

·创新创业与企业管理·

外资并购与目标企业劳动收入份额



□李方静 张 静

[湖北经济学院 武汉 430205]

[摘要] **【目的/意义】** 为政府部门提高引资质量和水平、优化要素收入分配机制提供经验证据。**【设计/方法】** 运用PSM-DID方法,在有效控制内生性问题的基础上,深入考察外资并购对目标企业劳动收入份额的影响。**【结论/发现】** 外资并购显著提升了目标企业的劳动收入份额,但动态效应检验反映其作用效应存在较长的时滞。随后异质性分析表明,外资并购对目标企业劳动收入份额的提升作用,主要体现在绝对控制型并购、东西部地区企业和劳动密集型企业。影响机制分析检验表明,外资并购通过扩大雇佣规模,增加对高技能劳动的需求从而对目标企业的劳动收入份额产生显著正向作用。

[关键词] 外资并购; 劳动收入份额; 雇佣规模; 高技能劳动力

[中图分类号] F272

[文献标识码] A

[DOI] 10.14071/j.1008-8105(2020)-6015

Foreign Capital M&A and Labor Income Share of Target Company

LI Fang-jing ZHANG Jing

(Hubei University of Economics 430205 Wuhan China)

Abstract [Purpose/Significance] This paper intends to provide empirical evidence for the government departments to improve the quality of foreign investment and optimize the factor income distribution mechanism. [Design/Methodology] This paper uses the PSM-DID method to accurately investigate the impact of foreign capital M&A on the labor income share of target firms on the basis of effectively control the endogeneity problem. [Findings/Conclusions] The results show that foreign capital M&A has significantly increased the labor income share of the target firms, however, the dynamic effect test reflects a long time lag in its effect. The heterogeneity analysis suggests that the enhancement of foreign capital M&A on the labor income share of the target firms is mainly reflected in the absolute-control-type M&A, firms in the eastern and western regions and labor-intensive industries. Furthermore, the analysis of influence mechanism suggests that foreign capital M&A has a significant positive effect on the labor income share of the target firms by expanding the employment scale and increasing the demand for highly-skilled labor.

Key words foreign capital M&A; labor income share; employment scale; highly-skilled labor

引言

近年来,逆全球化思潮给全球贸易与投资蒙上了一层保护主义的阴影。受美国2017年实施的税改影响,2018年全球外国直接投资(FDI)同比下降

13%,降至1.3万亿美元(《2019年世界投资报告》)。尽管全球跨国投资总量持续三年下滑,但中国仍然是全球投资的热土,良好的招商引资政策和持续优化的营商环境吸引大量外资涌入。商务部最新数据显示,2018年我国实际使用外资1 349.7亿美元,同比增长3%,创历史新高^①。十九大以来,关于外资

[收稿日期] 2020-04-17

[基金项目] 湖北省教育厅思政处青年项目(19Q143);湖北经济学院校级青年项目(XJ201910)。

[作者简介] 李方静(1984-)男,博士,湖北经济学院经济与贸易学院副教授;张静(1990-)女,湖北经济学院财政与公共管理学院讲师。

开放的中央顶层文件密集出台,为实现外资高水平开放确定了政策导向。为了提高引资质量和水平,2018年6月国务院印发的《关于积极有效利用外资推动经济高质量发展若干措施的通知》指出利用外资是我国现阶段全面构建开放型经济新体制、实现产业转型升级高质量发展的重要手段,并从投资促进角度明确提出鼓励外资并购投资。可以预见,在这样的宏观政策引导下,外资并购将成为外商直接投资在中国的重要表现形式之一。

大量研究表明,对外开放度的提高会对劳动收入份额产生重要影响。大规模涌入的外商直接投资对劳动收入份额的影响是正向还是负向,学者们观点各异。一些学者指出地区间竞争、技术进步偏向于资本以及负向的“工资溢出”效应使得外商直接投资降低了劳动收入份额^[1-4]。而另一些学者则认为,外商直接投资对劳动收入份额的影响并不稳定,受到了不同阶段效应和地域差异的影响^[5],但整体而言外商直接投资提升了劳动收入份额,且存在正向溢出效应^[6]。学者们的结论不一致,可能是因为研究中所采用的宏观数据无法甄别劳动者和企业的异质性所导致的。随着愈来愈多的跨国公司以及并购形式对中国进行直接投资^[7],问题随之衍生。外资并购会对目标企业的劳动收入份额产生什么样的影响?是提升还是降低其劳动收入份额?其中存在怎样的作用机制?回答上述问题,有利于科学评估外资进入对东道国要素收入分配的影响,为政府部门优化外资开放政策、调整收入分配体制提供经验证据,能更好地促进社会稳定和经济高质量发展,具有重要的理论价值和现实意义。

一、研究方法、数据与识别策略

(一) 研究方法

为了准确有效测度外资并购对目标企业劳动收入份额的因果效应,本文将外资并购视为一次准自然实验,采用倾向得分匹配方法来处理样本的选择性偏差和个体的异质性问题。首先,我们将研究样本分为两组,一组是外资并购企业,记为处理组,用 $treat$ 表示;另一组是从未被外资并购过的企业,记为对照组,用 $control$ 表示。 $\ln LS_i^{treat}$ 和 $\ln LS_i^{control}$ 分别对应表示处理组和对照组的劳动收入份额(对数值)。简化起见,我们构建一个二元虚拟变量 MA_i ,当企业 i 是外资并购企业时, MA_i 取1;否则取值为0。另外,我们还构建一个时间的二元虚拟变量 T , $T=0$ 和 $T=1$ 分别表示企业被外资并购前、后期。

