

公司融资结构调整、部门异质性与中国信贷渠道的存在性

战明华¹, 许月丽^{1,2}

(1. 浙江理工大学 经济管理学院, 浙江 杭州 310018;

2. 浙江大学 管理学院, 浙江 杭州 310027)

摘要:在理论总结与对中国经济环境分析的基础上,文章从两个新的视角对中国货币政策信贷渠道进行了重新探讨:一是特定货币政策环境下公司融资结构调整;二是产权异质性条件下的信贷配给。研究表明,中国的独立信贷渠道的确存在,然而,其作用机制并非是像上市公司这样的企业的微观融资结构调整效应,而是经济中国有与非国有并存的产权异质性所导致的信贷配给效应。对于上市公司,独立信贷渠道的作用是微弱的,这一结果对于公司行业及规模是稳健的。实证结果同时显示,与通常的预期不同,在获取银行信贷方面处于相对优势地位的国有投资受银行信贷变化影响更大。

关键词:货币政策环境;信贷渠道;融资结构调整

中图分类号:F830.5 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2010)12-0072-11

一、引言

始于2008年的全球性金融危机的影响广度与深度为二战以来所仅有。在解决本次危机的过程中,各国不约而同地采取了大规模放松信贷的宽松货币政策。从中国来看,政策实施的一个主要表现是银行信贷的大规模增长。于是,面对如此大量的新增信贷,一个基本的问题是:这会带来真实产出的增加还是仅仅会造成通货膨胀?显然,解决这一疑惑的关键是要回答两个问题:一是货币政策的信贷渠道是否独立存在?二是其具体作用机制是什么?

货币政策传导渠道研究的是货币政策的变化是如何传递到实际经济变量的。对此,尽管相关文献层出不穷(Jaffee 和 Russel, 1976; Stiglitz 和 Weiss, 1981; Khalil, Martimort 和 Parigi 等, 2007; 蒋瑛琨等, 2005; 万贵、王立元, 2008; 盛松成、吴培新, 2008),然而人们对这一问题的看法却远未统一。凯恩

收稿日期:2010-09-20

基金项目:教育部规划基金资助项目(07JA790028);浙江省自然科学基金资助项目(Y6080177)

作者简介:战明华(1971—),男,山东青岛人,浙江理工大学经济管理学院教授,博士;

许月丽(1973—),女,浙江诸暨人,浙江理工大学经济管理学院副教授,浙江大学管理学院博士生。

斯主义学派认为货币政策的传导仅是通过货币渠道来完成,而新凯恩斯主义和新古典主义理论则发现,在非货币资产、借贷者等异质性条件下,除了货币渠道以外,可能还存在一个独立的信贷渠道。

针对中国的实际经济环境,本文从两个新的视角对中国信贷渠道的存在性进行验证:一是充分考虑特定货币政策环境,从企业融资结构调整的微观角度分析信贷渠道;二是从中国企业产权的异质性出发,从信贷配给角度分析信贷渠道。

二、中国特定环境下货币政策信贷渠道的特征与本文的两个命题

按照理论,货币政策的信贷渠道主要是通过企业负债结构的替代效应与银行的信贷配给效应来实现的。然而,针对中国的具体情况,可能的货币政策信贷渠道应遵循一个怎样的机制呢?

中国最近的一次货币政策重大改革始于 1998 年,此后,货币调控方式由信贷规模控制转向资产负债比例管理。从这一现实出发并结合已有的研究,如果货币政策的信贷渠道确实存在,那么这一渠道可以通过图 1 来说明。由图 1 可知,信贷渠道主要通过两种效应发挥作用:一是基于企业视角的银行贷款与企业其他融资工具之间的替代效应。这一效应的机制大致遵循如下路径:在资产负债比例管理条件下,紧缩性货币政策首先导致银行负债的减少。如果这一变动打破了资产负债比例限定,且银行不能通过变动资产结构来保证贷款量不变,那么银行对企业的贷款总量就会减少。

于是,企业只能寻求替代银行贷款的其他融资方式。二是基于银行视角的不确定条件下的信贷配给效应。如果紧缩性的货币政策不是直接导致银行可贷款额的减少,那么至少也会增加企业的融资成本。而由于存在着信贷配给,因而企业融资成本的提高会导致银行对不同类型企业放贷进行选择。

