

# 外资进入强度与本土企业竞争力

## ——基于企业单位劳动成本视角的检验

张晓磊 谢建国 张二震

**摘要：**本文使用1998—2013年中国工业企业数据实证研究了外资进入对中国本土企业单位劳动成本的影响。研究表明：外资进入强度上升显著推高了中国制造业企业的单位劳动成本，这一方面是由于外资进入强度上升带来的正向工资溢出效应，推高了中国制造业企业的人均工资；另一方面则是由于外资进入强度上升通过产品市场份额挤占和劳动力市场竞争两种机制带来的负向技术挤出效应，拉低了中国制造业企业的人均产值。因此，我国急需改变引进外资模式，避免引进外资对本土制造业企业竞争力造成损害。

**关键词：**单位劳动成本；外资进入强度；技术挤出效应

[中图分类号] F125.1 [文献标识码] A [文章编号] 1002-4670 (2020) 02-0001-15

### 引言

近年来，中国制造业企业普遍面临劳动力成本快速上涨的压力，国家统计局数据显示，中国制造业企业平均工资已由2003年的1.27万元，迅速增长至2017年的6.45万元，年均增速高达12.31%<sup>①</sup>。经济学界已有文献认为中国制造业企业正在因为劳动力工资水平快速大幅上涨而丧失竞争力（Ceglowski and Golub, 2012<sup>[1]</sup>；Li et al., 2012<sup>[2]</sup>；Zhai et al., 2016<sup>[3]</sup>），但也有部分文献强调仅凭劳动力成本的快速上涨就断言中国制造业的竞争优势正在消失的说法存在偏颇，更合理的视角应该是将劳动成本与劳动生产率两个因素结合起来，使用单位劳动成本（Unit Labor Cost, ULC）的概念进行比较分析（Ceglowski and Golub, 2007<sup>[4]</sup>；魏浩和郭也，2013<sup>[5]</sup>）。单位劳动成本是指企业所雇佣的劳动力工资与劳动力生产效率的比值，

[收稿日期] 2018-11-29

[基金项目] 国家自然科学基金面上项目“国际贸易网络的拓扑结构及其对经济周期同步化的影响研究”（71973059）；教育部哲学社会科学研究重大课题攻关项目“TPP外部约束下我国融入国际价值链分工战略研究”（16JZD019）；江苏省社会科学基金自筹经费项目“企业参与GVC分工位置攀升视角下低收入群体就业性收入增长研究”（18EYD006）。

[作者信息] 张晓磊：南京财经大学国际经贸学院讲师 210023 电子信箱 zhangxiaolei0824@126.com；谢建国：南京大学经济学院教授、博士生导师；张二震：南京大学长江三角洲经济社会发展研究中心教授。

①数据来自国家统计局，统计口径仅包含城镇单位制造业企业。

因此,企业的单位劳动成本越高,就代表企业的竞争力越弱。本文使用国家统计局数据计算得出,2003—2017年间,中国制造业企业的平均单位劳动成本已由0.36上涨至0.52。所以,不论是从人均工资还是单位劳动成本的视角,中国制造业企业都正在面临严峻的劳动成本上涨危机。

当然,引致近年来中国制造业企业单位劳动成本快速上涨的原因是复杂的,本文试图从开放经济的视角,探讨近年来大量外资企业以外商直接投资(FDI)的形式进入中国市场这一外来冲击,如何影响了中国制造业企业的单位劳动成本。目前,经济学界已有文献只关注了外资进入对中国本土企业的技术溢出效应或工资溢出效应,一般认为中国引进外资有利于本土企业学习外资企业先进的生产技术与管理经验,利于增强中国本土企业的竞争力,但是,外资进入也会通过与本土企业在劳动力市场的竞争,引致本土企业高质量劳动力流失,平均工资成本上涨,从而影响中国本土企业的竞争力。实际上,无论是关于外资进入的技术溢出文献还是工资溢出文献,都只关注了外资进入影响中国本土企业竞争力的一个方面,其结论很难为利用外资政策的制定和调整提供有价值的参考。

## 一、文献综述与理论假说

企业的单位劳动成本直接取决于企业的人均工资和人均生产率水平,因此,外资进入会通过影响东道国本土企业的劳动成本和劳动生产率两条途径,间接影响本土企业的单位劳动成本。

### (一) 外资进入与本土企业劳动成本

外资进入可能会给东道国企业带来显著的工资溢出效应:一方面,从要素相对价格的视角来看,外国资本以直接投资的形式流入东道国会增加东道国的资本要素供给,从而使劳动要素相对稀缺,抬高东道国劳动力要素的相对价格;另一方面,外资进入会对东道国的劳动力市场产生需求冲击,因此,在劳动力供给有限时,这可能会大大提升东道国的劳动力工资价格(Driffield and Girma, 2003)<sup>[6]</sup>。

在已有文献中,大多数以发展中东道国为研究样本的文献都发现外资进入对东道国企业确实存在显著的正向工资溢出效应。例如,Coniglio等(2015)<sup>[7]</sup>使用撒哈拉以南非洲19国数据得出了相似的结论。以中国为研究对象的文献也基本证实了外资进入对中国企业存在显著的正向工资溢出效应(Gordon and Li 1999)<sup>[8]</sup>。结合已有文献,本文提出第一个理论假说。

假说1:外资进入具有正向工资溢出效应,引致中国本土同行业企业的劳动力工资水平上涨。

### (二) 外资进入与本土企业劳动生产率

外资进入有可能会给东道国企业带来正向的技术溢出效应:东道国企业可以通过雇佣从外资企业跳槽出来的熟练工人,或对外资企业产品进行“逆向工程”研发等方式,模仿外资企业的先进生产技术和管理模式(Baldwin, 1969)<sup>[9]</sup>。此外,由于外资企业的生产效率更高,外资企业进入东道国所带来的更激烈的市场竞争环境也可能会促使东道国企业更有效率地使用自身已有的技术和资源(Wang and