那么,外资并购对目标企业的劳动收入份额的平均处理效应可以表示为:

$$ATT = E(\ln LS_i^{treat} | MA_i = 1) - E(\ln LS_i^{control} | MA_i = 1) \quad (1)$$

上式中 $E(\ln LS_i^{control} | MA_i = 1)$ 表示外资并购企业未发生并购情况下的劳动收入份额,即一种反事实。很显然,反事实情形在现实中是无法观测评估的。因此,我们采用近邻倾向得分匹配方法为处理组(外资并购企业)配对相近的对照组(未并购企业)。设定经过匹配后,得到的与处理组企业相匹配的对照组企业集合为 $\Omega(i)$,对照组企业的劳动收入份额 $E(\ln LS_i^{control} | MA_i = 1, i \in \Omega(i))$,可作为上文反事实情形的替代。据此,式(1)可以改写为:

$$ATT = E(\ln LS_i^{treat} | MA_i = 1) - E(\ln LS_i^{control} | MA_i = 0, i \in \Omega(i)) \quad (2)$$

为了实现后续的实证检验,我们进一步将式(2)转化为如下计量模型:

$$\ln LS_{it} = \beta_0 + \beta_1 MA_{it} + \beta_2 T_{it} + \beta_3 MA_{it} \times T_{it} + \alpha Z_{it} + \psi_j + \psi_p + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中,下标 i 和 t 分别指代企业和年份。 $\ln LS$ 表示企业劳动收入份额的对数值,我们借鉴学者们普遍采用的企业应付职工工资与应付福利费之和除以工业增加值值得到^[8-9],取对数形式^②。 ψ_j 、 ψ_p 、 ε_{it} 分别表示非观测的行业特征、地区特征以及随机扰动项。交互项 $MA \times T$ 的回归系数 β_3 刻画了外资并购对目标企业劳动收入份额的因果效应。若 $\beta_3 > 0$,则意味着外资并购提高了企业劳动收入份额。 Z_{it} 指代控制变量的集合,包括企业生产率($\ln TFP$)、资本强度($\ln KL$)、企业规模($\ln Scale$)、企业年龄($\ln Age$)、融资约束($Fina$)、赫芬达尔指数(HHI)、出口企业虚拟变量(EXP)。各变量的估算方法如下:企业生产率采用LP方法测算得到;资本强度使用固定资产与员工人数的比值取对数得到;企业规模采用企业总资产取对数表示;企业年龄采用当期年份与成立年份的差值取对数表示;融资约束采用企业利息支出与销售产值的比值表示;赫芬达尔指数采用企业销售产值与所处四位码行业的总销售产值之比的平方和表示^③;出口企业虚拟变量,我们设定为企业出口交货值大于零则为1,反之为0。

(二) 数据

本文的研究样本来源于1999~2007年中国工业企业数据库,仅保留制造业企业。为了保证后文经验研究的结果稳健可信,我们综合参照许家云等的做法^[10],结合本文的研究目标,对样本数据进行如下清理与筛选:删除从业员工人数小于8人的样本;删除关键经济指标为零或负值的样本;删除企

业代码重复的样本；删除1949年前成立的样本；仅保留1999~2007年间持续经营的样本。另外，我们以2003出台的国家标准《国民经济行业分类》（GB/T4754-2002）对企业的行业代码进行统一调整，同时对核心的经济指标按照对应的价格指数，以1999年为基期进行平减，剔除通货膨胀因素。

（三）外资并购的识别策略

如何准确识别外资并购是本文一个至关重要的问题。相关文献大多通过企业所有权的变动状况来识别外资并购，只是在具体处理方法上有差异。在这里，我们借鉴蒋殿春和谢红军的方法^[7]，将外商和港澳台（以下简称外资）的资本金在企业注册资本中占比正向变动不小于25%的企业视为发生了外资并购行为，我们剔除外资所有权变动前两年外资占比高于10%的企业以避免原始外资的干扰，即排除了外资企业之间的并购行为，最终经过筛选得到227家在2001年发生了外资并购且至2007年未出现外资撤离的企业样本。

二、计量结果与讨论

（一）样本匹配与基准回归结果

在展开计量回归之前，我们首先采用倾向得分匹配法为处理组（外资并购企业）寻找合适的对照组（未被外资并购的企业）。沿用Resenbaum和Rubin的思路^[11]，我们将企业被外资并购的概率表示为：

$$P = \Pr(MA_{it} = 1) = \phi(X_{i,t-1}) \tag{4}$$

其中， $X_{i,t-1}$ 指代影响企业外资并购的因素，也就是匹配变量。参考外资并购的相关文献和前文计量模型中控制变量的设定，我们选取企业生产率（lnTFP）、资本强度（lnKL）、企业规模（lnScale）、企业年龄（lnAge）、融资约束（Fina）、赫芬达尔指数（HHI）、出口企业虚拟变量（EXP）作为匹配的特征变量。在具体的匹配过程中，我们采用“ k 近邻匹配”方法（ $k=1$ ）为每个处理组企业寻找倾向得分最接近的企业作为其对照组。

为了确保匹配结果的可靠性，我们在回归前进行了匹配平衡性检验。匹配平衡性条件要求满足： $MA_i \perp X_i | P(X_i)$ ，即如果给定企业被外资并购的概率 $P(X_i)$ 的情况下，企业是否被外资并购与其特征向量之间是相互独立的。匹配平衡性检验结果发现，匹配后各特征变量标准偏差的绝对值均小于10%^④。所以，匹配满足了平衡性假设，即本文选取的匹配方法和特征变量是合理的。

