

参赛学生姓名：李浩冉

中学：北京师范大学附属中学

省份：北京市

国家/地区：中国/北京

指导老师姓名：张亚

指导老师单位：北京师范大学附属中学

论文题目：关税冲击、内卷式竞争与企业劳动力市场势力——来自中美贸易战的证据

关税冲击、内卷式竞争与企业劳动力市场势力—— 来自中美贸易战的证据

李浩冉

摘 要：贸易保护主义的经济后果不仅体现为贸易和产出的损失，还取决于冲击成本如何在企业与劳动者之间分配。本文基于中国制造业上市公司数据，结合贸易战前城市-行业对美出口结构与美国对华产品累计加征关税，构造城市-行业层面的关税冲击强度，并运用双重差分模型考察 2018 年中美贸易战对企业劳动力市场势力的影响。研究发现，相较于低冲击组，关税冲击使高冲击组企业的劳动力市场势力平均提高 0.3135 个单位，约相当于样本均值的 15.47%。机制分析表明，关税冲击具有显著的市场地位强化效应，其影响在行业优势企业中更加突出；与此同时，企业职工薪酬总额和职工人数均有所下降，且就业收缩幅度更大，人均薪酬的增长则明显低于人均营业收入的增长，说明企业主要通过成本转嫁消化关税压力。异质性分析进一步发现，关税冲击的影响在低劳动密集度企业与高融资约束企业中更为显著。本文的研究表明，关税冲击引致的内卷式竞争并未均匀作用于不同市场主体，而可能在压缩弱势企业及劳动者外部选择的同时，使优势企业的产品市场地位进一步延伸至劳动力市场。上述发现为理解贸易保护主义的收入分配后果，以及统筹稳外贸、稳就业与劳动力市场竞争政策提供了新的微观证据。

关键词：关税冲击；中美贸易战；内卷式竞争；劳动力市场势力

目录

一、 引 言 4

二、 理论分析与研究假说 6

 (一) 关税冲击与企业劳动力市场势力 6

 (二) 内卷式竞争与市场地位强化 6

 (三) 劳动投入调整与成本转嫁 7

三、 研究设计 8

 (一) 数据来源 8

 (二) 模型设定 8

 (三) 变量说明 9

 1.企业劳动力市场势力 9

 2.外需冲击强度 9

 3.控制变量 10

四、 实证分析 11

 (一) 基准回归 11

 (二) 稳健性检验 12

 (三) 平行趋势检验和安慰剂检验 13

五、 机制与异质性分析 15

 (一) 市场地位强化效应 15

 (二) 成本转嫁效应 16

 (三) 异质性分析 18

六、 结论与启示 19

参考文献 21

附：聊天记录 26

一、引言

贸易保护的最终成本由谁承担，是理解贸易冲突福利后果的核心问题。关税名义上作用于跨境商品交易，其影响却不会停留在产品市场：企业既可以通过调整出口价格、目的地和产品组合消化冲击，也可以改变投资、用工和薪酬安排，将部分经营压力传导至劳动者。尤其是在劳动者面临求职成本、岗位差异和地区流动障碍时，企业并非完全被动地接受市场工资，而可能凭借雇主地位影响劳动报酬（Berger et al., 2022; Yeh et al., 2022）。由此产生一个重要但尚未得到充分回答的问题：当出口目的国提高关税、企业产品市场空间受到挤压时，企业对劳动者的工资设定能力究竟会减弱，还是会进一步增强？回答这一问题，不仅关系到贸易战造成的产出和就业损失，也关系到冲击成本在企业与劳动者之间如何分配。

这一问题的答案在理论上并不确定。2018 年以来美国对中国商品分批加征关税，提高了相关产品进入美国市场的成本，并压缩了部分企业的出口订单。产品需求收缩通常会降低企业的劳动需求和劳动边际收益产品；与此同时，企业可能减少招聘、裁减岗位或控制工资支出。如果工资与劳动边际收益产品同比例变化，企业劳动力市场势力未必改变；如果劳动边际收益产品下降得更快，企业劳动力市场势力甚至可能减弱。相反，当同一城市或行业内的企业普遍收缩用工，劳动者可选择的替代岗位减少，工资的下降幅度可能大于劳动边际收益产品的下降幅度，企业便可能获得更强的工资设定能力。因此，仅仅观察工资或就业下降，无法判断劳动者在企业内部收益分配中的相对地位是否恶化。识别关税冲击对企业劳动力市场势力的影响，需要同时考察劳动报酬与劳动所创造边际收益之间的相对变化。

现有研究为分析这一问题提供了两个研究方向。一类文献考察贸易政策变化对企业出口和用工的影响。新贸易理论表明，贸易成本变化会通过企业进入、退出和行业内资源再配置产生异质性影响（Melitz, 2003）。在中美贸易战背景下，Jiang et al. (2023) 发现，美国加征关税显著减少了中国企业对美出口数量，而出口价格调整相对有限；He et al. (2021) 则发现，关税冲击减少了中国企业发布的招聘职位，并压低了招聘广告中的工资报价。这些研究说明，产品市场冲击能够传导至企业用工，但出口、招聘或工资的变化仍不能直接揭示劳动者获得的报酬相对于其边际贡献如何变化。另一类文献开始将贸易与劳动买方势力联系起来。Pham (2023)、Kondo et al. (2024) 和 Xie et al. (2024) 分别从贸易改革、投入品关税下降和中国加入世界贸易组织等角度，讨论贸易自由化对劳动折价及劳动力配置的影响。上述研究主要分析市场开放或投入成本下降，而出口目的国提高关税首先造成外部市场收缩，其作用方向和企业调整方式未必是贸易自由化的简单逆过程。特别是，当出口受阻引致市场重新配置、弱势企业收缩以及劳动者外部就业机会减少时，产品市场竞争格局与企业劳动力市场势力可能发生联动，现有研究对此仍缺少系统的企业层面证据。

本文以 2018 年美国对中国商品加征关税为准自然实验，考察关税冲击如何影响中国上市企业的劳动力市场势力。本文得到四项主要发现。第一，关税冲击显著提高了企业劳动力市场势力。加入全部控制变量后，核心解释变量的估计系数为 0.3135，在 1% 的统计水平上

显著，相当于劳动力市场势力样本均值的 15.47%。第二，关税冲击强化了企业原有市场地位在劳动力市场中的作用，贸易战带来的竞争压力并未均匀地作用于所有企业，而是呈现出市场地位强化的特征。第三，机制检验显示，关税冲击使企业职工薪酬总额和平均职工人数分别下降约 5.83% 和 8.25%，说明产品市场压力明显传导至劳动投入端。企业通过压缩岗位和提高单位员工产出缓解冲击。四，异质性进一步表明，关税冲击能否转化为更强的企业劳动力市场势力，取决于企业调整要素组合的空间及其融资约束。

相对于已有研究，本文的第一项贡献是将关税冲击的研究对象由企业经营结果推进到冲击成本的内部分担。已有研究发现，中美贸易战显著影响企业出口、招聘和工资（He et al., 2021; Jiang et al., 2023），但工资与就业收缩既可能是产品需求下降的结果，也可能意味着企业将更多调整成本转移给劳动者，二者具有不同的分配含义。本文利用劳动边际收益产品与工资的相对偏离衡量企业劳动力市场势力，发现关税冲击不仅减少了劳动投入，而且扩大了劳动力市场势力。这一结果说明，贸易保护的成本并不完全由企业利润和产品市场吸收，还会通过企业内部的工资与就业决策向劳动者传导。

第二，本文揭示了贸易保护主义与贸易自由化在劳动力市场后果上的非对称性。Pham（2023）、Kondo et al.（2024）和 Xie et al.（2024）主要考察贸易开放或投入品关税下降，强调竞争加剧和投入成本下降对企业劳动买方势力的约束作用。本文考察出口目的国提高关税所造成的市场收缩，发现关税冲击反而增强了企业劳动力市场势力。这并不是贸易自由化效应的对称影响。出口机会收缩在压低产品需求的同时，还会诱发企业减员和弱势企业收缩，减少劳动者能够选择的替代岗位。因而，保护主义冲击可以通过改变劳动者的外部就业机会，使工资相对于劳动边际收益产品下降，并重新分配企业与劳动者对冲击成本的承担比例。

第三，本文说明了产品市场地位如何转化为劳动力市场势力。关税冲击对行业优势企业的影响显著大于行业弱势企业，表明外部冲击没有消除企业原有差距，而是使具备客户、融资和供应链优势的企业进一步巩固相对地位。与此同时，工资总额与员工人数同步下降，员工人数降幅大于工资总额降幅，人均营业收入的增幅又明显高于人均工资，说明企业主要通过就业数量和劳动组织调整吸收冲击。低劳动密集度企业和高融资约束企业受到的影响更强，则进一步揭示了这种传导的边界条件：企业调整劳动投入的空间越大、平滑经营压力的融资能力越弱，产品市场冲击越容易转化为更强的工资设定能力。上述发现将企业间市场地位变化与企业内部收入分配联系起来，为解释关税冲击如何从产品市场传导至劳动力市场提供了微观机制。

本文余下部分安排如下：第二部分梳理制度背景、相关文献并提出研究假说；第三部分介绍数据来源、变量测度与经验设计；第四部分报告基准回归、平行趋势、安慰剂检验及其他稳健性结果；第五部分分析市场地位强化、成本转嫁和企业异质性；最后总结研究结论并讨论政策含义。

