

中国金融发展与经济增长的控制因果关系研究

严太华 魏荣华*

摘要: 关于金融发展与经济增长关系的争论由来已久。从国内的研究现状来看,大多实证研究在方法上都选用了向量误差修正模型和格兰杰因果关系检验。本文运用超外生性方法实证分析了中国金融发展与经济增长之间的关系,得出中国金融发展与经济增长不存在正向的控制因果关系,但在长期内存在经济增长到金融发展的逆向控制因果关系的结论。同时,中国金融发展与经济增长之间存在“门槛效应”,结论表明:需要为金融中介和金融市场创造内生性环境,提高其效率,使得金融发展与经济增长之间的传导机制更加畅通,从而实现经济增长与金融发展相互促进、共同发展的目标。

关键词: 控制因果关系 门槛效应 超外生性 金融发展 经济增长

一、引言

金融发展与经济增长的关系无论在理论研究还是经验检验方面一直存在相当大的争议:(1)多数新古典经济学家认为金融发展与经济增长之间没有因果关系;(2)现代制度学派认为经济增长导致金融发展,即经济增长带来金融机构的发展变化,从而促进金融市场的建立,如以 Lucas(1988)为代表的一些经济学家认为以往的经济学家过分强调了金融发展在经济增长中的作用,并认为经济发展会创造对金融服务的需求,促进了金融部门的发展,是经济带动金融发展而不是金融发展促进经济增长;(3) Krugman(1998)等经济学家认为金融发展能阻碍或促进经济增长, Goldsmith(1969)具有开创性的研究结果表明金融发展的规模与经济增长密切相关, Levine和 Zervos(1998)的进一步研究结果表明,银行发展水平和股票市场的流动性与经济增长有很强的正相关性,他们认为金融发展是促进经济增长的重要原因。另一方面, Arestic和 Demetriades(1997)的研究结果表明:金融发展促进经济增长绝不具有普遍性。由此,我们可以看出理论界在金融发展与经济增长的关系上远未达成一致。

金融发展与经济增长之间的因果关系有很重要的政策意义,这一点对于发展中国家尤其重要:如果是金融发展促进经济增长,发展中国家应优先考虑改革其金融体系,进而通过优先发展金融来促进经济增长;如果是经济增长带动金融发展,则应该将重心放在经济增长上。正是基于这样的政策含义,国内外许多学者对此进行了大量经验研究。在经验研究中指标和方法选择也不尽相同,如: King和 Levine(1993)使用了相关性分析; Demetriades和 Hussein(1996)运用了格兰杰因果关系检验;还有大量文献使用了向量误差修正模型(VECM),但两个变量之间存在相关性并不代表它们之间存在因果关系。Granger(1993)自己也指出, Granger因果关系意味着暂时的预测,但不能解决政策控制,因此不适用于政策分析。基于此,考虑到政策效果的重要性,有必要运用两种可利用的因果关系结构方法来达到政策暗示的目的,第一种是控制因果理论,最初由 Simon(1953)发展起来, Hoover(1998)给控制因果关系下了定义:如果控制 A使得 B也是可控的,则 A是导致 B的原因。在此基础上,对于 A的干预表现出抗变性(即某个政策因素改变 A的值,而对 A的改变在 B中呈现出的变化或多或少是可预测的)。这样一种因果关系被定义为存在 A到 B的控制因果关系。接着 Hoover等(1994)将这一理论进一步发展并得到运用。另一种是 Engle等(1983, 1993)提出的超外生理论。值得注意的是 Ericsson等(1998)指出控制因果与超外生性是等价的,这也为本文奠定了重要的理论基

* 严太华,重庆大学经济与工商管理学院金融系,邮政编码:400030,电子信箱:yantaihua@cqu.edu.cn;魏荣华,重庆大学经济与工商管理学院,邮政编码:400030,电子信箱:weironghua2001@126.com。

础。同时 Perez(2002)指出在检验控制因果关系时检验变量的超外生性比其他方法更简单、直接。

国内对金融发展与经济增长关系的研究较晚,选择的数据样本、运用的方法和得出的检验结果也不完全一致。谈儒勇(1999)采用最小二乘法得出金融中介发展与经济增长之间有显著的正相关关系,考虑到谈儒勇没有进行因果关系检验,曹啸和吴军(2002)采用格兰杰因果关系检验法对金融中介发展与经济增长之间的因果关系进行了补充检验,结果显示金融发展是经济增长的重要原因,并认为金融发展对经济增长的促进作用主要是通过金融资产数量的扩张来实现的,而不是通过提高金融资源的配置效率实现的。之后国内大量学者使用各种新近发展起来的计量方法,利用时间序列或横截面数据进行了广泛而深入的研究。李广众等(2002)、卢峰等(2004)、张军等(2005)、陈刚等(2006)对中国分省的数据进行截面/面板数据分析。谭艳芝等(2003)、赵振全等(2004)、周好文等(2004)、康继军等(2006)、周业安等(2005)、王永齐等(2006)对中国整体的相关宏观数据进行时间序列数据分析。

