

双向直接投资协同发展对中国资源错配的影响

杨校美¹, 肖红叶²

(1. 河南大学 经济学院, 河南 开封 475001; 2. 天津财经大学 统计学院, 天津 300222)

摘要: 利用2003-2018年中国省级面板数据, 研究了双向直接投资协同发展对中国资源错配的影响。结果表明: 双向直接投资协同发展会显著降低中国整体资本错配和劳动力错配, 但该影响存在地区差异性。同时, 双向直接投资协同发展对中国资源错配的影响存在阶段性特征: 当人均收入水平低于19821元(2007年以前)时, 双向直接投资协同发展未对中国资源错配产生显著影响; 当人均收入水平大于19821元小于49542元(2008-2014年)时, 双向直接投资协同发展可以缓解资本错配, 但对劳动力错配的改善效果不明显; 当人均收入水平大于49542元(2015年以后)时, 双向直接投资协同发展有利于改善资源错配。进一步的作用机制分析表明, 双向直接投资协同发展通过提高金融深化水平和劳动力成本, 进而缓解资本错配和劳动力错配。

关键词: FDI; OFDI; 协同发展; 资源错配

中图分类号: F420 **文献标志码:** A **文章编号:** 1000-2154(2020)07-0086-16

DOI: 10.14134/j.cnki.cn33-1336/f.2020.07.008

Impact of Bidirectional Foreign Direct Investment Synergistic Development on Resource Misallocation in China

YANG Xiaomei¹, XIAO Hongye²

(1. School of Economics, Henan University, Kaifeng 475001, China;

2. School of Statistics, Tianjin University of Finance and Economics, Tianjin 300222, China)

Abstract: Using Chinese provincial panel data from 2003 to 2018, this paper investigates the impact of bidirectional foreign direct investment synergistic development on resource misallocation in China. The results show that the bidirectional foreign direct investment synergistic development can improve the misallocation of capital and labor resources in China significantly, but the impact shows regional differences. Meanwhile, the impact of bidirectional Foreign Direct Investment synergistic development on the resource misallocation in China shows the stage characteristics; when the capita income is below 19821 Yuan (before 2007), bidirectional foreign direct investment synergistic development has no effect on the misallocation of capital and labor resources in China. When the capita income is between 19821 Yuan and 49542 Yuan (2008 to 2015), bidirectional foreign direct investment synergistic development can improve the misallocation of capital resources but not labor resources. When the capita income is greater 49542 Yuan (after 2015), bidirectional foreign direct investment synergistic development can improve the misallocation of capital and labor resources in China significantly. Further, interactive studies show that he bidirectional foreign direct investment synergistic development can significantly enhance financial deepening and improve capital allocation efficiency, while at the same time raising labor cost for improving labor allocation efficiency.

Key words: FDI; OFDI; synergistic development; resources misallocation

收稿日期: 2020-04-02

基金项目: 国家社会科学基金一般项目“经济新常态下中国生产性服务业发展的统计研究”(17BTJ004); 河南省软科学研究计划项目“河南省生产性服务业集聚对制造业升级的影响及对策研究”(192400410069); 中国博士后科学基金第11批特别资助项目“生产性服务业集聚的资源错配改善效应研究”(2018T110719); 河南省高校科技创新人才支持计划(人文社会科学类)(2020-cx-022)

作者简介: 杨校美,男,副教授,硕士生导师,经济学博士,主要从事跨国公司与经济发展研究;肖红叶,男,教授,博士生导师,经济学博士,主要从事社会经济统计研究。

一、问题的提出

改革开放四十多年来,中国经济经历了高速发展,总量跃居世界第二位。但粗放型增长模式所引发的社会经济问题日益凸显,不仅导致资源配置效率低下、人均总产出和全要素生产率下降,而且还带来严峻的资源、生态和环境等问题,使得原有的增长模式难以为继,亟待向提高资源配置效率的高质量增长模式转变^[1]。对此,党的十九大报告中指出“以供给侧结构性改革为主线,推动经济发展质量变革、效率变革、动力变革,提高全要素生产率”,显示出从供给侧进行结构性改革,有效化解资源错配,提高全要素生产率,推动经济高质量发展成为当下亟待解决的重要议题。为确保经济改革的有效性,下面三个问题成为关注的焦点:第一,在中国经济增长过程中有哪些原因导致了资源错配的产生;第二,如何测度资源错配;第三,缓解资源错配和提高资源配置效率的有效途径是什么。

针对上述问题,现有文献进行了有益的探索:第一,关于资源错配产生的原因。国外研究者将资源错配产生的原因归结为金融市场摩擦、企业经营杠杆率过高、保险市场发育不完善、劳动力市场障碍等市场行为^[2-6]。国内学者则认为政府行政干预、所有制歧视和国有企业垄断^[7-11]、区域划分导致的市场分割^[12]、户籍制度的限制^[13]等因素的存在,扭曲了资本和劳动力等生产要素的实际价格,形成资源错配。第二,关于资源错配的测度。Hsieh 和 Klenow(2009)^[14]对中国和印度资源错配计算指数理论框架的构造堪称是该领域的代表性研究。在 HK 模型基础之上,相关学者进行了有价值的探索,比如 Brandt 等(2013)^[7]将国有和非国有部门纳入 HK 模型;龚关和胡关亮(2015)^[15]放松了 HK 模型规模报酬不变的假设条件;盖庆恩等(2015)^[16]除了测度资本错配和劳动力错配外,还测度了产品市场扭曲;陈诗一和陈登科(2017)^[17]将能源要素引入 HK 模型。第三,关于改善资源错配的途径。国外学者提出可以通过优化市场结构,比如提高金融中介融资效率和减少劳动力市场摩擦来缓解资源错配^[6,18-19]。而国内学者刘贯春等(2017)^[20]则认为劳动力市场管制并不一定导致资源错配,中国最低工资标准的设定和提高,反而有助于改善资源错配。同时,政府对产业政策的支持,比如产业集聚,在大多数情况下也可以降低资源错配,提高资源配置效率^[21-23]。也有少数研究聚焦在吸引外资的资本错配改善效果方面,刘湘丽(2000)^[24]、赵奇伟和汤君(2015)^[25]、孙浦阳和彭伟瑶(2014)^[26]的研究发现,吸引外资可以缓解东道国的资本错配,提高资本使用效率。而赵伟等(2006)^[27]、白俊红和刘宇英(2018)^[28]的研究发现,对外直接投资也是缓解资源错配的有效途径。

然而,现有研究尚未关注到双向直接投资对资源错配的影响,尤其是以双向直接投资协同发展为切入点,这为本文的研究提供了可能的拓展空间。作为中国对外开放的重要组成部分,外商直接投资和对外直接投资是实施“引进来”和“走出去”相并重战略以获取资金、技术或市场资源的关键所在^[29-30]。根据联合国贸发会议(UNCTAD)的统计,中国双向直接投资的流量和存量均呈现出同向增长的趋势(如图1和图2),2018年中国吸引外商直接投资的流量和存量分别为1390亿美元和16277亿美元,均位居世界第二位;同期,中国对外直接投资流量和存量分别为1298亿美元和19388亿美元,位居世界第二位和第三位。那么,作为生产要素跨国配置的两种重要方式,如此大规模的双向直接投资流动会对中国的资源错配产生什么样的影响?关于这一问题的思考和回答,对于中国制定科学合理的“引进来”与“走出去”政策,进而促进资源的优化配置和实现经济高质量发展具有重要的现实意义。

鉴于此,本文利用中国2003-2018年30个省(市、区)统计数据,实证检验了双向直接投资协同发展对资源错配的影响。进一步,根据国际直接投资新发展趋势、人均 GDP 水平的改变和中国对外开放战略的特点,并结合数据本身特点对双向直接投资协同发展阶段进行划分,探讨双向直接投资协同发展不同阶段对资源错配的影响。最后,从金融深化和劳动力成本提高两个途径对双向直接投资协同发展影响资源错配的传导机制进行了检验。

区别于以往研究,本文的主要贡献在于:其一,首次验证了双向直接投资协同发展与资源错配之间的关系,丰富了资源错配方面的研究;其二,利用中介效应模型对双向直接投资协同发展影响资源错配进行

了检验,从更深层次理解导致资源错配的原因。其三,采用面板门限估计方法进行估计,获得双向直接投资协同发展与资源错配之间的非线性关系,有助于更为精准地制定改善资源错配的政策路径。

