

人大国发院系列报告

专题研究报告

2014年1月 总期第10期

(中国改革系列报告 NPE201401)

相同的腐败，不同的免疫力

——地区腐败对中国企业生产率的影响

聂辉华（中国人民大学国家发展与战略研究院）

张彧（招商局金融集团）

江艇（中国人民大学国家发展与战略研究院）



国家发展与战略研究院
National Academy of Development and Strategy, RUC

人大国发院简介

国家发展与战略研究院（简称国发院）是由中国人民大学主办的独立的校级核心智库。国发院以中国人民大学在人文社会科学领域的优势学科为依托，以项目为纽带，以新型研究平台、成果转化平台和公共交流平台为载体，组建跨学科研究团队对中国面临的各类重大社会经济政治问题进行深入研究，以达到“服务政府决策、引领社会思潮、营造跨学科研究氛围”的目标。

国发院通过学术委员会和院务会分别对重大学术和行政事务进行决策。目前由陈雨露校长担任院长，刘元春教授担任执行院长。

地址：北京市海淀区中关村大街59号 中国人民大学国学馆（紧邻新图书馆）

电话：010-62515049

网站：<http://NADS.ruc.edu.cn>

Email: nads_ruc@126.com, nads@ruc.edu.cn

摘要

腐败究竟是经济发展的“沙子”，还是“润滑剂”？经济学家对此并未达成一致意见，因为两种相反的结果都得到了经验研究的支持。为了考察腐败对中国企业效率的影响，我们使用 1999—2007 年中国制造业企业的微观数据，利用固定效应模型分析了中国省级层面的腐败对企业全要素生产率（TFP）的影响。与现有研究不同，我们发现，总体上腐败与企业 TFP 之间并不存在一种单调关系。腐败既不是对所有企业都不利的“沙子”，也不是对所有企业都有利的“润滑剂”，而是对不同类型的企业有不同的影响。我们的主要结论是：第一，腐败对国有控股企业的 TFP 没有影响，对私人控股企业的 TFP 只有正效应，这可能是因为腐败有利于私人控股企业避开管制；第二，腐败对那些固定资产比例更高的企业具有更大的负效应；第三，腐败对那些中间产品结构比较复杂的行业具有更大的负效应。第二和第三点说明，腐败对那些创新型和高技术企业尤其有害。本文的研究表明：要遏制腐败，首先必须减少政府管制，铲除腐败滋生的土壤；其次，只有遏制腐败，才能鼓励企业进行技术创新和产业结构升级。

关键词：腐败、生产率、企业、微观数据

目 录

一、导论.....	5
二、理论分析与计量模型.....	8
三、数据描述和指标设计.....	11
(一) 数据来源.....	11
(二) 指标设计.....	12
(三) 描述性统计.....	15
四、计量结果.....	16
(一) 腐败与 TFP.....	16
(二) 企业特征 1: 所有制.....	19
(三) 企业特征 2: 固定资产比例.....	24
(四) 企业特征 3: 中间产品结构.....	25
(五) 稳健性检验.....	26
五、结论.....	27
参考文献.....	27
附录.....	29

一、导论

中共十八大之后，反腐败成为万众瞩目的社会热点。事实上，腐败是一种世界性的现象，并且已经成为困扰各国政府治理的顽症。经济合作与发展组织（OECD）和联合国都缔结了有几十个国家参加的反腐败公约，世界银行还成立了专门的反腐败机构。在经济学研究中，腐败一般是指政治腐败或官员腐败，即政府官员“为了私人利益滥用公共权力”（Svensson, 2005, p20）。关于腐败的经济学研究包括两大类。第一类文献研究腐败发生的原因，包括官员工资、教育水平、政府规模、政府管制、财政分权和族群差异等因素。第二类文献研究腐败产生的后果，这正是本文研究的主题。关于腐败对经济效率的影响，经济学家们形成了两种截然相反的观点。第一种观点认为腐败是“沙子”，或者“掠夺之手”，会扭曲资源配置，阻碍长期经济增长（如 Mauro, 1995）；第二种观点认为腐败是“润滑剂”，或者“帮助之手”，有助于企业规避无效率的政府管制，从而会提高经济效率（如 Lui, 1989）。

腐败究竟是“沙子”还是“润滑剂”？为了精确地考察腐败对企业效率和经济增长的影响，近年来一些学者使用了企业层面的微观数据来检验上述两种相反的观点，因为宏观数据无法考察腐败对企业的影响。他们发现，腐败不能帮助企业减少应对官僚程序的时间（Kaufmann 和 Wei, 1999），并且腐败阻碍了企业生产率的提高（De Rosa 等, 2010）。尽管大多数经验研究都支持了腐败阻碍了经济增长

这一主流观点，但是否定“润滑剂”假说的经验研究仍然存在一些明显的缺陷。第一，上述经验研究通常使用跨国企业数据，从而难以反映腐败在处于不同发展阶段的国家之间的不同影响。很明显，发展中国家有更多的政府管制，这些管制很多是无效率的（例如行政垄断），因此一定程度的腐败可能有助于企业避开这些无效率的管制。然而，这种腐败的正效应可能会在跨国回归中被来自发达国家的腐败负效应所抵消。第二，现有的企业数据基本上都是横截面数据，在计量经济学上横截面数据无法消除由于企业固定特征带来的估计偏差，并且不利于研究者考察腐败对企业效率的动态影响。第三，现有研究难以解释中国的“腐败与增长之谜”。一方面，中国的腐败程度比较严重，在透明国际的“腐败感受指数”（CPI）2012年排行榜上处于第80名，得到39分，其清廉水平在174个国家中属于中下游水平。¹另一方面，中国又是世界上经济增长最快的国家，在过去的三十年中平均每年GDP增长率大约为10%。现有的研究难以解释中国的高增长和高腐败共存之谜。

为了深入考察腐败和企业效率的关系，我们利用中国工业企业数据库和《中国检察年鉴》，构造了包含省级地区腐败水平和企业全要素生产率水平的1999—2007年面板数据。以各省每万名公职人员的贪污贿赂立案数衡量腐败程度，以OP方法（Olley和Pakes，1996）计算企业的全要素生产率，我们发现了如下结果。第一，总体上腐败与企业生产率之间并不存在一种确定关系。腐败既不是对所有企业都

¹ 根据透明国际的规则，所有国家的得分介于0分（最腐败）和100分（最清廉）之间。2012年CPI排行榜链接为 <http://cpi.transparency.org/cpi2012/results/>。

不利的“沙子”，也不是对所有企业都有利的“润滑剂”，而是对不同类型的企业有不同的影响。第二，我们从三类特征上揭示了腐败对不同企业的生产率的影响：腐败对国有控股企业的生产率没有影响，对私人控股企业的生产率只有正效应，这是因为私人控股企业需要通过腐败规避管制；腐败对那些固定资产比例更高的企业具有更大的负效应；腐败对那些中间产品结构比较复杂的行业具有更大的负效应。