关于中国金融发展与经济增长的因果关系,学者们得到的实证检验结果并不完全一致。王志强和孙刚(2003)、赵振全和薛丰慧(2004)、康继军等(2006)、范学俊(2006)发现,金融中介发展是促进经济增长的原因。谭艳芝等(2003)、李广众等(2002)则发现,金融中介规模指标不是经济增长指标变化的原因。

之所以出现这样严重的分歧,主要原因在于上述经验分析存在两个方面的显著差异所致:一是表示金融发展的替代指标变量选择的差异;二是所采用经验分析方法选取存在的差异,包括模型中选择了不同的解释变量和控制变量。本文力求规避以往研究中的不合理的思路和方法,以新的视角和方法研究金融发展与经济增长的内在关系,我们的研究与其他研究的区别具体体现在:(1)多数经验分析或者只考察了中国金融发展的一个方面,或者分别考察银行中介发展和股票市场发展对经济增长的影响。本文与之不同,将金融中介与股票市场综合起来考察中国金融整体发展对经济增长的作用。(2)在方法选取上,大多都选择了最小二乘法、相关性分析、向量误差修正模型或格兰杰因果关系检验,而本文运用了超外生性理论,并且在模型的形式假设上,采用了解释变量的分布滞后形式,这样可以区分长期和短期解释变量与被解释变量的关系差异。

(3)多数经验分析没有将影响经济增长的其他重要因素作为控制变量引入模型,从统计学角度来说,缺少重要解释变量的估计模型可能会导致错误的推断(王志强、孙刚,2003),本文不仅将影响经济增长的全社会固定资产投资、进出口总额以及实际利率作为控制变量引入模型,而且将金融、经济发展的政策因素作为虚拟变量引入模型,通过检验其是否是超外生的,可以检验出相关政策的效果,这是本文区别于其他文献的最大之处。

本文选取1992-2006年的季度数据运用超外生性方法检验了中国金融发展与经济增长之间是否存在控制因果关系。在这期间中国经历了经济的快速发展以及一系列的经济改革,为我们的研究提供了一个很好的机会。

二、基于超外生性的金融发展与经济增长之间的因果关系

自从超外生的概念被提出之后,Engle等(1993)在多方面拓展了超外生检验方法。下面简单描述超外生性方法的相关理论。

经济增长(Y_t)和金融发展(FD_t)在 t 时刻的联合概率分布可以分割成一个条件概率密度函数和一个边缘概率密度函数。表达如下:

$$D_J(Y_t, FD_t | Z_t; \alpha_t) = D_C(Y_t | FD_t, Z_t; \alpha_t) D_M(FD_t | Z_t; \alpha_t)$$

在上述表达式中, D_J 表示 Y_t 和 FD_t 的联合分布密度; D_C 表示在 FD_t 给定情况下 Y_t 的条件分布密度; D_M 表示 FD_t 的边缘分布密度。 Z_t 包括 Y_t 和 FD_t 过去的值以及其他有效条件变量。向量 α_t 和 α_t 是对应分布的参数。由前述可知,这些参数具有时变性(time-varying)。Engle等(1983)定义了三种外生性(弱外生性、强外生性和超外生性):

(1)弱外生性(weak exogeneity)。它是外生变量的基本特征,也是保证模型统计推断有效的必要前提。如果关注参数(条件模型中 FD_t 的系数)仅仅是 α_t 的函数,即 $\alpha_t = f(\alpha_t)$,且 α_t 中不存在有助于估计 α_t 的任何信息,则称 FD_t 是关注参数 α_t 的弱外生变量。

(2)如果 FD_t 是弱外生的,并且不存在 Y_t 到 FD_t 的Granger因果关系,则称 FD_t 是强外生的。因此,“不存在 Y_t 到 FD_t 的Granger因果关系”是强外生性的必要条件(涂正革、王少平,1999)。

(3)如果 FD_t 是弱外生的,并且 $D_C(Y_t | FD_t, Z_t; \alpha_t)$ 中的参数对 FD_t 的分布保持结构不变,即具有抗变性,则称 FD_t 是超外生的。也就是说,超外生性包括弱外生性和结构不变性(郑建明,2007)。

在超外生条件下, FD_t 的边缘分布参数为 α_t ,即使受到政策的冲击或制度变革的影响发生了变化,条件模型中的 FD_t 的系数 α_t 也不会随之改变。这意味着条件模型描述的行为者仍旧按照模型推断的规律行事,这样有:

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 Z_{1t} + \beta_2 Z_{2t} + \epsilon_t \quad (1)$$

在(1)式中 $Z_{1t} (\subseteq Z_t)$ 表示其他影响经济增长的有效条件变量(包括政策因素); β_1 表示有效条件变量的参数(常数); ϵ_t 表示均值为 0, 方差为 σ^2 的正态随机变量。

FD_t 的边缘密度函数用如下式子表示:

$$FD_t = Z_{2t} + \mu_t \quad (2)$$

在(2)式中, $Z_{2t} (\subseteq Z_t)$ 表示 FD_t 过去的值以及其他有效条件变量; 同时 Z_{2t} 也涵盖了在 FD_t 的数据生成过程中我们考虑到的政策因素的变化。

