

分省投资与信贷关系中的“门槛效应”： 审视投资增长的新视角

李泽广 王群勇 巴劲松 李津

(南开大学经济学院,天津 300071;中国银监会政策法规部,北京 100140,
天津财经大学金融系,天津 300222)

摘要:中国经济增长模式的高投资特征与高储蓄、高密度的信贷支持密切相关,对分省信贷资源分布及其动态配置状态如何影响各省投资的内在机理进行研究十分必要。本文从理论层面揭示了信贷和投资存在均衡形式转换的特征事实,然后通过应用分省数据的面板门槛计量模型发现,中国分省的信贷和投资变量之间存在所谓的“门槛效应”,即门槛值将信贷变量分成不同的区制,在不同的区制内投资和信贷的关系呈现出不同的模式;信贷与投资的关联机制受政府对信贷资源配置状态的干预影响显著;在地方政府用来支持经济发展的手段中,财政投入和信贷干预性的配置呈现出相互替代的特征。这间接说明当前信贷资源配置的失衡问题,应当加快信贷配置和投资领域市场化改革。

关键词:信贷配置;投资;政府干预;面板门槛模型

JEL 分类号:E22; O16; R11 **文献标识码:**A **文章编号:**1002-7246(2010)05-0084-18

在考察中国经济增长模式时,投资驱动通常被认为是典型特征之一。然而高投资并不是单一存在的,而与高储蓄、高密度信贷支持密切相关。可以说,投资问题的重要性内生于我国特有的经济增长模式和驱动机制,而分省投资的数量和质量又在很大程度上取决于金融系统调动储蓄和信贷分配的效率。所以对于各省信贷资源分布与动态配置机制支持各省投资的内在机制进行研究是十分必要的。因此,从投资和信贷两个变量的关系来探析中国的经济增长模式,将有助于理解中国金融运行和经济增长的内涵与结构,为中国投融资体制改革提供有益的参照。本文拟从理论和实证两个层面探究我国分省信贷和

收稿日期:2010-03-20

作者简介:李泽广,男,金融学博士,任教于南开大学金融系讲师,加拿大 McMaster 大学 DeGroot 商学院博士后;

王群勇,男,经济学博士,副教授,任教于南开大学经济学院数量经济研究所;

巴劲松,男,金融学博士,高级经济师,任职于中国银监会政策法规部;

李津,男,博士研究生,就读于天津财经大学经济学院,任职于中信银行天津分行信贷部。

投资关系的“门槛效应”, 结构安排如下: 第一部分拓展了理论模型, 说明企业投资和信贷关系中“门槛效应”的存在性; 第二部分采用中国分省数据的面板门槛模型进行实证分析, 分解了门槛效应的表现形式; 第三部分采用非线性的估计模型作了稳健性检验, 其后文章结合分省信贷资源的非均衡分布, 以及投资体制变迁的特征对分省投资和信贷关系的“门槛效应”进行了解释, 并总结出政策导向性强的结论。

一、企业投资与信贷关系“门槛效应”的规范表述

从研究发展的脉络来看, 对于金融约束和投资关系的研究已经超越了简单线性分析的范式^①。因为金融体系由于其内在特有的机制和外在的体制背景, 特别是对于发展中国家而言, 二者的关系可能存在更为复杂的非线性关系模式。我们拟通过拓展均衡投资方程的研究思路, 将投资方程的决定因素分为实体因素(fundamental)和金融因素两类, 分别探讨企业在面临不同金融约束情况下, 信贷和投资之间的复杂关系模式及其表现形式。后续部分将参照 Prata 和 Rendon(2003)的建模方式, 分析信贷融资方式与投资的动态变化关系, 进而揭示信贷约束和投资行为关系可能存在的“门槛效应”。

(一) 信贷支持投资的“门槛效应”: 一个简要模型

首先设定企业的目标是价值最大化, 并且采用股利最大化贴现的形式。

$$V(K_t, B_t) = \underset{I, B}{\text{Max}} D_t + E_t \sum_{s=1}^{\infty} \beta_{t+s-1} D_{t+s} \quad (1)$$

约束条件为:

$$D_t = \Pi(K_t) - I_t + B_{t+1} - (1 + r_t) B_t \quad (2)$$

$$K_{t+1} = (1 - \delta) K_t + I_t \quad (3)$$

$$D_t \geq \bar{D}(\theta) \geq 0 \quad (4)$$

上式中, D_t 表示企业可以分给股东的红利, β_{t+s-1} 是从 $t+s$ 期到 t 期的贴现率, $\Pi(k_t)$ 表示在既定的 K_t 和 ψ_t 下的利润函数, 为了简便起见, 设定价格为 1。 K_t 是 t 期末的资本积累值, ψ_t 是 t 期的各期面临的外部冲击, B_t 表示在 t 期末, 企业的各种负债, E_t 表示第 t 期的期望因子。同时, 为了方程推导过程的简洁, 暂时忽略投资的调整成本, 更多的关注金融因素对投资决策的影响。令 $\Pi(K_t) = \theta_t K_t^\alpha$, 故股利可以表示为产出, 扣除掉本期的投资支出和应支付的债务以及利息, 再加上本期借入的债务。如前所述, 设定股利的分配水平存在下限 $\bar{D}(\theta_t)$, 一个较为特殊的情形是 $\bar{D}(\theta_t) = 0$, 股利分配为 0, 企业此时不受股利约束。

全要素生产率 θ_t 满足 Markov 过程, 转移概率为 $\text{Pr}(\theta_{t+1} | \theta_t)$, 并且设定其同时满足

^① 一个综述可以参见李泽广(2008), 既有对多重均衡现象的讨论, 也存在着对“门槛效应”的讨论, 而后者本身即是多重均衡的一种表现形式。

AR(1), $\theta_{i+1} = \gamma\theta_i + \varepsilon_i$, $0 < \gamma < 1$, 随机干扰项 ε 服从正态分布 $N(\mu, \sigma^2)$ 。干扰可能来自于技术冲击或者需求冲击。

借鉴 Pratap 和 Rendon(2003)的分析范式,我们定义企业的金融资源为 F , 利润总和与折旧后资本之和减去应付的债务, 然后再加上新借入的债务。

$$F_i = \theta_i K_i^\alpha + (1 - \delta)K_i - (1 + r_i)B_i + B_{i+1} \quad (5)$$

企业可以从银行获取贷款支持, r_i 为债务支付的利息。 r_i 可以定义为 $r_i = r(K_{i+1}, B_{i+1}, \theta_i)$, 贷款利率取决于预期的产出冲击、预期的借款和资本存量等。银行体系竞争充分, 预期利润 $G(r_i)$ 为 0。

$$G(r_i) = (1 - \pi_i)(1 + r_i)B_i - (1 + r_f)B_i = 0 \quad (6)$$

π_i 为企业资不抵债退出的概率, r_f 为无风险利率, 银行获取资金的成本。从上式可以得出:

$$(1 - \phi(\kappa))(1 + r_i) = (1 + r_f) \quad (7)$$

$$\text{按照隐函数定理, 求取 } r_{K_i}^i = \frac{(1 + r_i)^2}{1 + r_f} \phi_{\kappa_i}(\kappa) \quad (8)$$

