

外商直接投资能否改善中国要素市场扭曲

才国伟, 杨 豪

[摘要] 本文旨在探讨不断涌入的外商直接投资是否有助于改善中国要素市场扭曲,提高全要素生产率。基于1998—2013年制造业企业数据,在测算各地区各产业资本市场和劳动力市场扭曲程度的基础上,本文实证考察了外商直接投资对要素市场扭曲的异质性影响及其作用机制。研究发现,外商直接投资对资本市场扭曲和劳动力市场扭曲存在非对称影响,对资本市场扭曲的矫正作用要远高于劳动力市场。在更换外商直接投资和要素市场扭曲的度量指标以及考虑遗漏变量问题之后,这一结果依然稳健。进一步的研究发现,外商直接投资对资本市场扭曲的影响受到宏观经济波动、地区经济环境、产品市场竞争程度和行业外部融资依赖度的影响;外商直接投资是通过降低企业融资约束、提高企业生产效率和缓解政策扭曲等途径来矫正资本市场扭曲,提高资本配置效率。因此,深化经济体制改革,建立统一高效的要素市场,需要进一步扩大开放,吸引和利用好更多的外商直接投资。

[关键词] 外商直接投资; 要素市场扭曲; 资本市场; 融资约束

[中图分类号]F124 **[文献标识码]**A **[文章编号]**1006-480X(2019)10-0042-19

一、引言

从“摸着石头过河”到顶层设计,从增量改革到存量改革,中国已经走出了一条适合自己的发展道路。改革与开放两条主线的交织,是中国改革开放以来的重要经验和启示。从国内看,中国的市场化进程已步入改革深水区,随着中国经济步入高质量发展的新时代,原来发展比较滞后的要素市场亟需全面深化改革,不断提高生产要素的配置效率。从国外看,虽然和平与发展仍是世界主题和共识,但是逆全球化和单边主义的逆流不容小觑。在这种情况下,是否坚持以开放促改革、以开放促发展,是否坚持利用好外资继续为中国经济高质量发展服务,对这些问题的解答尤为重要。

党的十九大报告指出,要“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”。同样,经济增长理论也预示着,提高全要素生产率是经济高质量发展的必然要求。众多研究表明,在中国经济转轨过程中,要素市场发展滞后和扭曲是造成资源配置效

[收稿日期] 2019-01-07

[基金项目] 教育部人文社会科学研究规划基金项目“外部资产结构与经济风险的跨国传导研究:作用机理与应对策略”(批准号19YJA790001);国家自然科学基金面上项目“媒体报道与公司治理:监督企业还是被企业捕获?”(批准号71372146);广东省普通高校创新团队项目“社会主义市场经济理论基础与政策体系”(批准号2016WCXTD001)。

[作者简介] 才国伟,中山大学岭南学院教授,博士生导师,经济学博士;杨豪,中山大学岭南学院博士研究生。通讯作者:杨豪,电子邮箱:yanghaosc@163.com。感谢中国科学院数学学部委托课题“粤港澳大湾区建设成为世界级经济区研究”的资助。感谢匿名评审专家和编辑部的宝贵意见,当然文责自负。

率低下和全要素生产率损失的重要原因(张杰等,2011a;张杰等,2011b)。如何矫正要素市场扭曲、提升资源配置效率是实现中国经济转型升级过程中亟待解决的重要问题。基于此,本文聚焦于中国要素市场扭曲及其影响因素,尝试为提高生产要素的配置效率提供新的政策思路。

现有文献对于一国内部要素市场扭曲状况的研究表明,优化资本和劳动力等生产要素的流动与配置(Restuccia and Rogerson,2013;韩剑和郑秋玲,2014)、减少政府干预对微观经济部门的扭曲性影响(张杰,2016),是保持全要素生产率可持续增长的重要改革措施。另一方面,伴随着中国经济进入新一轮转型升级,对外开放也迎来一轮新高潮。即使受到美国贸易战的影响,流向中国的外商直接投资仍然恢复到了历史最高位,中国仍然是吸引外资最多的发展中国家。新近批量推出的开放举措,如《鼓励外商投资产业目录(2019年版)》《外商投资准入特别管理措施(负面清单)(2019年版)》等,吸引着各方眼球。外商直接投资所带来的经济增长、技术进步、就业和税收增长等正向溢出效应已被大量研究所证实(覃毅和张世贤,2011;刘晓玲和熊曦,2016;张开迪等,2018),但鲜有文献直接讨论外商直接投资是否对一国要素配置效率也存在正向影响。Varela(2017)发现资本账户开放和金融自由化可以提高一国全要素生产率。白俊红和刘宇英(2018)的研究也发现,对外直接投资能够显著地改善中国整体资本和劳动力的错配程度,提高资源配置效率。而Gopinath et al.(2017)对南欧国家的研究表明,伴随着金融自由化,利率水平随之下降,大量资本涌入反而加剧了南欧国家的资源错配程度,导致生产效率损失。由此产生这样的疑问:中国的要素市场扭曲状况如何?外商直接投资对中国要素市场扭曲和资源配置效率产生了何种影响?中国各地发展不平衡,外商直接投资对要素市场扭曲的作用是否存在差异?

本文试图在已有文献研究的基础上,测算和解释中国要素市场扭曲现状,并结合宏微观数据,从理论和实证层面对上述问题进行较为全面地回答。由于要素市场扭曲的直接效应就是资源误配所造成的经济效率损失,因此,只要测算出资源误配带来的生产效率损失就能间接地反映要素市场的扭曲状况。基于此,本文沿用Hsieh and Klenow(2009)的测算框架,同时稍作改变,使之更加符合中国要素市场扭曲的现实特征,对1998—2013年中国要素市场的扭曲程度进行测算,并进一步实证分析了外商直接投资对中国要素市场扭曲和资源配置效率的影响。^①与既有文献相比,本文的贡献可能体现在:在开放经济生产要素跨国流动的框架下,试图揭示外商直接投资影响要素市场扭曲的内在机制;在中国所有制成分多样、地区发展不平衡的情况下,试图揭示外商直接投资对中国要素市场扭曲存在的异质性作用。

文章的后续安排如下:第二部分介绍要素市场扭曲测算方法与外商直接投资对要素市场扭曲的作用机理;第三部分测算中国要素市场扭曲程度和各地区要素市场扭曲差异;第四部分实证检验外商直接投资对中国要素市场扭曲的影响;第五部分探讨外商直接投资对资本市场扭曲的异质性影响及其作用机制;最后是本文的结论与政策启示。

二、要素市场扭曲测算方法与FDI影响机制

1. 要素市场扭曲的测算方法

要素市场扭曲的测算方法可以分为直接法和间接法(Restuccia and Rogerson,2013)。直接法对投入要素获得补贴或征税的额度进行测算(Atkinson and Halvorsen,1984;施炳展和冼国明,2012;

^① 在中国经济的转轨过程中,各级政府对要素市场的干预和控制造成要素市场的市场化改革进程长期滞后于产品市场(张杰,2016)。因此,本文在使用Hsieh and Klenow(2009)的测算框架时将关注点集中在资本和劳动力要素市场,而非产品市场。

蒋含明,2013),间接法不关注具体的扭曲原因,而是在利润最大化的条件下分析最优配置与实际配置间的效率差距(Hsieh and Klenow,2009;陈永伟和胡伟民,2011;Brandt et al.,2013)。鉴于数据可获得性和便于测算结果解释,本文采用间接法测算要素市场扭曲程度。该方法的基本思路是,通过反事实方法测算出当不存在要素市场扭曲时能实现的最优全要素生产率水平,再将其与数据中得到的实际全要素生产率水平作差,即可得到生产效率损失。由于这种生产效率损失是由要素配置扭曲导致的,本文用其度量要素市场扭曲程度。

在现有文献中,同一行业内企业生产率的分散度通常被视为要素配置效率的衡量标准。在 Hsieh and Klenow(2009)的理论框架下,生产要素的边际产出等于边际成本与其对应“楔子”的乘积。具体看,资本和劳动的边际产出($MRPK$ 和 $MRPL$)的表达式为:^①

$$MRPK_{si}=(1-\alpha_s)\frac{\sigma-1}{\sigma}\frac{P_{si}Y_{si}}{K_{si}}=(1+\tau_{si}^K)r \quad (1)$$

$$MRPL_{si}=\alpha_s\frac{\sigma-1}{\sigma}\frac{P_{si}Y_{si}}{L_{si}}=(1+\tau_{si}^L)w \quad (2)$$

