

商业信用对信贷政策的抵消作用是反周期的吗? 来自中国的证据

石晓军 张顺明 李杰*

摘要 本文的主要目的是研究在中国背景下, 商业信用作为一种重要的“体外循环”对商业银行正式融资渠道中的信贷政策是否具有抵消作用, 该作用的程度在不同经济周期中的变化规律是什么。以1998—2006年284家上市公司为样本, 我们分别估计了随机效应 Panel 模型和时变系数随机效应 Panel 模型, 得到样本期内商业信用对信贷政策的抵消作用大约为17.2%, 而抵消作用的程度具有同步性反经济周期规律。我们还特别考虑了商业信用的时滞性特征的影响, 建立了一阶动态 Panel 模型, GMM-SYS 估计结果表明, 时滞性效应显著。控制了时滞性效应后的抵消作用大约为8.8%。我们采用了ROC方法和含有经济周期指示变量交叉项的动态 Panel 模型, 严格地验证了抵消作用程度确实是反周期的。基于行业分类的稳健性分析同样也验证了抵消作用的存在及抵消作用程度的反周期性。

关键词 商业信用, 银行信贷, 反周期, 动态面板模型, 一致性检验

一、引言

“体外循环”是影响货币政策、信贷调控政策效果的关键原因之一。商业信用, 即下游企业在获得上游企业的货物、服务后无须立即付款, 而可延迟付款。从金融的角度看, 商业信用的实质即为上游企业给下游企业提供的一种短期信贷。商业信用是一种典型而且重要的“体外循环”, 它游离在商业银行等正式融资媒介(formal financing intermediary)的体系之外, 不受国家信贷调控政策的约束, 但又完全合法。以往的实证研究表明, 商业信用对企业

* 石晓军, 北京航空航天大学经济管理学院; 张顺明, 中国财政金融政策研究中心, 中国人民大学财政金融学院; 李杰, 北京航空航天大学经济管理学院。通信作者及地址: 石晓军, 北京航空航天大学经济管理学院, 100191; 电话: 010-82339132; E-mail: sxjstein@yahoo.com.cn。本文是国家自然科学基金资助项目(项目批准号: 70502005)和国家杰出青年科学基金项目(项目批准号: 70825003)的研究成果之一。特别感谢两位匿名审稿人提出的建设性意见, 促使我们对本文的投稿版进行了彻底的修改, 使得正式出版的版本相对于原始投稿版有根本性的提高。

的短期融资而言,其重要性超乎寻常(见表1),而且全球皆然。商业信用这种短期信贷不仅规模庞大,而且具有自发性强、对经济周期敏感、对正式的信贷调控具有自适应性等特点。这些特点决定了商业信用在不同的经济周期中都会对信贷调控政策产生不容忽视的影响。本文的主要目的是在中国背景下,利用经济计量方法检验商业信用对银行渠道信贷政策的抵消作用,总结出该抵消作用程度呈现出同步性(coincident)反宏观经济周期的规律,并给出实证证据。

表1 不同发展程度的国家中企业使用的商业信用占总资产的比例(单位:%)

	美国	英国	日本	德国	意大利	乌克兰	中国
大型企业	18	19	32	24	33	54	30
小型企业	25	30	25	19	35	80	24
一般平均	21	25	28	22	34	65	27

资料来源:作者根据相关文献和 Worldscope 数据库整理计算而成。

关于商业信用与银行渠道的信贷之间的关系研究,已有的证据主要来自美国和英国。而以新兴国家或转型国家为背景的研究,已经有关于俄罗斯和乌克兰的研究,最近也出现了少量以中国和一些发生过金融危机的新兴国家为背景的研究。

Meltzer (1960) 是研究本问题的早期关键文献之一,该文献指出,在货币政策收紧时,资金宽裕的企业会给那些难以获得银行贷款的下游企业延长商业信用期限。另外一篇早期的关键文献 Schwartz (1974) 拓展了上述理论,提出了商业信用的融资比较优势理论。该理论认为,在实施紧缩的货币政策时期,资金成本小的企业会加大从银行的融资力度,以便对资金成本高、难以获得银行借款的下游企业加大商业信用的投放力度;而下游企业通过加大商业信用的使用,以替代银行借款,纾解融资约束。显然,这两篇经典文献都认为,从商业信用接受者的角度来看,商业信用与银行借款之间是“替代”(substitution)的关系。进一步看,就是认为,商业信用作为一种重要的“体外循环”,对正式的银行融资渠道中实施的信贷政策具有抵消作用。

来自美国和英国的实证证据几乎无一例外地支持上述观点。Petersen and Rajan (1997) 是一篇关于商业信用有高影响力的实证论文,其关键结论之一认为,美国的企业在难以从银行获得贷款时,会转而求助于商业信用作为替代。Nilsen (2002) 利用美国统计局的季度制造业财务报告数据(QFR)的脉冲响应分析以及 Compustat 的微观企业数据的实证分析,同样得到了货币政策紧缩会促使小企业更多地使用商业信用以保持融资基本稳定的证据。更重要的是,他还指出没有可信的信用评级的大企业,在货币政策趋紧时,同样也会受到融资约束,也会加大商业信用的使用,以抵消一部分信贷政策收紧的影响。Danielson and Scott (2004) 采用的是对美国小企业的问卷调研数据,

实证分析的结果也支持企业在面临银行的融资约束时，会转而依赖商业信用融资的观点。Atanasova and Wilson (2004) 给出了英国小企业在面对银行渠道的融资约束时对企业间商业信用的依赖性会增强的证据。Mateut and Mizen (2006) 利用 16 000 多家英国制造业企业的数据进行分析，明确地指出，在货币政策趋紧时，商业银行的贷款会收缩，而商业信用的使用会增加，使得信贷政策对企业的影响得到缓和。Guariglia and Mateut (2006) 则从存货投资 (inventory investment) 的视角切入，利用 1981—2000 年期间英国制造业企业的数据进行分析，得到的结论认为，在英国，货币政策经由商业信用和银行信用途径进行传导的现象都是存在的，而且有证据表明前一种途径对后一种途径有一定的弱化作用。也就是说，商业信用对信贷政策具有抵消作用。

而以新兴国家和转型国家为背景的研究，大部分也支持商业信用对信贷政策具有抵消作用的观点。Love, Preve and Sarria-Allende (2007) 采用墨西哥等在 20 世纪 90 年代发生金融危机的 6 个新兴国家的企业数据进行实证，得到了支持商业信用具有银行信贷“再配置”功效的证据，也就是说，在金融危机的极端情况下，能够从银行融资的企业会加大商业信用的投放，在一定程度上缓解了下游企业的银行融资约束。该研究还观察到，在金融危机刚发生之后的一段时间内，商业信用投放总量会有显著的增长，但是随后却出现了商业信用投放的萎缩，主要原因是，此时危机的纵深使整个经济陷入了“信用陷阱”，那些原先容易获得银行融资的企业也难以得到满意的资金供给。Cull, Xu and Zhu (2009) 利用从中国国家统计局获得的 1998—2003 年工业企业的数据进行实证研究，得到类似的证据。他们认为，在中国，那些拥有国有商业银行融资优势、绩效较差的国有企业，投放商业信用的力度会比较大；而盈利性好的私有企业会比盈利性差的私有企业更愿意投放商业信用；商业信用对于那些难以从银行获得融资的企业来说是银行贷款的一种替代。Ge and Qiu (2007) 利用中国社会科学院 2000 年的企业调查数据进行实证研究，也得到类似的结论。他们认为，在中国，从银行获得融资比较困难的非国有企业会更加依赖于商业信用，间接地表明，商业信用是银行借款的替代。但是，对俄罗斯的一项较早的研究——Cook (1999)，却持不同的观点。该研究认为，在俄罗斯，商业信用是一种反映企业信用程度的“信号” (signal)，因为上游企业掌握着甄别下游企业信用程度的一些特殊信息。因此，企业可以用商业信用的获得来传递自己信用良好的信息，从而促进它从银行渠道获得贷款。此时，商业信用与银行借款之间是“互补” (supplementing) 的关系，也意味着，商业信用对银行渠道信贷政策具有强化而不是抵消的作用。令人惊讶的是，Ono (2001) 和 Alphonse Ducret and Séverin (2006) 分别利用日本制造业的数据和美国小企业的数据库，也得到了类似的结论。

从上面的文献综述可以看到，尽管以美、英为背景的关于商业信用与银

行信贷关系的实证研究已经相当深入¹,但对新兴国家,特别是以中国为背景的研究还有很大的空间。本文试图在中国背景下的实证研究方面做出贡献。与具体研究中国情况的两篇文献 Cull, Xu and Zhu (2009) 和 Ge and Qiu (2007) 相比,本文的研究有以下几点不同:(1) 本文采用的实证数据是中国上市公司的数据,与上述两篇文献不同,而且本文使用的数据覆盖时期更长(1997—2006),涵盖了经济收缩和扩张周期。Cull, Xu and Zhu (2009) 使用的样本覆盖时期为 1998—2003; Ge and Qiu (2007) 使用的样本覆盖时期为 1994—1999。样本覆盖时期长的优势便于我们深入地分析商业信用对信贷政策抵消作用程度在不同经济周期中的变化规律。(2) 本文最主要的贡献是,不仅证实了商业信用对信贷政策的抵消作用在中国成立,还进一步地提出了该抵消作用的程度是反经济周期的结论,并给出了统计检验证据。据作者所知,以前的文献对此尚未涉及。(3) 在本文中,我们特别处理了计量模型中关键变量的内生性问题,而在 Cull, Xu and Zhu (2009) 和 Ge and Qiu (2007) 中该问题似乎没有得到很好的处理。(4) 本文还重新拾起 Benishay (1968) 关于商业信用时滞性特征的研究传统,建立了体现这种时滞性的动态 Panel 计量模型,估计结果也确实表明了商业信用的时滞性具有显著影响。据作者所知,以前还没有实证文献对商业信用的时滞性进行过处理。

