

全球流动性输入对中国经济的影响

——基于SVAR模型的实证研究

徐震宇

(东南大学 经济管理学院, 江苏 南京 210096)

[摘要]在经济金融全球化的背景下,全球流动性输入会对一国的宏观经济产生重要影响。在运用SVAR模型及其方差分解定量分析流动性过剩对中国宏观经济的影响后发现,流动性过剩能产生显著的扩张性货币政策的效应,对货币供应量、名义利率和外汇储备具有较大的影响,而对实体经济的影响则甚微。

[关键词]全球流动性;结构向量自回归模型(SVAR);货币供应量;货币政策

[中图分类号]F12,F820.4 **[文献标识码]**A **[文章编号]**1004-4833(2010)05-0090-06

一、引言

自20世纪80年代以来,流动性过剩已经成为全球性的问题,特别是进入21世纪以后,全球流动性过剩问题变得尤为突出^[1]。在全球国际收支失衡的背景下,我国国际收支的经常项目和资本项目出现“双顺差”,并在很大程度上造成国内流动性泛滥。虽然2007年8月美国次级债危机导致全球流动性有所收紧,但是“危机救助说”认为,当大型金融机构出现问题并引发金融市场振荡时,中央银行往往倾向于主动或者被动进行市场干预,向市场投放流动性,从而形成新一轮的流动性积累^[2]。由于国际产业转移、工业化加快发展、人口红利等因素,中国仍然会在较长时期内保持贸易顺差,未来过剩的全球流动性仍然会通过国际传导渠道流入中国。研究全球流动性过剩对一国国民经济产生的影响,并采取相应的宏观调控措施加以治理,目前已成为我国政府和学术界关注的焦点话题。

在国内外的相关研究中,流动性过剩对就业、汇率、产出等经济变量的影响受到学者们的关注。Rüffer和Stracca对全球流动性过剩进行了全面的研

究。他们建立VAR模型,分析了流动性过剩的冲击对美国和欧元区的一些内部经济变量的影响。其结论显示,全球流动性过剩的冲击对欧元区的产出、一般物价和资产价格有显著的影响,而美国面对全球流动性的冲击则是绝缘体^[3]。在外部货币冲击影响国家和地区内部流动性过剩方面,Holman和Neumann研究了美国和加拿大之间的货币冲击传导机制。他们发现货币冲击会对其他国家的实际部门产生显著的溢出效应,同时证明一国的货币扩张不会带来伙伴国的货币紧缩^[4]。Sousa和Zaghini关注了全球流动性对欧元区的影响,并对欧元区和全球经济(包括全球流动性总量)进行了分析。其脉冲响应函数表明欧元区外部的流动性对欧元区广义货币供应量 M_3 以及价格水平的持久性增长有正向的冲击,对欧元区实际产出的暂时性提高和实际有效汇率的暂时性升值也有正向的冲击^[5]。现有的研究大多是针对发达国家流动性传导的相互影响进行分析的,而对近年来吸收全球流动性的重要经济体——中国的研究则明显不足;国内学者也大多分析流动性传导的理论机制,而且采用定量分析的文献较少。对此,本文将基于SVAR模型,就全球流动性对中国经

[收稿日期]2010-03-19

[作者简介]徐震宇(1972—),男,江苏靖江人,东南大学经济管理学院博士研究生,从事产业经济研究。

济的影响进行实证研究。

二、理论假设

流动性过剩有着一国“传染”他国的能力。这种“传染”可以通过利率机制、汇率机制、资产价格机制以及货币冲击机制对他国进行流动性过剩的国际传导。在当今全球经济金融一体化趋势愈演愈烈的情况下,任何一个国家的内部经济问题都不可能不影响到其他国家,也不可能不受其他国家的影响。因此,一旦某一个或某些对全球经济影响较大的经济体内部发生了流动性过剩问题,就必然会对世界经济产生联动影响。

