

# 中国出口企业“低加成率之谜”真的存在吗？

戴家武 王秀清 曹虹剑 杜巨澜

## 目录

附录 I 关于中国出口企业“低加成率之谜”解释的文献梳理 .....	1
附录 II 垄断势力的估测方法 .....	2
附录 III 加成率和抽成率的估计结果 .....	4
附录 IV 稳健性检验 .....	5
附录 V 进一步讨论：出口进入与退出效应 .....	11

## 附录 I 关于中国出口企业“低加成率之谜”解释的文献梳理

对中国出口企业“低加成率之谜”的解释主要有以下几种分析视角：一是基于“自选择效应”和“竞争效应”的视角。一种观点认为，由于我国出口企业存在所谓的“生产率悖论”，即平均而言出口企业生产率低于非出口企业（李春顶和尹翔硕，2009），而前者往往会选择出口质量相对较差但却是“最优”的产品（黄先海等，2016），较低的生产率水平自然会使得出口企业的加成率水平更低（盛丹和王永进，2012）。另一种观点指出，出口优惠政策以及由此带来的出口便利化促使出口企业过度集聚和恶性竞争，不仅弱化了出口的“自选择效应”，而且还加剧了出口市场的“竞争效应”，最终导致出口企业低加成率这一悖论的产生（叶宁华等，2014；钱学锋等，2016；诸竹君等，2017；许明和李逸飞，2018）。

二是基于贸易自由化和制度改革的视角，如许明和李逸飞（2020）指出，最低工资政策导致多产品出口企业的加成率比未受影响的企业降低了 1.24%~1.70%。许家云和田朔（2016）的研究表明，2005 年人民币汇率制度改革显著降低了出口企业的加成率，出口依赖度越高的企业，其加成率受人民币升值的负向影响越大。钱学锋等（2015）发现，出口退税政策通过促进竞争效应降低了企业的加成率，同时扩大了出口与非出口企业之间的加成率差异。

三是基于贸易方式的视角，如盛丹和王永进（2012）、诸竹君和黄先海（2020）发现，平均而言加工贸易企业加成率比一般贸易企业更低，原因在于加工贸易企业“两头在外”，缺乏定价权，因而加成率水平更低。盛丹和陆毅（2016）的研究表明，采用加工贸易方式出口的企业要比一般贸易企业对劳动者工资集体议价能力的影响更大。余淼杰和袁东（2016）、钱学锋等（2016）均发现贸易自由化对加成率的提升效应在加工贸易企业中更弱。黄先海等（2016）认为加工贸易是导致中国中间品进口企业“低加成率之谜”的直接原因，在剔除加工贸易企业数据后，进口中间品对企业加成率反而存在正向作用。盛丹和刘竹青（2017）发现人民币实际有效汇率的升值显著降低了企业的加成率，且对加工贸易企业的负面影响更大。

四是从其它视角进行解释，如黄先海等（2019）发现人口集聚会降低出口企业加成率水平，尤其在资本密集型企业、外资企业、一般贸易企业和竞争性行业企业中最为显著。诸竹君等（2019）的研究表明，企业出口模式的选择会从成本和价格两个渠道对加成率产生影响。综合而言，关于我国出口企业为何会存在“低加成率之谜”，目前仍然缺乏一致的理论解释。

## 附录 II 垄断势力的估测方法

本文借鉴 YMH (2022) 和 DLW (2012) 的思路, 假设企业  $i$  在时期  $t$  的生产函数为:

$$Q_{it} = Q_{it}(L_{it}, M_{it}, K_{it}, \omega_{it}), \quad (\text{II1})$$

其中,  $Q_{it}$  为企业的产出, 用工业总产值表示,  $L_{it}$ 、 $M_{it}$  和  $K_{it}$  分别代表劳动力、中间投入品和资本, 劳动力和中间投入品为可变投入,  $\omega_{it}$  为企业的全要素生产率 (TFP)。假设企业  $i$  在产品市场拥有卖方垄断势力, 在劳动力市场拥有买方垄断势力, 而在中间投入品市场上完全竞争。<sup>①</sup> 则企业  $i$  的成本最小化问题可由以下拉格朗日函数表示:

$$L(L_{it}, M_{it}, K_{it}, \omega_{it}) = w_{it}(L_{it})L_{it} + \gamma_{it}M_{it} + r_{it}K_{it} + \lambda_{it}(Q_{it} - Q_{it}(\cdot)),$$

其中,  $w_{it}$  为工资,  $\gamma_{it}$  为中间投入品价格,  $r_{it}$  为资本价格。与 DLW (2012) 方法的区别在于, 这里假设工资  $w_{it}$  不是常数, 而是关于劳动力投入的函数  $w_{it}(L_{it})$ 。前者意味着企业在劳动力市场上是价格接受者 (即劳动力市场完全竞争), 本文放松这一条件, 将劳动力市场不完全竞争考虑进来。对上述拉格朗日函数等号两边关于劳动力投入求偏导, 得到成本最小化问题的一阶条件如下:

$$w_{it} \left( 1 + \frac{1}{\epsilon_{it}^{LW}} \right) = \lambda_{it} \frac{\partial Q_{it}(\cdot)}{\partial L_{it}}, \quad (\text{II2})$$