本文以下的内容是这样安排的:第二部分给出了一个含有经济周期指示变量的理论模型,从理论上分析了商业信用与银行信贷之间的关系及其随着经济周期变化的规律;第三部分描述了本文使用的计量模型、变量和样本;第四部分首先对模型设定进行了检验,而后估计了四类计量模型并进行了分析,验证抵消作用的存在及其程度的反周期性;第五部分得出三点结论和两点政策启示。

二、理论模型

本节的理论模型建立在 Cull, Xu and Zhu (2009) 的基础上,我们引入了表示经济周期的指示变量,并进行了扩展。

假设下游企业的自有资金为 E_R , 向银行借款为 B_R ; 获得上游企业的商业信用为 T 。假设下游企业利用自有资金、银行借款以及商业信用投资于项目 P_R , 项目收益率为 r_R 。银行借款价格为 c_R ; 上游企业对商业信用的收益率要求为 r_T 。同时,为了考察不同经济周期的影响,引入指示变量 I , $I=0$ 表示经济紧缩, $I=1$ 表示经济扩张。不难写出下游企业的收益函数为

$$\pi_R = r_R V_R - c_R B_R - r_T T, \quad (1)$$

¹ 国内关于商业信用研究的综述请参考刘民权,徐忠,赵英涛(2004)。

其中, $V_R = E_R + B_R + T$, 表示下游企业的可投资资金总量。

首先, 定义基准利率 r_f , 它随着经济周期的变化而有所调整:

$$r_f = r_0 + \gamma I = \begin{cases} r_0, & I = 0, \\ r_0 + \gamma, & I = 1. \end{cases} \quad (2)$$

也就是说, 在经济紧缩期, 为了刺激经济, 会适当调低基准利率, 此时的基准利率为 r_0 ; 而在经济扩张期, 为了防止经济过热, 会适当调高基准利率, 在 r_0 的基础上增加 γ , $\gamma > 0$ 。

其次, 定义银行要求的贷款价格 c_R , 它是在基准利率 r_f 的基础上增加一个风险溢价 δ_R , $\delta_R > 0$:

$$c_R = r_f + \delta_R. \quad (3)$$

再次, 定义下游企业的投资回报率 r_R , 假设它是投资总量 V_R 的递减函数, $r'_R(V_R) < 0$ 。最简单的形式可以定义为

$$r_R = \alpha_R - \beta_R V_R, \quad (4)$$

其中 $\beta_R > 0$ 。 β_R 实际上代表了企业对投资前景的预期, 如果悲观, 则偏大 (Cull, Xu and Zhu, 2009)。很显然, 这种预期和宏观经济周期是密切关联的, 在紧缩期, 预期要悲观一些, 而在扩张期, 预期要好一些。利用指示变量 I , 下游企业的投资前景预期可以定义为

$$\beta_R = \theta_R - \rho I = \begin{cases} \theta_R, & I = 0, \\ \theta_R - \rho, & I = 1, \end{cases} \quad (5)$$

其中, $\rho > 0$ 。

类似地, 也可以定义出上游企业对商业信用的收益率要求 r_T :

$$r_T = \alpha_T - \beta_T T, \quad (6)$$

其中:

$$\beta_T = \theta_T - \rho I = \begin{cases} \theta_T, & I = 0, \\ \theta_T - \rho, & I = 1. \end{cases} \quad (7)$$

将 (2) 式—(7) 式代入到 (1) 式, 可以得到

$$\pi_R = \alpha_R (E_R + B_R + T) - \beta_R (E_R + B_R + T)^2 - (r_f + \delta_R) B_R - (\alpha_T - \beta_T T) T. \quad (8)$$

显然, 当 $\beta_T < \beta_R$ 时, π_R 是关于 T 的凹函数, 那么优化问题

$$\max_T \pi_R \quad (9)$$

就转化为求 π_R 关于 T 的一阶条件方程的解。容易得到

$$\frac{\partial \pi_R}{\partial T} = 2(\beta_T - \beta_R)T - 2\beta_R B_R + (\alpha_R - \alpha_T) - 2\beta_R E_R. \quad (10)$$

由一阶条件方程的解可以得到

$$T^* = \frac{\beta_R}{(\beta_T - \beta_R)} B_R + \frac{2\beta_R E_R - (\alpha_R - \alpha_T)}{2(\beta_T - \beta_R)}. \quad (11)$$

将 β_T 与 β_R 的表达式代入 (11) 式, 得到

$$T^* = \frac{\theta_R - \rho I}{(\theta_T - \theta_R)} B_R + \frac{2\beta_R E_R - (\alpha_R - \alpha_T)}{2(\theta_T - \theta_R)}. \quad (12)$$

下面分析上述结果的经济含义。首先分析(11)式, 由该式容易看到, 当 $\beta_T < \beta_R$ 时, 商业信用与银行借款之间是替代关系。也就是说, 当上游企业对商业信用的回报前景预期要好于下游企业对投资回报的前景预期时, 上游企业对下游企业的商业信用投放, 将会对银行渠道的信贷政策有抵消作用。于是得到性质 1。

性质 1 当上游企业对商业信用的前景预期好于下游企业的投资前景预期时, 商业信用与银行借款之间是相互替代的关系, 商业信用对银行渠道的信贷政策具有抵消作用。

接着, 再对(12)式进行分析。当 $\beta_T < \beta_R$ 时, 容易得到 $\theta_T < \theta_R$ 成立, 那么根据(12)式, 由经济紧缩期到经济扩张期, 商业信用与银行借款之间的替代程度由 $\frac{\theta_R}{|\theta_T - \theta_R|}$ 变为 $\frac{\theta_R - \rho}{|\theta_T - \theta_R|}$, 替代程度变小了, 也就是, 商业信用对银行渠道的信贷政策的削弱作用变小了。于是得到性质 2。

性质 2 宏观经济由紧缩向扩张演进, 商业信用对商业银行渠道的信贷政策的影响程度会由深变浅。

三、实证模型

(一) 实证方法

本文要研究的关键问题是, 商业信用作为一种重要的“体外循环”, 对银行正式渠道的信贷政策的影响。我们采用的实证策略是, 基于企业作为借款人的视角, 通过检验商业信用对银行借款的替代作用, 来反映商业信用这种体外循环对信贷政策的抵消作用。这个实证逻辑的基础是, 我国企业的短期债务融资主要来自银行借款和上游企业的商业信用, 通过其他途径融资的占比非常小。这样, 我们可以通过研究一组代表性企业利用商业信用替代银行借款的行为, 推知商业信用对信贷政策的抵消作用及其作用程度。

在本文的研究中, 选择了一个有较长时间跨度的上市公司样本作为研究

对象。在进行实证模型的建立和分析时，我们遵循以往的研究传统（Nilsen, 2002；Danielson and Scott, 2004；Guariglia and Mateut, 2006；Cull, Xu and Zhu, 2009；Ge and Qiu, 2007），以商业信用为因变量，银行借款为关键的自变量。此时，问题就转化成考察银行借款系数的符号及其显著性。如果其系数显著为负，就说明商业信用与银行借款之间是替代关系，商业信用作为体外循环对银行渠道的信贷政策具有抵消作用；反之，就是互补关系，也就具有强化作用。

关于实证模型与估计方法的选择，主要考虑三点：第一，样本具有 Panel 数据结构；第二，关键自变量银行借款的内生性问题²；第三，商业信用的时滞性问题。第一点要求我们构建 Panel 计量分析模型。正如 Hsiao (1986)，Klevmarcken (1989)，Solon (1989) 以及 Baltagi (2001) 指出的那样，面对时间和截面混合的数据样本，如果能够用 Panel 模型进行估计，相对于单纯的横截面模型或时间序列模型，至少有以下几个重要的优势：能够更好地控制个体之间的差异；降低变量之间共线性的影响；估计的效率更高；可以获得更大的自由度，特别适用于分析某种影响如何随着时间的变化而变化；能够发现一些单纯的截面模型或时间序列模型不易发现的影响效果。第二点则要求我们采用适当的估计方法，来消除内生性的影响。在后面的估计中，主要采用工具变量的方法来处理内生性。而第三点，关于商业信用的时滞性，Benishay (1968) 进行了十分详细的分析，但在后来的关于商业信用的实证研究中，却一直被遗忘了。本文采用了带一阶滞后变量的动态 Panel 模型对这个性质进行正式的实证建模，并采用 GMM-SYS 估计方法对模型的参数进行估计。³

