DOI:10.13821/j.cnki.ceq.2012.02.008

第 11 卷第 2 期　　经 济 学（季 刊）　　Vol. 11, No. 2
2012 年 1 月　　China Economic Quarterly　　January, 2012

企业生产率和企业“走出去”对外直接投资：基于企业层面数据的实证研究

田　巍　余淼杰*

摘　要　随着中国走出去的战略实施，我国企业的对外直接投资也日益增长。通过采用浙江省制造业企业生产和对外直接投资的企业层面数据，在准确衡量“走出去”企业的全要素生产率的基础上，本文考察了企业生产率及其直接对外投资的关系。在控制了回归分析可能的内生性及其他影响因素后，我们发现：第一，生产率越高的企业对外直接投资的概率越大；第二，生产率越高的企业对外直接投资的量越大；第三，目的国的收入水平高低对企业投资与否的决定没有显著的影响。此外，行业的资本密集程度对企业的生存环境没有显著的影响。所以，本文的发现为我国企业的对外直接投资提供了微观层面的经验证据，一定程度上弥补了这方面研究的空白。

关键词　企业异质性，全要素生产率，对外直接投资，行业资本密集度

一、引　　言

众所周知，外商对华直接投资（FDI）一直是拉动中国经济的主力，中国是吸收 FDI 的世界大国，占了流向发展中国家的 FDI 总量的 1/3。但另一方面，中国也是世界资本的一大供给源，虽然目前中国流出的对外直接投资（OFDI）和流入的外商直接投资（IFDI）相比规模还较小，但其增长速度不容小觑，仅 2005 年一年，对外直接投资的增幅就达到了 32%，中国的很多跨国大企业也在国际商务中扮演越来越重要的角色。据联合国的估计，中国的外向直接投资已经超过了 GDP 的 3%。20 世纪 80 年代中国的对外投资管理严格，只有国有企业和部分监管企业可以对外投资。90 年代放开管制以后，在逐渐完善的监管体制之下，中国实施的“走出去”战略以及相应的政策刺

* 田巍，北京大学光华管理学院应用经济系；余淼杰，北京大学国家发展研究院中国经济研究中心。通信作者及地址：余淼杰，北京大学国家发展研究院中国经济研究中心，100871，电话：(010)62753109，E-mail：mjyu@ccer.edu.cn。作者感谢国家自然科学基金青年项目（编号：71003010）的财务资助。感谢主编、匿名审稿人和汕头大学姚洪心教授的有益建议。感谢徐静同学的数据整理工作。当然，文责自负。

?1994-2018 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.c

激、信息辅助等措施都促进了大量中国企业在外拓展市场，尤其是家电、电子、通信等领域，对外投资的企业也不再局限于国有企业。投资企业多为位于东部沿海城市的企业，在行业分布上则多为制造业、商业和矿产业，这些对外投资主要流向包括香港和其他一些“避税天堂”的地区（见 Poncet，2007）。图1则描述了我国21世纪以来对外投资的宏观走势。

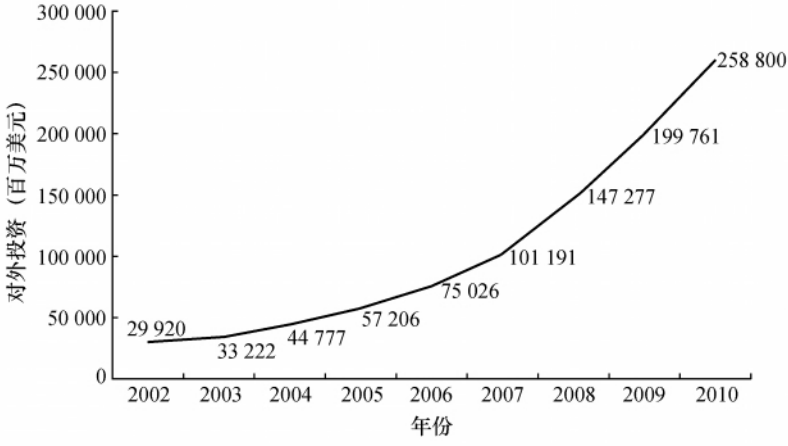

图1 中国21世纪以来对外直接投资

资料来源：CEIC数据库。

据《2009年度中国对外直接投资统计公报》显示，截至2009年年底，中国12 000多家境内企业在境外直接投资，分布在177个国家及地区，投资累计净额约2 457.5亿美元，非金融类占84.5%。中国2009年对外直接投资占全球对外直接投资总额流量的5.1%、存量的1.3%，流量位列全球第五。其中投资主要流向了服务业、采矿业、金融业、批发零售业、制造业和交通运输业，这几个行业的总投资占当年的93.8%。其中制造业的投资额占约4%，制造业企业数目占对外投资企业总数目约32%。按投资流向地来看，71.4%的投资流向亚洲其他国家。[1]投资的主体中地方投资大幅增长，企业数目约占总数目的95%，其中东部地区以及湖南等中部地区仍是地方直接投资的主力；中央企业虽然数目仅占约5%，但投资的流量占总投资超过60%，比例虽然仍然很高，不过与历史相比，其主力作用在逐渐让位于地方企业。

决定我国对外直接投资的因素很多，目前还没有研究中国对外直接投资的系统实证文献，但如外国投资指导性服务（Foreign Investment Advisory Service，2005）机构发起的调查问卷所显示的，中国市场的因素、目的国的政策因素和中国政策性的因素都会对企业对外投资决策有影响。具体的，第

[1] 其他大洲的投资比例分别为：13%流向拉丁美洲，欧洲占了5.9%，大洋洲占4.4%，北美洲占2.7%，非洲占2.6%。

?1994-2018 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.c

一，国内需求不足和企业产能过剩导致企业有寻找市场的动机，但是很多领域的出口都受到配额的限制，直接建厂投资是规避配额的有效方式，如果大部分对外直接投资的企业以此为目的，则可看到在原本出口多、贸易盈余大的国家也将有较大的对外直接投资增长。第二，流入中国的直接投资一方面加剧了国内企业的竞争，迫使企业转向其他市场，另一方面带来了技术和资本的外溢，有效帮助中国企业在海外建厂。第三，有的大企业在发达国家建立研发中心，为的是学习它们的科研技术。第四，一些炼油、天然气、矿产行业的企业在资源丰富的国家投资，为的是获得充足的原材料，这些企业主要是国有企业。第五，目的国的政策优惠对中国企业也有很大吸引力，比如英国招商政策吸引了很多中国企业。第六，中国政府的战略和政策转变也起到很大作用，比如目前中国已签订了一百多个双边投资协定，这对中国的对外直接投资也会有一定的促进作用。

以上调查显示的分析都是基于宏观层面的，这些日益增长的对外投资究竟是由什么样的企业贡献的？剔除相同的宏观经济环境、不同的行业因素和不同的目的国的影响，什么样的企业更容易选择对外直接投资？企业的生产效率和企业的对外投资行为有什么关系？这些在企业层面的复杂差异很难由一个笼统的调查阐释清楚，因此须运用企业层面的微观数据，给出严谨的分析才能回答上面的问题。

在经济学文献中，Montagna（2001）、Melitz（2003）等对这些问题通过严密的论证做出了理论上的预测：同一个行业内，生产率最低的企业只服务于本国市场；生产率较高的企业不仅在本国出售，还出口到别国；而生产率最高的企业同时在本国出售、出口以及在外国直接投资。实证方面，Helpman *et al*.（2004）则研究了企业的生产率对其出口和对外直接投资的决策的影响。他们发现，对美国企业而言，出口企业比只在国内销售企业的生产率要高约 39%，而进行对外投资的企业又比出口企业的生产率高约 15%。这一发现与 Melitz（2003）的经典理论预测一致。

在此之后，Head and Ries（2003）则采用日本企业的数据进行了实证检验，同样发现了生产率最高的企业仍然是对外投资企业，生产率较次的企业选择出口，生产率最差的只在本国销售。更有意思的是，他们也发现了低生产率的企业容易被低收入国家吸引，而高生产率企业主要投资到高收入国家。Eaton *et al*.（2004）用法国企业数据进行检测，发现无论是出口还是对外直接投资，目的国的数量都和企业生产率成正比，说明了不同国家的进入成本和竞争程度对企业的决策有影响。Damijan *et al*.（2007）用斯洛文尼亚的数据进行检验，他们的结果支持了 Helpman *et al*.（2004）的结论，发现只有生产率最高的企业会对外投资，但是他们发现对高收入国家投资和对低收入国家投资的进入门槛没有显著不同，这又与 Head and Ries（2003）的发现有所不同。

?1994-2018 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.c

对中国企业而言，目前的研究多停留在研究企业生产率对企业出口决策的影响上。比如 Feenstra *et al*.（2011）发现，企业的出口受其生产率及信贷约束的影响。高生产率的企业较为可能出口，而出口的量也较大。随后，Lu（2010）也发现中国企业进入国内市场的成本和出口的成本取决于行业特性。对劳动密集型部门而言，国内的竞争压力远大于国外市场，因此进入出口市场的成本反而比在国内销售的成本要低，因此对劳动密集型部门而言，最有效率的生产者在国内销售，而低生产率的企业销往国外。Lu *et al*.（2010）同样用中国的企业数据发现中国的企业选择不仅与生产率相关，还与企业的所有权结构有关。在对华投资的外资企业里，高生产率者更倾向于在中国销售而非出口至其他国家。

