



# 货币政策影响公司投资的双重效应研究

张西征<sup>1</sup>, 刘志远<sup>2</sup>, 王静<sup>3</sup>

1 东华大学 旭日工商管理学院, 上海 200051

2 南开大学 商学院, 天津 300071

3 上海国际问题研究院, 上海 200233

**摘要:**从微观层面分析货币政策影响公司投资的双重效应,采用面板向量自回归技术,通过正交化的脉冲响应函数,区分货币政策影响公司投资的需求效应和供给效应,使用中国上市公司面板数据进行实证检验。研究表明,货币政策对公司投资的影响既存在需求效应又存在供给效应;对不同融资约束公司,货币政策影响其投资的双重效应存在非对称性,货币政策对低融资约束公司投资影响的需求效应强于高融资约束公司,对高融资约束公司投资影响的供给效应强于低融资约束公司。研究结果为宏观货币政策理论提供微观经济基础的支持。

**关键词:**货币政策;公司投资;融资约束;需求效应;供给效应

**中图分类号:**F275

**文献标识码:**A

**文章编号:**1672-0334(2012)05-0108-12

## 1 引言

有关货币政策如何影响公司投资,宏观货币政策理论提出过许多传导渠道,这些渠道主要可以分为货币渠道和信贷渠道两类。实质上,从微观公司层面看,货币政策对公司投资的影响无外乎需求和供给两个方面。货币渠道主要影响公司投资的基本因素,即货币政策通过市场利率影响投资收益率,改变公司投资机会,从而影响公司投资决策,称之为需求效应;信贷渠道主要影响公司投资的融资因素,即货币政策通过影响商业银行的可贷资金量和公司资产净值,改变公司外部融资溢价,从而影响公司投资决策,称之为供给效应。但在货币政策影响公司投资的实证研究中,验证信贷渠道是否独立地发挥供给效应一直存在困难,主要是需求效应和供给效应往往同时发挥作用,很难将它们分离开来。本研究使用面板向量自回归技术,直接将微观公司投资、货币政策和投资机会变量放入一个系统中,通过正交化脉冲反应函数,测度公司投资对货币政策和投资机

会正交化冲击的反应,分离出货币政策影响公司投资的需求效应和供给效应,从而动态地刻画货币政策影响公司投资的双重效应关系,为货币政策影响公司投资的宏观经济理论提供微观经济基础的实证支持。

## 2 相关研究评述

### 2.1 国外相关研究

有关货币政策影响公司投资的研究,传统货币政策理论主要强调货币政策对公司投资需求因素的影响。Bernanke等<sup>[1]</sup>认为资本供给在货币政策传导渠道中扮演重要角色,自此货币政策影响公司投资的供给效应成为关注的焦点;Lemmon等<sup>[2]</sup>指出,理解资本供给因素是否独立于需求因素对公司行为产生影响非常重要。但是,识别货币政策通过供给因素对公司投资的影响却存在一些困难,主要原因是货币政策影响公司投资的供给效应和需求效应往往同时产生作用,再加上不能准确地测定公司投资机会

收稿日期:2011-11-03 修返日期:2012-05-06

基金项目:国家自然科学基金(71072099,70872052);中央高校基本科研业务费专项基金(12D10814)

作者简介:张西征(1972-),男,河南濮阳人,毕业于南开大学,获管理学(会计学)博士学位,现为东华大学旭日工商管理学院副教授,研究方向:公司财务理论和政策等。E-mail: xizhengz@sina.com

和生产性冲击,使问题变得更加困难。

大量致力于验证信贷渠道的实证研究多是基于宏观经济数据利用向量自回归(VAR模型)技术刻画货币政策影响公司投资的动态关系。Bernanke等<sup>[3]</sup>使用VAR模型测试美国的货币政策传导机制,发现公司固定资产投资对紧缩货币政策的反应明显滞后于其他支出;Aleem<sup>[4]</sup>使用VAR模型检验印度的货币政策传导机制,发现银行贷款规模和资产价格明显受到隔夜拆借利率冲击。这些研究都间接表明,货币政策可能会通过信贷渠道影响公司投资决策,但缺少微观经济基础的支持,于是将视角转向微观层面。

验证信贷渠道的微观经济基础研究主要沿两个脉络展开。一是使用微观商业银行数据,重点探究银行信贷渠道的存在性。Black等<sup>[5]</sup>使用对商业银行的调查数据研究发现,货币政策调整改变了信贷资金的供给;Bhaumik等<sup>[6]</sup>使用印度银行的水平数据检验银行对货币政策的反应是否受银行所有权的影响,结果显示不同类型的银行对货币政策的反应存在差异,并且发现银行信贷渠道在紧缩货币政策时期比在宽松货币政策时期更加有效;Ciccarelli等<sup>[7]</sup>使用美国和欧洲银行的调查数据研究发现,信贷渠道通过家庭、企业和银行的资产负债表发挥作用,并且放大了货币政策对GDP和通货膨胀的作用效果。这些研究虽然能够说明紧缩货币政策减少了银行信贷量,但是并不能就此下结论说紧缩政策增加了公司融资约束,从而抑制了公司投资。Ferreira<sup>[8]</sup>认为银行信贷渠道不总是有效,银行贷款会受多个因素的影响;Kashyap等<sup>[9]</sup>研究发现,随着紧缩货币政策的冲击,虽然银行贷款减少了,但是商业票据融资明显增加。这意味着,可能存在银行信贷融资的替代机制,在货币政策收紧时公司只是改变了融资渠道,其资金的供给并未受到影响。

二是使用公司数据,重点研究资产负债表渠道的存在性。此类研究多使用投资现金流的敏感性衡量公司融资约束程度,考察不同公司的投资现金流敏感性对货币政策反应的差异,以检验货币政策信贷渠道的存在性。Von Kalckreuth<sup>[10]</sup>利用德国公司数据研究发现,相对于非融资约束的公司,存在融资约束的公司投资对内部资金的敏感性较大;Angelopoulou等<sup>[11]</sup>使用英国公司数据研究发现,在紧缩货币政策时期公司投资对现金流更加敏感。但是,这种研究模式也受到一些质疑,有两个计量问题困扰着研究者。一是如何正确衡量公司投资机会的变化。Hayashi<sup>[12]</sup>指出,理论上公司投资机会是预期新增资本投资收益的净现值,即边际Tobin Q,在确定状态下,它代表单位新增资本的影子价格,能够较好地代表公司投资机会。但由于公司的边际Tobin Q不可观测,多数研究使用较低解释力的Tobin Q代替边际Tobin Q衡量公司投资机会,使研究结果的稳健性受到质疑。二是融资变量的测度。大多研究使用内部现金流代表内部资金的可得性,由于经营现金流在

一定程度上反映了未来投资机会的变化,这导致很难解释投资对现金流的敏感性是由于投资对投资机会的反映,还是对融资因素的反映。Duchin等<sup>[13]</sup>在研究金融危机对公司投资的影响时直接将公司内部经营现金流作为公司投资机会的控制变量,就是一个很好的例证。

## 2.2 国内相关研究

在中国,改革开放前信贷政策是唯一的货币政策工具,基本上没有现代意义的货币政策概念。改革开放以来,随着经济体制改革的深化和金融市场的发展,特别是中国人民银行自1995年依法在国务院领导下开始独立执行货币政策以来,货币政策工具逐渐丰富起来,货币政策传导机制问题也开始受到学者的关注。有学者研究认为,中国货币政策是通过货币渠道和信贷渠道共同发挥作用,相比之下信贷渠道占主导地位<sup>[14-15]</sup>;冯科等<sup>[16]</sup>发现中国商业银行频繁的上市融资行为,充实了资本金,降低了经营风险,但也带来了信贷的过度扩张,使银行信贷渠道对货币政策传导作用有限;盛松成等<sup>[17]</sup>认为中国当前货币政策是双目标的二元传导机制,信贷规模主要针对实体经济,货币供应量主要针对金融市场;闫红波等<sup>[18]</sup>利用向量自回归和脉冲响应函数证实中国货币政策对制造业中各产业存在非对称性冲击;周晖等<sup>[19]</sup>的研究发现货币供应量与房价的联动效应非常明显。以上研究都是基于宏观数据的研究,从一个侧面说明货币政策影响公司投资各种渠道效应。

