

- [4]黄辉. 企业特征、融资方式与企业融资效率[J]. 预测, 2009(2): 21-27.
- [5]初立苹, 粟芳. 我国寿险公司融资效率的测度及改进[J]. 保险研究, 2013(10): 19-31.
- [6]吴延兵. 国有企业双重效率损失研究[J]. 经济研究, 2012(3): 15-27.
- [7]吴军, 白云霞. 我国银行制度的变迁与国有企业预算约束的硬化——来自 1999~2007 年国有上市公司的证据[J]. 金融研究, 2009(10): 179-192.
- [8]辛清泉, 郑国坚, 杨德明. 企业集团、政府控制与投资效率[J]. 金融研究, 2007(10): 123-142.
- [9]蔡吉甫. 法治、政府控制与公司投资效率[J]. 当代财经, 2012(5): 62-72.
- [10]张敏, 吴联生, 王亚平. 国有股权、公司业绩与投资行为[J]. 金融研究, 2010(12): 115-130.
- [11]李文贵, 余明桂. 所有权性质、市场化进程与企业风险承担[J]. 中国工业经济, 2012, (12): 115-127.
- [12]Pandit S, Wasley C E, Zach T. The Effect of Research and Development (R&D) Inputs and Outputs on the Relation Between the Uncertainty of Future Operating Performance and R&D Expenditures [J]. Journal of Accounting, Auditing & Finance, 2011, 26(1): 121-144.
- [13]Chow C K W, M K Y Fung. Ownership Structure, Lending Bias, and Liquidity Constraints: Evidence from Shanghai's Manufacturing Sector[J]. Journal of Comparative Economics, 1998, 26(2): 301-316.
- [14]Lin J Y, Z Li. Policy Burden, Privatization and Soft Budget Constraint [J]. Journal Comparative Economics, 2008, 36(11): 90-102.
- [15]Firth M, X LIN, S M L Wong. Leverage and Investment under a State-owned Bank Lending Environment: Evidence from China[J]. Journal of Corporate Finance, 2008, 14(5): 642-653.
- [16]刘启亮, 罗乐, 何威风, 陈汉文. 产权性质、制度环境与内部控制[J]. 会计研究, 2012(3): 52-61+95.
- [17]皮永华, 宝贡敏. 我国企业多角化战略与研发强度之间关系的实证研究——以浙江省为例[J]. 科研管理, 2005(2): 76-82.
- [18]李科, 徐龙炳. 融资约束、债务能力与公司业绩负债能力[J]. 经济研究, 2011(5): 61-73.
- [19]Tom R Vanacker, S anigart. Pecking Order and Debt Capacity Considerations for High-Growth Companies Seeking Financing[J]. Small Business Economics, 2010, 35(1): 53-69.
- [20]王春丽, 张伟. 上市公司经营效率的区域差异比较[J]. 统计研究, 2011, (6): 41-46.
- [21]连玉君, 苏治, 丁志国. 现金—现金流敏感性检验融资约束假说吗? [J]. 统计研究, 2008, (10): 92-99.
- [22]成力为, 戴小勇. 研发投入分布特征与研发投入强度影响因素的分析——基于我国 30 万个工业企业面板数据[J]. 中国软科学, 2012, (8): 152-165.
- [23]解维敏, 方红星. 金融发展、融资约束与研发投入[J]. 金融研究, 2011, (5): 171-183.
- [24]J R Brown, B C etersen. Cashholdings and R&D Smoothing[J]. Journal of Corporate Finance, 2011, 17(3): 694-709.
- [25]黄振雷, 吴淑娥. 现金持有会影响研发平滑吗? [J]. 经济与管理研究, 2014, (10): 119-128.

The Financing Efficiency, Property Rights and R&D Investment

ZOU Hui-xia, LIU Yi

(School of Management and Economics, Wuhan University, Wuhan 430072, China)

Abstract: Regarding 550 enterprises' panel data of the information and manufacturing industry over 2009-2013 as samples, then combined with the nature of property right, we investigate the effect of financing efficiency on the firm R&D investment. There is an evidence that the financing efficiency of the private property rights and the central government controlled enterprise is significantly higher than local government controlled enterprise; The private property control of the enterprise's R&D intensity is significantly higher than the central control of enterprise, and were higher than local control of the enterprise; Financing efficiency of enterprise has a positive impact on R&D investment, especially for the private property rights controlled enterprise.

Key words: financing efficiency; R&D investment; property rights; DEA-Windows

责任编辑 应育松

金融创新、技术创新与经济增长

——新常态分析视角

李从文

(南开大学 经济学院, 天津 300071)

摘要: 基于新常态理解, 通过建立包含三部门的动态博弈模型, 结合微观视角与宏观机制分析了金融创新、技术创新以及经济增长的内在关联并提出相关结论, 然后选取 1952~2013 年数据, 运用 ARDL-ECM 边界效应检验模型实证检验所得结论, 结果表明: 单独金融创新对经济增长产生抑制作用, 而协同技术创新对经济促进作用显著, 但弱于单独的技术创新作用; 知识与创新短期内对经济促进作用不显著, 其外部性发挥需要门槛积累。

关键词: 创新驱动; 经济增长; 新常态

中图分类号: F832 **文献标识码:** A **文章编号:** 1005-1007(2015)02-0013-12

一、引言

目前, 我国经济下行压力不断增大, 新常态出现端倪。新常态的内涵一是“新”, 即不同于以往; 二是“常态”, 即相对比较稳定并且会延续较长时间的状态。从中国经济现状和发展趋势来看, 新常态的一个重要特征就是动力机制的新常态, 在经济增速放缓、结构优化升级的同时, 经济发展的动力要由过去的要素驱动、投资驱动转向创新驱动。推动以科技创新为核心的全面创新, 极大地激发微观主体的活力, 形成新的增长动力源泉, 推动经济持续健康发展。新常态之下, 技术创新离不开金融支持, 加快现代金融服务创新步伐, 提升金融服务现代化水平, 明确金融服务实体经济的主要着力点, 以金融创新促进技术创新, 以技术创新带动金融创新, 发挥二者的协同效应, 促进经济的内涵式增长, 才能使经济增长努力向创新要红利。

使创新成为我国经济发展的长期驱动力, 关键在于理解金融创新、技术创新以及经济增长三者之间存在的内在联系。从国外研究来看, 在金融创新与科技创新的关系上, 大量研究表明, 金融创新与科技创新存在系统性互动作用(Allen 和 Gale, 1994; Tufano, 2003; Frame 和 White, 2004; Goetzmann, 2009), 而来自美国(Amore 等, 2013; Chava 等, 2013)以及其他国家(Beck 等, 2012)的经验数据也验证了金融创新与技术进步的关联性。同时, 多数学者(Greenwood 和 Jovanovic, 1990; Bencivenga 和 Smith, 1991; Levine, 1991; Greenwood 等, 2010)的研究发现金融创新能够对一国资本结构以及长期经济增

