

金融发展促进了经济增长吗?

——基于半参数模型的分析

曹 强*

〔摘 要〕 本文使用 1960—2010 年全球 66 个国家的面板数据,应用半参数局部线性模型对金融发展与经济增长的关系进行了再检验,并对不同收入水平的国家进行分组检验。为了克服金融发展指标选择的敏感性,本文选择流动性、商业银行重要性以及私人信贷三个指标衡量金融发展。实证结果表明:无论在全样本还是分组样本中,金融发展与经济增长之间的关系都表现出复杂的非线性关系,金融发展并不总是促进经济发展。因此本文提出应该进行货币存量结构改革、加强企业道德风险监管以及政府职能转换等相关建议。

〔关键词〕 半参数估计;金融发展;经济增长

一、引言

金融中介和金融市场可以为利润投机者提供信息、分散风险以及资源配置等方面提供便利,这有利于改进资源配置的效率并且促进经济增长,所以大多数观点总是认为金融发展可以促进经济增长。自 2008 年美国次贷危机引发全球金融危机以来,中国政府为了尽可能的减少美国的金融危机对中国造成的影响,实施了四万亿财政政策刺激经济的计划。同时,在货币政策方面,中国商业银行的信贷也进行了大幅扩张以应对全球金融危机的不利影响,中国中央银行投放过多 M2 使得流动性严重过剩,这使得商业银行对私人信贷的总量也在不断增加。从短期来看,金融发展对经济增长有显著的正向影响,这些做法对经济增长确实产生了刺激作用,使得中国成功躲避了全球金融危机的影响。但是从长期来看,是否有正向的影响呢?如果使用跨国面板数据进行实证研究,可以更详细地得到金融发展与经济增长的一般规律。若金融发展对经济增长的影响是非线性的,那么中国的金融发展政策就需要做出相应调整。比如,由粗放型的银行信贷总量投放转变为精细型的存量货币结构的调整,以往单纯追求增加货币总量的做法不利于中国金融中介和金融市场体系的完善,也不利

* 上海财经大学国际工商管理学院世界经济专业博士研究生,200433。

于保持经济增长的可持续性发展。本文基于半参数模型使用跨国面板数据对金融发展与经济增长之间的关系进行分析,探寻二者之间的“真正”关系,并提出相关的改进措施,对于改善中国的金融发展、促进可持续的经济增长都有着重要意义。

二、相关文献综述

伴随着 1990 年内生经济增长理论的发展,有关金融发展与经济增长之间的研究也逐渐集中于二者之间的非线性关系研究。由于不同文献进行研究时所使用的数据和估计方法的不同,导致二者之间的关系尚没有统一的结论。比如,经济学家发现如果考虑了控制变量和稳态增长率的情形下,会存在两个均衡水平,因此金融中介和经济增长之间的关系不是线性的。Saint-Paul(1992)最早提出金融发展和经济增长之间存在较高金融发展水平和较低金融发展水平下的二重均衡的存在性,因此,二者之间是非线性关系。Liang 和 Reichert(2012)在实证研究中发现包含非银行金融机构的金融发展对经济增长的影响是非线性的,这是因为非银行金融机构的风险较大并且对其监管较弱,由此会对经济增长可能产生副作用。现有的金融发展与经济增长之间的非线性关系的文献研究主要是从以下两个方面展开的。

第一,非线性 U 型关系。Greenwood 和 Jovanovic(1990)从理论上建立模型,提出金融发展和经济增长之间是互相内生决定的。金融中介可以提高资本回报率,从而促进增长;反过来,经济增长也会促进金融结构的调整,基于这种内生理论,提出了类似库兹涅茨曲线假说,在进行实证研究时增加了金融中介变量的二次项作为解释变量,结论表明二者关系呈现 U 型。Hung(2009)构建了存在非对称信息情况下的生产—投资理论模型,如果考虑具有非产出性质的消费贷款,则金融发展与经济增长之间的关系是 U 型的,这是因为金融中介的发展对经济增长产生边际效应,并且从长期来看,消费贷款的增加最终会不利于经济增长。国内学者施炳展和齐俊妍(2011)把金融发展的二次多项式考虑到计量方程中,实证结果也支持金融发展与经济发展之间存在非线性关系。

第二,非线性门槛效应。变量之间存在多重均衡状态,可能是由于金融发展与经济增长之间的非线性关系是由其它变量作为门槛变量导致的,这种门槛变量可以是人均 GDP、金融发展的水平或者通货膨胀率等。例如,Huang 和 Lin(2009)认为金融发展和经济增长之间的关系取决于经济发展的阶段。他们使用内生门槛回归,把法律渊源作为工具变量,得出二者之间存在正向关系,但是该正向关系在低收入国家比高收入国家的效应要大得多。张宗益和周靖祥(2009)运用中国 1952—2007 年的数据,基于内生门槛自回归模型检验金融信贷与经济增长的关系,把经济增长作为门槛变量,得到其临界点是改变我国的金融信贷结构和金融信贷资产的配置的关键点,得出中国需要盘活资产存量的结论。Rioja 和 Valev(2004)指出如果把金融发展作为门槛变量,会发现在金融发展水平较低的国家,金融市场的效率改变对经济增长的作用是不确定的。Eggoh 和 Villieu(2013)使用动态面板系统 GMM 估计并结合面板平滑门槛回归(PSTR, panel smooth threshold regression)模型,把金融发展水平作为门槛变量,研究结论表明金融中介的发展存在阈值效应,即在金融发展水平较低的国家,金融发展与经济增长之间的关系是正向的,然而在金融发展水平较高的国家,二者之间的关系是很难确定。Rousseau 和 Wachtel(2002)则是把通货膨胀率作为门槛变量,结论表明当通胀率超过 13% 时,金融发展与经济增长之间的关系存在负相关性。国内学者黄智淋和董志勇(2013)考虑了内生性的情况,以通货膨胀作为门槛变量对金融发展与经济增长之间的关系进行了研究。此外还有学者认为门槛效应可能有多:例如,何静和李村璞(2012)以泰国为例,认为银行私人部门贷款余额的变动与经

