

要素投入、经济波动与增长 ——对资本与“主观学习”投入作用的结构模型研究

邓可斌¹,刘 烨²,汪修宇³

(1. 华南理工大学 经济与贸易学院, 广东 广州 510006; 2. 南京大学 工程与管理学院, 江苏 南京 210093;
3. 清华大学 五道口金融学院, 北京 100083)

摘要:要素投入在中国经济的波动与增长关系中扮演着何种角色,一直缺乏与理论逻辑一致的经验分析和证据。本文借助结构 GMM 模型,首次运用省级年度面板数据进行了模拟和实证,我们的实证显示:要素投入特别是资本要素的投入对解释中国经济波动与经济增长(稳态消费增长)关系发挥着重要的链条作用,但“主观学习”要素投入的作用则不明显。我们发现了以下简单但显著的规律性链条“经济波动增加—资本投入增加—经济增长加快”。因此,单纯的资本要素投入虽然能暂时缓解经济波动和刺激经济增长,但并不能有效地激励“主观学习”投入及技术创新。在经济下行波动压力明显的环境下,坚定不移地抑制简单资本投入冲动,“简政放权”激励市场机制发挥作用,从而促进“主观学习”投入在经济增长中的贡献,应成为控制经济波动、实现经济健康成长的长效机制。

关键词:经济波动;要素投入;“主观学习”投入;经济增长;结构估计模型

中图分类号: F062.9 文献标识码: A 文章编号: 1671-9301(2016)04-0074-13

一、引言

如何解释要素投入在中国经济波动与增长关系中的作用,特别是资本要素和直接引致技术创新的经济人“主观学习”投入的作用,是中国学者尚未解决的重要理论和实践问题。相关实证研究表明,中国波动(长、短期)与增长间既可能存在正相关关系,亦可能存在负相关关系^[1]。具体而言,在1978年前,两者间呈现负相关关系,而在1978年后,波动(长、短期)与经济增长间却呈现明显的正相关关系^[2]。由此,本文将尝试对要素投入在波动与增长关系中的角色进行从理论到实证的逻辑一致的研究。

目前,已有两篇中文文献对上述核心问题进行了理论剖析^[2-3]。其中庄子罐等^[3]发现,外生技术创新仅能主导短期波动,而长期波动更多地取决于经济人预期。这一研究结果至少有两方面意义:(1)说明技术创新(及其有关的要素投入)仍然不是中国经济长期波动与增长的主要原因,否则技术创新应该主导长期波动;(2)提示波动更多地取决于预期变化。从这个角度出发,如果短期波动会引起经济人预期的变化,那这种预期变化必然会对长期经济波动和经济增长同时产生重要影响。陈昆

收稿日期:2016-04-14;修回日期:2016-05-20

作者简介:邓可斌(1977—),男,广东罗定人,华南理工大学经济与贸易学院教授,经济学博士,研究方向为发展经济学;刘烨(1980—),女,湖南湘潭人,南京大学工程与管理学院讲师,金融学博士,研究方向为金融经济学;汪修宇(1993—),男,江苏南京人,清华大学五道口金融学院硕士研究生,研究方向为金融经济学。

基金项目:国家社科重大项目(15ZDA013)

亭等^[2]则通过改进 Blackburn and Galinder^[4]的模型,提出了一个基于内生经济增长模型的理论框架。他们认为,既然短期波动会影响人们的预期,那么就存在两种可能的途径。一方面,短期波动会使投资者产生规避风险的心理,从而减少投资(这一思想与 Bernanke^[5]、Pindyck^[6]、Ramey and Ramey^[7]等研究类似)。于是,依赖投资活动的“干中学”(Learning by doing)式生产活动必然减少。如果经济增长主要依赖“干中学”活动,那么随着“干中学”减少,波动与增长间应该存在负相关关系。另一方面,如果经济增长主要依赖“主观学习”投入,那么当经济人减少了“干中学”时间时,其“主观学习”时间必然相应增加^①。由此带来人力资本和技术创新增加,使得波动与增长间可能存在正相关关系。

本文的贡献主要体现在对要素投入在波动与经济增长(长期内亦类似于稳态消费增长)关系中的链条作用方面,提供了与理论逻辑一致的实证分析框架。并对“简政放权”以推动“万众创新”的改革实践措施给出了支持性的理论与实证证据。具体包括以下三方面:(1)通过理论模型推导,设计了基于结构模型的“主观学习”时间估计方法,使得在微观劳动时间数据缺失的情况下,能够准确完成对“主观学习”投入在波动与增长关系中的作用分析,从而实现对波动与增长关系的内在机理的实证判断。(2)设计了稳健的实证研究,首次实证证实短期波动会引致投资增加而非减少,而投资增加会带来“干中学”增加和“主观学习”时间下降。(3)本文证明,中国经济增长仍主要由投资决定,无论是“干中学”投入还是“主观学习”时间对经济增长的贡献都处于较低水平。

二、基于结构模型的理论分析

由经典的生产函数出发,分析要素投入对波动和增长关系的影响机理中的关键难题,在于如何得到理论与实证一致的劳动投入时间(包括非主观学习投入和主观学习投入)测度指标^②。

(一) 基本模型框架及讨论

不失一般性,本文将劳动者的总投入时间(包括“干中学”时间投入和主观学习时间投入)单位化为1。在 Romer^[8]的思想基础上,本文把技术增进定义为:

$$A_{t+1} - A_t = \eta(1 - \theta_t) A_t \quad (1)$$

其中 A_t 表示第 t 期技术创新水平。待估系数 θ_t 代表人力资本的“干中学”投入(即非主观学习投入)时间 $(1 - \theta_t)$ 代表人力资本“主观学习”投入时间(创造性学习活动的时间),另一个待估系数 $\eta > 0$ ^③。式(1)实际上说明技术创新取决于主观学习投入^④。

同样,不失一般性,本文进一步假设,代表性经济人追求以下效用函数最大化:

$$\max_{C_t, \theta_t} J = \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \frac{C_t^{1-\sigma} - 1}{1 - \sigma} \quad (2)$$

约束条件为:

$$K_{t+1} - K_t = Y_t - C_t \quad (3)$$

其中:

$$Y_t = A_t K_t^\alpha (L\theta_t)^{1-\alpha} \quad (4)$$

在(2)~(4)式中 K_t 和 L_t 表示 t 时刻的物质资本和人力资本存量^⑤。 σ 为代表性经济人风险规避因子; C_t 为第 t 期消费支出; $0 < \alpha < 1$ 是产出弹性参数; $0 < \beta < 1$ 为折现因子; A_t 为技术水平(取决于“主观学习”投入时间 $(1 - \theta_t)$) θ 是“干中学”的投入时间。

由式(4)可知,如果不考虑人力资本存量增长由三个关键要素的投入决定:资本投入、“主观学习”投入和“干中学”投入。如何解释这三个要素投入对经济波动与增长关系的作用,就成为理论研究的核心问题。Kydland and Prescott^[12]的著名的真实经济周期(RBC)理论框架将经济人“主观学习”投入变化引发的技术创新冲击视为同时引起短期经济波动和长期经济增长的主要因素,并由此解释经济波动与经济增长的正相关关系。然而,在现实世界中,经济波动与经济增长既可能存在正

