

中国资本调整的灵活加速机制： 基于包含预期的 IS-LM 模型分析

苏 鹏¹, 孙 巍²

(1. 中国矿业大学 管理学院, 江苏 徐州 221116; 2. 吉林大学 数量经济研究中心, 吉林 长春 130012)

摘要: 在包含预期的 IS-LM 框架下, 构建一个资本灵活加速调整模型, 使用状态空间变系数及误差修正等计量方法, 对我国资本存量的调整机制予以实证分析。结果表明: 我国以市场需求为导向的资本调整灵活加速机制已经形成, 但调整系数均值仅为 0.22, 作用力度较小, 且具有递减的时变特征; 同时 0.429 的资本重置率, 反映出我国资本效率较低, 存在资本重复建设、闲置与浪费; 误差修正形式的长短期对比中, 利率在短期内对投资的影响不显著, 可见我国资本调整路径对利率等成本往往是忽视的, 间接体现我国投资的软约束问题。因此在我国资本优化尤其是去产能过程中, 短期内完全依赖市场并不现实, 其调整能力有限。但我们还是应该坚持市场的长期导向性, 谋求市场调整机制的稳步成长。

关键词: 资本调整; 灵活加速; IS-LM 框架; 状态空间变系数; 误差修正

中图分类号: F424.2; F224.0 **文献标识码:** A **文章编号:** 1672-6049(2018)01-0044-12

一、引言

资本的快速积累普遍被认为是我国实现 GDP 高速增长的主要因素, 直接表现为“高投资-高增长”的发展模式, 资本形成率自 1978 年以来一直维持在 32% 以上, 推动我国经济增速始终维持在 7% 以上。依据索罗经济增长理论, 人均产出增长取决于资本-劳动投入比和技术进步(用索罗余值表示), 即使技术不发生变化, 只要资本-劳动比不断提高, 经济依旧会出现增长, 往往将之定义为资本深化过程^[1]。Young^[2] 研究东亚经济时认为, 投资率持续上升引起的资本深化是推动该区域增长的一个重要因素, 但依赖资本深化拉动增长的模式缺乏可持续的动态改进机制。由此我国现阶段出现的大多数问题便是投资驱动模式负面效应不断累积的结果, 尤其产能过剩问题已成为制约我国经济转型成功与否的关键, 去产能亦成为当前短期内供给侧结构性改革的主要抓手。无论是强调经济增长下投资的迅速膨胀还是当前经济下行中对过剩产能的调控, 本质上均属资本调整的范畴。而准确地洞悉我国资本调整的内在机制, 对当前的供给侧结构性改革及后续产业政策的前瞻性设计, 尤其是对协调产能调控政策与市场需求波动之间的矛盾具有一定的理论参考和实践价值。因此, 本研究的目标便是对我国资本调整机制这一基础问题予以分析, 以期检验我国资本调整的市场机制的存在性及其影响力度大小, 并讨论其存在的问题及产生的原因。

收稿日期: 2017-12-09

基金项目: 江苏高校哲学社会科学基金项目(2016SJD790023); 中国博士后基金面上项目(2016M591947); 国家社会科学后期资助项目(16FJL006)

作者简介: 苏鹏(1985—), 男, 山西壶关人, 博士, 中国矿业大学管理学院讲师, 研究方向为数量经济学、产业经济学; 孙巍(1963—), 男, 吉林省吉林市人, 吉林大学数量经济研究中心教授, 博士生导师, 研究方向为数量经济学。

资本调整的相关研究由来已久,理论上基本围绕两个问题展开^[3]:一是最优资本存量的确定,即寻求实现利润最大化条件下的潜在资本需求;二是调整机制的设定,即如何从当前的资本存量向最优资本存量调整。实证上国内外研究的侧重点有所差异,国外学者主要集中于资本形成及其投资行为,较多地倾向于对微观层面上的讨论^[4];国内前期较为侧重宏观层面的探讨,如分析资本形成与经济增长的关联机制或资本形成的转型特征^[1,5-6],近来则较多地集中于对产能过剩等现实问题的讨论和分析^[7-8]。

对两个理论问题的讨论,又随着投资加速模型的不断完善而展开。起初古典投资理论在资本存量与产出成固定比例 $K_t = vY_t$ 的假设前提下,构建了投资可随需求瞬时调整的原始加速模型 $\Delta K_t = I_t = v\Delta Y_t$,其中 ΔY_t 为产出变化, v 为加速系数。“加速”的含义是双向的,产量或收入量较大幅度地增加或减少,都会引起总投资较大幅度地增加或减少,故 $v > 1$ 。原始加速原理假设投资仅依赖于产出的增长,且每期的最优资本存量均在当期实现,同时忽略不确定性、融资成本、宏观环境等其他要素对投资行为的影响,但这些要素在分析发展中国家投资行为时尤其需要重视^[9-11]。对于投资随产出即期调整的不足,Chenery^[11] 和 Koyck^[12] 从产出调整的角度把当期产出表示成以往产出的分布滞后形式,进而给出一个具有伸缩性的加速模型。Koyck^[12] 同时将无限期分布滞后模型转变成有限阶自回归模型,进而解决了分布滞后加速模型的计量问题,为后续加速模型的广泛应用奠定了基础。Cagan^[13] 进一步引入适应性预期机制对产出调整方式予以修正,使加速理论在现实中更具解释力。但从产出调整角度所做的改进,一方面并未从本质上解决资本调整中对最优资本水平的即期满足问题,仅改进了对产出的预期,对满足预期产出的资本水平如何达到,仍假设即时实现;另一方面最优资本确定也始终停留于宏观层面,仅以总产出为依据,缺乏微观基础。Jorgenson^[14] 以利润最大化为目标,允许要素替代情形下,得到具有 C-D 生产技术厂商的最优资本水平取决于产出、产品价格和资本使用成本等要素,并将资本调整过程看作是最优资本水平变化的一个分布滞后函数,最终整理出投资为厂商产出水平和资本使用成本的函数,使加速模型具有了很强的灵活性。但 Jorgenson 的模型在资本调整机制的设定上,是一种事先人为设定,缺乏一定的理论解释。对此 Eisner and Strotz^[15] 引入资本调整成本的概念,证明了企业最优投资路径符合资本存量部分调整的灵活加速机制。Lucas^[16] 和 Tybout^[17] 进一步分析了需求不确定性和信贷配给等因素对调整成本的影响,加强了模型的灵活性。此外,Treadway^[18] 将灵活加速调整过程由单变量推广到多变量情形,进一步拓宽了其使用范围。由此以调整成本为基础的灵活加速投资理论基本成熟,奠定了后续研究投资与产能调整问题的理论基础^[4,10,19]。所谓的灵活主要体现在两方面:一是把产出以外的宏观不确定性及市场不完善等因素作为调整成本引入模型;二是对最优资本存量的趋近不再是即时实现,而是部分调整的逐步趋近,二者均极大地提升了投资灵活加速模型的实用性。

