

融资约束、政府补贴与全要素生产率^{*}

——来自中国装备制造企业的实证研究

□任曙明 吕 镅

摘要 :由于装备制造业具有技术含量高、研制难度大、资本密集度高的特点,从融资视角看,中国装备制造企业面临着严重的融资约束,生产率易受到外部冲击。然而,近年来,这类企业的全要素生产率却保持着持续平稳增长。本文提出融资约束背景下政府补贴对生产率的平滑机制,利用 ACF 法测算生产率,在双边随机边界模型统一框架下率先定量估算融资约束、政府补贴对生产率的效应,进而解释上述现象。研究发现:平均而言,政府补贴完全抵消了融资约束对生产率的负面效应,政府补贴的平滑机制促进了装备制造企业生产率平稳持续增长。然而,也存在 1/4 的企业,政府补贴对生产率的正面效应小于融资约束的负面效应。因而,政府应该谨慎、有针对性地制定补贴政策。

关键词 :融资约束 政府补贴 全要素生产率 ACF 法 双边随机边界模型

一、引言

装备制造业是为国民经济各行业提供技术装备的战略性产业,其生产率水平是各行业产业升级、技术进步的重要保障。为此,继‘十一五’期间推出一系列政策后,国家近期又先后出台《工业转型升级规划(2011~2015年)》、《高端装备制造业‘十二五’发展规划》等文件,鼓励企业增强自主创新能力、推进技术进步、提高生产率水平。这些举措极大地促进了中国装备制造业的发展,从全要素生产率来看,近10年,平均而言,制造企业全要素生产率经历了持续稳定的增长,年均增长率约2%(简泽、段永瑞,2012;张健华、王鹏,2012;蔡晓陈,2012;毛其淋、盛斌,2013)。

作为向国民经济各行业提供技术装备的基础性产业,装备制造业具有技术含量高、研制难度大、资本密集度高的特点。固定资产投资、存货投资及研发投资等对装备制造企业生产率水平的提升起着关键作用。从融资视角看,上述投资活动因其长期性和不确定性,会遭受融资约束(Fazzari et al., 1988; Carpenter et al., 1994, 1998; Nickell and Nicolitsas, 1999; Benito and Hernando, 2007)。

理论上,融资约束指市场不完备引起外源融资成本过高,使得企业投资机会得不到充分的资金支持,投资无法达到最优水平(Fazzari et al., 1988; 邓可斌、曾海舰,2014)。通常意义来说,装备制造企业的固定资产额度大、抵押价值高,规模也较大,比起其他制造企业来,获取资金的难度会小一些。然而,在实际中,由于装备产品在技术、生产和使用上的特殊性,装备制造企业的投资机会常常得不到充分的资金支持,面临着融资约束。

其一,区别于普通产品,装备产品尤其是高端装备产品,在技术上具有复杂性、先进性

^{*}本文是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)的研究成果。

和使用不确定性三大特征,研发、启动、生产和制造的一次性固定投入巨大,内部资金和一般性贷款难以满足巨大的资金需求。其二,装备产品具有成套性,往往根据用户的具体要求来生产,一旦交付用户开始运行,就需要投入大量资金用于设备监测、维护,运行失败会对用户和装备制造企业造成巨大损失。其三,中国装备制造业经过多年发展,在产业组织结构上,仍然维持着少数大企业与大量中小企业并存的格局,除了少数典型的大型国有装备制造企业外,大部分中小企业经营规模相对较小。根据我们对中国工业企业数据库(1999~2007年)的统计整理,在装备制造业中,国有企业仅占总企业数的13.63%、集体企业和民营企业占28%;从业人员1000人以下或营业收入4亿元以下的中小微型企业占企业总数高达96.9%,而大型企业仅3.1%^①。而现有研究表明,小规模、非国有企业更容易面临强融资约束(喻坤等,2014;邓可斌、曾海舰,2014)。

由此可见,装备制造企业的这些特殊性增加了其研发、生产、制造和使用的风险,提高了外部融资成本,造成信贷市场对这些企业的融资约束,企业投资机会所需的资金需求远远超出了资金供给。以2012年为例,2012年设备投资总额为7.6万亿元,来自国内贷款的设备投资资金只占投资总额的12.5%,缺口高达1.56万亿元。又以装备制造企业比较集中的黑龙江省为例,2012年末,黑龙江省装备制造业贷款余额仅占制造业贷款余额的28.28%,2008~2011年,黑龙江省装备制造业贷款年均增长率仅为7.6%,分别低于制造业贷款和全部贷款年均增长率4.5和16.7个百分点,装备制造企业主要依靠自有资金滚动发展,信贷资金支持远不能满足装备制造企业快速增长的实际资金需要。正是考虑到东北地区装备制造企业对资金的巨额实际需求,2014年8月国务院发布的《关于近期支持东北振兴若干重大政策举措的意见》明确指出,在金融政策保障上,允许符合条件的重点装备制造企业设立金融租赁公司开展金融租赁业务。

一旦装备制造企业的投资活动受到融资约束,就会对其生产率造成负向冲击。这是因为受融资约束的企业在资金短缺时不得不放弃投资机会,造成资源配置扭曲、生产率水平下降。特别是,研发

活动往往具有收益不确定性、风险大和见效期长等特点,很难获得银行贷款,主要依靠企业内部资金。然而,使用内部资金开展投资活动存在两个问题,一是内部现金流不稳定,容易使得投资活动出现资金断裂;二是投资活动的调整成本高,其波动会对生产率产生直接的负向冲击(Hall,2002;鞠晓生等,2013)。因此,仅依靠内部资金,企业无法通过固定资产、存货及研发等投资来提高自身的生产率(Badia and Sloomackers,2009;Smith,2004;鞠晓生等,2013)。

由于融资约束对企业生产率造成负向的冲击,因此理论上,生产率会随宏观经济波动而呈现出波动。以往的研究也发现,在宏观层面上生产率在很长一段时间内处于波动状态。例如,郭庆旺和贾俊雪(2005)认为,生产率在1993年以前呈现剧烈波动状态,1993~1999年呈现逐年下降趋势,2000以后生产率则呈现逐年上升趋势;他们进一步解释,积极财政政策的实施,是生产率保持逐年攀升势头的重要驱动因素。

然而,根据我们的测算,2000~2007年间中国装备制造企业的全要素生产率持续平稳增长,年均增长率在2%左右,这与国内学者对制造企业全要素生产率变动趋势的估算结果是一致的。表1和图1显示的是1999~2007年间中国装备制造企业的全要素生产率(TFP)、以产出缺口(GAP)衡量的中国宏观经济波动状况。需要说明的是,我们分别使用了LP法和ACF法(具体测算方法,随后详细说明),测算了各年装备制造企业全要素生产率(Levinsohn and Petrin,2003;Akerberg et al.,2006,2007),使用HP滤波测量产出缺口。从图中不难看出,受亚洲金融危机的影响,1999~2003年,中国经济进入低

表1 1999~2007年中国装备制造企业
全要素生产率统计和产出缺口值

年份	LP生产率		ACF生产率		GAP
	均值	标准差	均值	标准差	
1999	6.7124	1.1063	—	—	0.0157
2000	6.7995	1.1022	3.6589	0.7437	0.0111
2001	6.9162	1.1241	3.7721	0.7262	0.003
2002	7.043	1.1366	3.8837	0.7216	-0.0191
2003	7.1121	1.2196	3.9272	0.7201	-0.0246
2004	7.1347	1.1806	3.9499	0.7185	-0.0014
2005	7.2773	1.2339	4.0749	0.7295	-0.0068
2006	7.4256	1.2524	4.2235	0.7579	-0.0096
2007	7.5249	1.3005	4.3296	0.7735	0.0318
年均增长率(%)	1.5	—	2.3	—	—

数据来源:中国工业企业数据库(1999~2007年)和《中国统计年鉴》。

速发展期,2003~2007年进入上行周期,在这期间还出现过两次较明显的波动。但就企业平均值而言,LP法和ACF法测算出的年均生产率分别为1.5%和2.3%,保持平稳增长,而且ACF法所测得的装备制造企业生产率甚至还略高于制造企业全要素生产率的增长率。

与此同时,根据我们对沈阳鼓风机、大连机车和瓦轴等典型装备制造企业的长期追踪,融资成本高、资金供给不足所导致的融资约束,已经对装备制造企业的技术创新和生产率持续平衡增长造成负向冲击,这与国内相关的理论研究形成了共识(于洪霞等,2011;李科、徐龙炳,2009)。这就引起了一个有趣的问题:装备制造企业的生产率为何在受到融资约束的情况下还能不受经济波动的影响而持续平稳增长呢?如郭庆旺和贾俊雪(2005)所解释的,作为一种积极的财政政策,政府补贴是否抵消了融资约束的负向效应,进而平滑了生产率波动,对其平稳增长起到了正向效应?