根据 Johansen 定理, 检验金融发展对经济增长关注参数的弱外生性只需将方程(2)中回归得出的 $\hat{\mu}_t$ 作为回归量加入到方程(1)中, 如果 $\hat{\mu}_t$ 的系数显著异于零, 则拒绝“金融发展是弱外生变量”的假设; 反之亦反。同时将 $\hat{\mu}_t$ 、 $\hat{\beta}_1$ 加入方程(1)中, 并检验它们的联立显著性, 如果其估计值显著异于零, 则拒绝“金融发展是超外生变量”的假设; 反之亦反。

三、实证分析

为了估计条件和边际方程, 我们使用了中国 1992 - 2006 年的季度数据, 在回归中用到的数据包括: 经济增长率、金融发展、实际利率、全社会固定资产投资、出口、进口以及国内生产总值(GDP)。金融发展用以下指标来度量: 所有金融机构的贷款加有价证券(股票和债券)的市场价值。实际利率用公司债券的到期收益率减去当期的 CP 指数表示。

(一) 指标的选取与样本数据说明

与多数经验分析一样, 我们选择人均 GDP 作为经济增长的指标变量, 用 Y 表示。对于金融发展, 我们主要考虑金融中介和资本市场的发展情况, 分别用银行的贷款余额来反映金融中介的发展规模, 用股票和债券的总市值来反映资本市场的发展情况, 整个金融发展变量 FD 用银行贷款余额加股票、债券的总市值表示。考虑到影响经济增长的因素很多, 因此有必要在条件模型中加入控制变量来表示这些重要作用。由于我们选择的是人均 GDP, 已经消除各个省市权重不一样的影响, 同时我们未将人力资本作为控制变量引入模型, 是因为金融发展就汇集了高素质的人才, 金融发展水平本身从一个侧面衡量了一个地区的人力资本水平。检验中我们加入了另外几个被认为是影响经济增长的最重要因素作为控制变量: 全社会固定资产投资(NV), 进出口总额(XM)以及实际利率(r)。

本文采用 1992 - 2006 年的季度数据, 其中 2001 年以前的 GDP 数据来源于《中国季度国内生产总值核算历史资料(1991 - 2001)》, 2001 年以后的来自于 IFS; 就业人口数据来自于锐思数据库; 国内总信贷和 CPI (1995 年为基年) 的相关数据均来自 IFS; 总市值数据来源于 CSMAR 数据库。鉴于 GDP、固定资产投资、进出口总额均是季度累计值, 我们先计算出其季度值, 然后用季节调整中的乘法模型对其进行季节调整。我们用季度 GDP 除以季度就业人口数得到人均 GDP, 最后, 我们对所有变量取自然对数。需要说明的是, 与大多数经验分析中采用指标变量的增长率或比重不同, 我们选择对数形式有两个好处: 一是符合经济增长理论的一般形式(如扩展的柯布 - 道格拉斯生产函数); 二是能够保留水平变量所包含的有用信息(王志强、孙刚, 2003)。

(二) 单位根检验

绝大多数宏观经济时间序列的变量都是非平稳的, 时间序列的非平稳性将改变最小二乘法估计值的渐进分布结果, 导致谬误回归。所以我们在回归前需对所有样本数据进行平稳性检验, 滞后阶数根据 AIC 信息准则和 Schwarz 信息准则最小化来确定。

ADF 单位根检验结果表明: 除真实利率 r 外, $\ln Y$ 、 $\ln NV$ 、 $\ln XM$ 、 $\ln FD$ 都是非平稳序列, 但经过一阶差分处理后分别在 5% 和 10% 的显著水平下通过检验, 即全部为一阶单整时间序列, 即 $I(1)$ 。检验结果如表 1。

表 1 变量的 ADF 检验

变量	是否含有截距	是否有时间趋势	滞后阶数	ADF 统计量	临界值
$D(\ln Y)$	有	否	2	- 3.382	- 3.2367***
$D(\ln FD)$	有	否	4	- 2.926	- 2.9146**
$D(\ln NV)$	否	否	4	- 1.735	- 1.619***
$D(\ln XM)$	否	否	4	- 1.639	- 1.619***
r	否	否	1	- 2.06	- 1.946**

注: **代表 5% 的临界值, ***代表 10% 的临界值, D 表示一阶差分。

(三)模型的描述及方程的估计

在回归模型的选择上,我们借鉴了 Barro(1997)的增长方程。由于本文所采用的是时间序列数据,直接对原始数据进行回归处理可能会产生伪回归,所以首先对所有数据进行一阶差分处理。同时考虑到金融发展和经济增长的关系长期和短期可能不一致,在模型(3)和(4)的误差修正中我们分别引入了 FD 和 Y 的水平一阶差分形式,模型的具体形式假设如下:

经济增长的条件方程表示如下:

$$D(Y_t / FD_t, Z_{1t}) = \ln Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln FD_{t-1} + \alpha_2 \ln Y_{t-1} + d \ln Y_{t-1} + \ln FD_{t-1} + f_i \ln NV_{t-i} + g_i \ln XM_{t-i} + k_i r_{t-i} \quad (3)$$

