

货币政策对物价稳定和经济增长的效应

——中国与巴基斯坦的比较研究

马颖 Abdul Jalil 陈波*

摘要: 本文采用自回归分布滞后模型对中国和巴基斯坦两国货币政策、通货膨胀与经济增长之间的长期关系进行了比较研究,由此得出如下几点结论:第一,两国的经验数据都印证了经济学家们普遍接受的“通货膨胀是一种货币现象”的推论;第二,货币非中性假说在两国的经验数据中均无法被拒绝;第三,在中国存在货币数量论所描述的货币供给与通货膨胀同步增长的预测关系,而这种关系在巴基斯坦却不存在;第四,两国若想实现较高的经济增长都必须在长期内降低通货膨胀率。

关键词: 货币政策 通货膨胀 经济增长 货币非中性

一、引言

中国和巴基斯坦两国都是通过使用货币指标来实施货币政策,尽管多年来大多数发达国家和一部分转型经济国家已经逐渐放弃使用货币指标了。使用货币指标隐含的假设前提是货币需求函数稳定,而且在通货膨胀和货币总量之间存在某种可以预测的关系。然而,人们几乎达成了如下共识,即对于大多数国家来说,在短期内货币需求函数是不稳定的,因而很难通过货币指标来稳定价格(Cecchetti, 2000)。重要的是,即便是温和的通货膨胀也会对国内生产总值(GDP)增长带来损害。在这一点上,人们也几乎达成了共识(Cecchetti, 2000)。这些观察结果对Friedman(1963)有关“通货膨胀是一种纯货币现象”的说法提出了质疑。在这种背景下,许多国家对本国货币管理当局进行了重组,并且通过多年努力实现了低通货膨胀率。货币主义学说在世界范围内的日渐衰落,激发笔者在本文中对中巴两国货币政策指标的最优性问题做一探讨。

本文之所以选择中国和巴基斯坦这两个国家进行比较研究,其原因在于:第一,两国都是世界上具有重要影响的,并且正在发生市场导向经济转型的发展中大国。第二,两国的中央银行在货币政策框架和实施方面都发生了重大转变。第三,在当前席卷世界范围的金融风暴和经济衰退面前,两国在通过财政政策来稳定宏观经济方面拥有不同的政策空间。在巴基斯坦,财政赤字和公债对GDP比率都相当高,按国际标准衡量,近年来还有不断上升的趋势;而在中国,这两个比率都相当低,尽管近期内财政负债将继续上升,但仍然存在财政政策可以施展的巨大空间。在金融危机和经济衰退并发的背景下,货币政策无疑在减缓国内外冲击对本国经济的影响方面仍然扮演着重要角色。尽管两国在某些年份采用货币指标来操作货币政策,但中国一直保持着相当高的经济增长率和较低的通货膨胀率,而巴基斯坦在经济增长和抑制通货膨胀方面与中国相比均显逊色。然而,在货币主义学说的影响近年来有所减弱的背景下,对最优货币指标问题做一个讨论,仍然具有重要的理论意义和现实意义。

本文拟从两个方面对上述问题展开研究。第一,在对中巴两国的经济运行绩效进行简单分析基础上,对中巴两国在控制通货膨胀方面的效果进行比较;第二,使用参数方法来探讨中巴两国在货币供给、通货膨胀与产出之间是否存在长期稳定关系。本文的结构安排是,除第一部分为引言外,第二部分对有关中巴两国货币供给、通货膨胀

* 马颖,武汉大学经济发展研究中心,邮政编码:430072,电子信箱:yingma9494@126.com; Abdul Jalil,巴基斯坦国家银行,邮政编码:74000,电子信箱:jalil_hannif@gmail.com; 陈波,中国人民银行武汉分行,邮政编码:430071,电子信箱:amstrongchan@163.com。

本文作者感谢教育部人文社会科学重点研究基地重大课题(项目批准号:05JJD790019)以及“211”工程三期重点学科建设项目“经济全球化的新发展与中国经济发展新模式”子课题的研究资助。本文仅代表作者观点,与作者所在单位无关。

和经济增长之间关系的相关文献做一综述;第三部分陈述相关数据和变量的构成;第四部分讨论与模型设定和相应的计量经济学估计方法的相关问题;第五部分陈述经验结果并做出解释;最后,在经验研究结果的基础上阐述本文的结论和政策含义。

二、文献综述

在 Friedman (1970) 提出货币政策最主要的目标在于维持价格水平稳定,促进经济增长,并将费雪方程拓展到货币数量论后,货币政策对价格水平和经济增长的作用成为随后几十年宏观经济学最热的议题之一。对这三者之间关系的研究也随着货币政策实践的不断深入,逐步从理论争鸣转向了寻求经验支持。在这一领域,向量自回归模型 (VAR)、结构性 VAR 模型 (SVAR)、因子扩展的 VAR 模型 (FAVAR) 和自回归分布滞后模型 (Autoregressive Distributed Lag Model, ARDL) 等一系列崭新计量检验方法的运用成为货币政策研究持续向前的推动力。

对于像中国和巴基斯坦这两个发展中大国的货币供给、通货膨胀与经济增长之间的相互关系所展开的研究由来已久。以中国为研究对象的国际文献表明,这三个变量之间存在长期因果关系。例如, Chan 等 (1992) 采用 Granger 因果检验方法,分析了厂商所持有的货币与工业总产出之间的关系,他们发现在中国实行经济体制改革的初期阶段 (1980年 1月至 1984年 6月),这两个变量之间存在双向因果关系,而在改革的随后阶段 (1984年 7月至 1988年 7月),这两个变量之间只存在货币对产出的单向因果关系。Hafer 和 Kutun (1993) 使用 1952 - 1987 年的年度数据,检验了中国的实际收入、M0、M2 和物价水平之间的关系。他们认为,这些变量之间的关系对物价指数的类型尤为敏感,此外,像 M0 和 M2 这类货币总量指标对于中国的货币政策来说是有用的指标。Hasan 和 Taghavi (1996) 以 VAR 模型为基础所开展的研究,同样证明了从广义货币存量 M3 扩展到实际收入的范围内都存在着单向因果关系。Yu (1997) 通过使用更加宽泛的月度数据变量进行分析,他确定紧缩性货币政策对产出、零售额和物价具有显著的负效应,但对进口和固定资产投资不起作用。他的结论是,就预测经济运行状况而言,货币供应量优于银行贷款。Hsing 和 Hsieh (2004) 使用 1980 - 2000 年的年度数据,评估了货币和财政政策的配合使用对中国宏观经济的效应。他们发现,贷款利率是解释 GDP 波动的一个极为重要的变量,而低利率、M2 的更大规模供给、低政府负债这三者的组合有助于增加实际 GDP。Zhang 和 Wan (2004) 对改革开放以来中国的产出与物价波动关系的研究表明,在长期内货币对产出和物价变动起调节作用,而不是直接导致产出和物价发生变动;而在短期内,价格波动可以主要归结为由对物价和货币具有持久效应的冲击所引起,但对实际产出不产生影响。这类冲击同样能够解释大部分货币波动现象,并强烈地对产出的波动施加影响。

