

最低工资与中国企业“走出去”

李磊^{1,2}, 于明言³, 冼国明^{1,2}

(1. 南开大学经济学院, 天津 300071; 2. 南开大学跨国公司研究中心, 天津 300071;
3. 天津行政学院经济学教研部, 天津 300191)

摘要: 在中国劳动力成本日益上升和中国对外投资快速增长的背景下, 文章研究了最低工资上升对企业“走出去”的影响。理论模型发现本国相对外国最低工资的上升, 将导致本国与外国资本利润差减小, 进而引起资本从本国流出。计量分析的结果表明最低工资越高的城市, 位于其中的企业将越早并且越多地对外直接投资。城市最低工资水平每增加1%, 会导致企业对外直接投资次数增加1.943%。进一步的分析表明, 具有较低工资水平的企业更易受最低工资标准的影响而对外直接投资。并且最低工资的影响对研究开发型 OFDI 和垂直生产型 OFDI 的影响更大, 对于资源寻求、水平生产和出口平台型 OFDI 的影响较小。最后, 最低工资的影响随着时间的推移也会产生变化。在2004年《最低工资规定》实施之后的几年, 最低工资对企业 OFDI 产生了最大的影响, 之后逐步降低。文章对我国应对劳动力成本上升及制定企业“走出去”政策具有较重要参考价值。

关键词: 最低工资; 劳动力成本; 对外直接投资; 投资动机

中图分类号: F21; F23 **文献标志码:** A **文章编号:** 1000-2154(2018)08-0069-12

DOI: 10.14134/j.cnki.cn33-1336/f.2018.08.007

Minimum Wage and OFDI of Chinese Firms

LI Lei^{1,2}, YU Ming-yan³, XIAN Guo-ming^{1,2}

(1. School of Economics, Nankai University, Tianjin 300071, China; 2. Center for Transnationals' Studies, Nankai University, Tianjin 300071, China; 3. Economics Department, Tianjin Administrative Institute, Tianjin 300191, China)

Abstract: In the background of Chinese rapid growing labor cost and OFDI, this paper theoretically and empirically examines the relationship between changes in the minimum wage and firms' OFDI behavior in China using detailed firm-level data of medium and large manufacturing enterprises. A theoretical model was built to analyze the mechanism. Empirical results find that a 1% increase in the log value of the minimum wage is associated with a 1.943 percentage-point increase in the times of OFDI. We further observe a larger decline among firms with lower average wage. The minimum wage effect is more pronounced for firms with OFDI motive as R&D type or vertical production type. Finally, the impact of the minimum wage on OFDI will change over time. In the several years after the implementation of the minimum wage law in 2004, the impact of minimum wage on OFDI is the greatest, and then gradually decreases. This article provides references for the policy making concerning the firm's OFDI and labor cost rise in China.

Key words: minimum wage; labor cost; OFDI; investment motivation

收稿日期: 2018-01-21

基金项目: 教育部人文社会科学研究青年项目“最低工资对中国企业‘走出去’的影响及对策研究”(17YJC790072); 国家社会科学基金重大项目“引进外资与对外投资两大开放战略的协调机制与政策研究”(15ZDA057); 中国博士后科学基金面上—等资助项目“全球价值链、技术进步对我国劳动力市场的影响研究”(2014M560174)

作者简介: 李磊,男,副研究员,经济学博士,主要从事国际投资研究;于明言,女,副教授,经济学博士,主要从事国际经济研究;冼国明,男,教授,经济学博士,主要从事国际投资研究。

一、引言

改革开放以来,廉价的劳动力一直是我国在国际经济竞争中的优势之一。但是近年来,由于中国人口的低生育和老龄化以及农村剩余劳动力向城市现代部门的转移减少,直接导致了城镇劳动年龄人口的减少,并引起了工资水平大幅上升(都阳和曲明,2009)^[1]。据中国统计局统计数据显示:2000-2013年,我国城镇单位就业人员名义工资年均增长率达13.93%,实际工资年均增长率达11.50%。^①劳动力成本的上升必然增加企业的经营成本,面对上升的工资成本,企业为了最大化其利润,往往会选择劳动力成本更低的国家或地区进行生产。一种明显的现象是我国近几年低端制造业向工资水平更低的东南亚、非洲等地区转移。《2015年度中国对外直接投资统计公报》指出,2015年中国对外直接投资流量创下1456.7亿美元的历史新高,首次位列世界第二,并超过同期中国实际使用外资,实现资本项下净输出。虽然企业投资目的多种多样,资源寻求和市场需求的投资企业在其中占了较大比例,但是我国劳动力成本的上升在其中也可能起到了推波助澜的作用。

已有研究表明生产成本是决定厂商区位选择的主要因素,企业通常会选择成本最低的区位进行生产。劳动力成本又是生产成本的重要组成部分,因此劳动力工资差异就成为跨国公司进行区位选择的一个重要决定因素(Buckley,1988)^[2]。随着劳动力成本的不断上升,国内企业可以通过对劳动力成本较低的国家进行投资来获取更大的利润(Dunning,1981)^[3]。Summary等(1995)^[4]的研究也表明,发达国家对外直接投资的一个主要原因就是寻找更加廉价的劳动力,东道国较低的劳动成本是20世纪80年代美国进行跨国投资的一个重要决定因素。Schneider和Frey(1985)^[5]、Froot和Stein(1991)^[6]、Wheeler和Mody(1992)^[7]、Lucas(1993)^[8]的研究也都发现了类似的结论。但是,也有学者认为劳动力成本虽然是跨国公司区位选择的重要决定因素,然而其也是反映技能水平和生产能力的重要指标,同时还决定了消费者的消费能力,进而影响企业产品在该国市场上的销售。因此,企业需要综合考虑东道国工资水平所造成的正面效应和负面效应来进行投资决策。此外,很多企业进行对外直接投资是出于学习东道国更先进的技术或是寻求更大的市场,劳动力成本的影响并没有想象中那么大。Krugman(1990)^[9]发现在存在外部规模经济的情况下,产业会在特定的地区集聚,跨国公司对该地区进行投资首先考虑的是该地区的集聚效应,而非较低的工资成本。Kravis和Lipsey(1980)^[10]与黄肖琦和柴敏(2006)^[11]的研究也表明,劳动力成本对外商进行直接投资的影响并不显著。