收稿日期: 2014-11-25

作者简介: 李从文, 男, 南开大学经济学院金融系博士生, 主要从事金融创新工程与理论研究。

长产生巨大影响作用。那么金融创新与技术创新的协同效应和经济增长关系又如何呢? Aghion 和 Howitt(1998)认为作为一种知识资本,金融创新可以加快资本积累速度,使得非金融企业获得更多研发资金,间接促进企业的技术进步,从而推动经济增长。Tadesse(2007)的实证结果表明,金融创新可以提高资金配置效率和风险分担的功能,促进企业的技术创新,从而影响到经济的生产效率。Beck 等(2012)和 Amore 等(2013)以银行信贷增长率衡量金融创新程度,发现对非金融企业的信贷支持可以有效促进其技术与产品专利产出,提高生产效率从而影响经济增长。

从国内研究来看,关于金融创新与科技创新的关系,国内学者进行了较为充分的研究。其基本的共识是金融创新与科技进步之间存在耦合协同关系,金融创新能够为科技进步提供有力辅助,支持该结论的研究包括:李虹和艾治润(2007);肖科(2009);邵同(2011);叶子荣和贾洲(2011)等。在关于金融创新与经济增长的关系上,国内相关的研究主要从以下两个方面展开:微观层面主要集中在金融产品创新的风险效应和政策管理方面。吴敬琏(2006)认为金融创新通过丰富金融产品、完善金融体系,将推动经济增长;赵俊生、韩琳和李湛(2007)利用美国信用衍生产品市场面板数据,实证考察了CRT 交易对银行风险水平的影响。董经纬(2008)从住房信贷促进经济增长的角度实证分析了金融创新对经济增长的贡献;倪志凌(2011)认为资产证券化并不能有效防范商业银行系统性风险。宏观层面主要集中在金融发展与经济的关系上。周立和王子明(2002)研究发现中国各地区金融发展与经济增长密切相关。王志强和孙刚(2003)从中国金融总体发展的规模扩张、结构调整和效率变化三个方面检验认为中国金融发展与经济增长之间存在显著的双向因果关系。武志(2010)认为虽然金融增长能够促进经济增长,但金融发展的内在质却只能由经济增长所引致,二者存在内生性。赵勇和雷达(2010)认为金融发展水平的提高可以通过降低增长方式转变的

门槛值来推动经济增长的集约式结构转变。而在金融创新、技术创新和经济增长三者关系上,国内研究相对较少。代表性的有江曙霞和郑亚伍(2012)研究了金融创新、R&D 与经济增长的关系,结论是金融创新直接影响经济增长率,还会通过对技术创新的影响,间接地影响到经济的增长。孙浦阳和张蕊(2012)认为金融创新单独对经济增长的作用方向是不确定的,甚至可能存在显著的抑制作用;而金融创新通过技术进步对经济增长的促进作用是显著的,并且这种作用更多地通过企业的技术进步来体现。

综合来看,国内相关文献研究有如下几点不足:首先,尽管金融创新过程本身源于微观金融机构、消费者或企业,而对经济增长发挥的影响作用渠道却是宏观机制,将微观机构与宏观机制割裂开来,不能找到微观金融创新与宏观经济增长的契合点,就容易放大创新的风险效应而忽视创新与实体经济的结合,不能正确认识金融创新对于经济增长的驱动作用,不符合新常态的“新”的认识。其次,金融创新并不等同于金融发展(Tufano,2003),金融发展是一个静态存量水平,而金融创新更多的是一个长期持续过程。熊彼特增长理论认为金融创新驱动经济增长有两种方式,水平创新驱动方式和垂直创新驱动方式。水平创新驱动方式是金融创新的存量积累,即金融发展对于经济增长的影响,特点在于金融创新静态存量水平多样化对于经济的影响。垂直创新驱动是指通过金融创新技术的垂直变化来影响经济增长,特点在于金融创新对于经济增长的持续动态长期影响。只关注水平影响而忽视长期影响容易造成对金融创新到经济增长的传导机制认识上的不全面,有悖于经济增长动力机制的新常态的“常态”认识。最后,所谓金融创新,可以有有两个方面的理解,即金融产品与服务的开发和与企业的技术创新密切相联系的金融创新。前者是基于金融市场超额收益最大化而进行的金融产品、金融服务创新;后者专指金融部门对企业、尤其是创新型企业的筛选、投资技术能力的提高,是基于服务实体经济活动的金融部门的利益最大化。国内多数文献相关研究多以

金融创新的第一种理解为出发点,本文认为后一种理解更多地反映了金融与实体企业之间的关系,更能从本质上说明金融如何通过创新来实现对经济社会的贡献,基于上述金融创新概念的理解也更符合新常态下的创新驱动增长机制的重要着眼点。更具体地说,从宏观角度上看,金融创新服务于实体经济促进科技创新推动经济增长;从微观角度上,金融创新可以理解为金融企业家通过建立风险投资公司等技术性金融机构来筛选并投资高新技术成长型公司,以确保最大化的投资成功。

正是基于上述认识,本文通过构建包含金融部门、企业部门以及家庭部门“新”三元动态经济模型,从微观机制与宏观视角相结合的角度分析了金融创新、技术创新以及经济增长三者之间的“常态”关系,并且通过 ARDL 边界检验模型从长期动态角度来实证验证目前我国金融创新、技术进步以及二者的协同作用对于我国经济的影响程度。

二、数理模型及理论分析

本文在 Aghion 等(2005)和 Ross Levine(2013)建立的 Schumpeterian 经济增长模型基础上加以改进,但与二者不同的是,基于“新”的理解,本文将技术进步与金融创新作为由内部经济因素所决定的内生变量来考虑,同时结合微观企业利润最大化理论以及宏观国民经济核算理论来分析金融创新、技术创新以及经济长期增长三者之间的“常态”形成关系。与技术部门生产者一样,金融部门投资者也遵循经济人假设,以自身经济利益最大化为目标。

考虑一个最终产品与劳动市场信息完全的只包含企业部门、金融部门、家庭部门的封闭经济体:企业部门由许多中间产品部门构成,每个中间部门存在众多的生产者进行技术创新活动;针对每个特定中间产品部门,金融家会通过先进的筛选技术,确定技术创新可能成功的生产者,并与其签订契约进行金融投资并获得利润,另一方面,金融家通过向家庭部门融资获得投资资

