

# 本土市场规模与企业价格加成

——来自中国企业的微观证据

安 岗 王 佳

**摘要：**本文在 Melitz 理论框架的基础上，通过引入竞争效应和成本节约效应综合研究了本土市场规模对企业价格加成的影响，在理论分析的基础上利用中国企业层级微观数据进行经验研究，研究结果显示：本土市场规模的扩大提高了企业的价格加成水平，其促进作用在头部企业、资本密集型行业以及进入壁垒相对较高行业的企业中表现得更为突出，这些企业可以作为提升利润空间的主导力量；同时探讨了内循环和外循环的互动关系，综合本土市场规模以及市场分割情况构建内循环指标，结果表明内循环对于企业价格加成具有正向促进作用，而外循环对于这种影响的调节作用显著为负。

**关键词：**本土市场规模；企业价格加成；竞争效应；成本节约效应

[中图分类号] F740 [文献标识码] A [文章编号] 1002-4670 (2023) 8-0088-18

## 一、引言及文献综述

国际贸易理论一般认为，本土市场规模扩大会加剧竞争，进而降低企业的价格加成 (Melitz and Ottaviano, 2008)<sup>[1]</sup>，然而该结论与中国的情况并不一致。在中国超大规模市场形成过程中，虽然企业的产品价格面临较大的竞争压力，但是仍有大量企业得到了蓬勃发展的机会。作为反映企业价格加成的重要指标，2022 年中国规模以上工业企业利润率为 6.09%，比 10 年前增长了 5.55%，年均增长 1.01%<sup>①</sup>。究其原因，价格加成的变化取决于价格和成本的相对变化，本土市场规模扩大带来的竞争效应会促使企业价格下降，而规模经济带来的成本节约效应也会使得企业成本降低。综合考虑价格和成本两个因素，本土市场规模的扩大是降低还是增加了企业的价格加成？在现有的理论和实证研究中，还没有得到一致的结论。

[收稿日期] 2023-04-11

[基金项目] 国家社会科学基金一般项目“颗粒经济视角下头部企业促进我国比较优势提升的机制与政策研究”(22BJL139)；教育部人文社会科学研究一般项目“基于本土市场效应的大国内生性特征对创新的影响机理研究”(18YJA790002)

[作者信息] 安岗：东北大学工商管理学院副教授；王佳（通讯作者）：东北大学工商管理学院硕士研究生，电子信箱 wangjia1066650959@163.com

①数据来源于国家统计局。

新贸易理论假设无论本土市场规模大小，每个生产商都享有相同的价格加成（Krugman, 1991）<sup>[2]</sup>，这是由于新贸易理论中常数替代弹性（CES）模型假设产品之间的替代弹性不变，使得价格加成对市场规模的变化没有反应机制。这一理论缺陷在新新贸易理论之后得到克服，可变替代弹性（VES）模型假设替代弹性可变，推导出本土市场规模与价格加成的负相关关系（Zhelobodko et al., 2012）<sup>[3]</sup>。国际贸易标准模型在该框架的基础上提出，由于竞争加剧，较大规模的市场有较低的价格加成（Melitz and Ottaviano, 2008）。

在实证方面，虽然一些研究结果表明本土市场规模的变化会引起价格加成反方向变动，但这些研究或是计算行业层面上的粗略价格加成，与企业层面价格加成有一定的差异（Badinger, 2007）<sup>[4]</sup>，或是以城市规模而不是行业规模衡量企业面对的市场规模（赵瑞丽等，2019）<sup>[5]</sup>，或是仅研究了某个行业内企业价格加成随市场规模的变动情况，其实证结果不具有一般性（Hottman, 2017）<sup>[6]</sup>。一些大规模市场的实证研究结果则与理论相悖，Mishra（2008）<sup>[7]</sup>研究了后自由化时代印度制造业的国内市场规模与企业价格加成的关系，发现二者存在正相关关系。此外，De Loecker等（2020）<sup>[8]</sup>发现美国市场也呈现出同样的情形，这样的实证结果无法用国际贸易理论模型解释。

究其原因，以往的国际贸易理论模型过于强调本土市场规模扩大所产生的竞争效应，而本土市场规模还存在成本节约效应，对企业价格加成具有促进作用，因而研究本土市场规模对企业价格加成影响的问题可能得出不同的结论。规模经济的作用会降低企业成本，提高企业生产率（Smith, 2008）<sup>[9]</sup>，企业为追求更多的利润，更倾向于选择市场规模较大的生产区位（Marshall, 1920）<sup>[10]</sup>。这为探讨本土市场规模对企业价格加成的影响提供了新思路，综合考虑竞争效应以及成本节约效应，可以更加全面地考察本土市场规模对企业价格加成的作用。

基于对中国微观企业数据核密度分布图的粗略观察（见图1），可以发现本土市场规模与企业价格加成之间存在正向关系。通过将中国每个二位数行业按本土市场规模排序，选出1998—2007年规模最小、中等、最大的三个行业，比较位于不同规模行业内部的企业价格加成的核密度分布图。如图1所示，在样本区间内，相较于本土市场规模较小的行业，本土市场规模较大的行业企业的价格加成水平右偏且波峰在价格加成较小的区域垂直高度更低。这说明位于更大本土市场规模行业的企业倾向于拥有更高的价格加成，即本土市场规模对企业价格加成可能是正向影响，这进一步对传统国际贸易理论的结论提出质疑。

本文的边际贡献如下：一是拓展了国际贸易理论关于本土市场规模对企业价格加成影响效应的研究。国际贸易理论仅强调了本土市场规模扩大带来的竞争加剧对企业价格加成的负向作用，与现实的经济情况有所差异。本文在此基础上补充了成本节约效应，通过理论模型和实证研究综合分析了在两种效应共同影响下本土市场规模对企业价格加成的作用方向，证明了二者之间存在正相关关系，弥合了理论与实证研究的分歧。二是挖掘了一些新的异质性因素。如研究了在区分头部企业的异质性和行业进入壁垒的异质性时哪些企业可以成为带动价格加成提高的主导力量。

需要强调的是，企业价格加成的提高并不能成为消费者福利降低的证据，因为更高的价格加成可以通过成本的降低来实现。相反，本土市场规模的扩大不仅降低了产品价格还增加了产品种类，提升了消费者福利。三是构建了一种测度内循环的指标，探讨了内循环和外循环的互动关系。考虑到市场分割程度会对内循环产生影响，本文基于本土市场规模以及市场一体化指数构建内循环指标，研究其对于企业价格加成的影响以及外循环对于这种影响的调节作用。

