

需求规模、异质性研发与生产率

——基于 ACF 法的实证研究

任曙明, 孙 飞

(大连理工大学 经济学院, 辽宁 大连 116024)

摘 要:需求规模扩大对鼓励企业加大研发投入和提升生产率水平至关重要。文章使用 2003—2011 年制造业上市企业的面板数据, 利用 ACF 法测算了生产率, 率先在企业层面考察了需求规模如何通过异质性研发投入支撑了生产率增长。结果表明, 需求规模的扩大对生产率水平低的企业的影响超过了对生产率水平高的企业的影响; 只有当需求规模超过门槛值后 ($\ln D > 24.9780$), 异质性研发投入增加才能促进生产率增长。结论表明, 未来的政策设计应转向研发激励和需求侧创新并重的政策组合。

关键词:需求规模; 异质性研发; 生产率; ACF 法

中图分类号:F425 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2014)08-0042-15

一、问题提出

改革开放以来, 本土制造业在产业规模和出口贸易额上实现了快速增长; 然而, 由于制造企业创新能力还不强, 整个产业发展的可持续性令人担忧。当前, 本土制造企业大多还处于国际产业分工链的低端, 沦为跨国公司赚取利润的生产工具, 而自身所获利润不多。据统计, 本土制造企业的平均利润率不足 5%。与此同时, 我国高端制造业却发展滞后, 光纤制造装备近 100%、高端数控机床的 90%、集成电路芯片制造装备的 85%、纺织机械的 70%, 均依赖进口或被进口产品占领。

为了彻底改变这种发展格局, 继“十一五”期间推出一系列政策后, 国家近期又先后出台《关于深化科技体制改革加快国家创新体系建设的意见》、《“十二五”国家自主创新能力建设规划》等文件, 鼓励企业加大研发投入、提高研发资金使用效率、推进创新能力建设, 为加快转变经济发展方式提供重要的微观支撑。

然而, 近年来学者们发现, 本土企业创新能力的提高, 既可能来自于供给层面的因素, 如研发投入的增加、自主创新研发活动效率的提升, 更可能来源于企业所面临的外部高速增长的需求空间(周亚虹等, 2012; 陈丰龙和徐康宁, 2012; 巫强和刘志彪, 2012)。学者们将研究视角聚焦于国家和产业层面, 考察需求规模的扩大如何影响研发投入和创新能力提升的。典型的研究包括: 范红忠(2007)使用三个基本维度描述一国有效需求规模, 认为经济总收入、人均收入会促进一国研发投入和自主创新能力, 而收入差距的扩大会降低研发投入、损

收稿日期: 2014-03-06

基金项目: 国家自然科学基金项目(71103023, 71003010); 辽宁省社会科学规划基金项目(L12DJY062); 中央高校基本科研业务费专项资金项目(DUT13RW309)

作者简介: 任曙明(1973—), 女, 大连理工大学经济学院教授, 管理学博士;

孙 飞(1990—), 女, 大连理工大学经济学院硕士研究生。

害自主创新能力;任曙明等(2012)认为,下游企业的损失厌恶心理借助市场需求这个中介变量抑制了产业创新能力的提升。

不同于现有研究,本文拟在企业层面考察需求规模对创新能力的微观效应,且更关注全要素生产率。这主要有两点考虑:其一,全要素生产率度量了技术贡献率,是企业动态创新能力的重要标志,企业创新能力指企业通过资源配置创造新技术,并使之产业化获取商业利益的能力,创新能力提升意味着创新性技术给企业带来的产出增加,技术贡献率提高;其二,能否保持较高的全要素生产率,直接关系到本土后发制造企业在创新能力上对跨国公司的追赶。

本文的贡献主要在三方面:第一,在研究视角上,本文在企业层面深入探究了需求规模对生产率所产生的规模效应和竞争效应,解释了单纯鼓励研发投入的政策难以奏效的原因,提出了旨在提升本土制造企业创新能力的需求侧政策。尽管现有学者关注了需求因素对企业创新能力的影响,但相关研究主要集中在国家和产业层面,本文则利用企业层面数据探究了需求规模对生产率的影响机制,为政策制定提供了微观依据。第二,在研究方法上,本文采用国际前沿的 Akerberg 等(2006 和 2007)的方法(简称 ACF 法),估计了生产函数,并测算出全要素生产率。该方法有效地处理了生产函数估计过程中存在的同时性偏误(simultaneity bias)问题,得到了一致性估计,估计结果也更为准确。目前,国内仅有黄枫和吴纯杰(2013)在测量化学药品制造业的加成率时,使用该方法估计了生产函数,还未见使用这种方法测量生产率的相关研究,本文的研究补充了国内对生产率测算的相关成果。第三,在研究结论上,本文发现,需求规模扩大对生产率的正向效应因企业生产率水平而异,对生产率水平低的企业来说,需求规模扩大的效果更为显著。此外,单纯增加异质性研发投入并不能支撑生产率提升,只有当需求规模超过门槛值后,异质性研发投入增加才能促进生产率增长。这些结论不仅丰富了有关生产率的研究成果,还加深了我们对促进企业创新能力的需求侧政策理解,对改进当前强调政府采购的单一需求侧政策提供了重要的政策参考。

二、需求规模、异质性研发与生产率:基本假设

研发投入对生产率的影响一直是学术界关注的焦点(Syversen, 2011; Bartelsman 等, 2013)。学者们普遍认为,研发投入对生产率的促进作用依赖于市场条件,比如产业技术机会、市场竞争程度及政策等(吴延兵, 2006; Bartelsman, 2010; Jorgenson 等, 2011; 简泽和段永瑞, 2012)。

在这些市场条件中,一些学者尤其强调出口需求条件,并集中考察了“出口市场空间扩大→研发投入增加→生产率水平提升”的作用机制。例如, Aw 等(2011)发现,出口市场空间的扩大会促使企业加大研发投入、增强出口学习效应和提升生产率水平,强化出口自选择效应,拉大出口和非出口企业间生产率的离散程度。Bustos(2011)提出,生产率高的企业在参与出口时能获得更高收益,也容易采纳最先进技术。Lileeva 等(2010)认为,研发投入会提高生产率和收益,而参与出口会放大这种效应,且初期生产率低的企业在参与出口后,产品创新程度和生产率提升幅度较大。

然而,就本土制造企业而言,除了延伸出口市场空间外,扩展和利用本土市场的需求规模,对于生产率水平的提升也至关重要(刘小玄和吴延兵, 2009; 巫强和刘志彪, 2012; 陈丰龙和徐康宁, 2012)。那么,需求规模的扩大是如何激发了本土企业的研发投入进而内在地支撑了生产率水平的提升呢? 对上述作用机制的探讨,把研发投入对生产率的影响纳入需求

