

“双赤字”还是“双重分叉”？

——开放经济环境下中国积极财政政策冲击效应研究

田 磊 杨子晖*

摘要 本文建立 10 变量中型 BVAR 模型，实证分析在开放环境下积极财政政策的宏观经济效应，综合利用 Blanchard and Perotti (2002) 方法和符号约束识别法识别积极财政政策冲击。本文发现：在积极财政政策的冲击下，财政盈余和经常项目同向减少（“双赤字”），人民币有效汇率升值；居民投资呈现高度显著的正向反应而消费和产出的反应受到积极财政政策内容的重要影响。本文的理论启示：既要重视积极财政政策对居民投资的“挤入效应”，又要考虑政府消费和政府投资对居民消费的异质性影响。

关键词 积极财政政策冲击，经常项目，人民币有效汇率

DOI: 10.13821/j.cnki.ceq.2019.02.06

一、引 言

随着中国经济全面融入世界经济，宏观调控政策在开放经济环境下的效果日益受到政府和学界的关注，与此同时，积极财政政策一直是中国政府抵御国内外不利经济冲击，防止经济增速过度下滑的主力政策工具（许宪春等，2013）。在这样的背景下，深入考察开放经济环境下中国积极财政政策对关键宏观经济变量的动态影响就显得非常重要。

在开放经济环境下，经常项目和实际有效汇率无疑是两个关键的传导变量，它们的动态变化方向既能够揭示中外经济状况的相对变化又能够有效反映宏观经济政策的外溢效应。因此，量化分析经常项目和有效汇率的动态反应一直是考察积极财政政策冲击效应的主要内容。中国的积极财政政策冲击对经常项目余额的影响是与“双赤字”(twin deficit) 假说一致还是符合“双重分叉”(twin divergence) 现象？实际有效汇率的变动方向是与标准理论模

* 田磊，浙江财经大学财政税务学院；杨子晖，中山大学岭南学院。通信作者及地址：杨子晖，广东省广州市新港西路 135 号中山大学岭南学院，510275；电话：18922218880；E-mail：yangzhiu@mail.sysu.edu.cn。本文得到广东省自然科学基金重点项目（2018B030311053）、国家自然科学基金创新研究群体项目（71721001）、中央高校基本科研业务费专项资金项目、国家自然科学基金青年项目（71403250）、浙江省自然科学基金项目（LY19G030017）的资助；田磊感谢浙江财经大学现代公共经济学研究中心的资助。特别感谢两位匿名审稿专家的宝贵建议。文责自负。

型预测的升值一致还是与 Kim and Roubini (2008)、Monacelli and Perotti (2010) 等代表性实证文献发现的贬值反应相符? 对这两个关键问题的回答为刻画宏观经济效应提供了基准经验事实。进一步的, 居民消费、居民投资以及实际产出的动态反应将为甄别开放经济环境下积极财政政策的作用机制提供了有用信息。然而, 国内外学者还未对上述问题进行深入考察。

图 1 呈现了 2001—2014 年经常项目盈余率、人民币实际有效汇率和政府储蓄率的时间序列变化。总体上, 经常项目盈余率和政府储蓄率有着比较相似的变动趋势, 均呈现了以 2008 年为高点的“驼峰形”变化形态, 两个序列的样本相关系数也高达 0.8, 也就是说, 政府储蓄和经常项目表现出了“同涨同跌”的“双赤字”现象。人民币实际有效汇率并未呈现出与政府储蓄率相似的时序变化形态, 二者的样本相关系数只有一 -0.33, 扩张性财政政策引致有效汇率升值的理论预测并未得到图形分析的支持。

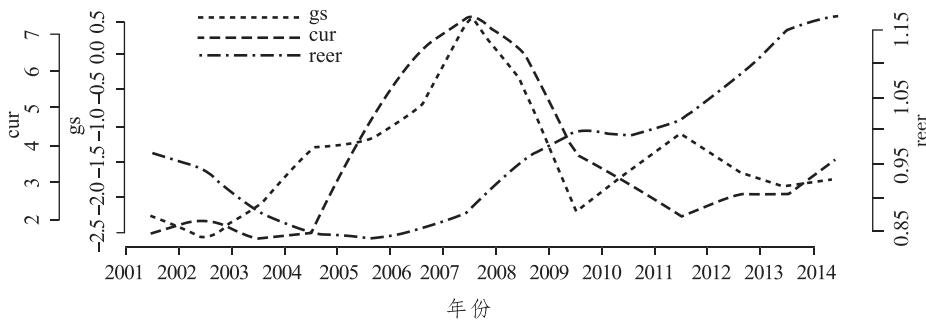


图 1 经常项目盈余率、人民币实际有效汇率和政府储蓄率

注: 经常项目盈余率 (cur) 被定义为经常项目/GDP、政府储蓄率 (gs) 被定义为 (财政收入 - 财政支出) /GDP; 人民币实际有效汇率 (reer) 为标准化值 (2009 年取 100)。

资料来源: Wind 数据库。

尽管图 1 描绘了关键宏观经济变量的动态变化轨迹和相关关系, 但毕竟是简单的相关性分析, 难以控制其他潜在影响因素。要准确量化积极财政政策在开放环境中的宏观经济效应, 我们需要利用能够刻画宏观经济系统动态变化路径的 VAR 模型 (Kim and Roubini, 2008)。

积极财政政策冲击对经常项目余额和有效汇率的影响一直是国际经济学领域的重要研究主题, 已有文献对美国以及欧洲发达国家的样本数据进行了大量的理论和实证研究 (Beetsma and Giuliodori, 2011), 但现有研究还未在理论模型预测与经验证据之间取得一致, 不同实证分析的研究结论也存在冲突。蒙代尔-弗莱明-多恩布什模型和新古典模型预测扩张性财政政策冲击引致有效汇率升值, Beetsma *et al.* (2008)、Bennetrix and Lane (2010) 的实证结果支持有效汇率升值的理论预测; 与之相反, 许多经典实证研究, 包括 Kim and Roubini (2008)、Monacelli and Perotti (2010) 和 Ravn *et al.* (2012),

发现积极财政政策冲击引致有效汇率贬值，新凯恩斯模型通过引入不可分离效用函数和“深度习惯”(deep habits)消费者，实现了有效汇率贬值的理论预测。对于经常项目余额的反应，Kim and Roubini (2008) 利用美国样本数据做了详尽的实证分析，发现积极财政政策冲击引致经常项目余额改善，即“双重分叉”现象，而 Monacelli and Perotti (2010)、Ravn *et al.* (2012) 基于欧洲、美国、加拿大和澳大利亚等国的样本数据发现，积极财政政策冲击引致经常项目余额恶化，即“双赤字”假说。与之相对应，理论模型也不能给出经常项目反应的明确指向 (Beetsma and Giuliodori, 2011)。

随着研究的深入，理论分析和实证研究均发现：积极财政政策的宏观经济效应受到经济结构、宏观调控政策实践等多种经济因素的影响 (Woodford, 2011；Favero *et al.* 2011；Ilzetzki *et al.* 2013)。众所周知，与西方经济体相比，中国的经济结构、汇率制度安排和宏观经济政策实践都存在明显的差异，其中重要的经济特征包括：投资和对外贸易是经济增长和经济波动的主要影响因素；人民币汇率在很长一段时间内是以“爬行盯住美元”的方式变动；更为重要的是，为抵御经济衰退，中国政府常常实施以积极财政政策为主、宽松货币政策为辅的宏观经济调控措施 (余斌和张俊伟, 2014；《政府工作报告》2009—2015)，政府和国有企业主导的固定资产投资是积极财政政策的主要内容 (傅勇和张晏, 2007；贾俊雪和郭庆旺, 2012)。这些经济特征都有可能影响中国积极财政政策的作用机制和宏观经济效应，使其表现出不同于欧美发达国家的特点。

