

外资进入如何影响非正规与正规 就业者的工资收入差距

朱海华¹, 张卫²

(1. 四川大学 国际关系学院, 四川 成都 610064;

2. 西南民族大学 经济学院, 四川 成都 610041)

摘要: 基于中国家庭收入调查(CHIP)两期的数据, 本文实证检验了外资进入对非正规与正规就业者小时工资与年收入差距的影响。研究发现: 外资进入有助于提升劳动者的小时工资; 相比正规就业者, 外资进入对非正规就业者小时工资的提升作用整体较小; 在融资约束强、创业活力低的地区, 二者的小时工资差距受外资进入的影响程度更大。机制分析发现, 外资进入降低了非正规就业的规模和概率, 但对非正规就业者的年劳动时间提升作用更大。在外资进入对小时工资和年劳动时间的综合影响下, 外资进入对二者年收入的促进作用较为一致。

关键词: 外资进入; 非正规就业; 正规就业; 工资收入差距

[中图分类号] F244; F741 [文献标识码] A [文章编号] 1002-4034(2023)03-0101-20

引言

经济发展停滞与收入分配恶化之间具有互为因果和互相强化的关系, 收入差距过大会增加陷入“中等收入陷阱”的风险(蔡昉和王美艳, 2014)。改革开放以来, 我国实施了一系列市场化导向的政策, 居民收入水平快速提升, 不同就业部门的劳动者收入差距也随之扩大。随着我国劳动力市场社会性流动的障碍逐步被清除, 非正规就业成为城镇就业的重要组成部分和新增就业的主要渠道。一份国际劳工组织的调查显示, 2018年我国非正规就业者占总就业人数的54.4%。陈明星等(2021)认为我国城镇非正规就业人数达到了1.38亿~1.55亿, 占城镇总就业人数的33.2%~44.7%。与正规就业相比, 非正规就业往往缺乏正式制度保护, 普遍面临

[收稿日期] 2022-10-15

[基金项目] 四川大学专职博士后研发基金项目“国际资本流动视角下的收入不平等与逆全球化研究”(skbsh2021-04), 四川省人力资源和社会保障厅2022年度博士后科研项目“返乡创业支持政策促进乡村产业发展的效应评估: 以四川省为例”(TB2022050)

[作者简介] 朱海华(1991—), 男, 湖南郴州人, 四川大学国际关系学院讲师, 博士, 研究方向: 国际资本流动与收入不平等; (通讯作者)张卫(1989—), 男, 安徽蚌埠人, 西南民族大学经济学院讲师, 博士, 研究方向: 国际贸易与投资

工作稳定性差、劳动强度大、劳资矛盾突出等问题。非正规与正规就业的工资收入差距已成为我国居民收入分配差距持续扩大的重要原因(李雅楠等, 2013)。另一方面, 外资进入的收入增长和分配效应是劳动经济学和国际经济学的重要研究议题。近年来大量外资企业通过直接投资等方式进入我国市场, 仅2021年全国实际使用外资就达到了1.15万亿元。外资企业一般在技术水平、经营管理等方面具有优势, 对东道国就业质量、就业结构和工资水平有重要影响, 外资进入对非正规就业者工资收入的影响程度和作用机制逐渐进入研究者视野。实际上, 对外资进入如何影响非正规与正规就业者工资收入展开研究具有重要意义。这主要体现在两个方面: 第一, 可以深化对我国劳动力市场流动性和非正规就业价值的认识。受“二元主义”理论影响, 不少观点认为非正规就业是传统、落后、边缘化的象征(Rakowski, 1994)。劳动力市场的城乡、地区和产业分割是造成非正规就业者收入较低的主要原因, 大量女性、农民工和低学历群体被迫流向未进入政府监管体系、就业性质和效果处于低层次和边缘地位的非正规就业部门(万向东, 2008; 王学军, 2017)。这意味着非正规就业的收入水平及其与正规就业的收入差距应成为衡量劳动力市场分割程度的重要标准。另一方面, 外资进入可通过竞争效应、前后向关联效应、技术外溢效应等多种途径促进劳动力市场正规化, 形成对非正规就业岗位的冲击(潘文泳等, 2022), 由此将改变当地正规与非正规劳动力的供求关系, 扩大非正规与正规就业者的收入差距。但如果外资进入对两个部门劳动者收入的影响是一致的, 并未扩大二者的收入差距, 则表明非正规就业者具备向正规就业部门流动的灵活性, 而非在劳动力市场分割和竞争作用下被挤到低级市场, 放宽对建立正式劳动关系的强制性要求就具有正当性。第二, 厘清外资进入对非正规就业者收入的影响途径, 可以为制定更有效率的灵活就业支持政策提供支撑。政府部门一般将非正规就业称为灵活就业, 因其对提高劳动参与率、增强就业弹性、提升家庭收入的重要价值而在近年来得到了一系列政策支持。外资企业作为雇佣者、投资者和生产者, 可通过劳动力市场、信贷市场和产品市场等多种途径影响非正规就业。外资进入对非正规就业者收入的影响, 也依赖于就业保护、融资约束和创业活力等地区市场环境因素。比如, 在就业保护较弱的地区, 外资企业可能与雇佣关系不受承认或监管的非正规就业者有更尖锐的劳资纠纷; 在融资约束较强或创业活力弱的地区, 小企业雇主或自营劳动者的融资和创业成本更高, 更难与外资企业竞争。其次, 外资进入对非正规就业者总收入的影响, 取决于对小时工资收入和劳动时长的共同作用, 但这两种提升方式具有不同的福利含义。如果外资进入主要通过提升小时工资来提高非正规就业者总收入、缩小与正规就业者的收入差距, 则意味着外资进入改变了非正规就业者的劳动力价格, 对其福利改善更有积极意义。反之, 如果外资进入主要通过延长劳动时间来提高非正规就业者收入, 则仅增加了对非正规就业者的劳动需求总量, 由此带来的收入增长的福利改善意义就会弱得多。

在实证层面, 识别非正规就业者是开展相关研究的关键, 但既有文献对此尚未达成共识。非正规就业的概念源自国际劳工组织。该组织在早期主要基于单位特征来定义非正规就业, 认为非正规就业部门主要由10人以下的小微企业、家庭企业和独立服务者构成, 其经济活动没有纳入正式的制度架构, 存在规模小、收入低、

逃漏税和组织性差的特征。近年来国际劳工组织主要根据劳动者的雇佣关系和工作相关保障定义非正规就业。受此影响,不少研究认为非正规就业者主要指不具有正式劳动关系或缺乏社会保障的就业者(胡凤霞和姚先国,2011;李根丽和尤亮,2022)。薛进军和高文书(2012)根据劳动者的就业身份和所在单位类型,将非正规就业者分为家庭帮工、自营劳动者、非正规部门的雇主和从事非正规工作的雇员,后者包括未签订劳动合同或没有劳动保障的受雇者。常进雄和王丹枫(2010)、陈明星等(2021)进一步将员工规模更小的个体户也视为非正规就业者。万向东(2008)认为非正规就业的职业分布和就业效果与正规就业也存在明显差异。综合既有研究,本文认为可以从劳动关系和就业质量两个维度识别非正规就业者,前者包括劳动者的就业身份、雇佣关系和劳动保障情况,后者包括工作的单位性质、单位规模和职业类别情况。不同维度定义下的非正规就业者,其特征可能差异较大,受外资进入的影响也不尽相同。比如,按照就业身份划分的非正规就业者主要指自营劳动者,其工作自主性强,收入水平取决于所提供的产品或服务的市场竞争力,外资进入可能主要通过产品市场影响其收入。按照雇佣关系划分的非正规就业者主要指未签订劳动合同的受雇者,其工作稳定性差,收入水平取决于劳动时间以及劳动力市场的供需状况,外资进入可能主要通过劳动力市场影响其收入。