其中,  $\epsilon_{it}^{LW}$  为企业  $i$  面临的劳动供给弹性,  $1 + 1/\epsilon_{it}^{LW} = MRP_{it}^L/w_{it}$  代表劳动力市场买方垄断势力,  $MRP_{it}^L$  为劳动力的边际收益产品。由包络定理可知  $\lambda_{it}$  为企业  $i$  的边际成本, 定义产品市场的加成率公式为  $MU_{it} = P_{it}/\lambda_{it}$ ,  $P_{it}$  和  $MU_{it}$  分别为产品价格和加成率。通过移项可将式 (II2) 转换为:

$$MD_{it} = \frac{\theta_{it}^L}{\alpha_{it}^L} MU_{it}^{-1}, \quad (\text{II3})$$

其中,  $MD_{it}$  代表劳动力市场的买方垄断势力 (即 **Markdown**, 本文暂且翻译为抽成率),  $\theta_{it}^L$  和  $\alpha_{it}^L$  分别代表劳动产出弹性和劳动收入份额, 后者的计算公式为  $\alpha_{it}^L = (w_{it}L_{it})/(P_{it}Q_{it})$ 。对 (II3) 式简单整理可得到  $\theta_{it}^L/\alpha_{it}^L = MD_{it} \cdot MU_{it}$ , 此式等号左边的  $\theta_{it}^L/\alpha_{it}^L$  即为 DLW (2012) 估计加成率的公式, 由此可见, DLW 方法得到的加成率其实是一个包含了劳动力与产品双边垄断势力的综合指标, 姑且称其为综合垄断势力。只有在  $MD_{it} = 1$  (劳动力市场完全竞争) 成立的条件下, DLW 才能得到准确的加成率估计。现实中劳动力市场不完全竞争是常态, 即多数情况下  $MD_{it}$  的值都大于 1, 因此 DLW 方法可能会高估加成率

<sup>①</sup> 现有相关文献多假设企业在中间投入品市场上完全竞争或者接近完全竞争 (Dobbelaere & Mairesse, 2013; Morlacco, 2020; Brooks *et al.*, 2021; 简泽等, 2016; 盛丹和陆毅, 2016、2017), 主要基于中间投入品的重要组成部分是通用型初级产品, 尤其在本文样本期间中国正处在全面实施出口导向战略发展阶段, 加工贸易占据主导, 进口商品中 75% 左右是零部件、原材料、能源、粮食等中间产品 (祝梓翔等, 2024), 这些产品大都是在国际市场上公开交易的大宗商品。因此, 单个企业很难影响中间投入品价格 (Atalay, 2014), 而更多地是中间投入品市场上的价格接受者 (YMH, 2022)。对于这一假设的合理性, 本文将在稳健性检验中进一步讨论。

水平。更进一步地，如果非出口企业抽成率（ $MD_{it}$ ）比出口企业更大，那么 DLW 方法可能会系统高估非出口企业加成率水平，从而得到“出口企业低加成率之谜”的错误结论。<sup>①</sup>

对上述拉格朗日函数等式两边关于中间投入求偏导，可得到  $MU_{it} = \theta_{it}^M / \alpha_{it}^M$ ，代入（II3）式即可得到买方垄断势力的表达式：

$$MD_{it} = \frac{\theta_{it}^L}{\alpha_{it}^L} \left( \frac{\theta_{it}^M}{\alpha_{it}^M} \right)^{-1}, \quad (\text{II4})$$

其中， $\theta_{it}^M$  和  $\alpha_{it}^M$  分别表示中间投入品的产出弹性和收入份额。

<sup>①</sup> 对于这一点，我们不妨令 DLW 方法估计的加成率为  $MP_{it}$ ，令  $E_{it}$  代表出口企业虚拟变量（ $E_{it} = 0$  代表非出口企业， $E_{it} = 1$  代表出口企业）。对（II3）式两边取对数并移项，可得： $\ln MP_{it} = \ln MD_{it} + \ln MU_{it}$ ，出口与非出口企业的平均垄断势力差异可表述为： $E[\ln MP_{it} | E_{it} = 1] - E[\ln MP_{it} | E_{it} = 0] = \{E[\ln MD_{it} | E_{it} = 1] - E[\ln MD_{it} | E_{it} = 0]\} + \{E[\ln MU_{it} | E_{it} = 1] - E[\ln MU_{it} | E_{it} = 0]\}$ ，若出口企业的平均  $MD_{it}$  比非出口企业更小，则等号右边第一个大括号的值小于 0，意味着此时会低估出口与非出口企业真实的加成率差异，进而可能会得出“出口企业低加成率之谜”的错误结论，这正是本文想要重点论证的命题。

## 附录 III 加成率和抽成率的估计结果

表 III1 垄断势力的估计结果

	加成率-DLW 法		加成率-YMH 法		抽成率-YMH 法	
	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差
1999	1.212	3.307	1.126	0.155	1.107	2.929
2000	1.348	3.499	1.150	0.160	1.205	3.045
2001	1.453	3.567	1.164	0.159	1.282	3.075
2002	1.670	3.886	1.183	0.158	1.450	3.312
2003	1.918	4.330	1.222	0.160	1.613	3.563
2004	1.985	4.417	1.243	0.157	1.639	3.545
2005	2.447	5.072	1.272	0.156	1.972	3.954
2006	2.774	5.816	1.319	0.160	2.143	4.324
2007	3.071	6.189	1.351	0.161	2.313	4.501
全样本	2.195	4.935	1.250	0.176	1.771	3.827