层面的分析框架,为在需求因素与生产率之间建立理论联系提供了新的视角。

本文的理论基础是熊彼特的创新理论与市场清洁机制(罗德明等,2012;孙浦阳等,2013)。熊彼特强调,创新的本质是一种创造性破坏过程。出于生存与发展的目的,企业有很强的从事“创造性破坏”的动机,并展开研发竞争。在这个过程中,作为跟随者的低生产率企业,若采取了强研发策略,那么在差距不是十分悬殊的情况下其努力会缩小与高生产率企业之间的差距,甚至是超越后者。然而,通过上述研发竞争机制,低生产率企业不能完全实现生产率水平的提高。在中国制造业中,企业间的生产率存在持久差异,高生产率企业往往与低生产率企业长期共存。显然,以供给因素为核心的研究框架无法对此给出满意答案。

Syverson(2003)首次在生产率研究中考虑了需求层面的因素,他认为生产率不仅包括了供给因素的信息,还反映了需求因素的影响。就中国制造业而言,本土需求规模的萎缩已成为阻碍中国企业动态创新能力提升的重要障碍(陈爱贞等,2008;刘小玄和吴延兵,2009;巫强和刘志彪,2012;陈丰龙和徐康宁,2012)。利用市场规模扩大带来的规模效应和竞争效应来驱动企业加大研发投入和提升生产率水平,是实现企业动态创新能力提升的重要途径。

规模效应是指足够大的需求规模激发产业的研发投入以提高生产率。根据熊彼特的创新理论,企业的研发投入需要一定的需求规模作为支撑。低生产率企业能否通过加大研发投入实现生产率提高,取决于这种努力能否扩大需求规模。通常,研发活动需要大量的固定投资,只有当需求规模足够大时,才能摊薄巨额固定成本,保证企业获得利润;这样,企业才有动力大量投资于生产设备和新技术以提高生产率。

竞争效应是指激烈的市场竞争倒逼企业增强研发投入以提高生产率进而保持竞争优势。需求规模对生产率的竞争效应,主要是通过影响市场竞争来实现的。如果在位企业面临较大的需求规模,这容易吸引潜在企业进入市场,加剧市场竞争。根据 Aghion 和 Griffith (2005)、Daron 和 Joshua(2004)的观点,竞争加剧会导致“逃离竞争效应”,使得企业必须通过加大研发投入来提高生产率。具体来说,竞争加剧增加了企业破产的可能性,企业为了生存不得不增强研发投入以提高生产率,进而逃离竞争威胁和保持竞争优势。此外,竞争加剧意味着产品替代性增加。在其他条件不变的情况下,低生产率企业将失去更多的市场份额,面临退出市场的威胁,这也倒逼企业进行研发以提高生产率,从而逃离竞争(简泽和段永瑞,2012)。

上述分析是建立在“代表性企业”分析范式的基础上的。然而,在企业层面,异质性是现实经济活动最重要的特征之一(Heckman,2005;简泽和段永瑞,2012)。尤其是企业的研发投入、生产成本和生产率水平等都属于企业的私有信息,彼此之间不仅存在实质性差异,还难以直接观测和度量。需求规模的扩大对不同企业产生了不同影响,对生产率水平较高的企业来说,需求规模本来就较大,因而规模扩大对研发成本分摊的效应相对较小;此外,需求规模扩大引发的市场竞争,会耗散创新租金,反而降低了高生产率企业开展研发和提高生产率的激励。与之相反,对生产率水平较低的企业而言,需求规模扩大对研发成本分摊的边际效应相对较大,而且竞争效应的增强对其生存威胁更大,因此,需求规模扩大对生产率提升的支撑效果比较明显。

由此提出本文的两个基本假设:

假设 1:对于生产率水平低的企业而言,需求规模的扩大对生产率水平的影响大于生产率水平高的企业。

假设 2:当需求规模达到某水平后,异质性研发投入显著地促进生产率水平的提升。

三、对异质性研发与生产率的衡量

为了验证上述假设,首先需要解决两个问题:一是选择恰当的异质性研发投入衡量指标;二是处理生产率估计的内生性问题。

(一)异质性研发的度量指标: R^2

学术界对研发投入的度量方法包括直接法和间接法。直接法主要使用研发费用衡量研发投入;间接法则是通过测算公司特质信息来衡量(Chun 等,2008;邓可斌和丁重,2010)。Roll(1988)指出,CAPM 回归得到的拟合优度 R^2 代表了公司特质性信息,是金融市场对企业信息的重要反馈。

国外研究表明,企业的研发活动与 R^2 之间存在着直接联系。Pastor 和 Veronesi (2009)通过研究证明,企业巨额的研发投入能否带来成功具有很强的不确定性,因而在很长一段时间内,其风险都不会被市场完全认识,这段时间的研发及其所带来的风险均属于公司特质。Chun 等(2008)则指出,企业的研发活动会体现为公司特质性信息,并表现为 R^2 的下降,通过对美国上市公司的经验研究,他们发现 R^2 衡量了研发所体现的公司特质信息,并证实了研发投入对生产率的促进作用。中国上市公司的 R^2 同样能够反映出各种公司特质性信息(游家兴等,2007),由此可以认为,企业的研发投入作为最重要的公司特质之一,应该可以在 R^2 中得到体现。

但是,中国企业的研发活动与发达国家有很大的不同。研究表明,企业的研发活动主要分为两种:一是对现有技术的进一步利用,主要体现为提高生产效率,这种类型的研发活动风险较低,使得企业与市场趋同,降低了企业的异质性,本文称之为“同质性研发”;二是开发新技术或新产品,此类研发风险很高,会加大企业与市场的差别,增加企业的异质性,本文称之为“异质性研发”。Caselli 和 Coleman(2006)指出,发达国家的研发活动主要体现为异质性研发,发展中国家则反之,邓可斌和丁重(2010)的研究证明了这一观点,他们指出,中国企业的研发投入并没有像发达国家一样用于开发新技术,即异质性研发,而是主要用于对现有技术的利用。

异质性研发投入能否用 R^2 衡量是一个关键问题。Chun 等(2008)利用美国企业的研究表明,企业的异质性研发投入与 R^2 成负相关关系。邓可斌和丁重(2010)的研究则表明,若研发投入主要用于异质性研发,会增加企业的异质性,使得 R^2 下降,生产率上升,即 R^2 与生产率呈现反向变动关系;若研发投入并没有像发达国家一样用于产生新技术,而是进行同质性研发,则会降低企业的异质性,使得 R^2 上升,生产率上升, R^2 与生产率同方向变动。由此可见, R^2 与异质性研发投入密切相关,能够作为异质性研发投入的代理变量。

根据上述分析,参考 Chun 等(2008)、邓可斌和丁重(2010)的研究,本文利用如下资本资产定价模型,对公司特质性信息进行测算:

$$r_{it} = \alpha_i + \beta_{mit} r_{mit} + \gamma_{hit} r_{hit} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, r_{it} 是月个股收益率, r_{mit} 是月市场指数总收益率, r_{hit} 是按流通市值加权的月行业收益率。

为保证计量的准确性,本文选取 2003—2011 年共 9 年数据逐年回归,取每个回归的调整后拟合系数(Adjusted R-square)作为研究变量。参考 Chun 等(2008)对 R^2 的计算方法,

