

东北三省博士生学术论坛论文集



东北老工业基地振兴：改革、创新与发展

The Rejuvenation of The Northeast Old Industrial Base:
Reform, Innovation and Development

主 编 周浩波 穆怀中

副主编 王庆东 唐晓华

辽宁大学出版社

东北三省博士生学术论坛论文集

东北老工业基地振兴：改革、创新与发展

The Rejuvenation of The Northeast Old Industrial Base:
Reform, Innovation and Development

主 编 周浩波 穆怀中
副主编 王庆东 唐晓华

辽宁大学出版社

辽宁·沈阳

©周浩波 穆怀忠 2008

图书在版编目 (CIP) 数据

东北老工业基地振兴：改革、创新与发展/周浩波，
穆怀忠主编. —沈阳：辽宁大学出版社，2008.8
东北三省博士生学术论坛论文
ISBN 978-7-5610-5655-4

I. 东… II. ①周…②穆… III. 工业基地—经济发展—
辽宁省—文集 IV. F427.31—53

中国版本图书馆 CIP 数据核字 (2008) 第 130636 号

出 版 者：辽宁大学出版社

(地址：沈阳市皇姑区崇山中路 66 号 邮政编码：110036)

印 刷 者：沈阳航空发动机研究所印刷厂

发 行 者：辽宁大学出版社

幅面尺寸：210mm×285mm

印 张：29.5

字 数：850 千字

出版时间：2008 年 8 月第 1 版

印刷时间：2008 年 8 月第 1 次印刷

责任编辑：窦重山

封面设计：邹本忠

责任校对：齐 悦

书 号：ISBN 978-7-5610-5655-4

定 价：86.00 元

联系电话：024—86864613

邮购热线：024—86830665

网 址：<http://press.lnu.edu.cn>

电子邮件：lnupress@vip.163.com

论坛组委会

主任：程 伟 辽宁大学校长

副主任：穆怀中 辽宁大学副校长

徐 平 辽宁大学副校长

秘书长：唐晓华 辽宁大学研究生学院院长

委员：（以姓氏笔画为序）

王继仁 辽宁工程技术大学副校长

王国强 东北财经大学副校长

曲振涛 哈尔滨商业大学校长

李天来 沈阳农业大学副校长

苏忠民 东北师范大学副校长

邹积岩 大连理工大学副校长

杨德森 哈尔滨工程大学副校长

周 玉 哈尔滨工业大学副校长

周其凤 吉林大学校长

赵 洪 哈尔滨理工大学副校长

姜茂发 东北大学副校长

秦贵信 吉林农业大学校长

秦智伟 东北农业大学副校长

曹 军 东北林业大学副校长

论坛学术委员会

■ 经济学组：（以姓氏笔画为序）

马春文	吉林大学
王 询	东北财经大学
王德勇	东北农业大学
田国双	东北林业大学
刘力臻	东北师范大学
李 平	辽宁大学
李 凯	东北大学
林木西	辽宁大学
张广胜	沈阳农业大学
项卫星	吉林大学
郭连成	东北财经大学
唐晓华	辽宁大学
原毅军	大连理工大学
惠晓峰	哈尔滨工业大学

■ 管理学组：（以姓氏笔画为序）

王宏起	哈尔滨理工大学
王福林	东北农业大学
于洪彦	吉林大学
卢昌崇	东北财经大学
孟凡生	哈尔滨工程大学
武春友	大连理工大学
周 菲	辽宁大学
胡祥培	大连理工大学
赵德志	辽宁大学
高 闯	辽宁大学
郭庆海	吉林农业大学
路世昌	辽宁工程技术大学
樊治平	东北大学
戴蓬军	沈阳农业大学

前言

QIAN YAN

2008年东北三省博士生学术论坛是辽宁省研究生教育创新计划之一,是一次探索前沿、勇于创新、思维交融,兴盛和谐,与时俱进的学术交流盛会。论坛以东北老工业基地振兴:改革、创新与发展为主题,以经济学、管理学学术创新成果为依托,在东北三省相关领域的博士生之间进行广泛深入的学术交流与研讨。我们希望通过本次论坛促进东北三省博士研究生创新型人才的培养,推动东北三省高层次创新人才培养的快速发展,为东北三省老工业基地的振兴与发展贡献力量。

今后,我们将进一步开展和推广有益于创新人才培养的活动,营造和完善有益于创新人才培养的学术环境,努力造就一批具有创新观念、创新思维和创新能力的创新型人才。全面贯彻落实科学发展观,深入改革、优化结构、创新机制、提高质量,把东北三省研究生教育提高到一个新水平。

本次论坛由辽宁大学承办,辽宁大学学校领导对论坛的举办高度重视,并将其列为辽宁大学60周年校庆的重要大型学术活动之一。辽宁大学研究生学院为论坛的成功举办全力投入,无论是论坛的筹划与组织,还是论坛会议的安排与服务,都做了精心的准备和大量的工作,从而确保论坛的圆满成功。辽宁大学校长程伟教授到会并致辞,副校长穆怀中教授主持会议,并聘请中国社会科学院研究生院魏后凯教授和香港岭南大学林平教授做高水平的学术报告。本次论坛为博士研究生搭建了一个高层次、高起点、高水平、跨学科、多领域的学术交流平台,对研究生创新能力的培养,提高研究生教育及学位授予质量具有重要意义。

