

银行部门的市场化、信贷配置与工业重构^{*}

简 泽 干春晖 余典范

内容提要:在一个自然实验的框架下,本文考察了加入世界贸易组织后银行体制的变化对中国工业重构的影响。本文发现,银行部门的市场化促进了企业层面的重构和全要素生产率的改善。不过,银行体制的变化对盈利能力不同的企业产生了不同的影响,它在推动盈利能力较强的企业的重构和全要素生产率增长的同时,加剧了产业内不同企业之间生产效率的分化,进而激发了产业层面的重组和跨企业的资源再配置。这个创造性破坏的过程中,产出创造率远远高于产出破坏率,并且跨企业的资源配置效率呈现明显改善的趋势。于是,银行部门的市场化推动了中国工业部门的增长和全要素生产率的改善。这些结果表明,在中国工业部门面临产能过剩和潜在增长率下降的情况下,进一步推动银行部门的改革对于工业部门的结构调整、增长和全要素生产率的改善具有重要意义。

关键词:银行体制的变化 信贷配置 工业重构

一、引 言

在中国经济渐进式转轨的过程中,与产品市场的改革比较起来,金融部门的改革和市场化进程严重滞后(Huang, 2010)。于是,在一个政府主导的金融体制下,银行部门可以把社会资金集中起来配置给效率偏低的国有部门,从而支持了计划内部门的稳定与增长(张杰,1998)。可是,以政治关联关系而不是经济标准来配置信贷资本不仅造成了以国有企业为代表的企业层面的软预算约束和低效率,而且扭曲了经济资源跨企业的配置结构和产品市场的动态竞争过程。因此,银行部门的市场化成为完成中国经济革命的关键(Lardy, 1998)。

在加入世界贸易组织以后,中国银行部门的市场化改革取得了一些重要进展,银行行为和信贷资本的配置方式开始具有市场化的初步特征(Allen et al., 2009; Berger et al., 2009; 刘鹏, 2008; 姚树洁等, 2011)。于是,一些重要的问题产生了:在微观层面上,银行部门的市场化是否硬化了企业的预算约束,进而促进了微观层面的重构和生产率的改善?在产业层面上,银行部门的市场化是否推动了产业重组和跨企业资源配置效率的改善?进一步,如果银行体制的变化推动了企业和产业层面的重构,那么,这种重构是否推动了中国工业部门的增长和全要素生产率的改善?

在一个自然实验的框架下,本文考察了银行部门的市场化对中国工业重构的影响。我们发现,通过迫使企业改善X非效率和进行更多的技术创新,银行部门的市场化促进了工业部门企业层面的重构和全要素生产率的改善。不过,银行体制的变化对同一产业内盈利能力不同的企业产生了不同的影响,它在推动那些盈利能力强的企业重构和全要素生产率增长的同时,加剧了产业内不同

^{*} 简泽(通讯作者),同济大学经济与管理学院,邮政编码:200092,电子信箱:jianze@tongji.edu.cn;干春晖,上海财经大学国际工商管理学院,邮政编码:200433,电子信箱:ganchh@126.com;余典范,上海财经大学500强研究中心,邮政编码:200433,电子信箱:ydfshufe@126.com。本文是国家社科基金重大招标项目“‘十二五’期间加快推进我国产业结构调整研究”(批准号:10ZD&011)和教育部新世纪优秀人才支持计划项目“经济全球化与中国产业经济发展”的阶段性研究成果。作者感谢匿名审稿人非常富有启发性和建设性的修改意见。当然,文责自负。

企业之间生产效率的分化,进而激发了产业层面的重组和跨企业的资源再配置过程:一方面,生产率较低的企业逐渐收缩,并最终退出市场;另一方面,新企业大规模进入,生产率较高的企业也开始扩张。在这个创造性破坏的动态竞争过程中,中国工业部门的产出创造率远远高于产出破坏率。于是,银行部门的市场化推动了中国工业部门的增长。同时,通过促进跨企业资源配置效率的改善,银行部门的市场化也成为中国工业部门全要素生产率增长的重要源泉。

在最近的研究中,金融体制的演化对实体经济的影响成为金融经济学和转轨经济学关注的重要问题。然而,关于金融发展与中国经济增长的关系,现有的研究得出了不同的结果:以张军和金煜(2005)、林毅夫和孙希芳(2008)以及武志(2010)为代表的研究发现,金融发展与中国经济增长和生产率改善之间存在显著的正相关关系;而以李广众和陈平(2002)、李广众和王美今(2003)为代表的研究结果却显示,金融中介规模的扩大对经济增长没有显著的影响。通过考察银行体制的变化对企业和产业层面重构的影响,本文揭示了银行体制的变化影响工业增长和全要素生产率改善的具体机制和过程,从而为金融发展与中国经济增长之间的正相关关系提供了微观基础和具体的实现机制。

同时,在国外学者的研究中,Bertrand et al. (2007)在一个相同的经验识别方法下考察了法国银行部门的改革对法国工业部门企业和产业重构的影响。Bertrand et al. (2007)发现,在企业层面上,法国银行部门的放松管制推动了制造业企业薪酬的下降、外包增多、人均资产的减少、资产利润率的上升;在产业层面上,法国银行部门的自由化推动了企业进入率与退出率的增长以及市场集中度的下降。在一个存在软预算约束的转轨经济中,企业重构的效果应该综合地体现在企业层面全要素生产率的变化上(Djankov & Murrell, 2002),而产业重组的关键在于经济资源以生产率为基础的跨企业的再配置(Foster et al., 2006)。因此,与Bertrand et al. (2007)不同的是,我们的分析主要集中在银行体制的变化对中国工业部门企业层面的全要素生产率和以企业层面的全要素生产率为基础的跨企业的资源配置效率的影响上。重要的是,中国银行部门与工业部门,尤其是工业部门中的国有企业保持着更密切的联系,导致了微观层面的软预算约束和跨企业的资源错配。所以,银行体制的变化对中国工业重构的影响表现出一些不同的特征:首先,中国银行部门的市场化对企业重构的影响依赖于企业的盈利能力,它推动了盈利能力较强的企业的重构和全要素生产率增长,同时,使得盈利能力较弱的企业的全要素生产率呈现恶化的趋势;其次,以企业层面生产效率的分化为基础,中国银行部门的市场化推动了以生产率为基础的产业重组和跨企业的资源再配置过程。由于长期存在的金融抑制得到初步缓解,在这个创造性破坏的过程中,产出创造率远远高于产出破坏率,所以,在总量层面上,中国银行部门的市场化具有显著的增长效应;第三,虽然没有促进企业层面平均全要素生产率的增长,但是,中国银行部门的市场化促进了跨企业资源配置效率的改善。因而,在总量层面上,中国银行部门的市场化表现出显著的生产率增进效应。

二、制度背景

以2001年中国加入世界贸易组织为标志,中国银行部门的制度结构发生了重要变化(Alessandra & Poncet, 2008; Allen et al., 2009; Berger et al., 2009; Qian et al., 2012; 刘鹏, 2008; 姚树洁等, 2011)。在这一节里,我们首先简要地回顾加入世界贸易组织之前中国银行部门的改革和制度特征。然后,讨论加入世界贸易组织以后银行部门产权结构、市场竞争环境和政府管制的变化。

计划经济时期,中国的银行体系完全为中国人民银行所控制。中国人民银行既是中央银行,又是唯一的商业银行。改革后,中国人民银行一分为二:中国人民银行行使中央银行的职能,原中国人民银行承担的商业业务分给了陆续组建的四大国有专业银行。四大国有专业银行具有全国范

围的营业网络,控制了银行部门总资产的绝大部分,因而,在中国银行部门中居于主导地位。

从20世纪90年代中期开始,金融部门的改革开始成为中国经济体制改革的重要组成部分。改革的主要措施是把政策性信贷从四大专业银行中分离出来,使四个专业银行成为商业银行。同时,成立了一些地方性银行和非银行的金融机构。然而,由于四大国有银行内部的产权结构没有任何改变,而新成立的地方性银行和非银行金融机构的经营业务和经营范围又受到严格限制,所以,四大国有商业银行仍然在中国银行部门中占据主导地位。于是,大部分的银行信贷继续配置给了效率偏低的国有企业。^①因而,这一时期银行部门的市场化改革没有取得预期的效果(Berger et al., 2009; 吴军和白云霞, 2009)。

随着中国加入世界贸易组织,在市场化转型过程中相对滞后的中国银行部门开始面临前所未有的外部竞争压力。为了应对金融开放带来的外部竞争,从2002年开始,中国银行部门的市场化改革进入一个新的时期(Alessandra & Poncet, 2008; Allen et al., 2009; Berger et al., 2009; 刘鹏, 2008; 姚树洁等, 2011)。

