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*

摘　要：不少研究表明中国出口企业加成率比非出口企业更低，存在所谓的出口企业“低加成率之谜”。通过将劳动力与产品双边市场垄断势力进行分离，本文发现：中国出口企业不仅不存在“低加成率之谜”，而且拥有比非出口企业更高的加成率，这一“加成率溢价”效应在加工贸易企业中更明显；已有文献低估中国出口企业加成率水平的主要原因是忽略了劳动力市场不完全竞争这一事实。

关键词：加成率；买方垄断势力；生产函数
DOI：10.13821/j.cnki.ceq.2025.01.04

一、引　　言

出口与加成率的关系是近年来学术界争议比较大的一个话题。国外文献普遍认为出口企业加成率比非出口企业更高，因为能够进入出口市场的企业往往拥有较高的生产率水平（即出口自选择效应），而较高的生产率又使得这些企业具备较强的竞争力和较高的加成率（Melitz，2003；Bernard et al.，2003；Melitz and Ottaviano，2008）。国内学者得出的结论却恰恰相反，发现中国出口企业加成率水平比非出口企业低，存在出口企业“低加成率之谜”（盛丹和王永进，2012；诸竹君和黄先海，2020）。一些文献从出口企业“低生产率悖论”、贸易类型、竞争效应和集聚效应等不同角度对这一现象的原因进行了探讨（刘啟仁和黄建忠，2015；黄先海等，2016；许明和李逸飞，2018），但至今仍然没有取得令人信服的共识。

通过文献梳理，本文发现已有研究在估计加成率时大都沿用 De Loecker and Warzynski（2012）（以下简称 DLW）的方法，而该方法是建立在劳动力市场完全竞争假设之上的。这一假设明显违背了现实（Azar et al.，2020）。因此，忽略劳动力市场不完全竞争的事实，很可能导致对加成率的估计存在偏误（Tortarolo and Zarate，2018）。

从结构模型的设定与推导来看，由于假设劳动力市场完全竞争，采用 DLW 方法估计得到的“加成率”并非真正意义上的价格-成本加成，而是糅合了劳动力与产品双边市场垄断因素的“综合指数”（Yeh et al.，2022，以下简称 YMH）。这意味着，在已有关于出口与加成率关系的研究中，对比的实际上是出口与非出口企业在劳动力与产品双边市场上的

* 戴家武，湖南师范大学商学院；王秀清，中国农业大学经济管理学院；曹虹剑，湖南师范大学商学院；杜巨澜，香港中文大学经济学系。通信作者及地址：王秀清，北京市海淀区清华东路 17 号中国农业大学经济管理学院，100083；电话：010-62738685；E-mail：wangxq@cau.edu.cn。戴家武感谢国家社科基金一般项目（23BJL044）的资助。作者感谢匿名审稿专家和编辑部的宝贵建议，文责自负。

中国知网　https://www.cnki.net

综合垄断势力。如果出口企业与非出口企业在劳动力市场的买方垄断势力存在系统性差异，那么基于DLW方法可能会因为忽略这一事实，从而低估出口企业的加成率水平，最终得出出口企业“低加成率”的结论。将双边垄断势力分离开来并单独估计，有助于更加准确地揭示出口与加成率的关系及其内在机理。

中国出口企业“低加成率之谜”是否真的存在？还是因上述方法缺陷所带来的不合理估计？为回答此问题，本文借鉴最新方法，结合企业层级的微观数据，重新审视中国出口企业“低加成率之谜”这一悖论。本文的贡献主要体现在如下方面：一是通过结构模型分离出劳动力与产品市场上的双边垄断势力，并采用半参数法和广义矩法（GMM）更为准确地估计出加成率，同时估计出企业在劳动力市场上的买方垄断势力，有助于更加科学地评估中国劳动力与产品市场结构特征。二是在异质性企业贸易文献的基础上，将“劳动力-产品”双边垄断势力与企业出口状态联系起来，证明已有文献在方法论上的缺陷是导致出口企业“低加成率”这一结论的主要原因，并进而得出中国出口企业存在“高加成率溢价”的可靠证据，有助于更加全面客观地揭示出口与加成率的关系。

二、文 献 综 述

出口与加成率的关系是异质性企业贸易理论的一大核心内容。国外文献认为生产率水平较高的企业往往更容易进入出口市场，而较高的生产率又使得这些企业具备了较强的市场竞争力和较高的加成率（Melitz，2003；Bernard et al.，2003）。Melitz and Ottaviano（2008）基于异质性企业理论，将企业加成率内生化为企业自身的边际成本与进入行业的临界边际成本之差的函数，从理论上推导出出口企业加成率高于非出口企业的结论，其主要原因在于出口企业可以利用生产率优势克服出口所需的固定成本。由于出口存在额外的储运和包装等成本，因此出口企业的产品定价相对更高，这也是导致出口企业加成率较高的重要原因。在此基础上，一些文献对Melitz and Ottaviano（2008）的理论模型进行了实证检验，如Kugler and Verhoogen（2012）、Dinopoulos and Unel（2013）等的经验结果均表明，出口企业生产产品的品质一般较高，因而其加成率较非出口企业更高。DLW（2012）基于生产函数构建了一种估计加成率的新方法，并采用斯洛文尼亚的企业数据进行了实证分析，发现出口企业比非出口企业拥有更高的加成率。Bellone et al.（2016）采用法国企业的数据也得出了类似的结论。由此可见，国外文献在这一问题上的观点基本是一致的。

