

资本价格扭曲、融资约束与中国工业生产率的增长

刘小鲁

摘要：本文考察了资本要素价格扭曲和融资约束对我国工业企业生产率变化的影响。结果表明，尽管市场退出机制仍然呈现出优胜劣汰的基本特征，但要素市场扭曲以及融资约束在一定程度上弱化了低生产率企业的退出效应。对在位企业生产率的分析表明，高生产率企业面临着更强的融资约束，而这可能是导致市场退出效应弱化的直接原因。此外，要素市场扭曲以及融资约束也抑制了在位企业生产率的增长。

一、引言

除企业自身的研发努力外，基于市场竞争基础上的企业演化和资源再配置。这种资源再配置效应一方面表现为竞争所导致的在位企业间市场份额的重新分配，另一方面也来自于行业内的进入与退出效应。在这种资源再配置机制的研究中，企业生产效率上的异质性通常被认为是决定资源再配置基本特征的关键变量：生产效率低下的企业将在市场的动态变化中被淘汰，而市场份额的重新分配和新企业的进入效应将使资源集中于高效率企业的生产中，并由此推动经济整体效率的逐步改善（Jovanovic, 1982; Ericson 和 Pakes, 1995; Melitz; 2003; Asplund 和 Nocke, 2006）。

我国生产率的测算与分解也引起了许多学者的关注。除以宏观数据为基础的生产率测算之外（郭庆旺和贾俊雪，2005; Zheng 等，2008; 鲁晓东和连玉君，2012），一些学者也开始关注要素再配置对 TFP 变化的影响。例如，姚洋（1998）考察了非国有经济成分兴起对我国工业企业技术效率的影响，并认为非国有成分的增加可以通过市场竞争和技术扩散提高全体企业的效率。肖耿和涂正革（2005）检查了企业要素投入配置效率对 TFP 增长的影响。谢千里等（2008）则探讨了不同所有制类型企业在生产率表现上的差异，并研究了不同地区生产率水平的收敛趋势。李玉红等（2008）以及聂辉华和贾瑞雪（2011）分解了我国工业企业生产率，并在此基础上考察了在位企业间的要素再配置以及市场进入和退出机制对生产率变化的影响。

市场资源再配置效应对生产率的促进作用在很大程度上受到要素市场有效性的影响。如果要素市场存在较为明显的扭曲，则生产率的提高可能受到抑制。对于在位企业而言，要素价格的负向扭曲将显著影响企业要素使用的情况，并更多地依赖廉价要素的使用来获取利润，而不是投资于风险较高的技术研发。此外，如果要素市场的扭曲主要源自政府的行政性干预，则政企关联将成为资源配置的关键性影响因素，而这会诱导企业将更多资源用于政治寻租，而不是自身能力

的建设。在资源配置扭曲的背景下,信贷约束还有可能改变市场退出机制的效果。如果信贷约束更多地集中于高效率企业,那么这种信贷配给的异质性分布将提高高效率企业由于资金短缺而退出市场的风险,从而抑制市场淘汰机制对生产率的正面推进作用。基于这些可能存在的负面影响,本文将在考察我国工业企业生产率变化趋势的基础上,进一步讨论资本要素价格扭曲和信贷约束对工业企业效率增长的具体影响。

二、生产率的测算

测算全要素生产率的最简便方法是在对生产函数参数进行 OLS 估计的基础上计算索洛剩余。然而,应用企业微观数据进行估计时,受企业进入和退出的影响,传统的估计方法会受到样本选择问题的干扰。由于生产函数的估计只能基于可观测的在位企业样本,而作为进入误差项的生产率往往对企业的进入与退出存在潜在影响,因而对生产函数的 OLS 估计往往存在样本选择所导致的内生性偏误。另一个潜在的干扰是要素投入决策的联立性问题,即企业往往会提前预期到生产率的某些变化趋势,而这会进一步影响企业的要素投入。为克服这些内生性问题所导致的不利影响,Olley 和 Pakes (1996) 提出以投资作为缓解联立性问题的工具变量,并通过附加企业退出的概率方程来解决样本选择的内生性问题。本文将在这一 OP 方法的基础上估计企业的 TFP。

与参数法估计的常用设定一样,本文假设企业的生产函数具有 C-D 型特征:

$$Y = e^{f(X,\varepsilon)} K^\alpha L^\beta M^\gamma \quad (1)$$

其中, Y 、 K 、 L 和 M 分别为企业产出、资本、中间品和劳动投入; X 为控制变量,包括了企业的所有制特征以及行业、省份和时间虚拟变量。

假设 $f(X,\varepsilon)$ 具有线性形式,则在 (1) 式取对数的基础上,可以得到如下计量方程:

$$\ln Y_{it} = a_0 + \alpha \ln K_{it} + \beta \ln L_{it} + \gamma \ln M_{it} + aX_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

本文在 OP 方法的基础上,使用 1998-2007 年中国工业企业的微观数据对 (2) 式进行了估计。在具体操作时,企业要素投入分别以职工人数、固定资产和工业中间投入来衡量,产出变量则使用了企业的工业总产值。由于在 OP 估计中,还需要使用固定资产投资作为工具变量,本文采用永续盘存法,并将折旧率设定为 15% 估算了企业的固定资产投资。为剔除价格因素的影响,本文以 2000 年为基期,分别使用工业品出厂价格指数和固定资产投资价格指数对工业总产值、工业中间投入和固定资产进行了调整。在控制变量的设置中,需要说明的是企业所有制特征的度量。在所有制类型的界定上,大致有两种思路。第一种思路是根据企业的