在考察中国企业对外直接投资的决定因素的文献中,Buckley等(2009)^[12]从资本市场的不完全性、所有权优势以及制度因素,王永钦等(2014)^[13]从制度、税负和资源禀赋,Morck等(2008)^[14]从避税以及寻求贸易机会,项本武(2009)^[15]从东道国特征,田巍和余森杰(2012)^[16]从企业生产率以及葛顺奇和罗伟(2013)^[17]从母公司竞争优势的角度就企业对外直接投资的决定因素进行了较为深入的研究,而专门针对母国劳动力成本的上升对企业对外直接投资影响的研究至今较少。因此,我国劳动力成本的上涨是否导致了我国企业为降低成本,从而进行对外直接投资还亟待深入的研究。

本文旨在利用规范的经济学方法研究最低工资是否影响了中国企业“走出去”。本文首先利用自由资本模型建立理论模型分析了最低工资对企业OFDI的影响,结果发现本国相对于外国最低工资上升,将导致本国与外国资本利润差减小,进而引起资本从本国流出。其次本文合并了商务部提供的《境外投资企业(机构)名录》《中国工业企业数据库》以及各个地级市的最低工资,构建了一个包含企业详细信息的微观数据集,研究企业所在地区最低工资对企业OFDI的影响。我们的数据时间段为1998-2013年,能够尽可能

^①据《2014年中国统计年鉴》中数据计算所得。

包含最新的企业对外直接投资信息。再次,本文利用合并的微观数据集研究了最低工资对企业 OFDI 的影响,结果表明,城市的最低工资越高,位于其中的企业越倾向于对外直接投资。城市最低工资水平每增加 1%,会导致企业对外直接投资次数增加 1.943%。研究同时发现最低工资的上升也会导致企业越早进行对外直接投资。本文考虑了香港澳门地区的特殊性以及可能存在的内生性后,本文的结论依然稳健。最后,进一步的分析表明,最低工资的变化也会对不同工资水平、具有不同投资动机的公司产生分化的影响。具有较低工资水平的公司更易受最低工资标准的影响。最低工资对研究开发型 OFDI 和垂直生产型 OFDI 的影响更大,对于资源寻求、水平生产和出口平台型 OFDI 的影响较小。最低工资的影响随着时间的推移也会产生变化。在 2004 年《最低工资规定》实施之后的几年,最低工资对企业 OFDI 的影响达到最大。

二、理论模型

本文的理论推导基于 Martin 和 Roger(1995)^[18]的自由资本模型。模型假设世界上有两个国家,本国(H)和外国(F);每个国家有两个生产部门,农业部门和工业部门。农产品生产仅需劳动力一种生产要素,遵循完全竞争的生产方式,且不存在运输成本。两个国家工业品的生产遵循 Dixit 和 Stiglitz(1977)^[19]的垄断竞争模型,即以规模收益递增和垄断竞争为特征,生产差异化产品,供应本国和外国两个市场。产品供应国外市场存在冰山型交易成本 τ ($\tau > 1$)。工业产品生产使用两种生产要素,资本 K 和劳动力 L ,资本可以跨国流动,资本的收益全部返回本国消费;但劳动力不能跨国流动,只能在国内两个部门间进行流动。假设 H 国工业部门有 n 家企业, F 国有 n^* 家企业,世界总共有 $n^w = n + n^*$ 家企业, $s_n = n/n^w$ 为 H 国企业数量在世界的占比。每个企业只生产一种产品,直接供应本国市场并以出口的方式供应国外市场。 H 国消费者总支出为 E , F 国消费者总支出为 E^* ,世界总支出为 $E^w = E + E^*$, $s_E = E/E^w$ 为 H 国支出份额。

假设 H 国和 F 国对于劳动力均设有最低工资标准,且最低工资水平都高于该国的市场均衡工资,且最低工资设定在能保证该国所有劳动力都获得最低工资收入水平上。由于最低工资的存在,使得劳动力市场无法出清,存在部分劳动力失业。假设工业厂商都是理性的,劳动力市场中不存在不完全信息或者劳动力市场粘性等制度障碍,因此所有厂商都以最低工资水平支付给劳动力作为报酬。由于农业部门完全竞争且不存在运输成本,因此两个国家农产品价格相等,但由于最低工资的存在,导致两国生产农产品的劳动生产率不同。

(一) 消费者行为

假设每个国家的代表性消费者都具有双重效用。第一层效用是指消费者把总支出按不同比例支付于农产品和工业最终产品时的效用,用柯布—道格拉斯型效用函数表示。由于农产品是同质产品,因此农产品消费是指一种产品的消费。而工业最终产品是差异性产品,因此工业产品的消费是不同工业产品某种组合的消费。第二层效用是指消费者将工业品的总支出分配于各种差异性工业产品时的效用,用不变替代弹性(CES)效用函数表示。这样代表性消费者的效用函数有如下形式:

$$U = C_M^\mu C_A^{1-\mu} \quad (1)$$

$$C_M = \left(\int_{i=0}^{n^w} x_i^{1-1/\sigma} di \right)^{1/(1-1/\sigma)} \quad (2)$$

其中: C_M 表示工业产品的消费量; C_A 表示农产品的消费量; n^w 表示世界工业最终产品种类数,因为假设每个企业只生产一种产品,所以世界工业最终产品种类数与企业数量相同; μ 表示总支出中支付在工业品上的份额;因为假设每个企业使用一单位资本作为固定成本,因此 $s_n = n/n^w$ 也可以表示为 H 国企业生

产中使用的资本份额; σ 表示不同工业最终产品之间的替代弹性, $0 < \mu < 1 < \sigma$ 。 H 国消费者在 H 国生产的第 i 类工业品上的消费额为:

$$x_i = \mu Y p_i^{-\sigma} / P_M^{1-\sigma} \quad (3)$$

其中 Y 为 H 国代表性消费者总支出, p_i 为 H 国市场上第 i 类工业品的价格, P_M 为 H 国市场上工业品总体价格指数。

F 国消费者在 H 国生产的第 i 类工业品上的消费额为:

$$x'_i = \mu Y^* p'_i{}^{-\sigma} / P_M^{*1-\sigma} \quad (4)$$

p'_i 为 H 国生产的第 i 类工业品在 F 国市场上的价格, P_M^* 为 F 国市场上工业品总体价格指数, Y^* 为 F 国代表性消费者总支出。

相似的, H 国消费者在 F 国生产的第 j 类工业品上的消费额为 $x_j^{*'} = \mu Y p_j^{*'}{}^{-\sigma} / P_M^{1-\sigma}$, F 国消费者在 F 国生产的第 j 类工业品上的消费额为 $x_j^* = \mu Y^* p_j^{*'}{}^{-\sigma} / P_M^{*1-\sigma}$,其中 p_j^* 为 F 国第 j 类工业品在 F 国市场的价格, $p_j^{*'}$ 为 F 国生产的第 j 类工业品在 H 国市场的价格。

