

渐进转轨中的银行发展与经济增长：1995–2005

中国人民大学财政金融政策研究中心 陈雨露 杨栋

提要：本文将银行部门纳入经济增长分析框架，阐明了银行发展与经济增长的互动影响机理。在梳理中国银行业发展历程的基础上，本文通过双方程三变量误差修正模型进行了实证检验。分析表明，在《商业银行法》颁布初期中国银行发展对经济增长拉动作用不显著。随着市场化改革渐趋深入，现阶段无论在长期还是短期中国银行业发展对经济增长的促进作用都日趋明显，遗憾的是现阶段经济增长仍旧不是影响银行发展的主要变量。本文的政策含义是：国家可以依靠发展银行业拉动经济增长，同时银行业改革应更注重制度性内涵，避免单纯的资产外延式扩张。

一、引言

银行部门能够集中借贷双方信息、优化资源配置，这在金融中介理论中已经形成共识（*Stiglize*, 1981）。尽管如此，经济增长理论始终以 20 世纪 30 年代的 *Ramsay* 模型（1928）为数理基础，新古典增长模型偏重物质资本，内生增长理论重视人力资本，银行始终是一个被缺省的部门。这难以解释渐进转轨以来的中国经济增长与银行发展：从 1995 年颁布《商业银行法》至 2005 年中国银行、中国建设银行在 H 股上市，中国银行业资产年均发展速度为 15.11%，同期 GDP 年均发展速度为 10.75%。两者发展速度趋同的背后是否存在内在联系？如果存在联系，能否使用 *Ramsay* 模型进行解释？

近年来诸多文献围绕中国经济增长进行了深入讨论，但鲜有人使用 *Ramsay* 模型方法分析银行发展与经济增长的关系。相关研究可以分为两类，一类从金融发展层面进行讨论，共同特征是使用 $M2/GDP$ 作为计量变量（张平，2007；周立，2002；林毅夫，2003；谈儒咏，1999）。 $M2/GDP$ 可以度量经济货币化水平，但如果用于衡量银行发展则有所偏颇（*Levine*, 1998）。虽然这些文献的计量结论是中国经济增长与金融发展之间存在双向因果关系，但视角过宽不能据此判断银行部门对经济增长的拉动作用。另一类文献则从新制度经济学视角出发讨论中国银行制度的特殊性，渐进转轨过程中中国银行部门的主要作用是集中居民储蓄替代财政资金，结论是中国经济增长是以牺牲银行效率为代价的（*Mckinnon*, 1997；*The World Bank*, 1996；张杰，1995、1998、2003）。遗憾的是此类文献缺乏计量分析，因而相关结论只能停留在经验判断层面。

基于上述考虑，本文将银行作为与物质资本生产、人力资本生产等等的独立变量纳入经济增长研究框架。鉴于中国渐进转轨中银行部门的发展特点，我们设计双方程三变量误差修正模型（*Double-Equation Vector Error Correction, DEVEC*）进行了实证检验。本文后面的结构安排如下：第二部分梳理相关理论发展脉络；第三部分建立包含银行部门的经济增长模型；第四部分进行描述性分析，阐述计量分析框架；第五部分进行经验分析；最后得出结论并展

望下一步可能的研究方向。

二、文献回顾

Smith (1776)、*Malthus* (1798)、*Richardo* (1817) 始终把经济增长作为古典经济学中的重要命题，他们认为劳动、企业管理和利润积累是促进经济增长的关键。古典经济学盛行时期银行在国民经济中的地位还不重要，银行部门对经济增长的影响力也未得到重视。尽管 20 世纪银行已经成为国民经济不可或缺的一部分，但银行部门仍旧未在经济增长理论中占一席之地，无论是 50 年代的新古典增长模型 (*Solow*, 1956) 还是 80 年代以后的内生增长理论 (*Arrow*, 1962; *Romer*, 1986; *Lucas*, 1988) 都没有在研究中纳入银行部门。90 年代以 *A-H* 理论 (*Aghion*, *Howitt*, 1992) 为代表的“创造性毁灭” (*The Creative Destruction*) 实质是以数理方式重新表述 *Schumpeter* (1912) 的创新思想，虽然 *A-H* 理论及其后续研究纳入了税收、人力资本和收入分配等宏观经济因素，却舍弃了 *Schumpeter* 关于银行部门的论述，时至今日银行仍然被经济增长主流理论排除在外。

经济增长理论忽略银行部门显然与现实相差甚远，早在古典经济学阶段便存在相关争论。与古典经济学权威针锋相对，*Bagehot* (1873) 在分析了英国工业革命历程后提出银行业发展对经济增长具有促进作用，富余资金会根据信贷流向调整投资行为，银行信贷对国民经济任何一个部门的影响作用都不可低估。*Schumpeter* (1912) 进一步拓展了 *Bagehot* 的理论，他认为银行部门对经济增长的促进作用不仅体现在信贷能够提高资金配置效率，更重要的是银行部门可以通过信贷诱发主动创新从而促进经济增长。值得一提的是 *Schumpeter* 从银行角度阐述创新的促进作用，在经济学编年史上早于内生创新增长理论 (*Endogenous Innovation Growth Theory*) 半个多世纪。*Fisher* (1930) 是前期信贷有效论的集大成者，他创造了“家庭跨期消费效用函数”，家庭可以通过银行储蓄实现跨期消费，进而使不同时期的消费、生产边际转换率趋同，这一过程能显著提高资金配置效率。

70 年代初相关研究进入到一个新的阶段，*Goldsmith* (1969)、*Mckinnon* (1973)、*Shaws* (1973) 创立了“金融深化理论”，核心是讨论银行部门与经济增长相关关系。“金融深化理论”认为健全的银行制度能有效配置信贷资金，进而促进经济增长；经济增长又通过提高国民收入推动银行业发展，经济增长与银行部门之间存在内生互动关系。*Mckinnon* (1973) 同时还使用“金融压抑理论”对上述命题进行了反证，发展中国家经济增长速度过缓的主要原因之一是对银行部门管制过度，相关政策建议是放开银行业准入、实行利率市场化。在实证研究方面 *Goldsmith* (1969) 通过西方 35 个国家 103 年 (1860-1963) 的银行历史数据证明了信贷与经济增长之间存在正向相关关系。*Goldsmith* 对信贷效率的开创性研究使银行部门与经济增长关系摆脱了微观“家庭—企业”范式，银行部门开始被纳入宏观经济学研究范畴。但“金融深化理论”、“金融压抑理论”相关计量研究过于简单，主要理论一直停留在经验判断层面，研究结论和政策建议也未被主流宏观经济学接纳 (*Levine*, 1998)。90 年代后期这个僵局被 *Levine* 打破，*Levine* (1993、1998) 在一系列研究中扬弃了“金融深化理论”。*Levine*

提出尽管“金融深化理论”纳入了银行法人治理结构、信用风险、交易成本等因素，但计量研究却以银行规模或者 M2/GDP 代表“金融深化”，这既不能反映银行部门资源配置方式也不能反映银行与其他金融部门的差异，而“金融深化理论”又以银行代表金融部门，在计量结论上会出现偏差。*Levine* 在研究中区分了银行、证券等金融部门，结论是信贷制度内生于经济发展，与财政政策、人力资本、R&D 一样信贷对经济增长存在显著影响。在后续研究中 *Levine* (2000) 使用时点数据浓缩了银行业发展历程，根据会计制度、法律制度健全程度将世界各国银行业划分为不同发展阶段，并据此得出结论：信贷是经济增长的先行指标，落后国家可以通过银行业发展促进经济增长，途径是完善信贷相关法律、会计制度。