本次学术论坛共收到参评学术论文121篇,经论坛组委会组织专家进行严格、认真和规范的匿名评审,共评选出一等奖学术论文

10 篇、二等奖学术论文 23 篇、三等奖学术论文 33 篇。经论坛组委会研究决定，将获奖论文结集出版。

本次论坛的成功举办，得益于辽宁省教育厅和辽宁省学位办的正确领导和全力支持，同时也得到了东北三省各经济管理学科博士学位授权点单位及其相关专家的鼎力支持，在此表示衷心的感谢。

博士生学术论坛组委会

2008 年 9 月

目 录

MULU

产出、通货膨胀、汇率及货币政策互动关系的实证研究	
——基于非约束 VAR 模型的货币政策效应研究	贾凯威(1)
东北地区产业结构演变的城市化响应:强度、方式与效应	刘艳军(15)
土地要素制约条件下的制造业空间分布	祝国平 廉 东 刘力臻(25)
吉林省玉米生产效率的实证研究	
——基于 HMB 指数方法的评价	王 军 张越杰 赵贵玉(36)
基于模糊信息集结的产业网络主体融合度研究	张丹宁(44)
基于面板数据的辽宁现代农业 TFP 差异分析	潘 敏(52)
中国货币政策中介目标的选择	
——基于 IMF 的金融规划研究	韩云虹(59)
进口对辽宁省经济增长贡献度的实证分析	
——基于时变参数卡尔曼滤波的估计	张 楠(66)
具有非流动性固定投入的核心—边缘模型	刘 颖(74)
金融倾斜与经济波动	
——基于中国东北地区的实证分析	田树喜(84)
煤炭资源型县域经济转型能力及战略研究	姜丽丽(89)
农村居民收入结构对支出行为的影响	
——基于吉林省 2003~2006 抽样调查的面板分析	刘金星(99)
中国金融服务业知识产权管理模式选择	
——以工商银行为例	芦云鹏(106)
中美贸易失衡问题研究	段丽娜 崔日明(115)
澳大利亚农业金融体制变迁:评价与借鉴	彭 智 陈 阳(127)
东北地区低保边缘群体救助制度研究	王 磊(138)
东北地区的能源资源开发与能源型城市经济增长	
——基于“资源诅咒”的视角	邵 帅 杨莉莉(144)
商业银行治理模式的博弈分析	徐鸣哲(150)
中日韩三国竹藤产品贸易研究	黄 利(156)
自然垄断行业国有企业改革的经济学分析	张婷婷(163)
中小企业集群内隐性知识的流动与循环研究	许 静(168)
服务业利用外资与辽宁经济增长研究	刘志中(174)
基于 SFA 的辽宁省农业地区技术效率的实证研究	陈素琼(179)
企业组织变革、产业组织演变与产业演化	逯笑微(184)

人民币升值给东北老工业基地经济发展带来的机遇和挑战	王立荣(189)
全球价值链下装备制造业集群升级战略模式研究	王 群(193)
基于灰色系统理论的辽宁省服务业就业分析与预测	申笑颜(198)
东北地区自主创新能力与产业结构优化关系的实证研究	郭红卫(203)
城镇居民消费分析及模糊距离判别法的应用	马树才 付云鹏(207)
生产性服务业与老工业基地改造:转换成本视角	耿殿贺(212)
东北区域金融中心建立和发展的模式及路径研究	慕丽杰(217)
货币政策对中小企业融资影响的供求分析	罗春婵(224)
东北资源型城市自主创新加速产业结构调整	吕 萍(229)
金融发展与服务业发展问题研究	赵迎红(235)
中国民航业改革的绩效分析与评价	白云飞(241)
黑龙江省区域经济差异的实证分析	续珊珊(246)
产业集群:东北新型产业基地建设的路径选择	白雪飞(252)
“10+3”对东北亚区域经济合作格局的影响	
——基于贸易效应的实证分析	李 珺(257)
人民币升值对黑龙江省进出口贸易影响的实证分析	王春宇(261)
激励型政策下东北老工业基地财政运行状况的实证分析	周 正 周旭亮(268)
社会资本视角下的企业商业模式创新:一个新的分析框架	关 鑫(276)
吉林省农户养猪生产效率分析	田 露(282)
城区物流配送干扰管理模型及基于知识的求解方法研究	孙丽君 胡祥培 于 楠 方 艳(289)
会计方法选择的动机:基于报酬计划的实证研究	于 健(301)
基于模糊仿真优化的保税港区海关卡口配置研究	高 鹏 邓晓懿 金 淳(309)
监督动力、决策效率与董事会规模	
——来自我国上市公司的经验证据	陆智强(319)
农业产值结构预测问题研究	吴昌友(326)
基于修正 Croston 需求预测的最优库存控制模型研究	崔 宁(332)
市场导向形成过程的个案研究	金 亮(338)
中国粮食综合生产能力分异特征及其空间类型分析	顾莉丽(347)
产业集群的组织边界研究	郭艳秋(353)
A real-time intelligent system for order processing in B2C e-Commerce	
..... Hu Xiangpei Wang Xuyin Sun Lijun	(359)
基于 GIS 的城区物流配送等值线生成研究	方 艳 胡祥培 孙丽君(375)
A problem-oriented knowledge representation for logistics scheduling	
..... Liu weiguo Hu xiangpei	(383)
管理级次、经理选拔与国有企业代理成本	李红玉(392)
境外上市、流动性与权益资本成本	
——来自 ADRs 的经验证据	王海燕(398)
基于 CAS 理论的企业集群创新发展的动力机制分析	吴晓研(404)