同时给定企业的第二个金融约束, 所借取的外部债务非负, 即 $B_{i+1} \geq 0$ 。假定企业的价值函数 $V(\cdot)$ 大于外部债务和股利约束 $\Theta(\theta)$ 时才能够生存, 重新整理采用递归的企业价值函数形式如下。

$$V(K_i, B_i, \theta_i, r_i) = \max_{K, B} [Max\{D_i + E_i \sum_{j=1}^{\infty} \beta_{i+j-1} D_{i+j} f(\theta_{i+j} | \theta_{i+j-1})\}, \Theta(\theta_i)] \quad (9)$$

$$s. t. D_i \geq \bar{D}(\theta_i) \geq 0; B_{i+1} \geq 0 \quad (10)$$

结合 D_i 和 F 的定义式, 重新整理企业的价值方程,

$$v(F_i, \theta_i) = V(K_i, B_i, \theta_i, r_i) = \max_{K, B} [Max\{F_i - K_{i+1} + B_{i+1} + E_i \sum_{j=1}^{\infty} \beta_{i+j-1} v(F_{i+j}, \theta_{i+j})\}, \Theta(\theta_i)] \quad (11)$$

我们可以根据 $F_i = 0$ 确定企业面临 θ 冲击的下确界,

$$\underline{\theta}_i = (1 + r_i)B_i K_i^{-\alpha} - (1 - \delta)K_i^{-\alpha} \quad (12)$$

当且仅当企业的生产率冲击大于下确界的水平时, 企业才能够存活, 否则当 $\theta_i < \underline{\theta}_i$ 时, 企业会选择退出。如前所示, 企业存活的概率可以表示为:

$$1 - \pi_{i+1} = \Pr(\theta_{i+1} > \underline{\theta}_{i+1} | \theta_i) = 1 - \phi(\kappa_{i+1}) \quad (13)$$

根据随机干扰项满足正态分布的设定, $\kappa_{i+1} = (\theta_{i+1} - \gamma\theta_i - \mu) / \sigma$, $\phi(\cdot)$ 为概率分布函数, 标准分布的密度函数 $f(\theta_i) = \frac{1}{\sigma \sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(\theta_i - \mu)^2}{2\sigma^2}}$ 。将 $\underline{\theta}$ 冲击下确界的表达式看做 K_i 和 B_i 的函数。分别对其求取偏导数, 可以得到:

$$\underline{\theta}_{i,K_i} = -(1 + r_i)\alpha K_i^{-1-\alpha} B_i - (1 - \delta)(1 - \alpha)K_i^{-\alpha} < 0 \quad (14)$$

$$\underline{\theta}_{i,B_i} = (1 + r_i)\alpha K_i^{-1-\alpha} > 0 \quad (15)$$

(二)求解

从上可以看出,资本存量的增加使得企业存活的底限 θ_t 下降,也就是说伴随着投资规模的增加,企业的生产能力越强;相反,外部债务的增加会提高企业生产能力的要求。根据上述条件,重新构造企业价值最大化的拉格朗日目标函数:

$$L(K_{t+1}, B_{t+1}, \xi, \zeta) = \max_{K_{t+1}, B_{t+1}, \xi, \zeta} \{ F_t - K_t + B_{t+1} + E_t \sum_{s=1}^{\infty} \beta_{t+s-1} V(F_{t+s}, \theta_{t+s}, r_{t+s}, K_{t+s}) f(\theta_{t+s} | \theta_{t+s-1}) + \xi(F_t - K_t + B_{t+1} - \bar{D}(\theta)) + \zeta B_{t+1} \} \quad (16)$$

求取一阶最大化:

$$L_{K_t} = V_{K_t} - E_t \beta_t [V_{K_t}^{t+1} \phi(\kappa) + V_{t+1} \phi'_{K_t}(\kappa)] = 0 \quad (17)$$

$$L_{B_t} = V_{B_t} - E_t \beta_t [V_{B_t}^{t+1} \phi(\kappa) + V_{t+1} \phi'_{B_t}(\kappa)] = 0 \quad (18)$$

$$L_{\xi} = F_t - K_t + B_{t+1} - \bar{D}(\theta) = 0 \quad (19)$$

$$L_{\zeta} = B_{t+1} = 0 \quad (20)$$

重新整理有关 K 的方程,由于考虑到分析均衡资本存量问题, $K_t = K_{t+1}$, 并且令 $B_t = 0$ 。可以得出有关 K 和 θ 的隐函数方程:

$$\alpha \theta_t K_t^{\alpha-1} - 1 + \beta(1 - \delta) f(\theta_{t+1} | \theta_{t+1-1}) + \beta(\theta_t K_t^{\alpha} - \delta K_t) f_{K_t}(\theta_{t+1} | \theta_{t+1-1}) = 0 \quad (21)$$

(三) 参数模拟分析

由于上述模型的复杂性,给出显式解是相对困难的,所以承接上文内容,通过设定参数数值,并逐步调整其数值,代入其一阶条件,判断伴随着参数不同,金融约束和投资之间的关系。Pratap 和 Rendon(2003)所赋予的参数为: $\alpha = 0.6, \rho = 0.02, \delta = 0.12, \gamma = 0.8, \mu = 0.5, \sigma = 1.05, \bar{D}(\theta) = 0$ 。我们将参数代入解的一阶形式,同时分别考虑了以下几种情形:(1)调整资本的产出弹性 α 由 0.6, 调整到 0.65, 0.7, 0.75 和 0.8, 考察伴随着资本产出弹性变化,企业资本存量的反应方式如何。(2) 本文所采用 1stOpt 软件进行了初步的模拟分析。该软件的优势在于在赋定参数的情形下给出隐函数中变量的关系。所选择的

