



西南财经大学  
SOUTHWESTERN UNIVERSITY OF FINANCE AND ECONOMICS

# 2019 年 本科课程论文

论文题目：探索与预测：基于 VAR 模型的货币  
发行量、经济增长与实际利率分析

学生姓名：王明哲

所在学院：经济数学学院

专    业：数学与应用数学

学    号：41626021

任课教师：林谦

成    绩：

2019 年 06 月

# 摘要

研究目标：本文的主要目标在于探究货币发行量、经济增长与实际利率之间的关系，并预测这三组数据在未来短期及未来长期的变化趋势，为政策制定提供相应的数据依据；研究方法：本文主要基于 VAR 模型建立三组数据的时间序列模型，为了完成这一操作，本文还进行了 ADF 检验、Johansen 检验、脉冲响应及方差分析等操作；研究发现：实际货币发行量和实际国民经济生产总值一阶不平稳，但二者协整；三组数据之间的关系及 VAR 模型详见正文；实际货币发行量和实际国民经济生产总值在未来将缓慢上升，而实际利率将基本保持平稳增长；研究创新：引入了价格水平，确保本文探索的是实际数据；研究价值：本文分析了货币发行量、经济增长与实际利率的变动趋势和相关关系，为政策的调整提供数理依据。

**关键词** VAR 分析 货币发行量 经济增长 实际利率

---

# 目录

1. 问题的提出 .....	1
1.1 选题综述 .....	1
1.2 本文构思 .....	2
2. 数据的初步处理 .....	2
2.1 数据选择及平稳性检验 .....	2
2.2 Granger 因果检验 .....	5
2.3 误差修正模型 .....	6
3. 建立 VAR 模型 .....	8
4. 脉冲响应与方差分解 .....	9
4.1 脉冲响应 .....	9
4.2 方差分解 .....	10
5. 序列的拟合与预测 .....	14
5.1 序列的拟合 .....	14
5.2 数据的预测 .....	17
6. 模型应用及政策分析 .....	20
6.1 模型应用 .....	20
6.1.1 人民币境外流通规模测算 .....	21
6.1.2 人民币铸币税收益估算 .....	22
6.2 政策分析及相关建议 .....	22
6.2.1 模型应用结论 .....	22
6.2.2 相关建议 .....	23
参考文献 .....	24

---

# 1.问题的提出

## 1.1 选题综述

对货币发行量、经济增长、实际利率的探讨向来是宏观经济中经久不衰的话题。货币发行量是指一个国家发行的货币总数，通常包括所有的流通与非流通货币。其中，流通货币也即现金发行量是指一定时期内发行的现金数量，生产力决定着一个国家货币发行量；经济增长通常是指在一个较长的时间跨度上，一个国家人均产出（或人均收入）水平的持续增加。经济增长率的高低体现了一个国家或地区在一定时期内经济总量的增长速度，也是衡量一个国家或地区总体经济实力增长速度的标志。实际利率是指剔除通货膨胀率后储户或投资者得到利息回报的真实利率。哪一个国家的实际利率更高，则该国货币的信用度更好，热钱向那里走的机会就更高。其中，货币发行量是一国货币政策的主要手段，经济增长是一国宏观调控的主要目标，实际利率能够显著影响一国总投资额和国民生活幸福指数。三者之间存在相互依存、相互影响的关系。因此，借助一定的数理模型，分析货币发行量、经济增长、实际利率之间的相关关系，并预测此三者在将来的趋势走向，对于政策的制定和微调、居民生活水平的提高都有着重要意义。

目前，我国货币供应体系中，根据流动性可划分为 $M_0$ ， $M_1$ ， $M_2$ ， $M_3$ 四种层次。其中：

$M_0$ =流通中现金总量；

$M_1$ = $M_0$ +活期存款；

$M_2$ = $M_1$ +定期存款+非支票性储蓄存款；

$M_3$ = $M_2$ +私有机构和公司的大额定期存款。

在这四个层次中， $M_0$ 与消费变动密切相关，是最活跃的货币； $M_1$ 反映居民和企业资金松紧变化，是经济周期波动的先行指标，流动性仅次于 $M_0$ ； $M_2$ 流动性偏弱，但能反映社会总需求的变化和未来通货膨胀的压力状况。由于 $M_0$ 存在着

---

流动性强、变动迅速、时滞短等优良特征，本文选择 $M_0$ 作为货币流通量的特征指标。

一般来讲，衡量一国经济增长最合适的指标是 GDP，即国民生产总值。而实际利率可通过名义利率与通货膨胀率做差得到。

## 1.2 本文构思

在搜集得到 1991-2018 年间 $M_0$ 、GDP 数据的基础上，想要探索货币发行量、经济增长、实际利率的关系，还存在着这样一个问题：由于供求均衡关系的变化，物价水平也在发生着变化。以我国为例，1975 年，工厂熟练技术工人的平均工资为 40.98 元；2018 年，这个数值已高达 9017.92 元。工资的增长伴随着物价的上升，即使生产力没有丝毫的变动，由于 CPI 及 GDP 平减指数的变动，我国的货币发行量和经济增长也会呈现明显的上升趋势，因此，有必要对搜集得的 $M_0$ 、GDP 数据进行初步处理，即同除以该年的价格水平指数。

在得到 $\{\frac{M_0}{P}\}_t$ 、 $\{\frac{GDP}{P}\}_t$ 数列后，由于数列存在一定的共线性、非平稳性等经济变量序列自带的问题，为了保证结果的精确度和精准性，需要对序列进行对数处理。

最终，我们得到了 $\{\ln \frac{M_0}{P}\}_t$ 、 $\{\ln \frac{GDP}{P}\}_t$ 、 $\{r\}_t$ 三组序列，接下来，我们将对其进行平稳性检验、Johansen 协整分析、VAR 分析、脉冲响应和方差分解等操作，并在此基础上对 $\{\ln \frac{M_0}{P}\}_t$ 、 $\{\ln \frac{GDP}{P}\}_t$ 、 $\{r\}_t$ 在 2019-2040 年间的长短期波动情况和变化趋势进行分析。

# 2.数据的初步处理

## 2.1 数据选择及平稳性检验

对 1991-2018 年间 $\{\ln \frac{M_0}{P}\}_t$ 、 $\{\ln \frac{GDP}{P}\}_t$ 、 $\{r\}_t$ 序列进行 ADF 检验，各检验结果如下：

表 2.1  $\{\ln \frac{M_0}{P}\}_t$  平稳性检验结果

原假设： $\ln \frac{M_0}{P}$  存在单位根

	t值	P值
ADF检验统计量	-1.574839	0.4813
检验临界值	1% 显著性 -3.699871	
	5% 显著性 -2.976263	
	10% 显著性 -2.627420	