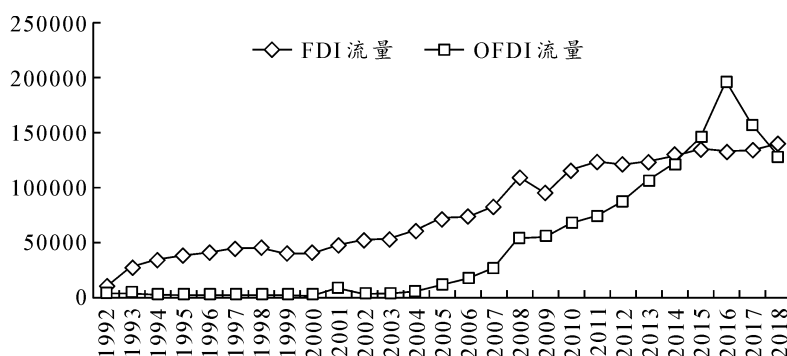


图1 中国双向直接投资的流量

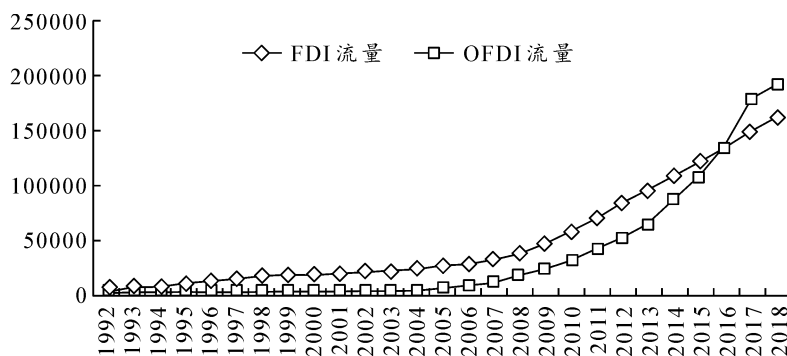


图2 中国双向直接投资的存量

二、理论分析

作为中国获取资金、技术和市场资源重要途径的两大战略,外商直接投资和对外直接投资近年来均获得了快速增长,双向直接投资协同发展日趋明显,并成为引导资源合理流动,改善资源错配和提高资源配置效率的重要推动力量。具体而言,双向直接投资协同发展通过提升金融深化水平改善资本错配。一方面,外商直接投资除了为东道国带来稀缺的资本,缓解金融抑制外,还可以改善东道国信贷市场供求双方的信息不对称,并通过垂直效应和水平效应,缓解东道国企业的融资约束^[31],从而降低融资成本,增加资本流动性,形成更加开放、包容、高效的金融体系,进而改善资本错配,提高资本配置效率。另一方面,资本“引进来”也为资本“走出去”提供了坚实的基础。东道国金融实力的增强和金融深化水平的提高,为企业跨国配置资本和生产经营创造了基本条件,通过 OFDI 逆向技术溢出效应,东道国金融机构与发达国家金融机构建立起了比较紧密的关系,通过与发达国家金融机构展开合作、交流和竞争,东道国金融机构的管理水平和运作效率都得到了较大程度的提高,金融深化水平进一步优化。因此,通过外商直接投资与对外直接投资的相互影响、相互促进和相互强化,可以不断提升东道国金融深化水平,而金融深化水平的提高可以增加资源流动性,减少金融投资交易成本,增加投资,从而缓解资本错配,提高资本配置效率^[32]。故得出:

假设1:双向直接投资协同发展通过提升金融深化水平改善资源错配。

双向直接投资协同发展通过提高劳动力成本改善劳动力错配。外商直接投资的进入可以把东道国过剩的劳动力从农村和效率低的行业释放出来,这不仅有利于扩大东道国劳动力市场规模和提高劳动力匹配程度,而且还有利于当地外资企业和内资企业工人之间的交流和学习,进而促进管理经验、技术和营销

手段等知识的外溢,提高劳动者的工资。在发展中国家,伴随着工资水平的提高,劳动者有更强的动机和愿望从事培训和工作,降低劳动力搜寻和匹配的成本,从而可以改善本地劳动力的错配状况。此外,基于信息不对称和提高工人效率的考量,外资企业会通过提高工资的办法来吸收高技术工人,从而引导高技术工人从技术水平相对较低的内资企业流向技术水平相对较高的外资企业。这一方面会改善本地区劳动力的错配状况,另一方面也会倒逼本地内资企业提高劳动力的配置效率。随着东道国外商直接投资的持续进入和劳动力成本的攀升,生产效率高和竞争能力强的企业开始“走出去”。而作为跨国经营活动的重要载体,国内高技术工人也随之发生跨国流动。为了弥补该缺口,国内中低端技术工人通过本地跨国公司技术溢出效应所产生的示范、模仿和人员流动效应,成为中高端技术工人。在劳动力供给减少和技术含量提高双重作用下,劳动力工资提高,从而有利于改善劳动力错配。同时,通过对外直接投资“走出去”的劳动者,通过与国际劳动力市场接轨,对照国际上高技术工人的标准,不断自我革新和自我完善,并通过回流国内,带来先进技术和先进的管理经验,从而进一步提升国内技术工人的技术含量和工资水平。通过外商直接投资和对外直接投资的双向流动和双向协同发展,引致劳动者技术水平上升和工资水平提高,从而改善劳动力错配,提高劳动力配置效率。故得出:

假设2:双向直接投资协同发展通过提高劳动力成本改善劳动力错配。

三、资源错配的测算框架及度量结果

本文在 Hsieh 和 Klenow (2009)^[14]、陈永伟和胡伟民 (2011)^[33] 的理论基础上,构建一个更容易理解的要素错配计算方法,来测算各地区的资本错配程度和劳动力错配程度。假定每个地区都使用资本和劳动力两种要素进行生产,要素市场满足完全竞争条件,产品市场满足垄断竞争条件,并采用规模报酬不变的 C-D 生产函数进行生产,具体形式如下:

$$Y_i = A_i K_i^{\alpha_i} L_i^{\beta_i} \quad (1)$$

其中, α_i 和 β_i 分别表示 i 地区的资本产出弹性和劳动力产出弹性,且 $\alpha_i + \beta_i = 1$, A_i 表示 i 地区的全要素生产率。另外,考虑到生产效率的异质性问题,每个地区都面临着两种要素扭曲:资本扭曲(τ_i^K),反映资本的边际产品;劳动力扭曲(τ_i^L),反映劳动力的边际产品,则各地区所面临的利润函数为:

$$\pi_i = p_i Y_i - (1 + \tau_i^K) r K_i - (1 + \tau_i^L) \omega L_i \quad (2)$$

其中, r 和 ω 分别表示 i 地区资本和劳动力的实际要素价格。

式(2)的最优化一阶条件为:

$$\alpha_i p_i A_i K_i^{\alpha_i - 1} L_i^{\beta_i} = (1 + \tau_i^K) r \quad (3)$$

$$\beta_i p_i A_i K_i^{\alpha_i} L_i^{\beta_i - 1} = (1 + \tau_i^L) \omega \quad (4)$$

考虑到欧拉定理: $Y = \sum_{i=1}^N p_i Y_i$ 和资源约束条件: $\sum_{i=1}^N K_i = K$, $\sum_{i=1}^N L_i = L$,并结合最优化一阶条件(3)和(4),我们可以得到在竞争均衡条件下 K_i 和 L_i 的值:

$$K_i = \frac{\frac{p_i \alpha_i Y_i}{(1 + \tau_i^K) r}}{\sum_i \frac{p_i \alpha_i Y_i}{(1 + \tau_i^K) r}} K \quad (5)$$

$$L_i = \frac{\frac{p_i \beta_i Y_i}{(1 + \tau_i^L) \omega}}{\sum_i \frac{p_i \beta_i Y_i}{(1 + \tau_i^L) \omega}} L \quad (6)$$

为了分析的方便,我们可以定义两类“错配指数”:资本绝对错配指数和劳动力绝对错配指数,具体的定义如下:

$$\gamma_i^K = \frac{1}{1 + \tau_i^K} \quad (7)$$

$$\gamma_i^L = \frac{1}{1 + \tau_i^L} \quad (8)$$

在竞争均衡下,地区*i*的产值在整个经济中所占的产值份额为 $s_i = \frac{p_i Y_i}{Y}$,产出加权的资本贡献值为 $\alpha =$

$\sum_{i=1}^N s_i \alpha_i$,则资本的相对错配指数可以定义为:

$$\hat{\gamma}_i^K = \frac{\gamma_i^K}{\sum_{j=1}^N \left(\frac{s_j \alpha_j}{\alpha} \right) \gamma_j^K} \quad (9)$$

同理,我们可以定义劳动力的相对错配指数如下:

$$\hat{\gamma}_i^L = \frac{\gamma_i^L}{\sum_{j=1}^N \left(\frac{s_j \beta_j}{\beta} \right) \gamma_j^L} \quad (10)$$

在实际测算过程中,绝对错配指数是无法测度的,因此,经常采用相对错配指数。由式(5)(6)(9)和(10)得:

$$K_i = \frac{s_i \alpha_i \hat{\gamma}_i^K}{\alpha} K \quad (11)$$

$$L_i = \frac{s_i \beta_i \hat{\gamma}_i^L}{\beta} L \quad (12)$$

根据式(11)和(12),我们可以得出地区*i*的资本相对错配指数和劳动力相对错配指数:

$$\hat{\gamma}_i^K = \frac{\left(\frac{K_i}{K} \right)}{\left(\frac{s_i \alpha_i}{\alpha} \right)} \quad (13)$$

$$\hat{\gamma}_i^L = \frac{\left(\frac{L_i}{L} \right)}{\left(\frac{s_i \beta_i}{\beta} \right)} \quad (14)$$

