

我国货币政策传导机制的动态分析

高铁梅¹ 王金明²

(吉林大学数量经济研究中心, 长春市 130012)

摘要:目前,我国对货币政策传导机制的研究多为定性分析,只有少数的定量分析文章也多为静态分析。本文利用状态空间方法建立了动态的季度变参数模型,对90年代以来货币政策对宏观经济在不同时点的动态影响进行测算,从而描述了我国IS—LM曲线的动态特征,进而得出了近两年来通货紧缩时期中央银行所采取的货币政策是有效的结论。

关键词:货币政策;传导机制;状态空间模型;IS—LM模型

中图分类号:F822.0 **文献标识码:**A **文章编号:**1002—7246(2001)03—0050—09

近年来,经济学界就货币政策会对经济活动产生重要影响已基本达成共识,货币政策已成为各国政府调控经济的重要手段之一。近年来,面对国内通货紧缩,中央银行实施了一系列货币扩张政策,先后7次下调存贷款利率。但是对于货币政策对经济活动产生的影响是如何进行传导的尚不十分清楚。随着时间的推移,经济体制、经济结构、金融工具和技术等方面的因素不断发生变化,货币政策传导机制也随之发生变化,这使得货币政策的实施变得更加复杂,货币政策的效果也更加难以预测。因此,货币政策传导机制已成为当前经济学界研究的热点。目前,我国对货币政策传导机制的研究多为定性分析,只有少数的定量分析文章也多为静态分析,而且不同的模型对货币政策的各种传导途径给予了不同的评价。本文利用状态空间方法建立了结构时间序列的季度变参数模型,对90年代以来货币政策对各个主要宏观经济变量在不同时点的动态影响进行测算,从而描述了我国IS—LM曲线的动态特征,进而得出了近两年来通货紧缩时期中央银行所采取的货币政策是有效的结论。

一、可变参数模型的状态空间表示

在一般的统计模型中出现的变量都是可以观测到的,这些模型以反映过去经济变动的时序数据为基础,利用回归分析或时间序列分析等方法估计参数,进而预测未来的

收稿日期:2000—12—02

作者简介:高铁梅(1951.12—),女,江苏盱眙人,教授、教育部社科重点研究基地数量经济研究中心副主任、吉林大学商学院经济数量分析研究所所长。

王金明(1975.11—),男,吉林辽源人,数量经济硕士研究生。

值。状态空间模型的特点是提出了“状态”这一概念。而实际上,无论是工程控制问题中出现的某些状态(如导弹轨迹的控制问题)还是经济系统所存在的某些状态,都是一种不可观测的变量,正是这种观测不到的变量反映了系统所具有的真实状态,所以被称为状态向量。这种含有不可观测变量的模型被称为 UC 模型(Unobservable Component Model),UC 模型通过通常的回归方程式来估计是不可能的,必须利用状态空间模型来求解。状态空间模型建立了可观测变量和系统内部状态之间的关系,从而可以通过估计各种不同的状态向量达到分析和观测的目的。

以状态空间的形式表示动态系统主要有两个优点:首先,状态空间将不可以观测的变量(即状态变量)并入可观测模型并与其一起得到估计;其次,状态空间模型是利用强有效的递归算法——卡尔曼滤波来估计的。卡尔曼滤波既可以用来估计似然函数,也可以预测和平滑不可观测的状态变量。

通常的回归模型可用下式表示,即

$$y_t = x_t' \beta + \epsilon_t \quad (1.1)$$

式中 y_t 是因变量, x_t 是 $1 \times m$ 的解释变量向量, β 是待估计的 $m \times 1$ 未知参数向量, ϵ_t 是扰动项。这种回归方程式的估计方法一般是使用普通最小二乘法(OLS)、工具变量法等计量经济模型的常用方法。但是不管用其中的哪一种方法,所估计的参数在样品期间内都是固定的。

近年来,我国由于经济改革、各种各样的外界冲击和政策变化等因素的影响,经济结构正在逐渐发生变化,而用以往的 OLS 等固定参数模型表现不出来这种经济结构的变化,因此,需要考虑采用可变参数模型(Time-varying Parameter Model)。下面利用状态空间模型来构造可变参数模型。