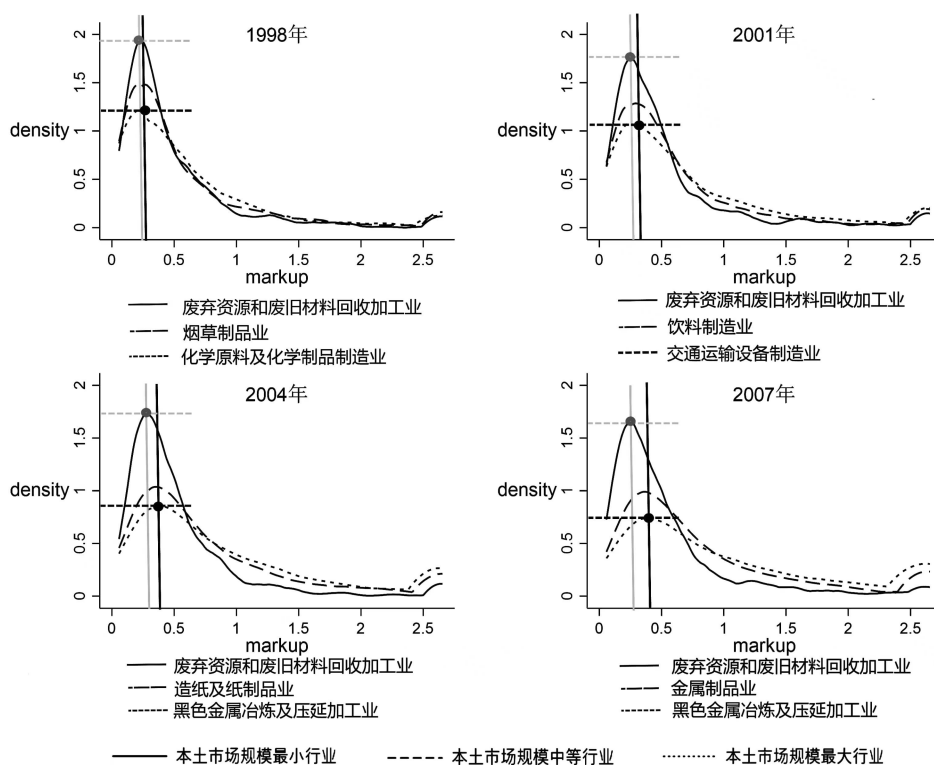


图1 核密度分布曲线图

注：水平线和垂直线的交点为本土市场规模最小、最大行业核密度曲线的顶点。

## 二、理论分析

基于 Melitz 和 Ottaviano (2008) 构建的理论模型，本文做了如下拓展：第一，引入成本节约效应，扩展了本土市场规模影响企业价格加成的作用机制，在传统国际贸易理论所讨论的竞争效应之外，分解出成本节约效应，其作用效果与竞争效应相反；第二，引入了具体的边际成本函数，使得作用机制分析更加深入，前者更倾向于以语言来描述竞争效应的影响，而本文以具体的函数式表达出企业的边际成本，进而推断出本土市场规模对企业价格加成的作用方向及机制。

## (一) 偏好和需求

设定连续偏好, 并且用拟线性效用函数来表示:

$$U = q_0^c + \alpha \int_{i \in \Omega} q_i^c di - \frac{1}{2} \gamma \int_{i \in \Omega} (q_i^c)^2 di - \frac{1}{2} \eta \int_{i \in \Omega} (q_i^c di)^2 \quad (1)$$

其中,  $q_0^c$  表示计价商品的个人消费水平, 其价格  $p_0 = 1$ 。  $q_i^c$  表示对每一种类  $i$  的个人消费水平。需求系数  $\alpha$ 、 $\eta$  和  $\gamma$  都是正数。

通过构造消费者收入约束函数及拉格朗日函数, 推导出商品线性市场需求曲线:

$$q_i = Lq_i^c = \frac{\alpha L}{\eta N + \gamma} - \frac{L}{\gamma} p_i + \frac{\eta N}{\eta N + \gamma} \frac{L}{\gamma} \bar{p}, \quad \forall i \in \Omega^* \quad (2)$$

其中,  $N$  是  $\Omega^*$  中消费品种类的度量单位。 $\bar{p}$  是各种消费品的平均价格。因为本土市场规模扩大会使企业数量增多、平均价格下降, 所以  $N$ 、 $\bar{p}$  均为  $L$  的函数。

$$p_i \leq \frac{1}{\eta N + \gamma} (\gamma \alpha + \eta N \bar{p}) \equiv p_{\max} \quad (3)$$

价格约束  $p_{\max}$  表示对一种商品的需求减少到零的价格,  $p_{\max} \leq \alpha$ 。

## (二) 生产和企业行为

劳动力是唯一的生产要素, 并且在竞争市场中供给无弹性, 工资单位化为 1。边际成本  $c$  是在  $[0, c_M]$  区间符合共同分布  $G(c)$  下的随机变量。对利润函数求一阶导, 并令其表达式等于零, 可知成本为  $c$  的企业利润最大化价格  $p$  和产量水平  $q$  需满足:

$$q = \frac{L}{\gamma} (p - c) \quad (4)$$

## (三) 自由进入均衡

自由进入均衡条件为:

$$\int_0^{c_D} \pi(c) dG(c) = f_e \quad (5)$$

由式 (2) 可知,  $p = \frac{1}{2} (c_D + c)$ ,  $\pi = \frac{L}{4\gamma} (c_D + c)^2$ 。以  $\mu = (p - c)/p$  表示企业价格加成, 则:

$$\mu = \frac{c_D - c}{c_D + c} = 1 - \frac{2}{\frac{c_D}{c} + 1} \quad (6)$$

$c_D = p(c_D)$  等于式 (3) 中的零需求价格阈值:

$$c_D = \frac{1}{\eta N + \gamma} (\gamma \alpha + \eta N \bar{p}) \quad (7)$$

通过将  $\mu$  对本土市场规模  $L$  求微分以分析本土市场规模对企业价格加成的影响:

$$\frac{\partial \mu}{\partial L} = \frac{\partial \mu}{\partial (\frac{c_D}{c})} \times \frac{\partial (\frac{c_D}{c})}{\partial L} = \frac{2}{A} \underbrace{\left[ \frac{\partial N}{\partial L} \gamma \eta c (\bar{p} - \alpha) + \frac{\partial \bar{p}}{\partial L} N \eta c (N \eta + \gamma) \right]}_{\text{竞争效应}} - \underbrace{\frac{\partial c}{\partial L} (N \eta + \gamma) (\gamma \alpha + \eta N \bar{p})}_{\text{成本节约效应}} \quad (8)$$

其中,  $A = (c_D/c + 1)(N\eta + \gamma)c$ 。因为本土市场规模的扩大会使企业数量增多、平均价格下降 (Melitz and Ottaviano, 2008), 并且其规模经济的作用还会使得企业生产效率提高、成本降低 (Marshall, 1920), 因此会产生竞争效应和成本节约效应两种效应, 其中,  $\partial N/\partial L > 0$ ,  $\partial \bar{p}/\partial L < 0$ ,  $\partial c/\partial L < 0$ 。若竞争效应和成本节约效应满足:

$$\left| \frac{\partial N}{\partial L} \gamma \eta c (\bar{p} - \alpha) \right| + \left| \frac{\partial \bar{p}}{\partial L} N \eta c (N \eta + \gamma) \right| < \left| \frac{\partial c}{\partial L} (N \eta + \gamma) (\gamma \alpha + \eta N \bar{p}) \right| \quad (9)$$

即当竞争效应的绝对值小于成本节约效应的绝对值时,  $\partial \mu/\partial L > 0$ , 由此提出以下假说。

假说 1: 竞争效应使本土市场规模扩大导致企业价格加成降低, 成本节约效应使本土市场规模扩大导致企业价格加成提高, 本土市场规模对企业价格加成的影响方向取决于竞争效应和成本节约效应的相对大小。

至此, 所有得到的结果适用于任意的成本的分布函数  $G(c)$ 。为简化分析过程, 将成本的概率分布  $G(c)$  规定成一种特殊的参数形式:

$$G(c) = \left(\frac{c}{c_M}\right)^k, \quad c \in [0, c_M] \quad (10)$$

形状参数  $k$  代表成本分布离散情况。将公式 (10) 代入公式 (5):

$$\frac{Lk}{4\gamma c_M^k} \int_0^{c_D} (c_D^2 - 2cc_D + c^2) c^{k-1} dc = f_e \quad (11)$$

