

# 中国货币政策的信心传导机制\*

张成思 孙宇辰

**内容提要:**本文构建了一个含有货币政策指标、信心指标、通货膨胀及真实经济产出增长率的 SVAR 模型,运用反事实对比仿真实验方法获得中国企业家信心指标在货币政策传导中的作用。实证结果发现,宽松货币政策能够促进产出增长,然而一旦企业家信心的桥梁作用被移除,货币政策对产出的提升效果则大幅下降。这表明,如果货币政策不能有效增强企业家信心,其最终调控目的将难以实现。有意思的是,基于同一调查问题的银行家信心指数在货币政策传导中没有发挥明显作用。我们进一步考虑了不同的货币政策度量方式、企业定价行为及企业投资行为,结果均保持稳健。

**关键词:**信心 货币政策 反事实 SVAR

**作者简介:**张成思,中国人民大学财政金融学院副院长、教育部长江学者特聘教授,中国财政金融政策研究中心研究员,100872;

孙宇辰,中国人民大学财政金融学院博士研究生,100872。

**中图分类号:**F810.4 **文献标识码:**A **文章编号:**1002-8102(2018)10-0059-16

## 一、引言

当宏观经济运行出现波动态势时,预期管理就会成为决策层关注的重要内容。事实上,通过预期管理对宏观经济进行调控是前瞻性货币政策理念的具体体现。市场预期是否稳定的关键在于信心,信心指标实际上是微观主体预期的另一种表现形式。不过,关于信心是否能够影响货币政策效果,目前尚没有明确的实证证据。探讨这一问题,不仅能够为“坚定信心、稳定预期”的举措提供实证支持,亦有利于理解央行加强沟通及管理预期的重要性。

信心反映出微观个体对宏观经济运行状况的主观感知与判断。部分学者发现,信心对于宏观经济运行中的消费增长(Carroll 等,1994)、通货膨胀(潘建成、唐诗磊,2010)、投资者市场参与(吴卫星、付晓敏,2011)、公司融资选择(苏东蔚、曾海舰,2011)、不确定性冲击(Zhang,2017)及经济政策效果(Shiller 和 Akerlof,2010;李永友,2012;Bachmann 和 Sims,2012;Berg,2017)等均有影响。但关于信心这一心理变量如何影响实体经济,仍存在较大争议。

\* 基金项目:教育部人文社会科学重点研究基地重大项目“基于微观基础的宏观金融政策研究”(16JJD790057)。

目前,关于信心如何影响宏观经济运行的观点可以大致分为“动物精神”(Animal Spirit)和“新闻传递”(News Approach)两类(Barsky 和 Sims, 2012)。“动物精神”观点最早由 Pigou (1927) 和 Keynes (1936) 提出。该观点认为,人们自发的乐观和悲观情绪可能与基本面脱离,从而扩大经济周期的影响。但是,由于这种自发情绪波动与基本面变化无关,因此动物精神对经济的影响应当是短暂的。部分学者将情绪波动纳入理论模型中,用以解释经济周期的成因(Azariadis, 1981; Farmer 和 Guo, 1995; Benhabib 和 Farmer, 1994)。Hürtgen (2014) 构建 DSGE 模型,证实当经济体具有高价格黏性和低通胀的特征时,约 14% 的产出波动和 25% 的消费波动可为消费者的“动物精神”波动所解释。

“新闻传递”观点则认为,信心不是纯粹的动物精神,其波动反映了基本面的某些变化。理性的经济参与者在做出决策时会参考这些信息,因而信心波动会对实体经济产生持久的影响。已有研究表明,虽然消费者能够得知市场上的新信息,但是由于传递过程中“摩擦”的存在,这些信息无法立即完全体现出来(Mankiw, 1982; Carroll 等, 1994; Mankiw 和 Reis, 2002; Carroll, 2003),因此,消费者信心可能包含了某些为消费者所捕捉到,但并未在市场上得到完全体现的新闻。Barsky 和 Sims (2012) 发现,虽然新闻、动物精神和白噪声都在消费者信心指数中有所反映,但信心和宏观经济间的波动关系几乎可以全部归因于新闻传递。Bachmann 和 Sims (2012) 则关注信心在财政政策传导中的作用,其实证结果表明,信心的作用同样缓慢而持久,在危机期间,如果移除信心传导渠道,财政乘数将有较大幅度的降低。

已有文献对信心在宏观经济运行中的可能作用进行了一定程度的研究,但仍存在如下不足。首先,目前的研究多关注信心对宏观经济的预测能力,鲜有文献研究信心对货币政策传导效果的影响。在货币政策反应方程相关研究中,大部分文献集中讨论央行对通胀预期的前瞻性反应,产出预期相对被忽视。同时,已有研究多使用理性预期假设,而基于微观调研的现实预期数据较少被采用(张成思、党超, 2017)。考虑到产出目标是我国货币政策法定双目标之一,有必要对微观主体的产出预期——即信心对货币政策传导效果的影响进行深入研究。最后,在国外相关研究中,消费者信心能够影响实际经济波动,而国内研究表明我国消费者信心并不能预测宏观经济波动和通货膨胀,仅企业家信心有相应的作用(潘建成、唐诗磊, 2010)。由于国家统计局两类指数的调查问题并不相同,目前尚无法确定这一区别是源自被调查者在经济系统中所处地位的不同还是调查问题的差异,具体原因仍需要进一步的讨论。

与既有文献相比,本文的贡献主要体现在以下三个方面。首先,我们通过构建反事实 SVAR 模型,甄别并估计了两类信心指数在货币政策传导中的作用。其次,我们同时考虑了通胀与产出双目标,使模型更加贴近实际经济运行情况。最后,通过对比基于同一微观调查问题的企业家信心指数和银行家信心指数,我们发现企业家信心能够影响货币政策传导效果,而银行家信心的作用则相对有限,从而为理解企业家在经济中的重要地位提供了实证依据。我们的发现为近年来货币数量论失灵、货币政策有效性下降的现象提供了可能的解释,也为货币当局采取稳定市场信心举措的合理性提供了实证支持。

## 二、信心传导机制的模型设定

由于学界对于信心影响实体经济的过程尚未达成共识,不存在被广泛接受的理论模型,我们借鉴 Bachmann 和 Sims (2012) 的方法,采用自由度较高的结构向量自回归模型 (Structural Vector Autoregression Model, SVAR) 进行实证分析。下面,我们将首先介绍基准 SVAR 模型,然后阐释反事实 SVAR 的理论基础及实现过程。

(一) 基准 SVAR 模型

首先,我们构建一个较为标准的四变量 SVAR 模型作为基准模型。令  $m_t$  为 M2 增长率,  $conf_t$  为信心指数,  $cpi_t$  为居民消费价格指数,  $y_t$  为真实 GDP 增长率。其中,下标  $t$  表示变量所在期数。令  $Y_t = [m_t, conf_t, cpi_t, y_t]'$ 。去均值处理后,SVAR 系统可写成以下形式:

$$A_0 Y_t = \sum_{j=1}^p A_j Y_{t-j} + \varepsilon_t \tag{1}$$

其中, $p$  表示滞后阶数,  $\varepsilon_t$  是  $4 \times 1$  的冲击项矩阵。为了估计该 SVAR 模型,需要结合实际情况及经济理论,施加更多的限制条件。本文考虑了如下两点。首先,货币政策的制定过程较为复杂,供当局参考的总量指标也具有一定的时滞性。例如,在本模型中,货币政策工具指标逐月发布,而企业家信心和产出在下季度初才统计完成。其次,季度 GDP 数据的发布时间为次季的第一周或第二周,但央行调查问卷数据采集在当季的最后一个月便已结束。换言之,在接受调查时,受访个体可以观察到货币政策实施情况,但并不能准确了解当季的实际宏观经济运行数据。结合以上因素,本文参照 Bachmann 和 Sims(2012) 及其他文献的方法,假设残差彼此不相关,且  $A_0$  为下三角阵。该限制的具体经济含义为:施加货币政策冲击后,信心、通胀和产出立即对货币政策变动做出反应,但这些变量的变化不会影响当期货币政策;信心的变化会立即导致当期产出的变化,但受访个体只有在观察到上季度的真实 GDP 后才会调整自身预期。更具体地,模型可以写为如下形式:

$$\begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ a_{2,1} & 1 & 0 & 0 \\ a_{3,1} & a_{3,2} & 1 & 0 \\ a_{4,1} & a_{4,2} & a_{4,3} & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} m_t \\ conf_t \\ cpi_t \\ y_t \end{pmatrix} = \sum_{j=1}^p A_j \begin{pmatrix} m_{t-j} \\ conf_{t-j} \\ cpi_{t-j} \\ y_{t-j} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_{1,t} \\ \varepsilon_{2,t} \\ \varepsilon_{3,t} \\ \varepsilon_{4,t} \end{pmatrix} \tag{2}$$

$a_{2,1}$  表示矩阵中第二行第一列的系数,其他类似。(2)式两边同时左乘  $A_0^{-1}$ ,将 SVAR( $p$ ) 模型转换为缩减 VAR( $p$ ) 模型形式:

$$Y_t = A_0^{-1} \sum_{j=1}^p A_j Y_{t-j} + A_0^{-1} \varepsilon_t \tag{3}$$

为简化起见,进一步将 VAR( $p$ ) 模型转化为 VAR(1) 模型:

$$Z_t = \Lambda Z_{t-1} + u_t \tag{4}$$

其中:

$$Z_t = \begin{pmatrix} Y_t \\ Y_{t-1} \\ \vdots \\ Y_{t-(p-1)} \end{pmatrix}, \quad \Lambda = \begin{pmatrix} A_0^{-1}A_1 & A_0^{-1}A_2 & \cdots & \cdots & A_0^{-1}A_p \\ I & 0 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & I & 0 & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots \\ 0 & \cdots & \cdots & I & 0 \end{pmatrix}, \quad \text{且 } u_t = \begin{pmatrix} A_0^{-1} \varepsilon_t \\ 0 \\ \vdots \\ 0 \end{pmatrix} \tag{5}$$

则脉冲响应函数可表达为如下形式:

$$\begin{aligned}
 Z_t &= \Lambda Z_{t-1} + u_t = \Lambda(\Lambda Z_{t-2} + u_{t-1}) + u_t \\
 &= \Lambda^2 Z_{t-2} + \Lambda u_{t-1} + u_t = \dots \\
 &= \Lambda^n Z_{t-n} + \sum_{i=0}^{n-1} \Lambda^{n-i} u_{t-i}
 \end{aligned} \tag{6}$$

因此,在  $h = 1, 2, \dots, H$  各期,SVAR 系统对  $\varepsilon_{t-i}$  的脉冲响应为  $\Lambda^{h-i} u_{t-i}$ 。更具体地,当受到变量  $q$  一单位冲击时,变量  $i$  在  $h = 1, 2, \dots, H$  各期的响应为:

$$\phi_{i,q,h} = e_i \Lambda^{h-1} A_0^{-1} f_q \tag{7}$$

其中,  $e_i$  是第  $i$  位数值为 1,其他均为 0 的  $1 \times 4$  行变量,  $f_q$  则是第  $q$  位数值为 1,其他均为 0 的  $4 \times 1$  列变量,用于从矩阵中选取所需数值。给定  $\Lambda$  的维数为  $4p \times 4p$ ,需要对  $A_0^{-1} f_q$  及  $e_i$  分别插入  $4 \times (p-1)$  行或列零值,以进行矩阵乘法运算。

### (二)反事实 SVAR 模型

本文的研究目的在于探讨信心在货币政策传导中的作用,为此,我们使用“反事实法”识别并估计信心在政策传导中所起的作用。反事实法最早用于探究石油危机是否通过美联储货币政策影响了美国经济(Bernanke 等,1997;Sims 和 Zha,2006),后来也被用于分析消费者信心在美国财政政策传导中所起的作用(Bachmann 和 Sims,2012),是一种较为经典的实证方法。本部分将对反事实法思想和具体理论推导做详细说明。

#### 1. 反事实方法思想概述

在上文所述基准 SVAR 模型中,一单位的 M2 增长率冲击将通过以下三种方式影响产出:(1)直接效应。由基准 SVAR 模型可知,每单位冲击在当期会导致 GDP 产生大小为  $a_{4,1}$  的波动。(2)经由信心传导的间接效应。除直接冲击产出外,M2 还可以通过影响企业家信心间接地影响产出。在基准 SVAR 系统中,如果信心对当期货币政策变动立即做出反应( $a_{2,1} \neq 0$ ),而通胀和产出又立即对信心做出反应( $a_{3,2} \neq 0$  且  $a_{4,3} \neq 0$ ),那么一单位 M2 增长波动通过信心对真实 GDP 产生的间接脉冲响应为  $a_{2,1} \times a_{3,2} \times a_{4,3}$  (通过 CPI 传导) +  $a_{2,1} \times a_{4,2}$ 。该渠道是本文主要关注的传导机制,以下简称为信心间接效应。(3)经由 CPI 传导的间接效应。与(2)类似,一单位 M2 增长波动也可以通过影响通胀进而影响真实产出,其间接脉冲响应为  $a_{3,1} \times a_{4,3}$ 。

为了回答是否存在货币政策信心传导机制的问题,本文需要量化信心的影响。容易看出,在基准模型中,产出的最终响应是直接效应与两种间接效应混合作用的结果。为了分离信心间接效应,我们参考 Bachmann 和 Sims(2012)及李永友(2012)的方法,构建一系列虚拟信心扰动项,使它们的冲击恰好将货币政策在  $h = 1, 2, \dots, H$  期对信心的冲击  $\phi_{2,1,h}$  完全抵消。这样,我们得以模拟如下“反事实”情形:货币对产出的直接刺激效应保持不变,但信心指数在各期均为不变常数 0。换言之,当受到货币政策冲击时,企业家或银行家“不为所动”,信心既未提振也未受挫,相当于关闭了通过信心传导的间接渠道。通过比较基准模型与反事实模型的脉冲响应结果,便可以较为直观地观察到间接效应,即信心在货币政策传导中所起的作用。

#### 2. 反事实 SVAR 理论推导

为了抵消信心间接效应,需要首先计算各期信心对货币政策冲击的响应,再根据信心对自身扰动项的响应方程计算出虚拟扰动项。在第一期,信心对一单位 M2 冲击的脉冲响应为:

$$\phi_{2,1,1} = e_2 A_0^{-1} f_1 = A_0^{-1}(2,1) \tag{8}$$

其中  $A_0^{-1}(2,1)$  是矩阵  $A_0^{-1}$  的第二行第一列元素。相似地,信心对自身扰动项的响应为:

$$\phi_{2,2,1} = e_2 A_0^{-1} f_2 = A_0^{-1}(2,2) \quad (9)$$

为移除间接效应,第一期的虚拟扰动项  $\varepsilon_{2,1}$ , 应满足如下等式:

$$\phi_{2,1,1} + \phi_{2,2,1} \varepsilon_{2,1} = 0 \quad (10)$$

由(10)式可得:

$$\varepsilon_{2,1} = -\frac{\phi_{2,1,1}}{e_2 A_0^{-1} f_2} = -\frac{A_0^{-1}(2,1)}{A_0^{-1}(2,2)} \quad (11)$$

