

上海新金融研究院工作论文系列

No. SFIWP0040

中国的增长奇迹与宏观经济结构
——规模经济的视角

李宏瑾

2014年12月1日

说明：上海新金融研究院（Shanghai Finance Institute, SFI）是一家非官方、非营利性的独立智库，致力于新金融领域的政策研究。研究院成立于2011年7月14日，由中国金融四十人论坛（China Finance 40 Forum, CF40）举办，与上海市黄浦区人民政府战略合作。

本工作论文是上海新金融研究院研究人员在工作期间形成的、尚未公开发表的研究成果，文中观点仅代表作者本人，不代表本研究院。未经书面同意，谢绝任何形式的转载和复制。

中国的增长奇迹与宏观经济结构

——规模经济的视角

李宏瑾¹

内容提要：改革开放以来，中国经济不仅没有陷入“增长的极限”，反而经历了长达三十多年的“增长奇迹”。本文通过产出核算有关理论和具有外部性的内生增长模型，对此进行了理论和经验分析。通过对不同时期中国总产出函数的估计发现，1978年改革开放以后，中国处于内生增长路径，经济具有规模经济效应，增加要素投入可以获得更高的产出，由此可以理解持续三十多年的长期高增长阶段，即使控制了制度、人力资本等变量结果仍然是稳健的，宏观经济结构的变化与中国经济产出函数的性质密切相关。规模经济效应是内生增长模式的体现，而一旦要素外部性消耗殆尽，经济增长将由内生增长模式回归新古典稳态路径。中国规模经济效应很大程度上得益于制度的改善，因而只要坚定不移地推进改革，持续高速增长就会得到保证。

关键词： 经济增长、增长核算、规模经济

China's Growth Miracle and Macro-economic Structure

——An Explanation based on Scale Economy Effect

Abstract: Since the Reform and Openness after 1978, China's economy experienced a period of over-30-year growth miracle and avoiding the *Limits to Growth* of the Club of the Rome. We explain the phenomena with the theory of growth accounting as well as the endogenous growth theory with externality. With the estimation of Chinese aggregate production function, we find out that there are obvious scale economy effects after 1978. Factors inputs will lead to more output, which makes the over 30 year's rapid growth period understandable. The results are robust even controlling the factors such as institution and human capital. Increasing returns is embodied in the endogenous growth. With the exhaustion of the factor's externalities during diffusion process, the economy will go back to the steady state of the neo-classical growth path. China's scale economy mostly benefits from the improvement of institution. So, the rapid growth is sustainable only if we firmly advance the reform.

Key words: Economic Growth; Growth Accounting; Scale Economy

JEL: E23, O47, O11

¹联系方式：李宏瑾，中国人民银行营业管理部，北京月坛南街79号，100045，010-68559175，13366156361，leehongjin@163.com。本报告为作者承担的CF40青年课题“宏观经济结构与货币政策转型——利率市场化后的宏观经济结构与货币政策”阶段性成果。仅代表个人观点，与所在单位无关。

一、引言

自 1978 年以来,中国经历了年均 9.8%的持续高增长²,以不变价计算的 2013 年 GDP 是 1978 年的 26.1 倍。尽管从不同角度出发,对中国持续三十多年的高速增长有着各种各样的解释,但增长理论无疑是理解这一问题的基本出发点。以 Solow(1956)为代表的新古典增长理论都假设总产出函数是规模报酬不变的, Kaldor(1961)所描述的经济增长的典型性特征也使人们对规模报酬不变假设深信不疑。虽然中国的经济增长很大程度上得益于高储蓄和高投资,但 1978 年—2013 年,经济增长要素投入中资本存量年均增长率仅比 GDP 增长率高 1 个百分点(为 10.8%,2013 年是 1978 年的 36.4 倍),而就业人数年均增长仅为 1.9%(2013 年仅为 1978 年的 1.9 倍)。可见,总产出函数规模报酬不变的假设并不一定适用于 1978 年以来的中国经济增长。

通过传统 Cobb-Douglas 或 CES 估计总产出函数能够很方便地得到各要素对经济增长的贡献度(因而又被称为“增长核算法”, Growth Accounting Approach, Solow, 1957)。总产出函数的具体形式,以及是否存在规模经济效应,对于宏观经济分析具有重要的意义。例如,在理论上,在计算全要素生产率对经济增长的贡献中,只有在规模报酬不变的假设下,才可以通过欧拉定理得到要素收入占比等于其产出弹性的结论,而这也是 Jorgenson and Griliches(1967)对偶法(Dual Approach)产出核算的出发点(Hulten, 2009)。在政策上,只有在正确的总产出函数形式下,才能用生产函数法估计产出缺口,并作为判断经济形势、通胀压力以及开展长期经济规划的依据(Denis, Mc Morrow and Roger, 2002)。

对总产出函数的估计主要面临两个问题,一是对数据的要求较高,需要通过大量的历史数据估计生产函数形式并对资本存量、就业等指标进行合理的估计;二是对生产函数要求是稳定的,至少资本和劳动的要素贡献应该是稳定的(De Masi, 1997; Mishkin, 2007)。虽然最近十几年来,随着统计数据的完善有关中国总产出函数估计的研究逐渐多了起来,但这些研究都存在的问题。除了数据质量的问题外,很多研究都忽略了对中国总产出函数规模经济性质的讨论,而是直接利用规模报酬不变假设,采用人均生产函数形式估计中国的总产出函数(如,张军、施少华, 2003; 郭庆旺、贾俊雪, 2004; 郭玉清, 2006; 李宾、曾志雄, 2009; 陆扬、蔡昉, 2014, 等等)³;或者,直接将 1952 年—1978 年与改革开放后时期作为一个样本区间(如 Chow and Li, 2002; Chow and Lin, 2002; Ozyurt, 2009, 但 1978 年后中国经济增长发生了根本性的制度改变,以此为断点的总产出函数性质显然发生了根本性改变;而且 Chow and Li(2002)、Chow and Lin(2002)对经济非常时期的 1958 年—1969 年在样本中予以剔除,但一般来说对于可以由经济行为解释的数据奇异点,在模型估计时都是建议保留的,只是需要模型技术加以改进即可(李子奈, 2009),因此剔除样本点的做法即违背了产出函数稳定性假设,方法上也不合适;在总产出函数估计方法上,为了处理时间序列自相关问题,大多采用传统的广义差分方法(如,张军、施少华, 2003; Ozyurt, 2009),或者引入时间趋势项或其他代理变量代表产出函数技术进步趋势(如, Chow and Li, 2002; Chow and Lin, 2002; 曹吉云, 2007),但广义差分法的估计结果与原模型的真实值仍是有偏的,由此得到的变量产出弹性系数实际上是一个有偏估计量,而引入趋势项或代理变量同样存在参数估计有偏的问题。而且,尽管 Jorgenson and Griliches(1967)将 Solow(1957)残差(Residual, 即全要素生产率, TFP)归结为对“无知的度量”(Measure of Our Ignorance),但显然简单地加入趋势项无法解决这个

² 1978 年—2013 年几何年均增长率。在不作特殊说明的情况下,本文数据皆来自于 Wind、CEIC、《中国国内生产总值核算历史资料 1952—1995》和《新中国五十五年统计资料汇编》。

³ 李宏瑾(2011)利用生产函数法对中国潜在产出缺口进行估计时,注意到了生产函数规模报酬问题;叶宗裕(2014)也对传统 C-D 生产函数规模报酬不变可能的问题进行了讨论,但其利用收入法 GDP 中的劳动者报酬作为劳动要素投入。收入法 GDP 主要是从分配角度进行统计,与要素投入并不一致,而且劳动者报酬平减估算具有很强的主观性。虽然叶宗裕(2014)表明,如果对 C-D 函数进行处理可以得到规模报酬不变形式的生产函数结果,但其实是将一部分资本贡献作为 TFP,缺乏必要的理论基础,与 TFP 存在定义上的矛盾。

问题，对趋势项的选择由于有偏估计导致同样的数据得到不同的结果(Chow and Li, 2002; Chow and Lin, 2002)，这样不如将遗漏因素完全归到“残差”项中，直接考察资本存量和劳动等要素投入与总产出的函数关系。

在增长理论方面，显然以 Solow(1956)为代表的以规模报酬不变和完全竞争为条件的新古典增长理论，难以解释中国的现实，规模不变的 Cobb-Douglas 生产函数的提出也是以新古典稳态增长路径的工业化国家为背景(Douglas, 1976)。事实上，很多理论研究都强调规模经济在经济增长中的作用，大量经验分析也表明，总产出函数和行业产出函数在一定阶段都具有规模经济效应。亚当·斯密(Smith, 1776)在《国富论》第一卷开宗明义的原理基础部分中就指出，“生产力的最大提高，技能、灵巧和能运用于任何方面判断的最重要部分，看来一直都是劳动力分工的作用”，而后者又进而受市场范围的限制。从广义上讲，这就是规模经济现象，Young(1928)的经典论文对此做了进一步的阐释。凡登定律(Verdoorn's Law, Verdoorn, 1949, 1980)这一针对制造业长期劳动生产率增长与产出增长间存在紧密关系的经验发现，是有关规模经济最早的经验研究(之一)。该定律的重要性在于它表明劳动生产率很大一部分是内生于增长过程的，是通过规模经济效应由产出增长率所决定的(McCombie, 1987)。近期的经验研究中，除 Romer(1987)对美国长期经济增长的经验分析外，Boskin and Lau(1990)对法国、西德、日本、英国和美国的总产出函数估计，拒绝了规模报酬不变的假设，而且技术进步并非是哈罗德中性或是希克斯中性，而是资本增广型技术进步；Kim and Lau(1994, 1996)，Lau and Park(2003)对香港、韩国、新加坡和台湾经济的经验研究同样表明，其生产函数是规模报酬递增的；Caballero and Lyons(1992)、Hall(1989)对美国各行业的分析同样发现了规模经济效应。

虽然主要是由于理论上对技术内生生化等类型模型的发展，但也很大程度上出于对规模经济、完全竞争市场等假设的疑问，以及对“二战”结束后 1950—1960 年代的高速经济增长及 1970 年代以来的低速经济增长无法做出令人满意的解释，以 Romer(1986, 1990)、Lucas(1988)为代表的内生增长理论才发展起来。简言之，内生增长理论的重要贡献之一就是考虑到经济增长中要素的外部性作用，由此经济增长的规模经济效应也就是可以解释的。虽然 1990 年代涌现出很多名义上表明不存在规模经济效应的内生增长模型(如，Aghion and Howitt, 1992; Dinopoulos, and Thompson, 1998; Young, 1998; Peretto, 1998; Segerstrom, 1998, 等等)，但 Jones(1999)通过对这些模型的推导指出，这些理论模型实际上都存在着规模经济效应。

尽管内生增长理论更强调技术进步和人力资本的作用，但从增长机制的角度上讲，就是由于要素外部性作用的扩散，经济增长才得以实现超过要素投入所应取得的产出结果(也即所谓的规模经济效应)。至于要素外部性的来源，除了技术和人力资本外，制度的改进同样会起到非常重要的作用。1990 年代以来，增长理论与新制度经济学也呈现出相互融合发展的趋势。例如，Rebelo(1991)对内生增长模型的分析指出，政策的不同能够解释各国增长的差异。最近十多年 Hall and Jones(1999)、Acemoglu, Johnson and Robinson(2001, 2005)、Acemoglu and Robinson(2012)等工作充分说明了制度在长期经济增长中的重要作用。Krugman(1979)、Alesina, Devleeschauwer, Easterly, Kurlat and Wacziarg(2003)、Alesina, Spolaore and Wacziarg(2005)有关贸易和规模经济的讨论中，贸易因素实际上可以视为由于市场扩大和交易成本降低而带来的制度外部性作用的扩散及由此形成的规模经济效应。

当然，必须认识到新古典增长理论与内生增长理论本质上仍是统一的，因为理论上经济增长应该符合规模报酬不变，否则在规模经济效应下，只要增加要素投入就会推动经济的更快增长，经济将一直扩张而无法收敛到稳态。要素外部性和规模经济的作用将导致产出的快速增长，而一旦这些因素的作用消失耗尽，经济也就将回归新古典增长模式。这也与“二战”后各主要发达国家增长路径相符合。事实上，Romer(1987)，Boskin and Lau(1990)，Kim and Lau(1994, 1996)，Lau and Park(2003)的样本期包含了很长一段经济增长较快时期或经济起飞

阶段，而Burnside(1996) ,Basu and Fernald(1997)通过更稳健的方法和更仔细的研究，表明美国主要制造业行业并未出现明显的外部性，仍是规模报酬不变的。Benhabib and Jovanovic(1991)对美国长期的经验分析表明，并未发现产出对资本和劳动具有规模经济效应；Rose(2006)对 200 多个国家 40 年多年的经验分析表明，世界经济增长并没有出现明显的规模经济效应，国家规模并不是决定一国经济增长的重要因素。Acemoglu, Autor , Dorn, Hanson and Price(2014)对美国IT技术应用对生产效率和就业影响细致的经验研究发现，IT密集型行业生产率的快速提高并不完全缘于IT技术的推动，这取决于技术的具体应用方式；而且，IT技术对生产力的促进并不意味着劳动力要素投入下降并出现劳动力过剩；尽管IT技术应用更加密集，劳动投入及劳动产出比下降趋势在 2000 年已开始反转，由于IT技术对生产率的提高而将使IT资本进一步挤出劳动力投入的所谓“索洛悖论”⁴(Solow Paradox)并未得到经验研究的支持，也即经济并未由于IT技术的应用发生根本的结构性变化，否则劳动力的要素分配份额将出现难以逆转的改变(Solow, 1958; Young, 2010)。Eichengreen, Park and Shin(2012)的跨国经验研究表明，一旦出现劳动力剩余耗尽(即出现刘易斯拐点)、产业和就业结构由制造业进一步转向服务业、资本存量扩张并要求更多的资本折旧、经济趋向技术前沿(必须从引入技术转向本土创新)等任何一种情况，快速增长的经济体就会出现增速下滑。这些情况正体现了人力资本、技术等内生增长理论所强调的因素，实际上恰是要素外部性的来源，因而可以说在要素外部性作用耗尽后，规模报酬不变将是经济增长的稳定状态，经济增长也将由内生增长阶段(高速增长时期)回归到新古典增长阶段(稳态增长时期)。Klenow and Rodriguez-Clare(2005)的理论模型表明了要素外部性的扩散成本与规模经济效果的关系。也就是说，技术、人力资本和制度的差异可以解释各国增长的差异，这给我们理解要素外部性、规模经济效应、高增长经济体，以及不同国家和同一国家不同阶段经济增长的差异，提供了崭新的视角。

本研究主要从产出核算和内生增长理论出发，对中国总产出函数的规模经济性质进行解释和检验，以此理解 1978 年以来的持续高速增长奇迹。为此，我们需要对中国总产出函数的具体形式进行正确的估计，具体安排如下：第二部分，将根据产出核算和内生增长理论，对经济增长的规模经济效应进行理论解释；第三部分将结合时间序列数据和截面数据，估计中国的总产出函数并分析改革开放前后不同时期的规模经济效应；第四部分将引入制度、人力资本等变量，对内生经济情形下的产出函数进行检验，并进一步考察宏观经济结构的影响；最后是结论性评述。

二、经济增长的规模经济效应：理论

(一)国民经济产出核算与规模经济效应

尽管以 Solow(1956)为代表的新古典增长理论假设生产函数规模报酬不变，但由 Solow(1957)开创的经济增长要素分析(通常将经济增长分解为资本，劳动及全要素生产率 TFP 的贡献)并不要求这一假设，因为 Solow(1957)使用的是隐函数分析，并不需要假定总产出函数的具体形式及函数的规模经济性质(Hulten, 1973, 2000)，规模报酬不变的假设实际上是 Jorgenson and Griliches(1967)对偶法增长核算的前提条件(Barro, 1999;Hulten, 2009)。通过对国民经济账户的考察可以清晰地看到这一点。

理论上，产品市场决定提供给消费者的商品和服务的价格 p_t 和产量 Q_t ，总的产品价值即为 $p_t Q_t$ ，也即消费者的总消费支出和生产者的总收入；要素市场决定要素投入的规模(即劳动 L_t 和资本 K_t)以及相应的要素价格(劳动力工资 w_t 和资本租金 r_t)，对要素投入付出的总支

⁴ 指经济生产日趋自动化并被 IT 技术重塑的“技术跨越”模式(Technological-discontinuity Paradigm, Brynjolfsson and McAfee, 2011)，劳动生产率提高缓慢并在与机器的竞争中处于劣势(Fleck, Glaser and Sprague, 2011)。

出 $w_t L_t + r_t K_t$ 即为生产者的总成本及消费者的总收入⁵。生产者方面，总收入等于总成本；消费者方面，总支出等于总收入，这两个等价条件使产品市场和要素市场联结起来，并由此得到国民经济核算GDP的恒等式：

$$p_t Q_t = w_t L_t + r_t K_t \quad (1)$$

这个恒等式实际上也是在既定资本、劳动力和技术条件下，经济运行所面临的预算约束，以产品支出或增加值计算的国内生产活动等于劳动和资本的要素收入(公式的左面实际上就是通常意义的GDP，右边是国内总收入，Gross Domestic Income，GDI，或是以收入法计算的GDP)。这里是现价计量的对国民经济核算的静态表述。为了反映价格的变化，引入比例因子 S_t ，(1)式可以改写为：

$$p_0 Q_t = [w_0 L_t + r_0 K_t] \quad (2)$$

在基年0时，比例因子为1($S_0 = 1$)，但随着资本和劳动力生产效率的变化而变化。可见，如果(2)式两边同时除以 $w_0 L_t + r_0 K_t$ ，那么比例因子 S_t 实际上就是每单位要素投入的实际产出。增长核算理论很大程度上就是度量 S_t 变量并将实际产出增长分解为资本、劳动力投入及生产率的贡献(Griliches, 1996)。对(2)进行变换可以得到一个 S_t 的拉氏指数形式：

$$\frac{S_t}{S_0} = S_t = \frac{Q_t}{Q_0} \frac{w_0 L_0 + r_0 K_0}{w_t L_t + r_t K_t} \quad (3)$$

对 S_t 的解释可以分别由生产者和消费者的角度予以解读。从生产者的角度来说， S_t 通常被解释为“单位投入的产出”或“全要素生产率”(这也被称作TFP的代数指数法，Arithmetic Index Number Approach, AIN, Abramvitz, 1956; Kendrick, 1961)；从消费者的角度来说，较早的文献倾向于认为 S_t 是创新的福利(即实际要素收入与全部总产品的差)(Hulten, 2001)，因为产出的增加能够通过加速利用要素(资本或劳动)，也即提高“全要素生产率”而获得。观察(3)式，令基年产出标准化为1，有 $S_t = Q_t / (w_0 L_t + r_0 K_t)$ 。在规模经济的情况下， $S_t > 1$ ，总产出GDP与总收入GDI并不相等，且理论上GDP应该大于GDI。

(二)外部性与规模经济效应

以Romer(1986)、Lucas(1988)为代表的内生增长理论强调了技术和人力资本的外部性及经济增长的规模经济效应，这里我们以Barro(1999)的简化形式进行介绍。Romer(1986)的模型将Arrow(1962)“干中学”模型一般化，生产效率随着经验的积累而提高，厂商的产出不仅仅依赖于其资本和劳动投入，而且与广义经济资本存量有关，企业通过投资(特定形式的“干”)获得更高的生产效率，而且知识可以在企业间相互溢出，这样每个企业的生产效率取决于总的学习规模(反映在社会总的资本存量 K 之中)。这个过程可以由Cobb-Douglas生产函数形式表现：

$$Y_i = AK_i^\alpha K^\beta L_i^{1-\alpha} \quad (4)$$

其中， $1 > \alpha > 0, \beta \geq 0$ 。对于既定的社会资本存量，单个厂商的生产函数相对于单个厂商的投入(K_i, L_i)而言仍然是规模报酬不变的，而如果 $\beta > 0$ ，就会出现外部性的溢出作用。假设每个厂商都是完全竞争的，在既定的资本租金 R 和工资水平 w 以及社会总资本存量 K 下，要素边际产出等于要素报酬，因而有： $R = \alpha Y_i / K_i, w = (1 - \alpha) Y_i / L_i$ 。均衡条件下每个企业都采用相同的资本—劳动比例($k_i = k \equiv K / L$)，(4)式可以写成：

$$Y_i = Ak_i^\alpha k^\beta L_i^\beta = Ak^{\alpha+\beta} L_i^\beta \quad (5)$$

将厂商产出加总，可以得到 $Y = Ak^{\alpha+\beta} L^{1+\beta}$ ，而由 $k \equiv K / L$ 即可得到总产出函数：

$$Y = AK^{\alpha+\beta} L^{1-\alpha} \quad (6)$$

显然，如果 β 大于0，那么经济就会是规模报酬递增的。相较于Romer(1986)强调资本和技术的作用，Lucas(1988)更强调人力资本的作用，(4)式中的 K_i 作为个别企业投入的人力资

