

# 结构性通货膨胀与通胀预期形成机制<sup>①</sup>

张成思

(中国人民大学财政金融学院, 中国财政金融政策研究中心)

田涵晖

(中国人民大学财政金融学院)

**摘要:** 本文从食品与非食品、消费与非消费两个层次对 2001-2019 年期间中国的结构性通胀特征进行刻画, 并基于预期形成的传染病学模型和适应性学习模型, 将结构性通胀特征纳入通胀预期形成机制的微观基础模型, 分别采用单方程回归和 SVAR 模型来实证分析结构性通胀对通胀预期影响机制。结果显示: 居民和专家预期对结构性通胀的即期反应模式相似, 食品类和非食品类通胀率均正向驱动通胀预期, 不过后者驱动效应高于前者; 通胀预期仅受消费类通胀率影响, 而非消费类通胀率对预期没有显著驱动效应。同时, 通胀预期对结构性通胀冲击的动态响应模式与即期反应整体相似, 但存在微妙区别: 从食品与非食品类划分来看, 居民和专家预期均对非食品类通胀率冲击做出持续正向响应, 对于食品类通胀率冲击的响应基本不显著; 从消费与非消费类划分来看, 居民和专家预期均仅对消费类通胀率冲击做出持续正向响应, 对非消费类通胀率冲击无显著响应。研究结果暗示出, 我国经济主体在形成预期时对相对稳定且持久性较强的非食品类通胀率更加敏感, 因此决策层对公众通胀预期的引导应该更加关注非食品类通胀率或核心通胀率。

**关键词:** 结构性通胀; 通胀预期; 预期形成; 货币政策; CPI

## 一、引言

通胀预期是各国价格管理部门和中央银行实施前瞻性货币政策关注的核心指标, 通胀预期的形成机制自然成为宏观领域重要研究主题。自 Sargent & Wallace (1975) 将理性预期引入货币政策分

---

<sup>①</sup>张成思, 中国人民大学财政金融学院, 中国财政金融政策研究中心, 邮政编码 100872, 电子信箱 zhangcs@ruc.edu.cn; 田涵晖, 中国人民大学财政金融学院, 邮政编码 100872, 电子信箱 tianhanhui@ruc.edu.cn。

析后，加之“卢卡斯批判”（Lucas, 1976）的提出，理性预期成为宏观经济分析中的主流设定。然而，理性预期假设经济主体具有无偏预期，而无论基于发达市场还是发展中国家的经验分析都表明现实中经济主体的通胀预期并不完全符合理性假设。因此，基于现实经济主体的预期情况探索预期形成机制比单纯假设理性预期对宏观政策制定具有更重要的意义。

学界对通胀预期的形成机制及影响因素的研究视角非常丰富（如 Coibion & Gorodnichenko, 2015; Cavallo et al., 2017），但是对于结构性通胀如何影响预期形成机制的研究并不多见。本文基于中国通货膨胀出现长期结构性分化特征的典型事实，重点关注通胀预期对走势分化的通货膨胀结构性成分如何反应以及各种反应之间是否存在差异。厘清这些问题可以为通胀预期的管理工作和前瞻性货币政策的制定提供更加细致的科学依据。

从现实情况看，中国进入新世纪以来结构性通胀表现为长期现象，而且结构性通胀与经济主体的通胀预期走势也存在微妙的差异。为了说明问题，图 1 基于中国居民通胀预期的调研数据（数据来源及计算方法在本文第二部分详细说明）和三个同比通胀率指标进行对比，三个通胀率指标包括消费者价格指数（CPI）、食品类和非食品类通胀率。一方面，分类通胀率之间呈现出明显的分化特征：总体 CPI 通胀水平比较温和，但是食品类与非食品类通胀率相比，不仅在波动幅度上差别明显，而且在诸多时期波峰波谷以及走势方向上都存在分化特征；另一方面，居民通胀预期与三种现实通胀率指标走势也存在明显差异，通胀预期总体高于非食品类通胀率而明显低于食品类通胀率。虽然通胀预期与总体 CPI 通胀率在走势上大体一致，但仔细观察可以看到：在通胀高波动时期（如 2007 至 2010 年），居民对通胀水平预期不足；而在通胀平稳时期（如 2013 至 2019 年），居民预期和现实通胀率常出现反方向变动。以上时序特征暗示，结构性通胀分类指标可能对通胀预期形成机制的影响存在差异。

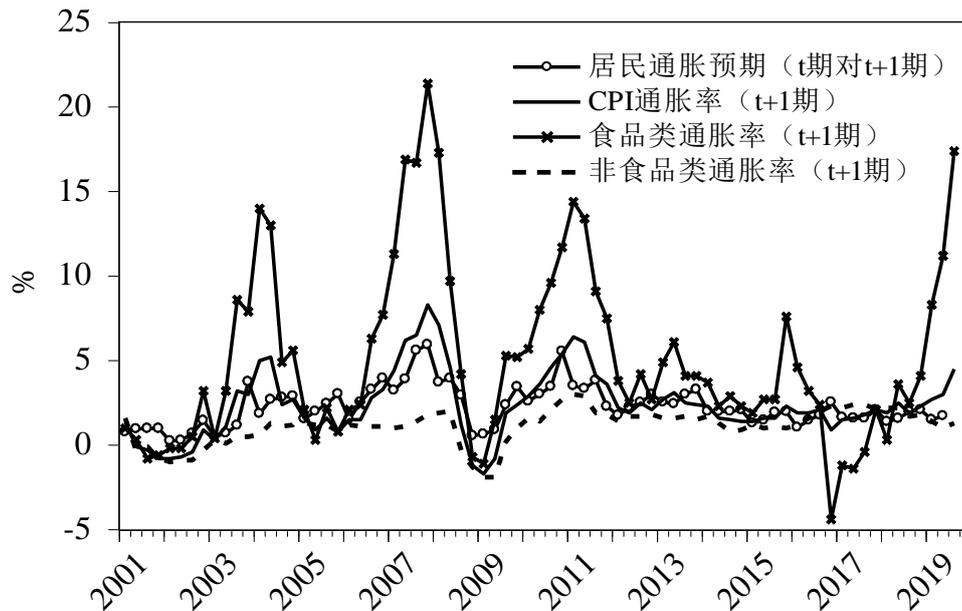


图1 居民通胀预期与现实通胀率

说明：CPI通胀率、食品类和非食品类通胀率原始数据来自国家统计局；居民通胀预期为 $t$ 期对 $t+1$ 期预期，数据来源和计算方法在本文第二部分说明；样本区间为2001年第1季度-2019年第3季度。

从标准定义来看，结构性通胀指经济中不同部门间发展不协调而导致的部门间通胀水平差异，对其涵义的理解可以分为两个层面，一是导致部门间通胀水平差异的结构性因素，二是通胀水平的结构性分化本身。前者是后者的根本原因，后者是前者的外在表现。本文关注的是结构性通胀的第二个层面对通胀预期的影响问题，即通胀指标之间的结构性分化如何影响通胀预期。通胀预期形成机制的研究视角众多，例如居民和专家预期之间的传导（张成思和党超，2015）、公众对政府和政策的信任程度与通胀预期之间的互动关系（李新荣等，2014）、公司意外盈余如何影响通胀预期（孙坚强等，2019）等。然而，将通货膨胀的结构性特征与通胀预期联系起来的文献还比较少。

现实经济主体的预期调研数据分为专家预期和居民预期，二者分别代表专业人士和普通公众对通胀走势的预测。Mullineaux（1980）较早刻画了专家预期性质，而Van Duyne（1982）则较早从结构性通胀角度考察了居民预期的形成机制，其采用1962至1977年的美国数据研究了居民通胀预期对食品类和非食品类通胀率的反应机制，不过所用样本中食品类-非食品类通胀率并未出现本文强调的结构性分化特征。几乎在同一时期，Gramlich（1983）对比居民和专家预期的总结性研究则表明两种预期均受当前和过去通胀率、货币增长率等的影响。

对于具有完全信息且理性的经济主体而言，对某类通胀率做出预测时应该不只是关注对应类别的现实通胀率情况。以对CPI通胀率的预期为例，本期CPI通胀率不仅受其自身滞后项的影响，还受

到滞后期的上游通胀率——如原材料购进价格指数通胀率和生产者价格指数（PPI）通胀率——的传导作用（张成思，2010）。因此，除CPI通胀率自身外，其他类别的通胀率也有可能包含未来CPI通胀率走势的信息；反之，由于CPI通胀率对上游通胀率存在反向倒逼机制（杨子暉等，2013），本期CPI通胀率同样对未来其他类别的通胀率具有预测能力。本文研究的结构性价通胀对通胀预期形成机制的影响，具体内涵是经济主体在形成通胀预期的过程中，多大程度上利用了各类现实通胀率中包含的关于被预测的未来通胀率的信息。

另外值得关注的是，Carroll（2003）的预期传染模型从微观基础层面对通胀预期形成机制进行了理论推导。Carroll指出，在每一期（如一个季度）内，只有部分公众通过媒体获得新信息，进而更新其预期；其余人则维持其上次更新信息时的预期不变。因此，当期的公众平均预期由当期更新信息集后做出的预期和上一期的公众平均预期两部分组成。Mankiw & Reis（2002）将这种基于滞后信息进行经济决策的现象称为信息粘性。Carroll（2003）的经验证据表明，每期更新信息的人群比例仅为27%。近年来不少检验通胀预期形成中信息粘性存在性的研究均给出了肯定的答案（Coibion & Gorodnichenko，2015）。除了基于传染病学模型的单方程回归外，强调经济主体学习行为的适应性学习模型也是研究通胀预期形成机制的重要框架（如Malmendier & Nagel，2016）。

本文在已有研究基础上，考虑了居民预期和专家预期对货币政策制定的信息集不同，区分这两类不同主体的通胀预期，进而分析结构性通胀对通胀预期形成机制的影响。我们首先将中国2001-2019年期间的结构性通货膨胀特征划分为两个层次，第一个层次是消费领域内部核心成分与非核心成分的分化，表现为食品类和非食品类通胀率走势的明显反差；第二个层次是消费领域和非消费领域之间的分化，表现为消费类和非消费类通胀率近年来的趋势背离和早年间水平差异。然后，本文拓展了预期形成的传染病学模型和适应性学习模型，构建了包含结构性通胀因素的通胀预期形成机制微观基础模型，进而基于理论机制设定结构向量自回归（SVAR）模型分析结构性通胀对通胀预期的动态影响机制。

## 二、数据说明

### 1. 结构性通胀数据

我们通过结构性通胀的两个层次所对应的两个对照组指标来刻画2001-2019年期间中国通货膨胀的结构性特征。消费领域内部的结构性价通胀对应食品类通胀率（FCPI）和非食品类通胀率（NFCPI）的分化。二者分别刻画了消费品中的“非核心”和“核心”成分。具体而言，食品类商品价格调整相对

频繁（侯成琪和龚六堂，2014），通胀波动幅度更大，且水平更高；非食品类商品价格粘性较高，通胀率波动性不大且维持较低水平。食品类-非食品类的划分还考虑到了食品在中国的居民消费中的特殊地位。自 CPI 构成最近一次（2016 年）被修订以来，食品烟酒类商品在我国 CPI 篮子中的占比为 30%。作为对比，美国 CPI 篮子中食品和饮料类占比仅为 15.5%<sup>②</sup>。

从图 1 中可以观察到，2001 年 1 月至 2019 年 12 月的食品类和非食品类通胀率序列表现出明显的走势分化：在全部 228 个观测值中，两种通胀率较前一期变化方向相反的观测值超过一半（115 个）。食品类通胀率除个别时期（如 2001-2002 年、2017-2018 年）接近或低于非食品类通胀率外，在绝大多数时期均高于后者。事实上，食品价格几乎完全主导了消费价格水平（CPI）的上涨和波动。上述图示对比揭示了我国近二十年来消费领域内部的“核心”成分（非食品）与“非核心”成分（食品）走势发生了分化，且消费领域总体通胀率主要是由食品类通胀率驱动的，具有明显的结构性特征。

消费领域和非消费领域之间的结构性通胀对应消费类通胀率（CPI）和非消费类通胀率（NCPI）。消费类通胀率即通过居民消费价格指数计算的同比通胀率。我国官方并不直接公布“非消费”价格指数，但可通过以下关系推算：

$$\pi_t^{total} = \omega_t^{GDP} \pi_t^{DEF} + \omega_t^{IMP} \pi_t^{IMP} = \omega_t^C \pi_t^{CPI} + \omega_t^{NC} \pi_t^{NCPI} \quad (1)$$

其中  $\pi^{total}$  是总支出通胀率（全文  $\pi$  中都表示通胀率），此处的总支出定义为国内和国外部门的国内产品支出（GDP）与国内部门的进口产品支出（总进口）之和，可以通过（1）式中第一行所示的关系推算： $\omega_t^{GDP}$  和  $\omega_t^{IMP}$  分别是 GDP 和总进口占总支出的比例，由国家统计局公布的名义 GDP 和海关总署公布的总进口计算得到； $\pi_t^{DEF}$  和  $\pi_t^{IMP}$  分别是 GDP 平减指数通胀率和进口通胀率，GDP 平减指数通胀率可以通过国家统计局公布的名义和真实 GDP 季度数据计算得到，进口通胀率从海关总署公布的数据获得。

总支出还可以如（1）式中第二行分解为（居民）消费支出和非（居民）消费支出， $\omega_t^C$  和  $\omega_t^{NC}$  分别是消费支出和非消费支出占总支出的比例，国家统计局公布 GDP 中消费成分的年度值，海关总署公布进口消费品的年度值，将二者相加即可获得消费支出的年度值，假设每年内消费与非消费支出在总支出中的占比恒定即可计算  $\omega_t^C$  和  $\omega_t^{NC}$ ； $\pi_t^{CPI}$  是国家统计局公布的 CPI 通胀率， $\pi_t^{NCPI}$  是待推算的非消费类通胀率。由于  $\omega_t^{GDP}$ 、 $\omega_t^{IMP}$ 、 $\omega_t^C$ 、 $\omega_t^{NC}$ 、 $\pi_t^{DEF}$ 、 $\pi_t^{IMP}$  和  $\pi_t^{CPI}$  均有官方数据或可通过官

<sup>②</sup> 中国 CPI 权重数据通过约束最小二乘估计得到，美国 CPI 权重数据来源于美国劳工部。

方数据计算,根据(1)式即可推算季度频率的非消费类通胀率 $\pi_t^{NCP}$ ,样本区间为2005年第1季度至2019年第4季度。

消费类通胀率所刻画的是城乡居民所购买的消费品和服务项目价格变动程度,而非消费类通胀率反映的是除消费之外的支出价格,如资本品价格、政府支出价格和商品出口价格的变化程度。图2刻画了消费类和非消费类通胀率2005年1季度至2019年4季度的对比情况,可以看到,2013年前虽然两种通胀率的变动方向基本一致,但是非消费类通胀率的波动程度显著高于消费类通胀率,且二者并不完全同步。2013年后二者的运动方向开始出现明显的分化:消费类通胀率趋于平稳,在2%附近小幅震荡,而非消费类通胀率仍存在显著波动。无论是早期二者在水平值上的持续差异,还是近期在走势上的背离,均显示出我国消费领域和非消费领域通胀率也出现了明显的结构性分化特征。

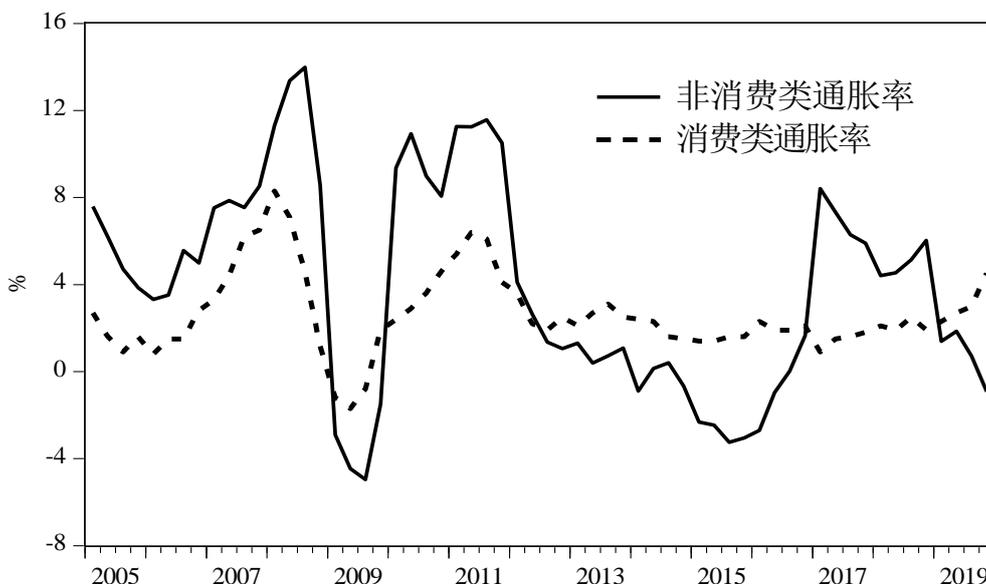


图2 消费类通胀率和非消费类通胀率

说明:原始数据来自国家统计局和海关总署,经作者推算;样本区间为2005年第1季度-2019年第4季度。

## 2. 通胀预期数据

我们使用基于调研的居民和专家通胀预期数据。居民预期数据基于人民银行居民储户问卷调查计算获得,专家预期数据来源于《证券市场周刊》“远见杯”中国宏观经济预测竞赛。

居民储户问卷调查是中国人民银行每季度进行的全国性调查,受访者为全国50个城市的储蓄网点随机抽取的2万名城镇储户,问卷问题是“您预计未来3个月的物价水平将比现在”如何变化,问卷选项包括“上升”、“下降”和“基本不变”(2009年第2季度起增设了“看不准”选项)。2000年第1

季度起，人民银行开始通过本季度末或下季度初发布的《储户问卷调查报告》公布本季度受访者中对于未来物价走向持不同观点的人数比例数据和据此计算的未來物价预期指数，上述数据可以定量转化为通胀预期数据。

尽管《储户调查问卷报告》中并未明确“未来物价”的具体指向是消费价格，但是调查问卷面向的是普通公众，而对于普通公众而言，消费价格在媒体上曝光度最高，且容易在日常生活中感知。而且，调查问卷中单列了对房价预期的提问，降低了受调查储户将房价纳入评估的可能性。因此，可以认为根据该问题构建的通胀预期对象为CPI通胀率。本文采用 Carlson 和 Parkin (1975) 提出的概率法（简称“C-P 概率法”）将上述调查结果转化为居民通胀预期。

《证券市场周刊》组织的“中国宏观经济预测”竞赛（又名“远见杯”）自2001年1季度开始，各受邀机构在各季度初对本季度通胀率（CPI同比增长率）等宏观指标进行定量预测并填写问卷，《证券市场周刊》汇总后刊登各机构预测结果。专家利用截至上季度末的信息集对本季度通胀率做出预测。自竞赛开办至2019年第4季度，共有115家机构参与过预测，我们通过计算各机构对CPI通胀率预测的算术平均值作为专家通胀预期。可获数据样本区间为2001年第2季度至2019年第4季度（即基于2001年第1季度至2019年第3季度的信息集）。个别缺失数据采用相邻期数值插补得到。图3对比了样本期内两种通胀预期和现实CPI通胀率。两类主体的预期与现实通胀率均不完全契合。从图示看，专家预期与现实通胀率契合程度更高。

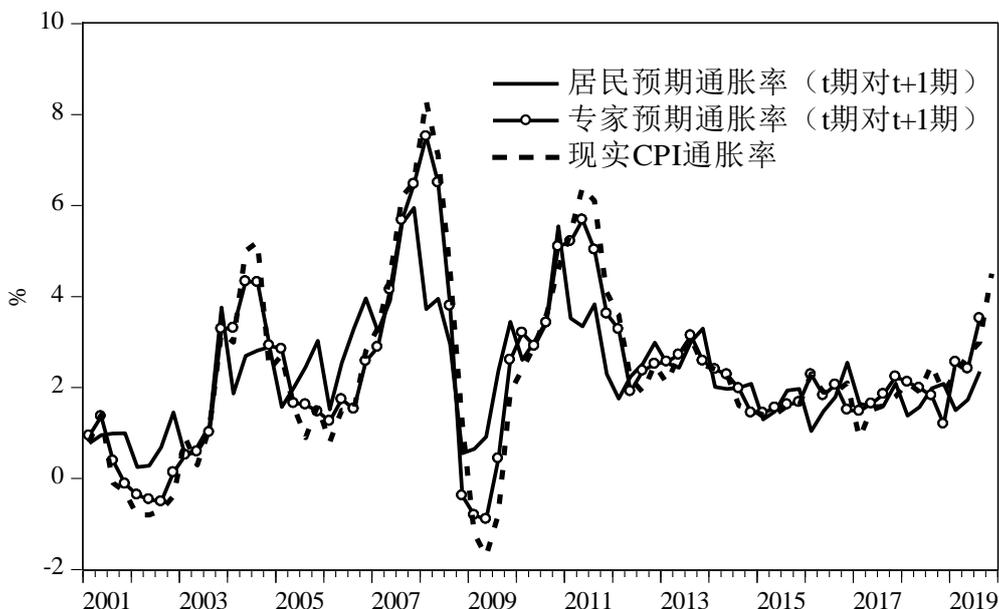


图3 通胀预期与现实CPI通胀率

说明：通胀预期数据经作者计算，CPI通胀率数据来自国家统计局。样本区间为2001年1季度-2019年3季度。

### 3. 其他数据

除了两个层次的结构性和通胀数据外，本文还使用货币政策变量和产出变量。对于货币政策变量，我国货币政策数量型和价格型目标并存。而且，单纯使用价格型变量（如同业拆借利率、质押式回购利率）或数量型变量（如货币供应量、基础货币）均不能准确描述人民银行的货币政策立场（Sun, 2015）。为此，我们分别采用 7 天银行间同业拆借加权利率（CHIBOR）和 M2 同比增长率来度量价格型和数量型货币政策。CHIBOR 数据来源于全国银行间同业拆借中心，M2 增长率数据来源于中国人民银行。

本文使用的产出变量是真实 GDP 缺口，与标准的货币政策分析框架做法一致（如 Clarida et al., 2000）。首先通过国家统计局公布的季度名义 GDP 和真实 GDP 季度同比增长率推算真实 GDP 序列，再通过 HP 滤波估计出真实 GDP 序列对应的周期性成分得到真实 GDP 缺口。

在实践中，我们获得以上各变量的描述性统计和 ADF 平稳性检验结果（所有序列均使用季度数据来匹配通胀预期数据频率），食品类通胀率的水平和波动性均为非食品类通胀率的 5 倍左右，非消费类通胀率的均值和标准差高于 CPI 通胀率，与图 1 和图 2 呈现的特征相符。居民预期和专家预期的水平和波动性特征与 CPI 通胀率相似。现实通胀率、通胀预期和真实 GDP 缺口序列均能在至少 10% 的显著性水平下拒绝序列含有一个单位根的原假设，为平稳序列。另外，CHIBOR 和 M2 增长率序列不能拒绝存在单位根的原假设，我们在实践中使用相应序列的平稳性成分获得的结果与使用原序列的结果基本一致。

