

流动性冲击的行业价格传导效应

刘元生¹ 杨盼盼² 王有贵³

(1. 西南财经大学 财政税务学院, 四川 成都 611130;

2. 中国社会科学院 世界政治与经济研究所, 北京 100732;

3. 北京师范大学 系统科学学院, 北京 100875)

摘要:厘清行业价格指数对流动性冲击的反应模式对货币政策传导机制研究具有重要意义。利用中国 FAVAR 模型分析流动性冲击对不同行业价格变动的的影响,发现用信贷规模衡量宏观流动性比用货币量 M2 更具有优势,对经济变化的解释能力更强,尤其在讨论价格变化时,信贷的影响更大。还发现流动性冲击对 CPI 的影响比 PPI 更为显著,而且 PPI 的数据显示流动性冲击是沿着产业链的下游往上游传导,其强度依次减弱。这种位于产业链不同位置的行业价格指数对流动性冲击的反应模式可能是 CPI 对 PPI 价格倒逼机制的内在原因。中央银行应该动态地监控产业链上不同行业之间的价格变化趋势,加强货币政策的前瞻性,以便进行有效的流动性管理。

关键词: FAVAR; 价格传导; 流动性冲击; 货币政策; 产业链

中图分类号: F822.2 文献标识码: A 文章编号: 1671-9301(2016)03-0071-11

一、引言

在现实经济中,排除一些极端的恶性通货膨胀,商品价格上涨并不是同步的,而是存在相对价格变化:当出现物价上涨时,往往是某些行业或产品的价格率先上涨,或涨幅大于其他的行业或产品。一些研究倾向于将价格的相对变化归结为某些经济的“结构性”变化,例如一个行业遭遇的需求上升或供给下降的冲击,或是产业间结构的趋势性变化,将带来价格的“结构性上涨”^[1]。

然而通货膨胀是一种货币现象,将观察到的价格“结构性上涨”仅仅归因为结构性变化并不充分。中央银行是负责宏观经济总量平衡的货币当局,其实施的货币政策影响着宏观经济的流动性水平,流动性则可能造成通货膨胀。如果正的流动性冲击对不同行业的产品价格具有不同的作用强度和传导途径,使得它们表现出不一致的上升过程,那么即使经济体内没有发生实际的结构变化,价格也能呈现出类似“结构性上涨”的特征。由于这一上涨是流动性变化引起的,就不应当采用调控“结构性上涨”的政策予以调节。因此,本文尝试回答:流动性冲击是否具有明显的相对价格效应,不同行业是否有不同的响应时间和幅度?如果有,那么不同产业的相对价格变化是否有一定的传导机制和规律可循?对这些问题的解析具有深刻的政策含义。鉴于在相当长一段时期内我国货币政策的主要目标在于控制流动性,如果通货膨胀中的相对价格变化确实与流动性冲击相关,那么我们就

收稿日期:2016-01-13;修回日期:2016-04-20

作者简介:刘元生(1979—),男,江西吉安人,西南财经大学财政税务学院讲师,理学博士,研究方向为货币政策与税收学;杨盼盼(1986—),女,江西南昌人,中国社会科学院世界政治与经济研究所全球宏观经济研究室助理研究员,经济学博士,研究方向为货币与国际贸易;王有贵(1966—),男,吉林洮南人,北京师范大学系统科学学院教授,博士生导师,研究方向为债务经济学、复杂经济学。

基金项目:国家自然科学基金青年项目(71503263);中央高校基本科研业务费专项资金项目(2015KJJC06)

能通过观察商品的价格变化模式,揭示流动性冲击的传导途径、传播范围、影响程度,从而为货币政策的制定提供参考。

流动性冲击是通货膨胀的重要原因。赵进文和黄彦^[2]的研究表明,在1993年至2005年间,中国的货币政策反馈规则存在显著的非线性特征,使得中国具有明显的通货膨胀倾向。田涛^[3]运用MS-VAR模型并采用2001年1月到2011年12月的数据对我国通胀的影响因素进行了分析,发现货币供应量变动对通胀水平影响最大。黄益平等^[4]研究了我国通货膨胀的决定因素,其结果表明流动性冲击和产出缺口是影响通胀的重要因素,管理流动性的措施仍然是控制通胀的主要手段。

流动性的度量有多种指标。张明^[5]和彭兴韵^[6]介绍了货币差额法、货币与GDP之比、金融资产的到期日曲线等方法。中国人民银行货币政策分析小组^[7]指出中央银行流动性管理所涉及的流动性主要指范围较窄的宏观流动性,通常特指银行体系的流动性,中央银行通过调节银行体系的流动性来调控货币信贷总量。吴培新^[8]比较了M2、信贷规模作为核心金融指标的适用性,认为在作货币政策分析时,应同时关注M2和信贷规模。王国刚^[9]对2001—2010年间中国货币政策的操作工具进行了系统分析,发现相对于其他的货币政策手段,调控新增贷款规模的有效性最高。因此本文同时选取信贷规模与M2作为衡量宏观流动性的指标,并且在FAVAR(Factor-Augmented Vector Autoregressive,要素增强型向量自回归)模型框架下对二者的有效性进行比较,结果显示信贷规模是更为有效的衡量宏观流动性的指标,尤其是其对一系列价格指数的影响比M2更强。

在明确流动性冲击对通货膨胀的作用后,货币政策对不同行业商品价格的结构性影响以及传导路径成为学界研究的热点。顾标和周纪恩^[10]从“产品-部门”与“时间”维度详细考察了相对价格与通货膨胀的部门分布状况,分析了各部门价格对货币政策的冲击响应。李斌^[11]从理论上探讨了流动性过剩(不足)与结构性通胀(通缩)的关系,由于供给弹性的不同,各类商品和资产的价格上涨不可能同步,货币政策框架应当关注更广泛意义上的整体物价变动。王少平等^[12]将我国CPI的8个大类分解为宏观成分与特质成分,并根据宏观因子组成的VAR模型识别货币政策冲击的动态效应。他们发现宏观冲击和特质冲击都是CPI大类的重要波动源,而且货币政策冲击的动态效应显示,货币政策冲击对各大类的传导存在一定的规律性。

但是之前的研究存在两方面的问题。一方面是政策变量的选择问题。现有的研究主要选择利率作为货币政策的代理变量,如顾标和周纪恩^[10]使用银行间同业拆借加权平均利率,王少平等^[12]选择银行间隔夜拆借利率,但中国的利率市场化改革尚未完成,并无一个一致的基准利率能用来衡量中国的利率水平,利率可能并不是研究中国中长期货币政策的最佳代理变量。另一方面是之前研究所包含的价格数据层次和项目都较少,无法看出流动性影响价格的具体传导模式。我们除了CPI分项指标外还使用了四个层面的PPI数据,即加总的PPI指数、生产资料和生活资料、7个PPI分项指数,以及35个行业细分价格指数,因此得以全方位地展示流动性冲击的传导模式。