表 2.2  $\{\ln \frac{GDP}{P}\}_t$  平稳性检验结果

原假设： $\ln \frac{GDP}{P}$  存在单位根

	t值	P值
ADF检验统计量	-1.011734	0.7313
检验临界值	1% 显著性 -3.752946	
	5% 显著性 -2.998064	
	10% 显著性 -2.638752	

表 2.3  $\{r\}_t$  平稳性检验结果

原假设： $R$  存在单位根

	t值	P值
ADF检验统计量	-3.004239	0.0472
检验临界值	1% 显著性 -3.699871	
	5% 显著性 -2.976263	
	10% 显著性 -2.627420	

观察上述结果，我们可以发现 $\ln \frac{M_0}{P}$ ， $\ln \frac{GDP}{P}$ 不平稳，而  $r$  在 5%的显著性下是

平稳序列；接下来再对  $\ln \frac{M_0}{P}$ ,  $\ln \frac{GDP}{P}$  做一阶差分序列平稳性检验。

表 2.4  $\{\ln \frac{M_0}{P}\}_t$  一阶平稳性检验结果

原假设:  $D(\ln \frac{M_0}{P})$  存在单位根

	t值	P值
ADF检验统计量	-4.120338	0.0038
检验临界值	1% 显著性 -3.711457	
	5% 显著性 -2.981038	
	10% 显著性 -2.629906	

表 2.5  $\{\ln \frac{GDP}{P}\}_t$  一阶平稳性检验结果

原假设:  $D(\ln \frac{GDP}{P})$  存在单位根

	t值	P值
ADF检验统计量	-2.752449	0.0802
检验临界值	1% 显著性 -3.737853	
	5% 显著性 -2.991878	
	10% 显著性 -2.635542	

观察上述结果，我们可以发现  $\ln \frac{M_0}{P}$ ,  $\ln \frac{GDP}{P}$  的一阶差分序列是平稳的，下面我们再对二者做 Johansen 协整检验。

表 2.6  $\{\ln \frac{M_0}{P}\}_t$  与  $\{\ln \frac{GDP}{P}\}_t$  Johansen 协整检验结果

无限制协整秩检验（迹）

假设	特征值	迹统计量	0.05 临界值	P值
No. of CE(s)				
不存在	0.696254	30.90374	15.49471	0.0001
最多有1个	0.043606	4.114642	3.841466	0.0911

检验结果如表 2.6 所示，其中，None 和 At most 1 的 p 值都显著低于 0.1，在

10%的显著性水平下，可以认为 $\ln \frac{M_0}{P}$ ， $\ln \frac{GDP}{P}$ 之间存在协整关系。

## 2.2 Granger 因果检验

对  $d(\ln \frac{M_0}{P})$ ， $d(\ln \frac{GDP}{P})$ ， $r$  做 Granger 因果检验，结果如下：

表 2.7  $\{d(\ln \frac{M_0}{P})\}_t$  与  $\{d(\ln \frac{GDP}{P})\}_t$ 、 $\{r\}_t$  Granger 协整检验结果

成对Granger因果关系检验表  
数据样本：1991 2018

原假设	样本量	F值	P值
DM对DG没有Granger原因	25	2.14698	0.1430
DG对DM没有Granger原因		0.11531	0.8917
R对DG没有Granger原因	25	2.51370	0.1062
DG对R没有Granger原因		2.20906	0.1359
R对DM没有Granger原因	25	4.74930	0.0205
DM对R没有Granger原因		4.79680	0.0199

观察表 2.7，可发现 $\{d(\ln \frac{M_0}{P})\}_t$ ， $\{r\}_t$ 之间存在 Granger 因果性的 p 值分别为 0.0205 和 0.0199，可在显著性水平 5%的情况下认为 $\{d(\ln \frac{M_0}{P})\}_t$ ， $\{r\}_t$ 存在 Granger 因果性，故  $d(\ln \frac{M_0}{P})$ ， $r$  均可作为 VAR 模型的因变量。

Granger 因果检验只是检验统计上的时间先后顺序，并不表示  $d(\ln \frac{M_0}{P})$ ， $r$  之间存在真正的因果关系。根据经济意义， $M_0$ 作为货币政策的主要手段，由货币发行机关即中国人民银行决定。根据 IS-LM 模型，均衡利率与货币发行量有关，因此，我们选用 $M_0$ 做自变量， $r$  做因变量。因此，应将  $d(\ln \frac{M_0}{P})$ 作为 VAR 模型的因变量。



## 2.3 误差修正模型

协整结果仅表示变量间存在长期均衡关系，而长期均衡并不意味着分析的结束，还应该考虑短期波动，下面我们对序列进行短期误差修正分析。

表2.8 残差计算

变量	系数	标准误差	t值	P值
C	0.626839	0.097274	6.444027	0.0000
GDP(-1)	0.856332	0.062550	13.69043	0.0000
M	-0.456060	0.191107	-2.386417	0.0256
M(-1)	0.613404	0.192653	3.183986	0.0041
R <sup>2</sup>	0.997258	因变量均值		7.530833
调整后的R <sup>2</sup>	0.996900	因变量相对值		1.047551
方程误差	0.058326	赤池信息准则		-2.709581
残差平方和	0.078244	施瓦茨准则		-2.517605
对数似然函数值	40.57935	HQ准则		-2.652497
F值	2787.947	DW值		0.992550
P值	0.000000			

表2.9 回归分析

变量	系数	标准误差	t值	P值
DM	0.946347	0.290353	3.259300	0.0033
E(-1)	-0.241005	0.690984	-0.348785	0.7303
R <sup>2</sup>	-1.330353	因变量均值		0.126296
调整后的R <sup>2</sup>	-1.427451	因变量相对值		0.082936
方程误差	0.129216	赤池信息准则		-1.180853
残差平方和	0.400725	施瓦茨准则		-1.084077
对数似然函数值	17.35109	HQ准则		-1.152985
F值	0.750944			

为了得到表 2.8 的数据，我们需要建立的模型是：

$$\left(\ln \frac{GDP}{P}\right)_t = \alpha_0 + \alpha_1 \left(\ln \frac{GDP}{P}\right)_{t-1} + \alpha_2 \left(\ln \frac{M_0}{P}\right)_t + \alpha_3 \left(\ln \frac{M_0}{P}\right)_{t-1} + u_t \quad \text{公式 2.1}$$

记公式 2.1 所得的残差序列为 $\{u\}_t$ ，将序列 $\{u\}_t$ 应用至第二次回归分析中，我

们需要建立的模型是：

$$d(\ln \frac{GDP}{P}) = \beta_1 \times d(\ln \frac{M_0}{P}) + \beta_2 \times u_{t-1} + e_t \quad \text{公式 2.2}$$

