

# 开放经济下中国货币政策效果实证研究

黄武俊\*

**摘要:** 本文使用贸易开放度和金融开放度度量了经济开放度,并通过修正后的Karras产出与价格模型,对开放经济下中国货币政策效果进行了研究。结果表明:(1)中央银行采取扩张性的货币政策动机在开放经济下受到制约,经济开放度的提高对中国保持较低的通货膨胀水平起着积极作用;(2)经济开放度的提高主要通过金融市场和影响工资-价格调整速度两个渠道影响货币政策效果,两个渠道对货币政策效果影响机制不同;(3)货币政策对产出的影响会随着经济开放度的提高而减弱,对价格的影响会随着经济开放度的提高而增强。为此,货币政策中介目标应逐渐由数量性指标向价格性指标过渡,最终目标应确定为以稳定物价为单一目标,货币政策在执行过程中应更加注重国际协调因素。

**关键词:** 经济开放度 货币政策 产出效应 价格效应

## 一、引言

关于货币政策是否有效的问题,不同经济理论的观点不尽相同。最早古典经济学派认为货币就像覆盖在实际经济活动之上的一层“面纱”,对产出、就业等实际经济变量没有影响。凯恩斯认为货币并非中性,投机动机的货币需求会通过利率对经济波动产生影响。而货币主义认为货币政策短期有效,长期无效。新古典宏观经济学认为货币政策无论短期还是长期都无效。新凯恩斯主义认为扩张的货币政策,尤其是未预期到的货币供给的增加会提高产出水平(至少短期内)和价格水平(长期)。

扩张的货币政策能否对产出产生影响理论界还存在争议,但其推动物价上涨却是不争的事实。关于货币政策对物价的影响,Kydland和Prescott(1977)提出了动态不一致理论,认为政府制定的政策在制定阶段是最优的,但在执行阶段不是最优的,因而,货币当局就有动机通过制造突发性通货膨胀来获取某种利益。Barro和Gordon(1983)构造了一个无限期重复博弈模型(又称巴罗-戈登模型),如果货币当局追求意外通货膨胀所带来的短期收益,公众会提高通货膨胀预期来“惩罚”中央银行,从而使得相机抉择的货币政策最终结果只是导致通货膨胀率的提高。

然而从实践来看,即使不改变相机抉择的货币政策框架,日益开放的经济也会缓解货币当局的通货膨胀倾向,使通货膨胀水平降低,这一现象引起了许多经济学家的研究兴趣。Romer(1993)将经济开放因素纳入巴罗-戈登模型框架,首次讨论了开放经济下货币政策动态不一致问题及其与通货膨胀的关系。研究结果表明,未预期到的货币扩张会导致实际汇率贬值,扩张性货币政策造成产出的增加将被恶化的贸易条件所抵消,因而,政府采取扩张性的货币政策动机将减弱。Romer还通过实证分析得出经济开放度与通货膨胀成反比关系的结论。Lane(1997)在新开放宏观经济学假设框架下建立了小国经济的一般均衡模型,发现经济开放度的提高,会减少国民从非预期通货膨胀中获得的福利增加,即使小国货币扩张无法改变贸易条件,也会减少货币当局制造意外通货膨胀的动机。Terra(1998)和Sachsila等(2003)的实证研究结果也支持Romer关于经济开放度与通货膨胀成反比的结论。

上述文献是在巴罗-戈登模型基础上,研究开放经济框架下未预期到的货币冲击对汇率波动和政府行为的影响。Karras(1999)则另辟蹊径,将开放因素加入IS-IM模型分析发现,货币政策的产出效应随着经

\* 黄武俊,南开大学国际经济研究所,邮政编码:300071,电子信箱:wujun\_huang@yahoo.com.cn

作者感谢匿名审稿专家对本文提出的有益建议,感谢南开大学经济系燕安博士在写作过程中提供的帮助,当然文责自负。

济开放度增大而减弱,而货币政策的价格效应随着经济开放度的增大而增强。Karras(1999,2001)还将贸易开放度纳入产出与价格模型中,通过实证方法检验了多个国家经济开放度对货币政策产出效应和价格效应的影响,结果支持模型的结论。

随着中国对外开放步伐的加快和资本流动程度的加深,国内学者开始重视对开放经济下中国货币政策效果的研究。李心丹和傅浩(1998)系统论述了经济开放度对货币政策目标、传导机制等的影响。钱小安(2002)指出中国金融开放会削弱货币政策与金融监管的有效性,中长期看,开放经济下货币政策对经济增长、就业的影响力较小,甚至存在货币中性的倾向。裴平、熊鹏和朱永利(2006)在Karras产出和价格模型的基础上,检验了开放经济下中国货币政策效果,结果发现贸易开放度的提高同时削弱了中国货币政策的产出效应和价格效应。

相对新古典或新开放宏观经济模型来说,Karras模型的主要缺陷是缺乏微观基础和优化过程,但其在凯恩斯主义的框架下得出了与Romer(1983)和Lane(1997)相一致的结论,其构造的产出和价格模型易于进行实证检验,故本文也选用Karras模型。并且考虑贸易开放和金融开放对货币政策效果影响的机制有着本质的不同,本文区分贸易开放度和金融开放度,通过修正后的Karras产出与价格模型,对开放经济下中国货币政策的产出效应和价格效应进行实证检验。

## 二、中国经济开放度的测算

经济开放度反映一国市场对外开放的总体水平,是衡量一国经济对外开放程度的综合性指标。它在进行诸如经济开放与经济增长、宏观政策有效性等问题研究中是不可缺少的基本变量。但经济开放度的度量一直是国际经济学中的一个难题,国内外就如何正确测度经济开放度存在多种不同的方法。

