

# 中央银行应当关注相对价格的变化吗？

顾 标 周纪恩\*

**摘 要** 本文由“产品-部门”与“时间”维度详细地考察了相对价格与通货膨胀的部门分布状况。研究结果表明：上述二者均呈现显著的部门异质性差别，且价格分布的时变特征清晰可见。进一步，我们发现，货币政策存在着明显的相对价格效应：短期内，各类价格关于货币政策冲击的脉冲-响应过程的部门差异尤为值得关注。此外，如果中央银行能够充分地利用蕴涵于各类价格指数中的丰富信息，货币政策的决策与实施效果将大为改观。我们关于货币政策动态效应的某些经验认识，也将重新加以审视。基于上述结论，本文强调：中央银行“确实应当”关注相对价格的变化！

**关键词** 相对价格，货币政策

## 一、引 言

中央银行应当关注相对价格的变化吗？本文即对上述疑问给予较为肯定的正面回答。我们将“是否应当”拆分为三个略呈递进关系却又紧密相连的子问题：

(1) 相对价格与通货膨胀在各部门之间的分布状况是否呈现出非平凡的(non-trivial)部门分布特征？

(2) 货币政策冲击对于相对价格与部门通货膨胀存在着系统性且显著的影响吗？

(3) 货币当局在决策阶段，究竟能否更充分、合理地利用来自各方面的丰富信息，特别是蕴涵于各类价格指数中的相对价格信息，进而有效地改进货币政策的制定过程及最终的实施效果，以便更好地服务于总体经济目标？

如果上述三个子问题的答案均为肯定性的(positive)，我们即认定：中央银行“确实应当”关注相对价格的变化！若其中任何一个的回答为否定性的(negative)，则表明实证研究结果不足以支持本文标题的设问。

\* 顾标，上海大学国际工商与管理学院；周纪恩，复旦大学经济学院世界经济系。通信作者及地址：顾标，上海市宝山区上大路99号上海大学国际工商与管理学院，200444；电话：13524023799；E-mail：gubiao2000@sina.com。两位匿名审稿人针对本文提出了富有建设性的评阅意见与修改建议，在此我们谨致以最衷心的感谢；当然，文中错误完全由作者本人负责。

本文比较全面、详细地分析了我国各分类价格指数在产品-部门之间的分布状况,并不甚严格地称之为相对价格与通货膨胀的部门分布特征。尽管在某种程度上,实证分析及其结论可能受到“噪音数据”的干扰,然而我们强调:无论相对价格抑或部门通货膨胀均存在着比较明显的异质性差别——“产品-部门”维度;与此同时,部门分布的时变性清晰可见——“时间”维度。那么,决定相对价格部门分布状况及其变化的潜在原因是什么?我们又该如何看待经验观察到的相对价格的起伏变化乃至其与实质经济活动或总体通货膨胀之间的实证关系?进而,关于经济周期波动、最优货币政策、货币政策冲击的传导-扩散机制及其实施效果等诸多议题,我们又将收获哪些令人深省的启示?我们认为,相对价格将成为经济周期理论研究工作中所面临的严峻课题。

此外,我们还将详细地考察相对价格与部门通货膨胀对于“识别的”(identified)货币政策冲击的脉冲-响应过程。结果发现:货币政策的相对价格效应值得特别予以关注。当正向的利率冲击实现以后,各分类价格指数的反应不一。尽管绝大多数部门价格有所下降,但价格“逆向上涨”现象也绝非偶然;上述部门差异在短期内的表现尤为明显。毋庸置疑,一旦我们对货币政策冲击的总量经济效应有了比较清晰、一致的认识,关注各部门的异质性响应过程,特别是货币政策所导致的相对价格部门分布的变化,对于我们更为全面地理解货币政策传导机制乃至评价其动态影响,均存在着至关重要的影响。

参照 Bernanke *et al.* (2004) 的实证分析框架,我们发现:如果中央银行能够充分、合理地利用所掌握的信息,特别是蕴涵于各类价格指数中的丰富信息,货币政策的决策制定过程及其实施效果将大为改观。我们关于货币政策动态效应的一些经验性认识,例如利率政策究竟能否有效地实现抑制通货膨胀的目标,或许也将重新加以审视。因此,相对价格所蕴涵的信息含义应当成为货币政策实证研究的重要议题之一,并且也将具有十分深远的现实意义。

本文的内容将作如下安排:首先,我们简要地回顾近年来国外学者基于微观产业-行业层面的经验证据,针对货币政策的部门效应问题的实证研究成果。第二部分着重关注相对价格与通货膨胀的部门分布特征。为此,我们分别由“产品-部门”与“时间”维度予以描述、分析。随后在第三部分,我们将在一个比较正式的计量经济分析框架内,详细地考察货币政策冲击对于相对价格与部门通货膨胀的影响。相对价格的信息含义则构成了本文第四部分所关注的核心议题。最后,我们将对本文的基本结论以及存在的诸多不足之处略加小结。

## 二、文献回顾

近年来，经济学家们日益关注来自微观产业-行业层面的关于价格-数量的经验证据，以期能够帮助我们更为全面、深入地理解货币政策传导机制及其部门-宏观经济效应等问题。<sup>1</sup> Dedola and Lippi (2000) 首先基于 1975—1997 年间法、德、意、英与美 5 个 OECD 国家 21 个制造行业的月度统计资料，详细地考察了货币政策冲击对于各个产业的不同影响。实证研究结果表明：货币政策动态效应的产业异质性差别颇为显著，而其产业间分布 (cross-industry distribution of policy effects) 的国别差异似乎并不那么突出。此外，作者还发现：耐用品制造部门和资本密集度较高、借贷能力较弱以及利息负担较重的行业，其产出对于货币冲击的反应十分敏感；而贸易开放度、融资要求乃至进入股票市场难易度等产业特征与政策效应之间的联系则相对较弱。

随后，Peersman and Smets (2005) 在 Peersman and Smets (2001) 的研究基础上，又进一步分析了 1978—1998 年期间整个欧元区（并非单个成员国自身）的货币政策冲击对于其 7 个主要成员国国内 11 个制造业部门产出增长的影响。作者认为：货币政策具有非对称性，即经济萧条时期调高利率对于产出增长的抑制性作用明显地强于繁荣时期；而且，货币政策的总体影响乃至上述繁荣-萧条时期的非对称反应也存在着显著的部门异质性差别。与 Dedola and Lippi (2000) 类似，作者发现：货币政策的部门异质性一方面可以归结为产品属性特征，即耐用品-非耐用品制造部门之分；另一方面，繁荣-萧条时期非对称反应的部门异质性却与金融结构等因素存在着紧密的联系。具体而言，流动负债比率较高、覆盖率 (coverage ratio, 即毛营运利润与利息支付总额之比) 较低、财务杠杆比率较高以及企业规模较小的行业，在经济萧条时期对于货币政策变化的反应更为敏感。

此外，Barth III and Ramey (2000) 基于 1959—1996 年期间美国制造业的月度价格-数量信息，识别出货币冲击影响产出的需求-成本渠道，进而详细地考察了货币政策的宏观经济效应。结果发现：就绝大多数制造行业而言，未预期到的货币紧缩将导致价格(上升)-产出(下降)呈反向变化。这意味着在

<sup>1</sup> 在正文中，我们仅回顾最近时期(以 2000 年为界)且就讨论议题(或我们所关注的特定议题)、经济计量方法乃至模型设定而言与本文较为相关的实证研究成果。涉及货币政策的部门效应问题，即部门产出对于货币冲击的异质性反应，有兴趣的读者还可参阅 Ganley and Salmon (1997)、Hayo and Uhlenbrock (1999) 分别关于英、德两国情形的论述。Gertler and Gilchrist (1994) 与 Georgopoulos and Hejazi (2009) 则侧重于关注企业财务状况-金融结构和货币政策的部门-宏观动态效应之间的经验联系。在国内学者中，戴金平、金永军和陈柳钦 (2005)、闫红波和王国林 (2008) 分别基于产业及制造业部门的证据资料，详细地考察了我国货币政策的产业异质性-非对称性效应问题。(匿名审稿人建设性地指明了文献综述部分存在的不足之处，在此谨致以最衷心的感谢。)

很大程度上,货币政策将经由供给面的成本渠道(cost channel)传导并作用于实质经济。

即便考虑大宗商品价格指数(commodity price index)对于通货膨胀的前瞻效应,“‘价格难题’——货币紧缩政策却导致价格水平上升——在微观行业层面依然普遍存在”;上述结论在 Balke and Wynne (2003) 的实证研究工作中得到进一步的支持。作者基于 1959—2001 年期间美国月度 PPI 的详细统计资料(8 位分类水平共 616 种),考察了货币冲击对于相对价格及其分布的影响。研究结果表明:(紧缩性)货币政策具有明显的相对价格效应,即相对价格分布的均值与离散度均显著地受到货币政策冲击的影响。此外,短期内价格显著地上升-下降的比例大致相当;随着时间的流逝,该比例则将有所下降。作者还认为,“价格黏性的差异导致相对价格变化”的推断似乎难以得到有力的支持。<sup>2</sup>

与此同时, Bils *et al.* (2003) 基于 Bils and Klenow (2002) 的研究成果,将美国 CPI 篮子中的 350 类商品按其调价久期(price duration)大致地划分为黏性-灵活价格商品。出乎意料的是,货币政策冲击对于相对价格-相对数量似乎均存在着持久性的影响。特别地,尽管货币紧缩使得灵活商品的相对价格有所下降,但约 8 个月以后,该反应却发生逆转。与之形成鲜明对照的是,短期内利率冲击对于相对数量近乎无甚影响;然而,约 1 年以后灵活价格商品的相对数量却随之下降。这意味着,实证 VAR 模型识别出的货币政策冲击可能并非纯粹意义上“名义的货币性冲击”,而黏性定价模型的理论推断与经验证据也不相吻合。

### 三、相对价格与通货膨胀的部门分布特征

在这一节中,我们将首先比较全面、详细地分析我国各分类价格指数在“产品-部门”之间的分布状况,并不甚严格地称之为相对价格与通货膨胀的部门分布特征。我们的考察视野将涵盖:原材料、燃料、动力购进价格以及农产品集贸市场价格、工业品出厂价格、居民消费价格乃至商品零售价格指数及各自的分类指数。进一步地,本文中对数相对价格均定义为各分类价格指数与其上一级次价格指数之比并取自然对数;<sup>3</sup>而分类价格指数的对数一阶

<sup>2</sup> Barth III and Ramey(2000)与 Balke and Wynne(2003)均借鉴了 Davis and Haltiwanger(2001)的处理方式,进而考察总量冲击的部门效应。

<sup>3</sup> 例如,工业品出厂价格指数-生产资料项涵盖采掘、原材料、加工工业,生活资料项则涉及食品、衣着、一般日用品与耐用消费品四大商品类别。国家统计局未曾对外正式公布农产品集贸市场价格总指数,因此,我们以该项下各分类价格指数的简单算术平均值作为总指数的代理变量。由图 1 和图 2 我们怀疑,上述处理方式对于集贸市场相对价格具有比较明显的“误导性”;对于最终的实证结论,也可能存在着一定程度的影响。

差分则对应于部门通货膨胀率含义。我们认为：关注相对价格或通货膨胀的部门分布特征，将有助于我们更为深入地理解诸如实质经济的运行、名义黏性程度或企业定价策略、货币政策传导机制及其部门-宏观动态效应等一系列问题。因此，我们期望，本节中略显乏味的统计特征描述工作能够为后文正式的实证研究提供最基本的事实性基础。

需稍加说明的是，为了适当控制 20 世纪 90 年代初高通货膨胀时期对最终的实证结论的影响，并且与后文关于货币冲击的相对价格效应以及货币政策实证 VAR 模型的经验分析相一致，在此，观测样本仅涵盖 1996—2007 年期间季度频率的各分类价格指数。这也使得我们可以在总体通货膨胀较为稳定的环境下考察本文所关注的诸多议题。我们将所有价格指数均除以 2002 年各期的简单算术平均值（即以 2002 年为基期），以使“相对价格”的概念较具直接的可比性。关于本文实证研究所涉及的所有数据，包括变量定义、样本期限以及预处理过程等问题的详细说明，参见数据附录。

我们首先由横截面——“产品-部门”维度考察相对价格与通货膨胀的分布状况，即首先求得相对价格与部门通货膨胀在各自样本期限内诸如均值、标准差、偏斜度（skewness）以及峰度（kurtosis）统计量，进而得到上述各阶矩统计量的密度函数估计，<sup>4</sup> 并将其解释为相对价格与部门通货膨胀的“稳态分布”含义。注意到，二阶矩与偏斜度、峰度统计量分别反映了某一随机变量的波动性及离散状况。

图 1 直观地描绘了相对价格（左栏）与部门通货膨胀（右栏）的密度函数估计状况（实线）；其中，点划线为相应的正态分布密度函数，以兹比较。我们可以清楚地看到，“平均的”通货膨胀水平呈现出明显的非正态特征，对数相对价格的均值在各部门之间的分布状况与正态分布的情形则比较接近。在此，我们着重强调：无论相对价格抑或部门通货膨胀，均存在着比较显著的部门异质性差别。换言之，以波动性（标准差统计量）为例，我们认为：尽管绝大多数行业的相对价格或通货膨胀的变化幅度往往密集于某一区间范围内，仍存有颇为可观的“异类”部门，其波动性特征值得特别予以重视。

“稳态分布”的概念有助于我们由静态的分析视角迅速地把握并认识相对价格与通货膨胀在各部门之间的分布状况。然而，在某些特定情形下，我们不禁要问，相对价格或通货膨胀的部门分布，究竟如何随着时间的推移而不断地起伏变化？也就是说，我们由时间维度关注分布的“时变”性质。

<sup>4</sup> 估计密度函数时均采用 Epanechnikov 核函数并由最小二乘交叉验证 (least squares cross validation) 方法选取带宽。

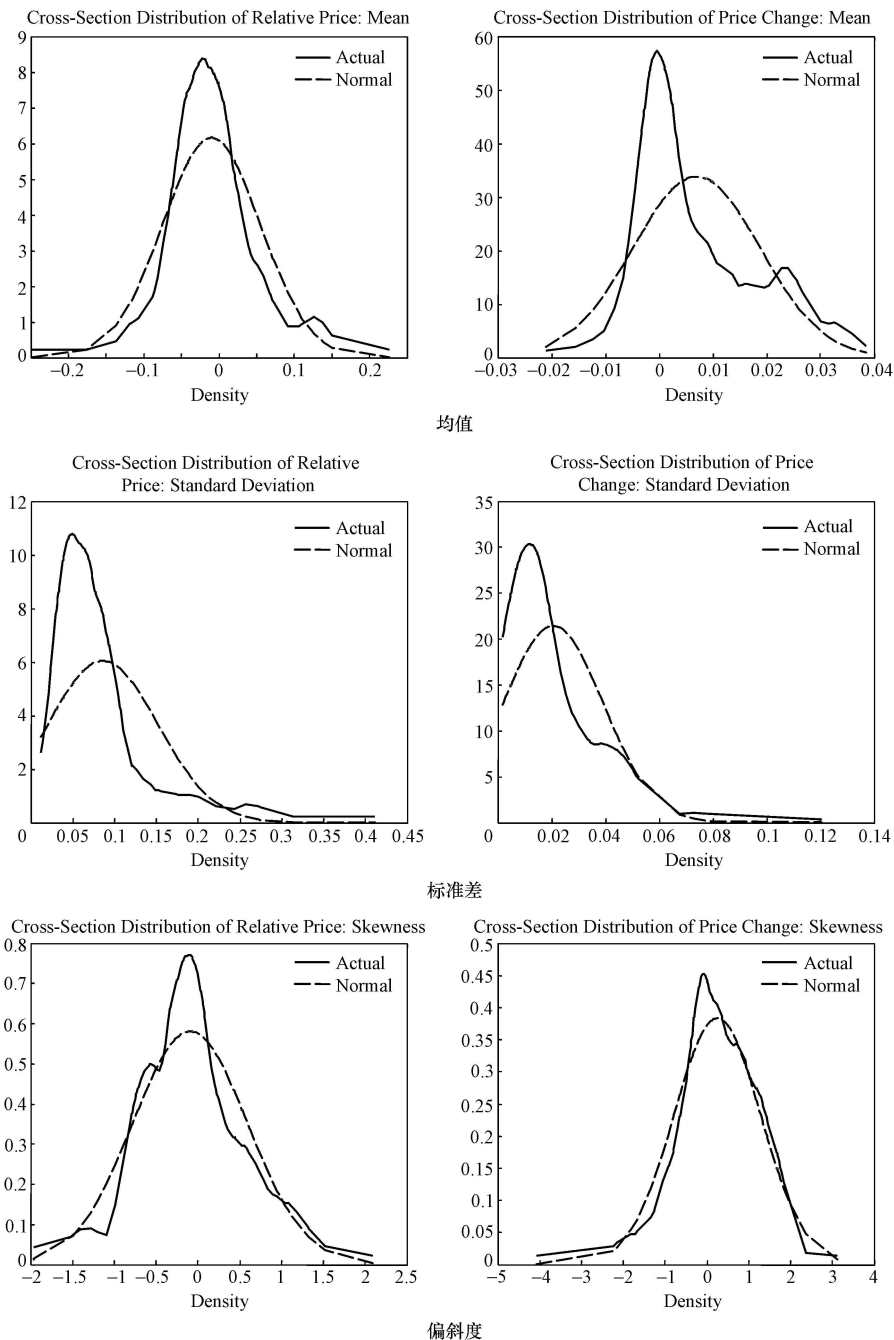


图1 相对价格(左栏)与通货膨胀(右栏)的分布特征(横截面)