⁵ 这里实际上隐含了鲁宾逊经济假设。

本, K 则可视是整个行业或国家的人力资本, 这样外部性就由高水平人力资本向劳动者进行外溢, 从而产生外部性和规模经济效应。

(三) 增长速度和经济收敛路径

根据Maddison(2010)的数据, 两千多年来人类经济增长类似于“曲棍球球棍”的形状, 从公元1年开始至两百年前, 人口和人均GDP几乎是水平增长的状态。公元1年全球人口总量和人均GDP分别为2.258亿和467美元⁶, 1820年仅为10.4亿和666美元, 年均增速几乎接近于零(分别为0.0841%和0.0195%), 但到2008年全球人口和人均GDP分别高达66.95亿和7614美元。尽管加速经济增长(Accelerating growth)已经成为不可否认的新的典型性事实(Jones and Romer, 2010), 但正如引言中所指出的, 新古典增长模式和规模经济不变才是经济增长的正常状态。事实上, 无论是由于外部性技术冲击的新古典模型, 还是内生增长模型, 都可以得到经济增长速度由最初高速增长向稳态零增长(也即经济增长速度是增长过程的减函数)的结论。我们通过如下推导就可以清楚地观察到这一点。

首先考虑新古典情形。由Solow(1956)模型的关键式:

$\dot{k} = sf(k) - (n + \delta)k$, 稳态条件下, $\dot{k} = 0$ 我们主要考虑经济由起飞阶段向稳态状态的变化过程, 也即考察人均资本存量的变化过程。对上式变换即可得:

$$\dot{k}/k = g(k) = sf(k)/k - (n + \delta)$$

令生产函数为CD生产函数, $Y = AK^\alpha L^{1-\alpha}$ 则有, 将其代入上式并对求导, 则有: k

$$g'_k = sA(\alpha - 1)k^{\alpha-2} < 0 \quad (7)$$

也就是说, 人均资本存量增速是一个减函数, 随着资本的增加而下降, 人均资本存量增速最终将收敛到稳态。

接下来考虑存在外部性的内生增长情形。由Solow(1956)模型关键式的形式,

$$\dot{k} = sf(k) - (n + \delta)k, \text{ 并令生产函数为 2.2 节中的(6)式, 可得: } f(k) = AK^\alpha K^\beta = AK^{\alpha+\beta} L^\beta \quad (8)$$

$$\text{对(8)两边除以 } k \text{ 得: } \dot{k}/k = sf(k)/k - (n + \delta), \text{ 也即: } g(k) = sAL^\beta k^{\alpha+\beta-1} - (n + \delta) \quad (9)$$

$$\text{同样, 对(9)求 } k \text{ 的导数, 有: } g'_k = (\alpha + \beta - 1)sAL^\beta k^{\alpha+\beta-2} \quad (10)$$

观察(10)很容易证明, 当 $\beta = 0$ 时, 经济也即Solow新古典增长模式, $g'_k < 0$, 人均资本存量增长率是一个减函数, 随着资本存量的增加而下降, 直至收敛到均衡状态。当 $\beta > 0$ 时, 也即内生增长模式和外部性发挥作用时, 若 $\alpha + \beta < 1$, $g'_k < 0$, 内生增长模式下人均资本存量增长率($g(k)$)要大于新古典情形, 且资本增长率的下降速度(g'_k)要较新古典情形下要小; 若 $\alpha + \beta > 1$, $g'_k > 0$, 还可能出现人均资本存量增速递增的情形, 这取决于 β 的大小及其变化路径, 而 β 正是由技术、人力资本、制度等因素决定的。

新古典经济和内生增长模式上, 人均资本存量增速收敛路径可由下图所示, 通过这张图可以发现, 新古典增长路径实际上是内生增长模式的一个特例。

⁶ 1990年 Geary-Khamis 国际美元不变价, 下同。

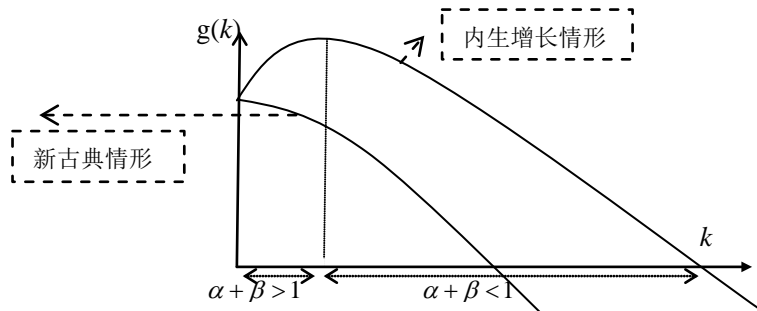


图 1 人均资本存量增长速度收敛路径

三、对中国规模经济的经验分析

(一)对国民经济产出核算的考察

在对国民经济核算的分析中，只要存在规模经济效应，那么全部产品支出的国内生产总值 GDP 与全部要素收入的 GDI 就应该是不相等的，而且理论上 GDP 应该大于 GDI。目前，我国并没有公布正式的国内总收入(Gross Domestic Income, GDI)统计数据。世界银行 WDI 数据库中公布了 1978 年以来以 2000 年国内不变价表示的根据国民生产总值(GNP)和贸易条件(Terms of Trade, TOT)调整后的 GDI 数据，这样结合同数据库中不变价 GDP 数据，可以考察两个指标的比例关系并观察规模经济情况。

另外，从定义上来看，根据《中国统计年鉴》指标解释，国内生产总值 GDP 是一定时期内常住单位的生产活动最终成果，而 GNI(也即国民生产总值)是一定时期内常住单位初次分配的最终结果，它等于国内生产总值加上来自国外的净要素收入。GDP 是个生产概念，与之相对应的收入概念就是国内总收入 GDI，这样即有：

$$GNI = GDP / GDI + \text{来自外国的净要素收入} = GDP / GDI + (\text{来自外国的总收入} - \text{对外国的总支出}) \quad (11)$$

由此可以得到 GDI 与 GNI 的关系即： $GDI = GNI - \text{来自外国的净要素收入}$ (12)

这个关系实际上是一个恒等式。目前，我国只是公布了 GNI 数据，并未公布来自外国的总收入、总支出及净要素收入数据，通过公式(12)计算的 GDI 实际上等于 GDP。不过，由于我国 GDP 统计是以生产法为主，而且国内总收入(GDI)理论上应等于国内总支出，这也就是支出法 GDP，这样可以将支出法 GDP 与生产法 GDP 相比较，一定程度上可以观察规模经济变化路径。除了根据 GDP 和 GDI 的关系观察规模经济的变化外，另一个替代的办法是，从概念上讲，收入法 GDP 统计侧重于从要素收入的角度将经济活动分解为劳动者报酬、生产税净额、固定资产折旧和营业盈余，一定程度上也是劳动和资本要素收入的反映。因此，通过支出法 GDP 或生产法 GDP 数据与收入法 GDP 的比较，也可以大致观察规模经济效应的情况。

由图 2 可见，1978 年改革开放以来，除 1990 年代中期至 2001 年我国 GDP/GDI 小于 1 以外，大部分时期该指标都是大于 1 的，而且 2002 年加入 WTO 之后 GDP 与 GDI 之比明显高于 1990 年代初期之前的水平，而且 2012 年和 2013 年又出现了明显的回落，这与中国经济高速增长的轨迹非常吻合。与此同时，从时间序列最长的支出法 GDP 与生产法 GDP 的关系来看，显然 1978 年改革开放以后多数年份两者比值都是大于 1 的，1978 年—2013 年平均为 1.0196；除了“一五”、“二五”计划期间(经济起飞阶段)大部分年份比值大于 1 外，1978 年之前大多数年份都小于 1，1952 年—1978 年平均为 0.9966，因此我们可以大致判断 1952 年至 1978 年间我国的生产函数不具有规模经济效应，而 1978 年改革开放后出现了规模经济。这

个判断还得到另外两个指标的支持。虽然有部分年份小于 1，但 1978 年以来支出法和生产法 GDP 与收入法 GDP 比值的平均数分别为 1.026 和 1.006。另外，2004 年之后仅 2013 年的支出法 GDP/收入法 GDP 之比略大于 1(1.018)，其他所有支出法和生产法 GDP 与收入法 GDP 之比都小于 1，这可能与 2004 年我国对收入法 GDP 统计方法的调整有关⁷。当然，必须指出的是，由于统计上的误差和定义上的难以完全匹配，上述方法只能大致观察中国规模经济情况，我们需要通过对中国产出函数的估计，更为严格地分析中国经济增长的规模经济效应。

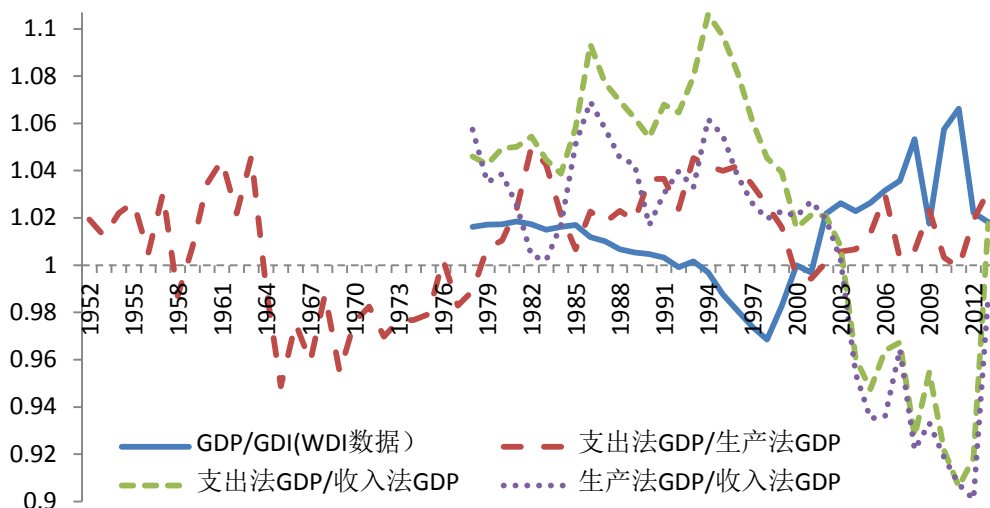


图 2 中国 GDP 与 GDI 的关系

数据来源：Wind，CEIC，世界银行 WDI 数据库 2014 年 5 月版、7 月版。

(二)数据与计量技术说明

虽然产出核算法或代数指数法能够直观地体现规模经济及全要素生产率的变化，但这种方法并没有明确具体的生产函数，实际上隐含着要素完全可替代和要素边际生产率恒定的假设，因而这种方法更多地是作为一种概念性方法，并不适用于具体的经验分析(Caves, Christensen and Diewart, 1982)。这也可能是前面产出核算方法估计时，不同的核算数据和方法得到的结论存在差异的原因，如对支出法和生产法 GDP 与收入法 GDP 之比与 GDP 与 GDI 之比，在 2004 年之后存在不同的结论。

对于长期经济增长或全要素生产率等问题，通常是在具体增长理论(新古典或内生增长理论)指导下，通过特定体形式的生产函数进行经验分析。一般来说，对产出函数估计主要是采用 Cobb-Douglas 生产函数形式。Solow(1956)为代表的新古典增长理论只关注劳动力和资本要素的作用。虽然内生增长理论更强调技术进步、人力资本和制度等因素的作用，但有关人力资本与制度因素的度量的研究也仅是在 1990 年代才逐步开展起来，其统计的准确性和成熟性方面远远不如对诸如 GDP、就业等传统经济指标。而且，正如引言所指出的，由于我们这里更关心中国产出函数的规模经济情况(而非增长的要素贡献)，这些度量的误差应该不会影响到我们对产出函数规模经济性质的判断⁸。因此，我们在这部分仅考察包括资本(K)、

⁷ 白重恩、钱震杰(2009)对中国经济普查年度国内生产总值核算方法变化的考察认为，第三产业中批发和零售贸易餐饮业、其他行业比例明显增加，而这两个行业恰是个体经营者分布最多的行业，因而可能是 2004 年经济普查高估了个体经济的营业收入。尽管数据基础发生了变化，但非普查年度 GDP 核算方法与经济普查年度保持衔接，在经济未发生较大波动情况下，核算结果也应与普查年度结果相衔接，因而 2004 年我国首次开展经济普查后，生产法 GDP 很有可能由于核算方法的调整而出现一定的高估。

⁸ 以制度为例，如果以 1978 年为分界点的话，显然我国经济处于两个不同的制度环境。尽管不可否认我国经济制度始终处于不断变迁的过程，但总的来说市场经济制度和整个社会制度环境的变化是一个相对缓慢的长期过程，因而不考虑制度因素也是合理的。而且，诸如制度、人力资本等因素的作用也可以由无法解释部分的 TFP 的变化间接观察。

劳动力(L)的总产出函数形式： $Y_t = A_t K_t^{\alpha_K} L_t^{\alpha_L}$ ，对其两边取对数，则有 $\log(Y_t) = \log(A_t) + \alpha_K \log(K_t) + \alpha_L \log(L_t)$ 。如果生产函数规模报酬不变，则有 $\alpha_K + \alpha_L = 1$ ，否则，当 $\alpha_K + \alpha_L > 1$ ，就是规模报酬递增，而 $\alpha_K + \alpha_L < 1$ 则是规模报酬递减。这样，我们通过Wald系数检验，对 $\alpha_K + \alpha_L = 1$ 原假设进行检验，以考察产出函数的规模经济性质。

我们以GDP作为总产出序列。资本存量方面，根据Goldsmith(1951)年提出的永续盘存法， $K_t = K_{t-1}(1 - \delta_t) + I_t$ ，其中 K为资本存量，I为当年投资， δ 为折旧率。根据Hall and Jones(1999)，基年资本存量方面采用折旧—贴现法，以1952年为基期，以1952年投资除以1952—1965年投资几何平均增长率与基年份折旧率之和得到1952年为基年的资本存量，即 $K_{1952} = \frac{I_{1952}}{\bar{g}_{1952-1962} + \delta_{1952}}$ 。当年投资序列采用支出法GDP统计中的固定资本形成序列。出于简便可行的考虑，大多数研究都将折旧率设为不变的常数（如Young(2003), Hall and Jones(1999)都将折旧率设为6%，国内很多研究都假设折旧率为固定的常数）。显然，经济折旧率并不是一个稳定的变量，林仁文、杨熠（2013）根据历史会计折旧率和相关经济信息，计算了1952年—2010年各年折旧率，因而我们采用林仁文、杨熠（2013）的年度变化折旧率⁹。GDP和资本存量均为1978年不变价序列。

劳动力方面，我们采用国家统计局公布的从业人口指标。需要说明的一点是，就业序列在1990年出现了较大的跳跃，根据《中国统计年鉴》的说明，是根据人口变动情况抽样调查数据进行的调整，Young(2003)对此进行了讨论。虽然出现了数据的异常点，但如果以1996年以前未经调整的数据及其后调整的数据进行回归、直接将各省就业人数加总作为全国就业人数或以WDI数据库提供的1991年以来的就业人数数据进行回归，并不会影响我们最终的结论¹⁰。因此，我们仍然采用国家统计局经过调整的官方数据。

由于我们主要是进行时间序列分析，因而数据很可能面临残差自相关问题。一般的做法是进行广义差分，但正如引言所指出的，其估计结果与原模型的真值实际上是有偏的，因而以此方法得到的变量产出弹性系数是一个有偏估计量。针对异方差和自相关在经典回归模型中有可能导致的参数估计无效且显著性检验无效等问题，Newey and West(1987)提出的异方差自相关一致性协方差矩阵估计量。在数据中存在未知的异方差和自相关情况下，通过计算Newey-West估计量，也即异方差自相关一致性协方差矩阵估计量，对传统t检验估计量进行修正。需要指出的是，Newey-West估计量只是改变了参数的标准差估计，进而解决了异方差和自相关情况下OLS的t显著性检验失效的问题，但这个方法并未改变系数的参数估计，因而估计的结果仍然是一个无偏估计量。类似地，对于后面的截面数据回归可能产生的异方差问题，我们采用White（1981）提出的异方差一致性协方差矩阵估计量。

(三)时间序列分析

我们对取对数形式的各变量首先进行平稳性检验，发现各变量都是单整序列，且通过Johansen协整检验发现三个序列在5%显著性水平下至少存在两个确定性协整关系，因而我们可以直接对原始序列进行回归(限于篇幅，这里不报告具体检验结果)。正如引言中所提到的，生产函数估计需要总产出函数具有稳定性，因此以1978年作为分隔点是合理的。尽管

⁹ 事实上，随着时间的推移，基期资本存量估算并不会影响后面的结果(Young, 2003)。李宏瑾(2011)讨论了这些指标选择的合理性问题。而且，即使是分别选用不同水平的固定年度折旧率（如5%或10%）并不会改变我们的结论，限于篇幅不报告具体结果。2011年以后折旧率根据带趋势的AR(1)模型预测而得，下同。

¹⁰ 这也与Chow and Li(2002)、Chow and Lin(2002)的结论类似。

如此，我们仍考察了全部样本时期，以及 1952 年—1959 年，1970 年—1978 年经济正常时期的情况¹¹。具体结果参见表 1。

由表 1 可见，1978 年改革开放以后，Wald 系数检验在 1% 显著性水平下拒绝了 $\alpha_K + \alpha_L = 1$ 的原假设，自变量也均通过了 1% 水平下的显著性检验，说明总产出函数确实具有规模经济效应。各时期回归方程经调整后的 R^2 都在 0.95 以上，说明资本存量和就业可以解释绝大部分的产出，遗漏人力资本或制度因素的问题并不是很严重。一个有趣的发现是，改革开放前的 1952 年—1959 年、1970 年—1978 年，Wald 系数检验无法拒绝 $\alpha_K + \alpha_L = 1$ 的原假设(仅 1952 年—1959 年的 Wald 检验卡方统计量显示在 10% 水平下显著，一定程度上能够说明之前支持法 GDP/收入法 GDP 指标显示的情况)，说明 1978 年之前我国的产出函数符合规模报酬不变的假设，属于新古典增长模式。只是改革开放后中国经济走上了内生增长的道路，制度、技术和人力资本外部性给经济增长带来了规模经济效应，中国经济进入内生增长路径的持续高增长阶段。

表 1 各时期中国总产出函数估计：Log(Y)为因变量

自变量	样本期	1978-2013	1952-2013	1952-1959	1970-1978
常数项		-7.3849 (0.9976) ^{***}	-2.1471 (2.4237)	-3.7028 (1.1599) ^{**}	-4.7555 (2.8791)
Log(K)		0.7927 (0.0230) ^{***}	0.7888 (0.0694) ^{***}	0.4174 (0.0392) ^{***}	0.4341 (0.0627) ^{***}
Log(L)		0.8016 (0.1106) ^{***}	0.3304 (0.2734)	0.7779 (0.1420) ^{***}	0.8520 (0.3169) ^{**}
Adj. R ²		0.9986	0.9798	0.9911	0.9581
S.E.		0.0376	0.2055	0.0232	0.0293
Wald F Statistic		7025.9 ^{***}	285.28 ^{***}	4179.6 ^{***}	167.2 ^{***}
t		6.6478 ^{***}	0.5492	1.8848	1.0799
Wald Test F		44.193 ^{***}	0.3017	3.5523	1.1663
χ^2		44.193 ^{***}	0.3017	3.5523 [*]	1.1663
Obs.		36	62	8	9

注：括号内数字为 Newey-West 标准差，***, **, *, † 分别代表显著性水平为 1%、5%、10% 和 15%，下同。

(四)省际截面数据分析

上一节是以全国为样本的时间序列分析。由于我国由 31 个省级单位组成，以这些省份为样本对各年的数据进行截面数据分析，就可以得到历年全国的生产函数，这样通过各省截面数据进行回归，就可以得到各年全国总产出函数，并判断 1952 年以来各年总产出函数的规模经济性质具体结果参见附表)¹²。

由附可见，1959 年、1960 年、1966—1977 年和 1983 年和 1984 年方程劳动力变量未通过显著性检验(如果是在 15% 显著性水平的话改革开放后所有方程都是显著的)。与时间序列的结果类似，对各年截面数据回归方程 $\alpha_K + \alpha_L = 1$ 的 Wald 系数检验表明，随着改革开放的深入以 1985 年为分界点，各年生产函数表现出了非常明显的规模经济特征，而在建国后到直至 1985 年之前生产函数都是规模报酬不变的。这再次说明改革开放后，由于制度、技术和人力资本等因素外部性作用的发挥，经济增长的规模经济效应和内生增长模式是理解改革开放以来持续高速增长的重要视角。

