

# 外商投资自由化对劳动收入份额的影响： 基于外资准入负面清单管理模式的检验

黄凌云 雷卓骏 王珏

**摘要：**本文基于外资准入负面清单管理模式试点的准自然实验，通过构建双重差分模型，考察了外商投资自由化对企业劳动收入份额的因果效应及其作用机制。研究发现，负面清单模式引致的外商投资自由化显著降低了企业劳动收入份额，这一结果在进行一系列稳健性检验后仍然成立。机制检验显示，外商投资自由化可以通过加快企业资本深化和带来资本偏向型技术进步降低劳动收入份额，但没有显著证据表明外商投资自由化可以通过降低垄断来提升劳动收入份额。进一步异质性研究证实，外商投资自由化对劳动收入份额的抑制效应在民营企业、非出口企业和资本技术密集型企业中表现得更为明显。最后，对政府行为的拓展分析发现，提高财政教育支出、减少政府对市场的不当干预可以弱化外商投资自由化对劳动收入份额的负向影响，而加大政府补助却起到了相反的作用。本研究从外商投资自由化视角为我国劳动收入份额变动机理提供了新的微观解释，对进一步优化要素收入分配格局、实现国内国际双循环的良性互动具有启示意义。

**关键词：**外商投资自由化；外资准入负面清单；要素收入分配；劳动收入份额  
[中图分类号] F744 [文献标识码] A [文章编号] 1002-4670 (2023) 2-0158-174

## 引言

劳动收入份额直接反映了国民收入初次分配中劳动收入所占比重，相比资本收入更具有平等收入分配的特征（Piketty, 2015）<sup>[1]</sup>。较低的劳动收入份额一方面会引起收入差距的持续扩大，阻碍共同富裕的实现；另一方面还会导致居民消费需求降低，进而造成内需不足，影响实体经济发展（文雁兵和陆雪琴, 2018）<sup>[2]</sup>。近年来，中国政府高度重视要素收入分配问题，《中华人民共和国国民经济和社会发展

[收稿日期] 2022-06-16

[基金项目] 国家社会科学基金“外资市场准入政策演进对中国要素收入分配格局的影响研究”（19XJL006）；重庆市教育委员会人文社会科学研究基地重点项目“重庆科技创新资源配置效率的时空演化与优化研究”（22SKJD005）；重庆市研究生科研创新项目“外资准入政策演进对中国劳动力就业的影响研究”（CYB20054）；国家自然科学基金“中国企业国际化与制度演进”（71832012）

[作者信息] 黄凌云：重庆大学经济与工商管理学院教授，重庆市人文社科重点研究基地研究员；雷卓骏（通讯作者）：重庆大学经济与工商管理学院博士研究生，电子邮箱：leizhuojun@cqu.edu.cn；王珏：西南财经大学工商管理学院教授

第十四个五年规划和2035年远景目标纲要》指出，要坚持按劳分配为主体、多种分配方式并存，提高劳动报酬在初次分配中的比重<sup>①</sup>。由此可见，厘清中国劳动收入份额变动的内在逻辑，探讨提升劳动收入份额的方法，让劳动者更多更公平地分享改革开放成果，是当前经济发展过程中的重要课题。

外资准入制度是一国外资政策的核心内容。改革开放以来，中国在推进外商投资自由化进程中进行了卓有成效的外资准入制度探索，其中实施外资准入负面清单管理模式（下文简称负面清单模式）是从政策型开放转变为高水平制度型开放的一项重要改革，极大地提高了外商投资自由化程度（陈林和罗莉娅，2014）<sup>[3]</sup>。与此同时，外商投资自由化程度的提高也会改变劳动要素的供需状况和谈判能力，进而影响要素收入分配格局。那么，负面清单模式引致的外商投资自由化具体会对中国劳动收入份额产生怎样的影响？其背后的作用机制又是什么？目前还较少有研究回答这些重要问题。现有关于负面清单模式的经验研究文献，主要考察了其对外资流入和制造业服务化的影响（陆建明等，2018<sup>[4]</sup>；马亚明等，2021<sup>[5]</sup>；杨志远等，2022<sup>[6]</sup>），但还未有研究就负面清单模式可能对收入分配带来的影响进行系统性研究。本文则是从劳动收入份额的视角，在衔接外资市场准入管制与收入分配的交叉领域进行了初步尝试。

本文可能的边际贡献如下：第一，首次研究了外资准入管制从政策型开放到制度型开放这一转变对我国国内要素收入分配格局的影响，从外商投资自由化视角为中国劳动收入份额变动的原因提供了新的解释。通过借助负面清单模式试点政策冲击构建准自然实验研究框架，尽可能减少了现有研究所构建的外商投资自由度指标带来的内生性问题。第二，现有关于外资准入负面清单管理模式的经验研究仍然较少，本文从要素收入分配的角度，尝试将负面清单模式这一外资管理制度的重大改革与中国的要素收入分配格局建立联系，能够对这类研究带来有益的补充和拓展。第三，本文将市场机制与政府行为纳入同一研究框架，考察了市场和政府对要素收入分配的协同效应，为政府能够有效提高初次分配中劳动收入份额占比提供了支持性证据。

## 一、制度背景与研究假说

### （一）制度背景

外资准入管制主要包括正面和负面清单两种措施。在很长一段时间内，中国对外资准入一直实行正面清单模式。我国于1995年正式公布了第一版的《外商投资产业指导目录》，列举了鼓励类、允许类、限制类和禁止类外商投资领域。然而，这种正面清单思维的准入规则往往具有模糊性、重叠性和冲突性，对外商投资主体的自主决策带来了较大干扰。与此同时，正面清单模式下的外资进入高度依赖于行政审批，复杂且冗长的行政审批流程一直是我国外资管理制度的突出问题之一（李墨丝和沈玉良，2015）<sup>[7]</sup>。与正面清单管理模式不同，负面清单模式以否定性清单的形式标明外资禁止进入的领域，对于没有在负面清单上的其他行业、领域和经济

<sup>①</sup>[http://www.gov.cn/xinwen/2021-03/13/content\\_5592681.htm](http://www.gov.cn/xinwen/2021-03/13/content_5592681.htm)。

活动, 外资主体均可自由平等地进入, 体现的是“法无禁止即自由”的理念。这种制度上的转变, 极大地提升了外商投资的自由化程度 (陈林和罗莉娅, 2014), 也是当前中国推进高水平制度型开放, 对接高标准国际经贸规则的重要基础。

外资准入负面清单基于先行先试, 逐步推开的原则开展试点工作。2013年上海自由贸易区编制了中国第一张外资准入负面清单; 2015年国务院公布了四大贸易区外资负面清单, 在上海、福建、天津和广东自贸区统一使用一张负面清单; 2017年负面清单模式又进一步推广到重庆、辽宁、浙江、河南、湖北、四川和陕西自贸区; 2018年负面清单模式在全国实施<sup>①</sup>。负面清单模式在地区和时间维度上的实施差异, 为本文提供了较好的准自然实验研究场景。

