

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

席艳乐 张一诺 曹亮

摘要：本文以外资管制放松政策为准自然实验，基于1997—2015年“中国健康与营养调查”微观数据库样本，采用三重差分法，系统研究了外资进入对中国正规与非正规就业者工资收入差距的影响及其作用机制。研究发现：相比受外资进入影响较小的地区及正规就业，外资进入政策对受其影响较大地区非正规就业者的工资收入产生了负面影响，从而显著扩大了二者的工资收入差距。在经过一系列有效性检验及稳健性检验后，这一结论依旧成立。外资进入对该收入差距的政策效应因地理区位、非正规就业类型及企业规模而异。进一步的机制检验证明，外资进入通过人力资本及以家庭背景、户籍类型为代表的信息获取渠道扩大了该工资收入差距。本研究为客观评估中国近年来外资进入的经济效益提供了微观证据，对劳动力市场灵活性和安全性的改革调整具有重要的政策含义。

关键词：外资进入；三重差分法；非正规就业；正规就业；工资收入差距

[中图分类号] F741 [文献标识码] A [文章编号] 1002-4670 (2021) 10-0139-18

引言

改革开放40多年来，中国主动把握经济全球化的历史机遇，积极采取各种鼓励政策吸引外资、促进外资与中国本土经济成分互融共生。2021年1月，联合国贸易和发展会议发布的《全球投资趋势监测》报告显示，2020年中国成功应对新冠肺炎疫情带来的严重冲击，全年实际使用外资逆势增长6.2%，实现引资总量、增长幅度、全球占比“三提升”^①。2021年3月，国务院总理李克强在政府工作报告

[收稿日期] 2021-06-05

[基金项目] 2017年国家自然科学基金面上项目“一带一路”建设的福利效应估算”（编号71773141）；2021中央高校基本科研业务费专项资金资助（2722021EK023）；2020年校级教学研究项目（202054）。

[作者信息] 席艳乐：中南财经政法大学工商管理学院副教授，电子信箱 helen6160@126.com；张一诺：中南财经政法大学工商管理学院硕士研究生；曹亮：中南财经政法大学工商管理学院教授、博士生导师

^①数据来源：<http://finance.eastmoney.com/a/202101251787123166.html>。

告中提出,要积极有效利用外资、欢迎外商扩大在华投资、分享中国开放的大市场和发展机遇,进一步缩减外资准入负面清单。伴随着中国开放型经济的纵深发展,非正规就业已逐步成为劳动力就业的重要实现形式。国务院办公厅2020年7月印发的《关于支持多渠道灵活就业的意见》中指出,目前中国灵活就业^①从业人员规模已达2亿左右。个体经营、非全日制就业及就业新形态的持续发展显示了中国就业灵活性的攀升,为有效缓解就业压力提供了可靠的现实途径。在此背景下,聚焦非正规就业无疑对中国实现高质量充分就业、助推经济稳步复苏的愿景具有重大现实意义。较正规就业而言,非正规就业呈现出劳动关系相对松散、工资收入低、更替率与失业率较高等特点。在二者的诸多差异中,工资收入差异被视为最直接和典型的表现形式。

外资进入对东道国工资收入水平及差距的影响一直是受关注的热点之一。遗憾的是,笔者尚未发现直接围绕外资进入对正规与非正规就业工资收入差距影响的相关研究。本文围绕这一主题并以《外商投资产业指导目录(2002年修订)》(以下简称《目录》)大幅削减外商投资限制的政策为准自然实验,深入研究以下几个问题:外资进入对该收入差距产生何种影响,程度有多深?是否因地理区位、非正规就业类型等而不同?何为内在影响机制?

一、文献综述

目前尚未有文献就本主题进行全方位深度剖析,与本文联系紧密的文献主要包括以下两类:

(一) 外资进入对工资收入差距影响的研究

外资作为资本积累的重要来源之一,在工资收入差距的影响因素中扮演着重要角色,但尚未达成清晰一致的研究结论。关于该领域的研究主要集中在以下五个方面:第一,外资进入对地区工资收入差距的影响。大部分研究表明,地区工资收入水平与外资集中程度正相关,外资区域分布失衡是导致地区收入差距扩大的主要因素之一(Nguyen et al., 2019)^[1]。一般而言,外资进入集聚在城市地区,可以提升城镇居民工资进而扩大城乡收入差距。与此同时,外资进入亦会加剧区域性收入差距,东部地区最为明显、西部其次、中部最弱(沈毅俊和潘申彪, 2008^[2];李仁宇和杨文兵, 2013^[3])。第二,外资进入对行业工资收入差距的影响。部分学者以制造业为研究对象进行了细致深入的探讨。如严兵等(2014)^[4]通过对比2004年和2008年的中国制造业行业数据发现,外资比重增加会扩大制造业行业间的收入差距;张晓磊等(2020)^[5]利用中国工业企业数据库进行研究,发现外资进入对劳动和技术密集型行业产生了正向的工资溢出效应,对资本密集型行业的工资影响并不显著。另有部分学者则以服务业为研究对象,如李宏兵等(2017)^[6]认为外资进入缩小了服务业的工资差距。第三,外资进入对内外资企业间工资收入差距的影

^①据劳动保障部劳动科学研究所(2005)的研究,除非正规就业,中国还使用灵活就业这个概念。目前,学界一般使用非正规就业概念,官方主要采用灵活就业概念。

响。通常外资企业的工资收入水平高于内资企业，外资进入会对国内企业工资收入水平产生溢出效应。如罗伟等（2018）^[7]通过构建企业工资决定模型，发现外资进入对制造业企业工资存在明显的负面作用。Nguyen等（2019）利用越南服务业面板数据就外资进入对国内企业工资影响的命题进行研究，发现其下行压力明显。第四，外资进入对性别工资收入差距的影响。一些文献考察了外资进入加剧性别工资收入差距的存在性，如Sharma（2020）^[8]对印度、Pham等（2021）^[9]对越南妇女的研究均认为外资进入与性别工资差距的扩大密切相关。然而，另有部分研究者如李磊等（2015）^[10]、王小洁等（2017）^[11]持有相反的观点。第五，外资进入对技能工资收入差距的影响。如陶爱萍等（2020）^[12]研究指出，外资进入带来的技能偏向性技术进步会拉大东道国技能与非技能劳动力间的工资差距。

（二）正规就业与非正规就业工资收入差距的研究

大多数研究表明正规与非正规就业者间存在显著的工资收入差异，且呈现出不断扩大的趋势（王庆芳和郭金兴，2017^[13]；张抗私等，2018^[14]）。已有文献主要从两个方面对其产生的原因进行了有益的探讨。一是关注人力资本配置。研究发现，受教育水平和工作经验等人力资本特征既是决定两类就业者工资收入的主要影响因素，又是引起其差距变化的主要贡献因素。人力资本配置向正规就业倾斜是造成正规与非正规就业在教育和经验回报率上差距逐渐扩大的主要原因（屈小博，2012）^[15]。二是基于劳动力市场分割的观点。一些研究强调，该收入差距存在不对称性现象的主要原因为较严重的市场分割和就业歧视（王学军，2017）^[16]。