其中, Y_{si} 为企业的总产出, P_{si} 为企业产品的价格, α_s 代表行业 s 中劳动的收入份额, σ 为不同产品 Y_{si} 之间的替代弹性, r 与 w 分别代表资本和劳动的价格。在中国市场化改革进程中,要素市场改革滞后于产品市场:一方面,在投资驱动的增长模式下,适当地控制资本要素价格和分配权,成为促进经济增长的重要手段,从而导致不同企业的资本边际产出与资本价格间存在着不同的“楔子”(τ_{si}^K);另一方面,通过对劳动价格实行管制,有利于获得经济增长所需的资本积累和低劳动力成本竞争优势,进而使得不同企业的劳动边际产出与其价格之间也存在着异质的“楔子”(τ_{si}^L)。当要素市场不存在扭曲时,所有企业的要素边际产出等于要素价格。反之,当要素市场存在扭曲时,同一行业内不同企业间要素边际产出存在差异,进而导致总体生产效率损失。

在行业 CES 生产函数设定下,将企业生产率加总,得到行业 s 的生产效率(TFP_s):

$$TFP_s=[\sum_{i=1}^{M_s}(A_{si}(\frac{\overline{MRPL}_s}{MRPL_{si}})^{\alpha_s}(\frac{\overline{MRPK}_s}{MRPK_{si}})^{1-\alpha_s})^{\sigma-1}]^{\frac{1}{\sigma-1}} \quad (3)$$

其中, A_{si} 为企业 i 的全要素生产率, \overline{MRPL}_s 与 \overline{MRPK}_s 分别等于行业 s 内各企业劳动和资本边际产出按照企业 i 产值权重加权的平均值。当不存在扭曲时,同一行业内企业间要素边际产出相等,此时最优的全要素生产率(TFP_s^*)为:

$$TFP_s^*=[\sum_{i=1}^{M_s}(A_{si})^{\sigma-1}]^{\frac{1}{\sigma-1}} \quad (4)$$

基于(3)式和(4)式,可以计算出消除要素市场扭曲所带来的全要素生产率提升。在实际操作中,为了便于解释其经济含义,本文对其进行对数化处理。基于资本市场扭曲($1+\tau_{si}^K$)、劳动市场扭曲($1+\tau_{si}^L$)、企业生产率(A_{si})服从联合对数正态分布的假设,可以得到更直观的生产效率改进

① 模型具体的推导过程详见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejournal.org>)附件。本文在刻画要素市场扭曲时与 HK 模型存在细微的区别,主要关注资本市场(τ_{si}^K)和劳动市场(τ_{si}^L)的扭曲程度,而 HK 模型则主要探讨产品市场(τ_{si}^Y)和资本市场(τ_{si}^K)相对于劳动市场的扭曲程度。进行这样调整的原因在于,中国要素市场的改革长期滞后于产品市场,关注要素市场扭曲程度更加符合中国现实经济特征。

公式^①:

$$\log\left(\frac{TFP_s^*}{TFP_s}\right) = \frac{\sigma(1-\alpha_s)^2 + \alpha_s(1-\alpha_s)}{2} Var[\log(1+\tau_{si}^K)] + \frac{\sigma\alpha_s^2 + \alpha_s(1-\alpha_s)}{2} Var[\log(1+\tau_{si}^L)] + (\sigma-1)\alpha_s(1-\alpha_s) Cov[\log(1+\tau_{si}^K), \log(1+\tau_{si}^L)] \quad (5)$$

式(5)表明,由要素市场扭曲所导致的生产效率损失取决于同一行业内不同企业间要素边际产出的分散度及不同要素边际产出的相关关系。根据(5)式,可以得到各行业由要素市场扭曲所引致的生产效率损失,再按照不变的平均行业产值比重进行加权平均,就可以得到总体生产效率损失,用以度量要素市场扭曲程度。^②同时,本文还进一步分解了资本和劳动市场扭曲对总体扭曲的贡献。在具体的测算过程中,分别设定资本市场扭曲程度(τ_{si}^K)和劳动市场扭曲程度(τ_{si}^L)为零或某一常数,从而得到在不存在资本或劳动市场扭曲时的反事实生产率水平,再将反事实生产率与实际生产率作差,其差值分别等于资本或劳动市场扭曲对总生产率损失的贡献度,其大小分别反映了资本市场和劳动市场扭曲程度。

2. 外商直接投资对要素市场扭曲的影响机理

在研究要素市场扭曲和资源错配的文献中,Hsieh and Klenow(2009)的测算方法得到了广泛运用。尽管基于该方法的测算结果均表明中国要素市场存在着较为严重的扭曲,但仍有两方面问题亟待解决:一方面,该测算方法虽然能够计算出由要素市场扭曲所造成的配置效率损失,但无法提供具体的影响机制,即什么因素导致了要素市场扭曲,从而使得该方法只能运用在宏观层面对各国要素市场配置效率进行横向和纵向比较,而无法提供较为明确的政策含义。另一方面,在封闭经济下,现有文献研究表明,一国可以通过减少金融摩擦(Midrigan and Xu,2014)和劳动力市场摩擦(袁志刚和解栋栋,2011)等措施降低要素市场扭曲,提高资源配置效率。对中国要素市场扭曲影响因素的研究表明,地区行政保护所导致的市场分割(宋马林和金培振,2016)、户籍制度(柏培文,2012; Tombe and Zhu,2019)、行政垄断下的所有制差异(靳来群等,2015;Hsieh and Song,2015)等因素导致了严重的要素市场扭曲。现有研究大多是在封闭经济下探讨一国内部要素市场扭曲的影响因素,而在开放经济下,作为经济增长和发展的引擎,外商投资流入是否会对一国要素市场扭曲和配置效率产生深远影响,更值得深入研究。

要素市场主要是指资本和劳动力市场,但外商直接投资的进入往往只与资本要素的跨企业或地域配置相关,而与劳动力要素的配置并无直接联系。因此,本文接下来将主要探讨外商直接投资对资本市场扭曲的作用机制。事实上,已有文献中关于资本管制和外资进入是否能够改善当地资本市场扭曲、提高资源配置效率并没有明确的定论。一方面,一些学者认为外资进入能够改善当地企业的融资环境,提高资本市场配置效率。这是因为与国内投资者相比,外国投资者往往能够筛选出生产效率更高的企业进行投资,同时也不太可能将资本投向由于管制等因素造成的低边际产出企业(Banerjee and Munshi,2004; Cole,2009)。外商直接投资能够矫正资本市场扭曲可能存在如下几种机制:①缓解企业的融资约束。放松资本管制和外资进入能够降低资金成本,改善受融资约束企业和年轻企业的融资环境,提高其外部融资能力,使其能够追加投资并达到最优的生产规模,进而缓解金融摩擦、优化资本配置效率。②缓解政府的政策扭曲。外资的投资选择不太可能受到政治压力和管制的影响,即使在中国地方政府存在外资竞争的情况下,也会促使地方政府提高当地的行政

① 关于变量分布的假定,现有文献中也经常进行这样的处理(Song and Wu,2015;Manuel et al.,2016)。

② 采用随时间不变的行业平均产值比重作为权重,主要是为了控制行业规模变化对测算结果的影响。

效率,从而缓解政策扭曲对资源配置效率产生的负面影响(才国伟等,2012);③促进市场竞争和创新投入。外资在缓解企业融资约束的同时,也加剧了产品市场竞争,而竞争加剧会提高企业创新所带来的利润,因此,不受融资约束的企业将会增加研发投入,进而提高总体生产效率(Edmond et al.,2015;Varela,2017)。另一方面,一些研究发现,由于发展中国家金融市场不健全,以及国家之间制度和文化的差异,外资进入反而加剧国内资源错配程度(Mian,2006;Detragiache et al.,2008;Gormley,2010)。这主要是由于:①外资在获取标的企业“软信息”方面存在劣势。由于制度、文化上的差异,外资往往很难掌握一些投资标的企业的“软信息”,尤其是小规模企业。外资由于在获取标的企业信息上存在劣势,在进入发展中国家时主要采取与大型企业合作的方式,这反而加重了受融资约束的小规模企业的融资困难,扭曲资本配置(Guiso et al.,2004;Berger et al.,2005)。②外资进入存在着挤出效应。外资进入,尤其是外资金金融机构的进入,会挤占当地金融机构的市场,导致一些金融机构退出市场,可能会造成信贷供给总量下降,减少投资机会。③外资进入会放大金融摩擦。Gopinath et al.(2017)在研究南欧资本配置与生产率之间的关系时发现,金融自由化虽然能够降低资本错配,但是伴随着金融自由化所带来的实际利率下降却提高了资本错配程度。这主要是由于南欧国家在金融一体化后企业获取资金的成本发生下降,但其自身金融市场的不完善,使得生产率较低的大规模企业吸收大量的资本,从而扭曲资本配置、降低全要素生产率。综上所述,外商直接投资对要素市场确实存在正负两种效应,而哪种效应占据主导作用,取决于外资的信息获取能力,以及外资进入是否会带来政策环境的变化。

