摘 要

民营企业融资难一直是困扰理论界和实务界的一个难题，而近年来我国货币政策的频繁波动更是导致民营企业面临生存和发展的严峻考验。学者们发现，在我国制度环境尚不完善的情况下，尤其是在国家宏观经济政策波动的背景下，一些非正式的制度与渠道可能有助于解决民营企业融资困难的问题。

国内理论界主要研究了社会资本尤其是政治关联这种非正式制度在缓解民营企业信贷融资约束中的作用，相关的研究很少考虑国家宏观经济政策波动的影响。本文认为金融关联是区别于政治关联的另一种重要的社会资本，并且宏观货币政策的波动会影响金融关联的有效性；金融关联具体表现为银行关联和非银行金融关联这两种形式，二者对民营企业信贷融资的影响有所不同。通过上述研究，本文试图为解决我国民营企业的信贷融资难题提供新的有效途径。

本文以2008-2011年的A股民营上市公司为研究样本，通过规范研究与实证分析相结合的研究方法得出以下研究结论：（1）金融关联有助于缓解民营企业在贷款期限和贷款成本方面所面临的融资约束；（2）作为两种不同形式的金融关联，银行关联和非银行金融关联之间不存在显著的相互替代关系，但是二者在缓解民营企业信贷融资约束中存在一定程度的互补效应；（3）非银行金融关联是民营上市公司最主要的金融关联形式，并且在缓解民营企业信贷融资约束方面比银行关联更有效；（4）我国货币政策主要通过信贷渠道影响企业的贷款比率（即贷款规模），货币紧缩时期金融关联能够延长民营企业的贷款期限，但不能有效缓解民营企业在贷款比率和贷款成本上面临的融资约束。针对以上研究结论，本文提出了完善资本市场建设、建立企业信用担保体系、鼓励民营企业同时建立银行关联和非银行金融关联、推进利率市场化进程、加快金融体系改革等有用建议。

本文的创新之处主要有：（1）将金融关联视为有别于政治关联的另一种社会资本，拓展了现有文献对非正式制度的研究视野，为如何解决民营企业融资困境提供了一个新的有效途径；（2）研究了银行关联和非银行金融关联这两种不同形式的金融关联之间的相互关系并比较了二者的作用力，为缓解民营企业信贷融资约束提出了更有针对性的解决办法；（3）将宏观研究与微观研究衔接起来，结合货币政策波动来考察非正式制度与民营企业信贷融资之间的关系，这使本文的研究更加具有现实意义。

**关键词：**货币政策；金融关联；社会资本；民营企业；融资约束

1

Monetary Policy, Financial Connection and Private Firms' Credit Financing

Abstract

The innovations of this paper are mainly on: (1) Financial connection are treated as another kind of social capital that is different from political connection, which broadens the view of the existing literature about informal system and provides a new effective approach to solving the financing difficulties in private enterprises; (2) It studies the mutual relationship and function comparison between banking connection and non-banking connection and puts forward a more specific solution to relieving private firms' credit financing constraints; (3) Stringing macroscopic research and microscopic research together, this paper examines the relationship between financial connection and credit financing constraints on private firms combined with the fluctuation of monetary policies, which makes the research has more practical significance.

**Key words:** Monetary policy; Financial connection; Social capital; Private firms; Financing constraints

货币政策、金融关联与民营企业信贷融资

目 录

[摘 要](#_Toc686747153) 3

**[Abstract](#_Toc686747154)** 4

[Abstract](#_Toc686747155) 4

[导论](#_Toc686747156) 7

[第一节 选题背景和意义](#_Toc686747157) 7

[一、 选题背景](#_Toc686747158) 7

[二、 本题的理论和实际意义](#_Toc686747159) 7

[第二节 研究内容](#_Toc686747160) 7

[第三节 研究思路与方法](#_Toc686747161) 8

[第一章 文献综述](#_Toc686747162) 8

[第一节 货币政策与民营企业信贷融资](#_Toc686747163) 8

[第二节 非正式制度（机制）与民营企业信贷融资](#_Toc686747164) 8

[第三节 文献评析](#_Toc686747165) 8

[第二章 理论分析与研究假设](#_Toc686747166) 9

[第一节 金融关联对民营企业信贷融资的影响](#_Toc686747167) 9

[第二节 货币紧缩时期金融关联对民营企业信贷融资的影响](#_Toc686747168) 10

[第三章 研究设计](#_Toc686747169) 10

[第一节 样本选择与数据来源](#_Toc686747170) 10

[第二节 研究变量及其定义](#_Toc686747171) 10

[一 、被解释变量](#_Toc686747172) 10

[二 、解释变量](#_Toc686747173) 11

[三 、控制变量](#_Toc686747174) 11

[第三节 研究模型](#_Toc686747175) 13

[第四章 实证结果及分析](#_Toc686747176) 13

[第一节 描述性统计](#_Toc686747177) 13

[一 、总体描述性统计分析](#_Toc686747178) 13

[二 、分组的描述性统计分析](#_Toc686747179) 16

[第二节 相关性分析](#_Toc686747180) 17

[第三节 回归结果分析](#_Toc686747181) 17

[一 、金融关联能否缓解民营企业的信贷融资约束](#_Toc686747182) 17

[二 、银行关联与非银行金融关联之间是否存在替代效应](#_Toc686747183) 20

[三 、银行关联与非银行金融关联的作用力比较](#_Toc686747184) 23

[四 、货币紧缩时期金融关联能否缓解民营企业的信贷融资约束](#_Toc686747185) 25

[第五章 稳健性检验](#_Toc686747186) 31

[第一节 信贷融资替代变量](#_Toc686747187) 31

[第二节 货币政策替代变量](#_Toc686747188) 32

[第三节 金融关联内Th性](#_Toc686747189) 35

[结语](#_Toc686747190) 36

[第一节 研究结论](#_Toc686747191) 36

[第二节 缓解民营企业融资约束的建议](#_Toc686747192) 36

[第三节 本文的主要创新点](#_Toc686747193) 36

[第四节 不足之处与研究展望](#_Toc686747194) 37

[主要参考文献](#_Toc686747195) 37

[附表A：](#_Toc686747196) 39

表格目录

表3-1 变量的定义和计算方法7 11

表4-1 总体描述性统计结果 13

表4-2 分组的描述性统计结果 16

表4-3 模型一的回归结果 17

表4-4 模型二的回归结果 20

表4-5 模型三的回归结果 23

表4-6 模型四的回归结果 26

表4-7 模型五的回归结果 28

表5-1 信贷融资替代变量回归结果 31

表5-2 货币政策替代变量回归结果 32

表5-3 金融关联内生性检验结果 35

Monetary Policy, Financial Connection and Private Firms' Credit Financing

**Content**

**I**[**ntroduction** 1](#_bookmark0)

[Quarter 1 Research background and significance 1](#_bookmark1)

#### [1.1 Research background 1](#_bookmark2)

#### [1.2 Theoretical and practical significance of the subject 2](#_bookmark3)

[Quarter 2 Content of the study 2](#_bookmark4)

[Quarter 3 Research ideals and methods 3](#_bookmark5)

[**Chapter 1 Literature review** 4](#_bookmark6)

[Quarter 1.1 Monetary policy and private firms' credit financing 4](#_bookmark7)

[Quarter 1.2 Informal system( mechanism) and private firms' credit financing 6](#_bookmark8)

[Quarter 1.3 Literature comment 7](#_bookmark9)

[**Chapter 2 Theoretical analysis and research hypothesis** 9](#_bookmark10)

[Quarter 2.1 Effect of financial connection on private firms' credit financing 9](#_bookmark11)

[Quarter 2.2 Effect of financial connection on private firms' credit financing during](#_bookmark12) [monetary tightening period 11](#_bookmark12)

[**Chapter 3 Research design** 12](#_bookmark13)

[Quarter 3.1 Sample selection and data sources 12](#_bookmark14)

[Quarter 3.2 Research variables and their definition 13](#_bookmark15)

[3.2.1 Explained variables 13](#_bookmark16)

[3.2.2 Explanatory variables 13](#_bookmark17)

[3.2.3 Control variables 14](#_bookmark18)

[Quarter 3.3 Research models 15](#_bookmark20)

[**Chapter 4 Empirical results and analysis** 17](#_bookmark21)

[Quarter 4.1 Descriptive statistics 17](#_bookmark22)

[4.1.1 General descriptive statistical analysis 17](#_bookmark23)

[4.1.2 Descriptive statistical analysis in groups 18](#_bookmark25)

[Quarter 4.2 Correlation analysis 19](#_bookmark27)

I

Content

导**论**

本部分将阐明本文的选题背景以及本课题研究的理论和实际意义，并对本文的研究内容、研究思路与方法进行简单的介绍。

## 第一节 选题背景和意义

### 一、 选题背景

随着我国经济体制改革的不断深入，民营经济已成为我国国民经济中最活跃的部分，在促进经济繁荣、扩大就业和维护社会稳定中发挥着越来越重要的作用。高速的发展自然需要足够的资金来支撑，银行贷款便是民营企业外部融资的主要渠道。然而，由于我国金融体制“国有独大”、金融市场不完善、产权保护制度不健全以及民营企业自身信用缺失等原因，民营企业在很多方面都遭受着“歧视”。而在融资方面，民营企业面临的“信贷歧视”已成为制约企业发展的瓶颈。尤其是2010年下半年以来，为抑制金融危机引发的经济泡沫，我国货币政策持续紧缩，民营企业获得发展所需资金更是难上加难，许多中小企业（大多是民营企业）由于资金链断裂而纷纷倒闭，主张货币政策放松的呼声越来越高。在紧缩的宏观经济形势下，如何解决民营企业融资的困难？这是一个亟待解决的现实问题。

学者们发现，在我国制度环境尚不完善的情况下，民营企业开始寻找体制外、非市场化的途径来解决问题，而这些非正式途径确实在一定程度上起到了替代正式制度的作用。例如，民营企业家对政治参与的热情越来越高，很多人成为各级人大代表或政协委员，也有一些民营企业积极聘请政府官员加入公司高层。通过与政府建立政治关联，民营企业赢得了政府和银行更多的照顾和支持，并最终获得了更多的融资便利。这个令人惊喜的发现掀起了理论界对于社会资本的研究热潮。社会资本作为非正式机制的一种，它独立于企业的经济资源和人力资源而存在，在我国这个重视“关系”和

“人情”的社会里，它甚至能够绕过制度的边缘为企业带来许多方面的好处。在我国企业受政府干预较大的这种国情下，形成社会资本最主要的形式便是政治关系。因此，学者们对社会资本的研究主要集中在政治关系方面，但并没有得出一致的结论。理论界迫切需要寻找新的证据，为民营企业的融资困境提供更多有效的解决办法。

如果非正式制度可以替代正式制度帮助民营企业解决融资难题，宏观经济政策的波动则对它提出了更高的要求——在货币紧缩的形势下，非正式制度是否仍然有助于缓解民营企业的信贷融资约束？然而，现有的理论研究很少结合宏观经济政策来考察非正式制度对民营企业信贷融资的影响。学者们对货币政策的研究主要从货币政策调整对国民经济产出的影响、货币政策波动对微观企业行为产生的后果以及企业如何应

对货币紧缩带来的不利影响这几个方面出发，而对于货币政策影响企业投融资行为的过程如何，这几乎成为了“黑箱子”而被忽略掉。因此，要想在货币紧缩情况下寻找解决民营企业融资困境的有效途径，就必须将宏观研究与微观研究衔接起来，只有打开了“黑箱子”，才能发现非正式制度对于民营企业信贷融资的真正意义，然后才能找到有效的解决问题的办法。

### 二、 本题的理论和实际意义

本文认为金融关联（企业具有金融机构任职背景）是区别于政治关联的另一种重要的社会资本形式。通过金融关联，民营企业可与金融机构建立紧密而稳定的关系网络，银企之间的沟通有利于降低信息不对称带来的贷款风险，企业的声誉与信用也将得到改善，并且金融关联高管可以利用其专业技能为企业制订更加科学、可行的融资方案。因此，金融关联可能有助于缓解民营企业所面临的“信贷歧视”。研究金融关联对民营企业信贷融资的影响，不仅能够拓展现有理论研究的领域，还可能为解决民营企业融资困境提供新的有效途径。

在国家货币政策持续紧缩的形势下，民营企业融资难的问题更加引人关注。本文试图将宏观经济政策与微观企业行为衔接起来，在探索货币政策如何影响民营企业信贷融资的基础上，结合货币政策的波动重新考察非正式制度的有效性。这不仅可以为我国货币政策的制定提供有用的建议，而且对于如何缓解民营企业信贷融资约束更加具有现实意义。

## 第二节 研究内容

本文以我国民营上市公司为样本，基于社会资本理论，从银行贷款的比率、期限和成本三个方面研究了金融关联对民营企业信贷融资的影响，同时还分析了银行关联和非银行金融关联这两种不同形式金融关联之间的相互关系，并且比较了二者的作用力。在此基础上，引入宏观经济政策波动因素，进一步研究了货币政策紧缩时期金融关联的有效性。

本文的框架安排如下：

导论部分，阐明本文的选题背景以及理论和实际意义，介绍本文的主要内容以及研究思路与方法。

第一章，文献综述。回顾国内外有关民营企业信贷融资约束的经典文献。现有文献主要从宏观和微观两个层面展开研究。其中，宏观研究包括货币政策作用于实体经济的传导机制，微观研究包括制度环境和非正式制度（机制）对民营企业信贷融资的影响。本文重点关注非正式制度与民营企业信贷融资的相关研究，同时也将介绍货币政策对民营企业信贷融资影响的经典文献，并对研究现状进行综合评析。

第二章，理论分析与研究假设。主要阐述不考虑货币政策时金融关联对民营企业信贷融资的影响以及货币紧缩时期金融关联与民营企业信贷融资约束之间的关系等

理论基础。基于理论分析，提出本文的研究假设。

第三章，研究设计。包括选择样本与数据、确定研究变量的定义和计算方法以及针对研究假设建立相应的多元线性回归模型。

第四章，实证结果及分析。对样本进行描述性统计分析、对变量的相关系数进行分析与检验，然后对多元回归模型进行实证检验，根据实证结果判断各假设的合理性。

第五章，稳健性检验。更换民营企业信贷融资变量的定义与计算公式、改变货币政策代理变量的的度量和赋值方法以及对金融关联的内生性进行检验，根据上述方面的敏感性测试结果判断第四章的实证结果是否稳健、可靠。

结语部分，总结本文的研究结论，针对研究发现的问题提出有关如何缓解民营企业融资约束的政策与建议；归纳本文的主要创新点和不足之处，并对以后相关方面的研究提出展望。

## 第三节 研究思路与方法

本文在充分回顾与总结已有文献的基础上，采用了规范研究与实证分析相结合的研究方法，力求逻辑严谨、论述充分。本文的研究思路与研究方法具体如下：

一是文献分析与归纳。首先，全面搜集有关货币政策传导机制、非正式制度（社会资本）功效、民营企业信贷融资等方面的经典文献；然后，在仔细阅读文献资料的基础上，对现有的研究结论进行分析、总结；最后，提炼出研究现状的不足之处，从而引出本文的研究问题。

二是理论分析。现有文献对非正式制度与民营企业信贷融资之间关系的研究主要集中在政治关联和银企合作关系等方面，并且很少结合宏观经济政策波动来考察二者之间的关系。本文重新探讨了社会资本这一非正式制度的内涵及其功效，深入分析了金融关联与政治关联的联系和区别，从而得出金融关联影响民营企业信贷融资的作用机制主要有四种——关系机制、沟通机制、声誉与信用机制以及金融技能机制。在此基础上，将金融关联区分为银行关联和非银行金融关联这两种不同的形式。其中，银行关联主要通过关系机制和沟通机制对民营企业信贷融资产生影响，非银行金融关联则侧重声誉与信用机制以及金融技能机制。通过对比分析这两种不同类型金融关联的作用机制，本文深入研究了二者之间可能存在的相互关系，并比较了二者对于缓解民营企业信贷融资约束的作用力。最后，引入货币政策这一影响因素，进一步探讨了在宏观经济政策波动的背景下金融关联与民营企业信贷融资之间的关系将如何变化。

三是实证研究。根据理论分析部分提出的假设，建立相应的计量模型。通过对变量进行描述性统计和相关系数分析，得出理论假设是否成立的初步结论；然后，根据模型的回归结果，进一步检验假设的合理性，由此得到最终的结论。

# 第一章 文献综述

国内外有关民营企业信贷融资约束的研究可分为宏观和微观两个层面。其中，宏观层面主要研究货币政策通过怎样的传导机制作用于实体经济，从而得知货币政策波动对不同产权、规模、成长性等公司特征的企业的投融资等行为会产生怎样的影响以及企业又将如何应对。微观层面的研究则探讨了民营企业面临“信贷歧视”的原因，并从制度环境和企业特征的角度出发，提出了包括改革金融体制、加强产权保护、提高金融水平、发展中小金融机构等有助于缓解民营企业信贷融资约束的建议。近年来，相关的研究拓展到了非正式制度领域，学者们对于社会资本尤其是政治关联的有效性进行了大量的探索，进一步丰富了微观层面的文献。但是，学者们在研究非正式制度对民营企业信贷融资的影响时，宏观层面与微观层面相互割裂的现象比较严重，在产生大量经典文献的同时也留下了一些遗憾。本章将回顾相关方面的经典文献，并对现有研究作出文献评析。

## 第一节 货币政策与民营企业信贷融资

根据西方主流经济学理论，货币政策作用于实体经济的传导机制大体可分为两种：货币渠道（包括利率途径、汇率途径、资产价格途径等）和信贷渠道（包括银行贷款渠道和资产负债表渠道）。具体到货币政策对企业融资的影响，货币渠道指的是通过改变货币供给量致使利率发生变化，从而影响企业的融资成本；信贷渠道则是指通过改变金融机构的信用供给量来影响企业的融资规模。无论货币渠道或是信贷渠道占据主要作用，其结果最终都会改变企业的融资行为。

国外方面，以弗里德曼为主要代表的货币主义学派认为货币最重要，他们强调货币供给量对经济产出的影响，建立了传统的“货币观”基本分析框架——IS-LM模型。Bernanke and Gertler（1988）率先将银行贷款引入IS-LM模型，得到了商品市场、货币市场和信贷市场三市场均衡的CC-LM模型，奠定了信贷传导渠道存在的理论基础。

1992年，他们通过实证研究发现，在美国联邦基准利率上升之后的6-9个月，银行贷款规模会显著减少，从而证明信贷传导渠道确实存在。问题是，虽然货币紧缩时期企业的银行贷款量下降，但是贷款减少究竟是由于银行贷款供给减少还是因为企业外部融资需求下降呢？Kashyap et al.（1993）的研究表明，货币紧缩引起银行贷款减少的同时，企业的商业信用融资却增加了，这说明贷款减少的原因在于贷款供给减少，进一步验证了货币政策信贷传导渠道的存在。在此之后，Bernanke and Gertler（1995）分别从信贷渠道的两个细分渠道进行研究，结论是货币政策通过改变银行信贷供给

（银行贷款渠道）和企业可担保净值（资产负债表渠道）来影响企业的外部融资额外费用，进而影响企业的投融资决策。Kashyap and Stein（2000）根据美国银行1976-1993

年的季度数据进行实证研究，结果发现银根紧缩对规模小、流动性差的银行的影响比规模大、流动性好的银行要大，于是更加直接地证明了信贷传导机制的存在。

国内方面，关于货币政策各个传导渠道的有效性也没有达成一致，但大部分实证研究都支持信贷渠道为货币政策的主要传导渠道。陈飞、赵昕东和高铁梅（2002）以1991-2000年我国实际的M1、LOAN以及GDP季度数据为样本，其实证研究结果表明，货币供给量的变化与经济产出呈正相关关系，说明在我国货币渠道是有效的。孙明华（2004）对我国从1994年到2003年的宏观经济季度数据进行实证研究得出，货币供应量（M1或M2）决定信贷总量LOAN，而信贷总量LOAN并不能决定GDP，这就说明真正对GDP 产生决定性影响的是货币供应量（M1或M2），即我国货币政策作用于实体经济的主要传导机制并非信贷渠道，而是货币渠道。之后，彭方平和王少平（2007）的研究则发现，货币政策通过改变利率水平和国债到期收益率等影响企业的资本成本，从而影响其投融资行为，这说明了利率渠道在我国是有效的。然而，宋立（2002）认为，我国资本市场尚处于发展初期，实体经济与虚拟经济之间联系不够紧密，资本市场不足以带动投资和消费增长，利率或资产价格传导渠道无法发挥明显的作用。王振ft和王志强（2000）、蒋瑛琨等（2005）、盛朝晖（2006）、索彦峰和范从来（2007）、江群和曾令华（2008）、陈亚雯（2009）等人的研究也得出，自20

世纪90年代以来，信贷渠道占据我国货币政策传导渠道的主要地位，而货币渠道的效应并不明显。盛松成和吴培新（2008）等人的研究结果甚至表明货币渠道在我国基本上不能发挥作用。

结合货币政策的波动来考察民营企业的融资行为，Gertler and Gilchrist（1993）、Oliner and Rudebusch（1996）发现，货币紧缩对不同信用等级的公司产生影响的程度不同。周英章和蒋振声（2002）认为，我国货币政策主要通过信贷渠道产生效应，而对外部融资依赖性较高的中小企业是信贷渠道影响的主要对象。Allen et al.（2005）、叶康涛和祝继高（2009）、白俊和连立帅（2011）则指出，银根紧缩时政府会对企业加强干预，使信贷资源分配服从于政治目标，因此货币紧缩会加重民营企业面临的“信贷歧视”。祝继高和陆正飞（2009）的实证结果表明，紧缩的货币政策将提高企业的融资成本并限制其融资规模，为了应对因货币紧缩而加重的融资约束，企业会提高现金持有水平。陆正飞、祝继高和樊铮（2009）则发现，银根紧缩会加重“信贷歧视”，使投资者利益遭受损失，这在高成长行业表现更是明显。陈鹄飞（2010）、张西征和刘志远（2011）等也发现，货币紧缩时非国有企业受到的冲击比国有企业大。对此，饶品贵和姜国华（2011）认为，提高会计稳健性能够降低货币紧缩带来的不确定，从而有助于企业获得更多的贷款。而李志军和王善平（2011）则认为，提高信息披露质量有利于减少银企之间的信息不对称、增加企业的信用，从而降低企业的贷款成本，由此减轻货币紧缩带来的不利影响。

## 第二节 非正式制度（机制）与民营企业信贷融资

尽管中小企业融资难是一个世界难题，但是中国的民营企业面临着比其他转型和发展中国家更严重的信贷约束（Neil et al., 2000）。Loren et al.（2003）、江伟和李斌

（2006）、李广子和刘力（2009）等人也发现，中国的银行对不同所有制的企业存在

“信贷歧视”，国有企业可以获得更多的信贷政策优惠，而非国有企业则依赖于成本较高的融资渠道。即使同属于中小企业，相对于国有和集体中小企业来说，民营中小企业的融资难度也更大（李海海和郭新华，2005）。对此“信贷歧视”现象，大多数研究认为主要原因在于制度环境不完善，并提出了各种缓解民营企业融资约束的建议，如改革金融体制、加强产权保护、提高金融水平、建立信用担保体系、发展中小金融机构等（林毅夫和李永军，2001；宋立，2002；刘新华和线文，2004；孙铮、刘凤委和李增泉，2005；江伟和李斌，2006；方军雄，2007；沈红波、寇宏和张川，2010）。既然制度环境的种种缺陷导致民营企业面临严重的信贷融资约束，那么，如何解释民营企业飞速发展的事实呢？Allen et al.（2005）指出，中国的关系和声誉机制能够起到替代正式制度的作用。也就是说，民营企业有一套缓解自身融资约束的非正式机制，这就是引发近年研究热潮的“社会资本”。

有关社会资本对企业融资的作用，国外的文献主要研究了政治关联（或称：政治关系，下同）和银企关系（包括银行任职背景）。Xin et al.（1996）认为，为获得政府的保护，中国的民营企业比国有企业在建立“关系”上投入的资源更多。Booth et al.