所计算出的  $c_D$  可表示为:

$$c_D = \left[ \frac{2(k+1)(k+2)\gamma(c_M)^k f_e}{L} \right]^{\frac{1}{k+2}} \quad (12)$$

参考 Dou 等 (2022)<sup>[11]</sup> 的研究, 企业边际成本函数可表示为:

$$c = f_j \frac{h_i}{a_j} \quad (13)$$

其中,  $h_i$  表示企业  $i$  的特征, 以单位劳动力需求来衡量, 即生产单位产品所需要的劳动力。 $a_j$  表示对于  $j$  行业内企业的政策优势, 如政府补贴等。 $f_j$  表示对于  $j$  行业内企业的政策劣势, 如政府干预造成的要素市场扭曲等。

由式 (13) 可得:

$$c = f_j \frac{h_i}{a_j} = f_j \frac{q_i}{a_j} = \frac{f_j L_i}{a_j} \times \frac{\gamma}{L(p-c)} = \frac{2\gamma f_j L_i}{La_j} \times \frac{1}{c_D - c} \quad (14)$$

其中,  $L_i$  指每个企业的规模,  $\sum L_i = L, \forall i \in \Omega^*$ 。令  $b = (2\gamma f_j L_i) / (L a_j)$ , 将式 (14) 化简可得出  $c$  与  $c_D$  的关系, 由于企业会选择较小的边际成本, 则:

$$c = \frac{c_D - \sqrt{(c_D)^2 - 4b}}{2} \quad (15)$$

将式 (12) 中  $c_D$  的值代入式 (15) 可得:

$$\frac{c_D}{c} = \frac{2}{1 - \sqrt{1 - \frac{4b}{c_D}}} \quad (16)$$

$$\frac{4b}{c_D} = \frac{8\gamma f_j}{a_j} \times \frac{L_i}{L^{\frac{k+1}{k+2}}} \left[ \frac{1}{2(k+1)(k+2)\gamma(c_M)^k f_e} \right]^{\frac{1}{k+2}} \quad (17)$$

根据式 (17),  $L$  增大会使得  $\mu$  增大, 即:

$$\begin{aligned} \frac{\partial \mu}{\partial L} &= \frac{\partial \mu}{\partial(\frac{c_D}{c})} \times \frac{\partial(\frac{c_D}{c})}{\partial(\frac{4b}{c_D})} \times \frac{\partial(\frac{4b}{c_D})}{\partial L} = \frac{2}{(\frac{c_D}{c} + 1)^2} \times \left[ -\frac{1}{\sqrt{1 - \frac{4b}{c_D}} (1 - \sqrt{1 - \frac{4b}{c_D}})^2} \right] \\ &\quad \times d \frac{\partial L^{\frac{k+1}{k+2}}}{\partial L} > 0 \end{aligned} \quad (18)$$

其中,  $d = 8\gamma f_j L_i (a_j)^{-1} [2(k+1)(k+2)\gamma(c_M)^k f_e]^{-\frac{1}{k+2}}$ 。由此可以推断出, 若企业成本遵循帕累托分布, 则本土市场规模扩大使得企业价格加成提高。

#### (四) 开放经济

若将国外消费者也纳入模型, 则商品线性市场需求曲线变为:

$$q'_i = (L + L^*) q_i = \frac{\alpha(L + L^*)}{\eta N' + \gamma} - \frac{(L + L^*)}{\gamma} p'_i + \frac{\eta N'}{\eta N' + \gamma} \frac{(L + L^*)}{\gamma} \bar{p}', \forall i \in \Omega^* \quad (19)$$

其中,  $L^*$  为外部市场规模。企业价格加成  $\mu'$  可以写成  $c'_D$  和  $c$  的函数, 企业在出口时需要支付运输费用,  $c'_D$  与  $c_D$  的差值即为贸易成本:

$$\mu' = \frac{c'_D - c}{c'_D + c} = 1 - \frac{2}{\frac{c'_D}{c} + 1} \quad (20)$$

$$\frac{c'_D}{c} = \frac{2}{1 - \sqrt{1 - \frac{4b'}{c'_D}}} \quad (21)$$

在式 (21) 中,  $b' = (2\gamma f_j L'_i) / [(L + L^*) a_j]$ , 因此可得:

$$\frac{4b'}{c'_D} = \frac{8\gamma f_j}{a_j} \times \frac{L_i}{(L + L^*)^{\frac{k+1}{k+2}}} \left[ \frac{1}{2(k+1)(k+2)\gamma(c_M)^k f_e} \right]^{\frac{1}{k+2}} \quad (22)$$

根据以上分析,  $L$  增大会使得  $\mu'$  增大, 即:

$$\frac{\partial \mu'}{\partial L} = \frac{\partial \mu'}{\partial(\frac{c'_D}{c})} \times \frac{\partial(\frac{c'_D}{c})}{\partial(\frac{4b'}{c'_D})} \times \frac{\partial(\frac{4b'}{c'_D})}{\partial L} = \frac{2}{(\frac{c'_D}{c} + 1)^2} \times \left[ -\frac{1}{\sqrt{1 - \frac{4b'}{c'_D}} (1 - \sqrt{1 - \frac{4b'}{c'_D}})^2} \right] \times d' \frac{\partial(L + L^*)^{-\frac{k+1}{k+2}}}{\partial L} > 0 \quad (23)$$

其中,  $d' = 8\gamma f_j L'_i (a_j)^{-1} [2(k+1)(k+2)\gamma(c_M)^k f_e]^{-\frac{1}{k+2}}$ 。在开放市场中,本土市场规模扩大同样会使得企业价格加成提高。此外,可推断出  $\partial \mu' / \partial L^* > 0$ ,即外部市场规模的扩大也会对企业价格加成提升具有促进作用。根据以上分析,提出以下假说。

假说2:若企业成本遵循帕累托分布,则本土市场规模扩大使得企业价格加成提高,即竞争效应的绝对值小于成本节约效应的绝对值。

### 三、研究设计

#### (一) 模型设定

基于现有研究,本文构建如下基准回归模型:

$$markup_{ijt} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln MS_{jt} + \alpha_2 X_{ijt} + \varphi_i + \varphi_j + \varphi_t + \varepsilon_{it} \quad (24)$$

其中,被解释变量  $markup_{ijt}$  为  $j$  行业企业  $i$  在  $t$  年的价格加成,核心解释变量  $\ln MS_{jt}$  为  $j$  行业在  $t$  年的本土市场规模,  $\ln MS_{jt}$  与  $markup_{ijt}$  不在同一个数据层面上,可以弱化互为因果对结果造成的影响。 $X_{ijt}$  为控制变量,  $\varphi_i$  为企业固定效应,  $\varphi_j$  为行业固定效应,  $\varphi_t$  为年份固定效应,  $\varepsilon_{it}$  为随机扰动项。