在此背景下,本文基于2013年和2018年的中国家庭收入调查(China Household Income Survey,CHIP)数据,系统分析外资进入对非正规就业者工资收入及其与正规就业者收入差距的影响。研究发现,外资进入可提升非正规就业者的小时工资,但相比正规就业者的促进作用更小,而且会因非正规就业的类型而异:对自雇型就业、无劳动合同、无劳动保障和非技能职业就业者小时工资的影响较低,但有助于提升私营单位就业者的收入优势。在融资约束强、创业活力低的地区,二者小时工资差距受外资进入的影响程度更大。机制分析发现,外资进入对非正规就业规模存在挤出效应,将降低劳动者选择非正规就业的概率,但对非正规就业者劳动时间的延长作用更大。这可能是外资进入扩大了非正规与正规就业者的小时工资收入差距,但对年收入差距影响较小的原因。与既有文献相比,本文可能的贡献有两个方面:一是研究视角创新。既有文献尚未比较外资进入对非正规与正规就业者小时工资与年收入差距的影响差异,也未探讨造成二者差异的原因。本文对此做出了有益尝试。这可为判断外资进入的收入效应以及我国劳动力市场的分割程度提供一定佐证。二是研究内容深化。既有文献较少关注外资进入对不同非正规就业类型的影响差异,也未关注地区市场环境因素的作用。本文根据劳动关系和就业质量对非正规就业类型进行多维刻画,并检验就业保护、融资约束和创业活力等地区市场环境特征的作用,可得到更为细致、精准的评估结果。

一、文献综述

(一) 外资进入的收入增长与收入分配效应相关研究

长期以来,外资进入在为东道国创造就业机会和提升工资水平方面被寄予厚望,但对其实际影响效果和影响途径仍存在较大争议。外资企业的劳动生产率和工

资水平普遍高于内资企业,可通过劳动力竞争、新增劳动力需求和技术外溢等途径提升东道国的工资水平(周云波等,2015)。但也有部分文献认为外资进入的工资溢出效应具有不确定性,取决于外资企业对劳动力市场的定价权、东道国技术工人和非技术工人的替代率、内外资企业在产品市场上的竞争力等地区市场环境因素(Barry等,2005)。对我国的实证研究也存在着同样的争议。大部分文献认为外资进入可提升我国工资水平(Ge,2006)。但也有不少文献得出了相反的结论(罗伟等,2018)。对外资进入对不同城乡、地区、行业、性别和技能的影响也有争议,大部分文献认为会扩大由这些维度定义的收入差距。外资进入影响城乡收入差距方面的研究具有代表性。外资进入既可能通过创造大量就业岗位、吸引农村劳动力向城市和非农部门转移而缩小城乡收入差距(盛斌和魏方,2012),也可能因外资进入促进企业用技术替代劳动、引起农村非熟练劳动力就业下降而扩大城乡收入差距(魏浩和赵春明,2012)。也有学者认为外资进入对居民收入差距的影响比较复杂,呈现出倒U型、非线性等特征(傅元海和李文星,2014)。

(二)非正规就业的价值及工资收入差距相关研究

目前对非正规就业价值的争论主要有两种倾向:二元主义认为由于正规部门的就业岗位有限且进入门槛较高,大量低技能劳动者难以向正规部门流动,被迫从事工资收入少、工作环境差、缺乏正式制度保护的工作,形成正规与非正规的分割性劳动力市场(Maloney,1999)。非正规就业被视为劳动力市场的低端、落后的短期经济现象。但新自由主义认为在正规就业中存在税收负担、强制性劳动保障、最低工资要求等制度成本,在人力资本水平限制、正规部门劳动生产率约束以及个人偏好影响下,部分劳动者选择非正规就业可获得更高收益。因此,非正规就业是劳动力市场竞争下的自愿、理性选择的结果,可创造新的就业机会,是有效率的(胡凤霞和姚先国,2011;Jonasson,2011)。检验人力资本禀赋和非市场因素(劳动力市场分割或就业歧视)对二者收入差距的影响程度,是评价上述两种理论的关键。部分学者发现非市场因素是造成非正规就业收入低的重要原因(常进雄和王丹枫,2010),对不同收入水平和类型的非正规就业者的影响也存在差异:在工资分布的中低端,其差异主要是由歧视等非市场因素引起的,而在工资分布的高端,其差异主要来自于个人禀赋特征(魏下海和余玲铮,2012)。也有学者发现非正规就业者的教育收益率不低于正规就业者(吴要武,2009)。如果劳动力从正规就业市场流动到非正规就业市场,他们的工资收入水平反而会上升(胡凤霞和姚先国,2011),说明非正规就业者保持就业的灵活性是有效率的,并不存在分割的劳动力市场。

(三)外资进入影响非正规就业相关研究

不少文献认为外商直接投资(Foreign Direct Investment, FDI)可通过提升高技能劳动者需求、促进劳动力流动、技术外溢等途径提高我国的就业数量与质量(任志成和张二震,2007)。国外文献对外资进入影响非正规就业规模的研究争议较大。部分学者发现FDI会扩大非正规就业规模,比如Bogliaccini和Egan(2009)针对拉丁美洲的分析发现,制造业的FDI会将劳动力从正规部门转移到非正规部门;

Tanaka(2012)针对日本的分析发现,FDI会提高制造业企业的非正规就业者比例。但也有学者得出了相反的结论,比如Ngo等(2020)采用越南企业微观数据发现,FDI会提高对高技能正式员工的需求而降低正规就业机会。国内深入分析FDI如何影响非正规就业的文献仅有两篇。潘文泳等(2022)基于2007—2013年的CHIP数据发现,外商直接投资降低了个体从事非正规就业的概率,对非正规就业规模产生了抑制效应,尤其对自我雇佣者和非正规小企业雇主的负向影响明显。席艳乐等(2021)基于CHNS数据发现,相比受外资进入影响较小的地区及正规就业者,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向影响,主要通过人力资本和信息获取这两种渠道显著扩大了二者的收入差距。

(四)研究评述

既有研究围绕外资进入对收入增长和收入分配的影响进行了多维度探讨,少部分文献也分析了外资进入对非正规就业的影响。但外资进入对非正规就业的影响仍然存在文献缺口,这主要表现为:一是尚未从外资进入对非正规就业规模和收入冲击影响的角度,分析我国劳动力市场分割程度和非正规就业的灵活性。非正规与正规就业收入差距及影响因素分解是判断哪种理论(二元主义或新自由主义)更有解释力的主要思路,但比较难克服就业方式自选择造成的内生性问题。外资进入对非正规就业部门的冲击为检验这两种理论提供了新思路:如果外资进入对非正规就业岗位的挤出(或引致)作用,扩大(或缩小)了与正规就业者的收入差距,那就说明我国劳动力市场分割严重。反之,如果外资进入对非正规就业岗位的冲击并未影响二者的收入差距,则说明我国非正规就业者具备主动选择的流动能力,非正规就业是有一定质量的。二是对外资进入影响非正规就业的异质性和机制分析得不够充分。既有文献一般将非正规就业者视为一个整体,或者仅分为自我雇佣者和非正规受雇者两类。但实际上非正规受雇者所占的比例较高,包含的类别也较多,在劳动关系和就业质量等方面的差异较大,受外资进入的影响可能具有异质性。另外,非正规就业者在小时工资、年收入和年劳动时间等方面可能与正规就业者存在明显差异,外资进入对这三个方面的作用也具有不同的政策含义,需要对此展开分析。

三、模型设定、数据来源与描述性分析

(一)数据来源与变量选择

CHIP项目按照东部、中部和西部地区分层进行系统抽样,共覆盖15个省份,具有较好的全国代表性。CHIP2013和CHIP2018数据详细询问了劳动者从事主要工作的年收入总额(包括工资性收入和经营净收入)和劳动时间构成,据此可知劳动者的小时工资。为了使两期的工资收入可进行比较,基于消费者价格指数将2018年的收入贴现至2013年。为避免异常值的影响,对收入分布在99.5%分位点处的样本进行双向截尾处理。调查问卷中对受访者从事主要工作的收入和就业情况提供了详细信息,由此可确定受访者的就业类型。个体层面的控制变量包括性别、