在计量方法上 90 年代前的国外相关文献多使用 OLS 方法，*Levine* (1998) 将之称为“Barro 增长分析”，以代表经济增长的因变量和包含信贷的多个自变量进行回归，依靠回归系数判断两者的相关关系。OLS 方法往往需要引入多变量，这虽然能提高模型统计精度，但很容易产生多重共线性等问题，而且数据微小的变化会导致 OLS 估计结果不稳定。90 年代初 *Rousseau* (1990) 开始在研究中使用向量误差修正模型 (VEC, Vector Error Correction)，虽然 VEC 模型本身存在种种缺陷，*Rousseau* 也没有摆脱“Barro 增长分析”范式，但这为相关研究提供了新的计量思路。

从上述国外文献理论观点和计量方法的演进路径来看，我们可得出的基本判断是：银行部门与经济增长相关关系的分析框架正处于一个不断完善的渐进过程，计量结果也越来越贴近经济现实。虽然 *Bagehot*、*Goldsmith*、*Levine* 一直强调银行部门在经济增长中的作用，但这些研究偏重经验判断，这就不难理解为何经济增长理论忽略银行部门了。基于上述考虑，本文在理论框架中纳入了银行部门，同时根据伦敦计量学派 *General-To-Specific* (“一般——特殊”，GTS) 理论构造 DEVEC 模型进行实证检验，从而避免了 VEC 模型数据挖掘过量 (Data Mining) 和动态误定 (Dynamic Misspecification) 等问题。

三、理论框架

本文研究^①是在一个封闭鲁滨逊经济中展开的，先验性假设为：第一，封闭经济中存在一个完全竞争性市场；第二，封闭经济中存在无限个同质、生命无穷大、具备新古典经济理性的经济主体；第三，经济主体是生产者，同时也是消费者、存款者和贷款者，经济主体在生产、消费中能严格区分借入资金与自有资本，银行资产在经济主体间分配不同将导致经济增长率不同；第四，遵循经济增长研究惯例，经济主体效用函数形式为 $U = \int e^{-\rho t} u[c(t)] dt$ ，

$u[c(t)]$ 为幸福函数 (felicity function) 代表初期经济主体效用等于现期消费与未来加权消费

之和， ρ 为贴现率有 $\rho > 1$ ， ρ 的经济含义为经济主体对未来消费的评价低于现期消费，经

^① 在模型设计过程中，我们参考了 *Uzawa* (1965)、*Locas* (1988)、*Romer* (1992)、*Barro* (1994) 等人的研究。

济主体即期消费函数形式为： $u[c(t)] = \frac{c(t)^{1-\theta}}{1-\theta}$, $\theta > 0$, θ 为风险回避系数, 本文中 θ 具备

恒久性, 不随时间推移变化; 第五, 为简化模型假设不存在人口增长、资产折旧, 假设规模收益不变。与现有理论相比, 本文在经济增长范式中纳入了银行部门, 设定 *Cobb-Douglas* 生产函数形式如下:

$$Y(t) = AK(t)^\alpha H(t)^\beta F(t)^{1-\alpha-\beta}, \forall \alpha > 0, \beta > 0, \alpha + \beta < 1 \quad (1)$$

(1) 式中 $Y(t)$ 代表经济增长, K 代表资本积累, H 代表人力资本, F 代表银行资产, A 为技术发展指数, 为简化计算设定为常数。1 单位 F 代表 1 单位金融资产, 同理可推其他变量含义。 $\alpha, \beta, (1-\alpha-\beta)$ 分别度量了物质资本、人力资本、和银行资产的边际生产率。经济资源约束为:

$$Y(t) = C + I_K + I_H + I_F \quad (2)$$

有 *Hamilton* 方程:

$$J = u(C)e^{-\rho t} + \nu I_K + \mu I_H + \lambda I_F + \omega [AK^\alpha H^\beta F^{1-\alpha-\beta} - C - I_K - I_H - I_F] \quad (3)$$

(3) 式中 ν, μ, λ 为 K, H, F 的影子价格, ω 为朗格拉日乘子。

根据 (3) 式可以得出 $\dot{\nu}, \dot{\mu}, \dot{\lambda}$, $\dot{\nu}, \dot{\mu}, \dot{\lambda}$ 分别等于 $\partial J / \partial I_K, \partial J / \partial I_H, \partial J / \partial I_F$, 代表物质资本、人力资本和银行资产给经济主体带来的边际效用。纳入银行部门后最优增长路径的实质是在 (1)、(2) 式约束下最优化经济主体效用。此时经济主体获得最高效用的一阶条件为:

$$\frac{\partial J}{\partial C} = 0, \nu = \mu = \lambda = u'(c)e^{-\rho t} \quad (4)$$

可得横截性条件 (*transversality condition*):

$$\lim_{t \rightarrow \infty} [\dot{\nu}(t) \cdot \nu] = \lim_{t \rightarrow \infty} [\dot{\mu}(t) \cdot \mu] = \lim_{t \rightarrow \infty} [\dot{\lambda}(t) \cdot \lambda] = 0 \quad (5)$$

横截性条件的经济含义是在时间趋近于无穷条件下经济主体最优行为会使得资产价值、人力资本价值、银行资产价值趋近于 0。直观的讲就是在期末如果资产、人力资本、银行资产的影子价格等于零则经济主体会消耗掉所有资源, 但这是不可能的。若物质资本、人力资本、银行资产的影子价格不为 0, 则满足横截条件的唯一途径是经济主体对各类资源的边际效用为 0。即当物质资本、人力资本、银行资产给经济主体带来的边际效用相同时, 经济到达稳态, 在均衡状态三者相等, 有^②:

^② 在 (2) 式条件下可以得到经济增长理论中的消费增长率: $\zeta_c = (1/\theta) \{A\alpha [(K/H)/F]\}^{(1-\alpha-\beta)}$, 其中 ζ_c 代表消费增长率, $A\alpha [(K/H)/F]\}^{(1-\alpha-\beta)}$ 为经济主体对物质人力某种状态的边际效用。根据均衡条件有: $A\alpha [(K/H)/F]\}^\alpha = A\beta [(K/H)/F]^\beta = A(1-\alpha-\beta) [(K/H)/F]^{(1-\alpha-\beta)}$, 由此可以得到简化表达式 (6)。

$$\frac{(K/H)}{F} = \frac{(\alpha/\beta)}{(1-\alpha-\beta)} \quad (6)$$

物质资本、人力积累往往需要多年积累, α/β 不具备瞬时平滑性。与之相比银行资产流动性更强, 设定社会生产过程中 α/β 固定。 K 、 H 、 F 三者比例偏离 $(\alpha/\beta)/(1-\alpha-\beta)$ 时, 银行资金则以平滑方式使三者比例达到 $(\alpha/\beta)/(1-\alpha-\beta)$ 。(6) 式要求三类资产之间的转

换必须存在可逆性, 在 $\frac{(\alpha/\beta)}{(1-\alpha-\beta)} < 1$ 条件下有 $I_K \geq 0, I_H \geq 0, I_F = 0$ 。设在初期