本文采用中国2000—2011年的110个月度经济数据,包括重要的宏观经济指标和PPI、CPI分项数据,在对这些数据进行细致处理后建立了FAVAR模型,确定模型的最佳因子个数,然后比较货币量和信贷规模这两个不同的衡量流动性的指标,再分析流动性冲击对不同部门价格变动的影响。我们发现价格数据对信贷规模的变动更为敏感,同时流动性冲击对行业价格的影响由产业链的下游向上游传导,其强度依次减弱。本文接下来的安排如下:第二部分的FAVAR模型介绍和数据说明,着重说明政策变量的选取和模型的识别。第三部分说明选择信贷作为流动性指标的理由。第四部分研究流动性冲击对CPI和PPI价格数据的影响。第五部分是结论。

二、FAVAR模型与数据

FAVAR模型是由Stock and Watson^[13]、Bernanke and Boivin^[14]、Bernanke *et al.*^[15]、Stock and Watson^[16]、Boivin and Giannoni^[17]等的研究文献发展起来的计量分析框架,其优势在于能够将大量的

经济指标置于同一框架内进行计量分析,克服了 VAR 模型信息利用不足的缺点。近几年国内学者也开始使用 FAVAR 模型分析中国经济问题^[18-24]。使用 FAVAR 模型的关键在于数据的收集与处理、政策变量的选取,以及政策冲击的识别。

(一) 数据处理

我们选取了中国 2000 年 1 月至 2011 年 12 月的 12 个大类 110 个经济指标,包括工业增加值、消费、房地产、库存、资本与股票市场、汇率、利率与准备金率、货币与贷款、贸易、投资、财政、价格指数,它们均为月度数据,来源于 CEIC 中国数据库(限于篇幅,指标详细情况从略)。价格指数数据中,CPI 分为两个层次,即总体 CPI 和 7 个分项指数;PPI 分为 4 个层次,分别是总体 PPI、生产资料和生活资料两大类、7 个分项指数以及 35 个行业细项指数。

由于数据统计口径多样,我们按如下步骤处理数据:1. 月度累计数据处理成月度数据(如房地产和投资数据);2. 部分指标缺少 1 月份的数据,我们用 2 月份累计数据的简单平均值进行插值(如房地产数据);3. CPI、PPI 为同比数据,我们将其变为环比数据;4. 工业增加值、房地产投资、固定资产投资等名义量使用 CPI 或 PPI 指数进行平减;5. 有明显季度因素的数据采用人民银行季度调整软件进行季度调整,同时去除春节因素;6. 对利率和存款准备金率做差分处理,对其他数据做对数差分,使之平稳;7. 对所有数据做标准化处理,即平稳后的每项指标都除以自身的标准差。这样,得到的数据满足了建立 FAVAR 模型的条件。

根据 FAVAR 模型的设定,我们假设数据满足下式:

$$X_t = \Lambda' F_t + \Lambda^y Y_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

其中 X_t 是所有用到的经济指标时间序列数据的集合,为 $N \times T$ 向量,在此 $N = 110$ 、 $T = 143$ 。 Y_t 是可观测的经济变量,代表了模型中的政策变量。 F_t 是从经济指标集合 X_t 中提取出来的不可观测的因子,有 K 项。确定因子数目是 FAVAR 模型分析的重要步骤,不同的因子个数会使模型的解释程度差别很大,后文详细介绍了选择因子数目的依据。 Λ' 表示不可观测因子 F_t 对 X_t 的因子载荷矩阵, Λ^y 表示政策变量 Y_t 对 X_t 的因子载荷矩阵。 ε_t 为残差项。方程(1)表明 F_t 和 Y_t 是经济系统的决定因素,假定 Y_t 已知,那么问题的关键是从 X_t 不能被 Y_t 解释的部分中估计出不可观测因子 F_t 。

估计出不可观测因子 F_t 后,政策变量 Y_t 和 F_t 可组成一个 VAR 模型:

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

其中: $\Phi(L)$ 为 d 阶滞后多项式, v_t 是随机误差项,均值为 0,协方差矩阵为 Q ,我们使用 AIC 准则确定方程(1)的滞后阶数为 2。估计出 $\Phi(L)$ 后,即可对 X_t 中关注的变量作脉冲响应、方差分解和拟合优度分析。

(二) 政策变量的选取

政策变量 Y_t 的选择对 FAVAR 模型非常重要。一般要求政策变量必须是可观测的较为独立的政策冲击或外部冲击。Bernanke *et al.*^[15] 将联邦基准利率作为货币政策变量,因为它是美联储重要的经济调控手段,并且利率是美国主要的货币政策传导渠道之一。除范从来等^[21] 使用短期和中长期贷款作为政策变量,国内与货币政策相关的 FAVAR 文献一般将各种形式的利率设为政策变量,如顾标和周纪恩^[10] 使用银行间同业拆借加权平均利率、王少平等^[22] 选择银行间隔夜拆借利率、沈悦等^[19] 使用三年期贷款基准利率作为政策变量。

人民银行有多种货币政策工具,如利率、准备金率、公开市场操作、窗口指导等,但是这些手段的效果可能会互相抵消或者增强,单独一个政策工具不见得代表了人民银行的货币政策。由于中国的利率市场化尚未实现,货币政策的传导并非由利率渠道完成,顾标和周纪恩^[10] 也认为“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”。我们使用利率作为政策变量时

也发现,很多宏观变量对利率的冲击响应并不显著。由于人民银行货币政策主要的调控目标是货币和信贷的数量,货币和信贷也能够代表整个经济宏观层面的流动性水平,因此本文使用货币和信贷量作为政策变量,并且通过对这两者进行比较,最后确定信贷规模是更优的政策变量。

(三) 政策冲击的识别

Bernanke *et al.* [15]介绍了两种估计方法识别货币政策冲击,一种是两步主成分分析法,另一种是吉布斯采样法。他们研究的结果表明前者稍优于后者,而且前者运算速度更快。我们尝试了两种方法,发现对中国的数据而言,两步主成分法更稳健,而吉布斯采样法使用不同的因子数目其结果变化比较大。因此本文使用两步主成分方法估计 FAVAR 模型。

两步主成分方法中,第一步用主成分法在信息集 X_t 中提取 $k+1$ 个主成分,将之表示为 $\hat{C}(F_t, Y_t)$,其中也包含了 Y_t 的成分,我们需要将 F_t 和 Y_t 的影响识别出来。第二步从 $\hat{C}(F_t, Y_t)$ 中估计出不可观测因子 \hat{F}_t 。由于我们将 Y_t 设定为 M2 或信贷规模,由此将 X_t 变量分为两类:一类是对 Y_t 快速调整 (fast-moving) 的变量,一类是缓慢调整 (slow-moving) 的变量 X_t^* 。从 X_t^* 中可提取出 K 个主成分 $\hat{C}^*(F_t)$, 然后进行回归:

$$\hat{C}(F_t, Y_t) = b_c \hat{C}^*(F_t) + b_y Y_t + e_t \quad (3)$$

从而 \hat{F}_t 可由 $\hat{C}(F_t, Y_t) - \hat{b}_y Y_t$ 得出。接下来可对方程 (2) 作普通的 VAR 模型估计,结合方程 (1) 得到我们关注的变量的脉冲响应和方差分解函数。