Blomstrom, 1992)<sup>[10]</sup>或者寻找和研发新技术等。

外资进入也有可能给东道国企业带来负向的技术挤出效应：如果东道国企业人力资本匮乏，学习和吸收能力较差，外资企业又采取严格的知识产权保护政策，外资进入可能并不会对东道国企业产生显著的正向技术溢出效应（何兴强等，2014）<sup>[11]</sup>。此外，在不完全竞争市场中，外资进入会瓜分东道国同行业企业的市场份额，使其生产的规模经济红利受损，边际生产成本上涨，如果东道国企业的边际生产成本被推高的幅度足够大，就可能遭到负向技术挤出效应（Aitken and Harrison, 1999）<sup>[12]</sup>。

从相关实证研究结果来看，以往文献得出的结论也并不一致。基于发展中经济体的实证研究更多倾向于认为外资进入对东道国企业的技术溢出效应并不显著，甚至可能存在负向的技术挤出效应，如 Haddad 和 Harrison（1993）<sup>[13]</sup>基于摩洛哥企业数据，Aitken 和 Harrison（1999）基于委内瑞拉企业数据，Kosova（2010）<sup>[14]</sup>基于捷克企业数据等均得出了类似结论；部分基于发达经济体数据的实证研究则证实了外资进入对东道国企业存在显著的正向技术溢出效应，例如 Haskel 等（2007）<sup>[15]</sup>基于英国企业数据，Keller 和 Yeaple（2009）<sup>[16]</sup>基于美国企业数据的研究都得出了类似结论。结合已有文献，本文提出第二个理论假说。

假说 2：外资进入具有负向技术挤出效应，引致中国本土同行业企业的人均产出水平下降。

### （三）外资进入与本土企业单位劳动成本

企业单位劳动成本为企业的人均工资与人均产值之比，其经济含义是企业对其在生产经营过程中所直接使用的劳动力要素投入支付的要素报酬，占企业所创造的总产值的比重（Hall and Jones, 1999）<sup>[17]</sup>。显然，企业的单位劳动成本越高，企业的资本方在企业总收入中所能获得的资本收益就越少。这一方面会直接通过侵蚀资本方利润的途径降低其投资意愿；另一方面也会通过阻碍企业留存收益积累的途径而影响其内部融资能力，资金短缺的资本方对引进高端技术、先进设备以及优秀的管理人才或者自主研发新技术、新产品的投入势必不足，会使企业逐渐丧失竞争力。

已有文献认为外资进入会通过工资溢出、技术溢出或技术挤出效应影响东道国本土企业的人均工资和人均产值。因此，外资进入对东道国本土企业单位劳动成本的影响方向就取决于其对东道国本土企业人均工资与人均产值的净影响。综上所述，如果本文提出的假说 1 和假说 2 都成立，那么，如下所示的假说 3 也必然成立。

假说 3：如果外资进入的正向工资溢出和负向技术挤出效应并存，外资进入就会引致中国本土同行业企业的单位劳动成本上涨。

## 二、实证模型与数据说明

本文使用的是 1998—2013 年中国工业企业数据库，由于该数据库存在部分数据记录缺失、遗漏和错误等问题，所以在使用过程中通常需要进行数据筛选。本文删除了从业人数少于 8 人或年主营业务收入少于人民币 500 万元的企业，工业总产值、工业销售产值、工业增加值、年度应付职工薪酬、固定资产原价和净值小于或

等于0的企业,年度应付职工福利费、中间投入小于0的企业,以及本年折旧大于累计折旧、资产不等于负债与所有者权益之和、流动资产大于等于总资产、固定资产大于等于总资产和注册时间在公元1600年之前的企业。为使样本企业的行业范围仅限于制造业,本文删除了采矿业,废弃资源和材料回收加工业,电力、热力、燃气和水的生产与供应业企业。此外,本文使用《中国统计年鉴》中各省、自治区、直辖市的价格指数对所有以货币度量的名义价格变量进行了消胀处理,以剔除通货膨胀因素对实证研究结论的潜在干扰。最后,为控制极端值对回归结果的影响,还将计算所得的企业单位劳动成本数据进行了上下各1%的缩尾处理。

本文为了分析外资进入强度上升对中国制造业企业单位劳动成本的影响,设定计量模型如下:

$$ULC_{ijkt} = \alpha_0 + \alpha_1 \times FDI\_share_{jk,t-1} + \alpha_2 \times \sum X_{ijk,t-1} + \sum \gamma_j + \sum \gamma_k + \sum \gamma_t + \varepsilon_{ijkt} \quad (1)$$

其中,下标*i*、*j*、*k*、*t*分别代表企业、行业、地区、年度。被解释变量*ULC*为*i*企业的单位劳动成本(*ULC*=企业人均工资<sup>①</sup>/企业人均产值<sup>②</sup>),*FDI\_share*为外资进入强度<sup>③</sup>。 $\sum X$ 为控制变量向量,包含*j*行业*k*地区的赫芬达尔指数*HHI*<sup>④</sup>、企业的全要素生产率(*lp\_tfp*)<sup>⑤</sup>、资本密集度(*ln\_pck*)<sup>⑥</sup>、雇佣规模(*ln\_worker*)、负债率(*debtratio*)<sup>⑦</sup>、年龄(*ln\_age*)、国有企业虚拟变量(*statedum*)、出口虚拟变量(*exdum*)、政府补贴虚拟变量(*subsidydum*)以及新产品在售虚拟变量(*new-produm*)。 $\sum \gamma_j$ 、 $\sum \gamma_k$ 和 $\sum \gamma_t$ 分别为行业、地区和时间虚拟变量向量, $\varepsilon_{ijkt}$ 为随机误差项。此外,由于本文研究的是外资进入强度对中国本土企业单位劳动成本的影响,因此在实证分析中使用的数据样本不包含外资企业。

显然,由于不可避免的测量误差、遗漏变量等问题,式(1)可能存在一定的内生性问题。本文采用如下方式处理:第一,本文的核心解释变量外资进入强度(*FDI\_share*)为行业—地区汇总型变量,没有理由认为其和被解释变量单一企业的单位劳动成本(*ULC*)之间存在严重的反向因果关系。参考 Bernard 和 Jensen

①由于中国工业企业数据库中部分年份(2004年之前和2008年以后)的职工福利、养老保险、医疗保险、劳动待业保险、职工教育费、工会经费、住房公积金和住房补贴等数据缺失,为使样本期间内统计口径一致,本文未将其纳入劳动成本的范畴。由于中国工业企业数据库中的2008年和2009年并没有报告职工工资数据,所以本文实证分析中所使用数据的时间跨度是1998—2007和2010—2013年。