工作经验、工作经验的平方项、受教育年限、婚姻状况、民族身份、政治面貌、健康状况、户口身份和户口所在地。家庭特征变量包括父辈的受教育程度、就业身份、单位类型、职业类别。城市特征变量包括城市户籍人口规模和城市人力资本水平,后者采用个体所在地级市的受访者受教育年限均值来衡量。此外,还加入了年份哑变量。考虑到劳动力市场就业限制,将样本限定在符合法定劳动年龄且获得收入的范围内,即男性限定为16~60岁,女性限定为16~55岁,最终得到55 000余个有效观测值。样本中,劳动者从事主要工作的年收入为3.77万元,小时工资达到了24.2元。年劳动时间为2 173小时,每天工作时间约5.95小时。

对于外资进入,部分研究采用地级市实际利用外资规模占该城市GDP比重来衡量。本文拟以外资企业工业总产值占地级市GDP的比重来衡量。这主要基于如下原因:(1)实际利用外资是指我国在与外商签订合同后实际使用的外资款项,该数据对地区产值或个体劳动收入的影响很难在当年就体现,通常有一定的滞后性。而外资企业工业总产值是以货币形式表现的外资企业生产的已出售或可供出售的工业产品总量,与当年的个体劳动收入相关性更高。(2)从变量性质来看,年度的实际利用外资规模属于流量变量,而外资企业工业总产值可体现出外资进入的存量特征。随着外资企业逐渐从我国沿海走向内陆,外资存量特征对地区产值和劳动收入的影响更大。由于外资进入具有一定的波动性,外资进入通过改变劳动力市场供求关系而影响劳动者工资收入的作用也需要一定时间才能体现出来,采用上述指标在CHIP数据调查年份前3年(2011—2013年以及2016—2018年)的均值来衡量更合理。

(二)模型设定与内生性讨论

构建外资进入影响劳动者工资收入的估计模型如下:

$$\ln Y_{ij} = \beta_0 + \beta_1 \ln Open_j + \beta_2 Iempl'_{ij} + \beta_3 \ln Open_j \times Iempl'_{ij} + \beta_4 X'_{ij} + \beta_5 D'_j + \varepsilon_{ij} \quad (1)$$

式(1)中,下标的*i*代表劳动者,*j*为地区。*Y*为劳动结果变量,其中小时工资是衡量劳动力价格的重要方式,将作为本文的主要被解释变量。 $\ln Open_j$ 为地区的外资进入程度的对数值,回归时对该变量进行去中心化处理以降低模型的共线性。 $Iempl'$ 是衡量劳动者非正规就业特征的6个哑变量,为自雇型就业、无劳动合同、无劳动保障、私营单位就业、单位规模小或从事非技能职业时赋值为“1”,不具备上述特征的即为正规就业,赋值为“0”。外资进入与非正规就业特征的交互项为 $\ln Open_j \times Iempl'$, β_3 即为外资进入影响非正规与正规就业者收入差距的估计系数。考虑到正规就业者收入一般高于非正规就业者,当 $\beta_3 < 0$ 时,外资进入对正规就业者收入影响更大,将扩大二者的收入差距。 X' 为劳动者可观测的个体特征和家庭特征变量, D' 为地区特征变量和年份哑变量, ε 为误差项。衡量非正规就业特征的6个变量之间具有一定的相关性,但两两之间的双变量相关性检验系数值未超过0.5,基于上述回归模型的自变量方差膨胀因子(VIF)均小于8.2,表明不存在严重的多重共线性问题,可直接将6个变量均置于模型中进行回归。

外资进入程度与劳动收入间可能存在互为因果的关系,导致内生性问题。参考黄玖立和李坤望(2006)等人的研究,采用海外市场接近度作为外资进入程度

的工具变量，并以各城市到海岸线最短距离的倒数来衡量海外市场接近度。其中，沿海城市到海岸线最短距离为其内部距离；内陆城市则是内部距离加上到最近沿海港口城市的距离。不论是从历史还是政策现实来看，我国都存在从沿海向内陆逐步开放的特征，外资在沿海地区的进入程度更高，能比较好地满足工具变量相关性假定。而且地理距离是城市固有的地理信息变量，与个体收入的联系较弱，外生性较强。比如2021年内蒙古自治区的人均可支配收入为34 108元，明显高于海南省的30 457元。

(三)描述性分析

非正规就业在世界范围内普遍存在。国际劳工组织在2018年发布的全球非正规就业发展概况报告显示，我国有54.4%的就业人口从事非正规就业，男性占比略高于女性，农村地区远高于城镇地区。按就业身份的构成来看，雇员占比达52.0%，自营劳动者和家庭帮工合计占比44.5%。按三次产业的构成来看，从事农业产业就业人口中的81.7%为非正规就业，但仅占非正规就业者总人数的14.0%，大部分非正规就业者从事服务业，占比达到74.7%。表1根据两期CHIP数据中符合劳动年龄的样本，比较了非正规与正规就业者的年收入和小时工资差异情况，并以外资企业工业总产值占GDP的比重统计了受访者所在地级市的外资进入程度。自雇型就业者仅占样本总量的10.8%，明显低于从其他维度定义的非正规就业者比重。除了按就业身份和单位性质划分的类别外，非正规就业者的年收入均低于正规就业者，差值均在1万元以上。自雇型和私营单位的就业者年收入反而比雇佣型和非私营单位的就业者高出1 000元左右。在小时工资层面，无劳动合同、单位规模小的就业者收入劣势明显，而自雇型就业者显著高于雇佣型就业者。除了按单位性质划分的类别外，非正规就业者所处地区的外资进入程度较低，但外资进入与工资收入的关系还有待进一步分析。

既有研究通常根据上述6个衡量维度的特定组合来定义非正规就业者。本文所使用的研究样本中，具备上述6个非正规就业特征中任一特征的就业者有61 827个，占总样本量的73.5%。进一步地，可从是否有比较明确劳动关系的角度，将自雇型就业、未签订劳动合同或未获得劳动保障的就业者视为非正规就业者，不具备上述任一特征的就业者视为正规就业者。可从就业质量高低的角度的角度，将在私营单位、小规模单位和从事非技能职业的就业者视为非正规就业者，反之则为正规就业者。根据劳动关系和就业质量定义的非正规就业者分别有50 436和46 080个，分别占总样本的60.0%和54.8%。据此，可比较外资进入对非正规与正规就业者小时工资和年收入的影响差异，结果如图1所示。无论采用哪种方式定义，正规就业者小时工资与外资进入均呈现正向变动关系，但非正规就业者的小时工资随着外资进入而呈现出下降的趋势。另一方面，正规就业者的年收入高于非正规就业者，外资进入可提升所有就业者的年收入，但对两类就业者年收入的促进作用没有明显差异。综合来看，外资进入会扩大非正规与正规就业者的小时工资差距，但对两类劳动者在年收入层面的积极影响基本一致，并未扩大二者的年收入差距。

表1 不同就业类型劳动者的工资收入与外资进入程度比较

划分维度	划分类别	样本量	年收入		小时工资		外资进入程度
			金额	差值 (P 值)	金额	差值 (P 值)	
就业身份	自雇型就业(自营劳动者/家庭帮工)	7 670	38 630	991	43.9	22.9	0.125
	雇佣型就业(雇主/雇员)	63 340	37 639	(0.020)	21.0	(0.000)	0.138
劳动合同	无劳动合同(未签订任何劳动合同)	22 571	26 881	-16 814	17.2	-11.2	0.114
	有劳动合同(签订固定/长期/短期合同)	43 339	43 696	(0.000)	28.4	(0.000)	0.150
劳动保障	无劳动保障(没有“五险一金”)	42 586	27 679	-20 399	22.1	-3.3	0.112
	有劳动保障(有“五险一金”之一)	23 345	48 078	(0.000)	25.4	(0.225)	0.184
单位性质	私营单位(个体或私营企业/土地承包者/其他)	27 440	38 331	1 064	22.1	-3.9	0.140
	非私营单位(党政机关/事业单位/国有或集体企业/外企或股份制企业)	43 606	37 267	(0.000)	26.0	(0.113)	0.134
单位规模	单位规模小(单位员工在8人及以下)	11 893	27 069	-12 151	18.6	-6.3	0.124
	单位规模大(单位员工在8人以上)	53 451	39 220	(0.000)	24.9	(0.049)	0.141
职业类型	非技能职业(商业服务/农林牧渔/生产制造业从业人员)	37 588	32 369	-15 802	22.9	-3.7	0.135
	技能职业(单位负责人/技术人员/办事及有关人员)	33 470	48 171	(0.000)	26.6	(0.144)	0.137