测量方程:
$$y_t = z_t' \alpha + x_t' \beta_t + \epsilon_t \quad (1.2)$$

状态方程:
$$\beta_t = \psi \beta_{t-1} + \eta_t \quad (1.3)$$

$$(\epsilon_t, \eta_t)' \sim N \left[\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} \sigma^2 & 0 \\ 0 & R \end{pmatrix} \right], t=1, \dots, T \quad (1.4)$$

在(1.2)式中 z_t 是具有固定系数 α 的解释变量的集合, x_t 是有随机系数的解释变量集合,随机系数向量 β_t 是状态向量,称为可变参数。 β_t 是不可观测变量,必须利用可观测变量 y_t 和 x_t 来估计。由于 y_t 和 x_t 是季度时间序列,其中包含季节变动要素,所以还应从中除去季节变动要素。本文利用国际上通用的 X-11 方法对变量进行季节调整。在(1.3)式中假定参数 β_t 的变动服从于 AR(1)(一阶自回归)模型(也可以简单地扩展为 AR(p)模型)。根据(1.4)式 ϵ_t 和 η_t 是相互独立的,且服从均值为 0,方差为 σ^2 和协方差矩阵为 R 的正态分布。利用状态空间方法建立可变参数模型的计算方法比较复杂,详细的介绍可参见文献[1]第 11 章。

状态空间方法要求方程中出现的变量是平稳的,或者他们之间存在协整关系,即变量之间存在着某种均衡关系。所以,本文中对所建立的变参数方程都进行了协整检验(计算方法请参见文献[1]第 12 章)。

二、货币政策对消费、投资和净出口的影响

我国 GDP 包括三个组成部分:消费(其中包括居民消费和政府消费)、投资(其中包括固定资本形成和存货增加)和净出口^①。货币政策对这三个组成部分都有影响,由于我国政府支出主要受财政政策支配,所以货币政策主要在居民消费、固定资产投资、净出口三部分发挥作用。

以货币供应量为中介目标的货币政策传导机制一般包含两个基本步骤。首先是货币供给增加(减少)使人们持有了超过(低于)他们意愿的货币量,从而通过购买(抛售)其他资产而引致利率的变化。当利率变化影响总需求时,就出现了传导过程的第二阶段。总需求的变化导致产出或价格水平的相应调整,这就完成了从实际货币余额到经济收入水平的传导。然而,这样的理论是以利率市场化为前提的。目前我国利率由中央银行直接调控,因此货币政策的传导简化为一个阶段,既利率调整对总需求变动的的影响。本文将测算不同时点的消费、投资、净出口的利率弹性及其它政策变量弹性,从而动态地分析我国货币政策对主要宏观经济变量的传导机制。

1. 货币政策对消费需求的影响

货币政策对消费的影响途径可以概括为:利率 $R \downarrow \rightarrow$ 耐用消费品支出 $\uparrow \rightarrow$ GDP \uparrow 。近几年,我国大多数城镇居民对彩电、冰箱等耐用消费品的需求已经基本饱和,而住宅、私人轿车等消费品由于消费信贷不发达,因而虽然利率降低,贷款买房、买车仍未能够普及,这样利率政策的传导受阻,虽然利率降低幅度很大,但并未能够带动消费大幅上升。但进入 2000 年以后,随着我国居民消费观念的不断转变,利率政策对消费需求的刺激作用正在逐步的显现。

消费支出占我国 GDP 的最大份额。由于居民消费没有季度数据,本文采用季度社会消费品零售总额来代表消费变量 C。在货币政策选择中,充当中介目标的利率通常是短期名义利率,所以将利率变量 R 选为一年期存款利率。价格变量 P 采用商品零售物价指数。消费方程如下:

$$\log(C_t/P_t) = 0.068 + \beta_{1,t} \log((1-t)(GDP_t/P_t)) + \beta_{2,t} \log(R_{t-2}) \quad (2.1)$$