图2 清晰地反映了样本考察期间, 部门相对价格(左坐标, 实线)与通货膨胀(右坐标, 虚线)各阶矩统计量的时间序列特征。有必要稍加说明的是, 样本期内各分类价格指数的起始时间不尽相同。若限定我们的考察对象

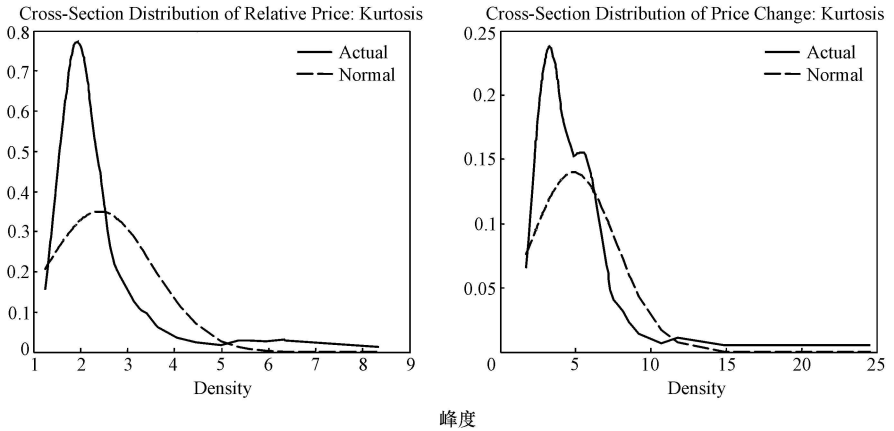


图 1 (续) 相对价格 (左栏) 与通货膨胀 (右栏) 的分布特征 (横截面)

具有平衡的面板数据结构 (balanced panel data)，最终实际利用的分类价格指数与样本观测数将有所下降，即意味着损失了一部分可能有用的重要信息。为了更充分地利用目前可得的各种分类价格指数，我们在计算各阶矩统计量时，均以当时的实际有效观测为基准。随着时间的推移，计算过程中将不断地添加入新近出现的价格指数。换言之，前后各期矩统计量可能会涵盖不同的分类价格指数。尽管该处理方式最大限度地利用到现有价格数据的信息，在某种程度上却将人为地导致样本选择性偏误，进而对于最终的实证结论可能存在着一定的负面影响，最明显之处莫过于 2002—2003 年前后相对价格偏斜度的结构性变化了。

我们强调，基于新凯恩斯主义的世界观，相对价格及其变化具有极为重要的理论含义：名义价格黏性以及相对价格离散度 (relative price dispersion) 的扭曲是导致经济周期波动及其社会福利损失的主要来源；对于最优货币政策，同样存在着决定性的影响 (Yun, 2005)。不同的价格黏性模型或调价机制的假定，对于相对价格的行为特征的理论推断也不尽相同。<sup>5</sup> 正如面对其他诸多经济现象一样，如何看待经验观察到的相对价格的起伏变化乃至其与实质经济活动或总体通货膨胀之间的实证相关性？决定相对价格或通货膨胀的部门分布特征及其变化的潜在原因、内在作用机制、实际影响究竟如何？进一步地，对于我们理解现实经济的周期波动、最优货币政策、货币政策冲击的传导-扩散机制及其部门-宏观动态效应，又将引发哪些令人深省的启示？我们相信，回答上述诸多疑问必须立足于明晰的理论模型。如果我们期待能够获得某些对于理论研究工作具有指导性意义的经验证据，那么，关注相对价格与通货膨胀的部门分布特征将是实证分析的起点。

<sup>5</sup> 关于价格黏性的微观经验研究成果及其理论含义，参见顾标和周纪恩(2008)的详细论述。

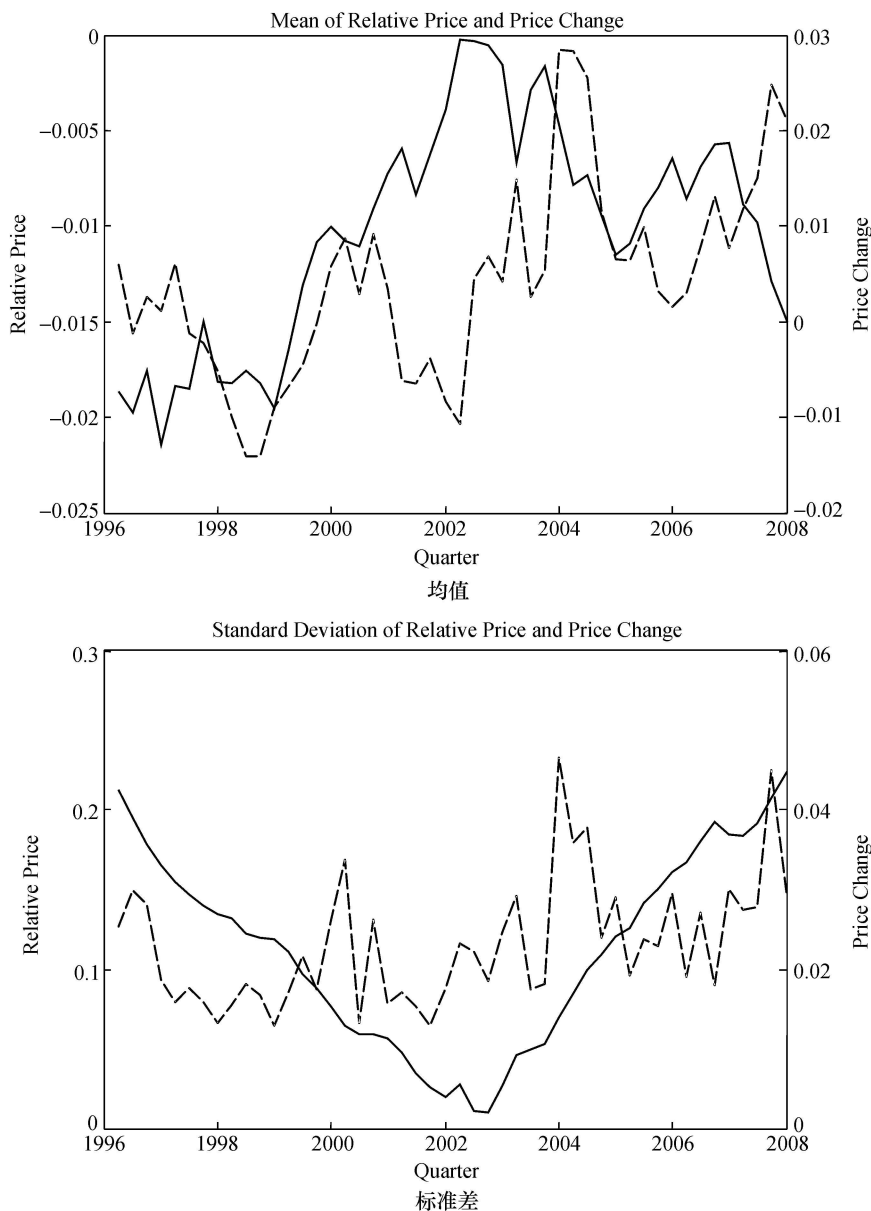


图2 相对价格(左坐标)与通货膨胀(右坐标)的分布特征(时间维度)

现阶段,本文仅简单地以图示方式“罗列”了部门相对价格与通货膨胀的各阶矩统计量的部门分布(横截面维度)及其变化(时间维度)状况,并不甚恰当地视之为关于价格分布特征的基本事实描述。我们着重强调相对价格及通货膨胀的部门异质性差别,而将其他议题留待后续研究中予以更为严肃深入的考察与关注。



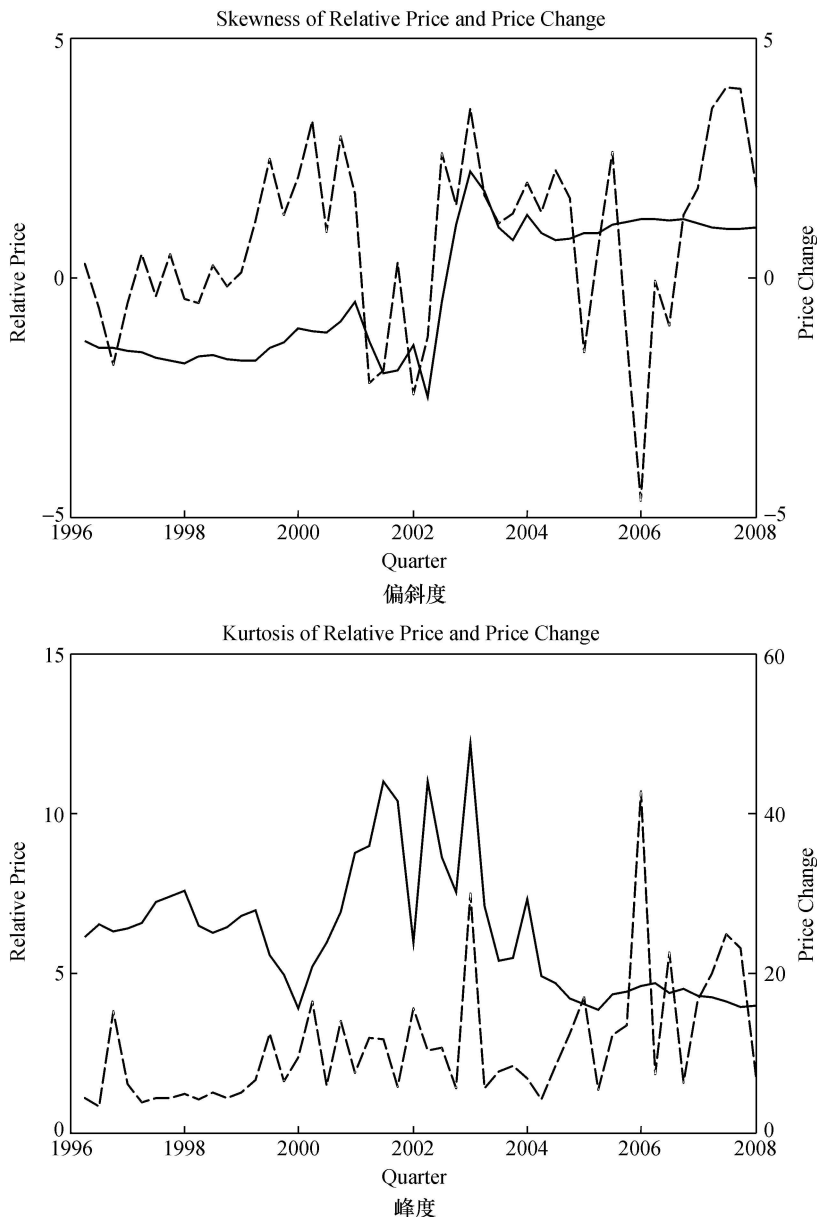


图 2 (续) 相对价格 (左坐标) 与通货膨胀 (右坐标) 的分布特征 (时间维度)

#### 四、货币政策的相对价格效应

在这一节中，我们尝试着基于实证层面的经验证据并借助经济计量分析，针对如下疑问给予稍显明确且正式的回答：经济体系内不同产品、部门或行业的价格，对于货币政策冲击的动态反应过程，是否存在着显著的差别？换

言之,我们将考察货币政策的相对价格效应问题。货币冲击是否影响相对价格的分布状况,对于我们认识名义价格黏性与经济周期波动的根源及性质,理解诸如货币的短期非中性、货币冲击传导机制乃至评价货币政策的宏观效应等一系列问题,具有决定性的影响,其重要意义不言而喻。类似地,在本节中我们仍将分别考虑相对价格与通货膨胀关于货币政策冲击的动态调整过程,并着重关注脉冲-响应的产品或部门差别及分布特征。<sup>6</sup>现阶段,我们并不那么在意某一类价格在特定期限的响应力度及其显著性状况。

需稍加说明的是,本节与 Barth III and Ramey (2000) 及 Balke and Wynne (2003) 的研究议题十分接近:均关注分类价格指数对于“识别的”(identified) 货币政策冲击的异质性响应过程。就经济计量分析而言,则主要借鉴了 Bils *et al.* (2003) 与 Peersman and Smets (2005) 的模型设定形式。必须坦承,现阶段本文采纳的单方程 OLS 回归模型不可避免地面临诸多质疑;然而,简便易操作性也往往使其成为经验研究的出发点。我们期望,后文的实证研究工作及其主要结论能够为我们理解货币政策的相对价格效应问题提供某些最基本的认识。

我们的简化式回归模型可以表示为

$$y_{i,t} = \beta_0 + \beta_{i,1}y_{i,t-1} + \dots + \beta_{i,p}y_{i,t-p} + \alpha_i m p_{t-1} + \varepsilon_{i,t}, \quad \varepsilon_{i,t} \sim \text{i. i. d. } N(0, \sigma_i^2), \quad (1)$$

其中:  $y_{i,t}$  分别对应于部门- $i$  的对数相对价格与通货膨胀水平,  $m p_t$  则为“识别的”货币政策冲击。关于货币政策冲击的识别过程,请参见后文实证 VAR 模型的详细论述。

进一步地,我们假定,货币冲击对于部门相对价格或通货膨胀的影响存在一期滞后,且扰动项  $\{\varepsilon_{i,t}\}$  满足序列及同期均不相关,即  $E_t \varepsilon_{i,t-k} \varepsilon_{j,t-s} = 0, i \neq j$  or  $k \neq s$ 。

需稍加说明的是,关于残差结构的假定极大地简化了我们的实证分析工作;然而,该设定形式或许过于严格。我们倾向于认为:实证模型式(1)仅描述了相对价格或部门通货膨胀与货币政策冲击  $m p_t$  之间的一种简约关系。在此,本文并不试图(也不期待)能够对扰动项  $\varepsilon_{i,t}$  予以更丰富的结构性解释。为简便起见,我们统一设定滞后阶数  $p=2$ , 并采用单方程 OLS 回归方法估计式(1)。<sup>7</sup> 进一步地,由系数估计值  $\hat{\alpha}_i, \hat{\beta}_{i,1}, \dots, \hat{\beta}_{i,p}$  可以很容易地得到各相对价格

<sup>6</sup> 在不至于引起混淆的情形下,本文均称之为“货币政策的相对价格效应”。

<sup>7</sup> 实证中,滞后阶数的选取同样是一个颇为棘手的问题。总体上,各分类价格指数的样本容量较小,因此,我们倾向于适度地精简模型。就本节所关注的脉冲-响应的部门分布特征而言,我们发现,实证结论并不那么敏感地依赖于滞后阶数  $p$ 。目前,我们正着手采用 SUR 模型 (seemingly unrelated regression model), 并考虑在后续研究中尝试面板 VAR 分析技术,进而更深入、细致地考察货币政策的相对价格效应问题。