②更理想的测度企业单位劳动成本的方式应该是使用人均增加值作为分母,但由于2008—2009年和2011—2013年的中国工业企业数据库中未汇报工业增加值数据,所以本文以人均工业产值进行替代。需要强调的是,当把样本时间跨度局限于1998—2007年,并使用人均增加值数据来计算企业单位劳动成本并进行实证分析,也没有改变本文的主要结论。

③外资企业主要在劳动力市场和产品市场这两个市场上和东道国企业相互竞争。因此,本文分别对劳动力市场和产品市场上的外资进入强度进行了计算。劳动力市场: $FDI\_share_{jkt} = \text{外资企业的雇佣规模}_{jkt} / \text{劳动力市场总规模}_{jkt}$ ;产品市场: $FDI\_share_{jkt} = \text{外资企业的销售规模}_{jkt} / \text{产品市场总规模}_{jkt}$ 。

④本文的*HHI*指数也是分别基于劳动力市场和产品市场,在城市、省级两个区域层级,以国民经济4分位行业分类标准计算得出的。

⑤本文采用 Levinsohn-Petrin (2003) 方法计算企业全要素生产率。

⑥企业资本密集度=企业总资产/企业雇佣人数。

⑦企业负债率=企业负债/企业总资产。

(2004)<sup>[18]</sup>的方法, 本文将式(1)中的所有解释变量均滞后一期, 这在一定程度上可以缓解因可能存在的反向因果引致的内生性问题。此外, 本文还借鉴 Nunn 和 Qian (2014)<sup>[19]</sup>的思路为核心解释变量外资进入强度 ( $FDI\_share$ ) 构造了工具变量, 使用 2SLS 方法进一步处理了潜在的内生性偏误, 以确保回归结果的稳健性。第二, 本文在式(1)中同时控制年度、行业、地区的多维固定效应, 可以在很大程度上解决遗漏变量引致的内生性问题。第三, 对于外资进入强度变量可能存在的测度误差问题, 本文同时使用劳动力市场和产品市场两种外资进入强度测算方法, 对城市和省级两个地区层面的数据进行测度, 可以进一步确保结果的稳健性。第四, Moulton (1990)<sup>[20]</sup>指出使用加总的宏观经济变量对微观变量进行回归分析, 可能会引致回归标准误下偏。因此, 本文在所有回归中均使用了地区层面(分城市、省级两级)的聚类(cluster)稳健标准误<sup>①</sup>。

### 三、实证结果与分析

#### (一) 基准回归结果

表1为式(1)的OLS回归结果。由表1可知, 不论是在城市层面还是省级层面, 本文的核心解释变量外资进入强度 ( $FDI\_share$ ) 的系数都高度显著为正, 即外资进入强度越高, 当地本土同行业企业的单位劳动成本 ( $ULC$ ) 就越高, 即外资进入引致了中国本土同行业企业的竞争力弱化, 本文提出的假说3得到了初步验证。但是, 关于外资进入强度上升引致中国本土同行业企业单位劳动成本上涨的具体原因, 还需要进行更加详尽的理论机制检验才能做出准确判断。

表1 全样本基准回归结果

被解释变量 $ULC$	劳动力市场					
	城市层面			省级层面		
	1	2	3	4	5	6
$FDI\_share$	0.0028*** (2.98)	0.0027*** (2.75)	0.0030*** (3.33)	0.0018*** (2.83)	0.0016*** (2.79)	0.0025** (2.21)
N	766 431	766 221	766 267	1 136 263	1 136 207	1 136 181
固定效应	年度+城市 +行业	城市×年度 +行业	行业×年度 +城市	年度+省份 +行业	省份×年度 +行业	行业×年度 +省份
$R^2$	0.42	0.43	0.42	0.40	0.39	0.41

注: 括号中为t值; \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$ ; 解释变量均为滞后一期值, 并在城市和省级层面使用了聚类稳健标准误; 限于篇幅, 控制变量回归结果备案。

#### (二) 稳健性检验

##### 1. 替代变量法

仅依靠劳动力市场数据, 以外资企业雇佣劳动力规模在当地同行业企业中所占份额来测度外资进入强度可能会存在测度偏误的问题, 不能准确衡量外资企业的市

<sup>①</sup>为了在地区层面(城市、省级)使用聚类稳健标准误, 本文删除了在样本观测期间内所在地不在同一城市和同一省份的样本企业。

场势力。因此，为保障回归结果的稳健性，本文还基于产品市场数据重新计算了外资企业产品销售额占当地同行业企业产品销售总额的份额，来重新定义外资进入强度。表2汇报了基于产品市场数据计算的外资进入强度变量的稳健性检验回归结果，对比表1和表2可知，外资进入强度 ( $FDI\_share$ ) 变量的系数符号和显著性水平均保持高度一致，即本文研究结论具有高度稳健性。

表2 基于产品市场替代数据的稳健性检验结果

被解释变量 $ULC$	产品市场					
	城市层面			省级层面		
	1	2	3	4	5	6
$FDI\_share$	0.0074*** (8.87)	0.0074*** (9.16)	0.0077*** (9.01)	0.0041** (2.39)	0.0044*** (2.82)	0.0052*** (3.05)
N	766 431	766 221	766 267	1 136 263	1 136 207	1 136 181
固定效应	年度+城市 +行业	城市×年度 +行业	行业×年度 +城市	年度+省份 +行业	省份×年度 +行业	行业×年度 +省份
$R^2$	0.42	0.43	0.43	0.40	0.40	0.41