金,并向家庭部门传播先进的筛选技术;家庭部门可以自己依据先前的经验筛选技术自己向生产者投资,或者通过金融部门向其投资。同时,假设对于每期 t 存在一个由经济体内部因素所决定的技术水平上限。该经济体最终的产出由式(1)决定

$$G_t = \int_0^1 L_i^{1-\alpha} A_{i,t}^\alpha x_{i,t}^\alpha di \quad (1)$$

其中 $\alpha \in (0,1)$, $x_{i,t}$ 是基于 t 期技术水平生产的中间产品 i 的数量, L 是投入的劳动资本。根据完全竞争市场理论,产品 i 的价格为等于其边际产出,即

$$p_i = \alpha(A_i^{1-\alpha}/x_i^{1-\alpha}) \quad (2)$$

创新过程步骤如下。首先,在 $t-1$ 期,每个中间产品部门对应的金融家从家庭部门借入资金进行投资筛选技术的创新活动,创新成功的概率为 μ_i^t ,如果金融家筛选创新技术成功,那么他就可以确定一个在 t 期进行技术创新成功的潜在生产者,并与其签订契约,将家庭投资者资金按照其筛选技术创新投资;如果金融家创新失败,则家庭部门依据 $t-1$ 期的筛选技术自己确定潜在的技术创新成功生产者,确认成功的概率为 $\lambda_{i,t}$,并进行技术创新投资。然后,在 t 期,被 $t-1$ 期确认的潜在生产者进行技术创新,如果该生产者技术创新成功,成功概率为 μ_i^t ,那么他返还与金融家约定的利润分成比例或者从家庭部门接入的资金,保留剩余利润,如果金融家筛选技术创新与企业家生产技术创新均成功,那么金融家返还借入的家庭部门资金。

首先对于中间产品生产部门,假设每个部门只有一个生产者最后创新成功,技术创新成功的概率为 μ_i^t ,成功后该部门在 t 其内的技术水平达到 A_i^t ,不成功的话,则维持上期 $t-1$ 期的技术水平 $A_{i,t-1}$,此时该生产者享受因技术提升带来的成本降低优势,依据博弈理论伯兰特模型分析,它会将价格水平确定在其他生产者利润为零的水平上,假设其他生产者每单位产品成本为 β ($\beta > 1$),则其价格为 β ,又在完全竞争产品市场上,产品需求量为

$$x_{i,t} = (\beta^{1-\alpha}/\alpha^{1-\alpha})A_{i,t} \quad (3)$$

所以技术创新成功者的产品利润为

$$\pi_u = \pi A_{i,t}^u, \text{其中 } \pi = (\beta - 1)(\beta/\alpha)^{1-\alpha} \quad (4)$$

接着考虑企业家创新因素,企业家 t 期技术创新成功的概率 $\mu_{i,t}^e$ 取决于前期其投入的成本资源 $N_{i,t-1}^e$, 理性企业家创新要素投入由下式决定

$$N_{i,t-1}^e = (\theta \mu_{i,t}^e)^\gamma A_{i,t}^e, \gamma > 1 \quad (5)$$

其中, θ 为技术创新投入成本要素, 如果其技术创新资金来源于金融家投资, 假设给付金融家的利润比例为 $\delta_{i,t}$, 则考虑技术创新投入成本的利润函数为

$$\Pi_{i,t}^e = (1 - \delta_{i,t})(\rho \mu_{i,t}^e \pi A_{i,t}^e - N_{i,t-1}^e) \quad (6)$$

其中, $\rho \mu_{i,t}^e$ 为金融家投资确定的折现率, 均衡条件下最大化其利润得到最优 $\mu_{i,t}^e$ 为

$$\mu_{i,t}^{e*} = (\rho \pi / \gamma \theta^\gamma)^{(1-\gamma)} \quad (7)$$

如果, 企业创新资金直接来源于家庭部门投资, 则其利润函数为

$$\Pi_{i,t}^f = \rho \lambda_{i,t} \mu_{i,t}^f \pi A_{i,t}^f - N_{i,t-1}^f \quad (8)$$

其中, $\rho \lambda_{i,t} \mu_{i,t}^f$ 为由家庭部门风险中立投资者确定的折现率, 均衡条件下最大化其利润得到最优 $\mu_{i,t}^f$ 为

$$\mu_{i,t}^{f*} = \lambda_{i,t} \mu_{i,t}^{e*} \quad (9)$$

其次分析金融部门, 每个中间产品部门对应

$$A_t = [\mu_{i,t}^e \mu_{i,t}^f + \lambda_{i,t}^{1/(\gamma-1)} \mu_{i,t}^e (1 - \mu_{i,t}^f)] A_t^e + (1 - \lambda_{i,t}^{1/(\gamma-1)} \mu_{i,t}^e - \mu_{i,t}^e \mu_{i,t}^f + \lambda_{i,t}^{1/(\gamma-1)} \mu_{i,t}^e \mu_{i,t}^f) A_{t-1} \quad (14)$$

根据国内生产总值收入法核算的最终单位 GDP 由最终产品部门的单位劳动工资和中间产品部门以及金融部门的单位利润所构成。所有的最终产品产出为 $Z_t = \omega A_t$, 其中 $\omega = (\alpha/x)^{\alpha/(1-\alpha)}$, 由于是完全信息市场, 故单位工资 w_t 为劳动的边际产品, 即 $w_t(1-\alpha)Z_t$ 。单位利润为技术创新成功者的利润, 即 πA_t^e , 其中 $\pi = (\beta -$

$$a_t = [\mu_{i,t}^e \mu_{i,t}^f + \lambda_{i,t}^{1/(\gamma-1)} \mu_{i,t}^e (1 - \mu_{i,t}^f)] + [(1 - \lambda_{i,t}^{1/(\gamma-1)} \mu_{i,t}^e - \mu_{i,t}^e \mu_{i,t}^f + \lambda_{i,t}^{1/(\gamma-1)} \mu_{i,t}^e \mu_{i,t}^f) / (1 + g)] a_{t-1} \quad (16)$$

其中 g 为潜在技术进步率的增长率, 由上式可得经济增长率的增长途径, 也就是技术进步率的增长途径为

$$a_t = (a_t - a_{t-1}) / a_{t-1} = (1 + g) \mu^* / (g + u^*) \quad (17)$$

的金融家在 $t-1$ 期能够成功筛选出在 t 期技术创新成功的潜在生产者的概率为 $\mu_{i,t}^f$, 其决定于 $t-1$ 期投入的资源禀赋 $N_{i,t-1}^f$, 如下式

$$N_{i,t-1}^f = (\theta \mu_{i,t}^f)^\gamma A_{i,t}^f, \gamma > 1 \quad (10)$$

则金融家的利润函数为

$$\Pi_{i,t}^f = \delta_{i,t} \rho \mu_{i,t}^f \Pi_{i,t}^e - N_{i,t-1}^f \quad (11)$$