注册类型类进行鉴别。这种方法的一个缺陷在于，企业实际的资本构成在经营过程中往往会有所变动。例如，某些国企的注册类型是国有企业，但很可能在国企改革过程中成为私营企业。使用注册类型设定企业所有制变量无法体现出企业实际类型的变化。另一种思路则是根据企业实收资本的实际构成来设定企业类型变量。例如，余明桂、潘红波（2010）根据实收资本中国家资产比重是否超过 50% 来判定一个企业是否属于国有企业类型；白重恩等（2006）则直接使用企业实收资本中国家资本所占比重来反映企业的所有制性质；Cull、Xu 和 Zhu（2009）则根据实收资本中所占比例最高的投资主体类型来设置虚拟变量。本文采用了 Cull、Xu 和 Zhu（2009）的处理方法。但是，一些企业个体存在多个投资主体类型实收资本占比相等的情况。对于这些观测值，本文进一步结合企业注册类型来设定虚拟变量。

在样本的构建中，本文对数据进行了如下处理：（1）剔除了变量数据缺失的样本；（2）剔除工业总产值和工业销售额为负或 0 的样本；（3）剔除工业中间投入为负或 0 的样本；（4）剔除了职工人数小于 8 人的企业样本；（5）剔除了企业实收资本为 0 或负，以及与构成数据不相匹配的样本；（6）剔除了台湾和香港两个地区的企业样本；（7）在对变量进行价格处理时，如果省际价格指数缺失，则以全国的价格指数代替。经过上述处理，共得到样本 1917432 个。

表 1 生产函数的估计结果

	OP	OLS	固定效应	LP
固定资产	0.060*** (39.12)	0.033*** (83.71)	0.038*** (43.15)	0.018*** (24.88)
劳动	0.064*** (89.72)	0.076*** (114.54)	0.125*** (77.59)	0.058*** (136.81)
中间投入	0.871*** (592.83)	0.865*** (791.49)	0.717*** (254.53)	0.922*** (649.49)
国有	-0.110*** (-41.67)	-0.107*** (-68.36)	-0.002 (-0.67)	-0.129*** (-68.52)
集体	-0.005*** (-3.41)	-0.004*** (-3.35)	-0.001 (-0.37)	4.038E-04 (0.32)
私营	-0.008*** (-6.11)	-0.006*** (-6.09)	0.009*** (3.50)	-0.001 (-0.74)
法人	-0.003** (-2.09)	0.003*** (3.25)	0.004* (1.69)	0.001 (0.98)
外资	0.034*** (18.35)	0.036*** (28.55)	0.004* (1.76)	0.026*** (17.48)

* 出于篇幅的考虑，这里没有列出其他控制变量的估计结果。

表 1 列举了四种不同方法所得到的估计结果。从中可以看出，较 OP 方法而

言，其余三种方法对资本要素的产出弹性均存在不同程度的低估。造成这种现象的原因可能在于，OLS 和固定效应估计存在资本与误差项相关以及样本选择的内生性问题，LP 方法虽然考虑到了前一个内生性问题，但并未对样本选择偏误进行修正。由于通常假设企业资本要素的使用与生产率成正相关关系，因而内生性问题的存在会导致资本要素系数估计值的低估。

根据 OP 方法的估计结果，在估计（2）式系数的基础上，可以通过求解 $\exp(\ln Y - \hat{\alpha} \ln K - \hat{\beta} \ln L - \hat{\gamma} \ln M)$ 来测算企业的 TFP。表 2 展示了工业企业全要素生产率的平均值。

表 2 企业 TFP 的加权平均值

	工业	在位企业	新进入	下年退出	国有	集体	私营	法人	外商投资	港澳台
1998	1.935	1.928	—	1.963	1.818	2.026	1.997	2.087	2.085	1.915
1999	2.002	2.003	2.049	1.993	1.911	2.040	2.017	2.045	2.059	2.024
2000	2.017	2.017	2.030	2.018	1.929	2.048	2.025	2.055	2.066	2.031
2001	2.039	2.037	2.047	2.045	1.950	2.058	2.044	2.070	2.098	2.054
2002	2.072	2.074	2.019	2.067	1.994	2.084	2.066	2.098	2.137	2.107
2003	2.105	2.105	2.060	2.108	2.038	2.122	2.098	2.126	2.166	2.093
2004	2.001	1.987	—	2.150	1.923	2.035	1.973	2.036	2.035	2.064
2005	2.186	2.187	2.112	2.197	2.134	2.246	2.165	2.213	2.243	2.159
2006	2.224	2.227	2.124	2.228	2.208	2.273	2.204	2.246	2.294	2.176
2007	2.277	2.270	2.187	2.307	2.269	2.341	2.261	2.299	2.298	2.247

表 2 除展示了不同所有制企业的平均生产率，还将企业划分为在位、新进入以及下年退出三个类型进行比较。在中国工业企业数据库中，法人代码是企业被赋予的唯一不变代码，而这成为我们识别企业状态的关键变量。理论上说，如果数据库中统计了全部企业样本，那么通过法人代码的变化可以准确判断企业的进入与退出情况。然而，实际的情况较为复杂。这主要是因为数据的统计主要针对的是全部国有企业和规模以上非国有企业。因此，在两种情况下法人代码的变更与实际的进入与退出不符。第一种情况是国有企业改制。对于规模以下国有企业而言，改制前这些企业在统计范围之内，但改制为非国有企业后，则可能由于规模的下降而在数据库中消失，但企业本身并未退出。第二种情况是非国有企业的规模变化。这些企业由规模以下变为规模以上在数据上会形成虚假的“进入”，而由规模以上变为规模以下会形成虚假的“退出”。考虑到这些可能出现的干扰因素，在判定企业是否为新进入企业时，本文采用了以下两个步骤：（1）企业法人代码是否在前一年均未出现过；（2）对于代码在前一年未出现的企业，进一步检查其开业年是否与当年年份相吻合。在使用这两个标准进行判定时，我们发现 60 万个观测样本符合第一个标准的要求，但在进行开业年对报告期的对比时，

