

基于随机时变参数模型的 FDI 对通货膨胀影响研究

段 俊 张 保 帅 田 盈

(重庆师范大学 经济与管理学院,重庆 401331)

摘 要:为了反映 FDI 对通货膨胀影响的时变和非线性特征,文章从货币效应、投资效应以及汇率效应三个方面探讨了 FDI 对通货膨胀的作用机制和路径,在此基础上引入随机波动模型和时变参数的 VAR 模型,构建基于 SV-TVP-VAR 脉冲响应模型。实证研究表明,FDI 对通货膨胀的影响明显存在时变特征,冲击作用大小在不同滞后期存在显著性差异,且滞后期越长,作用越弱;此外,FDI 流入对通货膨胀影响的敏感性在前 9 期更为显著,但在 9 期之后其影响基本上可以忽略。最后,稳健性检验表明,文章的研究结论是可靠的。

关键词:随机时变参数模型;外商直接投资;通货膨胀;货币效应;投资效应;汇率效应

中图分类号:F832.48

文献标识码:A

文章编号:1673-0429(2019)03-0083-12

doi:10.19742/j.cnki.50-1164/C.190311

一、引言

20 世纪 90 年代以来,经济全球化和国际分工不断深化,外商直接投资(Foreign Direct Investment FDI)日益成为全球经济增长的关键因素,这引起了发达国家和发展中国家的广泛重视。从 1990—2016 年,全球 FDI 流入总额从 2030 亿美元增加到 15200 亿美元,发展中国家的 FDI 总量也在逐年提升。为了吸引更多的 FDI,很多国家竞相提供相关优惠政策。据统计,为了吸引 FDI,各国陆续建立投资促进机构以及提供财政激励措施,约有 95% 的 FDI 法律获得变更。随着我国深化改革开放政策,对 FDI 的引进无论从规模上还是质量方面都取得极大突破,已成为推动我国经济快速发展的重要组成部分。虽然 FDI 为我国经济发展提供所需的资金、技术以及先进的管理经验,但 FDI 流入对我国控制通货膨胀也带来一定的压力。

据统计,自 2001 年加入 WTO 以来,我国的 CPI 由原来的 0.7% 上涨到最高的 5.9%,在个别月份达到了 8.7%,而 FDI 表现为同步增长趋势。从图 1 可知,FDI 的流入是阶段性的,在样本的选取时间区间里,在 1999—2000 年、2001—2004 年、2007—2008 年、2010—2011 年出现了明显增长的四个阶段。同

收稿日期:2019-01-08

作者简介:段俊(1977—)男,河南邓州人,重庆师范大学经济与管理学院副教授,重庆大学在读博士生,研究方向为投资学。

通讯作者:张保帅(1981—)男,河南泌阳人,博士,重庆师范大学经济与管理学院副教授,研究方向为金融市场学。

田盈(1972—),河南邓州人,博士,重庆师范大学经济与管理学院教授,研究方向为劳动经济学。

基金项目:国家社科规划项目(18BJY09);重庆市教委人文项目(17SKG037)。

时,也可以观察到,在样本观察期内,FDI 增长提速阶段与 CPI 存在同步性。譬如,第一阶段,FDI 增速最高值发生在 2000 年的 10 月,达到 49.71%,同期 CPI 从 1999 年 1 月的-1.2% 上涨到 2000 年 12 月的 1.5%;第二阶段的顶峰发生在 2004 年的 8 月,FDI 增速达到了 55.27%,同期 CPI 从 2002 年 1 月的-1% 上涨到 2004 年 12 月的 2.4%,其间最高涨到 5.3%;第三阶段,2007 年和 2008 年 FDI 年上涨幅度分别达到了 18.6% 和 23.6%,同期 CPI 在 2008 年 2 月出现了自 2000 年后 8.7% 的峰值,全年达到 5.9%;第四阶段,2010 年和 2011 年 FDI 出现了明显的增长,对应同期的 CPI 也出现了同样趋势。由此可见,FDI 与我国的 CPI 有着较强的趋势一致性,同时又呈现出复杂的非线性时变特征。众所周知,过高的通货膨胀水平不仅影响经济发展,同时也阻碍了人民生活水平的不断提高。因此,在经济进入新常态形势下,对 FDI 与通货膨胀的关系研究成为我国经济理论界面对的一个重要课题。

