

中国为什么缺乏创造性破坏?*

——基于上市公司特质信息的经验证据

邓可斌 丁重

内容提要: 中国经济虽然取得了快速增长,但创造性破坏的缺乏亦是不争的事实。本文以公司特质信息理论为基石对此进行深入研究。通过计算上市公司的技术创新产出指标(由技术效率产出和技术进步产出组成),并将其与 CAPM 回归中得到的可代表技术创新投入和公司特质信息的 R^2 平方相联系进行实证分析,本文发现:中国主导技术创新的是大企业而非新兴公司,大企业由于处于垄断地位没有创新动力,必然使得创新缺乏效率。于是中国企业的创新更多地体现为技术效率改进,而非创造性破坏。中等规模企业进行创造性破坏活动的动力较强;小规模企业则更偏好于进行技术效率改进;但中小规模企业均缺乏足够的创新投入,使得创新产出较低。因而,减少对大企业的政策与制度倾斜,加强对中小企业的扶持,是解决我国创造性破坏缺乏问题的关键。

关键词: 创造性破坏 公司特质信息 R^2 技术进步 技术效率

一、引言

熊彼特认为,创新的本质是“创造性破坏”,而“创造性破坏”是经济增长的根本动力(Schumpeter, 1912)。人力资本的创造性作用很早就已被内生增长模型视为经济增长的根本性因素(Romer, 1986; Lucas, 1988),但早期的内生经济增长模型并未直接刻画技术创新变量与经济增长变量间的逻辑联系。Agion & Howitt (1992, 1998) 将创造性破坏思想引入内生经济增长模型,通过成本收益函数的对比,说明了由新兴企业主导创新,可以使得创造性破坏打破旧企业的垄断,并推进经济增长。在此之后,大量的基于西方发达国家的实证研究给予创造性破坏理论以支持(如 Agion and Howitt, 2006; Chun et al, 2008; Fogel et al, 2008)。熊彼特的天才思想看起来已为主流经济学家所接受并完善,并成为解释二战后经济增长的最有力武器之一。

政府主导型创新始终是中国创新体系的一大特色。我国中长期(2006—2020年)科技发展规划明确指出“国家创新体系是以政府为主导、充分发挥市场配置资源的基础性作用、各类科技创新主体紧密联系和有效互动的社会系统”。并提出“建设以企业为主体、产学研结合的技术创新体系,并将其作为全面推进国家创新体系建设的突破口”^①。因而,“政府主导”与“企业主体”相结合是我国科技创新的最明显特征。政府对经济的干预必然会影响到技术创新政策,进而影响到我国企业的

* 邓可斌,广东外语外贸大学财经学院,国际经贸与粤商研究中心,邮政编码:510420,电子邮箱:dengkabin@mail.gdufs.edu.cn;丁重,暨南大学产业经济研究院,邮政编码:510632,电子邮箱:86363808dindin@163.com。本文得到教育部人文社会科学基金项目基金(09YJC790052)、广东省哲学社科规划一般项目(09E03)、教育部重大攻关课题(08JZD0014)、广东外语外贸大学校级“211工程”重点学科建设项目(211M-01)的资助。作者感谢孔东民对研究思路的启发,感谢两位匿名审稿人与苏冬蔚、王艺明、郑广、欧阳瑞的评论和建设性修改意见。当然,文责自负。

① 资料来源: <http://www.gkong.com/html/news/2008/8/25390.html>; 以及: <http://www.most.gov.cn>。

创新投入与创新效率。

但是,熊彼特“创造性破坏”及内生经济增长理论却难以解释中国的经济增长与政府主导下的技术创新现象。首先,众多研究发现中国的经济增长中技术贡献比率长期处于较低水平,而且这一低水平并不随着时间的变化而呈现出增强或减弱的趋势(如彭国华,2005;姚先国、张海峰,2008)。其次,中国的经济增长速度却长期处于较高水平。^①在全球金融危机的环境中,中国2009年的经济增长速度也接近了9%。再次,人力资本对于中国经济增长的作用似乎也仍是有限的。虽然研究已证实教育(及所带来的人力资本的增加)能产生一定的社会(外部)收益率(Liu,2007),而且教育亦有利于提高人口的收入回报率(罗楚亮,2007),但与此同时,却有更多的研究证实了,相对于物质资本对我国经济增长的巨大作用,我国人力资本的外部效应仍很微弱(如林毅夫、刘明兴,2003;陆铭等,2005;姚先国、张海峰,2008;等等)。^②

那么,中国为什么会缺乏创造性破坏呢?对此问题尚未有根本性的答案。一个直观的解释是科技投入不足,但这一解释仍然是乏力的。因为目前可以肯定的事实是中国公司对创新的投入在逐年增加,中国对教育的投入占GDP的比例也正在逐渐增加(虽然占GDP比值仍较低)。因而即使投入不足是创造性破坏缺乏的重要原因,它也不能解释为何技术贡献没有随着技术投入的增长而增加。丁重和张耀辉(2009)指出中国对国有企业和大企业的制度倾斜,导致主导创新的企业多数集中于垄断大规模企业而非中小企业,使得创新趋向于技术改进而非真正的“创造性破坏”。但是他们没有对其理论给出实证上的支持。

本文创新之处在于,基于公司特质信息理论设计了新颖的实证研究方案,通过传统面板数据模型、系统广义矩估计(SYS GMM)、分位数回归等计量技术,运用2000—2008年上市公司面板数据给出了直接经验证据,证实了中国缺乏创造性破坏的原因在于:大企业主导了创新,但其创新效率又极为低下;有创新效率的中小规模企业却因为创新投入不足无法主导创新。余下部分结构为:第二部分是理论分析;第三部分是对关键实证指标的度量说明与研究假设的提出;第四部分为数据来源、变量及实证方法说明;第五部分给出相关实证检验结果;最后是全文总结。

二、理论分析

Agion & Howitt(1992,1998)证明了在公平合理的市场竞争环境中,新兴企业出于生存与发展的目的有着极强的进行“创造性破坏”的动力。也即,如果创新由新兴企业主导,往往其更多地引至创造性破坏;而如果创新由垄断企业主导,则一方面创新程度较低,另一方面创新也更容易表现为对现有技术的改良。考虑到新兴公司一般规模较小,而垄断公司一般规模较大,因而,要在公司层面找寻我国创造性破坏缺乏的原因,最直接有效的方法无疑是检验创造性破坏、公司规模与创新带来的经济效益间的关系。如果创造性破坏与其带来的经济效益值均较小,而创造性破坏又确实集中在大规模企业,我们就能够认为Agion & Howitt的观点在中国得到了验证。

但由于技术创新投入、创造性破坏与创新带来的经济效益均属于企业的私有信息,难以直接度量。^③因而,对技术创新与创造性破坏问题进行实证研究的一个困难之处在于选择合适的创新与创造性破坏度量指标;另一个困难之处是如何度量与创造性破坏相关的经济增长或经济效益。换言

① 当然,这种高速增长的可持续性是值得怀疑的。

② 这些研究也表明,基于新古典经济增长模型和基于内生增长模型的研究都会得到中国存在较快区域经济条件收敛的结论。我们认为,这是因为中国人力资本对经济增长作用微弱,使得两类模型区别不大的缘故。

③ 中国上市公司财务报表附注中有些公布了技术研发费用数据。但一方面,由于缺乏相关规范,这些数据带有很强的随意性;另一方面这种研发费用是否真正用于技术创新,是用于创造性破坏性质的技术创新还是用于提高技术效率的改进性技术创新,只有企业自身才清楚,外部人员很难通过数据窥知其实质。

之, 什么样的指标能代表公司层面创造性破坏水平? 如何能在公司层面区分创造性破坏的收益(真正的技术进步)与现有技术利用水平提高带来的收益(技术效率)?