近年来,政府不断加大对装备制造企业的补贴力度。以智能装备为例,它是首批享受政策补贴的行业之一,其中,19个智能制造装备项目受国家补贴额高达9.5亿元,最高补贴达到50%^②。补贴方式也多种多样,涉及贷款贴息、上市费用补贴、产品推广补贴、产业发展基金、各类奖励等方面。再以典型的装备制造企业三一重工为例,2005~2011年获得的政府补贴分别为434万元、416万元、1820万元、2523万元、2996万元、9523万元、9亿元,2012年仅湖南省政府给予的补贴就高达近6亿元。由此,我们猜想,政府补贴起到了平滑作用,冲抵了装

备制造企业面临的融资约束,保证了其生产率持续平稳增长。鉴于此,本文运用1999~2007年‘中国工业企业数据库’中装备制造企业的微观数据,测算了融资约束、政府补贴对生产率的综合影响程度,揭示了政府补贴对装备制造企业生产率波动的平滑机制。

整体而言,本文的主要贡献体现在三方面。第一,在研究视角上,本文揭示了政府补贴对装备制造企业生产率的平滑机制,从政策上解释了存在融资约束的条件下,装备制造企业生产率持续平稳增长的原因。现有研究单纯地探讨融资约束或政府补贴对生产率的效应,不同于以往研究,我们不仅关注政府补贴对生产率的影响,还在融资约束背景下探讨了政府补贴对生产率的平滑作用,揭示了政府补贴冲抵融资约束、进而对生产率进行平滑的机制。本文将政府补贴对生产率的微观作用机制扩展到了冲抵融资约束方面,补充了关于政府补贴和融资约束的相关文献。

第二,在定量分析上,我们使用了国际前沿的ACF法(Akerberg et al.,2006,2007)测算生产率。目前,国内相关研究采用了OP法和LP法估计生产率,还未见应用ACF法测算生产率。本文在使用ACF法时,将劳动投入引入中间投入函数,避免或缓解了OP法和LP法在估计上的不可识别性及内生性问题,提高了估计结果的准确性。此外,在双边随机边界模型的统一框架下,我们不仅识别了融资约束、政府补贴所导致生产率向不同方向的偏离程度,还测算出融资约束、政府补贴对生产率的综合影响程度,以及政府补贴对融资约束的冲抵程度,弥补了现有研究单纯测算政府补贴或融资约束对生产率影响的不足。

第三,在研究结论上,测算结果表明,政府补贴对生产率的正向效应超过了融资约束对生产率的负向效应。这说明,政府补贴通过冲抵融资约束、促进了装备制造企业生产率的平衡持续增长。然而,也存在1/4的企业,政府补贴对生产率的正向效应小于融资约束的负向效应。这一结论不仅丰富了生产率的相关研究,还加深了对政府补贴效果的认识,有利于提高补贴政策的针对性和成效。

本文余下部分的结构安排如下:第二部分是理论分析,第三部分是研究方法,第四部分运用ACF

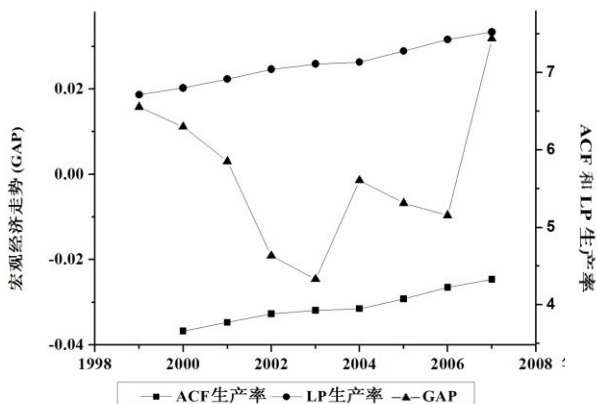


图1 1999~2007年中国装备制造企业全要素生产率变化趋势和宏观经济走势
数据来源:中国工业企业数据库(1999~2007年)和《中国统计年鉴》。

法测量生产率,第五部分是双边随机边界模型的估计,第六部分是结论及政策建议。

二、融资约束、政府补贴 对生产率的作用机制

(一)融资约束对生产率的抑制作用

金融市场普遍存在信息不对称和代理问题,由此产生的融资约束对装备制造企业的固定资产、研发等投资活动产生抑制作用,进而降低生产率水平。一方面,当装备制造企业受到融资约束时,外部资金获取难度加大,融资成本迅速增加,企业不得不转而利用内部资金完成固定资产投资(Myers and Majluf, 1984)。然而,由于所涉及的投资额巨大,内部资金无法完全满足投资需求。例如,目前在建或拟建的37个海洋工程装备项目,平均投资额近70亿元。这样,无论装备制造企业能否获得外部资金,都很难有足够的资金去使综合资金成本最小化,进而影响到最优生产决策。在资金不足时,企业往往会放弃有利的投资机会,从而导致资源配置扭曲、生产率降低。

另一方面,也是更为重要的,当遭受融资约束时,装备制造企业很难通过研发活动来提高生产率,这与研发活动较高的外部融资成本与调整成本有关。装备制造企业所生产的技术装备,在产品和特征上具备复杂性、先进性和不确定性三大特征,生产率的提升依赖于长期、巨额的研发投入。以大飞机项目为例,“十二五”期间5年的研发费用就高达600亿元。由于技术装备的三大特征,外部投资者基本无法了解到研发的具体过程,也不能有效监督研发人员的努力程度,面临着严重的信息不对称,不得不要求很高的风险溢价,从而拉升了研发活动的外部融资成本。因此,当融资约束严重时,企业希望通过研发活动来提高生产率将无法实现。

此外,技术装备的研发能否成功,取决于研发人员长期的技术知识投入。一旦研发过程中断,前期积累的技术知识会随研发人员的流失而脱离企业,研发投入将无法挽回。因此,研发活动的调整成本极高。如果融资约束使得研发中断,企业经营会产生巨额损失,进而抑制生产率的增长。

相关研究证实了融资约束对生产率的这一抑

制作用,如Gatti和Love(2008)使用信贷可获得性衡量融资约束,研究发现,对保加利亚企业来说,信贷可获得性与全要素生产率显著正相关。Nickell和Nicolitsas(1999)利用现金流利息保障倍数表示企业受到的融资压力,较小的融资压力有利于生产率的提升。Badia和Slootmaekers(2009)则发现,在爱沙尼亚,年轻企业和高负债企业所受的融资约束程度更严重,融资约束显著地降低了研发类企业的生产率。Ayyagari等(2010)的研究表明,对中国企业来说,来自正规金融机构的融资促进了生产率的快速增长。何光辉和杨咸月(2012)运用附加融资约束变量的增广生产函数和系统广义矩估计方法,对中国制造业上市公司开展了研究,结果表明民营企业的融资约束显著抑制其生产率的增长。

融资约束的抑制作用,对生产率的持续平稳增长造成了负向效应。既然存在上述负向效应,那么装备制造企业是如何保证生产率的持续增长呢?接下来,我们将分析政府补贴的平滑作用。

(二)政府补贴对生产率的平滑作用

在遭受融资约束时,企业生产率因投资活动的波动而波动。现有研究表明,商业信用、营运资本、企业储蓄和库存现金都能冲抵融资约束,对投资活动起到平滑作用(石晓军、张顺明,2010;鞠晓生等,2013;Brown et al., 2009; Abel and Eberly, 2011; Brown and Petersen, 2011)。

不同于这些研究,我们认为,政府补贴可以冲抵融资约束,进而对生产率起到平滑作用。如前所述,其原因在于装备制造企业投资额巨大、研发费用高昂,仅依赖内部资金管理,无法缓解融资约束,保证生产率持续平衡增长。政府补贴的目的在于改善市场竞争环境、扶持企业发展以及提升生产率水平,投入在装备制造业的巨额补贴亦是如此。据统计,中央及地方政府每年给装备制造业补贴高达百亿元。这些高额补贴对生产率波动的平滑作用主要体现在两方面。

一是,为投资规模扩大提供了资金支持。通常,企业依据预期收益与成本相等原则做出投资决策。大多数的技术装备是根据用户需要订制生产的,生产周期长、工艺复杂、所需资金量大、容易受需求冲击。当需求突然增加、内部资金又减少时,企业正在进行的投资活动就会出现资金短缺,而较

高的外部融资成本使企业不得不缩减投资规模。然而,若企业拥有的政府补贴,能对冲资金短缺,维持投资规模的扩张,使企业能利用规模经济,提高生产率水平。

二是,促进研发投入的增加。由于装备制造工艺的改良、技术设备的改进均需要大量的研发投入,并且其研发成果具有极强的外部性,故企业研发积极性不高,因此政府有必要对企业进行补贴以激励其研发。然而,政府补贴在激励研发活动的同时,还可能替代、挤出研发投入。政府补贴的替代效应主要是指企业用政府补贴代替了自己在某一方面的研发投入,企业并没有任何支出,政府补贴没有增加研发的实际总投入。

政府补贴的挤出效应则是指,在政府补贴的刺激下,研发活动的要素市场需求增加,要素价格提升,从而企业研发的成本提高,导致企业研发支出的减少(Leahy and Neary, 1997)。此外,政府对资源配置的扭曲以及企业的道德风险等也会挤出研发投入。例如,官员晋升机制、“寻补贴”、事前逆向选择及事后道德风险等,这些往往会导致政府将补贴给予低效的企业,扭曲企业间的竞争,打击创新能力强的高效企业,令企业减少对研发活动的投入(顾元媛、沈坤荣, 2012; 安同良等, 2009)。

虽然替代、挤出效应在一定程度上都会引起研发投入的减少,但是其效果远小于补贴所带来的激励效应(白俊红, 2011; 白俊红、李婧, 2011; 解维敏等, 2009; Gonzalez and Pazo, 2008; Sissoko, 2011)。事实亦是如此,近年来,国家加大了对装备制造企业的研发补贴力度,以科技专项的形式向企业拨付补贴资金,用于支持核心智能测控装置的研发与创新、推进智能制造装备研发和推广等项目的开展。这些补贴在一定程度上解决了研发所需的资金,鼓励企业研发投入增加和能力提升,提高了生产率水平。现有研究也表明,研发补贴不仅降低了新技术的固定成本,创新的外溢效应还导致生产的边际成本下降,促进了生产率水平的提升(Sissoko, 2011; Mccloud and Kumbhakar, 2008; 邵敏、包群, 2012)。