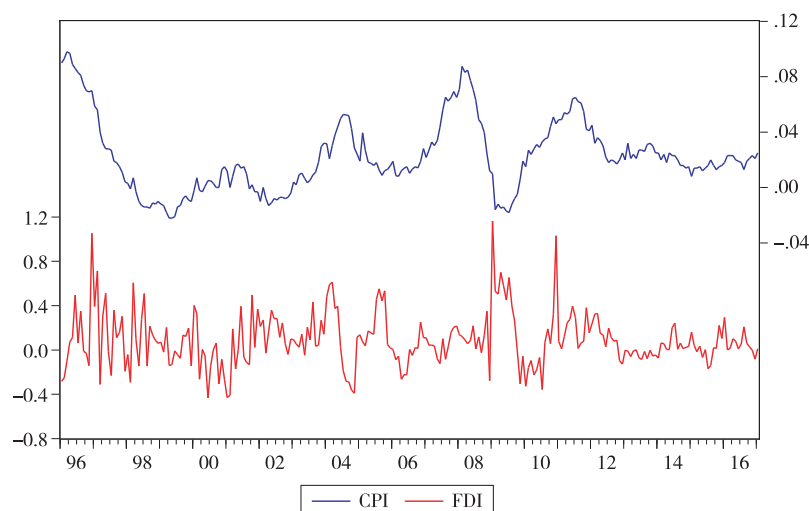


图 1 CPI 与 FDI 的增长趋势图

FDI 与通货膨胀是否存在必然联系? FDI 是否是造成通货膨胀的关键因素之一? 如果是,那么背后的作用机理又是如何呢? 又该怎么刻画二者之间的动态关系? 带着这样的疑问我们对国内外相关文献进行了梳理。国外文献直接研究 FDI 与 CPI 关系的并不多,Udoh & Egwaikhide(2008)^[1]利用 1970 至 2005 年期间的时间序列数据研究了汇率波动与通货膨胀的不确定性对尼日利亚的 FDI 影响,他们采用 GARCH 模型来估计通货膨胀的不确定性和汇率波动,研究表明,通货膨胀对 FDI 产生负面影响。此外,Ade 等(2011)^[2]利用 1990—2009 年期间的年度时间序列数据,探讨了贪污、FDI 与尼日利亚经济增长之间的联系,协整检验支持了 Udoh & Egwaikhide 的结论,但格兰杰因果关系检验证明通货膨胀与 FDI 之间没有任何方向性的因果关系。Sajid 等人(2012)^[3]通过采用简单最小二乘法,采用 1990—2012 年的时间序列数据,分析了 FDI 和贸易对巴基斯坦经济增长的作用,结果表明,通货膨胀与 FDI 之间在统计上存在显著性。国内文献关于 FDI 与通货膨胀关系研究始于上世纪 90 年代,学者们选取不同研究视角和计量方法对 FDI 与通货膨胀的关系进行了探讨,从研究结论可以分为以下几个方面:FDI 推动了通货膨胀^[4-6]、FDI 对通货膨胀基本没影响^[7]、FDI 与通货膨胀关系是相互的^[8-13]以及 FDI 只有到达一定程度才会影响通货膨胀^{[14][15]},采用的方法主要以定量研究为主,主要运用多元回归分析、格兰杰因果检验、脉冲响应等分析方法。

综上所述,国内外学者已经对 FDI 对通货膨胀影响做了探索性研究,但在研究结论上却存在很大差别,并且选取的计量方法都是常数线性模型,然而随时都发生变化的经济环境造就了经济变量之间可能会出现动态结构变化特征,那么,如果采用静态的线性模型分析必然会偏离真实的情景。鉴于此,本文

从动态和时变角度出发,构建基于随机波动模型和时变参数的非线性 VAR 模型,研究 FDI 对通货膨胀的影响作用机制,该模型可以真实地反映 FDI 对通货膨胀影响的动态变化,为我们提供了一个从非线性视角研究 FDI 与通货膨胀动态关系的方法。

本文的创新主要体现在以下三点:第一,从理论角度深入探讨 FDI 对通货膨胀的作用机理、路径;第二,考虑到常参数 VAR 等模型不能反映 FDI 与通货膨胀的非线性时变特征,我们采用带有随机波动的时变参数模型可以动态反映 FDI 与通货膨胀的时变关系;第三,采用月度数据,尽可能放大样本,从而使研究结论更为稳健。

二、FDI 对通货膨胀的作用机理

为了厘清 FDI 对通货膨胀的作用机理,本文分别以货币效应、投资效应和汇率效应为研究点,逐一探讨 FDI 对通货膨胀产生作用的机制及其路径。

(一) FDI 对通货膨胀影响的货币效应。根据宏观经济理论,一国在保持至少贸易顺差和外汇储备增加条件下,才会有资本的净流入。资本流入一般有两种形式,其一,实物投资或外汇资金流入,最终都是购买国外的设备或原材料,这在国际收支平衡表上表示经常项目和资本项目的借贷相互抵消,对外汇储备没有影响;其二,人民币形式流入,流入的外汇兑换为人民币,但没有用于进口国外的设备或原材料,而我国目前存在经常项目和资本项目双顺差以及外汇储备增加的情形,因此,外资流入的形式是第二种形式。^[16]目前,我国的人民币还不是可以自由兑换的货币,这就使得外资只有兑换为人民币才能在中国境内流通和使用,无形中就增加了货币供给。而且我国目前实行外汇管制,用人民币换取的外汇由央行统一管理,这在央行的账目上表现为外汇占款,外汇储备的增加就引起了外汇占款的增加。截至 2019 年 2 月,我国外汇占款余额达到 21.3 万亿元人民币。大量的外汇占款必然引起货币供应量的增加,根据费雪的货币理论,这会对通货膨胀形成压力。^[17]

(二) FDI 对通货膨胀影响的投资效应。一般来讲,一定的基础设施与 FDI 流入配套才能形成生产能力,这些基础设施包括铁路、公路、港口、通讯、水、电、气等。有数据显示,每平方公里的基本建设资金约 8000 万元至 10000 万元。^[4]同时,根据赫希曼的“联系效应”理论,FDI 的流入还会引起关联行业的投资。^[18]根据我国的实际情况,FDI 主要进入的行业是制造业,而制造业又是受产业链影响较大的行业,因此,针对我国 FDI 通过产业链的带动效应能够产生比较大的乘数效应。国内学者研究已经证明,FDI 是拉动国内资本增加的重要因素之一。^[19]所以,FDI 流入通过引起产业链投资增长,总需求也随着投资的增加而增长,进而对通货膨胀造成压力(如图 2)。