中国国内有关货币政策、通货膨胀与经济增长之间关系的研究文献,主要集中在三个层面上。第一个层面的文献集中讨论在货币流通速度平稳的前提下货币政策、通货膨胀和经济增长之间的长期稳定关系。这一层次的研究极其重要,并将为后两个层面上的研究奠定基础。倪克湖 (1995) 讨论了中国经济转轨之初货币供给、物价上涨与经济增长之间的关系,认为中国经济体制尚在转轨时期,货币供给与经济增长、物价上涨之间尚未形成稳定的关系。周锦林 (2002) 运用季度数据检验了中国货币政策是否存在“中性”。朱慧明和张钰 (2005) 采用协整和误差修正分析技术考察 1994 - 2004 年中国货币供给量增长与通货膨胀之间的长期均衡关系和短期动态关系,检验发现中国的通货膨胀仍然是货币现象,货币政策仍具有最终影响价格水平的能力。柳欣和王晨 (2008) 在内生经济增长框架下,用 VAR 方法检验中国财政政策和货币政策对通货膨胀和经济增长的协同作用。马树才和贾凯威 (2009) 将汇率引入到货币政策效应研究中,利用非限制性 VAR 模型检验中国货币政策与产出、通货膨胀之间的波动规律,以此探讨货币政策松紧度对经济增长的长期和短期影响。王利和张桂喜 (2009) 则利用向量自回归模型和滞后分布模型对货币数量论在中国的适用性做了验证。

第二个层次的文献是基于三者稳定关系探讨中国货币政策有效性、货币政策目标选择等问题。李琨 (1997) 分析了 1985 - 1997 年中国以 M1、M2 为货币政策中介目标的合理性,分析发现 M1 及其增长率与相应的经济增长和通货膨胀之间保持着直接关系,并且 M1 增长率变动对通货膨胀具有 1 - 2 年的时滞。徐强 (2001) 提出应该用货币供给存量代替增量,准货币 M2 代替狭义货币 M1 的增长作为货币政策中介变量,以测度资本市场的形成与发展。刘金全 (2002)、刘金全和谢卫东 (2003) 认为紧缩性货币政策对于经济的减速作用大于扩张性货币政策对于经济的加速作用,从而货币政策在操作时保持适度通货膨胀却有助于经济快速增长。赵昕东和许志宏 (2007) 直接就货币政策目标的选取进行了深入的探讨。王凯和庞震 (2008) 讨论了货币供应量波动对物价水平和经济增长的影响,进而讨论货币供应量作为货币政策中介目标的适用性。苏桂芳和赵昕东 (2009) 利用 1983 - 2008 年的数据检验了通货膨胀中的确定性因素和不确定性因素,进而分析货币政策的有效性。

第三类层次的文献则针对中国货币政策运用中货币增长速度快于经济增长速度却没有引发严重通货膨胀的

“中国之谜”进行讨论,其代表性文献有金琪瑛(1999)、夏斌和廖强(2001)、易纲和王召(2002)、陆军和舒元(2002)、伍志文(2002)以及李治国(2007)等。

有关巴基斯坦的研究文献表明,研究者多半关注的是通货膨胀与经济增长之间的因果关系。例如,Bilquees(1988)以及Khan和Schimmelpennig(2006)认为,货币主义者所主张的货币因素在长期通货膨胀中起主导作用的观点是有效的,但Khan和Qasim(1996)却指出,在短期内,包括食品价格在内的其他因素也会影响通货膨胀。Qayyum(2006)指出,超额货币供给的增长是导致巴基斯坦通货膨胀率上升的一个重要原因,由此支持了货币主义者有关巴基斯坦的通货膨胀是一种货币现象的推论。有趣的是,Chaudhry和Chodhary(2006)表达了相反意见,认为还存在着导致巴基斯坦通货膨胀率上升的其他决定性因素,如高涨的进口价格等。

尽管货币政策、通货膨胀与经济增长之间的长期关系的研究在整个货币政策研究体系中居于中心地位,但在中国国内却没有引起足够的重视,大量文献仅仅是涉及货币供给、通货膨胀和经济增长一个或几个相关的主题,很少有文献在货币数量论的研究视角下对这三者长期稳定关系在中国经济上的适用性进行深入探讨,而从国别比较的视角来研究这一问题的文献就更少。更重要的是,由于VAR模型在计量检验上对数据跨度有较高的要求,不太适宜中国1994年才开始的货币政策操作实践,因此本文在Chow和Shen(2005)提出的货币数量方程弱函数形式基础上,采用M. H. Pesaran和B. Pesaran(1997)提出的ARDL这种具有广泛适用性的动态计量经济学技术,对中国和巴基斯坦两个发展中经济的货币供给、通货膨胀和经济增长问题作全面比较研究。

三、数据、变量构成与绩效分析

鉴于本文旨在检验货币政策的绩效及其对实际产出和通货膨胀的效应,为了完成这一任务,我们选择GDP增长率、M2、M1、M0以及消费物价指数作为分析对象,样本区间为1978-2006年。选择该区间的理由在于可用于对两国进行比较的国际数据来源的可获得性,譬如国际货币基金组织的《国际金融统计》(International Financial Statistics, IFS)、世界银行的《世界发展指标》(World Development Indicators, WDI)等。其他一些变量,如M2指标和通货膨胀率指标,取自《中国统计年鉴》和《巴基斯坦经济普查》(Economic Survey of Pakistan)。

从1994-2006年间中巴两国已经实现的货币指标来看,中国人民银行的绩效同巴基斯坦国家银行的绩效相比更为令人满意。借助于表1中“中国和巴基斯坦的M2缺口和通货膨胀缺口”这两个衡量货币总量绩效的主要指标,我们对两国货币供给与通货膨胀之间的关系做了对比分析。“M2缺口”通过计算M2实际值和M2目标值两者之间的差额而得到,而“通货膨胀缺口”则是用通货膨胀率实际值减去通货膨胀率目标值而得到。显而易见,指标值为负意味着实际值小于目标值,反之亦然。如果我们允许这些指标存在±1个百分点的误差,那么我们将看到的是,就M2而言,在中国M2超过目标值5次,这5次分别为1994年、1995年、2002年、2003年和2005年,低于目标值4次,达到目标值3次;而在巴基斯坦,M2超过目标值8次,低于目标值2次,达到目标值3次。就通货膨胀率而言,在中国,通货膨胀超过目标值仅2次,低于目标值8次,达到目标值3次;而巴基斯坦则超过目标值10次,低于目标值3次,在考察期内从未达到目标值。

表1 中国和巴基斯坦的M2缺口和通货膨胀缺口(%)

