企业势力向劳动市场扩展：关联机理识别及竞争政策优化[[1]](#footnote-1) \*

赵伟光 李 伟 李 凯

摘要：近年来，企业侵蚀员工利益现象引发社会各界广泛关注。当企业在产品与劳动力市场都具有势力时，企业可以根据市场竞争环境调节双边市场中市场势力的分配。这种市场势力调节行为，不仅会使得竞争政策实施效果大打折扣，也会引发劳资冲突等一系列社会问题。为此，本文以《反垄断法》正式实施构建准自然实验，基于1998—2013年中国反垄断诉讼数据、工企数据和员工数据的合并样本，对企业向劳动力市场扩展势力以规避产品市场规制这一研究假说进行实证识别与检验，兼论竞争政策的优化。结论表明：①企业不仅在产品市场获取垄断租金，也会通过压低员工收入的方式获取劳动租金，即市场势力扩展行为确实存在；②“企业—员工”私人议价机制是决定双边市场关联的重要因素，在私人议价下，企业对不同技能员工具有不同的势力，企业支付给高技能员工更高的工资，并且更倾向于向高技能劳动力扩展势力；③竞争法与劳动保障法的协同监管是阻止市场势力扩展的有力举措。本文启示是，促进竞争法与劳动保障法的协同监管，加快推进竞争法在劳动力市场中的应用是完善中国社会主义市场经济环境下强化竞争政策基础地位的应有之义。

关键词：竞争政策 产品市场势力 劳动力市场势力 市场势力关联

中图分类号：F062.9 JEL：L1

Expanding Power to Labor Market: Identificating Correlation Mechanism and Optimization of Competition Policy

ZHAO Weiguang1 LI Wei2 LI Kai3

(1. Zhejiang Gongshang University, Hangzhou, China; 2. Institute of Industrial Economics of CASS, Beijing, China; 3. Northeastern University, Shenyang, China)

**Abstract:** The phenomenon of companies eroding the interests of employees has aroused widespread concern. When enterprise has power in both the product and labor markets, it can adjust the distribution of market power in the bilateral market according to the market competition environment. This conduct not only reduces the effectiveness of competition policy, but also triggers a series of social problems such as labor conflicts. This paper uses the anti-monopoly law to implement a quasi-natural experiment, based on a consolidated sample of China’s antitrust litigation data, enterprise data, and employee data from 1998 to 2013, empirically identifying the mechanism of enterprises' expansion into the labor market, and discussing the optimization of competition policy. The conclusion shows: ①Companies not only obtain monopoly rents in the product market, but also obtain labor rents by reducing employee income. The behavior of companies expanding their power in the labor market does exist. ②The "enterprise-employee" private bargaining mechanism is an important factor in determining bilateral market linkages. Companies have different powers for employees with different skills. Companies pay higher wages to highly skilled employees and are more inclined to expand their market power to highly skilled labor. ③promoting the coordinated supervision of competition law and labor security law can effectively prevent the expansion of market power. The enlightenment of this article is that promoting the coordinated supervision of competition law and labor security law, and accelerating the application of competition law in the labor market are the necessary meaning to improve the basic status of competition policy under the socialist market economy.

**Key Words:** Competition policy; Product market power; Labor market power; Market power connection

1. 问题提出

营造更加公平的市场竞争环境，是当前以及未来我国社会主义市场经济改革的重要内容之一，关系到增长新动能的培育以及经济运行效率的进一步提高。2020年12月11日中央政治局会议要求，“强化反垄断和防止资本无序扩张，提升反垄断工作效能”。自《反垄断法》实施以来，执法机构对奶粉、汽车、原料药等行业中出现的企业竞争损害行为进行查处和处罚，有效规范了产品市场秩序（王彦超、蒋亚含，2020）。[[2]](#footnote-2)与此同时，近年来在劳动力市场也出现企业将经营压力转变为工作强度、劳动者工作强度过大等企业侵蚀员工利益现象。[[3]](#footnote-3)那么劳动力市场中出现的企业侵蚀员工利益现象是否与产品市场存在联系？进一步地，竞争政策在这样的关联市场环境中执行效力如何？

实际上，企业市场势力不仅体现在产品市场，其在劳动力市场也具有一定的势力（简泽等，2016）。这就决定了企业可以根据市场竞争环境自发调节其在产品与劳动力市场中的势力分配，从而使得双边市场中的市场势力存在关联性。在这样的市场环境中，竞争政策的执行效果具有天然复杂性：企业可以向劳动力市场扩展势力来规避产品市场规制的影响。一方面，这就使得建立在劳动力市场完全竞争假设基础上的市场势力评估出现偏误，进而影响对企业行为引发竞争损害程度的判断。另一方面，在市场势力关联的假定下，政府机构在产品市场中的竞争促进政策，会使得企业向劳动力市场扩展势力来抵消产品市场规制对其自身垄断势力的影响。这不仅使得竞争政策的实施效果大打折扣，也会进一步引发企业侵蚀员工利益、劳资冲突等一系列社会问题。就有学者研究表明，1996—2010年间,中国劳动报酬比重从1996年的53.4％,下滑到2010年的37.6％。简泽等（2016）基于中国工业企业数据的研究也表明，存在企业利润侵蚀工资的现象。如果上述机制真的存在，那么意味着反垄断执法在很大程度上应当重视产品与劳动力市场势力的关联问题。

从理论层面来看，当前国内执法实践对于竞争行为发生场景的界定往往框定于产品市场,对于诸如劳动力市场中发生的竞争行为予以忽视,实践中亟需突破对于反竞争行为存在领域之范围的认知。近年来，欧美国家出现的企业固定薪资协议、“互不挖角”协议等侵蚀员工利益现象，促使反垄断执法视域逐渐向劳动力市场扩展（Azar et al，2017）。在政策实践上，美国司法部、联邦贸易委员会也于2016年联合颁布《针对人力资源专业人士的反垄断指南》，引导雇主在雇用劳动力过程中恪守反垄断界限，切实维系劳动力市场良性竞争秩序。然而，从政策实践结果来看，相应诉讼鲜有成功（Hafiz，2020）。究其原因，从表面来看是竞争政策在劳动力市场中的执法经验不足。但实际上，最根本的原因还在于，已有建立在芝加哥学派基础上的竞争政策理论及其形成的消费者福利执法标准，天然割裂了产品与劳动力市场的关联性，即现实执法实践与“产品—劳动力”市场监管理论分离之间的矛盾引发政策执行的偏失（Steinbaum，2021）。就当前我国经济发展过程中出现的过劳现象和996加班文化而言，虽然有学者从劳动者自我实现（吴要武，2020）、员工忽视健康问题（杨河清、王欣，2015）等社会学视角分析过劳的成因。但是已有文献并没有从产品与劳动力市场关联的视角对这一现象进行深入研究。

那么，企业向劳动力市场扩展势力来规避产品市场反垄断规制的现象是否存在？进一步地，产品与劳动力市场势力的内在关联机理如何？呈现出哪些关键特征？对上述问题地深入探析，不仅可以补充中国竞争政策研究领域有关产品与劳动力市场势力关联理论研究的不足，从而为竞争政策进一步优化提供理论与经验参考，也可以有效缓解劳资冲突等一系列社会问题，提升政府社会治理能力。为此，本文尝试构建劳动者与企业进行单独议价的理论模型，揭示产品与劳动力市场中企业市场势力的关联机理。基于2008—2013年的反垄断诉讼数据、工业企业数据和员工数据的合并样本，对企业在产品与劳动力市场中的市场势力进行测算。在此基础上，实证考察竞争政策在市场势力关联市场中的政策执行效果。如果上述机制真的存在，那么将意味着只有构建起反垄断法与劳动法之间的监管协同体系，才能达到最优的政策监管效果。

1. 文献综述

近年来，随着企业规模的进一步扩大，企业不仅在产品市场具有很强的市场势力，其在劳动力市场也具有一定的势力（Manning，2011）。例如，De Loecker et al（2020）的研究结果表明，美国企业的边际成本加成从1980年的1.21提高到2016年的1.61。Azar et al（2017）发现大多数美国本地劳动力市场高度集中，赫芬达尔指数高于2500，实际工资明显低于劳动的边际产出价值。为此，一些学者呼吁学术界要重视劳动力市场中的垄断问题（Benmelech et al，2018）。在政策实践上，欧美等反垄断执法机构也纷纷就竞争法在劳动力市场中的应用发表了指导意见或报告。例如，美国颁布了《针对人力资源专业人士的反垄断指南》，引导雇主在雇用劳动力过程中恪守反垄断界限。日本公平贸易委员会也公布了人力资源和竞争政策研究小组的相关报告，阐明了研究组关于日本《反垄断法》在人力资源竞争中的理论应用意见。现实中出现的企业固定薪资协议、“互不挖角”协议等侵蚀员工利益现象，促使有关劳动力市场反垄断研究成为产业组织理论关注的前沿研究问题。

