

产业异质性与货币政策传导 ——基于 GVAR 模型的实证分析

代军勋, 李琢, 李俐璇

(武汉大学经济与管理学院, 湖北武汉, 430072)

摘要: 以要素禀赋差异作为产业异质性的划分基础, 通过产业间的投入产出关系构建 GVAR 模型, 采用 2003—2014 年的月度数据实证了我国产业异质性对不同货币政策工具传导的影响。实证结果表明: 不同要素禀赋的产业, 对不同货币政策工具的反应程度存在较大差异, 从而说明产业异质性影响货币政策的传导。基于此, 我国货币政策需要基于产业异质性进行结构性调整, 以适应以优化产业结构为核心的经济结构调整。

关键词: 货币政策; 产业结构; 产业异质性

中图分类号: F820.2

文献标识码: A

文章编号: 1672-3104(2018)03-0096-10

一、引言

经济发展新常态既是传统增长模式向新的稳态增长路径跨越的过程, 也是经济结构重构和发展动力重塑的过程。作为宏观调控政策重要支柱之一的货币政策如何适应新常态, 为新常态下的经济发展方式转变、结构转型升级和动力机制转换营造良好的货币金融环境, 是当前和今后一个时期我国货币政策制定和实施中面临的首要问题。

目前有关货币政策的研究, 大都假设经济体中每个产业部门受到的政策冲击是相同的, 即货币政策通过影响微观主体的消费和投资需求对国民经济总量产生影响。货币政策是总量政策, 以总量调节为目标, 难以有效调控经济中频繁出现的结构性失衡情况。然而, 进一步分析发现, 考虑到中国区域间要素禀赋条件、产业结构、经济发展水平等方面的差异, 总量性的货币政策确实存在着显著的区域、产业非对称性效应(曹永琴^[1]; 郭晔和赖章福^[2]; 潘敏和缪海斌^[3]; 潘敏和唐晋荣^[4])。也就是说, 产业异质性将可能导致货

币政策传导效应的差异化。由于各产业间资本、技术等要素密集程度存在差异, 不同的行业对同样的货币政策可能做出差异化的反应; 各产业因处于产业链的不同位置而表现出不同的消耗关系, 货币政策效果亦可能在不同的产业间传导。

本文通过构建全局向量自回归模型(Global VAR, 简称 GVAR), 实证检验以我国货币供应量和利率为代表的货币政策对各产业产出和资产规模的影响及其关联效应, 以此判断产业异质性对我国货币政策传导的影响方式和影响机理, 以期为我国央行制定适应供给侧改革的结构性货币政策调控框架提供相应的理论建议。

二、文献综述

考虑到微观经济主体的特质以及货币政策工具本身所蕴含的结构性特征, 货币政策具有总量经济特征, 无法有效调控实际经济中频繁出现的结构性问题。国外学者关于货币政策结构效应的研究始于 20 世纪末, 研究的重点多集中在验证结构效应的存在性及影响因

收稿日期: 2017-10-10; 修回日期: 2018-04-09

基金项目: 国家自然科学基金项目“资本和流动性双重约束下的银行行为研究: 机理与影响评估”(71473181); 教育部哲学社会科学研究重大课题攻关项目“经济发展新常态下我国货币政策体系建设研究(15JZD013)”和“经济新常态下中国金融开放与金融安全研究”(17JZD015)

作者简介: 代军勋(1976—), 男, 湖北天门人, 武汉大学经济与管理学院副教授、博士, 武汉大学经济与管理学院, 主要研究方向: 货币金融学、银行管理、金融机构风险管理, 联系邮箱: daijunxun@whu.edu.cn; 李琢(1992—), 男, 广西南宁人, 武汉大学经济与管理学院硕士研究生, 主要研究方向: 银行管理、金融机构风险管理; 李俐璇(1992—), 女, 湖北钟祥人, 回族, 武汉大学经济与管理学院硕士研究生, 主要研究方向: 货币金融学、银行管理、金融机构风险管理

素等问题上。

在货币政策产业效应的存在性问题上, Gertler 和 Gilchrist^[5]、Bernanke 和 Gertler^[6]、Ganley 和 Salmon^[7] 分别以零售业、批发贸易、建筑业, 耐用品、非耐用品消费以及制造业、服务业和农业等行业为产业划分依据, 验证了货币政策影响的产业结构差异。Hayo 和 Uhlenbrock^[8]认为货币政策非对称性源于行业差异性; Dedola 和 Lippi^[9]基于信贷渠道证实了欧美等国家货币政策存在明显的产业效应, 其中重工业尤其敏感。上述研究以 OECD 国家制造业数据为样本, 通过引入信用渠道变量来对上述问题进行研究, 并分析造成此类差异性的微观经济变量, 研究发现货币政策冲击具有明显的行业异质性, 同时上述结果在不同国家具有较一致的跨工业分布特征。Das 和 Ghosh^[10]基于行业层面的“金融加速器”效应和利率传导机制, 发现印度各行业间也具有明显的差异。Gertler 和 Karadi^[11]运用 VAR 模型, 引入高频数据, 考察经济、金融变量对货币政策的冲击反应, 结果显示由于期限结构和信用利差效应的影响, 未预期到的货币政策冲击的影响在短期内较平和, 长期则会提升信用成本波动性。区域效应方面, Scott 以实证方式验证了其存在性, 并发现统一的信贷政策传导存在区域时滞。此后, 大批学者通过建立 VAR 模型, 验证了总量性货币政策对不同区域经济作用效果的差异性特征(Carlino 和 Defina^[12]; Arnold^[13]; Peersman 和 Smets^[14])。Owyang 和 Wall^[15]进一步研究发现, 不同时期的货币政策的作用和持续时间存在差异, 区域经济的发展程度与银行集中度和区域经济结构有关。

