

资本调整成本及其对资本错配的影响: 基于生产率波动的分析

刘盛宇, 尹 恒

[摘要] 提升资源配置效率,促进宏观全要素生产率增长,构成了新时代发展理念的重要内涵。这其中,企业资本的动态调整是一个关键环节。本文使用 1998—2008 年中国制造业企业数据,在估计企业资本调整成本的基础上,分别从静态和动态角度考察在生产率波动导致资本错配的过程中资本调整成本所承担的中介角色。对调整成本的估计结果表明,资本调整具有显著的非对称性,投资扩张引致的调整成本更大。异质性特征描述显示,民营企业、年轻企业和小规模企业的资本调整成本相对较高。静态分析表明,生产率波动与资本错配程度显著正相关,调整成本是生产率波动加剧资本错配的重要环节。在包含资本调整成本的动态模型中,模拟矩估计结果显示凸性调整模式占据主导地位,固定调整模式影响较弱但也不容忽视。反事实分析发现,调整成本确实是生产率波动—资本错配关系中的关键环节。与无调整成本影响的状态比较,纳入调整成本的模型对生产率波动—资本错配关系的平均解释能力提升 28%;促使行业间技术趋同,减少生产率波动,将再提升上述模型解释能力 10%。本文研究表明,通过改革减少调整成本和摩擦,实现资本在行业间充分流动,是促进资源优化配置进而提升经济发展的重要途径。

[关键词] 资本错配; 生产率波动; 调整成本; 动态投资

[中图分类号]JF424 **[文献标识码]**A **[文章编号]**1006-480X(2018)03-0024-20

一、问题提出

推动经济发展质量变革、效率变革和动力变革,提高全要素生产率,成为新时代经济健康持续发展的重要内涵。加快建设制造强国,加快发展先进制造业,构成了新发展理念的必要要求。企业要素投入的合理配置和生产效率提升,是推动产业结构优化升级的核心基础,也是经济发展动力转换的关键保障。当前,中国制造业面临着产能过剩、要素成本上涨、投资效率降低和就业结构失衡等多

[收稿日期] 2017-10-23

[基金项目] 国家自然科学基金面上项目“结构经验方法在宏观领域的应用:以资源配置效率和产能利用分析为例”(批准号 71673305);国家自然科学基金面上项目“税收、财政补助与企业生产率:基于微观数据的研究”(批准号 71373026);国家自然科学基金青年项目“产业政策对我国制造业‘僵尸企业’的影响研究”(批准号 71603303)。

[作者简介] 刘盛宇,广东财经大学金融学院讲师,经济学博士;尹恒,中国人民大学国家发展与战略研究院教授,博士生导师,经济学博士。通讯作者:尹恒,电子邮箱:yheng@ruc.edu.cn。感谢中山大学李世刚、云南大学徐琰超、中央财经大学杨龙见的修改建议,感谢匿名评审专家和编辑部的宝贵意见,当然文责自负。

重问题,企业竞争力提升和经济可持续发展显现疲态。制度改革滞后的拖累和“干中学”作用空间的缩小,使得技术进步对经济增长的作用下降,全要素生产率对经济增长的贡献从30%降至17%(中国经济增长前沿课题组,2015)。经济减速的同时,企业经营环境面临的不确定性开始不断增加(杨光等,2015)。尤其是经济结构转型和调整过程中,行业间的要素流动以及企业的资本配置状况变化都将对资源配置效率产生冲击。如何破解制造业行业生产困局、提升要素配置效率,成为实现经济发展动能转换的核心议题。基于此背景,本文聚焦于资本调整成本,围绕生产率波动影响资源配置效率展开讨论。

直观地,企业生产率的外生波动,会导致最优资本水平发生变化,而资本调整成本妨碍企业对其资本的动态调整,这就可能加重资本错配^①。相关文献对这一机制进行过考察。例如,鄢萍(2012)注意到资本调整成本会延缓资本流动速度,增加资源错配程度。特别是经济景气程度上升时,生产率高的企业会倾向于增加投资,扩大生产规模,但这会面临调整成本的约束^②。而且,资本不规律的调整会导致资本的边际产出发生变化,企业间的资本边际报酬(MRPK)差异越大,也意味着资源错配的程度越高(Asker et al.,2014;Gopinath et al.,2017)。杨光等(2015)也指出,资源错配现象是否出现取决于高生产率企业能否无成本地改变自身生产规模,这其中,调整成本的影响非常关键。一些文献使用中国数据讨论了资本调整成本的经济影响(例如,Midrigan and Xu,2014;Song and Wu,2015;David and Venkateswaran,2017)。然而,目前对中国企业调整成本的基本特征其实尚不清晰,评估资源错配的文献往往假设没有调整成本、或者将调整成本的影响简化处理(Hsieh and Klenow,2009)。调整成本作为企业跨期决策中的核心变量,其与生产率波动和资源配置的互动关系也值得探讨。而且,从动态角度看企业受外部因素冲击后,生产率波动的持续性、波动大小变化,如何通过调整成本影响到资源配置状况、如何评估与此相关的政策变化的经济后果,也是十分重要的话题。这些正是本文尝试的方向。

本文利用中国制造业企业数据在估计企业异质性调整成本基础上,围绕生产率波动与资源配置间的关系,分别从静态和动态角度评估其中资本调整成本的角色。具体而言,本文的工作有:①参考 Zhao(2012)和 Hall(2004)的设定,提供估计企业层面资本凸性调整成本的经验框架,描述资本调整成本的基本特征。②在静态分析方面,对生产率波动和资源配置差异(资本的边际报酬差异)之间的关系进行验证,并探讨其中资本调整成本的作用机制。③借鉴 Asker et al.(2014)的结构估计框架,使用模拟矩估计方法,通过模拟企业动态投资过程,对调整成本的重要性进行反事实分析。本文可能的贡献包括:①估计企业的资本凸性调整成本并描述其基本性质,尝试为宏观模型的参数校准提供更多的异质性信息,为发掘更多导致资本错配的潜在因素提供直观证据。②识别调整成本影响资本错配的机制。本文发现生产率波动与资本错配显著正相关。使用估计的资本调整成本所做的机制检验显示,较高的调整成本是高生产波动加剧资本错配的可能渠道。减少经济负面冲击导致的生产率波动,同时弱化资本调整成本的制约,将有助于提升资源配置效率。③借鉴 Asker et al.(2014)结构估计框架,探讨中国制造业企业的资本动态调整行为。结合简化形式的经验估计和模拟矩估计方法,本文评估同时引入凸性和固定形式调整成本的影响,并借助反事实模拟进一步探讨调整成本的重要性。

① 本文的生产率波动定义为行业内全要素生产率的离散程度,资源错配主要体现为资本错配,即行业内资本边际报酬的离散程度。这一做法沿用了现有文献的设定(杨光等,2015;Asker et al.,2014;Gopinath et al.,2017;Larrain and Stumpner,2017;Midrigan and Xu,2014)。

② 例如,企业新购高技术设备由于缺乏与之匹配的技能工人操作,而不能立即投入生产。

二、文献综述

有两类文献与本文的研究相关:资本调整成本的结构和规模测算;生产率波动与资本错配的效率损失。

宏观经济领域对资本调整成本的探讨较为常见^①。一些文献将资本调整成本作为重要解释因素纳入到动态模型中,对宏观经济波动、货币和财政政策运行机制进行探究。例如,解释信息冲击如何驱动经济周期波动(Jaimovich and Rebelo,2009)、评估经济周期波动导致社会福利损失,以及不确定性冲击(Bloom,2009;Gilchrist et al.,2014)和规模较大的跳跃性(Lumpy)投资(Bachmann and Bayer,2014)等因素对宏观经济的影响。

企业数据的不断丰富,驱动了微观层面对资本调整成本结构和规模的研究。部分研究不再沿用宏观文献里直接设定调整参数的做法。然而,基于单一调整结构的模型设定,容易忽略行业和企业异质性特征。例如,为了理论分析和实证检验的方便,直接采用凸性调整成本形式。凸性调整成本隐含的基本假定是,要素投入的调整过程具有较为一致的调整周期和频率,且调整的规模很小。实际上,企业投资存在大规模跳跃行为(Bachmann and Bayer,2014);Nilsen and Schiantarelli(2003)使用挪威的企业层面数据,发现有30%的企业年平均的投资维持在零附近。基于此,近期的研究考虑更为丰富的调整结构。比如Hall(2004)使用行业数据估计了美国的资本和劳动调整成本,发现两者的凸性调整规模较小,还继续讨论了离散形式的调整结构。Zhao(2012)使用比利时企业数据的估计结果显示,相比于资本,劳动的调整成本更显著且具有非对称性。同样,Cooper and Haltiwanger(2006)、Bloom(2009)和鄢萍(2012)等都考虑凸性调整和非凸性调整(投资不可逆、跳跃投资和固定比例等)等多种形式的组合。本文首先参考Zhao(2012)的经验设定,估计企业的凸性资本调整成本,随后借鉴Asker et al.(2014)的理论框架,在结构估计模型中继续引入调整成本的固定形式,在识别这两类参数的基础上进一步探讨动态模型中调整成本的重要影响。

