

□财经前沿

我国金融发展与经济增长关系的 收入“门限效应”检验

刘金全 付卫艳 郝世赫

[摘要] 基于门限效应回归模型，利用中国 1993 年第一季度至 2013 年第二季度的季度数据，将收入增长率作为门限变量，对金融发展与经济增长的关系进行了实证研究。研究发现金融发展与经济增长之间存在显著的非线性关系。当收入增长率位于门限值以下时，金融发展对于经济增长的作用并不是十分显著；但是，当收入增长率位于门限值以上时，金融发展对于经济增长具有显著的正效应。经验结论表明，为了充分发挥金融发展对经济增长的正向作用，应当将收入增长率保持在较高的水平上。

[关键词] 金融发展；经济增长；收入增长率；门限效应回归模型

[基金项目] 国家社会科学基金重大项目（10ZD&006）

[收稿日期] 2013-10-15

[作者简介] 刘金全，吉林大学数量经济研究中心暨商学院教授，经济学博士，商学院院长；付卫艳、郝世赫，吉林大学商学院博士研究生。（长春 130012）

一、引言

改革开放以来，我国的金融市场发展和金融创新取得了显著进步。即便是在金融体系发达的美国，过去 50 年金融体系也发生了深刻的变化，无论是信用评估技术的改进还是消费信贷的普及以及信贷二级市场的发展，都发生了显著变化。尽管对于金融发展与经济增长之间是否存在正向关系，学者们仍未达成统一的意见，但是总体上来说，面对目前日益庞大和完善的金融制度和金融市场，大多数经济学家和经济政策制定者都倾向于认为，金融发展对经济增长具有重要影响，金融发展是经济增长过程中不可或缺的一个重要决定因素。

在过去的几年里，国内外涌现了大量对于金融发展与经济增长之间关系的研究。例如，King & Levine 指出，健全的金融中介可减少交易成本及信息不对称问题，促进资源配置，提高资本积累和经济增长。^[1]但是随着研究的深入，越来越多的学者认为金融发展与经济增长之间的关系很有可能是非线性的，而不是线性的，也就是说金融发展对于经济增长的正向效应会依据经济环境的不同而发生改变。例如，Rioja & Valev 发现在发达国家，金融发展是通过促进生产力的发展进而促进经济增长，而且这种正向效应是十分显著的。^[2]但是在不发达的国家和地区，金融发展的影响渠道是资本积累，而不是生产力，而且这种正向效应并不是十分显著的。此外，Huang

et al. 通过使用门限模型，将通货膨胀率作为门限变量，研究发现当通货膨胀率低于一个门限值时，金融发展对于经济增长的效应是显著的；反之，如果通货膨胀率高于门限值时，这种效应就十分微弱。进一步地，他们还发现只有在通货膨胀率低于这个门限值时，金融发展对于经济增长才存在正效应，如果通货膨胀率高于这个门限值时，这个效应甚至有可能是负的。^[3]

在研究收入增长、金融发展和经济增长这三者之间的关系时，早期的文献大多研究的是收入增长与经济增长、金融发展与经济增长两两之间的关系。但是在近期的研究中，学者们开始建立收入增长、金融发展与经济增长三者之间的理论关系，比如 Deidda & Fattouh 发现，当收入位于一个很高的水平时，金融发展对于经济增长存在统计上显著的正效应；当收入低于这个水平时，这个效应往往不明显，甚至有可能阻碍经济增长。^[4] De Gregorio & Guidotti 以拉丁美洲国家为样本进行研究，发现当收入水平较低时，金融发展确实阻碍了经济增长。^[5]