然而，国内研究却得出相反的结论，普遍认为出口企业的加成率比非出口企业更低，存在“低加成率之谜”，显然，这与异质性企业贸易理论是背道而驰的。进一步的研究发现，“低加成率之谜”主要存在于劳动密集型企业和加工贸易企业中，资本和技术密集型企业通过出口反而会提升创新绩效和加成率，乃至跨越“低加成率陷阱”（祝树金和张鹏辉，2015；黄先海等，2018；诸竹君和黄先海，2020）。①

① 限于篇幅，关于中国出口企业“低加成率之谜”解释的文献梳理详见附录Ⅰ，感兴趣的读者可在《经济学》（季刊）官网（https://ceq.ccer.pku.edu.cn）下载。

中国知网 https://www.cnki.net

虽然关于出口与加成率关系的文献非常丰富，但是仍然存在一些重要问题值得进一步探讨：一是已有文献在估计加成率时存在一些理论和方法上的不足，尤其是劳动力市场完全竞争的不合理假定，可能会导致加成率的估计结果以及“出口-加成率”关系的研究结论出现偏误。二是缺少关于劳动力市场买方垄断势力与出口关系的研究。从目前的研究进展来看，鲜有文献利用微观数据估计中国劳动力市场的买方垄断势力，更缺少对劳动力市场买方垄断势力与出口关系的研究。本文试图弥补已有研究中存在的上述不足，将研究视角拓展至劳动力市场，推动形成劳动经济学、国际贸易和产业组织理论的交叉研究方向，对现有异质性企业贸易理论作出有益贡献。

三、模型与数据

（一）劳动力与产品市场垄断势力的估计方法

估计加成率是产业组织理论和异质性企业贸易理论的核心问题。自 20 世纪 70 年代以来，大量学者采用新经验产业组织模型、会计法、索洛余值法等多种方法，从不同角度估计了加成率。然而，这些方法或多或少受到内生性问题的干扰，导致参数估计不一致。DLW(2012)提出的生产法较为有效地规避了这一问题，该方法从生产函数出发推导出企业加成率的估计式，并结合 Ackerberg et al.(2015)（以下简称 ACF）的半参数法控制生产函数中不可观测的生产率冲击，从而得到加成率的估计。然而，正如前文所述，DLW 方法是建立在劳动力市场完全竞争条件之上的，可能导致加成率的估计结果产生偏误。随着文献的进展，一些学者尝试将劳动力市场垄断竞争条件嵌入结构模型的初始设定中，不仅可以得到更加精确的加成率估计，同时还能估计出劳动力市场买方垄断势力（Tortarolo and Zarate，2018；Brooks et al.，2021；YMH，2022）。

本文借鉴 YMH(2022)的思路，首先构建企业生产函数，假设企业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完全竞争。然后借助拉格朗日函数求解企业的成本最小化问题，通过对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，最后根据包络定理整理得到如下表达式[①]：

$$MD_{it}=\frac{\theta_{it}^{L}}{\alpha_{it}^{L}}MU_{it}^{-1}\ , \tag{1}$$

其中，MD_{it} 代表劳动力市场买方垄断势力（即 Markdown，本文暂且翻译为抽成率），其计算公式为劳动力边际收益产品除以工资（$MD_{it}=MRP_{it}^{L}/w_{it}$），$\theta_{it}^{L}$ 和 α_{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 $\alpha_{it}^{L}=(w_{it}L_{it})/(P_{it}Q_{it})$。对式(1)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，本文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

① 限于篇幅，模型的推导过程详见附录Ⅱ。

中国知网　https://www.cnki.net

MD_{it} 的值都大于 1，因此 DLW 方法可能会高估加成率。更进一步地，如果非出口企业抽成率（MD_{it}）比出口企业更高，那么 DLW 方法可能会系统地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”的结论。

对拉格朗日函数等式两边关于中间投入求偏导，可得到 $MU_{it}=\theta_{it}^{M}/\alpha_{it}^{M}$，代入式(1)即可得到买方垄断势力的表达式：

$$MD_{it}=\frac{\theta_{it}^{L}}{\alpha_{it}^{L}}\left(\frac{\theta_{it}^{M}}{\alpha_{it}^{M}}\right)^{-1}, \tag{2}$$

其中，θ_{it}^{M} 和 α_{it}^{M} 分别表示中间投入品的产出弹性和收入份额。从式(2)中不难看出，只要知道 θ_{it}^{L} 和 θ_{it}^{M}，买方垄断势力就很容易计算出来，因为大多数企业层面的微观数据库都报告了员工人数、中间投入、工资和销售产值等信息，因此 α_{it}^{L} 和 α_{it}^{M} 比较容易计算，难点在于如何估计劳动力和中间投入的产出弹性。本文采用 ACF(2015)的控制函数方法估计生产函数及产出弹性，受篇幅所限，此处不再赘述 ACF 方法的细节，感兴趣的读者可参考原文。