(二) 生产者行为

由于两国农业部门完全竞争,且跨国运输不存在运输成本,因此两国农产品价格相同,但由于两国最低工资不同,致使两国农产品的劳动生产率存在差异。

工业部门各企业决策方式相同,因此省略下标。考虑 H 国代表性企业,在 H 国销售量为 x ,价格为 p ,在 F 国市场销售量为 x' ,价格 p' 。由于产品供应国外市场在运输途中存在冰山交易成本,因此在国外市场销售 x' 数量的产品需要生产 $\tau x'$ 单位。该企业的总产量为 $X = x + \tau x'$ 。每个企业都追求利润最大化,在垄断竞争模型中,企业自由进出,因此均衡时企业利润为零。企业根据边际成本加成法定价, H 国代表性企业在 H 国和 F 国的产品定价分别为:

$$p = w a_m / (1 - 1/\sigma) \quad (5)$$

$$p' = \tau w a_m / (1 - 1/\sigma) \quad (6)$$

企业生产成本包括固定成本和可变成本。固定成本为一单位资本,可变成本由生产所需要的劳动力数量和劳动力工资价格决定。因此, H 国代表性企业供应两国市场的生产成本为 $\pi + w a_m X$ 。企业总利润为 $PX = px + p'x' = p(x + \tau x') = pX$ 。在垄断竞争下,企业利润为零。因此,企业总利润与总成本相等。

$$PX = pX = \pi + w a_m X \quad (7)$$

将(5)式代入(7)式,得出 $\pi = pX/\sigma$ 。

相似的, F 国代表性企业总产量为 $X^* = x^* + \tau x^{*'}$,其产品 F 国市场和 H 国市场销售价格分别为:

$$p^* = w^* a_m / (1 - 1/\sigma) \quad (8)$$

$$p^{*' } = \tau w^* a_m / (1 - 1/\sigma) \quad (9)$$

F 国企业的资本收益为 $\pi^* = p^* X^* / \sigma$ 。

H 国市场的工业品价格指数和 F 国市场工业品价格指数分别为:

$$P_M^{1-\sigma} = \int_{i=0}^{n^w} p_i^{1-\sigma} = n p^{1-\sigma} + n^* (\tau p^*)^{1-\sigma} \quad (10)$$

$$P_M^{*1-\sigma} = \int_{i=0}^{n^w} p_i^{1-\sigma} = n (\tau p)^{1-\sigma} + n^* p^{*1-\sigma} \quad (11)$$

将(3)式、(4)式与(10)式、(11)式带入 $\pi = pX/\sigma$, $\pi^* = p^* X^* / \sigma$,得到 H 国与 F 国企业资本收益分别为:

$$\pi = pX/\sigma = \frac{\mu E^w}{\sigma n^w} \left[\frac{s_E \varpi^{1-\sigma}}{s_n \varpi^{1-\sigma} + (1-s_n) \phi} + \frac{\phi (1-s_E) \varpi^{1-\sigma}}{(1-s_n) + s_n \phi \varpi^{1-\sigma}} \right] = \frac{\mu E^w}{\sigma n^w} B \quad (12)$$

$$\pi^* = p^* X^* / \sigma = \frac{\mu E^w}{\sigma n^w} \left[\frac{\phi s_E}{s_n \varpi^{1-\sigma} + (1-s_n) \phi} + \frac{1-s_E}{(1-s_n) + s_n \phi \varpi^{1-\sigma}} \right] = \frac{\mu E^w}{\sigma n^w} B^* \quad (13)$$

其中:

$$B = \frac{s_E \varpi^{1-\sigma}}{s_n \varpi^{1-\sigma} + (1-s_n)\phi} + \frac{\phi(1-s_E)\varpi^{1-\sigma}}{(1-s_n) + s_n \phi \varpi^{1-\sigma}} \quad (14)$$

$$B^* = \frac{\phi s_E}{s_n \varpi^{1-\sigma} + (1-s_n)\phi} + \frac{1-s_E}{(1-s_n) + s_n \phi \varpi^{1-\sigma}} \quad (15)$$

$\varpi = w/w^*$ 为H国与F国的相对最低工资, $\phi = \tau^{1-\sigma}$ 。

(三) 均衡与比较动态分析

由于每个企业采用一单位资本作为固定成本,资本流动的同时,企业也发生转移。因此资本流动方程为 $\dot{s}_n = s_n(1-s_n)(\pi - \pi^*)$ 。本文不考虑世界企业全部集聚于H国或F国的两种极端特殊情况,即 $s_n > 0$, $(1-s_n) > 0$ 。因此仅当 $\pi = \pi^*$ 时,资本市场达到均衡。当 $\pi < \pi^*$ 时,H国资本收益低于F国资本收益,资本流出H国;当 $\pi > \pi^*$ 时,H国资本收益高于F国资本收益,资本流入H国。

进一步考虑H国与F国的相对最低工资对于资本流动的影响。如果 $\partial(\pi - \pi^*)/\partial\varpi < 0$,意味H国与F国的相对最低工资提高时, $\pi - \pi^* < 0$,资本从本国(H)流出。

根据(12)式、(13)式, $\pi - \pi^* = \frac{\mu E^w}{\sigma n^w}(B - B^*)$,因此 $\partial(\pi - \pi^*)/\partial\varpi = \frac{\mu E^w}{\sigma n^w} \cdot \frac{\partial(B - B^*)}{\partial\varpi}$

$$\frac{\partial(B - B^*)}{\partial\varpi} = \frac{\phi(1-\sigma)S_E\varpi^{-\sigma}}{[s_n\varpi^{1-\sigma} + (1-s_n)\phi]^2} + \frac{\phi(1-\sigma)(1-S_E)\varpi^{-\sigma}}{[(1-s_n) + s_n\phi\varpi^{1-\sigma}]^2} \quad (16)$$