## (二) 研究假设

遵循 Dixit 和 Stiglitz (1977)<sup>[8]</sup> 的模型设定, 本文将消费者的单期效用函数设为 D-S 形式, 消费者可获得市场上的  $n$  种多样化的商品  $x$ 。设  $\rho$  为商品的可替代性,  $p$  为商品价格,  $q$  为商品消费数量,  $I$  表示消费者收入。消费者约束条件为各种商品的消费总额且不超过收入, 其单期最优化问题可表示为:

$$U = \left( \int_0^n q(x)^{\frac{\rho-1}{\rho}} dx \right)^{\frac{\rho}{\rho-1}} \quad (1)$$

$$\text{s. t.} \quad \int_0^n p(x)q(x)dx \leq I \quad (2)$$

求解效用最大化问题可得到消费者的马歇尔需求函数, 它取决于消费者的收入、各商品的价格、商品可替代性以及行业综合价格指数  $P$ :

$$q(x) = p(x)^{-\varepsilon} P^{\varepsilon-1} I \quad (3)$$

其中, 行业综合价格指数  $P$  定义为如下形式:

$$P \equiv \left( \int_0^n p(x)^{1-\rho} dx \right)^{\frac{1}{1-\rho}} \quad (4)$$

假定企业使用资本  $K$  和劳动  $L$  两种要素进行生产,  $a$  为要素分配参数,  $\sigma$  是资本要素和劳动要素之间的替代弹性, 且同一行业内的企业  $a$  和  $\sigma$  相同。  $A$  为资本增强型技术进步系数,  $B$  为劳动增强型技术进步系数, 同时不要求  $A$  与  $B$  有相同的变化率, 即允许存在偏向型技术进步。将行业  $j$  中的企业  $i$  生产函数设定为 CES 形式:

$$Y_i^j = \left( a (A_i K_i)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + (1-a) (B_i L_i)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right)^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \quad (5)$$

行业  $j$  总产出  $Y^j$  由有差异的产品加总而成。假设不存在范围经济, 每一个企业只生产一种独特的产品, 即企业数量等于商品品种数量  $n$ , 行业总产出也具有 CES 形式:

$$Y^j = \left( \int_0^n Y(x)^{\frac{\rho-1}{\rho}} dx \right)^{\frac{\rho}{\rho-1}} \quad (6)$$

由消费者的马歇尔需求函数 (3) 可得企业  $i$  面临的需求函数为:

<sup>①</sup>2018年后中国外资准入负面清单包括全国版外资负面清单和自贸区版外资负面清单。两份负面清单的区别在于, 自贸区版外资负面清单的条目比全国版外资负面清单更少, 即自贸区仍有着更大的开放度。

$$Y_i^j = q(x) = \left(\frac{p(x)}{P}\right)^{-\rho} \frac{I}{P} = \left(\frac{p_i}{P}\right)^{-\rho} Y^j \quad (7)$$

企业以利润最大化为目标，其目标函数为：

$$\pi_i = p_i Y_i^j - wL_i - rK_i \quad (8)$$

企业生产的产品对消费者而言具有某些其他产品难以替代的性质，能够根据面临的需求曲线制定价格。企业同时决定最优的价格和要素使用，将式（5）和式（7）代入式（8），得到价格选择函数为：

$$p_i = \frac{\rho}{(1-\rho)} \frac{w}{(1-a)B} \left(\frac{B_i L_i}{Y_i^j}\right)^{\frac{1}{\sigma}} \quad (9)$$

根据该价格函数，可计算该企业的劳动收入份额为：

$$LS_i = \frac{wL_i}{p_i Y_i^j} = \frac{(\rho-1)(1-a)}{\rho} \left(\frac{B_i L_i}{Y_i^j}\right)^{\frac{1}{\sigma}} = \frac{\rho-1}{\rho} \left(\frac{a}{1-a} \left(\frac{A_i K_i}{B_i L_i}\right)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + 1\right)^{-1} \quad (10)$$

为了更加直观，定义  $\mu = (1-\rho)/\rho$  为市场垄断系数，商品可替代性  $\rho$  越小， $\mu$  越大，表示企业市场垄断力越强。对劳动收入份额  $LS$  的表达式（10）两边取对数并转化为微分形式：

$$d\ln LS_i = \underbrace{-d\ln \mu}_{\text{市场垄断}} - d\ln \left(\frac{a}{1-a} \left(\frac{A_i K_i}{B_i L_i}\right)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + 1\right) \quad (11)$$

由于对数函数具有单调增的特性，本文重点关注式（11）右半部分中的非常数部分：

$$-d\ln \frac{a}{1-a} \left(\frac{A_i K_i}{B_i L_i}\right)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} = -d\ln \frac{a}{1-a} + \underbrace{\frac{1-\sigma}{\sigma} d\ln \frac{A_i}{B_i}}_{\text{有偏技术进步}} + \underbrace{\frac{1-\sigma}{\sigma} d\ln \frac{K_i}{L_i}}_{\text{资本深化}} \quad (12)$$

综合式（11）和式（12）以及前文的分析，负面清单模式的实施提高了外商投资自由化程度，而外商投资自由化理论上可以同时通过市场垄断、资本深化、偏向型技术进步三个作用渠道来影响企业劳动收入份额，但其影响效应方向并不明确，还取决于要素替代弹性的大小以及何种影响渠道占据主导地位，需要结合实证检验来进一步识别其净效应。为此，本文首先提出一对竞争性假说：

假说 1a：外商投资自由化显著提升了劳动收入份额。

假说 1b：外商投资自由化显著降低了劳动收入份额。

从市场垄断渠道上看，实施外资负面清单模式作为中国制度型开放的重要举措，可以通过实现经济政策由产业政策为导向向竞争政策为基础的转变，一视同仁地鼓励内外资竞争，促进中国市场公平竞争氛围的形成（迟福林，2021）<sup>[9]</sup>。同时，采用负面清单思维也更好地廓清了政府与市场的作用边界，能够通过减少外资准入领域的歧视条件和隐性壁垒，更加充分地发挥市场在资源配置中的决定性作用，提高市场竞争的充分性（郭冠男和李晓琳，2015）<sup>[10]</sup>。因此，实施负面清单模式引致的外商投资自由化理论上可以有效强化市场公平竞争和充分竞争，降低市场垄断程度。进一步结合式（11）可知，市场垄断的降低会对劳动收入份额产生正

