发现:首先,现有文献对独家交易的经济效应尚未达成共识,且相关实证研究较为缺乏,本研究通过理论模型和实证分析结合,揭示了独家交易的影响机制,并补充了平台独家交易后果的实践证据。其次,已有研究更多关注于消费者福利和社会总福利,对于双边平台的另一侧用户(商家用户)关注相对较少,本文聚焦于商家这一重要群体,丰富了独家交易的研究范围。再次,以往研究较少考察品牌的异质性影响,而本研究考虑了品牌与非品牌商家对消费者网络外部性的不同,探究了是否为品牌对独家后商家销量的影响,使研究结果更具实践意义。最后,现有文献较多考虑的是独家交易对平台投资水平的影响,而缺乏专门针对独家的商家定向进行流量支持、赋能的研究,本研究引入平台赋能效果这一因素,以考虑商家获取用户能力的提升对独家交易后果的影响。

(二)理论模型与分析

1. 模型背景及设定

以Armstrong和Wright(2007)、唐要家和杨越(2020)的模型为基础,与之不同的是,一是主要考虑的是商家在强制性的独家交易前后的销量变化,并将其分解为渠道效应和用户转移效应;二是引入了平台赋能效果影响因素,并考虑商家对消费者网络外部性的品牌异质性,以探究其对独家后销量变化的影响,使得模型更贴近现实情况。

销量对线上消费者的注意力和产品选择都有着正向影响(万晓榆等,2018),且直接影响商家的绩效。因此销量对于商家而言十分重要。为研究互联网外卖平台独家交易对平台内经营者销量的影响,可以从单平台销量和总销量两个方面来看,其中单平台销量表示商家在实施独家协议的平台上的销量(本研究实证中指外卖平台G),总销量是指商家在双寡头平台上的销量之和(若商家被独家,则独家后总销量即等于单平台销量)。若商家独家后总销量相比非独家商家下降,可以进一步考察其单平台销量是上升还是下降。用两个变量衡量独家交易的影响,可以帮助挖掘更为微观、深层次的结论。

在前述基础上,构建双寡头平台的二阶段博弈模型,并使用Hotelling模型分析平台实施独家交易前后消费者的归属变化情况,即两平台的消费者数量。在第一阶段,平台上的商家数量一致,平台主要靠价格(对消费者的收费)来竞争消费者。在第二阶段,平台则通过签订强制性的独家交易协议抢夺消费者,求解出均衡状态下两平台的收费及消费者数量。再借鉴Hagi和Wright(2015)对企业客户数的设定方法,假定商家的需求函数,以得出商家的销量。其中,为刻画平台对独家商家的赋能效果,引入系数 δ 分析平台对独家商家可能的流量支持、服务优化等给商家带来的实际效益。由此可以比较分析独家前后商家的销量变化。最后为研究品牌异质性,考虑了商家是否为品牌对消费者的网络外部性不同,从而得到品牌与非品牌销量变化的差异。

假设存在两个双寡头外卖平台 M 和 E 分别位于线段两端,其上各有 n_s^M 和 n_s^E 数量的商家。消费者总数标准化为 1,且均匀分布在 Hotelling 线上。平台对消费者而言存在横向差异,消费者的单位交通成本为 t_B ,记使用平台 j 的消费者数量为 $n_B^j, [j \in (M, E)]$ 。互联网外卖平台具有双边性特征,消费者数量会影响商家的效用,假设消费者对商家的交叉网络外部性为 α_s 。此外,由于外卖平台服务时效要求高且存在地域限制,其服务半径和内容相比传统电商平台更小,故消费者的选择是有限的,当越多符合消费者偏好的商家上线平台时,消费者越愿意加入该平台,且品牌与非品牌商家对消费者的效用不同,故平台上商家数量的变化,尤其是品牌商家数量的变化可以引起消费者数量的变化。由此假设商家群体对消费者的交叉网络外部性为 $\alpha_{Bi} (i = 0, 1), i = 1$ 代表品牌,且品牌商家带来的网络外部性更大,即 $\alpha_{B1} > \alpha_{B0}$ 。当不考虑品牌影响时,令 $\alpha_{Bi} = \alpha_B$ 即可。

此外,消费者单次消费只能在一个平台上完成,故假设消费者是单归属的, $t_B > \alpha_{Bi}$ 。消费者对平台的选择取决于平台上商家的数量及商家是否为品牌带来的效用差距。而平台对商家无差异,商家选择平台的交通成本 $t_s = 0$,其效用取决于平台上的消费者数量。只要效用非负商家就愿意加入平台,第一阶段不存在独家交易时,全部商家多归属,且数量为 1, $n_s^M = n_s^E = 1$ 。此外,假设两平台对消费者的基本效用相同,记为 V 。两平台对消费者的定价为 p_B^j ,该定价可理解为平台的起送费、配送费等费用和运营成本的综合;记平台对商家的交易抽佣为 T^j ,佣金大小与品牌无关。为简化模型,忽略商家抽佣之外的边际成本。假设平台向 B 端提供服务的成本为 0,向 S 端提供服务的成本为 f_s 。

2. 不存在独家交易时的均衡分析

首先分析第一阶段的均衡状态,两平台上消费者的效用可以表示为

$$U_{Bi}^M = V + \alpha_{Bi} n_s^M - p_B^M - t_B x_B \quad (1)$$

$$U_{Bi}^E = V + \alpha_{Bi} n_s^E - p_B^E - t_B (1 - x_B) \quad (2)$$

通过 $U_{Bi}^M = U_{Bi}^E$ 可得到边际消费者在 Hotelling 线上所处的位置 x_B ,从而得出平台 M 和 E 分别捕获的消费者数量如下,且与商家是否品牌无关:

$$n_B^M = x_B = \frac{1}{2} + \frac{p_B^E - p_B^M}{2t_B} \quad (3)$$

$$n_B^E = 1 - x_B = \frac{1}{2} - \frac{p_B^E - p_B^M}{2t_B} \quad (4)$$

因 $t_s = 0$,商家从平台 M, E 上获得的效用为 $U_s^j = \alpha_s n_B^j - T^j n_B^j$ 。参考唐要家和杨越(2020)的假设,对商家而言,只要效用不低于 0 就愿意加入平台,令 U_s^M, U_s^E 大于等于 0,则 $T^M = T^E = \alpha_s$ 。

考虑平台的利润函数 $\pi^j = n_B^j p_B^j + n_B^j n_s^j T^j - n_s^j f_s$,将 n_s^j, n_B^j, T^j 代入,并对 p_B^j 求导,得到利润最大化时的均衡价格 p_B^j ,从而求得消费者分布: $n_B^M = n_B^E = \frac{1}{2}$ 。

由于重点考察的是商家在独家交易前后的销量变化,参考 Hagiu 和 Wright (2015)对企业客户数的设定方法,假设平台 j 上典型商家的需求函数为 $\text{SinSale}^j = n_B^j - mP^j$ 。其中, n_B^j 代表商家在平台 j 的基本用户数, P^j 为平台 j 上商家对消费者的餐饮定价, m 衡量的是价格对商家销量的影响参数。于是平台 j 上典型商家的利润函数为 $\pi^j = (P^j - T^j) \text{SinSale}^j$ 。如前文所述,商家利润不低于 0 就愿意在平台上销售,故餐饮定价 $P^j = T^j$ 。

将 P^j, T^j 代入商家的需求函数(单平台销量)得: $\text{SinSale}^j = n_B^j - m\alpha_s$;商家总需求函数(总销量)为: $\text{TotSale} = \text{SinSale}^M + \text{SinSale}^E = 1 - 2m\alpha_s$ 。

3. 独家交易后的均衡分析

在第二阶段,考虑 $\gamma \in [0, 1]$ 比例的商家被平台 M 强制要求签订独家交易协议,商家只能选择接受该协议,单归属平台 M ,或者拒绝该协议,被下架而单归属平台 E 。由于两个平台的消费者数量初始时是一致的,接受独家可能得到平台 M 更多支持,且平台 M 的消费者数量可能随着商家的独家而增加,所以商家会被迫选择接受独家协议。其余商家仍为多归属。此时,平台 M 的商家数量仍为 $n_s^M = 1$,平台 E 的商家(亦为多归属商家)数量为 $n_s^E = N_s = 1 - \gamma$ 。平台 j 对多归属商家的抽佣为 $T^{j'}$,平台 M 对被独家商家的抽佣为 T^{MD} ,假设 T^{MD} 为外生且 $T^{MD} < T^{M'}$ 。平台服务独家商家的成本为 f_s' 。为简化模型,不考虑消费者的跨平台转移成本。

平台 M 和 E 上消费者的效用为(面临的商家为品牌商家时, i 取 1, 否则取 0^④):

$$U_{Bi}^{M'} = V + \alpha_{Bi} n_S^{M'} - p_B^{M'} - t_B x_{Bi}' \quad (5)$$

$$U_{Bi}^{E'} = V + \alpha_{Bi} n_S^{E'} - p_B^{E'} - t_B (1 - x_{Bi}') \quad (6)$$