（二）数据说明

本文所使用的数据来自 1998—2007 年中国工业企业数据库，我们借鉴杨汝岱(2015)、Brandt et al.(2017)等的做法，对原始数据进行了一系列处理：剔除了关键变量（工业总产值、固定资产净值年平均余额、工资福利、中间投入）观测值小于或等于 0 的样本；剔除了员工人数少于 8 的样本；对工资和福利进行加总，得到人均工资福利费；为了消除通货膨胀因素的影响，对工业总产值采用两位数行业的产出价格指数进行平减，对固定资产净值年平均余额、工资福利和中间投入等采用两位数行业的投入价格指数进行平减。经过处理之后，共得到观测值 1 417 446 个，关键变量的统计摘要如表 1 所示。

表 1 关键变量的统计摘要

变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
工业总产值(千元)	1 417 446	10.068	1.212	5.036	14.014
固定资产净值年平均余额(千元)	1 417 446	8.463	1.526	3.752	12.999
从业人数(人)	1 417 446	4.855	1.026	2.079	8.125
人均本年工资福利费(千元)	1 417 446	2.478	0.664	−0.278	6.949
中间投入合计(千元)	1 417 446	9.748	1.237	4.418	13.729

注：价值类变量以 1998 年为基期消除了通货膨胀因素，所有变量均取了自然对数。

数据来源：中国工业企业数据库。

四、出口企业“低加成率之谜”再检验

（一）典型事实分析

采用上述方法可得到加成率和抽成率的估计值。[①] 从全样本来看，DLW 方法估计的

① 限于篇幅，加成率和抽成率估计值的统计摘要详见附录Ⅲ。

中国知网 https://www.cnki.net

加成率均值和标准差都要明显大于 YMH 方法的估计结果，前者加成率的均值为 2.195，但是标准差较大；后者加成率的均值为 1.25，标准差较小。从时间维度来看，两种方法估计出来的加成率都呈现出逐年上升趋势，但 DLW 方法估计的加成率上升幅度比较大，2007 年的均值较 1999 年增长了 1.5 倍，而 YMH 方法估计的加成率均值仅增长了 20% 左右。

抽成率的全样本均值为 1.771，意味着平均而言中国劳动者给工业企业创造的价值（边际收益产品）超过了企业支付给其报酬的 77.1%，说明中国工业企业在劳动力市场上存在较强的买方垄断势力。而且，样本期间企业的买方垄断势力在不断增强，1999—2007 年这 9 年间抽成率均值增长了 1 倍多，年均增速达到 9%，接近同期 GDP 的平均增速，远超加成率（YMH 法）的增幅。本文的估计结果与 YMH（2022）对美国制造业抽成率的估计值非常接近，后者的均值为 1.53；YMH（2022）发现美国制造业抽成率自 20 世纪 90 年代起持续下降，直到 2002 年才开始快速上升。本文的结果同样表明，从 20 世纪末开始，中国工业企业在劳动力市场的抽成率也一直呈现快速上升趋势。

出口与非出口企业在加成率和抽成率上是否存在显著差异？图 1 和图 2 分别刻画了基于不同方法估计出的加成率的分组变化趋势。在图 1 中，出口企业加成率（DLW 法）显著低于非出口企业，这与国内已有文献得出的出口企业“低加成率之谜”结论是一致的；而图 2 基于 YMH 改进后的方法计算出的加成率却正好相反，表现为出口企业加成率水平高于非出口企业，与国外文献的结论吻合。

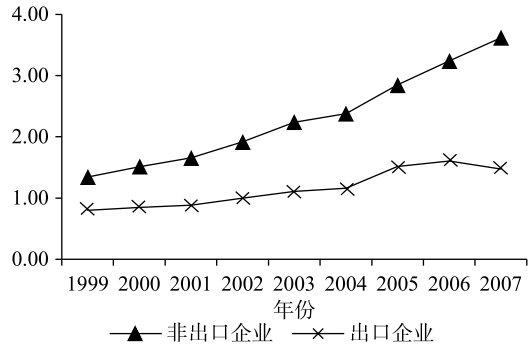


图 1　DLW 方法计算的加成率

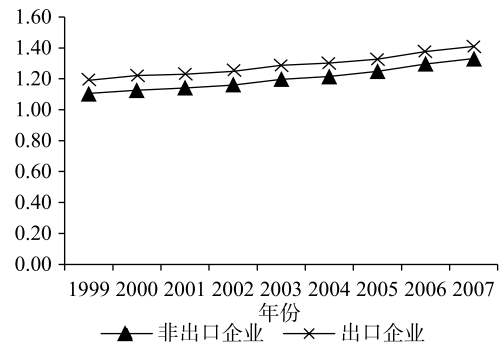


图 2　YMH 方法计算的加成率

两种方法之所以得出截然相反的结论，可由图 3 得到初步解释。图 3 显示，出口企业在劳动力市场上的抽成率明显低于非出口企业，两者的差距在逐年拉大。这一典型事实初步印证了前文的推测，即中国出口与非出口企业在劳动力市场上的买方垄断势力存在系统性差异，DLW 方法可能会因为忽略非出口企业较强且逐年上升的买方垄断势力这一事实，从而高估其加成率水平，导致得出出口企业“低加成率之谜”的结论。基于类似方法，Raval（2023）同样发现以劳动力（DLW 法）和中间投入（YMH 法）两种不同要素求最优化得到的加成率存在显著差异，作者认为主要原因在于劳动力市场存在买方垄断势力，而中间投入品市场则更接近完全竞争。