即 $R^2 = \frac{\sigma_{mit}^2}{\sigma_{mit}^2 + \sigma_{\varepsilon it}^2}$,其中 $\sigma_{\varepsilon it}^2$ 为 ε_{it} 的方差,代表公司特质性信息; σ_{mit}^2 是与公司 i 有关的系统风险变化,代表市场信息。由于 R^2 的取值区间为 $[0,1]$,为使数据更合理,对 R^2 进行了如下处理,得到公司特质信息的指标,以此衡量研发投入:

$$\varphi_{it} = \ln \left(\frac{1 - R_{it}^2}{R_{it}^2} \right) \quad (2)$$

(二) 生产率的测量: ACF 法

生产率测算的难点之一在于如何处理同时性偏误(*simultaneity bias*)。产出不仅是生产要素的函数,还受到生产率冲击的影响;此外,生产率还与生产要素投入存在相关性。因此,必须控制生产率冲击这类不可观察因素,以获得对生产函数的一致性估计,才能准确估算生产率。

目前,国内研究大多采用 *OP* 和 *LP* 这两种半参数估计方法解决上述问题(鲁晓东和连玉君,2012;简泽和段永瑞,2012)。Olley 和 Pakes(1996)提出的 *OP* 法,使用投资作为不可观察的生产率的代理变量,从而获得了参数的一致性估计,解决了生产要素与生产率的内生性问题。考虑到调整成本的存在,投资可能无法完全影响生产率的变化,Levinsohn 和 Petrin(2003)在 *OP* 法的基础上提出了 *LP* 法,将中间投入作为代理变量。由于中间投入的调整成本较小,能更好地反映生产率的变化,所得估计结果比 *OP* 法更准确。

然而,Akerberg 等(2006 和 2007)指出企业中间投入依赖于资本、劳动和生产率,这将导致 *OP* 法和 *LP* 法在估计上的不可识别以及内生性问题。Akerberg 等放松了 *OP* 法和 *LP* 法的假设条件,比如资本投入的决策先于其他生产要素,将劳动投入引入中间投入函数,完善了这两类方法,提高了估计结果的准确性。本文在测算生产率时,借鉴 Akerberg 等(2006 和 2007)的方法(简称 ACF 法),估计生产函数,并测算生产率。出于稳健性分析的考虑,本文也使用 *LP* 法计算了生产率用来比较。

首先,假设技术进步为 *Hicks* 中性,生产函数为柯布一道格拉斯生产函数,具体形式为:

$$y_{it} = \alpha_l l_{it} + \alpha_k k_{it} + \omega_{it} + \epsilon_{it} \quad (3)$$

其中, y_{it} 是企业 i 在 t 期增加值的对数, l_{it} 代表劳动投入的对数, k_{it} 代表资本投入的对数, ω_{it} 代表生产率, ϵ_{it} 是随机误差项。

企业中间投入 m_{it} 的决策依赖于资本和生产率,函数形式为:

$$m_{it} = f_t(\omega_{it}, k_{it}) \quad (4)$$

中间投入是生产率的严格递增函数,生产率可以用中间投入函数的反函数表示为:

$$\omega_{it} = f_t^{-1}(m_{it}, k_{it}) \quad (5)$$

假设生产过程中,劳动投入决策与中间投入决策同时发生,则劳动投入也是生产率和资本投入的函数:

$$l_{it} = g_t(\omega_{it}, k_{it}) = g_t(f_t^{-1}(m_{it}, k_{it}), k_{it}) = h_t(m_{it}, k_{it}) \quad (6)$$

通过上述分析,可以看出 *OP* 法与 *LP* 法会出现不可识别。按照 Akerberg 等(2006 和 2007)的方法,将式(5)、式(6)代入式(3),可得:

$$y_{it} = \varphi_t(m_{it}, k_{it}) + \epsilon_{it} \quad (7)$$

其中, $\varphi_t(m_{it}, k_{it}) = h_t(m_{it}, k_{it}) + \alpha_k k_{it} + f_t^{-1}(m_{it}, k_{it})$,为克服变量之间共线性的影响,采用非参数方法对其进行拟合,得到无偏估计 $\hat{\phi}$,它是滤除 ϵ_{it} 影响的净工业增加值。在这里,与 *OP* 法与 *LP* 法不同,由于 ACF 法得到了劳动投入 l_{it} 的函数表达式,故无须估计参数 α_l ,而是直接对 $\phi_t(m_{it}, k_{it})$ 进行拟合,避免了多重共线性对参数估计的影响。以上是估计过程的第一阶段。

在第二阶段,需要估计参数 α_l 和 α_k ,这一过程的实现需要两个独立的矩条件。假设生产率服从一阶马氏过程:

$$\omega_{it} = E[\omega_{it} | \omega_{it-1}] + \xi_{it} \quad (8)$$

其中, ξ_{it} 是生产率的信息, 与当期资本投入无关, 但与劳动投入相关, 这是导致内生性的原因之一。据此, 可以得到如下关系:

$$E[\xi_{it} | k_{it}] = 0 \quad (9)$$

这是第一个独立矩条件。其中, ξ_{it} 是关于 α_l 和 α_k 的函数, 表达式为: $\xi_{it}(\alpha_l, \alpha_k) = \omega_{it}(\alpha_l, \alpha_k) - E[\omega_{it} | \omega_{it-1}; \alpha_l, \alpha_k] = (\hat{\varphi}_{it} - \alpha_l l_{it} - \alpha_k k_{it}) - \hat{\psi}(\alpha_l, \alpha_k, \hat{\varphi}_{it-1}, l_{it-1}, k_{it-1})$ 。

在第一阶段的估计中, 已经得到拟合值 $\hat{\phi}_{it}$, 然而还需要减去 $\alpha_l l_{it}$ 和 $\alpha_k k_{it}$, 才能得到 $\omega_{it}(\alpha_l, \alpha_k)$ 的估计值。同时, $\hat{\psi}$ 是估计值 $\hat{\omega}_{it}$ 和 $\hat{\omega}_{it-1}$ 之间的回归系数, 在这里指的是 $(\hat{\varphi}_{it} - \alpha_l l_{it} - \alpha_k k_{it})$ 和 $(\hat{\varphi}_{it-1} - \alpha_l l_{it-1} - \alpha_k k_{it-1})$ 之间的回归系数。

接下来, 假设劳动投入 l_{it} 决策与当期生产率相关, 但与滞后一期的生产率无关, 可以得到第二个独立矩条件方程:

$$E[\xi_{it}(\alpha_l, \alpha_k) | l_{it-1}] = 0 \quad (10)$$

利用式(9)和式(10)这两个矩条件, 采用两阶段 GMM 估计, 就能得到 α_l 和 α_k 的估计值, 进而得到 ω_{it} 。

四、研究设计

(一)数据来源与样本选择

本文数据来自 2003—2011 年度国泰安《中国上市公司交易数据库》与《中国上市公司财务数据库》, 考察对象是沪深两市主板的制造企业, 剔除了数据缺陷的企业。在计算生产率时, 为了消除价格因素的影响, 以 2003 年为基年, 对所有数据进行了平减, 同时, 删除了增加值为负的企业。最终, 得到平衡面板数据集, 每年截面样本数为 95 家, 共 855 个观测值。