#### (二) 变量定义

(1) 被解释变量:企业价格加成  $markup$ 。本文参照 De Loecker 和 Warzynski (2012)<sup>[12]</sup>、Levinsohn 和 Petrin (2003)<sup>[13]</sup> 的方法用超越对数形式的生产函数计算了要素投入  $X$  的产出弹性  $\theta$ ,以可变要素  $X$  的成本与销售总额之比计算要素  $X$  的产出份额  $\alpha$ ,最终得出  $j$  行业企业  $i$  在  $t$  年的价格加成  $markup_{ijt}$  为可变要素投入的产出弹性与可变要素支出占销售总额份额的比值:

$$markup_{ijt} = \theta_{ijt}^X (\alpha_{ijt}^X)^{-1} \quad (25)$$

此外,为了检验本文结果的稳健性,还采用会计法(钱学锋等,2016)<sup>[14]</sup>和 Olley-Pakes 半参数估计法(O-P法)估计生产函数来计算企业价格加成。

(2) 核心解释变量:本土市场规模( $\ln MS$ )。考虑到分行业研究的特点,本文参考邱斌和尹威(2010)<sup>[15]</sup>的方法,以行业销售产值与行业出口交货值之差的绝对值来测度本土市场规模。

(3) 控制变量:企业人均工资  $perwage$ ,为企业工资加福利支出与员工数之比;中间投入比  $pinput$ ,采用企业中间投入与工业总产值之比测度;资本产出比  $kq$ ,用企业固定资产净值年平均余额与企业总产出的比值表示;流动资产率

*curassetr*，为企业流动资产与总资产的比值；企业年龄 *lnage*，以实际年份减去成立年份加上1的对数来测度；企业规模 *lnemploy*，以企业员工数的对数值来衡量；产品创新 *lnnew*，以新产品产值的对数来测度；企业出口，根据企业是否出口设置虚拟变量 *outpr*，出口企业为1，非出口企业为0；行业补贴强度 *subi*，以行业补贴收入的对数值来测度；行业金融市场化水平 *lnfinance*，以行业融资成本的对数值衡量；要素市场扭曲程度 *distortion*，参考余东华等（2018）<sup>[16]</sup>的方法进行测度。

### （三）数据来源

本文所使用的数据主要包括以下三类：第一，基准回归中企业层面数据来自1998—2007年中国工业企业数据库和中国海关数据库，借鉴聂辉华等（2012）<sup>[17]</sup>、杨汝岱（2015）<sup>[18]</sup>的方法，对数据库进行了相应处理；第二，在后续稳健性检验中，本文还使用了中国上市公司数据、世界贸易整合数据库（WITS）中的关税数据、世界投入产出数据库（WIOD）中的投入产出数据和印度公司注册局（ROC）中的印度企业数据；第三，在进一步分析中还将中国工业企业数据库和中国海关数据库与法国世界经济研究中心国际贸易数据库（BACI）相匹配测度了外循环指标。

## 四、实证结果分析

### （一）基准效应检验

表1汇报了本土市场规模对企业价格加成影响效应的基准估计结果。其中，列（1）没有控制任何固定效应，列（2）仅控制了行业固定效应，列（3）控制了行业固定效应及时间固定效应，列（4）控制了行业固定效应、时间固定效应以及企业固定效应。各序列回归结果均显示，核心解释变量 *lnMS* 的估计系数显著为正。列（4）的结果表明，本土市场规模每扩大1%，企业价格加成将提高3.1%。假说2得证，即本土市场规模对企业价格加成存在正向影响。

表1 基准回归结果

变量	<i>markup</i>	<i>markup</i>	<i>markup</i>	<i>markup</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>lnMS</i>	0.103 *** (0.001)	0.124 *** (0.001)	0.018 *** (0.002)	0.031 *** (0.002)
企业固定效应	否	否	否	是
时间固定效应	否	否	是	是
行业固定效应	否	是	是	是
观测值	1 294 101	1 294 101	1 294 101	1 193 589
R <sup>2</sup>	0.368	0.418	0.423	0.757

注：\*\*\*表示  $p < 0.01$ ；括号内是标准误差。



## (二) 内生性分析

为了避免潜在的内生性问题使得回归结果产生偏差,本文采用印度企业实收资本按行业加总求和的对数值作为中国本土市场规模的工具变量。选择该变量的原因在于:一是相关性。中国与印度的产业同构性最高,因此虽然两国各行业规模大小未必相近,但各行业在总体中所占比重相似,印度各行业规模同步地放大或缩小后得到的值会与中国各个行业规模相近。此外,实收资本增加表明投资者投入增加,企业可利用的资源增多,为扩大规模创造了条件,因此采用印度企业实收资本按行业加总求和的对数值作为工具变量满足了相关性条件。二是外生性。由于不属于同一市场,印度的行业实收资本并不能直接作用于中国企业的价格加成,也不能通过其他控制变量或者扰动项间接影响企业价格加成,满足了外生性条件。

本文采用结构相似系数及相关系数两种指标对中国分别与40个国家(地区)的产业同构性进行测算(曾卫锋等,2019)<sup>[19]</sup>,选出与中国产业同构性最高的国家(地区)。其表达式如下:

$$S_{ij} = \sum_{k=1}^n (X_{ik}X_{jk}) / \sqrt{\sum_{k=1}^n X_{ik}^2 \sum_{k=1}^n X_{jk}^2} \quad (0 \leq S_{ij} \leq 1) \quad (26)$$

其中, $S_{ij}$ 为*i*区域与*j*区域之间的结构相似系数, $X_{ik}$ 和 $X_{jk}$ 分别为*i*区域和*j*区域*k*产业占全部产业的比重。 $S_{ij}$ 介于0~1之间,当 $S_{ij}$ 越接近1时,两个区域之间产业结构趋同程度越高。

相关系数法也是测度产业同构性较为常用的方法(冯立欣和胡平东,2009)<sup>[20]</sup>,其表达式如下:

$$R_{ij} = \frac{\sum_{k=1}^n (X_{ik} - \bar{X}_i)(X_{jk} - \bar{X}_j)}{\sqrt{\sum_{k=1}^n (X_{ik} - \bar{X}_i)^2 \sum_{k=1}^n (X_{jk} - \bar{X}_j)^2}} \quad (-1 \leq R_{ij} \leq 1) \quad (27)$$

其中, $R_{ij}$ 为区域*i*与区域*j*之间产业结构的相关系数, $X_{ik}$ 和 $X_{jk}$ 与式(26)中的含义相同, $\bar{X}_i$ 与 $\bar{X}_j$ 分别表示区域*i*与区域*j*各个产业在其产业结构中所占比重的均值。 $R_{ij}$ 介于-1与1之间,当 $R_{ij} = -1$ 时,表示两个区域之间产业结构完全相反;当 $R_{ij} = 1$ 时,表示两个区域之间产业结构完全相同。

由测算结果可知,中国与印度的结构相似系数、相关系数均为最高<sup>①</sup>,因此可以将印度企业实收资本按行业加总求和的对数值作为工具变量。印度公司数据来自于ROC,其行业采用NIC—2004分类标准,本文将其转换为ISIC行业代码并与国民经济行业代码(GB/T4754—2002)相匹配,由于在转换过程中存在行业不能一一对应的情况,因此损失了一定量的观测值,回归结果如表2第(1)列所示。*KP rk LM*统计量的*p*值比0.01小,可以拒绝工具变量识别不足的假设。*KP rk Wald F*统计量比*Stock - Yogo*检验中10%水平的临界值大(临界值在括号内给出),因而可拒绝工具变量弱识别假设。回归系数在1%水平显著为正,可见在控制内生性以后,其对