依据上述分析,融资约束对生产率平稳增长造成负向效应,而政府补贴产生的正向效应则冲抵了融资约束的负向效应,对生产率起到了平滑作用。

我们将定量考察这些效应,并测算由此导致的对生产率的净效应。

三、研究方法 with 数据

(一) 定量分析的难点

为了测算融资约束的负向效应、政府补贴的正向效应及二者的净效应,我们需要先解决两个难点。一是如何处理生产率测算的同时性偏误(simultaneity bias)。由于产出不仅是生产要素的函数,也受到生产率冲击的影响;而且,生产率与生产要素投入还存在相关性。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,国内绝大多数研究都采用OP和LP两种半参数估计方法解决上述问题(鲁晓东、连玉君, 2012; 简泽、段永瑞, 2012)。然而,正如Akerberg等(2006, 2007)指出的,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。因此,本文借鉴国际前沿的Akerberg等(2006, 2007)的方法(简称ACF法),估计生产函数,并测算生产率,更好地处理了同时性偏误问题。处于稳健性分析的考虑,我们也使用LP法计算了生产率。

二是如何定量估算融资约束、政府补贴对生产率的净效应。如前所述,融资约束对生产率增长具有一个负效应,政府补贴则具有一个正效应,二者对生产率的影响是双边的。然而,现有研究通常使用面板数据模型或倾向得分匹配法、分组、分别考察融资约束与政府补贴的效应(何光辉、杨咸月, 2012; 邵敏、包群, 2012)。这不仅割裂二者对生产率的综合影响,更无法定量估算综合影响的程度。那么,二者究竟在多大程度上对装备制造企业的生产率有影响?为解决这个问题,本文利用Kumbhakar和Parmeter(2009)的研究成果,将融资约束和政府补贴纳入双边随机边界模型,不仅能在统一的框架下分析和估算综合影响,还能分别测算出融资约束、政府补贴导致生产率向有效水平的不同偏离程度。

此外,使用这种方法有助于处理隐性补贴不易被测量的问题。目前,公开数据库所记录的补贴数据均为显性政府补贴,这些数据并不体现通过金融补贴形成坏账、维持垄断以获取垄断利润,以及通

过市场分割对国有企业进行暗补(林毅夫、李志赞, 2004; 刘瑞明, 2012)等隐性补贴。利用 Kumbhakar 和 Parmeter (2009) 的双边随机边界模型, 无需事先假定样本企业是否受到融资约束和政府补贴的影响, 也不需要直接利用政府补贴数据, 样本企业低于和高于实际生产率完全由估计结果决定, 在一定程度上处理了隐形补贴不易观察的问题, 而估计结果也能体现出融资约束与政府补贴两种因素相互抵消之后的净值。

接下来, 我们首先说明如何利用 ACF 方法测算生产率, 然后再构建双边随机边界模型, 为定量考察融资约束、政府补贴的净效应奠定基础。

(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)。目前, 国内研究大多采用 OP 和 LP 两种半参数估计方法解决这个问题(鲁晓东、连玉君, 2012; 简泽、段永瑞, 2012)。其中, OP 法(Olley and Pakes, 1996)是基于结构模型的半参数法, 使用投资作为不可观察的生产率的代理变量, 从而获得参数的一致性估计, 解决了生产要素与生产率的内生性问题。由于 OP 法要求投资函数关于生产率是严格单调函数, 故投资变量不能为零, 而实际中投资变量常常为零, 这就使得许多样本在估计中被舍弃了。针对这个问题, 同时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。这样, 可避免数据截断问题, 而且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, 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 (2006, 2007) 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。目前, 国内仅有黄枫、吴纯杰 (2013) 在测量化学药品制造业的加成率时, 使用 Akerberg 等 (2006, 2007) 的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。本文在测算生产率时, 使用 Akerberg 等 (2006, 2007) 的方法(简称 ACF 法)。处于稳健性的

考虑, 我们也使用 LP 法计算了生产率。

假设企业 i 在时期 t 中间投入 m_{it} 的决策函数依赖于资本 k_{it} 、劳动 l_{it} 和生产率 ω_{it} , 表达式为:

$$m_{it} = m(\omega_{it}, k_{it}, l_{it}) \quad (1)$$

若中间投入 m_{it} 是关于生产率 ω_{it} 的严格递增函数, 可求其反函数得到生产率函数如下:

$$\omega_{it} = \omega(m_{it}, k_{it}, l_{it}) \quad (2)$$

又已知柯布一道格拉斯生产函数为:

$$y_{it} = \beta_l l_{it} + \beta_k k_{it} + \omega_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中, y_{it} 、 ε_{it} 分别为产出、随机误差, β_l 、 β_k 为参数。分两步求生产率:

第一步, 将 (2) 式代入 (3) 式得,

$$y_{it} = \phi(m_{it}, k_{it}, l_{it}) + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中 $\phi(m_{it}, k_{it}, l_{it}) = \beta_l l_{it} + \beta_k k_{it} + \omega(m_{it}, k_{it}, l_{it})$, 这里用非参数方法, 三次多项式逼近来对未知函数 $\phi(m_{it}, k_{it}, l_{it})$ 进行拟合, 得到无偏估计 $\hat{\phi}$ 。进一步地, 生产率可以表示为:

$$\omega(k_{it}, l_{it}) = \hat{\phi} - \beta_l l_{it} - \beta_k k_{it} \quad (5)$$

第二步, 利用 GMM 估计, 求参数 β_l 、 β_k 。生产率服从一阶马氏过程:

$$\omega_{it} = E(\omega_{it} | I_{it-1}) = E(\omega_{it} | \omega_{it-1}) + \xi_{it} \quad (6)$$

假设资本 k_{it} 在期初决定, 且与劳动、当期生产率相关, 但与滞后一期生产率无关, 得到下述两个矩条件方程:

$$E = \begin{bmatrix} \xi_{it} \\ k_{it} \\ l_{it-1} \end{bmatrix} = 0 \quad (7)$$

通过 GMM 估计可求得参数 β_l 及 β_k , 代入公式 (5) 即可求得生产率。这里, 我们用 stata12 编程来实现以上过程。

(三) 双边随机边界模型

根据前文的机制分析, 考虑到政府补贴和融资约束是待考察的两个核心影响因素, 且政府补贴倾向于提高生产率, 融资约束倾向于抑制生产率, 因此政府补贴和融资约束的影响都会使实际生产率偏离有效生产率水平, 即二者都具有单边分布的特征。这里, 本文定义企业无融资约束、无政府补贴时的生产率为有效生产率水平 TFP_{it}^* , 并将政府补贴与融资约束纳入到双边随机边界模型, 根据 Kumbhakar 和 Parmeter (2009) 提出的双边随机边界模型, 生产率的分解公式为:

$$TFP_{it} = TFP_{it}^* + \varepsilon_{it}, \varepsilon_{it} = \omega_{it} - \mu_{it} + \nu_{it} \quad (8)$$

其中,实际生产率 TFP_{it} 根据 ACF 法测得而得。有效生产率 $TFP^*_{it} = \beta X_{it}$, 这里 X_{it} 为构成有效生产率的企业特征变量, β 为参数。 ν_{it} 为传统意义上的残差, 反映了不可预测因素导致生产率对有效水平的随机偏离。 $\mu_{it} \geq 0$ 、 $\omega_{it} \geq 0$, 二者分别衡量了融资约束和政府补贴导致的实际生产率在有效水平上不同方向的偏离。若 $\mu_{it} = 0$, 则企业只受政府补贴的影响; 若 $\omega_{it} = 0$, 则企业只面临着融资约束; 若 $\omega_{it} = \mu_{it} = 0$, 式 (8) 就是有效生产率的表达式。这里需要指出, 虽然 μ_{it} 和 ω_{it} 均可能为零, 但是复合残差 ε_{it} 的期望可能并不为零, 这就使得 OLS 估计是有偏的, 因此本文选择极大似然法 (MLE) 估计式 (8)。由于 ν_{it} 为通常意义上的随机干扰项, 因此假设其服从正态分布: $\nu_{it} \sim i.i.d.N(0, \sigma_\nu^2)$; 同时由于 $\mu_{it} \geq 0$ 和 $\omega_{it} \geq 0$ 为非负的随机干扰项, 故假设二者均服从指数分布: $\mu_{it} \sim i.i.d.Exp(\sigma_\mu)$, $\omega_{it} \sim i.i.d.Exp(\sigma_\omega)$ 。最后, 假设 3 个干扰项彼此独立且与解释变量 X_{it} 不相关。

根据上述分布假设, 可以写出复合干扰项的分布密度函数:

$$f(\varepsilon_{it}) = \frac{\exp(a_{it})}{\sigma_\mu + \sigma_\omega} \Phi(c_{it}) + \frac{\exp(b_{it})}{\sigma_\mu + \sigma_\omega} \int_{-d_{it}}^{+\infty} \phi(z) dz \quad (9)$$

$$= \frac{\exp(a_{it})}{\sigma_\mu + \sigma_\omega} \Phi(c_{it}) + \frac{\exp(b_{it})}{\sigma_\mu + \sigma_\omega} \Phi(d_{it})$$

其中, $\phi(\cdot)$ 和 $\Phi(\cdot)$ 分别为标准正态分布的概率密度函数和累积分布函数, 其他参数设定如下:

$$\begin{aligned} a_{it} &= \frac{\varepsilon_{it}}{\sigma_{it}} + \frac{\sigma_\nu^2}{2\sigma_\mu^2}, b_{it} = -\frac{\varepsilon_{it}}{\sigma_\omega} + \frac{\sigma_\nu^2}{2\sigma_\omega^2}; \\ c_{it} &= -\left(\frac{\varepsilon_{it}}{\sigma_\nu} + \frac{\sigma_\nu}{\sigma_\mu}\right); d_{it} = \frac{\varepsilon_{it}}{\sigma_\nu} - \frac{\sigma_\nu}{\sigma_\omega} \end{aligned} \quad (10)$$