归纳来看，我国近二十年来的通货膨胀走势具有两个层次的结构特征。第一个层次是消费领域内部的结构性通胀，具体为非食品类通胀与食品类通胀走势迥异，食品类通胀主导总体通胀路径，波动性和均值均高于非食品类通胀率；第二个层次是消费领域和非消费领域之间的结构性通胀，具体表现为早期二者变动方向基本一致但不完全同步，近年来二者走势发生明显分化。另一方面，我国居民和专家的通胀预期均非完全理性预期。在此基础上，我们接下来研究通胀预期对各层次的结构性通胀如何反应。

## 三、通胀预期对结构性通胀的反应机制

### 1. 模型设定

我们从通胀预期形成机制的微观基础出发确定模型的适当形式。Carroll（2003）的传染病学模型是宏观变量预期形成机制的经典设定。Carroll 指出，在每一个特定的时间段内，公众中只有一部

分人通过报纸等媒体获得关于宏观变量的新信息，进而更新其预期；其余人则维持其上次更新信息时的预期不变，其数学表达式为：

$$M_t[\pi_{t+1}] = \lambda N_t[\pi_{t+1}] + (1-\lambda) \{ \lambda N_{t-1}[\pi_{t+1}] + (1-\lambda) (\lambda N_{t-2}[\pi_{t+1}] + \dots) \} \quad (2)$$

其中  $M_t[\pi_{t+1}]$  表示公众在第  $t$  期对第  $t+1$  期通胀率的平均预期， $N_t[\pi_{t+1}]$  表示第  $t$  期更新信息集的人群对第  $t+1$  期通胀率的预期，假设每一期更新信息的人群比例为恒定的  $\lambda$ ，进一步假设对于任意  $i \geq 1$  均有  $N_t[\pi_{t+i}] = N_t[\pi_{t+1}]$ ，即基于某一信息集对未来所有时期的通胀预期相等，式 (2) 可以进一步写为递归的形式：

$$M_t[\pi_{t+1}] = \lambda N_t[\pi_{t+1}] + (1-\lambda) M_{t-1}[\pi_t] \quad (3)$$

式 (3) 的含义是，每一期人群的平均通胀预期等于当期更新信息人群的预期与上一期人群的平均预期的加权平均值。Carroll (2003) 在实证环节采用专家预期作为在当期更新信息集的人群预期（即  $N_t[\pi_{t+1}]$ ）的代理变量，理由是公众主要通过阅读报纸的方式更新信息集，而报纸对通胀的报道多基于对专家的采访。

事实上，公众更新信息的方式远不止阅读与通胀相关的报道一种。从居民预期来看，日常消费中对价格的感知 (Cavallo et al., 2017)、政策和宏观经济变量 (Gramlich, 1983) 等因素都会影响通胀预期的形成；而专家则更有能力利用多方面信息来形成预期。因此，我们将经济主体对当季度（结构性）通胀率、产出变量和货币政策变量的感知作为影响通胀预期形成的输入信息，即：

$$N_t^{agent}[\pi_{t+1}] = \alpha^{s1} P[\pi_t^{s1} | \Omega_t^{agent}] + \alpha^{s2} P[\pi_t^{s2} | \Omega_t^{agent}] + \alpha^y P[y_t | \Omega_t^{agent}] + \alpha^{MP} P[MP_t | \Omega_t^{agent}] + u_t^{agent} \quad (4)$$

$P[\cdot]$  表示经济主体对当期变量的感知滤波， $\Omega_t^{agent}$  表示经济主体（居民或专家）第  $t$  期的信息集。 $\pi_t^{s1}$  和  $\pi_t^{s2}$  代表两个结构性通胀变量（食品类和非食品类通胀率，或消费类和非消费类通胀率）， $y_t$  表示产出变量（真实 GDP 缺口）， $MP_t$  代表货币政策变量（CHIBOR 或 M2 增长率）， $u_t^{agent}$  表示影响通胀预期形成的其他因素。

预期更新模型 (4) 可以视为一个适应性学习 (adaptive learning) 预期形成模型的一部分。Eusepi et al. (2011) 提出的多部门新凯恩斯主义模型的一阶近似可以写成如下向量自回归模型：

$$\begin{aligned} \Phi_0 \mathbf{S}_t &= \Phi_1 N_t[\mathbf{S}_{t+1}] + \Phi_2 \mathbf{S}_{t-1} + \Gamma \boldsymbol{\mu}_t \\ \mathbf{S}_t &= (\pi_t^f \quad \pi_t^{nf} \quad \pi_t^{NCP1} \quad y_t \quad MP)' \end{aligned} \quad (5)$$

$\Phi_i$  ( $i=0,1,2$ ) 和  $\Gamma$  是结构参数构成的矩阵， $\mathbf{S}_t$  是食品类通胀率、非食品类通胀率、非消费类通胀率、

产出变量和货币政策变量构成的列向量。货币政策变量既考虑名义利率还同时考虑 M2 增长率。 $\boldsymbol{\mu}_t$  是白噪声扰动项构成的列向量。 $N_t[\cdot]$  可以代表理性预期或非理性预期。理性预期下方程 (5) 的最小状态变量解是:

$$\mathbf{S}_t = \boldsymbol{\Psi}_1 \mathbf{S}_{t-1} + \boldsymbol{\Psi}_2 \boldsymbol{\mu}_t \quad (6)$$

$\boldsymbol{\Psi}_1$  和  $\boldsymbol{\Psi}_2$  是系数矩阵, 方程 (6) 被称为经济的感知运动规律 (perceived law of motion, PLM)。经济主体利用历史数据对 PLM 进行最小二乘估计, 估计得到的模型是:

$$\mathbf{S}_t = \hat{\boldsymbol{\Psi}}_1 \mathbf{S}_{t-1} + \mathbf{e}_t \quad (7)$$

$\hat{\boldsymbol{\Psi}}_1$  是估计的系数矩阵,  $\mathbf{e}_t$  是残差向量。经济主体将当期经济数据  $\mathbf{S}_t$  代入模型 (7) 即可得到对  $t+1$  期经济变量的预期:

$$N_t[\mathbf{S}_{t+1}] = \hat{\boldsymbol{\Psi}}_1 \mathbf{S}_t \quad (8)$$

将式 (8) 展开

$$N_t \begin{bmatrix} \pi_{t+1}^f \\ \pi_{t+1}^{nf} \\ \pi_{t+1}^{NCPI} \\ y_{t+1} \\ MP_{t+1} \end{bmatrix} = \begin{pmatrix} \hat{\psi}_{11} & \hat{\psi}_{12} & \hat{\psi}_{13} & \hat{\psi}_{14} & \hat{\psi}_{15} \\ \hat{\psi}_{21} & \hat{\psi}_{22} & \hat{\psi}_{23} & \hat{\psi}_{24} & \hat{\psi}_{25} \\ \hat{\psi}_{31} & \hat{\psi}_{32} & \hat{\psi}_{33} & \hat{\psi}_{34} & \hat{\psi}_{35} \\ \hat{\psi}_{41} & \hat{\psi}_{42} & \hat{\psi}_{43} & \hat{\psi}_{44} & \hat{\psi}_{45} \\ \hat{\psi}_{51} & \hat{\psi}_{52} & \hat{\psi}_{53} & \hat{\psi}_{54} & \hat{\psi}_{55} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \pi_t^f \\ \pi_t^{nf} \\ \pi_t^{NCPI} \\ y_t \\ MP_t \end{pmatrix} \quad (9)$$

从式 (9) 的第 1 行至第 3 行可以获得对三种通胀率的预期:

$$N_t[\pi_{t+1}^f] = \hat{\psi}_{11}\pi_t^f + \hat{\psi}_{12}\pi_t^{nf} + \hat{\psi}_{13}\pi_t^{NCPI} + \hat{\psi}_{14}y_t + \hat{\psi}_{15}MP_t \quad (10)$$

$$N_t[\pi_{t+1}^{nf}] = \hat{\psi}_{21}\pi_t^f + \hat{\psi}_{22}\pi_t^{nf} + \hat{\psi}_{23}\pi_t^{NCPI} + \hat{\psi}_{24}y_t + \hat{\psi}_{25}MP_t \quad (11)$$

$$N_t[\pi_{t+1}^{NCPI}] = \hat{\psi}_{31}\pi_t^f + \hat{\psi}_{32}\pi_t^{nf} + \hat{\psi}_{33}\pi_t^{NCPI} + \hat{\psi}_{34}y_t + \hat{\psi}_{35}MP_t \quad (12)$$

等式 (12) 直接刻画了非消费类通胀率预期的更新机制。对于消费类通胀率预期的情形, 通胀预期  $N_t[\pi_{t+1}^{CPI}]$  为式 (10) 和式 (11) 的加权平均, 权重为食品和非食品在 CPI 编制中的权重  $\omega^f$  和  $\omega^{nf}$ , 即:

$$N_t[\pi_{t+1}^{CPI}] = \omega^f N_t[\pi_{t+1}^f] + \omega^{nf} N_t[\pi_{t+1}^{nf}] = \alpha^f \pi_t^f + \alpha^{nf} \pi_t^{nf} + \alpha^{nc} \pi_t^{NCPI} + \alpha^y y_t + \alpha^{MP} MP_t \quad (13)$$

考察食品类-非食品类通胀率的模型对应令  $\alpha^{nc} = 0$  的特殊情形, 考察消费类-非消费类通胀率的模型对应假设  $\hat{\psi}_{11} = \hat{\psi}_{21}$  且  $\hat{\psi}_{12} = \hat{\psi}_{22}$  的特殊情形。将 (13) 式右侧的回归元替换为其经济变量的感知值可以得到等式 (4)。

从《证券市场周刊》自身的表述来看，其预测数值一般是在每季度的第一个月下旬收集得到，国家统计局和人民银行公布上季度统计数据的日期一般在本季度第一个月中上旬，专家做出预测时已经获得了上季度宏观经济变量的真实值。因此，专家对经济变量的感知值就等于其真实值，即：

$$P[x_t | \Omega_t^{PRO}] = x_t \quad (14)$$

$\Omega_t^{PRO}$  表示专家第  $t$  期的信息集， $x_t$  表示经济变量。

虽然人民银行发布《储户问卷调查报告》的时间为本季度末或下季度初，有时甚至会晚至下季度首月月末，但是储户填写问卷调查的时间均在本季度内。因此，居民做出预期时尚无法获知本季度宏观经济变量的真实值。居民对经济变量的感知是不可观测的，需要获得代理变量。虽然本季度宏观经济数据的精确数值无法进入当季度居民预期形成的信息集，但是，食品和非食品通胀率、CPI 通胀率和 M2 增长率最高可获得月度频率数据，CHIBOR 最高可获得日度频率数据。因此，采用当季度末信息集做出预期的经济主体至少能够获悉本季度前两个月上述变量的精确值。另一方面，经济主体可以通过媒体、消费感知等渠道获悉本季度末月经济变量的部分信息。因此，对于上述可获得频率高于季度的变量，采用其当季度最高可获得频率数据的算术平均值作为代理变量，即：

$$P[m_t | \Omega_t^{HH}] = A[m_t] + v_t^m \quad (15)$$

$m_t$  代表食品类通胀率、非食品类通胀率、CPI 通胀率或 M2 增长率四者之一， $A[m_t]$  表示变量于季度  $t$  最高可获得频率（日度或月度）数据的算术平均值， $v_t^m$  表示感知误差。需要说明的是，采用高频数据的算数平均值进入模型隐含的假设是当季度内各月数据对通胀预期的影响程度相同。我们尝试采用混频数据抽样模型（MIDAS）估计了各月数据影响程度不同的情形，结果与基础设定得出的结论一致。

真实 GDP 缺口和非消费类通胀率最高只能获得季度频率数据，我们采用官方公布的实际值作为经济主体对上述变量感知值的代理变量，即：

$$P[q_t | \Omega_t^{HH}] = q_t + v_t^q \quad (16)$$

$q_t$  代表真实 GDP 缺口或非消费类通胀率二者之一， $v_t^q$  是感知误差。

将（14）代入（4）再整体代入（3）得到专家通胀预期形成机制的结构化方程：

$$M_t[\pi_{t+1}^{PRO}] = (1 - \lambda_{PRO})M_{t-1}[\pi_t^{PRO}] + \lambda_{PRO}\alpha_{PRO}^f\pi_t^f + \lambda_{PRO}\alpha_{PRO}^{nf}\pi_t^{nf} + \lambda_{PRO}\alpha_{PRO}^y y_t + \lambda_{PRO}\alpha_{PRO}^{MP}MP_t + \varepsilon_{1,t}^{PRO} \quad (17)$$

$$M_t[\pi_{t+1}^{PRO}] = (1 - \lambda_{PRO})M_{t-1}[\pi_t^{PRO}] + \lambda_{PRO}\alpha_{PRO}^c\pi_t^{CPI} + \lambda_{PRO}\alpha_{PRO}^{nc}\pi_t^{NCPI} + \lambda_{PRO}\alpha_{PRO}^y y_t + \lambda_{PRO}\alpha_{PRO}^{MP}MP_t + \varepsilon_{2,t}^{PRO} \quad (18)$$

$\varepsilon_{1,t}^{PRO}$  和  $\varepsilon_{2,t}^{PRO}$  为复合扰动项。

将 (15) 和 (16) 代入 (4) 再整体代入 (3) 得到居民通胀预期形成机制的结构化方程:

$$M_t[\pi_{t+1}^{HH}] = (1 - \lambda_{HH})M_{t-1}[\pi_t^{HH}] + \lambda_{HH}\alpha_{HH}^f A[\pi_t^f] + \lambda_{HH}\alpha_{HH}^{nf} A[\pi_t^{nf}] + \lambda_{HH}\alpha_{HH}^y y_t + \lambda_{HH}\alpha_{HH}^{MP} A[MP_t] + \varepsilon_{1,t}^{HH} \quad (19)$$

$$M_t[\pi_{t+1}^{HH}] = (1 - \lambda_{HH})M_{t-1}[\pi_t^{HH}] + \lambda_{HH}\alpha_{HH}^c A[\pi_t^{CPI}] + \lambda_{HH}\alpha_{HH}^{nc} \pi_t^{NCPI} + \lambda_{HH}\alpha_{HH}^y y_t + \lambda_{HH}\alpha_{HH}^{MP} A[MP_t] + \varepsilon_{2,t}^{HH} \quad (20)$$

$\varepsilon_{1,t}^{HH}$  和  $\varepsilon_{2,t}^{HH}$  为复合扰动项。

将模型 (17)、(18)、(19) 和 (20) 写成用于回归的缩减形式即为:

$$\pi_{t+1|t}^{e,PRO} = c_1^{PRO} + \rho_{1,PRO}\pi_{t|t-1}^{e,PRO} + \beta_{1,PRO}^f \pi_t^f + \beta_{1,PRO}^{nf} \pi_t^{nf} + \beta_{1,PRO}^y y_t + \beta_{1,PRO}^{MP} MP_t + \varepsilon_{1,t}^{PRO} \quad (21)$$

$$\pi_{t+1|t}^{e,PRO} = c_2^{PRO} + \rho_{2,PRO}\pi_{t|t-1}^{e,PRO} + \beta_{2,PRO}^c \pi_t^{CPI} + \beta_{2,PRO}^{nc} \pi_t^{NCPI} + \beta_{2,PRO}^y y_t + \beta_{2,PRO}^{MP} MP_t + \varepsilon_{2,t}^{PRO} \quad (22)$$

$$\pi_{t+1|t}^{e,HH} = c_1^{HH} + \rho_{1,HH}\pi_{t|t-1}^{e,HH} + \beta_{1,HH}^f A[\pi_t^f] + \beta_{1,HH}^{nf} A[\pi_t^{nf}] + \beta_{1,HH}^y y_t + \beta_{1,HH}^{MP} A[MP_t] + \varepsilon_{1,t}^{HH} \quad (23)$$

$$\pi_{t+1|t}^{e,HH} = c_2^{HH} + \rho_{2,HH}\pi_{t|t-1}^{e,HH} + \beta_{2,PRO}^c A[\pi_t^{CPI}] + \beta_{2,HH}^{nc} \pi_t^{NCPI} + \beta_{2,HH}^y y_t + \beta_{2,HH}^{MP} A[MP_t] + \varepsilon_{2,t}^{HH} \quad (24)$$

$\pi_{t+1|t}^{e,HH}$  和  $\pi_{t+1|t}^{e,PRO}$  分别表示居民和专家在第  $t$  期对第  $t+1$  期通胀率的预期值,  $c$  是常数项,  $\rho$  捕捉了通胀

预期的粘性特征,  $\beta$  是宏观经济变量对通胀预期的影响系数。回归系数的下标 1 表示方程以食品类-非食品类通胀率作为结构性通胀变量, 下标 2 表示以消费类-非消费类通胀率作为结构性通胀变量。

Van Duyne (1982) 和 Gramlich (1983) 等文献也采用了与式 (21) 至 (24) 类似的模型设定, 但上述文献均未明确考虑模型的微观基础, 也没有考虑结构性通胀的区分。

从复合扰动项的结构来看, 方程 (21) 至 (24) 均可能存在内生性问题。因此, 我们采用广义矩方法 (GMM) 估计方程 (21) 至 (24), 工具变量包括方程对应的两个结构性通胀变量、产出变量和货币政策变量的 1 至 4 阶滞后项。我们进行了 Durbin-Wu-Hausman 检验来验证回归方程是否存在内生性 (原假设为方程无内生性), 并使用 Hansen (1982) 过度识别 J 检验来测度工具变量选取的合理性 (原假设为工具变量均为外生)。考虑到同时将货币政策变量、通胀变量和产出变量作为回归元可能存在共线性问题, 我们还计算了方程回归元的平均方差膨胀因子来衡量回归元的共线性程度。考察食品类-非食品类通胀的模型采用的样本区间为 2001 年第 1 季度至 2019 年第 4 季度, 考察消费类-非消费类通胀的模型采用的样本区间为 2005 年第 1 季度至 2019 年第 4 季度。

本文特别关注通胀预期对结构性分化的通胀指标敏感性是否相同。我们估计每个方程后计算了通胀预期对两个通胀指标的敏感系数并进行 Wald 检验 (原假设为通胀预期对两种通胀率敏感性相同)。对于消费类-非消费类通胀率的方程, 通胀预期的敏感系数即为方程的估计系数, Wald 检验原假设为  $H_0: \beta^{CPI} = \beta^{NCPI}$ 。而对于考察食品类-非食品类通胀的方程则需考虑二者在 CPI 编制中的权重差异。例如, 假设主体更新预期时直接将当期总体 CPI 通胀率作为预期值 (假设经济主体对当期经

济变量具有完全信息), 此时预期对食品类和非食品类通胀率的敏感程度相同。

为了获得敏感系数, 首先需要估计食品类和非食品类商品在 CPI 编制中的权重, 运用约束最小二乘法估计可以获得食品类和非食品类商品在 CPI 编制中的权重。利用 2001 年 1 月至 2019 年 12 月的月度数据的估计结果显示食品和非食品权重分别为 0.325 和 0.675。分别用主方程的估计系数  $\hat{\beta}^f$  和  $\hat{\beta}^{nf}$  除以相应权重就能得到通胀预期对食品类和非食品类通胀率的敏感系数, 进而可以检验二者是否相等。

## 2. 估计结果

表 1 和表 3 报告了居民和专家通胀预期反应机制的估计结果, 表 2 和表 4 报告了从估计结果中推算的通胀预期对两个层次结构性通胀的敏感系数。DWH 检验的结果均显示模型存在内生性, 应当采用 GMM 估计。过度识别 J 检验均不能在至少 5% 的水平下拒绝工具变量均为外生的原假设, 说明工具变量的选择较为合理。各组设定下回归元的平均方差膨胀因子均小于 5, 说明回归方程中变量的共线性程度不高。产出变量的系数估计均为正值, 且 8 组设定中有 7 组在至少 5% 的水平下显著, 说明当期产出显著影响居民和专家的通胀预期。数量型货币政策变量 (M2 增长率) 的系数估计均显著为正值, 而价格型货币政策变量 (CHIBOR) 的系数估计均显著为负值, 说明居民和专家通胀预期随货币政策的扩张而上升。

居民预期滞后项的回归系数范围为 0.196 至 0.478, 除 1 组设定外均在 1% 的水平下显著。推算得到我国居民中每季度约有 52.2% 至 80.4% 的人群更新信息集。这一结果与 Carroll (2003) 基于美国数据得到的结果 (27%) 和张成思和党超 (2015) 基于中国数据得到的结果 (20% 至 30%) 存在差异。可能原因是上述两篇文献均未考虑产出和货币政策变量对通胀预期的影响, 因而通胀预期滞后项部分包含了产出和货币政策变量对通胀预期的解释能力, 而控制了这两类变量后, 通胀预期滞后项的解释能力减弱。专家预期滞后项的回归系数接近于零且不显著或为负值, 说明所有专家每期均更新其信息集。

表 1 报告了居民和专家预期对食品类-非食品类通胀率反应机制的估计结果。4 种设定下的估计结果均显示居民预期对食品类和非食品类通胀率具有显著正向反应。表 2 报告了对应的敏感系数。专家预期对两类通胀率的敏感系数总体高于居民预期, 说明专家较居民更多地依据当期通胀率形成预期。除设定 (a) 外, 其余 3 种设定下的 Wald 统计量均在至少 10% 的水平下拒绝了通胀预期对食品类和非食品类通胀率敏感系数相等的原假设 (设定 (a) 也接近拒绝)。居民和专家预期对非食品类通胀率的敏感系数均显著大于对食品类通胀率敏感系数, 居民预期对非食品类通胀率的敏感系数为对食品类通胀率的 3.3 至 4.9 倍, 对于专家预期这一倍数为 1.2 至 1.7 倍, 意味着专家预期对食品

类通胀率的相对关注程度高于居民预期。

表 3 报告了居民和专家预期对消费类-非消费类通胀率的反应机制的估计结果。通胀预期均对消费类通胀率做出显著正向反应,与考虑消费类通胀率子成分(食品类-非食品类)的估计结果一致。通胀预期非消费类通胀率的反应系数不显著且估计值接近于 0, 设定 (g) 下的反应系数虽然在 5% 的水平下显著,但是仍然接近零值。表 4 中的 Wald 检验均在至少 1%的水平下拒绝了通胀预期对消费类和非消费类通胀率敏感系数相等的原假设。上述结果说明,居民和专家预期形成中仅考虑了对应的本期消费类通胀率,非消费类通胀率对通胀预期未形成传导效应。

表 1 通胀预期反应机制估计 (食品类-非食品类通胀率)

	居民预期		专家预期	
	MP=CHIBOR	MP=M2GR	MP=CHIBOR	MP=M2GR
	(a)	(b)	(c)	(d)
$\rho_1$	0.478*** (0.117)	0.196*** (0.039)	-0.024 (0.092)	-0.070 (0.067)
$\beta_1^f$	0.050*** (0.015)	0.057*** (0.009)	0.271*** (0.033)	0.256*** (0.021)
$\beta_1^{nf}$	0.340* (0.177)	0.537*** (0.085)	0.684*** (0.055)	0.904*** (0.102)
$\beta_1^y$	0.186** (0.092)	0.182*** (0.048)	0.082 (0.051)	0.099** (0.048)
$\beta_1^{MP}$	-0.625*** (0.211)	0.124*** (0.011)	-0.150*** (0.034)	0.075*** (0.016)
DWH	0.000	0.000	0.004	0.004
Hansen-J	0.793	0.610	0.267	0.062
VIF	1.99	2.38	2.70	2.89
R <sup>2</sup>	0.516	0.655	0.926	0.946

