

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

王雄元，黄玉菁

[摘要] 基于宏观数据的研究表明，外商直接投资可能降低或提升劳动收入份额，本文试图利用微观数据解决这类结论上的矛盾。微观数据研究可解决数据平滑群体差异的局限，且能区分劳动者异质性和企业异质性，因此，微观证据具有独特价值。本文基于2007—2014年中国沪深两市A股上市公司数据，利用职工收入份额作为劳动收入份额的微观衡量，探讨外商直接投资对上市公司劳动收入份额的影响。研究发现外商直接投资整体上增加了职工收入份额，且存在正向溢出效应。区分外商投资动机后发现，水平型外商直接投资对职工收入份额具有促进作用，而垂直型外商直接投资对职工收入份额促进作用消失。区分外商控制程度发现，外商的高控制权强化了外商直接投资对职工收入份额的促进作用。影响机制分析发现，外商直接投资通过技术进步即增加公司专利数量和全要素生产率进而提高了职工收入份额。本文的发现提供了外商直接投资对稀缺劳动力收入份额具有积极影响的微观证据，有助于丰富劳动收入份额的文献。

[关键词] 外商直接投资；劳动收入份额；职工薪酬；水平型外商直接投资；垂直型外商直接投资
[中图分类号]F272 **[文献标识码]**A **[文章编号]**1006-480X(2017)04-0135-20

一、问题提出

当2016年美国迎来“特朗普时代”，逆全球化和贸易保护主义愈演愈烈，全球贸易格局面临重新分配。作为制造业出口大国，中国出口贸易会受到严重冲击，此时外商直接投资弥补东道国的储蓄和外汇缺口、提升国内生产技术水平从而拉动经济增长的重要性更加突出。近年来，外商在中国直接投资的势头有增无减。国家外汇管理局编制的中国投资头寸表最新数据显示，2016年9月中国直接投资负债净头寸已达29610亿美元，成为全球最大外商直接投资(FDI)流入国。大量外商直接投资无疑会影响劳动力的供需状况(孙楚仁等，2008)与谈判能力(罗长远和张军，2009)，最终影

[收稿日期] 2017-01-13

[基金项目] 国家自然科学基金面上项目“公司职工薪酬成本的影响因素、产出效应与控制策略研究”(批准号71172221)；国家自然科学基金面上项目“风险信息披露、风险感知与资本市场风险识别行为”(批准号71472188)；国家自然科学基金面上项目“客户与供应商抵押贷款：信号效应、治理效应与供应链知识溢出效应”(批准号71672191)。

[作者简介] 王雄元(1972—)，男，湖北襄阳人，中南财经政法大学会计学院教授，博士生导师；黄玉菁(1992—)，女，湖北武汉人，中南财经政法大学会计学院硕士研究生。通讯作者：黄玉菁，电子邮箱：joycehuang2016@163.com。感谢匿名评审专家和编辑部的宝贵意见，当然文责自负。

响劳动要素的收入份额。中国近几十年对收入分配的深化改革,突出了劳动要素在收入分配中的重要地位,劳动收入份额的影响因素受到社会各界的广泛关注。由于中国在国际市场上具有劳动力资源的禀赋优势,因此,外商直接投资对劳动收入份额的影响区别于发达国家。部分学者研究表明,地方政府间的恶性“引资竞争”,廉价劳动力的外资流入动机(罗长远和张军,2009)以及外商直接投资带来的技术进步偏向于资本(张莉等,2012),会削弱劳动者谈判能力,从而降低劳动收入份额,因此,外商直接投资是对中国劳动力的“趁火打劫”,成为劳动收入份额下降的重要原因之一。而另一些学者认为,外商直接投资对劳动收入份额的影响是就业效应、技术租赁效应和工资竞争效应的综合结果,不同阶段主导效应的不同使外商直接投资与劳动收入份额之间呈U或倒U型关系,且存在区域差异(Decreuse and Maarek,2015;郭玉清和姜磊,2012;任太增和张肖利,2014)。上述结论的不一致可能与基于宏观数据的研究无法区分劳动者异质性和企业异质性有关。

劳动力因劳动技能、教育程度的差异而呈现较强异质性(吴愈晓,2011),而劳动者异质性使得外商直接投资对劳动收入份额的影响存在差异。Feenstra and Hanson(1997)认为外商直接投资会使熟练劳动力工资增长,但对非熟练劳动力的需求锐减。在中国,劳动力主要分为两类:一是低素质低技能的普通劳动力,他们相对于稀缺资本要素而言,是可替代性强且趋于无限供给的,虽占劳动力群体的绝大部分,但议价能力较低,典型代表即由乡村流入城镇的农民工(余向华和陈雪娟,2012)以及底层劳动者;二是高素质高技能的稀缺劳动力,他们供给相对稀缺,且具有良好的竞争条件,因此具有较高议价能力。由于中国对底层劳动者的保护制度不足(李实和万海远,2014),因此外商直接投资对员工需求(Feenstra and Hanson,1997)和劳动者谈判能力的削弱作用(罗长远和张军,2009;Harrison,2002)主要体现在低素质低技能的普通劳动力上,导致外商直接投资对劳动收入份额整体呈现负向影响,但这不能说明外商直接投资对高素质高技能的稀缺劳动力有相同作用。

基于宏观层面数据的研究具有平滑群体差异的局限,无法精确探究不同类型企业和劳动力群体的内部特征。低素质低技能劳动力的就业机会受到“准入门槛”限制(陈纯槿和李实,2013),导致劳动力市场形成分割,即高素质高技能劳动力属于“首要劳动力市场”,而低素质低技能劳动力属于“次要劳动力市场”(吴愈晓,2011)。上市公司相较于非上市公司是中国经济主体中的佼佼者,资本规模更大,经营管理水平更高,盈利能力更强,更可能从“首要劳动力市场”吸纳员工,因此,研究上市公司的在职员工相比于非上市公司员工以及非在职员工而言,更能代表高素质高技能劳动力。基于上市公司层面数据探究外商直接投资对高素质高技能劳动力群体的劳动收入份额影响到底是“趁火打劫”还是“锦上添花”,从而检验劳动收入份额的影响是具有一致性还是存在群体差异,这对深入剖析劳动收入份额的局部影响极为重要(方军雄,2011),更能进一步为深化收入分配改革提供有效理论支持。此外,外商直接投资影响企业工资决策行为,而企业工资决策行为又直接影响职工收入份额,即职工报酬占企业产出的比例,其本质与劳动收入份额一致,均为劳动要素对产出的分配过程的即得份额,因此微观层面的职工收入份额的聚集即为劳动收入份额。然而,经济学文献重点关注外商直接投资这一宏观经济现象与经济产出的关系,忽略了外商直接投资对企业行为和产出的影响;财务学文献重点关注高管与职工薪酬制定机制这一微观企业行为和企业产出的关系,忽略了职工薪酬制定受到的宏观经济影响,因此,本文将宏观经济与微观企业行为结合起来,探究外商直接投资对微观企业层面职工收入份额的影响,以弥补文献不足。

由于职工收入份额是劳动收入份额的微观体现,本文利用上市公司职工收入份额数据,研究外商直接投资对劳动收入份额的影响,并试图回答如下问题:外商直接投资如何影响职工收入份额?不同外商投资动机下影响有何差异?影响受到哪些因素的调节以及其影响机制是什么?基于中国

2007—2014年沪深两市A股上市公司数据的实证结果显示:①外资企业职工收入份额显著高于内资企业职工收入份额,说明外商直接投资对上市公司的职工收入份额存在正向的影响,这也说明外商直接投资对劳动收入份额的影响存在劳动者异质性;②外商直接投资会通过劳动力供求关系和支付高工资行为对内资企业产生职工收入份额的正向溢出效应,但程度弱于对被投资公司职工收入份额的促进作用;③以开拓中国市场为目的的水平型FDI对职工收入份额存在促进作用,而以节约劳动力成本为目的的垂直性FDI对职工收入份额的促进作用消失;④外商的高控制权强化了外商直接投资对职工收入份额的促进作用;⑤外商直接投资通过提高企业专利和全要素生产率进而提高了职工收入份额。

劳动收入份额是企业职工收入份额的加总,理解劳动收入份额的聚集过程,对政府调整收入分配、促进经济持续发展都有借鉴意义。本文研究证实了外商直接投资对劳动收入份额的影响存在劳动者异质性以及外商投资动机异质性,有助于厘清前人文献结论不一致的成因,为劳动收入份额研究提供有效微观证据支持。本文研究发现外商直接投资存在劳动收入份额的正向溢出效应,有助于丰富外商直接投资相关文献。此外,本文利用了中介因子检验法发现专利和全要素生产率是外商直接投资促进职工收入份额的影响路径,将技术进步具象化,解决其对劳动收入份额影响的内生性,有助于厘清宏观经济影响企业微观行为的传导机制,丰富劳动收入份额研究文献。

