

信贷约束与外资溢出效应问题研究^{*}

——基于中国工业企业数据的实证分析

辛大楞, 车维汉

(上海财经大学 国际工商管理学院, 上海 200433)

摘 要:此文采用中国工业企业数据库的40多万家企业2002—2007年的非平衡面板数据,实证检验了外资的溢出效应以及信贷约束对外资溢出效应的影响。研究结果表明,在相同的行业和相同的省份内,不论是来自港、澳、台的外资还是来自于其他地区的外资,都对国内企业(包括国有企业和非国有企业)产生了显著的溢出效应。进一步的实证分析发现,信贷约束阻碍了外资的溢出效应,行业的信贷约束程度越高,则同行业和同省份内外资对国内企业的溢出效应就越小,相关的稳健性检验也支持上述结论。因此,我国应加快推进金融市场改革进程,为企业提供更好的经营环境。

关键词:信贷约束;外资溢出;工业企业

中图分类号:F830.59;F832.42 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2014)08-0030-12

一、引 言

自加入世界贸易组织以来,我国吸引的外商直接投资额屡创新高。2001年我国吸引的外商直接投资额为468.78亿美元,而到了2012年这一数字增加了一倍多,达到1117.16亿美元左右。由此看来,我国已经名副其实地成为世界最重要的吸引FDI的大国之一。外资的大量流入,对我国的经济发展产生了重要的影响。一般来说,外资可以通过垂直溢出(跨国公司与上下游厂商的溢出)和水平溢出(同行业之间的溢出)两种渠道对东道国的经济产生重要的影响。外资溢出主要包括竞争效应、示范效应、人员培训和流动效应等(许和连等,2007;陈琳和林珏,2009)。

但是,外资的溢出效应也会受到企业的吸收能力的影响(Cohen和Levinthal,1990),而企业的吸收能力则是由多方面因素所决定的,如企业R&D投入、企业的知识积累以及企业的人力资本等。应指出的是,在以往的研究中,有一个重要的因素被人们所忽略,即信贷约束问题(Ayyagari等,2011;韩旺红和马瑞超,2013)。虽然目前不少国内学者已经分析了外资对我国的国家或省份层面、行业层面甚至企业层面的溢出效应,但是研究信贷约束对外资的溢出效应的影响的相关文献几乎没有。在本文中,我们首次使用中国工业企业数据库的40多万家企业2002—2007年的数据(大约100万个观测值),实证检验了外资对我国国内企业的溢出效应,重点探讨了信贷约束对外资溢出效应的影响。我们的实证结果表现,无论是来自于港、澳、台的外资还是来自于其他地区的外资,在相同的行业和相同省份内,都对我

收稿日期:2014-04-03

基金项目:教育部哲学社会科学系列发展报告项目:“世界经济发展报告”(11JBG004)

作者简介:辛大楞(1986—),男,山东安丘人,上海财经大学国际工商管理学院博士研究生;

车维汉(1954—),男,辽宁沈阳人,上海财经大学国际工商管理学院教授,博士生导师。

国的国内企业(包括国有企业和非国有企业)产生了积极的溢出效应。进一步的实证分析还发现,信贷约束阻碍了外资的溢出效应,行业的信贷约束程度越高(如纸及其制品、化工原料以及钢铁等行业),从外资的溢出效应中获益就越小。通过相关的稳健性分析,我们的结论依然成立。

本文余下各部分的内容安排如下:第二部分简单回顾了相关的国内外研究文献;第三部分介绍了变量和数据的来源;第四部分进行了实证分析,第五部分进行了稳健性分析;最后是本文的结论与政策启示。

二、文献综述

外商直接投资的溢出效应,一直是国内外的经济学者们所关注的重点议题之一;不少文献都对此进行了分析,如 Liu(2008)以及 Abraham 等(2010)。Cohen 和 Levinthal(1990)认为企业对新技术和外部信息的消化以及实际应用取决于企业的吸收能力(Absorptive Capacity),而这种能力又取决于企业以往的知识积累水平等多个因素。Ayyagari 等(2011)在检验 47 个新兴市场经济体国家 19 000 家企业的创新活动的决定因素时发现,较容易进行外部融资的企业更容易进行创新活动。Villegas-Sanchez(2009)利用墨西哥制造业企业的数据进行实证分析时发现,只有那些相对规模比较大、地理位置位于金融较发达地区的国内企业可以很好地享受到 FDI 的溢出效应。Agarwal 等(2014)则通过使用来自 Oriana 数据库的大约 21 000 家中国制造业企业(13 000 家国内企业,8 000 家外资企业)2001—2005 年的数据进行了实证分析。他们的实证分析显示信贷约束对于外资对我国非国有企业的溢出效应具有重要影响。总体来说,已有研究分析信贷约束对外资的溢出效应的影响的相关文献尚不多见。