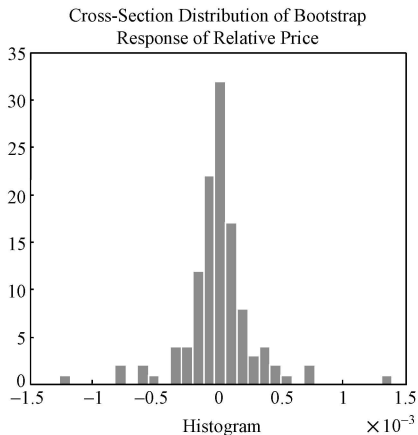
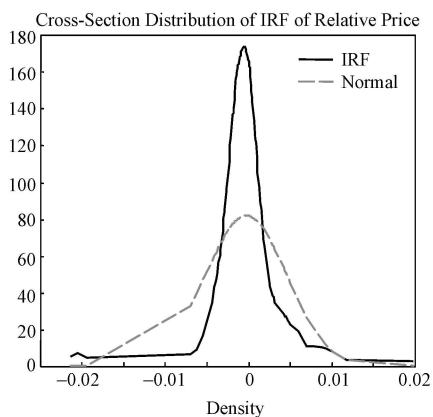
与部门通货膨胀关于货币冲击的脉冲-响应过程。鉴于系数估计结果可能不甚准确，实际中，我们对每一个简化式回归模型均作重复 500 次的 Bootstrap 模拟，进而得到相应的脉冲-响应函数的置信区间。此外，为了更充分地利用可得分类价格指数所蕴涵的信息，我们仍未施加平衡面板数据结构的限定，即回归阶段有效样本观测数目取决于该价格指数确切的起止时间。

图 3 左栏实线直观地描绘了在不同期限下，部门相对价格关于 1 单位标准差的货币政策冲击的脉冲-响应函数的密度函数估计；类似地，点划线表示相应的正态分布密度函数。右栏为经由 Bootstrap 随机模拟而得到的脉冲-响应（中位数反应）频率直方图，以兹比较。图 4 则反映了部门通货膨胀响应状况的相关情形。由此我们可以清晰地认识到，相对价格与通货膨胀关于货币政策冲击的动态调整过程在各个部门之间的分布特征，以及该分布特征随着响应期限的推移而不断变化的状况。进一步地，我们将着重关注短期内（1—3 年期限）货币政策的相对价格效应。仍需稍加说明的是，就绝大多数产品或行业而言，历经约 1 年左右的时间，货币冲击对于该部门通货膨胀的影响渐趋消失殆尽，即脉冲-响应往往密集于 0 附近，进而导致密度函数的估计结果可能不甚准确。此时，我们直接给予频率直方图的图示结果。

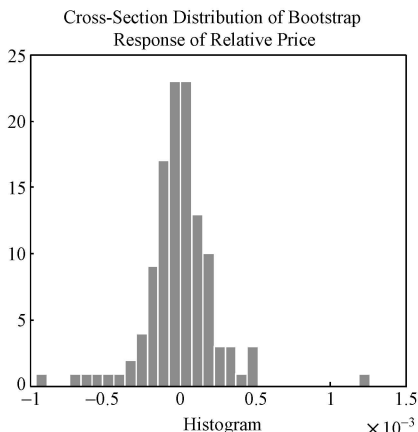
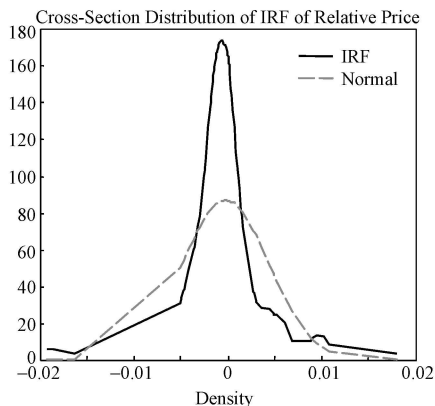
由图 3 和图 4，我们可以清楚地看到：短期内，各个产品或部门的相对价格与通货膨胀对于货币政策冲击的反应存在着比较明显的异质性差别。换言之，货币政策的相对价格效应颇为显著。就绝大多数分类价格指数而言，约 2—3 年（甚至更短），暂时性货币冲击的部门分布效应渐趋弱化并消失殆尽。

此外，我们还发现：当正向的利率冲击实现以后，“部门相对价格上涨”的现象绝非偶然。通常认为：相对于单个分类价格指数而言，产品-部门的价格总指数往往更具“黏”性。“相对价格上涨”意味着，调高利率将导致经济体系或产品-部门大类内部为数颇可观的细分价格指数的上升。即便历经较长时间，似乎仍存在某些“异类族”。在某种程度上，图 4 间接地支持了我们的猜测：利率上升并未“一致性”地抑制各部门通货膨胀的上涨压力。

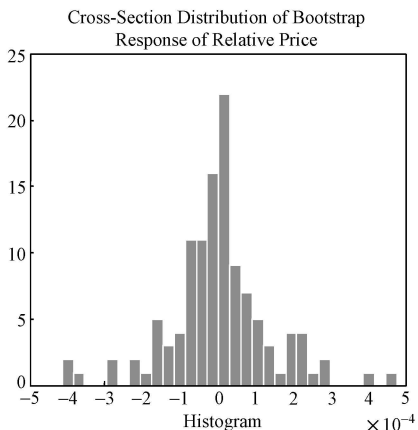
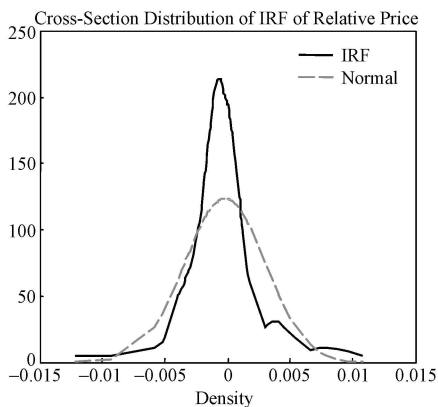
我们始终坚持，相对价格与通货膨胀的部门分布特征值得予以特别的关注，根本原因即在于，相对价格扭曲是导致货币非中性、经济周期波动乃至福利损失的重要根源。因而，厘清各类价格关于货币政策冲击的动态调整过程及其部门分布状况则显得尤为关键。此外，本节的分析结果与 Barth III and Ramey (2000) 及 Balke and Wynne (2003) 的实证结论基本吻合，即“价格难题”——紧缩性货币政策却导致价格水平上升——在我国部门-行业层面依然可能较为普遍地存在。



响应期限:  $j = 1$

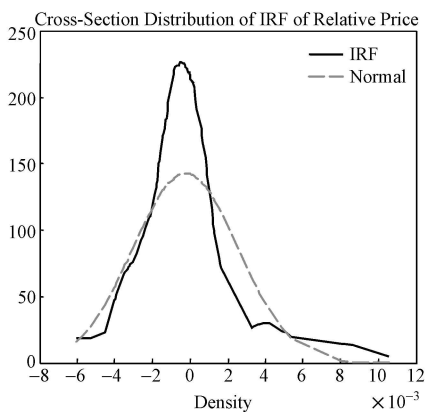


响应期限:  $j = 2$

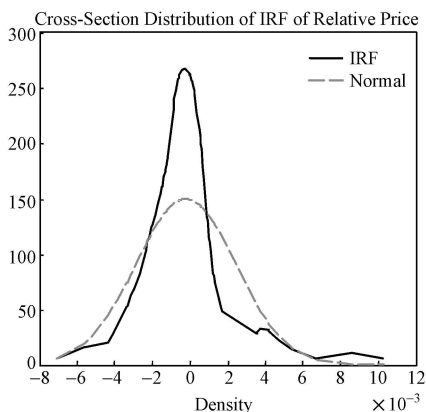
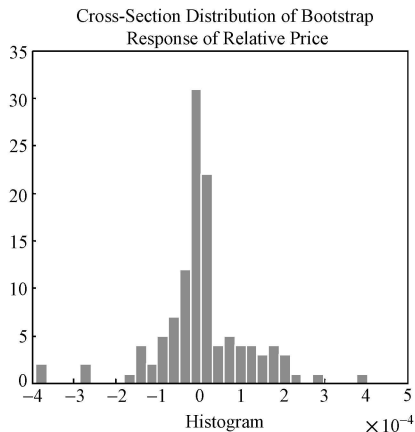


响应期限:  $j = 4$

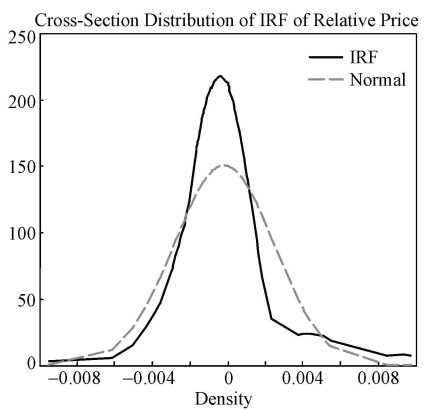
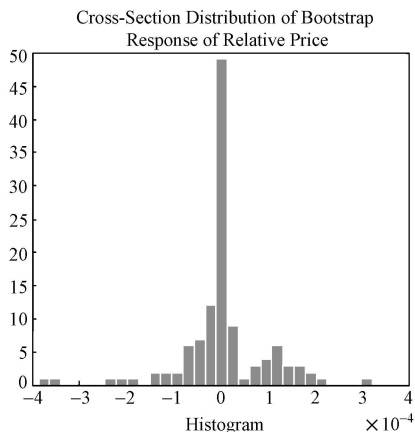
图 3 相对价格的脉冲-响应 (左栏) 与中位数反应 (右栏) 的分布状况



响应期限:  $j = 6$



响应期限:  $j = 8$



响应期限:  $j = 12$

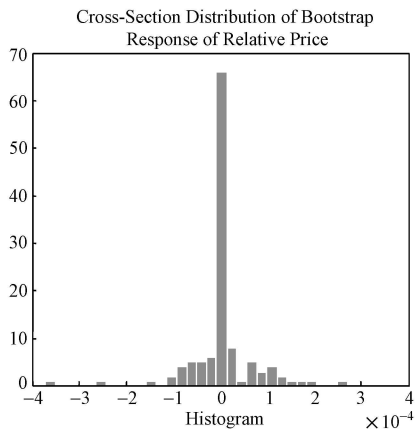


图 3 (续) 相对价格的脉冲-响应 (左栏) 与中位数反应 (右栏) 的分布状况

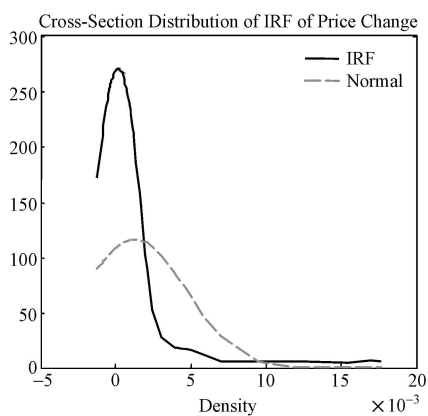
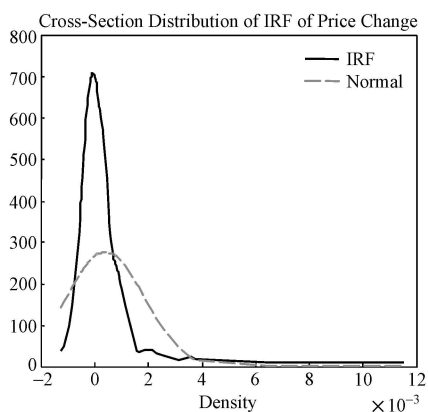
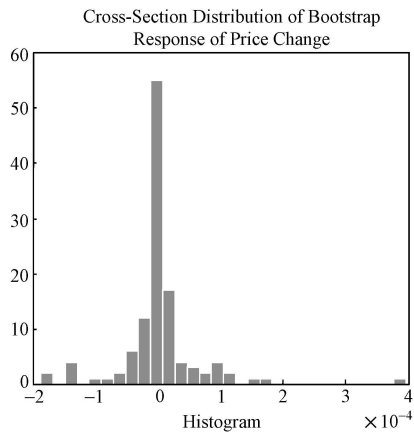
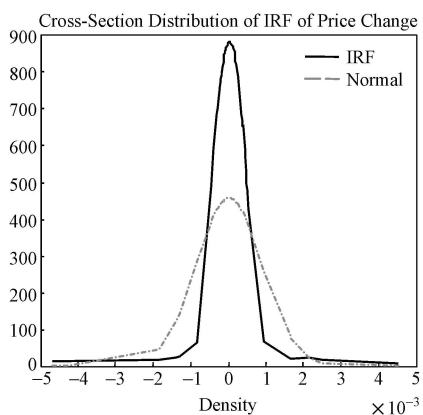
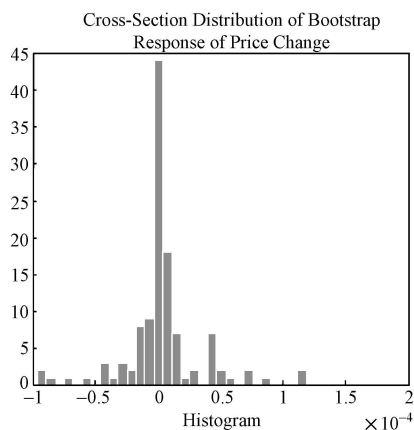
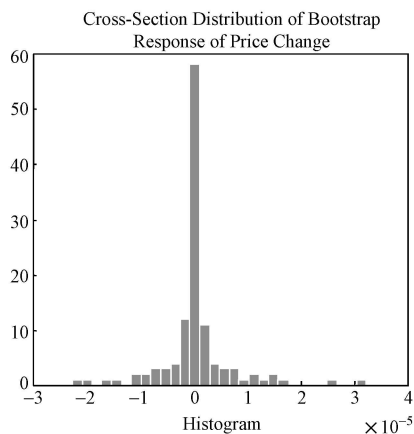
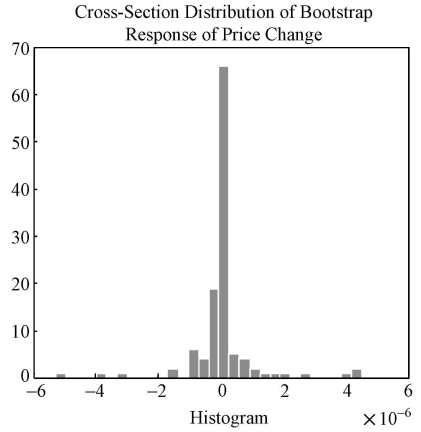
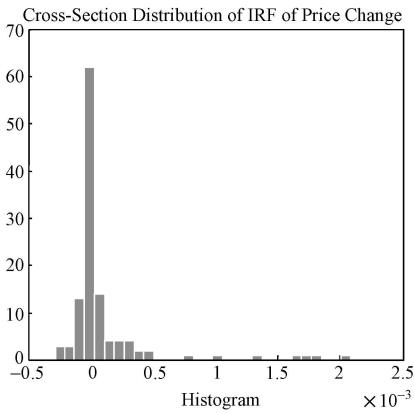
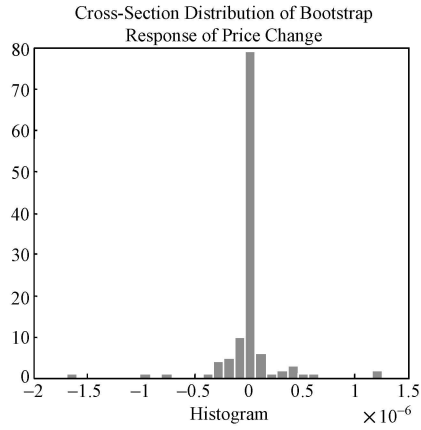
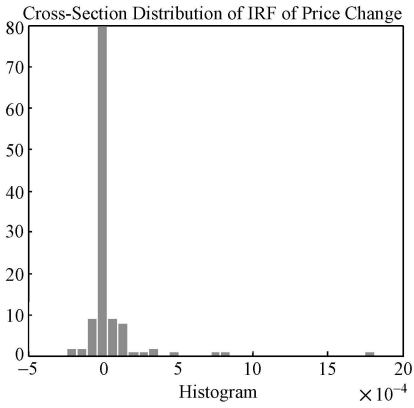
响应期限:  $j = 1$ 响应期限:  $j = 2$ 响应期限:  $j = 4$ 

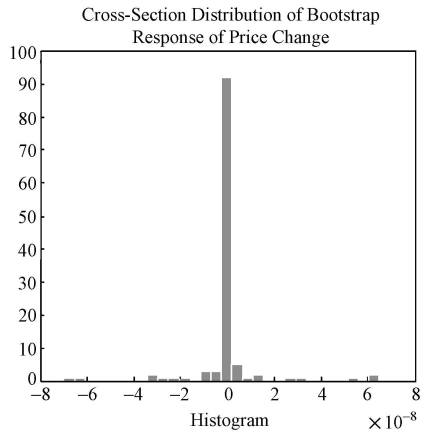
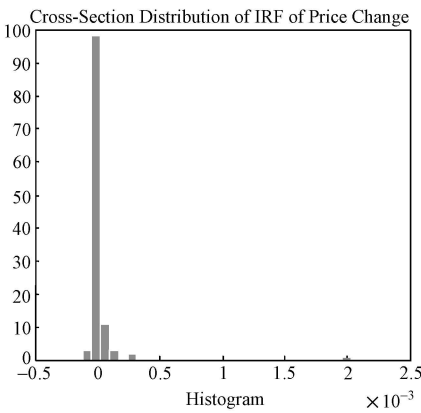
图4 通货膨胀的脉冲-响应(左栏)与中位数反应(右栏)的分布状况



响应期限:  $j = 6$



响应期限:  $j = 8$



响应期限:  $j = 12$

图 4 (续) 通货膨胀的脉冲-响应 (左栏) 与中位数反应 (右栏) 的分布状况

有必要着重强调的是,基于样本容量的考虑,在本文的实证研究过程中,我们尽可能多地包含了目前公开可得的各种分类价格指数。随之而来的问题却是,就数据结构而言,价格指数的“同质性”(homogenous)特征较差:各类价格指数具有不同的趋势-周期特征;对于货币政策冲击的动态调整过程也可能存在显著的差异。即便在同一价格总指数篮子下,不同的分类标准之间还是会出现重叠或交错的现象(例如,PPI及其分类价格指数)。现阶段,我们未能识别出那些“异类”部门,进而难以评判本部分的诸多经验结果是否决定性地依赖于数据结构本身。此外,实证结论仅支持“货币政策冲击具有不容忽视的相对价格部门分布效应”。然而,导致该部门分布效应及其变化的内在原因是什么?价格黏性的部门差异究竟能否成为合理且可信的解释?目前,我们仍无从得知。

## 五、货币政策冲击的动态效应 ——基于FAVAR模型的实证分析

即便货币政策冲击存在着显著的相对价格部门分布效应,我们是否就能够确定无疑地宣称:中央银行“应当”关注相对价格的变化?然而,若经验证据表明:货币当局对于现实经济中各类微观层面的价格指数的变化予以足够的重视;或者,在更宽泛的含义上,一旦中央银行将货币政策的决策制定与实施过程基于更为丰富的行业或部门经济信息,则可能改变我们关于货币政策宏观动态效应的某些认识。那时,针对上述疑问的答案,又将会是什么呢?

