



Munich Personal RePEc Archive

Foreign Direct Investment and the Entry of New Firms

Wang, Daili

Peking University

May 2013

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/50984/>

MPRA Paper No. 50984, posted 07 Nov 2013 14:48 UTC

外商直接投资与民营企业市场进入

王戴黎

北京大学

摘要：自上世纪 90 年代市场经济体制确立以来，“对外开放”吸引了大量外商直接投资进入中国。不同于过去研究关注外商直接投资对行业中已有企业的技术溢出效应，本文以外资企业与新民营企业市场进入的关系作为分析对象，提供了一个认识外商直接投资对中国经济影响的全新角度。利用两组企业层面数据样本，本文发现外资企业、尤其是欧美外资企业占比增加将导致新进入民营企业数量减少。这一结论意味着外资企业进入中国，不仅能够通过生产率渠道影响私有部门发展，其对民营企业进入造成的抑制效应也不可忽视。考虑到新进入民营企业在中国私有部门发展过程中扮演的重要角色，本文建议决策者未来制定外资引入政策时，需要慎重评估外资进入带来的正面技术溢出效应与负面行业发展影响。

关键词：外商直接投资 企业进入 溢出效应

一、引言

自 1992 年市场经济体制正式确立以来，中国外商直接投资规模迅速增加。来自联合国贸易发展促进会议（UNCTAD）的数据显示，中国外商直接投资资本存量由 1992 年初的 360 亿美元大幅增加至 2011 年的 7118 亿美元。横向比较同样被誉为金砖国家的巴西、印度和俄罗斯，2011 年上述三国的 FDI 存量分别为 6696 亿美元、2017 亿美元和 4574 亿美元。从流量角度看，自 2001 年中国加入世贸组织（WTO）以来，每年吸引外商直接投资从未低于 450 亿美元。这一数据在所有新兴市场国家中同样稳居第一。

随着外商直接投资进入中国的规模持续增加，评估外资企业进入中国影响的研究也大量涌现。传统外商直接投资研究认为，外资企业进入一方面可以带来技术扩散（Liu, 2008）、降低企业模仿成本（Glass 和 Saggi, 2002）、提高劳工流转（Fosfuri 等, 2002）以及提高人力资本存量（Wang, 1990）等正面影响。另一方面，外资企业进入可能通过强化行业竞争，对本国企业产生负面的“市场攫取”影响（Aitken 和 Harrison, 1999）。在针对中国进行的实证研究中，Whalley 和 Xin（2006）利用宏观数据分析得出外商直接投资对中国经济增长贡献大约 40%的结论。Wei 和 Liu（2006）发现外商直接投资对中国企业全要素生产率（TFP）的贡献是显著正向的。Cheung 和 Lin（2004）研究了外资企业进入和国内企业专利申请之间的关系。他们发现在外资进入程度更高的地区，国内企业创新行为越频繁。Chen 等（2011）发现外资企业带来的正面溢出效应是非线性的，其显著性与当地企业的知识吸收能力有关。除了这些积极因素，也有研究发现外资企业在提高中国企业生产力、鼓励创新等方面的正面影响可能存在高估（Hale 和 Long, 2007）。¹

值得注意的是，上述研究集中于讨论外资企业和东道国企业生产率之间的溢出效应。我们认为，外商直接投资对中国私有部门发展的影响，至少有两点值得进一步挖掘。首先，外商直接投资可以影响新民营企业的进入决策，而后者对行业长期可持续发展至关重要。从全球经验看，新

¹ 关于外商直接投资在其他国家案例的研究，参考 Blomstrom 和 Kokko（1998）、Gorg 和 Strobl（2001）。外商直接投资影响的文献综述，参考 Djankov 和 Murrell（2002）、Lipsey（2002）、Hanousek 等（2011）。针对外商直接投资在中国的影响，参考 Fetscherin 等（2010）。

企业进入在大多数情况下对经济增长呈正面影响。²就中国而言，Wei 和 Zhang（2011）利用两次经济普查数据估计，1995-2004 年间，中国 70% 的经济增长来自私有部门的贡献，而后者的产出增长又有近 70% 来自新企业进入。Brandt 等（2012）利用 1998-2006 年中国工业企业数据测算发现，制造业增长的 50% 来自于企业净进入。我们注意到，当前国内外对于外商直接投资和新企业进入这一问题的研究文献不多。比较有代表性的包括 Gorg 和 Strobl（2002）、Ayyagari 和 Kosova（2010）分别针对爱尔兰与捷克的研究，Alfaro 和 Charlton（2007）采用 100 个国家近 2400 万企业数据进行的跨国比较等。Anwar 和 Sun（2012）是过去仅有的利用企业数据研究外商直接投资与中国民营企业进入的文献。相比他们利用北京地区 2400 家企业抽查样本与面板数据固定效应模型进行实证分析，我们试图在本文就外资企业和新民营企业进入问题进行更全面系统的研究。

其次，外资企业可以通过改善民营企业面临的要素约束，支持中国私有部门发展。Huang（2003）指出，中国外商直接投资具有“分布广、数量多、规模小”等特点。这些特征反映了在当前中国“金融抑制”的背景下，民营企业为求生存被迫求助外资企业，以获得资源要素支持的现象³。Hericourt 和 Poncet（2007）利用 2200 家企业样本发现，外资企业的存在能够缓解民营企业面临的融资约束。需要看到，这些研究的主要分析对象是行业中已有企业。我们在本文探讨了外商直接投资是否能够通过要素改善效应对新民营企业进入产生影响。

参考 Barrios 等（2005），我们首先建立了一个外资进入的静态模型，并从该模型中得到四组待检验假说。利用当前最为全面的两组中国企业数据样本——工业企业数据和全国经济普查数据，我们首先对外商直接投资在新企业进入层面的影响进行了定量分析。不同于已有研究采用的面板数据固定效应模型，本文采用的工具变量面板数据固定效应模型能够有效避免解释变量内生性问题。在得到外商直接投资与新民营企业进入之间的关系后，我们进一步区分了地区异质性，对外资企业进入是否通过要素改善效应影响新民营企业的进入进行了讨论。我们的研究发现，外资企业、尤其是欧美外资企业，与新民营企业进入呈显著负向关系。这一关系在各种稳健性检验之后仍然成立。我们进一步发现，外资企业的要素改善效应对新企业进入没有产生预期中的正面影响。具体而言，在金融发展水平较低的地区，外资企业对新企业进入的负面影响更加显著。这一发现或意味着 Huang（2003）提出的外资企业改善民营企业要素约束的现象只存在于已成立企业中。

我们的研究对全面认识外资企业在中国扮演的角色具有重要的意义。近年来，随着外资企业在中国经济产出中比重不断增加，学术界逐渐开始重视外资在某些行业形成垄断的风险。拉美国国家 90 年代过度依赖外资最终导致经济危机爆发的经验，为中国合理利用外资留下了前车之鉴。在这样的背景下，决策者对外商直接投资的态度已从最初的来者不拒，转变为了更加理性的有选择性的鼓励和引进（Davies，2010）。另一方面，当前定量评估外资企业潜在负面影响——尤其是民营企业生产率之外的影响——的研究很少，大多数文献仍然停留在案例分析或定性论证的基础上。本文研究结论意味着，外商直接投资将对私有部门可持续发展造成显著的负面影响⁴。这种影响的传导机制并非通过内部边际的生产率渠道，而是对外部边际的新民营企业进入造成抑制。基于此，决策者需要在外资企业的短期生产率提高和长期行业发展抑制中做出恰当的取舍。

² 早期的 Schumpeter（1942）提出“创造性毁灭”的概念，即经济增长的源动力来自于有创新精神的新企业进入。Audresch 和 Fritsch（1994）认为，新企业成立是区域经济发展的主要影响因素。也有研究认为并非所有新企业成立都有利于经济发展（Acs 和 Varga，2005），或者新企业的成立实际上是制度缺陷造成的被动选择（Fritsch 和 Mueller，2008）。

³ 所谓金融抑制是指发展中国家政府所实行的压抑金融发展的政策，如通过规定存贷款利率和实施通货膨胀人为压低实际利率、采取信贷配给的方式分配稀缺信贷资金等。对金融抑制的具体讨论可以追溯至 Mckinnon（1973）。

⁴ 从理论上讲，“温布尔登现象”（即某个国家经济活动全部由外国人支配）不一定会带来福利损失，特别是在所有外国企业产出仍然在本国进行消费的情况下；然而在现实中，健康国内民营企业的缺失无疑将是国民经济悬而未落的达摩克利斯之剑：一旦外资出现集体撤离，本国经济势必陷入混乱。

本文的结构安排如下。第二节建立了一个三部门静态模型分析外资企业进入与东道国新企业进入间的关系。基于这一理论模型，我们得到了实证检验所需要的四组基本假说。第三节定义了实证检验采用的变量，并对相关重要变量进行了描述。第四节利用工具变量面板数据固定效应模型检验了第二节理论模型衍生出的假说。我们发现整体实证检验结果支持了我们的理论模型，也反映了外资企业与新民营企业进入之间的关系。第五节总结了我们在实证检验中的发现，提炼出有实践意义的政策建议，并指出未来研究潜在的改进方向。

二、理论模型

模型基本设定

我们在这一节首先回顾并重构了 Barrios 等（2005）提出的外商直接投资与新企业进入的理论模型，并将其结论进行适当拓展，以得到后文实证研究中所需要检验的基本假说。

考虑一个“一国三部门”静态模型。作出静态模型的假设是为了简化分析。我们希望从这样一个简单的模型中得到一些有意义的可检验假说⁵。模型只考虑东道国，意味着不考虑外资企业的进入动机⁶。经济体的三个部门分别是农产品生产、上游中间品制造业和下游最终品制造业。模型的关键特征之一是规模报酬递增的中间品生产函数以及具有垄断竞争市场结构的中间品制造部门。在这样的假设下，外资企业进入将通过链接效应对上游企业形成正面影响，同时也将在下游行业中通过竞争效应抑制新企业的进入。模型的另一个关键特征在于外资企业进入能够带来额外的生产要素（资本、技术、劳动）。⁷

首先，我们记农产品部门生产产品 a ，中间品制造部门和最终品制造部门分别生产 s 和 x 两类产品。我们假设各产品都是同质的，且同一部门中每个企业对称。我们假设消费偏好是由下面的效用函数（类似 Cobb-Douglas 函数）描述：

$$U = X^\delta A^{1-\delta} \quad (1)$$

其中 $0 < \delta < 1$ 表示对最终品 X 以及农产品 A 不同的偏好。如此，可以得到消费者对农产品 A 的需求满足如下—阶条件：

$$p_A A = (1 - \delta) r K \quad (2)$$

p_A 为农产品价格， K 是一揽子要素投入的集合，包括劳动、资本、技术等常见投入。由于是静态模型，我们假定经济体要素集合固定为 $K = \bar{K}$ 。

最终品生产部门

最终品 X 的生产满足下述 CES 函数：

⁵ 虽然不完全是关注企业进入问题，Alfaro 等（2010）提出了一个连续时间动态模型，对外商直接投资进入的生产率链接效应进行了刻画。

⁶ Markusen 和 Venables（1999）考虑了外资企业内生进入的情况。他们的模型反映，如果外资企业和本国企业生产函数对称，且只使用一种投入，最终均衡状态下外资企业和本国企业不能共存。考虑到我们关注一个静态模型，假设外资企业进入数量外生决定是一个较为合理的简化。

⁷ 值得注意的是，我们没有考虑外资企业在产品市场的影响。从供求面分析，外资企业进入既有可能通过改变产品市场需求影响新企业进入的预期盈利，也可能通过改变要素投入供给影响新企业进入的成本壁垒。为了简化分析，我们只关注了供给面的要素投入与相应的要素改善效应。

$$X = \left\{ \sum_{j=1}^{n_x} x_j^\tau \right\}^{1/\tau} \quad (3)$$

其中 $0 < \tau < 1$, n_x 是关注的最终品生产者数量。最终品间的替代弹性记为 $\theta = 1/(1-\tau) > 1$, 其生产投入价格记为 p_j 。当 n_x 充分大时, 附录 1 证明最终品价格 q_x 满足:

$$q_x = \left\{ \sum_{j=1}^{n_x} p_j^{1-\theta} \right\}^{1/(1-\theta)} \quad (4a)$$