金融发展的边际方程:

$$D(FD_t / Z_{2t}) = \ln FD_t = \beta_1 + b_i \ln FD_{t-i} + c \ln FD_{t-1} + h_i r_{t-i} + \mu_t \quad (4)$$

在回归分析中样本选择的是季度数据,考虑到在经济增长的条件方程和金融发展的边际方程中变量的显著性,我们选择了变量 $\ln Y_t$ 、 $\ln FD_t$ 、 $\ln NV_t$ 、 $\ln XM_t$ 、 r_t 的四阶滞后,根据 Hendry 和 Richard(1982)的“一般到简单”的建模方法,选择回归中显著的变量作为方程的最终变量,其诊断结果如下:

经济增长的条件方程:

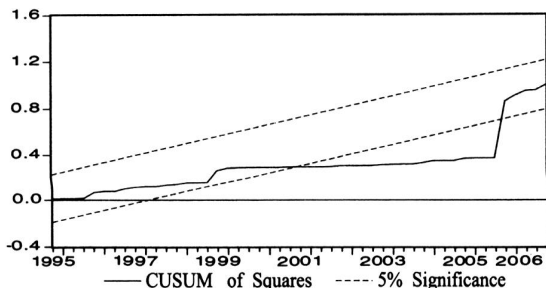
$$\begin{aligned} \ln Y_t = & 0.491 - 0.592 \ln Y_{t-1} - 0.473 \ln Y_{t-2} - 0.371 \ln Y_{t-3} - 0.309 \ln Y_{t-4} \\ & (0.026) \quad (0.197) \quad (0.137) \quad (0.151) \quad (0.128) \\ & - 0.658 \ln FD_{t-3} - 0.03 \ln FD_{t-1} + 0.102 \ln NV_{t-3} - 0.005 r_t \\ & (0.028) \quad (0.037) \quad (0.051) \quad (0.003) \end{aligned} \quad (5)$$

$R^2 = 0.432$; $F = 4.36 [0.000]$; $LM = 0.036 [0.85]$; $Jarque - Bera = 137.36 [0.000]$; $ARCH(1) = 0.075 [0.78]$

其中, [] 表示 P 值(下同)。

在经济增长的条件方程中, $\ln FD_{t-3}$ 和 $\ln FD_{t-1}$ 的系数分别是 -0.658 和 -0.03 , 而且在 5% 的水平下是显著的,说明金融发展无论短期还是长期对经济增长都有显著的负作用;同时 $\ln NV_{t-3}$ 的系数在 1% 的水平下显著为正,说明固定资产投资对经济增长也有明显的促进作用; F 值为 4.36, 表明方程(5)的线形关系能通过 F 检验;在自回归模型中 $D - W$ 检验无效,我们选择 Breusch - Godfrey 序列自相关的 LM 检验表明残差不存在一阶自相关,自回归的条件异方差检验表明不存在条件异方差。但 Jarque - Bera 正态检验表明,拒绝“残差是正态白噪声”的假设;说明模型的结构可能存在突变,残差中还有可用的信息可以提取,有必要进一步对模型的稳定性进行检验。

我们运用递归回归法检验模型的稳定性。这一方法的优点在于不受主观选择发生结构变化时间的影响,如果模型确实发生了结构变化,则基于递归回归法的残差检验能明辨发生结构变化的时间。而且该方法对样本长度没有严格要求。条件模型(5)基于递归回归法稳定性检验结果如图 1 所示。



说明:图中实线是 $\ln Y_t$ 残差的累计和(CUSUM SQ),两条虚线表示 5% 的临界区域。

图 1 5%水平下 $\ln Y_t$ 残差的累计和(CUSUM SQ)

从图 1 我们可以看出残差累计和曲线在 2001 突破了 5% 显著水平线后,直到 2005 年末曲线才又回到 5% 显著区域。说明条件模型结构发生了变化,导致条件模型的系数出现不稳定性,不符合超外生检验的条件。由此可以断定不能找到 FD 到 Y 控制因果关系的证据。

(四)中国金融发展过程中的“门槛效应”分析

Greenwood 和 Levine 的研究指出金融中介体系的组建存在较高的固定成本,导致金融发展与经济增长之间的“门槛效应”。由于门槛效应的存在,只有在其经济规模达到某一水平之后才能发展特定的金融体

系,这时金融发展才会体现出对经济增长的促进作用。所以,低水平的经济发展使金融体系的发展受到限制,这又反过来阻碍了投资资源的优化配置,从而限制了经济增长;而较高的经济发展水平会带来金融体系的充分发展,后者又为进一步的经济增长提供条件。为了分析中国金融发展与经济增长是否存在“门槛效应”,我们将整个样本划分为两个时间段:1992-2001年和2002-2006年,并分析在不同的时间段金融发展与经济增长之间的关系。