(一) 技术创新投入的度量指标: R^2

学术界对技术创新投入的一个重要度量方法是通过测算公司特质信息间接进行。Roll(1988)发现 CAPM 回归得到的 R^2 其实代表了公司特质信息, 使得金融市场对公司特质信息的反馈有了很好的度量指标。Jin & Myers(2006)发现, 公司特质信息、 R^2 与金融市场的发展和透明度密切相关。在金融市场发展较好的公司, R^2 能够更好地反映公司特质信息。越成熟的股市或政治法律制度越完善的国家, 股价里包含的上市公司的特质成分越多。中国上市公司的 R^2 高达 0.453, 说明了中国股市与市场环境的不成熟(Morck et al, 2000)。

但上述研究并不足以说明技术创新、创造性破坏与 R^2 间存在必然联系。近期对这一问题的研究有了突破性进展, Pastor & Veronesi(2009)的理论研究表明, “创造性破坏”在其发生过程中是否能够成功具有很强不确定性, 因而新技术出现很长一段时间内, 其风险都不会被市场完全认识, 故这段时间内新技术及其所带来的风险均属于公司特质。Chun et al(2008)的经验研究则表明, 在资本市场的公司股价波动过程中, 企业的创新特质会反映为公司特质信息, 并表现为 R^2 的下降。他们使用 R^2 作为公司特质信息变量, 对 COMPUSTA 的样本公司数据进行了实证研究。结果证实了美国公司的创造性破坏能够体现为公司特质信息。他们用行业层面的 R^2 与 TFP(全要素生产率)进行回归, 证实了创造性破坏对经济增长的重大作用。Fogel et al(2008)则用行业领头羊业绩变化幅度度量创造性破坏, 从另一角度进行实证研究证明在美国创造性破坏是经济增长的巨大动力。

那么, 中国股市中是否能通过 R^2 反映出创造性破坏的公司特质呢? 游家兴等(2007)与孔东民和申睿(2008)的研究均证实了, 中国上市公司的 R^2 同样能够体现各种公司特质信息。我们认为, 创造性破坏投入作为最重要的公司特质信息之一, 应该能够通过 R^2 得到体现。

但是, 发展中国家的技术创新可能与发达国家存在很大的不同。主要体现在发展中国家经济增长更加依赖于技术效率的提高(对现有技术的进一步利用), 而不像发达国家那样主要依赖于创造性破坏(技术进步)(Caselli & Willson, 2004; Caselli & Coleman, 2006)。企业为改进技术效率而进行的技术创新投入不像创造性破坏那样需要较长时间才能为市场所认识, 因而它更容易体现为市场信息而非公司特质信息。所以技术效率改进投入增加应该会使得公司个别风险降低, 进而使得公司特质信息在总信息中的占比减少, 并由此带来 R^2 的上升。这样中国股市的 R^2 中就既包含了创造性破坏(技术进步), 又包含了公司技术效率投入水平。在创新投入比重一定的前提下, 前者会成为公司特质信息使 R^2 下降和技术进步产出比重增加, 后者则体现为市场信息使 R^2 上升, 并带来技术效率产出比重增加。具体如图 1 所示:

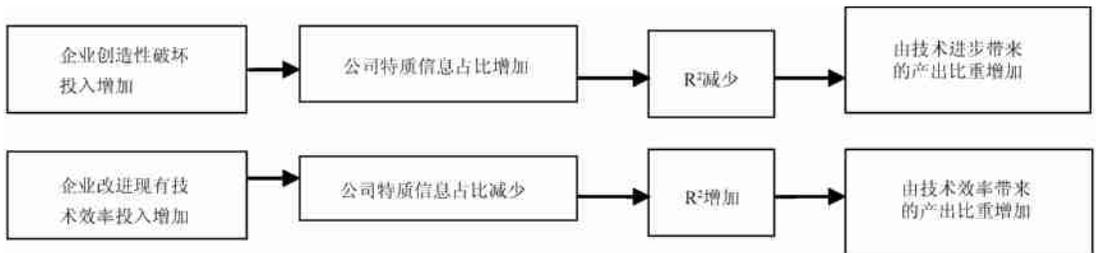


图 1 技术创新投入、 R^2 与产出的关系

在图 1 的逻辑关系中, 中国企业技术创新投入能否用 R^2 作为替代变量是一个关键问题。Chun et al(2008)用企业 IT 资产占总资产的比重度量企业创造性破坏投入水平, 然后与 R^2 进行回归。证实了两者存在负相关关系。在中国无法找到直接度量创造性破坏投入和改进现有技术效率投入水

平的变量,我们采取以下方法解决这一问题:(1)同时估算 R^2 与技术进步产出比重、 R^2 与技术效率产出比重的关系,如果前者显著负相关,后者显著正相关,就说明创新投入确实能够反映到 R^2 中。因为如果是创新因素以外的其他公司特质信息引起 R^2 变化,并进而影响创新产出的话,它同时影响到技术进步产出与技术效率产出的机率应该是微小的。(2)鉴于中国创造性破坏普遍缺乏、且未表现出随时间改善的经验事实,我们观察 R^2 的值是否处于较高水平并不存在明显的时间变化趋势。如果确实如此,也从另一侧面反映 R^2 应该与创新投入密切相关。

另外一个问题是如何控制住总的创新投入比重这一因素对企业创新产出比重的影响。我们认为,如果中国企业的总创新投入受到企业规模的重要影响(丁重、张耀辉,2009),那么企业规模就应和技术创新产出比重^①正相关。换言之,此时规模因素和创新产出比重间应该存在显著正相关关系。如果确实如此^②,我们就可以用规模因素控制住总的创新投入比重。

(二) 全要素生产率、技术进步与技术效率产出

接着的问题是如何计算技术创新给企业带来的产出,并区分开技术进步与技术效率对产出的影响。以往的研究用全要素生产率(TFP)来度量技术贡献率,并且注重度量行业层面的全要素生产率(如Chun et al, 2008),或是地区层面的全要素生产率(如彭国华, 2005)。我们的研究则注重从公司层面测算技术贡献率。另外,由于TFP包含了技术进步、技术效率和规模效应,而技术贡献只包括技术进步与技术效率,因而我们还要把这些部分分解出来。

我们先对TFP(Total factors productivity, TFP)、技术进步(Technological progress, TP)和技术效率(Technological efficiency, TE)的概念进行区分。根据Solow增长模型的思路,TFP可以被解释为产出变动中未被要素变动所能解释的部分,技术进步TP表现为生产可能性边界的移动。TP具体表现为既定要素投入下外生技术进步对生产可能性边界的外推或内移上。 $TP > 0$ 表示技术进步使得生产可能性边界外移, $TP < 0$ 则表示技术进步使得生产可能性边界内移;而技术效率TE衡量的是公司在既定的技术水平和要素投入规模下,实际产出与生产可能性边界上可能的最大产出之间的垂直距离。距离越大,技术效率越低,而代表生产可能性边界的前沿生产函数则成了衡量技术效率的基准平台。TE则反映既定技术和要素投入水平下,产出对生产可能性边界的不断逼近或远离上。

由于我们研究的对象是技术创新而不是通常意义上的TFP,也即我们不考虑TFP中的规模效应问题。故本文实质是将技术创新引至的产出定义为TFP,也即我们令: $TFP = TE + TP$ 。