(二)模型设定与变量选择

为了验证假设 1, 考察需求规模如何通过异质性研发投入影响生产率, 根据如前所述的需求层面分析框架, 建立如下计量经济模型, 单独分析需求规模对生产率的促进作用:

$$\ln TFP_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln D_{it} + \alpha_2 X_{it} + \epsilon_i + \zeta_t + \mu_{it} \quad (11)$$

其中, i 代表所考察的沪深两市主板的制造企业, t 代表 2003—2011 年度样本年份; $\ln D$ 为需求规模的对数, X 表示控制变量; 考虑到不同企业所面对的需求规模不仅有较大差异, 且会随着时间发生改变, 并对生产率产生影响, 故控制了企业固定效应 ϵ_i 和时期固定效应 ζ_t ; μ_{it} 为随机扰动项, 表示生产函数中无法体现的随机干扰及测量误差。

接下来, 验证假设 2, 将异质性研发投入考虑进来, 定量分析需求规模通过异质性研发投入对生产率的影响。为此, 在模型中引入异质性研发投入, 设定需求规模和异质性研发投入的交互项, 具体的计量经济模型如式(12)所示:

$$\ln TFP_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln D_{it} + \alpha_2 \varphi_{it-1} + \alpha_3 \varphi_{it-1} \times \ln D_{it} + \alpha_4 X_{it} + \epsilon_i + \zeta_t + \mu_{it} \quad (12)$$

其中, φ 代表异质性研发投入, 考虑到异质性研发投入对生产率的影响是延后的, 故这里使用了滞后一期的研发投入 φ_{it-1} 。

1. 被解释变量。本文的被解释变量为全要素生产率(TFP), 分别利用 LP 法和 ACF 法计算得到, 并进行取对数处理, 记为 $\ln TFP$ 。由于本文利用上市公司为样本进行计算, 在计算全要素生产率过程中, 增加值和投入要素均需要通过计算得到, 在此进行详细说明。首先, 增加值 y_{it} 用工业品出厂价格指数进行平减, 利用收入法对其进行计算, 具体公式是:

工业增加值=固定资产折旧+劳动者报酬+生产税净额+营业盈余,根据上市公司年报,用“应付职工薪酬”表示劳动者报酬,用“应交税费”与“生产补贴”的差值表示生产税净额,用“营业利润”表示营业盈余;劳动投入 l_{it} 用企业的从业人员人数表示,直接从上市公司年报获得;资本存量 k_{it} 用“固定资产净值”度量,用固定资产价格指数进行平减;中间投入 m_{it} 用工业原材料、燃料和动力购买价格指数进行平减,公式为:工业中间投入=工业产值+应交增值税-工业增加值,其中工业产值用“总产出”表示。

2. 解释变量。(1)市场的需求规模 LnD ,本文选择企业的主营业务收入来衡量市场需求,并进行取对数处理。现有的实证研究中,微观企业需求规模的衡量,一般使用销售收入(江小涓,2007;Smith,2005),销售收入包括主营业务收入和其他业务收入两部分,本文之所以采用主营业务收入,有两方面的原因:一是由于对非主营业务(即其他业务)的需求并不能直接产生创新驱动作用;二是对绝大多数的制造业上市公司来说,主营业务收入与销售收入的数值相同。因此,采用主营业务收入来衡量需求规模更合适。(2)异质性研发投入 φ ,本文采用滞后一年的值,主要是考虑到研发投入对生产率的滞后影响,滞后一期的依据在于中国企业从创新到效益的产生时间间隔一般不超过 3 年(文芳和胡玉明,2009)。(3)异质性研发投入和有效需求的交互项,记为 $\varphi \times LnD$ 。(4)销售收入 $Sale$,用企业的销售收入来衡量,并进行取对数处理,用于稳健性检验。

3. 控制变量。本文构造了企业规模、资本密度、资本结构和生产要素质量等四个方面的控制变量,用来反映企业特征。(1)企业规模 $Size$,用企业的总资产来衡量;(2)资本密度 $Density$,用固定资产净额与总资产的比值来衡量,来控制企业的技术特征;(3)资本结构 $Leve$,用公司的资产负债率表示,反映企业的资产负债情况;(4)生产要素质量 Lob ,参考简泽和段永瑞(2012)的研究,用企业的工资率作为劳动力质量的度量,其背后的依据是,对于人力资本较高的员工需要支付较高的工资,本文具体是指应付职工薪酬,包括了员工的工资、福利以及公积金、失业保险和医疗保险。最后,由于本文的研究对象为制造业,故未对行业特征进行控制。

(三)变量的描述性统计

在回归分析之前,我们先对 LP 法和 ACF 法测算的生产率进行统计分析。表 1 是生产率 TFP 的对数值。如表 1 所示,首先,利用 ACF 法衡量的生产率 TFP 大于利用 LP 法衡量的结果。这是因为 ACF 法更好地处理了内生性,并解决了 LP 法存在的不可识别问题,估计结果更为准确,而 LP 法可能低估了生产率。其次,近年来,中国制造企业的平均生产率变动与实际宏观经济波动相一致,均在 2007 年以前持续稳定增长,并在 2007 年达到最大值,接着出现明显下降。这是因为 2007 年之前宏观经济呈扩张态势,带动了企业生产率水平增长;而在 2008 年的金融危机中,各企业生产经营受到冲击,造成生产率下降, LP 法和 ACF 法的测算结果均能说明这种情况。最后,随着时间的推移,制造企业的生产率呈逐步发散的趋势。以 ACF 法估测的生产率为例,2004 年方差为 0.6447,2011 年方差则增加到 2.9421,虽然期间数据出现一定程度的波动,但总体来说,企业层面的生产率呈现发散趋势。这表明在中国制造业中,高生产率企业与低生产率企业长期共存,并出现较大的差距。

表 1 LP 法和 ACF 法的结果比较

年份	LP 法测算的生产率		ACF 法测算的生产率	
	样本均值	样本方差	样本均值	样本方差
2003	6.6955	0.4396	—	—

续表1 LP法和ACF法的结果比较

年份	LP 法测算的生产率		ACF 法测算的生产率	
	样本均值	样本方差	样本均值	样本方差
2004	6.6778	0.5434	18.9567	0.6447
2005	6.5987	0.5978	18.6330	1.1645
2006	6.7231	0.6140	19.2570	0.6020
2007	6.9539	0.5771	19.2814	0.8815
2008	6.5960	0.7051	18.6019	3.0262
2009	6.7542	0.9662	18.5697	2.3147
2010	6.9132	0.8747	19.0316	1.7644
2011	6.8091	1.0839	18.8074	2.9421

接着,对各变量进行描述性统计,如表 2 所示。可以看出,企业需求规模 LnD 的对数值最大值为 25.0668,最小值为 18.9361,标准差为 1.2358,说明中国制造企业所面临的需求规模存在较大差异、明显的差异。异质性研发投入 φ 的标准差为 1.1503,说明研发投入在企业间也有较大。从表 2 还可以看出,资本密度($Density$)和资本结构($Leve$)标准差较小,分别为 0.1618 和 0.1546;而企业规模($Size$)和生产要素质量(Lob)的标准差分别高达 318.6222和 125.5043,说明公司规模和生产要素质量差异比较明显。