二、理论分析与研究假说

关税冲击首先改变企业在产品市场中的交易条件，但其影响会通过企业的生产和用工决策传导至劳动力市场。企业劳动力市场势力反映劳动边际收益产品与工资之间的偏离程度。这一偏离既取决于产品需求和生产率变化，也取决于劳动者能够在多大程度上转向其他雇主。因此，关税冲击对企业劳动力市场势力的影响并非由工资或就业的单一变化决定，而取决于企业经营收益、劳动需求、劳动者外部选择以及企业内部调整方式的共同作用。下文分别从劳动力市场竞争、产品市场重新配置和劳动成本调整三个方面展开分析。

（一）关税冲击与企业劳动力市场势力

美国提高中国输美产品的进口关税，直接增加了相关产品进入美国市场的成本。由于出口目的地转换、客户关系重建和产品结构调整均需要时间，企业难以在短期内通过第三国市场或国内市场完全弥补对美出口损失，因而可能面临订单减少、库存增加和经营现金流恶化（Jiang et al., 2023）。产品需求收缩会降低企业生产规模和劳动需求，并可能压低劳动边际收益产品。从这一角度看，如果工资因劳动合同、员工保留成本或其他调整摩擦而下降较慢，劳动边际收益产品的降幅可能超过工资降幅，企业劳动力市场势力未必上升，甚至可能下降。

但是，关税冲击不仅影响单个企业的产品需求，也会改变劳动者面临的外部就业环境。现代买方垄断理论表明，求职成本、信息不充分、岗位差异和迁移障碍会降低劳动者在雇主之间转换的能力，使企业面对向上倾斜的劳动供给曲线（Manning, 2003; Berger et al., 2022）。当同一城市和行业内的企业同时受到关税冲击时，企业可能普遍减少招聘、压缩岗位或推迟扩张。He et al.（2021）发现，中美贸易战期间关税暴露程度较高的中国企业显著减少招聘职位，并降低新发布岗位的工资报价。同行业企业劳动需求同步收缩，会减少劳动者能够选择的替代岗位，延长失业后的求职时间，并提高跨行业或跨地区转换的成本。即使当地仍然存在多家企业，劳动者面对企业的实际劳动供给弹性也可能下降。

劳动者外部选择的减少会改变企业与员工之间的议价关系。一方面，在职员工离开企业后更难找到条件相近的岗位，企业因控制工资增长或调整劳动条件而流失员工的风险降低；另一方面，失业风险上升会削弱劳动者在工资谈判中的地位，使企业能够以相对较低的劳动成本维持生产。若工资及其他劳动报酬相对于劳动边际收益产品调整得更快，或者在企业重组后增长得更慢，劳动边际收益产品与工资之间的差距便会扩大。与贸易自由化通过企业进入和劳动需求扩张改善就业选择不同（Pham, 2023; Kondo et al., 2024; Xie et al., 2024），出口目的国提高关税可能同时压缩企业产品需求和劳动者外部就业机会。本文预期，在劳动力流动存在摩擦的条件下，后一路径将占据主导地位。据此提出以下假说：

研究假说 1：在其他条件不变的情况下，关税冲击将显著提高企业劳动力市场势力。

（二）内卷式竞争与市场地位强化

关税冲击对企业的影响并不会均匀分布。按照异质性企业贸易理论，生产率、规模和市

场能力不同的企业面对相同贸易成本变化时，会选择不同的生产、出口和退出策略（Melitz，2003）。美国市场准入条件恶化后，部分出口企业可能转向国内市场或其他海外市场，以消化原有产能和库存。然而，客户关系、销售网络和产品认证具有较强的市场专用性，企业进入新市场往往需要付出额外成本。若外部需求收缩而既有产能无法同步退出，大量企业便会在有限的订单和市场空间内展开更为激烈的存量竞争。本文将这种由市场空间收缩、产能消化压力和企业生存需要共同推动的竞争状态概括为“内卷式竞争”。

内卷式竞争会加速行业内部的重新配置。处于行业弱势地位的企业通常面临客户集中、融资渠道有限、议价能力不足和供应链稳定性较弱等问题。当销售收入下降和现金流压力上升时，这类企业更难承担市场转换和生产调整成本，因而更可能缩减产量、裁减员工乃至退出市场。相比之下，行业优势企业拥有较稳定的客户关系、更完整的销售和供应链网络以及更强的融资和风险承担能力，可以通过调整产品组合、重新配置销售市场和延长资金周转周期吸收部分冲击。关税冲击未必使优势企业的绝对经营状况改善，却可能因弱势企业收缩而提高其在存续企业中的相对地位。

产品市场地位的变化还会进一步影响企业在劳动力市场中的地位。弱势企业压缩用工或退出后，同一地区和行业内可供劳动者选择的雇主数量减少；优势企业则凭借较强的存续能力继续提供岗位。劳动者对优势企业的依赖程度随之提高，其拒绝企业工资条件或转向其他雇主的能力下降。与此同时，优势企业拥有更大的岗位调配和生产重组空间，可以通过合并岗位、替代非核心劳动以及调整绩效考核等方式控制劳动成本。由此，产品市场上的相对优势可能延伸为劳动力市场中的工资设定优势。

需要指出的是，优势企业也可能因收益分享或争夺高技能员工而支付更高工资（Card et al., 2014; Helpman et al., 2017）。但是，在外部市场收缩且替代岗位同步减少的情况下，优势企业面临的工资支付压力和员工流失约束都会相应减弱，关税冲击对其劳动力市场势力的强化作用预计更为明显。据此提出以下假说：

研究假说 2：相较于行业弱势企业，关税冲击对行业优势企业劳动力市场势力的提升作用更强。

（三）劳动投入调整与成本转嫁

关税冲击还可能通过企业内部的要素调整改变经营压力的承担方式。企业面对订单减少和现金流恶化时，可以压缩利润、调整产品价格、缩减投资，也可以减少劳动投入。固定资产、生产设备和长期供应关系通常具有较高的调整成本，劳动投入则可以通过减少招聘、自然减员、裁撤岗位以及控制薪酬支出等方式逐步调整。因此，当企业难以通过产品提价、市场转换或外部融资完全消化关税压力时，劳动投入可能成为其较先调整的经营边际。既有研究表明，贸易变化能够影响企业工资支付和利润分享，企业经营利润的变化通常只有一部分传递至员工工资（Amiti 和 Davis, 2012; Hummels et al., 2014; Lamadon et al., 2022）。劳动者外部就业机会越少，企业将经营压力传导至劳动端所面临的人员流失约束也越弱。

这种成本转嫁并不要求所有在岗员工的名义工资同时下降。直接降低基本工资可能受到劳动合同、内部薪酬制度和员工士气等因素制约，企业因而可能更多地从就业数量入手，通过停止招聘、淘汰非核心岗位和合并工作任务减少工资总额。若离职或被裁减人员更多集中于工资较低、任职时间较短或技能较弱的员工，留任员工的平均工资甚至可能上升。因此，平均工资提高并不能据此否定企业向劳动者传导经营压力；它可能与就业规模下降、员工构成变化和工作任务重新分配同时发生。

减员和劳动组织重构还会改变单位员工承担的生产任务。企业在缩减人员后，可能通过延长有效工作时间、提高绩效要求、合并岗位和采用资本或数字技术辅助等方式维持经营活动，使人均产出或人均营业收入提高。人均营业收入只能作为劳动组织和单位员工经营负荷变化的辅助指标，并不等同于严格意义上的劳动边际收益产品。如果留任员工获得的工资增长低于劳动边际收益产品的增长，二者之间的偏离将进一步扩大。与此同时，企业普遍减少招聘会继续恶化劳动者的外部选择，使就业数量调整与工资设定能力形成相互强化。由此，关税冲击的成本转嫁既可能表现为工资性支出下降，也可能表现为就业机会减少以及留任员工承担更多生产任务，其核心在于劳动者承担的调整成本相对于企业获得的劳动收益有所上升。据此提出以下假说：

研究假说 3：关税冲击促使企业通过成本转嫁，将部分经营压力传导至劳动者，并由此提高企业劳动力市场势力。

三、研究设计

（一）数据来源

本文以 2007-2024 年中国上市公司为初始样本。企业财务、治理、员工人数和工资等信息来自国泰安与 WIND 数据库；城市-行业出口结构根据中国海关数据计算，结合美国对华加征关税信息，用以计算关税暴露度。本文按照企业所在城市和所属行业匹配外需冲击，最终形成非平衡企业面板。样本处理方面，本文剔除金融和房地产行业企业，删除 ST、*ST 和 PT 企业样本，并删除员工人数缺失或少于 8 人的样本。此外，总资产缺失、总资产低于固定资产净额以及总资产低于流动资产的异常样本也予以删除。最后，对连续变量进行 1%和 99%双边缩尾处理，最后清理所得 31,232 个企业-年度样本，涉及 3,421 家上市公司。

（二）模型设定

2018 年，美国分批提高中国输美产品的进口关税。产品结构、对美出口依赖和地区产业布局的差异，使各城市-行业面对关税冲击程度截然不同。据此，本文构造关税冲击暴露度分组，并比较高低暴露度组企业在贸易战前后劳动力市场势力的相对变化。所有企业以 2018 年为冲击时间节点，具体的分组差异来自贸易战前城市—行业关税暴露度。具体模型如下：

$$\text{Markdown}_{it} = \alpha + \beta \text{DID}_{it} + \gamma' \mathbf{X}_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中， i 为企业， t 为年份。 Markdown 为企业劳动力市场势力， DID 为分组变量， X 为控制变量。 μ 为企业固定效应， λ 为时间固定效应，基准回归使用聚类至企业的稳健标准误。本文先在地级市-行业层面计算关税冲击强度，再以不重复城市-行业层面的中位数划分处理组。冲击强度高于中位数时， HighShock 取 1；其余非缺失城市-行业取 0。 Post 在 2018 年及以后取 1，此前取 0。核心解释变量定义为：

$$\text{DID}_{it} = \text{HighShock}_{cj} \times \text{Post}_t \quad (2)$$

系数 β 反映贸易战后高冲击组相对于低冲击组的变化。 β 显著为正，意味着关税冲击较强的企业经历了更明显的劳动力市场势力上升。低冲击组并非完全不受贸易战影响，因此该系数衡量的是不同暴露程度之间的相对影响。