在国内的相关研究中，谈儒勇使用中国 1993 年至 1998 年的季度数据进行了实证研究，发现中国金融中介体发展和经济增长之间有显著的、很强的正相关关系。^[6] 李广众和陈平发现金融发展对长期经济增长作用不明显。^[7] 赵振全和薛丰慧发现信贷市场对经济增长的作用比较显著，而股市作用不明显。^[8] 周立和王子明从地区经济发展的角度发现各地区金融发展与经济增长密切相关。^[9] 最近的一段时期，学者们越来越注重利用非线性模型来研究金融发展与经济增长之间的关系，其中就包含了利用门限模型来度量金融发展与经济增长之间的关系。相关研究在选定门限变量时采用了多种变量作为门限变量，例如赵振全等采用金融发展指标本身作为门限变量^[10]，而孔东民则是将通货膨胀率作为门限变量^[11]。

本文采用金融机构的贷款额作为金融发展代理变量，然后以收入增长率作为门限变量来估计经济增长的门限回归方程。在实证上，采用 Hansen 的门限回归方法^[12] 进行分析，通过估计得出令金融发展与经济增长关系产生结构性改变的收入增长率门限值，进一步探究在收入增长率门限值以上和以下时，金融发展对于经济增长的效应会如何变化。这将有助于理解收入增长对金融发展与经济增长关系的影响，也可以作为政府制定方针政策的参考依据。

二、模型设定与估计方法

为了分析金融发展与经济增长之间的关系，首先需要建立含有金融发展变量的经济增长模型。本部分主要给出金融发展与经济增长之间关系的基本模型，然后对基本模型进行扩展，纳入门限变量，成为一个门限变量模型，同时给出相应的估计方法与检验方法。

1. 检验模型

在研究金融发展与经济增长关系的相关文献中，大多数都是用金融发展与其他一些变量，比如投资、进出口等，来表示经济增长。在这里我们参照 King & Levine, Levine & Zervos 的方法^[1,13]，采用如下方程来表示金融发展与经济增长之间的关系：

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 x_{1t} + \alpha_2 x_{2t} + \alpha_3 x_{3t} + \alpha_4 x_{4t} + \varepsilon_t \quad (1)$$

其中， y_t 为以 1992 年为基期的实际 GDP 季度增长率； x_{1t} 表示实际投资的增长率； x_{2t} 表示实际出口的增长率； x_{3t} 表示金融发展代理变量的增长率； x_{4t} 表示实际政府支出的增长率； t 表示时间； ε_t 表示随机误差项。

上述模型为线性模型，但是不少学者认为金融发展与经济增长之间的关系是非线性的，比如 Huybens & Smith 与 Hung 发现通货膨胀会经由影响金融市场的活动来干扰实际经济体系。^[14-15] 因此，为了能够探讨金融发展与经济增长关系是否存在收收入增长率的门限效应，我们采用 Han-

sen 的计量方法^[12]，利用收入增长率作为区制的分割点，这样就将样本进行了分割，得到了门限值以上和门限值以下两种区制。

因此，我们可以进一步将方程(1)式进行拓展，将非线性关系引入到金融发展与经济增长的关系中，将其转换为以下形式：

$$\begin{aligned} y_t = & \alpha_0 + (\alpha_{11}x_{1t} + \alpha_{12}x_{2t} + \alpha_{13}x_{3t} + \alpha_{14}x_{4t})I\{q_t \leq \gamma\} \\ & + (\alpha_{21}x_{1t} + \alpha_{22}x_{2t} + \alpha_{23}x_{3t} + \alpha_{24}x_{4t})I\{q_t > \gamma\} + e_t \end{aligned} \quad (2)$$

其中， q_t 表示收入增长率； $I\{\cdot\}$ 表示指示函数，该指示函数在 $q_t \leq \gamma$ 的时候取值为 1，否则该指示函数则取值为 0； e_t 表示残差项； γ 表示收入增长率的门限值，依据收入增长率的门限值可以将样本进行分割。回归方程(2)的典型特征是考虑了金融发展对经济增长的作用会依据收入增长率的不同而发生改变。

