

投资与信贷配置的关联机制

——来自中国数据的经验事实

李泽广 王博*

摘要: 对投资与信贷配置互动机制的研究有助于深刻理解中国转型期增长模式。本文从小样本的总量数据和分省面板数据两个层面探讨了中国宏观投资与信贷支持互动关系的特征事实。两组经验分析均支持投资和信贷存在长期稳定关系,然而不同于其他研究,本文证实中国的总量投资增长并非所谓的“信贷驱动型”模式,而是宏观投资的快速增长内生地拉动了“信贷供给”,连同我国现行间接融资体系非市场化的配置机制内生地拉动了信贷扩张。

关键词: 投资 信贷支持 面板协整 因果关系

一、引言

自 Goldsmith (1969) 开创经济增长和金融发展研究之先河以来,相关研究的视角和方法不断创新,已经成为当前宏观经济学研究的热点之一。对于信贷配置和投资增长关系的相关研究也是如此。Gupta 和 Lensink (1996) 等一系列具有深远影响的文献都发现,投资的规模和质量在很大程度上取决于金融系统动员储蓄和信贷配置的效率。于此意义而言,对信贷资源配置体系的功效和内在机制进行深入探究是十分必要的,将有助于理解中国转型期支持投资增长的信贷机制变迁问题,也会对中国今后的投融资体制改革提供有益的借鉴。特别是在全球金融危机的宏观背景之下,为下一阶段信贷政策的取向提供相应的经验证据和理论支撑。

然而,现有文献对中国改革开放以来的投资效率的变动、资本形成中的总量特征,及其背后的信贷支持机制仍然缺乏系统的考察,许多与政策密切相关的命题也未得到明确的解答。中国社会科学院课题组 (2007) 提出,与中国经济增长模式相匹配的信贷金融体系对投资的高速增长起到了决定性的驱动作用。事实果真如此吗? 信贷政策是否也被动地内生于国家通过大力促进投资实现经济增长的发展战略呢?

事实上,从契约理论的角度来看,信贷契约对投资的影响渠道可以分为两个主要方面:即信贷对投资的流动性提供功能 (Bacchetta, 2000),以及信贷对投资项目的监督与治理功能 (Tirole, 2005)。就中国体制背景的具体分析可以发现,高度垄断的金融结构和双重预算软约束所形成的政府和市场的“双重信贷配置”机制共生是刻画包括中国在内的多数发展中国家信贷市场特征的关键要素 (李泽广, 2009)。除此之外,我国还同时存在“局部信用膨胀”和“局部信用紧缩”的非均衡信贷配置现象 (程卫红, 2003);以及超额信贷供给所导致的企业结构性投资过度问题 (何建明, 2006)。

由于理论上的含混性、对信贷资源和投资增长概念本身的界定与理论演绎存在较大的差异等原因,理论和经验研究很难得出一致性的结论,甚至一些观点相互矛盾。所以解决这一“理论之谜”的最好方式是通过实证检验来分析和研判,对纷繁复杂的理论进行分辨和确认。循此思路,国内外对于信贷和投资之间互动关系的研究多集中于金融发展和经济增长的框架之内。从研究方法来看,大致划分为以下三类:(1)截面的线性分析,主要采用总量数据,或者省际数据进行逐个回归。如 King 和 Levine (1993)、Gupta (1996) 等的一系

* 李泽广,南开大学经济学院,邮政编码:300071,电子信箱:nkroad@gmail.com;王博,南开大学经济学院,邮政编码:300071。

本文为国家社科基金重大项目“深化财税、金融、外贸和投资体制综合改革”(06&ZD030)和教育部人文社科青年项目“国外经典投资理论在我国的适用性研究”(07JC790063)的阶段性成果。作者感谢导师戴相龙研究员和马君潞教授的指正,也感谢匿名审稿人对本文提出的认真细致的修改意见。当然,文责自负。

列研究,大都采用跨国的截面回归(cross-section)的形式。中国的谈儒勇(1999)、韩廷春(2002)也采用了此类的方法。尽管这种方法能够得出不少有价值的结论,然而该类方法的局限性也显而易见,由于其滤掉时间因素,无法解释二者的动态关系。具体到中国而言,由于改革开放以来数据区间较短,以及数据的非平稳性,该类研究方法极易出现“虚假回归”问题。(2)对二者时序层面的因果关系进行检验。如 Murende 和 Eng (1994)首先运用双变量向量自回归模型(BVAR)对金融发展与经济增长的因果关系进行实证分析,所用样本是新加坡 1979 - 1990 年的季度数据。尽管该类方法解决了虚假回归问题,但是该类研究又过于注重个体国别特征,无法描绘出跨国数据的群体特征。(3)采用面板协整方式。Luintel 和 Khan (1999)运用跨国面板数据对金融发展和经济增长的关系进行检验,其结论是在所有的样本国家金融发展与经济增长都具有密切的双向因果关系。Kelly (2002) 采用面板单位根和协整检验了动态异质的 17 个非洲国家的面板数据,探讨了金融业发展对私人储蓄的影响。该类方法能够充分借鉴面板数据的结构特征,较好地描述信贷与投资之间的互动机制。