三、具体指标的度量与研究假设

(一) R^2 的计量

与Chun et al(2008)以及孔东民和申睿(2008)的研究类似,我们借鉴Durnev, Morck and Yeung(DMY, 2004)的研究方法,对个股收益率中反映的企业特质信息数量进行可能的量化。首先,我们用下列简化资产定价模型计算个股的年度 R^2 。

$$r_{i,t} = \alpha_i + \beta_{Mkt,t} r_{Mkt,t} + \gamma_{Ind,t} r_{Ind,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中 $r_{i,t}$ 是个股月收益率, $r_{Mkt,t}$ 是月市场指数总收益率, $r_{Ind,t}$ 是按流通市值加权的月行业(CRSC单字母编码)收益率。为排除个股数据对市场与行业数据的干扰,保证计量的准确性,我们在计算每只股票对应的市场指数总收益率和行业收益率时,都剔除了该股票自身的数据。在对上式进行时间序列回归(12个月)后,我们取每个回归的调整拟合系数(Adjusted R-square)作为本文的研究变量。为方便起见,参考Chun et al(2008),我们把(1)式股票收益率波动中由市场和行业决定的部分

① 下文所述技术创新产出、技术进步产出和技术效率产出,如无特别说明,均指相应产出占总产出的比重。

② 下文的实证研究将证明这一点。

称为系统信息引起的波动(Systematic variation), 而由残差项 $\varepsilon_{i,t}$ 决定的部分称为公司特质信息引起的波动(Firm specific variation)。 R^2 的计算方法为: $R^2_{i,t} = \frac{\sigma^2_{m,i,t}}{\sigma^2_{m,i,t} + \sigma^2_{\varepsilon,i,t}}$ 。 $\sigma^2_{\varepsilon,i,t}$ 为 $\varepsilon_{i,t}$ 的方差, 代表了公司特质信息; $\sigma^2_{m,i,t}$ 为与公司 i 有关的系统风险的变化, 代表了市场信息。 为保证结果更为合理, 在实际计算中我们使用的是调整 R^2 , 由于 R^2 的取值区间为 $[0, 1]$, 为了更符合计量准则的要求, 我们对 R^2 做如下的对数变换得到公司特质信息的度量指标: ①

$$\Phi_{i,t} = \ln \left[\frac{1 - R^2_{i,t}}{R^2_{i,t}} \right] \quad (2)$$

(二) 度量技术贡献率的方法与指标

中国学者对 TFP 的研究包括了各层次: 比如有企业层次、省份层次、行业层次和全社会层次。 但多数研究注重省份层次和全社会层次, 行业层次、企业层次的研究特别是个别企业的 TFP 计算仍不多见。 任若恩、孙琳琳(2009) 曾估算了中国行业层面的 TFP 值。 他们主要使用 Jorgenson 和 Nishimizu 于 1978 年首次提出的 KLEMS 方法。 这一方法建立在国民经济核算(SNA) 基础上, 利用投入产出表中的总产出和中间投入数据计算 TFP。 但使用这一方法首先要建立具有国际可比性的 KLEMS 数据库, 然后才能据此计算 TFP。②这显然不符合上市公司的数据条件。

在计算各要素的产出弹性时, 一般有两种方法: 一种是基于计量经济学对生产函数模型进行回归的方法; 另一种是基于 Solow 余值理论的收入份额法。 回归方法的主要问题是要素的产出弹性常被假定为不随时间变化的常数, 但是上述超越对数生产函数模型通过考虑时变因素可以克服这一不足。 收入份额法是直接测算资本投入、劳动投入和中间投入占产出的份额。 这一方法的好处是在数据充足准确的前提下可以用最直接的方法测出随时间变化的各要素产出弹性, 比如 Chun et al(2008) 的研究也采用了这一方法。 但它的缺点是当数据条件不完备时往往需要主观判断, 此时估计出来的弹性常常是不准确的。 比如, 彭国华(2005) 就曾设定中国资本投入要素的产出弹性为 0.4。 但在转型环境中, 这一产出弹性随时间变化比较快, 将其简单地设定为一个不变值显然不合理。

我们最终选择基于计量经济学对生产函数模型进行回归的方法计算和分解 TFP, 具体而言使用的是 Christensen(1971) 提出的超越对数随机前沿生产函数(SFA) 的时变(time-varying) 形式估测 TFP, 建立的模型为:

$$\ln y_{it} = \alpha_0 + \sum_j \alpha_j \ln x_{jt} + \frac{1}{2} \sum_j \sum_l \alpha_{jl} \ln x_{jt} \ln x_{lt} + \alpha \tau t + \frac{1}{2} \alpha \tau \tau^2 + \sum_j \alpha_{jt} \ln x_{jt} + (v_{it} - u_{it}) \quad (3)$$

式(3)中, α 为待估参数向量。 式中的误差项为一复合误差项, 由两个独立部分组成: v_{it} 是经典白噪声, $v_{it} \sim iidN(0, \sigma_v^2)$, 主要包括测度误差及各种不可控的随机因素, 如无法预知的政策因素、运气等。 u_{it} 非负, 表征公司 i 在 t 年的生产技术非效率项, 且独立于纯随机误差项 v_{it} 。 其余变量定义如下:

① 我们使用 Visual foxpro 软件编程求得剔除了该股票自身的市场收益率和行业收益率, 然后用 STATA11.0 软件对(1) 式进行 OLS 回归求调整 R^2 值。 有少数 R^2 值为负, 根据计量经济学相关原理, 我们将这些 R^2 值统一修改为 0。 另外考虑到式(2) 要求 R^2 不能为 0, 我们实际上删除了这些样本。

② KLEMS 数据库包括行业层次的产出、资本、劳动和中间投入, 主要有四类数据: 投入产出表、计算劳动、资本流量矩阵和购买力平价(PPP, purchasing power parity)。

(1) 产出变量 y_{it} : 公司 i 在 t 年的主营业务收入。(2) 投入变量 x_j : 物质资本变量, 根据永续盘存法原则, 有 $K_{i,t} = K_{i,t-1} \cdot (1 - \delta) + I_{i,t}$, $K_{i,t}$ 为第 t 年资本存量, δ 为固定资产折旧率, $I_{i,t}$ 为投资量。我们用固定资产净值作为 $K_{i,t-1} \cdot (1 - \delta)$ 的代理变量, 用每年投入的流动资产、销售费用、营业费用和管理费用作为 $I_{i,t}$ 的代理变量。(3) 投入变量 x_l : 劳动力投入, 根据上市公司年报“支付给职工以及为职工支付的现金”数据度量。(4) $t = 1, \dots, T$ 是时间因素。2000 年 $t = 1$, 2001 年 $t = 2$, 依此类推。在这里代表整个社会技术变化的时间趋势。

我们并没有对人力资本的教育程度进行调整。但是, 在我们研究的样本期内, 人力资本的教育程度的提升和时间因素是正相关的。这使得教育对产出的作用能够被充分地反映在标识“共同技术进步”的系数 $(\alpha_r + \alpha_{rr})$ 中。技术效率引致产出计算公式为:

$$TE_{it} = E(y_{i,t} | u_{i,t}, x_{i,t}) / E(y_{i,t} | u_{i,t} = 0, x_{i,t}) \exp(-u_{i,t}) \quad (4)$$

如果 $u_{i,t} = 0$, 则 $TE_{it} = 1$, 公司处于完全有技术效率状态。生产点位于生产可能性边界上, 如果 $u_{i,t} > 0$, 则 $0 < TE_{it} < 1$, 处于技术非效率状态。