	M2缺口		通货膨胀缺口	
	中国	巴基斯坦	中国	巴基斯坦
1994	10.50	4.80	14.20	6.50
1995	4.5~6.5	6.30	1.90	6.70
1996	0.30	1.70	-1.68	9.10
1997	-5.70	-0.10	-3.19	11.90
1998	-3.40	0.00	-5.84	7.80
1999	-0.3~0.7	-7.40	-3.41	13.10
2000	-2.3~-1.7	-0.10	-0.74	3.70
2001	-1.6~-0.6	-1.50	-1.04	5.90
2002	3.80	5.80	-2.27	-2.30
2003	3.60	7.20	0.16	-4.10
2004	-2.40	8.50	0.99	-3.90
2005	2.60	8.00	-2.18	1.30
2006	0.90	2.00	-1.36	5.90

注: M2缺口=实际M2-目标M2;通货膨胀缺口=实际通货膨胀率-目标通货膨胀率。

资料来源:计算结果的数据来源于历年《中国统计年鉴》和巴基斯坦国家银行。

需要提到的是,有关中巴两国 M2 缺口和通货膨胀缺口的讨论首先涉及一致性和非一致性的原因的问题。Wang 和 Yip (1992)观察到,在有关货币增长对经济总量效应的讨论中,既不存在统一的理论预测,而且在经验检验意义上也不存在关于货币增长对经济总量的实际效应的一致结论。理论结论之所以不一致,主要是由于将货币引入分析体系中的方式不同所致。我们的分析表明,两个国家在货币增长对通货膨胀和经济增长的效应上同样不存在统一的理论预测。与巴基斯坦相比,中国的 M2 与通货膨胀的一致性显得要明显得多。有两点理由可以做出解释:首先,在巴基斯坦,在通货膨胀和货币总量之间显然缺乏同步相关性(参见表 2),而在中国的 1978 - 2006 年样本区间内,在通货膨胀与所有三个层次的货币总量之间确实存在着更低程度的相关性,但是其数值同巴基斯坦相比显得更为合理。如果取样本区间为 1990 - 2006 年,则这些量值将得到显著改善。有趣的是,如果我们把中国 1994 年的异常值去掉的话,则这些相关系数将得到明显改进。

具有重要意义的是,两个国家的经济增长指标与 M2 之间的相关关系都具有较低的正值。这表明 M2 和经济增长之间存在着长期关系,而这两个变量之间长期关系的存在与经济学家几乎达成一致共识的有关“长期货币中性假说”不相吻合。但是,近年来的部分研究结果表明,“长期货币中性假说”也会被拒绝。

表 2 中巴两国 M2 - 通货膨胀和 M2 - GDP 增长率相关矩阵

	1978 - 2006		1990 - 2006	
	中国	巴基斯坦	中国	巴基斯坦
	通货膨胀		通货膨胀	
M2	0.3807	0.2226	0.7328	0.4309
M1	0.3187	0.0823	0.4953	0.1837
M0	0.0352	0.0768	0.4040	0.0930
	GDP 增长率		GDP 增长率	
M2	0.3953	0.1763	0.5552	0.4138
M1	0.3241	0.2164	0.5218	0.4110
M0	0.5864	-0.0991	0.6554	-0.1610

其次,涉及货币流通速度问题。非平稳的(具有易变性的)货币流通速度意味着货币需求函数是不稳定的。为了理解“稳定的”货币流通速度这一关键性概念,本文遵循 Friedman (1956)所言,“货币数量论理论家接受了一种经验假说,认为货币需求是高度稳定的……这个假说需要小心地加以对待……货币数量论理论家并不一定(而且一般也并不)认为由每一单位产出所需要的实际货币需求,或货币流通速度,应当被看作是随着时间推移在数量上保持不变。”因此,对于本文的分析来说,如果货币流通速度在一段时期内是平稳的,我们就可以假设货币流通速度是稳定的。

两国在货币流通速度的特征上存在着明显差异(参见图 1 和图 2)。我们在图中描绘了 M0、M1 和 M2 三种货币流通速度的变动,并把它们分别称作 $VM0$ 、 $VM1$ 和 $VM2$ 。从图中可以明显看出,在整个样本区间内,除了一个或两个年份之外,中国的三种货币流通速度都是连续下降的,而在巴基斯坦,三种货币流通速度都是不稳定的。从图 2 可以观察到,尽管巴基斯坦存在着货币流通速度的波动性,但三种货币流通速度在持续下降一段时间之后,又于 90 年代初开始上升。这一上升现象应当归因于巴基斯坦 90 年代初开始的金融市场化改革。

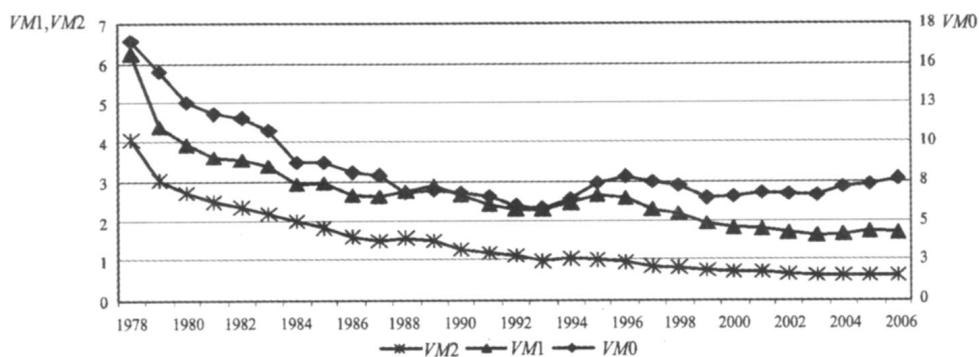


图 1 中国的货币流通速度 (%)

Friedman, M. 1956 "The Quantity Theory of Money - A Restatement" In *Studies in the Quantity of Money*, ed M. Friedman, 16 Chicago: University of Chicago Press

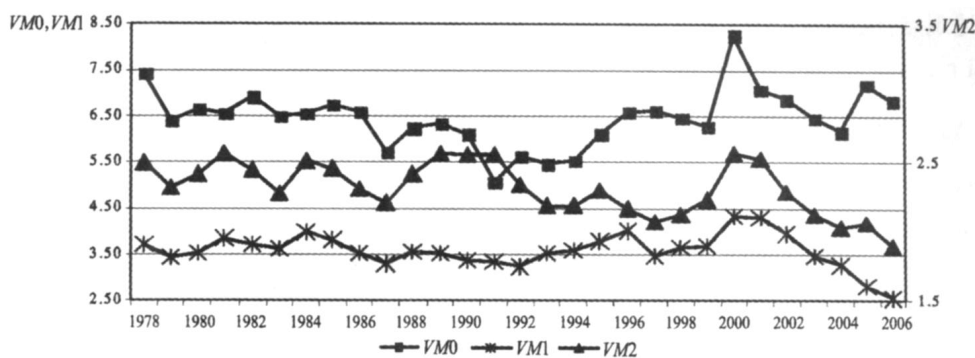


图 2 巴基斯坦的货币流通速度 (%)