表 2 变量的描述性统计

变量名称	最大值	最小值	均值	标准差
$LnTFP(ACF \text{ 法})$	23.1606	11.6434	19.0194	1.3134
$LnTFP(LP \text{ 法})$	9.7970	2.0826	6.7564	0.8525
LnD	25.0668	18.9361	21.3888	1.2358
$Sale$	25.0668	19.4729	21.2409	1.2523
φ	4.4726	-3.4374	-0.3686	1.1503
$Density$	0.8491	0.0142	0.3093	0.1618
$Size$	3088.8290	1.2899	148.3164	318.6222
$Leve$	0.9943	0.0752	0.5077	0.1546
Lob	1365.5320	0.1022	56.8486	125.5043

注: $Size$ 、 $Leve$ 、 Lob 的单位分别为千万元、百万元、百万元,其余为元。

五、回归结果与分析

(一)分位数回归的估计结果

考虑到需求规模的扩大会对处于不同生产率水平的企业会产生异质性影响,即对于生产率水平高的企业与生产率较低的企业来说,需求规模变化所带来的影响是不同的。因此,本文使用面板分位数回归对式(11)进行估计。

在式(11)中,给定 LnD , $LnTFP$ 的条件分位数函数 $Quant_q(LnTFP|LnD)$ 是 $\alpha_1 LnD_{it}$,其中, α_1 表示解释变量 LnD 对被解释变量 $LnTFP$ 的边际效用,随 $LnTFP$ 位置的变化而变化,能够很好地描述需求规模的变化对不同生产率水平企业的影响。然而,分位数回归的估计过程需要满足随机扰动项同方差的假定,否则渐近标准差和系数的估计量是不一致的。为避免这种情况,采用自举法($Bootstrap$)估计回归系数估计量的渐近标准差。

在估计过程中,设定种子值为1 357,重复抽样 500 次,在每个自举样本下联立估计 q 值分别为 0.05、0.25、0.50、0.75 和 0.95 时的分位数回归模型,估计结果如表 3 所示。其中,被解释变量 $LnTFP$ 使用 ACF 法测算得到。

表 3 分位数估计回归结果(被解释变量为 $LnTFP$)

解释变量	q05	q25	q50	q75	q95
<i>Constants</i>	-3.8266 * (2.2699)	1.7461 * (1.0102)	6.0102 *** (0.9876)	8.5490 *** (0.7791)	8.4815 *** (0.7261)
<i>LnD</i>	1.0149 *** (0.1086)	0.7854 *** (0.0478)	0.6173 *** (0.0468)	0.5058 *** (0.0357)	0.5258 *** (0.0358)
<i>Density</i>	-0.1143 (0.8964)	0.8254 *** (0.2373)	0.2027 * (0.2457)	0.2836 * (0.2818)	0.7264 *** (0.2242)
<i>Size</i>	-0.0002 (0.0003)	-0.0003 (0.0003)	0.0007 ** (0.0004)	0.0009 *** (0.0002)	0.0006 ** (0.0003)
<i>Leve</i>	-0.8180 (0.8597)	-0.4624 * * (0.2597)	-0.7021 *** (0.2092)	-0.4320 ** (0.1582)	-0.5150 ** (0.2721)
<i>Lob</i>	0.0013 *** (0.0004)	0.0012 *** (0.0004)	0.0015 *** (0.0004)	0.0017 *** (0.0005)	0.0024 *** (0.0006)
R^2	0.2096	0.3108	0.4062	0.5213	0.6033

注:括号内为 *Bootstrap* 法得到的标准差;*TFP* 利用 ACF 法计算得到;*、** 和 *** 分别表示在 10%、5% 和 1% 水平上显著。

根据自举法估计出来的方差-协方差矩阵,我们首先用 t 检验判断了需求规模对生产率影响是否具有统计上的显著性,如表 3 所示;接着,利用 *Wald* 检验判断各解释变量在不同分位数下的回归系数是否具有统计上的差异性,如表 4 所示。进一步地,我们利用 *Wald* 检验判断 LnD 在不同分位数下的回归系数之间是否具有统计上的差异性,如表 5 所示。表 4 和表 5 表明, LnD 的回归系数在绝大多数分位数水平上的差异具有统计上的显著性,这说明需求规模的变化对生产率不同的企业产生了统计上的显著影响。具体来说,能够在 1% 的显著性水平上拒绝 $\beta_{25}=\beta_{50}$ 的原假设,在 5% 的显著性水平上拒绝 $\beta_{05}=\beta_{25}$ 、 $\beta_{50}=\beta_{75}$ 的原假设,但是不能拒绝 $\beta_{75}=\beta_{95}$ 的原假设,这意味着对于处于中低生产率水平的企业来说,需求规模的变动对企业的影响有显著差别;而对于处于高生产率水平的企业,需求规模的变动对企业的影响则没有显著差别。

表 4 各变量的 *Wald* 检验结果

检验方法	检验假设	统计量(P 值)				
		<i>LnD</i>	<i>Density</i>	<i>Size</i>	<i>Leve</i>	<i>Lob</i>
<i>Wald</i> 检验	H_0 :各分位点回归系数无差异	0.0000 (10.45)	0.0447 (2.45)	0.0000 (7.11)	0.5956 (0.69)	0.4793 (0.87)
结论		有差异	有差异	有差异	无差异	无差异

注:括号内为 F 值。

表 5 不同分位数下 LnD 回归系数差异的 *Wald* 检验

检验方法	$H_0:\beta_{05}=\beta_{25}$	$H_0:\beta_{25}=\beta_{50}$	$H_0:\beta_{50}=\beta_{75}$	$H_0:\beta_{75}=\beta_{95}$
	$H_1:\beta_{05}\neq\beta_{25}$	$H_1:\beta_{25}\neq\beta_{50}$	$H_1:\beta_{50}\neq\beta_{75}$	$H_1:\beta_{75}\neq\beta_{95}$
<i>Wald</i> 检验	0.0219 (5.28)	0.0001 (15.65)	0.0044 (8.17)	0.6043 (0.27)
结论	有差异	有差异	有差异	无差异

注:此处报告的统计量为 P 值,括号内为 F 值。

从分位数回归模型的估计结果来看,在生产率不同水平的分位点上,低分位点上的回归

系数高于高分位点的回归系数。比如,生产率 0.05 的分位点上, LnD 的回归系数为 1.0149,而在 0.95 的分位点上,回归系数仅为 0.5258。这表明,需求规模的扩大对低生产率企业的促进作用高于对高生产率企业。估计结果揭示了与本文假说一致的重要特征:对于生产率水平高的企业而言,需求规模的变动对生产率水平的影响不大;而对于生产率水平低的企业来说,由于竞争效应和规模效应,需求规模扩大的影响更大。

另外,估计结果也显示,在不同的分位点上,各控制变量大多对生产率产生了统计上的显著影响。其中,企业规模的回归系数在大多数分位点上显著的大于零,这与规模经济的假说一致;资本密度的回归系数在大多数分位点上显著的大于零,表明加大资本投入有利于提高生产率;资本结构的回归系数统计上显著为负,这表明企业面临的偿债压力对企业产生了不良影响;生产要素质量的回归系数统计上显著的大于零,在一定程度上也验证了效率工资理论。