对 $u_{i,t}$ 具体分布的不同设定衍生出了不同的随机前沿生产函数模型, 按照 Battese (1992) 的设定, $u_{i,t}$ 被定义为: $u_{i,t} = \beta(t) u_i = \exp[-\eta(t-T)] u_i$ 。假设 u_i 的分布服从非负断尾正态分布(即零值截断, truncations at zero), 即 $u_i \sim N^+(0, \sigma_u^2)$ 。 η 为待估参数, 表示技术效率变化率。式(3)和式(4)中的 SFA 模型参数估计可通过最大似然估计法(ML)进行估计得到。似然函数中使用的方差参数为(Coelli, 1995):

$$\gamma = \frac{\sigma_u^2}{\sigma_v^2}, \sigma_s^2 = \sigma_v^2 + \sigma_u^2 (0 \leq \gamma \leq 1) \quad (5)$$

γ 反映随机扰动项中技术无效项所占的比例, 通过 γ 可判断模型设定是否合适。 γ 接近 0 时, 表明实际产出与可能最大产出的差距主要来自不可控制的纯随机因素, 没有必要采用随机前沿模型, 存在设定偏误。 γ 越趋近于 1, 说明误差主要来源于技术非效率, 采用随机前沿模型就越合适。但当 $\gamma = 1$ 时, 随机前沿模型变成了确定性前沿模型, 不再存在随机冲击的效应。我们在计算 TFP 的过程中估算出 γ 值约在 0.5 左右, 表明 SFA 模型是合理的。^①

技术进步 TP 一般计算如下: $TP = \frac{\partial \ln y_i}{\partial t} = \alpha_r + \alpha_{rr} + \sum_j \alpha_{rj} \ln x_j$ 。式中 $(\alpha_r + \alpha_{rr})$ 代表共同技术进步, 即随时间推移各公司面临的共同进步; $\sum_j \alpha_{rj} \ln x_j$ 表示非中性技术进步, 也即个别公司异质性技术进步, 这其中就包含了“创造性破坏”所带来的技术进步产出。^②

价格因素是研究生产率和生产效率问题所必须面临的问题。如果要精确地分析上述方程, 那么由于各种具体的产出和投入要素价格变动存在差异, 应该分别使用不同的价格指数。但由于我国价格指数数据的局限性, 只能采取官方公布的“一篮子”物品的价格指数对数据进行处理。这样一来, 价格因素对回归结果的影响实际上是微乎其微的。因为, 无论是采用零售价格指数还是工业品价格指数对数据进行调整, 对方程两边投入和产出的要素所使用的价格指数都是一样的。方程两边按同样价格指数进行调整, 与不调整得出的结果自然差别甚微(李谷成等, 2007)。为此我们在

① 限于研究角度和篇幅, 我们没有在此报告计算技术创新产出(TFP)的具体结果。需要的读者可向作者索取。

② 必须承认, 我们在这里计算技术进步和技术效率产出没有考虑行业间生产可能性曲线的不同。这是因为:(1)分行业后样本将大为减少, 难以满足创造性破坏问题研究需要;(2)以下因素使得行业间生产可能性曲线差异影响大幅减少: 第一, 我们只是计算技术效率和技术进步, 而不需要计算包含规模经济等产出在内的 TFP; 第二, 我国人力资本相对于物质资本作用微弱, 这使得人力资本在行业的专用程度降低; 第三, 上市公司多元化经营情况较普遍; 第四, 2256 个样本中制造业企业达到了 1735 个, 占了绝大多数。

计算中使用的是没有对价格指数进行调整的数据。^①

(三) 研究假设

根据以上分析, 我们提出以下研究假设:

研究假设一: 如果全要素生产率(TFP) 构成中技术效率引致产出(TE) 所占比重相对于技术进步引致产出(TP) 较大, 那么 ϕ 越低, R^2 越高, TFP 越大。也即 ϕ 与 TFP 负相关, 备择假设则是两者不相关或正相关。研究假设一实际与下面研究假设二和假设三紧密相关。

研究假设二: ϕ 越低, R^2 越高, 技术进步引致的产出(TP) 越小。也即 ϕ 与 TP 正相关, 备择假设则是两者呈不相关或负相关。

研究假设三: ϕ 越低, R^2 越高, 技术效率引致的产出(TE) 越大。也即 ϕ 与 TE 负相关, 备择假设则是两者呈不相关或正相关。

研究假设四: 企业规模与 TFP 间存在正相关关系, 备择假设则是两者呈不相关或负相关。

四、数据来源、变量及实证方法

(一) 数据来源

本文数据来源于 2000—2008 年度深圳国泰安公司与香港理工大学共同开发的 CSMAR《中国上市公司交易数据库》与《中国上市公司财务数据库》, 我们考察对象是 1999 年前在深沪两市上市的所有公司, 并按以下一般性原则选择样本: (1) 剔除金融类公司, (2) 剔除数据有问题和数据不全的公司, 最终得到的是平衡面板数据集。每年截面样本本公司数为 376 家。

(二) 实证方法与变量说明

参考 Chun et al(2008), 我们建立以下自回归分布滞后动态模型:

$$\ln TFP_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \bar{\phi}_{i,t-3} + \alpha_2 \ln TFP_{i,t-1} + \alpha_3 \ln SIZE_{i,t-1} + \sum_i \delta_i + \sum_i \lambda_i + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

$$\ln TP_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \bar{\phi}_{i,t-3} + \beta_2 \ln TP_{i,t-1} + \beta_3 \ln SIZE_{i,t-1} + \sum_i \delta_i + \sum_i \lambda_i + \varepsilon_{i,t} \quad (7)$$

$$\ln TE_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 \bar{\phi}_{i,t-3} + \gamma_2 \ln TE_{i,t-1} + \gamma_3 \ln SIZE_{i,t-1} + \sum_i \delta_i + \sum_i \lambda_i + \varepsilon_{i,t} \quad (8)$$

式(6) — (8) 中, $\ln TFP_{i,t}$ 表示第 t 期公司 i 全要素生产率(TFP) 的对数值。 $\ln TP_{i,t}$ 表示第 t 期公司 i 技术进步(TP) 的对数值。 $\ln TE_{i,t}$ 表示第 t 期公司 i 技术效率(TE) 的对数值。 $\bar{\phi}_{i,t-3}$ 为过去三年的 ϕ 的平均值^②。 $\ln SIZE_{i,t-1}$ 为滞后一期的公司总资产的对数值, 代表公司规模。我们还在各模型中加入了被解释变量的滞后一期因子作为控制变量。 λ 为各公司在截距上的个体差别, 即在时间上固定, 但在公司间存在变化; δ 为各公司在截距上的年度差别, 即在公司间固定, 但在时间上存在变化; 误差项 $\varepsilon_{i,t}$ 在不同时间上和不同公司间不存在相关性。

式(6) 度量 ϕ 与全要素生产率(TFP) 的关系, 也即检验研究假设 1。式(7) 度量 ϕ 与 TP 的关系, 式(8) 度量 ϕ 与 TE 的关系, 也即分别检验假设 2 和假设 3。我们在各模型中都加入了公司规模因子作为控制变量, 目的是检验假设 4。

对面板数据进行实证检验时, 根据具体情况可以选用不同的估计方法, 如混合最小二乘法 (POLS, pooled ols), 固定效应 (FE, fixed effect) 估计法、随机效应 (RE, random effect) 估计法、系统广义矩估计 (SYS GMM) 等。另外一个进行计量检验时通常需要考虑的问题是模型是否需要选择工具变