众所周知,国有与非国有等不同类型的企业产权异质性,及由此所衍生的政府或明或暗的对信贷的外生干预,是中国信贷配给的一大特征。正是这一特征,为我们从宏观角度检验信贷配给效应的存在性提供了可能。实际上,如果信贷配给效应确实存在,那么政府的信贷干预将使得国有与非国有投资在

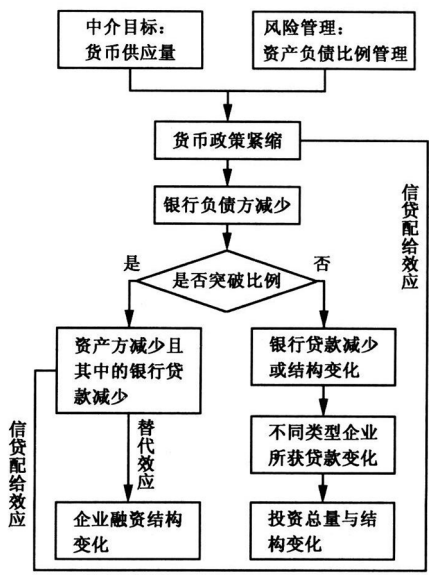


图 1 货币政策的信贷传导渠道

所受货币政策冲击方面有着显著的不同。对以上分析进行总结,我们可以给出本文拟证明的两个命题。

命题 1:在中介目标是货币供应量与实行资产负债比例管理,且货币政策紧缩直接导致了银行贷款减少的条件下,如果仅是传统的货币渠道起作用,那么,紧缩将引起总需求减少,从而减少企业对信贷的总需求,此时企业的负债结构应无显著变化;但如果存在一个独立的信贷渠道,那么紧缩政策会造成银行贷款额的减少,但企业对信用的总需求不会同比例减少。为了寻求其他信用方式的补充,资产替代效应将使得企业负债结构中银行贷款的比例降低。

命题 2:在中介目标是货币供应量与实行资产负债比例管理的条件下,无论货币政策紧缩是否直接引起银行贷款减少,只要对信贷的需求大于供给,则如果货币政策的信贷渠道存在,那么银行对诸如国有与非国有等不同类型的企业的信贷配给差异,会导致不同企业类型投资与银行贷款呈现显著不同的变化关系。

三、企业融资结构与信贷渠道

(一)样本的选定和数据来源

根据相关经济变量的变化特征,我们拟将货币政策紧缩的样本区间界定于 2008 年第 1 季度,对照区间为 2007 年第 1 季度。具体样本企业的选择是在申银万国的行业分类方法基础上,排除 ST 和金融类企业后,对行业分类中的每一个细目原则上各取一个公司,共获取 109 家公司,剔除一些数据不全的公司后有效样本数为 83。若无特别说明,所用数据均来自 wind 资讯。

(二)指标与计量模型设定

这里拟采用 $slr = \text{短期借款} / (\text{流动负债} - \text{应付票据})$ 刻画银行贷款占企业融资比例的变化。由于应付票据的特点是既需要预交一部分保证金,实质上又是银行信贷的一部分,故在不能将其与短期借款简单加总的情况下,将其从流动负债中剔除。考虑到所用的样本是面板数据,将模型设定如下:

$$slr_{it} = \alpha + \alpha_i + \delta_0 d_{2t} + \gamma monp_t + X'_{it} \beta + d_{2t} X'_{1it} \beta_1 + u_{it} \quad (1)$$

其中, α_i 为非观测因素, d_{2t} 为反映外部环境变化等因素的时间虚拟变量(2008 年 1 季度为 1,其余为 0), $monp_t$ 为货币政策变量, X_{it} 为由影响被解释变量的一些因素组成的 k 维向量, X_{1it} 是 X_{it} 的 m 维子向量($m < k$), u_{it} 是随机扰动项。容易看出,系数向量 $d_{2t} \beta_1$ 反映的是解释变量在不同时期可能对被解释变量有着不同的边际影响。