中国知网　https://www.cnki.net

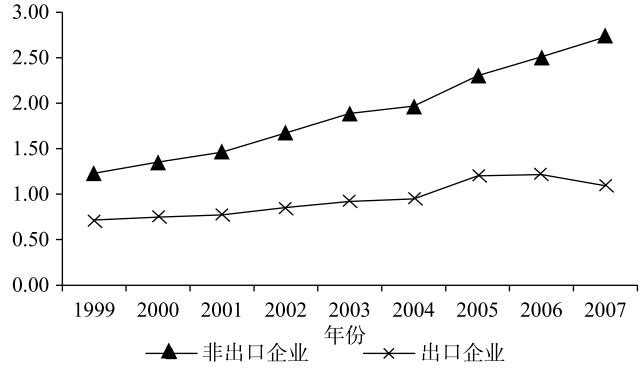


图 3 YMH 方法计算的抽成率

（二）出口与加成率关系再检验

为了对出口企业“低加成率之谜”这一命题进行拓展和再检验，我们构建如下计量模型：

$$\ln Y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 E_{it} + \boldsymbol{Z}'_{it}\boldsymbol{\delta} + \nu_{it} \ , \tag{3}$$

其中，Y_{it} 代表企业 i 在时期 t 的垄断势力（MD_{it} 或 MU_{it}），E_{it} 为是否从事出口的虚拟变量（出口交货值为 0 代表非出口企业，此时 $E_{it}=0$，反之，出口交货值大于 0 则代表出口企业，此时 $E_{it}=1$），参数 α_1 度量了出口与非出口企业垄断势力的平均差异率（百分比）。[①] $\boldsymbol{Z}_{it}$ 为控制变量向量，考虑到生产率水平以及长期以来存在的出口退税和补贴对企业出口选择的影响，本文借鉴已有文献的做法，在模型中加入全要素生产率、补贴收入、税收比率等一系列控制变量。其中，全要素生产率通过对生产函数进行 GMM 估计得到，补贴收入直接从工业企业数据库中获取，税收比率由企业增值税和工业增加值之比计算得到。为了避免企业进入或退出出口市场的混淆效应，本文仅用样本期间一直从事或一直未从事出口的企业样本。同时，考虑到行业异质性，我们控制了“年份×行业虚拟变量”的趋势效应，并采用 OLS 方法对模型(3)进行估计。

从表 2 第(1)列的结果来看，在不控制其他变量的情况下，出口企业虚拟变量的系数为−0.633，且在 1%的水平上显著。意味着平均而言，出口企业的加成率（DLW 法）较非出口企业更小。在控制了全要素生产率等一系列控制变量，以及行业趋势效应后，这一结果仍然稳健。这与国内大部分文献关于出口企业“低加成率之谜”的结论是一致的。

表 2 第(3)—(4)列报告了出口与 YMH 方法估计的加成率之间的关系，第(4)列中出口虚拟变量的系数是 0.074，而且在 1%的水平上显著，表明在给定全要素生产率等企业特质条件下，平均而言出口企业比非出口企业拥有更高的加成率，这与绝大多数国外文献的结果一致。由于 YMH 方法考虑到了劳动力市场不完全竞争的条件，因而其对加成率的估计更为精确。相较而言，我们更有信心认为中国出口企业并不存在“低加成率之谜”，相反，出口企业加成率水平要高于非出口企业，存在“高加成率溢价”。

表 2 最后两列的结果表明，出口企业在劳动力市场上的买方垄断势力比非出口企业

① 本文的主要目的并非要检验出口对垄断势力的因果效应。

中国知网 https://www.cnki.net

更弱，导致这一现象发生的主要原因在于中国出口以加工贸易为主，雇用的大都是具有专业技能的工人，企业不会轻易解雇员工；而且加工贸易一般需要提前进口特定中间品，可能会引发工人“敲竹杠”行为，从而削弱了出口企业的买方垄断势力（盛丹和陆毅，2016）。这一结果进一步验证了前文的预测，即出口与非出口企业在劳动力市场上的买方垄断势力存在系统性差异，忽略这一事实将导致加成率的估计出现偏误，这是为什么基于 DLW 方法会得出出口企业“低加成率”这一结论的重要原因。①