中国是 FDI 的吸收大国,FDI 对中国经济的影响也一直是国内的学者们重点研究的热点之一。如潘文卿(2003)、陈涛涛和陈娇(2006)等利用行业数据分析了决定 FDI 溢出效应的不同因素。许和连等(2007)发现 FDI 通过示范效应和竞争效应两种途径对行业产生了积极的溢出效应,同时 FDI 通过向上游产业的当地企业购买中间产品和服务产生了积极的后向链接溢出效应。近年来,来自微观企业层面的分析也越来越多。平新乔(2007)使用第一次全国经济普查数据进行实证分析时发现 FDI 与中国制造业的总生产率显著正相关。陈琳和林珏(2009)发现 FDI 通过人员流动给国有、外商所有及合资企业都带来了正向而显著的溢出,但是中国的私有和集体所有制企业却并没有从中受益。夏业良和程磊(2010)通过使用随机前沿分析方法(SFA)对 9 700 家企业进行实证分析的结果表明,企业引进外国的资本将提高企业的技术效率,但是企业引进来自港、澳、台的资本却并不具备这种作用。韩旺红和马瑞超(2013)使用我国上市公司的数据进行实证分析时发现,FDI 能够改善行业的融资约束问题,但是这种作用并不具有企业间的溢出效应。

总之,从以往的研究文献中我们可以看到,多数的研究分析了外资的溢出效应以及一些因素(如行业增长,R&D 投入等)对外资的溢出效应的影响,但并没有深入详细地分析信贷约束对外资的溢出效应的影响。Agarwal 等(2014)的研究虽已涉及信贷约束,但是他们没有分析信贷约束对来自港、澳、台外资溢出效应的影响,也未分析信贷约束对外资(港、澳、台外资和来自于其他地区的外资)对国内非国有企业的溢出效应的影响。与上述文献不同,本文使用了中国工业企业数据库的 40 多万家企业数据(大约 100 万个观测值),更加详细地检验了信贷约束对外资溢出效应的影响。应该说本研究的数据更具有代表性,研究结果也更

具普遍意义。此外我们还实证检验了信贷约束对来自港、澳、台外资的溢出效应的影响,以及信贷约束对外资(包括港、澳、台外资和来自其他地区的外资)对国内的国有企业和非国有企业的溢出效应的影响。最后,在控制变量的选取方面,与 Agarwal 等(2014)的研究不同的是,我们在所有的估计模型中还控制了企业出口行为、行业固定效应等因素的影响,这种估计结果相对更加准确。总之,本文使用广泛的微观企业调查数据,通过面板数据的固定效应估计方法,较全面地实证检验了外资对我国国内企业的溢出效应以及信贷约束对外资溢出效应的影响。

三、变量和数据来源

(一)主要变量

总体来看,本文主要使用了四个层面的变量。

第一,企业层面的变量。企业层面的变量包括企业的工业增加值(*ValueAdded*),企业的固定资产净值年平均余额(*K*)和企业的全部就业人员总数(*L*)。在进行估计时我们均使用了上述指标的对数值。实证分析中我们还用到了企业的出口行为(*export*)这个虚拟变量。如果企业在特定年份存在着出口行为,那么 *export* 就等于 1,反之则等于 0。

第二,行业—省份层面的变量。行业—省份层面的变量主要是用来衡量外资企业的生产经营活动,指的是特定年份下在同一行业且同一省份下所有外资企业的工业增加值(*VA_Foreign*)。进一步地,为了考察不同类型的外资对国内企业的溢出效应是否有所不同,我们又将这个指标分为了两类:一类是同一行业且同一省份下由来自于香港、澳门和台湾的外资企业创造的总的工业增加值,用 *VA_HMT* 来表示;而另一类则是同一行业且同一省份下由除了香港、澳门和台湾以外的其他地区的外资企业所创造的总的工业增加值,用 *VA_Other* 来表示。对于外资企业的划分,参照 Agarwal 等(2014)的做法,如果外商资本金或者港、澳、台资本金占实收资本的比率超过了 25%,那么就可以认定该企业为外资企业或者港、澳、台资企业。

第三,行业层面的变量。文中所用到的信贷约束指标都是基于行业层面的变量。为了衡量行业的信贷约束程度,我们主要使用了外部融资依赖程度(*EFD*)这个指标。Rajan 和 Zingales(1998)最早在分析金融发展和行业的增长的时候提出了这个指标。如今这个指标已经被广泛应用于实证研究中以衡量行业的信贷约束程度,如 Manova(2013)等。

第四,省级层面的变量。在实证分析中,本文使用了企业工业增加值和固定资产净值年平均余额的实际值。为了剔除物价因素的影响,我们又用到了中国各省份的 *GDP* 和固定资产投资额的平减指数,这些指数均来自于 2003—2008 年的《中国统计年鉴》。

(二)数据来源

本文使用的数据,主要来自于国家统计局的中国工业企业数据库,其中 2004 年的数据由于缺少对企业工业增加值的调查,所以被我们排除在外。该数据库包括全部国有工业企业及规模以上非国有工业企业的大量基本信息和财务信息,^①如企业类型、工业增加值、全部职工数、企业所属行业、企业出口额、流动资产、实收资本、港、澳、台投资资本,以

^①规模以上的非国有工业企业主要指的是企业的主营业务收入在 500 万元及其以上的非国有工业企业,2011 年该标准改为 2 000 万元及以上的企业(聂辉华等,2012)。

及其他外商投资资本等信息。鉴于衡量行业的信贷约束指标多数为制造业方面的数据,所以我们在使用时仅保留了数据库中与制造业有关的企业数据,根据聂辉华等(2012)的描述,制造业企业占了中国工业企业数据库的90%以上,所以本文的样本选择是可靠的。

