

内资企业准入管制、融资依赖与FDI流入 ——基于分地区分行业的实证研究

盛丹¹, 王永进²

(1.南开大学 经济学院, 天津 300071;

2.厦门大学 经济学院, 福建 厦门 361005)

摘要:文章考察了内资企业准入管制的地区差异对FDI流入影响的微观机制,并利用2007年我国分省分行业的相关数据对其进行了实证检验。文章认为,对于国内融资依赖型行业,内资企业准入管制的提高会促进FDI的流入;而对于外资融资依赖型行业,内资企业准入管制的提高会阻碍FDI的流入。这表明制度的不完善与FDI之间并不是完全的正向关系。经验结果印证了上述的理论分析,此外经验结果还显示较高的国有资本比重不利于FDI的流入,而人力资本对于我国FDI的流入具有较强的解释力。地区基础设施和市场潜能对FDI进入具有正的作用,但并不显著;同时,物质资本及煤炭、石油等自然资源禀赋对我国FDI流入的影响也并不显著。

关键词:内资企业准入管制; FDI流入; 融资依赖

中图分类号: F276.7 **文献标识码:** A **文章编号:** 1001-9952(2010)07-0049-11

一、引言

1978年的改革开放开启了中国面向世界经济的大门,大量的外资尤其是外国直接投资(FDI)不断流入中国市场。外资的大规模进入,一方面能够为国内企业带来先进的技术和管理经验,提高企业的技术水平和创新能力;另一方面,其自身作为资本的一种形式,能够为中小企业的发展提供雄厚的资金支持,成为中小企业融通资金的重要渠道。那么,是什么因素影响着FDI的流入,我国作为一个转型经济体,较其他发展中国家在吸引外资方面又具有哪些优势,这已成为国内外学术界一个广泛关注的问题。

早期的学者多从资源禀赋、地理集聚、区位优势等角度探讨我国在吸引FDI方面的优势(Coughlin和Segev, 2000; 孙俊, 2002; 黄肖琦、柴敏, 2006),然而,这些研究并没有对FDI流入问题给予充分的解释:一方面,在FDI区位分布的实证研究中,对上述因素的影响并没有得出一致结论,并且这些变量均具有较强的内生性,不对其加以控制,结果的稳健性就难以保证;另一方面,上

收稿日期: 2010-05-05

作者简介: 盛丹(1982—),女,山东栖霞人,南开大学经济学院博士研究生;

王永进(1983—),男,山东章丘人,厦门大学经济学院助理教授。

述文献忽略了这样一个客观事实:我国仍处于经济转型时期,计划经济体制尚留残余、市场经济并未完全建立、法律和金融体制尚不健全。脱离上述制度的动态性特征来理解和评价 FDI 对中国经济的影响,显然是有失偏颇的。

近期学者则多在经济转型这样一个特殊历史背景下,关注制度因素对我国 FDI 流入的影响。他们从法律体制、金融市场扭曲等视角,探讨了 FDI 进入中国的逻辑。Wang(2000)指出在法律基础薄弱的情况下,FDI 大量进入中国的主要原因是“关系”在中国社会里广泛存在。因为这种以信任和互惠为前提的“关系”网络在一定程度上弥补了法律制度的薄弱。Huang(2003)认为中国金融制度的扭曲是造成 FDI 快速增长的重要原因。中国的金融体系是按照政治上而非经济上的优先级来分配资源的,这使得资源不能够流向更有效率的私人部门,导致私人企业存在着严重的融资约束。与此同时,目前中国的法律对私营企业缺乏保护,由于规模扩张时的资金约束以及缺乏法律保护,私人企业更愿意与外资形成伙伴关系(合资或上下游企业),借以缓解融资困难。Havrylchyk 和 Poncet(2006)运用中国的面板数据验证了 Huang(2003)的观点,发现金融扭曲程度越高的地方,FDI 流入也越多。