表 2　出口与垄断势力

	ln（加成率－DLW 法）		ln（加成率－YMH 法）		ln（抽成率－YMH 法）	
	（1）	（2）	（3）	（4）	（5）	（6）
出口虚拟变量	−0.633***	−0.670***	0.075***	0.074***	−0.685***	−0.721***
	（0.009）	（0.010）	（0.001）	（0.001）	（0.009）	（0.009）
全要素生产率（对数）		0.333***		0.012***		0.319***
		（0.008）		（0.001）		（0.008）
补贴收入（对数）		−0.016***		0.003***		−0.018***
		（0.001）		（0.000）		（0.001）
税收/增加值比率		−0.001***		−0.000		−0.001**
		（0.000）		（0.000）		（0.000）
常数项	−0.107***	0.309***	0.090***	0.187***	−0.170***	0.127***
	（0.007）	（0.002）	（0.000）	（0.000）	（0.007）	（0.002）
年份固定效应	是	否	是	否	是	否
行业固定效应	是	否	是	否	是	否
行业趋势效应	否	是	否	是	否	是
样本量	711 056	710 259	933 463	932 298	710 988	710 191
R^2	0.163	0.173	0.312	0.321	0.149	0.158

注：**和***分别代表在 5%和 1%的水平上显著；括号内为稳健标准误，下同。行业指的是三位数行业；按加成率和抽成率对样本进行上下 1%缩尾。

数据来源：作者计算得到。

为了进一步验证这一结论的可靠性，本文在基准回归中加入抽成率这一变量，以观察在给定劳动力市场买方垄断势力的条件下，DLW 方法是否仍然会得到出口企业“低加成率之谜”的结果。从计量回归的角度来讲，如果遗漏的买方垄断势力与出口虚拟变量负相关（如表 2 最后两列所示），那么 OLS 方法很可能会低估出口虚拟变量的系数。表 3 第（1）列显示出口虚拟变量系数由负变为正，且在 1%的水平上显著，而在第（6）列以 YMH 方法估计的加成率模型中，出口虚拟变量系数仍然显著为正，这进一步证实了我们的猜测，说明将劳动力与产品双边垄断势力分离开来，对于揭示出口与加成率的真实关系至关重要。

① 需要特别指出的是，本文的结论并不是说出口企业在劳动力市场上拥有较弱的买方垄断势力，就一定会导致其在产品市场上拥有较强的卖方垄断势力；而是说，出口企业在产品市场上拥有更高的加成率这是一个被掩盖的事实，之所以一直以来被误读，是因为之前的方法忽略了出口与非出口企业在劳动力市场上买方垄断势力的系统性差异。

中国知网　https://www.cnki.net

中国知网 https://www.cnki.net

表3 基准回归的拓展：控制抽成率和分样本回归

	ln(加成率-DLW法)					ln(加成率-YMH法)				
	控制抽成率	抽成率≤25%	抽成率25%—50%	抽成率50%—75%	抽成率≥75%	控制抽成率	抽成率≤25%	抽成率25%—50%	抽成率50%—75%	抽成率≥75%
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
出口虚拟变量	0.051***	2.104***	0.914***	−0.513***	−1.999***	0.044***	0.033***	0.077***	0.087***	0.084***
	(0.001)	(0.016)	(0.007)	(0.005)	(0.006)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)
全要素生产率(对数)	0.017***	−0.089***	−0.050***	0.056***	0.443***	0.028***	0.003***	−0.001	0.012***	0.046***
	(0.001)	(0.019)	(0.008)	(0.006)	(0.008)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)
补贴收入(对数)	0.002***	−0.015***	−0.007***	−0.004***	−0.003***	0.002***	0.004***	0.002***	0.002***	0.003***
	(0.000)	(0.003)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
税收/增加值比率	−0.000	0.000	0.000	0.001	−0.000	−0.000	−0.000	0.000	−0.000	−0.000
	(0.000)	(0.002)	(0.001)	(0.001)	(0.000)		(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
抽成率(对数)	0.999***					−0.000***				
	(0.000)					(0.000)				
常数项	0.182***	−2.229***	−0.952***	0.144***	1.576***	0.187***	0.226***	0.182***	0.173***	0.179***
	(0.000)	(0.008)	(0.002)	(0.001)	(0.002)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
行业趋势效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是
样本量	71 0257	61 692	194 867	255 372	273 255	708 037	229 994	265 926	284 395	306 964
R^2	0.993	0.394	0.510	0.667	0.590	0.328	0.301	0.358	0.387	0.383

注：***代表在1%的水平上显著。

数据来源：作者计算得到。

此外，本文根据抽成率大小分成四个子样本，分别对基准模型进行了估计。表 3 第(2)—(5)列的结果表明，随着抽成率分布值的增大，出口对加成率(DLW 法)的边际效应逐渐变小，在抽成率小于中位数的两个子样本中，出口虚拟变量的系数显著为正，而在抽成率大于中位数的两个子样本中，出口虚拟变量的系数显著为负。在第(7)—(10)列以 YMH 法估测的加成率模型中，出口虚拟变量的系数则一直显著为正，而且系数大小也没有明显差异。这些结果印证了前文的发现，即对于那些在劳动力市场上拥有较弱买方垄断势力的样本企业而言，DLW 方法并不会明显低估出口企业的加成率，因而较为真实地反映了出口企业“高加成率溢价”的事实。反之，对于那些在劳动力市场上拥有较强买方垄断势力的样本企业，DLW 方法会因为忽略了这一条件而低估出口企业的加成率水平，从而得出出口企业“低加成率之谜”的结论。