首先,微观层面上,主要的大型国有商业银行在2002年以后开始进行股份制改革,一些跨国银行和跨国公司开始持有中国建设银行、中国银行以及中国工商银行的股份。随着银行内部产权结构的变化,一个新的监督和管理机制开始出现在国有商业银行中,从而推动了中国银行部门微观基础的市场化转变。其次,在产业层面上,根据中国加入世界贸易组织的协议,中国银行部门对外资银行的进入壁垒和业务限制逐渐降低(姚树洁等, 2004)。同时,伴随国有商业银行逐渐成为具有独立物质利益和经营自主权的经济主体,银行之间的竞争增强了。于是,在2002年以后,中国银行部门的可竞争性和竞争性显著增强(刘鹏, 2008)。第三,在宏观层面上,政府进一步放松了对商业银行的管制(Allen et al., 2009; Berger et al., 2009):一方面,在加入世界贸易组织以后,政府减少了对商业银行存贷款业务的干预;另一方面,政府放宽了对商业银行,尤其是外资和地方性银行经营业务和经营地理范围的限制。这些方面的改革为银行部门的微观主体引入了更强的利润动机和经营自主权,促进了银行部门内部的竞争,进而推动了银行行为和信贷资本配置方式的转变。

三、理论分析与假说

在金融经济学的文献中,大量的研究表明,一个国家的金融制度与实体经济中企业的性质和产业组织存在密切关联(Laffont & Tirole, 1988; Rajan & Zingales, 1998; Caballero et al., 2008)。这意味着,在一个转轨经济里,银行部门的制度变迁可能对非金融部门企业和产业层面的重构产生重要影响(Dewatripont & Maskin, 1995; Rizov, 2008; 张杰, 2011)。

在加入世界贸易组织之前,中国的银行体制是政府主导的。在这样的金融体制下,政府、银行以及以国有企业为代表的非金融企业之间存在十分密切的政治和经济联系。于是,当非金融企业,尤其是国有企业,陷入财务困境时,政府通常要求银行救助这些企业。建立在大量企业被解救的共同经历的基础上,非金融企业的管理者预期,当他们陷入财务困境的时候,政府和银行会解救他们,进而导致了企业层面的软预算约束(罗兰, 2002; Kornai et al., 2003; 吴军和白云霞, 2009)。

企业的软预算约束造成了工业部门两个方面的扭曲:在微观层面上,软预算约束的存在削弱了企业追求利润最大化的激励。于是,在以国有企业为代表的工业企业里,虽然存在规模扩张的倾向,但是,缺乏提高生产效率的激励(Kornai et al., 2003; Rizov, 2008);在产业层面上,银行对低效率企业的解救避免了低效率企业的破产,因而,企业层面的软预算约束成为产业退出的障碍。同

^① 根据林毅夫、李志赞(2005)的估算,在2001年,中国乡镇企业创造的工业增加值已经占到GDP的34.13%,可是,乡镇企业得到的银行贷款却只占全社会贷款总额的5.17%。

时,低效率企业的持续存在降低了产业层面的平均利润率,进而成为新企业进入和高效率企业规模扩张的障碍。在这个意义上,企业的软预算约束阻碍了产业层面熊彼特意义上的创造性破坏过程,进而扭曲了经济资源跨企业的配置结构(Rizov, 2008; Caballero et al., 2008)。

在加入世界贸易组织后,银行部门的产权改革、银行与银行之间的竞争以及政府对银行部门管制的放松在一定程度上改变了银行行为和信贷资本的配置方式:一方面,从自己的利润最大化出发,逐步具有独立经济利益和经营自主权的银行倾向于将信贷资本提供给盈利能力较强的企业(Berglof & Roland, 1997),从而,降低了银行解救低效率企业的激励;另一方面,随着银行开始成为独立的经济主体,单个银行可能面临流动性约束,进而在很大程度上限制了银行对低效率企业的解救(Dewatripont & Maskin, 1995)。而且,银行与银行之间在相互拆借过程中可能存在的讨价还价也使得改革后的银行联合起来为低效率的企业融资变得无利可图(Povel, 1995)。于是,银行行为和信贷资本的配置方式开始发生重要变化。

随着银行行为和信贷资本配置方式的变化,信贷资本开始配置到盈利能力较强的企业,从而硬化了企业层面的预算约束。预算约束的硬化为企业提高自身的生产率提供了激励,进而迫使企业调整自身的生产决策,并更多地从事技术创新活动。不过,在这个过程中,盈利能力较弱的企业的生产率可能由于得不到银行贷款而出现进一步恶化的趋势。这意味着,银行体制的变化可能对盈利能力不同的企业产生不同的影响。于是,用企业的资产利润率表示企业的盈利能力,本文提出第一个可检验的假说Ⅰ:在其它条件不变的情况下,银行部门的市场化推动了资产利润率较高的企业的重构和全要素生产率的增长,同时,导致了资产利润率较低的企业全要素生产率的恶化。

进一步,随着那些盈利能力较弱的企业全要素生产率的恶化,它们的市场份额逐渐降低,并最终退出市场。低效率企业市场份额的降低和退出提高了产品市场上的价格,并且,降低了生产要素价格,进而提高了产品市场上的利润率。因此,银行部门的市场化为产业内高效率企业的扩张和新企业的进入提供了激励。同时,银行部门的市场化还为高效率企业的扩张和新企业的进入提供了信贷支持。于是,本文提出第二个可检验的假说Ⅱ:在其它条件不变的情况下,银行部门的市场化推动了工业部门大规模的进入退出和以生产率为基础的跨企业的资源再配置过程。在这个创造性破坏的产业重组过程中,跨企业的资源配置效率呈现逐步改善的趋势。

最后,由于银行部门的市场化缓解了金融系统市场化进程的滞后引起的金融抑制,所以,在银行体制变迁推动的产业重组过程中,新企业的进入和高效率企业的扩张引起的产出创造率可能大于低效率企业收缩和退出导致的产出破坏率。因此,银行部门的市场化可能成为总量层面经济增长的驱动力量。重要的是,在这个创造性破坏过程驱动的经济增长过程中,跨企业的资源配置效率呈现不断改善的趋势。于是,我们提出本文第三个可检验的假说:

假说Ⅲ:在其它条件不变的情况下,通过激发创造性破坏的产业重组过程,银行部门的市场化推动了中国工业部门的增长和全要素生产率的改善。

四、经验识别方法

为了识别银行体制的变化对中国工业重构的影响,我们引入一个自然实验。借鉴 Bertrand et al. (2007)的方法,实验设计基于以下想法:一方面,对于非金融部门的企业或产业而言,加入世界贸易组织后中国银行体制的变化在很大程度上是外生的;另一方面,由于银行体制变化前不同产业对外部资本的依赖程度不同,所以银行体制的变化应该对不同的产业产生不同的影响。

用时期哑变量 D_{0t} 表示银行体制,其中, $D_{0t} = 0$ 表示 2001 年之前(包含 2001)政府主导的银行体制, $D_{0t} = 1$ 表示 2001 年以后具有初步市场导向的银行体制,用 EFD_s 表示 2001 年以前产业 s 对外部资本的依赖程度,那么,在企业层面上,我们的经验识别方法可以表示为:

$$y_{sit} = \beta_0 + \beta_1 D_{01} + \beta_2 EFD_s + \beta_3 (D_{01} \times EFD_s) + \lambda X_{sit} + \pi Z_{st} + \alpha_i + \alpha_t + u_{sit} \quad (1)$$

这里,下标 s 表示产业, i 表示企业, t 表示时间。 y_{sit} 是企业层面的被解释变量,它可以是描述企业行为和绩效的任何变量; $D_{01} \times EFD_s$ 是 D_{01} 与 EFD_s 的交互作用项。除了我们关注的解释变量 D_{01} 、 EFD_s 和 $D_{01} \times EFD_s$ 以外,模型(1)包括了四个方面的控制变量:第一方面的控制变量 X_{sit} 是由一些企业层面的变量组成的,它包括企业年龄 $lgAge_{sit}$ 、企业实收资本中国有资本的比重 $StateOwn_{sit}$ 、企业规模 $lgAsset_{sit}$ 和企业出口密度 $ExportIntensity_{sit}$ 。在这些变量中,企业年龄和规模被用来控制企业基本特征的差异,企业层面国有资本比重的变化被用来控制以“抓大放小”为代表的国有企业改革的影响,企业出口密度被用来控制加入世界贸易组织后贸易政体变化带来的市场范围的变化可能产生的影响;第二方面的控制变量 Z_{st} 是由一些产业层面的变量组成的,它包括四位数产业层面的市场集中度 HHI_{st} 、国有资本占产业实收资本的比重 $LSOE_{st}$ 和出口占产业总产值的比重 $Openness_{st}$ 。在这些变量中,市场集中度被用来控制产品市场竞争的影响,产业层面国有资本比重的变化被用来控制国有经济布局调整的影响,出口占产业总产值的比重,即出口导向,被用来从产业层面上控制加入世界贸易组织后贸易环境变化的影响;第三方面的变量是企业固定效应 α_i ,它用来控制不随时间变化的企业异质性因素的影响;第四个方面的变量是用时间哑变量表示的年份固定效应 α_t ,它用来控制宏观层面经济周期性波动和发生在各个年份无法一一列举的其它事件所产生的综合影响; u_{sit} 是随机扰动项。在这些变量中,除非本身具有相对数的属性,所有变量都使用了对数形式。