根据公式 2.2, 得到表 2.9 回归分析结果, 我们发现修正项的系数为-0.241005。这个模型可解释为, 当短期波动偏离均衡时, 将以-0.241005 的调整力度将非均衡状态拉到均衡状态。

然而, 其结果的显著性较低, 因此, 该序列的误差修正机制不明显。

这个结果虽然拒绝了误差修正模型的合理性, 但仍有一定的经济意义。一般来说, 货币发行量 $M_0$ 由中央银行决定,  $M_0$ 的确定主要考虑当时的经济环境和国际收支平衡情况。当经济过热或通货膨胀较为严重时, 为了控制物价, 调节宏观经济, 中央银行一般会削减货币发行量, 通过公开市场操作、调整法定准备金率、改变再贴现率等手段, 实行紧缩的货币政策, 因此 $M_0$ 值的确定很少需要根据往期的值进行调整。

除此之外, GDP 的确定也值得关注, 从支出法的角度来看, 国内生产总值指一个国家(或地区)所有常住单位在一定时期内用于最终消费、资本形成总额、政府支出以及货物和服务的净出口总额, 它反映本期生产的国内生产总值的使用及构成。该结构可写为如下模型:

$$GDP = C + I + G + (X - M) \quad \text{公式 2.3}$$

C 是消费支出, 包括了购买耐用品、非耐用品和劳务等的花费, 消费支出更多的受当前收入的影响。I 是投资支出, 主要包括对厂房、住宅、机械设备及存货的投资, 受当前名义利率影响较大, 因此也较少需要根据往期进行调整。政府购买用 G 表示, 指各级政府购买物品和劳务的支出, 例如雇佣政府公务人员、建设公共设施、提供国防等, 政府购买是政府支出的一部分, 也是 GDP 的重要组成部分, 这一部分主要受当前财政政策影响, 而财政政策的制定主要是考虑当前的内部均衡和外部均衡, 很少考虑往期的情况。X 为出口额, M 为进口额, X-M 就是净出口额, 这一部分主要受当前汇率影响, 与往期关联较小, 也没有必要进行误差修正。

综合上述对模型的数理检验和经济意义分析, 本文认为存在协整关系的 $\{\ln \frac{M_0}{P}\}_t$ 与 $\{\ln \frac{GDP}{P}\}_t$ 两组数据存在着长期均衡关系, 但其短期误差修正模型的显著性不明显。

### 3.建立 VAR 模型

将上文经预处理后所得的数据导入Eviews，得VAR分析结果如下：

表3.1 VAR分析结果

	R	GDP	M
R(-1)	0.262066 (0.26170) [ 1.00138]	-0.535802 (0.66667) [-0.80370]	1.286565 (0.44581) [ 2.88591]
R(-2)	0.024818 (0.34544) [ 0.07184]	-0.521156 (0.87997) [-0.59224]	0.679214 (0.58845) [ 1.15425]
GDP(-1)	0.025511 (0.23280) [ 0.10959]	1.068375 (0.59303) [ 1.80155]	0.814203 (0.39657) [ 2.05314]
GDP(-2)	0.093838 (0.22351) [ 0.41985]	-0.232213 (0.56936) [-0.40785]	-0.730482 (0.38074) [-1.91858]
M(-1)	-0.233201 (0.14674) [-1.58918]	0.391980 (0.37382) [ 1.04859]	0.871499 (0.24997) [ 3.48635]
M(-2)	0.038660 (0.16521) [ 0.23401]	-0.166404 (0.42085) [-0.39540]	-0.005199 (0.28143) [-0.01847]
C	-0.126147 (0.09546) [-1.32150]	0.431552 (0.24317) [ 1.77468]	-0.133885 (0.16261) [-0.82334]

根据上述分析结果，将 VAR（2）模型改写为矩阵形式：

$$\begin{pmatrix} r_t \\ \ln \frac{GDP_t}{P_t} \\ \ln \frac{M_{0,t}}{P_t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0.262066 & 0.025511 & -0.233201 \\ -0.535802 & 1.068375 & 0.391980 \\ 1.286565 & 0.679214 & 0.814203 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} r_{t-1} \\ \ln \frac{GDP_{t-1}}{P_{t-1}} \\ \ln \frac{M_{0,t-1}}{P_{t-1}} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} -0.126147 \\ 0.431552 \\ -0.133885 \end{pmatrix} \\ + \begin{pmatrix} 0.024818 & 0.093838 & 0.038660 \\ -0.521156 & -0.232213 & -0.166404 \\ -0.730482 & 0.871499 & -0.005199 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} r_{t-2} \\ \ln \frac{GDP_{t-2}}{P_{t-2}} \\ \ln \frac{M_{0,t-2}}{P_{t-2}} \end{pmatrix} \quad \text{公式 3.1}$$

其中模型的显著性、拟合度参数如下：

表3.2 VAR模型的显著程度、拟合度参数

R <sup>2</sup>	0.678550	0.997343	0.996927
调整后的R <sup>2</sup>	0.577039	0.996503	0.995957
残差平方和	0.010004	0.064922	0.029031
S.E值	0.022947	0.058455	0.039089
F值	6.684527	1188.472	1027.448
对数似然函数值	65.32441	41.01232	51.47477
Akaike AIC	-4.486493	-2.616332	-3.421136
Schwarz SC	-4.147775	-2.277614	-3.082418
因变量均值	-0.002938	7.607265	3.943173
因变相对值	0.035283	0.988544	0.614767
<hr/>			
行列式剩余协方差（自由度调整）	1.76E-09		
行列式剩余协方差	6.87E-10		
对数似然函数值	163.6113		
Akaike信息准则	-10.97010		
Schwarz准则	-9.953947		

## 4.脉冲响应与方差分解

### 4.1 脉冲响应

在工程学领域中，脉冲响应一般是指在一个输入上施加一个脉冲函数引起的

时间响应。

在信号与系统学科中，冲激响应（或叫脉冲响应）一般是指系统在输入为单位冲激函数时的输出（响应）。对于连续时间系统来说，冲激响应一般用函数 $h(t)$ 来表示。对于无随机噪声的确定性线性系统，当输入信号为一脉冲函数 $\delta(t)$ 时，系统的输出响应 $h(t)$ 称为脉冲响应函数。

在经济学领域中，也存在着类似脉冲响应的现象。将此概念引申至经济学领域中，我们可以认为，脉冲响应是指，在某若干个经济变量组成的系统中，其中某一个变量在某刻产生了一个冲击（有利或不利），而其他变量受此冲击影响，也在一定时间内产生了某种变动。例如，在某个时间点上，货币供应量 $M_0$ 骤降，直接导致 GDP 的骤降。