（三）变量说明

1. 企业劳动力市场势力

当劳动者更换雇主需要承担搜寻、迁移或职业转换成本时，单个企业面对的劳动供给不再具有完全弹性，工资因而可能低于劳动为企业创造的边际收益。本文以劳动力市场势力对此进行测度，具体可定义为劳动边际产出与工资之间的比值：

$$\text{Markdown}_{it} = \frac{\text{MRPL}_{it}}{w_{it}} \quad (3)$$

Markdown 等于 1 时，工资与劳动边际收益产出一致；数值高于 1，表示劳动边际收益产出超过工资。指标越高，工资相对于劳动边际贡献的偏离幅度越大。在企业成本最小化和投入要素自由调整等条件下，参考 Brooks 等（2021）和 Yeh 等（2022），该指标可以写为：

$$\text{Markdown}_{it} = \frac{\theta_{it}^L}{\mu_{it} s_{it}^L} \quad (4)$$

其中， θ 的上标 L 表示劳动产出弹性， s 的上标 L 表示劳动报酬占营业收入的比重， μ 为产品市场势力。将产品市场势力纳入测算，可以在相应模型条件下区分其与劳动力市场势力对投入决策的影响。若把中间投入品视为可变投入，价格加成率满足：

$$\mu_{it} = \frac{\theta_{it}^M}{s_{it}^M} \quad (5)$$

其中，上标 M 对应中间投入。将式（5）代入式（4），得到本文实际使用的测算公式：

$$\text{Markdown}_{it} = \frac{\theta_{it}^L}{\theta_{it}^M} \times \frac{s_{it}^M}{s_{it}^L} \quad (6)$$

本文首先以柯布—道格拉斯生产函数为基础，使用 Akerberg、Caves 和 Frazer（2015）的 ACF 方法估计劳动和中间投入的产出弹性，进而测算得出劳动力市场势力。此外，本文还使用超越对数生产函数对劳动力市场势力进行测算，并将其纳入稳健性检验。

2. 外需冲击强度

美国加征关税提高了中国商品进入美国市场的成本。已有研究发现，受影响产品对美出口下降后，新增贸易壁垒造成的缺口难以通过第三国市场完全吸收，关税暴露因而可以用于刻画关税冲击程度（Jiang et al., 2023; Jiao et al., 2024）。关税影响会沿产品市场扩散。出

口企业可能更换目的地或调整产品组合，从而加剧对其他海外市场的争夺；也可能将出口商品转回国内销售，以消化产能和库存（戴觅和茅锐，2015；樊海潮等，2025）。这些调整增加国内市场供给，并影响同一地区和行业内没有直接对美出口的企业。若以企业受到的冲击进行分析，则会遗漏上述冲击所引致的溢出效应。因此，本文首先参照 Jiang 等（2023）和赵仁杰等（2026），在地级市-行业层面计算关税暴露度：

$$\text{Shock}_{cj} = \ln \left(1 + \sum_k^K \left(\frac{X_{cjk0}^{\text{US}}}{\sum_h X_{cjh0}^{\text{World}}} \right) \tau_k \right) \quad (7)$$

式（7）中， c 、 j 和 k 分别表示地级市、行业和 HS6 位码产品，下标 0 代表贸易战前的基期。本文以 2013-2016 年为基期。 X 的上标 US 表示城市 c 的行业 j 向美国出口产品 k 的金额；分母为该城市-行业同期向世界各国出口全部产品的总额； τ 为美国对中国 HS6 位码产品 k 累计加征的关税税率。该指标同时取决于对美出口依赖、产品在当地行业出口中的权重和对应的加征关税幅度。

产品出口额来自中国海关数据库，美国对华 HS6 位码产品累计加征关税的数据来自 Bown（2021）。美国关税清单使用 HS2017 编码，中国海关数据采用 HS2012 编码。本文根据 UNSD 数据库公布的版本转换关系将两者统一至 HS2012 口径。产品-行业匹配以 Brandt 等（2017）整理的 HS2002 产品与 GB/T 4754-2002 行业对应关系为基础，并结合 HS2002-HS2012 转换表和 GB/T 4754-2002 与 GB/T 4754-2017 行业转换表，将产品关税归入 GB/T 4754-2017 行业。

完成城市-行业冲击指标计算后，本文依据企业所在城市和所属行业进行匹配。计算中位数时，每个城市-行业仅保留一次，避免产生额外权重问题。从经济意义分析，冲击越大，说明该城市行业受到美国关税影响的敏感程度越高。

3.控制变量

控制变量主要涵盖企业经营状况、财务结构和公司治理特征。具体而言，企业上市年限以当年年份与上市年份之差的自然对数衡量；企业规模以期末总资产的自然对数衡量；净资产收益率和总资产收益率分别反映股东权益和全部资产的盈利水平；资产负债率用于控制企业财务杠杆；股权集中度根据前五大股东持股比例构造；经营现金流为经营活动现金流量净额与总资产之比；托宾 Q 值用于衡量企业市场估值和成长机会。为减弱极端值对估计结果的影响，本文对所有连续变量进行上下 1% 的缩尾处理，主要变量的描述性统计见表 1。

从描述性分析结果看，劳动力市场势力的均值为 2.0262。结合定义，这意味着在劳动力市场势力取该均值的企业中，劳动边际收益产出约为工资的 2.0262 倍，前者比后者高出 102.62%；换言之，每 100 元劳动边际收益产出对应的工资约为 49.35 元。从既有研究的测算结果看，本文估计值与上市公司和中国税收调查数据所得结果较为接近。韩清和胡琨（2024）利用 2010-2021 年制造业上市公司数据，测得劳动力市场势力均值为 1.872；李辉等（2024）

基于 2008-2016 年中国税收调查数据，得到制造业企业劳动折价率均值 1.677；尹恒等（2024）使用同期中国税收调查数据并以企业员工人数加权，得到相应均值 2.075。本文的估计值处于 1.677-2.075 的区间内，并接近制造业上市公司和员工人数加权样本的测算结果，说明本文估计结果较为合理。

表 1 描述性统计

变量	均值	标准差	最小值	最大值
劳动力市场势力	2.0262	2.5498	0.2147	17.3288
关税冲击	0.2480	0.4319	0.0000	1.0000
企业上市年限	2.0776	0.7987	0.0000	3.3673
企业规模	22.0634	1.1857	19.8702	25.7906
净资产收益率	0.0478	0.1532	-0.8860	0.3339
总资产收益率	0.0367	0.0636	-0.2314	0.2040
资产负债率	0.4046	0.1945	0.0566	0.8864
股权集中度	0.4983	0.1907	0.2136	0.9438
经营现金流	0.0500	0.0665	-0.1428	0.2425
托宾 Q 值	2.0795	1.2722	0.8637	8.2703

五、实证分析

（一）基准回归

表 2 报告关税冲击影响企业劳动力市场势力的基准回归结果。第（1）列仅控制企业固定效应和年份固定效应；第（2）列进一步加入企业规模、净资产收益率和总资产收益率；第（3）列在此基础上加入企业上市年限、资产负债率、股权集中度、经营现金流和托宾 Q 值。随着控制变量逐步加入，核心解释变量 did 的估计系数依次为 0.3153、0.3131 和 0.3135，且均在 1%的统计水平上显著。以包含全部控制变量的第（3）列为基准，did 的估计系数为 0.3135。这意味着，相较于低关税冲击组，贸易战发生后高关税冲击组企业的劳动力市场势力平均提高 0.3135 个单位，相当于样本均值的 15.47%。由此可见，贸易冲击对企业劳动力市场势力的影响不仅具有统计显著性，同样具备经济显著性。

表 2 基准回归

	(1)	(2)	(3)
	被解释变量：Markdown		
关税冲击	0.3153*** (0.0402)	0.3131*** (0.0394)	0.3135*** (0.0393)
企业规模		0.3971*** (0.0339)	0.4010*** (0.0352)
净资产收益率		0.1782	0.3052*

		(0.1789)	(0.1803)
总资产收益率		3.8792***	3.8487***
		(0.4170)	(0.4466)
企业上市年限			-0.2141***
			(0.0370)
资产负债率			0.6093***
			(0.1253)
股权集中度			-0.1247
			(0.1181)
经营现金流			-0.3929*
			(0.2308)
托宾 Q 值			0.0387***
			(0.0112)
时间固定效应	√	√	√
企业固定效应	√	√	√
adj. R ²	0.736	0.748	0.749
样本量	31232	31232	31232