2. 估计方法

如果 γ 是已知的，那么回归方程(2)可以由普通最小二乘法来估计；但是，事实上 γ 是未知的，这样我们就需要借助其他参数对其进行估计。为了得到门限水平值的一致估计量，我们遵循栅格搜索法的技术流程^[16-17]搜索门限水平值。典型的方法是，将门限变量按照递增顺序进行排序，将其观测值中间的 70% 作为潜在的门限值，对于任意潜在的门限值，回归方程(2)由普通最小二乘法进行估计，并通过将残差平方和最小进而得到 γ 的一致估计量 $\hat{\gamma}$ ，即最优门限值由以下公式给出：

$$\hat{\gamma} = \arg \min S_1(\gamma) \quad (3)$$

其中， $S_1(\gamma)$ 是残差平方和。

针对回归方程(3)进行实证研究的主要挑战在于门限效应是否存在，为此需要在线性回归模型与单一门限回归模型之间进行检验。这时传统的假设检验方法不再适用，主要原因在于零假设情况下门限参数 γ 是未知的。在这样的情况下，大样本分布并不服从卡方分布，传统的检验统计量不再是有效的。Hansen 提出了基于异方差一致的拉格朗日乘数自举样本法来获取其渐近分布^[17]，进而构造 p 值。Hansen 证明自举样本实现了一阶渐近分布^[17]，因此通过自举样本法来构造的 p 值是渐近有效的。为了完成该检验，针对回归方程(2)而言不存在门限效应的零假设为：

$$H_0: \alpha_{1i} = \alpha_{2i}, i = 1, 2, 3, 4 \quad (4)$$

备择假设为：

$$H_1: \alpha_{1i} \neq \alpha_{2i}, i = 1, 2, 3, 4 \quad (5)$$

检验零假设的 F 统计量为：

$$F_1 = \frac{S_0 - S_1(\hat{\gamma})}{\hat{\sigma}^2} \quad (6)$$

其中， S_0 和 S_1 分别表示零假设以及备择假设条件下的残差平方和，而 $\hat{\sigma}^2$ 表示残差方差。

在通过估计得出门限效应以后，接下来的步骤就是判断该估计值是否在统计意义上具有显著性。Hansen 指出，可以采用样本自举法来模拟经验分布^[12]，并且满足如下的似然比率检验：

$$LR_1(\gamma) = \frac{S_1(\gamma) - S_1(\hat{\gamma})}{\hat{\sigma}^2} \quad (7)$$

其中， $S_1(\gamma)$ 和 $S_1(\hat{\gamma})$ 分别表示零假设以及备择假设下的残差平方和；而 $\hat{\sigma}^2$ 表示残差方差。Hansen 证明 $LR_1(\gamma_0)$ 是渐进分布并服从正态分布^[12]，并且通过非拒绝区间 $c(\alpha)$ 能够给出计算门限效应估计值有效的渐进置信区间，其中 $c(\alpha) = -2\ln(1 - \sqrt{1 - \alpha})$ ， α 表示给定的渐近水平。如果 $LR_1(\gamma_0) \leq c(\alpha)$ ，那么不能拒绝零假设。

三、实证分析

在本部分中，首先给出本文实证研究所采用的变量、变量的处理方法及其数据来源。数据主要是来自于中经网统计数据库及锐思统计数据库。其次，门限回归模型的前提是相关变量必须是平稳的，因此本文对变量进行平稳性检验，结果显示本文所使用的变量均是平稳的。最后给出门限模型的估计结果，并对结果进行分析。