另外一个难点是，如何计量商业信用对信贷政策抵消作用程度随着经济周期变化的行为特征。在本文中，采用了两种不同的处理方法：第一，建立银行借款的时变系数联立 Panel 模型，通过考察时变系数在不同周期中的变化情况来判断商业信用对信贷政策的影响程度是反周期的还是顺周期的。第二，引入一个经济周期二元指示变量，在带一阶滞后变量的动态 Panel 模型中，加入一个经济周期指示变量与银行借款的交叉相乘项，通过对银行借款项前的系数与交叉项前的系数的综合分析，来判断商业信用对信贷政策的影响程度是反周期的还是顺周期的。

总结起来，下面要估计四类模型：（1）一般的带工具变量方程的联立 Panel 模型（模型 1）；（2）时变系数的联立 Panel 模型（模型 2）；（3）带一阶滞后变量的动态 Panel 模型（模型 3）；（4）加入一个经济周期指示变量与银行

² 商业信用与银行借款作为企业的两类重要的短期债务，它们之间彼此关联。银行借款可能会与模型的残差项相关，残差项表达的是因变量商业信用未能被全部自变量解释的部分，由于银行借款与商业信用之间彼此关联，可能会导致银行借款与残差项的相关。

³ 关于动态 Panel 模型估计方法的详细比较请参考 Baltagi (2001) 第 8 章。

借款的交叉相乘项的、带一阶滞后变量的动态 Panel 模型(模型 4)。

(二) 变量的设计

从财务上看,商业信用体现为应收账款 RR 和应付账款 AP,RR 表示的是作为商业信用的投放者提供的商业信用,而 AP 表示的是企业从上游企业“借”得的商业信用。当然,为了保证不同规模的企业之间的可比性,均以总资产为分母进行标准化。

但是,不是所有的企业(包括上市公司)都在财务报表或其附注中披露从商业银行获得的短期借款情况。以往的一些研究(如 Cook, 1999; Ono, 2001; Danielson and Scott, 2004)采用问卷调查的方式获得银行借款信息。但由于本文的样本跨期长,而且关于银行借款这类比较敏感的信息,中国的企业一般不愿意作答,因此,问卷调查的方法对本研究而言不可行。我们只能寻找银行借款的替代指标。通过对上市公司年度财务报告及其附注的认真研究,并考虑到中国的实际情况,本文采用资产负债表中的短期借款 STR 替代银行借款,同样以总资产为分母进行标准化。为了验证实际情况是否与我们设想的相同,我们从深沪两市的上市公司中分别随机抽取 50 家企业,共计 100 家企业,对其 2006 年年度报表及其附注进行仔细的阅读研究。抽样结果表明,88% 的企业的短期借款组成中,银行贷款占有的比例至少为 80%。⁴可见,这个替代指标对中国的企业而言是合适的。

按照实证研究的基本思想,须撇清商业信用的其他影响因素的作用,才能更加真实地反映银行借款与商业信用之间的关系。为此,需设计其他外生控制变量。对此,我们从商业信用接受者和投放者两个角度切入。首先,作为接受者,根据融资顺序理论(Myers and Majluf, 1984),关键的影响因素是自身内部现金的充裕程度。其次,作为投放者,要考虑投放对象的规模、盈利能力、营运能力、成长能力、声誉⁵和总体的负债水平。由于声誉难以直接量化度量,我们采用了替代指标 GRANT 来表示。这个指标的构造方法是:首先,将样本企业划归到机械、轻工业、电子、批发零售贸易业、服务业 5 个行业(行业的具体说明请参考下一小节)中,然后计算出每个行业的平均应付账款周转天数。如果某个企业的应付账款周转天数高于行业平均值,则 GRANT 赋值为 0,表示信誉偏低;反之,赋值为 1,表示信誉良好。采取这种方法设计信誉的替代指标,其背后的思想是,应付账款周转天数指代了企业对应付账款的还款时间,而处于同一种行业中的企业,那些还款时间长于行业平均水平的企业,还款意愿不高的可能性比较大,信誉不好的可能性也同样可能偏大。另外,还加入了一个反映中国特色的变量——国有股比例。

⁴ 限于篇幅,未列出具体数据,感兴趣的读者可向作者索取详细资料。

⁵ 这个控制变量的加入,得益于一位匿名审稿人的意见。

本文采用的指示经济周期的指标有两个：TR 表示经济紧缩期，TE 表示经济扩张期。本文主要根据实际经济增长率与潜在经济增长率之间的关系进行经济周期的划分。根据刘树成、张晓晶和张平（2005）（详见该文表 1），陈乐一（2007）（详见该文表 1），陈浪南和刘宏伟（2007）（详见该文图 2）的研究，可将本文的研究期间划分为三个阶段：1997—2001 年为经济紧缩期，2002 年为过渡期，2003—2006 年为扩张期。那么 TR 在 1997—2001 年取 1，其他取 0；TE 则在 2003—2006 年取 1，其他取 0。须注意的是，在用 TR 和 TE 分别与 STR 构成交叉项后，STR、STR×TR、STR×TE 三个项不能同时出现在一个方程中，因为 $STR = STR \times TR + STR \times TE$ 。我们在后面的方程中，分别将 STR×TR、STR×TE 加入到方程中，再分别进行估计。

工具变量的设计依据来自 Petersen and Rajan (1997)。该文指出，供应商向下游企业投放商业信用与银行放贷是实质性不同的两个过程。前者由于拥有信息获取优势、对客户控制优势以及财产挽回优势，其进行商业信用给予决策时，主要考虑企业的实际经营和长远发展，而对其当前的还债能力并不十分强调。银行的决策则主要考虑其短期偿债能力和担保、抵押等债权保障情况。由此分析，可用企业的短期偿债能力作为 STR 的工具变量。本文采用流动比率 CR 作为企业短期偿债能力的替代指标。

表 2 给出了本文中用到变量及其构造方法。

表 2 变量说明

变量	具体指标	构建方法
因变量	应付账款比率 PR	应付账款/总资产
自变量	短期借款比率 STR	短期借款/总资产
其他控制变量		
规模	企业的规模 SIZE	总资产四分位标准化比率
内部融资能力	现金充裕度 CFO	现金充裕度 = 经营性现金流 / [现金周期 × (经营成本 + 财务费用 + 投资现金支出) / 365]，其中，现金周期 = 存货周转天数 + 应收账款周转天数 - 应付账款周转天数
盈利能力	主营业务利润率 PROFIT	主营业务利润/主营业务收入
企业营运能力	存货周转率 VOL	销货成本/平均存货余额
	流动资产周转率 VOLA	主营业务收入净额/平均流动资产总额
企业成长能力	主营业务收入增长率 GROWTH	(本期主营业务收入 - 上期主营业务收入) / 上期主营业务收入
企业性质	国有股比例 STATE	国有股数/总股数
总体负债情况	资产负债率 DEBT	负债/总资产
信誉	GRANT	如果企业的应付账款周转天数大于行业平均水平就赋值 0；反之，赋值 1。
STR 工具变量		
短期偿债能力	流动比率 CR	流动资产/流动负债

(三) 使用的样本

本文使用的样本取自 1998—2006 年沪深两市的全体上市公司并按照以下标准进行筛选:

(1) 考虑到金融、保险类公司有其特有的融资方式, 以及其资产负债表的特殊性, 剔除了所有金融和保险类的上市公司。

(2) 剔除了 1998—2006 年期间数据缺失超过 4 年的公司。

(3) 为了保持各公司不同年份之间数据的可比性, 剔除了 1998—2006 年期间主营业务发生本质变化以及发生了重大资本运作事件(如卖壳、借壳等)的公司。

(4) 最后根据数据的可获得性以及数据的合理性, 剔除了关键指标缺失严重, 或某些指标明显失真的公司。

经过以上步骤的数据筛选, 得到混合样本点共 5 354 个。按照国务院国有资产监督管理委员会统计评价局出版的《企业绩效评价标准值 2006》中的行业分类方法, 可将 5 354 个样本划分为机械、能源、化学、轻工业、电子、金属采矿建筑材料、制药、交通运输仓储与邮政业、批发零售贸易业、房地产业、农林牧渔业和服务业 12 个行业。其中, 轻工业主要包括进行食盐开采、酒和饮料制造、服装、家具、造纸、印刷、文教用品、工艺品的制造等。服务业主要包括: 住宿和餐饮、文化与传播、信息咨询、计算机服务与软件开发等。电子工业中除包括电子设备制造外, 还包括电信设备制造以及电信服务提供等。为了便于比较, 我们选取其中性质上相互差异较大, 并且具有一定特点的几个行业进行研究。机械制造业、化学工业、能源开发与供应业这三个行业性质相近, 都属于拥有较多固定资产的大规模制造业, 因此我们只在其中选择机械制造业为代表。轻工业在制造业中有别于上述三个行业, 我们也选择进行单独研究。电子工业属于高科技新兴行业, 也具有自身的特点。批发零售贸易业是商业信用使用最频繁的行业, 属于我们选择的目标。服务业在当今社会经济中也越来越重要, 我们也选取其作为研究目标。最终选择的行业包括的样本数为: 机械制造业 894 个, 轻工业 685 个, 电子工业 502 个, 批发零售贸易 608 个, 服务业 335 个。