注：同表1。

## 2. 工具变量法

在表1中本文采用将所有解释变量均滞后一期的方式来控制潜在的内生性问题，但由于滞后一期的解释变量仍可能与当期误差项相关，所以这种做法可能无法较好地消除内生性偏误。因此，本文进一步借鉴 Nunn 和 Qian (2014) 的思路，使用中国各城市与海岸线距离的倒数<sup>①</sup> ( $1/\ln\_seadist_k$ ，与内生变量个体变化相关) 与中国各4分位行业的外资进入强度 ( $FDI\_share_{jt}$ ，与内生变量时间趋势相关) 的交互项 ( $IV_{jkt} = FDI\_share_{jt} / \ln\_seadist_k$ )，作为核心解释变量外资进入强度 ( $FDI\_share_{jkt}$ ) 的工具变量。这一工具变量的优点在于：第一，各城市与海岸线距离的倒数 ( $1/\ln\_seadist_k$ ) 变量为非时变的地理环境变量，外生性较强，且一般而言，距海越远的内陆城市其进行国际贸易的成本越高，对外资企业的吸引力越小，当地各行业的外资进入强度越低，所以  $1/\ln\_seadist_k$  与  $FDI\_share_{jkt}$  应该存在较强的正相关关系；第二，中国各4分位行业的外资进入强度 ( $FDI\_share_{jt}$ ) 变量为内生变量外资进入强度 ( $FDI\_share_{jkt}$ ) 在“城市”维度取的均值，其代表了中国各4分位行业引进外资的时间趋势，其必然与  $FDI\_share_{jkt}$  高度正相关。

如表3所示，第(1)列和第(3)列中的2SLS第一阶段回归结果显示工具变量(IV)与内生变量( $FDI\_share$ )高度正相关，且第(2)列和第(4)列中的K-P rk Wald F统计量都大于10%偏误水平下的F统计量临界值16.38，说明本文的工具变量设计不存在弱工具变量的问题。表3第(2)列和第(4)列2SLS第二阶段回归结果显示，在使用工具变量法控制潜在的内生性问题之后，本文的实证研究结论依然高度稳健，不论是在劳动力市场还是在产品市场上，外资进入强度越高，当地本土同行业企业的单位劳动成本越高，外资进入引致了中国本土同行业企

<sup>①</sup>本文使用 Arcgis 软件测算各地级市的地理中心点至中国东部海岸线的最短直线距离，并取自然对数。

业的竞争优势显著弱化。

表3 基于工具变量法的稳健性检验回归结果

被解释变量	劳动力市场—城市层面数据		产品市场—城市层面数据	
	<i>FDI_share</i>	<i>ULC</i>	<i>FDI_share</i>	<i>ULC</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>FDI_share</i>		0.0172 *** (3.78)		0.0278 ** (2.39)
IV	0.4391 *** (6.58)		0.4305 *** (4.62)	
N	1 405 097	666 508	1 406 362	666 508
K-P rk Wald F 统计量		19.63		20.87
R <sup>2</sup>	0.48	0.39	0.43	0.43

注：所有回归均控制了行业×年度+城市固定效应，并在城市层面使用了聚类稳健标准误；\*\* p<0.05, \*\*\* p<0.01。

### (三) 理论机制检验

#### 1. 外资进入的技术溢出与工资溢出效应检验

由于企业单位劳动成本变量 (*ULC*) 为人均工资 ( $\ln\_pcwage$ ) 和人均产值 ( $\ln\_pcoutput$ ) 的比值, 因此, 通过分析外资进入强度对中国制造业企业人均工资和人均产值的影响, 便可以对外资进入强度影响中国制造业企业单位劳动成本的理论机制进行初步分解。此外, 部分文献认为, 东道国企业能否享受到外资进入带来的正向技术溢出效应, 在很大程度上取决于企业自身技术水平与行业前沿企业技术水平之间的技术差距有多大 (Girma, 2005<sup>[21]</sup>; Crespo and Fontoura, 2007<sup>[22]</sup>)。因此, 本文在研究外资进入强度对中国制造业企业人均产值的技术溢出效应时, 也将这种技术差距 (*tfpgap*)<sup>①</sup> 及其与外资进入强度的交互项加入了回归模型。同理, 本文在研究外资进入强度对中国制造业企业人均工资的溢出效应时, 也将企业自身工资水平与行业前沿企业工资水平之间的工资差距 (*wagegap*) 及其与外资进入强度的交互项加入了回归模型, 具体计量模型如式 (2) 和式 (3) 所示, 回归结果见表 4。

$$\ln\_pcoutput_{ijkt} = \beta_0 + \beta_1 \times FDI\_share_{jk,t-1} + \beta_2 \times tfpgap_{ijk,t-1} + \beta_3 \times FDI\_share_{jk,t-1} \times tfpgap_{ijk,t-1} + \beta_4 \times \sum X_{ijk,t-1} + \sum \gamma_j + \sum \gamma_k + \sum \gamma_t + \varepsilon_{ijkt} \quad (2)$$

$$\ln\_pcwage_{ijkt} = \delta_0 + \delta_1 \times FDI\_share_{jk,t-1} + \delta_2 \times wagegap_{ijk,t-1} + \delta_3 \times FDI\_share_{jk,t-1} \times wagegap_{ijk,t-1} + \delta_4 \times \sum X_{ijk,t-1} + \sum \gamma_j + \sum \gamma_k + \sum \gamma_t + \varepsilon_{ijkt} \quad (3)$$

由表 4 可知, 在人均工资决定方程中, 外资进入强度变量 (*FDI\_share*) 的系数高度显著为正, 但外资进入强度与工资差距交互项 (*FDI\_share*×*wagegap*) 的系数并不显著, 说明外资进入强度上升对中国同行业企业产生了显著的正向工资溢出

①本文中, 企业与行业前沿的技术差距 (*tfpgap*) 为企业自身  $\ln\_tfp$  与本地 (分城市、省级两个层面)、相同 4 分位行业中同年  $\ln\_tfp$  最高的企业之间的差距; 工资差距 (*wagegap*) 则为企业自身  $\ln\_pcwage$  与本地 (分城市、省级两个层面)、相同 4 分位行业中同年  $\ln\_pcwage$  最高的企业之间的差距。

效应，且不论本土企业与当地同行业前沿工资水平的差距是大还是小，都会受到外资进入强度上升所带来的正向工资溢出效应，本文提出的理论假说1得到了证实。对比来看，在人均产值决定方程中，外资进入强度变量 ( $FDI\_share$ ) 的系数高度显著为负，说明外资进入强度上升对中国同行业企业不仅不存在正向的技术溢出效应，反而存在负向的技术挤出效应，本文提出的理论假说2也得到了证实。此外，外资进入强度与技术差距的交互项 ( $FDI\_share \times TFPgap$ ) 系数高度显著为正，这说明企业与本地区同行业前沿技术水平的差距越大，企业人均产值水平受外资进入强度上升所带来的负向影响越小。