在货币政策产业效应产生原因的问题上, Carlino 和 Defina 认为区域产业结构差异导致了货币冲击对美国不同州产生效应的差异性。David 和 Kalvinder 发现对货币政策冲击反应的不对称性致使美国各州的真实汇率存在差异, 该差异可部分由包括地区工业特征、银行规模、房地产价格以及人口年龄分布在内的地区经济特征来解释。Aghion 等^[16]利用主要发达经济体 25 年的制造业数据, 系统分析了周期性财政政策对制造业发展的影响, 发现在采用周期性财政政策的国家中, 外部融资比例较高或有形资产比例较低的产业受政策影响更明显。

在国内, 戴金平、金永军和陈柳钦^[17]通过建立有关行业要素密集度的模型证明了要素密集度会影响货币政策的行业效应, 论证了货币政策具有一定的结构调整效应。闫红波和王国际^[18]从资本存量、行业的投资行为、行业规模、利息负担、对外依赖性以及政策支持力度六大方面总结了货币政策非对称行业效应的

影响因素, 并通过实证检验证明了资本密集度、资本的产出效率以及行业的对外依存度能够解释我国货币政策的行业效应。汪昊旻^[19]利用三大产业的面板数据进行固定效应分析, 并通过 VAR 模型进行脉冲响应分析, 验证了货币政策产业效应的存在性。叶蓁^[20]、刘舒潇和段文斌^[21]则从货币政策对产业经济影响的非均质假设出发, 证明了金融加速器效应普遍存在于各产业经济内。受各产业金融结构异质性影响, 货币政策对不同产业经济的影响并不是均质的, 而货币政策对产业经济的影响与产业金融结构存在系统性关联, 产业金融结构对货币政策实施效果有放大或抵消作用。

王剑和刘玄^[22]通过行业间投入产出联系对货币政策在不同行业间的隐性传导渠道进行了开创性研究。他们应用时间序列 VAR 模型考察了货币政策的行业效应, 发现货币政策对不同行业经济的冲击存在较大差异, 总量货币政策难以取得预想的效果, 而建筑业则是构筑行业间隐性渠道的传导枢纽, 是关联机制的核心环节。耿鹏^[23]指出产业之间具有无法直接观测的内生性联系, 利用 GVAR 模型分析中国产业的状况, 验证了各个产业间存在显著的内生性联系, 而外生冲击基本上沿着固定的内生性路径逐步影响各个产业。潘敏、罗霄和缪海斌^[24]则通过构建反映实体经济各行业之间内在联系的 GVAR 模型, 实证检验了我国商业银行信贷资金投放的行业产出效应和溢出效应, 验证了各行业产出对信贷资金冲击的反应存在着明显的差异。吉红云、干杏娣^[25]利用上市公司面板数据实证检验了货币政策对第二产业各要素密集度产业的影响, 发现货币政策冲击的影响程度由资本密集型依次向技术密集型、劳动力密集型递减, 证明了货币政策存在产业结构调整效应。吴伟军、刘万晴^[26]将理论分析与实证研究相结合, 分析了货币政策的行业异质性效应, 发现各行业产出对货币政策冲击的短期效应差异明显, 我国货币政策存在较明显的行业效应, 而资本密集度、资产规模和债务比率是导致行业异质性效应的主要因素。

尽管国内外学者在货币政策结构效应问题上的研究成果丰富, 也发现和实证检验了货币政策产业效应的存在性, 但也存在一定的缺憾, 主要表现在以下方面: ①现有研究大多将单个区域或产业孤立地加以分析, 而实际上各产业因处于产业链的不同位置而表现出不同的消耗关系, 货币政策效果亦可能在不同的产业间传导; ②大部分关于货币政策结构效应的研究均依赖于 VAR 模型, 由于各产业的 VAR 系统彼此独立, 因此在研究过程中未考虑行业间的关联机制, 估计结

果并不能够最大程度地准确反映实际经济运行情况。本文以要素禀赋差异作为产业异质性的划分基础,通过产业间的投入产出关系构建GVAR模型来实证检验货币政策产业效应的存在性,希望能改进现有研究的不足。

三、货币政策产业效应的理论分析—— 基于两部门金融发展模型的拓展

货币政策具有总量特征,通过利率渠道、信贷渠道等机制进行传导,通过影响金融资源的配置,促使资本在不同产业间流动,从而形成产业差异。产业间技术、金融发展水平的差距要通过调整资本分配,改善配置效率来减少货币政策产业效应的差异,实现区域经济均衡发展。

为了分析货币政策产业效应的机理,本文以加尔比斯两部门金融发展模型作为研究基础,借鉴王福岭^[27]将生产技术内生化的方法,对其进行拓展,构建内生化加尔比斯两部门模型。

首先,假设整个经济系统中存在一个低效生产部门A和一个高效生产部门B,两部门的产出如式(1)和式(2)所示:

$$y_1=f_1(k_1)=A_1k_1 \quad (1)$$

$$y_2=f_2(k_2)=A_2k_2 \quad (2)$$

其中, y_1 , y_2 表示各部门产出, A_1 , A_2 表示生产各部门一单位资本的产出效率, k_1 , k_2 代表各部门资本投入量。

在市场达到出清条件下,要素的生产价格即为边际生产率,对式(1)和式(2)分别求一阶偏导,可得:

$$\partial y_1 / \partial k_1 = A_1$$

$$\partial y_2 / \partial k_2 = A_2$$

我们假定部门B的生产效率优于部门A,即在资本投入相同的情况下部门B资本收益率更高,即 $A_2 > A_1$ 。

假定生产要素充分利用,经济整体的产出方程如式(3)所示:

$$y=y_1+y_2=A_1k_1+A_2k_2 \quad (3)$$

已知全社会资本总量 k 保持恒定,且 $k=k_1+k_2$ 。已知部门B资本收益率更高($A_2 > A_1$),故我们倾向于通过减少部门A的资本投放(考虑到全社会资本总量恒定,相对的,部门B的资本投资增加)来提高全社会经济产出 y 。我们认为通过提高资本配置效率,将资本由低

效生产部门向高效部门转移的过程,除加剧行业发展差距外,还能够有效地提高整体经济的产出。

接下来我们分析两部门的储蓄-投资行为,假定:(1)A部门得不到外部金融资本支持,其投资资本仅来源于利润留存的内源补充;(2)B部门不存款并将全部储蓄用于投资,且能够获得外部金融资本支持。