全球流动性输入对一国经济影响的范围是全方位的,既有宏观影响又有微观影响。标准的开放经济模型假定,短期内流动性的大量输出会导致输出国总需求的急剧缩减,表现为本币贬值、通货紧缩;反之,流动性的大量输入则会导致输入国总需求的过度膨胀,表现为通货膨胀压力加大、实际汇率升高、经常项目赤字增加等。在全球流动性输入下,输入国经济体的宏观经济变量在输入流动性的过程中通常会发生变动。一般来说,这些变动会基于以下的一些假设。

假设1:流动性输入促进实际产出水平的提高。

早在上世纪中期,MacDougall建立的两国模型就证明了资本的输入能够帮助东道国提高边际劳动产出和工资,产生的福利高于资本流出国国内边际劳动产出的减少^[6]。在大多数情况下,流动性输入会导致输入国实际产出的增加。当然,除了一些特殊情形,如金融危机发生前国际过剩流动性大进大出的时期,大量的短期流动性对金融稳定带来了威胁。大量持续的外汇流入往往具有资本形成效应、技术外溢效应、产业升级效应、贸易创造效应和就业效应,不过这样的过程总是需要一定的时间才能完成。20世纪中叶以来,众多东亚国家和地区(包括中国)在国际过剩流动性转移的过程中获得了发展的机会。因此,稳定的流动性输入从长期来看对一国生产率的提高乃至产出水平的提高具有重要的促进作用。

假设2:流动性输入导致价格水平上升。

在大多数情况下,流动性输入会导致输入国资金充裕和价格水平的上升。货币流动性的增加必将使国内经济形成扩张态势。在货币乘数的作用下,增加的广义货币供应量会直接扩大社会总需求。短期内供给的调整赶不上需求的扩张,再加上货币供

给的增加还能降低资本市场的利率,而降低的利率又能刺激投资,在投资乘数的作用下,投资需求也会有较大增加。因此,在商品市场上能观察到的现象就是商品价格上涨。

假设3:流动性输入引起名义利率的提高。

名义利率主要受一国政府的控制。一国对流动性输入的反应,主要视政府对经济信息的敏感程度和对政策调整的态度。名义利率是各国货币政策的重要调节对象,在流动性输入下政府需要提高名义利率,减少货币供给并抑制通货膨胀。

假设4:流动性输入导致实际汇率升值。

流动性大量输入在国内表现为外币增多和本币相对减少。在这种情况下,固定汇率制下的本币立即面临汇率升值的压力,而浮动汇率制下则意味着汇率的直接升值,总体表现为本币实际汇率升值。

假设5:流动性输入促进外汇储备增长。

在流动性输入的情况下,尤其是在固定汇率制度下,政府一般都要进行干预以减轻流动性过剩对汇率的影响。当流动性源源不断地向某个经济体输入时,为了防止本币汇率升值或升值过快,这个经济体的外汇储备会非自愿、非均衡的增长。

以上只是笔者根据全球流动性输入对一国主要宏观经济变量影响的相关理论提出的若干假设,这些假设对中国而言是否成立,还有待于本文进一步的实证检验。

三、模型的设立与估计

VAR模型虽然在许多研究领域取得了成功,但也存在着参数过多的问题,只有所含经济变量较少的VAR模型才可以通过OLS和极大似然估计得到满意的估计结果。Sims采取可识别参数的非递归同期结构VAR模型,区分了货币需求冲击和货币供给冲击。这种可识别参数的VAR模型即被称为SVAR模型^[8]。SVAR模型通过对参数空间施加约束条件来减少待估的参数。如果能从所估计的诱导型系数求出一个结构方程参数值的估计值,那么就该方程是可以识别的。一般来说,参数识别比较简便的方法是通过Cholesky分解建立递归形式的短期约束,表示经济变量对结构冲击同期的响应。Blanchard和Quah提出了施加长期约束条件,从而减少了模型的待估参数,减少了一般向量自回归模型误差项的同相关性,并识别出经济中的总需求冲击和总供给冲击^[9]。在经济波动和货币政策研究方面,这种方法常被用到。本文的SVAR模型的观测期为