如果将中国和巴基斯坦货币流通速度曲线放在由 Bordo 和 Jonung (1990) 提出的 U 型曲线假说背景中进行观察, 那么对两国货币流通速度曲线进行比较将会更有意义。Bordo 和 Jonung 提出的 U 型曲线假说指出, 货币流通速度的变动趋势受两种不同制度的影响, 而每一种制度都以不同的发展阶段为特征。第一个阶段反映了当货币化过程开始出现并由此引起收入流通速度长期下降时, 以货易货制度朝着以现金和活期存款为主导的制度推进。第二个阶段被认为是由金融市场化和技术进步所导致的结果。在这个阶段上, 新的金融产品和新的货币转移方式被提供, 因而使得货币流通速度保持稳定, 甚至引发了货币流通速度的长期上升。由此, 可以把货币流通速度描绘成一条 U 型曲线。

笔者所得到的中国和巴基斯坦两国的数据时间段对于检验 Bordo 和 Jonung 提出的假说来说确实显得太短, 尤其是对于从以货易货制度转向以现金为导向的经济的第一阶段而言更是如此。然而, 巴基斯坦的货币流通速度的趋势表明, 从 20 世纪 90 年代初开始三种货币流通速度都呈现出上升趋势。巴基斯坦的这一趋势可以大体上归结于由金融体制的市场化改革、金融产品创新和货币转移方式的改进引发的结果。值得注意的是, 以 U 型曲线假说为依据, 我们可以认为, 巴基斯坦的货币流通速度或许不是一个不变的现象, 这一点显然与中国的情况相抵触。巴基斯坦的三种货币流通速度都符合 Bordo 和 Jonung 假说中的第一阶段, 在该阶段上, 货币流通速度下降是因为经济中货币化过程扩张而引起。但是, 我们无法利用巴基斯坦的案例对 Bordo 和 Jonung 假说中的第二个阶段做出解释, 尽管巴基斯坦在一定程度上出现了金融体制的市场化改革、金融产品的创新和货币转移方式的变化。

四、模型设定和估计方法

本文的讨论说明货币政策目标都被两国用于稳定物价和实现经济高速增长, 这些事实激发了本文来检验货币政策目标的合理性。检验通货膨胀和货币增长之间关系的出发点是货币数量论。货币数量论提出, 货币供给与通货膨胀之间具有一一对应的关系, 也就是说, 通货膨胀的上升与货币供给直接相关联。这一点可以用著名的货币数量论的强函数等式形式 (strong functional form of QTM) $MV = PY$ 来表示。本文遵循 Chow 和 Shen (2005) 的做法, 使用货币数量论的弱函数形式, 因为数量等式的强函数形式可能在经验上不太正确。弱函数形式 ($M/P = Y/V$) 指出, 当 Y 保持不变, M 增加会导致 P 相应地增加; 当 M 保持不变, P 会随着 Y 的减少而增加; 当 P 保持不变, Y 会随着 M 增加而增加。

本文借鉴 De Grauwe 和 Polan (2005) 的方法来设定计量估计方程, 以检验通货膨胀、货币和产出增长之间的长期关系:

$$p_t = \alpha_0 + \alpha_1 m_t + \alpha_2 y_t + u_t \quad (1)$$

其中 p 为价格水平, 代表通货膨胀率, m 定义为 $M2$, y 是实际 GDP。出于统计原因, 所有变量都转换成自然对数形式。 α_1 和 α_2 各自代表长期货币弹性和长期收入弹性。预计的系数符号应该是: $\alpha_1 > 0$ 和 $\alpha_2 < 0$ 。

本文采用由 Pesaran 等 (2001) 推广的自回归分布滞后模型 (ARDL) 来检验这些变量之间的长期关系。ARDL 模型的一个主要优点是, 不论变量是 $I(0)$ 、 $I(1)$ 还是分整变量, 它都能适用 (M. H. Pesaran and B. Pesaran, 1997), 而且 ARDL 模型还能够加入足够多的滞后阶数, 以便在一般到具体的建模框架中刻画数据生成过程 (Lauranceson and Chai, 2003)。进一步说, 误差修正模型 (Error Correction Model, ECM) 可以通过对 ARDL 做简单的线性转换而得到 (Banerjee, et al, 1993)。误差修正模型能够把短期调节与长期均衡结合在一起而又不丢失其中有关长期的信息。此外, ARDL 方法的小样本特点同 Johansen 和 Juselius (1990) 提出的协整技术相比要优越得多 (Pesaran and Shin, 1999)。

本文采用上述观点,也使用 ARDL 方法来进行协整分析,并相应地采用误差修正模型。我们把 ARDL 框架中的方程 (1)表述如下:

$$p_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i p_{t-i} + \sum_{i=1}^p \phi_i m_{t-i} + \sum_{i=1}^p \gamma_i y_{t-i} + \beta_1 p_{t-1} + \beta_2 m_{t-1} + \beta_3 y_{t-1} + u_t \quad (2)$$

其中 α_0 为漂移项 (drift component), u_t 为白噪音 (white noise)。此外,带有求和号的各项代表误差修正项动态值。方程的第二部分中系数为 α_i 的各项同长期关系相对应。

ARDL 模型检验过程从区间检验 (bound test) 开始。进行 ARDL 区间检验的第一步是对方程 (2) 做最小二乘回归。得到的 F 统计量用于检验这些变量之间是否存在长期关系。

方程中的原假设是, $H_0: \alpha_1 = \alpha_2 = \alpha_3 = 0$, 这意味着不存在长期关系。备择假设是, $H_1: \alpha_1 > 0, \alpha_2 > 0, \alpha_3 > 0$ 。

进行 ARDL 区间检验的第二步,是通过赤池信息准则 (AIC) 和施沃兹信息准则 (SC) 来使用所选择的 ARDL 模型,以便对长期关系进行估算。当这些变量之间存在长期关系时,则存在一个误差修正表达式。因此,对下面的误差修正模型进行估算是进行 ARDL 区间检验的第三步:

$$p_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i p_{t-i} + \sum_{i=1}^p \phi_i m_{t-i} + \sum_{i=1}^p \gamma_i y_{t-i} + ECM_{t-1} + u_t \quad (3)$$

误差修正模型的估算结果所表明的是在受到短期冲击后回到长期均衡的调整速度。为了确保模型的拟合优度,还需要对模型进行诊断并进行稳定性检验。诊断检验是指对与所选择的模型有关的序列相关、函数形式、正态性和异方差性进行检验。M. H. Pesaran 和 B. Pesaran (1997) 建议采用 Brown 等 (1975) 提出的稳定性检验方法。

本文使用如下产出误差修正模型来描绘货币增长对产出的效应:

$$y_t = \alpha_1 + \alpha_2 m_t + \alpha_3 p_t + u_t \quad (4)$$

参数 α_2 和 α_3 分别度量货币供给和物价水平对实际产出的长期效应。预计的系数符号应该是: $\alpha_2 > 0$ 和 $\alpha_3 < 0$ 。方程 (4) 的 ARDL 表达式如下:

$$y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_i m_{t-i} + \sum_{i=1}^p \gamma_i p_{t-i} + \delta_4 y_{t-1} + \delta_5 m_{t-1} + \delta_6 p_{t-1} + u_t \quad (5)$$