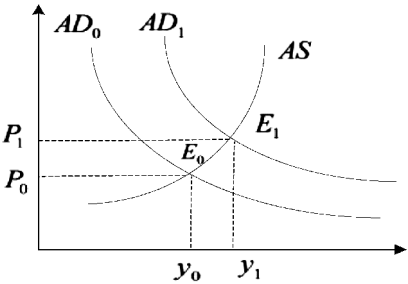


图 2 总需求曲线移动图

(三) FDI 对通货膨胀影响的汇率效应。虽然我国被称为“世界工厂”,国际贸易总量排名全球第

一,但不得不承认的是我们并不是贸易强国,是国际贸易市场价格的接受者,在整个国际贸易体系中属于小国经济。有研究表明,FDI 主要流入贸易品部门,我国贸易出口额中有一半来自外资企业。^[20]根据多恩布什的理论模型,在模型设置为小国的情况下,由于小国在国际贸易竞争中没有话语权,所以说,小国也就是世界商品价格的接受者。当 FDI 流入时,会引起一国实际汇率出现波动,波动的方向主要取决于 FDI 流入的部门,如果 FDI 流进的是一国消费品部门,那么就会引起该国国内贸易品和非贸易品消费能力的升级,进而催生超额需求,自然就会带动非贸易品价格的升高,从资本的逐利性来讲,资本就会从贸易品部门向非贸易品部门输入,那么在贸易品价格相对不变的前提下,就会导致贸易品供给的减少,直接引起一国实际汇率上升。换句话说,作为世界市场价格接受者的“小国”,吸收的 FDI 主要去向是出口部门,那么出口品供给增加,赚取的外汇同步增加,进而导致国际收支项目中的经常项目顺差过大,最终使本币升值的概率增加,于是国际资金就会一拥而入,引起“流动性过剩”^[21],导致通货膨胀上升。^[22]

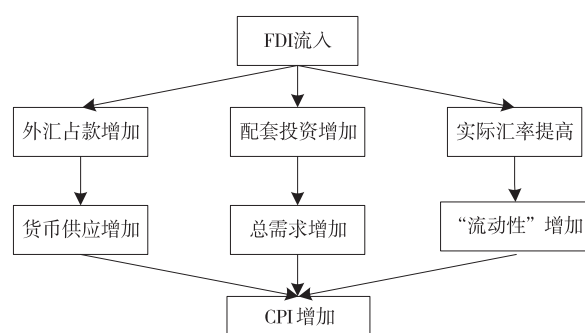


图3 FDI 影响 CPI 的路径图

三、模型构建

现有 FDI 对 CPI 作用机制的研究基本都是建立在静态 VAR 模型基础上,而标准的 VAR 模型参数在脉冲响应范围内是不变的,只能绘制静态的脉冲响应图。为了反映 FDI 对通货膨胀影响的动态结构变化,避免样本信息丢失的风险以及反映模型变量的时变特征,本文在 Primiceri (2005)^[23]、Koop 等人 (2009)^[24]以及 Nakajima 等 (2011)^[25]研究的基础上,放宽 VAR 模型的假设条件,把随机时变波动模型应用到 VAR 模型中,允许参数随时间变化,并将脉冲响应函数应用到波动冲击分析,最终构建 SV-TVP-VAR 模型,具体模型如下:

$$A y_t = F_1 y_{t-1} + \cdots + F_s y_{t-s} + u_t, t = s+1, \cdots, n \quad (1)$$

其中 y_t 为 $k \times 1$ 阶观测变量向量矩阵; $A, F_1, \cdots, F_s$ 是 $k \times k$ 阶系数矩阵; u_t 为 $k \times 1$ 阶结构冲击,且 $u_t \sim N(0, \Sigma \Sigma)$ 。

$$\Sigma = \begin{pmatrix} \rho_1 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & \ddots & \ddots & \vdots \\ \vdots & \ddots & \ddots & 0 \\ 0 & \cdots & 0 & \rho_k \end{pmatrix}, A = \begin{pmatrix} 1 & 0 & \cdots & 0 \\ a_{21} & \ddots & \ddots & \vdots \\ \vdots & \ddots & \ddots & 0 \\ a_{k1} & \cdots & a_{k,k-1} & 1 \end{pmatrix}$$

由 (1) 式两边同时乘以 A 的逆矩阵可得:

$$y_t = A^{-1} F_1 y_{t-1} + \cdots + A^{-1} F_s y_{t-s} + A^{-1} u_t, t = s+1, \cdots, n \quad (2)$$

令 $B_i = A^{-1}F_i, i=1, 2, \dots, s$, 把其代入(2)式得:

$$y_t = B_1 y_{t-1} + \dots + B_s y_{t-s} + A^{-1} \sum \varepsilon_t \varepsilon_t \sim N(0, I_K) \quad (3)$$

(3)式又可以写成矩阵形式:

$$y_t = X_t \beta + A^{-1} \sum \varepsilon_t \quad (4)$$

β 是 $(k^2 \times 1)$ 阶向量, 阶数来自于矩阵 β_i 的行, $X_t = I_s \otimes (y_{t-1}, \dots, y_{t-s})$ 。

那么, 最终构建的 SV-TVP-VAR 模型表示如下:

$$y_t = X_t \beta_t + A_t^{-1} \sum \varepsilon_t, t=s+1, \dots, n \quad (5)$$

(5)式中 A_t 是一个下三角矩阵, 参数遵循如下的随机游走过程:

$$\begin{cases} \beta_{t+1} = \beta_t + u_{\beta t} \\ a_{t+1} = a_t + u_{at} \\ h_{t+1} = h_t + u_{ht} \end{cases} \quad (6)$$