1. 相关变量及数据来源

本文利用 1993 年第一季度至 2013 年第二季度的中国经济季度数据，重点针对收入增长的门限效应与金融发展与中国经济增长关系进行实证研究。统计数据主要来源为中经网统计数据库及锐思统计数据库，相关变量基本情况如下：1) GDP 增长率 (y_t)：以 1992 年的价格为基期，分别计算出每一季度的实际 GDP，进而计算出实际 GDP 的同比增长率，它是本文实证研究的因变量或被解释变量；2) 投资增长率 (x_{1t})：采用的是以 1992 年价格为基期、每一季度的实际投资同比增长率来表示，本文的投资是用当季固定资产投资完成额来近似代替投资；3) 出口增长率 (x_{2t})：采用的是实际出口额的季度同比增长率表示，季度出口额（亿元）是根据月度出口额（亿美元）和月度美元折合人民币的平均数（美元兑人民币的加权平均汇率）计算出来的。再将名义出口额利用 GDP 平减指数转化为实际出口额；4) 金融代理变量同比增长率 (x_{3t})：本文采用的是金融机构贷款额作为金融代理变量。为了测量金融中介部门规模，研究者们广泛使用的是流动性负债的增长率。受到数据可获得性的限制，本文采用金融机构贷款额的增长率予以替代；5) 政府支出增长率 (x_{4t})：采用的是以 1992 年价格为基期、每一季度的实际政府支出同比增长率来表示；6) 收入增长率 (q_t)：采用的是以 1992 年价格为基期、每一季度的实际收入同比增长率。由于 1999 年之前只有收入的年度数据，没有季度数据，因此采用 Eviews 7.0 中的频率转换方法，将年度收入转化为季度收入，进而得到收入的同比增长率。

2. 相关变量的平稳性检验

首先，在进行相关经验研究之前，本文需要对回归中的各个相关变量进行平稳性检验，这是为了避免在回归分析中出现伪回归的问题。同时，Hansen 检验门限效应存在的理论分析的假设前提也要求相关变量是平稳的。^[17,12]因此，我们需要对回归中的各个相关变量进行平稳性检验。表 1 中给出了相关变量平稳性的检验结果。

表 1 相关变量的平稳性检验结果

变量	ADF 检验	PP 检验
y_t	-2.1018	-7.5822 ***
q_t	-7.2864 ***	-7.2864 ***
x_{1t}	-5.0210 ***	-5.5756 ***
x_{2t}	-3.8968 ***	-3.7777 ***
x_{3t}	-3.4244 **	-1.9982
x_{4t}	-7.7811 ***	-7.7338 ***

注：***、**、* 分别表示显著水平为 1%、5%、10%。

刘金全等 我国金融发展与经济增长关系的收入“门限效应”检验

依据表1，我们可以看出大部分的变量都通过了平稳性检验，并且大多数的显著水平都在1%。虽然 y_t 在ADF检验中的结果为-2.1018，没有通过平稳性检验，但是其PP检验结果为-7.5822，显著水平为1%； x_{3t} 的PP检验结果为-1.9982，没有通过平稳性检验，但是其ADF检验结果为-3.4244，显著水平为5%。因此本文认为，所有变量都以相应检验方式通过了平稳性检验。

3. 门限回归模型的估计结果

接下来，本文针对金融发展与经济增长关系中的收入增长率作用的门限效应进行考察。表2给出了将收入增长率作为门限变量的检验结果，门限检验结果以及渐近 p 值是通过1000次自举样本法得到的。

表2 门限效应检验结果

零假设	F检验	自举抽样的 p 值	门限值估计(%)
不存在门限效应	10.9572	0.116	16.6571

对于门限效应的存在性，F统计量的值为10.9572，其自举样本下的 p 值为0.116。因此在15%水平下拒绝了不存在门限效应的零假设。上述统计结果表明样本期1993年第一季度至2012年第四季度中国收入增长率存在门限效应，其值为16.6571%。于是，中国的收入增长率可以根据16.657%分为两种类别的区制，即在金融发展与经济增长之间关系中存在两种收入增长的类别或区制。