1999年1月至2007年6月,共计102个样本期,数据全部来源于IFS(International Financial Statistics)及中经网数据库中的OECD月度数据。模型中所涉及的变量具体说明如下:

1. 全球流动性(MS)^①。按照相关文献中通常的研究方法,本文选取的全球流动性主要以G5经济体如美国(USA)、欧元区(EUROAREA)、英国(UK)、加拿大(CANADA)以及日本(JAPAN)的货币流动性总量以及中国(CH)的流动性为代表。出于数据的可得性考虑,在不少研究文献中许多经济学家都用G5或者G7经济体的各种经济变量来替代世界总量。本文加入中国巨大的流动性总量后将会加强研究结果的准确性。样本期内全球流动性总和见图1。从图1中可以看出,自2002年开始全球流动性加速扩张。

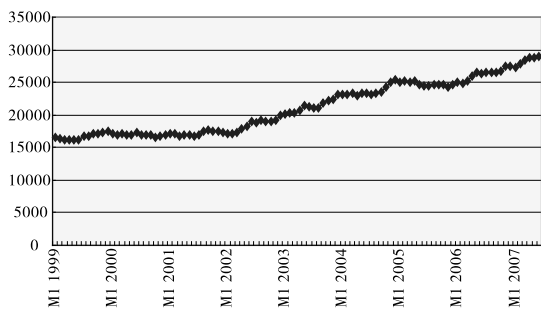


图1 1999年1月至2007年6月全球六大经济体流动性总和(10亿美元)

2. 广义货币供应量(M)。由于各国对广义货币供应量的定义不同,广义货币供应量的选取指标为中国M2,美国M2,欧元区M3,加拿大M2+GROSS,日本M2+CDS,英国M4,均以美元计价,单位为百万美元。这需要用名义汇率计算出以美元计价的广义货币供应量,从而计算出全球流动性。名义汇率选取中国期末名义汇率以及五大经济体市场汇率。

3. 实际产出(IP)。本文选取工业产出指数表示实际产出,以2000年为基期。

4. 一般价格水平(P)。本文选取消费者价格指数表示一般价格水平,以2000年为基期。

5. 名义利率(CR)。本文选取银行一年期居民储蓄存款利率表示名义利率。

6. 实际汇率(RER)。本文采用基于消费者价格的实际有效汇率指数表示实际汇率;以2000年为基期,指数上升代表实际汇率升值,下降则表示实际汇率贬值。

7. 外汇储备(FE)。外汇储备以美元计价,单位为百万美元。

笔者在实证研究中将考虑消除截面异方差和同期相关的问题而采取适当的方法。为了消除异方差,本文的各变量取对数,以下所有检验均是对各变量的对数序列进行检验。在实证分析之前,笔者对各变量首先用单位根检验方法做平稳性检验(见表1)。从表1可以看出,各变量通过了ADF检验,变量的一阶差分均平稳,符合本文建立模型的要求。

关于SVAR模型中参数的识别, Kim以及 Sousa和Zaghini在对货币冲击的研究中提出的模型参数识别比较具有标杆性^[10-11]。笔者在此基础上根据流动性过剩及其国际传导的典型事实,结合设置长短期约束的参数识别方法,改进SVAR模型及参数约束条件。对于k元p阶SVAR模型需要施加k(k-1)/2个限制条件才能估计出结构性模型的参数,因此在采用MS, I, P, CR, RER, FE, M共7个变量的情况下,根据模型 $Y_t = (MS, I, P, CR, RER, FE, M)$,需要施加21个限制条件才能估计出结构性模型的参数。参数识别的过程如下。

