

最低工资标准、贸易自由化与非正规就业

——来自中国的微观证据

李凯杰 刘冰 董丹丹

摘要：本文基于中国家庭收入调查数据、世界银行企业调查数据、中国工业企业数据和专利数据，识别了最低工资标准提升对贸易自由化的非正规就业效应的影响及作用渠道。结果表明：贸易自由化增加了个体非正规就业概率，最低工资标准提升会强化贸易自由化的非正规就业效应；最低工资标准提升对市场化程度较高地区、可贸易部门、非国有企业的就业个体以及低技能、低收入和女性就业个体影响更大；最低工资标准提升的强化效应主要体现在企业非正规性的集约边际变动，即增加了企业非正规就业规模及比重，提高了个体非正规就业的可能性；最低工资标准变动主要通过成本机制、退出机制和创新机制影响贸易自由化的非正规就业效应，且对低生产率企业的影响更加显著；最低工资标准提升能够弱化贸易自由化对非正规就业的部门再配置效应，强化地区再配置效应；最低工资标准提升对贸易自由化的非正规就业和正规就业工资效应的影响存在差异，拉大了正规就业和非正规就业的工资差距。文章为中国进一步合理制订最低工资政策、拓宽就业渠道提供了重要的经验依据和政策启示。

关键词：最低工资标准；贸易自由化；非正规就业；集约边际；工资差距

[中图分类号] F742 [文献标识码] A [文章编号] 1002-4670 (2024) 4-0157-18

引言

非正规就业现象在发展中国家劳动力市场普遍存在，巴西、墨西哥和秘鲁等国家非正规部门就业占比分别为 43.2%、58.2% 和接近 70% (Arias et al., 2018^[1])；

[收稿日期] 2023-04-15

[基金项目] 国家社会科学基金一般项目“绿色发展理念下我国出口企业行为调整对就业质量的影响研究”(21BJL100)；国家自然科学基金青年项目“数字经济赋能中国区域出口贸易韧性：理论机理及路径选择”(42201185)；河南省研究生教育改革与质量提升工程项目《中级国际经济学》(YJS2024KC36)；河南财经政法大学信和·黄廷方青年学者资助计划(20230416)；河南省软科学研究项目“环境规制对出口企业就业稳定的影响研究”(242400410063)；河南省高校科技创新团队支持计划(24IRTSTHN027)

[作者信息] 李凯杰：河南财经政法大学国际经济与贸易学院教授；刘冰：北京科技大学经济管理学院硕士研究生；董丹丹（通讯作者）：辽宁大学金融与贸易学院博士研究生，电子信箱 ldjm_dongdd@126.com

Cisneros-Acevedo, 2022^[2])。非正规就业给企业提供了更加灵活的劳动力雇佣选择,企业可以高效地配置劳动力资源,降低外部负向冲击的影响(Ulyssea, 2018)^[3]。国务院办公厅2020年7月发布的《关于支持多渠道灵活就业的意见》指出,灵活就业是劳动者就业增收的重要途径,对拓宽就业渠道、培育发展新动能具有重要作用,支持多渠道灵活就业^①。吴要武和蔡昉(2006)^[4]估算出2002年我国非正规就业占城镇就业的比重为42%~48.2%;胡鞍钢和马伟(2012)^[5]指出我国非正规就业占城镇就业比重从1992年的17.2%上升到2009年的61%;张军等(2017)^[6]估算出2012年中国城镇劳动力市场非正规部门就业人员占比达45%。

作为发展中国家劳动力市场的典型现象,非正规就业的成因逐渐成为学界关注的热点问题, Packard等(2012)^[7]对相关研究进行了综述。部分学者考察了贸易自由化对非正规就业的影响,强调了贸易自由化影响非正规就业的二元边际,增加非正规就业(Ulyssea, 2018; Wang et al., 2021^[8])。但是,多数研究在评估贸易自由化的非正规就业效应时,忽略了劳动力市场政策的交互影响。劳动力市场政策作为影响企业劳动雇佣的重要变量,会改变企业面对贸易自由化时非正规就业雇佣的决策。Poncdek和Ulyssea(2022)^[9]指出,劳动力市场规制实施是影响贸易自由化非正规就业效应的重要变量,在评估贸易自由化的非正规就业效应时,需要考虑劳动力市场规制实施强度的影响。当面对贸易自由化冲击时,企业是否会转向雇佣非正规就业人员,降低成本以对冲负向冲击,这与劳动力市场规制实施强度有关。此外,除了劳动规制实施强度会影响贸易自由化非正规就业效应,劳动力市场政策强度的差异同样会影响贸易自由化的本地劳动力市场效应。相同的劳动政策,不同地区设定的标准可能存在差异,有的地区劳动政策标准高,有的地区劳动政策标准低,此类政策强度的差异会影响企业用工决策,从而改变个体非正规就业概率^②。

假设存在同等程度的贸易自由化冲击,但劳动力市场政策强度不同的两个地区,若某地区劳动力市场政策强度较强,企业就会雇佣更多的非正规就业人员以降低成本(Di Porto et al., 2015)^[10]。同时较强的劳动力市场政策也会强化企业退出,减少正规就业,增加非正规就业的可能性。较强的劳动力市场政策还会激励创新,增加产出,扩大正规就业规模。这意味着,劳动力市场政策强度的强弱影响着贸易自由化的非正规就业效应,忽视劳动力市场政策将难以廓清贸易自由化对非正规就业的影响。因此,本文将劳动力市场政策、贸易自由化和非正规就业置于统一框架,分析劳动力市场政策强度变化对贸易自由化非正规就业效应的影响。

本文的边际贡献主要体现在以下三个方面:第一,评估了劳动力市场政策强度

①非正规就业没有统一定义标准,通常将个体经济从业人员、短期劳动合同或者没有正式劳动合同的就业归于非正规就业。灵活就业与非正规就业的内涵接近,国内相关研究通常使用非正规就业,官方通常使用灵活就业。本文根据工人的合同类型,将非正规就业定义为无合同工人、临时工或短期合同工。有些研究也将个体经营者纳入非正规就业范畴,是因为这些国家的个体经营者通常没有正式注册,但是中国的所有企业,包括个体经营者,都必须向地方当局注册在案。所以本文不将个体经营者视为非正规就业。

②劳动力市场政策强度强调的是同一政策的不同标准,比如中国最低工资规定,各省、自治区、直辖市范围内的不同行政区域可以有不同的最低工资标准。该概念与劳动力市场规制实施强度关注的重点有差异,实施强度关注规制实施的情况,政策强度关注制订标准的高低。

变动对贸易自由化的本地劳动力市场效应的影响。本文以中国最低工资标准变动来考察劳动力市场政策强度变化对贸易自由化的非正规就业效应的影响,认为最低工资标准的提升会增加贸易自由化冲击时个体非正规就业概率,丰富了劳动力市场政策对贸易自由化福利效应的影响研究。第二,阐释了最低工资标准提升影响贸易自由化的非正规就业效应的理论机制,最低工资标准提升强化贸易自由化的非正规就业效应主要体现在企业非正规性的集约边际变动,即企业非正规劳动力雇佣的增加,成本机制、退出机制和创新机制是最低工资标准变动效应的影响机制,且上述影响机制在低生产率企业中更加显著,扩展了劳动力市场政策及贸易自由化的本地劳动力市场效应的理论研究。第三,构造 Bartik 贸易自由化变量并使用工具变量处理了模型估计中潜在的内生性问题,识别了最低工资标准提升对贸易自由化非正规就业影响的因果效应。