同理,可递归计算出后继各期的虚拟扰动项数值:

$$\varepsilon_{2,h} = -\frac{\phi_{2,1,h} + \sum_{j=1}^{h-1} e_2 \Lambda^{h-j} A_0^{-1} f_2 \varepsilon_{2,j}}{e_2 A_0^{-1} f_2}, \quad h = 2, \dots, H \quad (12)$$

将虚拟扰动项加回到原脉冲响应方程中,抵消信心变动引致的间接效应,即可计算出反事实脉冲响应函数:

$$\tilde{\phi}_{i,1,h} = \phi_{i,1,h} + \sum_{j=1}^h e_i \Lambda^{h-j} A_0^{-1} f_2 \varepsilon_{2,j} \quad (13)$$

修正后的脉冲响应函数  $\tilde{\phi}_{i,1,h}$ , 即为原基准 SVAR 模型去除信心间接效应后的响应。比较混合效应  $\phi_{i,1,h}$  和直接效应  $\tilde{\phi}_{i,1,h}$ , 便可估计信心间接效应, 即“信心渠道”的大小及方向。

### 三、数据说明

#### (一) 指标概述

本文实证部分主要涉及信心指数、货币政策、宏观经济运行情况三大类指标。我们在表 1 中简要列出了文中所涉指标的数据来源及计算方式,并在下文中对各序列特征进行了详细说明。

要探讨信心在货币政策传导中的作用,首先需要寻找合适的指标来度量经济主体信心。由于信心属于心理预期,难以直接观察,研究者通常使用调查法询问经济主体的主观感受,如著名的美国密歇根消费者感受指数,就是基于电话访问结果计算得出。本文选取了中国人民银行发布的企业家信心指数及银行家信心指数,以衡量企业家和银行家两类重要经济主体对我国宏观经济的感知。相对于国家统计局发布的企业家信心指数和消费者信心指数序列,我国央行发布的信心指数虽然开始时间偏晚,但是企业家与银行家信心指数所基于的调查问题完全一致,便于比对。同时,相对于普通消费者,银行家更加关注宏观经济与货币政策运行状况,其信心能够更好地代表金融中介机构对未来产出的预期。

本文的企业家信心指标来自中国人民银行全国企业家问卷调查报告。企业家问卷调查是央行 1992 年起实施的一项季度抽样调查,该调查样本涵盖全国除西藏外的近 6000 户工业企业,内容涉及企业生产、供需、贷款需求等七个方面。企业家信心指数旨在反映企业家对宏观经济状况的整体预期。该指数的计算方法是:询问全部调查企业关于经济形势情况的判断,先分别统计本季度和下季度认为宏观经济形势“正常”的企业所占比率,再将两者相加取平均求出。

表 1

变量说明

| 指标类型         | 中文名称              | 脉冲图<br>变量名     | 数据来源  | 定义及备注                                   |
|--------------|-------------------|----------------|---|---|
| 信心指数         | 企业家信心指数           | <i>EC</i>      | 中国人民银行企业家<br>调查问卷                                   | (认为本季经济形势正常人数占比 + 认为<br>下季经济形势正常人数占比)/2 |
|              | 银行家信心指数           | <i>BC</i>      | 中国人民银行银行家<br>调查问卷                                   | (认为本季经济形势正常人数占比 + 认为<br>下季经济形势正常人数占比)/2 |
| 货币政策         | 货币供应量增长率          | <i>M2GR</i>    | 中经网统计数据库  | M2 同比增长率                                |
|              | 同业拆借利率            | <i>CHIBOR</i>  |   | 中国银行间同业拆借全品种平均利率。<br>原序列为月度数据,取季度平均值    |
|              | 信贷总量增长率           | <i>CREDIT</i>  |   | 金融机构各项贷款余额同比增长率                         |
| 宏观经济<br>运行情况 | 国民生产总值增长率         | <i>GDPGR</i>   |   | 首先按年度 GDP 平减指数计算季度真实<br>值,然后计算同比增长率     |
|              | 居民消费价格指数          | <i>CPI</i>     |   | 同比增长率。原序列为月度数据,取季度<br>平均值               |
|              | 工业生产者出厂价格<br>指数   | <i>PPI</i>     |   | 同比增长率。原序列为月度数据,取季度<br>平均值               |
|              | 国有企业固定资产投资增<br>长率 | <i>INV_SOE</i> | 该季度新增固定资产投资同比增长率;企<br>业类型包括国有企业及国有独资企业              |   |
|              | 民营企业固定资产投资增<br>长率 | <i>INV_POE</i> | 该季度新增固定资产投资同比增长率;企<br>业类型包括其他有限责任公司、股份有限<br>公司及私营企业 |   |

本文的银行家信心指标来自中国人民银行全国银行家问卷调查报告。银行家问卷调查是央行 2004 年起实施的一项季度调查,覆盖全国近 3200 家银行及信用合作社。调查对象为全国各类银行机构(含外资商业银行机构)的总部负责人,及其一级分支机构、二级分支机构的行长或主管信贷业务的副行长。银行家信心指标的问卷问题与计算方式同企业家信心指数完全一致。中国人民银行调查统计司在每季度最后一个月的下旬同时公布两种信心指数的具体数值。

考虑到对信心指标的现有研究成果较为缺乏,为了减少特殊衡量方式对实证结果可能带来的干扰,本文选取了最传统的指标来反映货币政策及产出变动。货币政策方面,对于数量型调控,我们采用 M2 同比增长率及金融机构各项贷款余额同比增长率指标,对于价格型调控,我们则使用全品种的全国银行间同业拆借加权平均利率指标。宏观经济相关指标中,我们以同比 CPI 增长率衡量通胀,以同比 PPI 增长率衡量企业定价变动情况,以不变价格计算的新增固定资产投资同比增长率衡量企业投资变动情况,以不变价格计算的 GDP 同比增长率衡量产出。原始数据中的月度数据均通过求季度平均的方法转换为季度数据。本文所有增长率均以同比方式计算,以处理可能存在的季节效应。除信心指数外的宏观数据均来自中经网统计数据库,样本区间为 2004 年第一季度至 2017 年第三季度。

最后,我们对本文的主要变量进行平稳性检验。由表2可见,企业家信心指数、M2同比增长率、CHIBOR、真实产出增长率和民营企业固定投资增长率变量的 ADF 检验 p 值大于 10%,即在 10% 的显著性水平下不能拒绝单位根原假设,其余变量对应的 p 值小于 5% (即可以拒绝单位根原假设)。根据以上检验结果,我们可以进一步将检验 p 值大于 10% 的变量进行差分,然后使用差分后的平稳数据参与实证回归。不过需要注意的是,ADF 检验显示不平稳的变量 p 值都在 10% ~ 20% 之间,考虑到 ADF 检验的功效较低,同时差分处理平稳后的序列与原始变量的经济含义有所不同,因此,我们在基准模型中仍然使用经济含义明确的原始变量,此时 SVAR 模型的估计结果中这些变量的估计值具有超一致性(Super Consistency)特征。同时,我们也报告了使用平稳序列的估计结果,以说明结果的稳健性。

表 2 ADF 检验结果

| 变量   | ADF p-value | 变量     | ADF p-value | 变量      | ADF p-value |
|------|-------------|--------|-------------|---------|-------------|
| EC   | 0.18        | CHIBOR | 0.12        | PPI     | 0.00        |
| BC   | 0.04        | GDPGR  | 0.17        | INV_SOE | 0.03        |
| M2GR | 0.14        | CPI    | 0.00        | INV_POE | 0.15        |