(1) 1992-2001年样本

经济增长的条件方程:

$$\begin{aligned} \ln Y_t = & 0.158 - 0.07 \ln Y_{t-1} - 0.533 \ln Y_{t-2} - 0.578 \ln Y_{t-3} - 0.146 \ln FD_t - 0.102 \ln FD_{t-1} \\ & (0.029) \quad (0.165) \quad (0.195) \quad (0.174) \quad (0.012) \quad (0.029) \\ & - 0.076 \ln FD_{t-2} - 0.076 \ln FD_{t-3} - 0.414 \ln XM_{t-2} + 0.694 \ln XM_{t-3} \\ & (0.036) \quad (0.034) \quad (0.162) \quad (0.154) \end{aligned} \quad (6)$$

$$R^2 = 0.54; F = 130.2 [0.000]; LM(1) = 0.038 [0.85]; ARCH(1) = 0.75 [0.39]$$

(2) 2002-2006年样本

经济增长的条件方程:

$$\begin{aligned} \ln Y_t = & 0.327 - 0.492 \ln Y_{t-1} - 0.578 \ln Y_{t-3} - 0.389 \ln Y_{t-4} + 0.146 \ln FD_t + 0.221 \ln FD_{t-2} \\ & (0.038) \quad (0.171) \quad (0.197) \quad (0.089) \quad (0.015) \quad (0.034) \\ & - 0.056 \ln FD_{t-3} + 0.414 \ln NV_{t-2} + 0.694 \ln XM_{t-1} - 0.0038 \ln r_{t-1} \\ & (0.042) \quad (0.027) \quad (0.218) \quad (0.003) \end{aligned} \quad (7)$$

$$R^2 = 0.61; F = 8.19 [0.000]; LM(1) = 0.268 [0.59]; ARCH(1) = 0.98 [0.42]$$

从方程(6)可以看出,在2001年以前金融发展与经济增长无论在长期还是短期都呈现出显著的负相关关系,表明金融体系的资源配置效率是扭曲的。金融体系并未通过改善资源配置效率的途径来促进经济增长。从方程(7)可以得知从2002年开始金融发展与经济增长虽然在短期内相关性不明显但长期内呈现正相关关系,金融发展较好地支持了经济增长,由此可以得知中国金融在发展过程中存在着“门槛效应”。

(五) Y到FD逆向因果关系检验

为了检验是否存在Y到FD的逆向控制因果关系,我们同样使用了Hendry和Richard(1982)的“一般到简单”的方法,假定了方程(8)和(9)。

$$D(FD_t / Y_t, Z_{3t}) = \ln FD_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln Y_{t-1} + \alpha_2 \ln FD_{t-1} + d \ln Y_{t-1} + \ln FD_{t-1} + \sum_i f_i r_{t-i} + \epsilon_t \quad (8)$$

$$D(Y_t / Z_{4t}) = \ln Y_t = \beta_0 + \beta_1 \ln Y_{t-1} + c \ln Y_{t-1} + \sum_i h_i r_{t-i} + \mu_t \quad (9)$$

$Z_{3t} (\subseteq Z_t)$ 和 $Z_{4t} (\subseteq Z_t)$ 都是条件变量。

回归结果如下:

金融发展的条件方程:

$$\begin{aligned} \ln FD_t = & 1.5836 - 0.358 \ln Y_{t-1} - 0.088 \ln Y_{t-2} + 0.1365 \ln Y_{t-1} - 0.1367 \ln FD_{t-1} - 0.0046 r_t + 0.0063 r_{t-1} \\ & (0.023) \quad (0.146) \quad (0.152) \quad (0.199) \quad (0.215) \quad (0.088) \quad (0.088) \end{aligned} \quad (10)$$

$$R^2 = 0.437; F = 6.47 [0.000]; LM(1) = 0.243 [0.62]; Jarque - Bera = 2.342 [0.31]; ARCH(1) = 0.769 [0.38]$$

在方程(10)中, $\ln Y_{t-1}$ 、 $\ln Y_{t-2}$ 的回归系数都显著为负,但回归系数的绝对值都较小,经济增长短期效果的组合对金融发展存在较小的负影响,表明在短期经济增长对金融发展的带动作用不明显。但是, $\ln Y_{t-1}$ 的系数在1%的水平下显著为正(0.1365),充分说明在长期内经济增长对金融发展带动作用非常明显。上述模型的 R^2 值只有0.437,说明模型中的变量对金融发展所能解释的部分不是很多,金融发展还受其他因素的影响; F 值为6.47,表明方程(10)的线形关系能通过 F 检验;Breusch-Godfrey序列自相关的LM检验表明残差不存在一阶自相关,是一个平稳的序列,进一步应证了我们运用最小二乘法的可行性。自回归的条件异方差检验表明不存在条件异方差。Jarque-Bera正态检验表明,不能拒绝“残差是正态白噪声”的假设。

我们运用递归回归法检验模型的稳定性,检验结果如图2所示。

从图2,我们看出残差累计和曲线,在整个样本观测期间都位于5%显著水平的临界区域内,表明回归系

由图1知道残差累计和曲线在2001年突破了5%显著水平线,故选择2001年作为分界点。

数具有稳定性,模型结构没有发生突变。

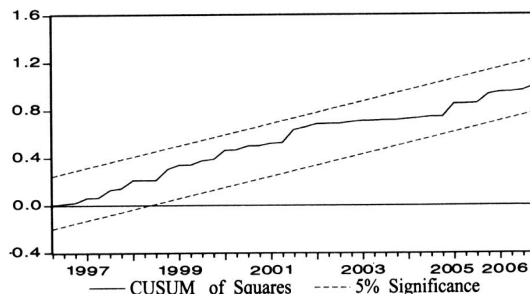


图 2 5%水平下 $\ln FD_t$ 残差的累计和 (CUSUM SQ)