其中, $\frac{K_i}{K}$ 表示在实际生产过程中地区*i*所使用的资本占总资本的比重, $\frac{s_i \alpha_i}{\alpha}$ 表示在资本有效配置时地区*i*所使用的资本比重,两者之间的比值可以反映地区*i*中资本偏离最优配置的程度。如果该比值大于1,则说明相对于最优资本配置,资本配置过度,如果该比值小于1,则说明相对于最优资本配置,资本配置不足。劳动力错配指数的定义与此类似。

资本错配指数和劳动力错配指数测度中核心部分是资本产出弹性 α_i 和劳动力产出弹性 β_i 的测度,由于在生产过程中各地区资源禀赋和所采用的技术水平存在着较大的差异,所以产出弹性也会随着时间和地区个体的不同而呈现出异质性特征。为了刻画这种时变性,本文采用状态空间模型和卡尔曼滤波对资本产出弹性和劳动力产出弹性进行估计。具体的,对式(1)构造如下状态空间模型:

量测方程为:

$$\ln Y_{it} = \ln A_{it} + \alpha \ln K_{it} + \beta \ln L_{it} + \varepsilon_{it} \quad (15)$$

状态方程:

$$\ln A_{it} = \theta \ln A_{it-1} + \delta_{it} \quad (16)$$

$$\alpha_{it} = \phi_i \alpha_{it-1} + v_{it} \quad (17)$$

$$\beta_{it} = \lambda_i \beta_{it-1} + \mu_{it} \quad (18)$$

其中,假定 $\varepsilon_{it}, \delta_{it}, \nu_{it}, \mu_{it}$ 服从均值为0的高斯分布,且不存在自相关性,各时变参数服从一阶自回归过程 $AR(1)$, 技术水平的自回归系数不随个体的改变而不同。产出变量 (Y_{it}): 本文用各地区的实际 GDP 来表示。关于实际 GDP 的测度, 本文以 2003 年为基期, 利用 GDP 平减指数进行平减, 得到实际 GDP。劳动力投入 (L_{it}): 本文采用各地区的年平均就业人数来表示, 即年初就业人数与年末就业人数的算术平均。资本投入量 (K_{it}): 本文采用各地区的资本存量来表示, 关于资本存量的测度, 采用永续盘存法, 其计算公式如下:

$$K_t = \frac{I_t}{P_t} + (1 - \delta_t)K_{t-1} \quad (19)$$

其中, K_t 为当期的固定资本存量, I_t 为当期的固定资产投资额, P_t 为固定资产投资价格指数, δ_t 为固定资产折旧率, 采用单豪杰 (2008)^[34] 的取值, $\delta_t = 10.96\%$, K_{t-1} 为上一期的固定资本存量。

在得出各地区的资本相对错配指数和劳动力相对错配指数后, 我们可以计算出地区的资本错配指数 (τ_i^K) 和劳动力错配指数 (τ_i^L), 其计算公式如下:

$$\tau_i^K = \frac{1}{\hat{\gamma}_i^K} - 1 \quad (20)$$

$$\tau_i^L = \frac{1}{\hat{\gamma}_i^L} - 1 \quad (21)$$

如果资本错配指数 (τ_i^K) 大于 0, 说明资本配置不足, 反之表示资本过度配置。如果劳动力错配指数 (τ_i^L) 大于 0, 则表明劳动力配置不足, 反之表明劳动力过度配置。指数的绝对值越大, 表征资源错配程度越深, 指数的绝对值越小, 表征资源错配程度在缓解。

根据上面的测度方法, 可以得出各地区 2003-2018 年资本错配指数和劳动力错配指数 (图 3 和图 4)。从图 3 中可以看出, 在所研究的样本区间内, 东、中、西三大区域都存在着明显的资本错配, 且不同地区资本错配呈现出分化现象: 东部地区资本配置不足, 而中部地区和西部地区资本配置过度。就其错配程度而言, 东部地区资本配置不足程度和西部地区资本配置过度程度最深。从发展趋势看, 中部地区和西部地区资本错配状况大都呈现出向最优配置 0 轴靠近的趋势, 表现出随时间改善的趋势。而东部地区虽然具有向最优配置 0 轴靠拢的趋势, 但这种随时间改善的趋势还不十分明显。另外, 资本错配受外部经济冲击和国内经济政策的影响较大。伴随着 2008 年国际金融海啸的冲击以及国家为应对危机大规模经济刺激方案的出台, 三大区域的资本错配都呈现出快速恶化的态势。而随着中国经济步入新常态和供给侧结构性改革的深入推进, 三大区域的资本均表现为逐渐向最优资本配置的 0 轴靠拢, 资本错配得到一定程度的改善。

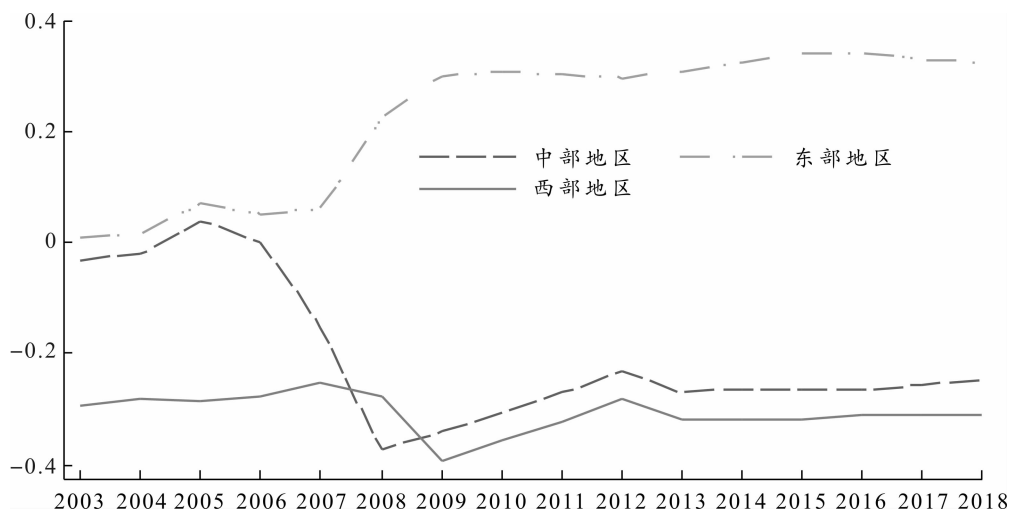


图 3 2003-2018 年资本错配程度变化趋势

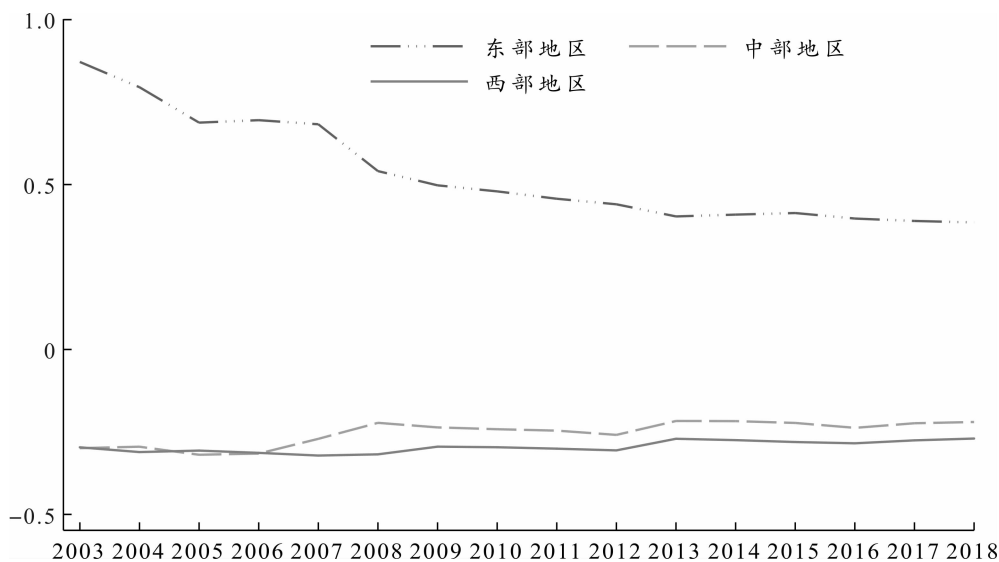


图4 2003-2018年劳动力错配程度变化趋势

从图4中我们可以发现,在所研究的样本区间内,东部、中部和西部地区的劳动力配置都表现出了向最优配置0轴靠近的趋势,劳动力错配表现出随着时间改善的态势。东部地区劳动力错配指数为正,表明劳动力配置不足,劳动力短缺。而中部地区和西部地区的劳动力错配指数为负,表明劳动力配置过度,劳动力过剩。户籍制度的放开和东部地区向中西部地区的产业转移,使得中西部地区过剩的劳动力向东部地区流动,使得东部地区和中西部地区的劳动力错配状况得到了改善,进而改善了全国范围内的劳动力错配状况。