行业的信贷约束指标我们主要采用了 Braun(2002)关于 22 个制造业行业(ISIC-3)的外部融资依赖程度指标,^①这个指标是通过使用来自 Compustat 的年份工业文件中统计的所有美国在 1986—1995 年的上市公司的数据进行计算得出的。借鉴 Rajan 和 Zingales(1998)的做法,每一个行业或部门的外部融资依赖程度,就等于在这个行业中处于中位数的上市公司的资本支出减去由企业的内部运行所获得的现金流之后占资本支出的比重来表示,即企业的资本支出中由外部融资得来的资本占总的资本支出的比重。显然这个指标越大,企业或行业的外部融资比例就越高,信贷约束的程度也就越强。^②同时我们还借鉴了 Rajan 和 Zingales(1998)的计算方法,并且参照美国 20 世纪 70 年代的上市公司计算得出的这个指标(EFD_1970)以及使用加拿大 20 世纪 80 年代的企业数据计算出的这个指标(EFD_Ca)进行了稳健分析。这两个指标的取值均可以在 Braun 和 Larrain(2005)的文献中得到。在稳健性分析部分,我们还使用了其他的与企业的信贷约束程度相关的指标,如资本的有形性指标(Tangibility)、行业生产的产品的持久性(Durability)、相对于消费品,行业所生产的产品是否更具有投资性(Investment),以及产品是否更适合进行贸易(Tradability)等几个指标。这些指标均来自于 Braun 和 Larrain(2005)的统计。一般来说,企业的资产有形性越高,那么企业用于作抵押品的资本就越多,从而也就相对更容易获得信贷,企业的信贷约束程度相应地也就较低;同样,行业产品的高持久性、投资性和贸易性,这个行业的信贷约束程度相应地也就越低。最后,我们之所以采用美国的数据计算得出的这几个指标来衡量行业的信贷约束程度,是因为美国是世界上最发达和金融体系最复杂的经济体之一,利用美国的企业数据计算得出的这些指标,可以更好地反映企业的外部融资需求和资本的有形性(Manova, 2008)。

在进行实证分析的时候,按照传统文献(Chen 和 Guariglia, 2013)的做法,我们还对数据进行了一些处理,将一些企业从选择的样本中删除。这些企业主要包括:主营业务收入、总资产减去固定资产、总资产减去流动资产以及累计折旧减去当期折旧等为负值的企业,一些主要的变量信息(如工业增加值、固定资产净值年平均余额、全部就业人员、企业所属行业与省份等)缺失的企业。此外,为了消除异常值的影响,我们还删除了各个主要变量的 99 分位数以上的观测值。最终我们的非平衡面板数据包含了 40 多万家企业,1 053 478 个观测值。其中国内的企业大约为 332 206 家,而外资企业(包括港、澳、台资企业)大约为 76 362 家。

(三)主要变量的描述性统计

表 1 是主要变量的描述性统计。从表中我们可以清楚地看到,各个变量在样本中的变化很大,所以可以很好地进行我们的实证分析。

^①具体来说,这些行业主要包括了饮料制造业、金属制品、食品制造、家具、化工原料、钢铁、皮革制品、机械、电气、机械(除了电气)、混杂、石油和煤炭产品、有色金属、其他化工品、其他非金属矿物品、纸及其制品、陶瓷、印刷出版、专业和科学设备、橡胶制品、纺织品、运输设备、衣服、木材等。

^②按照 EFD 指标来划分,信贷约束程度比较高的行业有塑料制品、科学设备、机械、运输设备以及能源等行业。而服装、皮革、烟草行业等信贷约束程度较低。

表 1 描述性统计

变 量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
<i>ValueAdded</i>	852 376	11 749.9800	21 134.2200	1.0000	272 667
<i>K</i>	852 376	8 799.8840	16 918.9500	1.0000	1 010 008
<i>L</i>	852 376	154.7970	198.8693	1.0000	1 800
<i>VA_foreign</i>	2 273	5 648 373	9 126 209	1816	76 100 000
<i>VA_HMT</i>	2 273	2 526 469	5 020 869	144	45 200 000
<i>VA_Other</i>	2 273	3 121 904	4 664 286	98	30 900 000
<i>EFD</i>	22	0.2715	0.2219	-0.1459	0.9610
<i>EFD_1970</i>	22	0.0927	0.1262	-0.4500	0.4000
<i>EFD_Ca</i>	22	0.2717	0.2219	-0.1460	0.9610
<i>Tangibility</i>	22	0.3066	0.1120	0.0745	0.5579
<i>Durability</i>	22	0.5192	0.4548	0.0000	1.0000
<i>Investment</i>	22	0.2712	0.3276	0.0000	0.9080
<i>Tradability</i>	22	0.5442	0.2066	0.1580	0.9580

注:表中的工业增加值和固定资产净值年平均余额以及全部就业人数等变量为原始值,未取对数形式。另外,表中统计的数据均为国内企业的数据,并未包含外资企业的数据。

四、实证分析

(一)模型设定

为了检验外资对国内企业的溢出效应,我们将计量模型设定为如下形式:

$$ValueAdded_{ijpt} = \alpha + \beta_1 K_{ijpt} + \beta_2 L_{ijpt} + \beta_3 VA_Foreign_{jpt} + \beta_4 export_{ijpt} + \nu_j + \mu_t + \epsilon_{ijpt}$$