结合上述实证结果，我们可以得出如下结论：整体上来看，中国出口企业加成率水平较非出口企业更高，并不存在“低加成率之谜”。相反，出口企业在劳动力市场上的买方垄断势力较非出口企业更弱，在控制了其他变量之后这一结果仍然成立。

(三) 稳健性检验

为了最大程度保证上述结果的可靠性，本文进行了一系列稳健性检验。[①]

1. 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。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。为此，本文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。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，并分别对基准回归模型进行估计。

2. 样本选择偏差与补贴效应。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，本文采用 Heckman 两阶段模型对基准回归结果进行稳健性检验。

此外，忽略出口企业的补贴收入还可能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，然后重新估计加成率和抽成率。其次，本文剔除了所有补贴收入不为 0 的样本数据，再对基准回归模型进行估计。

3. 加入 WTO 的影响。加入 WTO 不仅促进了企业的出口，同时导致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产生影响。为了排除加入 WTO 带来的混淆效应，本文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。其次，出口与非出口企业垄断势力的差异可能是由于出口密度不同带来的，而与企业是否

① 限于篇幅，稳健性检验部分的结果与解释详见附录Ⅳ。

中国知网 https://www.cnki.net

参与出口活动无关。具体而言，加入WTO可能会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）。

4. 户籍制度改革。在本文样本期间，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的意见》，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年出台的《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”。为了控制这两项改革对本文基准回归结果的混淆效应，我们构建*post*2001虚拟变量（2001年及以后取值为1，2001年之前取值为0）与小城镇虚拟变量的交互项，以及*post*2006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的交互项，作为控制变量加入基准模型中。

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与户籍门槛指数的交互项。

5. 国企改革的影响。国企改革不仅提高了国有企业的规模和效率，同时也可能会影响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，本文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，东北是老工业基地，国有企业数量较多，受国企改革的影响较大。其二，将企业国有资本比例（国有资本占全部实收资本比例）作为控制变量加入模型中，以分离国企改革的影响效应。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也会有所不同，因此，本文在模型中控制了各地国有企业比例。

6. 其他因素的影响。一是考虑到特大城市如北京、上海、广州和深圳的特殊性，位于这些城市的企业可能在出口和市场竞争等方面具有一定的优势或特殊性，从而对本文的结果产生混淆效应。为此，我们剔除了这四个特大城市的样本。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验证。经过上述检验，本文的基准回归结果均保持稳健。

五、机制分析

本文的核心思想是要辨析中国出口企业是否存在“低加成率之谜”，而这一问题的关键在于企业在劳动力市场上是否完全竞争。因此，从机制分析的角度而言，重点应论证中

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）。

中国知网 https://www.cnki.net

国企业在劳动力市场上是否存在买方垄断势力，以及出口与非出口企业买方垄断势力是否存在系统性差异，在此基础上进一步厘清存在这种差异的深层原因。关于前者，前文的实证分析部分已经揭示出中国劳动力市场并非完全竞争，而且平均而言出口企业的买方垄断势力比非出口更弱，忽略这一系统性差异是导致得到出口企业“低加成率之谜”结论的关键原因。接下来要重点论述的问题是出口企业的买方垄断势力为什么比非出口企业更弱。

首先，买方垄断势力由劳动力边际收益产品 MRP_{it}^{L} 和工资水平 w_{it} 共同决定。从中国的现实情况来看，出口企业往往面临来自国内外市场更为激烈的竞争，即现有文献揭示的出口竞争效应（刘啟仁和黄建忠，2015；钱学锋等，2015；许明和李逸飞，2018），因而其边际收益产品可能更低。同时，出口产品尤其是加工贸易产品的生产需要提前进口特定中间产品，出口企业的工人往往拥有一定的专有技术，因此为了应对员工可能存在的“敲竹杠”行为，出口企业不得不支付更高的工资（盛丹和陆毅，2016）。更低的边际收益产品和更高的工资水平共同导致出口企业的买方垄断势力弱于非出口企业。为了验证这一可能的机制，本文分别以劳动力边际收益产品和企业人均工资作为被解释变量，分别对基准回归进行估计。其中，企业人均工资由中国工业企业数据库直接获得，边际收益产品则根据买方垄断势力的估计值和人均工资数据换算得到。表 4 第（1）和（4）列的结果表明，出口企业的劳动力边际收益产品显著低于非出口企业，而其工资水平明显高于非出口企业，两相比较，出口企业在劳动力市场上的买方垄断势力自然更弱，证实了前面的推测。