因为 $\sigma > 1$,所以 $\partial(B - B^*)/\partial\varpi < 0$, $\partial(\pi - \pi^*)/\partial\varpi < 0$,表示理论模型确实证明了当本国相对于外国最低工资上升时,将导致本国资本收益小于国外资本收益,进而引起资本从本国流出,去国外追求更高的收益。

三、数据、计量模型及变量说明

(一) 数据说明

本文首先建立一个地级市层级的最低工资数据集,覆盖1998到2013年政府颁布的最低工资标准。鉴于最低工资标准没有统一的数据来源,我们只能查阅地方政府网站、统计公报和在网上搜索劳动和民事报告。最后我们收集到了大部分中国省级行政区域中338个城市的最低工资数据。我们还从中国经济数据网站上获取了一些市级的经济和劳动力指标。这些指标包括人均GDP,人口,第三产业比例。我们将城市的最低工资数据和城市层面的数据分不同年份按照城市名称合并到一起。

本文的微观企业数据主要来源于两个数据库,其一是商务部《境外投资企业(机构)名录》,其二是中国统计局《中国工业企业数据库》。这两个数据库的时间段均为1998-2013年。中国国家统计局的工业企业数据库,统计了全部国有和规模以上(主营业务收入超过500万元)非国有企业,覆盖了中国国民经济行业分类(GB/T4754)的6-46大类(不含38)的工业企业。我们对原始数据进行了如下处理:第一,剔除同年重复或错误的记录(聂辉华等,2012)^[20],提高了样本信息的准确度;第二,依照2002版《国民经济行业分类标准》对2003年以前企业的行业代码重新调整,统一四分位行业类别口径;第三,剔除一些关键性指标缺失或明显错误的记录(如工业总产值、工业增加值、固定资产、从业人员、实收资本数值为0或负);第四,去除了企业规模较小的样本(从业人数小于8);最后,参照Cai和Liu(2009)^[21]以及田巍和余森杰(2012)^[16]的研究方法,遵循一般会计准则(GAAP),我们还剔除了有以下情况的企业:流动资产超过总资产的企业;总固定资产超过总资产的企业。

接着我们把不同城市和年度的企业微观数据与最低工资和宏观经济数据合并。具体方法是,以企业数

据为基础,先确定企业所在城市的名称,然后分不同年份将城市层面的宏观数据对应到企业层面(即同一个城市的企业每年对应的最低工资,人均GDP等变量是相同的)。此外我们还根据《中国工业企业数据库》提供的企业所在的行业编码(GB编码),确定了每个企业对应的二分位行业(即位于同一行业的企业的行业编码是相同的)。根据以上的数据处理,最终采用的样本为2,819,875个观测值的非平衡面板数据。

根据以往学者的研究,中国部分企业在百慕大群岛、维尔京群岛、开曼群岛,以及中国香港、澳门进行投资的企业存在一定的“制度投机”行为,例如在取得外商投资身份后又返回中国大陆投资。这些企业的目的是利用外商直接投资的身份获得更多优惠政策。然而根据我们对于《境外投资企业(机构)名录》的分析,其中对香港和澳门进行投资的多数企业为商贸服务型对外直接投资,具有“避税”嫌疑的对外直接投资并不多,因此我们在主要的分析中,仅删除了百慕大群岛、维尔京群岛和开曼群岛,仍然保留了香港和澳门。只是在稳健性检验中将其删除。

(二) 计量模型

为了研究最低工资上升对企业OFDI的影响,我们参考前述有关企业对外直接投资影响因素的文献,在尽量平衡计量模型的变量遗漏和多重共线性的基础上,结合我们样本数据的实际信息含量,构造了如下回归模型:

$$ofdi_{it} = a_1 + a_2mw_{ct} + a_3city_{ct} + a_4firm_{it} + \delta_j + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (17)$$

模型(17)中,下标*i*、*j*、*c*和*t*分别表示企业、行业、城市和年份,因变量 $ofdi_{it}$ 表示企业对外直接投资, mw_{ct} 是企业所在城市的最低工资的自然对数值。我们在模型(17)中主要关注的系数是 α_2 ,如果 α_2 为正,说明工资上升促使企业对外直接投资;反之则阻碍了企业对外直接投资。 $city_{ct}$ 是城市层面的控制变量。 $firm_{it}$ 是企业层面的控制变量。

最低工资的变化也可能会对不同公司产生分化的影响。具有不同平均工资的公司,如果其支付给员工的工资有较大的比例位于最低工资之下,那么其受到最低工资提升的影响也可能更高。为了研究最低工资的上升是否对不同平均工资的企业产生差异化影响,进而对企业的对外直接投资产生不同影响,我们构造了如下回归模型:

$$ofdi_{it} = \beta_1 + \beta_2mw_{ct} + \beta_3mw_{ct} * ave_{it} + \beta_4ave_{it} + a_3city_{ct} + a_4firm_{it} + \delta_j + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (18)$$

模型(18)中,下标*i*、*j*、*c*和*t*分别表示企业、行业、城市和年份,因变量 $ofdi_{it}$ 表示企业对外直接投资, mw_{ct} 是企业所在城市的最低工资的自然对数值, ave_{it} 是企业的平均工资的自然对数值。我们在模型(18)中主要关注的系数是 β_3 ,如果 β_3 为正,说明平均工资高的企业更容易因为最低工资的上升进行对外直接投资;如果 β_3 为负,说明平均工资低的企业更容易因为最低工资的上升进行对外直接投资。

(三) 变量说明

1. 最低工资(mw)。本文使用的最低工资数据是基于地级市层面的最低工资,中国政府从1994年开始在全国多座城市实行最低工资政策,在2004年劳动和社会保障部通过《最低工资规定》继续强化了该政策。到了2004年底,月度最低工资制度已经覆盖全国31个省份、自治区和直辖市。对最低工资的调整从2004年的政策改革后(要求地方政府至少每两年更新一次最低工资标准)开始变得更加频繁。政府采用两种方法决定一个地区的月最低工资:比重法和恩格尔系数法。比重法为能够覆盖一个贫困户的标准生活费用的最低收入。恩格尔系数法是用最低食物支出除以恩格尔系数,得到最低生活费用。实际的标准制定过程中,政府会综合一系列因素对最低工资进行调整,这些因素包括失业金,工作者缴纳的医疗保险费,住房公积金,平均工资水平,社会福利津贴,失业率和地区经济发展程度。在最低工资调整过程中还有一点值得我们关注,调整的决定是在省份的级别上做出而不是城市、区、县级别(Gan等,2016)^[22]。