或因数据所限，目前关于中国企业的外向直接投资的研究很少，如有则多是停留在宏观层面上（Huang and Wang，2010）。关于企业外向投资微观层面的研究，据笔者所知，目前只有余淼杰和徐静（2011）一文，该文同样运用浙江省的外向直接投资企业数据，发现了中国企业“走出去”并不会减少企业本身的出口。企业外向直接投资与企业出口是互补的。不过，他们并没有从企业本身绩效出发去考察企业的生产率对对外投资决定及投资大小的影响。

因此，本文旨在从以下三个方面展开研究：第一，企业生产率对其投资的动机是否有正相关关系？生产率越高的企业是否对外直接投资的概率也越大？第二，生产率越高的企业是否其对外直接投资额也越大？第三，目的国的收入水平高低对企业投资与否的决定有没有显著的影响？

相比较而言，本文的研究采用自2006—2008年三年企业面板数据，这相对于 Helpman *et al*.（2004）及 Head and Ries（2003）所采用的横截面数据而言更具优势。因为，上述这两篇研究之所以在实证方法上遭到了后人的质疑，一个主要的原因在于他们只运用了横截面数据。这样，实证回归就没办法控制内生性问题，换言之，无法证明高生产率的企业选择对外直接投资（或出口）而不是企业从对外投资（或出口）中受益从而提高了生产率。而本文通过采用面板数据且选择合适的工具变量以控制内生性从而得以有效地避免上述不足。

本文结构如下：第二部分详细描述回归所用数据及如何准确衡量企业生产率，第三部分讨论对外投资企业与非对外投资企业的主要差异，第四部分探讨企业生产率大小对其对外直接投资决策的影响，第五部分则研究企业生产率对对外投资额的影响，最后一部分为小结。

二、数据和衡量

本文使用的数据有两套，一套来自工业企业数据库，包含了销售额在500

?1994-2018 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.c

万元以上的规模以上工业企业的各主要会计变量信息。这套数据包含了丰富的企业层面的信息，包括了地理位置、行业、资本构成、员工组成、主要经营项目、盈利情况、出口值等上百个变量。这套数据目前可用的年份是从 1998 年到 2008 年，为与对外直接投资的企业数据年份相匹配，本文用了其中 2006 年到 2008 年的样本。这套数据虽然信息丰富，但却缺少企业对外直接投资的信息，因此我们用的另一套数据则是浙江省大型制造业企业三年的对外直接投资指标。[2]这套数据包含了浙江省对外直接投资中中方和外方国家乃至城市的信息、投资额、所属行业等重要指标，这些都是本文计量分析中不可缺少的变量。

在我国的对外直接投资中，浙江省具有非常重要的地位。前面已经提到东部沿海城市始终是地方投资的主力，其中浙江省又是重中之重。浙江省的对外投资企业数目占全国的 21.4%，位列榜首，其投资额在每年的地方排名中也总是名列前茅，如表 1 所示，浙江省 2010 年的投资额占地方总对外直接投资额的 16%以上，名列第一。

表 1　2006—2010 年浙江省对外直接投资额及比重

年	各省市中当年排名	投资额（万美元）	占地方总对外直接投资比重（%）
2006	4	19 165	8.52
2007	2	45 898	10.22
2008	2	50 558	8.23
2009	5	78 207	8.36
2010	1	262 139	16.06

资料来源：商务部合作司。

浙江省的对外直接投资始于 1982 年，基本上与全国的对外直接投资是同时开始的。截至 2007 年 6 月，经核准的境外企业累计达 2 809 家，投资总额 16.4 亿美元，境内主体数和境外机构数居全国第一。浙江省的对外直接投资也非常有代表性：约 70%的投资由民营企业创造，投资领域主要涉及机械、纺织、电子、轻工等行业，主要集中在亚洲、欧洲和北美，形式以设立境外加工企业、资源开发、境外营销网络、房地产开发和设立研发机构等为主。对外直接投资途径也逐渐多样化，从单纯出资设立企业到跨国参股并购、境外上市，企业从单打独斗已逐步转为集群式规模开发。因此用浙江省的制造业企业数据分析首先保证了企业参与对外投资途径的多元化、企业主体的多元化和制造业内行业的多元化；其次，因为浙江省主要投资主体是民营企业，这样避免了在一些转型国家中出现的特殊历史政治因素，即效率低下的国有企业因为经济转型前的历史地位而至今在对外直接投资中举足轻重。

[2] 该数据由浙江省对外合作厅整理提供。

?1994-2018 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.c

这一数据库内容虽然丰富，但由于各种原因，部分企业提供的信息可能不够准确，从而使其中一些样本可能存在误导性。[3]与谢千里等（2008）、余淼杰（2010，2011）的研究类似，本文将使用如下标准去除异常样本：首先，重要财务指标（如企业总资产、固定资产净值、销售额和工业总产值）有遗漏的样本被剔除；其次，雇员人数在10人以下的企业样本也被剔除。[4]还有，如同Cai and Liu（2009）、Feenstra *et al*.（2011）的研究一样，遵循一般公认会计准则（GAAP），本文还剔除了发生以下情况的企业样本：（1）流动资产超过固定资产的企业；（2）总固定资产超过总资产的企业；（3）固定资产净值超过总资产的企业；（4）没有识别编号的企业；（5）成立时间无效的企业（例如成立时间在12月之后或在1月之前）。在对数据进行严格可靠的筛选后，我们就可据此对企业的生产率进行测算。

在以往的研究企业生产率和企业行为的文章中，很多学者采用的都是劳动生产率。这种度量方式有一定局限，劳动力投入比例的变动会导致劳动生产率的改变，对同一个行业，资本密集的企业就比劳动力密集的企业劳动生产率高，当中国的企业到海外竞争时，如果中国企业使用劳动力更密集，就天然地成了低生产率企业，外国企业就显示出高生产率，但这种意义上的生产率对企业的生存和发展没有必然的影响，密集使用劳动力的企业并不一定就比密集使用资本的更不容易存活。所以这种定义本身有一定误导，比较好的度量方法是使用全要素生产率（TFP），它对所有要素投入一视同仁，度量的是剩余的技术和效率因素，不会因为要素投入比例改变影响生产率的结果。

因此在本文中，我们用全要素生产率作为企业生产率的度量。计算全要素生产率的标准方法是用OLS法计算索洛剩余，但是传统的OLS方法有两个缺陷：反向因果关系和选择性偏误。一方面，企业可能同时选择产量和资本存量，或者为了实现一定产量而追加特定量投资，即资本存量的决定受到产量影响，而非外生的，这样就使产量和资本存量间产生反向因果关系。为此，虽然研究者们最初普遍采用加入企业和时间的双向固定效应，但这样只能减小共生性偏误，并不能完全克服反向因果问题。另一方面，面板数据中往往存在样本的选择偏误，也就是说只有生产率比较高的企业才能留在样本中，生产率很低的企业自然被剔除了样本，这个问题在本文的数据中更为突出，因为主要数据之一是规模以上的企业数据，只有规模达到一定水平的企业才能留在数据中，而规模逐渐萎缩的企业很可能会退出。这个问题是传统的OLS方法无法解决的。为此早期的研究通常剔除掉中途退出样本的企业以使

[3] 例如，一些家族企业并没有建立正规的会计系统，其会计报表往往以“元”为单位，而规范的要求是以“千元”为单位。

[4] Levinsohn and Petrin(2003)在其研究中考查了所有工人数目在10个以上的智利企业，本文遵循了此项标准。

?1994-2018 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.c

面板平衡，但是毫无疑问这样浪费了大量信息资源，而且无法刻画企业的动态行为。对此难题作出巨大贡献的是 Olley and Pakes（1996）的方法，这样是目前非常流行的计算 TFP 的方法，他们通过设立半参方程计算并解决了选择性偏误问题。Van Biesebroeck（2005）及 Amiti and Konings（2007）在其基础上，在计算中引入了企业的出口投资等决策，使计算结果更缜密周全，并且通过建立企业存活的概率模型解决了样本选择性偏误问题。

如同余淼杰（2010，2011），根据我国的实际情况，我们对 Olley-Pakes（O-P）生产率的计算进行如下的扩展：首先，本文使用了工业水平上的平减价格来度量全要素生产率。关于生产函数的测算，Felipe *et al*.（2004）曾强调应以货币变量的形式来度量产出所可能产生的估计误差，这种方式实际上只是对会计恒等式的估计。[5]其次，为在计算全要素生产率中体现企业的进出口行为的作用，本文构建了两个虚拟变量，其中一个为出口变量，另一个为进口变量。这样，相对于以前的研究，我们就可进一步地刻画企业的外贸行为对生产率可能产生的影响。具体的计算方法请见附录 A。在下面的部分中，为了简化文字，我们将上述用 O-P 方法计算的全要素生产率简记为生产率。