结合中国外商投资的现实,首先,从外资进入的企业性质看,进入中国的外资一般会选择信息透明度比较高、生产效率比较高、融资约束比较严重的民营企业,而不会选择资金实力比较强、融资成本比较低的国有企业。外资的投资取向本身就会部分缓解资本市场的配置失衡问题。其次,外资银行的进入加剧了本土银行的竞争,显著提升了本土企业的创新水平(白俊等,2018)。银行之间的竞争必然会促使资金流向生产效率比较高的企业,提高资本市场的运作效率。最后,从政策影响看,以开放促改革、促发展贯穿于中国改革开放的整个过程,外资高效的管理理念和技术水平存在着很强的外溢效应。随着改革的深入和制度的完善,地方政府招商引资的手段也较改革开放初期发生了明显转变,竞争的焦点不再是各种优惠政策,而是逐渐转向了营商环境和行政效率。所以,这些对于中国的产品市场和要素市场改革都起到了积极作用。但是,经济社会发展不平衡是中国的一个显著特点,因此,外商直接投资对中国要素市场的影响也会因时因地而产生差异,具体将依赖于宏观经济环境、金融发展状况以及市场竞争程度等。

由于理论界对于外资进入对要素市场扭曲产生的影响尚无定论,本文将定量研究外商直接投资对中国要素市场扭曲的影响,并且结合中国经济发展不平衡这一特点,深入剖析外商直接投资的异质性影响和作用机制。

三、要素市场扭曲的测算结果与解释

本部分首先对测算过程中所使用的数据和参数进行说明,接着考察中国要素市场扭曲现状和地区差异,并对其变化机制作简要分析。

1. 数据来源和参数设定

本文选择1998—2013年规模以上工业企业数据库中的制造业企业作为分析样本。其中,规模以上企业主要包括:1998—2006年所有国有企业和主营业务收入500万元及以上的工业企业,2007—2010年所有主营业务收入在500万元及以上的工业企业,以及2011—2013年主营收入在

2000万元及以上的工业企业。各年份数据的合并方法主要参考 Brandt et al.(2014)。^①为了避免企业信息遗漏,本文的分析对象为1998—2013年所有制造业企业,并选择1998—2013年主营业务收入在2000万元及以上的企业进行稳健性分析^②。根据标准的处理方法对数据作以下处理(谢千里等,2008;聂辉华和贾瑞雪,2011):①删除1998—2010年主营业务收入低于500万元和2011—2013年主营收入低于2000万元的企业数据;②剔除关键财务指标缺失的企业(总资产、工业总产值、应付职工薪酬和固定资产净值等);③剔除违背一般会计准则的企业,如资产总计小于流动资产,利润率大于1;④剔除就业人数少于10人的企业。同时,在同一地区、同一年份内剔除企业生产率位于前后1%分位数的异常值。最终剩下2703305个观测值,724693家制造业企业。

参考现有文献的一般做法(张天华和张少华,2016),变量选取如下:①选用工业总产值衡量总产出($P_{si}Y_{si}$),原因是该数据库中企业增加值缺失较为严重;②采用固定资产原值与累积折旧的差值(固定资产净值)来衡量企业资本存量(K_{si});③选取企业应付职工薪酬作为劳动(L_{si})的代理变量^③;④分别采用固定资产投资价格指数和两位码制造业行业工业品出厂价格指数对资本、总产值和应付薪酬进行价格平减。^④价格指数来源于《中国价格统计年鉴》。主要变量描述性统计如表1所示。

为了测算要素市场扭曲程度,还需要设定一些重要参数的取值:劳动产出弹性 α_s ,资本成本 r ,行业产值占比 θ ,以及企业产出间的替代弹性 σ 。本文参考 Brandt et al.(2013)的处理方法,通过假设中国的生产函数技术参数与美国的相同,选择同行业美国的劳动收入份额作为生产函数中的劳动产出弹性 α_s 。^⑤参考 Hsieh and Klenow(2009),设定资本成本 $r=10%$,由5%的实际利率和5%的折旧率构成。^⑥各行业产值占总产值的比重 $\theta_s=P_s Y_s / PY$,将其设定为样本期内各行业产值占总产值的平均值。将企业产品间的替代弹性 σ 设定为3,在稳健性检验时,将其设定为5。

2. 总体要素市场扭曲情况

基于(5)式测算由要素市场扭曲造成的生产效率损失,并分解不同要素市场扭曲对总体生产效率损失的贡献程度,其结果如图1所示。

测算结果表明,1998年要素市场扭曲造成的生产效率损失为94%,也就是说,如果生产要素能够实现完全的自由流动,当年的生产效率可以提高94%。^⑦2007年这一比例为84%,十年间要素市场的整体效率提高10个百分点。2008年金融危机发生后,要素市场扭曲程度明显恶化。总体看,资

-
- ① 本文首先基于企业唯一的法人代码将不同年份的企业联接起来,如果某些年份(2008,2009)法人代码缺失,或是企业重组、兼并或收购等问题造成法人代码变更,再根据企业名称、所属行业、街道位置等信息将经过第一步匹配后剩下的企业进行合并。
- ② 2010年的数据存在着一定的质量问题,但由于测算模型属于静态模型,2010年的数据并不会影响其他年份的测算结果,因此本文将剔除2010年的数据。
- ③ 选取企业应付职工薪酬作为劳动的代理变量,主要是为了考虑人力资本水平差异对测算结果的影响。
- ④ 国民经济行业分别在2002年、2011年进行修订,本文将修订前后的四位码行业进行逐一对照,统一以《GB/T4754-2002国民经济行业分类和代码》为标准。
- ⑤ 美国各行业的增加值、劳动力和资本数据来源于 NBER-CES Manufacturing Industry Database 数据库,并且按照两位码制造业行业代码与中国制造业行业相匹配。
- ⑥ 下文测算要素市场扭曲程度和反事实分析时,主要关注 τ_{si}^K 的变化和分布带来的相对影响,并不取决于资本成本参数的选择。
- ⑦ 本文的测算结果略高于 Hsieh and Klenow(2009),这主要是由于这里选取的参照对象是完全自由流动的要素市场,而 Hsieh and Klenow(2009)所选取的要素市场参照对象是美国的要素市场。

表 1 1998—2013 年主要变量的描述性统计

年份	企业数量	总产出		固定资产净值		应付职工薪酬	
		均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差
1998	124817	9.49	1.44	8.37	1.68	6.79	1.38
1999	132321	9.58	1.42	8.40	1.68	6.86	1.36
2000	127639	9.70	1.41	8.41	1.67	6.94	1.36
2001	142033	9.75	1.36	8.30	1.68	6.95	1.33
2002	150610	9.89	1.33	8.32	1.66	7.05	1.32
2003	165007	10.02	1.30	8.32	1.64	7.11	1.31
2004	240113	9.93	1.22	8.04	1.66	7.07	1.23
2005	236674	10.11	1.25	8.19	1.63	7.20	1.24
2006	265562	10.19	1.26	8.22	1.62	7.25	1.26
2007	299620	10.30	1.26	8.22	1.62	7.35	1.27
2008	354576	10.21	1.28	8.87	1.90	7.83	1.66
2009	296691	10.46	1.29	9.07	1.88	7.95	1.66
2011	261372	11.29	1.11	8.93	1.56	8.13	1.29
2012	262538	11.38	1.15	8.99	1.59	8.29	1.27
2013	289276	11.45	1.16	9.05	1.61	8.39	1.25

注:表中所有变量均为实际变量,选取 1998 年为基期。同时,对所有变量进行对数化处理。

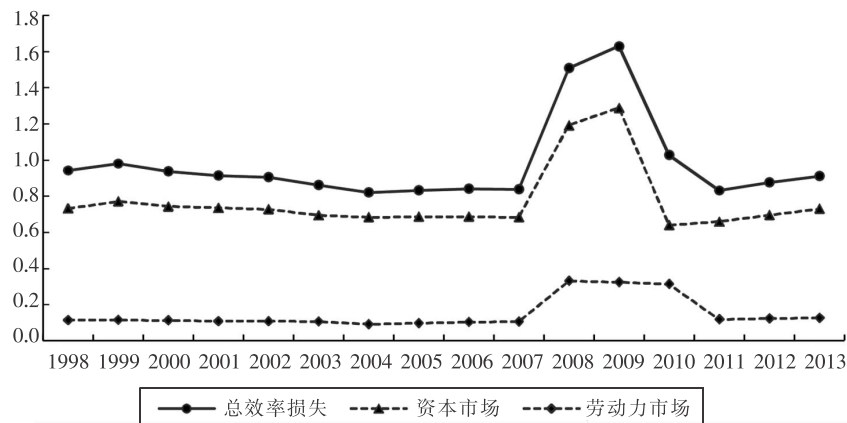


图 1 1998—2013 年要素市场扭曲程度及其分解

本市场扭曲所导致的生产效率损失占总体效率损失的 80%,而劳动力市场扭曲贡献比重相对较低,中国要素市场的扭曲主要是由资本市场扭曲导致的,这一结果与 Hsieh and Song(2015)的发现一致。