(2.066)^②

$$\beta_{1,t} = 0.9996 \times \beta_{1,t-1} \quad (2.2)$$

(1724.03)

$$\beta_{2,t} = 0.9776 \times \beta_{2,t-1} \quad (2.3)$$

(50.66)

$$R^2 = 0.99 \quad D.W. = 1.75$$

消费方程中变量 t 是宏观税率,是税收占 GDP 的比率。由于 GDP 缺少 1991~1994 年

① 以下特别注明,本文所采用数据,年度数据来自《中国统计年鉴》,季度数据来自于《中国人民银行统计季报》。

② 方程系数下括号中为 t 统计量,以下不再作说明。

的季度数据,本文利用 1991~1994 年年度 GDP 数据,用数值方法近似推算出相应期间的季度 GDP 数据。

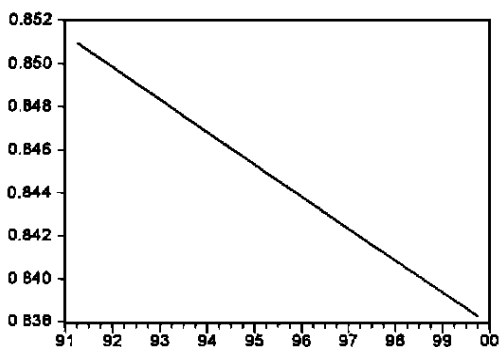


图 2.1 消费方程中收入弹性 $\{\beta_{1,t}\}$ 的变动

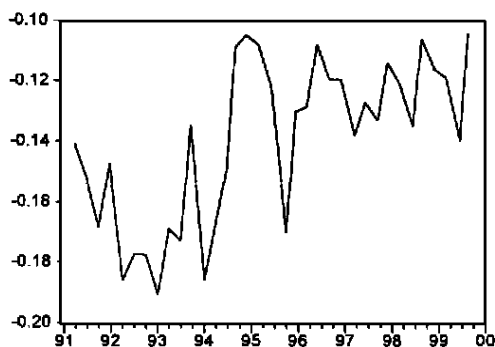


图 2.2 消费方程中利率弹性 $\{\beta_{2,t}\}$ 的变动

消费方程中变参数序列 $\{\beta_{1,t}\}$ 是消费的收入弹性^①,大体稳定在 0.85~0.84 之间变动,从图 2.1 可以看出 $\{\beta_{1,t}\}$ 呈逐年略微下降趋势,近两年来实际收入增加 1%,消费约增加 0.84%左右。

$\{\beta_{2,t}\}$ 是消费滞后 2 期的利率弹性序列,从图 2.2 可以看出利率弹性波动较大。1992~1994 年初,利率弹性在-0.18 上下波动,存款利率上升 1%,消费将减少 0.18%,例如,1993 年 2 季度利率从 7.56% 上升到 9.18%,即上升 21.43% $((9.18/7.56)-1 \approx 0.2143)$,两个季度后使消费约减少 3.86% $(=-0.18 \times 21.43\%)$,这一期间利率对消费影响较大。1993 年下半年~1996 年初,由于出现高通货膨胀,物价涨幅最高达 21.7%,中央银行采取适度从紧的货币政策,利率上调到 10.98%,同时这一期间还有较高的保值补贴率,最高达 13.24%,但由于利率弹性较低约-0.11,因此高通货膨胀时期需要较大的力度才能使利率政策起作用。1996 年经济“软着陆”后,由于亚洲金融危机的波及,我国出现日益严重的通货紧缩,中央银行实行扩张性的货币政策,连续 7 次降息,1999 年 11 月又加征利息税。一系列的货币政策出台,对遏制通货紧缩,扩大消费需求是否见效,众说纷纭,从图 2.2 可以看出,1996 年以来,利率弹性一直在-0.12 上下波动,1999 年 2 季度初利率降到 2.25%,经过 2 期滞后,1999 年 4 季度利率弹性为-0.1047。利率从 3.78% 下调到 2.25%,即下降 40.47% $((2.25/3.78)-1 \approx -0.4047)$,消费增加了 4.24% $(=-0.1047) \times (-40.47\%)$ 。因此,近两年连续下调利率对于人们减少储蓄,增加消费,扩大需求已起到了预期的作用,利率政策在通货紧缩时期也同样有效。