近几年,中国也有一些研究开始从微观层面验证货币政策的信贷渠道。祝继高等<sup>[20]</sup>发现,为满足投资需求,在不同货币政策下企业持有的现金数量不同,在银根紧缩期间,高成长企业会增加更多的现金,以缓解外部融资约束;战明华等<sup>[21]</sup>研究公司融资结构随货币政策的调整时发现,中国货币政策的信贷传导渠道的确存在,并且认为该传导渠道存在的最根本原因是投资主体产权异质性所导致的银行信贷配给;张西征等<sup>[22]</sup>发现,随着货币政策调整,银行在分配信贷资金时存在双重标准,货币政策对不同所有制性质、不同信用级别公司的信贷融资存在较复杂的非对称性冲击。以上研究都从公司融资角度,为货币政策影响公司信贷融资提供了微观经济基础,但没有直接研究货币政策对公司投资的影响。从微观角度直接探讨货币政策影响公司投资的研究较少,彭方平等<sup>[23]</sup>使用动态面板数据研究发现,货币政策通过改变政策利率以及影响国债到期收益率等,影响资本使用成本,从而影响公司的投资行为;另外,彭方平等<sup>[24]</sup>使用投资现金流敏感性衡量公司融资约束,应用非线性光滑转换面板数据模型,再次验证中国货币政策对公司的投资传导具有微观有效性,并且发现具有显著的非线性效应;张西征等<sup>[25]</sup>基于制造业上市公司面板数据研究发现,公司投资率与公司债务利率负相关,公司债务利率与政策利率正相关。

以上研究从宏观和微观角度对信贷渠道的验证



给我们提供了借鉴和启示。本研究使用面板数据向量自回归技术,直接将微观公司投资变量、货币政策变量和公司投资机会变量放入一个系统中,通过正交化脉冲响应函数,测度公司投资对货币政策和公司投资机会正交化冲击的反应,以控制货币政策通过投资机会对公司投资的影响,分离出货币政策影响公司投资的需求效应和供给效应,由此来检验货币政策对公司投资的双重影响。

### 3 理论分析

新古典投资理论使用边际分析法,从公司收益最大化出发,认为公司资本投资规模受需求和供给两方面影响,公司在追求财富最大化时需要投资成本和收益进行权衡,当投资机会较多时,投资带来的收益较大,公司会增加投资规模,而投资成本增加则会减少公司投资规模。

传统货币政策理论主要强调,货币政策通过影响公司投资机会改变公司投资决策。公司投资机会取决于投资预期收益和资金机会成本,货币政策通过货币渠道影响市场利率,市场利率的改变既影响消费者消费需求又影响公司资金的机会成本,消费者需求的改变影响公司投资项目收益的预期,投资项目预期收益和资金机会成本的改变影响公司投资的边际收益,从而改变公司的投资需求。

信息不对称理论强调逆向选择和道德风险对公司投资决策的影响。无论是不完全信息,还是履行的高成本,都会导致信贷市场上的摩擦,该摩擦程度主要体现在企业外部融资成本与内部资金机会成本之间的差额上,这个差额被称为企业外部融资溢价<sup>[26]</sup>,这个概念在信贷渠道下分析货币政策影响企业投资的供给效应至关重要。该理论强调货币政策通过改变信贷市场的摩擦程度影响公司的外部融资溢价以及资金可得性,从而影响公司投资资金的供给。公司外部资金的高溢价或缺乏投资资金,迫使公司不得不改变投资决策。

为了清晰地表达货币政策对公司投资影响的微观机制,本研究构建一个简单的微观公司投资模型反映货币政策影响公司投资的双重效应。为了分析问题方便,假设存在两类公司,一类公司信息完全对称,另一类公司存在信息不对称。

#### 3.1 信息对称时的公司投资分析

在MM资本结构理论的理想状态下,信息完全对称,公司投资独立于融资因素,公司投资资金的需求函数为

$$I_1^d = I[p, r(M)] \quad (1)$$

其中,  $I_1^d$  为信息对称条件下的公司投资资金需求水平;  $p$  为公司新增投资的预期赢利水平;  $r(M)$  为公司资金成本,是无风险利率与公司新增投资风险水平对应的必要报酬率之和,它是货币政策的函数;  $M$  为货币政策松紧程度,具体表现为货币供应量多少和市场利率的高低等。这里有  $\frac{dr}{dM} > 0$ , 表示随货币政策

的收紧,公司资金成本增加。公司投资资金的需求主要受公司投资机会的影响,公司新增投资的赢利能力和资金成本决定了公司投资机会(此时内外部资金成本相同)。为分析问题的方便,假定新增投资的预期收益为常数,不受货币政策的影响,货币政策仅通过资金成本影响公司投资需求。

公司投资资金的理想供给函数为

$$I_1^s = R + L[r(M)] \quad (2)$$

其中,  $I_1^s$  为信息对称条件下的公司投资资金的供给水平;  $R$  为公司内部资金可得资金,受公司的赢利状况影响;  $L[r(M)]$  为公司外部借款量,在信息对称条件下,银行给公司的贷款利率应等于公司内部资金机会成本,即  $L$  也是货币政策的函数,受货币政策的影响。

在信息对称条件下,公司投资资金需求等于公司投资资金供给,即  $I_1^d = I_1^s$ , 货币政策调整通过货币渠道影响市场利率(同时影响等式两边)来影响公司投资水平。

#### 3.2 信息不对称时的公司投资分析

信息不对称时,公司投资资金的实际需求函数变为

$$I_2^d = I[p, r^i(M), r^e(M, N)] \quad (3)$$

其中,  $I_2^d$  为信息不对称条件下的公司投资资金需求水平;  $r^i(M)$  为公司内部融资成本;  $r^e(M, N)$  为公司外部融资溢价,  $N$  为信息不对称程度,并且有  $r^e \geq 0$ , 反映公司外部融资约束程度,受货币政策和公司与银行之间信息不对称程度共同影响。为分析方便,假设  $\frac{\partial r^i}{\partial M} = f(N) \geq 0$ , 并且有  $\frac{\partial f(N)}{\partial N} > 0$ , 表示公司外部融资溢价随货币政策收紧而增加,其增加幅度受信息不对称程度的影响,当  $N = 0$  时,  $f(N) = 0$ , 这意味着,当银行与公司之间信息完全对称时,货币政策调整对公司外部融资溢价不会产生影响。

信息不对称时,公司投资资金的实际供给函数变为

$$I_2^s = R + L[r^i(M), r^e(M, N)] \quad (4)$$

其中,  $I_2^s$  为信息不对称条件下的公司投资资金供给水平,也是公司投资资金的可得水平;  $L[r^i(M), r^e(M, N)]$  为信息不对称条件下的外部借款量,它既受公司内部资金成本  $r^i(M)$  的影响,又受公司外部融资溢价  $r^e(M, N)$  的影响,并且有  $r^i(M) = r(M)$ , 即在信息对称条件下银行会按照公司内部资金成本水平向公司放贷。