的也可能存在负的关系。特别地,当经济波动与经济衰退并存时,技术创新因素在其中的核心作用就受到严重怀疑。一方面,技术创新虽然可能引发经济波动,但不可能导致经济衰退^[13];另一方面,现实中,经济波动有时并不是主要由技术创新引发(如2007年的金融危机),此时波动与增长可能存在其他更为复杂的关系。为了解释这些复杂的关系,从微观部门入手寻找更深层的冲击成因就成为研究的重要目标。Conley and Dupor^[14]通过实证研究发现,部门的绩效波动有时会引起剧烈的经济冲击。在他们研究的基础上,Acemoglu *et al.*^[15]提出网络社会对经济波动存在很强的放大作用,并认为这种放大作用会抑制要素投入,进而抑制经济增长^⑥。

然而,无论是RBC的技术创新主导式理论,还是Acemoglu *et al.*^[15]的网络效应传播理论,都难以合理解释中国经济波动与增长的关系。即使将这两类理论相结合,其解释力仍然不足。主要体现在以下方面:(1)中国自改革开放后经历了三十多年的稳定增长。其中,至少在改革开放的前二十年,尽管产业结构调整对经济复苏与增长有着重要作用^[16],技术创新对经济增长的作用并不明显^[17-18],同时,产业部门的波动会带来经济波动^[19]。(2)根据RBC理论,技术创新具有逆周期性特征。当经济下行时,企业由于使用现有的技术难以得到很好的回报,会更有进行技术创新的动力。技术创新的这种逆周期特征也是其同时带来经济波动^⑦和经济增长的主要因素。但对中国而言,技术创新的这些特征并没有得到实证研究的支持。比如,赵志耘等^[20]发现,改革开放后一直到21世纪初,中国技术创新大部分属于与资本积累相结合的,属于非原创且不能用TFP度量的、与引进和模仿技术紧密联系且只能用设备资本回报率体现的“非体现式的技术进步”。显然,这类技术创新不可能具有逆周期特征。彭支伟等^[21]则发现,对于引进式的技术进步而言,技术进步如果发生于制成品,可能会对中国经济波动产生抑制作用,因为这类技术进步对经济增长的贡献已经能够被市场确认;但如果发生于中间品,则对经济波动的作用方向不确定,因为这类技术进步对经济增长的贡献既可能是明确的,也可能是模糊的。丁重和邓可斌^[22]的实证研究亦指出,中国技术创新的逆周期特征只是体现在政府对创新资金支持的逆周期上,而未体现在创新成效上。这些证据都说明了RBC理论对中国是不适宜的。(3)网络效应传播理论主要强调了经济波动与经济增长的负相关关系。但在中国,这种关系只有在改革开放前才存在。然而,改革开放前中国尚处于计划经济时期,很难想象微观主体的绩效波动会带来强烈的网络效应。(4)无论是RBC理论,还是网络效应传播理论,考察的都主要是基于发达国家的、市场竞争环境下的波动与增长的关系,并未考虑政府因素和转型因素在其中的作用。

(二) 理论逻辑演绎与模型推导

要素投入在解释经济波动与增长的关系中的重要作用已是不争的事实,问题的关键在于弄清这种作用机理。也就是说,经济波动必然带来风险增加,这种风险增加与何种要素投入产生联系以及产生什么样的联系,又如何决定经济增长,这是需要厘清的根本问题。具体而言,从上文理论模型中的三类要素投入(资本、“主观学习”投入与“干中学”投入)分析,理论上存在三种可能的机理。机理一:经济波动带来风险增加,投资者产生规避风险的心理,投资减少,并引起“主观学习”投入的增加,以及“干中学”投入的下降。机理二:经济波动带来风险增加,但政府为了保增长而增加投资。同时社会创新积极性提升,引起主观学习投入的增加而抑制了“干中学”投入。机理三:经济波动带来风险增加,政府为了保增长而增加投资,但社会创新积极性提升不足。于是资本投入增加,“干中学”投入增加而主观学习投入下降。

需要说明的是,机理一本质上与陈昆亭等^[2]的研究结果相似。机理一的成立基于一个关键假设:波动会使投资者产生规避风险的心理,从而减少投资。在较充分竞争的发达市场环境下,这一假设基本成立。但在中国,由于政府对投资的影响非常大,所以这一假设是否成立值得怀疑。不排除存在以下情况:当经济波动增加时,政府为了保增长和恢复市场信心,会增加投资。投资的增加与微

观经济主体的不确定性心理相结合,既可能带来“主观学习”投入增加(在经济主体悲观预期情况下),也可能抑制“主观学习”投入而增加“干中学”投入(在经济主体受政府增加投资影响而产生乐观预期情况下),而这两种情况都可能使波动与经济增长间产生显著的正相关关系。这就相应地导致了机理二和机理三的存在。

为了对以上三个机理进行识别,需要对理论模型进行实证检验。为此先对模型进行相关处理。由式(1)~(4)经过跨期叠代,可以得到以下欧拉方程:

$$\begin{aligned} U'(C_t) &= \beta U'(C_{t+1}) (\alpha A_{t+1} K_{t+1}^{\alpha-1} (L\theta_{t+1})^{1-\alpha} + 1) \\ \text{也即: } \left(\frac{C_{t+1}}{C_t}\right)^{\sigma} &= \beta (\alpha A_{t+1} K_{t+1}^{\alpha-1} (L\theta_{t+1})^{1-\alpha} + 1) \text{,用小写代表人均指标,此式可变为:} \\ \left(\frac{c_{t+1}}{c_t}\right)^{\sigma} &= \beta (\alpha A_{t+1} k_{t+1}^{\alpha-1} (\theta_{t+1})^{1-\alpha} + 1) \end{aligned} \quad (5)$$

在实际参数估计中,本文将 Euler 方程(5) 改写为如下计量模型:

$$\left(\frac{c_{t+1}}{c_t}\right)^{\sigma} = \beta (\alpha A_{t+1} k_{t+1}^{\alpha-1} (\theta_{t+1})^{1-\alpha} + 1) + \lambda + e_{t+1} \quad (6)$$

其中 λ 为固定效应 ρ_{t+1} 为随机扰动项。模型(6) 是一个非线性动态模型,式(6) 与式(1) 一起构成了结构模型。这样,就可以采用 GMM 方法对其进行参数估计,工具变量包括人均消费品零售总额、人均资本存量、全要素生产率、进出口总额增长率和常数 1。

三、数据来源与基本参数估计结果

(一) 数据来源和处理

根据数据可得性,本文用省际年度面板数据来估算式(6) 各参数。其中人均消费支出数据先通过各省经济年鉴(1999—2011 年) 查得社会零售支出总额数据,再除以各省人口数得到。人均资本数据通过查询各省年鉴中固定资产支出数据,再除以各省人口数得到^⑧。