表 3 给出了混合样本中各变量的描述性统计。在进行 Panel 模型的估计时, 本文使用的是平衡样本 (balanced sample), 即保证每个公司都有相同的观测年数。按照这个标准, 我们从上面的 5 354 个样本点中, 挑选了 284 家公司 1998—2006 年共 9 年的数据, 合计样本点 2 556 个。须说明的是, 本研究使用的数据全部来自 CCER 经济研究服务中心数据库 SINOFIN。

表 3 混合样本变量描述性统计

变量名称	均值	中位数	最大值	最小值	标准差
PR	0.0755	0.0597	0.6931	0.0003	0.0627
STR	0.1958	0.1784	1.5061	0.0002	0.1348
CFO	0.2896	0.2500	1.0000	-1.0000	0.4102
PROFIT	0.2234	0.1970	0.9105	-0.4918	0.1419
VOI	5.6075	3.5015	99.4139	0.0516	7.7620
VOLA	1.2878	1.0091	14.3450	0.0708	1.0504
GROWTH	0.1593	0.1212	1.9948	-0.9734	0.3471
STATE	0.3370	0.3672	0.8858	0.0000	0.2518
SIZE	1.3096	0.7623	30.8595	0.0580	1.9188
DEBT	0.5048	0.4974	3.3618	0.0300	0.2137
GRANT	0.5164	1	1	0	0.4998
CR	1.4018	1.2225	7.7902	0.0658	0.8355
样本数量			5354		

四、实证分析

(一) 模型设定

在进行 Panel 模型的实证研究时，模型形式的设定十分重要，这是因为，Panel 模型设置的细微差别常常会导致估计结果大相径庭（Hsiao, 1986; Baltagi, 2001; 高铁梅, 2006）。在设置具体的 Panel 模型之前，应该做详细的模型设定检验。根据我们的研究问题，需要进行的关键检验包括以下四个：(1) 是否有必要采用 Panel 模型？(2) 变截距是在时间维度上还是在截面维度上？(3) 关键自变量 STR 是否可以取时变系数？(4) 是用固定效应还是用随机效应模型？

以上(1)—(3)，可以用 Baltagi (2001, 第 53 页)，或高铁梅 (2006, 第 305 页) 给出的方法进行检验。为了进行这些检验，须先分别估计混合样本回归方程 (pooled regression model)、变时间截距和变个体截距的均值修正回归模型 (period, and individual mean corrected regression models)，以及变个体截距 STR 时变系数模型 (unrestricted model)，得到各模型的残差平方和 S_1 、 S_i 、 S_t 、 S_v ，如表 4 所示。

表 4 不同模型估计的残差平方和

	混合样本模型 S_1	变个体截距模型 S_i	变时间截距模型 S_t	时变系数模型 S_v
残差平方和	6.0103	2.1235	6.0400	2.0999

对(1)—(3)的问题可分别用统计量 F_m (其中 $m = i, t, v$) 进行检验：

$$F_m = \frac{(S_1 - S_m) / [(N-1)(K+1)]}{S_m / [N(T-K-1)]} \sim F[(N-1)(K+1); N(T-K-1)], \quad (13)$$

其中 N 是截面数, K 是变量个数, T 是时期个数。在以上模型中, 它们分别取值: 284, 4, 9。需说明的是, 在上述回归中, 只保留了系数最大且显著的 4 个变量 (STR、PROFIT、DEBT、GRANT)⁶, 去掉那些不显著和不重要的变量后, 模型估计效果变化很小。根据表 4 和式 (13) 可以分别计算出 F_m , $m=i, t, v$ 及其 P 值, 如表 5 所示。

表 5 模型设定问题(1)–(3)的 F 检验结果

	F_i	F_t	F_v
F 统计量	1.4695	-0.0039	1.4950
P 值	0.0000	无	0.0000

通过 F_i 和 F_t 的结果可以知道, 应该采用变截距的 Panel 模型; F_v 的结果表明, 可以采用 STR 时变系数模型来考察商业信用与银行借款之间的关系是如何随着时间变化的。

对模型设定问题 (4) 的检验, 采用著名的 Hausman specification test (技术细节详见 Baltagi, 2001, 第 65 页)。这个检验的假设是: $H_0: E(u_{it}/X_{it}) = 0; H_1: E(u_{it}/X_{it}) \neq 0$ 。检验的统计量可以等价地写为: $m_4 = \hat{Q}'_4 \text{var}(\hat{Q}_4)^{-1} \hat{Q}_4$, 其中 $\hat{Q}_4 = \hat{b}_{\text{GLS}} - \hat{b}_{\text{OLS}}$, \hat{b}_{GLS} 和 \hat{b}_{OLS} 分别表示以广义最小二乘法和普通最小二乘法得到的系数向量。这个统计量服从 χ^2_K 分布。

进行 Hausman 检验时, 10 个变量 (不包括工具变量 CR) 全部进入方程, 采用 EViews 6.0 运算, 得到 Hausman 统计量的值为 79.1965, 自由度为 18, P 值为 0.0000。则拒绝 H_0 假设, 应该采用随机效应模型。表 6 还显示出随机效应模型和固定效应模型下系数之间是否存在显著的差异。

表 6 随机效应模型和固定效应单方程模型(OLS)系数差异检验

变量	固定效应模型系数 β_F	随机效应模型系数 β_R	差异检验 $H_0: \beta_F = \beta_R$ 的 P 值
CFO	-0.0022	-0.0030	0.0058
VOI	0.0001	-0.0001	0.0000
VOLA	0.0058	0.0067	0.0015
GROWTH	0.0115	0.0120	0.0110
STATE	-0.0049	-0.0024	0.4086
DEBT	0.1161	0.1217	0.0001
PROFIT	-0.0389	-0.0508	0.0001
SIZE	-0.0004	-0.0008	0.1148
GRANT	0.0244	0.0259	0.0005
STR-1998	-0.0949	-0.1058	0.0000
STR-1999	-0.1046	-0.1152	0.0000
STR-2000	-0.1057	-0.1164	0.0000

⁶ 要舍弃一些不显著和不重要的变量, 主要目的是保证 $T-K-1$ 大于 0。

(续表)

变量	固定效应模型系数 β_F	随机效应模型系数 β_R	差异检验 $H_0: \beta_F = \beta_R$ 的 P 值
STR-2001	-0.1106	-0.1218	0.0000
STR-2002	-0.0904	-0.1024	0.0000
STR-2003	-0.0908	-0.1021	0.0000
STR-2004	-0.0791	-0.0911	0.0000
STR-2005	-0.0814	-0.0953	0.0000
STR-2006	-0.0866	-0.1010	0.0000

从表 6 可以看到，绝大多数变量的系数，特别是 STR 前的时变系数，在固定效应模型和随机效应模型中是有显著区别的。

另外，有两点需要特别说明：第一，在进行 Hausman 检验时，必须要采用单方程的 OLS 估计结果；而在后面，我们采用的是 Panel 联立方程的 2SLS 估计结果，其系数和表 6 中的结果有较大的差别。第二，Panel 模型的 Hausman 检验同时也印证了需要采用工具变量等方法控制 STR 的内生性。事实上，从后面的结果可以看到，采用了工具变量的联立方程 Panel 模型估计的结果和表 6 中的结果有很大的差异，甚至有一些趋势性的变化。如果进一步地将联立 Panel 模型的估计结果与分年份的横截面单方程估计结果做对比，就会发现差异更大。⁷ 这个结果较好地说明了使用 Panel 模型的优势以及控制内生性的重要性。

结合上述检验，可建立 STR 时变系数随机效应联立 Panel 模型(模型 2)如下：

$$\begin{aligned} PR_{it} = & \alpha + \alpha_i^* + \alpha_{1t}STR_{it} + \alpha_2CFO_{it} + \alpha_3PROFIT_{it} + \alpha_4VOI_{it} \\ & + \alpha_5VOLA_{it} + \alpha_6GROWTH_{it} + \alpha_7STATE_{it} + \alpha_8SIZE_{it} \\ & + \alpha_9DEBT_{it} + \alpha_{10}GRANT_{it} + \varepsilon_{it}, \end{aligned} \quad (14)$$

$$\begin{aligned} STR_{it} = & \beta + \beta_i^* + \beta_{1t}PR_{it} + \beta_2CR_{it} + \beta_3CFO_{it} + \beta_4PROFIT_{it} \\ & + \beta_5VOI_{it} + \beta_6VOLA_{it} + \beta_7GROWTH_{it} + \beta_8STATE_{it} \\ & + \beta_9SIZE_{it} + \beta_{10}DEBT_{it} + \beta_{11}GRANT_{it} + \omega_{it}. \end{aligned} \quad (15)$$

而一般的带工具变量方程的联立 Panel 模型(模型 1)，即将(14)式中的 α_{1t} 改变为 α_1 ，(15)式中的 β_{1t} 改变为 β_1 ，用这个方程可以估计出在 1998—2006 年中，商业信用与银行借款之间的平均替代率(如果系数 α_1 为负且显著)。带一阶滞后变量的动态 Panel 模型设定如下(模型 3)：

$$\begin{aligned} PR_{it} = & \varphi + \varphi_i^* + \varphi_0PR(-1)_{it} + \varphi_1STR_{it} + \varphi_2CFO_{it} + \varphi_3PROFIT_{it} \\ & + \varphi_4VOI_{it} + \varphi_5VOLA_{it} + \varphi_6GROWTH_{it} + \varphi_7STATE_{it} \\ & + \varphi_8SIZE_{it} + \varphi_9DEBT_{it} + \varphi_{10}GRANT_{it} + \zeta_{it}, \end{aligned} \quad (16)$$