一、文献综述和理论机制分析

(一) 文献综述

已有大量研究关注了非正规就业问题,聚焦非正规就业规模以及收入影响因素(李根丽和尤亮,2020^[11];陈佳莹等,2022^[12];赵新宇和朱锐,2022^[13])、正规就业与非正规就业收入差距(张抗私等,2018^[14];席艳乐等,2021^[15])。部分研究关注了贸易自由化对非正规就业的影响,证实了贸易自由化冲击会增加非正规就业规模(Maiti and Marjit, 2008^[16]; Ulyssea, 2018; 胡翠等, 2019^[17]; Cisneros-Acevedo, 2022),企业可以通过增加非正规就业人员应对进口竞争压力。周申和何冰(2017)^[18]利用中国营养健康调查(CHNS)数据分析了中国加入WTO后贸易自由化对非正规就业的影响,证实了贸易自由化的非正规就业增加效应。何冰和周申(2019)^[19]分析了最终品和中间品贸易自由化对区域劳动力市场就业的影响,发现最终品和中间品贸易自由化均促进了非正规就业。Cisneros-Acevedo(2022)利用秘鲁家户调查数据分析了进口竞争对非正规就业的二元边际影响,发现进口竞争带来了非正规性扩展边际的下降和集约边际的上升,且集约边际占主导地位,贸易自由化增加了非正规就业。Wang等(2021)利用中国微观调查数据检验了进口竞争对非正规就业的影响,证实了关税削减幅度大的地区个体非正规就业概率更高,非正规就业变动主要体现在企业非正规雇佣的增加。上述研究均证实了贸易自由化会提高个体从事非正规就业的概率,贸易自由化程度越高的地区,个体从事非正规就业的概率越高。

已有关于贸易自由化与非正规就业关系的研究为在开放条件下理解非正规就业变化提供了良好的基础,也验证了非正规就业存在的合理性及其作用,即作为一种灵活就业形式,非正规就业的存在能够较好地帮助企业应对贸易自由化的负向冲击,为企业提供了多样化的雇佣选择。若不存在非正规就业,当面对贸易自由化的负向经济冲击时,企业会直接减少劳动雇佣,导致失业率上升,贸易自由化带来的福利损失可能更大(Ponczek and Ulyssea, 2022)。但非正规就业也面临着工资低、社会保障不足、稳定性差、就业碎片化和隐形失业等问题,是劳动力市场政策关注的重点对象。现有研究较少评估劳动力市场政策强度在贸易自由化的本地劳动力市场效应中的作用。

最低工资标准是我国劳动力市场的一项重要制度安排，各地区可以根据最低生活费用、消费价格指数等确定最低工资标准，即各地区存在显著的政策强度差异，为分析劳动力市场政策强度如何影响贸易自由化的本地劳动力市场效应提供了良好的基础。现有研究也揭示了最低工资标准调整对企业非正规就业雇佣的影响。向攀等（2016）^[20] 检验了最低工资标准调整对正规部门和非正规部门工资和就业的影响，证实了最低工资标准调整对正规部门工资的正向效应以及就业增加效应。张军等（2017）考察了最低工资标准调整对就业正规化的影响，发现最低工资标准提高对正规部门从业者工资收入弹性的提升大于对非正规部门从业者的影响，最低工资标准的提高会使批发和零售业、住宿和餐饮业正规部门扩张，非正规部门收缩。王欢欢等（2022）^[21] 分析了最低工资标准提升对企业用工形式的影响，发现最低工资标准提升推动劳动力成本上升，降低了企业雇佣长期工的概率，增加了企业雇佣临时工的概率，导致企业用工形式的短期化。

有部分研究关注了劳动力市场政策实施强度对贸易自由化的非正规就业效应影响。Ponczek 和 Ulyssea（2022）利用巴西的微观数据考察了劳动力市场规制实施强度对贸易本地市场效应的影响，发现劳动力市场规制越严格的区域非正规性越低、总就业损失越多、正规工厂数量减少越多，验证了非正规性带来的灵活性帮助正规企业和低技能劳动力更好地应对劳动力市场的负向冲击。

本文聚焦中国情境，从最低工资标准提升角度重点考察劳动力市场政策强度变化对贸易自由化的非正规就业效应的影响。周申和何冰（2018）^[22] 利用省级面板数据验证了贸易开放对非正规就业的影响存在最低工资双门槛效应。该研究是基于省份宏观数据的分析，缺少微观层面的深入分析。本文基于微观个体和企业视角，更为详细地阐释了最低工资标准变动对贸易自由化的非正规就业效应的影响，为研究劳动力市场政策强度变动如何影响贸易自由化的本地劳动力市场效应提供了微观基础和经验证据。

（二）理论机制分析

个体受雇于企业，关税下降和最低工资标准调整通过影响企业的行为，进而影响劳动者的就业形式和劳动力市场的非正规就业规模。因此，本文从企业视角来检验最低工资标准调整对贸易自由化的非正规就业效应的影响。

1. 企业非正规就业集约边际变动

贸易自由化带来进口竞争，引致国内需求下降。面对竞争，企业不得不过降低员工工资、减少雇佣或是增加非正规劳动力雇佣等方式来降低经营成本。在最低工资较高的地区，企业通过降低工资来维持经营的空间相较于最低工资较低地区比较小，因此企业只能增加非正规员工的比例或减少雇佣来维持经营。增加非正规劳动力雇佣，即企业内就业调整沿着集约边际调整，从正规就业转向非正规就业。而减少雇佣多体现在减少低技能工人的雇佣，因为进口竞争会引致创新效应，进而促进企业生产率的增长（Brandt et al.，2017^[23]；Yu，2015^[24]），高生产率则需要高技能的工人与之匹配，所以部分低技能的工人被淘汰。由于最低工资的限制，被解雇的这部分员工也只能流向其他部门，进入非正规就业。因此从理论上说，面对

同等程度的贸易自由化,相较于最低工资较低区域,最低工资较高地区关税下降导致非正规就业的概率更高。也就是说,最低工资标准提升会强化贸易自由化的非正规就业效应,主要体现在企业的非正规集约边际调整,增加非正规就业人员。基于此,提出如下假说。

假说1:最低工资标准提升时,企业面对贸易自由化冲击会雇佣更多的非正规就业人员,提高了个体非正规就业概率。

2. 最低工资标准提升的成本效应、退出效应及创新效应

首先,关税下降会强化进口竞争,进口竞争引致国内需求下降。面对竞争,企业需要降低成本,且最低工资标准的提升会进一步强化正式工人的用工成本。此时为了降低成本,企业倾向于将企业内部的劳动力构成沿着集约边际调整,即增加企业内非正规就业岗位的比重。该效应对于低生产率企业更加明显,相较于高生产率企业,低生产率企业面对竞争更要寻求降低成本,有激励雇佣更多的非正规劳动。