根据复合残差的分布密度函数就可以构建出第 it 个观测值所对应的极大似然估计的对数似然函数:

$$\begin{aligned} \ln L(x_{it}; \theta) &= -\ln(\sigma_\mu + \sigma_\omega) + \ln[\exp(a_{it})\Phi(c_{it}) \\ &+ \exp(b_{it})\Phi(d_{it})] \end{aligned} \quad (11)$$

其中, $\theta = \{\beta, \sigma_\nu, \sigma_\mu, \sigma_\omega\}$ 为待估参数。由于参数 σ_μ 仅出现在 a_{it} 和 c_{it} 中, 而参数 σ_ω 仅出现在 b_{it} 和 d_{it} 中, 因此, 经由似然函数最大化就可以得到所有参数的估计值。在获得所有参数的估计值后, 为了得到每家企业的 μ_{it} 和 ω_{it} 的点估计值, 首先, 必须推导出 μ_{it} 和 ω_{it} 的条件分布:

$$f(\mu_{it}|\varepsilon_{it}) = \frac{\lambda \exp(-\lambda \mu_{it}) \Phi(\mu_{it}/\sigma_\nu + d_{it})}{X_{1it}} \quad (12)$$

$$f(\omega_{it}|\varepsilon_{it}) = \frac{\lambda \exp(-\lambda \omega_{it}) \Phi(\omega_{it}/\sigma_\nu + c_{it})}{X_{2it}} \quad (13)$$

这里, $\lambda = (1/\sigma_\mu) + (1/\sigma_\omega)$, $X_{1it} = \Phi(d_{it}) + \exp(a_{it} - b_{it}) \Phi(c_{it})$, $X_{2it} = \exp(b_{it} - a_{it}) X_{1it}$ 。

由式 (12) 和 (13), 可以进一步推导出 μ_{it} 和 ω_{it} 的条件期望:

$$E(\mu_{it}|\varepsilon_{it}) = \frac{1}{\lambda} + \frac{\exp(a_{it} - b_{it}) \sigma_\nu [\Phi(-c_{it}) + c_{it} \Phi(c_{it})]}{X_{1it}} \quad (14)$$

$$E(\omega_{it}|\varepsilon_{it}) = \frac{1}{\lambda} + \frac{\sigma_\nu [\Phi(-d_{it}) + d_{it} \Phi(d_{it})]}{X_{2it}} \quad (15)$$

由于式 (14) 和 (15) 的估计值是每家企业实际生产率与有效水平之间的绝对偏离程度, 这就使得该数值在企业之间不具有可比性, 为了得到实际生产率与有效水平之间的相对偏离程度, 对其进行如下转换:

$$E(1 - e^{-\mu_{it}}|\varepsilon_{it}) = 1 - \frac{\lambda}{1 + \lambda} \frac{1}{X_{1it}} [\Phi(d_{it}) \quad (16)$$

$$+ \exp(a_{it} - b_{it}) \times \exp(\frac{\sigma_\nu^2}{2} - \sigma_\nu c_{it}) \Phi(c_{it} - \sigma_\nu)]$$

$$E(1 - e^{-\omega_{it}}|\varepsilon_{it}) = 1 - \frac{\lambda}{1 + \lambda} \frac{1}{X_{2it}} [\Phi(c_{it}) \quad (17)$$

$$+ \exp(b_{it} - a_{it}) \times \exp(\frac{\sigma_\nu^2}{2} - \sigma_\nu d_{it}) \Phi(d_{it} - \sigma_\nu)]$$

这样, 式 (16) 和 (17) 就用来衡量实际生产率低于和高于有效水平的百分比, 即融资约束负向效应与政府补贴正向效应的相对大小。进一步, 可以由式 (16)、(17) 得出政府补贴与融资约束对生产率的净效果:

$$\begin{aligned} NS &= E(1 - e^{-\omega_{it}}|\varepsilon_{it}) - E(1 - e^{-\mu_{it}}|\varepsilon_{it}) \\ &= E(e^{-\mu_{it}} - e^{-\omega_{it}}|\varepsilon_{it}) \end{aligned} \quad (18)$$

上述过程用 stata12 编程来实现。

(四) 计量经济模型的设定

企业间生产率差异主要来源于两方面 (Syver-son, 2011; 简泽、段永瑞, 2012): 一是企业内部的因素, 生产者通过控制这些因素来影响生产率; 二是企业外部的环境, 主要包括市场竞争、监管、要素市场的灵活性等, 这些外部因素大多是先影响产业层面的生产率进而影响到企业的生产率。本文研究的是不同企业个体之间的生产率差异, 因此采用内部因素来刻画有效生产率水平。在构造有效生产率时, 我们参考简泽 (2011), 简泽等 (2012) 和 Syver-son (2011) 的研究, 并考虑到数据的可获性, 选取了所有制性质、资产负债率、年龄、生产要素质量和技

术选择等影响因素,并控制了年份和地区,尽可能地缓解内生性带来的估计偏误。将这些变量代入式(8),就得到了双边随机边界计量经济模型:

$$\begin{aligned} TFP_{it} = & \beta_0 + \beta_1 ownership_{it} + \beta_2 leverage_{it} \\ & + \beta_3 \ln age_{it} + \beta_4 \ln wage_{it} + \beta_5 \ln kper_{it} \\ & + \sum Year + \sum Area + \omega_{it} + \mu_{it} + \nu_{it} \end{aligned} \quad (19)$$

其中, $ownership_{it}$ 、 $leverage_{it}$ 、 $\ln age_{it}$ 、 $\ln wage_{it}$ 、 $\ln kper_{it}$, 分别表示所有制、资产负债率、年龄的对数、生产要素质量的对数、技术选择的对数, $\sum Year$ 和 $\sum Area$ 为年度和地区控制变量。在具体衡量指标上, 所有制用国家资本金占企业实收资本的比重来度量; 企业资产负债率用总负债与总资产的比重来度量; 企业年龄用观测年度与企业成立时间的差表示; 参考简泽、段永瑞(2012)的做法, 本文使用平均工资率度量劳动力质量, 因为企业一般对人力资本较高的员工支付较高的工资, 并用各地区消费价格指数进行平减折算成1999年的实际工资; 企业在劳动和资本之间技术选择状况用劳均资本拥有量度量。

关于计量经济模型的内生性问题, 有4点需要说明。其一, 现有研究大多采用倾向得分匹配法、通过分组配对的方式来研究政府补贴的微观效果, 比如任曙明、张静(2013)、邵敏、包群(2012)、刘海洋等(2012)、苏振东等(2012)。使用这一计量方法可以缓解政府补贴与补贴效果间双向因果关系所造成的估计偏误, 即便这样, 在配对过程中, 由于不可能控制所有的影响企业获得补贴的因素来计算出倾向得分, 因此会造成因遗漏变量而出现的偏误, 换句话说, 基于配对方法的倾向得分匹配法并不能控制可能的全部影响因素, 只能缓解内生性所造成的估计偏误。而且, 分组配对方法无法在一个框架下既估计出政府补贴对生产率的影响, 又估计融资约束对生产率的影响, 也无法定量测出政府补贴、融资约束二者对生产率的综合效应, 而双边随机边界模型则可以解决这个问题。

其二, 我们考虑到, 政府补贴分为显性补贴和隐性补贴, 公开的数据库(比如中国工业企业数据库)提供的补贴数据通常是显性政府补贴, 隐性补贴往往无法直接通过数据观察到。使用PSM方法配对时, 如果企业没有受到显性补贴却存在隐性补贴, 那么这种分组可能产生估计偏误。而双边随机边界模型无需事先对样本进行分组, 也无需

事先假定样本公司是否受到融资约束和政府补贴的影响, 在一定程度上能避免前期分组的偏差(卢洪友等, 2011; 张宗益、郑志丹, 2012; 刘海洋等, 2013)。

其三, 虽然双边随机边界法与PSM法在计量思路和策略上不尽相同, 但本质上都需要通过控制其他影响因素来缓解内生性。在构造有效生产率时, 我们参考简泽(2011)、简泽等(2012)和Syverson(2011)的研究, 并考虑到数据的可获性, 选取了所有制性质、资产负债率、年龄、生产要素质量和技术选择等影响因素, 并控制了年份和地区, 尽可能地缓解内生性带来的估计偏误。

其四, 考虑到稳健性, 除了对全样本进行了双边随机边界模型的估计以外, 我们还按行业、所有制对样本进行了分组, 然后对子样本进行双边随机边界模型的估计, 这样处理可使研究结论更加稳健。

(五) 数据来源及处理

本文使用的数据全部来源于“中国工业企业数据库”, 该数据库的样本范围为全部国有工业企业、规模以上非国有工业企业。数据库样本容量大, 涉及企业基本情况和财务状况等130余项指标, 是目前最全面的企业微观数据库。由于本文的研究对象为1999~2007年装备制造企业, 因此根据《国民经济行业分类代码》筛选出7大类装备制造企业。在保证装备制造业原始数据的准确性后, 借鉴谢千里等(2008)的研究, 对数据所存在的错漏值进行如下处理: (1) 2004年无工业增加值, 采用间接计算方法获得, 即工业增加值=工业总产值-工业中间投入+本年应交增值税; (2) 删除就业人数、总产值、固定资产净值、中间投入、实收资本、国家资本金等为负的错误记录; (3) 由于采用ACF法估计生产函数时, 需要滞后期变量, 故只能测算出2000~2007年的生产率, 而且ACF法要求数据结构为平衡面板数据, 对数据处理后每年样本数为9972家, 观测值共89748个; (4) 以1999年为基期, 对样本数据进行平减。