在国内的研究中,采用面板协整方法的研究还包括赵楠(2006)对金融发展和固定资产投资的协整关系进行的研究,证实中国各地区金融发展是推动本地区固定投资增长的重要因素。毫无疑问,赵楠(2006)的研究意义在于更新了中国金融发展和投资之间关系研究的方法,得出的结论也有一定的应用价值。但是其研究样本划分可能存在事前划分(priori)问题,作者按照地理位置区分了东中西三个地域,这可能带来研究结果的内生性问题。为了避免上述问题,本文将采用宏观层面数据和分省的面板数据验证投资和信贷之间的互动机制,实证结果表明中国存在信贷支持的非市场机制对信贷资源的配置有着显著的影响。高速增长驱动型经济增长,连同我国现行的间接融资主导的金融架构内生地拉动了信贷扩张。

本文余下部分的结构安排如下:第二部分是宏观投资和信贷支持的特征事实的归纳,并在此基础上进行数据处理、设定计量模型和分析实证结果;第三部分是中国分省信贷与投资的面板协整检验;最后是结论和政策性的思考。

二、总量数据层面信贷支持的特征事实:孰因孰果?

本文采用的数据包括:样本频度为年和月度的总量数据,以及分省的面板数据(1978 - 2006)。数据来源为历年的《中国统计年鉴》和中经网。研究思路为:(1)根据中国经济增长和投资率的关系,初步判断信贷对于固定资产投资的支持机制;(2)采用时间序列年度数据的小样本分析方法,首先对变量的平稳性进行检验,其次采用格兰杰因果关系检验,判断中国信贷支持和固定资产投资之间的因果关系;(3)采用误差修正模型对二者是否存在长期稳定关系进行识别。

(一) 中国投资率和信贷支持关系描述

图 1 和图 2 描述了中国投资增长的变化趋势。图 1 采用了年度数据,样本区间为 1978 - 2006 年;图 2 采用了 1999 年 2 月到 2007 年 11 月经过滤波处理的月度数据。

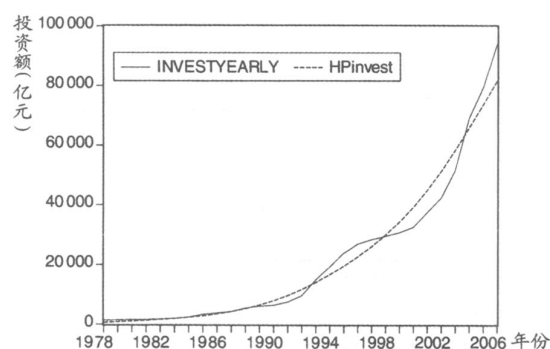


图 1 我国年度的投资额度 (1978 - 2006)

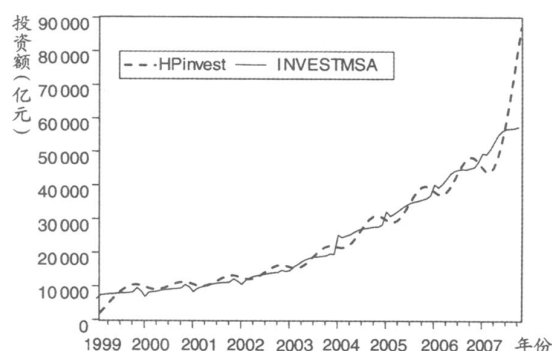


图 2 近期我国月度的投资额度 (1999 年 2 月 - 2007 年 11 月)

Paper Provided by International Conferences on Panel Data in its Series 10th International Conference on Panel Data, Berlin, July 5 - 6, 2002 with number A4 - 2

数据来源: CCR 数据库。

数据来源: 中经网。

图 1 显示,我国的投资率从 20 世纪 80 年代开始经历了一个由低到高、再从 90 年代中期开始由高到低的过程,进入 2002 年之后形成了新一轮波动周期。其中 HPinvest 表示对上述数据经过 HP 滤波方式进行平滑处理后数据。从曲线的变化走势来看,进入 90 年代以来,我国的投资额度出现了重要变化,曲线在 1995 年和 2002 年形成了拐点。为了详细分析 1999 年至今的投资总量变化,图 2 给出了近期月度固定投资额度的变化趋势。从图 2 我们可以发现,我国的投资额度呈现出快速上涨的趋势。由于原始的月度数据存在较多的“毛刺”,我们分别对数据进行了 HP 滤波处理 (HPinvest) 和数据调整的 X12 模型处理 (Investmsa)。需要指出的是,两类数据处理方式存在着原理上的差异,前者更加注重将数据过程分解为周期部分和趋势部分。经过滤波处理的数据显示,进入 2007 年之后,我国的投资总额进一步加速增长,在对其进行季节调整之后,投资额度的变化率较为平滑,但是总量仍处于较高的水平。