仅有 81991 个样本符合第二个标准的要求。造成这种现象的主要原因可能在于许多规模以下企业之前并未纳入数据库的统计口径之内,但随着企业规模的扩张而在之后的某年进入统计范围之内;另一种可能是企业改制或重组以后更换了企业名称和代码。而在企业退出状态的识别上,本文则采取以下两个标准:(1)企业代码在前一年存在,但在当年消失;(2)为了尽可能排除虚假的退出,进一步检查之后所有样本期内企业代码是否重新出现,如果出现,则不认为事前的代码消失代表企业的退出。另外,在改制和企业的兼并重组上,借鉴李玉红等(2008)的处理方法,只要改制时未成立新企业,那么企业的代码就不变,故可以将这些企业视为存活企业;如果改制或企业间的兼并重组形成了新的企业,则原企业代码会消失,而新企业会被赋予新的法人代码,在确认开业年与报告期一致以后,这些企业将被视为进入企业,而原企业视为退出。

从表 2 可以看出,我国工业企业的全要素生产率呈现出逐渐上升的趋势。在 1998-2007 年间,TFP 的年均增长速度为 1.82%。在不同所有制企业之间进行比较可以发现:(1)国有企业的平均生产率整体上略低于私营企业和法人企业,但并未存在非常显著差异;(2)外资企业较国有企业和私营企业而言则拥有生产率上的显著优势;(3)与在位企业相比,新进入企业在生产效率上并没有显著高于在位企业,在 2006 和 2007 年新进入企业的 TFP 均值甚至低于在位企业;(4)从退出企业的情况来看,这些企业的 TFP 均值也并未显著低于在位企业。最后两点暗示在,在市场资源在配置的过程中,可能存在着阻碍和扭曲进入与退出机制的潜在因素。聂辉华和贾瑞雪(2011)对我国工业企业生产率增长的分解在一定程度上印证了这一猜测。在同样适用销售额进行加权平均的基础上,他们的测算表明,我国工业企业 TFP 总体上的年均增长率为 1.8%,而其中由企业进入和退出所贡献的 TFP 增长率为-0.2%,而在位企业内部的 TFP 增长率则达到 2.4%。这一分解结果也表明进入与退出机制并未在我国工业企业 TFP 增长中起到根本性的推动作用。值得注意的是,他们的测算同时表明,市场份额在在位企业之间的重新配置对 TFP 增长率的影响为-1.360,这意味着竞争下的市场份额变化以及企业间的兼并重组也并未实现资源的优化配置。

三、资本要素价格扭曲与融资约束

测算要素价格扭曲的常用方法大致可以分为三类。第一类是基于生产函数的测算,即在估计生产函数的基础上进一步计算要素的边际产出,并将其与要素价格相比较来体现要素价格偏离要素边际贡献的程度(如 Hsieh 和 Klenow, 2009)。第二种方法是依据生产可能性前沿进行的测算。通常可以预期的是,受要素价格扭曲的影响,企业要素的使用将无法达到最优状态,从而导致资源配置的扭曲,

而实际生产对前沿面的偏离就成为反映要素价格扭曲程度的指标（如 Wang, 2003）。第三种方法则是测算要素的影子价格，而实际价格对影子价格的偏离就反映了要素价格的扭曲程度（如 Atkinson 和 Halvorsen, 1980）。

本文将在之前生产函数估计的基础上进行资本要素价格扭曲的测算。借鉴 Hsieh 和 Klenow（2009）的处理方法，如果企业 i 所面临的资本价格为 r_i ，则企业利润最大化下将有：

$$MPK_i = \lambda_i r_i \quad (3)$$

其中，参数 λ_i 反映了资本价格的扭曲程度。如果 $\lambda_i > 1$ ，则存在着资本价格的低估；如果 $\lambda_i < 1$ ，则资本要素价格被高估；如果 $\lambda_i = 1$ ，则不存在资本要素的价格扭曲。

然而，依据（3）式所测算的资本价格扭曲程度并不能完整地体现企业所面临的融资约束。理论上，企业的融资约束是指企业在外部融资时面临比使用内部资金更高的成本。在不完美的信贷市场中，企业的外部融资成本表现在两个方面。首先，企业的违约风险使得资本要素的供给方倾向于提高实际的利率水平。其次，受逆向选择因素的影响，资金供给方除利率的价格调整外，还会实施信贷配给，从而形成企业资本要素投入的硬性上限约束（Stiglitz 和 Weiss, 1981）。因此，如果完美市场中的资本价格为 \bar{r} ，而 $r_i = \mu_i \bar{r}$ ，则企业面临的信贷约束将表现为 $\lambda_i \mu_i$ 。为理解这一信贷约束和资本要素价格扭曲之间的差异，可以对比现实中不同所有制类型企业的融资环境。我国信贷市场中长期存在着所有制歧视的特征，即国有企业更容易以较低的融资成本获得更多的银行信贷。对于这类企业而言，资本要素价格的扭曲在很大程度上源于资本价格的低估（低于市场平均水平）。而对于民营企业而言，其信贷规模和期限往往都无法同国有企业相比，并且通常需要承受更高的贷款利率。对于这些企业而言，资本要素价格的扭曲主要来自于信贷配给所导致的数量约束。从数据测算结果来看，即使这两类企业面临的资本价格扭曲程度相同，但他们所面临的融资约束程度可能存在显著差异。