在这一节中,我们将沿用Bernanke and Boivin (2003)与Bernanke *et al.* (2004)的实证分析模型,详细地考察货币政策冲击的部门-宏观经济效应,并着重关注部门相对价格乃至微观层面的其他经济信息对于“产出构成难题”(output component puzzle, Angeloni *et al.*, 2003)与“价格难题”(Sims, 1991)的影响。Bernanke and Boivin (2003)、Bernanke *et al.* (2004)将Stock and Watson (1999, 2002)提出的因子模型用于货币政策效应的分析之中,并称之为附加因子的VAR (FAVAR, factor-augmented VAR)模型。<sup>8</sup>实证研究结果表明:若中央银行拥有更为丰富的数据信息并且能够充分地加以提炼与利用,将有效地改进对未来的预测能力。因此,较之于传统的经验认识,

<sup>8</sup> 在本文的审稿与修改阶段,我们又检索到三篇较为新近的实证研究文献。Boivin *et al.* (2006)、Mumtaz *et al.* (2009)与Altissimo *et al.* (2007)各自基于美、英以及欧元区经济的分类价格指数统计资料,详细地考察了各分类价格指数关于宏观因子与部门特定的异质性冲击的动态响应过程。尽管就数据结构特征、分析技术方法而言,本文与上述三篇文献均比较接近,实证结论之间也具有一定的共通之处及互为参照的价值,然而,正如各自标题所述,本文与上述研究所关注的核心议题仍各有侧重。相对地,前两篇文献与本节内容之间的联系更为密切一些。



FAVAR 模型为我们展现了一幅有关货币政策动态效应的完整且内在一致的图景。

我们将以 VAR 模型作为实证研究的起点。参照 Ohanian, Stockman and Kilian (1995); Angeloni *et al.* (2003) 以及 Erceg and Levin (2006) 的分析策略, 我们的实证 VAR( $p$ ) 模型包括: 按照 VAR 内生变量排列的先后顺序依次为 (对数) 真实总产出、消费-产出比、投资-产出比以及 PPI、CPI、投资品价格通货膨胀与名义利率共 7 个变量。其中: 实际总产出剔除线性趋势; 对数消费 (投资) - 产出比为真实消费 (真实投资) 除以真实总产出, 取自然对数后剔除二次项时间趋势; 通货膨胀则定义为价格指数的对数一阶差分变换。

需稍加说明的是, 银行间同业拆借加权平均利率于 1999 年第三季度前后发生了比较明显的结构性变化: 在此之前, 名义利率高 (子样本均值为年率 8.93%) 且持续下滑; 随后, 则基本稳定于 2.45% 附近波动。因此, 我们将名义利率在上述子样本期间分别作剔除线性趋势与减去子样本均值的预处理。鉴于样本期限较短 (1996Q1—2007Q4) 而 VAR 内生变量个数却相对较多, 我们倾向于适当地精简模型以避免过度参数问题, 并最终设定滞后阶数  $p=1$ 。<sup>9</sup>

在此, 本文将名义利率——银行间同业拆借加权平均利率视为我国货币政策工具的代理变量,<sup>10</sup> 并且期望能由经验层面十分直观地揭示货币政策冲击对于总产出、消费-投资需求以及各类价格总指数的不同影响, 进而比较 VAR 与 FAVAR 模型之间实证结论的异同, 以便更深入地理解并体会部门分类价格乃至其他微观领域的经济数据在货币政策研究中所特有的信息含义。鉴于本文的研究目的, 现阶段我们并不奢求回答“实证 VAR 模型究竟是否恰当地识别出货币政策冲击”这一问题。<sup>11</sup> 因此, 沿用常规的识别策略, 我们仅对 VAR 内生变量之间的即期影响 (instantaneous impact) 施加 Cholesky 限定进而识别出货币政策冲击, 并作为式 (1) 中货币政策冲击  $mp_t$  的代理变量。

<sup>9</sup> 一阶滞后已临近我们能够“容忍”的样本容量底线。

<sup>10</sup> 关于我国货币政策的实施过程, 包括操作工具、调控目标等问题, 学术界及决策层似乎仍存有争议。货币当局究竟是调控名义利率抑或货币存量, 进而对经济状况——产出缺口与通货膨胀压力——做出系统性的反应。鉴于我国目前仍施行较为严厉的存-贷款利率管制政策; 况且, 在某些特殊时期、特定情形下, 中央银行行政性的“窗口指导”、信贷“收放松紧”政策对于银行乃至整个经济体系仍存在着至关重要的影响, 因此, 我们怀疑, 实证研究中选取的名义利率代理变量可能无法完全反映货币当局的政策取向。我们将在后续研究中进一步地关注这一问题。

<sup>11</sup> 基于 VAR 模型识别并考察货币政策冲击的宏观动态效应的早期研究成果, 可参见 Leeper *et al.* (1996)、Zha (1997)、Bernanke and Mihov (1998)、Christiano *et al.* (1996, 1998)、Rudebusch (1998) 则对货币政策的 VAR 分析持怀疑态度。

图5中的实线直观地描绘了各个内生变量关于1单位标准差的货币政策冲击的动态调整过程;叉字符号线则为脉冲-响应函数的10%—90%分位数点(即

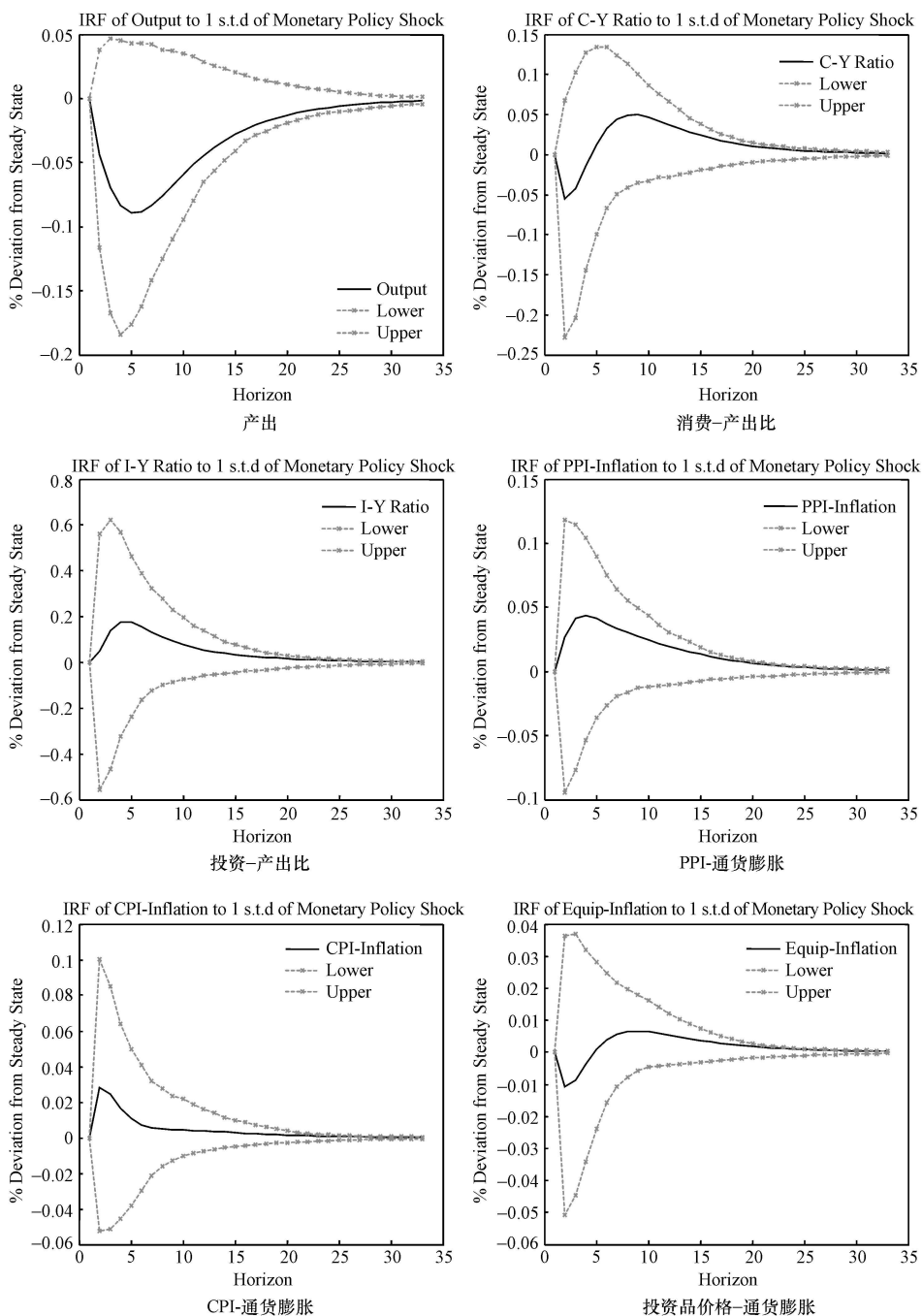


图5 货币政策冲击的动态效应 (VAR)

置信区间)。我们可以清楚地看到，各变量均呈现出典型的驼峰状反应特征。特别地，紧缩性货币政策对于产出、消费具有比较明显的抑制作用。正向的利率冲击将导致短期内实际总产出及消费-产出比均有所下降；历经 5 个季度左右，产出陷入谷底（约为  $-0.1\%$ ）；随后，其影响逐年递减并恢复稳态。约 1 年左右，货币冲击对于消费-产出比的影响将发生逆转（顶峰效应约为  $0.05\%$ ）；此后渐趋衰减直至完全消退为 0。与之相对地，调高利率却致使短期内投资-产出比呈现较大幅度的上升；即便考虑产出变化因素，响应力度仍颇为可观（峰值影响近乎  $0.2\%$ ）。<sup>12</sup>

此外，紧缩性货币政策将不同程度地推动生产与消费价格的上涨，我们似乎正面临着比较明显的价格难题：在未来的 1—3 个季度内，PPI、CPI 通货膨胀分别上升约  $0.05\%$ 、 $0.03\%$  左右；相对而言，货币冲击对于 PPI 通货膨胀的影响更具持久性。显然，PPI 与 CPI 通货膨胀近乎同幅上升使得 PPI/CPI 相对价格通货膨胀关于货币政策冲击无甚反应。

与之形成鲜明对照的是，投资品价格通货膨胀则有所下降，降幅近乎  $-0.01\%$ 。然而，约 1 年左右，上述影响却发生逆转，并于未来的 3—5 年间逐渐衰减直至完全消退。投资-消费品价格的反向变化导致利率冲击对于投资品相对价格通货膨胀存在着强烈且持久的抑制性效应。因此，我们怀疑，投资品相对价格的变化可能是导致上述投资-产出比大幅上升的一个潜在的的决定性因素。

必须坦承，在我们的 VAR 模型中，脉冲-响应函数的置信区间较大。这意味着，仅满足于上述结论似乎显得过于乐观、草率；保持高度谨慎仍彰显其重要意义。换言之，实证研究过程中可能存在着比较严重的小样本偏误或模型误设问题。此外，实证 VAR 模型并未包含货币变量，这不能不说是本文的一大缺憾所在。我们相信，任何关于货币政策的理论或经验分析均不应完全忽略货币、产出、价格水平以及名义利率之间长期-短期的动态联系。<sup>13</sup>

仍须着重强调的是，我们暂且将“成本渠道”视为“生产-消费价格难题”的一个可能的解释；其影响作用机制可以表述为：利率上升导致企业借贷及生产成本增加，进而推动生产-消费价格的上涨。<sup>14</sup> 该解释也在宏观-微观层面得到一定程度的经验支持。例如，Barth III and Ramey (2000) 在一个产业层面的局部均衡模型中，参照 Christiano and Eichenbaum (1992)；Chari, Christiano and Eichenbaum (1995) 以及 Christiano, Eichenbaum and Evans (1997) 的情境设定，假定企业必须借入资金用以支付当期工资（或资本租赁

<sup>12</sup> Angeloni *et al.* (2003) 意识到，美国与欧元区的消费-投资行为对于货币政策冲击的动态反应过程存在显著的差别，并称之为“产出构成难题”；至于我国的情形，仍有待于进一步的经验支持。

<sup>13</sup> Lin (2003) 基于长期中性与长期齐次性 (long-run homogeneity) 的假定识别并度量了货币性冲击对于实质经济的影响。

<sup>14</sup> 或许还需借助“上-下游”价格传导机制上的一些假定。

成本),进而将名义利率的成本效应引入模型经济。研究表明:若货币政策主要经由成本冲击渠道(影响企业的生产成本)作用于实质经济,此时,货币紧缩将导致产出下降而价格-工资比率却有所上升。实证结果显示:就绝大多数制造行业而言,未预期到的紧缩性政策致使价格(上升)-产出(下降)呈反向变化。此外, Balke and Wynne (2003) 发现:即便考虑大宗商品价格指数对于通货膨胀的前瞻效应,“‘价格难题’——货币紧缩政策却导致价格水平上升——在微观行业层面依然普遍存在”。随后, Henzel *et al.* (2007) 在标准的黏性价格-黏性工资的 DSGE 模型中,详细地考察了货币政策冲击对于模型经济的影响。实证研究表明,成本冲击渠道有助于解释欧元区通货膨胀对于货币冲击的动态反应特征;该结论与 Rabanal (2007) 利用 Bayesian 估计方法得到的有关美国经济的基本情形相悖。

尽管“成本渠道”能够回应“价格难题”的质疑,我们深信,关于金融结构乃至中央银行货币政策调控、操作等方面的“实务性”认识将有助于我们更为深刻地理解这一问题。进一步地,我们仍期盼存在着其他的可能。后文中,我们将基于因子 VAR 模型的实证研究结论,给予一个合理的、替代性的解释。<sup>15</sup>

在此,我们首先十分简要地介绍 FAVAR 模型的结构设定,至于参数估计、统计推断等问题,也将略加涉及。随后则转入正式的实证研究工作及其主要结论。我们将参考 Bernanke *et al.* (2004) 并沿用作者的符号表述;更为详细的论述,请参见该文或 Bernanke and Boivin (2003)、Stock and Watson (2002)。

假定  $Y_t$  表示我们所关注的、对于经济体系具有重要影响的  $M$ -维可观测变量;  $F_t$  则表示  $K$ -维不可观测的潜在因子,浓缩了现实经济中相关的信息。若干潜在因子变量  $F_t$  可以理解为经济冷暖、信贷松紧以及通货膨胀压力之类的含义。进一步地约定  $(F_t, Y_t)$  满足

$$\begin{bmatrix} F_t \\ Y_t \end{bmatrix} = \Phi(L) \begin{bmatrix} F_{t-1} \\ Y_{t-1} \end{bmatrix} + v_t, \quad (2)$$