其中, $\rho \mu_{i,t}^f$ 为有家庭部门决定的金融融资折现率, 均衡条件下, 最大化金融家利润得到最优 $\mu_{i,t}^f$ 为

$$\mu_{i,t}^{f*} = [\rho \mu_{i,t}^e \varphi (1 - \lambda_{i,t}^{1/(\gamma-1)}) / \gamma \theta^\gamma]^{(1-\gamma)} \quad (12)$$

由上式可以看出, $\partial \mu_{i,t}^f / \partial \mu_{i,t}^e > 0$, 即得到如下命题

结论 1 服务于实体经济下的金融创新水平的提高对于生产技术创新有提升促进作用。

最后来考虑经济体的经济增长, 该经济体的最终产品由所有中间产品部门技术产出决定, 即下式决定

$$A_t = \int_0^1 A_t(i) di \quad (13)$$

在一个均衡稳定状态下, 对于所有金融部门与生产部门有: $\mu_{i,t}^f = \mu^f$, $\mu_{i,t}^e = \mu^e$, 依据前面的创新活动过程, 则可以得到技术产出的增长路径为

1) $(\beta - \alpha)^{1-\alpha}$, 所以单位 GDP 为

$$Y_t = l w_t + \eta_t \pi_t = (1 - \alpha) \omega A_t + \eta_t \pi A_t^e \quad (15)$$

其中 η_t 为 t 期内技术创新成功的产品部门比例。由上式可知, Y_t 的增长率取决于 A_t 的增长率, 记 $a_t = A_t / A_t^e$, 为 t 期实际技术进步率与潜在技术进步率的差距, 则有

其中, $\mu^* = \mu^f \mu^e + (1 - \mu^f)(\lambda^*)^{1/(\gamma-1)} \mu^e$ 是技术创新部门的比例。

由上式可知, $\partial a_t / \partial \mu^* > 0$, $\partial \mu^* / \partial \mu^e > 0$, $\partial \mu^* / \partial \mu^f > 0$, 再结合之前的 $\partial \mu_{i,t}^f / \partial \mu_{i,t}^e > 0$, 可以得

到如下结果

$$\partial a_t / \partial \mu^* = (\partial a_t / \partial \mu^*) (\partial \mu^* / \partial \mu^e) > 0 \quad (18)$$

$$\partial a_t^2 / (\partial \mu^e)^2 (\partial \mu^e)^2 = (\partial a_t / \partial \mu^*) (\partial \mu^* / \partial \mu^e) (\partial \mu^e / \partial \mu^e) > 0 \quad (20)$$

如此, 得到另外三个结论

结论 2 服务于实体经济下的金融创新对于一国经济长期增长有正向促进作用。

结论 3 生产技术进步对于一国长期经济增长有正向促进作用。

结论 4 服务于实体经济下的金融创新通过促进生产技术进步对于长期经济增长有正向促进作用。

三、变量选取、数据说明及模型设计

(一) 变量选取与数据说明

本文将建立实证模型来检验上述所得到的结论, 由于本文主要研究金融创新、技术创新与长期经济增长的“常态”关系, 故被解释变量为经济增长率, 解释变量为金融创新和技术进步水平, 同时为更好地阐释我国经济增长的驱动机制, 本文还加入了其他影响经济增长的控制变量。各变量说明如下

1. 因变量

本文的因变量为经济增长率 ($pgdp$), 采用各年实际人均 GDP 的对数值表示, 实际人均 GDP 用 1978 年为基期的 GDP 平减指数对人均名义 GDP 进行缩减得到。

2. 自变量

(1) 金融创新指标 (fi)。对于金融创新指标的选择, 借鉴多数学者的做法, 本文采用银行信贷增长率 (f) 来反映, 银行信贷规模在一定程度上反映了国家金融发展规模, 其增长率的提高反映一国金融中介规模提高速度的加快, 同时该指标也能体现出金融服务于实体经济的关系。尽管有学者指出银行信贷规模盲目扩张经常脱离实体经济而产生信贷泡沫, 但从较长时间周期来看, 这种现象不存在普遍性 (Ross Levine, 2013), 同时该指标也符合我国金融机构系统现

$$\partial a_t / \partial \mu^* = (\partial a_t / \partial \mu^*) (\partial \mu^* / \partial \mu^e) > 0 \quad (19)$$

状, 即以各类银行机构为主体。同时, 基于结果的稳健性考虑, 本文还选取了金融创新度 (fil) 指标衡量金融创新程度, 金融创新会引起交易性金融资产比重的降低和投资性金融资产比重的提高。为此可以用一国金融投资资产总量与交易性金融资产总量的比例来反映金融创新程度, 将这一指标称为金融创新度。其中, 交易性金融资产是可以直接用于支付的金融资产, 根据货币层次的划分, 可以近似视为狭义货币 M1, 投资性金融资产可以由金融机构年末存贷款之和 (FA) 来表示。

(2) 技术创新指标。衡量技术创新的标准包括: 技术投入型指标, 例如 R&D 经费、同其他机构的合作创新程度、公众创新支持计划的认可度、企业人员的教育背景等; 技术产出指标, 例如专利、创新数目、LBIO 等; 技术环境型指标, 例如 NSIs、高标定位法、绿色技术创新投入等。技术产出指标最大的缺点在于专利产出只是发明的反映, 而不是创新的反映同时存在着人为夸大的痕迹。而技术环境指标是从间接角度评价创新, 同时存在着数据可得性问题。所以, 本文基于技术投入指标衡量技术创新, 考虑到权威性、可信性以及数据可靠性, 选用 R&D 经费支出, 同时该指标也符合本文的理论模型, R&D 投入直接关系到企业创新的成功率, 考虑到数据完整性, 选取政府 R&D 投入, 实际中取对数。

3. 控制变量

本文的控制变量包括影响一国经济增长的其他主要因素: 资本投入 (k), 采用各年固定资产投资占 GDP 的比重表示, 该指标越显著, 说明经济增长越依赖于投资水平; 人力资本 (l), 采用各年就业人口总数与总人口数的比值表示, 该指标越显著, 说明经济增长依赖投入的人力资本程度越高; 知识资本 (ks), 采用人均报刊图书杂志的拥有量表示, 取每年图书杂志报刊的总发行量与