说明: 样本区间为 2001 年第 1 季度至 2019 年第 4 季度, 共 76 个观测值。括号内报告的是异方差自相关 (HAC) 稳健标准误。DWH 指 Durbin-Wu-Hausman 内生性检验的  $p$  值 (原假设为方程无内生性)。Hansen-J 指 Hansen (1982) 过度识别 J 检验的  $p$  值 (原假设为工具变量均为外生)。方程均采用 GMM 估计。VIF 指方程回归元的平均方差膨胀因子。\*、\*\*、\*\*\* 分别表示统计量在 10%、5% 和 1% 的显著性水平下显著。

表2 通胀预期对食品类-非食品类通胀率的敏感系数

	居民预期		专家预期	
	MP=CHIBOR	MP=M2GR	MP=CHIBOR	MP=M2GR
	(a)	(b)	(c)	(d)
食品类通胀率	0.154	0.175	0.834	0.788
非食品类通胀率	0.504	0.796	1.013	1.339
p-Wald	0.129	0.000	0.001	0.002

说明：敏感系数通过将表1中食品类或非食品类通胀率的估计系数除以在CPI编制中的相应权重得到。p-Wald列报告的是Wald检验F统计量的p值，原假设为通胀预期对食品类和非食品类通胀率敏感系数相等。

表3 通胀预期反应机制估计（消费类-非消费类通胀率）

	居民预期		专家预期	
	MP=CHIBOR	MP=M2GR	MP=CHIBOR	MP=M2GR
	(e)	(f)	(g)	(h)
$\rho_2$	0.450*** (0.070)	0.206*** (0.043)	-0.088 (0.093)	-0.127** (0.060)
$\beta_2^c$	0.111*** (0.027)	0.187** (0.030)	0.758*** (0.098)	0.815*** (0.082)
$\beta_2^{nc}$	0.002 (0.009)	0.012 (0.014)	0.013** (0.006)	0.007 (0.006)
$\beta_2^y$	0.347*** (0.099)	0.328*** (0.092)	0.486*** (0.117)	0.439*** (0.113)
$\beta_2^{MP}$	-0.235*** (0.052)	0.081*** (0.007)	-0.077*** (0.023)	0.024*** (0.003)
DWH	0.000	0.000	0.000	0.000
Hansen-J	0.667	0.230	0.560	0.132
VIF	2.40	2.56	4.59	4.44
R <sup>2</sup>	0.553	0.626	0.948	0.958

说明：样本区间为2005年第1季度至2019年第4季度，共59个观测值，其余同表1。

表4 通胀预期对消费类-非消费类通胀率的敏感系数

	居民预期		专家预期	
	MP=CHIBOR	MP=M2GR	MP=CHIBOR	MP=M2GR
	(e)	(f)	(g)	(h)
消费类通胀率	0.111	0.187	0.758	0.815
非消费类通胀率	0.002	0.012	0.013	0.007
p-Wald	0.000	0.000	0.000	0.000

说明：同表 2。

### 3. 竞争性检验分析

我们进一步采用 Davidson & MacKinnon (1981) 非嵌套模型竞争 J 检验进行不同通胀成分之间的“竞争”来确定通胀预期究竟对何者做出反应。此检验用于考察两个非嵌套的模型设定何者更适于刻画被解释变量。考虑描述同一问题的两个回归模型：

$$\mathbf{y} = f(\mathbf{X}, \boldsymbol{\eta}) + \boldsymbol{\varepsilon}_1 \quad (25)$$

$$\mathbf{y} = g(\mathbf{Z}, \boldsymbol{\varphi}) + \boldsymbol{\varepsilon}_2 \quad (26)$$

$\mathbf{y}$  是被解释变量构成的  $T \times 1$  维向量， $\mathbf{X}$ 、 $\mathbf{Z}$  为解释变量构成的  $T \times k$  维矩阵， $T$  是样本容量， $k$  是解释变量个数。 $f(\cdot)$  和  $g(\cdot)$  表示对应的函数关系（例如  $f(\mathbf{X}, \boldsymbol{\eta}) = \mathbf{X}\boldsymbol{\eta}$ ）， $\boldsymbol{\eta}$ 、 $\boldsymbol{\varphi}$  为回归系数， $\boldsymbol{\varepsilon}_1$ 、 $\boldsymbol{\varepsilon}_2$  为扰动项。所谓非嵌套，是指不存在对  $\boldsymbol{\eta}$  的约束，使得对于任意  $\boldsymbol{\varphi}$  都有  $f(\mathbf{X}, \boldsymbol{\eta}) = g(\mathbf{Z}, \boldsymbol{\varphi})$ ；同时不存在对  $\boldsymbol{\varphi}$  的约束，使得对于任意的  $\boldsymbol{\eta}$  都有  $f(\mathbf{X}, \boldsymbol{\eta}) = g(\mathbf{Z}, \boldsymbol{\varphi})$ 。从直观上来说，两个模型设定非嵌套即二者为反对关系，而非包含关系。估计方程 (25) 和 (26) 得到被解释变量的拟合值分别为  $f(\mathbf{X}, \hat{\boldsymbol{\eta}})$  和  $g(\mathbf{Z}, \hat{\boldsymbol{\varphi}})$ 。在线性模型下，拟合序列分别可以写成  $f(\mathbf{X}, \hat{\boldsymbol{\eta}}) = \mathbf{P}_X \mathbf{y}$  和  $g(\mathbf{Z}, \hat{\boldsymbol{\varphi}}) = \mathbf{P}_Z \mathbf{y}$ ，其中  $\mathbf{P}_X$  和  $\mathbf{P}_Z$  是自变量投影矩阵（即  $\mathbf{P}_X = \mathbf{X}(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'$ ， $\mathbf{P}_Z = \mathbf{Z}(\mathbf{Z}'\mathbf{Z})^{-1}\mathbf{Z}'$ ）。此时，J 检验对应的回归等式就可以写成如下形式：

$$\mathbf{y} = \mathbf{X}\mathbf{b}_1 + \alpha\mathbf{P}_Z\mathbf{y} + \boldsymbol{\varepsilon}_3 \quad (27)$$

$$\mathbf{y} = \mathbf{Z}\mathbf{b}_2 + \beta\mathbf{P}_X\mathbf{y} + \boldsymbol{\varepsilon}_4 \quad (28)$$

其中  $\mathbf{b}_1 = (1 - \alpha)\boldsymbol{\eta}$ ， $\mathbf{b}_2 = (1 - \beta)\boldsymbol{\varphi}$ 。

如果方程 (25) 代表的模型刻画了被解释变量和解释变量之间的真实关系，则方程 (27) 的估计结果应当不能拒绝  $\alpha = 0$  的原假设，同时方程 (28) 的估计结果能够拒绝  $\beta = 0$  的原假设。反之，如果方程 (26) 代表的模型为真，则  $\alpha = 0$  能够被拒绝，且  $\beta = 0$  不能被拒绝。如果  $\alpha = 0$  和  $\beta = 0$  同时被拒绝，说明两个模型对因变量均有一定的解释能力，且均无法覆盖对方的解释能力。若  $\alpha = 0$  和  $\beta = 0$  同时不能被拒绝，说明两个模型对因变量的解释能力均较差。

在我们的线性模型设定下， $f(\mathbf{X}, \boldsymbol{\eta})$  和  $g(\mathbf{Z}, \boldsymbol{\varphi})$  对应的自变量矩阵  $\mathbf{X}$  和  $\mathbf{Z}$  实际上只有一列不同，

即相差一个结构性通胀变量。在这种情形下 J 检验得到简化：可以证明，依托于等式 (27) 和 (28) 进行的 J 检验与嵌套等式 (21) - (24) 中对应变量系数的 t 检验本质上相同。这样，我们就可以直接利用之前模型 (21) - (24) 对应的估计结果获得竞争检验的结果 (t 统计量对应的  $p$  值)。为了方便说明，我们将对应的结果归纳在表 6 中。

从表 6 结果来看，对于食品类-非食品类通胀率的竞争检验，无论是居民预期还是专家预期，或使用何种货币政策变量，均能在至少 10% 的显著性水平下同时拒绝  $\delta^f = 0$  和  $\delta^{nf} = 0$  的原假设，说明食品类和非食品类通胀率对通胀预期均有显著的解释能力，且二者的解释能力不能相互覆盖。对于消费类-非消费类通胀率的竞争检验，除一组设定外，其余设定下  $\delta^c = 0$  均被拒绝且  $\delta^{nc} = 0$  均不能被拒绝，说明包含消费类通胀率的模型对居民和消费通胀预期的解释能力优于包含非消费类通胀率的模型。

表 5 模型竞争检验结果

预期主体	货币政策变量	食品类-非食品类		消费类-非消费类	
		$\delta^f$	$\delta^{nf}$	$\delta^c$	$\delta^{nc}$
居民预期	CHIBOR	0.001	0.056	0.000	0.858
	M2GR	0.000	0.000	0.000	0.384
专家预期	CHIBOR	0.000	0.000	0.000	0.016
	M2GR	0.000	0.000	0.000	0.260

说明：表中报告的是非嵌套模型竞争 J 检验的  $p$  值，等于表 1 和表 3 对应系数 t 检验的  $p$  值。

归纳来看，单方程回归和模型竞争检验的结果显示结构性通胀对通胀预期的影响机制是：食品类通胀率和非食品类通胀率均显著正向驱动居民和专家的通胀预期，通胀预期对非食品类通胀率的敏感程度大于食品类通胀率；居民和专家预期的形成仅受消费类通胀率影响，非消费类通胀率对通胀预期不存在传导效应。

尽管食品类通胀率长期主导 CPI 通胀率的走势，但是居民和专家形成通胀预期时仍然更加关注非食品类通胀率的变动。这一方面表明食品作为占 CPI 编制权重 30% 以上的子成分，居民和专家在形成通胀预期的过程中都没有忽略其价格变动；另一方面表明无论是居民和专家，都认识到食品部门具有价格粘性较低，受短期冲击影响更为显著的特点，即使本季度食品类通胀率受到大幅冲击，这种冲击也很有可能无法持续到下个季度，这意味着本季度食品类通胀率中包含的关于未来通胀的信息较少。因此，经济主体在形成预期时对相对稳定且持久性较强的非食品类通胀率更加敏感。

在本文所用的数据集中，居民和专家的通胀预期都是对 CPI 通胀率的预期，直观来看，对 CPI

通胀率的预期形成中仅关注本季度消费类（CPI）通胀率似乎是比较显然的结论。但是，非消费类通胀率的部分成分（如原材料购进价格指数通胀率和生产者价格指数（PPI）通胀率）对未来CPI通胀率有显著的传导效应（张成思，2010；杨子晖等，2013）。因此，本季度非消费类通胀率同样包含关于未来CPI通胀率的信息，如果经济主体是理性且具有完全信息的，就应该同时利用这部分信息来做出对未来CPI通胀率的预期。然而，本文的研究结果表明居民和专家预期都没有利用包含在本季度非消费类通胀率中关于未来CPI通胀率的信息。这反映出了通胀预期的理性疏忽（rational inattention）特征（Sims，2010），即经济主体有限的信息处理能力和获取信息的成本导致其行为决策理性地忽视了某些相对次要的信息。

无论对于居民还是专家来说，消费无疑是最重要的支出活动之一，消费品价格直接影响公众日常生活成本，所以其影响的普遍性高于资本品价格、政府购买价格和商品出口价格。另一方面，消费品价格容易通过日常消费感知到，且CPI通胀率被媒体频繁报道，曝光率一般也高于其他通胀指标。此外，利用本季度非消费类通胀率预测未来CPI通胀率可能需要借助较复杂的统计学和结构性模型，从而要求更高的信息处理能力。因此，信息获取成本和信息处理能力的限制可以从一定程度上解释经济主体在形成通胀预期时更关注本期消费类通胀率变化而忽略非消费类通胀率的变化。

#### 4. 稳健性检验

本文构建通胀预期变量时选用的是居民和专家对CPI通胀率的调研预期，通胀预期变量的构建还可以从两个角度进一步完善：第一，考虑更加丰富的预期获取方法，前文仅考虑了通过调研方法直接获取的预期，还可以考虑通过统计建模和结构性建模间接估计得到的预期；第二，选择更加多样的预期对象，前文涉及的居民和专家预期对象均为CPI通胀率，还可选择与总体经济产出相对应的GDP平减指数通胀率。

为了检验前文获得结论的稳健性，我们进一步针对性地考察了五种通胀预期序列作为备择指标。首先，为了丰富预期获取方法，我们考察了利用无套利仿射模型、自回归移动平均（ARMA）模型和向量自回归（VAR）模型估计获得的CPI通胀率预期。其次，为了考虑更加丰富的预期对象，我们考察了利用ARMA模型和VAR模型估计获得的GDP平减指数通胀率预期。GDP平减指数通胀率的口径涵盖消费领域和非消费领域，衡量了总体经济的价格变化程度。我们基于上述五种通胀预期作为被解释变量估计方程（21）和（22），一方面能够检验基于CPI调研预期获得结论的稳健性，另一方面可以考察预期对象为其他类别通胀率时研究结论是否会发生变化。

从估计结果来看，采用备择CPI通胀预期作为被解释变量得出的结论与使用CPI调研预期数据的结论一致。另外，采用GDP平减指数通胀率作为预期对象的估计结果提供了更丰富的信息：GDP平

减指数通胀预期仅对非消费类通胀率反应，对食品类和非食品类通胀率（从而对消费类通胀率）反应不显著，这意味着对总体经济价格变动的预期主要受其非消费类成分（如资本品、政府支出）价格变动的影响。

### 五、通胀预期对结构性通胀的动态反应

我们继续探究结构性通胀对通胀预期的动态影响机制。动态模型的设立需要考虑不同通胀变量之间的相互作用，货币政策的反应机制等问题。因此，我们设立结构向量自回归（SVAR）模型来考察结构性通胀对通胀预期的动态影响机制。模型的内生变量包括预期变量（居民预期或专家预期）、结构性通胀变量、货币政策变量（CHIBOR 或 M2 增长率）和产出变量（真实 GDP 缺口）。内生变量的排序分别为  $\mathbf{Y}_t = (y_t \ \pi_t^f \ \pi_t^{nf} \ MP_t \ \pi_{t+1|t}^e)'$  和  $\mathbf{Y}_t = (y_t \ \pi_t^{CPI} \ \pi_t^{NCPI} \ MP_t \ \pi_{t+1|t}^e)'$ 。

我们采用 AB 型约束识别 SVAR 模型，并利用 Amisano & Giannini（1997）提出的全信息最大似然估计法（FIMLE）估计 SVAR 模型。

对于食品类-非食品类结构性通胀的 SVAR 模型，约束形式为：

$$\underbrace{\begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_{21} & 1 & 0 & 0 & a_{25} \\ a_{31} & 0 & 1 & 0 & a_{35} \\ a_{41} & 0 & 0 & 1 & a_{45} \\ a_{51} & a_{52} & a_{53} & a_{54} & 1 \end{pmatrix}}_{\mathbf{A}} \begin{pmatrix} \varepsilon^y \\ \varepsilon^f \\ \varepsilon^{nf} \\ \varepsilon^m \\ \varepsilon^e \end{pmatrix} = \underbrace{\begin{pmatrix} b_{11} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & b_{22} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & b_{33} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & b_{44} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & b_{55} \end{pmatrix}}_{\mathbf{B}} \begin{pmatrix} u^y \\ u^f \\ u^{nf} \\ u^m \\ u^e \end{pmatrix} \quad (29)$$

上标  $y$ 、 $f$ 、 $nf$ 、 $m$ 、 $e$  分别代表对产出变量、食品类通胀率、非食品类通胀率、货币政策变量和通胀预期的冲击。矩阵  $\mathbf{A}$  的含义是：当期产出冲击是外生的，当期通胀、货币政策和通胀预期对产出不产生即期效应，与 Sims & Zha（2006）等研究的设定一致；当期通货膨胀受当期产出和通胀预期影响，与新凯恩斯菲利普斯曲线（Galí & Gertler，1999）的理论内容一致；假设食品类通胀率和非食品类通胀率之间不存在即期传导效应（备则假设下的结论基本一致）；货币政策符合 Clarida et al.（2000）经典文献提出的前瞻型泰勒规则，货币政策变量对当期产出和预期通胀做出反应；通胀预期影响机制未知，所以模型中其余变量对通胀预期的当期影响系数均不作约束。矩阵  $\mathbf{B}$  的含义是结构化冲击之间不存在相关性。

对于考察消费类-非消费类结构性通胀的模型，约束形式为：

$$\underbrace{\begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_{21} & 1 & a_{23} & 0 & a_{25} \\ a_{31} & a_{32} & 1 & 0 & a_{35} \\ a_{41} & 0 & 0 & 1 & a_{45} \\ a_{51} & a_{52} & a_{53} & a_{54} & 1 \end{pmatrix}}_{\mathbf{A}} \begin{pmatrix} \varepsilon^y \\ \varepsilon^c \\ \varepsilon^{nc} \\ \varepsilon^m \\ \varepsilon^e \end{pmatrix} = \underbrace{\begin{pmatrix} b_{11} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & b_{44} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & b_{55} \end{pmatrix}}_{\mathbf{B}} \begin{pmatrix} u^y \\ u^c \\ u^{nc} \\ u^m \\ u^e \end{pmatrix} \quad (30)$$

上标  $c$  和  $nc$  分别代表对消费类通胀率和非消费类通胀率的冲击。约束矩阵  $\mathbf{A}$  除了包含约束 (29) 所考虑的即期影响外, 还考虑了消费类和非消费类通胀率之间的即期传导关系。虽然少有文献直接研究消费价格与总体非消费价格之间的传导关系, 但不少研究强调了消费价格与某些特定的非消费价格之间的相互传导 (张成思, 2010)。因此, 对约束矩阵  $\mathbf{A}$  的  $a_{23}$  和  $a_{32}$  元素均不加以约束。为了保证模型的可识别性, 假设消费类和非消费类通胀率冲击具有相同的标准差, 即将矩阵  $\mathbf{B}$  的第 2、3 个对角线元素设定为 1。

我们通过计算脉冲响应函数来捕捉通胀预期在受到一标准差不同成分通胀的正交冲击后的动态变化路径。图 4 和图 5 报告了通胀预期对一单位结构性通胀冲击的脉冲响应函数。图中实线代表响应的估计值, 虚线代表 95% 置信区间的上下限, 置信区间通过 Monte Carlo 方法进行 10000 次抽样模拟获得, 判断某期脉冲响应函数值是否显著异于零的标准是其 95% 置信区间是否包含零值。脉冲响应时间长度设为 40 个季度。

图 4 报告的是以 CHIBOR 作为货币政策变量时居民和专家预期对食品类-非食品类通胀率冲击的脉冲响应函数图像 (使用 M2 增长率的对应结果类似)。居民和专家预期对非食品类通胀率冲击均做出显著正向响应, 非食品类通胀率一标准差的正向冲击造成当期居民和专家通胀预期上升约 0.6%, 随后在约 5 个季度后衰减至不显著的状态。居民预期对食品类通胀率冲击没有显著响应; 专家预期对食品类通胀率冲击仅于当期有显著的正向响应, 食品类通胀率一标准差正向冲击造成当期专家预期上升约 0.2%, 此后各期内脉冲响应函数的 95% 置信区间均包含零值。上述动态模型的结果与第四节中静态模型 (单方程估计) 的结果既有共性又有差异: 二者的共同点在于居民和专家预期对非食品类通胀率的关注程度均高于食品类通胀率, 其中专家预期对食品类通胀率的相对关注程度较高; 二者的差异在于静态模型中, 尽管通胀预期对食品类通胀率的关注程度较低, 但反应系数仍然显著, 而动态模型中专家预期对食品类通胀率冲击仅于当期有显著正向响应, 居民预期对食品类通胀率冲击的各期响应均不显著。

归纳起来看, 通胀预期对两个层次结构性通胀的动态响应模式与静态模型得到的结果相似。对于食品类-非食品类通胀率, 居民和专家预期对非食品类通胀率冲击做出持续正向响应, 居民预期对

食品类通胀率冲击响应不显著；专家预期对食品类通胀率冲击仅在当期做出正向响应，其余各期响应不显著。对于消费类-非消费类通胀率，居民和专家预期均仅对消费类通胀率冲击做出持续正向响应，对非消费类通胀率冲击响应不显著。

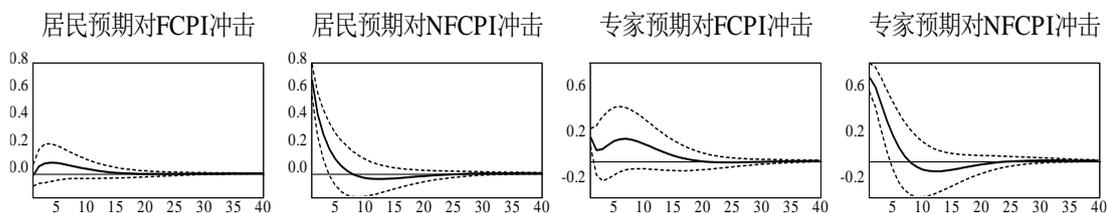


图4 通胀预期对食品类-非食品类通胀率冲击的脉冲响应 (MP=CHIBOR)

图 5 给出了通胀预期对消费类-非消费类通胀率的一标准差冲击的脉冲响应函数图像（以 CHIBOR 作为货币政策变量），模型的滞后阶数均为 1 阶。居民预期和专家预期对消费类通胀率冲击均做出显著正向响应，一单位标准差的消费类通胀率冲击在当期造成居民和专家预期上升约 0.6%，响应在约 1 年后衰减至零。两种预期对非消费类通胀率冲击即期反应的 95%置信区间均包含零值，且在未来各期同样不显著。脉冲响应分析表明居民和专家预期仅响应于消费类通胀率冲击，对非消费类通胀率冲击不响应，与静态模型结果一致。

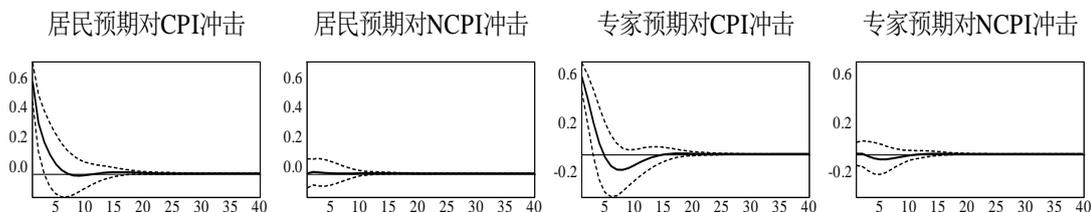


图5 通胀预期对消费类-非消费类通胀率冲击的脉冲响应 (MP=CHIBOR)