针对劳动力市场中的垄断问题，现有研究可归纳概括为两种观点：一种观点认为垄断既折损作为消费者的人，又戕害作为劳动者的人，促进竞争法在劳动力市场中的应用，是规制雇主滥用市场势力的有效举措。例如，Benmelech et al（2018）和Azar et al（2017）发现劳动力市场集中度与工资水平呈现出显著的负相关关系，后者对前者的弹性为负0.127。另一种观点则认为劳动力市场的竞争执法并不能从本质上缓解劳资冲突问题。劳动力市场中出现的企业侵蚀员工利益现象并不是企业在劳动力市场中滥用势力造成的，而是劳动力市场供给弹性降低和员工议价能力缺失引起的（Hafiz，2020）。例如，Marinescu et al（2021）的理论模型证明，在竞争性的劳动力市场中，劳动力无限供给，工资率必然等于劳动的边际产出价值。Manning（2011）则进一步对美国劳动供给弹性进行了估计，发现美国劳动供给弹性取值在0.1到4之间，大部分企业的劳动供给弹性低于2。最新的研究发现，即使是在企业滥用市场势力的假定下，如果企业可以对员工进行歧视性定薪，市场势力的滥用虽然会损害职工福利，但并不会损害消费者福利（Azar et al，2017）。这就使得建立在芝加哥学派基础上的竞争政策理论及其形成的消费者福利执法标准不再适用于劳动力市场（Steinbaum，2021）。实际上，造成两种观点存在分歧的本质原因在于，传统竞争政策理论及消费者福利执法标准，天然割裂了产品与劳动力市场的关联性，即现实执法实践与“产品—劳动力”市场监管理论分离之间的矛盾引发政策执行的偏失和理论分歧。

实际上，已有文献已经注意到产品与劳动力市场的关联问题。但是这类文献并没有关注“产品—劳动力”市场关联对竞争政策执行效力可能产生的影响。例如，Manning（2013）最早指出，忽视劳动力市场的不完全竞争性会导致建立在劳动力市场完全竞争假设基础上的企业产品市场势力有偏。Benmelech et al（2018）和 Azar et al（2017） 的研究进一步表明，企业的产品市场势力会影响工资制定决策，这意味着企业可以将其在产品市场的势力向劳动力市场扩展。随着我国社会主义市场经济的高速发展，特别是数字经济新模式的兴起，企业规模逐渐趋于扩大（谢富胜等，2019）。这就使得企业不仅可以运用其市场势力影响产品市场，也可以将其势力向劳动力市场扩展。简泽等（2016）以及盛丹、陆毅（2017）基于中国工业企业数据的实证研究表明，确实存在企业利润侵蚀工资的现象。一些研究也表明，1996—2010年间，中国劳动报酬比重也呈现下降趋势，从1996年的53.4％下滑到2010年的37.6％（赵伟光、李凯，2020）。上述证据似乎都表明，中国存在企业向劳动力市场扩展势力现象。那么，企业势力的扩展，或者说员工势力的减弱是否是中国劳动力市场供给弹性降低造成的？实际上，相关研究表明，中国劳动力市场就业率和区域间劳动力流动都比较稳定，并不存在明显的劳动供给弹性下降现象（吴要武，2020）。[[4]](#footnote-4)因此，在“产品—劳动力”市场的统一框架下，探析企业向劳动力市场扩展势力的内在机理，并实证检验竞争政策的实施是否促使企业向劳动力市场扩展势力来规避产品市场规制对其自身势力的影响研究，具有的重要的现实与理论意义。

研究视角的转换对研究方法的设计也提出了更高的要求。就企业在产品与劳动力市场中的市场势力量化识别而言，已有研究大多基于De Loecker & Warzynski（2012）研究框架， 通过测算企业边际成本加成，对市场势力进行测量（许明、李逸飞， 2020）。然而，De Loecker & Warzynski（2012）对市场势力的估算建立在劳动力市场完全竞争的假定基础上，显然无法有效应用于本研究。为此，有必要对这一识别框架进行扩展。Dobbelaere & Mairesse（2013）在假定产品与劳动力市场都呈现不完全竞争的基础上，将产品与劳动力市场的关联机制设定为三种形式，并构建产品与劳动力市场联合识别参数，对企业市场势力进行识别。由于Dobbelaere & Mairesse（2013）对于联合识别参数的测算建立在生产函数估计基础上，使其无法体现劳动力市场中的员工异质性。Tortarolo & Zarate（2018）则提供了另一种识别产品与劳动力市场势力的思路，其在 De Loecker & Warzynski（2012）的框架下将企业市场势力进一步细分为产品市场势力（*Markup*）与劳动力市场势力（*Markdown*），进而借鉴实证产业组织中的随机离散选择模型[[5]](#footnote-5)，对劳动供给弹性进行估算，识别两类市场的竞争不完全程度。值得注意的是，Tortarolo & Zarate（2018）构建的识别框架建立在企业与工会组织进行集体议价假定基础上。汤灿晴、董志强（2020）的研究结论表明，中国企业中的工会作用极其有限，并不存在真正意义上代表员工与资方进行谈判的工会组织，使得集体议价机制不能有效发挥作用。[[6]](#footnote-6)

相较于已有文献，本文的边际贡献主要体现在以下三点：一是在研究视角上，本文尝试构建劳动者与企业进行单独议价的理论模型，揭示产品与劳动力市场中企业势力的关联机理。进一步地，据此发展出一种识别方法，对竞争政策实施是否促使企业向劳动力市场扩展势力这一核心研究假说进行实证检验，并实证考察产品与劳动力市场势力的内在关联机理及其呈现出的关键特征。二是在研究方法上，本文借鉴并改进Tortarolo & Zarate（2018）的方法，在考虑企业和员工异质性基础上，对中国制造企业产品与劳动力市场势力进行测量。这一指标识别方法显然更符合中国产品与劳动力市场的现实情况，也在一定程度上深化了有关市场势力识别的文献研究。三是在政策启示上，本文的研究结论有助于弥补中国竞争政策研究领域有关产品与劳动力市场势力关联理论研究的不足，从而为竞争政策进一步优化提供理论与经验参考。具体来讲，一方面，中国的竞争政策要限制企业向劳动力市场扩展势力，推进竞争法在劳动力市场中的应用；另一方面，有必要构建起反垄断法与劳动法之间的监管协同体系，避免竞争法仅考虑消费者福利可能引起的执法偏失。

三、理论模型与研究假说的提出

本部分在谢申祥等（2019）构建的产品市场垄断竞争模型基础上，通过引入劳动力市场竞争不完全，建立企业与员工进行单独议价的理论模型，对企业产品与劳动力市场势力关联关系进行说明。

假定企业*f*在*t*时刻雇佣一组劳动者*Lft*，每个劳动者*j*提供*Lftj*的劳动投入，企业*f*的总劳动投入则可表示为*Lft*=∑*j*∈*LftLftj*。假定每个劳动者与企业进行单独谈判。企业在生产过程中的要素投入由资本*K*和劳动*L*组成。

企业在生产过程中的总利润函数可以表示为：

其中*Pft*、*Qft*分别表示企业*f*在*t*时刻生产的产品价格和产量；*rt*、*Kft*表示企业在*t*时刻投入的资本价格和数量；∑*j*∈*Lftwfjt*(*Lfjt*)*Lfjt*表示企业支付给员工的总报酬。值得注意的是，由于假定劳动力市场具有竞争不完全性，因此企业可以影响工资水平。根据式（1），企业不雇佣员工*j*的总利润可以表示为：

其中，*Rft=Pft*(*Qft*)*Qft*-*rtKft*，*Rft*(-*j*)*=Pft*(*Qft*(-*j*))*Qft*(-*j*)-*rtKft*(-*j*)。企业最优化决策过程可分解为两个步骤：企业*f*先决策资本投入*Kft*，再与员工*j*进行谈判，决定*Lfjt*和*wfjt*。按照逆向归纳原则，在第二阶段的工资谈判中，员工*j*获得的工资收入为：

（3）

其中，*β*是员工*j*与企业*f*进行工资谈判时的议价能力，*wafjt*表示员工*j*的保留工资。假定信息完全，保留工资等于员工实际工资。由于所有员工与企业之间的谈判都是独立进行的，没有一个员工具有足够的讨价还价能力来影响企业决策。因此，员工的工资必定满足：

（4）

在私人议价模式下，员工*j*接受或者拒绝合约都不会影响均衡条件下其他劳动者的工资。给定企业最优的工资与雇佣数量和，企业利润可以表示为：

由一阶最大化条件可得：

进一步可得：

其中，表示劳动供给弹性；表示需求价格弹性。式（7）等号左边是企业在劳动力市场中势力（*Markdown*）的倒数；等号右边是企业在产品市场中势力（*Markup*）的倒数。参照De Loecker & Warzynski（2012），企业整体市场势力（*Markpower*）可以表示为劳动产出弹性与可变要素产出份额的比值，则式（7）可以进一步表示为：