(levenberg-marquardt. lm)和通用全局优化方法,迭代次数为100³

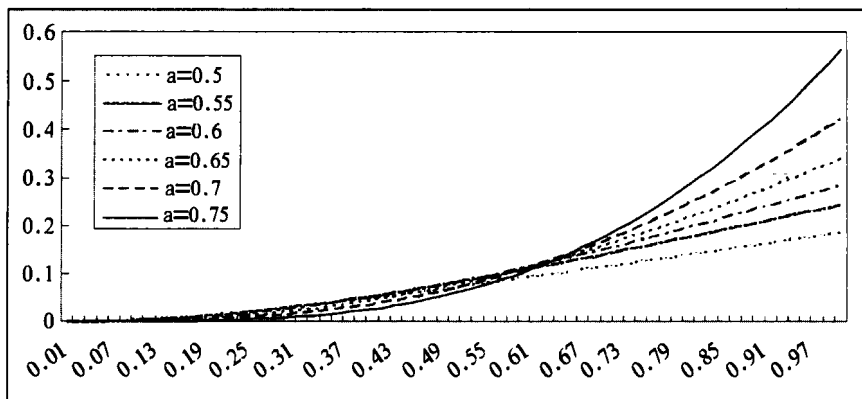


图1 资本产出弹性变化时金融约束与资本存量之间的关系

计算方法为麦夸特法 (Levenberg - Marquardt, LM) 和通用全局优化方法, 迭代次数为 100^①。

如上图所示, 伴随着边际产出的上升, 资本存量的增加对于金融约束变量 θ 变得更为敏感。同时, 伴随着金融约束的增强, 也说明企业对资本的产出弹性和边际回报也在不断提高。但是有趣的是, 二者的响应函数存在“拐点”。之所以将产出冲击设置为“背景变量”, 是因为伴随着经济发展水平的不同, 信贷和投资的关系模式可能发生变化, 也就是说两变量的关系可能存在“低水平均衡”和“高水平均衡”等形式。文章通过校正的方式发现, 伴随着产出冲击的变化, 信贷和投资之间的关系模式的确存在着均衡形式转换的问题, 所以可以判断投资和信贷之间的关系可能是伴随着经济发展水平的不同而存在“门槛效应”现象。

二、基于面板数据门槛模型的实证检验

本文选取银行信贷作为门槛值^②, 采用中国分省数据的面板门槛模型进行实证分析, 旨在判断两个问题: (1) 信贷和投资是否存在显著的门槛效应? (2) 由于很多情况下信贷和投资的作用模式内生于各地区的经济发展水平, 那么信贷和投资的关系是否因为经济发展水平的不同而呈现出不同的作用模式?

(一) 数据来源与模型设定方式

如前所述, 本研究在于设定银行信贷为门槛变量, 印证银行信贷是否对投资存在所谓的“门槛效应”, 进而揭示信贷和投资变量非对称和非线性的逻辑关系。被解释变量为各省的固定资本形成总额, 解释变量则包括以下变量: GDP 为产出变量, dmc 为市场化程度指标, dme 为各地开放度指数, gov 代表地方政府对经济的干预程度, $decen$ 表示中央政府和地方政府财政分权体制下, 中央政府的支持力度, $credit$ 表示银行贷款数量, $price$ 表示生产资料价格变动趋势。

表 1 较为详细地给出了各变量的类别、名称、符号、定义以及数据来源。其中, 财政分权变量能够较好地体现我国的体制背景, 所以作者通过计算各地(支出 - 收入)/各地收入指标, 进而推测中央政府从财政方面对地方政府的“额外”支持程度。市场化指标和开放度指标, 都来自于汪锋等(2006)的方式所计算的两项指标。原理为首先对关注的市场竞争、非国有企业比重、产值比例等各项指标主成分分析, 然后再对提取所得的因子赋予权重计算所得。从数据横截面来看, 重庆市由于设立的时间较晚, 1994 年之前部分数据缺少。河北省的 1978 ~ 1989 年数据为银行存款数据估算而得。

① 作者曾将迭代次数置换为 1000 次, 结果极为类似。

② 之所以选择门槛模型是因为该类模型能够通过计算估计方程最小 SSR 值, 找寻到变量间数量关系转变的临界值, 从而能够揭示普通面板数据回归所无法描述的信息。

表1 估计方程中各变量的定义和来源

分类	变量名称	变量名称	变量定义	资料来源
被解释变量	投资变量	Invest	固定资本形成总额	CCER 经济金融数据库
门槛变量	银行信贷	Loan	各省银行信贷数据	各省统计年鉴(1980~2006), 其中河北省的1978~1989年数据为银行存款数据估算而得。
控制变量	国民生产总值	GDP	各省国民生产总值	CCER 经济金融数据库
	政府干预	gov	政府收入/GDP	作者根据各省统计年鉴的数据计算而得
	财政分权变量	decen	各地(支出-收入)/各地收入	作者根据 CCER 经济金融数据以及部分年鉴整理计算而得
	市场化指数	dmc	市场竞争、 民营化进展等因素	根据主成分构造指标计算, 见汪峰(2006), 其中2006年度数据由作者平滑得到。
	开放度指数	dme	各省开放程度指标	根据主成分构造指标计算, 见汪峰(2006), 其中2006年度数据由作者平滑计算得出。
	生产要素价格指数	Price	资产价格指数、 生产资料价格指数	根据各类价格指数提取主成分, 部分年份缺失数据用消费价格指数替代, 数据来源: CCER 经济金融数据库。

表2 各变量的统计指标说明

统计指标	GDP	投资	政府分权变量	政府干预变量	开放度指标	市场化程度指标	银行贷款	要素价格变量
平均值	1757.91	776.54	0.15	1.82	8.998	47.07	1697.23	104.93
中位数	650.06	271.75	0.13	1.43	4.09	44.88	619.13	102.30
最大值	21701.28	9313.17	0.85	18.86	87.06	96.81	23261.21	130.20
最小值	15.19	2.93	0.05	0.11	0.00	5.25	5.27	94.50
标准差	2632.80	1202.94	0.09	1.90	13.07	19.63	2815.64	6.93
样本数	806	806	806	806	806	806	806	853

从各变量的均值、中位数以及最大值和最小值来看, 各个变量所呈现出来的省际差异相当大。所以也可以明显看出, 本文所采用的省际数据为非平衡 (*unbalanced*) 的异质面板数据, 这将成为方法选择的重要依据。

(二) 面板门槛模型的原理

通过修正新古典供需均衡投资模型, 可以定义以下计量估计形式:

$$\begin{aligned} invest_{it} = & \alpha_1 GDP_{it} + \alpha_2 dmc_{it} + \alpha_3 gov_{it} + \alpha_4 decen_{it} + \alpha_5 credit_{it} + \\ & \alpha_6 price_{it} + \alpha_7 dme_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (22)$$

其中 GDP 为产出变量, dmc 为市场化程度指标, gov 代表地方政府对经济的干预程度, $decen$ 表示中央政府和地方政府财政分权体制下, 中央政府的支持力度, $credit$ 表示银行贷款数量, $price$ 表示生产资料价格变动趋势, dme 为各地开放度指标, μ 表示截面的固定效应, ε 表示残差项, 服从 iid 过程。

按照新古典的投资理论决定^①, 影响投资的变量应该包括, 预期收入变量、资本成本变量等。所以本文再次引入 GDP 变量和生产要素价格变量。具体做法是, 将银行信贷变量作为门槛变量^②, 通过找出门槛变量的临界值 γ , 详细探讨其在门槛值分界两侧的区域内存贷对投资的影响机制的异同。以银行信贷变量为门槛变量, 即是在银行信贷的门槛值数值之上的部分和之下的部分, 投资和信贷的互动机制发生了转换。同时, 为了使得研究更能够体现中国的特色, 揭示中国经济发展所处的体制背景, 我们引入了财政分权变量和政府干预程度, 以及表征中国市场化进程的市场化程度指标和开放度指标。相信这些变量的引入能够更好地解释中国转型期的总量投资的决定因素。