技术水平数据的计算是本文在处理数据时碰到的一个难题。这个数据的计算和处理一般有宏观和微观两种思路。省际数据的宏观全要素生产率(TFP) 计算通常使用索洛余值法进行。但这一方法存在很多问题,比如需要假设资本产出弹性不变等,因而受到很多质疑。另一种计算宏观 TFP 的方法是包络函数(DEA) 法。但用包络函数法存在的问题是其不能克服同时性偏差,即会将企业因观测到效率信息而调整要素投入比重带来的产出变化,与企业本身的效率提升带来的产出变化相混淆,从而带来一些地区 TFP 的高估^[23]。要克服这些不足,本文就必须以微观数据为基础计算 TFP。

中国微观企业数据来源主要有两个:中国工业企业数据库和中国上市公司数据库。考虑到中国工业企业数据库的数据始于 1998 年止于 2007 年,样本期较短且不利于后续研究的跟进,最后本文以中国上市公司作为各省代表性企业。然后,通过采用 LP 法或 OP 法估计中国所有上市公司样本得到各企业的 TFP 值,再对这些样本分省平均,得到各省各年的 TFP 数据。实际上,本文在对式(6) 的参数进行估计时,只需要 TFP 值能够体现各省的 TFP 相对强弱程度就足够了,而上市公司数据能够满足这一要求^⑨。限于数据可得性、准确性和完整性,本文使用的是各省 1999 年到 2010 年的年度数据。具体而言,在 1999 年前,上市公司数量较少且计算其 TFP 的数据较为缺乏,而根据中国统计的规律,近年各省的一些宏观数据以及上市公司年报数据有可能还会反复修改,不一定是最后确定数字。同时,在 2011 年,我国对固定资产投资的统计下限由 50 万元增加到了 500 万元。这一统计口径的改变使得固定资产投资数据在 2011 年后与 2011 年前不可比。所以为保证研究的稳健性,本文把时间截断到 2010 年。进一步地,由于计算某些变量的增长率需要一年数据,所以最终本文估计参数变量所在的期间为 2000—2010 年。

在求解结构方程时,跨期折现因子 β 与风险规避系数 σ 在估算过程中难以划清界线^⑩。如果需要

得到稳定的 β 值,就需要给定 σ 值。由于Hansen and Singleton^[25]测出美国的风险规避系数为0.78,而一般认为中国的风险规避系数要比美国高,虽然在以往众多研究中 σ 值的取值范围一般在0以上3以下^[26],但在本文的GMM估计具体模拟过程中,当 σ 值的取值超过1.5时 θ 的估值会大于1,不符合约束条件。所以,本文此处给定 σ 的取值为0.95,1.0,1.1,1.2,1.3,1.5。

另外,由式(1)可知,“干中学”投入时间因子的表达式为:

$$\theta_t = 1 + \frac{1}{\eta} - \frac{A_{t+1}}{A_t \eta} \quad (7)$$

式(7)的欧拉方程是非线性方程,所以难以通过OLS回归得到参数,但是可通过GMM估计⁽¹⁾,同时估计出 $\beta, \alpha, \eta, \theta$ 等参数值。在此基础上,可估计出各要素投入情况。

(二) 参数估计结果

本文分两步展示估计结果。(1)估计出 β, α 和 η 三个主要参数的估计值⁽²⁾。(2)给出技术创新水平和两类劳动投入时间(“干中学”投入 θ 和主观学习投入 $(1-\theta)$)的估计结果。

(1) 三个主要参数的估计结果

表1给出了 β, α 和 η 三个主要参数的估计值。从表1可发现J统计量和相应的P值都说明估计值具有较强的合理性。观察参数的估计值,可看出随着风险规避系数变量 σ 的增加 α 值的变化幅度不大,处于0.9196~0.9225之间,这提示本研究在2000—2010年期间,资本对经济增长的作用仍然处于主体地位。另外 η 值变化范围也不大,稳定在0.1051~0.1835之间。说明“主观学习”投入时间对技术创新的增长存在着稳定的线性函数关系。此外 β 值会随着 σ 值的增加而增加,特别地,当 σ 值大于1.5后 β 值将大于1。由于 β 值代表跨期折现因子,其合理值应该在1以下,所以,本文对 σ 值限定为1.5以下。于是,相应地,对 η 取值亦限定在0.1051~0.1835之间。

(2) 技术创新水平和劳动时间投入的估计均值

接着根据 η 取值和 θ 取值的关系式(7),本文进一步估算出了 θ 值。并在表2中给出了2000—2010年这十一年间的技术创新水平、“干中学”投入(θ)和“主观学习”时间($1-\theta$)投入的均值。从中可见,TFP增长率十分缓慢,与之相应,估算出的“主观学习”时间投入值也相对较低,处于0.043~0.122之间。而“干中学”的时间投入则相应为0.939~0.957,处于相对高值。所以,表2说

明,“主观学习”与技术创新仍未成为中国经济增长的主要动力源泉。同时,尽管“干中学”投入值较高,但由于 α 值较高(见表1),相应的 $(1-\alpha)$ 值就较低,说明“干中学”的产出弹性较小。因而,“干中

表1 参数估计结果

给定的 σ 值	α 值	β 值	η 值	J统计量(P值)
0.95	0.9199	0.6313	0.1101	3.3241(0.1898)
1.00	0.9196	0.6780	0.1053	3.2151(0.2003)
1.10	0.9196	0.7549	0.1051	3.1603(0.2059)
1.20	0.9196	0.8324	0.1054	3.1137(0.2108)
1.30	0.9225	0.8020	0.1831	3.7268(0.1551)
1.50	0.9225	0.9466	0.1835	3.5955(0.1657)

资料来源:作者用Matlab软件计算。

表2 技术创新水平和劳动时间投入的年度均值

年份	TFP	TFP 增长率	θ	$1-\theta$	θ 增长率	$(1-\theta)$ 增长率
2000	12.0971	1.0112	0.9410	0.0590	1.0202	2.3440
2001	12.1611	1.0054	0.9408	0.0589	1.0009	4.1881
2002	12.2230	1.0051	0.9450	0.0549	1.0048	1.3706
2003	12.3420	1.0100	0.9369	0.0630	0.9928	2.3781
2004	12.4951	1.0123	0.9570	0.0431	1.0220	0.8250
2005	12.5290	1.0032	0.9520	0.0482	0.9951	1.3752
2006	12.6292	1.0080	0.9385	0.0611	0.9872	2.4721
2007	12.7941	1.0131	0.9542	0.1220	1.0181	1.3722
2008	12.8533	1.0052	0.9484	0.0521	0.9940	1.8243
2009	12.8872	1.0031	0.9470	0.0531	1.0000	1.4443
2010	13.0410	1.0123	0.9570	0.0431	1.0131	2.0521

资料来源:作者用EXCEL软件计算。

学”是否是经济增长的主要因素，本文将进一步给出判断。

本文还计算了各省各年 TFP 均值，最高的八个省份（直辖市）为：上海（13.170），北京（12.174），江苏（12.961），浙江（12.841），福建（12.821），天津（12.801），辽宁（12.796），广东（12.761）；最低的八个省份为：西藏（12.008），宁夏（12.088），甘肃（12.118），青海（12.127），海南（12.157），吉林（12.224），广西（12.295），黑龙江（12.346）。这个排序大体上和人们的直觉一致。这进一步保证了参数估计的准确性。