数据来源：作者计算得到。

为了更加细致地呈现加成率与抽成率的分布，本文将样本分成大中型企业和小型企业两类，并分别作了两类企业加成率和抽成率的核密度分布图。图 III1 显示，大中型企业的加成率和抽成率均值更大，分布更集中，相反，小型企业的加成率和抽成率均值更小，误差程度也更大，尤其是抽成率的分布明显比大中型企业更分散，这也与 Raval (2023) 基于同一方法得到的结论类似。

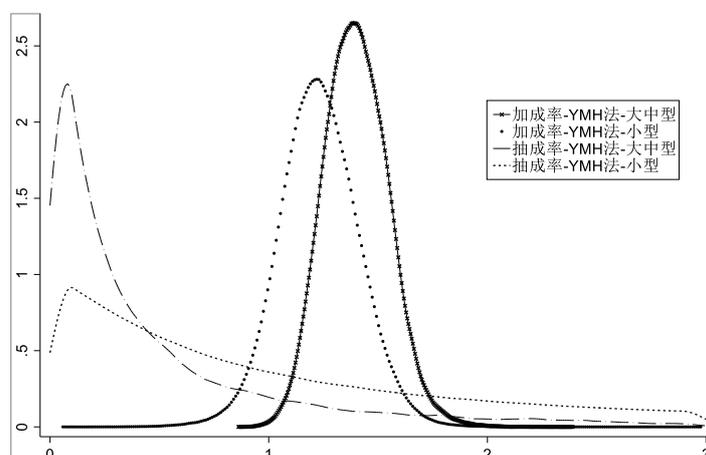


图 III1 不同规模企业加成率和抽成率的分布

## 附录 IV 稳健性检验

为了最大可能地保证上述结果的可靠性，本文从中间投入品市场结构、样本选择偏差与补贴效应、加入 WTO、户籍制度改革、国有企业改革等多个角度进行了稳健性检验。

## (一) 中间投入品市场结构

本文所采用的结构模型依赖于一个关键识别假设，即中间投入品市场完全竞争。虽然已有文献普遍接受这一假设条件，但不能就此排除现实中某些行业在中间投入品市场不完全竞争的可能性。由前文理论模型的推导过程易知，若企业在中间投入品市场存在买方垄断势力，那么依此方法估计得到的买方和卖方垄断势力仍然是有偏的，这进而会影响本文基准回归结果的可靠性。为此，我们尝试从中间投入品市场结构的角度来进行稳健性检验。

首先计算出各年度三位数行业的中间投入品赫芬达尔指数（HHI），以此作为中间投入品市场买方垄断势力的近似度量。<sup>①</sup>然后根据赫芬达尔指数的上四分位数和中位数将全样本分成三个子样本，并分别对基准回归进行估计。第一个子样本是赫芬达尔指数大于上四分位数的行业，在这部分子样本中，中间投入品市场可能存在一定的买方垄断势力，也就意味着，在这部分子样本中，本文的基准回归结果最有可能因为假设中间投入品市场完全竞争而出现偏误。然而，表 IV1 第（1）~（3）列的结果与本文的基准回归结果仍然是一致的。同样的，第（4）~（9）列的结果表明，采用第二个子样本（50%<HHI<75%）和第三个子样本（HHI<50%）得到的结论也与基准回归结果一致。总的来说，表 IV1 的检验结果能够在一定程度上缓解中间投入品市场完全竞争假设带来估计偏误的担忧。

表 IV1 稳健性检验：考虑中间投入品市场的竞争性

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	HHI>75%			50%<HHI<75%			HHI<50%		
	ln(加成率-DLW法)	ln(加成率-YMH法)	ln(抽成率-YMH法)	ln(加成率-DLW法)	ln(加成率-YMH法)	ln(抽成率-YMH法)	ln(加成率-DLW法)	ln(加成率-YMH法)	ln(抽成率-YMH法)
出口虚拟变量	-0.632*** (0.015)	0.073*** (0.001)	-0.680*** (0.015)	-0.657*** (0.017)	0.075*** (0.001)	-0.707*** (0.016)	-0.740*** (0.018)	0.074*** (0.001)	-0.795*** (0.018)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
行业趋势效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
样本量	694856	899770	694788	693310	897031	693242	691935	895467	691867
R-Square	0.170	0.314	0.155	0.170	0.314	0.155	0.171	0.317	0.156

注：\*\*\*代表在 1%的水平上显著。数据来源：作者计算得到。

## (二) 样本选择偏差与补贴效应

① 赫芬达尔指数的计算公式为： $HHI_{jt} = \sum_{i=1}^N (\frac{M_{ijt}}{M_{jt}})^2$ ，其中  $M_{ijt}$  代表行业  $j$  中企业  $i$  在时期  $t$  的中间投入， $M_{jt}$  为行业  $j$  在时期  $t$  的中间投入之和，括号中  $\frac{M_{ijt}}{M_{jt}}$  的代表企业  $i$  的中间投入占三位数行业中间投入总额的份额。一般而言，赫芬达尔指数越接近于 0，说明该行业在中间投入品市场上越接近于完全竞争；赫芬达尔指数越接近于 1，则意味着该行业在中间投入品市场上越接近于完全垄断。在极端情况下，赫芬达尔指数等于 1，表明整个行业由 1 家企业控制了中间投入品市场，此时即为完全垄断；反之，该指数等于 0，说明行业中存在无数家企业，为完全竞争市场。