济增长变动之间的关系存在两个门限,而且该种情况需要使用非线性平滑转换模型研究。

总而言之,通过以往研究金融发展与经济增长之间的非线性关系文献可以看出,国内外学者研究二者之间的关系主要集中于参数模型的研究,例如,二者之间的非线性 U 型关系以及非线性门槛变量。对于 U 型关系,在模型建立时实际上是引入了二次函数的形式,但是目前并不存在可以解释二者之间存在 U 型关系的理论,仍然是一种经验性的假设。在使用门槛变量的文献中,对于非线性的门槛变量的选择也存在争议,而且不同的门槛变量对估计结果具有很大的敏感性,同时也会存在不同的函数形式设定,甚至会导致待估参数的符号发生改变。例如,Rioja 和 Valev(2004)的研究认为金融发展与经济增长之间的关系不确定,而 Rousseau 和 Wachtel(2002)认为金融发展与经济增长存在负相关关系。因此,探寻金融发展与经济增长之间的非线性关系应该使用半参数模型的分析方法。

而在以往的文献中,很少有文献基于半参数模型的方法对金融发展与经济增长进行分析,可能是数据收集不够完善(比如面板数据的获取较困难)、实证方法不完善(比如半参数统计过于复杂)、金融发展的指标选择具有敏感性、遗漏变量以及金融发展的内生性问题没有得到很好处理。而本文之所以不使用非参数模型是因为该方法存在“维度的诅咒”^①,例如刘洪和金林(2012)提出,在进行多元回归时,由于非参数模型很难应用到高于二维的多维情形。所以,实际中更多的是用半参数模型来描述变量之间的非线性关系:即把重要解释变量作为非参数部分进行估计,而把其余变量作为控制变量以线性部分进行估计。因此,本文将基于半参数模型对金融发展与经济增长之间的非线性关系进行实证研究。

本文的创新之处体现为以下三点:第一,使用的数据跨度时间较长,数据更新到 2010 年,主要基于 Beck 等(2013)所提供的数据。第二,基于 Baltagi 和 Li(2002)所提出的半参数模型分析方法对金融发展与经济增长进行非线性实证研究,这是一种更加有弹性的新方法,因为在此模型中,可以不需要设定金融发展的任何函数形式,从而获得金融发展和经济增长的“真正”的关系。第三,本文为了克服金融发展指标的敏感性问题,采用三种指标衡量金融发展,分别是流动性指标,商业银行重要性指标以及私人信贷指标。同时本文在模型中加入控制变量使关键变量保持外生性,从而最大程度上来克服内生性问题。

三、模型设定、指标选择与数据来源

(一) 模型设定

本文基于 Baltagi 和 Li(2002)设定了半参数局部线性半参数模型 PLR(partial linear regression),对金融发展和经济增长之间的关系进行再检验。Yatchew(1998)认为大多数经济理论在研究自变量和因变量之间关系时,都无法识别出特定的函数形式。而在 PLR 模型中,可以不需要设定金融发展的任何函数形式,这样可以获得金融发展和经济增长的“真正”的关系。该模型以可加的形式引入非线性成分,可以获得非线性部分对因变量的边际效果的图形,这样做的好处是可以直接观察到非线性变量与因变量之间的关系走势,可以为模型中的参数方程的设定提供更加合适的指导。具体模型见(1)式:

^①非参数估计,其非参数部分只能是一个变量或者两个变量,超过三个以上几乎无法收敛。所以非参数估计虽然不用设定函数形式,但是维度的限制导致了它的应用,目前主要是使用在汇率和利率的高频数据中。

$$growth_{it} = \alpha_i + \beta_1 initial + \beta_2 hc_{it} + \beta_3 gov_{it} + \beta_4 open_{it} + \beta_5 inf_{it} + F(fin_{it}) + \mu_{it} \quad (1)$$

其中, $growth$ 代表经济增长; fin 代表金融发展程度, 做为模型中的非线性部分。在进行对(1)式的估计过程中, 如果非线性部分存在内生性问题, 则整个估计结果将是不一致的。Newey 等(1999)、Yatchew(2003)以及 Ahamada 和 Flachaire(2010)都主张在模型中加入较多的控制变量来保证非线性部分的外生性。因此本文也采用加入控制变量的办法以保证非线性部分 fin 的外生性。主要包括五个控制变量: $initial$ 代表各国的初始人均收入, 此变量可以检验经济增长是否收敛; hc 代表人力资本; gov 代表政府支出占 GDP 的比例; $open$ 代表对外贸易所占 GDP 的比例; inf 代表通货膨胀率。