$\frac{(\alpha/\beta)}{(1-\alpha-\beta)} < 1$, 即初期社会总资产中银行资产相对丰裕^③, 银行资产减少同时物质资产和

人力资本会按相同比例增加, 在一定时间内 F 会的衰减速率路径遵循:

$F(t) = F(0) \cdot e^{-t}, t=0, 1 \cdots t$ 。此时 Hamilton 函数可以表述为^④:

$$J = u(C)e^{-\rho t} + \nu[AK^\alpha H^\beta F^{1-\alpha-\beta} - C - \delta K] + \mu[AK^\alpha H^\beta F^{1-\alpha-\beta} - C - \delta H] \quad (7)$$

当 $(K/H)/F$ 比例达到 $\frac{(\alpha/\beta)}{(1-\alpha-\beta)}$ 时物质资本、人力资本、银行资本边际效用相同,

此时经济达到稳态增长率, 设为 γ^* 。但在此之前经济增长率会持续上升, 直至 $(K/H)/F$

$= \frac{(\alpha/\beta)}{(1-\alpha-\beta)}$ 。在 $\frac{(K/H)}{F} < \frac{(\alpha/\beta)}{(1-\alpha-\beta)}$ 且 $I_F = 0$ 条件下, 令 $K/F = O$, 有 $\gamma_O = \dot{O}/O$ 、

$\gamma_Y = \dot{Y}/Y$ 持续单调下降, 此时经济增长在长期将收敛于 γ^* 。经济增长率与 $(K/H)/F$ 负

向相关, 只要 $(K/H)/F$ 比率低于稳态值经济增长率就会持续上升, 也就是说 $(K/H)/F$

距离稳态越远, 经济增长率越高。

在包含银行部门的经济增长模型中 F 与 (K/H) 互动程度有所区别: 由于银行资产具备较强的流动性, F 的调整成本相对较低。 F 相对丰裕可以导致 (K/H) 迅速上升, 在 (K/H) 相对丰裕条件下, 由于实物资产和人力资本缺乏流动性未必能顺利转换为 F , 图 1 对此进行了说明。

^③ 假设初期银行资产相对丰裕更符合中国渐进改革实际, 在 90 年代初期中国银行业资产代表居民储蓄, 与其他部门相比相对丰裕。量确实大于市场化部门拥有的资产。

^④ 若 F 衰减则 $I_F = 0$, 在此条件下根据 (2) 式可推出: $I_K + I_H = AK^\alpha H^\beta F^{1-\alpha-\beta} - C$, 由此可以得到 (7) 式。

需要强调的是，只有银行部门遵循市场规则上述结论才可能成立，在市场中银行部门通过信贷有效配置资源，造成 (K/H) 增加。若银行具备财政职能，银行资产与现代信贷制度差距较大，未必遵守上述结论。如在中国渐进转轨初期虽然银行资产相对丰裕，但此时信贷资金的制度性内涵却是国家信誉担保下的金融补贴。随着市场化改革深入，银行部门可能对经济增长产生影响。由于两者之间的不平衡效应，经济增长对银行发展影响力可能较弱，甚至不能影响银行发展。

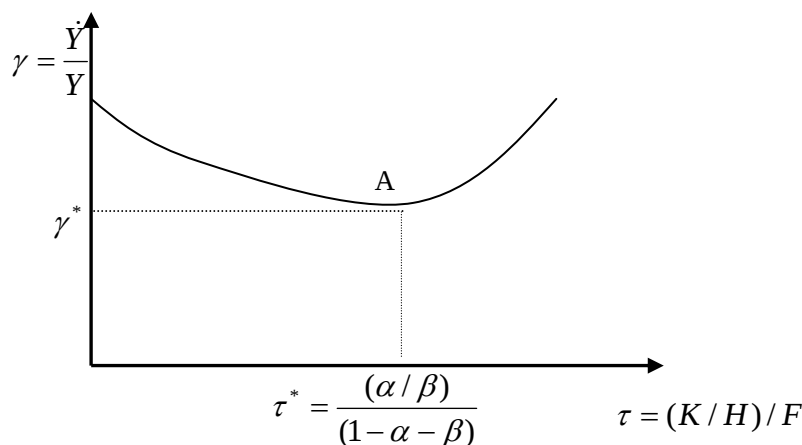


图 1：经济增长、银行资产增长之间的不平衡效应

注：图 1 中令 $\gamma = \dot{Y}/Y$ 、 $\tau = [(K/H)/F]$ ，横轴代表各类资产比例 τ ，纵轴代表经济增长率 γ ，

在 A 点宏观经济达到稳态增长率 γ^* 。

四、模型设定

（一）描述性分析

中国金融体系属于典型的银行主导型，然而改革开放初期设立四大国有银行的初衷却是承接财政功能，当时的中国银行业只具备现代银行组织框架（张平，2007）。世界银行在 1996 年世界发展报告中提到中国渐进改革成功的关键之一是银行部门提供了金融补贴，国家牺牲银行利润甚至贷款本金维持了制度内部门就业、产出。诚如 Mckinnon（1993）所言，中国当局当时的利率政策使居民存款不至于受通货膨胀影响，中国银行制度的成功之处在于使居民存款充当了财政资金。在这一时期“贷款”与“财政拨款”几乎是同意词汇，国有银行制度以国家信誉集中了居民储蓄，弥补了财政能力下降给国家能力带来的影响。1995 年国务院公布《中国人民银行法》、《商业银行法》，这标志着中国银行业开始脱离行政科层，面向市场。1998 年后中国人民银行不再按年、分季对国有商业银行下达贷款指令性计划。中国人民银行开始按照经济增长、通货膨胀等因素以货币发行量调控宏观经济。同时 1998 年中国人民银行将存款准备金率从 13% 调整到 8%。1999、2000 年中国先后放开了外资银行人

民币借款利率、外币存贷市场利率，迈出了利率市场化关键的步伐。2005 年中国开始对主要银行进行股份制改造，中国工商银行、中国建设银行、中国银行先后在 H 股、A 股市场上市。上述改革效果可以在图 1 中得到说明，自 1980 年到 1995 年财政收入占 GDP 比重不断下降，恰在此时贷款增量却呈现上升趋势；1995 年后国家财政能力逐步增强对金融补贴的依赖程度也开始下降，银行业开始市场化改革；随着改革深入，2000 年后贷款增量占 GDP 比重开始回升，理论上信贷资金应当遵循市场化原则。