四、模型设定、变量选取与数据说明

(一) 模型设定与估计方法

为分析双向直接投资协同发展是否改善了中国的资源错配,本文将资源错配作为被解释变量,双向直接投资协同发展作为解释变量,并纳入控制变量以反映宏观经济和社会发展状况对资源错配的影响,考虑到资源错配可能存在一定程度的路径依赖^[35],本文构建如下动态面板模型:

$$\tau_{Ki,t} = c + \alpha\tau_{Ki,t-1} + \beta\ln IO_{it} + \sum \gamma_j x_{ijt} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (22)$$

$$\tau_{Li,t} = c + \alpha\tau_{Li,t-1} + \beta\ln IO_{it} + \sum \gamma_j x_{ijt} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (23)$$

其中, $\tau_{Ki,t-1}$ 和 $\tau_{Li,t-1}$ 分别表示资本错配指数和劳动力错配指数的滞后一阶, IO_{it} 为本文的核心解释变量,表示第*i*个地区*t*年的双向直接投资协同发展水平, β 测度了双向直接投资协同发展对资源错配的影响,如果 β 显著大于0,则反映双向直接投资协同发展会恶化资源错配, β 显著小于0,则反映双向直接投资协同发展可以改善资源错配。 x_{ijt} 为控制变量信息集,下文将对这些变量进行解释和说明。 u_i 和 v_i 分别表示地区和时间固定效应, ε_{it} 为随机干扰项。

考虑到双向直接投资协同发展与资源错配之间可能存在着双向因果关系:双向直接投资协同发展水平的提高可以缓解资源错配,而资源错配的改善反过来会促进吸引外资和对外投资的融合发展。此外,现实中大多数宏观经济变量是非平稳序列,传统的估计方法最小二乘法(OLS)难以有效的解决变量之间的内生性问题。为此,本文利用双向直接投资协同发展的滞后一期作为工具变量,采用系统GMM进行参数估计。

(二) 变量选取与数据说明

被解释变量:资源错配指数,包括资本错配指数(τ_i^K)和劳动力错配指数(τ_i^L),在前文已经进行测度和说明,在此不做赘述。

核心解释变量:双向直接投资协同发展程度(IO),根据 Dunning(1981)的投资发展周期理论(IDP),随着一国人均收入水平的提高,FDI和OFDI呈现出此消彼长的发展态势^[36]。本文采用黄凌云等(2018)的做法,利用容量耦合系统模型来测度和刻画 FDI 和 OFDI 之间的协调发展水平^[37]。将 FDI 和 OFDI 的耦合度表示如下:

$$C_{it}(IO) = FDI_{it} \times OFDI_{it} / (\alpha FDI_{it} + \beta OFDI_{it})^\gamma \quad (24)$$

其中, FDI_{it} 表示第*i*个地区第*t*期的实际利用外资金额; $OFDI_{it}$ 表示第*i*个地区第*t*期的对外直接投资金额。 α 和 β 为特定权重,分别代表外商直接投资与对外直接投资的贡献系数, $0 < \alpha < 1$ 、 $0 < \beta < 1$ 、 $\alpha + \beta = 1$ 。考虑到外商直接投资与对外直接投资在中国开放战略中具有同等重要的作用, α 和 β 的取值都为0.5。 γ 为调节系数,表示一个系统中包含的子系统的个数,其取值范围为 $2 \leq \gamma \leq 5$ 。由于本文研究的“外商直接投资-对外直接投资”包含两个子系统,所以取 $\gamma = 2$ 。 $C_{it}(IO)$ 值越大,耦合度越高; $C_{it}(IO)$ 值越小,耦合度越低。由于 FDI 和 OFDI 存在差异,会出现两者的值较低而耦合度较高的情况,为了避免这种情况的出现,构造如下的 FDI 和 OFDI 协同发展指标:

$$D_{it}(IO) = (C \times T)^{\frac{1}{2}} \quad (25)$$

其中, $T = (FDI_{it} + OFDI_{it})/2$,表示投资综合指标; $D_{it}(IO)$ 表示第*i*个地区第*t*年 FDI 和 OFDI 的协同发展程度, $D_{it}(IO)$ 值越大,FDI 和 OFDI 的协同发展程度越高,反之,则协同发展程度越低。

结合(24)式和(25)式,双向直接投资协同发展的测度公式如下:

$$D_{it}(IO) = \{ FDI_{it} \times OFDI_{it} / [(FDI_{it} + OFDI_{it})/2] \}^{1/2} \quad (26)$$

根据(26)式我们可以测度出中国各地区2003-2018年双向直接投资的协同发展水平,从图5中可以发现,东、中、西部地区在所研究的样本区间内双向直接投资协同发展水平都呈现出了快速增长的态势,但不同地区双向直接投资的协同发展水平存在明显差异:东部地区明显快于中西部地区,中西部地区之间差异较小。另外,三个地区双向直接投资协同发展水平在提高的同时也存在着一定程度的波动。从时间节点看,波动的拐点发生在2008年,在2008年国际经济危机发生以前,2003-2008年,三个地区双向直接投资协同发展水平增速相对较慢;而在2008年后,东、中、西部地区双向直接投资协同发展进入快速增长通道,尤其是东部地区其增速最为明显。

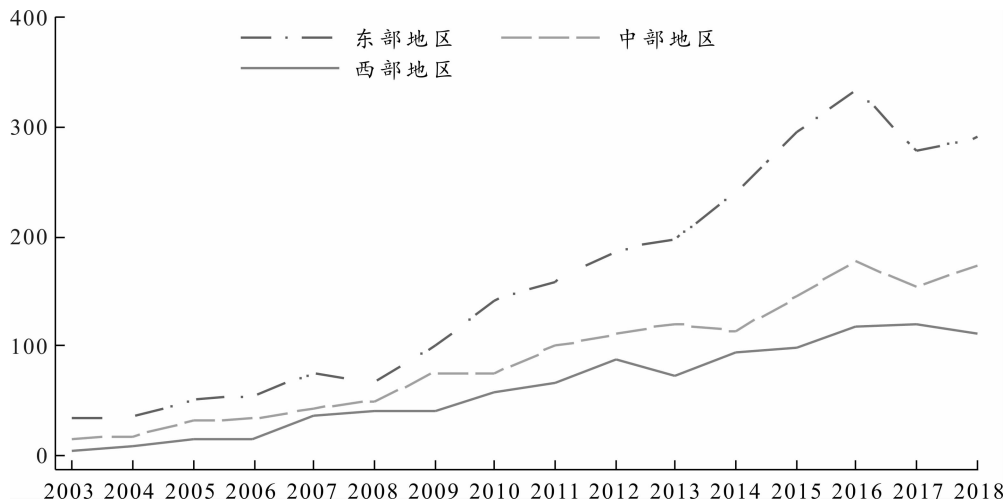


图5 2003-2018年中国双向直接投资协同发展趋势

除了核心解释变量外,本文还加入了可能影响地区资源配置的其他控制变量。

(1) 出口依存度(*export*)。Melitz(2003)^[38]的研究表明,相对于国内企业,出口企业具有更高的效率。他认为在开放条件下,出口企业面对更多的竞争对手和更大的产品市场,效率低下的出口企业就会被淘汰,为了存活下去,出口企业只有不断地提高效率,从而促进资源从效率低的企业流向效率高的企业,进而使资源得到优化配置。对于处在转型时期的中国而言,在出口导向型战略的驱动下,政府通过出口退税、财政补贴等非市场化手段压低生产要素价格,进而达到鼓励企业出口的目的,产生了所谓的“生产率悖论”现象^[39-40],造成了出口企业的生产效率可能低于国内企业的现象,从而恶化资源配置。本文采用样本期内地区出口总额占地区GDP的比重来衡量出口依存度。

(2) 进口依存度(*import*)。进口贸易作为获取生产要素的重要途径,进而影响到资源的配置效率。Coe等(1997)^[41]认为进口贸易主要通过以下四个途径达到优化资源配置效率的目的。第一,中间产品和资本设备的进口可以提高本国的生产率;第二,通过学习先进国家的生产方法、产品设计、组织方式和市场条件,提高资源的利用效率;第三,发展中国家通过模仿、消化和吸收发达国家的技术,提高本国的技术水平;第四,可能会促进一些新的适宜技术的产生,从而提高进口国的生产率水平。本文采用样本期内地区进口总额占地区GDP的比重来衡量进口依存度。

(3) 产业结构(*structure*)。产业结构的动态变迁,既是经济发展模式的转变,也是生产要素流动和优化的结果。伴随着产业结构在一、二、三产业之间的动态改变,资本和劳动力等生产要素也从效率低的部门和产业流向效率高的部门和产业,进而起到了资源的优化配置功能。本文采用样本期内地区第三产业产值占地区GDP的比重来衡量产业结构。