在信息不对称情况下,公司投资资金需求也会等于公司投资资金供给,即  $I_2^d = I_2^s$ 。一方面,受信息不对称导致外部融资溢价的影响,公司投资资金需求会随外部融资溢价的上升迅速下降,即  $\frac{\partial I_2^d}{\partial r^e} < 0$ ; 另一方面,受信息不对称导致外部融资溢价的影响,银行向公司的贷款供给随信息不对称程度的增加迅速下降,即  $\frac{\partial I_2^s}{\partial r^e} < 0$ 。货币政策调整不仅通过资金成本同时

影响等式两边,而且通过信贷渠道影响公司融资约束(外部融资溢价)来影响公司投资资金的需求和供给。

实际上,公司与银行之间的信息不对称的区别仅仅是程度不同,两者之间达到完全信息对称仅仅是一种理想状态,可将两类公司看做一个公司的两种状态,即理想状态和实际状态。很明显,在理想状态下公司投资资金的供需水平要大于在实际状态下投资资金的供需水平,即 $I_2^d = I_2 < I_1^d = I_1$ ,两者之间的差距随公司外部融资溢价 $r^E$ 的增加而增大。这意味着,公司实际投资水平不仅受投资需求因素的影响,而且受投资资金供给因素的影响。因此,货币政策对公司投资的影响就存在需求和供给双重效应。

其需求效应反映为

$$\frac{\partial I_1^d}{\partial M} = \frac{\partial I_1^d}{\partial r} \cdot \frac{dr}{dM} \quad (5)$$

其供给效应反映为

$$\frac{\partial I_2^d}{\partial M} = \frac{\partial L}{\partial r^j} \cdot \frac{dr^j}{dM} + \frac{\partial L}{\partial r^E} \cdot \frac{\partial r^E}{\partial M} = \frac{\partial L}{\partial r^j} \cdot \frac{dr^j}{dM} + \frac{\partial L}{\partial r^E} \cdot f(N) \quad (6)$$

很明显,在(5)式和(6)式中 $\frac{\partial I_1^d}{\partial r}$ 、 $\frac{\partial L}{\partial r^j}$ 和 $\frac{\partial L}{\partial r^E}$ 都小于0。由 $r'(M) = r(M)$ 可知, $\frac{dr^j}{dM} = \frac{dr}{dM} > 0$ ,又有 $f(N) > 0$ ,说明货币政策不仅影响公司在理想状态下的投资需求,而且影响公司在实际状态下的投资资金供给,公司的实际投资水平受两者的共同影响。 $\frac{\partial f(N)}{\partial N} > 0$ ,意味着对于不同融资约束程度的公司,货币政策的作用机制和效力存在差异,对于那些信息不对称程度较高的公司,其投资受货币政策影响的供给效应会越大。

#### 4 实证方法和数据

##### 4.1 研究方法

本研究借鉴 Love 等<sup>[27]</sup>的面板数据向量自回归方法(PVAR),研究货币政策与公司投资之间的动态关系。这种计量技术将传统的时间序列向量自回归方法与面板数据相结合,传统向量自回归技术能够很好地处理系统变量之间的内生性问题,面板数据可以使用个体效应控制无法观察到的个体差异。因此,这种方法具有两者的优势,既能控制变量之间的内生性,又能控制公司个体差异的影响,本研究设定的二阶PVAR模型为

$$Z_{i,t} = \Gamma_0 + \Gamma_1 Z_{i,t-1} + \Gamma_2 Z_{i,t-2} + f_i + \xi_t \quad (7)$$

其中, $\Gamma_0$ 为PVAR模型的常数项向量, $\Gamma_1$ 为PVAR模型中变量的滞后一期系数向量, $\Gamma_2$ 是PVAR模型中变量的滞后二期系数向量, $f_i$ 为公司个体效应, $\xi_t$ 为随机扰动项向量。 $Z_{i,t}$ 是两变量的向量 $\{IK, M2R\}$ ,或者是四变量的向量 $\{SK, Tobin Q, IK, M2R\}$ ;IK为公司各季度购建固定资产、无形资产和其他长期资产的现

金支出与期初总资产之比,代表公司投资率; $M2R$ 为货币供应量M2的同比增长率,反映货币政策松紧变化; $SK$ 为公司各季度销售额与期初总资产的比,反映公司投资机会; $Tobin Q$ 为公司投资机会,与 $SK$ 一起代表控制影响公司投资的基本因素,其计算公式为

$$Tobin Q = \frac{\text{按月度股东权益市价均值计算} + \text{季度初与季度末} \\ \text{股东权益价值} + \text{负债均值}}{\text{季度初与季度末总资产均值}} \quad (8)$$

本研究使用Tobin Q和SK共同控制公司投资机会,代表影响公司投资的基本因素。在无摩擦的资本市场中,公司投资基本因素的正向冲击将增加公司投资水平,即公司将充分利用所有的投资机会。货币政策调整会通过基本因素和融资因素共同影响公司投资,由于使用正交化脉冲函数,当在模型中加入基本因素之后,货币政策通过投资机会对公司投资影响(即需求效应)被正交化分解所吸收,此时货币政策变量对公司投资的冲击所体现的则是通过融资约束的作用(即供给效应)。

众所周知,脉冲响应函数描述系统中一个变量对另一个变量冲击的反应,同时控制其他变量固定不变。实际上,系统中各方程对应的误差项从来都不是完全非相关的,当误差项相关时,它们有一个共同的组成部分,不能被任何特定的变量所识别。为处理这一问题,常引入一个变换矩阵与原误差的方差协方差矩阵相乘,把原误差的方差协方差矩阵变换为一个对角矩阵,从而使误差项正交。其中一种变换方法称作乔利斯基分解法,即采用一个具体的顺序将系统中变量的相关部分分配给设定的第一个变量,假定排在顺序前面的变量会在当期和滞后期影响排在后面的变量,而排在后面的变量仅在滞后期对排在前面的变量产生影响。

在本研究的设定中,假设资本边际生产率的当前冲击会对投资当期产生影响,同时投资对资本边际生产率的滞后期产生影响。本研究认为这个假定存在合理性,首先,因为销售对资本的比率主要受公司无法控制的市场因素对产品需求的影响,所以销售对资本的比率在公司层面最具有外生性。其次,公司资本投资需要一定的时间才能形成生产能力,导致投资对销售的影响存在滞后性。假设公司投资对投资机会Tobin Q当期做出反应,而公司投资对Tobin Q在滞后一期产生影响。最后,假定公司的资本生产率、投资机会和投资都会对货币政策产生冲击,而货币政策对公司层面的变量则会存在滞后影响,这与货币政策效应的滞后效应假定相一致。并且这样的顺序安排使公司投资机会对公司投资的影响先被资本生产率和Tobin Q对公司投资的冲击所吸收,使货币政策对公司投资的影响体现为融资因素产生的供给效应。

如果本研究的设计合理,货币政策对公司投资的冲击反映信贷渠道的作用,将会看到对于不同融资约束程度的公司,货币政策对公司投资的冲击作用

力存在差异,公司融资约束较大的公司,信息不对称程度较高,受货币政策信贷渠道的影响也会较大。因此,本研究将样本公司按照融资约束程度大小进行分组,分为高融资约束组和低融资约束组,观察货币政策对不同融资约束程度公司投资的冲击力度差异。考虑到当前没有一个较权威的方法计量公司融资约束程度,为了更好地衡量这一因素,借鉴 Lamont 等<sup>[28]</sup>的做法,本研究使用 KZ 指数、WW 指数、每股现金股利、公司财务杠杆、公司规模、现金持有比率、利息偿付倍数和速动比率8个指标,构建公司融资约束综合指标。具体方法是,根据这8个融资约束指标将公司分季度排序编秩,最低融资约束的公司编秩为1,得到8个融资约束程度的排序指标,将8个排序指标求和得到一个综合的公司融资约束排序指标。