其中，为劳动产出弹性；为劳动报酬在产值中的份额。从上式可以看出，企业产品与劳动力市场势力取值大小分别取决于产品市场中的需求价格弹性，以及劳动力市场中的劳动供给弹性。具体而言，产品需求价格弹性越小表示企业间的产品替代性越低，则企业产品市场势力越大；劳动供给越缺乏弹性表示员工对现有工作的依赖性越强，则企业在劳动力市场中的势力越大。式（8）进一步表明，企业市场势力可以表示为产品市场势力与劳动力市场势力的比值。这意味着企业可以根据市场竞争环境的变化，通过调整其在产品与劳动力市场中的市场势力分配，以维持企业整体势力不变。根据上述模型推导，提出本文待检验的研究假说：

研究假说：当企业在产品市场面临反垄断处罚时，企业可以向劳动力市场扩展势力以规避竞争政策对其势力的影响。企业实现市场势力向劳动力市场扩展的机制在于，当企业在产品市场面临反垄断处罚时，为了应对行政处罚导致的产品市场势力（*Markup*）下降，企业可以根据式（8）揭示的“产品—劳动力”市场势力关系式，通过向劳动力市场扩展势力(*Markdown*)的方式来维持企业整体市场势力（*Markpower*）不变。值得注意的是，由于劳动力市场势力是工资与劳动边际产出价值之比，因此理论上企业在劳动力市场中势力的扩大表现为*Markdown*系数值变小。企业向劳动力市场扩展势力的必要条件在于以下两点：一是在劳动力市场中劳动供给缺乏弹性，即员工对企业提供的工作岗位具有依赖性；二是在“企业—职工”私人议价模式下，企业具有较强的议价能力。在后面的实证检验部分，本研究也会进一步证明，相对于直接降低工资而言，企业主要通过增加工时的方式实现向劳动力市场扩展势力。

四、政策背景、实证模型设计与典型事实

（一）政策背景

作为竞争政策的重要组成部分，《中华人民共和国反垄断法》于2008年正式实施。自实施以来，执法部门查结垄断协议案163件，滥用市场支配地位案54件，累计罚款金额超过110亿元人民币，有效维护了市场公平。[[7]](#footnote-7)但是，当前我国《反垄断法》在推动和实施过程中仍存在多元目标权衡不当、制度设计不完善等问题（王彦超、蒋亚含，2020）。这其中，忽视企业产品与劳动力市场势力的关联性，很可能造成企业向劳动力市场扩展势力来规避产品市场规制的现象发生。实际上，即使确实存在竞争政策实施导致的企业向劳动力市场扩展势力行为，实证检验产品市场势力与劳动力市场势力的关联机制也并非易事。这主要在于难以寻找到合适的识别方法，测度企业市场势力对劳动力市场的影响。一些影响产品市场的因素，可能也会影响劳动力市场，从而引发内生性问题造成的识别偏误。

《反垄断法》实施为识别产品与劳动力市场势力的关联机制提供了一个准自然实验窗口。《反垄断法》作为产品市场的外生冲击，旨在对产品市场中的垄断行为进行规制，其政策初衷并不涉及劳动力市场。理论上，当企业在产品市场面临反垄断规制时，其产品市场势力会趋于下降，为了规避竞争法对其自身势力的影响，企业会倾向于向劳动力市场扩展势力，从而维持企业整体市场势力不变。《反垄断法》作为国家层面的法治顶层设计，也使得劳动力市场因素不能反向影响产品市场中的竞争政策执行，即互为因果引发的内生性问题不存在。此外，DID估计结果的准确性还依赖于合适的对照组的选取。为此，本文做了如下工作：我们手工收集了2008—2015年间反垄断执法机构发布的行政处罚和垄断民事诉讼决定书、公告等反垄断执法信息。发现反垄断行政处罚仅在中国某些省份发生。[[8]](#footnote-8)实际上，2008年以来，中国形成了反垄断执法事权归属中央，再由中央执法部门根据相应情况和条件，授权省级政府执法部门在本行政区划范围内进行反垄断执法的权力架构（王彦超、蒋亚含，2020）。这就使得中国的反垄断执法在省域层面具有自主性和独立性。2008—2015年中国反垄断行政处罚情况统计如表1所示：

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| 表1 2008—2015年中国反垄断行政与民事诉讼案件汇总 | | | | |
|  | 行政诉讼案件 | | | 民事诉讼案件 |
| 国家商务部(反垄断局) | 国家发改委(价格监督检查司) | 国家工商总局(反垄断与反不正当竞争执法局) | 中央及地方反垄断执法部门 |
| 2008—2009年 | — | — | 94 | 6 |
| 2010年 | 7 | 2 | 118 | 23 |
| 2011年 | 1 | 5 | 185 | 24 |
| 2012年 | 22 | 3 | 188 | 49 |
| 2013年 | 20 | 52 | 212 | 69 |
| 2014年 | 17 | 43 | 246 | 79 |
| 2015年 | 34 | 85 | 338 | 116 |
| 案件合计 | 101 | 190 | 1381 | 366 |
| 罚金合计 | 0.43亿元 | 103.97亿元 | 5.57亿元 | 0.2亿元 |
| 注：国家商务部(反垄断局)负责非价格垄断协议、非价格滥用市场支配地位、滥用行政权力排除限制竞争行为的反垄断执法案件审查；国家发改委(价格监督检查司)负责价格垄断案件审查；国家工商总局(反垄断与反不正当竞争执法局)负责经营者集中案件审查。2018年，原国家发改委、商务部、工商总局等反垄断执法职责进行整合，新组建国家市场监管总局负责反垄断统一执法。 | | | | |

（二）实证模型设计

本文参照并改进王彦超、蒋亚含（2020）的思路，构建如下DID识别系统：

具体而言，首先构建式（9）用来检验企业产品市场势力在《反垄断法》实施前后的变化。下标*f*表示企业，*t*表示时间；*mulpft*表示企业在产品市场中的市场势力，测算方法如第三部分所示；*AAC*=*post*×*treat*，为产品市场的外生冲击，即《反垄断法》实施，*post*为时间虚拟变量，当*t*≥2008时取值为1，否则为0；*treat*为虚拟变量，如果自《反垄断法》实施以来被行政诉讼或处罚的省份企业所在行业为1[[9]](#footnote-9)，未被反垄断行政诉讼或处罚的其他省份企业为0。这样设置实验分组的理由在于《反垄断法》主要通过执法威慑力对行政区划范围的企业竞争行为进行规范。这既会对涉事企业产品市场势力造成影响，也会通过竞争效应对所在辖区内除该企业之外的行业内其他企业产品市场势力带来影响。

最后，在（9）式基础上，构建（10）式以检验《反垄断法》实施造成的企业产品市场势力下降，是否促使企业向劳动力市场扩展势力来规避竞争法的影响：

其中，*mdlpft*表示企业劳动力市场势力。Δ*mulpft*表示企业所在行业市场势力的下降程度，以《反垄断法》执行年份2008年为分界点，计算每个企业所在行业在2008年前后产品市场势力均值差。核心变量为*AAC*和Δ*mulpft*的交乘项，*β*2是关注的重点。*X*是影响劳动力市场势力的其他因素。、、分别表示行业、区域和时间固定效应，为随机扰动项。

进一步地，本文对控制变量的设定说明如下：企业规模（*scale*），用企业工业总产值的对数值衡量；技术距离（*tfpgap*），用企业*TFP*与所在行业效率最高企业的*TFP*差值衡量，全要素生产率衡量采用半参数LP方法；劳动生产率（ln*lv*），用对数形式的劳均增加值衡量；融资约束（*fin*），用企业总负债与总资产之比衡量；企业年龄（ln*age*），用企业年龄对数值衡量；职称特征变量（*pro*），用企业内部中级及以上技术人员占比衡量；学历特征变量（*edu*），用高中及以上学历员工占比衡量。为了控制市场竞争环境的影响，本文还加入行业层面的赫芬达尔指数（*hhi*）、樊纲市场化指数（*market*）。

（三）核心指标测度

测度产品与劳动力市场中的企业市场势力是实证研究的关键。实际上，式（8）已经给出了企业市场势力（*Markpower*）的测度公式，其等于劳动投入的产出弹性（）与劳动收入占企业增加值的份额（）之比。其中可以根据工业企业数据库直接计算[[10]](#footnote-10)，可以通过估计企业层面的生产函数获取其系数值。为了体现企业异质性，本文采用LP半参数法估算具有超越对数生产技术的生产函数。[[11]](#footnote-11)关键在于如何根据式（8）测度企业在产品与劳动力市场中的势力。本文参照Tortarolo & Zarate（2018）建立在De Loecker & Warzynski（2012）基础上的扩展模型，在统一的框架下，对企业在产品与劳动力市场中的势力进行测度。根据产品与劳动力市场势力的定义，可以将产品与劳动力市场势力表示为如下形式：

（11）

（12）

其中*pft*表示价格，*mcft*表示边际成本；*wft*表示企业支付给员工的真实工资，*MRPLft*表示劳动的边际产出收益；表示产品需求弹性，表示劳动供给弹性。从（11）式可以看出，企业产品市场势力表现为价格与边际成本之比，该比值越大表示企业在产品市场中的势力越大。从式（12）可以看出，企业劳动力市场势力表现为实际工资与劳动边际产出收益之比，该比值越小表示工资与劳动边际产出差距越大，即企业劳动力市场势力越大。