在分析经济增长的边际方程中,我们引入了虚拟变量,主要是考虑到一些政策的干预直接影响到边际模型 $\ln Y_t$ 的分布参数,使其参数呈现显著的变化。其中最具影响的事情是:2005年7月21日,中国人民银行发布公告称:人民币放弃与美元挂钩,并参考一篮子货币进行调节,实行有管理的浮动汇率制度,用虚拟变量 D 表示。浮动汇率制度将直接影响进出口、外资利用、消费,进一步影响经济增长。如果时间晚于2005年第三季度,令 $D = 1$; 早于2005年第三季度,则 $D = 0$ 。

经济增长的边际方程:

$$\ln Y_t = 0.1287 - 0.6286 \ln Y_{t-1} - 0.6059 \ln Y_{t-2} + 0.5301 \ln Y_{t-3} - 0.3407 \ln Y_{t-4} - 0.0075R + 0.0508D$$

(0.025) (0.143) (0.151) (0.149) (0.142) (0.003) (0.049)

(11)

$R^2 = 0.332$; $F = 3.969$ [0.026]; $LM = 2.06$ [0.151]; $Jarque - Bera = 0.26$ [0.86]; $ARCH(1) = 0.08$ [0.777]

在边际模型中 D 的回归系数在 5% 的水平显著,表明政府的政策干预导致了边际模型结构的变化。

(六) Y 的外生性检验

为了进一步证实 Y 是条件模型 $D(FD_t | Y_t, Z_{3t})$ 的外生性变量,我们将方程 (11) 的残差项 $\hat{\mu}_t$ 和 $\hat{\mu}_t^2$ 引入模型 (10) 中得到如下方程:

$$\ln FD_t = D(FD_t | Y_t, Z_{3t}) + h \hat{\mu}_t + k \hat{\mu}_t^2 \quad (12)$$

$\hat{\mu}_t$ 是引入政策干预虚拟变量后边际模型 (11) 的残差,由第二部分所讨论的外生性条件可知,若 (12) 式中 h 不显著的话,我们可以得知 Y 是 $D(FD_t | Y_t, Z_{3t})$ 的弱外生变量。若 h 和 k 均不显著的话,表明 Y 是 $D(FD_t | Y_t, Z_{3t})$ 的超外生变量。若条件方程 (10) 结构稳定且 Y 是超外生的,则存在 Y 到 FD 的控制因果关系。检验结果如下:

1. 弱外生检验

将 $\hat{\mu}_t$ 加入到条件方程诊断结果如下:

$$\ln FD_t = 1.4831 - 0.358 \ln Y_{t-1} - 0.088 \ln Y_{t-2} + 0.1365 \ln Y_{t-1} - 0.1367 \ln FD_{t-1} - 0.0046 r_t + 0.0063 r_{t-1} - 0.05496 \hat{\mu}_t$$

(0.028) (0.124) (0.179) (0.142) (0.161) (0.005) (0.005) (0.008)

(13)

$R^2 = 0.422$; $F = 4.902$ [0.000]; $LM(1) = 0.926$ [0.33]; $Jarque - Bera = 0.000$ [0.999]; $ARCH(1) = 1.787$ [0.182]

由 (13) 式可知在通常水平下 $\hat{\mu}_t$ 是不显著的,表明经济增长是金融发展方程的弱外生变量,使用单方程估计是正确的。由估计结果可知,自 20 世纪 90 年代以来经济增长对金融发展有明显的促进作用。

2. 超外生检验

同时将 $\hat{\mu}_t$ 和 $\hat{\mu}_t^2$ 代入条件方程得到回归结果如下:

$$\ln FD_t = 1.4727 - 0.088 \ln Y_{t-1} - 0.051 \ln Y_{t-2} + 0.125 \ln Y_{t-1} - 0.127 \ln FD_{t-1} - 0.0036 r_t + 0.0056 r_{t-1} - 0.0716 \hat{\mu}_t + 0.0956 \hat{\mu}_t^2$$

(0.024) (0.128) (0.173) (0.151) (0.120) (0.005) (0.005) (0.009) (0.008)

(14)

$R^2 = 0.422$; $F = 4.21$ [0.000]; $LM(1) = 0.912$ [0.34]; $Jarque - Bera = 0.000$ [0.999]; $ARCH(1) = 1.81$ [0.178]

同时将 $\hat{\mu}_t$ 和 $\hat{\mu}_t^2$ 代入条件方程,由检验结果可知,不能拒绝“系数为零”的假设,所以经济增长变量 Y 是超

外生的。而且条件模型结构是稳定的,由此,可推断出存在 FD 到 Y 的控制因果关系。综上所述,我们得出经济增长带动了金融发展,而在整个样本区间金融发展对经济增长的效果并不明显。这一结论部分地支持了 Lucas(1998)等提出的是经济增长带动金融发展而不是金融发展促进经济增长的结论。