上述学者的研究得到了这样一个共识:我国目前的制度不完善是外资进入的重要影响因素。外资能够使国内企业摆脱制度扭曲的束缚,获得其发展所需的资金、技术以及市场,从而有利于资源的优化配置,提高劳动生产率。那么,制度的不完善就一定能吸引 FDI 的流入吗?我们认为不一定,要依据不同的行业特征而定。实际上,改革开放以来,我国政府为了促进市场经济的发展,使企业生产、经营活动有效地进行,以达到企业的开办和领取相关许可证能够更为便捷和迅速,对企业的准入体制进行了一系列的改革。然而,虽然国家政府对开办企业在制度上有统一规定,但是地方部门在执行上具体操作方式不一,导致企业准入的便利度在全国范围内存在明显差异(根据《2008 中国营商环境报告》)。那么内资企业准入管制的地区差异是否会对 FDI 的流入产生一定的影响呢?

在前期研究的基础上,本文将从行业融资依赖的角度,考察内资企业开办成本的差异对 FDI 流入的作用。具体来说:

首先,由于行业自身的性质、所有制结构和国家的政策导向不同,各个行业在外部融资过程中对国内资本和国外资本的依赖程度各不相同,从而对外资进入发挥了不同的作用。在国内外部融资依赖型的行业,FDI 的进入多是作为一种生产型的资本,其先进的技术设备、科学的管理经验以及灵活的营销渠道会与当地企业形成强有力的竞争,当地市场国内企业的数目就会影响 FDI 的进入决策。而在外资融资依赖型行业,FDI 的流入不是以生产盈利为目的,更多的是为国内的中小型企业融通资金。为此,FDI 在进行投资决策时,当地的市场竞争程度并不是其考虑的主要因素,从当地获得融资收益才是

其考虑的主要因素。

其次,中国各地内资企业开办成本不一,沿海地区的企业开办成本显著低于内地,企业开办成本的差异使中小型企业进入市场的难易程度会有所不同,从而各个地区厂商的数量及市场竞争程度就有所差异。那么,企业开办成本的地区差异是否会在企业融通资金这一环节对 FDI 的行业分布产生影响,更为具体地,某地区企业开办成本的提高,虽然会限制中小企业进入特定行业,减少行业内部的企业数目。但是由于各个行业外部融资的来源不同,开办成本对 FDI 的流入就会产生不同的影响。对于外部融资主要依赖国内资本的行业,行业内部本国企业数目的减少,会减少企业之间的竞争,为 FDI 的进入提供很大的生产空间,从而有利于 FDI 的流入。而对于外部融资主要依赖外商资本的行业,行业内企业数目的减少虽然有利于 FDI 的进入,但是 FDI 进入这些行业的主要目的不是进行生产性投资,其盈利主要来源于融资收益。当东道国企业数目减少时,FDI 无法从融通资金中获得收益,为此会减少进入这些行业。因此,我们得到如下两个命题:

命题 1:对于国内融资依赖型行业,地区内资企业准入管制的提高会促进 FDI 的流入。

命题 2:对于外资融资依赖型行业,地区内资企业准入管制的提高会阻碍 FDI 的流入。

二、计量模型与数据说明

(一)计量模型

本文考察的主要对象是中国分省区、分行业 FDI 的流入,它不仅取决于地区的企业开办成本,还与行业外部融资的来源密切联系,即同时具有地区和行业两个维度,运用简单的线性模型无法对本文的主要结论进行检验。为此,我们参考 Rajan 和 Zingales(1998)的模型方法,在计量模型中引入企业开办成本与行业(国内和外资)外部融资依赖度的交叉项,如果该项的估计系数为正,则表明地区企业开办成本的提高,会使 FDI 更多地流入(国内和外资)外部融资依赖的行业。具体地,本文的实证模型为:

$$\ln FDI_{ik} = \alpha_i + \alpha_k + \beta \text{entry}_k \cdot fd_i + \xi \cdot C_{ik} + \epsilon_{ik} \quad (1)$$