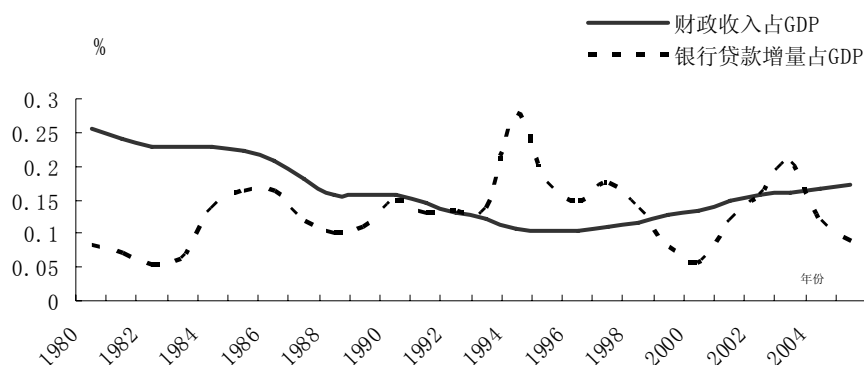


图 1：中国财政收入、贷款增量占 GDP 比重变化图（1980-2005）

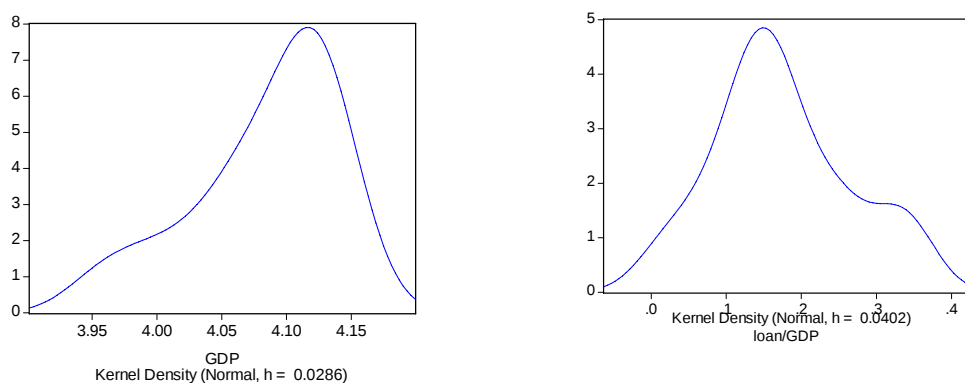
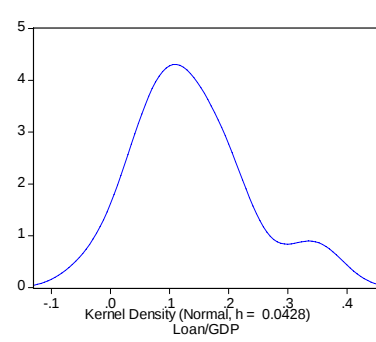
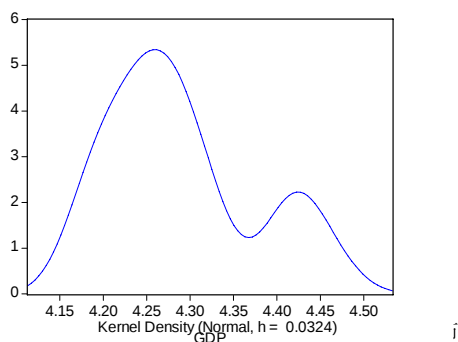


图 2：Gaussian 分布条件下的中国经济增长、银行发展 Kernel 核密度分布（1995-2005）

(a) 第一阶段经济增长 Kernel 核密度分布

(b) 第一阶段银行发展 Kernel 核密度分布



(c) 第二阶段经济增长 Kernel 核密度分布

(d) 第二阶段银行发展 Kernel 核密度分布

1978-1994 年间中国银行业并不具备市场化内涵，因此也就很难按照现代经济学框架进

行分析，因此我们忽略了这段时期。2005 年后中国银行业进入股份制改造阶段，但由于样本期过短我们同样缺省了这一阶段。本文将样本期设定在两个阶段：第一阶段以《商业银行法》颁布作为起点，为 1995-1999 年。这一阶段是中国银行业改革初期，直观上判断金融补贴存量对银行资产仍然存在一定影响。第二阶段以国家开始推行利率市场化作为起点，为 2000-2005 年。第二阶段是中国银行业改革深入期，银行信贷行为逐步规范，市场化改革渐趋成熟。图 2 分别给出了 *Gaussian* 分布条件下两个阶段经济增长、银行发展的 *Kernel* 核密度分布。1995-1999 年经济增长、银行发展速度均较高，但两者概率密度分布不尽一致，经济增长核密度近似于右偏峰，而银行发展类似于正态分布。2000-2005 年经济增长、银行发展峰值明显下降，但两者 *Kernel* 核密度分布均趋于一致，可见以 1999 年分界划分样本期间具备统计意义和经济学意义的双重合理性。

（二）模型设定

定义 $grow_t$ 、 $bank_t$ 代表经济增长、银行发展实际值，其中 t 代表年份。*Engle* 和 *Granger* (1987) 证明了即使时间序列本身不是平稳序列，但只要线性组合平稳，依靠变量自回归分布滞后模型可以建立向量误差修正模型 (*Vector Error Correction, VEC*)。VEC 模型提供了一个分析框架，只要变量间具备协整关系就一定能通过 VEC 模型检验变量间长、短期因果联系。如果经济增长与银行发展符合 *Engle* 和 *Granger* 的理论框架，误差修正模型就可以两者之间的互动趋势。普通误差修正模型可以表述为：

$$bank_t = \alpha_1 cemx_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \alpha_2 bank_{t-i} + \varepsilon_t \quad (6)$$

$$grow_t = \beta_1 cemy_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \beta_2 grow_{t-i} + u_t \quad (7)$$

(6)、(7) 式中 α 、 β 为系数， t 代表年份， u_t 和 ε_t 为白噪声， $cemx_t$ 、 $cemy_t$ 为误差修正项，(6) 式中的误差修正项 $cemx_{t-1}$ 计算方法是 $bank_t$ 对 $grow_t$ 进行最小二乘法回归后的残差滞后一期序列，(7) 式中的误差修正项 $cemy_{t-1}$ 计算方法是 $grow_t$ 对 $bank_t$ 进行最小二乘法回归后的残差滞后一期序列。如果 (6) 式和 (7) 式中的 $bank_t$ 、 $grow_t$ 、 u_t 、 ε_t 都是平稳序列， $\beta_1 cemy_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \beta_2 grow_{t-i}$ 、 $\alpha_1 cemx_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \alpha_2 bank_{t-i}$ 必定平稳。虽然式

(6)、(7) 已经可以估计经济增长与银行发展之间的关系，但普通 VEC 模型忽略了中间传导渠道，模型精度有限。这就需要我们引入控制变量对中间过程进行描述，引入控制变量后的误差修正模型也称为多变量误差修正模型，表述如下：

$$bank_t = a_0 + a_1 cemx_{t-1} + \sum_{i=1}^n \Gamma_{1i} bank_{t-i} + \sum_{i=1}^n \Gamma_{2i} grow_{t-i} + \sum_{i=1}^n \Gamma_{3i} y_{t-i} + u_i \quad (8)$$

$$grow_t = b_0 + b_1 ecmy_{t-1} + \sum_{i=1}^n \Gamma_{1i} grow_{t-i} + \sum_{i=1}^n \Gamma_{2i} bank_{t-i} + \sum_{i=1}^n \Gamma_{3i} y_{t-i} + u_i \quad (9)$$

(8)、(9) 式中 $\Gamma_{ki} = a_{ki}(1-L)$, $k=1,2,3,\dots,t$ 或 $\Gamma_{ki} = b_{ki}(1-L)$, $k=1,2,3,\dots,t$, 其中 L 为滞后算子。 y_{t-i} 为控制变量, 用来捕捉 $grow_t, bank_t$ 之间的直接相关关系, 这是多变量误差修正模型 (8)、(9) 和普通误差修正模型 (6)、(7) 的主要差别。(8)、(9) 式中 Γ_{ki} 代表两者在第 k 期的相关程度, a_1, b_1 代表长期趋势, 比较而言长期趋势较短期趋势更加具有现实意义。我们可以把方程 (8)、(9) 设定为检验中国银行发展与经济增长相关关系的双方程三变量误差修正模型 (DEVEC)。