2. 货币政策对投资需求的影响

货币政策影响投资支出主要有 3 个途径:利率、银行信贷及股票市场渠道。在凯恩斯经济理论中,投资支出是由利率和投资的边际效率决定的。利率下降意味着原先在较高利率水平下不能获利的一些投资项目现在变得有利可图了,这样投资支出将会增加。简言之,该途径可描述为: $R \downarrow \rightarrow I \uparrow \rightarrow GDP \uparrow$ 。另外,银行信用的可得性也极大地制约着投

① 由对数线性回归方程得到的估计参数可近似作为该变量的弹性。推导方法可见参考文献[5],p31-p33。

资意愿的实现。因此,本文选择利率、金融机构贷款与股价指数作为解释变量构造下面的变参数投资方程。选择季度固定资产投资来代表投资变量 I;L 代表金融机构贷款;将利率变量 R 选为一年期贷款利率;价格变量 P 采用生产资料购进价格指数;股票价格变量 S 选为上证收盘价格指数。投资方程如下:

$$\log(I_t/P_t) = -0.22 + \beta_{1,t}\log(L_t/P_t) + \beta_{2,t}\log(R_{t-2}) + \beta_{3,t}\log(S_{t-2}) \quad (2.4)$$

(2.066)

$$\beta_{1,t} = 0.998 \times \beta_{1,t-1} \quad (2.5)$$

(41.6)

$$\beta_{2,t} = 0.96 \times \beta_{2,t-1} \quad (2.6)$$

(34.96)

$$\beta_{3,t} = 0.996 \times \beta_{3,t-1} \quad (2.7)$$

(23.95)