其中, i 和 k 分别表示行业和地区, FDI_{ik} 为地区 k 行业 i 的出口值, α_i 和 α_k 分别表示行业固定效应和地区固定效应, entry_k 为地区 k 企业准入的管制程度, fd_i 为行业 i 的外部融资依赖度,在这里我们将外部融资依赖度分为: $fd1_i$ (国内外融资依赖度)和 $fd2_i$ (外资融资依赖度), ϵ_{ik} 为误差项。为稳健起见,我们还引入了控制变量 C_{ik} ,包括:(1)国有资本比重(soe_{ik}):国有资本的比重反映了一个行业中国有企业的集中程度和该行业受政府干预的程度。在国有资本比重较高的行业,国有企业较为集中,外资进入前我国政府对该行业的政策

倾斜较大,发展相对较快。而对于国有资本比重较低的行业,由于无法得到政府资金的支持,发展较为缓慢,这为 FDI 进入提供了生产和投资的空间。因此,该项预计估计系数为负。(2)国内市场潜能与最终需求度交叉项(mk_d):新经济地理学强调,需求的区位决定了生产的区位,而生产的区位反过来又决定了需求的区位,这种正反馈机制和循环因果会使得生产和需求都高度集中(Krugman,1991)。为此,本文加入了国内市场潜能与最终需求度交叉项,并预计在市场容量大的地区,FDI 会更多地流入最终需求度较高的行业。(3)基础设施与规模经济程度交叉项(infra_scal):基础设施的改善降低了区域交易费用和运输成本,使得规模报酬递增的行业更可能发生产业集聚(Krugman,1991),而产业集聚又会带来劳动生产率的提高(Ciccone 和 Hall,1996)。为此,基础设施水平较高的地区,FDI 会更多地流入规模经济程度较高的行业,该项估计系数预期符号为正。(4)人力资源禀赋和人力资源密度交互项(he_hi):Henderson(2003)认为,对于高技术产业而言,东道国企业较高的技术研发水平以及人力资本存量有助于形成产业内和产业间的技术外溢,从而提高该地区企业的生产率。而这对外商投资企业来说同样适用,即人力资本水平越高的地区,FDI 会更多地进入到人力资本密集度较高的行业。(5)物质资本禀赋与物质资本密集度交互项(ke_ki)和各种矿物资源禀赋和各种矿物资源密集度交互项,包括煤炭(coal_coali)、石油和天然气(oil_oili)、黑色金属(fer_ferry)、有色金属(unferry_unferry)和非金属(unmetal_unmetali)五项。Dunning(1977)在其区位优势理论中强调了东道国资源禀赋的作用,他认为外资的流入应是与东道国的资源禀赋结构相结合的有序流动。因此,我们预计在我国资源禀赋相对丰裕的地区,FDI 会更多地流入到密集使用该资源的行业。

(二)变量的度量

1. 行业外部融资依赖度的计算

我们用各个行业固定资产投资的资金来源来刻画其融资特征。根据《中国固定资产投资统计年鉴》,我们用自筹资金和利用外资以外的资金来源在本年资金来源小计中的比重对行业国内外融资依赖度(fd1)进行了度量;利用外资在本年资金来源小计中的比重衡量了行业的外资融资依赖度(fd2)。为了消除数据波动的影响,我们计算了 2003—2005 年三年的平均值。

2. 省区特征的计算

我们用企业的开办成本度量了企业的准入管制程度;用平均受教育年限对人力资本禀赋(hc)进行了度量,具体计算方法为:(小学受教育人数 \times 6+初中受教育人数 \times 9+高中人数 \times 12+高等教育人数 \times 16)/总的受教育人数;用人均资本存量来测度物质资本禀赋(ke),即我国以 2007 年价格计算的 2006 年各地区资本存量/年末总人口。在具体计算过程中,由于目前可得到的各地

区资本存量的数据只有 2006 年的,并且前一年的资本存量会对当年的生产及出口产生直接影响,为此选取 2006 年的数据,并用 2007 年各地区的固定资产投资价格指数进行了折算。对于自然资源禀赋(煤炭禀赋(coal)、石油和天然气禀赋(oil)、黑色金属禀赋(ferry)、有色金属禀赋(unferry)、非金属矿禀赋(unmetal)),我们分别用煤炭产值、石油和天然气产值、黑色金属产值、有色金属产值、非金属矿产产值占各地区工业总产值的比重进行测度;基础设施(ifra)用各省区的公路网密度表示,取每平方公里公路里程。