其中,*i* 表示的是个体企业,*j* 表示的是行业,*p* 为省份,*t* 为时间。*ValueAdded*、*K*、*L*、*VA_Foreign* 以及 *export* 分别为我们前面提到过的变量,其中的 *ValueAdded*、*K* 和 *L* 我们取了对数形式。 ν 为行业固定效应, μ 为时间固定效应, ϵ 为估计方程的随机误差项。由于存在着多重共线性问题,所以在方程中我们没有控制地区(省份)的固定效应。

进一步地,为了检验信贷约束对外资溢出效应的影响,我们又对下面的方程进行了估计:

$$ValueAdded_{ijpt} = \alpha + \beta_1 K_{ijpt} + \beta_2 L_{ijpt} + \beta_3 VA_Foreign_{jpt} + \beta_4 VA_Foreign_{jpt} \times EFD_j + \beta_5 export_{ijpt} + \nu_j + \mu_t + \epsilon_{ijpt}$$

其中的交互项 $Foreign_{jpt} \times EFD_j$ 显示了信贷约束是否会对外资溢出效应产生影响。如果其前面的系数为负值,则说明信贷约束阻碍了外资的溢出效应。在具体的实证分析中,我们还将外资分为了港、澳、台外资和来自其他地区的外资,以及将国内企业分为国有企业和非国有企业等多种形式并重新进行了估计,以检验不同来源的外资对不同类型的国内企业的影响是否是不同的。

(二)外资的溢出效应

我们首先使用固定效应估计方法检验了所有的外资,包括来自港、澳、台的外资和来自其他地区的外资对国内企业的溢出效应,基本的估计结果如表 2 所示。显然,资本和劳动对企业的工业增加值具有正的影响,并且这种影响在 1% 的显著性水平上显著。而且估计的系数也与 Feenstra 等(2011)的结论是类似的。再来看外资的溢出效应。*VA_Foreign* 指标前面的系数为正,而且在 1% 的水平上显著,这说明外资企业的生产经营活动对同行业同省份下的国内企业产生了显著的正的溢出效应,如表 2 中第 2 列所示。我们把外资企业又分成了两类,分别为来自港、澳、台的外资和来自其他地区的外资,并重新进行了估计,估计结果如表 2 中的第 3 列和第 4 列所示。显然 *VA_Other* 和 *VA_HMT* 两个指标前面的系数也都为正值,这说明来自于其他地区的外资和来自于港、澳、台地区的外资均对我国的同行业

同省份内的国内企业产生了正的溢出效应。这与 Agarwal 等(2014)得到的结果有所不同。他们使用的是 Oriana 数据库的21 000家企业进行的实证分析,而我们的样本里面则包含了中国工业企业数据库的 40 多万家企业。因此,样本选择的不同很可能会导致最终估计结果不一样。另外,平新乔(2007)也发现港、澳、台资企业与内资企业的总生产率显著正相关,而且港、澳、台资进入将会显著地缩小内资企业与港、澳、台资企业在技术水平上的差距。VA_Other 前面的系数要比 VA_HMT 前面的系数要大一点,这说明来自于其他地区的外资对国内企业的溢出效应要大于来自港、澳、台的外资所产生的溢出效应。总之,表 2 的模型 1、模型 2 和模型 3 告诉我们,外资(来自港、澳、台和其他地区的外资)对我国国内的企业产生了显著的正向溢出效应。

表 2 外资对国内企业的溢出效应

	模型 1	模型 2	模型 3
K	0.1328*** (0.0019)	0.1330*** (0.0019)	0.1330*** (0.0019)
L	0.4268*** (0.0037)	0.4269*** (0.0037)	0.4270*** (0.0037)
VA_Foreign	0.0547*** (0.0036)		
VA_Other		0.0317*** (0.0024)	
VA_HMT			0.0196*** (0.0021)
export	0.0833*** (0.0044)	0.0823*** (0.0044)	0.0820*** (0.0044)
常数项	5.0784*** (0.0821)	5.4238*** (0.0724)	5.6150*** (0.0697)
观测值	852 376	852 376	852 376
企业数目	332 206	332 206	332 206
R ²	0.3764	0.3797	0.3787

注:我们使用面板数据的固定效应进行了估计,方程中我们还控制了行业和时间固定效应,括号内为聚类(企业层面)稳健的标准误。***、**和* 分别表示在 1%、5%和 10%的显著性水平上显著。下表同。