## 七、结论

本文探究了结构性通货膨胀背景下微观主体通货膨胀预期的形成机制问题。我国新世纪以来的结构性通胀可以划分为两个层次：第一个层次是消费领域内部食品类和非食品类通胀率的分化，具体特征为食品类通胀率在均值和波动性上均高于非食品类通胀率，食品类通胀率主导 CPI 通胀走势；第二个层次是消费类和非消费类通胀率的分化，具体特征是 2005-2013 年期间二者走势相似但不完全同步，而 2013 至 2019 年期间二者水平值接连反转，且走势呈现出方向性分化。另一方面，我国

居民和专家通胀预期与各类现实通胀率均不完全相符。结构性通胀对通胀预期的影响机制是本文关注的焦点。

基于上述典型事实，本文首先结合预期形成的传染病学模型和适应性学习模型构建了包含结构性通胀的通胀预期形成机制模型，然后采用单方程回归来考察结构性通胀对居民和专家通胀预期的即期影响，最后进一步建立 SVAR 模型探究通胀预期对结构性通胀反应的动态特征。经验分析结果显示，居民和专家预期对结构性通胀的即期反应模式相似：从食品和非食品层面看，食品类和非食品类通胀率均显著正向驱动通胀预期，不过非食品类的驱动效应高于食品类，专家预期对食品类通胀率的相对关注程度高于居民预期；从消费和非消费类层面看，通胀预期仅受消费类通胀率影响，而不受非消费类的驱动。另外，通胀预期对结构性通胀冲击的动态响应模式与即期反应整体相似但存在微妙区别：一方面，居民和专家预期均对非食品类通胀率冲击做出持续正向响应，对于食品类通胀率冲击的动态反应基本不显著；另一方面，居民和专家预期仅对消费类通胀率冲击做出持续正向响应，而对非消费类通胀率冲击无显著动态反应。

以上结果说明，居民和专家形成通胀预期的过程中对非食品类通胀率的关注程度高于食品类通胀率，非消费类通胀率对通胀预期几乎没有影响。尽管在数据统计层面食品类通胀率长期主导 CPI 通胀率走势，但是居民和专家形成通胀预期时却更加关注非食品类通胀率变动。这暗示出居民和专家对食品部门的低价格粘性以及受短期冲击影响更显著的特点有较强的共识，从而形成本季度食品类通胀率中包含的关于未来通胀的信息较少的结果。因此，经济主体在形成预期时对相对稳定且持久性较强的非食品类通胀率更加敏感。这种结果的政策涵义比较明确，即央行对公众通胀预期的引导应该更加关注非食品类通胀率或核心通胀率。另外，通胀预期仅关注消费类通胀率的结果反映出经济主体预期行为的理性疏忽特征，居民和专家都忽略了非消费类通胀率中所包含信息，其可能原因是非消费类通胀率信息的获取成本较高或者利用非消费类通胀率中信息难度大等原因。

在厘清通胀预期对结构性通胀反应机制的基础上，货币政策面对走势分化的各种通胀率的最优货币政策可能是值得进一步探讨的问题。要解决这一问题首先需要考虑如何放松理性预期假设，将通胀预期形成机制纳入货币政策分析框架，其次还需要从通货膨胀形成机制上刻画各种通胀率走势分化的根本原因。近年来的文献已经开始关注货币政策应当盯住哪种通胀率的问题（Wei & Xie, 2020 等），但少有从通胀预期形成机制角度切入进行分析的，因此未来研究可以考虑从这一角度进行深入探索。

## 参考文献

- 侯成琪、龚六堂, 2014: 《部门价格粘性的异质性与货币政策的传导》, 《世界经济》第 7 期。
- 李新荣、李涛、刘胜利, 2014: 《政府信任与居民通货膨胀预期》, 《经济研究》第 6 期。
- 孙坚强、赵允宁、蔡玉梅, 2019: 《公司盈余信息、适应性学习与通货膨胀预期》, 《经济研究》第 10 期。
- 杨子晖、赵永亮、柳建华, 2013: 《CPI 与 PPI 传导机制的非线性研究: 正向传导还是反向倒逼? 》, 《经济研究》第 3 期。
- 张成思, 2010: 《长期均衡、价格倒逼与货币驱动——我国上中下游价格传导机制研究》, 《经济研究》第 6 期。
- 张成思、党超, 2015: 《异质性通胀预期的信息粘性与信息更新频率》, 《财贸经济》第 10 期。
- Amisano, G., and C. Giannini, 1997, *Topics in Structural VAR Econometrics*, Springer.
- Carlson, J. A., and M. Parkin, 1975, "Inflation Expectations", *Econometrica*, 42(166), 123-138.
- Carroll, C., 2003, "Macroeconomic Expectations of Households and Professional Forecasters", *Quarterly Journal of Economics*, 118(1), 269-298.
- Cavallo, A., G. Cruces, and R. Perez-Truglia, 2017, "Inflation Expectations, Learning, and Supermarket Prices: Evidence from Survey Experiments", *American Economic Journal: Macroeconomics*, 9(3), 1-35.
- Clarida, R., J. Galí, and M. Gertler, 1999, "The Science of Monetary Policy: A New Keynesian Perspective", *Journal of Economic Literature*, 37(4), 1661-1707.
- Clarida, R., J. Galí, and M. Gertler, 2000, "Monetary Policy Rules and Macroeconomic Stability: Evidence and Some Theory", *Quarterly Journal of Economics*, 115(1), 147-180.
- Coibion, O., and Y. Gorodnichenko, 2015, "Information Rigidity and the Expectations Formation Process: A Simple Framework and New Facts", *American Economic Review*, 105(8), 2644-2678.
- Davidson, R., and J. MacKinnon, 1981, "Several Tests for Model Specification in the Presence of Alternative Hypotheses", *Econometrica*, 49(3), 781-793.
- Eusepi, S., B. Hobijn, and A. Tambalotti, 2011, "CONDI: A Cost-of-Nominal-Distortions Index", *American Economic Journal: Macroeconomics*, 3(3), 53-91.
- Galí, J., and M. Gertler, 1999, "Inflation Dynamics: A Structural Econometric Analysis", *Journal of Monetary Economics*, 44(2), 195-222.
- Gramlich, E., 1983, "Models of Inflation Expectations Formation: A Comparison of Household and Economist Forecasts", *Journal of Money, Credit and Banking*, 15(2), 155-173.

Lucas, R. J., 1976, "Econometric Policy Evaluation: A Critique", *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 1(1), 19-46.

Malmendier, U., and S. Nagel, 2016, "Learning from Inflation Experiences", *Quarterly Journal of Economics*, 131(1), 53-87.

Mankiw, N. G., and R. Reis, 2002, "Sticky Information versus Sticky Prices: A Proposal to Replace the New Keynesian Phillips Curve", *Quarterly Journal of Economics*, 117(4), 1295-1328.

Mullineaux, D. J., 1980, "Inflation Expectations and Money Growth in the United States", *American Economic Review*, 70(1), 149-161.

Sargent, T., and N. Wallace, 1975, "'Rational' Expectations, the Optimal Monetary Instrument, and the Optimal Money Supply Rule", *Journal of Political Economy*, 83(2), 241-254.

Sims, C. A., 2010, "Rational Inattention and Monetary Economics", In B. M. Friedman and M. Woodford (eds.), *Handbook of Monetary Economics*, 155-181. Elsevier.

Sims, C. A., and T. Zha, 2006, "Does Monetary Policy Generate Recessions?", *Macroeconomic Dynamics*, 10(2), 231-272.

Sun, R., 2015, "What Measures Chinese Monetary Policy?", *Journal of International Money and Finance*, 59(1), 263-286.

Van Duyn, C., 1982, "Food Prices, Expectations, and Inflation", *American Journal of Agricultural Economics*, 64(3), 419-430.

Wei, S., and Y. Xie, 2020, "Monetary Policy in an Era of Global Supply Chains", *NBER Working papers*, No. 26602.

# 金融结构、银行业市场结构与银行体系稳定性

## ——国际经验与中国故事

罗煜

(中国人民大学财政金融学院)

徐蕾

(中国人民大学财政金融学院)

朱文宇

(中国人民大学财政金融学院)

王芳<sup>③</sup>

(中国人民大学财政金融学院)

**摘要：**本文从金融结构和银行业市场结构动态配合的角度研究它们与银行体系稳定性的关系。通过采用 1995—2012 年 32 国跨国面板数据研究发现：第一，一国金融体系中银行部门占比越高，越容易爆发银行危机，而银行业市场结构的分散化将进一步放大银行部门占比对危机发生概率的影响。进一步机制研究表明，银行业市场结构的分散化将会加大银行部门占比对银行经营效率、盈利能力和流动性的负面影响，从而削弱银行的风险应对能力，提高银行危机爆发几率。异质性分析表明，在既定金融结构下，银行业市场结构仅在法治环境较差的经济体中会影响银行部门占比与银行危机之间的关系。第二，从危机恢复速度来看，银行业市场结构的分散化尽管会影响危机发生的概率，但由于历次危机带来的冲击更为温和，也能促使经济以更快的速度从衰退中恢复。第三，对中国银行业 2005—2017 年微观数据的研究发现，与国际经验不同，银行业市场结构的分散化有助于缓解银行业占比对我国商业银行平均风险水平的影响，且该效应在全国性大银行中尤为显著。

**关键词：**金融结构；银行业市场结构；银行体系稳定性；国际经验；中国故事

---

**作者简介：**罗煜，经济学博士，副教授，中国人民大学财政金融学院，Email: luoyu2011@ruc.edu.cn.

徐蕾，博士研究生，中国人民大学财政金融学院，Email: xulei1997@ruc.edu.cn.

朱文宇（通讯作者），经济学博士，副教授，中国人民大学财政金融学院，Email: wenyuzhu@ruc.edu.cn.

王芳，经济学博士，教授，中国人民大学财政金融学院，Email: wangfruc@ruc.edu.cn.

JEL 分类号: G21; L10; P34 文献标识码: A 文章编号: XXX

## 一、引言

2008 年全球金融危机爆发后,如何防范和化解金融风险成为全球范围内的热点议题。银行部门作为金融体系核心组成部分,其安全性尤为重要。广义来看,一国银行业在发展中面临两大结构性选择,一是总体层面上的金融结构,即银行和市场在金融体系中的相对比重问题;二是银行体系内部的市场结构,即银行业内部市场集中度的选择问题。自金融结构理论创立以来,国内外许多研究围绕最优金融结构展开。这一关键问题不仅决定金融服务实体经济的效率,同时也事关经济发展的稳定性。

就我国现状而言,一方面,间接融资在我国金融体系中始终占据绝对份额,甚至金融市场中许多金融产品的交易也主要由银行或其他金融机构参与,本质上仍未脱离间接融资范畴(王国刚和董裕平,2015)。许多学者担忧这将致使经济过度依赖债务融资,造成全社会杠杆高企,蕴含较大的系统性风险(谭小芬等,2019)。为此,近些年来我国大力倡导多层次资本市场的建设,十四五规划和 2035 远景目标也将提高直接融资比重视为重点工作。另一方面,在国有银行体制下,我国银行业过高的集中度一直饱受质疑(张杰,2019)。伴随着银行业改革的推进,我国银行业对民营社会资本的准入限制逐步放松,银行体系多元化程度不断提高。截至 2020 年末,我国银行业金融机构数量已达 4604 家<sup>④</sup>,其中大部分是中小银行。然而一些中小银行风险事件的频繁发生也令人不得不思考,对于银行主导型金融体系的我国,银行业相对比重的降低以及市场结构的分散化是否真的有助于降低金融风险?这一问题的解决需要对金融结构、银行业市场结构与银行体系稳定性的关系予以进一步探究。

理论上关于最优金融结构的选择,数十年来一直争论不休。银行可以发挥规模优势,通过实施更有效的监督缓解贷前逆向选择和贷后道德风险问题。然而由于资产负债流动性的错配,银行也表现出内生脆弱性。市场在横向风险分担上表现出优势,能够通过信息披露减少金融摩擦,缓解信息不对称,但其脆弱性源自资产价格泡沫。从银行业市场结构的角度看,究竟集中还是分散更有利于金融稳定同样存在争议。集中—稳定观认为,高度集中的市场结构赋予银行更高的特许权价值,给银行经营带来自律效应,且相对于分散的小银行,大银行也更易于监管。集中—脆弱观则认为,垄

<sup>④</sup> 数据来源:中国银行保险监督管理委员会。

断型银行体系可能存在大而不倒等问题，信息不对称更严重。这些相悖的观点表明，金融结构、银行业市场结构与金融稳定的关系直观上并不清晰，需要我们从更具体的视角出发进行研究，得到更为深入的结论。

在已有文献的基础上，本文同时将金融结构和银行业市场结构纳入研究，通过探究金融结构、银行业市场结构与银行体系稳定的关系，有助于寻找二者的最优动态配合状态，即金融结构相对稳定的情况下，如何通过银行业市场结构的调整实现银行体系风险的最小化，或金融结构如何搭配既定的银行业市场结构以提高银行体系稳定性。具体地，本文分别从银行危机爆发概率和恢复速度两个角度定义银行体系稳定性，首先利用跨国样本在一般性层面考察金融结构、银行业市场结构与银行体系稳定性的关系及作用机制，其次进一步结合中国银行业数据实证分析国际经验在我国的适用性，探讨国际经验与中国故事的异同及背后逻辑。

研究结论显示，第一，根据国际经验，一国金融体系中银行部门占比越高，银行危机爆发几率越高，银行业市场结构的分散化（即银行竞争的加剧）将进一步放大银行业占比对危机发生概率的影响。进一步分析发现，首先从影响机制上，银行业市场结构的分散化将进一步放大银行业占比对银行经营效率、盈利能力和流动性的负面影响，从而减弱银行抵御风险的能力，增大银行危机爆发几率。其次，异质性分析的结果表明，银行业市场结构仅在法治环境较差的经济体中影响金融结构与银行危机的关系，反映出在这类国家中，金融中介在应对信息不对称方面发挥着更大的作用。第二，从危机恢复速度来看，银行业市场结构的分散化尽管会影响危机发生的概率，但由于历次危机带来的冲击更为温和，也能促使经济以更快的速度从衰退中恢复。第三，从我国实际来看，金融结构与银行业市场结构对中国银行体系稳定性的影响与国际经验有所不同。在我国，银行业市场结构的分散化有助于降低银行风险，且该效应在全国性银行和大银行中尤为显著，表明市场集中度的下降在缓解大银行道德风险方面能够发挥重要作用。

本文可能的边际贡献在于：第一，不同于已往单独考察金融结构、银行业市场结构与银行体系稳定性关系的文献，本文关注金融结构与银行业市场结构的动态配合效应，为有关国家寻找金融结构与银行业市场结构的最优搭配提供学理依据。第二，本文不仅探寻金融结构、银行业市场结构与银行体系稳定性关系的国际经验，同时结合中国金融体系的演变特征，通过对中国银行业数据的分析讲述金融结构、银行业市场结构与银行体系稳定性的中国故事，从而得到对我国银行业市场化改革更具现实参考意义的政策启示。第三，已有文献考虑银行危机发生概率的较多，但从危机恢复速度的角度切入的较少，本文从银行危机爆发几率和恢复速度两个层面定义银行体系稳定性，有助于更全面地揭示金融结构、银行业市场结构与银行体系稳定性的关系，从而丰富相关经验证据。在具

体研究过程中，本文使用有别于传统模型的生存分析法对银行危机恢复速度进行研究，能够更好的解决数据右删失问题，客观反映金融结构、银行业市场结构对危机恢复速度的交互影响。

文章后续结构安排如下：第二部分回顾相关文献，进一步提出理论假设。第三部分为研究设计，对回归模型设定、数据来源和变量设计进行解释。第四部分为实证分析与检验，包括基准回归结果的解释、异质性分析、机制研究和一系列稳健性与内生性检验。第五部分讲述中国故事，考察金融结构和银行业市场结构对中国银行体系稳定性的影响。第六部分总结研究结论，并进一步提出政策启示

## 二、文献回顾、理论分析与研究假设

### （一）文献综述

自戈德史密斯创立金融结构理论以来，国内外许多研究基于二分法视角就最适金融结构的选择问题展开，其中多数立足金融结构对经济增长的影响，形成了包括银行主导论（Diamond, 1984; Baum *et al.*, 2011）、市场主导论（Demirgüç-Kunt 和 Levine, 2004; Beck *et al.*, 2010）、金融服务观（Levine, 1997）以及金融法律观（La Porta *et al.*, 1998）在内的丰富观点。相比于经济增长，经济发展的稳定性同样至关重要。然而纵观已有文献，究竟银行还是市场更有助于金融稳定，各方观点莫衷一是，相关经验研究也较为匮乏（Yeh *et al.* 2013; 刘晓光等, 2019）。针对既有文献的分歧，我们认为，金融结构与金融稳定的关系难以通过简单比较得出可信结论，而是需要从更加具体的视角予以分析。基于此，本文立足银行体系稳定性，从金融结构与银行业市场结构动态配合的角度出发进行研究，有助于更深入的揭示金融结构、银行业市场结构与金融稳定的关系。

#### 1. 金融结构与银行稳定的相关研究

从金融稳定的视角看，究竟是银行主导型还是市场主导型更优，结论并不统一，理论上，银行与市场各有优劣。银行主导论的观点包括：第一，银行能够更好地缓解借贷双方的信息不对称问题（Boot, 2000）。银行能够利用规模经济优势，通过与借款人的反复互动以更低的成本获取相关信息，并通过实施有效的监督缓解贷前逆向选择及贷后道德风险问题。相比之下，由于搭便车行为的存在，市场参与者缺乏信息获取激励，面临更高的信息获取成本。第二，有学者指出，银行向企业提供的关系型信贷一定程度上能够提升经济应对危机冲击的韧性。Bolton *et al.*（2016）针对雷曼兄弟倒闭期间意大利信贷数据的研究发现，关系型银行在危机期间也能继续为有偿付能力的企业提供贷款。Beck *et al.*（2018）也指出，在经济低迷期，关系型融资能够缓解企业信贷约束，降低危机损失。第

三, Allen and Gale (1997) 认为, 银行能够进行风险跨时分担, 通过将繁荣期的盈余填补经营状况不景气时的资金缺口, 有助于平滑经济中不可分散的系统性风险。

也有一些学者对银行部门的稳定作用提出质疑, 例如, 针对关系型信贷的稳定效应, Langfield and Pagano (2016) 对欧洲 22 国信贷数据的研究发现, 关系型融资在信贷总量中仅占较小比例。Rajan (1992) 指出, 银行可能依仗自身信息优势向借款人收取高额信息租金, 从而产生套牢问题, 市场作为一种外部竞争手段, 通过削弱银行议价能力, 一定程度上能够改善这一问题。许多研究进一步提出, 银行相比市场可能蕴含更大的系统性风险: 其一, 银行通过自身资产负债表的调整执行金融中介职能, 具有高度杠杆化的特征, 使得信贷供给表现出顺周期性, 一方面在经济繁荣期, 由于资产负债表的改善、抵押品价值的提高, 银行可能表现出过度借贷倾向。而信贷过度扩张往往伴随银行不良贷款率的显著提升 (Brown *et al.*, 2018), 是金融危机的预警信号 (Greenwood *et al.*, 2020)。另一方面, 当经济不景气时, 银行为满足监管要求又不得不提高资本充足水平, 收缩资产负债表, 资产降价抛售将进一步放大冲击带来的影响 (Bat and Houben, 2020)。其二, 银行存在内生脆弱性, 易受到流动性冲击的影响。根据 Diamond and Dvovig (1983) 提出的经典银行挤兑模型, 由于资产负债期限的不匹配, 银行无法满足储户同时提款的需求, 因此当公众普遍持有恐慌心理而挤提银行时, 可能导致银行危机爆发。其三, 由于金融机构之间存在复杂的交叉债权债务关系 (Craig and von Peter, 2014), 单家银行面临的流动性危机极易通过同业网络传染、蔓延至整个银行体系。

实证研究方面, 通过梳理可以发现, 关注金融结构与金融稳定的文献稍显匮乏。已有文献中, 2008 年之后的研究倾向于支持银行主导型金融结构更为脆弱的观点。其中, Gambacota *et al.* (2014) 通过对 1989—2011 年 41 国面板数据的研究发现, 危机期间银行的风险吸收能力将受到损害, 导致银行主导型金融体系的衰退程度是市场主导型的三倍。Mallick (2014) 发现, 股票市场的发展能够降低低收入国家经济的周期性波动。Bat and Houben (2020) 以 22 个 OECD 国家作为研究对象, 证实银行主导型金融结构与更高的系统性风险相关。Singh and Sarma (2020) 通过对 1996—2012 年 82 国数据的研究也发现, 银行主导型金融结构与金融部门和货币市场脆弱性密切相关。金雪军和陈哲 (2019) 对 1980—2016 年主要国际货币的研究发现, 在货币国际化过程中, 市场导向型金融体系能够更好地缓和外部冲击、平抑币值波动。谭小芬等 (2019) 对 2000—2015 年 47 国非金融上市企业的研究发现, 金融结构市场化程度的提高有助于企业降低杠杆率。

## 2. 银行业市场结构与银行稳定的相关研究

就银行业市场结构与银行稳定的关系, 现有研究同样存在观点上的分歧。集中—脆弱观认为, 高度集中的银行体系可能存在“大而不倒”问题。出于维护金融稳定的目的, 政府往往会为大银行提

供或显性或隐性的担保，这将加剧银行的道德风险问题，致使银行在业务经营中减少对风险因素的考量，为谋取高收益增强主动风险承担（Kane, 2000）。其次，较高的集中度赋予银行更大的市场势力，使得银行能够通过提高存贷款利差收取高额垄断租金，从而增大企业还款压力，增强企业风险承担动机，诱使企业为追求利润从事高风险投资，由此催生更多不良贷款，增大银行面临的信贷违约风险（Boyd and De Nicolo, 2005）。此外，在高度集中的银行体系中，大银行往往复杂性较高，政府部门难以对银行风险进行有效监管，进一步对银行体系稳定性产生负面影响（Beck *et al.*, 2006）。

竞争—脆弱观的依据则主要包括，首先银行利润水平与市场势力正相关，市场竞争将会削弱银行的垄断势力，致使其无法维持较高的信息租金，从而对银行盈利能力造成负面影响。这一方面可能会降低银行的资本缓冲水平，削弱银行应对不确定冲击的风险吸收能力。另一方面会降低银行的特许权价值，根据既有文献，特许权价值能够带来自律效应，促使银行为实现长期收益采取保守、审慎的经营行为。随着特许权价值的降低，银行风险承担动机增强，为了维持自身市场份额，可能会增加对高风险项目的投资（Marcus, 1984; Keeley, 1990）。其次，集中度高的银行风险分散能力较强，更能利用规模经济优势从事有效的贷款监督，从而降低自身信用风险（Boot and Thakor, 2000; Levine *et al.*, 2007）。相比之下，小银行由于缺乏风险分散的机会，可能承担更大的利润波动（Stever, 2007）。最后从监管的角度看，高度集中的银行体系仅有少数几个金融机构存在，因此监管难度较小，银行体系稳定性更高（Allen and Gale, 2000; Beck *et al.*, 2006）。

随着理论的发展，一些研究开始支持银行竞争与风险的U型关系，Martinez-Miera and Repullo（2010）的研究认为，竞争对银行风险存在两种相反的效应，即风险转移效应和边际效应。在较为集中的银行体系中，风险转移效应占主导，竞争有助于降低贷款利率和企业违约风险。而在足够竞争的市场中则是边际效应占主导，低利率在降低企业利息支出的同时也会压缩银行收入，致使银行承担更大的破产风险。Jiménez *et al.*（2013）进一步为这一理论提供了实证证据支持。