二、理论框架与研究假设

1. 理论框架

在新古典经济学理论分析框架下,当经济发展趋于稳定时劳动收入份额也会趋于恒定,学者将其称之为“Kaldor特征事实”。然而,大量关于劳动收入份额变动趋势的文献发现其走势与“Kaldor特征事实”相悖。在中国,劳动收入份额在1993—2007年间下降已是不争的事实(罗长远和张军,2009;李扬和殷剑峰,2007;白重恩和钱震杰,2009)。而李稻葵等(2009)研究发现,劳动收入份额的变化趋势呈现U型规律。另有少量文献利用居民普查数据或工业企业数据从微观上度量劳动收入份额,并得出劳动收入份额下降或呈U型曲线变动的结论(常进雄和王丹枫,2011;伍山林,2011)。

大多数研究认为外商直接投资是造成劳动收入份额下降的重要原因之一。其主要逻辑在于外商直接投资使得企业对低技能员工的需求锐减(Feenstra and Hanson,1997),企业的收益偏向于资本而非劳动要素(Harrison,2002;戴小勇和成力为,2014;张莉等,2012),地方政府的招商引资竞争恶化了劳动者谈判能力(罗长远和张军,2009)以及对内资企业存在负向“工资外溢”效应(邵敏和黄玖立,2010)。而这些导致外商直接投资降低劳动收入份额的原因主要体现在低素质低技能劳动力群体上。事实上,在中国劳动力市场上,具有较强议价能力的高素质高技能劳动力群体供给相对稀缺,而低素质低技能劳动力群体趋于无限供给且不具议价能力,这种特殊劳动力群体分布使得劳动收入份额的下降主要源自于低素质低技能劳动力群体的劳动收入份额的下降。

外商直接投资对收入分配影响的相关文献同样反映了劳动者异质性问题。Feenstra and Hanson(1997)发现,FDI会导致熟练工人和非熟练工人的工资差距拉大。在中国,沈桂龙和宋方钊(2011)指出,外资企业对员工的教育和技能水平有较高要求,因此外资流入会导致国内熟练工人拥有更多就业机会和更高工资水平,而非熟练工人工资基本不变,因此两种工人的收入差距将会拉大,也会反映为城乡收入差距的扩大。

然而,外商直接投资对劳动收入份额影响的文献多为宏观层面的模型推导和整体经验证据,鲜有学者利用微观层面数据探究其局部影响,本文基于上市公司数据考察稀缺劳动力群体的劳动收

入份额如何受到外商直接投资的影响。此外,既有研究发现外商直接投资对劳动收入份额的影响正负效应并存。一方面,外商直接投资带来资本偏向型技术进步,使得资本替代劳动力要素,从而减少劳动收入份额;另一方面,外商直接投资存在与内资的人力资源竞争,将劳动力工资上升至产品边际价值水平,从而增加劳动收入份额(Decreuse and Maarek,2015;徐圣,2015;郭玉清和姜磊,2012)。因此,本文试图从地区、行业、业务三个维度区分外商投资的不同动机,并考察不同外商投资动机下外商直接投资对劳动收入份额影响的差异。另外,虽然前人文献从宏观上证明了有偏技术进步对劳动收入份额影响的存在,但并不能探明其技术进步的来源,而本文试图发现技术进步的实质表现形式以及FDI对职工收入份额的影响机制。

2. 研究假设的提出

微观层面上,职工收入份额是企业经营决策的自然结果。参照邵敏和黄玖立(2010)的思想,外商直接投资对职工收入份额的影响可以分解为外商直接投资对职工薪酬的影响,以及外商直接投资对企业生产率的影响。

外商直接投资对职工薪酬的影响具有两面性。一方面,外商直接投资带来正向“工资效应”。从企业支付能力角度看,外资企业存在“自选择效应”(戴小勇和成力为,2014),拥有比内资企业更高的生产率,因此具有足够的薪酬支付能力。从企业支付动机角度看,外商直接投资带来先进技术,使得外资企业对高技能劳动力的需求上涨,为了吸引高技能员工(郭玉清和姜磊,2012),外资企业有动机提高工资水平。此外,外资流入加剧了市场竞争程度,无论是提高竞争优势而激励员工还是争夺人力资源(Decreuse and Maarek,2015),外资企业均有动机提高工资水平。另一方面,外商直接投资带来负向的“工资效应”。外商若抱有廉价劳动成本的投资动机,外资企业员工工资有可能不增反降。当地方政府在引资竞争中给予外商优惠政策时更可能侵害劳动者利益(罗长远和张军,2009)。由于外资企业对当地劳动力市场具有定价权,因此,它可以把劳动力价格限制在低于当地企业的工资水平上(Brown et al.,2003)。

外商直接投资对企业生产率具有正向效应。受到异质性企业的“自选择效应”的影响,外资企业的生产率水平更高。王小洁等(2015)认为,外资企业往往具有更先进的经营理念、管理水平和较高的设备技术水平,因此,相对于内资企业具有更高的盈利能力。外商直接投资通过引进先进的设备机器提高企业技术水平,从而提高企业生产效率(张莉等,2012;邢春冰和李春顶,2013)。国内本土企业通过对技术的模仿学习,以及产业链关联效应,同样也会提高企业生产率(姜磊和郭玉清,2012)。因此,外商直接投资带来了正向的“生产率效应”。

最终外商直接投资对企业的职工收入份额的影响如何,取决于“工资效应”的方向以及“工资效应”和“生产率效应”孰占主导地位,从而体现出生产率上升带来的超额利润是偏向于资本还是劳动要素。如果“工资效应”占主导地位,那么,生产率上升带来的超额利润偏向于劳动要素,外商直接投资对上市公司的职工收入份额具有促进作用。如果“生产率效应”占主导地位,那么,生产率上升带来的超额利润偏向于资本,外商直接投资对上市公司的职工收入份额具有抑制作用。

因此,本文提出:

假设 1a: 外资企业的职工收入份额高于内资企业的职工收入份额,即外商直接投资对上市公司的职工收入份额有正向的“锦上添花”作用。

假设 1b: 外资企业的职工收入份额低于内资企业的职工收入份额,即外商直接投资对上市公司的职工收入份额有负向的“趁火打劫”作用。

三、研究设计

1. 样本与数据

为了避免2006年会计准则变化对数据造成的可能影响以及考虑到“应付职工薪酬贷方发生额”的可得性,本文选取中国2007—2014年沪深两市A股上市公司作为研究样本,得到非ST非金融行业的初始企业样本15663个。同时剔除以下异常样本:①普通职工人均薪酬高于高管人均薪酬的异常样本以及普通职工薪酬为负的1067个样本;②职工人数小于100的118个样本;③ROA为负的1099个样本;④为消除由于职工人数统计口径不一致而可能造成的职工薪酬的衡量误差(陆正飞等,2012),剔除职工人均薪酬最高和最低5%的1341个样本;⑤职工收入份额大于1的68个样本;⑥以及控制变量缺失的907个样本。最终得到11063个有效样本。本文所需的职工收入份额、企业特征、公司治理、外商控制力、行业集中度及宏观经济环境相关数据均来自国泰安(CSMAR)数据库。

2. 模型设定及变量说明

借鉴方军雄(2011)、陆正飞等(2012)、王雄元等(2014)以及沈永建等(2017)的做法,本文设立模型(1)以考察外商直接投资对职工收入份额的影响:

$$\begin{aligned} distribution_{i,t} = & \alpha + \beta_1 fdi_{i,t} + \beta_2 size_{i,t} + \beta_3 roa_{i,t} + \beta_4 bm_{i,t} + \beta_5 ci_{i,t} + \beta_6 lev_{i,t} + \beta_7 growth_{i,t} + \beta_8 soe_{i,t} \\ & + \beta_9 downrig_{i,t} + \beta_{10} mngshrs_{i,t} + \beta_{11} bodindept_{i,t} + \beta_{12} sc_{i,t} + \beta_{13} hhi_{i,t} + \beta_{14} gdprate_{i,t} + \beta_{15} ky_{i,t} \\ & + \beta_{16} expt_{i,t} + \beta_{17} ptax_{i,t} + \beta_{18} cpi_{i,t} + \mu_i + \mu_j + \varepsilon \end{aligned} \quad (1)$$