尽管中国已成为世界上最大的货物贸易国并且具有独特的经济特征，但还少有中英文文献基于中国数据对该主题进行深入分析。在这样的背景下，本文试图设计严谨合理的实证方案来考察积极财政政策冲击对经常项目余额、有效汇率、消费、投资、产出和其他重要宏观经济变量的影响，从而为理论建模和政策评估提供必要的实证分析结果。本文的研究内容分三大部分展开：第一部分，建立一个 10 变量中型 BVAR 模型，利用“信息充分性检验”来说明 BVAR 模型包含信息的全面性，再利用嵌套贝叶斯技术估计 BVAR 模型。这样做的目的是：(1) 避免遗漏重要变量，试图更全面地刻画积极财政政策的动态传导机制；(2) 嵌套贝叶斯技术可以更精确地估计 BVAR 模型并实现很好的预测效果，上述两点为精确估计脉冲响应函数提供坚实的计量基础。第二部分，识别积极财政政策冲击。我们设计如下识别策略：首先，运用 Blanchard and Perotti (2002) 的方法识别积极财政政策冲击，得到基准的脉冲响应结果；其次，基于中国财政、货币政策操作实践，修改 Mountford and Uhlig (2009) 的符号约束识别方法，提出包括不等式约束和常规符号约束的混合识别条件，识别出具有明确经济意义的积极财政政策冲击，最后得到稳健可信的脉冲响应结果。第三部分，将财政政策变量由总的财政支出改为政府投资，考察财政支出内容对实证结果的影响。

本文的研究内容与下述重要文献紧密相关：王文甫和王子成（2012）在 5 变量 VAR 模型中利用 Blanchard and Perotti (2002) 的方法研究财政扩张对经常项目余额的影响，实证结论支持“双重分叉”，即财政扩张导致经常项目余额增加。刘金全等（2014）、王文甫等（2015）分别建立中型 BVAR 模型评估中国积极财政政策的有效性，但这两篇文章是直接使用 Mountford and Uhlig (2009) 的方法识别积极财政政策冲击，在实证设计时对中国宏观经济政策实际情形的考虑略显欠缺。本文在 BVAR 模型设定和估计方面与周建和况明（2015）相近，该文根据中国宏观经济数据特征修改了明尼苏达类先验分布并以虚拟变量的方式估计了中型 BVAR 模型。在识别方法上，赵文胜和张屹山（2012）利用 Uhlig (2005) 发展的符号约束法分析了货币政策冲击对人民币汇率的影响；陈浪南和田磊（2014）基于中国货币政策操作特征，通过设定零约束和符号约束条件，考察主要货币政策工具实施的冲击对产出和价格的影响；田磊等（2017）通过设计混合识别方法以同时识别出经济政策不确定性冲击以及总需求、总供给和货币政策这三种传统的结构冲击。

在充分借鉴已有文献研究成果的基础上，本文从结构冲击识别、BVAR 模型设定两个方面尝试研究创新：(1) 利用 Blanchard and Perotti (2002)（以下简称 BP）方法和基于中国宏观经济政策实践设计的符号约束识别法分别识别积极财政政策冲击，从而以更大概率得到稳健可信的脉冲响应结果；(2) 建立更大规模的 BVAR 模型，既能避免相应 SVAR 模型遭受“信息不充分”问题，又能更全面地刻画积极财政政策冲击对宏观经济的动态影响 (Forni and Gambetti, 2014; Caldara and Kamps, 2012)；利用嵌套贝叶斯方法估计 BVAR 可以得到估计精度更高的脉冲响应函数。

本文其余部分的结构安排如下：第二部分呈现计量模型设定、结构冲击识别方法、嵌套贝叶斯估计法和样本数据；第三部分进行 BVAR 模型设定检验，包括“预测精度比较”和“信息充分性检验”两块内容；第四部分进行积极财政政策冲击的识别，包括 Blanchard and Perotti (2002) BP 方法和符号约束识别法两个部分；第五部分考察财政支出内容变化的影响；第六部分总结全文。

二、计量模型设定、估计和样本数据

(一) VAR 模型和 SVAR 模型的设定

简约式 VAR 模型的一般形式：

$$y_t = \sum_{l=1}^p A_l y_{t-l} + c + u_t, \quad (1)$$

其中， y_t 是 $m \times 1$ 维内生变量向量， p 是滞后阶数， c 是常数项， T 是样本总长度，

A_t 是 $m \times m$ 维系数矩阵, u_t 是协方差阵为 Σ 的误差项。紧凑形式的 VAR(p) 可写为:

$$Y = XA + U, \quad (2)$$

其中, $Y = (y_{p+1}, y_{p+2}, \dots, y_T)'$, $x_t = (1, (y_{t-1})', \dots, (y_{t-p})')'$, $X = (x_{p+1}, x_{p+2}, \dots, x_T)'$, $A = (c, A_1, \dots, A_p)'$, $U = (u_{p+1}, \dots, u_T)'$, 进一步可写成: $y = (I_m \otimes X)\alpha + u$, 这里, $y = \text{vec}(Y)$, $\alpha = \text{vec}(A)$, $u = \text{vec}(U)$ 。由于简约式 VAR 的方程没有明确的经济意义, 我们需要引入 SVAR 模型。

式(1) 对应的 SVAR 模型为:

$$B_0 y_t = \sum_{\ell=1}^p B_\ell y_{t-\ell} + \mu + \varepsilon_t, \quad (3)$$

其中, ε_t 为结构冲击向量且有 $\text{cov}(\varepsilon_t, \varepsilon_s) = I_m$, μ 为常数项; 同期系数矩阵 B_0 是可逆的, 式(3) 两边同时左乘 B_0^{-1} 就可得到式(1), 因此有 $A_t = B_0^{-1}B_t$, $u_t = B_0^{-1}\varepsilon_t$, $c = B_0^{-1}\mu$, 令 $B_+ = (\mu, B_1, \dots, B_p)$, 则 (B_0, B_+) 被称为 SVAR 模型的结构参数, 其与简约式参数对 (A, Σ) 的关系为: $(B_0' B_0)^{-1} = \Sigma$, $B_0^{-1} B_+ = A'$ 。

(二) SVAR 模型的识别

根据施加约束条件的对象, Rubio-Ramirez *et al.* (2010) 将识别方法分为两大类。第一类是对结构参数 (B_0, B_+) 施加零约束, 就是假设 (B_0, B_+) 的一些元素为 0, 然后利用简约式参数对 (A, Σ) 和结构式参数对 (B_0, B_+) 的关系式求出 (B_0, B_+) 的值, 从而实现识别, BP 识别法属于此类; 第二类是对脉冲响应函数 $f(B_0, B_+)$ 施加约束, 其中的符号约束识别法指的是对一些内生变量的一定时期的脉冲响应函数值施加符号约束, Mountford and Uhlig (2009) (以下简称 MU) 识别法属于此类。根据 Rubio-Ramirez *et al.* (2010) 的定义, 如果 (A, Σ) 只有唯一的结构参数 (B_0, B_+) 与之对应, 则 SVAR 模型就被精确认识, Blanchard and Perotti (2002) BP 识别法能够对 SVAR 模型进行精确认识。而符号约束识别法对 SVAR 模型实现的是集合识别, 给定一对简约式参数, 会有许多对结构式参数满足符号约束条件。

(三) BVAR 模型的估计

在贝叶斯估计框架下, 明尼苏达先验分布被广泛应用, 该先验分布假设随机游走过程可以近似地刻画宏观经济变量序列的动态轨迹, 也就是说: 式(1) 中的一阶系数矩阵是均值为 I_m 的随机矩阵, 二阶及以上系数矩阵是均值为 0_m 的随机矩阵; 超参数向量 λ 控制随机矩阵 A_t 的协方差阵, 即由 λ

反映先验信念的松紧程度。参数 (A, Σ) 明尼苏达类先验分布的数学表达式是 $A | \Sigma \sim \text{MN}(M, \Sigma \otimes P)$, $\Sigma \sim \text{IW}(\Psi, v)$, 即 $(A, \Sigma) \sim \text{MNIW}(M, P, \Psi, v)$, 其中, $k \times m$ 维矩阵 M 是 A 的先验分布均值矩阵, $k \times k$ 维矩阵 P 刻画 A 中列向量之间的协方差结构, 即 $\text{COV}(A_{\cdot i}, A_{\cdot j}) = \Sigma_{i, j} \otimes P$; $m \times m$ 维矩阵 Ψ 是 Σ 的先验分布均值矩阵, v 是自由度, 超参数向量 λ 包含了矩阵 P 和 Ψ 的关键元素, λ 的取值对 BVAR 模型的估计结果具有重要影响。