本文的政策变量是信贷规模或 M2,因此我们设置的快速调整变量有两类,一类是与货币信贷量有关的经济指标,即 M0、M1、M2 和 M2 中的储蓄存款、定期存款和其他存款,还有贷款总额、短期和中长期贷款;另一类是资本市场指数,包括上海证券交易所和深圳证券交易所的综合指数、A 股和 B 股指数。两类变量的数目共有 15 个。当我们将信贷规模设为政策变量时,其他 14 个变量就是快速调整变量,同理对 M2 也是如此。

三、流动性指标的比较

在比较流动性指标的有效性之前,先要确定 FAVAR 模型中因子的个数,因为因子数目的增加虽然可以提高模型的解释能力,但同时大量减少自由度,使得模型估计结果不可靠。因此并不是因子数目越多越好。我们采用 Bernanke *et al.* [15] 建议的敏感性分析方法,通过观察不同因子数目下拟合优度的大小,来确定因子的数目。

表 1 列出了 21 个重要经济指标在 3 个、5 个和 7 个不可观测因子的情形下拟合优度的结果。拟合优度表示所有不可观测因子加上政策变量对经济指标的解释程度。将信贷作为政策变量,因子从 3 个到 5 个时,工业增加值的拟合优度从 0.272 提高到 0.549,消费品零售从 0.407 提高到 0.492, CPI 从 0.366 提高到 0.497,拟合优度提高的幅度较大;当因子从 5 个增加到 7 个时,工业增加值、消费品零售和 CPI 的拟合优度分别为 0.57、0.5 和 0.524,可见因子数从 5 个增加到 7 个时,解释力度增加的程度较小。所有其他变量的拟合优度结果也和上述三个变量相似。而且因子数目的变化不会改变方差分解和冲击响应的定性结果。方差分解表示因素对变量波动率的贡献程度,从表 1 的结果可以看出,不可观测因子数目的变动基本不影响其相对大小。将 M2 设为政策变量时,结果和信贷相似。冲击响应的图形也和方差分解相似,因子数目不同时冲击响应的走向和幅度并没有本质的变化。综合以上结果,我们确定本文 FAVAR 模型中最优的不可观测因子数为 5 个。

在讨论流动性的价格传导效应之前,必须先先在 FAVAR 模型中比较信贷规模与 M2 对各类经济指标影响力度的差异,为最终流动性指标的选取提供依据。我们将 M2 和信贷量分别作为政策变量估计 FAVAR 模型,通过拟合优度、方差分解和冲击响应观察两个流动性指标影响经济效果的强弱。表 1 涵盖了两个流动性指标对 21 个总体经济指标的影响,这些指标中既有实体经济的一些重要数据(包括消

表1 重要经济指标对信贷规模和货币量 M2 的方差分解和拟合优度

	3 个因子				5 个因子				7 个因子			
	拟合优度		方差分解		拟合优度		方差分解		拟合优度		方差分解	
	信贷	M2										
工业增加值	0.272	0.266	0.990	0.344	0.549	0.541	2.565	0.599	0.570	0.582	2.077	0.802
工业增加值: 重工业	0.287	0.284	0.784	0.379	0.514	0.509	2.150	0.621	0.524	0.533	1.795	0.775
工业增加值: 轻工业	0.289	0.278	1.382	0.343	0.571	0.558	3.227	0.701	0.601	0.612	2.551	0.977
消费品零售	0.407	0.402	1.020	0.561	0.492	0.484	0.754	1.533	0.500	0.485	0.894	1.580
商品零售: 食品类	0.062	0.064	0.089	0.482	0.074	0.076	0.097	0.312	0.090	0.096	0.180	0.188
商品零售: 建筑类	0.052	0.008	3.504	0.009	0.065	0.016	2.820	0.007	0.156	0.079	2.803	0.092
商品零售: 汽车类	0.155	0.156	0.944	0.803	0.256	0.258	1.686	1.077	0.310	0.281	1.984	0.941
居民消费价格指数	0.366	0.359	1.332	0.299	0.497	0.494	1.024	0.281	0.524	0.524	0.552	0.235
生产者价格指数	0.372	0.370	0.483	0.257	0.379	0.376	0.428	0.321	0.399	0.409	0.293	0.386
PPI 生产资料	0.803	0.799	0.739	0.377	0.865	0.864	0.521	0.287	0.918	0.920	0.339	0.175
PPI 生活资料	0.662	0.638	3.034	0.436	0.806	0.795	2.795	0.145	0.830	0.832	1.252	0.212
商品房销售额	0.079	0.078	0.288	0.063	0.093	0.093	0.273	0.124	0.131	0.134	0.155	0.109
房地产开发投资	0.674	0.672	0.569	0.696	0.854	0.852	0.330	2.261	0.858	0.856	0.410	2.406
产品库存	0.113	0.112	0.769	0.802	0.140	0.136	0.700	0.577	0.147	0.144	0.623	0.825
出口: 一般贸易	0.181	0.182	0.131	0.193	0.410	0.413	1.762	0.436	0.438	0.440	1.662	0.598
进口: 一般贸易	0.329	0.339	0.897	1.049	0.559	0.569	2.195	1.297	0.589	0.598	2.092	1.265
固定资产投资	0.765	0.769	0.536	0.839	0.904	0.907	0.467	2.571	0.917	0.918	0.786	3.300
财政收入	0.344	0.359	0.272	2.197	0.388	0.402	0.363	2.608	0.389	0.403	0.327	2.629
财政支出	0.177	0.177	0.123	0.155	0.385	0.385	1.726	0.365	0.453	0.448	1.407	0.464
上证综指	0.568	0.587	0.935	0.480	0.775	0.775	1.095	1.037	0.848	0.836	0.581	0.779
深证综指	0.525	0.545	1.351	0.519	0.782	0.785	1.542	1.150	0.859	0.849	0.858	0.868

注: 方差分解是指政策变量对经济指标波动的贡献比率, 这里显示的是第 24 期的值, 其单位是百分比, 比如值若为 1, 则代表 1%。拟合优度表示几个因子加上政策变量对经济指标的解释程度, 例如当因子数取 3 时, 第一行中 M2 对应的值为 0.266, 意味着包含 M2 在内的 4 个解释变量对工业增加值的拟合优度是 0.266。

费、投资、进出口, 以及 PPI、CPI 等价格指数), 也有上证综指和深证综指等金融市场数据。表 2、表 3 和表 4 分别显示了流动性冲击对 PPI 分项数据、PPI 行业细分数据和 CPI 分项数据的影响。