本文拟以灵活加速机制为基础,并将其融入包含预期的 IS-LM 框架下,对我国资本存量的调整机制予以分析。具体安排如下:首先完成对我国资本调整路径的 IS-LM 框架构建;而后基于我国 1978—2015 年的数据予以实证分析,度量检验我国资本调整的灵活加速机制的市场机制及其作用大小;在此基础上进一步讨论过度投资、产能过剩等问题;最后予以总结并给出政策建议。本文的创新之处主要体现在:(1) 尝试在 IS-LM 框架下研究资本存量积累的灵活加速机制,IS-LM 框架能够充分利用宏观经济系统的信息,是对灵活加速投资模型的又一次拓展;(2) 选择使用更加符合投资行为的预期理论与资本灵活加速模型相结合,同时将静态的 IS-LM 模型扩展为动态,弥补原有模型无法捕捉经济变量动态趋势的不足;(3) 计量上借助于状态空间模型对预期产出和事前实际利率等潜变量予以估计,更加贴合投资决策的前瞻性特征。

二、资本调整灵活加速机制的改进: 包含预期的 IS-LM 模型

(一) 基本灵活加速模型

一般的灵活加速模型主要包括以下两个基本假设:

一是最优资本假设,即对于任一产量均存在一个最优资本存量 K^* 与之成比例对应,具体如下:

$$K_t^* = vY_t \quad (1)$$

二是资本存量的调整机制,由于资本调整具有一定的成本,需求上升时,厂商可能短期内采用延长设备运转时间(如加班加点)使其得到更加充分利用。另外由投资计划到落实也需要筹集资金、设备订货等交易成本,所以在一期内只能调整其中一部分靠近最优水平:

$$K_t - K_{t-1} = (1 - \lambda) (K_t^* - K_{t-1}) \quad (0 < \lambda < 1) \quad (2)$$

如果不考虑折旧,则 $I_t = K_t - K_{t-1} = (1 - \lambda) (K_t^* - K_{t-1}) = (1 - \lambda) vY_t - (1 - \lambda) K_{t-1}$,两边作差分,则 $\Delta I_t = I_t - I_{t-1} = (1 - \lambda) v\Delta Y_t - (1 - \lambda) \Delta K_{t-1}$,进一步整理得:

$$I_t = (1 - \lambda) v\Delta Y_t + \lambda I_{t-1} \quad (3)$$

(3) 式是基础灵活加速模型,表明 t 期的投资不仅取决于产出的变动,而且也与过去的投资水平有关,所以投资具有一定的惯性。

由于存在折旧且设折旧率 $\delta \in (0, 1)$, 那么有 $I_t = (K_t - K_{t-1}) + \delta K_{t-1}^{\text{①}} = (1 - \lambda) (K_t^* - K_{t-1}) + \delta K_{t-1}$, 则:

$$I_t = (1 - \lambda) vY_t - (1 - \lambda - \delta) K_{t-1} \quad (4)$$

(4) 式两边差分 $I_t - I_{t-1} = (1 - \lambda) v\Delta Y_t - (1 - \lambda - \delta) \Delta K_{t-1}$, 又因 $\Delta K_{t-1} = (1 - \lambda) (K_{t-1}^* - K_{t-2})$, 且由 (4) 式可知 $(1 - \lambda - \delta) K_{t-2} = (1 - \lambda) vY_{t-1} - I_{t-1}$, 于是 $I_t - I_{t-1} = (1 - \lambda) v\Delta Y_t - (1 - \lambda - \delta) (1 - \lambda) (K_{t-1}^* - K_{t-2})$, 代入 $K_{t-1}^* = vY_{t-1}$, 则原式 $= (1 - \lambda) v\Delta Y_t - (1 - \lambda - \delta) (1 - \lambda) vY_{t-1} + (1 - \lambda) (1 - \lambda - \delta) K_{t-2} = (1 - \lambda) v\Delta Y_t - (1 - \lambda - \delta) (1 - \lambda) vY_{t-1} + (1 - \lambda) ((1 - \lambda) vY_{t-1} - I_{t-1}) = (1 - \lambda) v\Delta Y_t + (1 - \lambda) v\delta Y_{t-1} - (1 - \lambda) I_{t-1}$ 。

最终整理可得:

$$I_t = (1 - \lambda) v\Delta Y_t + (1 - \lambda) v\delta Y_{t-1} + \lambda I_{t-1} \quad (5)$$

(5) 式便是一般的灵活加速模型,较(3)式多了一项 $(1 - \lambda) v\delta Y_{t-1}$, 表明 t 期的投资也与过去的产出水平有关。灵活加速模型虽然较好地反映了投资与产出或需求之间的关系,但仍因不考虑预期、忽略折旧外的利率等其他投资成本及不考虑宏观经济其他变量的影响等缺陷而使其应用受限,造成加速原理的失效。故本文针对上述缺陷,将灵活加速模型予以一定的扩展,使之更加贴近我国实践。

(二) 对模型的改进

首先引入需求(或产出)预期,规避模型不考虑预期的缺陷。本文拟采用适应性产出预期,一方面是由于对产出进行预期涉及到市场的方方面面,加之我国市场经济尚不完善,多数学者在对产出预期设定上都会考虑采用适应性预期^[8];另一方面是因为经济主体很难形成理性预期,而理性预期对信息的需求和处理信息的能力有很高的要求,预期规则也很难,在现实预测中不可避免会出现信息遗漏。Okun^[9]通过对理性预期的直接验证后发现,我们对许多经济变量的理性预期都没能有效利用所有可得信息。大多数情况下能利用的也只是过去的信息,此时数理上可以证明理性和适应性预期是等价的^[10]。设 t 期产出预期为 Y_t^e , 则适应性预期为 $Y_t^e - Y_{t-1}^e = (1 - \rho) (Y_t - Y_{t-1}^e)$, 于是有:

$$Y_t^e = \rho Y_{t-1}^e + (1 - \rho) Y_t \quad (6)$$

一般地, $0 < \rho < 1$ 。进一步把(1)式改写为 $K_t^* = vY_t^e$, (5)式便改写为:

$$I_t = (1 - \lambda) v\Delta Y_t^e + (1 - \lambda) v\delta Y_{t-1}^e + \lambda I_{t-1} \quad (7)$$

其次引入真实利率(r_t), 增加和完善对其他投资成本的考虑,某种程度上利率也可度量金融市场的影响。对于资本的价格,经济学主流的观点源于 Jorgenson^[11]提出从机会成本的角度来度量,认为资本使用成本包括折旧、真实利率和资本价格变化三部分,因此增加一单位资本投入的成本为 $(\delta + r_t - \Delta p_t^k / p_t^k)$ 。建模时本文也考虑了引入资本品价格 p_t^k 的变化,但后续计量估计结果不显著。而李治国