边际似然函数可写为超参数向量 λ 的函数:

$$p_\lambda(Y) = \int p(Y | A, \Sigma) p(A, \Sigma | \lambda) d(A, \Sigma). \quad (4)$$

当先验分布属于 MNIW 分布族时, 式 (4) 存在关于 λ 的解析表达式, 此时, 通过求最优 λ 值以最大化 $P_\lambda(Y)$, 即 $\lambda^0 = \underset{\{\lambda\}}{\text{argmax}} [P_\lambda(Y)]$, 是一种可行的选择超参数向量 λ 的方法; 另一种方法是把 λ 和 (A, Σ) 一同看作 BVAR 模型的未知参数, 求得后验分布 $P(\lambda | Y)$ 的模 (mode) 作为 λ 的选择值, 此即嵌套贝叶斯方法 (Giannone *et al.* 2015)。

本文采用 Giannone *et al.* (2015) 发展的嵌套贝叶斯方法估计 BVAR 模型, 这样做的原因是: (1) 当超参数向量 λ 的后验分布 $P(\lambda | Y)$ 取得最大值时 (此最大值被称为后验分布的模 λ_m), 边际似然函数 $P_\lambda(Y)$ 取得最大值, BVAR 模型实现最优向前一步预测, 这是精确估计脉冲响应函数的一个必要条件。同样的道理, 将参数 (A, Σ) 的联合后验分布的模表示为 (A_m, Σ_m) , (A_m, Σ_m) 定义的 VAR 模型被称为模模型 (modal model), 根据极大似然原理, 模模型应作为结构冲击分析的基准模型 (Inoue and Kilian, 2013)。 (2) 嵌套结构意味着 (A, Σ) 的无条件先验分布更加平滑, 从而可以得到比较稳健的模型估计结果。

参考 Sims and Zha (1998)、Giannone *et al.* (2015) 的做法, 本文将超参数向量 λ 的先验分布设定为: (1) 超参数 λ_1 表示 l 阶滞后系数矩阵 A_l 的第 i 行第 j 列元素的先验方差, 设定 λ_1 服从 gamma 分布, 模和标准差都取 0.3; (2) 用 ψ 表示 Ψ 主对角线上的元素, 设定 ψ 的先验均值 $\psi/v - m - 1$ 服从 Inv-Gamma(0.01², 0.01²) 分布; (3) 应对单位根和协整现象的超参数均设定为 1。需要说明的是, 本文分别采用直接最优化和 MCMC 模拟两种方法求 λ 后验分布的模。本文选择 lags=3 以实现最优的预测和结构冲击分析。

(四) 样本数据

本文建立一个 10 变量中型 VAR 作为基准模型, 内生变量包括: 财政支出、出口、产出、进口、消费、投资、价格水平、实际有效汇率、广义货币供给量和信贷总额, 其中, 财政支出、净出口、消费、投资组成总需求; 产出代表总供给, 实际有效汇率是开放经济环境中的核心价格变量; 广义货币供给量和信贷总额分别反映经济体的流动性水平和融资水平。将出口和进口

分开进入 VAR 模型是借鉴 Beetmsa *et al.* (2008) 的做法，目的是揭示积极财政政策是怎样通过出口和进口影响经常项目余额的。基准模型中只包括财政支出而未包括财政收入主要是考虑到“财政预算软约束”是中国财政平衡的一个突出特征（方红生和张军，2009；陈志勇和陈思霞，2014），各级政府在进行财政政策决策时不易受到财政收入的掣肘，因此我们在基准模型中未放入财政收入变量而是加入了广义货币供给量。参考 Fernald *et al.* (2014)，本文将样本区间设定为 2001 年 1 月至 2014 年 11 月。

本文的数据来源为：产出使用 Holz (2014) 测算的工业增加值序列。Holz (2014) 利用国家统计局发布的年度工业增加值数据和规模以上工业企业的月度增加值数据测算出整个经济体的月度工业增加值数据，并以 2002 年为基期测算出不变价格月度工业增加值。由于 Holz (2014) 的测算范围是 1980 年 1 月至 2012 年 12 月，本文按照 Holz (2014) 的方法将序列延长至 2014 年 11 月。

出口、进口分别利用海关总署统计的进出口总额表示；消费由社会消费品零售总额表示；投资由固定资产投资资金总额减去国家财政预算内资金得到，此即为居民投资额；价格水平由基期为 2002 年的定基环比 CPI 序列表示；人民币实际有效汇率来自国际清算银行 (BIS) 编制的“人民币实际有效汇率”(reer) 指数；信贷总额由金融机构贷款总额表示；财政支出和财政收入则来自国家统计局发布的全口径统计数据。为了得到实际变量，本文构建以 2002 年为基期的环比 PPI 时间序列。名义进出口和投资序列除以定基环比 PPI 序列得到实际变量序列；财政支出、财政收入、产出、消费、广义货币供给量和信贷总额均利用定基环比 CPI 序列去除价格因素影响。除工业增加值数据外，其他变量的样本数据均来自 Wind 数据库。

在估计 BVAR 模型前，本文对所有内生变量实施对数化并进行季节调整，其中 X-13 季节调整过程由 R 软件平台上的“seasonal”程序包实施，此程序包里的 Genhol 函数可以生成代表春节、清明节等中国特有节日的回归因子，由此得到更准确的季节调整结果。

三、模型设定检验

本部分内容的主要目的是论证上文设定的 BVAR 模型具有准确量化积极财政政策冲击效应的能力。第一，表明利用嵌套贝叶斯方法估计的 BVAR 模型能够得到精确度更高的脉冲响应函数；第二，进行 Forni and Gambetti (2014) 提出的“信息充分性检验”，显示本文的 BVAR 模型不会遭受“信息缺失问题”。

(一) 预测精度比较

由脉冲响应函数的定义式可知，VAR 模型的估计精度决定了脉冲响应函数的估计精度，同时，进行脉冲响应分析要利用最大长度的样本信息，即从

时期 $p+1$ 至时期 T 的样本信息，因此本文选择循环模式（recursive scheme）进行预测效果评价。参考 Banbura et al. (2010) 的做法，本文进行如下样本外预测实验：将评价样本期的开端设定为 2012 年 12 月（时刻 T_0 ），结束端设定为 2014 年 11 月（时刻 T_1 ），最长预测期限 H 设定为 12 个月，分别进行向前 1 步、3 步、6 步和 12 步预测，即 $h=1, 3, 6, 12$ 。对于给定的向前预测期限 h ，在每一个时期 $t=T_0+H-h, \dots, T_1-h$ ，进行向前 h 步预测，得到预测值 $\hat{y}_{i, t+h}$ ，然后计算出样本评价期的平均均方误差值。平均均方误差

$$\text{公式为: } \text{MSFE}_{i, h} = \frac{\sum_{t=T_0+H-h}^{t=T_1-h} (\hat{y}_{i, t+h} - y_{i, t+h})^2}{T_1 - T_0 - H + 1}; \text{ 其中 } \hat{y}_{i, t+h} \text{ 是边际似然函数}$$

$P(Y)$ 取得最大值时对应的预测值。

与本文主题相关的 BVAR 实证文献，如 Uhlig (2005)、Mountford and Uhlig (2009)，均是将参数 (A, Σ) 的先验分布设定为 Normal-Wishart 分布，并且采用无信息的弱先验分布，由此使参数 (A, Σ) 的后验分布以 OLS 估计量为均值。表 1 呈现了两种估计方法对产出、价格和 M2 三个核心变量的预测结果¹，其中数值表示的是嵌套贝叶斯方法得到的 MSFE 与弱先验分布 MSFE 之间的比值，若数值小于 1，则嵌套贝叶斯模型的预测效果好。可以看出：当预测期为 1 个月和 3 个月时，两种模型的预测效果相当；而当预测期大于 6 个月时，嵌套贝叶斯模型的预测效果远好于弱先验分布的预测效果。嵌套贝叶斯方法在长期限预测上的优异表现为下一步准确估计脉冲响应函数提供了坚实的统计基础，这也是本文使用该方法的重要原因。