本文的模型同样建构于 Hansen (1999) 等对面板数据门槛模型修正的基础之上。其给出的基本方程为:

$$y_{it} = \mu_i + \beta'_1 x_{it} I(q_{it} \leq \gamma) + \beta'_2 x_{it} I(q_{it} > \gamma) + e_{it} \quad (23)$$

其中, q_{it} 为标量 ($scalar$), x_{it} 为 k 维向量, $e_{it} \sim iid(0, \sigma^2)$, γ 为未知门槛。 $I(\cdot)$ 为指标函数, 可以表示为:

$$y_{it} = \begin{cases} \mu_i + \beta'_1 x_{it} + e_{it}, & q_{it} \leq \gamma \\ \mu_i + \beta'_2 x_{it} + e_{it}, & q_{it} > \gamma \end{cases} \quad (24)$$

样本观察值被分为两个区域 ($regime$)。当 $q_{it} \leq \gamma$ 时, $I(\cdot) = 1$, 反之为 0。可以得出误差平方和, $S_1(\gamma) = \hat{e}^*(\gamma)' \hat{e}^*(\gamma) = y^*{}'(1 - x^*(\gamma)'(x^*(\gamma)'x^*(\gamma))^{-1}y^*$ 。门槛值则根据使得方差和取得最小的 $\hat{\gamma}$ 来确定: $\hat{\gamma} = \underset{\gamma}{\operatorname{argmin}} S_1(\gamma)$, 残差的变异系数为:

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{n(T-1)} \hat{e}^*{}' \hat{e}^* = \frac{1}{n(T-1)} S_1(\hat{\gamma}) \quad (25)$$

根据上述的设定, 可以将本文的估计方程修正为以下形式:

$$Invest_{it} = \mu_i + \beta'_1 x_{it} I(credit_{it} \leq \gamma) + \beta'_2 x_{it} I(credit_{it} > \gamma) + M_{it} + e_{it} \quad (26)$$

需要说明的是, 传统的面板数据分析, 不太关注回归系数的稳定性, 而事实上对于非线性的变量之间的回归系数确实普遍存在的, 面板数据门槛模型的优点在于能够跳出传

① 可以参见投资结构方程的相关研究, 如 Inessa Love(2003)。

② 对于如何选择门槛变量以及门槛效应的表现形式, 魏尚进(2006)给出了较为恰当的描述: 门槛效应的出现有很多不同的形式, 比如基本良好的体制(例如, 对腐败的足够控制)和一定程度的人力资本的国家才能够把对金融全球化的开放程度转化为对投资的刺激和持续的增长等等。对于门槛变量的选取, 以及对回归结果的解读非常重要。甚至, 在其看来, 门槛效应和结构效应在本质上是一致的。

统的线性假设,通过门槛值划分变量的“区制”(regime),进而可以拓展用于表现结构改变的经验分析。本文中, x_{it} 为银行信贷变量, M_{it} 为其他控制变量构成的向量。包括 dmc (为市场化程度指标), gov (代表地方政府对经济的干预程度), $decen$ (表示中央政府和地方政府财政分权体制下,中央政府的支持力度)等。在估计上式时,各变量首先按照门槛变量银行信贷进行排序,然后对逐个数值进行判别,通过选择模型残差平方和(SSR)最小的 $credit$ 变量值为门槛值。一般而言,门槛变量为外生变量,这样可以有效地避免内生选定门槛变量而造成严重的内生性问题。

(三) 基于面板门槛模型的回归结果

1. 面板数据形式选择

由于本文采用了面板门槛模型,还需要考虑模型设定采用常截矩项,还是变截矩项模型。显然,由于我国各省的差异较大,如同上述统计数据所描述的,应该采用变截矩项的模型形式。变截矩模型主要有两种方法,一种是使用固定效应模型(Fixed Effects Model),另一种是使用随机效应模型(Random Effects Model)^①。在计量分析中常用 Hausman 检验来判定固定效应模型和随机效应模型谁更有效(Hausman, 1978)。检验形式如下:

$$H = \chi^2[K] = [b - \beta]' \hat{\Sigma}^{-1} [b - \beta] \quad (27)$$

其中 b 是固定效应模型的估计系数, β 是随机效应模型的估计系数, $\hat{\Sigma} = Var[b] - Var[\beta]$, H 服从一定自由度的卡方分布,如果其绝对值大于临界值,则接受固定效应模型,反之则采用随机效应模型。

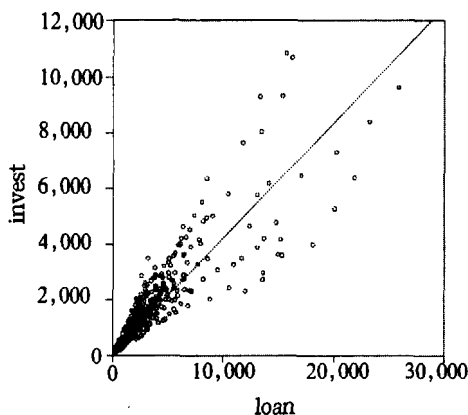


图2 传统的线性回归

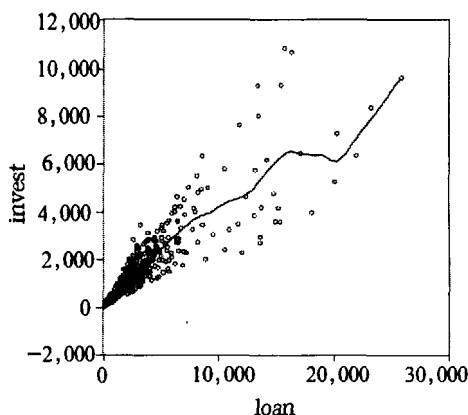


图3 Kernel 的回归线

上图为经典线性回归和核估计(Kernel)形式的银行信贷和投资之间的散点图。很明显可以看出,采用非线性的估计方程可能会使得变量之间拟合的效果提高。核估计理论

^① 固定效应模型假定各组之间的差别可以由常数项的差别来说明,在回归结果中直接体现为截距项的不同,而随机效应模型则把个体的特定常数项看做是跨截面随即分布的,回归结果中截距项由两部分组成,即 $\beta_i = \beta_0 + \mu_i$, 各截面的差异体现在误差项上。

构造了多变量、不需识别和假定序列相依形式的非参数模型,能够克服多变量参数模型的不足。采用面板数据门槛回归模型同样可以达到类似的效果。

2. 初步回归结果

按照上述设定的方程,文章首先进行了固定效应冗余检验和随机效应的 *Hausman* 检验,其中截面,以及跨期的固定效应检验的 *F* 统计量和卡方统计量 (*Chi - sq.*) 所对应的概率值都显著接近于 0,拒绝零假设。对应的 *Hausman* 检验概率接近于 0,所以采用双向固定效应的回归方式是适当的。不过,对于面板数据的门槛模型而言,重要的是找出门槛值。我们采用简单的编程语言找到银行信贷变量的一个门槛值为 $\gamma = 5106.79$,为下图所给出的点,其所对应的最小方差和 (*minssr*) 的值为 12.628。所以,银行信贷变量就依照 $\gamma = 5106.79$ 的标准划分为两个区域,当大于此门槛值时,对应的虚拟变量 $i = 1$,否则对应的虚拟变量为 0。