在全球流动性过剩的冲击下,实际产出有扩张的趋势。由于实际产出和一般价格水平变化对全球流动性输入中的其他变量的影响存在着时滞,因为厂商总是在观察了当期价格水平、利率等变量后才会对其产出和价格做出调整,则 $a_{23} = a_{24} = a_{25} = a_{26} = a_{27} = 0$ 。一般价格水平作为实体变量对其他金融变量当期变化的反应较为迟钝,但是按照供求关系其对流动性冲击及当期产出的增减反应灵敏,则 $a_{34} = a_{35} = a_{36} = a_{37} = 0$ 。由于信息的时滞性,厂商对产出和价格的调整不会被货币当局当期就获知,因而货币当局不会在当期就调整利率,而其他变量的变动,货币当局当期就容易获知,故 $a_{42} = a_{43} = 0$ 。由于实际汇率的特征与资产价格相似,其他变量的当期变化会通过实际汇率立刻体现出来,而货币当局调整名义利率对实际汇率所起的作用在同期里是不确定的,因此 $a_{54} = 0$ 。外汇储备会在当期影响广义货币供应量,而广义货币供应量当期的变动则不会影响外汇储备,名义利率和实际汇率对外汇储备也不会产生同期影响。名义利率的调整会引起外汇流入流出,从而使外汇储备的变动存在着时滞,而实际汇率变动对外汇储备变动的影响并非是当期的,特别在

①Rüffer和Stracca认为,G5经济体的实际GDP按照汇率平价计算超过世界实际GDP的一半多,并且代表了近90%的发达国家实际GDP,而它们的货币金融总量虽然没有确切数字计算,但其发达程度也远远超过世界的一半水平^[3]。

浮动汇率制国家,中央银行维持汇率平稳的操作不会随时随地与实际汇率的变动同步,因此 $a_{64} = a_{65} =$

$a_{67} = 0$ 。考虑到不同经济体的个体特征,广义货币供应量的变化多多少少会受到其他因素的同期影响。

表1 变量的单位根检验

序列	检验类型 (c,t,s)	t 检验值	1% 水平临界值	5% 水平临界值	10% 水平临界值
D(MS)*	(0,0,0)	-7.79	-2.59	-1.94	-1.61
D(M)*	(c,0,0)	-12.32	-3.50	-2.89	-2.58
D(IP)***	(0,0,s)	-1.78	-2.59	-1.94	-1.61
D(P)*	(0,0,0)	-9.42	-2.59	-1.94	-1.61
CR**	(c,0,0)	-3.11	-3.50	-2.89	-2.58
D(CR)*	(0,0,0)	-9.95	-2.59	-1.94	-1.61
D(RER)*	(0,0,0)	-8.48	-2.59	-1.94	-1.61
FE**	(c,t,0)	-3.64	-4.05	-3.45	-3.15
D(FE)*	(c,0,0)	-5.97	-3.50	-2.89	-2.58

注:*表示变量的临界值在1%的显著性水平下得到;**表示变量的临界值在5%的显著性水平下得到;***表示变量的临界值在10%的显著性水平下得到。D表示一阶差分项。(c,t,s)中,c表示带有常数项,t表示带有趋势项,s表示采用的滞后阶数,根据SIC准则确定。

本文的结构方程为非递归结构,根据以上推论和假设,采用Eview6.0软件Structural VAR Estimates对所有数据进行计算处理。模型估计结果为:log极大似然估计值为674.93,卡方检验值为3977.60,参

数估计模型通过了1%的显著性水平。由此可见,整体模型得到了较好的估计结果。具体的参数估计模型如下:

$$\begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ -0.10 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ -0.10 & -0.09 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ -8.46 & 0 & 0 & 1 & 228.07 & -13.50 & -107.05 \\ -25.96 & -20.14 & -18.18 & 0 & 1 & -26.83 & 216.13 \\ -0.11 & -0.08 & -0.10 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ -1.62 & -4.66 & -4.46 & 47.77 & -31.84 & -0.86 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \mathcal{E}_t^{MS} \\ \mathcal{E}_t^{IP} \\ \mathcal{E}_t^P \\ \mathcal{E}_t^{CR} \\ \mathcal{E}_t^{RER} \\ \mathcal{E}_t^{FE} \\ \mathcal{E}_t^M \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} u_t^{MS} \\ u_t^{IP} \\ u_t^P \\ u_t^{CR} \\ u_t^{RER} \\ u_t^{FE} \\ u_t^M \end{bmatrix}$$