①此时总投资不仅包括表示新资本增加的净投资 $(K_t - K_{t-1})$, 还包括对旧设备维护的重置投资 δK_{t-1} 。

和唐国兴^[5]考虑我国资本使用成本时,也认为固定资产价格指数相对消费价格指数变化不大,可以忽略不计(设 $\Delta p_i^k = 0$)。故本文也只引入利率的影响,完善对折旧率以外的资本成本的度量。Twine *et al.*^[6]认为,利率对投资的影响主要体现在其对资本调整系数 $(1 - \lambda)$ 的影响上,所以本文引入以下调整系数的线性表达:

$$(1 - \lambda) = a_0 + a_1 r_t / (I_t^* - I_t) \quad (9)$$

又 $I_t = (K_t - K_{t-1}) + \delta K_{t-1} = (1 - (1 - \delta)L) K_t$, L 为滞后算子,则由存量 K 的部分调整公式得:

$$I_t - I_{t-1} = (1 - \lambda) (I_t^* - I_{t-1}) \quad (0 < \lambda < 1) \quad (10)$$

把(9)式代入(10)式,则 $I_t - I_{t-1} = a_0 (I_t^* - I_{t-1}) + a_1 r_t$, 又因 $I_t^* = (1 - (1 - \delta)L) K_t^* = (1 - (1 - \delta)L) v Y_t^e$, 所以整理可得:

$$I_t = (1 - a_0) I_{t-1} + a_0 v \Delta Y_t^e + a_0 v \delta Y_{t-1}^e + a_1 r_t \quad (11)$$

显然(11)式是(7)式的进一步扩展,且更能体现出模型“灵活”的特征:一方面由(9)式表示的调整系数 $(1 - \lambda)$ 具有一定的时变性,会随着投资缺口及其利率的改变而改变;另一方面可以考虑除产出或需求外其他变量对投资的影响^①,这点对于市场机制尚不完善的发展中国家来说显得尤为重要。

对于真实利率还有一个事前(Ex-ante)和事后(Ex-post)真实利率区别的问题,事前真实利率是名义利率和预期通货膨胀率的差,事后真实利率是名义利率和实际通货膨胀率的差,由于很难观测到当期通货膨胀率,所以事前真实利率也很难观测到。刘雪燕和张敬庭^[2]基于费雪方程把名义利率分解为 Ex-ante 真实利率和预期通货膨胀率,借助于结构 VAR 模型完成对 Ex-ante 真实利率的测度。本文借鉴其分解方法,但使用状态空间模型(State space model)完成对 Ex-ante 真实利率的测度。名义利率(R_t)是 Ex-ante 真实利率(r_t^e)和预期通胀率(π_t^e)之和:

$$R_t = r_t^e + \pi_t^e \quad (12)$$

进一步假设通胀率预测误差为 ε_t , 则 $\varepsilon_t = \pi_t^e - \pi_t$, 代入(12)式,整理得到:

$$R_t - \pi_t = (R_t - \pi_t^e) + (\pi_t^e - \pi_t) = r_t^e + \varepsilon_t \quad (13)$$

其中 Ex-post 真实利率 $r_t = R_t - \pi_t$ 是可观测的,作为状态空间模型的信号方程。

为了得到 Ex-ante 真实利率(r_t^e)的状态转移方程,假设通胀率预期同样服从适应性预期^②,即 $\pi_t^e - \pi_{t-1}^e = (1 - \eta)(\pi_t - \pi_{t-1}^e)$, 由迭代推导可得 $\pi_t^e = [1 - \eta] / [1 - \eta L] \pi_t$, L 为滞后算子。代入(12)式,则有 $r_t^e = \eta r_{t-1}^e + R_t - \eta R_{t-1} - (1 - \eta) \pi_t$ 。刘雪燕和张敬庭^[2]的研究表明,名义利率和通胀率之间存在一阶单整关系,且协整变量为 $(1, -1)'$, 若 $R_t = \eta R_{t-1} + (1 - \eta) \pi_t$ 进行协整回归,则易猜测 η 会显著等于 1, 所以状态方程设定为如下的递归式:

$$r_t^e = r_{t-1}^e \quad (14)$$

基于信号方程(13)式和状态方程(14)式,完成对 Ex-ante 真实利率(r_t^e)的测度。将(11)式当中的 r_t 替换为 Ex-ante 真实利率 r_t^e , 至此完成了对资本积累灵活加速机制下投资方程的改进,最终得到如下模型:

$$I_t = (1 - a_0) I_{t-1} + a_0 v \Delta Y_t^e + a_0 v \delta Y_{t-1}^e + a_1 r_t^e \quad (15)$$

该部分的改进主要是针对产出或需求预期(Y_t^e)和 Ex-ante 真实利率(r_t^e)作为独立的外生变量的引入,而探讨需求和利率间关系的 IS-LM 模型不但可将两个变量系统内生,把两者联系起来,且具有更强的信息包容性,可以对我国资本积累的灵活加速路径刻画得更为准确。另外加速原理和 IS-LM 模型本质上都是经典的凯恩斯思想的体现,二者在本质上也是统一的。

①使用该方法可引入更多其他变量,但本文只加入了利率的影响,一方面是后面的实证结果显示,只考虑利率的整体拟合度已经高达 0.998,同时引入更多的变量不但会使变量间的共线性影响加强,而且拟合效果不会有显著提高;另一方面是后续将把投资方程融入到 IS-LM 系统模型中,IS-LM 模型作为一般均衡模型,其囊括的信息更为全面。

②于光耀和徐娜(2011)在比较了理性预期和适应性预期后,得出适应性预期更适合我国通胀率估计的结论;而黄正新和邓昊赞(2016)的研究也表明,我国居民对通胀的预期具有非理性特征。

(三) IS-LM 框架下投资方程的估计

IS-LM 模型是由希克斯和汉森在凯恩斯宏观经济理论上概括出的一个经济分析框架,是宏观经济中描述产品市场和货币市场之间相互联系及其理论结构分析的一个重要工具。本文的 IS-LM 框架^①主要方程构建如下:

$$\begin{cases} Y_t = C_t + I_t + G_t + NX_t \\ C_t = \alpha_0 + \alpha_1 C_{t-1} + \alpha_2 Y_t^e + \omega_t \\ I_t = \beta_0 + (1 - a_0) I_{t-1} + a_0 v \Delta Y_t^e + a_0 v \delta Y_{t-1}^e + a_1 r_t^e + \xi_1 \\ R_t = b_0 + b_2 Y_t^e + b_3 (\Delta m_t / m_t) + b_4 R_{t-1} + w_t \end{cases} \quad (16)$$

其中, Y_t 、 C_t 、 I_t 和 R_t 分别表示总产出(或总需求)、消费、投资和名义利率,由前 3 个方程可以推导出 IS 方程,代表商品市场的均衡;政府支出 G_t 和净出口 NX_t 更多地作为外生的政策变量引入模型;最后一个方程为 LM 方程,代表货币市场的均衡。同时 Bean^[23] 认为在 IS-LM 框架下,货币需求受到名义利率的影响,而商品需求则受实际利率的影响。此时之所以选择名义利率,是因为学者们基本就此已达成共识^[24-25],所以建立名义利率 R_t 方程。