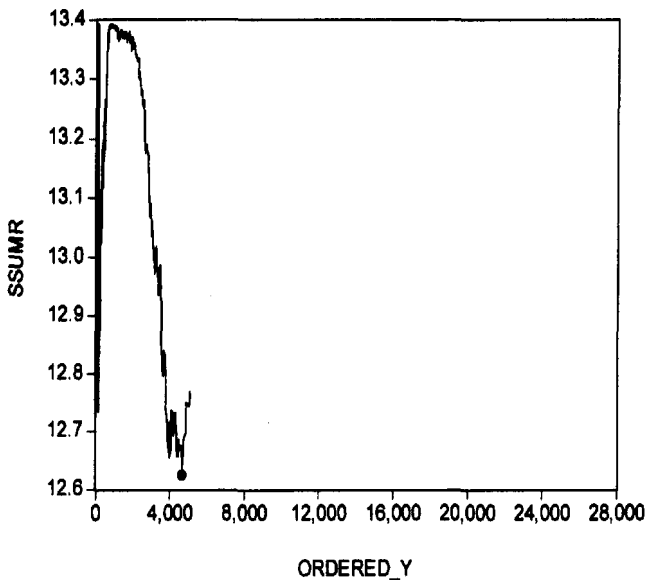


图 4 门槛变量银行信贷临界值的判断

上图为对门槛变量 *Credit* 排序计算最小方差和的结果。横轴为对信贷变量的排序,纵轴为其所对应的方差之和,可以看出其最小值出对应在取值为 5106.79 点处左右。据此,本文按照既定的估计形式得到的回归结果如下所示。

可以看出在信贷发放数量较低的地区,信贷对投资的影响系数为 0.06,并且能够通过 5% 的统计检验,而对于门槛值之上的地区,信贷对投资的影响系数为 0.04,能够通过 10% 显著性的检验。这恰恰同沈中华(2007)的“在低度银行发展区域支持‘*blessing - in - low - regime*’;而在高度银行发展区域中,该区域国家的银行发展程度越高反而会减缓经济增长,即支持‘*curse - in - high - regime*’假说”的观点相暗合。事实上,在发达的经济地区,企业更容易获取信贷支持,所受到的金融约束要明显弱于发展水平较低的地区。这一结论也有着丰富的经济学含义。首先,可以看出信贷“边际产出”递减的观点在我国省级

层面的数据中得到了印证,但是问题不可能仅仅局限于此。因为信贷与投资的关联机制同储蓄与投资的转化机制,政府对信贷资源配置状态的干预等等都是分不开。在回归结果中可以看出,各地区的发展水平(*GDP*)、政府对经济的干预程度(*gov*)以及本地区的开放度(*dme*)都能够显著地影响投资的水平。这说明各地区的经济发展水平可能会内生地决定信贷与投资的互动模式。同时,政府主导的投资机制,以及对信贷资源配置的干预也会影响投资的总量和规模;这与市场化程度指标解释能力弱化是一致的,该项指标没有能够通过显著性检验,恰恰说明,市场化程度虽然对于经过经济总量和结构有良好的解释能力,但是却并没有能够从根本上触动投资体制。

表3 基于面板数据门槛效应的回归结果

解释变量	显著程度		
	Loan \leq 5106.79	Loan $>$ 5106.79	
门槛变量 loan	0.06** (2.27)	0.04* (1.63)	
LOG(A)	1.05*** (35.35)		
LOG(DMC)	-0.02 (-0.75)		
LOG(GOV)	0.12*** (5.92)		
LOG(LGI)	0.22*** (7.92)		
DME	0.00*** (4.92)		
C	-1.91*** (-16.40)		
R - squared	0.99	S. E. of regression	0.14
Adjusted R - squared	0.99	Log likelihood	463.88
F - statistic	2691.57	Durbin - Watson stat	0.61
样本值 -	806	截面	31

注:1. 样本区间为1978~2006;

2. ***, **, * 分别表示在1%, 5% 和 10% 的统计意义上显著。

另外两个变量,政府间的分权变量和要素价格变量同样对投资产生重要的证明的影响。说明中央政府对地方政府长期的收入小于支出的“预算软约束”行为是默许的,这种默许的态度导致了投资的快速增加。从要素价格变量来看,对投资也有显著的影响作用,而不是如秦朵等(2003)所给出的判断,投资不受要素价格变量的影响。

模型回归显著性的指标拟合优度指标、F 统计量,以及计量的残差值都显示模型的估计结果都是合理和稳定的。大部分残差值都落在[-0.2, 0.2] 区间之内。所以综合来看,该模型的解释变量的解释能力较强,而且也比较符合经济学的直觉。从信贷变量门槛值的两个区域来看,信贷对投资的影响出现“拐点”,而不是呈现单一的线性趋势,也如

散点图所示,二者的关系中间可能呈现出非线性的变化。为了印证这一结论,我们对回归系数进行 Wald 检验,印证两系数呈现显著差异。Wald 检验的 F 统计量和卡方统计量对应的概率值都接近于 0,所以显著地拒绝了原假设,也就是说两系数存在显著的差异。所以说,门槛值的区制划分是合理的,在门槛值两侧,投资和信贷的互动机制发生了显著变化。

3. 消除内生性问题后的 GMM 估计结果

估计模型可能会存在内生性的问题,用银行信贷来解释投资变量,因为同期的投资可能反过来影响信贷问题。所以文章对变量的内生性问题进行检验。因为内生性问题会带来计量结果的严重偏差。首先需要对原回归方程信贷变量的内生性问题进行检验,本文的做法是拿出信贷变量(*credit*)同其他解释变量的向量 M_{it} ,包括 GDP、市场化程度、开放度指标、政府干预变量和财政分权变量等进行回归,然后将获取的残差(*resid*)代入到原估计方程。结果显示残差变量能够通过显著性检验,对其系数赋予等于 0 的零假设,展开 Wald 检验,结果显示 F 统计量和卡方统计量对应的概率值为 0.07,拒绝零假设。故信贷变量存在一定内生性问题。

表 4 基于面板 GMM 的回归结果

解释变量	显著程度		
	Loan ≤ 5106.79		Loan > 5106.79
门槛变量 <i>loan</i>	0.12*** (3.95)		0.10*** (3.30)
<i>LOG(A)</i>	0.98*** (27.34)		
<i>LOG(DMC)</i>	-0.01 (-0.45)		
<i>LOG(GOV)</i>	0.12*** (6.01)		
<i>LOG(LGI)</i>	0.18*** (6.37)		
<i>DME</i>	0.00*** (4.44)		
<i>C</i>	-1.91*** (-16.40)		
<i>Price</i>	0.01*** (9.35)		
R - squared	0.99	S. E. of regression	0.13
Adjusted R - squared	0.99	Log likelihood	535.15
F - statistic	1861.27	Durbin - Watson stat	0.61
样本值 -	806	截面	31