面影响。据此，本文提出如下研究假说。

假说2：外商投资自由化可以通过降低市场垄断提升劳动收入份额。

从资本深化渠道上看，第一，当前我国对外资的利用已经进入了一个新的阶段，以往以劳动要素的低廉价格来吸引国际资本的比较优势逐渐消失，取而代之的是我国大规模市场潜力的不断凸显、营商环境的持续优化以及产业分工体系的不断完善，基于这些新优势，外商投资越来越具有偏向资本和技术密集型产业的特点；第二，实施负面清单模式引致的外商投资自由化程度有所提高，提升了东道国资本要素丰裕度，降低了资本使用成本，这促使企业更偏向于增加资本投入而非劳动投入 (Leblebicioğlu and Weinberger, 2021)<sup>[11]</sup>；第三，考虑到中国工业行业资本和劳动替代弹性大于1已经得到了广泛证实 (陆菁和刘毅群, 2016<sup>[12]</sup>；魏下海等, 2017<sup>[13]</sup>；陈登科和陈诗一, 2018<sup>[14]</sup>)，即资本与劳动更偏向于替代关系，更多外资的进入可能产生对劳动的“挤出效应”，进而加速资本深化。根据式(12)，当替代弹性 $\sigma$ 大于1时，资本深化会导致劳动收入份额的降低。综合以上分析，本文提出如下假说。

假说3：外商投资自由化可以通过促进资本深化降低劳动收入份额。

从偏向型技术进步渠道上看，现有文献已经证实，近年来中国整体技术进步呈现出偏向资本的趋势 (雷钦礼和徐家春, 2015<sup>[15]</sup>；余东华等, 2019<sup>[16]</sup>)。考虑到外资引进一直是中国技术进步的重要动力之一，中国的资本偏向型技术进步很可能和大量外资流入密切相关 (张莉, 2012)<sup>[17]</sup>。根据 Acemoglu (2003)<sup>[18]</sup>的偏向型技术进步理论可知，技术进步偏向取决于“价格效应”和“规模效应”谁占据主导作用，即当要素替代弹性较大时 (替代弹性大于1)，“规模效应”占优，技术进步偏向相对丰裕的要素；反之则偏向相对稀缺的要素，此时“价格效应”占主导地位。结合已有研究，本文认为外资准入负面清单模式的实施会提高我国资本相对丰裕度，在工业行业的资本和劳动存在明显替代关系的情况下，可能会进一步推动国内企业技术进步方向偏向于资本。结合式(12)可知，当替代弹性 $\sigma$ 大于1时，技术进步偏向资本会导致劳动收入份额的降低。据此，本文提出假说4。

假说4：外商投资自由化可以通过带来资本偏向型技术进步降低劳动收入份额。

## 二、研究设计

### (一) 模型设定与指标选取

为了考察外商投资自由化对企业劳动收入份额的影响，本文以外资准入负面清单模式试点构建准自然实验框架，并设立如下双重差分模型：

$$LS_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Policy_{it} + \alpha_2 X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (13)$$

其中， $i$ 代表企业， $t$ 代表年份。 $Policy$ 表示企业所在地当年是否采用外资准入负面清单管理模式，系数 $\alpha_1$ 衡量了负面清单模式引致的外商投资自由化对企业劳动收入份额的因果影响，是本文主要关注的回归系数。此外， $X$ 为企业和地区层面一系列特征控制变量。为了控制企业层面不随时间变化的因素以及时间趋势对结果的潜在干扰，本文在模型中还分别添加了企业固定效应 $\mu_i$ 和时间固定效应 $\lambda_t$ 。 $\varepsilon_{it}$ 为随机扰动项。关于变量具体的设定如下：

### 1. 企业劳动收入份额 ( $LS$ )

参照文雁兵和陆雪琴 (2018) 的做法, 采用增加值法计算企业劳动收入份额, 即劳动收入份额=劳动者报酬/企业增加值。企业增加值为固定资产折旧、劳动者报酬、生产税净额以及营业利润之和, 其中劳动者报酬用现金流量表中“支付给职工和为职工支付的现金”本期发生额表示, 生产税净额为利润表中营业税金及附加与增值税之和, 企业增值税利用教育附加税倒推计算得出。

### 2. 外商投资自由化 ( $Policy$ )

本文借助外资准入负面清单管理模式试点的准自然实验构建政策虚拟变量  $Policy$  以衡量外商投资自由化。具体而言, 在外资负面清单模式全国施行前企业注册地所在地级市当年设立了自由贸易区的, 以及样本观察时间在外资负面清单模式全国施行后的,  $Policy$  取 1, 其他情况均取 0。

### 3. 企业和地区层面控制变量 ( $X$ )

参考相关经验文献的通常设定, 本文控制了一系列可能影响企业劳动收入份额的企业基本特征变量。具体包括: 企业规模 ( $Size$ ), 利用企业期末总资产的对数表示; 财务杠杆 ( $Lev$ ), 以企业资产负债率衡量; 经营绩效 ( $ROA$ ), 选用企业资产收益率反映; 企业年龄 ( $Age$ ), 利用企业上市年份计算企业年龄; 企业营运资本 ( $Capital$ ), 使用营运资本比例表示; 企业出口 ( $Export$ ), 以企业是否向境外出口商品的虚拟变量表示, 是取值为 1, 否则为 0; 管理费用率 ( $Cost$ ), 以企业管理费用与总资产的比值表示。为了防止地区层面的遗漏变量问题, 本文进一步控制了三个地区层面的控制变量: 经济发展水平 ( $PGDP$ ), 以地区人均 GDP 取自然对数表示; 产业结构 ( $Struc$ ), 以地区第二产业增加值占 GDP 的比例表示; 金融发展水平 ( $Fin$ ), 以各地区当年金融机构贷款总额与 GDP 之比表示。

### (二) 数据来源

研究样本涵盖范围为中国沪深两市工业行业 A 股上市公司数据, 样本期间为 2008—2019 年, 并遵照如下规则对原始数据进行预处理: (1) 剔除非工业行业上市公司样本。(2) 剔除 ST、\*ST 以及 SST 等状况异常的企业。(3) 剔除会计指标异常以及关键指标缺失的观测值。(4) 剔除重大资产重组、主营业务重大调整变更的企业。(5) 剔除企业注册地发生变动的样本。(6) 对所有连续变量进行上下 1% 分位数的缩尾处理。所有基础数据来源于 CSMAR 数据库和 WIND 数据库以及相关年份的《中国统计年鉴》<sup>①</sup>。

## 三、实证结果分析

### (一) 基准回归结果

表 1 汇报了外商投资自由化对劳动收入份额影响的基准回归结果。列 (1) 中仅控制了企业和年份固定效应, 本文重点关注的核心政策变量 ( $Policy$ ) 估计系数显

<sup>①</sup>限于篇幅, 文中并未报告主要变量描述性统计结果。读者可登录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。