^① 我们也尝试使用以 2000 年为基期对各项投入产出数据进行价格调整后的数据进行计算, 结果基本没有差别。

^② 此处取滞后三年平均值, 主要是考虑到技术创新对产出的滞后影响。在 Chun et al(2008) 的研究中, 使用的是滞后五年的平均值。考虑到我国企业技术创新主要由改进现有技术的技术效率提高构成 (详见下节描述性统计), 因而从创新到效益的产生时间间隔不会太长, 且也已有研究表明中国企业这一时滞确实不超过三年 (文芳, 2009), 我们在此处使用了滞后三年平均值指标。

量。式(6) — (8)中,创新产出与规模、创新投入等变量在理论上均不存在内生性,但因为被解释变量的滞后项作为解释变量进入了方程,使得模型可能存在内生性。我们通过系统广义矩估计来解决这一问题。

由于以上回归技术分析的都是均值关系。为进一步分析不同水平的技术创新产出企业中,各解释变量和控制变量与被解释变量的关系,我们还通过分位数回归技术对变量间的关系进行更深入的研究。因为分位数回归方法可以选择不同的分位,故其能够更加全面地描述研究对象的全貌,而不仅仅局限于均值分析。

五、实证结果

(一) 描述性统计

我们首先观察各变量均值随时间变化情况。从表1可见,企业规模($\ln SIZE$)随时间略有增长,但幅度有限。全要素增长率 TFP 和 $\ln TFP$ 全样本均值仅分别为 0.341 和 -0.478。且随时间增加略有下降,说明技术创新对企业的贡献度非常欠缺。虽然技术效率产出 TE 和 $\ln TE$ 随时间增加而显著减少,技术进步产出 TP 和 $\ln TP$ 随时间增加略有增多,但相对于技术效率产出,技术进步产出的值仍然较小。这说明随着全球经济一体化程度提高,试图通过改进技术效率获得更高收益已越来越难,但中国企业的“创造性破坏”水平的提高又十分有限。导致总的技术贡献率徘徊在较低水平。此外,中国上市公司的 \bar{R}^2 值仍处于较高水平且未呈现出明显的时间变化趋势^①,这从另一角度说明了创造性破坏的缺乏。

表1 各年度变量均值

	$\ln SIZE$	$\ln TP$	$\ln TE$	TP	TE	$\ln TFP$	TFP	$\bar{\Phi}_{i,t-3}$	\bar{R}^2
2003	21.082	-1.191	-0.540	0.066	0.298	-0.449	0.364	-0.056	0.500
2004	21.230	-1.180	-0.552	0.067	0.290	-0.457	0.358	-0.165	0.574
2005	21.268	-1.179	-0.570	0.067	0.278	-0.472	0.345	-0.183	0.509
2006	21.275	-1.167	-0.586	0.069	0.269	-0.481	0.338	-0.029	0.394
2007	21.396	-1.147	-0.608	0.072	0.257	-0.494	0.329	0.051	0.497
2008	21.421	-1.138	-0.633	0.074	0.241	-0.512	0.314	0.108	0.675
全样本	21.279	-1.167	-0.582	0.069	0.272	-0.478	0.341	-0.047	0.524

表2 规模因素与各变量的均值变化

	$\ln SIZE$	$\ln TP$	$\ln TE$	$\ln TFP$	$\bar{\Phi}_{i,t-3}$
第一组	19.776	-1.230	-0.647	-0.542	-0.044
第二组	20.621	-1.178	-0.591	-0.487	-0.068
第三组	21.014	-1.173	-0.576	-0.475	-0.056
第四组	21.448	-1.154	-0.571	-0.467	-0.050
第五组	21.906	-1.147	-0.553	-0.451	-0.056
第六组	22.910	-1.121	-0.550	-0.444	-0.049

表3 公司特质信息因素与各变量的均值变化

	$\bar{\Phi}_{i,t-3}$	$\ln SIZE$	$\ln TP$	$\ln TE$	$\ln TFP$
第一组	-0.520	21.197	-1.178	-0.570	-0.471
第二组	-0.275	21.183	-1.173	-0.579	-0.477
第三组	-0.124	21.288	-1.161	-0.584	-0.479
第四组	0.014	21.328	-1.167	-0.576	-0.474
第五组	0.178	21.344	-1.159	-0.587	-0.480
第六组	0.471	21.333	-1.166	-0.592	-0.485

① 如前所述,为满足式(2)的计算需要我们删去了 \bar{R}^2 值小于等于 0 的样本,这使得 \bar{R}^2 的均值略有升高。如果不删除这些样本, \bar{R}^2 均值大约在 0.430 左右。和 Morck、Yeung 和 Yu(2000) 的计算结果相差不大。

其次,我们按规模($\ln SIZE$)大小从低到高把样本分为六组(每组样本 376 个,总样本为 2256 个),表 2 给出了各组的变量均值。可见随着规模的增大,技术进步产出($\ln TP$)和技术效率产出($\ln TE$)均明显增加。总的技术创新产出(全要素生产率 $\ln TFP$)也明显上升。这些证据都说明了大规模企业很可能更容易产生技术创新。代表公司特质信息的 $\bar{\varphi}_{i,t-3}$ 值不存在随规模变化趋势,这或许是因为随着规模增大,企业在创造性破坏和改进技术效率两方面的技术创新均增加。前者会增加 $\bar{\varphi}_{i,t-3}$ 值,后者则会带来 $\bar{\varphi}_{i,t-3}$ 值的减小。两种作用交织在一起使得 $\bar{\varphi}_{i,t-3}$ 值的变化趋势不明显。这一现象带来的一个好处是, $\bar{\varphi}_{i,t-3}$ 和 $\ln SIZE$ 共同成为回归模型的解释变量并不会产生严重的多重共线性问题。

表 4 传统面板回归结果

解释变量与控制变量	被解释变量: $\ln TFP_t$		被解释变量: $\ln TP_t$		被解释变量: $\ln TE_t$	
	POLS 模型(1)	POLS 模型(2)	POLS 模型(1)	POLS 模型(2)	POLS 模型(1)	POLS 模型(2)
$\bar{\varphi}_{i,t-3}$	- 0.016** (- 2.77)	- 0.012* (- 1.96)	0.008* (1.65)	0.014** (2.35)	- 0.022** (- 3.15)	- 0.018** (- 2.51)
$\ln TFP_{t-1}$ 或 $\ln TP_{t-1}$ 或 $\ln TE_{t-1}$	0.062** (3.13)	0.053** (2.55)	0.016 (0.82)	0.016 (0.76)	0.085** (4.10)	0.077** (3.62)
$\ln SIZE_t$	0.029** (16.50)		0.034** (20.61)		0.029** (13.05)	
常数项	- 1.072** (- 27.75)	- 0.454** (- 45.33)	- 1.871** (- 44.94)	- 1.148** (- 47.03)	- 1.144** (- 23.94)	- 0.540** (- 43.92)
$ad.R^2$	0.111	0.004	0.160	0.002	0.078	0.008
Hausman 检验 p 值(和 Re 比较)	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
FE 与 POLS 比较的 F 检验值 (p 值)	0.5418	0.5107	0.4010	0.3823	0.9110	0.8946

注:(1)括号内为 t 统计量。*、**、*** 分别表示 10%、5% 和 1% 水平上统计显著。(2)样本数为 2256。(3)F 统计量均在 5% 水平上显著。