本文是第一篇考察中国省级地区腐败程度对企业生产率的影响的文章。我们使用的数据具有明显的优势，可以避免现有经验研究的局限性。首先，我们的样本是企业级面板数据，包括了将近 170 万个观测值，不仅可以控制不可观测的企业固定效应，从而得到参数的一致估计量，而且可以提高估计效率；其次，我们的样本时间长达 9 年，可以从动态的角度考察腐败对企业生产率的影响，并控制时间的变化；再次，我们聚焦于中国省级层面的腐败程度对企业生产率的影响，可以消除国别因素（如文化）的干扰。

本文的研究有助于解开中国的“腐败与增长之谜”。对腐败影响生产率的渠道的分析表明，腐败客观上为非国有企业绕开一些无效率的政府管制提供了便利，这可能是中国非国有部门高速增长原因之一。有趣的是，我们发现，面对相同的地区腐败水平，不同类型的企业具有不同的腐败“免疫力”。从所有制的角度讲，国有企业具有很强的腐败免疫力，基本上不受腐败的影响；集体企业对一定程度的腐败具有免疫力，但是更多的腐败会给集体企业带来不利影响；私人控股企业在某种程度上“欢迎”腐败，因为能够从中获利。此外，固定资产比例

更高和中间产品结构更复杂的企业更加缺乏免疫力。这说明，只有具体地讨论腐败对不同类型企业的不同影响渠道，才能准确揭示腐败与经济效率的关系。

本文剩余部分安排如下：第二部分介绍关于腐败的理论逻辑和计量方程；第三部分描述本文的数据和指标设计；第四部分提供计量分析的主要结果和稳健性检验；最后是结论。

二、理论分析与计量模型

我们的目的是，用企业数据检验关于腐败和企业效率的两种相反观点。

第一种观点认为，腐败扭曲了资源配置，会阻碍企业生产率的提高。Mauro（1995）最早利用跨国横截面数据对腐败和经济增长的关系进行经验检验。利用1980—1983年的68个国家的有关数据，Mauro发现腐败降低了投资，进而降低了经济增长。此后的文献更具体地刻画了腐败影响企业效率的多种机制：（1）Murphy等（1991）认为，如果腐败（或寻租）带来的报酬更高²，那么最优秀的人才就会去从事寻租活动，而不是去办企业或者进行技术创新，这会扭曲人才配置，降低经济增长率。他们使用1970-1985年91个国家的经济增长数据，以大学里工程专业和律师专业的学生比例分别作为生产活动和寻租活动的代理变量，结果发现寻租显著地降低了经济增长率。（2）

² 腐败或寻租的回报比生产活动更高的原因至少有两个：第一，寻租活动本身是报酬递增的，因为它有一定的固定成本，寻租活动会相互强化，而且还存在“法不责众”的问题（Murphy等，1993）；第二，腐败的非法性和保密要求使得它比类似活动（如征税）带来更多扭曲（Shleifer and Vishny，1993）。

Djankov 等 (2002) 通过调查全世界 85 个国家在创办企业方面的管制程度, 发现更严格的管制和更严重的腐败相伴随, 因此这意味着腐败会阻碍新企业的进入, 保护那些低效率的在位企业。(3) Claessens 和 Laeven (2003) 分析了腐败和企业资产配置的关系。他们认为, 腐败会导致更弱的产权保护, 这迫使企业进行更多的固定资产投资。因为相对于无形资产 (专利、商标和客户名单等), 固定资产 (例如建筑物和机器) 的投资回报更容易避免被侵权。因此, 腐败扭曲了企业的资产配置, 降低了企业进行知识创新的动力, 阻碍了企业成长。他们用 1980—1989 年 45 个国家 (不含中国) 的国家和产业层面的数据, 发现腐败程度的减少 (或产权保护程度提高) 能够显著地通过资产配置提高企业的成长率。类似地, Smarzynska 和 Wei (2000) 也发现一个地区的腐败会减少企业在无形资产方面的投资, 这使得 FDI 企业更多地选择合资而非独资。

相反, 第二种观点认为, 腐败能够优化资源配置, 有利于企业提高效率。(1) 腐败有助于高效率企业获取稀缺资源。Lui (1985) 建立了一个排队模型 (queuing model), 假设高效率企业更有能力购买低效率的官僚程序。因此, 以贿赂数额为基础来颁发执照或合同就能够实现帕累托最优的资源配置。通俗地说, 腐败相当于一种拍卖机制, 可以将稀缺资源配置给那些能够承受更高贿赂水平的高效率企业。(2) 企业通过贿赂的方式可以避免某些无效率的管制, 从而在短缺情形下增加产出 (Levy, 2007)。(3) 腐败相当于为官员提供了一种隐性补贴, 会增加官员的努力水平。Egger 和 Winner (2005) 认为,

如果腐败给企业带来的便利和给官员带来的好处超过了给企业带来的成本，那么腐败有可能成为“帮助之手”，而不是“攫取之手”。使用 1995—1999 年的 73 个国家的数据，Egger 和 Winner 发现，无论是短期内还是长期内，腐败和 FDI（外国直接投资）之间都存在正相关关系。³

除了腐败，还有许多企业特征、行业特征以及时间会影响企业的效率。衡量企业效率的主要指标是企业的全要素生产率（TFP），它刻画了技术进步带来的投入—产出变化。目前，人们对于企业 TFP 的影响因素有了比较完善的研究。⁴ 根据现有文献（如 Keller 和 Yeaple, 2009）和研究目的，我们在回归分析中控制了以下变量：（1）研发，它会通过影响企业的技术创新来影响企业的效率；（2）资本化程度（Capital utilization），会影响企业对技术的采纳，同时反映了企业所在行业的进入壁垒；（3）市场结构，因为企业所在行业的市场竞争程度决定了企业的市场势力和利润边际；（4）FDI 的外溢效应，因为现有文献通常认为外商直接投资企业具有更高的技术水平，会促进所在行业或地区企业的平均 TFP；（5）出口，因为企业开辟海外市场带来的学习效应和承受出口固定成本的能力会影响到 TFP；（6）企业年龄，因为企业的年龄反映了其历史负担或市场声誉。

为了考察腐败以及其它因素对企业 TFP 的影响，我们的基本计量回归模型设定如下：

³ 类似的观点参见 Leff（1964）和 Huntington（1968）。

⁴ 衡量生产率的另一个指标是人均产出，但是它会受到资本—劳动比例的影响，因此无法准确地体现纯粹的技术进步。

$$TFP_{ipt} = \alpha_i + \gamma_t + \beta_1 Corr_{pt} + \beta_2 (Corr_{pt})^2 + \beta_3 X_{ipt} + \varepsilon_{ipt} \quad (1)$$