按照加入 WTO 和 2008 年金融危机发生前后的时间节点,本文进一步将要素市场扭曲程度划分为四个阶段,具体见表 2。可以发现,加入 WTO 后要素市场扭曲程度得到明显改善,要素市场扭曲所造成的生产效率损失从 94%下降到加入 WTO 后的 85%。贸易自由化和外资进入显著地提高企业生产效率,并且对要素市场扭曲具有一定的矫正作用,同时这一改善主要是由资本市场扭曲程度大幅降低所带来的。在金融危机期间,由于外部冲击和政策环境的影响,要素市场的总体扭曲程度显著提高。这一时期,由要素市场扭曲所导致的生产效率损失为 139%,其中资本市场扭曲贡献

74%,劳动力市场扭曲贡献 23%。这一结果也印证了在金融危机期间中国全要素生产率和企业生产率大幅下降的典型事实(Brandt et al.,2017)。2011年之后,金融危机所引发的要素市场扭曲程度发生明显好转,要素市场的配置效率恢复到金融危机之前的水平。

表 2 中国要素市场扭曲程度的分阶段变化情况

年份	总效率损失	资本市场	劳动力市场
1998—2001	0.94	0.75	0.11
2002—2007	0.85	0.69	0.10
2008—2010	1.39	1.04	0.32
2011—2013	0.87	0.69	0.12

注:由于测量误差,资本和劳动力市场扭曲所导致的生产效率损失之和与总效率损失在数值上较为接近,但不一定完全相等。

3. 要素市场扭曲的区域特征

基于第二部分的测算方法,本文计算中国各省份各行业的实际生产效率(TFP_s)与不存在要素市场扭曲的最优生产效率(TFP_s^*),将两者的差值按照随时间不变的地区行业产值比重进行加权平均,从而得到各地区由于要素市场扭曲所造成的生产效率损失,来反映地区要素市场扭曲程度。该数值越大,表示该地区要素市场扭曲程度越高。

依照经济发展水平和外资进入情况将中国省级行政区域划归为东北、环渤海、东南、中部、西南和西北 6 个经济区域^①。由于西藏自治区和青海省的样本数量较少,测算结果误差较大,下文的分析过程中将不包含这两个省份。表 3 报告了 1998—2013 年中国各区域要素市场扭曲程度。总体看,各区域要素市场扭曲程度与全国要素市场扭曲情况保持一致,都经历了先降、后升、再降的变化趋势。东南地区是六大区域中要素市场配置效率最高的地区,同时也是外商直接投资最多的地区。在样本期间内,东南地区的外商直接投资占全国的比重高达 60%,而要素市场配置效率较低的东北和西北地区的外商直接投资仅占 15%。由此可见,外商直接投资与地区要素市场扭曲存在相关关系。在外商直接投资较多的地区,要素市场配置效率较高、扭曲程度较低;而在外商直接投资较少的地区,要素市场配置效率较低、扭曲程度较高。在此基础上,将进一步检验外商直接投资与要素市场扭曲的因果关系,并验证其作用机制。

四、FDI 影响要素市场扭曲的实证分析

在改革开放过程中不断涌入的外商直接投资对中国地区要素市场扭曲产生了何种影响?对外开放能否进一步促进要素市场化改革?这是本节探讨的核心问题。基于前文的理论分析,本文设计如下实证模型进行实证研究:

$$Distortion_{i,s,t} = \alpha_0 + \alpha_1 FDI_{i,t-1} + \beta X_{i,t-1} + \lambda_i + \gamma_s + \eta_t + \varepsilon_{i,s,t} \quad (6)$$

其中, $Distortion_{i,s,t}$ 表示*i*省两位码行业*s*在*t*年的要素市场扭曲程度,将分别考察总体要素市

① 东北地区包括黑龙江省、吉林省和辽宁省;环渤海地区包括北京市、天津市、河北省和山东省;东南地区包括上海市、江苏省、浙江省、福建省和广东省;中部地区包括河南省、湖北省、湖南省、安徽省和江西省;西南地区包括重庆市、四川省、云南省、海南省、贵州省、广西壮族自治区;西北地区包括山西省、陕西省、甘肃省、宁夏回族自治区、内蒙古自治区、新疆维吾尔自治区。

表 3 1998—2013 年中国各区域要素市场扭曲程度

年份	东北	东南	环渤海	中部	西北	西南
1998	1.04	0.81	1.01	1.03	0.96	0.91
1999	1.08	0.85	1.05	1.08	1.01	0.95
2000	1.04	0.81	1.00	1.02	1.03	0.94
2001	1.01	0.80	0.97	0.97	1.08	0.92
2002	1.03	0.78	0.95	0.97	1.08	0.93
2003	0.96	0.75	0.93	0.92	1.00	0.89
2004	0.89	0.74	0.88	0.84	0.95	0.84
2005	0.93	0.75	0.88	0.86	1.00	0.88
2006	0.94	0.75	0.89	0.86	1.03	0.92
2007	0.95	0.75	0.90	0.85	0.98	0.90
2008	1.58	1.37	1.62	1.59	1.65	1.30
2009	1.75	1.48	1.70	1.62	1.89	1.38
2011	0.96	0.75	0.89	0.81	1.02	0.84
2012	1.03	0.78	0.94	0.88	1.07	0.90
2013	1.04	0.83	0.95	0.92	1.26	0.89

场扭曲、资本和劳动力要素市场扭曲。^① FDI 表示滞后一期的外商直接投资总额的对数值,其估计系数 α_1 是本文关注的核心结果。^② $X_{i,t}$ 为相关控制变量向量。 λ_i 表示省份固定效应, γ_s 表示行业固定效应, η_t 表示时间固定效应, $\varepsilon_{i,s,t}$ 为随机扰动项。

为了避免可能存在的遗漏变量问题对回归结果产生的影响,参考现有研究,本文对地区特征变量 X 进行控制,具体变量包括:①经济基本概况。这些基本面情况不仅影响着外商直接投资的区位选择,还对地区要素资源的配置发挥着作用,因此,控制地区人均GDP、工业增加值占比,以及金融业增加值占比。②贸易依存度。外商直接投资可能更倾向贸易依存度较高的地区,如沿海城市,同时这些城市也是要素市场扭曲程度较小的地区,为此控制了各地区的外贸依存度。③基础设施状况。基础设施完善的地区能够吸引更多的外商直接投资流入,同时这些地区要素市场发育程度可能也更完善,因此对地区人均公路、铁路和高速公路里程进行控制。④市场化程度。市场化程度更高的地区要素市场发育更完善,这也会影响外商直接投资的流入,因此,采用市场化指数加以控制。此外,本文在回归方程中还加入时间、行业和省份层面固定效应,以控制诸如经济波动、政策冲击和省份层面经济环境差异对结果产生的影响。在实际操作过程中,为了避免内生性的影响,所有解释变量均滞后一期。表4报告了主要变量的描述性统计情况。^③

① 这里行业要素市场扭曲的计算方法为,在各省份内部某一行业内基于(5)式计算出消除要素市场扭曲得到的行业生产效率改进。由于各省份行业内企业数量存在较大的差异,因此对行业生产效率改进进行了标准化处理,将其与各行业平均生产效率改进作差并取绝对值,作为行业层面要素配置效率的度量。在实际操作过程中对其进行对数化处理。

② 为了得到FDI变化比例对要素市场扭曲的影响,而且控制变量中有固定地区效应,基准回归采用了这个度量指标。该变量也可以采用外商直接投资/GDP或外资注册本来度量,结果依然稳健。数据来源于中经网统计数据库。

③ 本部分数据的主要来源为中经网统计数据库、《中国统计年鉴》、Wind数据库以及《中国市场化指数》(樊纲等,2007)。其中,《中国市场化指数》中各省份市场化总指数得分的统计口径在样本期间内发生了变化,但这并不会对本文实证结果造成大的影响,因为模型中的时间固定效应可以对此进行控制。

表 4 主要变量的描述性统计

变量名	变量含义	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
<i>DistorTot</i>	要素市场扭曲程度	13149	-1.34	1.16	-5.14	0.92
<i>DistorCap</i>	资本市场扭曲程度	13149	-1.59	1.24	-10.53	2.72
<i>DistorLab</i>	劳动力市场扭曲程度	13149	-1.99	1.15	-5.85	0.33
<i>FDI</i>	外商直接投资	13432	5.48	1.41	1.75	8.80
<i>Industry</i>	工业增加值	13432	0.46	0.08	0.20	0.66
<i>Export</i>	外贸依存度	13432	14.17	1.75	10.08	18.51
<i>Finance</i>	金融业增加值	13432	0.04	0.03	0.01	0.17
<i>Pergdp</i>	人均 GDP	13432	9.68	0.82	7.77	11.51
<i>Road</i>	人均公路里程	13432	22.45	14.03	2.73	75.67
<i>Railway</i>	人均铁路里程	13432	0.73	0.59	0.09	4.09
<i>Roadlevel</i>	人均高速公路里程	13432	0.46	0.87	0.01	17.97
<i>Market</i>	市场化指数	13432	6.00	1.89	1.72	11.80