其中, $distribution$ 衡量职工收入份额。职工收入份额即为劳动收入份额的微观衡量方式。劳动与社会保障部2004年发布的《行业人工成本调查和分析方法》中提到,劳动分配率反映了企业人工投入与总产出之间的关系,也能形象说明在总收入大蛋糕中职工收入占多大比例,是企业职工分配水平高低的重要指标。因此,本文采用劳动分配率即职工薪酬总额占营业总收入比例衡量职工收入份额。职工收入份额有两种衡量方法:① $cashdtrbt$ 是以现金流量表中的“支付给职工以及为职工支付的现金”除以营业总收入来衡量,其中职工薪酬的衡量方式反映企业对员工的所有支出,包括本期实际支付给职工的工资、奖金、各种津贴和补贴以及为职工支付的五险一金、福利费用等。②2007年新会计准则实施之后,上市企业被要求在报表附注中披露企业职工薪酬的详细变动数据, $yfdtrbt$ 是以“应付职工薪酬贷方发生额”除以营业总收入来衡量,其中职工薪酬的衡量方式反映职工在职期间和离职后提供给职工的全部货币性薪酬和非货币性薪酬。此外,本文亦采用李稻葵等(2009)、常进雄和王丹枫(2011)、方军雄(2011)、魏下海等(2013)以及胡奕明和买买提依明·祖农(2013)对劳动收入份额的微观衡量方法作为稳健性检验。此外,设定变量 $mngdtrbt$ 衡量高管收入份额即高管薪酬占营业总收入的比例, $epydtrbt$ 衡量普通职工收入份额即职工总薪酬扣除高管薪酬的剩余部分占营业总收入的比例。

fdi 衡量外商直接投资。本文参考戴小勇和成力为(2014),若上市公司的股本结构中存在境外发起人股、B股流通股、H股流通股或其他境外流通股,则被归为外资企业并取值为1,否则取值为0。由于持有流通股的股东对企业的控制权较弱,因此,本文还将按照企业的实际控制人将上市公司分为外资企业和内资企业,作为稳健性检验。此外,本文还进一步分析了外商控制权程度对FDI与职工收入份额关系的影响。

本文参考陆正飞等(2012)、王雄元等(2014)、沈永建等(2017)、白重恩和钱震杰(2009)以及罗长远和张军(2009)的变量设定,模型控制影响职工薪酬的微观因素和影响劳动收入份额的宏观因

素。具体控制变量包括:资产规模 *size*,具体为总资产的对数;公司会计业绩 *roa*,具体为企业净利润与总资产的比例;公司股票业绩 *bm*,具体为期末企业账面价值与市场价值的比例;资本密集度 *ci*,具体为企业总资产与营业收入的比例;资本结构 *lev*,具体为企业总负债与总资产的比例;公司成长性 *growth*,具体为企业总资产变动率;股权性质 *soe*,若实际控制人为国有性质,该变量取值为 1,否则为 0;工资向下刚性 *downrig*,若企业当年销售收入下降但员工人均工资上升,该变量取值为 1,否则为 0;管理者持股数量 *mngshrs*,具体为管理者持股之和的对数;董事会独立性 *bodindept*,具体为独立董事数量与董事会人数的比例;股权集中度 *sc*,具体为前 5 位大股东持股比例的平方和;行业集中度 *hhi*,具体为赫芬达尔指数;地区国民生产总值增长率 *gdprate*,具体为地区国民生产总值较上一年的变化率;资本产出比 *ky*,具体为固定资产净额占主营业务收入比重的对数;出口占比 *expt*,具体为地区出口额占地区 GDP 的比重;生产税净额占比 *ptax*,具体为地区生产税净额占 GDP 的比重;通货膨胀 *cpi*,具体为居民消费价格指数。本文还控制了年度和行业效应。

3. 描述性统计

表 1 列示了样本的年度分布情况。Panel A 列示了各年度按内外资企业划分的样本分布情况。数据显示:由于内资企业增长速度高于外资企业,外资企业样本占总样本的比例逐年减少,总体上外资、内资上市公司分别占 11.67%和 88.33%。本文将地区按照地域分为东部地区、中部地区、西部地区和东北部地区^①。Panel B 列示了各年度外资企业的地区分布情况。数据显示:外资企业多集中在东部地区,东北部的企业分布最少,这与郭玉清和姜磊(2012)结论保持一致。本文参考鲁桐和党印(2014)^②将行业按照要素密集度分为劳动密集型行业、资本密集型行业以及技术密集型行业。Panel C 列示了各年度外资企业的行业分布情况。数据显示:外资企业多集中在技术密集型行业,而劳动密集型行业和资本密集型行业的外资企业分布情况相近。Noorbakhsh et al.(2001)对发展中国家研究表明,外商往往倾向于把技术密集型企业投资于“劳动力教育素质良好”的东道国。因此,本文发现外资企业多集中在技术密集型行业,能进一步佐证上市公司在职员工代表着高素质高技能劳动力。

表 2 列示了主要变量的描述性统计结果。数据显示:①中国上市公司的职工收入份额在 11%左右,但标准差(7.7844/8.4212)较大,说明职工收入份额在企业间差别较明显;②样本中约有 11.67%的上市公司为外商直接投资,与表 1 结果显示一致,另约有 44.49%的上市公司为国有企业。此外,绝大多数变量的标准差不大,说明数据分布合理,能满足回归需求。

表 3 列示了外资企业和内资企业的职工收入份额差异以及企业基本特征的差异。数据显示:①外资企业的职工收入份额无论是高管还是普通员工,均高于内资企业,且通过了差异性检验,初步说明外商直接投资与职工收入份额之间可能存在正相关关系。②除 *ci*、*lev* 和 *bodindept* 以外,其他公司特征变量均存在组间显著差异。为解决自选择所带来的内生性问题,本文随后运用倾向得分匹配的方法进行稳健性检验。

主要变量的 Pearson 相关系数分析结果表明:① *fdi* 与各类职工收入份额指标呈正相关关系,从而初步验证了假设 1a。② *size*、*bm*、*soe*、*mngshrs* 和 *sc* 的企业特征变量与 *fdi* 存在显著相关性,验证 FDI 存在“自选择效应”(戴小勇和成力为,2014)。③除衡量职工收入份额的指标间存在很大相关系数外,其他变量间相关系数均小于 0.6,不存在严重共线性,符合回归需求。^③

① 根据国家统计局对中国经济区域的划分方法,将中国划分为东部、中部、西部和东北四大地区。

② 参照鲁桐和党印(2014)采用聚类分析的方法进行行业划分,并根据 2012 年版上市公司行业分类指引的行业代码进行调整。

③ 详见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejournal.org>)公开附件。

表 1 样本年度分布情况

年度	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	Total	Mean
Panel A: 样本的年度分布情况										
外资样本量	141	134	118	172	198	202	172	154	1291	161.3750
比例	0.1878	0.1628	0.1225	0.1268	0.1172	0.1088	0.0934	0.0863	0.1167	0.1167
内资样本量	610	689	845	1184	1491	1654	1669	1630	9772	1221.5000
比例	0.8123	0.8372	0.8775	0.8732	0.8828	0.8912	0.9066	0.9137	0.8833	0.8833
Total	751	823	963	1356	1689	1856	1841	1784	11063	1382.8750
Panel B: 外资样本的地区年度分布情况										
东部地区	105	98	90	132	160	157	129	113	984	123.0000
中部地区	16	16	15	16	20	24	22	20	149	18.6250
西部地区	15	13	8	13	12	12	10	10	93	11.6250
东北部地区	5	7	5	11	6	9	11	11	65	8.1250
Total	141	134	118	172	198	202	172	154	1291	—
Panel C: 外资样本的行业年度分布情况										
劳动密集型	40	38	36	56	61	55	51	44	381	47.6250
资本密集型	48	48	39	49	53	56	47	41	381	47.6250
技术密集型	53	48	43	67	84	91	74	69	529	66.1250
Total	141	134	118	172	198	202	172	154	1291	—

资料来源:作者利用 Stata 软件计算。

表 2 主要变量描述性统计

变量	N	mean	sd	min	p25	p50	p75	max
<i>cashdtrbt</i>	11063	10.8325	7.7844	0.0999	5.5782	9.1490	13.8799	94.0386
<i>yfdtrbt</i>	11063	11.3727	8.4212	0.1023	5.7688	9.4921	14.4928	96.4977
<i>mngdtrbt</i>	11063	0.3591	0.4965	0.0002	0.0940	0.2103	0.4452	11.5405
<i>epydtrbt</i>	11063	10.4733	7.5549	0.0886	5.3896	8.8473	13.3911	88.7094
<i>fdi</i>	11063	0.1167	0.3211	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	1.0000
<i>size</i>	11063	21.8293	1.2045	17.8132	20.9521	21.6505	22.4866	28.1356
<i>roa</i>	11063	0.0523	0.0414	0.0001	0.0219	0.0443	0.0721	0.5900
<i>bm</i>	11063	0.8968	0.8966	0.0099	0.3834	0.6193	1.0531	12.1002
<i>ci</i>	11063	2.3369	3.0228	0.1074	1.1867	1.7576	2.6729	139.0483
<i>lev</i>	11063	0.4190	0.2112	0.0071	0.2495	0.4177	0.5848	1.2686
<i>growth</i>	11063	0.2908	0.8212	-0.6274	0.0399	0.1292	0.2828	45.4604
<i>soe</i>	11063	0.4449	0.4970	0.0000	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000