<sup>①</sup>限于篇幅,所有国家(地区)完整测算结果未列出,可登陆对外经济贸易大学学术刊物部网站“刊文补充数据查询”栏目查阅、下载。

企业价格加成的影响依然和基准模型的方向一致。

### (三) 稳健性检验

(1) 更换企业价格加成的计算方法。首先, 将企业价格加成测度过程中对生产函数的要素产出弹性的 L-P 估计方法更换为 O-P 估计方法。表 2 列 (2) 汇报了更换要素产出弹性估计方法后本土市场规模对企业价格加成的估计结果, 估计系数在 1% 水平上显著为正; 其次, 使用会计法计算企业价格加成, 由于中国工业企业数据库时限较短, 若使用会计法计算能够避免经济周期及外部冲击的影响, 结果如表 2 列 (3) 所示, 核心解释变量估计系数在 1% 水平上显著为正。总体来看, 在各种测度方式下实证结果与基准回归结果基本一致。

(2) 使用上市公司数据。中国工业企业数据库部分变量只存在于 1998—2007 年的区间, 为确保回归结果没有受到数据实时性的影响, 本文基于 1990—2021 年万得 (Wind) 数据库和中国经济金融研究数据库 (CSMAR) 中上市公司数据进行实证回归, 弥补了中国工业企业数据库时间上的不足, 进一步验证本土市场规模对企业价格加成的影响。结果如表 2 列 (4) 所示,  $\ln MS$  对  $markup$  的估计系数在 1% 水平显著为正, 进一步表明了本文结果的稳健性。

表 2 内生性分析与稳健性检验

变量	IV	O-P 法 <i>markup</i>	会计法 <i>markup</i>	上市 公司	去除国企 样本	加入关 税冲击	删除更换 地址企业
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
$\ln MS$	0.900*** (0.338)	0.007*** (0.001)	0.007*** (0.001)	0.126*** (0.008)	0.034*** (0.002)	0.037*** (0.003)	0.030*** (0.002)
<i>inputtax</i>						-0.669*** (0.100)	
<i>outputtax</i>						0.163* (0.095)	
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>KP rk LM</i>	58.907***						
<i>KP rk Wald F</i>	45.681 (16.38)						
观测值	33 323	1 204 611	1 204 611	40 307	1 103 832	1 186 360	1 083 590
$R^2$	0.121	0.732	0.555	0.747	0.760	0.690	0.766

注: \*\*\*, \* 分别表示  $p < 0.01$ 、 $p < 0.1$ ; 括号内是标准误差。

(3) 排除竞争性假说。同一样本区间的一些政策性因素可能会对企业价格加成造成影响, 如地区产业政策、中国加入 WTO 以及国有企业改革等, 因此在表 2 第 (5) — (7) 列对以上竞争性假说进行排除。在列 (5) 控制了国有企业改革可能的影响, 剔除国有企业, 仅选择了非国有企业进行回归。为了控制贸易自由化对结果可能造成的干扰, 参考余森杰 (2011)<sup>[21]</sup> 的做法, 在列 (6) 加入中间品关税和最终品关税。回归结果中, 中间品关税回归系数显著为负, 最终品关税回归系

数显著为正，这也与 De loecker 和 Warzynski (2012) 的结果一致。鉴于在研究期间内地区产业政策较为繁杂不易衡量，考虑到企业更换地址可能是为了寻求另一地区的产业优惠政策或是逃避原地区产业政策管制，因此在列 (7) 剔除了地址改变的企业，以控制地区产业政策对结果的干扰 (王璐等, 2020)<sup>[22]</sup>。在排除以上竞争性假说后，表 2 第 (5) — (7) 列核心解释变量回归系数依然显著为正，这说明本土市场规模对企业价格加成的正向促进作用是稳健的。

#### (四) 异质性分析

(1) 要素密集度的异质性。表 3 列 (1) 报告了引入本土市场规模与技术密集型行业虚拟变量 ( $Y$ ) 交互项和本土市场规模与资本密集型行业虚拟变量 ( $Y'$ ) 交互项的回归结果。其中，两个交互项回归系数均显著为正， $\ln MS$  回归系数显著为负，且其绝对值小于交互项系数。这说明本土市场规模对资本密集型行业的企业价格加成的促进作用最大，对劳动密集型行业的企业价格加成无正向促进作用。在劳动密集型行业，本土市场规模的扩大使得竞争更激烈，企业间竞争加剧引致生产要素价格上涨 (柏培文和喻理, 2021)<sup>[23]</sup>，本土市场规模的扩大对企业价格加成的竞争效应较大。而在资本密集型行业及技术密集型行业中，本土市场规模扩大使得其获取更多的知识技术外溢 (杨浩昌等, 2015)<sup>[24]</sup>，从而节约了生产成本，促进了企业价格加成的提高。

表 3 异质性分析

变量	要素密集度	头部企业	负债比率	资本密度	沉没成本
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$\ln MS$	-0.020 *** (0.003)	0.030 *** (0.003)	0.033 *** (0.002)	0.026 *** (0.003)	0.111 *** (0.004)
$\ln MS \times Y$	0.037 *** (0.002)	0.008 *** (0.002)	0.003 *** (0.001)	0.001 *** (0.000)	0.009 *** (0.000)
$\ln MS \times Y'$	0.143 *** (0.002)				
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	1 193 589	1 193 589	1 187 049	1 193 582	1 193 589
$R^2$	0.758	0.693	0.757	0.757	0.757

注：\*\*\* 表示  $p < 0.01$ ；括号内是标准误差。

(2) 头部企业的异质性。本文将本土市场规模与头部企业 (市场占有率前 10% 的企业) 虚拟变量的交互项引入模型。由表 3 列 (2) 可以看出，本土市场规模及其与头部企业虚拟变量交互项的回归系数均显著为正。头部企业是塑造一国 (地区) 比较优势的重要力量，市场规模扩大，行业内新进入企业数量增多，而头部企业由于其自身实力雄厚，体量大，相对于新进入企业优势显著，其价格加成相对于非头部企业所受到竞争效应的负面影响更小。此外，在更大规模市场中，头部企业

能为非头部企业带来更大的溢出效应 (Gaubert and Itskhoki, 2021)<sup>[25]</sup>, 成本协同带来的成本节约效应更大, 使得本土市场规模对非头部企业价格加成也具有提升作用。

(3) 行业进入壁垒的异质性。进入壁垒是指阻止或限制进入某一行业的障碍, 即使在规模较大的市场中, 如果存在较高的进入壁垒, 企业的价格加成也会受到影响。

首先, 使用产品替代性指标来衡量行业进入壁垒大小。参照蒋冠宏 (2022)<sup>[26]</sup>的方法, 本文采用两种方式测度产品替代弹性, 分别是行业内企业的平均资本密度和行业内企业的平均负债与总资产比率。回归结果如表3第(3)、(4)列所示, 核心解释变量  $\ln MS$  与产品替代性代理变量交互项的系数显著为正, 与  $\ln MS$  回归系数的符号一致。若产品的可替代性较低, 那么新进入企业所生产的产品和市场上已有产品差别较大, 则市场上在位企业有更大的优势。本土市场规模的扩大更大程度上是源自原本就在市场内部的企业的扩张, 成本节约效应对于企业价格加成的提升作用就相对更大。