其中， $PR(-1)$ 表示因变量 PR 的一阶滞后量。

⁷ 由于篇幅的关系，本文没有列出这个比较。感兴趣的读者可以向我们索取。

类似地,加入经济紧缩周期指示变量 TR 或经济扩张周期指示变量 TE 与银行借款的交叉相乘项的、带一阶滞后变量的动态 Panel 模型(模型 4)设定如下:

$$\begin{aligned} PR_{it} = & \kappa + \kappa_i^* + \kappa_0 PR(-1)_{it} + \kappa_1 STR_{it} + \nu_j STR_{it} \times TJ + \kappa_2 CFO_{it} \\ & + \kappa_3 PROFIT_{it} + \kappa_4 VOI_{it} + \kappa_5 VOLA_{it} + \kappa_6 GROWTH_{it} + \kappa_7 STATE_{it} \\ & + \kappa_8 SIZE_{it} + \kappa_9 DEBT_{it} + \kappa_{10} GRANT_{it} + \zeta_{it}, \end{aligned} \quad (17)$$

其中, TJ=TR 或 TE。

(二) 随机效应 Panel 模型和随机效应时变系数 Panel 模型估计结果分析

表 7 给出了利用 EViews 6.0 进行运算获得的模型 1 和模型 2 的估计结果。

表 7 模型 1 和模型 2 的估计结果

变量	Panel A: 模型 1 估计结果				Panel B: 模型 2 估计结果			
	系数	标准误差	t 统计量	P 值	系数	标准误差	t 统计量	P 值
C	0.0310	0.0053	5.8729	0.0000	0.0367	0.0052	6.9966	0.0000
STR	-0.1718	0.0392	-4.3840	0.0000				
CFO	-0.0038	0.0019	-2.0160	0.0439	-0.0054	0.0019	-2.8532	0.0044
VOI	-0.0001	0.0002	-0.4361	0.6628	-0.0001	0.0002	-0.7508	0.4529
VOLA	0.0066	0.0010	6.5512	0.0000	0.0047	0.0011	4.4540	0.0000
GROWTH	0.0109	0.0020	5.5756	0.0000	0.0116	0.0021	5.4294	0.0000
STATE	-0.0050	0.0052	-0.9656	0.3343	0.0027	0.0059	0.4545	0.6495
DEBT	0.1499	0.0157	9.5259	0.0000	0.1496	0.0180	8.2918	0.0000
PROFIT	-0.0590	0.0090	-6.5766	0.0000	-0.0550	0.0098	-5.6013	0.0000
SIZE	-0.0011	0.0006	-1.6470	0.0997	-0.0018	0.0006	-2.7601	0.0058
GRANT	0.0258	0.0016	15.6842	0.0000	0.0247	0.0017	14.7563	0.0000
STR-1998					-0.2188	0.0408	-5.3604	0.0000
STR-1999					-0.2055	0.0397	-5.1773	0.0000
STR-2000					-0.2264	0.0423	-5.3559	0.0000
STR-2001					-0.2218	0.0390	-5.6823	0.0000
STR-2002					-0.1957	0.0411	-4.7579	0.0000
STR-2003					-0.1823	0.0396	-4.6021	0.0000
STR-2004					-0.1723	0.0409	-4.2147	0.0000
STR-2005					-0.1681	0.0448	-3.7554	0.0002
STR-2006					-0.1661	0.0497	-3.3426	0.0008
截面随机效应(略)								
_1-C~_284-C								
随机效果设定	跨截面随机效果 σ_u	0.039	特异性随机效果 σ_v	0.667	跨截面随机效果 σ_u	0.04	特异性随机效果 σ_v	0.03
	ρ_u	0.028	ρ_v	0.333	ρ_u	0.665	ρ_v	0.335
模型检验	R^2 (加权)	0.317	R^2 (未加权)	0.375	R^2 (加权)	0.298	R^2 (未加权)	0.366
	经调整的 R^2 (加权)	0.314	F 统计量 (P 值)	108.212 (0.000)	经调整的 R^2 (加权)	0.293	F 统计量 (P 值)	64.754 (0.000)

注:由于截面数太多(284个),且对本文的分析没有太重要的意义,故省略,下同,不再附注。

通过表 7 的分析，可以得到以下结论：

(1) 商业信用作为一种重要的“体外循环”对银行渠道的信贷政策存在着显著的抵消作用。模型 1 中 STR 前的系数以及模型 2 中分期 STR 前的时变系数，都是负数，而且都能在 0.1% 的水平上显著。这表明，在本文的研究期间内，商业信用与银行借款之间的替代关系是一直成立的。这也就意味着，正式的商业银行融资渠道之中实行的信贷政策，会受到商业信用这种体外循环的抵消作用。模型 1 的估计结果表明，这种抵消作用的程度大概为 17.2%。

(2) 商业信用对银行渠道信贷政策的抵消作用程度与经济周期之间有着明显的关系。图 1 描绘了模型 2 中 STR 时变系数的绝对值随着时间变化的情况。该图给出了商业信用对信贷政策抵消作用程度在不同经济周期中变化趋势的直观描述。这个趋势可以大致描述为：1998—2001 年，抵消作用程度保持在有一定波动的高位水平（都在 20% 水平虚线以上）；自 2002 年以来，抵消作用程度一直处于下降状态中。在本文中，经济周期划分为：1997—2001 年为经济紧缩期，2002 年为过渡期，2003—2006 年为扩张期。很显然，上述变化趋势正好符合理论模型部分性质 2 的预测，即商业信用对信贷政策的抵消作用程度随着经济周期由紧缩向扩张的演进而减小。

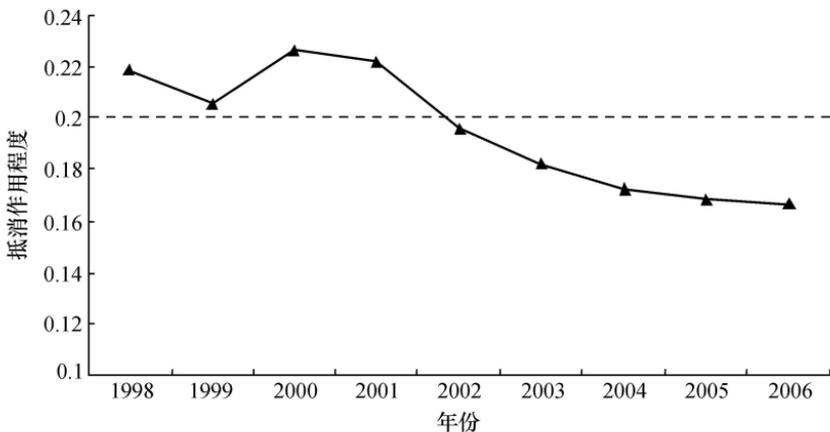


图 1 STR 时变系数随时间变化的情况

(三) 考虑商业信用的时滞影响

Benishay (1968) 的研究指出，从时间轴上看，商业信用的累积存在着“flow in-stock-flow out”（流入量-存量-流出量）的结构特征。也就是说，当前的商业信用很大程度上受到上期商业信用的影响。如果考虑了商业信用的这个时滞效应，商业信用对银行渠道信贷政策的影响会发生什么样的变化呢？我们利用模型 3 的估计结果进行分析，表 8 给出了该模型的 GMM-SYS 估计结果，是利用 STATA 10.0 进行运算获得的。

表8 模型3估计结果

变量	系数	标准误差	z 统计量	P 值
C	0.0001	0.0054	0.0200	0.9870
PR(-1)	0.6301	0.0321	19.6200	0.0000
STR	-0.0883	0.0195	-4.5200	0.0000
CFO	0.0018	0.0020	0.9000	0.3660
VOI	-0.0003	0.0001	-2.4500	0.0140
VOLA	-0.0018	0.0022	-0.8300	0.4070
GROWTH	0.0112	0.0023	4.8000	0.0000
STATE	0.0025	0.0065	0.3900	0.6950
DEBT	0.1066	0.0137	7.7900	0.0000
PROFIT	-0.0485	0.0104	-4.6900	0.0000
SIZE	0.0012	0.0011	1.1300	0.2580
GRANT	0.0053	0.0016	3.2600	0.0010
Wald Chi	1349.80		Sargan test	71.6055
P -value	0.00		P -value	0.0040

因变量 PR 的一阶滞后量 PR(-1)的系数很大, 达到 0.63, 而且在 0.1% 的水平上显著。这个结果印证了商业信用的时滞效应确实是存在的, 而且是正向效应。也就是, 在上一期如果接受的商业信用多, 在当期也会较多。