此外, α_i 代表固定效应, 包括政治稳定度, 种族的多样性, 各国文化的差异等因素, μ_{it} 表示随机误差扰动项, i 代表各个国家, t 代表不同时期。同时考虑到由于各个国家之间会存在空间相关性, 即截面相关, 因此本文为了保证结果的有效性, 对标准误进行了 *cluster* 调整。

(二) 估计方法介绍

本文所使用的局部线性半参数模型 PLR, 如(2)式。

$$y_{it} = \beta' X_{it} + f(fin_{it}) + \alpha_i + \mu_{it} \quad (2)$$

其中, $i = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T$, 其中 $T < N$

y_{it} 是因变量, x_{it} 是控制变量, fin_{it} 是模型的非线性部分。对(2)采用一阶差分得到(3)式:

$$y_{it} - y_{it-1} = \beta' (X_{it} - X_{it-1}) + [f(fin_{it}) - f(fin_{it-1})] + \mu_{it} - u_{it-1} \quad (3)$$

对 $g(fin_{it}, fin_{it-1}) = f(fin_{it}) - f(fin_{it-1})$ 采用 p 级多项式来近似估计 $f(fin_{it}) - f(fin_{it-1})$

$$P^k(fin_{it}, fin_{it-1}) = P^k(fin_{it}) - P^k(fin_{it-1}) \quad (4)$$

其中, $P^k(fin)$ 是 k 期序列的函数形式, 把(4)式代入(3)式, 得出:

$$y_{it} - y_{it-1} = \beta' (X_{it} - X_{it-1}) + [P^k(fin_{it}) - P^k(fin_{it-1})] \gamma + \mu_{it} - u_{it-1} \quad (5)$$

对于(5)式则可以使用 OLS 方法, 一旦参数 β' 和 γ 被估计出来, 则很容易拟合出来固定效应 α_i

$$\hat{\varepsilon}_{it} = y_{it} - \hat{\beta}' X_{it} - \hat{\alpha}_i = f(fin_{it}) + \mu_{it} \quad (6)$$

通过(6)式, 非线性部分 $f(fin_{it})$ 可以通过非参数模型估计得到。叶阿忠(2007)指出主要有三种非参数光滑方法: 核函数光滑, 样条光滑、 P 级多项式光滑。本文使用 B-spline 样条进行回归, 阶数 $k = 4$, 这也是在目前实证文献中使用最多的估计非参数向量的方法。因为样条光滑是 MSE(最小均方误差)的最佳拟合, 可以防止非参数光滑中的过度拟合问题, 更为重要的是, 在软件的内嵌程序中, B 样条的迭代算法更容易估计。

(三) 指标选择及数据来源

1. 经济增长: 使用人均 GDP 的增长率指标 $growth$ 来衡量, 数据来源: WDI(World Development Index)2012 光盘版。

2. 金融发展: 本文结合 Levine 等(2000)的度量金融发展的方法, 提出用三个指标作为金融发展的代理变量来避免单一指标的敏感性。即(1)式中的 fin 变量。(1) $llgdp$: 表示金融中介的流动性负债, 流动性 = (货币 + 银行支付利息的负债 + 非银行金融中介)/GDP, 用 $llgdp$ (流动性占 GDP 的比例)来衡量流动性, 该指标是在实证研究中被广泛采用流动性的指标。(2) $dbcb$: 商业银行资产/(商业银行资产 + 中央银行资产), 表示商业银行相对于中央银行的重要性程度, 因为商业银行在配置社会储蓄、评估潜在的收益以及项目的各种风险方面比中央银行要更有优势。(3) $prived$: 私人信贷占 GDP 比重。这是衡量金融中介(银行部门)提供给私人部门的融资渠道, 这与金融中介提供给政府部门以及国有企业是作为对比的。数据来源: Beck 等(2013)。

3. 控制变量:(1)人均收入的初始值 *lntial*:采用 2005 年不变美元计算的人均 GDP,由于是每个三年做一次平均,所以,该变量选择每个初始年份的开始值(例如,1960 年,1963 年,⋯,2010 年)。(2)人力资本 *hc*:世界银行对教育的两种定义:一个是识字率,用 15 岁及以上人口占总人口的识字率来衡量,但是目前该指标只有哈佛大学的巴罗教授统计,且数据每五年更新一次,只更新到 2000 年。本文由于研究样本的选择以及时间的涉及较长,所以选择人力资本的另外一种衡量方法—教育年数法,即人口所接受的初等教育年数。(3)政府规模的大小 *gov*:用政府消费支出占 GDP 的比重衡量。(4)开放度 *open*:用一国贸易的进出口占 GDP 的比重衡量。(5)通货膨胀 *inf*:选择 CPI 作为通胀的度量。数据来源:IFS 和 WDI2012 光盘版。

四、实证结果分析

本文根据 Beck 等(2000)选择了 66 个国家样本,研究金融发展与经济增长的关系,为了最大程度的控制内生性问题,选择了人力资本,政府支出大小,开放度,通胀率作为控制变量,并且为了验证经济增长的收敛程度,把人均收入的初始值也作为控制变量。该样本数据不仅可以代表全球样本,也可以体现出不同样本国家的截面异质性。另外,考虑到在不同经济发展水平的国家,金融发展和经济增长之间的关系表现可能会有所不同,因此本文首先进行全样本回归,再进行分样本回归,样本分为发达国家和发展中国家两组。