在模型(1)中, TFP表示t年度p省第i个企业的全要素生产率, α_i 和 γ_t 分别表示企业和年份固定效应, $Corr_{pt}$ 表示t年度p省的腐败程度, X 表示反映企业自身特征或所在行业特征的控制变量(例如, 所有制、出口和市场结构), ε 表示噪音。我们在模型(1)中加入了腐败的二次项, 这样不仅可以度量腐败对于企业TFP的平均效应, 而且可以度量腐败对于TFP的边际效应。如果腐败阻碍了企业生产率, 那么系数 β_1 的符号应该为正; 反之, 如果腐败提高了企业生产率, 那么 β_1 的符号应该为负; β_2 的符号则反映了腐败影响是边际递增的还是边际递减的。

除了考察腐败对企业生产率的一般影响, 我们还要进一步识别腐败影响企业生产率的具体机制。为此, 我们构造了计量回归模型(2)。其中, 交叉项 $Corr_{pt} * X_{ipt}$ 的系数 β_4 捕捉了腐败伴随某种企业或行业特征对企业TFP产生的边际影响。

$$TFP_{ipt} = \alpha_i + \gamma_t + \beta_1 Corr_{pt} + \beta_2 (Corr_{pt})^2 + \beta_3 X_{ipt} + \beta_4 Corr_{pt} * X_{ipt} + \varepsilon_{ipt} \quad (2)$$

三、数据描述和指标设计

(一) 数据来源

我们使用的主要数据来自1999—2007年“中国工业企业数据库”。该数据库由中国国家统计局收集, 包括了全部国有工业企业以及销售额在500万元以上的非国有工业企业。2007年有30多万家企业, 其中制造业企业占90%以上。该数据库包括了企业的基本情况(例

如，企业名称、登记类型、所在行业和地区）和企业的财务数据（例如，主营业务收入、利润和固定资产），是目前可获得的最大的企业级数据库。⁵ 不可忽视的是，正如聂辉华等（2012）所指出的，中国工业企业数据库存在样本错配、指标缺失、指标异常、样本选择和测度误差等问题。按照多数学者整理该数据库的惯例，我们进行了一些基本的处理，包括：根据企业名称和法人代码进行手工匹配，构造了1999—2007年制造业企业面板数据；剔除了关键指标（如销售额、总资产或职工人数）缺失或者违背会计原则（如总资产小于固定资产净值）的异常观测值；剔除了职工人数少于10人的企业，因为它们的财务制度很可能不健全。经过上述处理之后，我们构建了1999—2007年中国制造业企业数据库，包括9年48万家企业的将近170万个观测值。

为了衡量中国省级地区的腐败程度，我们使用了历年的《中国检察年鉴》，它包括了各省检察工作报告，特别报告了各省贪污和挪用公款的立案数量或涉案人数。此外，我们还使用了历年的《中国统计年鉴》。

（二）指标设计

全要素生产率

在我们的回归方程中，因变量是衡量生产率的企业全要素生产率（TFP）。考虑到目前只有OP方法同时解决了联立性问题和样本选择

⁵ 聂辉华等（2012）对该数据库的基本情况和使用情况进行了详细的介绍，并提供了数据整理方法。

问题,并且国际产业组织的主流文献都使用 OP 方法(例如,Bartelsman 和 Doms, 2000; Syverson, 2010),我们采取 OP 方法来估计企业的 TFP。⁶

为了计算 TFP,我们用销售额(即主营业务收入)衡量产出,用职工人数衡量劳动,用企业报告的中间投入值表示中间投入,用固定资产净值衡量资本,根据永续盘存法计算投资,即 $I_{it} = K_{it} - (1 - \delta)K_{it-1}$,其中折旧率 δ 设为 15% (Abraham 等, 2010)⁷。然后,我们采用各省工业品出厂价格指数对销售额和中间投入进行价格平减,采用各省固定资产投资价格指数对资本进行价格平减。我们也用索洛残差法计算了 TFP,发现两种方法计算的结果高度相关。

腐败

我们的主要解释变量是腐败程度。首先必须承认,准确地度量腐败是一个非常困难的问题,因为腐败本身是隐蔽的、非法的 (Banerjee 等, 2013)。我们用“每万名公职人员的贪污贿赂立案数”(Corr)来衡量一个地区的腐败程度,这与现有文献的做法是类似的。例如,Goel 和 Daniel (1989)、Fisman 和 Gatti (2002)、Adsera 等 (2003)、Glaeser 和 Saks (2006) 等人都使用美国各州公务员中被判定腐败罪的人数占全州人数或全州公务员的比例来衡量各州的腐败程度。在国内文献中,吴一平 (2008)、周黎安和陶婧 (2009)、范子英 (2010) 都使用了该数据集。⁸ 事实上,这也是国内目前唯一可获得的省级腐

⁶ 聂辉华和贾瑞雪 (2011) 介绍了三种 TFP 估计方法的优劣和用 OP 方法计算 TFP 的过程。附录提供了关于 TFP 计算的简单介绍。

⁷ 一些文献使用 5% 或 10% 的折旧率。使用不同的折旧率,不会改变本文的主要结论。

⁸ 由于涉案人数这一变量缺失太多,国内学者都用立案数量替代涉案人数。

败面板数据集。

使用“每万名公职人员贪污立案数”度量各省腐败程度时，会面临一些经常被质疑的问题。质疑之一是，该指标只反映了暴露出来的腐败案件数，而在那些更加腐败的地区，暴露出来的腐败案件数反而更少。我们不否认存在一定程度的测度误差，但是没有理由认为各省的反腐败力度存在明显的、持续多年的差别。因为各省检察机关属于地方和中央双重领导，并以中央垂直领导为主。质疑之二是，该指标反映了反腐败的力度，而不是腐败的程度。例如，张军等（2007）就将该指标解读为各省反腐败程度。我们有两个理由认为该指标反映的是腐败程度。第一，如果立案数反映了反腐败力度，那么一个合理的结果应该是，用于反腐败的公、检、法、司支出应该与立案数量正相关。实际上，Nie 和 Jia（2011）发现，各省人均司法支出和人均腐败立案数是负相关的。第二，Nie 和 Jia（2011）将 2006 年的每万名公职人员腐败立案数和世界银行于 2006 年在中国各地区评估的契约实施（enforcing contract）水平进行比较，后者以商业诉讼的相对成本衡量，成本越高表明契约实施水平越低。他们发现，各省腐败程度和诉讼成本正相关，这从另一个角度证明了我们的腐败测度指标的可靠性。