四、经验事实与实证设计

（一）波动与增长关系的经验事实

在进行实证设计前，本文先简单观察波动与增长的正相关关系。首先计算出2000—2010年间31个省和直辖市的人均GDP增长率均值和人均GDP增长率方差，以其作为长期增长和长期波动的代理变量。接着将样本期分为两段：2000—2005年和2006—2010年。分别计算人均GDP增长率的均值和方差来表示这两个时间段内的短期增长和波动^⑩。最后将短期增长、长期增长、短期波动与长期波动匹配，描画出波动与增长关系的散点图，如图1～图3所示。

图1～图3说明，中国波动和增长呈现显著的正相关关系。无论是短期波动与短期增长、短期波动与长期增长，还是长期波动与长期增长，这种正相关关系都是稳健成立的。结合表1和表2的分析，本文可以得到以下经验事实：（1）资本要素的投入仍然是经济增长的最重要因素；（2）“干中学”的投入在劳动时间中仍处于主体地位，而“主观学习”投入在劳动时间中所占份额仍然处于较低水平；（3）波动与增长间的正相关关系是显著存在的。机理三与这些经验事实最为接近，即：经济波动带来风险增加，政府为了保增长而增加投资，但社会创新积极性提升不足。于是造成资本投入增加，“干中学”增加而“主观学习”投入下降的状况。下面将进一步对这一机理进行实证研究。

（二）实证设计

本文分两个步骤验证经济波动和增长的正相关关系及其背后可能存在的逻辑。首先，验证经济波动如何影响投资和劳动投入（包括“干中学”投入和“主观学习”投入）；然后，观察各要素和经济增长（短、长期）的关系。实证中的数据来源与参数估计的数据来源是一致的。具体而言，人均GDP、人均资本投入等指标均来源于2000—2011年各年《中国统计年鉴》以及各省统计年鉴。为了消除物价水平的影响，均以1999年为基期进行了调整。

（1）经济波动与要素投入的直接关系

首先检验经济波动与要素投入的直接关系。经济波动一般指的是经济增长率波动。要素波动中，由于存在投资刚性，资本要素投入一般指的是资本的增长率；劳动时间投入则指的是水平值。所以相应地，本文实际上是考察经济增长率波动对资本投入增长率和劳动投入时间水平值的影响。为

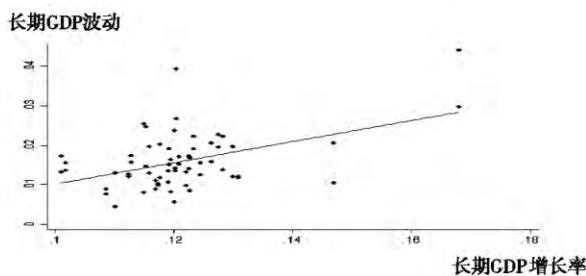


图1 长期波动与长期增长

资料来源：作者用STATA软件绘制

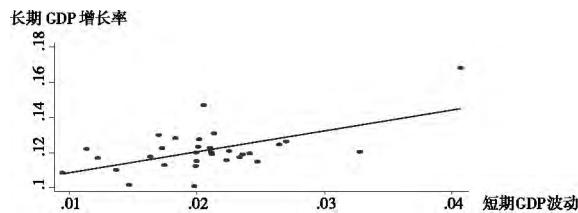


图2 短期波动与长期增长

资料来源：作者用STATA软件绘制

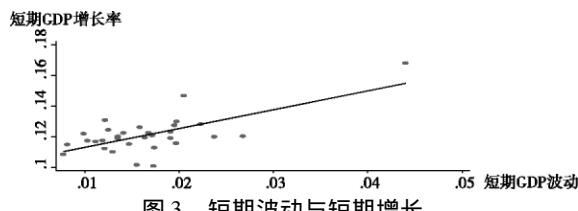


图3 短期波动与短期增长

资料来源：作者用STATA软件绘制

此建立以下回归方程,分别考察波动与资本和劳动时间投入的关系^⑭。考察波动与资本投入关系的回归方程为:

$$\begin{aligned} \overline{\left(\frac{k_{i,t+1}}{k_{i,t}}\right)} &= \beta_0 + \beta_1 \sigma_{i,1,gdp}^2 + \varepsilon_i, \quad \overline{\left(\frac{k_{i,t+1}}{k_{i,t}}\right)} = \beta_0 + \beta_1 \sigma_{i,2,gdp}^2 + \varepsilon_i \\ \ln \overline{\left(\frac{k_{i,t+1}}{k_{i,t}}\right)} &= \beta_0 + \beta_1 \sigma_{i,1,gdp}^2 + \varepsilon_i, \quad \ln \overline{\left(\frac{k_{i,t+1}}{k_{i,t}}\right)} = \beta_0 + \beta_1 \sigma_{i,2,gdp}^2 + \varepsilon_i \end{aligned} \quad (8)$$

考察波动与“干中学”投入关系的回归方程为:

$$\begin{aligned} \overline{\theta_{i,t}} &= \gamma_0 + \gamma_1 \sigma_{i,1,gdp}^2 + \varepsilon_i, \quad \overline{\theta_{i,t}} = \gamma_0 + \gamma_1 \sigma_{i,2,gdp}^2 + \varepsilon_i \\ \ln(\overline{\theta_{i,t}}) &= \gamma_0 + \gamma_1 \sigma_{i,1,gdp}^2 + \varepsilon_i, \quad \ln(\overline{\theta_{i,t}}) = \gamma_0 + \gamma_1 \sigma_{i,2,gdp}^2 + \varepsilon_i \end{aligned} \quad (9)$$

考察波动与“主观学习时间”投入关系的回归方程为:

$$\begin{aligned} \overline{1 - \theta_{i,t}} &= \lambda_0 + \lambda_1 \sigma_{i,1,gdp}^2 + \varepsilon_i, \quad \overline{1 - \theta_{i,t}} = \lambda_0 + \lambda_1 \sigma_{i,2,gdp}^2 + \varepsilon_i \\ \ln(\overline{1 - \theta_{i,t}}) &= \lambda_0 + \lambda_1 \sigma_{i,1,gdp}^2 + \varepsilon_i, \quad \ln(\overline{1 - \theta_{i,t}}) = \lambda_0 + \lambda_1 \sigma_{i,2,gdp}^2 + \varepsilon_i \end{aligned} \quad (10)$$

在上述回归方程中,因变量均取各省样本期间的均值。其中下标*i*代表省份。 $\sigma_{i,1,gdp}^2$ 表示长期波动^⑮, $\sigma_{i,2,gdp}^2$ 代表短期波动^⑯。为了节省篇幅,此处只给出波动(包括长、短期波动)与长期要素投入的关系^⑰。如果前文对机理三成立的猜想是正确的,那么式(8)中的 β_1 应该显著为正,而式(9)和(10)中的 γ_1 和 λ_1 应该均不显著。