其中:  $\Phi(L)$  表示相应的有限  $d$  阶滞后算子多项式,误差项  $v_t$  均值为 0 且方差-协方差矩阵为  $Q$ 。我们可以清楚地看到,关于  $Y_t$  动态特征的传统 VAR 表述可以视作式(2)的一个特例:此时,  $\Phi(L)$  中涉及  $Y_t$  与  $F_{t-1}$  之间联系的对应项均为 0。

鉴于  $F_t$  无法直接观测,我们假定  $N$ -维辅助信息变量  $X_t$  与潜在因子及  $Y_t$  具有如下结构关系:

<sup>15</sup> 尽管“价格难题”本质上仍应归结为经验性的实证问题,然而目前,宏观经济学家们还是试图寻求结构化的理论解释并对之加以验证。

$$X_t' = \Lambda^f F_t' + \Lambda^y Y_t' + e_t', \quad (3)$$

其中： $\Lambda^f$ 、 $\Lambda^y$  分别表示  $N \times K$ 、 $N \times M$  维负载矩阵；误差项  $e_t$  ( $N$ -维) 则满足均值为 0 且弱相关 (weakly correlated) 或不相关，取决于估计时究竟采用主成分抑或似然方法。式 (3) 意味着  $Y_t$ 、 $F_t$  共同驱动了  $X_t$  的动态演进过程：基于可得信息  $Y_t$ ， $X_t$  即为关于不可观测的潜在因子  $F_t$  的“噪音度量” (noisy measure)。

后文中，我们将采用两步主成分方法 (two-step principal component approach) 估计模型式 (2) 和式 (3)，具体包括：由  $X_t$  的首要  $K+M$  个主成分估计得到共同成分 (common component)  $C_t$ ； $\hat{F}_t$  则对应于由  $\hat{C}_t$  而非  $Y_t$  生成的空间部分 (covered by  $\hat{C}_t$ , not by  $Y_t$ )。随后，将  $\hat{F}_t$  代入式 (2) 并辅以标准的实施步骤即可估计出整个模型。<sup>16</sup> 此外，无论施加  $\frac{\Lambda^f \Lambda^f}{N} = I$  或  $\frac{F' F}{T} = I$  限制，我们均得到相同的共同成分  $F \Lambda^f$  与因子空间。本文将参照 Bernanke, Boivin and Elias (2004) 的做法，设定  $\hat{F} = \sqrt{T} \hat{Z}$ ，其中： $\hat{Z}$  为  $XX'$  的  $K$  个最大特征值所对应的特征向量。

在实证分析过程中，我们设定 FAVAR 模型的滞后阶数  $d=1$  且货币政策部分始终保持不变：与实证 VAR 模型相一致， $Y_t$  仍对应于上文所述 7 个宏观经济变量并按此排序。 $X_t$  则包括部门分类价格指数和产业层面的产出、投资、劳动就业状况以及货币-金融市场等诸多辅助信息 (详见数据附录)。至于货币政策冲击的识别过程，我们继续沿用 Cholesky 分解限定。参照 Bernanke *et al.* (2004) 的做法，我们区分慢变-快变两类变量，其中，快 (慢) 变量意指那些对于即期信息或冲击高度 (不甚) 敏感的经济变量。需稍加说明的是，本文的模型设定对于货币政策部分施加了明确的结构限制——“数量”先于“价格”对货币政策冲击作出反应。况且，快变量仅包含外汇-金融市场等为数十分有限的若干经济变量 (参见数据附录)，因此，整个经济体系的名义-实质黏性似乎也显得过高。<sup>17</sup>

类似地，我们仍着重关注利率冲击对于经济体系的影响，特别是考虑微观部门信息并引入因子分析前后，我们是否能够收获一些关于货币政策动态效应的新认识。此外，我们还将考察因子个数的不同对于实证结论的影响。

<sup>16</sup> 两步主成分方法简便易行，缺陷则在于估计潜在因子  $F_t$  时并未利用到模型的动态结构特征。然而，我们认为，该方法或许更适于本文的经验分析：就数据结构而言，我们可得整个样本期限较短，却尽可能多地包含了其他辅助信息变量。况且，鉴于我国宏观经济统计资料的质量颇令人担忧，难以满足似然方法所需的诸多条件。现阶段，我们正着手于进一步的实证研究工作，并尝试采用似然估计方法，以期验证进而获得更具稳健性的结论。

<sup>17</sup> 在 Bernanke *et al.* (2004) 的模型设定中， $Y_t$  包括工业生产 (IP)、通货膨胀率 (CPI) 与联邦基金利率 (FFR)，基准形式则仅包括 FFR。此外，我们约定：所有分类价格指数均为慢变量。就部门层面季度频率的价格变化而言，该假定似乎过于严格。我们将在后续研究中继续关注这一问题。

图6直观地描绘了货币政策部分的各个内生变量关于1单位标准差的货币政策冲击的脉冲-响应过程,其中:虚线、实线与点划线分别对应于不同的因子个数各自的情形;叉字符则为三因子模型设定下脉冲-响应函数的5%—

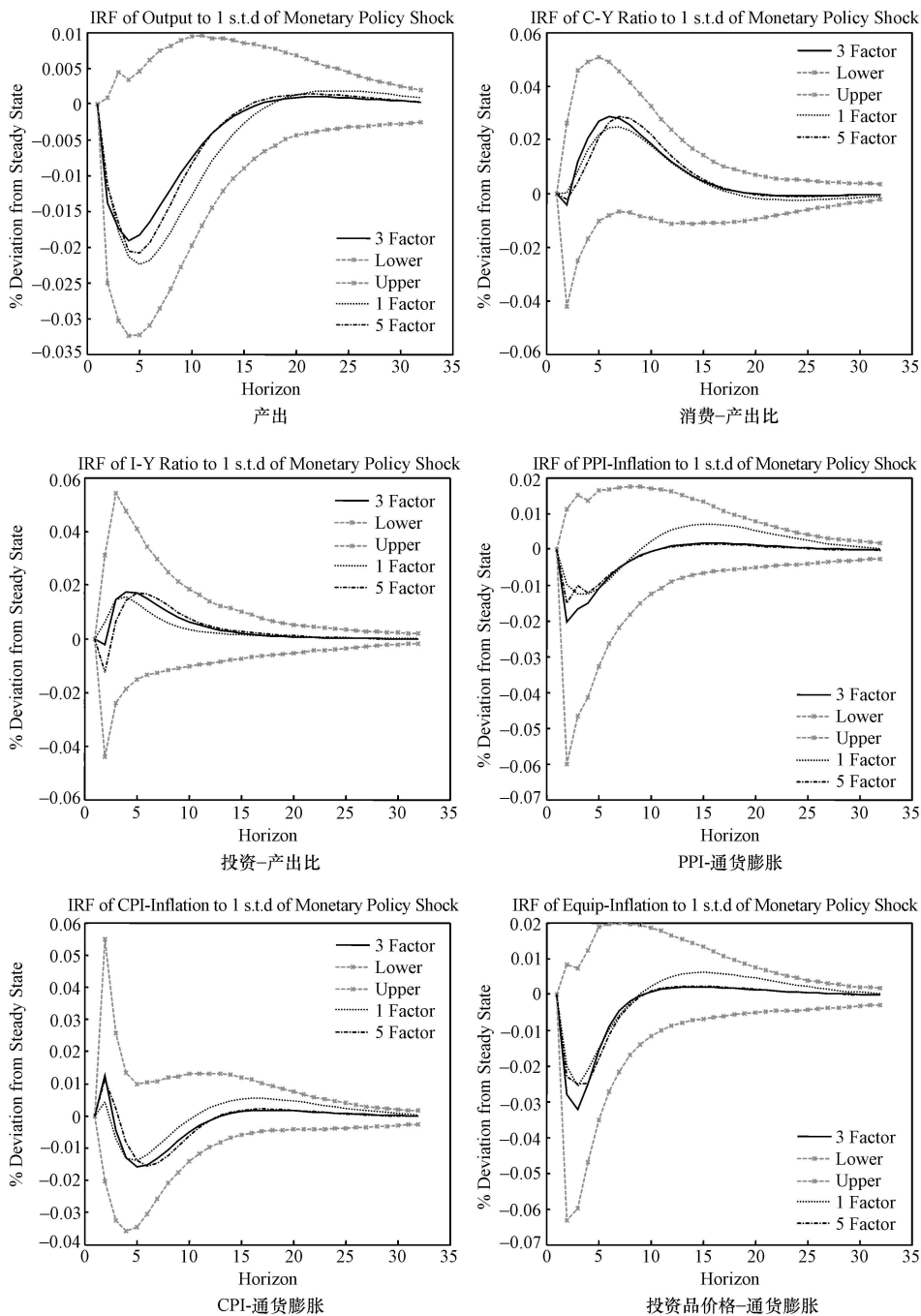


图6 货币政策冲击的动态效应 (FAVAR)

95%分位数点。<sup>18</sup>与图 5 稍作比较我们即可以清楚地看到，在因子模型中，正向的利率冲击对于 PPI-通货膨胀存在着十分明显且直接的抑制作用：PPI-通货膨胀下降约 0.02% 左右（三因子）；即便在单因子情形下，降幅也超过 0.01%。尽管 CPI-通货膨胀的初始响应为正，但历经 2—3 个季度，该调整过程将发生逆转，其影响约于 1 年左右达到顶峰（约为 -0.015%），随后则逐渐衰减直至完全消退。与之相对地，VAR 与 FAVAR 模型关于投资品价格通货膨胀的推断却比较一致；就定量影响程度而言，引入因子分析以后，投资品通货膨胀的下降幅度将更为可观——降幅竟可达 -0.03%（三因子情形）。至于总量经济的数量面，大致上在因子模型中，货币政策冲击对于实际总产出、消费与投资的影响力度均有所弱化。特别地，我们发现：多因子情形下，消费—投资与产出之比关于利率冲击的初始响应均为负，尽管其反应力度近乎于可以忽略不计并且随后立即发生逆转。

我们认为：即便因子 VAR 模型尚未完全解决“价格难题”，至少就目前而言，仍为我们提供了一个替代性的解释。基于传统 VAR 的经验结论，我们怀疑，“成本渠道”可能是引发价格难题的潜在原因之一。况且，诚如上文所述，该难题在行业—部门层面也颇为常见：紧缩性货币冲击实现以后，某些部门的价格却将随之上涨。尽管我们缺乏微观部门层面的数量及其他相关的信息，难以直接地验证其适当性，借贷成本因素仍是一个最直观且较具合理性的解释，然而，因子模型却提醒我们，一旦考虑现实中各类价格指数所蕴涵的信息含义，货币政策对于经济体系的影响与理论预测并不相悖。换言之，我们关于货币政策动态效应的某些经验认识或许应加以修正。

我们强调：在本节的实证研究中，VAR 与 FAVAR 模型乃至因子个数的不同，导致最终的结论存在比较明显的差异，特别是正向的利率冲击对于通货膨胀的短期动态影响出现较大的认识上的偏差，根本原因即在于，此时，我们拥有并利用到丰富的价格信息。现阶段，我们尚未对因子予以足够的重视及更深入、细致的分析。然而，第一个因子主要源自 PPI 分类价格指数，进而涵盖了该部门价格变化的重要特征，恐怕是较为合理的猜测。进一步地，我们认为：单因子仍不足以反映经济的全貌（或实际数据蕴涵的所有重要的信息）；在单—多因子情形下，消费—投资与产出之比的脉冲—响应过程即可略见一斑。

关于价格难题的成因，宏观经济学家们仍存有不同的解释。例如，Giordani (2004) 在标准的总需求—Phillips 曲线—Taylor 利率规则的分析框架内，详细地考察了产出—产出缺口对于实证研究中所面临的价格难题的影响。如果将 Sims (1991) 的建议视为 VAR 模型遗漏了前瞻性的大宗商品价格对

<sup>18</sup> 基于实施过程中的实际考虑，我们对因子及参数估计分别作重复 10 次与 500 次的 Bootstrap 模拟；进而得到脉冲—响应函数的置信区间。若  $N \gg T$ ，因子估计不确定性的影响微乎其微；参见 Bernanke *et al.* (2004) 脚注 7。

于通货膨胀的预测含义,那么, Giordani (2004) 的模型则可以不甚严格地理解为中央银行忽略了另一类重要的数量信息——产出缺口。因此, 本文的实证结论与 Sims (1991)、Giordani (2004) 的观点存在某种共通之处, 即均强调信息对于理解货币政策动态效应的重要意义。然而, 在因子模型中, “信息”更宽广: 将丰富的微观数据有效地加以挖掘、提炼并利用, 有助于我们对未来做出更为准确的预测和判断。<sup>19</sup>

基于样本容量或参数自由度的考虑, 实证 VAR 模型往往仅包含有限的若干个宏观经济变量。这一方面限定了货币当局在制定、实施货币政策时可得的信息集合, 即本文所强调的信息局限; 与此同时, 我们难以获知并度量货币政策冲击的部门效应。FAVAR 模型有效地利用了微观层面的价格-数量信息, 极大地缓解了信息局限问题; 更为重要的是, 将使得我们有可能深入地观察到各部门变量对于货币政策冲击的响应、调整过程, 进而展现出一幅有关货币政策部门-宏观动态效应的完整且内在一致的图景。因此, 让我们转向对各分类变量的考察与分析吧! 类似地, 图 7 详细地反映了我们所关注的各分类变量对于 1 单位标准差的货币政策冲击的脉冲-响应过程。后文中, 我们尝试着加以简单的论述。

首先关注货币政策冲击对于各部门产出、投资状况乃至其他数量层面的经济变量的影响。我们可以清楚地看到, 就定量响应程度而言, 第三产业实际产出对于利率冲击的反应最为敏感(抑制性峰值效应大致为 $-0.03\%$ ), 且持久性特征与第二产业的状况大致相当(均为 4 年左右)。此外, 多因子模型中, 工业生产(IP)的脉冲-响应过程与第二、三产业以及总产出的情形也十分类似。

与之形成鲜明对照的是, 调高利率却使得第一、二产业投资呈反向变化: 第一产业投资将大幅下降而第二产业投资却有所上升(初始反应分别为 $-0.04\%$ 与 $0.02\%$ 左右)。利率政策对于第三产业投资的抑制性效应也仅限于最初的 2—3 个季度左右; 随后则迅速地消失殆尽。基于对第一产业投资统计数据的认识——该产业投资数据的质量更令人担忧; 况且相对而言, 因子模型关于第二产业投资状况的推断比较一致, 我们倾向于认为: 货币政策冲击对于总投资-产出比的影响, 可能在很大程度上反映了该部门投资的动态响应过程。进一步地, 我们发现: 较之于房地产总投资, 住宅投资对于利率变化的反应更为剧烈、迅猛(单因子情形下峰值效应可达 $-0.04\%$ 左右); 然而, 货币政策的抑制性影响仍显得十分短暂。

<sup>19</sup> 任何关于货币政策效应的严肃、认真的实证研究必须谨慎地对待中央银行面临的信息约束问题。Fuhrer and Tootell(2008)基于实际的前瞻变量,即联邦公开市场委员会(Federal Open Market Committee, FOMC)每次开会商讨经济对策时可得绿皮书预测数据(“Greenbook” forecasts),详细地考察了前瞻性 Taylor 利率规则与股票市场价格之间的内在联系。我们强调,中央银行关注相对价格的变化乃至更微观层面的经济信息,将有助于其对未来做出更为准确的预测与判断,由此改进货币政策的决策及实施过程。在经济预测的含义上,本文的主张与 Fuhrer and Tootell(2008)的观点存在某种共通之处。