控制变量

我们的控制变量包括了企业、行业特征和年份。首先，我们考虑了企业的研发投入，以每个企业的 R&D 投入占销售额的比例衡量研发密集度（Rdint）。其次，我们计算了每个企业的资本化程度（K_L），

以人均固定资产（千元）衡量，它反映了企业对技术的吸纳能力和部分行业特征。再次，我们控制了市场竞争程度，以企业所在的三位数行业的赫芬达尔指数（HHI）衡量。类似地，我们还计算了三位数行业的外商直接投资企业（FDI）占全行业的市场份额。此外，如果某企业在某年有出口，就赋予虚拟变量 $\text{Export}=1$ ，否则 $\text{Export}=0$ 。最后，我们控制了企业的实际年龄和全部的年份哑变量。

（三）描述性统计

表 1 提供了主要变量的描述性统计。在中国工业企业数据库中，1999、2000 年和 2004 年缺乏研发变量。除了腐败程度（Corr）为省级地区变量，其余变量均为企业级变量。表 1 显示，在 1999—2007 年，中国省级地区的腐败程度有较大的标准差，能够刻画地区制度质量的差异。在我们的制造业企业样本中，大约五分之一的企业有出口，大约五分之一的企业有外资背景，企业平均年龄大约为十年。从 HHI 均值上看，绝大多数行业竞争比较激烈。

表 1 主要变量描述性统计

名称	定义	观测个数	均值	标准差	最小值	最大值
TFP	全要素生产率	1691716	1.793	0.463	0.550	5.572
Corr	地区腐败程度	279	4.283	1.378	1.137	10.182
Rdint	研发密集度	1217966	0.002	0.011	0	0.497
K_L	资本化程度	1691716	71.051	93.838	1	731.263
HHI	市场竞争程度	1691716	0.009	0.014	0.001	1
FDI	外资外溢效应	1691716	0.239	0.155	0	0.940
Export	出口哑变量	1585615	0.282	0.450	0	1
Age	年龄	1690673	10.479	10.234	1	59

四、计量结果

(一) 腐败与 TFP

为了获得腐败与企业 TFP 的初步印象，我们先从全样本入手。由于我们的数据集是 1999—2007 年企业级面板数据，因此我们根据计量回归方程 (1)，主要采取固定效应 (FE) 方法进行回归，并且所有系数估计的标准误是异方差和自相关稳健的。在表 2 第 1 列，我们首先只考虑腐败和 TFP 的关系，发现腐败的一次性项系数在 1% 的水平上显著为正，腐败的二次项系数在 5% 的水平上显著为负，即总体上腐败与企业 TFP 之间是一种倒 U 型曲线关系。直观地说，一定程度的腐败对企业 TFP 有正效应，但更高程度的腐败则对企业 TFP 有负效应。在第 2 列中，我们将所有控制变量加入，发现腐败的一次项和二次项系数的绝对值都变大了，但符号仍然分别显著为正和负。作为对比，我们在第 3 列报告了混合 OLS 回归的结果，发现腐败的一次项和二次项的系数符号仍然不变。这一发现与现有文献截然不同，现有文献或者发现腐败对企业 TFP 有负效应（如 De Rosa 等，2010），或者发现腐败有利于企业增加产出（如 Levy，2007）。而我们的分析表明，腐败与经济效率 (TFP) 之间并非是一种简单的线性关系，而是一种非线性关系。我们将在下一节分析这种非线性关系的内在机制。

除了关键解释变量腐败程度，控制变量的符号也基本上符合理论预期。在第 2 列的 FE 回归结果中，研发密集度 (Rdint) 的系数显著

为负，表明研发投入并未有效提高企业 TFP。因为很多企业，特别是国有企业，投入研发资金并非完全为了研究新产品，而是为了获得税收奖励（聂辉华等，2008）。⁹ 企业的资本化程度（K_L）系数显著为负，可能是因为人均固定资产较高的行业都是重工业，例如钢铁、汽车和石化行业，这类企业历史包袱较重，或者违背了发展中国家的比较优势原则，因此企业效率不高。市场竞争程度（HHI）的系数显著为正，说明企业的市场势力越大，企业的效率越高，这一定程度上印证了“熊彼特假说”（Schumpeter, 1942）。我们没有发现 FDI 对所在行业的企业 TFP 有正面的溢出效应，这可能是因为 FDI 企业的技术效应已经体现在本企业内部，或者其对内资企业的竞争效应超过了溢出效应（元朋等，2008）。出口与 TFP 的关系不显著，这与现有文献的发现是一致的（例如，李春顶，2010）。一个可能的解释是，中国的出口贸易很多是“三来一补”形式，由劳动密集型企业参与，因此其 TFP 并不显著高于其他非出口企业。企业的年龄系数为负，这非常符合直觉，因为通常年龄越大，企业的历史负担越重，所以效率越低。

考虑到在工业企业数据库中 1999、2000 年和 2004 年缺乏研发变量，我们在后面的回归中不再控制研发密集度。又考虑到企业上年的 TFP 会影响当年的 TFP，我们此后将 TFP 的滞后项作为控制变量。根据 Woodridge (2002)，在固定效应回归中加入因变量的滞后项会产生 $1/T$ 阶的偏差。本文使用的面板数据长达 9 年，因此偏差可以忽

⁹ 1999 年国家税务总局发布了《企业技术开发费税前扣除管理办法》，规定国有和集体企业的研发费用如果比上年增加 10%，那么当年研发费用的 50% 可以抵扣企业所得税。

略不计。¹⁰表 2 第 4 列控制了企业 TFP 的滞后项，没有控制研发密集度，结果与第 2 列类似。

¹⁰ 我们在稳健性检验中考虑了加入研发密集度或去掉 TFP 滞后项的回归分析。

表 2 腐败与 TFP

自变量	因变量：企业 TFP			
	(1) FE	(2) FE	(3) OLS	(4) FE
Corr	0.016*** (0.003)	0.034*** (0.004)	0.020*** (0.002)	0.018*** (0.004)
Corr ²	-0.001** (0.0003)	-0.002*** (0.0004)	-0.005*** (0.0002)	-0.001*** (0.0003)
L_TFP				-0.038*** (0.002)
Rdint		-0.703*** (0.073)	0.990*** (0.058)	
K_L		-0.178*** (0.010)	-0.198*** (0.005)	-0.155*** (0.011)
HHI		0.164** (0.068)	0.373*** (0.041)	0.141** (0.061)
FDI		-0.003 (0.009)	0.079*** (0.003)	0.004 (0.008)
Export		-0.001 (0.002)	0.005*** (0.001)	-0.002 (0.002)
Age		-0.001*** (0.0001)	-0.003*** (0.00004)	-0.0006*** (0.0001)
R ²	0.023	0.024	0.018	0.022
N	1691716	1217080	1217080	1163047