总体来看,这些方法可以归结为三类。第一类是试图通过刻画一国体制和政府政策(包括贸易和金融项目)的开放性来直接反映对外开放程度,如使用外汇黑市交易费用(Levine and Renelt 1992)、平均关税率和非关税壁垒覆盖率(Thomas et al, 1991)、资本项目和金融项目赋值法<sup>①</sup>(Chinn and Ito 2008)等。第二类方法是通过国内价格与国际市场价格联动水平来度量,如衡量国内市场相对于国际市场价格扭曲程度的Dollars指数(Dollars 1992),其反映国内商品市场、金融市场价格水平与国际商品市场、金融市场价格水平的偏离程度,即利率平价和购买力平价是否有效。第三类方法是通过度量经济体对外开放的结果来反推对外开放程度,表现为该国与其他经济体来往的经济总量占其经济规模的比重,如对外贸易比率(或称外贸依存度)、金融开放度、对外投资比率等(Patrick, et al, 1998 李翊, 1998)。

这里选用第三类方法度量经济开放度。主要是因为,第一类方法虽然能够考察经济主体(主要是政府和企业)参与国际经济活动的意愿和行为,直接反映经济体对外开放程度,但第一类方法在测量时指标本身定义模糊、测度比较困难并且时常常用其他指标来替代,从而影响了测度结果的可信度(Harrison 1996);第二类方法在多数情况下应与第三类方法具有一致性,因为价格水平的开放和总量上的开放存在密切联系,然而,中国还处于转型经济中,利率和汇率市场化形成机制还不完善,使用价格指数度量中国经济开放度会存在明显的偏差;<sup>②</sup>第三类方法侧重于考察对外开放的结果,而本文正好关注的是经济体对外开放结果对宏观政策调控效果的影响。比较而言,第三类方法与本文研究目标较贴近,因此,这里使用经济总量开放的方法来衡量经济开放度。

一般来说,衡量经济总量开放的指标主要有贸易开放度、金融开放度和投资开放度,由于投资开放对货币政策影响的机理包含在贸易和金融开放对货币政策影响的渠道中,这里主要考察前两种经济总量开放度与货币政策效果之间的关系。

贸易开放度( $Open_{tr}$ )是衡量一国对外贸易开放程度的指标,通常用对外贸易依存度来衡量,其计算方法是以一国进口( $M$ )和出口( $EX$ )贸易总额比该国国内生产总值( $GDP$ )。用公式表示为:

$$Open_{tr_{it}} = \frac{(EX_{it} + M_{it})}{GDP_{it}} \quad (1)$$

金融开放度( $Open_{f}$ )是衡量一国金融市场包括资本市场和货币市场对外开放程度的指标,可以用一国对外债权( $FA$ )和债务( $FL$ )总额比该国国内生产总值( $GDP$ )来计算,对外债权和债务包括中央银行和商业银行全部对外资产和债务。用公式表示为:

<sup>①</sup>指根据 MF 公布的《汇率安排和外汇管制年度报告 (AREAER)》中资本和金融各子项目管制状态分别赋值,并根据各子项目内容赋予不同权重,加总算出总得分来衡量[ 国资本和金融项目开放情况。

<sup>②</sup>包群等(2003)使用 Dollars 指数度量了中国商品实际价格在贸易开放条件下的价格偏离程度,研究得出价格水平衡量的经济开放度与经济增长之间几乎没有关系。

$$Openf_{it} = \frac{(FA_{it} + FL_{it})}{GDP_{it}} \quad (2)$$

由于 GDP 是流量数据, 因此, 这里中央银行和商业银行的对外资产和债务均采用增量数据来计算。以 1992 年邓小平南方讲话、2001 年中国加入世界贸易组织 (WTO) 为时间界限, 将样本划分 1985-1991、1992-2000、2001-2008 年三个时间段, 计算中国贸易开放度  $Opentr$ 、金融开放度  $Openf$ 、产出增长率  $\Delta Y$ 、物价水平增长率  $\Delta P$ 、广义货币增长率  $\Delta M 2$ 、狭义货币增长率  $\Delta M 1$  等经济指标的基本统计量 (结果见表 1)。

表 1 各变量均值和标准差

统计量	时间段	$Opentr$	$Openf$	$\Delta Y$	$\Delta P$	$\Delta M 2$	$\Delta M 1$
均值	1985-1991	0.287	0.026	8.900	9.527	25.328	22.187
	1992-2000	0.355	0.047	10.588	7.911	24.354	22.077
	2001-2008	0.550	0.097	10.187	2.333	16.803	15.143
标准差	1985-1991	0.037	0.019	3.727	6.513	4.364	8.592
	1992-2000	0.034	0.035	2.612	8.962	9.209	9.463
	2001-2008	0.097	0.041	1.518	2.284	1.694	4.000

数据来源: WND 资讯数据库和 MF 国际金融统计 (IFS) 数据库。

由此可以看出, 贸易开放度和金融开放度均值都是逐渐上升的, 但对应的货币供给增长和物价水平均值是逐渐下降的。这从统计上支持 Ramey 经济开放度与通货膨胀成反向关系的观点, 说明经济开放度的提高制约了中国人民银行采取扩张性货币政策的动机。在开放经济条件下, 中央银行实施扩张性的货币政策不仅要考虑国内经济因素, 同时还要兼顾国际经济因素, 经济越开放的国家会更加关注通货膨胀, 货币扩张动机减弱, 从而会保持较低的通货膨胀率。由此可见, 经济开放度的提高对中国近年能够保持较低的通货膨胀率具有积极作用。从各变量标准差大小来看, 中国经济增长随着经济开放度的增加而变得更加平稳, 而物价水平的平稳性主要受货币供给平稳性的影响。