其次,贸易自由化带来进口竞争压力,最低工资标准提升则进一步增加了成本。部分企业可能承受不住关税下降和高最低工资标准带来的成本压力,会做出退出选择。此时该类企业提供的正规和非正规就业岗位就会减少,企业内非正规就业可能因就业破坏而减少。原本受雇于这些企业的工人也会转向其他企业,可能是正规就业,也可能是非正规就业,这意味着成本效应对非正规就业的影响不确定。考虑该效应在生产率不同企业间的差异,低生产率企业更有可能退出,因企业退出而流出的劳动力更有可能进入非正规就业,此时非正规就业规模会增加;高生产率企业的退出效应对非正规就业的影响则不确定。

最后,面对进口竞争与最低工资标准提升的成本压力,部分企业倾向于通过技术创新来提高生产率,形成规模效应以降低成本。更大的生产规模需要更多的劳动力与之匹配,企业会增加正式工人,从而减少非正规就业。相对于高生产率企业而言,低生产率企业创新可能较少,非正规劳动可能较多,高生产率企业创新相对较多,非正规雇佣较少。基于此,提出如下假说。

假说2:最低工资标准提升对贸易自由化的非正规效应影响取决于成本效应、退出效应和创新效应。相较于高生产率企业,最低工资标准提升影响贸易自由化的非正规就业效应机制在低生产率企业更加显著。

二、数据来源、识别策略与变量描述

(一) 数据来源

本文使用的数据主要来源于中国家庭收入调查(CHIP)数据库、世界银行企业调查数据库、中国工业企业数据库、中国专利数据库、世界银行(WITS)数据库以及各城市最低工资标准数据。

CHIP数据涵盖了有关个人、家庭以及就业状况的信息,该项目自1988年展开第一次调查开始,迄今已经做了1988年、1995年、2002年、2007年、2013年和2018年共六轮调查。选择CHIP数据库的一个重要原因是其问卷中询问到职业性质,根据个人的就业状态可以确定个人是短期临时工、没有合同的工人、长期合同工还是自营

职业者，该信息对于界定非正规就业至关重要。参考已有文献对非正规就业的界定，本文将非正式员工定义为无合同工人、临时工人和短期合同工人，并将样本限制在15—64岁的就业人口中。将CHIP数据与个人所在城市关税和最低工资数据进行匹配，来考察最低工资标准提升对关税削减的非正规就业效应的影响。

本文利用世界银行企业调查数据库和中国工业企业数据库来检验最低工资标准提升影响贸易自由化的非正规就业效应的机制。世界银行分别于2002年、2003年、2005年和2012年在中国开展了四次企业调查数据。本文使用2003年和2005年的两次企业投资环境调查数据。首先，2002年仅对五个大城市的企业进行了调查，样本较少；其次，2012年已经过了中国向世贸组织承诺关税削减的最后期限，2003年和2005年的两次调查是企业投资环境调查，几乎覆盖了所有省份，也报告了一系列企业财务、职工结构以及投资环境等相关信息。本文根据每家企业报告的永久和临时工的数量，用临时工在总就业人数中所占的比例来衡量企业层面的非正规就业水平。与使用CHIP数据的个人层面分析相比，基于企业投资环境调查数据的分析更能厘清企业如何调整内部的就业结构以应对关税下降和最低工资标准提升压力。

中国工业企业数据库的统计对象涵盖全部国有和规模以上的非国有企业。考虑到本文的研究设计，选取的时间跨度为1998—2007年。中国工业企业数据库提供了每个企业的法人代码，本文利用企业的法人代码、邮政编码等信息进行匹配，识别出企业在样本期间的状态（包括进入、存活和退出）。此外，中国工业企业数据库统计了详尽的企业产出、成本、劳动、资本以及投资等信息，可以计算出企业的成本和全要素生产率。本文还将中国工业企业数据库和中国专利数据库相匹配，得到企业在样本年份内的专利申请数，以此来反映企业的创新水平。

（二）识别策略

国际贸易的区域劳动力市场效应研究普遍采用份额转移法来构造出口或进口冲击指标，即通常所说的Bartik变量，Autor等（2013）^[25]、Kovak（2013）^[26]利用区域产业或就业结构差异识别贸易冲击的区域劳动力市场效应。本文利用WITS数据库提供的产品级关税数据来计算城市进口关税：

$$Tariff_{ct} = \sum_{j=1} \frac{L_{jc,0}}{L_{c,0}} \times Tariff_j$$

其中， c 代表地级市， j 表示行业， t 表示年份， $Tariff_{ct}$ 表示城市的关税水平。 $Tariff_j$ 表示行业×年份进口关税率，本文收集来自WITS数据库的HS6位码产品级关税率数据，将产品层面的进口关税对齐到CIC4位码行业层面。 $L_{jc,0}/L_{c,0}$ 表示行业 j 在地级市 C 就业总量中的就业份额，使用2001年中国工业企业数据来计算城市分行业就业份额并以此作为权重（此处仅考虑了采矿业和制造业等贸易行业），将行业一年份层面的进口关税加权到城市一年份层面。

尽管Bartik城市关税变量在一定程度上降低了变量的内生性问题，但城市层面进口关税 $Tariff_{ct}$ 依然可能由于遗漏变量和内生关税减让而存在内生性。一方面，内生性可能来自遗漏变量，即存在影响个体非正规就业选择且与加入WTO前就业结构相关的区域层面随时间变化的遗漏变量，为此，在回归中加入了区域虚拟变量

与时间的交互项,尽可能减少遗漏变量导致的估计偏误^①;另一方面, $Tariff_{ct}$ 的内生性可能源于不同行业关税在加入WTO后的减让幅度是内生的,为此,借鉴张明昂(2021)^[27]的方法构造工具变量。加入WTO前关税越高的行业,加入WTO后关税削减幅度越大,因此利用加入WTO前的行业关税与代表加入WTO虚拟变量的交互项 $Tariff_pre2001_j \times Post2001_t$,作为行业关税 $Tariff_{jt}$ 的工具变量。 $Tariff_pre2001_j$ 表示加入WTO前(1995—2001年)行业 j 关税的平均水平, $Post2001_t$ 代表加入WTO后的时间虚拟变量。根据这一思想,城市层面关税 $Tariff_{ct}$ 的工具变量为 $Tariff_pre2001_c \times Post2001_t$,其中, $Tariff_pre2001_c = \sum_{j=1} (L_{j,c,0}/L_{c,0}) \times Tariff_pre2001_j$ 。另外,加入WTO前城市层面的关税水平不会通过其他渠道影响加入WTO后个体的就业选择。该工具变量较好地满足了工具变量的相关性和排他性要求。