经验研究方面，基于样本和指标选择的不同，研究结论也存在差异。归纳已有文献，我们发现多数使用跨国样本的研究倾向于支持集中—稳定观。其中，Beck *et al.*（2006）对1980—1997年69国数据的研究表明，即便对银行监管政策、国家制度差异、宏观环境及经济冲击等因素进行控制，仍可发现市场集中度较高的银行不易发生危机。Schaeck *et al.*（2009）对1980—2003年38国数据的实证研究指出，竞争型银行体系发生系统性银行危机的概率更大，且危机持续时间更长。Beck *et al.*（2013）发现，总体上，特许权价值效应相对风险转移效应占主导，市场、监管以及其他制度因素的差异使得竞争—稳定关系在不同国家中呈现出异质性。Fernández *et al.*（2016）对110国银行业的研究发现，在市场竞争较弱的国家，银行稳定更能平抑工业增加值的波动。Leroy and Lucotte（2017）通过对

2004—2013年间欧洲上市银行数据的研究指出，竞争会提高银行风险承担动机，增大银行体系脆弱性。

## （二）理论分析与研究假设

首先从银行危机爆发几率的视角看，相比市场主导型，银行主导型金融体系中银行部门可能更加脆弱。这是由于，当一国更依赖间接融资进行金融资源配置时，银行部门在发挥核心作用的同时，也在较大程度上集中了金融体系的风险。考虑到资产负债期限错配问题的存在，银行自身存在内生脆弱性。并且当一家银行面临流动性问题时，极易通过同业债权债务网络传染至其他银行，导致系统性银行危机爆发。进一步考虑银行业市场结构的交互作用时，银行业市场竞争可能会进一步放大银行部门占比对危机爆发概率的影响。这是由于，第一，从风险控制能力来看，在间接占比较高的金融体系中，银行业内部市场结构越集中，大银行在金融体系中的市场地位越高，越能借助规模优势降低信息获取成本，改善自身贷款技术，有效缓解信贷市场上的信息不对称问题。并且凭借广泛的客户基础，银行能够实现较高的盈利水平，从而增强自身抵御风险的能力。第二，从风险承担动机来看，较高的市场集中度能够给银行带来自律效应，促使银行为实现特许权价值的收益而选择审慎经营，从而削弱银行的风险承担动机。随着市场结构的分散化，银行市场势力被逐步削弱，利润空间遭到压缩，在恶劣的生存环境下，银行一方面可能为追求高收益增加对高风险项目的投资。另一方面为了争夺客户资源和市场份额，银行也可能被迫降低信贷审批标准。随着服务对象的下沉，银行不得不更多的为信用质量较差的客户提供服务，由此面临更高的信贷违约风险，更容易爆发危机。

**假设 1：金融体系中银行部门相对占比越高，越容易爆发银行危机，银行业市场结构的分散化（银行竞争的加剧）可能进一步放大银行业占比对银行体系脆弱性的影响，增大银行危机爆发几率。**

从危机恢复的角度看，根据“备胎理论”（Levine *et al.*, 2016），当通过银行部门进行的间接融资中断时，市场可充当一种替代性融资方式，维持金融系统功能的持续性。Allen *et al.*（2012）的跨国研究也发现，银行危机爆发后，市场主导型金融体系中银行部门和股票市场的发展会出现短期反转，即股市将以更快的速度发展，代替银行部门发挥更大的功能，然而这一现象在银行主导型金融体系中则并不显著。因此若一国金融体系中银行占主导，危机爆发后，金融市场的作用空间较为有限，实体经济将会遭受更大的损失。在这类国家中，银行业市场结构可能在经济恢复中进一步发挥调节作用。具体来看，银行业市场结构越集中，尽管危机爆发几率更低，但由于大银行基于自身规模优势往往网点分布广泛、客户基础庞大、业务种类和产品服务较为多元化，因此更加密切地深入到实体经济的各个环节，一旦风险积聚到一定程度导致危机爆发，将会对实体经济产生更大的破坏力，

致使经济遭受更大的系统性损失，由此需要消耗更长的时间从衰退中恢复。相比之下，随着银行业准入门槛的放松、银行数量的增多，众多小银行扎根当地，服务半径有限，即便风险事件发生，对实体经济的整体影响也相对较小。因此，银行业内部市场结构越分散，尽管危机可能更加频繁的发生，但由于历次危带来的冲击更加温和，一旦危机发生，经济也能以更快的速度从衰退中恢复，总的来说表现出更短的危机周期。

**假设 2：从危机恢复速度的角度看，对于银行业相对占比较高的金融体系，银行业市场结构的分散化有助于缩短危机恢复时间，促使经济以较快的速度从衰退中恢复。**

考虑到中国银行体系发展历程的体制特殊性，金融结构、银行业市场结构对我国银行体系稳定性的影响可能与国际经验存在差异，具体地，在既定金融结构下，银行业市场竞争程度的提升可能有助于缓解银行业占比对我国商业银行平均风险水平的影响。原因在于，首先从大银行的角度看，由于历史发展的原因，我国银行部门的发展表现出显著的政府金融控制特征（张杰，2008），国有大型银行在金融体系中占据系统重要性地位，一方面银行信贷投放较大程度上配合政府政策导向，其中不乏许多高风险项目，可能进一步演化为银行不良贷款，增大银行信用风险。另一方面，政府长期以来或显性、或隐性的担保也会增强大银行的风险承担动机，滋生银行体系内部的道德风险问题，加剧“大而不倒”问题。市场化程度的提高能够提升资源配置效率，增强商业银行面临的竞争压力，促使银行审慎经营，由此提高银行体系稳定性。其次从中小银行发展的角度看，考虑到金融消费者在获取金融服务时存在的规模偏好和所有制偏好，中小银行往往在市场竞争中处于劣势，由于业务辐射范围有限、风险控制技术不够先进，其盈利水平相对较低，应对不确定冲击的风险缓冲能力较弱，更容易遭受外部冲击的干扰。银行业市场结构的分散化在削弱大银行垄断势力、促使大银行稳慎经营的同时，也能提高中小银行的市场份额，增强中小银行的风险应对能力，从而进一步对银行体系整体稳定性产生积极影响。

**假设 3：考虑到我国银行业发展的体制特殊性，市场竞争有助于缓解金融结构对商业银行经营风险的影响，增强银行体系稳定性。**

### 三、实证研究设计

#### （一）模型设定与估计方法

为探究金融结构与银行业市场结构对银行体系稳定性的影响，本文首先从银行危机爆发几率的角度出发进行实证分析。具体地，本文首先以银行危机作为被解释变量，以金融结构和银行业市场

竞争作为核心解释变量，建立混合回归（Pooled OLS）模型（1）。为探究金融结构与银行业市场结构对危机爆发几率的交互影响，系数 $\beta_3$ 的符号和显著性是本文关注的重点。

$$bc_{it} = \alpha + \beta_1 fs_{it} + \beta_2 competition_{it} + \beta_3 fs_{it} \times competition_{it} + \gamma controls_{it} + \theta_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

这里， $bc_{it}$ 是代表银行危机的二值虚拟变量，取值为 1 表示国家  $i$  在  $t$  年发生了银行业危机，反之，取值 0 则表示该国  $t$  年未爆发银行业危机。 $fs_{it}$ 代表  $i$  国  $t$  年的金融结构，具体使用规模( $fs\_size$ )、活动( $fs\_act$ )、效率( $fs\_efficiency$ )三个维度的指标作为代理变量。 $competition_{it}$ 为银行业市场集中度的度量指标，包括勒纳指数( $lerner$ )、布恩指数( $boone$ )和前 5 大银行资产集中度( $cr5$ )。 $controls_{it}$ 为一系列可能对被解释变量有影响的控制变量， $\theta_t$ 为年份固定效应， $\varepsilon_{it}$ 为随机扰动项。

考虑到被解释变量银行危机为取值 0、1 的虚拟变量，线性概率模型估计结果可能不一致，参照已有文献的标准做法，我们进一步建立面板二值选择模型。为便于解释边际效应，本文使用面板 logit 模型进行估计，同时使用 probit 模型进行稳健性检验。与混合回归模型形式类似，本文设定的 logit 基准回归模型（2）如下所示：

$$\ln\left(\frac{bc_{it}}{1 - bc_{it}}\right) = \alpha + \beta_1 fs_{it} + \beta_2 competition_{it} + \beta_3 fs_{it} \times competition_{it} + \gamma controls_{it} + \theta_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

## （二）变量设计与数据选择

数据来源方面，基准模型中除  $kaopen$  指数来自 Chinn and Ito (2008)、汇率制度数据来自 Ilzetzki *et al.* (2017) 外，其余各变量数据均来自世界银行 WDI 数据库和全球金融发展数据库 (GFDD)。最终基于数据的可得性，保留 32 个国家和地区<sup>⑤</sup>的非平衡面板样本，涵盖不同金融结构、经济发展水平的经济体，样本期间为 1995—2012 年。

回归所用各变量的具体说明如下：

### 1. 银行危机 ( $bc$ )

本文将表征是否发生银行危机的虚拟变量作为被解释变量。根据 Reinhart and Rogoff (2009) 的事件分析法定义，银行危机由以下两类事件标识：（1）银行挤兑致使一家或者多家金融机构面临倒闭、合并或被公共部门接管；（2）在未发生银行挤兑的情况下，一家重要金融机构或金融集团出现倒闭、合并、被接管或者向政府提出大规模救助的申请，并由此标志其他金融机构出现一系列类似事件。

### 2. 金融结构 ( $fs$ )

本文所指的金融结构为一国金融体系的融资结构，借鉴 Demirguc-Kunt and Levine (1999) 和

<sup>⑤</sup> 样本中的 32 个国家地区包括：加纳、新加坡、巴拿马、玻利维亚、土耳其、印度、巴拉圭、挪威、智利、冰岛、马来西亚、美国、墨西哥、澳大利亚、委内瑞拉、摩洛哥、韩国、尼日利亚、哥斯达黎加、英国、秘鲁、埃及、印度尼西亚、斯洛伐克、乌拉圭、肯尼亚、南非、菲律宾、泰国、哥伦比亚、突尼斯、厄瓜多尔。

Levine (2002) 对金融结构指标的构造方法, 我们分别从规模、活动和效率三个维度对各国金融体系结构进行量化, 各维度指标的计算方式是:

$$fs\_size = \ln (\text{存款货币银行私人部门信贷} / \text{股票市场市值}) \quad (3)$$

$$fs\_act = \ln (\text{存款货币银行私人部门信贷} / \text{股票市场交易市值}) \quad (4)$$

$$fs\_efficiency = \ln \left( \frac{1}{\text{股市换手率} \times \text{银行管理成本比率}} \right) \quad (5)$$

### 3. 银行业市场结构 (competition)

文献中常用的银行业市场结构衡量指标可分为两类, 一类是结构性指标, 以赫芬达尔指数 (HHI) 和前  $n$  大银行资产集中度 (CR $n$ ) 为代表, 另一类是基于微观基础的非结构性指标, 以勒纳指数 (Lerner) 和布恩指数 (Boone) 为代表。出于跨国数据可得性的考虑, 赫芬达尔指数 (HHI) 难以获得, 因此实际回归中, 我们使用勒纳指数 (lerner)、布恩指数 (boone) 和前 5 大银行资产集中度 (cr5) 作为银行业市场结构的代理变量, 各变量的具体说明如下:

#### (1) 勒纳指数 (lerner)

勒纳指数用以衡量银行在边际成本基础上的垄断定价能力。根据定义,

$$lerner_{it} = P_{it} - MC_{it} / P_{it} \quad (6)$$

其中,  $P_{it}$  为银行  $i$  在  $t$  期的总资产价格 (利息收入与非利息收入之和比总资产),  $MC_{it}$  表示边际成本。<sup>⑥</sup>勒纳指数取值位于 0 和 1 之间, 值越高表示银行的垄断定价能力越强, 银行业市场集中度越高。

#### (2) 布恩指数 (boone)

根据 Boone (2008), 布恩指数可通过如下回归获得:

$$\ln MS_{it} = \alpha + \sum_{t=1}^T \beta_t D_t \ln MC_{it} + \sum_{t=2}^T \theta_t D_t + \vartheta_{it} \quad (7)$$

这里,  $MS_{it}$  表示  $t$  期银行  $i$  所占的市场份额, 用银行总资产比银行业总资产来表示,  $MC_{it}$  代表边际成本, 由超越成本对数函数的回归获得,  $D_t$  为虚拟变量,  $t$  期取 1, 其他时间取 0。式中  $\beta_t$  即布恩指数, 理论上认为布恩指数应为负数, 即更高的边际成本将导致企业市场占有率降低, 如果市场结构更趋向于完全竞争, 布恩指数的绝对值则更大。

#### (3) 前 5 大银行资产集中度 (cr5)

<sup>⑥</sup> 边际成本可通过银行超越对数成本函数的估计得出, 其函数设定形式为:

$$\ln TC = \alpha_0 + \alpha_1 \ln TA + \frac{\alpha_2}{2} (\ln TA)^2 + \sum_{j=1}^3 \beta_j \ln w_j + \sum_{j=1}^3 \sum_{k=1}^3 \theta_{jk} \ln w_j \ln w_k + \sum_{j=1}^3 \gamma_j \ln TA \ln w_j + \varepsilon_{it}$$

其中,  $TC$  为银行运营成本, 等于银行利息费用、人事费用、和其他运营费用之和。 $TA$  为银行总资产。 $w_1$ 、 $w_2$  和  $w_3$  分别为银行的资金成本、固定成本和人力资本成本, 其中资金成本等于银行利息费用与客户存款和短期、同业负债之比, 固定成本等于银行其他运营和管理费用比固定资产, 人力成本等于人事费用比雇员数。

$cr5$  是指规模最大的 5 家银行其总资产在银行业总体中所占的比重, 计算方法为,

$$cr5_{it} = \sum_{i=1}^5 (X_{it}/X_i) \quad (8)$$

此处,  $X$  是指银行业总体总资产规模,  $X_i$  是指前 5 大银行中第  $i$  家银行的总资产规模。  $cr5$  指标值越大, 银行业市场集中度越高。

#### 4. 其他控制变量

参考既有文献, 本文在模型中纳入的控制变量还包括: 反映一国经济发展水平及速度的人均 GDP 规模 ( $gdpper$ ) 和 GDP 增速 ( $ggdp$ )、衡量一国物价稳定性的通货膨胀率 ( $inflation$ )、度量一国外汇储备充足性的 M2/外汇储备 ( $m2\_reserve$ ), 以及反映一国信贷扩张程度的信贷规模变量 ( $lncredit$ ), 此外在制度层面, 我们控制各国的金融开放水平 ( $kaopen$ )、汇率制度弹性 ( $err\_fine$ ) 及是否建立显性存款保险制度 ( $di$ ) 的虚拟变量。

表 1 给出了各变量含义及来源的详细说明, 表 2 为本文主要变量的描述性统计。

表 1 变量说明

变量名	含义	数据来源
$bc$	表征发生银行危机的虚拟变量, 取值 1 表示发生银行业危机	Reinhart and Rogoff (2009) <sup>①</sup>
$fs\_size$	金融结构规模维度指标, 值越大越偏向于银行主导	
$fs\_act$	金融结构活动维度指标, 值越大越偏向于银行主导	
$fs\_efficiency$	金融结构效率维度指标, 值越大越偏向于银行主导	
$lerner$	勒纳指数, 值越小, 银行业市场结构越分散。	世界银行全球金融发展数据库 (GFDD)
$boone$	布恩指数  $\times (-1)$ , 值越小, 银行业市场结构越分散。	
$cr5$	前五大银行总资产占行业内所有银行总资产的百分比, 值越小, 银行业市场结构越分散。	
$gdpper$	人均 GDP 水平	
$ggdp$	GDP 对数增长率	
$inflation$	通货膨胀率	世界银行 WDI 数据库
$m2\_reserve$	广义货币比外汇储备	
$lncredit$	私人部门信贷 GDP 占比取对数	
$kaopen$	资本账户开放程度, 数值越大, 一国开放程度越高	Chinn and Ito (2008)
$err\_fine$	汇率制度浮动程度, 数值越大, 越偏向于浮动汇率制度	Ilzetzki <i>et al.</i> (2017)
$di$	表征存款保险制度的虚拟变量, 取值 1 代表一国建立显性存款保险制度, 否则为 0	世界银行 Deposit Insurance Database
$lnz$	银行 $z$ 值对数, 衡量银行破产风险, 值越大, 风险越低	世界银行 GFDD 数据库

<sup>①</sup> 数据来源: <https://www.hbs.edu/behavioral-finance-and-financial-stability/data/Pages/global.aspx>

<i>npl</i>	银行不良贷款比率，等于不良贷款/总贷款
<i>roe</i>	银行税前总资本收益率
<i>roe_sd</i>	银行收入波动性，等于税前总资本收益率的 3 年移动标准差
<i>deposit_credit</i>	银行存贷比，等于银行总存款规模/贷款规模
<i>cost_income</i>	银行成本比收入比

表 2 主要变量的描述性统计

变量名	样本量	均值	标准差	25%分位数	中位数	75%分位数
<i>bc</i>	576	0.1649	0.3714	0	0	0
<i>fs_size</i>	563	0.3188	1.0391	-0.3802	0.1716	0.7854
<i>fs_act</i>	563	2.1805	2.3046	0.5520	1.4593	3.5296
<i>fs_efficiency</i>	532	-2.6583	2.2233	-4.2282	-3.2104	-1.2032
<i>boone</i>	406	-0.1436	0.2630	-0.1297	-0.0819	-0.0417
<i>cr5</i>	497	72.6527	16.7561	63.2548	72.3070	85.2317
<i>lerner</i>	511	0.2536	0.1578	0.1600	0.2500	0.3300
<i>ggdp</i>	576	4.0284	3.4051	2.4590	4.2339	6.0417
<i>gdpper</i>	576	1.0926	1.6489	0.1822	0.3760	1.0407
<i>inflation</i>	576	8.5411	12.5948	2.6656	4.6399	9.3382
<i>lncredit</i>	576	3.8320	0.8197	3.2011	3.8383	4.5716
<i>m2_reserve</i>	571	6.8089	9.8459	2.7318	3.8651	5.6384
<i>err_fine</i>	576	5.1875	4.4682	2	2	10
<i>kaopen</i>	576	0.5987	1.3868	-1.1476	1.0652	2.0904
<i>di</i>	576	0.6424	0.4797	0	1	1
<i>npl</i>	458	7.4645	7.9856	2.0000	3.8000	10.8000
<i>lnz</i>	496	2.5198	0.7386	2.0250	2.6220	2.9517
<i>roe_sd</i>	474	8.1476	12.4933	2.8650	4.6966	8.5142
<i>roe</i>	497	16.3629	17.8037	11.5133	17.2159	23.3986
<i>cost_income</i>	494	58.9025	12.5989	50.6151	57.8320	65.7556
<i>deposit_credit</i>	481	0.0111	0.0038	0.0081	0.0105	0.0133

#### 四、实证分析与检验

##### (一) 金融结构、银行业市场结构与危机爆发概率

##### 1. 基准模型回归结果

表 3 给出了基准模型的回归结果，前 4 列为混合回归估计结果，后 4 列是面板 logit 模型的回归

结果。我们首先关注金融结构本身对银行危机发生概率的影响，通过各列回归的估计结果可以发现，无论模型的估计是使用混合回归还是面板 logit 回归，金融结构 (*fs\_size*) 前的系数均在 1% 水平下显著为正，表明一国间接融资所占比重越大，即银行在金融体系中的主导作用越强，越容易发生银行危机。当进一步考察银行业市场结构的交互作用时，根据各列交叉项的回归系数符号与显著性，无论使用混合回归还是面板 logit 回归，以及无论银行业市场结构以勒纳指数 (*lerner*)、布恩指数 (*boone*) 还是集中度 (*cr5*) 还是衡量，金融结构规模维度指标与银行业市场结构的交叉项对银行危机的回归系数均至少在 5% 的水平下显著为负。这表明从跨国经验来看，一国金融体系中银行部门相对比重越高，越容易爆发银行危机，银行业市场结构的分散化将会进一步提高银行部门占比对危机爆发几率的影响，从而支持假设 1 的理论分析。

从控制变量的回归结果来看，GDP 增速前的回归系数显著为负，即一国 GDP 增长速度越快，经济前景越乐观，爆发银行危机的可能性越低；通货膨胀率对银行危机的回归系数在各列中均显著为正，表明一国通货膨胀水平越高，宏观经济稳定性越差，越容易爆发银行危机。此外，人均 GDP 水平对银行危机可能存在正相关关系，表明银行危机在发达经济体中发生几率更高。一国 M2 比外汇储备越低，外汇储备越充足，应对国际金融市场冲击的能力越强，因此不易爆发银行危机。衡量资本账户开放程度的 *kaopen* 指数与银行危机爆发几率可能存在负向关系，金融开放有助于加强银行部门的自律效应，增强银行体系稳定性。另外作为金融安全网的支柱之一，显性存款保险制度可能通过强化对银行的市场约束，促使银行审慎经营，对银行体系稳定性产生正向影响。

表 3 基准回归结果

	混合回归 (Pooled OLS)					面板 logit 回归		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>fs_size</i>	0.0904*** (0.0196)	0.1550*** (0.0334)	0.0349* (0.0201)	0.3208*** (0.0981)	0.0879*** (0.0196)	0.1192*** (0.0372)	0.0557** (0.0275)	0.3059*** (0.0893)
<i>lerner</i>		-0.2403* (0.1268)				-0.2533* (0.1394)		
<i>fs_size</i> × <i>lerner</i>		-0.3754*** (0.1159)				-0.2588 (0.1589)		
<i>boone</i>			-0.1536** (0.0645)				-0.1114* (0.0573)	
<i>fs_size</i> × <i>boone</i>			-0.0942** (0.0388)				-0.1514** (0.0712)	
<i>cr5</i>				0.0039*** (0.0013)				0.0035*** (0.0013)
<i>fs_size</i> × <i>cr5</i>				-0.0031** (0.0013)				-0.0031*** (0.0012)