其次, 使用行业沉没成本来衡量行业进入壁垒大小。采用 Syverson (2004)<sup>[27]</sup>的方法, 将行业内企业按照规模排序, 以中位数企业市场份额乘以行业资本产出比来衡量行业沉没成本。表3列(5)采用沉没成本作为进入壁垒的替代变量, 最终结果表明行业沉没成本和  $\ln MS$  交互项系数显著为正, 与核心解释变量回归系数一致。这意味着若行业沉没成本较高, 则进入该行业的壁垒相对更高, 在位企业有更大的优势, 企业间竞争相对更弱, 本土市场规模对其价格加成的正向影响较大。

本土市场规模对于企业价格加成的提升作用受到行业进入壁垒的影响。进入壁垒相对较高的行业, 可以更大程度上通过节约成本或者减弱竞争维护在位企业的利益, 使得本土市场规模在更大程度上提升企业价格加成。

## 五、作用机制检验

### (一) 成本节约效应

企业价格加成在一定程度上取决于产品分摊的各项成本和费用, 如可变成本、固定成本等 (李斌和黄少卿, 2021)<sup>[28]</sup>。表4第(1) — (5)列分别以 ACF法 (Akerberg et al., 2015)<sup>[29]</sup>和 LP法 (Levinsohn and Petrin, 2003) 计算的边际成本 ( $mc\_acf$ 、 $mc\_lp$ )、可变成本、冰山成本以及固定成本作为被解释变量进行回归, 本土市场规模的回归系数均在1%或5%的水平上显著为负, 这意味着本土市场规模扩大显著降低了企业成本, 而不仅边际成本的下降可以显著提高企业价格加成水平 (祝树金等, 2018<sup>[30]</sup>; 高翔和黄建忠, 2019<sup>[31]</sup>), 产品所平摊的固定成本、可变成本以及冰山成本的降低均会提高企业价格加成水平 (李斌和黄少卿, 2021), 这说明本土市场规模的扩大有利于企业价格加成的提升。

在内部规模经济方面, 企业在较大的市场中拥有更高的销售额以及较大的平均生产规模, 大规模生产带来的不仅仅是企业批量生产的规模经济, 而且在广告、销售和研发上都具有规模经济。大型企业更有可能产生规模优势、技术优势以及营销

优势，从而降低企业成本，形成内部化以及资源整合优势（欧阳晓等，2009）<sup>[32]</sup>。在横向外部规模经济方面，企业不仅可以从整个行业规模的扩大中获得更多的知识积累，在进行技术研发时还可以共享技术平台，促进技术的开发与转化，分摊研发成本等费用（张小蒂和曾可昕，2012）<sup>[33]</sup>。在纵向外部规模经济方面，较大市场规模能够推动价值链的衍生，随着产业链正外部性增强，企业上游的研发以及对品质的把控会降低下游企业的采购成本，下游销售规模的扩大可以增加上游销量，有利于分摊上游各项费用。这种纵向分工会强化企业的前向关联和后向关联效应，进而减少企业成本，提高企业价格加成，假说1中成本节约效应得证。

表4 机制检验：成本节约效应

变量	<i>mc_acf</i>	<i>mc_lp</i>	可变成本	冰山成本	固定成本
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
lnMS	-0.013 *** (0.001)	-0.010 *** (0.001)	-0.018 *** (0.002)	-0.002 ** (0.001)	-0.004 *** (0.001)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	1 192 463	1 195 008	1 204 611	1 056 582	230 346
R <sup>2</sup>	0.778	0.804	0.510	0.759	0.608

注：\*\*\*、\*\* 分别表示  $p < 0.01$ 、 $p < 0.05$ ；括号内是标准误差。

## （二）竞争效应

（1）从市场竞争主体即企业进入退出以及行业内企业数量的角度考察竞争效应。参考陈建伟等（2021）<sup>[34]</sup>的研究，把两年内成立的企业（包括两年）均算作进入企业。表5第（1）、（2）列以企业是否进入退出虚拟变量作为被解释变量，采用面板Logit模型进行回归，表5列（3）以4位数行业内企业数作为被解释变量进行回归。第（1）—（3）列结果显示，本土市场规模的扩大能够显著加速企业进入退出市场，增加了行业竞争主体数量，使得企业采用降低价格加成的方式应对激烈的竞争（王璐等，2020）。这验证了本文的假说1，本土市场规模扩大能够加剧市场竞争，促使企业降低价格加成水平，竞争效应得证。

表5 机制检验：竞争效应

变量	企业进入	企业退出	企业数量	行业集中度	产品价格
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
lnMS	0.543 *** (0.015)	0.193 *** (0.010)	0.373 *** (0.001)	-0.040 *** (0.002)	-0.006 *** (0.001)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	396 966	454 555	1 204 611	1 204 611	1 192 463
R <sup>2</sup>			0.993	0.949	0.647

注：\*\*\* 表示  $p < 0.01$ ；括号内是标准误差。

(2) 从行业集中度角度考察竞争效应。以上研究仍局限于以市场上企业数衡量竞争程度, Zhao (2011)<sup>[35]</sup>认为还应在此基础上考虑企业的空间分布, 本文将从行业集中度角度再次考察竞争效应。以4位数行业赫芬达尔指数  $HHI$  来衡量行业集中度, 表5列(4)以其作为被解释变量进行回归, 结果表明本土市场规模扩大的确显著降低了赫芬达尔指数, 降低了行业集中度, 提高了市场竞争活力, 降低了企业总体市场势力。

(3) 从企业产品价格角度考察竞争效应。关于竞争效应的另一种阐述是企业的价格博弈(柏培文和喻理, 2021), 借鉴刘啟仁和黄健忠(2015)<sup>[36]</sup>的做法计算出企业产品价格作为被解释变量。表5列(5)表明  $\ln MS$  的系数显著为负, 这说明本土市场规模扩大引发的行业内同质企业竞争的确导致企业竞相压价, 消费者福利随之提升。而企业定价能力的提高有助于企业价格加成提高(韩国高和邵忠林, 2021<sup>[37]</sup>; 刘信恒, 2021<sup>[38]</sup>), 即本土市场规模扩大导致的产品价格降低将抑制企业价格加成的增加, 再次验证了假说1中的竞争效应。

## 六、进一步分析

由于世界经济的诸多不确定性, “两头在外”的外向型经济模式面临越来越多的潜在风险, 因而需进一步探讨内循环和外循环的互动关系。

### (一) 内循环对企业价格加成的影响

在内循环指标的构建上, 考虑到市场分割程度会对内循环产生影响, 若直接使用本土市场规模衡量内循环有失妥当, 其不能完全代表内循环。若企业所在区域市场分割程度较高, 那么其和外界的联系就会受到影响, 在这种情况下即使行业市场规模较大, 由于企业和外界联系不紧密, 区域外的技术溢出效应等外部性为其带来的正向影响较小, 所以内循环对企业价格加成的作用也会受到影响。因此, 本文使用国内市场一体化指数 ( $Integ_{pt}$ ) 与本土市场规模的乘积来衡量企业面对的内循环 ( $Inner_{jpt}$ ), 综合了地区和行业两个层面的要素, 使得内循环衡量指标更加合理, 即  $Inner_{jpt} = Integ_{pt} \times \ln MS_{jt}$ , 其中, 下标  $p$  指企业所在省份,  $j$  指企业所在行业。国内市场一体化指数越高, 市场分割程度越小, 且本土市场规模越大时, 内循环可以更好地发挥作用。在国内市场一体化指数  $Integ_{pt}$  的构建上, 借鉴陆铭和陈钊(2009)<sup>[39]</sup>、毛其淋和盛斌(2012)<sup>[40]</sup>的做法测度了1998—2007年市场一体化指数, 并使用樊纲的市场化指数作为市场一体化指数的替代指标进行稳健性检验。