由于可能存在出口自选择效应，即生产率水平较高的企业更容易进入出口市场，同时，长期以来针对出口企业的退税、补贴等也会增加企业出口的概率，这些因素都可能导致出现样本选择偏差，进而对本文的基准回归结果产生混淆影响。对此，本文借鉴盛丹和王永进（2012）、叶宁华等（2014）、盛丹和陆毅（2016）、戴翔和马皓巍（2023）等已有文献的做法，采用 Heckman 两阶段模型对基准回归结果进行稳健性检验。表 IV2 关于 Heckman 两阶段模型的估计结果显示，本文的基准回归结论仍然是稳健的。

表 IV2 稳健性检验：Heckman 两阶段模型回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	第一阶段回归	第二阶段回归		
出口虚拟变量		ln(加成率-DLW 法)	ln(加成率-YMH 法)	ln(抽成率-YMH 法)
出口虚拟变量		-0.609*** (0.009)	0.079*** (0.001)	-0.661*** (0.009)
全要素生产率	0.1488*** (0.004)			
补贴收入（对数）	0.0267*** (0.001)			
税收比率	-0.000* (0.000)			
企业年龄	-0.006*** (0.000)			
控制变量		YES	YES	YES
行业趋势效应		YES	YES	YES
样本量	1415630	710231	933926	710238
R-Square	0.0045	0.199	0.286	0.185

注：\*\*\*和\*分别代表在 1% 和 10% 的水平上显著。数据来源：作者计算得到。

此外，忽略出口企业的补贴收入还可能会低估其真实的产出水平，或者说，如果给予非出口企业相同的补贴收入，那么非出口企业的真实产出水平也会更高，这些都会导致生产函数的估计存在偏误。为了尽可能消除补贴收入带来的混淆效应，本文先将补贴收入从总产值中扣除，得到所有企业没有补贴收入的“净产值”，然后重新估计生产函数。在此基础上，本文重新计算了相应的加成率和抽成率，并对基准回归模型进行估计。表 IV3 第（1）~（3）列的结果与基准回归结果在符号和显著性上是一致的，说明在考虑补贴收入差异后，本文的基准回归结果仍然稳健。值得注意的是，在这 3 列中，出口虚拟变量的系数绝对值均明显下降，说明如果不考虑补贴收入差异性带来的影响，那么 DLW 方法会导致“出口低加成”这一现象更加严重。其次，本文剔除了所有补贴收入不为 0 的样本数据，并重新对基准回归模型进行估计。表 IV3 第（4）~（6）列的结果与前 3 列基本一致，说明在剔除了所有获得补贴收入的企业样本后，以 DLW 方法估计加成率仍然会得到“出口低加成”的结论。

表 IV3 稳健性检验：排除补贴收入的影响

	(1)	(2)	(3)	(4) (5) (6)		
	总产值中扣除补贴收入			剔除补贴收入不为 0 的样本		
	ln(加成率- DLW 法)	ln(加成率- YMH 法)	ln(抽成率- YMH 法)	ln(加成率- DLW 法)	ln(加成率- YMH 法)	ln(抽成率- YMH 法)

出口虚拟变量	-0.320*** (0.003)	0.007*** (0.000)	-0.326*** (0.003)	-0.338*** (0.004)	0.008*** (0.000)	-0.344*** (0.004)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
行业趋势效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
样本量	631735	631713	631616	547391	547460	547310
R-Square	0.226	0.461	0.234	0.228	0.460	0.236

注：\*\*\*代表在 1%的水平上显著。数据来源：作者计算得到。

### （三）加入 WTO 的影响

2001 年底加入 WTO 后，中国与 WTO 成员国之间的关税税率大幅削减，中国企业的国际贸易环境和贸易便利化水平得到明显改善。这一方面极大地促进了企业的出口，另一方面，中国企业尤其是出口企业面临更为复杂的竞争环境，对企业的垄断势力可能会产生影响。为了排除入世带来的混淆效应，我们从以下两个方面进行稳健性检验：首先，剔除样本期间出口最多的两个行业，即纺织服装、鞋、帽制造业，以及通信设备、计算机及其他电子设备制造业。从表 IV4 中 Panel A 的结果来看，出口与双边市场垄断势力的关系与前文的基准回归结果一致。

其次，考虑到出口密度可能也会影响出口与非出口企业的垄断势力差异，即存在这样一种可能性：出口与非出口企业垄断势力的差异是由于出口密度不同而产生的，而与企业是否参与出口活动无关。具体而言，加入 WTO 可能会极大地促进在位出口企业扩大出口规模和密度，出口密度的变化进而再影响企业的垄断势力。为此，我们在控制变量中加入了出口密度（出口交货值占总产值的比例），从表 IV4 中 Panel B 的结果不难看出，控制出口密度后的系数估计值及其显著性与前文基本一致，证明了本文结论的稳健性。