注:ADF 检验模型设立为含有截距项,不含时间趋势项;最优滞后阶数由 SIC 确定(最大阶数为 8)。

(二)基本事实

我们在图 1 中展示了本文主要变量的运行趋势,以直观了解实证部分核心变量的运行情况。可以看出,货币政策工具、信心指数与真实产出增长间存在较为明显的联动关系。例如,2008 年三季度金融海啸席卷全球,我国企业家与银行家信心指数均大幅下挫,处于历史低位。当局果断出手干预,随着巨额货币的持续投放,两类信心指数迅速企稳回升,仅用一年时间便回到危机前的水平。同时,真实产出也快速复苏,我国率先走出全球金融危机的阴影。

我们同时注意到,两类信心指数走势也出现过分歧,且当企业家预期与央行货币政策立场出现冲突时,货币政策有效性有所下降。2006 年至 2008 年初,我国真实产出增长率持续在 12% 上方运行,经济面临过热的压力。为了控制通胀上行,防范经济过热,央行在 2006 年二季度至 2008 年一季度中,上调贷款基准利率 8 次、法定存款准备金率 18 次,调整力度之大、频率之集中为近年罕见。银行家对经济过热倾向反应迅速,信心指数由 2006 年一季度的 82 点一路下挫至 2007 年第三季度的 20 点。换言之,仅有 20% 的银行家认为当前及未来的经济形势尚属正常。企业家的反应则相对迟缓,至 2007 年三季度,仍有 70% 的企业家认为经济形势仍属正常。显然,企业对经济过热的风险认识有所不足。事实上,该轮货币政策调整也并未能够很好地实现平抑通胀的目标,2008 年一季度 CPI 同比增长仍达 8%。直观看来,当紧缩货币政策未能及时令企业家修正预期时,货币政策的有效性似乎有所下降。

再如,2012 年三季度至 2013 年三季度,央行连续两次下调存款基准利率,货币投放亦有所增加。受此影响,银行家信心迅速回升到历史高位。但此次货币政策调整并未能如 2009 年一样显著提振企业家信心,企业家信心指数在小幅回升后便一直保持下行走势,显示出生产者对宏观经济前景的担忧。同时,货币政策的传导似乎有所阻塞,CPI 始终低于 3%,PPI 持续多月为负。观察真实产出变化,可以发现货币供应量的增加也未能扭转真实产出的下行趋势。可见,当宽松货币政策未能及时提振企业家信心时,货币当局的意图同样较难实现。

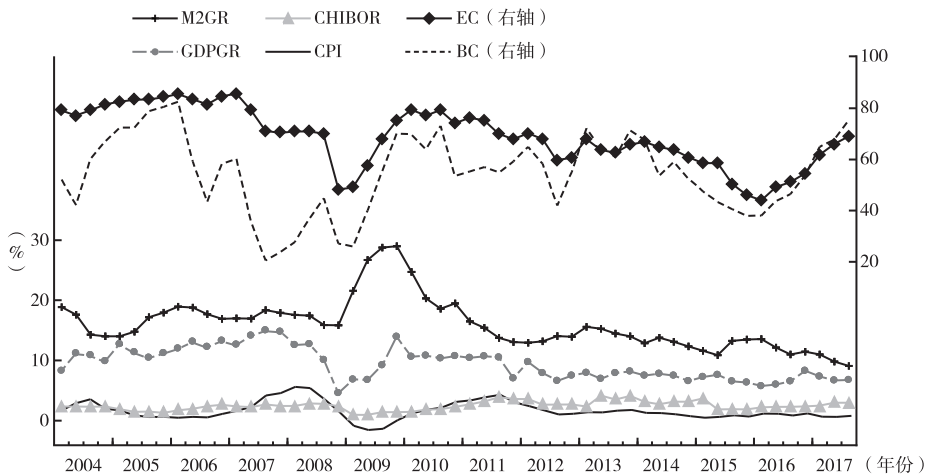


图1 主要变量时序图:2004年1季度至2017年3季度

由以上对图1的分析可见,当货币政策的调控意向与企业家信心走势不相符时,货币政策的有效性可能有所下降。银行家虽然对宏观经济运行趋势及货币政策变动更加敏感,但其信心与货币政策效果的相关度不及企业家信心。在下文中,我们将进一步对以上猜想进行实证检验。

#### 四、脉冲响应分析

我们首先构建由M2增长率、企业家信心、CPI及GDP增长率组成的四变量SVAR模型,并在此基础上进行反事实分析。考虑到本文所用数据可获取的时间较短,样本共55期,我们结合信息准则,建立SVAR(2)模型作为基准回归,脉冲响应时间长度设为20个季度。

脉冲响应结果如图2子图(a)所示,其中实线表示基准结果,虚线表示运用反事实方法去除信心间接传导效应后的结果。参考Auerbach和Gorodnichenko(2012)的做法,我们使用马尔科夫-蒙特卡洛(Markov Chain Monte Carlo, MCMC)方法计算得到基准模型的90%置信区间,在图中以阴影区域表示。<sup>①</sup>为了更直观地解释结果的经济含义,本文对脉冲响应的单位进行了调整,将M2增长率在0期对自身的冲击标准化为1个百分点。这样,图中的脉冲响应结果可阐释为货币供给增长1%对其他各变量的影响。

由图2(a)可见,货币供给的单位正向冲击会导致企业家信心的上升,该上升过程持续约5期,在第6期开始缓慢回落,最高单期可提升信心近1.5点。通胀的脉冲响应呈驼峰形,最大单期响应约为0.18%,并在6期后逐渐衰减。真实GDP增长率则随货币冲击而迅速上升,在3~5期均保持约0.4%的水平,此后持续回落,货币政策刺激效果较为明显。基准结果表明,以M2同比增长率为衡量指标的宽松货币政策对企业家信心提振、通胀上行和产出增加均有正向贡献。本文的主要研究兴趣在于分析信心对货币政策传导的可能影响。

为了衡量企业家信心在该SVAR系统中的作用,我们使用前节所述方法,利用生成的虚拟冲击抵消货币政策对企业家信心的冲击,从而模拟“企业家信心不随货币政策变动而变化”的反事实效