2. 对外直接投资。本文的对外直接投资数据来自于商务部《境外投资企业(机构)名录》,由于该名录仅提供了企业在商务部备案的投资项目情况,因此我们仅能从此名录上获得企业每次对外直接投资的时

间,而无法获得企业投资金额的情况。本文可以根据该名录计算出企业对外直接投资的次数(*ofdit*)以及企业首次对外直接投资的时间(*ofdif*)。

3. 企业平均工资 (*avewage*)。本文使用企业本年应付工资总额除以企业年末从业人数,衡量企业的平均工资。

4. 企业层面控制变量。企业生产率(*tfp*),本文使用的数据时间段为1998–2013年,由于中国工业企业数据库2008年至2013年没有提供工业增加值和中间投入品,因此无法用 Olley 和 Pakes (1996)^[23]或 Levinsohn 和 Petrin (2003)^[24]的方法计算全要素生产率,只能采用索罗余值的方法计算全要素生产率,我们在计算全要素生产率的过程中使用了工业总产值、固定资产净值,以及从业人数。2008年、2009年缺少了固定资产净值指标,我们采用固定资产合计减折旧替代;企业规模(*size*),用企业年末从业人数衡量;资本密集度(*kl*),用企业固定资产净值年平均余额除以企业年末就业人数衡量;企业融资情况(*int*),用企业利息支出除以企业销售收入衡量。对于以上变量,本文均对其取自然对数。企业成立年限(*age*),用当年与企业注册成立年的差值表示;出口(*export*)为虚拟变量,当企业有出口行为时为1,否则为0。

5. 城市层面控制变量。考虑到一个城市的最低工资水平有可能受到城市层面特征的影响,特别是城市经济发展水平的影响。因此,本文包括了三个城市层面的控制变量:城市人均 GDP (*gdp-per*),城市人口总数(*pop*),以及城市第三产业占 GDP 的比例(*third*)。对于以上变量,本文同样对其取自然对数。

6. 行业及时间固定效应。为了控制不同行业就业的差异,论文引入了行业固定效应。并构造了六个中国对外直接投资主要领域的虚拟变量,其中采矿业 *mineral* 的国民经济行业分类编码从06–10,轻工业 *light* 的国民经济行业分类编码从13–24,化工业 *chemical* 的国民经济行业分类编码从25–30,冶炼业 *metal* 的国民经济行业分类代码从31–34,机械制造业 *mechanical* 的国民经济行业分类编码从35–41,其他行业归入 *others*。为了控制不同年份企业对外直接投资的差异,本文还引入了时间固定效应。表1是主要变量的描述性统计。

表1 主要变量的描述性统计

变量	均值	标准差	最小值	最大值
<i>ofdit</i>	0.0020	0.0691	0	26
<i>ofdif</i>	0.0046	0.0680	0	1
<i>lnmw</i>	6.4483	0.4725	4.9416	7.3778
<i>lngdpper</i>	1.1429	0.9305	-2.1055	3.8437
<i>lnthird</i>	3.8450	0.2747	2.2935	4.6824
<i>lnpop</i>	6.2369	0.5848	2.6596	8.1107
<i>lntfp</i>	5.4795	1.1645	-7.4785	18.7452
<i>lnkl</i>	5.0807	1.1513	-7.0317	16.1492
<i>lnsize</i>	4.8933	1.1063	2.0794	13.2528
<i>export</i>	0.3382	0.4731	0	1
<i>age</i>	10.1105	8.8815	1	65
<i>lnint</i>	-6.5800	2.7327	-18.9850	-1.3770

注:*lnmw*为解释变量城市最低工资的对数值。*lngdpper*, *lnthird*, *lnpop*, *lntfp*, *lnkl*, 分别是城市人均 GDP, 城市第三产业占 GDP 比例, 城市人口数, 企业生产率, 企业资本密集度, 企业规模, 企业融资情况的对数值。

四、计量结果分析

本文首先估计最低工资对企业对外直接投资次数的影响。表2给出了 Poisson 模型的估计结果。^①在第(1)列,本文只加入了城市最低工资变量(*lnmw*),以及行业和时间固定效应;第(2)列则引入了企业层面的控制变量,具体包括企业全要素生产率、资本密集度、企业规模、是否出口、企业年龄和企业融资情况;第(3)列则进一步引入了城市层面的控制变量,加入了人均 GDP, 第三产业占 GDP 比例和人口总数,这些变量用来说明生活成本、经济发展水平和城市规模。在这3列中,最低工资的系数均显著为正,表明最低工资越高的城市,位于其中的企业对外直接投资次数越多。鉴于 Poisson 模型参数大小并不能直接反应各因素对企业 OFDI 概率的影响大小,因此除了进行系数估计外,本文在第(4)列计算了解释变量的平均边际弹性,发现当控制了企业特征、宏观经济情况和时间、行业虚拟变量后,城市最低工资水平每增加1%,会导致

①本文所有的数据处理及计量分析均采用 Stata13 进行分析。

企业对外直接投资次数增加1.943%。以北京市为例,从2004-2013年,10年间北京的最低工资从545增长到1400,最低工资增加了156.88%。在其他条件不变的条件下,这会导致北京市企业对外直接投资的次数增加304.82%。