(五)面板数据和时间序列分析

¹¹ 虽然这样回归方程的自由度很少，但由于仅有两个自变量，而且为发现更有意思的现象，我们不得不在技术的严格性与可行性上进行权衡。1952 年—1978 年的回归结果不显著，故此不报告。

¹² 重庆、海南、西藏部分年份固定资产价格指数缺失，我们以全国固定资产价格指数替代得到 1978 年不变价资本存量数据，重庆固定资产基期为 1985 年，海南、西藏固定资产基期为 1978 年。

我们进一步对时间序列和横截面的面板数据进行分析。由于 1978 年之前很多省份就业统计数据缺失，因此这里我们仅考察 1978 年以来的情况。首先，通过 F 检验对面板模型的具体形式进行判断，这里，截面样本 31 个，自变量 2 个，时序数为 36 个，通过 F 统计量检验表明应当采用变系数模型(这也体现了各省生产函数的差异，比较符合实际情况)。对取对数形式后的各序列的平稳性和协整关系进行检验可以发现，三个序列都是 I(1)序列并且在 1% 显著性水平至少存在一个协整关系，通过似然比 LR 检验和 Hausman 检验可以判断，模型应采取固定效应变系数形式(限于篇幅，不报告上述具体检验结果)。

表 2 总产出函数估计：Log(Y)为因变量，面板数据

	常数项 (各省截距)	Log(K)	Log(L)	Wald Test (t)		常数项 (各省截距)	Log(K)	Log(L)	Wald Test (t)
常数项 (总体截距)	-9.842 (0.746) ^{***}				河南	-0.681	0.543 (0.024) ^{***}	1.564 (0.121) ^{***}	11.27 ^{***}
北京	-3.301	0.113 (0.055) ^{**}	2.850 (0.251) ^{***}	8.899 ^{***}	湖北	5.255	0.784 (0.036) ^{***}	0.721 (0.261) ^{***}	2.199 ^{**}
天津	10.855	0.898 (0.016) ^{***}	0.181 (0.112) [*]	-2.767 ^{***}	湖南	1.279	0.678 (0.029) ^{***}	1.290 (0.197) ^{***}	5.623 ^{***}
河北	3.418	0.882 (0.038) ^{***}	0.850 (0.224) ^{***}	3.695 ^{***}	广东	-11.80	0.291 (0.062) ^{***}	3.273 (0.271) ^{***}	11.93 ^{***}
山西	-3.399	0.604 (0.059) ^{***}	2.103 (0.395) ^{***}	4.987 ^{***}	广西	-8.455	0.345 (0.047) ^{***}	2.839 (0.308) ^{***}	8.088 ^{***}
内蒙	5.461	0.791 (0.043) ^{***}	0.741 (0.361) ^{**}	1.652 [*]	海南	-1.899	0.361 (0.064) ^{***}	2.505 (0.502) ^{***}	4.234 ^{***}
辽宁	12.32	0.979 (0.041) ^{***}	-0.361 (0.287)	-1.512 [†]	重庆	-5.287	0.738 (0.058) ^{***}	2.236 (0.948) ^{**}	2.155 ^{**}
吉林	5.952	0.741 (0.034) ^{***}	0.721 (0.218) ^{***}	2.353 ^{**}	四川	3.257	0.833 (0.050) ^{***}	0.892 (0.390) ^{**}	2.082 ^{**}
黑龙江	10.14	0.887 (0.025) ^{***}	-0.007 (0.147)	-0.919	贵州	1.367	0.573 (0.067) ^{***}	1.385 (0.305) ^{***}	3.737 ^{***}
上海	6.915	0.849 (0.039) ^{***}	0.582 (0.288) ^{**}	1.611 [†]	云南	-4.093	0.536 (0.046) ^{***}	2.139 (0.201) ^{***}	10.66 ^{***}
江苏	1.019	0.794 (0.062) ^{***}	1.233 (0.546) ^{**}	2.094 ^{**}	西藏	-4.891	0.210 (0.074) ^{***}	3.595 (0.544) ^{***}	5.858 ^{***}
浙江	3.673	0.689 (0.045) ^{***}	1.013 (0.320) ^{***}	2.532 ^{**}	陕西	-11.25	0.520 (0.091) ^{***}	3.218 (0.526) ^{***}	5.718 ^{***}
安徽	-5.134	0.437 (0.060) ^{***}	2.302 (0.332) ^{***}	6.233 ^{***}	甘肃	-0.155	0.860 (0.068) ^{***}	1.434 (0.296) ^{***}	5.135 ^{***}
福建	2.766	0.652 (0.074) ^{***}	1.231 (0.361) ^{***}	3.057 ^{***}	青海	-0.337	0.413 (0.057) ^{***}	2.226 (0.290) ^{***}	6.847 ^{***}
江西	4.253	0.703 (0.042) ^{***}	0.937 (0.268) ^{***}	2.781 ^{***}	宁夏	4.650	0.612 (0.035) ^{***}	1.126 (0.138) ^{***}	7.022 ^{***}
山东	-14.28	0.419 (0.103) ^{***}	3.362 (0.550) ^{***}	6.111 ^{***}	新疆	-8.229	0.378 (0.104) ^{***}	3.251 (5.745) ^{***}	5.610 ^{***}
Adj. R ²	0.981		S.E.		0.198	F Statistic		623.87 ^{***}	

由表可见，大部分省生产函数都是显著的，而且除 2 个省外所有显著方程的省份都表现出明显的规模经济特征，说明我们的针对全国的时间序列分析和以省为单位的截面数据分析结果是稳健的。

四、有关内生增长和经济结构的进一步讨论

(一)考虑制度和人力资本的内生增长情形

如果第三部分的经验分析成立的话，那表明 1978 年以来中国经济实际上处于规模报酬递增的内生增长路径。除外部性以外，人力资本(Arrow, 1962)也是内生增长理论重要的内容，

制度因素也是必须考虑的变量。尽管人力资本对经济增长的重要性已被高度重视,但对人力资本准确度量的研究仍处于完善阶段。通常以识字率、入学率或受教育年限作为替代变量,但Barro(1991,2001)指出,以识字率或入学率等指标作为人力资本变量在经验研究中面临很多的问题,并主张采用受教育年限指标。类似地,与GDP等宏观总产出变量有着完善的统计不同,制度也是推动经济增长所有要素中最难以量化的变量,往往倾向于将无法归类的因素都划入制度的范畴(如法律、政治、宗教、文化)。但是,这样的制度定义不免过于宽泛,而且难以在实践中操作并容易出现制度指标度量的偏差问题(制度指标通常是事先设定的,一个自然的偏见是富裕地区的制度是好的制度,Acemoglu, Johnson and Robinson, 2001, 2005)。自亚当·斯密开始,经济学家们就认为经济自由是经济增长的关键,因此经济自由度可以成为衡量制度好坏的指标。1980年代以来,在Friedman等众多优秀经济学家和弗雷泽研究所、传统基金会等机构的努力下,目前经济学界已经拥有了非常理想的度量各经济体经济自由程度的指标体系(项卫星、李宏瑾, 2009),这为我们的经验研究提供了可能¹³。

Barro and Lee(2013)提供了每隔5年的受教育年限数据,除Wang and Yao(2003)外(其数据到1999年截止),还缺乏对我国劳动力人口平均受教育年限的系统研究。因此,这里根据Barro and Lee(2013)的数据,通过线性插值法和带趋势的AR(1)过程,得到25岁和15岁以上劳动力平均受教育年限(Sch15、Sch15)。因此,我们可以用经济自由度指标作为制度的替代变量。除樊纲、王小鲁、朱恒鹏(2010)外,目前还缺乏针对中国经济自由度的系统指标研究(遗憾地是,樊纲等的数据也并不连续)。因此,考虑到样本数量因素,本文采用Fraser研究所公布的经济自由度数据,可以得到1980年以来经济自由度情况(EF),将其作为制度控制变量,其中缺失数据通过线性插值和AR(1)过程得到。这里,主要是针对1978年以来的样本进行回归,结果如下:

表3 考虑到人力资本、制度等因素后的1978年以来中国总产出函数估计: Log(Y)为因变量

自变量	方程	方程 1	方程 2	方程 3	方程 4	方程 5
	常数项		-5.9274 (0.9096) ^{***}	-4.6835 (0.4940) ^{***}	-3.9188 (0.6255) ^{***}	-5.8143 (0.5969) ^{***}
Log(K)		0.7474 (0.0164) ^{***}	0.7294 (0.0217) ^{***}	0.7116 (0.0245) ^{***}	0.7346 (0.0209) ^{***}	0.7138 (0.0227) ^{***}
Log(L)		0.6315 (0.0981) ^{***}				
Log(L*Sch25)			0.5349 (0.0547) ^{***}	0.4386 (0.0680) ^{***}		
Log(L*Sch15)					0.6135 (0.0617) ^{***}	0.5086 (0.0782) ^{***}
Log(EF)		0.5546 (0.1423) ^{***}		0.4001 (0.1391) ^{***}		0.4066 (0.1371) ^{***}
Adj. R ²		0.9990	0.9987	0.9988	0.9988	0.9989
S.E.		0.0307	0.0359	0.0339	0.0356	0.0334
Wald F Statistic		8220.4	6547.2 ^{***}	5432.0 ^{***}	6976.4 ^{***}	5871.6 ^{***}
Wald Test	t	8.4729 ^{***}	7.4417 ^{***}	4.5877 ^{***}	8.0861 ^{***}	5.3976 ^{***}
	F	71.79 ^{***}	55.38 ^{***}	21.05 ^{***}	65.39 ^{***}	29.13 ^{***}
	χ^2	71.79 ^{***}	55.38 ^{***}	21.05 ^{***}	65.39 ^{***}	29.13 ^{***}
Obs.		34	36	34	36	34

由表3可见,控制人力资本和制度因素后,中国经济确实呈现明显的规模报酬递增现象,

¹³对经济自由度的测量,主要就是考虑了财政税收、通货膨胀、货币政策、自由贸易等因素,具体情况参见传统基金会及弗雷泽研究所网上的公开资料, www.fraserinstitute.org 和 www.heritage.org。

中国在 1978 年之后应处于内生经济增长阶段。通过制度等因素的改善，可以明显改进经济增长的空间，这也支持了加大人力资本投入、深化市场经济改革以保持高增长的政策主张。

(二)要素产出弹性与要素收入占比

根据收入法 GDP 核算数据，劳动者报酬占比从 1995 年开始持续下降，到 2007 年达到最低的 40.5%；几乎与此同时，1997 年以来，我国劳动产出弹性呈现逐年下降的趋势，到 2008 年已降至最低的 0.1298，这又与收入法 GDP 中劳动者报酬占比和支出法 GDP 中居民消费支出占比的下降趋势相吻合，这也说明计量分析的可靠性。在规模报酬不变且完全竞争假设下，由 Solow(1957) 隐函数推导的要素产出弹性等于要素占总收入的比重 ($\alpha_K \equiv RK/Y, \alpha_L \equiv wL/Y$)，这也是 Jorgenson and Griliches(1967) 对偶法产出核算的基础。也就是说，只有在规模报酬不变情况下，才可以采用对偶法进行产出核算及对全要素生产率等进行估计。不过，在上一部分通过各种数据对我国产出函数的估计都表明，1978 年以来我国生产函数具有规模经济性质，因而理论上，要素产出弹性与要素收入占比并不相等，我们可以通过对劳动力相关指标的分析进行考察。

对各省截面数据的分析可以得到 1978 年—2013 年全国各年劳动力产出弹性，通过收入法国民经济核算，可以得到 1978 年以来全国劳动者报酬占 GDP 的比重，从而得到劳动收入占产出份额序列，这样可以考察全国 α_L 与 wL/Y 的关系。类似地，通过面板数据分析可以得到 1978 年以来各省劳动力产出弹性，而将各省相应年份劳动者报酬占 GDP 比重进行平均，可以得到各省劳动者收入占产出份额序列，这样也可以考察省际样本 α_L 与 wL/Y 的关系。

我们分别对这两组数据两个序列的均值、中位数和方差相等性进行检验，发现仅以截面样本计算的历年劳动产出弹性与劳动收入占产出份额的方差无法拒绝两者相等的原假设，其余全国时间序列及各省两指标的均值、中位数等都拒绝相等的原假设，这说明 1978 年以来我国总产出函数具有规模经济效应的结论是可靠的。因此，徐现详、舒元(2009)及国内很多学者以对偶法进行产出核算并估计 TFP 的方法是存在问题的。

表 4 1978 年以来我国劳动力产出弹性与劳动收入占产出份额相等性检验

		截面样本计算的全国 α_L 与 wL/Y	面板数据计算的省际 α_L 与 wL/Y
均值相等性检验	t-test	22.75***	7.153***
	Satterthwaite-Welch t-test*	22.75***	6.916***
	Anova F-test	517.8***	51.16***
中位数相等性检验	Wilcoxon/Mann-Whitney (tie-adj.)	7.292***	6.139***
	Adj. Med. Chi-square	68.06***	38.44***
	Kruskal-Wallis (tie-adj.)	53.26***	37.77***
	van der Waerden	46.67***	31.43***
方差相等性检验	F-test	2.574***	251.3***
	Bartlett	7.442***	121.7***
	Levene	3.117*	104.5***
	Brown-Forsythe	3.069*	52.34***

当然，尽管两组数据都表明两个序列并不一致，但两个序列仍然具有非常密切的相关关

系。由散点图可见，无论是以截面样本计算的全国结果还是以时间序列计算的各省结果，劳动力产出弹性与劳动收入份额都呈现正的关系，而且都通过了显著性检验，但回归变量系数 Wald 检验显著拒绝了等于 1 的原假设，说明我们对劳动产出弹性的估计是合理的。虽然白重恩、钱震杰(2009)、罗长远、张军(2009)指出，2004 年统计核算方法的调整对劳动收入份额的下降产生了一定影响，但即使是 2004 年后直至 2007 年劳动者报酬占 GDP 的比重仍然下降，而且大量研究也表明(白重恩、钱震杰，2010；孙文杰，2012)，宏观经济投资和消费结构、产业结构以及市场组织结构的变化，是导致劳动报酬份额变化的重要原因，从而也可以理解要素分配份额由于经济结构性变化而发生的改变，这也表明我们对中国经济的讨论是可靠的。

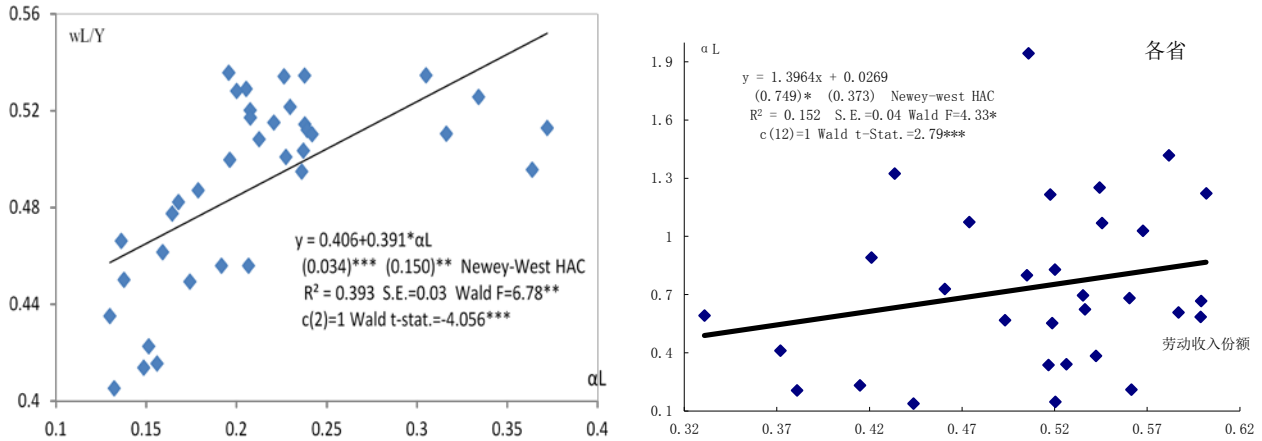


图 3 劳动力产出弹性与劳动收入份额的散点图

(三)要素产出弹性与宏观经济结构

由于样本不同，特别是对各省就业数据在 1990 年前后并未进行调整，因而时间序列和截面数据分析得到产出函数表现形式有所不同。尽管时间序列结果中，劳动的产出弹性基本都在 0.7 左右，但截面数据大多数方程结果都表明劳动的产出弹性只有在建国初期符合多数国家的情形，大多数年份都在 0.3 以下。在时间序列样本中较高的劳动产出弹性估计，很可能反映了 1978 年改革开放以来我国劳动力使用效率的提高或人力资本的改进等因素，而这在截面分析中无法充分体现。不过，无论时间序列还是截面数据，资本的产出弹性都是较大的(即使是改革前时期也在 0.4 以上)，远大于发达国家 0.3 的水平。一般来说在发展中国家的经济起飞阶段，资本边际收益应该更高，因此我们的发现也符合大多数经验研究的结论(Harrison, 1996; Collins and Bosworth, 1996; Senhadji, 2000)。而且，过高的资本产出弹性也说明我国规模经济主要来自于资本效率的提高，这比较符合 Romer(1986)的情形。

由图 4 还可以发现，劳动力和资本存量的产出弹性与我国宏观经济结构具有非常密切的关系。由表 5 针对 1978 年以来的样本回归结果可以发现， α_K 与投资率显著正相关且与消费率显著负相关，而 α_L 则与消费率和投资率呈现显著正相关和负相关关系，这说明截面数据得到的要素产出弹性估计是合理的，且与当前我国宏观经济结构和投资主导的经济增长方式相吻合¹⁴。当然，如果同时控制投资率和消费率，可以发现回归方程中投资率系数并不显著且系数符号出现了方向性变化，应该是受到多重共线性的影响。另外，白重恩、张琼(2014)对中国 1978 年以来的资本回报率进行了估计。由于表 4 中的投资率是包括了存货的资本形

¹⁴ 根据 AIC、LR、FPE、HQ 等准则，在最优滞后 2 阶的 VAR 框架下，除 α_K 是 α_L 的 Granger 原因外，投资率、消费率、 α_L 、 α_K 都不是 α_K 和 α_L 的 Granger 原因，而 α_K 和 α_L 则始终都是投资率和消费率的 Granger 原因，这说明资本要素产出弹性促进了劳动力产出弹性和经济结构的变化，与我国规模经济主要来自于资本效率的提高和投资主导的经济增长方式是一致的。限于篇幅，不报告具体检验结果。

成率，而且白重恩、张琼(2014)也指出存货也是当期用于消费之外的投资的重要构成，因而这里我们选用包含存货因素的全部资本回报率。

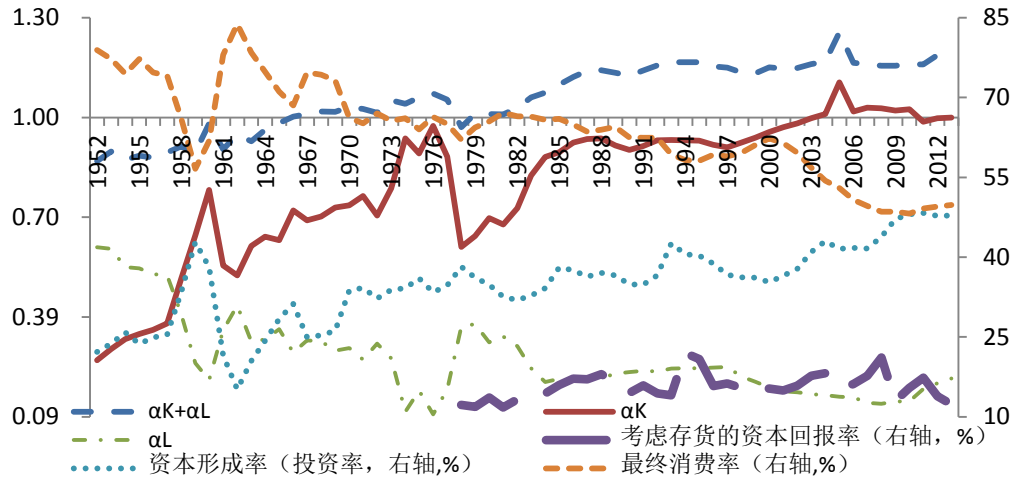


图 4 截面数据资本和劳动力产出弹性、资本回报率、投资率和消费率

由图 4 和表 5 可见， α_L 与资本回报率不相关，但 α_K 与资本回报率呈现显著的正相关关系。与 Eichengreen, Park and Shin(2012)、白重恩、张琼(2014)的发现类似，在投资推动增长模式下，随着资本存量的迅速增加和折旧率的上升，近年来 α_K 和资本回报率都出现了不同程度的下降，中国的潜在产出增速也出现了明显的下降。与此同时，随着中国人口红利的逐步消失、就业人数增速的下降以及服务业产值和就业人数占比的上升，劳动力产出弹性由 2008 年最低的 0.1298 逐年上升至 2013 年的 0.2066，经济增速也将出现明显的下降，这与 Eichengreen, Park and Shin(2012)、陆炀、蔡昉(2014)的结论类似。与资本产出弹性、劳动产出弹性和资本回报率变化相伴随的是，宏观经济中的投资、消费结构也开始出现缓慢调整的迹象，2012 年和 2013 年投资率相较最高的 2011 年(为 48.3%)略有下降，而最终消费率则由 2010 年最低的 48.2%逐年上升至 2013 年的 49.8%。综上可见明，本文截面数据要素产出弹性的估计是合理稳健的。