表 IV4 中国入世的稳健性检验：出口与垄断势力

	(1) ln(加成率-DLW 法)	(2) ln(加成率-YMH 法)	(3) ln(抽成率-YMH 法)
Panel A: 剔除出口最多的两个行业的样本			
出口虚拟变量	-0.668*** (0.010)	0.076*** (0.001)	-0.719*** (0.010)
Panel B: 控制出口密度			
出口虚拟变量	-0.606*** (0.020)	0.079*** (0.001)	-0.657*** (0.020)
出口密度	-0.096*** (0.027)	-0.008*** (0.002)	-0.095*** (0.026)
控制变量	YES	YES	YES
行业趋势效应	YES	YES	YES

注：\*\*\*代表在 1%的水平上显著。数据来源：作者计算得到。

### （四）户籍制度改革

本文样本期间中国推行了两项重要的户籍制度改革：一是 2001 年国务院转批公安部《关于推进小城镇户籍管理制度改革意见》，明确规定“对办理小城镇常住户口人员不再实行计划指标管理”，二是 2006 年《国务院关于解决农民工问题的若干意见》，其中提出“中小城市和小城镇要适当放宽农民工落户条件”。为了控制这两项重要改革对本文基准回归结果的混淆效应，我们构建 post2001 虚拟变量（2001 年及以后取值为 1，2001 年之前取

值为 0) 与小城镇虚拟变量 (S\_City) 的交互项, 以及 post2006 虚拟变量 (2006 年及以后取值为 1, 2006 年之前取值为 0) 与中小城市虚拟变量 (MS\_City) 的交互项, 作为控制变量加入基准模型中。为此, 我们从 2000 年全国人口普查数据中获取各县市人口数据, 根据地区代码与工业企业数据库进行匹配。按原有城市分类标准, 20 万人口以下的为小城市, 20~50 万人口的为中等城市, 以此定义小城镇和中小城市虚拟变量。表 IV5 第 (1)~(3) 列的结果显示, 在控制了户籍制度改革效应后, 本文基准回归结论仍然成立。

在已有文献中, 评估户籍制度改革效应的另一种做法是构建并引入城市户籍门槛指数 (吴开亚和张力, 2010; 刘金伟, 2016)。户籍门槛指数是各地户籍制度及其变动的量化显现, 直接影响到劳动力的空间流动性和公共服务可得性, 从而对各城市企业在劳动力市场上的雇佣行为和买方垄断势力产生间接影响。为了控制户籍制度改革对本文基准回归的混淆效应, 本文借鉴张吉鹏和卢冲 (2019) 构建的城市户籍门槛指数, ①在模型中加入各城市虚拟变量 (City) 与户籍门槛指数 (HJI) 的交互项, 并再次对基准模型进行回归。表 IV5 第 (4)~(6) 列的结果显示, 在控制了城市户籍门槛指数后, 本文的基准回归结果仍然十分稳健, 一定程度上排除了户籍制度改革的影响。

表 IV5 稳健性检验: 控制户籍制度改革的混淆效应

	控制两次户籍制度改革效应			控制城市户籍门槛指数		
	(1) ln(加成率 -DLW 法)	(2) ln(加成率 -YMH 法)	(3) ln(抽成率 -YMH 法)	(4) ln(加成率 -DLW 法)	(5) ln(加成率 -YMH 法)	(6) ln(抽成率 -YMH 法)
出口虚拟变量	-0.671*** (0.010)	0.074*** (0.001)	-0.721*** (0.009)	-0.672*** (0.010)	0.068*** (0.001)	-0.716*** (0.010)
Post2001×S_City	YES	YES	YES			
Post2006×MS_City	YES	YES	YES			
City×HJI				YES	YES	YES
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
行业趋势效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
样本量	710251	932291	710183	0.335***	0.195***	0.144***
R-Square	0.173	0.321	0.158	(0.002)	(0.000)	(0.002)

注: \*\*\*代表在 1% 的水平上显著。数据来源: 作者计算得到。

### (五) 国企改革的影响

上世纪 90 年代末至本世纪初, 中央对国有企业进行了大刀阔斧的改革, 通过“抓大放小”“靓女先嫁”等方式, 推动国有企业朝着“产权清晰、权责明确、政企分开、管理科学”的现代企业制度转型。改革不仅显著地提高了国有企业的规模和效率, 同时也可能会影响到国有企业的出口行为和垄断势力。为了排除国企改革的混淆效应, 我们从以下方面进行了稳健性检验:

其一, 剔除来自东北三省的样本, 众所周知, 东北是老工业基地, 国有企业密集分布, 其受国企改革的影响必然更大。如果本文的结果是由国企改革带来的话, 那么剔除这部分样本将会使得结果发生显著变化。然而, 从表 IV6 Panel A 的结果可以发现, 在剔除东北三