由于企业从银行融资本质上看是一个信息不对称条件下的委托—代理问题,因此反映企业自身状况的资本结构与盈利能力等因素就成为关键指标。就目前来看,银行对企业贷款通常关注财务结构、现金流量、经营能力、经营效益和偿债能力等五个方面。对此,分别使用如下指标来予以刻画: $ffr = \text{流动}$

资产/总资产、cashf=经营产生的现金流量净额/营业收入、noap=经营活动净收益/利润总额、napr=税后利润/净资产、quickr=速动资产合计/流动负债。另外，考虑到实行紧缩性货币政策时，不同货币政策工具之间具有强相关性，因而用存款准备金率来表示货币政策变量。于是，式(1)可被重新表述如下：

$$\text{slr}_{it} = \alpha + \alpha_1 + \delta_0 d_{2it} + \gamma \text{monp}_t + \beta_1 \text{ffr}_{it} + \beta_2 \text{cashf}_{it} + \beta_3 \text{noap}_{it} + \beta_4 \text{napr}_{it} + \beta_5 \text{quickr}_{it} + u_{it} \quad (2)$$

然而，由于含有与解释变量相关的未观测变量，式(2)的估计量连最基本的一致性也难以满足。为此，利用未观测变量不随时间变化的假定，对式(2)取一阶差分可得用于估计的最终模型：

$$\Delta \text{slr}_i = \delta_0 + \gamma \Delta \text{monp} + \beta_1 \Delta \text{ffr}_i + \beta_2 \Delta \text{cashf}_i + \beta_3 \Delta \text{noap}_i + \beta_4 \Delta \text{napr}_i + \beta_5 \Delta \text{quickr}_i + \Delta u_i \quad (3)$$

要检验的原假设是 $H_0: \gamma < 0$ 。

(三) 实证结果

对式(3)用怀特异方差 OLS 一致估计得到如下估计结果：

$$\begin{aligned} \Delta \text{slr} = & -0.23 \Delta \text{monp} - 0.16 \Delta \text{ffr} + 0.0086 \Delta \text{napr} - 0.0126 \Delta \text{noap} \\ & (-0.25) \quad (-0.69) \quad (0.20) \quad (-0.52) \\ & + 0.07 \Delta \text{cashf} - 1.71 \Delta \text{quickr} \\ & (1.01) \quad (-0.68) \end{aligned} \quad (4)$$

$$R^2 = 0.04 \quad DW = 1.96$$

括号中是 T 值。将式(4)的系数置于更具经济含义的式(2)中加以解释，可以得到如下结论：一是几乎所有的财务变量对企业从银行融资比例的影响都不显著。由于模型的总体拟合优度不高，且各个解释变量间的简单相关系数很小，因而这一结果不太可能是由于统计上的多重共线性所造成。这表明，现实中决定企业融资结构的因素可能远比通常想象的要复杂。二是除净资产利润率 napr 、经营产生的现金流量比 cashf 两个因素外，其他几个财务变量对银行贷款占负债总量比率的影响均是负的。这表明，银行对企业放贷主要关注的是利润率和流动性两个因素，而不太关注资本结构与利润结构。最后，最重要的是，对于我们所关注的货币政策变量系数，虽然估计结果符合预期，即 $\gamma < 0$ ，却是很不显著的。这表明，货币紧缩可能确实降低了企业融资中银行信贷资金的比例，但这一影响很可能是轻微的。关于其中的原因，我们认为主要有二：一是我国金融市场不发达，企业无法找到替代银行融资的有效手段；二是公司上市本身就是一种资质，因而即使在货币政策紧缩时期，上市公司借贷也可能受银行信贷收缩的影响不大。这表明，不同于一般的间接融资与直接融资存在竞争性的理论，行政审批更为严格的中国公司上市制度使得直接金融市场为间接金融市场起到了信息揭示作用。

(四) 稳健性分析

估计参数的稳健性指的是统计推断对总体分布与样本结构不敏感。下面选择上证 180、中小企业板以及申银万国分类下的机械、医药行业上市公司作为比较的对象。模型和估计方法同式(3),具体结果见表 1。