（1999）、Ciamarra（2006）的研究发现，银行家兼任企业董事能够帮助企业获取融资便利。Bertrand et al.（2004）、Cull and Xu（2005）的研究则证明了政企关系越密切的企业越容易获得较多的银行贷款，而且更容易在陷入危机时获得政府的财政补助。Burak et al.（2008）的研究得出，公司董事会如果具有商业银行背景就容易获得银行贷款，而具有投资银行背景则有助于获得更多的证券融资。Mitchell et al.（2010）以美国企业为样本，结果发现企业董事的银行任职背景能够降低企业的破产风险。

Ashcraft（2006）的研究则发现，货币紧缩时小企业受到银行贷款减少的冲击较大，但与银行有关联的企业更能承受货币政策紧缩的负面影响。

国内的研究主要集中于政治关联方面。边燕杰和丘海雄（2000）将企业的社会资本定义为企业通过纵向联系、横向联系以及社会联系获取稀缺资源的能力，而民营企业有条件也有动机发展企业的社会资本。孙铮、刘凤委和李增泉（2005）、胡旭阳（2006）认为政治关联是一种重要的声誉机制，具有政治关联的企业更容易获得资源，如政府补贴（陈冬华，2003；罗党论和唐清泉，2009）、进入政府管制行业（罗党论和刘晓龙，2009；罗党论和唐清泉，2009）以及获得银行的信贷支持（余明桂和潘红波，2008；吴文锋、吴冲锋和刘晓薇，2008；何靖，2011；张敦力和李四海，2012；黄新建和王婷2012；倪婷婷和李连军，2012）。王珺和殷宁宇（2008）还发现，企业具有政治关

联有助于减少地方政府对企业的产权侵害，如政府乱收费。白重恩、路江涌和陶志刚

（2005）的研究得出，具有较高社会地位（政治地位较高或者公益捐赠较多）的民营企业更容易获得银行贷款。戴亦一等（2009）从社会组织数量、社会参与以及社会信用三个方面研究了社会资本与企业负债结构之间的关系。杜兴强和周泽将（2009）、王雄元和全怡（2011）以国企民营化公司为样本，研究了不同类型、不同强度的政治

关系对银行融资便利性的影响。于蔚、汪淼军和金祥荣（2012）则通过实证研究发现，政治关联能够降低银企之间的信息不对称和提高民营企业获取资源的能力，而后者即资源效应是导致政治关联有助于缓解民营企业融资约束的主要原因。另外，也有少数学者对金融关联进行了实证研究。比如，魏刚等（2007）研究了独立董事的教育背景、政府背景和银行背景分别对企业经营业绩的影响，结果发现政府背景和银行背景对公司的经营业绩有明显的促进作用。王善平和李志军（2011）通过实证研究发现，银行持股（同时要求银行必须派出代表进入公司董事会）有利于银行清楚地了解公司的融资需求和投资需求，并且持股银行在关注贷款风险的同时还需要维护股权的价值，因此货币政策的波动对银行持股公司的影响要小于非银行持股公司。与此同时，潘克勤

（2011）的研究表明，实际控制人或公司董事具有金融机构工作经历的民营上市公司其融资约束明显降低。另外，邓建平和曾勇（2011）认为金融关联（银行和证券任职背景）是独立于政治关联的一种社会资本，他们经过实证研究发现，在缓解民营企业融资约束方面，金融关联与政治关联之间存在替代效应并且前者比后者更有效。汪波、王凡俊和李国栋（2012）经过实证研究发现，董事会金融关联有利于改善企业尤其是非国有企业的多元化经营绩效。韩翌飞（2012）则以浙江民营上市公司为样本，发现金融关联对民营企业尤其是处于成熟期或衰退期的民营企业存在明显的缓解融资约束作用。然而，也有的研究得出了不同的结论，如薛有志、张鲁彬和李国栋（2011）经过实证研究发现，高管金融关联对民营企业发展的正向促进作用是十分有限的。

## 第三节 文献评析

通过以上文献回顾可知，现有文献至少存在以下三个方面的不足：一是学者们对社会资本这个概念的认识不一致，如杜兴强和周泽将（2009）将金融机构工作背景作为政治关系的一类，而潘克勤（2011）、薛有志、张鲁彬和李国栋（2011）、邓建平和曾勇（2011）将其视为独立于政治关系的另一种社会资本，王善平和李志军（2011）则将其作为银行持股的补充条件；二是研究金融关联（金融机构工作背景）的文献比较少，而且现有的研究仅限于考察银行关联和非银行金融关联分别对于缓解民营企业融资约束的作用，并未进一步研究这两种不同形式金融关联之间的相互关系，也没有对它们的作用力加以比较；三是研究非正式制度与民营企业信贷融资之间的关系时，很少考虑宏观经济政策波动的影响。

社会资本的积累主要基于企业的纵向联系、横向联系和社会联系（边燕杰和丘海

雄，2000），其中，纵向联系指的是企业与上下级机关、企业和政府部门之间的联系，如政治联系；横向联系则是指企业与其他企业之间的联系，如银企控股关系、合作关系和借贷关系等。由于我国正处于转轨经济时期，国有企业包括国有银行仍然隶属于政府部门监管并受到其干涉或影响，因此，企业高管在银行1任职在一定程度上可以说具有纵向联系。正因为如此，才导致学者们对金融关联（尤其是银行关联）的性质和作用机制存在不同的认识。本文将重新思考社会资本的内涵，据此分析金融关联与政治关联的联系和区别，为社会资本这一非正式制度的研究提供更为广阔的视角。

金融关联可以区分为银行关联和非银行金融关联两种形式，前者可以促进银企之间建立紧密而稳定的关系网络，并且有利于加强银企之间的沟通、合作与监督，而后者能够提高企业的声誉与信用，还能利用关联高管的金融技能为企业量身订造创新性的融资方案。二者影响民营企业信贷融资的作用机制有所不同，因此有必要加以区分。而研究它们之间的相互关系并比较其作用力，也许对于如何解决民营企业融资困境这个问题更具有针对性，因此，进一步的研究值得期待。

宏观经济政策研究与微观企业行为研究之间相互割裂，前者研究宏观经济政策

（如货币政策）对国民经济产出的影响，后者研究企业行为（如公司治理）与企业产出的关系，而宏观经济政策如何在微观层面上影响企业的行为，却成为一个“黑箱子”而被忽略掉（姜国华和饶品贵，2011）。本文将非正式制度与民营企业信贷融资的关系置于货币政策波动之下来研究，以试图弥补现有文献的不足。

#### 1 我国的银行体系主要由国有商业银行和国有政策性银行占主导。

# 第二章 理论分析与研究假设

本章将从社会资本的内涵及其功效出发，深入剖析金融关联与政治关联的联系和区别，据此提炼出金融关联影响民营企业信贷融资的作用机制有哪些。在此基础上，将金融关联区分为银行关联和非银行金融关联两种不同的形式，进一步分析这两种不同类型金融关联的作用机制有何区别，从而预测二者之间可能存在的相互关系，并比较二者对于缓解民营企业信贷融资约束的作用力。然后，考虑货币政策这一宏观经济背景，对金融关联与民营企业信贷融资之间的关系进行更为深入的理论分析。进行理论阐述的同时，本章亦将提出相应的研究假设。

## 第一节 金融关联对民营企业信贷融资的影响

自古以来，“关系”就在我国的文化中扮演着十分重要的角色，很多人都认为关系是企业获得成功的重要前提。尤其是我国正处于转轨经济时期，法律保护和金融体系等正式制度存在许多漏洞，中小企业尤其是民营企业面临信息不畅和信用难建等问题，各种非正式的联系成为替代正式制度的有效渠道，社会资本即为非正式联系的一种。根据边燕杰和丘海雄（2000）的定义，企业通过与经济领域的联系获取稀缺资源的能力就是企业的社会资本。国内其他学者对社会资本的研究基本上都是以这一定义为依据。基于社会资本理论，企业在经济领域的联系可概括为纵向联系、横向联系和社会联系这三类。其中，通过聘请曾任或现任政府官员或人大、政协委员担任企业高管，企业便可形成与政府的纵向联系，即政治关联；而聘请具有银行、证券、保险、信托、基金等金融机构任职背景的人员担任企业高管，则可以建立与金融机构的横向联系，即金融关联。

金融关联与政治关联存在一定的联系。首先，二者都可能通过关系与声誉机制对民营企业信贷融资产生影响。刘成龙（2002）认为，中国企业与银行之间的关系并非建立在正式契约的基础上，而是基于个人关系和非正常手段的竞争之上。孙铮等

（2005）认为，银行相信具有较高信誉的企业能够遵守和履行债务契约。因此，民营企业若能从政治或金融关联高管的身上利用其关系网络、“借得”其声誉，将有助于强化金融机构对民营企业的信心，从而缓解企业的融资约束。其次，金融关联中的银行关联，在我国金融体系“国有独大”的背景下，更是具有一定程度的政治色彩。

但是，金融关联与政治关联之间又存在区别。首先，二者目的不尽相同。Chen et al.（2005）、Faccio（2006a）、罗党论等（2009）的研究发现，在金融发展水平越低、政府干预越大、产权保护越差以及腐败越是严重的地方，民营企业建立政治关联的动力就越大。这说明，民营企业建立政治关联并不只是为了缓解企业的融资约束。而金融关联对于缓解融资约束的目的性则更为明确，比如Burak et al.（2008）的实证研究

发现，公司董事会成员的商业银行任职背景有助于公司获得银行贷款，而投资银行任职背景则有助于公司获得更多的证券融资。其次，金融关联高管还可以利用其专业技能为企业制订更加科学、可行的融资方案，这是政治关联高管所不具备的。再次，政治关联的建立是有难度的，需要付出较大的成本（潘克勤，2009；冯延超，2012），企业难免会去寻找其他有效的替代机制。譬如，邓建平和曾勇（2011）的研究发现，金融关联与政治关联在缓解民营企业融资约束中存在明显的替代关系，并且前者比后者更有效。最后，金融关联中的银行关联，虽具有一定的政府干预成分，但由于银企之间的关系是天然的，它比政治关联更有利于加强银企之间的沟通、合作与监督。

综合以上对金融关联与政治关联的比较分析可以得出，金融关联影响民营企业信贷融资的作用机制主要有以下四种：关系机制、沟通机制、声誉与信用机制以及金融技能机制。无论其中的哪一种机制占据主要作用，都可以合理地预测金融关联能够有效缓解民营企业的信贷融资约束。据此可以提出假设：

**假设1.1：民营企业的金融关联程度越高，其信贷融资约束越弱。**

银行关联与非银行金融关联作为金融关联的两种不同形式，对民营企业信贷融资的作用机制也存在差异。民营企业聘请具有银行任职背景的人员担任高管，主要是利用关联高管的关系网络获得银行贷款的便利，同时加强银企之间的沟通，从而降低信息不对称导致的“不信任”风险，因此银行关联的作用机制侧重于“关系”和“沟通”。而非银行金融关联则侧重于“声誉与信用”和“金融技能”这两种作用机制，这是因为，民营企业聘请在证券、信托、保险和基金等金融行业具有较高社会声望的专业人士担任高管往往能够向市场传递“企业有良好声誉”的信号，这为企业提供了一种隐性的信用担保作用，有利于企业获得银行和其他部门的支持；同时，这些专业人才能够利用自身丰富的金融财务知识帮助企业改善财务结构，甚至制订更为科学的融资方案，从而有利于缓解企业的融资约束。

既然银行关联和非银行金融关联侧重的作用机制不同，那么二者是否可以相互替代？哪一个又更为有效呢？根据前文的探讨，由于金融关联与政治关联都能通过“关系”和“声誉与信用”这两种机制发挥作用，二者之间存在显著的替代效应；同时，由于金融关联比政治关联目的更明确、建立成本更低以及具备“沟通”与“金融技能”这两种作用机制，导致它比政治关联更为有效。通过对比分析银行关联与非银行金融关联之间的作用机制，可以发现二者之间的联系和区别跟金融关联与政治关联有一定的相似性。因此，本文大胆地设想，银行关联与非银行金融关联之间也存在相互替代的关系。考虑到银行作为债权人，银行关联高管可能会对企业贷款的使用实施更多的监督，这会削弱关系机制和沟通机制的作用，从而降低企业获得银行贷款便利的可能性；而随着经理人市场的逐步完善，声誉与信用机制、金融技能机制的作用也日益显著，因此，本文进一步预测，非银行金融关联比银行关联对民营企业信贷融资的影响更大。由此提出以下假设：

**假设1.2：银行关联程度低的民营企业，非银行金融关联缓解民营企业信贷融资约束的作用较大，反之亦然。**

**假设1.3：非银行金融关联比银行关联对民营企业信贷融资约束的缓解作用更大。**

## 第二节 货币紧缩时期金融关联对民营企业信贷融资的影响

国家货币政策的调整会通过货币渠道或信贷渠道对民营企业信贷融资产生影响。在我国，货币政策的波动主要通过信贷渠道改变银行的信贷规模，进而影响企业的投融资等行为（周英章和蒋振声，2002；蒋瑛琨等，2005；盛松成和吴培新，2008）。由于我国中小企业（主要是民营企业）自我融资能力较差，对外部融资存在依赖性，因此受货币政策信贷渠道的影响比较明显。然而，在我国现有的“国有独大”的经济体制下，银行尤其是国有银行对民营企业存在“信贷歧视”。而在货币紧缩时期，政府会对企业加强干预，使信贷资源分配服从于照顾国有企业、稳定就业等目标而非经济效率目标，因此银根紧缩会加重民营企业的“信贷歧视”（Allen et al.，2005；叶康涛和祝继高，2009；陆正飞等，2009；白俊和连立帅，2011）。

货币紧缩使民营企业的信贷融资难上加难，那么，在货币紧缩时期金融关联能否缓解民营企业的信贷融资约束呢？Gertler and Gilchrist（1993）、Oliner and Rudebusch

（1996）的研究表明，货币紧缩对不同信用等级的公司产生影响的程度不同。而根据饶品贵和姜国华（2011）的研究，提高会计稳健性和会计信息披露质量能够降低货币紧缩带来的不确定性，从而有助于企业获得更多的贷款。若真如此，金融关联只要能够改善民营企业的信用状况、降低银企之间的信息不对称，就有助于抵销货币紧缩带来的不利影响。事实上，Ashcraft（2006）经过研究发现，货币紧缩时小企业受到银行贷款的影响较大，但与银行有关联的企业更能承受货币政策紧缩的负面影响。王善平和李志军（2011）的实证研究也表明，银行可以较为清楚地了解持股公司的融资和投资需求，因此货币政策的波动对银行持股公司（持股银行必须派出代表担任公司董事）的影响要小于非银行持股公司。但是，根据白俊和连立帅（2011）的研究，金融环境的改善不能缓解民营企业在货币紧缩时期所面临的“信贷歧视”，他们认为，银行贷款向国有企业倾斜是货币紧缩时期的必然选择。既是“必然选择”，就说明没有办法可以解决，也就是说金融关联不能缓解民营企业的信贷融资约束。到底“能”还是“不能”呢？本文在前面已经提到，货币紧缩使民营企业“信贷歧视”加重的主要原因在于政府“加强”了干预，现在，关键的问题来了——这个“加强”到底有多强？如果它是一剂普通的“毒药”，那么金融关联也就可能发挥作用；但如果“毒性够猛”，货币紧缩就成了民营企业难以幸免的灾难。讨论至此，本文提出如下假设：

**假设2a：货币紧缩时，金融关联能够缓解民营企业的信贷融资约束。假设2b：货币紧缩时，金融关联不能缓解民营企业的信贷融资约束。**

# 第三章 研究设计

如何建立有效的计量经济模型来检验前述理论分析和研究假设，这决定了实证研究结果的准确性。本章将对样本与数据的筛选、变量的选择与定义以及检验模型的建立及其经济意义进行详细说明。

## 第一节 样本选择与数据来源

本文以2008-2011年沪、深两市的A股民营上市公司为研究样本。之所以选择民营上市公司，是因为民营上市公司往往比非上市民营企业更为优秀和成功（何靖，

2011）。如果金融关联能够缓解民营上市公司的信贷融资约束，那么它对非上市民营企业信贷融资的影响应该会更加显著。样本区间之所以没有覆盖到2008年以前的年

份，一是为使实证研究具有更好的现实意义，学者们一般采用近3-5年的历史数据，

因此2007年以前的数据稍显陈旧；二是考虑到2001-2006年我国货币政策一直比较稳健，虽然中间存在一些微调，但都未改变基本的货币政策类型（张西征和刘志远，

2011），而2007年第三季度为抑制通货膨胀货币政策转向紧缩，之后受金融危机影响，

从2008年第三季度开始紧缩的货币政策又转为适度宽松，因此，可以认为近年来货

币政策的波动是从2007年开始。但是，本文中有些变量（如公司的成长性）需要做

差，因此本文的样本区间从2008年开始。另外，截至2013年3月10日本文定稿之

时，民营上市公司2012年的年报数据尚未披露，因此本文未考虑2012年的样本2。在收集和处理数据时，首先根据CSMAR数据库中的“民营化方式”指标选择上

市时即为民营的公司，即为了强调“纯”金融关联而排除了国企民营化公司。在此基础上，本文剔除了以下样本：

（1）金融行业公司样本；

（2）在港、澳地区上市的公司样本；

（3）ST、\*ST类特殊处理的上市公司；

（4）数据缺失的样本，如高管成员背景披露不详的样本；

（5）异常值样本，如净资产收益率为负值的样本。

最终的样本为2008年154家、2009年141家、2010年262家、2011年489 家

共1046个观测值。使用的数据包括财务数据、社会资本数据（政治关联和金融关联）以及货币政策数据，其中，财务数据来自CSMAR数据库，社会资本数据根据CSMAR公司治理数据库和样本公司年报中披露的高管简历和兼任信息进行赋值、计算所得，货币政策数据则来自《中国统计年鉴》，并参考了中国人民银行网站公布的货币政策季度执行报告和全国银行家问卷调查报告。

#### 2 这样做的前提是：2008-2011年必须同时涵盖货币政策紧缩和宽松两种情况，后文将详细说明。

## 第二节 研究变量及其定义

### 一 、被解释变量

LOAN代表民营企业信贷融资，在本文中指的是民营企业的银行贷款。根据以往文献对民营企业融资约束或融资便利性的研究，可用来衡量LOAN变量的指标有贷款比率、贷款期限、贷款成本、贷款类型和贷款违约率等。本文借鉴张敦力和李四海

（2012）的研究取前三者作为研究变量，其具体定义如下：贷款比率（STRU）=贷款总额/资产总额

贷款期限（MATU）=（长期贷款+一年内到期的非流动负债3）/贷款总额贷款成本（COST）=利息支出/贷款总额

其中，贷款总额由报表中的“短期借款”、“长期借款”和“一年内到期的非流动负债”三个项目加总而得。利息支出是指报表附注中披露的银行贷款利息支出（包括资本化的部分）。利息收入虽然可以降低企业为贷款所付出的实际成本，但它不能反映企业获得贷款的难度4，所以本文的利息支出不扣除利息收入。

### 二 、解释变量

要衡量公司高管是否存在金融关联，首先需要界定高管和金融机构的范围。在不同的研究中，公司高管所指的范围也不相同，如吴文锋、吴冲锋和刘晓薇（2008）的高管范围包括董事长和总经理，邓建平和曾勇（2009）的高管范围则是指实际控制人、董事和高层经理，不包括独立董事和监事会成员。考虑到在现代企业制度下，董事会与经理层的战略分工差异导致经理层更多地致力于公司内部运营，而董事会作为“边界管理者”可以吸收外部重要关联组织的代表进入董事会（薛有志、张鲁彬和李国栋，

2011），同时由于独立董事和监事会的设立可能更多出自法律监管的要求，因此本文界定的高管范围仅指公司的执行董事，不包括独立董事、监事和经理层。如果公司高管在银行5、信用合作社、资金互助社、财务公司等兼任职务，则该高管具有银行关联；如果高管在证券、保险、信托、基金、期货、投资咨询等金融机构兼职，则定义该高管具有非银行金融关联。

为了有针对性地建立模型来检验前面的研究假设，本文设计了定性和定量两类金融关联变量。其一是定性的虚拟变量，一共有以下两个：BANK衡量公司是否有高管存在银行关联，有则取1，否则取0；NOBA衡量公司是否有高管存在非银行金融关联，有则取1，否则取0；其二是定量的金融关联变量，一共有以下3个：FINA指的是具有金融关联（无论属于哪种类型）的高管数量占公司高管总人数的比例；FINA1指的是具有银行关联的高管数量占公司高管总人数的比例；FINA2则指的是具有非银

#### 3 一年内到期的非流动负债从契约上来看属于长期负债，且在民营企业样本中主要由银行贷款形成，因此，本文将其计入长期贷款和贷款总额中。

#### 4 将贷款所得存放银行而产生的利息收入反映了企业资金管理的政策或能力，它与企业获得贷款本身无直接关系。

#### 5 这里的银行包括四大商业银行、全国性股份制银行、政策性银行和地方性银行，不包括中国人民银行。

行金融关联的高管数量占公司高管总人数的比例。

货币政策的衡量在以往的研究中也存在虚拟变量和连续变量之分。其中，虚拟变量又分为两类，一是根据中国人民银行网站公布的银行家信心指数进行判断和赋值，二是根据货币供应量M1、M2、利率或在此基础上剔除物价指数后来判断货币政策是

“松”或“紧”。连续变量则主要采用货币供给量或其增长率来作为货币政策的代理变量。本文首先参考张西征和刘志远（2011）的做法，用“M2增长率-GDP增长率-CPI增长率”这一差额来度量货币政策；然后结合中国人民银行网站公布的货币政策季度执行报告和银行家信心指数，对以上连续变量进行定性化处理：如果差额为正，表明货币政策处于宽松时期，否则处于紧缩状态。由于无法获取银行贷款和高管任职的季度数据，本文的货币政策变量（MONE）只能采用年度数据6。根据上述原则处理后， 得出2008年和2011年为货币紧缩年份，2009和2010年则为宽松年份。

### 三 、控制变量

影响民营企业信贷融资的因素有很多，如果不将一些重要的变量纳入模型，实证研究的结果将产生较大的偏差。根据陆正飞和辛宇（1998）的实证研究，企业的行业属性对融资影响显著，盈利能力越高则债务融资比例也越大，而公司规模、成长性等对企业的融资行为无显著影响。杨孙蕾、许慧和许家林（2011）的研究则得出，企业的有形资产比例越高、收益状况越好、增长率越高、规模越大，其抗风险能力就越强，可获得的长期借款就越高。本文参考王雄元和全怡（2011）、张敦力和李四海（2012）的研究，选取政治关联（Political）、公司规模（Size）、担保能力（Assu）、净资产收益率（ROE）、成长性（Growth）、审计意见（Opinion）和行业（Industry）作为控制变量。之所以将政治关联纳入模型，是为了剔除其影响从而单独考察金融关联（尤其是银行关联）的作用。本文不设计年度哑变量，这是因为本文的货币政策采用的是年度数据，年度哑变量与货币政策虚拟变量之间存在高度的共线性（实际上相当于货币政策的一个替代变量）。为了准确地比较金融关联在货币政策波动前后的作用大小，应舍去年份这一控制变量。各变量的具体定义和计算方法见表3-1。

表3-1 变量的定义和计算方法7

| 变量名 | 符号 | 变量定义 |
| --- | --- | --- |
| 贷款比率 | STRU | 贷款总额/资产总额 |
| 贷款期限 | MATU | （长期贷款+一年内到期的非流动负债）/贷款总额 |
| 贷款成本 | COST | 利息支出/贷款总额 |
| 货币政策 | MONE | （M2 增长率-GDP 增长率-CPI 增长率）<0 表示紧缩，取值为 1；否则取 0 |
| 金融关联程度 | FINA | 具有金融关联的高管人数/公司高管总人数 |

#### 6 货币政策不按季度区分，这在一定程度上会削弱实证研究的有效性，但仍不失为一次有意义的探索。

#### 7 本文参考王雄元和全怡（2011）、杜兴强、郭剑花和雷宇（2009）的做法，所有变量的时点指标均取值年末数。

续表

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
| 变量名 | 符号 | 变量定义 |
| 银行关联程度 | FINA1 | 具有银行关联的高管人数/公司高管总人数 |
| 非银行金融关联程度 | FINA2 | 具有非银行金融关联的高管人数/公司高管总人数 |
| 存在银行关联 | BANK | 公司高管存在银行关联时取 1，否则取 0 |
| 存在非银行金融关联 | NOBA | 公司高管存在非银行金融关联时取 1，否则取 0 |
| 政治关联 | Political | 公司高管中含现任或前任政府官员8、人大代表或政协委员等则取 1，否则取 0 |
| 公司规模 | Size | 资产总额的自然对数值 |
| 担保能力 | Assu | （固定资产净额+存货净额）/资产总额 |
| 净资产收益率 | ROE | 净利润/所有者权益 |
| 成长性 | Growth | （本年营业收入-上年营业收入）/上年营业收入 |
| 审计意见 | Opinion | 上年财务报告获得标准审计意见时取 0，否则取 1 |
| 行业 | Industry | 处于垄断性行业、国家重点支持行业和高度管制行业时取  1，否则取 0 |