著为负，初步证实负面清单模式引致的外商投资自由化降低了企业劳动收入份额。列(2)进一步加入了企业层面的控制变量，结果显示政策变量回归系数未发生实质性变化。考虑到企业所在地区的不同也可能会对企业劳动收入份额产生影响，本文在列(3)中进一步控制了地区层面的控制变量，此时政策估计系数仍然在1%水平上显著，再次增强了基准回归结果的可靠性。综合上述计量结果可知，外商投资自由化对劳动收入份额的“净”影响显著为负，研究假说1b得到初步证实。结合前文理论分析，可能原因在于资本深化和资本偏向型技术进步渠道在其中发挥了更加主导的作用。

表1 基准回归结果

变量	LS	LS	LS
	(1)	(2)	(3)
<i>Policy</i>	-0.0130*** (0.0035)	-0.0120*** (0.0034)	-0.0109*** (0.0034)
<i>Size</i>		-0.0079** (0.0039)	-0.0079** (0.0038)
<i>ROA</i>		-0.2771*** (0.0368)	-0.2780*** (0.0369)
<i>Lev</i>		-0.0327* (0.0178)	-0.0327* (0.0177)
<i>Export</i>		0.0160*** (0.0047)	0.0157*** (0.0047)
<i>Age</i>		0.0003 (0.0096)	-0.0000 (0.0096)
<i>Capital</i>		-0.0433*** (0.0128)	-0.0435*** (0.0128)
<i>Cost</i>		0.0031 (0.0315)	0.0022 (0.0316)
<i>PGDP</i>			0.0398* (0.0227)
<i>Ind</i>			0.0159 (0.0850)
<i>Struc</i>			-0.0045 (0.0058)
<i>Constant</i>	0.2380*** (0.0046)	0.4257*** (0.0899)	0.0226 (0.2639)
企业、时间固定效应	是	是	是
N	21 460	21 460	21 460
Adj-R <sup>2</sup>	0.0168	0.0458	0.0462

注：\*\*\*、\*\*和\*分别为1%、5%和10%的显著性水平，圆括号中为经过异方差和序列相关调整后聚类到企业层面的稳健标准误。Adj-R<sup>2</sup>为调整后的拟合优度，N表示样本数量。无特殊说明，下表同。

## (二) 平行趋势检验

利用 DID 模型准确识别政策效应的重要前提假设是实验组和对照组必须满足平行趋势。采用 Beck 等 (2010)<sup>[19]</sup> 的事件分析方法进行平行趋势检验，引入一系列时间虚拟变量 *pre1-pre5*、*current*、*post1-post6*，分别表示负面清单管理模式试点前 1 至 5 年<sup>①</sup>、试点当年和试点后 1 至 6 年，将政策发生前一期 *pre1* 作为基期，在

<sup>①</sup>考虑到样本跨度，*pre5* 表示负面清单模式试点前第 5 年及 5 年以上。

继续控制基准回归模型中所有控制变量以及固定效应的基础上进行回归估计，估计结果如图1所示。可以发现，在政策发生期（*current*）之前，所有估计系数在0值附近波动，其95%置信区间均包含0，即不具有统计显著性，这意味着本文实验组和对照组之间的平行趋势假设是成立的。

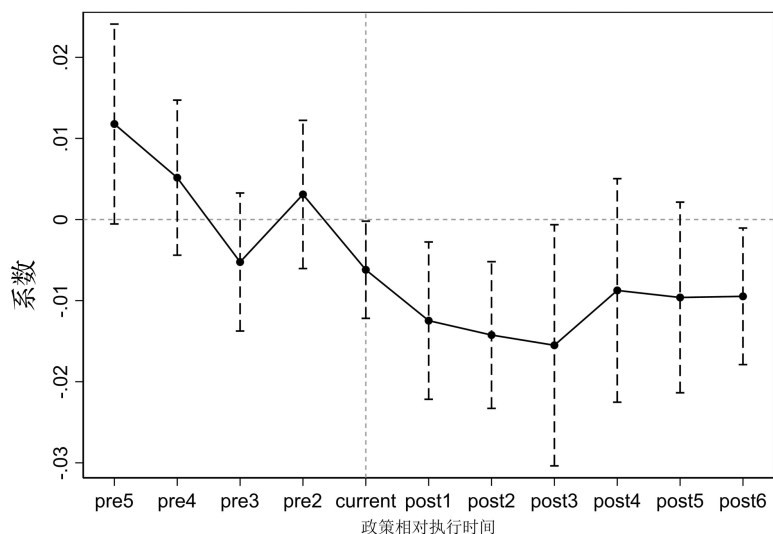


图1 平行趋势检验

### （三）稳健性检验<sup>①</sup>

#### 1. 考虑政策发生时间不一致

近年来，理论计量研究指出，利用基于双向固定效应估计的交叠 DID 模型来识别政策因果效应可能存在着偏误（Goodman-Bacon, 2021）<sup>[20]</sup>。具体在本文中，交叠 DID 回归会根据对照组的设置不同而分为两个部分：第一部分是还未受政策处理的样本作为控制组，这是“好”控制组；而在第二部分中，早期已经受到政策处理的样本在模型估计时被作为控制组，由于其结果变量里已经包含了处理效应，因此是所谓的“坏”控制组。由于整体交叠 DID 估计效应是以上两部分估计效应的加权平均值（Goodman-Bacon, 2021），因此“坏”控制组的存在会导致估计结果存在潜在偏误。参照 Cook 和 Shah（2022）<sup>[21]</sup>的做法，利用 Goodman-Bacon（2021）提出的 Bacon 分解方法将整体交叠 DID 估计分解为以上两种类型<sup>②</sup>，以量化评估“坏”控制组是否会对结论带来干扰。图2展示了将整体交叠 DID 估计分解为12个标准2×2DID的结果<sup>③</sup>，其中圆圈表示还未受到政策处理样本作为控制

①限于篇幅，部分稳健性检验结果未在文中报告。读者可登录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这里的分解使用的是转换为平衡面板的数据。

③根据外资负面清单模式实施年份的不同可以将样本划分为4组（2013、2016、2017、2018年组），接受处理组与还未处理组可以形成  $C(4, 2) = 6$  个系数。同样地，接受处理组与已经受到处理组也可以形成6个系数，因此整体估计系数可分解为12个标准2×2DID估计系数的加权平均。



组的部分，这些结果是无偏的。叉号则表示将已经受到政策影响的样本作为控制组的“坏”控制组部分，这些结果可能会令整体估计产生偏误。由图2可以发现，大部分叉号位于零值下方，与本文基准回归结果保持一致，且其位置偏左表示所占权重较低。圆圈表示的无偏结果大部分也小于零且位置偏右，表明所占权重较高。表2则报告了更具体的系数和权重大小，可以看出，有25.9%估计效应来自于“坏”控制组部分，相对于“好”控制组的权重较小，且其估计系数符号与“好”控制组保持一致。同时，“坏”控制组的估计系数绝对值也更小，这表明“坏”控制组的存在同样不会使本文高估政策的影响效应。由此可见，本文回归估计得到的因果效应并未受到“坏”控制组的严重干扰。