### 三、模型和数据描述

#### (一) 模型构建

Karras (1999) 在 AS- IS- LM 模型<sup>①</sup>基础上, 构建了以下产出和价格模型:

$$\Delta Y_{j,t} = \beta_0 + \sum_{i=1}^Q \beta_i^y \Delta Y_{j,t-i} + \sum_{i=0}^S \beta_{i,j,t}^m \Delta M_{j,t-i} + \sum_{i=0}^R \beta_i^{oil} \Delta OIL_{j,t-i} + u_{j,t}^y \quad (3a)$$

$$\Delta P_{j,t} = \gamma_0 + \sum_{i=1}^Q \gamma_i^p \Delta P_{j,t-i} + \sum_{i=0}^S \gamma_{i,j,t}^m \Delta M_{j,t-i} + \sum_{i=0}^R \gamma_i^{oil} \Delta OIL_{j,t-i} + u_{j,t}^p \quad (3b)$$

其中式 (3a) 为产出方程式, 式 (3b) 为价格方程式。j 代表第 j 个国家, t 代表第 t 期,  $\Delta Y$  是产出增长率,  $\Delta M$  代表货币供给增长率,  $\Delta P$  代表物价水平增长率,  $\Delta OIL$  为国际油价实际增长率,  $u$  代表供给冲击,  $\beta, \gamma$  为待估系数,  $u_{j,t}^y, u_{j,t}^p$  分别表示第 j 个国家第 t 期产出冲击和通货膨胀冲击,  $i, Q, R, S$  分别为各变量最大滞后期数。为了考察经济开放度对货币政策效果的影响, Karras 将方程 (3a)、(3b) 中的货币供给系数表示为:

$$\beta_{i,j,t}^m = \theta_i^m + \theta_i^{open} OPEN_{j,t} \quad (4a)$$

$$\gamma_{i,j,t}^m = \phi_i^m + \phi_i^{open} OPEN_{j,t} \quad (4b)$$

其中,  $\theta, \phi$  为待估参数,  $OPEN_{j,t}$  代表国家 j 在时期 t 的经济开放度。将 (4a)、(4b) 代入方程 (3a)、(3b) 得产出和价格方程:

$$\Delta Y_{j,t} = \beta_0 + \sum_{i=1}^Q \beta_i^y \Delta Y_{j,t-i} + \sum_{i=0}^S (\theta_i^m \Delta M_{j,t-i} + \theta_i^{open} OPEN_{j,t} \Delta M_{j,t-i}) + \sum_{i=0}^R \beta_i^{oil} \Delta OIL_{j,t-i} + u_{j,t}^y \quad (5a)$$

$$\Delta P_{j,t} = \gamma_0 + \sum_{i=1}^Q \gamma_i^p \Delta P_{j,t-i} + \sum_{i=0}^S (\phi_i^m \Delta M_{j,t-i} + \phi_i^{open} OPEN_{j,t} \Delta M_{j,t-i}) + \sum_{i=0}^R \gamma_i^{oil} \Delta OIL_{j,t-i} + u_{j,t}^p \quad (5b)$$

模型中之所以用石油价格因素来表示供给冲击, 是因为石油在战后工业化社会中起着重要作用, 尤其是 20 世纪 70 年代到 80 年代, 世界经历了石油价格的剧烈动荡, “石油冲击”对宏观经济波动产生重要影响。但近二十年来, 随着能源消费结构多样化和技术的进步, 石油价格对宏观经济的冲击也在减弱。而且我国能源消费主要以煤炭为主, 国内油价还没有完全与国际接轨, 油价与实体经济之间的联系不如美、日等石油进口大国那样密切。

<sup>①</sup>即总供给、IS- LM 模型, 通过 IS- LM 模型可以得到总需求曲线 AD, 再结合总供给曲线 AS 便可以得到均衡产出和价格, 这种方法简称为 AS- IS- LM 模型。

因此,考虑中国特殊的经济运行方式和货币政策环境,这里对模型进行以下修正:首先,剔除产出与价格方程中石油供给冲击变量;其次,考虑财政政策在我国宏观调控中的重要性,在产出方程中加入政府财政支出  $G$  这一变量,并以产出总量  $GDP$  代替产出增长率  $\Delta Y$ ,同时以货币供应增量  $\Delta M^q$  替代货币供给增长率;此外,在价格方程中,考虑进出口商品价格对国内物价的影响,加入汇率  $E$  (间接标价法)这一变量,物价水平增长率  $\Delta P$  以  $CPI$  衡量,货币供给增长率以  $\Delta M^s$  表示。

以贸易开放度  $Open_{tr}$  代替经济开放度  $OPEN$ ,得到产出和价格方程为:

$$GDP_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^Q \beta_i^y GDP_{t-i} + \sum_{i=0}^S (\theta_i^m \Delta M_{t-i}^q + \theta_i^{open_{tr}} Open_{tr,t} \Delta M_{t-i}^q) + \sum_{i=0}^R \beta_i^g G_{t-i} + u_t^y \quad (6a)$$

$$\Delta P_t = \gamma_0 + \sum_{i=1}^Q \gamma_i^p \Delta P_{t-i} + \sum_{i=0}^S (\phi_i^m \Delta M_{t-i}^s + \phi_i^{open_{tr}} Open_{tr,t} \Delta M_{t-i}^s) + \sum_{i=0}^R \gamma_i^e E_{t-i} + u_t^p \quad (6b)$$