## 第三节 研究模型

为了检验假设1.1，建立模型一：LOAN=C+a FINA+b CONTROLS+ε

针对假设1.2，建立模型二：

LOAN=C+a FINA1+b FINA2+c FINA1×FINA2+ d CONTROLS+ε

针对假设1.3，建立模型三：

LOAN=C+a FINA1×(1 -NOBA) +b FINA2×(1 -BANK) +c CONTROLS+ε

为了增强结论的说服力，本文设计了模型四和模型五，拟采用两种不同的方法来检验假设2a和假设2b。其中，模型四如下：

LOAN=C+a MONE +b FINA +c MONE×FINA +d CONTROLS+ε

模型五如下：

LOAN=C1+a FINA+b CONTROLS+ε（MONE=1）；LOAN=C2+c FINA+d CONTROLS+ε（MONE=0）

模型一中，回归系数a的符号和显著性能够检验金融关联是否有助于缓解民营企业的信贷融资约束。当LOAN 依次表示贷款比率（STRU）、贷款期限（MATU）和贷款成本（COST）时，如果金融关联确实能够缓解民营企业的信贷融资约束，那么

a的符号应该依次为正号、正号和负号。如果这三个符号都与预期相反，或者三个系数的相伴概率都不显著，那么假设1.1就不能成立。

#### 8 中国人民银行属于政府。

模型二中，FINA1×FINA2交乘项表示银行关联与非银行金融关联之间的相互关系。通过比较a、b和c的符号和相伴概率，可以判断出银行关联和非银行金融关联对于民营企业信贷融资的相互作用情况，从而检验假设1.2是否成立。由于FINA1和FINA2都与FINA1×FINA2存在较高程度的共线性，因此，模型二的回归结果可能缺乏足够的说服力，需要结合模型一的回归结果来得出更为准确的结论。

模型三中，FINA1×（1-NOBA）交乘项表示剔除非银行金融关联后的“纯”银行关联，FINA2×（1-BANK）则表示剔除银行关联后的“纯”非银行金融关联。通过对比分析这两个交乘项的回归系数a、b及其相伴概率，我们可以比较银行关联与非银行金融关联的“纯”作用力，以此来检验假设1.3。

模型四中，根据回归系数a可以得知货币政策紧缩是否会加重民营企业的信贷融资约束，而通过a、b和c的符号、大小以及对应的相伴概率，可以判断出货币紧缩时期金融关联是否有助于缓解民营企业的融资约束。以贷款成本（COST）为例，如果a显著为正，说明货币紧缩会使民营企业的贷款成本上升，这表明紧缩的货币政策是有效的。如果此时回归系数c显著为负，那就说明假设2a成立，否则表示假设2b成立。但是，模型四的解释力有限，因为FINA与MONE×FINA这两个变量之间存在较高程度的共线性，FINA可能会对MONE×FINA的回归结果准确性有所影响。

模型五中，将货币政策分为相对紧缩和相对宽松两组样本进行分组回归，目的是考察在不同的货币政策下金融关联对民营企业的信贷融资约束分别有怎样的影响。通过比较回归系数a和c，可以更为直观地观察货币政策波动下金融关联的有效性将如何变化，从而弥补了模型四的不足。模型五的另一个好处是它可以与模型一结合使用，因为模型一综合了货币紧缩和货币宽松两种情况，在一定程度上相当于是模型五的第三种情况——货币稳健时期。于是，将模型五的回归系数与模型一对比，可以更加准确地观察货币政策、金融关联与民营企业信贷融资之间的关系，如果在不同的货币政策下金融关联都是有效的，就可以进一步比较不同货币政策时期金融关联对民营企业信贷融资约束产生的作用。

# 第四章 实证结果及分析

根据上章的研究设计，本章将进行详细的实证研究与分析。首先，通过对变量进行总体描述性统计分析，可以了解变量的基本特征和现实状况；通过对比有金融关联和无金融关联两组样本的数据特征，初步检验金融关联对民营企业信贷融资的影响。然后，对主要变量的相关系数进行分析和检验，避免自变量之间产生严重的多重共线性，并且可以在未控制其他变量的情况下初步判断假设是否成立。最后，根据已建立的计量经济模型进行多元回归分析，各个模型的回归结果是检验假设合理性的主要依据，因此该部分为本章重点。本文采用STATA 10.0软件对数据进行实证研究与分析。

## 第一节 描述性统计

### 一 、总体描述性统计分析

对样本数据进行总体描述性统计分析，有助于我们从宏观上了解样本的数据特征。主要变量的描述性统计结果如表4-1所示。

表4-1 总体描述性统计结果

| 变量 | 观测值 | 均值 | 中位数 | 极大值 | 极小值 | 标准差 |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| STRU | 1046 | 0.207 | 0.195 | 0.703 | 0.000 | 0.136 |
| MATU | 1046 | 0.245 | 0.133 | 1.000 | 0.000 | 0.292 |
| COST | 1046 | 0.062 | 0.053 | 0.789 | 0.000 | 0.052 |
| MONE | 1046 | 0.615 | 1.000 | 1.000 | 0.000 | 0.487 |
| FINA | 1046 | 0.185 | 0.143 | 1.000 | 0.000 | 0.232 |
| FINA1 | 1046 | 0.011 | 0.000 | 0.500 | 0.000 | 0.050 |
| FINA2 | 1046 | 0.179 | 0.125 | 1.000 | 0.000 | 0.229 |
| Political | 1046 | 0.155 | 0.000 | 1.000 | 0.000 | 0.362 |
| Size | 1046 | 21.474 | 21.350 | 25.156 | 19.237 | 0.922 |
| Assu | 1046 | 0.414 | 0.409 | 0.919 | 0.014 | 0.169 |
| ROE | 1046 | 0.097 | 0.086 | 0.517 | 0.002 | 0.063 |
| Growth | 1046 | 0.420 | 0.215 | 43.607 | -0.736 | 2.034 |
| Opinion | 1046 | 0.007 | 0.000 | 1.000 | 0.000 | 0.082 |
| Industry | 1046 | 0.303 | 0.000 | 1.000 | 0.000 | 0.460 |

从表4-1可以看出，STRU和MATU的均值与中位数十分接近，并且中位数接近

于极小值，说明民营企业的贷款比率和贷款期限大部分都很低；同时，它们的标准差都比较小，说明在贷款比率和贷款期限方面民营企业之间的差异比较小。COST的中位数较大地偏离了极小值（相差5个百分点），说明民营企业的贷款成本普遍偏高；标准差却非常小，这说明民营企业的贷款成本分布很集中；然而极大值与中位数相差甚远，少数民营企业极高的贷款成本将均值拉上了比中位数更高的水平，说明这些企业面临的融资约束相当严重。MONE的均值0.615大于0.5，中位数为1，这说明大部分样本观测值分布在货币政策相对紧缩的年份。FINA、FINA1和FINA2的均值和标准差都很小，说明企业高管的金融关联程度普遍较低；金融关联高管人数占企业高管总人数的比例平均为18.5%，银行关联平均比例为1.1%、非银行金融关联平均比例为17.9%，这说明形成金融关联最主要的形式是通过证券、信托、保险、基金等非银行金融机构。从Political的均值和中位数来看，仅15.5%的民营企业其董事会中具有政治关联高管。Size变量的均值和中位数非常接近，并且两者偏向于极小值，说明民营上市公司的规模整体偏小。Assu的均值和中位数基本处于极大值与极小值的正中间位置，并且标准差较小，表明了民营企业的固定资产和存货净额分布比较均匀。

ROE的平均水平在9.7%左右，并且其中位数低于这个水平，说明我国大部分民营上市公司的净资产收益率处于较低的水平，股东的投资回报率不高。Growth 的中位数

0.215远低于平均水平0.420，极小值甚至为负数，说明了大部分的民营企业收入增长缓慢甚至出现负增长，只有少数企业发展较快。从Opinion来看，民营上市公司的年报极少出具非标准的审计意见。最后，Industry变量的数据特征表明我国民营上市公司大部分处于非垄断或非国家重点支持行业。

### 二 、分组的描述性统计分析

将样本划分为有金融关联和无金融关联两组，通过比较这两组样本的贷款比率、贷款期限和贷款成本是否存在差异，可以初步判断金融关联对民营企业信贷融资产生的影响。如果金融关联有助于缓解民营企业的信贷融资约束，那么有金融关联组的贷款比率、贷款期限应该比无金融关联组更高，贷款成本应该更低。分组的数据特征如表4-2所示。

表4-2 分组的描述性统计结果

| 变量 | 观测值 | FINA>0 | 均值 | 观测值 | FINA=0 | 均值 | T 检验  T 值 |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| STRU | 547 |  | 0.203 | 499 |  | 0.212 | 1.077 |
| MATU | 547 |  | 0.260 | 499 |  | 0.230 | -1.645\* |
| COST | 547 |  | 0.059 | 499 |  | 0.065 | 1.680\* |

注：\*表示通过了显著性水平为10%的双尾检验。

根据表4-2，有金融关联的这一组样本观测值为547 个，占样本总数的比例为

52.29%（547/1046），说明我国大约有52.29%的民营上市公司存在金融关联现象。有金融关联的民营企业平均贷款比率为20.3%，平均贷款期限为26.0%，平均贷款成本为5.9%；无金融关联的民营企业平均贷款比率为21.2%，平均贷款期限为23.0%，平均贷款成本为6.5%。虽然有金融关联组的平均贷款比率（STRU）低于无金融关联组，它们的均值差异却无法通过T检验，这说明有无金融关联对于民营企业的贷款比率来说影响不大。而根据T检验的结果，有金融关联的民营企业其平均贷款期限（MATU）明显高于无金融关联的民营企业，同时平均贷款成本（COST）也明显更低，说明金融关联有助于提高民营企业的贷款期限和降低其贷款成本。总体来说，分组的描述性统计结果初步支持了假设1.1的成立。

## 第二节 相关性分析

研究各变量两两之间的相关系数可以预知变量之间的相互关系，如果同一回归模型中的自变量（包括解释变量和控制变量）之间存在多重共线性的问题，就要考虑剔除某些相对不重要的自变量。而根据自变量与因变量之间的相关系数，可以粗略地估计前者对后者是否具有影响以及影响程度有多大。总之，变量的相关系数检验既可以避免多重共线性问题对回归结果的不利影响，还可以初步判断相应理论假设的合理性。本文对主要变量的Pearson相关系数和Spearman相关系数进行了显著性检验，具体结果如附表A9所示。

由附表A可知，除了金融关联程度（FINA）与非银行金融关联程度（FINA2）之间的相关系数高达0.991之外，各自变量两两之间的相关系数的绝对值都小于0.4，说明除了金融关联与非银行金融关联以外，其他自变量两两之间不存在明显的共线性。根据前文对样本的总体描述性统计分析，金融关联的主要构成成分为非银行金融关联，因此，金融关联（FINA）与非银行金融关联（FINA2）之间的相关系数接近于1是必然的，只要不将二者置于同一模型中，就可避免多重共线性的问题。

再来分析自变量与因变量（被解释变量）之间的相关系数。贷款比率（STRU）与货币政策（MONE）、公司规模（Size）、担保能力（Assu）和净资产收益率（ROE）之间的相关系数都通过了1%或5%的显著性检验，结合系数的符号可知，公司规模越大、担保能力越强的民营企业贷款比率就越高，净资产收益率越高其贷款比率反而越低10，在货币紧缩时期民营企业的贷款比率明显下降。贷款期限（MATU）与货币政策（MONE）在5%的水平上显著地负相关，与金融关联（FINA）、银行关联（FINA1）和非银行金融关联（FINA2）、公司规模（Size）、担保能力（Assu）和净资产收益率

（ROE）在1%或5%的水平上显著地正相关，并且与行业（Industry）之间的负相关

#### 9 由于相关系数表数据较多，本文将其作为附表单独放在参考文献后。

#### 10 可能是因为ROE较高的民营企业自我融资能力比较强，借款数量相对于资产规模的比例反而有所降低。

关系通过了1%的显著性检验，说明货币紧缩会缩短民营企业的贷款期限，金融关联

（包括单独的银行关联或非银行金融关联）程度越高、公司规模越大、担保能力越强、净资产收益率越高的民营企业贷款期限就越长，处于垄断或政府管制行业的民营企业其贷款期限反而更短。贷款成本（COST）与货币政策（MONE）在5%的水平上显著地正相关，与金融关联（FINA）、政治关联（Political）、公司规模（Size）和担保能力（Assu）在5%或10%的水平上显著地负相关，说明货币紧缩会使民营企业的贷款成本上升，金融关联、政治关联、公司规模和担保能力的水平越高就越能降低贷款成本。总之，金融关联有助于延长民营企业的贷款期限、降低其贷款成本，但是无法显著影响民营企业的贷款比率。

通过上述分析，可以初步判断假设1.1具有一定的合理性。但是，相关系数仅代表两个变量之间的关系，并没有剔除其他变量对它们的影响。若要准确地知道金融关联对民营企业信贷融资产生的作用，就需要进一步在控制其他变量的基础上进行严格的回归检验。

## 第三节 回归结果分析

根据前文的描述性统计和相关性分析，本文已经得到初步的结论，即金融关联有助于延长民营企业的贷款期限和降低其贷款成本，而对贷款比率的作用有限。但是，由于货币政策、政治关联、企业规模等其他因素的影响，关于金融关联有效性的结论不一定是可靠的，因此还需要将这些因素纳入模型，通过多元回归检验准确地分解各变量分别对民营企业信贷融资产生的影响，从而进一步确定金融关联所起的作用。在不考虑宏观经济环境的前提下，金融关联能否有效缓解民营企业的信贷融资约束、银行关联与非银行金融关联之间是否存在相互替代效应以及这两种不同形式的金融关联哪一个更为有效，这是模型一、模型二和模型三分别需要解决的问题。在考虑货币政策的背景下，金融关联能否缓解民营企业的信贷融资约束，这是模型四和模型五所要研究的问题。

### 一 、金融关联能否缓解民营企业的信贷融资约束

模型一的回归结果如表4-3所示。金融关联（FINA）的回归系数在STRU方程中并不显著，说明金融关联不能提高民营企业的贷款比率，即不能增加民营企业的贷款规模；但是在MATU方程和COST方程中都通过了5%的显著性检验，并且符号依次为正、负，说明较高的金融关联程度有助于民营企业获得更长期限、更低成本的银行贷款，即金融关联有助于缓解民营企业在贷款期限和贷款成本方面的融资约束。

表4-3 模型一的回归结果

| 变量 | STRU | MATU | COST |
| --- | --- | --- | --- |
| C | -0.694\*\*\*  （-7.640） | -1.577\*\*\*  （-7.686） | 0.113\*\*\*  （2.910） |

续表

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| 变量 | STRU | MATU | COST |
| FINA | 0.002  （0.097） | 0.087\*\*  （2.351） | -0.015\*\*  （-2.078） |
| Political | -0.004  （-0.362） | -0.016  （-0.690） | -0.005  （-1.136） |
| Size | 0.038\*\*\*  （8.777） | 0.078\*\*\*  （8.016） | -0.002  （-0.966） |
| Assu | 0.275\*\*\*  （12.161） | 0.304\*\*\*  （5.964） | -0.017\*  （-1.742） |
| ROE | -0.340\*\*\*  （-5.345） | 0.105  （0.730） | -0.027  （-0.989） |
| Growth | 0.002  （1.050） | 0.003  （0.761） | 0.001  （0.727） |
| Opinion | -0.057  （-1.241） | 0.081  （0.775） | 0.007  （0.357） |
| Industry | 0.013  （1.599） | -0.044\*\*  （-2.370） | 0.001  （0.197） |
| R2 | 0.204 | 0.122 | 0.013 |
| Adj. R2 | 0.198 | 0.115 | 0.005 |
| F | 33.162 | 18.030 | 1.664 |
| Prob.>F | 0.000 | 0.000 | 0.103 |
| Durbin-Watson | 1.888 | 1.903 | 2.033 |
| 样本量 | 1046 | 1046 | 1046 |

注：\*、\*\*、\*\*\*分别表示通过了10%、5%和1%的双尾检验，括号中的数字则为相应的t值，下同。

在模型一的控制变量中，政治关联（Political）的回归系数在三个方程中都不显著，可能是因为政府官员类政治关联的“政府干预”作用与代表委员类政治关联的“关系”作用相互抵消所致（杜兴强等，2009）。公司规模（Size）和担保能力（Assu）的回归系数在贷款比率（STRU）和贷款期限（MATU）方程中符号为正，并且通过了1%的显著性检验，说明规模越大、担保能力越强的民营企业其贷款比率越高、贷款期限越长，而贷款成本（COST）却没有显著变化；净资产收益率（ROE）越高，民营企业的贷款比率（STRU）反而越低，但贷款期限（MATU）和贷款成本（COST）没有发生明显的变化；公司的成长性（Growth）和上年的审计意见（Opinion）在三个方程中的回归系数都不显著，说明它们对民营企业的银行贷款没有明显的作用；行业（Industry）在5%的水平上显著地缩短了民营企业的贷款期限（MATU），这可能是因为垄断性行业、国家高度管制或重点支持行业中存在严重的“国进民退”现象，银行对处于这些行业的民营企业的财务状况和发展前景比较担忧，所以倾向于对其发放短期的贷款。

尽管模型一中三个方程的可决系数R2和Adj R2都比较低11，但根据F统计参数检验可知，模型中各自变量的联合解释能力比较好，回归结果具有较强的说服力。

DW统计量的值始终接近于2，表明残差序列具有较高的独立性，样本数据不存在明显的自相关性，进一步说明了模型是有效的。除了个别控制变量的显著性有所降低之外，金融关联和各控制变量的回归结果与前文的相关性分析结果并无实质差异。总之，模型一的回归结果表明金融关联能够有效缓解民营企业在贷款期限和贷款成本方面的融资约束（尽管在贷款比率方面的作用并不显著），进一步支持了假设1.1的成立。

### 二 、银行关联与非银行金融关联之间是否存在替代效应

模型二的回归结果如表4-4所示。FINA1的回归系数在三个方程中均不显著，说明银行关联程度较高的民营企业在贷款比率、贷款期限和贷款成本方面所面临的融资约束并不能得到有效的缓解。FINA2的回归系数在MATU方程和COST方程中符号依次为正、负并且都通过了5%的显著性检验，而在STRU方程方程中并不显著，说明较高程度的非银行金融关联有助于民营企业延长贷款期限、降低贷款成本，而对于贷款比率的作用不明显。

表4-4 模型二的回归结果

| 变量 | STRU | MATU | COST |
| --- | --- | --- | --- |
| C | -0.714\*\*\*  （-7.700） | -1.533\*\*\*  （-7.325） | 0.119\*\*\*  （3.011） |
| FINA1 | -0.106  （-0.759） | 0.113  （0.359） | 0.049  （0.821） |
| FINA2 | 0.004  （0.214） | 0.077\*\*  （2.008） | -0.015\*\*  （-2.098） |
| FINA1×FINA2 | 0.068  （0.175） | 0.331  （0.375） | -0.078  （-0.470） |
| Political | -0.004  （-0.340） | -0.017  （-0.722） | -0.005  （-1.142） |
| Size | 0.039\*\*\*  （8.810） | 0.076\*\*\*  （7.636） | -0.002  （-1.102） |
| Assu | 0.274\*\*\*  （12.080） | 0.308\*\*\*  （6.011） | -0.017\*  （-1.772） |
| ROE | -0.342\*\*\*  （-5.374） | 0.113  （0.788） | -0.026  （-0.973） |
| Growth | 0.002  （1.037） | 0.003  （0.771） | 0.001  （0.735） |
| Opinion | -0.058  （-1.253） | 0.082  （0.783） | 0.007  （0.370） |
| Industry | 0.013  （1.624） | -0.045\*\*  （-2.391） | 0.001  （0.169） |
| R2 | 0.205 | 0.123 | 0.014 |

#### 11 可决系数R2较低可能是因为一些重要的未知变量未纳入模型，也可能是因为截面数据的拟合度本身就不高。

续表

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| 变量 | STRU | MATU | COST |
| Adj. R2 | 0.197 | 0.115 | 0.004 |
| F | 26.638 | 14.517 | 1.448 |
| Prob.>F | 0.000 | 0.000 | 0.154 |
| Durbin-Watson | 1.890 | 1.910 | 2.031 |
| 样本量 | 1046 | 1046 | 1046 |

但是，以上结果并不能说明银行关联对民营企业的信贷融资约束没有影响，因为

FINA1和FINA2这两个变量并没有互相排除对方的影响。根据前文的描述性统计和相关性分析结果，非银行金融关联在金融关联中占据决定性的地位，而银行关联的平均水平仅为1.1%。这就说明存在银行关联的企业很可能同时也存在非银行金融关联，即FINA1大于0的同时FINA2很可能也大于0，也就是说FINA1的回归系数可能并不能代表银行关联对于民营企业信贷融资的“单独”作用。但是，由于FINA2相对独立于FINA1，所以FINA2的回归结果比较可靠。从FINA1×FINA2交乘项的回归系数来看，其符号在STRU方程、MATU方程和COST方程中依次为正、正、负，但是都没有通过1%、5%或10%的显著性检验，说明银行关联和非银行金融关联之间不存在明显的“此消彼长”关系，即二者不存在显著的替代效应。

由于FINA1×FINA2可能受到FINA2的影响从而导致其回归结果不够准确，因此需要结合模型一来进一步确定银行关联和非银行金融关联之间的关系。对比模型二和模型一的回归结果可以发现，非银行金融关联程度（FINA2）在MATU方程中回归系数为0.077，而金融关联程度（FINA）在MATU方程中回归系数为0.087，二者都通过了5%的显著性检验，说明不区分形式的FINA比区分形式的FINA2在贷款期限

（MATU）方面的影响更大，即银行关联与非银行金融关联之间在贷款期限方面存在一定的互补作用。这一点在模型二的回归结果中也有所体现：在MATU方程中，FINA1和FINA2的回归系数都为正，FINA1×FINA2的系数为正并且绝对值大于FINA1 和

FINA2的回归系数，表明FINA1与FINA2有可能相互促进。与此同时，在STRU方程和COST方程中，FINA和FINA2的回归系数并不存在明显的差异，即银行关联与非银行金融关联之间在提高贷款比率和降低贷款成本方面不存在明显的互补关系或相互替代关系。

至于控制变量的回归系数大小和显著性，模型二与模型一基本保持一致。这在一定程度上间接地说明了各控制变量对被解释变量的影响是比较稳定的，从而保证了解释变量不受其干扰。另外，模型二中各方程的可决系数R2和Adj R2都较低，模型的拟合优度不高，这是由于截面数据本身的原因所致，只要其他参数显著即可，毋需对此过于苛求。F统计量和DW统计量的值说明模型确实比较有效。

总体而言，模型二的回归结果说明假设1.2不成立，即银行关联与非银行金融关联之间不存在明显的替代效应。这就意味着“关系”、“沟通”机制与“声誉与信用”、

“金融技能”机制不能产生相互替代的作用。同时，两种不同形式的金融关联在延长民营企业贷款期限上存在一定的互补效应，而在贷款比率和贷款成本上没有发现明显的互补关系。这种互补关系的存在可能是因为，有了非银行金融关联高管的“声誉与信用”和“金融技能”作担保，银行关联高管对民营企业贷款的使用更为放心。

### 三 、银行关联与非银行金融关联的作用力比较

为了准确地比较银行关联与非银行金融关联的作用大小，首先应该保证相应变量之间的相互独立性，使变量能够反映出这两种金融关联分别具有的“单独”作用。在前面的替代效应研究中已经提到，存在银行关联的民营企业很可能同时也存在非银行金融关联，银行关联程度（FINA1）不能有效地代表银行关联对民营企业信贷融资的

“单独”作用，而非银行金融关联（FINA2）虽然相对独立于FINA1，但仍然不能完全剔除银行关联的影响。因此，本文在模型三的研究中，采用FINA1×（1-NOBA）和FINA2×（1-BANK）分别代表银行关联与非银行金融关联的“单独”作用。模型三的回归结果如表4-5所示。

表4-5 模型三的回归结果

| 变量 | STRU | MATU | COST |
| --- | --- | --- | --- |
| C | -0.693\*\*\*  （-7.636） | -1.605\*\*\*  （-7.819） | 0.119\*\*\*  （3.083） |
| FINA1×(1-NOBA) | 0.230  （1.219） | 0.434  （1.014） | 0.037  （0.457） |
| FINA2×(1-BANK) | 0.005  （0.316） | 0.057  （1.493） | -0.016\*\*  （-2.218） |
| Political | -0.004  （-0.337） | -0.014  （-0.577） | -0.005  （-1.174） |
| Size | 0.038\*\*\*  （8.794） | 0.080\*\*\*  （8.213） | -0.002  （-1.141） |
| Assu | 0.274\*\*\*  （12.135） | 0.298\*\*\*  （5.835） | -0.017\*  （-1.729） |
| ROE | -0.343\*\*\*  （-5.393） | 0.096  （0.667） | -0.026  （-0.967） |
| Growth | 0.002  （1.051） | 0.003  （0.698） | 0.001  （0.736） |
| Opinion | -0.057  （-1.235） | 0.081  （0.775） | 0.007  （0.370） |
| Industry | 0.014\*  （1.648） | -0.044\*\*  （-2.363） | 0.001  （0.175） |
| R2 | 0.205 | 0.120 | 0.014 |
| Adj. R2 | 0.198 | 0.112 | 0.005 |
| F | 29.662 | 15.699 | 1.590 |