在 Eviews 中继续 VAR 操作，得到脉冲响应图如下：

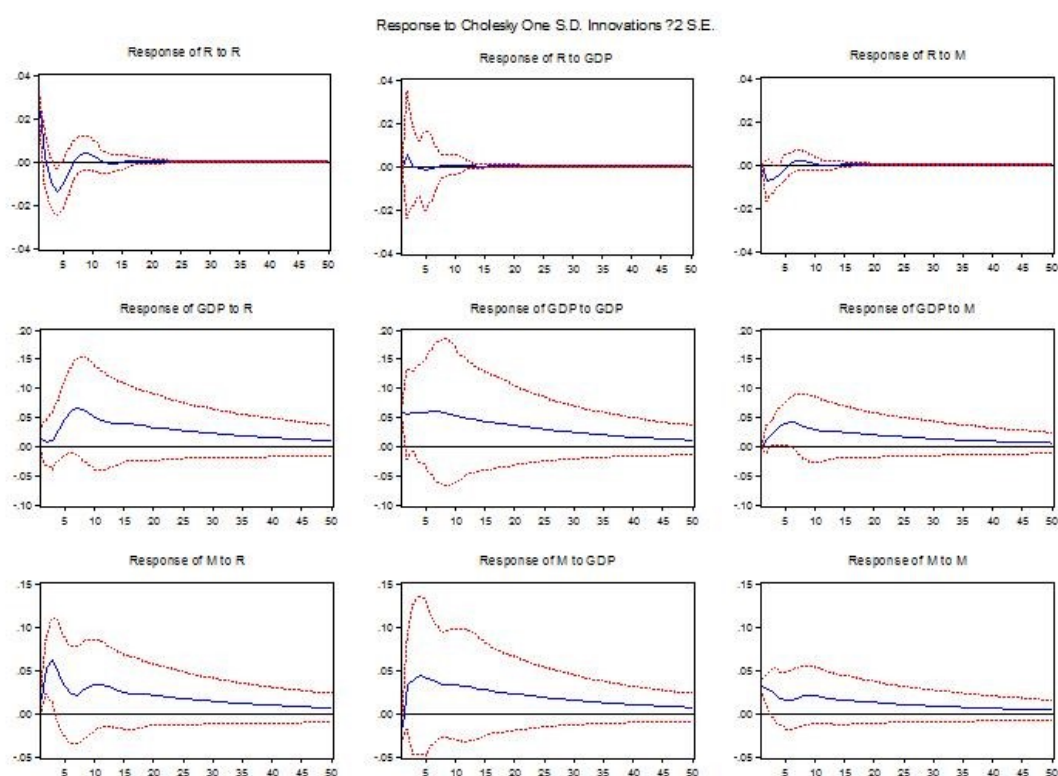


图 4.1 脉冲响应分析图

可以认为，在 20 期后， $r$  对各变量的冲击趋于平稳。

在 50 期及更长期的基础上， $\ln \frac{M_0}{P}$ ， $\ln \frac{GDP}{P}$  对各变量的冲击也都趋于平稳。

## 4.2 方差分解

方差分解结果如图 4.2 所示。

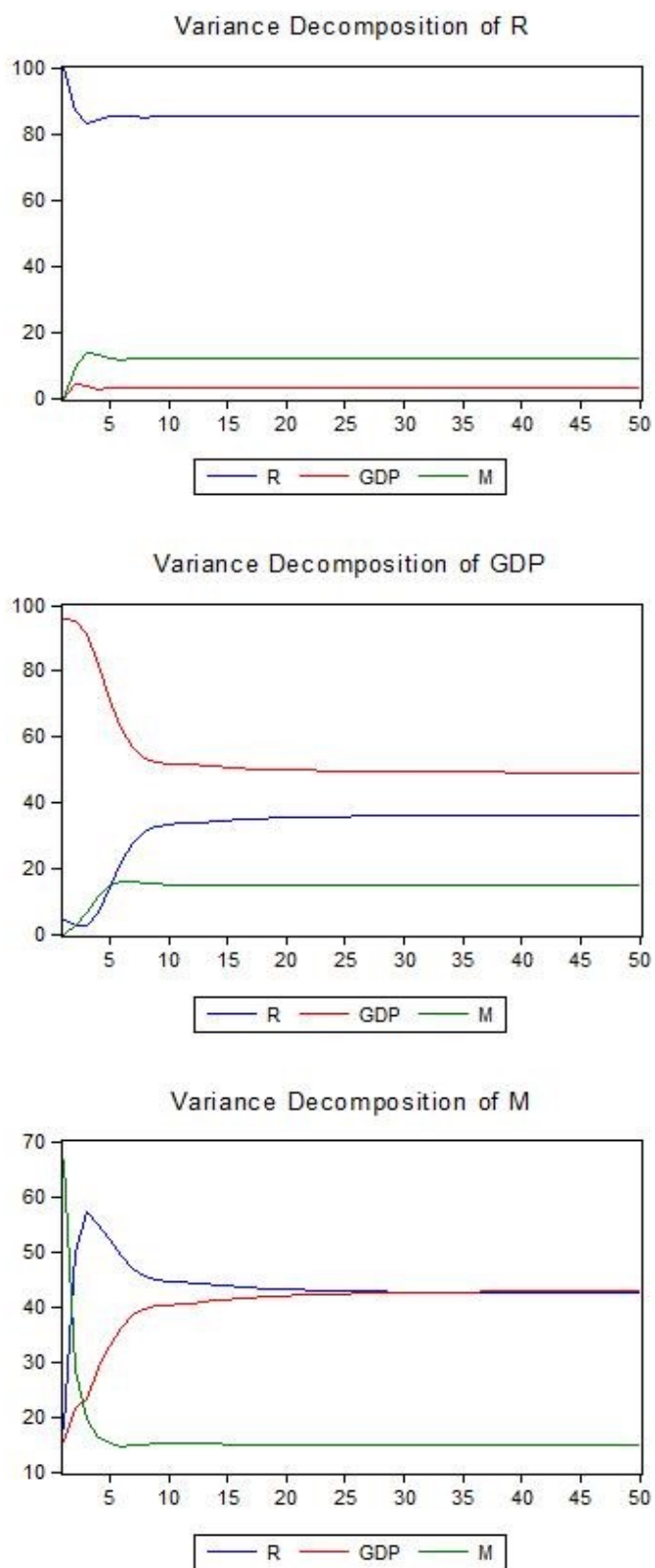


图 4.2 方差分解示意图

---

对 $\ln \frac{M_0}{P}$ 的分析：在短期内， $\ln \frac{M_0}{P}$ 对自身的冲击贡献率极高，但从长期来看，冲击率不明显； $r$ 在短期内对 $\ln \frac{M_0}{P}$ 的冲击迅速上升，在3年后略有下降，在7年后逐渐趋于平稳； $\ln \frac{GDP}{P}$ 对 $\ln \frac{M_0}{P}$ 的冲击在7年内上升明显，之后逐渐保持平稳，与 $r$ 的冲击贡献率几乎相等。