表 1 不同代表性上市公司的估计结果

解释变量	上证 180	中小企业板	机械行业	医药行业
Δmonp	0.082 (5.21)	0.017 (4.98)	-0.005 (-0.80)	-0.007 (-0.86)
Δffr	0.008 (1.97)	0.003 (1.24)	0.005 (2.23)	0.001 (0.52)
Δnoap	0.0001 (1.91)	2.57E-05 (0.73)	-4.36E-06 (-7.14)	-7.96E-07 (-0.04)
Δcashf	-0.0005 (-1.41)	-0.004 (-1.20)	0.0003 (0.11)	-0.002 (-1.87)
Δnapr	0.018 (1.13)	-0.005 (-0.08)	0.0005 (0.11)	0.0007 (3.03)
Δquickr	-0.203 (-2.74)	-0.060 (-2.03)	-0.03 (-0.97)	-0.043 (-1.62)
观测值数目	122	98	96	96
R^2	0.12	0.15	0.07	0.08
DW	1.98	2.12	1.89	2.07

注:(1)括号中是 T 值;(2)各类样本的观测值均是剔除数据缺失、异常值后的样本容量。

由表 1 可归纳出如下结论:

第一,对于所关注的 monp 系数,虽然不同情形下所得结果迥异,但原假设均被拒绝,这与前面式(4)的结果相同。不过,表 1 中回归结果的一个不同之处在于按企业规模分类的估计结果的特殊性。由表 1 可知,无论是上证 180 还是中小企业板,货币紧缩对银行借款占企业融资比例的影响均是正的,这与式(4)恰恰相反。对此,如果说由于上证 180 企业规模巨大,在谨慎放贷的环境下,重视抵押的银行更倾向于选择这种大型企业是可以理解的,那么如何看待中小企业所表现出的异常呢?

按通常的解释,中小企业板上市公司往往具有收入增长快、盈利能力强的特点,因而更容易获得银行的信贷。然而,财务数据计算结果表明,无论是水平值还是差分值,几乎所有的财务指标均未显示中小企业要明显优于其他类型企业。实际上,比较各类企业在不同时期流动负债的变化,我们认为,或许正是在紧缩时期中小企业更需要银行贷款的支持,从而使其银行借款比例随着紧缩时期的来临而提高,而不是银行基于其成长性及财务状况增加贷款所致。

第二,行业与资产规模分类在关注系数上存在差异,表明中国上市公司的企业性状分布具有多样性,因而建立在更细分类基础上的分析是必要的。由表 1 可知,按行业分类的关注系数符号为负,与式(4)一致。从计量的角度,这

是很容易理解的。原因是,式(4)的回归样本是从不同行业中抽取的数据,而差分后就把行业的因素给消除了。但是,这就会产生一个问题:按资产规模分类的回归同样可以通过差分消除行业的影响,为何它们的回归结果却与式(4)的相反呢?对此,一个可能的解释是:对于不同的上市公司群体,式(2)中被解释变量与解释变量所组成的随机向量服从不同的联合分布,这表明建立在更广泛分类基础上的实证分析是必要的。

四、投资结构与信贷渠道

由于中国建立了严格的公司上市制度,因而能够上市的只是少数优质企业。由此,建立在上市公司样本分析基础上的一个重大缺陷是,忽略了众多的非上市公司。然而,由于典型性非上市公司的财务数据无法获得,因而延续上述的分析方法已不可行。不过,略作观察即可发现,转轨时期中国一个突出的结构性特征就是大量国有经济与非国有经济的并存。由于资产规模与受政府担保程度不同,所以可以预见,追求风险收益最大化的银行对二者放贷的意愿也就不同,这意味着中国的实际情况为我们提供了检验命题2的经济环境。据此,本部分将验证命题2。

(一)样本期与原假设设定

对于像中国这样的转轨经济体而言,除周期因素外,企业产权特征等也是影响银行信贷行为的重要因素,因而从总体上看,中国的经济始终存在着信贷配给,故这里主要按数据可得性来设定样本期。考虑到本部分的数据来自wind资讯,而其月度投资数据始于2003年2月,故将样本期设定为2003年2月至2009年7月。