文献中对资源错配的因素讨论较多,如要素市场扭曲(Wu,2018;Midrigan and Xu,2014;简泽,2011)、“僵尸”借贷(Kwon et al.,2015)、政策扭曲和规模管制(Wu,2018;Garicano et al.,2016)、市场势力(Peters,2016;盖庆恩等,2015)、资本流动和资本账户自由化(Gopinath et al.,2017;Larrain and Stumpner,2017)等。Restuccia and Rogerson(2013,2017)概括资源错配的评估方法为直接和间接两种方法,并提供了相应的总结。直接方法试图探索特殊的政策、制度因素以及市场不完善如何通过误配置影响生产率的提升;间接方法试图评价一系列因素的净影响效应。

资本调整成本如何影响资源配置的研究与本文直接相关^②。例如,Midrigan and Xu(2009)采用动态模型分别量化了资本调整成本、金融摩擦以及投资风险的不确定性对资本市场扭曲的影响,结果显示由调整成本导致的资源错配程度并不显著。Asker et al.(2014)对资本投入变化和生产率波动关系的分析结果表明企业生产率波动越大的行业,其资本边际报酬的波动(表示配置扭曲程度)也越大。其结构估计分析显示,加入资本调整成本后的动态投资模型,对上述相关关系的解释力度

① 一般来说,与企业要素调整相关的成本都可归为调整成本。尤其是企业在试图改变要素投入结构以期达到更高的生产效率时,它们都将面临并需应对调整成本的影响。例如,机器设备的购买、安装调试花费,员工再培训,政府对买卖设备征税或补贴,项目审批中的行政和法律成本等,分别对应调整成本的内部和外部来源(Hamermesh and Pfann,1996;鄢萍,2012)。

② 资本市场相关的研究中,尤其是公司金融领域对调整成本也有大量探索,比如Belo et al.(2014)。鉴于本文研究对象为制造业非上市企业,对上市公司要素投入决策的讨论不是本文的重点。

达到80%—90%。Song and Wu(2015)指出现有文献仅仅使用资本的平均收益作为资本市场扭曲的度量并不全面,资本市场还会面临生产技术和市场力量方面不可观测的异质性影响,带有异质性冲击的资本调整成本过程甚至是测量误差等都会造成估计扭曲程度的计算偏误^①。Gopinath et al.(2017)研究了部分南欧国家在加入欧元区以后,资本流动、资本边际报酬变化和生产率之间的联合动态变化。经验证据显示,资本错配程度增加、生产率下降明显,更多资本流入了低生产能力的企业。随后他们构建包含企业异质性、金融摩擦和资本调整成本的开放经济模型,校准发现实际利率的降低较好地解释了数据中关键变量的动态特征。David and Venkateswaran(2017)使用中国制造业数据基于动态投资模型的分析结果显示,调整成本和不确定性具有显著的宏观影响,但只能解释资本错配程度的很小一部分。导致资本错配的主要因素来自与企业生产率和规模相关的异质性扭曲。

国内对资本调整成本及其对资源错配的影响讨论相对较少。鄢萍(2012)在企业层面采用模拟矩估计方法,对资本调整成本的来源和大小进行了细致讨论。她探讨的重点在于不同所有制类型的企业面临差别化的利率等因素对资本误配置的影响,对资本误配置与生产率差异的互动关系方面的讨论涉及不多。杨光等(2015)指出经济波动的增加会影响行业内资源配置。他们的理论模型强调,高生产率的企业投资意愿较强,但由于调整成本约束,投资存在上限。高生产率的企业资本扩张不能使得其资本边际报酬降至行业平均水平,导致资本边际报酬产生差异,进而形成资源错配。作为这一话题的延续讨论,本文使用估计得到的调整成本信息,进一步验证调整成本是生产率波动影响资源错配的重要渠道。本文还借鉴 Asker et al.(2014)的结构估计框架,从动态角度运用模拟矩估计评估调整成本的重要性。

三、企业资本调整成本估计框架

本节参考 Zhao(2012)和 Hall(2004)的基本设定,并结合 De Loecker and Warzynski(2012)的估计策略,提供估计企业异质性凸性资本调整成本的基本框架。主要思路是,在涉及企业多期投入决策的成本最小化模型中,将资本视为拟固定投入,中间材料和劳动属于可变投入,调整资本投入会产生调整成本。完全竞争的市场环境下,企业要素投入的产出弹性和收益份额相等。市场不完全竞争时,由于市场势力的存在,要素投入的产出弹性和收益份额不再相等。依据产出弹性和收益份额间的差异(Wedge)可以估计出企业的市场势力(Markup)。De Loecker and Warzynski(2012)建议使用可变投入,也即中间材料投入的产出弹性和支出份额间的差异估计企业的市场势力。实际上,拟固定投入(如资本)也能用于市场势力的估计。区别在于资本投入的变化会产生调整成本,这使得资本影子价格高于资本使用者成本,高出部分即为调整成本所致。从而资本的产出弹性与资本收益份额间的差异,要明显大于中间投入的产出弹性与中间投入收益份额间差异。以上两类投入之间的差异可以通过各自的市场势力差异反映出来,这成为识别出资本调整成本的关键^②。

具体而言,企业*i*在*t*时期的投入产出关系表示为:

$$Q_{it} = F(K_{it}, L_{it}, M_{it}, A_{it}) \quad (1)$$

① 在一个结构计量模型中,Song and Wu(2015)基于中国制造业2004—2007年数据计算的结果指出,资本市场扭曲导致加总的产出损失为40%。如果能够达到美国制造业的有效配置效率,中国的资本市场误配置改进将会使产出增加31%。Wu(2018)将政策扭曲和金融摩擦作为引起资本错配的关键因素进行分析。金融摩擦能解释资本错配的30%,且会导致总量TFP损失8.3%。

② 具体细节参见 Zhao(2012)。限于篇幅,下文(5)式的推导过程和市场势力估计可在《中国工业经济》网站(<http://www.ciejournal.org>)下载。

生产函数 $F(\cdot)$ 设定为连续二阶可微形式, Q_{it} 为计划产出。 A_{it} 为每期企业能观测到的自身生产率状态, K_{it} 、 L_{it} 和 M_{it} 分别表示资本、劳动力和中间材料投入, 设定资本为拟固定投入, 即资本投入涉及多期调整决策, 调整过程会引致部分调整成本。企业的成本最小化问题表示为:

$$\begin{aligned} \min_{L_t, M_t, K_t} TC = & \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t (W_t L_{it} + P_t^M M_{it} + P_t^K K_{it} + AC_{it}(K_{it+1}, K_{it})) \\ \text{s.t. } Q_{it} = & \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t F(K_{it}, L_{it}, M_{it}, A_{it}) \end{aligned} \quad (2)$$

其中, W_t 、 P_t^K 和 P_t^M 分别为工资、资本使用成本和中间投入价格。 $AC_{it}(K_{it+1}, K_{it})$ 为资本的调整成本, β 为两期的贴现因子^①。构建拉格朗日函数, 求解(2)式的成本最小化问题关于中间投入和资本的一阶条件, 将两者表示成各自市场势力的表达式。按照 Hall(2004)的理性预期假定, 引入随机扰动项 ν_{it} , 进一步将两者表示的市场势力间差异整理为:

$$\frac{u_{it}^K - u_{it}^M}{u_{it}^M} P_t^K = \frac{\partial AC_{it}(K_{it+1}, K_{it})}{\partial K_{it}} + \frac{1}{\beta} \frac{\partial AC_{it-1}(K_{it}, K_{it-1})}{\partial K_{it}} + \nu_{it} \quad (3)$$

其中, u_{it}^K 和 u_{it}^M 分别是用资本和中间投入表示的市场势力。接下来将调整成本形式初步设为凸性二次型函数, 考虑投资增减导致的调整成本不一致, 引入非对称性的凸性调整成本函数为:

$$AC_{it}(K_{it+1}, K_{it}) = \begin{cases} \frac{1}{2} \gamma^+ (I_{it}/K_{it})^2 K_{it} & \text{if } I_{it} > 0 \\ \frac{1}{2} \gamma^- (I_{it}/K_{it})^2 K_{it} & \text{if } I_{it} < 0 \end{cases} \quad (4)$$

将(4)式的调整成本函数代入(3)式, 构建用于估计调整成本系数的回归模型如下:

$$\begin{aligned} \frac{u_{it}^K - u_{it}^M}{u_{it}^M} P_t^K = & \gamma^+ \left[\frac{1}{\beta} g_{it-1} - g_{it} - \frac{1}{2} (g_{it})^2 \right] \\ & + (\gamma^- - \gamma^+) \left[\frac{1}{\beta} g_{it-1} \Pi(g_{it-1}) - \left(g_{it} + \frac{1}{2} (g_{it})^2 \right) \Pi(g_{it}) \right] + \nu_{it} \end{aligned} \quad (5)$$

式(5)中, $g_{it} = I_{it}/K_{it}$ 为投资率, $\Pi(g_{it-1})$ 为示性函数, 如果 $g_{it-1} < 0$, $\Pi(g_{it-1}) = 1$; 如果 $g_{it-1} > 0$, $\Pi(g_{it-1}) = 0$ 。需要指出的是, 当资本调整具有对称性时, $\gamma^- - \gamma^+ = 0$, 式(5)中等号右侧第二项为零, 退化为:

$$\frac{u_{it}^K - u_{it}^M}{u_{it}^M} P_t^K = \gamma \left[\frac{1}{\beta} g_{it-1} - g_{it} - \frac{1}{2} (g_{it})^2 \right] + \nu_{it} \quad (6)$$