总人口的比值的对数,用该指标衡量一国经济发展所投入的知识要素。

本文数据为 1952—2013 年共 558 个样本观测值。银行信贷总量、M1 数据来源于历年《中

国金融年鉴》,R&D 经费投入数据来源于历年《中国科技统计年鉴》,其他数据来源于历年《中国统计年鉴》和《新中国六十年统计资料汇编》。各变量统计性描述如下。

表 1 各变量统计性描述

变量名	观测数	均值	标准差	最小值	最大值
pgdp	62	1.131 7	1.840 2	-1.161 3	4.699 8
rd	62	0.527 4	2.271 7	-4.711 6	5.107 9
f	62	-0.331 6	0.662 4	-1.758 4	0.725 1
f×rd	62	1.066 5	1.997 7	-6.814 9	8.190 4
fil	62	2.668 5	0.393 4	1.858 0	3.634 2
fil×rd	62	2.174 0	6.720 1	-10.135 3	18.563 7
k	62	0.294 9	0.089 7	1.118 9	0.473 0
l	62	0.548 9	0.292 5	0.360 6	1.512 1
ks	62	1.209 1	1.302 1	-1.996 3	2.617 8

(二)模型设定

研究上述经济变量的长期动态关系时,考虑到样本因素以及存在的内生性问题,本文采用自回归分布滞后(ARDL)模型,与传统的协整向量自回归(VAR)相比,自回归分布滞后(ARDL)对变量不要求具有一致单整性,只要是 I(1)或者 I(0)均可,因而可以同时分析水平影响效应

与垂直影响效应;其次,当解释变量为内生变量时,模型的估计结果受到变量内生性影响较小;最后,在对小样本进行估计时,ARDL 模型的结果稳定性与可靠性程度更高。因此,本文选择 ARDL 模型进行检验。

依据所选变量,本文检验长期影响关系的基本计量模型设定如下

$$pgdp_t = \alpha_0 + \alpha_1 fi_t + \alpha_2 rd_t + \alpha_3 fi_t \times rd_t + \sum_{i=4}^6 \alpha_i x_{it} + \epsilon_t \quad (21)$$

上式中 x_i 为控制变量,包括资本投入(k),人力资本(l)以及知识溢出(ks)等变量, ϵ_t 为系统扰动项。根据 Pesaran 和 Smith(1998)以及

Pesaran(2001)的边界效应检验理论,本文建立如下条件误差校正 ARDL 模型

$$\Delta pgdp_t = \alpha_0 + \beta_0 pgdp_{t-1} + \beta_1 fi_{t-1} + \beta_2 rd_{t-1} + \beta_3 fi_{t-1} \times rd_{t-1} + \sum_{i=4}^6 \beta_i x_{i(t-1)} + \sigma_0 \sum_{j=1}^p \Delta pgdp_{t-j} + \sigma_1 \sum_{j=1}^p \Delta fi_{t-j} + \sigma_2 \sum_{j=1}^p \Delta rd_{t-j} + \sigma_3 \sum_{j=1}^p \Delta (fi_{t-j} \times rd_{t-j}) + \sum_{i=4}^6 \sum_{j=1}^p \sigma_i \Delta x_{i(t-j)} + \mu_t \quad (22)$$

上述(22)方程中, $\beta_i (i=0 \dots 6)$ 代表了协整关系, $\sigma_i (i=1 \dots 6)$ 代表了短期动态关系, μ_t 为白

噪声过程, p 代表最大滞后阶数。最优滞后阶数根据 AIC 准则与 SBC 准则确定。

无论变量是 I(1)还是 I(0),都存在协整关系。

2. 动态关系式估计

当 F 统计量通过协整检验,确定变量之间的长期关系显著时,使用 OLS 法估计 7^p 个不同的 ARDL 模型。借助 AIC 准则,在保证估计的残差不存在线性自相关的情况下,通过比较系数及方程显著性,从多个模型中选定最优长期协整关系式,这样就可以得到最后误差校正模型(ARDL-ECM)。

$$\Delta pgdp_t = \alpha_0 + \sigma_0 \sum_{j=1}^p \Delta pgdp_{t-j} + \sigma_1 \sum_{j=1}^p \Delta fi_{t-j} + \sigma_2 \sum_{j=1}^p \Delta rd_{t-j} + \sigma_3 \sum_{j=1}^p \Delta (fi_{t-j} \times rd_{t-j}) + \sum_{i=4}^6 \sum_{j=1}^p \sigma_i \Delta x_{i(t-j)} + \theta ecmt_{t-1} + \mu_t \quad (23)$$

上式(23)中为误差修正项,由下式决定

$$ecmt_{t-1} = pgdp_{t-1} - (\beta_0 + \beta_1 fi_{t-1} + \beta_2 rd_{t-1} + \beta_3 fi_{t-1} \times rd_{t-1} + \sum_{i=4}^6 \beta_i x_{i(t-1)}) \quad (24)$$

3. Granger 因果关系检验

在得到长期协整关系式和 ARDL-ECM 之后,如果主要研究变量金融创新、技术创新以及二者协同指标在长期协整关系式中系数统计性显著,且 ECM 等式中的滞后项回归系数也具有统计显著性,说明该研究变量对被解释变量经济增长存在长期因果关系;另外,如果 ECM 等式中主要研究变量的差分系数显著,则表明该研究变量对被解释变量经济增长存在短期影响作用。

效应检验。

2. ARDL 边界效应检验

在通过单位根检验之后,根据式(2)进行变量长期关系的协整检验。首先以为被解释变量对所有解释变量的一阶差分项进行最小二乘(OLS)回归,然后在回归结果中逐渐加入各个解释变量的滞后项重新 OLS 回归,得到新的估计结果,同时也得到新的结果中的统计量值,如下表 3 所示。

上述模型 1 以银行信贷增长率 f 衡量金融创新,模型 2 以金融创新度作为金融创新指标(下同)。由检验结果,根据 AIC 与 SBC 准则可知,F 统计量只在一阶滞后项上存在长期协整关系,在模型 1 中,F 值为 3.636 高于 10% 水平上限 3.534,而在模型 2 中,F 值为 4.237 高于 5% 水平上限 4.130,说明拒绝原假设,即变量之间存在长期协整关系。

3. 长期协整关系和 ARDL-ECM 估计结果

实证结果的估计包括三部分,第一部分是检验金融创新、技术创新以及二者的协同效应对于我国经济增长的长期影响效果的 ARDL 协整估计结果,

四、实证结果及分析

1. 单位根检验

虽然 ARDL 模型对于变量的一致单整性没有要求,但是前提是各变量必须是 I(1)或者 I(0)型单整,否则不能应用 F 统计量值进行长期动态关系检验。本文分别采用 Augmented-Dickey-Fuller 和 Phillips-Perron 进行单位检验以及 Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin 进行平稳性检验,由检验结果可知,所有变量均为 I(1)或者 I(0)型单整变量,可以进行 ARDL 边界