表4 人均工资及人均产值方程回归结果

被解释变量 $\ln\_pcwage$ & $\ln\_pcoutput$	劳动力市场			
	人均工资决定方程		人均产值决定方程	
	城市层面	省级层面	城市层面	省级层面
	(1)	(2)	(3)	(4)
$FDI\_share$	0.0087** (2.34)	0.0072** (2.23)	-0.1911*** (-5.96)	-0.2126*** (-3.33)
$wagegap$	-0.2488*** (-21.93)	-0.3183*** (-19.79)		
$FDI\_share \times wagegap$	-0.0199 (-0.68)	-0.0115 (-0.48)		
$TFPgap$			0.0125* (1.90)	0.0215 (1.51)
$FDI\_share \times TFPgap$			0.0988*** (5.36)	0.1049*** (3.40)
N	766 268	1 136 183	890 038	1 299 041
固定效应	行业×年度 +城市	行业×年度 +省份	行业×年度 +城市	行业×年度 +省份
$R^2$	0.46	0.47	0.63	0.63

注：\*  $p < 0.1$ ，\*\*  $p < 0.05$ ，\*\*\*  $p < 0.01$ 。

## 2. 基于企业 TFP 异质性的外资进入技术挤出效应再检验

外资进入强度上升会对中国同行业企业产生正向工资溢出效应符合预期。然而表4的回归结果显示外资进入强度上升对中国同行业企业存在负向的技术挤出效应，这一结果与我国引进外资战略的预期目标并不相符。因此，有必要对外资进入强度上升为何会对中国同行业企业的人均产值造成负向技术挤出效应进行更进一步的分析。

由于表4中的交互项 ( $FDI\_share \times TFPgap$ ) 系数高度显著为正，这表明对于在当地同行业中  $TFP$  水平最低的本土企业而言，外资进入强度上升可能会给其带来正向的技术溢出效应，而对于那些在当地同行业中  $TFP$  水平最高的本土企业而言，外资进入强度上升给其带来的负向技术挤出效应更强。为验证上述结论，本文将所有企业按照其所属的年度—城市—4分位行业进行分类，对其按照  $TFP$  水平分

成4组创建虚拟变量<sup>①</sup>，并创建相应的分组虚拟变量与外资进入强度变量的交互项（如  $FDI\_share \times TFP0\% - 25\%$ ），再用其对人均产值进行回归分析，回归结果如表5所示。

表5 基于企业TFP异质性的人均产值决定方程回归结果

被解释变量 $\ln\_pcoutput$	劳动力市场—城市层面数据			
	人均产值决定方程			
	(1)	(2)	(3)	(4)
$FDI\_share$	-0.1347*** (-8.35)	-0.0128 (-0.87)	-0.0179 (-1.21)	-0.0613*** (-4.07)
$FDI\_share \times TFP0\% - 25\%$	0.2509*** (12.40)			
$FDI\_share \times TFP25\% - 50\%$		-0.0994*** (-9.25)		
$FDI\_share \times TFP50\% - 75\%$			-0.1027*** (-12.21)	
$FDI\_share \times TFP75\% - 100\%$				0.0656*** (2.81)
$\partial \ln\_pcoutput / \partial FDI\_share$	0.1162	-0.1122	-0.1206	0.0043
N	890 038	890 038	890 038	890 038
R <sup>2</sup>	0.63	0.63	0.63	0.63

注：回归均控制了4分位行业×年度+城市固定效应，并在城市层面使用了聚类稳健标准误；\*\*\*  $p < 0.01$ 。

由表5可知，第（1）列和第（4）列中交互项  $FDI\_share \times TFP0\% - 25\%$  和  $FDI\_share \times TFP75\% - 100\%$  的系数高度显著为正，且人均产值（ $\ln\_pcoutput$ ）对外资进入强度（ $FDI\_share$ ）的偏导数都为正，这表示对于TFP水平最低（25%分位以下）和最高（75%分位以上）的当地本土同行业企业而言，外资进入强度上升对其人均产值确实存在正的技术溢出效应。同理，由表5中的第（2）列和第（3）列回归结果可知，外资进入强度上升仅对TFP水平居中（25%分位—75%分位）的当地本土同行业企业的人均产值存在负向技术挤出效应。

### 3. 外资进入技术挤出效应的中介机制检验

为了探明外资进入对本土企业的技术挤出效应存在企业TFP异质性的内在机制，本文进一步使用Baron和Kenny（1986）<sup>[23]</sup>提出的Sobel中介因子检验方法，对外资进入强度上升是否是通过产品市场份额挤占和劳动力市场竞争这两种机制对中国本土同行业企业人均产值造成了负向技术挤出效应进行了检验。首先，本文以企业市场份额（ $mshare$ ）<sup>②</sup>作为第一个中介变量，来检验外资进入强度上升是否通过抢占当地本土同行业企业市场份额的途径，引致本土企业人均产值下降；其次，

①例如， $TFP0\% \sim 25\%$ 是对在 $t$ 年 $k$ 地区 $j$ 行业所有企业中TFP水平最低的前25%企业取1值，其他企业取0值。

② $mshare$  = 企业工业销售产值/当地同行业企业的工业销售总产值。

本文以企业平均工资增长率 (*laborcomp*)<sup>①</sup>作为第二个中介变量,来检验外资进入强度上升是否通过与当地本土同行业企业争夺劳动力资源的途径,引致本土企业工资上涨和人才流失,进而使其人均产值下降;最后,本文还通过在 Sobel 中介因子检验模型中引入外资进入强度与企业 *TFP* 水平虚拟变量的交互项的方式,分析了上述两种中介变量在不同 *TFP* 水平企业之间的异质性中介效应。具体结果如表 6 和表 7 所示。