再其次,我们按 $\bar{\varphi}_{i,t-3}$ 值大小从低到高把样本分为六组(每组样本 376 个,总样本为 2256 个),表 3 给出了各组的变量均值。可见随着 $\bar{\varphi}_{i,t-3}$ 值增大,技术进步产出($\ln TP$)有一定的增加,说明公司特质信息的增加有利于技术进步产出增加。而随着 $\bar{\varphi}_{i,t-3}$ 值增大,技术效率产出($\ln TE$)与全要素生产率($\ln TFP$)均明显减少,说明 $\bar{\varphi}_{i,t-3}$ 值与技术效率产出和全要素生产率负相关。这一方面说明技术效率投入的增加会带来公司特质信息 $\bar{\varphi}_{i,t-3}$ 的减少,进而引起技术效率产出 $\ln TE$ 的下降;另一方面则提示我们由于创造性破坏的缺乏,全要素生产率主要由 $\ln TE$ 组成,从而使得 $\bar{\varphi}_{i,t-3}$ 与 $\ln TFP$ 的关系表现出较明显的负相关特征。

(二) 计量检验结果

首先,我们作了传统面板回归,结果见表 4。与以往多数研究类似,我们根据 Hausman 检验来判断应该选择 FE 还是 RE 模型。如果判定结果为 FE 模型,我们进一步根据 F 检验对使用 FE 还是 POLS 模型进行选择;如果判定结果为 RE 模型,我们则使用 BPLM 检验去比较 POLS 和 RE 模型的适用性。^①根据这些检验,我们发现 Hausman 检验基本支持选择 FE 模型,但 F 检验则否定了 FE 模

① 事实上,因为第一步的判定结果均为 FE 模型,我们没有使用 BPLM 检验。此外,因为被解释变量滞后项进入了回归模型,模型应当会因为存在内生性使得 POLS 失效。我们在这里检验不出 POLS 失效的原因其实在于被解释变量滞后项的影响有限,具体可参见表 4 中的相关回归系数和说明。这种有限影响使 POLS 虽然有偏但偏误极小。

型,支持 POLS 模型。因而,在传统面板的回归中,我们选择了混合最小二乘回归(POLS)模型。回归结果见表 4。^①

从表 4 中可见,在模型(6)~(8)的相关检验中,Hausman 检验 p 值均为 0,说明相对于 RE 模型,FE 模型显然更为合适。但 F 检验 p 值均远大于 0.10,表明相对于 FE 模型,POLS 模型更为合适,因而表 4 给出了 POLS 回归的结果。^②可见无论规模因素($\ln SIZE_t$)是否进入模型,技术投入指标($\bar{\Phi}_{t-3}$)与产出指标($\ln TFP_t$)间均呈现显著负相关关系,这就证明了研究假设一;而 $\bar{\Phi}_{t-3}$ 与技术进步产出($\ln TP_t$)间呈现显著正相关关系, $\bar{\Phi}_{t-3}$ 和技术效率提高引致产出($\ln TE_t$)呈

现显著负相关关系,于是我们也证明了研究假设二和研究假设三。规模因子($\ln SIZE_t$)和 $\ln TFP_t$ 、 $\ln TP_t$ 以及 $\ln TE_t$ 间均呈现显著正相关关系,说明研究假设四也是成立的。也即我们的实证结果表明,中国企业的创新确实主要来源于技术效率的提高而非技术进步,而且规模大的企业确实更容易进行创新活动。另外,虽然 POLS 回归类似于截面回归,拟合优度($adj. R^2$)不是十分重要;^③但我们亦可发现当规模因素未进入方程时拟合优度确实是过低了。换言之,技术创新投入与产出间虽然存在着显著相关关系,但这种关系在很大程度上会受到规模因素的影响。规模因素进入方程会明显提高拟合优度,从另一角度说明中国的技术创新与企业规模可能密切相关。

我们还可以发现滞后因子($\ln TFP_{t-1}$ 或 $\ln TE_{t-1}$)与被解释变量虽然有一定显著相关性,但其系数数值非常小(< 0.1),而 $\ln TP_{t-1}$ 与被解释变量间的关系不显著。这与国外研究技术创新产出具有较强持续性的结果显然不同,^④说明我国技术创新产出的持续性相对较差。

上述传统面板回归只考虑了误差项的截面相关性,而假定误差项不存在时间序列相关性,也就没有考虑误差相关性的动态变化。滞后一期的被解释变量进入方程,使得模型可能存在内生性,于是误差项的时间序列就很可能也存在相关性,这些因素使传统面板估计存在着偏误的隐忧。比如在对 POLS 估计时,考虑时间序列因素后解释变量与遗漏的个体效应可能存在相关性,这会使上述回归结果受到质疑。Arellano & Bover(1995)和 Blundell & Bond(1998)提出的 SYS-GMM 估计量(System GMM)可以通过一阶差分大大削弱这种个体效应。鉴于此,为保证研究的稳健性,我们又以

表 5 系统广义矩估计(SYS GMM)回归结果

解释变量与控制变量	被解释变量		
	$\ln TFP_t$	$\ln TP_t$	$\ln TE_t$
$\bar{\Phi}_{t-3}$	-0.020** (-3.28)	0.014* (2.46)	-0.030** (-4.06)
$\ln TFP_{t-1}$ 或 $\ln TP_{t-1}$ 或 $\ln TE_{t-1}$	0.004 (0.05)	0.043 (0.56)	-0.032 (-0.40)
$\ln SIZE_t$	0.046** (4.57)	0.042** (3.71)	0.046** (4.18)
常数项	-1.465*** (-7.72)	-1.999** (-11.53)	-1.593*** (-7.65)
Arellano-Bond 一阶自相关检验 (P 值)	0.000	0.000	0.000
Arellano-Bond 二阶自相关检验 (P 值)	0.353	0.214	0.311
Sargan 过度识别检验 (P 值)	0.1491	0.518	0.165

注:(1)括号内为 t 统计量。*、**、*** 分别表示 10%、5% 和 1% 水平上统计显著。(2)样本数为 1880。

① 在回归中我们尝试了规模因素在与不在模型中的情况。此外,滞后因变量始终在模型中。这是参照 Chun 等(2008)研究的做法,也表明了实际上 $\bar{\Phi}_{t-3}$ 变量影响的是技术创新产出的增长率而非绝对值。

② 这实际上也说明了,在我们的技术创新回归模型中,残差项受公司因素的影响不大,也即各因素对各上市公司的影响具有很强的趋同性。

③ 根据计量经济学原理,对混合数据回归及时序较短面板数据回归主要关注系数的 t 统计量而非拟合优度。

④ 在 Chun et al(2008)的研究中, $\ln TFP_{t-1}$ 对产出增长率($\ln TFP_t - \ln TFP_{t-1}$)的影响约为 -0.4,也即 $\ln TFP_{t-1}$ 对 $\ln TFP_t$ 的影响约为 0.6(即约等于 $1 + (-0.4)$)。