资料来源:作者利用 Stata 软件计算。

表 3 内外资企业职工收入份额和公司特征差异性检验

变量	外资组		内资组		差异性检验
	n	mean	n	mean	MeanDiff
Panel A: 职工收入份额特征					
<i>cashdtrbt</i>	1291	12.5584	9772	10.7822	1.7762***
<i>yfdtrbt</i>	1291	13.0298	9772	11.3244	1.7054***
<i>mngdtrbt</i>	1291	0.5755	9772	0.3528	0.2227***
<i>epydtrbt</i>	1291	11.9829	9772	10.4294	1.5535***
Panel B: 企业基本特征					
<i>size</i>	1291	21.7522	9772	22.4130	0.6608***
<i>roa</i>	1291	0.0519	9772	0.0555	0.0036***
<i>bm</i>	1291	0.8778	9772	1.0407	0.1629***
<i>ci</i>	1291	2.3394	9772	2.3184	-0.0210
<i>lev</i>	1291	0.4178	9772	0.4276	0.0098
<i>growth</i>	1291	0.2831	9772	0.3496	0.0666***
<i>soe</i>	1291	0.4342	9772	0.5259	0.0917***
<i>downrig</i>	1291	0.1464	9772	0.1247	-0.0217**
<i>mngshrs</i>	1291	11.3215	9772	8.4632	-2.8583***
<i>bodindept</i>	1291	0.3685	9772	0.3685	0.0000
<i>sc</i>	1291	0.1706	9772	0.2100	0.0394***

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%、10%的水平上显著。以下各表同。

资料来源:作者利用 Stata 软件计算。

四、实证结果与分析

1. 对基本假设的检验

本文通过模型(1)检验在全样本中外商直接投资对职工收入份额的影响,分别用两种衡量职工收入份额的方式以及针对普通员工的职工收入份额进行回归,均控制了年度和行业的固定效应,结果如表 4 第(1)—(3)列所示。此外,本文采用 2010—2014 年存续的企业样本^①即平衡面板样本进行回归,如表 4 第(4)—(6)列所示。上述的回归结果显示,非平衡面板检验中 *fdi* 的回归系数均在 1% 的置信度下显著为正,平衡面板检验中 *fdi* 的回归系数均在 5% 的置信度下显著为正,说明外资企业的职工收入份额显著高于内资企业,外商直接投资对职工收入份额有促进作用。因此,本文假设 1a 得以验证,说明在上市公司这一特殊群体内,外商直接投资所带来的正向工资效应占主导地位,对劳动者利益起到“锦上添花”的作用。这一结论与宏观层面研究中外商直接投资对劳动收入份额带来的抑制作用并不一致(罗长远和张军,2009;邵敏和黄玖立,2010),这也说明劳动者异质性对劳动收入份额具有重要影响。

^① 如表 1 外资企业年度分布情况所示,2010 年后新增多家外资企业。若取 2007—2014 年平衡样本将导致丢失许多新增样本,因此,选择 2010—2014 年较短窗口下平衡面板检验。

表 4 外商直接投资对职工收入份额的影响检验

变量	非平衡面板			平衡面板			溢出效应	
	<i>cashdtrbt</i> (1)	<i>yfdtrbt</i> (2)	<i>epydrbt</i> (3)	<i>cashdtrbt</i> (4)	<i>yfdtrbt</i> (5)	<i>epydrbt</i> (6)	<i>cashdtrbt</i> (7)	<i>cashdtrbt</i> (8)
<i>fdi</i>	0.5395*** (3.0373)	0.4714** (2.4601)	0.4733*** (2.6918)	0.8350** (2.4354)	0.8905** (2.4646)	0.8008** (2.3633)		
<i>fdi_1_lag</i>							0.6580* (1.6483)	
<i>fdi_2_lag</i>							-0.6580 (-0.8982)	
<i>fdi_3_lag</i>							0.1316 (0.2439)	
<i>wf_1_lag</i>								0.0490** (2.1791)
<i>wf_2_lag</i>								0.0693** (2.0642)
<i>wf_3_lag</i>								-0.0104 (-0.4050)
<i>Control Variables</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>Constant</i>	-10.4976 (-0.8741)	-15.3028 (-1.1764)	-13.7929 (-1.1649)	-11.5285 (-0.4014)	-22.8889 (-0.7562)	-12.1451 (-0.4278)	-16.1603 (-0.9061)	-8.0020 (-0.4562)
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Industry</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Adj-R ²	0.3954	0.4044	0.3753	0.4081	0.4284	0.3926	0.3889	0.3897
F	147.2379	142.4648	137.6051	76.5671	83.1255	71.8254	128.0124	129.9858
Obs	11063	11063	11063	4055	4055	4055	6752	6752

注:***、**和*分别表示回归系数在1%、5%和10%水平显著,括号内显示的t值。标准误差进行了robust处理。由于篇幅限制,本文未报告年度虚拟变量和行业虚拟变量、公司特征控制变量的回归结果,下同。

资料来源:作者利用Stata软件计算。

控制变量上,*size*、*bm*、*lev*、*growth*系数显著为负,说明资本规模、股票业绩、资本负债率、成长性越高的企业,其职工收入份额越少,更有可能存在资本侵占劳动利益的现象。而*ci*、*soe*、*downrig*系数显著为正,说明资本密集度越高的企业职工收入份额越高,国有企业比非国有企业的职工收入份额较高,以及工资具有向下刚性的企业职工收入份额较高,这些结论与现有研究一致(方军雄,2011;陆正飞等,2012;白重恩和钱震杰,2009)。公司治理变量中,仅*mngshrs*系数显著为负,说明管理者权力会加剧职工薪酬的不公平性,减少了职工收入份额,这与王雄元等(2014)结论基本一致。宏观层面变量中,*hhi*系数显著为正,说明市场越垄断,职工收入份额越高,这与白重恩和钱震杰(2009)结论一致。*ky*、*expt*、*cpi*系数显著为正,说明人均资本存量、出口贸易、通货膨胀会对职工收入份额产

生正向效应,这与罗长远和张军(2009)结论一致。^①

此外,本文参照许和连等(2009)的做法,从劳动力供求和支付高工资两个维度检验外商直接投资对内资企业职工收入份额的影响,从而进一步判断外商直接投资对职工收入份额的影响是直接体现在目标公司还是多为对内资企业的间接影响。回归结果如表4第(7)一(8)列所示,其中,第(7)列是利用同省份外资员工占比 fdi_1_lag 、同行业外资员工占比 fdi_2_lag 、相邻省份外资员工占比 fdi_3_lag ,均滞后一期检验对内资职工收入份额的影响,第(8)列是利用同省份外资人均工资 wf_1_lag 、同行业外资人均工资 wf_2_lag 、相邻省份外资人均工资 wf_3_lag ^②,均调整量纲并滞后一期检验对内资企业职工收入份额的影响。回归结果显示: fdi_1_lag 、 wf_1_lag 和 wf_2_lag 的系数分别在10%、5%、5%的置信度下显著为正,说明外商直接投资影响劳动力供求关系在同省份内促进内资企业职工收入份额的上升,通过外资企业支付高工资行为可在同省份或同行业内促进内资职工收入份额的上升,并且外商直接投资提高内资企业的职工收入份额的程度远小于外商直接投资提高目标企业职工收入份额的程度,因此,最终FDI使得外资企业职工收入份额高于内资企业职工收入份额,呈现正向净效应。

2. 稳健性检验

(1)通过改变职工收入份额的衡量方式以克服表4可能存在的指标度量偏误问题。参考已有从微观层面考察劳动收入份额的文献,本文将职工收入份额分别用以下四种方式衡量:参考常进雄和王丹枫(2011),职工收入份额是劳动者报酬占劳动者报酬和资本收入之和的比例,其中劳动者报酬用支付职工以及为职工支付的现金衡量,资本收入用主营业务利润和固定资产折旧之和衡量,进而计算出 $dtrbt1$;由于职工收入份额在(0,1)范围波动,参考李稻葵等(2009)、魏下海等(2013),将其进行logistic的转换,调整为 $cashdtrbt/(1-cashdtrbt)$,然后取自然对数,进而算出 $dtrbt2$;参考胡奕明和买买提依明·祖农(2013),职工收入份额是劳动者报酬占企业期末总资产的比例,进而计算出 $dtrbt3$;参考方军雄(2011)的做法计算出 $dtrbt4$,即上市公司员工收入比重=支付给职工以及为职工支付的现金/(营业收入-营业成本+支付给职工以及为职工支付的现金+固定资产折旧)。由表5第(1)一(4)列回归结果可以发现 fdi 与职工收入份额仍在1%、5%的置信度下显著正相关,与本文的结论保持一致,证明本文结论具有稳健性。

(2)通过替换外商直接投资变量的衡量方式以克服表4可能存在的指标选取偏误问题。表5第(5)列用企业股权结构中外资股本占比作为衡量外商直接投资的连续变量,表5第(6)列采用CSMAR数据库的中国上市公司股权性质研究子数据库,以实际控制人作为企业所有制类型的划分标准,若为外资企业设为1,否则为0。回归结果均显示: fdi 与职工收入份额仍在1%的置信度下显著正相关,与本文的结论保持一致。