以上各表显示, 不可观测因子为 5 个时, 21 个宏观经济指标中, 信贷的拟合优度大于 M2 的拟合优度的指标个数与 M2 的拟合优度大于信贷的拟合优度的指标个数的比值是 11:6, 信贷方差分解值大于 M2 的方差分解值的指标个数与 M2 的方差分解值大于信贷的方差分解值的指标个数的比值是 16:5。7 个 PPI 分项数据中相应的比值分别为 3:1 和 7:0; 35 个 PPI 行业细分数据中相应的比值为 24:8 和 25:10; 7 个 CPI 分项数据中相应的比值为 5:2 和 6:1。所以从拟合优度和方差分解的角度来看, 信贷规模作为流动性的指标都显著地优于 M2。

再看冲击响应的结果。图 1 显示 9 个重要的宏观经济变量对以信贷和 M2 为代表的流动性的冲击响应。冲击的大小是一个标准差, 图形纵坐标的单位也是标准差, 因为变量基本都做了对数差分, 冲击响应的值代表了增长率的变动。可看出 9 个变量中, 工业增加值(包括重工业和轻工业)、消费品零售、上证综指以及生产者价格指数和生产者价格指数中的生产资料部分对两个流动性指标的冲击响应图形总体趋势较一致, 而且方向都与以往的研究比较一致。比如工业增加值, 其前 3 个月的冲击响应是正向的, 表示流动性冲击能刺激经济增长。但

表2 PPI 分项数据的方差分解和拟合优度

	拟合优度		方差分解	
	信贷	M2	信贷	M2
采掘工业	0.619	0.619	0.389	0.316
原材料工业	0.788	0.788	0.440	0.243
加工工业	0.843	0.844	0.700	0.391
食品类	0.516	0.514	0.888	0.256
衣着类	0.503	0.502	2.665	0.088
一般日用品	0.456	0.447	0.998	0.594
耐用消费品	0.396	0.405	2.844	1.397

是居民消费价格指数和生产者价格指数中的生活资料部分对信贷规模和 M2 的冲击响应有较大不同,信贷规模作为流动性指标时,冲击响应要显著得多。实际上,大部分价格分项和细分数据对信贷冲击都有更强的反应。

本文的结果也能够更好地解读“价格难题”现象。“价格难题”指在传统的 VAR 文献中发现的紧缩性货币政策导致商品价格上涨的现象^①。Sims^[25] 提出一个可能的解释,即价格难题的出现是由于 VAR 模型未能包含足够的信息。Bernanke *et al.*^[15] 用 FAVAR 模型验证了 Sims^[25] 的解释,他们使用大量数据提取主成分进行 VAR 估计后,“价格之谜”现象在很大程度上消失。顾标和周纪恩^[10] 则发现,中国利率上涨将不同程度地推动生产与消费价格上涨,利用中国的数据建立 FAVAR 模型得到的结果与 Bernanke *et al.*^[15] 的结果不同,但不是很显著。如果我们使用信贷规模作为反映货币政策取向的指标,从图 1 可以看出,宽松的货币政策冲击不会使 CPI 和 PPI 的生活资料价格指数增长率下降,但在流动性冲击出现的初始阶段,会使得 PPI 和 PPI 的生产资料价格指数降低。因此面对流动性冲击,与消费者直接相关的 CPI 和生活资料 PPI 不存在价格难题现象,而生产资料的价格却会在前期下降,随后开始上升,长时间内的总体效果是价格上升。

从上述比较可知,用信贷规模衡量流动性比用 M2 更具优势,对经济变化的解释能力更强,尤其是讨论价格变化时,信贷的冲击效果更为明显。因此后文对冲击响应的分析将只使用信贷作为政策变量。而且从宏观价格指数对冲击的响应结果来看,我们发现流动性冲击对消费者价格指数和生产者价格中的生活资料部分的影响都是正向的,但对生产者价格指数中的生产资料部分以及对生产者价格指数的增长率的影响在前期是负向的,随后才是正向的。因此流动性冲击在某种程度上呈现出较为清晰的价格传导模式。

四、价格传导模式分析

在本部分,我们首先依次比较 PPI 与 CPI 的加总数据、PPI 中生产资料和生活资料部分,以及 PPI

表 3 PPI 行业数据方差分解和拟合优度

	拟合优度		方差分解	
	信贷	M2	信贷	M2
煤炭开采和洗选业	0.367	0.360	0.263	0.405
石油和天然气开采业	0.517	0.517	0.313	0.233
黑色金属矿采选业	0.460	0.458	0.513	0.444
有色金属矿采选业	0.536	0.527	1.065	0.198
非金属矿采选业	0.546	0.524	1.241	0.396
食品制造业	0.621	0.616	1.210	0.332
饮料制造业	0.378	0.375	0.595	0.048
烟草制品业	0.271	0.264	0.545	0.646
纺织业	0.421	0.415	1.320	0.329
纺织服装、鞋、帽制造业	0.521	0.515	2.159	0.188
皮革等制品业	0.319	0.311	1.526	0.549
木材加工等制品业	0.426	0.432	0.904	0.799
家具制造业	0.320	0.301	1.928	0.180
造纸及纸制品业	0.650	0.621	3.508	0.869
印刷业和记录媒介的复制	0.144	0.129	0.614	0.829
文教体育用品制造业	0.085	0.092	0.281	0.648
石油加工等加工业	0.379	0.376	0.558	0.198
化学原料及制品制造业	0.761	0.760	0.605	0.314
医药制造业	0.179	0.196	0.870	2.356
化学纤维制造业	0.522	0.521	0.364	0.125
橡胶制品业	0.293	0.292	0.597	0.382
塑料制品业	0.519	0.506	1.150	0.574
非金属矿物制品业	0.464	0.456	1.098	0.206
黑色金属加工业	0.612	0.609	0.582	0.158
有色金属加工业	0.588	0.604	0.260	2.262
金属制品业	0.577	0.577	0.538	0.224
通用设备制造业	0.490	0.489	0.528	0.248
专用设备制造业	0.311	0.312	0.536	0.144
交通运输设备制造业	0.313	0.290	2.878	1.533
电气机械及器材制造业	0.505	0.506	0.288	0.448
通信等电子设备制造业	0.277	0.298	0.736	1.304
仪器仪表等机械制造业	0.304	0.297	0.671	0.176
电力热力生产和供应业	0.041	0.040	0.199	0.021
燃气生产和供应业	0.233	0.274	1.964	4.835
水的生产和供应业	0.252	0.252	0.439	0.892

表 4 CPI 分项数据的方差分解和拟合优度

	方差分解		拟合优度	
	信贷	M2	信贷	M2
食品	0.365	0.361	1.230	0.322
衣着	0.212	0.222	0.177	1.083
家庭设备用品及维修服务	0.556	0.551	1.004	0.373
医疗保健和个人用品	0.219	0.202	1.816	0.132
交通和通信	0.250	0.254	0.429	0.396
娱乐教育文化用品及服务	0.034	0.033	0.260	0.080
居住	0.701	0.691	0.869	0.341