表 1 预测效果比较

	$h = 1$	$h = 3$	$h = 6$	$h = 12$
ip	0.56	1.16	0.03	0.08
cpi	1.02	1.04	0.94	0.46
M2	0.03	0.05	0.01	0.002

注：表中数据是嵌套贝叶斯方法和 Uhlig (2005) 采用的无信息弱先验分布方法之间的均方误差比值，数值小于 1 说明嵌套贝叶斯方法的预测效果好，反之则反之。

(二) 信息充分性检验

Forni and Gambetti (2014) 提出的“信息充分性条件”是利用 VAR 模型进行结构分析的前提条件，它要求 VAR 的内生向量包含进行结构分析的所有相关信息，换句话说，如果满足“信息充分性条件”，VAR 不会因为“遗漏重要变量”而产生有偏的脉冲响应函数。而当识别积极财政政策冲击时，

¹ 对于其他内生变量，嵌套贝叶斯方法的预测精度几乎都好于弱先验分布方法的预测精度。

“信息充分性条件”意味着 VAR 的信息集中包含财政政策预期信息。此处我们利用 Forni and Gambetti (2014) 给出的检验步骤检验基准 VAR 模型是否满足“信息充分性条件”。(1) 参考 Fernald *et al.* (2014) 的设定，建立一个由 22 个重要宏观经济序列组成的因子模型，利用主成分方法得到 6 个共同因子序列 $\{f_t\}$ ；(2) 识别出财政政策冲击序列 $\{\text{FS}_t\}$ ；(3) 对 $\{\text{FS}_t\}$ 和 $\{f_t\}$ 进行正交化检验，如果 FS_t 与 f_{t-l} ($l > 0$) 之间相互正交，那么我们就说，对于财政政策冲击，SVAR 模型满足“信息充分性条件”。表 2 的结果表明：10 变量 VAR 模型满足“信息充分性条件”，而 6 变量 VAR 在 10% 显著性水平下不满足“信息充分性条件”，这一结果与 Caldara and Kamps (2012) 的发现相一致，该文认为居民消费、居民投资等变量含有预期信息，能够有效地解决财政预期引致的信息遗漏问题。

表 2 信息充分性检验

VAR 设定	$l = 1$	$l = 2$	$l = 3$
6 变量 VAR	0.07	0.02	0.02
10 变量 VAR	0.77	0.69	0.85

注：(1) 正交化检验的原假设是： $\{\text{FS}_t\}$ 和 $\{f_t\}$ 相互正交；(2) 6 变量 VAR 的内生变量包括{财政支出、出口、产出、进口、实际有效汇率、财政收入}；10 变量 VAR 则增加了价格水平、居民消费、居民投资、货币政策变量；(3) “ l ”表示 f_t 的滞后阶数。

四、积极财政政策冲击的识别

准确识别积极财政政策冲击是本文实证分析的核心部分。在 SVAR 框架中，主流文献主要利用两种方法识别财政政策冲击，一种是 Blanchard and Perotti (2002) 提出的财政政策冲击识别法，另一种是 Mountford and Uhlig (2009) 提出的符号约束识别法。两种方法各有优缺点，需要把它们有机地结合起来才能得到准确稳健的识别结果。

本部分首先呈现 BP 方法的识别原理和识别结果，其次根据中国财政货币政策操作实践，在 Mountford and Uhlig (2009) 的识别框架内设计新的识别方案和识别条件以准确识别出中国的积极财政政策冲击，最后总结出两种识别方法产生的稳健可信的脉冲响应结果。

(一) BP 识别法

Blanchard and Perotti (2002) 根据政府制定和实施财政政策的制度特征提出识别假设：在一个季度内，政府当局来不及实施相机抉择的财政支出政策来平滑实际产出波动，同时，产出波动对财政支出没有自动稳定器类的反馈作用。基于现实的财政制度提出识别假设是 BP 方法的最大特点。相比西方

国家，中国政府可以更快地利用财政政策调控宏观经济²，但我们依然认为：政府当局几乎不可能在产出波动发生的一个月内制定并实施相机抉择类的财政政策，因此，单从财政政策操作实践分析，将 BP 方法应用于中国月度数据是合适的。

参考 Ravn *et al.* (2012)、Caldara and Kamps (2012) 的做法，本文使用两变量 SVAR 模型说明 BP 方法的计量设定：

$$\begin{aligned} u_g^t &= \alpha_{g,y} u_y^t + d_g \varepsilon_g^t, \\ u_y^t &= \alpha_{y,g} u_g^t + d_y \varepsilon_y^t, \end{aligned} \quad (5)$$

在式 (5) 中， u_g^t 、 u_y^t 分别表示财政支出和产出的创新，而 $\alpha_{g,y}$ 表示财政支出创新对产出创新做出的当期反应， d_g 表示财政支出结构冲击的标准差。BP 方法假定财政支出在当期不受自动稳定器和规则类政策的影响，也即设定 $\alpha_{g,y}$ 为 0。

图 2 呈现了一个标准差单位的积极财政政策冲击产生的脉冲响应图³。图中上、中、下三条间断线分别是 MCMC 算法模拟的脉冲响应函数的 16%、50%、84% 分位线，实线是最优化算法得到的模型脉冲响应函数。两种估计方法的脉冲响应函数高度一致，说明 BVAR 估计结果具有很好的统计性质。

脉冲响应函数主要结果总结如下：(1) 出口、进口以较大概率出现正向反应，其中进口反应强度更大，出现正向反应的概率更高。脉冲响应图大体呈左偏驼峰形，冲击发生 20 个月左右，函数值达到最大 (0.5%、1%)，然后逐渐向稳态水平衰减；相对应的，经常项目余额呈现负向反应，这一结果与蒙代尔-弗莱明-多恩布什模型的理论预测相符，也与 Beetmsa *et al.* (2008)、Ravn *et al.* (2012) 等权威实证文献的结果一致。(2) 人民币有效汇率做出负向反应，在冲击发生后的 6 个月内，人民币有效汇率升值 0.2% 左右，然后逐渐向稳态方向趋近直至回归稳态，这一结果也与标准理论模型预期一致。(3) 居民投资呈现统计显著的正向反应，居民消费的反应方向不明确；以工业增加值表示的实际产出也显示正向反应，但统计显著性不高。(4) 以 CPI 表示的价格水平起初下降 0.1% 左右，然后快速攀升，冲击发生一年后脉冲响应值穿越稳态水平线变为正值。(5) M2 和信贷总额均呈现正向反应。

² 在中国，基础设施、技术升级、民生工程等投资项目开工建设需要中央部委（特别是发改委）的批准，为防止宏观经济“失速”，中央政府有时会连续快速地批复多项投资项目，投资主体（国有企业）也会快速地开工建设，在这种情形下，BP 识别法假设的一个季度内财政支出不做出即时反应的假设有可能不成立，这也是本文使用月度数据的一个重要原因。

³ 在一般条件下，时期 k 的脉冲响应函数值 IRF^k 服从正态分布，50% 分位数函数值 $IRF_{0.5}^k$ 为均值，16% 和 84% 分位数函数值对应正负 1 标准差。由此，根据方差公式 $D(X-Y) = D(X) + D(Y) - 2\text{COV}(X, Y)$ 和经常项目余额等于出口减进口，可以构造出经常项目的均值脉冲响应函数和正负 1 标准差脉冲响应函数置信区间。