表2 Bacon 分解结果

控制组类型	权重	平均 DID 估计量
还未受政策处理个体（好控制组）	0.741	-0.021
已经受政策处理个体（坏控制组）	0.259	-0.009
加权平均 DID 估计量		-0.018

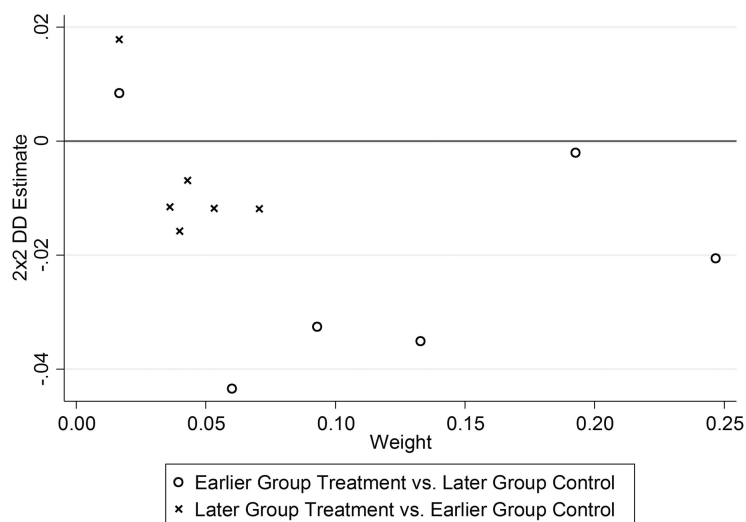


图2 Bacon 分解结果

## 2. 考虑试点地区非随机性

负面清单管理模式是由中央政府直接在地区层面进行的试点政策，其目的显然不是为了直接调节要素收入分配，因此对本文研究的企业劳动收入份额而言是一个相对外生的冲击。但本文的一个担忧是，其试点地区的选择并不是完全随机的，这可能导致地区之间存在的差异会随着时间的推移对企业劳动收入份额带来不同的影响。尽管本文控制了一些重要的地区层面控制变量，但仍然存在着的潜在的内生性干扰。因此，本文进一步采用工具变量来缓解这一问题。

本文使用各省市到中国十大港口最近距离的倒数与政策发生时间虚拟变量的交乘项构建外资负面清单试点的工具变量  $IVPolicy$ <sup>①</sup>。使用这一工具变量的逻辑在于：离沿海港口距离越近的省市往往越有可能被选为负面清单管理模式的试点地区，因此距离的倒数应与是否为试点地区高度正相关，满足相关性；而距离属于地理因素对企业劳动收入份额没有直接影响，从而满足外生性。由于2018年后负面清单管理模式开始在全国推行，这里将样本截止至2017年，结果在表3中汇报。首先，由表3列(1) — (2)可以看出，加入  $Policy$  后  $IVPolicy$  对劳动收入份额的回归系数会由显著变得不显著，这在一定程度上说明本文工具变量仅能通过影响试点地区的选择来间接影响劳动收入份额，说明这一工具变量具备外生性。从两阶段最小二乘法回归结果上看，第一阶段回归中  $IVPolicy$  的回归系数显著为正（列(3)），说明工具变量与政策变量高度正相关，符合相关性的假定。第二阶段回归中  $Policy$  系数显著为负（列(4)），与基准回归保持一致，这表明在考虑了内生性问题后，本文基准回归结果仍然可靠。

表3 工具变量估计结果

解释变量	IV 外生性测试		第一阶段	第二阶段
	<i>LS</i>	<i>LS</i>	<i>Policy</i>	<i>LS</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Policy</i>		-0.0084* (0.0050)		-0.0120** (0.0051)
<i>IVPolicy</i>	-0.2276** (0.0996)	-0.0686 (0.1373)	18.9569*** (0.1729)	
控制变量	是	是	是	是
企业、时间固定效应	是	是	是	是
N	16 366	16 366	16 021	16 021

注：为节省篇幅，这里仅汇报核心变量，控制变量估计结果可登录对外经济贸易大学学术刊物网站“刊文补充数据查询”栏目查阅、下载。无特殊说明，下表同。

### 3. 考虑同期其他干扰政策

在本文研究的相同时空范围内还存在一些可能影响劳动收入份额的重要政策，这可能会干扰到本文识别结果的准确性，需要进行排除和剥离。首先，自贸区政策可能是对本文研究形成干扰的最重要的同期政策，本文主要采取两种策略进行排除，一是引入第三重差分  $Ind$ （企业所属行业在本年若不属于负面清单目录中的行业则取1，否则取0），采用三重差分法进行回归；二是进一步控制自贸区相关特征变量，根据《中国（上海）自由贸易试验区总体方案》中列示的自贸区九个主要任务和措施<sup>②</sup>，添加市场化、对外投资和法制水平控制变量，以控

①按货物吞吐量定义的中国十大港口为：宁波—舟山港、上海港、唐山港、广州港、青岛港、苏州港、天津港、日照港、烟台港、北部湾港。

②九个主要任务依次为：深化行政管理体制改革、扩大服务业开放、探索建立负面清单管理模式、构筑对外投资服务促进体系、推动贸易转型升级、提升国际航运服务能级、加快金融制度创新、增强金融服务功能和完善法制保障。资料来源：[http://www.gov.cn/zw/gk/2013-09/27/content\\_2496147.htm](http://www.gov.cn/zw/gk/2013-09/27/content_2496147.htm)。

制建立自贸区当中除探索负面清单外的其他任务可能对结论带来的潜在干扰<sup>①</sup>。其次，本文在回归模型中加入“限薪令”和加速折旧政策哑变量，以减少这两项政策通过改变企业工资和投资策略进而影响劳动收入份额的可能性。最后，加入企业实际税率以控制所得税优惠政策对劳动收入份额的潜在影响。根据以上策略排除时空重叠政策干扰后的估计结果，外商投资自由化降低劳动收入份额这一结论依然成立。

#### 4. 考虑变量度量偏误

出于对基准回归中劳动收入份额指标测算偏误的担忧，结合相关研究，本文进一步采用另外三种方法对企业劳动收入份额重新进行计算。首先，采用城市建设税倒推得到的增值税来计算企业劳动收入份额<sup>②</sup>；其次，利用支付给职工以及为职工支付的现金/营业总收入来衡量劳动收入份额；最后，考虑到上市公司中高管薪酬与普通员工薪酬存在着较大差异，本文通过减去高管的薪酬收入计算出普通员工劳动收入份额。将上述三种方法测算的企业劳动收入份额替换基准回归中的 $LS$ 后再次回归，结果发现政策估计系数均显著为负，这再次证实了基准回归结果的稳健性。