(4) 政府干预(*government*)。在转型经济体中,制度安排的不当或缺失造成市场化程度相对较低,进而引发政府对经济的过多干预,从而造成生产要素配置的扭曲和经济发展模式的畸形。鉴于中国各地区官员的唯GDP考核标准和锦标赛标准,各地方政府运用政府行政力量干预要素的市场化定价和合理的要素流动成为各地方经济发展过程中的一种常态,这势必会造成要素配置效率的下降和资源的浪费。本文采用样本期内地方政府财政支出占地区GDP的比重来衡量政府干预程度。

(5) 市场化程度(*market*)。资源合理配置的基础是要素价格能快速且准确地反映资源的稀缺性,也即按照市场机制实现要素由生产效率低的地区和部门向生产效率高的地区和部门流动。市场化程度高的地区和部门,其资源错配的效率也相对较高。本文采用樊纲等(2011)^[42]以及王小鲁等(2019)^[43]测算的中国分省份市场化指数来表征各地区的市场化程度。由于上述指标数据仅更新到2016年,因此,为了保持统计指标的一致性和有效性,本文利用插值法,通过完全线性回归和加权线性回归两种方法来测算外推插值,从而得到2003-2018年的市场化指数。

进一步,在进行机制检验时,涉及变量的测度方法具体为:(1) 劳动力成本(*wage*),采用城镇单位就业人员平均工资来衡量。(2) 金融深化(*fd*),已有研究多采用信贷占GDP的比重来测度金融深化,但以政府主导型金融体系为基本特征的中国,国有企业凭借其特殊的优势地位,可以非常便捷地获得优惠资金支持,且在“预算软约束”条件下,银行等金融机构对国有企业的廉价资金支持力度会持续增加,而一些具有发展潜力且生产效率高的民营企业,却面临着严重融资约束。因此,采用信贷占GDP比重来测度金融深化是不恰当的,用非国有企业贷款占GDP比重来衡量金融深化显得更为合适^[44],具体公式为:

$$fd = \frac{\text{总贷款}}{GDP} \times \left(1 - \frac{\text{国有企业固定资产投资额}}{\text{全社会固定资产投资}} \right) \quad (27)$$

本文研究的样本为中国30个省(市、区),不包括港、澳、台和西藏地区,研究区间为2003-2018年,之所以从2003年开始,是因为商务部从2003年起才开始对外公布对外直接投资数据。吸引外资和对外投资的数据分别来源于各年度《外商直接投资统计公布》和《对外直接投资公报》,就业人数来源于各年度《中国劳动统计年鉴》,市场化指数来源于樊纲等(2011)^[42]以及王小鲁等(2019)^[43]测算的中国分省份市场化指数,其他数据均来源于各年度《中国统计年鉴》和各省区市统计年鉴。表1给出了上述变量的描述性统计。

表1 主要变量的描述性统计

| 变量定义 | 观测值 | 均值 | 标准差 | 最小值 | 最大值 |
|------------------------|-----|------------|------------|------------|-------------|
| 资本错配指数(τ_K) | 480 | -0.0649 | 0.3542 | -0.7386 | 1.3541 |
| 劳动力错配指数(τ_L) | 480 | 0.0594 | 0.5185 | -0.6276 | 2.6745 |
| 双向直接投资协同发展水平(IO) | 480 | 262.8243 | 270.3322 | 0.0000 | 1521.6500 |
| 金融深化(fd) | 480 | 0.7841 | 0.3067 | 0.3216 | 2.0391 |
| 劳动力成本($wage$) | 480 | 41058.5100 | 23446.4200 | 10397.0000 | 145766.0000 |
| 出口($export$) | 480 | 0.1659 | 0.1912 | 0.0148 | 0.9053 |
| 进口($import$) | 480 | 0.1583 | 0.2392 | 0.0041 | 1.3384 |
| 产业结构($structure$) | 480 | 0.4191 | 0.0845 | 0.2830 | 0.8023 |
| 政府干预($government$) | 480 | 0.2046 | 0.0921 | 0.0792 | 0.6269 |
| 市场化程度($market$) | 480 | 6.2694 | 1.7979 | 2.5300 | 10.9200 |
| 资本扭曲系数($distort_K$) | 480 | 0.3036 | 0.4996 | -0.6889 | 2.0664 |
| 劳动力扭曲系数($distort_L$) | 480 | -0.0922 | 0.3848 | -0.6984 | 1.2732 |

五、实证检验

(一) 基准回归

为了保证回归方向的一致性,借鉴季书涵等(2016)^[22]的做法,对因变量做绝对值处理,数值越大,错配越严重。当被解释变量与解释变量反方向变动时,则认为资源错配状况改善。估计结果如表2所示,AR(1)和AR(2)的 p 值表明,至少在5%的显著性水平下,扰动项的差分存在一阶自相关,但不存在二阶自相关,故接受原假设“扰动项无自相关”,可以使用系统GMM。Sargan检验的 p 值显示,至少在1%的显著性水平下,接受“所有工具变量都有效”的原假设,即所有的工具变量都是有效的,系统GMM是有效的。

从核心解释变量看,双向直接投资协同发展对资本错配和劳动力错配的影响均显著为负,一定程度上表明,双向直接投资协同发展有利于中国资本和劳动力资源错配程度的降低,提高资源利用效率。中国通过实施“引进来”和“走出去”相并重的开放战略,在全球价值链体系中,利用国内和国际两个市场,引导资本和劳动力等资源合理流动,进而改善中国的资源错配程度。

从被解释变量的滞后阶看,资本错配和劳动力错配的滞后一阶的估计系数都显著为正,显示出资源错配具有一定程度的惯性,上期资源错配会对当前资源错配产生影响,资源错配

表2 双向直接投资协同发展对资源错配的影响:基准回归

| 解释变量 | τ_K | | τ_L | |
|--------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| $\ln IO$ | -0.0752 *** (0.0223) | -0.0633 *** (0.0241) | -0.1401 *** (0.0501) | -0.1203 *** (0.0489) |
| fd | | -0.0689 * (0.0411) | | -0.0124 *** (0.0049) |
| $\ln wage$ | | -0.0362 *** (0.0109) | | -0.0509 *** (0.0172) |
| $export$ | | 0.0658 (0.1341) | | 0.7186 *** (0.0785) |
| $import$ | | 0.1954 (0.1753) | | -0.0664 * (0.0369) |
| $structure$ | | -0.6402 *** (0.1806) | | -0.2592 *** (0.0732) |
| $government$ | | 0.1357 *** (0.0680) | | 0.5174 *** (0.0758) |
| $market$ | | -0.0140 *** (0.0066) | | -0.0151 *** (0.0021) |
| $L1. \tau$ | 0.6577 *** (0.0398) | 0.5906 *** (0.0537) | 0.6056 *** (0.0168) | 0.5668 *** (0.0190) |
| 年份固定 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 省份固定 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| AR(1) | 0.0000 | 0.0000 | 0.0357 | 0.0231 |
| AR(2) | 0.4595 | 0.5806 | 0.6961 | 0.3437 |
| sargan | 1.0000 | 1.0000 | 1.0000 | 1.0000 |
| 观测值 | 450 | 450 | 450 | 450 |

注:***、**、*分别表示1%、5%和10%的显著性水平,括号内的数值为相应的标准误差。

存在明显的路径依赖。

从控制变量看,金融深化对资本错配和劳动力错配的影响都显著为负,表明通过完善金融市场和提高金融深化水平可以改善中国的资本和劳动力错配。劳动力成本对资本错配和劳动力错配的影响均为负,且都在1%统计水平上显著,这意味着,劳动力成本上升可以缓解资本和劳动力错配。出口对资本错配的影响不显著,表明出口对中国资本错配的改善效果不明显,出口“生产率悖论”在资本配置方面没有体现。出口对劳动力错配的影响显著为正,表明出口非但没有改善中国的劳动力错配状况,反而恶化了中国的劳动力错配状况,出口“生产率悖论”在劳动力配置方面成立。进口对资本错配的影响不显著,表明通过进口并不能降低中国的资本错配程度,但对劳动力的影响则显著为负,一定程度上表明,进口有利于中国劳动力错配的改善。产业结构对资本错配和劳动力错配的影响都显著为负,表明通过产业结构的高度化和优化升级可以改善中国整体的资源错配状况。政府干预对资本错配和劳动力错配的影响均显著为正,在一定程度上表明,政府干预扭曲了要素市场,不利于中国资本和劳动力错配的改善。市场化水平对资本错配和劳动力错配的影响均显著为负,表明市场化水平的提高可以降低中国资本和劳动力错配状况,提高资源的配置效率。