第二部分是关于模型 1 的长期估计的误差修正模型 ECM,第三部分为结果的稳健型检验。

表 2 平稳性检验

变量	ADF 检验		PP 检验		KPSS 检验		结论
	0 阶差分	1 阶差分	0 阶差分	1 阶差分	0 阶差分	1 阶差分	
<i>pgdp</i>	0.745	-2.217**	2.431	-4.744***	5.910	0.756***	I(1)
<i>f</i>	-3.318**	-6.351***	-8.626***	-21.756***	0.248	0.045	I(0)
<i>rd</i>	3.662	-3.731**	-0.041	-8.400***	5.530	0.097***	I(1)
<i>f×rd</i>	-1.944	-5.460***	-5.661***	-13.458***	0.291	0.040***	I(1)/I(0)
<i>k</i>	1.226	-5.012***	-1.183	-6.993***	5.090	0.034***	I(1)
<i>l</i>	1.645	-3.637**	0.083	-7.878***	2.860	0.433*	I(1)
<i>ks</i>	0.492	-3.069**	-0.686	-6.469***	5.350	0.140	I(1)
<i>fil</i>	1.769	-2.407*	-0.651	-10.026***	3.880	0.061***	I(1)
<i>fil×rd</i>	3.047	-2.787*	2.333	-9.028***	5.320	0.400**	I(1)

注: ADF、PP 检验的原假设为: 时间序列存在单位根, ADF 最大滞后期依据 Schwert(1989) 的确定, T 为观测值个数; KPSS 检验的原假设为: 时间序列平稳, 检验形式不含常数项。

表 3 边界效应检验

—	模型 1		模型 2	
	P=1	P=2	P=1	P=2
滞后项数				
F 值	3.636*	2.076	4.237**	2.239
AIC 值	-5.562	-5.738	-5.477	-5.896
SBC 值	-5.032	-6.105	-5.439	-5.950

注: 变量个数为 7 的 ARDL 检验效应上下限在 1%, 5%, 10% 显著性水平下分别为 (3.644, 5.464), (2.676, 4.130), (2.260, 3.534)。***、** 及 * 分别代表显著性水平为 1%、5% 及 10%。检验过程不含趋势项。

(1) 长期均衡关系估计。表 4 所给出的是变量的长期均衡结果估计, 所选估计区间为整个样本周期, 根据协整检验结果设定最大滞后阶数为 1, 由于用 AIC 准则选择的模型 ARDL 模型估计的标准误差 (Standard Error) 要比用 SBC 准则选择的标准误差小, 本文最终选择根据 AIC 准则得到的最优 ARDL(1, 0, 0, 1, 1, 0, 1) 模型与 ARDL(1, 0, 1, 1, 1, 0, 0) 模型, 即模型 1 与模型 2 的结果。两个模型都通过了 BG 与 ARCH 效应检验, 说明模型已消除异方差与自相关性, 同时调整分别为 0.98 和 0.95, 表明拟合程度较高,

Functional-Form 的 P 值为 0.04 与 0.03, 在 5% 水平下显著, 说明 ARDL 模型整体结构合理。

模型 1 的结果可知, *rd* 系数为正且显著, 技术进步对于长期经济增长的影响为 0.72 个单位, 这与一般的经济增长理论相吻合, 也与本文命题 2 结论相一致; *fi* 的系数为负且不显著, 与本文命题 3 结论相悖, 这说明单纯的金融创新对于我国经济的长期影响具有抑制作用, 这一方面可能是由于金融创新与经济增长之间的内生性所导致, 另一方面也说明我国目前金融创新仍然存在脱离实体经济的状态, 这种脱离导致对经济的稳定增

长产生潜在抑制作用。这一点也体现在 *fi×rd* 系数上, *fi×rd* 系数为正且显著, 即金融创新与技术进步的协同效应对于我国经济的长期增长具有显著影响作用, 这与本文的命题 4 结论相一致。然而, 值得注意的是, 协同效应对于长期经济增长的影响 0.19 远小于技术创新的单独作用 0.72, 这也正说明了我国目前金融创新对于经济长期增长具有抑制作用, 导致与技术进步的协同效应削弱了技术创新对于经济增长的单独作用, 这说明

目前经济新常态的“新”的程度还有待于提高。固定资产投资 *k* 与人力投 *l* 系数为正且均显著, 说明目前我国经济增长仍然主要依靠投资与要素驱动, 而知识资本 *ks* 在一定程度上代表着金融与技术进步的源泉, 但是结果表明, 我国目前将知识要素转化为生产力的效果不显著, 这在一定程度上也限制了创新对于经济增长的拉动作用。所以“常态”的形成要着眼于未来经济的发展, 必须加大创新要素的投入与积累。

表 4 长期均衡结果估计

变量	模型 1	模型 2
	ARDL(1, 0, 0, 1, 1, 0, 1)	ARDL(1, 0, 1, 1, 1, 0, 0)
<i>intercept</i>	-0.5225 (-1.03)	0.8693 (1.03)
<i>fi</i>	-0.0361 (-1.73)	-0.4175* (-2.01)
<i>rd</i>	0.7175*** (8.72)	0.3288*** (8.72)
<i>fi×rd</i>	0.1903** (4.06)	0.0428* (6.23)
<i>k</i>	2.7953*** (5.65)	2.8643*** (3.09)
<i>l</i>	0.1418*** (4.39)	0.4920*** (3.06)
<i>ks</i>	0.2237 (0.699)	0.2038 (1.55)
<i>Adjusted R-squared</i>	0.98	0.95
<i>Breusch-Godfrey</i>	0.08 [0.72]	0.23 [0.67]
<i>Functional-Form</i>	0.71 [0.04]	0.82 [0.03]
<i>ARCH</i>	0.03 [0.92]	0.24 [0.92]

注: ***、** 及 * 分别代表显著性水平为 1%、5% 及 10%。小括号内为 t 统计量值, 中括号内为 p 统计量值。

(2) 误差修正模型 ARDL-ECM。创新驱动引擎“常态”的形成非一日之功, 这一点同样体现在模型 1 的误差修正模型 ARDL-ECM 中, 结果显示短期内, 金融创新对经济增长变动的影

