

我国货币政策对外贸易传导机制分析

Analysis on China's Monetary Foreign Trade Transmission Mechanism

刘传哲/LIU Chuan-zhe, 何凌云/HE Ling-yun

中国矿业大学管理学院,江苏徐州 221008

School of Management, China University of Mining & Technology, Xuzhou 221008, Jiangsu Province, China

[摘要] 经济条件的变化使得货币政策通过对外贸易传导的作用机制不断加强。通过单位根检验和 Granger 因果检验,对 1998 年 1 月—2005 年 2 月的相关经济变量进行了实证分析,验证了这个结论,并进一步指出:样本时间段内,狭义货币供应量 M_1 是利率变动的绝对原因,而利率的波动也能有效地引起汇率的变化;虽然目前汇率对净出口的调节作用不大,但随着我国汇率制度改革的推进,其影响作用必定会显著增强;净出口是总产出变动的绝对原因,但其作用效果的显现时滞相对较长。

[关键词] 货币政策传导,对外贸易,汇率机制

[中图分类号] F821.0, F752.0

[文献标识码] A

[文章编号] 1000-7857(2005)-12-0066-04

Abstract: The function of monetary foreign trade transmission mechanism has been strengthened constantly along with the change of economic conditions in our country. Through the empirical research on relative variables from January 1998 to February 2005 with unit root test and Granger causality test, this paper verified the conclusion, and finally indicated that in the slot of samples, narrow money supply M_1 is the absolute reason of the shocks of interest rate, and interest rate also can affect the exchange rate efficiently, although exchange rate can not regulate net export effectively on the stage, its effect must be far more notable with the advance of China's exchange rate reform. In addition, net export can act on aggregate output absolutely, but the time lag is relatively longer.

Key Words: monetary transmission, foreign trade, exchange rate mechanism

CLC Numbers: F821.0, F752.0

Document Code: A

Article ID: 1000-7857(2005)-12-0066-04

1 理论回顾及问题的提出

自凯恩斯 1936 年在《就业、利息和货币通论》中提出货币政策经由利率及有效需求影响经济活动的货币政策传导理论以来,货币政策传导就一直是经济学家们关注和研究的一个热门领域。在此基础上,先后出现了资产组合调整理论(Tobin 1961)、“黑箱”理论(Friedman 1963)、财富渠道理论(Modigliani 1963)、信用可得性理论(Roosa 1951)以及资产价格传导理论(Bernanke and Gertler 1989)等重要的观点。经过长期的争论,在货币政策传导渠道方面,学术界已达成共识,认为:货币政策传导主要经由利率传导渠道、信贷传导渠道、资产价格传导渠道和对外贸易传导渠道 4 种途径。

从 20 世纪 90 年代开始,西方各国学者纷纷就传导渠道进行了实证研究。结果表明,在经济市场化程度和金融开放度都较高的国家,利率传导渠道是主渠道,传导效果最好,信贷渠道次之。由于汇率在货币政策传导过程中作用的微弱性,几乎没有学者就对外贸易传导机制进行专门实证研究。

从我国的情况看,王振山、王志强(2000)通过协整检验得出:无论是 20 世纪 80 年代还是 90 年代,信用渠道都是我国货币政策的主要传导途径;宋清华(2003)采用大量数据论证了在我国,储蓄、投资的利率弹性不大,证券和外汇市场作用有限,信贷市场才是主要的渠道,国家计委宏观研究院课题组(2001)也得出了相同的结论。在今后较长的一段时间内,信贷传导的主渠道作用不

会改变已是不争的事实,但我们也必须清楚地看到,从 1998 年开始,尤其是在加入 WTO 以后,我国对外开放程度已全面提高,1998 年外贸依存度为 34.3%,2000 年超过了 40%,2004 年接近 70%,对外贸易在促进经济增长方面的作用日益提升。在货币政