将 $n_S^{M'}, n_S^{E'}$ 代入式(5)和式(6)。求解 x_{Bi}' , 得到两平台上消费者数量为

$$n_{Bi}^{M'} = x_{Bi}' = \frac{1}{2} + \frac{\alpha_{Bi} \gamma + p_B^{E'} - p_B^{M'}}{2t_B} \quad (7)$$

$$n_{Bi}^{E'} = 1 - x_{Bi}' = \frac{1}{2} - \frac{\alpha_{Bi} \gamma + p_B^{E'} - p_B^{M'}}{2t_B} \quad (8)$$

非独家商家从平台 j 上获得的效用为 $U_{Si}^j = \alpha_S n_{Bi}^j - T^j n_{Bi}^j$ 。令 $U_S^j = 0$, 求得 $T^j = \alpha_S$ 。而对于被独家商家的效用, 引入参数 $\delta_i (i=0, 1)$ 代表平台 M 针对独家商家的赋能效果, 如流量扶持、算法推荐、服务优化等给商家带来的实际效益, 有利于独家商家获取平台内的消费者转移。在考虑品牌的差异时, δ_1 代表平台 M 针对品牌商家的赋能效果, δ_0 则代表非品牌商家, 二者均大于 0 (不考虑品牌差异时, 令独家商家 $\delta_i = \delta > 0$)。此时, 独家商家的效用可以表示为 $U_{Si}^{MD} = (\alpha_S + \delta_i) n_{Bi}^{M'} - T^{MD} n_{Bi}^{M'}$ 。

此时平台利润为

$$\pi_i^{M'} = n_{Bi}^{M'} p_B^{M'} + \gamma n_S^{M'} n_{Bi}^{M'} T^{MD} + (1 - \gamma) n_S^{M'} n_{Bi}^{M'} T^{M'} - (1 - \gamma) n_S^{M'} f_S - \gamma n_S^{M'} f_S' \quad (9)$$

$$\pi_i^{E'} = n_{Bi}^{E'} p_B^{E'} + n_S^{E'} n_{Bi}^{E'} T^{E'} - n_S^{E'} f_S \quad (10)$$

将 $n_{Bi}^{M'}$ 和 $n_S^{M'}$ 代入, 利润最大化的均衡分析解得价格 $p_B^{M'}$, 并代回式(7)得到平台 M 的消费者数量为 $n_{Bi}^{M'} = \frac{1}{2} + \frac{1}{6t_B} \gamma (\alpha_{Bi} + T^{MD})$ 。易知 $n_{Bi}^{M'} > \frac{1}{2} = n_B^M$ 。

此时可得独家商家的总销量和单平台销量为 $SinSale_i^{MD} = TotSale_i^{MD} = (1 + \delta_i) n_{Bi}^{M'} - m P^{MD}$, 利润函数为 $\pi_i = (P^{MD} - T^{MD}) SinSale_i^{MD}$ 。利润非负时, 独家商家愿意进行交易, 可得定价 $P^{MD} = T^{MD}$ 。此时独家商家销量为: $SinSale_i^{MD} = TotSale_i^{MD} = (1 + \delta_i) n_{Bi}^{M'} - m T^{MD}$ 。

而非独家商家在平台 M 上的单平台销量为 $SinSale_i' = n_{Bi}^{M'} - m P^{M'}$, 利润函数为 $\pi_i = (P^{M'} - T^{M'}) SinSale_i'$, 商家利润不低于 0 就愿意在平台上销售, 故其定价为 $P^{M'} = T^{M'} = \alpha_S$ 。此时可得非独家商家销量: $SinSale_i' = n_{Bi}^{M'} - m \alpha_S$; $TotSale_i' = 1 - 2m \alpha_S$ 。

4. 实施独家前后商家销量对比分析

将商家销量的变化情况总结为表 1。

观察表 1, 可以将独家交易对商家销量水平的影响分解为两类主要路径(图 1): 一是渠道效应, 是指独家交易后, 商家被迫损失其原有的其他销售渠道, 被限制在单一平台销售, 故而不可避免地损失一定比例的消费者, 导致总销量可能因此受损; 二是用户转移效应, 可将其细分为平台间转移和平台内转移。平台间用户转移效应是指平台上独家的商家使得平台对消费者的吸引力变大, 商家在独家交易后能吸引部分消费者在平台间迁移, 跟随商家至新平台继续消费。而平台内转移效应是指商家独家后, 由于平台对独家商家赋能, 使得平台内部消费者在不同商家之间转移。以下具体分析独家交易对商家销量的影响机制。

(1) 不考虑品牌对独家交易后销量的影响。当不考虑品牌的影响时, 不考虑下标 i , 令 $\alpha_{Bi} = \alpha_B, \delta_i = \delta$ 。

表 1 在实施独家前后商家销量对比

商家销量		双平台总销量	在平台 M 上的单平台销量
实施独家交易前 销量	非独家商家	$1 - 2m \alpha_S$	$n_{Bi}^M - m \alpha_S$
	被独家商家	$1 - 2m \alpha_S$	$n_{Bi}^M - m \alpha_S$
实施独家交易后 销量	非独家商家	$1 - 2m \alpha_S$	$n_{Bi}^{M'} - m \alpha_S$
	被独家商家	$(1 + \delta_i) n_{Bi}^{M'} - m T^{MD}$	$(1 + \delta_i) n_{Bi}^{M'} - m T^{MD}$
实施独家交易后 销量变化	非独家商家	0	$n_{Bi}^{M'} - n_{Bi}^M$
	被独家商家	$\Delta TotSale_i = n_{Bi}^{M'} - 1 + \delta_i n_{Bi}^{M'} + m(2\alpha_S - T^{MD})$	$\Delta SinSale_i = n_{Bi}^{M'} - n_{Bi}^M + \delta_i n_{Bi}^{M'} + m(\alpha_S - T^{MD})$

注: 其中 $n_{Bi}^M = n_B^M = 1/2, n_{Bi}^{M'} = 1/2 + [1/(6t_B)] \gamma (\alpha_{Bi} + T^{MD})$; 为简洁并易于观察, 表中不展开其表达式。

④ 比较是否品牌对独家的影响时, 为简化问题, 比较当所有商家均为品牌或非品牌商家时, 消费者的分布情况。

被独家的商家总销量变化 $\Delta TotSale$ 可以分解为三项:

第一项 $n_B^{M'} - 1 = (n_B^{M'} - n_B^M) - n_B^E < 0$, 为渠道效应和平台间转移带来的销量净损失, 其中 $-n_B^E$ 为失去平台 E 渠道上的消费者所损失的销量, 但 $n_B^{M'} - n_B^M > 0$ 提供了一定程度的抵消作用, 即平台 M 通过独家交易捕获到新增的消费者, 由此给独家商家通过平台间用户转移得到的补偿。第二项 $\delta n_B^{M'}$ 为平台内转移效应, 其含义为, 通过平台流量扶持等赋能, 使得商家在既有消费者数量下, 额外获得的销量增加, 增加的幅度取决于平台的赋能力度 δ 。第三项为独家商家佣金优势带来的销量差异, 其效果类似于平台赋能。主要关注前两项机制对商家销量的影响, 如图 1 所示。当 δ 满足 $\delta > \frac{1 - m(2\alpha_s - T^{MD})}{n_B^{M'}} - 1$, 即平台赋能效果达到一定程度时, 有 $\Delta TotSale > 0$, 即商家独家交易后总销量上升; 否则下降。当 α_s 越大时, $\Delta TotSale > 0$ 要求的 δ 值越低。此外, 观察 $n_B^{M'}$ 表达式可得当 α_B 和 γ 越大, $n_B^{M'}$ 越大, 此时 $\Delta TotSale$ 越大, 且 $\Delta TotSale > 0$ 要求的 δ 越低。

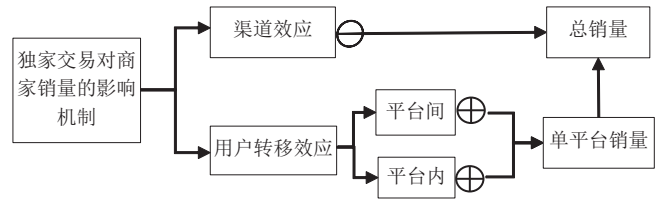


图 1 独家交易对商家销量的影响机制

同理分析被独家的商家单平台销量变化 $\Delta SinSale$: 第一项为平台间转移效应, 代表由于平台独家导致平台新增的消费者带来的商家销量增加; 第二项为平台内转移效应, 代表由于平台流量扶持带来的销量增加。故独家交易通过平台间和平台内转移效应提升商家的单平台销量。分析 $\Delta SinSale$ 可以发现, 当 δ 、 γ 和 α_B 越大时, 独家后单平台销量提升越高, 反之则反。

综上, 可以得到关于独家交易影响商家销量的命题:

实施独家交易后, 商家总销量通过渠道效应降低, 而通过平台内用户转移效应上升。当 $\delta > \frac{1 - m(2\alpha_s - T^{MD})}{n_B^{M'}} - 1$, 平台赋能效果达到一定程度时, 商家独家交易后总销量上升, 否则总销量下降(1a);

实施独家交易后, 商家单平台销量通过平台间和平台内用户转移效应提升, δ 、 γ 和 α_B 越大时, 提升幅度越大(1b)。

(2) 考虑商家是否为品牌对独家交易后销量的影响。当商家为品牌商家时, 令所有下标 $i = 1$; 非品牌商家时, 令 $i = 0$ 。可以比较品牌与非品牌商家在独家交易前后销量差异。

总销量上差异为

$$\Delta TotSale_1 - \Delta TotSale_0 = [(n_{B1}^{M'} - 1) - (n_{B0}^{M'} - 1)] + (\delta_1 n_{B1}^{M'} - \delta_0 n_{B0}^{M'}) \quad (11)$$

其中: 第一项 $(n_{B1}^{M'} - 1) - (n_{B0}^{M'} - 1)$ 代表品牌与非品牌商家渠道损失和平台间用户转移的净效应的差异, 第二项 $\delta_1 n_{B1}^{M'} - \delta_0 n_{B0}^{M'}$ 代表平台内用户转移差异。展开第一项为 $\frac{1}{6t_B} \gamma (\alpha_{B1} - \alpha_{B0}) > 0$, 即品牌通过渠道效应和平台

间用户转移的净效应获得销量优势。再将平台内用户转移纳入考虑, 令式(11)大于 0, 移项得 $\delta_1 > -\left(1 - \frac{n_{B0}^{M'}}{n_{B1}^{M'}}\right) \alpha_s + \frac{n_{B0}^{M'}}{n_{B1}^{M'}} \delta_0$ 。满足该不等式时, 即平台给品牌和非品牌商家的赋能效果差异大于一定值时, 独家后品牌商家总销量比非品牌商家更具优势。对不等式进行分析, 可知当 α_{B1} 或 γ 越大时, $n_{B1}^{M'}$ 越大, 则等式右边值越小, 即对品牌商家的补贴赋能效果的要求越低。此外, α_s 越大时, 亦有此结果。

单平台销量上差异为

$$\Delta SinSale_1 - \Delta SinSale_0 = [(n_{B1}^{M'} - n_{B1}^M) - (n_{B0}^{M'} - n_{B0}^M)] + \gamma (\delta_1 n_{B1}^{M'} - \delta_0 n_{B0}^{M'}) \quad (12)$$

其中: 第一项 $(n_{B1}^{M'} - n_{B1}^M) - (n_{B0}^{M'} - n_{B0}^M)$ 为品牌与非品牌商家平台间用户转移的差异, 第二项 $\gamma (\delta_1 n_{B1}^{M'} - \delta_0 n_{B0}^{M'})$ 为平台内用户转移差异。展开第一项为 $\frac{1}{6t_B} \gamma (\alpha_{B1} - \alpha_{B0}) > 0$, 品牌通过平台间用户转移获得销量优势。再将

平台内用户转移纳入考虑, 令式(12)大于 0, 得 $\delta_1 > -\left(1 - \frac{n_{B0}^{M'}}{n_{B1}^{M'}}\right) \alpha_s + \frac{n_{B0}^{M'}}{n_{B1}^{M'}} \delta_0$ 。该不等式满足时, 独家后品牌商家单平台销量比非品牌商家更具优势。当 α_{B1} 、 α_s 或 γ 越大时, 等式右边值越小, 即对品牌商家的赋能扶持效果的要求越低。

综上,可以提出命题:

渠道效应和平台间用户转移的净效应给品牌商家带来销量优势,再将平台内用户转移纳入考虑,当 $\delta_1 > -\left(1 - \frac{n_{B0}^{M'}}{n_{B1}^{M'}}\right)\alpha_s + \frac{n_{B0}^{M'}}{n_{B1}^{M'}}\delta_0$,即平台给品牌的赋能效果差异高于某一值时,品牌商家独家后总销量上升,反之则反(2a);

平台间转移效应给品牌商家带来单平台销量优势,再将平台内用户转移纳入考虑,当 $\delta_1 > -\left(1 - \frac{n_{B0}^{M'}}{n_{B1}^{M'}}\right)\alpha_s + \frac{n_{B0}^{M'}}{n_{B1}^{M'}}\delta_0$,品牌商家独家后单平台销量上升,反之则反(2b)。

(三)研究假设

1. 独家交易对平台内经营者销量的影响

前文提出了独家交易对商家销量影响的主要机制:渠道效应和用户转移效应(包括平台间和平台内)。结合命题 1a 和 1b,商家在与平台签订独家交易协议后,其总销量首先会受到渠道效应影响从而可能大幅降低,然而平台间和平台内的用户转移效应可能在一定程度上提升商家的单平台销量,对冲一部分渠道效应的负面影响。而由于在本研究的外卖平台情境中,观察到的平台对商家的赋能效果有限,故可能不会完全抵消渠道效应。因此,提出假设:

当控制其他因素时,独家交易通过渠道效应降低商家的总销量水平(H1a);

当控制其他因素时,独家交易通过用户转移效应增加商家的单平台销量水平(H1b)。

2. 品牌对独家交易影响的调节作用

进一步地,对于外卖平台上独家交易对品牌和非品牌商家的影响,由命题 2a 和 2b 可知,品牌通过平台间用户转移获得总销量和单平台销量优势。再考虑平台内用户转移时,当品牌与非品牌商家的平台赋能效果差异满足 $\delta_1 > -\left(1 - \frac{n_{B0}^{M'}}{n_{B1}^{M'}}\right)\alpha_s + \frac{n_{B0}^{M'}}{n_{B1}^{M'}}\delta_0$ 时,品牌商家总销量和单平台销量的减少更低。该不等式对品牌的赋能效果优势要求不高,当 $\delta_1 > \delta_0$ 时,不等式必定满足。由于平台给独家的品牌商家的服务和支持可能使品牌获得更大的优势,赋能效果可能更好,故我们猜想这一条件更可能满足。因此,提出假设:

品牌商家独家后通过渠道效应和平台间用户转移的净效应获得销量优势,总销量的降低少于非品牌商家(H2a);

品牌增强独家交易的用户转移效应,品牌商家独家后单平台销量的增加高于非品牌商家(H2b)。

三、实证研究设计

(一)样本选择与数据来源

为了对研究假设进行检验,利用准自然实验进行实证分析。2019年8月西部某重要城市X(后文简称X市)曝出互联网外卖平台G要求商家签订独家协议事件,商家只能上架平台G,否则会被提高费率或设置高额起送费,甚至关店。这一事件为解决独家交易的内生性问题提供了良好的准自然实验^⑤。而由于商家是否被独家并非完全外生,为处理独家交易的自选择效应,采用倾向得分匹配(propensity score matching, PSM),从评分、分店数、最低起送费和是否品牌等多个指标对签订独家交易的内生性问题进行控制。

通过PSM处理,为每一个签订独家协议的商家挑选可供比较的、未签订独家协议的配对商家,前者称为处理组(treated group),后者称为对照组(comparison group)。通过对比配对的处理组和对照组在实施独家协议前后商家的销量变化,来识别独家协议签订的作用效果。这一销量变化不仅包含处理组和对照组商家之间销量差异,还考虑了商家在独家前后由于其他因素(比如经济或社会环境等)带来的销量差异,这种方法即为双重差分模型(difference in difference, DID)。

外卖平台G和平台H是X市互联网外卖行业的主要平台,采用2019年4月和8月两大平台两期的数据(后文将2019年4月称为第一期,2019年8月为第二期,并以在两期之间发生了独家交易的商家为处理组),共获取两个平台两期所有美食类外卖商家数据共5万多条,数据来源于网上抓取^⑥。其中,每个商家的每个

⑤ 2019年媒体曝光了多地外卖平台“二选一”的行为,包括西安、南京、成都、绍兴、海口、六安、扬州和长治、西宁等城市,这些城市大多属于新一线城市和二三线城市,本文选取本部某重要城市X市作为研究对象有一定合理性。

⑥ 抓取方法为遍历X市所有商圈,根据每个商圈坐标进行方圆多公里的全覆盖,最后去除重复值予以汇总。

分店均为一条数据,为简化样本,数据整理过程中将商家的各个分店数据进行了合并。再对样本进行必要的剔除^⑦,仅留下第一期多归属双平台,第二期单归属 G 平台或多归属双平台的数据,重点考察初期多归属商家在第二期单归属 G 平台后与仍多归属双平台的商家之间的销量差异。再剔除评分为空值的数据,最终得到有效数据为 4112 条,共 2056 家商家第一期为多归属,第二期为单归属 G 平台或多归属,其中被独家(第二期为单归属 G 平台)的有 143 家。