(2) 要素与增长的关系

本文再回到增长方程,考察各投入要素对经济增长的影响。由式(4)可得: $y_t = A_t k_t^\alpha \theta_t^{1-\alpha}$,对此式两边取对数,得到: $\ln y_t = \ln A_t + \alpha \ln k_t + (1 - \alpha) \ln \theta_t$ 。

对式(10)两边进行一期差分,可得到:

$$\ln \frac{y_{t+1}}{y_t} = \ln(1 + \eta(1 - \theta_t)) + \alpha \ln \frac{k_{t+1}}{k_t} + (1 - \alpha) \ln \frac{\theta_{t+1}}{\theta_t} \quad (11)$$

式(11)等式右边三项,分别代表“主观学习”投入、“资本增长率”和“干中学”投入等三类要素对经济增长的影响。通过代入相关数值,可算出这些影响的大小。

如果机理一成立,那么劳动力要素,特别是其中的“主观学习”投入要素应该对经济增长发挥重要作用。如果机理二成立,那么资本要素以及劳动力投入要素(特别是其中的“主观学习”投入要素)将对经济增长发挥重要作用。如果机理三成立,则经济增长主要由资本要素和“干中学”投入决定。

五、回归结果

(一) 经济波动与要素投入的回归结果

表3和表4给出了经济波动与要素投入的回归结果。为叙述方便,本文对各变量略去下标*i*。从中可见,无论是长期波动指标 $\sigma_{1,gdp}^2$,还是短期波动指标 $\sigma_{2,gdp}^2$,都与长期资本投入($\frac{k_{t+1}}{k_t}$)和长期“干中学”投入($\overline{\theta_t}$)存在显著的正相关关系;而与长期“主观学习”投入($1 - \theta_t$)存在显著的负相关关系。无论是将水平值作为被解释变量,还是将对数值作为被解释变量,回归结果都没有根本性的变化。这说明,经济波动显著地推动了中国的投资,却没有对社会创新动力和“主观学习”投入产生有效的正面推进作用,反而抑制了“主观学习”投入。

(二) 要素投入与增长的关系

接着利用式(11)考察要素投入与增长的关系。表5给出了各年份各地区平均值的三部分要素对经济增长的贡献值(即“主观学习”投入贡献 $\ln(1 + \eta(1 - \theta_t))$,资本投入贡献 $\alpha \ln \frac{k_{t+1}}{k_t}$ 和“干中学”投

表3 经济波动与要素投入的回归结果(因变量为水平值)

被解释变量	$\overline{\left(\frac{k_{t+1}}{k_t}\right)}$	$\overline{\left(\frac{k_{t+1}}{k_t}\right)}$	$\overline{\theta_t}$	$\overline{\theta_t}$	$\overline{1-\theta_t}$	$\overline{1-\theta_t}$
σ_{egdpr}^2	2.320 8 *** (0.336 1)		0.489 3 *** (0.086 0)		-0.489 3 *** (0.086 0)	
σ_{egdpr}^2		0.673 7 * (0.358 0)		0.184 2 ** (0.075 1)		-0.184 2 ** (0.075 1)
常数项	1.097 9 *** (0.007 1)	1.135 1 *** (0.005 2)	0.935 3 *** (0.002 0)	0.942 5 *** (0.001 2)	0.064 7 *** (0.002 1)	0.057 5 *** (0.001 3)
样本数	341	341	341	341	341	341
R ²	0.165 5	0.019 4	0.087 7	0.017 3	0.087 7	0.017 3

注:由于经济波动和要素投入都是一段时期内的均值变量,所以此处的回归中无需(也无法)加入省份和年份因素的固定效应因素。因而,此处的回归就是一个简单的截面 OLS 回归。括号内为标准误。***、** 分别表示回归系数 t 在 1% 和 5% 水平上显著。资料来源:作者用 STATA 软件回归得到

表4 经济波动与要素投入的回归结果(因变量取对数值)

被解释变量	$\ln \overline{\left(\frac{k_{t+1}}{k_t}\right)}$	$\ln \overline{\left(\frac{k_{t+1}}{k_t}\right)}$	$\ln \overline{\theta_t}$	$\ln \overline{\theta_t}$	$\ln \overline{(1-\theta_t)}$	$\ln \overline{(1-\theta_t)}$
σ_{egdpr}^2	1.980 1 *** (0.287 0)		0.523 4 *** (0.091 1)		-7.764 6 *** (1.424 1)	
σ_{egdpr}^2		0.548 7 * (0.309 2)		0.197 0 ** (0.080 2)		-2.927 8 ** (1.248 0)
常数项	0.094 8 *** (0.006 4)	0.127 0 *** (0.005 2)	-0.067 0 *** (0.002 0)	-0.059 3 *** (0.001 3)	-2.762 3 *** (0.031 1)	-2.876 1 *** (0.022 1)
样本数	341	341	341	341	341	341
R ²	0.158 3	0.016 9	0.088 2	0.017 4	0.080 6	0.016 0

注:由于经济波动和要素投入都是一段时期内的均值变量,所以此处的回归中无需(也无法)加入省份和年份因素的固定效应因素。因而,此处的回归就是一个简单的截面 OLS 回归。括号内为标准误。***、** 分别表示回归系数 t 在 1% 和 5% 水平上显著。资料来源:作者用 STATA 软件回归得到

表5 各要素产出及其占总产出的比重(各年份的地区平均值)

年份	$\ln \overline{(1+\eta)} / \ln \overline{(1-\theta_t)}$	占比(%)	$\alpha \ln \overline{\frac{k_{t+1}}{k_t}}$	占比(%)	$(1-\alpha) \ln \overline{\frac{\theta_{t+1}}{\theta_t}}$	占比(%)
2000	0.005 8	13.019 3	0.035 8	80.447 8	0.002 9	6.532 9
2001	0.004 6	10.054 4	0.041 4	89.8279	0.000 1	0.117 7
2002	0.004 6	9.446 3	0.043 8	89.527 4	0.000 5	1.026 3
2003	0.004 3	8.293 6	0.049 2	93.866 9	-0.001 1	-2.160 5
2004	0.004 9	8.275 2	0.051 9	86.881 9	0.002 9	4.842 9
2005	0.003 4	5.378 9	0.061 0	95.667 7	-0.000 7	-1.046 6
2006	0.003 8	6.381 3	0.057 9	97.100 0	-0.002 1	-3.481 3
2007	0.004 8	7.290 3	0.058 6	89.025 6	0.002 4	3.684 1
2008	0.003 6	6.181 4	0.055 8	95.329 5	-0.000 9	-1.510 9
2009	0.004 1	6.258 5	0.062 1	94.341 9	-0.000 4	-0.600 3
2010	0.004 1	6.353 5	0.059 2	90.765 1	0.001 9	2.881 5