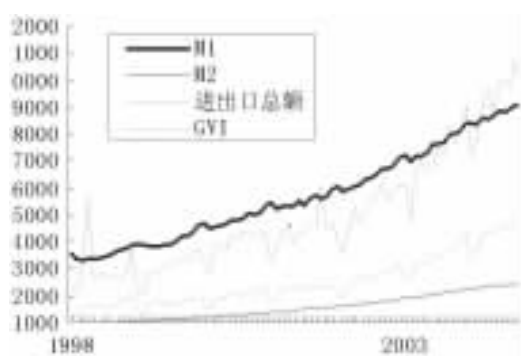


图 1 货币政策与对外贸易的关系

注:图 1 根据 1998 年 1 月至 2004 年 12 月数据,由 Excel 绘制而成。为便于比较,对各变量进行了单位变换。 M_1 、 M_2 、进出口总额以及 GVI(工业增加值)的单位分别为 10 亿元,100 亿元,0.1 亿美元,1 亿元。

收稿日期:2005-05-26

基金项目:国家自然科学基金项目(70271075)阶段性研究成果

作者简介:刘传哲,男,江苏省徐州市解放南路中国矿业大学管理学院,教授,研究方向为金融工程及风险管理;E-mail:

lrdean@cumt.edu.cn

策实施方面,我国货币供应量对公开市场业务的敏感度也有所加强。1998年狭义货币供应量 M_1 和广义货币供应量 M_2 分别为 38 954 亿元、104 499 亿元;截至 2005 年 2 月分别达到 92 815 亿元、259 356.1 亿元。而货币供应量与对外贸易之间并不是割裂的,两者的关联性已开始显现,图 1 表明了这种关系。

由图 1 可以看出,从 1998 年开始,货币供应量,尤其是狭义货币供应量 M_1 与进出口总额、工业增加值之间长期变动情况趋于一致,特别是在变动幅度较大的时期(图中阴影区域),其关联性更加明显。这表明货币供应量可能是进出口及总产出变动的重要原因,货币政策对外贸易传导机制有不断强化的趋势,这对货币当局适时调整货币政策有重要的借鉴作用。因此,系统研究我国货币政策对外贸易传导机制的运行状况有其重要的现实意义。

2 货币政策对外贸易传导机理

货币政策对外贸易传导的核心是利率与汇率的关系问题,而汇率是与对外贸易直接相关的变量,因此,货币政策通过对外贸易传导的机制也称为汇率传导机制。新凯恩斯主义的观点认为:由于存在工资刚性、菜单成本等原因,工资和商品价格短期内表现出一定的价格粘性。名义利率变动时,由于价格粘性的存在,短期通货膨胀率为零,实际利率与名义利率等量变化,并能通过需求函数影响总需求。和利率一样,汇率也是一种重要的金融市场变量。短期内,名义汇率的变动同样可以带来实际汇率的等量变化,并最终影响总需求和总产出。

假设: r 为名义利率, r^* 为实际利率, π^e 为通货膨胀率, e 为间接标价法下的名义汇率, y 为收入, p 和 p^* 分别为本国和外国的物价水平, Y 为总产出; C, I, G, NX 分别为消费、投资、政府支出和净出口。显然,这些变量之间存在如下关系:

$$Y=f(C, I, G, NX) \quad (1)$$

$$C=g_1(y), I=g_2(r, \pi^e), NX=g_3(e, \pi^e) \quad (2)$$

$$r^*=r-\pi^e, ep^*/p=e-\pi^e \quad (3)$$

据此,可得出:

$$Y=\varphi(y, r-\pi^e, G, NX, ep^*/p) \quad (4)$$

其中, $0<\partial Y/\partial y<1, \partial Y/\partial r^*<0, \partial Y/\partial (ep^*/p)>0$