(二) 稳健性检验

为进一步验证估计结果的稳健性,本文拟采用地区要素市场资本扭曲系数 $distort_K$ 替换地区资本错配指数 τ_K ,地区劳动力扭曲系数 $distort_L$ 替换地区劳动力错配指数 τ_L 来验证双向直接投资协同发展与资源错配之间的关系是否成立。在市场经济和完全竞争条件下,要素的实际报酬应该等于要素的实际贡献,而根据分配的边际生产力论,要素的实际贡献就是其边际产品,因此,在要素配置不存在扭曲的条件下,要素的实际报酬等于边际产品。而在要素市场存在扭曲的条件下,要素的实际报酬就会和边际产品发生偏离,基于上述理论和数据的可获得性,要素市场资本扭曲系数 $distort_K$ 和劳动力扭曲系数 $distort_L$ 的测度公式如下:

$$distort_{K_i} = \frac{MP_{K_i}}{r_i} - 1 = \beta_{K_i} \frac{p_i y_i}{r K_i} - 1 \quad (28)$$

$$distort_{L_i} = \frac{MP_{L_i}}{w_i} - 1 = \beta_{L_i} \frac{p_i y_i}{w L_i} - 1 \quad (29)$$

其中, MP_{K_i} 和 MP_{L_i} 分别表示地区资本边际产出和劳动力边际产出, $p_i y_i$ 表示地区生产总值, w_i 表示劳动力价格,本文采用各地区城镇单位就业人员平均工资表示,并用2003年为基期的实际工资指数进行平减。对于资本价格,通常可以用市场利率来表示,但对于转型期的中国而言,金融市场发展不完善,市场化程度不高,利率水平很大程度上受到政府管制,因此,基于供求关系的市场化利率水平难以形成。在这种情况下,本文借鉴段国蕊和臧旭恒(2013)^[45]的做法,选取实际贷款利率作为反映资本价格的指标。用 r_{it} 表示资本价格, i_t 表示1年期的法定贷款基准利率, p_{it} 表示消费者价格指数(CPI)的变动率,则资本的价格可以近似的表示为:

$$r_{it} = i_t - p_{it} \quad (30)$$

如果 $distort_{K_i}$ 和 $distort_{L_i}$ 等于0,则意味着资本和劳动力的实际报酬等于实际贡献,不存在要素扭曲;如果 $distort_{K_i}$ 和 $distort_{L_i}$ 大于0,则表明要素的实际报酬低于实际贡献,存在着正向要素错配;如果 $distort_{K_i}$ 和 $distort_{L_i}$ 小于0,则说明要素的实际报酬高于实际贡献,存在着负向要素错配。与前文一致,由于存在要素市场扭曲系数大于0和小于0两种情况,对因变量 $distort_{K_i}$ 和 $distort_{L_i}$ 取绝对值处理,对动态模型(22)和(23)采用系统GMM方法进行估计,检验结果如表3所示。

估计结果显示,双向直接投资协同发展对资本扭曲系数 $distort_{K_i}$ 和劳动力扭曲系数 $distort_{L_i}$ 的影响都显著为负,且模型通过了Arellano-Bond自相关检验和Sargan工具变量检验,表明系统GMM的估计结果是一致有效的,双向直接投资协同发展可以在一定程度上改善资本扭曲和劳动力扭曲。用要素市场资本扭曲系数 $distort_{K_i}$ 和劳动力扭曲系数 $distort_{L_i}$ 替换资本错配指数 τ_K 和劳动力错配指数 τ_L 后,我们的回归结果基本和上文保持一致,具有相当的稳健性。

①若本年度内1年期法定贷款基准利率进行调整,则取数次调整后的平均值作为本年度1年期法定贷款基准利率。

(三) 分地区回归

与中国经济高速发展相伴随的是区域经济发展的不平衡性,那么,双向直接投资协同发展对资源错配的影响是否存在地区差异性?这是我们接下来重点研究的问题。与前文保持一致,将总样本分为东部地区、中部地区和西部地区三个子样本,以考察双向直接投资对资源错配影响的地区差异性,如表4所示。

从表4的估计结果看,双向直接投资协同发展对东部地区的资本错配和劳动力错配的影响均显著为负,东部地区双向直接投资协同发展有利于该地区资源错配的改善;而中部地区和西部地区则呈现出分化现象:中部地区双向直接投资协同发展对资本错配的影响显著为负,但对劳动力错配的影响虽然为负,但不显著;西部地区双向直接投资协同发展仅能改善劳动力错配,但对资本错配的改善效果不明显。究其原因,凭借其有利的区位优势、国家政策倾斜和相对完善的市场化环境,东部地区的双向直接投资协同发展水平较高,进而通过“引进来”和“走出去”战略的实施,引导资源合理配置,有效地改善了东部地区的资本错配和劳动力错配。得益于“中部崛起”战略和东部沿海地区产业向中部地区转移,双向直接投资协同发展可以改善中部地区的资本错配,但劳动力市场供给依然存在着较为严重的结构性问题,从而使得中部地区双向直接投资协同发展对劳动力错配的改善效果还不明显;西部地区由于资源禀赋条件和相对滞后的市场化环境,使得双向直接投资协同发展水平相对较低,可以改善本地区的劳动力错配,而对于资本错配状况的改善效果则不明显。

表3 双向直接投资协同发展对资源错配的影响:稳健性检验

| 解释变量 | $distort_K$ | | $distort_L$ | |
|-------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| $lnIO$ | -0.0064*** (0.0021) | -0.0052*** (0.0025) | -0.0313*** (0.0078) | -0.0155*** (0.0060) |
| fd | | -0.0064* (0.0035) | | -0.0822*** (0.0204) |
| $lnwage$ | | -0.0362*** (0.0109) | | -0.0509*** (0.0172) |
| $export$ | | 0.2473** (0.1341) | | 0.2150*** (0.0169) |
| $import$ | | -0.1932 (0.0285) | | -0.0139*** (0.0045) |
| $structure$ | | -0.5723*** (0.1289) | | -0.3810*** (0.0901) |
| $goverment$ | | 0.3124** (0.1572) | | 0.5174*** (0.0758) |
| $market$ | | -0.0134*** (0.0058) | | -0.0332*** (0.0061) |
| $L1. \tau$ | 0.7157*** (0.0249) | 0.6525*** (0.0185) | 0.9263*** (0.0552) | 0.9147*** (0.0591) |
| 年份固定 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 省份固定 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| $AR(1)$ | 0.0036 | 0.0033 | 0.0022 | 0.0078 |
| $AR(2)$ | 0.4531 | 0.4452 | 0.3570 | 0.4121 |
| $sargan$ | 1.0000 | 1.0000 | 1.0000 | 1.0000 |
| 观测值 | 450 | 450 | 450 | 450 |

注:***、**、*分别表示1%、5%和10%的显著性水平,括号内的数值为相应的标准误差。

表4 双向直接投资协同发展对资源错配的影响:分地区回归

| | 东部地区 | | 中部地区 | | 西部地区 | |
|------------|-----------------------|-----------------------|----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| | τ_{Ki} | τ_{Li} | τ_{Ki} | τ_{Li} | τ_{Ki} | τ_{Li} |
| $lnIO$ | -0.5828** (0.2711) | -0.8465** (0.4209) | -0.6880* (0.3545) | -0.3241 (0.2838) | -0.0481 (0.0803) | -0.0939** (0.0410) |
| $L1. \tau$ | 0.6632*** (0.0458) | 0.8263*** (0.0712) | 0.6810** (0.0324) | 0.9650*** (0.0131) | 0.8431*** (0.0149) | 0.7720*** (0.0161) |
| 控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 年份固定 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 省份固定 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| $AR(1)$ | 0.0052 | 0.0043 | 0.0146 | 0.0079 | 0.0452 | 0.0049 |
| $AR(2)$ | 0.3218 | 0.4527 | 0.5564 | 0.4897 | 0.5613 | 0.4987 |
| $sargan$ | 1.0000 | 1.0000 | 1.0000 | 1.0000 | 1.0000 | 1.0000 |
| 观测值 | 208 | 208 | 96 | 96 | 176 | 176 |

注:***、**、*分别表示1%、5%和10%的显著性水平,括号内的数值为相应的标准误差。

(四) 分阶段回归

借鉴 Dunning(1981)^[34]的投资发展周期理论,并考虑到国际直接投资的新发展趋势、人均 GDP 水平的改变和中国对外开放战略的特点,本文根据数据本身特点来内生地划分双向直接投资协同发展阶段。具体地,从资源配置角度探寻双向直接投资协同发展的阶段性规律,将错配程度作为因变量,沿用前文的回归控制变量,将人均 GDP(*pgdp*)作为门限变量,根据门限面板模型来确定门限的个数,门限效应检验结果显示(如表5所示),在自举次数为300的条件下,存在双重门限,第一个门限值(如表6所示)为 $pgdp = 19821$ 元,第二个门限值为 $pgdp = 49542$ 元。根据门限值将双向直接投资协同发展分为三个阶段,并对每个阶段进行了系统 GMM 估计,以考察双向直接投资协同发展阶段的不同对中国资源错配的影响,估计结果如表7所示。

从表7的估计结果中我们可以发现,当 $pgdp \leq 19821$ 元时,双向直接投资协同发展对资本错配和劳动力错配的影响均不显著,这在一定程度上表明,双向直接投资协同发展对中国整体的资源错配改善效果不明显。这一研究结果与门限值19821元所对应的双向直接投资的发展阶段相契合,2007年中国人均 GDP 为 20494 元。2003-2007年,中国对外投资刚刚起步,无论从流量还是从存量看,都与吸引外资存在着较大差距,从而造成双向直接投资协同发展水平较低,对中国资源错配的缓解作用还相当有限。