表6列(1)以市场一体化指数与本土市场规模的乘积衡量的内循环指标 ( $Inner_{syn}$ ) 作为核心解释变量, 回归系数在1%的水平上显著为正, 说明内循环能够促进企业价格加成提高。这可能是由于市场分割程度减小以及本土市场规模扩大所产生的知识、技术溢出以及规模经济降低了企业成本, 提高了企业价格加成水平。表6列(2)以樊纲的市场化指数替换国内市场一体化指数构建内循环指标 ( $Inner_{fan}$ ) 进行稳健性检验, 结果依然正向显著, 进一步验证了结论的正确性。

### (二) 外循环在内循环对企业价格加成影响中的调节效应检验

参照 Mayer 等 (2021)<sup>[41]</sup>的方法构建如下指标衡量外循环:

$$Outer_{it} = \sum_{c,j} \frac{x_{ijct_0}}{x_{i_0}} \ln M_{jct} \quad (28)$$

其中,  $Outer_{it}$  表示企业  $i$  在第  $t$  年面临的外部市场需求, 用以衡量外循环。  $x_{ijct_0}$  为企业  $i$  在第一年出口到  $c$  国  $j$  行业的总贸易额,  $x_{i_0}$  为企业  $i$  第一年出口到全部国家 (地区) 的总贸易额, 权重  $x_{ijct_0}/x_{i_0}$  衡量了企业  $i$  在  $c$  国  $j$  行业的出口额对该企业总出口的相对重要性。  $M_{jct}$  表示第  $t$  年  $c$  国  $j$  行业的进口总额, 为了与内循环指标相对应, 行业  $j$  采用国民经济行业分类 4 位码统计方式得到。为了避免内生性, 在计算  $M_{jct}$  时剔除中国出口到目的国各个行业的贸易额。

在控制了企业、行业、地区以及时间层面的固定效应后, 为检验外循环在内循环对企业价格加成影响中的调节效应, 构建如下公式:

$$markup_{ijpt} = \alpha_0 + \alpha_1 Inner_{jpt} + \alpha_2 Outer_{it} + \alpha_3 Inner_{jpt} \times Outer_{it} + \alpha_4 X_{ijt} + \varphi_i + \varphi_j + \varphi_p + \varphi_t + \varepsilon_{it} \quad (29)$$

表 6 列 (3) 以  $Inner\_syn$  作为测度内循环的指标, 以  $Outer$  为调节变量衡量其 在内循环对企业价格加成影响中的调节效应, 回归结果表明交互项系数显著为负, 且调节变量外循环系数显著为正。当以  $Inner\_fan$  替换  $Inner\_syn$  作为衡量内循环的指标时, 列 (4) 结果显示各项回归系数符号依然与列 (3) 一致, 表明了结果的稳健性。这说明整体而言, 外循环削弱了内循环对企业价格加成提升的正向影响, 两者在提高企业价格加成上存在一定程度的替代关系。值得注意的是, 外部市场需求的扩张对企业价格加成也是正向影响, 进一步说明国际贸易理论关于贸易不利于价格加成提升的结论 (Feenstra, 2018)<sup>[42]</sup> 在中国也没有通过实证检验。

表 6 进一步分析: 内循环与外循环

变量	$markup$	$markup$	$markup$	$markup$
	(1)	(2)	(3)	(4)
$Inner\_syn$	0.0003*** (0.000)		0.029*** (0.008)	
$Inner\_fan$		0.005*** (0.000)		0.110*** (0.007)
$Outer$			0.037*** (0.009)	0.015*** (0.005)
$Inner\_syn \times Outer$			-0.009*** (0.002)	
$Inner\_fan \times Outer$				-0.003*** (0.001)
控制变量	控制	控制	控制	控制
固定效应	控制	控制	控制	控制
观测值	1 179 262	1 184 468	1 179 262	1 184 468
R <sup>2</sup>	0.757	0.757	0.757	0.757

注: \*\*\* 表示  $p < 0.01$ ; 括号内是标准误差。

## 七、研究结论和启示

本文从理论和实证两个层面,研究了本土市场规模对企业价格加成的影响及其作用机制。结论如下:第一,综合考虑竞争效应和成本节约效应,若企业成本服从帕累托分布,则本土市场规模可以对企业价格加成产生显著正向影响,这弥合了新新贸易理论与实证研究结论的分歧,因为前者过于强调大规模市场的竞争效应给价格加成带来的负面影响,而忽视了成本节约效应。第二,本土市场规模扩大具有良好的社会福利效应。本土市场规模可以通过竞争效应降低产品价格,增加产品种类,提高消费者福利,也可以通过成本节约效应降低成本,提升企业价格加成水平,提高生产者福利,最终实现社会整体福利水平的提升。第三,企业自身的特征显著影响本土市场规模对企业价格加成作用的大小,其促进作用在资本密集型、技术密集型以及头部企业中表现得更为突出,从而表明这些企业可以作为提升利润空间的主导力量。第四,进入壁垒相对较高的行业可以更大程度上通过节约成本或减弱竞争维护在位企业的利益,使得本土市场规模在更大程度上提升企业价格加成,但其可能对消费者福利造成较大损害。第五,具有畅通的内循环的大规模市场对于企业价格加成的提升具有正向促进作用,而外循环对于这种影响的调节作用显著为负。

本文的政策启示如下:第一,加快构建统一大市场,充分发挥中国超大规模市场的福利效应。通过超大规模市场促进竞争的优势,降低消费者面对的价格,增加产品种类,提高消费者福利;通过大市场形成的内部和外部规模经济降低企业成本,提升企业价格加成水平,提高生产者福利。第二,重视头部企业以及资本密集型、技术密集型行业的企业在引领技术创新和生产率提高、提升价格加成等方面的影响及作用,进一步发挥这些企业对全行业带来的溢出效应及辐射带动作用。第三,竞争政策需辩证地应对行业进入壁垒,充分发挥政府在降低融资成本和交易成本等方面的积极作用,同时避免其不当干预造成的要素市场扭曲。第四,合理统筹内循环和外循环的发展。要充分利用国内大循环的成本节约效应,在国内大市场着力发展跨区域产业链协同,降低企业成本,塑造比较优势;注重外循环的竞争效应,鼓励企业国际市场获取更大市场份额,缓解国内竞争,获取市场规模的更大收益。

### [参考文献]

- [1] MELITZ M, OTTAVIANO G. Market Size, Trade and Productivity [J]. *Review of Economic Studies*, 2008, 75 (1): 295-316.
- [2] KRUGMAN P. Increasing Returns and Economic Geography [J]. *Journal of Political Economy*, 1991, 99 (3): 483-499.
- [3] ZHELOBODKO E, KOKOVIN S, PARENTI M, et al. Monopolistic Competition; Beyond the Constant Elasticity of Substitution [J]. *Econometrica*, 2012, 80 (6): 2765-2784.
- [4] BADINGER H. Market Size, Trade, Competition and Productivity: Evidence from OECD Manufacturing Industries [J]. *Applied Economics*, 2007, 39 (17): 2143-2157.
- [5] 赵瑞丽,尹翔硕,孙楚仁. 大城市的低加成率之谜:集聚效应和竞争效应 [J]. *世界经济*, 2019 (4): 149-173.