注：年收入的单位为元，小时工资的单位为元/小时。括号内的值为双向t检验的P值。

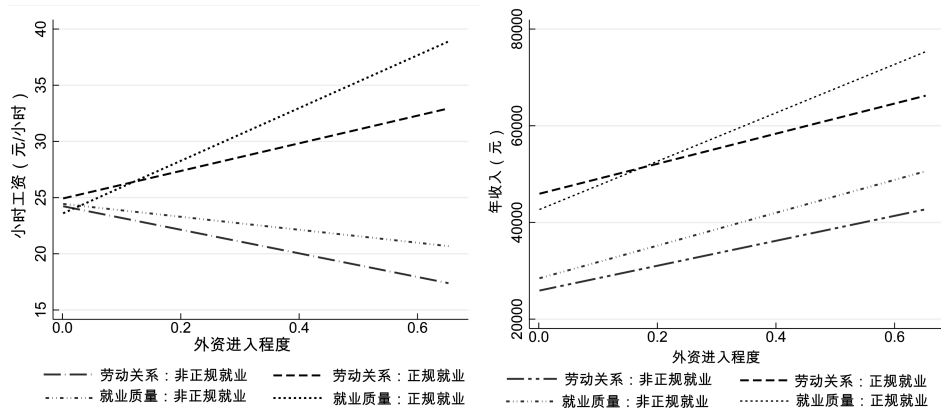


图1 外资进入对小时工资与年收入的影响：非正规与正规就业的比较

年劳动时间和非正规就业岗位规模是外资进入影响非正规就业者工资收入的两个重要途径。图2呈现了外资进入对两种定义方式下的非正规与正规就业者年劳动时间的影响差异，以及外资进入对非正规就业者比重的影响。其中非正规就业者比重是在地级市层面根据受访者的劳动关系和就业质量特征进行构造，以此作为当地非正规就业岗位规模的近似替代。无论是正规就业者还是非正规就业者，外资进入

均会增加其劳动时间。但从增幅来看,外资进入对非正规就业者年劳动时间的增加幅度明显高于正规就业者。这与王德文等(2008)发现自营劳动者通过延长工作时间获得了高于雇佣劳动者的月收入的结论是一致的。另外,外资进入程度越高的地区,非正规就业者比重越低,二者呈现出非常明显的负向关系,尤其是对未形成明确劳动关系(自雇型就业、无劳动合同或无劳动保障)的非正规就业岗位的挤出效应十分明显。这可能部分解释了为何外资进入对非正规就业者小时工资的促进作用更小:外资进入对劳动力市场正规化的作用,降低了非正规就业岗位供给,非正规就业的竞争性增强而相对不利于其小时工资增长。但这一猜想还有待实证检验。

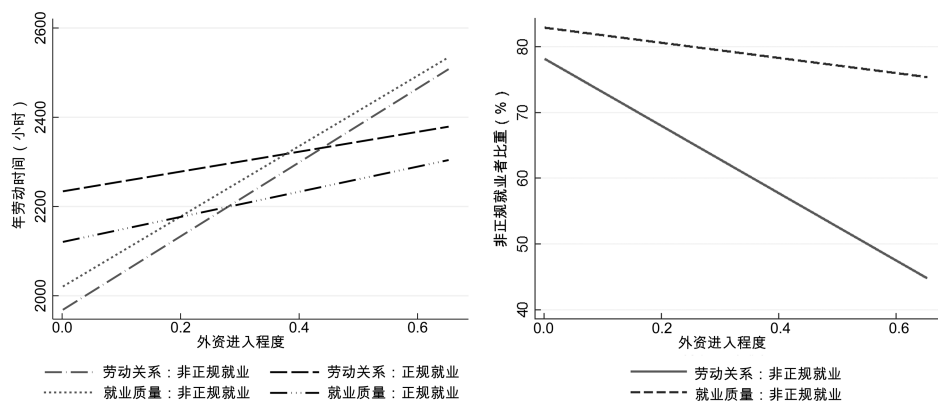


图2 外资进入对年劳动时间与非正规就业者比重的影响

三、实证结果

(一) 基准回归

表2报告了基于OLS方法的外资进入对小时工资的影响结果。表2列(1)未加入任何非正规就业特征变量,列(2)至列(7)依次加入了非正规就业特征变量及其与外资进入的交互项。结果显示,外资进入有助于提高劳动者的小时工资。加入交互项后,外资进入对小时工资的弹性系数从4.4%上升到了8.9%。非正规就业者的小时工资低于正规就业者,加入与外资进入的交互项后,非正规就业者的收入劣势进一步扩大。除私营单位与外资进入的交互项外,其他非正规就业特征与外资进入的交互项系数值均为负。这表明,外资进入对两类就业者小时工资的影响有显著的差异:外资进入对非正规就业者小时工资收入的影响程度低于正规就业者,尤其是无劳动合同、无劳动保障和非技能职业的就业者小时工资受外资进入的影响程度,显著低于有劳动合同、有劳动保障和技能职业的正规就业者。与此相反,外资进入有助于缩小私营单位就业者与非私营单位就业者的小时工资差距。这可能是由于以个体工商户、私营企业等形式存在的私营单位可更好地与外资进入带来的市场需求对接,并获得更高的报酬。概言之,除私营单位就业者外,外资进入将扩大非正规与正规就业者的小时工资差距。

表2 外资进入与小时工资：基于 OLS 方法的结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
外资进入	0.044*** (0.003)	0.037*** (0.003)	0.070*** (0.004)	0.042*** (0.003)	0.079*** (0.004)	0.039*** (0.003)	0.089*** (0.005)
自雇型就业	—	-0.026 (0.016)	-0.036 (0.034)	—	—	-0.010 (0.016)	0.001 (0.035)
无劳动合同	—	-0.077*** (0.008)	-0.161*** (0.016)	—	—	-0.046*** (0.008)	-0.122*** (0.017)
无劳动保障	—	-0.082*** (0.008)	-0.160*** (0.016)	—	—	-0.057*** (0.009)	-0.108*** (0.016)
私营单位	—	—	—	-0.093*** (0.008)	-0.065*** (0.014)	-0.082*** (0.008)	-0.052*** (0.014)
小规模单位	—	—	—	-0.074*** (0.008)	-0.140*** (0.017)	-0.050*** (0.008)	-0.061*** (0.018)
非技能职业	—	—	—	-0.095*** (0.007)	-0.244*** (0.014)	-0.087*** (0.007)	-0.208*** (0.014)
外资进入× 自雇型就业	—	—	-0.005 (0.012)	—	—	—	0.003 (0.012)
外资进入× 无劳动合同	—	—	-0.030*** (0.005)	—	—	—	-0.027*** (0.006)
外资进入× 无劳动保障	—	—	-0.032*** (0.005)	—	—	—	-0.022*** (0.005)
外资进入× 私营单位	—	—	—	—	0.012*** (0.005)	—	0.014*** (0.005)
外资进入× 小规模单位	—	—	—	—	-0.024*** (0.005)	—	-0.004 (0.006)
外资进入× 非技能职业	—	—	—	—	-0.057*** (0.005)	—	-0.047*** (0.005)
N	55 632	50 433	50 433	50 076	50 076	49 862	49 862
R ²	0.182	0.202	0.204	0.204	0.207	0.207	0.212

注：括号内为 P 值，*、** 和 *** 分别表示估计数值在 10%、5% 和 1% 的水平上显著。下表同。因篇幅所限，控制变量的回归结果备索。凡备索资料均可登录对外经济贸易大学学术刊物编辑部网站“刊文补充数据查阅”栏目查询、下载。