我们参照 Harris(1954)的做法,对新经济地理学的国内市场潜能(mk)这一指标进行度量。具体来说某一省区所面临的潜在的市场容量与本省区及其他省区的总收入呈正比,与其他省区到该省区的距离呈反比。于是地区 n 的市场潜能可表示为: $mk_n = \sum_{j \neq n} (Y_{jt}/D_{nj} + Y_{nt}/D_{nn})$ 。其中 Y_{jt} 为 j 省区的生产总值, D_{nj} 为 n、j 两省区省会城市间的距离, D_{nn} 为 n 省区内部距离。各省区的内部距离取地理半径的 2/3,即 $D_{nn} = (2/3)(S_n/\pi)^{1/2}$,其中 S_n 为第 n 省的陆地面积(Redding 和 Venables,2004)。

3.其他行业特征的度量

人力资本密集度(hi)用 R&D 经费占主营业务收入比重进行测度,固定资产密集度(ki)用各行业固定资产原价占工业增加值比重度量,煤炭投入密集度(coali)用煤炭资源投入在该行业中间投入中的比重度量,石油和天然气投入密集度(oili)用石油和天然气投入在各行业中间投入中的比重度量,黑色金属投入密集度(ferryi)用黑色金属投入在各行业中间投入中的比重度量,有色金属投入密集度(unferryi)用有色金属投入在各行业中间投入中的比重度量,非金属矿投入密集度(unmetali)用非金属矿投入在各行业中间投入中的比重度量。国内最终需求度(d)采用行业国内消费总额占该行业总产出的比重,我们用行业的全部职工人数除以企业单位数表示行业的规模经济程度(scal),分省分行业的国有资本比重(soe_{ik})用国有资本在实收资本中所占比重进行了测算。

(三)数据来源

我国各地区各级学校受教育人数、公路里程、生产总值、年末总人口、煤炭产值、石油和天然气产值、黑色金属产值、有色金属产值、非金属矿产产值、固定资产投资价格指数来自于《2008 年中国统计年鉴》,我国各地区 2006 年物质资本存量数据来自于单豪杰(2008),各省区的企业开办成本来自《2008 年中国营商环境报告》,省会城市之间的距离数字直接从电子地图上读取(单位:公里)。

我国各地区各行业 FDI 数据、国有资本、主营业务收入、固定资产原价、工业增加值、总产出、职工人数、企业单位数、实收资本均来自于《2008 年中国工业统计年鉴》,各行业 R&D 经费来自于《2008 年中国科技统计年鉴》,各行业国内消费总额、煤炭资源投入、石油和天然气投入、黑色金属投入、有色金属投入、非金属矿投入以及各行业中间投入的数据来自于《2007 年中国投入产出表》。

在省份的选取上,由于西藏的数据缺失严重,资本存量没有重庆的数据,本文选取了除去西藏和重庆的29个省份的相关数据。在行业的选取上,由于《2008年中国工业统计年鉴》分省分行业的FDI数据只有20个行业,为保证数据的齐整性,我们选用了20个行业的相关数据。

四、计量结果及解释

(一)初步估计结果

我们运用2007年我国29个省20个工业行业的相关数据,对本文主要的理论假说进行了实证检验。表1报告了本文的初步估计结果。为了控制各地区和各行业的个体差异,我们采用地区和行业固定效应方法进行估计。