(三) 变量设定与数据来源

在相关研究中 GDP 增幅经常被用作研究经济增长的替代指标 (Goldsmith, 1969; Levine, 1998), 本文选取中国 GDP 增量代表经济增长, 以 1990 年作为基期对 GDP 数据进行了调整。为保证样本自由度本文采用季度数据; 为降低数据波动性, 对 GDP 数据进行了对数化处理; 为降低季节波动性, 运用 X11 方法对对数序列进行了处理。GDP 数据来源于“国泰安经济金融研究数据库”、《中国统计年鉴》(1991-2006 年卷)。遵循 Levine (1993, 1998, 2000) 的研究方法, 本文选取银行贷款总量与 GDP 比值代表银行发展, 同样进行 X11 处理。银行贷款数据来自《中国人民银行统计季报》(1995—2005)、“国泰安经济金融研究数据库”。

中国经济增长公认的两个主要动力是投资拉动和外贸拉动, 银行信贷对国际贸易增长拉动当然不可忽视, 但银行信贷对投资的促进作用更为直接, 因此我们选取国内固定资产投资总量作为工具变量, 保证计量结果可以捕获两者之间的直接相关关系。然而如何确定固定资产投资额, 既有文献争论较多。最简单的做法是以全社会固定资产投资作为替代指标, 虽然部分文献认为应该对全社会固定资产投资进行扣除, 但也有研究认为这种剔除必须非常谨慎。根据张军 (2003)、郭玉清 (2006) 等人的研究全社会固定资产投资与邹至庄 (1993)、贺菊煌 (1992) 等人使用折算算法得出的结论基本一致, 考虑 2006 年官方统计资料对以往年度房地产投资、农村集体投资、基本建设投资进行了调整, 我们认为以全社会固定资产投资额替代当年固定资产投资是比较合适的。在此基础上, 我们估算了 1995-2005 季度投资额, 与 GDP 数据一致对投资数据进行了价格平减、对数化和 X11 处理。全社会固定资产投资额季度数据来自于“国泰安经济金融研究数据库”、《中国统计年鉴》(1991-2006 年卷)。

五、实证结果

外部冲击只能对平稳性时间序列产生暂时冲击, 但如果时间序列不平稳则可能造成永久性影响, 从而导致伪回归 (spurious regression)。DEVEC 模型要求原序列具有协整关系, 协整检验首先要求原数列平稳。本文首先使用 Dickey-Fuller 广义最小二乘法 (GLS) 对序列 $grow_t$ 、 $bank_t$ 和 $invest_t$ 分别进行包含常数项和趋势项、包含常数项但不包含趋势项的平稳性检验。表 1 给出了检验结果, 在每个阶段 $grow_t$ 、 $bank_t$ 和 $invest_t$ 原序列都未能在 10%

的置信水平下拒绝含有一个单位根的零假设，但原序列一阶差分后任意阶段 $\Delta grow_t$ 、 $\Delta bank_t$ 和 $\Delta invest_t$ 均在 1% 的置信水平下通过了包含常数项和趋势项的单位根检验，至少在 5% 的置信水平下通过了不包含常数项、趋势项的单位根检验。

表 1 $grow_t$ 、 $bank_t$ 和 $invest_t$ 的 Dickey-Fuller GLS 检验结果

	包含常数项和趋势项		不包含常数项、趋势项	
	原序列	一阶差分	原序列	一阶差分
第一阶段				
$grow_t$	-2.9892 (-3.8877)	-4.6209*** (-3.9228)	-3.0067 (-4.6193)	-4.8677*** (-4.6712)
$loan_t$	-4.1283 (-3.8877)	-4.6195*** (-3.9228)	-4.1524 (-4.6193)	-4.4327** (-3.7347)
$invest_t$	-3.9749 (-3.8877)	-4.5606*** (-3.9228)	-3.8465 (-4.6193)	-4.3848** (-3.7347)
第二阶段				
$grow_t$	-4.4887 (-3.7667)	-5.0198*** (-3.7856)	-4.3667 (-4.4415)	-4.8835*** (-4.4691)
$loan_t$	-4.8460 (-3.7667)	-5.0198*** (-3.7856)	-5.1894 (-4.4415)	-5.5340*** (-4.4691)
$invest_t$	-3.4965 (-3.7667)	-5.2711*** (-3.7856)	-3.2733 (-4.4415)	-5.3400*** (-4.4691)

注：***为在 1% 的置信水平下通过检验，**为在 5% 的置信水平下通过检验。

$grow_t$ 、 $bank_t$ 和 $invest_t$ 都是 $I(1)$ 序列，平稳性检验结果说明现有数据可以进行协整检验。Johansen (1988) 与 Juselius (1990) 提出了一种基于 VAR 模型的协整检验方法，与单方程方法相比是一种更好的多变量协整分析方法 (Ginzalo, 1994)，经验上这种方法被称为 Johansen 特征迹检验。本文中 $grow_t$ 、 $bank_t$ 和 $invest_t$ 满足 $I(1)$ 条件，我们可以使用 Johansen 特征迹检验三者之间的协整关系，以及其中协整向量个数。诚如现有文献所述 (Johansen, 1988; Juselius, 1990) VAR 模型是 Johansen 特征迹检验、DEVEC 模型的基础。为保证置信度，经比较本文在两阶段均使用 VAR (3) 模型，任意阶段的 VAR 模型均通过了单位根检验。Vamoukas (1994) 曾经证明在小样本 Johansen 特征迹检验中，只有滞后期足够短才能保证结果的精确性，因此我们分别按照滞后一季度、二季度和三季度进行了检验。Johansen 特征迹检验的基本思想是将协整检验转化为矩阵检验。 $\Delta grow_t$ 、 $\Delta bank_t$ 和 $\Delta invest_t$ 之间的协整关系决定于 VAR (3) 模型系数矩阵的秩 r ，如果 $r < 3$ 系数矩阵可以分解为两个 $3 \times r$ 阶矩阵 α 和 β 的乘积， α 、 β 的秩都为 r 。定义 $\Pi = \alpha\beta'$ ， β' 为协整向量矩阵， r 为协整向量个数。在 α 、 β 不唯一条件下，任意非奇异 $r \times r$ 矩阵 H 均有： $\Pi = \alpha\beta' = \alpha H(H^{-1}\beta)$ 。若 Π 的特征根为 $\lambda_1 > \lambda_2 > \dots > \lambda_k$ ，有 Johansen Trace 统计量如式 (10)：

$$\eta_k = -T \sum_{i=1}^k \ln(1 - \lambda_i), r = 0, 1, \dots, k-1 \quad (10)$$

在两阶段分别使用无确定趋势和截距、无确定趋势有截距两种形式的协整方程, 分别滞后一季、二季、三季进行 *Johansen* 特征迹检验。结果在表 2 中列出, 任意阶段差分序列均拒绝不存在协整关系的原假设; 在任意阶段使用无确定趋势和截距、无确定趋势有距两种形式的协整方程分别滞后一季、二季、三季进行检验, 均排除至少只有一组协整关系的原假设, 但未能在任何形式下拒绝滞后三季包含两组协整关系的原假设。从上述结果中我们至少可以确定 $\Delta grow_t$ 、 $\Delta bank_t$ 和 $\Delta invest_t$ 中肯定存在两组以上协整关系, 这一发现背后的经济学原理是上述某一变量变化会对改变其他变量运动轨迹, 国家可以通过对某一变量施加政策性影响调控宏观经济。