最终品生产部门是垄断竞争市场结构, 即每个最终品都是由一个制造业企业生产。其生产需要上游产品 $I_{s,j}$ 和要素投入 $K_{x,j}$ 。假设其生产服从下列 Cobb-Douglas 函数:

$$x_j = K_{x,j}^\mu I_{s,j}^{1-\mu}$$

其中 $0 < \mu < 1$ 。记上游产品 $I_{s,j}$ 的价格为 q_s , 要素投入 $K_{x,j}$ 的价格为 r , 最终品生产固定成本为 F_j 。如此意味着 $p_j = G(q_s, r)$ 。最终品生产者的目标是最大化利润:

$$\max \pi_j = q_x x_j - c_x(r, q_s, x_j) - F_j$$

求解得到:

$$c_x(r, q_s, x_j) = \mu^{-\mu} (1-\mu)^{-(1-\mu)} q_s^\mu r^{1-\mu} x_j$$

因此, 我们可以将最终品生产者面临的成本函数简记为:

$$C_j(x_j) = q_s^\mu r^{1-\mu} (\alpha + \beta x_j) \quad (5)$$

厂商生产的一阶条件满足边际收益与边际成本相等条件:

$$MC \triangleq q_s^\mu r^{1-\mu} \beta = \frac{(\theta-1)}{\theta} p_j \triangleq MR$$

故而最终品生产投入价格 p_j 和上游产品价格 q_s 、要素投入价格 r 的关系如下:

$$p_j = G(q_s, r) = \frac{\theta}{(\theta-1)} \beta q_s^\mu r^{1-\mu} \quad (6)$$

根据 (5) 和 (6) 以及市场自由进入的假设, 最终品市场生产者的均衡生产数量为:

$$x_j = \frac{\alpha(\theta-1)}{\beta} \quad (7)$$

中间品生产

设中间品价格 q_s 满足下列 CES 函数:

$$q_s = \left\{ \sum_{i=1}^{n_s} p_i^{1-\sigma} \right\}^{1/(1-\sigma)}$$

其中参数 σ 决定了中间品之间的差异。 n_s 是中间品生产企业数量。为了体现中间品生产的规模效应递增，从而实现经济内生增长，假设 $\sigma > 1$ 。进一步地，为了简化分析，我们假设各投入要素在中间品生产中作用对称。如此，上式可以化为：

$$q_s = n_s^{1/(1-\sigma)} p_i \quad (8)$$

假设中间品生产部门也是垄断竞争市场结构，其生产需要要素投入 $K_{s,i}$ ，投入产出转换率为 1: 1。参考 (5) 和 (6) 的推论，可以得到中间品生产者面临的成本函数以及投入价格分别为：

$$c_i(s_i) = r(\gamma + \phi s_i) \quad (9)$$

$$p_i = \frac{\sigma}{\sigma-1} \phi r \quad (10)$$

根据 (9) 和 (10) 以及市场自由进入的假设，中间品市场生产者均衡生产数量为：

$$s_i = \frac{\gamma(\sigma-1)}{\phi} \quad (11)$$

农产品生产和出清条件

农产品市场结构相对简单，其生产满足 $A = K_A$ ，即直接利用要素投入得到产品。因此农产品价格满足 $p_A = r$ 。均衡时，所有要素投入满足市场出清条件，即

$$\bar{K} = K_A + K_x + K_s \quad (12a)$$

根据 Shephard 引理，上述要素市场出清条件等价于：

$$n_x \frac{\partial C_j}{\partial r} + n_s \frac{\partial C_i}{\partial r} + K_A = \bar{K} \quad (12b)$$

封闭经济和均衡

由 (2) 可知， $p_A = r$ 。联系前述要素市场出清条件 (12a)，可以得到：

$$K_A = (1-\delta)\bar{K}, K_x + K_s = \delta\bar{K}$$

将 (10) 带入 (8)，得到 q_s 关于 r 的函数。再将 (7)、(11) 这两个均衡条件分别带入 (5) 和 (9) 两个成本函数，根据上述关于 r 的函数和市场出清条件 (12b)，得到如下关于最终品生产企业数量 n_x 和中间品生产企业数量 n_s 的关系：

$$n_x = \frac{\delta \bar{K} - n_s(\gamma\sigma)}{[\phi\sigma / (\sigma - 1)]^\mu (\alpha\theta)n_s^{\mu/(1-\sigma)}} \quad (13)$$

可以看到，最终品和中间品生产企业数量间存在较为复杂的关系。一方面，中间品生产企业数量 n_s 越大，对应的最终品生产企业数量 n_x 越大（因为 $\mu/(1-\sigma) < 0$ ）。这可以被理解为中间品生产企业对最终品生产企业的正外部性溢出影响。另一方面，由于资源要素有限，中间品生产企业的数量越大，将挤占最终品生产企业能够获得的资源，导致最终品生产企业数量 n_x 下降。

对成本函数（5）做关于中间品价格 p_i 的偏导数，根据 Shephard 引理，可以得到中间品生产企业的数量由下式决定：

$$n_x \frac{\partial C_j}{\partial p_i} = s_i$$

$$n_x n_s^{\mu/(1-\sigma)} \mu\theta\alpha \left(\frac{\sigma}{\sigma-1}\phi\right)^{\mu-1} = \frac{\gamma(\sigma-1)}{\phi} \quad (14)$$

由（13）和（14），可以得到封闭经济下上下游企业之间的完整关系。

外商直接投资和新均衡

为了在模型中引入外商直接投资，我们假设外资只能进入最终品市场，而不能进入中间品市场⁸。附录 1 证明此时最终品市场价格指数为：

$$q_x = \left[\sum_{j=1}^{n_x} p_j^{1-\theta} + \sum_{k=1}^{n_m} p_k^{1-\theta} \right]^{1/(1-\theta)} = [n_x p_x^{1-\theta} + n_m p_m^{1-\theta}]^{1/(1-\theta)} \quad (4b)$$

上式的第二个等号由各投入要素在最终品生产中作用对称的假设保证。可以看到，引入外商直接投资将导致最终品市场产品价格下降。另一方面，由于没有外资进入，中间品市场和农产品市场与之前结论一致。参考上述结论推导，经过计算，可以得到外商直接投资进入后的市场新均衡条件如下：

$$(n_x + n_m) n_s^{\mu/(1-\sigma)} \mu\theta\alpha \left(\frac{\sigma\phi}{\sigma-1}\right)^{\mu-1} = \frac{\gamma(\sigma-1)}{\phi} \quad (15)$$

$$\alpha\theta \left[\left(\frac{\sigma\phi}{\sigma-1}\right)^\mu n_s^{\frac{\mu}{1-\sigma}} (n_x + n_m) \right] + n_s(\gamma\sigma) = \delta \bar{K} + \eta n_m \quad (16)$$

其中（16）右侧的参数 η 隐含假设外资企业进入数量越多，其带来的要素改善效应越显著（Huang, 2003）。我们假设这一要素改善效应为线性的，并标准化 $0 \leq \eta \leq 1$ 。

由 $\mu/(1-\sigma) < 0$ 可知，外资企业数量 n_m 增加将提高中间品市场企业数量 n_s （见（16））。这与早期大多数研究发现的⁹ 外资企业具有正面的后向溢出效应一致⁹。相比之下，外资企业数量

⁸ 实践中外资企业也可能通过进入上游，对上游新企业的进入造成负面影响，同时对下游新企业进入形成前向链接效应。为分析简便起见，本文只考虑外资企业进入下游的行业内影响。

n_m 对最终品市场企业数量 n_x 的影响则较为复杂。一方面，外资企业进入会与已有企业形成竞争关系，占用国内生产要素，减少最终品生产企业数量。另一方面，外资企业进入可以带来要素存量改善¹⁰，增加最终品生产企业数量。综合起来，外资企业进入带来的要素存量改善并不确定。（15）左侧反映外资企业进入可以通过提高中间品生产企业数量，增加最终品生产企业数量。¹¹

（15）和（16）刻画的方程没有显示解。根据后文实证检验需要，我们利用数值模拟对其中两个可控参数的变化做了研究：第一个参数是外资企业要素存量改善程度 η ；另一个参数是经济体初始要素存量 K ¹²。图 1 反映了参数 η 和 K 的不同选择对外商直接投资与新进入企业数量关系的影响。可以看到，要素存量改善程度越高、经济体初始要素存量越高，外资企业对新进入企业数量的正向影响越明显。

检验假说的提出

如上所述，我们的模型暗示着外资企业对本国新进入企业数量的影响是不确定的。我们提出实证检验的第一个假说如下：

H1：外资企业进入对本国企业数量的影响是不显著的

考虑到外资企业之间存在自我聚集效应（Altomonte 和 Resmini，2001），我们对假说 1 做进一步的细化：

H1a：外资企业进入对本国民营企业数量的影响是不显著的

H1b：外资企业进入对本国外资企业数量的影响是不显著的

本文考虑重点是外资进入对新民营企业市场进入的影响。Buckley 等（2007）、Anwar 和 Sun（2012）提出中国外资企业根据其来源地不同，影响可能不同。一般的划分方法是区分为与中国大陆有种族渊源的港澳台外商直接投资企业，以及其他外商直接投资企业（主要来自欧美国家，也包括日本、韩国等东亚近邻国家；我们后文简称其为欧美外商直接投资企业）。我们在此提出本文的第二组假说：

H2a：港澳台外商企业进入对本国民营企业数量的影响是不显著的

H2b：欧美外商企业进入对本国民营企业数量的影响是不显著的

为了更深入地理解外资来源地不同带来的影响，我们需要对港澳台外资企业和欧美外资企业的特征进行阐述。过去研究认为，具有中华民族血统的港澳台外资企业在中国大陆表现更好。Huang 等（2010）在系统研究了中国大陆港澳台外资企业和欧美外资企业特点后得出结论：在控制了企业其他非所有制特征后，港澳台外资企业经营表现实际不如欧美外资企业。他们发现，港

⁹ Alfaro 和 Rodriguez-Clare（2004）利用拉美国家数据、Javorcik（2004）利用立陶宛数据发现外资企业在行业内的影响是显著负向或不显著的，而在行业间的后向溢出则是显著的。Rodriguez-Clare（1996）在理论上证明，如果外资企业对国内中间品需求不及下游其他企业，则外资进入可能产生负面后向溢出效应。

¹⁰ 注意到我们定义的一揽子要素包括劳动、资本、技术等。无论是绿地投资还是兼并收购，外商直接投资在成立企业时的初始股本、从母国借贷得到的资本注入、母国派遣的管理层与技术人员等，均能够增加东道国相应的劳动和资本要素存量。外资企业潜在的知识溢出效应则能够增加东道国的技术要素存量。

¹¹ 如前所述，我们只考虑外资企业进入下游的行业内影响。因此尽管行业间的链接效应也是外资企业的重要特征，本文之后的实证分析中没有过多的对这方面进行讨论。

¹² 参数选择参考 Barrios 等（2005）。

澳台企业更倾向于雇用亲戚朋友作为公司员工;在选址上港澳台企业更倾向于文化相似度更加接近的地区,而非地区商业发展前景;从企业长期发展来看,港澳台外资企业对人力资本和无形资产投资更少。换言之,相比欧美外资企业,港澳台外资企业在投资决策中并非以利润最大化导向。Huang (2008a) 和 Ho (2004) 的研究进一步发现,相比欧美外资企业,港澳台外资企业更倾向于进入劳动密集行业。这一现象与港澳台外资企业所处地区产业结构特点一致。

根据上述讨论,我们判断港澳台外资企业在技术(资本)密集度较低的行业具有(相对欧美外资企业的)比较优势,而欧美外资企业在技术(资本)密集度较高的行业具有(相对港澳台外资企业的)比较优势¹³。我们猜测外资企业在其具有比较优势的行业和不具有比较优势的行业,对新民营企业进入的竞争效应以及要素存量改善效应不同¹⁴。一方面,外资企业在具有比较优势的行业能够吸引更多优秀人才、占据更多信贷额度,通过竞争效应降低本国新企业进入。另一方面,为了巩固其行业内的竞争优势,外资企业在具有比较优势的行业可能采取更为强势的阻碍进入策略,封锁技术溢出带来的正面效应。换言之,外资企业带来的要素存量改善效应也将更低。综上所述,我们建立如下假说:

H3a: 相比技术(资本)密集行业,港澳台外资企业在非技术(资本)密集行业,对本国新民营企业进入数量负面影响更为显著

H3b: 相比非技术(资本)密集行业,欧美外资企业在技术(资本)密集行业,对本国新民营企业进入数量负面影响更为显著

上述假说考虑了本文研究的第一个问题,即外资企业对本国新企业进入的影响。我们进一步考虑本文的第二个问题,即外资企业是否可以通过改善民营企业面临的要素约束,促进新民营企业的进入¹⁵。我们选择地区金融发展程度作为地区资本要素存量的重要度量指标。一方面,从第三节的数据描述中可以发现,中国不同地区金融发展程度差异较大。另一方面,Boyreau-Debray 和 Wei (2004)、Li (2010) 利用省级数据证明了中国地区资本市场一体化程度仍然很低。考虑到国内资本要素流动相对封闭,选择地区金融发展程度作为当地资本要素存量的假设是合理的¹⁶。

在外资企业的地区影响方面,Madariaga 和 Poncet (2007) 利用中国数据发现,除了行业溢出,外商直接投资在中国也具有空间溢出效应。从图 1 可知,在要素存量越低的地区,外资企业对本国企业进入的负面影响越显著。换言之,在要素存量越低的地区,外商直接投资在新企业进入层面的要素改善正面效应不足以抵消外资企业造成的竞争负面效应。我们因此作出如下假说:

H4a: 相对金融发展程度较高的地区,港澳台外资企业在金融发展程度较低的地区,对本国新民营企业进入数量负面影响更为显著

H4b: 相对金融发展程度较高的地区,欧美外资企业在金融发展程度较低的地区,对本国新民营企业进入数量负面影响更为显著

¹³ 我们的数据样本发现,港澳台外资企业平均资本劳动比为 94.69,无形资产占比总资产为 1.41%;欧美外资企业平均资本劳动比为 150.66,无形资产占比总资产为 1.79%。两类企业样本均值在 1%水平下显著不同。这意味着欧美外资企业相比港澳台外资企业具有资本密集和技术密集两类特征。

¹⁴ 过去研究没有直接讨论不同来源的外资企业在其具有比较优势的行业是否有不同的溢出影响。对单个外资企业而言,其选择投资的行业一定符合自身比较优势。而对“一类”外资企业而言,由于自我集聚等影响,我们猜测其在具有“类别”比较优势的行业与“类别”非比较优势的行业的加总表现不同。

¹⁵ 假说 3 考虑了竞争效应和要素改进的共同影响,不过没有显性地考虑要素改进效应的单独影响。

¹⁶ 上述假说隐含了如下假设,即地区金融发展与该地区劳动力存量变化方向一致。否则,资本要素存量增加可能无法代表该地区所有要素存量(如模型定义所述)。Cai 等(2009) 的研究报告指出,尽管户口制度仍然存在限制,中国劳动力市场农民工流动仍然灵活。绝大多数劳动力选择向沿海地区移动。从第三节的数据描述中可以看到,沿海地区各省份金融发展程度大多数位于全国平均水平之上。如此意味着,在将中国各地区作为研究对象时,金融发展程度(资本存量)与当地劳动力供给(劳动存量)变化方向一致。

三、变量定义与数据描述

3.1、数据整理

本文考虑了两组具有不同特征的数据样本。第一组数据样本是由中国国家统计局编制而成的“中国工业企业数据库”。该数据涵盖了全国国有工业企业与规模以上非国有工业企业。我们剔除了样本统计口径中“采掘业”和“电力、燃气与水的生产与供应业”两类行业，因为这两类行业受到较为严格的外资准入管制。本文研究采用的样本时期为 1998-2007 年。由于我们需要至少滞后一期的观测作为解释变量，实际数据样本跨度为 1999-2007 年。在没有调整之前，我们的观测样本为 192 万个。

第二组数据样本是“中国经济普查年鉴 2004”。这一组数据涵盖了所有企业的基本信息。单从这一角度考虑，其作为本文研究对象无疑更优。不过由于现有经济普查并非每年连续进行，利用跨度超过 1 年的普查数据进行研究存在较大的不准确性¹⁷。为了保证数据分析的一致性，我们优先考虑使用工业企业数据库进行分析，进而采用经济普查数据做必要的稳健性交叉检查。

对工业企业数据库的调整主要有如下几个方面。首先，2003 年“国民经济行业分类表”发生了修改。对于这一问题，可以通过比较“国民经济行业分类新旧类目对照表”进行调整。其次，由于企业间潜在的合并，工业企业数据库不能唯一地识别企业。参考王戴黎（2012），我们利用企业注册名称、法人名称等其他信息对企业代码进行了调整。第三，对企业所有制的区分包括按注册类型和按注册资本。Huang（2008b）提出，改革开放过程中，中国民营企业发展受到抑制、外资企业得到政策支持。作为结果，民营企业可能会虚报为外资企业或集体企业注册¹⁸。本文因此考虑按照注册资本对所有制进行区分。

工业企业数据库只统计规模以上非国有工业企业的特征为我们定义新进入企业造成困难。具体而言，我们在样本中只能观察到当年主营业务收入在 500 万元人民币及以上的企业。绝大多数的新成立企业规模较小，主营业务收入不可能达到 500 万元。因此我们观测到的实际是一个左截尾的样本。参考 Du 和 Girma（2009），本文定义的新进入企业是成立时间和首次进入样本观测时间相同的企业。换句话说，如果某企业在成立当年未能达到我们设定的规模以上企业定义标准（500 万元人民币），该企业将不被考虑在样本中¹⁹。上述定义能够解决对进入企业的过度识别问题，然而较小规模的新进入企业无法识别的隐患仍然未能解决。我们在实证检验中将利用经济普查数据交叉检验以减轻这一问题的干扰。

3.2、变量定义

Geroski（1991）提出，影响企业进入的因素主要取决于进入的障碍、预期的收益以及其他制度因素。我们考虑 3 个度量进入障碍的因素和 3 个预期收益相关的因素。具体而言，我们建立的实证检验模型如下：

¹⁷ 对于时间影响不大的解释变量，利用普查数据进行研究受到的干扰远小于本文重点关注的外商直接投资影响。例如 Wei 和 Zhang（2011）利用 1995 年和 2004 年的普查样本研究了性别比例对新成立企业的影响。

¹⁸ 如联想集团的前身北京联想集团在 1989 年成立前，曾于 1988 年首次在香港注册。民营企业注册为集体企业的例子则更是层出不穷，乡镇企业的成立、所谓的“戴红帽”均反映了这一现象的存在。

¹⁹ 另外一种放松的定义是直接考虑当年样本中新增加的企业数量。这一定义方式存在重要缺陷是无法识别新进入观测的企业是新成立的，或是过去因为其不满足规模以上定义而没有被统计在案。考虑到更为严格的定义下每年平均新成立企业近 7000 个，我们的研究能够兼顾准确性与估计的有效性。

$$E_{jt} = \beta_0 + \beta_1 FOR_{jt} + \beta_2 MES_{jt} + \beta_3 Sub_{jt} + \beta_4 Tur_{jt} + \beta_5 GR_{jt} + \beta_6 Size_{jt} + \beta_7 Herf_{jt} + \alpha_j + v_t + \varepsilon_{jt}$$

被解释变量 E_{jt} 定义为给定年份 t , 4 位代码行业 j 中新进入企业占比全部企业的比例 (Mata, 1993)。通过这一方法, 我们能够有效识别外商直接投资对新企业进入的影响²⁰。企业所有制按实收资本占比区分。其中外资企业定义为外资控股 10% 及以上企业²¹; 国有企业定义为国有参股及持股企业; 集体企业定义为集体持股在 50% 以上企业; 民营企业定义为私有资本 (法人、个人) 持股在 50% 以上企业。上述定义方法与 Dougherty 和 Herd (2007) 研究一致。

解释变量中, $\alpha_j, v_t, \varepsilon_{jt}$ 分别代表行业特有因素、时间特有因素和误差项。我们假设模型误差 ε_{jt} 分布独立于部门和时间因素。 FOR_{jt} 表示外资企业在行业 j 中的占比, 基准模型中定义为外资企业在行业中的销售占比。 $MES_{jt}, Sub_{jt}, Tur_{jt}$ 分别表示行业规模标准、行业规模标准以下企业占比和行业进出波动。这三个变量度量了企业进入面临的障碍。具体而言, MES_{jt} 度量了行业 j 中企业平均规模 (行业就业中位数的对数)。该指数越高, 意味着在行业中有效生产需要的初始投入越高 (Sutton, 1991)。我们预期 MES_{jt} 对新企业进入的影响是负向的。 Sub_{jt} 度量了低于行业规模标准的企业数量占比。该指标越大, 意味着大企业与小企业之间竞争并不激烈。我们预期 Sub_{jt} 对新企业进入的影响是正向的。 Tur_{jt} 表示在时间 $t-1$ 到 t 之间行业 j 新进入和退出企业占比全部企业的比例乘积²²。如果行业中企业进出较为频繁, 则意味着该行业进入壁垒不高。我们预期 Tur_{jt} 对新企业进入的影响是正向的。

$GR_{jt}, Size_{jt}, Herf_{jt}$ 分别表示销售增长、行业规模以及行业竞争程度²³。 GR_{jt} 定义为在时间 $t-1$ 到 t 之间行业 j 销售增长率。在一个快速发展的行业, 企业预期获利的可能性也更高。我们预期 GR_{jt} 对新企业进入的影响是正向的。 $Size_{jt}$ 定义为行业 j 的就业人数。规模较大的行业意味着新企业进入有更高可能替代效率低下的老企业, 占据市场份额。我们预期 $Size_{jt}$ 对新企业进入的影响是正向的。我们考虑通常采用的 Herfindahl 指数度量行业竞争程度 $Herf_{jt}$ 。直觉上,

²⁰ 也有研究考虑同时按照行业和地区对新进入企业占比进行划分 (Nystrom, 2005)。我们认为单独按照行业进行划分有利于分离外资企业的生产链影响与空间影响。

²¹ 中国公司法定义外资企业为外资控股在 25% 及以上, IMF 定义的外资企业为外资控股在 10% 及以上。两种办法定义的结果没有显著差异。

²² Mata 和 Machado (1996) 提出用乘积而非进入率和退出率的加总作为行业进出波动度量更加有效。我们利用“中国经济普查年鉴 2008”逆推出 2007 年各行业/地区企业退出数量。

²³ 注意我们没有将行业前一年利润率作为未来预期利润的控制变量, 这与 Mata (1993) 的文章有所不同。我们认为, 理性预期的企业不会只是基于过去的盈利表现对未来利润作出预期。

行业竞争程度越高，新企业进入面临的利润越低。另一方面，行业竞争程度越低，新企业进入面临的障碍越高。基于上述判断，我们预期 $Herf_{jt}$ 对新企业进入的影响是不确定的。

3.3、数据描述

图 2a-2c 分别反映了不同时间、不同行业 and 不同地区新进入企业数量的变化。从时间维度，我们可以看到三个比较明显的特征。首先，2004 年新进入企业数量达到最高，而新进入企业占比最高发生在 2005 年；其次，2004 年之后新进入企业绝对数量明显多于 2004 年之前；第三，民营企业进入对新进入企业数量贡献十分显著。前两个特征主要由于工业企业数据库在 2004 年的统计口径上发生了改变。我们在实证检验部分将以 2004 年为断点，对前后两个子样本分别进行考察。第三个特征则反映了民营企业在产业发展中具有重要地位。