在将向量自回归过程应用于面板数据时,一个强制性约束是每一个横截面个体公司具有潜在的相同 VAR 模型结构,实际上这个假定约束是牵强的。一个处理方法就是加入公司个体固定效应,控制公司个体之间的差异,模型中 $f_i$ 即为公司个体效应。因为公司个体固定效应与被解释变量的滞后项相关,使用一般性均差过程消除公司固定个体效应将导致估计系数有偏,与 Love 等<sup>[27]</sup>一样,本研究使用 Helmert 过程来避免此问题的出现,即使用前期均值消除公司个体固定效应,前期均值是所有未来观察值的均值,这种转换保留了被转换变量与滞后回归因子之间的正交性,因此可使用滞后的回归因子作为工具变量进行广义矩估计。

#### 4.2 样本数据

公司层面数据来自 CCER 数据库,公司财务数据使用2003年第1季度至2009年第3季度报告数据。剔除公司财务数据中存在缺失值的数据、季度销售收入增长两倍和减少一倍的数据、总资产季度增长一倍和减少一倍的数据以及金融行业公司数据。为了保持更多样本观测值,本研究采用 winsorization 的方法对异常值进行处理,将所有小于1%分位数或大于99%分位数的变量值令其分别等于1%分位数或99%分位数。表1给出按照公司融资约束程度分组的公

司层面变量的描述统计,高融资约束公司17 407家,占总样本家数的53.221%;低融资约束公司15 300家,占总样本家数的46.779%。货币政策数据根据中国人民银行网站每季度公告的货币政策执行报告中的数据整理得到。

## 5 实证结果

### 5.1 两变量PVAR模型的估计结果和脉冲响应函数

消除公司个体固定效应后,按照融资约束程度的高低分组,对模型(7)式进行两变量 $\{IK, M2R\}$ 向量系统估计。表2分别给出两组样本的估计结果,具体估计时分别进行了滞后一期的估计和滞后两期的估计,由于加入变量滞后期以及为控制公司个体效应对变量都进行 Helmert 过程转换,使两组估计结果的有效样本量都有所减少(下同)。限于篇幅,本研究仅基于滞后两期向量系统,给出 $M2R$ 与 $IK$ 之间相互冲击的脉冲响应函数图以及该脉冲响应的5%水平上的误差范围。准确的表述应该是 $M2R$ 方程相应新息过程一个标准差的冲击所引起的 $IK$ 的响应以及 $IK$ 方程相应新息过程一个标准差的冲击所引起的 $M2R$ 的响应,为表述方便,直接表述为 $M2R$ 对 $IK$ 的冲击,或 $IK$ 对 $M2R$ 的冲击,后文相同。在脉冲图中用虚线表示(脉冲响应误差范围是进行蒙特卡罗200次模拟得出,下同),图1是高融资约束组 $IK$ 与 $M2R$ 之间相互冲击的脉冲响应函数,图2是低融资约束组 $IK$ 与 $M2R$ 之间相互冲击的脉冲响应函数。

由两变量的系统回归系数和脉冲响应函数可知,货币供应量 $M2$ 对公司投资存在正向冲击。从冲击的力度大小看,在高融资约束组中, $M2R$ 对 $IK$ 冲击的脉冲响应函数(见图1(a))持续6期后达到0.009;而在低融资约束组中, $M2R$ 对 $IK$ 冲击的脉冲响应函数(见图2(a))持续6期后达到0.006,说明高融资约束组公司投资受货币供应量 $M2$ 的影响明显强于低融资约束组。反过来, $IK$ 对 $M2R$ 也存在正向冲击,并且高融资约束组公司投资 $IK$ 对 $M2R$ 的冲击强于低融资约束(见图1(b)和图2(b)),说明当公司投资增加时,对银行贷款的需求增大,促使货币供应量 $M2$ 增加。

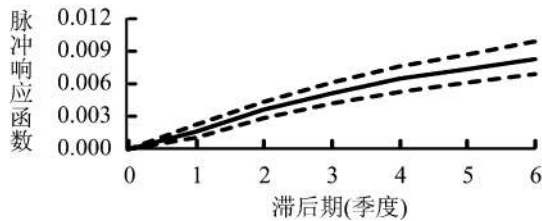
表1 公司层面变量描述统计

Table 1 Summary Statistics of the Firm-level Variables

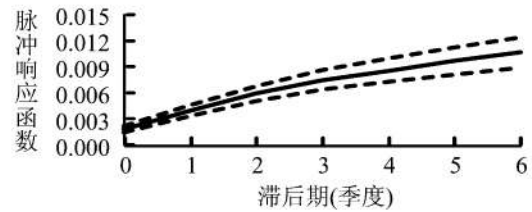
	变量名	样本量	均值	标准差	25%分位数	中位数	75%分位数
高融资约束企业	$IK$	17 407	0.029	0.040	0.003	0.011	0.035
	$SK$	17 407	0.248	0.221	0.103	0.165	0.288
	$Tobin Q$	17 407	2.586	2.067	1.309	1.757	2.748
低融资约束企业	$IK$	15 300	0.017	0.023	0.002	0.009	0.023
	$SK$	15 300	0.181	0.144	0.080	0.143	0.237
	$Tobin Q$	15 300	2.050	1.170	1.301	1.685	2.388

表2 两变量 PVAR 模型的主要估计结果(高融资约束样本和低融资约束样本)  
Table 2 Main Results of a Two-variable PVAR Model  
(High Financial Constraints Samples and Low Financial Constraints Samples)

		滞后一期				滞后二期				样本量
		IK		M2R		IK		M2R		
		系数	t 值	系数	t 值	系数	t 值	系数	t 值	
高融资 约束	IK	0.139	15.390	0.169	22.460					13 007
	M2R	-0.028	-4.450	0.990	137.250					
	IK	0.318	20.150	0.118	9.580	0.090	11.290	0.011	1.390	11 153
	M2R	0.065	5.940	1.448	186.810	0.024	3.330	-0.407	-52.190	
低融资 约束	IK	0.278	18.020	0.098	12.240					12 173
	M2R	0.006	0.570	0.984	133.660					
	IK	0.244	14.860	0.055	4.290	0.199	13.940	0.027	3.200	10 428
	M2R	0.091	7.690	1.448	177.170	-0.003	-0.320	-0.412	-51.820	



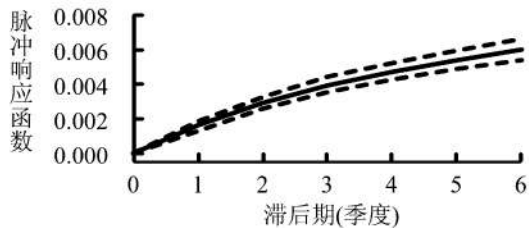
(a) M2R 对 IK 冲击的脉冲响应函数



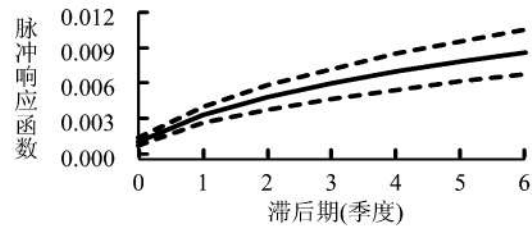
(b) IK 对 M2R 冲击的脉冲响应函数

图1 高融资约束样本的脉冲响应函数(两变量系统)

Figure 1 Impulse Responses for High Financial Constraints Samples (Model with Two Variables)



(a) M2R 对 IK 冲击的脉冲响应函数



(b) IK 对 M2R 冲击的脉冲响应函数

图2 低融资约束样本的脉冲响应函数(两变量系统)

Figure 2 Impulse Responses for Low Financial Constraints Samples (Model with Two Variables)