脉冲响应函数体现了一次对变量的冲击不仅直接影响该变量,而且通过模型的动态结构传导给所有的其他变量。在全球流动性输入下,上述模型采用了Structural Decomposition方法,对实际产出、一般价格水平、名义利率、实际汇率、外汇储备以及广义货币供应量进行了脉冲响应轨迹的描述。图2显示中国具体经济变量在全球流动性冲击下的脉冲响应(见下页),图中横坐标表示冲击发生后的时间间隔(月度),纵坐标表示变量对一个标准差结构新息冲击的反应程度(百分比)。图2显示,在期初时,全球流动性对中国的实际产出、一般价格水平、名义利率、实际汇率、外汇储备以及广义货币供应量的冲击均为正向。

长期影响并不确定,因此可以推断,在全球流动性输入的情况下外资并不一定对中国经济的增长具有长期的促进作用。近年来,外国资本主要是被中国出口部门(加工贸易部门或劳动密集型产业)的投资机会所吸引而进入,从而使我国加工贸易部门在经济贡献中所占比重增加。2007年我国加工贸易在进出口总额中的占比为45.36%,而同期一般贸易在进出口总额中的占比为44.49%。“两头在外”的贸易模式不仅不能获得核心技术,而且产品附加值较低,大量的国内加工企业相互之间的低价竞争恶化了我国的出口状况,并且与其他发展中国家在相同市场的竞争削弱了我国代工的议价能力,导致劳动力工资长期维持较低的水平。这些因素不利于我国对外贸易和经济的长期发展。