响不显著为负, 这说明即使从短期来看, 金融创新单独作用还不足以促进经济增长。技术创新系数为正且显著, 短期内对经济同样具有促进作用, 但作用强度比长期稍弱。短期来看, 金融、技术创新二者的协同效应对于经济增长的影响不显著, 这一点也同样体现在知识资本上, 这主要源

于知识创新等无形资源要发挥其外部性影响经济发展需要一定量的积累,而短期内知识储备与创新尚未达到发挥其外部性的的门槛水平,导致短期内对于经济增长影响不显著。短期内劳动力变动对经济增长变动的的影响在显著为正,同样资本变动对经济增长变动的的影响显著为正,尽管作用强度不及长期,但总体来看,资本以及劳动仍然是短期内提升经济的主要动力,从长远来看,这就容易导致我国资本、劳动密集型生产程度远远高于知识创新型生产,导致创新动力不足。误差修正项的估计值为-0.05,说明上一年偏离长期均衡的误差,将以5%的调整力度对本年度的 $\Delta pgdp$ 做出正向纠正。

表5 短期 ARDL-ECM 估计结果

变量	模型 1
intercept	0.042 9*** (3.05)
$\Delta pgdp_{t-1}$	0.660 9*** (5.43)
Δf_t	-0.013 2 (0.23)
Δrd_t	0.093 99** (2.12)
$\Delta(f \times rd)_t$	0.069 2 (1.05)
$\Delta(f \times rd)_{t-1}$	0.031 3** (2.42)
Δk_t	0.380 0*** (3.02)
Δk_{t-1}	-0.091 7 (-0.32)
Δl_t	0.136 4* (1.95)
Δks_t	-0.011 6 (-0.44)
Δks_{t-1}	0.089 0*** (3.92)
ecm_{t-1}	-0.048 4** (2.09)
Adjusted R-squared	0.85
Breusch-Godfrey	0.304 [0.58]
Functional-Form	0.417 [0.50]
Durbin's h-ststistic	-0.308

注:***、**及* 分别代表显著性水平为 1%、5%及 10%。小括号内为 t 统计量值,中括号内为 p 统计量值。

(3)稳健性分析。对于模型 1 所得结论,模型 2 的估计结果从侧面印证了模型 1 的估计结果,金融创新度 fil 的系数为-0.41,以金融创新度衡量的金融创新水平对于经济的长期影响存在着抑制作用,而 $fil \times rd$ 的系数 0.04 显著但小于 rd 的系数 0.32,与技术创新的协同效应对于经济增长也弱于单独技术创新的影响作用。这说明模型 1 的长期结果是稳健的。另外,从模型估计可靠性角度,本文利用递归残差(CUSUM)和递归残差平方和(CUSUMSQ)来检验 ARDL(1,0,0,1,1,0,1)模型参数的稳定性,图 1 与图 2 的检验结果说明,给定 5%的显著性水平上下界,在整个样本期内此模型的残差与残差平方和都没有偏离出此边界,所以 ARDL(1,0,0,1,1,0,1)模型的估计结果是可靠和有效的。

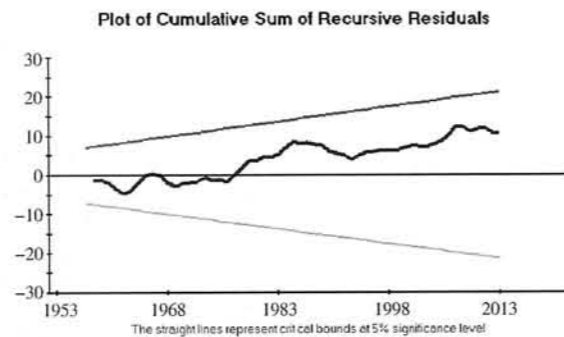


图1 CUSUM 检验

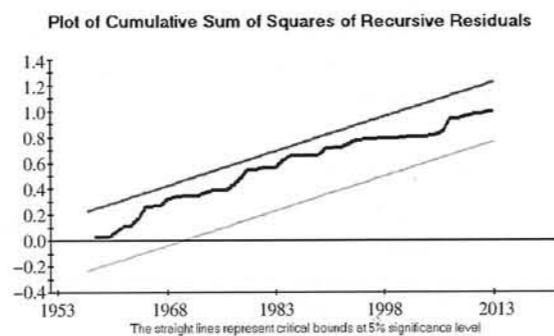


图2 CUSUMSQ 检验

五、结论与建议

经济增长的新常态下时期将会持续较长时

间,我国经济正处在“去产能”和“去杠杆”的重叠阶段,传统的要素驱动与投资驱动已渐入瓶颈,突出深化改革与创新驱动便成为未来经济发展的主要着力点,强化创新约束,改革创新理念,实现金融创新、科技创新与实体经济的协同发展和良性互动。

新常态对经济发展驱动机制提出要求,本文通过建立包含三部门的动态博弈模型进行了理论分析并且通过 ARDL-ECM 边界效应检验模型实证检验所得结论,从“新”的程度来说,本文的研究结果表明,单独的金融创新无论是短期还是长期对于我国经济增长产生抑制作用,但是一旦结合实体经济,金融创新与技术创新的协同作用能够推动经济增长,但是影响程度却弱于单独技术创新的作用,说明经济发展“新”的程度还有待于提高创新融合转化为生产力的效率;从“常态”的角度来说,本文结果显示,目前我国的长期经济增长主要还是靠资本投资以及劳动传统要素驱动,而知识与创新具有门槛效应,其对经济增长产生外部促进作用需要靠长期积累。要使创新成为经济增长的新引擎,需要靠创新要素的不断积累,所以创新驱动“常态”的形成是一个由短期量变到长期质变的动态发展过程。

就政策建议而言,本文认为在新常态的大背景下,中国金融市场产品与服务的创新和深化必须建立在与实体经济的互动上,通过创新引导经济由短期波动向长期均衡转移的驱动机制新常态;政府部门、金融机构应加大对企业尤其是高新技术企业的技术创新活动的资金支持力度,提高技术应用产出转化效率;重视高素质、创新型人才的培养,破解制度障碍,改革培养机制,缩短知识创新外部性门槛的周期。

参考文献

[1]董经纬,江朝力.金融创新促进经济增长的实证分析——以 1991—2007 年住房信贷发展为例,消费导刊,2008(10):70—71.
[2]江曙霞,郑亚伍.金融创新、R&D 与经济增长,金融理论与实践,2012(7):6—12.