1. 基准回归结果

表 5 报告了基于固定效应模型(6)式的估计结果。前两列反映了外商直接投资对总体要素市场扭曲的影响。第(1)列报告的是不加入其他控制变量的回归结果,FDI 的回归系数显著为负,表明外商直接投资显著地降低了要素市场扭曲程度,外商直接投资每提高 1%,要素市场扭曲程度将会下降 0.14%。第(2)列是加入其他控制变量的估计结果,外商直接投资的影响依然显著,边际效应略微有所下降,但依然通过了 1%的显著性水平检验。第(3)—(6)列分别报告了外商直接投资对资本市场和劳动力市场扭曲的影响。FDI 的回归系数均显著为负,外商直接投资对资本市场扭曲和劳动力市场扭曲均存在显著的改善作用,但其作用大小存在明显差异。外商直接投资对资本市场扭曲的矫正作用大约是劳动力市场的 3 倍,由此可知,外商直接投资对总体要素市场扭曲的影响主要是通过降低资本市场扭曲来实现的。因此,FDI 作为资本账户开放的一种具体形式,能够矫正地区金融市场不完善,降低资本市场扭曲程度,提高资源配置效率。这一结果也印证了第三部分的测算结果,即加入 WTO 以来,随着外资的大量进入,中国要素市场扭曲程度逐步降低。^①

2. 稳健性检验

本文分别从三方面考察基准回归结果的稳健性:外商直接投资的度量、要素市场扭曲的测量和遗漏变量偏误。

(1)外商直接投资的度量。在基准回归中,外商直接投资采用的是滞后一期的流量值,这里采用外商投资企业外方注册资本来刻画外商直接投资的存量状况,进一步考察外商直接投资存量对要素市场扭曲的影响。在实际处理过程中,对其进行对数化处理并滞后一期。回归结果如表 6 第(1)列所示,外商直接投资的估计系数仍然显著为负,与基准回归结果保持一致。这表明,在考虑不同的外商直接投资度量方式之后,本文的主要结论是稳健的。

(2)要素市场扭曲的测量。基于(5)式可知,消除要素市场扭曲带来的生产效率改进与要素市场价格楔子的离散度存在着相关关系,所以要素市场价格楔子的离散度越高,消除要素市场扭曲所带来的生产效率改进也越高,则要素市场扭曲程度越大。因此,本文将各行业要素市场价格楔子的方差作为要素市场扭曲的度量指标来进行稳健性检验,在实际操作过程中,取其对数值作为(6)式的

① 外商直接投资主要是通过改善资本市场扭曲进而降低要素市场扭曲,因此,在后文将主要探讨外商直接投资对资本市场扭曲的影响。

表 5 FDI 与要素市场扭曲的基准回归

	<i>DistorTot</i>		<i>DistorCap</i>		<i>DistorLab</i>	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>FDI</i>	-0.142*** (0.043)	-0.105** (0.046)	-0.195*** (0.044)	-0.175*** (0.049)	-0.088** (0.040)	-0.025 (0.044)
<i>Industry</i>		-0.065 (0.338)		-1.110*** (0.376)		0.151 (0.381)
<i>Export</i>		-0.150** (0.067)		-0.088 (0.068)		-0.150** (0.063)
<i>Finance</i>		-4.059*** (1.275)		-5.182*** (1.368)		-0.672 (1.289)
<i>Pergdp</i>		-0.232 (0.166)		-0.087 (0.174)		-0.103 (0.182)
<i>Road</i>		0.001 (0.003)		0.002 (0.003)		-0.007** (0.003)
<i>Railway</i>		0.165 (0.107)		0.158 (0.118)		-0.106 (0.101)
<i>Roadlevel</i>		0.004 (0.009)		0.005 (0.010)		0.019** (0.009)
<i>Market</i>		0.011 (0.026)		0.023 (0.027)		0.009 (0.025)
控制时间	是	是	是	是	是	是
控制地区	是	是	是	是	是	是
控制行业	是	是	是	是	是	是
常数项	-0.676** (0.267)	3.869** (1.874)	-0.588** (0.276)	2.023 (1.946)	-1.509*** (0.253)	1.685 (1.973)
观测值	12230	12124	12231	12125	12232	12126
R ²	0.049	0.052	0.076	0.081	0.061	0.064

注:括号内为省份—行业层面聚类稳健标准误。*、**、*** 分别表示 10%、5%、1%的显著性水平。所有解释变量均滞后 1 期。以下各表同。

被解释变量,解释变量不变。其回归结果如表 6 第(2)列所示,外商直接投资的估计系数依然显著为负,与基准回归结果保持一致。这表明,本文的结果并不会受到要素市场扭曲测度方法的影响。

(3)遗漏变量偏误。本文主要考虑两种类型的遗漏变量对实证结果的影响。基于图(1)的测算结果可知,要素市场扭曲变化较为缓慢,可能存在一定的路径依赖。在实证回归过程中,可能遗漏了资本市场扭曲程度的滞后项,从而导致估计结果存在偏差。为了与基准回归方法保持一致,本文首先将(6)式中的被解释变量对其滞后项进行回归,将其残差作为新的被解释变量,以剔除被解释变量滞后项对结果的影响。其结果如表 6 第(3)列所示,FDI 的估计系数依然显著为负,与基准回归结果保持一致。

大量研究表明,外商投资的区位选择并不是随机的,存在着躲避污染监管动机。Copeland and Taylor(1995)研究表明高污染企业为了规避本国较为严格的污染管制而迁往环境管制较为宽松的国家。傅京燕和李丽莎(2010)的研究表明,外商投资在中国进行区位选择时,环境规制是一个重要的影响因素,外商投资在中国各省份间存在着明显的污染避难所效应。同时,环境规制也会对资本配置产生影响,会降低高污染行业内部的资本配置扭曲(韩超等,2017)。为此,本文进一步检验环境

表 6 FDI 与要素市场扭曲的稳健性检验

	FDI 存量	扭曲离散度	遗漏变量			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>FDI</i>	-0.138*** (0.050)	-0.170*** (0.048)	-0.094** (0.037)	-0.158*** (0.053)	-0.147*** (0.053)	-0.162*** (0.053)
<i>poll_gas</i>				0.077 (0.090)		
<i>poll_water</i>					0.161** (0.073)	
<i>poll_variety</i>						0.141 (0.086)
<i>Industry</i>	-1.126*** (0.377)	-1.047*** (0.363)	-0.941*** (0.290)	-0.661 (0.465)	-0.762 (0.466)	-0.695 (0.466)
<i>Export</i>	-0.082 (0.070)	-0.089 (0.065)	-0.071 (0.053)	-0.084 (0.076)	-0.074 (0.076)	-0.074 (0.076)
<i>Finance</i>	-5.162*** (1.365)	-5.229*** (1.323)	-3.216*** (0.994)	-5.584*** (1.687)	-6.123*** (1.708)	-5.722*** (1.695)
<i>Pergdp</i>	-0.119 (0.174)	-0.091 (0.167)	-0.061 (0.128)	-0.469** (0.213)	-0.511** (0.214)	-0.552** (0.218)
<i>Road</i>	0.002 (0.003)	0.002 (0.003)	0.001 (0.002)	0.004 (0.003)	0.005 (0.003)	0.005 (0.003)
<i>Railway</i>	0.156 (0.118)	0.148 (0.112)	0.109 (0.098)	0.228 (0.140)	0.219 (0.138)	0.182 (0.144)
<i>Roadlevel</i>	0.010 (0.010)	0.006 (0.010)	0.007 (0.009)	0.028 (0.128)	-0.010 (0.128)	0.033 (0.125)
<i>Market</i>	0.028 (0.028)	0.021 (0.026)	0.022 (0.021)	0.058* (0.034)	0.063* (0.033)	0.061* (0.033)
控制时间	是	是	是	是	是	是
控制地区	是	是	是	是	是	是
控制行业	是	是	是	是	是	是
常数项	1.892 (1.960)	2.255 (1.862)	2.529* (1.476)	4.334* (2.603)	3.860 (2.419)	4.860** (2.348)
观测值	12125	12125	12050	10622	10622	10622
R ²	0.080	0.086	0.064	0.090	0.090	0.090

规制是否会对实证结果产生影响。参考现有研究,本文利用滞后一期的三废排放量来表示地区环境规制力度,具体看,依次在实证模型(6)式中加入工业废气排放量(*poll_gas*)、工业废水排放量(*poll_water*)和工业废物排放量(*poll_variety*),为了避免测量单位的影响,对其进行对数化处理,结果如表 6 中(4)—(6)列所示。^①可以发现,在考虑环境规制的影响后,不论估计系数大小还是显著性水平都与基准回归结果保持一致。