① 作者感谢山东大学经济学院张吉鹏教授无私分享户籍门槛指数测算结果, 关于该指数的具体构建方法, 请参见张吉鹏和卢冲 (2019)。

省的样本后，出口虚拟变量的回归系数在大小、符号和显著性方面均没有明显改变。其二，将企业国有资本比例（国有资本占全部实收资本比例）作为控制变量加入到模型中，国有资本比例越高，企业受国企改革的影响越大，因此加入这一控制变量，有助于分离出国企改革的影响效应。表 IV6 中 Panel B 的结果表明，出口虚拟变量的系数仍然没有发生明显改变。其三，考虑到不同地区国有企业数量存在较大差异，各地在制定国企改革措施方面可能会存在差异，因此，我们在模型中加入了各地国有企业占所有企业的比例。表 IV6 中 Panel C 的结果仍然没有发生显著变化，进一步证明了本文结论的稳健性。

表 IV6 国企改革的稳健性检验：出口与垄断势力

	(1)	(2)	(3)
	ln(加成率-DLW 法)	ln(加成率-YMH 法)	ln(抽成率-YMH 法)
<b>Panel A: 剔除东北样本</b>			
出口虚拟变量	-0.675*** (0.009)	0.072*** (0.001)	-0.724*** (0.009)
<b>Panel B: 控制国有资本比例</b>			
出口虚拟变量	-0.714*** (0.009)	0.072*** (0.001)	-0.760*** (0.009)
国家资本金比例	-0.891*** (0.007)	-0.043*** (0.000)	-0.798*** (0.007)
<b>Panel C: 控制省级国企数量比例</b>			
出口虚拟变量	-0.724*** (0.010)	0.072*** (0.001)	-0.771*** (0.009)
各地国企比例	-0.902*** (0.014)	-0.023*** (0.001)	-0.842*** (0.014)
控制变量	YES	YES	YES
行业趋势效应	YES	YES	YES

注：\*\*\*代表在 1% 的水平上显著。数据来源：作者计算得到。

### （六）其它因素的影响

除了入世和国企改革之外，本文还控制了其它因素的影响：一是考虑到特大城市如北京、上海、广州和深圳（以下简称“北上广深”）的特殊性，“北上广深”基础设施条件优越，其巨大的规模效应和虹吸效应使得全国各地的人才、资本、技术等优质资源不断汇聚，位于这些城市的企业可能在出口和市场竞争等方面都具有一定的优势或特殊性，从而可能对本文的结果产生混淆效应。为此，我们剔除这四个特大城市的样本后再一次对基准回归模型进行估计，由表 IV7 的 Panel A 可以看出，剔除“北上广深”样本后的结果与之前的基准回归结果并无显著差异，说明本文的结论是稳健的。二是考虑到模型的扰动项在不同层面的自相关问题，本文采用聚类调整的方法（聚类到省份与三位数行业层面）对基准回归结果进行了再次验证，结果见表 IV7 的 Panel B，从中可以看出，聚类调整后的结果与前文的基准回归结果也没有明显差异，再次证明了本文结论的稳健性。

表 IV7 其它效应的稳健性检验：出口与垄断势力

	(1)	(2)	(3)
	ln(加成率-DLW 法)	ln(加成率-YMH 法)	ln(抽成率-YMH 法)
<b>Panel A: 剔除“北上广深”样本</b>			
出口虚拟变量	-0.690*** (0.010)	0.073*** (0.001)	-0.741*** (0.010)

Panel B: 聚类到省份-行业层面

出口虚拟变量	-0.336*** (0.014)	0.042*** (0.001)	-0.368*** (0.014)
控制变量	YES	YES	YES
行业趋势效应	YES	YES	YES

注：\*\*\*代表在 1%的水平上显著。数据来源：作者计算得到。

## 附录 V 进一步讨论：出口进入与退出效应

根据“出口学习效应”，进入出口市场有利于企业更加方便快捷地获取各类新信息、新技术、新标准，同时面临更为激烈的跨国竞争和来自进口国的更高要求，因此，企业在出口过程中会不断提升自身的生产率水平，进而可能对其加成率产生影响。针对这一问题，我们构建如下计量模型：

$$\ln Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{Entry}_{it} + \beta_2 \text{Exit}_{it} + \beta_3 \text{Always}_i + \mathbf{Z}'_{it} \boldsymbol{\delta} + v_{it}, \quad (\text{V1})$$

其中， $\text{Entry}_{it} = 1$  表示企业  $i$  进入出口市场成为出口企业， $\text{Entry}_{it} = 0$  表示该企业没有任何出口。同理， $\text{Exit}_{it} = 1$  表示企业  $i$  退出出口市场， $\text{Exit}_{it} = 0$  表示该企业正在从事出口活动。 $\text{Always}_i$  是一个不随时间而变的虚拟变量， $\text{Always}_i = 1$  代表一直在从事出口活动，反之  $\text{Always}_i = 0$  则表示没有一直从事出口活动。与模型（10）中的  $E_{it}$  不同，这里的  $\text{Always}_i$  的参照系还包括了中途进入或者退出出口市场的那部分样本。对于那些进入或退出出口市场两次的观测值，我们借鉴 DLW（2012）的做法予以剔除。 $\beta_1$  和  $\beta_2$  分别衡量了企业  $i$  进入和退出出口市场前后垄断势力的平均差异，而  $\beta_3$  衡量的则是一直从事出口的企业是否拥有更强的垄断势力。与前文一样，我们采用 OLS 方法对模型（V1）进行回归。