<i>gdpg</i>	-0.0165*** (0.0049)	-0.0152*** (0.0052)	-0.0082 (0.0053)	-0.0143*** (0.0050)	-0.0122*** (0.0046)	-0.0104** (0.0050)	-0.0084* (0.0048)	-0.0122*** (0.0046)
<i>gdpper</i>	0.0353** (0.0174)	0.0369** (0.0178)	0.0010 (0.0143)	0.0117 (0.0198)	0.0539*** (0.0207)	0.0562*** (0.0217)	0.0233 (0.0186)	0.0243 (0.0224)
<i>inflation</i>	0.0050*** (0.0015)	0.0043*** (0.0016)	0.0093*** (0.0019)	0.0065*** (0.0015)	0.0034** (0.0015)	0.0035** (0.0016)	0.0066** (0.0028)	0.0047*** (0.0016)
<i>Incredit</i>	0.0065 (0.0364)	-0.0034 (0.0377)	0.0383 (0.0331)	-0.0103 (0.0428)	-0.0200 (0.0394)	-0.0214 (0.0409)	0.0249 (0.0478)	-0.0556 (0.0458)
<i>m2_reserve</i>	0.0034 (0.0026)	0.0041 (0.0027)	0.0055*** (0.0021)	0.0074** (0.0030)	0.0028 (0.0027)	0.0029 (0.0026)	0.0010 (0.0020)	0.0057** (0.0028)
<i>err_fine</i>	-0.0016 (0.0043)	-0.0063 (0.0045)	-0.0033 (0.0039)	-0.0089* (0.0046)	-0.0010 (0.0044)	-0.0075 (0.0049)	-0.0027 (0.0045)	-0.0061 (0.0047)
<i>kaopen</i>	-0.0654*** (0.0160)	-0.0566*** (0.0170)	-0.0086 (0.0147)	-0.0245 (0.0180)	-0.0721*** (0.0182)	-0.0609*** (0.0204)	-0.0145 (0.0193)	-0.0185 (0.0197)
<i>di</i>	-0.0567 (0.0473)	-0.1096** (0.0485)	-0.0281 (0.0424)	-0.1013** (0.0516)	-0.0393 (0.0506)	-0.0838 (0.0547)	-0.0921* (0.0496)	-0.0498 (0.0516)
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	558	494	389	480	495	435	335	426
国家数	32	32	31	31	32	32	31	31
R <sup>2</sup>	0.264	0.288	0.264	0.320	.	.	.	.
chi2	166.9	168.2	116.3	171.2	57.19	47.61	25.17	41.84

注：混合回归汇报的是回归系数，面板 Logit 汇报的是经转换后的边际效应值，\*，\*\*，\*\*\*分别表示在 1%，5%和 10%的水平下显著，括号内为系数的标准误。下表同。

为了对基准回归结论进行更加直观的展现，图 1 从左到右依次绘制了分别将勒纳指数(*lerner*)、布恩指数(*boone*)和前五大银行资产集中度(*cr5*)作为银行业市场结构的代理指标，金融结构与银行业市场结构对银行危机经中心化后的交互作用图，即金融结构(*fs\_size*)处于均值上下一个标准差的范围内，以银行业市场结构均值加减一个标准差为限，金融结构与银行业市场结构对银行危机爆发几率的交互影响。可以看出，各条曲线均斜向上方倾斜，表明金融结构越偏银行主导，危机发生几率越高。另外，无论使用何种代理变量，银行业市场结构越分散，金融结构对银行危机发生概率的边际效应曲线都更为陡峭，表明银行业市场结构越分散，金融结构对银行危机的促进作用越强，由此进一步验证了基准回归结果所揭示的结论。

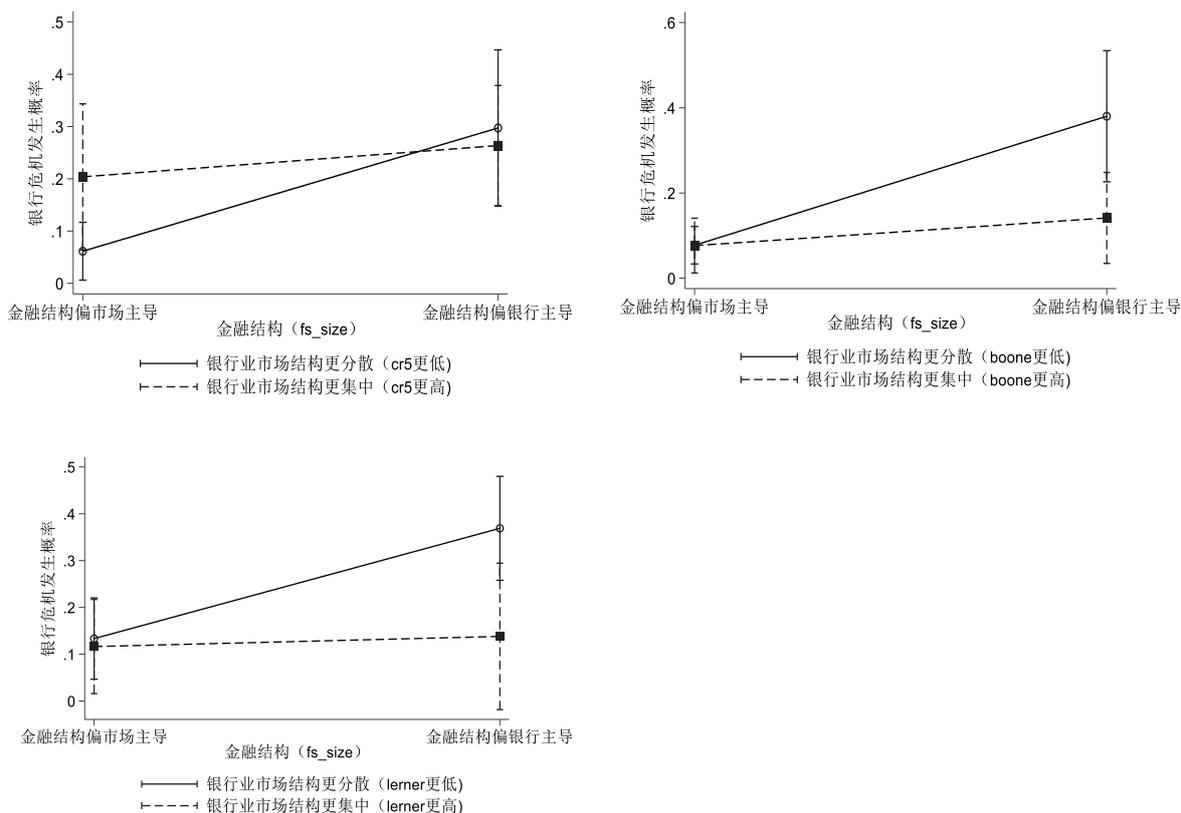


图 1 金融结构与银行业市场结构对银行危机爆发几率的交互效应图

## 2. 异质性分析

在基准回归的基础上，本文进一步根据样本国法治质量的高低进行分组异质性分析。具体地，本文从世行全球治理指标（WGI）数据库中获得衡量样各国法治水平的“Rule of Law<sup>®</sup>”指标，分别将指标取值位于样本下 1/3 分位数和上 1/3 分位数的样本定义为法治质量较低和较高的两组国家。进一步通过对子样本的回归探讨在不同的法治环境下，金融结构、银行业内部市场结构与银行体系稳定性的异质性关系。考虑到经济发展水平更高的国家往往拥有更加完善的制度环境，出于稳健性检验的考量，我们同时也按照样本国是否为 OECD 国家进行了分组回归，结果见表 4 所示。首先根据第（1）（2）列的回归结果，金融结构与银行业市场结构的交互项系数仅在法治质量较低的样本中显著为负，在法治质量较高的样本中则并不显著。同理第（3）（4）列的回归结果也显示，金融结构与银行业市场结构对银行危机的交互影响仅在非 OECD 国家中显著存在。以上结果表明，在既定金融结构下，银行业市场结构仅在法治环境较差的经济体中会影响银行部门占比与银行危机之间的关系。

<sup>®</sup> Rule of Law 指标（简称 RL），用以衡量一国民众对法律法规（尤其是与产权保护、合同执行和司法体系有关的法律法规）的信任和遵守程度，指标值取值越大代表制度质量越高。

这一现象背后的逻辑可能在于，在法治环境较差的金融体系中，银行部门在应对信息不对称方面可能发挥着更大作用，随着市场结构的分散化，银行信息获取成本增加，从事贷款监督的激励降低，从而在更大程度上加剧银行体系脆弱性。具体来说，银行与市场在应对信息不对称的能力上存在差异。银行不仅在获取客户信息和实施事前、事后监督方面表现出优势，还可通过要求借款企业提供合格抵押品、保留债务清偿权等方式进行风险控制。相比之下，金融市场只能依赖完善的法律体系加强对投资者的权益保护 (La porta *et al.*, 1998)。Beck *et al.* (2004)、Alesina and Giuliano (2015) 指出，法律制度能够保护私人财产权，支持私人契约安排，一国法律质量越高，越容易形成高效的资本市场。相反，在法律制度不完善、产权保护较弱的地区，企业更偏好通过非正式机制建立政治关联，从银行或其他金融机构获得信贷资源 (严若森和姜潇, 2019)。因此，在法治环境较差的国家，信息不对称问题更为严重，金融中介在风险控制方面可能发挥着更大的作用，也因此暗含更大的风险。随着银行业市场结构的分散化，银行的市场势力降低，规模优势减弱，其获取信息和从事监督的动机被削弱，随着风险应对能力的减弱，金融体系的风险可能会得到更大程度的暴露，银行体系也将表现出更强的脆弱性。

表 4 基于法治环境的异质性分析

	(1)	(2)	(3)	(4)
	法治质量低	法治质量高	非 OECD 国家	OECD 国家
<i>fs_size</i>	0.1264*	0.0465	0.1058***	0.1361
	(0.0659)	(0.0609)	(-0.0342)	(-0.1116)
<i>lerner</i>	-0.4295	0.2352	-0.3529**	-0.1615
	(0.2637)	(0.1910)	(-0.1440)	(-0.2786)
<i>fs_size</i> × <i>lerner</i>	-0.5669**	-0.0273	-0.2782**	-0.2879
	(0.2536)	(0.2085)	(-0.1216)	(-0.4317)
控制变量	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
样本量	138	132	381	118
国家数	14	11	24	8
R <sup>2</sup>	0.484	0.290	0.314	0.250

注：此处为混合回归估计结果，表中汇报的数字为回归系数，括号内为系数标准误，\*，\*\*，\*\*\*分别表示在 1%，5%和 10%的水平下显著。

### 3. 影响机制

为探究金融结构与银行业市场结构影响银行体系稳定性的背后逻辑，本文进一步从经营效率、

盈利性和流动性三个维度出发，实证检验在不同金融结构和银行业市场结构的金融体系中，银行经营表现是否存在显著差异，为此建立如下回归模型：

$$index_{it} = \alpha + \beta_1 fs_{it} + \beta_2 competition_{it} + \beta_3 fs_{it} \times competition_{it} + \gamma controls_{it} + \theta_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

这里，*index*为衡量银行经营效率、盈利性和流动性的一系列被解释变量。其中效率指标选用银行成本收入比 (*cost\_income*)，盈利性指标使用税前总资本收益率 (*roe*)，考虑到跨国银行业数据可得性的限制，流动性维度选用存款贷款比 (*depo\_credit*)。以上数据均来自世界银行的全球金融发展数据库 (GFDD)，国家层面各指标数据以各年份各国银行业相应指标的中位数作为代理指标。模型 (9) 中回归系数  $\beta_3$  的符号和显著性仍是本文关注的重点。

表 5 给出了机制检验三组回归的估计结果。首先从效率层面看，根据第 (1) 列的回归结果，金融结构与银行业市场结构交叉项对成本收入比的回归系数在 1% 的水平下显著为负，表明市场结构的分散化将进一步放大银行部门占比对银行经营效率的负面影响。其次从盈利性层面看，第 (2) 列的回归结果显示，金融结构与银行业市场结构对银行税前总资本收益率存在正向的交互影响，因此对于银行部门占比较高的金融体系，银行体系内部市场结构越分散，税前总资产收益率越低，银行盈利能力越弱。最后在流动性层面，从第 (3) 列的回归结果可以看出，金融结构与表征银行业市场结构的勒纳指数交叉项在 5% 的水平下显著为正，因此银行业市场结构的分散化将会增强银行业占比对银行存款贷款比的负向影响，由此降低银行流动性。综合上述回归结果，银行业内部市场结构的分散化将会放大银行部门占比对银行经营的负面影响，具体表现为对银行经营效率、盈利能力和流动性的抑制作用。随着经营效率、盈利水平和流动性的降低，银行的风险应对能力也将随之减弱，因而更容易爆发银行危机。

表 5 金融结构、银行业市场结构对银行体系稳定性影响的机制分析

	(1)	(2)	(3)
	<i>cost_income</i>	<i>roe</i>	<i>depo_credit</i>
<i>fs_size</i>	4.5431*** (0.9976)	-6.2343*** (1.4614)	-0.0005** (0.0002)
<i>lerner</i>	-35.0389*** (3.6379)	42.4070*** (5.7800)	-0.0008 (0.0008)
<i>fs_size</i> × <i>lerner</i>	-13.6204*** (3.1540)	19.9131*** (5.2842)	0.0014** (0.0007)
控制变量	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制
样本量	454	455	438

国家数	31	31	30
R <sup>2</sup>	0.409	0.335	0.555

注：此处为混合回归估计结果，表中汇报的数字为回归系数，括号内为系数标准误，\*，\*\*，\*\*\*分别表示在 1%，5%和 10%的水平下显著

## （二）稳健性与内生性分析

### 1. 稳健性检验

#### （1）替换其他银行体系稳定性衡量指标

为检验基准回归结果的稳健性，我们也替换其他衡量银行安全性的指标作为被解释变量：一是选择银行不良贷款率（*npl*），即银行不良贷款占总贷款的比重量度银行信用风险。二是使用银行 Z 值对数（*lnz*）衡量总体破产风险，根据 Laeven and Levine（2009），银行 Z 值计算公式为： $z = (roa + equity/asset) / \sigma(roa)$ 。其中，*roa* 代表总资产收益率， $\sigma(roa)$  为总资产收益率的标准差，*equity/asset* 为银行权益资本比。根据这一定义，Z 值越大，银行破产风险越小。三是选取银行税前总资本收益率的三年移动标准差（*roe\_sd*）作为银行收入波动性的代理变量。所用数据均来自全球金融发展数据库（GFDD），国家层面的各指标由各国各年银行业相应指标的中位数作为替代指标得到。具体建立以下模型：

$$risk_{it} = \alpha + \beta_1 fs_{it} + \beta_2 competition_{it} + \beta_3 fs_{it} \times competition_{it} + \gamma Controls_{it} + \theta_t + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

其中，被解释变量 *risk<sub>it</sub>* 为银行体系稳定性的其他衡量指标，包括银行不良贷款率（*npl*）、Z 值对数（*lnz*）以及总资本收益率波动率（*roe\_sd*）。

附表 1 汇报了上述模型的回归结果。可以发现，金融结构与银行竞争的交叉项对 Z 值对数（*lnz*）的回归系数在 1% 的水平下显著为正，对不良贷款率（*npl*）的回归系数在 1% 的水平下显著为负，对收入波动率（*roe\_sd*）的回归系数在 5% 的水平下显著为负，表明银行业竞争越激烈，金融结构对银行不良贷款率、破产风险和收入波动性的影响越大，银行的风险承担水平越高。这与前文结论相吻合，进一步验证了基准回归结论的稳健性。

#### （2）替换其他维度的金融结构指标

基准回归中主要使用金融结构的规模维度指标作为核心解释变量，为验证结论的稳健性，本文进一步使用金融结构的其他维度，即活动（*fs\_act*）和效率维度（*fs\_efficiency*）指标作为解释变量参与回归。附表 2 汇报了相应的面板 logit 回归结果，其中（1）（2）（3）列使用活动维度指标，（4）（5）（6）列使用效率维度指标，可以看到，无论金融结构使用活动维度还是效率维度指标，以及无论银行业市场结构使用勒纳指数、布恩指数还是前五大银行资产集中度，金融结构与银行业市场集中度交叉项前的回归系数均显著为负，且至少在 10% 的水平下显著，从而进一步验证了基准回归中，

一国金融体系中银行部门占比越高，银行业内部市场结构越分散，银行危机爆发几率越大的结论。

### （3）替换其他危机数据

考虑到事件法标识银行危机的局限性，我们将被解释变量银行危机替换为来自 Laeven and Valencia（2018）的数据，该数据库涵盖了自1970年起162个国家的银行危机数据。根据定义，一国满足以下两个特点可认为发生银行业危机：一是银行体系陷入严重的金融困境。包括（1）不良贷款率超过20%；（2）银行系统关闭超过20%的资产；（3）银行业财政重组成本占到GDP的5%以上。二是政府为应对银行系统损失而采取了大规模紧急救助措施，包括：（1）银行停业或存款冻结；（2）实施重要银行的国有化策略；（3）花费超过GDP占比3%的财政成本进行银行重组；（4）提供超过非居民存款和负债5%的流动性支持；（5）实施重大保证；（6）花费超过GDP5%的资金购买重大资产。通过附表3可以看出，替换银行危机数据后，基本回归结论并未发生显著改变。从金融结构与银行业市场结构交互作用来看，无论金融结构使用规模、活动还是效率维度指标，三组回归中交互项系数均显著为负，且至少在5%的水平下保持显著，这也进一步验证了基准回归结论。

## 2. 内生性分析

针对基准回归中因遗漏变量和反向因果导致的内生性问题，本文综合运用控制个体固定效应、自变量滞后一期和工具变量法进行缓解。

### （1）控制个体固定效应

为尽可能缓解遗漏变量带来的内生性问题，本文在控制基准模型已有控制变量、年份固定效应的基础上，进一步纳入国家层面的个体固定效应，以避免某些仅随个体改变，不随时间变化的不可观测因素带来的内生性干扰。根据附表4汇报的回归结果，无论银行业市场结构以勒纳指数、布恩指数还是前五大银行资产集中度衡量，金融结构与银行业市场结构对被解释变量银行危机的回归系数均至少在5%的水平下显著为负。因此，在控制个体固定效应的基础上，本文进一步验证了基准回归结论。

### （2）自变量滞后一期

为缓解反向因果造成的内生性问题，本文将基准模型中等式右边所有自变量取滞后一期。根据附表5汇报的回归结果，无论金融结构使用规模维度还是活动维度指标，以及无论银行业市场结构以勒纳指数、布恩指数还是前五大银行资产集中度衡量，各列回归中金融结构与银行业市场结构对银行危机的回归系数均至少在10%的水平下显著为负，同样表明市场结构分散化能够增强银行部门占比对银行体系稳定性负向影响的结论。因此在纳入滞后一期自变量对反向因果问题进行控制的基础上，基准回归结论得到进一步验证。

### (3) 工具变量法

为进一步缓解反向因果造成的内生性问题，本文分别选取滞后一期的金融结构 ( $L.fs\_size$ 、 $L.fs\_act$ ) 和银行业市场结构 ( $L.lerner$ 、 $L.cr5$ ) 作为金融结构 ( $fs\_size$ 、 $fs\_act$ ) 和银行业市场结构 ( $lerner$ 、 $cr5$ ) 的工具变量，进一步使用工具变量两阶段最小二乘法 (IV-2SLS) 进行回归分析。根据附表 6 列示的第二阶段估计结果，无论金融结构指标选取规模维度还是活动维度，以及无论银行业市场结构代理指标使用勒纳指数还是前五大银行资产集中度，各列回归中金融结构与银行业市场结构交互项的回归系数均至少在 10% 的水平下显著为负。从工具变量有效性的角度看，首先根据 Kleibergen-Paap LM 检验结果，各列回归均不存在不可识别问题，从而验证了工具变量与内生解释变量之间的相关性。其次用于进行弱工具变量检验的 Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量均大于 10% 水平下的临界值 (10% 的最大 IV 值为 16.38)，表明回归模型不存在弱工具变量问题。此外，由于内生解释变量与工具变量数目相同，回归模型也不存在过度识别问题。综上所述，使用滞后一期变量作为金融结构和银行业市场结构的工具变量是有效的，在利用工具变量法控制反向因果问题的基础上，基准回归结论再次得到验证。

### (三) 金融结构、银行业市场结构与危机恢复速度

除对银行危机爆发几率的影响，本文关注的另一个问题是，危机爆发后，发生国的经济恢复速度是否与金融结构和银行业市场结构相关。根据 Laeven and Valencia (2018) 的统计，1970 年以来全球共爆发过 151 次银行危机，覆盖了不同经济发展水平和金融发展程度的经济体，有些很快从中恢复，也有一些自危机后一蹶不振，进入长时期的衰退，因此危机恢复速度的影响因素是一个重要研究话题。但据目前掌握的文献，虽已有学者关注金融结构与危机恢复速度的关系，但较少有研究涉及银行业市场结构的影响，金融结构与银行业市场结构对危机恢复速度的交互影响更是处于研究空白，本文对这一问题进行探究，有助于丰富相关文献，填补目前相关研究的空缺。

在已有涉及金融结构与危机恢复速度的研究中，Mavrotas and Vinogradov (2007) 从理论层面出发，在代际交叠模型中引入金融中介，认为市场主导型金融体系危机恢复速度更快，但会造成更大的代际负担。实证层面，Allard and Blavy (2011) 通过对 17 个发达经济体 1960—2007 年间 87 次危机的研究发现市场主导型金融体系能以更快的速度从危机中恢复。范小云 (2011) 针对 1960—2009 年间 57 国的研究发现，金融发展水平较高的国家选择市场导向型金融结构有利于降低危机损失、提高危机恢复速度，但对于金融发展水平低的国家，其最优金融结构是银行主导型。然而上述研究在方法上主要基于理论分析或借助 OLS 估计，无法有效应对数据删失问题。基于此，我们进一步利用

生存分析方法对金融结构、银行业市场结构与银行危机恢复速度的关系予以研究。<sup>⑨</sup>

在本文所研究的问题中，要关注的风险事件为危机是否恢复。根据 Bordo *et al.* (2001) 的研究，危机恢复的定义是指危机发生国的产出增速恢复到危机以前的趋势值，因此，本文将危机发生当年至人均 GDP 增长率恢复到危机前水平所用的年数作为危机恢复时间的代理指标。参考 Bordo *et al.* (2001)，我们用危机前五年经济增长率的均值代表 GDP 的趋势值。就金融结构市场结构与危机恢复速度的关系，本文建立如下 Cox 比例风险模型：

$$h_i(t) = h_{i0}(t)\exp(\beta_1 fs_{it} + \beta_2 competition_{it} + \beta_3 fs_{it} \times competition_{it} + \gamma Controls_{it} + \varepsilon_{it}) \quad (10)$$

此处  $h_i(t)$  为国家  $i$  的风险函数，即国家  $i$  于时刻  $t$  从危机中恢复的概率（或解释为银行危机持续时间为  $t$  的概率）， $h_0(t)$  为基础风险函数， $fs$  为金融结构，分别从规模、活动和效率三个维度进行衡量， $competition$  为银行业市场结构，使用勒纳指数和前五大银行资产集中度作为代理变量。 $controls$  为与前文一致的控制变量。 $\beta_3$  为本文主要关注的待估系数，用以反映金融结构和银行业市场结构对银行危机恢复时间的影响。

表 6 列示了模型 (10) 的回归结果，表中汇报的数字为系数风险比 (hazard ratio)。风险比取值大于 1 代表变量值的增加有助于提高经济从危机中恢复的概率，缩短危机持续时间。可以看出，无论金融结构使用规模、活动还是效率维度指标，以及无论银行业市场结构使用勒纳指数还是前五大银行资产集中度来衡量，各列回归中金融结构与银行业市场结构交叉项的风险比整体上均显著小于 1。因此对于银行部门占比较高的金融体系，一旦危机发生，银行业市场结构越分散，越容易从危机状态中退出，危机恢复速度越快。这一结果验证了假设 2 的理论分析，即银行业市场结构的分散化尽管会导致危机更加频繁的发生，但由于历次危机带来的冲击可能更加温和，也能促使经济以更短的时间恢复。