从行业维度，可以看到不同行业间企业进入数量差别较大。新企业进入绝对数量较多的行业既包括劳动密集度较高的农产品加工业和纺织行业，又有资本密集度较高的化学原料行业和非金属矿物制品行业。从行业的角度，我们暂未发现特别的规律。分地区看，我们发现新进入企业占比较高的省份通常也是金融发展程度较高的省份。简单计算可以得到，地区金融发展程度与进入企业占比之间的相关系数大概是 0.137，在 1% 水平下显著大于 0。换言之，我们发现金融发展程度较高的省份，其新进入企业占比更高。这是一个很有趣的发现，或反映了金融发展对经济增长的影响可以通过鼓励新企业进入实现。限于本文篇幅，我们对这一问题不做过多的探寻。

表 1a-1b 分别反映了工业企业数据样本的统计特征以及工业企业数据和普查数据之间的交叉比较。我们发现各解释变量与民营企业进入比例间的非条件相关系数符号与预期一致。外资企业进入对民营企业进入普遍呈现负相关影响。在表 1b 中，我们看到工业企业数据样本均值在外资企业行业占比、行业规模以及行业规模标准方面明显高于普查数据样本均值。而普查数据样本均值在民营企业进入比例和所有企业进入比例两方面高于工业企业数据样本均值。这反映了如下两点：其一，普查数据包括更多的民营企业数据，因此稀释了外资企业行业占比；其二，普查数据不存在工业企业数据样本的“规模以上”限制，更多小企业的进入导致普查数据样本中企业进入比例更高，而行业规模标准更低。

四、实证检验

这一节将对第二节提出的 4 组假说进行检验。我们采用的基本实证检验方法是面板数据工具变量固定效应回归。Gorg 和 Strobl (2002)、Anwar 和 Sun (2012) 提出利用面板数据固定效应模型控制行业特有的不随时间变化的不可观测因素。我们认为这一分析方法存在一个显著缺陷，即无法控制行业中随时间变化的不可观测因素²⁴。工具变量是解决内生性的一个重要手段，不过关于外商直接投资的工具变量并不容易找到。参考 Alfaro (2003)，我们考虑利用一期或两期滞后的外资企业占比作为当期外资企业占比解释变量的工具变量²⁵。

假说 1：外资企业进入与新成立民营企业数量

²⁴ 例如人口结构更年轻、地方政府对私有部门态度更宽容的地区对外商直接投资和新企业进入都能够呈现正面影响。显然，我们的研究无法穷尽与控制类似的因素。

²⁵ 另外一种可行，甚至更常见的解决内生性办法是 Blundell 和 Bond (1998) 改进的广义矩动态面板模型。这一模型本质与我们的基准模型一致，只是其工具变量选择为被解释变量的滞后项。

表 2a 报告了利用不同估计方法得到的外资企业与新成立民营企业数量之间的关系。我们考虑了基准模型、最小二乘方法、分位点回归、面板数据固定效应模型、广义矩动态面板模型和工具变量两步回归模型。这些方法的特点如下：最小二乘是最常见的回归方式；分位点回归能够控制因变量非正态分布的影响；面板数据固定效应模型能够控制行间内不随时间改变的特有因素；广义矩动态面板模型和工具变量两步回归模型能够处理内生性问题。可以看到，无论利用哪个模型，我们都能够观察到外资行业占比越高对新成立企业的进入产生显著负向影响。控制变量的影响在各模型中基本一致，除了显著性间存在些许差异。在基准模型和工具变量两步回归模型中，Anderson 统计量、Stock-Yogo 统计量显著拒绝无法识别和弱识别的零假设，Sargan 统计量则不拒绝过度识别的零假设。这意味着我们选择的工具变量合理。

表 2b 对上述结论做了进一步的稳健性检验。我们考虑改变样本选择并观察外资行业占比对新企业进入的影响是否不同。第二列至第四列分别考虑了所有制造业企业进入、外资企业进入和包括采掘和电力、燃气与水的生产与供应的所有工业企业进入的样本。可以看到，外资企业在所有制造业企业和所有工业企业样本中表现出对新企业进入的负面影响。在外资企业样本中，外资企业进入对新外资企业进入呈现出正向影响；这与前述 Altomonte 和 Resmini (2001) 描述的自我聚集效应一致。表 2b 的第五列和第六列按照时间区分了样本。如图 2a 所示，工业企业数据样本在 2004 年前后发生了统计口径改变。我们发现，上述统计口径改变对研究结论并没有显著影响。外资企业行业占比仍然对行业内新成立企业数量呈负相关影响。

假说 2：不同类型外资企业进入与新成立民营企业数量

我们在表 2c 第二列区分了不同类型的外资进入对新民营企业进入的影响。不同于 Anwar 和 Sun (2012) 的结论，我们发现港澳台外资企业和欧美外资企业对新民营企业进入都是负面影响。我们认为结论的不同主要有两个原因。一方面，Anwar 和 Sun 考虑的是 2003-2007 年北京地区的企业，本文考虑的是 1999-2007 年全国规模以上企业，样本选择不同。另一方面，我们模型采用工具变量对可能存在的内生性进行了控制，Anwar 和 Sun 则采用的面板数据固定效应模型，可能存在一定的内生性问题。

我们在表 2c 报告了另一组稳健性检验的结果。如前所述，基准模型考虑了 4 位代码行业下新进入企业占比全部企业的比例。在第三列和第四列，我们按照 3 位代码行业划分研究了外资企业和新企业进入之间的关系。可以看到，除了观测个数有明显减少，所有外资和欧美外资的负向影响仍然存在。在第五列和第六列，我们参考企业注册所有制（而非注册资本）对其类型进行划分。我们发现外资企业的负面影响显著性有所下降，可能与注册所有制无法精确区分企业实际控制有关。除此之外，所有外资和欧美外资的负向影响仍然存在。在第七列和第八列，我们定义外资行业就业占比（而非销售占比）为关键解释变量。再一次，港澳台外资负面影响不显著，而欧美外资和所有外资企业对新企业进入呈显著负向影响。

在第三节我们提到，工业企业数据样本存在无法识别小规模新企业进入的问题，而覆盖全部企业的普查数据则存在时间不连续的问题。我们试图对两组数据进行初步交叉对比，以验证结论的稳健性²⁶。具体而言，我们分别考虑利用工具变量两步回归（2003-2004 年样本）和最小二乘回归（2004 年样本）两种方法进行检验。两种方法都是建立在 2004 年普查数据计算出的新民营企业进入占比和新解释变量基础上。工具变量两步回归合并了普查数据 2004 年样本与工业企业数据 2003 年样本，利用后者推算外资滞后项作为前者外资影响的工具变量。最小二乘回归只利

²⁶ 稍早的研究中，杨天宇和张蕾（2009）单独采用普查数据 2004 年样本研究了企业进出的决定因素。他们的研究没有考虑外资的进入，同时单独使用一年的样本存在上述内生性问题。

用了 2004 年普查数据，保证了数据的一致性；缺点则是行业销售增长以及行业内企业退出频率这两个变量由于缺乏相应的数据而缺失。

可以看到，上述两种估计方法各有利弊：前一种方法解决了内生性问题，但是增加了两组样本数据不一致的风险；后一种方法数据来源一致，然而存在遗漏变量的偏误。考虑到这里的目标是交叉比对工业企业数据研究的稳健性，我们同时应用上述两种方法，与此前利用工业企业数据样本得到的结论进行比较。对比表 3 的前两列与第三、第四列，第五、第六列和第七、第八列，我们发现港澳台外资对新民营企业成立数量的影响是不显著的。欧美外资则对新民营企业成立呈现显著负面影响。值得注意的是，普查数据还发现所有外资企业对新民营企业成立影响不显著。我们无法确定这一结论是源于普查数据样本自身的特征，或是在交叉对比过程中人为造成的偏误（样本不一致或遗漏变量）。

综合上述稳健性检验结论，我们判断外资企业、尤其是欧美外资企业对新民营企业成立呈显著的负向影响。港澳台外资企业对新民营企业成立也有负面影响。不过在多项稳健性检验后，我们无法判断这一影响是否显著。

假说 3：行业特征影响

假说 3 提出，在不同技术（资本）密集度的行业，外资企业对新民营企业进入影响不同。对技术密集行业的定义参考欧洲统计局与 OECD 联合公布的行业分类标准。具体到本文中，我们定义“化学原料及化学制品制造业”、“医药制造业”、“通用设备制造业”、“专用设备制造业”、“交通运输设备制造业”、“电气机械及器材制造业”、“通信设备、计算机及其他电子设备制造业”、“仪器仪表及文化、办公用机械制造业”等 8 个 2 位代码行业为技术密集行业，其他行业定义为非技术密集行业。简单的统计检验发现，技术密集行业与非技术密集行业无形资产占比总资产比例分别为 1.65% 和 1.38%，且两个样本均值在 1% 水平下显著不同。从表 4 的前四列可以看到，外资企业与新民营企业进入的负向关系在两个样本中均成立。在细分外资来源地后，我们发现港澳台外资企业在非技术密集行业的负面影响更明显；欧美外资企业在技术密集行业的负面影响更明显。

资本密集行业定义为给定年份下，行业固定资产现值²⁷与雇佣人数比例高于均值的 4 位行业；不满足上述要求的行业则定义为非资本密集行业。统计检验发现，资本密集行业与非资本密集行业的资本劳动比分别为 100.89 和 44.48，两个样本均值在 1% 水平下显著不同。表 4 的后四列反映了与前四列相似的结论。我们发现，外资企业与新民营企业进入的负向关系在资本密集和非资本密集行业样本中均成立。细分外资来源地，港澳台外资企业在非资本密集行业的负面影响更明显；欧美外资企业在资本密集行业的负面影响更明显。

总的来说，上述结论验证了我们提出的假说 3，即外资企业在其具有比较优势的行业，对本国新民营企业进入的负面影响更为显著。这一影响可能通过更强的竞争负面效应、也有可能通过更低的要素改善正面效应实现²⁸。

假说 4：地区金融发展水平影响

如第二节所述，为了考虑外资企业是否对本国企业进入产生要素改善效应，我们将样本分为地区金融发展水平较低子样本和地区金融发展水平较高子样本。对地区金融发展程度的度量采用

²⁷ 经过相应年份的工业生产价格调整，标准年份为 1998 年。

²⁸ 限于篇幅，详细讨论外资企业负面影响传递渠道的研究留待未来进行。

当地银行信贷与 GDP 的比值 (Guevara 和 Maudos, 2007)²⁹。简单的统计检验发现, 高金融发展水平地区与低金融发展水平地区的信贷/GDP 比例分别为 1.134 和 0.722, 两个样本均值在 1% 水平下显著不同。接下来我们定义被解释变量为县级地区新民营企业进入占比全部企业的比例 (而非 4 位代码行业下)。各解释变量也被重新定义为县级地区 (而非 4 位代码行业下) 加总。

从表 5 的第一列和第二列可以看到, 根据县级地区重新定义的所有外资企业和欧美外资企业, 与新民营企业进入之间仍然存在显著的负向关系。这与 Madariaga 和 Poncet (2007) 研究发现外资企业存在空间溢出影响的结论类似。表 5 的第三列到第六列反映了地区金融水平差异的影响。我们看到, 外资企业、特别是欧美外资企业对新民营企业进入的负面影响发生在地区金融发展较低的地区; 在地区金融发展较高的地区, 外资企业对新民营企业进入的影响不显著³⁰。这一结论验证了我们此前提出的假说 4b, 即相对金融发展程度较高地区, 在资源更少的金融发展程度较低的地区, 欧美外资企业对本国新民营企业进入数量的影响显著为负。换言之, 从我们的实证检验可以看到, 尽管不能否认 Huang (2003) 提出的外资要素改善效应, 这一正面效应的影响尚不足以抵消 (欧美) 外资企业造成的竞争负面效应。从净影响上判断, (欧美) 外资企业进入对金融发展水平较低地区的企业进入是呈现抑制作用。

在结束本节的讨论前, 我们需要指出, 上述关于外资与要素改善的结论仍然需要进一步的细致检验。表 5 的第四列和第六列反映了 Stock-Yogo 统计量在 10% 水平不显著。这可能由以下两方面原因造成: 其一, 回归模型选择的省级金融发展程度过于宽泛, 不能刻画省内县级地区间金融发展差异; 其二, 金融发展对新企业进入与外商直接投资选址均有联系³¹, 如此造成工具变量解释力弱化。我们将在未来研究中对外资企业的要素改善效应进行更进一步地讨论。