对 $\ln \frac{GDP}{P}$ 的分析：在短期内， $\ln \frac{GDP}{P}$ 对自身的冲击贡献率极高，在其后5年中，此贡献率逐渐下降，最终稳定在50%左右的水平； $\ln \frac{M_0}{P}$ 和 $r$ 对 $\ln \frac{GDP}{P}$ 的冲击在前7年中逐渐上升，最终分别稳定在35%和18%的水平。

对 $r$ 的分析：综合长短期来看， $r$ 对自身的冲击贡献率是最高的，而 $\ln \frac{M_0}{P}$ 和 $\ln \frac{GDP}{P}$ 对 $r$ 的贡献不甚明显。

综合脉冲响应和方差分析两项结果来看，实际利率 $r$ 对货币发行量 $\ln \frac{M_0}{P}$ 、经济增长指标 $\ln \frac{GDP}{P}$ 的冲击影响集中在短期，对二者和自身的冲击贡献率都处于较高水平，这是有一定经济意义的。一般来讲，实际利率 $r$ 的变动率先冲击国民生产总值中的投资部分 $I$ ，当实际利率瞬时增加时，短期投资会迅速减少，这一过程会大约持续2年；而后，由于经济系统自身的调节作用，实际利率缓慢降低，这一过程对投资具有促进作用；当实际利率降低到某个水平时，受制于经济系统和国民的投资心理，实际利率又会渐渐升高。实际利率这个振荡的过程引致投资额的振荡，最终将影响传导至 $GDP$ 中，这一过程在图形中有直观的表现。从图形来看，实际利率 $r$ 对货币发行量 $\ln \frac{M_0}{P}$ 的冲击也存在着振荡变动的趋势，并且实际利率 $r$ 对货币发行量 $\ln \frac{M_0}{P}$ 的冲击贡献率也高达45%，乍一看，实际利率的变动对货币发行量有很大的冲击作用，但考虑到实际经济意义，央行在制定货币政策时，是利用货币发行量的调整，以此实现名义利率的变动，而名义利率又通过实时通货膨胀率影响到实际利率，在短期内，我们可以粗略地认为通货膨胀率恒定，因此此时名义利率的变动可以准确反映出实际利率的变动；从这一角度来说，货币发行量是自变量，实际利率是因变量，所以此时不应考虑实际利率变动对货币发行量的冲击作用。

---

接下来再关注经济增长指标 $\ln \frac{GDP}{P}$ 的冲击作用。经济增长对实际利率、货币发行量的影响多集中在短期、滞后效应较为明显、效果较小、未出现振荡现象，这是具有一定经济意义的。一般来讲，GDP 的变动首先会冲击实际利率，这是因为实际经济的冷热程度会直接影响到当期的名义利率。当经济发展前景较好时，名义利率一般较高；当经济发展前景一般甚至欠佳时，名义利率也会随之降低。例如 1932 年经济危机期间，美国的名义利率出现过为负的情况。除此之外，GDP 的变动对当期通货膨胀率也存在着一一定的影响，当 GDP 受到负向不利冲击时，人们对通货膨胀的预期会随之下降，因此当期通货膨胀率也会相应下降。而名义利率的下降程度高于通货膨胀率的降低程度，因此实际利率实际表现为下降。从图形来看，实际经济发展水平对实际利率的冲击从第 2 年开始，在 2-5 年内骤增，在 5 年后缓慢下降，在 50 年长期间中缓缓逼近为 0。图形中的这一过程是符合实际的，一般来说，名义利率和预期通货膨胀率对经济发展水平的弹性变动是具有一定时滞性的，在经济发展水平提高的前 2 年内，大多数人并没有意识到这一现象，因此相对于经济发展水平的变动程度，名义利率和预期通货膨胀率出现了微度下降的现象；从第 3 年起，名义利率和预期通货膨胀率开始增加，在图像上表现为一个较高的斜率。从方差分解的结果来看，GDP 对自身变动冲击的贡献程度在 5 年的短期内较高，在 5-50 年的长期过程中，也存在着 50%的贡献率，这说明 GDP 影响的时滞作用在 5 年内较明显，在长期也存在着很大的影响；经济发展水平对实际货币供应量的冲击贡献程度在前 6 年内渐渐增加，从第 6 年后维持在 40%左右的稳定水平。从实际经济意义来说，经济发展水平对实际货币供应量的变动冲击贡献在前 6 年内存在一定的时滞现象，在第 6 年后趋于稳定。

下面再来讨论货币发行量 $\ln \frac{M_0}{P}$ 的冲击作用。当货币发行量忽然增加时，由于货币供给大于货币需求，在第 1-2 年内利率会有一个较大的增长现象；在第 3-6 年内，货币持有者渐渐感受到了货币供给量的增加，会转而将投资从流动性现金领域转移至债权投资领域，受制于供求关系对利率变动的影响，实际利率会经历一个下降过程；在第 6-10 年，由于货币供应量增加，根据可贷资金模型理论，货币供给与利率是正相关的，这一理论在中长期中起着主导作用；10 年以后，货币供应量对实际利率的冲击作用逐渐减弱，趋向为 0。另外，实际货币供应量从长期来看对经济发展水平也有一个正向的冲击作用，长期来看这一冲击作用也逐



渐减弱为 0。从图形上来看，货币供应量对自身的影响也存在着一一定的振荡滞后效应，从图形上来看，在第 1-5 年内，这一影响逐渐减小，经历了第 6-8 年的振荡上升后，又从第 9 年开始渐渐下降，最终收敛为 0。乍一看，货币供应量对自身的冲击作用有较为明显的正向效用，然而从实际经济意义来看，货币发行量  $\ln \frac{M_0}{P}$  更多受限于当期的货币政策和政府政策，而货币政策和财政政策的确立主要为了使国内外经济指标平衡，如充分就业、经常账户均衡、通货膨胀稳定等目标，因此货币发行量对往期参数的变动和数值的滞后效应和受影响效应并不显著，Eviews 的脉冲效应分析只能反映时间序列之间的数理意义，不能反映序列间的经济意义及因果关系，图形出现这一情况，主要是由于货币发行量的粘性特征所造成的。无论是从长期还是短期来看，货币发行量  $\ln \frac{M_0}{P}$  对经济增长指标  $\ln \frac{GDP}{P}$  和实际利率  $r$  的冲击贡献率均处于 10% 以下的较低水平，而货币发行量  $\ln \frac{M_0}{P}$  对自身的冲击贡献率在前 3 年内占据了主要份额，从第 3 年后降至 10% 以下的水平。经济发展水平 GDP 受很多种经济因素的影响，无论是实际利率  $r$  还是货币发行量  $\ln \frac{M_0}{P}$  对经济发展水平的影响程度都是有一定限制的，而其他因素更多的反映在往期 GDP 数据中，这就造成了 GDP 受货币发行量  $\ln \frac{M_0}{P}$  影响较小的现象。而货币发行量  $\ln \frac{M_0}{P}$  对自身的冲击贡献度在 5 年后降至 10% 以下的水平，这也符合之前货币发行量受自身影响较小，主要受当期货币政策和财政政策影响的经济背景意义。