表1 初步估计结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
entry_fdl	0.429*** (3.20)	0.299** (2.14)	0.309** (2.20)			
entry_fdl2				-0.3854*** (-3.14)	-0.327*** (-2.76)	-0.328*** (-2.75)
soe		-1.403*** (-3.65)	-1.386*** (-3.57)		-1.378*** (-3.60)	-1.3466*** (-3.48)
he_hi		0.252** (2.16)	0.2559** (2.19)		0.268** (2.36)	0.2741** (2.41)
ke_ki		-6.01e-06 (-1.22)	-4.66e-06 (-0.94)		-8.05e-06* (-1.70)	-6.88e-06 (-1.44)
infra_scal		0.00001 (0.05)	0.000046 (0.12)		0.00009 (0.23)	0.00010 (0.26)
mk_d		0.00086 (0.46)	0.0009612 (0.51)		0.001418 (0.76)	0.00158 (1.01)
coal_coali			0.0070991 (1.09)			0.005089 (0.84)
oil_oili			-0.0001** (-2.10)			-0.00008** (-2.04)
ferry_ferryi			9.80e-06 (0.03)			-0.000126 (-0.39)
unferry_unferryi			-0.00003 (-0.91)			-0.000038 (-0.95)
unmetal_unmetali			-0.0002732 (-0.69)			-0.000277 (-0.70)
产业固定效应	是	是	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是	是	是
调整的R ²	0.6415	0.6613	0.6628	0.6412	0.6636	0.6648
观察值	516	498	498	516	498	498

注:回归系数下括号内为回归系数的t统计值;***、**和*分别为1%、5%和10%的显著性水平。

从表 1 的回归结果我们可以看出:

从总体上来说,地区企业进入成本与行业国内外融资依赖度的交叉项(entry_fd1)的回归系数均为正,而企业进入成本与行业外资融资依赖度的交叉项(entry_fd2)的回归系数均为负,并且二者均在 5% 的统计水平上显著,部分还达到了 1% 的显著性。这初步验证了本文的理论假说,即对于主要依赖国内外部融资的行业,地区企业开办成本的提高会促进 FDI 的流入,而对于主要依赖外商融资的行业,地区企业开办成本的提高会阻碍 FDI 的流入。国有资本比重(soe)估计系数显著为负,这说明 FDI 大多选择我国国有企业较少、作用较小或者投资不足的行业进入,这一结论也与李永军(2003)的研究相一致。人力资本禀赋与人力资本密集度的交叉项(he_hi)的回归系数均为正,并且在 5% 的统计水平上显著,表明在人力资本禀赋较为丰裕的地区,FDI 更多地流入了人力资本密集度较高的行业,这一结论符合区位优势的理论假说。基础设施与行业规模经济的交叉项对 FDI 区位分布的影响为正,但统计上并不显著。这与 Coughlin 和 Segev(2000)的结论相吻合,说明新经济地理学所揭示的基础设施在产业集聚中的作用并没有完全得到证实。国内市场潜能与最终需求度交叉项(mr_d)的估计系数为正,但在统计上并不显著。这说明国内最终需求度较高的行业在国内市场潜能较大的地区会吸引 FDI 的流入,但这种现象并不明显。物质资本禀赋与物质资本密集度交叉项(ke_ki)的回归系数为负,并且在统计上并不显著。Bai 等(2004)也得到了类似的结论,他们发现行业的资本密集度越高,外资所占份额越低。煤炭资源禀赋与煤炭使用密集度的交叉项(coal_coali)、石油和天然气(oil_oili)、黑色金属(ferry_ferri)、有色金属(unferry_unferri)和非金属(unmetal_unmetali)的估计系数要么为正但在统计上并不显著,要么为负,这说明自然资源禀赋尚不能成为吸引 FDI 流入的主要因素。

(二)内生性及其处理

企业开办成本与 FDI 流入之间存在一定的内生性。企业开办成本的降低在理论上能够影响地区的 FDI 的流入数量,但也可能存在逆向因果关系,即不仅企业开办成本会影响 FDI 流入,而且 FDI 流入还可能会对地区企业开办成本产生作用。严重的内生性会使得最小二乘法估计是有偏的和非一致的。通常的改进方法就是寻找一个与企业开办成本关系密切但独立于 FDI 流入数量的变量作为工具变量进行两阶段最小二乘估计。为此,本文选取各省区市场化程度(1999 年)和三大改造前私营经济的比重(1955 年)作为企业开办成本的工具变量。