经过整理后的数据包括了浙江省 2006 年到 2008 年制造业三万多个大中型企业三年的样本，总计 100 999 个观察值，其中平均每年有一百多个企业参与海外直接投资，计有 257 个企业有对外直接投资行为。表 2 列出回归所用的一些重要变量的统计特征。图 2 是对外直接投资企业投资额对数的分布图，它基本服从正态分布。事实上，大部分的企业投资额集中在 1 000 万美元以内，三年一共只有十多个企业投资额超过千万美元。为避免异常值的存在对回归结果产生的可能偏差，我们将这十多个观察值从样本中去掉。

表 2　主要变量统计特征

变量名	均值	标准差	最小值	最大值
生产率	4.08	0.94	−4.13	8.59
企业对外直接投资与否	0.0025	0.05	0	1
出口与否	0.42	0.49	0	1
对外直接投资额对数	3.27	1.53	0	8.61
出口-内销比例	0.27	0.40	0	1
资本	7.96	1.57	−0.29	15.99
劳动力	4.45	0.98	0	10.16

注：各变量有 100 999 个观察值。生产率、资本、劳动力均是对数形式。

[5] 为了精确地计算全要素生产率，理论上应该根据具体产品的价格计算“实物生产率”（Foster *et al*.，2005）。但和其他许多研究一样，我们难以得到每个企业所有产品的价格。因此，作为折中，本文将使用产业层面的价格来平减企业的产出。

?1994-2018 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.c

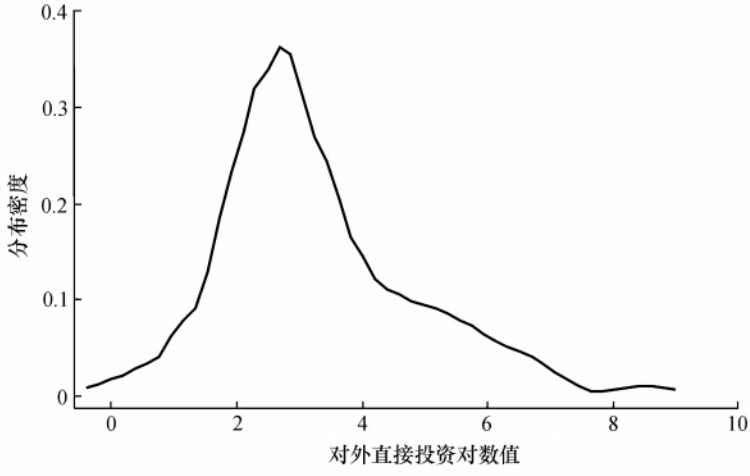

图2 企业对外直接投资对数值分布图

三、影响企业进入对外直接投资市场的决定因素

在进行严格的计量分析之前，有必要讨论非对外投资企业与对外投资企业在劳力、资本及全要素生产率这些关键变量上是否存在着显著的区别。

Helpman *et al*.（2004）的理论模型已预测，生产率最高的企业将对外直接投资，而生产率低的企业不会。但在像中国这样的转型国家，也许会出现相反的现象，即一些国有企业因为政策性垄断等原因，很早就开始对外直接投资，当改革开放之后，国有企业生产率相对较低（Wu，2005），但它们仍可凭借着已开拓的海外市场在境外活跃。这样，我们也许就会观察到低生产率的企业反而进行对外投资的现象。

不过，在我们的样本中，只有1%的对外投资企业是国有企业，所以，国有企业对外投资这一历史因素并不会改变整个故事。为检测是否高生产率的企业较有可能对外直接投资，我们首先将企业分成有对外投资和没有的两组，表3列出这两组企业的平均生产率、资本和劳动力，并计算两组的差值。从表3-A中可看出，相对于没有对外直接投资的企业而言，进行投资的企业有更高的生产率、更高的资本规模和更多的劳动力。这个结论与理论预期一致。当然，据此并不足以判断高生产率的企业更倾向于对外投资，因为有可能企业先投资，并随着投资积累经验逐步提高生产率。

为此，我们在表3-B中列出了逐年的企业生产率的差值，如果企业有学习效应，那么对外投资的企业相对于非对外投资企业的生产率优势应随着时间递增，但从表中可见，优势非但没有随着时间增强，反而有减弱的趋势，在2008年两组企业的生产率并没有显著差别，说明对外直接投资企业的生产率优势是先决的，而非在投资中积累的。

?1994-2018 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.c

表 3-A　非对外投资企业与对外投资企业生产率、劳动力和资本之差

	生产率	劳动力	资本	观察值
非对外直接投资企业	92.85	155.41	12 379.01	100 742
对外直接投资企业	174.20	592.54	62 790.58	257
差值	−81.34***	−437.13***	−50 411.57***	
	(−9.92)	(−19.62)	(−10.00)	

注：*** 表示显著性水平为 0.01。下同。

表 3-B　非对外直接投资企业与对外直接投资企业生产率之差(按年)

生产率	2006	2007	2008
非对外直接投资企业	91.02	99.17	86.07
对外直接投资企业	270.09	170.31	70.51
差值	−179.07***	−71.14***	15.57
	(−12.10)	(−5.35)	(1.08)
观察值:非对外直接投资	34 371	39 087	27 284
观察值:对外直接投资	77	113	67

表 4 再次确认了这种推断。子表 4-A 中显示的是从没有参与过对外直接投资的企业和第一次参与对外直接投资的企业的差别，可见新进入对外直接投资市场的企业有着更高的生产率、劳力和资本。而表 4-B 中显示的是一直参与对外投资的企业和今年新进入对外直接投资市场的企业的差别，显然前一类企业并没有因为学习和经验获得明显的优势。

表 4-A　从未对外直接投资的企业和首次对外直接投资企业的比较

	生产率	劳动力	资本	观察值
从未对外直接投资企业	92.58	153.72	12 203.3	100 316
首次对外直接投资企业	171.99	572.38	60 996.71	239
差值	−79.41***	−418.66***	−48 793.41***	
	(−9.37)	(−18. 46)	(−9.38)	

表 4-B　非首次对外直接投资企业和首次对外直接投资企业的比较

	生产率	劳动力	资本	观察值
非首次对外直接投资企业	203.33	860.05	86 609.17	18
对外直接投资企业	171.99	572.38	60 996.71	239
差值	31.33	287.66	25 612.46	
	(0.36)	(1.11)	(0.68)	

接着，我们进一步考察企业对外投资量与目的国收入是否相关。为此，我们按目的国的收入水平将有对外直接投资的企业分为两组：对中高收入国家投资的企业和对中低收入国家投资的企业。具体的，按照世界银行 2008 年对国家收入水平的分类，我们定义人均 GDP 在 3 855 美元之下的为低收入国

?1994-2018 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.c

家，在其上的为高收入国家。[6]但是这样分组也有潜在的弊端，即同一个企业可能同时向多个国家投资，就会造成分组重叠。不过，在我们的样本中，这一点不足为虑：样本中只有一个企业在同一年投资了两个国家，其作用可以忽略不计。

结果在表5中显示，大部分企业投资到富裕国家中，这些国家主要位于欧洲、北美洲、大洋洲、东南亚，还包括少数中东及拉美国家，只有少部分企业投资到非洲等地区的贫困国家。从表5的结果可见，投资到富国和穷国的企业在生产率、规模和资本上并都没有显著差别。这一点与Helpman *et al*.（2004）的预期一致，投资到穷国和没有对外投资的企业各方面都有显著差异，而与Head and Ries（2003）的发现有所不同。当然造成这一结果的原因也可能是因为穷国和富国在行业的比较优势不同，资源也不同，比如贫穷的国家往往拥有较多的劳动力优势，而富裕的国家往往有技术优势或资源优势，因此不同国家吸引不同行业的企业，而仅从这个简单的对比不能排除行业的差异，因此还需要更严谨的计量支持。

表5 投资于低收入国家和投资于高收入国家的企业比较

	生产率	劳动力	资本	观察值
非对外直接投资	92.84	155.40	12 379.01	100 742
对外直接投资低收入国	132.58	402.94	45 481.18	35
差值	−39.74*	−247.53***	−33 102.17**	
	(−1.80)	(−4.14)	(−2.43)	
对外直接投资低收入国	132.58	402.94	45 481.18	35
对外直接投资高收入国	130.75	556.50	48 168.99	166
差值	1.83	−153.56	−2 687.813	
	(0.06)	(−0.81)	(−0.11)	

注：*、**、*** 分别表示显著性水平为0.1、0.05、0.01。下同。

如果一企业所在行业的劳动密集度比较高，那么有可能由于我国的企业在国内市场比在国际市场的竞争压力要大，其进入成本也相应更高，因此只服务于本国的企业应该有最高的生产率，应该高于出口的企业（Lu，2010）。依此类推，本国的企业的生产率也应高于对外投资的企业。为了检测这个推测，仿照Lu（2010）的测度方法，我们对制造业的部门按2位码进行行业分类，并求出每行业平均所需的资本劳动比，然后再对各行业计算出非对外直接投资与对外直接投资的企业生产率的差。图3显示的是产业（按4位代码划分）的资本劳动力比的分布，大部分企业都处在劳动力密集型的部门。按Lu（2010）的预计，此差值应与行业的资本劳动比成正相关性，但是结果却

[6] 根据世界银行2008年的划分，人均GNP在975美元以下的为低收入国家，在975美元至3 855美元的为中等收入水平偏下，在3 855美元至11 906美元的为中等收入水平偏上，高于11 906美元的为高收入国家。