注：* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$, 下同。

（二）稳健性检验

表 3 从关税冲击度量、劳动力市场势力测算、时间趋势控制和标准误处理等方面检验基准结果的稳健性。

首先，进行关税冲击的度量。基准回归按照城市一行业关税冲击强度的中位数划分处理组。为排除影响，稳健性检验第（1）列将核心解释变量替换为连续关税冲击强度与贸易战后虚拟变量的交互项，以连续变量进行 did 估计，第（1）列的估计系数为 0.1627，在 1% 的统计水平上显著为正，说明关税冲击程度越高，企业劳动力市场势力的上升幅度越大。第（2）列使用企业贸易政策不确定性指标替换基准回归关税冲击。参考 Carballo 等（2018）和 Benguria 等（2022），本文利用上市公司年度报告文本构造随企业和年份变化的贸易政策不确定性指标。具体而言，首先在年报中识别不确定性相关词语，再检索其前后 45 个字范围内是否出现贸易、关税、进出口和贸易壁垒等相关表述，随后统计两类关键词共同出现的频次，并使用年报总字数进行标准化。该指标能够从企业层面反映不同企业对关税政策变化及其不确定性的实际感知。回归结果显示，企业贸易政策不确定性在 1% 的统计水平上显著为正。估计结果表明，改变关税冲击的度量并不影响基准回归结果。

第（3）列使用基于超越对数生产函数测算的劳动力市场势力进行稳健性检验，关税冲击的估计系数为 0.0574，在 1% 的统计水平上显著为正。充分说明研究结论并非由柯布一道格拉斯生产函数及特定投入弹性估计方法所决定。考虑到不同城市和行业可能具有各自的长期发展轨迹，第（4）列进一步控制城市-时间趋势和行业-时间趋势。加入上述时间趋势后，

关税冲击的估计系数为 0.3366，仍在 1%的统计水平上显著为正。这说明，基准结果并非由城市或行业在贸易战前后延续的线性变化趋势解释。

本文的关税冲击指标在城市—行业层面构造，同一城市和行业内的企业面临相同的关税暴露程度，其回归误差可能受到地区产业结构、市场环境等共同因素影响。为排除这一问题，第（5）列首先将标准误聚类至企业层面，以控制同一企业不同年份误差项之间的相关性；第（6）列进一步将标准误聚类至城市—行业层面，以允许同一城市—行业内企业的误差项存在任意相关。两种聚类方式下，关税冲击的估计系数均为 0.3135，聚类标准误分别为 0.0851 和 0.0833，且均在 1%的统计水平上显著。特别是在按照关税冲击构造层级进行聚类后，核心结果仍然成立，说明城市—行业内部共同影响并未改变本文的基准回归结果。

总体来看，改用连续关税冲击指标、贸易政策不确定性指标和超越对数生产函数后，核心系数均显著为正；控制城市和行业特定时间趋势以及采用不同聚类层级，也未改变估计结果的方向和显著性。上述检验从变量构造、指标测算、趋势控制和统计推断等方面支持了贸易冲击提高企业劳动力市场势力的基准回归结果。

表 3 其他稳健性检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	连续 did	TPU	Translog 函数	城市行业 时间趋势	聚类企业	聚类 城市-行业
关税冲击	0.1627*** (0.0412)	46.8035*** (9.1693)	0.0574*** (0.0216)	0.3366*** (0.0427)	0.3135*** (0.0851)	0.3135*** (0.0833)
控制变量	√	√	√	√	√	√
企业/时间 固定效应	√	√	√	√	√	√
城市/行业- 时间趋势	×	×	×	√	×	×
adj. R ²	0.748	0.748	0.730	0.769	0.749	0.749
样本量	31232	31230	31140	31231	31232	31232

（三）平行趋势检验和安慰剂检验

1.平行趋势检验。本文采用事件研究法进行平行趋势检验。具体而言，以 2018 年美国对中国加征关税为事件节点，将 2017 年设为基期；考虑到早期样本相对分散，将 2012 年及以前的观测合并为一期，其余年份分别构造年度虚拟变量，并与高关税冲击组虚拟变量进行交互。模型中的控制变量、企业固定效应和年份固定效应均与基准回归保持一致，具体计算公式如下：

$$Markdown_{it} = \alpha + \sum_{\substack{s \in S \\ s \neq 2017}} \beta_s (HighTariff_{cj} \times D_t^s) + \gamma' X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

图 1 报告了各年度交互项的估计系数及其 95%置信区间。2012 年及以前至 2016 年的估

计系数均未在常用统计水平上显著异于 0，政策前系数的联合显著性检验也不能拒绝其同时为 0 的原假设。这表明，在关税冲击发生前，高关税冲击组与低关税冲击组不存在显著的系统性趋势差异，平行趋势假设获得数据支持。从政策后的动态变化看，2018 年的估计系数已经转为正值，2019 年以后，各期估计系数均显著为正，且系数整体呈上升趋势。该结果说明，关税冲击对劳动力市场势力的影响并非在政策发生当年完全显现，而是经过一定调整期后逐步增强。这种动态特征既支持基准回归的识别设定，也为企业通过调整经营决策和劳动投入应对关税冲击提供了初步证据。

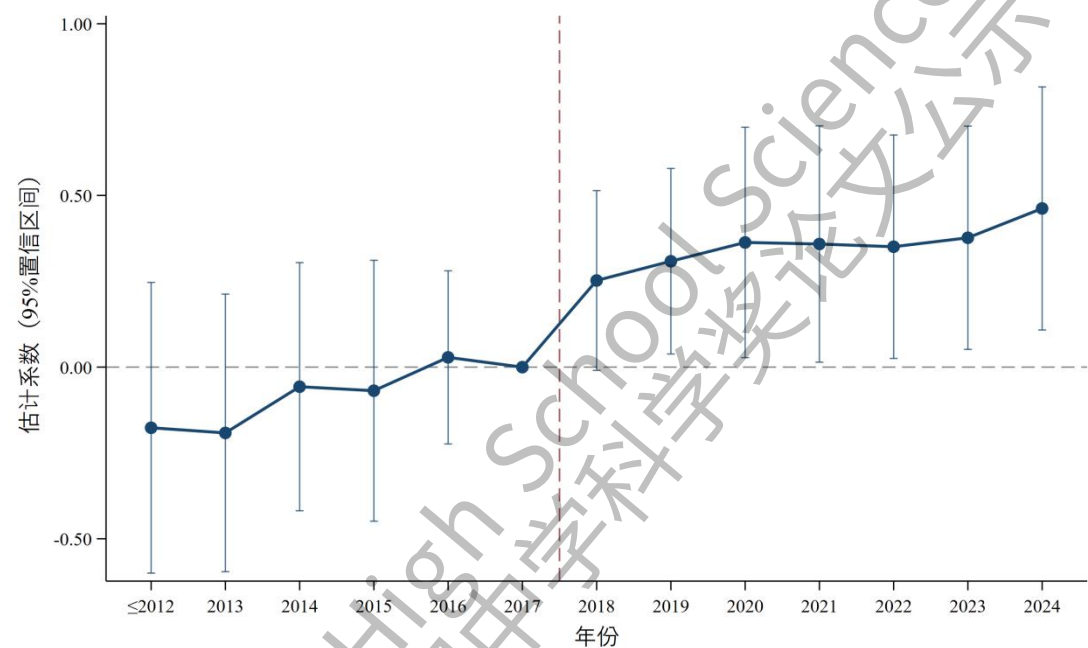


图1 平行趋势检验

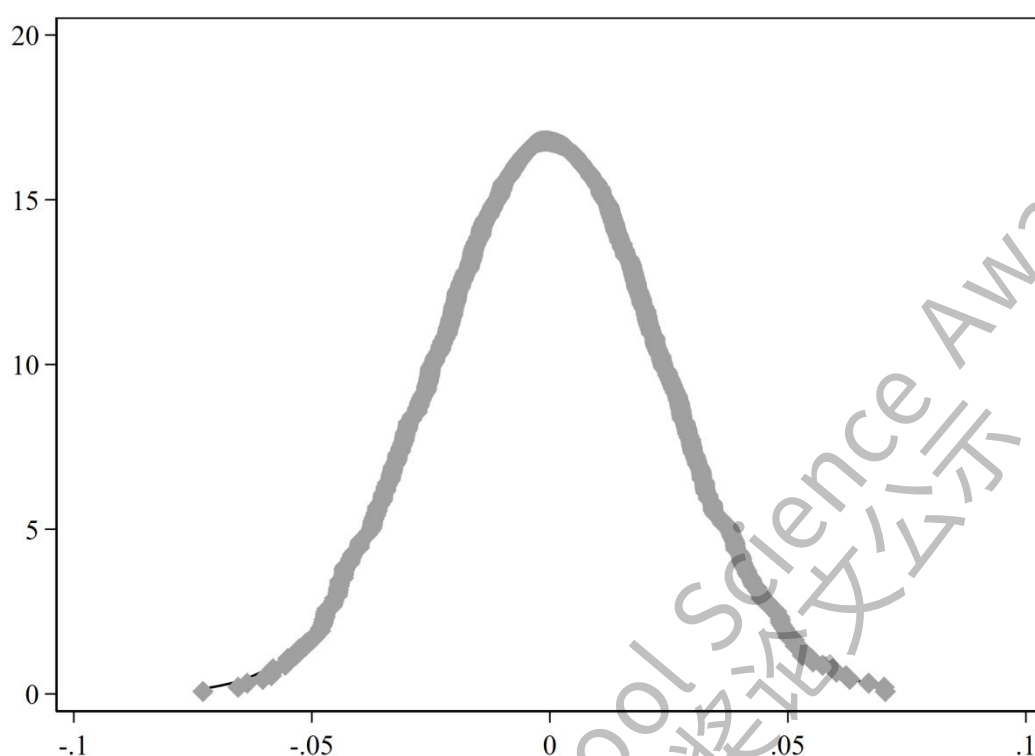


图 2 安慰剂检验

2.安慰剂检验。为检验基准结果是否可能由随机分组等因素造成，本文参考 La Ferrara 等（2012）和 Cornaggia 等（2015）的做法，随机置换关税冲击变量，并在保持控制变量、固定效应和样本范围不变的条件下重复估计 1000 次，由此得到虚假关税冲击系数的经验分布。图 2 显示，随机置换所得估计系数集中分布在 0 附近，密度曲线大致呈对称的钟形分布，且其取值范围明显小于基准回归得到的真实系数 0.3135。说明仅通过随机配置处理状态难以得到与基准回归相近的估计结果，这在一定程度上排除了不可观测因素对本文基准回归结果的影响。