企业资本的凸性调整成本参数可以通过估计模型(5)、(6)两式得到。以(5)式为例, 等号右侧的投资率可以从数据中直接计算; 左侧使用资本和中间投入表示的市场势力需要借助生产函数估计得到, 本文使用 De Loecker and Warzynski(2012)方法。市场势力定义为要素投入的支出份额和产出弹性之比。其中, 支出份额可以从数据中直接计算, 产出弹性需要借助生产函数估计获取, 本文使用 Akerberg et al.(2015)方法(以下简称 ACF 方法)。在估计(1)式时, 本文使用超越对数形式的生产函数, 从而可以得到企业异质性的市场势力。

① 下文的经验估计中, 设定为 0.95。改变贴现因子大小对调整系数的估计并无实质影响, 相应的变化体现在截距项中。

四、调整成本估计结果及特征描述

1. 数据说明

本文所用数据来自国家统计局“全部国有和规模以上非国有工业企业数据库”(1998—2008年)。数据匹配和变量定义参考尹恒等(2015)。本文将全部制造业企业样本纳入分析。数据清理规则如下:删除用以估计行业生产函数的主要变量缺失的样本,即企业的销售收入、企业的就业人数、资本投入和中间投入观察值缺失的样本;删除主要变量为负值、中间投入大于产值、出口值大于销售收入的样本;删除企业员工少于8人的样本;考虑到企业的成本最小化问题,还删除了要素支出总额大于销售收入的样本;删除四个主要变量的上下1%极端值^①。

2. 描述统计

图1描述了1998—2008年制造业所有企业的投资变化差异^②。左侧的直方图显示,有一定数量的企业资本存量未发生变化,投资为零的样本比例为11.13%。投资变化还具有很强的非对称性,投资增加的企业数量明显要多于投资衰减的企业数量,投资率的分布曲线右偏特征更明显。这也预示着,投资变化导致的资本调整成本可能具有非对称性。右侧箱线图进一步描述了行业投资率差异,可以看到行业间的投资变化差异较大。投资率较高的三个行业为通用设备(35)、通信电子(40)和电气机械(39),而矿物制品(31)、饮料制造(15)和化纤制造(28)这三个行业的投资率最低^③。一定程度上也反映出,样本期内与内需相关行业的投资率普遍较低,而与出口关系密切的行业投资率相对较高。

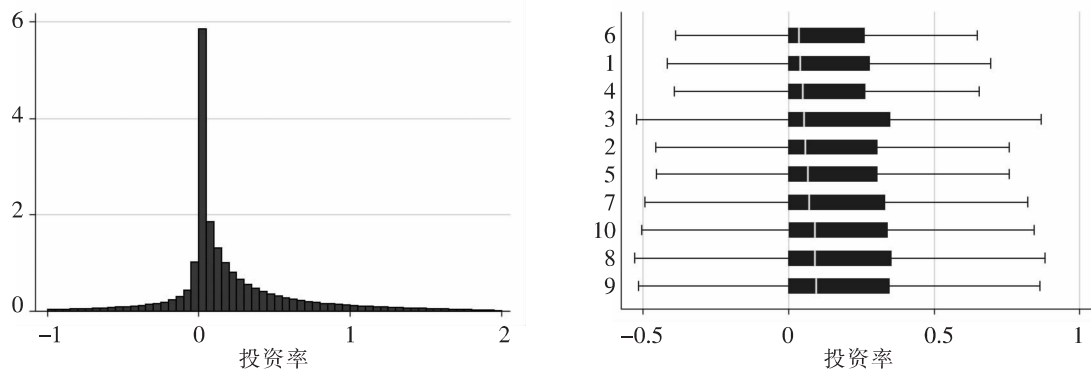


图1 资本投资率整体分布与行业差异

3. 行业资本调整成本估计结果

表1是一位数行业资本调整成本的估计结果^④。第(1)列是式(6)对称调整的估计系数。可以看到全部10个一位数行业的调整成本系数显著为正。调整成本系数的平均值为0.99,最小值为0.64,

① 主要变量的统计描述可在《中国工业经济》网站(<http://www.ciejournal.org>)下载。

② 投资率的计算,分母使用上下期资本存量的平均值表示。

③ 这里使用了两位数行业的表述。图例展示中,为了和下文的经验分析与结构估计保持一致,把行业合并成10个一位数行业。行业合并可在《中国工业经济》网站(<http://www.ciejournal.org>)下载。

④ 基于表1的非对称性资本调整系数,本文计算了行业平均的调整成本比例和实际水平。本文也同时估计了两位数行业的调整成本参数,显著性保持一致。数据可在《中国工业经济》网站(<http://www.ciejournal.org>)下载。

最大值为 1.52。Hall(2004)使用美国行业层面数据的估计结果显示,资本调整成本系数平均值为 0.91^①。第(3)、(4)两列是式(5)区分不对称性调整的估计系数。从第(3)列可以看到,全部 10 个行业中,投资增加所致的调整成本系数仍然显著为正;第(4)列结果显示有 7 个行业的投资减少对应的调整系数显著为负,且投资增加的调整系数显著为正,意味着投资增加引致的调整成本更大。

表 1 一位数行业资本调整成本估计结果

行业	资本对称调整		资本不对称调整		
	(1) γ	(2) 样本量	(3) γ^+	(4) $\gamma^- - \gamma^+$	(5) 样本量
1	1.2055*** (15.14)	47727	1.2128*** (14.36)	-0.5208* (-1.73)	37102
2	1.2108*** (27.91)	105018	1.2459*** (26.94)	-0.8931*** (-6.83)	84262
3	1.5206*** (26.32)	23485	1.5557*** (10.01)	-0.9045* (-1.80)	17598
4	0.6435*** (14.20)	40678	0.6002*** (11.91)	-0.0781 (-0.54)	32773
5	0.7511*** (23.99)	121879	0.7738*** (18.71)	-0.6028*** (-4.21)	100983
6	0.6892*** (14.85)	64407	0.6907*** (11.32)	-0.1724 (-1.21)	49187
7	1.0992*** (17.81)	60088	1.1342*** (20.36)	-0.6781** (-2.54)	48453
8	0.8776*** (13.51)	92097	0.8737*** (13.35)	-0.5893*** (-3.00)	78204
9	0.9101*** (12.89)	36627	0.8379*** (9.73)	0.0798 (0.37)	32028
10	1.0707*** (16.21)	15186	1.0570*** (13.38)	-0.5132** (-2.17)	12698

注:第(1)列和第(3)、(4)列分别为使用面板固定效应模型分行业估计模型(6)和模型(5)的结果。限于篇幅,常数项未报告。括号内数值为四位数行业稳健聚类处理计算的 t 统计量,*、**、*** 分别表示 10%、5%、1%的显著性水平。

4. 资本调整成本其他异质性特征

企业的投资行为具有很强的异质性,企业的所有制性质、年龄和规模差异,都会对资本调整产生影响。接下来本文简要描述这些异质性特征。表 2 具体给出了 10 个一位数行业资本调整成本比例的差异。

表 2 的上半部分报告了调整成本比例的年份差异。总体看,调整成本比例从 1999 年的 9.29%

① 与 Zhao(2012)类似,本文还尝试将劳动作为拟固定投入,估计了劳动调整成本。与 Zhao(2012)使用比利时的数据估计结果完全相反,劳动的调整并不显著。可能的原因在于,劳动的凸性调整结构并不完全适用中国情景,尤其是仅使用企业劳动力人数作为调整变量。感兴趣的读者可向作者索取。

表 2 资本调整成本的异质性特征

行业	年份差异									
	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008
1	0.1057	0.1008	0.0984	0.1013	0.1069	0.1168	0.1250	0.1256	0.1247	0.1474
2	0.0975	0.1046	0.1024	0.1134	0.1125	0.1129	0.1161	0.1121	0.1077	0.1093
3	0.1173	0.1187	0.1199	0.1194	0.1323	0.1452	0.1399	0.1382	0.1375	0.1490
4	0.0891	0.0799	0.0832	0.0795	0.0868	0.0876	0.0916	0.0865	0.0878	0.0937
5	0.0766	0.0801	0.0783	0.0839	0.0874	0.0900	0.0948	0.0933	0.0906	0.0987
6	0.0879	0.0859	0.0833	0.0850	0.0944	0.1008	0.1011	0.0987	0.0955	0.1250
7	0.1069	0.1000	0.1011	0.1093	0.1173	0.1197	0.1224	0.1183	0.1163	0.1175
8	0.0860	0.0867	0.0906	0.0969	0.1040	0.1109	0.1130	0.1153	0.1109	0.1116
9	0.1031	0.0922	0.0971	0.1035	0.1186	0.1192	0.1153	0.1198	0.1119	0.1136
10	0.0964	0.1018	0.1036	0.1057	0.1115	0.1174	0.1145	0.1166	0.1123	0.1079
全部	0.0929	0.0928	0.0930	0.0980	0.1041	0.1085	0.1108	0.1099	0.1066	0.1127