选用这两个变量作为工具变量的原因在于:首先,市场化指数和三大改造前私营经济的比重与地区企业开办成本之间有着密切的关系。一方面地方企业开办成本越低,企业进入市场所受到的管制越小,越有助于市场秩序的建立

和维持,同时私营经济也越活跃;另一方面,从历史上看,在过去市场化程度较高和私营经济比重较大的地区,政府部门的工作效率也往往较高,而政府部门的这种特点具有一定的连续性,必然会对现在的政府有所影响,从而会有助于地区企业开办成本的降低。其次,历史上地区的市场化程度(1999年)和私营经济的比重(1955年)不会对现今FDI的流入产生影响,二者关系甚小。为此,选取上述变量作为企业开办成本工具变量具有一定的合理性和可行性。

运用两阶段最小二乘法,我们对实证模型进行了重新的回归,回归结果如表2所示。为了考察工具变量的有效性,我们报告了第一阶段的R²和F值,同时还对工具变量进行了识别不足检验、弱识别检验和过度识别检验,并报告了相应的Kleibergen-Paap秩LM统计量、Kleibergen-Paap秩Wald F统计量和Sargan统计量。同时,为了考察结果的稳健性,我们还采用了企业开办所需时间以及企业开办的法定资金对企业开办成本进行测度。

表2 2SLS回归结果

	厂商开办所需成本		开办企业所需时间		开办企业的法定资金	
entry_fdl	1.001*** (2.67)		0.8613*** (2.63)		0.0626*** (2.67)	
entry_fd2		-1.167*** (-5.09)		-0.698*** (-5.22)		-0.066*** (-4.94)
soe	-1.439*** (-3.83)	-1.305*** (-3.40)	-1.2756*** (-3.47)	-1.338*** (-3.70)	-1.260*** (-3.38)	-1.220*** (-3.13)
he_hi	0.1098 (0.82)	0.153* (1.32)	0.2398** (2.17)	0.270*** (2.56)	0.1514 (1.21)	0.193* (1.68)
ke_ki	2.2e-06 (0.37)	-4.70e-06 (-0.99)	2.23 e-06* (1.81)	-2.67e-06 (-0.59)	2.77e-06 (0.46)	-4.94e-06 (-1.02)
infra_scal	0.00006 (0.16)	0.000267 (0.68)	-0.00012 (-0.33)	0.000200 (0.54)	0.000060 (0.16)	0.00017 (0.43)
mk_d	0.00031 (0.17)	0.002429 (1.30)	0.001195 (0.68)	0.001911 (1.09)	0.000524 (0.29)	0.00216 (1.15)
coal_coali	0.00993 (1.54)	0.007019 (1.10)	-0.01514 (-1.51)	-0.002337 (-0.38)	0.011862* (1.80)	0.007485 (1.15)
oil_oili	-0.00008** (-2.14)	-0.00007* (-1.85)	-0.00009** (-2.48)	-0.00008** (-2.28)	-0.00008** (-2.06)	-0.00006* (-1.67)
ferry_ferryi	0.00010 (0.34)	-0.00036 (-1.13)	-0.000068 (-0.23)	-0.000023 (-0.08)	0.00005 (0.19)	-0.00026 (-0.82)
unferry_unferryi	-0.00003 (-0.92)	-0.000040 (-1.00)	-0.000033 (-0.87)	-0.000037 (-0.98)	-0.00003 (-0.94)	-0.00003 (-0.96)
unmetal_unmetali	-0.00024 (-0.64)	-0.000256 (-0.66)	-0.000326 (-0.87)	-0.000233 (-0.63)	-0.00022 (-0.60)	-0.00023 (-0.60)
Kleibergen-Paap rk LM statistic	64.634 (0.0000)	132.464 (0.0000)	106.080 (0.0000)	261.629 (0.0000)	81.424 (0.0000)	140.570 (0.0000)
Kleibergen-Paap rk Wald F statistic	32.738 (0.0000)	79.580 (0.0000)	59.428 (0.0000)	243.431 (0.0000)	42.909 (0.0000)	86.370 (0.0000)
Sargan statistic	0.020 (0.8877)	0.059 (0.8085)	0.587 (0.4437)	1.963 (0.1612)	0.198 (0.6562)	0.914 (0.3390)