对于处理组的界定,将第一期多归属,第二期变为单归属 G 平台的商家近似视为签订了独家交易,并将其作为主要研究对象,这样处理的原因是:①该时期独家交易的投诉主要来自 G 平台的商家,选择被 G 平台要求独家的商家作为处理组是合理的;②剔除了第一期单归属的或第一期末上线、到第二期才上线平台的商家,仅保守考察了第一期双归属两平台、并在第二期仍双归属或单归属 G 平台的商家,商家从双归属转变为单归属可近似视为签订了独家协议。

(二)模型设定与变量定义

通过双重差分模型和倾向得分匹配法(PSM-DID)对研究假设进行检验。由于独家协议签订对象的选择可能不是随机的,具备一定实力的非大型品牌商家更可能被要求签订独家(曲创,2019)。因此为缓解内生性问题,采用 Rosenbaum 和 Rubin (1985) 提出的 PSM 法对样本进行匹配。进行 PSM 时,处理组为第一期多归属、第二期变为单归属的商家,对照组为两期均为多归属的商家,为每个发生了独家交易的商家进行匹配。匹配变量包括商家的评分、商家的分店数、最低起送费和商家是否为品牌等。将处理组虚拟变量对匹配变量进行 Logit 回归,计算出倾向得分 P 值,并依据处理组和对照组 P 值的相近度,采用最近邻方法进行 1:1 匹配,删除未匹配上的商家,进而对匹配成功的商家做进一步的双重差分估计。通过 PSM 方法,为独家交易的处理组中的商家 i ,挑选出具有可比性的、未独家交易的对照组中的商家 j ,使其可观测变量尽可能相似,从而商家 i 和商家 j 是否独家的概率相近,进而帮助解决独家交易处理组和对照组不完全具备共同趋势带来的估计不一致问题。

对经过 PSM 处理后的处理组商家,令虚拟变量 $Treated=1$,对于经过 PSM 处理后的对照组商家,令 $Treated=0$ 。另设置时间虚拟变量 T ,签订独家协议前令 $T=0$ (第一期数据),签订独家协议后令 $T=1$ (第二期数据)。

为检验假设 H1a,建立如下双重差分模型:

$$TotSale_{it} = \beta_0 + \beta_1 Treated_i + \beta_2 T_{it} + \beta_3 Treated_i \times T_{it} + \lambda X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (13)$$

其中: $TotSale_{it}$ 为商家 i 在第 t 期的双平台总销量(若商家 i 单归属则其总销量等于单平台销量); β_1 和 β_2 为估计系数; β_3 为独家交易对商家总销量的净影响。为了控制企业可能影响商家销量的因素,加入了相应的控制变量 X_{it} ,参考卢向华和冯越(2009)、万兴和杨晶(2017)对控制变量的选取,选取的指标包括评分($Rating_{it}$)、分店数($ShopNum_{it}$)、起送费($MinDeliv_{it}$)、是否品牌($Brand_{it}$)、均价($Price_{it}$)、配送费($DelivFee_{it}$)、配送方式($DelivMode_{it}$)、配送时段($DelivPeri_{it}$)等; λ 为相应的估计系数; ε_{it} 是随机误差项。采用混合截面回归,并使用聚类稳健标准误。模型中相关变量的定义见表 2。

表 2 变量定义

名称	符号	变量定义
总销量	$TotSale_{it}$	商家 i 第 t 期的总销量,若单归属则为单平台销量,若双归属则为双平台总销量,取自然对数
单平台销量	$SinSale_{it}$	商家 i 第 t 期在单平台上的销量的自然对数(外卖平台 G 上的销量)
处理变量	$Treated_i$	是否签订独家协议,处理组为 1,对照组为 0
时间变量	T	未独家前为 0(2019 年 4 月),独家后为 1(2019 年 8 月)
独家交易净效应	DID	$Treated_i \times T_{it}$ 交乘项代表独家交易的净效应
评分	$Rating_{it}$	商家 i 在第 t 期的店铺评分
分店数	$ShopNum_{it}$	商家 i 在第 t 期的分店数量的自然对数
起送费	$MinDeliv_{it}$	商家 i 在第 t 期的最低起送费的自然对数
是否品牌	$Brand_{it}$	是否为品牌商家
均价	$Price_{it}$	商家 i 在第 t 期菜品的均价的自然对数
配送费	$DelivFee_{it}$	商家 i 在第 t 期配送费的自然对数
配送方式	$DelivMode_{it}$	1 表示 G 平台配送,0 表示商家配送
配送时段	$DelivPeri_{it}$	1 表示夜间或高峰时段配送,0 表示白天其他时段

⑦ 剔除的样本包括:第一期单归属的商家;第一期末上线,第二期才上线平台的新商家;第一期双归属,第二期下线双平台或单归属 H 平台的商家。此外,由于 H 平台的部分指标不够齐全,因此不考虑第二期单归属 H 平台的商家数据。

由式(13)可知,对于对照组商家($Treated_i = 0$),独家交易前后商家的总销量水平分别为 β_0 、 $\beta_0 + \beta_2$,对照组在独家前后总销量差异为 $diff_0 = \beta_2$;对于处理组商家($Treated_i = 1$),独家交易前后商家的总销量水平分别为 $\beta_0 + \beta_1$ 、 $\beta_0 + \beta_1 + \beta_2 + \beta_3$,处理组独家前后总销量差异为 $diff_1 = \beta_2 + \beta_3$,于是独家交易对商家总销量的净影响为 $DID = diff_1 - diff_0 = \beta_3$ 。

为验证假设 H1b,将模型(13)中的被解释变量替换为单平台销量 $SinSale_{it}$ 。同样地,建立回归模型(14),以考察独家对商家单平台上的销量的影响。

$$SinSale_{it} = \beta_0 + \beta_1 Treated_i + \beta_2 T_{it} + \beta_3 Treated_i \times T_{it} + \lambda X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (14)$$

同样地,独家交易对商家单平台销量的净影响仍为 β_3 。

(三)描述性统计

表3展示了主要变量的描述性统计结果。其中 $TotSale_{it}$ 和 $SinSale_{it}$ 为被解释变量,最大值与最小值之间均存在较大差异,解释空间大。各解释变量和控制变量之间差异也较大,对处理组和对照组商家进行倾向得分匹配有必要加入适当的控制变量。

表3 描述性统计结果

变量	样本数	均值	标准差	最小值	最大值	变量	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
总销量	4112	6.365	1.052	2.890	10.10	是否品牌	4112	0.064	0.244	0	1
单平台销量	4112	5.871	1.099	2.197	9.771	均价	4112	3.019	0.298	2.079	5.345
评分	4112	4.391	0.343	2	5	配送费	4112	1.452	0.434	-0.693	3.942
分店数	4112	0.613	0.902	0	5.468	配送方式	4112	0.684	0.465	0	1
起送费	4112	2.897	0.311	0.629	5.559	配送时段	4112	0.246	0.431	0	1

四、实证结果与分析

(一)独家交易对商家销量的影响

表4展示了倾向值匹配后的结果。根据Rosenbaum和Rubin(1985)的研究,匹配后标准偏差绝对值应小于20%从而达到匹配效果。本研究匹配后的结果标准偏误下降明显,且均远小于20%。其中,评分的标准误降低了82.4%,分店数量降低了99.3%,起送费降低7.6%,是否品牌降低了59%。因此实验组和对照组在经过匹配后的变量特征较为接近,均值差异不再显著,通过了平衡性检验。故匹配过程为独家交易的商家找到了与之尽可能相似的未独家的对照组商家,样本选择不会影响回归结果,可以展开接下来进一步的实证检验。

模型(13)和模型(14)的双重差分检验结果见表5的(1)列、(2)列。其中(1)列结果表明,独家交易对商家总销量的净效应为-0.295,且在1%的水平下显著,表明实施独家交易的商家在独家后总销量相比非独家的商家发生了显著的下降,下降幅度约为25.5%($e^{-0.295} - 1$),这一结果的主要原因来自于商家销售渠道的减少。

表5中(2)列结果表明,仅比较单平台销量时,独家交易的净效应为0.054。换言之,原本在两平台同时销售的商家,在和G平台独家交易之后单平台销量相比控制组平均提升了约5.5%($e^{0.054} - 1$),可以视为用户转移效应的体现。具体而言,用户

表4 倾向值匹配结果

协变量	未匹配(U)/ 匹配(M)	平均值		标准偏误(%)	标准偏误减少	t
		处理组	对照组			
Rating	U	4.439	4.387	14.5	82.4	2.44
	M	4.439	4.430	2.5		0.29
ShopNum	U	0.200	0.650	-63.1	99.3	-8.11
	M	0.200	0.197	0.5		0.09
MinDeliv	U	2.875	2.899	-7.9	7.6	-1.24
	M	2.875	2.853	7.3		0.92
Brand	U	0.039	0.065	-11.7	59	-1.73
	M	0.039	0.029	4.8		0.70