根据模型设定可得:当 r 上升时, r^* 在短期内会等量上升, Y 下降;同理, e 在上升短期内会引发 ep^*/p 上升,从而使得 Y 上升。

上述模型说明了利率和汇率对总需求的影响。事实上,作为传导过程中的不同环节,利率和汇率之间也有密切的联系。这种关系可以通过利率平价模型来说明。

假设: r 为本国名义利率, r_f 为外国名义利率, e_t 为直接标价法下 t 时刻的汇率, $e_{t+\Delta}$ 为第 $t+\Delta$ 时刻汇率的预期值,资本具有充分国际流动性,投资者为风险中立者,根据利率平价理论,相关变量存在如下关系:

$$1+r=(1+r_f)\times e_t+\Delta/e_t \quad (5)$$

对(5)式做适当的数学处理,可得:

$$r=(1+r_f)\times(e_t+\Delta/e_t)-1 \quad (6)$$

当 r 上升时,短期内 r_f 保持不变,此时 $r>r_f$,为保持(6)式成立, $e_t+\Delta/e_t>1$,表明名义汇率在预期时间内上升,本币贬值,反之亦然。

基于利率对汇率的影响渠道可知,货币政策可以通过两种途径影响总产出:① 货币供应量引发的利率变动可以直接作用于总需求函数,进而影响 GDP;② 利率变动可以通过贸易和境内外资金流动影响汇率,进而影响国际收支和国内宏观经济。具体表现为 $M\rightarrow r\rightarrow e\rightarrow NX\rightarrow GDP$,本文考察的传导过程是第 2 种。

3 我国货币政策对外贸易传导的特殊性

汇率是货币政策对外贸易传导中的关键变量,汇率机制是影响一国货币政策传导的重要途径。在开放经济条件下,货币政策

传导最具代表性的理论模型是蒙代尔-弗莱明(M-F)模型。该模型研究了货币政策的作用及其传导过程,并对汇率决定作了非常具体的分析。结果表明,不同汇率制度对货币政策传导效率影响各异。表 1 比较了固定汇率制和浮动汇率制下货币政策对相关经济变量的影响。

表 1 不同汇率制下货币政策对相关经济变量的影响

流动 资本状况	对利率的影响		对产出的影响		对外汇储备的影响	货币价值变化
	固定	浮动	固定	浮动	固定	浮动
0	不变	较大改变	不变	稍微改变	适度改变	稍微改变
较低	不变	较小改变	不变	较大改变	较大改变	大变
较高	不变	更小改变	不变	更大改变	大幅改变	更大程度改变
完全自由	不变	不变	不变	最大改变	更大幅度改变	严重改变

可见,汇率制度的选择对货币政策对外贸易传导具有很大的影响。从 1994 年开始,我国实施以市场供求为基础的、单一的、有管理的浮动汇率制。在这项制度下,人民银行以普通会员的身份进入外汇市场进行交易和干预,人民币汇率基本由银行间外汇市场的供求关系决定。因此,从理论上讲:在国际货币基金组织(IMF)关于各国汇率制度的细分中(IMF 将世界各国的汇率制度细分为 8 种:放弃独立法定货币制、货币局制度、固定盯住汇率制、水平波幅盯住制、爬行盯住汇率制、爬行波幅制、管理浮动汇率制和浮动汇率制。)。我国现行的汇率制度应属于第 7 种,即管理浮动汇率制,其本质是浮动汇率。然而,IMF 将我国汇率制度划为第 3 种,即固定盯住汇率制度。事实上这也不无道理,因为:① 我国汇率制度建立在强制结售汇制基础之上,不完全是市场状况的反映,市场对汇率的调节还受到一定的限制,另外银行间的封闭运作和央行直接干预的被动性,导致中央银行对外汇市场介入过多、力度过大,同基础货币联系过于紧密;② 从我国汇率政策的实践来看,自 1994 年以来,人民币一直以 8.26 左右的价格比率盯住美元,再加上资本项目尚未开放,才使我们保持了货币政策的独立性。但是,随着我国对外开放程度的不断提高,由此带来的资本管制成本在逐步上升,“蒙代尔不可能三角”的尴尬已经出现。可见,我国汇率制度具有特殊性,既不能按照固定汇率制度处理,也不能按照完全浮动汇率制度对待。那么,在现行汇率制度下,货币政策如何以汇率为纽带影响国际收支和国内经济金融运行状况,以及传导过程的效率和效果如何,是需要深入探讨的问题。