① 详见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejournal.org>)公开附件。

② 若内资企业处于P省S行业(一级行业代码),则 fdi_1_lag 为P省外商直接投资企业的员工人数占P省所有上市公司员工总人数的比例,且滞后一期; fdi_2_lag 为S行业外商直接投资企业的员工人数占S行业所有上市公司员工总人数的比例,且滞后一期; fdi_3_lag 为P省的相邻省份外商直接投资企业的员工人数占P省的相邻省份所有上市公司员工总人数的比例,且滞后一期。 wf_1_lag 为P省外商直接投资企业员工的加权平均工资= $\sum P$ 省每个外资企业的人均工资 \times 该企业员工人数占P省内所有外资企业员工总数的比重,并滞后一期; wf_2_lag 为S行业外商直接投资企业员工的加权平均工资,并滞后一期,计算方法同上类似; wf_3_lag 为P省的相邻省份外商直接投资企业员工的加权平均工资,并滞后一期,计算方法同上类似。此处,相邻省份是按照全国政区图中省份间是否接壤作为定义的依据,且上市公司数据是采用样本筛选前的全部上市公司样本,以求提高变量衡量准确性。

(3)使用倾向得分匹配处理样本自选择问题。如描述性统计部分显示,外资和内资样本的企业特征存在明显差异,因此,不能简单认为内外资的职工收入份额的差异仅由外商直接投资所致。为了排除一些未观测的遗漏变量带来的内生性问题,本文采用倾向得分匹配的方法处理这一问题。本文以外资企业样本($fdi=1$)构造实验组,参照戴小勇和成力为(2014)加入本文企业特征控制变量并控制年度、行业、地区固定效应,采用logit模型进行回归,选出显著影响是否为外资企业的变量作为匹配标准的变量^①,进行随后的倾向得分匹配。本文基于分年度最近邻匹配方法,以1:4的比例匹配出内资企业样本构成对照组。本文对匹配效果进行了平衡检验和倾向得分的密度函数对比,限于篇幅未将其列出,结果显示匹配结果满足平衡检验的要求。完成上述匹配过程后,剔除未成功匹配的样本,将剩余样本采用模型(1)重新进行主回归检验。回归结果如表5的第(7)列所示, fdi 的系数在5%的置信度下显著为正,值得注意的是,该回归结果的系数绝对值小于表4中对应的回归系数,且显著性下降,说明潜在的遗漏变量偏误使得外商直接投资对职工收入份额的正向促进作用被高估。

五、进一步分析

1. 外商投资动机的影响

外资进入东道国的动机不同,会导致资本与劳动要素的配置构成不同,进而影响职工收入份额。依据外商投资动机的不同,FDI可分为水平型FDI(Markusen,1984)和垂直型FDI(Helpman,1984)两种类型。水平型FDI通过接近消费者群体以拓展新市场来提升收入,而垂直型FDI以充分利用劳动要素价格差异来降低成本。水平型外资企业更倾向于采取高薪吸引高素质高技能人才,实现职工薪酬激励效应,提高市场竞争力,此时外商直接投资会提升职工收入份额。而垂直型外资企业更倾向于吸收廉价的低素质低技能劳动力,不存在激励动机甚至会将工资降至平均水平以下,压榨劳动者利益,此时外商直接投资不会提升职工收入份额。

首先,劳动力在地区间的流动导致FDI异质性存在地理分布的规律。徐清(2013)研究表明,中国东部地区以水平型FDI为主,而西部地区以垂直型FDI为主。东部地区涌入高素质劳动力,而中西部地区则拥有大量非熟练的廉价劳动力。劳动力质量的地区分布特点使得FDI区位选择存在倾向性。选择流入东部地区的FDI更多地考虑劳动力质量(冯涛等,2008),而选择流入西部地区的FDI更多地考虑劳动力成本(刘荣添和林峰,2005)。此外,东部地区由于其区位优势和优惠政策而拥有良好的投资环境和活跃的市场环境,以寻求拓展市场为目的的外商更倾向于在东部地区投资。东部地区的外资企业能代表着水平型FDI的投资动机,更倾向于在中层管理和技术研发环节征聘高素质人才(郭玉清和姜磊,2012)。外资企业会采取高薪政策吸引高素质人才,并且东部地区的外资企业与内资企业的生产效率差距最小(徐圣,2015),最终正向“工资竞争”效应占主导地位,外商直接投资在东部地区提高了职工收入份额。相对地,中西部地区外资企业代表着垂直型FDI的投资动机,外资会压榨劳动者利益。加之中西部地区的外商引进程度较低,加剧了地方政府以侵害劳动者利益作为优惠政策的“招商引资”行为。因此,外商直接投资在中西部地区的促进作用消失,甚至可能抑制职工收入份额。本文将样本按照东部地区 and 中西部地区分组^②,而东北地区中辽宁相对于

① 最终选取的匹配标准变量为企业规模、企业年龄、员工人数、资本结构、企业成长性以及年度、行业、地区虚拟变量。

② 东北地区整体不具备明显偏向性特征,因此细分东北三省,根据特性偏向将辽宁归入东部,而吉林、黑龙江归入中西部,从而检验东部和中西部地区差异。

表 5 稳健性检验

变量	替换职工收入份额衡量方式				替换 FDI 衡量方式		PSM
	(1) <i>dtrbt1</i>	(2) <i>dtrbt2</i>	(3) <i>dtrbt3</i>	(4) <i>dtrbt4</i>	(5) <i>cashdtrbt</i>	(6) <i>cashdtrbt</i>	(7) <i>cashdtrbt</i>
<i>fdi</i>	1.8723*** (4.1332)	8.4822*** (4.3949)	0.5487*** (4.0983)	0.7509** (2.5692)			0.4599** (2.4787)
<i>fdi2</i>					2.1506*** (3.3271)		
<i>fdi3</i>						1.2395*** (2.7539)	
<i>Control Variables</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>Constant</i>	114.8425*** (3.9053)	-363.0655*** (-2.9572)	7.8405 (1.0134)	42.8517** (2.3974)	-10.5260 (-0.8768)	-9.9636 (-0.8295)	0.3268** (2.2790)
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Industry</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Adj-R ²	0.4580	0.4402	0.2365	0.2902	0.3957	0.3956	0.3621
F	190.93851	189.0543	67.7267	112.3604	147.1149	146.4240	63.9151
Obs	10891	11063	10920	11037	11063	11063	4598

资料来源:作者利用 Stata 软件计算。

黑龙江、吉林,其开放程度较高,并拥有国家的政策倾斜,其特性偏向于东部地区,因此被归入东部地区样本,而吉林和黑龙江廉价劳动力更多,其特性偏向于中西部地区,因此被归入中西部地区样本。各组子样本分别根据模型(1)回归,回归结果如表 6 第(1)、(2)列所示:在东部地区组, *fdi* 的系数在 1%的置信度下显著为正;在中西部地区组, *fdi* 的系数并不显著且方向为负。这说明,由于东部和中西部的外商投资动机不同,外商直接投资对职工收入份额的影响在东部地区呈现促进作用而在中西部地区促进作用消失。如表 1 所示,外资企业多集中于东部地区,证明外商流入更多出于对人力资本的重视以实现扩张市场的目的,因此,整体上呈现为外商直接投资对职工收入份额的提升作用。

其次,由于要素密集度与劳动和资本的投入决策息息相关,因此,外商的投资动机倾向在不同要素密集型行业间也存在明显差异。按照对劳动要素的需求程度,企业所属行业可分为劳动密集型行业、资本技术密集型行业^①。其中,劳动密集型行业需要耗费大量低素质低技能劳动力,而资本技术密集型行业主要是资本和技术的投入,对劳动力的需求集中在高素质高技能劳动力上(孙楚仁等,2008;顾乃华,2011)。因此,出于成本的考虑,劳动力需求大的劳动密集型行业的外资企业更有可能因获得廉价劳动力的动机将“制造工厂”设在中国,因而以垂直型 FDI 为主(Fujita and Tabuchi,1997),并且非熟练劳动力的谈判能力较弱,容易被资本剥削。相反,资本密集型和技术密集

① 由于本文主要关注对劳动要素的需求情况,因此将同样投入劳动力较少的资本密集型行业和技术密集型行业统称为资本技术密集型行业。

表 6 不同外商投资动机下外商直接投资对职工收入份额的影响

变量	地区划分		行业划分		业务划分	
	东部地区	中西部地区	劳动密集型	资本技术密集型	出口导向	非出口导向
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>fdi</i>	0.9701*** (4.3281)	-0.5759 (-1.5685)	-0.1213 (-0.3424)	0.7490*** (3.3406)	0.6152 (1.3932)	0.5101** (2.4440)
<i>Control Variables</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>Constant</i>	-6.6257 (-0.3599)	-12.7466 (-0.5924)	-9.2139 (-0.4031)	-9.9659 (-0.6587)	-51.3176 (-1.3230)	-5.8951 (-0.4390)
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Industry</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Adjusted-R ²	0.4124	0.3851	0.3777	0.4083	0.3869	0.3986
F	131.9927	58.7439	58.4328	172.1654	23.8674	160.8929
Observations	7466	3597	3124	7939	1414	9649