表5 独家交易对商家销量的影响

变量	$TotSale$	$SinSale$
	(1)	(2)
$T \times Treated$	-0.295***(-3.15)	0.054(0.54)
$Treated$	-0.467***(-4.94)	-0.365***(-3.52)
T	0.256*** (7.71)	0.314*** (8.43)
Rating	0.021(0.31)	0.092(1.27)
ShopNum	-0.238***(-2.87)	-0.285***(-3.31)
MinDeliv	-0.288**(-2.27)	-0.491***(-3.70)
Brand	0.457*** (2.62)	0.456*** (2.75)
Price	-0.887***(-9.40)	-0.767***(-7.53)
DelivFee	0.198*** (3.08)	0.197*** (2.93)
DelivMode	-0.441***(-9.38)	-0.363***(-7.36)
DelivPeri	-0.152**(-2.45)	-0.148**(-2.22)
常数项	9.904*** (20.61)	9.266*** (18.29)
样本量	2074	2074
R^2	0.188	0.143

注:括号内为t统计值;***、**和*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平上显著。

转移效应可能包含两个方面:一是平台内部转移,商家独家交易后平台对其的流量支持或投入的增加可能新增了独家平台上消费者对于该商家的消费(Jeitschko和Tremblay, 2020);二是平台间的转移,独家交易可能引流了部分忠诚消费者从另一平台转移到商家独家的平台,从而增加商家的单平台销量。平台内转移和平台间转移均有利于商家单平台销量的增加。然而该净效应系数并不显著,这可能有以下两点原因:一方面签订独家交易时平台提供给商家诸如流量或费率的优惠不足,且效果对于不同商家可能存在明显异质性,故而商家独家交易后的销量上升幅度不大并存在较大方差;另一方面由于用户存在转移成本、对原平台的黏性等原因,实施独家交易并没有使原来另一个平台上商家的消费者转移到该商家独家的平台上来,短期的跨平台用户转移效应不明显。这也意味着,平台没有为签订独家交易的商家提供显著的赋能作用,没有帮助独家的商家显著提高在该平台上的销量。

综上,还可以大致估计出独家交易对商家总销量的影响,可以拆解为两部分,首先是损失了另一家平台销售渠道的渠道效应导致总销量下降约 31%(25.5%+5.5%),而独家后的单平台销量弥补了约 5.5%,合计总销量最终净下降约 25.5%。由此可见,在估计期间内,用户转移效应在统计意义上不显著,且在经济意义上量级仅约为渠道效应的六分之一。这一估计结果与现实观察是相符的,截至 2019 年第二季度,外卖平台 G 交易额占比约 65.1%^⑧,按交易额算,与 G 平台独家后商家销售渠道减少了 34.9%,与本文中估计的 31% 相近。因此,签订独家协议使得商家的总销量显著下降,而单平台销量没有统计意义上的提高,故平台没有在销量提升上为独家交易的商家提供真正有效的增值服务。总体而言,独家交易损害了商家的利益。总结以上分析,假设 H1a 得证,即独家交易通过渠道效应降低商家总销量;而假设 H1b 没有得到支持,用户转移效应统计上不显著。

(二)品牌的调节效应

前文分析表明,独家交易对商家销量的净影响包含渠道效应和用户转移效应,独家交易通过渠道效应降低商家总销量;而用户转移效应则并不显著,对单平台销量提升在经济意义上量级偏小。

为了进一步检验品牌的异质性影响,在式(13)和式(14)中分别加入独家交易净效应和品牌虚拟变量的交互项 $Treated_i \times T_{it} \times Brand_i$,构建三重差分模型进行实证检验,模型如式(15)和式(16)所示。

$$TotSale_{it} = \beta_0 + \beta_1 Treated_i + \beta_2 T_{it} + \beta_3 Brand_i + \beta_4 Treated_i \times T_{it} \times Brand_i + \beta_5 Treated_i \times T_{it} + \beta_6 Treated_i \times Brand_i + \beta_7 T_{it} \times Brand_i + \lambda X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (15)$$

$$SinSale_{it} = \beta_0 + \beta_1 Treated_i + \beta_2 T_{it} + \beta_3 Brand_i + \beta_4 Treated_i \times T_{it} \times Brand_i + \beta_5 Treated_i \times T_{it} + \beta_6 Treated_i \times Brand_i + \beta_7 T_{it} \times Brand_i + \lambda X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (16)$$

表 6 展示了回归结果。其中(1)列表明,当因变量为总销量 $TotSale_{it}$ 时,在双重交互项 $Treated_i \times T_{it}$ 系数仍显著为负的情况下,三重交互项 $Treated_i \times T_{it} \times Brand_i$ 的系数在 1% 的水平显著为负,为 -1.504。这表明独家交易后,品牌商家总销量的下降比非品牌更多,与假设 H2a 不一致。这说明命题 2a 的条件 $\delta_1 > -\left(1 - \frac{n_{B0}'}{n_{B1}'}\right)\alpha_s +$

$\frac{n_{B0}'}{n_{B1}'}\delta_0$ 没有得到满足,此时 $\delta_1 < \delta_0$,即平台对品牌商家的赋能效果弱于非品牌商家,平台内用户转移给品牌商家带来了销量劣势。这可能是由于品牌本身具备一定的知名度,在原本流量尚可的情况下,独家后平台给予的流量曝光等支持带来的销量提升(平台内用户转移)有限。而非品牌商家流量本身更加稀缺,平台对独家商家的流量支持作用对于非品牌而言效果可能相对更好,使

表 6 品牌异质性影响的三重差分估计结果

变量	$TotSale$	$SinSale$
	(1)	(2)
$T \times Treated$	-0.250**(-2.57)	0.095(0.91)
$Brand$	0.425*(1.71)	0.472*(1.95)
$T \times Treated \times Brand$	-1.504***(-5.96)	-1.464***(-6.52)
$Brand \times Treated$	-0.350(-1.06)	-0.243(-0.80)
$Treated$	-0.142(-0.45)	-0.143(-0.50)
T	0.256*** (7.71)	0.315*** (8.43)
$DelivFee$	0.197*** (3.06)	0.196*** (2.91)
$Rating$	0.026(0.37)	0.096(1.32)
$Price$	-0.886*** (-9.40)	-0.767*** (-7.54)
$ShopNum$	-0.228*** (-2.75)	-0.274*** (-3.18)
$MinDeliv$	-0.293** (-2.31)	-0.497*** (-3.74)
$DelivPeri$	-0.149** (-2.41)	-0.145** (-2.19)
$DelivMode$	-0.442*** (-9.39)	-0.362*** (-7.36)
常数项	9.899*** (20.61)	9.263*** (18.30)
样本量	2074	2074
R^2	0.189	0.144

注:括号内为 t 统计值;***、**和*分别表示在 1%、5% 和 10% 的显著性水平上显著。

⑧ 数据来源《2019 年上半年中国外卖行业发展分析报告》,Trustdata 网站, <http://www.itrustdata.com/#publish>。

得非品牌商家平台内用户转移大于品牌商家,导致命题 2a 的条件不成立。从平台间用户转移来看,由于实际中转移成本的存在,品牌商家平台间用户转移的相对优势微弱,这可能是因为如(曲创,2019)考虑的大牌商家,其议价能力强于本文所探讨的品牌餐饮商家,外卖餐饮市场相比于服装、电器等其他市场集中度更低,品牌议价能力和品牌忠诚度更弱,使得品牌商家的平台间用户转移优势不明显。综上原因导致结论与假设不一致,故品牌商家独家后总销量的下降高于非品牌商家。

同样地,当因变量为单平台销量 $SinSale_{it}$ 时,双重交互项 $Treated_i \times T_{it}$ 系数仍不显著,三重交互项 $Treated_i \times T_{it} \times Brand_i$ 的系数在 1% 的水平显著为负,表明与非品牌比,品牌商家独家交易对单平台销量的影响更不利,与假设 H2b 相反,这可能是因为品牌商家的平台内用户转移效应小于非品牌商家,流量对于非品牌商家更稀缺;而品牌商家平台间的用户转移优势无法弥补这一差距。因此从单平台销量来看,品牌商家独家后的销量下降高于非品牌商家,品牌削弱了平台内用户转移。

考虑到品牌受到更大负面影响可能是由于品牌商家独家后进行了提价或提高了起送费或配送费(或非品牌商家独家后进行了降价或降低起送费、配送费)。为排除这些因素影响,将模型(15)或模型(16)中因变量分别改为均价、起送费和配送费,模型右边删除对应控制变量(比如将均价作为因变量时,模型右边删除均价这一控制变量)。回归结果见表 7。可以发现,在(1)列和(3)列中,三重交互项 $Treated_i \times T_{it} \times Brand_i$ 系数均不显著,表明品牌商家独家后均价和配送费并没有显著异于非品牌商家,故可以排除均价和配送费导致品牌相比非品牌受到更大负面影响。(2)列中,三重交互项 $Treated_i \times T_{it} \times Brand_i$ 系数显著为负,表明品牌商家独家后起送费相对降低,而起送费降低对销量是正面作用,故不能解释品牌相比非品牌受到更大负面影响这一结果。因此,上述分析支持了本研究在前两段中对于渠道效应和用户转移效应机制的分析。