五、经验结果分析

考察货币总量、通货膨胀与经济增长之间的长期关系是本文关注的焦点。本文使用 ARDL 技术,这一技术要求如下几个关键步骤:(1)对变量进行平稳性检验以避免伪回归;(2)通过 F 统计量检验变量之间是否存在长期关系;(3)得出短期和长期系数;(4)采用 Brown 等 (1975) 提出的累积和 (Cumulative Sum, CUSUM) 技术和累积平方和 (Cumulative Sum of Squares, CUSUMSQ) 技术对模型的平稳性进行检验。

(一) 单位根检验与协整检验

ARDL 模型分析框架依赖于数据集的时间序列特性。因此,一开始就需要确保所有变量都不是 I(2) 平稳变量,从而避免伪回归结果。Pasaran 等 (2001) 证实了,当出现 I(2) 变量时,经计算得到的 F 统计量无效,这是因为区间检验是建立在所有变量为 I(0) 或 I(1) 这一假设基础上的。扩展的迪克 - 富勒 (Augmented Dicky - Fuller, ADF) 检验方法被用来检验所有被考察系列的平稳性假设。从表 3 中可以看出, y , m 和 p 既是水平非平稳的,同时也是趋势非平稳的。

表 3 单位根检验

	中国		巴基斯坦			中国		巴基斯坦	
	ADF	k	ADF	k		ADF	k	ADF	k
y	-0.98	4.00	-0.56	3	y	-2.89***	1	-3.41**	2
m	-0.82	1.00	0.04	1	m	-3.26***	0	-3.96***	1
p	-0.99	2.00	-0.73	4	p	-3.44**	1	-3.45**	3
VM0	-5.78**	0.00	-3.41**	0					
VM1	-6.64***	0.00	-1.77	0					
VM2	-4.73**	5.00	-2.23	1					

注: **表示 5% 的显著水平, ***表示 1% 的显著水平。

在确定被选择的序列不存在 I(2) 或更高阶数单位根之后,我们可以检验这些变量之间是否存在长期关

系。为了进行区间检验,本文通过普通最小二乘法 (Ordinary Least Square, OLS)对方程 (2)进行估算,并且对 F统计量进行计算,以便对各变量的滞后阶数进行联合显著性检验。可以观察到,经计算得到的中巴两国每一个变量的 F统计量值均高于上述临界区间的量值。由此可见,在方程 (1)和 (4)中诸变量之间存在着长期关系。

(二)长期估计结果

有关通货膨胀模型的长期结果呈现在表 4的 (a)栏中。在中国的案例中,货币总量与通货膨胀几乎是一一对应的关系,因而中国在限制通货膨胀方面更有效。例如:在长期内 M2每增长 1个百分点,在中国将会带来通货膨胀率上升 0.9524个百分点,而在巴基斯坦则将导致通货膨胀率上升 0.4039个百分点;与此相对应,当 GDP增长率每提高 1个百分点,中国和巴基斯坦的通货膨胀率各自相应地下降 0.5049个百分点和 0.2101个百分点。在巴基斯坦的案例中,除了截距项 *Intercept*不显著之外,其他所有参数在所有不同的显著水平上均为统计显著。

误差修正模型的结果呈现在表 4的 (b)栏中。该栏显示,在中国的案例中,M2在短期内对通货膨胀具有负效应,不过这种负效应在统计上不显著。但是,二阶滞后项上的误差修正模型的结果为正,这就强化了M2对通货膨胀的长期正效应。从表 4还可以观察到,在巴基斯坦,M2与通货膨胀之间呈现出明显的混合结果。

中巴两国的误差修正项 ECM_{t-1} 系数符号都是负的,并且是显著的。然而,中国的误差修正项系数为 -0.4120,这意味着在中国通过货币政策来调节宏观经济的过程见效很快。从表 4可见,上一年度内因外部冲击所引起的通货膨胀失衡,有将近 41%在本年度就能调整到长期均衡状态,可决系数 R^2 显示,模型的拟合优度相当高。而在巴基斯坦,误差修正项 ECM_{t-1} 系数为 -0.1753,这表明从偏离长期均衡向长期均衡推进的调节过程相对缓慢。

表 4 通货膨胀长期模型、误差修正模型及其诊断检验结果

(a)通货膨胀长期模型的 ARDL 估计结果				
被解释变量: p	中国		巴基斯坦	
解释变量	系数	t统计值	系数	t统计值
m	0.9524***	7.0957	0.4039***	3.0749
y	-0.5049***	-4.7498	-0.2101*	-1.7656
<i>Intercept</i>	8.2190***	5.6322	-0.5970	-0.2303
(b)误差修正模型表达式				
p_t	0.6046***	4.5080	0.70595***	5.2855
y	-0.1553**	-2.3389	0.036826	0.49375
y_1	0.6695**	1.9994	NA	NA
m	-0.1075	-0.6860	0.0845*	1.7150
$m(-2)$	0.1923†	1.6433	NA	NA
<i>Intercept</i>	3.3864**	2.5400	-0.1753	-0.3734
ECM_{t-1}	-0.4120***	-3.2443	-0.1753***	-2.7362
诊断检验统计量				
	<i>R - Squared</i>	0.8450	<i>R - Squared</i>	0.6423
	<i>R - bar - Squared</i>	0.7761	<i>R - bar - Squared</i>	0.5748
	<i>F - statistics</i>	16.3536	<i>F - Statistics</i>	9.7869
	<i>DW</i>	1.5656	<i>DW</i>	1.9412

注:根据施沃兹信息准则选择巴基斯坦模型估计形式为 ARDL (1, 2, 1);根据施沃兹信息准则选择中国模型估计形式为 ARDL (2, 2, 2);*表示 10%的显著水平,**表示 5%的显著水平,***表示 1%的显著水平;NA表示缺相应数据。

本文还采用 ARDL模型对产出方程进行了估计,估计结果呈现在表 5中。同中国相比,巴基斯坦的货币供给对产出的长期效应明显更大,而且高度显著。模型的结果显示,在巴基斯坦和中国,M2每增长 1个百分点将带来两国的 GDP分别增长 0.9个百分点和 0.6个百分点。具有重要意义的是,这一估计结果与其他人在研究中得出的有关货币中性的检验结果不相吻合。为本文阐述方便起见,我们暂且把有关这个问题的讨

对巴基斯坦检验方程中 p 和 m 的 F统计量分别为 6.2546和 5.1241,而中国检验方程中 p 和 m 的 F统计量分别为 7.2584和 8.2345,都远远超过 1%水平下的临界区间的量值。

论搁置一边。从表 5 可见,在中国 GDP 增长对通货膨胀的反应显然不如巴基斯坦那样敏感。此外,中国通过货币政策来调节宏观经济的过程比巴基斯坦相对更快一些,而且从对长期均衡的偏离向长期均衡调整的速度也相对更快。为了检验模型的稳定性,本文采用了 CUSUM 技术与 CUSUMQ 技术。由于篇幅所限,无法在本文中提供相应的图标。但值得注意的是,CUSUM 和 CUSUMQ 两者的统计值都在临界区间内,并且显示 ARDL 模型误差修正项中所有的系数都是稳定的。