图 3 给出了中国经济增长、信贷支持和投资率的变化趋势。从其波动趋势上可以看出,我国的固定投资增长波动显著高于经济增长率,并且两个变量在波动趋势上呈现非常一致的“协整”关系,即都经过了 80 年代两次较高的增长、90 年代中期和 2005 年的高速增长,这进一步印证了我国经济增长模式中的投资驱动特征。

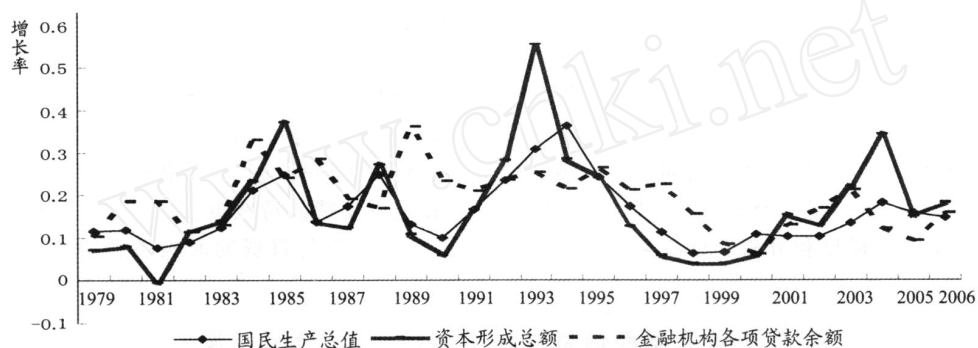


图 3 国民生产总值、资本形成总额与金融机构各项贷款余额的变化趋势图

具体到资本形成的机制来看,政府财政和金融机构起到至为关键的作用。改革开放之前及改革开放初期,我国的金融系统从属于“大一统”的金融管理体制,金融机构基本上是以一种依附于财政机构的形式而存在,财政融资型的资本形成机制在此期间占据主导地位。其后,中国的资本形成机制更多地呈现出“信贷”支持型的资本形成与累积机制。不过,对比我国资本形成总额与金融机构各项贷款余额的变化趋势,我们可以看出二者有着较为显著的一致性,但很难从简单的线性趋势上判断出二者的因果关系。因此,有必要在后续部分采用时间序列分析方法,对我国信贷、投资和增长的互动关系进行判断。

(二) 小样本年度数据的群体单位根检验

下文将采用 1978 - 2006 年以年度为单位的小样本数据进行分析,检验变量主要除固定投资增长率、信贷增长率外,还引入了 GDP 的增长率。首先对变量的平稳性进行检验,如表 1 所示。

表 1 变量的群体单位根检验

方法	统计量	概率值	截面数目	样本观测值
Levin, Lin & Chu - t 检验	- 2.34	0.01	3	76
In, Pesaran and Shin W - 统计检验	- 2.76	0.003	3	76
ADF - Fisher Chi 卡方检验	17.93	0.006	3	76
PP - Fisher Chi 卡方检验	16.25	0.01	3	76

注: (1) 采用 Bartlett 核估计方法进行的 Newey - West 带宽选择; 滞后项据 SIC 标准选择, 范围是 0 - 1。

(2) 该检验零假设为存在群体单位根 (assumes common unit root process)。

从表 1 我们可以发现各变量都属于平稳过程,可以对各变量之间的因果关系进行检验。如下表 2 所示,引人关注的是,投资既是 GDP 增长的原因,也是信贷增长的重要拉动因素,印证了投资变量在中国的金融资源配置和经济增长中的核心位置。但是,GDP 和信贷却不是投资增长的 Granger 原因。综合来看,采用年度

Hodrick - Prescott (H - P) 滤波技术的优点在于能够将变量分解为平稳和非平稳的两部分,有利于描述数据的波动特征。根据经验,我们对于年度和月度数据滤波分析控制变量分别取值为 100 和 1600。

资料来源:历年《中国统计年鉴》,数据按当年价格计算。

小样本的测度方式证实中国的增长的确呈现出投资驱动的模式,但是信贷却并未呈现驱动投资的关系。恰恰相反,投资的快速增长内生地拉动了信贷供给。这说明,财政主导型的资本形成体制虽然不断为规制型的信贷主导机制所取代,但是信贷配置的非市场化特征依然明显;并且信贷对资本形成机制的调节作用也有待优化。这一点也将在下文中得到另一组数据的有力支持。