以金融开放度  $Open_{fin}$  代替经济开放度  $OPEN$ ,得到产出和价格方程为:

$$GDP_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^Q \beta_i^y GDP_{t-i} + \sum_{i=0}^S (\theta_i^m \Delta M_{t-i}^q + \theta_i^{open_{fin}} Open_{fin,t} \Delta M_{t-i}^q) + \sum_{i=0}^R \beta_i^g G_{t-i} + u_t^y \quad (7a)$$

$$\Delta P_t = \gamma_0 + \sum_{i=1}^Q \gamma_i^p \Delta P_{t-i} + \sum_{i=0}^S (\phi_i^m \Delta M_{t-i}^s + \phi_i^{open_{fin}} Open_{fin,t} \Delta M_{t-i}^s) + \sum_{i=0}^R \gamma_i^e E_{t-i} + u_t^p \quad (7b)$$

## (二)数据描述

本文选取的样本空间为 1992 年 1 季度到 2009 年 2 季度的季度数据,其中  $GDP$ 、财政支出  $G$  数据来自 WIND 资讯数据库。货币供应量同时选用狭义货币供给  $M1$  和广义货币供给  $M2$  其与物价水平  $CPI$ 、汇率  $E$  等数据均来自国际货币基金组织 (IMF) 国际数据库。由于是季度数据,产出方程中的总量数据受季度因素影响比较明显,需加入三个季度虚拟变量  $D1, D2, D3$ 。其中各增量变量均为季度同比数据。

对非平稳宏观经济时间序列建立回归模型时,如果直接进行分析容易造成“虚假回归”现象,此时通常的统计推断标准也就失去了意义,需要对涉及的时间序列平稳性进行检查,这里采用 PP 单位根检验方法检验各变量平稳性。由检验结果 (见表 2) 知,在价格方程中,各变量在 10% 的显著水平下均显著,表明这些变量是平稳变量,对平稳变量可以直接建立回归模型分析。但在产出方程中,各变量在 10% 的显著水平下均不显著,说明这些变量都是非平稳序列,在对非平稳宏观经济变量进行分析时,我们希望了解这些变量之间是否存在长期稳定的关系。由于它们的一阶差分变量在 5% 的显著水平下均显著,表明各变量均是单整变量,即  $I(1)$  变量,通过 Johansen 协整检验<sup>①</sup>,发现产出方程中变量存在长期的协整关系。当一组变量存在协整关系时,采用水平变量建立模型不是错误识别的,并且最小二乘法 (OLS) 在这种情况下是一致估计的 (Sin & et al, 1990),因此,我们可以直接建立回归模型检验经济开放度对货币政策产出效应和价格效应的影响。

表 2 PP 单位根检验结果

产出方程							
$GDP$	$M1$	$M2$	$G$	$Open_{tr}M1$	$Open_{tr}M2$	$Open_{fin}M1$	$Open_{fin}M2$
- 1.760 (0.04)	- 2.409 (c,t,0)	3.846 (c,t,0)	- 2.425 (c,0,0)	- 0.041 (0,0,0)	- 0.762 (c,t,0)	- 0.933 (c,0,0)	- 1.796 (c,t,0)
$dGDP$	$dM1$	$dM2$	$dG$	$dOpen_{tr}M1$	$dOpen_{tr}M2$	$dOpen_{fin}M1$	$dOpen_{fin}M2$
- 13.087* (0.01)	- 2.745* (0,0,0)	- 4.608*** (c,t,0)	- 8.172*** (0,0,0)	- 2.610** (0,0,0)	- 13.76*** (c,0,0)	- 7.718** (0,0,0)	- 14.97*** (c,0,0)
价格方程							
$\Delta P$	$\Delta M1$	$\Delta M2$	$E$	$Open_{tr}\Delta M1$	$Open_{tr}\Delta M2$	$Open_{fin}\Delta M1$	$Open_{fin}\Delta M2$
- 2.118** (0.02)	- 3.673* (c,t,1)	- 4.358*** (c,0,1)	- 5.391*** (c,0,1)	- 3.155* (c,0,0)	- 2.643* (c,0,0)	- 3.087** (c,0,1)	- 2.890* (c,0,0)

注:检验结果中括号上面的数据是 PP 统计量值,括号中为单位根检验形式 (c,t,n),依次分别表示检验方程中包括的常数项、时间趋势和滞后项阶数,c,t 为 0 表示不包括常数项、时间趋势;\*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%、1% 的显著水平下拒绝存在单位根的原假设。

## 四、经济开放度与中国货币政策效果的实证检验

### (一)实证结果

①通过变换和加入产出、货币供给、财政支出等变量的滞后项期数,建立多种形式模型进行 Johansen 协整检验均发现产出方程至少存在 1 个长期协整关系,限于篇幅,检验结果省略。

产出方程回归结果如表 3 所示, 从各方程回归结果看, 拟合优度  $R^2$  均在 0.98 以上, 模型拟合效果较好, 且 DW 值也在较合理区间, 表明残差不存在自相关。另外, 使用广义货币供应增量  $\Delta M_2^g$  较狭义货币供应增量  $\Delta M_1^g$  的产出模型拟合效果好。