<sup>①</sup> 对于每个估计量,我们抽样10000次,其中2000次作为调试期(burn-in period),不参与置信区间的计算。



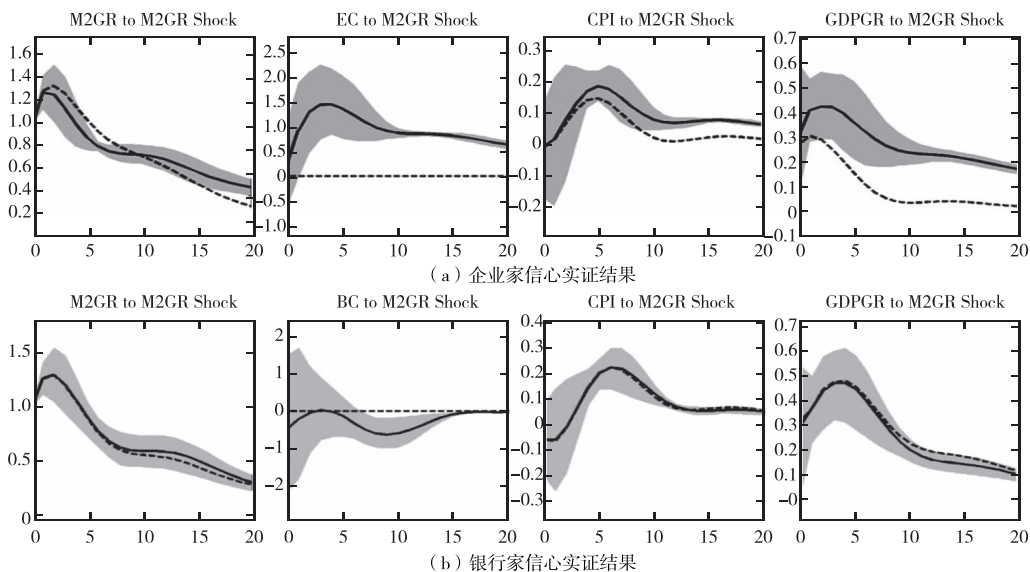


图 2 货币政策 - 信心 - CPI - 产出脉冲响应图

果。由图 2(a) 虚线部分可以看出, 在去除企业家信心间接传导效应后, 通胀和产出的反应均有明显下降。CPI 反事实脉冲响应在前 3 期与基准模型走势类似, 而后持续低于基准模型估计结果, 说明通胀对货币投放的敏感度有所降低。产出反事实脉冲响应曲线的增长速度亦明显放缓。为了方便读者了解基准模型和反事实模型脉冲响应曲线的差异, 我们在表 3 中给出了脉冲响应曲线对应的数值。由表 3 第二行可知, 基准模型中, M2 增长率增加 1% 会在第 3 期和第 4 期分别带来真实产出 0.42% 和 0.39% 的增长, 而在信心未受影响的反事实模型中, 增长仅有 0.25% 和 0.20%。换言之, 如果实施宽松货币政策但企业家的信心未能得到提振, 积极政策在短期内对经济的刺激作用将大幅降低, 其效果仅为基准模型的六成左右。

表 3 真实产出增长率脉冲响应值 单位: %

| 时期     | 0    | 1    | 2    | 3    | 4    | 5    | 6    | 7    | 8    |
|--------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|
| 基准模型   | 0.30 | 0.40 | 0.42 | 0.42 | 0.39 | 0.36 | 0.32 | 0.29 | 0.26 |
| 反事实模型  | 0.27 | 0.30 | 0.29 | 0.25 | 0.20 | 0.15 | 0.11 | 0.07 | 0.04 |
| 差值(逐期) | 0.03 | 0.10 | 0.13 | 0.17 | 0.19 | 0.21 | 0.21 | 0.22 | 0.22 |
| 差值(累计) | 0.03 | 0.13 | 0.26 | 0.43 | 0.62 | 0.83 | 1.04 | 1.26 | 1.48 |

表 3 中, 我们进一步计算了两种模型的逐期差值与累计差值。从第 5 期起, 基准模型和反事实模型的差值稳定在 0.22% 左右。换言之, 货币政策信心传导渠道对每期的真实 GDP 增长率贡献约为 0.22%。第 8 个季度时, 基准模型和反事实模型的累计增长率差值达到了 1.48%。可见, 关闭企业家信心反应渠道显著降低了货币政策对经济增长的刺激作用。需要指出的是, 我们在此处以宽松货币政策为例分析企业家信心在货币政策传导中的作用, 这个结论对紧缩货币政策同样成立。在经济过热的背景下, 如果当局实施紧缩性货币政策后, 企业家未能及时修正预期, 仍然认为当前宏观环境“正常”, 那么该政策同样难以达成降低通胀和控制经济过快

增长的目标。

以上实证结果提示我们,企业家信心可能在货币政策传导中发挥了一定作用。但是,仅凭图 2 (a) 的结果,我们尚不能认定在前瞻性货币政策制定过程中需要重点关注企业家信心。一个自然的想法是,其他信心指数是否也有类似的效果? 既往研究证实,我国企业家信心能够预测经济增长与通货膨胀,但消费者信心却没有类似效果(潘建成、唐诗磊,2010)。由于国家统计局企业家信心指数和消费者信心指数的调查问题有所不同,已有研究未能深入探究引起二者作用差异的原因。

如前文所述,央行企业家与银行家信心指数的问题设计、计算方法和发布日期均完全一致,唯一的不同在于调查对象。企业家调查问卷由被调查企业的厂长或副厂长填写,银行家调查问卷则由被调查金融机构的总部负责人、分支行行长或主管信贷的副行长完成。因此,企业家信心指数反映的是生产者对当前宏观经济的判断,银行家信心指数则侧重于金融中介机构对宏观经济运行状态的认知。这种设计为我们提供了识别上的便利:如果企业家信心和银行家信心均只是已有宏观经济变量的投影,那么二者的作用应该大致相当。反之,如果在反事实模型中,包含不同信心指数的模型表现有较大差异,则说明其中一种信心指数应当在前瞻性货币政策制定与实施过程中重点关注。

为了检验以上观点,我们重新构建包含 M2 增长率、银行家信心、CPI 及产出增长的 SVAR 模型,实证结果如图 2 子图(b) 所示。当货币供给量增加 1% 后,银行家信心在 0 附近呈波动态势,并未像企业家信心一样显著上升。换言之,宽松的货币政策冲击并没有改善银行家对未来经济走势的预期,反而使银行家趋于悲观。CPI 及产出的脉冲响应曲线则与含企业家信心的模型较为一致。当移除银行家信心间接效应后,子图(b) 中通胀及产出的反事实脉冲响应曲线和基准模型结果基本没有差异,表明去除银行家信心间接传导效应对货币政策效果并没有显著影响。

为确保结论的稳健性,我们接下来对 ADF 检验  $p$  值大于 0.1 的变量差分处理为平稳序列,并

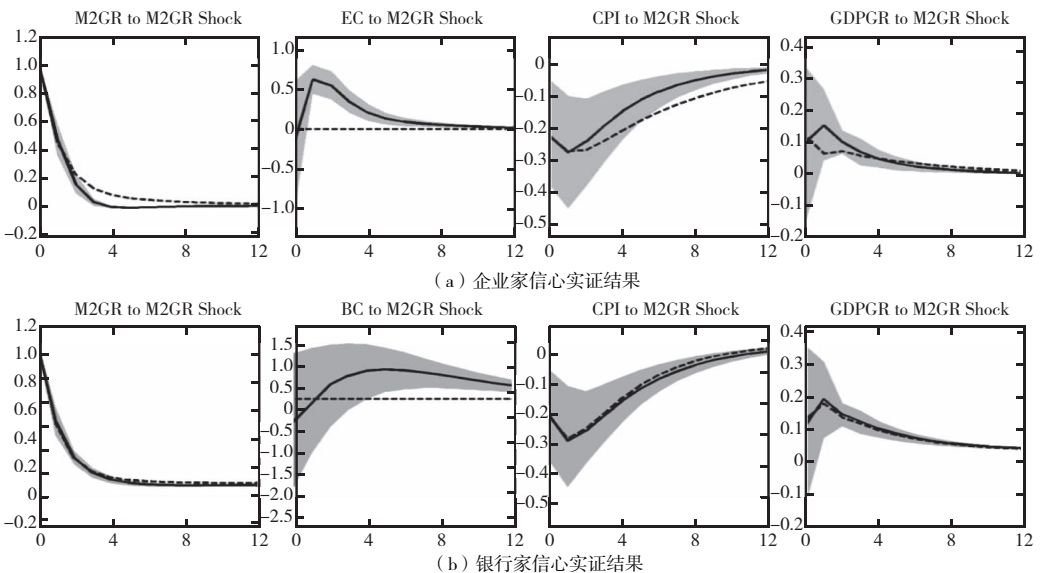


图 3 货币政策 - 信心 - CPI - 产出脉冲响应图(平稳序列)

结合样本大小与信息准则构建 SVAR(1) 模型。为便于读者观察,此处的脉冲响应时间长度设为 12 个季度。由于差分处理过程损失部分信息,基准模型与反事实模型间的差距有所弱化,且因变量差分后自身变化减小从而使待估系数的标准误有所增加。不过,从图 3 的结果我们仍然可以观察到,移除企业家信心间接传导效应后,产生的响应低于基准模型;而移除银行家信心间接传导效应并未产生明显效果,这些结果与基准模型的实证结果保持一致。