不可置否，已有研究围绕外资进入对工资收入差距的影响进行了多角度、深层次的探讨，为本文提供了有益的研究思路和范式借鉴。如前所述，外资进入对正规与非正规就业者工资收入差距的影响尚存文献缺口。鉴于此，本文可能存在以下边际贡献：一是拓宽研究视角。与已有研究相异，本文率先从正规与非正规就业视角切入，探究外资进入对二者工资收入差距的影响，为该领域的研究作出了有益尝试。二是深化研究内容。已有文献忽略了外资溢出效应的异质性，存在影响机制尚不明确、作用方向和程度不一的问题。本文从多维度深入剖析其异质性影响并对内在机理进行验证，促使本文的研究更加系统深入。三是采用前沿研究方法。本文在双重差分的基础上引入第三重差分，较为精确地估计了政策实施的真实效果，使本文的研究结论更加可靠。

二、理论假说

（一）人力资本渠道

1. 技能偏好效应

主流观点认为，外资进入新兴经济体增加其对高技能劳动者的需求。Feenstra和Hanson（1997）^[17]通过“外包理论”阐释了劳动力市场上发达国家跨国公司的技能偏好现象。换言之，外资企业对高技能劳动者的偏好通常源于更高的技术水准与劳动生产率（许和连等，2009）^[18]。同时，在“以市场换技术”的策略背景下，发展中国家国内企业需招募高技术劳动者以适应外资进入带来的技术规

范、消化并吸收国外先进技术（殷德生等，2011）^[19]。

实际上，外资进入能通过企业较强的技能雇佣偏好产生影响劳动者从事正规就业的选择、未来技能塑造与薪酬的效果。而高技能劳动者往往具备更高受教育水平这一重要的人力资本特征（曾湘泉和杨涛，2018）^[20]。具体而言，一方面教育程度高的劳动者生产能力更强、能够释放更有利的求职信号，基于自身优势做出正规就业决策，教育不足的劳动者因难以跨越技术门槛从而使其从事非正规就业的概率提升（李根丽和尤亮，2020）^[21]。这意味着外资进入背景下的高技能劳动者更易获得技术管理岗位的工作、与用人单位签订正式合同，低技能劳动者则相反。另一方面，除正规教育时间外，劳动者工作经验的积累与职业培训也是提高人力资本积累的重要途径。如高技能劳动者借助正规就业平台优势捕捉职业培训红利进而强化议价能力。即使外资进入增加了高技能劳动者从事正规就业的比重，但因技术工人在细分行业内完全就业（许和连等，2009），其劳动回报依旧增加。此外，企业为防止“智力外流”引致技术资产泄漏与稳定生产，会将收益分配偏向正规就业者。相比之下，外资进入使企业对低技能工人需求锐减，非正规就业者囿于边缘化处境。特别是，当外资进入目的是设立制造工厂进行加工贸易时，劳动者技能提升空间愈小，进一步减少以低技能劳动者为代表的非正规就业者的外部选择，降低其议价能力。综合上述分析，本文提出假说1。

假说1：外资进入会增加高技能劳动者从事正规就业的比重，使非正规就业者囿于就业市场边缘，从而扩大两者的工资收入差距。

2. 预期效应

除上述教育的影响，健康状况也是决定人力资本拥有量的关键因素。健康的劳动者精力充沛，能减少因疾病缺工带来的效率损失并提升个人生产力（Herzer and Nunnenkamp，2015）^[22]。外资进入伴随着激烈的市场竞争，内外资企业进一步抢占东道国生产要素市场以适应效率主导的市场化背景。例如，考虑到健康状况对资本生产率的重要影响，跨国企业要求劳动者进行体检，因更健康的工人拥有更长的预期寿命和更强的长期工作意愿（Kumari and Sharma，2018）^[23]。很显然，健康的劳动者更贴近正规就业的人力资本要求，企业基于其良好的工作预期更愿意任用其从事正规就业。另外，正规就业者与劳动单位订立了完整的劳动合同，医疗保险等福利保障更完备，更有助于其为企业创造收益，进而提升个人收入水平。相比之下，大量非正规就业者被排除在福利保障之外，并面临由外资进入引致的经济压力与不确定性。具体而言，跨国公司会将其用于提高生产力的无形资产转移给国外附属公司，使得后者每单位产品产出需要更少的劳动力。尤其是当外资采用并购的方式进入时，通常导致裁员和生产精简。这无疑加剧了劳动素质较低的非正规就业者被解雇的风险和就业环境的严峻性。由于个人的时间与精力相对有限，增加体育锻炼等健康投资将会减少有效工作时间（周孝等，2015）^[24]，长期压力的存在使得非正规就业者为积累个人工作经验、优化技能而忽视了对自我健康的关注和投入，这在一定程度上抵消或降低了非正规就业者改善自身收入状况的可能。有鉴于此，本文提出假说2。

假说2: 外资进入会通过健康带来的工作预期效应扩大正规与非正规就业者的工资收入差距。

(二) 信息渠道

外资进入被认为具备直接或间接改善就业机会的潜力, 然而相关职业信息的匮乏使劳动者可能并不了解这些信息, 机会不均对人们进入劳动力市场的起点和发展轨迹产生异质影响, 最终积累为较高的收入差异 (江求川等, 2014)^[25]。

1. 家庭背景

作为分析机会不均的“环境—努力”(Circumstances—Efforts)二元框架内个体无法控制的“环境”因素, 家庭背景对个人工作机会的获得具有重要作用。家庭背景有优势的子女易找到高收入工作, 并使其人力资本得到有效利用, 获得丰厚的劳动报酬 (王倩, 2013)^[26]。这主要是因为: 第一, 家庭背景优质的子女其父母的教育水平更高、与比较信息的获取存在较大关联, 更能未雨绸缪地把握外资进入影响下的职业需求, 通过教育的代际传递提升子女的人力资本水平, 甚至是职位的代际传承 (马草原等, 2018)^[27], 更易达到正规就业的门槛要求; 第二, 部分研究将父母教育水平等一系列具有家庭特质的变量列为社会资本的重要组成部分, 通过获取丰富且详实的就业信息完成与正规就业的匹配, 并进一步利用信息优势获得职位上升的渠道、促进工资收入上涨 (孔高文等, 2017)^[28]。另外, 家庭社会资本相对丰富的毕业生可能出于自身志趣倾向自主创业而从事非正规就业 (蒋承和王天骄, 2020)^[29], 但需时间弥补创业投入且本身存在失败的可能, 使其工资收入及增长不及正规就业者, 即家庭背景优良的正规就业者与非正规就业者的工资收入差距扩大。更多地, 家庭背景越匮乏的子女越有可能从事除自主创业之外的非正规就业类型的工作, 这是因为信息资源获取的限制降低了其从事正规就业的可能, 具有正规就业选择倾向的劳动者往往只能被迫从事业务边缘化、劳动报酬有限的正规就业。因此, 家庭背景相对匮乏的子女通常寄希望于努力工作以增强自我抗风险能力, 以尽可能缩小其与正规就业者的工资收入差距。