#### 5. 安慰剂检验

尽管本文考虑了各种可能对研究结论产生的干扰，但仍然有可能存在一些不可观测的随机因素导致估计结果存在偏误。为此，本文进一步设计了一个“反事实”框架的安慰剂检验进一步验证结果的稳健性。具体而言，本文先将样本按照地区分组，然后为每组随机生成一个在样本期间的年份作为其政策发生时间，以此构造随机的“伪”政策变量替代基准回归中的政策变量进行回归，并将以上过程重复1000次。结果表明，大部分“伪”政策变量估计系数均不显著，且前文的基准回归结果明显属于小概率事件。据此可以证明，本文估计的外商投资自由化对劳动收入份额的影响不太可能是由不可观测的随机因素造成的。

#### 6. 其他稳健性测试

为再次确保研究结论的可靠性，本文对基准回归模型进行了一系列调整。第一，不再控制时间固定效应，改为控制行业×时间、地区×时间的交互固定效应；第二，参照Beck等（2010）的做法，将样本观察期间截止至负面清单模式还没有全面实施的2017年；第三，考虑到负面清单管理模式的政策冲击发生在地区层面，故使用聚类到地区层面的方法对回归标准误进行修正；第四，将所有连续变量进行上下1%分位数的截尾处理；第五，将在政策发生后上市的企业样本剔除。按上述方法再次进行回归，政策估计系数在所有情况下均显著为负，再次验证了本文基准结果的稳健性。

<sup>①</sup>变量的衡量方式为，市场化：地区非国有单位职工占比；对外投资：地区对外投资值的自然对数；法制水平：地区每万人律师数。

<sup>②</sup>城市建设税率按纳税人所在地分别规定为：市区7%，县城和镇5%，乡村1%，本文样本中的绝大部分上市公司注册所在地均处于市区，因此统一采用7%的税率。

## 四、机制检验与异质性讨论

## (一) 作用机制检验

根据前文理论分析，负面清单模式引致的外商投资自由化可能会通过降低市场垄断、促进资本深化和带来资本偏向型技术进步三条渠道影响劳动收入份额，并具有正反两方面的影响。本部分逐一验证以上三条影响渠道是否存在。

首先，本文采用赫芬达尔指数（*HHI*）和勒纳指数（*Lerner*）衡量市场垄断，以上两个指标数值越大，表示垄断程度越高。将其替换基准回归中的被解释变量后进行回归，结果如表4列（1）和列（2）所示。可以发现，政策变量的回归系数尽管为负但均不显著，表明并没有显著证据支持负面清单模式引致的外商投资自由化可以通过降低市场垄断程度对企业劳动收入份额产生正面影响，故本文假说2是不成立的。

其次，在资本深化渠道方面，结合相关研究，本文采用企业人均资本的自然对数值（*lnKL*）以及企业年度新增固定资产与无形资产对数值（*Invest*）表示，其回归结果汇报于表4列（3）和列（4）。可以看出，列（3）和列（4）中政策回归系数均显著为正，表明外商投资自由化可以通过加快企业资本深化程度来降低企业劳动收入份额，证明了本文研究假说3。

最后，根据Acemoglu（2002）<sup>[22]</sup>对偏向型技术进步的定义：如果技术进步更加有利于提高某种要素的边际产出，则称为偏向该要素的技术进步。根据这一定义，本文参照申广军等（2016）<sup>[23]</sup>，以企业增加值除以期间平均固定资产和平均职工人数后取自然对数得到企业资本生产率（*KP*）和劳动生产率（*LP*），然后替换基准回归中被解释变量进行回归。表4列（5）显示政策系数显著为正，而列（6）中政策系数不显著，表明负面清单模式引致的外商投资自由化显著提高了企业的资本生产率而对劳动生产率的影响不明显。结合上述偏向型技术进步的定義，该结果表明外商投资自由化可以带来资本偏向型技术进步从而降低劳动收入份额，证实了假说4。

表4 作用机制检验结果

解释变量	市场垄断渠道		资本深化渠道		资本偏向型技术进步渠道	
	<i>HHI</i>	<i>Lerner</i>	<i>lnKL</i>	<i>Invest</i>	<i>KP</i>	<i>LP</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Policy</i>	-0.0040 (0.0025)	-0.0024 (0.0042)	0.0483 ** (0.0224)	0.1024 *** (0.0312)	0.0404 ** (0.0178)	0.0090 (0.0134)
控制变量	是	是	是	是	是	是
企业、时间固定效应	是	是	是	是	是	是
N	21 343	21 407	21 379	21 353	16 690	16 669
Adj-R <sup>2</sup>	0.0502	0.0100	0.1792	0.3623	0.3322	0.4252

注：为控制变更后被解释变量的重要影响因素，在对基准回归控制变量进行控制的基础上，本文还在三条渠道中分别对产权性质（以是否为国企虚拟变量衡量）、融资约束变量（以SA指数衡量）、R&D投入（以企业研发支出金额对数值衡量）进行了控制。同时，本文还利用前文的工具变量进行回归，结果均无实质性变化。

综合以上结果可以看出，外商投资自由化之所以对劳动收入份额的“净”影响为负的原因在于，其通过加快资本深化和带来资本偏向型技术进步不利于劳动收入份额的提高，而通过降低垄断提升劳动收入份额的这条路径影响效果并不明显。

## （二）异质性影响检验<sup>①</sup>

### 1. 企业产权性质

现有研究发现，国有企业和外资企业具有更规范的雇佣制度和薪资体系，在分配过程中更愿意保证劳动者利益（隋广军等，2021）<sup>[24]</sup>。据此，本文推测负面清单模式引致的外商投资自由化对劳动收入份额的抑制作用在民营企业样本中会更加明显。以产权性质进行划分后的分样本回归结果表明，民营企业样本政策回归系数显著为负，而国有企业和外资企业样本政策回归系数为负但不显著，这一结果与本文的推测相一致。

### 2. 企业是否出口

出口贸易一直被认为是影响中国劳动收入份额变化的重要因素之一（吴晓怡和邵军，2019）<sup>[25]</sup>。本文根据企业是否出口的分样本进行回归，结果发现，有出口贸易的企业样本回归系数为负但并不显著，而非出口企业样本回归系数则显著为负，这反映了非出口企业受外商投资自由化对企业劳动收入份额的负向影响更明显。可能的原因在于，出口的需要会导致企业对不同特征劳动力相对需求的增加，而中国的劳动供给具有明显的缺乏价格弹性的特征，对劳动力需求的增加会导致均衡工资水平的上升（张川川，2015）<sup>[26]</sup>，这一结果与吴晓怡和邵军（2019）发现的出口可以显著提高企业劳动收入份额的现象也是相契合的。