国内外不少文献指出,外资对我国国内的国有企业和非国有企业的影响是不同的。因此,我们的实证分析也对此进行了检验,如表 3 所示。关于国有企业的划分,我们参照 Dollar 和 Wei(2007)的做法,如果企业的国有资本金占实收资本金的比重严格大于 0,那么这个企业就是国有企业。以此推算,我们的样本中大约有 28 649 家国有企业,303 557 家非国有企业。从表 3 中的模型 1、模型 2 和模型 3 的估计结果我们看到外资对国内的国有企业也产生了显著的正向溢出效应。但在 Agarwal 等(2014)的研究中,他们的结论并不支持外资(主要是指来自其他地区的外资)对国有企业存在着溢出效应。正如前文所述,样本选择的不同很可能会导致估计的结果不一致。此外,样本的选择时间段不同也可能导致估计结果的不同。Agarwal 等(2014)的文章选取的是 2001—2005 年的数据,而我们的样本则是关注于入世后 2002—2007 年的企业数据。入世后的股份制改革推动了国有企业的经营绩效。所以,也就不难理解国有企业也受到了外资积极的溢出效应。我们的结果与陈琳和林珏(2009)的研究结果也是类似的,他们在利用世界银行调查的中国 1 566 家制造业企业的数据进行实证分析时,其结果显示外资通过人员流动给我国的国有企业带来了正向且显著的溢出效应。进一步地,外资对非国有企业的溢出效应也是显著的,如表 3 中模型 4、模型 5 和模型 6 的估计结果所示,Va_Foreign 前面的系数均为正值而且在 1%的水平上显著。总

之,我们的实证分析显示外资对我国的国有企业和非国有企业均产生了积极的溢出效应。

表 3 外资对国有企业与非国有企业的溢出效应

	国有企业			非国有企业		
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6
<i>K</i>	0.0819*** (0.0106)	0.0821*** (0.0106)	0.0819*** (0.0106)	0.1345*** (0.0020)	0.1345*** (0.0020)	0.1346*** (0.0020)
<i>L</i>	0.3820*** (0.0211)	0.3817*** (0.0211)	0.3820*** (0.0211)	0.4222*** (0.0037)	0.4222*** (0.0037)	0.4223*** (0.0037)
<i>VA_Foreign</i>	0.0554*** (0.0123)			0.0505*** (0.0038)		
<i>VA_Other</i>		0.0286*** (0.0074)			0.0304*** (0.0026)	
<i>VA_HMT</i>			0.0176*** (0.0072)			0.0176*** (0.0023)
<i>export</i>	0.1504*** (0.0306)	0.1476*** (0.0306)	0.1489*** (0.0307)	0.0790*** (0.0044)	0.0782*** (0.0044)	0.0778*** (0.0044)
常数项	4.8815*** (0.6065)	5.2200*** (0.5911)	5.3537*** (0.5885)	5.1702*** (0.0879)	5.4761*** (0.0778)	5.6741*** (0.0750)
观测值	56 933	56 933	56 933	795 443	795 443	795 443
企业数目	28 649	28 649	28 649	303 557	303 557	303 557
<i>R</i> ²	0.4815	0.4788	0.4776	0.3643	0.3686	0.3685

注:我们使用面板数据的固定效应进行了估计,方程中我们还控制了行业和时间固定效应,括号内为聚类(企业层面)稳健的标准误。

在估计外资的溢出效应时,存在潜在的内生性问题(Hale 和 Long,2011)。本文也考虑到了这一点,所以我们使用资本 *K*、全部就业人员 *L* 以及外资的溢出效应 *VA_Foreign* 的滞后期重新进行了估计。结果显示,来自港、澳、台的外资和来自于其他地区的外资均对国内企业产生了积极的正向溢出效应,所以前文得到的结论是稳健的。^①

(三)信贷约束与外资的溢出效应

前文的实证分析显示外资对我国国内的企业产生了正的溢出效应。那么信贷约束对外资的溢出效应有什么影响呢?接下来我们将对这个问题进行回答。

表 4 显示了我们加入行业的信贷约束程度指标与外资的溢出效应的交互项(*VA_Foreign*×*EFD*)之后的初步估计结果。其中资本 *K*、劳动 *L* 以及外资的溢出效应 *VA_Foreign* 对国内企业的影响仍然是正向而且显著的,这与前面的结论一致。模型 1 中,我们使用的是美国在 1986—1995 年的上市公司的数据进行计算得出的衡量信贷约束程度的指标 *EFD*,并将所有的国内企业放在一起进行了面板数据的固定效应分析。交互项 *VA_Foreign*×*EFD* 前面的系数为负值,并且在 1%的水平显著。我们又将信贷约束指标换成了前面介绍过的 *EFD_1970* 和 *EFD_Ca* 这两个指标,我们发现交互项 *VA_Foreign*×*EFD_Ca* 前面的系数依然显著为负值。虽然交互项 *VA_Foreign*×*EFD_1970* 前面的系数为正值,但是却并不显著。所以总体来看在同行业和同省份内,信贷约束阻碍了外资对国内企业的正向溢出效应。相对于处于信贷约束程度较低的行业内企业来说,外资企业对他们的溢出效应要大于那些处于信贷约束程度较高的行业内的企业。这与 Alfaro 等(2004)以及 Agarwal 等(2014)得到的结论是类似的。Villegas-Sanchez(2009)也发现位于金融较发达地区的国内企业可以从 *FDI* 的溢出效应中获益更大。一般来说,若企业可以更好地进入资本

^①限于文章篇幅,我们没有在文章中列出详细的估计结果,感兴趣的读者可以联系作者索取。

市场融资,就会有效地支持企业的创新活动(Ayyagari 等,2011),那么企业则可更好地从外资的溢出中获益;反之,若国内企业不能够很好地进入资本市场,那么外资对国内企业的溢出效应就会受到抑制。所以说,信贷约束阻碍了外资对国内企业的溢出效应。