[3]李虹,艾治润.金融科技发展对银行金融业务创新深层次效应实证研究.工业技术经济,2007(7):133—135.
[4]倪志凌.动机扭曲和资产证券化的微观审慎监管——基于美国数据的实证研究.国际金融研究,2011(8):75—87.
[5]邵同亮.风险投资、创新与创新累积效应——基于系统 GMM 估计的动态面板分析.软科学,2011(6):6—10.
[6]孙浦阳,张蕊.金融创新是促进还是阻碍了经济增长——基于技术进步视角的面板分析.当代经济科学,2012(3):26—35.
[7]王志强,孙刚.中国金融发展规模、结构、效率与经济增长关系的经验分析.管理世界,2003(7):13—20.
[8]吴敬琏.中国应当走一条什么样的工业化道路.管理世界,2006(8):1—7.
[9]王志.金融发展与经济增长:来自中国的经验分析.金融研究,2010(5):58—68.
[10]肖科.政策性金融对我国自主创新成果转化的贡献研究.科技进步与对策,2009(24):106—110.
[11]叶子荣,贾宪洲.金融支持促进了中国的自主创新吗.财经科学,2011(3):10—18.
[12]赵俊生,韩琳,李湛.信用风险转移与银行系统表现——基于美国信用衍生品交易市场面板数据板数据的实证研究.金融研究,2007(5):147—160.
[13]赵勇,雷达.金融发展与经济增长:生产率促进抑或资本形成.管理世界,2010(2):37—50.
[14]周立,王子明.中国各地区金融发展与经济增长实证分析:1978—2000 年.金融研究,2002(10):1—13.
[15]Aghion P, P Howitt. Endogenous Growth Theory [M]. The MIT Press, 1998.
[16]Luc L, Ross L, Stelios M. Financial Innovation and Endogenous Growth[J]. Journal of Financial Intermediation, 2014.
[17]Aghion P, Howitt P, Mayer-Foulkes D. The Effect of Financial Development on Convergence: Theory and Evidence[J]. Quarterly Journal of Economics, 2005, 120(1):173—222.

- [18]Beck T, Chen T, Lin C, et al. Financial Innovation: The Bright and the Dark Sides[R]. Tilburg University (mimeo), 2012.
- [19]Amore M, S, Cedric Z A. Credit Supply and Corporate Innovation[J]. Journal of Financial Economics, 2013, 109(3): 835-855.
- [20]Constantinides G M, Harris M. Handbook of the Economics of Finance [M]. Elsevier Science Ltd, 2003, 307-336.
- [21]Greenwood J, Sanchez J M, Wang C. Financial Development; The Role of Information Costs[J]. American Economic Review, 2010, 100(4): 1875-1891.
- [22]Bencivenga V, Smith B. Financial Intermediation and Endogenous Growth[J]. Review of Economics Studies, 1991, 58(2): 195-209.
- [23]Frame W S, White L J. Empirical Studies of Financial Innovation: Lots of Talk, Little Action? [J]. Journal of Economic Literature 2004, 42(1): 116-144.

Financial Innovation, Technological Innovation and Economic Growth from the New Normal Perspective

LI Cong-wen

(School of Economics, Nankai University, Tianjin 300071, China)

Abstract: From on the new normal perspective, this paper establishes a dynamic game model which contains three departments. Combining micro view with macro mechanism, it analyzes the internal relations of financial innovation, technological innovation and economic growth, putting forward the related conclusion. Then it uses ARDL-ECM boundary effect test model empirically testing the conclusions with the data of 1952~2013 years. The results show: separate financial innovation produces inhibitory effect on economic growth, and correlated technology innovation promotes economy significantly, but less than the separate role of technology innovation; Knowledge and innovation affect economic growth insignificantly in short-term, so to play the externality. It needs to accumulate to get the threshold.

Key words: innovation drive; economic growth; the new normality

责任编辑 应育松

食品通胀周期中城镇居民食品消费结构动态及福利损失研究

张五六 赵昕东

(华侨大学 数量经济研究院, 福建 厦门 361021)

摘要: 在食品通胀周期背景下,使用城镇住户抽样调查数据及 AIDS-ECM 模型对城镇居民食品消费结构动态及福利损失进行了研究。研究表明:首先,长期中分类食品价格上涨会增加自身消费支出,而抑制其它分类食品消费支出。短期通过食品消费结构调整实现动态均衡,且收入层次越高调整速度越显著,食品结构越均衡;其次,长短期中食品质量越高其支出弹性越高,且高质量食品支出弹性随收入层次增加而增加。短期自价格弹性较长期弹性敏感,高质量食品自价格弹性在中、高收入层才显著;再次,城镇居民食品消费的福利具有周期性特征,粮食、肉禽类食品消费福利构成食品消费福利主体,通胀期的福利损失大于收缩期的福利获得,在长短期中食品消费福利变化随收入层次增加而减少。现阶段稳定核心食品价格,减小收入分层差距,是优化城镇居民食品消费结构,增加福利的两个重要途径。

关键词: 食品通胀周期; 城镇居民食品消费; 收入分层; AIDS-ECM 模型; 福利损失

中图分类号:F224.0 文献标识码:A 文章编号:1005-1007(2015)02-0025-12

一、引言

自上世纪九十年代以来,城镇居民食品消费主要受到两个方面的冲击:一是以粮食、肉禽类为核心食品价格飙升的周期性出现,使得分类食品价格乃至分类消费价格都周期性全面上涨,城镇居民消费在这种食品通胀周期中,其食品消费结构及福利都会产生动态变化;二是随着城镇居民的收入分层差距加大,城镇化战略中城镇人口比例越来越大,短期内难以缩小其收入分层的差距,在这种收入约束背景下,各收入分层的城镇居民在食品消费结构及福利变化也会产生差异。因此在食品通胀周期的背景下,研究收入分层中的城镇居民食品消费结构动态及福利状况的差异,会为优化城镇居民食品消费结构,改善膳食营养水平,最终提高城镇居民食品消费福利具有一定的价值,同时也为国家稳定物价、扩大内需、提高居民生活质量的政策决策带来重要的科学指导依据。

对我国居民消费结构的研究,早期采用的是基于效应最大化的扩展线性支出系统模型(Lluch, 1973; 简称 ELES 模型^[1]),如黎东升和杨义群(2001)^[2]、鲁万波和李竹渝(2002)^[3]分别应用 ELES 模型研究

收稿日期:2014-10-25

基金项目:国家自然科学基金面上项目(71273096)资助;中央高校基本科研业务费资助项目;华侨大学哲学社会科学青年学者成长工程(12SKGC-QT03)。

作者简介:张五六,男,华侨大学数量经济研究院副研究员,经济学博士,主要从事统计理论与应用研究;赵昕东,男,华侨大学数量经济研究院教授,博士生导师,经济学博士,主要从事数量经济分析研究。