注:1. 样本区间为 1978~2006;

2. ***, **, * 分别表示在 1%, 5% 和 10% 的统计意义上显著。

处理内生性问题的最常用办法是采用其滞后项作为工具变量进行回归。所以为了较为有效地避免变量的内生性问题,我们采用信贷变量的滞后一项来替代原来的信贷变量的工具变量。但是问题在于,引入滞后项后,方程中因变量的一阶滞后项与复合误差项中

的非观测个体固定效应也会存在着相关性,从而导致混合 OLS 估计和固定效应(组内)估计的结果都是有偏的。在此情况下,应该采用 GMM 估计进行分析才能够保证分析结果的有效性。

实际估计的过程中所选取的变量为各变量的滞后一期变量。从 GMM 估计的结果来看,各变量的显著程度和系数没有实质性变化。但是在引入银行信贷变量滞后一期的变量后,信贷变量的解释能力有所增强,在门槛值之前的系数变为 0.12,而门槛值之后的系数变为 0.10。显然,在剔除掉其他变量所带来的内生性影响之后,信贷对投资的解释能力有所增强,但是并没有改变结论。在信贷获取量较少的省份,其对投资的影响力更强。这也说明,在我国部分省份,明显存在着金融约束现象。其他变量的检验结果也没有太大变化,市场化程度指标同样不显著。政府干预变量和财政分权指标的系数在消除内生性后有所弱化。Sargan 检验的零假设为滞后一期变量为合理的工具变量,其对应的 p 值为 0.96,所以无法拒绝原假设。故选择被解释变量和解释变量的滞后一项作为工具变量是合理的。

三、估计结果的稳健性检验:来自交叉项模型的印证

下文采用交叉项模型对信贷和投资的关系进行分析。从某种意义上讲,门槛模型通过设定虚拟变量,在结构形式上同交叉项模型有着相通之处。但是门槛模型的优势在于能够找出门槛值所在。作为对门槛模型结果的一种印证,采用交叉项模型所得出的结果与其是一致的。

交叉项变量自身可以是显变量,也可以是潜变量。设定一个模型形式, $y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \beta_3 x_1 x_2 + \mu$, 其中允许 x_1 等于 x_2 。事实上,如果考察 x_2 对因变量 y 的影响,则会发现 $\frac{\partial y}{\partial x_2} = \beta_2 + \beta_3 x_1$, 也即是说,可以将 x_2 的影响机制分为两个层面,一是通过 β_2 直接影响 y 的变化,二是对 y 的解释能力受 x_1 影响。基于此种思路,我们考察我国省际层面的信贷和投资的回归系数是否受信贷自身的影响。

本文所讨论的核心命题是信贷和投资之间的非线性关系。所以在模型设定时,本文假定信贷和投资之间的关系中存在“拐点”。所以设定模型的回归形式中信贷变量的系数中包括信贷变量的二次方项。相应的模型估计方式也就修正为:

$$\begin{aligned} \log(\text{invest}_i) = & \alpha_1 \log(\text{GDP}_i) + \alpha_2 \text{loan}^2 * \log(\text{loan}_i) + \alpha_3 \text{loan} * \log(\text{loan}_i) \\ & + \alpha_4 \log(\text{gov}_i) + \alpha_5 (\text{decen}_i) + \alpha_6 \text{price}_i + \mu_i + \varepsilon_i \end{aligned} \quad (28)$$

各变量所对应的含义不变。 GDP 为产出变量, dmc 为市场化程度指标, gov 代表地方政府对经济的干预程度, decen 表示中央政府和地方政府财政分权体制下,中央政府的支持力度, credit 表示银行贷款数量, price 表示生产资料价格变动趋势, dme 为各地开放度指标, μ 表示截面的固定效应, ε 表示残差项,服从 iid 过程。

模型的设定形式隐含着银行信贷对于投资的影响受信贷自身的影响,而且这种影响的形式是以二次项的形式存在的。从上述计量估计形式中对 loan 求取偏导数,可以得到:

$$\frac{\partial \log(\text{invest}_i)}{\partial \log(\text{loan}_i)} = \alpha_2 \text{loan}^2 + \alpha_3 \text{loan} \quad (29)$$

所以,如果 α_2 和 α_3 能够通过显著性检验,我们就可以判断信贷对投资的影响是非线性的。事实上,我们可以推断在估计结构的形式上,门槛模型与交叉项模型是相互连通的。门槛模型强调的是将模型的数据分成不同区制,然后得出其对应的关系;本文的交叉项模型在设定时给出的交叉效应项是二次形式的。对比二者可以发现门槛模型本质上也是对信贷变量的回归系数上进行了变换。

$$\frac{\partial \log(\text{invest}_i)}{\partial \log(\text{loan}_i)} = \beta_1 I(\text{credit}_i \leq \gamma) + \beta_2 I(\text{credit}_i > \gamma) \quad (30)$$

不过,虽然二者都能够得出信贷和投资变量之间非线性关系的结论,但是具体的机理还是很不同的。以下我们将对中国省际面板数据进行面板最小二乘估计,一方面力求印证门槛模型结论的稳健性,另一方面也力图给出信贷和投资变量具体的函数形式。回归结果如下表所示。

表 5 交叉项模型的 PLS 估计与 GMM 估计结果比较

变量		双向固定效应 PLS	GMM 估计
$\text{LOG}(DK) * DK^2$		7.41E-11* (1.75)	1.31E-10*** (2.61)
$\text{LOG}(DK) * DK$		-3.70E-06*** (-3.45)	-4.99E-06*** (-4.66)
$\text{LOG}(A)$		1.25*** (25.04)	1.25*** (23.70)
$\text{LOG}(DMC)$		-0.02 (-0.47)	-0.03 (-0.91)
$\text{LOG}(GOV)$		0.17*** (8.04)	0.16*** (6.83)
$\text{LOG}(LGI)$		0.20*** (4.63)	0.21*** (4.38)
DME		0.003*** (3.14)	0.004*** (3.18)
$Price$		0.005* (1.61)	0.03* (1.72)
C		-2.59*** (-5.70)	-4.74*** (-3.04)
R-squared	0.994	R-squared	0.994
Adjusted R-squared	0.993	Adjusted R-squared	0.993
F-statistic	1869.07	F-statistic	—
S. E. of regression	0.13	S. E. of regression	0.13
Log likelihood	547.04	Log likelihood	—
Durbin-Watson stat	0.61	Durbin-Watson stat	0.82
截面	31	样本值	806

注:1. 样本区间为 1978~2006;

2. ***, **, * 分别表示在 1%, 5% 和 10% 的统计意义上显著。

从估计的结果来看,采用交叉项模型回归所得到的结果同门槛模型所估计的结果是一致的。国民生产总值、政府干预程度、中央政府对其财政预算的支持、地方开放度指数等变量能通过1%显著程度的统计检验。说明这些变量从正向作用于投资变量。要素价格变量对投资影响能力为正向的,能够通过10%显著性的统计检验,地方的市场化程度指标的解释能力仍然较弱。