4 实证研究

4.1 数据说明

本文的数据全部来自《中国金融年鉴》和《中国统计》,为提高检验的可信度,采用月度数据形式,所选样本区间为 1998.1-2005.2,共 86 期数据。涉及的相关变量有:狭义货币供应量 M_1 , 3 个月全国银行同业拆借利率 r ,人民币/美元的汇率 e ,净出口总额 NX 以及工业增加值 GVI 。

由于我国存贷款利率受到严格的管制,调整速度慢,月度数据不能真实地反映利率的变动情况,因而采用全国银行间同业拆借利率。本文选用 3 个月的全拆借利率作为考察对象。人民币/美元的汇率采用当月汇率的平均值,鉴于净出口总额统计数据以亿美元表示,因而乘以当月期末汇率换算为亿元。

本文旨在考察各经济变量之间的显在关系,不剔除价格因素,直接使用名义指标。首先用移动平均差分法对各数据进行季度调整。进行季度调整的方法有 4 种: X-11 乘法、X-11 加法、移动平均比率法和移动平均差分法。由于第 1、3 种方法要求序列中的观测值必须为正,样本数据中 NX 序列不符合;而采用 X-11 加法时,由于汇率变动幅度非常小,调整后的又弱化了这种变动,因而不适合,所以,本文采用移动平均差分法进行调整。然后结

合实际情况,对相关变量作自然对数变换。各变量分别记为: $LN(M_1)$, r , e , NX , $LN(GVI)$ 。

4.2 单个时间序列的平稳性检验

在对时间序列数据进行 Granger 因果检验时,有一个基本假定:数据是平稳的。否则,基于 t 、 F 、 χ^2 检验的假设检验程序都将是不准确的。一般而言,宏观经济数据表现出非平稳性,需要通过差分数据变换成平稳序列再使用。

序列的平稳性检验一般采用单位根的 ADF 检验,但本文认为 PP 检验更为合适。因为 PP 检验考虑到了时间序列可能存在高阶相关的情况。因此,本文将以 PP 检验为主,辅以 ADF 检验,具体地说:如果一个时间变量序列的水平值用这两种方法之一检验有单位根,则认为该序列有单位根,否则,没有单位根,该序列为 $I(0)$ 序列;对具有单位根的序列一次差分后,再用 PP 法检验,若已经没有单位根,则为 $I(1)$ 序列,否则,继续用 PP 法进行二次差分、三次差分,直到不具有单位根为止。表 2 和表 3 分别为各变量水平序列 ADF 检验和 PP 检验结果。

表 2 1998 年 1 月至 2005 年 2 月各变量
序列水平值 ADF 检验结果

变量	ADF 检验值	DW	临界值(1%,5%,10%)	结论
$LN(M_1)$	-2.330 781(C,T,3)	1.927 115	-4.071 3,-3.463 9,-3.158 1	有单位根
r	-2.197 139(C,0,3)	2.105 815	-3.510 1,-2.896 3,-2.585 1	有单位根
e	-2.139 766(C,0,3)	1.990 343	-3.510 1,-2.896 3,-2.585 1	有单位根
NX	-5.627 291(C,T,3)	1.346 935	-4.071 3,-3.463 9,-3.158 1	1%,5%,10%无单位根
$LN(GVI)$	-1.602 624(C,T,3)	1.895 785	-4.071 3,-3.463 9,-3.158 1	有单位根

注:表 2~4 中,(C,T,n)中的 C 表示单位根检验时带常数项(C=0 表示不含常数项),T 表示带趋势项(T=0 表示不含趋势项),n 表示回归残差不存在自相关时的滞后阶数,D 表示一阶差分。