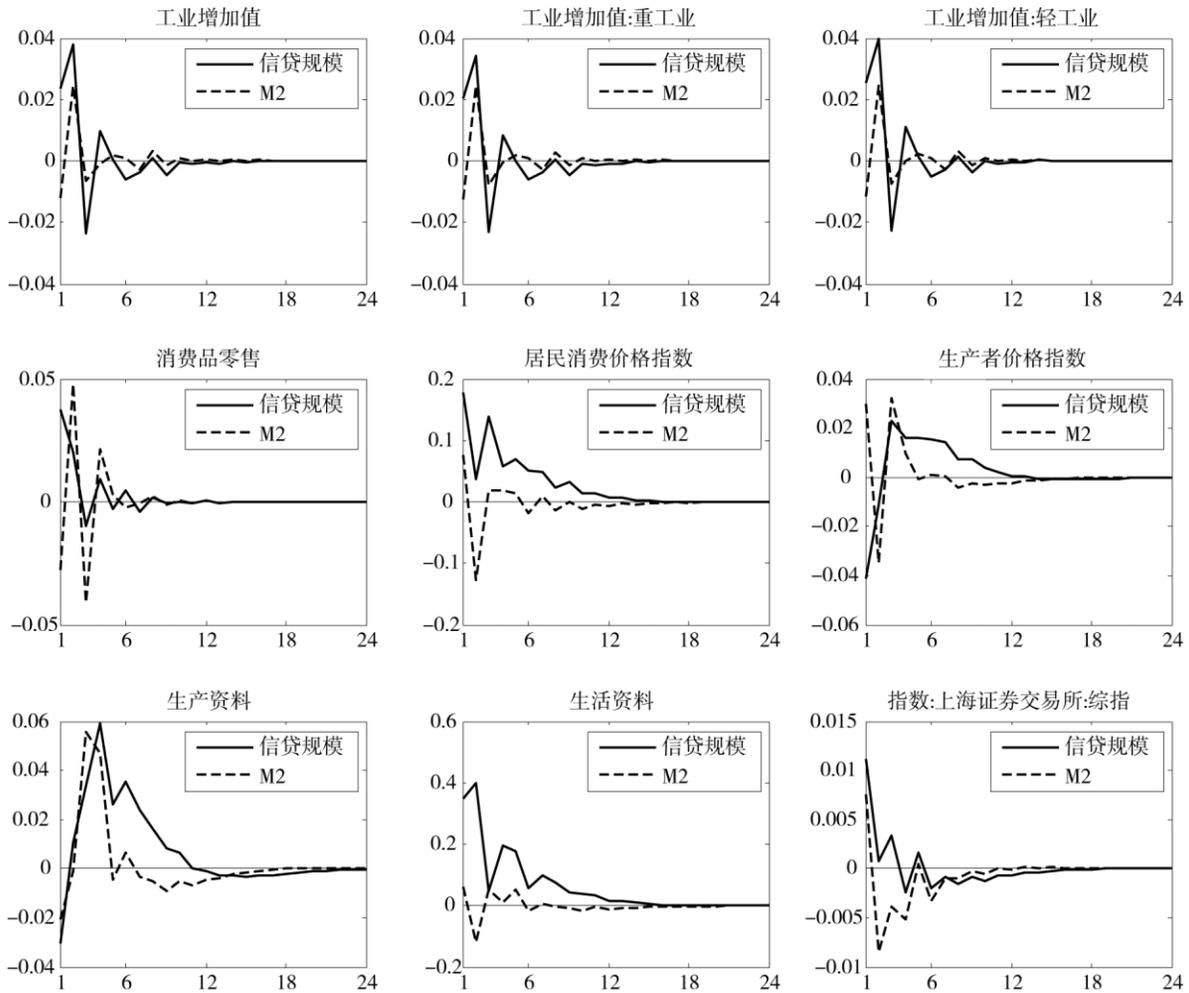


图1 重要总体经济指标对信贷量和货币量的冲击响应

和 CPI 的分项价格指数,以此来展示流动性冲击的价格传导模式,然后通过对 PPI 行业细分价格指数数据的分析,更为详细地考察流动性冲击的价格传导路径。总体结果是:流动性冲击对 CPI 的影响比对 PPI 的影响更为显著,对 PPI 生活资料指数的影响大于对生产资料指数的影响,而且流动性冲击是沿着产业链的下游往上游传导的,其强度依次减弱。

(一) 总体和分项价格指数分析

PPI 和 CPI 是最高层面的总体价格指数数据,从图 2 可以看出,流动性冲击对 CPI 的影响远大于对 PPI 的影响。从 90% 置信区间来看, PPI 的响应不够显著,而 CPI 在初期非常显著;从冲击响应的幅度来看,1 单位标准差的流动性冲击将带来 CPI 最高约 0.17 个标准差的变动,而 PPI 的正向响应最高则约为 0.03;从初期反应来看, CPI 为正,而 PPI 甚至为负。由此可以推断,流动性冲击首先是传导到 CPI,引起居民消费品和服务的价格上涨,而对 PPI 直接的拉动作用似乎不大。由于 PPI 是众多分项指数的加权平均,单纯观察 PPI 的响应可能存在一定的偏差,需要通过研究分项价格指数得出流动性冲击的传导路径以及各分类、分项价格指数的相对变动。

PPI 可以分为生产资料和生活资料两大类。生产资料和生活资料对流动性的响应模式(图 3)类似于 PPI 和 CPI 的响应模式。生产资料价格指数的冲击响应不显著,最高约为 0.06 个标准差,初期的反应约为 -0.03,最大的响应约为 0.06。生活资料价格指数的响应则很显著,其最大值约为

0.4 个标准差,并且响应一直是正向的。

接下来,我们将研究 PPI 中生产资料和生活资料下各细项对于流动性冲击的响应。生产资料被进一步分解为采掘工业、原材料工业和加工工业三个分项,生活资料被分解为食品类、衣着类、一般日用品和耐用消费品四个分项。从图 4 可知,分项 PPI 价格指数的走势与图 3 中 PPI 两大类指数的走势一致,但从其中可以发现较为明显的价格传导模式。比如采掘工业、原材料工业和加工工业,从产业链的上游到下游,按响应的最大幅度看,依次是 0.013、0.04、0.11,呈逐渐增大态势;从初始的响应方向和大小看,依次是 -0.008、-0.02、0.01,从负变为正;三者的峰值都大约在 4、5 月附近。而 PPI 生活资料的 4 个指数处于产业链的更下端,因此也具有更强的正向初期响应、更大的峰值。因此我们可以清晰的看出流动性冲击的传导路径是从产业链的下游往上游传导。