本文识别的另一个挑战是最低工资标准设定可能存在内生性,尽管最低工资设定是政府行为,个体就业选择对政府行为影响较小,但制定标准最低工资时可能会考虑城市不同就业形态的多少,针对非正规就业较多的城市,为了推动非正规就业向正规就业转变,可能设置较高的最低工资标准,而非正规就业较少的城市,可能会设置较低的最低工资标准。另外,虽然尽可能控制了影响最低工资标准与非正规就业的变量,但仍然可能存在同时影响最低工资标准设定和个体非正规就业选择的遗漏变量,这些均会使最低工资标准变量具有一定的内生性。本文利用各个城市在1994年实行的最低工资标准作为最低工资的工具变量,因为中国大部分城市最开始实行最低工资标准是在1994年,1994年的最低工资是根据当时的经济情况进行调整制定的,不会对以后年份中劳动者的就业选择产生影响,并且此后年份的最低工资标准是参照1994年实行的标准来制定的,同时满足外生性和相关性条件。

(三) 变量描述

根据上文对非正规就业的界定、城市关税的计算和最低工资标准数据的收集,得到了本研究的关键变量,进而通过分组对非正规就业概率进行均值差异检验来完成关键变量的描述性统计分析。首先,本文以2002年城市进口关税的中位数(12.14%)为标准,将城市分为高关税城市与低关税城市两组;其次,以2002年最低工资标准的中位数(300)为标准,将城市分为高最低工资组和低最低工资组。

检验结果如表1所示,当关税水平较低(关税削减幅度较大)时,相较于最低工资标准较低的城市,最低工资标准较高的城市的非正规就业概率更高。当关税水平较高(关税削减幅度较小)时,相较于最低工资标准水平较低的城市,最低工资标准较高的城市的非正规就业概率更高。因此,在相同的关税削减幅度下(无论关税削减幅度是高还是低),最低工资标准较高城市的非正规就业概率都更高,即最低工资标准提升会强化贸易自由化的非正规就业效应。

^①参考Bombardini和Li(2020)的方法,将中国划分为8个区域:东北(黑龙江、吉林和辽宁)、北方直辖市(北京和天津)、北部沿海(河北和山东)、中部沿海(上海、江苏和浙江)、南部沿海(广东、福建和海南)、中部(河南、山西、安徽、江西、湖北和湖南)、西南部(广西、重庆、四川、贵州、云南和西藏)和西北部(内蒙古、山西、甘肃、青海、宁夏和新疆)。

表1 非正规就业概率的均值差异性检验

最低工资 关税		最低工资水平		均值差异
		低	高	
关税水平	低	0.153	0.184	-0.032***
	高	0.175	0.259	-0.084***
均值差异		-0.022***	-0.074***	

注：***表示1%的显著性水平。

三、最低工资标准提升对贸易自由化的非正规就业效应的影响

(一) 模型设定

本文首先利用CHIP数据来检验贸易自由化的非正规就业效应。然后加入最低工资的影响，从个人层面来考察最低工资对贸易自由化的非正规就业效应的影响，分别构造以下回归模型：

$$informal_{ict} = \alpha + \beta tariff_{ct} + \rho X_{ict} + \theta_c + \theta_t + \varepsilon_{ict} \quad (1)$$

$$informal_{ict} = \alpha + \varphi tariff_{ct} + \gamma \ln month wage_{ct} + \sigma tariff_{ct} \times \ln month wage_{ct} + \eta X_{ict} + \theta_c + \theta_t + \xi_{ict} \quad (2)$$

其中，下标*i*、*c*、*t*分别代表个体、城市、年份。结果变量 $informal_{ict}$ 是一个二元变量，表示来自*c*城市的个人*i*在*t*年是否从事非正规工作。核心解释变量 $tariff_{ct}$ 的构造思路如前文所述。 $month wage_{ct}$ 为*c*城市*t*年最低工资。模型(1)揭示了贸易自由化对非正规就业的影响，预期贸易自由化提升了个体非正规就业概率。 β 是核心变量系数， $\beta < 0$ 表示贸易自由化提升了个体非正规就业概率。模型(2)在模型(1)的基础上加入了最低工资标准变量及其与城市关税的交互项，以考察最低工资标准调整对贸易自由化非正规就业效应的影响，本文重点关注的是关税和最低工资标准的交互项 $tariff_{ct} \times \ln month wage_{ct}$ 的系数及符号。预期交互项的系数显著为正，即在同等关税下降幅度下，相较于最低工资标准较低的地区，最低工资标准较高地区劳动者的非正规就业概率更大，也就是说，最低工资标准提升会强化贸易自由化的非正规就业效应。

X_{ict} 是控制变量向量，包括个人相关的控制变量和城市相关的控制变量。其中，与个人相关的控制变量包括个人层面的控制变量（性别、年龄、年龄平方、受教育水平、婚姻状况、种族、是否为户主）以及家户层面的控制变量（家庭人口数、家庭中是否至少有一个学龄前儿童^①）；与工作相关的控制变量包括职业类型，农业、采矿业和制造业等行业虚拟变量以及国有、民营和外资等单位类型虚拟变量^②。城市层面的控制变量包括城市GDP对数、城市人口对数以及城市第一和第二产业部门的就业份额。 θ_c 表示城市固定效应，捕捉城市层面上可能与就业相关的所有时

①家中是否有学龄前（6岁以下）的孩子可能会影响到一个人的就业状况。

②限于篇幅，变量描述性统计未列出，可登陆对外经济贸易大学学术刊物部网站“刊文补充数据查询”栏目查阅、下载。

不变不可观测特征。本文还添加了年份固定效应 θ_t ，以控制不同地区间共同的特定时间趋势。因此，对非正规就业影响的识别源于城市之间的区域内差异。 ε_{ict} 和 ξ_{ict} 表示随机扰动项。

(二) 基准回归

表2第(1) — (3)列汇报了模型(1)的OLS回归结果，进口关税的系数估计值显著为负，说明来自进口关税下降幅度较大地区的个人从事非正规工作的概率更大，证实了贸易自由化的非正规就业增加效应。从回归系数来看，第(3)列的回归结果显示，在其他因素不变的情况下，进口关税每降低1个百分点，个人从事非正规就业的概率将会增加0.443个百分点。第(4) — (6)列报告了基于关税工具变量的2SLS估计结果，即以加入WTO前的关税与加入WTO后虚拟变量的交乘项作为工具变量，可以看出，2SLS估计结果与基准回归结果一致，工具变量第一阶段回归F统计量拒绝了弱工具变量的假设，说明进口关税工具变量的设定合理。

表2 关税削减对非正规就业的影响

因变量 <i>informal=1</i>	OLS			2SLS		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>tariff</i>	-0.00459*** (0.00000)	-0.00468*** (0.00000)	-0.00443*** (0.00000)	-0.02038*** (0.00549)	-0.02139*** (0.00550)	-0.02171*** (0.00540)
个人层面控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
household层面控制变量	未控制	控制	控制	未控制	控制	控制
工作相关控制变量	未控制	未控制	控制	未控制	未控制	控制
城市层面控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	未控制	未控制	未控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	未控制	未控制	未控制	控制	控制	控制
地区时间趋势	未控制	未控制	未控制	控制	控制	控制
第一阶段F统计量				188.994	189.184	186.683
样本量	37 782	37 782	37 782	37 782	37 782	37 782
R ²	0.13298	0.13750	0.18284	0.02788	0.02932	0.07680