社团增权与国有企业发展研究.....	孙 莹(410)
东北地区装备制造业上市公司资本结构优化研究.....	张丽艳 路世昌(416)
服务系统的干扰管理研究.....	丁秋雷(421)
辽宁装备制造产业技术特征与企业创新策略分析.....	赵建华 赵新良(428)
能源消费与节约的区域比较方法研究	
——基于完全分解模型.....	李明玉 李 凯(434)
产业集群创新能力评价指标筛选方法研究.....	王 丹(441)
柔性化视角下的员工——组织关系问题研究.....	景晔杨(449)
企业组织和人事系统关系均衡管理探究.....	关守成(455)
东北老工业基地走新型工业化道路的途径探析.....	甄晓非(458)

产出、通货膨胀、汇率及货币政策互动关系的实证研究

——基于非约束 VAR 模型的货币政策效应研究

辽宁大学 贾凯威

摘 要:产出、通货膨胀与汇率一直是经济学研究中的热点问题。而识别通货膨胀与产出波动的根源对于我国当前促进经济健康稳定发展具有重要的作用。本文以我国当前的经济运行情况为背景,利用 VAR 模型、方差分析研究了主要宏观经济变量之间的定量关系,并通过脉冲响应分析及方差分析进一步分析了各变量波动的程度及其时滞性。研究发现:产出、通货膨胀、货币供应量及人民币汇率之间存在着长期的均衡关系;宏观经济存在着价格之谜,即扩张性的货币政策在开始实施时,会起到相反的作用,在经过一段时期后,才会达到预期的效果;稳定的货币政策在长期内对经济增长的作用微乎其微,对经济增长的影响在短期内表现突出,而在长期内则比较平稳,在我国这种短期影响持续约两年的时间;我国存在着强烈的通货膨胀预期,这种预期会对通货膨胀的治理产生抵消作用。最后,结合我国的实际提出了具体的政策建议。

关键词:产出;通货膨胀;汇率;方差分析;脉冲响应;协整

一、问题的提出

稳定物价、促进经济快速健康发展一直是各国经济发展的主要目标,而对当前的我国而言,尤其如此。当前,我国经济发展过热,资产价格泡沫及通货膨胀现象日趋严重,人民币汇率仍在升值,鉴于此,我国已经开始实行从紧的货币政策。货币政策一直以来担当着调节经济的重任,大多数经济学家认为,在短期内,货币政策对经济的影响是非中性的^①。研究货币政策与产出、通货膨胀及汇率波动之间的定量关系对于制订和实施货币政策、防止经济大起大落具有重大的理论及现实意义。

货币政策对经济的作用具有多种传递机制或渠道。其中,货币政策的利率传递机制已经得到了大量的研究,与此同时,伴随着金融一体化的加强,货币政策的汇率传递机制也日益受到各国的重视。中国作为一个开放型的经济大国,在制订、实施货币政策时,应当在立足于国内因素的同时将国际因素考虑在内。以前人们研究通货膨胀与产出及货币政策关系的时候,很少将汇率因素考虑进来。当然,这是由当时的经济环境因素决定的,当时我国的经济受利率及汇率影响不太明显。但随着我国对外开放程度的加深,贸易量的迅速扩大,再研究宏观经济时就不能不再考虑汇率因素了。

几乎所有的经济学家都承认,货币的长期效应完全或几乎完全地着落在价格上,对实际经济几乎没有影响。但是大多数经济学家也相信,货币性干扰在短期内对产出等实际变量也会有重大影响。货币经济的长期实证规律是评价各种理论模型的稳定状态性质与实际数据拟合程度的重要依据。我们对货币经济学的兴趣很大程度上是因为我们想知道货币现象(尤其是货币政策)如何在几个月或几个季度的时间跨度内影响宏观经济行为。货币、通货膨胀、汇率、产出之间的短期动态关系既反映了私人对经济扰动的反应,也反映了货币政策当局对同一扰动的反应。因此,由于中央银行政策行为不同,这些短期相关性会呈现国别差异;同时,由于经济扰动来源不同,在同一国家这些短期相关性也会有时间上的差异。本文研究的一