表 2 采用年度样本的 GDP、投资与信贷的 Granger 因果关系检验

零假设 (null hypothesis)	样本观测值	F - 统计量	概率
投资不是信贷的 Granger 原因	25	5.89**	0.024
信贷不是投资的 Granger 原因	25	0.06	0.81
GDP 不是信贷的 Granger 原因	25	10.43***	0.004
信贷不是 GDP 的 Granger 原因	25	0.14	0.71
GDP 不是投资的 Granger 原因	25	0.10	0.92
投资不是 GDP 的 Granger 原因	25	3.68*	0.068

注: (1) 采用 Bartlett 核估计方法进行的 Newey - West 带宽选择。

(2) 根据 SIC 选择滞后 2 期。

(3) **、*、* 分别表示在 1%、5%、10% 置信水平下显著。

(三) ECM 机制的分析:对投资与信贷关系进一步的确认

在进行了 Granger 因果关系的分析之后,同样有必要对我国的信贷、投资与 GDP 变量之间的机制进行分析。特别是考虑到近期中央政府将信贷和投资放在宏观调控的关键位置,这两个宏观变量之间的关系更值得深入探讨,对二者的动态机制进行描述和分析也甚为必要。为了便于更详细地分析信贷对投资和经济运行的影响,在采用年度数据分析时,我们在此基础上又引入了国民生产总值变量。

借助张晓峒等 (1999) 小样本区间的临界值判定方法,我们初步检验了国民生产总值、资本形成总额 (投资指标) 和金融机构各项贷款余额各变量之间的单位根。正如众多学者所提出的,进行计量分析的各变量必须是平稳变量,否则所得到的实证结果为虚假回归 (Spurious regression)。首先对各变量进行简要的全体单位根检验 (Group unit root test),按照 SIC 准则选取滞后项。虽然年度样本较小,但由于我们采用稳健性检验的标准即是小样本的临界值,故各变量的一阶差分平稳,仍然可以采用 VECM 模型进行分析。

Engel 和 Granger (1987) 证明了协整概念与误差修正模型的必然联系。若非平稳变量之间存在协整关系,则必然可以建立误差修正模型;若用非平稳变量可以建立误差修正模型,则该变量之间必存在协整关系。一般来说,变量的 ECM 方程构建如下形式:

$$A(L)(1-L)x_t = -x_{t-1} + d(L)u_t$$

其中, $A(L)$ 为多项式矩阵,且为分解出因子 $(1-L)$ 后的多项式矩阵, x_t 为协整向量 (长期参数), x_{t-1} 为短期参数, $d(L)$ 为纯量滞后多项式矩阵。按照此形式,我们对上述三个变量之间的 ECM 机制进行了分析。

表 3 给出了按照 VECM 模型形式估计的结果,图 4 为三变量的脉冲响应图,二者的结论可以印证上述分析。从协整方程的估计结果来看,投资和信贷呈现同向的变动关系,这种关系从长期来看是稳定的,但是由于投资和信贷的增长速度远远高于 GDP 的增长速度,二者变化同 GDP 的校正机制为负向关系,这说明我国政府宏观调控的“逆经济周期”操作方式的操作效果得到了经验上的印证。再分别对固定投资、信贷和 GDP 所对应的差分变量的修正机制进行估计可以发现,信贷差分项的一阶滞后项和二阶滞后项对于投资的增量变动都有着正向的作用,其中信贷滞后一项对投资增量的影响系数为 0.81,并且能够通过 10% 的显著性检验,滞后两期变量就不再显著。投资增量对于自身的滞后变量呈现负向变化,说明投资自身存在一定的调整机制,但是这种机制的作用不够明显,没有通过显著性检验。GDP 的一阶滞后项对于投资增量呈现正向的促进作用,此结果符合新古典经济学投资方程的基本假设。

从信贷变量的修正机制分析可以看出,投资的滞后 1 期变量和 2 期变量对信贷的作用都是正向的,而且能够通过 5% 的显著性检验,说明投资对于信贷有着很强的决定作用。信贷对自身的滞后项呈现负向作用,但是没有通过显著性检验,说明我国银行的信贷总量供给自我调节的机制也较弱。

从图 4 脉冲响应的结果来看,信贷增量对于自身冲击为负向,但是在两期之后迅速趋于平缓。另外,信贷对于投资的滞后两期变量反应敏感,呈现正向变化;在第 3 期和第 4 期则呈现负向变化。投资对于自身的冲击在滞后 1 期为正向的,在 4 期之后趋于平缓。对于信贷和 GDP 所带来的冲击也有类似的情况,只不过投资对信贷的反应更为敏感,在 3 期之后趋于 0。投资对于 GDP 的冲击具有持久性,对于信贷和自身的冲击反应较为迟缓。综合来看,采用小样本的年度数据,本文发现: (1) 投资和信贷之间呈现同向变动关系,二者存在稳定的协整关系,但是由于二者的波动趋势远远高于 GDP 的增长速度,与 GDP 的波动趋势从数量上呈