滞后一期的各解释变量和 $\bar{\Phi}_{t-3}$ 一起作为工具变量进行了 SYS-GMM (one step) ① 动态面板回归。表 5 给出了回归结果, 从中可见变量的系数与显著度和表 4 基本相似。技术投入指标 ($\bar{\Phi}_{t-3}$) 与产出指标 ($\ln TFP_t$) 间呈现显著负相关关系; $\bar{\Phi}_{t-3}$ 与技术进步产出 ($\ln TP_t$) 间呈现显著正相关; $\bar{\Phi}_{t-3}$ 和技术效率提高引致产出 ($\ln TE_t$) 呈现显著负相关; 规模因子 ($\ln SIZE_t$) 和 $\ln TFP_t$ 、 $\ln TP_t$ 以及 $\ln TE_t$ 间均呈现显著正相关关系; 于是我们再次证明了研究假设一到研究假设四。Bond et al (2001) 指出, 在 SYS GMM 模型中, 一般情况下滞后一期被解释变量的系数要小于 POLS 中的系数。表 5 与表 4 相比, 滞后因子系数显然小于 POLS, 说明 SYS GMM 模型的结果具有较高可信性。需要指出的是, 表 5 中一个明显不同之处在于, 滞后因子 ($\ln TFP_{t-1}$ 、 $\ln TP_{t-1}$ 或 $\ln TE_{t-1}$) 系数值虽仍为较小正值, 但显著性消失了。这其实进一步证实了我国技术创新产出的持续性相对较差, 技术创新的市场竞争力不足。

表 6 混合数据分位数回归结果

分位数	被解释变量: $\ln TFP_t$		$\ln TP_t$		$\ln TE_t$	
	$\bar{\Phi}_{t-3}$	$\ln SIZE_t$	$\bar{\Phi}_{t-3}$	$\ln SIZE_t$	$\bar{\Phi}_{t-3}$	$\ln SIZE_t$
0.1	-0.020** (-2.30)	0.021*** (5.43)	-0.001 (-0.10)	0.037*** (11.82)	-0.034*** (-3.27)	0.024*** (5.04)
0.2	-0.018** (-2.10)	0.026*** (7.87)	0.002 (0.28)	0.037*** (11.82)	-0.033*** (-3.64)	0.023*** (6.69)
0.3	-0.012*** (-3.12)	0.030*** (15.74)	0.006 (0.87)	0.035*** (14.16)	-0.030*** (-4.49)	0.028*** (12.09)
0.4	-0.014** (-2.02)	0.030*** (13.03)	0.016*** (2.96)	0.030*** (17.49)	-0.028*** (-3.63)	0.030*** (12.00)
0.5	-0.012** (-2.13)	0.032*** (18.41)	0.011** (2.01)	0.029*** (17.22)	-0.020* (-2.17)	0.029*** (10.52)
0.6	-0.007 (-0.97)	0.033*** (14.49)	0.011** (2.37)	0.029*** (19.93)	-0.012 (-1.38)	0.033*** (12.59)
0.7	-0.008 (-1.12)	0.035*** (17.44)	0.011** (2.42)	0.027*** (18.45)	-0.012 (-1.29)	0.034*** (12.57)
0.8	-0.012 (-1.38)	0.035*** (14.35)	0.007 (1.56)	0.025*** (17.67)	-0.005 (-0.41)	0.036*** (10.83)
0.9	-0.013 (-1.14)	0.035*** (10.84)	0.001 (0.17)	0.023*** (13.17)	-0.010 (-0.75)	0.031*** (8.33)

注: (1) 括号内为 t 统计量。*、**、*** 分别表示 10%、5% 和 1% 水平上统计显著。(2) 样本数量为 2256。

此外, 表 5 中所有的 Arellano-Bond 一阶自相关检验均显著, 而二阶自相关均不显著, 以及 Sargan 过度识别检验也均不显著, 说明我们的模型设计和工具变量选择较为合理。

为进一步分析不同水平的技术创新产出企业中, 各解释变量和控制变量与被解释变量的关系, 我们接着使用分位数回归技术对变量间的关系进行更深入的研究。不同技术创新产出的企业, 其规模因素、技术创新投入与创新产出间的关系或许存在很大区别, 因而我们对模型 (6) — (8) 进行了混合数据分位数回归观察这种差别, 回归结果的简要情况见表 6。

① 也即共四个工具变量。由于两步法 (two step) SYS-GMM 估计标准差存在向下偏倚; 在样本不是非常小的情况下, 我们选择一步法 (one step) SYS-GMM 报告回归结果, 以保证标准差估计的无偏性。

从表6中我们观察到很多有趣的结果。首先,无论是技术创新产出最高(分位数为0.9)或是技术创新产出最低(0.1)的企业,规模因素都与技术创新产出显著正相关,且回归系数值相差不大。这说明技术创新产出高的企业往往是规模大的企业,而技术创新产出低的企业往往是规模小的企业。其次,在技术创新产出较低的企业(分位数为0.1—0.3)以及技术创新产出最高的企业(分位数为0.8—0.9)中,创新投入因素($\bar{\Phi}_{t-3}$)和技术进步产出($\ln TP_t$)失去相关性。这其实告诉我们小规模企业和大规模企业都没有有效地去进行原创性的技术创新,前者可能是因为人才和政策支持的不足,后者则可能因为处于垄断地位而失去创造性破坏的动力。特别地,技术创新产出最高的企业中(分位数为0.8—0.9),即使是技术效率改进产出也与创新投入完全失去相关性,说明大规模企业不仅没有有效地进行创造性破坏,甚至没有充分利用好投入的资金进行改进性技术革新。也即,尽管大规模企业技术创新产出很高,但其产出与其投入是不成比例的。再次,在技术创新产出较低的企业中(分位数为0.1—0.5),创新投入因素和技术效率产出间存在显著相关性。这提示我们小规模企业更愿意进行技术改进而非创造性破坏。最后,在规模中等的企业中(分位数为0.4—0.7),创新投入和技术进步产出表现出显著相关性。我们认为,中等规模的企业一方面存在着较高的竞争压力,另一方面人才和相关政策支持又不会太过于缺乏,这使得它们能够更有效地利用创新投入开展原创性的技术创新。

六、总结

中国经济虽然取得了快速增长,但缺乏创造性破坏。鉴于中国企业层面的技术创新投入难以直接准确度量,本文结合公司特质信息理论对中国创造性破坏缺乏问题进行了理论分析;并使用CAPM回归中得到的 R^2 平方代替创新投入变量,完成了对公司层面的创新投入与产出间关系的实证研究。

我们得到了若干有趣的结论:(1)技术创新产出与技术创新投入间呈现显著正相关。技术创新产出中,技术进步产出(创造性破坏产出)占的比重较小,而改进技术效率带来的产出所占比重较大。(2)相对于技术进步产出与创新投入的关系,技术效率产出与创新投入的正相关性更为显著。说明我国企业的技术创新投入更多地用于技术效率的改进而非创造性破坏活动。(3)企业规模越大,技术创新产出越高,说明我国的创新能力主要掌握在大规模企业手中。(4)我国企业技术创新产出的持续性较差。(5)在目前我国的经济环境中,规模小的企业更愿意进行技术改进,规模中等的企业更适合于进行创造性破坏。而大规模企业的技术创新投入效率是低下的,创新投入与产出不成比例。

综合这些结论我们不难发现,中国企业缺乏创造性破坏的根本原因之一在于中国主导技术创新的是大企业而非新兴公司,大企业由于处于垄断地位没有创新动力,必然使得创新缺乏效率。总体而言,创新更多地体现为容易为市场接受的技术效率提高,而非不确定性较强的创造性破坏与技术进步。小规模企业虽然有动力进行创造性破坏,却苦于缺乏政策与资金、人才等的支持而只能更多地进行技术效率改进式的创新。于是,本文的政策含义是:减少对大规模企业的政策与制度倾斜,加强对中小企业的扶持,是解决我国创造性破坏缺乏问题的关键。

最后需要说明的是,由于我国公司上市受到种种条件的限制,一些真正有创新能力的中小企业未能反映在样本中。这显然会对本文研究结论产生一定的影响。我国创业板才刚刚建立,创业板上市公司数据的缺乏使得本文无法将其包容进样本中。在更大规模的样本中检验本文的研究结论稳健性,将是我们未来的重要研究工作。