(二)差分 GMM 估计结果

在验证需求规模对生产率的影响后,进一步将异质性研发投入考虑进来,定量分析需求规模通过异质性研发投入对生产率的影响;具体地说,就是对式(12)进行估计。考虑到面板数据可能是非平稳的,为了避免伪回归,对解释变量的平稳性进行单位根检验。单位根检验的结果如表 6 所示。本文进行了 *fisher-ADF* 检验和 *LLC* 检验,即不同单位根检验和相同单位根检验。其中,*fisher-ADF* 检验的原假设是存在有效的单位根过程,*LLC* 检验的原假设是存在普通的单位根过程。结果表明,各数列均是平稳的。

表 6 解释变量的单位根检验结果

检验方法	检验假设	统计量(P 值)				
		$LnTFP$ (LP)	$LnTFP$ (ACF)	φ_{t-1}	LnD	$\varphi_{t-1} \times LnD$
LLC	H0:存在单位根	0.0000 (-9.1396)	0.0000 (-17.9439)	0.0000 (-23.6525)	0.0000 (-6.9303)	0.0000 (-22.8132)
$fisher-ADF$		0.0000 (229.4663)	0.0000 (311.8699)	0.0003 (557.6211)	0.0000 (305.8347)	0.0000 (552.0475)
结论		平稳	平稳	平稳	平稳	平稳

注:*LLC* 检验括号内为调整后的 t 值;*fisher-ADF* 检验括号内为 χ^2 值。

对式(12)进行估计时,首先尝试了固定效应模型,这主要是因为影响生产率的很多因素无法观察,而且进行创新活动的企业其本身就存在着很大差异性,使用固定效应模型可以减弱个体差异以及遗漏变量造成的影响。然而,由于固定效应的基本假设是扰动项与各期解释变量均不相关,当随机干扰项与解释变量相关时,固定效应的估计结果是不可信的。因此,本文最终采用动态面板差分 *GMM* 对式(12)进行估计。*GMM* 估计一方面能够控制时间固定效应和个体固定效应,避免由于误差项与解释变量相关造成的结果偏差;另一方面可以通过使用工具变量解决解释变量的内生性问题。另外,考虑到经济体系的惯性因素,当期生产率水平会受到上期的影响,进一步使用了动态面板对结果进行估计。作为对比,本文对静态面板和动态面板均进行了随机效应的估计,并将结果一并给出,结果如表 7 所示。出于稳健性考虑,还使用 *LP* 法测算生产率,并给出了对式(12)的估计结果,如表 8 所示。

表 7 面板回归结果(*ACF* 法测算生产率)

变量名称	固定效应	随机效应	固定效应	随机效应	差分 <i>GMM</i>
$LnTFP_{t-1}$	—	—	0.1332** (3.05)	0.5056*** (13.54)	-0.2653*** (-4.88)
φ_{t-1}	-0.8766** (-1.69)	-0.7330* (-1.48)	-0.6061* (-1.22)	-0.1246 (-0.27)	-1.1340** (-2.27)

续表7 面板回归结果(ACF法测算生产率)

变量名称	固定效应	随机效应	固定效应	随机效应	差分 GMM
LnD	0.4057*** (2.96)	0.5637*** (5.83)	0.3867** (2.95)	0.3099*** (4.64)	0.2954** (1.98)
$\varphi_{t-1} \times LnD$	0.0369* (1.53)	0.0298* (1.29)	0.0250* (1.08)	0.0026 (0.12)	0.0454** (1.97)
$Density$	1.0093** (1.78)	0.4660 (0.96)	0.9684* (1.76)	0.0855 (0.23)	1.5138** (2.39)
$Size$	0.2151** (1.43)	0.1862* (1.63)	-0.1840* (-1.27)	0.1290* (1.56)	-0.1811* (-1.02)
$Leve$	-0.1016*** (-0.21)	-0.4230* (-1.31)	-0.1543 (-0.33)	-0.1773 (-0.87)	-1.5299** (-2.66)
Lob	0.0012** (2.02)	0.0014*** (3.32)	0.0009* (1.70)	0.0007** (2.64)	0.0018** (2.64)
R^2	0.5702	0.5995	0.6378	0.7021	—

注:括号内为 t 的统计值,*、**和***分别表示在 10%、5%和 1%水平上显著。下表同。

如表 7 和表 8 所示,前两列是静态模型的估计结果,后三列是动态模型的估计结果。第一列和第三列使用的是固定效应模型,第二列和第四列使用的是随机效应模型,第五列使用的是差分 GMM。结果显示,表 8 中大部分变量系数的正负情况与表 7 一致,这说明结果是稳健的。由于 ACF 法得到的生产率结果更准确,接下来本文主要分析表 7 的结果。

首先,分析解释变量 LnD 和 φ_{t-1} 的系数。结果显示,无论是静态面板还是动态面板,需求规模 LnD 的系数均显著为正,这与分位数回归所得到的结果一致,表明考虑了异质性研发投入之后,需求规模扩大促进生产率的主要结论不变。 φ_{t-1} 的系数显著为负,与生产率呈显著负相关关系,又因为 R^2 与 φ_{t-1} 是负相关的,因此 R^2 与生产率呈正相关关系,这一结果有重要的现实意义。 R^2 代表了公司特质性信息,反映了企业异质性研发投入。理论上,若异质性研发投入增加促进了技术进步,就会使公司的特质性信息占比增加,造成 R^2 下降,生产率上升,即 R^2 与生产率应呈现反向变动关系。然而,研究结论恰好与理论预测相反。中国企业异质性研发投入的增加并不能有效地促进技术进步,因而使公司特质性信息的占比减少,导致 R^2 增加, R^2 与生产率呈现同向变动关系,这意味着单纯的增加异质性投入并不能有效激发企业提升生产率水平。

表 8 面板回归结果(LP 法测算生产率)

变量名称	固定效应	随机效应	固定效应	随机效应	差分 GMM
$LnTFP_{t-1}$	—	—	0.2221*** (6.41)	0.5721*** (21.93)	-0.2009** (-2.79)
φ_{t-1}	-0.9026** (-2.64)	-0.8933** (-2.68)	-0.3667 (-1.2)	0.2965 (1.03)	-0.6005* (-1.63)
LnD	0.7269*** (8.49)	0.6509*** (9.34)	0.3890*** (4.85)	0.1191** (2.76)	0.7068*** (6.55)
$\varphi_{t-1} \times LnD$	0.0446** (2.80)	0.0445** (2.86)	0.0188* (1.31)	-0.0127* (-0.95)	0.0298** (1.73)
$Density$	0.6712** (1.81)	0.5108 (1.50)	-1.3019*** (-3.95)	-0.7132** (-3.00)	2.3798*** (5.31)
$Size$	-0.3773*** (-3.83)	-0.3335*** (-4.50)	-0.0576 (-0.65)	0.0549** (1.05)	-0.4597*** (-3.55)
$Leve$	-1.6786*** (-5.45)	-1.6743*** (-6.83)	-1.6675*** (-5.96)	-0.6592*** (-4.78)	-0.2210* (-1.54)
Lob	-0.0001 (-0.30)	0.0001* (1.51)	-0.0000 (-0.20)	0.0004* (2.30)	-0.0003* (-1.63)
R^2	0.2909	0.2995	0.4789	0.6046	—