其次，已有相关文献发现出口与加成率关系中最为重要的决定机制是“自选择效应”，即认为出口企业往往具备较高的生产率水平，因而其加成率也比非出口企业更高。在本文的样本期间，政府为了鼓励创汇，给出口企业进行了大量补贴和退税，降低了企业的出口门槛。因此，出口自选择效应既包含了全要素生产率的影响，还包含了补贴和退税等政策因素影响，两者共同促进了企业的出口行为（许明和李逸飞，2018）。而较高的全要素生产率水平以及更多的政府补贴和退税收入，使得出口企业在产品市场上拥有更高的加成率。附录Ⅳ表Ⅳ2 第（1）列关于 Heckman 第一阶段的回归结果显示，全要素生产率和补贴收入与企业出口概率有显著的正向关系，而税收比率则与企业出口概率显著负相关，说明企业的全要素生产率水平越高、获得的补贴和退税收入越多，越有可能进入出口市场，证明出口自选择效应是存在的。

表 4　出口方式、人均工资与边际收益产品

	人均工资			边际收益产品		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
出口虚拟变量	4.261***			−11.489***		
	(0.064)			(0.294)		
一般贸易企业		3.402***	3.388***		−8.545***	−8.544***
		(0.070)	(0.070)		(0.457)	(0.457)
加工贸易企业		4.224***			−12.202***	
		(0.109)			(0.714)	

中国知网　https://www.cnki.net

（续表）

	人均工资			边际收益产品		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
来料加工企业			2.659***			−11.852***
			(0.261)			(1.716)
进料加工企业			4.360***			−11.276***
			(0.127)			(0.832)
控制变量	是	是	是	是	是	是
常数项	13.147***	13.131***	13.128***	26.784***	31.221***	31.207***
	(0.015)	(0.015)	(0.015)	(0.068)	(0.099)	(0.099)
行业趋势效应	是	是	是	是	是	是
样本量	933 673	912 335	911 198	933 673	910 659	909 522
R^2	0.135	0.135	0.135	0.137	0.095	0.096

注：***代表在 1%的水平上显著。

数据来源：作者计算得到。

此外，关于中国出口企业“低加成率之谜”的一个重要解释是贸易方式差异。[①] 一些文献发现出口企业“低加成率之谜”在加工贸易企业中更为显著，原因在于加工贸易企业“两头在外”，缺乏定价权（盛丹和王永进，2012；诸竹君和黄先海，2020）。盛丹和陆毅（2016）发现加工贸易企业比一般贸易企业对劳动者工资集体议价能力的影响更大。为了检验不同贸易方式的差异，本文借鉴黄先海等（2016）等已有文献的做法，根据企业名称和电话号码后 7 位数对中国工业企业数据库和海关数据库进行匹配，然后根据海关数据库中的“贸易方式”变量生成了一般贸易企业、加工贸易企业、来料加工贸易企业、进料加工贸易企业等四个虚拟变量，其中，加工贸易企业虚拟变量包含了来料加工贸易、进料加工贸易和未明确定义的其他加工贸易企业。

表 5 的结果显示，在以 DLW 方法计算加成率时，一般贸易企业和加工贸易（包括来料加工和进料加工）企业虚拟变量系数均显著为负，加工贸易企业的系数绝对值更大；在加工贸易企业中，进料加工贸易企业系数绝对值比来料加工贸易企业更大，见第（1）和第（2）列。说明以 DLW 方法计算加成率时，出口企业“低加成率之谜”在所有贸易类型企业中都存在，而且在加工贸易尤其是进料加工贸易企业中效应更大，这与黄先海等（2016）的结论是一致的。而第（3）和第（4）列的结果则表明，当同时考虑劳动力与产品双边不完全竞争时，一般贸易企业和加工贸易企业均表现出高加成率溢价特征，而且在加工贸易尤其是进料加工贸易企业中更明显。第（5）和第（6）列结果显示，所有类型出口企业在劳动力市场上的买方垄断势力均弱于非出口企业，在加工贸易尤其是进料加工贸易企业中更为明显，这一结果与盛丹和陆毅（2016）的结论一致，其原因在前文中已有解释，此处不再赘述。

① 关于贸易方式的讨论是在原稿内容基础上新增的，感谢编辑部提出的宝贵意见。

中国知网 https://www.cnki.net

表 5　出口方式与垄断势力

	ln(加成率-DLW 法)		ln(加成率-YMH 法)		ln(抽成率-YMH 法)	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
一般贸易企业	−0.299***	−0.299***	0.044***	0.044***	−0.327***	−0.327***
	(0.009)	(0.009)	(0.001)	(0.001)	(0.009)	(0.009)
加工贸易企业	−0.568***		0.056***		−0.598***	
	(0.016)		(0.001)		(0.016)	
来料加工企业		−0.466***		0.026***		−0.484***
		(0.040)		(0.002)		(0.040)
进料加工企业		−0.565***		0.062***		−0.599***
		(0.019)		(0.001)		(0.019)
控制变量	是	是	是	是	是	是
常数项	0.314***	0.314***	0.187***	0.186***	0.132***	0.132***
	(0.002)	(0.002)	(0.000)	(0.000)	(0.002)	(0.002)
行业趋势效应	是	是	是	是	是	是
样本量	699 530	699 022	910 659	909 522	699 462	698 954
R^2	0.170	0.170	0.317	0.316	0.155	0.155