(6)式中 $h_t = (h_{1t}, \dots, h_{kt})'$, 且 $h_{jt} = \log \sigma_{jt}^2, j=1, \dots, k, t=s+1, \dots, n; \beta_{s+1} \sim N(\mu_{\beta_0}, \Sigma \beta_0), a_{s+1} \sim N(\mu_{a_0}, \Sigma a_0), h_{s+1} \sim N(\mu_{h_0}, \Sigma h_0)$ 以及:

$$\begin{pmatrix} \varepsilon_t \\ u_{\beta t} \\ u_{at} \\ u_{ht} \end{pmatrix} \sim \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \Sigma_{\beta} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \Sigma_a & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \Sigma_h \end{pmatrix} \quad (7)$$

其中 Σ_a, Σ_h 为对角矩阵。

由于随机波动模型被引进到模型中, 对模型进行估计就会出现过度参数化问题, MCMC 方法是解决过度参数化的一个不错选择。本文选用 MCMC 方法主要基于以下原因: 首先, 模型中非线性状态方程的似然函数用其他估计方法难以估计; 其次, MCMC 方法可以解决参数不确定性条件下的状态变量的估计和脉冲响应函数估计。SV-TVP-VAR 模型需要提前确定先验分布, 考虑到数据的可得性, 同时参考 Nakajima (2011)^[24] 的研究, 我们假设:

$$\begin{cases} \Sigma_{\beta} \sim IW(40, 0.01I) \\ (\Sigma_a)_i^{-2} \sim G(4, 0.02) \\ (\Sigma_h)_i^{-2} \sim G(4, 0.02) \end{cases}$$

$(\Sigma_a)_i^{-2}, (\Sigma_h)_i^{-2}$ 是对角矩阵 Σ_a, Σ_h 对应的第 i 个元素, IW, G 分别表示逆威沙特分布和伽马分布。

四、实证分析

(一) 数据的来源与说明

依据前文理论分析, 本文选择外商直接投资 (FDI)、总产出 (GDP) 以及通货膨胀 (CPI) 为变量来研究 FDI 冲击下对 CPI 作用机制。

通货膨胀 (CPI)。一般情况下, 通过使用消费者价格指数 (CPI) 以及生产者价格指数 (PPI) 这两个指标作为通货膨胀程度的衡量指标, 在稳健性检验部分选用生产者价格指数 (PPI)。

外商直接投资 (FDI)。衡量外商直接投资通常有两个指标, 一个是外商直接投资净值, 另一个是外商直接投资累计值。考虑到主要是研究外商直接投资对通货膨胀的冲击, 因此, 本文选用外商直接投资

净值衡量外商投资水平。

总产出(GDP)。本文直接选用国内生产总值(GDP)这一指标,因为该指标目前的统计周期只分为年度数据以及季度数据,所以我们借用 Eviews 软件,首先对季度数据运用 X12 方法进行季节性调整,然后再运用频率转换的方法得到 GDP 的月度数据。

研究的区间为 2000.1—2016.12,数据选用月度同比数据,数据来自大智慧数据终端。

(二)平稳性检验

为了检验 FDI 传导过程是否因为受到宏观政策的影响从而产生结构性变化特征,本文首先进行突变点检验,检验结果如表 1:

表 1 FDI 流入结构变化时点			
	断点 1	断点 2	断点 3
结构变化的时点	2002M6	2007M11	2010M11
三个断点 F 值		33.77	
四个断点 F 值		4.34	
Schwarz		5.75	
LWZ		5.94	

由表 1 可以得知,突变点检验的 F 值表明有 3 个结构变化点,根据 Schwarz 和 LWZ 信息准则,表明时变结构点 3 是最优的,因此,FDI 流入有 3 个时变结构点,具体可以划分为 2000M6—2002M6、2002M7—2007M11、2007M12—2010M11、2010M12—2016M12 4 个区间。本文还对变量时间序列做了 ADF 检验,结果显示变量序列都是非平稳的,但是一阶差分之后都是平稳的(限于篇幅,这里省略了单位根检验的结果)。经济变量表现出时变和结构变化特征,常规的 VAR 模型对其无能为力。

(三)基于 SV-TVP-VAR 模型的估计结果

根据 AIC 和 SC 信息准则,本文确定 SV-TVP-VAR 模型的最优滞后期为 1。基于保证抽样的样本可以切实反映出事后概率分布的特点,需要事先判断抽样过程是否满足了稳定的概率分布这一条件。所以基于这样的目的就需要对抽样的收敛性做出一定的检验,从而判断能否使用抽样样本来做估计。对于 SV-TVP-VAR 模型,具体来说,其主要是通过对抽样样本的一些统计量诸如自相关系数、后验分布、CD(Convergence Diagnostics,简称 CD)统计量和 IF(Inefficiency Factors,简称 IF)统计量等来做出一定的检验,进而判断其收敛性。在目前主要研究文献中,对收敛性的检验一般都是从以下两方面进行的。

1. 通过图形来进行抽样收敛性判断,即图形检验的方法。图形检验一般是对抽样样本其自相关系数、抽样路径以及后验分布这三大统计量的图形进行逐个分析,进而对收敛性做出鉴定。首先,自相关系数图形的检验主要是依据随着抽样间隔次数的累计递增,其自相关系数图形是否越来越靠近零轴来进行判断;其次,抽样路径图形的检验主要是依据随着每次抽样结果的不同,其是否围绕样本的均值上下波动来进行判断;最后,后验分布图形的检验主要是依据对抽样的样本做出计算的概率分布图,其是否会收敛于后验分布来进行判断。对其收敛性的图形检验法已由图 4 可知:第一,从第一行 SV-TVP-VAR 模型的抽样样本自相关系数图可以得出自相关系数呈现出稳定下降的趋势,且最终都收敛于 0 的结论,故通过该检验结果可以判断出抽样样本不存在明显自相关性;第二,通过第二行的抽样路径图可以得出抽样样本都围绕着样本的均值上下稳定波动这一结论,故通过该检验结果可以判断出抽样样本