建立的 IS-LM 框架关注的重点仍是表征资本积累的投资方程,为了最终完成对投资方程的估计,首先把消费方程和产出的预期方程联立,把 Y_t^e 作为状态变量,建立如下状态空间模型,便可估计得到预期产出或需求 Y_t^e :

$$\text{信号方程: } C_t = \alpha_0 + \alpha_1 C_{t-1} + \alpha_2 Y_t^e + \omega_t \quad (17)$$

$$\text{状态方程: } Y_t^e = \rho Y_{t-1}^e + (1 - \rho) Y_t$$

为了充分利用货币市场信息,更加契合投资行为的前瞻性,对于 Ex-ante 真实利率(r_t^e)的预测必须在状态空间预测之前进行。首先基于 LM 方程予以系统一致性预期,即把回归结果的 t 期拟合值作为该期的名义利率预期值($R_t^e = R_t - \omega_t$),这种处理方式其实接近于理性预期。Lucas^[24]所说的理性预期是指人们在形成预期时不会犯系统性错误,从概率论的角度讲就是要求人们预期值与实际值之差的期望值应等于零。即除了不可预测的干扰项 w_t 外,其他信息在决策时均被考虑在内。我国名义利率的调整一般情况下是一种政策调控,调整之前社会容易与政府形成一致预期,故此处对名义利率予以 LM 方程的系统性预期具有一定的合理性。此时预测 Ex-ante 真实利率(r_t^e)的状态空间模型如下:

$$\text{信号方程: } \tilde{r}_t = R_t^e - \pi_t = r_t^e + \varepsilon_t \quad (18)$$

$$\text{状态方程: } r_t^e = r_{t-1}^e$$

由此便得到预期产出(Y_t^e)和 Ex-ante 真实利率(r_t^e)序列,基于得到的数据,便可完成 IS-LM 框架下投资方程的估计。

三、模型的估计结果

(一) 数据及指标构建说明

采用国家 1978—2015 年宏观数据,数据来源如无特殊说明均来自中经网数据库,且折算时均以 1978 年为基期。具体经济指标说明如下:

产出(Y_t)采用我国 GDP 数据,由于折算实际 GDP 需要 GDP 平减指数,但我国只有 GDP 指数,因此需进行换算,公式为“GDP 平减指数 _{t} = GDP _{t} / (GDP₁₉₇₈ × GDP 指数 _{t})”^[24],然后根据得到的 GDP 平减指数折算实际 GDP。消费数据(C_t)采用支出法生产总值里的居民消费指标,采用 GDP 平减指数对其予以折算。通货膨胀率(π_t)也通过 GDP 平减指数的变化率来度量,即 $\pi_t = (\text{GDP 平减指数}_t - \text{GDP 平减指数}_{t-1}) / \text{GDP 平减指数}_{t-1}$ 。

^①模型中的第一个方程是需求恒等式,其更多的作用体现在把外生的政策变量引入模型,它在本文对资本积累分析中并未使用,只是为了模型的完整性仍罗列在其中。

投资流量指标(I_t) 借鉴大多数学者们的做法,使用固定资产形成总额,折算指数采用固定资产投资价格指数,该数据我国仅有 1991 年及其以后数据。1991 年以前采用张军和章元^[27] 构造的隐含的固定资本形成价格指数,李宾^[28] 对各种做法进行比较后认为该指数是最优的。

名义利率(R_t) 使用一年定期贷款利率,实际上是年平均利率。因为国家公布的也只是每次利率调整日期对应的利率,若某年对应多个利率,本文按天数予以加权平均。但一年定期贷款利率 1990 年之前的数据官方没有公布,考虑到我国存贷款利率虽然多次调整,但每次二者间的差额较为稳定,同时依据费雪等式,名义利率与通胀率具有强相关性,故本文将用两个变量对 1990 年之前的数据进行线性趋势拟合,对名义利率的线性回归整体拟合 $R^2 = 0.971$,进一步预测得到 1978—1990 年的利率序列^①。对货币供给变量(m_t),本文用狭义货币供给量 m_1 来表征,同样用 GDP 平减指数将其以 1978 年为基期予以平减。

(二) 模型估计

1. 预期产出的估计。对(17)式表示的状态空间模型进行估计,根据 Eviews 软件提供的状态空间估计方法,本文整理出 2 个估计策略。策略 1 是直接把预期产出作为状态变量予以拟合,建立如下状态空间方程:

$$\text{信号方程: } C_t = c(1) + c(2) C_{t-1} + c(3) sv1 + [var = \exp(c(4))] \quad (19)$$

$$\text{状态方程: } sv1 = c(5) sv1(-1) + (1 - c(5)) Y_t$$

策略 2 是借助两次变系数模型,把(17)式的产出预期方程改写为 $Y_t^e = [1 - \rho] / [1 - \rho L] Y_t$,并代入信号方程得:

$$C_t = \alpha_0(1 - \rho) + (\alpha_1 + \rho) C_{t-1} - \alpha_1 \rho C_{t-2} + (1 - \rho) \alpha_2 Y_t + \omega_t - \rho \omega_{t-1} \quad (20)$$

对(20)式进行 Y_t 项的变系数估计,得到系数 α_2 的时变估计值 bv ,使用的状态空间模型为:

$$\text{信号方程: } C_t = c(1)(1 - c(3)) + (c(2) + c(3)) C_{t-1} - c(2)c(3) C_{t-2} + bv(1 - c(3)) Y_t + [var = \exp(c(4))] \quad (21)$$

$$\text{状态方程: } bv = bv(-1) \quad (21)$$



图 1 Y_t 项系数 bv 的时变估计值

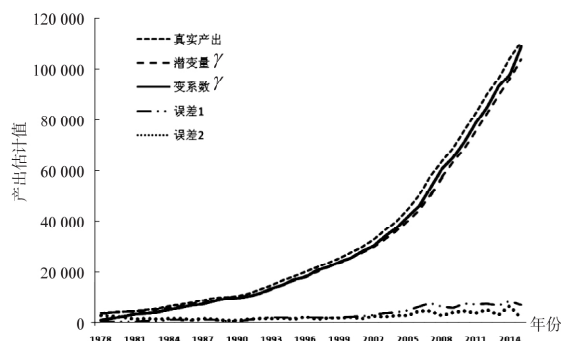


图 2 真实产出、预期产出及预测误差

估计结果如图 1 所示,即剔除消费习惯 C_{t-1} 和 C_{t-2} 项的影响,消费边际倾向整体趋势是递减的,尤其是 2000 年以后,这基本符合我国边际消费倾向逐年递减即内需不足的现状。在此基础上把得到的 bv 作为变量,把预期产出 Y_t^e 作为带估系数估计(17)式。第一种估计策略较为简单,而且其背后借助的消费方程一直保持不变,会影响拟合效果;而第二种策略消费方程是时变的,能够较好地考虑居民消费方式的转变。则此时使用的状态空间表述为:

$$\text{信号方程: } C_t = c(1) + c(2) C_{t-1} + sv1 \times bv + [var = \exp(c(3))] \quad (22)$$

$$\text{状态方程: } sv1 = c(4) sv1(-1) + (1 - c(4)) Y_t$$

①1971 年以后的一年定期存款利率数据均可得到,采用与贷款利率相同的加权平均方式处理,此处只注重数据整体上的预测,对存款利率和通胀率间的多重共线性忽略,预测结果可向作者索要。