表 5 产出 ARDL 长期模型、误差修正模型及其诊断检验结果

(a) ARDL 长期估计结果				
被解释变量: y	中国		巴基斯坦	
解释变量	系数	统计值	系数	统计值
m	0.6022***	22.4840	0.8955***	5.9659
p	-0.5447***	-6.5126	-0.7871***	-3.9347
<i>Intercept</i>	5.5393***	35.4162	6.8401***	26.5936
(b) 误差修正模型				
y	0.3861***	3.3034	NA	NA
m	0.2091***	5.6155	0.1801***	3.6979
$m(-1)$	NA	NA	-1.9518***	-3.6586
p	-0.1892***	-5.1137	0.1197	1.3450
<i>Intercept</i>	1.8610***	5.6684	-0.1596***	5.9035
ECM_{t-1}	-0.3473***	-5.3169	-0.2044***	-5.0258
诊断检验统计量				
	<i>R-Squared</i>	0.7115	<i>R-Squared</i>	0.7819
	<i>R-bar-Squared</i>	0.6599	<i>R-bar-Squared</i>	0.7164
	<i>F-statistics</i>	13.5605	<i>F-Statistics</i>	17.9202
	<i>DW</i>	1.9489	<i>DW</i>	2.0622

注:根据施沃兹信息准则选择巴基斯坦模型估计形式为 ARDL(1,2,1);根据施沃兹信息准则选择中国模型估计形式为 ARDL(2,0,0);***表示 1% 的显著水平;NA 表示缺相应数据。

(三) 经验结果及其解释

本文借鉴 Chow 和 Shen(2005)提出的方法,对货币数量论的弱函数形式做了检验。作者在文中没有引入任何理论模型,而只是利用现有模型对中亚两国货币政策、通货膨胀与经济增长之间的长期关系进行经验检验。笔者通过研究不仅发现了一些新的证据,而且以更好的方式做出了解释。具体而言,本文观察到两个主要的结果:第一,在通货膨胀和 M2 之间存在着正向关系,这一点同货币主义学派观点相一致;第二,GDP 与 M2 之间存在着正向关系,这一点同长期货币中性假说不相一致。

本文对方程(1)进行估计,以便通过 ARDL 方法对通货膨胀进行测定。 β_1 系数为正,而且在中巴两国的案例中均为显著。然而,在巴基斯坦的案例中, β_1 系数为 0.4039,远远小于 1,因而无法证实货币增长和通货膨胀之间存在着同步增长的对对应关系。值得注意的是,可决系数 R^2 的数值为 0.6423,这表明在巴基斯坦有更多因素对通货膨胀产生影响,例如进口价格等(Chaudhry and Chodhary, 2006)。另一方面,在中国的案例中, β_1 系数为 0.9524,几乎构成单位比例关系。这一点证实了在货币增长与通货膨胀之间存在着同步增长的对对应关系。相比较而言,中国的可决系数 R^2 的数值更大,这表明在中国通货膨胀是一种货币现象。

本文的研究结果意味着,货币主义理论在巴基斯坦的适用性受到了怀疑。笔者以 Brodo - Jounung 的 U 型假设以及 M2 与通货膨胀之间低相关性为依据,认为巴基斯坦的货币流通速度和货币需求函数均为非平稳的。此外,时间序列中的标准的平稳性概念同样可以用于检验货币流通速度的平稳性,这一结果呈现在表 3 中。从表 3 中可以清楚地看到,在中国的案例中,三种货币流通速度均为平稳的,而在巴基斯坦,除了 $VM0$ 之外,其他两种货币流通速度都是非平稳的。值得一提的是,De Grauwe 和 Polan(2005)曾以 M1 和 M2 的年增长率为标准对各个国家进行分类。他们建议,按照 M1 和 M2 的年增长率低于 15%、20%、30% 和 100% 的标准,将各个国家分成 4 种类型。他们由此得出结论是,在后两类国家中货币增长和通货膨胀之间存在着同步增长的对对应关系。中国和巴基斯坦 M2 的年均增长率分别为 24% 和 15%,这也就证实了本文有关货币数量论者所持有的货币增长和通货膨胀之间存在着同步增长的对对应关系的结论对巴基斯坦不适用。

有关中亚两国产出的误差修正模型估计结果同样与货币中性假设不相符。模型检验结果还表明,系数的统计量也相当显著。在西方主流经济学理论文献中,人们大都接受在长期内货币对实际变量没有影响的货币中性假设,大多数(虽然不是全部)检验这一命题的计量经济学模型都是建立在货币与实际产出不存在

协整关系的假设基础上的。Wasterlund和 Costantini (2008)指出,这些研究结果可以部分地归因于协整检验量具有较弱的解释力。为了克服这个难题,他们建议使用解释力更强的面板协整统计量。由面板协整统计量得到的经验结果显示,货币和实际产出之间存在着协整关系,因此货币中性的原假设肯定被拒绝。在本文中并没有使用面板协整检验,这并不意味着货币非中性问题没有进一步讨论的意义。

Ran(2005)的检验结果也拒绝了有关不同汇率制度下存在长期货币中性的假设。他采用了 Krugman和 Obstfeld(2003)的观点来捍卫其检验结果。Krugman和 Obstfeld对在资本不完全流动、本国利率偏离世界市场利率而且存在固定汇率制背景下的货币传导渠道进行了解释。这一解释同样可以用于巴基斯坦和中国的案例,中巴两国都实行某种程度的资本管制,利率偏离世界市场利率,而且汇率并未完全放开。当货币供给增加,名义利率随之下降,实际利率也将下降。低利率有助于刺激投资和消费。在巴基斯坦,自1961年以来45年中有32年实际利率为负,而在中国,自改革开放以来名义利率和实际利率均处在较低的平坦水平上,从总体上看呈下降趋势。

六、结论与政策含义

近年来,不少国家相继放弃把货币指标作为执行货币政策的工具来使用,但中巴两国中央银行却明确宣布仍然坚持把货币指标用来实施货币政策。本文关注的是中巴两国中央银行货币政策的绩效。为此,本文对两国货币增长对物价稳定与实际产出增长的长期效应进行了检验,得出了如下研究结果:

第一,本文观察到,就M2超调或低调(M2 overshooting or undershooting)与通货膨胀超调或低调(inflation overshooting or undershooting)之间的对应关系而言,中国在货币供给与通货膨胀之间的对应关系上显然强于巴基斯坦。本文认为,M2和通货膨胀之间相关系数低以及货币流通速度非平稳是巴基斯坦在货币供给与通货膨胀之间呈现弱对应关系的两个最主要的原因。本文在对Chow和Shen(2005)提出的货币数量论的弱函数形式做了估计并且对中巴两国货币增长对通货膨胀和实际产出的效应进行检验后发现,在中国确实存在着货币数量论所预测的货币供给与通货膨胀之间同步增长的对应关系,而在巴基斯坦这种对应关系未能得到证实。这一结果表明,在中国通货膨胀是一种货币现象,而在巴基斯坦对通货膨胀施加影响的还有其他一些决定因素(譬如不断攀升的进口价格等)。这意味着不能把巴基斯坦的高通货膨胀率简单地归咎于对货币的管理出了差错。