行业	所有制差异				年龄差异		就业规模		资产规模	
	国有企业	联合企业	民营企业	外资企业	年轻	年老	小型	大型	小型	大型
1	0.0742	0.1132	0.1325	0.0812	0.1351	0.1075	0.1256	0.1099	0.1306	0.1074
2	0.0594	0.0917	0.1193	0.0924	0.1306	0.0967	0.1163	0.1076	0.1156	0.1053
3	0.0771	0.1140	0.1478	0.1012	0.1553	0.1190	0.1421	0.1324	0.1466	0.1236
4	0.0603	0.0824	0.0961	0.0643	0.1039	0.0811	0.0909	0.0842	0.0914	0.0845
5	0.0542	0.0776	0.1006	0.0639	0.1105	0.0795	0.0939	0.0857	0.0966	0.0853
6	0.0601	0.0889	0.1076	0.0701	0.1164	0.0902	0.1104	0.0927	0.1085	0.0926
7	0.0710	0.0968	0.1264	0.0825	0.1332	0.1048	0.1188	0.1121	0.1219	0.1100
8	0.0569	0.0887	0.1168	0.0864	0.1326	0.0960	0.1136	0.1017	0.1139	0.1026
9	0.0711	0.0966	0.1262	0.0826	0.1372	0.1007	0.1177	0.1087	0.1221	0.1068
10	0.0712	0.0919	0.1229	0.0963	0.1370	0.0978	0.1149	0.1081	0.1193	0.1068
全部	0.0636	0.0902	0.1164	0.0838	0.1276	0.0941	0.1107	0.1020	0.1136	0.1001

注:计算行业平均调整成本比例时,仅保留资本调整比例区间为(0,1)的企业样本。

逐渐上升至 2005 年的 11.08%,随后两年出现下滑,在 2008 年再度上升至 11.27%。具体到行业差异,可以看到行业 3 的资本调整成本比例始终保持在高位,远高于其他的 9 个行业。行业 4 和行业 5 的资本调整成本比例处于低位,整个样本期间维持在 9%左右。实际上,资本调整成本的时间变化趋势与企业投资也保持了一定的同步性。以 2004 年为例,投资的高增长拉动,使得宏观经济在局部地区和部分行业出现过热倾向。城市化进程的加快带动钢铁、水泥等相关行业的迅猛发展,也使得社会投资出现潮涌。

表 2 的下半部分展示了 10 个一位数行业调整成本比例的所有制差异、年龄差异和规模差异。①所有制差异方面。总体上看,民营企业的调整成本比例(11.64%)最大,外资企业(8.38%)次之,国有企业的最小,为 6.36%。具体到行业差异,国有企业的调整成本比例分布在 5.42%—7.71%之间,行业 5 的调整比例最低,仅为 5.42%。民营企业的比例分布区间为 9.61%—14.78%。民营企业的资本调整成本高于国有企业。这可能解释为,国有企业在资金市场上获取信贷支持更为便利,信贷歧视的存在使得部分民营企业很难获取贷款支持,从而民营企业投资扩张的代价更高。当然民营企业

的投资急剧增加也可能带来较高的调整成本。仍然以 2004 年为例,据全国城镇投资数据显示,2004 年上半年,国有企业投资同比增长 33%,而民营企业投资增速为国有企业的两倍,高达 70%^①。②企业年龄差异方面。总体而言,年轻企业的调整成本比例为 12.76%,大于年老企业的 9.41%。这也反映出企业经营时间越长,市场经验越丰富,经营就会越稳定,相应的投资变化导致的调整成本也会较小。此外,样本期内企业进入退出现象较为明显,这类企业多为新成立企业,投资差异较大,较高的年轻企业占比也会提高调整成本比例。③企业规模差异方面。使用就业人数和总资产规模作为划分标准,两者的区分结果一致显示,规模越大的企业的资本调整比例越小。其中,以资产规模划分的情况可以看到,大规模企业的调整成本比例为 10.01%,低于小规模企业的 11.36%。可能的原因在于,规模较大的企业面临的融资约束程度较小,在资金市场上更容易获得融资支持,对资本的使用和调整较为容易,因而调整成本比例相对较小。

五、调整成本在生产率波动—资本错配过程中角色的静态分析

生产率波动是造成资本错配的重要因素之一,这一过程中资本调整成本可能发挥关键的中介作用。本节识别生产率波动对资本错配的影响,对生产率波动和资本错配间的正向关系进行验证,提供企业层面的异质性分析作为稳健证据,并使用测算得到的调整成本信息做生产率波动—资本错配的影响机制验证。

1. 生产率波动与资本错配

首先需要回答的问题是,生产率波动加剧,是否导致资本错配加剧?具体地,生产率波动越大,是否 MRPK 的离散程度也越高?本文基于企业数据分别计算了 386 个四位数制造业行业(不考虑时间和地区差异)MRPK 的离散程度、OP 协方差和生产率波动^②。图 2 的散点图中每个点代表一个四位数行业,点的大小使用了企业数量作为权重。散点图和拟合直线可以看到,不管是 MRPK 的离散程度度量(图 2(a))、还是用 OP 协方差度量(图 2(b))的错配指标,两者都与生产率波动之间存在显著的正相关关系。

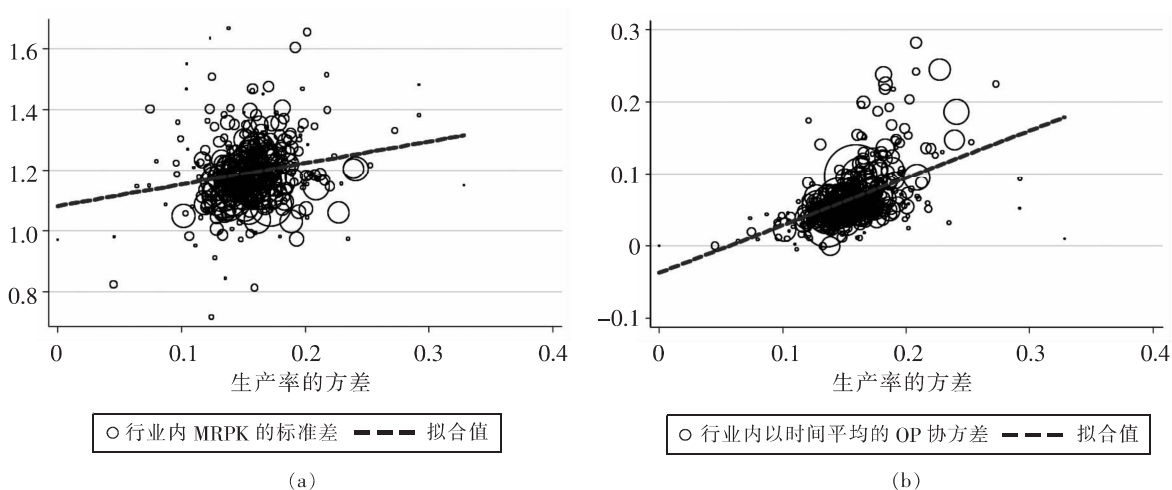


图 2 生产率波动与资本错配

① 数据来源:上半年经济发展回眸之三:谁是投资热的发动者(<http://www.people.com.cn/2004-07-14>)。

② OP 协方差的计算来自 Olley and Pakes(1996)。在四位数行业层面估计企业生产率时,删除了观测值少于 30 的行业。

下面使用回归方法进一步验证这一正向关系。考虑多元回归模型：

$$Misallo_{rst} = \beta_0 + \beta_1 Vol_{rst} + \sum_{j=2}^n \beta_j X_{rst} + \beta_r + \beta_s + \beta_t + \beta_{rs} + v_{rst} \quad (7)$$

其中,下标 r 表示地区, s 表示行业, t 表示时间,被解释变量 $Misallo_{rst}$ 表示资本错配,主要解释变量 Vol_{rst} 表示生产率波动, X_{rst} 表示控制变量组, β_r 、 β_s 、 β_t 和 β_{rs} 分别是地区、行业、时间和地区—行业组合的固定效应, v_{rst} 为随机扰动项^①。

本文构造了省份—四位数行业—年份的样本结构,计算每一个单元格对应指标的数值,用作行业层面分析。与 Gopinath et al.(2017)、Larrain and Stumpner(2017)、Asker et al.(2014)和 杨光等(2015)的做法一致,资本错配的度量使用 MRPK 的方差表示。生产率波动的计算与此类似,使用单元格内企业生产率变化的方差表示。本文还补充了其他三类生产率波动指标作为稳健性检验,依次用 σ_{rst} 、 σ_{FE} 和 σ_{AB} 作为 vol_{rst} 的替代指标。与 Asker et al.(2014)使用行业层面的资本份额中位数作为资本产出弹性不同,本文使用 OLS 方法和 ACF 方法逐一估计 386 个四位数行业的资本产出弹性和生产率。估计过程中,删除四位数行业样本观测值少于 30 的行业。由于 OLS 的估计结果能更好地满足生产函数规模报酬不变的性质,ACF 估计的资本产出弹性差异程度较大。本文最终选择 OLS 的估计结果作为基准,把 ACF 估计结果作为稳健性检验。

控制变量包括:①市场势力差异(pmc_sd),使用前文估计的企业市场势力,计算单元格内企业市场势力的离散程度。市场势力的差异程度越大,行业竞争越不充分,资本错配的可能性越大。②年轻企业比重($young_rate$),计算单元格内企业成立年限包含 4 年及以下的企业占比。行业内年轻企业的数量越多,资本配置效率的差异化程度也较大。③企业的进入($entry_rate$)和退出比例($exit_rate$),用单元格内企业的进入和退出比重衡量。企业进入退出的动态变化,能反映出资本配置效率的改善或者恶化。④净资产规模($netw_ind$),使用总资产减去总负债的对数值表示,然后计算单元格平均值。净资产规模与企业的生产率和投资决策紧密相关,会影响资本配置。⑤沉没成本($sunk_ind$),使用企业人均资本的单元格平均值表示。沉没成本反映出行业的进入难度,进入门槛越高,资本错配可能越严重。⑥出口密度($expo_ind$),使用出口产值占工业产值比重的单元格均值表示。出口企业拥有一定程度的质量、价格优势,行业出口密度会影响资本配置效率。⑦国有企业比重(SOE_ind),用实收资本中国有资本和集体资本之和的占比表示,然后计算行业均值。所有制差异、甚至是“所有制歧视”的存在,可能会通过政策扭曲影响到资本配置效率。