表1汇报了基准回归结果。第（1）列未加入控制变量和非观测的固定效应，第（2）列加入了控制变量但未控制任何固定效应，第（3）列在第（2）列基础上控制了行业固定效应，第（4）列则进一步控制了省份固定效应。其中，倍差法估计量 $MA \times T$ 是本文关注的重点，它在第（1）~（4）列的回归中均保持显著为正，这表明本文的回归结果较为稳定。我们从第（4）列的完整回归结果中可以看到， $MA \times T$ 的系数为正且在10%的水平上通过显著性检验，这表明在控制了其他影响因素后，外资并购显著提高了企业的劳动收入份额。

表 1 基准回归结果

	lnLS (1)	lnLS (2)	lnLS (3)	lnLS (4)
MA	-0.017 (0.052)	0.121** (0.042)	0.068 (0.041)	-0.026 (0.042)
T	-0.109*** (0.006)	-0.014** (0.005)	-0.020*** (0.005)	-0.024*** (0.005)
MA×T	0.208*** (0.059)	0.100* (0.047)	0.114* (0.046)	0.115* (0.046)
lnTFP		-0.851*** (0.005)	-0.898*** (0.004)	-0.880*** (0.005)
lnKL		-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)
lnScale		0.451*** (0.005)	0.509*** (0.005)	0.510*** (0.005)
lnAge		0.257*** (0.002)	0.236*** (0.002)	0.227*** (0.002)
Fina		-0.064** (0.022)	-0.053** (0.019)	-0.045** (0.016)
HHI		1.128*** (0.058)	0.883*** (0.060)	0.781*** (0.058)
EXP		0.328*** (0.005)	0.276*** (0.005)	0.279*** (0.005)
行业固定效应	否	否	是	是
省份固定效应	否	否	否	是
_cons	-1.290*** (0.005)	-0.101*** (0.022)	-0.898*** (0.024)	-1.004*** (0.218)
N	146 111	146 111	146 111	146 111
R ²	0.002	0.391	0.439	0.477

注：*、**、***分别表示10%、5%、1%的显著水平。回归系数下方括号内数值为对应估计系数的稳健标准误。

此外，第（2）~（3）列的控制变量的系数符号与显著性水平没有发生实质性变化，这也增强了基准回归结果的可信度。具体而言，企业生产率（lnTFP）的系数显著为负，这与一些学者的研究一致，说明企业生产效率的提升对企业劳动收入份额具有挤出作用^[12]；资本强度（lnKL）和融资约束（Fina）的系数也保持显著为负，这表明资本深化和企业融资状况的改善也挤出了劳动收入份额。但是企业规模（lnScale）和企业年龄（lnAge）系数显著为正，这表明企业劳动收入份额随着企业规模的扩大和年龄的增长而有显著提高。赫芬达尔指数（HHI）的系数显著为正，意味着行业市场集中度提高增加了劳动收入份额，这与一些文献的结论恰

恰相反，可能与本文选择的研究样本有关，其中具体原因留待我们在后续研究中进一步探讨。出口企业虚拟变量的系数显著为正，这表明出口有助于提高企业劳动收入份额，这可能是由于我国出口企业普遍具有劳动密集型特征，劳动收入总额较高^[13]。

（二）安慰剂检验

为了验证外资并购显著提高了企业劳动收入份额这一核心结论的稳健性，我们采用安慰剂检验方法进行反事实检验。安慰剂检验方法的具体操作步骤如下：首先，我们以对照组未被并购的内资企业为基础样本，将其中倾向得分排名在前1%的企业视为外资并购成功的企业；然后，将并购发生年份设定为倾向得分最高的那一年。表2报告了安慰剂检验结果，交互项 $MA \times T$ 的系数在第（1）~（4）列中均不显著，因此本文的设定通过了安慰剂检验。这一结果侧面印证了外资并购确实可以对目标企业的劳动收入份额产生正向提升作用，本文的核心结论较为稳健。

表 2 安慰剂检验结果

	lnLS (1)	lnLS (2)	lnLS (3)	lnLS (4)
MA	0.074** (0.028)	0.315*** (0.026)	0.269*** (0.025)	0.220*** (0.025)
T	-0.106*** (0.006)	-0.012* (0.005)	-0.018*** (0.005)	-0.022*** (0.005)
MA×T	0.009 (0.036)	0.010 (0.031)	0.022 (0.030)	0.019 (0.030)
控制变量	否	是	是	是
行业固定效应	否	否	是	是
省份固定效应	否	否	否	是
_cons	-1.292*** (0.005)	-0.127*** (0.022)	-0.919*** (0.024)	-1.015*** (0.218)
N	146 111	146 111	146 111	146 111
R ²	0.002	0.393	0.441	0.478

注：*、**、***分别表示10%，5%，1%的显著水平。回归系数下方括号内数值为对应估计系数的稳健标准误。

（三）外资并购对企业劳动收入份额的动态效应检验

上文基准回归结果已经证实了外资并购对企业劳动收入份额存在显著提升效应，但这只是体现在平均意义上。外资并购对企业劳动收入份额的提升效应何时发挥作用，是否存在时滞以及这种影响效应是否具有持续性？这也是本文关注的重要问题。为了考察外资并购对企业劳动收入份额的动态效应，我们拓展计量模型（3）如下：

$$\ln LS_{it} = \beta_0 + \beta_1 MA_{it} + \beta_2 T_{it} + \sum_{\lambda=0}^6 \delta_{\lambda} MA_{it} \times T_{it} \times Year_{\lambda} + \alpha Z_{it} + \psi_j + \psi_p + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