当A部门储蓄大于投资的情况下,其投资函数如式(4)所示:

$$I_1=H_1[A_1, (i_d-p^*)]y_1 \quad (4)$$

其中, i_d 为银行存款利率, p^* 为通货膨胀率; I_1 与 A_1 正相关、与 (i_d-p^*) 负相关。对式(4)求偏导可得:

$$\partial I_1 / \partial A_1 > 0$$

$$\partial I_1 / \partial (i_d-p^*) < 0$$

因此,在A部门的资本收益率 A_1 不变的情况下,如果实际利率 (i_d-p^*) 很低,则A部门有动力减少储蓄而增加投资。因此,政策制定者可通过制定合适的存款利率水平引导低效生产部门减少投资、增加储蓄。

假定A部门的储蓄为 S_1 ,因为A部门不具备获得外部金融资本支持的能力,仅通过储蓄的方式保有存款并用于投资,因此我们可以认为 $S_1 > I_1$,此时A部门的储蓄量如式(5)所示:

$$S_1 = I_1 + d_p^{M_1} / d_t \quad (5)$$

其中, $d_p^{M_1} / d_t$ 为A部门实际存款余额的增加量。

由于B部门能够得到外部金融资本用于投资,我们假定其不存款并将全部储蓄用于投资;而整体银行体系可贷资金来源于A部门实际存款余额的增加量,因此B部门的投资量如式(6)所示:

$$I_2 = S_2 + d_p^{M_1} / d_t \quad (6)$$

B部门的投资决策主要建立在投资收益与银行贷款的资金成本两大因素之上,B部门的投资函数如式(7)所示:

$$I_2 = H_2[A_2, (i_b - p^*)]y_2 \quad (7)$$

其中, i_b 表示银行贷款利率, p^* 为通货膨胀率; I_2 与 A_2 正相关、与 (i_b-p^*) 负相关。对式(7)求偏导可得:

$$\partial I_2 / \partial A_2 > 0$$

$$\partial I_2 / \partial (i_b-p^*) < 0$$

加尔比斯指出,经济越不发达地区的先进技术部

门的收益率可能越高, 相应地, 不发达地区可投资本的需求也是远高于供给的。对于我们模型中, 生产效率更高的 B 部门投资需求是否能够得到满足的关键在于是否能够获得足够的银行贷款。因此, 政策制定者可通过调整货币政策影响产业发展。以紧缩性货币政策为例, 在利率上升的背景下, 资本收益率更低的 A 部门减少投产、增加储蓄, 此举将增加银行系统的资金供给, 资本收益率相对较高的 B 部门因而能够更充分地获得外部金融资本支持, 有动力增加投资, 扩大生产, 如图 1 所示。

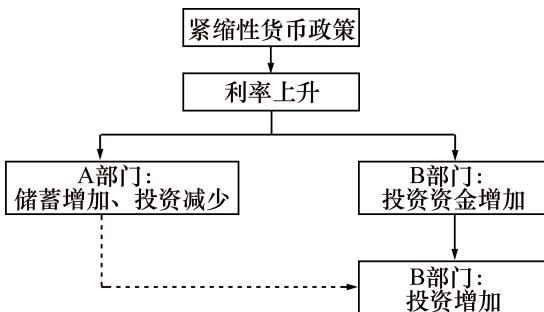


图 1 货币政策对产业资本分配的影响

四、GVAR 模型的构建

(一) 模型的基本设定

向量自回归模型(VAR)由 Sim 1980 年提出以来, 在经济学领域得到了广泛应用。在经济系统较多的时候, VAR 模型中估计系数相对于样本长度来说过于庞大。VAR 模型一般适用于估计不超过 6 个变量的经济系统。在此背景下, Pesaran、Schuermann 和 Weiner^[28]通过联结各个经济体 VARX*模型构成了 GVAR 模型, 用于研究多个国家间经济的内在关系, 分析不同变量的冲击对各经济体内生变量的影响以及各经济体之间的溢出效应。GVAR 模型既可以用于研究多个国家间经济的内在关系, 也可用于分析某一产业内生变量之间的相互作用, 以及其与其他产业弱外生变量之间的动态关系。(Pesaran、Schuermann 和 Weiner; Hiebert 和 Vansteenkiste^[29])因此, 相对于传统的 VAR 模型, 不同产业的相互作用能够更好地体现在 GVAR 模型当中。

按照 GVAR 建模思路, 本文首先设定 N 个产业, 各产业模型的内生变量为 $k_i \times 1$ 阶向量 $X_{i,t}$, 其余 $N-1$ 个产业变量的加权平均值用 $X_{i,t}^*$ 表示; d_t 为可观测的 $s \times 1$ 阶(弱)外生变量; $e_{i,t}$ 为 $k_i \times 1$ 阶残差向量。

为表述方便, 假设产业内生变量 $X_{i,t}$ 和可观测的

(弱)外生变量 d_t 的滞后阶数均为 1, 将第 i 个产业的 VARX*(1,1) 模型用以下形式设定, 如式(8)所示:

$$\begin{aligned} X_{i,t} &= a_{i0} + \Phi_i X_{i,t-1} + A_{i0} X_{i,t}^* + A_{i1} X_{i,t-1}^* + \\ &\quad \Psi_{i0} d_t + \Psi_{i1} d_{t-1} + e_{i,t} \end{aligned} \quad (8)$$

其中, $e_{i,t}$ 代表各产业的自主冲击, 是 $k_i \times 1$ 阶向量; Φ_i 、 A_{i0} 和 A_{i1} 为 $k_i \times k_i$ 阶系数矩阵, Ψ_{i0} 和 Ψ_{i1} 为 $k_i \times s$ 阶系数矩阵。我们假定余下产业内生变量 $X_{i,t}^*$ 和可观测的(弱)外生变量 d_t 同时满足(弱)外生性条件; 各产业的自发冲击均值为零, 且具有非序列相关性, 即 $e_{i,t} \sim i.i.d.(0, \sum_i e_i^*)$ 。此外 $\sum_i e_i^*$ ($i=1, \dots, N$) 具有时不变性, 不随着时间的变化而变化。

$$X_{i,t}^* = \sum_{j=1}^N w_{i,j} x_{j,t}, i \neq j, \sum_{j=1}^n w_{i,j} = 1, \forall i, j=1, \dots, N$$