假说3: 外资进入能够扩大家庭背景优良的正规与非正规就业者的工资收入差距, 对家庭背景相对匮乏的正规与非正规就业者无显著影响。

2. 户籍制度

户籍是国家实施社会管理、制定公共政策的重要依据, 会进一步影响劳动者在外资进入引发就业波动背景下的信息捕捉与劳动回报。二元劳动力市场理论将整个城市劳动力市场分割为两类, 其中以资本密集型企业为主的一级劳动力市场的工作岗位基本被城市户籍居民垄断, 劳动密集型中小企业和非正规就业岗位是农民工就业的主要场所 (邹一南, 2015)^[30]。可见, 在“户口坝”的影响下, 本地人与外地人、城里人与农村人之间享有的包括就业信息指导在内的公共服务与福利待遇差距较大。在外资进入加剧竞争的背景下, 黏着于户籍属性的隐性身份歧视与信息获取的比较优势使得拥有城镇户籍的劳动者觅得正规就业类型工作的可能性更高。但需指出的是, 正规就业准入门槛限制明显, 部分难以满足要求的城镇户籍劳动者基于灵活充分的信息优势主动破除就业局限投入至非正规就业。然而, 从事非正规就

业的城镇户籍劳动者的起薪与就业匹配状况明显低于从事正规就业的城镇户籍劳动者，二者的工资收入差距显著扩大。与此同时，户籍制约使得带有农村户籍身份的农民工被迫在二级劳动力市场上从事稳定性差的非正规就业，但是他们能够享有城市基础设施、文化氛围等非户籍福利从而弥补了信息获取的劣势，能够通过提升工作效率来改善工资收入水平或突破正规就业的门槛从事边缘化的正规就业，因而拥有农村户籍的正规与非正规就业者之间的工资收入差距可能并不明显。

假说4：在外资进入引发就业波动的背景下，拥有城镇户籍的正规与非正规就业者之间的工资收入差距扩大，对于拥有农村户籍的正规与非正规就业者而言，该工资收入差距可能并不明显。

三、模型设定与变量说明

（一）计量模型构建

为有效识别外资进入政策对正规与非正规就业者工资收入差距的影响效应，本文主要采用三重差分法。第一层差分来自地区层面（受外资进入政策影响较大或较小的地区），第二层差分来自就业层面（正规或非正规就业），第三层差分来自政策实施年份（外资进入政策实施前后）。本文参考金刚和沈坤荣（2019）^[31]、宋弘和陆毅（2020）^[32]及张明昂等（2021）^[33]的研究方法，结合研究需要，模型设定如下：

$$\ln wage_{icrt} = \alpha + \beta Treat_r \times Post_t \times IE_c + \gamma_{rc} + \delta_{rt} + \theta_{ct} + \mu X_{icrt} + \varepsilon_{icrt} \quad (1)$$

上式中， i 、 c 、 r 、 t 分别表示个体、就业类型^①、地区和年份。因变量 $\ln wage_{icrt}$ 代表 t 年 r 地区个体 i 选定就业类型 c 的月工资收入对数； IE_c 代表劳动者就业类型 c 是否为非正规就业的虚拟变量； $Treat_r$ 为地区是否为受外资进入影响较大地区的虚拟变量； $Post_t$ 代表是否在 2002 年《目录》修订以后的虚拟变量；为遵照三重差分的标准设定，本文加入三组交互固定效应 γ_{rc} 、 δ_{rt} 、 θ_{ct} ，分别表示地区-就业类型、地区-年份及就业类型-年份层面的固定效应^②； X_{icrt} 代表个体层面的控制变量， ε_{icrt} 是随机扰动项。

$Treat_r \times Post_t \times IE_c$ 是本文感兴趣的交互项和模型中最重要的关注变量，其估计系数为三重差分估计量。对 β 的无偏估计要求对照组能为处理组提供合理的反事实，以反映处理组若未实施干预时的状态。这要求在回归方程中引入一系列固定效应和控制变量以提升处理组与对照组的相似性。具体地， γ_{rc} 控制了不同省份不同就业类型间职业设定的差异； δ_{rt} 控制了同一省份不同就业类型年份的差异； θ_{ct} 控制了同一就业类型不同就业抉择年份间的差异； X_{icrt} 可以进一步减轻处理组与对照组之

①CHNS 数据库就“你的主要职业是什么？”这一问题对有工作的 16 岁及以上的对象展开调查。就业类型具体设置如下：1 高级专业/技术工作者；2 一般专业/技术工作者；3 管理者/行政官员/经理；4 办公室一般工作人员；5 农民、渔民、猎人；6 技术工人；7 非技术工人；8 军官与警官；9 士兵与警察；10 司机；11 管家等服务行业人员；12 运动员、演员、演奏员；13 其他及-9 不知道为未明确标注的职业类型。

②上述三类两两相乘的固定效应包含了 $Treat_r$ 、 $Post_t$ 及 IE_c 这三个变量的单独项和两两交互项，因此在回归方程中无需单独控制这些变量。此外，三重差分法的优点在于可以通过控制两两相乘的固定效应排除二维层面遗漏变量的潜在影响，进一步巩固了政策评估的因果关系提炼。

间的差异性。

(二) 变量设置与指标测算

1. 劳动者月工资收入的对数 ($\ln wage_{icrt}$)。中国健康与营养调查 (CHNS) 问卷包括“去年的平均月工资”这一问题,提供的工资收入数据为包含补助在内的月工资收入指标。针对这一工资收入指标,本文以2015年为基期的消费价格指数对该名义变量进行调整并采取对数形式。

2. 政策实施区域虚拟变量,是否为“受外资进入政策影响较大的地区” ($Treat_t$)。首先,计算行业层面的外商直接投资程度 ($IFDI_{jt}$)。本文借鉴赵春明等 (2019)^[34]的测算方法,以某一行业实际利用外商投资额 $ifdi_{jt}$ 占该行业的总产出 $output_{jt}$ 的比重衡量。其次,借鉴曾湘泉和杨涛 (2018) 的研究,定义历年地区 r 以行业 j 就业份额加权的外商直接投资程度 ($IFDI_{rt}$)。最后,参考胡翠等 (2019)^[35]的研究,根据地区外商直接投资程度与 GDP 之比的变化定义处理组和对照组。若政策冲击发生前后的变化之差大于样本中所有地区这一差值的均值, $Treat_t$ 取值为 1, 否则为 0。

$$IFDI_{jt} = \frac{ifdi_{jt}}{output_{jt}} \quad (2)$$

$$IFDI_{rt} = \sum_j \frac{\eta \text{ 年地区行业就业数量}_{jt}}{\eta \text{ 年地区就业总量}_r} \times IFDI_{jt} \quad (3)$$

由于国民经济行业分类版本间存在差异,本文选择不同年份的行业就业份额作为基期进行加权,以尽可能减少内生性问题。处于 1997—2000 年时, η 取 1997; 处于 2004—2015 年时, η 取 2004。

3. 政策实施年份虚拟变量,是否在 2002 年《目录》调整以后 ($Post_t$)。从 2002 年开始,大量受到禁止和限制的产业被调整为允许和鼓励的产业,为外资进入中国提供更宽松、透明的宏观环境^①。故若样本属于 2002 年及以后的观测值,则 $Post$ 赋值为 1, 反之为 0。