其中， $Year_{\lambda}$ 表示年度虚拟变量，当企业出于外资并购后的第 λ 期（ $\delta = 0, 1, 2, 4, 5, 6$ ）时， $Year_{\lambda}$ 取

值为1，否则为0^⑤。因此，系数 δ_{λ} 反映的是外资并购后第 λ 年对企业劳动收入份额的动态影响。

表3汇报了外资并购对企业劳动收入份额的动态效应检验结果。与基准回归的处理一样，我们在第（1）列中未加入控制变量和其他固定效应，第（2）列加入了控制变量，第（3）列在第（2）列的基础上控制了行业固定效应，第（4）列则进一步控制了省份固定效应。逐步回归的结果表明，在加入控制变量和控制其他固定效应的第（2）~（4）列中，交互项 $MA \times T \times Year_{\lambda}$ 的系数符号和显著性均没有发生变化。依然以第（4）列为例，我们可以看到，外资并购的当年以及前4年，交叉项的系数都不显著，这表明外资并购在当期以及并购后的前4年对企业劳动收入份额并没有显著的影响。但是，从并购后的第5年开始，交叉项 $MA \times T \times Year_5$ 和 $MA \times T \times Year_6$ 的系数均在1%的水平上显著为正，而且后者的系数值明显大于前者。这表明外资并购对企业劳动收入份额的影响可能存在长达4年的时滞，随后其对企业劳动收入份额才具有显著提升作用，而且作用效应具有增强的趋势。这可能是因为内资企业被外资并购后，需要较长的时间来完成企业内部组织结构重组、资源优化配置，进而才会对企业内部的要素收入分配格局产生影响。

表 3 外资并购对企业劳动收入份额的动态效应检验

	lnLS (1)	lnLS (2)	lnLS (3)	lnLS (4)
MA	-0.017 (0.052)	0.121** (0.042)	0.068 (0.042)	-0.027 (0.042)
T	-0.109*** (0.006)	-0.014** (0.005)	-0.020*** (0.005)	-0.024*** (0.005)
MA×T×Year0	0.071 (0.085)	-0.022 (0.066)	-0.017 (0.066)	-0.014 (0.066)
MA×T×Year1	0.216* (0.089)	0.093 (0.066)	0.086 (0.065)	0.090 (0.066)
MA×T×Year2	0.125 (0.090)	-0.024 (0.069)	-0.012 (0.068)	-0.009 (0.068)
MA×T×Year4	0.232** (0.081)	0.094 (0.065)	0.115 (0.064)	0.117 (0.063)
MA×T×Year5	0.304*** (0.081)	0.203** (0.064)	0.226*** (0.063)	0.222*** (0.062)
MA×T×Year6	0.332*** (0.082)	0.302*** (0.067)	0.339*** (0.065)	0.335*** (0.064)
控制变量	否	是	是	是
行业固定效应	否	否	是	是
省份固定效应	否	否	否	是
_cons	-1.290*** (0.005)	-0.099*** (0.022)	-0.896*** (0.024)	-1.002*** (0.218)
N	146 111	146 111	146 111	146 111
R ²	0.003	0.391	0.440	0.477

注：*、**、***分别表示10%，5%，1%的显著水平。回归系数下方括号内数值为对应估计系数的稳健标准误。

（四）异质性分析：并购类型、企业所处地域与所属行业

企业的资本金占比反映的是企业的决策控制

权。在外资并购过程中,资本金占比的多少将会决定外资对企业资源以及整体运营的掌控程度。在这里,我们借鉴高凌云和易先忠的方法^[14],将外资并购类型细分为:身份识别型(资本金占比高于25%,但低于50%)、绝对控制型(资本金占比高于50%)。那么,不同类型的外资并购会对企业劳动收入份额产生差异化的微观效应吗?为了考察不同并购类型的外资并购对目标企业的劳动收入份额的异质性影响,我们构建如下计量模型:

$$\ln LS_{it} = \beta_0 + \beta_1 MA_{it} + \beta_2 T_{it} + \sum_{\lambda=1}^2 \delta_{\lambda} MA_{it} \times T_{it} \times \text{Type}_{\lambda} + \alpha Z_{it} + \psi_j + \psi_p + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

其中, Type_{λ} ($\lambda = 1, 2$) 指代并购类型的虚拟变量。具体而言, $\text{Type}1$ 、 $\text{Type}2$ 分别表示身份识别型、绝对控制型。

另外,企业自身的异质性特征肯定也会对外资并购与劳动收入份额的因果关系产生差异化影响。本文认为,中国东中西部地区经济发展水平、市场化程度差异较大,企业所处地域的外部环境迥异,还有企业所属行业要素密集度,都会影响外资对目标企业的重组计划和外部资源的注入决策,进而会对企业劳动收入份额产生不同影响。为了检验企业自身特征对外资并购行为与目标企业劳动收入份额关系的影响,我们设定如下计量模型:

$$\ln LS_{it} = \beta_0 + \beta_1 MA_{it} + \beta_2 T_{it} + \sum_{\lambda=1}^3 \delta_{\lambda} MA_{it} \times T_{it} \times \lambda + \alpha Z_{it} + \psi_j + \psi_p + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