资料来源:作者利用 Stata 软件计算。

型行业的外资企业为了吸引更多的高素质高技能人才以匹配资本的运行和技术的实施,该类企业更偏向于水平型 FDI,同时高素质高技能劳动力具有一定的谈判能力。所以,资本技术密集型行业的外商直接投资会提升职工收入份额,而劳动密集型行业的外商直接投资没有动机提升职工收入份额。本文参考鲁桐和党印(2014)将样本按照要素密集型行业进行分组回归,结果如表 6 第(3)、(4)列所示:在资本技术密集型行业组内,*fdi* 的回归系数在 1%置信度下显著正相关,在劳动密集型行业组内,*fdi* 的回归系数不显著且系数方向为负。这说明了水平型 FDI 会采用较高工资水平吸引高素质人才,以实现扩张市场份额的目的,从而提升职工收入份额。而垂直型 FDI 对职工收入份额没有促进作用。如表 1 所示,吸引来华投资的外商多为资本技术密集型行业,在上市公司中水平型 FDI 占主导,因此整体上呈现为外商直接投资对职工收入份额的提升作用。

最后,外商投资企业是否出口也是影响其投资动机的重要因素之一(Grosse and Trevino, 1996)。非出口的外商流入动机在于扩大和占领中国市场、避免关税壁垒、提供售后服务等(魏后凯等,2001),多属于水平型 FDI;而出口的外商是把中国大陆作为生产基地和出口平台,大量的廉价劳动力吸引着外商的流入(Hanson et al., 2005),因此,以垂直型 FDI 为主(文东伟和冼国明,2009)。由于出口导向型的外资企业更注重成本,因此,更倾向于流入劳动力较富裕、劳动力成本较低的部门(周云波等,2015)以及劳动密集型行业(李文溥和龚敏,2010),吸纳低素质低技能劳动力并且压低工资水平,形成“资强劳弱”局面,最终可能会降低职工收入份额水平。本文以企业营业收入按地区分部构成中是否存在国外业务收入作为认定是否为出口企业的标准,并将样本按照出口导向型企业和非出口导向型企业分组回归,结果如表 6 的第(5)、(6)列所示:*fdi* 的回归系数在非出口导向组为 5%置信度下显著为正,而在出口导向组不具有显著性,与戴小勇和成力为(2014)结果类似。该

结果虽未发现出口的 FDI 降低职工收入份额的结论,但仍可说明企业的出口行为抑制了外商直接投资对职工收入份额的提升作用。

2. 外商控制权的影响

本文对外商直接投资企业的界定方法是判断外商是否持有该上市公司的股份。因此,外资企业包含境外投资者持有股份或外商企业挂靠在上交所上市公司下属子公司的情况,而此类外资企业并不具备对上市公司的实际控制权,因而对职工收入的决策权较小。换言之,外商对上市公司的控制权大小影响着 FDI 对职工收入份额的促进作用。上市公司的实际控制人、控股股东或第一大股东具有该公司较大的实际控制权和表决权,可以对员工工资决定产生较大的影响。因此,本文预期当上市公司的实际控制人、控股股东或第一大股东为境外机构或境外自然人时,外商直接投资对职工收入份额的促进作用更强。关于外商控制权的衡量,本文采用实际控制人是否为外商(*actualcontrol*)、控股股东是否为外商(*dominantholder*)、第一大股东是否为外商(*largestholder*)三种衡量方式。此外,本文认为当公司管理者由股东单位任命时,外商对上市公司的控制权和管理权趋于一致,更大程度地贯彻外商的战略意志,因此对公司的各项重大决策更具话语权。本文对此采用企业是否有在外商作为实际控制人的单位兼职的高管(*actualctrexcu*)、是否有在外商作为控股股东单位兼职的高管(*domtholdexc*)、是否有在外商作为第一大股东单位兼职的高管(*largholdexc*)三种方式来衡量。

表 7 第(1)—(7)列的回归结果显示:*actualcontrol*、*dominantholder* 的系数在 1%的置信度下显著为正,并且其系数显著大于 *fdi* 的系数,而 *largestholder* 的系数不显著。这说明当外商作为被投资公司实际控制人或控股股东时存在绝对的控制管理权,会加强 FDI 对职工收入份额的促进作用。相对地,外商作为被投资公司的第一大股东不一定会拥有企业的实际控制权,因此不存在显著促进作用。此外,*actualctrexcu* 和 *domtholdexc* 的系数也显著大于 *fdi* 的系数,且 *actualctrexcu* 的系数显著大于 *actualcontrol* 的系数,这说明当外商实际控制上市公司的同时任命管理层人员会使其控制权更集中,所做决策更易实施,最终加强 FDI 对职工收入份额的促进作用。

3. 影响机制检验

外商直接投资给被投资主体带来的首要改变就是先进技术的引进,使得企业技术水平进步。不仅如此,外商直接投资对内资企业存在技术外溢,内资通过模仿学习、引进技术或竞争效应,其技术水平受到 FDI 的正向影响(傅元海等,2010)。而技术进步存在偏向性会影响劳动收入份额,一类研究认为要素替代弹性近似于 1,技术进步无显著偏向性(白重恩和钱震杰,2010);一类研究认为技术进步是资本偏向型,收入的增加最终被资本侵占,对劳动收入份额造成负向影响(张莉等,2012;魏下海等,2013);还有一类研究认为技术进步体现出劳动增强型特征,提高了劳动收入份额(罗长远和张军,2009;顾乃华,2011)。技术进步影响劳动收入份额的研究局限在于,技术进步具有内生性,没有考虑全球化因素对技术进步带来的影响,以及没有考虑偏向型技术进步发生的原因。事实上,外商直接投资是技术进步发生的重要原因,外商直接投资导致企业技术进步从而影响劳动收入份额。

技术进步无疑是外商直接投资影响职工收入份额的路径所在。外商直接投资提高了被投资公司的技术水平,更高的技术水平提高了对技能劳动力的需求,人员配置结构随之调整。因此外商直接投资更倾向于在技术研发环节通过提高薪酬水平的激励手段吸引高素质人才,从而最终导致职工收入份额的上升(郭玉清和姜磊,2012)。内资企业同样受到外溢效应发生技术进步,会导致人才的争夺,从而提高人力资本的市场价格。此外,由于存在劳动者异质性,研究表明技术进步偏向于技能劳动力(张莉等,2012),因此针对上市公司在职员工,FDI 导致的技术进步带来生产率的提高有利于劳动要素收入的上涨。

表 7 外商控制权对职工收入份额的影响

变量	外商持股	实际控制人	实际控制人 任命管理者	控股股东	控股股东 任命管理者	第一大股东	第一大股东 任命管理者
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
<i>fdi</i>	0.5395*** (2.8403)						
<i>actualcontrol</i>		1.4000*** (4.7177)					
<i>actualtrexcu</i>			1.5653*** (5.1372)				
<i>dominantholder</i>				1.2286*** (3.2586)			
<i>domholdexcu</i>					1.2101*** (3.9774)		
<i>largestholder</i>						0.5359 (1.4744)	
<i>largholdexcu</i>							0.5153 (1.3562)
<i>Control Variables</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>Constant</i>	-10.4976 (-0.8309)	-9.5495 (-0.7562)	-9.6376 (-0.7634)	-10.5418 (-0.8346)	-10.6865 (-0.8463)	-10.7914 (-0.8539)	-10.8879 (-0.8616)
Adjusted-R ²	0.3953	0.3962	0.3964	0.3955	0.3958	0.3951	0.3951
F	181.8565	182.4471	182.6185	181.9645	182.1801	181.6143	181.6004
Observations	11063	11063	11063	11063	11063	11063	11063
Chi2(P 值)		4.6100 (0.0318)	6.0700 (0.0137)	2.1400 (0.1434)	2.8200 (0.0930)	0.0000 (0.9918)	0.0000 (0.9489)
			6.0000 (0.0143)		0.0000 (0.9589)		0.0600 (0.8101)

注：第(2)、(4)、(6)列的 Chi2 值和对应 P 值是分别与第(1)列进行系数差异性检验所得统计量；第(3)、(5)、(7)列的上方 Chi2 值和对应 P 值是分别与第(1)列进行系数差异性检验所得统计量，而下方 Chi2 值和对应 P 值是分别与(2)、(4)、(6)列进行系数差异性检验所得统计量。

资料来源：作者利用 Stata 软件计算。

本文尝试寻找技术进步在微观企业层面的体现形式，并通过检验技术进步是否为外商直接投资影响职工收入份额的中介因子，解决技术进步与职工收入份额间互为因果的内生性问题，并得出技术进步对上市公司的劳动收入份额的影响方向。在企业内部，技术进步可间接体现为企业技术创新(Acemoglu, 2002; 苏治和徐淑丹, 2015)，也可直接体现为企业全要素生产率(Bentolila and Saint-Paul, 2003)。因此，本文借鉴 Baron and Kenny(1986)的 Sobel 中介因子检验方法，且控制年份和行

业固定效应,依次按照 Path a(不含中介因子检验)、Path b(中介因子检验)及 Path c(含中介因子检验)对研发支出、专利数量和全要素生产率在外商直接投资提升职工收入份额的影响中起到的中介效应进行检验,回归结果如表 8 所示。