表 6 金融结构、银行市场结构与危机恢复速度

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>fs_size</i>	11.9880*	1.8200				
	(17.2526)	(1.0748)				
<i>fs_act</i>			4.0034**	1.9320***		
			(2.2192)	(0.4496)		

<sup>⑨</sup> 生存分析法可用于分析风险事件的持续时间，相比于传统模型，可以更好的解决数据删失问题（在本文所要研究的问题中，右删失是指截至样本期末，仍未从危机中恢复的情况）。近些年来也逐渐应用到经济学研究领域。在实际回归中，根据风险函数的分布，生存分析模型可用 Weibull 模型等进行参数估计。不同于上述方法，本文采用 Cox 比例风险模型进行分析，其优势在于，作为一种半参数估计模型，不需要对参数分布做出过强的预先假定，可避免对风险函数的错误假定导致的非一致估计。

<i>fs_efficiency</i>					6.9282 (9.2212)	6.0099* (6.2524)
<i>cr5</i>	1.1875 (0.2769)		1.7125** (0.3723)		0.2781 (0.2247)	
<i>lerner</i>		0.0061*** (0.0097)		8.7621 (22.7418)		0.0000** (0.0000)
<i>fs_size×cr5</i>	0.6826** (0.1263)					
<i>fs_size×lerner</i>		0.0152 (0.0390)				
<i>fs_act×cr5</i>			0.8247** (0.0634)			
<i>fs_act×lerner</i>				0.0349*** (0.0376)		
<i>fs_efficiency×cr5</i>					0.7287* (0.1205)	
<i>fs_efficiency×lerner</i>						0.0002** (0.0007)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	253	231	258	234	253	231

注：表中汇报的数字为风险比，括号内为系数标准误，\*\*\*，\*\*和\*分别表示在 1%，5%和 10%的水平下显著。

在建立比例风险模型时，一个重要条件是所有变量均需满足等比例风险假定，因此本文进一步对表 6 中各列回归进行 PH 检验。根据检验结果，所有变量以及模型整体均通过检验，不能拒绝协变量的风险比例不随时间变化的原假设，即模型（5）符合比例风险函数的设定要求，回归结果具有可信性。

## 五、金融结构、银行业市场结构与银行体系稳定性—中国故事

### （一）我国金融结构、银行业市场结构演变的典型事实

不同于西方发达国家，我国银行业的发展历程表现出明显的中国特色。在经济发展初期，为了对许多长期项目提供金融支持，我国建立起依托国有银行体系的金融资源配置机制。社会主义市场经济体制确立后，我国积极推行银行业改革，推进商业银行现代公司治理和市场化竞争机制的完善。然而目前，间接融资在我国金融体系中仍占绝对主导地位，并且在银行体系内部，一方面以国有和

股份制商业银行为主的大银行占据较高的市场份额，另一方面无论是大型股份制商业银行还是地方中小型商业银行，均表现出国有控制的特点，不同程度上受到中央或地方政府的干预和控制（张杰，2019）。若以欧美银行体系的发展逻辑作为评判标准，中国的金融体系算得上一个失败的反例。但事实却证明，这种发展模式不仅为中国经济高质量、高速度发展提供了重要支撑，也经受住了历次危机的考验，是符合我国国情的现实选择。考虑到我国银行体系的特殊性，国际经验对我国的现实借鉴意义究竟如何？本文进一步在中国背景下进行研究，讲述金融结构、银行业市场结构与银行体系稳定性关系的中国故事。

### 1. 我国金融结构演变特征

图2绘制了1996—2017年间我国金融部门发展与结构变化趋势图。从图中可以直观地看出，第一，伴随着长时期的市场化改革和发展，我国金融体系中间接融资和直接融资规模均实现了较大幅度的增长。1996—2017年间，我国银行私人部门信贷占GDP比重由80.38%上升到150.60%，股票市场总市值占GDP比重由9.28%增长至65.50%。第二，从银行部门和金融市场的相对发展情况来看，过去20多年的时间内，作为金融结构衡量指标的股票市场总市值比银行私人部门信贷从1996年的0.12上升到2017年的0.43，即金融市场相对银行部门实现了更快速的发展，金融结构市场化程度显著提高。第三，图中金融结构指标随时间变动趋势显示，2007—2009年国际金融危机前后，我国金融结构产生了较大程度的波动。这可能是由于危机前资本市场的非理性繁荣导致投资市场大幅升温，股票市场的活跃度明显增加，而危机爆发后，受国际金融市场的影响，国内投资者也产生一定程度的恐慌情绪，随着投机者纷纷退出，股票市场与银行信贷的比值再次回落。第四，值得注意的是，尽管资本市场相对活跃度呈上升态势，但总体上看，银行信贷仍是我国经济发展过程中的主要外源融资来源，由政府主导的银行部门在金融体系中始终占据主导地位。从图3我国社会融资规模变动趋势也可以看出，尽管在近15年的时间内，我国非金融企业股票融资和企业债券融资发展迅速、规模显著增加，但在社会融资总体构成中，人民币贷款仍占据更高的比重。

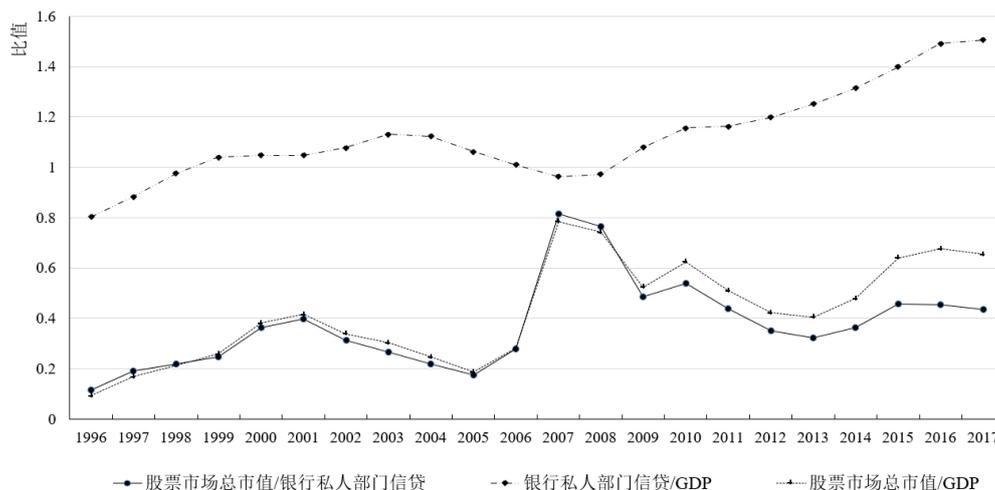


图 2 1996—2017 年中国金融部门发展与结构变化趋势图

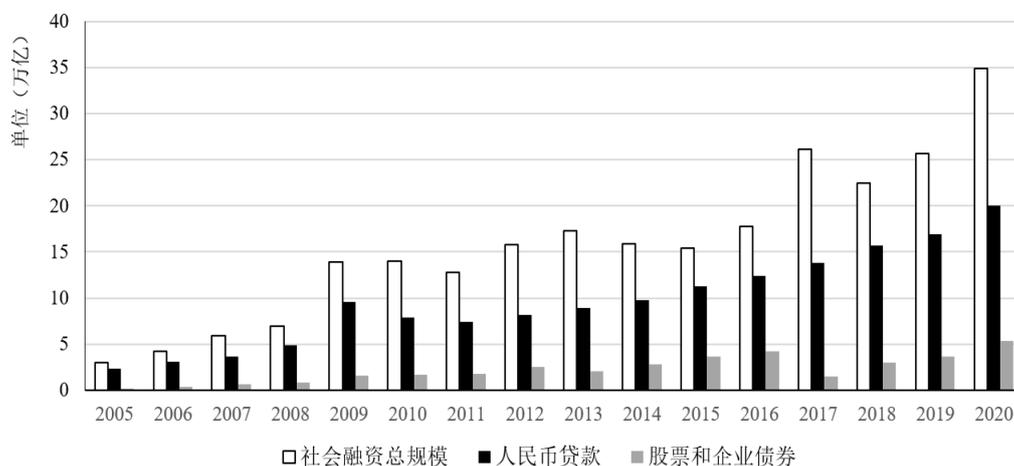


图 3 中国社会融资规模变化趋势图

## 2. 我国银行业市场结构演变特征

改革开放以来,我国银行业格局发生了深刻变化。伴随着市场化改革的推进,我国大型国有商业银行纷纷实现了股份制改造,股份制商业银行实力逐渐雄厚,城商行、农商行等中小银行不断发展壮大,外资、民营银行准入限制进一步放松,银行数量迅速增加,行业集中度显著下降,市场竞争程度逐渐提高。首先从银行数量来看,截至 2020 年 12 月 31 日,我国银行类金融机构数量已达 4604 家,其中包括 5 家国有商业银行、12 家股份制商业银行、133 家城市商业银行、1539 家农村商业银行,此外,民营银行和外资银行的数量也分别达到 19 家和 41 家。银行类金融机构的种类和数量不断丰富。其次从资产份额分布看,相比 1986 年以前的单一银行体制,目前我国银行业市场的垄断程度大幅降低,国有商业银行的市场份额不断下降,根据图 4 绘制的银行业金融机构资产份额图,截至 2020 年底,我国大型商业银行资产规模占比为 39.2%,而股份制商业银行占比则达到了 18.2%,

城市商业银行和农村金融机构也分别达到了 13.1%和 13.3%，银行业市场资产份额分散程度大大提高。

为进一步展现我国银行业市场结构的演变趋势，本文绘制了 2005—2020 年间我国银行业资产集中度和勒纳指数随时间变化的趋势图。从图 5 可以直观的看出，我国银行业市场集中度总体上呈持续下降趋势，国有大型商业银行总资产占比由 2005 年的 52.4%下降到 2020 年的 40.2%，银行业市场分散化程度大大提高。另外从银行业勒纳指数随时间变动趋势来看，我国银行业市场勒纳指数在平稳发展中也呈现出下降态势，进一步反映出我国银行部门市场化程度不断提高的演变特征。

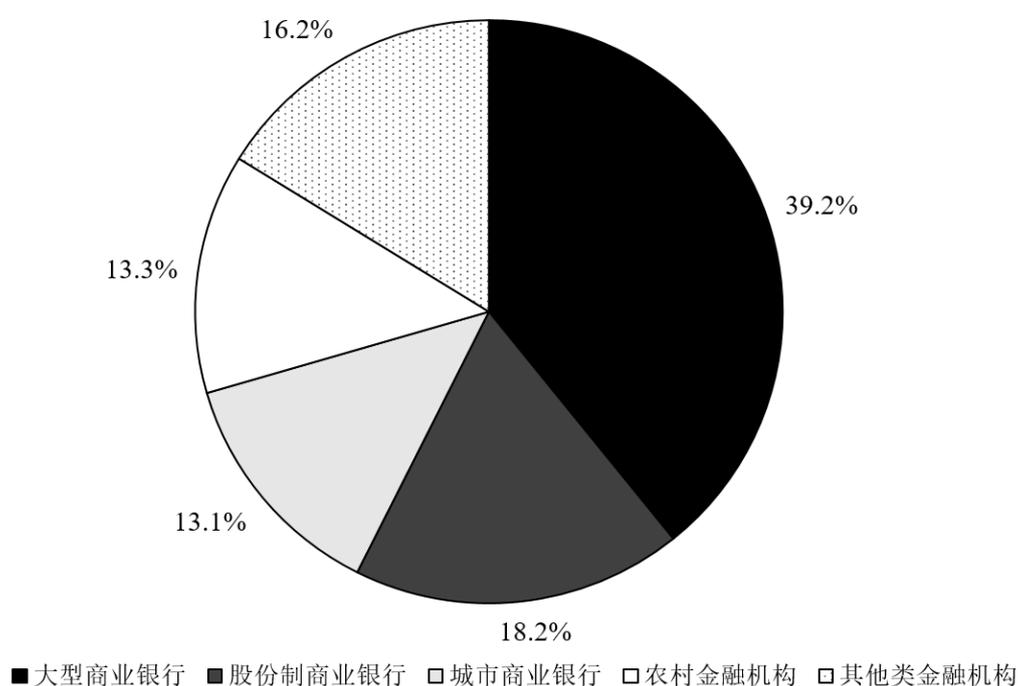
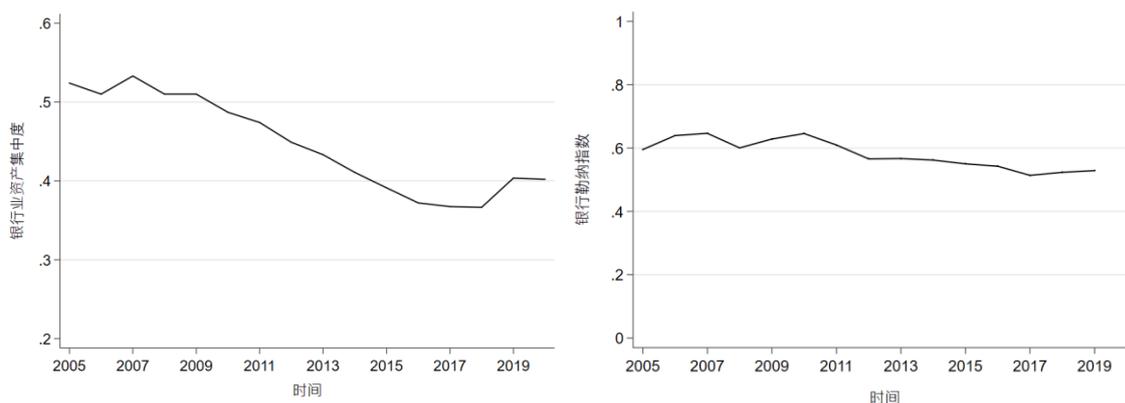


图 4 2020 年 12 月银行业金融机构资产份额图<sup>®</sup>

<sup>®</sup> 数据来源：中国银保监会网站。

图5 银行业市场结构<sup>11</sup>随时间变化趋势图

### 3. 我国银行体系稳定性特征

从银行体系稳定性看，图6展现了我国银行业不良贷款比率，即银行不良贷款规模占总资产的比重随时间的演变趋势。从图中可以直观地看出，伴随着国有银行不良资产剥离和市场化改革的推进，我国商业银行不良贷款比率总体上呈下降趋势，银行信用风险逐渐得到缓解。具体地，我国银行业不良贷款比率在变化过程中存在几个特殊时点，一是自2012年起，我国商业银行不良贷款率出现显著上升趋势，这可能与利率市场化的加快推进有关。2012年，中国人民银行分别上调存款、贷款利率浮动上限至基准利率的1.1倍和0.7倍，2013年全面放开金融结构贷款利率管制，2015年更是进一步出台政策不再限制商业银行、农村合作金融机构的存款利率上限。随着利率市场化的逐步完善，银行为追逐新的利润增长点纷纷加深对同业、理财业务的参与，然而这些业务在创造利润的同时，也造成银行风险的累积。二是2015年显性存款保险制度建立后，信用风险抬头的态势一定程度上得到遏制。这可能是由于存款保险制度能够强化对商业银行的市场约束，增强商业银行的风险核查意识和能力，促进商业银行审慎经营，从而有助于降低银行风险。

<sup>11</sup> 图示银行业资产集中度是指工、农、中、建四家大型商业银行的总资产占比，考虑到2019年后，邮政储蓄银行纳入大型商业银行统计范畴，因此图中银行业市场集中度在2019年前后出现小幅增长。

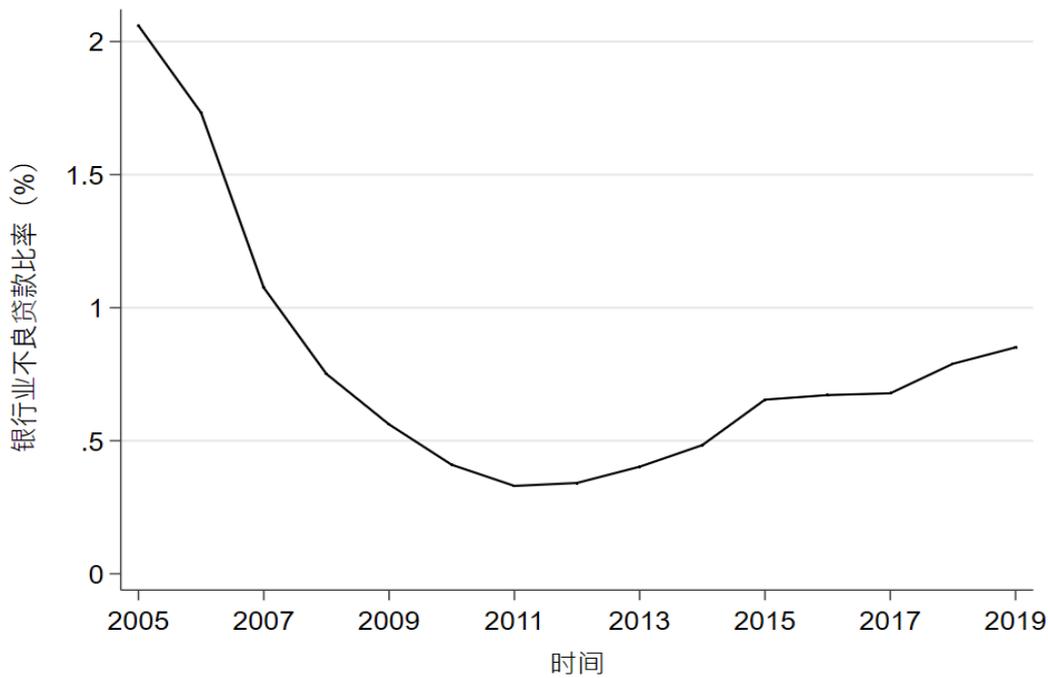


图6 我国银行部门风险随时间演变特征

## (二) 金融结构、银行业市场结构与银行体系稳定性-中国故事

### 1. 基本结论

为探究在中国背景下，金融结构、银行业市场结构与银行体系稳定性的关系，本文从微观视角出发，利用2005—2017年我国64家商业银行的非平衡年度面板数据，实证检验在我国现实背景下，金融结构、银行业市场结构与银行体系稳定性的关系，具体建立如下所示的回归模型：

$$risk_{it} = \alpha + \beta_1 fs_t + \beta_2 competition_{it} + \beta_3 fs_t \times competition_{it} + \gamma Controls_{it} + \varepsilon_{it} \quad (11)$$

其中， $risk_{it}$ 为衡量银行业安全的被解释变量，分别使用不良贷款比率 ( $npl$ ) 和银行 Z 值对数 ( $lnz$ ) 作为代理变量， $fs_t$ 为金融结构，这里选用金融结构的规模维度指标。 $competition_{it}$ 为银行业市场结构，分别使用通过非结构化方法得到的勒纳指数 ( $lerner$ ) 和银行 H 统计量 ( $hi$ ) 作为代理变量。<sup>12</sup> $Controls_{it}$ 为一组控制变量，包括银行层面的总资产对数 ( $lna$ )，权益资产比 ( $equity\_ta$ )，

<sup>12</sup> 银行部门 H 统计量的基本原理是，依据银行产出对投入要素的弹性系数之和对银行业市场结构予以判定。H 统计量取值应介于-1 和 1 之间，值越接近 1，表示银行市场竞争程度越高。H 统计量具体通过以下方程的回归得到：

$$lnTR_{it} = d_0 + d_1 \ln(w_{1, it}) + d_2 \ln(w_{2, it}) + d_3 \ln(w_{3, it}) + \sum_{j=1}^2 d_j \ln(k_{j, it}) + \varepsilon_{it}$$

$$HI = d_1 + d_2 + d_3$$

其中， $k_1$ 、 $k_2$ 为银行层面控制变量， $k_1$ 表示银行贷款水平，等于银行贷款比总资产， $k_2$ 代表银行规模，以银行总资产作为衡量指标。

贷款资产比 (*loans\_ta*) 以及宏观经济环境层面的经济发展水平 (*lngdp*)。  $\varepsilon_{it}$  为随机误差项, 系数  $\beta_3$  的符号和显著性能够反映金融结构与银行业市场结构对银行体系稳定性的交互影响, 是本文关注的重点。

数据来源方面, 银行层面各变量数据均来自全球银行与金融机构分析数据库 (BankFocus), 计算金融结构所需的银行私人信贷比 GDP 和股票市场总市值比 GDP 数据来自世界银行全球金融发展数据库 (GFDD)。基于数据可得性, 本文样本期间为 2005—2017 年, 在剔除连续数据小于三年的样本后, 最终共获得 64 家银行的非平衡面板数据。

根据表 7 汇报的回归结果, 前两列以银行不良贷款率 (*npl*) 作为被解释变量的回归中, 金融结构 (*fs*) 与勒纳指数 (*lerner*) 交叉项的回归系数在 5% 的水平下显著为正, 与 H 统计量交叉项的回归系数则在 1% 的水平下显著为负。后两列以银行 z 值对数 (*lnz*) 作为被解释变量的回归中, 金融结构 (*fs*) 与勒纳指数 (*lerner*) 交叉项的回归系数在 10% 的水平下显著为负, 与 H 统计量交叉项的回归系数在 5% 的水平下显著为正。上述结果表明, 在中国的现实背景下, 金融结构与银行业市场结构对银行体系稳定性存在动态配合效应, 在既定的金融结构下, 银行业市场结构的分散化有助于缓解金融结构对我国商业银行平均风险水平的影响。这也为我国银行业改革提供了学理依据, 为维护银行体系稳定, 降低系统性风险, 我国需继续坚持市场化的改革方向, 大力发展资本市场, 提高直接融资在金融体系中所占比重, 同时应鼓励外资、民营资本进入, 支持中小银行发展, 增强银行业内部的竞争程度。

表 7 金融结构、银行业市场结构与银行体系稳定 (中国银行业微观数据)

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>npl</i>	<i>npl</i>	<i>lnz</i>	<i>lnz</i>
<i>L.fs</i>	-0.0047** (0.0023)	0.0001 (0.0004)	2.2917** (0.9575)	0.5353*** (0.1668)
<i>L.lerner</i>	-0.0240** (0.0111)		7.1341* (3.8823)	
<i>L.hi</i>		0.0061*** (0.0010)		-0.9062** (0.4327)
<i>L.fs</i> × <i>L.lerner</i>	0.0086** (0.0044)		-2.8416* (1.6456)	
<i>L.fs</i> × <i>L.hi</i>		-0.0029*** (0.0005)		0.4509** (0.2118)

<i>L.lnta</i>	0.0003 (0.0002)	0.0003 (0.0002)	0.0878** (0.0416)	0.0795* (0.0433)
<i>L.equity_ta</i>	0.0610*** (0.0231)	0.0532** (0.0240)	-0.1783 (5.6392)	1.1440 (6.1311)
<i>L.loans_ta</i>	0.0022 (0.0050)	0.0022 (0.0049)	1.6503** (0.8142)	1.8159** (0.8548)
<i>L.lngdp</i>	-0.0003 (0.0022)	0.0012 (0.0020)	-0.6057** (0.2819)	-0.7784** (0.3194)
常数项	0.0101 (0.0246)	-0.0202 (0.0201)	0.1925 (4.3561)	6.5498** (3.0547)
观测值	230	229	217	217
银行数	63	63	64	64
R <sup>2</sup>	0.0754	0.165	0.248	0.270