表 4 信贷约束与外资溢出效应

	模型 1	模型 2	模型 3
<i>K</i>	0.1330*** (0.0019)	0.1328*** (0.0019)	0.1330*** (0.0019)
<i>L</i>	0.4269*** (0.0037)	0.4267*** (0.0037)	0.4269*** (0.0037)
<i>VA_Foreign</i>	0.0806*** (0.0044)	0.0528*** (0.0039)	0.0807*** (0.0044)
<i>VA_Foreign</i> × <i>EFD</i>	−0.0763*** (0.0076)		
<i>VA_Foreign</i> × <i>EFD</i> _1970		0.0161 (0.0133)	
<i>VA_Foreign</i> × <i>EFD</i> _Ca			−0.0764*** (0.0076)
<i>export</i>	0.0834*** (0.0044)	0.0832*** (0.0044)	0.0834*** (0.0044)
常数项	5.8076*** (0.0894)	5.0830*** (0.0795)	5.8078*** (0.0893)
观测值	852 376	852 376	852 376
企业数目	332 206	332 206	332 206
<i>R</i> ²	0.375 7	0.376 6	0.375 7

注:我们使用面板数据的固定效应进行了估计,方程中我们还控制了行业和时间固定效应,括号内为聚类(企业层面)稳健的标准误。

若企业类型不同,信贷约束对外资溢出的阻碍作用是否会有所不同呢?为了回答这个问题,我们又把国内企业分为国有企业和非国有企业并重新进行了估计,基本的估计结果如表 5 所示。除了模型 2 中的估计结果相应的交互项不显著以外,其他模型的估计结果中交互项前面的系数均显著为负值,也就是说,不论是国有企业还是非国有企业,信贷约束的存在均阻碍了外资对它们的溢出效应。

表 5 信贷约束对外资对国有企业和非国有企业的溢出效应的影响

	国有企业			非国有企业		
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6
<i>K</i>	0.0817*** (0.0106)	0.0818** (0.0106)	0.0817*** (0.0106)	0.1346*** (0.0020)	0.1344*** (0.0020)	0.1346*** (0.0020)
<i>L</i>	0.3815*** (0.0211)	0.3819*** (0.0211)	0.3815*** (0.0211)	0.4224*** (0.0037)	0.4221*** (0.0037)	0.4224*** (0.0037)
<i>VA_Foreign</i>	0.0780*** (0.0157)	0.0614*** (0.0134)	0.0780*** (0.0157)	0.0772*** (0.0046)	0.0467*** (0.0041)	0.0772*** (0.0046)
<i>VA_Foreign</i> × <i>EFD</i>	−0.0672*** (0.0286)			−0.0788*** (0.0080)		
<i>VA_Foreign</i> × <i>EFD</i> _1970		−0.0528 (0.0486)			−0.0311** (0.0140)	
<i>VA_Foreign</i> × <i>EFD</i> _Ca			−0.0673** (0.0286)			−0.0788*** (0.0080)
<i>export</i>	0.1496*** (0.0306)	0.1503*** (0.0306)	0.1496*** (0.0306)	0.0791*** (0.0044)	0.0789*** (0.0044)	0.0791*** (0.0044)
常数项	4.2148*** (0.5311)	4.6906*** (0.6214)	4.2142*** (0.5311)	5.9307*** (0.0945)	5.1200*** (00835)	4.5880*** (0.0891)

续表5 信贷约束对外资对国有企业和非国有企业的溢出效应的影响

	国有企业			非国有企业		
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6
观测值	56 933	56 933	56 933	795 443	795 443	795 443
企业数目	28 649	28 649	28 649	303 557	303 557	303 557
R^2	0.4809	0.4814	0.4809	0.3634	0.3646	0.3634

注:我们使用面板数据的固定效应进行了估计,方程中我们还控制了行业和时间固定效应,括号内为聚类(企业层面)稳健的标准误,下表同。

在本文研究的 22 个行业中,按照 Agarwal 等(2014)的做法,我们又将其分为两类,即行业的信贷约束程度居于所有行业的信贷约束程度的中位数以上为一类行业,其他的则为另一类行业。因此,我们又分别得到了 3 个衡量行业的信贷约束程度的虚拟变量,分别为 EFD_Median , EFD_1970_Median 和 EFD_Ca_Median 。^① 通过建立这些虚拟变量之后我们重新进行了估计,如表 6 所示。^② 交互项 $VA_Foreign \times EFD_1970_Median$ 仍然是不显著的,但是其他的两个交互项, $VA_Foreign \times EFD_Median$ 和 $VA_Foreign \times EFD_Ca_Median$ 是显著为负的,因此这也再次说明了行业的信贷约束程度越大,那么同行业和同省份内外资对国内企业的溢出效应就越小。