注：***代表在 1%的水平上显著。

数据来源：作者计算得到。

另外一种可能的原因是，加工贸易企业大都实行计件工资制度，而且支付加班费的有偿加班是常态，工人多劳多得，因此加工贸易企业的人均工资水平相对于一般贸易企业和非出口企业更高，见表 4 第(2)—(3)列；而由于加工贸易企业大都从事劳动密集型行业，所以劳动力的边际产出比较低，见表 4 第(5)—(6)列，故加工贸易企业尤其是进料加工贸易企业的买方垄断势力比较弱。相反，加成率是相对于产品而言的，其计算公式为新增一单位产品的收益(产品价格)除以新增一单位产品的成本(边际成本)，在计件工资制度下，新增一单位产品的成本(即边际成本，主要是加班工资)比较低，在激烈的竞争环境下，其产品价格往往随行就市，甚至可能更低，所以出口企业的加成率比较高。

六、政策含义

本文的政策含义在于，一是要重新审视出口与非出口企业的竞争力，积极促进企业高质量出口，大力提升出口企业附加值水平，推动更高水平对外开放；二是要着力构建和谐的劳资关系，规范企业在劳动力市场上的雇佣行为，防止企业滥用劳动力市场支配地位，压低劳动者报酬；三是要加强劳动者权益保护。我们希望本文能够为相关领域的研究提供新的视角和经验证据，促进国际贸易、产业组织以及劳动经济学等多学科的交叉融合。

中国知网　https://www.cnki.net

参 考 文 献

[1] Ackerberg, D., K. Caves, and G. Frazer, "Identification Properties of Recent Production Function Estimators", *Econometrica*, 2015, 83(6), 2411-2451.

[2] Azar, J.A., I. Marinescu, M.I. Steinbaum, and B. Taska, "Concentration in US Labor Markets: Evidence from Online Vacancy Data", *Labour Economics*, 2020, 66, 101886.

[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] Brandt, L., J. V. Biesebroeck, L. Wang, and Y. Zhang, "WTO Accession and Performance of Chinese Manufacturing Firms", *The American Economic Review*, 2017, 107(9), 2784-2820.

[6] 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.

[7] De Loecker, J., and F. Warzynski, "Markups and Firm-level Export Status", *The American Economic Review*, 2012, 102(6), 2437-2471.

[8] Dinopoulos, E., and B. Unel, "A Simple Model of Quality Heterogeneity and International Trade", *Journal of Economic Dynamics & Control*, 2013, 37(1), 68-83.

[9] 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。

[10] 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。

[11] Kugler, M., and E. Verhoogen, "Prices, Plant Size, and Product Quality", *Review of Economic Studies*, 2012, 79(1), 307-339.

[12] 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。

[13] 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。

[14] Melitz, M. J., "The Impact of Trade on Intra-Industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity", *Econometrica*, 2003, 71(6), 1695-1725.

[15] Melitz, M. J., and G. I. P. Ottaviano, "Market Size, Trade and Productivity", *Review of Economic Studies*, 2008, 75(1), 295-316.

[16] 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。

[17] Raval, D., "Testing the Production Approach to Markup Estimation", *Review of Economic Studies*, 2023, 90, 2592-2611.

[18] 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。

[19] 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。

[20] Tortarolo, D., and R. Zarate, "Measuring Imperfect Competition in Product and Labor Markets. An Empirical Analysis using Firm-level Production Data," Research Department working papers 1152, CAF Development Bank of Latinamerica, 2018.

[21] 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。

[22] 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。

[23] 杨汝岱，"中国制造业企业全要素生产率研究"，《经济研究》，2015 年第 2 期，第 61—74 页。

[24] Yeh, C., C. Macaluso, and B. Hershbein, "Monopsony in the U.S. Labor Market", *The American Economic Re-*

中国知网 https://www.cnki.net

view, 2022, 112(7), 2099-2138.
[25] 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。
[26] 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。
[27] 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。

Does the “Mystery of Low Markup Rates” Really Exist for Chinese Export Enterprises?

DAI Jiawu
(Hunan Normal University)
WANG Xiuqing*
(China Agricultural University)
CAO Hongjian
(Hunan Normal University)
DU Julan
(Chinese University of Hong Kong)

Abstract: Quite a few studies have shown that the markup rate of Chinese export enterprises is lower than that of non-export enterprises, and there is a so-called “ mystery of low markup rates ” for export enterprises. By separating monopsony and monopoly power in both labor and product markets, we find that Chinese export enterprises not only do not have the “mystery of low markup rates”, but also have higher markup rates than non-export enterprises. This “markup rate premium” effect is more pronounced in processing trade enterprises; the main reason for underestimating the markup rate of Chinese export enterprises in existing literature is the neglect of the fact that the labor market is not fully competitive.

Keywords: markup; monopsony power; production function
JEL Classification: F12, J21, L13

* Corresponding Author: WANG Xiuqing, College of Economics and Management, China Agricultural University, No. 17 Qinghuadong Road, Haidian District, Beijing 100083, China; Tel: 86-10-62738685; E-mail: wangxq@cau.edu.cn.

中国知网 https://www.cnki.net