表 5 1978 年以来要素产出弹性与宏观经济结构、资本回报率的关系

因变量 \ 自变量	α_K					α_L				
	常数项	0.328 (0.189)*	1.668 (0.186)***	0.544 (0.232)**	1.896 (0.670)***	1.420 (0.482)***	-0.163 (0.102)†	0.494 (0.101)***	0.340 (0.124)***	-0.454 (0.400)
投资率	0.015 (0.004)***			-0.003 (0.007)	-0.001 (0.006)		-0.007 (0.002)***		0.004 (0.004)	0.003 (0.003)
消费率		-0.013 (0.003)***		-0.015 (0.007)**	-0.012 (0.005)**	0.006 (0.002)***			0.009 (0.004)**	0.008 (0.003)**
考虑存货的 资本回报率			0.024 (0.014)*		0.017 (0.010)*			-0.012 (0.008)		-0.008 (0.006)
Adj. R ²	0.347	0.451	0.229	0.437	0.543	0.392	0.268	0.196	0.387	0.471
S.E.	0.093	0.086	0.102	0.087	0.078	0.048	0.053	0.055	0.048	0.065
Wald Statistic	F 11.51***	13.78***	3.031*	7.033***	12.09***	11.66***	8.618***	2.441	6.755***	8.133***
Obs.	36	36	36	36	36	36	36	36	36	36

五、结论性评述

规模经济不变是稳态经济的必要条件,否则只要增加要素投入就会获得更高水平的产出,经济将持续扩张而无法收敛,这也是新古典增长理论为我们描述的情形。但新古典增长理论的经济收敛模式和稳态增长路径多少有些令人沮丧,因为除非增加要素投入或者外部的冲击,否则经济只能进行“简单”的自我复制,这也与“二战”后 1950、1960 年代发达国家及其后很多成功起飞的新兴工业化国家的经验不符。内生增长理论为我们提供了更为合理的解释,要素外部性作用的发挥使经济获得了规模经济效应,要素投入的增加可以获得更多的产出,经济将处于持续扩张的高速增长阶段,由此可以更好地理解 1978 年改革开放以来中国持续三十多年的高增长奇迹。

然而,毕竟规模报酬不变才是经济增长的常态,一旦外部性作用消耗殆尽,经济增长也将由内生增长模式回归到新古典的稳态增长路径。尽管对于外部性的来源还需要进一步的深入研究,但 Hulten and Hao(2012)表明,技术、人力资本、组织和生产结构及市场化(也即制度因素)等因素所促进的无形资本积累,对中国的高速经济增长发挥了重要的作用。尽管加入 WTO 后市场规模的扩大和良好外部经济环境以及人口红利等因素正日渐消失,中国潜在产出增速“换挡”已成为各界共识,但毕竟我国人口红利(人力资本、劳动参与率提高等所带来的第二次人口红利)仍有巨大开发潜力(蔡昉, 2010),而且经验表明中国规模经济更多地是来自于资本效率的提高而非人力资本。虽然很多情况下这可以归功于技术的进步,但制度的作用不应被忽视甚至是更须强调的因素,改革开放前后中国总产出函数规模经济的不同表现本身就充分说明了这一点。不过,张军、陈诗一、Jefferson(2009)对工业效率的分析表明,要素配制效率变化对工业增长具有非常重要的作用,但在 2001 年以后其对工业增长 TFP 的贡献却是负的;项卫星、李宏瑾、徐爽(2010)也表明,新世纪以来中国的经济自由度大部分领域出现了明显的恶化倾向。虽然经济增长方式转变已经成为中国可持续发展的一个习惯性口号,但要想真正摆脱传统的粗放型增长模式的老路,最终还是要在制度上有所突破。中国与真正意义上的现代市场经济制度仍有很长一段的距离,当下改革已经进入到触及各方根本利益更为艰难的攻坚阶段。因此,党的十八届三中全会和四中全会做出了全面深化改革和全面推进依法治国的重大决定,无疑为中国的未来指明了正确方向。毕竟,中国制度改善仍有非常大的空间,因而只要坚定不移地全面推进深化市场导向的改革和依法治国等制度性建设,就能够获得持续的外部性和规模经济效应,中国经济也完全能够跨越“中等收入陷阱”,在较长一段时期内保持较高的增速并实现真正的平稳健康发展,并最终成功迈入向高收入国家收敛的稳态增长路径。

参考文献

1. Abramvitz, M., 1956, “Resource and Output Trends in the United States since 1870”, *American Economic Review*, 46(1): 5-23.
2. Acemoglu, D., D. Autor, D. Dorn, G. Hanson and B. Price, 2014., “Return of the Solow Paradox? IT, Productivity, and Employment in US Manufacturing”, *American Economic Review*, 104(5): 394-399.
3. Acemoglu, D., S. Johnson and J. Robinson, 2001, “The Colonial Origins of Comparative Development: An Empirical Investigation”, *American Economic Review*, 91(5): 1369-1401.
4. Acemoglu, D., S. Johnson and J. Robinson, 2005, “Institutions as the Fundamental Cause of Long-Run Growth”, in *Handbook of Economic Growth*, Aghion, P. and S. Durlauf (ed.), Chapter 6, Vol. 1, Part A, 385-472. Amsterdam: Elsevier North Holland.
5. Acemoglu, D. and J. Robinson, 2012, *Why Nations Fail*. New York: Crown Publishers.

6. Aghion, P. and Howitt, P., 1992, "A Model of Growth through Creative Destruction", *Econometrica*, 60(2): 323-351.
7. Alesina, A., A. Devleeschauwer, W. Easterly, S. Kurlat and R. Wacziarg, 2004, "Economic Integration and Political Disintegration", *American Economic Review*, 90(5): 1276-1296.
8. Alesina, A., E. Spolaore and R. Wacziarg, 2005, "Trade, Growth and the Size of Countries", in *Handbook of Economic Growth*, Aghion, P. and S. Durlauf (ed.), Chapter 23, Vol. 1, Part B, 1499-1542. Amsterdam: Elsevier North Holland.
9. Arrow, K., 1962, "The Economic Implications of Learning by Doing", *Review of Economic Studies*, 29(3): 155-173.
10. Barro, R., 1991, "Economic Growth in a Cross Section of Countries", *Quarterly Journal of Economics*, 106(2): 407-443.
11. Barro, R., 1999, "Notes on Growth Accounting", *Journal of Economic Growth*, 4(2): 119-137.
12. Barro, R. 2001, "Human Capital and Growth", *American Economic Review*, 91(2): 12-17.
13. Barro, R. and J. Lee, 2013, "A New Data Set of Educational Attainment in the World, 1950–2010", *Journal of Development Economics*, 104(C): 184-198.
14. Basu, S. and J. Fernald, 1997, "Returns to Scale in US Production: Estimates and Implications", *Journal of Political Economy*, 105(2): 249-283.
15. Benhabib, J. and B. Jovanovic, 1991, "Externalities and Growth Accounting", *American Economic Review*, 81(1): 82-113.
16. Boskin, M. and L. Lau, 1990, "Post-War Economic Growth in the Group-of-Five Countries: A New Analysis", *NBER Working Paper*, No. 3521.
17. Brynjolfsson, E. and A. McAfee, 2011, *Race Against the Machine*. Lexington, MA: Digital Frontier Press.
18. Burnside, C., 1996, "Production Function Regressions, Returns to Scale, and Externalities", *Journal of Monetary Economics*, 37(2): 177-201.
19. Caballero, R. and R. Lyons, 1992, "External Effects in US Pro-cyclical Productivity", *Journal of Monetary Economics*, 29(2): 209-225.
20. Caves, D., L. Christensen and W. Diewart, 1982, "The Economic Theory of Index Numbers and Measurement of Input, Output and Productivity", *Econometrica*, 50(6): 1393-1414.
21. Chow G., 1993, "Capital Formation and Economic Growth in China", *Quarterly Journal of Economics*, 108(3): 809-842.
22. Chow, G. and K. Li, "China's Economic Growth: 1952-2010", *Economic Development and Cultural Change*, 51(1): 247-256.
23. Chow, G. and A. Lin, 2002, "Accounting for Economic Growth in Taiwan and Mainland China: A Comparative Analysis", *Journal of Comparative Economics*, 30(3): 507-530.
24. Collins, S. and B. Bosworth, 1996, "Economic Growth in East Asia: Accumulation versus Assimilation", *Brookings Papers on Economic Activity*, 27(2): 135-196.
25. Douglas, P., 1976, "The Cobb-Douglas Production Function Once Again: Its History, Its Testing, and Some New Empirical Values", *Journal of Political Economy*, 84(5): 903-916.
26. De Masi, P., 1997, "IMF Estimates of Potential Output: Theory and Practice", *IMF Working Paper*, WP/97/177.

27. Denis, C., K. Mc Morrow and W. Roger, 2002, "Production Function Approach to Calculating Potential Growth and Output Gaps: Estimates for the EU Member States and the US", European Commission, *Economic Papers*, No. 176.
28. Dinopoulos, E. and T. Thompson, P., 1998, "Schumpeterian Growth without Scale Effects", *Journal of Economic Growth*, 3(4): 313-335.
29. Eichengreen, B., D. Park and K. Shin, 2012, "When Fast-Growing Economies Slow Down: International Evidence and Implications for China", *Asian Economic Papers*, 11(1): 42-87.
30. Fleck, S., J. Glaser and S. Sprague, 2011, "The Compensation-Productivity Gap: A Visual Essay", Department of Labor, *Monthly Labor Review*, January, 57-69.
31. Griliches, Z., 1996, "The Discovery of the Residual: A Historical Note", *Journal of Economic Literature*, 34(3): 1324-1330.
32. Goldsmith, R., 1951, "A Perpetual Inventory of National Wealth", *NBER Studies in Income and Wealth*, 14(1): 5-61.
33. Hall, R., 1989, "Invariance Properties of Solow's Productivity Residual", *NBER Working Paper*, No.3034.
34. Hall, R., and C. Jones, 1999, "Why Do Some Countries Produce So Much More Output Per Worker than Others?", *Quarterly Journal of Economics*, 114(1): 83-116.
35. Harrison, A., 1996, "Openness and Growth: A Time-Series, Cross-Country Analysis for Developing Countries", *Journal of Development Economics*, 48(2): 419-447.
36. Hayashi, F. and E. Prescott, 2002, "The 1990s in Japan: A lost Decade", *Review of Economic Dynamics*, 5(2): 206-235.
37. Hulten, C., 1973, "Divisia Index Numbers", *Econometrica*, 41(6): 1017-1025.
38. Hulten, C., 2000, "Total Factor Productivity: A Short Biography", *NBER Working Paper*, No. 7471.
39. Hulten, C., 2009, "Growth Accounting", *NBER Working Paper*, No. 15341.
40. Hulten, C. and J. Hao, 2012, "The Role Of Intangible Capital in the Transformation and Growth of the Chinese Economy", *NBER Working Paper*, No.18405.
41. Jones, C., 1999, "Growth: With or Without Scale Effects?", *American Economic Review*, 89(2): 139-144.
42. Jones, C., and P. Romer, 2010, "The New Kaldor Facts: Ideas, Institutions, Population, and Human Capital", *American Economic Journal: Macroeconomics*, 2(1): 224-245.
43. Jorgenson, D., 1966, "The Embodiment Hypothesis", *Journal of Political Economy*, 74(1): 1-17.
44. Jorgenson, D. and Z. Griliches, 1967, "The Explanation of Productivity Change", *Review of Economic Studies*, 34(3): 349-383.
45. Jorgenson, D. and M. Nishimizu, 1978, "US and Japanese Economic Growth, 1952-1974: An International Comparison", *Economic Journal*, 88(352): 707-726.
46. Kaldor, N., 1961, "Capital Accumulation and Economic Growth", in *The Theory of Capital*. Friedrich, L. and H. Douglas (ed.), Chapter 10, New York: Macmillan Co Ltd.
47. Kendrick, J., 1961, *Productivity Trends in the United States*. Princeton: Princeton University Press.
48. Kim, J. and L. Lau, 1994, "The Sources of Economic Growth of the East Asian Newly Industrialized Countries", *Journal of the Japanese and International Economies*, 8(3): 235-271.
49. Kim, J. and L. Lau, 1996, "The Sources of Asian Pacific Economic Growth", *Canadian*

Journal of Economics, 29(Special Issue, 2): 448-454.

50. Klenow, P. and A. Rodriguez-Clare, 2005, "Externalities and Growth", in *Handbook of Economic Growth*, Aghion, P. and S. Durlauf (ed.), Chapter 11, Vol. 1, Part A, 818-861. Amsterdam: Elsevier North Holland.

51. Krugman, P., 1979, "Increasing Returns, Monopolistic Competition, and International Trade", *Journal of International Economics*, 9(4): 469-479.

52. Lau, L. and J. Park, 2003, "The Sources of East Asian Economic Growth Revisited", *Paper Presented at the Conference on International and Development Economics in Honor Henry Y. Wan, Jr.*, Cornell University, Ithaca, Sep 6-7th.

53. List, J. and H. Zhou, 2007, "Internal Increasing Returns to Scale and Economic Growth", *NBER Technical Working Paper*, No. 336.

54. Lucas, R., 1988, "On the Mechanics of Economic Development", *Journal of Monetary Economics*, 22(1): 3-42.

55. Maddison, A., 2010, "Statistics on World Population, GDP and Per Capita GDP, 1-2008 AD", March, <http://www.ggdc.net/MADDISON/oriindex.htm>.

56. McCombie, J., 1987, "Verdoorn's Law", in *The New Palgrave: A Dictionary of Economics (Q-Z)*, Eatwell, J., M. Milgate, and P. Newman (ed.), 804-806. London and New York: Macmillan and Stockton.

57. Mishkin, F., 2007, "Estimating Potential Output", *Speech at the Conference on Price Measurement for Monetary Policy*, Federal Reserve Bank of Dallas, May 24.

58. Newey, W. and K. West, 1987, "A Simple, Positive Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix", *Econometrica*, 55(3): 703-708.

59. Nishimizu, M. and C. Hulten, 1978, "The Sources of Japanese Economic Growth", *Review of Economics and Statistics*, 60(3): 351-361.

60. Ozyurt, S., 2009, "Total Factor Productivity Growth in Chinese Industry, 1952-2005", *Oxford Development Studies*, 37(1): 1-17.

61. Rebelo, S., 1991, "Long-Run Policy Analysis and Long-Run Growth", *Journal of Political Economy*, 99(3): 500-521.

62. Romer, P., 1986, "Increasing Returns and Long-Run Growth", *Journal of Political Economy*, 94(5): 1002-1037.

63. Romer, P., 1987, "Crazy Explanations for the Productivity Slowdown", *NBER Macroeconomics Annual*, Fischer, S. (ed.), 163-210.

64. Romer, P., 1990, "Endogenous Technological Change", *Journal of Political Economy*, 98(5, Part 2): S71-S102.

65. Rose, A., 2006, "Size Really Doesn't Matter: In Search of a National Scale Effect", *NBER Working Paper*, No. 12191.

66. Segerstrom, P., 1998, "Endogenous Growth without Scale Effects", *American Economic Review*, 88(5): 1290-1310.

67. Senhadji, A., 2000, "Sources of Economic Growth: An Extensive Growth Accounting Exercise", *IMF Staff Papers*, 47(1): 129-157.

68. Smith, A., 1776, *An Inquiry into the Nature and Causes of the Wealth of Nations*, Ed., E. Cannan, London: Methuen, 1961.

69. Solow, R., 1956, "A Contribution to the Theory of Economic Growth", *Quarterly Journal of Economics*, 70(1): 65-94.

70. Solow, R., 1957, "Technical Change and the Aggregate Production Function", *Review of Economics and Statistics*, 39(3): 312-320.
71. Solow, R., 1958, "A Skeptical Note on the Constancy of Relative Shares", *American Economic Review*, 48(4): 618-631.
72. Verdoorn, P., 1949, "On the Factors Determining the Growth of Labor Productivity," in L. Pasinetti (ed.), *Italian Economic Papers*, 2(1): 45-53. Oxford: Oxford University Press, 1993.
73. Verdoorn, P., 1980, "Verdoorn's Law in Retrospect: A Comment", *Economic Journal*, 90(358): 382-385.
74. Wang, Y. and Y. Yao, 2003, "Sources of China's Economic Growth, 1952-1999: Incorporating Human Capital Accumulation", *China Economic Review*, 14(1): 32-52.
75. White, H., 1981, "A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and Direct Tests for Heteroskedasticity", *Econometrica*, 48(4): 817-838
76. Young, A. A., 1928, "Increasing Returns and Economic Progress", *Economic Journal*, 38(152): 527-542.
77. Young, A., 1998, "Growth without Scale Effects", *Journal of Political Economy*, 106(1): 41-63.
78. Young, A., 2003, "Gold into Base Metals: Productivity Growth in the People's Republic of China during the Reform Period," *Journal of Political Economy*, 111(6): 1220-1261.
79. Young, A., 2010, "One of the Things We Know that Ain't So: Is US Labor's Share Relatively Stable?", *Journal of Macroeconomics*, 32(1): 90-102.
80. 白重恩、钱文杰, 2009, 《国民收入的要素分配》,《经济研究》第3期。
81. 白重恩、钱文杰, 2010, 《劳动收入份额决定因素》,《世界经济》第12期。
82. 白重恩、张琼, 2014, 《中国的资本回报率及期影响因素分析》,《世界经济》第10期。
83. 蔡昉, 2010, 《人口转变、人口红利与刘易斯转折点》,《经济研究》第4期。
84. 曹吉云, 2007, 《我国总量生产函数与技术进步贡献率》,《数量经济技术经济研究》第11期。
85. 樊纲、王小鲁、朱恒鹏, 2010, 《中国市场化指数: 各省区市场化相对进程 2009 年度报告》, 经济科学出版社。
86. 郭庆旺、贾俊雪, 2004, 《中国潜在产出与产出缺口的估算》,《经济研究》第5期。
87. 郭玉清, 2006, 《资本积累、技术变迁与总量生产函数》,《南开经济研究》第3期。
88. 李宾、曾志雄, 2009, 《中国全要素生产率变动的再测算》,《数量经济技术经济研究》第3期。
89. 李宏瑾(主笔), 2011, 《基于生产函数法的潜在产出估计、产出缺口及通胀的关系: 1978-2009》,《金融研究》第3期。
90. 李子奈, 2009, 《计量经济学模型对数据的依赖性》,《经济学动态》第8期。
91. 陆扬、蔡昉, 2014, 《人口结构变化对潜在增长率的影响: 中国和日本的比较》,《世界经济》第1期。
92. 罗长远、张军, 2009, 《劳动收入占比下降的经济学解释》,《管理世界》第5期。
93. 孙文杰, 2012, 《中国劳动报酬份额的演变趋势及其原因》,《经济研究》第5期。
94. 项卫星、李宏瑾, 2009, 《经济自由与经济增长》,《南开经济研究》第5期。
95. 项卫星、李宏瑾、徐爽, 2010, 《北京共识, 还是华盛顿共识?》,《世界经济研究》第12期。
96. 徐现详、舒元, 2009, 《基于对偶法的中国全要素生产率核算》,《统计研究》第7