^① 基德兰和普雷斯科特(Kydland and Prescott, 1990)的观点是,货币因素在美国的商业周期中没有重要作用。

个主要目的在于检验我国货币政策对宏观经济变量的长期及短期效果,从而明确我国货币政策的作用及其特点。

货币政策发挥作用有不同的渠道或传递机制,而影响这些渠道的因素有很多。由于这些因素在不同的经济环境及不同的时间里是不稳定的,从而有可能会产生导致货币政策对经济影响的非对称效应^①。卡沃尔(Cover,1992)就曾经对货币政策的正面冲击与负面冲击的效果进行了研究,据他的估计,负面冲击对产出有显著影响,而正面冲击的影响一般较小而且在统计上不显著。Cover用M1来代替货币供应量,运用两步OLS法^②,采用美国1951—1987年的季度数据,来检验货币政策对产出非对称影响的存在性。他发现,负的货币供给冲击对产出在统计上具有显著的减少作用,而正的货币供给冲击对产出增加则没有显著的作用,美国紧缩性货币政策比同等程度的扩张性货币政策的政策效果更大。De Long和Summers(1998)使用了美国日数据,考虑了战前和大萧条之前的时期以及战后时期,从而扩展了Cover的分析;Thoma(1994)、Rhee和Rich(1995)、Karras(1996)的研究为Cover提供了进一步的实证支撑。国内的学者也对货币政策的效应进行了研究,结论不一。曹永琴、李泽祥(2007)对中国的货币政策的非对称性效应也进行了研究,他认为扩张性货币政策更有效。陆军和舒元(2002)、黄先开和邓述慧(2000)、刘金全和刘兆波(2003)、陈德伟等(2003)以及赵进文和闵捷(2005)等人进行了相关研究,他们的研究表明中国存在着紧缩性货币政策相对于扩张性货币政策更有效,与国外学者的研究发现相一致。

本文的贡献在于不仅用定量的VAR方法研究了产出、通货膨胀及货币政策之间的关系;在此基础上,还将作为开放经济标志的汇率引入到理论模型当中;不仅研究货币政策的非对称效应的大小,还将研究货币政策的作用在时间上、贡献率上的不同;更重要的是,通过本文的研究,我们可以为此次紧缩性货币政策的作用做出预测及评价。通过以上四个方面的研究来弥补前人研究的不足。本文的其余部分安排如下:第二部分用VAR方法^③建立理论模型,第三部分给出了各种变量的数据,并对数据进行描述性统计及必需的技术处理;第四部分为实证分析,得出了结果,并提出了相关的政策建议。

二、VAR模型的建立

(一)VAR模型介绍

向量自回归在分析经济系统动态性方面有着广泛的应用,这主要归功于Sims(1980)的有影响的研究工作。它是非结构型建模方法(nonstructural Approach)中的一种,主要用于相关时间序列系统的预测和随机扰动对变量系统的动态影响。模型避开了结构建模方法中需要对系统中每个内生变量关于所有内生变量滞后值函数的建模问题。

向量自回归模型实际上是向量自回归移动平均模型(VARMA)的简化,后者因参数过多带来很多问题而少有应用。最一般的VAR模型数学表达式为:

$$y_t = C + A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + B_1 x_t + \dots + B_r x_{t-r} + \epsilon_t \quad (1)$$

其中, y_t 为m维内生变量向量, x_t 为d维外生变量向量。 $A_1, \dots, A_p; B_1, \dots, B_r$ 为待估计参数矩阵,内生变量和外生变量分别有p和r阶滞后。 ϵ_t 是随机扰动项,其同时刻的值可以彼此相关,但不能与自身滞后值和模型右边的变量相关。

方程(1)中的内生变量有p阶滞后,可以称为VAR(p)模型。在实际应用中,通常希望滞后期足够大,

① 非对称效应是指扩张性货币政策与紧缩性货币政策对经济的影响机制虽然完全相同,但是作用的时间、影响程度可能存在着不对称的现象。

② 巴罗(1977,1978)和米什金(1982)也曾采用过相同的方法来研究:未预期到的货币供给的变化是否会对产出产生真实影响。

③ 关于VAR计量经济学的两份参考文献是哈密尔顿(Hamilton,1994)和(Maddala,1992)。

从而完整的反映所构造模型的动态特征。但另一方面,滞后期越长,模型中待估计参数就越多,自由度就越少。因此,应在滞后期与自由度之间寻求一种均衡状态,一般根据 AIC 和 SC 信息量取值最小的准则确定模型的阶数,计算式见

$$AIC = -2l/n + 2k/n \quad (2)$$

$$SC = -2l/n + k \log n / n$$

这里, $k = m(rd + pm)$ 是估计参数个数, n 是观测值数目, 且

$$l = -\frac{mn}{2}(1 + \log 2\pi) - \frac{n}{2} \log [\det(\sum \hat{\epsilon}_i \hat{\epsilon}_i' / n)] \quad (3)$$