表 3 我国工业企业的平均资本边际产出

	工业	国有	集体	私营	法人	外资	港澳台
1998	0.409	0.158	0.485	0.618	0.594	0.309	0.254
1999	0.535	0.193	0.657	0.678	0.552	0.449	0.537
2000	0.579	0.198	0.682	0.679	0.582	0.482	0.598
2001	0.657	0.225	0.733	0.752	0.614	0.541	0.618
2002	0.682	0.232	0.742	0.768	0.642	0.546	0.671
2003	0.764	0.270	0.836	0.814	0.708	0.656	0.726
2004	0.546	0.226	0.680	0.650	0.565	0.529	0.582
2005	0.923	0.375	1.065	0.965	0.891	0.796	0.866

2006	0.984	0.447	1.135	1.012	0.928	0.849	0.920
2007	1.105	0.526	1.306	1.146	1.053	0.931	1.010

在之前生产函数的估计基础上，我们可以直接计算出每个企业的资本边际产出。从表 3 的计算结果可以看出，所有类型企业的资本边际产出均呈现出稳定的上升趋势。在不同所有制类型的企业之间进行对比可以发现，国有企业的资本边际产出最低，而集体和私营企业资本的边际产出最高。造成这种现象的原因可能有两个。首先，国有企业和外资企业通常拥有较高的资本密集程度。从资本劳动比来看，国有企业和外资企业分别为 17.842 和 20.037，而集体和私营企业则分别为 5.918 和 6.518。这种技术上的资本偏向型倾向使得这些企业的资本边际产出低于其他企业。其次，较国有企业和外企而言，民营企业往往面临着更强的信贷约束。受边际报酬递减规律的影响，这种资本要素使用上的限制也使得集体企业和私营企业的资本边际产出高于其他类型的企业。

为测算企业资本要素价格的扭曲程度，还需要对资本要素的实际价格进行测算。但是，在中国工业企业数据库中，并没有提供企业信贷方面的详细数据。为解决这一问题，一般的处理方法是选取企业的利息支出与负债总额的比值来近似地进行衡量（盛仕斌和徐海，1999；史晋川和赵自芳，2007；施炳展和冼国明，2012）。在具体的测算中，借鉴施炳展和冼国明，（2012）的方法，如果企业利率值高于 0.05，则将其作为企业资本的实际价格；反之，则以各类所有制企业各年贷款的平均利率代替该企业利率。表 4 列举了各年工业企业资本要素价格的均值。

表 4 工业企业的平均资本价格

	工业	国有	集体	私营	法人	外资	港澳台
1998	0.057	0.046	0.060	0.077	0.070	0.053	0.050
1999	0.059	0.036	0.076	0.074	0.064	0.034	0.036
2000	0.054	0.031	0.072	0.062	0.060	0.043	0.035
2001	0.050	0.029	0.066	0.058	0.054	0.031	0.029
2002	0.048	0.027	0.067	0.052	0.053	0.023	0.026
2003	0.055	0.033	0.071	0.058	0.066	0.028	0.029
2004	0.033	0.023	0.045	0.047	0.041	0.016	0.014
2005	0.051	0.026	0.052	0.055	0.064	0.026	0.020
2006	0.051	0.027	0.048	0.057	0.058	0.025	0.020
2007	0.057	0.028	0.051	0.063	0.065	0.029	0.022

从表 4 可以看出，国有企业、外资和港澳台资企业的平均资本价格要显著低于其他三类企业。计算各年利率的总体平均利率可知，国有、集体、私营、法人、

外资以及港澳台这六类企业的平均利率水平分别为：0.030、0.066、0.059、0.061、0.028 和 0.025。这说明，利率从低到高依次是港澳台资企业、外资企业、国有企业、私营企业、法人企业和集体企业。造成这种现象的原因可能在于，一方面，受政企关联的影响，我国信贷体系对国有企业融资存在偏向；另一方面，地方政府间的招商引资竞争也使得国有、外资和港澳台资企业面临较为宽松的金融政策。

结合表 3 和表 4 的数据，可以进一步根据公式（3）来计算企业资本要素价格的扭曲程度。总体来看，国有、集体、私营、法人、外资以及港澳台这六类企业的平均资本价格扭曲程度分别为：11.143、18.083、22.444、19.212、31.183 和 39.464。从这一计算结果可以看出，资本价格负向扭曲从高到低依次是：港澳台资企业、外资企业、私营企业、法人企业、集体企业和国有企业。值得注意的是，国有企业资本要素价格的扭曲程度从平均水平来看却是最低的。造成这种现象的原因在于，正如前文所指出的，资本价格扭曲的成因既可能是信贷配给下的融资约束，也可能是实际贷款利率的人为压低。受融资约束的制约，民营企业在资本要素使用上的扭曲甚至可能超过国有企业。为了对这一问题进行说明，我们可以以国有企业和私营企业为例来进行进一步的对比。在这一分析过程中，需要进一步对参数 μ 进行测算。在此过程中，我们以各年市场利率均值来体现完美市场中的一般利率水平。具体结果如表 5 所示。