## 5. 序列的拟合与预测

### 5.1 序列的拟合

在 Eviews 中建立预测模型，可以对  $\ln \frac{M_0}{P}$ ， $\ln \frac{GDP}{P}$  在未来的值进行变动预测分析。为了检验模型的合理性和精确度，我们首先对模型在 1993-2018 年间的模拟数据与 1993-2018 年间的实际数据进行拟合分析。

模型生成的 1993-2018 年间的模拟数据值如表 5.1 所示：

表 5.1  $\ln \frac{M_0}{P}$ ,  $\ln \frac{GDP}{P}$ ,  $r$  数据在 1993-2018 年间的模拟数据

	$\ln \frac{GDP}{P}$	$\ln \frac{M_0}{P}$	R		$\ln \frac{GDP}{P}$	$\ln \frac{M_0}{P}$	r
1993	5.777573	3.022532	-0.05182	2006	7.754852	4.019715	0.004739
1994	6.04046	3.080995	-0.06451	2007	7.854086	4.083265	0.006266
1995	6.3097	3.115046	-0.04972	2008	7.947724	4.145099	0.006865
1996	6.538614	3.182005	-0.0203	2009	8.037268	4.204218	0.006797
1997	6.71777	3.277781	0.00458	2010	8.123798	4.260244	0.00647
1998	6.853756	3.391549	0.018136	2011	8.207786	4.313339	0.006213
1999	6.965865	3.50439	0.019759	2012	8.289221	4.363942	0.006184
2000	7.071426	3.605379	0.014225	2013	8.36787	4.412506	0.006381
2001	7.1811	3.690842	0.00684	2014	8.443512	4.459351	0.006711
2002	7.297297	3.763724	0.001446	2015	8.516065	4.504618	0.007065
2003	7.417056	3.829331	-0.00059	2016	8.585599	4.548323	0.00737
2004	7.535512	3.892479	0.000222	2017	8.652291	4.590426	0.007599
2005	7.648719	3.955797	0.002455	2018	8.716346	4.6309	0.007764

为了更直观地对比几组数据序列的拟合程度，我们又做出了每组数据的预测值与模拟值对比分析图像，如图 5.1、图 5.2、图 5.3 所示。另外，我们又给出了各组数据的绝对误差与相对误差数据分析表，如表 5.2 所示。

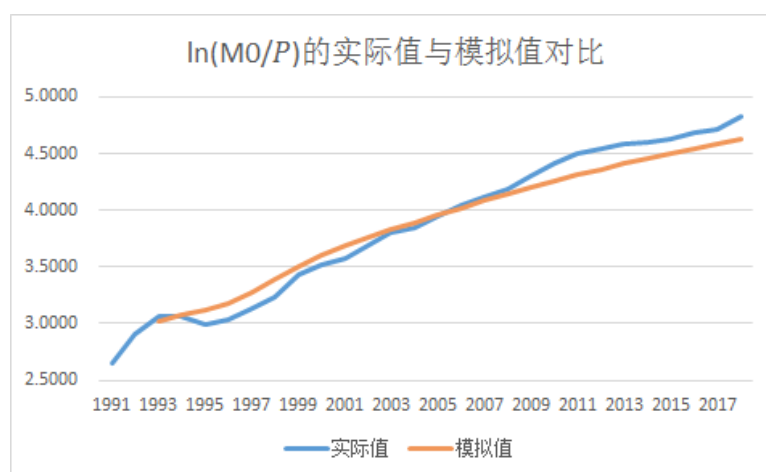


图 5.1  $\ln \frac{M_0}{P}$  的实际值与模拟值对比

表 5.  $2\ln\frac{GDP}{P}$ ,  $\ln\frac{M_0}{P}$ ,  $r$  在 1993-2018 年间的绝对误差与相对误差数据

	$\ln\frac{GDP}{P}$ 绝对误差	$\ln\frac{GDP}{P}$ 相对误差	$\ln\frac{M_0}{P}$ 绝对误差	$\ln\frac{M_0}{P}$ 相对误差	$r$ 绝对误差	$r$ 相对误差
1993	0.0377	0.006532	-0.0443	-0.01446	-0.0934	-2.24567
1994	0.0694	0.011489	0.0129	0.004214	-0.0761	-6.56121
1995	0.0485	0.007693	0.1260	0.042145	-0.0125	0.336559
1996	0.0417	0.006376	0.1522	0.050234	0.1109	-0.84527
1997	0.0643	0.009578	0.1409	0.044924	0.0658	-1.07484
1998	0.0982	0.014326	0.1506	0.04648	0.0264	-3.18506
1999	0.1431	0.020546	0.0661	0.019235	-0.0089	-0.31153
2000	0.1649	0.023314	0.0860	0.024449	-0.0316	-0.68941
2001	0.1772	0.024675	0.1101	0.03074	-0.0297	-0.8126
2002	0.1850	0.025349	0.0784	0.021281	-0.0171	-0.92184
2003	0.2033	0.027416	0.0224	0.005895	-0.0161	-1.03806
2004	0.1846	0.024494	0.0402	0.010435	-0.0276	-0.99201
2005	0.1312	0.017148	0.0086	0.002167	-0.0053	-0.68526
2006	0.0761	0.009811	-0.0317	-0.00783	0.0212	-1.28721
2007	-0.0009	-0.00011	-0.0364	-0.00883	0.0018	0.392444
2008	-0.0643	-0.0081	-0.0364	-0.00871	-0.0033	-0.32696
2009	-0.1276	-0.01588	-0.0957	-0.02226	0.0134	-2.02985
2010	-0.1698	-0.02091	-0.1616	-0.03654	0.0430	-1.17726
2011	-0.2352	-0.02865	-0.1845	-0.04101	-0.0233	-0.78939
2012	-0.2799	-0.03377	-0.1824	-0.04013	0.0117	-2.12436
2013	-0.2980	-0.03561	-0.1773	-0.03863	0.0254	-1.33584
2014	-0.3069	-0.03635	-0.1390	-0.03023	-0.0023	-0.25433
2015	-0.3079	-0.03616	-0.1278	-0.02758	0.0031	0.76625
2016	-0.3087	-0.03595	-0.1417	-0.0302	-0.0026	-0.263
2017	-0.3524	-0.04073	-0.1175	-0.02495	0.0066	6.599
2018	-0.1110	-0.01273	-0.1928	-0.03997	0.0128	-2.5528