(二) 理论模型的建立

货币政策主要指对中央银行通过调整利率和货币供应量, 影响投资、社会需求及总支出, 进而影响经济增长的经济政策。凯恩斯学派和货币主义学派都承认货币供应量对经济的影响作用。虽然途径不一样, 但都是诱发经济波动的主要原因。凯恩斯学派认为货币供给量变动对经济的影响是间接地通过利率变动来实现的。货币政策的传递主要有两个途径: 一是货币供给与利率的关系, 即流动性偏好途径; 二是利率与投资的关系, 即利率弹性途径。根据凯恩斯的理论, 当货币供给量增加时, 货币供给大于货币需求, 供给相对过剩, 利率下降, 刺激投资, 促进国民经济增长。当然他假定利率变动是由市场调节的, 与货币供给量呈反方向变动。在我国利率是固定的, 但是仍可以利用政策手段, 直接调整利率或投资, 同样可以达到经济宏观调控的目的。但货币学派主要强调货币供给量对经济的短期影响, 而在长期中, 货币数量的作用主要在于影响价格以及其他用货币表示的量, 而不能影响实际国内生产总值。近年来, 尤其是 2006 年以来, 我国才开始重视利率对经济的调节作用, 仅 2007 年就先后 8 次调整人民币存贷款利率, 但是利率的调节效果并不太理想^①。并且, 利率的调节主要是从影响供给方面来发挥作用, 而货币供给量的调节则是从影响需求方面发挥作用的。结合本文的研究背景, 我们决定将货币供给量及产出纳入本文研究的理论模型。货币供给量与通货膨胀之间的关系早已有研究, 从古典经济学到新古典经济学, 大量的经济学家都认为货币供应量与名义产出, 货币供应量与物价水平之间存在着必然的联系, 尽管其作用的途径不同。有关货币政策与汇率之间关系的研究也不乏其数。汇率与通货膨胀之间的购买力平价模型充分表明两者之间存在着必然的联系。鉴于以上的分析, 我们将产出、通货膨胀、汇率及货币供给量四个变量纳入到 VAR 模型当中, 利用 VAR 框架建立理论模型, 分析该经济系统中的动态关系。

在建立理论模型之前, 要解决三个问题: 其一, 内生变量与外生变量之分; 其二, 货币政策代理变量的确定, 即政策工具的选择; 其三, 各个变量的顺序问题。至于第一个问题, 我们将货币政策、产出、通货膨胀及汇率作为内生变量, 这是毫无疑问的, 是由我们的研究目的决定的。关于货币政策代理变量的选择, 我们可以选择利率, 也可以选择货币供应量。但是考虑到我国长期以来主要以货币供应量作为调节国民经济的政策工具^②, 再加上数据的可得性, 我们选择货币供应量作为货币政策的代理变量或政策工具。我们选择实际 M_2 ^③ 层次货币供给作为货币政策的代理变量。用实际 GZJ 表示业产出的实际情况; 用 CPI 表示通货膨胀率; 用人民币实际有效汇率指数表示人民币汇率, 用 REER_t 表示。

关于变量的顺序问题, 顺序不同, 最后的脉冲响应函数可能会显著地不同。这里用产出作为第一个变量, 货币政策作为第二个变量, 通货膨胀作为第三个变量, 最后一个变量为我国的人民币汇率。

① 这里所说的效果主要是指短期效果。

② 利率的调整对经济的影响具有长期效应, 其时滞性可能较长, 鉴于样本数据较少, 我们用货币供应量作为代理变量。

③ 我国的货币供应量包括以下四个层次: M_0 = 流通的现金; M_1 = M_0 + 企业单位活期存款 + 机关团体部队存款 + 农村存款; M_2 = M_1 + 企业单位定期存款 + 自筹基本建设存款 + 个人储蓄存款 + 其他存款; M_3 = M_2 + 金融债券 + 商业票据 + 大额可转让定期存单等(范从来, 2001)。

(三)脉冲响应函数

脉冲响应函数(IFR)数用于衡量来自随机扰动项的一个标准差冲击对内生变量当前和未来取值的影响。它试图描述随机扰动项(新息)影响的轨迹,显示任意一个变量的振动如何通过模型影响所有其他变量,最终又反馈到自身的过程。如果新息是相关的,它们将包含一个不与某特定变量相联系的共同万分。通常,将共同万分的效应归属于 VAR 系统中第一个出现(依照方程出现的顺序)的变量。所以,改变 VAR 模型中的方程的顺序可能会导致脉冲响应的很大不同。通过以上分析,我们建立以下的非限制性向量自回归理论模型:

$$\begin{aligned}
 LNGZJSA_t &= \alpha_{10} + \sum_{i=1}^p \alpha_{1i} LNGZJSA_{t-i} + \sum_{i=1}^p \alpha_{2i} LNM2SA_{t-i} + \\
 &\quad \sum_{i=1}^p \alpha_{3i} LNCPIA_{t-i} + \sum_{i=1}^p \alpha_{4i} LNREERSA_{t-i} + \epsilon_{1t} \\
 LNM2SA_t &= \beta_{10} + \sum_{i=1}^p \beta_{1i} LNGZJSA_{t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_{2i} LNGZJSA_{t-i} + \\
 &\quad \sum_{i=1}^p \beta_{3i} LNCPIA_{t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_{4i} LNREERSA_{t-i} + \epsilon_{2t} \\
 LNCPIA_t &= \gamma_1 + \sum_{i=1}^p \gamma_{1i} LNGZJSA_{t-i} + \sum_{i=1}^p \gamma_{2i} LNM2SA_{t-i} + \\
 &\quad \sum_{i=1}^p \gamma_{3i} LNCPIA_{t-i} + \sum_{i=1}^p \gamma_{4i} LNREERSA_{t-i} + \epsilon_{3t} \\
 LNREERSA_t &= \lambda_{10} + \sum_{i=1}^p \lambda_{1i} LNGZJSA_{t-i} + \sum_{i=1}^p \lambda_{2i} LNM2SA_{t-i} + \\
 &\quad \sum_{i=1}^p \lambda_{3i} LNCPIA_{t-i} + \sum_{i=1}^p \lambda_{4i} LNREERSA_{t-i} + \epsilon_{4t}
 \end{aligned} \tag{4}$$