?1994-2018 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.c

显示，相关系数为－0.128，是微弱的负相关关系。

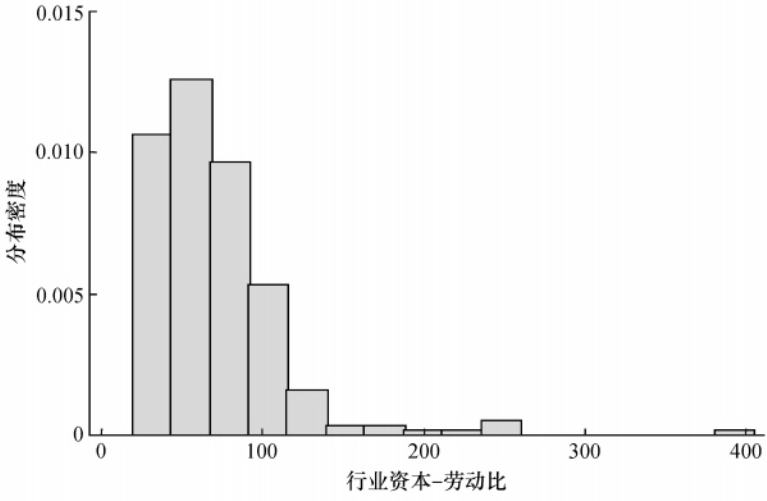

图 3　行业的资本劳动比分布

不过，由于样本中对外投资的企业并不多，若以 2 位行业分类会造成每个行业投资的企业数目很少，影响检测的有效性。于是我们进而采取较粗略的分类法，将所在部门资本劳动比较高的一半企业分为一组，较低的一半分为另一组，对每组分别计算非对外直接投资企业与对外直接投资企业生产率等指标的差。如果推论正确，应该看到低资本劳动比的一组差值为正，高资本劳动比的一组为负。表 6 显示，即使在劳动力密集型的部门对外直接投资企业在生产率等各个方面仍然显著高于非对外直接投资的企业。

表 6-A　劳动力密集产业中非对外直接投资企业与对外直接投资企业(按中位分组)

	生产率	劳动力	资本	观察值
非对外直接投资	87.82	166.52	6 882.529	50 296
对外直接投资	111.61	468.88	24 919.84	129
差值	－23.78**	－302.35***	－18 037.31***	
	(－2.36)	(－9.83)	(－7.38)	

表 6-B　资本密集产业中非对外直接投资企业与对外直接投资企业(按中位分组)

	生产率	劳动力	资本	观察值
非对外直接投资	97.84	144.32	17 859.15	55 402
对外直接投资	237.25	717.15	100 957.2	135
差值	－139.41***	－572.83***	－83 098.03***	
	(－10.77)	(－17.79)	(－8.51)	

但是资本密集型部门中对外直接投资也有显著的优势，而且优势更大一些，这可能是因为资本密集度的分界是仅仅依据中位行业任意选定的，会影响检测结果。为此最后我们再分别挑选出行业资本劳动比最低的和最高的 15%的企业，以这两种极端的部门为例重新检测，结果如表 6-C 中所示，在

?1994-2018 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.c

劳动力密集的企业里，对外直接投资的企业与非对外直接投资的企业生产率没有显著差别，但是在资本密集的行业里，对外直接投资的企业确实比非对外直接投资的企业更有效率也更有规模。

表6-C 劳力密集和资本密集行业中非对外投资与对外投资企业生产率（取两端各15%的样本）

	劳动力密集部门	资本密集部门
非对外直接投资	91.54	115.01
对外直接投资	123.08	289.86
差值	−31.53*	−174.84***
	(−1.74)	(−5.81)
观察值:非对外直接投资	14 386	15 181
观察值:对外直接投资	40	36

四、企业生产率与企业对外投资决策

（一）企业生产率对其对外直接投资决策的影响

至此，可以初步判断出进行对外投资企业与非对外投资企业在生产率等方面有着显著的差异。更严格的，我们可以进一步考察在控制各方面因素之后，外商投资企业是否会有较高的生产率。考虑如下回归式：

$$\ln\mathrm{TFP}_{it} = \beta_1 D_{it}^{\mathrm{EXP}} + \beta_2 D_{it}^{\mathrm{OFDI}} + \beta_3 \ln\mathrm{klratio}_{it} + \varepsilon_{it}, \quad (1)$$

其中，$\ln\mathrm{TFP}_{it}$为企业i在t年的生产率对数值，D_{it}^{OFDI}则表示企业i在t年时是否进行对外直接投资及出口（是为1，否为0），lnklratio则表示企业的资本劳动力比。当然，除此之外，还存在着其他变量会影响企业的生产率，我们把它们通通吸收到误差项中来，并将之分解成以下三个方面：一是每个企业自身的固定效应ϖ_i，用以控制一些不随时间变化的因素；二是随年份变化的固定效应η_t，用以控制一些不随企业变化的因素；三是特异性效应μ_{ijt}，其服从于正态分布$\mu_{ijt} \sim N(0, \sigma_{ij}^2)$，用以控制其他尚留的因素。

表7列出相关的回归结果。在第一列中我们控制了双向固定效应，可以发现，对外投资企业较之于没投资企业有较高的生产率。出口企业较之于非出口企业也有较高的生产率。在列（2）—（4）中我们分年进行回归，也有类似的结论。唯一的例外是2008年，对外投资企业并没有较高的生产率，出口企业的生产率也相对较低，如Feenstra *et al*.（2011）强调的，这可能是由于金融危机的负面影响所导致的。不过，总体而言，我们的结果与Helpman *et al*.（2004）的发现是一致的。

?1994-2018 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.c

表 7　对外直接投资对企业生产率的影响[7]

生产率	(1) 全样本	(2) 2006	(3) 2007	(4) 2008
对外投资与否	0.38***	0.66***	0.35***	0.02
	(6.53)	(4.82)	(3.29)	(0.20)
出口与否	0.11***	0.14***	0.16***	−0.05***
	(21.90)	(13.02)	(15.76)	(−4.58)
资本密集度	−0.08***	0.00	−0.00	−0.29***
	(−33.37)	(0.75)	(−0.38)	(−63.88)
年份固定效应	是	否	否	否
企业固定效应	是	是	是	是
观察值	100 999	34 448	39 200	27 351
R^2	0.01	0.01	0.01	0.15

更进一步的，为区分企业在出口或对外直接投资中的边干边学效应，以及企业进入市场时因面临进入成本而自我选择的效应，首先假设企业每一年选择进入或不进入对外直接投资市场是与历史相关的，为剔除曾经进行过对外直接投资的企业的学习效应，我们将当年首次参与对外直接投资的企业和从未参与过对外直接投资的企业从数据中分离出来，基于这些企业构成的子样本用 Probit 概率模型估计其选择行为。

$$\begin{aligned}\Pr(D_{\mathrm{OFDI}_{it}}=1\mid X_{it})&=\beta_0+\beta_1\ln\mathrm{TFP}_{it}+\beta_2\ln K_{it}+\beta_3\ln L_{it}+\beta_4 D_{\mathrm{EXP}_{it}}+\beta_5 D_{\mathrm{SOE}_{it}}\\&\quad+\beta_6 D_{\mathrm{FIE}_{it}}+\varepsilon_{it}.\end{aligned}\tag{2}$$

另外，这样还在一定程度上控制了导致企业历史行为差异的不可观测的异质性。如表 8 中的第一列所示，对从未参与过对外直接投资的企业，其拥有越高的生产率，开始对外投资的可能性就越大。为控制不同企业的资本规模对企业决策的影响，同时为了控制出口企业相对于非出口企业的信息和市场优势，在第二列中加入了这些控制变量，结果仍然显著。可见，充足的资本和较大的规模同样有助于创建对外直接投资市场，而同时出口的企业开始对外投资的可能性更高，得益于对海外市场的认知和熟悉。但是这个结果没有考虑到不同年份之间的波动，以及不同行业间的差别，而不同行业的海外市场进入门槛千差万别，因此随后我们加入年份的哑变量和行业的哑变量。因为这里回归所用的数据是所有企业的数据，因此采用 2 位代码的行业分类不会造成样本太少变量太多的问题。结果显示在第三列，与之前的回归颇为接近。

[7] 在本文以下的回归中，生产率、资本、劳动力和资本密集度都是以对数形式呈现的。为了简洁，在表中变量均简称为生产率、资本、劳动力和资本密集度。下同。

?1994-2018 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.c

表8 企业生产率对企业对外投资决策的影响

	(1) Probit	(2) Probit	(3) Probit+FE	(4) Probit	(5) Probit+FE
生产率	0.13***	0.05**	0.09***	0.09***	
	(5.02)	(2.17)	(2.93)	(2.86)	
滞后一期的生产率					0.16***
					(5.07)
资本		0.09***	0.09***	0.09***	0.08***
		(4.77)	(3.87)	(3.93)	(3.17)
劳动力		0.12***	0.13***	0.13***	0.13***
		(4.38)	(4.21)	(4.25)	(3.90)
出口与否		0.68***	0.68***	0.69***	0.72***
		(10.27)	(10.38)	(10.53)	(9.88)
外资企业				−0.09*	
				(−1.66)	
国有企业				−0.34	
				(−0.89)	
观察值	100 555	100 555	100 450	100 450	84 537
pseudo R^2	0.0104	0.127	0.133	0.134	0.142
年份固定效应	否	否	是	是	是
行业固定效应	否	否	是	是	是