表 6 信贷约束对外资对非国有企业的溢出效应的影响

	模型 1	模型 2	模型 3
K	0.1348*** (0.0020)	0.1344*** (0.0020)	0.1348*** (0.0020)
L	0.4226*** (0.0037)	0.4221*** (0.0037)	0.4226*** (0.0037)
VA_Foreign	0.0807*** (0.0045)	0.0499*** (0.0045)	0.0807*** (0.0045)
VA_Foreign × EFD_Median	-0.0497*** (0.0040)		
VA_Foreign × EFD_1970_Median		0.0010 (0.0040)	
VA_Foreign × EFD_Ca_Median			-0.0497*** (0.0040)
export	0.0788*** (0.0044)	0.0790*** (0.0044)	0.0788*** (0.0044)
常数项	4.7526*** (0.0948)	5.2107*** (0.0692)	4.7526*** (0.0948)
观测值	795 443	795 443	795 443
企业数目	303 557	303 557	303 557
R^2	0.3639	0.3643	0.3639

同样,考虑到潜在的内生性问题,我们使用滞后期的资本 K 、就业人员 L 、外资溢出效应 $VA_Foreign$ 以及相应的外资溢出效应的交互项(如 $VA_Foreign \times EFD_Median$ 等)对上述方程重新进行了估计。估计结果同表 6 中各个模型得到的结果类似,因此,前文得到的结论是稳健的。^③

① EFD_Median 表示如果企业所处的行业在所有行业的信贷约束程度的中位数以上,取值为 1,反之为 0。其他两个指标的取值类似。

② 篇幅有限,我们只汇报了使用非国有企业进行估计所得出的结果。

③ 限于文章篇幅,我们没有在文章中列出估计结果,感兴趣的读者可以联系作者索取。

五、稳健性分析

前已论及,企业资本的有形性(*Tangibility*),行业生产的产品的持久性(*Durability*),相对于消费品行业所生产的产品的投资性(*Investment*),以及产品可贸易(*Tradability*)等四个指标与企业信贷约束程度密切相关。因此,如果忽略这四个指标的话,很可能会因遗漏变量而导致我们前面的估计是有偏的。所以我们分别加入了这四个指标并对前面的方程重新进行了估计以检验我们前面的结论是否是稳健的。我们预期这四个指标越大,那么企业从外资的溢出效应中所获得的收益也就越大,估计的结果如表 7 所示。我们看到,当控制了 *Tangibility*、*Durability*、*Investment* 以及 *Tradability* 与 *VA_Foreign* 的交互项之后,外资企业的生产经营活动仍与国内企业的工业增加值正相关,所以外资对国内企业仍然具有积极的正向溢出效应(*VA_Foreign* 前面的系数显著大于 0)。而交互项 *VA_Foreign*×*EFD* 的系数在模型 1、模型 2、模型 3 和模型 4 的估计结果中均显著为负值,这也说明了信贷约束阻碍了外资的溢出效应。*Tangibility*、*Durability*、*Investment* 以及 *Tradability* 与 *VA_Foreign* 的交互项前面的系数显著为正值,这说明这些指标越大,外资的溢出效应也就越大,这也验证了我们前面的分析。总之,通过加入这四个指标的交互项并重新进行估计之后,前面的实证结论依然成立,所以说本文的结论是稳健的。

表 7 稳健性分析

	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
<i>K</i>	0.1333*** (0.0019)	0.1331*** (0.0019)	0.1329*** (0.0019)	0.1330*** (0.0019)
<i>L</i>	0.4272*** (0.0037)	0.4272*** (0.0037)	0.4269*** (0.0037)	0.4270*** (0.0037)
<i>VA_Foreign</i>	0.0227*** (0.0074)	0.0930*** (0.0050)	0.0788*** (0.0045)	0.0668*** (0.0080)
<i>VA_Foreign</i> × <i>EFD</i>	−0.0513*** (0.0079)	−0.0571*** (0.0083)	−0.0875*** (0.0090)	−0.0718*** (0.0079)
<i>VA_Foreign</i> × <i>Tangibility</i>	0.1670*** (0.0177)			
<i>VA_Foreign</i> × <i>Durability</i>		0.0270*** (0.0049)		
<i>VA_Foreign</i> × <i>Investment</i>			0.0155** (0.0066)	
<i>VA_Foreign</i> × <i>Tradability</i>				0.0214** (0.0103)
<i>export</i>	0.0836*** (0.0044)	0.0836*** (0.0044)	0.0833*** (0.0044)	0.0833*** (0.0044)
常数项	4.3313*** (0.0886)	5.7523*** (0.0898)	4.9793*** (0.0736)	5.8215*** (0.0895)
观测值	852 376	852 376	852 376	852 376
企业数目	332 206	332 206	332 206	332 206
<i>R</i> ²	0.3765	0.3758	0.3757	0.3757

六、结论与启示

通过使用来自中国制造业的广泛的微观企业数据,本文实证检验了外资对我国企业的溢出效应以及信贷约束对外资溢出效应的影响。研究结果显示:在同行业和同省份内来自

港、澳、台的外资以及来自其他地区的外资均对国内的企业(包括国有企业和非国有企业)产生了正向的溢出效应;而且信贷约束阻碍了外资的溢出效应。企业所处的行业的信贷约束程度越高,则行业内的企业从外资的溢出效应中所得到的收益就越小。最后,通过进行稳健性分析,上述结论依然成立。

本文的结论对于我国金融市场改革具有借鉴意义和启发。应该看到,在加入 WTO 以后,我国加速了金融市场改革的进程,金融发展水平有了很大程度的提高。但是,总体来看我国的金融体系尚不完善,与发达经济体相比,金融发展水平还有较大差距。因此,我国应加快投融资体制的改革和利率市场化的进程,进一步完善相关的金融服务体系,尤其是信贷体系,只有这样才能克服信贷约束对外资溢出效应的抑制,为企业提供更好的金融环境,以促进我国经济的发展。