根据命题2,本部分要验证的原假设是:银行信贷配给效应存在。如果银行贷款变化与国有与非国有投资变化之间呈现显著不同的关系,那么接受原假设;否则,拒绝原假设。

(二)计量模型设定与变量说明

从理论上来看,人们对货币与真实变量之间的关系存在着重大的歧义,因而这里拟用通常的非理论导向的VAR模型来考察货币与不同投资的关系。基本模型设定如下:

$$Y_t = m + A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + \cdots + A_p Y_{t-p} + \epsilon_t \quad (5)$$

为了突出式(5)的均衡意义和平稳特性,对其进行简单的参数重组后有:

$$\Delta Y_t = m + B_1 \Delta Y_{t-1} + B_2 \Delta Y_{t-2} + \cdots + B_{p-1} \Delta Y_{t-p+1} - \pi Y_{t-1} + \epsilon_t \quad (6)$$

这里 $Y_t = (M_t, I_{st}, I_{pt}, P_t)^T$, $\epsilon_t = (\epsilon_{1t}, \epsilon_{2t}, \epsilon_{3t}, \epsilon_{4t})^T$, 且 $E(\epsilon_t) = 0$, $E(\epsilon_t \epsilon_s') = \Omega$, 其中 Ω 是正定矩阵, B_i 是 A_i 的函数, $\pi = I - A_1 - A_2 - \cdots - A_p$ 且其特征值决定了式(5)的平稳性。 M_t 、 I_s 、 I_p 、 P 分别表示特定层次货币供应量、国有投资、私人投资、价格指数的水平值或增长率。

我们将采取如下方法对式

(5)和式(6)进行估计:如果各内生变量的水平值或增长率是平稳的,且扰动项满足基本假定,那么将用通常的方法来估计 VAR 模型,并观察其脉冲响应函数的变化与方差分解情况;如果内生变量的水平值或增长率是一阶平稳的且 π 不满秩、特征方程有部分单位根,那么将考察它们的协整关系,估计其误差修正形式。

(三)变量平稳性检验

表 2 给出的结果是基于通常的 ADF 检验。但如果由于经济结构突变而使数据变化规律出现断裂,那么这种检验方法的功效就会降低。为此,我们同时采用 Perron(1989)的思想,在用于单位根检验的原始 $AR(p)$ 模型中引入虚拟变量(2009 年上半年月度数值为 1,其余为 0)对结果进行了验证,发现结果与表 2 基本一致。

表 2 表明,各变量的单整阶数并不一致,因而试图通过参数重组,利用某种协整关系来估计一个 VEC 模型是不适宜的。由于各变量的一阶差分均是平稳的,因而下面采用通常的 VAR 方法对参数进行估计,同时考察所关注变量的脉冲响应与方差正交分解值变化情况。

(四)估计结果、脉冲响应与方差正交分解

我们选定 $\Delta \ln gloan$ 、 $\Delta \ln p_i$ 、 $\Delta \ln s_i$ 和 P 四个内生变量构建非理论导向的 VAR 模型,采用 Eviews5.0 所给出的非约束向量自回归估计(Unrestricted VAR),具体结果见表 3。

表 2 变量 ADF 检验

变量	检验形式 (α, t, n)	T 值
$\ln gloan$	($\alpha, t, 2$)	-2.78
$\ln p_i$	($\alpha, t, 3$)	-1.86
$\ln s_i$	($\alpha, t, 4$)	-3.44 *
P	($\alpha, t, 4$)	-5.35 ***
$\Delta \ln gloan$	(0, 0, 1)	-12.01 ***
$\Delta \ln p_i$	($\alpha, 0, 2$)	-10.99 ***

注:(1)各变量含义: $gloan$ 为月度新增贷款额, P_i 为个私投资, s_i 为月度国有新增投资, p_i 为月度私人新增投资, p 为 PPI 环比指数;(2)各变量均经季节调整;(3)*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 水平上显著。