在以上分析基础上，为了更详细刻画企业的选择行为，我们在控制变量中引入了企业的所有者类型，包括外资企业（包括港澳台企业）、国有企业和其他三类。不同所有制企业的对外投资决策有很大差异。在全国范围内，主要的对外投资主体是国有企业，占了69%；在浙江省，主要投资主体是民营企业，民营企业相对国有企业市场力量更弱，持有的资源也少，但是运作更加灵活。而港澳台企业和外资企业的投资量非常小，企业数目也比较少，但相比国有企业和民营企业，外商企业有更好的海外资源和市场。所以无论从投资的数目还是从企业的性质，这几类企业都大不相同，所以很有必要控制其影响。控制企业所有结构后的结果显示在第四列和第五列，生产率对企业行为的影响仍然显著正向，其他主要控制变量的影响也没有改变，而企业的所有权结构对企业对外投资的决策并没有额外的影响。

（二）对外投资决策与企业生产率的内生性

不过，即使经过这样的筛选，仍然无法完全控制反向因果问题，因为仍然无法排除在这一年内新进行对外投资的企业经过一年的学习提高了生产率。另外，即使这样控制了大部分企业因边干边学可能出现的反向因果问题，但仍不足以控制全部内生性：上述结果可能是由于存在不可见的遗漏变量同时影响企业的生产率和进入对外直接投资市场的成本，比如企业所在环境里外资企业的增加带来的溢出效应，一方面传播了外来新技术，提高了企业生产率，另一方面拓展了企业的海外通道，降低了对外投资的成本。这时仅通过筛选样本和控制固定效应还不能解决共生性带来的内生问题，而只有三年的时

?1994-2018 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.c

间跨度也限制了我们控制更多不可观察的企业异质性。不失一般性，如假设模型误差项没有太强的时间序列相关性，而是由本期的扰动决定，这样，就可用滞后一期的生产率替代当期值（Wooldridge，2002）[8]，即

$$\begin{aligned}\Pr(D_{\mathrm{OFDI}_{it}}=1\mid X_{it})&\\ =\beta_0+\beta_1\ln\mathrm{TFP}_{it-1}+\beta_2\ln K_{it}+\beta_3\ln L_{it}+\beta_4 D_{\mathrm{EXP}_{it}}+\beta_5 D_{\mathrm{SOE}_{it}}&\\ +\beta_6 D_{\mathrm{FIE}_{it}}+\varepsilon_{it}.&\end{aligned}\tag{3}$$

如果假设 $\ln\mathrm{TFP}_{it}=\ln\mathrm{TFP}_{it-1}+\varepsilon_{it}$，$E(\ln\mathrm{TFP}_{it-1}\varepsilon_{it})=0$，则这样就排除了本期企业参与到对外直接投资对企业生产率的影响。回归结果如表 8 最后一列显示的，结果非常稳健而且显著，生产率对企业的决策仍然有显著正向的作用，而且影响程度也与之前的分析结果相近，资本存量和规模以及出口企业与否的影响也仍然为显著的正向作用。

当然，这里还需检验模型的误差项是否真的没有太强的时间序列相关性。这可以从两个方面进行检验。首先，我们发现，滞后一期的 TFP 和当期 TFP 有着很强的正相关关系，说明这种替代是合理的。其次，为了检测滞后一期的自变量是否是外生的，我们首先从回归结果中估算出残差项的值，然后用滞后一期的生产率对其回归，发现残差对上期的生产率没有影响，其相关系数也非常低，只有 0.004，从而也证明了不存在时间上持续的因素同时影响本期的企业行为和上一期的企业生产率。

（三）企业生产率与投资目的国收入关系

如前所述，Head and Ries（2003）模型认为收入水平低的国家具有更低的进入门槛，因此更容易吸引生产率低的企业对其投资，这是导致本国企业对低收入国家投资的平均生产率要低于不对外投资的原因之一。为了检测不同收入水平的国家是否对企业有不同的吸引力，我们按目的地分别做两个回归。在第一个回归中用首次投资到低收入国的企业和从来没有对外投资的企业构成的样本回归，估计投资到低收入国的概率，第二个回归中用投资到高收入国的企业和没有投资的企业做相应的估计。再检测这两个回归的系数异同，比较两个回归中生产率对企业投资到不同国家的影响有没有差别。

$$\begin{aligned}\Pr(D^{\mathrm{POOR}}_{\mathrm{OFDI}_{it}}=1\mid X_{it})&\\ =\beta_0+\beta_1\ln\mathrm{TFP}_{it}+\beta_2\ln K_{it}+\beta_3\ln L_{it}&\\ +\beta_4 D_{\mathrm{EXP}_{it}}+\beta_5 D_{\mathrm{SOE}_{it}}+\beta_6 D_{\mathrm{FIE}_{it}}+\varepsilon_{it},&\\ \Pr(D^{\mathrm{RICH}}_{\mathrm{OFDI}_{it}}=1\mid X_{it})&\end{aligned}$$

[8] 另一个有效的替代办法就是用工具变量进行两阶段回归，我们在下一小节也采用这种方法处理内生性。

?1994-2018 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.c

$$=\beta_0+\beta_1\ln\mathrm{TFP}_{it}+\beta_2\ln K_{it}+\beta_3\ln L_{it}$$
$$+\beta_4 D_{\mathrm{EXP}_{it}}+\beta_5 D_{\mathrm{SOE}_{it}}+\beta_6 D_{\mathrm{FIE}_{it}}+\theta_{it}. \quad (4)$$

为简单起见，这里不妨先假设 ε_{it} 和 θ_{it} 独立，这时可以分别做两个 Probit 估计。结果如表 9-A 的第一列和第二列所示，两个回归中企业的生产率对企业决策没有显著影响，当然这个可能是由于样本分离之后数量有限造成的问题。但是基于这两个回归的联合 t 检测结果显示，在 0.1 的检定水平上都无法拒绝两个 TFP 的系数相同的原假设，说明企业在选择目的国的收入类型时，TFP 没有作用。

表 9-A 目的国贫富水平与企业投资选择

因变量：对外投资虚拟变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	按贫富回归		按贫富联合回归		贫/富
样本	首次投资到穷国及从未投资	首次投资到富国及从未投资	首次投资到穷国及从未投资	首次投资到富国及从未投资	首次投资
生产率	0.03	0.02	0.04	0.02	−0.13
	(0.59)	(0.86)	(0.87)	(0.71)	(−1.22)
资本	0.08**	0.07***	0.08**	0.07***	−0.04
	(2.12)	(2.99)	(2.20)	(3.00)	(−0.48)
劳动力	0.04	0.15***	0.04	0.14***	0.26*
	(0.75)	(4.35)	(0.78)	(4.12)	(1.75)
出口与否	0.28***	0.75***	0.27***	0.75***	0.76**
	(2.67)	(8.41)	(2.61)	(8.41)	(2.44)
观察值	100 555	100 555	100 555	100 555	188
行业固定效应	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是
双变概率模型估计	否	否	是	是	否
pseudo R^2	0.0621	0.124	—	—	0.115

表 9-B 目的国贫富水平与企业投资选择（控制内生性）

因变量：对外投资虚拟变量	(1)	(2)	(3)
	按贫富回归		贫/富
样本	首次投资到穷国及从未投资	首次投资到富国及从未投资	首次投资
滞后一期的生产率	0.10*	0.06**	−0.17
	(1.83)	(2.14)	(−1.37)
资本	0.05	0.07***	−0.00
	(1.17)	(3.03)	(−0.00)
劳动力	0.07	0.13***	0.13
	(0.98)	(3.73)	(0.92)
出口与否	0.32**	0.80***	0.93***
	(2.48)	(8.25)	(2.62)
观察值	84 423	84 548	179
年份固定效应	是	是	是
行业固定效应	是	是	是
R^2	0.0559	0.125	0.0579

?1994-2018 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.c

当然这个基准估计方法还有改进的余地。因为如果把企业的投资决策分离成两个决策——投资给穷国或不投资，投资给富国或不投资——这两个投资显然不是独立的。也即在上面的回归中，ε_{it} 和 θ_{it} 是相关的。虽然一个企业可以同时既投资到低收入国也投资到高收入国，但是受企业总资源的限制，两个决策互相牵制，基本上没有企业在同一时间投资到两类国家中。为此在上面的计量模型基础上，我们进一步采用双变概率模型（Bivariate Probit Model）估计。上面两个回归选用的子样本和回归式均不变，但是假设它们的误差项相互关联，在回归计算时可以利用误差项的相关性质增强估计的有效性。回归结果显示在表 9 的第三列和第四列，同时检定两个回归系数的异同，得到 p 值约 0.8，仍然支持了企业的生产率对不同目的国投资的影响没有差别的结论。

为了直接对比不同贫富程度国家的吸引力，我们再用当年首次对外投资的所有企业构成的子样本回归，估计这些决定对外投资的企业在所有国家中选择高收入国的概率。结果在表 9-A 第五列显示，很明显的，企业的生产率、资本和规模都对企业选择高收入国还是低收入国没有显著影响。企业选择目的国与其生产率没有关系，说明了不同收入的国家之间的进入成本没有巨大的差异。或者即使存在进入成本的差异，这种差异在企业决定对谁投资的时候也不是最重要的影响因素。[9]