在这个模型中, β_1 描述了当 EFD_s 趋近于 0,即企业所在的产业几乎不依赖外部资本时,银行体制的变化对企业重构的影响,因而, β_1 事实上构成了对照组的差分。由于对照组不依赖外部资本,所以,这个差分主要是混杂因素作用的结果;处理组的差分是 $\beta_1 + \beta_3 EFD_s$ 。与对照组不同的是,处理组的差分是银行体制变化和其它混杂因素共同作用的结果; $\beta_3 EFD_s$ 构成了差分的差分,它度量了剔除混杂因素的作用后银行体制变化的净效应,其中, β_3 度量了银行体制变化的净效应如何随着产业对外部资本依赖程度的变化而变化。因此,如果原假设 $H_0: \beta_3 = 0$ 被拒绝,那么,我们就可以推断,在剔除混杂因素的作用后,银行体制的变化对工业企业的行为或绩效产生了显著影响。

模型(1)暗含地假定,同一产业的企业对银行体制的变化会做出相同的反应。然而,如果企业异质性是重要的,那么,同一产业的不同企业,尤其是盈利能力不同的企业,可能对银行体制的变化做出不同的反应。于是,我们在模型(1)的基础上引入 D_{01} 、 EFD_s 和一些企业层面的绩效变量,比如资产利润率 ROA_{sit} 或全要素生产率 TFP_{sit} 的三重交互作用项,以描述银行体制的变化对绩效不同的企业可能产生的不同影响。

在产业层面上,我们的识别策略仍然是,变革前更多依赖外部资本的产业应该更大程度地受到银行体制变化的影响。因此,与模型(1)相似,我们用来识别银行体制变化对产业重组的影响的模型具有下面的形式:

$$y_{st} = \beta_0 + \beta_1 D_{01} + \beta_3 (D_{01} \times EFD_s) + \pi Z_{st} + \alpha_s + \alpha_t + u_{st} \quad (2)$$

在模型(2)中, y_{st} 是产业层面的变量,主要的解释变量仍然是 D_{01} 和 $D_{01} \times EFD_s$ 。同时,在控制变量 Z_{st} 中,我们仍然包含了四位数产业层面的市场集中度 HHI_{st} 、国有资本占产业实收资本的比重 $LSOE_{st}$ 和出口占产业增加值的比重 $Openness_{st}$ 。 α_s 是产业固定效应, α_t 是用时间哑变量表示的年份固定效应, u_{st} 是随机扰动项。我们关注的回归系数仍然是 β_3 ,它度量了剔除混杂因素的作用后银行体制的变化对产业层面的变量 y_{st} 的净效应如何随着产业对外部资本依赖程度的变化而变化。需要说明的是,在模型(2)中,为了避免近乎完全的多重共线性问题,我们不再包含 EFD_s 。事实上,在产业层面的模型中,包含 D_{01} 就可能导致严重的多重共线性问题。这种多重共线性问题在基于大规模微观数据集的企业层面的统计推断中不会产生实质性的影响,但是,在小样本的产业层面

的统计推断中可能构成一个严重问题。^① 因此,在产业层面的研究中,一些重要文献,比如,Rajan & Zingales (1998)以及 Bertrand et al. (2007)都不包含类似于 D_{01} 的体制哑变量,而将注意力集中在交互作用项 $D_{01} \times EFD_{it}$ 上。

最后,在这两个模型中,我们需要按照 Arellano (2003) 的方法计算回归系数估计量的稳健标准差:一方面,由于被解释变量通常存在明显的跨企业或跨产业的差异,所以,回归方程的随机扰动项可能存在异方差问题;另一方面,解释变量 D_{01} 是一个二分变量,它随时间的变化很小,因而可能产生严重的序列相关问题。在一般情况下,这样计算出来的稳健标准差可能大于常规标准差,但是,由于它考虑了可能存在的异方差和序列相关的影响,所以,它提高了统计推断的可靠性和稳健性。

五、数 据

我们的数据集建立在国家统计局 1998—2007 年间中国工业企业数据库的基础上。对于我们的分析而言,中国工业企业数据库具有三个方面的优势:首先,这个数据库涵盖了全部国有及年主营业务收入 500 万元以上的非国有工业法人企业,其中,绝大部分企业未上市,因而,银行贷款是它们最重要的外部资金来源;其次,对于规模门槛以上的企业,这个数据库相当于一个普查数据库。以普查年份 2004 年为例,这个数据库涵盖的企业雇佣了整个工业总就业人数的 71.2%,生产了整个工业总产出的 90.7%。因此,它能够比较好地反映各个产业产业组织的概况;第三,这个数据库跨越了 2001 年前后的两个时间段落,因而,可以用来考察中国加入世界贸易组织后银行体制的变化对工业重构的影响。对于这个数据库,我们进行了两个方面的调整:一方面,参照李玉红等 (2008) 的方法,我们删除了数据库中不符合基本逻辑关系的错误记录;另一方面,借鉴 Brandt et al. (2012) 的方法,我们统一了 2003 年前后四位数产业的统计口径。在这个基础上,我们构造了两个样本:一个是企业层面的样本,另一个是四位数产业层面的样本。

(一) 企业层面的样本

我们企业层面的样本由 1998—2007 年间中国工业企业数据库的全部制造业企业组成。在这个数据库中,每个企业都有一个固定不变的代码。这样,依据企业代码和年份,我们构建了一个以 598640 个制造业企业为截面单元、时间跨度在 1998—2007 年之间的大规模非平衡微观面板数据集,共计 1862132 个观察值。这个样本主要包括下面几个方面的变量:

1. 企业层面的投入、产出和全要素生产率

对于企业层面的劳动投入,中国工业企业数据库报告了各个企业的年平均就业人数,我们把它作为企业劳动投入 $lgLabor_{it}$ 的度量;对于企业的资本投入量,我们借鉴简泽 (2011) 的方法,在一个永续盘存法的框架下核算出企业层面的物质资本存量 $lgCapital_{it}$;②对于企业的中间投入,中国工业企业数据库报告了企业层面的中间投入,我们采用以 1998 年为 1 的各地区工业品出厂价格指数把它转化为不变价格形式 $lgInterInput_{it}$;对于企业的净产出水平,中国工业企业数据库报告了各个企业的工业增加值,我们采用以 1998 年为 1 的各地区工业品出厂价格指数平减的工业增加值作为各

① 在计量经济学的意义上,回归系数估计量的方差随着多重共线性的增加而增加,同时,随着样本容量的增大而降低。因此,在小样本的产业层面的分析中,多重共线性可能严重降低估计量的有效性。然而,在微观层面的统计推断中,样本容量的增大带来的回归系数估计量的方差的降低足以抵消多重共线性引起的方差的增大,因而,对统计推断不会产生很大的影响。

② 具体地,我们用各个企业 1998 年的固定资产净值或者首次出现在数据库的年份对应的固定资产净值按照各地区固定资产投资价格指数折算成 1998 年的实际值后作为企业的初始资本存量,并把相邻两年固定资产原值的差按照各地区固定资产投资价格指数折算成 1998 年的实际值后作为企业层面实际投资额的度量,然后,用它们的和减去按照各地区固定资产投资价格指数折算成 1998 年的实际值的折旧额推算出各个企业在各个年份的实际资本存量。

个企业净产出水平 $lgRvadd_{it}$ 的测度。^① 需要说明的是,所有这些变量都采用了对数形式。在这些变量的基础上,我们利用 Levinsohn & Petrin (2003) 的半参数方法估计出四位数产业层面的生产函数,然后获得了企业层面全要素生产率 $lgTFP_{it}$ 的一致估计量。