四、结论及建议

金融发展与经济增长之间的控制因果关系具有重要的政策含义:如果长期内金融发展是供给导向型的,那么改革金融体制、提高金融效率的政策将有助于经济增长;如果金融发展是需求跟随型的,则应该寻找其他促进经济增长的政策。本文运用超外生方法检验了中国经济增长与金融发展的关系,从检验结果来看,长期内中国金融发展是需求跟随型的,即经济增长带动了金融发展。但中国的金融发展与经济增长之间存在“门槛效应”,这说明了中国金融发展与经济增长也正在逐步呈现供给导向的特点,随着中国入世,市场化的不断深入,金融市场和金融中介对经济增长的促进作用将进一步加强。同时,中国的内生金融发展转化为经济增长推动力的机制尚不成熟完善,如何提高金融中介和资本市场的效率必须作为首要的问题之一来考虑。虽然在短期内金融发展不能成为新的经济增长点,但也应朝着促进经济增长的长期均衡状态改革,努力为金融中介和金融市场创造内生性环境,提高其效率,使得金融发展与经济增长之间的传导机制更加畅通,从而实现经济增长与金融发展相互促进、共同发展的目标。

参考文献:

1. 曹啸、吴军:《我国金融发展与经济增长关系的格兰杰检验和特征分析》,载《财贸经济》,2002(5)。
2. 陈刚、伊希果、潘杨:《中国的金融发展、分税制改革与经济增长》,载《金融研究》,2006(2)。
3. 范学俊:《金融体系与经济增长:来自中国的实证检验》,载《金融研究》,2006(3)。
4. 康继军、张宗益、傅蕴英:《中国金融发展与经济增长的因果关系》,载《金融研究》,2006(2)。
5. 卢峰、姚洋:《金融压抑下的法治、金融发展和经济增长》,载《中国社会科学》,2004(1)。
6. 李广众、陈平:《金融中介发展与经济增长多变量系统研究》,载《管理世界》,2002(3)。
7. 王志强、孙刚:《中国金融发展规模、结构、效率与经济增长》,载《管理世界》,2003(7)。
8. 王永齐:《FD溢出、金融市场与经济增长》,载《数量经济技术经济研究》,2006(1)。
9. 涂正革、王少平:《中国政府投资对GDP效应的超外生检验》,载《世界经济》,1999(11)。
10. 郑建明、张海森、李文锋:《汇率制度的超外生检验》,载《数量经济技术经济研究》,2007(9)。
11. 袁云峰、曹旭华:《金融发展与经济增长效率的关系实证研究》,载《统计研究》,2007(5)。
12. 谈儒勇:《中国的金融发展和经济增长的实证研究》,载《经济研究》,1999(10)。
13. 谭艳芝、彭文平:《金融发展与经济增长的因素分析》,载《上海经济研究》,2003(10)。
14. 张军、金焯:《中国的金融深化和生产率关系再检测:1978-2001》,载《经济研究》,2005(1)。
15. 赵振全、薛丰慧:《金融发展对经济增长影响的实证分析》,载《金融研究》,2004(8)。
16. 周业安、赵坚毅:《我国金融市场化的测度、市场化过程和经济增长》,载《金融研究》,2005(4)。
17. 周好文、钟永红:《中国金融中介发展与地区经济增长多变量分析》,载《金融研究》,2004(6)。
18. Arestis, Philip and Demetriades, Panicos, 1997. "Financial Development and Economic Growth: Assessing the Evidence" *Economic Journal*, Volume 65, Issue 8, October, pp. 661 - 666
19. Barro, R. J., 1997. "Determinants of Economic Growth: A Cross - country Empirical Study" *Journal of Financial Economics*, Volume 42, Issue 5, pp. 286 - 291.
20. Demetriades, P. and Hussein, K. A., 1996. "Does Financial Development Cause Economic Growth?" *Journal of Development Economics*, Volume 36, Issue 4, pp. 186 - 191.
21. Engle, R.; Hendry, D. F. and Richardson, J. F., 1983. "Exogeneity" *Journal of Econometrics*, Volume 59, Issue 8, pp. 312 - 321.
22. Engle, R. and Hendry, D. F., 1993. "Testing Superexogeneity and Invariance in Regression Model" *Journal of Econometrics*, Volume 56, Issue 3, pp. 116 - 131.
23. Ericsson, N. R.; Hendry, D. F. and Mizon, G. E., 1998. "Exogeneity, Cointegration, and Economic Policy Analysis" *Journal of Business Economic Statistics*, Volume 20, Issue 5, September, pp. 80 - 84.
24. Goldsmith, R. W., 1969. *Financial Structure and Development* Yale University Press, pp. 112 - 113.
25. Granger, C. W. J., 1993. "Testing for Causality: A Personal Viewpoint" *Journal of Economic Dynamics and Control*, Volume 14, Issue 2, pp. 156 - 159.
26. Hoover, K. D.; Perez, S. J. and Sheffrin, S. M., 1994. "The Logic of Casual Inference, Econometrics and the Conditional Analysis of Causation" *Economics of Philosophy Policy Modeling*, Volume 36, Issue 6, June, pp. 267 - 284.
27. Hoover, K. D., 1998. "Taxing and Spending in the Long View: The Causal Structure of U. S. Fiscal Policy" *Oxford Economic Papers*, Volume 38, Issue 7, June, pp. 287 - 289.
28. Krugman, P., 1998. "Cycles of Conventional Wisdom on Economic Development" *International Affairs*, Volume 13, Issue 3, pp. 126 - 131.
29. King, R. G. and Levine, R., 1993. "Finance, Entrepreneurship, and Growth: the Theory and Evidence" *Journal of Monetary*,