期。

97. 叶宗裕, 2014, 《全国及区域全要素生产率变动分析——兼对 C-D 生产函数模型的探讨》,《经济经纬》第 1 期。

98. 张军、陈诗一、Jefferson, 2009,《结构调整与中国工业增长》,《经济研究》第 7 期。

99. 张军、施少华, 2003,《中国经济全要素生产率变动: 1952-1998》,《世界经济文汇》第 2 期。

附表 省际截面数据回归结果

自变量 年份	常数项	Log(K)	Log(L)	Adj. R ²	S.E.	Wald F Statistic	t	Wald Test F	χ^2	Obs
1952	-1.5844 (0.6236)**	0.2614 (0.0452)***	0.6057 (0.1058)***	0.853	0.355	134.7***	-1.713	2.934	2.934*	26
1953	-1.5669 (0.8221)*	0.2959 (0.0625)***	0.6002 (0.1437)***	0.813	0.431	97.09***	-1.025	1.050	1.050	22
1954	-1.2862 (0.6802)*	0.3261 (0.0585)***	0.5447 (0.1208)***	0.839	0.375	121.6***	-1.561	2.437	2.437	22
1955	-1.2935 (0.6220)*	0.3421 (0.0599)***	0.5416 (0.1147)***	0.850	0.351	155.6***	-1.582	2.502	2.502	23
1956	-1.1634 (0.6794)	0.3544 (0.0602)***	0.5234 (0.1249)***	0.834	0.355	159.3***	-1.506	2.267	2.267	23
1957	-1.2055 (0.6962)	0.3739 (0.0678)***	0.5198 (0.1275)***	0.823	0.364	114.5***	-1.267	1.605	1.605	26
1958	-0.8916 (0.8120)	0.5101 (0.0992)***	0.4018 (0.1604)**	0.801	0.391	82.27***	-0.905	0.819	0.819	23
1959	-0.4608 (0.8241)	0.6413 (0.1318)***	0.2529 (0.1788)	0.748	0.413	63.49***	-1.072	1.150	1.150	23
1960	-0.5727 (0.8567)	0.7200 (0.1902)***	0.2013 (0.2182)	0.690	0.462	52.85***	-0.800	0.640	0.640	23
1961	-1.209 (0.8137)	0.5500 (0.1918)***	0.3534 (0.1948)*	0.681	0.455	41.32***	-0.947	0.897	0.897	23
1962	-1.6216 (0.6588)**	0.5196 (0.1555)***	0.4281 (0.1590)**	0.748	0.403	53.17***	-0.568	0.323	0.323	25
1963	-1.2010 (0.6511)*	0.6091 (0.1454)***	0.3184 (0.1495)**	0.741	0.403	45.40***	-0.736	0.542	0.542	24
1964	-1.2648 (0.651)*	0.6371 (0.1545)***	0.3250 (0.1618)*	0.767	0.402	59.40***	-0.422	0.178	0.178	22
1965	-1.3044 (0.5889)**	0.6272 (0.1474)***	0.3562 (0.1459)**	0.776	0.371	69.35***	-0.198	0.039	0.039	26
1966	-1.2071 (0.6514)*	0.7174 (0.2550)**	0.2849 (0.2165)	0.716	0.458	50.10***	0.022	0.000	0.000	20
1967	-1.3982 (0.5507)**	0.6876 (0.2942)**	0.3223 (0.2341)	0.709	0.468	72.23***	0.097	0.009	0.009	20
1968	-1.4875 (0.6237)**	0.6999 (0.3154)**	0.3191 (0.2536)	0.666	0.527	56.78***	0.172	0.029	0.029	19
1969	-1.3258 (0.6633)*	0.7263 (0.2572)**	0.2907 (0.2201)	0.662	0.507	52.17***	0.164	0.027	0.027	21
1970	-1.3101 (0.5653)**	0.7331 (0.2327)***	0.2984 (0.1854)	0.7087	0.427	64.91***	0.318	0.101	0.101	26
1971	-1.1952 (0.6259)*	0.7613 (0.2889)**	0.2643 (0.2349)	0.706	0.450	56.10***	0.239	0.057	0.057	22
1972	-1.2607 (0.5708)**	0.7021 (0.694)**	0.3121 (0.2170)	0.705	0.444	64.77***	0.140	0.020	0.020	22
1973	-1.3042 (0.5056)**	0.7842 (0.2780)**	0.2618 (0.2187)	0.708	0.448	82.73***	0.472	0.223	0.223	22
1974	-0.9967 (0.5055)*	0.9364 (0.2558)***	0.1050 (0.1901)	0.681	0.451	62.86***	0.389	0.152	0.152	23
1975	-1.1869 (0.4223)***	0.8910 (0.2253)***	0.1696 (0.1629)	0.735	0.389	93.49***	0.644	0.415	0.415	27
1976	-1.1845 (0.4208)**	0.9747 (0.2597)***	0.0977 (0.1947)	0.7394	0.408	96.64***	0.762	0.581	0.581	24
1977	-1.1922 (0.418)***	0.8811 (0.2511)**	0.1732 (0.1913)	0.754	0.391	104.8***	0.604	0.365	0.365	24

自变量 年份	常数项	Log(K)	Log(L)	Adj. R ²	S.E.	Wald F Statistic	t	Wald Test F	χ^2	Obs
1978	-1.0522 (0.4759)**	0.6064 (0.2106)***	0.3638 (0.1596)***	0.836	0.377	79.94***	-0.330	0.109	0.109	30
1979	-1.2619 (0.5163)**	0.6391 (0.2226)***	0.3721 (0.1737)**	0.844	0.379	76.02***	0.119	0.014	0.014	29
1980	-1.1674 (0.4677)**	0.6994 (0.2227)***	0.3163 (0.1723)*	0.856	0.356	92.00***	0.180	0.032	0.032	30
1981	-1.1565 (0.4783)**	0.6748 (0.2158)***	0.3341 (0.176)*	0.857	0.352	93.36***	0.108	0.012	0.012	30
1982	-1.1819 (0.4722)**	0.7239 (0.2120)***	0.3050 (0.1703)*	0.878	0.323	95.80***	0.349	0.122	0.122	30
1983	-1.2193 (0.4417)**	0.8232 (0.1938)***	0.2377 (0.1524)†	0.903	0.293	124.00***	0.772	0.596	0.596	30
1984	-1.1888 (0.4171)**	0.8802 (0.1593)***	0.1957 (0.1267)†	0.916	0.271	128.1***	1.012	1.024	1.024	30
1985	-1.3301 (0.3869)***	0.8944 (0.1389)***	0.2054 (0.1133)*	0.928	0.246	159.5***	1.563†	2.443†	2.443†	31
1986	-1.5040 (0.3258)***	0.9234 (0.1199)***	0.2001 (0.0984)*	0.943	0.222	235.2***	2.301**	5.293**	5.293**	31
1987	-1.6336 (0.3082)***	0.9342 (0.1035)***	0.2076 (0.0856)**	0.953	0.206	281.3***	2.877***	8.279***	8.279***	31
1988	-1.6417 (0.2837)***	0.9363 (0.0914)***	0.2077 (0.0771)**	0.960	0.191	344.0***	3.253***	10.58***	10.58***	31
1989	-1.6299 (0.2691)***	0.9153 (0.0879)***	0.2207 (0.0745)***	0.965	0.180	382.6***	3.259***	10.62***	10.62***	31
1990	-1.5931 (0.2763)***	0.9011 (0.0855)***	0.2263 (0.0725)***	0.966	0.175	361.7***	3.001***	9.005***	9.005***	31
1991	-1.6838 (0.2583)***	0.9133 (0.0807)***	0.2297 (0.0693)***	0.967	0.174	428.7***	3.628***	13.16***	13.16***	31
1992	-1.7243 (0.2561)***	0.9305 (0.0802)***	0.2274 (0.0691)***	0.967	0.178	428.7***	3.963***	15.71***	15.71***	31
1993	-1.7588 (0.2767)***	0.9319 (0.0768)***	0.2361 (0.0652)***	0.970	0.171	410.5***	4.091***	16.73***	16.73***	31
1994	-1.7407 (0.3028)***	0.9306 (0.1652)***	0.2371 (0.07)***	0.973	0.165	350.8***	3.770***	14.21***	14.21***	31
1995	-1.7391 (0.3121)***	0.9296 (0.0734)***	0.2379 (0.0613)***	0.978	0.152	341.8***	3.740***	13.99***	13.99***	31
1996	-1.6592 (0.3222)***	0.9166 (0.0688)***	0.2391 (0.0590)***	0.979	0.147	327.5***	3.446***	11.88***	11.88***	31
1997	-1.6313 (0.28)***	0.9092 (0.0631)***	0.2419 (0.0554)***	0.980	0.145	289.2***	3.147***	9.903***	9.903***	31
1998	-1.5196 (0.3484)***	0.9240 (0.0656)***	0.2125 (0.0576)***	0.978	0.152	286.9***	2.867***	8.222***	8.222***	31
1999	-1.5105 (0.3537)***	0.9379 (0.0638)***	0.1963 (0.0568)***	0.978	0.154	285.2***	2.805***	7.866***	7.866***	31
2000	-1.5177 (0.3459)***	0.9559 (0.0619)***	0.1788 (0.0556)***	0.978	0.154	305.9***	2.906***	8.448***	8.448***	31
2001	-1.5457 (0.3436)***	0.9700 (0.0615)***	0.1679 (0.058)***	0.977	0.156	320.1***	3.021***	9.124***	9.124***	31
2002	-1.6244 (0.3355)***	0.9823 (0.0634)***	0.1644 (0.0584)***	0.977	0.159	344.3***	3.316***	11.00***	11.00***	31
2003	-1.7165 (0.3254)***	0.9975 (0.0671)***	0.1591 (0.0619)**	0.975	0.163	375.8***	3.683***	13.56***	13.56***	31
2004	-1.8104 (0.3186)***	1.0107 (0.0694)***	0.1560 (0.0636)**	0.975	0.163	404.5***	4.049***	16.38***	16.38***	31

自变量 年份	常数项	Log(K)	Log(L)	Adj. R ²	S.E.	Wald F Statistic	t	Wald Test F	χ^2	Obs
2005	-1.8544 (0.3108) ^{***}	1.0167 (0.0694) ^{***}	0.1514 (0.0636) ^{**}	0.976	0.163	436.8 ^{***}	4.240 ^{***}	17.98 ^{***}	17.98 ^{***}	31
2006	-1.8828 (0.3023) ^{***}	1.0178 (0.0749) ^{***}	0.1486 (0.0697) ^{**}	0.977	0.161	476.7 ^{***}	4.398 ^{***}	19.34 ^{***}	19.34 ^{***}	31
2007	-1.8760 (0.3053) ^{***}	1.0298 (0.0728) ^{***}	0.1323 (0.0693) [*]	0.975	0.166	475.6 ^{***}	4.271 ^{***}	18.24 ^{***}	18.24 ^{***}	31
2008	-1.8848 (0.2941) ^{***}	1.0276 (0.0752) ^{***}	0.1298 (0.0740) [*]	0.976	0.164	519.6 ^{***}	4.326 ^{***}	18.71 ^{***}	18.71 ^{***}	31
2009	-1.9400 (0.3279) ^{***}	1.0209 (0.0779) ^{***}	0.1362 (0.0782) [*]	0.971	0.178	433.9 ^{***}	3.9145 ^{***}	15.32 ^{***}	15.32 ^{***}	31
2010	-2.0271 (0.3210) ^{***}	1.0246 (0.0805) ^{***}	0.1377 (0.0817) [*]	0.966	0.193	468.8 ^{***}	4.175 ^{***}	17.43 ^{***}	17.43 ^{***}	31
2011	-2.0245 (0.3543) ^{***}	0.9872 (0.0950) ^{***}	0.1742 (0.0981) [*]	0.962	0.203	392.0 ^{***}	3.784 ^{***}	14.32 ^{***}	14.32 ^{***}	31
2012	-2.1105 (0.3725) ^{***}	0.9772 (0.0930) ^{***}	0.1917 (0.0960) [*]	0.956	0.217	366.2 ^{***}	3.810 ^{***}	14.51 ^{***}	14.51 ^{***}	31
2013	-2.4728 (0.5011) ^{***}	0.9999 (0.0966) ^{***}	0.2066 (0.1037) [*]	0.936	0.244	220.9 ^{***}	3.415 ^{***}	11.66 ^{***}	11.66 ^{***}	27

注：括号内数字为 White 标准差，†代表显著性水平为 15%，2013 年部分省市就业人数为根据城镇新增就业和农村转移就业人数估计而得。

存款利率开放、经济结构调整与货币政策转型

内容提要: 本文利用 Clower(1967)现金先行机制, 在新古典框架下构建了一个包括银行部门生产函数的金融动态随机一般均衡模型。在采用校准和贝叶斯估计方法获得模型参数后, 通过稳态方程、脉冲响应和数值模拟分析发现, 存款利率开放后利率水平的上升将有助于提高居民消费, 促进金融服务业发展并吸收更多就业; 由于银行部门的作用, 资本存量增速下降和经济结构改善将更为平缓; 银行在经济波动中的作用越来越重要, 货币政策有效性和利率传导渠道将明显改善; 产出和通胀波动将下降, 利率和银行信贷波动加大要求货币政策逐步转向价格调控。在金融创新迅猛发展的当下, 应充分利用各种有利时机加快推进利率市场化的早日完成, 真正实现中国经济的可持续健康发展。

关键词: 存款利率开放; 宏观经济; 经济结构; 货币政策

Deposit Rate Liberalization, Economic Restructure and Monetary Policy Transformation

Abstract: With Clower(1967) Cash in Advance (CIA) constraint, we built a DSGE model including a banking production function under the neoclassical framework. We achieve the parameters with calibrating and Bayes methods and analysis the macro-economic effects and monetary policy outcomes of interest rate liberalization in China. The model's steady state, impulse responses and simulation results show that, with deposit rate liberalization, higher rate will increase private consumption, promote the development of financial service sector and the absorption of jobs. The decrease of capital stock and the economic structure amelioration will slow down because of the effects of banking sector. Banking industry will play more important role in economic fluctuation, and the effectiveness of monetary policy and interest rate channel will also improve. The volatility of output and inflation decreases. Monetary policy should turn to the price-based mode because of the increasing volatility of interest rate and banking credit. Under the circumstances of the rapid financial innovation aiming at interest rate regulation, we should fulfil the interest rate liberalization ASAP to realize a sustainable healthy development of China's economy.

Key Words: Deposit Rate Liberalization; Macro Economy; Economic Structure; Monetary Policy

JEL: E43, E58, G18

一、引言

近年来,中国利率市场化改革进程骤然加速。在存款利率上浮 10%仅一年后,我国取消了贷款利率管制,并做好了技术和条件上的准备,在未来一两年内放开存款利率¹⁵。但是,当前国内仍有观点认为¹⁶,存款利率只影响收入分配,贷款利率才影响资源配置效率,因而放开存款利率并不能优化资源配置,中国尚不具备放开存款利率管制的条件。应当看到,自 2004 年基本取消贷款利率上限管制后,我国实体经济利率敏感性和银行定价能力及资源配置效率显著提高(丁剑平、王婧婧, 2013; 孙会霞等, 2013)。存款利率管制是中国金融抑制的重要方式,是居民财富向政府和企业转移的重要渠道,也是中国以投资主导和外贸趋动的传统增长模式基石之一(张明, 2013)。He和Wang(2012)的研究表明,利率双轨制下存款利率上限约束是有效的,但贷款利率下限约束几乎无效¹⁷,存款利率管制人为压低了市场化的资金市场利率;对货币市场利率影响最大的政策工具是存款基准利率和存款准备金率,公开市场操作和央票发行作用相对较小。过低的存款利率导致过量的信贷需求和供给,扭曲了风险定价机制和金融机构激励机制,阻碍了资本市场发展,货币政策不得不依赖数量手段和人为干预纠正价格信号的失真,因而存款利率的市场化对货币政策由数量调控向价格调控的转型至关重要(世界银行和国研中心课题组, 2013)。由此可见,存款利率开放对中国资源配置效率、经济结构调整和货币政策有效性至关重要。

所有利率管制的共同特征就是管制利率低于市场均衡水平,通过低成本资金促进经济增长,其理论主要是受传统凯恩斯主义和结构主义发展经济学影响。随着 1970 年代发达国家陷入滞胀和发展中国家赶超战略的失败,主张经济自由的新古典经济学取代传统凯恩斯主义,金融深化理论则为发展中国家利率市场化奠定了理论基础。然而,很多国家在以利率市场化为核心的金融市场化改革中都发生了不同程度的危机,这促使人们对利率市场化进行反思。理论上,利率对储蓄存在方向截然相反的替代效应和收入效应(Jappelli 和 Pagano,1994)。Hellmann, et al.(1997)的“金融约束论”从信息不完全角度出发,在特定假设下甚至认为政府控制利率有益于增长。虽然以 Fry(1997)为代表的大部分早期经验研究和近期经验研究(Abiad, et al., 2008)都支持了利率市场化,但也有学者得到了相反结论(如 Khatkhate, 1988)。

传统理论和经验研究之所以出现分歧,主要是大部分理论研究采用关注于宏观总量关系的局部分析比较静态方法和以结构稳定为前提的传统计量经济学模型,对具有一般均衡性质和结构性变化的利率市场化改革而言并不是理想的方法。1990 年代以来,动态随机一般均衡模型(DSGE)逐渐成为现代宏观经济分析最为重要的方法。DSGE 是以微观经济理论为基础分析宏观问题,严格依据一般均衡理论,利用动态优化方法对各经济主体在不确定环境下的行为决策进行详细的描述,并在既定资源约束和技术信息约束下得到最优决策行为,有机地整合了微观分析和宏观分析,在理论上更加严谨并可以避免传统计量模型参数因结构性变化(如利率市场化改革)所导致的卢卡斯批判问题,从而为决策提供可靠的参考依据。因此 DSGE 日益受到全球主要中央银行的青睐并被广泛应用于定量分析的基准模型(刘斌,2008)。近年来,国内利用 DSGE 进行宏观经济分析的研究也逐渐多了起来,中央银行也开始进行这方面的工作,这最早可追溯至刘斌(2003, 2008)。正是 DSGE 技术上的优势,为深入研究中国的利率市场化问题提供了可能。

¹⁵ 分别参见周小川, 2013,《全面深化金融业改革开放 加快完善金融市场体系》,《人民日报》11月28日; 2014年3月11日周小川等就“金融改革与发展”答记者问相关内容, www.pbc.gov.cn。

¹⁶ 参见吴晓灵, 2013,《存款利率放开中的六项议题》,《利率市场化的影响和挑战》,中国金融四十人论坛研究周报第 219 期。

¹⁷ 可观察的典型性事实是, 2004 年 10 月允许存款利率下浮后,几乎没有商业银行主动下调存款利率,而 2012 年 6 月存款利率首次可以上浮 10%后,所有商业银行都迅速将存款利率调整至上限附近,但却没有银行将贷款利率下调至基准利率 70%的最低下限。由于仅国有企业才能够受贷款利率下浮的优质客户待遇,国有银行则是金融主体,因而贷款利率市场化更多仅是国有企业和国有银行部门间利益的再调整,放开贷款利率管制其实只是对现状的事后确认。

目前,中国利率市场化研究大多限于定性的理论描述和传统计量分析,严格的理论和经验研究仍相对匮乏。徐爽、李宏瑾(2006)在经典 Ramsey 模型的基础上,建立了一个劳动收入者和资本收入者相分离的双代表性个体模型,对利率市场化的长期宏观效应进行了理论分析,但其结论仅通过一些典型性事实予以印证。Feyzioglu, et al.(2009)根据中国银行业市场组织结构,建立了一个垄断竞争条件的利率市场化模型,通过校准模拟对利率开放后银行存款和盈利能力、金融机构效率和货币传导机制的改善等问题进行了分析。不过, Feyzioglu, et al. (2009)主要是根据静态理论模型进行分析,并没有考虑宏观经济增长的基本因素及随机冲击可能带来的影响。金中夏等(2013a,b)利用 DSGE 模型,分析了利率市场化对宏观经济结构和货币政策的长期影响,但并未考虑金融部门的作用。虽然利率市场化对银行影响非常重要,但传统 DSGE 普遍忽视了金融的作用。随着全球金融危机的爆发,经济学家们意识到金融应置于宏观经济分析的前沿和核心,包含金融因素的动态随机一般均衡(FDSGE)模型逐渐成为宏观研究重点(Mishkin, 2011)。

鉴于中国已放开贷款利率的现实和存款利率市场化的重要性,本文将利用包含银行部门的 DSGE 分析存款利率放开对中国宏观经济和货币调控的影响。全文安排如下:除引言外,第二部分将对 FDSGE 模型进行简要文献综述,说明本文模型与当前主流的新凯恩斯模型的不同之处;第三部分构建一个包含现金先行交易约束条件的 FDSGE 模型;第四部将利用校准和贝叶斯(Bayes)估计方法获得参数值;第五部分根据模型稳态方程、脉冲响应和数值模拟分析存款利率放开对宏观经济和货币政策的具体效果;第六部分是结论性评述。