### 3. 企业要素投入比例

相对于劳动密集型企业而言，资本技术密集型企业投入的资本要素更多，因此外资准入负面清单模式的实施对这类企业的影响程度可能更大。本文参照鲁桐和党印（2014）<sup>[27]</sup>的做法对劳动密集型和资本技术密集型企业样本进行划分。分样本回归结果显示，劳动密集型样本回归系数不显著，而资本技术密集型样本回归系数显著为负，表明相比于劳动密集型企业，资本技术密集型企业受外商投资自由化对劳动收入份额的抑制作用更加明显。这一结果同时也间接证实了外商投资自由化可以通过影响企业资本深化和资本偏向型技术进步抑制劳动收入份额。

## 五、拓展分析

前文就外商投资自由化对劳动收入份额的作用和影响机制进行了较为充分的讨论，本部分进一步考察政府行为是否有助于抵消外商投资自由化对劳动收入份额的不利影响。研究这一问题不仅可以加深对外商投资自由化的要素收入分配效应的理解，而且有助于政府从顶层设计层面兼顾效率与公平，构建更合理有序的要素收入分配格局。结合相关研究，本文具体从财政教育支出、政府对市场干预、政府补助

<sup>①</sup>限于篇幅，异质性影响检验结果未在文中报告。读者可登录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。

三个方面进行分析。

### (一) 财政教育支出

现有研究发现，外资进入会通过技术溢出效应引致技能偏向型技术变革，增加了对技能劳动力的需求，进而提高技能劳动力报酬收入（包群和邵敏，2008）<sup>[28]</sup>。据此，可以合理推测，人力资本的提升应该可以缓解外商投资自由化对劳动收入份额的负向影响。其中，财政教育支出是提高人力资本水平的重要途径（李力行和周广肃，2015）<sup>[29]</sup>，因此本文以企业所在地级市的财政教育支出占当年财政总支出的比例衡量财政教育支出力度（*Edu*），并构建与政策变量的交互项进行回归分析。表5列（1）汇报了回归结果，可以看到，交互项 *Policy*×*Edu* 的回归系数显著为正，结合前文基准回归中政策变量为负的结论可以得出，提高财政教育支出起到了缓解外商投资自由化对劳动收入份额负向影响的作用。

### (二) 政府对市场干预

相关文献指出，地方政府可能通过弱化对劳动要素的保护以最大限度地降低企业的用工成本，并将其作为吸引外资的“优惠政策”（赵秋运等，2017）<sup>[30]</sup>。据此，本文推测政府对市场的过度干预可能会进一步强化外商投资自由化对劳动收入份额的负向影响。本文以《中国分省份市场化指数报告（2018）》中的“政府与市场关系”指数（*Relation*）作为政府对市场干预的衡量指标（部分缺失值以线性差值填补），这一指标越大表明政府对市场的干预越少。同样地，构建政府干预与政策变量的交互项进行回归，结果如表5列（2）所示。结果显示，交互项 *Policy*×*Relation* 的回归系数显著为正，结合前文基准回归，该结果表明政府对市场的干预越少，企业劳动收入份额受外商投资自由化的负向影响也越小，反之则反，这证实了前文的推测。

表5 拓展分析回归结果

变量	财政教育支出	政府与市场关系	政府补助
	(1)	(2)	(3)
<i>Policy</i> × <i>Edu</i>	0.1229** (0.0548)		
<i>Policy</i> × <i>Relation</i>		0.0021* (0.0012)	
<i>Policy</i> × <i>Subsidy</i>			-0.0026** (0.0010)
<i>Policy</i>	-0.0306*** (0.0094)	-0.0272*** (0.0106)	0.0265 (0.0170)
控制变量	是	是	是
企业、时间固定效应	是	是	是
N	19 203	21 460	17 341
Adj-R <sup>2</sup>	0.0784	0.0883	0.0830

注：列（1）—（3）的回归中还依次加入了 *Edu*、*Relation*、*Subsidy* 变量，估计结果可登录对外经济贸易大学学术刊物网站“刊文补充数据查询”栏目查阅、下载。

### (三) 政府补助

政府补助也是影响企业经营决策的重要因素。本文构建企业获得的政府补助金额的对数值 (*Subsidy*) 与政策变量的交互项进行回归, 结果如表 5 列 (3) 所示。其中, 交互项 *Policy*×*Subsidy* 的回归系数显著为负, 结合前文基准回归中政策变量为负的结果可知, 加大政府补助反而加强了外商投资自由化对劳动收入份额的负向影响。产生这一结果可能的原因有二: 一是因为我国企业在获得政府补助后主要增加的是固定资产投资 (魏紫等, 2018)<sup>[31]</sup>; 二是由于负面清单模式引致的外商投资自由化带来了资本偏向型技术进步, 为了追求利润最大化, 企业可能更有动机将政府补助用于增加资本投入而非劳动投入。以上两方面原因进一步加速了资本深化, 从而抑制劳动收入份额增长。

## 六、研究结论

本文从我国外资准入负面清单模式试点这一准自然实验切入, 运用双重差分方法考察了负面清单模式引致的外商投资自由化对企业劳动收入份额的因果效应及其作用机制。主要结论如下: (1) 负面清单模式引致的外商投资自由化总体上降低了企业劳动收入份额。(2) 外商投资自由化可以通过促进企业资本深化和带来资本偏向型技术进步进而导致企业劳动收入份额下降, 但没有明显证据支持负面清单模式引致的外商投资自由化可以通过降低市场垄断来提升企业劳动收入份额。(3) 外商投资自由化对劳动收入份额的负面影响在民营企业、非出口企业以及资本技术密集型企业中表现得更为明显。(4) 提高财政教育支出、减少政府干预减缓了外商投资自由化对劳动收入份额的负向影响, 但加大政府补助却会起到相反的作用。

本文的研究发现具有如下启示: 首先, 虽然本文发现负面清单模式引致的外商投资自由化有降低劳动收入份额的趋势, 但这并不意味着要拒绝在外商投资领域采用负面清单模式。需要看到的是, 外商投资自由化对劳动收入份额的抑制作用不完全是负面的, 其背后的机制是外商投资自由化带来了资本深化以及资本偏向型技术进步, 长期来看这是经济发展进步的表现。其次, 关注外商投资自由化对不同类型企业的差异化影响, 引导民营企业在发挥其经营效率优势的同时构建更规范的雇佣制度和薪酬体系, 鼓励企业积极“走出去”, 融入国际大循环, 可能是提高劳动收入份额稳定性的可行之策。最后, 应充分发挥政府作用, 在初次分配中就提高劳动报酬的份额。在中国不断扩大高水平对外开放的背景下, 政府应注重发展教育和培训事业, 广泛提升劳动者人力资本水平; 转变政府职能, 减少对市场的干预, 优化营商环境; 还应审慎制定政府补助的形式和额度, 注重政府补助的要素收入分配效应, 适当增加用工补助、人才补助等针对劳动要素的特定补助。

### [参考文献]

[1] PIKETTY T. Putting Distribution Back at the Center of Economics: Reflections on Capital in the Twenty-first Century [J]. *Journal of Economic Perspectives*, 2015, 29 (1): 67-88.