表 3 报告了生产率波动与资本错配的回归结果。第(1)—(3)列生产率波动(vol_{rst})是依据 OLS 估计的生产率计算得到。第(1)列的回归结果不加入控制变量。可以看到,波动项的回归系数为 0.16,且在 1%的统计水平下显著。第(2)、(3)列是加入控制变量的回归结果。其中,第(3)列是使用企业数量作为权重的加权回归,回归系数为 0.10,仍然在 1%的统计水平下显著。这都表明生产率波动和资本错配之间的正向关系显著成立。

本文还提供了两大类稳健性检验:①替换主要解释变量。分别使用 σ_{rst} 、 σ_{FE} 和 σ_{AB} 这三种指标度量生产率波动^②,使用 ACF 方法估计生产率并计算波动 vol_{rst} 。回归结果分别为第(4)—(7)列。②替换被解释变量。使用 90 和 10 分位数的 MRPK 差异($qt90_10$)作为资本错配

① 非常感谢审稿人建议考虑地区差异,增加控制变量,进一步控制地区×行业固定效应等具体意见。

② 三者的区别在于, σ_{rst} 的计算直接使用 OLS 估计的生产率变化的 AR(1)形式, σ_{FE} 和 σ_{AB} 考虑了企业个体异质性的影响,分别使用面板固定效应和动态面板方法估计。

的替代指标。回归结果见第(8)列。可以看到,表3的所有回归结果一致显示,生产率波动和资本错配之间的正向关系显著成立。表明生产率波动越大,资本错配程度越严重。

表3 生产率波动与资本错配

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	<i>Misallo</i>	<i>Misallo</i>	<i>Misallo</i>	<i>Misallo</i>	<i>Misallo</i>	<i>Misallo</i>	<i>Misallo</i>	<i>qt90_10</i>
<i>vol_rst</i>	0.1558*** (5.54)	0.0659** (2.56)	0.0984*** (5.75)				0.0428* (1.76)	0.2581*** (3.95)
<i>sigma_rst</i>				0.1019*** (3.41)				
<i>sigma_FE</i>					0.0922** (2.22)			
<i>sigma_AB</i>						0.1462*** (4.94)		
控制变量	否	是	是	是	是	是	是	是
控制时间	是	是	是	是	是	是	是	是
控制地区×行业	是	是	是	是	是	是	是	是
加权回归	否	否	是	否	否	否	否	否
观测值	49742	49377	49377	49377	49377	49377	49276	49377
R ²	0.3477	0.4469	0.5188	0.4470	0.4468	0.4474	0.4466	0.4466

注:括号内数值为四位数行业层面进行聚类标准误处理计算的t统计量,*、**、***分别表示10%、5%、1%的显著性水平。控制变量包括:市场势力差异(*pmc_sd*)、年轻企业比重(*young_rate*)、企业的进入(*entry_rate*)和退出比例(*exit_rate*)、净资产规模(*netw_ind*)、沉没成本(*sunk_ind*)、出口密度(*expo_ind*)和国有企业比重(*SOE_ind*)。

2. 企业层面的进一步证据

以上在行业层面上验证了MRPK的离散程度和生产率波动之间存在正向关系。接下来考虑企业异质性的影响,在企业层面分析生产率冲击(水平变化)是否会影响MRPK、这一过程中调整成本是否相关。

生产率波动影响资本错配包含的内在假定是,企业投资一旦确定之后,生产率冲击过程会影响企业的MRPK,从而使得MRPK在不同企业间表现出巨大差异。这其中一个关键环节是调整成本。如果不存在调整成本或者调整成本对投资的影响可以忽略,则动态投资模型退化成传统的一期滞后模型,这将使得MRPK趋于均等化,从而资本配置差异并不明显。因此对应的零假设为,在静态模型中, t 到 $t-1$ 期的生产率冲击、调整成本均不对MRPK的变化产生显著影响。为了检验这两类机制是否存在,在企业层面使用以下经验回归模型:

$$MRPK_{it} = \lambda_0 + \lambda_1 \cdot d\omega_{it} + \lambda_2 \cdot cac_{k_{it}} + \lambda_3 \cdot \omega_{i,t-1} + \lambda_t + \lambda_i + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

其中, $d\omega_{it} \equiv \omega_{it} - \omega_{i,t-1}$ 表示成 t 期和 $t-1$ 期企业 i 的生产率冲击(变化)过程, $cac_{k_{it}}$ 为资本调整成本比例。如前,关注的焦点是模型(8)中系数 λ_1 和 λ_2 的显著性。模型(8)还控制滞后一期的生产率(L.omega),使得 $t-1$ 期生产率相同的两家企业在考虑资本决策时具有可比性。其他控制变量定义与计量模型(7)一致,选用企业层面的变量直接加入回归模型中。具体包括:资本存量(k)、市场势力(pmc)、企业年龄(age)、净资产规模($netw$)、国有企业比重(soe)和出口密度($expo$)。

表4是使用面板固定效应模型估计模型(8)的结果^①。第(1)列不加入控制变量的回归结果显示,生产率变化的回归系数为0.86,且在1%统计水平上显著,表明生产率变化会影响到MRPK。第(2)列加入控制变量后的回归结果依然显著。第(3)、(4)列具体考察资本调整成本的影响。从第(4)列可以看出,资本调整规模与MRPK之间存在显著的关系。第(5)—(7)列依次替换了不同形式的生产率冲击(变化)过程^②,将其加入到回归模型中。和第(4)列的相比,基本结果未发生变化。所有这些结果都显示,有关调整成本不存在影响的两个零假设都被一致地拒绝。由于被解释变量为企业层面的MRPK水平,本文对 λ_1 和 λ_2 的符号并没有明确的预期,表4中 λ_1 显著为正、 λ_2 显著为负背后的逻辑,值得深入研究。不过有一点是明确的:调整成本在生产率波动与资本错配的关系中间处于核心位置。另外值得注意的是,在以上所有回归结果中滞后期的生产率(*L.omega*)与MRPK的回归系数显著为正,说明生产率的冲击过程具有较高的持续性,生产率波动对资本错配的正向影响关系并非只在短期内成立。

表4 企业层面的异质性影响机制检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	MRPK	MRPK	MRPK	MRPK	MRPK	MRPK	MRPK
<i>domega</i>	0.8618*** (56.24)	0.7063*** (20.95)	0.8233*** (51.86)	0.6781*** (19.93)			
<i>shock</i>					0.7151*** (22.23)		
<i>shock_FE</i>						0.7581*** (23.20)	
<i>shock_AB</i>							0.7040*** (22.94)
<i>cac_k</i>			-0.0344*** (-26.39)	-0.0300*** (-25.93)	-0.0305*** (-26.37)	-0.0313*** (-27.14)	-0.0312*** (-27.02)
<i>L.omega</i>	1.0052*** (56.65)	0.8125*** (24.53)	0.9712*** (52.83)	0.7918*** (24.24)	0.5867*** (25.05)	0.2903*** (20.33)	0.3855*** (23.54)
控制变量	否	是	否	是	是	是	是
控制时间效应	是	是	是	是	是	是	是
控制个体效应	是	是	是	是	是	是	是
观测值	1021165	973676	908437	866709	866709	866709	866709
R ²	0.5718	0.6001	0.5809	0.6070	0.6076	0.6085	0.6075

注:括号内数值为四位数行业稳健聚类标准误处理计算的t统计量,*、**、***分别表示10%、5%、1%的显著性水平。控制变量包括:市场势力(*pme*)、企业年龄(*age*)、净资产规模(*netw*)、国有企业比重(*soe*)和出口密度(*expo*)。

① 本文的生产率估计是在四位数行业层面进行,因而表4的估计进行聚类标准误处理时也选择了该层面。回归系数的显著性与使用企业层面聚类处理的结果并无差异,结果可在《中国工业经济》网站(<http://www.ciejournal.org>)下载。

② 三种生产率变化过程依次对应表3中的三种生产率波动。具体区别在于生产率的分布形式设定和估计方法差异。

3. 调整成本影响机制的直接检验

下面尝试直接检验调整成本是否是中介生产率波动—资本错配关系的重要渠道。具体地,在计量模型(7)的基础上,加入计量模型(9)和(10),构造中介效应模型如下:

$$CapAC_{rst} = \gamma_0 + \gamma_1 Vol_{rst} + \sum_{j=2}^n \gamma_j X_{rst} + \gamma_r + \gamma_s + \gamma_l + \gamma_{rs} + \tau_{rst} \quad (9)$$

$$Misallo_{rst} = \alpha_0 + \alpha_1 Vol_{rst} + \alpha_2 CapAC_{rst} + \sum_{j=3}^n \alpha_j X_{rst} + \alpha_r + \alpha_s + \alpha_l + \alpha_{rs} + \varepsilon_{rst} \quad (10)$$

计量模型(9)和(10)中, $CapAC_{rst}$ 表示资本调整成本占比的行业均值。其他变量和控制变量的定义与计量模型(7)一致。模型(9)考察生产率波动对资本调整成本的影响,模型(10)同时考察生产率波动和资本调整对资本错配的影响。本文关注 γ_1 、 α_1 以及 α_2 的系数绝对值及显著性。