续表

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| 变量 | STRU | MATU | COST |
| Prob.>F | 0.000 | 0.000 | 0.113 |
| Durbin-Watson | 1.887 | 1.897 | 2.031 |
| 样本量 | 1046 | 1046 | 1046 |

从表4-5中可以看到，尽管FINA1×（1-NOBA）的回归系数在STRU方程和MATU方程中符号为正，但是在三个方程中都无法通过显著性检验，说明银行关联对民营企业的信贷融资约束产生的作用并不明显。而FINA2×（1-BANK）的回归系数依次为正号、正号、负号，并且在COST方程中通过了5%显著性水平的t检验，因此非银行金融关联对民营企业的贷款比率和贷款期限影响不大，但是却能够显著地降低民营企业的贷款成本。由此可见，对于缓解民营企业的信贷融资约束来说，非银行金融关联比银行关联有效。

对比模型二和模型三可以发现，在不剔除银行关联影响的情况下，非银行金融关联（FINA2）有助于延长贷款期限（模型二）；而剔除银行关联的影响后，“纯”非银行金融关联（即FINA2×（1-BANK）交乘项）对贷款期限的作用并不显著，再次验证了银行关联与非银行金融关联在延长贷款期限方面存在互补效应。

控制变量的回归结果仍然比较稳定，各方程的可决系数R2和Adj R2也还是不高。但是，根据F参数检验，三个方程中的F值表明模型三中的各变量联合解释能力比较好，回归结果仍具有较强的说服力。而DW统计量始终与2接近，说明模型三的检验结果是有效的。

总体而言，模型三的回归结果支持假设1.3的成立，即在缓解民营企业的信贷融资约束方面非银行金融关联比银行关联更为有效。但是，在贷款比率、贷款期限和贷款成本三个方面都未发现银行关联具有明显的作用，难道民营企业聘请具有银行背景的人员加入公司董事会是无用之举吗？本文在第二章的理论分析与研究假设已经提到，银行关联高管的身份比较特殊，不仅需要对民营企业履行董事的职责，同时还肩负着债权人银行对企业的监督使命。这类作为债权人代表的高管通过对民营企业经营、投融资行为和贷款使用的监督，很可能会增加企业在银行贷款方面的阻碍，从而削弱关系机制和沟通机制带来的好处。

### 四 、货币紧缩时期金融关联能否缓解民营企业的信贷融资约束

货币紧缩时期金融关联是否有助于缓解民营企业的信贷融资约束，模型四和模型五将从两个不同的角度分别加以检验。其中，模型四的检验思路为：首先观察货币紧缩是否会加重民营企业的信贷融资约束，然后利用货币政策变量与金融关联的交乘项来检验在货币政策背景下金融关联的有效性。模型五的思路为：将样本按货币政策是否紧缩划分为两组，分别考察在货币相对紧缩和相对宽松两种情况下金融关联的作用

有何不同。其中，模型四的回归结果如表4-6所示。

表4-6 模型四的回归结果

| 变量 | STRU | MATU | COST |
| --- | --- | --- | --- |
| C | -0.664\*\*\*  （-7.351） | -1.565\*\*\*  （-7.600） | 0.110\*\*\*  （2.839） |
| MONE | -0.039\*\*\*  （-3.906） | -0.014  （-0.624） | 0.003  （0.666） |
| FINA | 0.001  （0.044） | 0.113\*  （1.927） | -0.024\*\*  （-2.124） |
| MONE×FINA | 0.001  （0.038） | -0.043  （-0.569） | 0.015  （1.042） |
| Political | -0.002  （-0.189） | -0.015  （-0.618） | -0.006  （-1.242） |
| Size | 0.038\*\*\*  （8.903） | 0.079\*\*\*  （8.026） | -0.002  （-0.982） |
| Assu | 0.256\*\*\*  （11.295） | 0.294\*\*\*  （5.688） | -0.014  （-1.471） |
| ROE | -0.369\*\*\*  （-5.842） | 0.087  （0.607） | -0.022  （-0.823） |
| Growth | 0.002  （1.093） | 0.003  （0.775） | 0.001  （0.707） |
| Opinion | -0.054  （-1.177） | 0.084  （0.799） | 0.006  （0.322） |
| Industry | 0.013  （1.598） | -0.044\*\*  （-2.349） | 0.001  （0.161） |
| R2 | 0.222 | 0.124 | 0.016 |
| Adj. R2 | 0.214 | 0.115 | 0.007 |
| F | 29.522 | 14.606 | 1.717 |
| Prob.>F | 0.000 | 0.000 | 0.072 |
| Durbin-Watson | 1.920 | 1.905 | 2.040 |
| 样本量 | 1046 | 1046 | 1046 |

根据表4-6, MONE在STRU方程中的回归系数为-0.039，并且通过了1%的显著性检验，说明货币紧缩会导致民营企业的贷款比率显著下降。而在MATU 方程和

COST方程中，MONE的回归系数都不显著，说明货币紧缩对民营企业的贷款期限和贷款成本没有明显的作用。FINA在MATU方程和COST方程中的回归系数为分别为

0.113和-0.024，并且分别在10%、5%的水平上显著，说明在不考虑货币政策的情况下，金融关联总体上有利于延长民营企业的贷款期限和降低其贷款成本，对贷款比率

（STRU）的作用则是十分有限的；而当考虑货币政策波动时，金融关联的作用便不再理想，MONE×FINA交乘项的回归系数在STRU方程、MATU方程和COST方程中都没有通过1%、5%或10%的显著性检验，基本上失去了FINA变量的效力。但由

于FINA与MONE×FINA之间存在的共线性可能影响MONE×FINA回归结果的准确性，因此，需要结合模型五来进一步判断。

模型五的回归结果如表4-7所示。

表4-7 模型五的回归结果

MONE=1 MONE=0

变量

STRU MATU COST STRU MATU COST

C FINA

-0.760\*\*\*

（-6.473）

0.002

（0.090）

-1.131\*\*\*

（-4.040）

0.083\*

（1.687）

0.070

（1.505）

-0.011

（-1.315）

-0.534\*\*\*

（-3.836）

-0.001

（-0.029）

-2.294\*\*\*

（-7.911）

0.094\*

（1.738）

0.178\*\*\*

（2.662）

-0.021\*

（-1.707）

Political -0.010

（-0.772）

0.040\*\*\*

-0.016

（-0.538）

0.059\*\*\*

-0.003

（-0.608）

0.000

0.011

（0.650）

0.034\*\*\*

-0.005

（-0.135）

0.109\*\*\*

-0.010

（-1.182）

-0.005

Size Assu ROE

Growth

（7.044）

0.311\*\*\*

（10.907）

-0.303\*\*\*

（-3.565）

-0.004

（-1.510）

（4.427）

0.216\*\*\*

（3.175）

-0.162

（-0.797）

0.016\*\*

（2.549）

（0.015）

-0.008

（-0.723）

0.003

（0.084）

-0.002\*

（-1.907）

（5.180）

0.176\*\*\*

（4.664）

-0.421\*\*\*

（-4.474）

0.007\*\*\*

（2.581）

（7.997）

0.426\*\*\*

（5.421）

0.343\*

（1.749）

-0.007

（-1.255）

（-1.513）

-0.023

（-1.248）

-0.042

（-0.920）

0.003\*\*

（2.264）

Opinion -0.083

（-1.531）

0.019\*

0.186

（1.447）

-0.024

0.014

（0.656）

-0.001

-0.023

（-0.266）

0.007

-0.121

（-0.673）

-0.084\*\*\*

-0.015

（-0.349）

0.003

Industry

（1.809）

（-0.981）

（-0.139）

（0.530）

（-3.046）

（0.506）

R2 0.244 0.078 0.011 0.147 0.250 0.040

Adj. R2 0.234 0.066 -0.002 0.130 0.235 0.020

F 25.581 6.707 0.872 8.514 16.444 2.047

Prob. >F 0.000 0.000 0.540 0.000 0.000 0.040

Durbin-Watson 1.877 1.904 1.941 2.023 1.967 2.125

样本量 1046 1046 1046 1046 1046 1046

根据模型五的回归结果，在货币紧缩（MONE=1）组的样本中，金融关联程度

（FINA）的回归系数在贷款比率（STRU）方程、贷款期限（MATU）方程和贷款成本（COST）方程中依次为0.002、0.083和-0.011，三个系数中只有第二个通过了10%的显著性检验；而在货币宽松（MONE=0）组的样本中，FINA的回归系数依次为-0.001、

0.094和-0.021，后两个系数都通过了10%的显著性检验。进一步发现，COST方程的

F值在MONE=1时不显著而在MONE=0时很显著，说明当货币紧缩时另有其他重要因素对民营企业贷款成本发挥作用。通过对比这两组样本的回归结果可知，货币宽松时期金融关联有助于延长民营企业的贷款期限和降低其贷款成本，而在货币紧缩时期只能缓解民营企业在贷款期限方面的融资约束。

综合模型四和模型五的回归结果可以得到较为准确的结论，即货币政策的调整主要通过信贷渠道影响民营企业的贷款比率（即贷款规模）；在货币宽松的情况下金融关联有助于延长民营企业的贷款期限和降低其贷款成本，而当货币紧缩时金融关联的作用有所削弱，此时只能延长民营企业的贷款期限而不能缓解民营企业在贷款比率和贷款成本方面的融资约束。

此外，模型一相当于将货币政策紧缩与宽松两种状态融合在一起，在一定程度上可以代表货币稳健的状态。比较模型五和模型一的回归结果可知，货币紧缩

（MONE=1）、货币稳健（模型一）和货币宽松（MONE=0）三种情况下，金融关联

（FINA）在贷款比率（STRU）方程中的回归系数依次为0.002、0.002和-0.001并且都不显著，说明无论货币政策如何，金融关联都不能显著地影响民营企业的贷款比率

（贷款规模）；而在贷款期限（MATU）方程中FINA的回归系数依次为0.083、0.087和0.094，三个系数都通过了5%或10%的显著性检验，说明在货币政策紧缩、稳健和宽松时期，金融关联能够显著地延长民营企业的贷款期限；在贷款成本（COST）方程中FINA的回归系数则依次为-0.011、-0.015和-0.021，并且后两个系数依次通过了5%和10%的显著性检验，说明货币政策稳健和宽松时期金融关联有助于降低民营企业的贷款成本，而在货币紧缩时期对贷款成本没有明显的作用。

综上所述，可以得出假设2a成立、假设2b不成立的结论，即货币紧缩时期金融关联能够有效地缓解民营企业在贷款期限上面临的融资约束（尽管不能提高民营企业的贷款比率或降低其贷款成本）。

# 第五章 稳健性检验

为了检验上一章实证结果的可靠性，本章将进行敏感性测试。

## 第一节 信贷融资替代变量

在前文的实证研究中，贷款比率（STRU）、贷款期限（MATU）和贷款成本（COST）都是根据年末余额或本年发生额计算而得。由于企业贷款利息的发生额与本年贷款总额的平均数更具有配比性，因此本章将信贷融资变量的时点指标替换为时期指标。重新定义后的三个变量为：贷款比率（STRU1）=平均贷款总额/平均资产总额，贷款期限（MATU1）=（长期贷款+一年内到期的非流动负债）平均数/平均贷款总额，贷款成本（COST1）=利息支出/平均贷款总额12。将以上三个替代变量代入研究模型重新进行回归检验，相应的回归结果如表5-1所示13。

|  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  |  | 模型一 |  |  | 模型二 |  |
| STRU1 | MATU1 | COST1 | STRU1 | MATU1 | COST1 |
|  | -0.725\*\*\* | -1.520\*\*\* | 0.041\*\* | -0.736\*\*\* | -1.487\*\*\* | 0.045\*\* |
| C | （-8.362） | （-7.898） | （2.273） | （-8.319） | （-7.574） | （2.409） |
| -0.003 0.091\*\*\* -0.006\*  FINA （-0.219） （2.609） （-1.690） - | | | | | - | - |
| FINA1 0.044 | | | | | 0.187 | 0.038 |
| （-0.330） | | | | | （0.636） | （1.370） |
| -0.003 | | | | | 0.084\*\* | -0.005 |
| FINA2 - - - （-0.180） | | | | | （2.318） | （-1.613） |
| FINA1×FINA 2 0.009 | | | | | -0.032 | -0.076 |
|  | |  |  | （-0.024） | （-0.038） | （-0.975） |
| Political -0.007 | | -0.012 | -0.003 | -0.007 | -0.012 | -0.003 |
| （-0.729） | | （-0.539） | （-1.621） | （-0.709） | （-0.547） | （-1.611） |
| 0.039\*\*\* | | 0.076\*\*\* | 0.000 | 0.040\*\*\* | 0.074\*\*\* | 0.000 |
| Size （9.488） | | （8.263） | （-0.138） | （9.420） | （7.922） | （-0.313） |
| 0.279\*\*\* | | 0.308\*\*\* | -0.011\*\* | 0.278\*\*\* | 0.310\*\*\* | -0.011\*\* |
| Assu （12.893） | | （6.422） | （-2.410） | （12.790） | （6.421） | （-2.472） |
| -0.308\*\*\* | | 0.080 | -0.016 | -0.309\*\*\* | 0.086 | -0.016 |
| ROE （-5.077） | | （0.596） | （-1.242） | （-5.092） | （0.637） | （-1.233） |
| Growth 0.002 | | 0.003 | 0.000 | 0.002 | 0.003 | 0.000 |
| （1.062） | | （0.718） | （0.919） | （1.051） | （0.723） | （0.931） |
| Opinion -0.044 | | 0.125 | 0.001 | -0.044 | 0.126 | 0.001 |
| （-0.923） | | （1.182） | （0.119） | （-0.926） | （1.187） | （0.133） |

表5-1 信贷融资替代变量回归结果

变量

#### 12 本文也采取了将利息支出替换为净利息支出的做法，但实证结果并不显著，说明前文的判断是正确的，即扣除利息收入后的净利息支出不能很好地反映企业获得贷款的难度（成本）。

#### 13 限于篇幅，这里只列出模型一和模型二的回归结果，其他模型的回归结果与第四章的实证研究没有实质性差异。

|  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  |  | 模型一 |  |  | 模型二 |  |
| STRU1 | MATU1 | COST1 | STRU1 | MATU1 | COST1 |
|  | 0.009 | -0.039\*\* | 0.003\* | 0.009 | -0.039\*\* | 0.003\*\* |
| Industry | （1.087） | （-2.218） | （1.845） | （1.096） | （-2.236） | （1.813） |
| R2 | 0.225 | 0.132 | 0.018 | 0.225 | 0.133 | 0.020 |
| Adj. R2 | 0.219 | 0.126 | 0.010 | 0.218 | 0.124 | 0.011 |
| F | 37.281 | 19.612 | 2.358 | 29.820 | 15.709 | 2.100 |
| Prob.>F | 0.000 | 0.000 | 0.016 | 0.000 | 0.000 | 0.022 |
| Durbin-Watson | 1.866 | 1.942 | 2.010 | 1.866 | 1.945 | 2.007 |
| 样本量14 | 1037 | 1037 | 1037 | 1037 | 1037 | 1037 |

续表变量

根据表5-1的回归结果，除了FINA2变量在模型二的COST1方程中显著性有所降低以及Industry变量在COST1方程中变得显著之外，其他变量（包括常数项C）的回归结果并没有发生实质性的变化。以上回归结果说明，金融关联有助于延长民营企业的贷款期限和降低其贷款成本，银行关联与非银行关联之间不存在显著的相互替代效应，但是二者在缓解民营企业信贷融资约束上有一定程度的互补作用（主要体现在贷款期限和贷款成本方面）。此外，替换信贷融资变量后的F值在各个方程中都非常显著，说明各解释变量的联合解释力较好，即模型的设计是有效的。

总之，模型一和模型二的回归结果与前文的实证研究没有实质性的区别。其他模型的回归结果也仍然支持上一章的实证研究结论，此处不再赘述。

## 第二节 货币政策替代变量

由于定性的虚拟变量赋值存在较大的主观性（即使是在参考央行发布的货币政策执行报告和银行家信心指数的基础上进行的），这可能影响本文结论的说服力，因此本章直接采用“MONE1=（M2增长率-GDP增长率-CPI增长率）”这一连续变量来表示货币政策并重新进行回归检验，以模型四为例，回归结果如表5-2所示。

表5-2 货币政策替代变量回归结果

| 变量 | STRU | MATU | COST |
| --- | --- | --- | --- |
| C | -0.705\*\*\*  （-7.798） | -1.583\*\*\*  （-7.706） | 0.114\*\*\*  （2.951） |
| MONE1 | 0.002\*\*\*  （3.243） | 0.002  （1.020） | 0.000  （-0.953） |
| FINA | 0.005  （0.298） | 0.098\*\*  （2.388） | -0.014\*  （-1.799） |

#### 14 在2010年的样本中有9家民营上市公司的年初贷款数据不详，导致本章的样本容量比上一章稍小。

续表

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| 变量 | STRU | MATU | COST |
| MONE1×FINA | -0.001  （-0.481） | -0.003  （-0.599） | 0.000  （-0.224） |
| Political | -0.002  （-0.225） | -0.016  （-0.673） | -0.005  （-1.198） |
| Size | 0.038\*\*\*  （8.923） | 0.079\*\*\*  （8.025） | -0.002  （-1.007） |
| Assu | 0.263\*\*\*  （11.587） | 0.298\*\*\*  （5.778） | -0.015  （-1.539） |
| ROE | -0.349\*\*\*  （-5.521） | 0.102  （0.707） | -0.025  （-0.922） |
| Growth | 0.002  （1.299） | 0.003  （0.818） | 0.001  （0.639） |
| Opinion | -0.051  （-1.115） | 0.084  （0.804） | 0.006  （0.309） |
| Industry | 0.012  （1.516） | -0.045\*\*  （-2.400） | 0.001  （0.221） |
| R2 | 0.214 | 0.123 | 0.014 |
| Adj. R2 | 0.207 | 0.115 | 0.005 |
| F | 28.218 | 14.515 | 1.521 |
| Prob.>F | 0.000 | 0.000 | 0.126 |
| Durbin-Watson | 1.907 | 1.907 | 2.037 |

根据表5-2的回归结果，MONE1在STRU方程、MATU方程和COST方程中的回归系数依次为0.002、0.002和0.000，后两个系数都不显著，第一个系数则通过了

1%的显著性检验，说明在MONE1较大（即货币相对宽松）的情况下民营企业的贷款比率显著上升，而贷款期限和贷款成本的变化不明显。这与上一章得出的结论是一致的，即货币政策的波动主要影响民营企业的贷款比率（即贷款规模）。FINA、

MONE1×FINA以及各控制变量的回归结果并不影响上一章实证研究结论的有效性，说明上一章的实证结果是比较稳健的。

## 第三节 金融关联内Th性

金融关联可能内生于外部因素或企业自身的特征，导致金融关联与民营企业信贷融资约束之间只是一种“伪”相关关系。为了避免金融关联与民营企业信贷融资约束之间的内生性问题，本文借鉴邓建平和曾勇（2011）的做法，选择从无金融关联变化为有金融关联的公司作为子样本，对这些公司在建立金融关联前后的信贷融资约束进行差异性检验。由于货币政策调整会影响民营企业的信贷融资，为避免货币政策波动带来的干扰，本文从货币相对宽松年份（2009年和2010年）的样本中筛选子样本，一共有11家民营上市公司从2009年的无金融关联变化为2010年的有金融关联。对

这11家公司的贷款比率、贷款期限和贷款成本进行差异性检验，结果如表5-3所示。

表5-3 金融关联内生性检验结果

无金融关联（2009年）有金融关联（2010年）T检验

| 变量 | 观测值 | 均值 | 观测值 | 均值 | T值 |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| STRU | 11 | 0.500 | 11 | 0.484 | 0.152 |
| MATU | 11 | 0.196 | 11 | 0.254 | -0.497 |
| COST | 11 | 0.106 | 11 | 0.062 | 2.008\*\* |

表5-2的检验结果表明，建立金融关联前后，民营企业的贷款比率和贷款期限并没有发生显著的变化；而在建立金融关联之前，这些民营企业的平均贷款成本为

0.106，建立金融关联之后贷款成本平均值下降为0.062，并且两者之间的差异是显著的。以上结果说明金融关联确实会显著地影响民营企业的贷款成本，金融关联可能存在的内生性对本文的实证结果不会造成较大偏差，本文第四章的实证研究结果是稳定、可靠的。

摘 要

民营企业融资难一直是困扰理论界和实务界的一个难题，而近年来我国货币政策的频繁波动更是导致民营企业面临生存和发展的严峻考验。学者们发现，在我国制度环境尚不完善的情况下，尤其是在国家宏观经济政策波动的背景下，一些非正式的制度与渠道可能有助于解决民营企业融资困难的问题。

国内理论界主要研究了社会资本尤其是政治关联这种非正式制度在缓解民营企业信贷融资约束中的作用，相关的研究很少考虑国家宏观经济政策波动的影响。本文认为金融关联是区别于政治关联的另一种重要的社会资本，并且宏观货币政策的波动会影响金融关联的有效性；金融关联具体表现为银行关联和非银行金融关联这两种形式，二者对民营企业信贷融资的影响有所不同。通过上述研究，本文试图为解决我国民营企业的信贷融资难题提供新的有效途径。

本文以2008-2011年的A股民营上市公司为研究样本，通过规范研究与实证分析相结合的研究方法得出以下研究结论：（1）金融关联有助于缓解民营企业在贷款期限和贷款成本方面所面临的融资约束；（2）作为两种不同形式的金融关联，银行关联和非银行金融关联之间不存在显著的相互替代关系，但是二者在缓解民营企业信贷融资约束中存在一定程度的互补效应；（3）非银行金融关联是民营上市公司最主要的金融关联形式，并且在缓解民营企业信贷融资约束方面比银行关联更有效；（4）我国货币政策主要通过信贷渠道影响企业的贷款比率（即贷款规模），货币紧缩时期金融关联能够延长民营企业的贷款期限，但不能有效缓解民营企业在贷款比率和贷款成本上面临的融资约束。针对以上研究结论，本文提出了完善资本市场建设、建立企业信用担保体系、鼓励民营企业同时建立银行关联和非银行金融关联、推进利率市场化进程、加快金融体系改革等有用建议。

本文的创新之处主要有：（1）将金融关联视为有别于政治关联的另一种社会资本，拓展了现有文献对非正式制度的研究视野，为如何解决民营企业融资困境提供了一个新的有效途径；（2）研究了银行关联和非银行金融关联这两种不同形式的金融关联之间的相互关系并比较了二者的作用力，为缓解民营企业信贷融资约束提出了更有针对性的解决办法；（3）将宏观研究与微观研究衔接起来，结合货币政策波动来考察非正式制度与民营企业信贷融资之间的关系，这使本文的研究更加具有现实意义。

**关键词：**货币政策；金融关联；社会资本；民营企业；融资约束

1

Monetary Policy, Financial Connection and Private Firms' Credit Financing

Abstract

The innovations of this paper are mainly on: (1) Financial connection are treated as another kind of social capital that is different from political connection, which broadens the view of the existing literature about informal system and provides a new effective approach to solving the financing difficulties in private enterprises; (2) It studies the mutual relationship and function comparison between banking connection and non-banking connection and puts forward a more specific solution to relieving private firms' credit financing constraints; (3) Stringing macroscopic research and microscopic research together, this paper examines the relationship between financial connection and credit financing constraints on private firms combined with the fluctuation of monetary policies, which makes the research has more practical significance.