续表 2 2SLS 回归结果

	厂商开办所需成本		开办企业所需时间		开办企业的法定资金	
	是	是	是	是	是	是
产业固定效应	是	是	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是	是	是
第一阶段 R ²	0.1300	0.2665	0.2134	0.5264	0.1638	0.2828
第一阶段 F 值	32.74	79.58	59.43	243.43	42.91	86.37
第二阶段的 R ²	0.6855	0.6706	0.7002	0.8140	0.6932	0.6628
观察值	497	497	497	497	497	497

注:回归系数下括号内为回归系数的 t 统计值;***、** 和 * 分别为 1%、5% 和 10% 的显著性水平。

从表 2 的回归结果我们可以看出:

(1)对工具变量的检验结果表明,我们可以在 1% 的显著水平上拒绝工具变量弱识别和识别不足的原假设,并且过度识别检验相伴概率大多数在 0.1 以上,即我们无法在 10% 的显著水平上拒绝工具变量是过度识别的原假设。为此,我们可以认为上述工具变量不仅与内生变量之间具有较强的相关性,而且本身也是外生的,符合工具变量的两个要求。

(2)与表 1 的结果相比,企业开办成本与行业融资依赖度的交互项的估计系数在各个回归组合中都了有不同程度的提高。这表明,企业开办成本的内生性使得最小二乘估计产生向下偏倚,从而倾向于低估企业开办成本对地区 FDI 行业分布的作用。此外,值得注意的是,开办企业的法定资金中 entry_fd2 项的统计显著性有了明显提高,由之前 10% 的显著水平变为在 1% 的统计水平上显著这说明之前基于 OLS 的回归结果并不准确,内生性问题降低了 entry_fd2 对 FDI 行业进入的影响程度。本文所选取的两个工具变量能够较为有效地处理回归模型中的内生性问题,使本文的结论具有较强的解释力。

五、结论和政策建议

本文首先对内资企业准入管制的地区差异对 FDI 流入影响的机制进行了微观分析。基本结论是:内资企业准入管制较高的地区并不一定会促进 FDI 的流入,这要视行业的融资来源而定。对于那些国内外部融资依赖型的行业,内资企业准入管制的提高会减少行业内厂商的数量,而 FDI 流入这些行业主要是从事生产和经营活动,东道国厂商数目的减少会降低行业内的竞争,从而有利于 FDI 的流入。对于那些外资融资依赖型的行业,内资企业准入管制的提高同样减少行业内厂商数量,但是 FDI 进入这些行业的主要目的是为国内企业融通资金,行业内企业数目的降低会减少其融资收益,从而不利于 FDI 的进入。

在上述分析的基础上,我们借鉴 Rajan 和 Zingales(1998)的模型方法,将地区和行业特征相结合,对该结论进行了实证检验。实证结果在很大程度上印证了前面的理论分析。此外,我们还发现较高的国有资本比重不利于 FDI 的流

入,而人力资本对于我国 FDI 的流入具有较强的解释力,这是我国近年来加大教育与科研投入的结果。物质资本解释力不强,甚至起到了负面的影响,这可能与物质资本的构成以及我国目前经济所处的发展阶段有关。地区基础设施和市场潜能对 FDI 进入具有正的作用,但并不显著。同时,煤炭、石油、黑色金属、有色金属及非金属资源禀赋对我国 FDI 流入的影响也不显著。