表 2 $\Delta grow_t$ 、 $\Delta bank_t$ 和 $\Delta invest_t$ 序列的 *Johansen* 特征迹检验结果

协整方程形式	第一阶段		
	迹统计量		
	$H_0: r=0$	$H_0: r=1$	$H_0: r=2$
A. 无确定趋势和截距			
滞后 1 季度	65.8264 (0.00) ***	61.9236 (0.00) ***	48.2755 (0.00) ***
滞后 2 季度	29.6812 (0.00) ***	19.9425 (0.00) ***	11.2757 (0.07)
滞后 3 季度	7.1401 (0.00) ***	7.9334 (0.00) ***	1.0343 (0.35)
B. 无确定趋势, 有截距			
滞后 1 季度	75.1711 (0.00) ***	80.6127 (0.00) ***	84.4841 (0.00) ***
滞后 2 季度	30.4437 (0.00) ***	30.2335 (0.00) ***	24.5381 (0.01) **
滞后 3 季度	7.8073 (0.01) ***	11.6006 (0.01) **	6.4167 (0.16)
协整方程形式	第二阶段		
	迹统计量		
	$H_0: r=0$	$H_0: r=1$	$H_0: r=2$
A. 无确定趋势和截距			
滞后 1 季度	72.4664 (0.00) ***	41.0393 (0.00) ***	43.4801 (0.00) ***
滞后 2 季度	33.8591 (0.00) ***	18.3144 (0.0044) ***	14.3064 (0.02) **
滞后 3 季度	7.4350 (0.00) ***	3.2260 (0.0858) *	3.2679 (0.08)
B. 无确定趋势, 有截距			
滞后 1 季度	75.4876 (0.00) ***	45.3129 (0.00) ***	50.2168 (0.00) ***
滞后 2 季度	36.8801 (0.00) ***	19.8466 (0.05) *	20.9796 (0.04) **
滞后 3 季度	10.4540 (0.03) **	4.2178 (0.38)	8.5178 (0.06)

注: ***表示在 1% 置信水平下通过检验, **表示 5% 置信水平下通过检验, *表示 10% 置信水平下通过检验, 括弧内为相伴概率。

根据 *Johansen* 特征迹检验结果在任何形式下滞后三季变量间至少存在两组以上协整变量, 因此我们选择滞后三季, 利用 (5)、(6) 式构造 *DEVEC* 模型。在两阶段, 我们分别根据伦敦计量学派的 *GTS* (*General-to-Specific*) 理论修正了无约束模型 (*Unrestricted Model*), 构造出约束模型 (*Restricted Model*), 约束模型在统计精度上要高于无约束模型。图 3 给出了两阶段所有模型的积累和检验 (*Cumulative Sum, CUSUM*) 结果, 在 5% 的显著

性水平下所有 $CUSUM$ 值均落在临界线内，所有模型参数稳定，可以用于估计银行发展、经济增长之间相关关系。所有方程 $Ramsy(1)$ 值均通过了误差修正检验， $ARCH(1)$ 检验结果说明所有模型随机扰动项均为同方差，并且波幅较小。

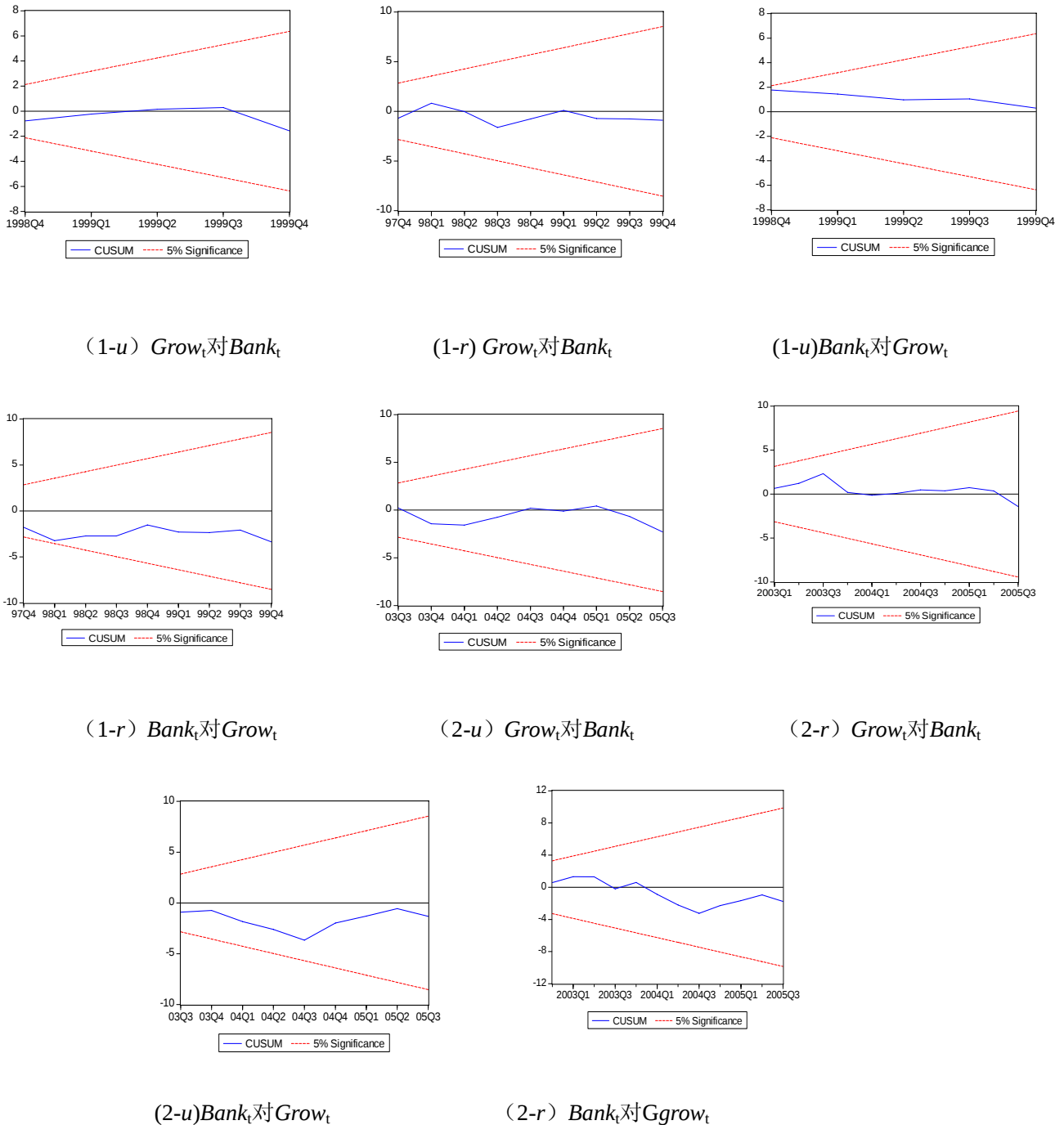


图 3: DEVEC 模型 $CUSUM$ 检验结果

注：(1-u) 表示第一阶段无约束模型，(1-r) 表示第一阶段约束模型；(2-u) 表示第一阶段无约束模型，(2-r) 表示第一阶段约束模型。

DEVEC 模型中无约束模型包括三个变量所有滞后期回归，在本文中变量只滞后三期，因而滞后项回归系数可以视为短期影响，如果滞后项在统计上显著说明变量间存在短期动态影响，反之则反是。误差修正项可以体现长期动态趋势，如果误差修正项在统计上显著说明变