无明显趋势;第三,通过第三行的密度图可以得出其收敛于后验分布的结论,所以可以明确判断本文在进行实证分析得到的抽样样本是具有收敛性的。综上所述,三种类型的图形检验法都可以判断出基于MCMC 的 Bayesian 抽样样本是有效样本,通过预设参数,具有收敛性。

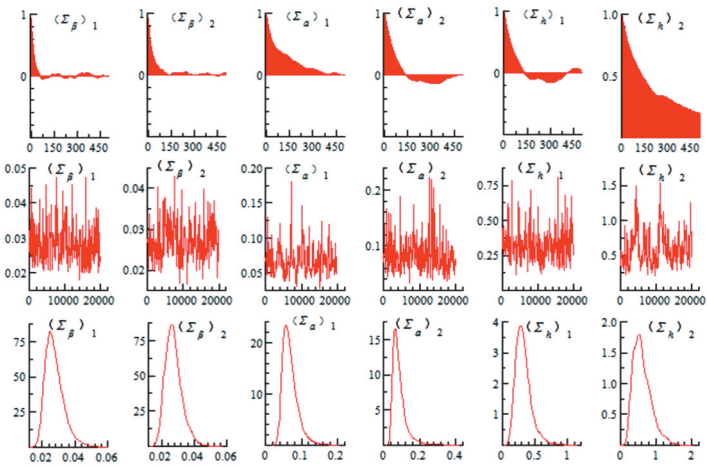


图4 第1行是自回归系数、第2行是样本路径、第3行是后验分布

2. 对抽样的稳定性进行检验。该检验方法主要通过对统计量的检验来判断抽样结果是否符合收敛于后验分布这一要求。SV-TVP-VAR 模型的抽样稳定性判断标准,是基于其抽样样本的均值、标准差、置信区间等统计量来进行的,以及用 CD 和 IF 这两大统计量指标检验。其中 CD 统计量的作用是对后验分布是否同预模拟的马尔可夫链收敛结果相一致,主要的判断依据便是对比 CD 统计量取值和抽样结果的置信区间,其是否落入在该置信区间之内,一旦 CD 统计量满足落入置信区间这一条件,那么判断结果便是收敛,反之,判断结果就是发散。IF 统计量的含义是指无效影响因子,该统计量的值是由后验样本均值的方差同不相关序列样本均值的方差之间的比来确定,这一比值反映了为获取不相关样本需要进行的具体抽样次数,即 IF 统计量越小则越能表明出样本的有效性。CD 统计量和 IF 统计量二者都是对 MCMC 链模拟效果做出判断的重要参考标准。本文的抽样稳定性检验结果如表 2 所示,其中,所有的 CD 统计值都小于显著性为 5% 的临界值,接受收敛于后验分布的原假设;IF 统计值最大的为 205.16,且所有的 IF 统计值都没有超过 210,即最多可得到大约 95 (20000/210) 个不相关的样本,通过 IF 统计量可以反映出 SV-TVP-VAR 模型的后验推断是已经足够的。综上所述,通过对 SV-TVP-VAR 模型的抽样稳定性进行检验,可以判断其模型估计是否具有有效性,可以更进一步对变量之间的影响动态做出分析。

表2 SV-TVP-VAR 模型参数估计结果

参数	后验均值	标准差	95% 下置信区间	95% 上置信区间	CD 统计量	IF 统计量
$(\Sigma_{\beta})_1$	0.0225	0.0025	0.0183	0.0281	0.265	16.70
$(\Sigma_{\beta})_2$	0.0230	0.026	0.0185	0.0287	0.804	11.71
$(\Sigma_a)_1$	0.0733	0.0198	0.0425	0.1182	0.000	55.97
$(\Sigma_a)_2$	0.1153	0.0907	0.0406	0.3704	0.008	205.16
$(\Sigma_h)_1$	0.2325	0.0794	0.1133	0.4208	0.036	82.34
$(\Sigma_h)_2$	0.2979	0.0964	0.1558	0.5362	0.673	104.30