4. 劳动者就业决策,就业类型是否为非正规就业 (IE_c)。主要参考王庆芳和郭金兴 (2017) 的界定,使用 CHNS 调查相关就业信息“你在此工作中的职位是何种类型?”“工作单位是何种类型?”“工作单位有多少职工?”以识别非正规就业。具体考虑如下:(1) 删除 CHNS 数据库中无报酬家庭帮工及单位职业类型不确定的样本;(2) 在第 17 届劳工统计大会有关非正规就业的统计框架下,将数据中无雇工的个体经营者、有雇工的个体经营者、领取工资的家庭工人定义为非正规就业;(3) 根据第 15 届劳工统计大会颁布的非正规部门企业标准,将规模在 20 人以下的私营、个体企业划分为非正规部门,将政府机关、国有事业单位和研究所、国有企业、集体企业、三资企业划分为正规部门;(4) 借鉴胡翠等 (2019)

^①需特别说明的是,《目录》调整并非一蹴而就。截至 2021 年,已先后于 1997 年、2002 年、2004 年、2007 年、2011 年、2015 年、2017 年、2018 年、2019 年、2020 年经历了 10 次调整,其中 2002 年修订幅度最大,2004 年及以后的修订则为在 2002 年基础上的微幅调整。众多学者如毛其淋和方森辉 (2020)^[36]、韩国高等 (2021)^[37]均选取 2002 年《目录》修订作为政策冲击时点,本文与之相同,其他修订年份暂不作为考察重点。

的研究,本文亦将家庭联产承包农业划分为非正规部门; (5) 将在非正规部门就业的“为他人或单位工作的长期工、合同工、临时工”与第17届劳工统计大会决议中的“非正规部门企业受雇者”相匹配,将在正规部门就业的临时工、合同工对应为决议中的“正规部门企业非正规受雇者”,即划分为非正规就业。

5. 个体属性特征控制变量 (X_{ict})。本文将个体为分析单元的微观层面控制变量纳入模型: (1) 性别 (*gender*)。被调研者为男性时取值为1,为女性时取值为0。(2) 民族 (*ethnic*)。汉族为1,其他民族为0。(3) 婚姻 (*marry*)。在婚状态设置为1,其余为0。(4) 年龄 (*age*)。取调研者被调查年份与出生年份的差值。(5) 最高教育程度 (*highedu*)。CHNS问卷中有6个选项,分别是小学毕业、初中毕业、高中毕业、中等技术学校或职业学校毕业(简称中职)、大专或大学毕业、硕士及以上。本文将高中与中职毕业视为同等学力合并,硕士及以上为基准组,定义4个虚拟变量对教育程度加以控制。(6) 工作经验 (*experience*)。本文采用学界普遍做法,将被调研者年龄减去受教育年限后再减去入学年龄6;并将小学毕业至硕士及以上分别设置为6年、9年、12年、16年和19年。

(三) 数据来源

本文使用的个体微观数据来自CHNS,选取1997—2015年间七轮调查数据,样本涵盖辽宁、黑龙江、江苏、山东、河南、湖北、湖南、广西、贵州九省^①。其中,辽宁、江苏、黑龙江、湖南为处理组,其余省份为对照组。行业及地区层面的外商直接投资额来自EPS数据平台、《新中国六十年统计资料汇编》,就业数据源于国家统计局《中国劳动统计年鉴》,行业总产出数据从1997年、2002年、2005年、2007年、2010年和2012年的中国投入产出表^②中获得。本文将CHNS数据库与地区外商直接投资程度这一省级指标匹配,并对样本进行如下清理: (1) 将研究对象限制为处于工作年龄的16—65岁的个体。(2) 考虑到非正规就业样本在农村地区界定的特殊性 & 数据的可获得性,仅保留城镇样本^③。(3) 在对工资收入分析中,进一步删除上下各1%的异常值。(4) 删除职业类型与工作单位均缺失等就业信息不明确的个体。

四、实证结果及分析

(一) 基准回归

表1报告了三重差分回归结果。第(1)列仅包含三组交互固定效应,第(2)—(3)列进一步加入个体特征控制变量。第(1)—(3)列的系数具有十分显著且接近的统计意义与经济意义。以第(3)列为例, $Treat \times Post \times IE$ 的估计

①鉴于数据连续性的问题,本文暂不考虑于2011年纳入调研的北京、上海和重庆三大直辖市。

②该数据资料年份与CHNS数据库年份存在差异,鉴于样本获得性问题,本文选择与样本年份最为接近的往年数据代替。

③感谢匿名审稿人围绕可能存在的样本选择偏差提出合理建议。本文保留城镇样本的核心原因是,在构造地区行业就业权重时采用“分地区分行业城镇就业人员年末人数”作为“地区行业就业数量”以保证数据的连续性。为了减轻潜在的样本选择偏差问题,本文在稳健性检验部分纳入了农村样本进行估计分析,发现本文的主要结论仍稳健一致。

系数为-0.0800,说明相比正规就业,受外资进入政策影响较大地区非正规就业者的工资收入减少约8%。一个可能的解释为外资进入程度较高的地区竞争更为严峻,市场优胜劣汰和拥挤现象的加剧使只有具备高效率与竞争优势的企业才能生存下来。正规就业者因就业稳定性强、工作效率较高而备受青睐,工资收入更丰厚;非正规就业劳动者供给相对丰富、就业稳定性较弱使其工资收入相比正规就业者低。更进一步,本文参考金刚和沈坤荣(2019)的做法,在不控制联合固定效应的情况下验证三重差分估计结果,第(4)列同样印证了本文的核心结论。^①

表1 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Treat</i> × <i>Post</i> × <i>IE</i>	-0.1063*** (-3.339)	-0.0824*** (-2.808)	-0.0800*** (-2.762)	-0.1835*** (-4.207)
<i>age</i>		0.0322*** (7.757)	0.0333*** (6.305)	0.0354*** (7.447)
<i>gender</i>		0.1577*** (7.801)	0.1578*** (7.863)	0.1577*** (13.132)
<i>marry</i>		0.0693*** (3.294)	0.0729*** (3.373)	0.0737*** (4.396)
<i>ethnic</i>		0.0434 (1.339)	0.0434 (1.412)	0.0589** (2.102)
<i>experience</i>		-0.0314*** (-9.147)	-0.0326*** (-6.476)	-0.0346*** (-7.497)
<i>highedu1</i>			-0.0743* (-1.666)	-0.0755** (-2.114)
<i>highedu2</i>			-0.1253*** (-2.983)	-0.1385*** (-3.615)
<i>highedu3</i>			-0.1304** (-2.373)	-0.1524*** (-3.233)
<i>highedu4</i>			-0.0563 (-0.815)	-0.0748 (-1.239)
<i>Treat</i> × <i>Post</i>				0.1427*** (5.120)
<i>Treat</i> × <i>IE</i>				0.1965*** (5.863)
<i>Post</i> × <i>IE</i>				-0.1188*** (-5.773)
省份—就业类型 <i>FE</i>	是	是	是	否
省份—年份 <i>FE</i>	是	是	是	否
就业类型—年份 <i>FE</i>	是	是	是	否
省份 <i>FE</i>	否	否	否	是
就业类型 <i>FE</i>	否	否	否	是
年份 <i>FE</i>	否	否	否	是
N	7 595	6 952	6 952	6 967
R ²	0.6123	0.6301	0.6322	0.6107