五、结论

本文利用中国两个企业层面的大样本, 对外资企业和新民营企业进入的关系进行了研究。我们首先建立了一个静态模型, 从中推测外资企业对国内企业数量的影响渠道。在后续的实证研究部分, 我们利用内生性稳健的工具变量回归发现, 外资企业对新企业进入决策的负面影响超过正面影响。这一结论在不同检验方法、不同样本以及不同解释变量定义下的稳健性检验中均能够成立。我们利用 2004 年全国普查数据样本与工业企业数据样本进行了交叉比对, 发现上述结论仍然成立。在区分了外资企业来源地之后, 我们发现欧美外资对新民营企业进入具有明显负面影响; 港澳台外资企业虽然也对新民营企业进入存在一定负面影响, 其关系不能为我们稳健性检验支持。

我们进一步区分港澳台外资企业与欧美外资企业的特征, 从行业异质性的角度对基本结论进行了拓展。我们发现, 港澳台外资企业在其具有比较优势的非技术 (资本) 密集行业呈现出对新民营企业进入显著的负面影响; 欧美外资企业则在其具有比较优势的技术 (资本) 密集行业呈现出对新民营企业进入显著的负面影响。这一现象与 Aitken 和 Harrison (1999) 发现的“市场攫取

²⁹ 由于数据限制, 我们这里只能考虑省级地区的金融发展程度。从后文可以看到, 这一较为宽泛的定义对实证检验的结论产生了一定的影响。我们同样考虑了利用省级地区银行存款与 GDP 的比值作为金融发展程度的稳健性检验, 结论基本类似。

³⁰ 对结论不显著的另一解释是我们没有充分考虑影响不同地区企业进入的其他因素。Nystrom (2005) 归纳, 影响企业进入的地区特征包括需求面的人口总量、地区收入, 供给面的地区失业率、地区教育程度, 以及城镇化和地方化等聚集效应。Wei 和 Zhang (2011) 在解释新企业进入时同样考虑了人口特征与失业率等变量。受数据限制影响, 我们无法得到连续的精确到县级的统计数据。2000 年第五次全国人口普查是一个很好的数据来源, 不过其不能保证在本文研究的样本期间, 人口特征与失业率等因素没有发生改变。在这样的背景下, 我们认为继续采用行业分类回归中使用的解释变量来控制企业进入地区市场的障碍和预期收益是次优的选择。

³¹ 见 Guiso 等 (2004)、Chor 等 (2007) 对金融发展和外商直接投资、新企业进入的研究

结论”有相似之处。尽管我们不能就此区分外资企业产生负面影响传递渠道，我们猜测在外资企业具有比较优势的行业，其对本国新民营企业进入的负面影响主要来自过更强的竞争负面效应和更低的要素改善正面效应。

除了考察外资企业是否改变了新企业进入偏好，我们也从行业动态发展的角度考虑了外商直接投资是否具有 Huang（2003）等研究提出的要素改善效应。我们发现，在资源更少的金融发展程度较低的地区，欧美外资企业对本国新民营企业进入数量的影响显著为负。这意味着外资企业对受到金融抑制民营企业的净要素改善效应或许并不如过去研究预期般乐观。至少从行业长期可持续发展的角度看，金融发展水平较低的地区外资企业存在的整体影响是降低新企业进入可能。

我们的研究对理解外商直接投资在东道国扮演的角色有重要意义。过去研究普遍认为，外商直接投资的存在能够通过行业内技术扩散与行业间链接效应提高本国企业的生产率，进而提高东道国的整体福利。本文从一个更长期的角度讨论了外资企业对经济可持续增长的影响。我们发现，外商直接投资的增加将减少新民营企业的进入，间接对国内私有部门可持续发展造成抑制。区分外资来源地可以看到，过去普遍誉为正面技术溢出效应更高的欧美外资企业，其抑制国内私有部门发展的负面效应也更加明显；正面技术溢出效应较低的港澳台外资企业，其负面抑制效应则并不显著。如此，决策者在制定外资进入管理政策时，不应仅从短期生产率提高着眼，还需要看到引入外资在长期对国内私有部门发展潜在的负面影响。

我们的研究提出，缓解上述外商直接投资对国内私有部门发展负面影响的途径可能有两条。一方面，产业政策的制定应在外资具有比较优势的行业减少或取消吸引外资的超国民待遇；必要时可以出台限制外资进入的政策。另一方面，金融发展程度较低的地区在制定引入外资决策时需要谨慎。外资企业可能带来先进的技术和资本，提升行业中存活企业的生产效率。与此同时，外资企业对受到金融抑制的新民营企业进入的要素改善效应或并不如预期般显著。这意味着适当控制外资引入规模，可以避免外资企业挤占当地本就不多的金融资源和人力资本，从而为本地区新民营企业进入扫除障碍。

作为总结，我们在此指出本文存在的局限性和有待改进之处。首先，正如此前多次强调的，本文并未否定引入外商直接投资企业对企业生产率提升的正面影响。寻找一个合适的度量指标，比较外商直接投资提升企业效率的正面影响程度和抑制新企业进入的负面影响水平，有利于从一个更为全面的角度判断外资存在对东道国经济的整体影响。其次，我们研究的主要对象是外资企业与新民营企业进入。不能排除的可能是，外资企业进入降低了新民营企业进入的数量，但是每一个新进入企业的规模（提供就业岗位）和创新能力都有所提高。如果后一种猜测属实，我们预期外资在新企业进入过程中可能扮演的是一个“筛选”的角色：高“质量”企业在外资进入后脱颖而出，低“质量”企业则在新竞争环境下淘汰出局。这一“优胜劣汰”可能的存在，要求我们对外资降低新企业进入数量的效应进行更为审慎的评估³²。最后，如前文所述，我们采用的结合工业企业数据样本与普查数据样本的研究方法是当前这一课题研究的次优选择。如果能够得到更为全面系统的数据，我们能够对外资企业影响新民营企业进入的具体渠道进行更进一步的研究。

参考文献

Acs, Z. and A. Varga. 2005. "Entrepreneurship, Agglomeration and Technological Change", *Small Business Economics*, Vol. 24 (3): 323–334.

³² Alfaro 和 Charlton（2007）的研究是一个很好的起点。他们考虑的被解释变量不仅包括企业进入数量，也包括了新企业进入初始规模和分布。此外，他们的研究还探索了外资对新企业进入影响的两个渠道，即提供资本和知识溢出。

- Aitken, B. and A. Harrison. 1999. "Do Domestic Firms Benefit from Direct Foreign Investment? Evidence from Venezuela", *American Economic Review*, Vol. 89: 605–618.
- Alfaro, L. 2003. "Foreign Direct Investment and Growth: Does the Sector Matter?". *Working Paper*, Harvard University.
- Alfaro, L., A. Chanda, S. Kalemli-Ozcan and S. Sayek. 2010. "Does Foreign Direct Investment Promote Growth? Exploring the Role of Financial Markets on Linkages", *Journal of Development Economics*, Vol. 91 (2): 242-256.
- Alfaro, L. and A. Charlton. 2007. "International Financial Integration and Entrepreneurial Firm Activity", *NBER Working Paper* No. 13118.
- Alfaro, L. and A. Rodriguez-Clare. 2004. "Multinationals and Linkages: Evidence from Latin America", *Economia* Vol. 4: 113-170.
- Altomonte, C. and L. Resmini. 2001. "Multinational Corporations as Catalyst for Industrial Development: The Case of Poland", *William Davidson Institute*, Working Paper No. 368.
- Anwar, S. and S. Sun. 2012. "FDI and Market Entry/Exit: Evidence from China", *Journal of Asian Economics*, Vol. 23 (5): 487-498.
- Audretsch, D. and M. Fritsch. 1994. "The Geography of Firm Births in Germany", *Regional Studies*, Vol. 28 (4): 359-365.
- Ayyagari, M. and R. Kosova. 2010. "Does FDI Facilitate Domestic Entry? Evidence from the Czech Republic", *Review of International Economics*, Vol. 18(1): 14-29.
- Barrios, S., H. Gorg and E. Strobl. 2005. "Foreign Direct Investment, Competition and Industrial Development in the Host Country", *European Economic Review*, Vol. 49: 1761-1784.
- Blomstrom, M. and A. Kokko. 1998. "Multinational Corporations and Spillovers", *Journal of Economic Surveys*, Vol. 12: 247–277.
- Blundell, R. and S. Bond. 1998. "Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models", *Journal of Econometrics*, Vol. 87 (1): 115-143
- Brandt, L., J. Van Biesebroeck and Y. Zhang. 2012. "Creative Accounting or Creative Destruction? Firm-Level Productivity Growth in Chinese Manufacturing", *Journal of Development Economics*, Vol. 97(2): 339-351.
- Buckley, P., J. Clegg and C. Wang. 2007. "Is the Relationship between Inward FDI and Spillover Effects Linear? An Empirical Examination of the Case of China", *International Business Review*, Vol. 16 (2): 142-58.
- Cai, F., D. Yang and M. Wang. 2009. "Migration and Labor Mobility in China", UNDP Human Development *Research Paper* No. 2009/09.
- Cheung, K. and P. Lin. 2004. "Spillover Effects of FDI on Innovation in China: Evidence from the Provincial Data", *China Economic Review*, Vol. 15: 25-44.
- Chen, T., A. Kokko and P. Tingvall. 2011. "FDI and Spillovers in China: Non-linearity and Absorptive Capacity", *Journal of Chinese Economic and Business Studies*, Vol. 9(1): 1-22.
- Chor D., F. Foley and K. Manova. 2008. "Host Country Financial Development and MNC Activity", Stanford University mimeo.
- Davies, K. 2010. "Inward FDI in China and Its Policy Context", Vale Columbia Center Research Paper.
- Dougherty, S., R. Herd and P. He. 2007. "Has a Private Sector Emerged in China's Industry? Evidence from a Quarter of a Million Chinese Firms", *China Economic Review*, Vol.18: pp. 309-334.
- Du, J. and S. Girma. 2009. "Finance and Firm Start-up Size: Quantile Regression Evidence from China", *China and the World Economy Research paper*, 2009/12.