其中, w_i 表示第 i 个产业与第 j 个产业的关联程度, 一般通过产业间的投入产出表计算。

将产业内生变量 $X_{i,t}$ 和其余 $N-1$ 个产业变量的加权平均值用 $X_{i,t}^*$ 结合起来形成一个 $(k_i + k_i^*) \times 1$ 阶向量

$$Z_{i,t} = (X_{i,t} \ X_{i,t}^*)^T \text{。式(8)可变形为式(9):}$$

$$A_i Z_{i,t} = a_{i0} + B_i Z_{i,t-1} + \Psi_{i0} d_t + \Psi_{i1} d_{t-1} + e_{i,t} \quad (9)$$

其中, $A_i = [I \ -A_{i0}]$, $B_i = [\Phi_i \ A_{i,1}]$ 。

令 $Z_{i,t} = W_i X_t$, 其中 $X_t = (X_{1,t}, X_{2,t}, \dots, X_{N,t})$, 代入式(9)得式(10):

$$G X_t = a_o + H X_{t-1} + \Psi_0 d_t + \Psi_1 d_{t-1} + e_t, e \sim i.i.d.(0, \sum^*) \quad (10)$$

$$G = \begin{bmatrix} A_1 W_1 \\ A_2 W_2 \\ \vdots \\ A_N W_N \end{bmatrix}, \quad H = \begin{bmatrix} B_1 W_1 \\ B_2 W_2 \\ \vdots \\ B_N W_N \end{bmatrix}, \quad a_o = \begin{bmatrix} a_{o1} \\ a_{o2} \\ \vdots \\ a_{oN} \end{bmatrix},$$

$$\Psi_j = \begin{bmatrix} \Psi_{j1} \\ \Psi_{j2} \\ \vdots \\ \Psi_{jN} \end{bmatrix}, j=0, 1, e = \begin{bmatrix} e_1 \\ e_2 \\ \vdots \\ e_N \end{bmatrix}, e_{p,q} (p \neq q) \text{ 不全等于 } 0.$$

式(10)两边同时左乘 G^{-1} 可变型为式(11)

$$X_t = b_o + F X_{t-1} + \gamma_0 d_t + \gamma_1 d_{t-1} + \mu_t \quad (11)$$

式(11)即为 GVAR 模型。其中, 矩阵 F 满足稳定条件。

$b_o = G^{-1}a_o$, $F = G^{-1}H$, $\gamma_0 = G^{-1}\Psi_0$, $\gamma_1 = G^{-1}\Psi_1$, $\mu_t = G^{-1}e_t$, 按照 GVAR 模型的基本思想, 它可用来考察各产业之间三种相互联系的途径, 它们既具有独立性, 又具有内在的相互联系:

途径 1, 内生变量 $X_{i,t}$ 依赖于外生变量的当期值 $X_{i,t}^*$ 和外变量的滞后值 $X_{i,t-1}^*$;

途径 2, 各产业的变量同时受各类货币政策变量影响;

途径 3, 第 i 个产业会受到第 j 个产业所受到的当期冲击的影响, 具体见式(10)的 \sum^* 。

我们可以通过分别估计 GVAR 的子系统来估计 GVAR 模型, 即通过分别估计各个产业的模型来构建 GVAR 模型, 分析各产业间的联系。

(二) 变量与数据选取

本文以第二产业为分析对象, 参照王岳平的方法^① 将中国工业行业按要素密集程度划分为六类, 然后将以自然资源为对象的采掘业单列为资源采掘型产业, 具体分类情况如表 1 所示。在本文将要构建的 GVAR 模型中, 变量 $N=7$ 。

货币政策工具可粗略划分为数量型和价格型大类。考虑到我国货币政策操作实际, 本文参照张红、李洋^[30]的方法选择广义货币供应量(m_2)作为数量型货币政策工具的代理变量, 一月期银行间同业拆借利率(ibr)作为价格型货币政策工具的代理变量, 分别作为货币政策的代理变量进行实证模型分析。在各产业模型的经济变量选取上, 参照潘敏等的方法, 以各产业的固定资产投资(fci)作为行业产出的代理变量^②, 故 $X_i = (fci)$, $d_i = MP$ 。

鉴于相关数据的可得性, 本文选取 2003 年 1 月到 2014 年 12 月的月度数据。其中, m_2 、 ibr 来自央行网站, 各产业固定资产投资(fci)来自中经网数据库^③。本文采用 X-11 方法对所有数据做季节调整, 然后采用以 2002 年 12 月为基期的 CPI 将各名义变量调整为实际变量, 然后对所有变量取对数。

(三) 产业关联权重与中间需求系数

为构建产业外变量 $X_{i,t}^*$, 参照 Christian 和 Jurgen、

耿鹏和赵昕东以及潘敏等的方法, 本文利用 135 部门投入产出表来计算各产业间的关联权重 w_{ij} , 以刻画产业间不可观测的内生性联系。其中, $w_{i,j} = K_{i,j} / \sum_{i=1}^N K_{i,j} (i \neq j)$, K_{ij} 表示产业 i 对产业 j 的投入。按照要素密集度划分的各产业间的关联权重如表

2 所示。因此, 由 $X_{i,t}^* = \sum_{j=0}^N w_{i,j} x_{j,t}$, $i \neq j$, $\sum_{j=0}^N w_{i,j} = 1$,

$\forall i$, $j=1, \dots, N$, 即可计算出其余 $N-1$ 个产业变量的加权平均值 $X_{i,t}^* = (X^*, A^*)$ 。