二、包含金融因素的动态随机一般均衡(FDSGE)模型简要文献综述

DSGE 模型源于 Kydland 和 Prescott(1982)开创的真实经济周期(RBC)理论所采用的对不确定环境下经济主体行为决策的研究方法。在完全市场假设下, RBC 认为经济波动主要源自技术冲击,与金融无关,甚至 RBC 并未考虑货币因素。虽然按照新古典经济学(特别是货币主义)的观点来看,货币的长期效应几乎完全体现在价格而非产出上(即货币中性, McCandless 和 Weber, 1995),但多数经济学家认为,货币干扰在短期内仍然会对产出等实际变量产生重要影响(Christiano, et al., 1999)。同时,由于是建立在微观行为方程讨论宏观政策,能够有效避免卢卡斯批判, RBC 的研究方法对评估货币政策并对其进行理论解释非常重要。因而,包含货币政策的 DSGE 模型逐渐成为宏观经济分析的主流。但是,传统 DSGE 模型并未考虑金融的作用。除了理论建模、模型设计和计算的复杂性的原因外,更主要的是宏观经济学家们倾向于认为金融部门是完美有效的,宏观经济学的“新新古典综合”(new neoclassical synthesis, Goodfriend 和 King, 1997)并没有考虑金融摩擦在经济周期的重要作用,早期 DSGE 模型中资本市场或保险市场也都是完美的(Gali 和 Gertler, 2007)。根据 MM 定理,在完全市场条件下企业资本结构与其市场价值无关,因而传统宏观经济分析很少讨论金融对实体经济的影响。但是,如果没有信息不对称和市场摩擦,金融也就没有存在的理由。1970 年代信息经济学的发展使人们从理论上认识到信息不对称将阻碍金融市场的有效运行,经济波动和金融市场关系密切(Greenwald, et al., 1984)。很多关于经济危机(包括“大萧条”)的研究也表明(如 Mishkin, 1997),信息不对称和金融摩擦将引发金融不稳定。特别是,全球金融危机使宏观经济学家和中央银行认识到,金融与经济波动的关系要比之前想象得更为重要,宏观分析不能再忽视金融的作用了。

(一)融资溢价与金融加速器模型

由于借贷双方信息不对称,代理成本或监督成本使得不同方式的融资(内部融资及债券、贷款等不同方式的外部融资)的成本存在差异,从而产生融资溢价。企业投资对资产净值或现金流量非常敏感,融资溢价的变化将影响其投资决策,进而影响实体经济,这就是货币政策传导的信贷渠道。基于融资溢价的分析, Bernanke 和 Gertler(1989)提出了金融加速器模型,融资溢价的变化将影响借款者的财务状况(特别是资产净值),而清偿能力的变化将影响投资

行为, 从而影响经济周期。Bernanke, et al.(BGG,1999)将金融加速器机制引入到动态宏观经济分析之中, 深入讨论了借款者的财务状况对其融资成本及其投资和经济的影响。紧缩性货币政策将使利率上升, 这将直接增加借款者的利息支出并使其可用于抵押的资产净值下降, 而由于固定投资和准固定投资(如利息和工资)很难短期内迅速调整, 这将间接地恶化企业的财务状况, 代理成本将上升, 逆向选择问题更加突出, 借款人承受更大风险的激励进一步加强, 从而使道德风险问题更为突出。在这种情况下, 银行将更不愿意发放贷款, 信贷配置效率将下降, 并导致总需求的进一步下降。在金融加速器机制的作用下, 信贷渠道可以传导并放大货币政策效果, 进而加剧经济的波动, 这对理解金融危机非常重要。

在 BGG(1999)之后, 很多经济学家都对其金融加速器模型进行了扩展, 用于各类动态宏观经济问题(特别是经济波动和经济稳定)的分析。引入融资溢价和金融加速器模型能够使模型更加符合数据所反映的现实宏观经济的波动情况。例如, Christiano, et al.(2003)在对大萧条的研究中, 为了使模型更加符合经济周期的典型特征, 进一步考虑了劳动力需求和资本利用率干扰和工资粘性因素。Aoki, et al.(2004)则将 BGG(1999)的企业替换为房屋投资者, 其在购买不动产时所面临的融资溢价的变化影响其投资行为, 从而动态地分析和评估房地产市场情况。在 BGG(1999)中的债务合约是以实际利率表示的, 为此 Christensen 和 Dib(2008)将其修正为更符合现实情况的名义利率, 对产出和投资波动的情况考察可以发现, 金融加速器机制与现实的数据更加吻合。Meh 和 Moran(2010)考察了银行资本在信息不对称情形下对宏观经济冲击的影响, 进一步分析了银行信贷和利差对宏观经济波动的作用。Gertler 和 Kiyotaki(2010), Gertler 和 Karadi(2011)通过银行资本及融资溢价机制, 讨论了在信息不对称和信贷市场约束条件下金融危机的发生机理, 并分析了包括中央银行信用扩张在内的非传统货币政策救助措施的作用及对福利的影响。Carlstrom, et al.(2013)利用 BGG(1999)的金融加速器模型, 考察了能够反映资本总回报、财富边际效用和外部融资的影子成本情况的代理成本和合约条件指数在经济周期中的重要作用, 并特别强调说明了金融冲击在经济周期中的重要性。

(二)抵押品约束机制

融资溢价分析实际上是以价格作为市场出清的条件, 并没有限制金融部门的融资数量。与金融加速器模型思路不同的是, 资金数量也可以作为市场出清的条件, 而且这更符合金融市场不完全且金融机构仅能通过抵押确保资金安全的情形。Hart 和 Moore(1994)对抵押贷款机制进行了理论分析。在无法有效获得客户历史信用记录及对项目风险进行有效监督的情况下, 借款人资产负债情况对其信贷条件有着非常重要的影响, 可用于抵押贷款的净资产规模将影响其借款能力(杠杆率)和投资行为, 进而影响实体经济。Kiyotaki 和 Moore(1997)将抵押品约束条件引入 DSGE 分析框架。由于信息不对称, 金融机构必须确保资金安全才能发放贷款, 企业的资产不仅仅是用于生产消费品, 还要为其投资和借款行为进行抵押担保。抵押资产价值与能够获得的贷款数量之间有一种相互促进的作用。如果资产价值上升(即抵押品价值上升), 那么借款人就能够更容易地获得贷款, 更多的贷款带来更多投资并推动资产价格上涨, 从而形成“抵押品价值—信贷数量”的正反馈过程, 这就可以得到类似于金融加速器的效果, 扩大冲击的影响和经济波动的幅度。通过抵押品实现数量出清非常适用于分析房地产等固定资产作为抵押品的信贷市场, Kiyotaki 和 Moore(1997)就分析了一个土地市场的一般均衡情形, 对房地产泡沫和金融稳定等问题具有非常重要的意义。

与 BGG(1999)类似, Kiyotaki 和 Moore(1997)对融资溢价的刻画也是采用了实际变量, Iacoviello(2005)将其修正为名义变量并分析了冲击的不对称响应, 并成为通过抵押约束机制引入金融市场摩擦的经典模型。他们将家庭分为耐心家庭和非耐心家庭, 企业和非耐心家庭以房地产作为抵押获得贷款, 在面临正的冲击时(如对生产率和企业资产净值), 企业贷款规模的限制将减少, 总需求与房地产价格相互促进, 具有显著的正向关系。Monacelli(2009)

注意到相较于非耐用品而言,非耐用品消费对货币冲击的反应更敏感,耐用品与借款能力直接相关,抵押品约束机制将对资产价格和宏观经济产生不同的影响。Iacoviello 和 Neri(2010)则进一步考察了房地产市场波动与消费的关系,他们发现住房按揭市场比较发达的经济体,消费增长与房价的关系更为密切,房价与居民消费之间也呈现类似于金融加速器的相互促进的情形。Liu, et al. (2013)则注意到土地价格与经济周期的关系,土地作为抵押品价值决定了企业融资能力,进而分析了企业而非家庭抵押品约束机制对投资和经济周期的影响。Ratto, et al. (2010)还考虑了资产价格泡沫等因素,对美国技术进步、货币政策、金融创新以及对资产价格的非基本面的冲击(泡沫)等因素在 1999 年—2008 年这十年间的经济周期中的作用进行了解释。Xiao(2013)则在房地产市场和信贷约束条件下,对考虑房地产价格的货币政策与传统货币政策(不考虑资产价格的泰勒规则)效果进行了评估,发现公众和中央银行所掌握的通胀、产出及房价的信息情况对不同货币政策规则有着不同的效果,这对中央银行货币政策是否需要考虑资产价格具有非常重要的意义。

(三)包含金融部门生产函数的 DSGE 模型

金融加速器机制和抵押品约束机制实际上都是基于融资溢价的分析,金融对经济波动的作用是由于信息不对称所导致的逆向选择和道德风险,资金借贷双方通过不同的信贷契约条件实现市场出清,模型主要是刻画融资条件变化在货币政策传导中的作用,但并没有金融机构,无法分析金融机构的行为决策,也不能对金融部门间及其与实体经济的内生关系和动态反馈路径进行很好的描述。直至近年才逐渐涌现出包含金融机构的 DSGE 模型,而 Goodfriend 和 McCallum(2007)则是这方面的早期文献。传统宏观经济模型通常仅是分析中央银行政策利率的作用,但现实中存在多种作用不同的利率,其对宏观经济影响也是不同的。为此, Goodfriend 和 McCallum(2007)在 BGG(1999)基础上,建立了一个包含银行部门的宏观分析模型,银行发放房产抵押贷款,有抵押的贷款利率、无抵押贷款利率、国债利率等利率通过无套利机制相互作用。银行部门行为与企业最优化问题类似,通过现金预付模型(CIA)和一定的生产函数向企业提供贷款,这相当于融资溢价分析中信贷渠道的作用。动态随机分析表明,在多重利率条件下中央银行货币政策与并不包括银行部门的模型的影响是不一样的,不同利率之差所反映的风险溢价将扩大货币冲击效果和经济波动,政策利率应加大力度以应对银行部门的冲击。银行就是将流动性较强的存款资金投放到具有风险的企业贷款项目中, Christiano et al. (2010)将银行的这一功能纳入模型分析之中,银行通过收取一定的风险溢价来抵御信贷风险和不对称问题,金融加速器机制和银行融资渠道使得冲击得以迅速扩散,利用美国和欧洲数据的分析表明,金融部门在全球危机形成中起到了非常重要的作用,可以解释约 30%的总产出波动。Zanetti(2012)在 Goodfriend 和 McCallum(2007)的基础上,进一步分析了货币在代际消费和通胀的作用。Andreasen, et al.(2013)进一步分析了银行在资金期限匹配方面的作用,发现银行资金期限转换能够减弱产出对技术冲击的反应,并弱化货币冲击的作用。与 Goodfriend 和 McCallum(2007)、Christiano et al. (2010)等着眼于银行部门在企业资金需求方的作用不同, Gerali, et al.(2010)考虑到资金供给的因素并构建了一个包含不完全竞争银行部门的动态宏观分析模型,在银行资本约束和融资溢价的作用下,信贷及贷款成本与经济波动相互关联,信贷供给在经济周期中发挥重要作用。

全球金融危机的爆发使经济学家们认识到金融部门在金融稳定中的重要作用,很多学者(如 Dib, 2010; Angeloni, et al., 2013)通过引入银行部门分析了金融市场在危机过程中的作用和货币政策传导风险承担渠道的金融加速器效应。Chadha 和 Corrado(2012)考虑了货币需求的变化及流动性变化对银行资产组合(贷款和流动性储备资产)的影响,并为巴塞尔协议Ⅲ有关逆周期的流动性宏观审慎政策提供了理论上的支持。同时,为应对全球金融危机,各国中央银行都采取了超低利率和资产负债表扩张的非传统货币政策, Curdia 和 Woodford(2009, 2011)对其效果进行了分析。他们采用与 Goodfriend 和 McCallum(2007)类似的做法,但仅包

含资金充裕和资金不足的家庭部门(而不是传统的家庭和企业)间所引发的借贷关系和金融中介所构成的经济模式,考察了借贷利差变化及中央银行对准备金支付利率等政策的宏观经济影响,发现借贷利差的变化对经济波动有着重要的影响,在存在市场摩擦时,中央银行对银行准备金支付利息将使央行能够影响资金的分配,改善社会福利。

(四)基于新古典框架的 DSGE 模型

为了分析货币冲击的短期波动效应,经济学家主要是采用了不完全竞争及价格粘性等有别于新古典的建模方法,这也是新凯恩斯主义(New Keynesian, NK)模型的基本特征。不过,大部分 DSGE 模型在长期都呈现出新古典经济学的特征,经济最终都要趋向于一条均衡收敛的增长路径,而且在 Kydland 和 Prescott(1982) 提出 RBC 后不久, Cooley 和 Hansen(1989) 就利用 RBC 的研究方法分析了货币在经济周期的作用,只是由于其是在完全竞争和充分价格弹性假设下进行分析,结果货币在短期也仍然是产出中性的,这不利于评估货币政策效果,因而基于 NK 框架的 DSGE 模型成为宏观经济分析的主流(Gali, 2008),上述文献也都是基于 NK 的 FDSGE 分析。

但是,根据 Lucas 和 Stokey(1987),在两种情况下,货币无论是在短期还是在长期都是非中性的。一是当居民在商品市场交易中需要货币作为交易媒介时,居民需要面对的交易预算约束条件将导致货币可以通过价格(名义利率水平)影响居民消费边际效用与劳动力边际效用的替代关系进而影响经济周期及其稳态水平;二是在内生经济增长模型中,即使居民不需要面对交易预算约束条件,货币也可以通过影响居民劳动力边际效用来影响经济周期及经济长期增长率。这样,通过引入现金交易约束(CIA),在新古典框架下货币在短期同样可以是非中性的,从而能够研究货币政策冲击对实体经济的影响。Benk, et al(2005, 2010)就将银行部门加入到新古典 DSGE 宏观经济模型中,研究了银行部门冲击对经济周期的影响,并证明包含银行部门的新古典内生经济增长模型对货币流通速度和经济周期都具有良好解释能力。Hong(2011)利用包含银行部门的新古典 DSGE 模型,解释并分析了货币政策如何在缺乏价格黏稠状态下,通过流动性效应和成本效应影响经济周期。Gillman 和 Kejak(2011), Basu, et al.(2012)则在新过典框架下,利用包含银行部门的 DSGE 模型分析了货币政策对投资的作用,并说明了货币冲击对经济波动的影响。

与国外研究类似,刚开展研究不久的国内 DSGE 分析主要沿着 NK 的思路进行,很少研究考虑到金融部门的具体作用(如王立勇等, 2012; 梅冬州等, 2013; 马勇, 2013; 王国静、田国强, 2014; 马勇、陈雨露, 2014); 贺聪等(2013)分析了中国银行部门和利率体系的特殊作用,但仍通过利率方程描述中国的货币政策。金中夏等(2013a,b)利用不同形式的现金先行模型结构,在新古典框架下对利率市场化问题进行了分析,但并未考虑金融部门的作用。本文将利用 Clower(1967)现金先行交易约束条件,在新古典框架下构建一个包含银行和企业两部门的 FDSGE 模型,进而分析存款利率市场化对宏观经济和货币政策的影响,这也是本文研究方法上的主要贡献。同时,与国外央行利率价格调控模式不同,长期以来中国货币政策以数量调控为主,货币供应量仍是央行最主要的政策目标,因此本文以货币增速作为货币政策中间目标,并按照货币主义的思想描述中央银行行为,这更符合当前中国人民银行的货币政策实践。

三、模型基本框架

本文的金融动态随机一般均衡模型主要由居民、企业、商业银行、中央银行四个代表性个体和商品、劳动力、资本、金融四个市场组成,具体模型结构参见图 1。居民、商业银行和企业分别追求预期效用函数和利润最大化并被动接受价格。商品市场、劳动力市场、资本市场和金融市场处于完全竞争状态。居民在劳动力和资本市场提供劳动力和资本供给,在金融市场提供资金供给和信贷需求,居民在商品市场中的消费需求须满足 Clower(1967)现金先行交易约束条件。商业银行利用劳动力、资本存量和金融市场获得的资金向居民提供消费信

贷。企业在一定生产技术条件下利用劳动力和资本存量在商品市场提供最终商品。中央银行通过调节货币供应量开展货币调控。

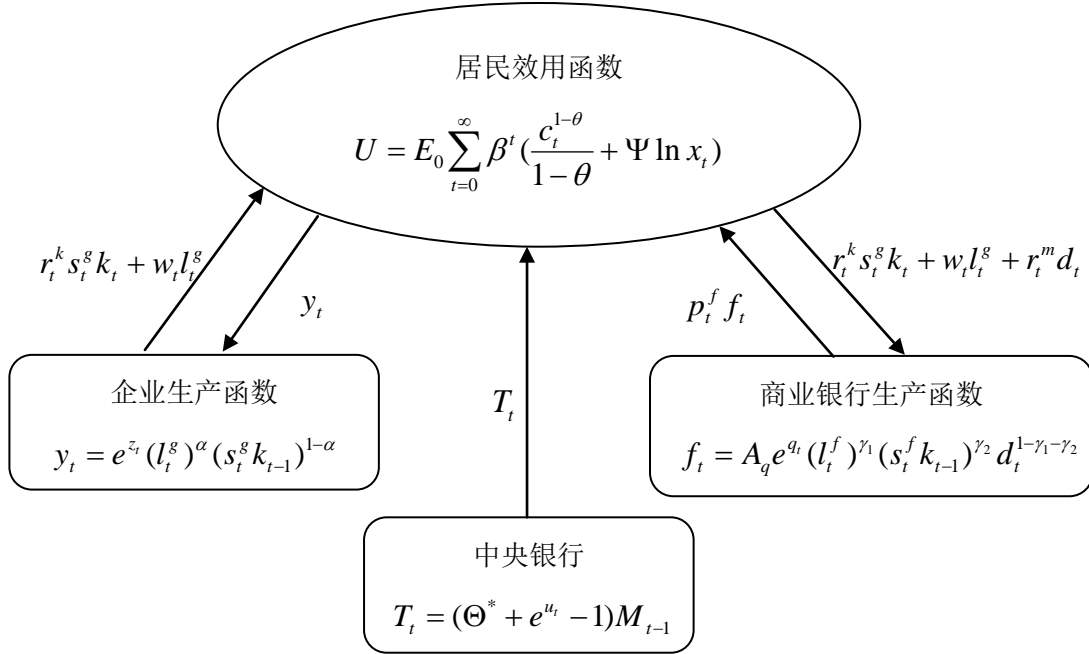


图 1 金融动态随机一般均衡模型结构

(一) 商业银行

商业银行通过由(1)表示的 Cobb-Douglas 生产函数向居民提供可以在商品市场作为交易媒介的消费信贷。根据 King 和 Plosser (1984)，如果银行部门的信贷生产函数规模报酬不变且仅使用劳动力和资本存量，那么在货币存量和消费信贷都可作为商品市场交易媒介的现金先行模型中，在货币存量和消费信贷的边际成本之间将只可能存在多重均衡或不存在均衡条件(也即不存在唯一的均衡条件)。如果在现金先行模型中，居民可以同时选择货币存量或消费信贷作为交易媒介，银行部门信贷边际成本曲线必须随着消费信贷规模的扩大而增加。因而，借鉴 Clark(1984)关于商业银行生产函数的成果及 Benk, et al.(2005)有关银行生产函数的构建方法，方程(1)所表示的银行生产函数不仅包含劳动力和资本存量，还包括银行从金融市场获得的用于生产消费信贷的资金，这使得银行部门生产函数具有信贷—资金比例边际成本递增的特点，符合居民同时拥有两种交易媒介时现金先行模型的基本要求。

$$f_t = A_q e^{q_t} (l_t^f)^{\gamma_1} (s_t^f k_{t-1})^{\gamma_2} d_t^{1-\gamma_1-\gamma_2} \quad (1)$$

$$q_t = \rho_q q_{t-1} + \varepsilon_t^q \quad \varepsilon_t^q \in (0, \sigma_q^2) \quad 0 < \rho_q < 1$$

γ_1 、 γ_2 、 $1-\gamma_1-\gamma_2$ 分别为劳动力、资本存量和资金需求在银行生产函数中的份额； f_t 、 l_t^f 、 $s_t^f k_{t-1}$ 、 d_t 分别表示消费者信贷供给、银行部门劳动力、期初资本存量和资金，其中 k_{t-1} 为全社会期初资本存量， s_t^f 代表银行部门的份额(后面的 s_t^s 为企业部门份额， $s_t^f + s_t^s = 1$)。银行部门生产率 e^{q_t} 是外生变量，服从 AR(1)过程，包括自回归参数 ρ_q 和结构性冲击 ε_t^q 。银行向居民提供消费信贷，同时需要支付劳动力工资(w_t)、资本回报租金(r_t^k)

和资金回报利息(r_t^m)。居民的消费信贷成本等于从银行部门获得的劳动力、资本和利息收入。(2)式表示银行部门需要面对的生存期预算约束条件,其中 p_t^f 为消费信贷价格。

$$r_t^m d_t = p_t^f f_t - w_t l_t^f - r_t^k s_t^f k_{t-1} \quad (2)$$

方程(3)-(5)是银行部门最优化动态行为方程,在完全竞争条件下,银行劳动力、资本存量和资金的边际成本分别等于实际工资、资本实际回报率和资金实际利率水平。

$$w_t = p_t^f \gamma_1 \frac{f_t}{l_t^f} \quad (3) \quad r_t^k = p_t^f \gamma_2 \frac{f_t}{s_t^f k_{t-1}} \quad (4) \quad r_t^m = p_t^f (1 - \gamma_1 - \gamma_2) \frac{f_t}{d_t} \quad (5)$$