(22) 式的状态变量序列即预期产出 (Y_t^e) 结果如图 2 所示的变系数 Y 曲线, 为了进行比较, 把第一种做法的结果潜变量 Y 曲线和真实产出序列一同列出。由图 2 可知, 正如前面分析的一样, 对预期产出的变系数拟合结果显著优于直接作为潜变量的估计结果; 与真实产出相比, 尤其是后半段, 变系数估计的误差 2 显著小于前者的误差 1, 所以后面的计量中使用变系数估计的 Y_t^e 值。还有一点需注意的是, 对产出或需求的预期整体上是低于实际产出的, 这很容易造成政府在制定产能管制计划时低估未来市场需求的增长空间, 突破前一轮管制的企业往往能在接下来的需求增长中获得高额利润, 导致过度投资和过剩反复发生。

2. Ex-ante 真实利率预期的估计。对 Ex-ante 真实利率的预期分两步进行, 首先对 (16) 式中名义利率 (R_t) 的系统性一致预期进行估计, 为了剔除量纲的影响, 对 Y_t^e 取对数, 结果如下:

$$R_t = 0.077 - 0.005 \ln(Y_t^e) - 0.065(\Delta m_t / m_{t-1}) + 0.779 R_{t-1}$$

$$t = \begin{pmatrix} 4.109 \\ *** \end{pmatrix} \begin{pmatrix} -3.589 \\ *** \end{pmatrix} \begin{pmatrix} -4.042 \\ *** \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 10.544 \\ *** \end{pmatrix} \quad (23)$$

$$R^2 = 0.871 \quad DW = 1.652$$

其中, ***、** 和 * 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平下显著, 后续符号定义一致, 不再赘述。借助于上述回归结果, 预测名义变量 R_t , 得到其一致的预期 R_t^E (图 3), $R^2 = 0.871$, 可见整体拟合程度还是较好的, 且每个参数均在 1% 水平下显著。此处考虑 LM 方程, 更多地是考虑货币市场对资本积累的影响, 对回归结果的经济含义不做探讨。

进一步估计 Ex-ante 真实利率 (r_t^e), 令 $\tilde{r}_t = R_t^E - \pi_t$, 则建立如下状态空间估计方程:

$$\text{信号方程: } \tilde{r}_t = c(1) + sv1 + [var = \exp(c(2))]$$

$$\text{状态方程: } sv1 = sv1(-1) \quad (24)$$

可得 $sv1 = \tilde{r}_t - E[\tilde{r}_t]$, 则 Ex-ante 真实利率 $r_t^e = c(1) + sv1$, 拟合结果见图 4。

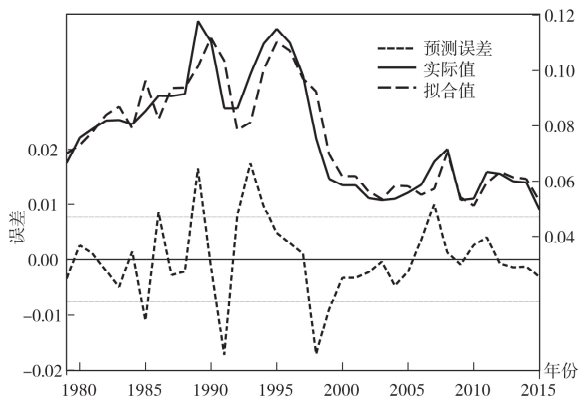


图 3 名义利率的系统性一致预期

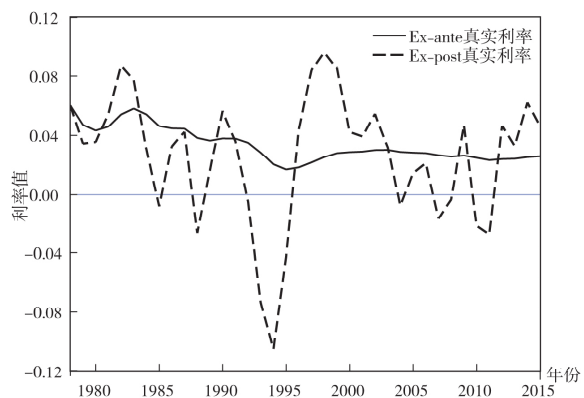


图 4 Ex-ante 真实利率估计结果(实线)和 Ex-post 真实利率

3. 资本调整的灵活加速机制实证分析。基于前面得到的预期产出 Y_t^e (亿元) 和 Ex-ante 真实利率 r_t^e (%) 序列, 利用我国固定资产形成总额度量的实际投资 I_t (亿元), 对我国 1978—2015 年资本调整的灵活加速机制下的投资方程估计结果见 (25) 式。模型整体估计结果较为理想, R^2 和调整后的 R^2 值均为 0.998, DW 值虽为 1.4, 但回归方程包含因变量的一阶滞后, 说明 DW 检验是失效的。具体到单个参数, I_{t-1} 系数体现的投资惯性影响在 1% 水平下显著, 两期投资间的关联性高达 0.782, 即前期投资每增加 1 单位, 当期投资平均增加 0.782。预期需求的变化在 10% 水平下显著, 平均来说预期增加 1 单位, 投资增加 0.38。前期预期在 5% 水平下显著, 边际影响大小为 0.163。利率预期每增加 1 个百分点, 即预期未来利率上升, 则当期投资增加 316.897 个单位, 影响还是较大的。总而言之, 模型拟合效果良好, 说明我国以市场需求为导向的资本调整灵活加速机制已经基本形成, 但具体调整力度仍需进一步整理和分析。

$$I_t = -2103.332 + 0.782I_{t-1} + 0.380\Delta Y_t^e + 0.163Y_{t-1}^e + 316.897r_t^e$$

$$t = \begin{pmatrix} -2.308 \\ ** \end{pmatrix} \begin{pmatrix} -9.139 \\ *** \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 1.989 \\ * \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 2.693 \\ ** \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 1.747 \\ * \end{pmatrix} \quad (25)$$

$$R^2 = 0.998 \quad \text{Adjusted-}R^2 = 0.998 \quad DW = 1.406$$

调整力度的大小由资本调整系数 $(1-\lambda)$ 决定,将(25)式的估计系数与(15)式相对应,容易得到 $a_0 = 0.218$, $v = 1.743$, $\delta = 0.429$, $a_1 = 316.897$ 。由(9)式知调整系数 $(1-\lambda) = a_0 + a_1 r_t^e / (I_t^* - I_t)$, 又因 $I_t^* = (1 - (1-\delta)L)vY_t^e$, 所以可计算出 I_t^* 序列,进而求得调整系数 $(1-\lambda)$,估计结果见图5。从整体趋势看我国资本调整系数是在递减的,即在趋近与最优资本存量 K_t^* 的过程中资本调整的速度在减小,某种程度也说明资本调整难度在加大。图5中虚线处0.22为调整系数均值,即 $K_t - K_{t-1} = 0.220(K_t^* - K_{t-1})$ 。