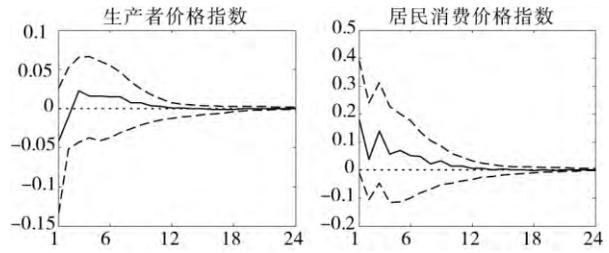


图 2 PPI 和 CPI 的冲击响应

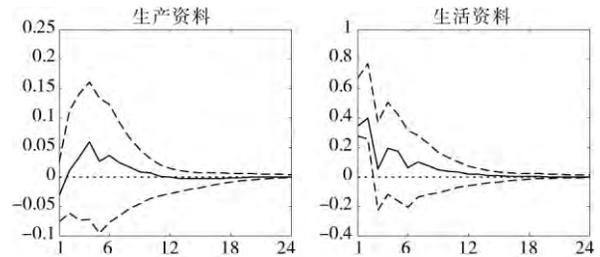


图 3 PPI 中生产资料部分和生活资料部分的冲击响应

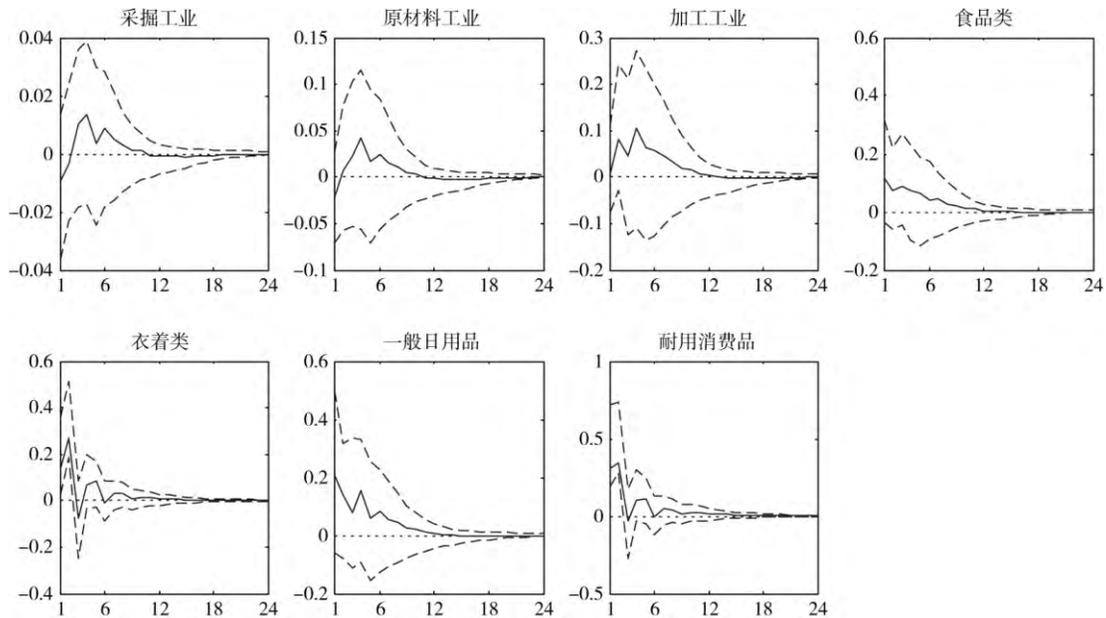


图 4 PPI 中生产资料和生活资料部分分项数据的冲击响应

PPI 的生活资料部分有 4 个分项,CPI 有 7 个分项,两者具有类似趋势,因此我们主要分析 CPI 分项的冲击响应趋势,具体见图 5。从中看出,CPI 中占权重较大的食品价格对流动性冲击的响应比较显著,最大的冲击响应规模约为 0.1 个标准差,这充分体现了流动性对食品价格的影响。由于食品价格因素与民生的联系最为紧密,因此受到关注程度大,但是,流动性对 CPI 其他分项的影响也是不可忽视的,它们的冲击响应规模比食品的冲击响应规模还要大。家庭设备用品及维修服务的冲击响应峰值约为 0.4 个标准差,而医疗保健和个人用品的冲击响应峰值大约为 0.5 个标准差。因此,虽然流动性冲击具有相对价格效应,能使 CPI 分项价格非同步上涨,但并未完全排除其他因素冲击引

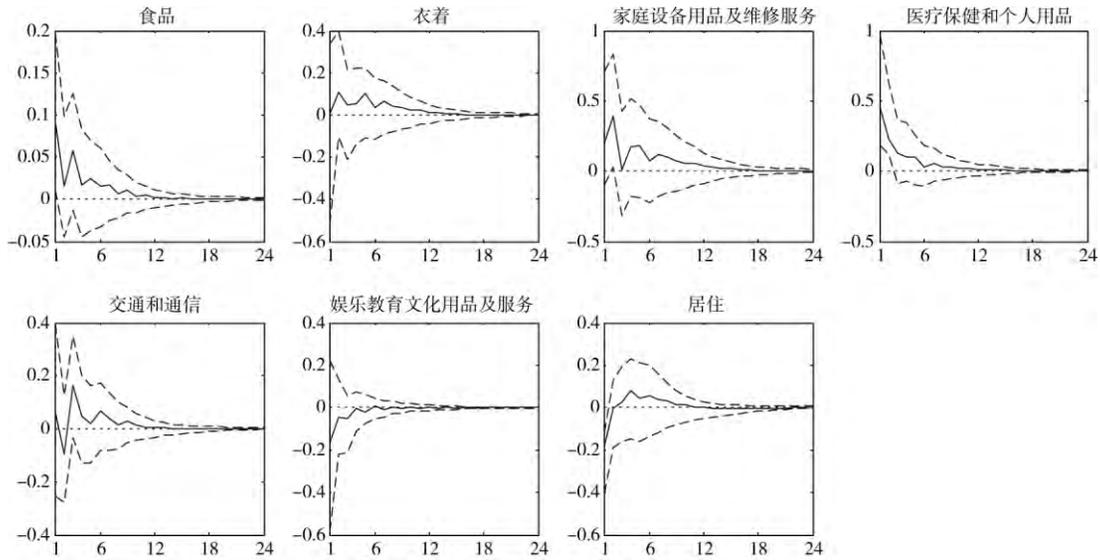


图5 CPI分项数据的冲击响应

起价格的上升。例如2007年的通货膨胀率为4.8%，其中有83%来源于食品价格上涨，食品价格如此大的贡献率是无法完全用流动性冲击来解释的，其可能跟外部冲击和食品行业的特定冲击有关。

(二) 行业细分价格数据分析

上文中我们发现流动性冲击引起的相对价格变化是沿着产业链的下游向上游传导的，而其强度依次减弱。这里我们通过PPI的行业细分数据继续探讨流动性冲击的价格传导机制。

通过对35个行业的冲击响应图形进行分析，我们对这些行业的响应方式进行了分类，如表5所示。第一类行业的冲击响应主要是正向的，行业价格对流动性冲击较敏感，反应比较强烈。这类行业有6个，除非金属矿采选业外，主要是食品、纺织、医药、交通运输等制造业，这些行业与人们的生活息息相关，对其产品的购买支出是家庭消费支出的重要组成部分。第二类共有8个行业，主要是各种设备制造业，它们的冲击响应特点是：流动性冲击发生初期响应的幅度很小，数月后响应达到峰值，即对冲击的反应有一定时滞。一般来说第二类位于产业链第一类行业的上游环节。第三类行业的响应特点是先负后正向，但其累积的效果是价格上涨，除饮料制造业和造纸及纸制品业外，这类主要包括橡胶、塑料和非金属制品等材料行业，相对于第二