表 1 按要素密集程度划分行业

行业划分	包含的具体子行业
技术密集型(X_1)	电子及通信设备制造业
中度资本密集型(X_2)	化学纤维制造业、烟草加工业、化学原料及制品制造业、黑色金属冶炼及压延加工业
中度劳动密集型(X_3)	医药制造业、普通机械制造业、专用设备制造业、交通运输设备制造业、电气机械及器材制造业、仪器仪表文化办公用机械、塑料制品业、印刷业记录媒介的复制
资本密集型(X_4)	石油加工及炼焦业、电力蒸汽热水生产供应业
中度资本密集型(X_5)	煤气的生产和供应业、自来水的生产和供应业、有色金属冶炼及压延加工业、饮料制造业、造纸及纸制品业
劳动密集型(X_6)	食品加工业、食品制造业、纺织业、服装及其他纤维制品制造、皮革毛皮羽绒及其制品业、木材加工及竹藤棕草制品业、家具制造业、文教体育用品制造业、木材及竹材采运业、橡胶制品业、非金属矿物制品业、金属制品业
资源采掘业(X_7)	煤炭采选业、石油和天然气开采业、黑色金属矿采选业、有色金属矿采选业、非金属矿采选业

表 2 中, 每一列的数据加总等于 1, 每一行的数据加总即代表各产业的中间需求系数^④。表 3 总结了各产业的中间需求系数。按照中间需求系数的大小, 按要素密集度划分的产业在产业链中的位置由上游到下游依次是: 资源采掘业(X_7)、中度资本技术密集型(X_2)、中度劳动技术密集型(X_3)、资本密集型(X_4)、劳动密集型(X_6)、中度资本密集型(X_5)和技术密集型(X_1)。可以发现, 以资源采掘业为首的资本技术、劳动技术等要素密集程度相对较高的产业处于产业链上游, 其他产业对其产出的消耗程度较高, 相对来说对其他产业的辐射拉动作用强; 而在产业链下游行业中, 资本、技术等要素的密集程度相对较高。

表 2 产业关联权重

产业	技术密集型(X_1)	中度资本技术密集型(X_2)	中度劳动技术密集型(X_3)	资本密集型(X_4)	中度资本密集型(X_5)	劳动密集型(X_6)	资源采掘业(X_7)
技术密集型(X_1)	0	0.001 333	0.092 177	0.001 247	0.001 346	0.006 880	0.005 716
中度资本技术密集型(X_2)	0.168 510	0	0.312 977	0.026 932	0.128 622	0.501 166	0.184 887
中度劳动技术密集型(X_3)	0.258 186	0.168 274	0	0.161 486	0.221 157	0.142 339	0.298 064
资本密集型(X_4)	0.058 441	0.324 944	0.058 855	0	0.169 178	0.142 940	0.341 095
中度资本密集型(X_5)	0.154 660	0.066 678	0.270 412	0.012 483	0	0.110 532	0.023 129
劳动密集型(X_6)	0.357 969	0.113 607	0.254 211	0.026 184	0.171 941	0	0.147 109
资源采掘业(X_7)	0.002 234	0.325 163	0.011 369	0.771 668	0.307 756	0.096 143	0

表 3 各产业的中间需求系数表

技术密集型(X_1)	中度资本技术密集型(X_2)	中度劳动技术密集型(X_3)	资本密集型(X_4)	中度资本密集型(X_5)	劳动密集型(X_6)	资源采掘业(X_7)
0.108 698	1.323 094	1.249 506	1.095 453	0.637 895	1.071 021	1.514 333

表 4 ADF 单位根检验结果

变量	t 临界值			ADF 检验 t 值	p 值	结论
	1%	5%	10%			
fci1	-2.58	-1.94	-1.62	-12.878 7	0.000 0	平稳
fci2	-2.58	-1.94	-1.62	-19.661 9	0.000 0	平稳
fci3	-2.58	-1.94	-1.62	-13.483 5	0.000 0	平稳
Xt fci fci4	-2.58	-1.94	-1.62	-12.651 4	0.000 0	平稳
fci5	-3.48	-2.88	-2.58	-5.350 0	0.000 0	平稳
fci6	-2.58	-1.94	-1.62	-11.168 1	0.000 0	平稳
fci7	-2.58	-1.94	-1.62	-10.785 1	0.000 0	平稳
fci1*	-3.48	-2.88	-2.58	-13.569 5	0.000 0	平稳
fci2*	-3.48	-2.88	-2.58	-4.640 8	0.000 2	平稳
fci3*	-3.48	-2.88	-2.58	-2.938 8	0.043 7	平稳
Xt*fci*fci4*	-3.48	-2.88	-2.58	-14.824 3	0.000 0	平稳
fci5*	-3.48	-2.88	-2.58	-4.479 0	0.000 4	平稳
fci6*	-3.48	-2.88	-2.58	-4.221 2	0.000 9	平稳
fci7*	-2.58	-1.94	-1.62	-17.504 7	0.000 0	平稳
m2	-2.58	-1.94	-1.62	-9.324 3	0.000 0	平稳
dt	-2.58	-1.94	-1.62	-13.708 4	0.000 0	平稳

(二) 脉冲响应分析

在 VAR 模型框架下, 一般用正交化的脉冲响应函数(OIRF)分析变量之间的相互影响。在 GVAR 模型框架下, 则多采用由 Koop、Pesaran 和 Potter^[31]以及

五、实证分析

(一) 模型估计

在各项代理变量确定之后, 式(8)变形为如下形式:

$$fci_{i,t} = a_{io} + \Phi_i fci_{i,t-1} + A_{i0} fci_{i,t}^* + A_{i1} fci_{i,t-1}^* + \Psi_{i,0} MP_t + \Psi_{i,1} MP_{t-1} + e_{i,t} \quad (i=1, \dots, N) \quad (\text{式 12})$$

在所有变量确定之后, 我们利用 ADF 方法检验数据的平稳性。检验结果显示, 对所有变量取一阶差分后均在 5% 显著水平下为平稳序列, 具体检验结果如表 4 所示。结果表明, 所有变量均在 1% 显著性水平下平稳。