$$R^2 = 0.968 \quad D. W. = 1.04$$

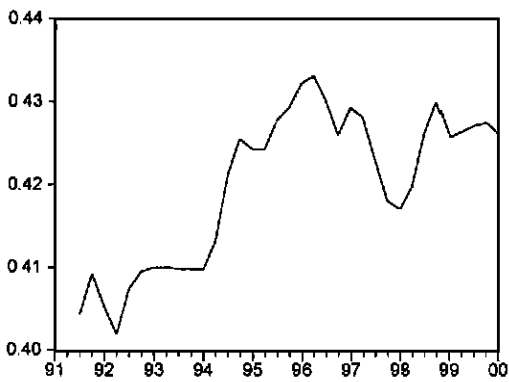


图 2.3 投资方程中贷款弹性 $\{\beta_{1,t}\}$ 的变动

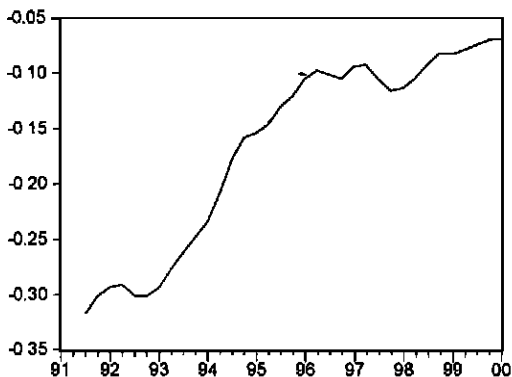


图 2.4 投资方程中利率弹性 $\{\beta_{2,t}\}$ 的变动

投资方程中的变参数序列 $\{\beta_{1,t}\}$ 是投资的贷款弹性,大体在 0.44~0.4 之间变动。从图 2.3 可以看出 $\{\beta_{1,t}\}$ 虽有变化,但幅度很小,并略有上升。1999 年贷款增加 1%,固定资产投资约增加 0.43%左右。贷款是投资的重要资金来源,尤其是民间投资最重要的来源。具有良好信誉的大企业,特别是国有大中型企业,往往可以从多渠道筹集到资金用于设备、存货的投资。他们可以发行债券和股票,还可以从银行获得贷款。但是小企业规模小,风险大,没有其他的资金来源,只能靠银行贷款。近年来虽然中央银行采取降低存款准备金率、降低利率、出台包括取消贷款限额等一系列刺激性措施,但是由于企业经营状况不佳,贷款风险大,商业银行不愿意扩大贷款,出现了“惜贷”现象。这样,希望通过增加贷款扩大投资需求的货币政策传导过程受到阻碍,难以达到预期的效果。1998 年以来贷款规模一直没有大的起色,增长速度由 1997 年底的 22.5%降到 1999 年底的 9%。从而导致投资的增长速度也随之大幅度下滑。

$\{\beta_{2,t}\}$ 是投资的利率弹性序列,从图 2.4 可以看出利率弹性变化幅度很大,1991~1994 年在 -0.3~-0.2 之间变动。这一期间经济过热,应抑制投资需求,贷款利率增加 1%,

固定资产投资将减少 0.3~0.2%，如 1992 年 2 季度贷款利率从 8.64% 上升到 9.36%，即上升了 8.3% $((9.36/8.64)-1 \approx 0.083)$ ，滞后 2 期的利率弹性为 -0.3，固定资产投资减少 2.49% $(=(-0.3) \times 8.3\%)$ 。1996~1998 年之间贷款利率弹性下降到 -0.1 左右，1998 年下半年后贷款利率弹性又进一步下降，2000 年 1 季度已达 -0.0686。假定 1999 年 3 季度贷款利率从 5.85% 下降到 4.85%，即下降 17.1% $((4.85/5.85)-1 \approx -0.171)$ ，滞后 2 期后，2000 年 1 季度固定资产投资仅能增加 1.173% $(=(-0.0686) \times (-17.1\%))$ 。说明近两年贷款利率的下调对投资的刺激作用相当小。这主要由于投资者对经济前景年看不清楚，即使利率一再降低，但预期收益率更低，因此投资者对待投资很谨慎，不敢贸然增加投资额。投资者的心理预期对其投资行为的影响是相当大的，它直接阻碍利率对投资影响的传导过程。

投资方程中 $\{\beta_{3,t}\}$ 是投资的股价弹性序列，大体在 0.27~0.21 之间变动。从图 2.5 可以看出 $\{\beta_{3,t}\}$ 变化幅度很小，略呈下降趋势。当中央银行采取扩张性的货币政策时，利率下降，股票和债券价格上升，进而刺激投资增加。

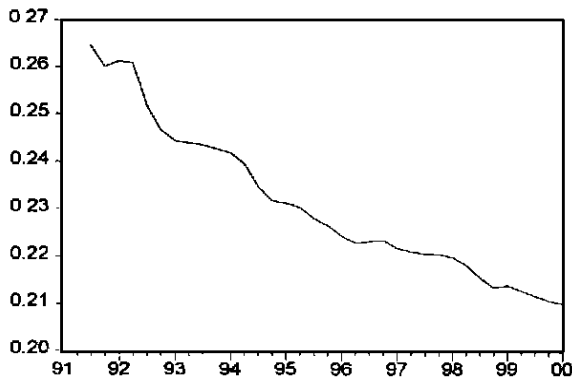


图 2.5 投资方程中股价弹性 $\{\beta_{3,t}\}$ 的变动

三、货币需求函数与货币政策有效性分析

在操作上，货币需求函数对货币政策的选择具有重要意义。随着金融市场的发展和金融工具的创新，货币需求函数变得越来越不稳定，用静态方程模拟货币需求函数已失去意义，本文利用变参数模型建立我国的货币需求函数。