表 3 汇报了采用 IV 方法和变量交互设置下的回归结果。外资进入对劳动者小时工资有稳健的促进作用。除私营单位就业者外，非正规就业者的小时工资均低于正规就业者。外资进入会进一步扩大非正规就业者与正规就业者的小时工资差距，尤其是对自雇型就业、无劳动合同、无劳动保障和非技能职业的就业者影响更为明显。私营单位就业者的小时工资相比非私营单位就业者有一定优势，而且这一优势还会因外资进入而扩大。这与席艳乐等(2021)发现外资进入扩大了非正规受雇者与正规就业者的月工资收入差距，但对小微企业主而言反而能缩小其与正规就业者的工资收入差距的结论是一致的。DWH 检验显示，可拒绝外资进入这一变量是外生的，表明使用工具变量(国外市场接近度)缓解内生性问题是合适的。第一阶段 F 统计量与 C-D Wald F 统计量则表明，工具变量与外资进入的相关性较强，可以拒绝“弱工具变量”的原假设。

表3 外资进入与小时工资：基于IV方法和变量交互设置的结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
外资进入	0.064 ^{***} (0.008)	0.056 ^{***} (0.008)	0.104 ^{***} (0.012)	0.059 ^{***} (0.008)	0.081 ^{***} (0.013)	0.056 ^{***} (0.008)	0.103 ^{***} (0.014)
自雇型就业	—	-0.025 (0.016)	-0.191 ^{**} (0.087)	—	—	-0.008 (0.016)	-0.174 ^{**} (0.086)
无劳动合同	—	-0.076 ^{***} (0.008)	-0.196 ^{***} (0.047)	—	—	-0.045 ^{***} (0.008)	-0.218 ^{***} (0.051)
无劳动保障	—	-0.077 ^{***} (0.009)	-0.137 ^{***} (0.046)	—	—	-0.053 ^{***} (0.009)	-0.110 ^{**} (0.046)
私营单位	—	—	-0.088 ^{***} (0.008)	-0.094 ^{***} (0.008)	0.040 (0.037)	-0.084 ^{***} (0.008)	0.063 [*] (0.037)
小规模单位	—	—	-0.049 ^{***} (0.008)	-0.073 ^{***} (0.008)	-0.136 ^{***} (0.046)	-0.050 ^{***} (0.008)	-0.017 (0.050)
非技能职业	—	—	-0.088 ^{***} (0.007)	-0.097 ^{***} (0.007)	-0.273 ^{***} (0.038)	-0.088 ^{***} (0.007)	-0.220 ^{***} (0.039)
外资进入× 自雇型就业	—	—	-0.068 ^{**} (0.031)	—	—	—	-0.062 ^{**} (0.031)
外资进入× 无劳动合同	—	—	-0.055 ^{***} (0.017)	—	—	—	-0.063 ^{***} (0.019)
外资进入× 无劳动保障	—	—	-0.036 ^{**} (0.018)	—	—	—	-0.026 (0.018)
外资进入× 私营单位	—	—	—	—	0.053 ^{***} (0.014)	—	0.059 ^{***} (0.014)
外资进入× 小规模单位	—	—	—	—	-0.022 (0.016)	—	0.011 (0.017)
外资进入× 非技能职业	—	—	—	—	-0.069 ^{***} (0.014)	—	-0.051 ^{***} (0.015)
N	55 632	50 433	49 862	50 076	50 076	49 862	49 862
R ²	0.181	0.201	0.209	0.204	0.205	0.207	0.208
DWH 检验 F 统计量	5.7 ^{**}	6.40 ^{**}	10.2 ^{**}	5.0 ^{**}	13.4 ^{***}	4.8 ^{**}	21.3 ^{***}
第一阶段 F 统计量	2 009 ^{***}	1 758 ^{***}	456 ^{***}	1 737 ^{***}	439 ^{***}	1 760 ^{***}	263 ^{***}
C-D Wald F 统计量	6 357	5 697	961	5 724	1 039	5 629	508

采用上述交互项的设置方法可直观地呈现与正规就业者相比，外资进入对非正规就业者工资收入的影响情况，但无法直接反映外资进入对非正规就业者工资收入的影响系数大小和显著性水平。为此，本文进一步采用分组回归的方法进行检验，结果见表4。外资进入对自雇型就业者的小时工资影响微弱，而对其他就业类型的劳动者均有积极影响。除了按单位性质划分的就业类型外，外资进入对非正规就业者小时工资的正向影响均低于正规就业者：对非正规就业者的影响为3%~4%，对正规就业者的影响为6%~9%。外资进入对私营单位就业者小时工资的影响大于非私营单位就业者。这与基于交互项设置的回归结果一致。

表4 外资进入与小时工资：基于IV方法和分组回归的结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	自雇型就业	雇佣型就业	无劳动合同	有劳动合同	无劳动保障	有劳动保障
外资进入	-0.009 (0.038)	0.060*** (0.008)	0.025** (0.011)	0.083*** (0.012)	0.033*** (0.011)	0.091*** (0.012)
样本量	3 336	46 526	21 471	28 391	28 405	21 457
R ²	0.069	0.218	0.128	0.240	0.109	0.247
变量	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
	私营单位	非私营单位	小规模单位	大规模单位	非技能职业	技能职业
外资进入	0.072*** (0.012)	0.038*** (0.011)	0.037** (0.018)	0.059*** (0.009)	0.037*** (0.011)	0.093*** (0.012)
样本量	21 268	28 594	11 477	38 385	31 883	17 979
R ²	0.156	0.246	0.134	0.229	0.132	0.253

(二) 稳健性检验

本文采用三种方式来衡量地级市的外资进入程度：规模以上外商投资企业个数占当地规模以上企业的比重，外商实际投资额占当地固定资产投资额的比重，以及当年实际利用外资金额占当地GDP的比重，因篇幅所限，回归结果备索。结果显示，无论采用哪种方式衡量，外资进入均对劳动者小时工资有稳健的促进作用，但以实际利用外资规模占GDP的比重衡量外资进入程度时，其系数值较小。非正规就业者小时工资均低于正规就业者。除了按照单位性质划分的就业类型外，外资进入会扩大非正规与正规就业者的小时工资差距。概言之，更换解释变量后，外资进入仍会扩大除了私营单位就业者之外的非正规与正规就业者的小时工资差距，这与前文的回归结果是一致的。

非正规就业市场通常缺乏正式的劳动协议及劳动保障等政策限制，非正规就业者的年龄范围更加灵活，可能会超过法定退休年龄的限制。为此，可放宽对样本年龄的限制进行考察。另外，随着我国对外开放和市场化进程不断加快，劳动力市场结构随之调整，外资进入对非正规就业的影响可能会发生变动，可分别对2013年和2018年的样本进行回归，以进行对比分析。因篇幅所限，回归结果备索。结果显示，不限定样本年龄后，外资进入对劳动者小时工资的影响，以及对非正规与正规就业者小时工资差距的影响与前文一致。稍有不同的是，外资进入对自雇型就业者与雇佣型就业者小时工资差距的扩大作用由显著变得不显著。这可能是由于外资进入在一定程度上有利于已退休的劳动者继续从事自雇型的、有较高报酬的工作。外资进入在2013年对非正规与正规就业者小时工资差距的影响比2018年大，对不同就业类型的劳动者小时工资的影响也存在明显差异：2013年时，私营单位就业者有明显的小时工资优势，外资进入会进一步扩大这一优势，但也会使其他类型的非正规就业者处于更大的小时工资劣势。2018年时，自雇型就业者有一定的小时

工资优势，外资进入会扩大自雇型就业者的这一优势，对其他类型非正规与正规就业者小时工资差距的影响有所减弱。

(三) 异质性分析

禀赋特征不同的个体在利用外资进入提供的就业机会方面可能存在差异，须对此进行检验，结果如表5所示。外资进入对不同性别劳动者的小时工资均有积极影响，但对不同户口和学历的劳动者小时工资影响差异明显：外资进入可促进城镇劳动者小时工资增长，但对农村劳动者小时工资的促进作用不显著，对低学历劳动者小时工资的促进作用也明显低于高学历劳动者。这可能反映出外资在我国广大农村地区的影响力还较微弱，农民和低学历劳动者在时薪层面受外资进入的影响还较弱。外资进入会扩大男性、高学历的自雇型就业者与雇佣型就业者的收入差距，但不会扩大女性、低学历的自雇型就业者与正规就业者的收入差距。缺乏劳动保障的女性和未签订劳动合同的低学历者会由于外资进入而扩大与正规就业者的小时工资差距，也会由此扩大与相同就业类型的男性、高学历者的工资差距。外资进入对私营单位就业者小时工资的积极影响不会由于其个体特征而改变。概言之，外资进入对非正规就业者小时工资的影响会因性别、学历和户口而异，对不同就业类型的农村、低学历劳动者的影响均较弱。