(一) 全样本半参数回归

本文使用面板数据半参数模型在全样本回归分析中,将所有控制变量设定为模型的线性部分,衡量金融发展的三个指标分别设定为模型的非线性部分,从而得到三组回归结果。同时,为了进行比较,我们也进行了 OLS 和固定效应回归,为了节约篇幅,我们在进行 OLS 和固定效应回归时,仅仅呈现采用私人信贷指标衡量金融发展的模型估计结果^①。

在表 1 中,模型一和模型二分别代表普通 OLS 和固定效应模型的回归结果,模型三、四、五分别代表半参模型中非参部分金融发展变量分别使用流动性指标,商业银行重要性指标以及私人信贷指标的回归结果。

表 1 金融中介与经济增长的半参数固定效应回归

	模型一	模型二	模型三	模型四	模型五
人均收入初始值	0.0051 *** (3.42)	0.0410 *** (4.17)	0.1298 *** (5.38)	0.1154 *** (5.05)	0.1375 *** (5.86)
人力资本	-0.0062 ** (-2.23)	0.0039 (0.52)	0.0054 (0.46)	0.0065 (0.68)	0.0044 (0.38)
政府规模	-0.1076 *** (-3.09)	-0.0474 (-0.87)	-0.2136 * (-1.99)	-0.3111 *** (-2.86)	-0.2213 ** (-2.06)
开放度	0.0160 *** (3.37)	0.0268 ** (2.23)	0.0437 ** (2.61)	0.0431 *** (2.70)	0.0379 ** (2.35)
通胀率	-0.0008 *** (-3.33)	-0.0007 *** (-2.76)	-0.0008 *** (-3.10)	-0.0009 *** (-2.67)	-0.0008 ** (-2.63)
私人信贷	-0.0075 (-1.28)	-0.0335 *** (-3.55)			

注: *、** 及 *** 分别代表在 10%、5%、1% 的显著性水平上显著。括号中的数值是 t 统计量。

^①若采用其他指标,得到估计值的系数和显著性并没有发生太大变化,有需要该结果的可以联系作者。

从表 1 中可以看到大多数解释变量的估计系数在 5% 的显著性水平上显著:1. 人均收入初始值的系数符号显著为正值,说明穷国会越来越穷,富国会越来越富,即经济增长不收敛呈发散趋势。2. 在模型一中,人力资本的系数显著为负,可能是因为 OLS 估计遗漏了固定效应部分导致结果严重有偏。然而在半参模型中该变量估计系数符号为正,说明人力资本对经济增长是有正向作用的,比较符合实际情况。3. 政府规模在五个模型中估计系数均显著为负,说明随着政府对经济活动的干预力度不断加大,其对经济增长已经产生了负作用,因此需要逐渐缩小政府非生产性活动范围。4. 开放度的系数在五个模型中显著为正,表明经济全球化对一国经济增长具有积极意义。5. 通货膨胀系数在五个模型中均显著为负,这在一定程度上否定了菲利普斯曲线,可能的原因是我们采用的数据为年度数据,时期较长因此反映的通胀与经济增长之间的关系为长期关系,而菲利普斯曲线仅仅表明二者之间的短期关系,所以本文认为从长期来看,通胀对经济增长具有负作用。

本文对半参数模型进行估计时使用 epanechnikov 作为核函数,p 级多项式采用 4 级,宽度 (bandwidth) 设定为 0.7,可以得到更加直观的反映金融发展与经济增长非线性关系的图形(图 1—图 3)。图 1—图 3 中的阴影部分代表 95% 的置信区间,横轴代表金融发展指标(分别对应流动性指标,商业银行重要性指标以及私人信贷指标),纵轴代表金融发展指标对经济增长的边际效果 $f(\text{Fit})$ 。本文对散点图进行平滑拟合得到红色拟合线,可以观察到金融发展与经济增长之间存在复杂的非线性关系。

从图 1 可以看出在较低流动性水平期间(即 llgdp 等于 2 之前),金融发展与经济增长之间存在负向关系。而在较高流动性水平期间(即 llgdp 介于 2 到 2.5 之间),随着金融发展水平的提高,经济增长呈现先下降后上升的趋势。从图 2 可以看出金融发展对经济增长的影响效果首先为负,经济增长下降一段时间之后才会逐渐上升,最终接近水平趋势。图 3 呈现的二者关系也大致如此,随着金融发展水平的不断提高,经济增长先下降然后逐渐接近水平趋势。总之,我们的实证研究表明与传统的多项式函数设定所得到的结果是不一致的,二者之间的关系并不是一个简单的倒 U 型曲线。图 1—3 表明无论采用何种指标对金融发展进行衡量,总是得出如下结论:即在金融发展水平较低时期,对经济增长表现出负作用,然而随着金融发展水平的进一步提高,其对经济增长的正作用才逐渐显现出来,或者表现出来水平关系。