5.2 四变量PVAR模型的估计结果和脉冲响应函数

同样,消除公司个体固定效应后,按照融资约束程度的高低分组,使用四变量  $\{SK, Tobin Q, IK, M2R\}$  向量系统对模型(7)式进行滞后两期估计,表3分别给出两组样本的估计结果。根据这两组估计结果,图3给出高融资约束组中主要的脉冲响应函数图以及这些脉冲响应函数的5%水平上的误差范围,图4给出低融资约束组中主要的脉冲响应函数以及这些

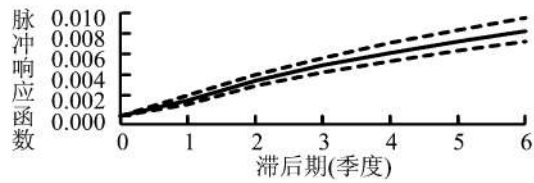
脉冲响应函数的5%水平上的误差范围。

由四变量的系统回归系数和脉冲响应函数图3(a)和图4(a)可知,控制公司投资机会对公司投资的影响后,货币供应量M2对公司投资仍然存在正向冲击,这捕获了货币政策对公司投资影响的供给效应信息。从冲击的力度看,持续6期后高融资约束组公司投资受货币供应量M2的冲击达到0.008,低融资约束组仅为0.004,高融资约束组公司投资受货币供应量

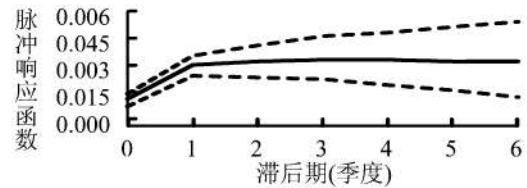


表 3 四变量 PVAR 模型的主要估计结果 (高融资约束样本和低融资约束样本)  
 Table 3 Main Results of a Four-Variable PVAR Model  
 (High Financial Constraints Samples and Low Financial Constraints Samples)

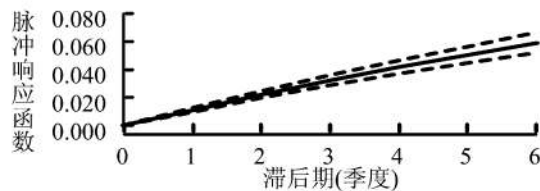
		滞后一期				滞后二期				样本量	
		SK	Tobin Q	IK	M2R	SK	Tobin Q	IK	M2R		
高融资约束	SK	系数	0.692	0.006	-0.003	0.569	0.136	-0.010	-0.138	-0.115	11 153
		t 值	32.473	2.781	-0.071	10.982	11.630	-8.580	-3.931	-4.187	
	Tobin Q	系数	0.922	0.918	1.306	7.219	0.490	-0.077	-0.114	-3.887	
		t 值	8.315	50.632	5.191	22.386	7.511	-10.410	-0.517	-22.959	
	IK	系数	0.035	0.000	0.296	0.081	-0.013	-0.001	0.159	0.014	
		t 值	8.239	0.762	18.667	6.360	-4.866	-3.788	12.017	1.715	
	M2R	系数	0.031	-0.005	0.071	1.463	0.017	0.001	-0.050	-0.401	
		t 值	7.147	-11.669	6.245	149.234	6.531	3.534	-4.843	-49.696	
低融资约束	SK	系数	0.450	0.009	-0.018	0.299	0.280	0.000	0.034	-0.060	10 428
		t 值	18.710	3.970	-0.580	5.490	14.120	-0.180	1.200	-2.000	
	Tobin Q	系数	0.772	1.076	1.264	5.873	0.434	-0.259	0.354	-2.746	
		t 值	7.640	42.830	5.650	19.440	4.900	-14.070	1.800	-14.800	
	IK	系数	0.006	0.000	0.229	0.030	0.014	0.001	0.186	0.019	
		t 值	1.250	0.070	13.500	2.300	3.580	2.650	12.790	2.050	
	M2R	系数	0.027	-0.010	0.069	1.453	0.035	0.008	-0.012	-0.426	
		t 值	5.410	-14.110	6.100	130.230	7.850	12.410	-1.180	-48.020	



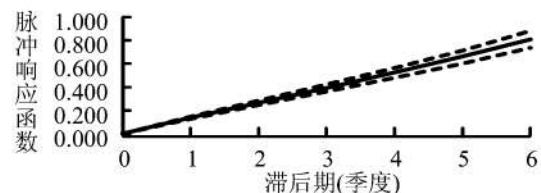
(a) M2R 对 IK 冲击的脉冲响应函数



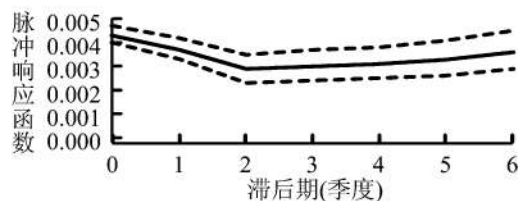
(b) IK 对 M2R 冲击的脉冲响应函数



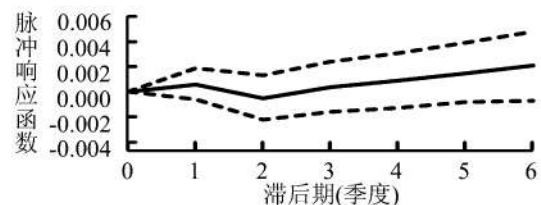
(c) M2R 对 SK 冲击的脉冲响应函数



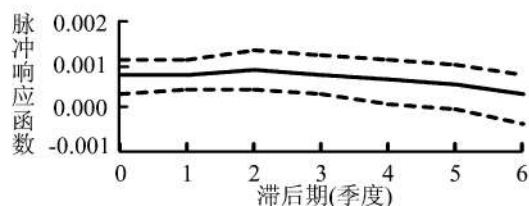
(d) M2R 对 TobinQ 冲击的脉冲响应函数



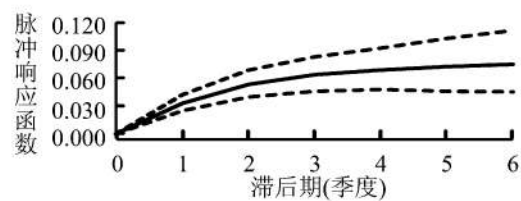
(e) SK 对 IK 冲击的脉冲响应函数



(f) IK 对 SK 冲击的脉冲响应函数



(g) Tobin Q 对 IK 冲击的脉冲响应函数



(h) IK 对 TobinQ 冲击的脉冲响应函数

图 3 高融资约束样本的脉冲响应函数 (四变量系统)

Figure 3 Impulse Responses for High Financial Constraints Samples (Model with Four Variables)