表 8 外商直接投资影响职工收入份额的路径

变量	研发支出路径			专利路径			全要素生产率路径		
	不含中介因子	中介因子检验	含中介因子	不含中介因子	中介因子检验	含中介因子	不含中介因子	中介因子检验	含中介因子
	<i>cashdtrbt</i>	<i>R&D</i>	<i>cashdtrbt</i>	<i>cashdtrbt</i>	<i>patent</i>	<i>cashdtrbt</i>	<i>cashdtrbt</i>	<i>tfp</i>	<i>cashdtrbt</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
<i>fdi</i>	0.5395*** (3.0373)	0.1636 (0.8401)	0.5312*** (2.9946)	0.5395*** (3.0373)	0.3245*** (3.7306)	0.4510** (2.5473)	0.6708*** (3.7012)	0.0233* (1.6756)	0.7790*** (4.2850)
<i>R&D</i>			0.0509*** (5.2678)						
<i>patent</i>						0.2727*** (9.0651)			
<i>tfp</i>									-4.6473*** (-11.5888)
<i>Control Variables</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>Constant</i>	-10.4976 (-0.8741)	57.6466*** (4.2560)	-13.4294 (-1.1183)	-10.4976 (-0.8741)	-6.6747** (-1.9881)	-8.6774 (-0.7237)	7.2175 (0.6368)	6.8902*** (9.0822)	39.2386*** (3.4988)
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Industry</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Adjusted-R ²	0.3954	0.4901	0.3968	0.3954	0.0696	0.3982	0.3619	0.6721	0.4153
F	147.2380	405.909	144.9457	147.2380	10.2646	143.9403	125.9536	558.0038	138.6612
Observations	11063	11063	11063	11063	11063	11063	11063	11063	11063
Sobel Z	0.8925			4.9440***			-1.9300**		
Sobel Z 的 P 值	0.3721			7.657E-07			0.0536		
中介效应	0.0083			0.0885			-0.1082		
中介效应占比(%)	1.5420			16.4020			13.8917		

注:*R&D* 为上市公司当年研发支出的费用并取自然对数;*patent* 为上市公司当年申请的专利总数,单位为百件;由于 *tfp* 的计算包含 *ky* 和 *expt*,因此 *tfp* 中介因子检验不控制该因素。

资料来源:作者利用 Stata 软件计算。

表8第(1)—(3)列是研发支出的检验结果:不加入中介因子的回归中, fdi 的系数在1%水平上显著为正,即外商直接投资会提升职工收入份额;针对中介因子检验发现, fdi 的系数不显著,即外商直接投资企业的研发支出没有显著增加;加入中介因子进行回归时,发现中介因子 $R\&D$ 的系数和 fdi 的系数均在1%水平上显著为正,说明研发支出和FDI均对职工收入份额有正向影响,但Sobel Z统计量不显著,因此研发支出不是中介路径。其原因可能是研发投入是事前投入,其与技术引进存在“替代”和“互补”两种效应(王红领等,2006),并不能直接反映外商投资引进后的技术进步情况,因此中介效应验证失败。

表8第(4)—(6)列是专利数量的检验结果:不加入中介因子的回归时, fdi 的系数在1%水平上显著为正,即外商直接投资会提升职工收入份额;针对中介因子检验发现, fdi 的系数在1%水平上显著为正,即外商直接投资企业的专利数量显著增加;加入中介因子进行回归时,发现 fdi 的系数显著性下降至5%水平上,且Sobel Z统计量显著,因此专利起到部分中介效应,且中介效应能解释总效应的16.4%。专利作为间接反映企业技术进步情况的事后变量,体现了技术进步在FDI对职工收入份额的影响中起到部分中介效应。

参考鲁晓东和连玉君(2012)采用Levinsohn-Petrin方法(LP法)^①对微观企业层面计算全要素生产率(TFP),设立模型(2)如下:

$$\ln Y_{it} = \beta_0 + \beta_k \ln K_{it} + \beta_l \ln L_{it} + \beta_a \text{age}_{it} + \beta_s \text{state}_{it} + \beta_e \text{EX}_{it} + \sum_m \delta_m \text{year}_m + \sum_n \mu_n \text{reg}_n + \sum_k \rho_k \text{ind}_k + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中, Y 为主营业务收入, K 为固定资产年度平均净额(按季度平均), L 为员工总人数, age 为企业年龄, state 为是否为国有企业, EX 为是否有出口业务,此外可观测的生产率代理变量为中间投入 m ,即购入商品和劳务的现金。此外,固定了年度、地区、行业效应。

表8第(7)—(9)列是全要素生产率的检验结果:不加入中介因子的回归时, fdi 的系数在1%水平上显著为正,即外商直接投资会提升职工收入份额;针对中介因子检验时, fdi 的系数在10%水平上显著为正,即外商直接投资带来企业技术进步,提高了全要素生产率;加入中介因子进行回归时,发现中介因子 tfp 前的系数显著为负,说明了全要素生产率的提升会降低职工收入份额,与诸多宏观层面研究结论一致。此外, fdi 的系数在1%水平上显著,且Sobel Z统计量在统计上显著,因此全要素生产率起到部分中介作用,其中介效应能解释总效应的13.89%,具有一定的经济含义。由于FDI的直接效应和TFP的间接效应方向相反,因此TFP是FDI的竞争中介,导致FDI的总正向效应下降。总体而言,外商直接投资对职工收入份额仍以“工资竞争”效应为主导作用。

六、研究结论与启示

基于2007—2014年中国沪深两市A股上市公司的数据,本文考察了外商直接投资在微观层面上对职工收入份额的影响。结果显示:外商直接投资在整体上会提升上市公司的职工收入份额,通过提高专利数量和全要素生产率从而提升职工收入份额,并且存在正向溢出效应,因此,外商流入中国对高素质高技能劳动力群体实则“锦上添花”。进一步区分外商投资动机后发现水平型FDI会提高职工收入份额,而垂直型FDI对职工收入份额的促进作用消失。此外,外商的高控制权强化了

^① LP方法是在一致半参数估计值方法的基础上融入广义矩方法,并用资本当期值和代理变量的一阶滞后值作为工具变量,进行回归。

外商直接投资对职工收入份额的提高作用。本文首次采取上市公司数据实证检验了微观层面外商直接投资对职工收入份额的影响,并从技术进步的角度解释了其影响机制,因此丰富了劳动收入份额的影响因素类文献。由于上市公司中外商直接投资企业的样本占总样本比例仅有 11.67%,占比太小可能导致回归结果有偏。虽然本文采用倾向得分匹配的方式进行了稳健性检验,但无法穷尽影响企业是否成为外商直接投资的变量,仅能部分解决样本有偏问题,总体上本研究仍较为基础。

即便如此,本文研究仍可能对中国的收入分配改革以及劳动保护具有启示意义。首先,外商直接投资对中国劳动收入份额的抑制作用主要体现在普通劳动力上,而对于上市公司的在职员工起到提升作用。因此,政府在引资的同时要重点保护普通劳动力群体的利益,且不能忽视引资带来高素质高技能劳动力群体利益的提高和对经济发展的有利作用。其次,由于外商直接投资对职工收入份额的影响方向较大程度取决于外商的投资动机。因此,政府应在外商引入环节加以甄别,吸纳优质外商流入,减少觊觎廉价劳动力的外商流入中国市场,并对这类垂直型 FDI 减少税收优惠、宽松的融资政策等。此外,中央政府需要发挥其主导作用,通过主动调控地区间的外商投资程度,从而缓解地区间恶性引资竞争带来的劳动者利益侵害现象。虽然外商直接投资导致上市公司职工收入份额的增加意味着企业劳动力成本的上升,但适度的成本增加并不会对企业业绩造成巨大损失,相反企业应考虑如何通过职工收入份额的上涨产生有效的激励作用,提高企业生产率,从而提高企业业绩水平。这样才能同时促进中国经济发展和社会稳定。

[参考文献]