以上实证结果提示我们,企业家信心在货币政策的传导过程中可能发挥了一定作用,而银行家信心的作用则相对较弱。但是,仅由两组实证结果得出以上结论显然过于草率。因此,下文将考虑其他可能的影响因素,以检验结果的稳健性。

### 五、稳健性检验

#### (一) 货币政策代理变量: CHIBOR 及信贷总量

在本部分中,我们进一步更换货币政策衡量指标,确保结论不是由于 M2 指标的某些特殊性质导致的。考虑到近年来央行对价格型货币政策工具的重视,我们首先使用银行间同业拆借利率代替货币供应量指标 M2。由于利率对真实经济增长的冲击是负向的,不利于比对,本文采用一单位负向利率冲击来绘制脉冲响应图(调整单位后相当于利率下降 100 个基点)。实证结果如图 4 所示。

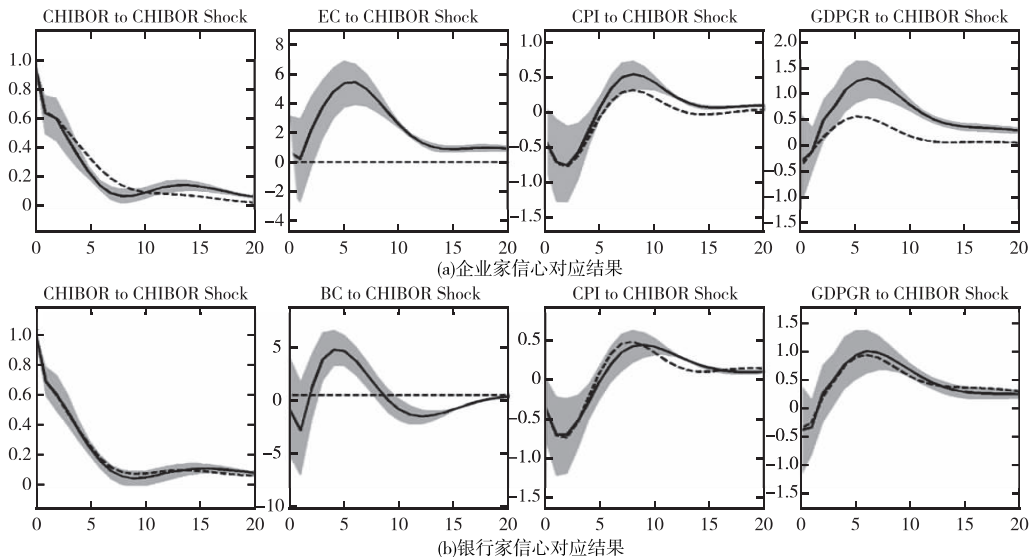


图 4 稳健性检验结果——以 CHIBOR 作为货币政策工具代理变量

由图 4 子图(a)可见,银行间同业拆借利率下降 100 个基点在初期对信心的提振作用并不明显,这一方面是由 SVAR 模型设定传导时滞引致,另一方面也说明,在现实中,突然出现的宽松货币政策可能反令企业家对宏观经济前景心生疑虑。此后,随着宽松政策逐步传导至实体经济,信心和产出迅速回暖,企业家信心指数单期提振最大接近 6 点。但是,如果面对利率下降的情况,企业家预期未能及时修正,则产出复苏速度将有较大的减缓,从第三期开始,反事实脉冲响应中的 GDP 增长率全面低于基准结果。在基准结果中,CHIBOR 下降 1% 的冲击,最多可使真实 GDP

增长率上升超过 1.3%，而在反事实模型中，单季刺激效果从未超过 0.5%，表明政策刺激效果弱化。图 4 子图(b)展示了包含银行家信心的脉冲响应模型。基准模型与企业家信心结果较为类似，*CHIBOR* 下降 1% 会导致银行家信心上升、通胀上行和产出增加。移除银行家信心间接效应后，通胀和产出的脉冲响应曲线变化较小，说明银行家信心在货币政策传导中的影响不及企业家信心，结论与前文高度一致。其次，既有研究表明，信贷渠道在我国货币政策传导中起到十分重要的作用(许伟、陈斌开, 2009; 姚余栋、李宏瑾, 2013)。同时，信贷活动也与银行家信心关系更为密切。因此，我们用信贷总量作为货币政策代理变量，检验主要结论的稳健性，结果展示于图 5 中。

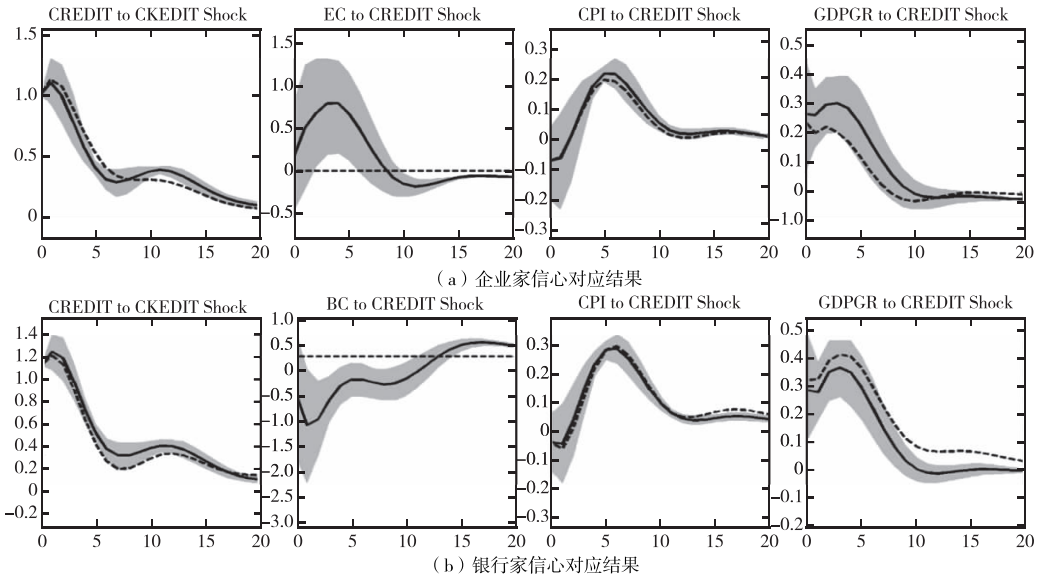


图 5 稳健性检验结果——以信贷总量同比增长作为货币政策工具代理变量

由图 5 子图(a)可见，企业家信心对应结果与前文基本一致，当新增信贷未能提振企业家信心时，通胀和产出水平均有一定下降。子图(b)中银行家信心的响应则有所不同，信贷总量同比增长率上行 1% 实际上挫伤了银行家信心。考虑到信贷总量调控措施往往具有逆周期性，当面对经济下行压力时，信贷总量的扩张某种程度上增加了银行的风险承担，银行家信心降低的结果是符合事实的。由反事实脉冲响应可见，如果新增信贷没有导致银行家信心下滑，则产出增长会略高于实际水平。最后，我们使用平稳序列构建以 *CHIBOR* 和信贷总量为货币政策衡量变量的 SVAR 模型，结果和图 3 中的平稳序列结果基本一致，限于篇幅此处不再报告。

以上实证结果表明，我们的计量结果对货币政策代理指标较为稳健。移除企业家信心的传导作用将会降低货币政策对通胀及产出目标的调控结果，而银行家信心的作用则相对较弱，仅在信贷渠道中发挥有限作用。