表 3 VAR 估计

前定变量	$d \ln p_i$	$d \ln s_i$	前定变量	$d \ln p_i$	$d \ln s_i$
$d \ln gloan_{-1}$	-0.0824 (0.07)	-0.0094 (0.016)	$d \ln p_{i-1}$	-0.60 (0.15)	-0.01 (0.03)
$d \ln gloan_{-2}$	-0.0123 (0.09)	-0.0236 (0.02)	$d \ln p_{i-2}$	-0.39 (0.18)	-0.08 (0.04)
$d \ln gloan_{-3}$	0.0489 (0.10)	0.0087 (0.02)	$d \ln p_{i-3}$	-0.12 (0.19)	0.02 (0.04)
$d \ln gloan_{-4}$	0.0353 (0.09)	0.0321 (0.02)	$d \ln p_{i-4}$	0.005 (0.19)	0.004 (0.04)
$d \ln gloan_{-5}$	0.0311 (0.09)	0.0160 (0.02)	$d \ln p_{i-5}$	0.01 (0.18)	0.05 (0.04)

续表 3 VAR 估计

前定变量	$d\ln p_i$	$d\ln s_i$	前定变量	$d\ln p_i$	$d\ln s_i$
$d\ln gloan_{-6}$	0.0044 (0.07)	0.0142 (0.01)	$d\ln p_{i-6}$	0.06 (0.16)	0.04 (0.03)
P_{-1}	0.04 (0.08)	0.03 (0.02)	$d\ln s_{i-1}$	0.53 (0.70)	-0.16 (0.15)
P_{-2}	-0.05 (0.09)	-0.03 (0.02)	$d\ln s_{i-2}$	0.10 (0.72)	-0.11 (0.15)
P_{-3}	-0.06 (0.09)	0.01 (0.02)	$d\ln s_{i-3}$	0.17 (0.72)	-0.17 (0.16)
P_{-4}	0.05 (0.09)	-0.007 (0.02)	$d\ln s_{i-4}$	0.55 (0.72)	-0.01 (0.16)
P_{-5}	-0.08 (0.08)	0.008 (0.02)	$d\ln s_{i-5}$	-0.34 (0.67)	-0.03 (0.15)
P_{-6}	-0.03 (0.07)	-0.002 (0.02)	$d\ln s_{i-6}$	0.39 (0.62)	-0.04 (0.13)
C	0.05 (0.05)	0.02 (0.01)			
R^2	0.44	0.47	AIC	-0.15	

注：(1) $d\ln gloan_{-1} = \Delta \ln gloan_{-1} = \ln gloan_{-1} - \ln gloan_{-2}$ ，其他变量同；(2)括号内是标准误；(3)滞后阶数的选择同时考虑样本容量、直觉上变量可能影响的滞后阶数以及系统总体的 AIC 指标；(4)由于是非关注变量，故 $d\ln gloan$ 和 P 的回归结果未列出。

从表 3 来看，无论是国有还是私人，贷款与投资关系都呈现如下特征：一是新增贷款对投资的影响要 3 个月后会发挥正向作用，在 6 个月后会迅速减小。这实际上反映了贷款对投资影响的滞后路径。二是贷款对投资的影响前两期为负，后四期为正。为了从多个角度考察贷款与投资的动态关系，下面分别给出基于表 3 的贷款影响的长期乘数、脉冲响应函数和方差分解。

由于在长期，各滞后变量将收敛至其均衡值，因而令 $d\ln gloan$ 差分滞后算子方程 $A(L)$ 中的 $L=1$ 可得 $d\ln p_i$ 和 $d\ln s_i$ 相对于 $d\ln gloan$ 的长期乘数分别为 0.025 和 0.038。这表明，如果经济中的总贷款余额增长率增加 1% 的话，那么从长期看，私人与国有新增投资增长率将分别增加 0.025% 和 0.038%，即贷款对国有投资的影响程度比私人投资要高约 50%。进一步思考可以发现，这一结果似乎与预期不符：如果国有经济在信贷配给中相对私人经济处于更有利的位置，则银行贷款的变化应当对私人经济的影响更大，那么如何解释这里与此相反的结果呢？对此，一个可能的思路是从中国金融市场的分割性寻求解答。事实上，如果私人经济在银行信贷配给中处于更加不利的地位，那么所产生的一个结果是私人经济融资更多地依赖于非正规金融，而严重的市场分割是非正规金融的基本特征 (Aleem, 1993)。正是这种分割使得在信贷配给的情况下，银行信贷变化对私人投资的影响反而比国有投资小。