表 3 1998 年 1 月至 2005 年 2 月各变量
序列水平值 PP 检验结果

变量	ADF 检验值	DW	临界值(1%,5%,10%)	结论
$LN(M_1)$	-3.972 876 (C,T,3)	2.324 887	-4.068 6,-3.462 6,-3.157 4	5%,10%无单位根
r	-3.116 879 (C,0,3)	2.912 686	-3.508 2,-2.895 5,-2.584 6	5%,10%无单位根
e	-2.475 242 (C,0,3)	2.022 921	-3.508 2,-2.895 5,-2.584 6	有单位根
NX	-8.581 695 (C,T,3)	1.998 243	-4.068 6,-3.462 6,-3.157 4	1%,5%,10%无单位根
$LN(GVI)$	-2.608 547 (C,T,3)	2.649 614	-4.068 6,-3.462 6,-3.157 4	有单位根

由各变量水平序列的 ADF 检验和 PP 检验结果可知: NX 的水平值在 1%、5%、10%的置信水平下,2 种检验均表明无单位根,所以 NX 是平稳序列,记为 $I(0)$ 。而 $LN(M_1)$, r 的水平值在 1%置信水平下至少有一种检验认为具有单位根, e 和 $LN(GVI)$ 在 1%、5%、10%的置信水平下均有单位根,因此,这些序列是非平稳的。须对其一阶差分进行 PP 检验,结果如表 4 所示。

表 4 1998 年 1 月至 2005 年 2 月
各变量序列一阶差分 PP 检验结果

变量	ADF 检验值	DW	临界值(1%,5%,10%)	结论
$DLN(M_1)$	-13.267 47 (C,T,3)	2.085 802	-4.070 0,-3.463 2,-3.157 8	1%,5%,10%无单位根
Dr	-24.537 07 (C,0,3)	2.433 023	-3.509 2,-2.895 9,-2.584 9	1%,5%,10%无单位根
De	-10.141 12 (C,0,3)	2.061 538	-3.509 2,-2.895 9,-2.584 9	1%,5%,10%无单位根
$DLN(GVI)$	-15.278 23 (C,T,3)	1.946 957	-4.070 0,-3.463 2,-3.157 8	1%,5%,10%无单位根

表 4 表明,经过 PP 检验,这些序列的一阶差分检验值在 1%、5%、10%的置信水平下均小于临界值,DW 的值接近 2,检验式的随机误差项不存在自相关,已全部不具有单位根,均为 $I(1)$ 序列。

4.3 Granger 因果检验

从货币政策的传导过程来看,在顺畅的传导渠道中,上阶变量应该是下阶变量变化的绝对原因。因此,有必要对传导过程中的相关变量进行因果性检验,从而从概率上说明上阶变量对下阶

表 5 各变量 Granger 因果关系检验结果

变量及过程	零假设	样本数	F 统计量	概率	传导效果及重要程度
$M_1 \rightarrow r$	$LN(M_1)$ 不是 r 的原因	84	4.216 53	0.018 20	●▲
	r 不是 $LN(M_1)$ 的原因	84	1.642 32	0.200 07	○△
M_1 与 e	$LN(M_1)$ 不是 e 的原因	84	6.808 57	0.001 87	●△
	e 不是 $LN(M_1)$ 的原因	84	0.819 08	0.444 54	○△
M_1 与 NX	① $LN(M_1)$ 不是 NX 的原因	84	1.926 82	0.152 39	○
	NX 不是 $LN(M_1)$ 的原因	84	4.550 42	0.013 48	●
M_1 与 GVI	$LN(M_1)$ 不是 $LN(GVI)$ 的原因	84	3.892 05	0.024 43	●▲
	② $LN(GVI)$ 不是 $LN(M_1)$ 的原因	84	1.319 47	0.273 03	○▲
$r \rightarrow e$	③ r 不是 e 的原因	84	2.735 41	0.071 02	▲
	④ e 不是 r 的原因	84	0.474 13	0.201 12	○▲
r 与 NX	r 不是 NX 的原因	84	0.746 99	0.477 10	○△
	NX 不是 r 的原因	84	1.636 88	0.201 12	○△
r 与 GVI	r 不是 $LN(GVI)$ 的原因	84	2.005 06	0.141 45	○△
	$LN(GVI)$ 不是 r 的原因	84	2.867 04	0.062 80	●△
$e \rightarrow NX$	⑤ e 不是 NX 的原因	84	1.859 29	0.162 54	○▲
	⑥ NX 不是 e 的原因	84	1.775 65	0.176 07	○▲
e 与 GVI	e 不是 $LN(GVI)$ 的原因	84	0.944 78	0.393 11	○△
	$LN(GVI)$ 不是 e 的原因	84	4.442 31	0.014 85	●△
$NX \rightarrow GVI$	⑦ NX 不是 $LN(GVI)$ 的原因	84	2.175 80	0.120 27	○▲
	$LN(GVI)$ 不是 NX 的原因	84	4.413 18	0.015 24	●▲