四、生产率的测算

本部分使用ACF法测算生产率, 稳健起见, 也使用LP法测算了生产率。按照ACF方法的两步估

计,利用 stata12 编程,我们测算了 9972 家装备制造企业 2000~2007 年间各年的生产率,各年的均值和标准差如表 1 所示。

此外,我们列出了 7 类装备制造细分行业中各企业生产率的平均值,如表 2 所示。如表 2 所示,在 7 类装备制造细分行业中,企业生产率均值从 2000 年到 2007 年呈增长趋势,并且通用设备制造业增长最快,从 2000 年的 3.5158 增长到 2007 年的 4.3024,增长了 22.37%,通信设备、计算机及其他电子设备制造业增长最慢,从 2000 年的 3.8342 增长到 2007 年的 4.2361,增长了 11.07%。同时,我们也用 LP 法测算了 7 类装备制造细分行业中各企业生产率的平均值,如表 3 所示。从表 3 中,我们可以发现各细分行业中企业生产率平均值也呈现增长趋势,即在融资约束的抑制作用与政府补贴的平滑作用下,装备制造业的生产率呈现上升趋势。

考虑到生产率可能与所有制存在联系,本文还用 ACF 法和 LP 法测算了不用所有制下企业的年均生产率,如表 4 和表 5 所示。从表 4 和表 5 我们可以看出,无论是何种所有制,从 2000~2007 年,其生产率均呈现增长趋势,与分行业所得结论一致。

五、双边随机边界模型的估计与实证结果

本部分根据双边随机边界模型的设定,测度融资约束、政府补贴对生产率的效应,基本方法是对式 (19) 进行估计,再对模型总方差分解。首先,给出各变量的统计性描述,接着进行全样本回归,最后按所有制、行业进行分组回归。

(一) 双边随机边界模型的估计 :全样本

这里采用中国工业企业数据库中 9972 家装备制造企业 2000~2007 年的数据,对式 (19) 进行估计。表 6 是变量的统计性描述。

1. 生产率的影响因素及模型估计

表 7 给出了式 (19) 的回归结果。在表 7 中,模型 1 采用了 OLS 估计,模型 2~5 均是

双边随机前沿方法下的极大似然估计 (MLE) ;其中,模型 3 控制了年度变量,模型 4 控制了年度和地区变量。模型 1~4 中,生产率使用了 ACF 法测算出来的值 ;处于稳健性考虑,

表 2 使用 ACF 法测算的装备制造企业生产率年均值 (2000~2007 年)

企业所在行业及细分行业	年 份						
	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
装备制造行业	3.6589	3.7721	3.8837	3.9272	3.9499	4.0749	4.2235
金属制品业	3.7762	3.865	3.957	3.9964	4.0184	4.1531	4.2862
通用设备制造业	3.5158	3.6422	3.7789	3.8422	3.9045	4.0289	4.1782
专用设备制造业	3.5015	3.6372	3.7632	3.7973	3.8509	3.9829	4.1334
交通运输设备制造业	3.5282	3.6602	3.8007	3.8474	3.8549	3.969	4.1231
电气机械及器材制造业	3.8431	3.9552	4.054	4.1166	4.1244	4.2709	4.4502
通信设备、计算机及其他电子设备制造业	3.8342	3.9218	3.9865	3.9983	3.9644	4.0477	4.1729
仪器仪表及文化、办公用机械制造业	3.5923	3.6769	3.7678	3.8059	3.8077	3.9493	4.0622

表 3 使用 LP 法测算的装备制造企业生产率年均值 (2000~2007 年)

企业所在行业及细分行业	年 份						
	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
装备制造行业	6.7995	6.9162	7.043	7.1121	7.1347	7.2773	7.4256
金属制品业	6.5489	6.6909	6.7843	6.8324	6.8695	7.0439	7.1491
通用设备制造业	6.6143	6.7206	6.8511	6.9591	7.0382	7.166	7.3261
专用设备制造业	6.6574	6.7582	6.9337	6.9987	7.063	7.2326	7.3307
交通运输设备制造业	6.8554	6.9862	7.1493	7.2167	7.2018	7.3076	7.4713
电气机械及器材制造业	6.8761	7.0154	7.1101	7.1795	7.1669	7.3286	7.5159
通信设备、计算机及其他电子设备制造业	7.3742	7.422	7.5481	7.5726	7.6048	7.6919	7.828
仪器仪表及文化、办公用机械制造业	6.7995	6.9162	7.043	7.1121	7.1347	7.2773	7.4256

表 4 使用 ACF 法测算的装备制造企业不同所有制下企业生产率年均值 (2000~2007 年)

企业所在行业及不同所有制下企业	年 份						
	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
装备制造行业	3.6589	3.7721	3.8837	3.9272	3.9499	4.0749	4.2235
国有企业	2.951	3.1101	3.2658	3.3333	3.3945	3.557	3.7243
集体企业	3.7042	3.7945	3.9215	3.9495	3.9778	4.1272	4.2889
私营企业	3.7874	3.8812	3.979	4.0111	4.0309	4.1648	4.3274
外资企业	4.1359	4.2293	4.3111	4.3294	4.3125	4.3847	4.5193
港澳台企业	3.8491	3.9175	3.9817	3.9974	3.9436	4.0568	4.1751
其他企业	3.6053	3.7181	3.8327	3.879	3.9036	4.0296	4.1734

表 5 使用 LP 法测算的装备制造企业不同所有制下企业生产率年均值 (2000~2007 年)

企业所在行业及不同所有制下企业	年 份						
	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
装备制造行业	6.7995	6.9162	7.043	7.1121	7.1347	7.2773	7.4256
国有企业	6.6758	6.7569	6.8938	6.9004	6.932	7.077	7.2405
集体企业	6.5744	6.6796	6.7691	6.8355	6.7983	6.9736	7.1118
私营企业	6.4896	6.63	6.7502	6.8693	6.889	7.0482	7.1998
外资企业	7.4043	7.5193	7.656	7.7332	7.7421	7.8787	8.0359
港澳台企业	6.9003	6.9907	7.1596	7.1804	7.1803	7.3069	7.4299
其他企业	6.6946	6.8437	6.9596	7.0547	7.0871	7.218	7.3729

表 6 变量的统计性描述

变量	含义	均值	标准差	最小值	最大值
TFP_{it} (ACF 法)	以 ACF 法测算的全要素生产率	3.978	0.766	0.176	9.259
TFP_{it} (LP 法)	以 LP 法测算的全要素生产率	7.154	1.214	-2.222	13.283
$ownership_{it}$	企业所有制	0.13	0.316	0	1.288
$leverage_{it}$	资产负债率	0.597	0.405	0	15.622
$lnage_{it}$	企业年龄的对数值	2.601	0.773	0	7.601
$lnwage_{it}$	生产要素质量的对数值	2.563	0.657	-4.472	6.849
$lnkper_{it}$	技术选择的对数值	5.25	0.953	-2.414	13.417

模型5则使用了LP法测算出来的数值。

从回归结果看,模型1中,方差膨胀因子(VIF)值均不超过2,不存在严重的多重共线性,调整后的 R^2 值为0.365,表明本文所选的解释变量能够很好地拟合企业的实际生产率。比较LL值和P值,模型4的拟合程度最好,因此,随后的方差分解和效应分析都根据模型4的回归结果展开。

进一步地,模型4的回归结果表明,国有资本比重的系数是负的,表明国有企业表现出较低的生产率,这与刘瑞明和石磊(2010)、吴延兵(2012)的研究结论一致;资产负债率的系数是正的,这与

财务杠杆效应一致,即税息前资金利润率高于负债的资金成本时,负债会给企业带来额外的收益;年龄的回归系数在统计上显著地小于零,对生产率具有负向效应,即公司成立时间越长,生产率越低;工资率的系数是正的,这与效率工资理论一致,即若企业支付给员工的工资高于市场保留工资,会促使员工努力工作,进而提高生产率水平,工资提高的比例越大,生产率上升的比例也就越大;资本密度的符号是正的,表明资本深化促进了生产率的提高。

2. 方差分解:融资约束的负向效应与政府补贴的正向效应测算

表8说明了政府补贴与融资约束在生产率增长中的作用。我们发现,政府补贴的确冲抵了融资约束,对生产率增长具有相当重要的平滑作用。具体来说,政府补贴对生产率的正向效应抵消了融资约束所产生的负向效应,导致二者对生产率的净效应为正。从方差分解结果看, $E(\omega - \mu) = \sigma_\omega - \sigma_\mu = 0.1032 > 0$,这表明综合来说,相对于没有融资约束、政府补贴时的生产率水平,实际生产率水平出现了正向偏离。其中, $\sigma_\omega^2 / (\sigma_\mu^2 + \sigma_\omega^2) = 0.6519 > 0.3841 = \sigma_\mu^2 / (\sigma_\mu^2 + \sigma_\omega^2)$,说明政府补贴的正向效应大于融资约束的负向效应。虽然融资约束会使企业的生产率降低,但政府补贴可以平滑这种效果,这解释了为什么在融资约束的影响下装备制造业的生产率仍逐年上升。此外,有效生产率TFP无法解释的总方差部分高达0.3350,其中,占总方差 $(\sigma_\mu^2 + \sigma_\omega^2 + \sigma_\varepsilon^2)$ 的比重高达67.28%的部分是由融资约束、政府补贴对生产率的效应所贡献。

处于稳健性考虑,我们还对表5中模型5的估计结果,进行了方差分解,分解结果如表9所示;研究表明,使用LP法测算生产率时,政府补贴也具有缓解融资约束、促进生产率平稳增长的作用,这进一步说明了结果的可靠性。

3. 融资约束与政府补贴导致生产率偏离的程度

下面估测政府补贴的正向效应、融资约束的负向效应使实际生产率相对于有效生产率的偏离程度,即 $E(\omega|\varepsilon)$ 和 $E(\mu|\varepsilon)$ 。这通过对式(16)和(17)的估计来实现,两式分别代表了政府补贴的正向效应、融资约束的负向效应使实际生产率偏离有效生产率的百分比;根据式(18),则可以测算出二者的

表7 双边随机边界模型的估计(全样本)