(三)稳健性分析

1. 更换独家交易变量

对于假设 H1a 和假设 H1b,改变独家交易变量的衡量方法,放松对是否独家交易的判断标准,并采用横截面回归的方法进行稳健性检验。前文中对于是否独家交易的判断是考察由第一期双归属两平台变成第二期单归属外卖平台 G,但这一做法比较保守,可能会遗漏两个时期均为单归属的商家。因此此处放松对是否独家的判断标准,使用 2019 年 4 月和 8 月的数据,若商家双归属两平台则将其认定为非独家交易商家,记为 $Single=0$,若单归属某一平台则认定为签订了独家协议,记为 $Single=1$ 。单归属情况下仍仅研究单归属外卖平台 G 的商家。删除多归属的商家和 H 平台的商家数据,以及均价和评分为空值的数据,共得到有效数据 11376 条。以是否单归属变量 $Single$ 作为核心解释变量, $TotSale$ 和 $SinSale$ 分别为因变量,进行普通横截面回归,并采用稳健标准误。得到的回归结果见表 8。

从表 8 中可知, $Single$ 的系数均显著为负, (2) 列中 $Single$ 系数为 -0.750, 且在 1% 的水平上显著, 表明单归属的商家总销量低于双归属商家。(4) 列中 $Single$ 系数显著为负, 为 -0.238, 表明单归属的商家单平台销量仍低于双归属商家, 但绝对值远小于 (2) 列中的 -0.750 的绝对值, 这与前文 PSM-DID 方法下单平台销量比较不显著有轻微差异, 这一差异可能是由第一、二期均为单归属的商家带来的, 意味着长期单归属的商家受到独家交易的负面影响可能更大。

表 7 商家是否品牌对价格、起送费和配送费的影响

变量	Price	MinDeliv	DelivFee
	(1)	(2)	(3)
$T \times Treated$	-0.021(-0.87)	0.051*(1.70)	-0.021(-0.43)
Brand	0.312*** (5.23)	0.014(0.72)	-0.137(-1.43)
$T \times Treated \times Brand$	0.022(0.16)	-0.148*** (-3.36)	-0.067(-0.31)
$Brand \times Treated$	0.181(1.35)	-0.045(-1.07)	-0.036(-0.17)
Treated	-0.171(-1.29)	0.031(0.84)	0.041(0.19)
T	0.009(0.91)	0.002(0.19)	-0.110*** (-6.33)
DelivFee	0.075*** (4.38)	-0.002(-0.13)	
Rating	-0.013(-0.72)	-0.011(-0.97)	-0.034(-1.49)
ShopNum	0.027(1.30)	0.010(0.68)	-0.050*(-1.94)
MinDeliv	0.539*** (13.59)		-0.009(-0.13)
DelivPeri	-0.011(-0.60)	0.029** (1.99)	0.596*** (35.08)
DelivMode	0.076*** (6.17)	0.043*** (3.85)	-0.043*** (-2.08)
Price		0.286*** (10.94)	0.151*** (4.38)
常数项	1.341*** (8.96)	2.024*** (18.08)	1.088*** (4.71)
样本量	2074	2074	2074
R^2	0.215	0.194	0.396

注:括号内为 t 统计值;***、**和*分别表示在 1%、5% 和 10% 的显著性水平上显著。

表 8 是否单归属对商家销量的影响

变量	TotSale		SinSale	
	(1)	(2)	(3)	(4)
Single	-0.713***(-34.85)	-0.750***(-34.00)	-0.203***(-9.72)	-0.238***(-10.49)
Rating		0.197*** (7.01)		0.243*** (8.47)
ShopNum		-0.003(-0.20)		-0.024(-1.46)
MinDeliv		-0.181***(-4.57)		-0.217***(-5.37)
Brand		0.352*** (6.12)		0.323*** (5.51)
Price		-0.828***(-22.60)		-0.775***(-20.62)
DelivFee		0.125*** (4.96)		0.132*** (5.11)
DelivMode		-0.101***(-4.74)		-0.064***(-2.92)
DelivPeri		-0.317***(-11.25)		-0.346***(-11.92)
常数项	6.420*** (466.58)	8.503*** (49.97)	5.910*** (410.21)	7.722*** (44.49)
样本量	11376	10937	11376	10937
R ²	0.096	0.173	0.008	0.086

注:括号内为 t 统计值;***、**和*分别表示在 1%、5% 和 10% 的显著性水平上显著。

2. 品牌异质性的分组回归

对于假设 H2a 和假设 H2b, 采用分组回归的方法验证前文结论的稳健性。在此仍使用主回归中对于独家交易更为严格的识别方法, 即第一期双归属, 第二期变为单归属 G 平台的商家即和 G 平台签订了独家协议, 并采用与主回归同样的数据样本进行分析, 使用混合截面回归及聚类稳健标准误, 结果见表 9。(1) 列和 (2) 列的因变量为双平台总销量, 双重交互项系数均显著为负, 其中品牌商家系数为 -1.063, 其绝对值大于非品牌商家系数 -0.216 的绝对值, 说明品牌商家的总销量受独家交易的负面影响比非品牌更大, 和前文三重差分模型的估计结果是一致的。(3) 列和 (4) 列的因变量为单平台销量, 品牌商家双重交互项系数为 -1.165, 且在 1% 的水平上显著, 非品牌商家的双重交互项系数为 0.110, 但不显著。和前文的结果基本一致。

表 9 独家交易品牌异质性的分组回归

变量	TotSale		SinSale	
	品牌	非品牌	品牌	非品牌
	(1)	(2)	(3)	(4)
$T \times Treated$	-1.603***(-5.31)	-0.216**(-2.31)	-1.165***(-4.71)	0.110(1.09)
$Treated$	-0.235(-1.08)	-0.505***(-5.28)	-0.131(-0.81)	-0.390***(-3.67)
T	-0.357**(-2.09)	0.266*** (10.21)	-0.337**(-2.06)	0.341*** (11.76)
Rating	1.112*** (3.78)	0.138** (2.50)	1.154*** (3.93)	0.229*** (4.07)
Price	-0.833***(-5.02)	-0.793***(-10.14)	-0.664***(-4.16)	-0.689***(-8.34)
ShopNum	0.025(0.54)	-0.040*(-1.66)	0.042(0.92)	-0.073***(-2.97)
MinDeliv	-0.134(-0.61)	-0.318***(-4.20)	-0.157(-0.68)	-0.412***(-5.13)
DelivFee	0.115(0.63)	0.257*** (4.89)	0.126(0.72)	0.260*** (4.65)
DelivMode	-0.302**(-2.39)	-0.452***(-11.92)	-0.301**(-2.43)	-0.390***(-9.89)
DelivPeri	-0.034(-0.23)	-0.178***(-3.86)	-0.125(-0.87)	-0.187***(-3.81)
常数项	4.919*** (3.59)	9.080*** (27.06)	3.703*** (2.69)	8.083*** (23.39)
样本量	236	3431	236	3431
R ²	0.226	0.156	0.188	0.130

注:括号内为 t 统计值;***、**和*分别表示在 1%、5% 和 10% 的显著性水平上显著。

(四) 进一步分析

1. 起送费的调节作用

对独家交易效果的调节作用进行进一步研究, 将式 (15) 和式 (16) 中的 $Brand_i$ 分别换成 $MinDeliv_{it}$ 和 $Delivfee_{it}$, 构建模型如式 (17) 和式 (18) (当 $Delivfee_{it}$ 为调节变量时, 将其中的 $MinDeliv_{it}$ 替换成 $Delivfee_{it}$ 即可) 所示。

$$TotSale_{it} = \beta_0 + \beta_1 Treated_i + \beta_2 T_{it} + \beta_3 MinDeliv_{it} + \beta_4 Treated_i \times T_{it} \times MinDeliv_{it} + \beta_5 Treated_i \times T_{it} + \beta_6 Treated_i \times MinDeliv_{it} + \beta_7 T_{it} \times MinDeliv_{it} + \lambda X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (17)$$

$$SinSale_{it} = \beta_0 + \beta_1 Treated_i + \beta_2 T_{it} + \beta_3 MinDeliv_{it} + \beta_4 Treated_i \times T_{it} \times MinDeliv_{it} + \beta_5 Treated_i \times T_{it} + \beta_6 Treated_i \times MinDeliv_{it} + \beta_7 T_{it} \times MinDeliv_{it} + \lambda X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (18)$$

回归结果见表10。(1)和(2)列分别是因变量为 $TotSale_{it}$ 和 $SinSale_{it}$ 时的结果,其中双重交互项系数不显著, $MinDeliv_{it}$ 的系数均显著为负,说明提高起送费会降低商家的销量水平。(1)列中,三重交互项 $Treated_i \times T_{it} \times MinDeliv_{it}$ 的系数在10%的显著性水平下为正,表明起送费削弱了独家交易的负面影响。起送费高的商家,独家交易对总销量的降低作用更小。可能是因为起送费高本身对总销量是负面作用,弱化了独家交易的负面影响。这一结论与现实是契合的,X市外卖平台G强制商家签订独家协议的重要手段之一就是更改商家的起送费。因此起送费高的商家签订独家交易后总销量变化情况优于起送费低的商家。