三、数据的处理及描述性统计

本文拟采用 2000 年 3 月份至 2008 年 2 月之间的通货膨胀、工业增加值、汇率及货币供给的月度值进行研究。在实证分析之前,首先对数据进行标准化处理,通货膨胀采用我国统计局公布的 CPI 月度数据;用工业增加值代替国民生产总值^①;汇率来自 BIS(国际清算银行)公布的实际有效汇率指数;货币供给 M2 来自中国人民银行公布的月度数据资料。在进行数据处理时,将基期确定为 2000 年 3 月,并将工业增加值、货币供给量用调整后的 CPI 进行修正;然后,再对所有的数据取对数,得到所有数据的实际对数形式;最后,对数据进行季节调整^②,得到最后的数据。各序列经过处理后形成以下的序列:

① 我国的国民生产总值只有季度数据,没有月度数据。鉴于此,我们引用工业增加值作为 GDP 的代理变量。由于两者具有长期的稳定均衡关系,我们可以用工业生产总产值的变化趋势来近似 GDP 的变化趋势。很多学者也采用过这种方法。

② 经过检验,发现数据没有明显的周期性变化,因此,在这里没有对数据进行周期性处理。

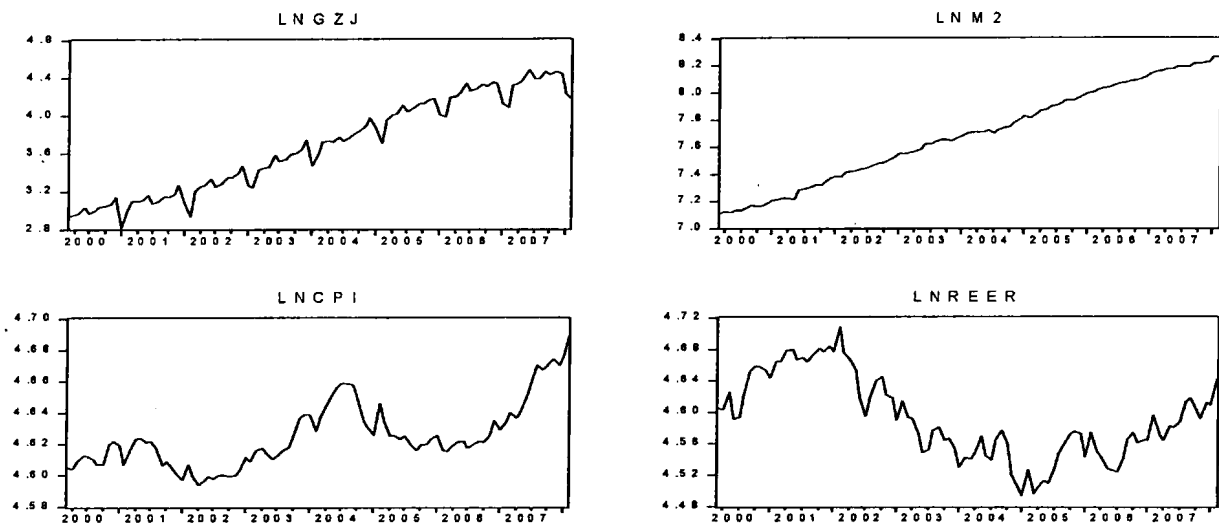


图 1a:2002 年 3 月—2008 年 2 月各序列的分布趋势图(未经季节调整的序列)

其中,LNGZJ、LNM2、LNCPI、LNREER 分别为工业增加值、货币供应量、CPI、实际有效汇率指数的对数值。

通过以上图形我们可以看到工业增加值及汇率等变量或多或少地受到季节因素的影响,经过季节过滤我们发现工业增加值及人民币实际有效汇率指数具有严重的季节干扰,而通货膨胀及货币供给的季节性较弱。