表5 PPI行业细分数据的响应模式分类

分类	细分行业
第一类	食品制造业；纺织业；印刷业；医药制造业；交通运输设备制造业；非金属矿采选业
第二类	金属制品制造业；通用设备制造业；专用设备制造业；电气机械及器材制造业；通信等电子设备制造业；仪器仪表等制造业；纺织服装等制造业；木材加工等制品业
第三类	橡胶制品业；塑料制品业；非金属矿物制品业；造纸及纸制品业；饮料制造业
第四类	煤炭开采和洗选业；石油和天然气开采业；黑色金属采选业；有色金属采选业；石油加工、炼焦及核燃料加工工业；化学原料及化学制品制造业；化学纤维制造业；黑色金属冶炼及压延加工业；有色金属冶炼及压延加工业；文教体育用品制造业
第五类	电力、热力的生产和供应业；燃气生产和供应业；水的生产和供应业
第六类	烟草制品业；皮革毛皮等制造业；家具制造业

类行业它们处于产业链的更后端，对流动性冲击反应的时滞更长。第四类是对信贷规模增长率冲击不敏感的行业，其数目是11，主要包括采掘工业和一部分原材料加工工业。这一类中大部分行业处于产业链的最上游，其价格变化主要受其他因素驱动，与流动性冲击关系不大。第五类包括3个行业，为电力热力、燃气和水的生产和供应业，这些行业的响应几乎是负的，说明它们的价格几乎停滞，很难随着流动性的增加而上升，而它们无一例外属于国家垄断且价格管制的行业。第六类有3个行

业 响应特点是波动很大 时正时负 其累计的效果很小 这类行业的价格波动不同于其它行业。

(三) 小结

通过使用更为详细的 PPI 和 CPI 价格数据 包括各类分项和分行业的价格指数 发现 CPI 和 PPI 的生活资料类价格指数对流动性冲击的响应时间早于 PPI 的生产资料价格指数 幅度也更大。属于 PPI 中生产资料部分的采掘工业、原材料工业、加工工业的响应结果也表明 处于产业链下游的行业对流动性冲击的响应更快、幅度更大。因此处于产业链不同位置的行业的价格对流动性冲击的反应模式可能是贺力平等^[26]、张成思^[27]、杨子暉等^[28]所发现的价格倒逼机制的内在原因。

这种行业价格传导模式与流动性冲击对经济活动中需求和供给两方面的作用有关联。价格传导的需求拉动假说可以很好地解释流动性冲击传导的时间模式。根据 Colclough and Lange^[29]、Caporale *et al.*^[30]提出的“需求拉动型”的通胀假说 物价的上升可以源于需求的冲击 最终消费品价格的变动则会对上游初级产品的价格产生拉动作用。信贷规模的扩大会增加企业的投资支出 影响家庭的支出决策 增加耐用品和住房消费 从而扩大总需求 激活“最终产品—中间产品—初级产品”的价格传导链条 使最终产品部门首先对流动性冲击做出响应 其次是加工工业等中间产品部门 最后是原材料工业和采掘业等初级产品部门。而流动性冲击在供给方面的效应解释了为什么产业链上游行业的响应幅度较小。我国实施宽松的货币政策时 大量的信贷投放在铁路、公路等基础设施建设以及能源、矿产等行业的大型国有企业 极大地扩张了初级产品部门的产能 增加了产品供给 使得初级产品部门对正向流动性冲击的响应幅度较小。

除流动性冲击外 其他的宏观经济冲击对行业价格有不同的传导模式。尹力博和韩立岩^[23]分析了以大宗商品价格为代表的外部冲击对 PPI 指数的结构性传导 结果表明外部冲击对中国 PPI 指数影响显著 冲击效应沿价格链递减明显 这与本文发现的流动性冲击的价格传导模式相反 说明与能源、原材料相关的外部冲击属于价格上涨的成本推动因素 它首先影响上游产业的价格 再往下游产业传导。除宏观经济冲击外 王少平等^[12]发现部门特定成分冲击也是分类通货膨胀指数波动的重要源头。行业的总规模、集中度、资本密集度、对外依赖度和政府支持度等部门特质会对价格的传导产生重大影响。所以行业价格传导机制非常复杂 引起价格上涨的因素多种多样 行业价格的变化往往是各种因素交织混合作用的结果 因此必须识别包括流动性冲击在内的每一种冲击源的传导模式 这样能够展现一幅“经济冲击—行业价格响应—总体价格变化”的动态图景 有助于中央银行对通货膨胀的诱发因素进行判断和分解 增强货币政策的决策依据 为更精准地制定定向货币调控政策提供基础^[30]。此外 关注流动性冲击的行业价格传导模式 能帮助中央银行对未来价格做出更为准确的预测。PPI 和 CPI 的变化是央行制定货币政策、管理宏观流动性的重要依据。但 PPI、CPI 是众多行业价格数据的加权平均数 当流动性冲击使宏观价格指数发生变化时 整个社会流动性可能已经达到相当高的程度 因此必须加强对行业价格变动的监控 并根据已经掌握的价格传导模式预测下一步的价格变化方向和幅度 从而加强货币政策的时效性。

五、结论

本文利用中国 2000—2011 年间的 110 项经济数据 包括重要的经济指标以及 PPI 和 CPI 分项月度数据 在对这些数据进行细致处理后建立了 FAVAR 模型 确定模型的最佳因子个数 然后比较货币量和信贷规模这两个不同的衡量宏观流动性的指标 分析流动性冲击对不同部门价格变动的的影响。

我们发现用信贷规模衡量流动性比用货币量 M2 更有优势 对经济变化的解释能力更强 尤其是价格变化受信贷的影响更大。流动性冲击对 CPI 的影响比对 PPI 更显著 同时对 PPI 中生活资料指数的影响大于生产资料指数 而且流动性冲击沿着产业链的下游往上游传导 其强度依次减弱。这种处于产业链不同位置的行业价格对流动性冲击的反应模式可能是价格倒逼现象的内在原因。而且各行业价格对流动性冲击的相对变化可能会引起中央银行意想不到的价格扭曲 以致产生经济效率和福利的

损失。因此各种价格指数的相对变化对货币政策的动态调整具有重大意义,中央银行应该动态地监控产业链上不同行业之间的价格变化趋势,提高货币政策的前瞻性,以便进行有效的流动性管理。

不同的冲击有不同的价格传导渠道,不同的货币政策调控手段也可能产生不同的行业相对价格变化模式。目前加快推进利率市场化改革已经成为各界共识。在利率市场化进程中,利率冲击的行业价格传导是否具有另外的模式?数量调控和价格调控相结合时政策冲击又是如何在不同行业中传导的?这是中央银行必须持续关注的问题。通过考察行业价格变化,央行能够丰富对货币政策传导渠道的认识,改进货币政策的决策和实施效果。