现背离趋势；(2)信贷和投资之间存在交错的非对称机制,投资对信贷的内生拉动作用远远强于信贷对投资的影响机制。进一步印证了以下结论:投资的模式内生地拉动了信贷,而非信贷引导投资。从逻辑上看,改革开放初期,由于卖方市场的存在,投资的效率较高,其后伴随着市场的饱和与产业结构的迅速调整,低水平投资的效益在经受着市场严峻的考验。然而,在市场竞争压力的背景之下,企业普遍存在的投资冲动,连同我国现行的间接融资主导的金融架构内生地拉动了信贷扩张。

表 3 VEC 模型形式的回归结果

变量	$D(FC)$	$D(CREDIT)$	$D(GDP)$
协整方程 1	- 0.09 (- 0.37)	- 0.27** (- 2.05)	0.212* (1.93)
$D(CREDIT(-1))$	0.81 (1.82)	- 0.36 (- 1.50)	0.13 (0.63)
$D(CREDIT(-2))$	0.036 (0.10)	- 0.13 (- 0.64)	- 0.21 (- 1.19)
$D(FC(-1))$	- 0.27 (- 0.41)	0.68 (1.90)	- 0.32 (- 1.03)
$D(FC(-2))$	- 0.09 (- 0.22)	0.39* (1.73)	- 0.08 (- 0.41)
$D(GDP(-1))$	1.09 (1.19)	- 0.31 (- 0.63)	0.63 (1.48)
$D(GDP(-2))$	- 1.10* (- 1.68)	0.08 (0.23)	- 0.65** (- 2.12)
常数项	0.015 (0.56)	- 0.007 (- 0.49)	0.006 (0.52)
R^2	0.40	0.58	0.46
调整后的 R^2	0.12	0.38	0.20
F 统计量	1.41	2.91	1.80
最大似然比	20.62	34.78	37.88
Akaike AIC	- 1.10	- 2.33	- 2.60
Schwarz SC	- 0.70	- 1.94	- 2.20

注:括号内为 t 值。**, * 分别表示在 5%、10% 的置信水平下显著。

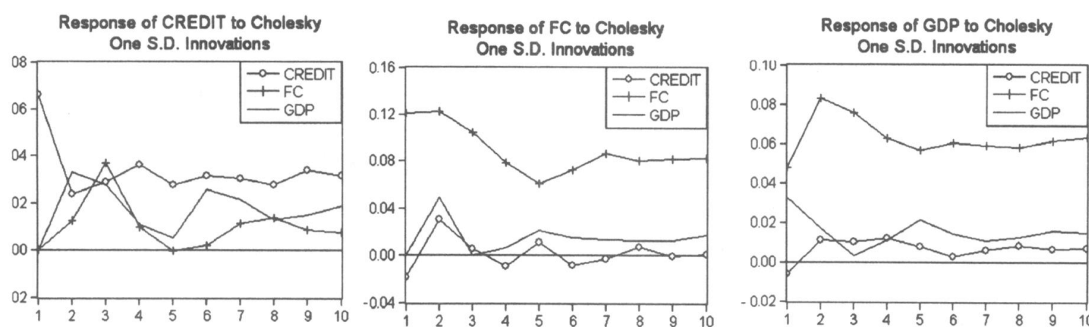


图 4 总量信贷、投资和 GDP 的脉冲响应图

三、分省信贷与投资关系的内生性问题识别:面板协整检验

本部分将采用基于省际数据的面板协整方式检验中国各省固定资产投资和信贷支持之间的关系,特别是对横向跨地区的信贷供给对固定资产投资的驱动机制进行分析。之所以采用面板协整方式,在于其具有其他方法所不可比拟的优势。既从总体结论上判断,也强调分析各地区的特殊机制。比如宏观数据经常受到非平稳性的影响,面板数据的协整问题综合了时序和截面的双重特征,可以更加直接和精确地推断单位根和协整的存在,具备更少的贡献性、更多自由度和更高的效率(赵楠,2006)。

(一)变量的群体单位根检验

1. 数据来源的说明

笔者在另外一篇文章对此逻辑进行了详细的阐述,参见李泽广:《中国宏观投资的适度性问题:争论、依据及其评析》,载《山西财经大学学报》,2009(4)。

本研究关注的是银行信贷变量和资本形成总额两个变量,数据来源分别是各省《统计年鉴》(1980 - 2006),CCER经济与金融数据库。部分银行信贷数据来自各省发布的国民经济与社会统计公报。为了保持数据的一致性,本文将统计口径进行了调整。同时,为了消除变量的异方差问题,对两个变量进行取对数化的处理。