首先，就企业在劳动力市场中的势力测度而言，本文借鉴实证产业组织中的员工对企业具有异质性偏好的择业模型，计算劳动供给弹性，其中ln*sft*表示企业*f*在*t*年的对数形式的员工总人数占社会总就业人数的比重，*xft*表示企业特征向量组[[12]](#footnote-13)，、、表示时间、行业、省份哑变量。为了避免不可观测的外部冲击对员工就业选择产生的内生性问题，参考Card et al（2018）用企业中间投入品以及滞后两期的平均工资作为*wft*的工具变量。依据工业企业数据库给出的相关数据可以对择业模型进行估计，并得到*β*的系数值。根据=可以计算劳动供给弹性，并根据式（12）测算出企业在劳动力市场中的势力（*Markdown*）。

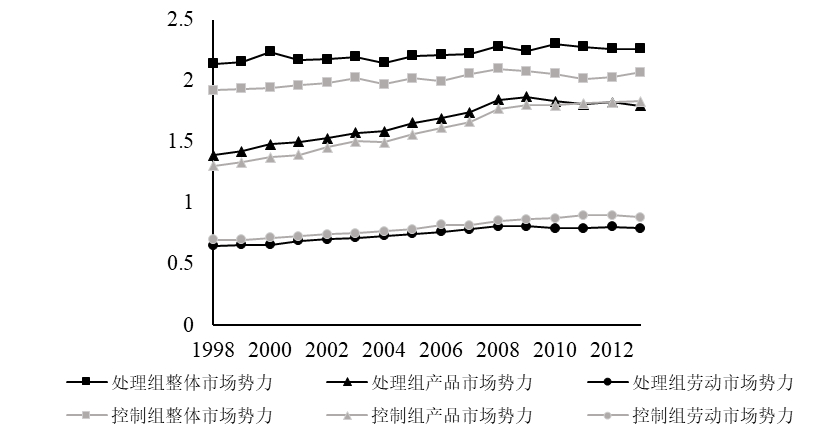
之后，给定*Markpower*与*Markdown*，可以依据式（8）计算出企业在产品市场中的势力（*Markup*），从而完成对核心指标的构建。

（四）数据说明

本文数据主要来源于以下三部分：①1998—2013年中国工业企业数据库的全部制造业行业数据。本文参考已有文献对行业代码、企业规模口径、缺失值、明显统计错误及不符合会计准则样本进行处理。②2008—2013年间中国反垄断执法机构发布的全部行政处罚和垄断民事诉讼决定书、公告等反垄断执法信息数据。其中，行政处罚数据来源于中国反垄断执法机构官网发布的全部行政处罚决定书、公告、案件新闻；民事诉讼数据来源于中国裁判文书网。本文按照企业名称、法人代表、地址等信息与工业企业数据库匹配。③本文也从《中国统计年鉴》中手工收集了各地区的农村个人劳动收入数据（*l\_income*）、最低工资数据（*m\_income*）和教育统计数据。值得注意的是，工业企业数据仅在2004年给出了企业员工学历构成信息。因此，本文将1998—2013年的各企业技能与非技能员工比例固定在2004年，并按照不同省份的各阶段教育人数增长情况进行调整，用以计算企业内部低技能与高技能员工面临的企业劳动力市场势力。

（五）典型事实：产品市场反垄断与企业市场势力演变趋势

本文利用上述构建的核心指标并结合中国工业企业数据库，测算了1998—2013年间处理组和控制组的制造企业在产品与劳动力市场中的市场势力，结果如图1所示。总体上中国制造企业不仅在产品市场获取垄断租金，也会通过压低员工收入的方式，进一步获取劳动租金，意味着企业在产品与劳动力市场都具有一定的市场势力。这与简泽等（2016）的分析是一致的。平均而言，企业在产品市场获取高于边际成本66.13%的价格加成，在劳动力市场支付低于劳动边际产品收益24.31%的工资。从时间趋势来看，1998—2008年间，企业产品市场势力呈现出上升趋势，从1998年的1.36上升到2008年的1.82。与之对应的是，企业劳动力市场势力呈现出下降趋势，即工资低于劳动边际产品价值率由1998年的35.10%缩小到2008年的19.52%。然而，在2008年之后，处理组和控制组企业产品与劳动力市场势力呈现出较为明显的变动。具体变现为：没有受到《反垄断法》影响的控制组其产品与劳动力市场势力变动趋势与2008年之前基本一致；处理组在受到《反垄断法》影响后，企业产品市场势力呈现出明显的下降趋势，与此同时，企业在劳动力市场的势力却呈现出增长趋势，即工资低于劳动边际产品价值率由2008年的19.19%扩大到2013年的20.53 %。图1实际上也给出了企业向劳动力市场扩展势力的两个可能性条件：一是相对于实验组而言，处理组企业在产品市场更具有势力；二是相对于实验组而言，处理组企业在劳动力市场也更具有势力。这两个特征事实意味着，产品与劳动力市场中势力越大的企业，越可能向劳动力市场扩展势力以规避反垄断处罚的影响。在后面的实证分析部分，本文将采用DID方法并结合多种稳健性检验对上述典型事实进行更为细致的经验分析。



企业市场势力

图1 产品市场反垄断与企业市场势力演变趋势

注：作者根据stata软件计算所得

年份

本文也在两位数制造业分类代码基础上，对中国行业层面产品与劳动力市场势力进行了测算，结果如图2所示。图2（a）报告了中国两位数制造业部门在产品市场中的势力分布情况。统计发现，中国制造业产品市场势力在不同行业间表现出明显的差异，产品市场势力大的行业主要包括农副食品加工业、食品制造业、饮料制造业、石油加工炼焦及核燃料加工业、化学原料及化学制品制造业、医药制造业、化学纤维制造业等部门。与此同时，在同一两位数制造业部门内部，不同企业的产品市场势力也表现出很大的差异。图2（b）报告了中国两位数制造业部门在劳动力市场中的势力分布情况。统计发现，中国制造业劳动力市场势力在不同行业间表现出明显的差异，劳动力市场势力大的行业主要包括烟草制品业、家具制造业、造纸及纸制品业、医药制造业、橡胶制品业、非金属矿物制品业等部门。与此同时，在同一两位数制造业部门内部，不同企业的劳动力市场势力也表现出很大的差异。

注：13农副食品加工业、14食品制造业、15饮料制造业、16烟草制品业、17纺织业、18纺织服装鞋帽制造业、19皮革毛皮羽毛及其制品业、20木材加工及木竹藤棕草制品业、21家具制造业、22造纸及纸制品业、23印刷业和记录媒介的复制、24文教体育用品制造业、25石油加工炼焦及核燃料加工业、26化学原料及化学制品制造业、27医药制造业、28化学纤维制造业、29橡胶制品业、30塑料制品业、31非金属矿物制品业、32黑色金属冶炼及压延加工业、33有色金属冶炼及压延加工业、34金属制品业、35通用设备制造业、36专用设备制造业、37交通运输设备制造业、39电器机械及器械制造业、40通信设备、计算机及其他电子设备制造业、41仪器仪表及文化办公用机械制造业、42工艺品及其制造业。

（a）分行业产品市场势力 （b）分行业劳动力市场势力

图2 分行业产品与劳动力市场势力



产品市场势力

劳动力市场势力

12—42两位数行业代码 12—42两位数行业代码

五、计量结果分析

（一）基准回归

表2第（1）列给出了（9）式回归结果。结果表明反垄断处罚确实使得涉事企业所在省份行业的产品市场势力呈现出下降趋势。第（2）至（6）列给出了（10）式回归结果。其中，第（1）列仅考虑政策处理效应*AAC*×Δ*mulp*。第（2）列进一步控制影响劳动力市场势力的企业规模、企业间技术距离、劳动生产率、企业年龄、融资约束、职称特征变量、学历特征变量、赫芬达尔指数控制变量，第（3）列在第（2）列的基础上进一步加入时间、省份、行业固定效应，以控制不可观测因素的影响。我们发现，处理效应*AAC*×Δ*mulp*的系数符号和显著性水平没有发生根本性变化，说明回归结果具有较好的稳健性。从第（4）列完整回归结果可以看出，处理效应*AAC*×Δ*mulp*估计系数显著为负0.008，说明平均而言《反垄断法》实施造成的涉事省份行业产品市场势力下降，使得劳动力市场中实际工资低于劳动边际产出价值0.008%。初步表明企业向劳动力市场扩展势力来规避产品市场规制的现象确实存在，意味着仅关注消费者福利的现有反垄断执法体系可能存在执法偏失。第（5）列进一步考察政策效果的时间变动趋势。回归结果显示，政策处理效应在2009—2013年呈现上升趋势，说明《反垄断法》实施引致的企业向劳动力市场扩展势力程度逐年增加。从控制变量回归结果来看，Δ*mulp*估计系数为负0.020且显著，说明企业产品与劳动力市场势力确实存在如理论模型部分式（8）揭示出的关联关系，即企业可以通过压低自身产品市场势力并扩展劳动力市场势力的方式来维持企业整体势力不变。*post×*Δ*mulp*系数显著为负，说明这种产品市场势力下降引发的企业劳动力市场势力上升现象发生在2008年之后。也可能意味着存在一些潜在因素既作用于企业产品市场势力也作用于劳动力市场势力，使得两个市场的势力共同出现变动。*treat×*Δ*mulp*系数为正，说明在反垄断处罚前，相对于控制组而言，处理组市场势力扩展效应并不明显。我们在稳健性检验部分，将控制金融危机和新《劳动合同法》实施两个发生于2008年的外生事件冲击，检验《反垄断法》实施引致的企业市场势力扩展行为是否依然存在。上述检验结果也进一步证明了处理效应*AAC*×Δ*mulp*表示的反垄断处罚引发的市场势力扩展净效应确实存在。