参考文献:

- [1]吴军,田娟.结构性通货膨胀解析——基于当前中国通货膨胀问题的思考[J].金融研究,2008(9):91-100.
- [2]赵进文,黄彦.中国货币政策与通货膨胀关系的模型实证研究[J].中国社会科学,2006(2):45-54+205-206.
- [3]田涛.货币超发还是输入通胀?——基于MS-VAR模型的视角[J].南京财经大学学报,2013(4):8-14.
- [4]黄益平,王勋,华秀萍.中国通货膨胀的决定因素[J].金融研究,2010(6):46-59.
- [5]张明.流动性过剩的测量、根源和风险涵义[J].世界经济,2007(11):44-55.
- [6]彭兴韵.流动性、流动性过剩与货币政策[J].经济研究,2007(11):58-70.
- [7]中国人民银行货币政策分析小组.中国货币政策执行报告:二〇〇六年第三季度[R/OL].(2006-11-14)[2015-11-02].<http://wenku.baidu.com/view/5b6af48583d049649b66587e.html>.
- [8]吴培新.货币政策分析中的货币供应量和信贷规模[J].经济科学,2008(5):5-14.
- [9]王国刚.中国货币政策调控工具的操作机理:2001—2010[J].中国社会科学,2012(4):62-82+206.
- [10]顾标,周纪恩.中央银行应当关注相对价格的变化吗?[J].经济学(季刊),2010(1):149-190.
- [11]李斌.从流动性过剩(不足)到结构性通胀(通缩)[J].金融研究,2010(4):50-63.
- [12]王少平,朱满洲,程海星.中国通胀分类指数的波动源及其性质[J].管理世界,2012(8):5-14+187.
- [13]STOCK J H, WATSON M W. Macroeconomic forecasting using diffusion indexes[J]. Journal of business & economic statistics, 2002, 20(2):147-162.
- [14]BERNANKE B S, BOIVIN J. Monetary policy in a data-rich environment[J]. Journal of monetary economics, 2003, 50:525-546.
- [15]BERNANKE B S, BOIVIN J, ELIASZ P. Measuring the effects of monetary policy: a factor-augmented vector autoregressive(FAVAR) approach[J]. Quarterly journal of economics, 2005, 113(2):387-422.
- [16]STOCK J H, WATSON M W. Implications of dynamic factor models for VAR analysis[Z]. NBER working papers No. 11467, 2005.
- [17]BOIVIN J, GIANNONI M. Global forces and monetary policy effectiveness[Z]. NBER working paper No. 13736, 2008.
- [18]王胜,陈继勇.中美经济关系、汇率制度与中国汇率政策——基于FAVAR模型的实证分析[J].数量经济技术经济研究,2010(1):95-106.
- [19]沈悦,周奎省,李善燊.利率影响房价的有效性分析——基于FAVAR模型[J].经济科学,2011(1):60-69.
- [20]李沂,肖继五,崔建军.人民币升值能否促进中国国际收支基本平衡?——基于FAVAR模型的分析[J].国际金融研究,2012(3):30-39.
- [21]范从来,盛天翔,王宇伟.信贷量经济效应的期限结构研究[J].经济研究,2012(1):80-91.
- [22]王少平,朱满洲,胡朔商.中国CPI的宏观成分与宏观冲击[J].经济研究,2012(12):29-42.
- [23]尹力博,韩立岩.外部冲击对PPI指数的结构性传导——基于FAVAR模型的全视角分析[J].数量经济技术经济研究,2012(12):66-81.
- [24]韩立岩,尹力博.投机行为还是实际需求?——国际大宗商品价格影响因素的广义视角分析[J].经济研究,2012(12):83-96.
- [25]SIMS C A. Interpreting the macroeconomic time series facts: the effects of monetary policy[J]. European economic review, 1992, 36(5):975-1000.

(下转第90页)

Labor Mobility , Housing Prices and Urban Economic Convergence ——Evidence from Cities in Yangtze River Delta

ZHANG Chuanyong

(Institute of Urban Development , East China Normal University , Shanghai 200062 , China)

Abstract: This paper aims to explain gaps in economic development in Yangtze River Delta from the perspective of housing price fluctuation of different cities. Using datas of 42 cities from 2000 to 2013 and the Census Data of 2000 and 2010 in Yangtze River Delta , The author finds that rising housing prices have hindered economic convergence to some extent , with the method of static panel fixed effect estimation. The conclusion is that rising housing prices may affect the regional economic gap's gradually narrowing trend and inhibit the the floating population from buying houses. Therefore , from a policy perspective , housing policies should be focused on housing availability for the floating population.

Key words: labor mobility; housing price; economic convergence; housing cost; Yangtze River Delta

(上接第 81 页)

- [26]贺力平 樊纲 胡嘉妮. 消费者价格指数与生产者价格指数:谁带动谁? [J]. 经济研究 2008(11) : 16-26.
- [27]张成思. 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[J]. 经济研究 2010(6) : 42-52.
- [28]杨子晖 赵永亮 柳建华. CPI 与 PPI 传导机制的非线性研究:正向传导还是反向倒逼 [J]. 经济研究 2013(3) : 83-95.
- [29]COLCLOUGH W G , LANGE M D. Empirical evidence of causality from consumer to wholesale prices [J]. Journal of econometrics ,1982 ,19(2/3) : 379-384.
- [30]CAPORALE G M , PITTIS N. Causality links between consumer and producer prices: some empirical evidence [J]. Southern economic journal ,2002 ,68(3) : 703-711.
- [31]马方方 谷建伟. 中国定向调控货币政策效应研究 [J]. 首都经济贸易大学学报 2016(1) : 33-39.

注释:

①根据冲击响应对称性,“价格难题”也意味着宽松的货币政策导致价格下降。

(责任编辑:雨 珊)

The Industrial Price Transmission Effect of Liquidity Shock

LIU Yuansheng¹ , YANG Panpan² , WANG Yougui³

(1. School of Public Finance and Taxation , Southwestern University of Finance and Economics , Chengdu 611130 , China;

2. Institute of World Economics and Politics , Chinese Academy of Social Sciences , Beijing 100732 , China;

3. School of Systems Science , Beijing Normal University , Beijing 100875 , China)

Abstract: It's significant for the research of the monetary policy transmission mechanism to clarify patterns of the response of industrial price indexes to the liquidity shock. This paper sets out to analyze the effect of liquidity shock to the relative price of different industries using FAVAR model. We choose credit size rather than M2 to measure the liquidity. Credit shock works better in explaining the fluctuations of economic indicators , especially the price indexes. We figure out that liquidity shock exerts bigger influence on CPI rather than PPI does , as PPI moves from lower industries to higher following the industrial chain. This mechanism can be used to understand the channel of price reverse pass-through from lower supply chain to the higher. The responses of relative price to liquidity shock play an important role in the dynamic adjustment of monetary policy. The central bank should monitor the price change in different industries within supply chain and carry on effective liquidity management.

Key words: FAVAR; price transmission; liquidity shock; monetary policy; industrial chain