综上,在考虑外商直接投资的度量、要素市场扭曲的测量以及两类遗漏变量问题后,本文的主要实证结果依然稳健。

① 三废排放量主要是指:工业废水、废气和废物。三废排放量和固体废物综合利用率的数据来自 Wind 数据库,起始年份为 2000 年。

五、FDI 的异质性影响与作用机制检验

如前所述,外商直接投资能够矫正中国资本市场扭曲,而且这一结论是稳健的。在此基础上,本部分将进一步探讨外商直接投资对资本市场扭曲的作用是否存在异质性,以及这种矫正作用是通过何种机制发挥作用的。

1. FDI 的异质性影响

根据现有文献分析,FDI 对于要素市场的作用依赖于外部环境,这里主要考察三方面的异质性影响,具体如下:一是宏观经济环境变化。依据第三部分中的测算结果,中国资本市场扭曲程度在 2008 年前后发生了显著变化,金融危机使得各国的经济政策和投资环境也发生了显著变化,那么外商直接投资对资本市场扭曲的作用是否也会发生改变?为此,本文在实证模型(6)式中加入外商直接投资与金融危机时间虚拟变量^①的交乘项($FDI \times Dyear$),估计结果如表 7 第(1)列所示。结果表明,该交乘项的估计系数显著为正,说明在金融危机发生之后外商直接投资对资本市场扭曲程度的改善作用减弱了。这是因为,金融危机之后,宏观经济环境发生了改变,各个地方政府为了刺激经济,不断跟进和放大地方投资,要素市场扭曲程度加剧。此时的外商直接投资更加注重投资风险,因而寻找高回报机会解决融资约束的职能相对弱化了。二是产品市场竞争程度。理论分析表明,外资对资本配置的正向效应依赖于产品市场的竞争程度,外资的进入会加剧产品市场竞争,而竞争会带来要素向高生产率企业流动和集聚。因此,在产品市场竞争充分的地区,外资对资本市场扭曲的矫正作用将会更明显,反之,垄断性较强的产品市场将会削弱外资对资本市场扭曲的影响。本文以国有控股工业企业销售产值的对数值(即国有经济规模,SOE)来度量地区产品市场的竞争程度,该数值越高,则说明该地区产品市场竞争程度越低。本文将 SOE 与外商直接投资的交乘项($FDI \times SOE$)放入回归方程(6)式中,得到表 7 第(2)列的回归结果。可以发现,该交乘项的估计系数显著为正,这说明在国有企业销售产值越高的地区,产品市场竞争程度越弱,从而削弱了外商直接投资对资本市场扭曲的矫正作用,实证结果符合理论预期。三是行业外部融资依赖度。行业外部融资依赖度反映了企业无法通过内部金融融资的投资比例(Lai et al., 2016)。外资的进入能够降低高外部融资依赖度行业的资金成本,缓解行业内企业的融资约束,因此,外资对高外部融资依赖度行业的资本配置扭曲的矫正作用应该更明显。参考现有研究,本文以 Rajan and Zingales(1996)提供的随时间不变的美国各行业的外部融资依赖度对应到中国各行业,将其作为该行业外部融资依赖度外生标准,高于行业中位数取 1,否则取 0,并将其与外商直接投资的交乘项($FDI \times FinaD$)放入实证方程(6)式中,回归结果如表 7 第(3)列所示。可以发现,该交乘项系数显著为负,这说明外商直接投资更能够缓解高外部融资依赖度行业的企业融资约束,从而缓解资本市场的扭曲程度。^②四是地区经济环境差异。根据表 3 的测算结果,中国各地区的要素市场扭曲程度和配置效率存在着巨大的差异。市场化程度较高、制度较为完善的东部地区,要素可以更好地根据市场价格进行最优配置,要素市场扭曲程度较低,而中、西部地区的制度建设还不成熟,要素市场扭曲程度较高。^③与中、西部地区相比,东部地区有更多的外资优惠政策和更长的国际贸易历史(史宇鹏等,2011),特别是在营商环境和基础设施等

① 该时间虚拟变量($Dyear$)表征宏观经济环境的变化。如果时间在 2008 年之后,则 $Dyear=1$;否则, $Dyear=0$ 。

② 由于行业外部融资依赖度是行业的固有属性,不随时间变化,因此,其单独影响在回归中完全被时间固定效应所吸收。

③ 这里按照东、中、西划分经济区域,而没有采用上文中六大经济区域的划分方法,主要是由于分样本回归中样本数量的约束。

表 7 FDI 对资本市场扭曲的异质性影响

	(1)	(2)	(3)	(4) 东部地区	(5) 中部地区	(6) 西部地区
<i>FDI</i>	-0.189*** (0.050)	-0.362*** (0.123)	-0.134*** (0.051)	-0.337*** (0.082)	0.146 (0.116)	-0.186** (0.075)
<i>FDI×Dyear</i>	0.040* (0.022)					
<i>Dyear</i>	0.020 (0.263)					
<i>FDI×SOE</i>		0.030* (0.016)				
<i>SOE</i>		-0.103 (0.147)				
<i>FDI×FinaD</i>			-0.089** (0.041)			
<i>Industry</i>	-1.157*** (0.378)	-0.623 (0.478)	-1.110*** (0.375)	-0.647 (0.800)	-1.609** (0.640)	0.231 (0.863)
<i>Export</i>	-0.082 (0.068)	-0.084 (0.076)	-0.088 (0.067)	-0.018 (0.148)	0.023 (0.150)	-0.217** (0.104)
<i>Finance</i>	-5.687*** (1.393)	-6.035*** (1.706)	-5.183*** (1.364)	-0.610 (2.173)	-5.470 (3.623)	-11.390*** (3.031)
<i>Pergdp</i>	-0.020 (0.183)	-0.525** (0.219)	-0.087 (0.175)	-0.015 (0.324)	0.791 (0.590)	-0.287 (0.301)
<i>Road</i>	0.004 (0.003)	0.007** (0.003)	0.002 (0.003)	0.010 (0.009)	-0.006 (0.015)	0.008** (0.004)
<i>Railway</i>	0.173 (0.118)	0.278** (0.139)	0.159 (0.118)	0.067 (0.238)	1.113 (0.689)	0.065 (0.151)
<i>Roadlevel</i>	0.004 (0.010)	0.114 (0.128)	0.005 (0.010)	-0.121 (0.288)	0.516** (0.234)	-0.008 (0.012)
<i>Market</i>	0.013 (0.028)	0.035 (0.034)	0.023 (0.027)	0.053 (0.047)	0.371*** (0.087)	-0.203*** (0.062)
控制时间	是	是	是	是	是	是
控制地区	是	是	是	是	是	是
控制行业	是	是	是	是	是	是
常数项	1.084 (1.838)	6.397*** (2.459)	2.028 (1.951)	0.929 (3.800)	-13.880** (6.575)	6.436* (3.588)
观测值	12125	10622	12125	4721	3396	4008
R ²	0.081	0.090	0.081	0.059	0.123	0.100

方面也存在着明显优势。那么外商直接投资对要素市场扭曲的作用是否存在地区差异?为此,本文将全样本按照东、中、西三大区域进行划分,进行分样本回归,其结果如表7中(4)——(6)列所示。结果表明,外商直接投资对要素市场扭曲的改善作用在东部地区非常显著,而在中部地区并不显著。这与理论推断相一致,外资的进入在多大程度上能够改善当地金融市场不完善,依赖于当地的

制度环境(Chinn and Ito,2006)。

2. FDI 的作用机制检验

基于第四部分的实证结果,外商直接投资能够降低资本市场扭曲,提高资本配置效率,这说明在中国外资对资本市场扭曲的影响机制中正向效应占主导。基于此,这里将进一步检验外商直接投资对资本市场扭曲的正向矫正机制。为此,设计如下实证模型进行检验:

$$Y_{j,s,t} = \alpha_0 + \alpha_1 FDI_{s,t} + \beta X_{j,s,t} + \lambda_j + \gamma_s + \eta_t + \varepsilon_{j,s,t} \quad (7)$$