量间存在长期动态影响,反之则反是。从模型拟合结果可以看出,第一阶段(1995-1999年)无论是长期还是短期无约束模型未能说明银行发展对经济增长存在促进作用,但约束模型结果显示在短期银行发展能影响经济增长,在长期则不能促进经济增长。同样,在第二阶段无约束模型未能证明经济增长能促进银行发展,但约束模型结果说明在短期经济增长能影响银行发展。在第二阶段(2000-2005)无约束模型、约束模型拟合结果均证明了在短期银行发展能促进经济增长,值得注意的是在第二阶段无约束、约束模型均证明在长期银行发展对经济增长能起到促进作用。但 *DEVEC* 约束模型未能说明第二阶段经济增长在长期能促进银行发展,经济增长对银行发展的影响能力只能体现在短期。

表3 无约束修正及约束误差修正模型检验结果

	第一阶段				第二阶段			
	$Grow_t$		$Bank_t$		$Grow_t$		$Bank_t$	
	无约束模型	约束模型	无约束模型	约束模型	无约束模型	约束模型	无约束模型	约束模型
常数项	0.0216*** (5.1169)	0.0034 (0.6905)	-0.0998*** (-2.286)	-0.0692* (-2.700)	0.0169 (1.0186)	0.0174 (1.4495)	0.0329 (0.7159)	0.0374 (1.1650)
$\Delta grow_t$ (-1)	-0.6026*** (-3.951)	- -	3.6634 (2.6787)	3.8260*** (4.3397)	-1.6008*** (-4.652)	-1.6318*** (-6.033)	1.0410 (1.3215)	1.0195** (2.6205)
$\Delta grow_t$ (-2)	-0.3398** (-1.502)	- -	1.4824 (0.7510)	- -	0.7346 (1.6817)	0.8449** (2.9271)	-0.2865 (-0.396)	-0.3911 (-0.691)
$\Delta grow_t$ (-3)	-0.4321 (-3.172)	0.0046 (-0.079)	1.1275 (0.8933)	- -	-0.1434 (-0.378)	- -	0.2524 (0.3425)	- -
$\Delta bank_t$ (-1)	0.0414 (0.6839)	-0.0053** (-2.742)	-0.8931 (-1.279)	-0.7477** (-1.995)	-0.4941** (-2.686)	0.4843*** (-3.297)	-0.0151 (-0.026)	- -
$\Delta bank_t$ (-2)	0.0155 (0.2514)	-0.1512 (-0.035)	-1.1321 (-1.756)	-0.9601** (-2.869)	0.3206** (2.1374)	0.3304** (2.4861)	-0.2609 (-0.582)	-0.2848 (-0.743)
$\Delta bank_t$ (-3)	0.0027 (0.0406)	-0.0018 (0.8119)	-0.1325 (-0.217)	- -	0.1829 (1.2008)	0.2210** (2.5698)	-0.4085 (-1.003)	-0.4845** (-2.110)
$\Delta invest_t$ (-1)	-0.0155 (-0.222)	- -	0.1742 (0.3437)	- -	1.0238 (2.7149)	1.0285** (3.0381)	-1.2622 (-1.16)	-1.3658** (-2.022)
$\Delta invest_t$ (-2)	-0.0116 (-0.315)	0.0555 (0.8616)	0.4277 (1.1878)	0.3643 (1.4461)	-0.6234 (-1.636)	-0.6687** (-2.049)	-0.5946 (-0.592)	-0.5079 (-0.613)
$\Delta invest_t$ (-3)	0.0270 (0.9874)	0.0514 (0.0227)	0.2272 (0.8163)	0.2801 (1.1917)	0.0527 (0.1281)	- -	0.0347 (0.0326)	- -
Ecm	-0.0973 (-0.85)	- -	0.0252 (0.0442)	0.2020 (0.4664)	2.2829** (-2.745)	2.5036*** (-4.976)	-0.0516 (-0.097)	0.0124 (0.0335)
R^2	0.9609	0.6116	0.8612	0.7955	0.8290	0.8262	0.6558	0.6490
<i>Ramsy</i> (1)	0.0014	6.2324	0.4779	9.4357	1.3524	1.7410	0.5781	0.4481
<i>ARCH</i> (1)	0.0002	0.5571	0.7394	0.0437	0.0092	0.0040	0.0916	0.0794

注: 1. *Ramsy*(1) 表示省略变量检验的一阶模型拉姆其F统计量, *ARCH*(1) 表示自回归条件异方差检验F统计值; 2. *ecm*为误差修正项, 在 $grow$ 栏为 $grow$ 原值对 $bank_t$ 、 $invest_t$ 原值回归残差的滞后一期序列, 在 $bank$ 栏为 $bank$ 原值对 $grow_t$ 、 $invest_t$ 原值回归残差的滞后一期序列; 3. ***为在1%置信水平下通过检验, **为5%置信水平下通过检验, *为在10%的显著性水平下通过检验。

对照中国银行业发展历程不难理解上述结论, 在第一阶段虽然中国银行业开始了市场化

改革,但既有的资产存量仍然以金融补贴为主。而金融补贴效率却始终为理论界诟病(张杰,1995、1997),也成为政策层关注的重点,从本文实证结果来看第一阶段银行发展对经济增长确实没有起到促进作用。随着市场化改革日趋成熟,中国银行业逐渐按照市场化规则供给信贷资金,在第二阶段银行业无论在短期还是长期都对经济增长起到了促进作用。但第二阶段中国经济增长却未对银行发展形成显著影响,背后的制度性原因可能是2000年后中国贸易顺差日益扩大,外汇体制等原因导致基础货币增发从而促使银行流动性增加,这一趋势在2002年后日益明显,因此计量结果未能体现经济增长对银行的促进作用。

六、结论与启示

现有文献多以金融体系为研究对象,焦点集中于考察货币化水平($M2/GDP$)与经济增长之间的相关关系。诚如 *Levine* (1998) 所言货币化水平并不能代表金融发展内涵,也就不能用于估计银行发展与经济增长之间的相关关系,银行发展与经济增长相关关系仍是一个未被注解的命题。本文把银行发展纳入经济增长分析框架,以《中国人民银行法》、《商业银行法》颁布以来(1995年)的银行发展、经济增长数据为研究对象,通过 *DEVEC* 模型分析了中国银行发展与经济增长之间的相关关系,计量结论揭示了若干有意义的结论:

本文理论分析说明在银行资产相对丰裕的条件下,银行发展对经济增长促进作用较强,但实体经济流动性较差,对银行发展促进能力偏低,在银行发展与经济增长之间存在着不平衡效应。进一步分析表明在渐进转轨初期银行对经济增长促进作用不显著,这一阶段银行部门的主要作用仍然是提供金融补贴,由于存量影响信贷资金运行可能与实体经济脱节。在这个层面上我们接受 *Mckinnon* (1994)、张杰(1995, 1998)的新制度经济学分析框架。在市场化改革基本完成的同时,国家对银行业采取了剥离、注资、股份制改造等一系列措施,目前中国银行部门无论从长期还是短期都成为影响经济增长的重要变量,但由于实体经济对银行发展存在时滞效应,经济增长与银行发展之间还未形成长期互动效应。在这个阶段我们接受 *Fisher* (1930)、*Levine* (1993、1998、2000)的研究结论。

由上述结论可以衍生出两个方面的政策含义:第一,国家可以通过银行发展拉动经济增长。国家显然也认识到这一点,1995年以来推行的一系列银行改革举措都昭示着政策层试图建立一个市场化的金融中介体系促进经济发展。第二,目前中国经济增长还不能在长期有效影响银行发展,部分原因是由于实体经济对银行影响较慢,直观上判断中国银行业发展的主要动力是高流动性造成的外延式资产扩张。在信贷体制日趋理顺的基础上,银行部门要更注重改革的制度内涵,这不仅是中国银行业发展的基础,也有利于中国经济长期持续增长。应当说明的是,本文的重点是在鲁滨逊封闭经济条件下分析银行发展与经济增长相关关系,因而未能完整分析影响银行发展的因素,由于样本期过短也没有对2006年后相关数据进行检验,这将是未来一个比较有意义的研究方向。

参考文献：

1. 陈雨露等：《金融发展、经济增长与国有商业银行改革》，《中国金融》2006 年第 20 期。
2. 郭庆旺等：《政府公共资本投资的长期经济增长效应》，《经济研究》2006 年第 7 期。
3. 郭玉清：《资本积累、技术变迁与总量生产函数》，《南开经济研究》2005 年第 3 期。
3. 贺菊黄：《我国资产的估算》，《数量经济与技术经济研究》，1992 年第 8 期。
4. 林毅夫等：《金融结构与经济增长：以制造业为例》，《世界经济》2003 年第 3 期。
5. 鲁有章：《经济学说史》，1965 年人民出版社。
6. 麦金农：《经济市场化的次序：向市场经济过度时期的金融控制》，1993 年上海三联出版社。
7. 世界银行：《从计划到市场》，1996 年中国财政经济出版社。
8. 谈儒勇：《中国金融发展和经济增长关系的实证研究》，《经济研究》1999 年第 10 期。
9. 熊彼特：《经济发展理论：对于利润、资本、信贷、利息和经济周期的考察》，商务印书馆 1990 年版。
10. 张杰：《渐进改革中的金融支持》，《经济研究》1998 年第 10 期。
11. 张杰：《中国金融改革的检讨与进一步改革的途径》，《经济研究》1995 年第 5 期。
12. 张杰：《中国国有银行的资本金谜团》，《经济研究》2003 年第 1 期。
13. 张军等：《对资本存量 K 的再估计》，《经济研究》2003 年第 7 期。
14. 张平等：《金融发展与经济增长：从动员性扩张向市场配置的转变》，《经济研究》2007 年第 4 期。
15. 周立：《中国各地区金融发展与经济增长实证分析：1978-2000》，《金融研究》2002 年第 10 期。
16. Aghion and Howitt, 1992, "A Model of Growth Through Creative Destruction". *Econometrica*, Vol.60, pp323-351.
17. Arrow, K.J., 1962, "The Economic Implications of Learning by-Doing". *Review of Economic Studies*, Vol.29, pp155-173.
18. Barro, 1994, "Source of Economic Growth", Carnegie-Rochester Conference Swrieson Public Policy. Bagehot 1873: "Lomvard Street", Homewood.
19. Chow, G., 1993, "Capital Formation and Economics Growth in China", *Quarterly Journal Economics*, Vol.8, pp809-842.
20. Engle R.F. and Granger 1987, "Cointegration and Error-Correction: Representation, Estimation, and Testing." *Econometrica*, Vol.55, pp.251-276.
21. Fisher, 1930, *The Theory of Interest*, Maemillan.
22. Gerrard, B. 1995, "The Scientific Basis of Economics: A review of the Methodological Debates in Economics and Econometrics." *Scottish Journal of Political Economy*, Vol.42, pp. 221-235.
23. Gonzalo, J. 1994, "Five Alternative Methods of Estimating Long-Run Equilibrium Relationships." *Journal of Econometrics*, Vol.60, pp203-233.
24. Goldsmith, R.W., 1969, "Financial Structure and Development", Yale University Press
25. Granger, "Developments in the Study of C0-Integrated Economic Variables" *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 1986, Vol.48, pp.213-228.

26. Grossman and Helpman, 1991, "Innovation and Growth in the Global Economy", MIT Press.
27. Helpman and Trajtenberg, 1994, "A Time to Sow and a Time to Reap: Growth Based on General Purpose Technologies". CERP Working Paper.
27. Levine, 1993, "Finance and Growth: Schumpeter Might Be Right", *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 3, pp. 717-737.
28. Levine, 1998, "Stock Markets, Banks and Economic Growth", *The American Economic Reviews*, Vol. 7, pp. 537-558.
29. Levine, 2000, "Financial Intermediation and Growth: Causality and Causes", *Journal of Monetary Economics*, Vol. 46, pp. 31-77.
30. Lucas, R.E., 1988, "On the Mechanics of Economic Development". *Journal of Monetary Economics*, Vol. 22, pp. 3-42.
31. Lucas, Robert, 1992, "On the Mechanics of Economic Development", *Journal of Monetary Economics*, Vol. 22, pp. 3-42.
32. McKinnon, 1973: "Money and Capital in Economic Development", Washington DC: The Brookings Institution.
33. Owoye, 1995, "The Causal Relationship Between Taxes and Expenditures in the G7 Countries: Cointegration and Error-Correction Models". *Applied Economics Letters*, Vol. 2, pp. 19-22.
34. Ramsay, 1928, "A Mathematical Theory of Saving", *Economic Journal*, Vol. 38, pp. 543-559.
35. Romer, 1986, "Increasing Returns and Long Run Growth", *The Journal of Political Economy*, Vol. 94, pp. 1002-1037.
36. Romer, P.M., 1990, "Endogenous Technological Change". *Journal of Political Economy*, Vol. 98, pp. 71-102.
37. Rousseau P. L., 1998, "Financial Intermediation and Economic Performance: Historical Evidence from Five Industrial Countries", *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol. 30, pp. 657-678.
38. Shaw, 1973: *Financial Deepening in Economic Development*, Oxford University Press.
39. Solow, 1956, "A Contribution to the Theory of Economic Growth", *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 39, pp. 312-320.
40. Stiglitz, 1981, "Credit Rationing in market with imperfect information", *The American Economic Reviews*, Vol. 71, pp. 393-410.
41. Uzawa, 1965, "Optimal Technical Change in an Aggregative Model of Economic Growth" *International Economics Review*, Vol. 6, pp. 18-31.
42. Vamvoukas, "Budget Expenditures and Revenues: An Application of Error-Correction Modelling." *Public Finance*, 1997, Vol. 52, pp. 125-138.