当 $19821 < pgdp \leq 49542$ 元时,双向直接投资协同发展对资本错配的影响显著为负,而对劳动力错配的影响虽然为负但不显著。也就是说,在这个时期,双向直接投资协同发展有利于改善资本错配,而对劳动力错配的改善效果不明显。与该区间相对应的时间节点是2008-2014年(2008年中国人均 GDP 为 24100 元,2014年中国人均 GDP 的值为 47173 元),该时期对外直接投资获得了快速发展,尤其是2008年国际金融危机以后,对外直接投资增长的步伐明显加快,与吸引外资之间的差距在不断缩小,并与2015年首次超过吸引外资(流量),对外投资与吸引外资关系与地位的变化,促使双向直接投资协同发展水平不断提高,从而有利于中国资本错配的改善,但对劳动力错配的改善效果还不明显。

当 $pgdp > 49542$ 元时,双向直接投资协同发展对资本错配和劳动力错配的影响均显著为负,这表明,该时期双向直接投资协同发展可以有效地改善中国整体的资本和劳动力错配。与这个时期相对应的时间节点是2015年(2015年中国人均 GDP 的值为 50237 元)至今。伴随着中国经济进入新常态,经济增速由高速增长转变为中低速增长,产能过剩,结构性问题突出,为此,需要进行结构性改革。而“一带一路”倡议作为供给侧结构性改革的重要组成部分,发挥着越来越重要的作用。而伴随着“一带一路”倡议的深入推进,双向直接投资也进入了一个新的更快的发展阶段,双向直接投资协同发展也进入了高度融合阶段,因此,其对中国资本错配和劳动力错配的改善效果也越来越明显。

表5 门限效应检验结果

| 模型 | F 值 | P 值 | BS 次数 | 临界值 | | |
|------|----------|--------|-------|---------|---------|---------|
| | | | | 1% | 5% | 10% |
| 单一门限 | 27.95 ** | 0.0133 | 300 | 30.0378 | 20.4218 | 16.6882 |
| 双重门限 | 14.98 * | 0.0533 | 300 | 23.3598 | 14.9892 | 12.1438 |
| 三重门限 | 8.62 | 0.3933 | 300 | 29.9699 | 23.0075 | 17.9998 |

表6 门限估计值

| | 门限估计值 | 95% 置信区间 |
|---------------------|--------|----------------|
| 单一门限模型(<i>g1</i>) | 19821. | [19475, 19992] |
| 双重门限模型: | | |
| Ito(<i>g1</i>) | 36530 | [36120, 36752] |
| Ito(<i>g2</i>) | 49542 | [49112, 49651] |

注:***、**、*分别表示1%、5%和10%的显著性水平,括号内的数值为相应的标准误差。

表7 双向直接投资协同发展对资源错配的影响:分阶段回归

| | $pgdp \leq 19821$ | | $19821 < pgdp \leq 49542$ | | $pgdp > 49542$ | |
|------------------------------|------------------------|------------------------|---------------------------|------------------------|-------------------------|-------------------------|
| | τ_{Ki} | τ_{Li} | τ_{Ki} | τ_{Li} | τ_{Ki} | τ_{Li} |
| <i>lnIO</i> | 0.0149 (0.0322) | -0.0123 (0.0232) | -0.0385 *** (0.0037) | -0.0107 (0.0076) | -0.0323 *** (0.0069) | -0.1669 *** (0.0251) |
| <i>L1. τ</i> | 0.3251 *** (0.1284) | 0.6162 *** (0.0451) | 0.6697 ** (0.0416) | 0.6009 *** (0.0126) | 0.6657 *** (0.0213) | 0.5042 *** (0.0089) |
| 控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 年份固定 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |

(续表7)

| | $pgdp \leq 19821$ | | $19821 < pgdp \leq 49542$ | | $pgdp > 49542$ | |
|--------|-------------------|-------------|---------------------------|-------------|----------------|-------------|
| | τ_{Ki} | τ_{Li} | τ_{Ki} | τ_{Li} | τ_{Ki} | τ_{Li} |
| 省份固定 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| AR(1) | 0.0421 | 0.0525 | 0.0001 | 0.0522 | 0.0058 | 0.0016 |
| AR(2) | 0.3785 | 0.4201 | 0.5806 | 0.3437 | 0.3947 | 0.3021 |
| sargan | 1.0000 | 1.0000 | 1.0000 | 1.0000 | 1.0000 | 1.0000 |

注:***、**、*分别表示1%、5%和10%的显著性水平,括号内的数值为相应的标准误差。

六、传导机制检验

从第二部分的理论分析中得出,双向直接投资协同发展通过提升金融深化水平,从而缓解资本错配;通过提高劳动力成本,缓解劳动力错配。

为了验证这两个传导渠道的作用,本文对资本错配和劳动力错配分别构建如下中介效应模型:

$$fd_{it} = c + \beta_1 \ln IO_{it} + \sum \gamma_j x_{ijt} + \varepsilon_{it} \quad (31)$$

$$\tau_{Kit} = c + \alpha \tau_{Kit-1} + \beta \ln IO_{it} + \eta fd_{it} + \sum \gamma_j x_{ijt} + \varepsilon_{it} \quad (32)$$

$$\ln wage_{it} = c + \beta_1 \ln IO_{it} + \sum \gamma_j x_{ijt} + \varepsilon_{it} \quad (33)$$

$$\tau_{Lit} = c + \alpha \tau_{Lit-1} + \beta \ln IO_{it} + \phi \ln wage_{it} + \sum \gamma_j x_{ijt} + \varepsilon_{it} \quad (34)$$

其中,公式(32)和式(34)中的 β 衡量的是双向直接投资协同发展对资源错配的直接效应, $\beta_1 \eta$ 衡量双向直接投资协同发展通过提高金融深化改善资本错配的中介效应, $\beta_1 \phi$ 衡量双向直接投资协同发展通过提高劳动力成本改善劳动力错配的中介效应。

估计结果如表8所示,其中,第(1)列是基于式(31)的估计结果,研究发现双向直接投资协同发展提高了金融深化水平,从而从第(2)列的估计结果中我们就可以发现,金融深化水平的提高可以改善资本错配。第(3)列是基于式(32)的估计结果,结果显示,双向直接投资协同发展通过金融深化缓解资本错配。第(4)列是基于式(33)的估计结果,发现双向直接投资协同发展可以提高劳动力成本,从而从第(5)列的回归结果可知,劳动力成本提高有利于劳动力错配的改善。第(6)列是基于式(34)的估计结果,显示双向直接投资协同发展通过提高劳动力成本改善劳动力错配。因此,上述实证研究表明:双向直接投资协同发展通过提高金融深化水平改善资本配置,通过提高劳动力成本改善劳动力错配。

表8 双向直接投资协同发展对资源错配的机制分析

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
|------------|-----------------------|------------------------|------------------------|-----------------------|------------------------|------------------------|
| | fd | τ_{Ki} | τ_{Ki} | $\ln wage$ | τ_{Li} | τ_{Li} |
| $\ln IO$ | 0.2247*** (0.0816) | | -0.0633*** (0.0241) | 2.1053*** (0.6074) | | -0.1203*** (0.0489) |
| fd | | -0.0875* (0.0432) | -0.0689* (0.0411) | 0.1056* (0.0543) | -0.0187*** (0.0051) | -0.0124*** (0.0049) |
| $\ln wage$ | 0.1093* (0.0561) | -0.0427*** (0.0086) | -0.0362*** (0.0109) | | -0.0647*** (0.0094) | -0.0509*** (0.0172) |
| L1. τ | | 0.6725*** (0.0175) | 0.5906*** (0.0537) | | 0.8035*** (0.0325) | 0.5668*** (0.0190) |
| 控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 年份固定 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 省份固定 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| AR(1) | | 0.0036 | 0.0000 | | 0.0022 | 0.0231 |
| AR(2) | | 0.4531 | 0.5806 | | 0.3570 | 0.3437 |
| sargan | | 1.0000 | 1.0000 | | 1.0000 | 1.0000 |
| 观测值 | 480 | 450 | 450 | 480 | 450 | 450 |

注:***、**、*分别表示1%、5%和10%的显著性水平,括号内的数值为相应的标准误差。

七、结论及启示

改革开放四十多年来,随着中国融入经济全球化和全球价值链的程度不断加深,中国吸引的外商直接投资和对外直接投资均持续快速增长。在此背景下,本文研究了双向直接投资对中国资源错配的影响。具体是,利用2003-2018年中国省级面板数据,采用系统GMM方法,并结合中介效应检验模型,实证检验了双向直接投资协同发展对中国资源错配的影响。从总体看:双向直接投资协同发展会显著降低中国资本错配和劳动力错配。分地区看:东部地区双向直接投资协同发展可以缓解资源错配;中部地区双向直接投资协同发展仅能改善资本错配,对劳动力错配的改善效果不明显;西部地区双向直接投资协同发展可以改善劳动力错配,但对资本错配的改善效果不明显。同时,双向直接投资协同发展对中国资源错配的影响存在阶段性特征:当人均收入水平低于19821元(2007年以前)时,双向直接投资协同发展未对中国资源错配产生显著影响;当人均收入水平大于19821元小于49542元(2008-2014年)时,双向直接投资协同发展可以缓解资本错配,但对劳动力错配的改善效果不明显;当人均收入水平大于49542元(2015年以后)时,双向直接投资协同发展有利于改善资源错配。进一步的作用机制分析表明,双向直接投资协同发展通过提高金融深化水平和劳动力成本,进而缓解资本错配和劳动力错配,提高经济效益。