其中, λ 表示企业所处地域或所属行业的虚拟变量。当 λ 指代企业所处地域时, $\lambda = \text{East}, \text{Mid}, \text{West}$ 分别表示东中西部地区^⑥。当 λ 指代企业所属行业, $\lambda = \text{Labor}, \text{Capital}, \text{Tech}$ 分别表示劳动、资本和技术密集型行业^⑦。

表4汇报了不同并购类型和企业所处地域的异质性回归结果。第(1)~(2)列是基于不同外资并购类型的回归结果,第(3)~(4)列是按被并购企业所处地域划分的回归结果。第(5)~(6)列是按被并购企业所属行业要素密集度划分的回归结果。其中,第(1)列未加入控制变量和固定效应,第(2)列同时加入了控制变量和固定效应。结果显示,交互项 $MA \times T \times \text{Type}1$ 的系数在第(1)~(2)列中均不显著,而 $MA \times T \times \text{Type}2$ 的系数在第(1)~(2)列中保持显著为正。这表明,身份识别型的外资并购对目标企业的劳动收入份额的影响并不显著,绝对控制型的外资并购对目标企业的劳动收入份额存在显著的正向提升效应。由此可见,

外资在并购过程中,对企业决策控制权的掌控能力越强越有利于企业劳动收入份额的提高。这可能是因为,中国各级政府为了招商引资,大都在土地、税收等方面给予外资大量优惠政策^[15],仅改变外资属性的身份识别型外资并购的主要目标可能就是利用国内充裕廉价的劳动力资源和享受优惠政策。相较之下,绝对控制型外资并购则可能更看重中国内地市场的发展潜力和未来收益,利用高控制权通过无形资产内部化实施自身的长期战略规划,进而对企业内部的要素收入分配产生影响。第(3)~(4)列的结果显示,在加入控制变量和其他固定效应前, $MA \times T \times \text{Mid}$ 的系数显著为负,加入之后其系数变得不显著。而 $MA \times T \times \text{East}$ 和 $MA \times T \times \text{West}$ 的系数在两列均显著为正,尽管显著性有所下降。这两列的结果表明,发生在东部省份和西部省份的外资并购行为显著提升了目标企业劳动收入份额,但中部省份的并购行为对目标企业的劳动收入份额的影响并不确定甚至可能为负向。其中的原因可能是,选择进入中部的外资企业可能更多觊觎的是中部几个人口大省(河南、安徽、湖南、湖北)充裕的廉价劳动力,而低技能劳动力的工资谈判议价能力较弱,因此中部地区的外资并购对目标企业的劳动收入份额影响可能为负向。第(5)~(6)列的结果显示,在这两列中, $MA \times T \times \text{Labor}$ 的系数显著为正,而 $MA \times T \times \text{Capital}$ 和 $MA \times T \times \text{Tech}$ 的系数均不显著,这说明外资并购显著促进了劳动密集型目标企业的劳动收入份额,但对资本密集型和技术密集型企业影响不显著。在1999~2007年,劳动密集型行业是我国比较优势突出的行业,也是外资并购密集进入的行业。外资并购往往通过扩大目标企业生产规模,雇佣大量劳动力,提高了劳动收入总额,进而促进了劳动收入份额的显著提升。而外资并购了资本密集型和技术密集型企业之后,所引致的生产率提升效应更多是资本偏向和技术偏向的,对劳动收入份额的影响则需视企业人力资本水平而定,因此其影响并不确定。

三、影响机制分析与检验

(一) 影响机制分析

外资并购如何影响目标企业的劳动收入份额?我们尝试直接从企业劳动收入份额的衡量出发,来甄别其中的影响机制。如前文所述,本文沿用国内一些学者的方法,采用劳动收入总额(工资与福利费用之和)与工业增加值的比值来表示企业劳动收入份额。因此,为了探讨外资并购对企业劳动收入

表 4 异质性分析：并购类型、企业所处地域与所属行业

	lnLS	lnLS	lnLS	lnLS	lnLS	lnLS
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
MA	-0.007 (0.049)	0.003 (0.039)	-0.017 (0.052)	-0.026 (0.042)	-0.017 (0.052)	-0.026 (0.042)
T	-0.109*** (0.006)	-0.023*** (0.005)	-0.109*** (0.006)	-0.024*** (0.005)	-0.109*** (0.006)	-0.024*** (0.005)
MA×T×Type1	0.081 (0.075)	0.017 (0.056)				
MA×T×Type2	0.186* (0.074)	0.114* (0.057)				
MA×T×East			0.236*** (0.060)	0.113* (0.047)		
MA×T×Mid			-0.269* (0.124)	0.070 (0.092)		
MA×T×West			0.362** (0.117)	0.277* (0.113)		
MA×T×Labor					0.379*** (0.069)	0.215*** (0.054)
MA×T×Capital					0.122 (0.074)	0.094 (0.055)
MA×T×Tech					0.099 (0.070)	0.029 (0.055)
控制变量	否	是	否	是	否	是
行业固定效应	否	是	否	是	否	是
省份固定效应	否	是	否	是	否	是
_cons	-1.290*** (0.005)	-1.004*** (0.218)	-1.290*** (0.005)	-1.004*** (0.218)	-1.290*** (0.005)	-1.005*** (0.218)
N	146 111	146 111	146 111	146 111	146 111	146 111
R ²	0.003	0.477	0.003	0.477	0.003	0.477