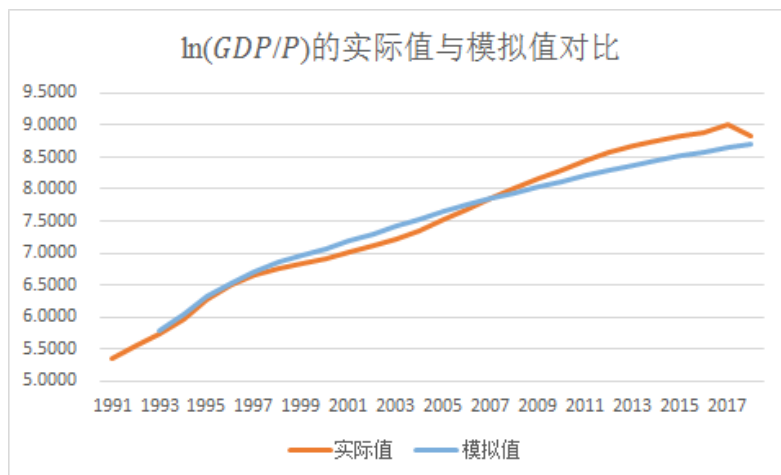


图 5.2  $\ln\frac{GDP}{P}$  的实际值与模拟值对比



图 5.3 r 的实际值与模拟值对比

观察图 5.1，图 5.2，图 5.3，我们可以发现，对于  $\ln \frac{GDP}{P}$ ， $\ln \frac{M_0}{P}$  序列而言，其实际值与模拟值的拟合程度较好，模拟值既能刻画出实际值的走向趋势，又能较好地贴合数据，可以认为模型有很大的合理性。对于  $r$  序列而言，模拟值对实际值的波动性刻画较差，但是从长期来看，模拟值能够显著刻画出实际序列的变动趋势，因此可以用来进行长期预测分析。

## 5.2 数据的预测

在 Eviews 中建立预测模型，可以对  $\ln \frac{M_0}{P}$ ， $\ln \frac{GDP}{P}$ ， $r$  在未来的值进行变动预测分析。根据现有模型，可得出 2019-2040 年间  $\ln \frac{M_0}{P}$ ， $\ln \frac{GDP}{P}$ ， $r$  的数据表 5.3 所示。

观察上述数据结果，我们首先发现  $\ln \frac{M_0}{P}$ ， $\ln \frac{GDP}{P}$  在将来都保持上升的趋势，这是有一定经济意义的。 $\frac{M_0}{P}$  是实际货币发行量，随着经济的发展和国际化水平的提高，人民币的发行量增加会成为一个必然现象。一方面，由于中国经济的稳定性和庞大性，很多经济发展水平较低或币值不稳定的国家会选择人民币作为储值工具，以丰富本国的外汇储备；另一方面，随着中国生产力的发展，本国人民也会有更多的投资需求和流动性需求，这也促使了人民银行加大货币发行量。而  $\frac{GDP}{P}$  是本国实际国民生产总值，这一序列的稳定上升，也是经济发展的必然，另外，

这也能从侧面反映出我国人民生活水平的上升。

表 5.3  $\ln \frac{M_0}{P}$ ,  $\ln \frac{GDP}{P}$ ,  $r$  数据在 2019-2040 年间的预测数据

	$\ln \frac{GDP}{P}$	$\ln \frac{M_0}{P}$	$r$
2019	8.777945	4.669759	0.007895
2020	8.837223	4.707057	0.008018
2021	8.894269	4.742874	0.008151
2022	8.949148	4.777296	0.008296
2023	9.001919	4.810396	0.008448
2024	9.052644	4.842236	0.008599
2025	9.101396	4.872862	0.008743
2026	9.148253	4.902315	0.008877
2027	9.193294	4.930633	0.009001
2028	9.236597	4.957856	0.009118
2029	9.278233	4.984023	0.00923
2030	9.318267	5.009177	0.009338
2031	9.356759	5.033358	0.009443
2032	9.393767	5.056607	0.009545
2033	9.429346	5.078959	0.009644
2034	9.463552	5.10045	0.009739
2035	9.496436	5.121113	0.00983
2036	9.528051	5.140979	0.009917
2037	9.558445	5.160078	0.010001
2038	9.587667	5.178439	0.010081
2039	9.615762	5.196092	0.010158
2040	9.642773	5.213064	0.010233