注：***表示1%的显著性水平；括号中为标准误，聚类到行业层面；限于篇幅，文中未列出汇报控制变量的估计结果，查阅同前，下表同。

表3第(1) — (3)列汇报了模型(2)的OLS回归结果，各列均控制了城市和年份固定效应，且考虑到同一行业的误差项可能存在相关性，将标准误聚类到行业层面。第(1)列控制了个人和城市层面的控制变量，从回归结果来看，进口关税的系数显著为负，说明关税削减会显著增加个体非正规就业概率；进口关税与最低工资标准变量的交互项系数为正，且在1%的显著性水平下显著，说明当两个地区的进口关税下降幅度相同时，处在最低工资标准较高地区的劳动者选择非正规

就业的概率更大,换言之,最低工资标准的上涨会强化贸易自由化的非正规就业效应。在第(2)、(3)列依次加入家户层面与工作相关的特征变量,结果显示交互项系数的变化非常小,系数符号及显著性也未发生改变。第(4) — (6)列报告了相应的2SLS估计结果,即同时使用关税工具变量和最低工资标准工具变量的回归结果,可以看出,2SLS估计的结果与基准回归结果一致,验证了假说1。工具变量第一阶段回归F统计量分别为382.238、381.016、380.708,拒绝了弱工具变量的假设,说明进口关税和最低工资标准工具变量的设定合理。

表3 基准回归结果

因变量 <i>informal = 1</i>	OLS			2SLS		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>tariff</i>	-0.02695*** (0.00000)	-0.02896*** (0.00000)	-0.02883*** (0.00000)	-0.09826*** (0.01769)	-0.10617*** (0.01773)	-0.10244*** (0.01713)
<i>lnmonthwage</i>	-0.13572*** (0.00001)	-0.14009*** (0.00001)	-0.17942*** (0.00000)	-0.73885*** (0.14912)	-0.80586*** (0.14982)	-0.77254*** (0.14425)
<i>tariff × lnmonthwage</i>	0.00409*** (0.00000)	0.00451*** (0.00000)	0.00453*** (0.00000)	0.01746*** (0.00316)	0.01900*** (0.00317)	0.01809*** (0.00306)
个人层面控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
家户层面控制变量	未控制	控制	控制	未控制	控制	控制
工作相关控制变量	未控制	未控制	控制	未控制	未控制	控制
城市层面控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	未控制	未控制	未控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	未控制	未控制	未控制	控制	控制	控制
地区时间趋势	未控制	未控制	未控制	控制	控制	控制
第一阶段F统计量				382.238	381.016	380.708
样本量	37 782	37 782	37 782	37 782	37 782	37 782
R ²	0.17363	0.18284	0.18567	0.04464	0.04767	0.09811

注:***表示1%的显著性水平;括号中为标准误,聚类到行业层面。

(三) 稳健性检验

第一,考虑到最低工资标准的设定可能会受到同期其他政策的影响以及最低工资标准变动可能与非正规就业概率存在同时性变化趋势,本文将最低工资标准变量滞后一期纳入回归模型,以缓解最低工资标准可能出现的内生性问题。第二,劳动者的非正规就业选择也可能受到除关税减免和最低工资标准以外的其他政策和经济冲击的影响。一方面,与加入WTO同时期的外商直接投资限制放松、非关税壁垒下降等政策可能会影响个体非正规就业概率,本文在基准回归的基础上控制了FDI限制措施和非关税壁垒等外向经济冲击对非正规就业的影响;另一方面,样本期间我国劳动力市场的变化也会影响个体就业选择,此处重点考察大学扩招政策等供给侧冲击可能对非正规就业的影响。第三,考虑中间品贸易自由化的影响,在基准回

归模型中加入了中间品贸易自由化变量。结果显示，进口关税以及最低工资标准与进口关税交互项的系数与基准结果一致，即关税削减增加了个体非正规就业概率，最低工资标准提升强化了关税削减的非正规就业效应，而且该效应在最终品上表现更加突出，这表明基准回归结论稳健^①。

（四）异质性分析

基准回归结果表明，关税下降会提升非正规就业概率，最低工资标准提升会强化关税下降的非正规就业效应，但是这种效应可能在不同背景的工人之间存在差异。本文将探讨最低工资标准提升的影响效应在不同部门、不同单位类型、不同技能水平、不同性别、不同收入群体以及不同市场化程度地区间的异质性^②。结果显示，最低工资标准对市场化程度较高地区、可贸易部门、非国有企业、低技能、女性和低收入就业个体的影响更大。

四、影响渠道分析

（一）最低工资标准、贸易自由化与企业非正规就业变动

利用企业投资环境调查数据，本文考察了企业层面最低工资标准提升对贸易自由化非正规就业效应的影响，构建如下模型：

$$\begin{aligned} \text{infomal}_{jct} = & \alpha + \varphi \text{tariff}_{ct} + \gamma \ln \text{monthwage}_{ct} + \delta \text{tariff}_{ct} \times \ln \text{monthwage}_{ct} \\ & + \eta X_{jct} + \theta_c + \theta_t + \xi_{jct} \end{aligned} \quad (3)$$

$$\begin{aligned} \text{infomalshare}_{jct} = & \alpha + \varphi \text{tariff}_{ct} + \gamma \ln \text{monthwage}_{ct} + \delta \text{tariff}_{ct} \times \ln \text{monthwage}_{ct} \\ & + \eta X_{jct} + \theta_c + \theta_t + \xi_{jct} \end{aligned} \quad (4)$$

其中，因变量 infomal_{jct} 是企业内的非正规就业人数， $\text{infomalshare}_{jct}$ 是非正规工人在企业总就业人数中所占的份额，控制变量包括企业年销售额对数、城市GDP对数、城市人口对数、城市第一产业和第二产业的就业份额以及城镇化率，本文还控制了城市固定效应以及年份固定效应。

回归结果如表4所示^③。从全样本回归的系数估计结果来看，关税的系数都显著为负，说明关税削减幅度越大地区的企业内部非正式员工的人数和比例越大；关税和最低工资标准变量交互项的系数显著为正，说明当两个地区的进口关税下降幅度相同时，位于最低工资标准较高地区的企业会更倾向于增加内部非正式工人的人数、提高非正规工人的比例。本文还按生产率高低将企业分为低生产率企业和高生产率企业，在对高生产率企业的回归中，关税和最低工资标准变量交互项的系数并不显著，说明最低工资标准提升对企业内部非正规就业规模和份额的影响在低生产率企业中更大。最低工资标准提升强化贸易自由化的非正规就业效应主要来自低生产率企业，由此验证了假说1。

^①限于篇幅，回归结果未列出，可登陆对外经济贸易大学学术刊物部网站“刊文补充数据查询”栏目查阅、下载。

^②限于篇幅，相关分析未列出，查阅同前。

^③被解释变量为非正规工人在企业总就业人数中所占份额的估计结果未列出，查阅同前。

表4 企业内非正规就业规模

因变量	(1)	(2)	(3)
	全样本	低生产率企业	高生产率企业
<i>informal</i>			
<i>tariff</i>	-0.78385 *** (0.12684)	-0.79242 *** (0.13579)	-0.29456 (0.39073)
<i>lnmonthwage</i>	-1.02062 *** (0.24907)	-1.05148 *** (0.26982)	-0.49559 (0.73865)
<i>tariff</i> × <i>lnmonthwage</i>	0.14958 *** (0.02334)	0.15031 *** (0.02497)	0.06189 (0.07429)
控制变量	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制
样本量	26 593	23 920	2 672
R ²	0.51731	0.54913	0.52338