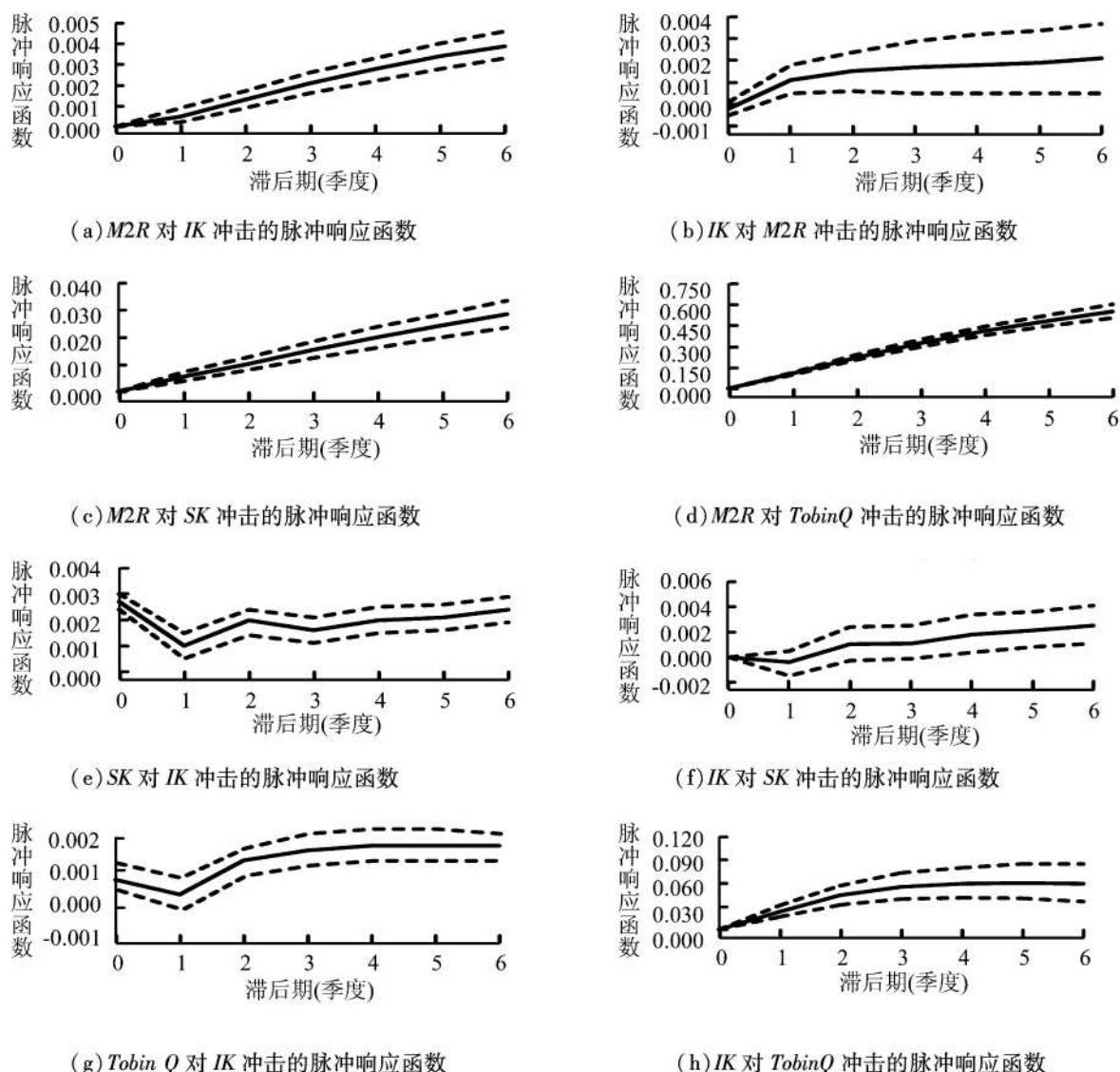


图4 低融资约束样本的脉冲响应函数(四变量系统)

Figure 4 Impulse Responses for Low Financial Constraints Samples (Model with Four Variables)

$M2$ 的冲击仍然强于低融资约束组。与前面两变量系统的脉冲响应函数对比可知,加入公司投资机会因素后,在高融资约束组中,公司投资对货币供应量 $M2$ 的脉冲响应仅下降了8.889%,而在低融资约束组中该指标下降了29.091%。这表明,在低融资约束组中,货币政策对公司投资的影响被公司投资机会吸收的较多;而在高融资约束组,货币政策对公司投资的影响被公司投资机会吸收的较少。反过来, $IK$ 对 $M2R$ 的冲击也有所下降,见图3(b)和图4(b),说明货币供应量不仅受公司投资的影响,也受公司投资机会的影响。

两个投资机会变量 $SK$ 和 $Tobin Q$ 对公司投资变量 $IK$ 都存在迅速的正向冲击,见图3(e)、图3(g)、图4(e)和图4(g),说明公司快速地抓住了公司的投资机会。反过来, $IK$ 对 $SK$ 的正向冲击则明显存在滞后效应,见图3(f)和图4(f),这与前面的预期一致,公司投资不会立即形成生产能力;相对于 $IK$ 对 $SK$ 的冲击, $IK$

对 $Tobin Q$ 的正向冲击则迅速得多,见图3(h)和图4(h),表明公司投资能够很快得到市场认可。另外, $M2R$ 对 $SK$ 和 $Tobin Q$ 都存在正向冲击,见图3(d)和图4(d),说明货币供应量增加提升了公司的投资机会,与经济常理相一致。

由此本研究认为,货币政策不仅影响公司投资机会,从而影响公司投资决策,而且影响公司投资资金的供给以影响公司投资决策,即货币政策对公司投资的影响存在双重效应,并且该双重效应存在非对称性,对低融资约束公司投资影响的需求效应强于高融资约束公司,而对高融资约束公司投资影响的供给效应强于低融资约束公司。

### 5.3 两个PVAR模型的方差分解

表4给出两个估计系统的方差分解结果,由两个PVAR模型的方差分解也可得到一致实证结果,即高融资约束组公司投资受货币供应量 $M2$ 的影响强于低融资约束组。从两变量PVAR模型的分解结果



表4 两个PVAR模型的方差分解结果(高融资约束样本和低融资约束样本)  
Table 4 Variance Decompositions Results of Two PVAR Model  
(High Financial Constraints Samples and Low Financial Constraints Samples)

		<i>IK</i>	<i>M2R</i>	<i>IK</i>	<i>M2R</i>					
<i>s</i>		10	10	20	20					
两变量 系统估 计的方 差分解	高融资 约束组	<i>IK</i> (%)	45.764	54.236	13.123	86.877				
		<i>M2R</i> (%)	4.197	95.803	4.546	95.454				
	低融资 约束组	<i>IK</i> (%)	68.340	31.660	26.367	73.633				
		<i>M2R</i> (%)	3.020	96.980	3.379	96.621				
		<i>SK</i>	<i>Tobin Q</i>	<i>IK</i>	<i>M2R</i>	<i>SK</i>	<i>Tobin Q</i>	<i>IK</i>	<i>M2R</i>	
<i>s</i>		10	10	10	10	20	20	20	20	
四变量 系统估 计的方 差分解	高融资 约束组	<i>SK</i> (%)	41.178	0.324	0.082	58.416	18.125	0.354	0.136	81.384
		<i>Tobin Q</i> (%)	21.611	11.995	0.528	65.866	15.399	1.499	0.231	82.871
		<i>IK</i> (%)	12.724	0.443	40.568	46.265	12.491	0.393	9.934	77.182
		<i>M2R</i> (%)	11.736	0.859	0.416	86.988	12.066	0.506	0.204	87.224
	低融资 约束组	<i>SK</i> (%)	58.521	4.628	0.252	36.599	31.514	4.181	0.360	63.945
		<i>Tobin Q</i> (%)	21.012	22.026	0.674	56.287	23.597	6.931	0.437	69.035
		<i>IK</i> (%)	8.743	2.422	70.517	18.318	18.420	3.412	26.034	52.133
		<i>M2R</i> (%)	15.068	2.334	0.284	82.313	22.015	3.507	0.356	74.123