注:●○分别表示传导效果好、模糊、差;▲△分别表示重要、较重要、不重要。此处的传导效果是基于 Granger 因果检验概率值的初步判断,一般以 0.05 为判断标准。本文的标准是:If $P \leq 0.05$,传导效果好;0.05< P <0.1,传导效果模糊; $P \geq 0.1$,传导效果差。重要程度根据传导过程和方向确定,If 传导过程符合 $M \rightarrow r \rightarrow e \rightarrow NX \rightarrow GDP$,认为是重要的;如果中间有变量的缺省,但实际中确有重要影响,则是较重要的;如果变量缺省且明显低度相关,则是不重要的。

变量的解释能力,并从一个侧面反映出传导的效率。以下对这些序列进行 Granger 因果检验,滞后期取单位根检验时最长滞后期数 $n=2$,检验结果如表 5 所示。

由表 4 知: $n=2$ 时, $M_1 \rightarrow r$ 传导效率高, $r \rightarrow e$ 效率模糊, NX 、 GVI 正向传导效率低,一些重要变量间表现出了弱因果关系,因此,需要对传导效果差但相对重要的传导环节(表 5 中用①~⑦表示)在增加滞后期的条件下进行再检验。此处,取最大滞后期为 12 个月,即 1 年,认为滞后期超过 1 年的传导过程是低效的。表 6 是再检验的结果。

表 6 相关变量的 Granger 再检验结果($3 \leq n \leq 12$)

$n \backslash P$	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
①	0.065 05	0.085 95	0.057 19	0.077 02	0.095 21	0.140 18	0.210 00	0.335 70	0.410 74	0.596 78
②	0.349 34	0.209 05	0.045 94	0.084 92	0.030 51	0.036 20	0.101 89	0.117 97	0.188 55	0.122 89
③	0.211 37	0.124 02	0.013 45	0.025 02	0.011 15	0.026 84	0.011 43	0.014 31	0.000 60	0.000 85
④	0.427 70	0.738 52	0.708 58	0.759 75	0.872 61	0.837 70	0.857 86	0.484 00	0.406 26	0.346 38
⑤	0.203 85	0.941 11	0.892 58	0.944 29	0.967 57	0.930 95	0.742 28	0.780 06	0.851 84	0.561 28
⑥	0.414 19	0.559 89	0.759 05	0.911 41	0.831 17	0.814 16	0.822 19	0.652 34	0.647 96	0.766 33
⑦	0.389 57	0.599 84	0.638 26	0.067 22	0.016 59	0.011 49	0.011 49	0.007 59	0.012 59	0.008 01

5 结论与启示

由以上的分析,得出如下结论。

1) $M_1 \rightarrow r$ 传导过程中, $LN(M_1)$ 是 r 的原因的置信度在 $n=2$ 时已达到 98.18%,表明货币供应量绝对是利率变动的原因。由于本文的利率指标采用市场化程度较高的银行间同业拆借利率,检验结果可信。这说明我国货币政策的中介目标从货币供应量过渡到利率是有可能的。