注：小括号内为异方差和自相关稳健标准误；***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著水平；所有固定效应回归模型均控制了年份哑变量；此后的表格与此类似。

（二）企业特征 1：所有制

为什么一定程度的腐败看上去对企业反而有利？腐败是否对某些企业不利？从直觉上讲，在一个腐败的商业环境下，一些企业通过贿赂政府官员，可以获得更多项目、绕开管制、提高价格或者降低成本，这对其它企业是不公平的。因此，在逻辑上，腐败不可能对所有企业同样有利，或者同样不利，腐败对企业的影响一定是选择性的。这正是我们要进一步探讨的问题。

我们接下来从三类特征上分析腐败影响企业 TFP 的渠道。我们首先考虑企业的所有制类型，这是中国企业的根本特征之一。我们根据企业的实收资本控股方，将所有制造业企业分为国有控股企业、集体控股企业、私人控股企业、法人控股企业¹¹和外资控股企业（含港澳台控股企业）五种类型（虚拟变量）。作为一种制度质量，腐败反映了政府对企业的纵向产权保护程度，不同于企业之间的横向缔约实施程度（Acemoglu 和 Johnson, 2005）。因此，若不同类型的企业与政府的关系不同，那么受到腐败影响的程度和机制也会不同。表 3 的固定效应回归结果证实了我们的预测。在五类企业中，地区腐败程度对国有、法人和外资控股企业的 TFP 没有产生显著的影响，对集体控股企业的 TFP 产生了一定程度的正效应和负效应，对私人控股企业只有正效应。结合前面对全样本的分析，我们可以推测，地区腐败和企业 TFP 之间的倒 U 型曲线关系主要是由集体企业驱动的。从统计学角度来讲，集体控股企业的分样本回归结果显示：倒 U 型曲线的“拐点”大约在地区腐败水平等于 5.05 时，即每万名公职人员贪污立案数大约为 5 件。超过这一临界值的地区腐败程度将会对企业产生纯粹的负效应。在我们的样本中，大约有三分之一的省份超过了这一临界值（即倒 U 型曲线的右边），这些“过度腐败”的省份主要是江苏、浙江、安徽、福建、江西、河南、广西、四川和贵州等地区。最后，我们以计量方程（2）为基础，在控制变量中增加了所有制虚拟变量，以及各种所有制与腐败的交叉项，并以国企作为参照组进行

¹¹ 根据统计局和工商局的相关政策，这里的“法人控股企业”是指控股方的注册资本来自法人机构（包括公司和事业单位），而不是指企业性质为法人单位。

固定效应回归，得到了类似的结果（限于篇幅，在此略去）。

表 3 腐败与不同所有制企业的 TFP

因变量：企业 TFP					
自变量	国有企业	集体企业	私人企业	法人企业	外资企业
Corr	0.019 (0.019)	0.055*** (0.017)	0.015** (0.006)	0.004 (0.011)	-0.001 (0.010)
Corr ²	-0.002 (0.002)	-0.005*** (0.002)	-0.001 (0.001)	0.0001 (0.001)	0.001 (0.001)
L_TFP	-0.045*** (0.009)	-0.040*** (0.009)	-0.083*** (0.004)	-0.079*** (0.006)	-0.030*** (0.005)
K_L	0.080 (0.050)	-0.116** (0.050)	-0.213*** (0.018)	-0.127*** (0.027)	-0.151*** (0.026)
HHI	0.296 (0.214)	0.069 (0.192)	-0.014 (0.097)	0.267 (0.186)	0.237 (0.161)
FDI	0.078* (0.041)	-0.006 (0.031)	-0.018 (0.014)	-0.029 (0.026)	0.017 (0.018)
Export	0.001 (0.011)	-0.004 (0.009)	-0.003 (0.003)	0.001 (0.006)	-0.00002 (0.005)
Age	0.0002 (0.0004)	-0.0002 (0.0004)	-0.001*** (0.0002)	-0.0005 (0.0004)	0.001 (0.001)
R ²	0.017	0.020	0.028	0.022	0.019
N	90504	125009	496277	272061	188325

接下来，我们要回答的第一个问题是：为什么相对而言国企不能从腐败中受益，而私企能够受益？我们推测，腐败对不同所有制企业产生不同影响的机制之一是管制（regulation）。中国是一个经济转型国家，政府在经济增长和发展过程中发挥了中心的作用，因此中国经济在某种程度上是一个管制型经济。企业与政府关系的差别之一，就体现在管制政策下企业所能够享受到的政策优惠程度，而政府通常根据所有制和规模两个标准对企业实行差别政策。以企业贷款为例，现有研究已经表明，国有银行对企业放贷存在明显的“所有制歧视”和

“规模歧视”，而且规模歧视比所有制歧视更明显(张捷、王霄,2002)。如果以资产来衡量企业规模，国有、集体、私人、法人和外资控股企业的平均资产分别为 1.627 亿元、3668 万元、3082 万元、7213 万元和 9132 万元。国企的控股股东是政府，拥有天然的身份优势，并且平均规模最大。在产业管制政策下，国企可以通过合法的方式(如游说)影响政府政策，使得其利益得到制度化的优先保证，不需要通过非法的腐败方式去获取优惠政策。因此，表现在计量回归结果上，地区腐败程度对国企的 TFP 没有影响。¹² 相对而言，私人控股企业在所有制身份上最为弱势，平均规模也最小，因此更可能通过腐败的方式去规避产业管制。给定中央部门制定的管制政策与私企的贿赂水平无关，私企通过贿赂可以获得额外收益，这表现为腐败对私企产生了正效应。这一结果在一定程度上支持了腐败可以成为“润滑剂”的观点(Lui, 1985)。

Jiang 和 Nie(2013)利用中国进出口政策的变迁作为“自然实验”，验证了腐败和管制之间的关系。2004 年之前，规模较小的私人企业很难获得出口许可证，因此它们倾向于通过腐败来获取出口许可证。2004 年之后，出口管制法规被废除。他们的研究表明，国企并未因腐败和出口管制中获益，但有出口业务的私企在 2004 年之前却因腐败而获益。