2. 描述企业特征、行为和财务绩效方面的变量

为了描述企业的一些重要特征,我们构造了下面一些变量:首先,中国工业企业数据库报告了企业的资产总额,我们用分地区固定资产投资价格指数把它折算成以 1998 年为基期的不变价格形式后作为企业规模 $lgAsset_{it}$ (对数形式) 的度量;其次,中国工业企业数据库报告了企业的成立时间,我们按照企业的成立时间推算出各个企业在各个年份的年龄 $lgAge_{it}$ (对数形式);第三,以“抓大放小”为代表的国有企业改革在很大程度上通过企业产权结构的变化表现出来,所以,我们用国有资本占企业实收资本的比重 $StateOwn_{it}$ 度量各个企业制度结构上的变化;第四,中国工业企业数据库报告了企业的出口交货值和企业生产总值,我们用两者之比度量企业的出口密度 $ExportIntensity_{it}$;第五,中国工业企业数据库报告了企业层面的负债总额和资产总额,于是,我们用企业负债占全部资产的比,即资产负债率 $leverage_{it}$ 描述企业的资本结构;第六,中国工业企业数据库报告了企业的新产品产值,于是,我们用企业新产品产值占总产值的比重,即产品创新率 $Innovation_{it}$ 近似地描述企业的技术创新情况;最后,我们用每个年份企业税前利润与总资产的比,即资产利润率 ROA_{it} 描述企业的财务绩效。

(二) 产业层面的样本

产业层面的分析建立在四位数产业层面上。利用 Brandt et al. (2012) 的方法统一产业口径后,中国制造业企业分属于 426 个四位数产业。于是,我们构建了一个以四位数产业为截面单元,时间跨度在 1998—2007 年间的非平衡面板数据集。在这个数据集中,我们构造了下面一些变量:

1. 变革前产业对外部资本的依赖程度

借鉴 Bertrand et al. (2007) 的方法,我们构建了 2001 年以前各个产业对外部资本依赖程度的变量 EFD_{it} 。这个变量是利用企业层面的数据在产业层面上加总得到的。在企业层面上,我们像 Bertrand et al. (2007) 那样,用企业的资产负债率作为 2001 年以前企业对外部资本依赖程度的度量。Bertrand et al. (2007) 指出,尽管存在其它一些来源,但是,在一个银行主导的金融体制里,企业外部负债的实质性部分来源于银行,因而企业资产负债率在很大程度上反映了企业对银行借贷资本的依赖程度。在中国工业企业中,银行贷款是远远高于其它方式的最重要的融资渠道(齐寅峰等,2005)。孙亮和柳建华(2011)的估计结果显示,在 1998—2006 年间,银行贷款在中国非金融企业新增资金来源中的比例高达 60% 以上。虽然贸易融资也是诸多工业企业常用的融资方式,但是,贸易融资通常与企业对银行的负债存在高度关联^②。因此,尽管存在噪音,这样构造出来的企业对外部资本的依赖能够在很大程度上反映了中国工业企业对银行借贷资本的依赖程度。然后,将企业对外部资本的依赖程度在产业层面上加总就得到了产业对银行借贷资本的依赖程度 EFD_{it} 。我们的加总方法仍然来源于 Bertrand et al. (2007),即取 1998—2001 年间四位数产业中企业对外部资本依赖程度的平均值作为产业对外部资本依赖程度的度量。

2. 产业层面进入退出和跨企业资源再配置的度量

借鉴 Brandt et al. (2012) 以及简泽(2011)的方法,从 1999 年开始,我们把第一次出现在中国

^① 不过,这个数据库没有报告各个企业 2004 年的工业总产值和增加值,于是,我们采用刘小玄和李双杰(2008)、简泽(2011)的方法估算出各个企业 2004 年的增加值。

^② 这个事实来自于匿名审稿专家。中国工业企业数据库在 2002 年以后报告了企业层面的应付账款。如果我们用应付账款作为企业贸易和商业信用融资的近似度量,那么,平均说来,贸易融资约占工业企业对外负债的 28.66%。

工业企业数据库的企业定义为进入企业。相应地,曾经出现但从某一年份开始不再出现在数据库的企业定义为该年的退出企业。在此基础上,计算出四位数产业层面的进入率 ER_{it} 和退出率 XR_{it} 。进一步,借鉴 Davis & Haltiwanger (1992) 的方法,我们还计算了四位数产业层面新企业进入导致的产出创造率 OCE_{it} 、在位企业产出扩张导致的产出创造率 OCC_{it} 、企业退出引起的产出破坏率 ODX_{it} 以及在位企业产出收缩引起的产出破坏率 ODC_{it} ,以描述以创造性破坏为特征的跨企业的资源再配置和产业重组过程。^①

3. 产业层面的投入、产出和全要素生产率

四位数产业层面的投入产出变量是利用企业层面的数据在四位数产业层面加总得到的。具体地,将企业层面的实际增加值、劳动雇佣量和资本存量加总并取对数后得到产业层面的实际净产出水平 $lgRvadd_{it}$ 、劳动投入量 $lgLabor_{it}$ 和资本存量 $lgCapital_{it}$ 。对于产业层面的全要素生产率,依据 Olley & Pakes (1996) 的经典方法,我们把产业层面的全要素生产率 $lgTFP_{it}$ 定义为各个企业全要素生产率以市场份额为权数的加权平均值,并采用了它的对数形式。

4. 四位数产业层面的其它变量

我们用市场份额的赫芬达尔指数 HHI_{it} 度量产业的市场竞争程度,赫芬达尔指数越高,产品市场竞争程度越低。同时,我们用四位数产业层面国有资本占产业实收资本比重的变化反映国有经济产业间布局 $LSOE_{it}$ 的状况。最后,我们用四位数产业层面出口额占产业生产总值的比重度量产业的出口导向 $Openness_{it}$ 。

(三) 重要变量之间的相关系数分析

表1给出了企业和产业层面一些重要变量之间简单相关关系分析的结果。这些描述性统计分析的结果揭示了一些具有启发性的涵义:在企业层面上,我们看到,2001年之前的银行体制下,企业的资产负债率与企业层面的资产利润率和全要素生产率负相关;2001年以后,这种负相关关系仍然存在,但是,负相关的程度大幅度降低了。考虑到银行贷款是企业外部负债的主要来源,这个结果可能意味着,2001年以后,银行的贷款行为可能发生了重要变化,或者接受贷款的企业绩效得到了明显改善;在产业层面上,2001年之前的银行体制下,进入率和退出率与产业对外部资本的依赖程度负相关,这意味着,在那些对外部资本依赖程度高的产业里具有较低的进入率和退出率;2001年以后,这种负相关关系仍然存在,但是,负相关的程度大幅度降低了。这意味着,银行体制的变化可能增进了那些对外部资本依赖程度较高的产业的进入退出和跨企业的资源再配置过程。

表1 重要变量之间的相关系数

2001 年之前的银行体制: $D_{01}=0$				2001 年之后的银行体制: $D_{01}=1$			
表 1.1 企业层面的变量							
	ROA_{it}	$leverage_{it}$	$lgTFP_{it}$		ROA_{it}	$leverage_{it}$	$lgTFP_{it}$
ROA_{it}	1.0000			ROA_{it}	1.0000		
$leverage_{it}$	-0.2782	1.0000		$leverage_{it}$	-0.1602	1.0000	
$lgTFP_{it}$	0.1889	-0.1265	1.0000	$lgTFP_{it}$	0.1508	-0.0834	1.0000
表 1.2 产业层面的变量							
	ER_{it}	XR_{it}	$EFDs$		ER_{it}	XR_{it}	$EFDs$
ER_{it}	1.0000			ER_{it}	1.0000		
XR_{it}	0.4445	1.0000		XR_{it}	0.5379	1.0000	
$EFDs$	-0.2073	-0.0724	1.0000	$EFDs$	-0.0702	-0.0487	1.0000

① 具体的计算方法参照 Davis & Haltiwanger (1992)、简泽 (2011) 给出的计算公式。

六、银行贷款行为与信贷资本配置方式的变化

在考察银行部门的市场化对工业重构的影响之前,我们首先讨论两个基础性的问题:一是在加入世界贸易组织后,银行部门的改革是否导致了银行贷款行为和信贷资本配置方式的变化;二是银行体制的变化是否对变革前对外部资本依赖程度不同的产业产生了不同的影响。

(一)加入世界贸易组织后银行贷款行为与信贷资本配置方式的变化

首先,我们考察加入世界贸易组织后银行部门的改革对银行贷款行为和信贷资本配置方式的影响。这里,我们的基本假说是,改革前政府主导的银行部门更愿意解救经营困难的企业;改革后银行对绩效差的企业贷款和解救应该呈现减少的趋势。