注：***表示1%的显著性水平；括号中是聚类到企业层面的稳健标准误。

(二) 最低工资标准提升影响贸易自由化的企业非正规就业雇佣机制检验

为厘清企业非正规就业规模变动的机制，本文利用2001—2007年中国工业企业数据库对成本机制、退出机制和创新机制进行检验。首先是成本机制，由于中国工业企业数据库在2006年后的数据统计存在应付职工薪酬等指标的大规模缺失，为了保证数据的完整性，借鉴李磊和刘博聪（2022）^[28]的方法，将每个CIC 2位码行业中每年主营业务成本进行加总（ $Operating_t$ ），再除以该行业企业的工业总产值（ $Output_t$ ）来估计企业成本水平（ $Cost_t$ ）。其次是企业退出机制，参考Disney等（2003）^[29]的方法，利用企业法人代码对企业状态进行识别，将在第 $t-1$ 期存在，而在第 t 期以及之后时期均不存在的企业 i 定义为第 t 期退出的企业，企业退出（*exit*）赋值为1，其余为0。最后是创新机制，利用中国工业企业数据库和中国专利数据库的匹配数据确定专利申请量，以考察最低工资标准提升对企业创新（*patent*）的影响^①。

回归结果如表5所示，第（1）列是对企业成本水平的回归，第（2）列是对企业退出选择的回归。从结果来看，进口关税系数显著为负，说明削减关税增加了企业经营成本和企业退出概率；关税和最低工资标准交互项显著为正，说明同等关税削减幅度下，相较于最低工资标准较低的地区，最低工资标准较高地区企业的成本水平更高、退出概率更大，即最低工资标准提升会增加企业成本，提高企业的退出概率。从第（3）列对企业专利申请的影响来看，关税系数显著为负，说明贸易自由化程度较高地区的创新相对较少，关税和最低工资标准交互项显著为正，说明同等关税削减幅度下，相较于最低工资标准较低的地区，最低工资标准较高地区企业的专利申请数量更多。这意味着最低工资标准提升会通过成本机制、退出机制和

①本文还利用企业生产率来代表企业的创新水平，限于篇幅，测算结果未列出，查阅同前。

创新机制影响贸易自由化的企业非正规就业效应。结合前文企业层面非正规就业集约边界的调整可知，成本机制和退出机制占据了主导地位，增加了企业非正规就业规模。

本文还进一步将企业分为低生产率企业和高生产率企业，以检验这三个机制在不同生产率水平企业中的不同效果，结果显示，最低工资标准提升影响贸易自由化的非正规就业效应的成本、退出和创新机制在低生产率企业更加显著^①，由此验证了假说2。

表5 成本机制、退出机制和创新机制

成本、退出与创新	(1)	(2)	(3)
	<i>cost</i>	<i>exit</i> = 1	<i>lnpatent</i>
<i>tariff</i>	-0.02228 *** (0.00587)	-0.02806 *** (0.00515)	-0.21413 ** (0.09124)
<i>lnmonthwage</i>	-0.07278 *** (0.01392)	-0.06348 *** (0.00936)	-0.42996 ** (0.18519)
<i>tariff</i> × <i>lnmonthwage</i>	0.00486 *** (0.00102)	0.00581 *** (0.00088)	0.04207 *** (0.01626)
控制变量	控制	控制	控制
企业固定效应	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制
样本量	137 340	1 286 791	16 393
R ²	0.9937	0.6962	0.3201

注：*、**、*** 分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平；括号中为标准误，聚类到行业层面；控制变量与表 4 一致。

五、扩展分析：非正规就业再配置效应及工资效应

(一) 非正规就业再配置效应

贸易自由化能够重塑中国劳动力市场，使就业在不同部门和不同地区间进行再配置（张川川，2015^[30]；何冰和周申，2019^[19]；周申和何冰，2017^[18]）。本文首先验证在贸易自由化条件下，可贸易部门与不可贸易部门非正规就业之间是否存在就业联动及就业乘数效应。参考张川川（2015）^[35]的方法，建立如下一阶差分模型：

$$\Delta Untradable_{ct} = \alpha + \beta \Delta Tradable_{ct} + \mu_{ct}$$

其中， $\Delta Untradable_{ct}$ 表示样本期内城市 c 不可贸易部门非正规就业人口数的变化， $\Delta Tradable_{ct}$ 表示样本期内城市 c 可贸易部门非正规就业人口数的变化， μ_{ct} 是随机干扰项。

借鉴张川川（2015）、何冰和周申（2019）的方法，利用贸易自由化和本文所构造的贸易自由化工具变量（加入 WTO 前的关税与代表加入 WTO 后虚拟变量的交互项）作为可贸易部门非正规就业的工具变量，研究可贸易部门非正规就业对

^①限于篇幅，分高低生产率的检验结果未列出，查阅同前。

不可贸易部门非正规就业的影响。表6结果显示,回归系数分别为1.145(贸易自由化)和1.213(贸易自由化工具变量),表明可贸易部门非正规就业对不可贸易部门非正规就业存在带动作用,且就业乘数大于1,即可贸易部门非正规就业每增加1个单位,能够创造大于1单位的不可贸易部门非正规就业。接着,在模型中加入了最低工资标准及最低工资标准与可贸易部门非正规就业变动的交互项,结果如表6后两行所示。考虑最低工资标准提升的影响后,贸易部门对非贸易部门非正规就业的带动作用有所增强,最低工资标准与可贸易部门非正规就业变动交互项均显著为负(-0.1563和-0.0650)^①,说明相较于低最低工资标准地区,高最低工资标准会弱化贸易部门对不可贸易部门的非正规就业带动作用。这一结果与预期一致,最低工资标准提高增加了企业经营成本,限制了贸易部门与非贸易部门就业联动及就业乘数效应的发挥。

表6 最低工资标准提升影响贸易自由化对非正规就业的部门再配置效应

因变量	最低工资效应	IV	可贸易部门非正规就业的就业乘数	观测值	F值
不可贸易部门非正规就业	No	<i>tariff</i>	1.14476***	6 561	6 209.559
	No	<i>tariff_pre01×post</i>	1.21314***	6 561	6 325.343
不可贸易部门非正规就业	Yes	<i>tariff</i>	2.17422***	6 561	959.459
	Yes	<i>tariff_pre01×post</i>	1.70313***	6 561	261.848

注:***表示1%的显著性水平;F值为工具变量估计的弱工具变量检验值。

本文还考察了贸易自由化影响非正规就业的地区再配置效应机制及最低工资标准调整的影响^②。结果证实,贸易自由化带来农村劳动力向城市转移并较多进入了非正规就业,最低工资标准提升能够强化农村个体的非正规就业选择,促进农村劳动力转移到城市从事非正规就业。