六、机制与异质性分析

（一）市场地位强化效应

关税冲击可能改变行业内部原有的竞争格局，并使企业既有市场地位在冲击应对过程中发挥更大作用。相较于行业尾部企业，处于优势地位的企业通常拥有更稳定的客户关系、更强的融资能力以及更完整的供应链网络，因而能够以较低成本调整订单、生产和用工安排。当部分弱势企业因订单收缩和资金压力被迫压缩经营规模时，优势企业可能进一步巩固其市场地位，并获得更强的用工调整能力。因此，关税冲击对企业劳动力市场势力的影响可能随企业市场地位提高而增强。

为检验上述机制，本文根据企业 2007-2017 年平均营业收入在事前所属行业中的分位位

置，将行业前 30%的企业划分为优势企业，将行业后 30%的企业划分为弱势企业。采用政策实施前的信息进行分组，可以避免政策后的营业收入变化反向影响企业类型划分。表 4 第（1）列和第（2）列分别报告行业前 30%与后 30%企业的估计结果。考虑到两组系数显著性不同并不必然意味着组间差异显著，第（3）列进一步合并两组样本，引入关税冲击与优势企业虚拟变量的交互项。

表 4 第（1）列显示，行业前 30%企业的关税冲击系数为 0.5183，并在 1%的统计水平上显著。第（2）列中，行业后 30%企业的估计系数为 0.1408，仅在 10%的统计水平上边缘显著，两组组间差异检验的 p 值为 0.003。从估计结果看，关税冲击对优势企业劳动力市场势力的影响明显更大。第（3）列使用合并样本进一步进行检验。考虑到第（1）、（2）列分别回归时，并未限制两组企业具有相同的年份效应和控制变量系数，因此，合并回归中相应加入组别与年份以及组别与控制变量的交互项，以保持估计口径一致。其中，关税冲击项反映行业后 30%企业受到的影响，关税冲击与优势企业虚拟变量的交互项则反映行业前 30%企业相对于后 30%企业的效应差异。在第（3）列中，关税冲击与行业前 30%企业交互项的系数为 0.3775，该交互项在 1%的统计水平上显著。

上述结果表明，企业原有市场地位会放大关税冲击对劳动力市场势力的影响。一方面，优势企业拥有更稳定的订单来源、更强的融资能力和更大的成本调整空间，在面对关税冲击时不易因短期经营压力退出市场；另一方面，弱势企业受到冲击后可能缩减经营规模甚至退出市场，使优势企业在行业和相关地区劳动力市场中的相对地位进一步提高。随着劳动者可选择的替代雇主减少，优势企业能够以更低的相对劳动成本维持生产，其劳动边际收益产出与工资之间的差距也随之扩大。因此，关税冲击并未削弱企业之间原有的地位差异，反而使产品市场上的既有优势进一步延伸至劳动力市场。

表 4 市场地位强化效应

	(1)	(2)	(3)
	被解释变量：劳动力市场势力		
	行业前 30%	行业后 30%	交互项
关税冲击	0.5183*** (0.0954)	0.1408* (0.0843)	0.1408* (0.0836)
关税冲击×行业前 30%企业			0.3775*** (0.1273)
控制变量	√	√	√
企业/时间固定效应	√	√	√
adj. R ²	0.699	0.561	0.693
样本量	9,532	6,948	16,480

（二）成本转嫁效应

关税冲击增加了企业的经营成本和现金流压力。当企业难以通过产品提价、市场重新配置或者外部融资完全消化冲击时，可能转而调整劳动投入，将部分经营压力传导至员工端。

需要指出的是，成本转嫁并不单纯表现为员工工资下降，还可能通过削减用工规模、压缩工资性支出等方式实现。为检验这一机制，本文分别从职工薪酬总额、平均职工人数、人均职工薪酬和人均营业收入四个方面提供经验证据。其中，前两项反映企业劳动成本和就业规模的直接调整，后两项则作为识别员工结构变化与劳动强化的辅助性证据。

表 5 第（1）列显示，关税冲击对企业职工薪酬总额的估计系数为-0.0601，且在 1%的水平上显著。换算后意味着关税冲击使企业职工薪酬支出平均下降约 5.83%。第（2）列中，关税冲击对平均职工人数的估计系数为-0.0861，同样在 1%的水平上显著，对应平均职工人数下降约 8.25%。上述结果构成成本转嫁的核心证据：关税冲击发生后，企业明显压缩了用工规模和工资性支出，经营压力由产品市场传导至劳动投入端。

进一步比较可以发现，职工人数的下降幅度明显大于职工薪酬总额的下降幅度。这意味着企业对劳动成本的调整主要发生在就业数量这一广延边际，而不是通过普遍降低在岗员工的工资完成。为验证这一判断，第（3）列进一步考察人均职工薪酬。结果显示，关税冲击的估计系数为 0.0212，表明人均职工薪酬反而提高约 2.14%。这一结果并不否定劳动成本转嫁机制，而是说明企业采取了减员而非普遍降薪的调整方式。

第（4）列从单位产出角度提供了进一步证据。关税冲击对人均营业收入的估计系数为 0.0714，且在 1%的水平上显著，对应人均营业收入提高约 7.40%。人均营业收入反映的是企业的表观劳动生产率，而非严格意义上的劳动边际产出，但其显著提高至少说明，在员工人数下降后，企业并未同步减少单位员工承担的生产任务，而是通过岗位合并、劳动组织调整或者提高工作强度维持经营活动。

尤其值得注意的是，人均营业收入约 7.40%的增幅明显高于人均职工薪酬约 2.14%的增幅。换言之，单位员工创造的营业收入增长快于其获得的薪酬增长，表明关税冲击扩大了企业单位用工产出与工资成本之间的差距。这与企业劳动力市场势力上升的基准结果具有一致性，也为成本转嫁提供了间接性证据。

表 5 成本转嫁效应

	(1)	(2)	(3)	(4)
	工资总额	员工人数	人均工资	人均营业收入
关税冲击	-0.0601*** (0.0078)	-0.0861*** (0.0087)	0.0212*** (0.0062)	0.0714*** (0.0098)
控制变量	√	√	√	√
企业/时间固定效应	√	√	√	√
adj. R ²	0.957	0.938	0.846	0.808
样本量	30,533	30,533	30,533	30,533

（三）异质性分析

基准回归刻画的是关税冲击对样本企业劳动力市场势力的平均影响，但企业的生产组织方式和用工基础并不相同。同一关税冲击下，有的企业可以较快调整资本、技术与劳动投入，有的企业则更依赖既有劳动力维持生产；不同规模的雇主在融资、订单分散和内部调配方面也存在差异。因此，本文从劳动密集度维度开展异质性分析。为避免分组变量受到贸易战后的经营调整反向影响，指标均使用 2007—2017 年的企业均值，并按照企业所属行业的中位数划分为低劳动密集度组和高劳动密集度组。同时以员工人数相对于总资产规模的比值衡量企业劳动密集度，并在取对数后计算企业贸易战前均值。表 6 第（1）列显示，低关税密集度组中关税冲击的估计系数为 0.6753，且在 1% 的统计水平上显著；第（2）列中，高关税密集度组的估计系数为 0.0904，但未通过显著性检验。

这一结果表明，关税冲击对劳动力市场势力的强化主要出现在劳动密集度较低的企业。这类企业对既有劳动投入的依赖较弱，在订单受压后更容易通过设备替代、流程重组或压缩非核心岗位调整生产，劳动投入相对于产出的收缩因而更为明显。相比之下，高劳动密集度企业需要较为稳定的员工规模维持生产，短期内压缩劳动投入的空间有限，关税冲击对其劳动力市场势力的影响相对较弱。

进一步地，本文采用 SA 指数衡量企业融资约束，并取其绝对值；数值越大，表示企业受到的融资约束越强。根据企业 2007-2017 年 SA 指数的均值及所属行业中位数，将低于行业中位数的企业记为低融资约束组，高于或等于行业中位数的企业记为高融资约束组。表 10 第（3）列显示，低融资约束组中关税冲击的估计系数为 0.2213，在 1% 的统计水平上显著；第（4）列中，高融资约束组的估计系数为 0.4709，同样在 1% 的统计水平上显著。两组系数之差为 -0.250，bdiff 检验的 p 值为 0.026，表明高融资约束企业受到的影响显著大于低融资约束企业。

融资条件决定了企业能否通过外部资金缓解关税冲击造成的现金流和订单波动。融资约束较低的企业可以借助银行信贷、债务融资或内部资金储备缓冲短期压力，因而不必立即将成本调整集中到工资和就业。融资约束较高的企业缺少这种缓冲渠道，在销售受阻或成本上升时，更可能通过控制工资支出、收缩劳动投入和重组岗位维持经营，由此扩大劳动边际收益产出与工资之间的差距。综合两类结果，关税冲击的影响更集中于劳动依赖较低和融资约束较高的企业，说明企业的要素调整空间与融资能力共同影响关税冲击对劳动力市场势力的冲击。