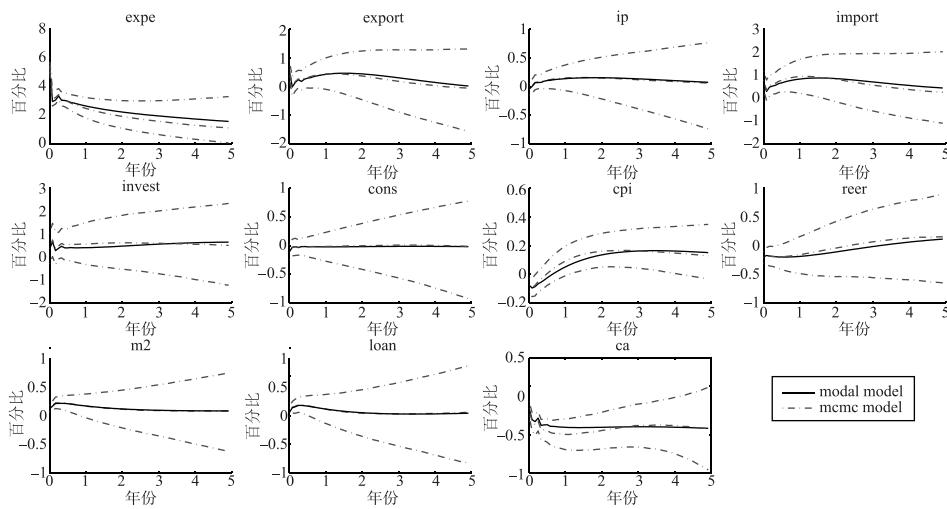


图2 BP识别法

注：(1) 图2中英文简写变量名的中文对应是：“expe”对应“财政支出”、“export”对应“出口”、“ip”对应“以工业增加值表示的产出”、“import”对应“进口”、“invest”对应“居民投资”、“cons”对应“居民消费”、“cpi”对应“价格水平”、“reer”对应“有效汇率”、“m2”对应“货币供给量”、“loan”对应“信贷总额”、“ca”对应“经常项目余额”；(2) “modal model”为“模模型”，指的是由参数 (A_m, Σ_m) 定义的VAR模型，其中 (A_m, Σ_m) 是参数 (A, Σ) 的联合后验分布的模；“mcmc model”为“mcmc模型”，指的是利用mcmc算法估计的VAR模型。

BP识别法的优点是识别假设简单且易于实现，但它的“财政支出不受同期产出影响”的假设受到不少质疑。众所周知，财政支出的变动有可能源于外生的财政政策冲击，也有可能是受到经济周期冲击的影响，还有可能是因为财政支出规则的存在，后两种情况都会导致上文中的财政支出相对产出的弹性非零，而这将导致识别结果有偏。另外，BP方法对SVAR模型进行的是精确识别，内生变量的排列顺序很有可能影响识别结果，而中型BVAR模型有10余个内生变量，通过调整内生变量的顺序进行稳健性检验不具有好的可行性。

MU方法较好地克服了BP方法的不足。它放松了财政支出相对产出的弹性为零的假设，同时不会遭受内生变量排序的影响，识别结果更加稳健(Uhlig, 2005)。然而，MU方法也存在符号约束识别法固有的缺点，即一些识别假设要根据研究对象具体设定，假设的合理性难以直接检验(Kilian and Murphy, 2012)。在这种情形下，给定同一种VAR模型设定，如果两种识别方法能够得到经济意义一致的脉冲响应结果，那么就可认为得到了比较可信的脉冲响应结果。

(二) 符号约束识别法

Mountford and Uhlig (2009) 利用Uhlig (2005) 发展的符号约束识别法

识别财政支出冲击和财政收入冲击，该方法的主要优点是可以有效控制经济周期和货币政策因素对财政政策变量的影响，但 MU 的识别策略（包括识别条件和算法）不能直接应用于识别中国的财政政策冲击，需要从三个方面做适当修改：

(1) MU 识别策略的关键隐含假定不适合中国的宏观经济实践。该方法设计了类似主成分提取的分步识别策略，先识别出经济周期冲击和货币政策冲击，然后再识别财政支出和财政收入冲击，这样做的目的是把产出波动的被解释份额尽可能多地归因于经济周期冲击，然后把余下的被解释份额尽可能多地归因于货币政策冲击，财政政策冲击的重要性被排在第三位 (Mountford and Uhlig, 2009)。此设定与中国宏观经济事实并不相符。在过去十余年来里，当经济出现衰退时，中央政府主要是实施以积极财政政策为主、适度宽松货币政策为辅的宏观经济调控政策（余斌和张俊伟，2014；《政府工作报告》，2009—2015），因此，在识别中国的扩张财政政策冲击时，需要将上述识别步骤做适当修改，即识别出经济周期冲击后就识别积极财政政策冲击，把积极财政政策的重要性排在第二位，而货币政策因素只需控制，不必识别出来。

(2) MU 使用的惩罚函数法需要修改。Caldara and Kamps (2012)、Arias *et al.* (2014) 指出 MU 利用的惩罚函数法隐含地假定了税收相对产出的弹性大于支出相对产出的弹性，违背了符号约束识别法特有的“不可知”识别特征，同时还错误地缩小了脉冲响应函数的置信区间，更为重要的是，这一隐含条件明显不适合中国的财政政策实践，样本期内，中国的税收产出弹性远小于支出产出弹性。鉴于上述原因，本文要采用新的算法。基于 Rubio-Ramirez *et al.* (2010) 提出的 QR 分解算法，Arias *et al.* (2014) 发展了正确抽取符合零约束和符号约束条件的新算法并发现新算法下 MU 的脉冲响应结果不再成立。

(3) 需要增加额外的约束条件。在新算法下，符合常规符号约束条件的财政支出冲击产生的脉冲响应函数不再具有明确的经济意义。根据极大似然思想和符号约束识别法的集合识别性质，本文从 BP 识别法的识别结果中提取信息，对政府支出变量的脉冲响应值进行相当宽松的约束，由此将具有明确经济意义的积极财政政策冲击识别出来。

基于中国宏观经济政策实践，本文设计了如下的符号约束识别方案：

第一步，识别出经济周期冲击。根据开放宏观经济学的基本理论框架，经济周期冲击被定义为同时驱动消费、投资、进口、净出口和实际产出发生同向变动的结构冲击，因此，此处定义的经济周期冲击包括总供给和总需求冲击，当然也包括外部需求冲击。

第二步，识别积极财政政策冲击。在 2001—2014 年的样本期内，2001—

2003年、2008—2014年两个时期实行了积极财政政策（许宪春等，2013；《政府工作报告》，2009—2015）。一个明显的观察是：积极财政政策实施后信贷总量会出现明显增长，也就是说，积极财政政策的实施往往有宽松信贷政策的配合。为了在识别中刻画这一经验事实，本文假设积极财政支出冲击发生一段时间后，银行信贷发生正向反应，具体识别时本文设定积极财政政策冲击发生3个月后，银行信贷开始增长。如前文论述，当政策目标是抵御经济衰退时，中国采取的是以积极财政政策为主、宽松货币政策为辅的政策组合，因此第二步就识别积极财政政策冲击，把财政政策的重要性排在货币政策之前，这种安排下就没有必要再识别出货币政策冲击，只需把M2放入VAR模型中以控制货币供应量对宏观经济的影响。

上述约束条件被总结在表3中。与Mountford and Uhlig（2009）保持一致，本文将脉冲响应符号限制期设定为12，即 $k=12$ 。如前文论述，本文需要使用Arias *et al.*（2014）基于QR分解提出的抽样算法实施符号约束识别和混合约束识别。

表3 常规符号约束条件

	产出	进口	净出口	投资	消费	财政支出	信贷总额
经济周期 冲击	+	+	+	+	+		
积极财政 政策冲击						+	当 $k=4$ 至 15时为+

注：给定脉冲响应时期 k ，内生变量的脉冲响应值的符号被设定为正的（“+”）或负的（“-”）。

图3呈现了仅仅使用常规符号约束条件产生的脉冲响应，主要结果为：（1）出口、进口、有效汇率、产出等主要变量的脉冲响应函数均没有明显的统计意义；（2）几乎所有脉冲响应函数的置信区间都变大。这一现象与Arias *et al.*（2014）利用新算法重新实施MU识别条件得到的结果相似，主要变量的脉冲响应函数均没有明显的经济意义。