表2 最低工资对企业投资次数的影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>lnmw</i>	2.502*** (0.422)	1.909*** (0.443)	2.246*** (0.549)	1.943*** -0.5
<i>lngdpper</i>			-0.158 (0.103)	-0.001 -0.1
<i>lnthird</i>			-0.484** (0.227)	-0.606*** -0.223
<i>lnpop</i>			-0.069 (0.109)	0.037 -0.114
<i>lnfp</i>		0.099*** (0.016)	0.092*** (0.015)	0.097*** -0.015
<i>lnkl</i>		0.581*** (0.035)	0.597*** (0.031)	0.545*** -0.027
<i>lnsize</i>		0.651*** (0.026)	0.659*** (0.026)	0.631*** -0.02
<i>export</i>		1.074*** (0.089)	1.057*** (0.083)	0.338*** -0.027
<i>age</i>		-0.005** (0.003)	-0.005** (0.003)	-0.055** -0.026
<i>lnint</i>		0.072*** (0.016)	0.061*** (0.014)	0.087*** -0.012
<i>Constant</i>	-23.457*** (3.008)	-27.853*** (3.015)	-27.849*** (3.524)	
行业固定效应	有	有	有	有
时间固定效应	有	有	有	有
观测值	3,125,472	2,856,210	2,819,875	2,819,875
<i>ll</i>	-42481	-34325	-33995	
<i>chi2</i>	23482	31451	35812	
<i>r2_p</i>	0.0694	0.208	0.209	

注:括号中数值为对应变量估计系数的稳健标准误。*、**、***分别代表10%、5%、1%的显著性水平。*ll*为对数似然值,*chi2*为解释变量联合显著性的似然比检验值,*r2_p*为测度模型拟合优度的伪R²值。

由于我国内地向香港和澳门的投资中,仍可能有一部分具有“制度投机”行为。由于无法精确地识别每个企业的投资动机。^①我们在表3第(1)列回归模型中使用的数据没有包括香港和澳门地区,发现城市最低工资对企业的对外直接投资仍然存在统计显著的正向影响。由于企业对外直接投资需要进行大量固定资产投资,因此何时对外直接投资对企业是一个较为重大的决定。因此本文在表3第(2)列估计了最低工资对企业首次对外直接投资的影响。结果表明城市的最低工资越高的城市,位于其中的企业越倾向于较早对外直接投资。

在最低工资的制定过程中,调整的决定是在省的级别上做出而不是在地级市、区、县级别上制定的。具体的制定过程中,每个省份的城市根据经济发展程度被划分成不同组,每组内的城市实行相同的最低工资

^①根据我们对于《境外投资企业(机构)名录》的分析,其中对香港和澳门的对外直接投资还是商贸服务型对外直接投资,也存在很多非“避税”动机的对外直接投资。

标准和调整政策。因此,一个地级市、区或县的公司不太可能进行游说以影响最低工资的调整。此外,本文尽可能多地纳入城市以及企业层面的控制变量,并且控制了行业以及时间固定效应,因此本文计量模型中的内生性并不强。不过为了降低可能存在的内生性,我们将最低工资以及控制变量的滞后项引入方程,重新进行估计。表3第(3)列研究了企业最低工资对企业投资次数的影响,表3第(4)列研究了企业最低工资对企业首次对外直接投资的影响。结果显示,最低工资对企业 OFDI 的影响依然是显著为正,并且,估计出的系数大小与之前的研究结果相比变化不大。

表3 最低工资影响企业“走出去”的稳健性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>lnmw</i>	2.714 *** -0.607	1.952 *** (0.503)	2.237 *** -0.507	1.983 *** -0.491
<i>lngdpper</i>	-0.346 *** -0.109	-0.001 (0.101)	-0.229 ** -0.101	-0.07 -0.098
<i>lnthird</i>	-0.544 ** -0.238	-0.608 *** (0.224)	-0.447 * -0.248	-0.571 ** -0.246
<i>lnpop</i>	-0.026 -0.114	0.037 (0.114)	-0.078 -0.104	-0.007 -0.109
<i>lnlfp</i>	0.087 *** -0.016	0.098 *** (0.015)	0.152 *** -0.025	0.165 *** -0.024
<i>lnkl</i>	0.546 *** -0.038	0.548 *** (0.027)	0.545 *** -0.029	0.502 *** -0.028
<i>lnsize</i>	0.647 *** -0.034	0.634 *** (0.020)	0.634 *** -0.027	0.615 *** -0.022
<i>export</i>	1.094 *** -0.109	1.100 *** (0.080)	1.073 *** -0.088	1.088 *** -0.084
<i>age</i>	-0.003 -0.003	0.006 *** (0.002)	-0.010 *** -0.003	0.002 -0.002
<i>lnint</i>	0.057 *** -0.016	0.088 *** (0.012)	0.063 *** -0.013	0.082 *** -0.012
<i>Constant</i>	-30.779 *** -4.05	-24.558 *** (3.359)	-26.792 *** -3.315	-23.834 *** -3.273
行业固定效应	有	有	有	有
时间固定效应	有	有	有	有
观测值	2,819,875	2,819,875	1,848,760	1,848,760
<i>ll</i>	-27326	-63393	-27708	-51728
<i>chi2</i>	34596	9157	32908	7040
<i>r2_p</i>	0.187	0.247	0.2	0.239

注:同表2。

五、进一步的研究

最低工资的变化也可能会对不同公司产生分化的影响,其对企业 OFDI 行为的效应也可能会随公司类型不同而出现差异。例如具有不同平均工资的公司,如果其支付给员工的工资有较大的比例位于最低工资之下,那么其受到最低工资提升的影响也可能更高。^①我们预期最低工资对平均工资水平较低的公司产生的效应更大,即较低的工资水平更易受最低工资标准约束。本文计算了每个企业的平均工资,并且引入

^①马双等(2012)^[25]、马双和邱光前(2016)^[26]证实了最低工资的异质效应,且平均工资接近最低工资水平的公司受到的影响更强。

了企业平均工资与城市最低工资的交叉项。结果发现,城市最低工资以及企业平均工资对企业对外直接投资的影响均是显著为正,进一步证实了劳动力成本是企业对外直接投资的重要影响因素。最重要的是,城市最低工资以及企业平均工资的交叉项显著为负。因此,具有较低工资水平的公司更易受最低工资标准的影响。这验证了我们的推测。