同前面一样，上述回归中无法避免生产率内生性的问题，因此我们仿照前面的做法，用滞后一期的生产率代替当期的生产率重做表 9-A 中的回归，结果列在表 9-B 中。[10] 从第一列和第二列的结果可见，在处理了内生性以后，无论是在穷国投资的企业还是在富国投资的企业，本国企业的生产率提高都显著增加了企业对外投资的可能性，并且与 HR 预测正相反的是，反而是投资于穷国的企业生产率更高一些。而第三列用有对外投资的企业做的回归中，结果和表 9-A 一致，企业投资到穷国还是富国并没有显著受到生产率的影响，这再次证明了 HR 命题在中国企业不成立。

（四）企业对外投资与所在行业劳力密集度

为了检测是否在我国会出现在劳动力密集的行业中生产率低的企业投资、生产率高的企业不投资的逆转现象，在表 10-A 中，我们首先将样本按劳动力密集型和资本密集型分类，再分别做 OLS 和双向固定效应回归。这里我们对资本密集型和劳动力密集型的分类与第三部分一致，是用行业的平均资本密集度的中位数作为分界点，资本密集度高于中位数的行业划为资本密集型的

[9] 在此基础上我们又用 multinomial Probit 模型做了稳健性的估计，以接近 0.8 的 p 值拒绝了两组系数相同的假设，结果与表 9 相近，为节省篇幅，不再单独列出。

[10] 我们感谢匿名审稿人在此部分提出的富有建设性的意见！

?1994-2018 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.c

行业，反之则划分为劳动力密集型。这样的分类虽有些主观性，但仍然有很大的代表性。对每组子样本的回归结果依然强烈支持生产率对企业投资决定有显著正促进作用。通过这三组分析可以得出结论，即使在劳动力密集的部门对外投资的企业仍然比不投资的企业有更高的生产率，说明影响企业投资决策的主要动因并不是市场竞争的强弱。

表10-A 分行业资本密集度：企业生产率对企业对外投资与否的影响

	(1) 劳动力密集型	(2) 劳动力密集型	(3) 资本密集型	(4) 资本密集型
生产率	0.06*	0.10**	0.04	0.07**
	(1.93)	(1.99)	(1.21)	(2.03)
资本	0.11***	0.12***	0.06**	0.06*
	(3.57)	(3.62)	(2.05)	(1.85)
劳动力	0.08*	0.08*	0.18***	0.18***
	(1.95)	(1.77)	(4.24)	(4.34)
出口与否	0.73***	0.75***	0.65***	0.64***
	(6.50)	(6.72)	(7.89)	(7.77)
观察值	50 184	49 381	50 371	50 027
年份固定效应	否	是	否	是
行业固定效应	否	是	否	是
资本劳动力比	低	低	高	高
pseudo R^2	0.110	0.116	0.145	0.157

类似前面的分析，为了控制内生性的影响，我们在表10-B中用滞后一期的企业生产率代替当期生产率，重新做了表10-A中的回归。[11]结果显示，无论是劳动力密集的行业，还是资本密集的行业，企业的生产率都是企业是否投资的重要而显著的决定因素。并且即使在劳动力密集的行业，仍然是高生产率的企业对外投资的可能性更高，这与Lu（2010）的预测相左。

表10-B 分行业资本密集度：企业生产率对企业对外投资与否的影响（控制内生性）

	(1) 劳动力密集型	(2) 劳动力密集型	(3) 资本密集型	(4) 资本密集型
滞后一期的生产率	0.07**	0.10**	0.14***	0.21***
	(2.10)	(2.32)	(3.64)	(4.79)
资本	0.11***	0.11***	0.05*	0.04
	(3.10)	(3.13)	(1.67)	(1.16)
劳动力	0.09**	0.09*	0.17***	0.18***
	(2.06)	(1.89)	(3.76)	(3.88)
出口与否	0.71***	0.72***	0.74***	0.74***
	(6.19)	(6.31)	(7.69)	(7.60)
观察值	41 782	40 093	42 842	42 563
年份固定效应	否	是	否	是
行业固定效应	否	是	否	是
R^2	0.104	0.110	0.166	0.181
资本密集度	低	低	高	高

[11] 我们感谢匿名审稿人在此部分提出的富有建设性的意见！

?1994-2018 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.c

五、企业生产率对对外投资额的影响

在分析完企业决定对外投资或不投资，以及投资给谁之后，本文最后要研究的问题是如果企业对外投资，企业的生产率对企业的投资量有没有影响。图 4 画出对外直接投资水平和企业生产率的关系图，我们可以看出其中明显的正向关系。

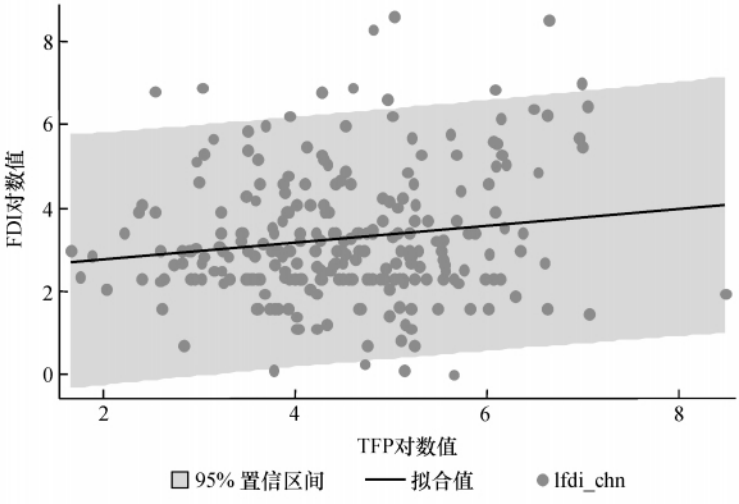

图 4　企业对外投资额与企业生产率的关系

（一）基准回归

这样，我们考虑下式进行回归：

$$\ln OFDI_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln TFP_{it} + \beta_2 \ln klratio_{it} + \beta_3 D_{SOE_{it}} + \beta_4 D_{FIE_{it}} + X_{it} + \gamma_i + \mu_t + \varepsilon_{it}, \quad (5)$$

其中，$D_{SOE_{it}}$、$D_{FIE_{it}}$ 分别代表企业 i 在年份 t 时是否是国有企业、外资企业，其他各变量如前所述。表 11 的第一列只包括了企业的生产率变量。可以发现，简单的对外直接投资投资量对企业生产率的回归显示二者之间存在正向的显著关系，说明生产率高的企业有意愿也有实力多投资。

?1994-2018 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.c

表11 企业生产率对投资大小的选择

因变量：企业对外投资水平	(1) OLS	(2) OLS	(3) OLS	(4) 2SLS	(5) 2SLS
生产率	0.20**	0.19**	0.27**	1.68**	1.43**
	(2.12)	(2.05)	(2.65)	(1.98)	(2.17)
资本密集度			0.15	0.12	0.14
			(1.32)	(0.94)	(1.25)
国有企业			3.57***	3.88*	3.98**
			(109.53)	(1.72)	(2.04)
外资企业			0.15	0.22	0.09
			(0.82)	(0.66)	(0.31)
出口占总销售量份额		−0.39**	−0.31**	0.02	−0.14
		(−1.62)	(−2.32)	(0.04)	(−0.37)
是否采用工具变量	否	否	否	是	是
Kleibergen-Paap Wald rk F 统计量				5.459	7.469
Kleibergen-Paap rk LM 统计量				5.471	7.486
年份固定效应	否	否	是	否	是
行业固定效应	否	否	是	否	是
R^2	0.02	0.03	0.09	0.62	0.73
观察值	256	256	256	246	246

从理论上讲，企业的出口量和企业的对外投资关系紧密，一方面出口高的企业可能不需要太多海外投资盈利，另一些在海外建厂的公司可以直接在当地生产销售，回避了出口带来的配额和关税限制，因此从这个意义上讲二者存在替代关系；另一方面，一些企业在海外建立公司或办事处或海外市场，为的是可以扩大自己的产品的海外市场和销售渠道，因而有利于出口，从这个角度看二者又有互补关系。因此在回归第二列，我们加入企业出口占总销售量的份额，结果显示生产率仍然显著地影响对外投资量。

在第三列回归中，我们进一步控制了年份的固定效应和行业的固定效应，发现企业生产率和对外投资值之间的关系也没有改变。而且，国有企业的投资量显著高于其他企业，而外资企业并没有多投资的倾向。这个结论与经济直觉相吻合，说明国有企业的确有丰厚的资金实力和对外投资的传统，而外资企业对再次对外投资没有特别的偏好。

（二）内生性分析

以上分析只能说明生产率和投资量的相关关系，要说明其因果关系，还需要控制其中的内生性，要保证企业不会因为多投资而获得更多的经验积累和技术学习，从而提高了生产率，也要保证不存在共同影响企业生产率和投资量的遗漏变量。因此在这里我们用工具变量控制企业生产率可能导致的内生性。