Kilian and Murphy（2012）、Caldara and Kamps（2012）、Inoue and Kilian（2013）等文献表明，在研究某一具体问题时，许多结构模型满足常规的符号约束，但这些结构模型并不是都具有合理的经济意义，此时，需要施加其他约束条件，进一步缩小可接受模型集合。已有文献提出两种思路：一种是借助模型外的信息施加约束，另一种是数据驱动方法，即利用样本数据信息产生约束条件。本文采用数据驱动方法，原因在于：本文建立的10变量中型BVAR模型可以更全面地刻画宏观经济动态传导机制，并拥有精度更高的预测效果，因此可以提供准确可信的数据驱动类约束条件。

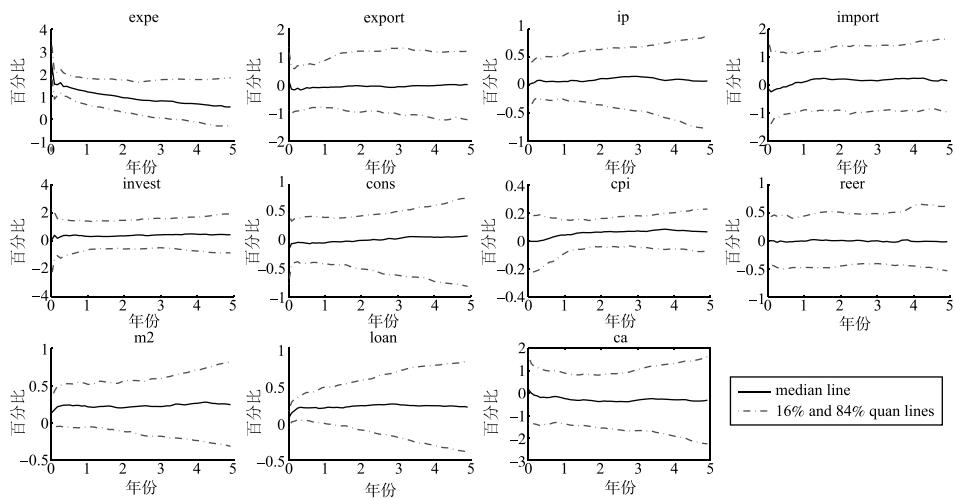


图 3 常规符号约束识别条件

注：(1) 图 3 中英文简写变量名的中文对应是：“expe”对应“财政支出”、“export”对应“出口”、“ip”对应“以工业增加值表示的产出”、“import”对应“进口”、“invest”对应“居民投资”、“cons”对应“居民消费”、“cpi”对应“价格水平”、“reer”对应“有效汇率”、“m2”对应“货币供给量”、“loan”对应“信贷总额”、“ca”对应“经常项目余额”；(2) “median line”指的是脉冲响应函数后验分布的中位数；“16% and 84% quan lines”指的是“16%和84%分位数”，其对应正负1单位标准差。

我们根据一个非常直观的想法来设计额外约束条件：在两种识别方法下，如果产出、消费、投资等变量的脉冲响应函数一致，那么作为财政政策变量的财政支出的脉冲响应函数也应该保持一致，这是一个必要条件，现在我们只假设积极财政政策冲击发生后，政策变量在第一个季度内的反应在两种识别法下是一致的，通过这个宽松的约束条件来缩小可接受模型集合，然后观察其他变量的脉冲响应结果是否一致。基于模型参数 (A_m, Σ_m) 的优秀统计性质，本文做如下不等式约束：用 $MIRF_g^k$ 表示模型对应的，由 BP 识别法产生的，财政支出变量的第 $k=0, 1, 2$ 期脉冲响应函数值，对于满足常规符号约束的结构模型 (B_0, B_+) ，我们进一步要求它产生的第 $k=0, 1, 2$ 期财政支出脉冲响应函数值 IRF_g^k 大约等于 $MIRF_g^k$ ，很容易证明：这是一个相当宽松的约束条件。

图 4 呈现了施加不等式约束后的脉冲响应结果。与图 3 进行对比，可以看出：几乎所有内生变量的脉冲响应函数都具有了高的统计显著性，经济意义明确。与图 2 对比，可以发现：(1) 与不等式约束相对应，财政支出的脉冲响应函数在形状和数值上是一致的；(2) 产出、消费、价格三变量，脉冲响应函数的形状和位置基本保持一致；而对于投资、M2、信贷总额，尽管脉冲响应函数的形状发生了一些变化，但经济含义是一致的；(3) 最重要的是，经常项目余额和人民币有效汇率的脉冲响应函数与 Blanchard and Perotti (2002) 方法产生的结果保持高度一致性，人民币实际有效汇率和经常项目余

额依然产生统计显著的负向反应，表明有效汇率升值、经常项目余额减少的结果仍然成立。

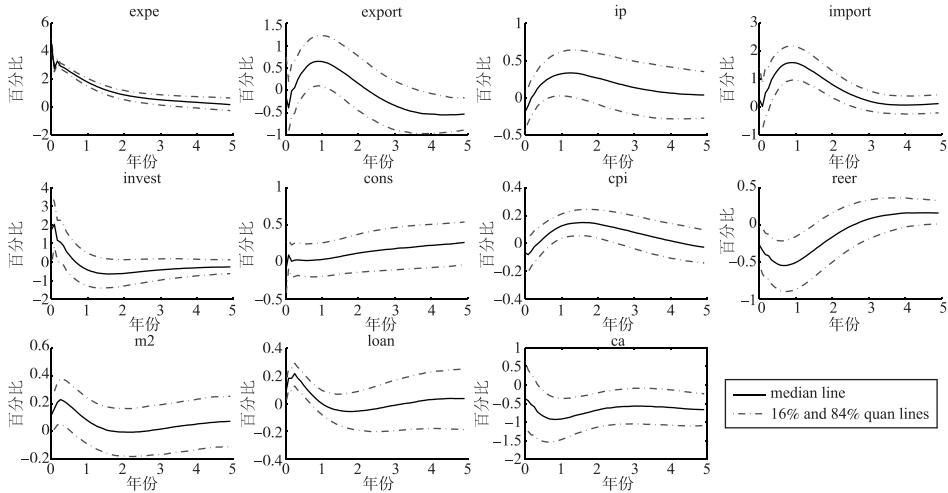


图4 符号约束识别法——施加不等式约束后

注：(1) 图4中英文简写变量名的中文对应是：“expe”对应“财政支出”、“export”对应“出口”、“ip”对应“以工业增加值表示的产出”、“import”对应“进口”、“invest”对应“居民投资”、“cons”对应“居民消费”、“cpi”对应“价格水平”、“reer”对应“有效汇率”、“m2”对应“货币供给量”、“loan”对应“信贷总额”、“ca”对应“经常项目余额”；(2) “median line”指的是脉冲响应函数后验分布的中位数；“16% and 84% quan lines”指的是“16%和84%分位数”，其对应正负1单位标准差。

五、财政支出内容的影响

贾俊雪和郭庆旺(2012)、王国静和田国强(2014)、郭长林(2016)等DSGE文献认为：相比政府消费，政府投资具有更强的宏观经济刺激能力。为检验这一论断是否在SVAR模型设定下成立，我们参照陈浪南和杨子晖(2007)、郭杰(2010)、王国静和田国强(2014)等文献的做法，利用固定资产投资资金来源中的预算内资金作为政府投资的代理变量，代替基准BVAR模型中的总财政支出（等于政府投资加政府消费），考察政府投资冲击对关键宏观经济变量的影响。对比图2和图4，图5和图6的脉冲响应显示：主要内生变量的脉冲响应形状变化不大，但产出、居民消费的脉冲响应的统计显著性明显增强，反应强度也随之增大，也就是说，相比政府消费，政府投资能以更大的概率，更强的力度刺激产出和居民消费的增长。⁴此处的结果支持已有DSGE模型的设定，即政府投资比政府消费具有更强的产出刺激能力，与此同时，这一结果也与Perotti(2014)、Alesina et al. (2016)等英文实证文献发现的“财政支出冲击的内容对其宏观经济效应具有重要影响”的结论相符。