表 6 人均产值方程 Sobel 中介效应检验结果

被解释变量	劳动力市场—城市层面数据					
	<i>ln_pcoutput</i> (1)	<i>mshare</i> (2)	<i>ln_pcoutput</i> (3)	<i>laborcomp</i> (4)	<i>ln_pcoutput</i> (5)	<i>ln_pcoutput</i> (6)
<i>FDI_share</i>	-0.0511*** (-3.51)	-0.0204*** (-4.22)	-0.0143 (-1.03)	0.0188** (2.18)	-0.0502*** (-3.27)	-0.0078 (-0.54)
<i>mshare</i>			0.9450*** (17.72)			0.9490*** (17.36)
<i>laborcomp</i>				(-7.57)	-0.0171*** (-7.53)	-0.0170***
N	890 038	890 037	890 038	766 267	687 342	687 342
R <sup>2</sup>	0.63	0.36	0.64	0.43	0.65	0.65

注:同表 5; \*\* p<0.05, \*\*\* p<0.01。

表 6 的第 (2) 列和第 (3) 列为企业市场份额 (*mshare*) 是否为外资进入影响企业人均产值的中介因子检验结果:在第 (2) 列中,外资进入强度对企业市场份额的回归系数高度显著为负,表明外资进入强度上升确实会引致当地本土同行业企业的市场份额下降;在第 (3) 列中,企业的市场份额对企业人均产值的回归系数高度显著为正,因为企业市场份额越大,其越能获得规模经济收益,企业也就越有能力改进生产技术和提高效率,人均产值自然就会越高;与第 (1) 列回归结果相对比,第 (3) 列中外资进入强度对企业人均产值的回归系数不再显著,且系数绝对值大幅下降,这说明企业市场份额 (*mshare*) 在外资进入强度影响企业人均产值的过程中确实起到了中介作用。

表 6 的第 (4) 列和第 (5) 列为企业平均工资增长率 (*laborcomp*) 是否为外资进入影响企业人均产值的中介因子检验结果:在第 (4) 列中,外资进入强度对企业平均工资增长率的回归系数高度显著为正,表明外资进入强度上升会引致当地本土同行业企业的平均工资增速加快,即外资进入强度上升加剧了劳动力市场竞争,迫使本土企业快速上调工资,以防止劳动力流失;在第 (5) 列中,企业平均工资增长率对企业人均产值的回归系数高度显著为负,因为在其他条件不变的情况下,企业平均工资增速加快会挤占企业用于研发创新、购买设备等方面的支出,显然不利于企业的生产扩张;与第 (1) 列回归结果相对比,第 (5) 列中外资进入

①  $laborcomp_{ijt} = pcwage_{ijt} / pcwage_{ijt,t-1} - 1$ , 企业之间在劳动力市场上争夺人才的竞争越激烈,企业的人均工资增速就会越快。

强度对企业人均产值的回归系数显著性水平和系数绝对值均出现下降,说明企业平均工资增长率 (*laborcomp*) 也在外资进入强度影响企业人均产值的过程中起到了中介作用。

表6的第(6)列为同时加入两个中介变量的人均产值决定方程,此时外资进入强度变量不再显著,且t值和系数的绝对值都比第(3)列更小,更接近于0,说明上述两种中介变量很好地描述了外资进入强度影响当地本土同行业企业人均产值的具体机制。

表7 基于企业TFP异质性的中介因子回归结果

中介变量 被解释变量Y	劳动力市场—城市层面数据							
	<i>mshare</i>				<i>laborcomp</i>			
序号	1	2	3	4	5	6	7	8
<i>FDI_share</i>	-0.0259*** (-4.77)	-0.0137** (-2.50)	-0.0221*** (-4.74)	-0.0338*** (-7.17)	-0.0025 (-0.13)	0.0382** (2.39)	0.0309*** (2.86)	0.0019 (0.13)
<i>FDI_share</i> × <i>TFP</i> 0%-25%	(3.19)				-0.0632*** (-4.33)			
<i>FDI_share</i> × <i>TFP</i> 25%-50%		-0.0175*** (-4.69)				0.0497*** (3.89)		
<i>FDI_share</i> × <i>TFP</i> 50%-75%			0.0051 (1.31)				0.0374*** (3.32)	
<i>FDI_share</i> × <i>TFP</i> 75%-100%			(5.10)	0.0599***			(-1.39)	-0.0759
$\partial Y/\partial FDI\_share$	-0.0096	-0.0312	-0.017	0.0261	-0.0607	0.0879	0.0683	-0.0740
N	890 037	890 037	890 037	890 037	766 267	766 267	766 267	766 267
R <sup>2</sup>	0.36	0.36	0.36	0.36	0.43	0.43	0.43	0.43

注:同表5;\*\* p<0.05,\*\*\* p<0.01。

表7为引入了外资进入强度与企业TFP水平虚拟变量交互项的中介因子回归结果。由表7的第(1) — (4)列可知,外资进入强度上升会通过增加产品市场竞争,显著挤占当地TFP水平居于中下位置(75%分位以下)的本土同行业企业的市场份额,但却有利于TFP水平最高(75%分位以上)的本土同行业企业市场份额的扩张( $\partial mshare/\partial FDI\_share > 0$ )。这表明外资企业主要与当地TFP水平居中和较低的本土同行业企业争夺产品市场,而TFP水平最高的本土同行业企业竞争力较强,并不会因为外资进入强度上升而丢失原有市场份额,甚至还可以占领部分被外资企业竞争淘汰掉的其他弱势本土企业的市场份额。由表7的第(5) — (8)列可知,外资进入强度上升会通过增加劳动力市场竞争,显著提高当地TFP水平居中(25%-75%分位)的本土同行业企业的平均工资增速,但却不会显著提高TFP水平最低(25%分位以下)和最高(75%分位以上)的本土同行业企业的平均工资增速。这表明外资企业主要与TFP水平居中的当地本土同行业企业争夺劳动力资源,TFP水平最低的当地本土同行业企业劳动力能力可能较差,不是外资企业的争夺对象;而TFP水平最高的当地本土同行业企业劳动力可能已经拥有了较好的事业发展平台和薪资待遇,很难被外资企业挖走。