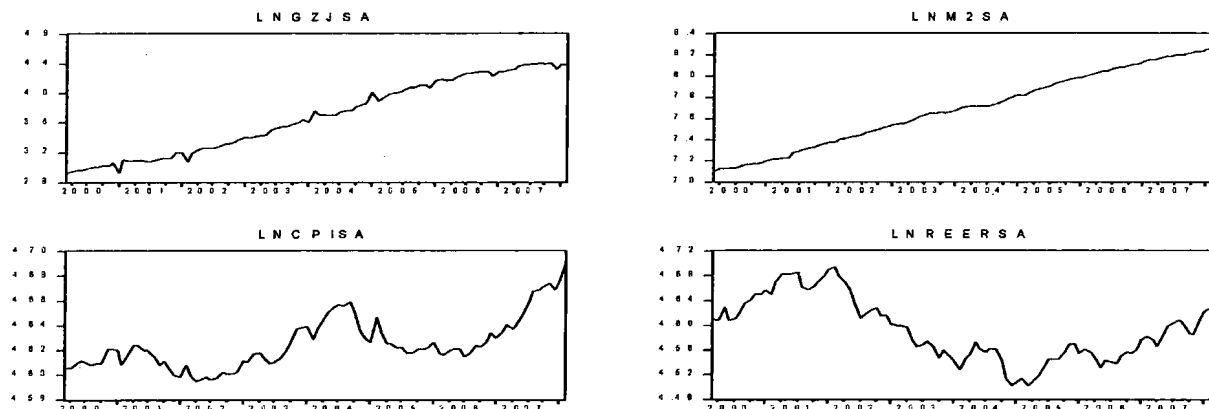


图 1b:2002 年 3 月—2008 年 2 月各序列的分布趋势图(经季节调整后的序列)

注:LNGZJSA、LNM2SA、LNCPISA、LNREERSA 分别是工业增加值、货币供应量、通货膨胀、人民币实际有效汇率经过季节调整量。

本文所用的数据分别来自国家统计局年鉴、国际清算银行及国家统计局网站定期公布的有关经济数据。

四、实证分析

(一)VAR 模型中各变量滞后期的选择与确定

正确的设定 VAR 模型的滞后阶数对于正确的估计模型具有重要的意义。一方面,尽可能多地增加滞后阶数可以使模型更加精确,拟合优度更高;另一方面,滞后阶数越多,待估计的参数个数也就越多,从而使模型的自由度减少,可用的样本信息减少。因此,为了正确地估计模型,必须确定适当的滞后阶数 p ,建立 VAR(p)模型。决定滞后阶数 p 经常用到的方法是参考 AIC 及 SC 两种准则。当两者达到最小时,

此时的阶数为最优阶数。在本模型中,当滞后阶数为 3 时,模型的估计效果最优。具体的决定过程如下:

表 1 滞后阶数选择

	LAG=1	LAG=2	LAG=3	LAG=4	LAG=5
Log likelihood	1171.124	1181.207	1189.963	1188.997	1192.710
AIC	-24.23418	-24.36611	-24.47233	-24.36951	-24.36725
SC	-23.69652	-23.39208	-23.05625	-22.50558	-22.04953

从上表可以看到,当滞后值为 1 时,SC 达到最小;当滞后值为 3 时 AIC 达到最小,那么如何确定其准确的滞后值呢?在这里我们用 LR 检验进行取舍。检验的原假设是模型的最大滞后期是 1,检验统计量 $LR = -2 * (L_1 - L_3) = -2 * (1171.124 - 1189.963) = 37.678$ 。其中, L_1, L_3 分别表示滞后期为 1 和 3 时模型整体的对数似然函数值。在零假设下,该统计量有渐近的 χ^2 分布,其自由度为从 VAR(3)到 VAR(1)对模型参数施加的零约束的个数。本模型中,自由度为 24。利用 Eviews5.0 的 Scalar paval、show paval 命令可以得到检验的相伴概率。本模型得出的相伴概率为 $p = 0.037396 < 0.05$,表明应拒绝原假设,即采用滞后期为 3^① 的 VAR(3)模型。

(二)模型的估计及检验

从估计的结果来看(表 1),以 LNGZJSA、LNM2SA、LNCPIISA、LNREERSA 为被解释变量的 4 个方程的拟合优度较好,分别达到了 99.5%、99.9%、94.3%、96.4%(表 4)。从参数的显著性来看,有超过 50%的参数的显著性较强。因此我们认为模型估计基本上是成立的。从模型的方差来看(图 2),各个方程的新息呈现出平稳的变化趋势,且各个方差之间的协方差(表 2)接近于 0。我们用 LM 检验^②其自相关性,发现 VAR 模型残差不存在自相关性,这可以从表(3)的检验结果得知,这也进一步说明我们所选择的 p 是正确的,滞后阶数 p 能够保证模型不存在自相关性。从模型的估计结果来看,以 LNGZJ 为被解释变量的方程是最显著的,其整体拟合优度为 99.5%,各个系数也非常显著,且具有良好的统计性质。从该方程我们可以发现宏观经济存在着价格之谜^③,即扩张性的货币政策在开始实施时,会起到相反的作用,在经过一段时期后,才会达到预期的效果。如货币供给量的一期滞后值的系数为负,其滞后二、三期变量的系数为正,且这三个系数的显著性较好。从横向来看,LNGZJ 的滞后一期值、滞后二期值、滞后三期值均会对 LNGZJ、LNM2、LNCPI、LNREER 起到显著性的影响作用。