- [1]白重恩,钱震杰. 国民收入的要素分配:统计数据背后的故事[J]. 经济研究, 2009,(3):27-41.
- [2]白重恩,钱震杰. 劳动收入份额决定因素:来自中国省际面板数据的证据[J]. 世界经济, 2010,(12): 3-27.
- [3]常进雄,王丹枫. 初次分配中的劳动份额:变化趋势与要素贡献[J]. 统计研究, 2011,28(5):58-64.
- [4]陈纯槿,李实. 城镇劳动力市场结构变迁与收入不平等:1989—2009[J]. 管理世界, 2013,(1):45-55.
- [5]戴小勇,成力为. 出口与 FDI 对中国劳动收入份额下降的影响[J]. 世界经济研究, 2014,(8):74-80.
- [6]方军雄. 劳动收入比重,真的一致下降吗?——来自中国上市公司的发现[J]. 管理世界, 2011,(7):31-41.
- [7]冯涛,赵会玉,杜苗苗. 外商在华直接投资区域聚集非均衡性的实证研究[J]. 经济学(季刊), 2008,(2):565-586.
- [8]傅元海,唐未兵,王展祥. FDI 溢出机制、技术进步路径与经济增长绩效[J]. 经济研究, 2010,(6):92-104.
- [9]顾乃华. 劳动收入占比的影响因素研究——基于区域与产业特征互动的视角[J]. 商业经济与管理, 2011,(6):40-48.
- [10]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.
- [11]胡奕明,买买提依明·祖农. 关于税、资本收益与劳动所得的收入分配实证研究[J]. 经济研究, 2013,(8): 29-41.
- [12]姜磊,郭玉清. 中国的劳动收入份额为什么趋于下降?——基于二元经济模型的观察与解释[J]. 经济社会体制比较, 2012,(1): 211-217.
- [13]李稻葵,刘霖林,王红领. GDP 中劳动份额演变的 U 型规律[J]. 经济研究, 2009,(1):70-82.
- [14]李实,万海远. 劳动力市场培育与中等收入陷阱——评《中国劳动力市场发展报告 2011—2013》[J]. 经济研究, 2014,(4):187-191.
- [15]李文溥,龚敏. 出口劳动密集型产品导向的粗放型增长与国民收入结构失衡[J]. 经济学动态, 2010,(7):57-61.
- [16]李扬,殷剑峰. 中国高储蓄率问题探究——1992—2003 年中国资金流量表的分析[J]. 经济研究, 2007,(6): 14-26.
- [17]刘荣添,林峰. 我国东、中、西部外商直接投资(FDI)区位差异因素的 Panel Data 分析[J]. 数量经济技术经济研究, 2005,(7): 25-34.
- [18]鲁桐,党印. 公司治理与技术创新:分行业比较[J]. 经济研究, 2014,(6):115-128.

- [19]鲁晓东,连玉君. 中国工业企业全要素生产率估计:1999—2007[J]. 经济学(季刊), 2012,(2):541-558.
- [20]陆正飞,王雄元,张鹏. 国有企业支付了更高的职工工资吗[J]. 经济研究, 2012,(3):28-39.
- [21]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.
- [22]任太增,张肖利. 经济全球化对我国劳动收入份额的影响及区域差异分析——基于省际面板数据的实证检验[A]. 中国经济规律研究会第24届年会暨“经济体制改革与区域经济发展”理论研讨会论文集[C]. 郑州:2014.
- [23]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(季刊), 2010,9(4):1189-1210.
- [24]沈桂龙,宋方钊. FDI对中国收入分配差距的影响及对策——基于多维变量基础上的实证研究[J]. 世界经济研究, 2011,(10):69-73.
- [25]沈永建,范从来,陈冬华,刘俊. 显性契约、职工维权与劳动力成本上升:《劳动合同法》的作用[J]. 中国工业经济, 2017,(2):117-135.
- [26]苏治,徐淑丹. 中国技术进步与经济增长收敛性测度——基于创新与效率的视角[J]. 中国社会科学, 2015,(7):4-25.
- [27]孙楚仁,文娟,朱钟棣. 外商直接投资与我国地区工资差异的实证研究[J]. 世界经济研究, 2008,(2):8-14.
- [28]王红领,李稻葵,冯俊新. FDI与自主研发:基于行业数据的经验研究[J]. 经济研究, 2006,(2):44-56.
- [29]王小洁,李磊,刘鹏程. 外资进入、劳动收入份额与技能工资溢价——来自2008年服务业企业普查数据的经验分析[J]. 商业经济与管理, 2015,(2):78-86.
- [30]王雄元,何捷,彭旋,王鹏. 权力型国有企业高管支付了更高的职工薪酬吗[J]. 会计研究, 2014,(1):49-56.
- [31]魏后凯,贺灿飞,王新. 外商在华直接投资动机与区位因素分析——对秦皇岛市外商直接投资的实证研究[J]. 经济研究, 2001,(2):67-76.
- [32]魏大海,董志强,刘愿. 政治关系、制度环境与劳动收入份额——基于全国民营企业调查数据的实证研究[J]. 管理世界, 2013,(5):35-46.
- [33]文东伟,冼国明. 垂直FDI、区位选择与工资差异[J]. 南开经济研究, 2009,(6):54-75.
- [34]吴愈晓. 劳动力市场分割、职业流动与城市劳动者经济地位获得的二元路径模式[J]. 中国社会科学, 2011,(1):119-137.
- [35]伍山林. 劳动收入份额决定机制:一个微观模型[J]. 经济研究, 2011,(9):55-68.
- [36]邢春冰,李春顶. 技术进步、计算机使用与劳动收入占比——来自中国工业企业数据的证据[J]. 金融研究, 2013,(12):114-126.
- [37]徐清. 我国双重二元经济结构下FDI的异质性[J]. 世界经济研究, 2013,(1):53-59.
- [38]徐圣. 外商直接投资的阶段性与区域性特征——基于劳动收入比重的视角[J]. 世界经济研究, 2015,(3):38-46.
- [39]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.
- [40]余向华,陈雪娟. 中国劳动力市场的户籍分割效应及其变迁——工资差异与机会差异双重视角下的实证研究[J]. 经济研究, 2012,(12):97-110.
- [41]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,(2):409-428.
- [42]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.
- [43]Acemoglu, D. Directed Technical Change[J]. The Review of Economic Studies, 2002,(4):781-809.
- [44]Baron, R. M., and D. A. Kenny. The Moderator-Mediator Variable Distinction in Social Psychological Research: Conceptual, Strategic, and Statistical Considerations[J]. Journal of Personality and Social Psychology, 1986,(6):1173-1182.
- [45]Bentolila, S., and G. Saint-Paul. Explaining Movements in the Labor Share[J]. Contributions to Macroeconomics, 2003,(1):1103.
- [46]Brown, D. K., A. V. Deardorff, and R. M. Stern. The Effects of Multinational Production on Wages and

- Working Conditions in Developing Countries[R]. NBER Working Paper, 2003.
- [47]Decreuse, B., and P. Maarek. FDI and the Labor Share in Developing Countries: A Theory and Some Evidence[J]. *Annals of Economics and Statistics*, 2015,(119-120):289-319.
- [48]Feenstra, R. C., and G. H. Hanson. Foreign Direct Investment and Relative Wages: Evidence from Mexico's Maquiladoras[J]. *Journal of International Economics*, 1997,(3-4):371-393.
- [49]Fujita, M., and T. Tabuchi. Regional Growth in Postwar Japan [J]. *Regional Science and Urban Economics*, 1997,(6):643-670.
- [50]Grosse, R., and L. J. Trevino. Foreign Direct Investment in the United States: An Analysis by Country of Origin[J]. *Journal of International Business Studies*, 1996,(1):139-155.
- [51]Hanson, G. H., R. J. Mataloni, and M. J. Slaughter. Vertical Production Networks in Multinational Firms.[J]. *Review of Economics & Statistics*, 2005,(4):664-678.
- [52]Harrison, A. Has Globalization Eroded Labor's Share? Some Cross-Country Evidence [R]. UC Berkeley and NBER Working Paper, 2002.
- [53]Helpman, E. A Simple Theory of International Trade with Multinational Corporations.[J]. *Journal of Political Economy*, 1984,(3):451-471.
- [54]Markusen, J. R. Multinationals, Multi-Plant Economies, and the Gains from Trade [J]. *Journal of International Economics*, 1984,(3/4):205-226.
- [55]Noorbakhsh, F., A. Paloni, and A. Youssef. Human Capital and FDI Inflows to Developing Countries: New Empirical Evidence[J]. *World Development*, 2001,(9):1593-1610.

Foreign Direct Investment and Labor Share in the Listed Companies: Looting a Burning House or Icing on the Cake

WANG Xiong-yuan, HUANG Yu-jing

(Accounting school of Zhongnan University of Economic and Law, Wuhan 430073, China)

Abstract: This paper based on macro-data shows that foreign direct investment may reduce or increase the labor share and uses micro-data to deal with the inconsistent results. The research based on micro-data having unique value can solve the disadvantage of smoothing differences and differentiate the labor and firm heterogeneity. Based on the Chinese A share listed company in Shanghai and Shenzhen stock market from 2007 to 2014, this paper tests the impact of the FDI on the labor share in firm level when defining the share of employee income as micro measure of labor share. It finds that the FDI will increase the share of employee income in the listed companies and has a positive overflow effect in general. Distinguishing the type of investment motivation, the result shows that the horizontal FDI will make the share of employee income higher. while the vertical FDI has no effect. Furthermore, distinguishing the extent of control power, it finds that higher control power of foreign investors will intensify the facilitation. In the end, the mechanism test finds that FDI will improve the share of employee income by increasing the patents and TFP. This paper provides evidences based on micro-data that FDI has positive effect on scarce labor and enriches the literatures related to the labor share.

Key Words: foreign direct investment(FDI); labor share; employee wage; horizontal FDI; vertical FDI

JEL Classification: D63 J31 F66

[责任编辑:王燕梅]