(二) 工资及工资差距效应

本文利用CHIP数据库报告的月工资收入,进一步考虑最低工资标准对非正规就业和正规就业工资及工资差距的影响。将基准回归模型的被解释变量替换为劳动工资对数,考察最低工资标准提升对贸易自由化的工资效应的影响。表7第(1)列是对整体样本工资对数的回归,可以看到关税系数显著为负,即贸易自由化提高了劳动力工资;关税和最低工资标准交互项系数显著为正,说明最低工资标准提升强化了贸易自由化的工资上涨效应。接着,将样本划分为非正规就业工人和正规就业工人,来分析这一效应是否在两类就业群体中有差异。表7第(2)、(3)列分别是对非正规就业和正规就业工资的回归,可以看到,贸易自由化会抑制非正规就业工人工资增长(关税系数为正说明关税和工资正相关,即关税水平越低,关税削减幅度越大,工资越低),但会促进正规就业工人工资增长。交互项系数显著为

^①交互项系数未列出,查阅同前。

^②限于篇幅,地区再配置效应未列出,查阅同前。

正，即最低工资标准提升在贸易自由化的正规和非正规就业工资效应中均起到了强化作用，最低工资标准提升强化了贸易自由化对非正规就业工资的削减作用和正规就业工资的提升作用。在第（4）列加入了关税、最低工资标准和非正规就业虚拟变量（ $m01$ ，非正规就业 $m01$ 取值为 1，正规就业取值为 0）的交互项，以进一步考察最低工资标准提升对贸易自由化的正规和非正规工人工资影响的差异， $\text{tariff} \times \ln\text{-monthwage} \times m01$ 的估计系数显著为负，即相较于正规就业，最低工资标准提升在贸易自由化的非正规就业工资效应中的作用更小，结合分样本回归中贸易自由化对非正规就业工资的抑制效应，说明最低工资标准提升加剧了贸易自由化带来的正规就业和非正规就业工人的工资差距。原因可能是同等关税削减幅度下，最低工资标准较高地区企业的成本压力更大，竞争加剧和优胜劣汰使得只有高效率的企业才能生存下来。正规就业者的工作技能水平相对更高，会留在高生产率企业中，工资收入也更加丰厚；非正规就业者由于技能较低，就业稳定性较弱，工资水平会下降，所以最低工资标准提升会拉大贸易自由化带来的正规工人和非正规工人的工资差距。

表 7 正规就业和非正规就业的工人工资和工资差距

因变量 $\ln\text{wage}$	(1)	(2)	(3)	(4)
	全样本	非正规就业	正规就业	全样本
tariff	-0.11285 *** (0.00000)	0.01540 *** (0.00000)	-0.13300 *** (0.00000)	-0.11877 *** (0.00000)
$\ln\text{monthwage}$	-0.52495 *** (0.00000)	0.65774 *** (0.00000)	-0.75636 *** (0.00000)	-0.58784 *** (0.00000)
$\text{tariff} \times \ln\text{monthwage}$	0.02249 *** (0.00000)	0.00495 *** (0.00000)	0.02557 *** (0.00000)	0.02357 *** (0.00000)
$\text{tariff} \times \ln\text{monthwage} \times m01$				-0.00002 *** (0.00000)
个人层面控制变量	控制	控制	控制	控制
家户层面控制变量	控制	控制	控制	控制
工作相关控制变量	控制	控制	控制	控制
城市层面控制变量	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
样本量	27 142	4 553	22 586	27 142
R^2	0.64087	0.58292	0.66830	0.65144

注：*** 表示 1% 的显著性水平；括号中是聚类到企业层面的稳健标准误。

六、结论与政策启示

本文利用中国家庭收入调查数据库考察了最低工资标准提升对贸易自由化的非正规就业效应的影响，结果表明：来自进口关税下降幅度较大地区的个人从事非正规工作的可能性较高，在同等关税削减条件下，相较于最低工资标准较低的地区，最低工资标准较高地区的劳动者从事非正规就业的概率更大，意味着最低工资标准

的提升会强化贸易自由化的非正规就业效应；最低工资标准提升的强化效应在市场化程度较高地区、可贸易部门、非国有企业、低技能、低收入和女性就业个体中更为显著；机制分析显示，关税削减增加了企业雇佣非正规劳动力，且在同等关税削减幅度下，最低工资标准较高地区的企业会显著增加非正规工人雇佣。相较于最低工资标准较低的地区，最低工资标准较高地区企业的成本压力和退出概率更大，创新和专利申请也更多，成本机制和退出机制占据了主导地位，增加了企业非正规劳动力雇佣；进一步研究发现，最低工资标准提升能够弱化贸易自由化对非正规就业的部门再配置效应，强化地区再配置效应，最低工资标准提升对贸易自由化的非正规和正规就业工资效应的影响存在差异，拉大了正规就业和非正规就业的工资差距。

本文扩展了中国劳动力市场非正规就业变动的研究，厘清了最低工资标准提升对贸易自由化非正规就业效应的影响渠道，丰富了贸易自由化的本地劳动力市场效应的相关研究。本文研究有如下政策启示。

第一，最低工资标准提升强化了贸易自由化的非正规就业效应，进一步提升了贸易自由化带来的非正规就业概率。因此，需要进一步完善最低工资制度，并配套更加完善的公共政策支持体系。首先，各地区在调整最低工资标准时，要考虑单位类型、收入、技能和地区差异，避免最低工资标准上调导致的成本增加转嫁到部分群体，从而拉大收入差距。其次，制定最低工资标准的根本出发点是保障劳动者个人及其家庭成员的基本生活，主要保护的對象是低收入、低技能群体，而该类群体也恰恰是最低工资在贸易自由化的非正规就业效应中受影响最明显的群体，那么在完善最低工资标准制度的基础上，要配套更加完善的社会保障机制，比如优化针对低收入群体的失业保障、医疗保障等，对冲该部分群体可能受到的负向冲击，促进分配更加公平。

第二，贸易自由化提高了非正规就业概率，最低工资标准提升则强化了个体非正规就业的可能性。非正规就业在一定程度上对冲了企业成本上涨的压力，也为一些暂时失业的人员提供了就业机会，起到就业缓冲的作用。因此要创造良好的市场软环境，鼓励多种就业模式，创造出更多的就业岗位，还要合理增加非正规就业人员教育投入，提升其从业能力，实现稳就业与权益保障双赢。在鼓励多形式就业的同时，要改善非正规就业人员的劳动条件，加强对非正规就业人员的劳动保护和社会服务保障，尽可能提高非正规就业者的福利。如在现有的社会保险制度框架下，将非正规就业人员纳入工伤保险体系、推进非正规就业补贴政策等。