2 面板单位根检验的主要检验指标

为了避免动态面板数据模型估计中存在的“虚假回归问题”,下面主要采用同根(common unit root)的 Levin, Lin & Chu - t 检验和 Breitung - t 检验,以及个体根(individual unit root)的 IPS(In - Pesaran - Shin)检验, ADF - Fisher Chi卡方检验和 PP - Fisher Chi卡方检验。表 4 给出了两变量的面板单位根检验,可以发现两个 panel 数据形式的原始数据都存在单位根,但是其一阶差分变量则都通过了平稳性检验。

表 4 银行信贷和固定投资变量的群体单位根检验

统计量	银行信贷			固定投资		
	T - Sig	横截面	样本	T - Sig	横截面	样本
Levin, Lin & Chu - t 检验	- 1. 30* (0. 10)	30	733	- 5. 72** (0. 00)	31	731
Breitung - t 检验	- 5. 15*** (0. 00)	30	703	-	-	-
In, Pesaran and Shin W - 检验	- 15. 51*** (0. 00)	30	733	- 8. 46*** (0. 00)	31	731
ADF - Fisher Chi卡方检验	112. 26*** (0. 00)	30	733	188. 11*** (0. 00)	31	731
PP - Fisher Chi卡方检验	261. 93*** (0. 00)	30	794	15. 34*** (0. 00)	31	793
估计形式	个体效应			个体效应		

注: (1) Levin, Lin & Chu - t 检验和 Breitung - t 检验变量的零假设为同根(common unit root process);其余变量的零假设为个体根(individual unit root process)。

(2) Fisher检验的概率分布为渐近卡方分布,其他的概率分布为渐近正态分布。

(3) 括号内为 p 值;滞后项选择为 2。

(4) ***表示在 1%的置信水平下显著, **表示在 5%的置信水平下显著, *表示在 10%的置信水平下显著。

信贷变量的面板数据在经过一阶差分变换、引入个体效应和时间趋势项后变得平稳,无论同质样本检测的 LLC检验、Breitung检验,还是异质样本单位根检验的其他三个变量都能够在 10%的统计意义上显著。在对固定投资变量进行一阶差分,并引入个体效应后,也变得平稳。也就是说两个面板的一阶差分变量都是平稳的,可以对上述变量进行面板协整分析。

(二) 面板协整分析

以下将对信贷和投资的分省变量之间的数量关系进行面板协整检验。首先对面板协整的方法和统计变量进行了描述和分析,然后对数据进行检验,并给出结论。

1. 有关面板协整的简要解释

面板数据协整理论是时间序列协整研究的拓展,结合了时间序列和横截面的信息,能够为协整关系的检验提供更为精确和直接的方法;能够在节约样本自由度的同时,更有效地克服多重共线性问题,同时还有利于发现单纯时间序列或者截面模型无法得出的结论。

此处使用面板协整数据重点关注了以下几点: (1) 由于面板数据存在时间和截面两类效应,如果在处理两类效应时失当,则存在虚假回归的危险。我们将通过固定效应检验和随机效应的 Hausman 检验的 Chi - sq 统计量来检测固定效应和随机效应的选取;通过构造 F 统计量选择时间和截面的固定效应。(2) 面板协整的零假设 (H_0): 每组面板数据的变量不存在协整关系;替代性假设 (H_1): 每组面板数据的变量存在单一的协整向量。面板协整的回归方程:

$$Y_{it} = \alpha_i + \beta_t + \sum_{m=1}^M X_{mit} + e_{it}$$

面板数据 (Panel data) 和混合数据 (Pool data) 是不同的概念,前者指截面比较多,时间比较少的数据结构;后者指截面比较少,时间比较多的数据结构。

综合各种对于面板协整的相关研究,以 Pedroni (2001, 2004) 一系列的成果影响最为深远。作者感谢面板协整的权威学者 P. Pedroni 为本人提供了运行面板协整的 Winrats 原程序包。

事实上,自 1995年 Pedroni最开始提出面板协整检验方法以来,面板协整检验的相关方法主要集中于结构稳定时面板协整检验。我们采用的数据是改革开放 1978 - 2006年度的数据区间,基本属于结构稳定的面板数据。面板协整的数据处理过程中,应用最多的是 Pedroni(1999, 2004)提出的面板协整检验的七个协整统计量,利用面板数据的残差统计量进行检验,其原假设为变量间不存在协整关系。具体统计指标的构造参见 Pedroni(1999),其中 Panel- v 检验、Panel- τ 检验、Panel- t 参数检验和 Panel- t 非参数检验四统计量为组内(the “within” dimension)联合指标;而 Group- τ 检验、Group- t 参数检验 Group- t 非参数检验三个统计量则为组间(the “between” dimension)联合指标。一般而言,统计量在经过处理后,基本服从标准正态分布,所以可以根据相关的临界值判断。根据经验,如果统计检验值小于临界值 - 1.28,则在 10%的显著水平下可以大致拒绝原假设(黄旭平, 2006)。所以,统计量绝对值越大越能够通过存在协整关系的检验。