第二,本文通过对中巴两国货币流通速度的考察发现,如果货币流通速度的变化是由制度变迁和金融创新引起的话,那么货币流通速度的变化将会减弱货币增长对物价的长期效应。本文的研究结果是否大体上适用于转型国家和发展中国家,还有待于进一步研究。国际经济学界有关货币流通速度问题有大量著述,但由于每位学者各自的研究视角不同,因而很难得出一致的结论。值得提到的是两种有代表性的说法:一种是Bordo和Jonung(1987)提出的U型假说。Bordo和Jonung认为,如果货币流通速度是不稳定的,价格就不可能完全调整到与货币供给变动相一致的水平,在这种情况下,实际产出将最终受到影响。另一种说法由Weber(1994)提出,他发现,在采用广义货币(例如M3)情况下所得出的结论强有力地支持货币中性假说,而若采用狭义的货币指标(例如M1),所得到的结论要弱得多。这意味着在货币流通速度稳定性和货币衡量指标口径宽窄之间存在反向关系,而只有在采用广义的货币度量指标的情况下才存在货币中性。这一点说明M₂的度量口径可能未能达到足够宽泛的程度,从而无法确保货币流通速度维持稳定。

第三,本文的研究结果拒绝了有关长期内存在货币中性的假说,这意味着货币当局能够对实际变量施加影响。表面上看,这一结论与某些经济学的基本理论相抵触,但事实上仍然存在着很多依据来支持本文的这一研究结果。我们认为,货币中性假说实际上是建立在不存在失业的假说基础上的。长期的时间序列数据使得衰退阶段和失业阶段二者之间存在一致性似乎更为可信,从而能够很好地解释货币中性何以失效的原因。总体而言,本文的数据时间跨度足以保证本文的结论是合理的。此外,本文的研究结果还表明,从长远来看,无论是中国还是巴基斯坦,如果货币当局的目标在于长期内实现较高的经济增长率,就必须降低通货膨胀率。

参考文献:

1. 金琪瑛, 1999: 《货币变量与经济变量关系的实证分析——兼析货币增长率为什么大于经济增长率与通货膨胀率之和》,《金融研究》第11期。
2. 李琨, 1997: 《1985年以来货币M₁、M₂与经济增长、通货膨胀的变动关系》,《金融研究》第6期。
3. 李治国, 2007: 《货币需求弹性、有效货币供给与货币市场非均衡模型——解析“中国之谜”与长期流动性过剩》,《经济理论

- 与经济管理》第 11 期。
4. 刘金全, 2002: 《货币政策作用的有效性和非对称性研究》, 《管理世界》第 3 期。
 5. 刘金全、谢卫东, 2003: 《中国经济增长与通货膨胀的动态相关性》, 《世界经济》第 6 期。
 6. 陆军、舒元, 2002: 《货币政策无效性命题在中国的实证研究》, 《经济研究》第 3 期。
 7. 马树才、贾凯威, 2009: 《货币政策对通货膨胀治理与国民经济增长的效应研究》, 《统计与决策》第 4 期。
 8. 柳欣、王晨, 2008: 《内生经济增长与财政、货币政策——基于 VAR 模型的实证分析》, 《南开经济研究》第 6 期。
 9. 倪克湖, 1995: 《货币供给与经济增长、通货膨胀之间的不确定关系》, 《财经科学》第 5 期。
 10. 苏栾芳、赵昕东, 2009: 《中国长期、短期通货膨胀不确定性与通货膨胀的关系》, 《经济评论》第 5 期。
 11. 王凯、庞震, 2008: 《货币供应量、通货膨胀不确定性与经济增长——兼论弗里德曼假说在中国的适用性》, 《山西财经大学学报》第 7 期。
 12. 王利、张桂喜, 2009: 《我国通货膨胀率影响因素的实证研究》, 《经济与管理研究》第 9 期。
 13. 伍志文, 2002: 《货币供应量与物价反常规关系: 理论及基于中国的经验分析——传统货币数量论面临的挑战及其修正》, 《管理世界》第 12 期。
 14. 夏斌、廖强, 2001: 《货币供应量已不宜作为当前我国货币政策的中介目标》, 《经济研究》第 8 期。
 15. 徐强, 2001: 《中国货币供给、资本形成与经济增长的关系研究——兼论中国货币政策中介变量选择》, 《财经研究》第 8 期。
 16. 易纲、王召, 2002: 《货币政策与金融资产价格》, 《经济研究》第 3 期。
 17. 姚远, 2007: 《中国货币供应、通货膨胀及经济增长关系实证研究》, 《经济与管理》第 2 期。
 18. 朱慧明、张钰, 2005: 《基于 ECM 模型的货币供给量与通货膨胀关系研究》, 《管理科学》第 5 期。
 19. 周锦林, 2002: 《关于我国货币“中性”问题的实证研究》, 《经济科学》第 1 期。
 20. 赵昕东、许志宏, 2007: 《基于 P - Star 指示器的通货膨胀预测模型及应用》, 《数量经济技术经济研究》第 10 期。
 21. Banerjee, A., J. Dolado, J. W. Galbraith, and D. F. Hendry. 1993. *Co - integration, Error Correction, and the Econometric Analysis of Non - stationary Data* Oxford: Oxford University Press
 22. Billorey, F. 1998. "Inflation in Pakistan: Empirical Evidence on the Monetarist and Structuralist Hypotheses" *The Pakistan Development Review*, 27 (2): 109 - 130.
 23. Bordo, M. D., and L. Jonung 1990. "The Long Run Behavior of Velocity: The Institutional Approach" *Journal of Policy Modeling*, 12 (2): 165 - 197.
 24. Brown, R. L., J. Durbin, and J. M. Evans 1975. "Techniques for Testing the Constancy of Regression Relations over Time" *Journal of the Royal Statistical Society*, 37: 149 - 163.
 25. Cecchetti, S. G. 2000. "Making Monetary Policy: Objectives and Rules" *Oxford Review of Economic Policy*, 16 (4): 43 - 59.
 26. Chan, M., W. Luke, Richard Caves, and Cheng Wang 1992. "An Analysis of Money and Output in the Industrial Sector in China" *Journal of Asian Economics*, 3 (2): 271 - 280.
 27. Chaudhry, M. A., and M. A. S. Choudhary 2006. "Why the State Bank of Pakistan Should Not Adopt Inflation Targeting?" *State Bank of Pakistan Research Bulletin*, 2 (1): 195 - 209.
 28. Chow, G. C. and Y. Shen 2005. "Money, Price Level and Output in the Chinese Macro - Economy" *Asia - Pacific Journal of Accounting and Economics*, 12 (2): 91 - 111.
 29. Friedman, M. 1956. "The Quantity Theory of Money - A Restatement" In *Studies in the Quantity Theory of Money*, ed M. Friedman, 3 - 21. Chicago: University of Chicago Press
 30. Friedman, M. 1970. "A Theoretical Framework for Monetary Analysis" *The Journal of Political Economy*, 78 (2): 193 - 238.
 31. Friedman, M. 1963. *Inflation: Causes and Consequences* New York: Asia Publishing House
 32. De Grauwe, P., and M. Polan 2005. "Is Inflation Always and Everywhere a Monetary Phenomenon?" *Scandinavian Journal of Economics*, 107 (2): 239 - 259.
 33. Hafer, R. W., and A. M. Kutan 1993. "Further Evidence on Money, Output, and Prices in China" *Journal of Comparative Economics*, 17 (3): 707 - 709.
 34. Hasan, Mohammad, and Majid Taghavi 1996. "Money, Output, Price, and Causality in Mainland China" *Applied Economics Letters*, 2 (2): 101 - 105.
 35. Hsing, Yu, and Wen - Jen Hsieh 2004. "Impacts of Monetary, Fiscal and Exchange Rate Policies on Output in China: A VAR Approach" *Economics of Planning*, 37 (2): 125 - 139.
 36. Khan, A. H., and M. A. Qasim. 1996. "Inflation in Pakistan Revisited" *The Pakistan Development Review*, 35 (4): 747 - 759.
 37. Khan, M. S., and A. Schimpeffennig 2006. "Inflation in Pakistan: Money or Wheat?" MF Working Paper, wp/06/60.
 38. Laurencson, J., and C. H. J. Chai 2003. *Financial Reform and Economic Development in China* Cheltenham, UK: Edward Elgar
 39. Pesaran, M. H., and B. Pesaran 1997. *Working with Microfit 4.0: An Interactive Approach* Oxford: Oxford University Press
 40. Pesaran, M. H. and Y. Shin 1999. "An Autoregressive Distributed Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis" In *Econometrics and Economic Theory in 20th Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium*, ed S. Strom. Cambridge: Cambridge University Press
 41. Pesaran, M. H., Y. Shin, and R. J. Smith 2001. "Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships" *Journal of Applied Econometrics*, 16 (3): 289 - 326.
 42. Qayyum, A. 2006. "Money, Inflation, and Growth in Pakistan" *The Pakistan Development Review*, 45 (2): 203 - 212.
 43. Ran, J. 2005. "Is There Long - Run Money Neutrality under Different Exchange Rate Regimes?" *Pacific Economic Review*, 10 (3): 361 - 370.
 44. Wang, P., and C. K. Yip. 1992. "Alternative Approaches to Money and Growth" *Journal of Money, Credit and Banking*, 24 (4): 553 - 562.
 45. Weber, A. 1994. "Testing Long - run Neutrality: Empirical Evidence for the G7 Countries with Special on Germany" *Carnegie - Rochester Conference Series on Public Policy*, 41: 67 - 117.