- [2] 文雁兵, 陆雪琴. 中国劳动收入份额变动的决定机制分析——市场竞争和制度质量的双重视角 [J]. 经济研究, 2018, 53 (9): 83-98.
- [3] 陈林, 罗莉娅. 中国外资准入壁垒的政策效应研究——兼议上海自由贸易区改革的政策红利 [J]. 经济研究, 2014, 49 (4): 104-115.
- [4] 陆建明, 姚鹏, 吴立鹏. 负面清单模式 FTA 对外资流入的影响——美国经验及其对中国的启示 [J]. 国际贸易问题, 2018 (8): 38-51.
- [5] 马亚明, 陆建明, 李磊. 负面清单模式国际投资协定的信号效应及其对国际直接投资的影响 [J]. 经济研究, 2021, 56 (11): 155-172.
- [6] 杨志远, 谢谦, 李宇迪. 负面清单、嵌入深度与制造业服务化 [J]. 经济学动态, 2022, 735 (5): 72-90.
- [7] 李墨丝, 沈玉良. 从中美 BIT 谈判看自由贸易试验区负面清单管理制度的完善 [J]. 国际贸易问题, 2015 (11): 73-82.
- [8] DIXIT A K, STIGLITZ J E. Monopolistic Competition and Optimum Product Diversity [J]. The American Economic Review, 1977, 67 (3): 297-308.
- [9] 迟福林. 建设更高水平开放型经济新体制 [J]. 当代经济科学, 2021, 43 (1): 10-17.
- [10] 郭冠男, 李晓琳. 市场准入负面清单管理制度与路径选择: 一个总体框架 [J]. 改革, 2015 (7): 28-38.
- [11] LEBLEBICIOĞLU A, WEINBERGER A. Openness and Factor Shares: Is Globalization Always Bad for Labor? [J]. Journal of International Economics, 2021, 128: 103406.
- [12] 陆菁, 刘毅群. 要素替代弹性、资本扩张与中国工业行业要素报酬份额变动 [J]. 世界经济, 2016, 39 (3): 118-143.
- [13] 魏下海, 董志强, 蓝嘉俊. 地区性别失衡对企业劳动收入份额的影响: 理论与经验研究 [J]. 世界经济, 2017, 40 (4): 129-146.
- [14] 陈登科, 陈诗一. 资本劳动相对价格、替代弹性与劳动收入份额 [J]. 世界经济, 2018, 41 (12): 73-97.
- [15] 雷钦礼, 徐家春. 技术进步偏向、要素配置偏向与我国 TFP 的增长 [J]. 统计研究, 2015, 32 (8): 10-16.
- [16] 余东华, 张鑫宇, 孙婷. 资本深化、有偏技术进步与全要素生产率增长 [J]. 世界经济, 2019, 42 (8): 50-71.
- [17] 张莉, 李捷瑜, 徐现祥. 国际贸易、偏向型技术进步与要素收入分配 [J]. 经济学 (季刊), 2012, 11 (2): 409-428.
- [18] ACEMOGLU D. Patterns of Skill Premia [J]. The Review of Economic Studies, 2003, 70 (2): 199-230.
- [19] BECK T, LEVINE R, LEVKOV A. Big Bad Banks? The Winners and Losers from Bank Deregulation in the United States [J]. The Journal of Finance, 2010, 65 (5): 1637-1667.
- [20] GOODMAN-BACON A. Difference-in-differences with Variation in Treatment Timing [J]. Journal of Econometrics, 2021, 225 (2): 254-277.
- [21] COOK C J, Shah M. Aggregate Effects from Public Works: Evidence from India [J]. Review of Economics and Statistics, 2022, 104 (4): 797-806.
- [22] ACEMOGLU D. Directed Technical Change [J]. The Review of Economic Studies, 2002, 69 (4): 781-809.
- [23] 申广军, 陈斌开, 杨汝岱. 减税能否提振中国经济? ——基于中国增值税改革的实证研究 [J]. 经济研究, 2016, 51 (11): 70-82.
- [24] 隋广军, 孙照吉, 陈雯. 全球价值链嵌入与劳动收入份额——基于中国的理论与实证分析 [J]. 国际贸易问题, 2021 (2): 96-112.
- [25] 吴晓怡, 邵军. 出口参与对制造业企业劳动收入份额的异质性影响研究 [J]. 国际贸易问题, 2019 (1): 14-27.
- [26] 张川川. 出口对就业、工资和收入不平等的影响——基于微观数据的证据 [J]. 经济学 (季刊), 2015, 14 (4): 1611-1630.
- [27] 鲁桐, 党印. 公司治理与技术创新: 分行业比较 [J]. 经济研究, 2014, 49 (6): 115-128.
- [28] 包群, 邵敏. 外商投资与东道国工资差异: 基于我国工业行业的经验研究 [J]. 管理世界, 2008 (5): 46-54.
- [29] 李力行, 周广肃. 家庭借贷约束、公共教育支出与社会流动性 [J]. 经济学 (季刊), 2015, 14 (1): 65-82.



- [30] 赵秋运, 李成明, 胡巧玉. 地方政府干预与劳动收入份额: 基于分税制的视角 [J]. 经济理论与经济管理, 2017 (12): 36-46.
- [31] 魏紫, 姜朋, 王海红. 小型微利企业所得税优惠政策经济效应的实证分析 [J]. 财政研究, 2018 (11): 96-106.

## Impact of Foreign Capital Liberalization on Labor Income Share: Evidence from Negative List Management Mode of Foreign Investment Access

HUANG Lingyun LEI Zhuojun WANG Jue

**Abstract:** This study investigates the causal effect and mechanism of foreign capital liberalization on the labor income share of firms using a quasi-experiment of the negative list management mode by constructing a difference-in-differences model. The findings demonstrate that foreign capital liberalization induced by the negative list management mode significantly reduces the labor income share of firms, which is robust to a series of tests. Mechanism exploration reveals that foreign capital liberalization reduces labor income share through accelerating the capital deepening of firms and bringing capital-biased technological progress, while reducing monopoly does not significantly increase labor income share. Our heterogeneity analysis further indicates that the inhibitory effect of foreign capital liberalization on labor income share is more pronounced in private firms, non-export firms, as well as capital and technology-intensive firms. Furthermore, government expenditure on education and less government intervention in the market can mitigate the negative impact of foreign capital liberalization on labor income share, whereas government subsidies reinforce this negative impact. This study offers new micro-level insights into the mechanism of changes in labor income share from the perspective of foreign capital liberalization, providing suggestions for optimizing the distribution of factor income and promoting the benign interaction of the dual circulation between domestic and international.

**Keywords:** Foreign Capital Liberalization; Negative List of Foreign Capital Access; Factor Income Distribution; Labor Income Share

(责任编辑 白光)