资料来源:作者用 EXCEL 软件计算。

入贡献($1 - \alpha$) $\ln \frac{\theta_{t+1}}{\theta_t}$) 的平均值 ,同时给出各部分贡献占比。从中可见 ,资本投入贡献比例在各年都处于高值 ,且没有明显下降趋势 ,是经济增长最主要的贡献要素 “主观学习” 投入贡献比率虽处于第二位 ,但除了 2000 年和 2001 年外 ,均未超过 10% ,且在 2001 年后出现了下降 “干中学” 投入贡献比例则非常不稳定 ,且处于较低水平。这反映出中国劳动力供给已接近极限值 ,难以再通过简单的劳动力增加投入 ,获取高幅增长速度。也即在两大要素贡献中 ,资本要素的贡献非常高 ,已明显缺乏增长潜力 ,而人力要素贡献则在一个较低水平上陷入瓶颈。结合上文研究 ,本文认为 ,通过增加资本投入来应对经济波动已不具备长期潜力。

表 6 给出了各地区按时间平均的三部分要素对经济增长的贡献值。从中可见 ,在省(直辖市)这

表 6 各要素产出及其占总产出的比重(各地区的时间平均值)

地区	$\ln(1 + \eta)$ ($1 - \theta_t$)	占比(%)	$\alpha \ln \frac{k_{t+1}}{k_t}$	占比(%)	$(1 - \alpha) \ln \frac{\theta_{t+1}}{\theta_t}$	占比(%)
北京	0.005 6	14. 977 1	0. 030 7	82. 087 1	0. 001 1	2. 9358
天津	0. 004 3	7. 905 8	0. 048 5	89. 795 0	0. 001 2	2. 299 2
河北	0. 004 1	7. 386 4	0. 050 7	92. 108 5	0. 000 3	0. 505 0
山西	0. 003 6	5. 697 5	0. 059 4	93. 890 6	0. 000 3	0. 411 9
内蒙古	0. 004 7	5. 572 5	0. 080 7	94. 687 5	-0. 000 2	-0. 259 9
辽宁	0. 004 3	7. 262 0	0. 054 3	92. 686 4	0. 000 0	0. 051 6
吉林	0. 003 7	5. 041 4	0. 069 2	95. 013 4	0. 000 0	-0. 054 8
黑龙江	0. 003 9	8. 072 4	0. 043 7	91. 513 1	0. 000 2	0. 414 4
上海	0. 004 2	14. 885 8	0. 024 1	84. 449 2	0. 000 2	0. 066 50
江苏	0. 003 9	6. 959 7	0. 052 1	93. 202 0	-0. 000 1	-0. 161 7
浙江	0. 003 8	7. 167 8	0. 049 2	93. 289 3	-0. 000 2	-0. 457 1
安徽	0. 003 9	7. 058 4	0. 050 8	92. 159 5	0. 000 4	0. 782 1
福建	0. 003 7	6. 543 3	0. 052 1	92. 915 2	0. 000 3	0. 541 5
江西	0. 005 9	9. 333 5	0. 057 8	90. 713 1	0. 000 0	-0. 046 6
山东	0. 004 1	6. 684 0	0. 057 5	93. 232 7	0. 000 1	0. 083 3
河南	0. 004 3	6. 477 0	0. 062 8	94. 136 5	-0. 000 4	-0. 613 5
湖北	0. 003 8	5. 642 2	0. 062 9	94. 509 1	-0. 000 1	-0. 151 2
湖南	0. 003 5	6. 078 6	0. 054 7	94. 759 9	-0. 000 5	-0. 838 5
广东	0. 003 6	7. 997 0	0. 041 9	92. 411 8	-0. 000 2	-0. 408 7
广西	0. 003 9	5. 450 3	0. 067 4	93. 543 5	0. 000 7	1. 006 2
海南	0. 004 1	10. 368 9	0. 034 9	87. 475 8	0. 000 9	2. 155 3
重庆	0. 005 0	8. 261 7	0. 055 8	92. 516 4	-0. 000 5	-0. 778 1
四川	0. 004 1	8. 617 5	0. 043 0	90. 619 9	0. 000 4	0. 762 6
贵州	0. 005 5	9. 837 9	0. 048 9	86. 835 2	0. 001 9	3. 326 9
云南	0. 005 7	11. 782 3	0. 041 7	86. 956 7	0. 000 6	1. 261 0
西藏	0. 007 4	9. 109 4	0. 070 7	87. 120 1	0. 003 1	3. 770 5
陕西	0. 004 2	6. 760 7	0. 056 9	92. 419 2	0. 000 5	0. 820 0
甘肃	0. 004 8	8. 342 5	0. 051 1	87. 942 3	0. 002 2	3. 715 2
青海	0. 003 5	6. 511 7	0. 050 8	94. 646 4	-0. 000 6	-1. 158 1
宁夏	0. 005 2	8. 133 9	0. 055 3	86. 619 3	0. 003 3	5. 246 9
新疆	0. 004 4	8. 555 5	0. 045 8	89. 619 4	0. 000 9	1. 825 0

资料来源: 作者用 EXCEL 软件计算。

一维度,资本投入贡献比例普遍处于高值,且没有明显下降趋势,是经济增长最主要的贡献要素。“主观学习”投入贡献比例仍处于第二位,“干中学”投入贡献比例则处于第三位。这里的第一部分要素贡献值即 $\ln(1 + \eta(1 - \theta_i))$,在有些中西部省市较高,如云南、重庆、四川、江西、海南、西藏等,这并不奇怪。一方面,这些地区技术创新水平值和 GDP 水平值均较低,有些地区近十几年经济速度又较快(如西藏 2000 年后每年的 GDP 增长速度均超过 12%),会带来相对较高的技术创新增长速度。另一方面,由于本文是按 LP 法和 OP 法估计 TFP 值的,这不可避免会忽略通过模仿和引进取得的“非体现式的技术进步”,使得这类技术进步贡献混入资本的贡献率中^[14]。由于东部一些相对发达地区取得的技术进步在很大程度上为“非体现式的技术进步”,这样的计算方法也就使得这些地区的 TFP 值受到一定低估。不过,这种误差并不影响本文的主旨。因为本文目标就是估算“主观学习”投入对经济增长的贡献,而“主观学习”投入的贡献显然主要为原创性技术创新贡献,而不应包含“非体现式的技术进步”贡献。

(三) 稳健性检验

本文主要从两方面对实证过程进行稳健性检验:(1)考虑到本文的样本数较少,对波动与要素投入的回归结果可能有偏。本部分引入 Bootstrap 方法^⑩,进行 Bootstrap 循环 500 次,得到新的波动与要素投入关系的回归结果。(2)在 GMM 估计中,不同的参数初始值会引起参数 θ_i 估计的细微差别,可能影响各要素对经济增长率的比重估算。为此,本文换一组 θ_i 的估计结果,重新计算各要素对经济增长率的贡献比率^⑪。这些稳健性检验的结果与之前结果基本一致。

六、结论与研究展望

有关要素投入在经济波动与增长关系中的作用问题一直没有理论和实证逻辑一致的答案。在前人研究基础上,本文通过理论模型推导,并借助能够同时估算资本投入和劳动时间投入的结构估计 GMM 方法,完成了在中国转型经济环境下,要素投入对经济波动与增长关系影响机理的阐释和检验。针对中国省份面板数据的数值模拟和实证研究支持了资本要素投入对波动与增长关系产生重要的链条式影响,也即存在“经济波动增加——资本投入增加——经济增长加快”的联系机理的结论。