**Key words:** Monetary policy; Financial connection; Social capital; Private firms; Financing constraints

货币政策、金融关联与民营企业信贷融资

目 录

[摘 要](#_Toc686747153) 3

**[Abstract](#_Toc686747154)** 4

[Abstract](#_Toc686747155) 4

[导论](#_Toc686747156) 7

[第一节 选题背景和意义](#_Toc686747157) 7

[一、 选题背景](#_Toc686747158) 7

[二、 本题的理论和实际意义](#_Toc686747159) 7

[第二节 研究内容](#_Toc686747160) 7

[第三节 研究思路与方法](#_Toc686747161) 8

[第一章 文献综述](#_Toc686747162) 8

[第一节 货币政策与民营企业信贷融资](#_Toc686747163) 8

[第二节 非正式制度（机制）与民营企业信贷融资](#_Toc686747164) 8

[第三节 文献评析](#_Toc686747165) 8

[第二章 理论分析与研究假设](#_Toc686747166) 9

[第一节 金融关联对民营企业信贷融资的影响](#_Toc686747167) 9

[第二节 货币紧缩时期金融关联对民营企业信贷融资的影响](#_Toc686747168) 10

[第三章 研究设计](#_Toc686747169) 10

[第一节 样本选择与数据来源](#_Toc686747170) 10

[第二节 研究变量及其定义](#_Toc686747171) 10

[一 、被解释变量](#_Toc686747172) 10

[二 、解释变量](#_Toc686747173) 11

[三 、控制变量](#_Toc686747174) 11

[第三节 研究模型](#_Toc686747175) 13

[第四章 实证结果及分析](#_Toc686747176) 13

[第一节 描述性统计](#_Toc686747177) 13

[一 、总体描述性统计分析](#_Toc686747178) 13

[二 、分组的描述性统计分析](#_Toc686747179) 16

[第二节 相关性分析](#_Toc686747180) 17

[第三节 回归结果分析](#_Toc686747181) 17

[一 、金融关联能否缓解民营企业的信贷融资约束](#_Toc686747182) 17

[二 、银行关联与非银行金融关联之间是否存在替代效应](#_Toc686747183) 20

[三 、银行关联与非银行金融关联的作用力比较](#_Toc686747184) 23

[四 、货币紧缩时期金融关联能否缓解民营企业的信贷融资约束](#_Toc686747185) 25

[第五章 稳健性检验](#_Toc686747186) 31

[第一节 信贷融资替代变量](#_Toc686747187) 31

[第二节 货币政策替代变量](#_Toc686747188) 32

[第三节 金融关联内Th性](#_Toc686747189) 35

[结语](#_Toc686747190) 36

[第一节 研究结论](#_Toc686747191) 36

[第二节 缓解民营企业融资约束的建议](#_Toc686747192) 36

[第三节 本文的主要创新点](#_Toc686747193) 36

[第四节 不足之处与研究展望](#_Toc686747194) 37

[主要参考文献](#_Toc686747195) 37

[附表A：](#_Toc686747196) 39

表格目录

表3-1 变量的定义和计算方法7 11

表4-1 总体描述性统计结果 13

表4-2 分组的描述性统计结果 16

表4-3 模型一的回归结果 17

表4-4 模型二的回归结果 20

表4-5 模型三的回归结果 23

表4-6 模型四的回归结果 26

表4-7 模型五的回归结果 28

表5-1 信贷融资替代变量回归结果 31

表5-2 货币政策替代变量回归结果 32

表5-3 金融关联内生性检验结果 35

Monetary Policy, Financial Connection and Private Firms' Credit Financing

**Content**

**I**[**ntroduction** 1](#_bookmark0)

[Quarter 1 Research background and significance 1](#_bookmark1)

#### [1.1 Research background 1](#_bookmark2)

#### [1.2 Theoretical and practical significance of the subject 2](#_bookmark3)

[Quarter 2 Content of the study 2](#_bookmark4)

[Quarter 3 Research ideals and methods 3](#_bookmark5)

[**Chapter 1 Literature review** 4](#_bookmark6)

[Quarter 1.1 Monetary policy and private firms' credit financing 4](#_bookmark7)

[Quarter 1.2 Informal system( mechanism) and private firms' credit financing 6](#_bookmark8)

[Quarter 1.3 Literature comment 7](#_bookmark9)

[**Chapter 2 Theoretical analysis and research hypothesis** 9](#_bookmark10)

[Quarter 2.1 Effect of financial connection on private firms' credit financing 9](#_bookmark11)

[Quarter 2.2 Effect of financial connection on private firms' credit financing during](#_bookmark12) [monetary tightening period 11](#_bookmark12)

[**Chapter 3 Research design** 12](#_bookmark13)

[Quarter 3.1 Sample selection and data sources 12](#_bookmark14)

[Quarter 3.2 Research variables and their definition 13](#_bookmark15)

[3.2.1 Explained variables 13](#_bookmark16)

[3.2.2 Explanatory variables 13](#_bookmark17)

[3.2.3 Control variables 14](#_bookmark18)

[Quarter 3.3 Research models 15](#_bookmark20)

[**Chapter 4 Empirical results and analysis** 17](#_bookmark21)

[Quarter 4.1 Descriptive statistics 17](#_bookmark22)

[4.1.1 General descriptive statistical analysis 17](#_bookmark23)

[4.1.2 Descriptive statistical analysis in groups 18](#_bookmark25)

[Quarter 4.2 Correlation analysis 19](#_bookmark27)

I

Content

导**论**

本部分将阐明本文的选题背景以及本课题研究的理论和实际意义，并对本文的研究内容、研究思路与方法进行简单的介绍。

## 第一节 选题背景和意义

### 一、 选题背景

随着我国经济体制改革的不断深入，民营经济已成为我国国民经济中最活跃的部分，在促进经济繁荣、扩大就业和维护社会稳定中发挥着越来越重要的作用。高速的发展自然需要足够的资金来支撑，银行贷款便是民营企业外部融资的主要渠道。然而，由于我国金融体制“国有独大”、金融市场不完善、产权保护制度不健全以及民营企业自身信用缺失等原因，民营企业在很多方面都遭受着“歧视”。而在融资方面，民营企业面临的“信贷歧视”已成为制约企业发展的瓶颈。尤其是2010年下半年以来，为抑制金融危机引发的经济泡沫，我国货币政策持续紧缩，民营企业获得发展所需资金更是难上加难，许多中小企业（大多是民营企业）由于资金链断裂而纷纷倒闭，主张货币政策放松的呼声越来越高。在紧缩的宏观经济形势下，如何解决民营企业融资的困难？这是一个亟待解决的现实问题。

学者们发现，在我国制度环境尚不完善的情况下，民营企业开始寻找体制外、非市场化的途径来解决问题，而这些非正式途径确实在一定程度上起到了替代正式制度的作用。例如，民营企业家对政治参与的热情越来越高，很多人成为各级人大代表或政协委员，也有一些民营企业积极聘请政府官员加入公司高层。通过与政府建立政治关联，民营企业赢得了政府和银行更多的照顾和支持，并最终获得了更多的融资便利。这个令人惊喜的发现掀起了理论界对于社会资本的研究热潮。社会资本作为非正式机制的一种，它独立于企业的经济资源和人力资源而存在，在我国这个重视“关系”和

“人情”的社会里，它甚至能够绕过制度的边缘为企业带来许多方面的好处。在我国企业受政府干预较大的这种国情下，形成社会资本最主要的形式便是政治关系。因此，学者们对社会资本的研究主要集中在政治关系方面，但并没有得出一致的结论。理论界迫切需要寻找新的证据，为民营企业的融资困境提供更多有效的解决办法。

如果非正式制度可以替代正式制度帮助民营企业解决融资难题，宏观经济政策的波动则对它提出了更高的要求——在货币紧缩的形势下，非正式制度是否仍然有助于缓解民营企业的信贷融资约束？然而，现有的理论研究很少结合宏观经济政策来考察非正式制度对民营企业信贷融资的影响。学者们对货币政策的研究主要从货币政策调整对国民经济产出的影响、货币政策波动对微观企业行为产生的后果以及企业如何应

对货币紧缩带来的不利影响这几个方面出发，而对于货币政策影响企业投融资行为的过程如何，这几乎成为了“黑箱子”而被忽略掉。因此，要想在货币紧缩情况下寻找解决民营企业融资困境的有效途径，就必须将宏观研究与微观研究衔接起来，只有打开了“黑箱子”，才能发现非正式制度对于民营企业信贷融资的真正意义，然后才能找到有效的解决问题的办法。

### 二、 本题的理论和实际意义

本文认为金融关联（企业具有金融机构任职背景）是区别于政治关联的另一种重要的社会资本形式。通过金融关联，民营企业可与金融机构建立紧密而稳定的关系网络，银企之间的沟通有利于降低信息不对称带来的贷款风险，企业的声誉与信用也将得到改善，并且金融关联高管可以利用其专业技能为企业制订更加科学、可行的融资方案。因此，金融关联可能有助于缓解民营企业所面临的“信贷歧视”。研究金融关联对民营企业信贷融资的影响，不仅能够拓展现有理论研究的领域，还可能为解决民营企业融资困境提供新的有效途径。

在国家货币政策持续紧缩的形势下，民营企业融资难的问题更加引人关注。本文试图将宏观经济政策与微观企业行为衔接起来，在探索货币政策如何影响民营企业信贷融资的基础上，结合货币政策的波动重新考察非正式制度的有效性。这不仅可以为我国货币政策的制定提供有用的建议，而且对于如何缓解民营企业信贷融资约束更加具有现实意义。

## 第二节 研究内容

本文以我国民营上市公司为样本，基于社会资本理论，从银行贷款的比率、期限和成本三个方面研究了金融关联对民营企业信贷融资的影响，同时还分析了银行关联和非银行金融关联这两种不同形式金融关联之间的相互关系，并且比较了二者的作用力。在此基础上，引入宏观经济政策波动因素，进一步研究了货币政策紧缩时期金融关联的有效性。

本文的框架安排如下：

导论部分，阐明本文的选题背景以及理论和实际意义，介绍本文的主要内容以及研究思路与方法。

第一章，文献综述。回顾国内外有关民营企业信贷融资约束的经典文献。现有文献主要从宏观和微观两个层面展开研究。其中，宏观研究包括货币政策作用于实体经济的传导机制，微观研究包括制度环境和非正式制度（机制）对民营企业信贷融资的影响。本文重点关注非正式制度与民营企业信贷融资的相关研究，同时也将介绍货币政策对民营企业信贷融资影响的经典文献，并对研究现状进行综合评析。

第二章，理论分析与研究假设。主要阐述不考虑货币政策时金融关联对民营企业信贷融资的影响以及货币紧缩时期金融关联与民营企业信贷融资约束之间的关系等

理论基础。基于理论分析，提出本文的研究假设。

第三章，研究设计。包括选择样本与数据、确定研究变量的定义和计算方法以及针对研究假设建立相应的多元线性回归模型。

第四章，实证结果及分析。对样本进行描述性统计分析、对变量的相关系数进行分析与检验，然后对多元回归模型进行实证检验，根据实证结果判断各假设的合理性。

第五章，稳健性检验。更换民营企业信贷融资变量的定义与计算公式、改变货币政策代理变量的的度量和赋值方法以及对金融关联的内生性进行检验，根据上述方面的敏感性测试结果判断第四章的实证结果是否稳健、可靠。

结语部分，总结本文的研究结论，针对研究发现的问题提出有关如何缓解民营企业融资约束的政策与建议；归纳本文的主要创新点和不足之处，并对以后相关方面的研究提出展望。

## 第三节 研究思路与方法

本文在充分回顾与总结已有文献的基础上，采用了规范研究与实证分析相结合的研究方法，力求逻辑严谨、论述充分。本文的研究思路与研究方法具体如下：

一是文献分析与归纳。首先，全面搜集有关货币政策传导机制、非正式制度（社会资本）功效、民营企业信贷融资等方面的经典文献；然后，在仔细阅读文献资料的基础上，对现有的研究结论进行分析、总结；最后，提炼出研究现状的不足之处，从而引出本文的研究问题。

二是理论分析。现有文献对非正式制度与民营企业信贷融资之间关系的研究主要集中在政治关联和银企合作关系等方面，并且很少结合宏观经济政策波动来考察二者之间的关系。本文重新探讨了社会资本这一非正式制度的内涵及其功效，深入分析了金融关联与政治关联的联系和区别，从而得出金融关联影响民营企业信贷融资的作用机制主要有四种——关系机制、沟通机制、声誉与信用机制以及金融技能机制。在此基础上，将金融关联区分为银行关联和非银行金融关联这两种不同的形式。其中，银行关联主要通过关系机制和沟通机制对民营企业信贷融资产生影响，非银行金融关联则侧重声誉与信用机制以及金融技能机制。通过对比分析这两种不同类型金融关联的作用机制，本文深入研究了二者之间可能存在的相互关系，并比较了二者对于缓解民营企业信贷融资约束的作用力。最后，引入货币政策这一影响因素，进一步探讨了在宏观经济政策波动的背景下金融关联与民营企业信贷融资之间的关系将如何变化。

三是实证研究。根据理论分析部分提出的假设，建立相应的计量模型。通过对变量进行描述性统计和相关系数分析，得出理论假设是否成立的初步结论；然后，根据模型的回归结果，进一步检验假设的合理性，由此得到最终的结论。

# 第一章 文献综述

国内外有关民营企业信贷融资约束的研究可分为宏观和微观两个层面。其中，宏观层面主要研究货币政策通过怎样的传导机制作用于实体经济，从而得知货币政策波动对不同产权、规模、成长性等公司特征的企业的投融资等行为会产生怎样的影响以及企业又将如何应对。微观层面的研究则探讨了民营企业面临“信贷歧视”的原因，并从制度环境和企业特征的角度出发，提出了包括改革金融体制、加强产权保护、提高金融水平、发展中小金融机构等有助于缓解民营企业信贷融资约束的建议。近年来，相关的研究拓展到了非正式制度领域，学者们对于社会资本尤其是政治关联的有效性进行了大量的探索，进一步丰富了微观层面的文献。但是，学者们在研究非正式制度对民营企业信贷融资的影响时，宏观层面与微观层面相互割裂的现象比较严重，在产生大量经典文献的同时也留下了一些遗憾。本章将回顾相关方面的经典文献，并对现有研究作出文献评析。

## 第一节 货币政策与民营企业信贷融资

根据西方主流经济学理论，货币政策作用于实体经济的传导机制大体可分为两种：货币渠道（包括利率途径、汇率途径、资产价格途径等）和信贷渠道（包括银行贷款渠道和资产负债表渠道）。具体到货币政策对企业融资的影响，货币渠道指的是通过改变货币供给量致使利率发生变化，从而影响企业的融资成本；信贷渠道则是指通过改变金融机构的信用供给量来影响企业的融资规模。无论货币渠道或是信贷渠道占据主要作用，其结果最终都会改变企业的融资行为。

国外方面，以弗里德曼为主要代表的货币主义学派认为货币最重要，他们强调货币供给量对经济产出的影响，建立了传统的“货币观”基本分析框架——IS-LM模型。Bernanke and Gertler（1988）率先将银行贷款引入IS-LM模型，得到了商品市场、货币市场和信贷市场三市场均衡的CC-LM模型，奠定了信贷传导渠道存在的理论基础。

1992年，他们通过实证研究发现，在美国联邦基准利率上升之后的6-9个月，银行贷款规模会显著减少，从而证明信贷传导渠道确实存在。问题是，虽然货币紧缩时期企业的银行贷款量下降，但是贷款减少究竟是由于银行贷款供给减少还是因为企业外部融资需求下降呢？Kashyap et al.（1993）的研究表明，货币紧缩引起银行贷款减少的同时，企业的商业信用融资却增加了，这说明贷款减少的原因在于贷款供给减少，进一步验证了货币政策信贷传导渠道的存在。在此之后，Bernanke and Gertler（1995）分别从信贷渠道的两个细分渠道进行研究，结论是货币政策通过改变银行信贷供给

（银行贷款渠道）和企业可担保净值（资产负债表渠道）来影响企业的外部融资额外费用，进而影响企业的投融资决策。Kashyap and Stein（2000）根据美国银行1976-1993

年的季度数据进行实证研究，结果发现银根紧缩对规模小、流动性差的银行的影响比规模大、流动性好的银行要大，于是更加直接地证明了信贷传导机制的存在。

国内方面，关于货币政策各个传导渠道的有效性也没有达成一致，但大部分实证研究都支持信贷渠道为货币政策的主要传导渠道。陈飞、赵昕东和高铁梅（2002）以1991-2000年我国实际的M1、LOAN以及GDP季度数据为样本，其实证研究结果表明，货币供给量的变化与经济产出呈正相关关系，说明在我国货币渠道是有效的。孙明华（2004）对我国从1994年到2003年的宏观经济季度数据进行实证研究得出，货币供应量（M1或M2）决定信贷总量LOAN，而信贷总量LOAN并不能决定GDP，这就说明真正对GDP 产生决定性影响的是货币供应量（M1或M2），即我国货币政策作用于实体经济的主要传导机制并非信贷渠道，而是货币渠道。之后，彭方平和王少平（2007）的研究则发现，货币政策通过改变利率水平和国债到期收益率等影响企业的资本成本，从而影响其投融资行为，这说明了利率渠道在我国是有效的。然而，宋立（2002）认为，我国资本市场尚处于发展初期，实体经济与虚拟经济之间联系不够紧密，资本市场不足以带动投资和消费增长，利率或资产价格传导渠道无法发挥明显的作用。王振ft和王志强（2000）、蒋瑛琨等（2005）、盛朝晖（2006）、索彦峰和范从来（2007）、江群和曾令华（2008）、陈亚雯（2009）等人的研究也得出，自20

世纪90年代以来，信贷渠道占据我国货币政策传导渠道的主要地位，而货币渠道的效应并不明显。盛松成和吴培新（2008）等人的研究结果甚至表明货币渠道在我国基本上不能发挥作用。

结合货币政策的波动来考察民营企业的融资行为，Gertler and Gilchrist（1993）、Oliner and Rudebusch（1996）发现，货币紧缩对不同信用等级的公司产生影响的程度不同。周英章和蒋振声（2002）认为，我国货币政策主要通过信贷渠道产生效应，而对外部融资依赖性较高的中小企业是信贷渠道影响的主要对象。Allen et al.（2005）、叶康涛和祝继高（2009）、白俊和连立帅（2011）则指出，银根紧缩时政府会对企业加强干预，使信贷资源分配服从于政治目标，因此货币紧缩会加重民营企业面临的“信贷歧视”。祝继高和陆正飞（2009）的实证结果表明，紧缩的货币政策将提高企业的融资成本并限制其融资规模，为了应对因货币紧缩而加重的融资约束，企业会提高现金持有水平。陆正飞、祝继高和樊铮（2009）则发现，银根紧缩会加重“信贷歧视”，使投资者利益遭受损失，这在高成长行业表现更是明显。陈鹄飞（2010）、张西征和刘志远（2011）等也发现，货币紧缩时非国有企业受到的冲击比国有企业大。对此，饶品贵和姜国华（2011）认为，提高会计稳健性能够降低货币紧缩带来的不确定，从而有助于企业获得更多的贷款。而李志军和王善平（2011）则认为，提高信息披露质量有利于减少银企之间的信息不对称、增加企业的信用，从而降低企业的贷款成本，由此减轻货币紧缩带来的不利影响。

## 第二节 非正式制度（机制）与民营企业信贷融资

尽管中小企业融资难是一个世界难题，但是中国的民营企业面临着比其他转型和发展中国家更严重的信贷约束（Neil et al., 2000）。Loren et al.（2003）、江伟和李斌

（2006）、李广子和刘力（2009）等人也发现，中国的银行对不同所有制的企业存在

“信贷歧视”，国有企业可以获得更多的信贷政策优惠，而非国有企业则依赖于成本较高的融资渠道。即使同属于中小企业，相对于国有和集体中小企业来说，民营中小企业的融资难度也更大（李海海和郭新华，2005）。对此“信贷歧视”现象，大多数研究认为主要原因在于制度环境不完善，并提出了各种缓解民营企业融资约束的建议，如改革金融体制、加强产权保护、提高金融水平、建立信用担保体系、发展中小金融机构等（林毅夫和李永军，2001；宋立，2002；刘新华和线文，2004；孙铮、刘凤委和李增泉，2005；江伟和李斌，2006；方军雄，2007；沈红波、寇宏和张川，2010）。既然制度环境的种种缺陷导致民营企业面临严重的信贷融资约束，那么，如何解释民营企业飞速发展的事实呢？Allen et al.（2005）指出，中国的关系和声誉机制能够起到替代正式制度的作用。也就是说，民营企业有一套缓解自身融资约束的非正式机制，这就是引发近年研究热潮的“社会资本”。

有关社会资本对企业融资的作用，国外的文献主要研究了政治关联（或称：政治关系，下同）和银企关系（包括银行任职背景）。Xin et al.（1996）认为，为获得政府的保护，中国的民营企业比国有企业在建立“关系”上投入的资源更多。Booth et al.

（1999）、Ciamarra（2006）的研究发现，银行家兼任企业董事能够帮助企业获取融资便利。Bertrand et al.（2004）、Cull and Xu（2005）的研究则证明了政企关系越密切的企业越容易获得较多的银行贷款，而且更容易在陷入危机时获得政府的财政补助。Burak et al.（2008）的研究得出，公司董事会如果具有商业银行背景就容易获得银行贷款，而具有投资银行背景则有助于获得更多的证券融资。Mitchell et al.（2010）以美国企业为样本，结果发现企业董事的银行任职背景能够降低企业的破产风险。

Ashcraft（2006）的研究则发现，货币紧缩时小企业受到银行贷款减少的冲击较大，但与银行有关联的企业更能承受货币政策紧缩的负面影响。

国内的研究主要集中于政治关联方面。边燕杰和丘海雄（2000）将企业的社会资本定义为企业通过纵向联系、横向联系以及社会联系获取稀缺资源的能力，而民营企业有条件也有动机发展企业的社会资本。孙铮、刘凤委和李增泉（2005）、胡旭阳（2006）认为政治关联是一种重要的声誉机制，具有政治关联的企业更容易获得资源，如政府补贴（陈冬华，2003；罗党论和唐清泉，2009）、进入政府管制行业（罗党论和刘晓龙，2009；罗党论和唐清泉，2009）以及获得银行的信贷支持（余明桂和潘红波，2008；吴文锋、吴冲锋和刘晓薇，2008；何靖，2011；张敦力和李四海，2012；黄新建和王婷2012；倪婷婷和李连军，2012）。王珺和殷宁宇（2008）还发现，企业具有政治关

联有助于减少地方政府对企业的产权侵害，如政府乱收费。白重恩、路江涌和陶志刚

（2005）的研究得出，具有较高社会地位（政治地位较高或者公益捐赠较多）的民营企业更容易获得银行贷款。戴亦一等（2009）从社会组织数量、社会参与以及社会信用三个方面研究了社会资本与企业负债结构之间的关系。杜兴强和周泽将（2009）、王雄元和全怡（2011）以国企民营化公司为样本，研究了不同类型、不同强度的政治

关系对银行融资便利性的影响。于蔚、汪淼军和金祥荣（2012）则通过实证研究发现，政治关联能够降低银企之间的信息不对称和提高民营企业获取资源的能力，而后者即资源效应是导致政治关联有助于缓解民营企业融资约束的主要原因。另外，也有少数学者对金融关联进行了实证研究。比如，魏刚等（2007）研究了独立董事的教育背景、政府背景和银行背景分别对企业经营业绩的影响，结果发现政府背景和银行背景对公司的经营业绩有明显的促进作用。王善平和李志军（2011）通过实证研究发现，银行持股（同时要求银行必须派出代表进入公司董事会）有利于银行清楚地了解公司的融资需求和投资需求，并且持股银行在关注贷款风险的同时还需要维护股权的价值，因此货币政策的波动对银行持股公司的影响要小于非银行持股公司。与此同时，潘克勤

（2011）的研究表明，实际控制人或公司董事具有金融机构工作经历的民营上市公司其融资约束明显降低。另外，邓建平和曾勇（2011）认为金融关联（银行和证券任职背景）是独立于政治关联的一种社会资本，他们经过实证研究发现，在缓解民营企业融资约束方面，金融关联与政治关联之间存在替代效应并且前者比后者更有效。汪波、王凡俊和李国栋（2012）经过实证研究发现，董事会金融关联有利于改善企业尤其是非国有企业的多元化经营绩效。韩翌飞（2012）则以浙江民营上市公司为样本，发现金融关联对民营企业尤其是处于成熟期或衰退期的民营企业存在明显的缓解融资约束作用。然而，也有的研究得出了不同的结论，如薛有志、张鲁彬和李国栋（2011）经过实证研究发现，高管金融关联对民营企业发展的正向促进作用是十分有限的。

## 第三节 文献评析

通过以上文献回顾可知，现有文献至少存在以下三个方面的不足：一是学者们对社会资本这个概念的认识不一致，如杜兴强和周泽将（2009）将金融机构工作背景作为政治关系的一类，而潘克勤（2011）、薛有志、张鲁彬和李国栋（2011）、邓建平和曾勇（2011）将其视为独立于政治关系的另一种社会资本，王善平和李志军（2011）则将其作为银行持股的补充条件；二是研究金融关联（金融机构工作背景）的文献比较少，而且现有的研究仅限于考察银行关联和非银行金融关联分别对于缓解民营企业融资约束的作用，并未进一步研究这两种不同形式金融关联之间的相互关系，也没有对它们的作用力加以比较；三是研究非正式制度与民营企业信贷融资之间的关系时，很少考虑宏观经济政策波动的影响。

社会资本的积累主要基于企业的纵向联系、横向联系和社会联系（边燕杰和丘海

雄，2000），其中，纵向联系指的是企业与上下级机关、企业和政府部门之间的联系，如政治联系；横向联系则是指企业与其他企业之间的联系，如银企控股关系、合作关系和借贷关系等。由于我国正处于转轨经济时期，国有企业包括国有银行仍然隶属于政府部门监管并受到其干涉或影响，因此，企业高管在银行1任职在一定程度上可以说具有纵向联系。正因为如此，才导致学者们对金融关联（尤其是银行关联）的性质和作用机制存在不同的认识。本文将重新思考社会资本的内涵，据此分析金融关联与政治关联的联系和区别，为社会资本这一非正式制度的研究提供更为广阔的视角。