注：*、**、***分别表示10%，5%，1%的显著水平。回归系数下方括号内数值为对应估计系数的稳健标准误。

份额的影响渠道，我们首先参照基准计量方程分别观测外资并购对目标企业劳动收入总额和工业增加值的影响，实证研究发现外资并购对企业劳动收入总额存在显著正向影响，而对企业工业增加值的影响却不显著^⑥。这表明，外资并购显著提高了目标企业劳动收入总额，但在样本期间对目标企业工业增加值并无显著影响。而企业劳动收入总额由企业雇佣规模和平均工资决定，进一步分解回归发现，外资并购对目标企业雇佣规模具有正向影响，却对平均工资的影响不显著^⑦。这说明外资并购促进目标企业的劳动收入份额提升主要通过扩大雇佣规模，而不是提高现有劳动力的工资水平。另一方面，国内学者研究认为外资并购通过有效资本积累和出口能力改善显著促进了目标企业的生产率提升^[7]。资本-技能互补性假说则认为，在物质资本深化过程中高技能劳动力与设备资本的互补性更强^[15]。Koch, Smolka采用西班牙企业数据，研究发现企业增加了高技能劳动力需求，从而促进了技能偏向型技术进步^[16]。综合以上研究，本文认为，无论外资并购的技术进步效应是资本积累所致还是技能偏向型的，都会促使目标企业增加对高技能劳动力的需求，提高技能溢价，从而使得企业劳动力总体收入占比上升，即市场规模效应提升了企业劳动收入份额。

（二）中介效应模型的设定

经过上文的分析，我们总结出了外资并购对目

标企业劳动收入份额的影响机制，即外资并购通过扩大目标企业雇佣规模，增加对高技能劳动力的需求，产生更多的技能溢价，从而导致劳动收入份额上涨。接下来，我们通过构建中介效应模型对其中的影响机制进行检验。按照影响机制的阐述，本文拟引入企业雇佣规模和高技能劳动力的占比两个中介变量，但中国工业企业数据库中，仅有2004年对企业员工的技能水平、学历程度有较为详细的统计，单年的数据不适用于本文的研究方法。作为替代，我们选择采用能一定程度反映企业员工技能水平的事后指标——出口强度来体现企业对高技能劳动力的需求。具体而言，我们以企业从业人员总数的对数形式表示企业雇佣规模（lnEmpl），用出口强度（Exp_share）来指代目标企业对高技能劳动力的需求^⑧。需要说明的是，出口强度的提升除了反映外资并购对目标企业劳动力技能水平的提升，还可能是外资并购利用自身优势，改善目标企业财务状况和注入金融资本的结果。为了避免混淆，后文我们会进行甄别检验，这里暂不赘述。参照任曙明和张静设定中介效应模型的基本步骤^[17]，我们构建如下中介效应模型：

$$\ln LS_{it} = a_0 + a_1 MA_{it} + a_2 T_{it} + a_3 MA_{it} \times T_{it} + \mu Z_{it} + \psi_j + \psi_p + \varepsilon_{it}$$

(8)

$$\ln Empl_{it} = b_0 + b_1 MA_{it} + b_2 T_{it} + b_3 MA_{it} \times T_{it} + \mu Z_{it} + \psi_j + \psi_p + \varepsilon_{it}$$

(9)

$$\text{Exp_share}_{it} = c_0 + c_1 \text{MA}_{it} + c_2 T_{it} + c_3 \text{MA}_{it} \times T_{it} + \mu Z_{it} + \psi_j + \psi_p + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

$$\ln \text{LS}_{it} = c_0 + c_1 \text{MA}_{it} + c_2 T_{it} + c_3 \text{MA}_{it} \times T_{it} + \phi \text{Mech}_{it} + \mu Z_{it} + \psi_j + \psi_p + \varepsilon_{it} \quad (11)$$

其中，式（11）中Mech则指代的是两个中介变量：企业雇佣规模（lnEmpl）和出口强度（Exp_share）。

（三）中介效应模型的检验结果

表5汇报了中介效应模型的回归结果，其中第（1）列即为基准回归表1中第（4）列的结果。表5中第（2）~（3）列是对模型（9）和模型（10）以中介变量作为因变量的回归结果，第（4）~（6）列则根据模型（11）依次进行回归的结果。

表 5 外资并购与企业劳动收入份额的影响机制检验

	lnLS (1)	lnEmpl (2)	Exp_share (3)	lnLS (4)	lnLS (5)	lnLS (6)
MA	-0.026 (0.042)	-0.125** (0.039)	0.142*** (0.015)	0.065* (0.029)	-0.028 (0.042)	0.061* (0.029)
T	-0.024*** (0.005)	-0.344*** (0.004)	0.009*** (0.001)	0.228*** (0.003)	-0.024*** (0.005)	0.228*** (0.003)
MA×T	0.115* (0.046)	0.151*** (0.044)	0.020** (0.007)	0.004 (0.033)	0.115* (0.046)	0.004 (0.033)
lnEmpl				0.732*** (0.002)		0.732*** (0.002)
Exp_share					0.009 (0.010)	0.029*** (0.007)
控制变量	是	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是	是
_cons	-1.004*** (0.218)	-1.478*** (0.284)	0.223*** (0.046)	0.078 (0.138)	-1.006*** (0.218)	0.072 (0.138)
N	146 111	146 115	146 115	146 111	146 111	146 111
R ²	0.477	0.572	0.599	0.747	0.477	0.747