表3给出了针对收入增长率的门限效应、金融发展与中国经济增长的回归结果。为了便于比较，我们给出了不考虑门限效应的标准线性回归的估计结果。

表3 收入增长率、金融发展与中国经济增长的门限效应回归结果

解释变量	线性回归模型		门限效应回归模型
	OLS	$q_t < 16.6571$	$q_t > 16.6571$
α_0	0.0447 (0.0204)	0.0732 (0.0076)	-0.0419 (0.0407)
	0.1122 (0.0391)	0.1002 (0.0161)	0.0539 (0.1266)
x_{1t}	0.0042 (0.0044)	0.0016 (0.0008)	0.1196 (0.0144)
	0.1390 (0.0992)	0.0104 (0.0397)	0.7306 (0.0610)
x_{3t}	0.0916 (0.0576)	0.0362 (0.0262)	0.1816 (0.0909)
	80	71	9
R^2	0.1752	0.2312	0.9639

从表3中可以看出，在标准的线性回归模型中，金融发展对于我国经济增长统计意义上显著的影响程度较小，而且 R^2 的值为0.1752，拟合程度并不是很好。但是在门限回归模型中，我们

发现当收入增长率高于 16.6571% 时，金融发展对于我国经济增长具有统计意义上显著的正向影响效应，回归系数为 0.7306，通过了显著水平为 1% 的变量显著性检验，并且其 R^2 的值为 0.9639，远远高于线性回归模型的 R^2 值，说明拟合程度非常好；而在收入增长率低于 16.6571% 时，金融发展对于我国经济增长不存在统计意义上显著的正向影响效应，未能通过变量显著性检验。可以说，金融发展在两种不同的收入增长率区制下对于经济增长的影响效应是明显不同的，在较高的收入增长率区制下，金融发展对于经济增长具有统计意义上显著的正向影响效应；而在较低的收入增长率区制下，金融发展对于经济增长不具有统计意义上显著的正向影响效应。

同时，表 3 的结果还显示，在不考虑收入增长率的门限效应时，政府财政支出的增长率与出口的增长率对于经济增长的正向效应并不是十分显著。相比于不考虑收入增长率的门限效应与低于门限值的情形，在收入增长率高于 16.6571% 的区制内，政府财政支出的增长率与出口的增长率对经济增长的促进作用都得到了明显的提升，影响是十分显著的。这说明在收入增长率较高的年份，出口与政府支出能更好地促进经济的发展，这一结果具有较强的经济政策启示。

四、经验结论与政策启示

本文采用门限回归模型对 1993 年第一季度至 2013 年第二季度收入增长率、金融发展与中国经济增长之间的关系进行了深入研究。我们将收入增长率作为门限变量，应用 Hansen 的计量方法^[12]，构建并估计了三者之间的影响关系。本文的实证研究结果表明，在样本期内我国收入增长率具有统计意义上显著的门限效应，金融发展与经济增长之间存在非线性关系：当收入增长率高于 16.6571% 的时候，金融发展对于经济增长具有统计意义上显著的正向影响效应；当收入增长率低于 16.6571% 的时候，金融发展对于经济增长不具有统计意义上显著的正向影响效应。此外我们还发现，在收入增长率较高的区制内，政府支出与出口对于经济增长的促进作用，相对于不考虑门限与收入增长率较低的区制，会更加的显著。因此，我们可以认为，较高的收入增长率有助于金融发展更好地服务于实体经济的增长。

通过我们的实证研究，我们发现收入增长率对于金融发展与经济增长具有统计意义上显著的门限效应。这背后的原因可能是由于在收入增长率较高的年份，居民和家庭的投资选择就更多，而这种多样化的投资就会保证收益的稳定。相反，在收入增长率较低的年份，家庭的投资选择往往就会比较单一，这样就会导致收益不是很稳定。此外，家庭在收入增长率较高的年份，往往会选择那些风险大但是收益高的投资项目，而在收入增长率较低的年份，只会选择风险较低、收益稳定的投资项目。这些都在一定程度上造成了收入增长率的门限效应。