金融关联可以区分为银行关联和非银行金融关联两种形式，前者可以促进银企之间建立紧密而稳定的关系网络，并且有利于加强银企之间的沟通、合作与监督，而后者能够提高企业的声誉与信用，还能利用关联高管的金融技能为企业量身订造创新性的融资方案。二者影响民营企业信贷融资的作用机制有所不同，因此有必要加以区分。而研究它们之间的相互关系并比较其作用力，也许对于如何解决民营企业融资困境这个问题更具有针对性，因此，进一步的研究值得期待。

宏观经济政策研究与微观企业行为研究之间相互割裂，前者研究宏观经济政策

（如货币政策）对国民经济产出的影响，后者研究企业行为（如公司治理）与企业产出的关系，而宏观经济政策如何在微观层面上影响企业的行为，却成为一个“黑箱子”而被忽略掉（姜国华和饶品贵，2011）。本文将非正式制度与民营企业信贷融资的关系置于货币政策波动之下来研究，以试图弥补现有文献的不足。

#### 1 我国的银行体系主要由国有商业银行和国有政策性银行占主导。

# 第二章 理论分析与研究假设

本章将从社会资本的内涵及其功效出发，深入剖析金融关联与政治关联的联系和区别，据此提炼出金融关联影响民营企业信贷融资的作用机制有哪些。在此基础上，将金融关联区分为银行关联和非银行金融关联两种不同的形式，进一步分析这两种不同类型金融关联的作用机制有何区别，从而预测二者之间可能存在的相互关系，并比较二者对于缓解民营企业信贷融资约束的作用力。然后，考虑货币政策这一宏观经济背景，对金融关联与民营企业信贷融资之间的关系进行更为深入的理论分析。进行理论阐述的同时，本章亦将提出相应的研究假设。

## 第一节 金融关联对民营企业信贷融资的影响

自古以来，“关系”就在我国的文化中扮演着十分重要的角色，很多人都认为关系是企业获得成功的重要前提。尤其是我国正处于转轨经济时期，法律保护和金融体系等正式制度存在许多漏洞，中小企业尤其是民营企业面临信息不畅和信用难建等问题，各种非正式的联系成为替代正式制度的有效渠道，社会资本即为非正式联系的一种。根据边燕杰和丘海雄（2000）的定义，企业通过与经济领域的联系获取稀缺资源的能力就是企业的社会资本。国内其他学者对社会资本的研究基本上都是以这一定义为依据。基于社会资本理论，企业在经济领域的联系可概括为纵向联系、横向联系和社会联系这三类。其中，通过聘请曾任或现任政府官员或人大、政协委员担任企业高管，企业便可形成与政府的纵向联系，即政治关联；而聘请具有银行、证券、保险、信托、基金等金融机构任职背景的人员担任企业高管，则可以建立与金融机构的横向联系，即金融关联。

金融关联与政治关联存在一定的联系。首先，二者都可能通过关系与声誉机制对民营企业信贷融资产生影响。刘成龙（2002）认为，中国企业与银行之间的关系并非建立在正式契约的基础上，而是基于个人关系和非正常手段的竞争之上。孙铮等

（2005）认为，银行相信具有较高信誉的企业能够遵守和履行债务契约。因此，民营企业若能从政治或金融关联高管的身上利用其关系网络、“借得”其声誉，将有助于强化金融机构对民营企业的信心，从而缓解企业的融资约束。其次，金融关联中的银行关联，在我国金融体系“国有独大”的背景下，更是具有一定程度的政治色彩。

但是，金融关联与政治关联之间又存在区别。首先，二者目的不尽相同。Chen et al.（2005）、Faccio（2006a）、罗党论等（2009）的研究发现，在金融发展水平越低、政府干预越大、产权保护越差以及腐败越是严重的地方，民营企业建立政治关联的动力就越大。这说明，民营企业建立政治关联并不只是为了缓解企业的融资约束。而金融关联对于缓解融资约束的目的性则更为明确，比如Burak et al.（2008）的实证研究

发现，公司董事会成员的商业银行任职背景有助于公司获得银行贷款，而投资银行任职背景则有助于公司获得更多的证券融资。其次，金融关联高管还可以利用其专业技能为企业制订更加科学、可行的融资方案，这是政治关联高管所不具备的。再次，政治关联的建立是有难度的，需要付出较大的成本（潘克勤，2009；冯延超，2012），企业难免会去寻找其他有效的替代机制。譬如，邓建平和曾勇（2011）的研究发现，金融关联与政治关联在缓解民营企业融资约束中存在明显的替代关系，并且前者比后者更有效。最后，金融关联中的银行关联，虽具有一定的政府干预成分，但由于银企之间的关系是天然的，它比政治关联更有利于加强银企之间的沟通、合作与监督。

综合以上对金融关联与政治关联的比较分析可以得出，金融关联影响民营企业信贷融资的作用机制主要有以下四种：关系机制、沟通机制、声誉与信用机制以及金融技能机制。无论其中的哪一种机制占据主要作用，都可以合理地预测金融关联能够有效缓解民营企业的信贷融资约束。据此可以提出假设：

**假设1.1：民营企业的金融关联程度越高，其信贷融资约束越弱。**

银行关联与非银行金融关联作为金融关联的两种不同形式，对民营企业信贷融资的作用机制也存在差异。民营企业聘请具有银行任职背景的人员担任高管，主要是利用关联高管的关系网络获得银行贷款的便利，同时加强银企之间的沟通，从而降低信息不对称导致的“不信任”风险，因此银行关联的作用机制侧重于“关系”和“沟通”。而非银行金融关联则侧重于“声誉与信用”和“金融技能”这两种作用机制，这是因为，民营企业聘请在证券、信托、保险和基金等金融行业具有较高社会声望的专业人士担任高管往往能够向市场传递“企业有良好声誉”的信号，这为企业提供了一种隐性的信用担保作用，有利于企业获得银行和其他部门的支持；同时，这些专业人才能够利用自身丰富的金融财务知识帮助企业改善财务结构，甚至制订更为科学的融资方案，从而有利于缓解企业的融资约束。

既然银行关联和非银行金融关联侧重的作用机制不同，那么二者是否可以相互替代？哪一个又更为有效呢？根据前文的探讨，由于金融关联与政治关联都能通过“关系”和“声誉与信用”这两种机制发挥作用，二者之间存在显著的替代效应；同时，由于金融关联比政治关联目的更明确、建立成本更低以及具备“沟通”与“金融技能”这两种作用机制，导致它比政治关联更为有效。通过对比分析银行关联与非银行金融关联之间的作用机制，可以发现二者之间的联系和区别跟金融关联与政治关联有一定的相似性。因此，本文大胆地设想，银行关联与非银行金融关联之间也存在相互替代的关系。考虑到银行作为债权人，银行关联高管可能会对企业贷款的使用实施更多的监督，这会削弱关系机制和沟通机制的作用，从而降低企业获得银行贷款便利的可能性；而随着经理人市场的逐步完善，声誉与信用机制、金融技能机制的作用也日益显著，因此，本文进一步预测，非银行金融关联比银行关联对民营企业信贷融资的影响更大。由此提出以下假设：

**假设1.2：银行关联程度低的民营企业，非银行金融关联缓解民营企业信贷融资约束的作用较大，反之亦然。**

**假设1.3：非银行金融关联比银行关联对民营企业信贷融资约束的缓解作用更大。**

## 第二节 货币紧缩时期金融关联对民营企业信贷融资的影响

国家货币政策的调整会通过货币渠道或信贷渠道对民营企业信贷融资产生影响。在我国，货币政策的波动主要通过信贷渠道改变银行的信贷规模，进而影响企业的投融资等行为（周英章和蒋振声，2002；蒋瑛琨等，2005；盛松成和吴培新，2008）。由于我国中小企业（主要是民营企业）自我融资能力较差，对外部融资存在依赖性，因此受货币政策信贷渠道的影响比较明显。然而，在我国现有的“国有独大”的经济体制下，银行尤其是国有银行对民营企业存在“信贷歧视”。而在货币紧缩时期，政府会对企业加强干预，使信贷资源分配服从于照顾国有企业、稳定就业等目标而非经济效率目标，因此银根紧缩会加重民营企业的“信贷歧视”（Allen et al.，2005；叶康涛和祝继高，2009；陆正飞等，2009；白俊和连立帅，2011）。

货币紧缩使民营企业的信贷融资难上加难，那么，在货币紧缩时期金融关联能否缓解民营企业的信贷融资约束呢？Gertler and Gilchrist（1993）、Oliner and Rudebusch

（1996）的研究表明，货币紧缩对不同信用等级的公司产生影响的程度不同。而根据饶品贵和姜国华（2011）的研究，提高会计稳健性和会计信息披露质量能够降低货币紧缩带来的不确定性，从而有助于企业获得更多的贷款。若真如此，金融关联只要能够改善民营企业的信用状况、降低银企之间的信息不对称，就有助于抵销货币紧缩带来的不利影响。事实上，Ashcraft（2006）经过研究发现，货币紧缩时小企业受到银行贷款的影响较大，但与银行有关联的企业更能承受货币政策紧缩的负面影响。王善平和李志军（2011）的实证研究也表明，银行可以较为清楚地了解持股公司的融资和投资需求，因此货币政策的波动对银行持股公司（持股银行必须派出代表担任公司董事）的影响要小于非银行持股公司。但是，根据白俊和连立帅（2011）的研究，金融环境的改善不能缓解民营企业在货币紧缩时期所面临的“信贷歧视”，他们认为，银行贷款向国有企业倾斜是货币紧缩时期的必然选择。既是“必然选择”，就说明没有办法可以解决，也就是说金融关联不能缓解民营企业的信贷融资约束。到底“能”还是“不能”呢？本文在前面已经提到，货币紧缩使民营企业“信贷歧视”加重的主要原因在于政府“加强”了干预，现在，关键的问题来了——这个“加强”到底有多强？如果它是一剂普通的“毒药”，那么金融关联也就可能发挥作用；但如果“毒性够猛”，货币紧缩就成了民营企业难以幸免的灾难。讨论至此，本文提出如下假设：

**假设2a：货币紧缩时，金融关联能够缓解民营企业的信贷融资约束。假设2b：货币紧缩时，金融关联不能缓解民营企业的信贷融资约束。**

# 第三章 研究设计

如何建立有效的计量经济模型来检验前述理论分析和研究假设，这决定了实证研究结果的准确性。本章将对样本与数据的筛选、变量的选择与定义以及检验模型的建立及其经济意义进行详细说明。

## 第一节 样本选择与数据来源

本文以2008-2011年沪、深两市的A股民营上市公司为研究样本。之所以选择民营上市公司，是因为民营上市公司往往比非上市民营企业更为优秀和成功（何靖，

2011）。如果金融关联能够缓解民营上市公司的信贷融资约束，那么它对非上市民营企业信贷融资的影响应该会更加显著。样本区间之所以没有覆盖到2008年以前的年

份，一是为使实证研究具有更好的现实意义，学者们一般采用近3-5年的历史数据，

因此2007年以前的数据稍显陈旧；二是考虑到2001-2006年我国货币政策一直比较稳健，虽然中间存在一些微调，但都未改变基本的货币政策类型（张西征和刘志远，

2011），而2007年第三季度为抑制通货膨胀货币政策转向紧缩，之后受金融危机影响，

从2008年第三季度开始紧缩的货币政策又转为适度宽松，因此，可以认为近年来货

币政策的波动是从2007年开始。但是，本文中有些变量（如公司的成长性）需要做

差，因此本文的样本区间从2008年开始。另外，截至2013年3月10日本文定稿之

时，民营上市公司2012年的年报数据尚未披露，因此本文未考虑2012年的样本2。在收集和处理数据时，首先根据CSMAR数据库中的“民营化方式”指标选择上

市时即为民营的公司，即为了强调“纯”金融关联而排除了国企民营化公司。在此基础上，本文剔除了以下样本：

（1）金融行业公司样本；

（2）在港、澳地区上市的公司样本；

（3）ST、\*ST类特殊处理的上市公司；

（4）数据缺失的样本，如高管成员背景披露不详的样本；

（5）异常值样本，如净资产收益率为负值的样本。

最终的样本为2008年154家、2009年141家、2010年262家、2011年489 家

共1046个观测值。使用的数据包括财务数据、社会资本数据（政治关联和金融关联）以及货币政策数据，其中，财务数据来自CSMAR数据库，社会资本数据根据CSMAR公司治理数据库和样本公司年报中披露的高管简历和兼任信息进行赋值、计算所得，货币政策数据则来自《中国统计年鉴》，并参考了中国人民银行网站公布的货币政策季度执行报告和全国银行家问卷调查报告。

#### 2 这样做的前提是：2008-2011年必须同时涵盖货币政策紧缩和宽松两种情况，后文将详细说明。

## 第二节 研究变量及其定义

### 一 、被解释变量

LOAN代表民营企业信贷融资，在本文中指的是民营企业的银行贷款。根据以往文献对民营企业融资约束或融资便利性的研究，可用来衡量LOAN变量的指标有贷款比率、贷款期限、贷款成本、贷款类型和贷款违约率等。本文借鉴张敦力和李四海

（2012）的研究取前三者作为研究变量，其具体定义如下：贷款比率（STRU）=贷款总额/资产总额

贷款期限（MATU）=（长期贷款+一年内到期的非流动负债3）/贷款总额贷款成本（COST）=利息支出/贷款总额

其中，贷款总额由报表中的“短期借款”、“长期借款”和“一年内到期的非流动负债”三个项目加总而得。利息支出是指报表附注中披露的银行贷款利息支出（包括资本化的部分）。利息收入虽然可以降低企业为贷款所付出的实际成本，但它不能反映企业获得贷款的难度4，所以本文的利息支出不扣除利息收入。

### 二 、解释变量

要衡量公司高管是否存在金融关联，首先需要界定高管和金融机构的范围。在不同的研究中，公司高管所指的范围也不相同，如吴文锋、吴冲锋和刘晓薇（2008）的高管范围包括董事长和总经理，邓建平和曾勇（2009）的高管范围则是指实际控制人、董事和高层经理，不包括独立董事和监事会成员。考虑到在现代企业制度下，董事会与经理层的战略分工差异导致经理层更多地致力于公司内部运营，而董事会作为“边界管理者”可以吸收外部重要关联组织的代表进入董事会（薛有志、张鲁彬和李国栋，

2011），同时由于独立董事和监事会的设立可能更多出自法律监管的要求，因此本文界定的高管范围仅指公司的执行董事，不包括独立董事、监事和经理层。如果公司高管在银行5、信用合作社、资金互助社、财务公司等兼任职务，则该高管具有银行关联；如果高管在证券、保险、信托、基金、期货、投资咨询等金融机构兼职，则定义该高管具有非银行金融关联。

为了有针对性地建立模型来检验前面的研究假设，本文设计了定性和定量两类金融关联变量。其一是定性的虚拟变量，一共有以下两个：BANK衡量公司是否有高管存在银行关联，有则取1，否则取0；NOBA衡量公司是否有高管存在非银行金融关联，有则取1，否则取0；其二是定量的金融关联变量，一共有以下3个：FINA指的是具有金融关联（无论属于哪种类型）的高管数量占公司高管总人数的比例；FINA1指的是具有银行关联的高管数量占公司高管总人数的比例；FINA2则指的是具有非银

#### 3 一年内到期的非流动负债从契约上来看属于长期负债，且在民营企业样本中主要由银行贷款形成，因此，本文将其计入长期贷款和贷款总额中。

#### 4 将贷款所得存放银行而产生的利息收入反映了企业资金管理的政策或能力，它与企业获得贷款本身无直接关系。

#### 5 这里的银行包括四大商业银行、全国性股份制银行、政策性银行和地方性银行，不包括中国人民银行。

行金融关联的高管数量占公司高管总人数的比例。

货币政策的衡量在以往的研究中也存在虚拟变量和连续变量之分。其中，虚拟变量又分为两类，一是根据中国人民银行网站公布的银行家信心指数进行判断和赋值，二是根据货币供应量M1、M2、利率或在此基础上剔除物价指数后来判断货币政策是

“松”或“紧”。连续变量则主要采用货币供给量或其增长率来作为货币政策的代理变量。本文首先参考张西征和刘志远（2011）的做法，用“M2增长率-GDP增长率-CPI增长率”这一差额来度量货币政策；然后结合中国人民银行网站公布的货币政策季度执行报告和银行家信心指数，对以上连续变量进行定性化处理：如果差额为正，表明货币政策处于宽松时期，否则处于紧缩状态。由于无法获取银行贷款和高管任职的季度数据，本文的货币政策变量（MONE）只能采用年度数据6。根据上述原则处理后， 得出2008年和2011年为货币紧缩年份，2009和2010年则为宽松年份。

### 三 、控制变量

影响民营企业信贷融资的因素有很多，如果不将一些重要的变量纳入模型，实证研究的结果将产生较大的偏差。根据陆正飞和辛宇（1998）的实证研究，企业的行业属性对融资影响显著，盈利能力越高则债务融资比例也越大，而公司规模、成长性等对企业的融资行为无显著影响。杨孙蕾、许慧和许家林（2011）的研究则得出，企业的有形资产比例越高、收益状况越好、增长率越高、规模越大，其抗风险能力就越强，可获得的长期借款就越高。本文参考王雄元和全怡（2011）、张敦力和李四海（2012）的研究，选取政治关联（Political）、公司规模（Size）、担保能力（Assu）、净资产收益率（ROE）、成长性（Growth）、审计意见（Opinion）和行业（Industry）作为控制变量。之所以将政治关联纳入模型，是为了剔除其影响从而单独考察金融关联（尤其是银行关联）的作用。本文不设计年度哑变量，这是因为本文的货币政策采用的是年度数据，年度哑变量与货币政策虚拟变量之间存在高度的共线性（实际上相当于货币政策的一个替代变量）。为了准确地比较金融关联在货币政策波动前后的作用大小，应舍去年份这一控制变量。各变量的具体定义和计算方法见表3-1。

表3-1 变量的定义和计算方法7

| 变量名 | 符号 | 变量定义 |
| --- | --- | --- |
| 贷款比率 | STRU | 贷款总额/资产总额 |
| 贷款期限 | MATU | （长期贷款+一年内到期的非流动负债）/贷款总额 |
| 贷款成本 | COST | 利息支出/贷款总额 |
| 货币政策 | MONE | （M2 增长率-GDP 增长率-CPI 增长率）<0 表示紧缩，取值为 1；否则取 0 |
| 金融关联程度 | FINA | 具有金融关联的高管人数/公司高管总人数 |

#### 6 货币政策不按季度区分，这在一定程度上会削弱实证研究的有效性，但仍不失为一次有意义的探索。

#### 7 本文参考王雄元和全怡（2011）、杜兴强、郭剑花和雷宇（2009）的做法，所有变量的时点指标均取值年末数。

续表

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
| 变量名 | 符号 | 变量定义 |
| 银行关联程度 | FINA1 | 具有银行关联的高管人数/公司高管总人数 |
| 非银行金融关联程度 | FINA2 | 具有非银行金融关联的高管人数/公司高管总人数 |
| 存在银行关联 | BANK | 公司高管存在银行关联时取 1，否则取 0 |
| 存在非银行金融关联 | NOBA | 公司高管存在非银行金融关联时取 1，否则取 0 |
| 政治关联 | Political | 公司高管中含现任或前任政府官员8、人大代表或政协委员等则取 1，否则取 0 |
| 公司规模 | Size | 资产总额的自然对数值 |
| 担保能力 | Assu | （固定资产净额+存货净额）/资产总额 |
| 净资产收益率 | ROE | 净利润/所有者权益 |
| 成长性 | Growth | （本年营业收入-上年营业收入）/上年营业收入 |
| 审计意见 | Opinion | 上年财务报告获得标准审计意见时取 0，否则取 1 |
| 行业 | Industry | 处于垄断性行业、国家重点支持行业和高度管制行业时取  1，否则取 0 |

## 第三节 研究模型

为了检验假设1.1，建立模型一：LOAN=C+a FINA+b CONTROLS+ε

针对假设1.2，建立模型二：

LOAN=C+a FINA1+b FINA2+c FINA1×FINA2+ d CONTROLS+ε

针对假设1.3，建立模型三：

LOAN=C+a FINA1×(1 -NOBA) +b FINA2×(1 -BANK) +c CONTROLS+ε

为了增强结论的说服力，本文设计了模型四和模型五，拟采用两种不同的方法来检验假设2a和假设2b。其中，模型四如下：

LOAN=C+a MONE +b FINA +c MONE×FINA +d CONTROLS+ε

模型五如下：

LOAN=C1+a FINA+b CONTROLS+ε（MONE=1）；LOAN=C2+c FINA+d CONTROLS+ε（MONE=0）

模型一中，回归系数a的符号和显著性能够检验金融关联是否有助于缓解民营企业的信贷融资约束。当LOAN 依次表示贷款比率（STRU）、贷款期限（MATU）和贷款成本（COST）时，如果金融关联确实能够缓解民营企业的信贷融资约束，那么

a的符号应该依次为正号、正号和负号。如果这三个符号都与预期相反，或者三个系数的相伴概率都不显著，那么假设1.1就不能成立。

#### 8 中国人民银行属于政府。

模型二中，FINA1×FINA2交乘项表示银行关联与非银行金融关联之间的相互关系。通过比较a、b和c的符号和相伴概率，可以判断出银行关联和非银行金融关联对于民营企业信贷融资的相互作用情况，从而检验假设1.2是否成立。由于FINA1和FINA2都与FINA1×FINA2存在较高程度的共线性，因此，模型二的回归结果可能缺乏足够的说服力，需要结合模型一的回归结果来得出更为准确的结论。

模型三中，FINA1×（1-NOBA）交乘项表示剔除非银行金融关联后的“纯”银行关联，FINA2×（1-BANK）则表示剔除银行关联后的“纯”非银行金融关联。通过对比分析这两个交乘项的回归系数a、b及其相伴概率，我们可以比较银行关联与非银行金融关联的“纯”作用力，以此来检验假设1.3。

模型四中，根据回归系数a可以得知货币政策紧缩是否会加重民营企业的信贷融资约束，而通过a、b和c的符号、大小以及对应的相伴概率，可以判断出货币紧缩时期金融关联是否有助于缓解民营企业的融资约束。以贷款成本（COST）为例，如果a显著为正，说明货币紧缩会使民营企业的贷款成本上升，这表明紧缩的货币政策是有效的。如果此时回归系数c显著为负，那就说明假设2a成立，否则表示假设2b成立。但是，模型四的解释力有限，因为FINA与MONE×FINA这两个变量之间存在较高程度的共线性，FINA可能会对MONE×FINA的回归结果准确性有所影响。

模型五中，将货币政策分为相对紧缩和相对宽松两组样本进行分组回归，目的是考察在不同的货币政策下金融关联对民营企业的信贷融资约束分别有怎样的影响。通过比较回归系数a和c，可以更为直观地观察货币政策波动下金融关联的有效性将如何变化，从而弥补了模型四的不足。模型五的另一个好处是它可以与模型一结合使用，因为模型一综合了货币紧缩和货币宽松两种情况，在一定程度上相当于是模型五的第三种情况——货币稳健时期。于是，将模型五的回归系数与模型一对比，可以更加准确地观察货币政策、金融关联与民营企业信贷融资之间的关系，如果在不同的货币政策下金融关联都是有效的，就可以进一步比较不同货币政策时期金融关联对民营企业信贷融资约束产生的作用。

# 第四章 实证结果及分析

根据上章的研究设计，本章将进行详细的实证研究与分析。首先，通过对变量进行总体描述性统计分析，可以了解变量的基本特征和现实状况；通过对比有金融关联和无金融关联两组样本的数据特征，初步检验金融关联对民营企业信贷融资的影响。然后，对主要变量的相关系数进行分析和检验，避免自变量之间产生严重的多重共线性，并且可以在未控制其他变量的情况下初步判断假设是否成立。最后，根据已建立的计量经济模型进行多元回归分析，各个模型的回归结果是检验假设合理性的主要依据，因此该部分为本章重点。本文采用STATA 10.0软件对数据进行实证研究与分析。

## 第一节 描述性统计

### 一 、总体描述性统计分析

对样本数据进行总体描述性统计分析，有助于我们从宏观上了解样本的数据特征。主要变量的描述性统计结果如表4-1所示。

表4-1 总体描述性统计结果

| 变量 | 观测值 | 均值 | 中位数 | 极大值 | 极小值 | 标准差 |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| STRU | 1046 | 0.207 | 0.195 | 0.703 | 0.000 | 0.136 |
| MATU | 1046 | 0.245 | 0.133 | 1.000 | 0.000 | 0.292 |
| COST | 1046 | 0.062 | 0.053 | 0.789 | 0.000 | 0.052 |
| MONE | 1046 | 0.615 | 1.000 | 1.000 | 0.000 | 0.487 |
| FINA | 1046 | 0.185 | 0.143 | 1.000 | 0.000 | 0.232 |
| FINA1 | 1046 | 0.011 | 0.000 | 0.500 | 0.000 | 0.050 |
| FINA2 | 1046 | 0.179 | 0.125 | 1.000 | 0.000 | 0.229 |
| Political | 1046 | 0.155 | 0.000 | 1.000 | 0.000 | 0.362 |
| Size | 1046 | 21.474 | 21.350 | 25.156 | 19.237 | 0.922 |
| Assu | 1046 | 0.414 | 0.409 | 0.919 | 0.014 | 0.169 |
| ROE | 1046 | 0.097 | 0.086 | 0.517 | 0.002 | 0.063 |
| Growth | 1046 | 0.420 | 0.215 | 43.607 | -0.736 | 2.034 |
| Opinion | 1046 | 0.007 | 0.000 | 1.000 | 0.000 | 0.082 |
| Industry | 1046 | 0.303 | 0.000 | 1.000 | 0.000 | 0.460 |