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 表2 基准回归结果 | | | | | |
|  | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
| *mulp* | *mdlp* | *mdlp* | *mdlp* | *mdlp* |
| *AAC* | -0.4181\*\*\*  (0.0010) |  |  |  |  |
| *AAC×*Δ*mulp* |  | -0.0384\*\*\*  (0.0045) | -0.0119\*\*\*  (0.0041) | -0.0081\*\*  (0.0039) |  |
| *post×*Δ*mulp* |  | -0.1708\*\*\*  (0.0020) | -0.0682\*\*\*  (0.0020) | -0.0529\*\*\*  (0.0019) | -0.0514\*\*\*  (0.0017) |
| *treat×*Δ*mulp* |  | 0.0542\*\*\*  (0.0037) | 0.0118\*\*\*  (0.0031) | 0.0203\*\*\*  (0.0029) | 0.0330\*\*\*  (0.0021) |
| Δ*mulp* |  | -0.0286\*\*\*  (0.0010) | -0.0109\*\*\*  (0.0010) | -0.0201\*\*\*  (0.0009) | -0.0154\*\*\*  (0.0009) |
| *AAC2009* |  |  |  |  | -0.0474\*\*\*  (0.0024) |
| *AAC2011* |  |  |  |  | -0.0346\*\*\*  (0.0096) |
| *AAC2013* |  |  |  |  | -0.1518\*\*\*  (0.0040) |
| 控制变量 | Yes | No | Yes | Yes | Yes |
| 三项固定效应 | Yes | No | No | Yes | Yes |
| 样本量 | 1 747 145 | 2 595 343 | 1 761 132 | 1 761 129 | 1 761 129 |
| 调整R2 | 0.658 | 0.006 | 0.385 | 0.453 | 0.453 |
| 注：（1）\*\*\*，\*\*，\*分别表示在1%，5%和10%水平上显著；（2）括号中为标准误；（3）限于篇幅，表中没有给出常数项与控制变量结果，如有需要可联系作者，下表同。 | | | | | |

（二）稳健性检验

1.政策干预外生性假定。DID估计结果的准确性依赖于政策干预的外生性。如果企业是否受到反垄断处罚与企业的劳动力市场势力有关，那么表明劳动力市场因素可以反向影响《反垄断法》的实施，即存在互为因果引发的内生性识别偏差。为此，本文以企业是否受到反垄断处罚为被解释变量，以企业劳动力市场势力作为解释变量。表3第（1）列回归发现，企业的劳动力市场势力并不显著影响企业是否受到反垄断处罚，估计系数为0.008，满足政策干预的外生性假定。

2.企业联合市场势力不变假定。如果确实存在企业向劳动力市场扩展势力以规避产品市场规制的现象，那么企业在产品与劳动力市场中的联合市场势力应该不变或者变动很小。为了检验这一假说，本研究将（10）式的被解释变量替换为企业的整体市场势力*mplp*，并进行重新回归。如果这一假说成立，回归结果中的政策处理效应估计系数将不显著。表3第（2）列报告了回归结果，表明《反垄断法》实施虽然有效削弱了企业的产品市场势力，但对企业整体市场势力的影响则不显著。

3.剔除4万亿刺激计划的影响。实际上，2008年不仅是《反垄断法》实施的年份，也是次贷危机和4万亿计划的开始年份。为了应对2008年金融危机，中央政府推出4万亿刺激计划，这也会对企业产品与劳动力市场势力的关联机制产生影响。为此，本研究将涉及到出口、基建、家电、汽车企业样本设置为实验组，其他企业为对照组，将其与*post*交乘，以此组成政策冲击变量*AAC*1，加入到回归模型（10）式中。结果如表3第（3）列所示，结论表明，即使在控制次贷危机和4万亿计划后，处理效应估计系数依然显著为负，说明在控制其他政策冲击后，《反垄断法》实施导致的企业向劳动力市场扩展势力现象依然存在。

4.剔除新《劳动合同法》的影响。2008年不仅爆发了金融危机，新《劳动合同法》也于该年实施。DID需要排除重叠政策的影响。根据已有文献，相对于国有企业和外资企业，私营企业中劳动合同执行效果较差（李波、杨先明，2021）。因此，相比于国有和外资企业而言，受到劳动法约束程度不高的私营企业中，企业市场势力的扩展效应更为显著。本研究将私营企业设置为实验组，国有企业和外资企业设置为对照组，将其与*post*交乘，以此组成反应《劳动合同法》政策冲击变量*AAC*2，加入到回归模型（10）式中。估计结果如表3第（4）列所示，结论表明，即使在控制新《劳动合同法》冲击后，处理效应*AAC*×Δ*mulp*估计系数依然显著为负，也在一定程度上表明新《劳动合同法》不能有效阻止企业向劳动力市场扩展势力行为。

5.剔除省份间差异。虽然授权省级政府执法部门在本行政区划范围内进行反垄断执法的权力架构为构建DID准自然实验创造了条件。但是，各省份间的经济发展程度、法制基础存在较大差异。如果不对其进行控制，必然使得识别的政策处理效应系数有偏。为此，本研究选择跨省份边界的地级市内企业样本对（10）式进行重新回归。我们认为位于省份边界的企业在经济发展程度、法制基础等方面面临的差异最小，可以有效排除省份间差异对回归结论的影响。表3第（5）列结果表明，处理效应*AAC*×Δ*mulp*系数显著为负，说明在考虑省份间差异后，产品与劳动力市场势力的关联机理依然存在。

6.劳动力市场势力的其他识别方法。企业劳动力市场势力的测算依赖于劳动力市场范围的界定。为了进一步检验结论的稳健性，我们参照Azar et al（2017），采用实证产业组织中的嵌套Logit模型[[13]](#footnote-14)，在考虑到劳动者对工作区域及行业偏好异质性的基础上，对三位数城市和行业代码层面的企业劳动力市场势力进行测度，并生成劳动力市场势力替代变量*mdlp\_ city*，以检验劳动力市场界定范围变动对研究结论的影响。结论如表3第（6）列所示，表明即使考虑到劳动力市场范围界定的影响，产品与劳动力市场势力的关联机理依然存在。

|  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 表3 稳健性检验结果 | | | | | | |
|  | *treat* | *mplp* | *mdlp* | *mdlp* | *mdlp* | *mdlp\_* *city* |
| (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| *mdlp* | 0.0082\*  (0.0043) |  |  |  |  |  |
| *AAC×*Δ*mulp* |  | 0.0285  (0.1298) | -0.0189\*\*  (0.0092) | -0.0189\*\*  (0.0092) | -0.0175\*\*\*  (0.0052) | -0.0168\*  (0.0089) |
| *AAC*1 |  |  | 0.0133\*\*\*  (0.0031) | 0.0121\*\*\*  (0.0022) | 0.0089\*\*\*  (0.0009) | 0.0053\*\*\*  (0.0012) |
| *AAC*2 |  |  |  | -0.0045  (0.0039) | -0.0026\*\*  (0.0013) | -0.0050\*\*  (0.0022) |
| 控制变量 | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 固定效应 | No | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 样本量 | 1 761 132 | 1 808 906 | 1 761 132 | 1 761 132 | 186 828 | 1 654 549 |
| 调整R2 | 0.037 | 0.123 | 0.425 | 0.425 | 0.507 | 0.344 |
| 注：同上表。 | | | | | | |

7.平行趋势检验。为了进一步检验结论的稳健性，本文还进行了如下的平行趋势检验。其中，平行趋势检验的时间跨度为2005—2012年，以2008年为界，2005—2007年为政策执行前，2009—2012为政策执行后。平行趋势检验检验结果如图3（a）所示。由图3回归结果可知，2005—2007年的政策处理效应估计系数不显著，因此趋势一致性假设成立。

8.安慰剂检验。为了进一步检验DID模型是否满足政策干预的独立性，本文进行如下的安慰剂检验。本研究通过随机抽样的方式构建虚假实验组与对照组，以此生成虚拟政策处理效应，对（9）式回归并记录估计系数，循环500次，考察估计系数均值是否为0。由图3（b）可以看出，安慰剂检验得到的估计系数均值接近于0，说明《反垄断法》仅对涉事企业及所在细分行业中的其他企业产生影响，满足政策干预的独立性假定。