表 5 国有与私营企业资本价格扭曲和融资约束情况

	国有			私营		
	λ	μ	$\lambda\mu$	λ	μ	$\lambda\mu$
1998	3.490	0.875	2.997	9.602	1.460	11.732
1999	6.348	0.688	3.660	11.442	1.410	12.878
2000	7.588	0.591	3.756	14.097	1.176	12.891
2001	9.792	0.542	4.276	17.237	1.103	14.280
2002	10.459	0.511	4.419	19.924	0.989	14.596
2003	10.540	0.625	5.132	19.261	1.105	15.470
2004	11.837	0.432	4.300	17.162	0.896	12.348
2005	18.252	0.502	7.125	24.415	1.054	18.332
2006	21.116	0.504	8.487	25.058	1.087	19.223
2007	23.798	0.535	9.992	25.823	1.201	21.769

表 5 中， λ 代表通常意义上的资本要素价格扭曲。它体现了企业资本边际产出与实际资本价格的差距。 μ 为企业个体利率与市场平均利率水平的比值。它可以用来反映企业融资所面临的利率上浮或下调幅度。 $\lambda\mu$ 作为企业外部融资约束

的度量指标，体现了企业外部融资成本超过内部资金使用成本的程度。¹ 从计算结果来看，国有企业的利率水平显著低于市场平均水平。在 2005 年之后，该利率水平大致只有市场平均利率的一般。相比而言，私营企业所承受的资本价格则显著高于市场平均水平。除此之外，从信贷约束的对比上来看，私营企业面临的融资约束程度显著高于国有企业。因此，表 5 清晰地展示国有企业与私营企业尽管在资本要素价格上均表现出低估的特征，但两种价格扭曲的成因有根本差异。对于国有企业而言，导致资本价格负向扭曲的主要原因在于政企关联和宽松的金融政策背景下利率的人为压低；而从私营企业角度来看，资本边际产出高于实际资本价格的主要原因在于信贷配给下资本要素的使用限制。

四、资本要素价格扭曲、融资约束与生产率的动态变化

（一）要素价格扭曲及融资约束对生产率的影响

从生产率变化的基本机制来看，要素价格扭曲和融资约束对于企业的进入与退出行为，企业的技术进步投入以及市场竞争格局都会产生一定的负面影响。这具体表现在：

首先，资本价格的负向扭曲使得在信贷资金获取上拥有优势的企业更倾向于依赖廉价要素的使用来获取利润，并且在投资上也将倾向于将资金更多地用于固定资产投资，而不是进行技术研发，因为地方政府间招商引资竞争所引发的土地价格扭曲和基础设施补贴意味着企业投资能够获得直接的经济利益。相比而言，受研发能力和国外已有的先进技术专利壁垒的制约，R&D 对于我国企业而言具有较高风险，而不完善的知识产权保护也降低了企业在技术研发方面的投资收益率。

其次，由于政府控制了关键性要素的定价权力，因而政治关联程度直接决定了企业的融资约束。在此背景下，企业倾向于通过寻租活动与政府官员建立政治联系，并由此以较低成本获取生产要素。余明桂等（2010）的研究表明，政治关联对于发展中国家企业的成长具有显著影响，原因就在于拥有政治关系的企业能够从掌握要素定价与配置权利的政府官员手中获取廉价的要素供给。在此背景下，企业必须考虑将资金用于政治寻租还是通过自主研发来实现企业成长（杨其静，2011）。在要素价格低估的背景下，政治寻租所能产生的直接收益必然抑制企业将资金用于风险较高的技术研发，并进而挤占企业的 R&D 投资。

第三，在资源配置扭曲的背景下，信贷约束将改变企业退出机制并抑制生产率的提高。如果低效率企业能够凭借政企关联获取信贷资金支持，而高效率企业

¹ 根据 Modigliani 和 Miller（1958）的理论，在完美的信贷市场中，企业内部融资和外部融资是等价的。因此，理想状态下，企业内部资金的使用成本应该与外部资金使用成本相等。

面临较强的信贷约束，那么竞争中的资金短缺可能反而使得高效率企业更容易退出市场，而这实际上抑制了市场竞争的优胜劣汰机制对生产率的推进作用。此外，由于企业的固定资产投资以及研发支出往往要求企业在一定时期内进行连续的资金投入（如维持研发团队），因此融资约束也制约了在位企业进行技术研发的动力。

（二）指标选取和样本数据的处理

在前文研究中，本文已经介绍了企业 TFP、资本要素价格扭曲、融资约束以及所有制特征等关键指标的获取方法。在下面的计量研究中，我们将进一步加入如下变量：

（1）要素市场的发育程度。除从企业层面对资本要素价格扭曲和融资约束程度进行测算外，还可以考虑从市场整体的发育情况来体现要素市场的扭曲程度。为此，我们选取了樊纲、王小鲁和朱恒鹏（2011）确立的市场化指数下的要素市场发育程度指标进行分析。

（2）市场结构。本文引入赫芬达尔-赫希曼指数（HHI）来体现行业的市场结构，并以企业总资产的自然对数来反映企业规模，以便衡量企业个体的市场势力。在 HHI 指数的计算中，行业的划分以四分位行业代码为基础。