注：*、**、***分别表示10%、5%、1%的显著水平。回归系数下方括号内数值为对应估计系数的稳健标准误。

表5中第（2）列回归结果显示，交互项MA×T的系数在1%的水平上显著为正，这表明外资并购显著扩大了目标企业的雇佣规模，从系数值可以看出，外资并购使得目标企业雇佣规模扩大了0.115。外资并购之所以扩大目标企业的雇佣规模，其主要原因可能是：为了改善生产效率、提高企业产品市场竞争力，外资并购倾向于重新调整目标企业组织架构，扩大目标企业的经营规模，增加高质量人力资本储备。表5第（3）列是以出口强度为因变量的回归结果，交互项MA×T均显著为正，这表明外资并购显著提高了目标企业的出口强度，这可能存在两方面的原因：其一，外资并购借助其在全球范围配置资源的优势，改善了目标企业出口国外市场的能力^[7]。其二，外资并购促使目标企业雇佣更多高技能劳动力，提高了目标企业技能水平，从而改善了企业出口能力。而本节关注的正是后者。

表5的第（4）~（6）列则报告的是企业劳动收入份额对基本自变量和中介变量的回归结果。表中结果显示，企业雇佣规模的系数为正且在1%的显著性水平上通过检验，这表明了企业雇佣规模的扩大可以显著提高企业劳动收入份额。第（5）列显示，出口强度的系数为正并不显著。但在第（6）列同时加入了中介变量lnEmpl和Exp_share之后，出

口强度的系数在1%水平上显著为正，这表明出口强度对企业劳动收入份额的正向提升作用受到了企业雇佣规模的影响，这可能是因为企业通过扩大雇佣规模升级技能水平而实现的出口能力改善对企业劳动收入份额存在显著正向影响，这正好印证了前文提出的影响机制。此外，我们通过将加入了中介变量的第（4）列和第（6）列与基准回归的第（1）列进行比较，发现交互项MA×T的系数值和显著性均有下降，这也表明“企业雇佣规模”和“出口强度”中介效应的存在。

为了进一步确认“企业雇佣规模”和“出口强度”是否是外资并购影响企业劳动收入份额的中介变量，我们采用Baron, Kenny的Sobel中介因子检验方法^[18]，对企业雇佣规模和出口强度在外资并购提升目标企业劳动收入份额的影响中所起的中介效应进行检验，表6汇报了中介因子的Sobel检验结果。如表中所示，企业雇佣规模的Sobel Z统计量在1%的水平显著为正，由此可见企业雇佣规模起到了非常显著的中介作用，且其中介效应能解释总效应的96.07%。而出口强度的Sobel Z统计量在10%的水平上显著为正，尽管中介效应占比仅为1.35%，但也说明出口强度的中介效应成立。以上中介因子检验结果验证了“企业雇佣规模”和“出口强度”

中介效应的存在,即外资并购通过扩大目标企业的雇佣规模,增加对高技能劳动力的需求以改善出口能力,提高了企业劳动收入份额。

表 6 中介因子的Sobel检验

	中介因子	
	lnEmpl	Exp_share
Sobel Z	2.986***	1.658*
Sobel Z的P值	0.0028	0.0972
中介效应占比(%)	96.07	1.35

注: *、**、***分别表示10%、5%、1%的显著水平。

四、研究结论以及政策含义

基于1999~2007年中国工业企业数据库,本文首次考察了外资并购对目标企业要素收入分配的影响,并深入探讨了其中的影响机制,得到了如下研究结论:第一,外资并购显著促进了企业劳动收入份额的提高,反事实检验验证了结论的稳健可信。第二,外资并购对目标企业劳动收入份额的微观影响存在4年的时滞,随后才会对企业劳动收入份额产生显著的正向促进作用且随着时间趋势逐渐增强。第三,绝对控制型外资并购对目标企业劳动收入份额的提升效应要显著大于身份识别型外资并购,即高控制权强化了外资并购的目标企业劳动收入份额的提升作用。此外,外资并购的提升效应对东部企业和西部企业较为显著,对中部企业并不确定。第四,基于中介效应模型的影响机制检验结果表明,外资并购通过扩大企业雇佣规模、雇佣高技能劳动力改善出口能力这两个渠道促进了目标企业劳动收入份额提升。

本文一定程度上丰富了外资并购与劳动收入份额的相关研究,为评估外资并购的经济效应做出了一定贡献,同时也对中国的要素收入分配改革具有启示意义。本文研究结论的政策含义如下:第一,外资并购增加的是目标企业对高技能劳动力的需求,会对低技能劳动力产出“挤出”,进而抑制其劳动收入份额,因此政府在大规模招商引资、利用外资促进当地经济发展的同时,也应该注重保护低技能劳动力群体的利益,兼顾效率与公平。第二,不同并购类型和企业所处地域对外资并购促进目标企业劳动收入份额具有异质性影响。政府部门应该对外商投资加强引导和甄别,既要鼓励优质的外资进入,又要尽量减少以压榨中国廉价劳动力和享受超国民待遇优惠政策措施为主要目标的外资并购行为。第三,外资并购通过扩大目标企业雇佣规模、

雇佣更多高技能劳动力促进劳动收入份额提高,这意味着进行技能升级、提高技能溢价,是抑制企业劳动收入份额下降趋势的重要途径。现如今面对资本报酬侵蚀劳动收入以及人工智能对低技术含量劳动者的替代,政府部门应加大对普通劳动者的技能培训投入,提高该群体的技能水平,以满足产业转型升级高质量发展时期劳动力市场越来越高的技能需求。