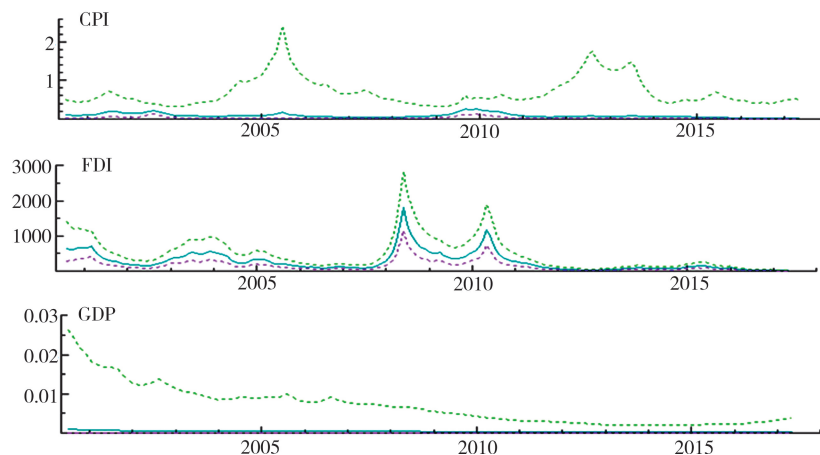


图5 各变量的随机波动特征

这里我们给出 FDI、CPI、GDP 三个变量在受到冲击时的基于后验均值的波动率结果,见图 5。

对于 CPI 波动而言,随着我国成功加入 WTO,经济开放程度进一步提高,从而使外汇储备出现了较快速度的增长;同时我国同世界各国其他不同经济体之间的协作越来越紧密,经济关联性也有了很大的提高,这样在国内经济稳定运行的同时,也避免了出现恶性程度进一步提高通货膨胀的可能,经济成功实现了“软着陆”。在全球金融危机之后,我国启动了“四万亿”经济刺激计划,其目的是通过提振内需来保持经济的稳定增长。但是随着时间的推移,货币政策效应的滞后性便逐渐显现出来,一方面提升了流动性治理的难度,另一方面也对国内物价的提升起到了推波助澜的作用。同时,人民币汇率和国际化的提升也助推着国际热钱的涌入,从另一方面加大了国内治理通货膨胀的难度。在 2010 年末,央行开始通过提升存款准备金率等货币政策工具来对市场进行调控,以期达到收紧流动性这一目的。因此,2011 年后,通货膨胀进入低速增长阶段。

对 FDI 波动而言,我国自 2001 年加入 WTO 后,在对外资的利用方面也进入了一个全新的阶段,外资利用的层次也更加多元化。首先,在政策方面,我国履行承诺,分阶段废除了与 WTO 不尽相符的政策法规以及法律条款等;其次,在结构层面,发挥外资对国内发展第三产业的带动作用,以及积极引导外资致力于推动中西部地区的开发等国家大政方针政策的实施;第三,在质量上,将外资和国企重组并购相联系,提升外资的使用质量。从整体上来看,除了金融危机和 2009 年的“四万亿”刺激期间 FDI 波动幅度比较大外,其他时间段其波动相对平稳。

对于 GDP 波动而言,2000—2010 年是一个高速增长阶段,在图 5 上表现出波动性稍微大点,2011 年之后,尤其是美国“次贷危机”之后,我国经济进入新常态,总产出慢慢进入趋于低速增长阶段。

从图 5 各变量的随机波动特征图可以看出,即便在同一时间节点上,不同变量之间的波动也出现了较大的差异性,产生这一现象的主要原因是各经济变量往往会受到外生的金融政策以及具有“滞后性”的内生性货币政策传导效应的影响,从而反映在图中的各宏观经济变量所呈现出的条件异方差情形,这样一来就使得随机扰动项不能满足同方差这一古典假定,所以一旦在模型的选择上使用了常参数的向量自回归模型,最终的估计结果便会有偏差的。所以说,这违背了常规 VAR 模型的同方差假设,构建 SV-TVP-VAR 模型是很有必要的。

(四) 脉冲结果响应分析

考虑到 SV-TVP-VAR 模型需要估计的参数过多,本文参考大多数文献做法,不分析参数估计结果,重点考察脉冲响应结果。另外,基于 SV-TVP-VAR 模型脉冲响应结果,主要解决的问题是:基于不同的

经济时期脉冲响应结果的差异性和不同滞后期的脉冲响应路径。结合前文的时变结构点分析,选择2002年6月、2007年11月以及2010年11月三个时点,通过观察这三个点所对应的宏观经济周期,以2007年次贷危机为基点,2002年6月相当于处于经济高速增长期,2007年11月正处于经济危机时期,2011年10月经济处于后危机阶段。考虑到文章的篇幅和说明的问题,这里只给出不同滞后期和不同时点的FDI对CPI影响的脉冲函数结果。

1. 不同滞后期脉冲响应的时变结果分析

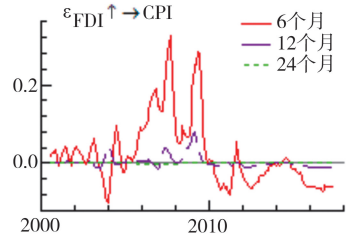


图6 不同滞后期脉冲响应结果

本文选取的滞后期为6个月、12个月以及24个月,图6中分别用长实线、短实线以及长虚线来描述通货膨胀在半年、一年和两年后的反应路径。从冲击的影响来看,通货膨胀在受FDI一单位冲击后,在第二期发生大约0.026单位的正向响应,同时短期内的响应呈周期性波动且波动幅度较大。这一结果和王荣(2015)^[26]研究结论一致。这是由于FDI流入的直接结果就是央行要发行对应的人民币,短期内将导致通货膨胀上升。然后,短实线所代表的响应曲线初期响应值在0.007个单位,当中最大响应值在0.049各单位,最后趋于平稳。长虚线的响应值一直趋于0附近,比较平稳。这在图6中表现出滞后阶数越长,对通货膨胀影响越小。这是因为FDI流入对通货膨胀的影响是间接的,消费者对FDI的流入不敏感,因此,滞后期越长,FDI对通货膨胀的冲击越弱。本文认为出现这样的原因,主要是由于通货膨胀是一个预期性指标,由于FDI流入对通货膨胀影响,必然要通过相关媒介传导,而在传导的过程中信息会丢失,结果就是在消费者对通货膨胀预期时会削弱FDI流入对通货膨胀影响的判断。

通过对上述的不同时期其脉冲波动特征进行分析,可以看到,随着滞后期越来越长,通货膨胀的脉冲响应强度表现出越来越减小的趋势,第6期的脉冲响应强度最大且FDI的冲击反应灵敏,并呈出周期性波动趋势,而第24期的脉冲响应强度基本上接近于零,FDI对通货膨胀的影响甚微。