全球流动性对实际产出的正向冲击是暂时的,

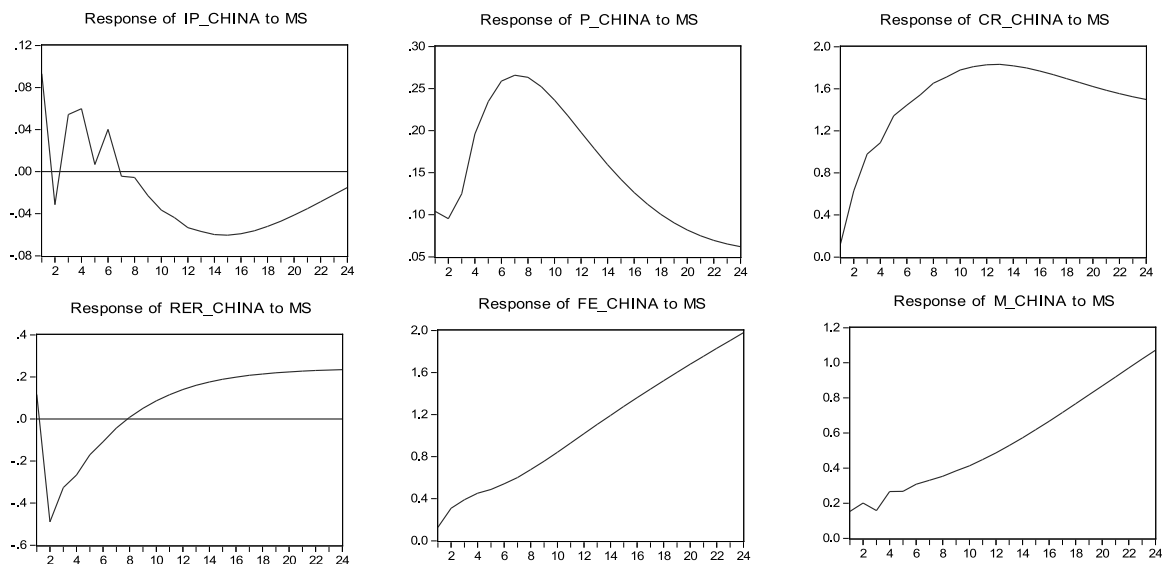


图2 中国的变量在一单位全球流动性结构新息冲击下的脉冲响应

全球流动性对实际汇率的影响在 2 至 8 期处于波动状况,8 期后产生了永久性的正向冲击。可以看出,全球流动性对中国实际汇率的影响与实际情况相符。虽然我国 2005 年以前名义汇率长期低估,但是全球流动性输入对实际汇率升值的长期正向影响始终会表现出来,特别是在 2007 年以来我国实际汇率加速升值。据国际清算银行公布的数据显示,2007 年人民币实际有效汇率升值幅度达 5.13%。

从名义利率、外汇储备和广义货币供应量的脉冲响应图来看,全球流动性对它们均起到永久性的正向冲击。因此,广义货币供应量的增加明显属于输入型,外汇储备的非均衡扩张也归因于输入了巨额的全球流动性。可以说,中国经历的流动性过剩是全球流动性过剩下的“推动型”过剩。随着外汇流入的不断增加,中国不得不进入加息周期,仅 2007 年我国就 6 次上调金融机构存贷款利率。

与脉冲响应函数相比,方差分解提供了另外一种描述系统动态的方法。脉冲响应函数是追踪系统对变量的冲击效果,而方差分解是通过分析每一个结构冲击对变量变化的贡献度,进一步分析不同结构冲击的重要性。根据方差分解可以看出在全球流动性输入下中国的各主要宏观经济变量受到的影响程度。表 2(见下页)显示了在结构性分解下,我国的实际产出、一般价格水平、名义利率、实际汇率、外汇储备及广义货币供应量 6 个变量在 24 期即两年间受到全球流动性冲击的贡献度变化,每一数值表示每个扰动项所引起的预测方差的占比。全球流动性、实际产出、一般价格水平、名义利率、实际汇率、

外汇储备和广义货币供应量本身共 7 个变量贡献度的总比重为 100%。从表 2 中可以看出,全球流动性输入对广义货币供应量、外汇储备和名义利率的影响较大,贡献度都超过了 40%,对物价水平和实际汇率的影响不明显,对实际产出的总体影响最小。可见,在全球流动性输入的过程中,我国货币政策的独立性受到严峻挑战,为了吸收过多的外汇占款,货币供应量被动地急剧增加,进而导致外汇储备非均衡的增长。我国的流动性过剩并非本国宽松的货币政策引致,更多的是取决于全球流动性输入,而这些多余的流动性在短期内并没有流入实体经济,以促进投资和产出的大幅度增长。另外,对于当前学者们普遍关心的中国通货膨胀问题,本文的研究发现,广义货币供应量对物价水平的影响最大,全球流动性输入只会引起潜在的通货膨胀。因此,面对全球流动性输入,主动地控制货币供应量而不是被动地冲销外汇占款,是抑制当前通货膨胀的首要任务。

四、结论和政策启示

本文在基本理论假设的基础上建立了 SVAR 模型,分析全球流动性输入对中国主要宏观经济变量的冲击,从而得出的结论是:全球流动性输入对我国经济产生了显著的货币政策扩张效应,导致我国货币量快速增加。全球流动性输入能引起潜在的通货膨胀,而我国的通货膨胀则在更大程度上取决于货币供应量的增加。为了抑制通货膨胀,货币当局往往通过提升名义利率来应对货币的外部冲击,而在全球流动性冲击下,对名义利率的干预则会影响外