表5 异质性分析：基于个体特征的检验

变量	性别			户口身份			学历		
	(1)	(2)		(3)	(4)		(5)	(6)	(7)
	男性	女性	差值	城镇户口	农村户口	差值	高学历	低学历	差值
外资进入	0.087*** (0.020)	0.127*** (0.019)	-0.039 —	0.143*** (0.015)	0.040 (0.029)	0.103*** —	0.111*** (0.017)	0.045* (0.027)	0.067*** —
外资进入× 自雇型就业	-0.114*** (0.040)	0.010 (0.049)	-0.124 —	-0.060 (0.051)	-0.058 (0.039)	-0.003 —	-0.120** (0.061)	-0.027 (0.035)	-0.093* —
外资进入× 无劳动合同	-0.053** (0.026)	-0.073*** (0.026)	0.020 —	-0.069** (0.028)	-0.039 (0.026)	-0.030 —	-0.007 (0.034)	-0.072*** (0.019)	0.065* —
外资进入× 无劳动保障	0.017 (0.023)	-0.087*** (0.027)	0.104 —	-0.005 (0.027)	-0.001 (0.026)	-0.004 —	0.007 (0.031)	-0.019 (0.021)	0.026 —
外资进入× 私营单位	0.054*** (0.019)	0.057*** (0.020)	-0.003 —	0.078*** (0.024)	0.035* (0.019)	0.042 —	0.043* (0.025)	0.063*** (0.017)	-0.019 —
外资进入× 小规模单位	-0.024 (0.024)	0.067*** (0.025)	-0.092 —	0.053* (0.028)	-0.010 (0.022)	0.063* —	0.045 (0.036)	-0.002 (0.019)	0.047* —
外资进入× 非技能职业	-0.057*** (0.020)	-0.042* (0.022)	-0.015 —	-0.062*** (0.023)	-0.024 (0.021)	-0.038 —	-0.069*** (0.025)	0.005 (0.020)	-0.074** —
样本量	30 207	19 655	—	22 653	27 209	—	23 196	26 690	—
R ²	0.159	0.237	—	0.271	0.135	—	0.232	0.116	—

注：分组回归的系数差异通过自助法(Bootstrap)重复抽样的方式进行检验。下表同。

外资进入对劳动力市场的影响程度依赖于地区层面对劳动者权益保护和融资约束的强弱程度，以及由当地支持政策环境所塑造的创业活动活跃程度。为此，根据受访者是否有被拖欠工资的经历、借贷申请被拒或未被满足的经历、当年是否有从事非农自我经营活动的经历，分别构造地级市层面的就业保护、融资约束和创业活

力分组变量，并进行异质性检验，结果如表6所示。在融资约束强、创业活力低的地区，外资进入对劳动者小时工资的影响较大，非正规与正规就业者的小时工资差距受外资进入的影响而扩大的幅度也更大。在就业保护强度不同的地区，外资进入对劳动者小时工资的影响基本一致，但对不同就业类型的劳动者影响差异比较明显：自雇型就业者在就业保护较弱的地区会由于外资进入而扩大与雇佣型就业者的小时工资差距，在就业保护强的地区小规模单位就业者会由于外资进入而获得一定的收入优势。

表6 异质性分析：基于地区特征的检验

变量	就业保护			融资约束			创业活力		
	(1)	(2)		(3)	(4)		(5)	(6)	(7)
	强	弱	差值	强	弱	差值	强	弱	差值
外资进入	0.104*** (0.013)	0.103*** (0.024)	0.001 —	0.055** (0.024)	0.190*** (0.016)	-0.136*** —	0.158*** (0.012)	0.057** (0.024)	0.101*** —
外资进入× 自雇型就业	0.041 (0.027)	-0.110*** (0.042)	0.150*** —	-0.150** (0.061)	0.002 (0.039)	-0.151** —	0.121*** (0.041)	-0.096*** (0.036)	0.217*** —
外资进入× 无劳动合同	-0.083*** (0.019)	-0.048 (0.029)	-0.035 —	-0.059* (0.032)	-0.075*** (0.022)	0.016 —	-0.066*** (0.019)	-0.062** (0.029)	-0.004 —
外资进入× 无劳动保障	-0.028 (0.018)	-0.020 (0.028)	-0.008 —	-0.009 (0.031)	-0.075*** (0.021)	0.066** —	-0.046** (0.018)	0.003 (0.027)	-0.049 —
外资进入× 私营单位	0.036** (0.015)	0.063*** (0.022)	-0.027 —	0.077*** (0.026)	0.037** (0.017)	0.040 —	0.036** (0.014)	0.064*** (0.021)	-0.028 —
外资进入× 小规模单位	0.055*** (0.018)	-0.026 (0.028)	0.081*** —	0.001 (0.031)	0.038* (0.021)	0.036 —	0.049*** (0.018)	-0.014 (0.026)	0.062* —
外资进入× 非技能职业	-0.059*** (0.015)	-0.033 (0.022)	-0.026 —	-0.017 (0.027)	-0.091*** (0.017)	0.074*** —	-0.072*** (0.015)	-0.034 (0.022)	-0.038 —
样本量	26 317	23 545	—	26 300	23 562	—	28 437	21 425	—
R ²	0.243	0.173	—	0.234	0.162	—	0.222	0.182	—

(四) 机制分析

1. 外资进入对非正规就业规模和倾向的影响

根据前文分析，外资进入可能通过挤出非正规就业岗位，改变正规和非正规就业的劳动力供求结构(潘文泳等，2022)，进而影响非正规就业者的劳动力价格。非正规就业规模扩大有利于提高体力劳动者收入，缓解收入不平等状况(Bhattacharya, 2011)。反之，非正规就业规模缩小则可能扩大收入差距。为此，基于《中国统计年鉴》和《中国劳动统计年鉴》数据，在省级层面检验外资进入对非正规就业规模的挤出效应。省级层面的数据并未提供根据劳动关系或就业质量统计的非正规就业者规模，本文将个体户数、城镇个体就业人数和城镇其他单位其他就业人员数作为非正规就业规模的代理变量，并采用外商投资企业户数衡量外资进入程度。对少部分缺失数据采用线性差值的方法进行填补，由此形成2002—2019年31个省份的平衡面板数据。控制变量包括人均GDP、人均财政支出、常住人口规模、规上

工业企业资产、第三产业产值比重、申请专利授权量、专科及以上就业人员占比、城镇登记失业率及劳动者获胜的劳资纠纷案件比重。为了评估模型的二次型特征(U型关系)是否稳健,还将对此进行检验。模型设定检验显示,采用双向固定效应模型进行估计是合适的。回归结果参见表7。外资进入对这三个维度的非正规就业规模均有稳健的负向影响。从动态过程来看,外资进入对非正规就业规模的影响程度呈现先上升后下降的倒U型特征。在本文采用的CHIP数据调查期(2013—2018)内,外资进入会对非正规就业规模产生挤出效应。采用外商投资企业投资总额作为衡量外资进入的代理变量,也可得到基本相同的结果。这与吴要武(2009)发现的随着城市发展水平的提高,劳动力市场的非正规化会先上升后下降的结论是一致的。

表7 机制分析:外资进入对非正规就业规模的影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	个体户数		城镇个体就业人数		其他单位其他就业人数	
外资进入	-0.068** (0.029)	0.388*** (0.106)	-0.085** (0.040)	0.284* (0.149)	-0.123** (0.059)	-0.532** (0.220)
外资进入平方项	—	-0.029*** (0.007)	—	-0.024** (0.009)	—	0.026 (0.016)
U型关系检验		2.50***		1.43*		0.79
样本量	558	558	558	558	558	558
R ²	0.866	0.871	0.848	0.850	0.827	0.828