具体地,本文发现:(1)经济波动会带来资本投入和“干中学”投入的增加,而使“主观学习”投入降低;(2)资本投入的增加水平主导了中国的经济增长;(3)尽管“主观学习”投入对经济增长有一定的促进作用,但这种促进作用仍处于较低水平。而代表着相对简单劳动时间投入的“干中学”投入,则已经达到了接近极限的水平值,难以对经济增长产生持续的促进作用。

本文论证的机理为解释改革前经济波动与增长的负相关关系提供了一个可信赖的逻辑基础,即这一逻辑基础不仅适用于改革后,也适用于改革前。由于要素投入特别是资本要素投入决定了中国的经济增长,改革的进程实质上就是发挥了资本要素对波动的抑制作用和对经济增长的促进作用。而改革前的经济波动与政治运动紧密相关,且改革前政府对资本和劳动要素投入的掌控程度更高。所以,当政治运动盛行时,要素投入必然就被忽视。于是,经济波动不仅不能带来要素投入的增加,还会抑制资本和劳动要素投入,从而带来经济增长速度的降低甚至负增长。

本文研究结论对当前经济政策亦具有较强的启发意义。近年来,中国政府对经济波动的干预力度和时效性都很强,使得资本投入成为决定经济波动与增长正相关关系的决定性要素,经济波动、资本投入和经济增长间呈现显著的正相关关系。这一方面稳定了经济增长,但另一方面亦在相当程度上抑制了技术创新的动力,从而在数据上能够观察到经济波动与“主观学习”投入的负相关关系。这一负相关关系也是导致“主观学习”投入对经济增长的影响力有限的主要原因。所以,资本要素投入的增长及其对经济增长的促进作用,并不能同时带来“主观学习”投入和技术创新的增加。同时,资本要素投入尽管能刺激“干中学”投入的增加,但由于以“干中学”为代表的简单劳动时间投入已接

近极限值 其对经济增长的促进作用已十分有限。所以 政府对经济波动的干预 ,尤其是简单的资本注入式的干预 ,在目前的经济环境下 ,已难以真正启动“主观学习”投入对经济增长的促动力 ,也难以保证可持续的经济增长。因此 逐步减少政府对经济波动的直接干预 ,大力抑制资本依赖症 ,而通过市场调节改变“主观学习”投入与经济波动间的负相关关系 ,已成为维持经济可持续增长的必由之路。在当前经济存在向下波动压力的环境下 尤其应该坚持“简政放权”改革不动摇 ,激活市场机制、促进“万众创新” ,真正发挥“主观学习”投入对经济增长的贡献。与此同时 ,要严密防止资本依赖症抬头 ,谨慎使用和发挥资本要素对于经济增长的有限的、宝贵的促进潜力。

验证要素投入对经济增长的作用 ,囿于数据和研究方法 ,理论上一直未能得到有效推进。本文试图通过引入结构估计 GMM 方法来克服研究障碍。但数据缺陷使本文研究样本不得不停留在 2000—2010 年期间 ,因为 2000 年前企业样本不足 ,而 2011 年开始我国对固定资产投入的统计口径发生了根本性变化(由统计 50 万以上投资提高到了 500 万以上投资) ,从而使得数据前后不可比。下一步的研究拓展在于如何平滑好新旧口径间的固定资产投资数据 ,尽量拓展研究样本期。在延拓样本期的基础上 ,可采用滚动回归方法计算长短期波动与要素投入的关系 ,从而得到动态的、更富经济意义的实证结果。

参考文献:

- [1] 卢二坡 ,王泽填. 短期波动对长期增长的效应——基于省际面板数据的经验证据 [J]. 统计研究 ,2007(6) :32-36.
- [2] 陈昆亭 ,周炎 ,龚六堂. 短期经济波动如何影响长期经济增长趋势 [J]. 经济研究 ,2012(1) :42-53.
- [3] 庄子罐 ,崔小勇 ,龚六堂 等. 预期与经济波动——预期冲击是驱动中国经济波动的主要力量吗? [J]. 经济研究 ,2012(6) :46-59.
- [4] BLACKBURN K ,GALINDER R. Growth volatility and learning [J]. Economics letters ,2003 ,79(3) :417-421.
- [5] BERNANKE B S. Nonmonetary effects of the financial crisis in the propagation of the great depression [J]. American e-economic review ,1983 ,73(3) :257-276.
- [6] PINDYCK R S. Irreversibility ,uncertainty ,and investment [J]. Journal of economic literature ,1991 ,29(3) :1110-1148.
- [7] RAMEY V A ,RAMEY G A. Technology commitment and the cost of economic fluctuations [Z]. NBER working paper ,No. 3755 ,1991.
- [8] ROMER P M. Endogenous technological change [J]. Journal of political economy ,1990 ,98(5) :S71-S102.
- [9] LUCAS R E. On the mechanics of economic development [J]. Journal of monetary economics ,1988 ,22(1) :3-42.
- [10] BRANDT L ,BIESEBROECK J V ,ZHANG Y. Creative accounting or creative destruction? firm-level productivity growth in Chinese manufacturing [J]. Journal of development economics ,2012 ,97(2) :339-351.
- [11] 平新乔. 外国直接投资对中国企业的溢出效应分析: 来自中国第一次全国经济普查数据的报告 [J]. 世界经济 ,2007(8) :3-43.
- [12] KYDLAND F E ,PRESCOTT E C. Time to build and aggregate fluctuations [J]. Econometrica ,1982 ,50(6) :1345-1370.
- [13] 韦倩 ,程桂平 ,郝涛. 论艾西莫格鲁的经济波动理论及其价值 [J]. 经济学家 ,2013(1) :24-31.
- [14] CONLEY T G ,DUPOR B. A spatial analysis of sectoral complementarities [J]. Journal of political economy ,2003 ,111(2) :311-352.
- [15] ACEMOGLU D ,CARVALHO V M ,OZDAGLAR A et al. The network origins of aggregate fluctuations [J]. Econometrica ,2012 ,80(5) :1977-2016.
- [16] 彭冲 ,李春风 ,李玉双. 产业结构变迁对经济增长的动态影响研究 [J]. 产业经济研究 ,2013(3) :91-100.
- [17] 黄勇峰 ,任若恩 ,刘晓生. 中国制造业资本存量永续盘存法估计 [J]. 经济学(季刊) ,2002(2) :377-396.
- [18] 郭庆旺 ,贾俊雪. 中国全要素生产率的估算: 1979—2004 [J]. 经济研究 ,2005(6) :51-60.
- [19] 姜永玲 ,张婧屹 ,史占中. 中国产业结构分布与经济波动 [J]. 经济与管理研究 ,2015(1) :3-10.