1. 货币需求函数的动态分析

货币需求理论表明货币需求 M 取决于收入水平 Y 和利率水平 R ：

$$M/P = (Z)(Y^\alpha)(R^\gamma) \tag{3.1}$$

M/P 代表实际货币余额， Z 是代表了金融技术状况和其他制度性因素的变量。收入和利率对货币需求的影响是通过货币需求的收入弹性 α 和利率弹性 γ 来衡量的。特别是货币需求的利率弹性 γ 一直是评判货币政策有效性的敏感指标。本文选择 GDP 代表收入和一年期存款利率 R 作为解释变量，价格变量 P 采用商品零售物价指数，狭义货币 M_1 为因变量来构造我国的货币需求方程：

$$\log(M_1^t/P_t) = 2.214 + \beta_{1,t} \log(GDP_t/P_t) + \beta_{2,t} \log(R_{t-3}) \tag{3.2}$$

$$(5.63)$$

$$\beta_{1,t} = 0.998 \times \beta_{1,t-1} \tag{3.3}$$

$$(5794.8)$$

$$\beta_{2,t} = 0.912 \times \beta_{2,t-1} \tag{3.4}$$

$$(46.17)$$

$$R^2=0.98$$

$$D. W. = 2.72$$

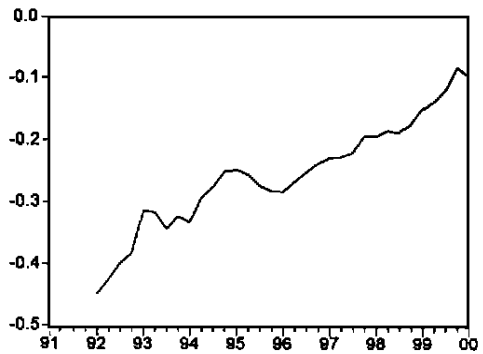
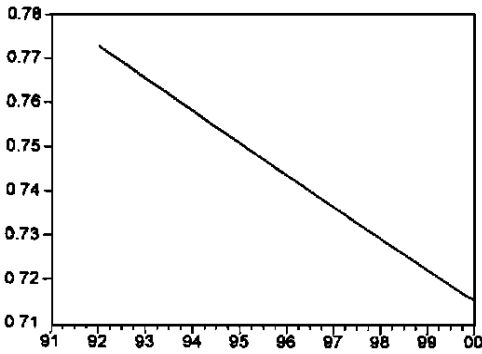


图 3.1 货币需求方程中收入弹性 $\{\beta_{1,t}\}$ 的变动

图 3.2 货币需求方程中利率弹性 $\{\beta_{2,t}\}$ 的变动

方程(3.2)中变参数序列 $\{\beta_{1,t}\}$ 是(3.1)式中货币需求的收入弹性 α ,大体在0.71~0.78之间变动,从图3.1可以看出 $\{\beta_{1,t}\}$ 呈逐年略微下降的趋势,近两年来实际收入增加1%,货币需求约增加0.72%左右。

$\{\beta_{2,t}\}$ 是货币需求滞后3期的利率弹性 γ 序列,从图3.2可以看出利率弹性波动较大,其绝对值有明显的下降趋势。1991~1993年利率弹性由-0.45降为-0.32,此时利率弹性较大,从而利率的上调对货币需求的影响相当大。如1993年3季度中央银行执行紧缩的货币政策,利率由9.18%上升为10.98%,即上调19.6% $((10.98/9.18)-1 \approx 0.196)$,滞后2期的利率弹性为-0.294,利率的上升使得货币需求下降了5.762% $(=19.6\% \times (-0.294))$ 。在通货紧缩时期的1999年初,中央银行第7次下调利率,由3.78%降为2.25%,即下降40.47% $(2.25/3.78)-1 \approx -0.4047$,滞后3期利率弹性为-0.119,货币需求增加了4.82% $(=(-40.47\%) \times (-0.119))$,说明货币政策在当前的通货紧缩时期已起到很大作用。