我们要回答的第二个问题是：腐败对集体控股企业和私人控股企业都有正效应，但为什么更高程度的腐败会对集体控股企业产生负效

¹² 由于我们采取省级地区腐败程度作为腐败的代理指标，不能排除一些国企(特别是央企)通过中央部委从事腐败或寻租活动。

应，而对私人控股企业只产生正效应？这与集体和私人控股企业各自的腐败渠道有关。对于私人控股企业来说，腐败类似于一种市场交易，即通过向官员支付贿赂换取规避管制的利益。愿意支付贿赂的私人控股企业肯定认为贿赂的成本小于收益，否则私人控股企业可以选择不贿赂。在这个意义上，腐败只会给私人控股企业带来正效应。但集体控股企业的腐败方式不同，它们的优势是具有基层政府或集体组织背景，与官方的关系比私人控股企业更紧密。另外，相对于私人控股企业，集体控股企业对政府官员直接支付金钱贿赂的成本更高。因此，集体控股企业会倾向于利用政府干预规避管制或获取额外利益（例如降低原材料和资本的成本），这种腐败方式带来的后果就是政府对集体控股企业本身的控制更加紧密，从而导致了较高的代理成本（Lu等，2010），因此更高程度的腐败会反过来降低企业的效率。换言之，私人控股企业的腐败更有弹性，而集体控股企业的腐败更缺乏弹性。我们发现的这个有趣结论也验证了 Shleifer 和 Vishny（1994）对官员和企业关系的分析。他们认为，如果腐败以金钱贿赂的方式发生，那么企业是公有还是私有是不重要的，这类似于局部均衡中的科斯定理。但如果腐败不能以金钱贿赂的方式发生，那么官员控制的企业（集体控股企业）会倾向于雇佣更多的冗员，而经理控制的企业（私人控股企业）会倾向于获取更高的政府补贴。显然，前一种腐败方式对企业的效率伤害更大。这再次说明，不同类型的企业对于腐败的免疫力是不同的。如果忽视企业之间的差别和腐败对企业的具体影响机制，就可能会得出错误的结论和政策含义。

（三）企业特征 2：固定资产比例

除了与政治关联有关的所有制，腐败还会通过其它特征影响企业 TFP。接下来，我们分析腐败通过企业资产配置对各种所有制企业产生的影响。Claessens 和 Laeven (2003) 发现，企业之间的横向契约实施水平（以知识产权保护程度衡量）会影响到企业在固定资产和无形资产之间的配置。因为企业在与对手竞争过程中，其专利、商标和版权等无形资产比厂房、机器设备等固定资产更加难以保护，所以在那些契约实施水平较低的国家，有更高无形资产比例的企业增长速度更慢。但 Claessens 和 Laeven (2003) 没有分析政府和企业之间的纵向产权保护水平。我们认为，与横向的契约实施对企业效率的影响相反，纵向的产权保护（腐败程度）对那些固定资产比例更高的企业伤害更大。因为面对政府有关部门及其官员的管制、掠夺或盘剥，企业要隐藏固定资产比隐藏无形资产更加困难，而固定资产又往往是课税和摊派的主要标准。这意味着，高固定资产比例的企业对腐败的免疫力更弱。

我们以固定资产净值占总资产的比例（ A_{ratio} ）衡量固定资产密集度，并将固定资产密集度与腐败的交叉项（ Cor_aratio ）放入回归方程（2），同时加入了之前的所有控制变量。固定效应回归的结果如表 4 第 1 列，交叉项 Cor_aratio 的系数在 1% 的水平上显著为负，说明给定其它条件不变，企业的固定资产密集度越高，腐败对这类企业的负效应就越大。我们的这一发现与 Claessens 和 Laeven (2003) 的

结果是互补的,从而丰富了人们对于制度质量在不同维度上影响企业行为和绩效的完整理解。需要说明的是,在各类所有制企业中,私人控股企业和法人控股企业在高固定资产比例样本中比重最高,而国有企业的比重并不高。¹³

表 4 腐败、资产配置与中间产品结构

自变量	因变量: 企业 TFP		
Corr	0.024*** (0.004)	0.036*** (0.006)	0.036*** (0.006)
Corr ²	-0.001*** (0.0004)	-0.002*** (0.001)	-0.002*** (0.0004)
Cor_aratio	-0.019*** (0.006)		-0.014*** (0.005)
Cor_comp		-0.003* (0.002)	-0.003* (0.002)
Aratio	-0.120** (0.055)		-0.188*** (0.038)
Comp		0.023 (0.015)	0.013 (0.013)
Export			

(四) 企业特征 3: 中间产品结构

自科斯 (Coase, 1937) 以来,人们认识到企业 and 市场是配置资源的两种方式。如果市场的交易费用更高,企业就会自己生产中间产品 (原材料或零部件); 反之,则从市场上采购中间产品。腐败作为一种制度质量,衡量了外部市场的交易费用。因此,一个地区越是腐败,外部市场的交易费用就越高,企业就越是可能自己生产中间产品。这意味着,如果一个行业的中间产品结构越是复杂,腐败对该行业的

¹³ 当我们用同样的方程仅对国企样本回归时,发现腐败、腐败和固定资产比例的交叉项都不显著,这与表 3 第 1 列的回归结果是一致的。

效率带来的损害就越大，因为处于该行业的企业相对于那些中间产品较少的企业来说对腐败更加缺乏免疫力。

为了检验腐败对中间产品结构带来的边际效应，我们借用了 Cowan 和 Neut (2007) 计算的中间产品“复杂度”指标。他们以美国制造业的投入—产出表为基准，计算了所有 ISIC 三位数行业的中间产品复杂度。由于一个行业的生产技术和价值链在各个国家都是类似的¹⁴，因此我们可以将 ISIC 行业分类表与中国的《国民经济行业分类 (GB/T4754-2002)》进行匹配，得到中国制造业 28 个两位数行业的中间产品复杂度。然后，我们在回归方程 (2) 中加入腐败和中间产品复杂度 (Comp) 的交叉项 (Corr_comp)，同时加入之前的所有控制变量，进行固定效应回归。表 4 第 2 列的回归结果表明，交叉项 Corr_comp 的系数显著为负，即腐败对那些中间产品结构更复杂的行业带来的负效应更大。这意味着，尽管企业和市场是两种相互替代的生产方式，但是这种替代性受到制度环境的影响。

(五) 稳健性检验

为了消除在面板数据回归中因变量滞后项带来的潜在偏差，我们在去掉因变量滞后项之后对所有主要结果进行固定效应回归，发现结果非常类似。在表 4 第 3 列，我们同时加入了固定资产与腐败的交叉项、中间产品复杂度与腐败的交叉项。结果表明，腐败的一次项、二次项，以及两个交叉项的系数依然显著，与前面的结果完全一致。当

¹⁴ Cowan 和 Neut (2007) 同样将这一指标应用于 75 个国家 (含中国) 的跨国比较。

我们将研发密集度加入回归方程后，主要结果依然成立。此外，当我们使用腐败的滞后项作为关键解释变量以便消除可能存在的因果互逆效应时，主要结果依然成立。这说明，本文的主要结果是非常稳健的。

五、结论

人们早已认识到制度会影响企业的行为和经济绩效。腐败程度是衡量制度质量的主要指标之一，会影响企业的经济效率。本文首次使用中国地区层面的腐败数据和企业层面的微观数据，检验了腐败对企业 TFP 的影响。我们发现，腐败和企业 TFP 之间不存在稳定的关系，不同所有制的企业、不同固定资产比例的企业以及中间产品复杂度不同的企业，对腐败具有不同的免疫力，受到腐败影响的程度和方向都是不同的。总体上，更多管制伴随着更多腐败，并且腐败对那些创新型和高技术企业尤其有害。本文的发现具有重要的政策含义，这表明：要遏制腐败，首先必须减少政府管制，铲除腐败滋生的土壤；其次，只有遏制腐败，才能鼓励企业进行技术创新和产业结构升级。

参考文献

Abraham, Filip, Jozef Konings and Veerle Sloomakers, 2010, “FDI spillovers in the Chinese manufacturing sector: Evidence of Firm Heterogeneity”, *Economics of Transition*, 18(1): 143–182

Acemoglu, Daron, and Simon Johnson, 2005, “Unbundling Institutions”, *Journal of Political Economy*, 113(5): 949-995.