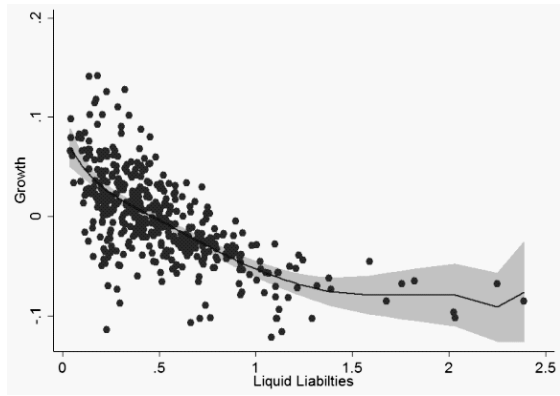


图 1 流动性指标对经济增长的效果

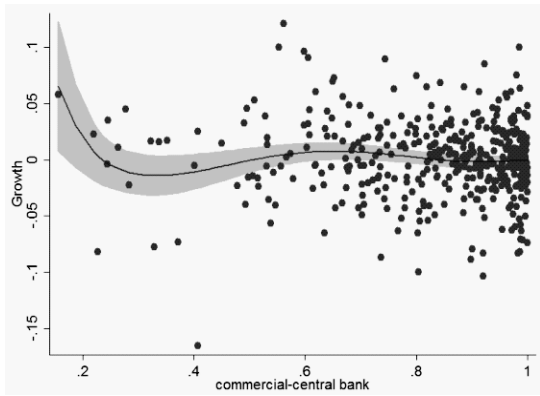


图 2 商业银行重要性指标对经济增长的效果

金融发展与经济增长之间存在较复杂的非线性关系,可能的原因如下:(1)由于银行业的管理者也会被其它机构监督,因此,他们往往不会对有形资产进行过度的投资,这在一定程度上会给企业带来损失,从而给经济增长带来可能的负面影响。(2)金融中介本身为了追求盈利最大化可能会产生太多的投机性活动,这种投机性行为会影响经济体的稳定性,从而不利于经济增长。(3)在发展中国家,由于市场机制仍处在不成熟阶段,市场交易缺乏透明度以及制度的不完善,银行体系较脆弱,这

些因素均不利于经济增长。同样,该实证结论与 Saci 等(2009)是一致的,即认为金融中介的发展与经济增长在长期内是负相关关系的。(4)银行部门仅仅是金融中介的其中一个组成部分,经济体内还有其他的金融中介对经济增长产生重要影响,比如保险公司、社保基金以及非银行金融机构等。因此如果仅仅采用商业银行重要性作为金融发展的代理变量可能并不能完全说明金融发展与经济增长之间的关系。(5)部分国家对金融中介具有较强的监管和法律约束,但是另外一部分国家的法律体系相对不发达,因而并不能有效保证正规金融的发展,企业之间进行融资活动较频繁(对相关企业进行相互借贷),同时银行会倾向于贷款给政府(地方债务)和国有企业。因此在全样本分析中没有对不同的国家进行分组研究得到的结论会稍有偏颇。(6)由于本文研究的样本国家数量较多,然而在不同国家对银行和非银行的定义口径不同,因此在进行搜集数据时,较难区分商业银行和政策性银行的业务,由此得到的二者关系也会比较复杂。

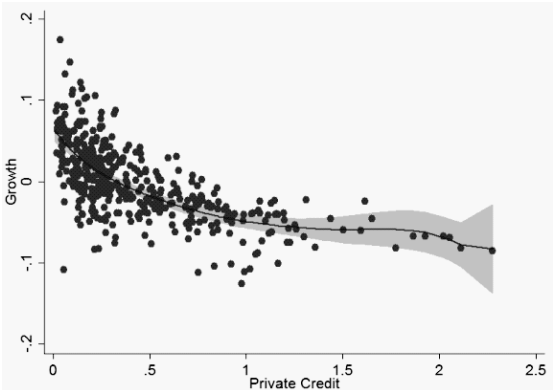


图3 私人信贷对经济增长的效果

(二) 分组样本半参数回归

根据上文所述,为了进一步在不同收入水平国家内分析金融发展对经济增长的影响,本部分对 66 个国家进行分组,分组的原则按照 2005 年不变美元计算的人均 GDP 进行排列,因为穷国经过一段时间内会变成富国,而富国也有可能变成穷国。所以,本文对每个国家进行组内平均,然后对组内平均值进行排列,分别为低收入国家,中等收入国家和高收入国家。同时为了结果的稳健性,本文舍弃中等收入国家数据,只对低收入和高收入分组进行面板数据的半参数回归。

表2 低收入国家和高收入国家线性部分估计结果

	低收入国家			高收入国家		
	流动性	银行重要性	私人信贷	流动性	银行重要性	私人信贷
收入初始值	0.1546 *** (4.14)	0.1311 *** (3.35)	0.1636 *** (4.08)	0.1055 *** (3.32)	0.0395 (0.86)	0.0808 *** (3.39)
人力资本	0.0128 (1.03)	0.0065 (0.60)	0.0067 (0.51)	-0.0081 (-0.93)	-0.0064 (-0.83)	-0.0058 (-0.85)
政府规模	-0.0600 (-0.41)	-0.1839 (-1.19)	-0.1118 (-0.68)	-0.1537 (-1.32)	-0.2010 ** (-2.10)	-0.0752 (-0.67)
开放度	0.0640 *** (3.19)	0.0418 * (2.05)	0.0675 *** (2.95)	0.0522 (1.23)	0.0334 (0.96)	0.0641 * (1.93)
通胀率	-0.0012 *** (-4.19)	-0.0004 (-0.75)	-0.0007 ** (-2.78)	-0.0139 ** (-2.64)	-0.0093 * (-1.85)	-0.0172 ** (-2.79)