2. 货币政策有效性分析

IS-LM模型提供了一个能用来分析市场经济条件下宏观经济运行机制,并解释财政政策和货币政策的作用原理及其有效性的理论框架。

$$\text{IS 曲线: } Y = \bar{A} - bR \quad (3.5)$$

$$\text{LM 曲线: } M/P = kY - hR \quad (3.6)$$

其中 Y 为收入, b 是乘数, k 和 h 分别反映货币需求对收入水平与利率变化的敏感程度。按照IS-LM模型的分析,货币政策与财政政策的作用与IS-LM曲线的位置和斜率有很大的关系。一般来说,LM曲线平坦意味着财政政策更加有效,而货币政策相对无效。极端的情形是LM曲线水平,货币政策完全失效,经济陷入流动性陷阱。LM曲线陡峭意味着货币政策更为有效。极端的情形是LM曲线垂直,财政政策失效,货币政策发挥完全效应。

本文构造了动态的 IS—LM 模型:

$$\text{IS 曲线: } Y_t/P_t = \alpha_{0,t} + \alpha_{1,t}R_{t-3} \quad (3.7)$$

$$\alpha_{0,t} = 1.002 \times \alpha_{0,t-1} \quad (3.8)$$

(160.25)

$$\alpha_{1,t} = 0.87 \times \alpha_{1,t-1} \quad (3.9)$$

(19.8)

$$R^2 = 0.98 \quad D.W. = 2.21$$

$$\text{LM 曲线: } M_t/P_t = \beta_{0,t} + \beta_{1,t}(Y_t/P_t) + \beta_{2,t}R_{t-3} \quad (3.10)$$

$$\beta_{0,t} = 1.066 \times \beta_{0,t-1} \quad (3.11)$$

(104.08)

$$\beta_{1,t} = 0.98 \times \beta_{1,t-1} \quad (3.12)$$

(112.61)

$$\beta_{2,t} = 0.94 \times \beta_{2,t-1} \quad (3.13)$$

(39.23)

$$R^2 = 0.99 \quad D.W. = 1.64$$

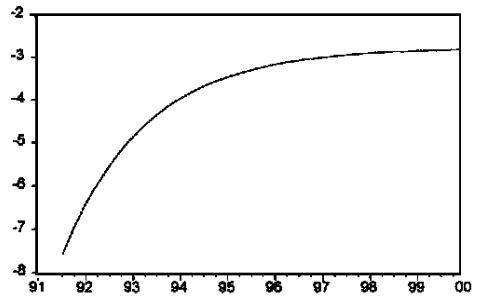


图 3.3 IS 方程中利率乘数 $\{\alpha_{1,t}\}$ 的变动

IS 曲线中的自发支出 $\{\alpha_{0,t}\}$ 和 LM 曲线中的 $\{\beta_{0,t}\}$ 也采用状态向量形式来表示, 它们也是随时间变化的。一般来说, 货币需求对收入反应的敏感性越强和对利率反应的敏感性越弱, 则 LM 曲线就越陡直。由 (3.6) 式, LM 曲线的斜率为 k/h , 相应地, 在 (3.10) 式中动态 LM 曲线的斜率为 $\beta_{1,t}/(-\beta_{2,t})$ 。从图 3.4 和图 3.5 可以看出 $\{\beta_{1,t}\}$ 和 $\{-\beta_{2,t}\}$ 都呈下降趋势, 说明货币需求对收入反应的敏感性和对利率反应的敏感性都越来越弱, 通过计算动态 LM 曲线的斜率, 又发现它随时间变化单调递增, 由 0.35 上升为 1.004, 说明动态 LM 曲线越来越陡峭, 现已呈 45° 角, 也即货币需求对利率的反应比货币需求对收入反应的敏感性近年来下降得更快。