表 V1 垄断势力与出口状态：出口进入效应

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	ln(加成率-DLW 法)		ln(加成率-YMH 法)		ln(抽成率-YMH 法)	
出口进入	-0.195*** (0.009)	-0.188*** (0.009)	0.018*** (0.001)	0.018*** (0.001)	-0.203*** (0.009)	-0.196*** (0.009)
出口退出	0.123*** (0.008)	0.119*** (0.008)	-0.020*** (0.001)	-0.019*** (0.001)	0.140*** (0.008)	0.135*** (0.008)
一直出口	-0.336*** (0.010)	-0.336*** (0.010)	0.025*** (0.001)	0.024*** (0.001)	-0.350*** (0.010)	-0.350*** (0.010)
全要素生产率(对数)		0.290*** (0.014)		0.005*** (0.001)		0.284*** (0.014)
补贴收入(对数)		-0.024*** (0.002)		0.005*** (0.000)		-0.026*** (0.002)
税收/增加值比率		-0.000 (0.001)		0.000 (0.000)		-0.000 (0.001)
常数项	0.061*** (0.008)	0.071*** (0.008)	0.239*** (0.001)	0.236*** (0.001)	-0.167*** (0.008)	-0.157*** (0.008)
行业趋势效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
样本量	294684	294396	439687	439207	294744	294456
R-Square	0.126	0.128	0.254	0.258	0.130	0.132

注：\*\*\*代表在 1% 的水平上显著。数据来源：作者计算得到。

表 V1 第（1）~（2）列中出口进入和退出分别对加成率（DLW 法）产生显著的负向和正向影响，而一直出口的企业加成率更低；相反，第（3）~（4）列的结果则表明，出口进入和退出分别显著地提升和降低 YMH 法计算的加成率，而一直出口的企业平均而言拥有更高的加成率。这一结果再次印证了前文关于拒绝我国出口企业“低加成率之谜”的结论，

同时还表明进入出口市场实际上是有利于增强企业加成率或竞争力水平的。这一结论与出口学习效应是一致的，说明企业可以在国际贸易和分工中学习更为先进的技术和管理，增强自身的竞争力和获利能力。表 V1 最后两列的结果还表明，平均而言，进入出口市场会削弱企业在劳动力市场上的买方垄断势力，同时，一直出口的企业在劳动力市场上拥有相对更弱的买方垄断势力，这与前文的结果也是一致的，相关的稳健性检验也支持这一结论（见附录）。由此可知，进入出口市场可以显著地增强企业在产品市场上的卖方垄断势力，但会削弱企业在劳动力市场上的买方垄断势力。

## 参考文献

- [1] Akerberg, D., K. Caves, and G. Frazer, "Identification Properties of Recent Production Function Estimators", *Econometrica*, 2015, 83(6), 2411-2451.
- [2] 柏培文、杨志才, "劳动力议价能力与劳动收入占比——兼析金融危机后的影响", 《管理世界》, 2019 年第 5 期, 第 78-91 页。
- [3] Bellone, F., P. Musso, L. Nesta and F. Warzynski, "International Trade and Firm-level Markups When Location and Quality Matter", *Journal of Economic Geography*, 2016, 16(1), 67-91.
- [4] Bernard, A. B., J. Eaton, J. B. Jensen, and S.Kortum, "Plants and Productivity in International Trade", *The American Economic Review*, 2003, 93(4), 1268-1290.
- [5] Brooks, W., J. Kaboski, Y. Li, and W. Qian, "Exploitation of Labor? Classical Monopsony Power and Labor's Share", *Journal of Development Economics*, 2021, 150(C), 1-17.
- [6] Cosar, K., N. Guner, and J. Tybout, "Firm Dynamics, Job Turnover, and Wage Distributions in an Open Economy", *The American Economic Review*, 2016, 106 (3), 625-663.
- [7] 戴翔、马皓巍, "数字化转型、出口增长与低加成率陷阱", 《中国工业经济》, 2023 年第 5 期, 第 61-79 页。
- [8] De Loecker, J. and F. Warzynski, "Markups and Firm-level Export Status", *The American Economic Review*, 2012, 102(6), 2437-2471.
- [9] De Loecker, J., P. K. Goldberg, A. K. Khandelwal, and N. Pavcnik, "Prices, Markups, and Trade Reform", *Econometrica*, 2016, 84 (2), 445-510.
- [10] Dinopoulos, E., and B. Unel, "A Simple Model of Quality Heterogeneity and International Trade", *Journal of Economic Dynamics & Control*, 2013, 37(1), 68-83.
- [11] Dobbelaere, Sabien, and Jacques Mairesse, "Panel Data Estimates of the Production Function and Product and Labor Market Imperfections," *Journal of Applied Econometrics*, 2013, 28 (1), 1-46.
- [12] 黄先海、金泽成、余林徽, "出口、创新与企业加成率: 基于要素密集度的考量", 《世界经济》, 2018 年第 5 期, 第 125-146 页。
- [13] 黄先海、王煌、陈航宇, "人口集聚如何影响出口企业加成率: 理论机制与经验证据", 《国际贸易问题》, 2019 年第 7 期, 第 1-18 页。
- [14] 黄先海、诸竹君、宋学印, "中国出口企业阶段性低加成率陷阱", 《世界经济》, 2016 年第 3 期, 第 95-117 页。
- [15] 简泽、黎德福、沈筠彬、吕大国, "不完全竞争的收入分配效应研究——一个融合产品—劳动力市场的视角", 《中国工业经济》, 2016 年第 1 期, 第 21-36 页。
- [16] Kugler, M., and E. Verhoogen, "Prices, Plant Size, and Product Quality", *Review of Economic Studies*, 2012, 79(1), 307-339.
- [17] Levinsohn, J., and A. Petrin, "Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables", *Review of Economic Studies*, 2003, 70(2), 317-341.
- [18] 李春顶、尹翔硕, "我国出口企业的“生产率悖论”及其解释", 《财贸经济》, 2009 年第 11 期, 第 84-90 页。
- [19] 厉以宁等, "全面深化改革开放 推进经济持续健康发展——学习贯彻十八大精神笔谈(下)", 《经济研究》, 2013 年第 3 期, 第 4 页。
- [20] 刘金伟, "我国城市户籍开放程度及其影响因素分析——基于全国 63 个样本城市的评估", 《国家行政学院学报》, 2016 年第 5 期, 第 91-95 页。