46. Westerlund, J. , and M. Costantini 2009. " Panel Co - integration and the Neutrality of Money. " *Empirical Economics*, 36 (1): 1 - 26
47. Yu, Qiao 1997. " Economic Fluctuation, Macro Control, and Monetary Policy in the Transitional Chinese Economy. " *Journal of Comparative Economics*, 25 (2): 180 - 195.
48. Zhang, Y. , and G Wan 2004. " Output and Price Fluctuations in China 's Reform Years "Research Paper 2004/56 United Nations University - World Institute for Development Economics Research, Helsinki, Finland

The Effects of Monetary Policy on Price Stability and Economic Growth: A Comparative Study between China and Pakistan

Ma Ying¹, Abdul Jalil² and Chen Bo³

(1: Center for Economic Development Research, Wuhan University;

2: State Bank of Pakistan; 3: Wuhan Branch of People 's Bank of China)

Abstract: By using the Autoregressive Distributed Lag model, this paper makes a comparative study between China and Pakistan on the long - run relationship among monetary policies, inflation and economic growth. There are some findings. Firstly, our analyses of both countries support a popular argument that inflation is a phenomenon of money; secondly, the money non - neutrality hypothesis can not be rejected in both countries; thirdly, in China there exists synchronized growth relationship between money supply and inflation described by the theorists of money quantity, but it does not hold in Pakistan; fourthly, if both countries are going to get a higher rate of economic growth, then their monetary authorities are supposed to reduce the inflation rate in the long run.

Key Words: Monetary Policy; Inflation; Economic Growth; Money Non - neutrality

JEL Classification: E31, E52

(责任编辑: 彭爽)

(上接第 15 页)

24. Frei, Christoph W. , Pierre - André Haldi, and Gérard Sarlos 2003. "Dynamic Formulation of a Top - down and Bottom - up Merging Energy Policy Model " *Energy Policy*, 31: 1017 - 1031.
25. Hamilton, J. D. 1983. " Oil and Macroeconomy Since World War . " *The Journal of Political Economy*, 91 (2): 228 - 248.
26. Laitner, John A. 2007. " LOST - Energy Use in Our Transportation System. " In *Growing the Economy through Global Warming Solutions* , ed Lloyd J. Dumas Newton, MA: Civil Society Institute.
27. Mai, Yinhua 2006. " The Chinese Economy from 1997 - 2015: Developing a Baseline for the MCHUGE Model " Centre of Policy Studies, Monash University, Working Paper G - 161.
28. Otto, Vincent M. , Andreas Löschel, and Rob Dellink 2007. " Energy Biased Technical Change: A CGE Analysis " *Resource and Energy Economics*, 29 (2): 137 - 158.
29. Schumacher, Katja, and Ronald D. Sands 2007. " Where are the Industrial Technologies in Energy - economy Models? An Innovative CGE Approach for Steel Production in Germany. " *Energy Economics*, 29 (4): 799 - 825.
30. Wang, Can, and Jining Chen 2006. " Parameter Uncertainty in CGE Modeling of the Macroeconomic Impact of Carbon Reduction in China " *Tsinghua Science & Technology*, 11 (5): 617 - 624.
31. Welsch, Heinz 2008. " Amington Elasticities for Energy Policy Modeling: Evidence from Four European Countries " *Energy Economics*, 30 (5): 2252 - 2264.

A Dynamic CGE Analysis of the Effect of Energy Price Reform on China 's Macroeconomy

Hu Zongyi and Liu Yiwen

(School of Statistics, Hunan University)

Abstract: Based on China 's MCHUGE model, one of CGE model, this paper analyses the effects of raising energy price on China 's macroeconomy. The research shows that, on one hand, raising energy price can significantly reduce China 's energy intensity both in the short term and in the long term. Raising energy price can improve industrial structure, decrease the proportion of secondary industry, especially the heavy industry, in GDP, and reduce total energy using in economy. On the other hand, the high energy price can decrease the amount of exports and investments in China, and results in a decline in GDP. It is a great negative impact on China 's macroeconomy in short term and long term.

Key Words: Energy Price; Macroeconomy; CGE Model; MCHUGE Model

JEL Classification: E23, O13, Q43

(责任编辑: 孙永平、陈永清)