综上所述,本文发现:第一,对于在当地同行业中 *TFP* 水平最低的本土企业而言,一方面,其基本在该行业最低端的市场生存,而且劳动力质量也较差,外资企业与其在产品市场和劳动力市场上的直接竞争关系都较弱,因此外资进入强度上升不会对其造成非常明显的技术挤出效应;此外,由于人均产值基数较低,这些企业只要能从邻近的同行业外资企业那里学到一些先进技术和管理方式的皮毛,也有可能享受到外资进入带来的正向技术溢出效应,人均产值有可能会因此增加。第二,对那些在当地同行业中 *TFP* 水平居中的本土企业而言,一方面,其与外资企业之间存在直接的产品市场和劳动力市场竞争关系,因此外资进入强度上升会直接引致其市场份额萎缩和人才资源流失,进而致使其人均产值下降,遭受到较严重的技术挤出效应。第三,对于在当地同行业中 *TFP* 水平最高的本土企业而言,其与外资企业之间的技术差距小,甚至还有可能领先于外资企业,因此其学习能力更强,外资进入强度上升会让其有更多的机会学习并掌握外资企业带来的核心高端技术或挖角到外资企业的高端人才等,进而获得正向的技术溢出效应。此外,外资进入强度上升引致 *TFP* 水平居中的本土企业市场份额萎缩甚至破产倒闭,也有可能惠及这些 *TFP* 水平最高的本土企业,让其市场份额顺势提升,获得更大的规模经济收益。

#### (四) 子样本回归分析

为研究外资进入强度上升对中国本土同行业企业的单位劳动成本是否存在异质性影响,本文将所有企业按照其所属行业分类为劳动、资本和技术密集型三类,按照其所在城市的规模分为大城市(直辖市、省会和计划单列市)和中小城市两类,按其所在地区的经济发展水平分为东部地区和中西部地区两类,进行子样本分析。此外,本文还在子样本分析中将外资进入强度细分为外国投资进入强度(*NHMT\_share*)和港澳台资进入强度(*HMT\_share*)两类。具体结果如表8所示。

由表8中的第(1)—(3)列回归结果可知,外资进入强度上升对劳动和技术密集型行业本土企业的单位劳动成本有显著的正向影响,但对资本密集型行业本土企业的单位劳动成本却没有显著影响,这可能是因为资本密集型企业对劳动力要素的依赖度更低,外资进入不会大幅提升其劳动力工资成本。由第4—5列回归结果可知,外资进入强度上升对位于中小城市的本土企业单位劳动成本有高度显著的正向影响,但对位于大城市的本土企业单位劳动成本的正向影响显著性较差,这可能是因为大城市的“劳动力蓄水池”规模更大,外资进入不会对大城市本土同行业企业的用工产生明显冲击,但中小城市的人才资源供给总量有限,外资进入对本土同行业企业优秀人才的“掐尖式”挖角,会引致位于中小城市的本土同行业企业陷入人才短缺困境,生产效率显著降低且劳动成本快速上涨。由第(6)—(7)列回归结果可知,外资进入强度上升对位于东部地区的本土企业单位劳动成本有高度显著的正向影响,但对位于中西部地区的本土企业单位劳动成本的正向影响显著性稍弱,这可能是因为外资企业主要集中在中国东部地区,中西部地区的外资企业相对较少,其较低的进入强度尚不足以对当地本土同行业企业的单位劳动成本产生显著冲击。此外,对比不同类型的外资进入强度回归结果可知,外资进入强度上升

给中国本土同行业企业单位劳动成本带来的正向冲击主要来自于外国投资企业，与港澳台资企业关系不大，这主要是因为外国投资企业的平均工资水平要远高于港澳台资企业，其对本土同行业企业中优秀人才的吸引力更强，而中国港澳台资企业在内地普遍以代工厂的模式存在，工资低、劳动强度大，用工主要集中于内地供给相对丰富的低端劳动力，因此港澳台资企业进入强度上升不会对内地同行业企业的单位劳动成本产生显著冲击。

表8 子样本回归结果

被解释变量 <i>ULC</i>	劳动力市场—城市层面数据						
	劳动密集	资本密集	技术密集	大城市	中小城市	东部地区	中西部地区
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
<i>FDI_share</i>	0.0035*** (2.90)	0.0022 (1.49)	0.0028** (2.25)	0.0029* (1.78)	0.0031*** (3.03)	0.0026*** (2.81)	0.0051** (2.51)
N	231 285	249 514	285 427	330 232	435 686	670 761	94 976
R <sup>2</sup>	0.44	0.45	0.38	0.41	0.44	0.42	0.49
<i>NHMT_share</i>	0.0059** (2.52)	0.0026 (1.53)	0.0042*** (3.45)	0.0062*** (3.80)	0.0038*** (2.72)	0.0047*** (4.28)	0.0081** (2.50)
N	192 882	195 284	242 007	292 689	337 112	565 597	64 112
R <sup>2</sup>	0.45	0.46	0.38	0.41	0.45	0.42	0.50
<i>HMT_share</i>	-0.0005 (-0.19)	0.0014 (0.67)	-0.0005 (-0.35)	-0.0019 (-0.75)	0.0002 (0.14)	-0.0007 (-0.50)	0.0029 (1.09)
N	196 661	196 751	221 029	272 996	341 166	552 825	61 202
R <sup>2</sup>	0.44	0.45	0.38	0.41	0.44	0.42	0.51

注：同表5；\* $p < 0.01$ ，\*\* $p < 0.05$ ，\*\*\* $p < 0.01$ 。

上述结论表明，中国政府应该在建设现代化经济体系和完善社会主义市场经济体制的过程中，重点加强对属于劳动和技术密集行业、位于中小城市和东部地区的外国投资企业市场势力非正常扩张的监管力度，依法打击垄断等不正当竞争行为，为本土企业创造竞争有序的良好成长环境。

#### 四、结论与政策建议

本文使用1998—2013年中国工业企业数据，分析了外资进入强度上升对中国制造业企业单位劳动成本的影响。结果表明：外资进入强度上升推高了中国制造业企业的单位劳动成本，这一方面是由于外资进入强度上升带来的正向工资溢出效应推高了中国制造业企业的人均工资，另一方面则是由于外资进入强度上升通过产品市场份额挤占和劳动力市场竞争两种机制带来的负向技术挤出效应，拉低了中国制造业企业的人均产值。此外，分行业子样本回归结果显示，中国位于东部地区、中小城市，属于劳动和技术密集型行业的企业单位劳动成本受外资进入强度上升的冲击更显著，且外资进入强度上升给中国本土同行业企业单位劳动成本造成的正向冲击主要来自于外国投资企业，而不是中国港澳台资企业。