参考文献

- 丁重、张耀辉, 2009:《制度倾斜、低技术锁定与中国经济增长》,《中国工业经济》第 11 期。
- 孔东民、申睿, 2008:《 R^2 、异常收益与交易的信息成份》,《中大管理研究》第 3 期。
- 李谷成、冯中朝、范丽霞, 2007:《农户家庭经营技术效率与全要素生产率增长分解(1999—2003)——基于随机前沿生产函数与来自湖北省农户的微观证据》,《数量经济技术经济研究》第 8 期。
- 林毅夫、刘明兴, 2003:《中国的经济增长收敛与收入分配》,《世界经济》第 8 期。
- 陆铭、陈钊、万广华, 2005:《因患寡, 而患不均——中国的收入差距、投资、教育和增长的相互影响》,《经济研究》第 12 期。
- 罗楚亮, 2007:《城镇居民教育收益率及其分布特征》,《经济研究》第 6 期。
- 彭国华, 2005:《中国地区收入差距、全要素生产率及其收敛分析》,《经济研究》第 9 期。
- 任若恩、孙琳琳, 2009:《我国行业层次的 TFP 估计: 1981—2000》,《经济学(季刊)》第 3 期。
- 文芳, 2009:《R&D 投资对公司盈利能力的影响研究》,《证券市场导报》第 6 期。
- 姚先国、张海峰, 2008:《教育、人力资本与地区经济差异》,《经济研究》第 5 期。
- 游家兴、张俊生、江伟, 2006:《制度建设、公司特质信息与股价波动的同步性——基于 R^2 研究的视角》,《经济学(季刊)》第 1 期。
- Aghion, P., and Howitt, P., 1992, “A Model of Growth through Creative Destruction”, *Econometrica*, 60(2): 323—351.
- Aghion, P. and Howitt, P., 1998, *Endogenous Growth Theory*, Cambridge, MA, MIT Press.
- Aghion, P. and Howitt, P., 2006, “Appropriate Growth Policy: A Unifying Framework”, *Journal of the European Economic Association*, 4: 269—314.
- Arellano, M., and O. Bover., 1995, “Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error-Components Models”, *Journal of Econometrics*, 68(1): 29—51.
- Battese, G. E., 1992, “Frontier Production Functions and Technical Efficiency: A Survey of Empirical Applications”, *Agricultural Economics*, 7: 185—208.
- Blundell, R., and S. Bond., 1998, “Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models”, *Journal of Econometrics*, 87(1): 115—143.
- Bond, S., Hoeffler, A., and Temple, J., 2001, “GMM Estimation of Empirical Growth Models”, CEPR discussion paper No. 3048.
- Caselli, F., and Coleman, W. J., 2006, “The World Technology Frontier”, *American Economic Review*, 96(3): 499—522.
- Caselli, F. and Wilson, D. J., 2004, “Importing Technology”, *Journal of Monetary Economics*, 51(1): 1—32.
- Christensen, Laurits R., 1971, “Entrepreneurial Income: How Does It Measure Up?”, *American Economic Review*, 61(4): 575—85.
- Coelli, T., 1995, “Recent Developments in Frontier Modeling and Efficiency Measurement”, *Australian Journal of Agricultural Economics*, 39: 219—245.
- Chun, H., Kim, J. W., Morck, R., and Yeung, B., 2008, “Creative Destruction and Firm Specific Performance Heterogeneity”, *Journal of Financial Economics*, 89(1): 109—135.
- Dumez, A., Morck, R., and Yeung, B., 2004, “Does Firm specific Information in Stock Prices Guide Capital Budgeting?”, *Journal of Finance*, 59: 65—105.
- Fogel, K., Morck, R., and Yeung, B., 2008, “Big Business Stability and Economic Growth: Is What’s Good for General Motors Good for America?”, *Journal of Financial Economics*, 89(1): 83—108.
- Jin, L., and Myers, S. C., 2006, “ R^2 around the World: New Theory and New Tests”, *Journal of Financial Economics*, 79: 257—292.
- Liu, Z. Q., 2007, “The External Returns to Education: Evidence from Chinese Cities”, *Journal of Urban Economics*, 61: 542—564.
- Lucas, R. E., 1988, “On the Mechanics of Economic Development”, *Journal of Monetary Economics*, 22: 3—42.
- Morck, R., Yeung, B., and Yu, W., 2000, “The Information Content Of Stock Markets, Why do Emerging Markets have Synchronous Stock Price Movements?”, *Journal of Financial Economics*, 58: 215—260.
- Pastor, L., and Veronesi, P., 2009, “Technological Revolutions and Stock Prices”, *American Economic Review*, 99(4): 1451—1483.
- Roll, R., 1988, “ R^2 ”, *Journal of Finance*, 43: 541—566.
- Romer, P. M., 1986, “Increasing Returns and Long-Run Growth”, *Journal of Political Economy*, 94(5): 1002—1037.
- Schumpeter, Joseph. A., 1912, “Theorie der Wirtschaftlichen Entwicklung, Leipzig, Dunker und Humboldt”, Translated by R. Opie., 1934, *The Theory of Economic Development: An Inquiry into Profits, Capital, Credit, Interest, and the Business Cycle*, Cambridge, MA, Harvard University Press.

Why China Lack of Creative Destruction?

—Evidence from the Listed Firms' Specific Information

Deng Kebin^a and Ding Zhong^b

(a. School of Finance and Economics, Guangdong University of Foreign Studies;

b. Institute of Industrial Economics, Jinan University)

Abstract: The economy in China has got rapid growth, but as is well known to us that the lack of creative destruction is the truth. This paper makes a deep analysis based on the theory of firm specific information. Through computing the technical innovation output indicator of the listed companies composed of technical efficiency output and technical progress output, and getting R square from CAPM regression which represents technical innovation input and firm specific information, we make an empirical analysis. And we find that the leader of technical innovation in China is not the small company but the large company, and large companies do not have innovation power as it is in a monopoly position which makes innovation efficiency low. Then the companies in China would like to adopt technical efficiency improvement rather than creative destruction. Medium size companies have more motivation to conduct creative destruction activities; small size companies prefer to technical efficiency improvement; small and medium size companies do not have enough innovation input, which makes innovation output lower. Thus the key of solving the problem that China is lack of creative destruction is to decrease the policies siding with large companies, and to support small and medium size companies more.

Key Words: Creative Destruction; Firm specific Information; R Square; Technical Progress; Technical Efficiency

JEL Classification: G12, G14, O33

(责任编辑:成言)(校对:梅子)

(上接第 65 页)

Population Dynamics and Precondition for Financial Crisis

Tang Yinan^{a, b} and Chen Ping^{a, c}

(a. Center for New Political Economy, Fudan University; b. School of Economics,

Fudan University; c. National School of Development, Peking University)

Abstract: The trend collapse and mass panic are typical features of a financial crisis, which can be studied by population dynamics. The birth death process is introduced for modeling non stationary process. The transition probability in master equation can be determined by empirical observations. Efficient market hypothesis (EMH) corresponds to a linear transition probability while real market has a nonlinear transition probability. The model can be solved by high moment expansion. The warning signal of financial crisis can be derived from the precondition of the dynamical solution.

Key Words: Population Dynamics; Birth death Process; Financial Crisis; High Moment Divergence; Trend Collapse

JEL Classification: C51, D53, D84, G01

(责任编辑:唐寿宁)(校对:芝山)