- [20] 赵志耘, 吕冰洋, 郭庆旺, 等. 资本积累与技术进步的动态融合: 中国经济增长的一个典型事实 [J]. 经济研究, 2007(11): 18-31.
- [21] 彭支伟, 佟家栋, 刘竹青. 垂直专业化、技术变动与经济波动 [J]. 世界经济, 2012(7): 3-21.
- [22] 丁重, 邓可斌. 中国企业技术创新的逆周期特征——基于上市公司面板数据的实证研究 [J]. 当代财经, 2014(8): 65-78.
- [23] 鲁晓东, 连玉君. 中国工业企业全要素生产率估计: 1999—2007 [J]. 经济学(季刊), 2012(2): 541-558.
- [24] EPSTEIN L G, ZIN S E. Substitution, risk aversion, and the temporal behavior of consumption and asset returns: a theoretical framework [J]. Econometrica, 1989, 57(4): 937-969.
- [25] HANSEN, L P, SINGLETON K J. Generalized instrumental variables estimation of nonlinear rational expectations models [J]. Econometrica, 1982, 50(5): 1269-1286.
- [26] 陈彦斌, 邱哲圣. 高房价如何影响居民储蓄和财产不平等 [J]. 经济研究, 2011(10): 25-38.

注释:

- ①此时 根据庄子罐等^[3]的研究, 短期波动(由外生技术创新和其他因素引发)会带来投资者和经济人对未来长期预期的不确定性, 从而影响长期波动和长期增长。
- ②需要说明的是, 要素投入对经济波动和增长是存在内生关系的, 但本文的主旨不在于讨论这种内生关系, 而在于探讨各类要素与波动、经济增长间的相关性是否符合生产函数的理论预期。
- ③ A_t (TFP) 的计算方法因篇幅关系略去, 作者留存备索。
- ④这一假设还是较为合理的。因为本质上, “干中学”对技术创新的提升作用, 主要体现在模仿性而非原创性的技术创新上。原创性的技术创新应该主要取决于“主观学习”也即教育的投入。因此, Lucas^[9], Romer^[8] 等经典模型都采取了这样的假设。Brandt *et al.*^[10] 的研究也发现, 1998 年后中国的 TFP 增长主要来源于原创性的创新(创造性破坏), 而非模仿性的技术。结合本文的内容, 本文认为, 原创性的技术显然只能通过“主观学习”而非“干中学”得到。此前, 平新乔^[11] 曾对“市场能否换技术”这一问题进行了较全面的实证研究, 答案也是否定的。这也说明, “干中学”对于技术创新的增进作用非常有限。这些证据都支持了模型在这里的假设。
- ⑤在此处的公式表述中, 为了让模型更简洁, 本文假定资本折旧率为 1。在下文估算过程的实际数据处理时, 本文考虑了物价因素和折旧因素对资本的影响, 将各年各省(直辖市)的人均资本进行了调整。换言之, 调整后的人均资本值相当于其资本折旧率为 1。
- ⑥这实际上解释了部门冲击与金融危机的关系, 以及此次危机过程中经济波动与经济增长的负相关关系。
- ⑦这是因为, 原创性技术创新是否能成功, 在相当长时间内不确定, 因此会带来经济波动。但总体而言, 最终总会有部分技术创新得到市场认可, 从而带来经济增长。在这方面的详细讨论可参见 Brandt *et al.*^[10]。
- ⑧本文的详细数据处理和 GMM 方法的运用作者有附录说明, 因篇幅关系留存备索。
- ⑨事实上, 各省上市公司数量与其经济发展水平紧密相关。根据本文对上交所、深交所上市公司的统计, 截至 2014 年 12 月 31 日, A 股上市公司最多的六个省市分别为广东、浙江、江苏、上海、北京、山东。上市市值最高的六个省市分别为: 北京、广东、上海、江苏、浙江、山东。可见, 用上市公司的 TFP 来代表各省的 TFP 水平, 是能够体现各省的 TFP 值相对差异的。
- ⑩这是使用 CARA 效用函数必然存在的问题。要解决这一问题, 通常有两种选择: 一是给定不同的 σ 值, 求解 β 值。二是需要使用 Epstein and Zin^[24] 提出的递归效用函数。但使用递归效用函数会带来待估参数的增加, 在样本数量有限的情况下, 难以通过结构模型方法估算出参数值。所以选择第一种处理方法。
- ⑪此处的 GMM 估计遵循一般的 GMM 估计方法。限于篇幅, 略去估计方法介绍。
- ⑫事实上, 根据本文试验的结果, 当 σ 值大于 1.5 时, β 值大于 1。这与理论预期不符。因此, 本文将 σ 值的取值范围设定为 0.95 ~ 1.5 之间。于是相应地, η 值取值结果在 0.1051 ~ 0.1835 之间。这个变化区间不大, 使得本文容易通过式(6) 估算出较为稳定的、各省(直辖市)在各年度的 θ 值。
- ⑬我们也曾换用三年到四年数据(2000—2002, 2003—2006, 2007—2010) 构建短期增长的变量, 结果并没有明显变化。

- ⑭为了保证研究结果的稳健性，本文同时观察经济波动对要素投入原值和对数值的影响。这里取对数值，在经济意义上，也即同时考察了经济波动对资本增长率的变化速度，以及对劳动时间增长率的影响。
- ⑮即计算各省在2000—2010年期间人均GDP增长率的方差。
- ⑯即分2000—2005年和2006—2010年两个样本期计算各省人均GDP增长率的方差。
- ⑰本文也尝试了短期波动与短期要素投入的回归，结果与此处并没有很大的区别。为节省篇幅，这些回归留存备索。
- ⑱这实际上也起到控制异方差提供稳健标准误的作用。
- ⑲本文曾尝试十组可能的“干中学”投入时间数据，结果并没有明显区别。因篇幅关系，结果留存备索。

(责任编辑: 雨 珊)

Factor Inputs , Economic Fluctuation and Growth in China ——A Structure-Model Test on the Role of Capital and “Subjective Learning”

DENG Kebin¹ , LIU Yie² , WANG Xiuyu³

(1. School of Economics and Commerce , South China University of Technology , Guangzhou 510006 , China;
2. School of Management and Engineering , Nanjing University , Nanjing 210093 , China;
3. PBC School of Finance , Tsinghua University , Beijing 100083 , China)

Abstract: As we have been lack of empirical evidence on the role of factor inputs in the relationship between economic fluctuation and growth in China , this paper provides some evidence on this topic with a structural GMM model and province - year panel data in China. Our evidence shows that factor inputs , especially capital investments , play an important chain role to explain the relationship between economic fluctuation and economic growth (steady state of consumption growth) in China , but the role of “subjective learning” inputs is not obvious. We find the following simple but significant regularity of the chain: “as economic fluctuation increase , capital investment increase , then higher economic growth rate”. Thus , even though the pure capital inputs can temporarily alleviate the economic fluctuation and stimulate economic growth , it does not effectively motivate “subjective learning” inputs and technological innovation. In order to promote the contribution of “subjective learning” in economic growth under the obvious economic downward pressure , we should resolutely curb simple capital investment impulse , “streamline government and delegate authorities” , and stimulate the function of market mechanism , which should be the long - term mechanism to regulate economic fluctuation and achieve sustainable economic growth.

Key words: economic fluctuation; factor inputs “Subjective Learning”; economic growth; structural estimation model