- [6] HOTTMAN C. Retail Markups, Misallocation and Store Variety Across US Cities [R]. Washington: Board of Governors of the Federal Reserve System Working Paper, 2017, 63.
- [7] MISHRA P. Concentration-markup Relationship in Indian Manufacturing Sector [J]. *Economic and Political Weekly*, 2008, 43 (39): 75-81.
- [8] DE LOECKER J, EECKHOUT J, UNGER G. The Rise of Market Power and the Macroeconomic Implication [J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 2020, 135 (2): 561-644.
- [9] SMITH A. An Inquiry into the Nature and Causes of the Wealth of Nations [M]. Chicago: University of Chicago Press, 2008.
- [10] MARSHALL A. Principles of Economics [M]. London: Macmillan, 1920.
- [11] DOU J, TAO Z, JI Y. Impact of Regional Development Strategy on the Productivity of Polluting Firms: Evidence from China [EB/OL]. [https://frontiersin.yncjkj.com/articles/10.3389/fenvs.2022, 831643](https://frontiersin.yncjkj.com/articles/10.3389/fenvs.2022.831643).
- [12] DE LOECKER J, WARZYNSKI F. Markups and Firm-level Export Status [J]. *The American Economic Review*, 2012, 102 (6): 2437-2471.
- [13] LEVINSOHN J, PETRIN A. Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables [J]. *The Review of Economic Studies*, 2003, 70 (2): 317-341.
- [14] 钱学锋, 范冬梅, 黄汉民. 进口竞争与中国制造业企业的成本加成 [J]. *世界经济*, 2016 (3): 71-94.
- [15] 邱斌, 尹威. 中国制造业出口是否存在本土市场效应 [J]. *世界经济*, 2010 (7): 44-63.
- [16] 余东华, 孙婷, 张鑫宇. 要素价格扭曲如何影响制造业国际竞争力 [J]. *中国工业经济*, 2018 (2): 63-81.
- [17] 聂辉华, 江艇, 杨汝岱. 中国工业企业数据库的使用现状和潜在问题 [J]. *世界经济*, 2012 (5): 142-158.
- [18] 杨汝岱. 中国制造业企业全要素生产率研究 [J]. *经济研究*, 2015 (2): 61-74.
- [19] 曾卫锋, 施晓丽, 朱珈慧. 中国与其贸易伙伴间产业同构性的影响因素分析 [J]. *统计与决策*, 2019 (3): 151-153.
- [20] 冯立欣, 胡平东. 产业同构的测度方法 [J]. *中国集体经济*, 2009 (3): 164-165.
- [21] 余淼杰. 加工贸易、企业生产率和关税减免——来自中国产品面的证据 [J]. *经济学 (季刊)*, 2011 (4): 1251-1280.
- [22] 王璐, 吴群锋, 罗岷. 市场壁垒、行政审批与企业价格加成 [J]. *中国工业经济*, 2020 (6): 100-117.
- [23] 柏培文, 喻理. 数字经济发展与企业价格加成: 理论机制与经验事实 [J]. *中国工业经济*, 2021 (11): 59-77.
- [24] 杨浩昌, 李廉水, 刘军. 本土市场规模对技术创新能力的影响及其地区差异 [J]. *中国科技论坛*, 2015 (1): 27-32.
- [25] GAUBERT C, ITSKHOKI O. Granular Comparative Advantage [J]. *Journal of Political Economy*, 2021, 129 (3): 871-939.
- [26] 蒋冠宏. 中国产业政策的均衡效应分析——基于政府补贴的视角 [J]. *中国工业经济*, 2022 (6): 98-116.
- [27] SYVERSON C. Product Substitutability and Productivity Dispersion [J]. *Review of Economics and Statistics*, 2004, 86 (2): 534-550.
- [28] 李斌, 黄少卿. 网络市场渗透与企业市场影响力——来自中国制造业企业的微观证据 [J]. *经济研究*, 2021 (11): 84-99.
- [29] ACKERBERG D A, CAVES K, FRAZER G. Identification Properties of Recent Production Function Estimators [J]. *Econometrica*, 2015, 83 (6): 2411-2451.
- [30] 祝树金, 钟腾龙, 李仁宇. 中间品贸易自由化与多产品出口企业的产品加成率 [J]. *中国工业经济*, 2018 (1): 41-59.
- [31] 高翔, 黄建忠. 政府补贴对出口企业成本加成的影响研究——基于微观企业数据的经验分析 [J]. *产业经济研究*, 2019 (4): 49-60.

- [32] 欧阳峣, 易先忠, 侯俊军, 等. 大国综合优势: 中国经济竞争力的一种新诠释——兼与林毅夫教授商榷 [J]. 经济理论与经济管理, 2009 (11): 25-31.
- [33] 张小蒂, 曾可昕. 基于产业链治理的集群外部经济增进研究——以浙江绍兴纺织集群为例 [J]. 中国工业经济, 2012 (10): 148-160.
- [34] 陈建伟, 苏丽锋, 郭思文. 进口渗透、需求异质性与企业进入 [J]. 中国工业经济, 2021 (7): 175-192.
- [35] ZHAO L. Markups and Agglomeration: Price Competition Versus Externalities [R]. VIVES Discussion Paper, 2011, 22.
- [36] 刘啟仁, 黄建忠. 异质出口倾向、学习效应与“低加成率陷阱” [J]. 经济研究, 2015 (12): 143-157.
- [37] 韩国高, 邵忠林. 外资进入如何影响内资企业成本加成?: 基于中国制造业企业微观数据的经验分析 [J]. 世界经济研究, 2021 (4): 120-133+136.
- [38] 刘信恒. 产业集聚、地区制度环境与成本加成率 [J]. 中南财经政法大学学报, 2021 (6): 127-141.
- [39] 陆铭, 陈钊. 分割市场的经济增长——为什么经济开放可能加剧地方保护? [J]. 经济研究, 2009 (3): 42-52.
- [40] 毛其淋, 盛斌. 对外经济开放、区域市场整合与全要素生产率 [J]. 经济学 (季刊), 2012 (1): 181-210.
- [41] MAYER T, MELITZ M, OTTAVIANO G. Product Mix and Firm Productivity Responses to Trade Competition [J]. The Review of Economics and Statistics, 2021, 103 (5): 874-891.
- [42] FEENSTRA R C. Restoring the Product Variety and Pro-competitive Gains from Trade with Heterogeneous Firms and Bounded Productivity [J]. Journal of International Economics, 2018, 110 (1): 16-27.

## Local Market Size and Firm Price Markup —Micro Evidence from Chinese Enterprises

AN Gang WANG Jia

**Abstract:** Building upon the Melitz theoretical framework, this paper comprehensively examines the impact of local market size on firm price markup by incorporating both competitive effects and cost-saving effects. Through empirical research using micro-level data from Chinese enterprises, the study finds that an expansion in the local market size increases the level of firm price markup. This effect is particularly prominent among leading firms, capital-intensive industries, and industries with high barriers to entry, indicating that these enterprises play a crucial role in enhancing profit margins. The paper also explores the interaction between internal and external cycles. By combining the local market size and market segmentation, an internal cycle indicator is constructed. The results demonstrate that the internal cycle promotes firm price markup positively, while the external cycle significantly moderates this effect in a negative manner.

**Keywords:** Local Market Size; Firm Price Markup; Competitive Effects; Cost-saving Effects

(责任编辑 王 瀛)