由于银行借款构成了中国非金融企业新增资金的主要来源,并且,企业常用的贸易融资通常与银行借款存在高度关联,所以,在非上市企业银行借款数据无法得到的情况下,我们借鉴 Bertrand et al. (2007) 和方军雄(2007)的方法,把工业企业的资产负债率作为银行信贷决策 $BankDebit_{it}$ 的观察变量。在此基础上,将其增量 $\Delta BankDebit_{it}$ 对企业资产利润率 ROA_{it} 及其与银行体制哑变量的交互作用项 $D_{01} \times ROA_{it}$ 回归,它们之间的回归系数在很大程度上反映了银行新增贷款的配置与企业绩效之间的关系及其在 2001 年前后的变化。在回归过程中,我们控制了企业规模 $lgAsset_{it}$ 、企业年龄 $lgAge_{it}$ 和企业固定效应。重要的是,除了银行部门的改革以外,经济系统其它方面的变化,比如国有经济布局的调整和国有企业改革、加入世界贸易后市场范围的扩大以及经济周期性波动都可能导致企业对贷款需求的变化,进而影响 $\Delta BankDebit_{it}$ 与 ROA_{it} 、 $D_{01} \times ROA_{it}$ 之间的关系。于是,我们引入企业层面国有资本的比重 $StateOwn_{it}$ 以及产业层面国有资本占产业总资本的比重 $LSOE_{it}$ 来控制国有企业改革和国有经济布局调整的影响;同时,引入企业出口密度 $ExportIntensity_{it}$ 以及产业出口导向 $Openness_{it}$ 来控制加入世界贸易后市场范围扩大的影响;最后,我们引入用时间哑变量表示的年份固定效应 α ,控制宏观层面经济周期性波动和发生在各个年份无法一一列举的其它事件所产生的综合影响。

表 2 的第 1 个方程报告了这个回归分析的结果。我们发现,在 1% 的显著性水平上, ROA_{it} 的回归系数统计上显著地小于零,但是, $D_{01} \times ROA_{it}$ 的回归系数统计上显著地大于零。这个结果表明,虽然银行新增贷款的配置与企业绩效之间的关系仍然是负相关的,但是,与 2001 年以前比较起来,中国银行部门的贷款模式在 2001 年以后发生了统计上高度显著的变化,资产利润率高的企业开始得到比以前更多

表 2 2001 年前后信贷资本配置方式的变化(被解释变量: $\Delta BankDebit_{it}$)

解释变量	全部企业 (1998—2007 年) 回归系数	低利润率企业	
		$D_{01} = 0$ (2001 年之前) 回归系数	$D_{01} = 1$ (2001 年以后) 回归系数
常数项	0.0729 ***	0.6015 ***	0.3674 ***
ROA_{it}	-0.1245 ***	-1.0485 ***	-0.1959
$D_{01} \times ROA_{it}$	0.0699 ***	—	—
$lgAsset_{it}$	-0.0132 ***	-0.1200 ***	-0.0686 ***
$lgAge_{it}$	0.0000	-0.0004	-0.0016
$StateOwn_{it}$	0.0180 ***	0.0102	0.0186
$ExportIntensity_{it}$	0.0067 ***	0.0027	0.0098
HHI_{it}	-0.0099	0.2950 *	-0.0658
$LSOE_{it}$	0.0039	0.0272	0.0330
$Openness_{it}$	0.0009	-0.0900	0.0502
年份固定效应	高度显著	高度显著	高度显著
企业固定效应	高度显著	高度显著	高度显著
R^2	0.3410	0.6339	0.6010
观察值个数	1086273	65247	192274

注:在本文中,*、**、*** 分别表示 10%、5% 和 1% 的显著性水平,为节约篇幅,各表未列出稳健标准差。

的信贷资本。这意味着,在2001年以后,商业银行开始按照经济标准把新增贷款更多地配置到资产利润率较高的企业中。进一步,我们还考察了2001年前后银行部门对绩效差的企业救助情况的变化。这里,我们把两个时间段落里资产利润率低于下四分位数的企业定义为绩效差的企业。表2的第2个回归方程显示,在2001年之前,低效率企业资产利润率的回归系数为-1.0485,并且统计上高度显著。这意味着,在2001年之前,银行部门倾向于解救绩效差的企业。与此形成鲜明对照的是,表2的第3个回归方程显示,在2001年以后,低效率企业资产利润率的回归系数变为-0.1959,并且,即便在10%的显著性水平上也不具有统计上的显著性。这个分析结果显示,在2001年以后,我们已经不能拒绝银行已经不再解救绩效差的企业企业的原假设。

(二)企业资本结构的变化

如果金融市场是完全的,那么企业的资本结构与企业的融资决策不相关。然而,在一个金融市场不完全的转轨经济里,银行体制的变化可能对非金融企业的资本结构产生重要影响(Rizov, 2008)。这意味着,银行行为和信贷资本配置方式的变化还可能通过企业资本结构的变化表现出来,尤其是变革前对外部资本依赖程度较高的产业里,企业的资产负债率应该呈现下降的趋势。

表3考察了2001年前后用企业的资产负债率表示的企业资本结构 $leverage_{sit}$ 的变化。在3.1中,我们发现, EFD_t 的回归系数是正的,并且统计上高度显著,这意味着,在1998—2007年间,变革前对外部资本依赖程度更高的产业中的企业具有更高的资产负债率;在3.2中,我们引进了时期哑变量 D_{01} 。我们发现,时期哑变量 D_{01} 的回归系数是正的,并且统计上高度显著。这个结果表明,在2001年以后,工业部门企业层面平均的资产负债率提高了。重要的是,在3.3中,我们进一步引进了时期哑变量 D_{01} 与 EFD_t 的交互作用项 $D_{01} \times EFD_t$,我们发现 $D_{01} \times EFD_t$ 的回归系数是负的,并且,在1%的显著性水平上统计上显著。这个结果说明,与2001年以后工业企业平均资产负债率上升的趋势不同,在那些变革前对外部资本依赖程度更高的产业里,企业资产负债率呈现下降的趋势。这个结果表明,在银行体制变化后,变革前对银行信贷资本依赖程度较高的产业中的企业已经不能再像以前那样大规模地从银行获得贷款。因而,虽然银行系统提供的信贷资本增加了,但是,它们获得的新增银行贷款却相对减少了。在这个意义上,银行部门的市场化对变革前更多依赖外部资本的产业产生了更大程度的影响。

表3 2001年前后工业企业资本结构的变化
(被解释变量: $leverage_{sit}$)

解释变量	3.1	3.2	3.3
	回归系数	回归系数	回归系数
常数项	0.6056***	0.6057***	0.5865***
EFD_t	0.0727***	0.0625**	0.0958***
D_{01}	—	0.0098***	0.0386***
$D_{01} \times EFD_t$	—	—	-0.0459***
$lgAsset_{sit}$	-0.0139***	-0.0143***	-0.0144***
$lgAge_{sit}$	0.0070***	0.0062***	0.0060***
$StateOwn_{sit}$	0.0124***	0.0134***	0.0131***
$ExportIntensity_{sit}$	0.0091***	0.0092***	0.0092***
HHI_{sit}	0.0356***	0.0373***	0.0392***
$LSOE_{sit}$	-0.0120***	0.0039	-0.0011
$Openness_{sit}$	-0.0030	-0.0024	-0.0036
年份固定效应	包含	包含	包含
企业固定效应	包含	包含	包含
R^2	0.7805	0.7806	0.7806
观察值个数	1567188	1567188	1567188

七、银行部门市场化的实际效应

现在,我们讨论银行体制的变化对工业重构的影响。首先,我们考察银行部门的市场化对企业重构的影响。然后,分析银行体制的变化对产业重组和跨企业资源配置效率的影响。最后,揭示银行部门市场化在总量层面上的增长效应和生产率增进效应。

(一)银行部门的市场化与企业重构

建立在模型(1)的分析框架下,我们先考察银行部门的市场化是否引起了中国工业部门企业层面的重构。在一个转轨经济中,企业重构的效果应该综合地体现在企业层面全要素生产率的变化上(Djankov and Murrell, 2002)。因而,我们主要的被解释变量是企业层面的全要素生产率。在这个分析中,除了控制企业年龄、规模和企业异质性以外,通过引入相关的控制变量,我们还控制了国有企业改革、国有经济布局调整、加入世界贸易组织后国际市场范围的扩大、产品市场竞争、经济周期性波动和发生在各个年份无法一一列举的其它事件所产生的综合影响。

表4报告了我们的考察结果。在4.1中,我们发现, D_{01} 的回归系数为0.1701。这意味着,在银行体制变化后,工业企业的平均全要素生产率增长了17.1%;在4.2中,我们引入了 EFD_s 和 $D_{01} \times EFD_s$ 。我们发现, D_{01} 的回归系数仍然在1%的显著性水平上大于零,但是, $D_{01} \times EFD_s$ 的回归系数在1%的显著性水平上小于零。这意味着,在银行体制变化后,与变革前较少依赖外部资本的产业比较起来,在那些对外部资本依赖程度较高因而企业重构效应应该更明显的产业里,企业层面的平均全要素生产率反而增长得更慢。考虑到信贷资本配置方式的变化可能对盈利能力不同的企业产生不同的影响,在4.3中,我们引入了 D_{01} 、 EFD_s 与 ROA_{sit} 的交互作用项 $D_{01} \times EFD_s \times ROA_{sit}$ 。估计结果显示, D_{01} 的回归系数在1%的显著性水平上大于零, $D_{01} \times EFD_s$ 的回归系数在10%的显著性水平上