考虑了商业信用的时滞影响之后, STR 的系数仍然能够在 0.1% 的水平上显著, 而且其系数仍然保持为负。这表明, 即使考虑了商业信用的时滞效应, 它对银行渠道的信贷政策的抵消作用仍然是显著的, 只是此时的作用程度要比没有考虑时滞效应时小很多。表 8 表明考虑了商业信用的时滞效应后, 商业信用作为体外循环对银行渠道的信贷政策的抵消作用降低为 8.8%, 而没有考虑时滞影响时, 抵消作用高达 17.2% (如表 7 的 Panel A)。

(四) 商业信用对信贷政策抵消作用的反周期性检验与分析

尽管图 1 直观地印证了模型部分性质 2 的预测, 但仍有必要采用严格的统计检验和计量模型更深入地检验商业信用对信贷政策抵消作用程度的经济周期规律。我们首先将模型 2 中 STR 的时变系数绝对值与领先性宏观经济指标 (leading indicator) 以及同步性宏观经济指标 (coincident indicator) 的走势进行对照分析。同步性宏观经济总量指标采用 GDP, 而领先性指标则参考石晓军和李孟娜 (2007)、张永军 (2007) 的研究, 结合中国的数据情况, 选择了一个实体经济领先性指标, 即进出口总额变动率, 以及两个金融类领先指标, 即 M2 变动率和工业品出厂价格指数变化率。这些指标在 1998—2006 年的数据均通过中国国家统计局网站数据库 (<http://www.stats.gov.cn/>) 查询获得, GDP 采用的是第一次全国经济普查后的调整数据。图 2 至图 5 描述

了抵消作用程度与四个宏观经济变量的变化关系。须注意的是，为了清晰地反映出每组变量的波动特点，我们对变量进行了极差标准化处理，图 2—5 中体现的是标准化处理后的结果。具体的方法是对进出口总额变化率 (R_{EI})、M2 变化率 (R_{M2})、工业品出厂价格指数变化率 (R_P)、GDP 增长率 (R_{GDP}) 进行如下的处理：

$$r_i^t = \frac{R_i^t - \text{Min}R_i^t}{\text{Max}R_i^t - \text{Min}R_i^t}, \quad (18)$$

其中， $i=EI, M2, P, GDP$ ； $t=1998, 1999, \dots, 2006$ 。同时，对抵消作用程度也作类似的处理。

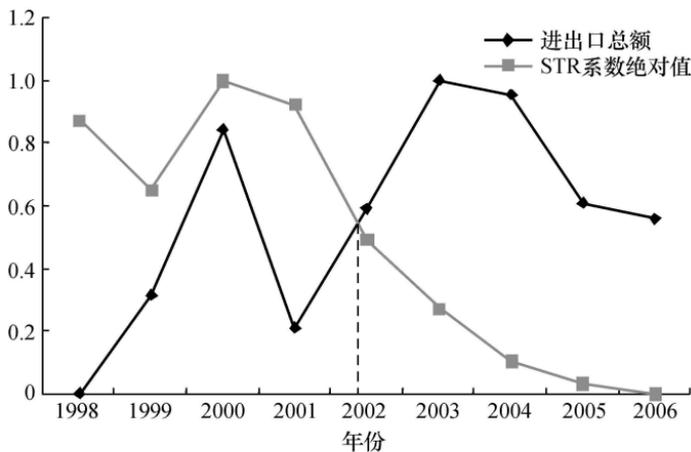


图 2 抵消作用与进出口总额变化率

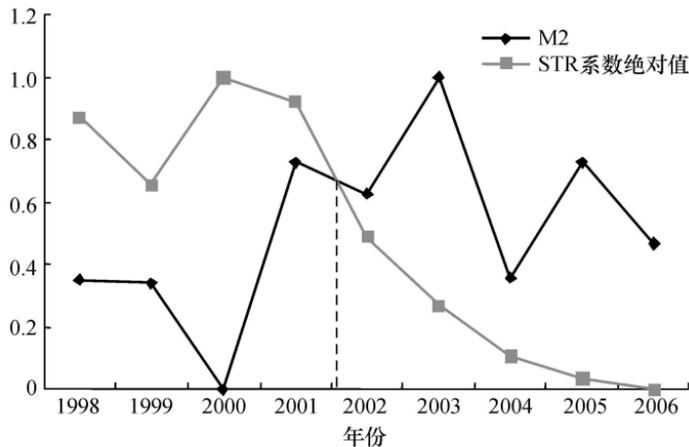


图 3 抵消作用与 M2 余额变化率

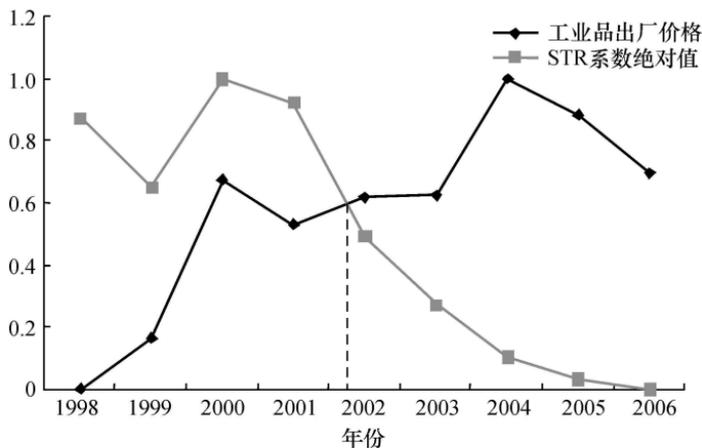


图4 抵消作用与工业品出厂价格指数变化率

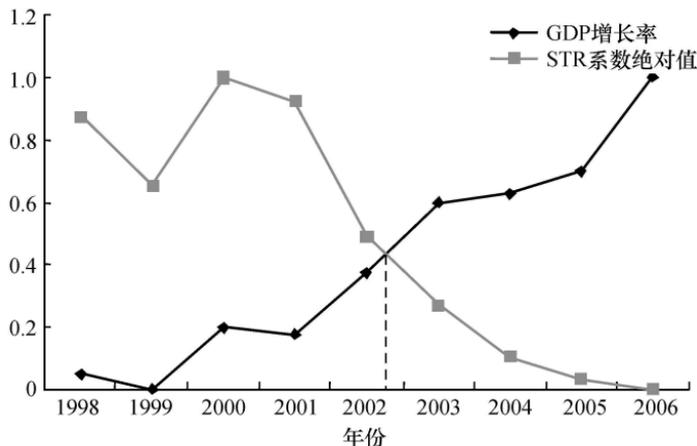


图5 抵消作用与GDP增长率

观察图2至图5,无论是领先指标还是同期指标,与抵消作用程度曲线的交叉点都发生在2002年,而且,无一例外地,在2002年之前,都是抵消作用程度曲线在上方,宏观经济指标的曲线在下方;在2002年之后,都是抵消作用程度曲线在下方,宏观经济指标的曲线在上方。这个结果直观地反映了商业信用对信贷政策的抵消作用程度与宏观经济指标呈现“剪刀状反经济周期律”,同时也从一个侧面验证了以2002年作为我国经济增长转折点(过渡期)的周期划分方法是合理的。

下面,采用ROC方法对抵消作用程度的反周期性做严格的统计检验。基本的思想是:在对应相同的时点上,如果抵消作用程度与某个宏观经济指标相对于各自的重心的变化趋势是相反的,那么,就存在抵消作用的反周期性。如果我们将抵消作用程度相对于自身重心变化趋势取反,这个问题就转化成为,检验与宏观经济指标相对于其重心变化趋势的一致性检验问题。具体的

步骤如下：

(1) 计算 STR 时变系数（注意保留负号，看成是替代率相对于自身重心变化趋势取反）和四类宏观经济指标各自的均值。

(2) 计算各年份 STR 时变系数及四类宏观经济指标与各自均值之差，如果为负，则赋值为 0；如果为正，则赋值为 1；如果相等，则不赋值。得到的结果如表 9 所示。

表 9 趋势赋值表

	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
STR 系数	0	0	0	0	0	1	1	1	1
EI	0	0	1	0	1	1	1	1	0
M2	0	0	0	1	1	1	0	1	0
P	0	0	1	0	1	1	1	1	1
GDP	0	0	0	0	0	1	1	1	1

注：EI、M2、P、GDP 对应的行分别表示进出口总额、M2、工业品出厂价格指数、GDP 增长率相对重心变化趋势的赋值序列。

(3) 采用 ROC 检验方法分别检验表 9 中 STR 系数对应的 0—1 行序列与 EI、M2、P、GDP 对应的 0—1 行序列之间的一致性，如果检验的 P 值小于 5%，就表明不能拒绝一致性，也就是说，替代程度与该宏观经济指标之间存在反周期性，检验的结果如表 10 所示。

表 10 替代率的反周期性 ROC 检验

	随机线下的面积	标准误差	渐近 P 值
EI	0.675	0.190	0.391
M2	0.550	0.203	0.806
P	0.800	0.157	0.142
GDP	1.000	0.000	0.014**

注：EI、M2、P、GDP 对应的行分别表示替代率与进出口总额、M2、工业品出厂价格指数、GDP 之间的反周期性 ROC 检验结果，它的统计量就是随机线下的面积。* 表示在 5% 的水平下显著。