汇储备的增长速度,尤其是固定汇率制下的国家外汇储备出现大幅度增加的时候。在全球流动性过剩输入下,实际汇率在长期内升值,而短期的影响并不显著,可以认为,通过实际产出来传递进而影响到实

际汇率的过程存在着时滞。从对我国实体经济的影响来看,实际产出在短期内会受到全球流动性过剩传导的暂时冲击,但从长期看全球流动性过剩对实体经济的影响不确定,也不明显。

表2 变量波动的方差分解结果

单位:%

	全球流动性	实际产出	物价水平	名义利率	实际汇率	外汇储备	广义货币供应量
实际产出	2.23	87.83	2.73	0.00	0.00	7.21	0.00
物价水平	19.60	1.67	0.00	0.00	0.00	2.53	76.21
名义利率	44.75	48.90	4.49	0.00	0.00	1.86	0.00
实际汇率	15.00	68.48	15.62	0.00	0.00	0.89	0.00
外汇储备	59.21	1.55	1.69	0.00	0.00	37.55	0.00
广义货币供应量	60.05	3.90	13.66	0.01	0.00	22.39	0.00

注:上表结果为第24个月的方差分解结果,以展示稳定的影响比例。

当前,中国在开放经济条件下控制流动性过剩的国际传导与维持汇率稳定两个目标相互冲突,验证了三元悖论。仅凭各项政策的单独实施,效果非常有限。比如上调存款准备金率可以降低货币乘数,减少货币供应量,然而进一步提高存款准备金率不仅将压缩商业银行的信贷资金收入和利润来源,更可能威胁到商业银行的流动性,引发更大的金融风险。控制贸易和资本项下外汇资金流入可以从源头上堵截流动性输入,但这一措施具有中长期的性质,短期效果不明显。加大公开市场对冲操作,通过发行央行票据和特别国债可以回收过剩流动性,但冲销成本会不断上升,长期则难以维持。因此,解决流动性过剩问题应当在实施紧缩货币政策的同时配合使用弹性的外汇政策,使中央银行在一定程度上摆脱为了维持汇率稳定而被动增发大量基础货币的状况,发挥人民币实际有效汇率在抑制流动性过剩方面的作用。人民币汇率渐进升值,既可实现以市场手段寻找均衡汇率,避免一次性调整可能出现的超调,也可给宏观调控留有空间,适当扭曲汇率水平保持出口水平,为国内经济结构改革营造有利的外部环境,也使得对汇率的升值预期大大降低,减缓过剩的全球流动性的进入。

[参考文献]

[1]余永定. 理解流动性过剩[J]. 国际经济评论,2007(7/8): 5-7.
 [2] Ganley J. Surplus liquidity implications for central banks [R]. Lecture Series 3, Bank of England, 2006.

[3] Ruffer R, Stracca L. What is global excess liquidity, and does it matter [R]. Working Paper, European Central Bank, June 2006.
 [4] Holman, Neumann. Evidence on the cross-country transmission of monetary shocks [J]. Applied Economics, 2002, 34(15): 1837-1857.
 [5] Sousa J, Zaghini A. Monetary policy shocks in the euro area and global liquidity spillovers [R]. ECB working paper 309, 2003.
 [6] MacDougall G D A. The benefits and costs of private investment from abroad: a theoretical approach [J]. Economic Record, 1960, 36: 13-35.
 [7] Sims C A. Are forecasting models usable for policy analysis? [J]. Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review, Winter, 1986: 2-16.
 [8] Blanchard O, Quah D. The dynamic effects of aggregate demand and supply disturbances [J]. American Economic Review, 1989, 79(4): 655-673.
 [9] Kim S. Do monetary policy shocks matter in the G-7 countries? Using common identifying assumptions about monetary policy across countries [J]. Journal of International Economics, 1999, 48: 387-412.
 [10] Sousa J, Zaghini A. Monetary policy shocks in the euro area and global liquidity spillovers [R]. ECB working paper 309, 2004.

[责任编辑:陆惠敏]

(下转第111页)