第三，最低工资标准提升强化了关税削减对企业的负向冲击，导致企业增加非正规就业。非正规就业为企业应对负向冲击提供了更加灵活的用工选择，但是该类就业形式存在收入低、就业碎片化和隐形失业等问题，正规就业依然是个体就业的最佳选择。为了推动就业正规化，需要给予企业尤其是民营企业和相对低生产率企业适当的补贴，比如在遇到重大外部负向冲击时期，实施针对特定企业的减税降费政策等，使该类企业在能够较好地应对外部负向冲击的同时，承担更多的社会责任，推动就业正规化，保障劳动者的合法权益。另外，最低工资标准提升和贸易自由化也会激励企业创新，对冲成本上涨，从而实现就业正规化，也可以给予企业更多激励措施，推动企业技术创新，增加更多正规就业。

[参考文献]

- [1] ARIAS J, ARTUC E, LEDERMAN D, et al. Trade, Informal Employment and Labor Adjustment Costs [J]. *Journal of Development Economics*, 2018 (133): 396-414.
- [2] CISNEROS-ACEVEDO C. Unfolding Trade Effect In Two Margins of Informality. The Peruvian Case [J]. *The World Bank Economic Review*, 2022, 36 (1): 141-170.
- [3] ULYSSEA G. Firms, Informality and Development: Theory and Evidence from Brazil [J]. *American Economic Review*, 2018, 108 (8): 2015-2047.
- [4] 吴要武, 蔡昉. 中国城镇非正规就业: 规模与特征 [J]. *中国劳动经济学*, 2006 (2): 67-84.
- [5] 胡鞍钢, 马伟. 现代中国经济社会转型: 从二元结构到四元结构 (1949—2009) [J]. *清华大学学报 (哲学社会科学版)*, 2012 (1): 16-29.
- [6] 张军, 赵达, 周龙飞. 最低工资标准提高对就业正规化的影响 [J]. *中国工业经济*, 2017 (1): 81-97.
- [7] PACKARD T G, KOETTL J, MONTENEGRO C. In from the Shadow: Integrating Europe's Informal Labor [M]. *World Bank Publications*, 2012.
- [8] WANG F, LIANG Z, LEHMANN H. Import Competition and Informal Employment: Empirical Evidence from China [R]. Available at SSRN, 2021, 3903140.
- [9] PONCZEK V, ULYSSEA G. Enforcement of Labour Regulation and the Labour Market Effects of Trade: Evidence from Brazil [J]. *The Economic Journal*, 2022, 132 (641): 361-390.
- [10] DI PORTO E, ELIA L, TEALDI C. Informal Work in a Flexible Labour Market [J]. *Oxford Economic Papers*, 2015, 69 (1): 143-164.
- [11] 李根丽, 尤亮. 教育错配、非正规就业与工资惩罚效应 [J]. *财政研究*, 2020, 454 (12): 103-118+123.
- [12] 陈佳莹, 赵佩玉, 赵勇. 机器人与非正规就业 [J]. *经济学动态*, 2022, 42 (12): 67-83.
- [13] 赵新宇, 朱锐. 数字经济与非正规就业——基于中国劳动力动态调查的实证研究 [J]. *吉林大学社会科学学报*, 2022, 62 (5): 72-83+236.
- [14] 张抗私, 刘翠花, 丁述磊. 正规就业与非正规就业工资差异研究 [J]. *中国人口科学*, 2018, 184 (1): 83-94+128.
- [15] 席艳乐, 张一诺, 曹亮. 外资进入扩大了正规与非正规就业者的工资收入差距吗——来自微观个体的经验证据 [J]. *国际贸易问题*, 2021, 466 (10): 139-156.
- [16] MAITI D, MARJIT S. Trade Liberalization, Production Organization and Informal Sector of the Developing Countries [J]. *Journal of International Trade and Economic Development*, 2008, 17 (3): 453-461.
- [17] 胡翠, 纪珽, 陈勇兵. 贸易自由化与非正规就业——基于 CHNS 数据的实证分析 [J]. *南开经济研究*, 2019 (2): 3-24.
- [18] 周申, 何冰. 贸易自由化对中国非正规就业的地区效应及动态影响——基于微观数据的经验研究 [J]. *国际贸易问题*, 2017 (11): 13-24.
- [19] 何冰, 周申. 贸易自由化与就业调整空间差异: 中国地级市的经验证据 [J]. *世界经济*, 2019, 42 (6): 119-142.
- [20] 向攀, 赵达, 谢识予. 最低工资对正规部门、非正规部门工资和就业的影响 [J]. *数量经济技术经济研究*, 2016 (10): 94-109.
- [21] 王欢欢, 胡冬敏, 张际. 最低工资制度、劳动合同期限与企业用工形式 [J]. *经济学 (季刊)*, 2022 (4): 1125-1146.
- [22] 周申, 何冰. 贸易开放、最低工资标准与中国非正规就业——基于面板门槛模型的实证研究 [J]. *经济问题探索*, 2018 (3): 118-126.
- [23] 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.
- [24] YU M. Processing Trade, Tariff Reductions and Firm Productivity: Evidence from Chinese Firms [J]. *The Economic Journal*, 2015, 125 (585): 943-988.

- [25] 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.
- [26] KOVAK B K. Regional Effects of Trade Reform: What is the Correct Measure of Liberalization? [J]. *American Economic Review*, 2013, 103 (5): 1960–1976.
- [27] 张明昂. 贸易自由化如何影响居民健康? ——基于中国加入 WTO 的证据 [J]. *经济学 (季刊)*, 2021, 21 (3): 819–842.
- [28] 李磊, 刘博聪. 环境规制如何影响企业出口质量? ——创新促进与成本挤占 [J]. *世界经济与政治论坛*, 2022 (3): 94–121.
- [29] DISNEY R, HASKEL J, HEDEN Y. Restructuring and Productivity Growth in UK Manufacturing [J]. *The Economic Journal*, 2003, 113 (489): 666–694.
- [30] 张川川. 地区就业乘数: 制造业就业对服务业就业的影响 [J]. *世界经济*, 2015, 38 (6): 70–87.

Minimum Wage, Trade Liberalization, and Informal Employment —Micro Evidence from China

LI Kaijie LIU Bing DONG Dandan

Abstract: This paper examines the effects of minimum wage on informal employment induced by trade liberalization and the channels using data from the Chinese Household Income Project, the World Bank enterprise survey, Chinese industrial enterprise data, and Chinese patent data. The results indicate that trade liberalization increases the likelihood of individual informal employment, which is further intensified by increases in the minimum wage. The impact of higher minimum wages is more pronounced among individuals in highly marketized areas, tradable sectors, non-state-owned enterprises, and among low-skilled, low-income, and female workers. The reinforcement effect of rising minimum wages is primarily reflected in the intensive margin of informality, expanding the size and share of informal employment within firms and increasing individual likelihoods of informal employment. Adjustments to the minimum wage influence the informal employment effects of trade liberalization through cost, exit, and innovation mechanisms which are more significant in low-productivity firms. Further analysis reveals that the minimum wage moderates the sectoral reallocation effects of trade liberalization on informal employment while amplifying regional reallocation effects. Additionally, varying wage effects between trade-induced informal and formal employment due to higher minimum wages widen the wage disparity between these employment types. This paper provides an empirical basis and policy insights for China to further refine minimum wage policies and broaden employment channels.

Keywords: Minimum Wage; Trade Liberalization; Informal Employment; Intensive Margin; Wage Disparity

(责任编辑 王 瀛)