在式(12)中我们采用水平变量建模, 张红等^[30]指出, 在采用变量水平值构建的 GVAR 模型中, 无论是否存在协整关系都不会导致识别错误。由式(8)的假设条件可知, 在单独估计每个产业的 VARX*方程时, $\Delta x_{i,t}^*$ 和 $\Delta d_{i,t}$ 必须符合弱外生性假设。分别计算各产业的 $\Delta x_{i,t}^*$ 、 $\Delta d_{i,t}$ 与 $\varepsilon_{i,t}$ 的平均相关系数可以发现, 当 $N \rightarrow 0$ 时, $\text{cov}(\Delta x_{i,t}^*, \varepsilon_{i,t}) \rightarrow 0$, $\text{cov}(\Delta d_{i,t}, \varepsilon_{i,t}) \rightarrow 0$, $\Delta x_{i,t}^*$ 和 $\Delta d_{i,t}$ 均符合弱外生性, 因此, 采用 SUR 方法对式(12)单独估计的结果有效^⑤。

Pesaran 和 Shin^[32]提出的广义脉冲响应函数(GIRF)代替。本部分采用 GIRF 分析货币政策对不同产业的产出和资产规模的影响。

1. 货币供应量(m_2)冲击的产出效应

广义货币供应量(m_2)是我国数量型货币政策工具的重要组成部分,若以 m_2 作为货币政策(MP)的代理变量,货币供应量变动对各类型产业固定资产投资的冲击结果如图 2 所示。对于单位货币供应量冲击,资源采掘业(X_7)、中度资本密集型产业(X_2)和劳动密集型产业(X_6)的固定资产投资规模在第 2 个月即达到最大的正向响应强度;中度劳动技术密集型产业(X_3)、资本密集型产业(X_4)和中度资本密集型产业(X_5)的固定资产投资规模在第 3 个月达到正向响应强度。从累积响应来看,资源采掘业(X_7)的累积值最大,接下来依次是中度资本密集型产业(X_2)和资本密集型产业(X_4),上述各行业对于货币供应量(m_2)冲击的累积反应基本在第 5 个月趋于稳定。

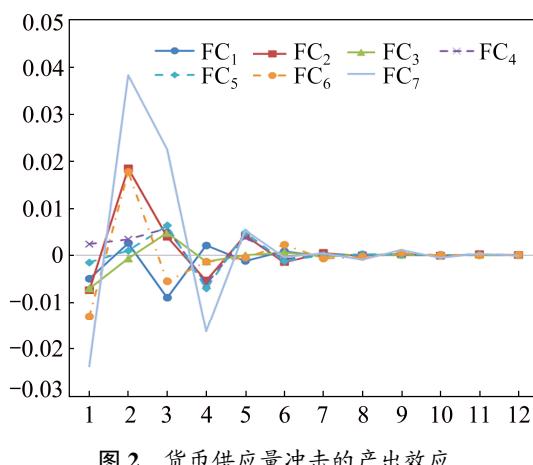


图 2 货币供应量冲击的产出效应

考虑到中度资本密集型产业(X_2)和资源采掘业(X_7)对于资金数量和成本变动反应的敏感性特征,短期内行业固定资产投资规模对于货币供应量冲击的反应显著;此外,劳动密集型产业(X_6)固定资产投资对于货币供应量变动的冲击反应亦相对较大,其主要对应的行业以食品、服装、医药及普通机械为主,说明货币政策变动对于短期内扩大消费和就业、促进产业结构调整有所裨益。此外,亦说明在目前制造业仍以劳动密集型产业占主导地位的背景下,数量型货币政策工具的作用效果存在一定的偏向性。从累积响应强度来看,资源采掘业(X_7)的累积值最大、政策的持续效果更显著,货币政策冲击对中度资本密集型产业(X_2)和资本密集型产业(X_4)产业的持续性亦较明显。

2. 利率(ibr)冲击的产出效应

利率政策是我国重要的价格型货币政策之一,既会通过利率渠道或资产价格渠道影响实体经济,亦会对微观产业的发展造成影响^[33]。在十八届三中全会明确提出推动利率市场化改革的背景下,随着经济金融化程度的提高以及市场经济的不断完善,作为资本价格信号的利率将成为配置资源的基础。

若以利率(ibr)作为货币政策(MP)的代理变量,利率冲击对各产业固定资产投资的影响如图 3 所示。与数量型货币政策的产出效应相类似,对于一个标准差的利率冲击,资源采掘业(X_7)、中度劳动技术密集型产业(X_3)和资本密集型产业(X_4)的固定资产投资规模分别在第 1 个月即达到最大的正向响应强度,之后脉冲反应强度有所减弱;中度资本密集型产业(X_5)和劳动密集型产业(X_6)在短期内以负向反应为主,在第 3 个月达到最大的正向反应强度。从脉冲响应的累积值来看,货币政策冲击的持续性排名前三的行业依次是中度劳动技术密集型产业(X_3)、资源采掘业(X_7)和资本密集型产业(X_4)。

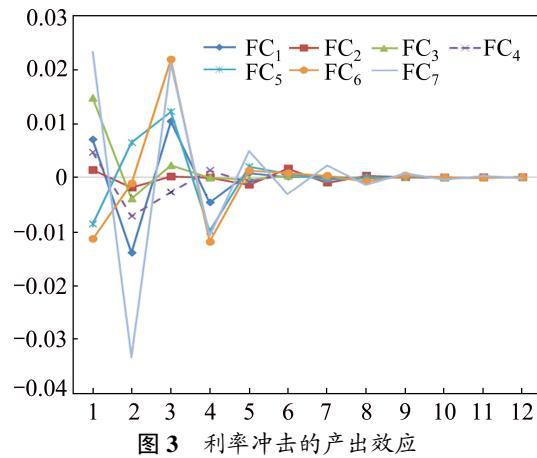


图 3 利率冲击的产出效应

若从社会资本配置效率的角度来解释,我们认为基于货币政策的利率传导渠道,货币政策变动会通过影响企业的投资成本以及影响居民边际消费倾向从而影响企业投资乘数两个方面来影响实体经济投资或产出情况。考虑到不同产业部门技术和资本要素密集程度的差异,在存在生产效率差异的加尔比斯两部门模型中,紧缩性货币政策背景下,利率上升,资本收益率低的部门将减少投产增加储蓄,资本收益率高的部门将因此获得更多的资金来源,因而产业间的差异进一步拉大。表现在我们的模型中,即是资本规模较大的资源采掘业(X_7)以及中度劳动技术密集型产业(X_3)、资本密集型产业(X_4)在短期内受到的正向冲击更明