（3）企业年龄。该指标选取的是报告期年份-企业开业年+1 的对数值。

（4）利润率，即企业利润总额与工业销售产值之比。

（5）资产负债率，即企业全部负债与总资产之比。

（6）企业研发支出。在数据处理上，以企业工业销售额对该变量进行了标准化处理。

（7）企业规模。企业固定资产规模、职工人数、工业总产值以及总资产均可以作为企业规模的衡量变量。但在下文的分析中，生产率这一关键变量与固定资产规模、职工人数、工业总产值高度相关，因而选取这些变量可能产生较为严重的共线性问题。因此，本文最终选取企业总资产的对数值来反映企业的规模。

在样本构建中，为排除统计错误、异常值和极端值对计量结果的影响，本文对数据进一步做了如下处理：（1）剔除了关键变量（如企业利息支出）缺失的样本；（2）根据企业生产率的测算结果，剔除了前后各 0.5% 的观测值，以排除 tfp 测算中的异常值和极端值；（3）剔除了利润率大于或等于 1 的不合理观测值；（4）剔除企业研发支出、补贴收入、总资产和总负债为负值的样本。经过这些处理，共得到 999762 个样本观测值。

（三）退出与生产率：市场层面的分析

为检验要素市场扭曲、生产率与企业退出行为之间的关系，这里以企业是否在下年退出为被解释变量进行了计量分析。使用 Probit 估计所得结果如表 6 所示。

表6 要素市场扭曲、企业生产率与退出概率

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
TFP	-0.028*** (-17.45)	-0.043*** (-23.50)	-0.029*** (-16.95)	0.002 (0.43)	-0.032*** (-7.13)
国有	-0.023*** (-12.98)	-0.070*** (-27.17)	-0.022*** (-12.96)	-0.022*** (-12.49)	-0.068*** (-25.16)
集体	0.087*** (44.31)	0.087*** (44.13)	0.087*** (44.31)	0.087*** (44.28)	0.087*** (44.13)
私营	0.050*** (33.06)	0.050*** (33.13)	0.050*** (33.06)	0.050*** (33.04)	0.050*** (33.12)
法人	0.058*** (35.04)	0.058*** (35.14)	0.058*** (35.04)	0.058*** (35.04)	0.058*** (35.14)
外资	-0.011*** (-6.03)	-0.011*** (-5.80)	-0.011*** (-6.03)	-0.011*** (-5.94)	-0.011*** (-5.78)
补贴	-0.028*** (-28.08)	-0.028*** (-27.75)	-0.031*** (-9.14)	-0.028*** (-27.98)	-0.028*** (-7.97)
要素市场发育程度	-0.020*** (-35.76)	-0.020*** (-35.61)	-0.020*** (-35.74)	-0.016*** (-19.57)	-0.019*** (-22.68)
规模	-0.013*** (-61.79)	-0.013*** (-62.59)	-0.013*** (-61.80)	-0.013*** (-61.94)	-0.013*** (-62.61)
利润率	2.44E-5 (-0.86)	2.43E-5 (-0.81)	2.45E-5 (-0.86)	2.63E-5 (-0.92)	2.48E-5 (-0.83)
资产负债率	-5.02E-7 (-1.59)	-4.65E-7 (-1.60)	-5.02E-7 (-1.59)	-4.94E-7 (-1.59)	-4.64E-7 (-1.60)
年龄	0.012*** (28.38)	0.012*** (28.84)	0.012*** (28.39)	0.012*** (28.51)	0.012*** (28.86)
HHI	0.044*** (4.21)	0.044*** (4.22)	0.044*** (4.21)	0.044*** (4.18)	0.044*** (4.21)
国有*TFP		0.082*** (21.09)			0.079*** (19.28)
补贴*TFP			0.005 (1.02)		2.72E-04 (0.05)
要素市场发育程度*TFP				-0.007*** (-7.93)	-0.002** (-2.40)

* 估计时控制了省份、时间和行业因素，但因篇幅限制，未报告估计结果。

从以上估计结果可以发现：(1) 企业生产率与退出概率基本呈现出负相关关系，这说明企业的退出机制仍表现出优胜劣汰的基本特征；(2) 从企业所有制特征来看，首先，集体企业、私营企业和法人企业较其他几类企业有更高的退出概率，而国有企业最不易退出；其次从国有企业虚拟变量与 TFP 的交叉项来看，符号显著为正，这说明在国有企业的退出过程中，生产率所起的作用相对于其他类型企业而言呈现出弱化的特点；(3) 从要素市场发育指数与 TFP 交叉项的估计结