表4 银行部门的市场化与企业层面全要素生产率的增长(被解释变量: $\lg TFP_{sit}$)

解释变量	4.1	4.2	4.3
	回归系数	回归系数	回归系数
常数项	4.2258 ***	2.6644 ***	2.6826 ***
D_{01}	0.1701 ***	0.2485 ***	0.1697 ***
EFD_s	—	2.4524 ***	2.3527 ***
$D_{01} \times EFD_s$	—	-0.1407 ***	-0.0707 *
$D_{01} \times EFD_s \times ROA_{sit}$	—	—	1.0642 ***
$\lg Asset_{sit}$	0.3313 ***	0.3304 ***	0.3345 ***
$\lg Age_{sit}$	0.0619 ***	0.0606 ***	0.0543 ***
$StateOwn_{sit}$	-0.0877 ***	-0.0865 ***	-0.0917 ***
$ExportIntensity_{sit}$	0.0115 **	0.0109 **	0.0126 **
HHI_{sit}	-1.2669 ***	-1.2158 ***	-1.1943 ***
$LSOE_{sit}$	-0.5846 ***	-0.6517 ***	-0.5980 ***
$Openness_{sit}$	-0.3582 ***	-0.3145 ***	-0.2859 ***
年份固定效应	包含	包含	包含
企业固定效应	包含	包含	包含
R^2	0.8401	0.8403	0.8445
观察值个数	1542786	1541376	1541376

小于零, $D_{01} \times EFD_s \times ROA_{sit}$ 的回归系数在1%的显著性水平上大于零。这意味着,正如假说I预期的那样,银行部门的市场化对盈利能力不同的企业产生了不同的影响,它在推动那些盈利能力较强的企业重构和全要素生产率增长的同时,阻碍了那些盈利能力较弱的企业全要素生产率的增长。

不过,银行部门的市场化怎样促进了企业层面的重构在很大程度上依然是一个黑箱。于是,在表5中,我们考察了银行体制变化后企业生产行为和创新行为的调整在对外部资本依赖程度不同的产业中是否存在显著的差异。我们发现,在企业层面的劳动投入 $\lg Labor_{sit}$ 、资本存量 $\lg Capital_{sit}$ 和净产出方程 $\lg Rvadd_{sit}$ 中, $D_{01} \times EFD_s$ 的回归系数都统计上高度显著地小于零, $D_{01} \times EFD_s \times ROA_{sit}$ 的回归系数在劳动方程中高度显著地大于零,在资本方程中小于零,在净产出方程中高度显著地大于零,并且,净产出方程中 $D_{01} \times EFD_s \times ROA_{sit}$ 的回归系数远远大于劳动和资本方程中 $D_{01} \times EFD_s \times ROA_{sit}$ 的回归系数。这意味着,在那些对外部资本依赖程度较高的产业里,信贷资本配置方式的变化压缩了资产利润率较低的企业投入产出规模,因而,它们内部的X非效率没有得到明显改善。相反,资产利润率较高的企业在节约资本和少量增加劳动投入的情况下大幅度地增加了净产出水平,因而,这些企业内部的X非效率显著改善了。进一步,在企业层面的技术创新方程中, $D_{01} \times EFD_s$ 的回归系数小于零, $D_{01} \times EFD_s \times ROA_{sit}$ 的回归系数在5%的显著性水平上大于零。这意味着,在银行体制变化后,资产利润率较高的企业不仅改善了企业内部的X非效率,而且更多地进行了技术创新。通过这些方面的重构,它们的全要素生产率得到了显著改善。

(二) 银行部门的市场化与产业重组

银行部门的市场化不仅推动了企业层面的重构,而且,加剧了盈利能力不同的企业之间全要素生产率的分化。这意味着,银行部门的市场化可能激发大规模的产业重组和跨企业的资源再配置过程。于是,在模型(2)的框架下,我们接下来考察银行部门的市场化对四位数产业层面进入退出和跨企业资源再配置过程的影响。在回归过程中,我们控制了产品市场竞争、国有经济布局调整、产业出口倾向、经济周期性波动和发生在各个年份无法一一列举的其它事件所产生的综合影响,并利用产业固定效应控制了产业异质性特征。需要说明的是,鉴于 D_{01} 与 $D_{01} \times EFD_i$ 之间的相关系数高达 0.9865,并且,在绝大多数回归方程中, D_{01} 的回归系数不具有统计上的显著性,所以,我们估计了不包含 D_{01} 的模型。

表 5 银行部门的市场化与企业层面生产和创新行为的调整

解释变量	被解释变量			
	$lgLabor_{it}$	$lgCapital_{it}$	$lgRvadd_{it}$	$Innovation_{it}$
常数项	4.2819 ***	7.6891 ***	7.9018 ***	0.0248 ***
D_{01}	0.4219 ***	0.3289 ***	0.5817 ***	0.0027
EFD_i	0.6510 ***	0.5024 ***	0.6865 ***	0.0105
$D_{01} \times EFD_i$	-0.8321 ***	-0.3703 ***	-0.5824 ***	-0.0057
$D_{01} \times EFD_i \times ROA_{it}$	0.1525 ***	-0.0271 *	0.8311 ***	0.0012 **
$lgAge_{it}$	0.0812 ***	0.1155 ***	0.1398 ***	0.0014 ***
$StateOwn_{it}$	0.0797 ***	0.0985 ***	-0.0330 ***	-0.0007
$ExportIntensity_{it}$	0.1147 ***	0.0875 ***	0.0882 ***	0.0266 ***
HHI_{it}	-0.2521 ***	-0.3886 ***	-0.9304 ***	-0.0139 *
$LSOE_{it}$	0.1081 ***	-0.3455 ***	-0.7015 ***	-0.0160 ***
$Openness_{it}$	0.0148	-0.1213 ***	-0.3726 ***	-0.0137 ***
年份固定效应	包含	包含	包含	包含
企业固定效应	包含	包含	包含	包含
R^2	0.9270	0.9137	0.8635	0.7042
观察值个数	1567189	1541377	1567189	1567189

表 6 报告了我们的估计结果。我们发现,在四位数产业层面的进入率 ER_{it} 和退出率 XR_{it} 方程中, $D_{01} \times EFD_i$ 的回归系数大于零,并且,至少在 5% 的显著性水平上统计上显著。这意味着,在银行体制变化后,与变革前较少依赖外部资本的产业比较起来,在那些对外部资本依赖程度较高的产业里,进入率和退出率增长得更快,因而,银行部门的市场化促进了中国工业部门的进入退出。进一步,无论是在新企业进入和在位企业产出扩张导致的产出创造方程 OCE_{it} 和 OCC_{it} 中,还是在在位企业产出减少和企业退出引起的产出破坏方程 ODC_{it} 和 ODX_{it} 中, $D_{01} \times EFD_i$ 的回归系数都大于零,并且,至少在 10% 的显著性水平上统计上显著。这意味着,与变革前较少依赖外部资本的产业比较起来,银行部门的市场化更大程度地促进了那些对外部资本依赖程度较高的产业的创造性破坏过程。重要的是,表 6 的估计结果还显示,进入率 ER_{it} 方程中 $D_{01} \times EFD_i$ 的回归系数远远大于退出率 XR_{it} 方程中 $D_{01} \times EFD_i$ 的回归系数;产出创造方程 OCE_{it} 和 OCC_{it} 中 $D_{01} \times EFD_i$ 的回归系数远远大于产出破坏方程 ODC_{it} 和 ODX_{it} 中 $D_{01} \times EFD_i$ 的回归系数。这意味着,尽管银行部门的市场化导致了一些企业生产规模的收缩和退出,但是,另一些企业生产规模的扩张和新企业的进入使得中国工业部门的产出创造率远远大于产出破坏率。

一个至关重要的问题是,银行部门市场化推动的创造性破坏过程是否导致了产业内跨企业资源配置效率的改善? 为了解决这个问题,在模型(1)的分析框架下,我们进行了两个方面的分析:一方面,考虑到政府主导的银行体制经常解救以国有企业为代表的低效率企业,我们考察了银行部

门的市场化是否倾向于将低效率的企业逐出市场;另一方面,既然政府主导的银行部门将信贷资本更多地配置到了低效率的国有企业中,那么,高效率企业的规模扩张可能受到融资约束。于是,我们考察了银行部门的市场化是否推动了生产份额向高效率企业的集中。