注:括号内为估计系数的t值;**、*和*分别表示在1%、5%和10%统计水平上显著;标准误按省份—就业类型层面进行聚类,下表同。

①基于控制变量的回归结果,笔者可以获得关于城镇劳动力市场的一些特征,限于篇幅尚未汇报,留存备索。

(二) DDD 有效性检验

1. 平行趋势及时间异质性检验

三重差分法进行政策效应识别的一个基本假设为处理组和控制组满足同趋势假定。为检验受处理前的共同增长趋势且反映受处理后不同年份的边际效应，本文构建如下模型：

$$\ln wage_{icrt} = \alpha + \sum_{k=2000}^{2015} \beta_k Treat_r \times Post_k \times IE_c + \gamma_{rc} + \delta_{rt} + \theta_{ct} + \mu X_{icrt} + \varepsilon_{icrt} \quad (4)$$

其中， $Post_k$ 代表样本期间各年份的时间虚拟变量（1997 年为基准年），其他参数设定与基准模型一致。 β_k 刻画了受外资进入政策影响程度不同的地区、不同就业类型的劳动者在 k 年的工资收入相比 1997 年的变化。

直观起见，本文将估计结果绘制在图 1，虚线表示 95% 的置信区间。可以发现，在《目录》实施前的 2000 年，估计值不显著且政策效应大小在 0 附近上下浮动，说明处理组与对照组在外资进入政策实施前的发展趋势大体相似，支持了三重差分同趋势的识别假设。外资进入的政策效应存在滞后性，从政策实施后的 2006 年开始至 2009 年，估计系数绝对值显著增加，直到 2011 年开始不再显著。意味着随外资进入政策颁布时间长度的增加，其对正规与非正规就业者间的工资收入差距大致经历了一个先变大、后变小的过程，于 2009 年达到最大、2011 年消失，体现出外资进入政策效应的时间异质性。

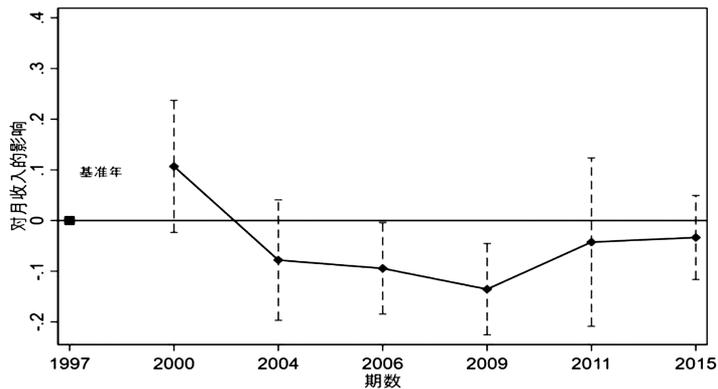


图 1 三重差分平行趋势及时间异质性检验

2. 预期效应

为确保 2002 年外资进入政策调整的随机性，本文对劳动者在 2002 年之前（2000 年）是否就外资进入政策的颁布产生预期效应进行检验。表 2 第（3）—（4）列的回归结果均表明， $Treat \times Pre1 \times IE$ 的估计系数并不显著，即政策调整前不存在显著的预期效应。

3. 安慰剂检验

为考察某些潜在且不可观察的因素是否会驱动正规与非正规就业者间工资收入差距的扩大，本文随机分配地区外资进入程度的处理组与政策冲击年份，基于式

(1) 重复进行300次回归。图2报告了受随机政策冲击影响下的300个估计系数概率密度分布情况。据估计结果的描述统计显示,300个估计系数的均值为-0.02,标准差为0.02,故不能拒绝安慰剂检验中核心变量系数为0的原假设,即基准回归结果并非由随机因素所致。

表2 DDD 有效性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	动态效应	动态效应	预期效应	预期效应
$Treat \times Post2000 \times IE$	0.0903 (1.579)	0.1067 (1.607)		
$Treat \times Post2004 \times IE$	-0.1110* (-1.693)	-0.0780 (-1.288)		
$Treat \times Post2006 \times IE$	-0.1255** (-2.551)	-0.0944** (-2.052)		
$Treat \times Post2009 \times IE$	-0.1696*** (-3.499)	-0.1354*** (-2.947)		
$Treat \times Post2011 \times IE$	-0.0565 (-0.602)	-0.0425 (-0.502)		
$Treat \times Post2015 \times IE$	-0.0541 (-1.316)	-0.0335 (-0.792)		
$Treat \times Post \times IE$			-0.1050*** (-3.306)	-0.0786*** (-2.715)
$Treat \times Pre1 \times IE$			0.0903 (1.579)	0.1067 (1.607)
控制变量	否	是	否	是
固定效应	是	是	是	是
N	7 595	6 952	7 595	6 952
R ²	0.6128	0.6327	0.6126	0.6325

注:后续所有回归均包含个体控制变量与三组交互固定效应,受篇幅限制,不再重复汇报。

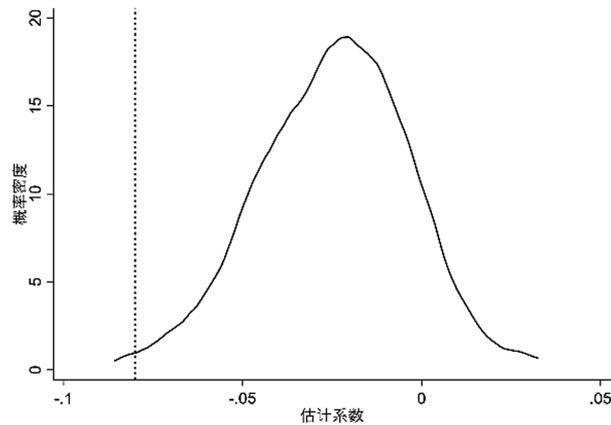


图2 安慰剂检验

(三) 一系列稳健性检验

1. 结果变量的选择。CHNS数据库就个体是否获得奖金及数额、每周工作天数及每日工作小时数等问题展开调查。本文将包括工资、补贴和奖金在内的月工资收入对数 $\ln wage_{it}$ 设置为结果变量回归,如表3第(1)列所示。进一步地,本文采

用更细致的小时工资收入：

$$\text{小时工资收入} = \frac{\text{月工资收入}}{\text{每周工作天数} \times \text{每日工作小时数} \times 4} \quad (5)$$

表3第(2) — (3)列分别报告了外资进入对未含奖金的小时工资收入 \lnwage_r 、含奖金的小时工资收入 \lnwageb_r 两个变量的影响，结果依然稳健。

2. 内生性问题。收入水平或其增长率较高的地区可能伴随更高的外资进入程度，本文参考金刚和沈坤荣（2019）三重差分框架下的工具变量法以进一步解决潜在反向因果问题的困扰。借鉴李坤望等（2014）^[38]的研究，选取1937年各省市市区公路网密度 $Road$ 作为 $Treat$ 的工具变量。一方面，公路网密度越高的地区越能凭借基础设施优势吸引外资；另一方面，历史数据能满足工具变量的外生性要求。表3第(4)列报告了第一阶段的回归结果， $Road \times Post \times IE$ 的估计系数显著为正，证明公路网密度与成为“受外资政策影响较大地区”确实正向相关。同时，F检验值大于临界值10，即该工具变量不存在弱相关问题。第二阶段回归结果即表3第(5)列，即便考虑外资进入政策的内生性问题，核心结论依旧成立。