2) 在 M_1 与净出口 NX 的关系上,所有的检验都证明:货币供应量的变化不是净出口变化的原因。而通过图 1 可知,货币供

应量与进出口总额高度相关,这种矛盾显然是由于中间传导过程造成的。由于 $M_1 \rightarrow r$ 传导效果好,因而在 $r \rightarrow e, e \rightarrow NX$ 传导过程中必有其一传导是低效的。

3) 在 $r \rightarrow e$ 传导过程中,许多的观点都认为:人民币“双率”的联动性较弱,这是因为以往的研究大都选择人民币存贷款利率作为考察对象。由于存贷款利率受到严格的管制,其市场化程度远滞后于汇率市场化程度,因此两者的关联性不强,传导效率低下。但是,本文选择市场化程度较高的银行间同业拆借利率月度数据作为样本,通过研究发现,虽然在滞后期 $n=2,3,4$ 时效果并不明显,但从滞后 5 期开始,前者是后果原因的置信度达到 98.66%、97.59%、98.89%等,滞后 1 年的置信度更是达到了 99.92%。由于检验采用了月度数据,滞后 5 期的检验结果是可以接受的。这证明了利率水平的调整能通过影响外汇供求有效地影响汇率的变动, $r \rightarrow e$ 的传导效率已经提高。由于 $M_1 \rightarrow r, r \rightarrow e$ 传导效率都较高,因而 $LN(M_1)$ 与 e 的因果关系明显, $n=2$ 时置信度达到 99.81%。对于货币当局来说,必须注意到利率在整个传导过程中角色重要性程度的加强,以适时调整货币政策。

4) 在 $e \rightarrow NX$ 传导过程中,汇率是净出口变动原因的置信度在 $n=2,3$ 时为 83.75%、79.63%,且滞后期越长,效果越不明显,说明汇率对进出口的调节作用不大。这可能是由于本文选择了人民币/美元的汇率。自 1994 年以来,人民币一直以 8.26 左右的价格比率盯住美元,波动不大;但另一方面,我国的出口量增长很快,外贸依存度更是迅速上升,这与我国的外贸政策等其它变量有重要的关系。这造成了汇率的小幅波动不足以解释出口的快速增长;反过来,净出口对汇率的作用也不足以改变汇率的变动趋势,因而大大降低了整个传导过程的效率,造成了目前汇率机制传导货币政策作用的有限性。但随着金融开放步伐的加快,汇率决定的市场化和弹性化是不争的事实,这一传导过程的效率必将逐步

提高。

5) 在 $NX \rightarrow GVI$ 传导过程中, NX 与 $LN(GVI)$ 的因果关系在 $n < 6$ 时很不明显, $n=6$ 时模糊, $6 < n \leq 12$ 时, NX 是 $LN(GVI)$ 原因的置信度最高达到 99.24%,说明净出口是总产出变动的绝对原因,对总产出的影响很大。但前者对后者作用效果并不是迅速显现,时滞为 7 个月。由于滞后期较长,传导过程的效率并不是非常高。而反过来,总产出的变动对净出口的作用效果非常明显,净出口对总产出变动的反映灵敏,说明经济的增长是促进进出口增长的主要原因。

6) 在 M_1 与总产出的关系上, $LN(M_1)$ 是 $LN(GVI)$ 的原因的置信度在 $n=2$ 时,达到 98.56%,说明货币供应量对总产出的影响作用大,证明货币不具备中性,同时也在一定程度上说明了从 1998 年开始我国货币政策的效果总体趋于显著。而 $LN(GVI)$ 是 $LN(M_1)$ 原因的置信度在 $n=7$ 时最高,达到 96.95%,说明总产出在较大程度上是引起货币供应量变化的原因,验证了货币本身具有内生性。

参考文献 (References)

- [1] 魏革军. 中国货币政策传导机制研究 [M]. 北京: 中国金融出版社, 2001.
- [2] 俞乔. 论我国汇率政策与国内经济目标的冲突与协调[J]. 经济研究, 1999(7).
- [3] 郭梅军, 蔡跃洲. 汇率是否应该成为货币政策的主要目标——基于汇率传导机制及央行反映函数的分析[J]. 财经科学, 2004(5).
- [4] 陈雨露, 边卫红. 开放经济中货币政策操作目标理论——纳入汇率因素的货币状况指数[J]. 国际金融研究, 2003(10).
- [5] Damodar N. Gujarati. 林少宫, 译. 计量经济学[M]. 北京: 中国人民大学出版社, 2000.