（a）平行趋势检验

（b）安慰剂检验

图3 平行趋势检验与安慰剂检验

注：作者根据stata软件计算所得。



政策效应

P

值

（三）企业向劳动力市场扩展势力的机理分析

本部分进一步对企业向劳动力市场扩展市场势力的内在机理进行实证检验分析。

首先，我们将前文测算的劳动供给弹性*M\_*作为被解释变量，将取对数后的平均工资ln*M\_wage*以及取对数后的周工作小时数ln*M\_time*作为核心解释变量，以检验劳动供给弹性是否对工资与工时的变动敏感。理论上，如果劳动供给弹性对工资与工时的变动不敏感，则表明企业压低工资以及提高工时的行为不会引发劳动供给弹性的大幅变动，从而实现市场势力向劳动力市场的扩展。工资和工时数据来源于《中国劳动统计年鉴》，为了保持指标的一致性，我们将劳动供给弹性、取对数后的平均工资和取对数后的周工作小时数加总为全国层面均值。回归结论如表4第（1）列所示。结果表明，相对于压低工资而言，劳动供给弹性对工时的变动更为不敏感。这说明企业可以在保持工资不变的前提下，通过增加工时来提高其在劳动力市场中的市场势力。同时，政策处理效应估计系数为负，说明相对于控制组而言，受到《反垄断法》冲击的处理组劳动供给弹性更低，意味着低劳动供给弹性是企业向劳动力市场扩展势力的必要条件。

进一步地，本文以取对数后的平均工资ln*M\_wage*以及取对数后的周工作小时数ln*M\_time*作为中介变量，引入到式（10），以此检验企业是否通过压低工资或者增加工时来实现市场势力向劳动力市场的扩展。我们也在上述中介效应模型中引入企业议价能力与处理效应的交乘项*firmbargain*[[14]](#footnote-15)，以检验私人议价模式下企业相对于员工的议价优势是否对企业扩展势力行为具有正向促进作用。中介效应回归结论如表4第（2）至（5）列所示。结论表明，反垄断执法引发的企业产品市场势力下降，会使得企业员工平均工资下降约0.01%，使得员工每周工作时间增加约0.14%，说明企业主要通过增加员工工时的方式，行使其劳动力市场势力。同时，企业议价能力会正向调节企业通过工资与工时机制向劳动力市场扩展势力。实际上，“十二五”规划纲要提出的“两个同步”政策以及最低工资制度使得中国2008—2017年间平均工资增加了近1倍。企业不大可能通过直接压低工资的方式向劳动力市场行使市场势力。但就增加工时而言，虽然新《劳动合同法》第三十六条规定员工平均每周工作时间不超过44小时。中国制造业员工每周工作时间却从2008年的47.9小时增加到2019年的48.9[[15]](#footnote-16)。这说明《劳动合同法》没有有效规范企业通过增加工时方式间接压低工资的行为。由于企业通过增加工时间接压低工资行为，本质上是企业在劳动力市场滥用市场势力的表现，其产生及作用机理已经超出劳动法保障范畴，因此需要竞争法的介入。

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 表4 企业向劳动力市场扩展势力的机制检验 | | | | | |
|  | *M\_* | *M\_mdlp* | ln*M\_time* | ln*M\_wage* | *M\_mdlp* |
| (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
| ln*M\_time* | 0.0395\*\*\*  (0.0003) |  |  |  | -0.3088\*\*\*  (0.0006) |
| ln*M\_wage* | 2.5625\*\*\*  (0.0021) |  |  |  | 0.0860\*\*\*  (0.0001) |
| *firmbargain* |  | -0.0162\*\*\*  (0.0001) | 0.0383\*\*\*  (0.0010) | -0.0466\*\*\*  (0.0001) | -0.0094\*\*\*  (0.0001) |
| *AAC*×Δ*mulp* | -2.6745\*\*\*  (0.0097) | -0.0964\*\*\*  (0.0007) | 0.1410\*\*\*  (0.0051) | -0.0108\*\*\*  (0.0005) | -0.0765\*\*\*  (0.0003) |
| 控制变量 | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 样本量 | 1 712 978 | 1 973 379 | 1 973 379 | 1 712 978 | 1 712 978 |
| 调整R2 | 0.794 | 0.558 | 0.603 | 0.244 | 0.820 |
| 注：同上表。 | | | | | |

（四）异质性分析

1.区分员工技能差异。企业向劳动力市场扩展势力行为对于不同技能员工将会呈现出怎样的差异呢？为此，本文利用中国工业企业数据库给出的平均工资数据以及企业员工学历构成数据和各省份的农村个人劳动收入数据，按照第三部分指标识别方法计算了企业内部高技能员工与低技能员工的劳动力市场势力。平均而言，企业在高技能劳动力市场势力为0.82，在低技能劳动力市场势力为0.77，表明企业在不同技能劳动市场具有不同的市场势力。进一步地，本文以计算的高技能劳动力市场势力*skillmdlp*与低技能劳动力市场势力*uskillmdlp*作为被解释变量，重新对（10）式进行回归，结果如表5第（1）和第（2）列所示。从回归结果可以看出，在面临产品市场反垄断处罚时，相对于低技能劳动市场，高技能劳动力市场中产品与劳动力市场势力的关联效应更强。这意味着虽然企业支付给高技能员工更高的工资，但企业更倾向于向高技能劳动力扩展势力来规避产品市场规制的影响。可能的原因在于以下两点：一是相对于高技能员工而言，低技能员工更多地受到最低工资政策保护，阻止了企业向低技能劳动力市场扩展势力行为；二是企业对高技能劳动市场势力扩展更多地表现为增加工作任务，而非压低工资。

2.区分最低工资约束。理论上，受到最低工资政策约束的企业更难将其势力向劳动力市场扩展。为了检验这一假说，本文收集了1998—2013年各省份的最低工资标准数据并将其与工业企业样本匹配。参照Tortarolo & Zarate（2018）的做法，构建最低工资标准哑变量（*binging*）：*rrt*=*minwagert*/*wft*，其中*wft*表示企业的平均工资，*minwagert*表示最低工资，将*rrt*≧60%的企业视为受最低工资标准约束的企业（*binging=*1），将*rrt*≦40%的企业视为不受最低工资标准约束的企业（*binging=*0）。将两组样本按照（10）式进行分样本回归，回归结论如表5第（3）和第（4）列所示。从回归结果可以看出，受到最低工资政策约束的企业样本，政策处理效应*AAC*×Δ*mulp*系数不再显著。说明在反垄断法执行过程中配合劳动保障政策，可以有效阻止企业市场势力扩展行为，从而达到最优的政策效果。对于没有受到最低工资政策约束的企业样本而言，企业市场势力扩展行为依然存在，需要竞争法的介入，以规范企业在劳动力市场中的滥用势力行为。

3.区分企业规模差异。本文也按照样本企业的规模差异，进一步对产品与劳动力市场势力的关联机理进行异质性分析。回归结论如表5第（5）至（7）列所示。回归结果表明，相对于大中型企业而言，规模小的企业更倾向于向劳动力市场扩展势力来规避产品市场反垄断的影响。实际上，相对于外资企业和国有企业完善的用工制度而言，小型企业中企业与员工私人议价模式更为普遍。因此，上述结论也证明了私人议价模式下企业拥有的议价优势，是影响企业向劳动力市场扩展势力程度的重要因素。

|  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 表5 异质性分析结果 | | | | | | | |
|  | *skillmdlp* | *uskillmdlp* | *mdlp* | *mdlp* | *mdlp* | *mdlp* | *mdlp* |
| (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) |
| *AAC×*Δ*mulp* | -0.0301\*\*\*  (0.0087) | 0.0015  (0.0091) | -0.0165\*\*\*  (0.0023) | 0.0013  (0.0021) | 0.0282\*\*\*  (0.0055) | -0.0177\*\*\*  (0.0024) | -0.0115\*\*\*  (0.0061) |
| 控制变量 | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 固定效应 | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 样本量 | 1 748 857 | 1 928 910 | 477 486 | 676 317 | 652 301 | 977 599 | 131 232 |
| 调整R2 | 0.341 | 0.832 | 0.755 | 0.677 | 0.396 | 0.447 | 0.563 |
| 注：同上表。 | | | | | | | |

六、进一步分析：消除市场势力的效率提高

消除企业产品与劳动力市场势力的政策优化改革会对中国经济运行效率带来多大提升？为此，本文借鉴Tortarolo & Zarate（2018）研究思路，对这一问题进行探讨。

假定经济体的最终整体产出表现为CES的产品组合形式，那么行业*s*的全要素生产率（*TFPs*）可以表示为如下形式：

（13）

上式中，*Ms*表示在行业*s*中的企业数量，表示企业*f*的全要素生产率，*σ*表示相同行业的不同企业间的替代弹性。表示企业生产率，在资源配置最优时，其在相同行业的企业间取值相同。表示行业*s*的平均生产效率，当存在产品和劳动力市场势力时，可以将企业层面的总生产效率表示为：

（14）

从上式可以看出，企业在产品与劳动力市场中的市场势力也是决定资源配置效率的重要因素。市场势力引致的资源错配主要体现在两个方面：一是市场势力会使得均衡时的价格过高、产量过低从而引发资源错配；二是企业间市场势力的取值差异也会引致要素价格扭曲进而引发资源错配（Tortarolo & Zarate，2018）。假定企业的*TFPRsf*和服从联合对数正态分布，则全要素生产率可以表示为：