表5是资本调整成本的中介效应检验结果^①。第(1)至(3)列为不加控制变量的回归结果。第(2)列可以看到,生产率波动的系数为0.44,且在1%的统计水平下显著。这意味着生产率波动越大,行业的资本调整规模也越大。比较第(1)和第(3)列,生产率波动项的系数从0.16下降至0.15,表明中介效应成立。第(4)—(6)列是加入控制变量的回归结果。比较第(4)和第(6)列的系数,不难看出中介效应也成立。这表明,调整成本的变化是生产率波动影响资本配置的重要渠道。行业内生产率波动越大,资本调整成本规模也相应增加,进而会加剧行业资本错配程度。

表5 资本调整成本的影响机制检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>Misallo</i>	<i>cac_mean</i>	<i>Misallo</i>	<i>Misallo</i>	<i>cac_mean</i>	<i>Misallo</i>
<i>vol_rst</i>	0.1558*** (5.54)	0.4364*** (13.62)	0.1482*** (5.23)	0.0659** (2.56)	0.3982*** (12.66)	0.0505* (1.95)
<i>cac_mean</i>			0.0144** (2.27)			0.0380*** (6.04)
控制变量	否	否	否	是	是	是
控制时间效应	是	是	是	是	是	是
控制地区×行业	是	是	是	是	是	是
观测值	49742	49621	49603	49377	49256	49239
R ²	0.3477	0.1983	0.3481	0.4469	0.2224	0.4481

注:控制变量与表3相同。括号内数值为四位数行业聚类处理计算的t统计量,*、**、***分别表示10%、5%、1%的显著性水平。

六、动态分析:调整成本重要性的直接证据

前文的静态分析结果显示,生产率波动与资本错配关系中调整成本具有重要影响。从动态角度来看,生产率变化促使企业改变投资策略,调整成本规模和结构的相应改变会影响资本配置效率。

^① 本文还使用ACF方法估计的生产率验证了资本调整成本的中介作用,结果可在《中国工业经济》网站(<http://www.ciejournal.org>)下载。

这就是说,企业受外部因素冲击后生产率波动的持续性、幅度会发生变化,调整成本的相应变化会导致资本配置效率变化。本节借鉴 Asker et al.(2014)的结构估计框架,在引入调整成本的动态投资模型中使用模拟矩估计方法,识别同时具有凸性和固定形式两种结构的调整成本参数,并进行反事实模拟,以提供调整成本在生产率波动—资本错配关系中重要性的直接证据。

1. 引入调整成本的动态模型

将(1)式的生产函数具体化为柯布—道格拉斯形式。设定企业产品的需求具有常替代弹性 $Q_{it} = B_{it} P_{it}^{-\varepsilon}$ 。同时假定生产函数具有规模报酬不变性质,可得销售收入函数 $R_{it} = \Omega_{it} K_{it}^{\beta_k} L_{it}^{\beta_l} M_{it}^{\beta_m}$,其中, $\Omega_{it} = A_{it}^{1-\frac{1}{\varepsilon}} B_{it}^{\frac{1}{\varepsilon}}$ 是收入生产率(TFPR)。与第三部分的设定一致,企业当期在劳动力和中间产品市场上完全竞争。这两种要素的投入决策相对灵活,投入增减不存在调整成本,从而,在生产率和资本约束条件下,劳动力和中间投入可以在最优化过程中被简化掉^①。当期利润可表示成生产率和资本的函数:

$$\pi_{it}(\Omega_{it}, K_{it}) = \lambda \Omega_{it}^{\frac{1}{\beta_k + \frac{1}{\varepsilon}}} K_{it}^{\frac{\beta_k}{\beta_k + \frac{1}{\varepsilon}}} \quad (11)$$

其中, $\lambda = \left(\beta_k + \frac{1}{\varepsilon}\right) \left(\frac{\beta_l}{p_L}\right)^{\frac{1}{\beta_k + \frac{1}{\varepsilon}}} \left(\frac{\beta_m}{p_M}\right)^{\frac{\beta_m}{\beta_k + \frac{1}{\varepsilon}}}$ 。资本折旧率为 δ ,投资方程表示成 $I_{it} = K_{it+1} - (1-\delta)K_{it}$ 。设定企业投资决策具有一期滞后形式,投资变化过程中形成的资本调整成本表示成 $AC(\Omega_{it}, K_{it}, I_{it})$ 。在第三部分设置的凸性调整成本基础上再加入非凸性结构,调整成本函数为:

$$AC(\Omega_{it}, K_{it}, I_{it}) = I_{it} + c_K^F \cdot \mathbb{I}_{\{I_{it} \neq 0\}} \pi_{it}(\Omega_{it}, K_{it}) + c_K^Q \cdot (I_{it}/K_{it})^2 K_{it} \quad (12)$$

系数 c_K^F 和 c_K^Q 分别为固定和凸性参数。与生产率结构估计文献(如 ACF 方法)的设定一致,生产率 $\omega_{it} = \ln(\Omega_{it})$ 遵循一阶演化过程。具体地,服从 AR(1)形式。这一设定确定了生产率的转移函数形式,即下一期的生产函数由本期生产率决定, $\phi(\Omega_{it+1} | \Omega_{it})$ 。从而企业的值函数 $V(\Omega_{it}, K_{it})$ 由贝尔曼方程给出:

$$V(\Omega_{it}, K_{it}) = \max_{I_{it}} \pi_{it}(\Omega_{it}, K_{it}) - AC(\Omega_{it}, K_{it}, I_{it}) + \beta \int_{\Omega_{it}} V(\Omega_{it+1}, K_{it+1}) \phi(\Omega_{it+1} | \Omega_{it}) d\Omega_{it+1} \quad (13)$$

相应地,企业的政策响应函数表示成 $I^*(\Omega_{it}, K_{it})$,可以通过求解当前投资水平下企业的连续价值减去投资成本后能实现的最大化问题确定^②。

2. 估计方法

Asker et al.(2014)结构估计方法的主要思路是使用间接推断,在校准动态投资模型基础上,借助模拟矩估计方法得到行业层面的各类模拟矩,并将其与基于现实数据计算得到的实际矩比较,识别出调整成本参数。

识别调整成本参数之前,需要确定行业的生产率变化过程 $\omega_{it} = \mu_s + \rho_s \cdot \omega_{it-1} + \sigma_s \cdot v_{it}$ 中的持续性参

① 推导过程可参见鄢萍(2012)的附录和 Cooper and Haltiwanger(2006)。
 ② Asker et al.(2014)还设定不存在企业进入退出,生产率分布不存在截尾现象。这一设定的好处在于,能够使用确知的生产率波动参数,借助数值模拟做比较静态分析。本文的比较静态分析详见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejjournal.org>)。

数 ρ_s 的大小,本文依据表 4 第(6)列的生产率变化(*shock*)计算行业层面不随时间和地区差异变化的持续性大小作为基准参数。

接下来介绍(12)式中资本调整成本参数的识别方法。用参数向量 $\theta = \{c_K^F, c_K^Q\}$ 表示待估计的固定和凸性调整成本参数。本文使用模拟矩估计方法,在模型预测的模拟矩和数据计算的模拟矩之间的差异最小时,确定待估参数向量 θ 的估计值。选用的三个特征矩分别为企业资本变化(投资)比例小于 5% 的样本比例,资本变化超过 20% 的样本比例,以及资本变化的标准差。

通过模拟(13)式表示的企业投资决策过程,并求解最优化问题得到相应的模拟矩。参考 Asker et al.(2014),将利润函数中的乘积项 λ 简化处理,设定为 1。资本折旧取值为 0.1,贴现因子为 6.5%。定义每个一位数行业 s 基于动态投资模型预测得到的特征矩向量为 $\Psi(\theta)$ 。具体地,设置行业内存在 10000 家企业,模拟时间长度为 1000 个月(对应模型时期为 1000 期),选用最后两年的模拟数据计算输出年度统计量作为模拟矩。 $\Psi(\theta)$ 的变化依赖于行业生产函数,也即要素的产出弹性系数以及相应的生产率分布中持续性参数和波动大小^①。使用上述模拟矩阵向量与数据计算得到的实际矩阵向量 $\hat{\Psi}$ 匹配,构建判别准则为:

$$Q(\theta) = (\hat{\Psi} - \Psi(\theta))' W (\hat{\Psi} - \Psi(\theta)) \quad (14)$$

简化起见,将权重矩阵 W 用单位矩阵代替。然后使用格点搜索方法找到最小的 $Q(\theta)$,最终确定调整成本参数向量。

3. 估计结果和反事实分析

表 6 报告了 10 个行业的调整成本参数估计结果和用于匹配模拟矩的实际矩:^①依据数据计算的实际矩反映出资本投入变化在行业间存在较大差异。就小规模投资而言,行业 3 有 13% 的企业样本投资规模在 5% 以下,而行业 9 的这一比例多达 18%。对大规模投资而言,行业 3 有 42% 的企业样本投资比例高于 20%,行业 4 的这一比例仅为 33%。行业间的投资行为差异也能直观地反映出资本调整成本的差异。^②调整成本的系数差异。在固定调整系数方面,10 个行业有 9 个行业的调整成本参数在零值附近^②,仅有行业 9 存在显著的固定调整成本,系数为 0.79,远高于其他行业。数据中也能看到,相比于其他行业,该行业有更多(18%)的企业选择不投资或只进行小规模投资。相反,凸性调整形式在 10 个行业中均明显存在。有 9 个行业的参数分布在 0.01—0.16 之间,仅有行业 4 的参数为 10.20。还能发现,凸性调整参数越趋近于零值,投资波动也急剧增加。鄢萍(2012)在固定成本模型下估计不同企业类型的参数显示,凸性调整规模并不大,投资扩张的凸性调整参数分布在 0.001—0.014 之间。类似的设定中,Cooper and Haltiwanger(2006)使用美国数据的估计的这一参数为 0.049^③。David and Venkateswaran(2017)只考察了凸性形式调整成本的影响,具体参数为 0.16。^③以行业 9 为例,固定调整参数为 0.79,意味着该行业中企业的固定调整成本相当于 10 个月的产