与 Benk, et al.(2005)假定银行资金等于居民期初拥有的实际货币余额和消费信贷之和不同,本文假定银行资金等于居民的全部实际收入,以使银行资金边际成本和资本实际回报率的变动联系起来,即(6)所示。

$$d_t = y_t = w_t l_t^s + r_t^k s_t^g k_{t-1} \quad (6)$$

(二)居民

与 Lucas 和 Stokey(1987)现金先行一般均衡模型相似,模型中居民须持有交易媒介且只能通过交易媒介才可购买消费品。居民在面对生存期预算约束条件的同时还会受到现金先行交易约束条件。不同于 Lucas 和 Stokey(1987)等 CIA 模型中现金是唯一的交易媒介,本文居民可同时拥有货币和消费信贷两种交易媒介。居民通过对消费、闲暇时间、信贷、期末实际货币余额及期末资本存量的选择达到(7)式所表示的包括消费 c_t 和闲暇时间 x_t 的预期效用函数最大化目的。方程(8)和(9)分别表示居民对劳动力和资本存量供给的分配结果,其中居民将劳动力供给时间分配在闲暇、企业 l_t^s 和银行 l_t^f ,将资本存量供给分配在企业 s_t^s 和银行 s_t^f 。

(10)式是国民生产总值恒等式,包括最终消费和资本形成总额 i_t 。(11)表示由期初资本存量 k_{t-1} 到期末资本存量 k_t 的形成过程,也即永续盘存法(PIM)。 $\beta \in (0,1)$ 是居民效用函数贴现率; Ψ 、 δ 表示居民效用函数中消费需求与休闲时间的替代关系和资本折旧率。

$$U = E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t (\ln c_t + \Psi \ln x_t) \quad (7)$$

$$x_t + l_t^s + l_t^f = 1 \quad (8) \quad s_t^s + s_t^f = 1 \quad (9) \quad y_t = c_t + i_t \quad (10) \quad i_t = k_t - (1 - \delta)k_{t-1} \quad (11)$$

(12)表示居民在商品市场中利用现金购买的商品数量, a_t 是现金购买的商品数量占总消费品的比例。(13)和(14)分别表示居民在商品市场中所面对的交易约束条件和跨期生存期预算约束条件。(13)表示的商品市场交易约束条件要求居民在商品市场中购买消费品时必须持有实际货币余额或银行信贷。居民选择持有实际货币余额还是银行信贷进行消费取决于其持有实际货币余额和银行信贷的边际成本。(14)表示的跨期生存期预算约束条件显示居民资产包括劳动力收入、资本收入、存款利息、期末实际货币余额和期末政府债券余额,同时负债包括投资和消费品支出、银行贷款利息、期初实际货币余额和期初政府债券余额。

$$\frac{M_{t-1}+T_t}{P_t} = a_t c_t \quad (12) \quad \frac{M_{t-1}+T_t}{P_t} + f_t = c_t \quad (13)$$

$$\frac{M_t}{P_t} + \frac{B_t}{P_t} = \frac{M_{t-1}}{P_t} + \frac{R_t B_{t-1}}{P_t} + r_t^m d_t + w_t(1-x_t) + r_t^k k_{t-1} - c_t - k_t + (1-\delta)k_{t-1} - p_t^f f_t \quad (14)$$

P_t 、 M_{t-1} 、 T_t 、 R_t 、 r_t^m 、 B_{t-1} 分别表示物价水平、期初名义货币余额、名义货币增量、名义存款利率、资金实际回报率和期初名义政府债券余额。居民通过选择消费、闲暇时间、银行信贷、期末实际货币余额、期末实际政府债券余额和期末资本存量达到预期效用函数最大化的目的。(15)-(20)表示居民在面对跨期生存期预算约束条件和交易约束条件时最大化预期效用函数的最优动态行为方程。 λ_t 、 μ_t 为跨期生存期预算约束条件和交易约束条件的拉格朗日乘子。将(15)、(16)和(17)式合并可得到表示居民消费需求与休闲时间替代关系的方程(21)。通过(15)、(17)、(20)式可得到表示居民跨期消费需求替代关系的方程(22)。

$$c_t : \frac{1}{c_t} = \lambda_t + \mu_t - \lambda_t r_t^m \quad (15) \quad x_t : \frac{\Psi}{x_t} = \lambda_t w_t \quad (16) \quad f_t : p_t^f = R_t - 1 = \frac{\mu_t}{\lambda_t} \quad (17)$$

$$m_t : \beta E_t \left[\frac{\lambda_{t+1} + \mu_{t+1}}{\pi_{t+1}} \right] = \lambda_t \quad (18) \quad b_t : \beta E_t \left[\lambda_{t+1} \frac{R_{t+1}}{\pi_{t+1}} \right] = \lambda_t \quad (19)$$

$$k_t : \beta E_t [\lambda_{t+1} (r_{t+1}^k + (1-r_{t+1}^m)(1-\delta))] = \lambda_t - \lambda_t r_t^m \quad (20)$$

(21)式表明居民闲暇时间与居民消费的替代关系由名义存款利率、银行资金实际回报率和实际工资同时决定。闲暇与消费的替代关系同名义存款利率呈正相关，与银行资金实际回报率和实际工资呈负相关。由(21)可知，名义存款利率的上升会增加居民闲暇时间，抑制居民当期消费，银行资金实际回报率提高则会促进居民当期消费，减少居民闲暇时间。(22)表明居民当前消费和未来消费的替代关系由期末资本实际回报率和银行资金实际利率决定，居民当期消费水平同期末资本实际回报率负相关，与银行资金实际利率呈正相关。根据(22)，期末资本回报率上升可以提高居民消费增长率，抑制居民当前消费水平，增加居民未来消费水平。这与我国当前情况类似，经济增长较快、期末资本回报率较高的现状一定程度上导致了居民当前消费水平较低。同时，银行资本实际利率下降也会抑制居民当前消费水平，增加居民未来消费水平。由上可见，当前中国居民消费较低主要与经济快速增阶段实际资本回报率较高以及名义存款利率较低导致银行资金实际回报率过低有关，这两个因素也促使资金从消费流向投资领域。

$$MRS_{x_t, c_t} = \frac{x_t}{\Psi c_t} = \frac{R_t - r_t^m}{w_t} \quad (21) \quad MRS_{c_t, c_{t+1}} = \beta E_t \left[\frac{c_t}{c_{t+1}} \left(\frac{r_{t+1}^k}{1-r_{t+1}^m} + 1 - \delta \right) \right] = 1 \quad (22)$$

(三)企业

企业利用劳动力、期初资本存量和生产技术通过(23)式表示的 Cobb-Douglas 生产函数提供最终商品和服务。劳动力和期初资本存量在企业商品生产函数中所占比例为 $1-\alpha$ 和 α ，假定生产技术 z_t 服从 AR(1)过程，包含自回归参数 ρ_z 和结构性冲击 ε_t^z 。

$$y_t = e^{z_t} (l_t^g)^{1-\alpha} (s_t^g k_{t-1})^\alpha \quad (23)$$

$$z_t = \rho_z z_{t-1} + \varepsilon_t^z \quad \varepsilon_t^z \in (0, \sigma_z^2) \quad 0 < \rho_z < 1$$

企业在商品市场卖出最终商品并向居民支付劳动力工资和资本租金, (24)是企业预算约束条件。实际价格或企业边际成本(也即实际利率和实际工资)由(25)和(26)表示。假定劳动力和资本存量供给可以在企业和银行部门之间任意流动, 企业和银行实际工资和实际利率相同以使劳动力市场和资本市场均衡。银行部门的劳动力边际成本(实际工资)和资本边际成本(实际利率)同时还包括了消费信贷与产出的相对价格(名义存款利率)。可见, 名义存款利率变动可以通过影响信贷与产出的相对价格进而影响银行的边际成本。

$$y_t = r_t^k s_t^g k_{t-1} + w_t l_t^g \quad (24) \quad w_t = (1-\alpha) \frac{y_t}{l_t^g} \quad (25) \quad r_t^k = \alpha \frac{y_t}{s_t^g k_{t-1}} \quad (26)$$

(四)中央银行

根据中国货币政策的实际, 本文采用货币主义的观点描述中央银行行为, 以广义货币增速作为中央银行的货币政策中间目标。方程(27)和(28)分别表示中央银行货币供给规则和货币供给扩张方程。由 (28)可知, 货币供应增量变动由期初名义货币供应量、货币增速 Θ^* 和货币增长速度偏差 e^u 决定。中央银行主要通过调节期末名义货币供应量影响实体经济运行。货币政策冲击 u_t 服从 AR(1)过程, 包括自回归参数 ρ_m 和结构性冲击 ε_t^m 。

$$M_t = M_{t-1} + T_t \quad (27) \quad T_t = (\Theta^* + e^u - 1)M_{t-1} \quad (28)$$

$$u_t = \rho_m u_{t-1} + \varepsilon_t^m \quad \varepsilon_t^m \in (0, \sigma_m^2) \quad 0 < \rho_m < 1$$

四、参数校准与贝叶斯估计

本文利用国家统计局公布的宏微观经济数据, 对具有稳态特征的非线性方程采用校准方法得到参数值。对于反映模型动态特征的有关参数, 校准方法并不容易得到参数值, 主要采用贝叶斯(Bayes)估计法获取。在模型校准和估计所获得的参数值显示模型稳态水平符合我国实际经济数据的基础上, 利用模型稳态方程分析预测利率放开后存款利率变动对宏观经济和商业银行的长期影响, 并通过模型在不同名义存款利率水平下的脉冲相应和数值模拟, 说明稳态(长期)名义存款利率变动对货币政策效果及其传导途径的影响。

(一)参数校准

模型参数值校准过程如下: 根据 1992 年以来收入法 GDP 统计, 劳动者报酬占 GDP 比重平均约为 50%, 因而设定企业生产函数中资本和劳动力占产出比重分别为 0.5; 2001 年—2013 年月度同比 CPI 均值为 2.5%, 一年期名义存款利率均值为 2.6%; 根据每日工作时间和全年工作日情况, 设闲暇时间为 2/3。数据源自 CEIC, 下同。

表 1 模型校准参数值

α	Θ^*	R	x^{ss}
企业资本份额	通货膨胀率	名义存款利率	闲暇时间
0.5	2.5%	2.6%	2/3

(二)参数贝叶斯(Bayes)估计

对于不易通过校准法所获得的参数值, 本文通过选取可观测变量, 利用贝叶斯(Bayes)估计法对其进行估计。利用贝叶斯估计法, 估计过程中所选择的可观测变量的数目必须要小于或等于模型中外生冲击的数目, 以避免估计过程中所产生的随机奇异性问题。本文模型中共包括企业技术冲击、银行技术冲击和货币政策冲击。因而, 在估计时我们分别选取三个可代表经济增长率、银行资金利率和通货膨胀率的观测变量: GDP 当季增长率、7 天银行间回购利率和 CPI, 进行估计。样本期为 2001 年—2013 年季度数据。为与模型方程保持一致,

所有观测变量通过 HP 滤波除去趋势因素。

与传统计量经济学估计法中假设模型中的参数是确定性变量不同,贝叶斯估计法的出发点是假定模型中的参数是随机变量,通常先给定参数的先验分布,再根据实际数据来修正这些先验分布(事后分布)。本文运用的贝叶斯估计法主要采用 Monte Carlo 模拟的方法计算事后分布均值及方差。具体方法为 MCMC(Markov Chain Monte Carlo),其主要思想是:由于任意具有 Markov 性质的随机过程,其条件概率仅仅依赖于上一期的状态,而与上一期之前的历史状态无关。所以,可以设计一条或多条 Markov 链,在每条 Markov 链上采用递推的算法进行抽样。MCMC 方法有两种抽样法,一个是 Gibbs 抽样法,另一个是 MH 抽样法,本文 Monte Carlo 模拟中所运用的随机抽样法是 MH 抽样法,其基本思路是:选择一个标准的概率分布函数,按照下面的步骤进行抽样。由于抽样是在前次的基础上进行的,因而选定的概率密度函数通常依赖于上一次的状态值。同时在抽样时,需要给定参数的初始值,因而为了消除初始值的选取对抽样结果所产生的影响。在本文抽样次数为 200,000 次的基础上去掉抽样前 50%的抽样值(即 100,000 次)。保留后 50%的抽样值计算待估参数事后均值及事后区间。贝叶斯估计过程同时包括极大似然估计法和卡尔曼滤波的思想,在给定初始值的前提下,利用可观测变量,通过递归的方法获得可以使内生变量出现最大概率的参数值。对于贝叶斯估计法中所涉及的待估参数的先验分布的设定,主要参考 Smets 和 Wouters(2007)在利用贝叶斯估计法估计新凯恩斯动态随机一般均衡模型参数时对外生变量及其标准差的设定。

表 2 模型参数贝叶斯估计结果

模型参数	先验分布	事后均值	事后区间
δ	B (0.2, 0.05)	0.1857	[0.0677, 0.2920]
f/d	Γ (0.1, 0.05)	0.1620	[0.0854, 0.2354]
γ_1	Γ (0.1, 0.05)	0.0667	[0.0141, 0.1178]
γ_2	Γ (0.1, 0.05)	0.0761	[0.0166, 0.1347]
ρ_z	B (0.8, 0.1)	0.9477	[0.9185, 0.9781]
ρ_a	B (0.8, 0.1)	0.8892	[0.8238, 0.9570]
ρ_m	B (0.5, 0.2)	0.8905	[0.8187, 0.9658]
δ_z	Γ^{-1} (0.1, 4)	1.4570	[1.2101, 1.6887]
δ_a	Γ^{-1} (0.1, 4)	6.0133	[2.3864, 9.5505]
δ_m	Γ^{-1} (0.1, 4)	0.6520	[0.4344, 0.8637]

根据表 1 和表 2 的模型参数值校准和估计结果,通过模型稳态方程,计算模型显示的宏观经济稳态水平(见表 3)。这里,居民贴现率、资金实际利率等稳态水平,与刘斌(2014)基本一致,而且可以看到,我们通过参数校准和贝叶斯估计得到的稳态资本回报率高达 18.6%,而这也与白重恩、张琼(2014)等的估计非常接近,说明我们的参数估计是合理的。

表 3 模型宏观经济稳态

r^s	0.1%	居民实际存款利率	β	0.999	居民贴现率
r_m^{ss}	0.36%	银行资金实际利率	a^{ss}	0.6763	现金占消费比重
r_k^{ss}	18.6%	社会资本回报率	A^q	0.4627	银行生产率稳态水平

五、存款利率放开的宏观效应分析

(一)模型稳态方程

我们将利用模型稳态方程,分别从企业资本成本、劳动力市场、资本市场和经济结构等方面分析利率完全放开后,稳态名义存款利率变动对银行、货币政策和实体经济的影响。企业资本边际成本方面,根据方程(29),在通胀稳定条件下实际存款利率应随着名义存款利率

的上升而提高。模型的稳态欧拉方程(方程 31)表明,企业资本边际成本与名义存款利率正相关,与银行资金边际成本负相关,名义存款利率的上升会通过欧拉方程直接增加企业资本边际成本。这与金中夏等(2013a)利用不包括银行部门的单部门 DSGE 模型模拟的结果相同。但是,在本文包含银行和企业两部门 DSGE 框架下,名义存款利率还会通过银行信贷生产函数影响银行资金边际成本,从而间接影响企业资本边际成本。由(30)和(31)可知,名义存款利率对企业资本边际成本的直接作用大于其通过银行资金边际成本对企业资本边际成本的间接作用。利率放开后,由于名义存款利率上升会分别提高银行资金边际成本和企业资本边际成本。在两部门 DSGE 模型中,银行资金边际成本的增加将抑制名义存款利率上升对提高企业资本边际成本的作用,从而使企业资本边际成本增加幅度小于单部门 DSGE 模型中名义存款利率上升对企业资本边际成本的提高幅度。

$$r^s = \frac{R}{\pi} - 1 \quad (29) \quad r^m = (R-1)(1-\gamma_1-\gamma_2) \frac{f}{d} \quad (30) \quad r^k = \left(\frac{1}{\beta} - 1 + \delta\right)(1-r^m) = \left(\frac{R}{\pi} - 1 + \delta\right)(1-r^m) \quad (31)$$

劳动力市场方面,包括企业银行的劳动力需求和居民劳动供给。根据方程(32)和(33),名义存款利率的上升会降低实体经济部门(企业)对劳动力的需求,增加商业银行对劳动力的需求。这意味着存款利率市场化有利于促使劳动力向金融服务业转移。

$$l^s = \frac{(1-\alpha)(1-x)}{(1-\alpha)+\gamma_1(R^s-1)} \frac{f}{d} \quad (32) \quad l^f = 1-x-l^s \quad (33)$$

资本市场方面,包括企业银行的资本存量需求、社会资本存量和当期投资水平(当期资本供给)。由模型稳态方程(34)可知,资本存量同时受到资本边际成本、企业和银行劳动力需求的影响。首先,名义存款利率的上升会分别通过提高资本边际成本和减少企业劳动力需求途径降低社会资本存量。其次,名义存款利率的提高会通过增加银行部门劳动力需求途径提高社会资本存量。由于名义利率通过资本边际成本和企业劳动力变化对社会资本存量的作用大于其通过银行部门劳动力变化对社会资本存量的作用,因此存款利率完全放开后,名义存款利率上升仍将使整体社会资本存量增速下降,这与单部门 DSGE 模型的结论相同(金中夏等, 2013a)。但由于银行部门的作用,社会资本存量增速下降幅度会略小于不包含银行部门的单部门 DSGE 计算结果。

$$k = s^s k + s^f k = (r^k)^{\frac{1}{\alpha-1}} \alpha^{\frac{1}{1-\alpha}} l^s + (1-\alpha) \frac{(r^k)^{\frac{1}{\alpha-1}} \gamma_2 l^f}{\alpha^{\frac{\alpha}{\alpha-1}} \gamma_1} \quad (34)$$

至于存款利率市场化对不同部门(企业和银行)资本存量的影响,根据(35)和(36),名义存款利率上升会通过提高资本边际成本,降低企业和银行对资本存量需求。结合(32)和(33)可知,名义存款利率上升会降低企业劳动力需求并提高银行劳动力需求,从而减少企业资本存量需求,增加银行资本存量需求。所以,名义存款利率上升通过提高资本实际边际成本和降低企业劳动力需求,减少企业资本存量。银行资本存量的变化则由资本实际边际成本上升对其所产生的负作用和银行劳动力需求增加对其所产生的正作用的大小而定。

$$s^s k = (r^k)^{\frac{1}{\alpha-1}} \alpha^{\frac{1}{1-\alpha}} l^s \quad (35) \quad s^f k = (1-\alpha) \frac{(r^k)^{\frac{1}{\alpha-1}} \gamma_2 l^f}{\alpha^{\frac{\alpha}{\alpha-1}} \gamma_1} \quad (36)$$

(37)-(39)描述了稳态名义存款利率变动对宏观经济结构的影响。与单部门 DSGE 模型(金中夏等, 2013a)认为宏观经济结构仅受到资本边际成本影响不同,在包含银行部门的两部门 DSGE 模型框架下,宏观经济结构(投资和消费占 GDP 比重)在受到资本边际成本影响的同时,还受到实体经济资本占社会总资本比重的影响。与单部门 DSGE 模型结果类似的是,名义存款利率上升通过提高资本边际成本减少投资占 GDP 比重,增加消费占 GDP 比重。由 (37)

可知，名义存款利率上升还会减少实体经济资本占社会总资本比重，增加银行资本占社会总资本比重，从而提高投资占 GDP 比重，降低消费占 GDP 比重下降。由于名义存款利率通过企业资本边际成本对宏观经济结构的影响大于其通过企业资本占社会总资本比重的影响，所以名义存款利率上升会提高消费占 GDP 比重，降低投资占 GDP 比重，这有利于我国宏观经济结构调整。但是，由于资本边际成本对经济结构的作用受企业资本占社会总资本比重的限制，经济结构调整的改善相较于单部门 DSGE 模型结果更为温和。

$$s^g = 1 - s^f = \frac{\alpha}{\alpha + \gamma_2(R^s - 1)} \frac{f}{d} \quad (37) \quad \frac{i}{y} = \frac{\delta\alpha}{r^k} \frac{1}{s^g} \quad (38) \quad \frac{c}{y} = 1 - \frac{i}{y} \quad (39)$$