表 6 异质性分析

变量	劳动密集度		融资约束	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	低劳动密集度	高劳动密集度	低融资约束	高融资约束
关税冲击	0.6753*** (0.0838)	0.0904 (0.0627)	0.2213*** (0.0744)	0.4709*** (0.0674)
控制变量	√	√	√	√
企业固定效应	√	√	√	√
年份固定效应	√	√	√	√
组间差异 p 值	-		0.026	
调整后 R²	0.708	0.585	0.756	0.646
样本量	13,251	14,012	10,477	16,688

七、结论与启示

本文从企业与劳动者之间收入分配的视角，考察关税冲击的劳动力市场后果。基于 2007-2024 年中国上市公司数据，本文利用贸易战前城市-行业的对美出口结构与美国对华 HS6 位码产品累计加征关税，构造城市—行业层面的关税冲击强度，并以 2018 年为事件时点建立双重差分模型，识别不同冲击暴露程度企业劳动力市场势力的相对变化。研究得到以下主要结论。第一，关税冲击显著提高了企业劳动力市场势力。在纳入企业固定效应、年份固定效应及全部控制变量后，高冲击组相对于低冲击组的劳动力市场势力平均上升 0.3135 个单位，约相当于样本均值的 15.47%。事件研究结果显示，贸易战前高、低冲击组不存在显著的趋势差异；2018 年估计系数转为正值，2019 年以后逐步显著并总体上升。这种动态变化并不意味着关税在当期没有影响，而是说明出口市场转换、生产安排重组和用工调整均需要时间，关税冲击经过企业内部调整后才更充分地传导至劳动力市场。改用连续关税冲击、企业贸易政策不确定性和超越对数生产函数测算指标，加入城市与行业特定时间趋势，并分别按照企业和城市—行业层级聚类标准误后，结果依然成立。

第二，关税冲击具有明显的市场地位强化特征。行业前 30%企业的关税冲击系数显著高于行业后 30%企业，合并样本中的组间效应差异同样显著。该结果表明，关税冲击并未均匀改变所有企业的劳动力市场势力。优势企业虽然同样承受外部需求收缩，但其客户关系、融资渠道和供应链网络更为稳定，存续和调整能力更强；弱势企业则更可能收缩经营甚至退出市场。随着可替代雇主减少，优势企业在产品市场中的既有地位更容易延伸至劳动力市场，从而获得更强的工资设定能力。

第三，企业主要通过就业数量和劳动组织调整吸收关税压力。关税冲击使职工薪酬总额和平均职工人数分别下降约 5.83%和 8.25%，而人均职工薪酬提高约 2.14%，人均营业收入

提高约 7.40%。因此，本文的结果不支持企业普遍削减留任员工工资，而更合理的解释是，企业首先压缩岗位和用工规模，并通过员工筛选、岗位合并和生产流程重组提高单位员工承担的经营活动；留任员工的平均薪酬有所上升，但明显慢于人均营业收入的增长。

第四，关税冲击的影响取决于企业的劳动密集度与融资约束。关税冲击对低劳动密集度企业的影响显著强于高劳动密集度企业，说明劳动依赖较低的企业更容易通过设备替代、流程重组和非核心岗位压缩调整劳动投入。高融资约束企业受到的影响显著大于低融资约束企业，表明当外部融资和内部资金缓冲不足时，企业更难跨期平滑订单与现金流波动，因而更可能将调整集中于用工端。上述异质性进一步说明，关税冲击向劳动力市场势力传导并非自动发生，而是受到企业要素调整空间和融资条件的共同制约。

本文的研究结论具有以下政策含义。第一，应将稳外贸、稳企业与稳就业置于同一政策框架。关税冲击不仅造成出口和利润损失，也可能通过企业减员和劳动者外部选择收缩改变劳资分配。对受冲击企业的信贷、担保和流动性支持，应重点覆盖融资约束较强且具有真实订单和就业基础的企业，并将稳定就业、规范裁员程序和保障工资支付作为政策评估的重要内容。政策目标不宜停留在维持企业存续，更要避免短期现金流压力被过度转化为岗位损失。

第二，应着力改善劳动者的外部就业选择。企业劳动力市场势力的形成不仅取决于企业数量，也取决于劳动者能否低成本地获得岗位信息并在企业、行业和地区之间流动。应完善跨地区招聘信息共享、公共就业服务和职业技能培训，增强社会保险关系转移接续的便利性，并针对受关税影响较大的城市一行业提供更有针对性的转岗支持。提高劳动者的岗位可得性和转换能力，能够从根本上增强劳动供给弹性，减少产品市场冲击向企业工资设定优势的转化。

第三，应统筹产品市场竞争政策与劳动力市场治理。本文发现关税冲击对行业优势企业的影响更强，说明产品市场地位可能在外部冲击下向劳动力市场延伸。相关部门在监测行业集中度、并购和供应链整合时，应同步关注当地雇主集中、招聘收缩、工资支付和劳动合同执行情况；在支持优势企业开拓市场和稳定供应链的同时，应为中小企业进入与存续创造公平环境，防止对少数企业的依赖固化为劳动者选择不足。对市场地位较强且集中用工的企业，还应强化劳动监察和信息披露，降低企业经营调整由劳动者单方面承担的风险。

参考文献

- [1] 陈基平, 罗楚亮, 张丹丹. 中国制造业劳动力市场势力的变化与影响因素——基于生产函数方法的估计[J]. 经济学报, 2025, 12(3): 208-230.
- [2] 戴觅, 茅锐. 外需冲击、企业出口与内销: 金融危机时期的经验证据[J]. 世界经济, 2015, 38(1): 81-104.
- [3] 樊海潮, 吴彩云, 戴觅. 关税波动对国内市场价格的影响[J]. 管理世界, 2025, 41(4): 56-75.
- [4] 韩清, 胡琨. 高标准市场体系建设与企业市场势力——来自中国标准国际化的实践证据[J]. 上海经济研究, 2024(7): 44-61.
- [5] 李辉, 邹先强, 李瑶, 等. 缓解劳动力市场势力的制度安排: 最低工资的视角[J]. 管理世界, 2024, 40(11): 104-130.
- [6] 解恩泽, 余淼杰. 制造业企业劳资收入分配改善了么? ——来自劳动力市场竞争性角度的实证证据[J]. 管理世界, 2024, 40(6): 92-117.
- [7] 尹恒, 李辉, 张道远. 制造业企业的劳动力市场垄断势力: 非中性技术进步环境下的识别与估计[J]. 中国工业经济, 2024(8): 24-42.
- [8] 余淼杰, 解恩泽. 企业全要素生产率估计及在国际贸易研究中的应用[J]. 经济学(季刊), 2023, 23(3): 819-840.
- [9] 余淼杰, 解恩泽. 中间投入贸易自由化与劳动力市场中企业市场势力研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2023, 40(5): 92-112.
- [10] 赵仁杰, 霍宇辰, 张子尧. 外需冲击、政府采购管理与小微企业发展[J]. 经济研究, 2026, 61(3): 169-192.
- [11] 赵伟光, 李伟, 李凯. 市场势力关联的收入分配效应: 关联机理识别与竞争政策优化[J]. 财经研究, 2023, 49(7): 63-77.
- [12] 诸竹君, 谢然成, 郭志芳, 等. 服务型制造技术创新与企业劳动要素市场势力——基于 BERT 语言模型的微观证据[J]. 中国工业经济, 2023(12): 135-152.
- [13] 曾帅, 罗长远, 李铮. 外部需求、企业劳动力市场势力与劳动收入份额——来自中国上市企业的证据[J]. 经济学(季刊), 2026, 26(1): 118-135.
- [14] ACKERBERG D A, CAVES K, FRAZER G. Identification properties of recent production function estimators[J]. *Econometrica*, 2015, 83(6): 2411-2451.
- [15] AMITI M, DAVIS D R. Trade, firms, and wages: Theory and evidence[J]. *The Review of Economic Studies*, 2012, 79(1): 1-36.
- [16] AMITI M, KONINGS J. Trade liberalization, intermediate inputs, and productivity: Evidence from Indonesia[J]. *American Economic Review*, 2007, 97(5): 1611-1638.
- [17] AMITI M, REDDING S J, WEINSTEIN D E. The impact of the 2018 tariffs on prices and

welfare[J]. *Journal of Economic Perspectives*, 2019, 33(4): 187-210.

[18] AUTOR D H, DORN D, HANSON G H. The China syndrome: Local labor market effects of import competition in the United States[J]. *American Economic Review*, 2013, 103(6): 2121-2168.

[19] AUTOR D H, DORN D, HANSON G H, et al. Trade adjustment: Worker-level evidence[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 2014, 129(4): 1799-1860.

[20] AZAR J, MARINESCU I, STEINBAUM M, et al. Concentration in US labor markets: Evidence from online vacancy data[J]. *Labour Economics*, 2020, 66: 101886.

[21] BENGURIA F, CHOI J, SWENSON D L, et al. Anxiety or pain? The impact of tariffs and uncertainty on Chinese firms in the trade war[J]. *Journal of International Economics*, 2022, 137: 103608.

[22] BENMELECH E, BERGMAN N K, KIM H. Strong employers and weak employees: How does employer concentration affect wages?[J]. *Journal of Human Resources*, 2022, 57(S): S200-S250.

[23] BERGER D W, HERKENHOFF K F, MONGEY S. Labor market power[J]. *American Economic Review*, 2022, 112(4): 1147-1193.