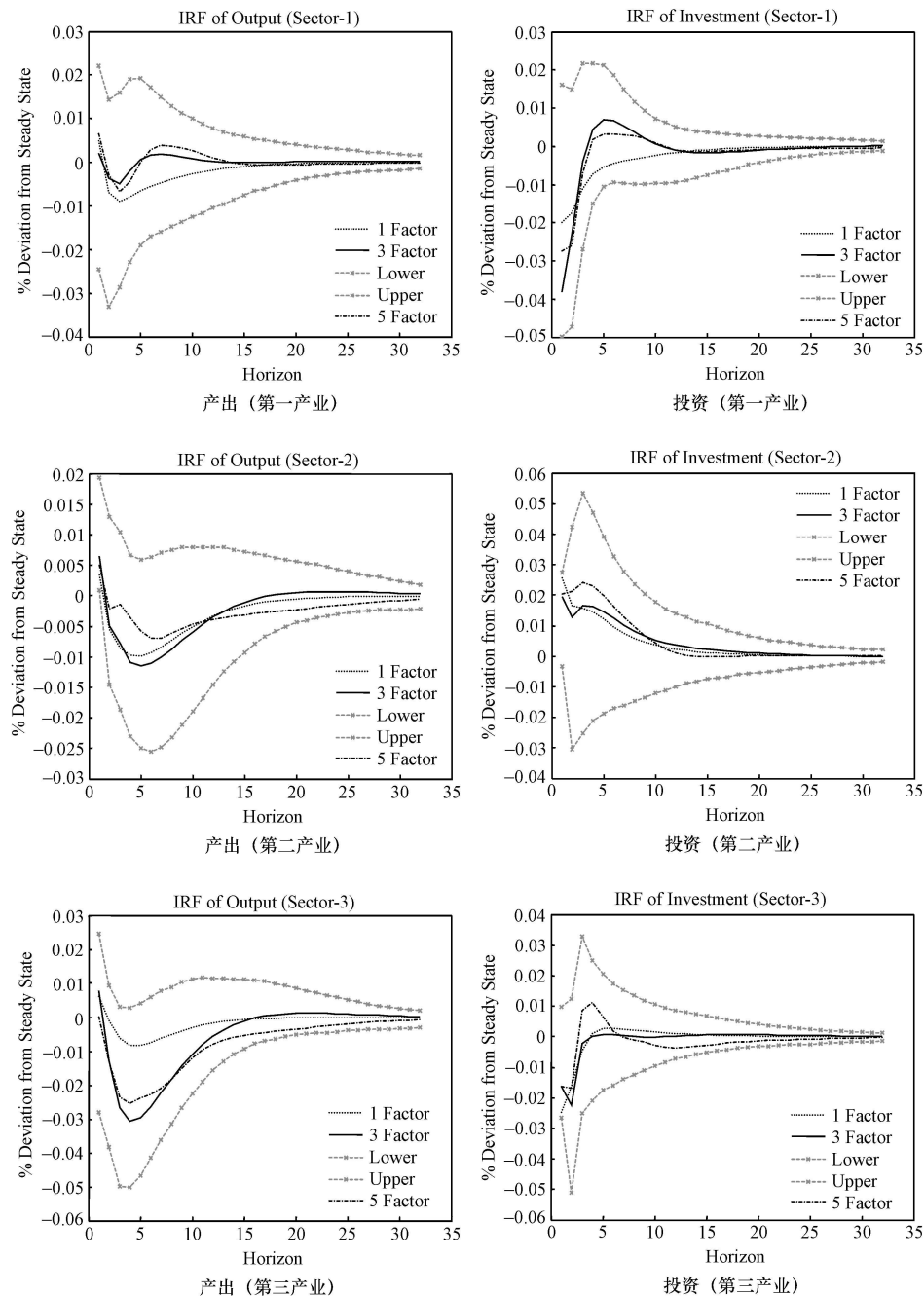


图 7 货币政策冲击的动态效应 (FAVAR)

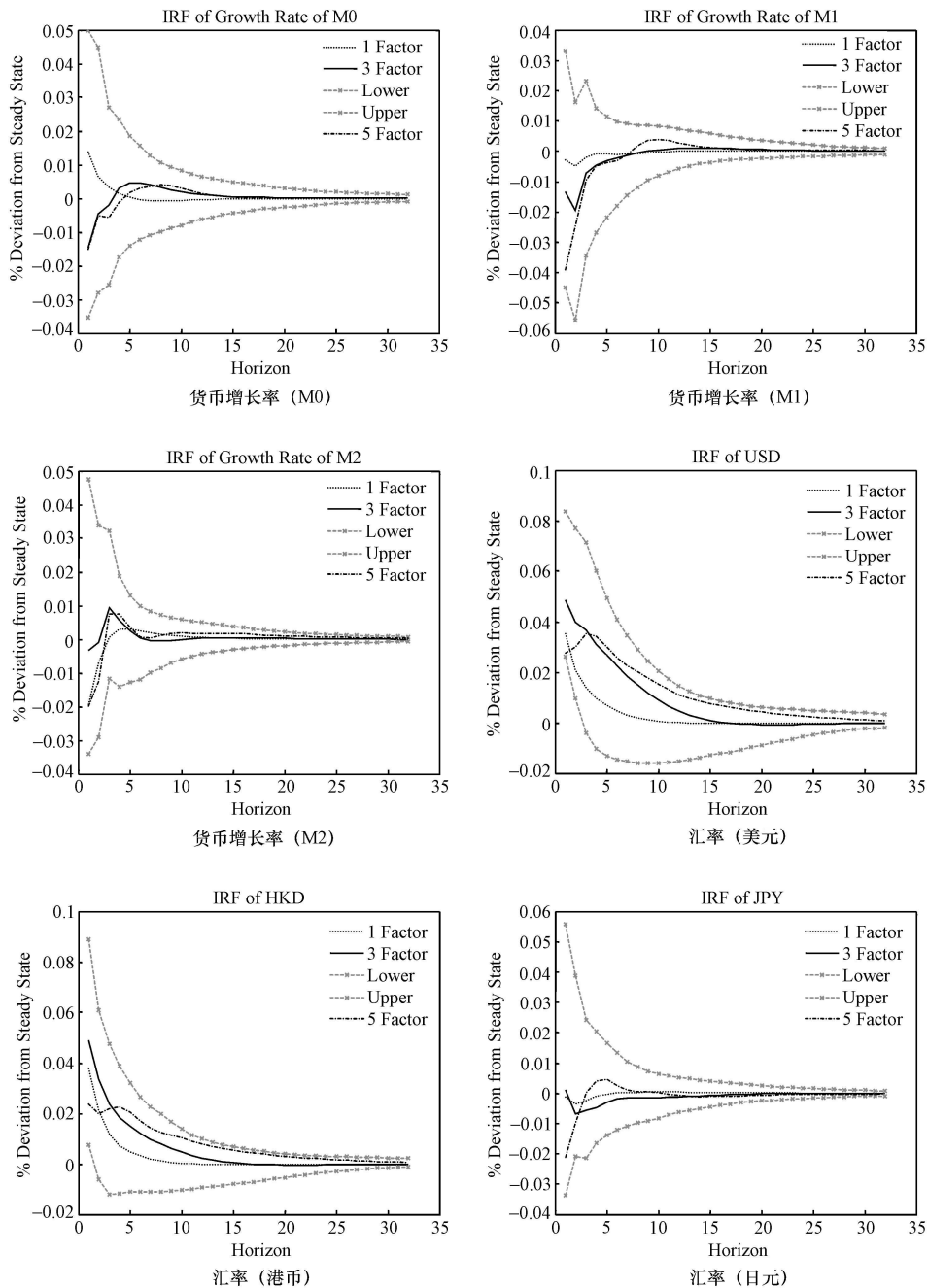


图7(续) 货币政策冲击的动态效应(FAVAR)

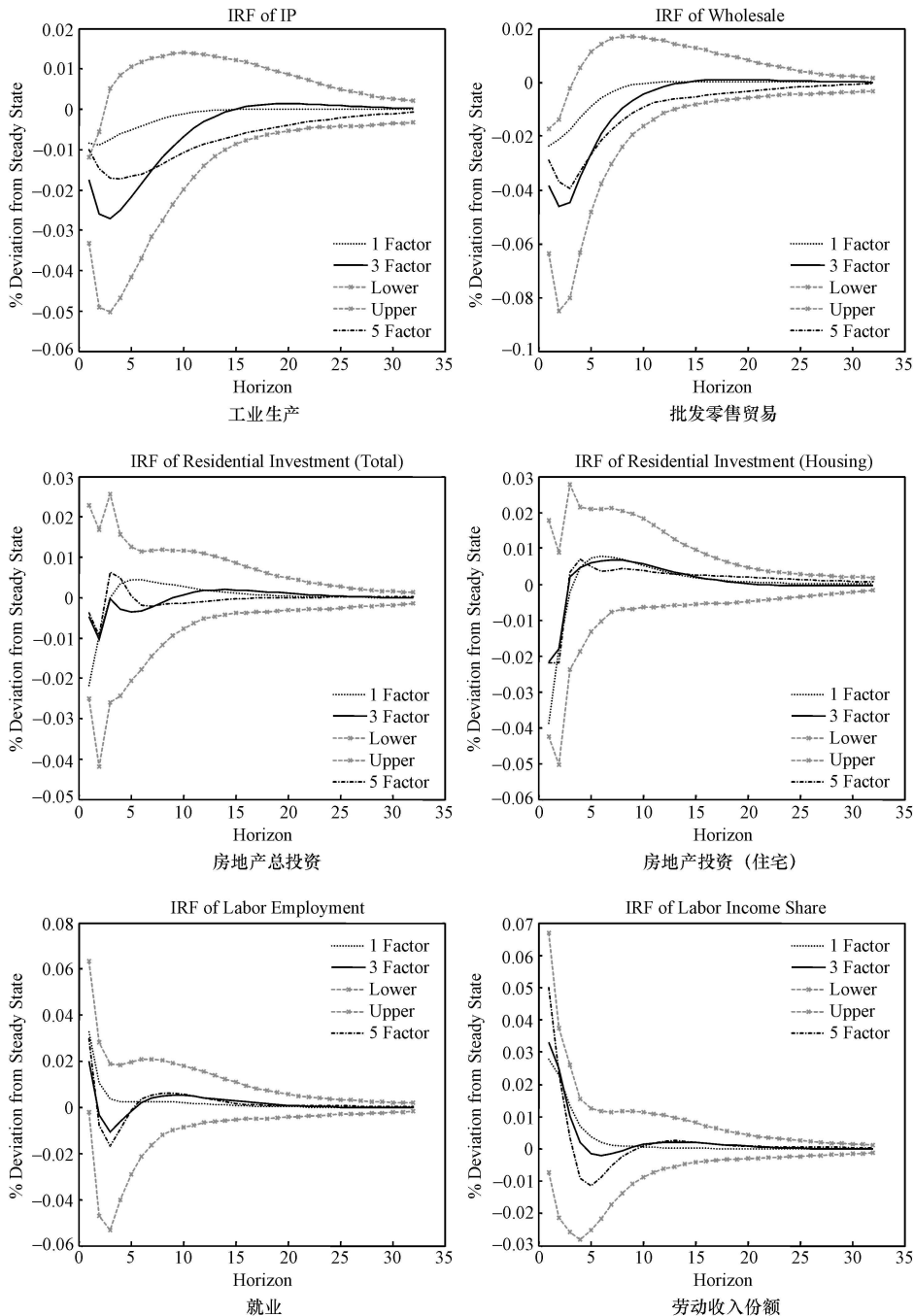


图 7 (续) 货币政策冲击的动态效应 (FAVAR)

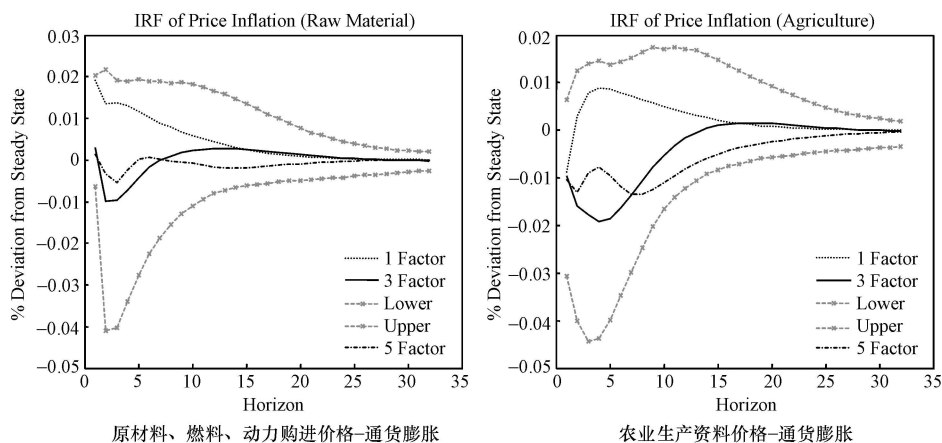


图7(续) 货币政策冲击的动态效应(FAVAR)

与此同时,我们认为,消费-产出比的动态调整过程难以从批发零售贸易业(wholesale)的响应特征中寻求到合理可信的解释。就整个脉冲-响应期而言,正向的利率冲击实现以后,批发零售业将呈现比较大幅度的下滑。换言之,实证研究中关于可观测变量 $Y_t$ 部分(即消费-投资与产出之比)的统计推断与源自微观部门信息的经验认识似乎不相吻合。仍值得着重强调的是,我们可以清楚地看到,货币政策对于劳动就业与劳动收入份额的定量影响取决于因子个数的多寡。特别地,当货币政策冲击实现以后,短期内劳动收入份额(劳动就业)的正向反应可高达 $0.03\%—0.05\%$ ( $0.02\%—0.03\%$ )不等;历经约1年(2—3个季度)左右的时间,才逐渐逆转为负向的抑制效应(接近 $-0.01\%$ )。总体而言,多因子情形下,货币政策的作用力度相对更为强烈一些。<sup>20</sup>

至此,涉及数量层面的分析暂告一段落,随后将进入关于经济的货币-价格面的探讨。我们可以清楚地看到,正向的货币政策冲击导致短期内各层次货币的增长率均有不同程度的下降:五因子情形下M1增长率的降幅尤为明显(约为 $-0.04\%$ )。之后的演进过程却略有差异:约2—3个季度以后,M2增长率将发生逆转并回升至 $0.01\%$ ;M0、M1货币增长率则逐渐回复至其冲击前的水平。整个调整过程仅需6个季度左右即告基本完成。

汇率-利率之间的联系始终是一个令人感兴趣的议题。由“无抛补利率平价”(uncovered interest-rate parity)假定,我们可以得到:

<sup>20</sup> 脉冲-响应图示部分以“全部城镇单位从业人员数”作为劳动就业的代理变量。在新凯恩斯主义的世界里,经济学家们往往基于生产技术的某些假定,将劳动收入份额视为实际边际成本的代理变量。鉴于实际边际成本在名义黏性模型中对于经济周期波动及其福利损失的重要影响,我们特别期望能够获得一些稍具确定性的认识。在后续研究中,我们将考虑基于更翔实的数据资料,对上述结论以及消费的脉冲-响应状况予以深入、细致的分析。

$$i_{t,k} - i_{t,k}^* = E_t[e_{t+k} - e_t], \quad (4)$$

其中： $i_{t,k}$  ( $i_{t,k}^*$ ) 分别表示本国（外国） $k$ -期名义利率， $e_t$  则为名义汇率（直接标价法，即 1 单位外国货币的本币价格）的对数值。(4) 式意味着，在完全资本流动假定下，利率的国别差异将为预期的汇率变化所抵消。本节的实证研究结果表明，人民币汇率-利率之间存在着颇为紧密的联系，其持久性特征也值得特别予以关注：当正向的利率冲击实现以后，美元兑人民币汇率将有所上升，并于未来的 3—4 年间单调递减地收敛于经济体系的初始均衡状态。<sup>21</sup>

与上文结论形成鲜明对照的是，因子个数对于原材料、燃料、动力购进价格（raw material）与农业生产资料价格指数（agriculture）-通货膨胀具有决定性的影响：单-多因子情形下，上述二者关于货币政策冲击的动态调整过程——包括是否面临所谓“价格难题”乃至通货膨胀的具体响应路径——均存在着十分明显的差异。<sup>22</sup> 特别地，在单因子模型中，短期内原材料价格通货膨胀的正向反应约为 0.02%，历经 2—3 个季度以后，农业生产资料价格通货膨胀的上涨幅度也接近 0.01%；约需 4 年左右的时间，整个影响才逐渐地消失殆尽。

## 六、小 结

相对价格与通货膨胀的部门分布特征是什么？货币政策是否存在着显著的相对价格效应？如果中央银行在货币政策的决策阶段、实施过程中，更为充分、有效地利用来自微观层面的丰富信息，特别是蕴涵于各类价格指数中的相对价格信息，能否改进我们关于货币政策动态效应的某些经验认识？本文针对上述疑问给予了较为肯定的回答。

在一个充满异质性的经济中，考察相对价格与通货膨胀在产品-部门之间的分布状况乃至部门分布的时变特征，具有十分重要的现实意义。我们发现，货币政策存在着显著的相对价格效应：部门价格对于“识别的”货币政策冲击的反应不一，且短期响应的部门差别尤为明显。基于 FAVAR 模型的实证研究结果，本文强调：蕴涵于相对价格中的丰富信息将有助于改进中央银行货币政策的决策制定及实施效果；同时，也为我们理解货币政策的传导-扩散

<sup>21</sup> 港币汇率的情形与美元基本类似。鉴于因子个数对于日元汇率存在一定的影响且其持久性特征较弱，在此暂且不予讨论。在“真实汇率与真实利率差异——基于人民币真实汇率的实证研究”一文中，我们以金融机构人民币存款基准利率作为我国名义利率的代理变量。实证研究结果表明：就真实量而言，人民币汇率-利率之间不存在显著且稳定的统计关系。我们认为，除了代理变量选取不同所造成的影响外，本国-外国相对价格的变化，可能是导致经验认识存在较大差异的原因之一。然而，更确切的结论则需基于结构化的理论模型的指导。

<sup>22</sup> 这也要求我们在后续研究中对估计出的若干潜在因子予以进一步的关注，包括考察其与某些宏观变量之间的联系或赋予其更为明确的经济内涵。

机制,进而评价其宏观动态效应提供了更为完整且一致性的认识。由此我们相信,中央银行“确实应当”关注相对价格的变化!