再来看交叉项 $\varphi_{t-1} \times LnD$ 的系数。根据式(12),对 φ 求导得到 $\frac{d(LnTFP)}{d\varphi} = \alpha_2 +$

$\alpha_3 LnD$ 。可见,异质性研发投入对生产率的影响,受到需求规模的调节,即异质性研发投入对生产率的边际影响为 $\alpha_2 + \alpha_3 LnD$ 。表 7 中, $\varphi_{t-1} \times LnD$ 的系数 α_3 显著为正,差分 GMM 估计的结果为 0.0454,而 φ_{t-1} 的系数 α_2 的差分 GMM 估计结果为 -1.1340,通过计算可得,当 $LnD > 24.9780 (D > 70,438,089,653)$ 时,边际影响 $\alpha_2 + \alpha_3 LnD$ 的取值为正,此时 R^2 与生产率呈负相关关系。也就是说,当需求规模 $LnD > 24.9780$ 时,异质性研发投入增加能有效地促进技术进步,表现为公司特质性信息的占比增加, R^2 增加。这表明,只有当需求规模大于某一水平时,异质性研发投入增加才能够有效地提升生产率水平。

最后,分析滞后项和控制变量的系数。估计结果表明, $LnTFP_{t-1}$ 的系数在动态面板估计时显著为正,而在差分 GMM 估计中显著为负。这主要是因为差分 GMM 减轻了内生性问题,使系数发生改变。 $LnTFP_{t-1}$ 的系数显著为负,表明当前生产率水平对未来生产率的影响是负向的,这可能是因为中国企业缺乏核心技术,主要靠大量投入人力和资本等来提高生产率,当期对生产要素的过量使用反而损害了下期生产率的提升。各控制变量系数与分位数回归模型中正负情况一致;具体来说,资本密度和生产要素质量的回归系数显著大于零,企业规模和资本结构的回归系数统计上显著为负。

为确保结果的稳健性,本文进一步以销售收入 $Sale$ 为解释变量,使用差分 GMM 回归法,对式(12)的结果进行检验。结果如表 9 所示。其中,解释变量 $Sale$ 的系数显著为正,表明企业增加扩大需求规模,能够提高生产率;交叉项 $\varphi_{t-1} \times Sale$ 的系数显著为正,仍旧表明只有当需求规模大于某一特定水平时,异质性研发投入增加才能够有效地提升生产率水平。这与上文的主要结论相一致。可见,本文的研究结果具有稳健性。

表 9 稳健性检验

生产率	$LnTFP_{t-1}$	φ_{t-1}	$Sale$	$\varphi_{t-1} \times Sale$	$Density$	$Size$	$Leve$
ACF 法	-0.2335*** (-4.12)	-1.0311** (-2.30)	0.3001** (2.00)	0.0453** (1.89)	1.6011** (2.41)	-0.1723* (-1.33)	-1.5300** (-2.12)
LP 法	-0.2018** (-2.90)	-0.5998* (-1.52)	0.7099*** (6.56)	0.0297** (1.63)	2.2435*** (5.89)	-0.4321*** (-3.11)	-0.2003* (-1.46)

六、结论与政策建议

近十多年来,为了推动制造企业创新能力提升,政府积极推进政府采购,试图通过不断扩大采购规模来增加需求、拉动创新能力的提升。根据财政部公布的数据,2012 年全国政府采购规模达到了 13 977.7 亿元,比 2011 年增加 2 645.2 亿元,增长 23.3%。其中,江苏、广东和山东实际采购规模都超过了千亿大关。这些依靠政府直接干预的采购政策,虽然取得了快速的成效,但容易扭曲市场机制,引发寻租和腐败。而且,毕竟纳入政府采购的产品种类和规模都是有限的,主要限于货物类和少量服务类采购,而对于未纳入政府采购范围的项目,如大部分国家投资的工程建设项目、国企采购等,政府采购政策则难以对这些项目所涉及的制造产品需求规模拉动。因此,从制造业整体来看,即便企业花大力气加大研发投入,由于需求规模的限制,这些高额研发投入也难以转化为现实的生产率提升。

研究表明,需求规模对生产率的影响因企业生产率水平的不同而存在差异,且研发投入对生产率的促进作用依赖于需求规模,需求规模的扩大不能只借助于政府力量简单而直接地干预。具体来说,主要有三方面结论:其一,对于生产率水平高的企业而言,需求规模的扩大对生产率水平的影响不大,而对于生产率水平低的企业来说,需求规模扩大的效果更为显著;其二,异质性研发投入的衡量指标与生产率负相关,说明本土制造企业研发投入增加不

能有效地促进技术进步,单纯增加研发投入不能支撑生产率提升;其三,只有当需求规模超过门槛值后($LnD > 24.9780$),异质性研发投入增加才能促进生产率增长。上述结论具有鲜明的政策含义,主要包括三方面的政策建议:

第一,在政策设计上,应该由单纯的研发激励政策或需求侧创新政策,转向两者并重的政策组合。政府不仅要鼓励企业加大研发投入,还要激发潜在需求并鼓励企业创造新需求,才能有针对性地提高推进创新能力建设的政策成效。

第二,在政策工具上,既要重视政府采购以扩大公共需求,也要出台政策提升市场对创新产品的认识来推动私人需求规模的扩大。“十一五”期间,针对技术研发成果商业化的前端产品和创新型产品,国家试行了政府采购政策,目的是发掘公共需求,为这些产品开拓市场空间,并取得一定成效。然而,除了政府采购外,要想大规模地扩大市场需求,还需要提升市场对这些产品的认同,促进私人需求。只有当企业迈过需求规模门槛,研发投入才能真正推动生产率,企业才能真正愿意从事研发和技术创新并自觉地提升创新能力。

第三,在政策实施上,应根据制造业细分行业特点,分门别类地实施对应的需求侧政策。其中,对于生产率水平较低、需求规模对研发投入和创新能力的拉动效应明显的细分行业,重点使用需求侧政策,帮助企业积极拓展需求规模。只有这样,才能真正提高企业的生产率水平,使本土制造业企业由产业链的低端向高端转化。

参考文献:

- [1]陈爱贞,刘志彪,吴福象.下游动态技术引进对装备制造业升级的市场约束——基于我国纺织缝制装备制造业的实证研究[J].管理世界,2008,(2):72—81.
- [2]陈丰龙,徐康宁.本土市场规模与中国制造业全要素生产率[J].中国工业经济,2012,(5):44—56.
- [3]邓可斌,丁重.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[J].经济研究,2010,(6):66—79.
- [4]范红忠.有效需求规模假说、研发投入与国家自主创新能力[J].经济研究,2007,(3):33—44.
- [5]黄枫,吴纯杰.市场势力测度与影响因素分析——基于我国化学药品制造业研究[J].经济学(季刊),2013,(2):511—526.
- [6]江小涓.我国出口商品结构的决定因素和变化趋势[J].经济研究,2007,(5):4—16.
- [7]简泽,段永瑞.企业异质性、竞争与全要素生产率的收敛[J].管理世界,2012,(8):15—29.
- [8]刘小玄,吴延兵.企业生产率增长及来源:创新还是需求拉动[J].经济研究,2009,(7):45—54.
- [9]罗德明,李晔,史晋川.要素市场扭曲、资源错配与生产率[J].经济研究,2012,(3):4—14.
- [10]鲁晓东,连玉君.中国工业企业全要素生产率估计:1999—2007[J].经济学(季刊),2012,(2):541—558.
- [11]任曙明,原毅军,王洪静.损失厌恶、需求萎缩与装备制造业技术升级[J].科学学,2012,(3):387—393.
- [12]孙浦阳,蒋为,张龔.产品替代性与生产率分布——基于中国制造业企业数据的实证[J].经济研究,2013,(4):30—42.
- [13]巫强,刘志彪.本土装备制造业市场空间障碍分析——基于下游行业全球价值链的视角[J].中国工业经济,2012,(3):43—55.
- [14]吴延兵.R&D与生产率——基于中国制造业的实证研究[J].经济研究,2006,(11):60—71.
- [15]游家兴,张俊生,江伟.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[J].经济学(季刊),2007,(1):189—206.
- [16]周亚虹,贺小丹,沈瑶.中国工业企业自主创新的影响因素和产业绩效研究[J].经济研究,2012,(5):107—119.

- [17]文芳,胡玉明.中国上市公司高管个人特征与R&D投资[J].管理评论,2009,(11):84—91.
- [18]Akerberg D, Caves K, Frazer G. Structural identification of production functions[R].MPRA Paper, 2006.
- [19]Akerberg D, Benkard L, Berry S, et al.. Econometric tools for analyzing market outcomes[J]. Handbook of Econometrics, 2007, (6): 4173—4276.
- [20]Aghion P, Griffith R. Competition and growth: Reconciling theory and evidence[M]. Cambridge: MIT Press, 2005.
- [21]Aw B, Roberts M, Xu D. R&D investment, exporting, and productivity dynamics [J]. American Economic Review, 2011, 101(4): 1312—1344.
- [22]Bartelsman E. Searching for the sources of productivity from macro to micro and back[J]. Industrial and Corporate Change, 2010, 19(6): 1891—1917.
- [23]Bartelsman E, Halterwanger J, Scarpetta S. Cross-country differences in productivity: The role of allocation and selection[J]. American Economic Review, 2013, 103(1): 305—334.
- [24]Bustos P. Trade liberalization, exports and technology upgrading: Evidence on the impact of MERCOSUR on Argentinean firms[J]. American Economic Review, 2011, 101(1): 304—340.
- [25]Caselli F, Coleman W. The world technology frontier [J]. American Economic Review, 2006, 96(3): 499—522.
- [26]Chun H, Kim J, Morck R, et al. Creative destruction and firm-specific performance heterogeneity [J]. Journal of Financial Economics, 2008, 89(1): 109—135.
- [27]Daron A, Joshua L. Market size in innovation: Theory and evidence from the pharmaceutical industry [J]. The Quarterly Journal of Economics, 2004, 119(3): 1049—1090.
- [28]Heckman J. Micro data, heterogeneity, and the evaluation of public policy: Nobel lecture[J]. Journal of Political Economy, 2001, 109(4): 673—748.
- [29]Jorgenson D, Ho M, Stiroh K. Growth of US industries and investments in information technology and higher education [J]. Economic System Research, 2003, 15(3): 279—325.
- [30]Levinsohn J, Petrin A. Estimating production functions using inputs to control for unobservable[J]. Review of Economic Studies, 2003, 70(2): 317—341.
- [31]Lileeva A, Daniel T. Improved access to foreign markets raises plant-level productivity for some plants [J]. Quarterly Journal of Economics, 2010, 125(3): 1051—1099.
- [32]Olley G, Pakes A. The dynamics of productivity in the telecommunications equipment industry [J]. Econometric, 1996, 64 (6): 1263—1297.
- [33]Pastor L, Veronesi P. Technological revolutions and stock prices[J]. American Economic Review, 2009, 99 (4): 1451—1483.
- [34]Roll R. R^2 [J]. Journal of Finance, 1988, 43(3): 541—566.
- [35]Smith K. Measuring innovation, in Fagerberg J (ed) [M]. The Oxford Handbook of Innovation, Oxford University Press, 2005.
- [36]Syverson C. What determines productivity[J]. Journal of Economic Literature, 2011, 49(2): 326—365.
- [37]Syverson C. Market structure and productivity: A concrete example[J]. Journal of Political Economy, 2004, 112(6): 1181—1222.

Demand Size, Idiosyncratic R&D and Productivity: An Empirical Study Based on ACF Method

REN Shu-ming, SUN Fei

(School of Economics, Dalian University of Technology, Dalian 116024, China)

Abstract: The expansion of demand size is of great importance to an encouragement to increase R&D input and improve productivity for firms. Based on the panel data of manufacturing listed companies from 2003 to 2011, this paper employs ACF method to calculate the productivity, and then explores how demand size supports the increase in productivity through idiosyncratic R&D input at firm level for the first time. It arrives at the results as follows: the expansion of demand size has greater effects on firms with low productivity than ones with high productivity; only when demand size exceeds the threshold value ($\ln D > 24.9780$), the increase in idiosyncratic R&D input leads to productivity growth. The results indicate that future policy design should consider the policy combination of R&D incentives and demand innovation.

Key words: demand size; idiosyncratic R&D; productivity; ACF method

(责任编辑 周一叶)

(上接第 15 页)

Optimal Number Structure of Certification Industry in China under Exogenous Collective Reputation Constraints

CHEN Yan-ying, BAO Zong-ke

(School of Economics, Dalian University of Technology, Dalian 116024, China)

Abstract: The biggest particularity of certification industry in China lies in institutional exogenous collective reputation constraints. This paper tries to study the certification effectiveness from a perspective of optimal number structure of certification industry, and systematically explores the optimal number of certification institutions maintaining quality Cartel in Chinese certification industry under exogenous collective reputation constraints by an improved dual repeated game model with incomplete information. It comes to the following results: firstly, when certification institutions place emphasis on future long-term benefits, certification institutions take their collective reputation as credible commitment, and the design of exogenous collective reputation system is superior to the design of individual reputation system in certification industry; secondly, under exogenous collective reputation constraints, the optimal number of certification institutions sharing collective reputation is limited, which is non-linearly positively correlated with the importance certification institutions attach to the future and non-linearly negatively correlated with benefits of fake certification. Therefore, the increase in industry signaling efficiency and penalties for fake certification will be the effective ex-post mechanism coordinating the collective reputation constraint mechanism.

Key words: collective reputation; certification industry; repeated game; incomplete information

(责任编辑 周一叶)