[24] BOWN C P. The US-China trade war and phase one agreement: PIIE Working Paper 21-2[R]. Washington, DC: Peterson Institute for International Economics, 2021.

[25] BRANDT L, VAN BIESEBROECK J, WANG L, et al. WTO accession and performance of Chinese manufacturing firms[J]. *American Economic Review*, 2017, 107(9): 2784-2820.

[26] BROOKS W J, KABOSKI J P, LI Y A, et al. Exploitation of labor? Classical monopsony power and labor's share[J]. *Journal of Development Economics*, 2021, 150: 102627.

[27] CARBALLO J, HANDLEY K, LIMÃO N. Economic and policy uncertainty: Export dynamics and the value of agreements: NBER Working Paper No. 24368[R]. Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research, 2018.

[28] CARD D, DEVICIENTI F, MAIDA A. Rent-sharing, holdup, and wages: Evidence from matched panel data[J]. *The Review of Economic Studies*, 2014, 81(1): 84-111.

[29] CARD D, CARDOSO A R, HEINING J, et al. Firms and labor market inequality: Evidence and some theory[J]. *Journal of Labor Economics*, 2018, 36(S1): S13-S70.

[30] CAVALLO A, GOPINATH G, NEIMAN B, et al. Tariff pass-through at the border and at the store: Evidence from US trade policy[J]. *American Economic Review: Insights*, 2021, 3(1): 19-34.

[31] CHEN B, GUO D, LI Y, et al. How U.S. tariffs impact China's domestic sourcing: Evidence from firm-to-firm transactions[J]. *Journal of International Money and Finance*, 2025, 150:

103216.

[32] CORNAGGIA J, MAO Y, TIAN X, et al. Does banking competition affect innovation?[J]. *Journal of Financial Economics*, 2015, 115(1): 189-209.

[33] DE LOECKER J, WARZYNSKI F. Markups and firm-level export status[J]. *American Economic Review*, 2012, 102(6): 2437-2471.

[34] DE LOECKER J, EECKHOUT J, UNGER G. The rise of market power and the macroeconomic implications[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 2020, 135(2): 561-644.

[35] DIX-CARNEIRO R, KOVAK B K. Trade liberalization and regional dynamics[J]. *American Economic Review*, 2017, 107(10): 2908-2946.

[36] DIX-CARNEIRO R, KOVAK B K. Margins of labor market adjustment to trade[J]. *Journal of International Economics*, 2019, 117: 125-142.

[37] DOBBELAERE S, MAIRESSE J. Panel data estimates of the production function and product and labor market imperfections[J]. *Journal of Applied Econometrics*, 2013, 28(1): 1-46.

[38] DOBBELAERE S, WIERMSMA Q. The impact of trade liberalization on firms' product and labor market power[J]. *Industrial and Corporate Change*, 2025, 34(1): 210-233.

[39] FAJGELBAUM P D, GOLDBERG P K, KENNEDY P J, et al. The return to protectionism[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 2020, 135(1): 1-55.

[40] FLAAEN A, HORTAÇSU A, TINTELNOT F. The production relocation and price effects of US trade policy: The case of washing machines[J]. *American Economic Review*, 2020, 110(7): 2103-2127.

[41] FLAAEN A, PIERCE J R. Disentangling the effects of the 2018-2019 tariffs on a globally connected U.S. manufacturing sector[J/OL]. *The Review of Economics and Statistics*, 2024: 1-45[2026-09-10]. https://doi.org/10.1162/rest_a_01498.

[42] HANDLEY K, LIMÃO N. Trade and investment under policy uncertainty: Theory and firm evidence[J]. *American Economic Journal: Economic Policy*, 2015, 7(4): 189-222.

[43] HANDLEY K, LIMÃO N. Policy uncertainty, trade, and welfare: Theory and evidence for China and the United States[J]. *American Economic Review*, 2017, 107(9): 2731-2783.

[44] HE C, MAU K, XU M. Trade shocks and firms' hiring decisions: Evidence from vacancy postings of Chinese firms in the trade war[J]. *Labour Economics*, 2021, 71: 102021.

[45] HELPMAN E, ITSKHOKI O, MUENDLER M A, et al. Trade and inequality: From theory to estimation[J]. *The Review of Economic Studies*, 2017, 84(1): 357-405.

[46] HOANG T, MITRA D, PHAM H. The effect of export market access on labor market power: Firm-level evidence from Vietnam[J]. *Journal of Development Economics*, 2026, 182: 103826.

- [47] HUMMELS D, JØRGENSEN R, MUNCH J R, et al. The wage effects of offshoring: Evidence from Danish matched worker-firm data[J]. *American Economic Review*, 2014, 104(6): 1597-1629.
- [48] JIANG L, LU Y, SONG H, et al. Responses of exporters to trade protectionism: Inferences from the US-China trade war[J]. *Journal of International Economics*, 2023, 140: 103687.
- [49] JIAO Y, LIU Z, TIAN Z, et al. The impacts of the U.S. trade war on Chinese exporters[J]. *The Review of Economics and Statistics*, 2024, 106(6): 1576-1587.
- [50] KONDO I O, LI Y A, QIAN W. Trade liberalization and labor monopsony: Evidence from Chinese firms[J]. *Journal of International Economics*, 2024, 152: 104006.
- [51] KOVAK B K. Regional effects of trade reform: What is the correct measure of liberalization?[J]. *American Economic Review*, 2013, 103(5): 1960-1976.
- [52] LA FERRARA E, CHONG A, DURYEA S. Soap operas and fertility: Evidence from Brazil[J]. *American Economic Journal: Applied Economics*, 2012, 4(4): 1-31.
- [53] LAMADON T, MOGSTAD M, SETZLER B. Imperfect competition, compensating differentials, and rent sharing in the US labor market[J]. *American Economic Review*, 2022, 112(1): 169-212.
- [54] LEVINSOHN J, PETRIN A. Estimating production functions using inputs to control for unobservables[J]. *The Review of Economic Studies*, 2003, 70(2): 317-341.
- [55] MANNING A. Monopsony in motion: Imperfect competition in labor markets[M]. Princeton: Princeton University Press, 2003.
- [56] MELITZ M J. The impact of trade on intra-industry reallocations and aggregate industry productivity[J]. *Econometrica*, 2003, 71(6): 1695-1725.
- [57] MERTENS M. Labor market power and the distorting effects of international trade[J]. *International Journal of Industrial Organization*, 2020, 68: 102562.
- [58] OLLEY G S, PAKES A. The dynamics of productivity in the telecommunications equipment industry[J]. *Econometrica*, 1996, 64(6): 1263-1297.
- [59] PHAM H. Trade reform, oligopsony, and labor market distortion: Theory and evidence[J]. *Journal of International Economics*, 2023, 144: 103787.
- [60] PIERCE J R, SCHOTT P K. The surprisingly swift decline of US manufacturing employment[J]. *American Economic Review*, 2016, 106(7): 1632-1662.
- [61] QIAN P, XIE D. Trade liberalization and labor market monopsony power: Evidence from China[J]. *Review of International Economics*, 2026, 34(3): 632-657.
- [62] RUBENS M. Market structure, oligopsony power, and productivity[J]. *American Economic Review*, 2023, 113(9): 2382-2410.

[63] TREFLER D. The long and short of the Canada-U.S. Free Trade Agreement[J]. American Economic Review, 2004, 94(4): 870-895.

[64] XIE E, XU M, YU M. Trade liberalization, labor market power, and misallocation across firms: Evidence from China's WTO accession[J]. Journal of Development Economics, 2024, 171: 103353.

[65] YEH C, MACALUSO C, HERSHBEIN B. Monopsony in the US labor market[J]. American Economic Review, 2022, 112(7): 2099-2138.

2026 S.-T. Yau High School Science Award
仅用于2026丘成桐中学科学奖论文公示

致谢

首先，我要衷心感谢指导老师张亚老师（北京师范大学附属中学高级教师）。张老师悉心的指导贯穿了我的整个科研过程，从背景理论学习到最终成果的撰写，都离不开张老师。在此期间，张老师均为无偿指导，她的奉献精神是我初入科研路上的一盏明灯。

我一直关注企业劳动力市场相关研究动态。在阅读论文与新闻，同时与张老师讨论选题的研究价值和可行性后，我最终确定以中美贸易战为背景，研究关税冲击与内卷式竞争对企业劳动力市场势力的影响及其作用机制。

研究过程中，张老师帮助我梳理经济学背景知识和计量经济学，推荐相关书籍与文献，并指导我学习 STATA。针对我缺乏实证研究经验的问题，她讲解了模型设定、稳健性检验、异质性分析和内生性检验等方法。在程序运行、结果解释和论文修改遇到困难时，她帮助我分析问题、理解方法原理，并对研究设计、文章结构和论证逻辑提出建议。

本研究的最终选题、文献阅读、数据获取与清理、变量构造、程序编写、模型估计、结果核验、图表制作及论文撰写均由我本人完成。张老师主要负责知识讲解、方法指导和提出修改意见，未代替我完成任何实质性研究工作。

本研究使用了 ChatGPT 5.6 Sol，仅用于检查错别字和核查参考文献。论文初稿完成后，我曾输入“文章是否存在语句不通顺的情况，请检查”，请 AI 帮助发现错别字及明显的文字错误；在整理参考文献时，我输入“检查一下参考文献有没有问题”，请 AI 检查题名、作者、年份、卷期、页码及著录格式。AI 在聊天记录中指出了个别用词、页码、题名版本和格式问题，我随后逐项查阅原文及期刊、机构公开记录进行核实，并自行决定是否修改。相关 AI 聊天记录已如实保留并随材料提交。除上述两项辅助检查外，AI 未参与选题、文献阅读、研究设计、数据处理、程序运行、实证分析、结果解释或论文写作。（具体聊天记录见下方）

最后，感谢家人在研究过程中给予我的理解、陪伴与支持，使我能够专注学习并顺利完成本项研究。谨向所有给予我帮助的人致以诚挚谢意。

附：聊天记录

[1] 陈基平, 罗楚亮, 张丹丹. 中国制造业劳动力...