## (二) 企业定价行为

企业价格不能随名义冲击及时充分调整的现象已被广泛讨论，可能的解释包括信息在地理上的分散性(Lucas, 1972)、较慢的信息扩散速度(Mankiw 和 Reis, 2002)、理性疏忽(Mackowiak 和 Wiederholt, 2009; Reis, 2006; Sims, 2003)以及无法准确预测其他企业的定价行为(Angeletos 和

Jennifer, 2009)。考虑到信心在不确定性较高的时期趋于下行(Dequech, 1999),且危机期间保证企业的生存至关重要,低迷的信心很可能导致企业即使面对积极货币政策冲击,仍不愿上调产品售价,从而在宏观上表现出货币数量论失灵的现象。基于以上讨论,我们将生产价格指数纳入模型,观察考虑企业的定价行为后,模型的主要结论是否发生变化。由于该模型的变量数较多,结合信息准则,此处构建SVAR(1)模型。

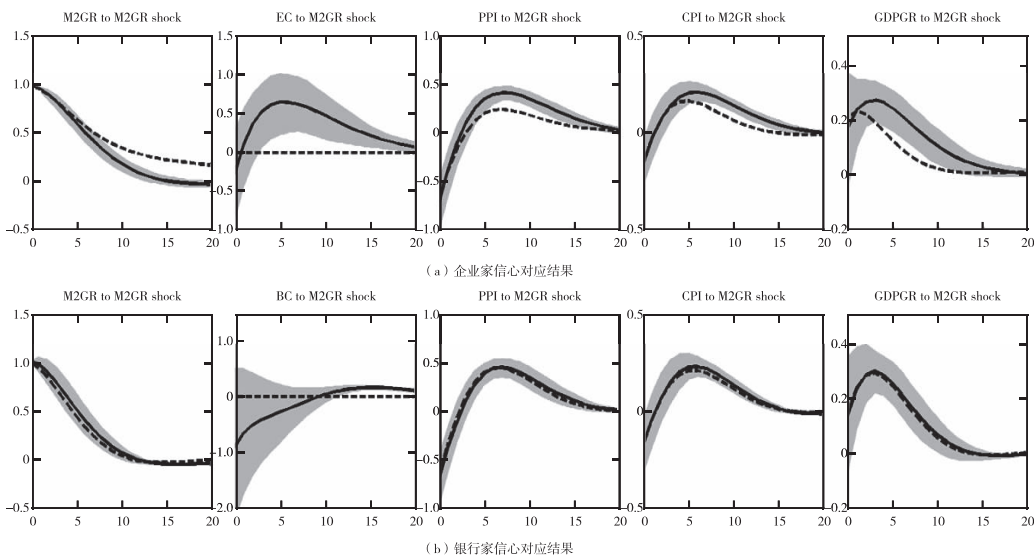


图6 稳健性检验结果——考虑生产价格指数的脉冲响应

由图6子图(a)可见,在模型中加入生产价格指数变量后,本文的主要结论依然保持稳健,移除企业家信心间接传导效应会导致通胀水平和产出的下降,而银行家信心的影响相对较低。当受到货币增发的冲击时,各变量均在一定时滞后呈现上升态势。生产价格指数的上升幅度在第六个季度达到峰值0.43%。当控制企业家信心的间接传导效应后,PPI的响应大幅下降,最大反应也仅为0.25%,仅相当于原效果的六成。基准结果和反事实结果的差异显著,在多数区间均高达0.2%。子图(b)则说明,银行家信心在货币投放向产品价格的传导中没有发挥重要作用,移除银行家信心间接效应不会影响生产者价格指数的响应。以上结果表明,当企业家信心不足时,即使面对较高的货币增发速度,工业企业对制成品的定价也会相对谨慎,导致出厂价格并未出现相应的上升。反之,当经济过热但企业家信心高企时,货币当局控制通胀的努力也可能难以达成。这一发现为我国金融危机后货币数量论失灵、高货币供给增长与低通胀并存、工业制成品价格指数连续多月为负的现象提供了一种可能的解释。

### (三)企业投资行为

最后,进一步考虑企业投资行为。鉴于我国不同所有制企业存在明显差异,我们分别计算国有企业及民营企业的新增固定资产投资同比增长率,构建SVAR(1)模型。该模型结果对货币政策代理变量的选择较为稳健,为节省篇幅,图7仅报告以CHIBOR为代理变量的脉冲响应。

由图7可见,真实产出增长率的脉冲响应曲线与前文各图表现相近,说明信心在货币政策传导中的作用是稳健可靠的。同时,国有企业与民营企业的投资行为在移除信心间接传导效应后出

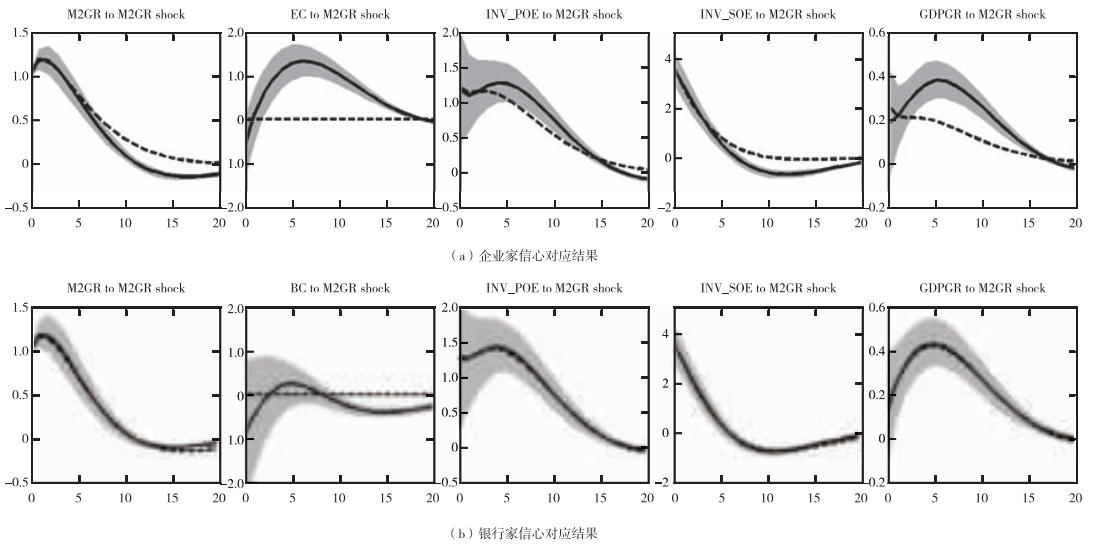


图7 稳健性检验结果——考虑企业投资行为的脉冲响应

现了差异。当扩张性货币政策未能提振企业家信心时,民营企业固定投资增长率出现下滑,而国有企业的固定资产投资反而有所上升。这种分歧表明,企业家信心的作用可能随企业所有制的不同而变化。当然,这一发现还需要更严谨的微观数据实证检验做支撑。

以上三组检验表明,本文的主要结论在考虑不同的货币政策代理变量、企业定价行为及企业投资行为后均未发生改变,结果较为稳健。

## 六、结论

本文利用微观调查数据,获取现实中企业家和银行家两类异质性群体的信心指数,并通过反事实 SVAR 模型识别与估计信心对前瞻性货币政策传导效果的影响。实证结果表明,移除企业家信心的间接效应后,通胀与产出对货币政策冲击的响应均显著下降。这说明,如果货币政策意图与企业家预期产生偏离,则政策效果难以达到理想水平。银行家信心对货币政策传导效果的影响则相对有限,主要在信贷渠道中发挥作用。