模型设定形式中包含的二次项系数是显著的,证实了信贷和投资之间非均衡关系的存在。为了保证回归系数的显著性是稳健的,我们对系数进行Wald检验,结果显示,二次项系数 α_2 以0.08的概率接受零假设, α_3 以0.00的概率接受零假设。所以该回归系数是稳健的。同样,为了保证对面板数据双向固定效应估计是合理的,我们采用了冗余固定效应检验,无论跨期的F统计量与卡方统计量,还是同样的截面统计指标,还是跨期与截面的联合检验(Cross-Section/Period F, Cross-Section/Period Chi-square),其对应的概率值都接近于0,也就是说拒绝了零假设,对面板数据采用双向固定效应是合理的。

由于面板数据结构的复杂性,回归变量之间由于内在的序列相关等因素,往往存在内生性问题,从而使得回归结果相对无效。为了确保结果的合理性,文章对该模型又进行了稳健性检验。选取GDP、政府干预程度、财政分权指标、要素价格变量的滞后一项变量,以及各省居民储蓄存款指标为该回归式的工具变量进行消除内生性的GMM回归方式,结果如上表所示。不过采用GMM估计的形式,最重要的问题在于判别工具变量的选择是否合适,也就是对应的Sargan检验值是否拒绝原假设,由于其服从卡方分布,我们将J统计量(0.42)代入,可以求得Sargan统计量以0.99的概率拒绝原假设,所以工具变量的选择是适宜的。进一步从回归结果分析,可以从中推断出的结论同双向固定效应的回归结果没有太大的区别,以及门槛模型的结果相比较,也没有太大的区别,说明上述回归都是稳健的。

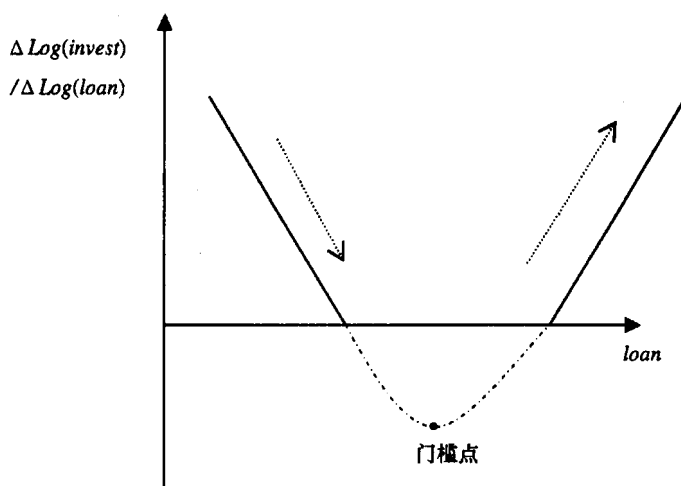


图5 信贷与投资关系的非线性表述形式

综合上述分析,可以发现以下几点:(1)按照门槛计量模型的分析,中国分省的信贷和投资变量之间存在所谓的“门槛效应”,即门槛值将信贷变量分成不同的区制,在不同的区域内,投资和信贷的关系呈现出不同的模式。计量软件通过方差和最小的计算方式发现临界点为 5106.79。(2)本文面板门槛模型的结论同样支持了“在低度银行发展区域支持‘*blessing - in - low - regime*’;而在高度银行发展区域中,该区域国家的银行发展程度越大反而会减缓经济增长(‘*curse - in - high - regime*’假说)”的观点。(3)通过设定具体的非线性形式,即本文设定的“U”形关系式,可以看出投资和信贷之间的关系的确呈现非线性的关系模式。根据估计出的系数,可以发现二者关系如上图所示。(4)通过对应的 GMM 估计形式的结果比较分析,可以发现上述结论是稳健的。这说明,对于信贷和投资关系的分析思路应该跳出线性的分析范式,而对于政策的启示在于应该关注投资和信贷变量的“门槛效应”,适当地根据发展阶段调节关键变量,实现投资效率的提高和要素的合理配置。

显然,通过上述分析可以看出信贷和投资之间的“门槛效应”取决于其他变量对二者的共同作用机制。在市场化的经济体制中,预期产出和投资的融资成本等因素共同决定了信贷的需求,引致利率变化,然后进一步诱致信贷供给的增加。市场机制对于信贷配置效率的提升体现在投资效率和信贷配置效率能够在较高水平维持均衡。但是如果引入政府干预因素之后,信贷配置的机制可能存在很强的“导向性”,信贷配置的效率会呈现“结构性差异”和“区域性差异”分布的特征。这就取决于政府导向的资金是流向需求较高的产业和部门。因为在市场化的信贷配置体系内,如果各省资金流动的“交易成本”(比如管制措施)较低,资金会实现跨区域的优化配置,各省的资本产出率会趋于“均等化”。

基于上述思路,文章在此考察了政府干预程度和信贷投资支持指数的变化趋势关系。为了进一步印证政府干预对信贷配置效率的影响,同样将信贷的跨省配置效率问题进行研究。如果信贷资金的跨省流动受阻,则信贷资本配置效率可能不仅受政府直接干预信贷金融渠道的影响,也受政府人为限制信贷资金在跨省间的流动,从而降低信贷对投资的配置效率,也使得信贷配置的非市场化特征更加明显。

(三) 信贷资金的跨省配置效率问题

按照资本流动的原理,如果该地区的投资和储蓄相关性极强,说明该地区同外地的“资金流动”较少;同时如果该地区的“贷款/存款”指标能力不断下降。可能是储蓄资金快速累积,同时,商业银行自我约束能力有所增强,信贷发放的条件趋于苛刻,导致了该项指标的平稳递减。这也说明,市场化进程并非对信贷创造机制没有影响,因为伴随着市场进程的加快,信贷派生的能力更趋于合理(贷款/存款指标更接近于 1)。当然,该种情形对应的企业会存在金融约束。

数据分析表明各省存款创造贷款的能力在不断下降。除甘肃、云南、海南和四川的该指标呈现出较大波动的趋势,并且在 2004 年左右有较大起伏之外,其他省份的该项指标

的变化呈现平稳递减趋势^①。从该项指标的数量水平来看,各省存在较大的差异,也就意味着如部分省份呈现信贷流出的情形,如天津、西藏、新疆和云南等地,其他省份可能存在信贷流入的现象。但是这些结论只是出于数据直觉上的推断,还需要从数据关系上进一步分析。所以仍然有必要对“信贷流动指标”的决定因素进行估计,以确定政府是否对信贷资源的跨省配置起到重要作用。具体结果如下表6所示。

表6 有关“贷款/存款”决定和影响因素的估计结果

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t - Statistic</i>	<i>Prob.</i>
<i>LGI</i>	10.49***	3.80	2.76	0.0059
<i>GOV</i>	-0.64****	0.17	-3.72	0.0002
<i>DMC</i>	-0.029***	0.007	-3.95	0.0001
<i>DME</i>	-0.014*	0.01	-1.66	0.0967
<i>C</i>	3.89***	0.54	7.16	0.0000
R - squared	0.10	Mean dependent var		2.68
Adjusted R - squared	0.10	S. D. dependent var		2.85
S. E. of regression	2.71	Sum squared resid		5517.25
Durbin - Watson stat	0.93	J - statistic		23.30
Second - Stage SSR	5474.17	Instrument rank		6.00