Table 1 Estimation of VAR(3) Model

	LNGZJSA	LNM2SA	LNCPIISA	LNREERSA		LNGZJSA	LNM2SA	LNCPIISA	LNREERSA
LNGZJSA(-1)	0.118947 (0.11258) [1.05655]	-0.055619 (0.02717) [-2.04692]	0.059716 (0.01666) [3.58353]	0.049467 (0.03276) [1.51011]	LNCPIISA(-1)	-1.439266 (0.95210) [-1.51167]	-0.552667 (0.22979) [-2.40505]	1.091705 (0.14093) [7.74655]	-0.110274 (0.27703) [-0.39806]
LNGZJSA(-2)	0.277286 (0.12034) [2.30420]	0.060450 (0.02904) [2.08131]	-0.055260 (0.01781) [-3.10233]	-0.092370 (0.03501) [-2.63803]	LNCPIISA(-2)	-0.673639 (1.29957) [-0.51836]	0.674589 (0.31366) [2.15073]	-0.318448 (0.19236) [-1.65549]	-0.557656 (0.37813) [-1.47477]
LNGZJSA(-3)	0.388435	-0.001110	-0.024114	0.080110	LNCPIISA(-3)	2.103964	-0.143748	0.203017	0.618572

① 为了验证滞后阶数的正确性,我们用 EViews 中的 lag structure/lag length criteriar 操作进行检验,发现当滞后阶数为 3 时,LR 与 HQ(HQ:汉纳-昆信息准则)统计量同时达到最小。

② LM 检验的零假设 H_0 :不存在 h 阶自相关。根据相伴概率可知,当相伴概率大于 0.05 置信度时,我们就接受原假设,即不存在自相关性。

③ 本文脚注 16 中的关于通货膨胀与货币供应量之间的(1,1)阶分布滞后模型也充分说明了价格之谜。即增加当期的货币供给量却降低了通货膨胀率,但从第二期开始会形成通货膨胀的正压力。

	(0.12183)	(0.02941)	(0.01803)	(0.03545)		(0.96858)	(0.23377)	(0.14337)	(0.28183)
	[3.18824]	[-0.03776]	[-1.33719]	[2.25984]		[2.17221]	[-0.61491]	[1.41606]	[2.19487]
LN2SA(-1)	-0.240005	0.826578	-0.042174	-0.107413	LNREERSA(-1)	-0.455035	-0.071274	0.159766	1.306501
	(0.55915)	(0.13495)	(0.08276)	(0.16269)		(0.36143)	(0.08723)	(0.05350)	(0.10517)
	[-0.42923]	[6.12494]	[-0.50957]	[-0.66022]		[-1.25897]	[-0.81704]	[2.98635]	[12.4233]
LN2SA(-2)	0.106089	0.083922	-0.060168	-0.352314	LNREERSA(-2)	-0.056431	0.034033	-0.104081	-0.485973
	(0.71572)	(0.17274)	(0.10594)	(0.20825)		(0.57572)	(0.13895)	(0.08522)	(0.16752)
	[0.14823]	[0.48582]	[-0.56794]	[-1.69178]		[-0.09802]	[0.24492]	[-1.22137]	[-2.90107]
LN2SA(-3)	0.405377	0.083978	0.134374	0.412640	LNREERSA(-3)	0.168767	0.037107	-0.046145	0.178254
	(0.58194)	(0.14045)	(0.08614)	(0.16932)		(0.40000)	(0.09654)	(0.05921)	(0.11639)
	[0.69660]	[0.59791]	[1.56001]	[2.43698]		[0.42192]	[0.38437]	[-0.77938]	[1.53158]
C	0.364612	0.146827	-0.106299	0.466246					
	(1.41579)	(0.34171)	(0.20956)	(0.41195)					
	[0.25753]	[0.42969]	[-0.50724]	[1.13181]					

表 2 模型估计残差的方差协方差阵

方差、协方差阵	LN2SA	LN2	LN2PI	LNREER
LN2SA	0.001307	0.000072	-0.000069	-0.000081
LN2	0.000072	0.000076	-0.000028	-0.000018
LN2PI	-0.000069	-0.0000281	0.000029	0.000013
LNREER	-0.000081	-0.000018	0.000013	0.000111

表 3 VAR 残差序列相关性的 LM 检验

Lags	LM-Stat	Prob
1	14.42554	0.5670
2	23.39686	0.1035
3	19.91462	0.2241
4	12.49951	0.7089

注: H0: 不存在 h 阶自相关性

表 4 VAR 模型各方程检验结果

R-squared	0.995222	0.999437	0.943059	0.964113
Adj. R-squared	0.994505	0.999352	0.934518	0.958730
Sum sq. resids	0.104598	0.006093	0.002292	0.008855
S. E. equation	0.036159	0.008727	0.005352	0.010521
F-statistic	1388.590	11825.20	110.4144	179.1027
Log likelihood	183.7845	315.9829	361.4539	298.5973
Akaike AIC	-3.672786	-6.515761	-7.493631	-6.141877
Schwarz SC	-3.318766	-6.161742	-7.139612	-5.787858
Mean dependent	3.707969	7.713156	4.625741	4.591003
S. D. dependent	0.487798	0.342843	0.020916	0.051790