注：*L*表示变量的一阶滞后项，\*\*\*，\*\*和\*分别表示在 1%，5%和 10%的水平下显著。括号内为变量系数的稳健标准误。

## 2. 异质性分析

为进一步探究金融结构、银行业市场结构对不同类型银行的影响，本文从商业银行规模和类型两个角度出发进行异质性分析。具体地，本文将总资产规模大于样本中位数的银行定义为大银行、小于中位数的定义为小银行。将国有大型商业银行和股份制商业银行定义为全国性银行，城市商业银行和农村商业银行定义为地方性银行。通过对不同类型银行进行分组回归，得到如下表 8 所示的回归结果。首先从银行规模的角度看，金融结构规模维度指标与勒纳指数的交叉项对银行不良贷款率的回归系数仅在大银行中显著为正，在小银行中不显著。其次从商业银行类型角度看，金融结构规模指标与银行业市场结构的交互项系数仅在全国性银行样本中显著为正，在地方性银行中不显著。因此，金融结构、银行业市场结构对银行体系稳定性的交互影响与商业银行类型、规模有关，银行业市场结构仅在大银行和全国性银行中会显著影响金融结构与商业银行平均风险的关系。

上述结果背后的逻辑在于，相比于地方性银行和小银行，全国性银行和大银行基于在银行体系内的系统重要性地位，可能存在更为严重的道德风险问题。随着银行业市场集中度的降低，大银行的市场势力将被削弱，在巨大的竞争压力之下，银行不得不选择审慎经营，降低风险承担。不仅如此，考虑到银行网点的服务半径是有限的，全国性大银行决策链条往往较长，网点经理又时常更换，难以利用关系型信贷从事有效的信息获取和贷后监督，在面向小微个体的贷款方面处于劣势。随着市场结构的分散化，不同类型银行能够各司其职，充分发挥规模对应优势，许多层级较低的小微客户逐渐被中小银行吸纳，由此进一步缓解大银行所面临的的信息不对称问题，降低银行面临的信用

风险，对银行体系整体稳定性产生积极影响。

表 8 异质性分析

	(1)	(2)	(3)	(4)
	大银行	小银行	全国性银行	地方性银行
<i>L.fs</i>	-0.0076*** (0.0028)	-0.0017 (0.0031)	-0.0130*** (0.0028)	-0.0047* (0.0027)
<i>L.lerner</i>	-0.0340*** (0.0125)	-0.0047 (0.0126)	-0.0514*** (0.0087)	-0.0196 (0.0123)
<i>L.fs</i> × <i>L.lerner</i>	0.0151*** (0.0051)	0.0008 (0.0052)	0.0249*** (0.0053)	0.0066 (0.0049)
控制变量	控制	控制	控制	控制
常数项	0.0073 (0.0222)	-0.0358 (0.0298)	0.0390 (0.0278)	0.0020 (0.0236)
观测值	128	102	60	170
银行数	31	41	9	54
R <sup>2</sup>	0.353	0.228	0.552	0.0970

注：*L*表示变量的一阶滞后项，\*\*\*，\*\*和\*分别表示在1%，5%和10%的水平下显著。括号内为变量系数的稳健标准误。

## 六、结论与启示

金融结构、银行业市场结构与银行体系稳定性存在何种关系？本文从二者相互配合的角度进行了研究。国际经验的分析表明：（1）一国金融体系中银行部门相对比重越高，越容易爆发银行危机。银行业市场结构的分散化将进一步放大银行部门占比对危机爆发几率的提升作用，该结论在一系列稳健性和内生性分析下均是可信的。进一步机制研究表明，银行业市场结构的分散化将会加大银行部门占比对银行经营效率、盈利能力和流动性的负面影响，从而削弱银行的风险应对能力，提高银行危机爆发几率。异质性分析结果显示，银行业市场结构的分散化仅在法治环境较差的经济体中显著影响银行部门占比与危机爆发概率的关系，表明在这类经济体中，金融中介在应对信息不对称方面可能发挥着更大的作用。（2）从危机爆发后的经济表现来看，银行业市场结构的分散化尽管使得危机更加频繁地发生，但由于历次危机带来的冲击更为温和，也能促使经济以更快的速度从衰退中恢复，表现出更短的危机周期。（3）对中国银行业数据的研究表明，考虑到我国银行体系发展的制度特殊性，金融结构与银行业市场结构对中国银行体系稳定性的影响可能与国际经验存在一定出入。

在既定金融结构下，银行业市场结构的分散化有助于缓解金融结构对商业银行平均风险水平的影响，并且这种作用在全国性银行、大银行中尤其显著，反映出市场竞争的增强有助于缓解大银行的道德风险，提高银行体系稳定性。

结合上述研究结论和我国金融体系发展现状，我们得到如下政策启示：（1）应正确认识金融结构、银行业市场结构与银行体系稳定性的关系，根据国际经验，在既定金融结构下，银行竞争将会增大危机爆发概率，与此同时也能促进经济以更快的速度恢复。但在中国现实背景下，银行业市场结构的分散化则有助于降低银行体系风险。因此在推进银行业改革时，我国不宜一味照搬西方国家经验，而是应从自身现实出发，探索一条有中国特色的改革路径。（2）我国应继续坚持金融结构改革的市场化导向，努力提升直接融资占比，推动建立多层次资本市场。要进一步完善股票市场，推动债券市场发展，健全金融衍生品市场，优化产品结构，为金融市场参与者提供切实的、多元化的金融投资工具。与此同时，也应注重优化与金融市场相适应的市场环境，健全交易机制，完善交易规则，提高信息披露质量，增强金融监管效力。（3）应继续扎实推进银行业市场化改革。由于体制原因，国有大型银行在我国银行体系中占据举足轻重的地位，这也容易滋生较为严重的道德风险问题。为此，我国应继续推动商业银行改善内部治理，放松外资、民营资本准入限制，为中小银行发展提供政策支持，加快银行业市场化改革。此外，我国需改变目前银行业务单一、产品同质化的现状，明确各类银行的功能定位，鼓励银行多元化经营，从而寻找符合我国特色的、渐进的市场化改革道路。（4）应进一步优化我国制度环境。根据本文研究结论，在法治环境较差的国家，金融中介可能在应对信息不对称方面发挥着更大的作用，对于这类国家，银行业市场结构改变可能对银行体系稳定性带来更大冲击。因此，为降低银行风险对市场结构变化的敏感性，增强银行体系应对市场化改革的韧性。我国应进一步健全相关法律法规、提高政府治理效率、优化投资环境、完善产权制度、加强投资者保护，完善与金融发展相匹配的制度环境。

## 参考文献

- [1] 范小云、肖立晟和方斯琦, 2011, 《危机损失、经济复苏与金融结构比较——什么样的金融体系更能摆脱危机》, 《当代经济科学》第02期, 第1~9页。
- [2] 金雪军和陈哲, 2019, 《货币国际化、金融结构与币值稳定》, 《国际金融研究》第02期, 第34~42页。
- [3] 刘晓光、苟琴和姜天予, 2019, 《金融结构、经济波动与经济增长——基于最优产业配置框架的分析》, 《管理世界》第05期, 第29~43页。
- [4] 谭小芬、李源和王可心, 2019, 《金融结构与非金融企业“去杠杆”》, 《中国工业经济》第02期, 第23~41页。
- [5] 王国刚和董裕平, 2015, 《中国金融体系改革的系统构想》, 《经济学动态》第03期, 第9~21页。
- [6] 严若森和姜潇, 2019, 《关于制度环境、政治关联、融资约束与企业研发投入的多重关系模型与实证研究》, 《管理学报》第01期, 第72~84页。
- [7] 张成思和刘贯春, 2016, 《最优金融结构的存在性、动态特征及经济增长效应》, 《管理世界》第01期, 第66~77页。
- [8] 张杰, 2019, 《当经济学遭遇中国金融改革:几个问题的新解释》, 《国际金融研究》第06期, 第3~13页。
- [9] 张杰, 2008, 《市场化与金融控制的两难困局:解读新一轮国有银行改革的绩效》, 《管理世界》第11期, 第13~31页。
- [10] Alesina, A. and P. Giuliano, 2015, "Culture and Institutions", *Journal of Economic Literature*, 53(4), pp. 898~944.
- [11] Allard, M. J. and M. R. Blavy, 2011, Market Phoenixes and Banking Ducks are Recoveries Faster in Market-Based Financial Systems? International Monetary Fund.
- [12] Allen, F. and D. Gale, 2000, "Financial Contagion", *Journal of Political Economy*, 108(1), pp. 1~33.
- [13] Allen, F. and D. Gale, 1997, "Financial Markets, Intermediaries, and Intertemporal Smoothing", *Journal of Political Economy*, 105(3), pp. 523~546.
- [14] Allen, F., X. Gu and O. Kowalewski, 2012, "Financial Crisis, Structure and Reform", *Journal of Banking & Finance*, 36(11), pp. 2960~2973.
- [15] Bats, J. V. and A. C. Houben, 2020, "Bank-Based Versus Market-Based Financing: Implications for Systemic Risk", *Journal of Banking & Finance*, 114(5), pp. 105776.

- [16] Baum, C. F., D. Schäfer and O. Talavera, 2011, "The Impact of the Financial System's Structure On Firms' Financial Constraints", *Journal of International Money and Finance*, 30(4), pp. 678~691.
- [17] Beck, T., A. Demirgüç-Kunt and R. Levine, 2006, "Bank Concentration, Competition, and Crises: First Results", *Journal of Banking & Finance*, 30(5), pp. 1581~1603.
- [18] Beck, T., A. Demirgüç-Kunt and R. Levine, 2010, "Financial Institutions and Markets Across Countries and Over Time: The Updated Financial Development and Structure Database", *World Bank Economic Review*, 24(1), pp. 77~92.
- [19] Beck, T., A. Demirgüç-Kunt and V. Maksimovic, 2004, "Bank Competition and Access to Finance: International Evidence", *Journal of Money, Credit and Banking*, 36(3), pp. 627~648.
- [20] Beck, T., H. Degryse, R. De Haas and N. Van Horen, 2018, "When Arm's Length is Too Far: Relationship Banking Over the Credit Cycle", *Journal of Financial Economics*, 127(1), pp. 174~196.
- [21] Bolton, P., X. Freixas, L. Gambacorta and P. E. Mistrulli, 2016, "Relationship and Transaction Lending in a Crisis", *Review of Financial Studies*, 29(10), pp. 2643~2676.
- [22] Boone, J., 2008, "A New Way to Measure Competition", *The Economic Journal*, 118(531), pp. 1245~1261.
- [23] Boot, A. W. A., 2000, "Relationship Banking: What Do we Know?", *Journal of Financial Intermediation*, 9(1), pp. 7~25.
- [24] Boot, A. W. and A. V. Thakor, 2000, "Can Relationship Banking Survive Competition?", *Journal of Finance*, 55(2), pp. 679~713.
- [25] Bordo, M., B. Eichengreen, D. Klingebiel and M. S. Martinez Peria, 2001, "Is the Crisis Problem Growing More Severe?", *Economic Policy*, 16(32), pp. 52~82.
- [26] Boyd, J. H. and G. De Nicolo, 2005, "The Theory of Bank Risk Taking and Competition Revisited", *Journal of Finance*, 60(3), pp. 1329~1343.
- [27] Brown, S., D. Demetriou and P. Theodossiou, 2018, "Banking Crisis in Cyprus: Causes, Consequences and Recent Developments", *Multinational Finance Journal*, 22(1), pp. 63~118.
- [28] Chinn, M. D. and H. Ito, 2008, "A New Measure of Financial Openness", *Journal of Comparative Policy Analysis*, 10(3), pp. 309~322.
- [29] Craig, B. and G. Von Peter, 2014, "Interbank Tiering and Money Center Banks", *Journal of Financial Intermediation*, 23(3), pp. 322~347.
- [30] Demirgüç-Kunt, A. and R. Levine, 1999, "Bank-Based and Market-Based Financial Systems: Cross-

- Country Comparisons", *Available at Ssrn 569255*,
- [31] Demirgüç-Kunt, A. and R. Levine, 2004, *Financial Structure and Economic Growth: A Cross-Country Comparison of Banks, Markets, and Development*. MIT press.
- [32] Diamond, D. W., 1984, "Financial Intermediation and Delegated Monitoring", *Review of Economic Studies*, 51(3), pp. 393~414.
- [33] Diamond, D. W. and P. H. Dybvig, 1983, "Bank Runs, Deposit Insurance, and Liquidity", *Journal of Political Economy*, 91(3), pp. 401~419.
- [34] Fernández, A. I., F. González and N. Suárez, 2016, "Banking Stability, Competition, and Economic Volatility", *Journal of Financial Stability*, 22(2), pp. 101~120.
- [35] Gambacorta, L., J. Yang and K. Tsatsaronis, 2014, "Financial Structure and Growth", *Bis Quarterly Review*.
- [36] Greenwood, R., S. G. Hanson, A. Shleifer and J. A. Sørensen, 2020, *Predictable Financial Crises*. NBER Working Paper, No. 27396.
- [37] Ilzetzki, E., C. M. Reinhart and K. S. Rogoff, 2017, *The Country Chronologies to Exchange Rate Arrangements Into the 21st Century: Will the Anchor Currency Hold?* NBER Working Paper, No. 23135.
- [38] Jiménez, G., J. A. Lopez and J. Saurina, 2013, "How Does Competition Affect Bank Risk-Taking?", *Journal of Financial Stability*, 9(2), pp. 185~195.
- [39] Kane, E. J., 2000, "Incentives for Banking Megamergers: What Motives Might Regulators Infer From Event-Study Evidence?", *Journal of Money, Credit and Banking*, 671~701.
- [40] Keeley, M. C., 1990, "Deposit Insurance, Risk, and Market Power in Banking", *American Economic Review*, 1183~1200.
- [41] La Porta, R., X. Lopez, de X, F. Silanes, A. Shleifer and R. W. Vishny, 1998, "Law and Finance", *Journal of Political Economy*, 106(6), pp. 1113~1155.
- [42] Laeven, L. and R. Levine, 2009, "Bank Governance, Regulation and Risk Taking", *Journal of Financial Economics*, 93(2), pp. 259~275.
- [43] Laeven, M. L. and M. F. Valencia, 2018, *Systemic Banking Crises Revisited*. International Monetary Fund.
- [44] Langfield, S. and M. Pagano, 2016, "Bank Bias in Europe: Effects On Systemic Risk and Growth", *Economic Policy*, 31(85), pp. 51~106.

- [45] Leroy, A. and Y. Lucotte, 2017, "Is there a Competition-Stability Trade-Off in European Banking?", *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 46(1), pp. 199~215.
- [46] Levine, R., 2002, "Bank-Based Or Market-Based Financial Systems: Which is Better?", *Journal of Financial Intermediation*, 11(4), pp. 398~428.
- [47] Levine, R., 1997, "Financial Development and Economic Growth: Views and Agenda", *Journal of Economic Literature*, 35(2), pp. 688~726.
- [48] Levine, R., A. Demirgüç-Kunt and T. Beck, 2007, 5. Bank Concentration and Fragility: Impact and Mechanics. University of Chicago Press.
- [49] Levine, R., C. Lin and W. Xie, 2016, "Spare Tire? Stock Markets, Banking Crises, and Economic Recoveries", *Journal of Financial Economics*, 120(1), pp. 81~101.
- [50] Mallick, D., 2014, "Financial Development, Shocks, and Growth Volatility", *Macroeconomic Dynamics*, 18(3), pp. 651~688.
- [51] Marcus, A. J., 1984, "Deregulation and Bank Financial Policy", *Journal of Banking & Finance*, 8(4), pp. 557~565.
- [52] Martinez-Miera, D. and R. Repullo, 2010, "Does Competition Reduce the Risk of Bank Failure?", *Review of Financial Studies*, 23(10), pp. 3638~3664.
- [53] Mavrotas, G. and D. Vinogradov, 2007, "Financial Sector Structure and Financial Crisis Burden", *Journal of Financial Stability*, 3(4), pp. 295~323.
- [54] Rajan, R. G., 1992, "Insiders and Outsiders: The Choice Between Informed and Arm's-Length Debt", *The Journal of Finance*, 47(4), pp. 1367~1400.
- [55] Reinhart, C. M. and K. S. Rogoff, 2009, "The Aftermath of Financial Crises", *American Economic Review*, 99(2), pp. 466~472.
- [56] Schaeck, K., M. Cihak and S. Wolfe, 2009, "Are Competitive Banking Systems More Stable?", *Journal of Money, Credit and Banking*, 41(4), pp. 711~734.
- [57] Singh, S. and M. Sarma, 2020, "Financial Structure and Stability: An Empirical Exploration", *Journal of Central Banking Theory and Practice*, 9(s1), pp. 9~32.
- [58] Stever, R., 2007, "Bank Size, Credit and the Sources of Bank Market Risk", BIS Working Paper No. 238.
- [59] Yeh, C. and P. Lin, 2013, "Financial Structure On Growth and Volatility", *Economic Modelling*, 35(9), pp. 391~400.

附表 1 换用其他银行体系稳定性衡量指标

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>lnz</i>	<i>lnz</i>	<i>npl</i>	<i>npl</i>	<i>roe_sd</i>	<i>roe_sd</i>
<i>fs_size</i>	-0.1620*** (0.0350)	-0.2671*** (0.0457)	2.1133*** (0.4742)	2.8763*** (0.6748)	0.7985 (0.9061)	1.7768 (1.3155)
<i>lerner</i>		0.8838*** (0.1663)		-9.6396*** (2.2861)		-31.3271*** (4.6699)
<i>fs_size</i> × <i>lerner</i>		0.7458*** (0.1379)		-6.2421*** (2.0735)		-8.3774** (4.0789)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	484	454	447	422	462	435
国家数	31	31	32	32	31	31
R <sup>2</sup>	0.181	0.291	0.475	0.517	0.250	0.350

附表 2 替换其他维度的金融结构指标

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>fs_act</i>	0.0292*** (0.0050)	0.0054 (0.0095)	0.1226*** (0.0382)			
<i>fs_efficiency</i>				0.0347*** (0.0059)	0.0085 (0.0100)	0.1022*** (0.0372)
<i>lerner</i>	-0.2199*** (0.0467)			-0.5982*** (0.0195)		
<i>boone</i>		-0.0774 (0.0818)			-0.3549*** (0.0701)	
<i>cr5</i>			0.0056*** (0.0016)			-0.0012 (0.0019)
<i>fs_act</i> × <i>lerner</i>	-0.0785*** (0.0150)					
<i>fs_act</i> × <i>boone</i>		-0.0548*** (0.0183)				
<i>fs_act</i> × <i>cr5</i>			-0.0014*** (0.0005)			
<i>fs_efficiency</i> × <i>lerner</i>				-0.0815*** (0.0104)		
<i>fs_efficiency</i> × <i>boone</i>					-0.0557*** (0.0213)	
<i>fs_efficiency</i> × <i>cr5</i>						-0.0012**

						(0.0005)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	494	389	480	494	389	480
国家数	32	31	31	32	31	31
R <sup>2</sup>	0.274	0.254	0.295	0.274	0.241	0.280

附表3 使用其他银行危机数据

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>fs_size</i>	0.1130*** (0.0284)	0.1900** (0.0856)	0.0075 (0.0162)			
<i>fs_act</i>				0.0147 (0.0115)	0.0648* (0.0336)	-0.0002 (0.0078)
<i>lerner</i>	-0.3439*** (0.1078)			-0.3583*** (0.1255)		
<i>cr5</i>		0.0028** (0.0011)			0.0039*** (0.0014)	
<i>boone</i>			-0.1729*** (0.0549)			-0.0958 (0.0710)
<i>fs_size</i> × <i>lerner</i>	-0.2760*** (0.0983)					
<i>fs_size</i> × <i>cr5</i>		-0.0019 (0.0012)				
<i>fs_size</i> × <i>boone</i>			-0.0913*** (0.0343)			
<i>fs_act</i> × <i>lerner</i>				-0.0511 (0.0344)		
<i>fs_act</i> × <i>cr5</i>					-0.0008* (0.0004)	
<i>fs_act</i> × <i>boone</i>						-0.0541*** (0.0160)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	494	480	389	494	480	389
国家数	32	31	31	32	31	31
R <sup>2</sup>	0.261	0.241	0.194	0.252	0.230	0.203

附表4 控制个体固定效应

	(1)	(2)	(3)
<i>fs_size</i>	0.1771*** (0.0435)	0.1841*** (0.0392)	0.4868*** (0.1058)
<i>lerner</i>	-0.2018 (0.1446)		
<i>fs_size</i> × <i>lerner</i>	-0.2811** (0.1241)		
<i>boone</i>		-0.1018 (0.0703)	
<i>fs_size</i> × <i>boone</i>		-0.1360*** (0.0381)	
<i>cr5</i>			0.0067*** (0.0015)
<i>fs_size</i> × <i>cr5</i>			-0.0046*** (0.0014)
年份固定效应	控制	控制	控制
国家固定效应	控制	控制	控制
观测值	494	389	480
国家数	32	31	31
R <sup>2</sup>	0.308	0.358	0.342

附表5 自变量滞后一期

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>L.fs_size</i>	1.7275 (1.7473)	4.0484** (1.6369)	1.1497 (0.7139)			
<i>L.cr5</i>		0.0363 (0.0226)			0.0945*** (0.0335)	
<i>cL.fs_size</i> × <i>cL.cr5</i>		-0.0363* (0.0220)				
<i>L.boone</i>	-10.4125** (4.1718)			-4.3567 (3.9823)		
<i>cL.fs_size</i> × <i>cL.boone</i>	-9.3216*** (2.3413)					
<i>L.lerner</i>			-5.1974** (2.5729)			-2.3892 (2.6990)
<i>L.fs_size</i> × <i>L.lerner</i>			-1.5743 (2.8277)			

<i>L.fs_act</i>				0.1869	2.3812***	0.3775
				(0.9732)	(0.8436)	(0.2748)
<i>L.fs_act</i> × <i>L.boone</i>				-2.6939*		
				(1.4439)		
<i>L.fs_act</i> × <i>L.cr5</i>					-0.0306***	
					(0.0114)	
<i>L.fs_act</i> × <i>L.lerner</i>						-2.6476**
						(1.3055)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	282	372	380	331	421	438
国家数	31	31	32	31	31	32
chi2	115.8	31.58	32.19	83.07	33.61	41.55

附表 6 工具变量回归

	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>fs_size</i>	0.1525**	0.4879***		
	(0.0739)	(0.1740)		
<i>lerner</i>	-0.9896***		-0.7757**	
	(0.2861)		(0.3598)	
<i>fs_size_lerner</i>	-0.4117*			
	(0.2312)			
<i>cr5</i>		0.0057***		0.0120***
		(0.0020)		(0.0027)
<i>fs_size_cr5</i>		-0.0045*		
		(0.0023)		
<i>fs_act</i>			0.0221	0.2923***
			(0.0345)	(0.0733)
<i>fs_act_lerner</i>			-0.3335***	
			(0.1131)	
<i>fs_act_cr5</i>				-0.0037***
			控制	(0.0010)
控制变量	控制	控制	控制	
观测值	456	440	453	437
国家数	32	31	32	31
R <sup>2</sup>	0.2292	0.2801	0.1870	0.2771
Kleibergen-Paap LM 检验	97.43	159.0	98.50	164.9
Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量	41.17	84.57	41.85	90.27