注:1. 样本区间为1978~2006;

2. ***, **, * 分别表示在1%, 5%和10%的统计意义上显著。

各指标的含义解释如下,被解释变量为“贷款/存款”,解释变量包括地方政府干预程度(*LGI*)、财政分权指标(*GOV*)、开放度指标(*DMC*)、市场化指标(*DME*)。样本跨期数目为26(1980~2006),分省截面数目为31。为了消除内生性问题,同样采用了GMM的估计方式。*Sargan*检验的p值为0.616,拒绝原假设,也就是说工具变量的选择是合理的。对于投资是否受到信贷约束的实证分析表明:(1)信贷资源配置机制中政府干预的迹象非常明显,因为市场化的存款派生贷款能力的趋势总体弱化,却与政府干预指标同其正相关,而且能够通过显著性为1%的统计检验;(2)财政分权指标能够在一定程度上改善该指标;(3)市场化指标和开放度指标有利于提升存款的利用能力,也就是说市场化程度和开放度的加深促进了储蓄资源能够流向效率更高的领域。

总结实证研究可以发现,采用面板门槛模型的经验分析证实,中国分省信贷约束和投资之间的关系呈现非线性的关系模式。支撑上述现象的背后机制包括以下内容:

首先,从微观角度来看,伴随着企业改革进程的加快,相关投融资体制的改革步伐仍然呈现滞后的状态。事实上,金融约束、内部资金与企业投资之间存在一定的辩证关系。对于企业而言,内部资金是企业开展自主投资的“重要保障”,一旦突破了内部资金的上

① 由于重庆市的数据期间较短,作为异常值(outlier)剔除。

限,企业内部资金所能够支撑的投资即达到最大值。

其次,信贷配置和投资特征在很大程度上内生于经济发展的程度。在发达省份,企业更容易获取信贷支持;与此同时,通过数量分析的结果可以看出,各地区的发展水平、政府对经济的干预程度,以及本地区的开放度都显著地影响投资的水平。

再次,信贷与投资的关联机制,与政府对信贷资源配置状态的干预分不开。各省的投资和政府的干预信贷指标密切相关。这表明各地区的政府治理模式内生地决定信贷与投资的作用机制。政府干预和投资的信贷支持指标的相关性分析可以看出,信贷支持指数同政府干预指标的相关性达到 0.42。

此外,市场化指标和开放度指标有利于提升存款的利用能力,也就是说市场化程度和开放度的加深,促进了储蓄资源能够流向效率更高的领域。然而,伴随着企业改革进程的加快,相关投融资体制的改革步伐仍然呈现滞后的状态。从分省投融资体制改革的进程中看,政府对经济的干预程度并未伴随着经济市场化的进程而降低,甚至北京、上海、山东等较为发达的地区政府对经济的干预程度有所上升,其他各省份的该指标虽波动性相对增强,但大致趋势仍呈现上升趋势。这从政策层面启示我们,减少政府干预、大力推进市场化进程会有助于提升金融的治理功能和配置资源功能。

由于政府的干预,各省之间信贷资源的跨区域流动和投资的跨区域配置受到约束,这成为信贷投资关系呈现出“门槛效应”的重要机制。这也为进一步推进信贷配置和投资领域市场化提出改革的要求。值得关注的是,地方政府干预方式和效果又与地方政府所掌握的财政资金资源相关,地方政府控制的财权越大,自我拥有的资金资源越多,对信贷配置的干预就愈轻;在地方政府用来支持经济发展的手段中,财政投入和信贷干预性的配置呈现出相互替代的特征。

综上所述可以看出,对于信贷和投资关系的分析思路,应该跳出线性的分析范式,应该关注投资和信贷变量的“门槛效应”,适当根据发展阶段调节关键变量,实现投资效率的提高和信贷资源的合理配置,从而塑造出信贷和投资关系呈现良性互动的模式。

参 考 文 献

- [1] 沈中华: 面板门槛模型讲义, 南开大学出版社, 2007 年 12 月。
- [2] 汪锋, 张宗益, 康继军: 企业市场化、对外开放与中国经济增长条件收敛, 世界经济, 2006 年第 6 期。
- [3] 李泽广、刘宇: 信贷支持机制与行业投资配置效率, 财贸经济, 2009 年第 10 期。
- [4] Cabllero R. and Engel E. Explaining Investment Dynamics in U. S. Manufacturing: A Generalized (S, s) Approach, *Econometrica* 67(4), July 1999, 783 ~ 826.
- [5] Galindo, Arturo Jose, Schiantarelli, Fabio and Weiss, Andrew Gonzalez A., Panel smooth transition regression models, Quantitative Finance Research Center Research Paper 165, University of Sydney, August 2005.
- [6] Hansen, B. E., 1999, "Threshold effects in non-dynamic panels: Estimation, testing and inference," *Journal of Econometrics*, 93, pp. 345 ~ 368.
- [7] Hansen, Bruce E., 2005. "Exact Mean Integrated Squared Error Of Higher Order Kernel Estimators," *Econometric Theory*, vol. 21(06), pages 1031 ~ 1057, December.

- [8] Hansen, Bruce E. , 2006. "Interval forecasts and parameter uncertainty," *Journal of Econometrics*, vol. 135(1-2), pages 377 ~ 398.
- [9] Hausman, Jerry A. , specification Tests in Econometrics, *Econometrica* 46, (1978), pp. 1251 ~ 1272.
- [10] Inessa Love. , "Financial Development and Financing Constraints: International Evidence from the Structural Investment Model," *Review of Financial Studies*, vol. 16(3), pp. 765 ~ 791, 2003.
- [11] Sangeeta Prataap & Silvio Rendon, 2003. "Firm Investment in Imperfect Capital Markets: A Structural Estimation," *Review of Economic Dynamics*, vol. 6(3), pages 513 ~ 545, July.
- [12] Sean Cleary et al. The U - shaped Investment Curve: Theory and Evidence, Forthcoming, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 2006.
- [13] Wei Shangjin. , Global Capital Flows and National Policy Choices, Working paper 2006/3/20.

Abstract: This paper empirically studies the multi-equilibrium relationship of credit and investment by using panel threshold model based on the sample of Chinese sub-provincial data. And the so-called "threshold effect" is verified, that is, the threshold variable of credit system is divided into different regimes, the relationship between investment and credit shows a different pattern among different regimes, which has given support to the hypothesis of "blessing-in-low-regime" and "curse-in-high-regime". This conclusion indirectly indicates the current disequilibrium in the credit resources allocation, and we should speed up the reform of market-oriented investment system and credit allocation mechanisms.

Key Words: credit allocation, investment, government intervention, panel threshold model

(责任编辑:杨 骏)(校对:YJ)