（15）

其中*γ*是一个跨行业的值，它对行业内的投入要素边际产出价值的方差并不产生影响，因此，设定*γ=*1。*σ*表示产品间的替代弹性，已有文献认为*σ*在竞争性制造业的取值在3—10之间，本文设定*σ*为3。在已知企业产品市场势力（*Markup*）和劳动力市场势力（*Markdown*）的情况下，可以根据式（15）测算出消除企业市场势力带来的效率提升。在具体反事实测算时，本文将三位数行业产品市场势力与劳动力市场势力设置为各自的均值，结论如表6所示。

从表6第（3）和第（5）列可以看出，若仅消除企业产品市场势力会使得中国1998—2013年全要素生产率提高约4.41%。若同时消除企业在产品与劳动力市场中的势力，会使得1998—2013年中国全要素生产率提高约14.87%，平均每年提高约1.19%。说明只有同时推动消除企业产品与劳动力市场势力的政策改革才能达到最优的政策效果。现有竞争政策仅关注产品市场中的垄断行为、注重维护消费者福利，忽视了企业竞争行为可能对劳动者福利的影响。上述研究结论意味着推动反垄断法与劳动保障法的协同监管，加快推进竞争法在劳动力市场中的运用，可以实现最优的政策效果。区分企业性质来看，相对于外资企业与私营企业，国有企业的全要素生产率提升效应更为明显。区分企业规模来看，相对于小型企业，中大型企业的全要素生产率提升效应更为显著。

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| 表6 反事实分析：消除市场势力的生产效率提高 | | | | |
|  | 观测值 | 反事实模拟1 | 反事实模拟2 | 反事实模拟3 |
| 全部样本： | 3 487 430 | 4.41 % | 9.82 % | 14.87% |
| 其中国有企业 | 331 624 | 4.35 % | 10.03 % | 14.88 % |
| 外资企业 | 363 398 | 4.47 % | 9.73 % | 14.89 % |
| 私营企业： | 1 396 636 | 4.41 % | 9.81 % | 14.85 % |
| 小型企业 | 1 730 349 | 4.42 % | 9.81 % | 14.86% |
| 中型企业 | 1 094 328 | 4.39% | 9.83 % | 14.85 % |
| 大型企业 | 662 753 | 4.44 % | 9.83 % | 14.90% |
| 注：反事实模拟1表示消除产品市场势力带来的TFP提高，反事实模拟2表示消除产品市场势力带来的TFP提高，反事实模拟3表示消除产品市场势力带来的TFP提高。 | | | | |

七、结论与启示

企业向劳动力市场扩展势力来规避产品市场规制的行为，不仅使得竞争政策的实施效果大打折扣，也会引发劳资冲突等一系列社会问题。本文从产品与劳动力市场势力关联视角出发，以《反垄断法》实施构建准自然实验，对企业向劳动力市场扩展势力以规避产品市场规制这一核心研究假说进行实证检验，并揭示产品与劳动力市场势力的关联机理及关联特征，突破了反竞争行为存在领域之范围的认知。研究结论如下：①本文构建了一个在统一框架下识别企业产品与劳动力市场势力的实证框架，发现企业不仅在产品市场获取垄断租金，也会通过隐性压低员工收入的方式获取劳动租金，结论扩展了有关企业市场势力识别的理论研究；②在现有竞争政策体系下，产品市场实施的《反垄断法》，确实使得企业向劳动力市场扩展势力来规避竞争法的影响；③在现有劳动保障体系下，滥用议价优势地位提高工时，是企业向劳动力市场扩展市场势力的主要方式；④区分员工技能差异来看，企业对不同技能员工具有不同的势力，企业支付给高技能员工更高的工资，并且更倾向于向高技能劳动力扩展市场势力；⑤促进竞争法与劳动保障法的协同监管、加快推进竞争法在劳动力市场中的应用是应对企业向劳动力市场扩展势力的有力举措。

由此，本文可以得到如下三点启示：①竞争政策在实践过程中亟需突破对于反竞争行为存在领域之范围的认知。近年来，劳动力市场中出现的企业将经营压力转变为工作强度、劳动者工作强度过大等企业侵蚀员工利益现象逐渐成为社会各界关注的热点话题。建立在芝加哥学派基础上的传统竞争政策理论体系及其形成的消费者福利执法标准，只关注产品市场中的企业垄断行为，其构建的理论体系天然割裂了产品与劳动力市场的关联性。这就造成在现实执法实践过程中，出现了“产品—劳动力”市场监管理论分离之间的矛盾，并引发政策执行的偏失。针对近年来中国劳动力市场出现的企业侵害员工利益行为，有必要加强关于产品与劳动力市场势力关联的理论研究，并出台针对劳动力市场的反垄断指南。②促进竞争法与劳动保障法的协同监管是应对企业向劳动力市场扩展势力的有力举措。协同监管模式有两点好处：一是竞争法与劳动保障法在职责上的独立保证了各自制度的一致性、可管理性和可预测性；二是竞争法与劳动保障法在职能上的协同既有助于反垄断监管集中于最大化产出以造福消费者，也有利于劳动保障法介入以实现确保职工福利的目标。③加快推进竞争法在劳动力市场中的应用是进一步完善竞争性政策基础地位的应有之义。垄断既折损作为消费者的人，又戕害作为劳动者的人。随着企业势力的不断增长，特别是伴随数字经济和数字平台等非传统商业模式发展出现的企业固定薪资协议、“互不挖角”协议等侵蚀员工利益现象，使得传统劳动保障法在处理类似问题时缺乏违法性判断标准、适应性以及可操作性不强。加快推进竞争法在劳动力市场中的应用是进一步完善竞争性政策基础地位的应有之义。

参考文献：

简泽 黎德福 沈筠彬 吕大国，2016：《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》第1期。

李波 杨先明，2021：《劳动保护与企业出口产品质量——基于《劳动合同法》实施的准自然实验》，《经济学动态》第7期。

盛丹 陆毅，2017：《国有企业改制降低了劳动者的工资议价能力吗?》，《金融研究》第1期。

汤灿晴 董志强，2020：《工会能促进员工—企业“双赢”吗——理论与来自“雇主—员工”匹配数据的经验证据》，《学术研究》第1期。

王彦超 蒋亚含，2020：《竞争政策与企业投资——基于《反垄断法》实施的准自然实验》，《经济研究》第8期。

吴要武，2020：《70年来中国的劳动力市场》，《中国经济史研究》第4期。

谢富胜 吴越 王生升，2019：《平台经济全球化的政治经济学分析》，《中国社会科学》第12期。

谢申祥 陆毅 蔡熙乾，2019：《开放经济体系中劳动者的工资议价能力》，《中国社会科学》第5期。

许明 李逸飞，2020：《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》第4期。

杨河清 王欣，2015：《过劳问题研究的路径与动向》，《经济学动态》第8期。

赵伟光 李凯，2020：《市场竞争不完全与企业内部工资差距——基于产品与劳动力市场融合视角的分析》，《经济理论与经济管理》第4期。

Azar, J. et al(2017), “Labor market concentration”, NBER Working Paper, No.24147.

Benmelech, E. et al(2018), “Strong employers and weak employees: How does employer concentration affect wages?”, NBER Working Papers, No.24307.

Card, D. et al(2018), “Firms and labor market inequality: Evidence and some theory”, *Journal of Labor Economics* 36(S1): S13-S70.

De Loecker, J. et al(2020), “The rise of market power and the macroeconomic implications”, *Quarterly Journal of Economics* 135(2):561-644.

De Loecker, J & F.Warzynski(2012), “Markups and firm-level export status”, *American Economic Review* 102(6):2437-2471.

Dobbelaere, S & J.Mairesse(2013), “Panel data estimates of the production function and product and labor market imperfections”, *Journal of Applied Econometrics* 28(1):1-46.

Hafiz, H.(2020), “Labor antitrust’s paradox”, *University of Chicago Law Review* 87(2):381-411.

Manning, A.(2013), *Monopsony in Motion: Imperfect Competition in Labor Markets*, Princeton University Press.

Manning, A.(2011), “Imperfect competition in the labor market”, in: O.Ashenfelter & D.Card(eds), *Handbook of Labor Economics*, Elsevier.

Marinescu, L. et al(2021), “Wages, hires, and labor market concentration”, *Journal of Economic Behavior & Organization* 184:506-605.

Steinbaum, M.(2021), “Common ownership and the corporate governance channel for employer power in labor markets”, *The Antitrust Bulletin* 66(1):123–139.

Tortarolo, D & R.D.Zarate(2018), “Measuring imperfect competition in product and labor markets. An empirical analysis using firm-level production data”, CAF–Working Paper, No.3.