① 参考 Bloom(2009),企业投资决策按照月份执行,一个月份对应模型中一个时期。尽可能地在高频次上模拟企业决策过程,突出企业决策的异质性特征。考虑到实际数据为年度调查,输出模拟结果时,本文再将模型预测加总到年份层面。10 个一位数行业数值模拟基本参数可在《中国工业经济》网站(<http://www.ciejournal.org>)下载。

② 限于模拟计算能力,本文选择格点的最小单位为 0.01。固定参数为 0 的识别并不必然意味着行业资本固定调整成本为 0。鄢萍(2012)的估计结果显示,国有企业的固定成本模型的对应参数估计值为 0.0088。

③ Cooper and Haltiwanger(2006)考虑了更多的调整结构,在不同设定下凸性参数变化较大。

出;凸性参数为 0.05,表明企业的资本存量如果增加一倍,将导致新增成本为新增投资价值的 0.05 倍^①。这里将以上估计参数与 Asker et al.(2014)进行比较,他们在国家整体层面估计的固定参数分布在 0 至 0.22 之间,凸性参数位于 0.21 至 8.80 之间。Bloom(2009)估计的这两类参数分别为 0.01 和 1.00^②。

表 6 调整成本参数估计结果和实际矩

行业	调整成本参数			实际矩:资本变化		
	凸性参数	固定参数	判别标准	投资波动	小于 5%	大于 20%
1	0.0500	0.0000	0.3759	0.7319	0.1424	0.3899
2	0.0500	0.0000	0.2887	0.6996	0.1524	0.3731
3	0.0300	0.0000	0.2261	0.7790	0.1327	0.4212
4	10.2000	0.0000	0.8148	0.6235	0.1612	0.3388
5	0.0100	0.0000	0.6587	0.6692	0.1666	0.3623
6	0.1600	0.0000	3.2403	0.6877	0.1431	0.3684
7	0.0100	0.0000	0.5731	0.7080	0.1555	0.3815
8	0.0100	0.0000	0.5847	0.6788	0.1643	0.3925
9	0.0500	0.7900	3.3514	0.6628	0.1799	0.3822
10	0.0300	0.0000	0.4092	0.6772	0.1766	0.3704
全部	0.0100	0.0000	0.5440	—	—	—

表 6 识别出了资本调整成本的具体参数,说明调整成本在动态投资模型中的重要地位。下面进行反事实模拟,分析调整成本模式可能产生的影响,提供静态配置之外的证据。使用 Asker et al.(2014)提供的准则对模型的拟合优度进行比较:

$$S^2 = 1 - \frac{(x - \hat{x})'(x - \hat{x})}{x'x} \quad (15)$$

其中,向量 \hat{x} 表示模型预测的变量, x 表示数据直接计算得到的变量。原则上, S^2 应该介于 0 到 1 之间,计算值越大表示拟合效果越好。由于模型的预测会存在高估或者低估, S^2 值可能为负。

表 7 中,在基准设定之外,本文考虑其他七种模拟结构。第(2)列的模型 2 为不存在调整成本的情况,这意味着将调整成本的影响从模型中抹去。与基准估计相比,平均拟合能力为 0.04,远小于基准值 0.32。这反映出在动态投资模型中引入调整成本的必要性。实际上,不存在调整成本影响的模型退化成为滞后投资模型,此时资本调整的摩擦主要体现为状态依存结构,与低持续性的低生产率冲击相比,高持续性的高生产率冲击过程对后续时期资本动态调整的影响更为强烈。

模型 3 假定调整成本不具有行业异质性,统一设定所有行业的调整成本参数。可以看到,平均的模型拟合能力上升至 0.34,有 6 个行业的拟合能力有小幅提升,这说明使用同样的调整结构,部分原本受调整模式约束的企业可能在投资行为上变得更加灵活,使得模型预测的变量与实际数

① 本文将这一结果解释为调整下限,资本测量误差的存在也可能会影响分析结果。

② 下文中政策模拟过程选用了这一参数作为全部行业共同的调整成本参数。

据的变量间的匹配程度提升。不过,结合第(4)列的拟合结果,将调整的力度增加为全部行业统一参数的两倍,此时模型4的拟合能力仅仅高于基准模型0.7%,但与模型3相比,下降了1个百分点。这也说明,资本调整强度的增加一定程度上会导致模型出现过度预测。模型5中,保持调整成本参数不变,假定全部10个行业具有相同的生产函数。与基准结果相比,模型的拟合能力提高10%,这意味着技术差异成为决定动态投资模型的重要因素。可能的解释是,行业间生产技术的同质化,会使得生产率的波动程度降低。本文统计了全行业和分行业估计的生产率分布差异,生产率的标准差从0.32降至0.21。随着行业间的技术水平的趋同,动态投资模型对生产率波动与资本错配的关系的捕捉能力有所提高。模型6继续保持调整模式不变,将生产率波动的行业异质性简化成所有行业的波动性同质。平均而言,模型的拟合能力并未发生根本变化。具体到行业层面上,有6个行业的拟合能力下降,4个行业的拟合能力提升。这表明,生产率的波动过程会对模型的拟合能力产生影响,且具有较大的行业异质性。部分行业的生产率波动提高,会进一步增加资本错配的程度。不过这种影响会被其他行业的反向冲击关系抵消,表现出平均意义上的模型拟合能力不变。模型7和模型8将调整成本的规模和形式设定为美国上市公司的调整结构,具体选用Bloom(2009)的参数设定。模型8在模型7的基础上增加了调整强度。可以看到调整强度的增加提高了模型的解释能力,说明美国资本市场的市场功能较为完备,放宽资本调整的限制对企业的投资行为具有正向推动作用。与基准设定相比,两个模型的解释能力均降低了2%左右,这反映出中美两国的资本市场结构存在差异。

表7 反事实模拟与拟合优度

行业	1	2	3	4	5	6	7	8
	基准设定	无调整	行业同质	2×行业同质	技术相同	波动相同	USA	2×USA
平均	0.3202	0.0412	0.3366	0.3265	0.4292	0.3204	0.2966	0.2984
1	0.2165	-0.0296	0.2326	0.2224	0.3148	0.3872	0.2215	0.2236
2	0.3814	-0.2484	0.4380	0.4285	0.5214	0.2736	0.3283	0.3295
3	0.3911	-0.2481	0.4257	0.4077	0.5428	0.3690	0.2835	0.2848
4	0.1938	0.2330	0.1764	0.1768	0.2927	0.1866	0.1871	0.1896
5	0.3438	0.3943	0.3438	0.3442	0.3821	0.3886	0.3546	0.3573
6	0.2484	0.0087	0.2804	0.2666	0.2450	0.4001	0.2518	0.2537
7	0.2885	0.0411	0.2885	0.2723	0.5891	0.1371	0.2525	0.2545
8	0.3625	0.1105	0.3625	0.3502	0.4747	0.3226	0.3385	0.3404
9	0.4384	0.3403	0.4570	0.4495	0.5002	0.3411	0.4480	0.4497
10	0.3379	-0.1902	0.3615	0.3472	0.4292	0.3977	0.2997	0.3011

七、结论与启示

本文在估计企业资本调整成本的基础上,从静态角度探讨在生产率波动与资本错配的联系中资本调整成本的作用及影响机制;从动态角度讨论了调整成本对于理解企业资本调整的重要性。本

文的基本发现如下:①企业资本调整成本的估计结果表明,资本调整成本具有显著的非对称性,投资扩张引致的调整成本更大。异质性特征描述显示,民营企业、年轻企业和小规模企业的资本调整成本相对较高。②经验分析发现,生产率波动越大,资本错配的程度越高。进一步的影响机制检验显示,较高的调整成本是高生产率波动加剧资本错配的可能渠道。③本文运用模拟矩估计方法识别出行业层面资本调整成本参数,结果表明凸性调整成本模式显著存在,固定调整模式的影响只存在于部分行业中。使用多种调整模式组成的反事实模拟结果显示,包含调整成本的动态投资模型对理解生产率波动与资本错配关系的关系很重要。与无调整成本的状态比较,纳入调整成本的模型对生产率波动—资本错配关系的平均解释能力提升28%。行业间技术差异对模型拟合的影响程度最大,意味着技术趋同导致生产率的波动程度减少,可以改善模型的拟合效果,增加动态投资模型的解释能力。综合这些结果,资本调整成本在生产率波动与资本错配动态关系中发挥了重要作用。