Adsera, Alicia, Charles Boix, Mark Payne, 2003, “Are You Being Served? Political Accountability and Quality of Government”, *Journal of Law, Economics, and Organization*, 19 (2): 445–490.

Banerjee, Abhijit, Rema Hanna and Sendhil Mullainathan, 2013, “Corruption”, in Robert Gibbons and John Roberts eds., *Handbook of Organizational Economics*, Chp. 27, New Jersey:

Princeton University.

Bartelsman, Eric, and Mark Doms, 2000, “Understanding Productivity: Lessons from Longitudinal Microdata”, *Journal of Economic Literature*, 38: 569-594.

Claessens, Stijn, Luc Laeven, 2003, “Financial Development, Property Rights, and Growth”, *Journal of Finance*, 58(6): 2401-2436.

Coase, Ronald, 1937, “The Nature of the Firm”, *Economica*, 4(16): 386-405.

Cowan, Kevin, Alejandro Neut, 2007, “Intermediate Goods, Institutions and Output per Worker”, Central Bank of Chile Working Paper.

De Rosa, Donato, Nishaal Gooroochurn, and Holger Görg, 2010, “Corruption and Productivity: Firm-level Evidence from the BEEPS Survey”, Kiel Working Paper No. 1632.

Djankov, Simeon, Rafael La Porta, Florencio Lopez-De-Silanes, and Andrei Shleifer, 2002, “The Regulation of Entry”, *Quarterly Journal of Economics*, 117(1): 1-37.

Egger, Peter, and Winner, Hannes, 2005, “Evidence on Corruption as an Incentive for Foreign Direct Investment”, *European Journal of Political Economy*, 21(4): 932-52.

Fisman, Raymond, and Shang-Jin Wei, 2004, “Tax Rates and Tax Evasion: Evidence from ‘Missing Imports’ in China”, *Journal of Political Economy*, 112(2): 471-496.

Fisman, Raymond, Robert Gatti, 2002, “Decentralization and Corruption: Evidence from U.S. Federal Transfer Programs”, *Public Choice*, 113 (1): 25-35.

Glaeser, Edward, Raven Saks, 2006, “Corruption in America”, *Journal of Public Economics*, 90: 1053-1072.

Goel, Rajeev, and Rich, Daniel, 1989, “On the Economics Incentives for Taking Bribes”, *Public Choice*, 61(3): 269-275.

Huntington, Samuel, 1968, *Political Order in Changing Societies*, New Haven: Yale University Press.

Jiang, Ting, and Huihua Nie, 2013, “The Stained China Miracle: Corruption, Regulation, and Firm Performance”, working paper

Keller, Wolfgang and Stephen Yeaple, 2009, “Multinational Enterprises, International Trade, and Productivity Growth: Firm-Level Evidence from the United States”, *Review of Economics and Statistics*, 91(4): 821-831.

Leff, Nathaniel, 1964, “Economic Development through Bureaucratic Corruption”, *American Behavioral Scientist*, 8(3): 8-14.

Levy, Dinael, 2007, “Price Adjustment under the Table: Evidence on Efficiency-enhancing Corruption”, *European Journal of Political Economy*, 23, 423-47.

Lu, Jianguo, Tao, Zhigang, and Yang, Zhi, 2010, “The Costs and Benefits of Government Control: Evidence from China’s Collectively-owned Enterprises”, *China Economic Review*, 21: 282-292.

Lui, Francis, 1985, “An Equilibrium Queuing Model of Bribery”, *Journal of Political Economy*, 93(4): 760-781.

Mauro, Paolo, 1995, “Corruption and Growth”, *Quarterly Journal of Economics*, 110(3): 681-712.

Murphy, Kevin, Andrei Shleifer, and Robert Vishny, 1991, “The Allocation of Talent: Implications for Growth”, *Quarterly Journal of Economics*, 106(2): 503-30.

Murphy, Kevin, Andrei Shleifer, and Robert Vishny, 1993, “Why Is Rent-Seeking So Costly to Growth?”, *American Economic Review*, 83(2): 409-414

Nie, Huihua, Ruixue Jia, 2011, “Institutional Quality and the Ownerships of Foreign Direct Investment in China”, working paper.

Olley, Steven, Ariel Pakes, 1996, “The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry”, *Econometrica*, 64(6): 1263-1297.

Schumpeter, Joseph, 1942, *Capitalism, Socialism and Democracy*, New York: Harper & Brothers.

Shleifer, Andrei, and Robert Vishny, 1993, “Corruption”, *Quarterly Journal of Economics*, 108(3): 599-617.

Shleifer, Andrei, and Robert Vishny, 1994, “Politician and Firms”, *Quarter Journal of Economics*, 109(4): 995-1025.

Smarzynska, Beata, and Shang-Jin Wei, 2000, “Corruption and Composition of Foreign Direct Investment: Firm-Level Evidence”, working paper.

Svensson, Jakob, 2005, “Eight Questions about Corruption”, *Journal of Economic Perspectives*, 19(3): 19-42.

Syverson, Chad, 2010, “What Determines Productivity?” NBER working paper.

Wooldridge, Jeffrey, 2002, *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, MIT Press.