果来看，在要素市场发展程度较高的地区，企业生产率的变化对企业退出概率有更强的边际影响，这反过来说明要素市场的扭曲实际上在一定程度上阻碍了低生产率企业的退出。

（四）退出与生产率：企业个体层面的分析

在以上计量分析的基础上，本文进一步从企业个体层面考察融资约束对企业退出行为的影响。相关估计结果如表 7 所示。

表 7 融资约束与企业的退出行为

	(1)	(2)	(3)
Tfp	-0.027*** (-12.68)	-0.031*** (-14.08)	-0.047*** (-18.39)
国有	0.001*** (0.44)	0.001 (0.28)	-0.045*** (-12.87)
集体	0.087*** (32.33)	0.087*** (32.37)	0.087*** (32.22)
私营	0.051*** (23.95)	0.051*** (23.97)	0.051*** (23.99)
法人	0.058*** (25.29)	0.058*** (25.29)	0.058*** (25.32)
外资	-0.009*** (-3.43)	-0.009*** (-3.43)	-0.009*** (-3.30)
补贴	-0.023*** (-19.26)	-0.023*** (-19.88)	-0.027*** (-6.65)
融资约束	1.63E-04*** (12.65)	3.651E-04*** (-5.79)	4.121E-04*** (-6.52)
规模	-0.012*** (-38.78)	-0.013*** (-39.44)	-0.013*** (-39.77)
利润率	-1.543E-04 (-0.91)	-1.422E-04 (-0.84)	-1.927E (-1.11)
资产负债率	-5.55E-06 (-1.55)	-5.69E-06 (-1.57)	-5.57E-06 (-1.56)
年龄	0.011*** (22.66)	0.011*** (22.67)	0.011*** (22.99)
HHI	0.039*** (3.07)	0.039*** (3.05)	0.039*** (3.06)
国有*tfp			0.076*** (15.52)
补贴*tfp			0.006 (1.07)
融资约束*tfp		0.001*** (8.65)	0.001*** (9.70)

* 同表 6。

在估计时，本文在估计结果（1）的基础上依次加入了各交叉项。对比表 7 与表 6 的结果可以发现，之前的分析结果没有出现根本性的变化。首先，企业生产率与退出概率之间仍呈现出显著的负相关关系，这说明低效率的企业有更高的可能被市场淘汰。表 7 与表 6 估计时的最大区别在于省际层面的要素市场发育指数被替换为企业个体所面临的融资约束。直觉上来说，如果低效率企业反而能够较为容易地获得银行信贷支持，那么其退出时点可能会被认为延迟；反之，如果高效率企业面临较强的信贷约束，那么这些企业由于资金短缺的限制未必会呈现出比低效率企业更高的生存能力。表 7 的估计结果在一定程度上验证了这一推测。观察融资约束与 TFP 交叉项的边际效应估计值可以发现，该边际效应显著为正。结合生产率本身的系数符合可知，这意味着融资约束实际上弱化了生产率在决定企业退出概率中的作用。实际上，在对我国信贷资金配置的所有制歧视的研究中，许多研究表明信贷资金被更多地配置给了效率较低的国有企业，而效率较高的非国有企业则面临着更强的信贷约束（卢峰和姚洋，2004；张军和金煜，2005；Ge 和 Qiu，2007；Cull、Xu 和 Zhu，2009）。结合这些研究的基本结论可以推测，我国企业融资约束在不同生产率企业间的异质性分布是弱化生产率与企业退出关联的主要原因之一。

（五）在位企业生产率的变化

除对企业退出行为的影响外，要素价格扭曲和融资约束还可能干扰在位企业生产率的变化。为对这一推测进行检验，本文进一步考虑资本价格扭曲和融资约束对在位企业生产率即其增长率的影响。在面板数据估计中，为了减弱截面个体非观测效应可能引起的内生性问题，通常采用固定效应或随机效应模型进行估计。但是，固定效应的估计以变量的组内均值差分为基础，而这会消除不随时间变化的变量的影响。在本文研究所使用的样本中，大量的企业的所有制性质始终保持不变。在固定效应估计下，组内均值差分将消除这些企业的所有制差异，从而无法体现出所有制性质对企业行为的影响。出于对这一负面影响的考虑，这里以随机效应进行了估计。

表 8 要素价格扭曲、融资约束与在位企业生产率

	lnTFP	lnTFP	Δ lnTFP	Δ lnTFP
资本价格扭曲	4.656E-04*** (65.84)		-2.335E-04*** (-33.70)	
融资约束		0.001*** (77.90)		-4.572E-04*** (-39.48)
研发支出	0.130*** (4.89)	0.129*** (4.88)	0.073*** (2.58)	0.074*** (2.62)
国有	-0.027*** (-9.65)	-0.034*** (-12.20)	0.001 (0.19)	0.004 (1.59)

集体	0.020*** (7.82)	0.010*** (3.90)	-0.005*** (-2.14)	3.71E-04 (0.16)
法人	0.018*** (9.42)	0.008*** (4.18)	-0.008*** (-4.73)	-0.003 (-1.55)
私营	0.019*** (10.06)	0.008*** (4.57)	-0.007*** (-4.17)	-0.001 (-0.86)
外资	0.023*** (10.14)	0.020*** (8.59)	-0.002 (-1.12)	1.751E-04 (-0.08)
企业规模	-0.002*** (-6.23)	-0.001*** (-2.93)	-0.004*** (-12.51)	-0.004*** (-14.37)
资本收益率	0.004*** (13.00)	0.004*** (13.02)	0.002*** (5.44)	0.002*** (5.47)
HHI 指数	0.050*** (2.84)	0.049*** (2.79)	-0.009 (-0.54)	-0.008 (-0.52)
企业年龄	-0.012*** (-18.52)	-0.012*** (-18.91)	-0.011*** (-19.53)	-0.011*** (-19.37)

* 同表 6。

表 8 前两列估计结果分别反映了资本价格扭曲和融资约束对企业 TFP 对数值的影响，而后两列则展示了资本价格扭曲和融资约束对企业 TFP 增长率的影响。由于资本价格扭曲和融资约束高度相关，因此在估计过程中没有考虑将两个变量同时加入计量方程的情况。此外，为了缓解可能存在的内生性问题，资本价格扭曲、融资约束、企业研发支出、资本收益率这些变量均滞后一阶。