其中, $Y_{j,s,t}$ 为被解释变量,在实证检验中分别取行业 s 内企业 j 在 t 时期的融资约束程度($SA_{j,s,t}$)、全要素生产率($TFP_{j,s,t}$)和是否受到政策补贴($Subsidy_{j,s,t}$)。 $FDI_{s,t}$ 表示行业 s 的外资进入情况,这里采用行业内企业注册资本中外资总和的对数值来表示行业的外资进入情况。 $X_{j,s,t}$ 为企业特征变量向量,具体包括:企业固定资产($Fixasset$)、资产收益率(ROA)、企业年龄(Age)、企业规模($Employ$)、应收账款($AccouRe$)以及短期和长期负债情况($Sdebt/Ldebt$)。 λ_j 为企业固定效应, γ_s 为行业固定效应, η_t 为时间固定效应, $\varepsilon_{j,s,t}$ 为随机扰动项。^①具体的实证检验结果如下:一是缓解企业的融资约束。表8中前两列报告了对外商直接投资融资效应的检验结果,被解释变量是企业面临的融资约束程度(SA)^②。可以发现,FDI的估计系数显著为负,所以在外资进入较多的行业,该行业内企业所受到的融资约束程度较低。这说明,放松资本管制和促进外资进入能够缓解企业融资约束,提高外部融资能力,进而缓解金融摩擦,降低资本市场的扭曲程度。外商直接投资通过解决企业的融资约束,降低了资本市场的扭曲程度。二是促进市场竞争和创新投入。外资进入会加剧产品市场竞争,而竞争加剧会提高企业创新所带来的利润,行业内企业将会增加研发投入,进而提高总体生产效率。因此,在那些外资进入较多的行业,由于存在竞争效应,其内部企业的生产率也应该更高。表8第(3)、(4)报告了外资进入对企业生产率的影响,被解释变量是企业的全要素生产率(TFP)^③。结果发现,FDI的估计系数显著为正,所以外资进入对行业内企业生产率存在显著的正向效应,促进了企业的技术进步,实证结果符合理论预期。三是缓解政策扭曲。外资的投资选择不太可能受到政治压力和管制的影响,能够缓解政策扭曲对资源配置效率产生的负面影响。一个行业是否受到政策干预和支持,最直接地表现是行业内企业是否获得政策补贴。如果外资在进行投资选择时不受政策的影响和干预,那么应该可以观测到在那些外资进入较高的行业,其内部企业受到补贴的可能性更低。表8最后两列的结果检验了这一机制,被解释变量是企业是否受到政策补贴(Subsidy)。结果表明,FDI的估计系数显著为负,表明外资能够缓解政策扭曲对资本配置的影响。

由此可见,进入中国的外商直接投资,通过缓解企业的融资约束、促进市场竞争和创新投入,以及缓解政策扭曲的影响,降低了要素市场的扭曲程度。

六、结论与政策启示

如何矫正要素市场扭曲、优化资源存量配置是中国供给侧结构性改革、推动经济发展质量变革的重要议题。作为推动中国经济增长和改革的重要力量,外商直接投资是否对中国要素市场扭曲产生影响值得关注。本文沿用并改进了Hsieh and Klenow(2009)的测算方法,采用1998—2013年中国制造业企业数据,测算了中国要素市场扭曲程度、变化趋势和地区差异,并在此基础上,实证分析

① 这里使用的企业数据与第三部分所使用的数据一致。

② 企业融资约束计算方法主要参考Hadlock and Pierce(2010)提出的SA指数计算方法。

③ TFP 采用标准的Solow剩余法核算而来。

表 8 FDI 对资本市场扭曲的作用机制检验

	融资约束		企业生产率		是否获得补贴	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>FDI</i>	-0.003*** (0.000)	-0.003*** (0.001)	0.007*** (0.002)	0.109*** (0.005)	-0.014*** (0.001)	-0.025*** (0.002)
<i>Fixasset</i>		-0.011*** (0.000)		-0.477*** (0.001)		0.014*** (0.000)
<i>ROA</i>		0.003*** (0.000)		0.947*** (0.004)		0.007*** (0.001)
<i>Age</i>		0.081*** (0.000)		0.031*** (0.002)		0.007*** (0.001)
<i>Employ</i>		-0.012*** (0.000)		0.161*** (0.002)		0.013*** (0.001)
<i>AccouRe</i>		-0.002*** (0.000)		0.021*** (0.000)		0.004*** (0.000)
<i>Sdebt</i>		-0.003*** (0.000)		0.021*** (0.001)		0.005*** (0.000)
<i>Ldebt</i>		-0.001*** (0.000)		0.002*** (0.000)		0.001*** (0.000)
控制个体	是	是	是	是	是	是
控制时间	是	是	是	是	是	是
控制行业	是	是	是	是	是	是
常数项	1.262*** (0.005)	1.300*** (0.009)	2.438*** (0.045)	2.913*** (0.094)	0.790*** (0.021)	1.047*** (0.040)
观测值	2802812	1966004	2780892	1966004	2802812	1966004
R ²	0.030	0.500	0.068	0.335	0.396	0.525

注：这里使用企业数据，因此括号内为异方差稳健标准误。

了外商直接投资对要素市场扭曲的影响。本文的主要研究结论如下：①中国要素市场存在着较为严重的扭曲现象，资本市场的扭曲程度高于劳动力市场。平均看，若完全消除资本市场扭曲，总体生产效率能够提高 79%，若完全消除劳动力市场扭曲，总体生产效率可以提高 11%。②宏观经济波动会导致要素市场扭曲和资源配置效率恶化。在金融危机前，要素市场的资源配置效率在不断提高；在金融危机期间，要素市场的配置效率发生显著恶化，扭曲程度明显提高。③中国各地区间要素市场扭曲存在着明显差异。市场整合程度高、经济发展水平较好的东部地区要素市场扭曲程度明显低于其他地区。④外商直接投资能够通过矫正资本市场扭曲，进而提高要素配置效率，但外商直接投资对劳动力市场扭曲的影响程度较低。⑤外商直接投资的矫正作用会受到宏观经济环境变化、地区经济环境差异、产品市场竞争程度和行业外部融资依赖度等因素的影响。⑥外商直接投资矫正资本市场扭曲是通过缓解企业融资约束、提高企业生产效率和缓解政策扭曲等渠道来实现的。

基于上述结论，本文的政策含义为：①矫正要素市场扭曲成为新时代中国经济结构转型的新思路。依靠传统的高投资增长已经难以持续，必须致力于优化提升资源配置效率，尤其是资本市场，让资本在企业间、产业间、区域间充分自由流动，提高经济增长质量。②营造稳定的企业经营政策环

境,缓解经济波动对资源配置效率的冲击。稳定的营商环境是企业进行投资行为的先决条件,金融危机恶化了企业对未来的预期,从而导致资源配置效率的下降。政府应该稳定企业投资预期,降低经济波动对生产要素配置效率的影响。^③深化对外开放,尤其是资本账户开放。外商直接投资的进入能够缓解高生产率企业的融资约束,进而矫正资本市场扭曲,提高全要素生产率。只有继续深化对外开放,促进资本的自由流动,才能进一步完善资本市场。^④建立完善的外商投资机制,营造良好的外商投资环境。矫正地区间因吸引外资进入而产生的政策扭曲,建立完善的外商投资机制,同时改善内部金融市场环境,为外资进入和作用发挥提供良好的内部制度环境。^⑤奉行“竞争中立”原则,让各种所有制的企业在同一个层次上平等竞争,实现各种资源的合理配置。

[参考文献]

- [1]白俊,孟庆玺,申艳艳. 外资银行进入促进了本土企业创新吗[J]. 会计研究, 2018,(11):51-56.
- [2]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.
- [3]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.
- [4]才国伟,钱金保,鲁晓东. 外资竞争、行政效率与民营经济发展[J]. 世界经济, 2012,(7):123-141.
- [5]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.
- [6]戴魁早. 要素市场扭曲如何影响出口技术复杂度?——中国高技术产业的经验证据 [J]. 经济学(季刊), 2019,(1):337-366.
- [7]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 2006 年报告[M]. 北京:经济科学出版社, 2007.
- [8]傅京燕,李丽莎. 环境规制、要素禀赋与产业国际竞争力的实证研究——基于中国制造业的面板数据[J]. 管理世界, 2010,(10):87-98.
- [9]韩超,张伟广,冯展斌. 环境规制如何“去”资源错配——基于中国首次约束性污染控制的分析[J]. 中国工业经济, 2017,(4):115-134.
- [10]韩超,朱鹏洲. 改革开放以来外资准入政策演进及对制造业产品质量的影响[J]. 管理世界, 2018,(10):43-62.
- [11]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.
- [12]蒋含明. 要素价格扭曲与我国居民收入差距扩大[J]. 统计研究, 2013,(12):56-63.
- [13]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.
- [14]林伯强,杜克锐. 要素市场扭曲对能源效率的影响[J]. 经济研究, 2013,(9):125-136.
- [15]刘晓玲,熊曦. 外商直接投资、进出口贸易与区域经济增长——以湖南省为例[J]. 管理世界, 2016,(2):184-185.
- [16]聂辉华,贾瑞雪. 中国制造业企业生产率与资源误置[J]. 世界经济, 2011,(7):27-42.
- [17]施炳展,冼国明. 要素价格扭曲与中国工业企业出口行为[J]. 中国工业经济, 2012,(2):47-56.
- [18]史宇鹏,何兴强,顾全林,邹光. 法律起源与外资进入模式:来自中国的经验[J]. 经济研究, 2011,(12):59-71.
- [19]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.
- [20]覃毅,张世贤. FDI 对中国工业企业效率影响的路径——基于中国工业分行业的实证研究[J]. 中国工业经济, 2011,(11):68-78.
- [21]谭语嫣,谭之博,黄益平,胡永泰. 僵尸企业的投资挤出效应:基于中国工业企业的证据[J]. 经济研究, 2017,(5):175-188.
- [22]谢千里,罗斯基,张轶凡. 中国工业生产率的增长与收敛[J]. 经济学(季刊), 2008,(3):809-826.
- [23]袁志刚,解栋栋. 中国劳动力错配对 TFP 的影响分析[J]. 经济研究, 2011,(7):4-17.
- [24]张杰,周晓艳,李勇. 要素市场扭曲抑制了中国企业 R&D[J]. 经济研究, 2011a,(8):78-91.
- [25]张杰,周晓艳,郑文平,芦哲. 要素市场扭曲是否激发了中国企业出口[J]. 世界经济, 2011b,(8):134-160.
- [26]张杰. 中国制造业要素配置效率的测算、变化机制与政府干预效应[J]. 统计研究, 2016,(3):72-79.
- [27]张开迪,吴群锋,高建,李纪珍. 外商直接投资对大众创业的影响[J]. 中国工业经济, 2018,(12):79-96.