检查一下参考文献有没有问题

用时 7分钟 42秒 >

检查了 65 条文献。整体较规范，发现 2 处明确错误、1 处题名版本冲突，以及 2 处格式问题。

明确需要修改

1. [2] 题名用词错误

原文“经验依据”应为“经验证据”；建议补上卷号 38：

[2] 戴觅, 茅锐. 外需冲击、企业出口与内销：金融危机时期的经验证据[J]. 世界经济, 2015, 38(1): 81-104.

该题名可由《中国社会科学网》的期刊记录及作者发表目录核实。 [作者发表目录](#)

2. [13] 页码错误

原来的 114-131 应改为 118-135：

[13] 曾帅, 罗长远, 李铮. 外部需求、企业劳动力市场势力与劳动收入份额——来自中国上市企业的证据[J]. 经济学（季刊）, 2026, 26(1): 118-135.

DOI 为 10.13821/j.cnki.ceq.2026.01.07。 [《经济学（季刊）》官方记录](#)

[6] 存在题名版本冲突

你目前写的是：

.....来自劳动力市场竞争性角度的分析

作者上传的录用稿和部分作者简历确实使用“分析”，但期刊目录、成果数据库及较新的引用记录多作：

.....来自劳动力市场竞争性角度的实证证据

建议按最终刊载题名写成：

[6] 解恩泽, 余淼杰. 制造业企业劳资收入分配改善了么？——来自劳动力市场竞争性角度的实证证据[J]. 管理世界, 2024, 40(6): 92-117.

这里属于版本差异，不是简单错别字。 [辽宁大学成果记录](#)

格式建议

[24]、[27] 的报告编号不宜放在年份后的页码位置。建议改为：

[24] BOWN C P. The US-China trade war and phase one agreement[R]. Washington, DC: Peterson Institute for International Economics, 2021. PIIE Working Paper 21-2.

[27] CARBALLO J, HANDLEY K, LIMÃO N. Economic and policy uncertainty: Export dynamics and the value of agreements[R]. Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research, 2018. NBER Working Paper No. 24368.

报告编号分别可由 [PIIE](#) 和 [NBER](#) 核实。

其余重点核验的近期文献，包括 [10]、[31]、[38]、[41]、[46]、[61]，作者、年份、卷期或文章号基本相符。[41] 目前仍是在线优先页码 1-45，现有 [J/OL] 写法可以保留。 [MIT Press记录](#)

另外，[5] 中容易被误认成“邱先强”的作者实际为“邹先强”，你现在的写法是对的。整体没有发现编号缺失或重复。

关税冲击、内卷式竞争与企业劳动力市场势力...

文章是否存在语句不通顺的情况，请检查

用时 3分钟 56秒 >

有。全文整体可读，逻辑主线也比较清楚，但存在一批明确的错词、搭配不当和句子成分残缺；另外还有若干“语句通顺、但学术含义说得过满”的表述。以下按 [原文](#) 行号标注。

明显需要修改的语句

行号	原文问题	建议修改
35	“工资对冲击的反应可能大于劳动边际收益产品的变化”比较对象不对称	改为“工资的下降幅度可能大于劳动边际收益产品的下降幅度”
38	“本文的第一项贡献，是……”逗号多余	改为“本文的第一项贡献是……”
39	“这并不是贸易自由化效应的对称影响”搭配生硬	改为“这一结果并非贸易自由化效应的简单镜像”
46	“美国提高中国输美产品的进口关税”修饰关系不清	改为“美国提高对中国输美产品征收的进口关税”
48	“工资及其他劳动报酬相对于劳动边际收益产品调整得更快”没有说明向哪个方向调整	改为“若工资及其他劳动报酬下降得更快，或其增长慢于劳动边际收益产品……”
48	“后一路径将占据主导地位”用词错误	改为“后一条路径将占据主导地位”
53	“拒绝企业工资条件”缺少必要修饰	改为“拒绝企业提出的工资条件”
57	“劳动投入可能成为其较先调整的经营边际”不符合汉语习惯	改为“劳动投入可能成为企业优先调整的因素之一”
48	“后一路径将占据主导地位”用词错误	改为“后一条路径将占据主导地位”
53	“拒绝企业工资条件”缺少必要修饰	改为“拒绝企业提出的工资条件”
57	“劳动投入可能成为其较先调整的经营边际”不符合汉语习惯	改为“劳动投入可能成为企业优先调整的因素之一”
59	“劳动者承担的调整成本相对于企业获得的劳动收益有所上升”比较关系含混	改为“劳动者承担的调整成本增加，劳动报酬相对于劳动收益进一步下降”
64	“最后……最后清理所得……”重复且“清理所得”生硬	改为“经过上述处理，最终得到31,232个企业—年度观测，涉及3,421家上市公司”
66	“各城市—行业面对关税冲击程度截然不同”缺少“的”且表达过满	改为“不同城市—行业所受关税冲击的程度存在明显差异”
73	“本文以劳动力市场势力对此进行测度”中的“对此”指代不清	改为“本文使用劳动边际收益产品与工资之比测度企业劳动力市场势力”
81	“进而测算得出劳动力市场势力”语义重复	改为“进而测算企业劳动力市场势力”
87	“受到美国关税影响的敏感程度越高”概念不准确	改为“对美国加征关税的暴露程度越高”
90	“在劳动力市场势力取该均值的企业中”非常拗口	改为“从样本平均水平看，企业劳动边际收益产品约为工资的2.0262倍”
135	“首先，进行关税冲击的度量”句意不完整	改为“首先，替换关税冲击的度量方式”
135	“为排除影响”缺少宾语	改为“为避免结果依赖于二值分组方式”
135	“企业贸易政策不确定性在1%的统计水平上显著为正”主语错误	改为“企业贸易政策不确定性指标的估计系数为正，并在1%的统计水平上显著”
136	“充分说明研究结论……”是无主语的句子	与前句合并：“该结果进一步表明，研究结论并非完全由……”
159	“说明仅通过随机配置……”单独成句，缺少主语	改为“这说明，仅通过随机配置处理状态，难以得到与基准结果相近的估计系数”
198	“低关税密集组”明显笔误	改为“低劳动密集组”
201	“共同影响关税冲击对劳动力市场势力的冲击”重复使用“冲击”	改为“共同影响关税冲击向企业劳动力市场势力传导的程度”
248	“提高单位员工承担的经营活动”搭配错误	改为“维持较高的人均营业收入”或“增加单位员工承担的工作任务”

几处长句建议拆分

摘要中的这句话最明显：

企业职工薪酬总额和职工人数均有所下降，且就业收缩幅度更大，人均薪酬的增长则明显低于人均营业收入的增长，说明企业主要通过成本转嫁消化关税压力。

建议改为：

企业职工薪酬总额和职工人数均有所下降，且职工人数降幅更大。人均职工薪酬虽然上升，但其增幅明显低于人均营业收入。上述结果表明，企业主要通过压缩就业规模和调整劳动组织应对冲击，部分经营压力由劳动者承担。

引言第37行：

企业通过压缩岗位和提高单位员工产出缓解冲击。

“人均营业收入”不能直接证明“单位员工产出提高”，建议改为：

相关结果与企业通过压缩岗位和调整劳动组织应对冲击的解释相一致。

机制部分第184行：

.....至少说明，在员工人数下降后，企业并未同步减少单位员工承担的生产任务.....

人均营业收入不能直接观察员工承担的任务，建议改为：

.....表明员工人数下降并未伴随人均营业收入的同步下降，这与企业进行岗位合并和劳动组织调整的解释相一致。

不是病句，但必须统一的地方

- 第163行写“表7”，下一行和实际标题均为“表4”，应改为“表4”。
- 第136行正文称加入趋势后的系数为“0.4328”，表3报告的是“0.3366”，必须核对。
- 表4同时列出“企业/时间固定效应”和“个体固定效应”，↓重复。
- 表10前面只有表1至表5，表号存在跳跃。
- 表10的第二组表头写成“企业用工规模”，实际内容是“融资约束”，应改正。
- 摘要写异质性集中于“国有企业、低劳动密集度企业和中西部地区企业”，正文和结论报告的却是“低劳动密集度与高融资约束企业”，前后不一致。
- “城市-行业”“企业-年度”“2007-2017年”建议统一使用中文连接号：“城市—行业”“企业—年度”“2007—2017年”。
- “1.平行趋势检验”应统一为“1. 平行趋势检验”。
- 英文关键词应改为“Keywords: tariff shocks; ...; labor market power”，冒号后补空格，末尾删除分号。
- 第74、76、78、80、84和153行的公式丢失了分数线、括号、求和符号或上下标，应重新排版，否则目前无法准确阅读。

总体判断：文章不存在大面积的语法障碍，但摘要、稳健性检验和机制分析部分需要重点修改。尤其应避免使用“充分说明”“排除了不可观测因素”“构成核心证据”等过强措辞，宜改为“表明”“支持”“与某种解释一致”或“降低了某种可能性”。