30. Lucas, Robert E., 1988. "On the Mechanics of Economic Development." *Journal of Economics*, Volume 56, Issues 10 - 11, October, pp. 3 - 42.

31. Levine, R. and Zervos, Y., 1998. "Financial Development and Economic Growth: View of Agenda." *Journal of Economic Literature*, Volume 35, Issue 5, October, pp. 688 - 726.

32. Perez, S. J., 2002. "Monetary Policy Does Matter: Control Casualty and Superexogeneity Exogeneity." *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Volume 64, Issue 6, July, pp. 473 - 480.

33. Engle, Robert F. and Hendry, David F., 1993. "Testing Superexogeneity and Invariance in Regression Models." *Journal of Econometrics*, Volume 56, Issues 1 - 2, March, pp. 119 - 139.

34. Simon, H. A., 1953. "Casual Ordering and Identifiability." Reprint in Chapter 1 of Simon, H. A., Volume 30, Issue 5, February, pp. 27 - 31.

35. Yang, Yung Y. and Yi, Myung Hoon, 2008. "Does Financial Development Cause Economic Growth?" *Journal of Policy Modeling*, Volume 30, Issue 5, September - October, pp. 827 - 840.

(责任编辑:邢宏洋)

(上接第 52 页)

四、评价

通过比较可以发现,与其他国家相比,中国的非税收入无论在总量上还是结构上都有比较明显的特点:

1. 与同类型发展水平国家相比,中国的非税收入规模处于中等偏上水平,中国政府非税收入增长呈现出明显增长刚性的特点。中国政府非税收入在改革后几十年均为正增长,政府非税收入占 GDP 比重较高。

2. 与其他国家相比,中国中央非税收入在中央收入中的比重不高,2001 年最高,也仅为 6.62%,非税收入与税收收入比值仅为 0.07:1,与多数传统市场经济发达国家水平相当。但中国地方政府非税收入占同级财政收入的比重很高。大多数省份政府非税收入约占本级财政收入的 75%,一些地方的非税收入规模可能还更高。

3. 大多数国家中央非税收入结构主要是经营收入、管理费、收费及非产业和非经常性销售收入组成,地方非税收入则由各地行使的政府职能和财政分配等因素决定。在中国中央非税收入构成中,行政事业性收费占据主导地位,政府基金也不可小视。地方非税收入构成虽然差异很大,但以预算外管理为主,其中行政事业性收费和政府基金是主体。

中国非税收入呈现这些特点,有其体制原因。中国虽然自 2004 年起开始加强和规范非税收入的管理,但是与其他国家,尤其是与经济发达国家相比,在非税收入的项目管理、收费标准、预算管理、财务管理、政策制定等方面都存在很大差距。从其根源上分析,这与中国财政体制分配不规范有很大关系。在 1994 年分税制财政体制改革之前,中国的中央财政收入严重偏低,1994 年财税体制改革的目标之一就是适当增加中央的财力,希望经过几年的时间,达到把中央财政收入占财政收入比重提高到 60%、财政收入占 GDP 比重提高到 20% 的目标。但是随着改革进程的加快,各级政府的财政收支矛盾日益突出,再加上中央对地方的转移支付滞后,单靠预算内收入无法满足改革和建设的需要。为了解决中央、地方在财权、事权分配关系上的划分问题,迫使政府非税收入管理采取预算内、外管理,并默许一部分体制外政府非税资金存在,通过这种方式来解决各级部门和地方政府收不抵支的状况。这种做法不仅导致中国非税收入规模过大,尤其地方政府非税收入占本级预算内财政收入比重,以及占财政性资金比重居高不下;而且数据上难以统计,非税收入的征收随意性普遍存在。

参考文献:

1. 安徽省财政厅课题组:《国外政府非税收入管理的比较与借鉴》,载《经济研究参考》,2004(91)。
2. 贾康 主编:《税费改革研究文集》,北京,经济科学出版社,2000。
3. 卢洪友:《非税财政收入研究》,载《经济研究》,1998(6)。
4. 王乔、席卫群:《非税收入管理问题研究》,北京,中国税务出版社,2008。
5. 伍世安:《公共事业与税费政策》,北京,中国财经出版社,2002。
6. 于国安:《非税收入管理探索与实践》,北京,经济科学出版社,2005。

(责任编辑:王红霞)