注释

- ① 数据来源: <http://www.ymcall.com/artinfo/486894860095448934.html>。
- ② 其中,2004年工业企业没有统计工业增加值。我们沿用以往学者的做法,采用如下公式得到:工业增加值=产品销售额-期初存货+期末存货-工业中间投入+增值税。
- ③ 具体计算公式如下: $HHI_{jt} = \sum_{i \in IND_j} (sale_{it}/sale_{jt})^2 = \sum_{i \in IND_j} S_{it}^2$, 其中 $sale_{it}$ 指代企业*i*在*t*年的销售额, $sale_{jt}$ 指代行业*j*在*t*年的总销售额, S_{it} 表示企业*i*在*t*年的市场占有率。
- ④ 篇幅所限,平衡性检验结果未一一列出,留存以备读者索取。
- ⑤ 需要说明的是,外资并购的起始年份是2001年。因此,2004年是并购后的第3年,但由于设置一些变量所需的经济指标数据(销售产值、出口交货值)的缺失,2004年工业企业数据未用于计量回归中。
- ⑥ 东部地区包括北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、广西、海南。中部地区包括山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南。其他省份属于西部地区。
- ⑦ 对行业按照要素密集度进行划分。
- ⑧ 限于文章篇幅,实证结果并未列出,留存以备读者索取。
- ⑨ 同上,留存实证结果以备索取。
- ⑩ 出口强度则用企业出口交货值与销售产值表示。

参考文献

[1] 罗长远,张军.劳动收入占比下降的经济学解释——基于中国省级面板数据的分析[J].管理世界,2009(5): 25-35.

[2] 唐东波.全球化与劳动收入占比:基于劳资议价能力的分析[J].管理世界,2011(8): 23-33.

[3] 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,2012,11(2): 409-428.

[4] 邵敏,黄玖立.外资与我国劳动收入份额——基于工业行业的经验研究[J].经济学,2010,9(4): 1189-1210.

[5] 郭玉清,姜磊.FDI对劳动收入份额的影响:理论与中国的实证研究[J].经济评论,2012(5): 43-51.

[6] 王雄元,黄玉菁.外商直接投资与上市公司职工劳动收入份额:趁火打劫抑或锦上添花[J].中国工业经济,

2017(4): 135-154.

[7] 蒋殿春, 谢红军. 外资并购与目标企业生产率: 对中国制造业数据的因果评估[J]. 世界经济, 2018, 41(5): 99-124.

[8] 周茂, 陆毅, 李雨浓. 地区产业升级与劳动收入份额: 基于合成工具变量的估计 [J]. 经济研究, 2018, 53(11): 132-147.

[9] 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.

[10] 许家云, 毛其淋, 胡鞍钢. 中间品进口与企业出口产品质量升级: 基于中国证据的研究[J]. 世界经济, 2017, 40(3): 52-75.

[11] ROSENBAUM P R, RUBIN D B. The bias due to incomplete matching[J]. Biometrics, 1985, 41(1): 103-116.

[12] ACEMOGLU D. When does labor scarcity encourage innovation? [J]. Journal of Political Economy, 2010, 118(6): 1037-1078.

[13] 高凌云, 易先忠. 外资并购对目标企业生存的影响[J]. 数量经济技术经济研究, 2019, 36(4): 61-81.

[14] 于津平. 外资政策、国民利益与经济发展[J]. 经济研究, 2004(5): 49-57.

[15] GRILICHES Z. Capital-skill complementarity[J]. The Review of Economics and Statistics, 1969.

[16] KOCH M, SMOLKA M. Foreign ownership and skill-biased technological change[J]. Journal of International Economics, 2019, 118(5): 84-104.

[17] 任曙明, 张静. 补贴、寻租成本与加成率——基于中国装备制造企业的实证研究[J]. 管理世界, 2013(10): 118-129.

[18] BARON R M, KENNY D A. The moderator-mediator variable distinction in social psychological research: conceptual, strategic, and statistical considerations[J]. Journal of Personality and Social Psychology, 1986, 51(6): 1173-1182.

编辑 朱娜

(上接第45页)

[5] 张志坚. 论人工智能的电子法人地位[J]. 现代法学, 2019(5): 75-88.

[6] 管晓峰. 人工智能与合同及人格权的关系[J]. 法学杂志, 2018(9): 33-42.

[7] 刘洪华. 论人工智能的法律地位[J]. 政治与法律, 2019(1): 11-21.

[8] 史尚宽. 民法总论[M]. 北京: 中国政法大学出版社, 2000.

[9] 赵磊, 赵宇. 论人工智能的法律主体地位[J]. 人工智能法学研究, 2018(1): 21-37+227-228.

[10] 魏振瀛. 民法学[M]. 北京: 高等教育出版社, 2013.

[11] 杨立新. 用现行民法规则解决人工智能法律调整问题的尝试[J]. 中州学刊, 2018(7): 40-49.

[12] 刘洪华. 人工智能法律主体资格的否定及其法律规制构想[J]. 北方法学, 2019(4): 56-66.

[13] GASSER T M. Legal issues of driver assistance systems and autonomous driving[M]//ESKANDARIAN A. Handbook of Intelligent Vehicles. London: Springer, 2012: 1519-1535.

[14] BECK S. The problem of ascribing legal responsibility in the case of robotics[J]. AI & Society, 2016(3): 473-481.

[15] GURNEY J K. Crashing into the unknown: an examination of crash -optimization algorithms through the two lanes of ethics and law[J]. Social Science Electronic Publishing, 2015(1): 183-267.

[16] 林德宏. 科技哲学十五讲[M]. 北京: 北京大学出版社, 2004.

编辑 邓婧