为了更直观地考察信贷变化对投资的动态影响，图 2 给出了基于 Cholesky 正交分解的变量 $d\ln p_i$ 、 $d\ln s_i$ 的脉冲响应情况。由图 2 可以看出，国有投

资对于 $dlngloan$ 的单位扰动相对波动幅度更大,且呈现更快收敛的速度,这与上面的乘数分析是一致的。考虑到脉冲响应的轨迹可能受正交分解的次序影响较大,图 3 也给出了另一种分解次序的结果。对比图 2 和图 3 可见,两种情况下的基本特征大致相同。

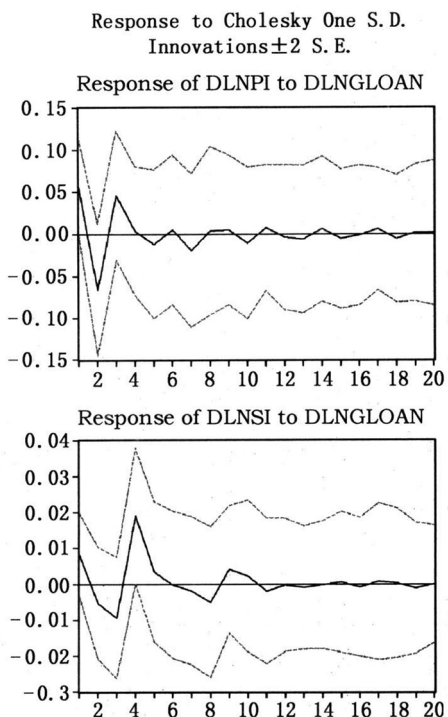


图 2 VAR 脉冲响应函数一

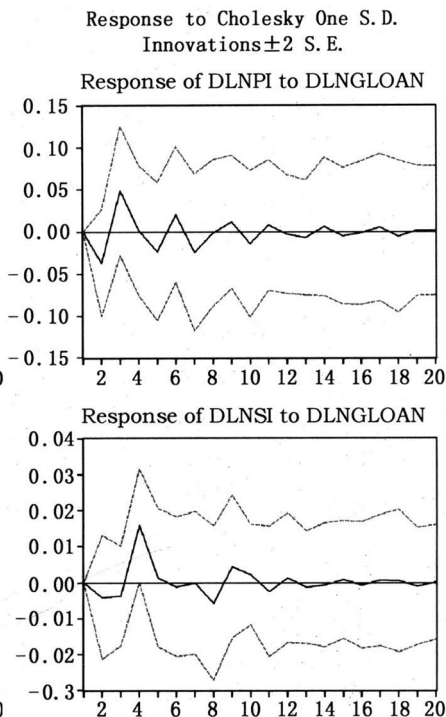


图 3 VAR 脉冲响应函数二

进一步,由 $dlngloan$ 对 lns_i 、 lnp_i 方差波动贡献率所组成的两个序列双样本 T 检验结果表明,二者均值是相同的,原假设可在 5% 显著性水平上被拒绝。具体计算结果显示,尽管银行信贷对于私人投资与国有投资波动的解释均大致呈现开始较小,此后变大且稳定的趋势,但银行信贷对国有投资波动的解释力度更大且滞后效应更大。平均来看,相对私人投资,信贷对国有投资波动的解释贡献约高 1.5%,这与前面的分析一致。

(五) 总结

上面从三个不同角度的考察均发现,银行信贷对不同产权经济的影响确实存在着显著的差异,表明银行对于不同产权性质企业的信贷配给确实存在,这与通常的观点相一致。然而,不同一般的直觉,尽管国有经济在银行信贷配给中占有优势,但其对国有经济却有着比私人经济更大的影响。我们认为,这很可能源自于中国的正规与非正规金融市场较严重的分割。

对照命题 1,综合基于上市公司微观层次的分析,这里的分析结果表明,

尽管中国确实存在着单独的货币政策信贷传导渠道，但这既非在于信贷相对于货币供应量更强地预测了产出波动或对产出有着更强的影响，也非由于微观上企业可能根据货币政策变化而改变融资方式，而是源自于产权性质不同所导致的某种结构上的异质性。