* 本文还受上海财经大学研究生创新基金(CXJJ-2012-352)资助。

参考文献:

- [1]白重恩,路江涌,陶志刚.国有企业改制效果的实证研究[J].经济研究,2006,(8):4—13.
- [2]陈琳,林珏.外商直接投资对中国制造业企业的溢出效应:基于企业所有制结构的视角[J].管理世界,2009,(9):24—33.
- [3]陈涛涛,陈娇.行业增长因素与我国 FDI 行业内溢出效应[J].经济研究,2006,(6):39—47.
- [4]韩旺红,马瑞超.FDI、融资约束与企业创新[J].中南财经政法大学学报,2013,(2):104—110.
- [5]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.
- [6]潘文卿.外商投资对中国工业部门的外溢效应:基于面板数据的分析[J].世界经济,2003,(6):3—7.
- [7]平新乔,吴晓静,邓永旭,等.外国直接投资对中国企业的溢出效应分析:来自中国第一次全国经济普查数据的报告[J].世界经济,2007,(8):3—13.
- [8]夏业良,程磊.外商直接投资对中国工业企业技术效率的溢出效应研究——基于 2002—2006 年中国工业企业数据的实证分析[J].中国工业经济,2010,(7):55—65.
- [9]许和连,魏颖琦,赖明勇,等.外商直接投资的后向链接溢出效应研究[J].管理世界,2007,(4):24—31.
- [10]Abraham F, Konings J, Slootmaekers V. FDI spillovers in the Chinese manufacturing sector[J]. Economics of Transition, 2010, 18(1):143—182.
- [11]Agarwal N, Milner C, Riano A. Credit constraints and spillovers from foreign firms in China[J]. Journal of Banking & Finance, Forthcoming
- [12]Alfaro L, Chanda A, Kalemli-Ozcan S, et al. FDI and economic growth: The role of local financial markets[J]. Journal of International Economics, 2004, 64(1):89—112.
- [13]Ayyagari M, Demirgüç-Kunt A, Maksimovic V. Firm innovation in emerging markets: The role of finance, governance, and competition[J]. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 2011, 46(6):1545—1580.
- [14]Braun M. Financial contractibility and assets' hardness: industrial composition and growth[R]. Harvard University Working Paper, 2002.
- [15]Braun M, Larrain B. Finance and the business cycle: International, inter-industry Evidence[J]. The Journal of Finance, 2005, 60(3):1097—1128.
- [16]Chen M, Guariglia A. Internal financial constraints and firm productivity in China: Do liquidity and export behavior make a difference? [J]. Journal of Comparative Economics, 2013, 41(4):1123—1140.
- [17]Cohen W M, Levinthal D A. Absorptive capacity: A new perspective on learning and innovation[J]. Administrative Science Quarterly, 1990, 35(1):128—152.
- [18]Dollar D, Wei S J. Das (wasted) Kapital: Firm ownership and investment efficiency in China[R]. NBER

Working Paper No.13103, 2007.

- [19]Feenstra R C, Li Z, Yu M. Exports and credit constraints under incomplete information: Theory and evidence from China[R]. NBER Working Paper No.16940, 2011.
- [20]Hale G, Long C. Are there productivity spillovers from foreign direct investment in China? [J]. Pacific Economic Review, 2011, 16(2):135—153.
- [21]Liu Z. Foreign direct investment and technology spillovers: Theory and evidence[J]. Journal of Development Economics, 2008, 85(1):176—193.
- [22]Manova K. Credit constraints, equity market liberalizations and international trade[J]. Journal of International Economics, 2008, 76(1):33—47.
- [23]Manova K. Credit constraints, heterogeneous firms, and international trade[J]. Review of Economic Studies, 2013, 80(2): 711—744.
- [24]Rajan R G, Zingales L. Financial dependence and growth[J]. American Economic Review, 1998, 88(3): 559—586.
- [25]Villegas-Sanchez C. FDI spillovers and the role of local financial markets: Evidence from Mexico[R]. University of Houston, Manuscript, 2009.

Research on Credit Constraints and FDI Spillovers: Empirical Analysis Based on the Data of Industrial Firms in China

XIN Da-leng, CHE Wei-han

*(School of International Business Administration, Shanghai University of
Finance and Economics, Shanghai 200433, China)*

Abstract: Based on the imbalanced panel data of more than 400 000 firms from 2002 to 2007 from industrial firm database, this paper empirically tests FDI spillovers and the impact of credit constraints on FDI spillovers. It shows that in the same province and industry, foreign direct investment, whether from Hong Kong, Macao and Taiwan or from other countries, has a positive spillover on domestic firms (including state-owned and non-state-owned firms). Further empirical analysis indicates that credit constraints hinder FDI spillovers. Higher degree of industrial credit constraints leads to weaker FDI spillovers on domestic firms in the same province and industry. Relevant robustness test supports the conclusions above-mentioned. Therefore, China should accelerate the reform of financial market and provide a better business environment for firms.

Key words: credit constraint; FDI spillover; industrial firm

(责任编辑 周一叶)