- [21] 刘啟仁、黄建忠, “异质出口倾向、学习效应与‘低加成率陷阱’”, 《经济研究》, 2015 年第 12 期, 第 143-157 页。
- [22] Melitz, M. J., and G.I.P. Ottaviano, “Market Size, Trade and Productivity”, *Review of Economic Studies*, 2008, 75(1), 295-316.
- [23] Melitz, M.J, “The Impact of Trade on Intra-Industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity”, *Econometrica*, 2003, 71(6), 1695-1725.
- [24] Morlacco, M, “Market Power in Input Markets: Theory and Evidence from French Manufacturing,” Forum for Research in International Trade Working Paper, 2020, No. FREIT1394.
- [25] 钱学锋、潘莹、毛海涛, “出口退税、企业成本加成与资源误置”, 《世界经济》, 2015 年第 8 期, 第 80-106 页。
- [26] 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”, 《世界经济》, 2016 年第 3 期, 第 71-94 页。
- [27] Raval, D, “Testing the Production Approach to Markup Estimation”, *Review of Economic Studies*, 2023, 90, 2592-2611.
- [28] 盛丹、刘竹青, “汇率变动、加工贸易与中国企业的成本加成率”, 《世界经济》, 2017 年第 1 期, 第 3-24 页。
- [29] 盛丹、陆毅, “出口贸易是否会提高劳动者工资的集体议价能力”, 《世界经济》, 2016 年第 5 期, 第 122-145 页。
- [30] 盛丹、陆毅, “国有企业改制降低了劳动者的工资议价能力吗?”, 《金融研究》, 2017 年第 1 期, 第 69-82 页。
- [31] 盛丹、王永进, “中国企业低价出口之谜——基于企业加成率的视角”, 《管理世界》, 2012 年第 5 期, 第 8-23 页。
- [32] 吴开亚、张力, “发展主义政府与城市落户门槛: 关于户籍制度改革的反思”, 《社会学研究》, 2010 年第 6 期, 第 58-85 页。
- [33] 许家云、田朔, “人民币汇率与中国出口企业加成率: 基于倍差法的实证分析”, 《国际贸易问题》, 2016 年第 2 期, 第 145-155 页。
- [34] 许明、李逸飞, “中国出口低加成率之谜: 竞争效应还是选择效应”, 《世界经济》, 2018 年第 8 期, 第 77-102 页。
- [35] 许明、李逸飞, “最低工资政策、成本不完全传递与多产品加成率调整”, 《经济研究》, 2020 年第 4 期, 第 167-183 页。
- [36] 叶宁华、包群、邵敏, “空间集聚、市场拥挤与我国出口企业的过度扩张”, 《管理世界》, 2014 年第 1 期, 第 58-72 页。
- [37] Yeh, C., C. Macaluso, and B. Hershbein, “Monopsony in the U.S. Labor Market”, *The American Economic Review*, 2022, 112(7), 2099-2138.
- [38] 余淼杰、袁东, “贸易自由化、加工贸易与成本加成——来自我国制造业企业的证据”, 《管理世界》, 2016 年第 9 期, 第 33-43+54 页。
- [39] 张吉鹏、卢冲, “户籍制度改革与城市落户门槛的量化分析”, 《经济学（季刊）》, 2019 年第 4 期, 第 1509-1530 页。
- [40] 诸竹君、黄先海, “中国出口跨越了‘低加成率陷阱’吗”, 《国际贸易问题》, 2020 年第 5 期, 第 14-27 页。
- [41] 诸竹君、黄先海、宋学印、胡馨月、王煌, “劳动力成本上升、倒逼式创新与中国企业加成率动态”, 《世界经济》, 2017 年第 8 期, 第 53-77 页。
- [42] 祝树金、张鹏辉, “出口企业是否具有更高的价格加成: 中国制造业的证据”, 《世界经济》, 2015 年第 4 期, 第 3-24 页。

[43] 祝梓翔、车明、李雨佳，“输入型通胀的宏观效应：价格分化和货币政策分析”，《管理世界》，2024 年第 2 期，第 64-100 页。

**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。**