考虑到企业对外直接投资是较为复杂的,其投资动机往往是不同的,这就使企业对外直接投资时行为产生差异,进而最低工资对于企业 OFDI 的影响也可能存在差异。根据以往学者的研究,根据不同的企业对外直接投资目的,可以将其分为商贸服务、当地生产、研究开发和资源开发型对外直接投资(蒋冠宏和蒋殿春,2014)^[27],我们又将当地生产型的国际直接投资区分为水平型或垂直型。商贸服务型对外直接投资是企业以出口服务为目标的市场寻求型投资,其目的是扩大和开辟海外市场。此类投资不在东道国生产产品,而是从国内母公司进口商品到东道国市场进行销售,并提供售后服务。企业水平型当地生产 OFDI 在东道国生产的是最终品,是在不同的国家复制相同的生产行为,将产品的生产扩展到国外。企业垂直型当地生产 OFDI 与水平型 OFDI 不同,其将生产分成不同的阶段,并且将中间品生产按照要素的密集度分散到不同的国家。研究开发型投资的目的是获取先进技术或利用先进国家的研发能力进行技术创新。主要表现为在发达国家或者在某些行业具有技术领先优势的新兴发展中国家建立研发中心,开发新产品。资源寻求对外直接投资一般投资于油气和矿产资源丰富的国家,如澳大利亚、加拿大、非洲和拉美地区等。此类投资的目的是寻求东道国自然资源。以下本文将企业对外直接投资按照投资动机区分,并分别进行具体分析。结果(见表5)表明:不管是对于何种动机的对外直接投资,最低工资对企业 OFDI 的影响均是显著为正的。不过最低工资的影响对研究开发型 OFDI 和垂直生产型 OFDI 的影响更大,对于资源寻求、水平生产和出口平台型 OFDI 的影响较小。同时,最低工资会使研究开发型 OFDI 和垂直生产型 OFDI 更早地进行对外直接投资。

本文进一步验证本地最低工资对公司 OFDI 行为是如何随时间变化的。由于2004年政策改革后劳动监管机制变得更加严格,处罚力度提升,我们预期最低工资的效应加强。另一方面,随着企业平均工资的提高,以及更多的企业向资本、技术密集型转变,有可能会削弱最低工资对企业全球化行为的

表4 企业平均工资的影响

变量	(1)	(2)
	投资次数	开始投资
<i>lnmw</i>	2.090*** (0.086)	2.394*** (0.093)
<i>lnmw * lnavewage</i>	-0.110*** (0.029)	-0.199*** (0.032)
<i>lnavewage</i>	0.849*** (0.204)	1.466*** (0.223)
<i>lngdpper</i>	0.131*** (0.016)	-0.017 (0.018)
<i>lnthird</i>	-0.521*** (0.031)	-0.584*** (0.034)
<i>lnpop</i>	0.093*** (0.019)	0.181*** (0.022)
<i>lnthp</i>	0.057*** (0.006)	0.043*** (0.007)
<i>lnkl</i>	0.531*** (0.010)	0.460*** (0.011)
<i>lnsize</i>	0.632*** (0.008)	0.570*** (0.009)
<i>export</i>	0.992*** (0.025)	1.031*** (0.029)
<i>age</i>	0.005*** (0.001)	0.008*** (0.001)
<i>lnint</i>	0.089*** (0.004)	0.089*** (0.005)
行业固定效应	有	有
时间固定效应	有	有
观测值	2,346,904	2,346,904
<i>ll</i>	-27954	-54096
<i>chi2</i>	9231	28294
<i>r2_p</i>	0.206	0.248

注:同表2。

表5 企业投资动机的影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	研究开发	资源寻求	垂直生产	水平生产	出口平台
次数	1.455*** (0.289)	0.916*** (0.316)	1.703*** (0.273)	0.962*** (0.198)	0.744*** (0.192)
首次	2.292*** -0.369	1.454*** -0.329	1.782*** -0.301	1.542*** -0.181	1.548*** -0.195
行业固定效应	有	有	有	有	有
时间固定效应	有	有	有	有	有
观测值	2,819,875	2,819,875	2,819,875	2,819,875	2,819,875

注:同表2。

影响(Gan等,2016)^[22],政府考虑到劳动力成本给企业带来的压力,也会相应降低监管力度。表6为考虑到时间变化的最低工资的影响效应。本文将1998-2013年的时间区间分为4个时间段,第一个时间段是2004年之前,也就是《最低工资规定》实施之前;第二个时间段为2004-2006年,既《最低工资规定》颁布后的三年;第三个时间段为2007-2009年,即金融危机发生之后的三年;第四个时间段为2010-2013年。由本文分析可以看出,最低工资对企业对外直接投资的影响在

2004年之前是不显著的,到了2004年之后的三年则变得非常显著,通过了1%的显著性检验,并且其系数达到了四个时间段的最高值。之后最低工资对企业OFDI的影响又有了明显的下降。这种趋势不管是对企业投资次数的影响还是对企业首次对外直接投资的影响都是一致的。^①

表6 不同时间段的影响差异

OFDI 衡量方式	(1)	(2)	(3)	(4)
	2004年之前	2004-2006	2007-2009	2010-2013
次数	1.201 (1.074)	3.998*** (1.247)	2.581*** (0.666)	1.758*** (0.599)
首次	1.380 (1.120)	3.038*** (0.893)	1.960*** (0.583)	1.984*** (0.550)
行业固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
观测值	801,918	419,831	718,993	946,269

注:括号中数值为对应变量估计系数的稳健标准误。*、**、***分别代表10%、5%、1%的显著性水平。

六、结 论

本文利用自由资本模型建立理论模型分析了最低工资对企业OFDI的影响,结果发现本国相对外国最低工资的上升,将导致本国与外国资本利润差减小,进而引起资本从本国流出。本文还进一步合并了商务部提供的《境外投资企业(机构)名录》《中国工业企业数据库》以及各个地级市的最低工资,构建了一个1998-2013年的、包含企业详细信息以及市级层面最低工资的微观数据集,考察企业所在地区最低工资对企业OFDI的影响。计量分析的结果表明最低工资越高的城市,位于其中的企业越倾向于对外直接投资。城市最低工资水平每增加1%,会导致企业对外直接投资次数增加1.943%。研究同时发现最低工资的上升也会导致企业越早地对外直接投资。本文考虑了香港、澳门地区的特殊性以及可能存在的内生性后,结论依然稳健。最后,进一步的分析表明,最低工资的变化也会对不同工资水平、具有不同投资动机的公司产生分化的影响。具有较低工资水平的公司更易受最低工资标准的影响而对外直接投资。最低工资的影响对研究开发型OFDI和垂直生产型OFDI的影响更大,对于资源寻求、水平生产和出口平台型OFDI的影响较小。最低工资的影响随着时间的推移也会产生变化。在2004年《最低工资规定》实施之前,最低工资对企业OFDI几乎无影响,而《最低工资规定》实施之后的几年,最低工资对企业OFDI产生了最大的影响,之后又逐步降低。