本文的政策涵义是明显的:地方政府对内资企业的准入管制,不仅可能没有起到吸引 FDI 的作用,反而可能对内资企业的发展形成严重掣肘,使得我国无法充分利用国内外的资源,从而不利于行业发展,尤其是对于那些高度依赖外资融资的行业而言更是如此。鉴于此,政府在改善引资环境、促进 FDI 流入的过程中,不能盲目地对内资企业实施百般限制,而对外资企业则赋予“超国民待遇”。具体来说:一方面,在吸引 FDI 进入的同时,要逐步降低内资企业准入管制的程度,积极鼓励国内有潜力的中小型企业进入,培育本国企业的竞争力,促进我国行业的发展,使我国经济增长转向内因驱动;另一方面,在降低内资企业准入管制的同时,还要彻底摒弃目前金融体系在金融资源供给方面对国内民营资本的歧视,并采取切实措施为中小型企业的开办和发展提供更多的融资资源。只有在一个公平、有效的经济环境中我们才能充分调动我国内资企业的积极性,有效利用国内和国外的各种资源推动我国经济发展。

参考文献

[1]李永军. 中国外商直接投资行业分布的决定因素[J]. 世界经济, 2003, (7): 23—30.
 [2]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.
 [3]孙俊. 中国 FDI 地点选择的因素分析[J]. 经济学(季刊), 2002, (3): 667—698.
 [4]Bai C, J Lu, Z Tao. Capital or know-how: The role of multinationals in joint ventures [R]. Tsinghua University, Working Paper, 2004.
 [5]Coughlin C C, E Segev. Foreign direct investment in China: A spatial econometric study[J]. World Economy, 2000, 23(1): 1—23.
 [6]Ciccone A, R Hall. Productivity and the density of economic activity [J]. American Economic Review, 1996, 86(1): 54—70.
 [7]Dunning J H. Trade location of economic activity and the MNE: A search for an eclectic approach[M]. The International Allocation of Economic Activity, Macmillan, London, 1977.
 [8]Harris C D. The market as a factor in the localization of industry in the United States [J]. Annals of the Association of American Geographer, 1954, 44: 315—348.
 [9]Havrylychuk O, S Poncet. Foreign direct investment in China: Reward or remedy[R]. CEPII Working Paper, No.14, 2006.
 [10]Henderson J V. Marshall's scale economies[J]. Journal of Urban Economics, 2003, 53: 1—28.

- [11]Huang Y. Selling China: Foreign direct investment during the reform era[M]. New York: Cambridge University Press, 2003.
- [12]Rajan R, L Zingales. Financial dependence and growth[J]. American Economic Review, 1998, 88 (3): 559—586.
- [13]Redding S, A J Venables. Economic geography and international inequality[J]. Journal of International Economics, 2004, 62:53—82.
- [14]Staiger D, J Stock. Instrumental variables regression with weak instruments[J]. Econometrica, 1997, 65(3) :557—586.
- [15]Krugman P. Increasing returns and economic geography[J]. Journal of Political Economy, 1991,99(3) :483—499.
- [16]Krugman P, L R Elizondo. Trade policy and third world metropolis[J]. Journal of Development Economics, 1996, 49: 137—150.
- [17]Wang H. Informal institutions and foreign investment in China[J]. The Pacific Review, 2000, 13: 525—556.

Entry Regulation of Home Enterprises, Financial Dependence and FDI Inflows: Analysis Based on Cross-province and Cross-industry Data

SHENG Dan¹, WANG Yong-jin²

(1. School of Economics, Nankai University, Tianjin 300071, China;
2. School of Economics, Xiamen University, Xiamen 361005, China)

Abstract: The paper investigates the microeconomic mechanism of the effect of entry regulation of home enterprises on FDI inflows using cross-province and cross-industry data in 2007. It shows that as for industries depending on domestic finance, high degree of entry regulation will promote FDI inflows, while as for industries depending on foreign finance, high degree of entry regulation will block FDI inflows. Institutional imperfection is not entirely positively related to FDI. In addition, it also finds that a high ratio of state-owned capital is detrimental to FDI inflows. Human capital provides a sound explanatory of FDI inflows, while regional infrastructure and market potential have weakly positive effects on FDI. Meanwhile, the effects of some endowments of natural resources such as physical capital, coal and oil on FDI inflows are not significant.

Key words: entry regulation of home enterprises; FDI inflow; financial dependence

(责任编辑 周一叶)