表3 DDD 稳健性检验

变量	月工资收入的其他度量			工具变量		变量变换	重新构建样本	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	\lnwageb	\lnwage_r	\lnwageb_r	$first$	$second$	更换 $IFDI$	纳入无报酬家庭帮工	纳入农村样本
$Treat \times Post \times IE$	-0.0978*** (-3.192)	-0.1360*** (-3.994)	-0.1521*** (-4.262)		-0.1352*** (-2.737)	-0.1025*** (-3.368)	-0.0819*** (-2.817)	-0.0608** (-2.479)
$Road \times Post \times IE$				0.0012*** (11.190)				
第一阶段 F 值				125.22				
N	6 929	6 777	6 757	6 952	6 952	6 952	6 965	15 788
R ²	0.5988	0.5904	0.5649		0.0639	0.6327	0.6319	0.5865

3. 核心解释变量测量误差。本文尝试采用永续盘存法对中国外资进入存量进行估算：

$$IFDI_{it} = (1 - \delta) IFDI_{i,t-1} + ifdi_{it} / P_{it} \quad (6)$$

$$IFDI_{i0} = ifdi_{i0} / (\delta + g) \quad (7)$$

其中， $IFDI$ 、 $ifdi$ 分别表示实际利用外商直接投资存量与金额； δ 为10%的年经济折旧率； P 为外商直接投资价格指数，此处选取 CHNS 数据库初期的 GDP 平减指数对 $ifdi$ 平减； g 为地区 r 在1989—2015年间外商直接投资的年平均增长率，下标含义同式(1)。本文以1989年为基期，将某年存量与样本上年对应存量相减以刻画地区外资进入程度，进一步识别处理组与对照组。由表3第(6)列可知，回归结果依旧可靠。

4. 数据样本检验及遗漏变量控制。家庭经济属非正规经济受到学者的广泛认同。在基准回归部分，本文将无报酬家庭帮工剔除可能导致样本损失。为提高处理组与对照组的可比性，将无报酬家庭帮工限定为非正规就业；进一步纳入农村样本以减少样本选择偏误，结果汇报在表3第(7) — (8)列。此外，本文控制了其

他遗漏变量，研究结论依然成立^①。

5. 排除其他政策冲击及基于变量“异常值”处理。由表4可知，回归结果并无实质性变化。

表4 排除其他政策冲击及基于变量“异常值”处理的稳健性检验

变量	排除其他政策冲击				基于因变量“异常值”的处理		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	删除东部地区样本	删除IFDI变化最大的省	删除IFDI变化第二大的省	东盟自由贸易区成立	删除上下各5%的异常值	缩尾上下各1%的异常值	缩尾上下各5%的异常值
$Treat \times Post \times IE$	-0.0763** (-2.195)	-0.0607** (-2.111)	-0.0665** (-2.241)	-0.1074*** (-3.235)	-0.0882*** (-3.168)	-0.0684** (-2.118)	-0.0832*** (-3.266)
N	4 490	6 360	6 145	4 960	6 568	7 028	7 254
R ²	0.6510	0.6383	0.6307	0.5435	0.6553	0.6180	0.6113

五、机制分析

(一) 人力资本渠道

在此部分，我们将构建中介效应模型对该影响渠道进行验证，具体采用社区高技能人员就业比重与是否拥有医疗保险作为人力资本的中介变量。主要因为随着城镇住房制度改革、城市化的推进，中国城镇居民的居住形态于过去三十余年间变化明显，不同社会经济地位的人群偏向搬迁到与阶层相配的社区中。换言之，同一地区不同社区间技能人员比重往往存在较大差异。故本文从地区内社区视角出发构造高技能人员就业比重作为技能偏好的代理变量。

$$\ln wage_{icrt} = \alpha + \beta Treat_r \times Post_t \times IE_c + \gamma_{rc} + \delta_{rt} + \theta_{ct} + \mu X_{icrt} + \varepsilon_{icrt} \quad (1)$$

$$M = \alpha + \lambda Treat_r \times Post_t \times IE_c + \gamma_{rc} + \delta_{rt} + \theta_{ct} + \mu X_{icrt} + \varepsilon_{icrt} \quad (8)$$

$$\ln wage_{icrt} = \alpha + \varphi Treat_r \times Post_t \times IE_c + \tau M + \gamma_{rc} + \delta_{rt} + \theta_{ct} + \mu X_{icrt} + \varepsilon_{icrt} \quad (9)$$

其中， M 代表两个中介变量。 $skillworker_{hrt}$ 为 t 年 r 地区 h 社区高技能人员就业比重。首先借鉴周申和何冰（2017）^[39]的思路将CHNS就业类型按照《中国职业分类大典》标准归为7类；然后据李坤望等（2014）的设定，将专业性较强和管理性职业视为高技能职业，其余为中低技能或一般性职业^②。 $insurance_{icrt}$ 表示 t 年 r 地区劳动者 i 是否拥有医疗保险，1为有、0为无。检验结果显示在表5。其中，第（1）列再次证明本文的核心结论，中介效应检验可以继续。第（2）列以 $skillworker$ 为因变量，发现 $Treat \times Post \times IE$ 的估计系数显著为负，即外资进入主要增加了正规就业者所属社区的高技能人员就业比重，相比之下，非正规就业者所属社区的高技能人员就业比重减少。第（3）列报告了以 $insurance$ 为因变量的回归结果，发现外资进入主要降低了非正规就业者的医疗保障水平。第（4）—（6）列显示了因变量对基

^①限于篇幅，这里没有给出纳入遗漏变量的稳健性检验结果。

^②李坤望等（2014）使用的是CHIP数据库，该数据库采用与《中国职业分类大典》完全一致的职业类型标准。

本自变量和中介变量回归的结果。可以发现，在外资进入影响正规与非正规就业者工资收入差距的过程中，社区高技能人员就业比重和健康保障扮演着重要的中介作用。高技能劳动者或健康劳动者有足够的实力跨越正规就业门槛，社区高技能人员就业比重上升或健康保障增强均有助于个人工资收入上涨。随着地区外资进入程度加深，来自具有明显非正规就业特征社区的低技能劳动者、健康状况一般的劳动者难以满足企业对正规职工的人力资本需求，故拉大与正规就业者的工资收入差距。

表5 机制检验：人力资本渠道

变量	lnwage	skillworker	insurance	lnwage	lnwage	lnwage
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Treat × Post × IE</i>	-0.0800*** (-2.762)	-0.0195* (-1.837)	-0.0801*** (-5.060)	-0.0763** (-2.617)	-0.0791** (-2.616)	-0.0756** (-2.482)
<i>skillworker</i>				0.1352** (2.343)		0.1259** (2.180)
<i>insurance</i>					0.0463** (2.200)	0.0427** (2.065)
N	6 952	10 560	10 485	6 914	6 850	6 812
R ²	0.6322	0.6072	0.4896	0.6331	0.6301	0.6309