本文的经验结论具有重要的经济政策启示。由于我国目前正处于金融发展和经济增长的关键时期，随着经济结构的优化调整和改革的深化，各种经济总量之间的影响关系和作用机理也在发生变化。党的十八大报告即提到了“健全促进宏观经济稳定、支持实体经济发展的现代金融体系”，也强调了“千方百计增加居民收入”的迫切性和重要性，这意味着我国政府已经充分关注到居民收入提高在促进国民经济整体发展中的重要地位。根据上述经验依据，我们建议，在我国的宏观经济调控过程中，为了充分发挥金融发展对经济增长的正向促进作用，一定要密切关注居民收入水平的适度提高。只有当收入增长率超过一定的门限水平时，消费需求才能得到有效释放，各种融资和投资渠道才能够保持畅通，政府支出和出口需求才能产生乘数效应，各种金融风险才能够得以分散和化解，实体经济发展才能够得到充分的扶持和支持，此时金融发展对经济增长的促进作用才能够得到真正发挥。因此，在未来一段时期内，为了保持我国经济的持续稳定增

长，我们必须充分关注收入增长、金融发展与经济增长这三者之间的平衡，要意识到较低的收入增长率可能会限制金融发展对经济增长的正向影响作用，不仅出现一定的“金融抑制效应”，并且有可能通过抑制消费需求和投资需求等多种渠道引发经济收缩和经济波动。

[参考文献]

- [1] King R G, Levine R. Finance and growth: Schumpeter might be right. *Quarterly Journal of Economics*, 1993, 108 (3): 717–737.
- [2] Rioja F, Valev N. Does one size fit all? A reexamination of the finance and growth relationship. *Journal of Development Economics*, 2004, 74 (2): 429–447.
- [3] Huang H-C, Lin S-C, Kim D-H, Yeh C-C. Inflation and the finance-growth nexus. *Economic Modelling*, 2010, 27 (1): 229–236.
- [4] Deidda L, Fattouh B. Non-linearity between finance and growth. *Economics Letters*, 2002, 74 (3): 339–345.
- [5] De Gregorio J, Guidotti P E. Financial development and economic growth. *World Development*, 1995, 23 (3): 433–448.
- [6] 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10期。
- [7] 李广众、陈平：《金融中介发展与经济增长：多变量 VAR 系统研究》，《管理世界》，2002年3期。
- [8] 赵振全、薛丰慧：《金融发展对经济增长影响的实证分析》，《金融研究》，2004年8期。
- [9] 周立、王子明：《中国各地区金融发展与经济增长实证分析：1978—2000》，《金融研究》，2002年10期。
- [10] 赵振全、于震、杨东亮：《金融发展与经济增长的非线性关联研究——基于门限模型的实证检验》，《数量经济技术经济研究》，2007年7期。
- [11] 孔东民：《通货膨胀阻碍了金融发展与经济增长吗？——基于一个门槛回归模型的新检验》，《数量经济技术经济研究》，2007年10期。
- [12] Hansen B E. Sample splitting and threshold estimation. *Econometrica*, 2000, 68 (3): 575–603.
- [13] Levine R, Zervos S. Stock markets, banks, and economic growth. *American Economic Review*, 1998, 88 (3): 537–558.
- [14] Huybens E, Smith B D. Inflation, financial markets and long-run real activity. *Journal of Monetary Economics*, 1999, 43 (2): 283–315.
- [15] Hung F-S. Inflation, financial development, and economic growth. *International Review of Economics & Finance*, 2003, 12 (1): 45–67.
- [16] Chan K S. Consistency and limiting distribution of the least squares estimator of a threshold autoregressive model. *Annals of Statistics*, 1993, 21 (1): 520–533.
- [17] Hansen B E. Inference when a nuisance parameter is not identified under the null hypothesis. *Econometrica*, 1996, 64 (2): 413–430.

[责任编辑：赵东奎]