⁴ 我们还分别做了“加入财政收入变量”“变换货币政策变量”两种改变VAR设定的稳健性分析，发现主要结果保持稳健，结果备索。

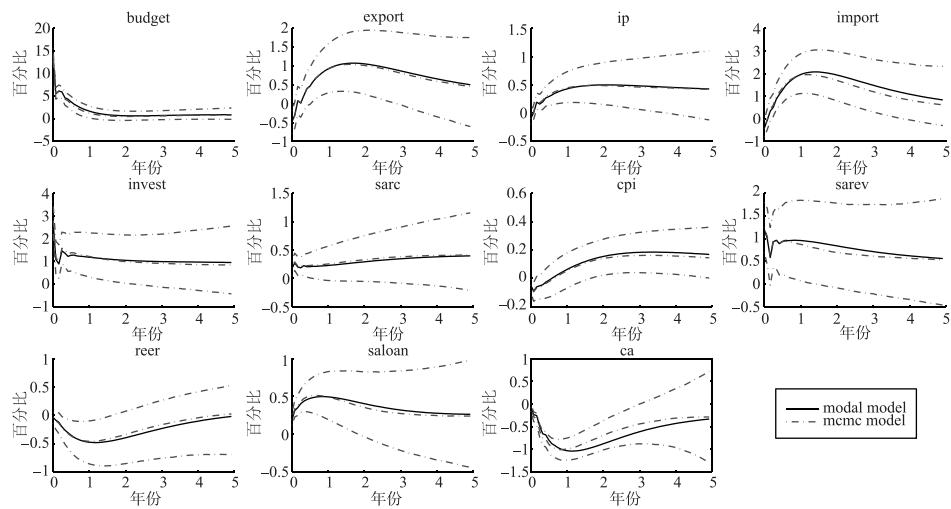


图 5 政府投资的影响——BP 识别法

注：(1) 图 5 中英文简写变量名的中文对应是：“budget” 对应 “以固定资产投资资金来源中的预算内资金表示的政府投资”，“export” 对应 “出口”，“ip” 对应 “以工业增加值表示的产出”，“import” 对应 “进口”，“invest” 对应 “居民投资”，“sarc” 对应 “居民消费”，“cpi” 对应 “价格水平”，“sarev” 对应 “财政收入”，“reer” 对应 “实际有效汇率”，“saloan” 对应 “信贷总额”，“ca” 对应 “经常项目余额”。(2) “modal model” 为 “模模型”，指的是由参数 (A_m, Σ_m) 定义的 VAR 模型，其中 (A_m, Σ_m) 是参数 (A, Σ) 的联合后验分布的模；“mcmc model” 为 “mcmc 模型”，指的是利用 mcmc 算法估计的 VAR 模型。

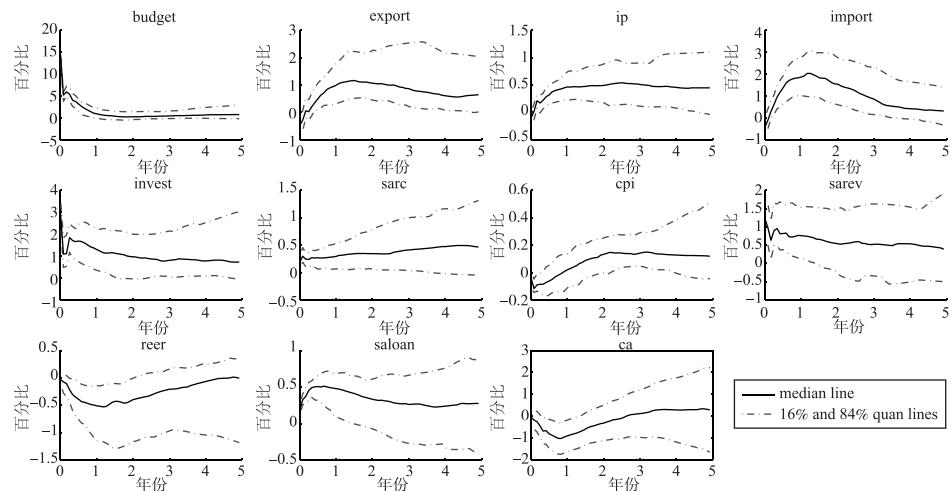


图 6 政府投资的影响——符号约束识别法

注：(1) 图 6 中英文简写变量名的中文对应是：“budget” 对应 “以固定资产投资资金来源中的预算内资金表示的政府投资”，“export” 对应 “出口”，“ip” 对应 “以工业增加值表示的产出”，“import” 对应 “进口”，“invest” 对应 “居民投资”，“sarc” 对应 “居民消费”，“cpi” 对应 “价格水平”，“sarev” 对应 “财政收入”，“reer” 对应 “实际有效汇率”，“saloan” 对应 “信贷总额”，“ca” 对应 “经常项目余额”。(2) “median line” 指的是脉冲响应函数后验分布的中位数；“16% and 84% quan lines” 指的是 “16% 和 84% 分位数”，其对应正负 1 单位标准差。

六、结语

本文试图利用恰当的实证策略量化分析开放经济环境下积极财政政策冲击的宏观经济效应，得到如下重要实证结果：（1）当总的财政支出作为政策变量时，积极财政政策冲击导致经常项目余额恶化（“双赤字”），有效汇率升值；居民投资呈现统计显著的正向反应，说明积极财政政策具有明显的“挤入效应”；广义货币供给量、信贷总额呈现正向反应，银行间利率呈现负向反应，说明积极财政政策得到了货币信贷政策的积极配合；居民消费呈现的脉冲响应函数没有统计显著性，不具有明显的经济意义，而实际产出只呈现微弱的正向反应，统计显著性不高。（2）当政府投资作为财政政策变量时，人民币有效汇率、进出口、居民投资、居民消费、实际产出等关键变量的脉冲响应函数在形状上未发生大的变化，但反应强度明显增强，统计显著性明显提高，特别是居民消费和实际产出均呈现了统计显著的正向反应。

实证结果为建立开放中国宏观经济模型提供了如下重要信息：（1）经常项目余额、有效汇率的反应符合标准理论模型的预测；（2）在刻画传导机制时，积极财政政策对投资的“挤入效应”应受到充分重视；政府投资和政府消费对居民消费的异质性影响、货币信贷政策对积极财政政策的配合作用同样需要重视。

实证结果的政策意义也是明确清晰的：（1）政府投资和政府消费对居民消费、实际产出具有异质性影响意味着在财政收入增速大幅放缓时，在收支矛盾日益突出的大背景下，要进一步削减不必要的政府消费支出，优化政府投资结构，从而在总体上提高积极财政政策的有效性。（2）在积极财政政策冲击下，经常项目余额减少，价格水平升高而人民币实际有效汇率升值，这意味着名义汇率的贬值幅度小于价格水平的上涨幅度。事实上，在样本期内，当中国实施积极财政政策时，人民币名义汇率由于官方干预并没有贬值，甚至还出现了小幅度的升值，由此造成了实际有效汇率的升值，因此，本文建议，应适度放宽人民币汇率的浮动幅度，让汇率发挥资源配置作用，从而减弱积极财政政策的外溢效应，增强其对国内经济的拉动作用。

参考文献

- [1] Alesina, A., C. Favero, and F. Giavazzi, “The Output Effect of Fiscal Consolidation Plans”, *Journal of International Economics*, 2015, 96, S19-S42.
- [2] Arias, J., F. Rubio-Ramirez, and D. F. Waggoner, “Inference Based on SVARs Identified with Sign and Zero Restrictions: Theory and Applications”, *International Finance Discussion Papers*, No. 1100, Board of Governors of the Federal Reserve System, 2014.