当下中国正处于由要素投入向提高资源配置效率转变的高质量发展阶段,如何统筹吸引外资与对外投资,发挥其优化资源配置的作用,是进一步扩大改革开放所面临的重要问题。首先,各地区应该继续坚持吸引外资的基本开放战略不动摇,鼓励本地企业在全价值链的不同位置同外资企业进行合作。通过跨国公司的技术溢出效应来降低本地地区的资源错配状况,提高资源利用效率,提升本地区企业的生产率。同时通过与外国跨国公司的合作与竞争,本地企业能够获得对外投资的经验和能力,从而开展对外直接投资,利用对外直接投资的逆向技术溢出效应改善国内的资源错配,提高资源的配置效率。其次,各地区相关职能部门应该制定和建立吸引外资和对外投资相关协调机制,在引导当地政府招商引资,提高资源配置效率的同时,鼓励企业对外直接投资,参与国际竞争,依靠双向直接投资的协同发展实现本地区资源优化配置和经济高质量发展。

参考文献:

- [1] 杨汝岱. 中国制造业企业全要素生产率研究[J]. 经济研究, 2015(2): 61-74.
- [2] RESTUCCIA D, YANG D T, ZHU X. Agriculture and aggregate productivity: a quantitative cross-country analysis[J]. *Journal of Monetary Economics*, 2008, 55(2): 234-250.
- [3] BUERA F J, KABOSKI J P, SHIN Y. Finance and development: a tale of two sectors[J]. *The American economic review*, 2011, 101(5): 1964-2002.
- [4] PHILIPS G, SERTSIOS G. How do firm financial conditions affect product quality and pricing[J]. *Management Science*, 2013, 59(8): 1764-1782.
- [5] KINI O, SHENOY J, SUBRAMANIAM V. Impact of financial leverage on the incidence and severity of product failures: evidence from product recalls[J]. *The Review of Financial Studies*, 2016, 30(5): 1790-1829.
- [6] MUNSHI K, ROSENZWEIG M. Networks and misallocation: insurance, migration, and the rural-urban wage gap[J]. *American Economic Review*, 2016, 106(1): 46-98.
- [7] BRANDT L, TOMBE T, ZHU X D. Factor market distortions across time, space and sectors in China[J]. *Review of Economic Dynamics*, 2013, 16(1): 39-58.
- [8] 韩剑, 郑秋玲. 政府干预如何导致地区资源错配——基于行业内和行业间错配的分解[J]. *中国工业经济*, 2014(11): 69-81.
- [9] 靳来群, 林金忠, 丁诗诗. 行政垄断对所有制差异所致资源错配的影响[J]. *中国工业经济*, 2015(4): 31-43.
- [10] CHEN S Y, HENDERSON V, CAI W. Political favoritism in China's capital markets and its effect on city sizes[J]. *Journal of Urban Economics*, 2017, 13(98): 69-87.
- [11] 陈诗一, 刘朝良, 冯博. 资源配置效率、城市规模分布与福利分析[J]. *经济研究*, 2019(2): 133-147.
- [12] 宋马林, 金培振. 地方保护、资源错配与环境福利绩效[J]. *经济研究*, 2016(12): 47-61.

- [13] 柏培文. 中国劳动要素配置扭曲程度的测量[J]. 中国工业经济, 2012(10):19-31.
- [14] HSIEH C T, KLENOW P J. Misallocation and manufacturing TFP in China and India[J]. The Quarterly Journal of Economics, 2009, 124(4):1403-1448.
- [15] 龚关, 胡关亮. 中国制造业资源配置效率与全要素生产率[J]. 经济研究, 2015(5):4-15.
- [16] 盖庆恩, 朱喜, 程名望. 要素市场扭曲、垄断势力与全要素生产率[J]. 经济研究, 2015(5):61-75.
- [17] 陈诗一, 陈登科. 中国资源配置效率动态演化——纳入能源效率的新视角[J]. 中国社会科学, 2017(4):67-83.
- [18] VOLLRATH D. How important are dual economy effects for aggregate productivity[J]. Journal of Development Economics, 2009, 13(88):325-334.
- [19] BUERA F J, SHIN Y. Financial frictions and the persistence of history: a quantitative exploration[J]. Journal of Political Economy, 2013, 121(2):221-272.
- [20] 刘贯春, 陈登科, 丰超. 最低工资标准的资源错配效应及其作用机制分析[J]. 中国工业经济, 2017(7):62-80.
- [21] 季书涵, 朱英明. 产业集聚的资源错配效应研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2017(4):57-73.
- [22] 季书涵, 朱英明, 张鑫. 产业集聚对资源错配的改善效果研究[J]. 中国工业经济, 2016(6):73-90.
- [23] 崔书会, 李光勤, 豆建民. 产业协同集聚的资源错配效应研究[J]. 统计研究, 2019(2):76-87.
- [24] 刘湘丽. 外商投资对软饮料行业资源配置效率的影响[J]. 管理世界, 2000(3):64-70.
- [25] 赵奇伟, 汤君. 市场分割状态下的外商直接投资与资本配置效率[J]. 南大商学评论, 2015(4):1-17.
- [26] 孙浦阳, 彭伟瑶. 外商直接投资、资源配置与生产率提升[J]. 中南财经政法大学学报, 2014(6):131-139.
- [27] 赵伟, 古广东, 何元庆. 外向 FDI 与中国技术进步: 机理分析与尝试性实证[J]. 管理世界, 2006(7):53-60.
- [28] 白俊红, 刘宇英. 对外直接投资能否改善中国的资源错配[J]. 中国工业经济, 2018(1):60-78.
- [29] 裴长洪. 吸引外商投资的新增长点: 理论与实践经验——最近几年外商投资重要特征分析[J]. 中国工业经济, 2009(4):30-41.
- [30] 杨连星, 罗玉辉. 中国对外直接投资与全球价值链升级[J]. 数量经济技术经济研究, 2017(6):54-70.
- [31] 田素华, 史晋星, 窦菲菲. 金融在中国双向直接投资中的作用与影响机制分析[J]. 复旦学报(社会科学版), 2018(6):135-152.
- [32] THORSTEN B, LEVINE R, LOAYZA N. Finance and sources of growth[J]. Journal of Financial Economics, 2000, 58(12):261-310.
- [33] 陈永伟, 胡伟民. 价格扭曲、要素错配和效率损失: 理论和应用[J]. 经济学(季刊), 2011(4):1401-1422.
- [34] 单豪杰. 中国资本存量 K 的再估算: 1952-2006 年[J]. 数量经济技术经济研究, 2008(10):17-31.
- [35] 袁志刚. 深化要素市场改革创新对外开放模式[J]. 经济研究, 2013(2):19-20.
- [36] DUNNING J. Explaining the international direct investment position of countries: towards a dynamic or developmental approach[J]. Review of World Economics (Weltwirtschaftliches Archiv), 1981, 117(1):30-64.
- [37] 黄凌云, 刘冬冬, 谢会强. 对外投资和吸引外的双向协调发展研究[J]. 中国工业经济, 2018(3):80-97.
- [38] MELITZ M J. The Impact of trade on intra-industry reallocations and aggregate industry productivity[J]. Econometrica, 2003, 8(71):1695-1725.
- [39] 李春顶. 中国出口企业是否存在“生产率悖论”: 基于中国制造业企业数据的检验[J]. 世界经济, 2010(7):64-81.
- [40] 汤二子. 中国企业“出口—生产率悖论”: 理论裂变与检验重塑[J]. 管理世界, 2017(2):30-42.
- [41] COE D, HELPMAN E, HOFFMAISTER W. North-south R&D spillovers[J]. Economic Journal, 1997, 107(440):134-149.
- [42] 樊纲, 王小鲁, 朱恒鹏. 中国市场化指数: 各地区市场化相对进程 2011 年报告[M]. 北京: 经济科学出版社, 2011:417-418.
- [43] 王小鲁, 樊纲, 胡李鹏. 中国分省份市场化指数报告(2018)[M]. 北京: 社会科学文献出版社, 2019:216-217.
- [44] 张军, 金煜. 中国的金融深化和生产率关系的再检验: 1987-2001[J]. 经济研究, 2005(11):34-44.
- [45] 段国蕊, 臧旭恒. 中国式分权、地方政府行为与资本深化[J]. 南开经济研究, 2013(3):37-53.



(责任编辑 束顺民 周法法)