从表4-1可以看出，STRU和MATU的均值与中位数十分接近，并且中位数接近

于极小值，说明民营企业的贷款比率和贷款期限大部分都很低；同时，它们的标准差都比较小，说明在贷款比率和贷款期限方面民营企业之间的差异比较小。COST的中位数较大地偏离了极小值（相差5个百分点），说明民营企业的贷款成本普遍偏高；标准差却非常小，这说明民营企业的贷款成本分布很集中；然而极大值与中位数相差甚远，少数民营企业极高的贷款成本将均值拉上了比中位数更高的水平，说明这些企业面临的融资约束相当严重。MONE的均值0.615大于0.5，中位数为1，这说明大部分样本观测值分布在货币政策相对紧缩的年份。FINA、FINA1和FINA2的均值和标准差都很小，说明企业高管的金融关联程度普遍较低；金融关联高管人数占企业高管总人数的比例平均为18.5%，银行关联平均比例为1.1%、非银行金融关联平均比例为17.9%，这说明形成金融关联最主要的形式是通过证券、信托、保险、基金等非银行金融机构。从Political的均值和中位数来看，仅15.5%的民营企业其董事会中具有政治关联高管。Size变量的均值和中位数非常接近，并且两者偏向于极小值，说明民营上市公司的规模整体偏小。Assu的均值和中位数基本处于极大值与极小值的正中间位置，并且标准差较小，表明了民营企业的固定资产和存货净额分布比较均匀。

ROE的平均水平在9.7%左右，并且其中位数低于这个水平，说明我国大部分民营上市公司的净资产收益率处于较低的水平，股东的投资回报率不高。Growth 的中位数

0.215远低于平均水平0.420，极小值甚至为负数，说明了大部分的民营企业收入增长缓慢甚至出现负增长，只有少数企业发展较快。从Opinion来看，民营上市公司的年报极少出具非标准的审计意见。最后，Industry变量的数据特征表明我国民营上市公司大部分处于非垄断或非国家重点支持行业。

### 二 、分组的描述性统计分析

将样本划分为有金融关联和无金融关联两组，通过比较这两组样本的贷款比率、贷款期限和贷款成本是否存在差异，可以初步判断金融关联对民营企业信贷融资产生的影响。如果金融关联有助于缓解民营企业的信贷融资约束，那么有金融关联组的贷款比率、贷款期限应该比无金融关联组更高，贷款成本应该更低。分组的数据特征如表4-2所示。

表4-2 分组的描述性统计结果

| 变量 | 观测值 | FINA>0 | 均值 | 观测值 | FINA=0 | 均值 | T 检验  T 值 |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| STRU | 547 |  | 0.203 | 499 |  | 0.212 | 1.077 |
| MATU | 547 |  | 0.260 | 499 |  | 0.230 | -1.645\* |
| COST | 547 |  | 0.059 | 499 |  | 0.065 | 1.680\* |

注：\*表示通过了显著性水平为10%的双尾检验。

根据表4-2，有金融关联的这一组样本观测值为547 个，占样本总数的比例为

52.29%（547/1046），说明我国大约有52.29%的民营上市公司存在金融关联现象。有金融关联的民营企业平均贷款比率为20.3%，平均贷款期限为26.0%，平均贷款成本为5.9%；无金融关联的民营企业平均贷款比率为21.2%，平均贷款期限为23.0%，平均贷款成本为6.5%。虽然有金融关联组的平均贷款比率（STRU）低于无金融关联组，它们的均值差异却无法通过T检验，这说明有无金融关联对于民营企业的贷款比率来说影响不大。而根据T检验的结果，有金融关联的民营企业其平均贷款期限（MATU）明显高于无金融关联的民营企业，同时平均贷款成本（COST）也明显更低，说明金融关联有助于提高民营企业的贷款期限和降低其贷款成本。总体来说，分组的描述性统计结果初步支持了假设1.1的成立。

## 第二节 相关性分析

研究各变量两两之间的相关系数可以预知变量之间的相互关系，如果同一回归模型中的自变量（包括解释变量和控制变量）之间存在多重共线性的问题，就要考虑剔除某些相对不重要的自变量。而根据自变量与因变量之间的相关系数，可以粗略地估计前者对后者是否具有影响以及影响程度有多大。总之，变量的相关系数检验既可以避免多重共线性问题对回归结果的不利影响，还可以初步判断相应理论假设的合理性。本文对主要变量的Pearson相关系数和Spearman相关系数进行了显著性检验，具体结果如附表A9所示。

由附表A可知，除了金融关联程度（FINA）与非银行金融关联程度（FINA2）之间的相关系数高达0.991之外，各自变量两两之间的相关系数的绝对值都小于0.4，说明除了金融关联与非银行金融关联以外，其他自变量两两之间不存在明显的共线性。根据前文对样本的总体描述性统计分析，金融关联的主要构成成分为非银行金融关联，因此，金融关联（FINA）与非银行金融关联（FINA2）之间的相关系数接近于1是必然的，只要不将二者置于同一模型中，就可避免多重共线性的问题。

再来分析自变量与因变量（被解释变量）之间的相关系数。贷款比率（STRU）与货币政策（MONE）、公司规模（Size）、担保能力（Assu）和净资产收益率（ROE）之间的相关系数都通过了1%或5%的显著性检验，结合系数的符号可知，公司规模越大、担保能力越强的民营企业贷款比率就越高，净资产收益率越高其贷款比率反而越低10，在货币紧缩时期民营企业的贷款比率明显下降。贷款期限（MATU）与货币政策（MONE）在5%的水平上显著地负相关，与金融关联（FINA）、银行关联（FINA1）和非银行金融关联（FINA2）、公司规模（Size）、担保能力（Assu）和净资产收益率

（ROE）在1%或5%的水平上显著地正相关，并且与行业（Industry）之间的负相关

#### 9 由于相关系数表数据较多，本文将其作为附表单独放在参考文献后。

#### 10 可能是因为ROE较高的民营企业自我融资能力比较强，借款数量相对于资产规模的比例反而有所降低。

关系通过了1%的显著性检验，说明货币紧缩会缩短民营企业的贷款期限，金融关联

（包括单独的银行关联或非银行金融关联）程度越高、公司规模越大、担保能力越强、净资产收益率越高的民营企业贷款期限就越长，处于垄断或政府管制行业的民营企业其贷款期限反而更短。贷款成本（COST）与货币政策（MONE）在5%的水平上显著地正相关，与金融关联（FINA）、政治关联（Political）、公司规模（Size）和担保能力（Assu）在5%或10%的水平上显著地负相关，说明货币紧缩会使民营企业的贷款成本上升，金融关联、政治关联、公司规模和担保能力的水平越高就越能降低贷款成本。总之，金融关联有助于延长民营企业的贷款期限、降低其贷款成本，但是无法显著影响民营企业的贷款比率。

通过上述分析，可以初步判断假设1.1具有一定的合理性。但是，相关系数仅代表两个变量之间的关系，并没有剔除其他变量对它们的影响。若要准确地知道金融关联对民营企业信贷融资产生的作用，就需要进一步在控制其他变量的基础上进行严格的回归检验。

## 第三节 回归结果分析

根据前文的描述性统计和相关性分析，本文已经得到初步的结论，即金融关联有助于延长民营企业的贷款期限和降低其贷款成本，而对贷款比率的作用有限。但是，由于货币政策、政治关联、企业规模等其他因素的影响，关于金融关联有效性的结论不一定是可靠的，因此还需要将这些因素纳入模型，通过多元回归检验准确地分解各变量分别对民营企业信贷融资产生的影响，从而进一步确定金融关联所起的作用。在不考虑宏观经济环境的前提下，金融关联能否有效缓解民营企业的信贷融资约束、银行关联与非银行金融关联之间是否存在相互替代效应以及这两种不同形式的金融关联哪一个更为有效，这是模型一、模型二和模型三分别需要解决的问题。在考虑货币政策的背景下，金融关联能否缓解民营企业的信贷融资约束，这是模型四和模型五所要研究的问题。

### 一 、金融关联能否缓解民营企业的信贷融资约束

模型一的回归结果如表4-3所示。金融关联（FINA）的回归系数在STRU方程中并不显著，说明金融关联不能提高民营企业的贷款比率，即不能增加民营企业的贷款规模；但是在MATU方程和COST方程中都通过了5%的显著性检验，并且符号依次为正、负，说明较高的金融关联程度有助于民营企业获得更长期限、更低成本的银行贷款，即金融关联有助于缓解民营企业在贷款期限和贷款成本方面的融资约束。

表4-3 模型一的回归结果

| 变量 | STRU | MATU | COST |
| --- | --- | --- | --- |
| C | -0.694\*\*\*  （-7.640） | -1.577\*\*\*  （-7.686） | 0.113\*\*\*  （2.910） |

续表

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| 变量 | STRU | MATU | COST |
| FINA | 0.002  （0.097） | 0.087\*\*  （2.351） | -0.015\*\*  （-2.078） |
| Political | -0.004  （-0.362） | -0.016  （-0.690） | -0.005  （-1.136） |
| Size | 0.038\*\*\*  （8.777） | 0.078\*\*\*  （8.016） | -0.002  （-0.966） |
| Assu | 0.275\*\*\*  （12.161） | 0.304\*\*\*  （5.964） | -0.017\*  （-1.742） |
| ROE | -0.340\*\*\*  （-5.345） | 0.105  （0.730） | -0.027  （-0.989） |
| Growth | 0.002  （1.050） | 0.003  （0.761） | 0.001  （0.727） |
| Opinion | -0.057  （-1.241） | 0.081  （0.775） | 0.007  （0.357） |
| Industry | 0.013  （1.599） | -0.044\*\*  （-2.370） | 0.001  （0.197） |
| R2 | 0.204 | 0.122 | 0.013 |
| Adj. R2 | 0.198 | 0.115 | 0.005 |
| F | 33.162 | 18.030 | 1.664 |
| Prob.>F | 0.000 | 0.000 | 0.103 |
| Durbin-Watson | 1.888 | 1.903 | 2.033 |
| 样本量 | 1046 | 1046 | 1046 |

注：\*、\*\*、\*\*\*分别表示通过了10%、5%和1%的双尾检验，括号中的数字则为相应的t值，下同。

在模型一的控制变量中，政治关联（Political）的回归系数在三个方程中都不显著，可能是因为政府官员类政治关联的“政府干预”作用与代表委员类政治关联的“关系”作用相互抵消所致（杜兴强等，2009）。公司规模（Size）和担保能力（Assu）的回归系数在贷款比率（STRU）和贷款期限（MATU）方程中符号为正，并且通过了1%的显著性检验，说明规模越大、担保能力越强的民营企业其贷款比率越高、贷款期限越长，而贷款成本（COST）却没有显著变化；净资产收益率（ROE）越高，民营企业的贷款比率（STRU）反而越低，但贷款期限（MATU）和贷款成本（COST）没有发生明显的变化；公司的成长性（Growth）和上年的审计意见（Opinion）在三个方程中的回归系数都不显著，说明它们对民营企业的银行贷款没有明显的作用；行业（Industry）在5%的水平上显著地缩短了民营企业的贷款期限（MATU），这可能是因为垄断性行业、国家高度管制或重点支持行业中存在严重的“国进民退”现象，银行对处于这些行业的民营企业的财务状况和发展前景比较担忧，所以倾向于对其发放短期的贷款。

尽管模型一中三个方程的可决系数R2和Adj R2都比较低11，但根据F统计参数检验可知，模型中各自变量的联合解释能力比较好，回归结果具有较强的说服力。

DW统计量的值始终接近于2，表明残差序列具有较高的独立性，样本数据不存在明显的自相关性，进一步说明了模型是有效的。除了个别控制变量的显著性有所降低之外，金融关联和各控制变量的回归结果与前文的相关性分析结果并无实质差异。总之，模型一的回归结果表明金融关联能够有效缓解民营企业在贷款期限和贷款成本方面的融资约束（尽管在贷款比率方面的作用并不显著），进一步支持了假设1.1的成立。

### 二 、银行关联与非银行金融关联之间是否存在替代效应

模型二的回归结果如表4-4所示。FINA1的回归系数在三个方程中均不显著，说明银行关联程度较高的民营企业在贷款比率、贷款期限和贷款成本方面所面临的融资约束并不能得到有效的缓解。FINA2的回归系数在MATU方程和COST方程中符号依次为正、负并且都通过了5%的显著性检验，而在STRU方程方程中并不显著，说明较高程度的非银行金融关联有助于民营企业延长贷款期限、降低贷款成本，而对于贷款比率的作用不明显。

表4-4 模型二的回归结果

| 变量 | STRU | MATU | COST |
| --- | --- | --- | --- |
| C | -0.714\*\*\*  （-7.700） | -1.533\*\*\*  （-7.325） | 0.119\*\*\*  （3.011） |
| FINA1 | -0.106  （-0.759） | 0.113  （0.359） | 0.049  （0.821） |
| FINA2 | 0.004  （0.214） | 0.077\*\*  （2.008） | -0.015\*\*  （-2.098） |
| FINA1×FINA2 | 0.068  （0.175） | 0.331  （0.375） | -0.078  （-0.470） |
| Political | -0.004  （-0.340） | -0.017  （-0.722） | -0.005  （-1.142） |
| Size | 0.039\*\*\*  （8.810） | 0.076\*\*\*  （7.636） | -0.002  （-1.102） |
| Assu | 0.274\*\*\*  （12.080） | 0.308\*\*\*  （6.011） | -0.017\*  （-1.772） |
| ROE | -0.342\*\*\*  （-5.374） | 0.113  （0.788） | -0.026  （-0.973） |
| Growth | 0.002  （1.037） | 0.003  （0.771） | 0.001  （0.735） |
| Opinion | -0.058  （-1.253） | 0.082  （0.783） | 0.007  （0.370） |
| Industry | 0.013  （1.624） | -0.045\*\*  （-2.391） | 0.001  （0.169） |
| R2 | 0.205 | 0.123 | 0.014 |

#### 11 可决系数R2较低可能是因为一些重要的未知变量未纳入模型，也可能是因为截面数据的拟合度本身就不高。

续表

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| 变量 | STRU | MATU | COST |
| Adj. R2 | 0.197 | 0.115 | 0.004 |
| F | 26.638 | 14.517 | 1.448 |
| Prob.>F | 0.000 | 0.000 | 0.154 |
| Durbin-Watson | 1.890 | 1.910 | 2.031 |
| 样本量 | 1046 | 1046 | 1046 |

但是，以上结果并不能说明银行关联对民营企业的信贷融资约束没有影响，因为

FINA1和FINA2这两个变量并没有互相排除对方的影响。根据前文的描述性统计和相关性分析结果，非银行金融关联在金融关联中占据决定性的地位，而银行关联的平均水平仅为1.1%。这就说明存在银行关联的企业很可能同时也存在非银行金融关联，即FINA1大于0的同时FINA2很可能也大于0，也就是说FINA1的回归系数可能并不能代表银行关联对于民营企业信贷融资的“单独”作用。但是，由于FINA2相对独立于FINA1，所以FINA2的回归结果比较可靠。从FINA1×FINA2交乘项的回归系数来看，其符号在STRU方程、MATU方程和COST方程中依次为正、正、负，但是都没有通过1%、5%或10%的显著性检验，说明银行关联和非银行金融关联之间不存在明显的“此消彼长”关系，即二者不存在显著的替代效应。

由于FINA1×FINA2可能受到FINA2的影响从而导致其回归结果不够准确，因此需要结合模型一来进一步确定银行关联和非银行金融关联之间的关系。对比模型二和模型一的回归结果可以发现，非银行金融关联程度（FINA2）在MATU方程中回归系数为0.077，而金融关联程度（FINA）在MATU方程中回归系数为0.087，二者都通过了5%的显著性检验，说明不区分形式的FINA比区分形式的FINA2在贷款期限

（MATU）方面的影响更大，即银行关联与非银行金融关联之间在贷款期限方面存在一定的互补作用。这一点在模型二的回归结果中也有所体现：在MATU方程中，FINA1和FINA2的回归系数都为正，FINA1×FINA2的系数为正并且绝对值大于FINA1 和

FINA2的回归系数，表明FINA1与FINA2有可能相互促进。与此同时，在STRU方程和COST方程中，FINA和FINA2的回归系数并不存在明显的差异，即银行关联与非银行金融关联之间在提高贷款比率和降低贷款成本方面不存在明显的互补关系或相互替代关系。

至于控制变量的回归系数大小和显著性，模型二与模型一基本保持一致。这在一定程度上间接地说明了各控制变量对被解释变量的影响是比较稳定的，从而保证了解释变量不受其干扰。另外，模型二中各方程的可决系数R2和Adj R2都较低，模型的拟合优度不高，这是由于截面数据本身的原因所致，只要其他参数显著即可，毋需对此过于苛求。F统计量和DW统计量的值说明模型确实比较有效。

总体而言，模型二的回归结果说明假设1.2不成立，即银行关联与非银行金融关联之间不存在明显的替代效应。这就意味着“关系”、“沟通”机制与“声誉与信用”、

“金融技能”机制不能产生相互替代的作用。同时，两种不同形式的金融关联在延长民营企业贷款期限上存在一定的互补效应，而在贷款比率和贷款成本上没有发现明显的互补关系。这种互补关系的存在可能是因为，有了非银行金融关联高管的“声誉与信用”和“金融技能”作担保，银行关联高管对民营企业贷款的使用更为放心。

### 三 、银行关联与非银行金融关联的作用力比较

为了准确地比较银行关联与非银行金融关联的作用大小，首先应该保证相应变量之间的相互独立性，使变量能够反映出这两种金融关联分别具有的“单独”作用。在前面的替代效应研究中已经提到，存在银行关联的民营企业很可能同时也存在非银行金融关联，银行关联程度（FINA1）不能有效地代表银行关联对民营企业信贷融资的

“单独”作用，而非银行金融关联（FINA2）虽然相对独立于FINA1，但仍然不能完全剔除银行关联的影响。因此，本文在模型三的研究中，采用FINA1×（1-NOBA）和FINA2×（1-BANK）分别代表银行关联与非银行金融关联的“单独”作用。模型三的回归结果如表4-5所示。

表4-5 模型三的回归结果

| 变量 | STRU | MATU | COST |
| --- | --- | --- | --- |
| C | -0.693\*\*\*  （-7.636） | -1.605\*\*\*  （-7.819） | 0.119\*\*\*  （3.083） |
| FINA1×(1-NOBA) | 0.230  （1.219） | 0.434  （1.014） | 0.037  （0.457） |
| FINA2×(1-BANK) | 0.005  （0.316） | 0.057  （1.493） | -0.016\*\*  （-2.218） |
| Political | -0.004  （-0.337） | -0.014  （-0.577） | -0.005  （-1.174） |
| Size | 0.038\*\*\*  （8.794） | 0.080\*\*\*  （8.213） | -0.002  （-1.141） |
| Assu | 0.274\*\*\*  （12.135） | 0.298\*\*\*  （5.835） | -0.017\*  （-1.729） |
| ROE | -0.343\*\*\*  （-5.393） | 0.096  （0.667） | -0.026  （-0.967） |
| Growth | 0.002  （1.051） | 0.003  （0.698） | 0.001  （0.736） |
| Opinion | -0.057  （-1.235） | 0.081  （0.775） | 0.007  （0.370） |
| Industry | 0.014\*  （1.648） | -0.044\*\*  （-2.363） | 0.001  （0.175） |
| R2 | 0.205 | 0.120 | 0.014 |
| Adj. R2 | 0.198 | 0.112 | 0.005 |
| F | 29.662 | 15.699 | 1.590 |

续表

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| 变量 | STRU | MATU | COST |
| Prob.>F | 0.000 | 0.000 | 0.113 |
| Durbin-Watson | 1.887 | 1.897 | 2.031 |
| 样本量 | 1046 | 1046 | 1046 |

从表4-5中可以看到，尽管FINA1×（1-NOBA）的回归系数在STRU方程和MATU方程中符号为正，但是在三个方程中都无法通过显著性检验，说明银行关联对民营企业的信贷融资约束产生的作用并不明显。而FINA2×（1-BANK）的回归系数依次为正号、正号、负号，并且在COST方程中通过了5%显著性水平的t检验，因此非银行金融关联对民营企业的贷款比率和贷款期限影响不大，但是却能够显著地降低民营企业的贷款成本。由此可见，对于缓解民营企业的信贷融资约束来说，非银行金融关联比银行关联有效。

对比模型二和模型三可以发现，在不剔除银行关联影响的情况下，非银行金融关联（FINA2）有助于延长贷款期限（模型二）；而剔除银行关联的影响后，“纯”非银行金融关联（即FINA2×（1-BANK）交乘项）对贷款期限的作用并不显著，再次验证了银行关联与非银行金融关联在延长贷款期限方面存在互补效应。

控制变量的回归结果仍然比较稳定，各方程的可决系数R2和Adj R2也还是不高。但是，根据F参数检验，三个方程中的F值表明模型三中的各变量联合解释能力比较好，回归结果仍具有较强的说服力。而DW统计量始终与2接近，说明模型三的检验结果是有效的。

总体而言，模型三的回归结果支持假设1.3的成立，即在缓解民营企业的信贷融资约束方面非银行金融关联比银行关联更为有效。但是，在贷款比率、贷款期限和贷款成本三个方面都未发现银行关联具有明显的作用，难道民营企业聘请具有银行背景的人员加入公司董事会是无用之举吗？本文在第二章的理论分析与研究假设已经提到，银行关联高管的身份比较特殊，不仅需要对民营企业履行董事的职责，同时还肩负着债权人银行对企业的监督使命。这类作为债权人代表的高管通过对民营企业经营、投融资行为和贷款使用的监督，很可能会增加企业在银行贷款方面的阻碍，从而削弱关系机制和沟通机制带来的好处。

### 四 、货币紧缩时期金融关联能否缓解民营企业的信贷融资约束

货币紧缩时期金融关联是否有助于缓解民营企业的信贷融资约束，模型四和模型五将从两个不同的角度分别加以检验。其中，模型四的检验思路为：首先观察货币紧缩是否会加重民营企业的信贷融资约束，然后利用货币政策变量与金融关联的交乘项来检验在货币政策背景下金融关联的有效性。模型五的思路为：将样本按货币政策是否紧缩划分为两组，分别考察在货币相对紧缩和相对宽松两种情况下金融关联的作用

有何不同。其中，模型四的回归结果如表4-6所示。

表4-6 模型四的回归结果

| 变量 | STRU | MATU | COST |
| --- | --- | --- | --- |
| C | -0.664\*\*\*  （-7.351） | -1.565\*\*\*  （-7.600） | 0.110\*\*\*  （2.839） |
| MONE | -0.039\*\*\*  （-3.906） | -0.014  （-0.624） | 0.003  （0.666） |
| FINA | 0.001  （0.044） | 0.113\*  （1.927） | -0.024\*\*  （-2.124） |
| MONE×FINA | 0.001  （0.038） | -0.043  （-0.569） | 0.015  （1.042） |
| Political | -0.002  （-0.189） | -0.015  （-0.618） | -0.006  （-1.242） |
| Size | 0.038\*\*\*  （8.903） | 0.079\*\*\*  （8.026） | -0.002  （-0.982） |
| Assu | 0.256\*\*\*  （11.295） | 0.294\*\*\*  （5.688） | -0.014  （-1.471） |
| ROE | -0.369\*\*\*  （-5.842） | 0.087  （0.607） | -0.022  （-0.823） |
| Growth | 0.002  （1.093） | 0.003  （0.775） | 0.001  （0.707） |
| Opinion | -0.054  （-1.177） | 0.084  （0.799） | 0.006  （0.322） |
| Industry | 0.013  （1.598） | -0.044\*\*  （-2.349） | 0.001  （0.161） |
| R2 | 0.222 | 0.124 | 0.016 |
| Adj. R2 | 0.214 | 0.115 | 0.007 |
| F | 29.522 | 14.606 | 1.717 |
| Prob.>F | 0.000 | 0.000 | 0.072 |
| Durbin-Watson | 1.920 | 1.905 | 2.040 |
| 样本量 | 1046 | 1046 | 1046 |