从表 10 可以看到，ROC 检验能在 5% 的水平下接受商业信用对银行渠道信贷政策的抵消作用程度具有相对于同步宏观经济指标 GDP 的反周期性。但是，这个抵消作用程度相对于领先性宏观经济指标的反周期性，没有得到充分的统计证据支持。

(五) 考虑商业信用时滞影响条件下抵消作用的反周期性检验与分析

前文表明，商业信用的时滞效应有显著的影响。我们同样需要研究，在考虑了商业信用的时滞影响条件下，商业信用对信贷政策抵消作用程度的反周期性规律是否还成立。此时，我们采取的实证策略是估计一个带交叉项的动态 Panel 模型，也就是模型 4，即分别估计加入 STR 与 TR 或 TE 的交叉项后的动态 Panel 模型。估计结果如表 11 所示。

表 11 模型 4 估计结果

变量	Panel A: 加入 STR 与经济紧缩期的交叉项				Panel B: 加入 STR 与经济扩张期的交叉项						
	系数	标准误差	z 统计量	P 值	系数	标准误差	z 统计量	P 值			
C	0.0012	0.0050	0.2400	0.8110	0.0020	0.0055	0.3600	0.7200			
PR(-1)	0.6445	0.0302	21.3100	0.0000	0.6234	0.0308	20.2300	0.0000			
STR	-0.0549	0.0158	-3.4800	0.0010	-0.0904	0.0176	-5.1500	0.0000			
STR×TR	-0.0110	0.0037	-2.9600	0.0030							
STR×TE					0.0051	0.0045	1.1500	0.2490			
CFO	0.0020	0.0021	0.9500	0.3430	0.0018	0.0020	0.9300	0.3540			
VOI	-0.0003	0.0001	-2.4300	0.0150	-0.0003	0.0001	-2.3900	0.0170			
VOLA	-0.0024	0.0022	-1.1100	0.2690	-0.0023	0.0023	-1.0000	0.3160			
GROWTH	0.0110	0.0023	4.6700	0.0000	0.0111	0.0023	4.7900	0.0000			
STATE	0.0043	0.0066	0.6500	0.5170	0.0030	0.0065	0.4600	0.6480			
DEBT	0.0896	0.0115	7.8100	0.0000	0.1046	0.0116	8.9900	0.0000			
PROFIT	-0.0440	0.0102	-4.3300	0.0000	-0.0474	0.0102	-4.6600	0.0000			
SIZE	0.0007	0.0010	0.7000	0.4870	0.0009	0.0010	0.9200	0.3600			
GRANT	0.0047	0.0017	2.8200	0.0050	0.0053	0.0016	3.2600	0.0010			
Wald Chi	1309.18			Sargan test	70.0467			Wald Chi	72.2389		
P-value	0.0000			P-value	0.0057			P-value	0.0035		

根据模型 4 的表示形式, 即方程 (17), 当其他变量保持不变时, 可以利用下式来分析商业信用与 STR 之间的影响关系:

$$\Delta PR_{it} = (\kappa_1 + \nu_J \times TJ) \times \Delta STR_{it} \quad (19)$$

根据表 11, 当 $J=R$ 时, $\kappa_1 + \nu_R \times TR = -0.0549 - 0.0110 \times TR$ 。也就是, 在紧缩期($TR=1$), 商业信用对银行渠道信贷政策具有抵消作用(符号为负), 其程度为 0.0659; 而在扩张期($TR=0$), 商业信用对银行渠道信贷政策的抵消作用不变(符号仍为负), 其程度则变为 0.0549。而且, 在表 11 的 Panel A 中, STR 以及交叉项 STR×TR 前的系数都在 0.1% 的水平上显著。可见, 即使考虑了商业信用的时滞影响, 商业信用对信贷政策的抵消作用程度同样遵循反周期规律, 即在紧缩期作用程度更强, 而在扩张期作用程度减弱。

类似地, 根据表 11, 当 $J=E$ 时, $\kappa_1 + \nu_E \times TE = -0.0904 + 0.0051 \times TE$, 即在紧缩期($TE=0$), 商业信用对银行渠道的信贷政策的抵消作用为 -0.0904; 而在扩张期($TE=1$), 商业信用对银行渠道的信贷政策的抵消作用为 -0.0853。显然, 此时也能验证商业信用对信贷政策的抵消作用程度的反周期规律。但是, 在表 11 的 Panel B 中, 交叉项 STR×TE 前的系数不显著。因此, 当 $J=R$ 时的分析更可信。

(六) 稳健性分析

为了测试上述的关键结果是否具有较好的稳健性, 我们将样本进行了行业的划分, 将电子工业和轻工业的样本合并起来, 再将服务业和批发零售业的样本合并起来, 分别进行模型 2 的估计, 结果如表 12 所示。

表 12 两组合并子样本的模型 2 估计结果

	Panel A: 电子+轻工业合并子样本				Panel B: 服务+批发零售合并子样本			
	系数	标准误差	t 统计量	P 值	系数	标准误差	t 统计量	P 值
C	0.0571	0.0130	4.3987	0.0000	0.0586	0.0118	4.9511	0.0000
CFO	-0.0119	0.0048	-2.4748	0.0136	-0.0089	0.0029	-3.0317	0.0026
VOI	-0.0009	0.0006	-1.5661	0.1179	-0.0002	0.0002	-1.1813	0.2381
VOLA	0.0152	0.0034	4.4394	0.0000	-0.0006	0.0013	-0.4351	0.6637
GROWTH	0.0081	0.0042	1.9203	0.0553	0.0109	0.0055	1.9853	0.0477
STATE	-0.0290	0.0135	-2.1510	0.0319	0.0078	0.0114	0.6797	0.4970
DEBT	0.2072	0.0833	2.4857	0.0132	0.1642	0.0740	2.2172	0.0271
PROFIT	-0.0972	0.0456	-2.1327	0.0334	-0.1071	0.0169	-6.3275	0.0000
SIZE	0.0054	0.0024	2.2598	0.0242	-0.0080	0.0030	-2.6981	0.0072
STR-1998	-0.2932	0.1509	-1.9431	0.0525	-0.2071	0.1055	-1.9627	0.0502
STR-1999	-0.3119	0.1479	-2.1087	0.0354	-0.1917	0.1080	-1.7742	0.0767
STR-2000	-0.3711	0.1521	-2.4392	0.0150	-0.2260	0.1243	-1.8187	0.0696
STR-2001	-0.3667	0.1529	-2.3980	0.0168	-0.1729	0.1107	-1.5622	0.1189
STR-2002	-0.3459	0.1574	-2.1981	0.0283	-0.1763	0.1183	-1.4906	0.1367
STR-2003	-0.2954	0.1441	-2.0504	0.0408	-0.1844	0.1166	-1.5812	0.1145
STR-2004	-0.2968	0.1512	-1.9624	0.0502	-0.1559	0.1281	-1.2164	0.2244
STR-2005	-0.2993	0.1703	-1.7573	0.0794	-0.1619	0.1421	-1.1393	0.2552
STR-2006	-0.3268	0.1874	-1.7440	0.0817	-0.1711	0.1643	-1.0414	0.2982
截面随机效应(略)								
$_1C \sim _284C$								
随机效果设定	跨截面随 机效果 ρ_u	0.038	特异性随 机效果 ρ_v	0.027	跨截面随 机效果 ρ_u	0.018	特异性随 机效果 ρ_v	0.027
		0.653		0.347		0.312		0.688
模型检验	R^2 (加权)	0.145	R^2 (未加 权)	0.423	R^2 (加权)	0.256	R^2 (未加 权)	0.393
	经调整的 R^2 (加权)	0.121	F 统计量 (P 值)	12.426 (0.000)	经调整的 R^2 (加权)	0.230	F 统计量 (P 值)	8.085 (0.000)

从两个子样本的估计结果来看，STR 的时变系数都是负的，且大部分都能在 10% 的水平上显著。这表明，商业信用对银行渠道信贷政策存在抵消作用这个结论是稳健的。同时，我们还将这两个子样本 STR 时变系数绝对值随时间变化的情况以及全样本 STR 时变系数绝对值随时间变化的情况绘制在图 6

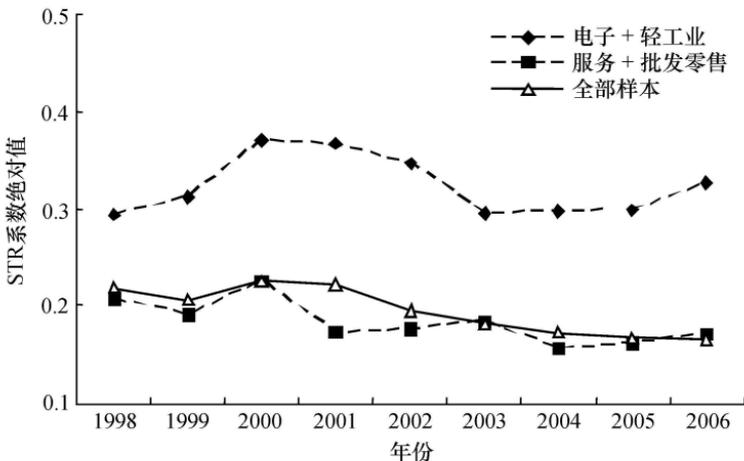


图 6 两类子样本与全样本估计的 STR 时变系数绝对值随时间变化的趋势对比

中。从图6中可以看到,两个子样本的STR时变系数绝对值在不同经济周期中变化的趋势与全样本估计的STR时变系数绝对值在不同经济周期中变化的趋势是基本一致的。这个结果印证了商业信用对信贷政策的抵消作用程度的反周期律也是比较稳健的。