(40)-(41)反映了存款利率放开对经济结构中资本与劳动力比重的影响。名义存款利率上升会通过提高资本边际成本，降低企业和银行劳动力与资本存量比例，导致企业和银行产出中劳动力比重上升，资本比重下降。这意味着存款利率市场化改革有利于促使企业和银行由资本密集型向劳动密集型转变，相同的经济增长将创造更多的就业机会，促进经济增长实现由量到质的转变。

$$\frac{s^g k}{l^g} = \alpha^{\frac{1}{1-\alpha}} (r^k)^{\frac{1}{\alpha-1}} \quad (40) \quad \frac{s^f k}{l^f} = (1-\alpha) \frac{(r^k)^{\frac{1}{\alpha-1}}}{\alpha^{\frac{\alpha}{\alpha-1}}} \gamma_2 \quad (41)$$

(二)模型脉冲响应

我们将通过模型脉冲响应，分析存款利率放开后，经济在不同稳态存款利率水平上面对外生冲击时的内在逻辑机制及其对宏观经济产生的影响。图 2 描绘了不同稳态存款利率水平上，产出、消费、投资和名义存款利率对一单位正向实体经济部门技术冲击的脉冲响应。正向企业技术冲击会导致消费、投资和产出上升，名义利率下降。随着稳态名义存款利率的提高，技术冲击对消费和投资的初始影响会不断上升，但持续性会有所减弱，而名义利率受技术冲击影响的初始值和持续性都会逐步减弱。

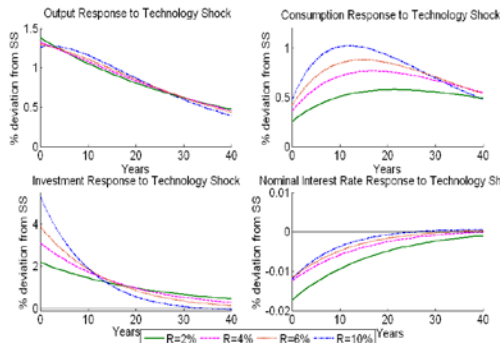


图 2 企业技术冲击脉冲响应

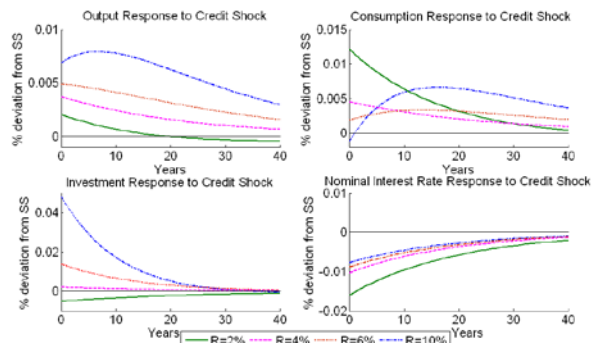


图 3 银行技术冲击脉冲响应

图 3 描述了不同稳态存款利率水平上，产出、消费、投资和名义存款利率对一单位正向银行部门技术冲击的脉冲响应。正向银行部门技术冲击会减少银行运营成本，降低银行信贷利率。由于银行通过消费信贷与居民联系在一起，信贷利率的下降意味着居民可以拥有更多的消费信贷，从而提高居民消费水平，改善经济的投资消费结构。随着稳态名义存款利率的上升，总产出受银行部门冲击的影响的初始值和持续性都在不断增加，这意味着利率开放后银行部门冲击对总产出的影响更大，持续时间更长，银行部门在宏观经济中的作用也将增强。名义利率受银行部门冲击的影响的初始值和持续性都在减弱，意味着银行部门冲击对名义利率的影响将随着利率的提高而变小。

图 4 描述了不同稳态存款利率水平上，产出、消费、投资和名义存款利率对一单位货币政策冲击的脉冲相应。随着名义存款利率水平上升，实体经济(包括产出、消费和投资)对

货币政策冲击反应程度逐渐增强，这意味着货币政策有效性的提高。同时，货币政策冲击对名义利率影响的初始值和持续性均不断增强，表明利率作为货币政策传导途径的有效性得到显著提升。

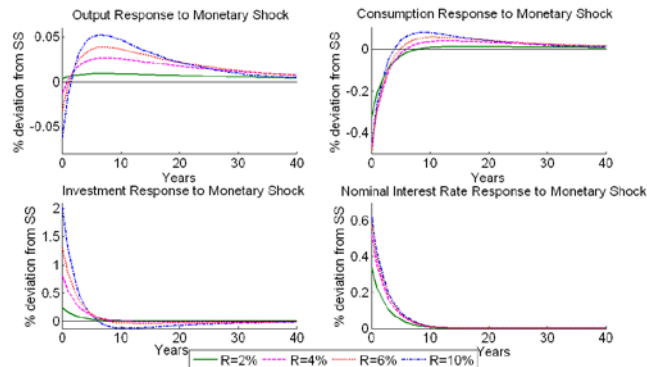


图 4 货币冲击脉冲响应

(三)模型数值模拟

表 4 总结了在不同稳态名义存款利率水平上，模型数值模拟得到的总产出、银行信贷、名义存款利率和通货膨胀率的波动情况。由表 4 可见，随着名义存款利率的上升，首先，总产出波动会逐步下降。这主要是由于名义存款利率上升会提高消费占 GDP 的比重，结合模型脉冲响应，消费在面对外生冲击时的波动小于产出和投资的波动，而投资的波动大于产出和消费的波动。因此，一国经济体中投资占总产出的比重越大，经济面对外生冲击时的波动越大；一国经济体中消费占总产出的比重越大，经济面对外生冲击时的波动越小。所以，存款利率市场化可以通过调整经济结构降低宏观经济波动。其次，与产出波动类似，通货膨胀率面对外生冲击时的波动大幅下降。存款利率的提高使总产出和通货膨胀率波动的同时下降。再次，名义利率和银行信贷的波动逐步提高。这主要是由于存款利率市场化后，模型中的货币政策仍然是货币供应量目标制，即数量型货币政策。这种情况下存款利率市场化会导致货币需求的波动不断增加，从而使得货币政策冲击变大，继而增加市场利率和银行信贷的波动。因此，利率市场化要求货币政策调控应由数量调控转向价格调控。

表 4 不同名义存款利率下主要经济变量标准差模拟结果

	y	f	R	π
$R^s = 2\%$	1.0590	3.8624	0.3070	2.9188
$R^s = 3\%$	1.0565	3.9901	0.3414	2.7307
$R^s = 4\%$	1.0542	4.1096	0.3596	2.6073
$R^s = 5\%$	1.0521	4.2036	0.3702	2.5131
$R^s = 6\%$	1.0502	4.2764	0.3769	2.4367
$R^s = 8\%$	1.0467	4.3785	0.3843	2.3190
$R^s = 10\%$	1.0436	4.4454	0.3879	2.2328

六、结论性评述

本文利用 Clower(1967)现金先行机制，在新古典框架下构建了一个包括银行部门生产函数的 DSGE 模型，通过稳态方程、脉冲响应和数值模拟，分析了放开存款利率管制对宏观经济和货币政策的影响。稳态方程分析表明，居民实际存款利率和银行资金边际成本的上升将有助于居民消费的提高；企业劳动力需求下降而银行劳动力需求增加，这有利于金融服务业的发展；劳动力占产出的比重将上升，有利于经济吸收更多的就业。由于银行部门的作用，企业边际成本上升和资本存量增速下降幅度将低于仅包括企业单部门 DSGE 模型的计算结果，经济结构改善的速度也将更为平缓。脉冲和模拟分析表明，随着利率的升高，银行部门技术冲击在宏观经济波动中的作用不断增加，银行部门在经济波动中的作用愈加重要，实体

经济对货币政策冲击的反应程度逐渐增强，货币政策有效性提高，利率传导渠道更加显著；产出和通货膨胀的波动将随着利率的上升而下降；利率和银行信贷波动加大也要求货币政策逐渐实现由数量调控向价格调控转型。

价格机制是市场经济的核心。作为金融要素最重要的价格，利率的市场化对于有效甄别金融资源的稀缺性、提高金融资源配置效率至关重要，是完善社会主义市场经济体制的重要内容，更是使市场在金融资源配置中起决定性作用的最终体现。可以说，利率能否顺利实现市场化将直接决定金融市场化改革的成败。早在改革开放之初的1980年代，中国货币政策当局就通过“双轨制”方式尝试利率市场化改革(易纲，2009)。从正式提出改革目标并实施以来，作为渐近式改革时间最长的国家之一，中国的利率市场化改革在积累宝贵经验的同时，也经历了错失改革良机的教训。要认识到，当今中国的经济发展和市场化程度已远非二十年之前相比。我们不应过于担心预算软约束、资源等领域改革滞后等因素对价格机制的扭曲，相反，价格扭曲才是一切经济扭曲的根源。我们不能低估市场的力量。近年来，金融创新和影子银行体系迅猛发展，银行理财和互联网金融已在事实上突破了大额和小额资金利率市场化的藩篱，利率完全开放的大潮已不由人们的意志为转移。因此，我们应牢牢抓住当前社会对全面深化改革凝聚高度共识的有利时机，充分利用各种积极因素，排除各种短期因素干扰，坚定不移地推进利率市场化改革目标的早日完成，从而使中国经济能够更为顺利地步入平稳健康发展的轨道。

参考文献

1. Abiad, A., N. Oomes and K. Ueda, 2008, “The Quality Effect: Does Financial Liberalization Improve the Allocation of Capital?”, *Journal of Development Economics*, 87(2): 270-282.
2. Andreasen, M., M. Ferman and P. Zabczyk, 2013, “The Business Cycle Implications of Banks’ Maturity Transformation”, *Review of Economic Dynamics*, 16(4): 581-600.
3. Angeloni, I., E. Faia and M. Duca, 2013, “Monetary Policy and Risk Taking”, *Center of Excellence Sustainable Architecture for Finance in Europe Working Papers*, No.8.
4. Aoki, K., J. Proudman and G. Vlieghe, 2004, “House Prices, Consumption, and Monetary Policy”, *Journal of Financial Intermediation*, 13(4): 414-435.
5. Basu, P., M. Gillman and J. Pearlman, 2012, “Inflation, Human Capital and Tobin's Q”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 36(7):1057-1074.
6. Benk, S., M. Gillman and M. Kejak, M, 2005, “Credit Shocks in the Financial Deregulatory Era”, *Review of Economic Dynamic*, 8 (3): 668-687.
7. Benk, S., M. Gillman, and M. Kejak, 2010, “A Banking Explanation of the US Velocity of Money: 1919-2004”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 34(4): 765-779.
8. Bernanke, B. and M. Gertler, 1989, “Agency Costs, Net Worth, and Business Fluctuations”, *American Economic Review*, 79(1): 14-31.
9. Bernanke, B., M. Gertler and S. Gilchrist, 1999, “The Financial Accelerator in a Quantitative Business Cycle Framework”, in *Handbook of Macroeconomics*, Taylor, J. and M. Woodford (eds.), Vol.1, Chapter 21, 1341-1393, Amsterdam: Elsevier.
10. Carlstrom, C., T. Fuerst and A. Ortiz, 2013, “Estimating Contract Indexation in a Financial Accelerator Model”, *Federal Reserve Bank of Cleveland Working Paper*, No. 1216.
11. Chadha, J. and L. Corrado, 2012, “Macro-prudential Policy on Liquidity”, *Journal of Economics and Business*, 64(1):37-62.
12. Christensen, I. and A. Dib, 2008, “The Financial Accelerator in An Estimated New

- Keynesian Model”, *Review of Economic Dynamics*, 11(1): 155-178.
13. Christiano, L., M. Eichenbaum and C. Evans, 1999, “Monetary Policy Shocks”, in *Handbook of Macroeconomics*, Taylor, J. and M. Woodford (eds.), Vol.1, Chapter 2, 65-148, Amsterdam: Elsevier.
 14. Christiano, L., R. Motto and M. Rostagno, 2003, “The Great Depression and the Fridman-Schwartz Hypothesis”, *Journal of Money, Credit, and Banking*, 35(6): 1119-1197.
 15. Christiano, L., R. Motto and M. Rostagno, 2010, “Financial Factors in Economic Fluctuations”, *European Central Bank Working Paper Series*, No.1192.
 16. Clark J A, 1984, “Estimation of Economies of Scale in Banking Using A Generalized Functional Form”, *Journal of Money, Credit and Banking*, 16(1): 53-68.
 17. Clower, R., 1967, “A Reconsideration of the Microfoundations of Monetary Theory”, *Western Economic Journal*, 6(1): 1-9.
 18. Cooley, T. and G. Hansen, 1989, “Inflation Tax in a Real Business Cycle Model”, *American Economic Review*, 79(4): 733-748.
 19. Curdia, V. and M. Woodford, 2009, “Credit Frictions and Optimal Monetary Policy”, *BIS Working Papers*, No.278.
 20. Curdia, V. and M. Woodford, 2011, “The Central Bank Balance Sheet as an Instrument of Monetary Policy”, *Journal of Monetary Economics*, 58(1): 54-79.
 21. Dib, A., 2010, “Banks, Credit Market Frictions, and Business Cycles”, *Bank of Canada Working Papers*, No.24.
 22. Feyzioglu, T., N. Porter and E. Takats, 2009, “Interest Rate Liberalization in China”, *IMF Working Papers*, No.171.
 23. Fry, M., 1997, “In Favor of Financial Liberalization”, *Economic Journal*, 107(442): 754-770.
 24. Gali, J., 2008, *Monetary Policy, Inflation, and the Business Cycle*, Princeton: Princeton University Press.
 25. Gali, J. and L. Gambetti, 2009, “On the Sources of the Great Moderation”, *American Economic Journal: Macroeconomics*, 1(1): 26-57.
 26. Gali, J. and M. Gertler, 2007, “Macroeconomic Modeling for Monetary Policy Evaluation”, *Journal of Economic Perspective*, 21(4): 25-46.
 27. Gerali, A., S. Neri, L. Sessa and F. Signoretto, 2010. “Credit and Banking in a DSGE Model of the Euro Area”, *Journal of Money, Credit and Banking*, 42(s1):107-141.
 28. Gertler, M. and P. Karadi, 2011, “A model of Unconventional Monetary Policy”, *Journal of Monetary Economics*, 58(1): 17-34.
 29. Gertler, M. and N. Kiyotaki, 2009, “Financial Intermediation and Credit Policy in Business Cycle Analysis”, in *Handbook of Monetary Economics*, Friedman, B. and M. Woodford (eds.), Chapter 11, 547-599, Amsterdam: Elsevier.
 30. Gillman, M. and M. Kejak, 2011, “Inflation, Investment and Growth”, *Economica*, 78(310):260-282.
 31. Goodfriend, M. and R. King, 1997, “The New Neoclassical Synthesis and the Role of Monetary Policy”, in *NBER Macroeconomics Annual*, Bernanke, B. and J. Rotemberg (eds.): 231-283, Cambridge: MIT Press.
 32. Goodfriend, M. and B. McCallum, 2007, “Banking and Interest Rates in Monetary Policy Analysis”, *Journal of Monetary Economics*, 54(5): 1480–1507.

33. Greenwald, B., J. Stiglitz and A. Weiss, 1984, "Informational Imperfections in the Capital Market and Macroeconomic Fluctuations", *American Economic Review*, 74(2): 194-199.
34. Hong, H., 2011. "Money, Interest Rates and the Real Activity", *Cardiff Economics Working Papers*, No.2011/18, Cardiff Business School, Cardiff University.
35. Hart, O. and J. Moore, 1994, "A Theory of Debt Based on the Inalienability of Human Capital", *Quarterly Journal of Economics*, 109(4): 841-879.
36. He, D. and H. Wang, 2012, "Dual-Track Interest Rate and the Conduct of Monetary Policy in China", *China Economic Review*, 23(4): 928-947.
37. Hellmann, T., K. Murdock and J. Stiglitz, 1997, "Financial Restraint: Towards a New Paradigm", in the Role of Government in *East Asian Economic Development Comparative Institutional Analysis*, Aoki, M., H-K. Kim and M. Okuno-Fujiwara (eds.): 163-207. Oxford: Clarendon Press.
38. Iacoviello, M., 2005, "House Prices, Borrowing Constraints, and Monetary Policy in the Business Cycle", *American Economic Review*, 95(3): 739-764.
39. Iacoviello, M. and S. Neri, 2010, "Housing Market Spillovers", *American Economic Journal: Macroeconomics*, 2(2): 125-164.
40. Jappelli, T. and M. Pagano, 1994, "Saving, Growth, and Liquidity Constraints", *Quarterly Journal of Economics*, 109(1): 83-109.
41. Khatkhate, D., 1988, "Assessing the Impact of Interest in Less Developed Countries", *World Development*, 16(5): 577-588.
42. King, R. and C. Plosser, 1984, "Money, Credit and Prices in the Real Business Cycle", *American Economic Review*, 74(3):363-380.
43. Kiyotaki, N. and J. Moore, 1997, "Credit Cycles", *Journal of Political Economy*, 105(2): 211-248.
44. Kydland, F., and E. Prescott, 1982, "Time to Build and Aggregate Fluctuations", *Econometrica*, 50(6): 1345-1370.
45. Liu, Z., P. Wang and T. Zha, 2013, "Land-Price Dynamics and Macroeconomic Fluctuations", *Econometrica*, 81(3):1147-1184.
46. Lucas, R., and N. Stokey, 1987, "Money and Interest in a Cash-in-advance Economy", *Econometrica*, 55(3): 491-513.
47. McCandless, G. and W. Weber, 1995, "Some Monetary Facts", *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, 19(3): 2-11.
48. Meh, C. and K. Moran, 2010, "The Role of Bank Capital in the Propagation of Shocks", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 34(3):555-576.
49. Mishkin, F., 1997, "The Causes and Propagation of Financial Instability", in *The Maintaining Financial Stability in a Global Economy*, Federal Reserve Bank of Kansas City Proceedings, 55-96.
50. Mishkin, F., 2011, "Monetary Policy Strategy: Lessons from the Crisis", *NBER Working Paper*, No.16755.
51. Monacelli, T., 2009, "New Keynesian Models, Durable Goods, and Collateral Constraint", *Journal of Monetary Economics*, 56 (2):242-254.
52. Ratto, M., W. Roeger and J. Velt, 2010, "Using A DSGE Model to Look at the Recent Boom Bust Cycle in the US", *Economic Papers*, No.397, European Economy, European Commission.

53. Xiao, W., 2013, "Learning about Monetary Policy Rules when the Housing Market Matters", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 37(3): 500-515.
54. Zanetti, F., 2012, "Banking and the Role of Money in the Business Cycle", *Journal of Macroeconomics*, 34(1): 87-94.
55. 白重恩、张琼, 2014, 《中国的资本回报率及期影响因素分析》, 《世界经济》第 10 期。
56. 丁剑平、王婧婧, 2013, 《中国制造业企业对利率和融资约束敏感度的检验》, 《当代财经》第 7 期。
57. 贺聪、项燕彪、陈一稀, 2013, 《我国均衡利率的估算》, 《经济研究》第 8 期。
58. 金中夏、洪浩、李宏瑾, 2013, 《利率市场化对货币政策有效性和经济结构调整的影响》, 《经济研究》第 4 期。
59. 金中夏、李宏瑾、洪浩, 2013, 《实际利率、实际工资与经济结构调整》, 《国际金融研究》第 8 期。
60. 刘斌, 2003, 《中央银行经济模型的开发与应用》, 《金融研究》第 4 期。
61. 刘斌, 2008, 《我国 DSGE 模型的开发及在货币政策分析中的应用》, 《金融研究》第 10 期。
62. 马勇, 2013, 《植入金融因素的 DSGE 模型与宏观审慎货币政策规则》, 《世界经济》第 7 期。
63. 马勇、陈雨露, 《经济开放度与货币政策有效性》, 《经济研究》第 3 期。
64. 梅冬州、杨有才、龚六堂, 2013, 《货币升值与贸易顺差: 基于金融加速器效应的研究》, 《世界经济》第 4 期。
65. 世界银行和国研中心课题组, 2013, 《2030 年的中国》, 中国财政经济出版社。
66. 孙会霞、陈金明、陈运森, 2013, 《银行信贷配置、信用风险定价与企业融资效率》, 《金融研究》第 11 期。
67. 王国静、田国强, 2014, 《金融冲击和中国经济波动》, 《经济研究》第 3 期。
68. 王立勇、张良贵、刘文革, 2012, 《不同粘性条件下金融加速器效应的经验研究》, 《经济研究》第 10 期。
69. 徐爽、李宏瑾, 2006, 《一个利率市场化的理论模型》, 《世界经济》第 8 期。
70. 易纲, 2009, 《中国改革开放三十年的利率市场化进程》, 《金融研究》第 1 期。
71. 张明, 2013, 《未完成的利率市场化》, 《财经》第 21 期。