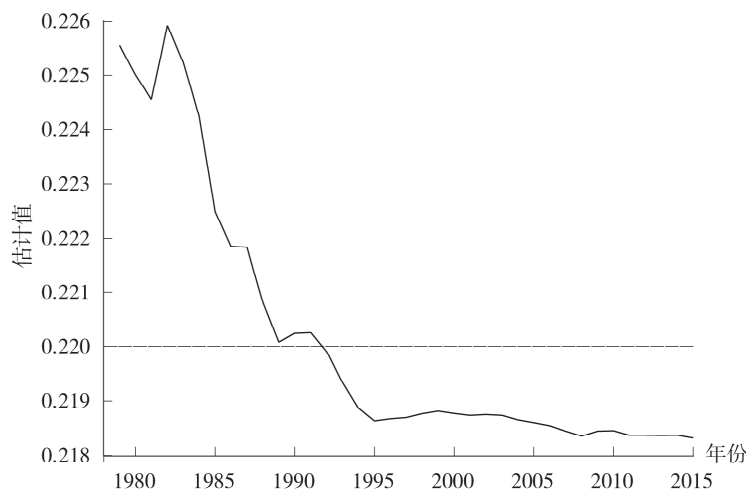


图5 资本积累调整系数估计值

我国资本调整虽然显示出了灵活加速机制,但作用力度并不大。平均来说每年我国资本调整能够抵消0.22比例的最优资本和实际资本的差额,结合我国当前过剩的现状,即每期能去除当期过剩产能的22%,考虑到调整系数的递减趋势,去除当前过剩一半所需时间至少约为2.79年^①。其实资本调整的灵活加速机制本质上体现的是市场经济的一种自我均衡复归能力,Klepsch and Elsas^[9]在研究德国企业投资行为时估算其调整系数为0.684,远大于我国,其投资行为基本由市场自行调节即可。与之相比,我国市场经济尚不完善,自我修复能力有限。因此,在我国资本调整尤其是当下去产能,并不能完全依赖市场来完成,短期仍需政府伸出“有形之手”予以协助。但同时也要求我国供给侧改革及其相关产业政策的制定要以市场为导向,确保市场体制的稳步成长,谋求建立经济增长的长效动力机制。

四、进一步讨论

(一) 折旧率问题的解释

依据(25)式的估计结果,整理出折旧率 (δ) 高达42.9%,这显然远高于当前资本存量估计相关研究中所采用的折旧率。根据姜振茂和汪伟^[29]的归纳总结,目前国内使用的折旧率范围为3.2%~10.96%,而折旧率又被普遍认为是估计资本存量的永续盘存法当中最为关键的一环^[28],在进一步讨论之前特对此予以解释。

本文得到 $\delta = 42.9\%$ 具有一定的合理性:首先目前折旧率计算或直接借鉴国外经验,或基于对不同类型资产使用年限加权平均求得,受相关人为设定的影响较大。而本文所估计的折旧率完全由系统内生,规避人为因素的干扰。其次,公式 $I_t = (K_t - K_{t-1}) + \delta K_{t-1}$ 中隐含假设 I_t 全为有效投资,但我国核算当中并未对投资的有效性予以区分,所有投资均核算到 I_t 当中。忽略无效投资则会导致对我国资本存量的高估,而现实中因缺乏事先的科学规划与可行性研究,导致投资项目失败、资本闲置浪费的例子比比皆是。考虑投资无效部分,我国资本折旧率很可能高于

①此处借用 Klepsch and Elsas(2016)研究中的半周期概念,即在一定调整速度下,实现目标资本一半调整所用的时间,其计算公式为: $\ln(0.5)/\ln(\lambda) = \ln(0.5)/\ln(0.78) = 2.79$ 。

当前使用的折旧率范围的上限 10%。据林民书和张志民^[30]的测算,1978—2005 年我国平均无效资产率达到 40.23%,抛开闲置无效部分,在考虑约 60%有效资本自然折旧按 5%,还会有 3% ($0.03 = 0.6 \times 0.05$) 的整体折旧,因此我国折旧率在 43%左右,与本文的结果基本一致。最后, δK_{t-1} 里的 δ 实质上表征的是重置率,国外企业在利润最大化驱动下,资本的重置率与折旧率相差不大,而我国由于大量的无效投资,重置率可能远高于折旧率,采用二者相等的假设也会高估我国的资本存量。

同时本文之所以会得到 $\delta = 42.9\%$,关键在于估计过程中,求产出预期是以居民消费方程为信号方程。本文构建的整个包含预期的 IS-LM 模型最终的落脚点是居民消费,而居民消费是社会有效需求的体现,也是居民实实在在的福利的体现,因此预期的产出是与居民消费相关的有效部分。但选取投资指标时仍使用未区分有效和无效的总投资,由此测算出来的折旧率便能体现出我国投资当中的无效部分,因此使得重置率达到 42.9%。

(二) 资本积累的误差修正形式: 长短期分析

(15) 式既含有被解释变量自身的滞后变量,还包括解释变量的滞后变量,这样的动态效应模型为自回归分布滞后模型 ADL^[31]。对于自回归分布滞后模型一般可采用误差修正模型 ECM 予以长短期的比较分析。对于(15) 式等价形式如下:

$$I_t = \beta_0 + \beta_1 I_{t-1} + \beta_2 Y_t^e + \beta_3 Y_{t-1}^e + \beta_4 r_t^e + v_t \quad (26)$$

两边减去 I_{t-1} ,在其右边加减 $\beta_2 Y_{t-1}^e$ 和 $\beta_4 r_{t-1}^e$,则有: $\Delta I_t = I_t - I_{t-1} = \beta_0 + (\beta_1 - 1) I_{t-1} + (\beta_2 Y_t^e - \beta_2 Y_{t-1}^e) + (\beta_2 Y_{t-1}^e + \beta_3 Y_{t-1}^e) + (\beta_4 r_t^e - \beta_4 r_{t-1}^e) + \beta_4 r_{t-1}^e + v_t = \beta_0 + (\beta_1 - 1) I_{t-1} + \beta_2 \Delta Y_t^e + (\beta_2 + \beta_3) Y_{t-1}^e + \beta_4 \Delta r_t^e + \beta_4 r_{t-1}^e + v_t = (\beta_1 - 1) [I_{t-1} - \beta_0 / (1 - \beta_1) - (\beta_2 + \beta_3) Y_{t-1}^e / (1 - \beta_1) - \beta_4 r_{t-1}^e / (1 - \beta_1)] + \beta_2 \Delta Y_t^e + \beta_4 \Delta r_t^e + v_t$ 。