具体的，本文采用上一年度的研发投入作为工具变量。这样，既可以保证工具变量和企业生产率有显著的相关性，又能保证工具变量相对企业对外

?1994-2018 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.c

投资的外生性。从经济学直觉上讲，一方面，企业的研发对企业的技术进步有明显的促进作用，另一方面，在我们的样本中，企业的研发对企业的对外投资没有直接影响：大部分中国的对外投资企业的主要投资目的是开拓市场而非学习技术。从对外投资企业的类别来看，本数据的 257 个样本中只有 5 个是在境外建立研发机构，而绝大部分企业对外投资的形式都是建立贸易公司或办事处，因此可以认为在这套数据中企业的研发活动是通过生产率的作用去影响企业对外投资的。

为了确认这一工具变量的有效性，本文进行了几项必要的检验。首先，我们检验了这一排他（exclusive）的工具变量是否是“相关的”，亦即是否与内生的回归因子（企业当期生产率）相关。表 11 中的第（5）—（6）栏列出了这些检验结果。在本计量模型中，我们假定误差项是异方差分布的：$\varepsilon_{it} \sim N(0, \sigma_i^2)$。因此，常见的 Anderson（1984）典型相关似然比检验不再适用，其只适用于独立同分布假设。本文使用了 Kleibergen-Paap（2006）提出的瓦尔德统计量（Wald statistic），来检验这一工具变量是否与内生的回归因子相关。这一模型零假设的拒绝域由 1%的显著性水平确定。

其次，本文检验了这一工具变量是否与企业当期的生产率存在弱相关。若如此，则工具变量法所做的估计将失去价值。对第一阶段被弱识别这一零假设，Kleibergen and Paap（2006）的 F 统计量足以在一个较高的显著性水平上拒绝之。[12]再则，采用上一期（而非当期）的企业研发投入还可以避免企业当期生产率与当期研发的本身的内生性。简言之，这些统计检验充分证明了这个工具变量表现良好。

这样，表 11 中的第四列与第五列分别汇报了两阶段最小回归（2SLS）的第二阶段结果。从中可见，较高的企业生产率会导致较高的企业对外投资。具体的，在 2006—2008 年中，对外投资企业生产率每提升 10%，则其对外投资也会增加 14%左右。此外，在控制内生性之后，企业出口占总销售量的份额与企业的对外投资额并没有显著关系；这说明企业主要定位于国内市场还是国际市场，并不会影响到企业的对外投资量。

最后，我们再考察企业的投资额是否会受到行业资本密集度的影响。我们在回归中控制了企业和行业的平均资本劳动力比（即资本密集度）。如果在劳动力密集的行业，发达国家的竞争压力比国内小，而在资本密集的行业，发达国家的竞争压力要大一些，那么从对发达国家投资的样本里，应该可见在资本密集度越高的行业，对外投资越不容易，投资额越小，而资本密集度越低的行业，海外竞争越小，投资额也越高。因此我们用投资到欧美发达国家的企业数据回归，但是，结果如表 12 所示，行业的资本密集度并不影响企

[12] Cragg and Donald(1993)的 F 统计量只是用于独立同分布假设，因而在此处无效。

?1994-2018 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.c

业的投资额。再次说明了行业的资本密集度不是影响企业生存环境优劣的主要因素，也不是决定企业发展大小的主要因素。

表12 行业资本密集度对企业投资额的影响(发达国家样本)

因变量：企业对外投资水平	(1) OLS	(2) OLS	(3) 2SLS	(4) 2SLS
生产率	0.19*	0.27**	1.74**	1.74**
	(1.85)	(2.48)	(2.10)	(2.34)
企业资本密集度	0.13	0.14	0.18	0.25*
	(1.28)	(1.54)	(1.21)	(1.68)
行业资本密集度	0.00	0.00	−0.00	−0.00
	(1.45)	(1.14)	(−0.35)	(−0.80)
国有企业			3.83*	4.13*
			(1.66)	(1.91)
观察值	221	221	215	215
年份固定效应	否	是	否	是
采用工具变量回归	否	否	是	是
R^2	0.06	0.10	0.61	0.66

（三）更多稳健性检验：基于引力方程的分析[13]

引力方程是分析国家和行业层面双边贸易的经典模型，引力方程认为国家的地理距离、经济水平等是决定两国双边贸易的重要决定因素。为检验我们先前的主要结论在经典的引力方程框架下依然稳健，我们把主要的引力方程变量引入到（5）式中。虽然尚没有成熟的理论模型从企业层面解释对外投资的引力方程版本，但是借鉴经典的引力模型，我们认为地理距离、投资目的国的GDP等都对此国家的外资投入额有重要影响。因此我们在下面的回归中，采用引力方程模型检验了上面结论的稳健性。其中，我们采用企业在目的国签订合同所需时间以及办理执照所需成本作为当地投资环境的度量，此数据来自世界银行“Doing Business”数据，这套数据中还有其他一些度量指标，比如开始生意的成本、签订合同的手续等，用不同的指标得到的结果基本相同。表13显示了回归的结果，结果同前面保持一致。企业的生产率对投资有显著的正向决定作用，中国GDP对对外投资的影响显著而且正向，而目的国的贫富，以及行业的资本密集程度对对外直接投资都没有稳健的显著影响。与典型的出口的引力方程不同，地理距离对对外直接投资的影响并不确定，这是因为地理距离一方面直接影响对外直接投资的难易，另一方面在更大程度上影响着出口的成本，而如回归所示，出口与对外直接投资是存在替代关系的，因而回归中地理距离的影响就变得不显著了。

[13] 感谢匿名审稿人对这部分的有益建议。

?1994-2018 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.c

表 13　企业生产率对投资大小的选择(引力方程模型)

因变量：企业对外投资水平	(1) FE	(2) 2SLS	(3) FE	(4) 2SLS
生产率	0.21**	1.53**	0.23***	1.44**
	(2.58)	(2.00)	(3.37)	(2.17)
国有企业	2.92***	3.15	2.50***	3.19
	(12.78)	(1.54)	(8.04)	(1.63)
外资企业	0.35	0.27	0.23	0.15
	(1.24)	(0.83)	(0.77)	(0.50)
资本密集度	0.11	0.27*	0.05	0.23*
	(1.06)	(1.91)	(0.64)	(1.70)
出口占总销售量份额	−0.36*	−0.04	−0.57***	−0.16
	(−1.74)	(−0.08)	(−8.74)	(−0.35)
地理距离	−0.002	0.32	−0.09	0.24
	(−0.02)	(0.94)	(−0.80)	(0.83)
中国 GDP		4.11**		4.27***
		(2.30)		(2.74)
目的国 GDP	0.05	0.09	0.02	0.10
	(0.63)	(0.76)	(0.33)	(0.89)
签订合同所需时间	−0.57***	−0.39		
	(−3.16)	(−0.69)		
办理执照所需成本			−0.20**	0.06
			(−2.50)	(0.30)
是否采用工具变量	否	否	否	是
Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量		6.303		8.045
Kleibergen-Paap rk LM 统计量		6.422		8.124
年份固定效应	否	否	是	否
行业固定效应	否	否	是	否
观察值	207	200	208	200

注：生产率、资本密集度、中国 GDP、目的国 GDP、签订合同所需时间、办理执照所需成本，都以对数形式呈现。

六、小　　结

本文用浙江省制造业企业对外投资的数据考察了理论文献中，关于生产率对企业对外直接投资影响的几个主要结论。研究发现，第一，生产率对企业投资的动机以及投资额都有显著正向的影响。生产率越高的企业有越大的概率对外直接投资，生产率越低的企业投资的概率越低，同时生产率高的企业投资额也更大。第二，总体而言收入水平低的国家并不比收入水平高的国家进入成本低，目的国的收入水平高低对企业的投资决定没有显著的影响，对企业的投资多少也没有显著影响。第三，行业的资本密集程度对企业的生存环境没有显著的影响，即劳动力密集型的行业，企业在国外的生存压力并不比在国内小，对外投资的企业生产率门槛也很高。因此不存在劳动力密集型部门中高生产率的企业不投资、低生产率的企业反而投资的逆转现象。企

?1994-2018 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.c

业的投资决定，以及投资量的选择，与行业的资本劳动密集度没有显著关系。

之前或因为数据原因，很少有关于中国企业微观层面对外投资的研究。虽然这套数据尚不够完美，也存在着样本较少、年份较短等问题，但毕竟还是在一定程度上弥补了我国学术界关于企业“走出去”对外投资微观层面研究的空白。为了弥补数据的缺陷，本文做了详细的实证分析，从多个角度运用了多种手法检测结果的稳健性。有效地控制了回归中可能潜藏的反向因果、遗漏变量等内生性问题，并且控制了企业进出对外直接投资市场潜在的样本选择性偏误问题，保证了结果的可信度。当然如果今后可以获取更丰富细致的企业对外投资数据，可以使研究结果更可靠严谨，也可以分析关于企业流向地、企业投资的动态行为等更多对外投资中的问题。

附录 用 Olley and Pakes（1996）方法估计 TFP

Olley and Pakes（1996）考虑一个常规的柯布-道格拉斯生产函数

$$Y_{it} = \pi_{it} M_{it}^{\beta m} K_{it}^{\beta k} L_{it}^{\beta l}, \tag{A1}$$