- Djankov, S. and P. Murrell. 2002. "Enterprise Restructuring in Transition: a Quantitative Survey", *Journal of Economic Literature*, Vol. 40: 739-792.
- Fetscherin, M., H. Voss and P. Gugler. 2010. "30 Years of Foreign Direct Investment to China: An Interdisciplinary Literature Review", *International Business Review*, Vol. 19: 235-246.
- Fosfuri, A., M. Motta and T. Ronde. 2002. "Foreign Direct Investment and Spillovers through Workers' Mobility", *Journal of International Economics*, Vol. 53: 205-222.
- Fritsch, M. and P. Mueller. 2008, "The Effect of New Business Formation on Regional Development over time: the Case of Germany", *Small Business Economics*, Vol. 30 (1): 15-29.
- Geroski, P. 1991. *Market Dynamics and Entry*, Chapter 3. Blackwell, Oxford.
- Glass, A. and K. Saggi. 2002. "Multinational Firms and Technology Transfer", *Scandinavian Journal of Economics*, Vol. 104: 495-513.
- Gorg, H. and E. Strobl. 2001. "Multinational Companies and Productivity Spillovers: A Meta-analysis", *Economic Journal*, Vol. 111 (475): 723-739.
- Gorg, H. and E. Strobl. 2002. "Multinational Companies and Indigenous Development: An Empirical Analysis", *European Economic Review*, Vol. 46: 1305-1322.
- Guevara, J. and J. Maudos. 2007. "Regional Financial Development and Bank Competition: Effects on Economic Growth," *MPRA Paper*, No. 15255.
- Guiso, L., P. Sapienza and L. Zingales. 2004. "Does Local Financial Development Matter?" *Quarterly Journal of Economics*, Vol.119: 929-969.
- Hale, G. and C. Long. 2007. "Is There Evidence of FDI Spillover on Chinese Firms' Productivity and Innovation?", Yale University Economic Growth Center, *Discussion Paper* No. 934.
- Hanousek, J., E. Kocenda and M. Maurel. 2011. "Direct and Indirect Effects of FDI in Emerging European Markets: Survey and Meta-analysis". *Economic Systems*, Vol. 35(3): 301-322.
- Hericourt, J. and S. Poncet. 2007. "FDI and Credit Constraints: Firm Level Evidence in China", Working Papers 2007-11, CEPII research center.
- Ho, O. 2004. "Determinants of Foreign Direct Investment in China: A Sectorial Analysis". *University of Western Australia*, Discussion Paper: 04.18.
- Huang, Y. 2003. *Selling China: Foreign Direct Investment during the Reform Era*. Cambridge University Press, New York.
- Huang, Y., Y. Ma, Z. Yang and Y. Zhang. 2008a. "A Fire Sale without Fire: An Explanation of Labor-Intensive FDI in China", *MIT Sloan Research Paper* No. 4713-08
- Huang, Y. 2008b. *Capitalism with Chinese Characteristics: Entrepreneurship and the State*. Cambridge University Press.
- Huang, Y., L. Jin and Y. Qian. 2010. "Does Ethnicity Pay", *NBER Working Paper* No. 16294.
- Javorcik, B. 2004. "Does Foreign Direct Investment Increase the Productivity of Domestic Firms? In Search of Spillovers through Backward Linkages", *The American Economic Review*, Vol. 94 (3): 605-627.
- Li, C. 2010. "Savings, Investment, and Capital Mobility within China", *China Economic Review*, Vol. 21 (1): 14-23.
- Lipsey, R. 2002. "Home and Host Country Effects of FDI". *NBER Working Paper*, No. 9293.
- Wei, Y. and X. Liu. 2006. "Productivity Spillovers from R&D, Exports and FDI in China's Manufacturing Sector", *Journal of International Business Studies*, Vol. 37(4): 544-557.
- Liu, Z. 2008. "Foreign Direct Investment and Technology Spillovers: Theory and Evidence". *Journal of Development Economics*, Vol. 85: 176-193.

- Madariaga, N. and S. Poncet. 2007. "FDI in Chinese Cities: Spillovers and Impact on Growth", *The World Economy*, Vol. 30(5): 837-862.
- Markusen, J. and A. Venables. 1999. "Foreign Direct Investment as a Catalyst for Industrial Development", *European Economic Review*, Vol. 43: 335-356.
- Mata, J. 1993. "Entry and Type of Entrant: Evidence from Portugal", *International Journal of Industrial Organization*, Vol. 11: 101-122.
- Mata, J. and J. Machado. 1996. "Firm Start-up Size: A Conditional Quantile Approach", *European Economic Review*, Vol. 40: 1305-1323.
- McKinnon, R. 1973. "Money and Capital in Economic Development", Washington DC: Brookings Institution: 121-145.
- Nystrom, K. 2005. "Determinants of Regional Entry and Exit in Industrial Sectors", *CIES Working Paper No. 33*.
- Rodriguez-Clare, A. 1996. "Multinationals, Linkages, and Economic Development", *American Economic Review*, Vol. 86: 852-873.
- Schumpeter, J. 1942. *Capitalism, Socialism and Democracy*, New York: Harper & Row.
- Sutton, J. 1991. *Sunk Costs and Market Structure*, Cambridge, MA: MIT Press.
- 王戴黎, 2012, 外商直接投资、企业退出与私有化进程: 中国经验, 北京大学工作论文
- Wang, J. 1990. "Growth, Technology Transfer, and the Long-run Theory of International Capital Movements". *Journal of International Economics*, Vol. 29: 255-271.
- Wei, S. and G. Boyreau-Debray. 2004. "Can China Grow Faster? A Diagnosis on the Fragmentation of the Domestic Capital Market", *IMF Working Papers No. 04/76*.
- Wei, S. and X. Zhang. 2011. "Sex Ratios, Entrepreneurship, and Economic Growth in the People's Republic of China," *NBER Working Papers No. 16800*.
- Whalley, J. and X. Xin. 2006. "China's FDI and Non-FDI Economies and the Sustainability of Future High Chinese Growth", *NBER Working Paper No. 12249*.
- 杨天宇、张蕾, 中国制造业企业进入和退出行为的影响因素分析, *管理世界*, 2009 年第 6 期, 82-90 页

附录 1、模型 (4a) 与 (4b) 的证明

我们在第二节的理论模型中提到，当最终品 X 的生产满足 CES 函数、且最终品生产者数量充分大时，封闭经济和开放经济的最终品价格分别满足 (4a) 和 (4b)。我们在此给出证明。

首先注意到，当最终品生产者数量 n_x 充分大时，生产函数 (3) 可以近似为如下积分形式：

$$X = F(x_1, \dots, x_n) = \left(\int_0^{n_x} x_i^\tau di \right)^{1/\tau} \quad (\text{A1})$$

因此最终品生产部门整体面临的最优化问题为：

$$\text{Max } F_{close}(x_1, \dots, x_n), \text{ s.t. } I = \int_0^{n_x} p_{x,i} x_i di$$

根据一阶条件求解，得到最终品生产任意两组投入 i, j 的比例为：

$$\frac{x_i}{x_j} = \left(\frac{p_i}{p_j} \right)^{\frac{1}{\tau-1}} = \left(\frac{p_i}{p_j} \right)^{-\theta}, \text{ 或 } x_j = x_i \left(\frac{p_i}{p_j} \right)^\theta$$

两边同时乘以 p_j 并关于 j 积分可以得到：

$$I = \int_0^{n_x} p_{x,i} x_i di = \int_0^n p_j x_j dj = \int_0^n p_j^{1-\theta} p_i x_i dj$$

换言之，我们可以得到最终品生产函数为

$$x_i = I p_i^{-\theta} / \left(\int_0^n p_j^{1-\theta} dj \right) \quad (\text{A2})$$

将 (A2) 带入 (A1)，可以得到间接需求函数为

$$V = \left\{ \int_0^n [p_i^{-\theta} \cdot I / \int_0^n p_j^{1-\theta} dj]^\tau di \right\}^{1/\tau} = I \left[\int_0^n p_i^{1-\theta} di \right]^{1/(1-\theta)} \quad (\text{A3})$$

根据定义， $V = 1$ 对应了生产 1 单位最终品需要 I 的投入。换言之，需要 I 才能产出 1 单位最终品。我们有 $I = q_x$ 。将这一等式带入 (A3)，我们可以得到 (4a) 的积分形式：

$$q_x = \left[\int_0^{n_x} p_j^{1-\theta} dj \right]^{1/(1-\theta)}$$

同样道理，在开放经济中，最终品生产部门整体面临的最优化问题为：

$$\text{Max } F_{open}(x_1, \dots, x_n) = \left(\int_0^{n_x} x_i^\tau di + \int_0^{n_m} \bar{x}_k^\tau dk \right)^{1/\tau}, \text{ s.t. } I = \int_0^{n_x} p_{x,i} x_i di + \int_0^{n_m} p_{x,k} \bar{x}_k dk \quad (\text{A1}')$$

根据上述方法求解 (A1') 的一阶条件，依次推导最终品生产函数和间接需求函数，令间接需求为 1，可以得到 (4b) 的积分形式：

$$q_x = \left[\int_0^{n_x} p_j^{1-\theta} dj + \int_0^{n_m} p_k^{1-\theta} dk \right]^{1/(1-\theta)}$$

附录 2、图表

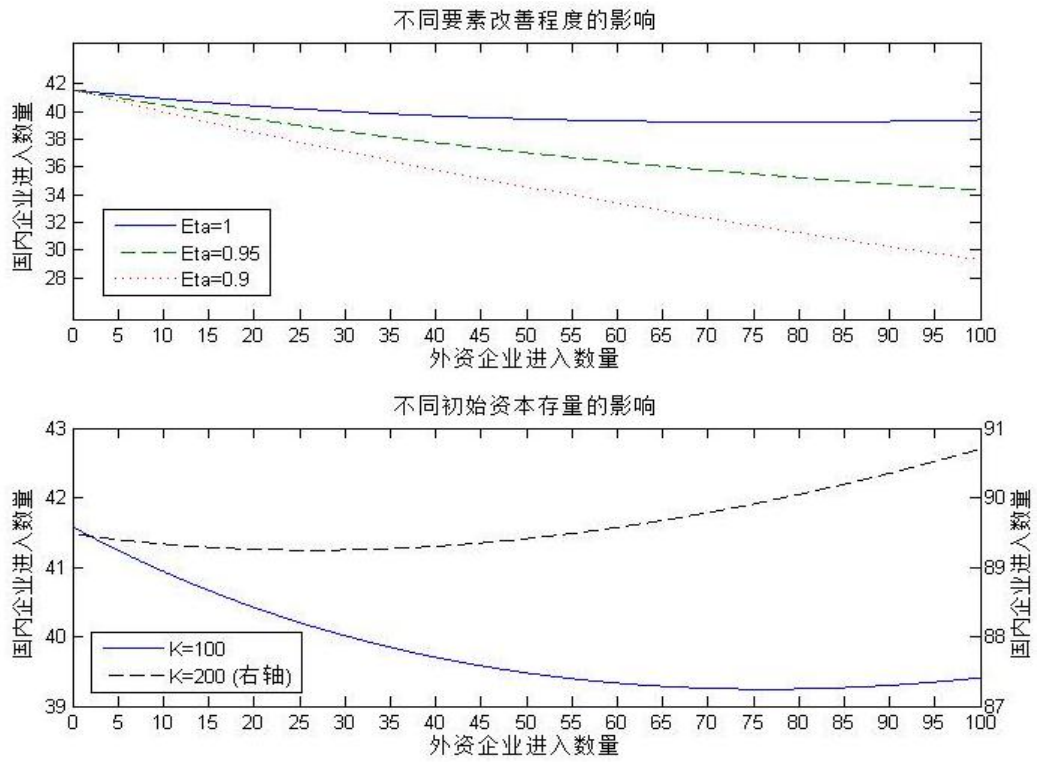


图 1、外商直接投资与新进入企业数量

$$K = 100, \delta = 0.5, \alpha = 0.4, \beta = 1, \lambda = 0.8, \mu = 0.4, \theta = 6, \phi = 1, \sigma = 1.37, \gamma = 0.5, \eta = 1$$