表 3 货币政策产出效应回归结果

时间 1992Q2-2009Q2	$GDP_t$					
	$\Delta M_1^g$			$\Delta M_2^g$		
$C$	6.324*** (1.018)	6.228** (1.552)	5.663*** (1.377)	6.622** (.962)	3.993** (1.300)	6.813*** (1.291)
$D1$	-8.665** (1.532)	-8.663** (1.552)	-8.609** (1.530)	-9.396** (1.424)	-9.746** (1.454)	-9.131** (1.451)
$D2$	-7.550** (1.724)	-7.589** (1.757)	-7.708** (1.740)	-7.116** (1.621)	-7.420** (1.456)	-7.171** (1.647)
$D3$	-4.041** (1.114)	-3.985** (1.201)	-3.902** (1.122)	-4.352* (1.060)	-3.928** (.992)	-4.408** (1.080)
$GDP_{t-1}$	0.4347** (0.1274)	0.4372** (0.1372)	0.4569** (0.1345)	0.4002** (0.1128)	0.2218* (0.1137)	0.3612** (0.1307)
$GDP_{t-2}$	0.3306** (0.1179)	0.3391** (0.1201)	0.3579** (0.1201)	0.3626** (0.1214)	0.4197** (0.1080)	0.3621** (0.1227)
$G_t$	1.2632** (0.2535)	1.2581** (0.2659)	1.2243** (0.2550)	1.1708** (0.2360)	0.4832* (0.2891)	1.1953** (0.2390)
$G_{t-1}$	-0.5578* (0.2963)	-0.5717* (0.3300)	-0.6559* (0.3154)	0.1388 (0.3801)	0.5238 (0.4493)	0.1775 (0.3963)
$\Delta M_t$	0.0002 (0.13887)	-0.4954 (0.7022)	-0.4396 (0.3594)	-0.3888** (0.1004)	0.0524 (0.5413)	-0.7716* (0.3699)
$\Delta M_{t-1}$	0.3928* (0.1701)	0.8899 (0.7671)	0.8836** (0.3717)	0.4311** (0.1141)	0.5584 (0.5367)	0.8441** (0.4112)
$Open tr_t \times \Delta M_t$		0.9857 (1.3635)			-0.0597 (0.9043)	
$Open tr_t \times \Delta M_{t-1}$		-1.0125 (1.4706)			-0.4321 (0.9212)	
$Open f_t \times \Delta M_t$			1.2880 (1.0094)			0.8928 (0.8266)
$Open f_t \times \Delta M_{t-1}$			-1.4534 (1.0071)			-0.8962 (0.8727)
$R^2$	0.9817	0.9819	0.9824	0.9836	0.9871	0.9840
D.W.	2.1732	2.220	2.210	2.119	1.571	2.178
$\sum_{i=0}^1 \Delta M_{t-i}$	0.3930** (10.723)	0.3945 (1.429)	0.4440** (4.649)	0.0423 (0.415)	0.6108** (14.421)	0.0725 (0.804)
$Open tr_t \sum_{i=0}^1 \Delta M_{t-i}$		-0.0268 (0.003)			-0.4918** (8.669)	
$Open f_t \sum_{i=0}^1 \Delta M_{t-i}$			-0.1654 (2.299)			-0.0034 (0.001)

注: 回归结果括号中的数据为标准差值;  $\sum_{i=0}^1 \Delta M_{t-i}$ ,  $Open tr_t \sum_{i=0}^1 \Delta M_{t-i}$ ,  $Open f_t \sum_{i=0}^1 \Delta M_{t-i}$  分别为对应各变量及其滞后期变量

估计系数之和, 即对应产出方程中  $\theta_0^g + \theta_1^g$ ,  $\theta_0^{g, tr} + \theta_1^{g, tr}$ ,  $\theta_0^{g, ef} + \theta_1^{g, ef}$ , 括号中的值为检验估计系数之和是否为零的 Wald 统计量值; \*, \*\*, \*\*\* 分别表示在 10%、5%、1% 的显著性水平下具有显著性, 变量的滞后期根据 AIC 准则和变量显著性来选择。

$GDP_{t-1}$  和  $GDP_{t-2}$  系数均显著为正, 表明前期产出增长引起的消费和投资惯性增长能够增加总需求, 一定程度上刺激了当期国内生产总值增长。财政支出  $G_t$  和  $G_{t-1}$  系数之和与货币供给增量  $\Delta M_t$  和  $\Delta M_{t-1}$  系数之和均为正, 表明货币政策和财政政策在短期内对产出的增长均起着正向推动作用, 并且当期财政支出  $G_t$  较滞后一期财政支出  $G_{t-1}$  系数更大, 显著性更强, 这说明财政政策对产出刺激作用在当期就直接体现出来, 效果较快。而货币政策的产出效应主要表现为滞后一期货币供给增量  $\Delta M_{t-1}$  的作用, 说明货币政策的产出效应具有较强的时滞性。总的来说, 财政支出  $G_t$  和  $G_{t-1}$  系数之和较  $\Delta M_t$  和  $\Delta M_{t-1}$  系数之和数值更大且更加显著, 说明产出的增长受财政政策影响更大些, 受货币政策影响较小, 这与我国实际经济情形比较吻合。

在产出回归方程中, 不管是贸易开放度还是以金融开放度加入模型中, 与货币供给增量乘积交叉项系数均不显著, 说明经济开放度对中国货币政策产出效应的影响在当季度和滞后一期季度数据中得不到经验支持, 这可能与我国处于经济转轨时期, 政策传导过程中利率、汇率等机制还没有完全理顺有关。但贸易开放度与金融开放度同货币供给增量及其滞后项的乘积交叉项系数之和均为负数, 这说明经济开放度的提高削弱了货币政策的产出效应。具体来说, 经济开放度的提高主要是通过影响工资-价格粘性调整速度来影响货币政策的。对于中国这样的发展中国家来说, 经济开放度的扩大不仅意味着对外经济往来总量上的扩