上述七个变量在处理不同的数据过程中有着不同的优势。一般认为,在备择假设下,Panel- v 检验趋向正无穷,因此正态分布的右尾部分用来拒绝原假设,即大的正的 Panel- v 统计值意味着可以拒绝原假设。对于时间区间较短的计量分析,如 $T < 20$, Panel- t 检验和 Group- t 检验能够体现较好的效能,而 Panel- v 统计量的效能最差。当 $N > 30, T > 100$ 时, Group- τ 检验最为保守,拒绝度最低,而 Group- t 检验的拒绝度最高,而其他统计量表现得不够稳定。所以综合我们实证研究所处的时间区间来看,文章主要参照 Panel- t 统计量, Group- t 统计量和 Group- τ 统计量。

2 面板协整分析

按照上述检验指标设定,本文将两变量进行面板协整检验。结果整理如表 5,可以发现无论是否引入个体效应,或者时间趋势项,多数指标显示两个变量存在协整关系。

表 5 面板协整的结果分析

检验指标	趋势项和截矩项		仅考虑个体截矩项		不考虑截矩项和趋势项	
	统计量	加权后	统计量	加权后	统计量	加权后
Panel- v 检验	3.58*** (0.00)	2.26** (0.03)	5.56*** (0.00)	5.33*** (0.00)	7.19*** (0.00)	4.74*** (0.00)
Panel- τ 检验	6.97*** (0.00)	6.92*** (0.00)	3.76*** (0.00)	3.83*** (0.00)	1.54 (0.12)	1.84* (0.07)
Panel- t 非参数检验	-1.76* (0.09)	-2.35** (0.03)	-2.80*** (0.00)	-2.27** (0.03)	-3.13*** (0.00)	-1.83* (0.08)
Panel- t 参数检验	-4.49*** (0.00)	-5.27*** (0.00)	-4.08*** (0.00)	-3.506472*** (0.00)	-4.73*** (0.00)	-2.96*** (0.00)
Group- τ 检验	8.50** (0.00)		6.01*** (0.00)		5.87*** (0.00)	
Group- t 检验	-0.35 (0.38)		-1.45 (0.14)		-0.99 (0.25)	
Group- t 非参数检验	-3.98*** (0.00)		-2.33** (0.03)		-3.19*** (0.00)	

注: (1) 样本数量为 899,截面数量为 31。

(2) Pedroni协整检验七个指标的零假设(H0)是不存在协整关系,括号内为 p 值。

(3) ***表示在 1%的置信水平下显著, **表示在 5%的置信水平下显著, *表示在 10%的置信水平下显著。

从表 5的回归结果可以看出,对于存在时间趋势项和个体效应的协整检验来看,除 Group- t 检验指标之外,其他指标都能够通过 10%以上的显著性检验。说明我国省际的固定资产投资和信贷之间存在稳定的协整关系。同理,只保留个体截矩项以及不带趋势项和个体截矩项的协整结果都说明两个变量之间存在协整关系。在此基础上,我们对两个变量进行了简单的面板分析,从而判断变量之间的关系。二者的关系为: $Invest = 0.40Credit + 118.87$,其中变量都能够通过 1%的显著性检验,可决系数 R^2 为 0.88。所以综合来看,我国省际层面的信贷对投资的拉动系数为 0.4。上述结论说明,转型期中国的信贷金融体系对投资的流动性提供能力具有一定的适应性,投资快速增长被动地拉动了信贷供给;而信贷对投资提供的较为充足的流动性支持,也造就和维持了既有的投资主导型的高速增长模式。

四、结论性思考

本文从中国转型期宏观投资的总量、结构与效率等不同维度探讨了中国宏观投资与信贷支持的特征事实,总量协整和分省面板协整的实证结果都支持投资和信贷存在长期的协整关系,投资规模和信贷规模具有高度相关性。但是,整体上信贷支持的程度同经济发展水平密切相关。进一步分析可以发现,中国的投资总

量的增长并非所谓的“信贷驱动型”投资增长模式,而是投资的快速增长内生地拉动了“信贷供给”,这种现象的发生在很大程度上根源于金融资源的非均衡配置,表明中国存在信贷支持的非市场机制对信贷资源的配置有着显著的影响。