范子英, 2010, 《转移支付、基础设施投资与腐败》, 工作论文。

李春顶, 2010, 《中国出口企业是否存在“生产率悖论”: 基于中国制造业企业数据的检验》, 《世界经济》, 第 7 期。

聂辉华、贾瑞雪, 2011, 《中国制造业企业生产率与资源误置》, 《世界经济》, 第 7 期。

聂辉华、江艇和杨汝岱, 2012, 《中国工业企业数据库的使用现状和潜在问题》, 《世界经济》, 第 5 期。

聂辉华、谭松涛、王宇锋, 2008, 《创新、企业规模和市场竞争力——基于中国企业层面面板数据的证据》, 《世界经济》, 第 7 期。

元朋、许和连、艾洪山, 2008, 《外商直接投资企业对内资企业的溢出效应: 对中国制造业企业的实证研究》, 《管理世界》, 第 4 期。

吴一平, 2008, 《财政分权、腐败与治理》, 《经济学(季刊)》, 第 7 卷第 3 期。

张捷、王霄, 2002, 《中小企业金融成长周期与融资结构变化》, 《世界经济》, 第 9 期。

张军、高远、傅勇、张弘, 2007, 《中国为什么拥有了良好的基础设施?》, 《经济研究》, 第 3 期。

周黎安、陶靖, 2009, 《政府规模、市场化与地区腐败问题研究》, 《经济研究》, 第 1 期。

附录

全要素生产率计算方法¹⁵

目前关于 TFP 的估计方法可以分为三种: 第一类是参数法, 即通过设定一个生产函数 (通常是 CD 生产函数), 利用成本最小化方法

¹⁵ 关于 TFP 的具体计算方法和应用, 参考聂辉华和贾瑞雪 (2011)。

或者回归方法来估计产出弹性，然后通过 OLS 方法计算索洛残值 (Solow residual)。这类方法的优点是，方程设定比较简单，有非常直观的经济学含义，但缺点是生产函数的设定未必符合现实，例如规模报酬不变和产出弹性不变的假设可能过于苛刻。第二类是非参数法，包括数据包络法（以及在此基础上的 Malmquist 指数法）和随机边界法。这类方法的优点是，没有先验的生产函数设定，而是通过直接利用线性规划技术对观察到的数据构造生产边界，然后将每个企业与生产边界的距离作为效率，并且能够将 TFP 具体分解为配置效率、规模效率和技术进步。但其缺陷也很明显，数据包络法没有考虑样本的随机因素，而随机边界法又人为地设定了误差项的分布概率。更严峻的质疑是，这一方法实际上假定并非所有企业都能实现利润最大化或者获得约束条件下的次优效率。¹⁶ 第三类是半参数法，即将生产函数估计和非参数估计结合起来的 OP 方法 (Olley 和 Pakes, 1996)。该方法的优点是能够同时解决 TFP 估计时常见的联立性和样本选择问题¹⁷，当然其缺点与参数法类似。考虑到我们使用的样本是跨期 9 年 (1999—2007 年) 的全国企业层面的制造业数据，企业的进入和退出比较频繁，而且企业之间异质性较大，因此样本选择问题是一个非常严重的问题，不同企业的生产率对于企业持续的要素投入的影响同样不可低估，因此最好选择 OP 方法。

下面我们简单地介绍一下 OP 方法的基本原理。不失一般性，假

¹⁶ 甚至 Kumbhakar 和 Lovell (2003) 都在他们那本关于随机边界方法的经典教材中坦承了这点。

¹⁷ 在特定的函数形式下，随机边界方法也可以允许投入与技术效率相关，但无法解决样本选择问题。

设生产函数为 CD 形式，即 $Y_{it} = \Omega_{it} L_{it}^{\beta_l} M_{it}^{\beta_m} K_{it}^{\beta_k}$ ，其中 Y 表示产出， Ω 表示全要素生产率， L 表示劳动， M 表示中间投入， K 表示资本。两边取自然对数，得到

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_l l_{it} + \beta_m m_{it} + \beta_k k_{it} + u_{it} \quad (\text{A1})$$

根据索洛残值法，方程 (A1) 中的常数项和误差项就是 TFP。但是，这种估计会产生两个问题。第一是联立性问题，至少一部分 TFP 在某个足够早的时刻会被企业感受到并影响企业的要素投入决策。这意味着误差项与解释变量相关，此时简单的 OLS 估计是有偏的。第二是样本选择问题。留在市场上的企业都是生产率更高的企业，而生产率更低的企业会被淘汰，因此仅仅根据在位企业样本来估计 TFP，会高估企业的 TFP。

为了方便，不妨将误差项分解为两项： $u_{it} = \omega_{it} + \eta_{it}$ ，其中 ω 表示全要素生产率， η 表示真正的误差项或生产率冲击。假设资本积累按照永续盘存法 (perpetual inventory met) 形成，即 $k_{t+1} = (1 - \delta)k_t + i_t$ ，其中 i 表示投资， δ 表示折旧率。为了解决上述两个内生性问题，Olley 和 Pakes (1996) 首先假定企业的投资决策是生产率、资本和中间投入的函数，即 $i_t = i_t(\omega_t, m_t, k_t)$ ，并将其代入方程 (A1)，得到

$$y_{it} = \beta_l l_{it} + \phi_t(i_{it}, m_{it}, k_{it}) + \eta_{it} \quad (\text{A2})$$

方程 (A2) 就是一个半参数回归方程，它解决了联立性问题。为了解决样本选择问题，还需要估计一个企业生存概率方程：

$$\Pr\{\chi_{t+1} = 1 | \omega_{t+1}(k_{t+1}, m_{t+1}), J_t\} = \rho_t\{\omega_{t+1}(k_{t+1}, m_{t+1}), \omega_t\} = \rho_t(i_t, m_t, k_t) \equiv P_t \quad (\text{A3})$$

其中 J 表示当期的全部信息。于是，第一步，运用四阶多项式估计方

程 (A2), 得到 β_l 和 ϕ_i ; 第二步, 利用 probit 模型估计方程 (A3), 得到 P_i ; 第三步, 联立方程 (A2) 和 (A3), 然后通过最小化残差平方和得到 β_m 和 β_k ; 最后, 通过索洛残值法得到 TFP:

$$TFP_{it}^{OP} = \exp(y_{it} - \hat{\beta}_l l_{it} - \hat{\beta}_m m_{it} - \hat{\beta}_k k_{it}) \quad (A4)$$

OP 方法的实质是将投资作为生产率的工具变量。它假定投资和产出之间存在严格单调的关系, 这意味着投资为 0 的观测值都会被剔除。为了解决这个问题, Levinsohn 和 Petrin (2003) 使用中间投入作为生产率的代理变量。毕竟, 中间投入为 0 的观测值比投资为 0 的更少。但 LP 方法并未解决样本选择问题, 而且有时会出现中间投入的斜率为 1 的无效情况。考虑到工业企业数据库中企业的进入和退出比较普遍 (平均每年超过 10%), 即样本选择问题不可忽视, 因此我们将主要使用 OP 方法估计企业 TFP。

供稿: 中国人民大学国家发展与战略研究院。所有权利保留。
任何机构或个人使用此文稿时, 应当获得作者同意。如果您想了解更多人大国发院其它研究报告, 请访问 <http://nads.ruc.edu.cn/more.php?cid=402>。