若令 $ecm_{t-1} = I_{t-1} - \beta_0 / (1 - \beta_1) - (\beta_2 + \beta_3) Y_{t-1}^e / (1 - \beta_1) - \beta_4 r_{t-1}^e / (1 - \beta_1)$, 则有:

$$\Delta I_t = (\beta_1 - 1) ecm_{t-1} + \beta_2 \Delta Y_t^e + \beta_4 \Delta r_t^e + v_t \quad (27)$$

(27) 式便是(15) 式的误差修正形式, ecm_t 为误差修正项,倘若 $I_t = k_0 + k_1 Y_t^e + k_2 r_t^e + u_t$ 长期均衡关系成立,则 ecm_t 反映了投资 I_t 对其长期均衡路径的短期偏离,其系数 $(\beta_1 - 1)$ 表示调整速度。因此,ECM 模型结合了投资长期水平方程和短期差分方程,进而可把资本调整的长期趋势和短期波动予以完整的动态分析。估计过程分为两步,首先进行长期均衡的协整回归,估计结果如下:

$$I_t = -8775.217 + 0.631 Y_t^e + 1361.754 r_t^e + u_t$$

$$t = \begin{pmatrix} -7.812 \\ *** \end{pmatrix} \quad \begin{pmatrix} 60.940 \\ *** \end{pmatrix} \quad \begin{pmatrix} 5.154 \\ *** \end{pmatrix} \quad (28)$$

$$R^2 = 0.993 \quad \text{Adjusted-}R^2 = 0.993 \quad DW = 0.417$$

估计结果 R^2 值为 0.993,方程整体拟合度很高。参数均在 1% 水平下显著,预期产出对投资的边际影响为 0.631,预期利率上升 1 个百分点会增加当期投资额 1361.754 亿,长期来看,我国投资对市场需求和成本反应显著,体现出了一定的市场效率。进一步对回归方程的残差序列 u_t 进行 ADF 单位根检验,结果(表 1)表明,仅有 0.5% 的概率接受存在单位根的原假设,在 1% 的显著水平下,序列 u_t 不存在单位根,为平稳序列,故上述变量间的协整关系成立。DW 值为 0.417,回归残差具有一定的自相关性,这从侧面表明我国资本积累路径不仅具有上述方程的长期线性趋势,短期内也存在一定程度的波动性,故进一步进行短期误差修正方程估计是有必要的。

令 $ecm_t = \hat{u}_t$,把长期协整方程的残差序列作为误差修正项,则误差修正方程估计结果为:

表 1 残差序列 u_t 的单位根检验

	t 统计值	P 值
ADF 检验统计值	-2.898 9	0.005 0
1%	-2.630 8	
临界值	5%	-1.950 4
	10%	-1.611 2

注:最后一列为 MacKinnon(1996) 单边 P 值。

$$\Delta I_t = 0.212 ecm_{t-1} + 0.612 \Delta Y_t^e + 110.147 \Delta r_t^e + v_t$$

$$t = \begin{pmatrix} -2.420 \\ ** \end{pmatrix} \quad \begin{pmatrix} 17.631 \\ *** \end{pmatrix} \quad \begin{pmatrix} 0.341 \end{pmatrix} \quad (29)$$

$$R^2 = 0.830 \quad \text{Adjusted-}R^2 = 0.820 \quad DW = 1.576$$

我国资本积累的短期灵活加速机制在统计上是显著的,调整系数为 $-0.212(**)$,消除 0.9 的短期偏离的时间周期为 $\ln(1-0.9)/\ln(1-0.212) = 9.66$ 年,这之前计算得到的资本调整系数 0.22 基本一致。进一步说明在短期产能调整中市场需求起到了主要作用,预期需求变动增加 1 单位,投资变动增加 0.612 亿。但利率的影响不显著,一方面说明短期内我国投资的市场需求导向机制已形成;另一方面短期利率代表的融资成本影响不显著,反映现阶段我国企业投资更多的是一种非理性的短视行为,在利润驱动下往往忽略资本调整的成本控制。因此,短期内造成我国资本积累路径偏离长期均衡的主因很可能在于对利率等成本因素的忽视。

而这一结果既可能与占比重较大的国企经常面临资金预算软约束有关,如秦朵和宋海岩^[32]实证研究表明,我国资本使用成本对投资几乎没有影响,投资需求更多地受到表征成本预算软约束制度的诱导。更可能与官员或国企领导晋升的“GDP 锦标竞赛”机制^[33]相关,在当前以经济增长率为核心的政绩观主导下,一方面地方政府有强烈的招商引资动机,给予企业各种制度上的优惠,尤其是对国企的政策倾向明显;另一方面地方政府自身也有强烈的“投资饥渴”,大搞形象工程,开发区、科技园等层出不穷,投资过程往往又忽视成本因素。即政府和国企对资本的调整基本以收入(或产出)最大化为原则,违背了市场经济的利润最大化原则,而由经济学原理可知,收入最大化条件下产能一般是过剩的。大量低效的政府和国企资本的存在,给以利润最大化的私人企业以较大的利润激励去扩充产能,进一步造成过剩。由此可判断,仅 0.22 的资本调整系数一定程度上也是我国经济市场化滞后的直接体现,因此,尽快健全市场化的资本调配机制,是当前供给侧改革的研究重点。

五、结 论

以往投资驱动模式负面效应逐步凸显,消除产能过剩问题已成为我国经济顺利转型和进一步发展的关键,去产能亦成为当前供给侧结构性改革的重点。无论是强调经济增长下投资的迅速扩张还是当前我国过剩产能的调控,本质上均属资本调整的范畴。因此,准确理解我国资本调整的内在市场机制,对当前的供给侧结构性改革及后续产业政策的前瞻性设计具有重要的参考价值。

本文基于投资的灵活加速模型,进一步将其与包含预期的 IS-LM 框架结合,借助于状态空间变系数模型完成对预期产出、事前真实利率等核心变量估计的基础上,对我国资本存量的调整机制予以分析。结果显示:我国投资的灵活加速模型拟合良好,以需求为导向的资本调整市场机制已经形成,但市场对资本的调整力度不大,调整系数均值仅为 0.22,这与西方接近 0.7 的调整水平相差很大,且随时间作用力度还有不断减小的趋势。因此我国当下去产能完全依赖市场并不现实,市场自我均衡恢复能力有限。同时高达 0.429 的资本重置率表明我国资本效率较低,存在较为严重的资本重复建设与闲置浪费。进一步对投资方程的误差修正形式的长短期对比分析结果表明,长期内我国投资对市场需求和利率成本反应显著,体现出了一定的市场效率,但短期内利率对投资的影响并不显著。由此判断现阶段我国企业投资虽受市场需求激励,但也表现出明显的非理性短视行为,在利润驱动下无视资本使用成本的控制,进而造成我国资本积累路径对长期均衡的偏离,间接反映我国投资存在较为严重的软约束问题。因此,我国应尽快健全市场化的资本调配机制,突出资本要素调控市场机制的长期导向性,这是当前供给侧结构性改革仍需坚持的基本原则,进而实现有形和无形两只手的协助互补,保证我国经济进一步稳定增长。