附录一：对于劳动产出弹性与劳动供给弹性的测算

（一）超越对数生产函数对于要素产出弹性的测算

超越对数生产函数形式可以表示为：

本文采用LP半参数估计方法对上述具有超越对数生产函数形式的方程进行估计，并根据得到的估计系数值，通过计算下式测算劳动产出弹性：

（二）嵌套Logit模型对于劳动供给弹性的测算

本文在三位数行业和城市代码基础上定义本地劳动力市场，即一个城市行政区划*p*内的一类行业*i*为一个特定的劳动力市场。为了表述的方便，这里省略掉时间*t*。在这个劳动力市场中有*J*个潜在的求职者，也有*F*个招聘企业。求职者*J*决策在劳动力市场中就业。假定没有选择就业的人员可以获得一个外部性选择的保留效用（*f*=0）。那么，代表性求职者*j*与潜在招聘企业*f*匹配成功后，求职者获得的效用可以表示为：

其中，表示影响求职者效用的市场与企业特征要素。式（A3）中包含扰动项。表示求职者*j*与企业*f*匹配成功后的随机匹配值。外部性选择的保留效用可表示为。参数表示劳动力市场特定的嵌套系数。表示“嵌套 logit”随机偏好，具体为对于求职者来说，相对于外部性选择而言，特定劳动力市场的偏好异质性。假定服从第一类极值分布，则可以推导出也服从极值分布。进一步地，根据服从极值分布，就可以推导出表示求职者在特定企业就职概率的嵌套Logit模型。两个嵌套参数的含义是：（1）*g*=1，为内部嵌套系数，表示员工在同一劳动力市场范围内就业；（2）*g*=0，为外部嵌套系数，表示员工在其他劳动力市场范围就业。参数表示不同员工就业后的平均效用水平，具体可表示为：

其中，表示对数化后的企业工资水平；表示可以被研究者观测到的企业特征向量组。表示影响员工决策的，但是研究者观测不到的职位特征向量组。例如，特定的职位特征或者是企业文化等。由于不可观察的工作属性与工资相关引发的内生性问题需要引入工具变量并采用GMM对回归模型进行估计。参照Card et al（2018），用滞后两期的工资作为工具变量。

就内层嵌套Logit模型，员工*f*在同一劳动力市场内部就业的概率可以表示为：

内部嵌套Logit模型用于识别参数和，对于参数的测算依赖于外层嵌套Logit模型。根据上述识别的参数，可以测算出的回归系数，以及固定效应系数。

最优效用参数*I*表示员工*j*在劳动力市场中与企业*f*匹配成功后获得的效用，可表示为：

就外层嵌套Logit模型，员工*j*在嵌套分组*g* =1中就业于劳动力市场的概率为：

结合内层嵌套Logit模型与外层嵌套Logit模型，员工*j*选择在劳动力市场*m*就业于企业*f*的概率可以最终表示为：

根据上述嵌套Logit模型识别出的估计系数和，可以计算出表示员工异质偏好的劳动供给弹性：

**附录二：关键变量描述性统计**

相关主要变量的描述性统计如表1所示：

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 表1 变量描述性统计 | | | | | |
| 变量名 | 样本量 | 均值 | 标准差 | 最小值 | 最大值 |
| *post* | 3 479 307 | 0.3994997 | 0.4897956 | 0 | 1 |
| *treat* | 3 479 307 | 0.0755021 | 0.2641998 | 0 | 1 |
| *mulp* | 2 601 259 | 1.661363 | 0.6571479 | 0.2750327 | 4.038224 |
| *mdlp* | 2 836 962 | 0.7568614 | 0.1060012 | 0.4239231 | 0.9700186 |
| *skillmdlp* | 2 707 604 | 0.8252124 | 0.1234615 | 0.271848 | 0.991934 |
| *uskillmdlp* | 3 059 348 | 0.773367 | 0.0840356 | 0.5370622 | 0.9123397 |
| *mplp* | 2 719 189 | 2.227624 | 0.8749325 | 0.6323941 | 4.180119 |
| *M\_time* | 3 148 839 | 3.876011 | 0.0270224 | 3.799973 | 3.919991 |
| *M\_wage* | 3 346 385 | 9.801657 | 0.4309419 | 8.870382 | 10.49747 |
| ln*lv* | 3 109 592 | 4.666345 | 1.343119 | 1.492305 | 8.062452 |
| *scale* | 3 271 389 | 10.30936 | 1.205403 | 8.26101 | 14.00714 |
| *fin* | 3 123 818 | 0.5573765 | 0.2599186 | 0.0329355 | 1.285283 |
| *pro* | 3 212 861 | 0.1106157 | 0.1293604 | 0 | 1 |
| *edu* | 3 187 994 | 0.4177501 | 0.2074663 | 0 | 1 |
| ln*age* | 3 387 010 | 1.879051 | 0.8840438 | 0 | 7.606388 |
| *market* | 3 318 853 | 7.33677 | 1.715123 | -0.3 | 10.92 |
| *tfpgap* | 2 406 021 | 3.956218 | 0.9771318 | 0 | 7.65889 |
| *hhi* | 3 479 307 | 0.0019086 | 0.0075002 | 0.0000335 | 0.0352559 |
| 注：作者根据stata计算所得。 | | | | | |

1. \* 赵伟光，浙江工商大学经济学院，邮政编码：310018，电子邮箱：zhaoweiguangzwg@126.com；李伟，中国社会科学院工业经济研究所，邮政编码：100006，电子邮箱：weili\_ne@126.com；李凯，东北大学工商管理学院，邮政编码：110169，电子邮箱：likai@mail.neu.edu.cn。本项目受国家自然科学基金青年项目“企业市场势力向劳动力市场扩展：关联机理识别及竞争政策优化”（编号：72103181）、国家自然科学基金青年项目“跨国公司滥用市场支配地位的作用机理、经济效应和规制研究——基于市场势力细分的理论视角”（编号：71903196）、国家自然科学基金面上项目“企业纵向控制策略的识别、机理及效应的实证研究”（编号：71873026）资助。感谢匿名审稿专家以及“NCER-CCER第一届中国经济研讨会”专家组意见，文责自负。 [↑](#footnote-ref-1)
2. 自2013年以来，反垄断执法机构对汽车、白酒、原料药等行业中出现的企业竞争损害行为进行处罚，有效规范了市场竞争秩序，罚单已累计开出约15亿元。 [↑](#footnote-ref-2)
3. 互联网企业出现的“996”工作制，工程技术行业、科研高校等其他行业出现的劳动者过劳现象。在劳资关系中，企业处于绝对的优势地位，独占制定规则的权力，将经营压力转变为工作强度。 [↑](#footnote-ref-3)
4. 吴要武（2020）的研究表明，2003年之后，中国劳动力从过剩开始转变为短缺。 [↑](#footnote-ref-4)
5. 随机离散选择模型基于员工“效用最大化原理”，运用企业层面员工数量的加总数据，估计并计算劳动供给弹性。通过在回归分析中加入企业统计特征数据，使得模型估计的回归系数成为服从一定分布的随机变量，因此可以有效识别员工选择企业的随机偏好异质性。 [↑](#footnote-ref-5)
6. 欧美工会的活动核心是为其成员争取工资、福利和劳动环境进行集体谈判。中国工会采取自上而下的领导和组织方式，工会在很大程度上同时承担着维护职工权益、维持社会稳定和生产动员的职能。 [↑](#footnote-ref-6)
7. 资料来源为http://www.xinhuanet.com/finance/2018-08/02/c\_1123212270.htm。 [↑](#footnote-ref-7)
8. 截止2015年，出现反垄断处罚的省份包括：内蒙古、辽宁、北京、江苏、浙江、江西、宁夏、河南、湖北、湖南、广东、四川、重庆、云南、海南。未出现反垄断处罚的省份包括：黑龙江、吉林、河北、天津、山东、陕西、山西、甘肃、安徽、上海、广西、贵州、福建、青海、新疆、西藏。 [↑](#footnote-ref-8)
9. 2008—2013年，反垄断处罚行业包括：盐加工（1494）、白酒制造（1512）、烟草制品（16）、乳制品制造（144）、医药制造（27）、水泥和建筑材料制造（30）、眼镜制造（3587）、汽车制造业（36）。 [↑](#footnote-ref-9)
10. 工业企业数据库给出了分企业的劳动报酬和企业增加值数据，增加值缺失数据利用“工业增加值＝工业总产值－工业中间投入+增值税”进行补齐，并根据出厂价格指数进行平减。 [↑](#footnote-ref-10)
11. 生产函数的基本形式为，其中ln*y*表示企业总产值，ln*k*表示资本投入，ln*l*为企业劳动投入对数。超越对数生产函数识别出的要素产出弹性可以体现企业异质性。 [↑](#footnote-ref-11)
12. 企业特征向量组*xft*主要包括企业是否出口、研发投入、所有制性质、企业规模哑变量。本文根据国家统计局 2011 年制定的《中小企业划型标准规定》划分企业规模。 [↑](#footnote-ref-13)
13. 嵌套Logit模型形式及劳动供给弹性测算如有需要请联系作者。 [↑](#footnote-ref-14)
14. 用企业员工数量占细分行业内劳动总量之比代理企业相对于员工的议价能力。 [↑](#footnote-ref-15)
15. 数据来源为2009—2020年《中国劳动统计年鉴》。 [↑](#footnote-ref-16)