注：*、** 及 *** 分别代表在 10%、5%、1% 的显著性水平上显著。

从表 2 中可以看出:(1)人力资本。无论是在低收入国家还是高收入国家,人力资本对经济增长的影响仍然不显著,这可能是由于本文所选择的教育年数法是来自于政府的规定而非各国人民实际接受的教育年数,导致存在统计偏差。(2)政府规模。在分组样本国家中,政府支出对经济发展的影响变得不显著了,但仍然是负向影响,原因可能是发展中国家的政府支出主要用于改善公务员的薪水或者投资于教育等非生产性投资,而在高收入国家政府支出主要用于转移支付以及社会保障等非生产领域,所以政府支出均未能对经济增长产生正作用。(3)开放度。在低收入国家该指标对经济

增长有显著正向影响,然而在高收入国家该指标对经济增长的影响虽然为正却不显著,主要是因为高收入国家基本是世界大国包括欧盟国家,自从欧盟成立后,欧洲一些富国在欧盟内部实现了自给自足,根据标准的国际贸易理论大国等同于封闭经济,因此开放度对大国经济发展的作用是不显著的。(4)通货膨胀率。在分组样本国家中,无论是低收入国家还是高收入国家,通货膨胀率对经济增长的影响显著为负,说明我们在全样本分析中所得到的结论是比较稳健的,即长期内通货膨胀不利于经济增长。

与前文分析思路一致,为了可以直观看出在非参模型中作为非线性部分金融发展变量对于经济增长的影响,本文分别用流动性指标、商业银行重要性以及私人信贷指标衡量金融发展,得到三组低收入与高收入国家的对比拟合图。(详见图4—图9)

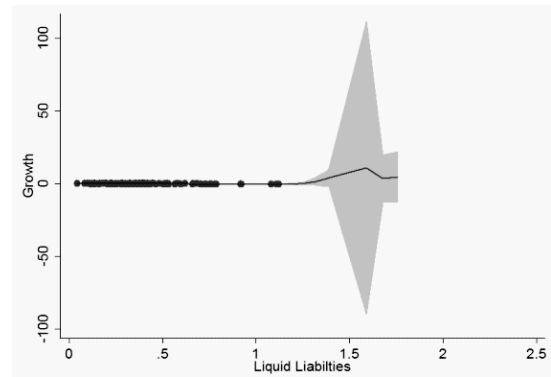


图4 低收入国家流动性指标对经济增长的效果

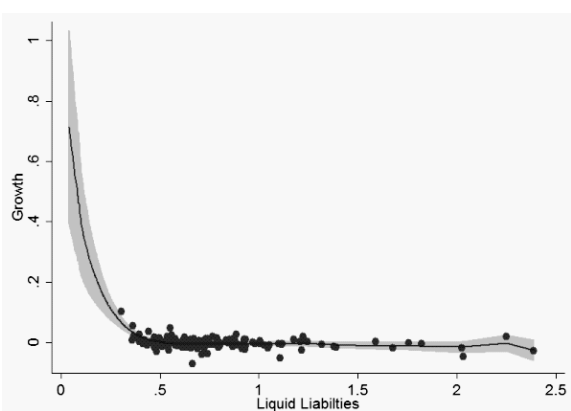


图5 高收入国家流动性指标对经济增长的效果

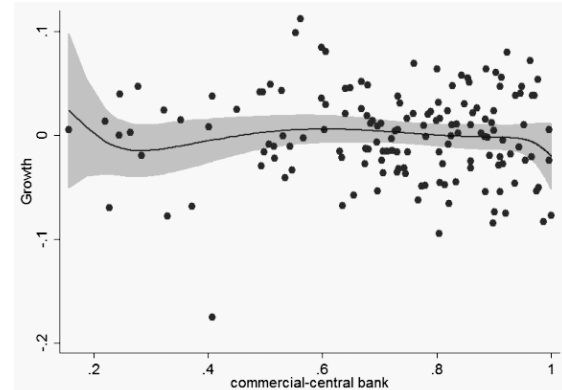


图6 低收入国家商业银行重要性对经济增长的效果

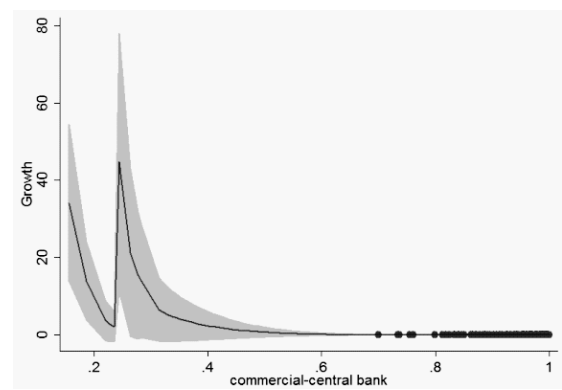


图7 高收入国家商业银行重要性对经济增长的效果

分组之后的图形表明,金融发展与经济增长之间的关系表现出较为复杂的非线性关系,这一结论与单纯的U型和门槛效应不同。但是在不同收入水平国家内随着金融发展的不断变化,二者之间的关系存在水平状态,且置信区间在零附近,说明金融中介与经济增长在一段时期内是无任何显著关系的,这一结论为政府提供了政策建议,即不能完全依靠制定促进金融发展的政策实现经济增长目的,这一点和Beck和Levine(2002)以及Ketteni等(2007)的结论是一致的。特别是图7表明,金融发展与经济增长之间的关系呈现V型波动,二者之间的关系非常不稳定,出现这一现象的原因可能是由于在发达经济体中,其他形式的金融机构尤其是影子银行的发展对经济增长有显著影响,因此,我们仅仅采用商业银行重要性指标来衡量金融发展,用以解释金融发展对经济增长的影响并不理想。