解释变量	被解释变量 TFP				
	模型1	模型2	模型3	模型4	模型5
ownership	-0.260*** (-31.76)	-0.556*** (-81.57)	-0.450*** (-74.03)	-0.450*** (-66.20)	-0.226*** (-17.21)
leverage	0.060*** (-10.17)	0.067*** (-12.76)	0.059*** (-12.6)	0.064*** (-12.84)	-0.244*** (-17.18)
lnage	0.012*** (-4.18)	-0.130*** (-46.86)	-0.171*** (-60.54)	-0.162*** (-57.91)	0.062*** (-11.63)
lnwage	0.268*** (-57.68)	0.235*** (-61.95)	0.173*** (-44.57)	0.150*** (-38.1)	0.517*** (-69.31)
lnkper	0.379*** (-88.84)	0.334*** (-125.8)	0.330*** (-126.59)	0.335*** (-129.31)	0.282*** (-57.8)
constant	1.268*** (-60.35)	1.878*** (-124.64)	1.974*** (-126.74)	1.751*** (-104.18)	4.210*** (-132.95)
Year dummies	—	—	控制	控制	控制
Area dummies	—	—	—	控制	控制
N	79776	79776	79776	79776	79776
Adj.R ²	0.365	—	—	—	—
LL	—	-70199	-68623	-67828	—
LR	—	—	3551.6	4741.71	—
P	—	—	0	0	—

注:***、**、*分别表示1%、5%、10%的水平显著,括号内为z值,并经White异方差调整;LL为极大似然估计的对数似然函数值;LR为LR检验得到的卡方值;P为LR检验的P值。

表8 方差分解:全样本、ACF法测算的生产率

	变量含义	符号	数值
扰动项	融资约束	σ_μ	0.2801
	政府补贴	σ_ω	0.3833
	随机干扰	σ_ε	0.3311
方差分解	随机项的总方差	$\sigma_\mu^2 + \sigma_\omega^2 + \sigma_\varepsilon^2$	0.335
	总方差中融资约束与政府补贴的影响比重	$(\sigma_\mu^2 + \sigma_\omega^2) / (\sigma_\mu^2 + \sigma_\omega^2 + \sigma_\varepsilon^2)$	0.6728
	融资约束的影响比重	$\sigma_\mu^2 / (\sigma_\mu^2 + \sigma_\omega^2)$	0.3481
	政府补贴的影响比重	$\sigma_\omega^2 / (\sigma_\mu^2 + \sigma_\omega^2)$	0.6519

表9 方差分解:全样本、LP法测算的生产率

	变量含义	符号	数值
扰动项	融资约束	σ_μ	0.563
	政府补贴	σ_ω	0.6383
	随机干扰	σ_ε	0.6519
方差分解	随机项的总方差	$\sigma_\mu^2 + \sigma_\omega^2 + \sigma_\varepsilon^2$	1.1494
	总方差中融资约束与政府补贴的影响比重	$(\sigma_\mu^2 + \sigma_\omega^2) / (\sigma_\mu^2 + \sigma_\omega^2 + \sigma_\varepsilon^2)$	0.6302
	融资约束的影响比重	$\sigma_\mu^2 / (\sigma_\mu^2 + \sigma_\omega^2)$	0.4376
	政府补贴的影响比重	$\sigma_\omega^2 / (\sigma_\mu^2 + \sigma_\omega^2)$	0.5624

净效应。表 10 给出了全样本的估计结果,其中生产率的估算使用了 ACF 法。平均而言,融资约束的负向效应使得企业的生产率低于有效生产率 21.88%,政府补贴的正向效应使企业的生产率比有效生产率高出 27.71%,两者的净效应使得生产率高出有效生产率 5.84%。这意味着,政府补贴的正向效应不仅冲销了融资约束的负向效应,而且使得装备制造企业的生产率总体上达到 3.978。

表 10 的第 4~6 列展现了政府补贴的正向效应、融资约束的负向效应及二者净效应的分布特征。结果表明,政府补贴、融资约束使实际生产率向有效水平的不同方向发生偏离,前者使生产率水平增加,后者则使生产率水平降低了。具体而言,由第 1 四分位 (Q1) 的统计结果可知,有 1/4 的企业,在政府补贴的正向效应与融资约束的负向效应共同作用下,生产率下降了近 7.04%。然而,从第 3 四分位 (Q3) 的统计结果来看,另有 1/4 的企业,政府补贴的正向效应与融资约束的负向效应使生产率上升近 17.56%。

尽管我国装备制造业企业总体上表现为生产率上升,但第 1 四分位数上的数值为负,表明有 1/4 的企业生产率低于有效生产率,政府补贴对融资约束没有起到完全的冲抵作用。这与补贴使用过程中企业行为异化有关:一方面,地方政府的竞争性补贴扭曲了企业的投资行为,造成过度产能投资,不仅未能有效缓解融资约束,反而加剧了企业的恶性投资,降低了生产率水平;另一方面,一些低生产率水平的企业,一旦获得补贴后,由于补贴能够改善企业盈余状况,往往将补贴当成‘扭亏为盈’的‘有效手段’,而不会将补贴用于有利于生产率水平提升的研发投入、生产要素质量改善等上。但总的来说,净效应的均值为正,政府补贴还是冲抵了融资约束,对生产率的持续增长起到了促进作用。

处于稳健性考虑,表 11 给出了使用 LP 法测量生产率时净效应的分布特征,所得结论与 ACF 法一致。

(二) 双边随机边界模型的估计:按所有制、行业分组的子样本

1. 按所有制分组的子样本估计

现有研究表明,不同所有制企业在政府补贴的

获取、生产率水平上均表现出较大差异(唐清泉、罗党论,2007;戴静、张建华,2013;吴延兵,2012;Jefferson et al.,2006)。为了考察净效应的所有制特征,我们将样本按照企业注册的所有制类型,区分为国有企业、集体企业、民营企业、外资企业、港澳台企业和其他企业共 6 组子样本,利用每组子样本分别对双边随机边界模型进行估计,具体结果如表 12 所示。受篇幅限制,这里没有给出每组子样本下双边随机边界模型的估计结果及方差分解结果,只提供了每组子样本下融资约束与政府补贴导致生产率偏离的程度及其分布特征。

本文的研究对象为 9972 家装备制造企业,按所有制划分,国有企业 1360 家,占总样本的 13.63%;集体企业 1112 家,占总样本的 11.15%;民营企业

表 10 融资约束的负向效应、政府补贴的正向效应及两者净效应的统计性描述(全样本、ACF 法测算生产率)

变量	平均值 (%)	标准差 (%)	Q1 (%)	Q2 (%)	Q3 (%)
融资约束的负效应	21.88	9.89	15.26	18.45	24.56
政府补贴的正效应	27.71	14.32	17.52	22.83	32.82
净效应	5.84	21.62	-7.04	4.38	17.56

注:Q1、Q2、Q3 分别表示第 1、2、3 四分位,即第 25、50 和 75 百分位。

表 11 融资约束的负向效应、政府补贴的正向效应及两者净效应的统计性描述(全样本、LP 法测算生产率)

变量	平均值 (%)	标准差 (%)	Q1 (%)	Q2 (%)	Q3 (%)
融资约束的负效应	35.94	13.31	26.14	31.81	41.34
政府补贴的正效应	39.01	15.36	27.55	34.01	45.68
净效应	3.07	26.33	-13.79	2.2	19.53

注:Q1、Q2、Q3 分别表示第 1、2、3 四分位,即第 25、50 和 75 百分位。

表 12 融资约束的负向效应、政府补贴的正向效应及两者净效应的统计性描述(按所有制分组的子样本、ACF 法测算生产率)

变量	平均值 (%)	标准差 (%)	Q1 (%)	Q2 (%)	Q3 (%)
国有企业					
融资约束的负效应	21.5	9.87	14.81	18.36	24.25
政府补贴的正效应	25.02	12.57	16.33	20.67	29.48
净效应	3.52	20.01	-7.92	2.31	14.67
集体企业					
融资约束的负效应	22.59	10.5	15.76	18.41	24.83
政府补贴的正效应	32.7	17.96	18.91	25.91	41.44
净效应	10.11	25.36	-5.92	7.49	25.68
民营企业					
融资约束的负效应	17.31	6.92	12.82	14.92	18.93
政府补贴的正效应	29.59	16.26	17.7	23.99	36.58
净效应	12.28	21.02	-1.23	9.07	23.76
外资企业					
融资约束的负效应	21.86	10.33	14.87	18.41	24.97
政府补贴的正效应	23.55	11.64	15.56	19.75	27.29
净效应	1.7	19.55	-9.42	1.34	12.42
港澳台企业					
融资约束的负效应	21.82	10.21	14.88	18.47	25.2
政府补贴的正效应	23.33	11.44	15.42	19.58	27.05
净效应	1.51	19.3	-9.78	1.11	12.18
其他企业					
融资约束的负效应	20.01	9.14	13.97	16.77	22.23
政府补贴的正效应	26.95	14.53	16.6	21.91	32.27

注:Q1、Q2、Q3 分别表示第 1、2、3 四分位,即第 25、50 和 75 百分位。

1690家,占总样本的16.95%;外资企业1730家,占总样本的17.34%;港澳台企业1484家,占总样本的14.88%;其他企业2596家,占总样本的26.03%。如表10所示,在不同所有制下,政府补贴的正向效应均超过了融资约束的负向效应,净效应为正,政府补贴通过缓解融资约束促进了生产率的增长。其中,民营企业净效果最为明显,实际生产率高于有效生产率12.28%;集体企业次之,为10.11%;港澳台企业、外资企业和国有企业的净效果不十分明显,实际生产率仅高于有效生产率分别为1.51%,1.70%和3.52%。