表 6 银行部门的市场化、进入退出与跨企业的资源再配置

解释变量	被解释变量					
	进入退出		跨企业的资源再配置			
	ER_{it}	XR_{it}	OCE_{it}	OCC_{it}	ODC_{it}	ODY_{it}
常数项	0.1442 **	0.1619 ***	-0.0581 **	0.0248 *	0.0031	0.2610 **
$D_{01} \times EFD_i$	0.3274 ***	0.0914 **	0.5850 ***	0.5139 ***	0.4260 ***	0.2939 *
HHI_{it}	-0.1443	0.1777 ***	0.3173 *	-0.1774 ***	-0.16156 **	0.3233 *
$LSOE_{it}$	0.0869	0.1115 ***	0.0906	-0.0502 *	-0.0204	0.2383 ***
$Openness_{it}$	0.0352	0.0149	0.0544	0.0648	0.1039 ***	-0.1854 *
年份固定效应	包含	包含	包含	包含	包含	包含
产业固定效应	包含	包含	包含	包含	包含	包含
R^2	0.3125	0.4514	0.4699	0.6489	0.5329	0.3099
观察值个数	3386	3386	3809	3809	3809	3388

以反映企业退出情况的哑变量 $Exit_{it}$ (若企业在某年退出, $Exit_{it} = 1$, 否则 $Exit_{it} = 0$) 为被解释变量, 表 7 的第 2 至 4 列考察了银行体制的变化对企业退出概率的影响。在第 2 列中, 我们发现, 在 1% 的显著性水平上, D_{01} 的回归系数大于零。这意味着, 在银行体制变化后, 工业企业的退出概率增加了; 在第 3 列中, 我们引入了 EFD_i 和 $D_{01} \times EFD_i$ 。我们发现, D_{01} 和 $D_{01} \times EFD_i$ 的回归系数都在 1% 的显著性水平上大于零。这意味着, 在银行体制变化后, 与变革前较少依赖外部资本的产业比较起来, 在那些对外部资本依赖程度较高的产业里, 企业退出的概率增加得更多。因此, 与表 6 产业层面的分析结果一致, 银行部门的市场化推动了工业企业的退出; 在第 4 列中, 我们引入了 D_{01} 、 EFD_i 与企业层面全要素生产率 TFP_{it} 的交互作用项 $D_{01} \times EFD_i \times TFP_{it}$ 。我们发现, $D_{01} \times EFD_i$ 的回归系数显著增大了, 并且, $D_{01} \times EFD_i \times TFP_{it}$ 的回归系数在 1% 的显著性水平上小于零。这意味着, 银行部门的市场化显著地倾向于将低效率的企业逐出市场。

表 7 银行部门的市场化与产业层面跨企业资源配置效率的改善

解释变量	被解释变量					
	$Exit_{it}$			$MarketShare_{it}$		
常数项	-0.7381 ***	-0.1550 ***	-0.2171 ***	-0.2347 ***	0.2449 ***	0.3306 **
D_{01}	1.0365 ***	0.7448 ***	0.7213 ***	-0.1137 ***	-0.4477 ***	-0.3683 ***
EFD_i	—	-0.9455 ***	-0.9290 ***	—	-0.7892 ***	-0.8183 ***
$D_{01} \times EFD_i$	—	0.4682 ***	0.7296 ***	—	0.5336 ***	-0.1377 *
$D_{01} \times EFD_i \times TFP_{it}$	—	—	-0.0377 ***	—	—	0.0928 ***
$lgAsset_{it}$	-0.0126 ***	-0.0116 ***	0.0001	0.1050 ***	0.1062 ***	0.0893 ***
$lgAge_{it}$	-0.0046 ***	-0.0028 ***	-0.0001	-0.0112 ***	-0.0091 ***	-0.0138 ***
$StateOwn_{it}$	0.0750 ***	0.0767 ***	0.0776 ***	0.0119	0.0140 *	0.0189 **
$ExportIntensity_{it}$	0.0401 ***	0.0405 ***	0.0395 ***	-0.0049	-0.0045	-0.0048
HHI_{it}	0.6078 ***	0.5800 ***	0.5385 ***	5.1627 ***	5.1263 ***	5.2349 ***
$LSOE_{it}$	1.0817 ***	1.1469 ***	1.1263 ***	0.1075 ***	0.1752 ***	0.2013 ***
$Openness_{it}$	0.5247 ***	0.5261 ***	0.5056 ***	-0.2872 ***	-0.2813 ***	-0.2365 ***
年份固定效应	包含	包含	包含	包含	包含	包含
企业固定效应	包含	包含	包含	包含	包含	包含
R^2	0.6624	0.6627	0.6660	0.8127	0.8127	0.8154
观察值个数	1568639	1567188	1541376	1568639	1567188	1541376

进一步,以企业增加值占产业增加值的份额 $MarketShare_{it}$ 为被解释变量,表7的第5至7列考察了银行体制的变化对生产份额跨企业配置结构的影响。在第5列中,我们发现,在1%的显著性水平上, D_{01} 的回归系数小于零。这意味着,在银行体制变化后,工业企业的平均生产份额呈现降低的趋势;在第6列中,我们引入了 EFD_{it} 和 $D_{01} \times EFD_{it}$ 。我们发现,在1%的显著性水平上, D_{01} 的回归系数小于零, $D_{01} \times EFD_{it}$ 的回归系数大于零。这意味着,银行体制变化后,在那些较少依赖外部资本的产业里,生产份额呈现进一步分散的趋势。相反,在那些对外部资本依赖程度较高的产业里,生产份额呈现集中的趋势;在第7列中,我们引入了 D_{01} 、 EFD_{it} 与企业层面全要素生产率 TFP_{it} 的交互作用项 $D_{01} \times EFD_{it} \times TFP_{it}$ 。我们发现, $D_{01} \times EFD_{it}$ 的回归系数在10%的显著性水平上小于零,而 $D_{01} \times EFD_{it} \times TFP_{it}$ 的回归系数在1%的显著性水平上大于零。这意味着,在那些对外部资本依赖程度较高的产业里,低生产率企业的生产份额呈现下降的趋势,高生产率企业的生产份额呈现增长的趋势。因此,银行部门的市场化使得工业部门的生产份额正在向高效率的企业集中,进而使得工业部门跨企业的资源配置效率和产业组织呈现改善的迹象。

(三) 银行部门市场化的增长效应和生产率增进效应

既然在银行部门市场化推动的创造性破坏过程中,产出创造率远远大于产出破坏率,并且,跨企业的资源配置效率得到明显改善,那么,银行体制的变迁很可能成为经济增长和总量层面生产率改善的源泉。在控制产品市场竞争、国有经济布局调整、产业出口倾向、经济周期性波动和发生在各个年份无法一一列举的其它事件所产生的综合影响以及产业固定效应的基础上,采用表6的模型设定方法,表8考察了银行部门的市场化推动的创造性破坏过程对总量层面规模增长和全要素生产率的影响。

表8 银行部门的市场化与产业层面投入产出规模和全要素生产率的增长

解释变量	被解释变量			
	$\lg Labor_{it}$	$\lg Capital_{it}$	$\lg Rvadd_{it}$	$\lg TFP_{it}$
常数项	10.6189 ***	14.6138 ***	14.3280 ***	7.2533 ***
$D_{01} \times EFD_{it}$	0.2717 ***	0.6915 ***	1.4994 ***	1.0593 ***
HHI_{it}	-1.7660 ***	-1.6865 ***	-0.7342 ***	2.7142 ***
$LSOE_{it}$	0.2602 ***	-0.1522	-0.7609 ***	-0.7053 ***
$Openness_{it}$	0.8844 ***	0.6673 ***	0.7079 ***	-0.0056
年份固定效应	包含	包含	包含	包含
产业固定效应	包含	包含	包含	包含
R^2	0.9498	0.9461	0.9343	0.9064
观察值个数	3809	3809	3809	3809

我们发现,在产业层面的劳动投入、资本存量和净产出方程中, $D_{01} \times EFD_{it}$ 的回归系数都统计上高度显著地大于零。这意味着,在银行体制变化后,与变革前较少依赖外部资本的产业比较起来,在那些对外部资本依赖程度较高的产业里,投入产出规模经历了更快速度的增长。这意味着,通过激发一个创造性破坏过程,银行部门的市场化推动了总量层面的经济增长。进一步,我们还发现,产出方程 $D_{01} \times EFD_{it}$ 的回归系数远远大于劳动投入方程和资本存量方程 $D_{01} \times EFD_{it}$ 的回归系数。这意味着,银行部门的改革不仅推动了经济增长,而且,促进了产业层面技术效率的改善。为了给这个判断提供更多的证据,我们估计了银行部门的市场化对产业总量层面全要素生产率的影响,我们发现,在总量层面的全要素生产率方程中, $D_{01} \times EFD_{it}$ 的回归系数大于0,并且,在1%的显著性水平上具有统计上的显著性。这意味着,与我们的假说Ⅲ一致,银行部门的市场化在推动总量层面经济增长的同时,还显著地促进了总量层面全要素生产率的增长。