五、结 论

在文献总结与理论分析基础上，本文首先给出了关于银行信贷渠道存在性的两个命题，并以此为基础，分别从企业融资结构调整与投资主体产权异质性宏观、微观两个角度对命题进行了验证，主要得到如下结果：

第一，中国的货币政策信贷传导渠道的确存在，然而存在的原因却有别于以往的认识。其中，投资主体产权异质性所导致的信贷配给具有根本的重要性。由于银行信贷与货币供应是银行资产负债表的资产与负债两个方面，因而很多时候很难将二者对实际经济变量的影响进行区分。对此，本文在充分考虑货币政策环境的基础上，从上市公司融资结构调整和投资主体异质性宏观、微观两个角度研究发现，中国货币政策信贷传导渠道存在的最根本原因在于投资主体产权异质性所导致的银行信贷配给。

第二，对上市公司而言，信贷渠道的作用是微弱的，且这一结果对于企业的规模和行业是稳健的。微观上，信贷渠道的存在性在于企业在无法获得银行充足信贷的条件下，会利用其他替代性的金融工具融资。然而，本文在特定货币政策环境下的实证表明，这种替代性是很不显著的。这表明至少在上市公司群体内，微观意义上的单独信贷传导渠道并不存在。关于其中的原因，我们认为，这既可能与中国的其他融资方式不发达有关，也可能与上市公司资信度更高有关。

第三，不同角度的检验均表明，信贷变化对国有与私人经济的影响存在着显著的差异，且信贷对国有经济的影响大于私人经济。从信贷配给的一个命题出发，本文对信贷与国有和私人投资的关系从长期乘数、脉冲响应和方差分解三个角度进行了考察，所有结果都显示信贷与两种经济类型的关系存在显著差异，表明由信贷配给所决定的独立的信贷渠道是存在的。然而，与一般直觉不同的是，尽管私人经济在获取银行信贷方面处于相对不利的位置，然而银行信贷对国有经济的影响却要大于私人经济。对此，我们将其归因于中国正规与非正规金融的市场分割。

参考文献：

- [1]蒋瑛琨，刘艳武，赵振全.货币渠道和信贷渠道传导机制有效性的实证分析[J].金融研究，2005，(5)：70—79.
- [2]莫万贵，王立元.货币供应量和贷款仍是当前合适的货币政策调控目标[J].经济学动

态,2008,(2):50—55.

- [3]盛松成,吴培新.中国货币政策的二元传导机制——“两中介目标,两调控对象”模式研究[J].经济研究,2008,(10):37—51.
- [4]Dwight M Jaffee, Thomas Russell. Imperfect information, uncertainty, and credit rating[J]. Quarterly Journal of Economics, 1976,90,(4):651—666.
- [5]Joseph E Stiglitz, Andrew Weiss. Credit rationing in markets with imperfect information[J]. The American Economic Review, 1981,71:(3):393—410.
- [6]Fahad Khalila, David Martimortb, Bruno Maria Parigi. Monitoring a common agent: Implications for financial contracting[J]. Journal of Economic Theory, 2007,135:35—67.

Corporate Financing Structure Adjustment, Sector Heterogeneity and the Existence of Credit Channel in China

ZHAN Ming-hua¹, XU Yue-li^{1,2}

(1.School of Economics and Management, Zhejiang Sci-Tech University, Hangzhou 310018, China; 2.School of Management, Zhejiang University, Hangzhou 310027, China)

Abstract: Based on the theoretical summary and the analysis of China's economic environment, this paper discusses the credit channel of China's monetary policies from two new angles of view, namely corporate financing structure adjustment under specific monetary policy environment and credit rationing under the heterogeneity of property right. The main findings are that, the independent credit channel in China indeed exists, but its function mechanism is not the effect of micro financing structure adjustment of enterprises such as listed companies, but the one of credit rationing due to the heterogeneity of property right. As for listed companies, the function of independent credit channel is weak, and this conclusion is steady to the company's industry and scale. It also shows that, in contrast to usual expectation, the change of banking credit has a greater impact on state-owned investment which is in a comparatively advantageous position of obtaining banking credit.

Key words: monetary policy environment; credit channel; financing structure adjustment

(责任编辑 周一叶)