本文可能的政策含义体现为:①弱化资本调整成本不利影响,促进资源优化合理配置。资本调整成本是企业动态投资决策参考的重要因素,也提供了观察企业增减投资进而改变生产规模的关键信息。成本高是影响当前制造业竞争力的重要因素,本文对行业层面调整成本参数的识别也提供了判断信息。深化生产要素市场化改革和国有企业改革,尤其是资本市场的进一步完善,将为弱化资本调整成本的不利影响提供基础。同时,加强市场竞争,依靠市场力量清退低效率企业,使高生产率企业有更多机会摆脱调整成本的束缚,扩大企业规模,进而改善资源配置效率。②为企业提供稳定的经营环境,减少经济波动负面冲击。良好环境是发展实体经济、建设制造强国的重要前提和有效保障。企业生产率波动程度加剧,意味着外部经营环境的不确定性增加,这会促使企业对未来经济增长预期持观望态度。如果这一过程持续时间较长,企业会减少投资和缩减就业,导致社会产出下降(Bloom,2009)。此时,政府应竭力为企业经营提供更为稳定的外部环境,通过合理的政策引导,减少经济波动带来的资本错配,进而稳定宏观经济增长。③消除资本配置的结构性障碍,实现资本充分自由流动。当前中国过多的物质资本进入政府主导的重工业部门,资本无效配置问题逐渐突出。一些行业的过度投资现象加剧了产能过剩。融资约束和资本管制的共同作用,使得大量资本流入国有部门,这导致私人部门高融资成本和资本市场回报率偏低并存(Song et al.,2011)。因此,有必要通过消除资本配置的结构性障碍,实现资本在不同行业间充分自由流动,为中国未来结构变迁提供必要的资本积累(中国经济增长前沿课题组,2014)。

需要指出的是,本文还需要发掘新的解释机制,比如生产率波动如何改变企业投资行为进而影响调整成本变化。限于计算能力,本文动态分析部分对资本调整成本固定参数的识别有待完善。模拟技术之外还需考虑的是动态投资模型的扩展。比如考虑其他要素投入变动的协同影响、区分生产率波动的短期冲击和长期持续性。加入导致资本动态调整的其他波动来源,如信息冲击、政策扭曲摩擦等,都是下一步的研究方向。

[参考文献]

- [1]盖庆恩,朱喜,程名望,史清华.要素市场扭曲、垄断势力与全要素生产率[J].经济研究,2015,(5):61-75.
- [2]简泽.市场扭曲、跨企业的资源配置与制造业部门的生产率[J].中国工业经济,2011,(1):58-68.
- [3]鄢萍.资本误配置的影响因素初探[J].经济学(季刊),2012,(2):489-520.
- [4]杨光,孙浦阳,龚刚.经济波动、成本约束与资源配置[J].经济研究,2015,(2):47-60.
- [5]尹恒,柳荻,李世刚.企业全要素生产率估计方法比较[J].世界经济文汇,2015,(4):1-21.
- [6]中国经济增长前沿课题组.中国经济增长的低效率冲击与减速治理[J].经济研究,2014,(12):4-17.
- [7]中国经济增长前沿课题组.突破经济增长减速的新要素供给理论、体制与政策选择[J].经济研究,2015,(11):4-

- 19.
- [8]Akerberg, D., K. Caves, and G. Frazer. Identification Properties of Recent Production Function Estimators[J]. *Econometrica*, 2015,83(6):2411–2451.
- [9]Asker, J., A. Collard–Wexler, and J. De Loecker. Dynamic Inputs and Resource (Mis)Allocation [J]. *Journal of Political Economy*, 2014,122(5):1013–1063.
- [10]Bachmann, R., and C. Bayer. Investment Dispersion and the Business Cycle [J]. *American Economic Review*, 2014,104(4):1392–1416.
- [11]Belo, F., X. Lin, and S. Bazzdrusch. Labor Hiring, Investment, and Stock Return Predictability in the Cross Section[J]. *Journal of Political Economy*, 2014,122(1):129–177.
- [12]Bloom, N. The Impact of Uncertainty Shocks[J]. *Econometrica*, 2009,77(3):623–685.
- [13]Cooper R., and J. Haltiwanger. On the Nature of Capital Adjustment Costs [J]. *Review of Economic Studies*, 2006,73(3):611–633.
- [14]David, J. M., and V. Venkateswaran. The Sources of Capital Misallocation[R]. NBER Working Paper, 2017.
- [15]De Loecker, J., and F. Warzynski. Markups and Firm–Level Export Status [J]. *American Economic Review*, 2012,102(6):2437–2471.
- [16]Garicano, L., C. Lelarge, and J. Van Reenen. Firm Size Distortions and the Productivity Distribution: Evidence from France[J]. *American Economic Review*, 2016,106(11):3439–3479.
- [17]Gilchrist, S., J. W. Sim, and E. Zakrajsek. Uncertainty, Financial Frictions, and Investment Dynamics[R]. NBER Working Paper, 2014.
- [18]Gopinath, G., S. Kalemli –Ozcan, L. Karabarbounis, and C. Villegas –Sanchez. Capital Allocation and Productivity in South Europe[J]. *Quarterly Journal of Economics*, 2017,132(4):1915–1967.
- [19]Hall, R. E. Measuring Factor Adjustment Costs[J]. *Quarterly Journal of Economics*, 2004,119(3),899–927.
- [20]Hamermesh, D. S., and G. A. Pfann. Adjustment Costs in Factor Demand [J]. *Journal of Economic Literature*, 1996,34(3):1264–1292.
- [21]Hsieh, C., and P. J. Klenow. Misallocation and Manufacturing TFP in China and India [J]. *Quarterly Journal of Economics*, 2009,124(4):1403–1448.
- [22]Jaimovich, N., and S. Rebelo. Can News About the Future Drive the Business Cycle [J]. *American Economic Review*, 2009,99(4):1097–1118.
- [23]Kwon H. U., F. Narita, and M. Narita. Resource Reallocation and Zombie Lending in Japan in the 1990S[J]. *Review of Economic Dynamics*, 2015,18(4):709–732.
- [24]Larrain, M., and S. Stumpner. Capital Account Liberalization and Aggregate Productivity: The Role of Firm Capital Allocation[J]. *Journal of Finance*, 2017,72(4):1825–1857.
- [25]Midrigan, V., and D. Y. Xu. Accounting for Plant–Level Misallocation [R]. Society for Economic Dynamics Working Paper, 2009.
- [26]Midrigan, V., and D. Y. Xu. Finance and Misallocation: Evidence from Plant–Level Data [J]. *American Economic Review*, 2014,104(2):422–458.
- [27]Nilsen, O. A., and F. Schiantarelli. Zeros and Lumps in Investment: Empirical Evidence on Irreversibilities and Nonconvexities[J]. *Review of Economics and Statistics*, 2003,85(4):1021–1037.
- [28]Olley, G. S., and A. Pakes. The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry[J]. *Econometrica*, 1996,64(6):1263–1297.
- [29]Peters, M. Heterogeneous Mark –Ups and Endogenous Misallocation [R]. Department of Economics, Yale University, Working Paper, 2016.
- [30]Restuccia, D., and R. Rogerson. Misallocation and Productivity [J]. *Review of Economic Dynamics*, 2013,16

- (1):1-10.
- [31]Restuccia, D., and R. Rogerson. The Causes and Costs of Misallocation [J]. *Journal of Economic Perspectives*, 2017,31(3):151-174.
- [32]Song, Z., and G. L. Wu. Identifying Capital Misallocation [R]. Nanyang Technological University, Working Paper, 2015.
- [33]Song, Z., K. Storesletten, and F. Zilibotti. Growing Like China[J]. *American Economic Review*, 2011,101(1):196-233.
- [34]Wu, G. L. Capital Misallocation in China: Financial Frictions or Policy Distortions [J]. *Journal of Development Economics*, 2018,(130):203-223.
- [35]Zhao, L. Adjustment Cost in Capital and Labor[R]. Renmin University of China, Working Paper, 2012.

Capital Adjustment Cost and Its Impact on Capital Misallocation: Based on an Analysis of Productivity Volatility

LIU Sheng-yu¹, YIN Heng²

- (1. School of Finance, Guangdong University of Finance and Economics, Guangzhou 510320, China;
2. National Academy of Development and Strategy, Renmin University of China, Beijing 100872, China)

Abstract: Firm-level capital dynamic adjustment plays a key role in promoting resource allocation efficiency and enhancing macro total factor productivity growth, which are important connotation of the new development concept in the new era. Using data of Chinese manufacturing enterprises from 1998 to 2008, this paper first estimates firm-level capital adjustment cost (CAC), then investigates the intermediary role of firms' CAC in shaping the relationship of productivity volatility and resource allocation from both static and dynamic perspectives. The estimation results reflect that CAC have a significant asymmetry and CAC caused by investment expansion is even greater. Heterogeneous characterizations show that the CAC of private firms, young firms and small-scale firms are relatively high. Static empirical results show that there is a significant positive correlation between productivity volatility and capital misallocation, and higher CAC is a possible channel through which higher productivity volatility increasing capital misallocation. In the dynamic model including CAC, simulated methods of moment estimation results show that the convex adjustment mode takes predominate position, while the fixed adjustment mode has weaker but still important effect. Counterfactual assessment shows the CAC is indeed the key link between the relationship of productivity volatility and capital misallocation. That is, the model with CAC explains such relationship by improving 28% on average when compared with the model without CAC. Meanwhile, if technology convergence across industries can be induced and this would reduce productivity volatility, the model's explanatory power would add another 10% in this setting. This paper's findings imply that reduce negative impacts from capital adjustment frictions through more reforms and to achieve the full flow of capital across industries are necessary ways to promote resources allocation efficiency and thus enhance economic development.

Key Words: capital misallocation; productivity volatility; adjustment cost; dynamic investment

JEL Classification: D24 I20 O12

[责任编辑:王燕梅]