大,同时也是由传统的计划经济体制向市场经济体制转型的过程。经济开放度的提高使本国居民具有更高的开放意识,能够更准确更快地预测到汇率、资本流动和进出口商品价格等经济变量受货币供给变动所产生的影响,较低的货币幻觉和名义工资粘性使得任何关于本币贬值、价格水平的变动更快地被本国居民工资调整所吸收。正是这种开放经济条件下市场化进程的完善和提高,使得工资-价格粘性下降,居民名义工资上升更快,实际工资下降较小,劳动力需求增加不大,使扩张的货币供给更多地体现在价格上涨而非产出效应上。

价格方程回归结果如表4所示,如同产出方程一样,拟合优度较好,DW值也在较合理区间。 $\Delta P_{t-1}$ 和 $\Delta P_{t-2}$ 系数在1%的显著水平下均显著,说明价格水平受前期价格影响具有一定惯性。各方程中加入的当期汇率变量在1%的显著水平下均显著为正,说明当期本币贬值( $E_t$ 变大)会即刻提升进口商品的价格,进而提高国内物价水平。在样本期内,人民币总体上处于升值趋势中,说明人民币汇率的变动对国内物价水平起到一定的压抑作用。货币供给增长 $\Delta M_t$ 、 $\Delta M_{t-1}$ 、 $\Delta M_{t-2}$ 系数之和为正,表明货币供给的提高具有明显正向价格效应,其中当期货币供给增长并不显著,而滞后一期和二期的货币供给增长均显著,说明货币政策的效应同产出效应一样也具有滞后性。

表4 货币政策价格效应回归结果

时间: 1992Q1-2009Q2	$\Delta P_t$					
	$\Delta M_t^c$		$\Delta M_t^e$		$\Delta M_t^g$	
$C$	-0.7941 <sup>*</sup> (0.4431)	-1.3379 <sup>*</sup> (0.5198)	-1.0450 <sup>*</sup> (0.4401)	-0.6964 <sup>†</sup> (0.4614)	-1.3596 <sup>*</sup> (0.5800)	-0.9355 <sup>*</sup> (0.4671)
$\Delta P_{t-1}$	1.2743 <sup>***</sup> (0.0952)	1.1949 <sup>***</sup> (0.0995)	1.2113 <sup>***</sup> (0.0980)	1.3442 <sup>***</sup> (0.0883)	1.3105 <sup>***</sup> (0.0955)	1.3515 <sup>***</sup> (0.0930)
$\Delta P_{t-2}$	-0.3896 <sup>***</sup> (0.0880)	-0.3216 <sup>***</sup> (0.0906)	-0.3471 <sup>***</sup> (0.0887)	-0.4758 <sup>***</sup> (0.0816)	-0.4597 <sup>***</sup> (0.0867)	-0.4983 <sup>***</sup> (0.0842)
$E_t$	0.0813 <sup>***</sup> (0.0145)	0.0922 <sup>***</sup> (0.0144)	0.0862 <sup>***</sup> (0.0135)	0.0813 <sup>***</sup> (0.0152)	0.0908 <sup>***</sup> (0.0150)	0.0912 <sup>***</sup> (0.0160)
$\Delta M_t$	0.0200 (0.0287)	0.1687 (0.1157)	0.0229 (0.0647)	0.0200 (0.0344)	0.2361 (0.1583)	-0.0023 (0.1367)
$\Delta M_{t-1}$	0.1284 <sup>***</sup> (0.0390)	-0.3751 <sup>***</sup> (0.1949)	-0.0716 (0.0881)	0.1403 <sup>***</sup> (0.0461)	0.3927 (0.2490)	-0.1135 (0.1475)
$\Delta M_{t-2}$	-0.0695 <sup>***</sup> (0.0314)	0.2410 (0.1325)	0.1006 (0.0594)	-0.1044 <sup>**</sup> (0.0389)	0.1912 (0.1788)	0.1667 <sup>†</sup> (0.0975)
$Open_{tr_t} \times \Delta M_t$		-0.4079 (0.2951)			-0.5658 (0.4345)	
$Open_{tr_t} \times \Delta M_{t-1}$		1.3105 <sup>***</sup> (0.5003)			1.4400 <sup>**</sup> (0.6605)	
$Open_{tr_t} \times \Delta M_{t-2}$		-0.7676 <sup>†</sup> (0.3380)			-0.7455 <sup>†</sup> (0.4556)	
$Open_{f_t} \times \Delta M_t$			-0.0345 (0.1990)			-0.0960 (0.3638)
$Open_{f_t} \times \Delta M_{t-1}$			0.7569 <sup>***</sup> (0.2886)			0.7945 <sup>***</sup> (0.3914)
$Open_{f_t} \times \Delta M_{t-2}$			-0.6095 <sup>***</sup> (0.2032)			-0.8148 <sup>***</sup> (0.2841)
$R^2$	0.9779	0.9816	0.9828	0.9783	0.9811	0.9820
D.W.	2.0358	1.9899	1.9698	2.2872	2.2871	2.2929
$\sum_{i=0}^2 \Delta M_{t-i}$	0.0641 <sup>***</sup> (0.6970)	0.0346 (1.778)	0.0519 <sup>**</sup> (5.146)	0.0559 <sup>**</sup> (4.704)	0.0346 (1.699)	0.0509 <sup>**</sup> (4.410)
$Open_{tr_t} \sum_{i=0}^2 \Delta M_{t-i}$		0.1350 <sup>**</sup> (4.150)			0.1287 <sup>†</sup> (3.895)	
$Open_{f_t} \sum_{i=0}^2 \Delta M_{t-i}$			0.1129 <sup>***</sup> (5.913)			0.0757 <sup>†</sup> (2.816)