本文的研究工作尚处于起步阶段,就分析框架、方法技术乃至实证结论而言,仍略显粗糙,离我们的最终目标相距甚远。如正文所述,单方程 OLS 回归孤立且略显机械地描述了部门相对价格(通货膨胀)的动态结构特征及其与货币冲击的简约关系,割裂了相对价格(通货膨胀)之间潜在的互动联系。况且,我们未能深入细致地考察当正向的利率冲击实现以后,各部门价格上涨-下跌的幅度及显著性状况,因此难以作出更为确切的统计推断。

尽管我们无法先验地断定两步主成分方法与似然方法孰优孰劣,鉴于模型的设定及估计过程尚存在不少值得商榷、斟酌之处,FAVAR 模型的实证结论仍有待于进一步的验证。现阶段,我们并未对估计出的潜在因子给予足够的关注,进而难以评判各因子模型的适当性。上述缺陷将成为我们在后续研究中须着重考虑并予以改进之处。

## 数据附录

### 1. 数据来源

本文实证分析部分的数据来源大致包括:中国经济信息网(中国经济统计数据库——宏观年度库、宏观月度库)、《中国经济景气月报》(各期)、《中国人民银行统计季报》(各期)、《中国国内生产总值核算历史资料(1952—2004)》、《中国统计年鉴》(2007)、宋国青个人收集整理以及作者收集整理的一些数据。

需稍加说明的是,某些月份中国经济信息网提供的价格指数,主要涉及工业品出厂价格及其各分类指数,与《中国经济景气月报》公布的数据存在比较大的差异。此时,我们均以景气月报数据为准。

### 2. 一般性说明

季度额:对于存在月度序列的流量指标,以季度内 3 个月的累加额为该季度数额;存在月度序列的存量指标,则以 3、6、9、12 月份的月末余额作为季度末余额;至于指数及比率(或年率%)变量(就价格指数而言,无论同比增长率或定基比指数),均取 3 个月的简单算数平均额作为该季度数额。

当季(月)额:对于仅公布季(月)度累计(完成)额的序列,当季(月)额由累计额逐季(月)相减得到。

季节调整:文中所有季度数据,若未加明确说明,均经 EViews 软件 X-12 做季节调整。

### 3. 价格指数

关于本文所涉及且目前公开可得各类价格指数的详细说明,参见附表 1。

附表 1 分类价格指数基本状况

指标(a)	价格指数	月(季)度频率(b)	年度频率(c)	其他
	居民消费价格指数(d)	1985M10		
*	食品	1994M1		
	烟酒及用品	2001M1		
*	衣着	1994M1		
*	家庭设备用品及服务	1994M1		
*	医疗保健和个人用品	1994M1		
*	交通和通信	1994M1		
*	娱乐教育文化	1994M1		
*	居住	1994M1		
	商品零售价格指数	1983M1		
*	食品	1994M1	1951	
*	饮料、烟酒	1994M1		
*	服装、鞋帽	1994M1		
*	纺织品	1994M1		
*	家用电器及音像器材	1999M1(e)		*
	文化办公用品	2003M1		
*	日用品	1994M1	1951	
	体育娱乐用品	2003M1		
	交通、通信用品	2003M1		
*	家具	2003M1	1994	
*	化妆品	1994M1		
*	金银珠宝	1999M1(e)		*
*	中、西药品及医疗保健用品	1999M1(e)	1951	*
*	书报杂志及电子出版物	1999M1(e)		*
*	燃料	1994M1	1951	
*	建筑材料及五金电料	1999M1(e)	1988(f)	*
	工业品出厂价格指数	1996M10	1978	
	分类 1			
*	生产资料	1996M10	1988	
*	采掘业	1999M1	1988	
*	原材料工业	1999M1	1988	
*	加工工业	1999M1	1988	
*	生活资料	1996M10	1988	
*	食品类	1996M10	1988	
*	衣着类	1996M10	1988	
*	一般日用品	1996M10	1988	
*	耐用消费品	1996M10	1988	
	分类 2			
*	煤炭开采和洗选业	1996M10		
*	石油和天然气开采业	1996M10		
*	黑色金属矿采选业	1996M10		
*	有色金属矿采选业	1996M10		
	非金属矿采选业	2002M4		
	农副食品加工业	2002M4		
*	食品制造业	1996M10		

(续表)

指标(a)	价格指数	月(季)度频率(b)	年度频率(c)	其他
*	饮料制造业	1996M10		
*	烟草制品业	1996M10		
*	纺织业	1996M10		
	纺织服装、鞋帽制造业	2002M4		
*	皮革、毛皮、羽毛(绒)及其制品业	1996M10		
*	木材加工及木、竹、藤、棕、草制品业	1996M10		
*	家具制造业	1996M10		
*	造纸及纸制品业	1996M10		
	印刷业和记录媒介的复制	2002M4		
*	文教体育用品制造业	1996M10		
	石油加工、炼焦及核燃料加工业	2003M1		
	化学原料及化学制品制造业	2002M4		
*	医药制造业	1996M10		
*	化学纤维制造业	1996M10		
*	橡胶制品业	1996M10		
*	塑料制品业	1996M10		
	非金属矿物制品业	2002M4		
*	黑色金属冶炼及压延加工业	1996M10		
*	有色金属冶炼及压延加工业	1996M10		
*	金属制品业	1996M10		
	通用设备制造业	2002M4		
	专用设备制造业	2002M4		
*	交通运输设备制造业	1996M10		
*	电气机械及器材制造业	1996M10		
*	通信设备、计算机及其他电子设备制造业	1996M10		
*	仪器仪表及文化、办公用机械制造业	1996M10		
	工艺品及其他制造业	2002M4		
	废弃资源和废旧材料回收加工业	2003M1		
*	电力、热力的生产和供应业	1996M10		
	燃气生产和供应业	2002M4		
*	水的生产和供应业	1996M10		
	分类 <sup>3</sup>			
*	石油	1999M1	1979	
*	电力	1999M1	1979	
*	煤炭及炼焦	1999M1	1979	
*	冶金	1999M1	1979	
*	化学	1996M10	1979	
*	森林	1999M1	1979	
*	机械	1999M1	1979	
	纺织	1999M1		
*	建筑材料	1999M1	1979	
*	食品	1999M1	1979	
*	缝纫	1999M1	1979	
*	皮革	1999M1	1980	
*	造纸	1999M1	1979	



(续表)

指标(a)	价格指数	月(季)度频率(b)	年度频率(c)	其他
*	文教艺术用品	1999M1	1980	
	其他	1999M1		
	分类 <sup>4</sup>			
	轻工业品	1996M10		
	以农产品为原料	1999M1		
	以非农业产品为原料	1999M1		
	重工业品	1996M10		
	采掘	1999M1		
	原料	1999M1		
	加工	1999M1		
*	原材料、燃料、动力购进价格指数	1997M1	1990	
*	燃料动力	1997M1		
*	黑色金属	1997M1		
*	有色金属	1997M1		
*	化工原料	1997M1		
*	木材及纸浆	1997M1		
*	建筑材料	1997M1		
*	其他工业原材料及半成品类	1997M1		
*	农副产品	1997M1		
*	纺织原料	1997M1		
	农产品集贸市场价格指数(g)			
	籼稻	2001M6		(中等)
	粳稻	2001M6		(中等)
	小麦	2001M6		(中等)
	玉米	2001M6		(中等)
	大豆	2001M6		(中等)
	籼米	2002M1		(中等)
	粳米	2002M1		(中等)
	面粉	2002M1		(标准粉)
	棉花(籽棉)	2002M1		(中准级)
	花生仁	2002M1		(中等)
	油菜籽	2002M1		(普通)
	花生油	2001M6		(普通)
	菜籽油	2001M6		(普通)
	豆油	2001M6		(普通)
	烤烟	2002M1		(中等)
	仔猪	2001M6		(普通)
	猪肉	2001M6		(去骨统肉)
	牛肉	2001M6		(去骨统肉)
	羊肉	2001M6		(去骨统肉)
	鸡蛋	2001M6		(普通鲜蛋)
*	农业生产资料价格指数	1994M1	1985	
*	固定资产投资价格指数	2004Q1	1991	
*	建筑安装工程	2004Q1	1991	
	设备、工器具购置	2004Q1	1991	

(续表)

指标(a)	价格指数	月(季)度频率(b)	年度频率(c)	其他
*	其他费用	2004Q1	1991	
*	GDP 平减指数	1992Q1		
*	GDP 平减指数(第1产业)	1992Q1		
*	GDP 平减指数(第2产业)	1992Q1		
*	GDP 平减指数(第3产业)	1992Q1		
	企业商品价格指数	1999M1		内插分解
	生产资料购进价格总指数	1994M1—2000M12		内插分解

说明:

(a) “\*”符号表示 FAVAR 模型中辅助信息变量  $X_t$  包含该价格指数序列并作对数一阶差分变换。我们假定部门通货膨胀均属于慢变量。

(b) 通常情形下,“月(季)度频率”栏表示该价格指数(同比增长率,上年同期=100)起始年-月份(季度)。

(c) 若该价格指数涉及月(季)度内插分解,我们则于“年度频率”栏汇报相应的年度频率价格指数的起始年份。

(d) 自 2001 年 1 月起,国家统计局调整了居民消费价格统计制度,并正式对外公布环比增长价格变化(上月=100)。我们同时利用环-同比信息推算定基比价格指数。

(e) 自 2003 年 1 月起,国家统计局调整了商品零售价格统计制度,涉及:执行新的产品分类目录,调整和增加了调查规格品,采用新的计算方法并相应地调整其计算权重。我们将调整前后品名类似的价格指数予以衔接。

(f) 不含“五金电料”项。

(g) 农产品集贸市场价格指数正式公布伊始即兼具同-环比增长率信息。此时,“月(季)度频率”栏表示最终的定基比价格指数的起始年-月份。

长期以来,国家统计局一直以同比增长率(上年同期(月)=100)的形式对外正式地公布各类价格指数。实际计算定基比价格指数的过程中,往往设定某一年的 4 个季度(12 个月)为基期 100,连环乘积同比增长率序列,经季节调整程序处理后,得到“季节调整的定基比价格指数”。该处理方式比较敏感地依赖于样本两侧端点的取值状况。然而,当经济序列足够长时,“端点值问题”则显得并不那么重要:在一定程度上,位于中间段的样本观测还是值得信赖的。

实际中,高频价格指数的样本期限较短。因此,对于存在相对应的、起始时间更早的各类低频价格指数,我们采用内插分解方法,得到月(季)度频率估计值,连同对外正式公布的高频价格指数序列(均为同比增长率含义,上年同期(月)=100),推算定基比价格指数。

我们考虑“同比增长率”形式的回归模型,并同时考察了几种常用的内插分解方法,包括:(1) Denton (1971); (2) Chow-Lin (1971,对残差做一阶序列自相关的 Cochrane-Orcutt 调整); (3) Fernandez (1981); (4) Litterman (1983); (5) Silva and Cardoso (2001)。与此同时,我们将尽可能地选取那些与目标变量一致、接近或相关的,较高频率的价格指数,作为内插分解时的辅助指标变量。

在“投资品相对价格、技术冲击与劳动要素投入——基于 RBC 观点的一个比较研究”一文中,我们比较详细地描述了辅助指标变量的选取与内插分解方法的评判标准,以及对固定资产投资价格(分类)指数分解结果的影响。基于该文的认识,涉及其他价格总(分类)指数时,我们均采用 Fernandez (1981) 方法。至于辅助指标变量,受数据可得性限制,在各个样本区间内,我们的选择将略有差别,详见附表 2。

附表 2 内插分解基本状况

价格指数	样本期间			分解方法
	1991Q1—1993Q4	1994Q1—1996Q4	1997Q1—2007Q4	
固定资产投资价格指数	商品零售价格指数	生产资料购进价格总数	企业商品价格指数	3
建筑安装工程	商品零售价格指数	生产资料购进价格总数	企业商品价格指数	2
设备、工器具购置	商品零售价格指数	生产资料购进价格总数	工业品出厂价格指数(生产资料)	3
其他费用	商品零售价格指数	生产资料购进价格总数	工业品出厂价格指数(生活资料)	3
	1983M1—1993M12	1994M1—1996M12	1997M1—2007M12	
工业品出厂价格指数	商品零售价格指数	生产资料购进价格总数		3
生产资料	商品零售价格指数	生产资料购进价格总数		3
分类 1	商品零售价格指数	生产资料购进价格总数	工业品出厂价格指数(生产资料)	3
生活资料	商品零售价格指数	生产资料购进价格总数		3
分类 1	商品零售价格指数	生产资料购进价格总数	工业品出厂价格指数(生活资料)	3
工业品出厂价格指数(分类 3)	商品零售价格指数	生产资料购进价格总数	工业品出厂价格指数	3
商品零售价格分类数	商品零售价格指数	商品零售价格指数	商品零售价格指数	3
农业生产资料价格数	商品零售价格指数	生产资料购进价格总数		3

此外，我们将价格总（分类）指数均除以 2002 年各期的简单算术平均值（即以 2002 年为基期），以使“（对数）相对价格”概念较具直接的可比性，即  $r p_{i,t} = \log(p_{i,t}/P_{i,t})$ ，其中： $p_{i,t}$ 、 $P_{i,t}$  分别表示部门  $i$  与其上一级次 ( $\bar{i}$ ) 定基比价格指数。鉴于国家统计局未曾对外正式地公布农产品集贸市场价格总指数，我们先验地以该分类价格指数的简单算术平均值作为总指数的代理变量。分类价格指数的对数一阶差分则对应于部门通货膨胀率含义，即  $\pi_{i,t} = \log(p_{i,t}/p_{i,t-1})$ 。

#### 4. 辅助信息变量 $X_t$

关于其他辅助信息变量  $X_t$  的说明，参见附表 3。至于那些统计质量较差，或数据预处理过程中可能存有争议之处的经济变量，我们将于后文中予以比较详细的论述。

附表 3 FAVAR 其他辅助信息变量

指标(a)	变量	预处理起始时间(b)	预处理方法(c)
劳动就业			
第一产业年末从业人员数		1992Q1	3
第二产业年末从业人员数		1992Q1	3
第三产业年末从业人员数		1992Q1	2
全部城镇单位从业人员数		1992Q1	3
劳动收入份额		1992Q1	2
产出			
国内生产总值		1992Q1	1
第一产业增加值		1992Q1	1
第二产业增加值		1992Q1	1
第三产业增加值		1992Q1	1
工业企业增加值		1992Q1	1

(续表)

指标(a)	变量	预处理起始时间(b)	预处理方法(c)
	消费		
	消费-产出比	1993Q1	2
	批发零售贸易业商品零售总额	1993Q1	5
	投资		
	投资-产出比	1993Q1	2
	第一产业固定资产投资额	1993Q1	3
	第二产业固定资产投资额	1993Q1	2
	第三产业固定资产投资额	1993Q1	1
	房地产开发投资		
	房地产开发投资总额	1993Q1	2
	住宅房地产开发投资总额	1993Q1	2
	进出口		
	出口额	1992Q1	2
	进口额	1992Q1	2
	货币		
	流通中现金(M0)		4
	货币(M1)		4
	货币和准货币(M2)		4
	外汇		
*	美元加权平均汇率		4
*	港币加权平均汇率		4
*	日元加权平均汇率		4
	股票市场价格指数		
*	上证最高综合指数		4
*	深证最高综合指数		4
	房地产开发景气指数		
*	房地产开发综合景气指数		4
*	房地产开发投资指数		4
	利率		
*	银行间同业拆借加权平均利率	1996Q1	3

说明:

(a) “\*”符号表示该变量为快变量。

(b) 对数一阶差分预处理不涉及起始时间问题。

(c) 预处理方法包括:(1)剔除线性时间趋势;(2)剔除二次项时间趋势;(3)分子样本剔除趋势;(4)对数一阶差分;(5)考虑结构间断并剔除线性时间趋势。

## (1) 真实量

除了总产出与产业层面产出以及工业生产以外,后文所有真实量,均由相应的定基比价格指数平减而得。我们将各类定基比价格指数除以1992年各期的简单算术平均值(即以1992年为基期),以使“真实量”具有一定的可比性。至于产出与工业生产,则分别由“国内生产总值(累计%)”、“第一(二、三)产业增加值增速(累计%)”以及“工业企业增加值增速(当月%)”序列推算得到,参见夏春(2002)。

除名义利率以外,所有变量预处理前均取自然对数。

## (2) 劳动就业

① 以“年末从业人员数”为代理变量

我们按照2006年第一至第三产业从业人员占总就业人口的比例将2007年从业人员数

分摊于各产业之中。此外，我们采用 Boot, Feibes and Lisman (1967) 方法将 1952—2007 年期间各个产业就业人口内插分解为季度额，并限于 1992 年第一季度至 2007 年第四季度区间段。我们以 2003 年第一季度为临界点，将第一、第二产业从业人员分子样本剔除二次项时间趋势；至于第三产业，则在整个样本期间内作类似的退势处理。

② 以“全部城镇单位从业人员数”为代理变量（1992 年第一季度至 2007 年第四季度）

我们以 1998 年第四季度为临界点，之前（后）减去子样本均值（剔除二次项时间趋势）。

劳动收入份额： $LIS = \log\left(\frac{W_t N_t}{P_t Y_t}\right)$ ，其中  $W_t N_t$  以“全部单位从业人员劳动报酬”作为代理变量， $P_t Y_t$  则为名义 GDP。1992 年第一季度至 2007 年第四季度。

1992 年第一季度至 2007 年第四季度区间段内剔除二次项时间趋势。

### (3) GDP

① 实际总（产业）产出或真实 GDP：

1992 年不变价格，1991 年第一季度至 2007 年第四季度。

1992 年第一季度至 2007 年第四季度区间段内剔除线性时间趋势。

② 名义 GDP：1992 年第一季度至 2007 年第四季度。

此次全国经济普查工作结束以后，国家统计局全面修订调整了 1979—2004 年期间 GDP 的统计核算结果。因此，本文实证分析中的 GDP 数据涉及比较大成分的个人调整处理。具体做法为：将年度名义 GDP 与真实 GDP 的调整额（年度真实 GDP 由调整后的“同比增长率”推算得到），按照调整以前名义 GDP、真实 GDP 的季度累计额成比例地分摊于各个季度；三次产业的情形均作类似处理。这一处理方法可能也是最容易引发争议之处，对于最终结论的具体影响，目前仍无从得知。

③ GDP 平减指数：由名义 GDP 除以真实 GDP 推算得到，1992 年第一季度至 2007 年第四季度。

### (4) 工业生产 (IP)

以“工业企业增加值”作为代理变量，1990 年不变价格，1989 年 1 月至 2007 年 12 月。

1992 年第一季度至 2007 年第四季度区间段内剔除二次项时间趋势。

### (5) 消费

以“社会消费品零售总额”作为名义消费额的代理变量，1982 年 1 月至 2007 年 12 月。由商品零售价格指数平减为真实量。

消费-产出比为实际消费除以实际总产出。

1993 年第一季度至 2007 年第四季度区间段内剔除二次项时间趋势。

### (6) 批发零售贸易业商品零售总额

1993 年 1 月至 2007 年 12 月。由商品零售价格指数平减为真实量。1993 年第一季度至 2007 年第四季度区间段内，考虑 2002 年第一季度发生水平跃升 (level shift; Perron, 1989) 结构间断并剔除线性时间趋势。

### (7) 投资

以“固定资产投资完成额”作为名义投资额的代理变量，1991 年第一季度至 2007 年第四季度。

投资-产出比:实际总投资除以实际总产出。

我们选取固定资产投资(设备、工器具购置)价格指数将固定资产投资完成额以及第二、三产业固定资产投资额平减为真实量;至于第一产业,则由“农业生产资料价格指数”加以平减。

在1993年第一季度至2007年第四季度区间段内,我们以2003年第一季度为临界点,对第一产业投资额分子样本剔除线性时间趋势;至于投资-产出比与第二产业投资额,分别剔除二次项时间趋势;第三产业投资则剔除线性时间趋势。

固定资产投资完成额由每年2月份起开始公布,因此,我们将每年2月份的累计完成额平均分摊于1、2月份。自2004年开始,“固定资产投资完成额”的统计口径有所调整。根据公布的2003年新、旧统计口径数额可以推算出一个累计完成额“调整比率”。本文假定,在1992—2002年期间均适用该调整比率,即我们按照一个固定不变的调整比率,增加了以往年份各月的累计完成额,以使新、旧统计口径数据得以衔接。

我们注意到,除1993—1994年以外,其他年份各月第一至第三产业固定资产投资额(累计)相加之和均等于固定资产投资完成额(累计)。因此,我们按照1993—1994年期间各产业固定资产投资额占三个产业投资合计额的比例,将“固定资产投资完成额(累计)”分摊于各产业之中。由于我们无从获得2003年(产业层面)新、旧统计口径投资数额,进而只能以上文所述(总投资)调整比率增加以往年份各月各个产业的累计投资完成额。

房地产开发投资总额:1991年1月至2007年12月

住宅房地产开发投资总额:1991年1月至2007年12月

由固定资产投资(建筑安装工程)价格指数平减为真实量。

1993年第一季度至2007年第四季度区间段内剔除二次项时间趋势。

#### (8) 进出口

出口:1990年1月至2007年12月

进口:1990年1月至2007年12月

名义额

1992年第一季度至2007年第四季度区间段内剔除二次项时间趋势。

#### (9) 货币供应量

货币供应量(M0):1978年1月至2007年12月

货币供应量(M1):1978年1月至2007年12月

货币供应量(M2):1980年1月至2007年12月。1980年1月至1996年1月期间的M2数据来自于宋国青的收集整理。

#### (10) 以下变量均未经季节调整

美元加权平均汇率(人民币/美元):1994年1月至2007年12月

港币加权平均汇率(人民币/港币):1994年1月至2007年12月

日元加权平均汇率(人民币/100日元):1994年1月至2007年12月

上证最高综合指数:1995年1月至2007年12月

深证最高综合指数:1996年1月至2007年12月

由“居民消费价格指数”平减为真实量。

房地产开发综合景气指数:1991年1月至2007年12月

房地产开发投资指数：1991 年 1 月至 2007 年 12 月

名义利率：以“银行间同业拆借加权平均利率（年率%）”为代理变量，除以 400 后转化为季度额。

1996 年第一季度至 2007 年第四季度区间内，以 1999 年第三季度为临界点，之前（后）剔除线性时间趋势（减去子样本均值）。

## 参 考 文 献

- [1] Altissimo, F., B. Mojon, and P. Zaffaroni, “Fast Micro and Slow Macro: Can Aggregation Explain the Persistence of Inflation?” ECB Working Paper Series No. 729, 2007.
- [2] Angeloni, I., A. Kashyap, B. Mojon, and D. Terlizzese, “The Output Composition Puzzle: A Difference in the Monetary Transmission Mechanism in the Euro Area and United States”, *Journal of Money, Credit and Banking*, 2003, 35(6), 1265—1306.
- [3] Balke, N., and M. Wynne, “The Relative Price Effects of Monetary Shocks”, Federal Reserve Bank of Dallas Working Paper 0306, 2003.
- [4] Barth III, M., and V. Ramey, “The Cost Channel of Monetary Transmission”, NBER Working Paper No. 7675, 2000.
- [5] Bernanke, B., and J. Boivin, “Monetary Policy in a Data-Rich Environment”, *Journal of Monetary Economics*, 2003, 50 (3), 525—546.
- [6] Bernanke, B., J. Boivin, and P. Eliasziw, “Measuring the Effects of Monetary Policy: A Factor-Augmented Vector Autoregressive (FAVAR) Approach”, NBER Working Paper No. 10220, 2004.
- [7] Bernanke, B., and I. Mihov, “Measuring Monetary Policy”, *Quarterly Journal of Economics*, 1998, 113(3), 869—902.
- [8] Bilal, M., and P. Klenow, “Some Evidence on the Importance of Sticky Prices”, NBER Working Paper No. 9069, 2002.
- [9] Bilal, M., P. Klenow, and O. Kryvtsov, “Sticky Prices and Monetary Policy Shocks”, *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, 2003, 27(1), 2—9.
- [10] Boivin, J., M. Giannoni, and I. Mihov, “Sticky Prices and Monetary Policy: Evidence from Disaggregated U. S. Data”, NBER Working Paper No. 12824, 2007.
- [11] Chari, V., L. Christiano, and M. Eichenbaum, “Inside Money, Outside Money, and Short-Term Interest Rates”, *Journal of Money, Credit and Banking*, 1995, 27(4), 1354—1386.
- [12] Christiano, L., and M. Eichenbaum, “Liquidity Effects and the Monetary Transmission Mechanism”, *American Economic Review*, 1992, 82(2), 346—353.
- [13] Christiano, L., M. Eichenbaum, and C. Evans, “The Effects of Monetary Policy Shocks: Evidence from the Flow of Funds”, *Review of Economics and Statistics*, 1996, 78(1), 16—34.
- [14] Christiano, L., M. Eichenbaum, and C. Evans, “Sticky Price and Limited Participation Models of Money: A Comparison”, *European Economic Review*, 1997, 41(6), 1201—1249.
- [15] Christiano, L., M. Eichenbaum, and C. Evans, “Monetary Policy Shocks: What Have We Learned and to What End?” NBER Working Paper No. 6400, 1998.
- [16] Cimadomo, J., “The Effects of Systematic Monetary Policy on Sectors: A Factor Model Approach”, Mimeo, ECARES—Universite Libre de Bruxelles, 2007.
- [17] 戴金平、金永军、陈柳钦, “货币政策的产业效应分析——基于中国货币政策的实证研究”, 《上海财经大学学报》, 第 7 卷第 4 期, 2005 年 8 月, 第 8—15 页。

- [18] Davis, S., and J. Haltiwanger, "Sectoral Job Creation and Destruction Response to Oil Price Changes", *Journal of Monetary Economics*, 2001, 48(3), 465—512.
- [19] Dedola, L., and F. Lippi, "The Monetary Transmission Mechanism: Evidence from the Industries of Five OECD Countries", CEPR Discussion Papers 2508, 2000.
- [20] Forni, M., D. Giannone, M. Lippi, and L. Reichlin, "Opening the Black Box: Structural Factor Models with Large Cross-Sections", ECB Working Paper Series No. 712, 2007.
- [21] Fuhrer, J., and G. Tootell, "Eyes on the Prize: How Did the Fed Respond to the Stock Market?" *Journal of Monetary Economics*, 2008, 55(4), 796—805.
- [22] Ganley, J., and C. Salmon, "The Industrial Impact of Monetary Policy Shocks: Some Stylised Facts", Bank of England Working Paper No. 68, 1997.
- [23] Georgopoulos, G., and W. Hejazi, "Financial Structure and the Heterogeneous Impact of Monetary Policy across Industries", *Journal of Economics and Business*, 2009, 61(1), 1—33.
- [24] Gertler, M., and S. Gilchrist, "Monetary Policy, Business Cycles, and the Behavior of Small Manufacturing Firms", *Quarterly Journal of Economics*, 1994, 109(2), 309—340.
- [25] Giordani, P., "An Alternative Explanation of the Price Puzzle", *Journal of Monetary Economics*, 2004, 51(6), 1271—1296.
- [26] 顾标、周纪恩, "真实汇率与真实利率差异——基于人民币真实汇率的实证研究", 《经济学(季刊)》, 2007年第7卷第1期, 第283—296页。
- [27] 顾标、周纪恩, "企业的定价行为及其宏观经济含义——由RBC走向新凯恩斯主义", 工作论文, 2008年。
- [28] Hayo, B., and B. Uhlenbrock, "Industry Effects of Monetary Policy in Germany", ZEI Working Paper B14, 1999.
- [29] Henzel, S., O. Hulsewig, E. Mayer, and T. Wollmershauser, "The Price Puzzle Revisited: Can the Cost Channel Explain a Rise in Inflation after a Monetary Policy Shock?" CESifo Working Paper Series No. 2039, 2007.
- [30] Leeper, E., C. Sims, and T. Zha, "What Does Monetary Policy Do?" *Brookings Paper on Economic Activity*, 1996, 2, 1—78.
- [31] Lin, M., "Measuring the Effect of Money: Test, Estimation and Identification", Working Paper, Department of Economics, National University of Singapore, 2003.
- [32] Mumtaz, H., P. Zabczyk, and C. Ellis, "What Lies Beneath: What Can Disaggregated Data Tell Us about the Behaviour of Prices?" Bank of England Working Paper No. 364, 2009.
- [33] Peersman, G., and F. Smets, "Are the Effects of Monetary Policy in the Euro Area Greater in Recessions than in Booms?" ECB Working Paper Series No. 52, 2001.
- [34] Peersman, G., and F. Smets, "The Industry Effects of Monetary Policy in the Euro Area", *Economic Journal*, 2005, 115(503), 319—342.
- [35] Perron, P., "The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis", *Econometrica*, 1989, 57(6), 1361—1401.
- [36] Rabanal, P., "Does Inflation Increase after a Monetary Policy Tightening? Answers Based on an Estimated DSGE Model", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 2007, 31(3), 906—937.
- [37] Rudebusch, G., "Do Measures of Monetary Policy in a VAR Make Sense?" *International Economic Review*, 1998, 39(4), 907—931.
- [38] Sims, C., "Interpreting the Macroeconomic Time Series Facts: the Effects of Monetary Policy", Cowles Foundation Discussion Papers No. 1011, Yale University, 1991.



- [39] Stock, J. , and M. Watson, “Forecasting Inflation”, *Journal of Monetary Economics*, 1999, 44 (2), 293—335.
- [40] Stock, J. , and M. Watson, “Macroeconomic Forecasting Using Diffusion Indexes”, *Journal of Business and Economic Statistics*, 2002, 20(2), 147—162.
- [41] 闫红波、王国林,“我国货币政策产业效应的非对称性研究——来自制造业的实证”,《数量经济技术经济研究》,2008 年第 5 期,第 17—29 页。
- [42] Yun, T. , “Optimal Monetary Policy with Relative Price Distortions”, *American Economic Review*, 2005, 95(1), 89—109.
- [43] Zha, T. , “Identifying Monetary Policy: A Primer”, *Federal Reserve Bank of Atlanta Economic Review*, 1997, Second Quarter, 26—43.

## 数据附录

- [1] Chow, Gregory C. & Lin, An-loh, “Best Linear Unbiased Interpolation, Distribution, and Extrapolation of Time Series by related Series”, *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 53, No. 4. (Nov. , 1971), pp. 372—375.
- [2] Denton, Frank T. , “Adjustment of Monthly or Quarterly Series to Annual Totals; An Approach Based on Quadratic Minimization”, *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 66, No. 333. (Mar. , 1971), pp. 99—102.
- [3] Fernandez, Roque B. , “A Methodological Note on the Estimation of Time Series”, *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 63, No. 3. (Aug. , 1981), pp. 471—476.
- [4] Litterman, R. B. , “A Random Walk, Markov Model for the Distribution of Time Series”, *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol. 1, No. 2, pp. 169—173.
- [5] Silva, J. M. C. Santos & Cardoso, F. N. , “The Chow-Lin Method Using Dynamic Models”, *Economic Modelling* 18 (2001), pp. 269—280.
- [6] 夏春,“实际经济时间序列的计算、季节调整及相关经济含义”,《经济研究》,2002 年第 3 期,第 36—43 页。

# Should the Central Bank Concern the Movements of Relative Prices ?

BIAO GU

(Shanghai University)

JI'EN ZHOU

(Fudan University)

**Abstract** In this paper, we document the characteristics of cross-sectional distribution of sectoral relative prices and price changes, including sectoral heterogeneities and time-var-

ying properties. It is found that the relative price effects of monetary policy are quite substantial; thus, sectoral heterogeneities in the short-run responses of the individual components of overall price index to “identified” monetary policy shocks should be taken seriously. Furthermore, if the central bank incorporates richer information sets into its consideration, the quality of monetary policy can be improved substantially, and the empirical understanding of the dynamic effects of monetary policy might be somewhat revised. Therefore, we conclude that central banks DO NEED to concern the movements of relative prices !

**JEL Classification** E3, E4, E5