(责任编辑 李慧政)

《科技导报》理事会人员名录

名誉理事长:

周光召 中国科协主席、院士
韩启德 全国人大常委会副委员长、中国科协副主席、院士
王选 全国政协副主席、中国科协副主席、院士
程路 全国工商联副主席

理事长:

冯长根 中国科协书记处书记兼科技日报社社长、主编
(以下均按姓氏笔画排序)

副理事长:

王永民 北京王码电脑有限公司总裁、教授级高工
王树国 哈尔滨工业大学校长、教授
王柯敏 湖南省科技厅厅长、教授
李未 北京航空航天大学校长、院士
匡镜明 北京理工大学校长、教授
朱祖良 中国工程物理研究院院长、党委书记、研究员
任晋阳 中国光华科技基金会副秘书长
杜玉波 北京航空航天大学党委书记、教授
张育林 中国酒泉卫星发射中心主任、教授
姜澄宇 西北工业大学校长、教授
徐井宏 清华紫光股份有限公司董事长
袁家军 中国空间技术研究院院长、研究员
黄春平 中国运载火箭研究院科技委副主任、研究员
潘留仙 湖南涉外经济学院党委书记、常务副院长、教授

常务理事:

王海波 河北省农林科学院副院长、研究员
王渝生 中国科学技术馆馆长、研究员
牛政斌 中国科技馆党委书记
欧阳钟灿 中国科学院理论物理研究所所长、研究员、院士
严陆光 中国科学院电工研究所研究员、院士
严纯华 北京大学教授
杨卫 国务院学位委员会办公室主任、教授、院士
杨海成 中国航天科技集团公司总工程师、教授
郑广平 西北机电工程研究所所长、高级工程师

贺福初 军事医学科学院副院长、研究员、院士、少将
理事:

卫民堂 西安交通大学管理学院教授
王刘纯 河南大学出版社社长、编审
冯华亭 河南省新华书店商丘市店总经理、高级经济师
冯春华 爆炸灾害预防、控制国家重点实验室主任、教授
乔少杰 北京航空航天大学出版社社长、总编辑、研究员
刘国和 绿色和谐至善投资公司董事长
李兴贵 东北林业大学出版社社长、教授
苏丹 长沙市商业银行白沙支行行长
陈晓 武汉钢铁(集团)公司技术中心副总工程师、教授级高工
陆晨 北京理工大学学报中心主任、研究员
吴岳良 中国科学院理论物理研究所副所长、研究员
肖锦清 哈尔滨工程大学出版社社长、教授
林全 西安交通大学出版社社长、总编辑、编审
周健 新华通讯社新闻信息中心
浣石 广州大学抗震研究中心教授
罗勇 中国气象局国家气候中心副主任、研究员
杨伟 成都飞机设计研究所所长、总设计师、研究员
杨振江 河南省新华书店南阳市店总经理
范家巧 华南理工大学出版社社长、高级工程师
张骏 西北工业大学研究生院副院长、教授
张明玉 北京交通大学管理学院教授
郁文贤 国防科技大学科研部副部长、教授
聂锐 中国矿业大学管理学院院长、教授
崔向群 中国科学院天文光学技术研究所所长、研究员
崔绍锋 武汉理工大学出版社社长兼总编辑、教授
缪晓辉 上海长征医院副院长、教授

秘书长:

陈家俊 科技日报社副社长

副秘书长:

苏青 科技日报社副社长、副主编、教授