注：*s*为预测期数。

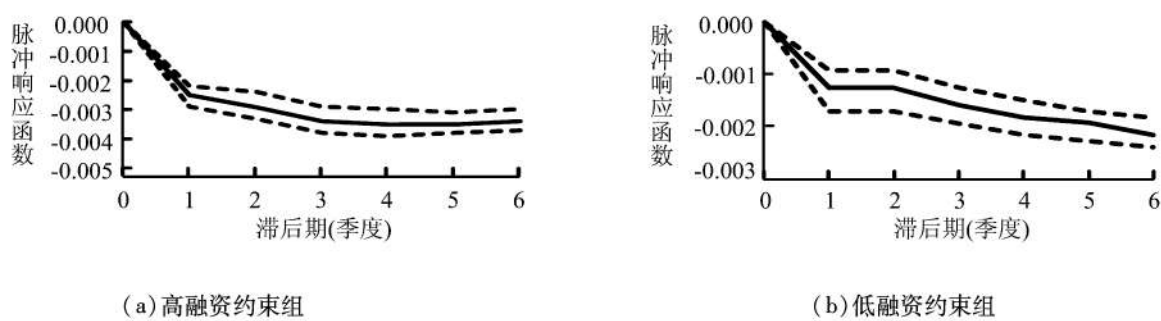
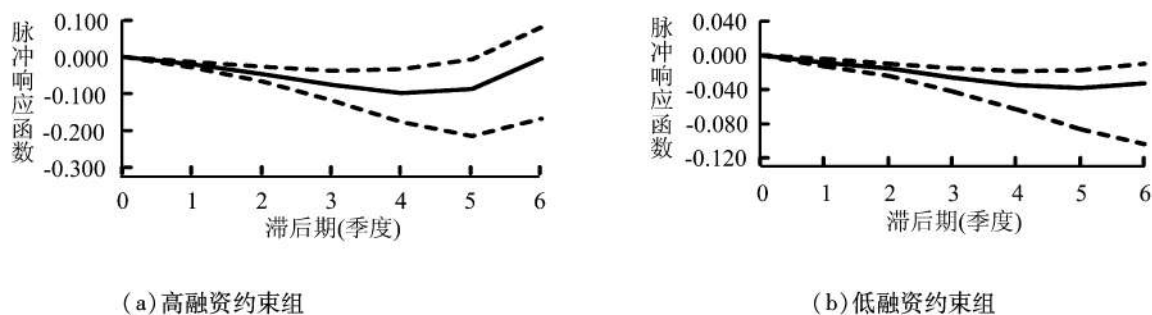
看,向前20期,在高融资约束组,货币供应量*M2*对公司投资变化的贡献度达到86.877%,在低融资约束组该指标为73.633%;从四变量PVAR模型的分解结果看,向前20期,在高融资约束组,货币供应量*M2*对公司投资变化的贡献度为77.182%,在低融资约束组该指标为52.133%。比较两个PVAR模型的分解结果,加入公司投资机会变量后,在高融资约束组中,公司投资对货币供应量*M2*的脉冲响应仅下降11.159%,而在低融资约束组中该指标则下降29.199%,与前面的脉冲响应函数的结果一致。

#### 5.4 稳健性检验

为验证前面结果的稳健性,使用货币供应量*M1*与*M2*的比率(记作*M1M2*)和银行同业拆借平均利率(记作*Ibor*)这两个反映货币政策松紧程度的指标,观察它们对公司投资的冲击。银行同业拆借利率是许多研究中常用来衡量货币政策松紧程度的指标,而选择*M1*与*M2*比率的理由是,狭义货币供应量*M1*与广义货币供应量*M2*比值的变化的变化主要是由居民储蓄存款和企业定期存款的异动引起,企业和居民将更多的资金选择定期的形式存入银行,主要有两种可能。

第一种可能是经济景气下降,微观的赢利能力不足,促使多余资金开始从实体经济循环中沉淀下来,货币流通速度开始放慢,导致定期存款快速增长;第二种可能是货币供给量大幅增加,实体经济不需要那么多的货币,于是多余的货币暂时沉淀下来,导致定期存款快速增长。本研究认为,在样本期内,*M1*与*M2*比值的变化的变化主要是由于第二种因素所致,*M1*与*M2*比值主要反映了货币供应状况。限于篇幅,在此仅给出四变量PVAR模型估计中货币政策变量对公司投资冲击的脉冲响应函数,见图5和图6。

使用*M1*与*M2*比值作为货币政策变量的估计结果是,在高融资约束组,*M1M2*对*IK*产生的最大冲击为-0.0035;在低融资约束组中,*M1M2*对*IK*产生的最大冲击为-0.002。使用银行同业拆借利率作为货币政策变量的估计结果是,在高融资约束组,*Ibor*对*IK*产生的最大冲击为-0.098;在低融资约束组中,*Ibor*对*IK*产生的最大冲击为-0.039。使用两个货币政策松紧变量进行的稳健性检验结果都表明,货币政策调整对高融资约束公司投资的冲击强于低融资约束公司,说明上述实证研究结论是稳健的。

图5 *M1M2* 对 *IK* 冲击的脉冲响应函数Figure 5 Impulse Responses of *IK* to *M1M2* Shock图6 *Ibor* 对 *IK* 冲击的脉冲响应函数Figure 6 Impulse Responses of *IK* to *Ibor* Shock

## 6 结论

本研究从微观层面分析货币政策影响公司投资的微观机制,认为货币政策会从公司投资的需求因素和供给因素两个方面产生双重效应的影响。使用面板向量自回归技术分离出货币政策影响公司投资的需求效应和供给效应,并使用公司面板数据检验货币政策对公司投资影响的双重效应。研究结果表明,①货币政策不仅影响公司的投资机会,从而影响公司投资,货币政策还影响公司的融资约束程度,从而影响公司投资水平。这表明货币政策影响公司投资的需求效应和供给效应都在发挥作用,即货币政策调整不仅通过货币渠道改变公司投资机会,影响公司投资意愿,而且通过信贷渠道改变公司筹资能力,从而影响公司投资资金的供给,这最终都会影响公司投资决策,本研究为宏观货币政策传导机制的货币渠道和信贷渠道的存在性提供了微观经济基础。②货币政策对不同融资约束的公司存在非对称性冲击,对低融资约束公司投资影响的需求效应强于高融资约束公司,而对高融资约束公司投资影响的供给效应强于低融资约束公司。这表明货币政策通过不同的传导渠道对不同融资约束公司投资的影响效力不一样,货币渠道对低融资约束公司的影响较大,而信贷渠道对高融资约束公司的影响较大。

在制定货币政策时,要将数量政策和价格政策灵活并用,才能达到全面调控的效果,尤其是在当前利率还没有完全市场化之前,信贷供给量对货币量的敏感度要远高于市场利率对货币量的敏感度,单纯地紧缩货币供应量,而不提高政策利率,可能会促

使商业银行将有限的资金以较低的利率集中投放给大的优质公司,使本来就融资困难的中小企业受到更大的冲击,最近出现一些上市公司融资过度并对外放贷的现象,就有政策不协调的因素。

## 参考文献:

- [1] Bernanke B S, Blinder A S. Credit, money, and aggregate demand [J]. *The American Economic Review*, 1988, 78(2): 435-439.
- [2] Lemmon M, Roberts M R. The response of corporate financing and investment to changes in the supply of credit [J]. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 2010, 45(3): 555-587.
- [3] Bernanke B S, Gertler M. Inside the black box: The credit channel of monetary policy transmission [J]. *Journal of Economic Perspectives*, 1995, 9(4): 27-48.
- [4] Aleem A. Transmission mechanism of monetary policy in India [J]. *Journal of Asian Economics*, 2010, 21(2): 186-197.
- [5] Black L K, Rosen R J. The effect of monetary policy on the availability of credit: How the credit channel works [R]. Washington: FRB Working Paper, 2011.
- [6] Bhaumik S K, Dang V, Kutan A M. Implications of bank ownership for the credit channel of monetary policy transmission: Evidence from India [J]. *Journal of Banking & Finance*, 2011, 35(9): 2418-2428.
- [7] Ciccarelli M, Maddaloni A, Peydró J L. Trusting the