Y_{it} 为企业 i 在时间 t 的产量，K_{it}、L_{it} 与 M_{it} 分别为资本、劳动力与中间投入品，π_{it} 为企业生产率。假设前一期生产率的实现值决定企业对后一期生产率（v_{it}）的预期，那么企业 i 的投资可以写为生产率与资本存量对数 $k_{it} = \ln K_{it}$ 的单调递增函数。仿照 Amiti and Konings（2007）对 OP 方法的拓展，我们将企业的出口决策也放进其投资函数当中。

$$I_{it} = \tilde{I}(\ln K_{it}, v_{it}, \mathrm{EF}_{it}), \tag{A2}$$

其中 EF_{it} 为衡量企业 i 在时间 t 是否出口的虚拟变量。因此，I_{it} 的反函数可以写作

$$v_{it} = \tilde{I}^{-1}(\ln K_{it}, I_{it}, \mathrm{EF}_{it})^{14}. \tag{A3}$$

由此，不可见的企业生产率取决于企业的资本存量、投资与出口状态。对 TFP 的估计方程现在可写作

$$\ln Y_{it} = \beta_0 + \beta_m \ln M_{it} + \beta_l \ln L_{it} + g(\ln K_{it}, I_{it}, \mathrm{EF}_{it}) + \varepsilon_{it}, \tag{A4}$$

其中 $g(\ln K_{it}, I_{it}, \mathrm{EF}_{it}) \equiv \beta_k \ln K_{it} + \tilde{I}^{-1}(\ln K_{it}, I_{it}, \mathrm{EF}_{it})$。参照 Olley and Pakes（1996）以及 Amiti and Konings（2007）的方法，采用资本（对数）、投资（对数）、出口虚拟变量的四阶多项式来对 $g(\cdot)$ 进行近似。[15]

$$g(k_{it}, I_{it}, \mathrm{EF}_{it}) = (1 + \mathrm{EF}_{it}) \sum_{h=0}^{4} \sum_{q=0}^{4} \delta_{hq} k_{it}^{h} I_{it}^{q}. \tag{A5}$$

在估计出 $\hat{\beta}_m$ 与 $\hat{\beta}_l$ 之后，计算（4）式的残差 $R_{it} \equiv \ln Y_{it} - \hat{\beta}_m \ln M_{it} - \hat{\beta} l \ln L_{it}$。

下一步我们估计资本存量的系数 β_k。为纠正之前所提到的样本选择偏误，Amiti and Konings（2007）建议估计一个企业存活的概率模型（自变量为资本与投资的高阶多项式），

[14] Olley and Pakes（1996）证明了在对企业的生产技术做少量假设的情况下，投资函数即可写作生产力的单调增函数。

[15] 用更高阶的多项式来近似 $g(\cdot)$ 并不会大幅改变估计结果。

?1994-2018 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.c

并将估计的存活概率放入方程进行控制。因此，我们估计以下方程：

$$R_{it} = \beta_k \ln K_{it} + \tilde{I}^{-1}(g_{it-1} - \beta_k \ln K_{i,t-1}, \hat{pr}_{i,t-1}) + \varepsilon_{it}, \tag{A6}$$

其中 $\hat{pr}_{i,t-1}$ 表示企业在下一年退出概率的估计值。由于我们并不清楚投资函数的反函数 $\tilde{I}^{-1}(\cdot)$ 的真实函数形式，因此我们用 g_{it-1} 与 $\ln K_{i,t-1}$ 的四阶多相式对其进行近似。此外，(A6) 式要求式中两个资本项前面的系数相同。因此，我们采用非线性最小二乘（Non-linear Least Squares）的方法进行估计（Pavcnik，2002；Arnold，2005）。

最后，在得到资本系数 $\hat{\beta}_k$ 之后，我们计算每个行业 j 中企业 i 的 TFP

$$\mathrm{TFP}_{ijt}^{OP} = \ln Y_{it} - \hat{\beta}_m \ln M_{it} - \hat{\beta}_k \ln K_{it} - \hat{\beta}_l \ln L_{it}.$$

参 考 文 献

[1] Amiti, M., and J. Konings, “Trade Liberalization, Intermediate Inputs, and Productivity: Evidence from Indonesia”, *American Economic Review* 2007, 97 (5), 1611—1638.

[2] Arnold, J., “Productivity Estimation at the Plant Level: A Practical Guide”, Mimeo, Bocconi University, 2005.

[3] Cai, H., and Q. Liu, “Competition and Corporate Tax Avoidance: Evidence from Chinese Industrial Firms”, *Economic Journal*, 2009, 119 (537), 764—795.

[4] Damijan, J., S. Polanec, and J. Prasnikar, “Outward FDI and Productivity: Micro-evidence from Slovenia”, *World Economy*, 2007, 30(1), 135—155.

[5] Eaton, J., S. Kortum, and F. Kramarz, “Dissecting Trade: Firms, Industries, and Export Destinations”, *American Economic Review*, *Papers and Proceedings*, 2004, 94(2), 150—154.

[6] Feenstra, R., Z. Li, and M. Yu, “Exports and Credit Constraints under Incomplete Information: Theory and Evidence from China”, Mimeo, University of California, Davis, 2011.

[7] Felipe, J., R. Hasan, and J. McCombie, “Correcting for Biases When Estimating Production Functions: An Illusion of the Laws of Algebra?” CAMA Working Paper Series, No. 14, Australia National University, 2004.

[8] Foster, L., J. Haltiwanger, and C. Syverson, “Reallocation, Firm Turnover, and Efficiency: Selection on Productivity or Profitablity?” *American Economic Review*, 2008, 98(1), 394—425.

[9] Head, K., and J. Ries, “Heterogeneity and the FDI versus Export Decision of Japanese Manufacturers”, *Journal of the Japanese International Economies*, 2003, 17(4), 448—467.

[10] Helpman, E., M. Melitz and S. R. Yeaple, “Export vs. FDI”, *American Economic Review*, 2004, 94(1), 300—316.

[11] Huang, Y., and B. Wang, “An Analysis of the Pattern and Causes of Chinese Investment Abroad”, Mimeo, CCER, Peking University, 2010.

[12] Levinsohn, J., and A. Petrin, “Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservable”, *Review of Economic Studies* 2003, 70(2), 317—341.

[13] Lu, D., “Exceptional Exporter Performance?Evidence from Chinese Manufacturing Firms”, Mimeo, University of Chicago, 2010.

[14] Lu, J., Y. Lu, and Z. Tao, “Exporting Behavior of Foreign Affiliates: Theory and Evidence”, *Journal of International Economics*, 2010, 81(2), 197—205.

[15] Melitz, M., “The Impact of Trade on Intra-industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity”, *Econometrica*, 2003, 71(6), 1695—1725.

?1994-2018 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.c

[16] Montagna, C., "Efficiency Gaps, Love for Variety and International Trade", *Economica*, 2001, 68(1), 27—44.

[17] Olley, S., and A. Pakes, "The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry", *Econometrica*, 1996, 64(6), 1263—1297.

[18] Pavcnik, N., "Trade Liberalization, Exit, and Productivity Improvements: Evidence from Chilean Plants", *Review of Economic Studies*, 2002, 69(1), 245—276.

[19] Poncet, S., "Inward and Outward FDI in China", Panthéon-Sorbonne-Economie, Université Paris 1 CNRS and CEPII), Working Paper, 2007.

[20] Van Biesebroeck, J., "Exporting Raises Productivity in Sub-Saharan African Manufacturing Firms", *Journal of International Economics*, 2005, 67(2), 373—391.

[21] Wooldridge, J., *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. Cambridge, MA: The MIT Press, 2002.

[22] Wu, J., *Understanding and Interpreting Chinese Economic Reform*. Mason, Ohio: Thomson/South-Western, 2005.

[23] 谢千里、罗斯基、张轶凡，"中国工业生产率的增长与收敛，"《经济学》(季刊)，2008年第7卷第3期，第809—826页。

[24] 余淼杰，"中国的贸易自由化与制造业企业生产率：来自企业层面的实证分析"，《经济研究》，2010年第12期，第97—110页。

[25] 余淼杰，"加工贸易、企业生产率和关税减免：来自中国产品面的证据"，《经济学》(季刊)，2011年第10卷第4期，第1151—1181页。

[26] 余淼杰、徐静，"中国企业'走出去'会减少其出口吗？——浙江省企业对外直接投资与出口关系层次的实证研究，"北京大学中国经济研究中心工作论文，No. C2011002，2011年。

Firm Productivity and Outbound Foreign Direct Investment: A Firm-Level Empirical Investigation of China

WEI TIAN MIAOJIE YU

(*Peking University*)

Abstract We investigate the endogenous nexus between firm's productivity and firm's outbound foreign direct investment (OFDI), using a rich firm-level panel dataset of China's Zhejiang province for the period 2006—2008. Based on a precise measure of firm's total factor productivity (TFP) by using the augmented Olley-Pakes (1996) semi-parametric approach, after controlling the possible endogeneity of firms' OFDI, we find that: (1) firms with higher TFP have larger probabilities to involve in OFDI; (2) the higher TFP a firm has, the more its OFDI is; (3) the income level of the destination country of ODFI has no significant impact on firms' OFDI decision. Such findings are robust to various econometric methods.

JEL Classification O1, O4, F1

?1994-2018 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.c