- [3] Bańbura, M., D. Giannone, and L. Reichlin, “Large Bayesian Vector Auto Regressions”, *Journal of Applied Econometrics*, 2010, 25 (1), 71-92.
- [4] Beetsma, R., and M. Giuliodori, “The Effects of Government Purchases Shocks: Review and Estimates for the EU”, *The Economic Journal*, 2011, 121 (550), 4-32.
- [5] Beetsma, R., M. Giuliodori, and F. Klaassen, “The Effects of Public Spending Shocks on Trade Balances and Budget Deficits in the European Union”, *Journal of the European Economic Association*, 2008, 6 (23), 414-423.
- [6] Benetrix, A. S., and P. R. Lane, “Fiscal Shocks and the Real Exchange Rate”, *International Journal of Central Banking*, 2010, 9 (3), 6-37.
- [7] Blanchard, O., and R. Perotti, “An Empirical Characterization of the Dynamic Effects of Changes in Government Spending and Taxes on Output”, *The Quarterly Journal of Economics*, 2002, 117 (4), 1329-1368.
- [8] 陈浪南、田磊,“基于政策工具视角的我国货币政策冲击效应研究”,《经济学》(季刊),2014年第14卷第1期,第285—304页。
- [9] 陈浪南、杨子晖,“中国政府支出和融资对私人投资挤出效应的经验研究”,《世界经济》,2007年第1期,第49—59页。
- [10] Caldara, D., and C. Kamps , “The Analytics of SVARs: A Unified Framework to Measure Fiscal Multipliers”, Finance and Economics Discussion Series, Board of Governors of the Federal Reserve System, 2012.
- [11] 陈志勇、陈思霞,“制度环境、地方政府投资冲动与财政预算软约束”,《经济研究》,2014年第4期,第76—87页。
- [12] Favero , F. G., and J. Perego, “Country Heterogeneity and the International Evidence on the Effects of Fiscal Policy”, *IMF Economic Review*, 2011, 59 (4), 652-682.
- [13] Fernald, J. G., M. M. Spiegel, and E. T. Swanson, “Monetary Policy Effectiveness in China: Evidence from a FAVAR Model”, *Journal of International Money and Finance*, 2014, 49 (Part A), 83-103.
- [14] Forni, M., and L. Gambetti, “Sufficient Information in Structural Vars”, *Journal of Monetary Economics*, 2014, 66, 124-136.
- [15] 方红生、张军,“中国地方政府竞争、预算软约束与扩张偏向的财政行为”,《经济研究》,2009年第12期,第4—16页。
- [16] 傅勇、张晏,“中国式分权与财政支出结构偏向:为增长而竞争的代价”,《管理世界》,2007年第3期,第4—13页。
- [17] Giannone, D., and G. E. Primiceri, “Prior Selection for Vector Autoregressions”, *Review of Economics and Statistics*, 2015, 97 (2), 436-451.
- [18] 郭长林,“被遗忘的总供给:财政政策扩张一定会导致通货膨胀吗?”,《经济研究》,2016年第2期,第4—19页。
- [19] 郭杰,“财政支出与全社会固定资产投资:基于中国的实证研究”,《管理世界》,2010年第5期,第34—45页。
- [20] Holz, C. A., “Monthly Industrial Output in China 1980—2012”, *China Economic Review*, 2014, 28, 1-16.
- [21] Ilzetzki, E., E. G. Mendoza, and C. A. Vegh, “How Big (Small?) are Fiscal Multipliers?”, *Journal of Monetary Economics*, 2013, 60, 239-254.
- [22] Inoue, A., and L. Kilian, “Inference on Impulse Response Functions in Structural VAR Models”, *Journal of Econometrics*, 2013, 177 (1), 1-13.

- [23] 贾俊雪、郭庆旺，“财政支出类型、财政政策作用机理与最优财政货币政策规则”，《世界经济》，2012年第11期，第3—30页。
- [24] Kim, S., and N. Roubini, “Twin Deficit or Twin Divergence? Fiscal Policy, Current Account, and Real Exchange Rate in the US”, *Journal of International Economics*, 2008, 74 (2), 362-383.
- [25] Kilian, L., and D. P. Murphy, “Why Agnostic Sign Restrictions are Not Enough: Understanding the Dynamics of Oil Market VAR Models”, *Journal of the European Economic Association*, 2012, 10 (5), 1166-1188.
- [26] 刘金全、印重、庞春阳，“中国积极财政政策有效性及政策期限结构研究”，《中国工业经济》，2014年第6期，第31—43页。
- [27] Monacelli, M., and R. Perotti, “Fiscal Policy, the Real Exchange Rate and Traded Goods”, *The Economic Journal*, 2010, 120 (544), 437-461.
- [28] Mountford, A., and H. Uhlig, “What are the Effects of Fiscal Policy Shocks?”, *Journal of Applied Econometrics*, 2009, 24 (6), 960-992.
- [29] Perotti, R., “It’s the Composition: Defense Government Spending is Contractionary, Civilian Government Spending is Expansionary”, NBER Working Paper , W20179, 2014.
- [30] Ravn, M. O., S. Schmitt-Grohé, and M. Uribe, “Consumption, Government Spending, and the Real Exchange Rate”, *Journal of Monetary Economics*, 2012, 59 (3), 215-234.
- [31] Rubio-Ramirez, J. F., D. F. Waggoner, and T. Zha, “Structural Vector Autoregressions: Theory of Identification and Algorithms for Inference”, *Review of Economic Studies*, 2010, 77 (2), 665-696.
- [32] Sims, C. A., and T. Zha, “Bayesian Methods for Dynamic Multivariate Models”, *International Economic Review*, 1998, 39 (4), 949-968.
- [33] 田磊、林建浩、张少华，“政策不确定性是中国经济波动的主要因素吗？——基于混合识别法的创新实证研究”，《财贸经济》，2017年第1期，第5—20页。
- [34] Uhlig, H., “What are the Effects of Monetary Policy on Output? Results from an Agnostic Identification Procedure”, *Journal of Monetary Economics*, 2005, 52 (2), 381-341.
- [35] Woodford, M., “Simple Analytics of the Government Expenditure Multiplier”, *American Economic Journal: Macroeconomics*, 2011, 3 (1), 1-35.
- [36] 王文甫、王子成，“积极财政政策与净出口挤入还是挤出？——基于中国的经验与解释”，《管理世界》，2012年第10期，第31—45页。
- [37] 王文甫、张南、岳超群，“中国财政政策冲击的识别与效应——符号约束识别法下的SVAR分析”，《财经研究》，2015年第41卷第6期，第70—81页。
- [38] 王国静、田国强，“政府支出乘数”，《经济研究》，2014年第9期，第4—19页。
- [39] 许宪春、王宝滨、徐雄飞，“中国的投资增长及其与财政政策的关系”，《管理世界》，2013年第6期，第1—11页。
- [40] 余斌、张俊伟，《新时期我国财政、货币政策面临的挑战与对策》。北京：中国发展出版社，2014年。
- [41] 周建、况明，“中国宏观经济动态传导、可靠性及货币政策机制”，《经济研究》，2015年第7期，第31—46页。
- [42] 赵文胜、张屹山，“货币政策冲击与人民币汇率动态”，《金融研究》，2012年第8期，第1—14页。
- [43] 中华人民共和国国务院，《国务院政府工作报告》(1999—2015年)，中国政府网。

“Twin Deficit” or “Twin Divergence”? —A Research on the Effectiveness of China’s Active Fiscal Policies in an Open Economy

LEI TIAN

(Zhejiang University of Finance and Economics)

ZIHUI YANG*

(Lingnan College, Sun Yat-Sen University)

Abstract Building a 10-variable VAR including sufficient important macroeconomic variables, synthetically utilizing Blanchard & Perotti (2002) method and a mixed identification method based on the macroeconomic policies in China, we try to identify active fiscal expenditure shocks. We find that: facing government expenditure shock, current account balance deteriorates, the RMB effective rate appreciates, investment shows positive responses, particularly, consumption's responses depend on the composition of government expenditure. These outcomes mean that both “Crowding-in Effect” on investment and heterogeneous effects on consumption and output should be considered when designing mechanisms of fiscal expenditure shock.

Key Words active fiscal expenditure shocks, current account, the RMB effective rate

JEL Classification E62, H60, C32

* Corresponding Author: Zihui Yang, Lingnan College, Sun Yat-Sen University, No. 135, Xingangxi Road, Guangzhou, Guangdong, 510275, China; Tel.: 86-18922218880; E-mail: yangzhui@mail.sysu.edu.cn.