此外,分所有制的测算结果还表明,在第1四分位(Q1)上,净效应均为负,如表12的第4列所示。这表明不同所有制下均存在1/4的企业,其生产率下降了。其中,外资企业和港澳台企业下降幅度最大,分别为9.42%、9.78%,国有企业和集体企业次之,分别为7.92%和5.92%,民营企业下降的幅度最小为1.23%。这一现象又一次说明了国有企业效率低,造成这一现象主要的原因是国有企业大多受政府支持,补贴对国企激励效果不明显,而民营企业一直存在着融资难现象,受到补贴激励后生产率会

表13 融资约束的负向效应、政府补贴的正向效应及两者净效应的统计性描述(按行业分组的子样本、ACF法测算生产率)

变量	平均值(%)	标准差(%)	Q1(%)	Q2(%)	Q3(%)
金属制品业					
融资约束的负效应	17.97	6.94	13.36	15.88	20.15
政府补贴的正效应	24.28	11.69	16.28	20.8	28.26
净效应	6.32	16.9	-3.87	4.92	14.9
通用设备制造业					
融资约束的负效应	18.77	8.21	13.41	15.86	20.8
政府补贴的正效应	27.55	15.02	16.75	22.48	33.2
净效应	8.78	20.82	-4.05	6.62	19.78
专用设备制造业					
融资约束的负效应	21.2	9.59	14.86	17.73	23.39
政府补贴的正效应	29.22	15.68	17.88	23.68	35.38
净效应	8.02	22.57	-5.51	5.95	20.52
交通运输设备制造业					
融资约束的负效应	21.05	9.27	14.84	17.96	23.74
政府补贴的正效应	25.78	12.89	16.8	21.65	30.17
净效应	4.73	19.84	-6.94	3.69	15.34
电气机械及器材制造业					
融资约束的负效应	23.33	11.12	15.83	19.24	26.3
政府补贴的正效应	28.3	14.88	17.58	22.98	33.57
净效应	4.96	23.09	-8.73	3.75	17.74
通信设备、计算机及其他电子设备制造业					
融资约束的负效应	25.46	12.48	16.82	20.95	29.38
政府补贴的正效应	26.95	13.61	17.3	22.07	31.32
净效应	1.49	23.16	-12.08	1.11	14.5
仪器仪表及文化、办公用机械制造业					
融资约束的负效应	18.45	7.05	13.71	16.21	20.67
政府补贴的正效应	26.22	12.87	17.25	22.43	31.01
净效应	7.78	18.1	-3.42	6.22	17.3

注:Q1、Q2、Q3分别表示第1、2、3四分位,即第25、50和75百分位。

有很大的上升。

2.按行业分组的子样本估计

为了进一步得到更加稳健的结果,我们将样本按照国民经济行业分类代码,将装备制造业分为:金属制品业、通用设备制造业、专用设备制造业、交通运输设备制造业、电气机械及器材制造业、通信设备、计算机及其他电子设备制造业和仪器仪表及文化、办公用机械制造业7组子样本,并对每组子样本分别进行了双边随机边界模型估计,如表13所示。受篇幅限制,这里没有给出每组子样本下双边随机边界模型的估计结果及方差分解结果,只提供了每组子样本下融资约束与政府补贴导致生产率偏离的程度及其分布特征。从表13我们可以看出,7类装备制造细分行业中每个行业的净效应的均值均为正,即政府补贴平滑了融资约束下的企业生产率,这验证了本文的基本结论。

六、结论及政策建议

从融资视角看,装备制造企业因其产品技术含量高、研制难度大、资本密集度高,面临着严重的融资约束,生产率容易受到外部冲击。然而,我们的测算表明,2000~2007年间中国装备制造企业的全要素生产率保持了持续平稳增长。本文使用ACF法科学地测算生产率,在融资约束背景下探讨了政府补贴对装备制造企业生产率的平滑机制,并估算了融资约束、政府补贴对装备制造企业生产率的影响水平,解释了为何在受到融资约束时生产率仍能保持平稳增长。

本文的研究结论表明,平均而言,政府补贴抵消了融资约束对生产率的负向效应,中国装备制造企业生产率能平稳增长,得益于政府补贴的平滑作用。具体来说:(1)全样本估计结果表明,政府补贴的正向效应使得装备制造企业生产率超出其有效生产率的27.71%,而融资约束的负向效应造成生产率低于有效水平21.88%,净效应导致装备制造企业生产率高出有效水平5.84%,进而解释了中国装备制造企业在融资约束下生产率依然逐年增长的现象;(2)根据所有制细分的子样本估计结果,在国有企业、集体企业、民营企业、外资企业、港澳台企业和其他企业共6种所有制下,政府补贴对生产率的正向效应均超过了融资约束的负效应,从而表现为

装备制造企业生产率平稳持续增长；(3) 按行业细分后，金属制品业、通用设备制造业、专用设备制造业、交通运输设备制造业、电气机械及器材制造业、通信设备、计算机及其他电子设备制造业和仪器仪表及文化、办公用机械制造业等7组子样本下，平均而言，政府补贴对生产率的平滑作用仍然存在；(4) 全样本和子样本的第1四分位统计结果都表明，存在1/4的企业，政府补贴的正向效应小于融资约束的负向效应，政府补贴并未完全抵消融资约束对生产率的负向影响，使得这部分企业实际生产率低于了有效水平。

总体上看，尽管本文结论肯定了政府补贴在抵消融资约束、促进生产率平稳增长方面所发挥的积极作用，然而，研究结果还表明有1/4的企业在接受政府补贴后生产率水平下降了，这意味着政府应审慎地实施补贴措施。一方面，高额补贴不仅增加财政负担，还会扭曲企业投资行为，造成过度产能投资、加剧产业内恶性竞争，严重地还会导致受补贴企业形成补贴依赖症，将高额补贴用作“扭亏为盈”的手段，丧失改善经营、加大研发、节约成本的动力，不利于生产率水平的提升。另一方面，由于政府和企业间的信息不对称，在申请补贴过程中不仅企业存在释放虚假信息、争取补贴的行为，在补贴发放后政府也面临着对补贴使用的监管不到位问题。如果缺乏有效的甄别、筛选和监督机制，就难以保证补贴不被挪用，削弱了补贴对生产率提升的激励效果。为此，政府需要建立透明完善的补贴机制，识别不同装备制造企业面临的融资约束程度，有针对性的给予补贴。此外，还应对补贴使用效果进行严格监督及审查，动态调整补贴计划，切实发挥补贴在提升生产率上的作用。

(作者单位：大连理工大学经济学院；责任编辑：蒋东生)

注释

①据工业和信息化部、国家统计局、国家发展改革委、财政部2011年研究制订的《中小企业划型标准规定》(工信部联企业〔2011〕300号)，工业企业从业人员1000人以下或营业收入40000万元以下的为中小微型企业。

②资源来源：智能装备制造产业前景看好，和讯网，2011年12月1日，<http://news.hexun.com/2011-12-01/135889638.html>。