五、结 论

为了研究在不同经济周期中商业信用对信贷政策的影响,本文首先建立了一个简单的理论模型,导出了两个重要性质。而后主要采用时变系数随机效应联立Panel模型和动态Panel模型进行详细的实证研究。综合上述研究,可以总结出以下几个关键结论:

第一,在中国,商业信用作为一种重要的“体外循环”对商业银行渠道的信贷政策有着显著的抵消作用。无论是一般的控制内生性的随机效应Panel模型、时变系数随机效应Panel模型,还是考虑了商业信用时滞影响的动态Panel模型,都无一例外地给出了商业信用与银行借款之间存在着显著的替代关系的证据。这意味着,当银行实现紧缩银根的信贷政策时,商业信用作为体系外的“信贷”却会补充进来,整个经济系统中紧缩银根的效果受到一定程度的削弱,也就是说此时信贷政策的紧缩效果被商业信用抵消了一部分。

第二,在中国,商业信用对信贷政策抵消作用的程度呈现“同步性”的反宏观经济周期规律。通过表征抵消作用程度的时变系数绝对值与典型的同步性、领先性宏观经济指标的ROC检验,可以看出,商业信用对信贷政策的抵消作用程度具有同步性的反经济周期性,但不具有领先性的反经济周期性。这意味着,在本文分析的时期内,商业信用的使用是上市公司应对宏观经济周期实际变化的一种减少融资约束的措施,而不是领先于宏观经济周期的前瞻性战略安排。

第三,从理论研究的角度看,商业信用的时滞性效应不应忽视,值得更深入地研究。本文在建立实证模型时,重新拾起Benishay(1968)关于商业信用时滞效应的研究传统,提出采用带一阶时滞项的动态Panel模型来体现该效应。估计的结果表明,商业信用的时滞效应不容忽视。而此前,关于商业信用的实证文献几乎没有考虑这个效应的影响。就实证研究的理论视角,这个问题还需要进行更深入的探讨。

上述结论中包含的最主要的政策启示是:

第一,宏观信贷调控政策的设计要考虑到商业信用抵消作用的影响。考虑到商业信用的抵消作用,在设计信贷政策时,需预留一定的“富余度”。也就是,实际设计的政策力度要比没有考虑到商业信用影响时大一些。再考虑到商业信用抵消作用程度的反周期性,在紧缩期预留的“富余度”应更大一些,而在扩张期预留的“富余度”应相对小一些。

第二，加大商业信用“敏感性”行业的“三角债”风险防范力度。从行业政策的角度来看，应该标识商业信用“敏感性”行业，也就是那些利用商业信用抵消银行信贷紧缩政策力度大的行业。这些行业在信贷政策紧缩的时期，可能会出现滥用、滥施商业信用的情形，容易导致极为棘手的“三角债”问题。对此类行业，应加大商业信用的规范管理力度，尤其是在信贷紧缩期，应科学地决策商业信用的投放，而在行业层面上，应建立一套有效的监测和预警指数体系，以防范形成大面积“三角债”的风险。

参 考 文 献

- [1] Alphonse, P., J. Ducret, and E. Séverin, “When Trade Credit Facilitates Access to Bank Finance: Evidence from US Small Business Data”, Working Paper, University of Lille 1, 2006.
- [2] Atanasova, C. and N. Wilson, “Disequilibrium in The UK Corporate Loan Market”, *Journal of Banking and Finance*, 2004, 28(3), 595—614.
- [3] Baltagi, B., *Econometric Analysis of Panel Data (second edition)*, West Sussex: John Wiley & Sons, 2001.
- [4] Benishay, H., “Parameters and Relations of Stochastically Lagged and Disaggregative Time Series”, *Econometrica*, 1968, 36(1), 155—171.
- [5] 陈浪南、刘宏伟, “我国经济周期波动的非对称性和持续性研究”, 《经济研究》, 2007 年第 4 期, 第 43—52 页。
- [6] 陈乐一, “再论中国经济周期的阶段”, 《财经问题研究》, 2007 年第 3 期, 第 10—17 页。
- [7] Cook, L., “Trade Credit and Bank Finance: Financing Small Firms in Russia”, *Journal of Business Venturing*, 1999, 14(5—6), 493—518.
- [8] Cull, R., L. Xu, and T. Zhu, “Formal Finance and Trade Credit during China’s Transition”, *Journal of Financial Intermediation*, 2009, 18(2), 173—192.
- [9] Danielson, M., and J. Scott, “Additional Evidence on the Use of Trade Credit by Small Firms: The Role of Trade Credit Discounts”, Mimeo, Fox School of Business and Management, Temple University, 2000.
- [10] 高铁梅, 《计量经济分析方法与建模——EViews 应用及案例》。北京: 清华大学出版社, 2006 年。
- [11] Ge, Y., and J. Qiu, “Financial Development, Bank Discrimination and Trade Credit”, *Journal of Banking and Finance*, 2007, 31(2), 513—530.
- [12] Guariglia, A., and S. Mateut, “Credit Channel, Trade Credit Channel, and Inventory Investment: Evidence from a Panel of UK Firms”, *Journal of Banking and Finance*, 2006, 30(10), 2835—2856.
- [13] 国务院国资委统计评价局, 《企业绩效评价标准值 2006》。北京: 经济科学出版社, 2007 年。
- [14] Hsiao, C., *Analysis of Panel Data*. Cambridge: Cambridge University Press, 1986.
- [15] Klevmarcken, N., “Panel Studies: What Can We Learn from Them? An Introduction”, *European Economic Review*, 1989, 33(2—3), 523—529.
- [16] 刘民权、徐忠、赵英涛, “商业信用研究综述”, 《世界经济》, 2004 年第 1 期, 第 66—78 页。
- [17] 刘树成、张晓晶、张平, “实现经济周期波动在适度高位的平滑化”, 《经济研究》, 2004 年第 11 期, 第 10—22 页。
- [18] Love, I., L. Preve, and V. Sarria-Allende, “Trade Credit and Bank Credit: Evidence from Recent Financial Crises”, *Journal of Financial Economics*, 2007, 83(2), 453—469.
- [19] Mateut, S., S. Bougheas, and P. Mizzen, “Trade Credit, Bank Lending and Monetary Policy Transmission”, *European Economic Review*, 2006, 50(3), 603—629.
- [20] Meltzer, A., “Mercantile Credit, Monetary Policy, and the Size of Firms”, *Review of Economics and Statistics*, 1960, 42(4), 429—437.

- [21] Myers, S., and N. Majluf, "Corporate Financing and Investment Decisions when Firms Have Information Investors Do Not Have", *Journal of Financial Economics*, 1984, 13(2), 187—221.
- [22] Nilsen, J. "Trade Credit and the Bank Lending Channel", *Journal of Money, Credit and Banking*, 2002, 34(1), 227—253.
- [23] Ono, M., "Determinants of Trade Credit in the Japanese Manufacturing Sector", *Journal of the Japanese and International Economies*, 2001, 15(2), 160—177.
- [24] Petersen, M., and R. Rajan, "Trade Credit: Theories and Evidence", *Review of Financial Studies*, 1997, 10(3), 661—691.
- [25] Schwartz, R., "An Economic Model of Trade Credit", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 1974, 9(3), 643—657.
- [26] 石晓军、李孟娜, "中国商业银行盯住市场的资本充足率与宏观经济周期:1996—2004", 《数量经济技术经济研究》, 2007年第7期, 第63—72页。
- [27] Solon, G., "The Value of Panel Data in Economic Research", in Kasprzyk, D., G. Duncan, G. Kalton, and M. Singh (eds), *Panel Surveys*. West Sussex: John Wiley & Sons, 1989.
- [28] 张永军, 《经济景气计量分析方法与应用研究》。北京:中国经济出版社, 2007年。

Is the Offsetting Effect of Trade Credits on Bank Credits Counter-Cyclic? Evidence from China

XIAOJUN SHI

(Beihang University)

SHUNMING ZHANG

(Renmin University of China)

JIE LI

(Beihang University)

Abstract This paper seeks to find empirical evidence of trade credits' offsetting effects on bank credits in China, and to describe the behavior of this effect through contracting and expanding business cycles. Using a panel dataset of 284 China's listed companies covering the period 1998 to 2006, we estimate random-effect panel models with time-invariant and time-varying coefficients. Estimation results show that the average substitution ratio between trade credits and bank loans is about 17.2%, which provides supporting evidence for the offsetting effect. However, this effect decreases to 8.8% in the dynamic panel model that is purposefully designed to incorporate the lagged effect of trade credits. Furthermore, we find solid evidence on the counter-cyclic behavior of the offsetting effect by applying a ROC test and estimating another dynamic panel model with cross-terms of business cycle indicators. Robustness analysis based on different industrial sub-samples also provides supporting evidence for the offsetting effect and its counter-cyclic behavior.

JEL Classification G21, G32