根据本文的研究,工资成本上升的确会导致企业对外资直接投资,这有可能导致产业的空心化,特别是水平生产型对外直接投资的增加,会导致我国最终品生产的减少,并降低了本国经济增长及就业。这就要求,首先政府无法降低工资成本的情况下,可以通过降低其他成本取得平衡。这就要继续优化政府管理,提高管理效率,促进政府公共服务职能的转变,为企业营造良好的经营环境,激发市场主体的积极性和创造性。其次应实行结构性减税,调减企业非税负担,下调不合理收费。同时也应该提供有效融资支持中小微企业,降低企业融资成本。再次,合理引导传统制造业向中西部地区转移,中国存在着区域上的典型二元结构现象,与沿海相比,中西部地区劳动力成本相对较低,鼓励传统产业向中西部地区转移,一方面能推动内地的工业化进程,另一方面也可以避免我国产业空心化。但这也要求加快中西部地区的基础设施建设及规范市场行为,降低企业转移成本。最后,工资成本的上升也会导致一些有利于本地经济长期发展的投资,

^①最低工资对于企业OFDI的影响随时间变化的特征,可能还有其他的因素在发挥作用,而这些因素很难一一厘清。除了法令执行力、劳动生产力和出口商的组成的变化之外,公司能更好地预期最低工资变化(2004年政策改革后)这一点也会产生影响。回归分析中加入城市级变量能够在某种程度上解释预期的最低工资变化,进而解释可能的预期行为。

例如研究开发型 OFDI 和垂直生产型 OFDI,需要对此类 OFDI 给予支持。我国工业产品附加值较低,缺乏对制造业核心技术的掌控能力,应鼓励具备产能优势的企业并购国外高端制造企业,能够利用逆向技术溢出效应,促使国内制造业产品升级。

参考文献:

- [1] 都阳,曲玥. 劳动报酬、劳动生产率与劳动力成本优势——对 2000—2007 年中国制造业企业的经验研究[J]. 中国工业经济,2009(5):25—35.
- [2] BUCKLEY P J. The limits of explanation: testing the internalization theory of the multinational enterprise[J]. Journal of International Business Studies,1988,19(2):181—193.
- [3] DUNNING J H. International production and the multinational enterprise[M]. London:George Allen & Unwin,1981:175—176.
- [4] SUMMARY R M,SUMMARY L J. The political economy of United States foreign direct investment in developing countries:an empirical analysis[J]. Quarterly Journal of Business & Economics,1995,34(3):80—92.
- [5] SCHNEIDER F,FREY B S. Economic and political determinants of foreign direct investment[J]. World Development,1985,13(2):161—175.
- [6] FROOT K A,STEIN J C. Exchange rates and foreign direct investment:an imperfect capital markets approach[J]. The Quarterly Journal of Economics,1991,106(11):1191—1217.
- [7] WHEELER D,MODY A. International investment location decisions: the case of U. S. firms[J]. Journal of International Economics,1992,33(1/2):57—76.
- [8] LUCAS R E. On the determinants of direct foreign investment:evidence from East and Southeast Asia[J]. World Development,1993,21(3):391—406.
- [9] KRUGMAN P. The income distribution disparity[J]. Challenge,1990,33(4):4—6.
- [10] KRAVIS I B,LIPSEY R E. The location of overseas production and production for export by U. S. multinational firms[J]. Journal of International Economics,1980,12(3/4):201—223.
- [11] 黄肖琦,柴敏. 新经济地理学视角下的 FDI 区位选择——基于中国省际面板数据的实证分析[J]. 管理世界,2006(10):7—13.
- [12] BUCKLEY P J,CLEGG L J,CROSS A. The determinants of Chinese outward foreign direct investment[J]. Journal of International Business Studies,2009,40(2):353—354.
- [13] 王永钦,杜巨澜,王凯. 中国对外直接投资区位选择的决定因素:制度、税负和资源禀赋[J]. 经济研究,2014(12):126—142.
- [14] MORCK R,YEUNG B,ZHAO M. Perspectives on China's outward foreign direct investment[J]. Journal of International Business Studies,2008,39(3):337—350.
- [15] 项本武. 东道国特征与中国对外直接投资的实证研究[J]. 数量经济技术经济研究,2009(7):33—46.
- [16] 田巍,余森杰. 企业生产率和企业“走出去”对外直接投资:基于企业层面数据的实证研究[J]. 经济学(季刊),2012(2):383—408.
- [17] 葛顺奇,罗伟. 中国制造业企业对外直接投资和母公司竞争优势[J]. 管理世界,2013(6):28—42.
- [18] MARTIN P,ROGERS C A. Industrial location and public infrastructure[J]. Journal of International Economics,1995,39(3/4):335—351.
- [19] DIXIT A K,STIGLITZ J E. Monopolistic competition and optimum product diversity[J]. American Economic Review,1977,67(3):297—308.
- [20] 聂辉华,江艇,杨汝岱. 中国工业企业数据库的使用现状和潜在问题[J]. 世界经济,2012(5):142—158.
- [21] CAI H,LIU Q. Competition and corporate tax avoidance:evidence from Chinese industrial firms[J]. The Economic Journal,2009,119(537):764—795.
- [22] GAN L,HERNANDEZ M A,MA S. The higher costs of doing business in China: minimum wages and firms' export behavior [J]. Journal of International Economics,2016(100):81—94.
- [23] OLLEY G S,PAKES A. The dynamics of productivity in the telecommunications equipment industry[J]. Econometrica,1996,64(6):1263—1297.
- [24] LEVINSOHN J,PETRIN A. Estimating production functions using inputs to control for unobservables [J]. The Review of Economic Studies,2003,70(2):317—341.
- [25] 马双,张劼,朱喜. 最低工资对中国就业和工资水平的影响[J]. 经济研究,2012(5):132—146.
- [26] 马双,邱光前. 最低工资对中国劳动密集型出口产品的影响[J]. 世界经济,2016(11):80—103.
- [27] 蒋冠宏,蒋殿春. 中国企业对外直接投资的“出口效应”[J]. 经济研究,2014(5):160—173.