在微观层面,非正规就业参与可降低失业风险、提高家庭收入,降低家庭陷入贫困的可能性(都阳和万广华,2014)。为此,可基于工具变量—二值选择模型(IV-Probit),检验外资进入对劳动者选择非正规就业概率的影响,结果如表8所示。外资进入显著地降低了劳动者从事无劳动合同、无劳动保障、小规模单位和非技能职业工作的概率,对自雇型就业基本没有影响,但可促进私营单位的就业选择。这与前文发现的外资进入会扩大除私营单位就业者之外的非正规与正规就业者的小时工资差距的结论是一致的。综合来看,外资进入通过促进劳动力市场正规化、降低非正规就业岗位规模的作用,提高了劳动者从事非正规就业的市场竞争水平,进而扩大了非正规与正规就业者的小时工资差距。

表8 机制分析:外资进入对非正规就业选择的影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	自雇型就业	无劳动合同	无劳动保障	私营单位	小规模单位	非技能职业
外资进入	0.002 (0.019)	-0.036** (0.017)	-0.157*** (0.018)	0.092*** (0.018)	-0.044** (0.019)	-0.062*** (0.016)
样本量	56 146	51 128	51 128	56 167	50 594	56 165

2. 外资进入对年劳动时间的影响

非正规部门的就业者特别是农民工的工作不稳定,农业家庭经营的效率低,提高就业工作天数和每日工作时长是获得更高劳动报酬的主要方式。尤其是外地农村劳动者的小时工资较低,更倾向于通过延长有酬劳动时间来提高总收入(齐良书等,2012)。因此,外资进入影响非正规就业者年收入的可能途径是提升年劳动时间。表9呈现了外资进入对不同类型就业者年劳动时间的影响差异。外资进入对所有劳动者的劳动时间均有积极影响,但对不同就业类型劳动者的影响有一定的差异:外资进入对私营单位就业者年劳动时间的影响略低于正规就业者,除此之外,对非正规就业者年劳动时间的提升程度均高于正规就业者。基于交互项设置的回归结果与分组回归结果基本一致。

表9 机制分析:外资进入对年劳动时间的影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	自雇型就业	雇佣型就业	无劳动合同	有劳动合同	无劳动保障	有劳动保障
外资进入	0.087** (0.036)	0.075*** (0.006)	0.119*** (0.011)	0.036*** (0.006)	0.109*** (0.010)	0.030*** (0.006)
样本量	3 424	46 768	21 600	28 653	28 647	21 606
R ²	0.120	0.097	0.089	0.045	0.090	0.036
变量	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
	私营单位	非私营单位	小规模单位	大规模单位	非技能职业	技能职业
外资进入	0.068*** (0.008)	0.079*** (0.008)	0.128*** (0.017)	0.061*** (0.005)	0.084*** (0.008)	0.058*** (0.008)
样本量	21 453	28 800	11 557	38 696	32 091	18 162
R ²	0.108	0.090	0.105	0.065	0.107	0.062

3. 外资进入对年收入的影响

前述分析仅讨论了外资进入对小时工资的影响,尚未分析外资进入对非正规与正规就业者年收入的影响差异,而后者可能对劳动者更有实际意义。实际上,外资进入通过劳动力市场正规化而减少了非正规就业岗位后,如果非正规就业者可自由流向正规就业部门,经过劳动力供求调整而达到均衡状态,外资进入对非正规与正规就业者年收入的影响应该差异较小。表10呈现了外资进入对年收入的影响。外资进入对所有劳动者的年收入均有稳健的促进作用,但对不同类型就业者的影响有一定差异:对自雇型和非技能职业就业者年收入的影响低于雇佣型和技能职业就业者,但对其他类别的非正规就业者年收入的正向影响均略高于正规就业者。这与外资进入扩大了除私营单位就业者之外的非正规与正规就业者小时工资差距的结论形成了鲜明对比。综合来看,外资进入对正规就业者小时工资的提升作用较大,但对非正规就业者年劳动时间的提升作用较大。在这两种途径的综合影响下,外资进入

对二者年收入的影响较为一致，部分类型的非正规就业者甚至由于外资进入而缩小了与正规就业者的收入差距。

表 10 机制分析：外资进入对年收入的影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	自雇型就业	雇佣型就业	无劳动合同	有劳动合同	无劳动保障	有劳动保障
外资进入	0.070 * (0.043)	0.134 *** (0.008)	0.147 *** (0.012)	0.118 *** (0.011)	0.142 *** (0.012)	0.120 *** (0.011)
样本量	3 343	46 624	21 547	28 481	28 495	21 533
R ²	0.187	0.294	0.178	0.260	0.172	0.246
变量	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
	私营单位	非私营单位	小规模单位	大规模单位	非技能职业	技能职业
外资进入	0.141 *** (0.012)	0.117 *** (0.011)	0.167 *** (0.019)	0.120 *** (0.009)	0.121 *** (0.011)	0.152 *** (0.012)
样本量	21 346	28 682	11 524	38 504	31 971	18 057
R ²	0.228	0.334	0.205	0.276	0.217	0.306

四、结论与政策建议

非正规就业是扩大就业规模、解决再就业的重要途径。随着我国持续深化对外开放，外资进入在就业结构变迁中的作用越来越突出。分析清楚外资进入如何影响非正规与正规就业者的工资收入差距，有助于深化对我国劳动力市场分割程度以及非正规就业价值的认识。基于 CHIP2013 年和 2018 年微观调查数据的实证研究发现：(1) 外资进入提高了劳动者的小时工资，但会扩大非正规与正规就业者的小时工资差距。更换解释变量或研究样本后这一结论仍然成立。(2) 外资进入对不同类别的非正规就业者小时工资的影响具有差异：外资进入扩大了自雇型就业、无劳动合同、无劳动保障和非技能职业者与正规就业者的小时工资差距，但缩小了私营单位就业者与正规就业者的小时工资差距。(3) 异质性分析发现，外资进入对非正规就业者小时工资的影响会因性别、学历和户口而异，对不同就业类型的农村、低学历劳动者的影响均较弱。在融资约束强和创业活力低的地区，外资进入对劳动者小时工资的影响更大，非正规就业者与正规就业者小时工资差距受外资进入的影响也更大。(4) 机制分析表明，外资进入会挤出非正规就业规模，并会降低除自雇型和私营单位之外的非正规就业选择的概率。另一方面，除自雇型和私营单位就业者之外，外资进入对非正规就业者的年劳动时间提升作用更大。在外资进入对小时工资和年劳动时间的综合影响下，外资进入对非正规与正规就业者年收入的提升作用较为一致。

上述分析结果表明，尽管外资进入会降低劳动者的非正规就业概率、促进劳动力市场正规化发展，但仍有助于提升非正规就业者的小时工资和年劳动时间，在年

收入层面也并未扩大与正规就业者的收入差距。这可能是由于外资进入扩大了正规就业的岗位需求和工资收入,促使部分非正规就业者转向正规部门就业。但这并未减少市场对非正规部门所提供产品或服务的需求,非正规就业者通过延长工作时间仍可获得与正规就业者相当的总收入。看待非正规就业具有劳动时间自主性强、就业成本普遍较低、就业形式灵活多样等特征,在总收入相同的情况下,非正规就业者用上述工作特征替代正规就业的工作稳定和劳动保障福利,在一个劳动者异质性强和不完全劳动力市场上,非正规就业就是一个理性的选择。这意味着外资进入推动了劳动者从非正规部门向正规部门的转移,能让两个部门的劳动者均受益。我国劳动力市场能够应对外资进入对非正规就业岗位的冲击,已不能简单地用劳动力市场分割的“两分法”看待非正规就业。上述结论支持了新自由主义的观点,即从事非正规就业是劳动者的自愿选择,而非劳动力市场分割下无法进入正规就业的无奈之举,反映出我国劳动力市场是具有一定效率和灵活性的。这为我国深化对外开放、持续引进外资并鼓励灵活就业提供了支撑。