(二) 信息渠道

因调查问卷缺乏信息获取方面的直接度量，本文借鉴宋弘和陆毅（2020）的做法，通过由父母教育水平与家庭规模定义的家庭背景及户籍类型的异质性分析间接检验该渠道。具体地，根据 CHNS 调查中父母行号记录、“同户主的关系”与父母的受教育年份问题识别父亲或母亲的教育水平，并根据样本中位数划分为高、低两类。进一步地，本文从“家庭规模”视角考察子女信息获取状况。一般认为，家庭规模的增大会稀释子女资源，来自小规模家庭的个体能更多享受父母信息资源倾注即家庭背景更优。本文将不超过三人的家庭与四口之家定义为“小规模家庭”；将五人及以上的家庭定义为“大规模家庭”。表6第（1）—（6）列为家庭背景信息渠道的论点提供实证支持。此外，户籍壁垒同样影响劳动者的工资收入，表6第（7）—（8）列证明了假说4的合理性。

表6 机制检验：信息渠道

变量	家庭背景						户籍制度	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	父亲教育程度低	父亲教育程度高	母亲教育程度低	母亲教育程度高	小规模家庭	大规模家庭	城镇户籍	农村户籍
<i>Treat × Post × IE</i>	-0.4090 (-0.744)	-0.1959*** (-3.537)	-0.6485 (-0.765)	-0.1743*** (-2.982)	-0.0899*** (-2.638)	-0.0181 (-0.453)	-0.0732** (-2.071)	-0.0396 (-0.768)
N	127	872	66	955	5 694	1 245	5 485	1 365
R ²	0.8030	0.7869	0.8105	0.7374	0.6315	0.7245	0.6550	0.6200

六、异质性分析

(一) 基于地理区位的异质性分析

外资进入对正规与非正规就业者间工资收入差距的政策效应是否因地区而异? 本文将样本划分为沿海与非沿海地区进行估计^①。由表7第(1) — (2)列可知, 在非沿海地区, 外资进入显著扩大该工资收入差距。这可能是由于外资进入促进了非沿海地区新兴部门发展, 该部门通过吸纳从传统部门退出的劳动者而促使劳动力市场非正规化。同时, 该地区大多数就业者因技能或信息壁垒限制, 只能集中在非正规部门或正规部门的非正规岗位中, 缺乏职业培训机会。相反, 沿海地区经过多年发展拥有相当规模的聚集经济, 有助于居就业劣势地位的劳动者获得正向“外溢效应”, 使该工资收入差距并不明显。

(二) 基于非正规就业类型的异质性分析

本文进一步考察了不同类型非正规就业者的生存境况。非正规就业类型由三部分组成: 小微企业主、自我雇佣者和非正规受雇者。表7第(3) — (5)列显示相对正规就业者, 外资进入政策主要对非正规受雇者的工资收入产生负面影响; 对小微企业主、自我雇佣者而言, 反而缩小了其与正规就业者的工资收入差距。可能的解释是, 中国政府出台《劳动合同法》、《社会保险法》等促使中国企业规范经营并在新一轮开放竞争中脱颖而出。这一举措加强了对劳动者权益的保护, 短期内增加了尚待规范经营的小微企业主的运营成本, 但对规范经营的小微企业主而言, 能进一步享有以市场为导向的人才资源流动红利和公平市场环境, 提高生产效率、改善工资收入水平。同时, 外资进入为自我雇佣者提供发挥自身潜质、提升劳动回报的机会。虽然FDI流入的技能偏向会对东道国熟练劳动力的相对需求产生积极影响, 但非正规受雇者主要承担解决社会就业的功能, 最具“生存特征”, 大批职工会以“再就业”的形式从事非正规就业, 使得其与正规就业者的待遇差距扩大。

表7 基于地理区位、非正规就业类型与企业规模的异质性分析

变量	沿海省份与否		非正规就业类型			企业规模	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	沿海省份	非沿海省份	小微企业主	自我雇佣者	非正规受雇者	规模较大企业	规模较小企业
<i>Treat × Post × IE</i>	-0.0596 (-1.526)	-0.0999** (-2.406)	0.2615*** (2.798)	0.1785*** (3.619)	-0.1805*** (-6.072)	-0.0859 (-1.641)	-0.0960** (-2.465)
N	2 452	4 490	6 952	6 952	6 952	3 054	3 411
R ²	0.6078	0.6511	0.6326	0.6321	0.6350	0.6886	0.6079

^①1982年5月26日, 国家计委和国家统计局在“关于沿海与内地划分问题的通知”中, 明确规定辽宁、河北、天津、北京、山东、江苏、上海、浙江、福建、广东(含海南岛)、广西等11个省、市、自治区为沿海地区, 即北京和10个有海岸线的省市, 其余便是内地。

(三) 基于企业规模的异质性分析

与王庆芳和郭金兴(2017)一致,本文将职工数大于100的企业定义为大规模企业,反之为小规模企业。表7第(6)一(7)列显示外资进入主要扩大了小规模企业内正规与非正规就业者的工资收入差距。小规模企业往往存在经营环境恶劣、就业保障措施不足的问题,处于管理层的正规就业者才能拥有高水平的工资收入,而非正规就业者的工资收入相对较低。相反,大规模企业职工众多,一旦通过工会组织形成足以与企业方抗衡的谈判力量时,企业的管理层会在某些方面受到掣肘。基于工会压力与管理者的经营成本,该工资收入差距可能并不明显。

七、结论及对策建议

本文立足于2002年《目录》修订的政策背景,采用三重差分法系统研究外资进入对正规和非正规就业者工资收入差距的影响,主要结论如下:第一,外资进入显著扩大该工资收入差距。第二,外资进入政策的实施使企业更青睐高技能劳动者、更关注员工健康,并通过家庭背景和户籍类型的信息获取影响劳动者就业类型与工资收入。第三,非沿海地区、非正规受雇者和小规模企业对外资进入政策更敏感,显著扩大其与正规就业者工资收入差距。

基于理论分析和实证结果,本文可以得出以下政策启示:第一,外资为中国带来了资金投入、补充了技术水平与管理经验、激活了创新能力与市场意识。在未来发展中,中国应增强投资环境开放度、透明度和规范性,吸引更高质量的外资并合理引导外资流向先进制造业与生产性服务业,以进一步促进中国经济新旧动能的转换,为中低收入劳动者提供更多就业机会;第二,提升就业市场信息流动性与透明度,逐步打破中国劳动力市场上存在的多维度、较严重的就业机会户籍歧视,加快推进就业机会均等化、公平化发展,密切关注外资企业劳工权益受损等一系列潜在问题。第三,积极发展非正规就业,创造更多就业岗位;合理增加非正规就业人员教育投入,提升其从业能力;循序渐进地改善非正规就业工人的劳动条件、福利和规范管理水平,引导非正规劳动者向一级劳动力市场合理转移,逐步走向“正规化”。

[参考文献]

- [1] NGUYEN HOANG LE, LUONG VINH QUOC DUY, BUI HOANG NGOC. Effects of Foreign Direct Investment and Human Capital on Labour Productivity: Evidence from Vietnam. Korea Distribution Science Association. 2019, 6 (3): 123-130.
- [2] 沈毅俊,潘申彪.外商直接投资对地区收入差距影响的实证分析[J].国际贸易问题,2008(2): 100-104.
- [3] 李仁宇,杨文兵.外商直接投资对我国地区收入差距的影响分析[J].国际商务研究,2013,34(6): 69-77.
- [4] 严兵,冼国明,韩剑.制造业行业收入不平等变动趋势及成因分解[J].世界经济,2014,37(12): 27-46.
- [5] 张晓磊,谢建国,张二震.外资进入强度与本土企业竞争力——基于企业单位劳动成本视角的检验[J].国际贸易问题,2020(2): 1-15.