2. 不同时点的脉冲响应结果分析

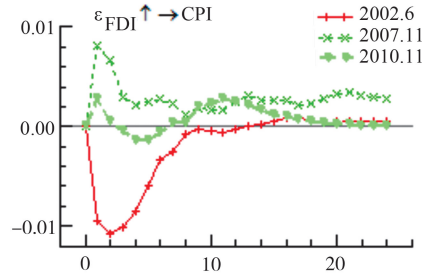


图7 不同时点脉冲响应结果

图7具体表现了在不同时期内,FDI对通货膨胀的动态脉冲响应结果,单从图7中的结果来看,并不能全面地反映脉冲响应的结果,但是却可以比较明了地看出在不同的时期,FDI对通货膨胀的脉冲响应效果情况。本文根据前文时变结构点检测,选择了2002年6月、2007年11月和2010年11月作为参考点,研究基于FDI冲击作用下不同时点的通货膨胀传导机制和效度。本文选取2007年11月为例来

审视我国通货膨胀的反应机制。2007 年,受美国“次贷危机”的影响,FDI 流入大幅减少,物价水平从高位回落,通缩压力骤增。温和的通货膨胀有利于经济增长,为了扭转物价下滑的趋势,国家出台了相关政策,CPI 指标发生触底反弹后,FDI 在 2009 年 6 月开始回升。

通过观察图 7 可以得出,2002 年 6 月这个时点的 CPI 对 FDI 的脉冲响应是负向最大且消减的最快,2010 年 11 月时点的脉冲响应是正向最小且消减较为缓慢。一个可能的原因是,随着我国经济的发展,整个社会经济体系运行日益规范、完善,FDI 流入经济体系过程中,通过货币、汇率、利率等宏观经济工具有效传导,最终导致不同时期 CPI 对 FDI 的脉冲响应结果。总的来看,不同时期的脉冲响应总体强度在前 9 期内都较为显著,但 9 期之后对 CPI 基本上丧失了影响,这与上文分析结果一致。

(五) 稳健性检验

由上文分析可知,FDI 的流入是引起我国通货膨胀的重要原因之一。为了使上文结果更稳健,本文选用生产者价格指数(PPI)代替消费者价格指数(CPI)来衡量通货膨胀水平,运用相同的参数设定,结合 SV-TVP-VAR 模型,通过替换通货膨胀水平代理变量重新进行回归检验,得到不同滞后期和不同时期 FDI 对 PPI 的脉冲响应图(见图 8)。结果显示,FDI 对 PPI 的脉冲响应图与 FDI 对 CPI 的脉冲响应图所表现的趋势基本一致,说明实证结果保持稳健,模型的拟合效果较好。

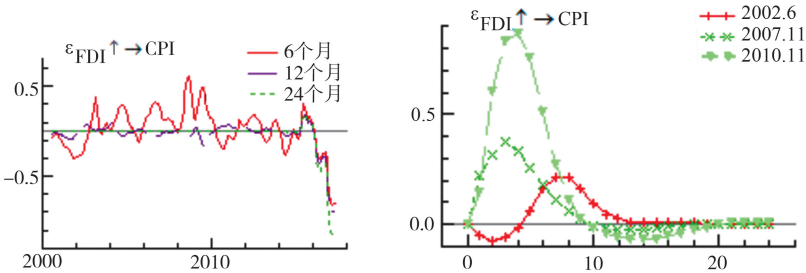


图 8 不同滞后期和不同时期 FDI 对 PPI 的脉冲响应

五、结论

本文的研究结果可以比较清晰地反映出历次通货膨胀周期内,FDI 流入和通货膨胀的脉冲响应都呈现出比较明显的上升趋势,但引起通货膨胀的原因是多方面的,在不同的时间阶段内,同一影响因素对通货膨胀产生的影响程度也不尽相同。因此,为了反映 FDI 对通货膨胀影响的时变和非线性特征,本文从货币效应、投资效应以及汇率效应三个方面探讨 FDI 对通货膨胀的作用机制和路径,在此基础上,引入随机波动模型和增加时变参数到 VAR 模型中,构建基于 SV-TVP-VAR 脉冲响应模型。实证研究表明,FDI 对通货膨胀的影响明显存在时变特征,冲击作用大小在不同滞后期存在显著性差异,且滞后期越长,作用越弱;同时 FDI 流入对通货膨胀影响的敏感性在前 9 期更为显著,但在 9 期之后其影响可以忽略。而且稳健性检验表明,本文的研究结论是可靠的。

那么,在当前国际经济形势下,合理吸收并有效利用 FDI 是国家经济发展的必然,本文根据实证研究结论,为减缓 FDI 所引起的通货膨胀效应,建议如下:

首先,依据上文的理论分析,FDI 对通货膨胀影响存在货币效应和汇率效应,因此,政府在出台货币政策和汇率政策时,要审时度势,充分考虑经济形势、市场形势,综合利用各种机制体制,缓解 FDI 通过货币供给和汇率变动的预期变化对通货膨胀所造成的压力。

其次,在吸收 FDI 时要有选择性,改变以往粗放型的吸收模式,不再强调吸引 FDI 数量,重在质量。

根据我国供给侧结构性改革合理制定 FDI 吸收产业目录,重点向战略新兴产业引导。这样既可以避免重复建设,又能推动国家产业转型升级,同时还能降低 FDI 投资效应引起的通货膨胀。

最后,鼓励国内资本走出去,在“一带一路”倡议下,积极推动企业对外直接投资,这样可以直接缓解外汇储备占款的压力,减少外汇储备占款的货币供给,对降低通货膨胀产生积极的影响。