根据表4-6, MONE在STRU方程中的回归系数为-0.039，并且通过了1%的显著性检验，说明货币紧缩会导致民营企业的贷款比率显著下降。而在MATU 方程和

COST方程中，MONE的回归系数都不显著，说明货币紧缩对民营企业的贷款期限和贷款成本没有明显的作用。FINA在MATU方程和COST方程中的回归系数为分别为

0.113和-0.024，并且分别在10%、5%的水平上显著，说明在不考虑货币政策的情况下，金融关联总体上有利于延长民营企业的贷款期限和降低其贷款成本，对贷款比率

（STRU）的作用则是十分有限的；而当考虑货币政策波动时，金融关联的作用便不再理想，MONE×FINA交乘项的回归系数在STRU方程、MATU方程和COST方程中都没有通过1%、5%或10%的显著性检验，基本上失去了FINA变量的效力。但由

于FINA与MONE×FINA之间存在的共线性可能影响MONE×FINA回归结果的准确性，因此，需要结合模型五来进一步判断。

模型五的回归结果如表4-7所示。

表4-7 模型五的回归结果

MONE=1 MONE=0

变量

STRU MATU COST STRU MATU COST

C FINA

-0.760\*\*\*

（-6.473）

0.002

（0.090）

-1.131\*\*\*

（-4.040）

0.083\*

（1.687）

0.070

（1.505）

-0.011

（-1.315）

-0.534\*\*\*

（-3.836）

-0.001

（-0.029）

-2.294\*\*\*

（-7.911）

0.094\*

（1.738）

0.178\*\*\*

（2.662）

-0.021\*

（-1.707）

Political -0.010

（-0.772）

0.040\*\*\*

-0.016

（-0.538）

0.059\*\*\*

-0.003

（-0.608）

0.000

0.011

（0.650）

0.034\*\*\*

-0.005

（-0.135）

0.109\*\*\*

-0.010

（-1.182）

-0.005

Size Assu ROE

Growth

（7.044）

0.311\*\*\*

（10.907）

-0.303\*\*\*

（-3.565）

-0.004

（-1.510）

（4.427）

0.216\*\*\*

（3.175）

-0.162

（-0.797）

0.016\*\*

（2.549）

（0.015）

-0.008

（-0.723）

0.003

（0.084）

-0.002\*

（-1.907）

（5.180）

0.176\*\*\*

（4.664）

-0.421\*\*\*

（-4.474）

0.007\*\*\*

（2.581）

（7.997）

0.426\*\*\*

（5.421）

0.343\*

（1.749）

-0.007

（-1.255）

（-1.513）

-0.023

（-1.248）

-0.042

（-0.920）

0.003\*\*

（2.264）

Opinion -0.083

（-1.531）

0.019\*

0.186

（1.447）

-0.024

0.014

（0.656）

-0.001

-0.023

（-0.266）

0.007

-0.121

（-0.673）

-0.084\*\*\*

-0.015

（-0.349）

0.003

Industry

（1.809）

（-0.981）

（-0.139）

（0.530）

（-3.046）

（0.506）

R2 0.244 0.078 0.011 0.147 0.250 0.040

Adj. R2 0.234 0.066 -0.002 0.130 0.235 0.020

F 25.581 6.707 0.872 8.514 16.444 2.047

Prob. >F 0.000 0.000 0.540 0.000 0.000 0.040

Durbin-Watson 1.877 1.904 1.941 2.023 1.967 2.125

样本量 1046 1046 1046 1046 1046 1046

根据模型五的回归结果，在货币紧缩（MONE=1）组的样本中，金融关联程度

（FINA）的回归系数在贷款比率（STRU）方程、贷款期限（MATU）方程和贷款成本（COST）方程中依次为0.002、0.083和-0.011，三个系数中只有第二个通过了10%的显著性检验；而在货币宽松（MONE=0）组的样本中，FINA的回归系数依次为-0.001、

0.094和-0.021，后两个系数都通过了10%的显著性检验。进一步发现，COST方程的

F值在MONE=1时不显著而在MONE=0时很显著，说明当货币紧缩时另有其他重要因素对民营企业贷款成本发挥作用。通过对比这两组样本的回归结果可知，货币宽松时期金融关联有助于延长民营企业的贷款期限和降低其贷款成本，而在货币紧缩时期只能缓解民营企业在贷款期限方面的融资约束。

综合模型四和模型五的回归结果可以得到较为准确的结论，即货币政策的调整主要通过信贷渠道影响民营企业的贷款比率（即贷款规模）；在货币宽松的情况下金融关联有助于延长民营企业的贷款期限和降低其贷款成本，而当货币紧缩时金融关联的作用有所削弱，此时只能延长民营企业的贷款期限而不能缓解民营企业在贷款比率和贷款成本方面的融资约束。

此外，模型一相当于将货币政策紧缩与宽松两种状态融合在一起，在一定程度上可以代表货币稳健的状态。比较模型五和模型一的回归结果可知，货币紧缩

（MONE=1）、货币稳健（模型一）和货币宽松（MONE=0）三种情况下，金融关联

（FINA）在贷款比率（STRU）方程中的回归系数依次为0.002、0.002和-0.001并且都不显著，说明无论货币政策如何，金融关联都不能显著地影响民营企业的贷款比率

（贷款规模）；而在贷款期限（MATU）方程中FINA的回归系数依次为0.083、0.087和0.094，三个系数都通过了5%或10%的显著性检验，说明在货币政策紧缩、稳健和宽松时期，金融关联能够显著地延长民营企业的贷款期限；在贷款成本（COST）方程中FINA的回归系数则依次为-0.011、-0.015和-0.021，并且后两个系数依次通过了5%和10%的显著性检验，说明货币政策稳健和宽松时期金融关联有助于降低民营企业的贷款成本，而在货币紧缩时期对贷款成本没有明显的作用。

综上所述，可以得出假设2a成立、假设2b不成立的结论，即货币紧缩时期金融关联能够有效地缓解民营企业在贷款期限上面临的融资约束（尽管不能提高民营企业的贷款比率或降低其贷款成本）。

# 第五章 稳健性检验

为了检验上一章实证结果的可靠性，本章将进行敏感性测试。

## 第一节 信贷融资替代变量

在前文的实证研究中，贷款比率（STRU）、贷款期限（MATU）和贷款成本（COST）都是根据年末余额或本年发生额计算而得。由于企业贷款利息的发生额与本年贷款总额的平均数更具有配比性，因此本章将信贷融资变量的时点指标替换为时期指标。重新定义后的三个变量为：贷款比率（STRU1）=平均贷款总额/平均资产总额，贷款期限（MATU1）=（长期贷款+一年内到期的非流动负债）平均数/平均贷款总额，贷款成本（COST1）=利息支出/平均贷款总额12。将以上三个替代变量代入研究模型重新进行回归检验，相应的回归结果如表5-1所示13。

|  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  |  | 模型一 |  |  | 模型二 |  |
| STRU1 | MATU1 | COST1 | STRU1 | MATU1 | COST1 |
|  | -0.725\*\*\* | -1.520\*\*\* | 0.041\*\* | -0.736\*\*\* | -1.487\*\*\* | 0.045\*\* |
| C | （-8.362） | （-7.898） | （2.273） | （-8.319） | （-7.574） | （2.409） |
| -0.003 0.091\*\*\* -0.006\*  FINA （-0.219） （2.609） （-1.690） - | | | | | - | - |
| FINA1 0.044 | | | | | 0.187 | 0.038 |
| （-0.330） | | | | | （0.636） | （1.370） |
| -0.003 | | | | | 0.084\*\* | -0.005 |
| FINA2 - - - （-0.180） | | | | | （2.318） | （-1.613） |
| FINA1×FINA 2 0.009 | | | | | -0.032 | -0.076 |
|  | |  |  | （-0.024） | （-0.038） | （-0.975） |
| Political -0.007 | | -0.012 | -0.003 | -0.007 | -0.012 | -0.003 |
| （-0.729） | | （-0.539） | （-1.621） | （-0.709） | （-0.547） | （-1.611） |
| 0.039\*\*\* | | 0.076\*\*\* | 0.000 | 0.040\*\*\* | 0.074\*\*\* | 0.000 |
| Size （9.488） | | （8.263） | （-0.138） | （9.420） | （7.922） | （-0.313） |
| 0.279\*\*\* | | 0.308\*\*\* | -0.011\*\* | 0.278\*\*\* | 0.310\*\*\* | -0.011\*\* |
| Assu （12.893） | | （6.422） | （-2.410） | （12.790） | （6.421） | （-2.472） |
| -0.308\*\*\* | | 0.080 | -0.016 | -0.309\*\*\* | 0.086 | -0.016 |
| ROE （-5.077） | | （0.596） | （-1.242） | （-5.092） | （0.637） | （-1.233） |
| Growth 0.002 | | 0.003 | 0.000 | 0.002 | 0.003 | 0.000 |
| （1.062） | | （0.718） | （0.919） | （1.051） | （0.723） | （0.931） |
| Opinion -0.044 | | 0.125 | 0.001 | -0.044 | 0.126 | 0.001 |
| （-0.923） | | （1.182） | （0.119） | （-0.926） | （1.187） | （0.133） |

表5-1 信贷融资替代变量回归结果

变量

#### 12 本文也采取了将利息支出替换为净利息支出的做法，但实证结果并不显著，说明前文的判断是正确的，即扣除利息收入后的净利息支出不能很好地反映企业获得贷款的难度（成本）。

#### 13 限于篇幅，这里只列出模型一和模型二的回归结果，其他模型的回归结果与第四章的实证研究没有实质性差异。

|  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  |  | 模型一 |  |  | 模型二 |  |
| STRU1 | MATU1 | COST1 | STRU1 | MATU1 | COST1 |
|  | 0.009 | -0.039\*\* | 0.003\* | 0.009 | -0.039\*\* | 0.003\*\* |
| Industry | （1.087） | （-2.218） | （1.845） | （1.096） | （-2.236） | （1.813） |
| R2 | 0.225 | 0.132 | 0.018 | 0.225 | 0.133 | 0.020 |
| Adj. R2 | 0.219 | 0.126 | 0.010 | 0.218 | 0.124 | 0.011 |
| F | 37.281 | 19.612 | 2.358 | 29.820 | 15.709 | 2.100 |
| Prob.>F | 0.000 | 0.000 | 0.016 | 0.000 | 0.000 | 0.022 |
| Durbin-Watson | 1.866 | 1.942 | 2.010 | 1.866 | 1.945 | 2.007 |
| 样本量14 | 1037 | 1037 | 1037 | 1037 | 1037 | 1037 |

续表变量

根据表5-1的回归结果，除了FINA2变量在模型二的COST1方程中显著性有所降低以及Industry变量在COST1方程中变得显著之外，其他变量（包括常数项C）的回归结果并没有发生实质性的变化。以上回归结果说明，金融关联有助于延长民营企业的贷款期限和降低其贷款成本，银行关联与非银行关联之间不存在显著的相互替代效应，但是二者在缓解民营企业信贷融资约束上有一定程度的互补作用（主要体现在贷款期限和贷款成本方面）。此外，替换信贷融资变量后的F值在各个方程中都非常显著，说明各解释变量的联合解释力较好，即模型的设计是有效的。

总之，模型一和模型二的回归结果与前文的实证研究没有实质性的区别。其他模型的回归结果也仍然支持上一章的实证研究结论，此处不再赘述。

## 第二节 货币政策替代变量

由于定性的虚拟变量赋值存在较大的主观性（即使是在参考央行发布的货币政策执行报告和银行家信心指数的基础上进行的），这可能影响本文结论的说服力，因此本章直接采用“MONE1=（M2增长率-GDP增长率-CPI增长率）”这一连续变量来表示货币政策并重新进行回归检验，以模型四为例，回归结果如表5-2所示。

表5-2 货币政策替代变量回归结果

| 变量 | STRU | MATU | COST |
| --- | --- | --- | --- |
| C | -0.705\*\*\*  （-7.798） | -1.583\*\*\*  （-7.706） | 0.114\*\*\*  （2.951） |
| MONE1 | 0.002\*\*\*  （3.243） | 0.002  （1.020） | 0.000  （-0.953） |
| FINA | 0.005  （0.298） | 0.098\*\*  （2.388） | -0.014\*  （-1.799） |

#### 14 在2010年的样本中有9家民营上市公司的年初贷款数据不详，导致本章的样本容量比上一章稍小。

续表

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| 变量 | STRU | MATU | COST |
| MONE1×FINA | -0.001  （-0.481） | -0.003  （-0.599） | 0.000  （-0.224） |
| Political | -0.002  （-0.225） | -0.016  （-0.673） | -0.005  （-1.198） |
| Size | 0.038\*\*\*  （8.923） | 0.079\*\*\*  （8.025） | -0.002  （-1.007） |
| Assu | 0.263\*\*\*  （11.587） | 0.298\*\*\*  （5.778） | -0.015  （-1.539） |
| ROE | -0.349\*\*\*  （-5.521） | 0.102  （0.707） | -0.025  （-0.922） |
| Growth | 0.002  （1.299） | 0.003  （0.818） | 0.001  （0.639） |
| Opinion | -0.051  （-1.115） | 0.084  （0.804） | 0.006  （0.309） |
| Industry | 0.012  （1.516） | -0.045\*\*  （-2.400） | 0.001  （0.221） |
| R2 | 0.214 | 0.123 | 0.014 |
| Adj. R2 | 0.207 | 0.115 | 0.005 |
| F | 28.218 | 14.515 | 1.521 |
| Prob.>F | 0.000 | 0.000 | 0.126 |
| Durbin-Watson | 1.907 | 1.907 | 2.037 |

根据表5-2的回归结果，MONE1在STRU方程、MATU方程和COST方程中的回归系数依次为0.002、0.002和0.000，后两个系数都不显著，第一个系数则通过了

1%的显著性检验，说明在MONE1较大（即货币相对宽松）的情况下民营企业的贷款比率显著上升，而贷款期限和贷款成本的变化不明显。这与上一章得出的结论是一致的，即货币政策的波动主要影响民营企业的贷款比率（即贷款规模）。FINA、

MONE1×FINA以及各控制变量的回归结果并不影响上一章实证研究结论的有效性，说明上一章的实证结果是比较稳健的。

## 第三节 金融关联内Th性

金融关联可能内生于外部因素或企业自身的特征，导致金融关联与民营企业信贷融资约束之间只是一种“伪”相关关系。为了避免金融关联与民营企业信贷融资约束之间的内生性问题，本文借鉴邓建平和曾勇（2011）的做法，选择从无金融关联变化为有金融关联的公司作为子样本，对这些公司在建立金融关联前后的信贷融资约束进行差异性检验。由于货币政策调整会影响民营企业的信贷融资，为避免货币政策波动带来的干扰，本文从货币相对宽松年份（2009年和2010年）的样本中筛选子样本，一共有11家民营上市公司从2009年的无金融关联变化为2010年的有金融关联。对

这11家公司的贷款比率、贷款期限和贷款成本进行差异性检验，结果如表5-3所示。

表5-3 金融关联内生性检验结果

无金融关联（2009年）有金融关联（2010年）T检验

| 变量 | 观测值 | 均值 | 观测值 | 均值 | T值 |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| STRU | 11 | 0.500 | 11 | 0.484 | 0.152 |
| MATU | 11 | 0.196 | 11 | 0.254 | -0.497 |
| COST | 11 | 0.106 | 11 | 0.062 | 2.008\*\* |

表5-2的检验结果表明，建立金融关联前后，民营企业的贷款比率和贷款期限并没有发生显著的变化；而在建立金融关联之前，这些民营企业的平均贷款成本为

0.106，建立金融关联之后贷款成本平均值下降为0.062，并且两者之间的差异是显著的。以上结果说明金融关联确实会显著地影响民营企业的贷款成本，金融关联可能存在的内生性对本文的实证结果不会造成较大偏差，本文第四章的实证研究结果是稳定、可靠的。

结**语**

本部分将总结前文实证研究与分析得出的主要结论，并针对如何缓解民营企业的信贷融资约束提出切实可行的建议。最后，概括本文的主要创新点和不足之处，并对以后相关方面的研究提出展望。

## 第一节 研究结论

本文以我国民营上市公司为研究样本，基于社会资本理论，对金融关联与民营企业信贷融资（贷款比率、贷款期限和贷款成本）之间的关系、银行关联与非银行金融关联之间的相互关系和作用力比较以及货币紧缩时期金融关联是否有助于缓解民营企业的信贷融资约束这几个问题进行了实证研究。主要的研究结论如下：

我国52.29%的民营上市公司存在不同程度的金融关联，其中金融关联最高水平为100%，最低水平为0，平均水平仅为18.5%。金融关联是一种重要的社会资本，它能够通过关系机制、沟通机制、声誉与信用机制以及金融技能机制对民营企业的信贷融资产生积极的作用。民营企业的金融关联程度与企业的贷款期限存在显著的正相关关系，同时与贷款成本显著地负相关。通过聘请具有金融机构任职背景的人员加入公司董事会，民营企业能够有效地缓解“信贷歧视”所造成的融资困难。

作为两种不同形式的金融关联，银行关联通过关系机制和沟通机制对民营企业信贷融资约束产生影响，而非银行金融关联主要通过声誉与信用机制以及金融技能机制发挥作用。对于缓解民营企业的信贷融资约束，这两种金融关联之间并不存在显著的相互替代关系，但存在一定程度的互补效应。如果存在银行关联的民营企业同时聘请具有证券、信托、保险、基金等非银行金融机构任职背景的专业人士加入公司高层，那么，这些专业人士的声誉与信用以及金融技能能够让银行关联高管的关系机制和沟通机制发挥更大的作用，从而在更大程度上有利于缓解企业面临的信贷融资约束。

在两种金融关联中，非银行金融关联是民营上市公司最主要的金融关联形式，银行关联的平均水平为1.1%，而非银行金融关联的平均水平为17.9%。对于缓解民营企业的信贷融资约束来说，非银行金融关联比银行关联更有效，银行关联对于缓解民营企业信贷融资约束的作用有限，而非银行金融关联能够显著地降低民营企业的信贷融资成本。这是因为，银行关联高管代表贷款银行行使监督职责产生的阻碍作用削弱了关系机制和沟通机制带来的好处，而经理人市场的声誉与信用机制和金融技能机制发挥着越来越明显的作用。因此，民营企业应该更多地聘请具有非银行金融机构任职背景的专业人士加入企业董事会，充分利用非银行金融关联的声誉与信用机制和金融技能机制解决融资困难。

紧缩的货币政策主要通过信贷渠道影响企业的贷款比率（即贷款规模），从而加

重民营企业的融资约束。货币紧缩时期，金融关联有助于延长民营企业的贷款期限，但无法缓解民营企业在贷款比率或贷款成本上面临的融资约束。

## 第二节 缓解民营企业融资约束的建议

在中国这个讲究“人情”和“关系”的社会，民营企业要想摆脱融资困境就离不开个人关系和非正常手段的竞争。民营企业通过与银行建立紧密的合作关系、加强与银行之间的沟通，对企业获取信贷融资便利很有好处。而随着我国资本市场的不断发展，经理人市场的声誉与信用机制和金融技能机制日臻完善，为解决我国民营企业的融资难题提供了新的有效途径。我国民营上市公司通过聘请具有证券、保险、信托、基金等非银行金融机构任职背景的人员担任公司高管，在实践中已经为企业的信贷融资带来了便利。但是，声誉与信用机制和金融技能机制的作用还没有得到充分的发挥，与之互补的银企之间的关系机制和沟通机制也需要进一步疏通。而在国家货币紧缩的宏观经济形势下，我们不应过分依赖金融关联这种非正式制度的作用，如何通过国家宏观调控和制度环境建设来缓解民营企业的融资约束才是关键所在。为了解决民营企业信贷融资的困难，本文提出如下几点建议：

第一，完善资本市场建设，积极推进经理人市场的声誉与信用机制和金融技能机制。资本市场是一个国家经济的晴雨表，经营者的能力、公司业绩的好坏最终都会通过资本市场来反映。有效的资本市场能够使公司股价真实地反映公司的价值，从而增加公众对经理人市场的信任。同时，它还能真实地反映公司高管的专业技能，只有专业素质过硬、金融技能够强的经理人才能得到市场的认可，而只有过硬的金融技能才能为民营企业带来科学、可行的融资方案。

第二，建立企业信用担保体系，疏通银企之间的关系和沟通障碍。银行代表进入民营企业董事会，一方面有利于强化银企之间的联系与沟通从而降低信息不对称带来的贷款风险，另一方面出于债权人的利益角度会对企业实施更严密的监督，使企业难以在困难时期得到银行的信任和帮助。建立有效的企业信用担保体系能够加强银行对民营企业的信任，从而弱化监督的力度，使民营企业更多地享受关系机制和沟通机制带来的好处。

第三，鼓励民营企业同时建立银行关联和非银行金融关联。银行任职背景和证券、信托、保险、基金等非银行金融机构任职背景，二者对民营企业信贷融资产生的作用不能相互替代，而在延长贷款期限方面反而具有一定的互补效应。所以，要想更好地发挥非银行金融关联的声誉与信用机制和金融技能机制的作用，民营企业有必要通过建立银行关联来加强银企之间的关系和沟通。

第四，推进利率市场化进程，疏通货币政策利率传导渠道。我国货币政策主要通过信贷渠道产生效应，而信贷渠道影响的对象主要是对外部融资存在依赖性的中小企业（尤其是面临信贷歧视的民营企业）。当货币政策紧缩时，政府对企业的干预加强，

银行信贷资源的分配服从于照顾国有企业、稳定就业等非效率目标，导致民营企业面临的信贷融资约束更加严重。货币紧缩的目的是为了抑制某些行业过热的投资和投机行为，而民营企业却因此遭受生存和发展的威胁。因此，利率的市场化有利于减少货币紧缩时期政府对银行的干预，从而缓解货币紧缩时民营企业面临的信贷融资约束。

第五，加快金融体系改革，优化金融制度环境。民营企业的融资困境主要源于制度环境的不完善，通过非正式制度来弥补只是为了求得生存或发展的无奈之举。而当宏观经济不景气时，非正式制度所能发挥的作用也受到削弱。因此，改革现有的金融体系、拓宽民营企业的融资渠道，这才是根本的解决之道。

## 第三节 本文的主要创新点

本文的创新之处或研究贡献可能有以下三个方面：

首先，从社会资本的内涵及其功效出发，深入分析了金融关联与政治关联的联系和区别，据此总结出金融关联通过关系、沟通、声誉与信用机制以及金融技能这四种机制对民营企业的信贷融资约束发挥作用。将金融关联视为有别于政治关联的另一种社会资本，不仅拓展了现有文献对非正式制度的研究视野，还在一定程度上为如何缓解民营企业融资困境提供了一个新的途径。

其次，研究了银行关联和非银行金融关联这两种不同形式的金融关联分别对民营企业信贷融资的作用机制，并进一步对二者的相互关系和作用力比较进行了理论和实证研究。这不仅能够丰富有关金融关联研究的文献史料，还为缓解民营企业信贷融资约束提出了更有针对性的解决办法。

最后，结合货币政策波动来考察非正式制度与民营企业信贷融资之间的关系，不仅能够弥补宏观研究与微观研究相互割裂的缺憾，而且有助于了解非正式制度对于缓解民营企业信贷融资约束的作用局限性，这对民营企业来说更加具有现实意义。

## 第四节 不足之处与研究展望

如何缓解民营企业融资困境，学术界从各个角度对其进行研究都没有得出一致的结论。究其原因，数据资料的选择、数据处理的主观性、各人研究水平的差异以及问题本身的错综复杂等，这些都会限制研究的效果和结论的有效性。本文的研究存在类似的问题，具体而言，不足之处主要有以下几个方面：

第一，样本的代表性有待提高。由于数据的可得性，本文以2008-2011年的民营

上市公司为研究样本，样本期间未涵盖2012年，而2011年和2012年是货币政策频

繁波动的集中时期，如果将2012年的数据纳入样本，也许能够使研究效果更好。另外，由于无法获取银行贷款和高管任职的季度数据，本文按年度来划分货币政策的松紧，这也在一定程度上限制了本文结论的说服力。

第二，控制变量的数量有待增加。本文在研究金融关联的作用时，引入政治关联、

公司规模、担保能力、净资产收益率、公司成长性、审计意见和行业属性等作为控制变量，但是影响民营企业信贷融资的因素还有很多。为了使实证研究更加可靠，应在以后的进一步研究中引入更多有效的控制变量。

第三，未区分高管在金融机构任职的职务级别。根据邓建平和曾勇（2011）的研究，只有高层银行关联（在银行担任董事、行长、副行长和行长助理等职位）才能显著地影响民营企业的债务融资。本文没有考虑金融关联高管在金融机构任职的级别，因此本文的结论只是整体上有效，并不能具体地判断在金融机构担任某种职务的高管是否有利于缓解民营企业的信贷融资约束。

今后进一步的研究除了可从以上三个方面加以完善之外，新的研究方法和计量模型也很值得期待。笔者相信，随着研究的不断深入，一定能够找到更多的解决民营企业信贷融资困境的有效途径，相关的研究也将更加具有理论价值和实践意义。