显, 其余各产业以负向冲击为主; 此外从累积响应强度来看, 货币政策冲击的持续性亦更强。

总的来说, 与货币供应量的冲击不同, 利率冲击对于除资本密集型产业(X_4)和资源采掘业(X_7)以外的其他产业的作用效果刚好相反, 在利率提升、资金成本上升的背景下, 对应产业的固定资产投资规模反而提高, 说明价格型货币政策工具在优化社会资本配置效率方面存在一定的优势; 此外, 亦说明在目前我国利率市场化水平不高的背景下, 还存在许多非市场化因素会影响产业的产出与规模, 我国的价格型货币政策工具的作用效果在资金敏感性较低的产业表现出不同程度的偏差。

3. 货币政策冲击及产业间溢出效应的进一步分析

(1)货币政策冲击对资本密集度高的产业影响更加显著

各产业对数量型和价格型货币政策冲击的反应速度较一致, 资本密集度较高的产业反应速度快于劳动或技术密集产业。一般来说, 资本密集度高的产业对于资金需求量大, 货币供应量或利率的轻微波动都会对其资金供给、资金成本以及市场需求产生重大影响, 相关产业对货币政策信号的反应更加强烈。而劳动或技术等要素密集度高的产业, 无论是培育熟练劳动力还是将资金投入转化为技术均需要较长的时期, 它们对于资金成本和数量变动的反应不及资本密集型产业, 因此对于货币政策冲击的反应速度也相对较慢。

(2)数量型货币政策的传导路径基本与产业间的消耗关系一致

从不同类型的货币政策冲击在产业间的传导路径来看, 数量型货币政策冲击在产业间的传导路径较为清晰。结合货币政策冲击反应的峰值和出现的时点, 分别分析货币政策冲击对固定资产投资的效应可以发现, 对于数量型货币政策工具, 货币政策冲击的传导大致由资本、劳动、中度资本密集型产业向技术密集型产业传导; 对于价格型货币政策冲击对固定资产投资的效应, 其传导路径则存在显著的差异。

一般来说, 货币供应量的变动会沿着产业链传导, 在上游行业投资扩张、产出增大的背景下, 下游产业能够随之资本或产品投入, 增大资产规模。整体来看, 数量型货币政策的传导路径与表 3 所列举的中间需求系数所显示的产业间的消耗关系较一致。产业的中间需求系数越大, 表明其他产业对其产出的消耗程度越高, 此产业对其他产业的辐射拉动作用亦越强。总的来说, 货币政策的传导效果具有显著的行业差异, 行

业的异质性特征决定了其对货币政策冲击响应的多样性。

(3)价格型货币政策工具通过优化资本配置效率进行产业调整效果更显著

对比内生变量对货币政策冲击的累积反应可以发现, 在各产业对数量型货币政策变动的冲击反应与价格型货币政策工具基本相当的情况下, 利率冲击对于除资本密集型产业(X_4)和资源采掘业(X_7)以外的其他产业的作用效果刚好相反, 在利率提升、资金成本上升的背景下对应产业的固定资产投资规模反而提高, 说明价格型货币政策工具在优化社会资本配置效率方面存在一定的优势。在十八届三中全会明确提出使市场在资源配置中起决定性作用的背景下, 随着利率市场化水平的提高, 预计未来价格型货币政策工具的产业调整效果会显著提高。

六、结论

本文以要素禀赋差异作为产业异质性的划分基础, 将中国工业行业按要素密集程度划分为 7 个产业, 并以投入产出表为分析基础确立产业关联权重, 通过 GVAR 模型实证检验了我国 2003 年 1 月到 2014 年 12 月间不同货币政策工具冲击对不同产业的固定资产投资的影响, 得出如下结论: ①货币政策冲击对不同产业的冲击存在显著差异, 不论是对于数量型货币政策工具还是价格型货币政策工具, 资本密集度较高的产业反应速度快于劳动或技术密集产业; ②数量型货币政策的传导路径基本与产业间的消耗关系较一致, 大致由资本密集型向劳动密集型、中度资本密集型、技术密集型产业传导, 而价格型货币政策的传导路径则存在显著的差异; ③价格型货币政策工具通过优化资本配置效率进行产业调整效果更显著, 在利率提升、资金成本上升的背景下具备资本或技术优势的相关产业的固定资产投资规模反而提高, 说明价格型货币政策工具在优化社会资本配置效率方面存在的优势。

总体而言, 上述实证结果充分证明了产业异质性对货币政策传导的影响, 这也构成了结构性货币政策的产业基础。由于产业异质性的长期存在和不断的变化, 货币政策也需要跟随性调整。当前, 以优化产业结构为核心的供给侧改革提出了基于产业差异实施针对性货币政策的更高要求。

注释:

- ① 采用资本-劳动力比率衡量资本密集程度,用劳动力报酬-产出比率衡量劳动密集程度,用R&D/销售额、工程技术人员数/就业总人数和微电子设备/生产经营设备来衡量技术密集程度。
- ② 一般来说,国民收入中统计的投资包括固定资产投资和存货。考虑到存货的逆周期特性、固定资产投资的顺周期特性,投资对经济增长的促进作用主要是通过固定资产投资产生的。除潘敏(2011)外,刘斌(2001)以及王剑和刘玄(2005)在货币政策相关研究的论文中,都采用了固定资产投资作为实体经济产出的替代变量。
- ③ 由于1月份固定资产投资和资产总计的数据均未公布,我们采用插值计算和倒推的方法近似填补。
- ④ 经济活动中其他产业对某一产业产出的消耗程度之和用中间需求系数表示,该值越大说明相关产业处于产业链的上游,反之则处于产业链的下游。
- ⑤ 具体估计结果见附录。

参考文献:

- [1] 曹永琴.中国货币政策非对称效应形成机理研究[D].上海:复旦大学,2008.
- [2] 郭晔,赖章福.货币政策与财政政策的区域产业结构调整效应比较[J].经济学家,2010(5): 67-74.
- [3] 潘敏,缪海斌.产业结构调整与中国通货膨胀缺口持久性[J].金融研究,2012(3): 14-28.
- [4] 潘敏,唐晋荣.人民币升值速度对中国区域产业的影响研究—基于MS-VAR的非对称效应分析[J].中国工业经济,2013(12): 5-17.
- [5] GERTLER M, GILCHRIST S. Monetary policy, business cycles, and the behavior of small manufacturing firms[J]. Quarterly Journal of Economics, 1994, 109(2): 309-340.
- [6] BERNANKE B S, GERTLER M. Insight the black box: The credit channel of monetary policy transmission[J]. Journal of Economic Perspectives, 1995, 9(4): 27-48.
- [7] GANLEY J, SALMON C. The industrial impact of monetary policy shocks: Some stylised facts[J]. Bank of England Working Papers, 1997, No. 68.
- [8] HAYO B, UHLENBROCK B. Industry effects of monetary policy in Germany[J]. Macroeconomics, 1999(1): 127-158.
- [9] DEDOLA L, LIPPI F. The Monetary transmission mechanism: Evidence from the industries of five OECD countries[J]. European Economic Review, 2005, 49(6): 1543-1569.
- [10] DAS A, GHOSH S. Financial deregulation and profit efficiency: A nonparametric analysis of Indian banks[J]. Journal of Economics and Business, 2009, 61(6): 509-528.
- [11] GERTLER M, KARADI P. Monetary policy surprises, credit costs and economic activity[J]. National Bureau of Economic Research Working Papers, 2014, No. 20224.
- [12] CARLINO G, DEFINA R. The differential regional effects of monetary policy[J]. Journal of Regional Science, 1998, 80(4): 572-587.
- [13] ARNOLD I J M. The regional effects of monetary policy in Europe[J]. Journal of Economics Integration, 2001, 16(3): 399-420.
- [14] PEERSMAN G, SMETS F. The industry effects of monetary policy in the Euro area[J]. Economic Journal, 2005, 115(503): 319-342.
- [15] OWYANG M T, WALL H J. Regional disparities in the transmission of monetary policy[J]. Federal Reserve Bank Working Paper, 2003.
- [16] AGHION P, HEMOUS D, KHARROUBI E. Cyclical fiscal policy, credit constraints, and industry growth[J]. Journal of Monetary Economics, 2014, 62(1): 41-58.
- [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[J].上海财经大学学报,2005(4): 8-15.
- [18] 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[J].数量经济技术经济研究,2008(5): 17-29.
- [19] 汪昊旻.我国货币政策的产业效应实证分析[J].世界经济情况,2009(10): 40-45.
- [20] 叶蓁.中国货币政策产业异质性及其决定因素——基于上市公司面板数据的实证分析[J].财经论丛,2010(1): 50-56.
- [21] 刘舒潇,段文斌.异质产业金融结构与货币政策非均质效应[J].经济与管理研究,2010(9): 27-33.
- [22] 王剑,刘玄.货币政策传导的行业效应研究[J].财经研究,2005(5): 104-111.
- [23] 耿鹏,赵昕东.基于GVAR模型的产业内生联系与外生冲击分析[J].数量经济技术经济研究,2009(12): 32-45.
- [24] 潘敏,罗霄,缪海斌.银行信贷的行业产出与溢出效应[J].投资研究,2011(8): 12-22.
- [25] 吉红云,干杏娣.我国货币政策的产业结构调整效应——基于上市公司的面板数据分析[J].上海经济研究,2014(4): 9-15.
- [26] 吴伟军,刘万晴.我国货币政策行业异质性效应的存在性及实证分析——基于面板数据模型及VAR模型的检验[J].金融与经济,2015(1): 19-24.
- [27] 王福岭.中国货币政策结构效应研究[D].上海:华东师范大学,2011.
- [28] PESARAN M H, SCHUERMANN T, WEINER S M. Modeling regional interdependencies using a global error-correcting macroeconometric model[J]. Journal of Business & Economic Statistics, 2001, 22(2): 129-162.
- [29] HIEBERT P, VANSTEENKISTE I. International trade, technological shocks and spillovers in the labour market: A GVAR analysis of the US manufacturing sector[J]. 2010, 42(24): 3045-3066.
- [30] 张红,李洋.房地产市场对货币政策传导效应的区域差异研究——基于GVAR模型的实证分析[J].金融研究,2013(2):

- 114–128.
- [31] KOOP G, PESARAN M H, POTTER S M. Impulse response analysis in nonlinear multivariate models[J]. *Journal of Econometrics*, 1996, 74(1): 119–147.
- [32] PESARAN M H, SHIN Y. Generalized impulse response analysis in linear multivariate models[J]. *Economics Letters*, 1998, 58(1): 17–29.
- [33] 耿鹏, 赵昕东. 基于 GVAR 模型的产业内生联系与外生冲击分析[J]. *数量经济技术经济研究*, 2009, 26(12): 32–45.

Industrial heterogeneity and monetary policy transmission: An empirical analysis based on GVAR model

DAI Junxun, LI Zuo, LI Lixuan

(School of Economics and Management, Wuhan University, Wuhan 430072, China)

Abstract: With the differences of factor endowment as the basis of the partition of industry heterogeneity, the present study, by using inter-industry input-output relationship, constructs the global vector autoregressive (GVAR) model, and, by employing the monthly data during 2003–2014, conducts an empirical test on the effects of industry heterogeneity on the conduction of various monetary policy tools. Empirical results show that, to industries with different factor endowment, there exist considerable differences in their responses to various monetary policy tools, which suggests that industry heterogeneity affects the conduction of various monetary policies. Therefore, structural adjustment based on industry heterogeneity is needed in monetary policy in our country so as to be adapted to the adjustment of our economical structure whose core is to optimize industrial structure.

Key Words: monetary policy; industrial structure; industry heterogeneity

[编辑: 谭晓萍]