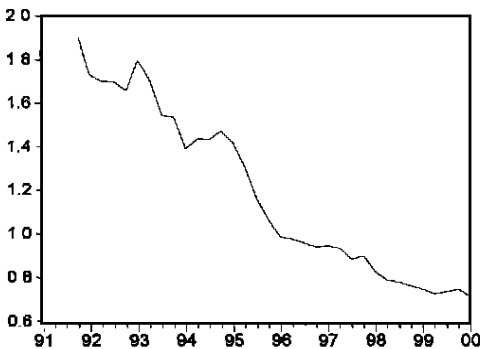


图 3.4 LM 方程中收入乘数 $\{\beta_{1,t}\}$ 的变动

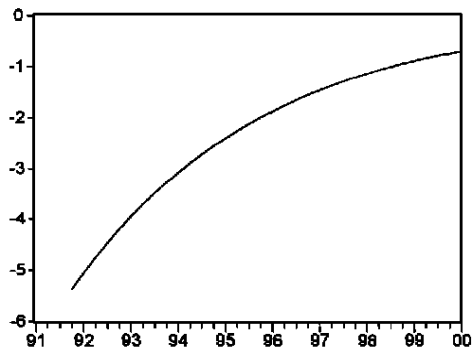


图 3.5 LM 方程中利率乘数 $\{\beta_{2,t}\}$ 的变动

由 (3.5) 式, IS 曲线的斜率是 $-1/b$, 相应地, 决定动态 IS 曲线斜率的是 $\{\alpha_{1,t}\}$ 的倒数, 由图 (3.1) 可以看出 $\{\alpha_{1,t}\}$ 序列的绝对值呈逐年下降趋势, 因此 IS 曲线是逐渐陡峭的。这

使得货币政策的积极效应受到了抑制,宏观经济并没有出现象 1991~1994 年那样的增长势头。

综上所述,目前我国经济并没有陷入流动性陷阱,在近年来的通货紧缩时期,中央银行所采取的积极的货币政策对我国经济增长的回升确实起到了较大作用。

参 考 文 献

- [1] 董文泉、高铁梅等,1998:《经济周期波动的分析与预测方法》,《吉林大学出版社》。
- [2] 刘斌、邓述慧等,1999:《货币供求的分析方法与实证研究》,《科学出版社》。
- [3] [美]劳埃德 B·托马斯,1999:《货币、银行与金融市场》,《机械工业出版社》。
- [4] [美]多恩布什、费希尔,1997:《宏观经济学》,《中国人民大学出版社》。
- [5] [日]刘屋武昭,1992:《计量经济分析的基础与应用》,《中国金融出版社》。
- [6] 范从来,2000:《论通货紧缩时期货币政策的有效性》,《经济研究》,第 7 期。
- [7] 李晓西、余明,2000:《货币政策传导机制与国民经济活力》,《金融研究》,第 7 期。
- [8] 郭晔,2000:《货币政策信贷传导途径的最新争论及其启示》,《经济学动态》,第 7 期。
- [9] 郑超愚、陈景耀,2000:《政策规则、政策效应、政策协调:现阶段中国货币政策取向研究》,《金融研究》,第 6 期。
- [10] 任得荣,2000:《当前货币政策传导受阻的表现、成因与对策》,《金融参考》,第 6 期。
- [11] 曹龙骐、郑建明,2000:《我国利率政策有效性探讨》,《金融研究》,第 4 期。
- [12] 冉光和高云峰,2000:《中国:“货币陷阱”问题及对策研究》,《金融参考》,第 3 期。
- [13] 谢平、袁沁吾女,2000:《利率政策理论与实践》,《金融研究》,第 2 期。
- [14] 陈学彬、杨兰,2000:《1999 年货币政策效应及 2000 年货币政策建议》,《金融研究》,第 2 期。
- [15] 赵英军、侯绍泽,1999:《货币政策:通过股票市场的传导》,《金融研究》,第 12 期。
- [16] 谢平、胡鞍钢,1999:《关于反通货紧缩的货币政策》,《金融研究》,第 10 期。
- [17] 赵晓雷,1999:《通货紧缩、流动性陷阱及中国宏观经济政策整合研究》,《金融研究》,第 10 期。

Abstract: Most papers about the transmission mechanism of the monetary policy are positive analysis, and few papers are quantitative research of which is usually static analysis. This paper makes dynamic time-varying parameter models using State Space Method, and calculates the dynamic effect of the monetary policy on the macro-economic in different time of the 1990's. Then we describe the character of the IS-LM model in China, and draw the conclusion that the monetary policy taken by the central bank in recently years of deflation is effective.

Key words: monetary policy; transmission mechanism; State Space Model; IS-LM Model

(特约编辑:陆 磊) (校对:BZ)