- bankers: A new look at the credit channel of monetary policy [R]. Frankfurt: European Central Bank, 2011.
- [8] Ferreira C. The credit channel transmission of monetary policy in the European Union: A panel data approach [J]. *Banks and Bank Systems*, 2010, 5(2): 230-240.
- [9] Kashyap A K, Stein J C, Wilcox D W. Monetary policy and credit conditions: Evidence from the composition of external finance [J]. *American Economic Review*, 1993, 83(1): 78-98.
- [10] Von Kalckreuth U. Monetary transmission in Germany: New perspectives on financial constraints and investment spending [M] // Angeloni A, Mojon B. *Monetary Policy Transmission in the Euro Area*. Cambridge: Cambridge University Press, 2003: 173-186.
- [11] Angelopoulou E, Gibson H D. The balance sheet channel of monetary policy transmission: Evidence from the United Kingdom [J]. *Economica*, 2009, 76(304): 675-703.
- [12] Hayashi F. Tobin's marginal  $q$  and average  $q$ : A neoclassical interpretation [J]. *Econometrica*, 1982, 50(1): 213-224.
- [13] Duchin R, Ozbas O, Sensoy B A. Costly external finance, corporate investment, and the subprime mortgage credit crisis [J]. *Journal of Financial Economics*, 2010, 97(3): 418-435.
- [14] 周英章, 蒋振声. 货币渠道、信用渠道与货币政策有效性: 中国1993-2001年的实证分析和政策含义 [J]. *金融研究*, 2002(9): 34-43.  
Zhou Yingzhang, Jiang Zhensheng. Monetary channel, credit channel and the effectiveness of monetary policy [J]. *Journal of Financial Research*, 2002(9): 34-43. (in Chinese)
- [15] 盛朝晖. 中国货币政策传导渠道效应分析: 1994-2004 [J]. *金融研究*, 2006(7): 22-29.  
Sheng Zhaohui. On the effect of the transmission mechanism of monetary policy in China: 1994-2004 [J]. *Journal of Financial Research*, 2006(7): 22-29. (in Chinese)
- [16] 冯科, 何理. 我国银行上市融资、信贷扩张对货币政策传导机制的影响 [J]. *经济研究*, 2011, 46(S2): 51-62.  
Feng Ke, He Li. The impact of banks' public financing, credit expansion on China's monetary policy transmission mechanism [J]. *Economic Research Journal*, 2011, 46(S2): 51-62. (in Chinese)
- [17] 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, 43(10): 37-51.  
Sheng Songcheng, Wu Peixin. The binary transmission mechanism of China's monetary policy: A re-search on the “two intermediaries, two targets” model [J]. *Economic Research Journal*, 2008, 43(10): 37-51. (in Chinese)
- [18] 闫红波, 王国林. 我国货币政策产业效应的非对称性研究: 来自制造业的实证 [J]. *数量经济技术经济研究*, 2008, 25(5): 17-29, 42.  
Yan Hongbo, Wang Guolin. Asymmetric effects of monetary policy in China [J]. *The Journal of Quantitative & Technical Economics*, 2008, 25(5): 17-29, 42. (in Chinese)
- [19] 周晖, 王擎. 货币政策与资产价格波动: 理论模型与中国的经验分析 [J]. *经济研究*, 2009, 44(10): 61-74.  
Zhou Hui, Wang Qing. Monetary policy and asset price volatility: Theoretical model and empirical study in China [J]. *Economic Research Journal*, 2009, 44(10): 61-74. (in Chinese)
- [20] 祝继高, 陆正飞. 货币政策、企业成长与现金持有水平变化 [J]. *管理世界*, 2009(3): 152-158.  
Zhu Jigao, Lu Zhengfei. Monetary policies, enterprise' growth, and the change in the level of cash-holding [J]. *Management World*, 2009(3): 152-158. (in Chinese)
- [21] 战明华, 许月丽. 公司融资结构调整、部门异质性与中国信贷渠道的存在性 [J]. *财经研究*, 2010, 36(12): 72-82.  
Zhan Minghua, Xu Yueli. Corporate financing structure adjustment, sector heterogeneity and the existence of credit channel in China [J]. *Journal of Finance and Economics*, 2010, 36(12): 72-82. (in Chinese)
- [22] 张西征, 刘志远. 货币政策调整如何影响中国商业银行信贷资金分配: 来自微观公司数据的研究发现 [J]. *财贸经济*, 2011(8): 59-67.  
Zhang Xizheng, Liu Zhiyuan. How does monetary policy adjustments impact on the distribution of credit fund of Chinese commercial banks? Findings from micro corporate data [J]. *Finance & Trade Economics*, 2011(8): 59-67. (in Chinese)
- [23] 彭方平, 王少平. 我国利率政策的微观效应: 基于动态面板数据模型研究 [J]. *管理世界*, 2007(1): 24-29.  
Peng Fangping, Wang Shaoping. Micro-effect of Chinese interest rate policy: Evidence from a dynamic panel model [J]. *Management World*, 2007(1): 24-29. (in Chinese)
- [24] 彭方平, 王少平. 我国货币政策的微观效应: 基于非线性光滑转换面板模型的实证研究 [J]. *金融研究*, 2007(9): 31-41.  
Peng Fangping, Wang Shaoping. Nonlinear micro-effect of Chinese monetary policy: Evidence from a panel smooth transition model [J]. *Journal of Finan-*



- cial Research, 2007(9):31-41. (in Chinese)
- [25] 张西征,王静. 利率调整如何影响公司投资:基于上市公司数据研究的发现[J]. 经济与管理研究, 2010(2):56-62.  
Zhang Xizheng, Wang Jing. How does policy interest rate affect companies' investment: The empirical research basing on the listed companies' data[J]. Research on Economics and Management, 2010(2):56-62. (in Chinese)
- [26] 夏德仁,张洪武,程智军. 货币政策传导的“信贷渠道”述评[J]. 金融研究, 2003(5):36-42.  
Xia Deren, Zhang Hongwu, Cheng Zhijun. The credit channel of monetary transmission mechanism [J]. Journal of Financial Research, 2003(5):36-42. (in Chinese)
- [27] Love I, Zicchino L. Financial development and dynamic investment behavior: Evidence from panel VAR [J]. The Quarterly Review of Economics and Finance, 2006, 46(2):190-210.
- [28] Lamont O, Polk C, Saa-Requejo J. Financial constraints and stock returns [J]. Review of Financial Studies, 2001, 14(2):529-554.

## Dual Effects of Monetary Policy on Corporate Investment

Zhang Xizheng<sup>1</sup>, Liu Zhiyuan<sup>2</sup>, Wang Jing<sup>3</sup>

1 Glorious Sun School of Business and Management, Donghua University, Shanghai 200051, China

2 Business School, Nankai University, Tianjin 300071, China

3 Shanghai Institutes for International Studies, Shanghai 200233, China

**Abstract:** In this paper, we analyze dual effects of monetary policy on corporate investment through micro level. We distinct demand effect and supply effect of monetary policy on corporate investment by panel vector auto-regression techniques (PVAR) and the orthogonal impulse response functions, using panel data of listed companies to test hypothesized model. The results show that, monetary policy has both demand effect and supply effect on corporate investment; monetary policy has different effect on corporate's investment under different financing constraints. That is, the demand effect of lower financing constraints firms is stronger than that of higher financing constraints firms, and the supply effect of higher financing constraints firms is stronger than that of lower financing constraints firms. This research provides macro monetary policy theory with micro economic foundation.

**Keywords:** monetary policy; corporate investment; financing constraints; demand effect; supply effect

**Received Date:** November 3<sup>rd</sup>, 2011      **Accepted Date:** May 6<sup>th</sup>, 2012

**Funded Project:** Supported by the National Natural Science Foundation of China(71072099, 70872052) and the Central University Special Fund Basic Research and Operating Expenses(12D10814)

**Biography:** Dr. Zhang Xizheng, a Henan Puyang native(1972 - ), graduated from Nankai University and is an associate professor in the Glorious Sun School of Business and Management at Donghua University. His research interests include corporate finance theory and policy, etc.

E-mail: xizhengzh@sina.com

□