表10 起送费的调节机制检验

变量	$TotSale$	$SinSale$	变量	$TotSale$	$SinSale$
	(1)	(2)		(1)	(2)
$T \times Treated$	-1.777(-1.64)	-1.211(-1.15)	$Rating$	0.092(1.27)	0.022(0.31)
$MinDeliv$	-0.687***(-3.41)	-0.460**(-2.38)	$Price$	-0.766***(-7.50)	-0.886***(-9.38)
$T \times Treated \times MinDeliv$	0.638*(1.68)	0.319(0.86)	$ShopNum$	-0.286***(-3.35)	-0.240***(-2.90)
$T \times MinDeliv$	0.400** (1.99)	0.361* (1.96)	$DelivPeri$	-0.136**(-2.03)	-0.143**(-2.30)
$Treated \times MinDeliv$	-0.563(-1.41)	-0.367(-0.94)	$DelivMode$	-0.368***(-7.46)	-0.447***(-9.44)
$DelivFee$	0.186*** (2.74)	0.190*** (2.93)	常数项	9.840*** (14.93)	10.407*** (16.46)
$Brand$	0.511*** (2.98)	0.499*** (2.79)	样本量	2074	2074
$Treated$	1.241 (1.09)	0.580(0.52)	R^2	0.145	0.189
T	-0.828(-1.43)	-0.777(-1.46)			

注:括号内为t统计值;***、**和*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平上显著。

2. 配送费的调节作用

将式(17)和式(18)中的 $MinDeliv_{it}$ 替换成 $Delivfee_{it}$,进一步探究配送费的对独家交易后果的调节作用,回归结果见表11。三重交互项 $Treated_i \times T_{it} \times Delivfee_{it}$ 的系数不显著,表明配送费对于独家交易影响后果不具有显著的调节作用。

表11 配送费的调节机制检验

变量	$TotSale$	$SinSale$	变量	$TotSale$	$SinSale$
	(1)	(2)		(1)	(2)
$T \times Treated$	-0.906**(-2.07)	-0.667(-1.41)	$Price$	-0.882***(-9.29)	-0.762***(-7.44)
$DelivFee$	0.229*** (3.13)	0.223*** (2.97)	$ShopNum$	-0.237***(-2.86)	-0.284***(-3.29)
$T \times Treated \times DelivFee$	0.449 (1.48)	0.535 (1.64)	$MinDeliv$	-0.294**(-2.28)	-0.503***(-3.77)
$T \times DelivFee$	-0.069(-0.64)	-0.057(-0.51)	$DelivPeri$	-0.155**(-2.50)	-0.150**(-2.25)
$Treated \times DelivFee$	-0.211(-0.91)	-0.227(-0.88)	$DelivMode$	-0.440***(-9.32)	-0.361***(-7.32)
$Brand$	0.453*** (2.62)	0.451*** (2.69)	常数项	9.851*** (20.11)	9.229*** (18.07)
$Treated$	-0.153(-0.42)	-0.028(-0.07)	样本量	2074	2074
T	0.351** (2.40)	0.393*** (2.61)	R^2	0.188	0.143
$Rating$	0.024 (0.34)	0.096 (1.31)			

注:括号内为t统计值;***、**和*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平上显著。

3. 平台势力的调节作用

考虑到平台势力也可能影响独家交易的作用效果,而当前的独家交易认定方法及两期的数据无法支持平台势力变化对独家交易的调节作用分析。因此使用稳健性分析中的独家交易定义方法,放松对是否独家的判断标准,使得两期均有独家交易变量的数据,平台势力的调节作用分析将得以实现。^⑨由于在第二期(2019年8月),媒体曝光了X市外卖平台G强迫平台“二选一”的行为,这可能会对G平台带来声誉、势力乃至用户喜好度等方面的负面影响。将原始数据进行简单统计可以发现,第一期中G平台共有15629条数据(包括各分店数据),而第二期时共12781条数据,减少了18.22%,表明G平台在第二期的势力可能有所下降。因此以时间变量 t 代表平台的势力变化, $t=0$ 表示第一期,平台势力强; $t=1$ 表示第二期,平台势力相对更弱。然后将 t 作为独家交易影响的调节变量,回归结果见表12。结果发现,双重交互项 $Single_{it} \times t_{it}$ 的系数均显著为正,表明平台势力变弱削弱了独家交易对商家销量的负面影响。

⑨ 前文对于独家交易的判断方法是由双归属转变为单归属,故该方法没有考虑第一期的独家交易行为。

表 12 平台势力对独家交易影响的调节作用

变量	TotSale		SinSale		变量	TotSale		SinSale	
	(1)	(2)	(3)	(4)		(1)	(2)	(3)	(4)
Single	-0.843*** (-28.46)	-1.038*** (-31.46)	-0.294*** (-9.66)	-0.472*** (-13.83)	DelivFee		0.175*** (6.85)		0.185*** (7.10)
<i>t</i>	0.229*** (8.31)	0.271*** (9.67)	0.303*** (10.54)	0.343*** (11.63)	DelivMode		-0.350*** (-14.91)		-0.305*** (-12.56)
Single× <i>t</i>	0.308*** (7.64)	0.462*** (11.17)	0.233*** (5.67)	0.363*** (8.57)	Brand		0.303*** (5.28)		0.281*** (4.78)
Rating		0.243*** (8.85)		0.293*** (10.41)	DelivPeri		-0.148*** (-5.14)		-0.167*** (-5.61)
ShopNum		-0.001 (-0.09)		-0.023 (-1.41)	常数项	6.299*** (302.12)	8.144*** (48.51)	5.749*** (261.11)	7.311*** (42.62)
MinDeliv		-0.185*** (-4.68)		-0.223*** (-5.54)	样本量	11376	10937	11376	10937
Price		-0.803*** (-22.43)		-0.753*** (-20.48)	<i>R</i> ²	0.128	0.215	0.046	0.130

注:括号内为*t*统计值;***、**和*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平上显著。

五、研究结论及启示

(一) 研究结论

首先构建理论模型分析独家交易前后商家的销量变化,并分解其作用机制。再利用PSM-DID设计,以2019年X市外卖平台的数据为例,分析互联网平台独家交易对商家销量的影响。研究发现:①平台独家交易通过渠道效应降低商家总销量,即实施独家交易的商家在独家后由于销售渠道减少,总销量相比非独家商家最终显著下降了约25.5%。而对单平台销量而言,独家交易的影响则不显著,独家交易的商家没有出现显著的用户转移效应,说明平台没有在销量上为独家交易的商家发挥显著的赋能效果,平台独家交易总体上损害了商家利益。②对独家交易影响的品牌异质性分析表明,品牌商家受独家交易的负面影响更大,品牌削弱了平台内用户转移。也反映出外卖平台流量主要由平台控制,品牌自带流量不显著,用户忠诚度不高。③调节效应的进一步分析表明起送费削弱了独家交易的负面影响,配送费对于独家交易影响的后果则不具有显著的调节作用。此外,平台势力降低也会削弱独家交易的负面影响。

(二) 启示与建议

第一,本研究结果支持了市场监管总局对美团的反垄断处罚,应防范和禁止平台强迫商家“二选一”的行为,鼓励平台通过增值服务的投资提高商家和消费者的黏性。已有文献中平台进行独家交易的重要辩护理由之一是保护专用性投资、提高平台投入,但本研究并没有发现平台对商家存在显著的赋能效果。具体而言,商家独家后没有出现明显的用户转移效应,平台并未提供有效的能提升独家商家销量的增值服务。因此就销量提升而言,平台这一辩护理由在本研究情境中没有得到支持。平台竞争力的提高应更多转向增值服务的投资,为商家带来真正的赋能作用,比如优化配送系统、提高平台服务便捷性、根据消费者偏好提供菜品的个性化推荐与定制、建立高效便捷的反馈系统以实现平台与商家和消费者的共赢等。

第二,应加强对品牌商家的保护,保障其发展及创新动力。本研究发现品牌商家从独家交易中受到的负面影响比非品牌商家更大,消费者对外卖商家品牌的忠诚度较低,消费决策首先是选择平台。这可能是因为外卖餐饮行业竞争激烈、集中度和进入壁垒相对较低等特点,导致品牌商家在面对平台的独家协议要求时同样缺乏议价能力,这对于品牌商家的发展是极为不利的,可能会损害其发展积极性和创新的动力。而平台对流量具有控制权,品牌难以从流量边际增加中获得好处,也反映出平台对增值服务投资的不足。外卖餐饮行业是关系民生的重要服务业之一,扶持商家的品牌化和标准化发展、培育更多优质品牌企业,是促进消费、打通国内大循环的重要手段。因此需保障品牌商家的发展,使其获得更具激励性的成长空间。