然而从私人信贷指标来看,我们发现在高收入国家内,金融发展与经济增长之间的关系呈现M

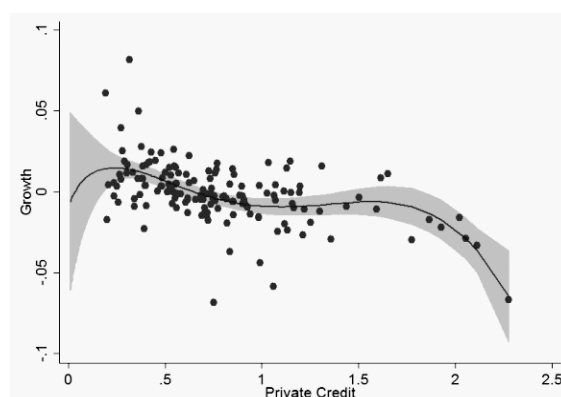
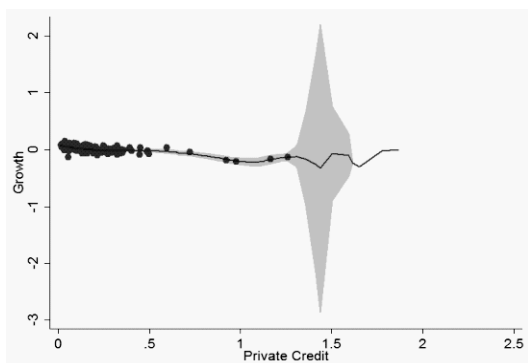


图8 低收入国家私人信贷对经济增长的效果 图9 高收入国家私人信贷对经济增长的效果

型,即金融发展在一定时期促进经济增长,又在另一段时期内对经济增长有阻碍作用,这个结论充分说明凯恩斯主义主张的信贷支持经济增长模式在高收入国家已不再适用,同时,该结论对高收入国家也具有重要的政策启示:即当经济增长到某一阶段时,对于金融中介的发展要加强监管,因为放松管制导致私人信贷的扩张可能会形成金融市场风险,最终爆发系统性风险不利于经济增长。2008年美国爆发的次贷危机也为中国银行监管敲响了警钟:随着90年代以来金融市场蓬勃发展,美国逐渐成为世界范围内高度发达经济体,然而由于存在各种监管漏洞,不能及时发现银行体系的问题从而导致市场风险蔓延,最终形成金融危机,对实体经济造成了极大的冲击。总而言之,本文通过对样本进行分组实证研究,得到的结论与全样本情形下得出的负向关系有一定区别,然而无论是全样本还是分组样本,本文的实证结论都表明金融发展并不一定促进经济增长,而且二者之间表现出来的非线性关系也并不是简单的U型关系或者门槛效应关系。

五、相关政策建议

本文基于非参数局部线性模型对金融发展与经济增长之间的关系进行检验,并且进行全样本和分组样本实证检验,发现二者之间存在复杂的非线性关系。目前我国正处于经济转型期,由不发达经济体向发达经济体过渡,因此研究金融发展是否真的能够促进经济增长,具有重要的实际意义和政策启示:

首先,应该注重货币存量结构调整。中国央行进行货币投放的时候,应该注意在不同金融发展水平阶段的信贷投放量,由本文的实证分析得知,在金融发展初期,如果增加信贷投放量,确实能够促进经济增长,然而随着信贷累积量的逐渐增加,会导致通胀加剧,破坏了微观层面的价格配置资源的功能,从而造成经济衰退。我国目前已存在流动性过剩以及M2超发的情形,因此不能再继续通过较高的银行贷款余额和扩张地方政府主导的投资来保持较高的经济增长率,否则会加剧产能过剩。因此建议应该对一些已经出现产能过剩的行业进行信贷收缩,注重货币存量结构调整。

其次,应该加强企业道德风险监管。我国未能跨入世界高收入水平国家行列之前,仍然属于不发达收入国家,根据我们的实证分析结果,在低收入国家,即使金融发展中信贷大量支持民营经济发展,也未必能促进经济增长。这一分析结论与当前的中小企业融资理论相悖,可能的原因是存在道德风险,即民营企业获得信贷资金之后,并没有把信贷资金用于实体经济的生产,而是用于房地产投资或私人借贷以获取高额的回报。比如温州的中小企业获得政府专项资金之后,往往把获得的信贷

资金用于炒房或者民间借贷。因此,我国在没有建立发达的金融市场之前,如果进行货币存量的结构调整,必须有配套的监管措施来监督中小企业的道德风险。否则,即使通过调整货币存量结构将信贷资金投入中小创新企业,也未必能够实现经济增长。

最后,应该转变政府职能。建议提倡“大市场,小政府”的服务型政府,因为我们的研究发现:无论是全样本还是分组样本,控制变量政府支出对经济增长的关系有显著负影响,这表明如果要保持经济增长可持续性,政府支出占 GDP 的比重应该下降。然而我国目前的经济增长仍然是以政府投资为主导带动私人投资的模式,这在短期内可以促进经济增长,但是随着经济增长水平的不断提高,政府支出对经济增长会有显著负作用,最近政府债务危机的不断发生也给我们敲响了警钟。因此建议政府应该加大公共产品和服务的供给,减少政府投资,转变为服务型政府。

参考文献:

何静、李村璞,2012:《泰国金融发展与经济增长:存在门限的非线性关系》,《暨南学报》(哲学社会科学版)第1期。

黄智淋、董志勇,2013:《我国金融发展与经济增长的非线性关系研究——来自动态面板数据门限模型的经验证据》,《金融研究》第7期。

刘洪、金林,2012:《基于半参数模型的中国 gdp 数据准确性评估》,《统计研究》第10期。

施炳展、齐俊妍,2011:《金融发展、企业国际化形式与贸易收支》,《世界经济》第5期。

叶阿忠,2007:《非参数计量经济学》,天津:南开大学出版社。

张宗益、周靖祥,2009:《金融信贷与经济增长非线性关系检验:1952—2007》,《金融学季刊》第2期。

Ahamada I. and E. Flachaire,2010, *Non-Parametric Econometrics*, Oxford: Oxford University Press.

Baltagi, B. H. and D. Li,2002, “Series Estimation of Partially Linear Panel Data Models with Fixed Effects”, *Annals of Economics and Finance*, vol.3, no.3, pp. 103 – 116.

Beck, T. , R. Levine and N. Loayza,2000, “Finance and the Sources of Growth”, *Journal of Financial Economics*, vol.58, no.1, pp. 261 – 300.

Beck, T. and R. Levine,2002, “Industry Growth and Capital Allocation: Does Having a Market- or Bank-Based System Matter? ”, *Journal of Financial Economics*, vol.64, no.2, pp. 147 – 180.

Beck, T. , A. Demircuc-Kunt, R. E. Levine, M. Cihak and E. H. B. Feyen,2013, “Financial Development and Structure Dataset ”, 2013 年 11 月, <http://econ.worldbank.org/WBSITE/EXTERNAL/EXTDEC/EXTR-ESEARCH/0,,contentMDK:20696167~pagePK:64214825~piPK:64214943~theSitePK:469382,00.html>.

Eggoh, J. C. and P. Villieu,2013, “The Nonlinear Relationship between Financial Development and Economic Growth Revisited”, *Revue D Economie Politique*, vol.123, no.2, pp. 211 – 236.

Greenwood, J. and B. Jovanovic,1990, “Financial Development, Growth, and the Distribution of Income”, *Journal of Political Economy*, vol.98, no.5, pp. 1076 – 1107.

Huang, H. C. and S. C. Lin,2009, “Non-Linear Finance-Growth Nexus: A Threshold with Instrumental Variable Approach”, *Economics of Transition*, vol.17, no.3, pp. 439 – 466.

Hung, F. S. ,2009, “Explaining the Nonlinear Effects of Financial Development on Economic Growth”, *Journal of Economics*, vol.97, no.1, pp. 41 – 65.

Ketteni, E. , T. Stengos, A. Savvides and T. Mamuneas,2007, “Is the Financial Development and Economic Growth Relationship Nonlinear?”, *Economics Bulletin*, vol.15, no.14, pp. 1 – 12.

Levine, R. , N. Loayza and T. Beck,2000, “Financial Intermediation and Growth: Causality and Causes”, *Journal of Monetary Economics*, vol.46, no.1, pp. 31 – 77.

Liang, H. Y. and A. K. Reichert, 2012, "The Impact of Banks and Non-Bank Financial Institutions on Economic Growth", *Service Industries Journal*, vol. 32, no. 5, pp. 699 – 717.

Newey, W. K., J. L. Powell and F. Vella, 1999, "Nonparametric Estimation of Triangular Simultaneous Equations Models", *Econometrica*, vol. 67, no. 3, pp. 565 – 603.

Rioja, F. and N. Valev, 2004, "Does One Size Fit All?: A Reexamination of the Finance and Growth Relationship", *Journal of Development Economics*, vol. 74, no. 2, pp. 429 – 447.

Rousseau, P. L. and P. Wachtel, 2002, "Inflation Thresholds and the Finance-Growth Nexus", *Journal of International Money and Finance*, vol. 21, no. 6, pp. 777 – 793.

Saci, K., G. Giorgioni and K. Holden, 2009, "Does Financial Development Affect Growth?", *Applied Economics*, vol. 41, no. 13, pp. 1701 – 1707.

Saint-Paul, G., 1992, "Technological Choice, Financial Markets and Economic Development", *European Economic Review*, vol. 36, no. 4, pp. 763 – 781.

Yatchew, A., 1998, "Nonparametric Regression Techniques in Economics", *Journal of Economic Literature*, vol. 36, no. 2, pp. 669 – 721.

Yatchew, A., 2003, *Semiparametric Regression for the Applied Econometrician*, Cambridge: Cambridge University Press.

(责任编辑: 润 州)

Does the Development of Finance Really Lead to Economic Growth?: A Semiparametric Analysis

CAO Qiang

Abstract: Using the panel data of 66 countries worldwide, we re-examined the relationship between financial development and economic growth, and tested the results by putting those countries in different groups according to their income levels. In order to overcome the sensitivity of choosing financial development indicators, we selected the liquidity, the importance of commercial banks and personal debt as indicators to measure financial development. The empirical results show that: whether in the whole sample or in sample groups, a complex non-linear relationship exists between financial development and economic growth, which suggests that financial development does not always increase economic growth. On this basis, we offer the following three suggestions: to reform the structure of monetary stock; to enhance the supervision of companies' morality; and to transform the function of government.

Key words: semiparametric estimation; financial development; economic growth