注:回归结果括号中的数据为标准差值; $\sum_{i=0}^2 \Delta M_{t-i}$ 、 $Open_{tr_t} \sum_{i=0}^2 \Delta M_{t-i}$ 、 $Open_{f_t} \sum_{i=0}^2 \Delta M_{t-i}$ 分别为对应各变量及其滞后期变量估计系数之和,即对应价格方程中 $\phi_0^m + \phi_1^m + \phi_2^m$ 、 $\phi_0^{opent} + \phi_1^{opent} + \phi_2^{opent}$ 、 $\phi_0^{openf} + \phi_1^{openf} + \phi_2^{openf}$ ,括号中的值为检验估计系数之和是否为零的Wald统计量值;\*、\*\*、\*\*\*分别表示在10%、5%、1%的显著性水平下具有显著性,变量的滞后期根据AIC准则和变量显著性来选择。

模型中加入经济开放度后,拟合优度得到明显改善。贸易开放度与金融开放度同当期货币供给增长乘积交叉项在回归结果中均不显著,但它们与滞后期的货币供给增长乘积交叉项均显著,说明经济开放度影响货币政策价格效应主要是通过影响货币供给滞后期的作用效果发生作用的。使用Wald统计量检验经济开放度与货币供给增长及其滞后项的乘积交叉项系数之和是否为零,结果发现,所有回归方程中均拒绝了交叉

项系数之和为零的原假设,系数之和均显著为正值,这说明货币政策的价格效应会随着经济开放度的提高而增大。

需要提出的是,不管是使用贸易开放度还是金融开放度,实证结果相差不大,贸易开放度和金融开放度的提高均增强了货币政策的价格效应。但是,两者对货币政策价格效应的影响机制有着本质的区别,贸易开放度的提高主要是通过完善市场化机制、降低工资-价格粘性的渠道来提升货币政策价格效应的。而金融开放度的提高不单单是通过提高居民开放意识、完善市场化机制渠道影响货币政策效果,更直接的表现是通过金融市场的作用影响货币政策作用效果。理论上,扩张的货币政策会导致汇率贬值,通过提升进口商品价格的渠道抬高国内物价水平,但中国长期经常项目和资本与金融项目“双顺差”导致人民币趋于升值,金融开放度提高的结果更多地体现在中央银行和商业银行外汇资产的增加上,对货币政策的影响更多地表现为外汇占款挤占基础货币,随着外汇占款的增大和国际资本的频繁流动,对外金融开放度的提高已对国内调控货币投放量和控制通货膨胀形成巨大压力。

## (二)稳健性检验

为了检验模型的稳健性,这里从货币供给内生性、时间序列样本断点以及数据选择等方面对模型进行重新检验。

首先,考虑货币供给反过来会受到国内生产总值影响,即在产出方程中,货币供给可能具有内生性问题。因此,我们借鉴 Karras(2001)的做法,使用货币供给冲击(money-supply shocks)<sup>①</sup>替代货币供给代入产出方程中,检验结果仍然没有改变经济开放度对货币政策产出效应负向削弱和对价格效应正向增强的结论。

其次,考虑到本文涉及的季节时间序列可能受“样本断点”的影响,我们做了以下尝试:一是利用 H-P 滤波方法消除时间序列中的季节周期波动成分,只留下各时间序列的趋势部分代入模型分析;二是考虑中国在 2001 年底加入 WTO 后对外开放度发生的变化,将样本划分为 1992 年 1 季度到 2001 年 4 季度和 2002 年 1 季度到 2009 年 2 季度两个区间进行分析。结果发现,虽然模型的拟合优度发生变化,但经济开放度与货币供给及其滞后项的乘积交叉项系数之和在产出方程回归中仍然为负,在价格回归方程中仍然为正。

此外,我们还采用年份数据(1985-2008 年)对产出和价格方程进行回归,由于年度数据样本量较少,模型拟合优度明显降低,且多数变量均不显著,但结果仍不改变经济开放度削弱货币政策产出效应和增强价格效应的结论。

## 五、结论与政策建议

本文使用贸易开放度和金融开放度从对外往来的经济总量角度度量了经济开放度,并通过修正后的 Karras 产出与价格模型,检验了经济开放度(包括贸易开放度和金融开放度)对中国货币政策产出效应和价格效应的影响。研究结果发现:

(1)开放经济会制约中央银行采取扩张性的货币政策动机。中国经济开放度的提高对近年保持较低的物价水平和稳定的经济增长起着积极作用,经济开放度与通货膨胀成反向关系的观点在中国得到统计上的支持。

(2)实证检验结果表明,中国经济(产出)增长受财政政策的影响较明显、影响程度也较大,同时也会受到货币政策的影响(至少短期内),但货币政策对产出的影响能力随着经济开放度的提高而减弱。货币政策主要表现为较强的价格效应(长期),并且对价格的影响效应随着经济开放度的提高而增强。

(3)贸易开放度和金融开放度对货币政策效果影响的传导机制不同。贸易开放度的提高主要通过完善市场化机制、降低工资-价格粘性的渠道来影响货币政策。而金融开放度对货币政策影响主要通过金融市场的作用更直接更快地表现出来,国际资本流动程度的加大和中央银行外汇资产的积累直接影响中国货币政策的传导机制、效能和独立性。

总的来说,经济开放度的提高对中国货币政策效果的影响是巨大的。经济开放度的提高不仅意味着对外经济往来总量上的扩张,同时也伴随着市场机制的改善和微观效率的提高。正是这种市场化程度的提高、金融市场的开放和国际资本流动的顺畅使得货币政策有效性和独立性受到严峻挑战。随着经济开放度的提高,货币政策的国际经济传导途径重要性越来越大,货币政策的制定和实施不仅要考虑国内经济形势还要兼顾国际经济因素。基于此,本文对货币政策提出以下建议:

首先,应以物价稳定为最终目标。鉴于财政与货币政策对产出和价格影响效果不同,在宏观政策调控上,财政政策应起到熨平经济周期、发挥自动稳定器和促进经济增长的作用,货币政策价格效应会随着经济开放度的提高而增强,因此,货币政策最终目标应进一步明确为稳定物价为单一目标。

<sup>①</sup>货币供给冲击以货币供给偏离其长期趋势的幅度来衡量,长期趋势以 X-12 季节调整方法所得。

其次,考虑在适当时机调整货币政策中介目标。由于国际贸易收支和国际套利资本的变化均会改变外汇市场供求状况,影响到国内货币供给量,金融市场的开放和外汇占款的增大使货币供给总量可控性发生变化。因此,货币政策的中介目标也需要做出相应调整。实际上,经济开放度提高的过程既是市场化机制完善的过程,也是货币政策中介目标由数量性指标向价格性指标过渡的过程。

最后,重视货币政策的国际协调。在开放经济条件下,一国货币政策的变化具有“溢出效应”,本国货币政策的实施对其他国家的经济产生影响,同时其他国家货币政策也会对本国货币政策做出反应。因此,在货币政策制定时应更多地考虑到货币政策国际协调,在执行上则应更加注重利率、汇率等价格传导机制。

#### 参考文献:

1. 李心丹、傅浩, 1998 《论开放经济对货币政策的影响及我国货币政策的调整》,《南京大学学报(哲学·人文·社会科学版)》第2期。
2. 李翀, 1998 《我国对外开放程度的度量与比较》,《经济研究》第1期。
3. 钱小安, 2002 《金融开放条件下货币政策与金融监管的分工与协作》,《金融研究》第1期。
4. 裴平、熊鹏、朱永利, 2006 《经济开放度对中国货币政策有效性的影响: 基于1985-2004年交叉数据的分析》,《世界经济》第5期。
5. Barro Robert J., and David B. Gordon 1983 “Rules Discretion and Reputation in a Model of Monetary Policy.” *Journal of Monetary Economics* Elsevier 12(1): 101-121.
6. Chinn M. D., and H. Ito 2008 “A New Measure of Financial Openness” *Journal of Comparative Policy Analysis* 10(3): 309-322
7. Dollar D. 1999. “Outward-Oriented Developing Economies Really Do Grow More Rapidly: Evidence from 95 LDCs 1976-1985.” *Economic Development and Cultural Change*, 40(3): 523-544.
8. Harrison A. 1996 “Openness and Growth: A Time Series Cross-country Analysis for Developing Countries” *Journal of Development Economics* 48(2): 419-447
9. Karas G. 1999. “Openness and the Effects of Monetary Policy.” *Journal of International Money and Finance*, 18(1): 13-26
10. Karas G. 2001 “Openness to Trade and the Potency of Monetary Policy: How Strong is the Relationship?” *Open Economies Review*, 12(1): 61-73.
11. Kydland Finn E., and Edward C. Prescott 1977 “Rules rather than Discretion: The Inconsistency of Optimal Plans” *Journal of Political Economy*, University of Chicago Press 85(3): 473-491.
12. Lane P. R. 1997. “Inflation in Open Economies” *Journal of International Economics*, 42(3): 327-347
13. Levine R., and D. Renelt 1992 “A Sensitivity Analysis of Cross-Country Growth Regressions” *The American Economic Review*, 82(4): 942-963
14. Patrick L., O. Marcelh and S. Javier 1998 “Does Globalization Cause a Higher Concentration of International Trade and Investment Flow?” WTO Working Paper August
15. Romer D. 1993 “Openness and Inflation: Theory and Evidence” *Quarterly Journal of Economics*, 108(4): 869-903
16. Sachida A., F. Galhao and P. R. A. Loureiro 2003. “Does Greater Trade Openness Reduce Inflation? Further Evidence Using Panel Data Techniques” *Economics Letters* 81(3): 315-319.
17. Sims C., J. Stock and M. Watson 1990 “Inference in Linear Time Series Models with Some Unit Roots” *Econometrica*, 58(1): 113-144
18. Terra C. T. 1998 “Openness and Inflation: a New Assessment” *Quarterly Journal of Economics* 113(2): 641-648
19. Thomas V., Nash J and Associates 1991 *Best Practices in Trade Policy Reform*. Oxford: Oxford University Press for the World Bank

## An Empirical Study of the Effectiveness of China's Monetary Policy in the Open Economy

Huang Wujun

(Institute of International Economics Nankai University)

**Abstract** By modifying the output and price model proposed by Karas and measuring economic openness by trade and financial openness, this paper analyzes the effectiveness of China's monetary policy in the open economy. Main conclusions are reached as follows: (1) The People's Bank of China has less intention to expand money supply in the open economy, and the growth of economic openness can help to keep inflation low; (2) Openness affects the results of monetary policy mainly through financial market and its influence on the adjustment speed of wages and prices, which have different influence mechanism; (3) The increasing openness will weaken the output effect of monetary policy but strengthen the price effect of monetary policy. Therefore, the monetary authority should gradually turn its media aim from quantity index to price index and set price stabilization as the more prime objective. The monetary authority should also pay more attention to the factor of international coordination.

**Key Words** Openness; Monetary Policy; Output Effect; Price Effect

**JEL Classification** E52

(责任编辑: 陈永清)