从表 8 的估计结果可以发现，面临更强资本价格扭曲或融资约束的企业具有更高的生产率。这进一步支撑了前文基于表 7 估计结果的推断，即信贷资金更倾向于配置给效率较低的企业。联系国有企业虚拟变量的系数估计值符号来看，造成这一资源配置结果的主要原因很有可能是政企关联背景下的所有制歧视。而从企业生产率的变化趋势来看，由于 $\Delta \ln TFP$ 近似等于企业生产率的增长率，因此最后两列估计结果表明，资本价格扭曲和融资约束也阻碍了在位企业生产率的提高。

五、结语

本文测算了我国工业企业的生产率、资本要素价格扭曲以及融资约束程度，并在此基础上分析了资本要素价格扭曲和融资约束对生产率增长的影响。本文的主要结论在于：

(1) 在 1998-2007 年间，我国工业企业 TFP 的年均增长速度为 1.82%。与在位企业相比，新进入的企业与退出企业的 TFP 均值与在位企业相比并未存在非常显著的差异。这暗示着在位企业生产效率的提高是工业企业总体生产率增长的主

要原因。

(2) 国有企业、外资企业以及港澳台资企业在资本要素价格的扭曲上与其他类型企业有显著不同的特征。以国有企业和私营企业的对比为例，资本价格的人为低估是导致国有企业资本要素价格扭曲的主要原因，而私营企业所面临的融资约束则是导致该类企业资本边际产出与要素价格想背离的主要原因。

(3) 要素市场的扭曲不仅仅表现在价格的人为低估和信贷约束的存在，还反映在高生产率企业面临更强的融资约束。

(4) 资本要素价格扭曲和融资约束一方面弱化了生产率在企业退出中的实际作用，从而抑制了市场优胜劣汰机制对于生产率增长的正面效应，另一方面还制约了在位企业生产率的增长。

参考文献：

白重恩、路江涌和陶志刚（2006）：《国有企业改制效果的实证研究》，《经济研究》第 8 期。

樊纲、王小鲁和朱恒鹏（2011）：《中国市场化指数：各地区市场化相对进程 2011 年报告》，经济科学出版社。

方军雄（2007）：《所有制、制度环境与信贷资金配置》，《经济研究》第 12 期。

郭庆旺、贾俊雪（2005）：《中国全要素生产率估算》，《经济研究》第 6 期。

李玉红等（2008）：《企业演化：中国工业生产率增长的重要途径》，《经济研究》第 6 期。

鲁晓东、连玉军（2012）：《中国工业企业全要素生产率估计：1999-2007》，《经济学（季刊）》第 2 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。

盛仕斌、徐海（1999）：《要素价格扭曲的就业效应研究》，《经济研究》第 5 期。

施炳展、冼国明（2012）：《要素价格扭曲与中国工业企业出口行为》，《中国工业经济》第 2 期。

史晋川、赵自芳（2007）：《所有制约束与要素价格扭曲——基于中国工业行业数据的实证分析》，《统计研究》第 6 期。

肖耿、涂正革（2005）：《中国的工业生产力革命——用随机前沿生产模型对中国大中型工业企业全要素生产率增长的分解及分析》，《经济研究》第 3 期。

谢千里等（2008）：《中国工业生产率的增长与收敛》，《经济学（季刊）》第 3 期。

杨其静（2011）：《企业成长：政治关联还是能力建设？》，《经济研究》第 10 期。

姚洋（1998）：《非国有经济成分对我国工业企业技术效率的影响》，《经济研究》第 12 期。

余明桂等（2010）：《政治联系、寻租与地方政府财政补贴有效性》，《经济研究》第 3 期。

张军、金煜（2005）：《中国的金融深化和生产率关系的再检验：1987-2001》，《经济研究》第11期。

Asplund, M. and Nocke, V. 2006. "Firm Turnover in Imperfectly Competitive Market." *Review of Economic Studies*, Vol.73, 295-327.

Atkinson, S.E. and Halvorsen, R. 1980. "A Test of Relative and Absolute Price Efficiency in Regulated Utilities." *Review of Economics and Statistics*, Vol.62, 81-88.

Cull R., L.C. Xu and T. Zhu, 2009, "Formal Finance and Trade Credit during China's Transition", *Journal of Finance Intermediation*, Vol.18, pp. 173-192.

Ericson, R. and Pakes, A. 1995. "Markov-Perfect Industry Dynamics: A Framework for Empirical Work." *Review of Economic Studies*, Vol.62, 53-82.

Ge, Y. and J. Qiu, 2007, "Financial Development, Bank Discrimination and Trade Credit", *Journal of Banking and Finance*, Vol.31, pp. 513-530.

Jovanovic, B. 1982. "Selection and the Evolution of Industry." *Econometrica*, Vol.50, 649-670.

Melitz, M.J. 2003. "The Impact of Trade on Intra-Industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity." *Econometrica*, Vol.71, 1695-1725.

Modigliani, F. and Miller, M.H. 1958. "The Cost of Capital, Corporation Finance and the Theory of Investment." *American Economic Review*, Vol.48, 261-297.

Olley, S. and Pakes, A. 1996. "The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry." Vol.64, 1263-1297.

Stiglitz, J.E. and Weiss A. 1981, "Credit Rationing in Markets with Imperfect Information", *American Economic Review*, 71, pp. 393-410.

Wang, Hung-Jen. 2003. "A Stochastic Frontier Analysis of Financing Constraints on Investment: The Case of Financial Liberalization in Taiwan." *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol.21, 406-419.

Zheng, J., Bigsten, A. and Hu, A., 2008, "Can China's Growth be Sustained? A Productivity Perspective", *World Development*, Vol. 37, No. 4, pp. 874-888, 2009.