第三,防范平台势力过大带来的商家利益的更大损害,引导市场有序竞合。首先,互联网平台具有交叉网络外部性的特点,当获取足够用户后很容易积累规模优势并壮大势力。而平台势力越大,独家交易给平台带来的负面影响越大。且长期签订独家交易的商家,受到的损失程度可能更高,故对美团外卖平台的“二选一”行为的反垄断规制正逢其时。其次,在市场准入上,鼓励优质平台进入市场,重视具有创新活力的、规范的平台的发展,通过转移支付或税收补贴等形式提高平台的市场容量。最后,培育和鼓励平台间的兼容性,

正向引导平台企业的有序竞争与合作,提高整个行业的活力与创新动力。

(三)贡献与不足

本研究的理论贡献在于:首先,已有研究尚未对独家交易的经济效应达成共识,且相关实证研究缺乏,本研究利用理论模型分析并通过2019年X市外卖平台数据探究独家交易对商家的影响,丰富了该领域的研究。其次,已有研究对独家交易后商家的销量变化缺乏清晰的机制,本研究将影响机制分解为渠道效应和用户转移效应(平台间和平台内),并比较不同效应的影响,从而得出最终的效益变化情况。此外,本研究在Hotelling模型框架基础上,引入了品牌异质性和平台赋能效果两个因素,并分析其对渠道效应和用户转移效应的影响,以往的研究更多的是考虑独家交易对平台投资水平的影响,鲜有针对独家的商家定向流量支持、赋能的研究,也鲜有考察品牌异质性和平台赋能对独家交易后果的影响,本研究弥补了这方面的研究,充实了独家交易经济效应的理论及实践。

本研究还存在如下不足:一是由于平台与商家签订独家交易协议具有隐蔽性,难以直接获取数据。因此基于X市的平台商家数据对独家交易行为进行了近似的仍为合理的估计。二是分析了互联网外卖平台独家交易协议对平台内经营者的影响,但由于数据的局限性,没有分析独家交易对平台或消费者的影响,对商家的分析则以销量的刻画为主,难以更综合、全面地考察独家交易对总体社会福利的影响。尽管如此,目前理论分析对独家交易中消费者和社会福利影响的研究已有较多,但并未对此达成一致,本研究为独家交易对商家的影响提供了理论和实证研究补充。

未来进一步的研究方向可以从两个维度拓展:一是考虑不同性质的平台,如电商平台、内容平台和互联网金融平台等,平台业务的差异性可能导致独占交易的影响存在异质性;二是进一步考虑平台的多方参与者,从实证上研究平台、消费者乃至竞争对手平台的福利效果。

参考文献

- [1] 高洁,蒋传海,王宇,2014.平台竞争与独家交易[J].财经研究,(2):67-74,132.
- [2] 李洪磊,姜珊,2017.O2O模式下的“餐饮外卖”对餐饮业的影响[J].电子商务,(7):1,67.
- [3] 李相辰,李凯,2021.谈判势力视角下双边平台独占交易合约的效应研究[J].管理学报,(10):1553-1561.
- [4] 卢向华,冯越,2009.网络口碑的价值——基于在线餐馆点评的实证研究[J].管理世界,(7):126-132,171.
- [5] 骆品亮,韩冲,余林徽,2010.我国银行卡市场双边性检验及其政策启示[J].产业经济研究,(2):18-37.
- [6] 骆品亮,翁智澄,等,2022.互联网金融生态化发展[M].上海:上海财经大学出版社.
- [7] 乔岳,杨锡,2021.平台独家交易妨碍公平竞争吗?——以互联网外卖平台二选一为例[J].山东大学学报(哲学社会科学版),(2):98-109.
- [8] 曲创,2019.平台经济模式下二选一后果与规制刍议[N].北京:中国市场监管报,(5):1-3.
- [9] 唐要家,杨越,2020.双边市场平台独占交易协议的反竞争效应[J].首都经济贸易大学学报,(4):62-69.
- [10] 万晓榆,王葶亦,吴继飞,等,2018.电商平台销量信息对消费者注意力及产品选择的影响[J].管理学报,(6):884-892.
- [11] 万兴,杨晶,2017.互联网平台选择,纵向一体化与企业绩效[J].中国工业经济,(7):156-174.
- [12] 王岭,廖文军,2021.互联网平台二选一反竞争效应研究——以京东诉天猫二选一案为例[J].管理学报,(2):80-93.
- [13] 王志宏,傅长涛,2019.用户不同归属行为下货运共享平台的定价策略研究[J].管理学报,(7):1081-1087.
- [14] 杨春德,刘睿岚,2010.基于互联互通与用户归属行为的平台定价与福利分析——以互联网即时聊天平台为例[J].技术经济,(10):121-125.
- [15] 叶明,2014.互联网企业独家交易行为的反垄断法分析[J].现代法学,(4):62-70.
- [16] 张谦,陈青祝,陈一飞,2019.免费商业模式下电商平台排他性行为研究[J].财经研究,(6):141-152.
- [17] 周天一,常维,陈青祝,2019.平台竞争,排他性协议与竞争瓶颈[J].中国管理科学,(10):209-216.
- [18] ARMSTRONG M, WRIGHT J, 2007. Two-sided markets, competitive bottlenecks and exclusive contracts[J]. Economic Theory, 32(2): 353-380.
- [19] DOGANOGLU T, WRIGHT J, 2010. Exclusive dealing with network effects[J]. International Journal of Industrial Organization, 28(2): 145-154.
- [20] EVANS D S, 2013. Economics of vertical restraints for multi-sided platforms[J]. University of Chicago Institute for Law & Economics Olin Research Paper, (626): 1-25.
- [21] HAGIU A, WRIGHT J, 2015. Multi-sided platforms[J]. International Journal of Industrial Organization, 43: 162-174.
- [22] HALABURDA H, YEHEZKEL Y, 2013. Platform competition under asymmetric information[J]. American Economic

- Journal: Microeconomics, 5(3): 22-68.
- [23] JEITSCHKO T D, TREMBLAY M J, 2020. Platform competition with endogenous homing [J]. International Economic Review, 61(3): 1281-1305.
 - [24] KARLE H, PEITZ M, REISINGER M, 2020. Segmentation versus agglomeration: Competition between platforms with competitive sellers[J]. Journal of Political Economy, 128(6): 2329-2374.
 - [25] LEE R S, 2011. Dynamic demand estimation in platform and two-sided markets: The welfare cost of software incompatibility[Z/OL]. New York: New York University. https://www.researchgate.net/publication/265035311_Dynamic_Demand_Estimation_in_Platform_and_Two-Sided_Markets_The_Welfare_Cost_of_Software_Incompatibility.
 - [26] LEE R S, 2013. Vertical integration and exclusivity in platform and two-sided markets[J]. American Economic Review, 103(7): 2960-3000.
 - [27] PRIEGER J E, HU W, 2012. Applications barrier to entry and exclusive vertical contracts in platform markets[J]. Economic Inquiry, 50(2): 435-452.
 - [28] ROCHET J C, TIROLE J, 2003. Platform competition in two-sided markets [J]. Journal of the European Economic Association, 1(4): 990-1029.
 - [29] ROSENBAUM P R, RUBIN D B, 1985. Constructing a control group using multivariate matched sampling methods that incorporate the propensity score[J]. The American Statistician, 39(1): 33-38.
 - [30] SHAO L, 2016. Exclusive dealing in two-sided markets: For better or worse?[D]. Austin: The University of Texas at Austin.
 - [31] VASCONCELOS H, 2015. Is exclusionary pricing anticompetitive in two-sided markets? [J]. International Journal of Industrial Organization, 40(1): 1-10.
 - [32] WEEDS H, 2016. TV wars: Exclusive content and platform competition in pay TV[J]. The Economic Journal, 126(594): 1600-1633.

Research on the Effects of Exclusive Dealings on Sales of Operators on the Platform : Empirical Evidence from Internet Catering Takeaway Platforms

Zhou Yifang, Luo Pinliang

(School of Management, Fudan University, Shanghai 200433, China)

Abstract: Exclusive dealings of Internet platforms have aroused increasingly attention of anti-monopoly department, the economic effects of which are complex and still controversial in the industry, especially in academia. First, based on the Hotelling model, the attribution changes of users before and after exclusive transactions were analyzed. With the consideration of the impact of platform empowerment and brand heterogeneity on the sales of merchants after exclusive dealings, its mechanisms were decomposed. Then based on the data of Internet catering takeaway platforms in an important city in the west in 2019, empirical test and analysis were carried out. It used the propensity score matching - difference in difference approach to evaluate the net effect of exclusive dealings of catering takeaway platform G on operators' sales. The results show that exclusive dealings reduce the total sales of merchants through channel effect, and there is no significant consumer transfer effect which can increase sales of merchants. Therefore, the platform don't effectively empowered merchants in sales growth after exclusive dealings. Through further analysis of the heterogeneity, it is found that the negative impact on sales of brands after exclusive dealing was higher than that of non-brands. It can provide reference and support for the related anti-monopoly execution.

Keywords: brand merchants; sales; difference-in-difference model