上述研究结果有较强的政策含义。第一,劳动力市场可通过包括外资进入在内的途径自动实现正规化,不应将劳动力市场正规化作为短期的政策目标。为了提高劳动者就业的稳定性、实现“体面就业”,政府所采取的强制性劳动合同和劳动保障、取缔流动摊贩等方式,可能会打击当地非正规就业。在劳动者可灵活选择正规与非正规就业模式,而且正规就业岗位和收入水平并未增长的情况下,通过政策挤出非正规就业将造成效率损失,为保护劳动者权益而促进劳动力市场正规化未必是一个恰当的政策目标。不断吸引投资和保持经济快速增长本身就是降低非正规化的有效手段。正如吴要武(2009)所言,可将劳动力市场走向正规化作为发展方向,但其未必适合作为短期的政策目标。第二,重视非正规就业者劳动时间延长引致的工作压力,并为个体融资和创业提供便利。国家统计局的数据显示,自2015年以来,我国劳动者的工作时间不断延长,到2022年7月全国企业就业人员周平均工作时间达到了48小时,远高于《中华人民共和国劳动法》规定的不超过44小时的限制,处于全球前列,其中住宿餐饮业、批发零售业等低技能职业者的工作时间更长。而外资进入对非正规就业者劳动时间的提升作用,将进一步强化劳工阶层的工作压力,可能会对社会的健康、稳定带来潜在危害。为此,在外资进入程度高的地区应进一步加强对非正规就业者的劳动者权益保护,落实加班报酬等相关规定,积极通过融资服务、创业培训等方式支持非正规就业发展。第三,持之以恒地促进城乡融合发展,引进更多资本投入乡村振兴建设。现阶段,我国仍处于城乡融合期,大多数农村劳动者仍不具备在城市购房的经济基础和在城市正规就业的技能水平,难以获得城市户口,只能在城市处于流动状态、从事非正规工作。本文的分析也表明,外资进入并未对不同就业类型的农村户口劳动者小时工资产生积极影响,城乡收入差距可能因此进一步扩大。应客观地看待进城务工的农村劳动者的非正规就业(灵活就业)需求,采用更人性化的措施保障农村劳动者的非正规就业岗位。制定鼓励私营资本(包括外资)参与乡村建设的相关政策,使广大农村地区也能获得外资进入所带来的收入溢出效应。

[参考文献]

- [1] 蔡昉, 王美艳. 中国面对的收入差距现实与中等收入陷阱风险[J]. 中国人民大学学报, 2014(3): 2-7.
- [2] 常进雄, 王丹枫. 我国城镇正规就业与非正规就业的工资差异[J]. 数量经济技术经济研究, 2010(9): 94-106.
- [3] 陈明星, 黄莘绒, 黄耿志, 杨燕珊. 新型城镇化与非正规就业: 规模、格局及社会融合[J]. 地理科学进展, 2021(1): 50-60.
- [4] 都阳, 万广华. 城市劳动力市场上的非正规就业及其在减贫中的作用[J]. 经济学动态, 2014(9): 88-97.
- [5] 傅元海, 李文星. 外资经济对中国居民收入差距的非线性效应[J]. 当代财经, 2014(5): 100-110.
- [6] 胡凤霞, 姚先国. 城镇居民非正规就业选择与劳动力市场分割——一个面板数据的实证分析[J]. 浙江大学学报(人文社会科学版), 2011(2): 191-199.
- [7] 黄玖立, 李坤望. 出口开放、地区市场规模和经济增长[J]. 经济研究, 2006(6): 27-38.
- [8] 李根丽, 尤亮. 非认知能力对非正规就业者工资收入的影响[J]. 财经研究, 2022(3): 124-138.
- [9] 李雅楠, 孙业亮, 朱镜德. 非正规就业与城镇居民收入分配: 1991—2009年[J]. 数量经济技术经济研究, 2013(8): 78-92.
- [10] 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(5): 147-172.
- [11] 潘文泳, 郭南希, 段艳艳. FDI 挤出了中国非正规就业吗——来自 CHIP 数据库的经验证据[J]. 宏观经济研究, 2022(2): 42-60+175.
- [12] 齐良书, 安新莉, 董晓媛. 从时间利用统计看我国居民的有酬劳动[J]. 统计研究, 2012(4): 72-80.
- [13] 任志成, 张二震. FDI 对中国就业的影响: 一个文献综述[J]. 南京社会科学, 2007(11): 1-6.
- [14] 盛斌, 魏方. 外国直接投资对中国城乡收入差距的影响: 中国省际面板数据的经验检验[J]. 当代财经, 2012(5): 85-93.
- [15] 万向东. 农民工非正式就业的进入条件与效果[J]. 管理世界, 2008(1): 63-74.
- [16] 王德文, 蔡昉, 张国庆. 农村迁移劳动力就业与工资决定: 教育与培训的重要性[J]. 经济学(季刊), 2008(4): 1131-1148.
- [17] 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(4): 89-96.
- [18] 魏浩, 赵春明. 对外贸易对我国城乡收入差距影响的实证分析[J]. 财贸经济, 2012(1): 78-86.
- [19] 魏下海, 余玲铮. 我国城镇正规就业与非正规就业工资差异的实证研究——基于分位数回归与分解的发现[J]. 数量经济技术经济研究, 2012(1): 8-90.
- [20] 吴要武. 非正规就业者的未来[J]. 经济研究, 2009(7): 91-106.
- [21] 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(10): 139-156.
- [22] 薛进军, 高文书. 中国城镇非正规就业: 规模、特征和收入差距[J]. 经济社会体制比较, 2012(6): 59-69.
- [23] 周云波, 陈岑, 田柳. 外商直接投资对东道国企业间工资差距的影响[J]. 经济研究, 2015(12): 128-142.
- [24] BARRY F, GÖRG H, STROBL E. Foreign Direct Investment and Wages in Domestic Firms in Ireland: Productivity Spillovers Versus Labor-market Crowding out[J]. International Journal of the Economics of Business, 2005, 12(1): 67-84.
- [25] BHATTACHARYA P C. Informal Sector, Income Inequality and Economic Development[J]. Economic Modelling, 2011, 28(3): 820-830.

- [26] BOGLIACCINI J A, EGAN P. Postindustrial Transitions: FDI, Informality, and Inequality in Latin America[J]. Informality, and Inequality in Latin America, SSRN Electronic Journal, No. 1457711, 2009.
- [27] GE Y. The Effect of Foreign Direct Investment on the Urban Wage in China: An Empirical Examination[J]. Urban Studies, 2006, 43(9): 1439-1450.
- [28] JONASSON E. Informal Employment and the Role of Regional Governance[J]. Review of Development Economics, 2011, 15(3): 429-441.
- [29] MALONEY W. Does Informality Imply Segmentation in Urban Labor Markets? Evidence from Sectoral Transitions in Mexico[J]. World Bank Economic Review, 1999, 13(2): 275-302.
- [30] NGO M N, Cao H H, Nguyen L N, et al. Determinants of Foreign Direct Investment: Evidence From Vietnam [J]. The Journal of Asian Finance, Economics and Business, 2020, 7(6): 73-183.
- [31] RAKOWSKI C A. Convergence and Divergence in the Informal Sector Debate: A Focus on Latin America, 1984—92[J]. World Development, 1994, 22(4): 501-516.
- [32] TANAKA A. The Effects of FDI on Domestic Employment and Workforce Composition[R]. Research Institute of Economy, Trade and Industry (RIETI), 2012.

How Does FDI Entry Affect the Wage Income Gap between the Informal and Formal Employment Workers

ZHU Haihua¹, ZHANG Wei²

(1. School of International Studies, Sichuan University, Chengdu, Sichuan, 610064;

2. School of Economics, Southwest Minzu University, Chengdu, Sichuan, 610041)

Abstract: Based on data from two periods of the China Household Income Survey (CHIP), this paper empirically examined the impact of FDI entry on the hourly wage and annual income gap between informal and formal employment workers. The results show that FDI entry helps raise workers' hourly wages. Compared with the formal employment workers, the overall effect of FDI entry on the hourly wages of the informal employment workers is relatively small. In areas with strong financing constraints and low entrepreneurial vitality, the hourly wage gap between the two is affected to a greater extent by FDI entry. The mechanism analysis finds that FDI entry reduces the scale and probability of informal employment, but has a greater effect on the annual working hours of informal employment workers. Under the comprehensive influence of FDI entry on hourly wages and annual working hours, the impact of FDI entry on the annual wage income of both is relatively consistent.

Keywords: FDI Entry; Informal Employment; Formal Employment; Wage Income Gap

(责任编辑 武 齐)