[参 考 文 献]

- [1]Elijah Udoh and Festus, Egwaiklinde. Exchange Rate Volatility, Inflation Uncertainty and Foreign Direct Investment in Nigeria [J]. Botswana Journal of Economics, 2008, 15(7).
- [2]Ade Oyedigo Akinlabi, Babatunde Hamed and Awoniyi M. A. Corruption. Foreign Direct Investment and Growth in Nigeria [J]. Journal of Research in International Business Management, 2011, 11(9).
- [3]Sajid Gul, Muhammad Sajid Farman Afzal and Sumra Mughal. Factors Influencing Foreign Direct Investment [J]. Economics and Finance Review, 2012, 12(2): 21-25.
- [4]孙婉洁,臧旭恒. 试析外资流入对我国通货膨胀的影响 [J]. 经济研究, 1995(9): 60-66.
- [5]彭小兵,张保帅. FDI 对东道国通货膨胀影响分析——基于中国的实证研究 [J]. 国际贸易问题, 2009(1): 101-106.
- [6]黄新飞,舒元. 基于 VAR 模型的 FDI 与中国通货膨胀的经验分析 [J]. 世界经济, 2007(10): 58-66.
- [7]裴长洪. 外商直接投资与中国通货膨胀关系的理论分析 [J]. 战略与管理, 2005(3): 106-111.
- [8]袁晓军. 改革开放以来中国通货膨胀的原因及特征 [J]. 统计与信息论坛, 2009, 24(1): 54-57.
- [9]郑超愚. 近年来中国通货膨胀与外资流入——另一种可能的解释以及相关政策理论模型 [J]. 经济研究, 1996(3): 34-42.
- [10]陈碧琼,何燕. 我国外汇储备与 CPI 波动动态传导机制研究 [J]. 国际经贸探索, 2009(5): 69-74.
- [11]姚宇惠,蔡宏宇. 基于 VAR 模型的我国外汇储备变动与物价波动的关系研究: 2001—2012 [J]. 宏观经济研究, 2014(11): 138-148.
- [12]姬冬梅,熊德平,姬旭升. 进出口贸易、FDI 对中国通货膨胀的影响 [J]. 金融与经济, 2014(9): 10-15.
- [13]王荣. 对外贸易、FDI 对我国 CPI 的影响分析 [J]. 对外经贸, 2015(10): 40-42.
- [14]刘晓西. 外资流入的通货膨胀效应 [J]. 价格理论与实践, 1995(3): 15-18.
- [15]李敏婕,周一帆,刘桂荣. FDI 与通货膨胀基于货币供给内生性的实证研究 [J]. 金融经济, 2009(9): 79-80.
- [16]郝洁. 资本流动对我国外汇储备的影响 [J]. 经济问题, 2007(1): 37-39.
- [17]Friedman M. The Counter-Revolution in Monetary Theory [M]. Institute of Affairs Occasional, 1970: 24-27.
- [18]Alber O. Hirschman. The strategy of economic development [M]. Yale University Press, 1958.
- [19]江锦凡. 外国直接投资在中国经济增长中的作用机制 [J]. 世界经济, 2004(1): 1-5.
- [20]王义中,金雪军. 外商直接投资、实际汇率升值与政策选择——基于中国的经验研究 [J]. 数量经济技术经济研究, 2006(8): 78-89.
- [21]钟寻. 东道国外债规模与中国 OFDI——基于发展中国家面板数据的研究 [J]. 重庆工商大学学报(社会科学版), 2018, 35(3): 37-42.
- [22]Dornbusch, R. Money, Devaluation and Non-Traded Goods [J]. American Economic Review, 1973(63): 871-880.
- [23]Primiceri, G. E. Time Varying Structural Vector Autoregressions and Monetary Policy [J]. Review of Economic Studies, 2005(72): 821-852.
- [24]Omori Y., S. Chib, N. Shephard and J. Nakajima. Stochastic Volatility with Leverage: Fast Likelihood Inference [J]. Journal of Econometrics, 2007(140): 425-449.
- [25]Jouchi Nakajima. Time-Varying Parameter VAR Model with Stochastic Volatility: An Overview of Methodology and Empirical

Applications[R]. IMES Discussion Paper Series, Discussion Paper No. 2011(11).

[26]王荣. 对外贸易、FDI 对我国 CPI 的影响分析[J]. 对外贸易, 2015(10):40-42.

A Research Based on SV-TVP-VAR Model of the Impact of FDI on Inflation

Duan Jun Zhang Baoshuai Tian Ying

(College of Economic and Management, Chongqing Normal University, Chongqing 401331, China)

Abstract: In order to reflect the time and non-linear characteristics of the impact of FDI on inflation, this paper discusses the mechanism and path of FDI on inflation from three aspects: monetary effect, investment effect and exchange rate effect. On this basis, we introduce random fluctuation model and time variation Parameter to the VAR model, and then build the SV-TVP-VAR impulse response model. The empirical study shows that the impact of FDI on inflation has obvious time-varying characteristics. The impact size has obvious difference in different lag periods, and the longer the lag is, the weaker the effect is, and the transmission mechanism of FDI inflow to inflation is becoming more and more flexible and more efficient, based on different points of time the impulse response intensity of inflation in the first 9 period are more significant, but after 9 period basically on the loss of inflation. At the same time the robustness test shows that the conclusion of the article is reliable.

Keywords: FDI; CPI; inflation; currency effect; investment effect; exchange rate

[责任编辑:孟西]