外资进入强度上升推高中国制造业企业单位劳动成本的原因是双重的。针对其给中国制造业企业带来的正向工资溢出效应，在人口老龄化带来的劳动力供给减少

以及劳动力生活成本快速上涨等多重外部束缚下,对中国政府部门而言,短期内没有十分有效的政策措施可以解决这一问题。但针对其给中国制造业企业带来的负向技术挤出效应,中国政府可以通过调整外资引进政策的方式,防止外资企业在中国市场势力的非正常过度扩张。中国各级政府部门要避免盲目追求引资规模等量化业绩指标,要在对外开放中做到有序开放,在借助外资助力中国经济发展的同时,要给中国本土企业向高端产业和产业内的高端工序转型升级留出充足的发展空间。此外,中国各级政府在制定引资政策时,仍要着重促进外资企业与中国本土同行业公司之间开展合作,通过促进外资企业生产网络、人才培养体系等的本土化,挖掘外资企业对中国同行业公司正向技术溢出的潜力,让引进外资战略切实为巩固和增强中国制造业企业的竞争优势而服务,利用外资加速建设“制造强国”。

### [参考文献]

- [1] CEGLOWSKI J, GOLUB S S. Does China Still Have a Labor Cost Advantage? [J]. *Global Economy Journal*, 2012, 12 (3): 1-30.
- [2] LI H, LI L, WU B. The End of Cheap Chinese Labor [J]. *Journal of Economic Perspectives*, 2012, 26 (4): 57-74.
- [3] ZHAI W, SUN S, ZHANG G. Reshoring of American Manufacturing Companies from China [J]. *Operations Management Research*, 2016, 9 (3-4): 62-74.
- [4] CEGLOWSKI J, GOLUB S S. Just How Low Are China's Labor Costs? [J]. *World Economy*, 2007, 30 (4): 597-617.
- [5] 魏浩, 郭也. 中国制造业单位劳动力成本及其国际比较研究 [J]. *统计研究*, 2013, 30 (8): 102-110.
- [6] DRIFFIELD N, GIRMA S. Regional Foreign Direct Investment and Wage Spillovers: Plant Level Evidence from the UK Electronics Industry [J]. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 2003, 65 (4): 453-474.
- [7] CONIGLIO N D, PROTA F, SERIC A. Foreign Direct Investment, Employment and Wages in Sub-Saharan Africa [J]. *Journal of International Development*, 2015, 27 (7): 1243-1266.
- [8] GORDON R H, LI D D. The Effects of Wage Distortions on the Transition: Theory and Evidence from China [J]. *European Economic Review*, 1999, 43 (1): 163-183.
- [9] BALDWIN R E. The Case Against Infant-Industry Tariff Protection [J]. *Journal of Political Economy*, 1969, 77 (3): 295-305.
- [10] WANG J Y, BLOMSTROM M. Foreign Investment and Technology Transfer: A Simple Model [J]. *European Economic Review*, 1992, 36 (1): 137-155.
- [11] 何兴强, 欧燕, 史卫, 等. FDI 技术溢出与中国吸收能力门槛研究 [J]. *世界经济*, 2014, 37 (10): 52-76.
- [12] AITKEN B J, HARRISON A E. Do Domestic Firms Benefit from Direct Foreign Investment? Evidence from Venezuela [J]. *American Economic Review*, 1999, 89 (3): 605-618.
- [13] HADDAD M, HARRISON A E. Are There Positive Spillovers from Direct Foreign Investment? Evidence from Panel Data for Morocco [J]. *Journal of Development Economics*, 1993, 42 (1): 51-74.
- [14] KOSOVA R. Do Foreign Firms Crowd out Domestic Firms? Evidence from the Czech Republic [J]. *The Review of Economics and Statistics*, 2010, 92 (4): 861-881.
- [15] HASKEL J E, PEREIRA S C, SLAUGHTER M J. Does Inward Foreign Direct Investment Boost the Productivity of Domestic Firms? [J]. *The Review of Economics and Statistics*, 2007, 89 (3): 482-496.
- [16] KELLERW, YEAPLESR. Multinational Enterprises, International Trade, and Productivity Growth: Firm-level

- Evidence from The United States [J]. The Review of Economics and Statistics, 2009, 91 (4): 821-831.
- [17] HALL R E, JONES C I. Why Do Some Countries Produce So Much More Output Per Worker than Others? [J]. The Quarterly Journal of Economics, 1999, 114 (1): 83-116.
- [18] BERNARD A B, JENSEN J B. Why Some Firms Export [J]. Review of Economics and Statistics, 2004, 86 (2): 561-569.
- [19] NUNN N, QIAN N. U. S. Food Aid and Civil Conflict [J]. American Economic Review, 2014, 104 (6): 1630-1666.
- [20] MOULTON B R. An Illustration of a Pitfall in Estimating the Effects of Aggregate Variables on Micro Units [J]. The Review of Economics and Statistics, 1990, 72 (2): 334-338.
- [21] GIRMA S. Absorptive Capacity and Productivity Spillovers from FDI: A Threshold Regression Analysis [J]. Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 2005, 67 (3): 281-306.
- [22] CRESPO N, FONTOURA M P. Determinant Factors of FDI Spillovers—What Do We Really Know? [J]. World Development, 2007, 35 (3): 410-425.
- [23] 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.

(责任编辑 蒋荣兵)

## FDI Intensity and the Competitiveness of Local Firms — An Empirical Research from the Unit Labor Cost Perspective

ZHANG Xiaolei XIE Jianguo ZHANG Erzhen

**Abstract:** By using the 1998-2013 Chinese manufacturing firm-level data, this paper proves that the rising FDI intensity has significant positive effect on the unit labor cost of Chinese local firms, and it's mainly due to two reasons: The rising FDI intensity has positive wage spillover effect on the per-capita wage of Chinese local firms; The rising FDI intensity has negative technology crowding-out effect on the per-capita output of Chinese local firms, through the product market share squeezing-out and labor market competition mechanisms. Therefore, China urgently needs to change its mode of using foreign investment to avoid the damage from the domineering FDI firms' competition to their local peers.

**Keywords:** Unit Labor Cost; FDI Intensity; Technology Crowding-out Effect