参考文献:

- [1] 张军. 资本形成、工业化与经济增长: 中国的转轨特征 [J]. 经济研究, 2002(6): 3-43.
- [2] YOUNG A. The razor's edge: distortions and incremental reform in the People's Republic of China [J]. Quarterly journal of economics, 2000, 115(4): 1091-1135.
- [3] GOULD J P. The use of endogenous variables in dynamic models of investment [J]. Quarterly journal of economics, 1969, 83(4): 580-599.
- [4] ELSAS R, KLEPSCH C. How and when do firms adjust their investments toward targets? [EB/OL]. <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2775091>, 2017-05-10.
- [5] 李治国, 唐国兴. 资本形成路径与资本存量调整模型——基于中国转型时期的分析 [J]. 经济研究, 2003(2): 34-42.
- [6] 王帆, 邵伟. 中国的资本形成与经济增长再发现 [J]. 经营与管理, 2015(5): 65-68.
- [7] 王立国, 鞠蕾. 地方政府干预、企业过度投资与产能过剩: 26 个行业样本 [J]. 改革, 2012(12): 52-62.
- [8] 孙巍, 赵天宇. 市场需求对重工业投资影响的非对称性诱导效应研究 [J]. 产业经济研究, 2014(1): 31-39.
- [9] ERDEN L, HOLCOMBE R G. The effects of public investment on private investment in developing economies [J]. Public finance review, 2005, 33: 575-602.
- [10] TWINE E E, KIIZA B, BASHAASHA B. The flexible accelerator model of investment: an application to Ugandan tea-processing firms [J]. African journal of agricultural and resource economics, 2015, 10(1): 1-15.
- [11] CHENERY H B. Overcapacity and the acceleration principle [J]. Econometrica, 1952, 20(1): 1-28.
- [12] KOYCK L M, Distributed lags and investment analysis [M]. Amsterdam: North-Holland Publishing Company, 1954.
- [13] CAGAN P. The monetary dynamics of hyper-inflations [A]. FRIEDMAN M. Studies in the quantity theory of money [C]. Chicago: University of Chicago Press, 1956.
- [14] JORGENSON D W. Capital theory and investment behavior [J]. American economic review, 1963, 53(2): 247-259.
- [15] EISNER R H, STROTZ R. Determinants of business investment [A]. American Bankers Association. Commission on money and credit: impacts of monetary policy [C]. New Jersey: Prentice-Hall, 1963: 259-337.
- [16] LUCAS R E. Optimal investment policy and the flexible accelerator [J]. International economic review, 1967, 8(1): 78-85.
- [17] TYBOUT J R. Credit rationing and investment behavior in a developing country [J]. The review of economics and statistics, 1983, 65(4): 598-607.
- [18] TREADWAY A B. The rational multivariate flexible accelerator [J]. Econometrica, 1971, 39(5): 845-855.
- [19] AKKINA K R, CELEBI M A. The determinants of private fixed investment and the relationship between public and private capital accumulation in Turkey [J]. Pakistan development review, 2002, 41(3): 243-254.
- [20] OKUN A M. Rational-expectations-with-misperceptions as a theory of the business cycle [J]. Journal of money credit & banking, 1980, 12(4): 817-825.
- [21] 庞皓, 陈述云. 对适应性预期和理性预期的数理认识 [J]. 南京金融高等专科学校学报, 1999(3): 1-4.
- [22] 刘雪燕, 张敬庭. 中国通货膨胀预期和 Ex-Ante 实际利率的测度 [J]. 数量经济技术经济研究, 2008(7): 128-137.
- [23] BEAN C R. Targeting nominal income: an appraisal [J]. Economic journal, 1983, 93(372): 806-819.
- [24] 司春林, 王安宇, 袁庆丰. 中国 IS-LM 模型及其政策含义 [J]. 管理科学学报, 2002(1): 46-54.
- [25] 林黎, 任若恩. 中国的最优化动态 Is-Lm 模型构建与应用 [J]. 数量经济技术经济研究, 2007(2): 27-36.
- [26] LUCAS R E. Expectation and the neutrality of money [J]. Journal of economic theory, 1972, 4(2): 103-124.
- [27] 张军, 章元. 对中国资本存量 K 的再估计 [J]. 经济研究, 2003(7): 35-43.
- [28] 李宾. 我国资本存量估算的比较分析 [J]. 数量经济技术经济研究, 2011(12): 21-36.
- [29] 姜振茂, 汪伟. 折旧率不同对资本存量估算的影响 [J]. 统计与信息论坛, 2017(1): 9-14.
- [30] 林民书, 张志民. 投资低效与经济增长: 对中国资本存量和无效投资的估算 [J]. 河南社会科学, 2008(5): 32-36.
- [31] 高铁梅. 计量经济分析方法与建模: EViews 应用及实例(第 2 版) [M]. 北京: 清华大学出版社, 2009.

- [2] 秦朵, 宋海岩. 改革中的过度投资需求和效率损失——中国分省固定资产投资案例分析 [J]. 经济学(季刊), 2003(3): 807-832.
- [3] 周黎安. 晋升博弈中政府官员的激励与合作——兼论我国地方保护主义和重复建设问题长期存在的原因 [J]. 经济研究, 2004(6): 33-40.

(责任编辑: 康兰媛; 英文校对: 陈芙蓉)

The flexible acceleration mechanism of China's capital adjustment: based on IS-LM model with anticipation

SU Peng¹, SUN Wei²

(1. School of Management, China University of Mining and Technology, Xuzhou 221116, China;

2. Center for Quantitative Economics, Jilin University, Changchun 130012, China)

Abstract: Under an IS-LM framework with anticipation, this paper constructs a new flexible acceleration model of investment, and analyzes the adjustment mechanism of capital stock in China by means of the state space model and the error correction model. The results show that China's demand-oriented flexible adjustment market mechanism has been formed, but the adjustment coefficient is only 0.22, which is small and shows a decreasing trend. At the same time, the capital reset rate is 0.429, which shows that China has low capital efficiency. Finally, the error correction model results show that the impact of the interest rate on the investment is not significant in the short term, so the enterprise is easy to ignore the investment cost in the case of soft constraints. Therefore, for our country's capital optimization, especially in the process of reducing excess production capacity, it is not realistic to rely solely on the market in the short run, because the ability of the market to adjust the capital is limited at the present stage. We should also adhere to the long-term orientation of the market and strive for the steady growth of the market adjustment mechanism.

Key words: capital adjustment; flexible acceleration; IS-LM; state space; error correction