- [6] 李宏兵, 蔡宏波, 徐慧慧. 外资进入、服务业集聚与企业工资差距——基于调节机制和微观企业数据的实证研究 [J]. 国际贸易问题, 2017 (7): 119-130.
- [7] 罗伟, 刘晨, 葛顺奇. 外商直接投资的工资溢出和关联效应研究 [J]. 世界经济, 2018, 41 (5): 147-172.
- [8] SHARMA S. The Impact of Foreign Direct Investment on Gender Inequality in India [J]. *Transnational Corporations*, 2020, 27 (3): 39-59.
- [9] PHAM A, POOLE J P, SANTOS-PAULINO A U. Foreign Investment and Female Employment in Viet Nam [J]. *Transnational Corporations*, 2021, 27 (3): 133-155.
- [10] 李磊, 王小洁, 蒋殿春. 外资进入对中国服务业性别就业及工资差距的影响 [J]. 世界经济, 2015, 38 (10): 169-192.
- [11] 王小洁, 郑妍妍, 刘鹏程. 外资进入与我国工业企业性别工资差距 [J]. 国际商务 (对外经济贸易大学学报), 2017 (5): 90-103.
- [12] 陶爱萍, 钱星星, 吴文韬. 外资进入、市场化与技能溢价 [J]. 经济与管理评论, 2020, 36 (6): 64-75.
- [13] 王庆芳, 郭金兴. 非正规就业者的境况得到改善了么? ——来自1997—2011年CHNS数据的证据 [J]. 人口与经济, 2017 (2): 116-126.
- [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 (1): 83-94+128.
- [15] 屈小博. 中国城市正规就业与非正规就业的工资差异——基于非正规就业异质性的收入差距分解 [J]. 南方经济, 2012 (4): 32-42.
- [16] 王学军. 中国城镇正规就业与非正规就业的工资差异演变研究——基于非条件分位数回归的分解方法 [J]. 财经理论与实践, 2017, 38 (4): 89-96.
- [17] FEENSTRA R C, HANSON G H. Foreign Direct Investment and Relative Wages: Evidence from Mexico's Maquiladoras [J]. *Journal of International Economics*, 1997, 42 (3-4): 371-393.
- [18] 许和连, 亓朋, 李海峥. 外商直接投资、劳动力市场与工资溢出效应 [J]. 管理世界, 2009 (9): 53-68.
- [19] 殷德生, 唐海燕, 黄腾飞. FDI与中国的高技能劳动需求 [J]. 世界经济, 2011, 34 (9): 118-137.
- [20] 曾湘泉, 杨涛. 贸易开放对城镇非正规就业的影响——基于CHNS数据的倍差法分析 [J]. 社会科学战线, 2018 (12): 69-78.
- [21] 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 (12): 103-118+123.
- [22] HERZER D, NUNNENKAMP P. Income Inequality and Health: Evidence from Developed and Developing Countries [J]. *Economics*, 2015, 9 (1): 1-56.
- [23] KUMARI R, SHARMA A K. Long-term Relationship between Population Health, FDI and Economic Growth: New Empirical Evidence [J]. *International Journal of Business and Globalisation*, 2018, 20 (3): 371-393.
- [24] 周孝, 冯中越, 孙珊. 个人健康投资能促进就业吗? ——基于CHNS的实证分析 [J]. 人口学刊, 2015, 37 (02): 87-101.
- [25] 江求川, 任洁, 张克中. 中国城市居民机会不平等研究 [J]. 世界经济, 2014, 37 (4): 111-138.
- [26] 王倩. 社会资本和家庭背景对收入差距影响的实证分析 [J]. 经济与管理研究, 2013 (6): 67-75.
- [27] 马草原, 王东阳, 程茂勇. 家庭背景与就业机会——父母的职位特征为何介入了子女在首要部门的就业竞争? [J]. 南开经济研究, 2018 (6): 149-169.
- [28] 孔高文, 刘莎莎, 孔东民. 我们为何离开故乡? 家庭社会资本、性别、能力与毕业生就业选择 [J]. 经济学 (季刊), 2017, 16 (2): 621-648.
- [29] 蒋承, 王天骄. 我国大学毕业生非正规就业的特征、结构与质量——基于2007—2017年全国高校毕业生就业调查数据 [J]. 社会科学战线, 2020 (10): 271-275.
- [30] 邹一南. 户籍制度改革的内生逻辑与政策选择 [J]. 经济学家, 2015 (4): 48-53.
- [31] 金刚, 沈坤荣. 中国企业对“一带一路”沿线国家的交通投资效应: 发展效应还是债务陷阱 [J]. 中国工业经济, 2019 (9): 79-97.

- [32] 宋弘, 陆毅. 如何有效增加理工科领域人才供给? ——来自拔尖学生培养计划的实证研究 [J]. 经济研究, 2020, 55 (2): 52-67.
- [33] 张明昂, 施新政, 纪琰. 人力资本积累与劳动收入份额: 来自中国大学扩招的证据 [J]. 世界经济, 2021, 44 (2): 23-47.
- [34] 赵春明, 江小敏, 李宏兵. 对外直接投资、产业关联与技能工资溢价——基于水平溢出与垂直溢出效应的实证研究 [J]. 国际贸易问题, 2019 (2): 113-128.
- [35] 胡翠, 纪琰, 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.
- [36] 毛其淋, 方森辉. 外资进入自由化如何影响中国制造业生产率 [J]. 世界经济, 2020, 43 (1): 143-169.
- [37] 韩国高, 邵忠林, 张倩. 外资进入有助于本土企业“稳就业”吗——来自中国制造业的经验证据 [J]. 国际贸易问题, 2021 (5): 81-95.
- [38] 李坤望, 陈维涛, 王永进. 对外贸易、劳动力市场分割与中国人力资本投资 [J]. 世界经济, 2014, 37 (3): 56-79.
- [39] 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.

(责任编辑 于友伟)

Does FDI Entry Increase the Wage Income Gap between the Formal and Informal Employment Workers —Empirical Evidence from Microscopic Individuals

XI Yanle ZHANG Yinuo CAO Liang

Abstract: Based on the quasi-natural experiment of FDI deregulation policy and data from the China Health and Nutrition Survey database from 1997 to 2015, this paper adopts the triple difference-in-difference framework to systematically investigate the impact of FDI entry on the wage income gap between formal and informal employment in China and its channel of action. The study finds that, FDI entry has had a negative spillover effect on the wages of informal employment workers and in areas that are largely affected by foreign capital, compared to workers in areas that are less affected by foreign capital and in formal employment. Therefore, the policy has led to a significant widening of the income wage gap. This conclusion remains valid after a series of robustness tests. We find that the policy effects of FDI entry on the wage income gap vary with geographic location, types of informal employment, and the size of enterprises. Further mechanism tests show that human capital and access to information, represented by family background and household registration, are two important channels for FDI entry to affect the wage income gap. This paper provides micro evidence for objectively evaluating the economic benefits of China's FDI entry in recent years, and presents important policy implications to aid the reform and adjustment of labor market flexibility and safety.

Keywords: FDI Entry; Triple Difference-in-difference Method; Informal Employment; Formal Employment; Wage Income Gap