所以,从我国间接融资体系配置失灵的机制进行深入分析非常有助于理解我国的宏观投资行为。也就是说,对于信贷和投资关系的分析还需要落脚到金融体系的核心机能问题的探讨上。纵览我国信贷金融资源动员与配置机制的变迁过程即可更为明了。伴随着资源配置方式由计划向市场的转型,信贷作用于实体经济的路径和机制具有动态变迁的特征。在传统计划体制下,对社会资源动员机制是财政型的配置机制,投资的主体多为政府,储蓄向投资转化顺畅,但造成了投资效率低下。在经济转轨时期,实行管制型金融动员和配置机制,集中表现为对公共部门和国有部门的特殊金融支持政策,促进其完成资本累积。然而伴随着各大商业银行的市场化进程逐步推进,信贷和投资之间的纽带关系开始逐步转换为“市场导向”的运行方式。然而,任何体制性变迁都存在路径依赖的现象,当前我国投资增长和信贷配置之间的关系仍然存在显著的“非市场化”的特征和痕迹。

事实上,从局部视角来看,非市场化的信贷集聚和转换机制的绩效在一定程度上印证了 Stiglitz (1989) 的“金融约束论”的有效性,这种资源配置方式有效地推动了经济的转型和增长以及投资的高速增长,但是也带来了大量的不良资产,累积了经济和银行体系的系统性风险,这对当前应对金融危机的信贷政策取向有一定的影响。应当看到,信贷体系对于我国投资效率的提高和资源配置效率的改善并未起到有效地疏导作用。因而有必要加快推进信贷资源配置的市场化方向的改革,为各个微观主体塑造合理有效的激励机制,改善信贷资源和存量资本的配置效率,进而使得信贷和投资的互动机制走上良性循环的道路。

参考文献:

1. 程卫红:《评述信贷配给论》,载《金融研究》,2003(11)。
2. 韩廷春:《金融发展与经济增长》,北京,清华大学出版社,2002。
3. 何建明:《基于信贷配给的货币政策有效性问题探究》,载《学术界》,2006(6)。
4. 黄旭平:《面板协整检验理论的最新进展》,载《湖南科技学院学报》,2006(7)。
5. 李泽广:《中国宏观投资的适度性问题:争论、依据及其评析》,载《山西财经大学学报》,2009(4)。
6. 谈儒勇:《中国金融发展和经济增长关系的实证研究》,载《经济研究》,1999(10)。
7. 张晓峒等:《小样本DF统计量的分布特征》,载《系统工程理论与实践》,1999(5)。
8. 赵楠:《中国各地金融发展与固定资产投资关系的实证研究》,厦门大学博士论文,2006。
9. 中国经济增长与宏观稳定课题组:《金融发展与经济增长:从动员性扩张向市场配置的转变》,载《经济研究》,2007(4)。
10. 周立:《中国各地区金融发展与经济增长(1978-2000)》,北京,清华大学出版社,2004。
11. Bacchetta, B. and Caminal, R., 2000. "Do Capital Market Imperfections Exacerbate Output Fluctuations" *European Economic Review*, Vol 44, pp. 449 - 468
12. Engle, R. and Granger, D., 1987. "Co-integration and Error-correction: Representation, Estimation, and Testing" *Econometrica*, Vol 54(2), pp. 251 - 276
13. Goldsmith, R., 1969. *Financial Structure and Development* New Haven: Yale University Press
14. Gupta, K. and Lensink, R., 1996. *Financial Liberalization and Investment USA and Canada*: Routledge Press
15. King, R. G. and Levine, R., 1993. "Finance and Growth: Schumpeter Might be Right" *Quarterly Journal of Economics*, Vol 108, pp. 717 - 738
16. Luintel, B. and Khan, M., 1999. "A Quantitative Reassessment of the Finance - growth Nexus: Evidence from a Multivariate VAR" *Journal of Development Economics*, Vol 2, pp. 381 - 405.
17. Murende, V. and Eng, F., 1994. "Financial Development and Economic Growth in Singapore: Demand - following of Supply - leading" *Applied Financial Economics*, Vol 4, pp. 391 - 404.
18. Pedroni, P., 1999. "Critical Value for Cointegration Tests in Heterogeneous Panels with Multiple Regressors" *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol 61, pp. 653 - 678.
19. Pedroni, P., 2004. "Asymptotic and Finite Sample Properties of Pooled Time Series Tests with an Application to the Purchasing Power Parity Hypothesis" *Econometric Theory*, Vol 20, pp. 597 - 625.
20. Stiglitz, J., 1989. "Financial Markets and Development" *Oxford Review of Economic Policy*, Vol 5(4), pp. 55 - 68.
21. Tirole, J., 2005. *The Theory of Corporate Finance* Princeton: Princeton University Press

(责任编辑:陈永清)