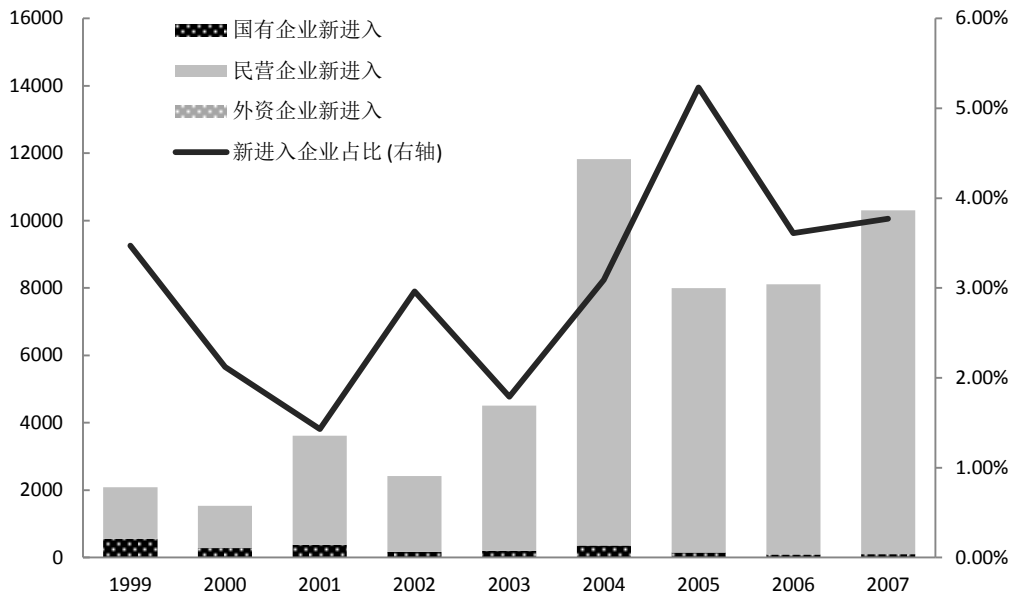


图 2a、分时间新进入企业数量

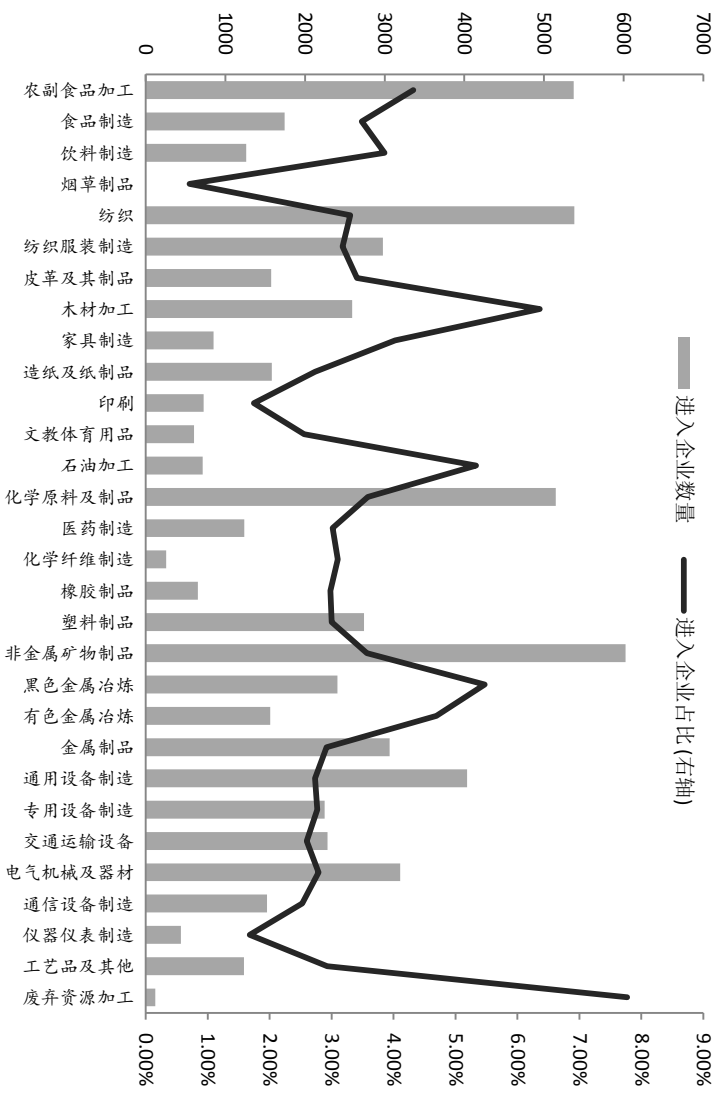


图 2b、分行业新进入企业数量

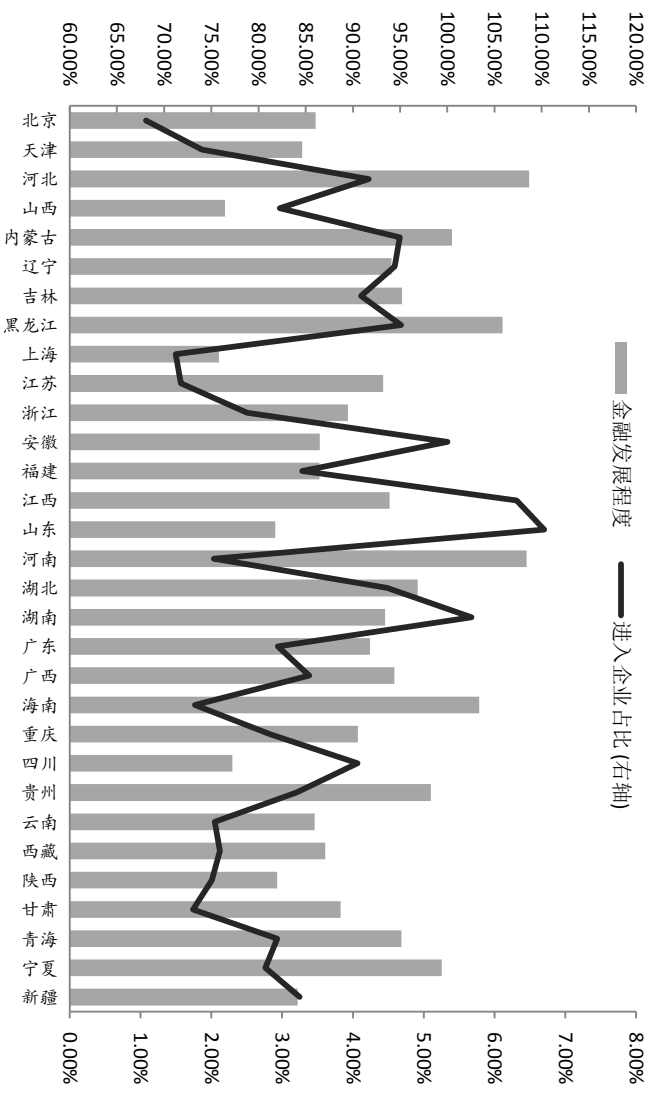


图 2c、分省份新进入企业数量

注：金融发展程度由本地贷款余额与 GDP 比值度量。上述数据为 1999 年-2007 年平均。

表 1a、数据描述统计——工业企业数据

	观测数	均值	标准差	与因变量相关性	预期影响
民营企业进入比例	4292	0.024	0.023	NA	NA
所有企业进入比例	4292	0.031	0.025	NA	NA
外资企业进入比例	4292	0.004	0.007	NA	NA
所有外资企业行业占比	4291	0.241	0.173	-0.1421***	不确定
港澳台外资企业行业占比	4291	0.104	0.098	-0.1038***	不确定
欧美外资企业行业占比	4291	0.142	0.117	-0.1240***	不确定
行业规模	4292	10.586	1.343	0.0225	正向
行业销售增长率	3793	0.114	0.564	0.0732***	正向
竞争程度	4292	0.037	0.070	-0.0966***	不确定
行业规模标准	4292	4.672	0.469	-0.1863***	负向
低于行业标准企业占比	4291	0.152	0.039	0.1037***	正向
行业内企业进出频率	4292	0.352	0.160	0.2230***	正向

注：第五列表示各解释变量与民营企业进入比例之间的非条件相关系数。*、**、***分别表示在 10%、5%和 1%水平显著。

表 1b、数据描述统计——工业企业数据与普查数据

	观测数	均值		标准差	
		CIES	Census	CIES	Census
民营企业进入比例	466	0.041	0.113	0.031	0.036
所有企业进入比例	466	0.050	0.124	0.033	0.038
外资企业进入比例	466	0.007	0.008	0.008	0.009
所有外资企业行业占比	466	0.263	0.076	0.176	0.076
港澳台外资企业行业占比	466	0.106	0.040	0.092	0.050
欧美外资企业行业占比	466	0.161	0.036	0.123	0.039
行业规模	466	10.589	9.835	1.387	1.422
竞争程度	466	0.032	0.011	0.054	0.035
行业规模标准	466	4.520	2.795	0.411	0.257
低于行业标准企业占比	466	0.156	0.186	0.035	0.067

注：CIES 表示工业企业数据库 2004 年样本，Census 表示经济普查 2004 年样本

表 2a、外资企业与新成立民营企业数量——不同估计方法

	基准模型	最小二乘	分位点回归	固定面板 ¹	动态面板	IV 两步
外资行业占比 ²	-0.0525*** (0.0203)	-0.0211*** (0.00263)	-0.0176*** (0.00173)	-0.0124* (0.00683)	-0.0144** (0.00604)	-0.023*** (0.00254)
行业规模（就业对数）/100	0.119 (0.161)	0.0191 (0.041)	0.0764** (0.0308)	0.0417 (0.156)	0.0737 (0.150)	-0.0122 (0.012)
行业销售增长率/100	0.0654 (0.0925)	0.116 (0.105)	0.123*** (0.0421)	0.0763 (0.0915)	0.0665 (0.0814)	0.0595 (0.0438)
竞争程度（越大竞争越弱）	-0.036 (0.0228)	-0.0195* (0.0107)	-0.0412*** (0.00582)	-0.0372* (0.0194)	-0.0112 (0.0182)	0.0159** (0.00804)
行业规模标准/100	0.302 (0.32)	-0.249** (0.106)	-0.228*** (0.0733)	0.222 (0.276)	-0.925*** (0.351)	-0.247** (0.119)
低于行业标准企业占比	0.0426 (0.0292)	0.0383*** (0.0145)	0.0148* (0.00818)	0.0419* (0.0216)	0.0027 (0.0125)	0.0451*** (0.016)
行业内企业进出频率	0.0368*** (0.00725)	0.060*** (0.00633)	0.0560*** (0.00293)	0.0375*** (0.0068)	0.0452 (0.00507)	0.0662*** (0.00753)
常数		0.0230*** (0.00795)	0.0208*** (0.00573)	0.00275 (0.0194)	-0.036 (0.0241)	0.015 (0.00932)
观测数	3307	3793	3793	3793	3793	3308
Pseudo R2	0.231	0.291	0.214	0.259	0.471	0.285
Anderson 统计量 ³	467.18***					935.06***
Stock-Yogo 统计量	274.67***					3044.4***
Sargan 统计量	1.74					1.735

注 1：面板数据固定效应模型和混合模型的 F 统计量为 54.10；固定效应模型和随机效应模型 Hausman 统计量为 97.76。综上所述，固定效应模型较混合模型和随机效应模型更优。

注 2：被解释变量是新民营企业成立数量。括号内为异方差稳健标准误。为了表述简洁，解释变量中“/100”表示模型实际估计系数与标准误为报告系数与标准误除以 100 得到。固定面板工具变量回归中，常数项由于固定效应的存在因此被消除。*、**、***分别表示在 10%、5%和 1%水平显著。

注 3：Anderson 统计量、Stock-Yogo 统计量和 Sargan 统计量的零假说分别是“工具变量不能识别”、“工具变量弱识别”、“工具变量过度识别”，表中报告为 P 值，下同。

表 2b、外资企业与新成立民营企业数量——不同估计样本

	基准模型	所有企业	外资企业	工业企业 ¹	1999-2003	2004-2007
外资行业占比 ²	-0.0525*** (0.0203)	-0.0466** (0.0216)	0.00971* (0.00572)	-0.054** (0.0211)	-0.158* (0.0936)	-0.145** (0.0736)
行业规模（就业对数）/100	0.119 (0.161)	0.198 (0.174)	0.0671 (0.0447)	0.111 (0.163)	-0.201 (0.414)	1.24** (0.589)
行业销售增长率/100	0.0654 (0.0925)	0.0906 (0.0938)	-0.022 (0.0296)	0.0878 (0.103)	-0.043 (0.191)	0.526** (0.259)
竞争程度（越大竞争越弱）	-0.036 (0.0228)	-0.035 (0.0246)	-0.00607 (0.0062)	-0.0454** (0.0189)	-0.0565 (0.0495)	-0.0223 (0.0246)
行业规模标准/100	0.302 (0.32)	0.479 (0.337)	0.102 (0.101)	-0.268 (0.314)	0.324 (0.888)	-2.18*** (0.621)
低于行业标准企业占比	0.0426 (0.0292)	0.0527* (0.0313)	-0.00665 (0.00667)	0.0273 (0.0282)	-0.00246 (0.0488)	0.0838 (0.0645)
行业内企业进出频率	0.0368*** (0.00725)	0.0453*** (0.00807)	0.00632*** (0.00166)	0.0106** (0.00465)	0.0138 (0.00985)	0.0482*** (0.0126)
观测数	3307	3307	3307	3541	1949	1766
Pseudo R2	0.231	0.237	0.063	0.200	0.245	0.125
Anderson 统计量	467.18***	467.18***	467.189***	90.341***	51.434***	33.471***
Stock-Yogo 统计量	274.67***	274.67***	274.677***	274.677***	26.346***	17.02**
Sargan 统计量	1.74	0.232	0.123	0.792	0.76	0.083