八、评论性小结

在加入世界贸易组织以后,中国银行部门的市场化改革取得了一些重要进展。在一个自然实验的框架下,这篇文章考察了银行部门的市场化对中国工业重构的影响。我们发现,银行部门的制度变迁在中国工业部门里产生了显著的实际效应:在微观层面上,银行部门的市场化促进了企业层面的重构和生产效率的改善。不过,银行部门的市场化对同一产业内绩效不同的企业产生了不同的影响,它在推动那些盈利能力强的企业重构和全要素生产率改善的同时,加剧了产业内不同企业之间绩效的分化,进而激发了产业层面以创造性破坏过程为特征的产业重组和跨企业的资源再配置过程。在这个基础上,银行部门的市场化推动了中国工业部门的增长和全要素生产率的改善。

当前,中国工业部门面临两个方面的突出问题:一方面,许多产业出现了产能过剩的局面,企业层面的利润率低迷;另一方面,随着劳动力供给和资本形成状况的变化,中国工业的潜在增长率和全要素生产率的增长率可能出现下降的趋势。于是,重构我们的生产系统成为当前中国经济增长的迫切问题。我们的分析结果表明,通过激发一个创造性破坏过程,银行部门的市场化能够推动企业和产业层面的重构,进而成为中国工业增长和全要素生产率改善的重要源泉。

在加入世界贸易组织以后,中国银行部门的改革取得了一些重要进展,不过,银行部门的市场化仍然是不充分的:一方面,银行部门存在对民营资本的进入壁垒,因而,银行部门的竞争是不完全的;另一方面,由于缺乏一个灵活的利率形成机制,信贷资本的配置方式没有实现充分的市场化。我们认为,进一步推动银行部门的改革和市场化对于今后一段时期内以工业部门为代表的实体经济结构调整、增长和全要素生产率的改善具有非常重要的意义。

参考文献

- 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。
- 简泽,2011:《企业间的生产率差异、资源再配置与制造业部门的生产率》,《管理世界》第5期。
- 李广众、陈平,2002:《金融中介发展与经济增长:多变量VAR系统研究》,《管理世界》第3期。
- 李广众、王美今,2003:《金融中介发展与经济增长:中国案例研究与国际比较》,《统计研究》第1期。
- 李玉红、王皓、郑玉歆,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。
- 林毅夫、李志赞,2005:《中国的国有企业与金融体制改革》,《经济学(季刊)》第4期。
- 林毅夫、孙希芳,2008:《银行业结构与经济增长》,《经济研究》第9期。
- 刘鹏,2008:《中国国有银行改革的制度选择》,中国人民大学博士学位论文。
- 刘小玄、李双杰,2008:《制造业企业相对效率的度量和比较及其外生决定因素(2000—2004)》,《经济学季刊》第3期。
- 罗兰,2002:《转型与经济学》(中译本),中国人民大学出版社。
- 齐寅峰等,2005:《中国企业投融资行为研究》,《管理世界》第3期。
- 孙亮、柳建华,2011:《银行业改革、市场化与信贷资源的配置》,《金融研究》第1期。
- 吴军、白云霞,2009:《我国银行制度的变迁与国有企业预算约束的硬化》,《金融研究》第10期。
- 武志,2010:《金融发展与经济增长:来自中国的经验分析》,《金融研究》第5期。
- 姚树洁、冯根福、姜春霞,2004:《中国银行业效率的实证分析》,《经济研究》第8期。
- 姚树洁、冯根福、姜春霞,2011:《中国银行业的改革与效率:1995—2008》,《经济研究》第8期。
- 张杰,1998:《渐进改革中的金融支持》,《经济研究》第10期。
- 张杰,2011:《预算约束与金融制度选择的新理论:文献述评》,《经济理论与经济管理》第3期。
- 张军、金煜,2005:《中国的金融深化和生产率关系的再检测:1987—2001》,《经济研究》第11期。
- Alessandra, G., and S. Poncet, 2008, "Could Financial Distortions Be no Impediment to Economic Growth after All? Evidence from China", *Journal of Comparative Economics*, 36(4), 633—657.
- Allen, F., J. Qian, M. Qian, and M. Zhao, 2009, "Review of China's Financial System and Initiatives for the Future", *Milken Institute Series on Financial Innovation and Economic Growth*, 8(1), 3—72.
- Arellano, M., 2003, *Panel Data Econometrics*, Oxford University Press.
- Berger, A., I. Hasan, and M. Zhou, 2009, "Institutional Development, Ownership Structure, and Business Strategies: A New Era in the Chinese Banking Industry", *Milken Institute Series on Financial Innovation and Economic Growth*, 8(1), 369—402.

- Berglof, E., and G. Roland, 1997, "Soft Budget Constraint and Credit Crunches in Financial Transition", *European Economic Review*, 41(3), 807—818.
- Bertrand, M., A. Schoar, and D. Thesmar, 2007, "Bank Deregulation and Industry Structure: Evidence from the French Banking Reforms of 1985", *Journal of Finance*, 62(2), 597—628.
- Brandt, L., V. Biesebroeck, and Y. Zhang, 2012, "Creative Accounting or Creative Destruction? Firm-Level Productivity Growth in Chinese Manufacturing", *Journal of Development Economics*, 97(2), 339—351.
- Caballero, R., T. Hoshi, and A. K. Kashyap, 2008, "Zombie Lending and Depressed Restructuring in Japan", *American Economic Review*, 98(5), 1943—1977.
- Davis, J., and J. Haltiwanger, 1992, "Gross Job Creation, Gross Job Destruction, and Employment Reallocation", *Quarterly Journal of Economics*, 107(3), 819—863.
- Dewartipont, M., and E. Maskin, 1995, "Credit and Efficiency in Centralized and Decentralized Economics", *Review of Economic Studies*, 62(4), 541—555.
- Djankov, S., and P. Murrell, 2002, "Enterprise Restructuring in Transition: A Quantitative Survey", *Journal of Economic Literature*, 40(3), 739—792.
- Foster, L., J. Haltiwanger, and C. Krizan, 2006, "Market Selection, Reallocation and Restructuring in the U. S. Retail Trade Sector in the 1990s", *Review of Economics and Statistics*, 88(4), 748—758.
- Huang, Y., 2010, "China's Great Ascendancy and Structural Risks: Consequences of Asymmetric Market Liberalisation", *Asian-Pacific Economic Literature*, 24(1), 65—85.
- Kornai, J., E. Maskin, and G. Roland, 2003, "Understanding the Soft Budget Constraints", *Journal of Economic Literature*, 41(4), 1095—1136.
- Laffont, J., and J. Tirole, 1988, "The Dynamics of Incentive Contracts", *Econometrica*, 56(5), 1153—1175.
- Lardy, N., 1998, *China's Unfinished Economic Revolution*, Brookings Institution.
- Levinsohn, J., and A. Petrin, 2003, "Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables", *Review of Economic Studies*, 70(2), 317—341.
- Olley, G., and A. Pakes, 1996, "The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry", *Econometrica*, 64(6), 1263—1297.
- Povel, P., 1995, "Multiple Banking as a Commitment not to Rescue", *Research in Finance*, 21, 175—199.
- Qian, J., P. Strahan, and Z. Yang, 2012, "The Impact of Incentives and Communication Costs on Information Production: Evidence from Bank Lending", CFRN Working Paper.
- Rajan, R., and L. Zingales, 1998, "Financial Dependence and Growth", *American Economic Review*, 88(3), 559—586.
- Rizov, M., 2008, "Corporate Capital Structure and How Soft Budget Constraints May Affect It", *Journal of Economic Surveys*, 22(4), 648—684.

Marketization of Banking System, Allocation of Credit and Industry Restructuring

Jian Ze^a, Gan Chunhui^b and Yu Dianfan^b

(a: Tongji University; b: Shanghai University of Finance and Economics)

Abstract: Utilizing a natural experiment, this paper investigates how the reform of the banking system affects industry restructuring. We find that marketization of banking system promotes the adjustment of firm's restructuring and growth of firm-level TFP. However, the impact of bank reform depends on firm's profitability. It promotes the restructuring of firms with strong profitability, while hindering the improvement of TFP of firms with weak profitability. Thus, changes of financial institutions stimulate restructuring of industry. In the process of creative destruction, rate of output creation is much more than rate of output destruction, and the efficiency of resource allocation across firms is improved. Through these channels, marketization of banking system facilitates the growth of industrial output and TFP. These findings suggest that, in the case of China's industrial sector is facing overcapacity and decline in the potential growth rate, further promoting market-oriented reforms of the banking sector is of great significance for the structural adjustment, growth and TFP improvement of industry.

Key Words: Change of Banking System; Allocation of Credit; Industrial Restructuring

JEL Classification: G20, L11, L25, O16

(责任编辑:松木)(校对:昱莹)