参考文献

(1) 安同良、周绍东、皮建才：《R&D补贴对中国企业自主创新的激励效应》，《经济研究》，2009年第10期。

(2) 白俊红：《中国的政府R&D补助有效吗？来自大中型工业企业的经验证据》，《经济学(季刊)》，2011年第7期。

(3) 白俊红、李婧：《政府R&D资助与企业技术创新——基于效率视角的实证分析》，《金融研究》，2011年第6期。

(4) 蔡晓陈：《中国二元经济结构变动与全要素生产率周期性——基于原核算与对偶核算TFP差异的分析》，《管理世界》，2012年第6期。

(5) 戴静、张建华：《金融所有制歧视，所有制结构与创新产出——来自中国地区工业部门的证据》，《金融研究》，2013年第5期。

(6) 邓可斌、曾海舰：《中国企业的融资约束：特征现象与成因检验》，《经济研究》，2014年第2期。

(7) 顾元媛、沈坤荣：《地方政府行为与企业研发投入——基于中国省际面板数据的实证分析》，《中国工业经济》，2012年第10期。

(8) 郭庆旺、贾俊雪：《中国全要素生产率的估算：1979~2004》，《经济研究》，2005年第6期。

(9) 何光辉、杨咸月：《融资约束对企业生产率的影响》，《数量经济技术经济研究》，2012年第5期。

(10) 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》，《经济学(季刊)》，2013年第12期。

(11) 简泽：《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》，2011年第5期。

(12) 简泽、段永瑞：《企业异质性、竞争与全要素生产率的收敛》，《管理世界》，2012年第8期。

(13) 鞠晓生、卢荻、虞义华：《融资约束、营运资本管理与企业创新可持续性》，《经济研究》，2013年第1期。

(14) 李科、徐龙炳：《资本结构、行业竞争与外部治理环境》，《经济研究》，2009年第6期。

(15) 林毅夫、李志赞：《政策性负担，道德风险与预算软约束》，《经济研究》，2004年第2期。

(16) 刘海洋、孔祥贞、马靖：《补贴扭曲了中国工业企业的购买行为吗？——基于讨价还价理论的分析》，《管理世界》，2012年第10期。

(17) 刘海洋、边宇铎、陈德湖：《中国国有企业的国际议价能力估算》，《统计研究》，2013年第5期。

(18) 刘瑞明、石磊：《国有企业的双重效率损失与经济增长》，《经济研究》，2010年第1期。

(19) 刘瑞明：《国有企业，隐性补贴与市场分割：理论与经验证据》，《管理世界》，2012年第4期。

(20) 卢洪友、连玉君、卢盛峰：《中国医疗服务市场中的信息不对称程度测算》，《经济研究》，2011年第4期。

(21) 鲁晓东、连玉君：《中国工业企业全要素生产率估计：1999~2007》，《经济学(季刊)》，2012年第11期。

(22) 毛其淋、盛斌：《中国制造业企业的进入退出与生产率动态演化》，《经济研究》，2013年第4期。

(23) 任曙明、张静：《补贴、寻租成本与加成率——基于中国装备制造企业的实证研究》，《管理世界》，2013年第10期。

(24) 邵敏、包群：《政府补贴与企业生产率——基于我国工业企业的经验分析》，《中国工业经济》，2012年第7期。

(25) 苏振东、洪玉娟、刘璐瑶：《政府生产性补贴是否促进了中国企业出口？——基于制造业企业面板数据的微观计量分析》，《管理世界》，2012年第5期。

(26) 石晓军、张顺明：《商业信用，融资约束及效率影响》，《经济研究》，2010年第1期。

(27) 唐清泉、罗党论:《政府补贴动机及其效果的实证研究——来自中国上市公司的经验证据》,《金融研究》,2007年第6期。

(28) 吴延兵:《国有企业双重效率损失研究》,《经济研究》,2012年第3期。

(29) 谢千里、罗斯基、张轶凡:《中国工业生产率的增长与收敛》,《经济学(季刊)》,2008年第2期。

(30) 解维敏、唐清泉、陆姗姗:《政府 R&D 资助,企业 R&D 支出与自主创新——来自中国上市公司的经验证据》,《金融研究》,2009年第6期。

(31) 于洪霞、龚六堂、陈玉宇:《出口固定成本融资约束与企业出口行为》,《经济研究》,2011年第4期。

(32) 喻坤、李治国、张晓蓉、徐剑刚:《企业投资效率之谜:融资约束假说与货币政策冲击》,《经济研究》,2014年第5期。

(33) 张健华、王鹏:《中国全要素生产率:基于分省份资本折旧率的再估计》,《管理世界》,2012年第10期。

(34) 张宗益、郑志丹:《融资约束与代理成本对上市公司非效率投资的影响——基于双边随机边界模型的实证度量》,《管理工程学报》,2012年第2期。

(35) Abel, A. and J. Eberly, 2011, "How q and Cash Flow Affect Investment Without Frictions: An Analytic Explanation", *The Review of Economic Studies*, Vol. 78(4), pp. 1179~1200.

(36) Akerberg, D., K. Caves and G. Frazer, 2006, "Structural Identification of Production Functions", mimeo: University of California at Los Angeles.

(37) Akerberg, D., L. Benkard, S. Berry and A. Pakes, 2007, "Econometric Tools for Analyzing Market Outcomes", *Handbook of Econometrics*, Vol. 6, pp. 4171~4276.

(38) Ayyagari, M., A. Demircüç-Kunt and V. Maksimovic, 2010, "Formal Versus Informal Finance: Evidence from China", *Review of Financial Studies*, Vol. 23(8), pp. 3048~3097.

(39) Badia, M. and V. Sloomackers, 2009, "The Missing Link Between Financial Constraints and Productivity", IMF Working Paper, No. WP/09/72.

(40) Benito, A. and I. Hernando, 2007, "Firm Behaviour and Financial Pressure: Evidence from Spanish Panel Data", *Bulletin of Economic Research*, Vol. 59(4), pp. 283~311.

(41) Brown, J. and B. Petersen, 2011, "Cash Holdings and R&D Smoothing", *Journal of Corporate Finance*, Vol. 17(3), pp. 694~709.

(42) Brown, J., S. Fazzari and B. Petersen, 2009, "Financing Innovation and Growth: Cash Flow, External Equity and the 1990s R&D Boom", *The Journal of Finance*, Vol. 64(1), pp. 151~185.

(43) Carpenter, R., S. Fazzari, B. Petersen et al., 1994, "Inventory Investment, Internal-finance Fluctuations and The Business Cycle", *Brookings Papers on Economic Activity*, Vol. 2, pp. 75~138.

(44) Carpenter, R., S. Fazzari and B. Petersen, 1998, "Financing Constraints and Inventory Investment: A Comparative

Study with High-frequency Panel Data", *Review of Economics and Statistics*, Vol. 80(4), pp. 513~519.

(45) Fazzari, S., R. Hubbard and B. Petersen, 1988, "Financing Constraints and Corporate Investment", *Brookings Papers on Economic Activity*, Vol. 19(1), pp. 141~206.

(46) Gatti, R. and I. Love, 2008, "Does Access to Credit Improve Productivity? Evidence from Bulgaria", *Economics of Transition*, Vol. 16(3), pp. 445~465.

(47) Gonzalez, X. and C. Pazo, 2008, "Do Public Subsidies Stimulate Private R&D Spending?", *Research Policy*, Vol. 37(3), pp. 371~389.

(48) Hall, B., 2002, "The Financing of Research and Development", *Oxford Review of Economic Policy*, Vol. 18(1), pp. 35~51.

(49) Jefferson, G., B. Huamao and G. Xiaojing, 2006, "R&D Performance in Chinese Industry", *Economics of Innovation and New Technology*, Vol. 15(4-5), pp. 345~366.

(50) Kumbhakar, S. and C. Parmeter, 2009, "The Effects of Match Uncertainty and Bargaining on Labor Market Outcomes: Evidence from Firm and Worker Specific Estimates", *Journal of Productivity Analysis*, Vol. 31(1), pp. 1~14.

(51) Leahy, D. and J. P. Neary, 1997, "R&D Spillovers and the Case for Industrial Policy in an Open Economy", *Oxford Economic Papers*, Vol. 51, pp. 40~59.

(52) Levinsohn, J. and A. Petrin, 2003, "Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables", *Review of Economic Studies*, Vol. 70(2), pp. 317~340.

(53) McCloud, N. and S. Kumbhakar, 2008, "Do Subsidies Drive Productivity: A Cross-country Analysis of Nordic Dairy Farms", *Advances in Econometrics*, Vol. 23, pp. 245~274.

(54) Myers, S. and N. Majluf, 1984, "Corporate Financing and Investment Decisions when Firms Have Information that Investors do Not Have", *Journal of Financial Economics*, Vol. 13(2), pp. 187~221.

(55) Nickell, S. and D. Nicolitsas, 1999, "How does Financial Pressure affect Firms?", *European Economic Review*, Vol. 43(8), pp. 435~456.

(56) Olley, G. and A. Pakes, 1996, "The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry", *Econometrica*, Vol. 64(6), pp. 1263~1297.

(57) Sissoko, A., 2011, "R&D Subsidies and Firm-Level Productivity: Theory and Evidence from France", *European Association for Research in Industrial Economics*, Discussion Papers, No. 2011002.

(58) Smith, V., M. Dilling-Hansen, T. Eriksson, et al., 2004, "R&D and Productivity in Danish Firms: Some Empirical Evidence", *Applied Economics*, Vol. 36(16), pp. 1797~1806.

(59) Syverson, C., 2011, "What Determines Productivity?", *Journal of Economic Literature*, Vol. 49(2), pp. 326~365.

BRIEF COMMENTARIES

- The Dynamic Characteristics of the Structure of the Time Limit of the Interest Rate of China's National Debt: The Real Case Discrimination Based on the Model of NS and the Model of SV Zhao Jing and other writers
- Agency Conflict, Incentive Constraint Effect of Corporate Governance Factors and Capital Allocation Efficiency Li Xing and Li Xiangmei
- The Characteristics of the Financial Risks in the Network, and the Construction of the Supervision Model..... Xu Liping
- Does the Difference in Cognition Impact on the Holding of the Risks Assets of the Investors of the People at the Old and Middle Age?..... Rao Yulei and Zhu Rui
- A Empirical Analysis of China's Gold Futures Market Price Discovery Function Xu Xue and Luo Ke
- Government's Responsibility in Housing Rights Protection of Residents..... Yang Qiao
- Real Estate Transactions, Dormant House-purchase and Risk Management and Prevention Shen Hui and Xie Yi
- County Government Social Management Innovation: Holistic Governance Perspective Zhang Lirong and Liu Yi
- A Case Study on the Mental Adaptableness of the Citizen of the Peasant-workers of the New Generation..... Zhao Li
- A Study on the "Integration Model" in the Trade of Firms' National Property Right Zhang Weidong and Sun Ying
- The Development of China's Small Firms and the Change in the Government Function, in the Comprehensively Deepening Reform Wen Feng-an

The ABSTRACT OF SELECTED ARTICLES

The Financial Constraints, the Government Subsidies and the Factor Productivity:**A Case Study on the Equipment- Manufacturing Enterprises in China***Ren Shuming and Lv Zhuo*

As the equipment- manufacturing (EM) industry has the feature of high technological content, of difficulties in development, and of the high level of the capital intensity, China's EM firms, from the point of financing, have been facing severe financing constraints, and the productivity is easy to suffer from the external shocks. However, in recent years, the all-factor productivity of this kind of firms has kept continuing to increase stably and constantly. In this paper, we have put forward the view that, under the background of the financial constraints, the government subsidies (GS) has played an important role in smoothing productivity, and used the method of ACF to measure the total-factor productivity, and put forward the view that, under the unified framework of two-tier Stochastic Frontier Model, we have, firstly, before other scholars, quantitatively estimated the negative effect of the financial constraints and the GS on the productivity, and then explained the above-mentioned phenomena. By our study, we have found that, the GS offset completely, on the average, the negative effect of the financing constraints on the productivity, and that the smooth mechanism of the GS has promoted the stable and constant increase of the productivity of the EM firms. However, there exist a quarter of firms in which the positive effect of the GS on the productivity is smaller than the negative effect of the financing constraints. Therefore, the government should formulate the GS cautiously and purposefully.

The Requirement in Work—The Application of the Control Model in China's Industrial Workers:**The Relationship between the Analysis of the Responding Aspects and the Curve Line***Guo Jing and other writers*

China has been referred as "World Factory", in which her blue-collars' job-related well-being is very important and significant for the employees themselves, the organizations and the whole country. This paper adopted Karasek's