除初步证实企业家信心在货币政策传导中的作用外,本文的研究还为如何提升我国前瞻性货币政策的有效性提供了启示。从实证结果来看,当央行货币政策立场与企业家信心走势出现背离时,货币政策的物价稳定与经济增长目标均受到了影响。因此,货币当局在运用货币政策工具时,需要密切关注市场参与者的预期调整情况。当宏观经济偏热,当局在实施适当紧缩政策的同时,可以加强沟通,提示风险,以避免企业误判经济形势盲目扩大生产,导致调控通胀和产出的难度增加。同样,当经济出现偏冷迹象,中央银行如果能够在实施宽松政策的同时,积极发声,稳定企业家预期,坚定生产者信心,则积极货币政策能够更好地促进经济复苏。同时,虽然银行家信心在货币政策传导中的作用相对较为有限,但这并不意味着该信心指数不具实际经济意义。银行家对于宏观经济运行状况的判断比企业家更为精确,对经济偏热的情况尤为敏感。因此,及时了解银行家与企业家的认知分歧,有助于央行及时判断经济运行状况,做好预期

管理工作。

本文的研究结果表明,信心这一指标在前瞻性货币政策制定与实施中应当加以重视。基于以上分析,货币当局在制定货币政策时应更加强调政策的连续性与可信度,注意市场主体的预期分歧,加强预期管理,打消企业家顾虑,以获得更佳的政策实施效果。

参考文献:

1. 李永友:《市场主体信心与财政乘数效应的非线性特征——基于 SVAR 模型的反事实分析》,《管理世界》2012 年第 1 期。
2. 潘建成、唐诗磊:《信心如何影响中国通货膨胀》,《统计研究》2010 年第 10 期。
3. 苏冬蔚、曾海舰:《宏观经济因素、企业家信心与公司融资选择》,《金融研究》2011 年第 4 期。
4. 吴卫星、付晓敏:《信心比黄金更重要?——关于投资者不确定性感受和资产价格的理论分析》,《经济研究》2011 年第 12 期。
5. 许伟、陈斌开:《银行信贷与中国经济波动:1993—2005》,《经济学(季刊)》2009 年第 3 期。
6. 姚余栋、李宏瑾:《中国货币政策传导信贷渠道的经验研究:总量融资结构的新证据》,《世界经济》2013 年第 3 期。
7. 张成思、党超:《基于双预期的前瞻性货币政策反应机制》,《金融研究》2017 年第 9 期。
8. Angeletos, G. M., & Jennifer, L. O., Incomplete Information, Higher-order Beliefs and Price Inertia. *Journal of Monetary Economics*, Vol. 56, 2009, pp. S19 – S37.
9. Auerbach, A. J., & Gorodnichenko, Y., Measuring the Output Responses to Fiscal Policy. *American Economic Journal: Economic Policy*, Vol. 4, No. 2, 2012, pp. 1 – 27.
10. Azariadis, C., Self-fulfilling Prophecies. *Journal of Economic Theory*, Vol. 25, No. 3, 1981, pp. 380 – 396.
11. Bachmann, R., & Sims, E. R., Confidence and the Transmission of Government Spending Shocks. *Journal of Monetary Economics*. Vol. 59, No. 3, 2012, pp. 235 – 249.
12. Barsky, R. B., & Sims, E. R., Information, Animal Spirits, and the Meaning of Innovations in Consumer Confidence. *American Economic Review*, Vol. 102, No. 4, 2012, pp. 1343 – 1377.
13. Benhabib, J., & Farmer, R. E., Indeterminacy and Sector-Specific externalities. *Journal of Monetary Economics*, Vol. 37, No. 3, 1994, pp. 421 – 443.
14. Berg, T. O., Business Uncertainty and the Effectiveness of Fiscal Policy in Germany. *Macroeconomic Dynamics*, Vol. 21, 2017, pp. 1 – 29.
15. Bermanke, B. S., Gertler, M., Watson, M., Sims, C. A., & Friedman, B. M., Systematic Monetary Policy and the Effects of oil Price Shocks. *Brookings Papers on Economic Activity*, Vol. 1, 1997, pp. 91 – 157.
16. Carroll, C. D., Macroeconomic Expectations of Households and Professional Forecasters. *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 118, No. 1, 2003, pp. 269 – 298.
17. Carroll, C. D., Fuhrer, J. C., & Wilcox, D. W., Does Consumer Sentiment Forecast Household Spending? If so, why? *American Economic Review*, Vol. 84, No. 5, 1994, 1397 – 1408.
18. Dequech, D., Expectations and Confidence Under Uncertainty. *Journal of Post Keynesian Economics*, Vol. 21, No. 3, 1999, pp. 415 – 430.
19. Farmer, R. E., & Guo, J. T., The Econometrics of Indeterminacy: an Applied Study. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, Vol. 43, 1995, pp. 225 – 271.
20. Hürtgen, P., Consumer Misperceptions, Uncertain Fundamentals, and the Business Cycle. *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 40, 2014, pp. 279 – 292.
21. Keynes, J. M., *The General Theory of Employment, Interest, and Money*. London: Macmillan, 1936.
22. Lucas, R. E., Expectations and the Neutrality of Money. *Journal of Economic Theory*, Vol. 4, No. 2, 1972, pp. 103 – 124.
23. Mackowiak, B., & Wiederholt, M., Optimal Sticky Prices Under Rational Inattention. *American Economic Review*, Vol. 99, No. 3, 2009, pp. 769 – 803.
24. Mankiw, N. G., Hall's Consumption Hypothesis and Durable Goods. *Journal of Monetary Economics*, Vol. 10, No. 3, 1982, pp. 417 – 425.

25. Mankiw, N. G. , & Reis, R. , Sticky Information Versus Sticky Prices; a Proposal to Replace the New Keynesian Phillips Curve. *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 117, No. 4, 2002, pp. 1295 – 1328.
26. Pigou, A. C. , *Industrial Fluctuations*. London: Macmillan, 1927.
27. Reis, R. , Inattentive Producers. *Review of Economic Studies*. Vol. 73, No. 3, 2006, pp. 793 – 821.
28. Shiller, R. J. , and Akerlof, G. A. , *Animal Spirits: How Human Psychology Drives the Economy, and Why it Matters for Global Capitalism*. New Jersey: Princeton University Press, 2010.
29. Sims, C. A. , Implications of Rational Inattention. *Journal of Monetary Economics*, Vol. 50, No. 3, 2003, pp. 665 – 69.
30. Sims, C. A. , and Zha, T. , Does Monetary Policy Generate Recessions? *Macroeconomic Dynamics*, Vol. 10, No. 2, 2006, pp. 231 – 72.
31. Zhang, F. , Confidence and the Transmission of Macroeconomic Uncertainty in US recessions. *Applied Economics*, Vol. 49, No. 29, 2017, pp. 2893 – 2909.

## The Entrepreneurs' Confidence in Monetary Policy Transmission

ZHANG Chengsi, SUN Yuchen (School of Finance, Renmin University of China, 100872)

**Abstract:** This article investigates the role of confidence in the transmission of Chinese forward-looking monetary policy. We construct an SVAR model that involve the growth rate of monetary supply, entrepreneurs' confidence, inflation and real economic output, and use the counterfactual simulation to identify the role of confidence in monetary policy transmission. While expanding monetary policy shocks contribute to real output growth, shutting down the confidence channel significantly undermines the stimulation effect of monetary policy. If monetary policy fails to boost entrepreneurs' confidence, it will be hard to achieve the ultimate goal. Interestingly, the bankers' confidence index based on the same survey question fails to play an important role in monetary policy transmission. Our results remain robust when alternative measures of monetary policy, the firm's pricing strategy and investment behavior are taken into account.

**Keywords:** Confidence, Monetary Policy, Counterfactual SVAR

**JEL:** E12, E52

责任编辑:无 明