注 1：基准模型为新成立民营制造业企业，所有企业为所有制造业企业，工业企业为所有工业（包括采掘和电力、燃气与水的生产与供应）企业。

注 2：括号内为异方差稳健标准误。为了表述简洁，解释变量中“/100”表示模型实际估计系数与标准误为报告系数与标准误除以 100 得到。固定面板工具变量回归中，常数项由于固定效应的存在因此被消除。*、**、***分别表示在 10%、5%和 1%水平显著。

表 2c、外资企业与新成立民营企业数量——不同定义

	基准模型		3 位行业		注册定义		就业占比	
外资行业占比	-0.0525*** (0.0203)		-0.0702*** (0.0207)		-0.0172* (0.00955)		-0.0436** (0.0188)	
港澳台外资行业占比		-0.0649* (0.0352)		-0.0167 (0.0309)		-0.0147 (0.0106)		-0.034 (0.0242)
欧美外资行业占比		-0.0437** (0.0213)		-0.159*** (0.0455)		-0.0191* (0.0104)		-0.0458* (0.024)
行业规模（就业对数）/100	0.119 (0.161)	0.11 (0.162)	0.42 (0.268)	0.329 (0.273)	0.288*** (0.103)	0.285*** (0.0967)	0.261 (0.166)	0.257 (0.167)
行业销售增长率/100	0.0654 (0.0925)	0.0613 (0.0959)	0.0184*** (0.00535)	0.0187*** (0.00514)	0.0963 (0.0627)	0.0953* (0.049)	0.0977 (0.0859)	0.105 (0.0854)
竞争程度（越大竞争越弱）	-0.036 (0.0228)	-0.0403* (0.0237)	0.461 (0.288)	0.615* (0.328)	-0.0263** (0.0116)	-0.0258*** (0.00901)	-1.06E-07 -8.59E-07	-1.12E-07 -8.64E-07
行业规模标准/100	0.302 (0.32)	0.301 (0.319)	-0.42 (0.396)	-0.645 (0.415)	-0.226 (0.209)	-0.221 (0.166)	0.196 (0.308)	0.194 (0.315)
低于行业标准企业占比	0.0426 (0.0292)	0.0413 (0.0292)	0.214*** (0.055)	0.223*** (0.0542)	0.0198 (0.0182)	0.0191 (0.0119)	0.0446* (0.027)	0.0463* (0.0272)
行业内企业进出频率	0.0368*** (0.00725)	0.0366*** (0.00723)	0.0222** (0.0108)	0.0197* (0.0108)	0.00725** (0.00366)	0.00723*** (0.00231)	0.0374*** (0.00714)	0.0369*** (0.00716)
观测数	3307	3307	1114	1114	3541	3541	3307	3307
Pseudo R2	0.231	0.23	0.47	0.441	0.244	0.245	0.244	0.241
Anderson 统计量	467.18***	275.21***	278.264***	128.914***	734.81***	438.939***	576.49***	288.028***
Stock-Yogo 统计量	274.67***	75.244***	186.96***	36.192***	482.08***	127.55***	353.96***	63.271***
Sargan 统计量	1.74	0.616	0.113	1.679	0.836	0.915	0.412	0.891

注：被解释变量是新民营企业成立数量。括号内为异方差稳健标准误。为了表述简洁，解释变量中“/100”表示模型实际估计系数与标准误为报告系数与标准误除以 100 得到。*、**、***分别表示在 10%、5%和 1%水平显著。

表 3、普查数据与工业企业数据交叉对比

	IV 两步回归 (2004 年)				最小二乘回归 (2004 年)			
	工业企业数据		普查数据		工业企业数据		普查数据	
外资行业占比 ¹	-0.0624*** (0.00995)		-0.00738 (0.0499)		-0.0589*** (0.00926)		-0.0279 (0.0245)	
港澳台外资行业占比	-0.0397* (0.0211)		0.276 (0.181)		-0.0595*** (0.0179)		0.0276 (0.0365)	
欧美外资行业占比	-0.0782*** (0.0163)		-0.436* (0.257)		-0.0560*** (0.0147)		-0.101* (0.0547)	
行业规模 (就业对数)	9.01E-05 (0.00188)	-0.00015 (0.00185)	-0.0937** (0.0384)	-0.0940** (0.0366)	-9.8E-05 (0.00178)	-0.00012 (0.00179)	0.00297* (0.00154)	0.00243 (0.00156)
行业销售增长率 ²	0.0184*** (0.00415)	0.0186*** (0.00421)	0.00219 (0.00158)	0.000869 (0.00184)				
竞争程度 (越大竞争越弱)	0.00274 (0.0662)	0.00707 (0.0666)	0.0171*** (0.00563)	0.0183*** (0.00524)	-0.0405 (0.0625)	-0.0428 (0.0634)	-0.0890** (0.0406)	-0.102** (0.0452)
行业规模标准	0.00633 (0.00471)	0.0059 (0.00477)	0.0326*** (0.00906)	0.0283*** (0.0095)	-0.00363 (0.0042)	-0.00354 (0.00438)	0.0220** (0.00912)	0.0217** (0.00912)
低于行业标准企业占比	0.111* (0.0638)	0.115* (0.0645)	0.0365 (0.0247)	0.0361 (0.0254)	0.0716 (0.0528)	0.0724 (0.0529)	0.0497* (0.0279)	0.0493* (0.0279)
行业内企业进出频率	0.0728*** (0.0209)	0.0738*** (0.0209)	0.0829*** (0.0184)	0.0768*** (0.0199)				
常数	-0.0365 (0.0295)	-0.0331 (0.0296)	-0.0789** (0.0377)	-0.0515 (0.042)	0.0682*** (0.0241)	0.0677*** (0.0249)	0.007 (0.0341)	0.0131 (0.034)
观测数	398	398	398	398	466	466	466	466
Pseudo R2	0.238	0.233	0.24	0.223	0.223	0.218	0.116	0.121
Anderson 统计量	118.67***	55.72***	64.439***	57.992***				
Stock-Yogo 统计量	605.45***	83.47***	125.701***	71.31***				
Sargan 统计量	0.168	1.205	0.347	1.201				

注 1: 被解释变量是新民营企业成立数量。括号内为异方差稳健标准误。*、**、***分别表示在 10%、5%和 1%水平显著。

注 2: IV 两步回归参考了工业企业数据库 2003 年和 2005 年数据。由于只有 1 年数据, 最小二乘回归中没有考虑行业销售增长率和企业进出频率。

表 4、外资企业与新成立企业数量——行业特征影响

	是否技术密集行业				是否资本密集行业			
	非技术密集行业		技术密集行业		非资本密集行业		资本密集行业	
外资行业占比	-0.0506*** (0.0191)		-0.0442** (0.0194)		-0.104** (0.0477)		-0.0316* (0.0175)	
港澳台外资行业占比		-0.0605** (0.0244)		-0.0524 (0.0546)		-0.173*** (0.0659)		0.0347 (0.03)
欧美外资行业占比		-0.0286 (0.0259)		-0.0452** (0.023)		-0.0391 (0.0536)		-0.0413** (0.0194)
行业规模（就业对数）/100	-0.11 (0.193)	-0.101 (0.195)	0.335* (0.191)	0.329* (0.193)	-0.135 (0.341)	0.059 (0.358)	0.295 (0.217)	0.284* (0.16)
行业销售增长率/100	0.0243 (0.0959)	0.0243 (0.0956)	0.0968 (0.117)	0.0978 (0.118)	-0.09 (0.2)	-0.142 (0.192)	0.193 (0.125)	0.11 (0.0873)
竞争程度（越大竞争越弱）	-0.0664*** (0.025)	-0.0747*** (0.0259)	-0.03 (0.0208)	-0.0317 (0.0229)	-0.00572 (0.0537)	-0.00398 (0.0544)	-0.0231 (0.027)	-0.0149 (0.0186)
行业规模标准/100	0.476 (0.369)	0.502 (0.367)	-0.04 (0.395)	-0.022 (0.4)	0.264 (0.598)	0.141 (0.609)	-0.692** (0.331)	-0.345 (0.306)
低于行业标准企业占比	0.112*** (0.0295)	0.109*** (0.0291)	-0.00076 (0.0312)	-0.00215 (0.0316)	0.146** (0.0642)	0.161*** (0.0603)	0.035 (0.0227)	0.0464** (0.0218)
行业内企业进出频率	0.0669*** (0.007)	0.0669*** (0.00697)	0.0187** (0.00764)	0.0186** (0.00774)	0.0571*** (0.0148)	0.0565*** (0.0147)	0.0243*** (0.00627)	0.0214*** (0.00538)
观测数	1709	1709	1598	1598	1706	1706	1515	1515
Pseudo R2	0.295	0.303	0.199	0.192	0.158	0.133	0.276	0.261
Anderson 统计量	64.514***	42.654***	39.88***	12.661***	18.159***	24.648***	40.698***	31.883***
Stock-Yogo 统计量	141.047***	124.75***	15.313***	14.565***	29.957***	25.405***	123.917***	75.598***
Sargan 统计量	0.597	0.182	1.79	0.303	0.893	0.934	2.684	0.004

注：被解释变量是新民营企业成立数量。技术密集和资本密集行业定义见正文。括号内为异方差稳健标准误。为了表述简洁，解释变量中“/100”表示模型实际估计系数与标准误为报告系数与标准误除以 100 得到。*、**、***分别表示在 10%、5%和 1%水平显著。

表 5、外资企业与新成立企业数量——地区特征影响

	地区模型		地区金融发展较低样本 ¹		地区金融发展较高样本	
外资地区占比 ²	-0.0987** (0.0495)		-0.245** (0.105)		-0.0663 (0.0516)	
港澳台外资地区占比		-0.134 (0.0886)		-0.263 (0.209)		0.0353 (0.146)
欧美外资地区占比		-0.198** (0.0926)		-0.464* (0.272)		-0.123 (0.104)
地区规模（就业对数）/100	0.706*** (0.249)	0.867*** (0.244)	1.57*** (0.507)	2.22*** (0.763)	-0.361 (0.279)	-0.388 (0.316)
地区销售增长率/100	-0.038 (0.173)	-3E-03 (0.00324)	-3.3E-03 (0.00455)	2.65E-03 (0.00697)	0.454 (0.331)	0.478 (0.335)
竞争程度（越大竞争越弱）	-0.148** (0.0683)	-0.034 (0.0774)	-0.00273 (0.114)	0.15 (0.166)	-0.0706 (0.096)	-0.0551 (0.108)
地区规模标准	-0.0157*** (0.00293)	-0.0180*** (0.00332)	-0.0165*** (0.00527)	-0.0181*** (0.00621)	-0.00034 (0.00295)	0.000345 (0.00389)
低于地区标准企业占比	0.108** (0.048)	0.125*** (0.0465)	0.182** (0.0781)	0.123 (0.103)	0.0199 (0.0599)	0.00436 (0.0631)
地区内企业进出频率	0.0109** (0.00485)	0.00904** (0.00438)	0.00531 (0.00731)	0.00493 (0.00863)	0.00691 (0.00579)	0.00686 (0.0055)
观测数	2,020	2,020	987	987	934	934
Pseudo R2	0.244	0.146	0.21	0.221	0.247	0.224
Anderson 统计量 ³	37.795***	19.353***	9.23***	8.25***	16.493***	13.276***
Stock-Yogo 统计量	71.867***	30.564***	22.454***	4.082	32.319***	6.611
Sargan 统计量	0.029	0.019	0.908	1.966	0.58	0.108

注 1：地区模型分类按照县级市规划。地区金融发展程度根据省级水平贷款规模占比 GDP 衡量。

注 2：被解释变量是新民营企业成立数量。括号内为异方差稳健标准误。为了表述简洁，解释变量中“/100”表示模型实际估计系数与标准误为报告系数与标准误除以 100 得到。固定面板工具变量回归中，常数项由于固定效应的存在因此被消除。*、**、***分别表示在 10%、5%和 1%水平显著