- [28]张天华,张少华. 中国工业企业全要素生产率的稳健估计[J]. 世界经济, 2016,(4):44-69.
- [29]中国经济增长前沿课题组.突破经济增长减速的新要素供给理论、体制与政策选择[J]. 经济研究, 2015,(11):4-19.
- [30]Atkinson, S. E., and R. Halvorsen. Parametric Efficiency Tests, Economies of Scale, and Input Demand in U.S. Electric Power Generation[J]. *International Economic Review*, 1984,25(3):647-662.
- [31]Bai, C., C. Hsieh, and Z. Song. Special Deals with Chinese Characteristics[R]. Working Paper, 2019.
- [32]Banerjee, A., and K. Munshi. How Efficiently Is Capital Allocated? Evidence from the Knitted Garment Industry in Tirupur[J]. *Review of Economic Studies*, 2004,71(1):19-42.
- [33]Berger, A. N. , N. H. Miller, M. A. Petersen, R. G. Rajan, and J. C. Stein. Does Function Follow Organizational Form? Evidence from the Lending Practices of Large and Small Banks [J]. *Journal of Financial Economics*, 2005,76(2):237-269.
- [34]Brandt, L., and X. Zhu. Accounting for China's Growth[R]. SSRN Working Paper, 2010.
- [35]Brandt, L., J. V. Biesebroeck, and Y. Zhang. Challenges of Working with the Chinese NBS Firm-level Data[J]. *China Economic Review*, 2014,30:339-352.
- [36]Brandt, L., T. Tombe, and X. Zhu. Factor Market Distortions across Time, Space and Sectors in China[J]. *Review of Economic Dynamics*, 2013,16(1):39-58.
- [37]Brandt, L., V. B. Johannes, L. H. Wang, and Y. F. Zhang. WTO Accession and Performance of Chinese Manufacturing Firms[J]. *American Economic Review*, 2017,107(9):2784-2820.
- [38]Chinn, M. D., and H. Ito. What Matters for Financial Development? Capital Controls, Institutions, and Interactions[J]. *Journal of Development Economics*, 2006,81(1):163-192.
- [39]Cole, S. Financial Development, Bank Ownership, and Growth: Does Quantity Imply Quality [J]. *Review of Economics and Statistics*, 2009,91(1):33-51.
- [40]Copeland, B. R., and M. S. Taylor. Trade and the Environment: A Partial Synthesis [J]. *American Journal of Agricultural Economics*, 1995,77(3):765-771.
- [41]Detragiache, E., T. Tressel, and P. Gupta. Foreign Banks in Poor Countries: Theory and Evidence[J]. *Journal of Finance*, 2008,63(5):2123-2160.
- [42]Edmond, C., V. Midrigan, and D. Y. Xu. Competition, Markups, and the Gains from International Trade[J]. *American Economic Review*, 2015,105(10):3183-3221.
- [43]Felipe, S., L. Varela, and K. M. Yi. Firm-Level Structural Change: Supply and Demand Effects of Financial Liberalization[R]. Working paper, 2019.
- [44]Gopinath, G. , K. Şebnem, L. Karabarbounis, and C. Villegas-Sanchez. Capital Allocation and Productivity in South Europe[J]. *Quarterly Journal of Economics*, 2017,132(4):1915-1967.
- [45]Gormley, T. A. The Impact of Foreign Bank Entry in Emerging Markets: Evidence from India [J]. *Journal of Financial Intermediation*, 2010,19(1):26-51.
- [46]Guiso, L., P. Sapienza, and L. Zingales. Does Local Financial Development Matter [J]. *Quarterly Journal of Economics*, 2004,119(3):929-969.
- [47]Hadlock, C. J., and J. R. Pierce. New Evidence on Measuring Financial Constraints: Moving beyond the KZ Index[J]. *Review of Financial Studies*, 2010,23(5):1909-1940.
- [48]Hsieh, C. T., and P. J. Klenow. Misallocation and Manufacturing TFP in China and India[J]. *Quarterly Journal of Economics*, 2009,124(4):1403-1448.
- [49]Hsieh, C. T., and Z. Song. Grasp the Large, Let Go of the Small: The Transformation of the State Sector in China[R]. NBER Working Paper, 2015.
- [50]Lai, T., Z. Qian, and L. Wang. WTO Accession, Foreign Bank Entry, and the Productivity of Chinese Manufacturing Firms[J]. *Journal of Comparative Economics*, 2016,44(2):326-342.

- [51]Larrain M., and S. Stumpner. Capital Account Liberalization and Aggregate Productivity: The Role of Firm Capital Allocation[J]. *Journal of Finance*, 2017,72(4):1825–1858.
- [52]Manuel G. S., M. B. Enrique, P. M. Josep, and R. Roberto. Growing like Spain: 1995—2007 [R]. Working Paper, 2016.
- [53]Mian, A. Distance Constraints: The Limits of Foreign Lending in Poor Economies [J]. *Journal of Finance*, 2006,61(3):1465–1505.
- [54]Midrigan, V., and D. Y. Xu. Finance and Misallocation: Evidence from Plant–Level Data [J]. *American Economic Review*, 2014,104(2):422–58.
- [55]Rajan, R. G., and L. Zingales. Financial Dependence and Growth [J]. *American Economic Review*, 1996,88(3):559–586.
- [56]Restuccia, D., and R. Rogerson. Misallocation and Productivity [J]. *Review of Economic Dynamics*, 2013,16(1):1–10.
- [57]Song, Z., and G. Wu. Identifying Capital Misallocation[R]. Working Paper of University of Chicago, 2015.
- [58]Song, Z., K. Storesletten, and F. Zilibotti. Growing Like China[J]. *American Economic Review*, 2011,101(1):196–233.
- [59]Tombe, T., and X. D. Zhu. Trade, Migration, and Productivity: A Quantitative Analysis of China[J]. *American Economic Review*, 2019,109(5):1843–1872.
- [60]Varela, L. Reallocation, Competition, and Productivity: Evidence from a Financial Liberalization Episode[J]. *Review of Economic Studies*, 2017,85(2):1279–1313.

Can FDI Reduce China’s Factor Market Distortions

CAI Guo–wei, YANG Hao

(Lingnan College of Sun Yat–sen University, Guangzhou 510275, China)

Abstract: The purpose of this paper is to explore whether the continuous influx of FDI can help to improve China’s factor market distortions and increase total factor productivity. Based on the data of manufacturing enterprises from 1998 to 2013 and the calculation of the distortions of capital market and labor market in various regions, this paper empirically examines the heterogeneous impact and mechanism of FDI on factor market distortions. The study finds that FDI has an asymmetric impact on capital market distortions and labor market distortions, and the correction effect on capital market distortions is much higher than the labor market. This result is still robust when considering the replacement of FDI and factor market distortion measurement and the problem of missing variables. Further research finds that the impact of FDI on capital market distortions is affected by macroeconomic fluctuations, regional economic environment, product market competition and external financing dependence of the industry; FDI corrects capital market distortions and improves capital allocation efficiency by reducing corporate financing constraints, improving enterprise production efficiency and easing policy distortions. Therefore, deepening reforms and establishing a unified and efficient factor market need to further expand opening up, improve system construction, and attract and utilize more FDI.

Key Words: FDI; factor market distortions; capital market; financing constraints

JEL Classification: H23 H25 H32

[责任编辑:覃毅]