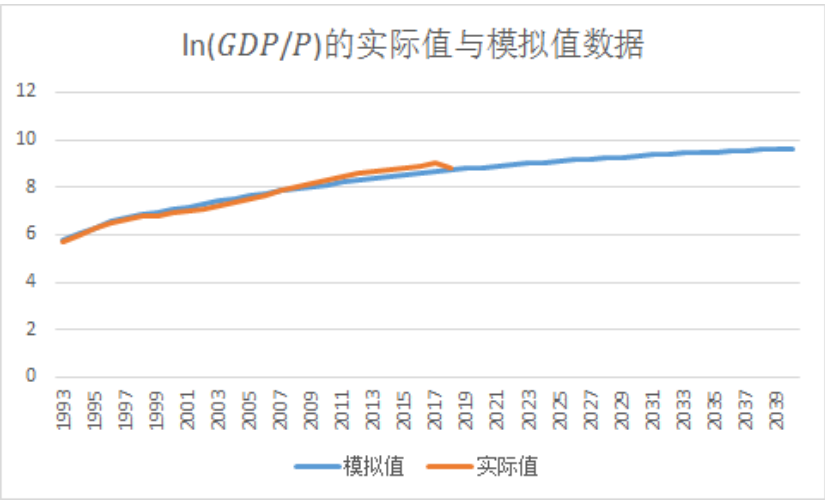


图 5.4  $\ln \frac{GDP}{P}$  的实际值与模拟值数据

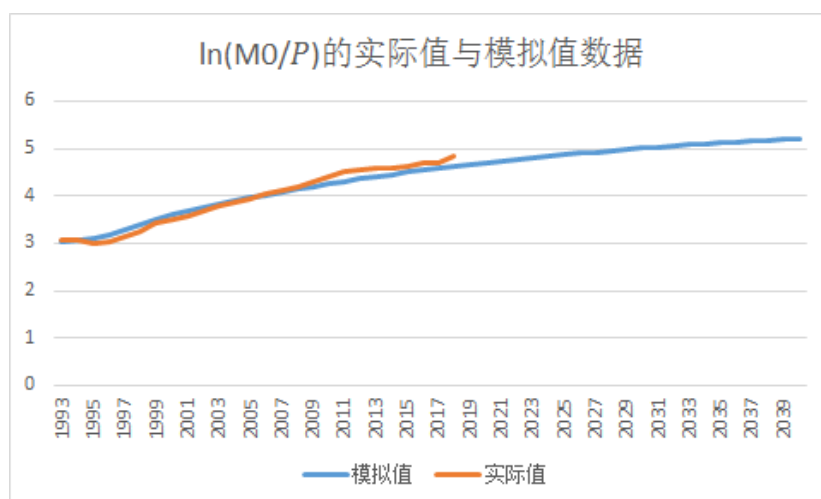


图 5.5  $\ln \frac{M_0}{P}$  的实际值与模拟值数据

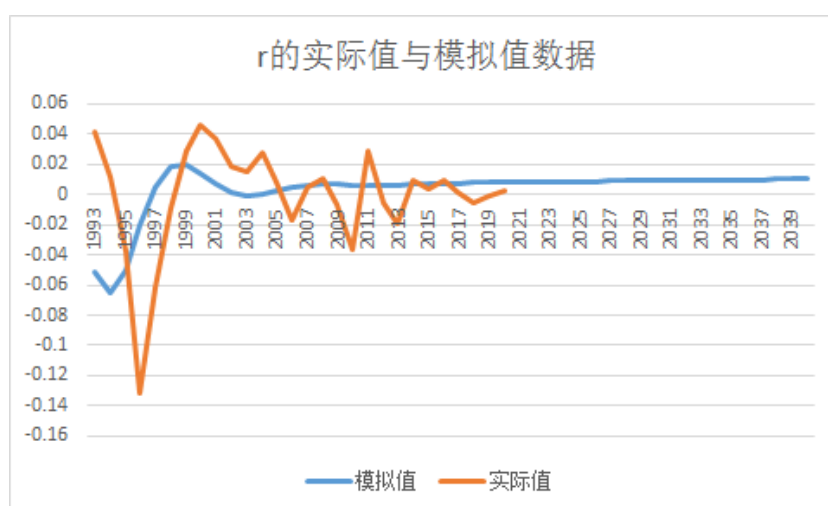


图 5.6  $r$  的实际值与模拟值数据

图 5.4，图 5.5，图 5.6 较好地体现了实际货币发行量、实际经济增长、实际利率的发展规律和发展趋势，及其背后的经济意义。其中最值得注意的是实际利率  $r$  的发展变动趋势，从 2018 年的 0.007764，到 2040 年的 0.010233，其绝对变动额仅有 0.003，看似极小，但也值得引起政策制定者的注意。

为了更加直观地感受这一变动的大小，我们以 2018 年的实际利率值作为基期数据，求得 2019-2040 年间各实际利率相对于基期的变动情况如表 5.4 所示。

观察表 5.4，我们可以很明显地发现，2040 年的实际利率  $r$  已达到了 2018 年的 1.3180 倍，这是一个相当惊人的数字。根据费雪公式：

$$1 + i = (1 + r) \times (1 + \pi)$$

当实际利率达到 0.01 时，即使通货膨胀率完全为 0，其名义利率也会比基期

高出 0.003，这对于经济调节和政策分析的影响是十分显著的。一般来讲，利率  $r$  的变动率先冲击国民生产总值中的投资部分  $I$ ，进而对整个 GDP 和国民生产系统都产生一定的影响。

另外， $r$  的拟合数据显示，该模型只能反映序列的变化趋势，很难对短期波动进行刻画。因此，在对未来政策进行预期分析时，应谨慎使用本模型预测出的  $r$  值。

表 5.4 实际利率  $r$  在 2019–2040 年间的变动情况（以 2018 为基期）

年份	实际利率变动情况
2019	1.0168
2020	1.0327
2021	1.0498
2022	1.0685
2023	1.0881
2024	1.1075
2025	1.1261
2026	1.1433
2027	1.1594
2028	1.1744
2029	1.1888
2030	1.2027
2031	1.2162
2032	1.2294
2033	1.2421
2034	1.2544
2035	1.2661
2036	1.2773
2037	1.2881
2038	1.2984
2039	1.3084
2040	1.3180

## 六、模型应用及政策分析

### 6.1 模型应用

本模型可用于对人民币国际化收益等进行定量测算，并在得出相应数据结果的基础上，用以调整政策的力度和走向等。

人民币国际化的各种收益可分为能够量化的收益和难以量化的收益，在能够量化的收益中，国际铸币税收入是一项很重要的收益。货币铸造成本低于其面值而产生的差额被称为铸币税，是政府的一个重要收入来源。国际铸币税收益指的是由货币发行方获取的货币面值高于其发行成本的部分，其大小与人民币境外流通规模有很大相关性。对人民币境外流通规模的测算通常有两种方法：直接法和间接法。直接法通常是查阅有关资料对人民币境外流通量进行直接估算，间接法通常是采用差额的方式，扣除国内货币需求后求得境外流通量。由于人民币流入流出的途径比较复杂，我们用间接估测的方法测算人民币境外流通规模，随后在得出的估测结果基础上进行铸币税收益估算。

#### 6.1.1 人民币境外流通规模测算

基于弗里德曼的现代货币数量理论，理论货币需求函数为：

$$\frac{M_d}{P} = f(y, \omega, r_m, r_x, \frac{1}{P}, \frac{dP}{dt}, u) \quad \text{公式 6.1}$$

其中 $\frac{M_d}{P}$ 表示实际货币需求， $y$ 表示实际的恒久收入， $\omega$ 代表非人力财富收入与人力财富收入的比值； $r_m$ 表示货币预期收益率， $r_x$ 表示其他资产的收益率， $\frac{1}{P}$ · $\frac{dP}{dt}$ 是预期物价的变动率； $u$ 表示人们的主观偏好。现代货币数量学认为，如果略去 $y$ 和 $\omega$ 在个人间分配的影响，分别视  $M$  和 $y$ 为按人口平均的货币持有量和实际收入， $\omega$ 为非人力财富占总财富的平均比例，则上述方程式适用于整个社会。在上述需求函数中， $y$ 、 $r_m$ 与货币需求呈正向关系， $\omega$ 、 $r_x$ 与货币需求呈负向关系，假设 $\omega$ 、 $u$ 等在长期中稳定不变。

根据上述需求函数，我们建立模型

$$\ln \frac{M_0}{P} = \alpha_1 + \beta_1 \ln \frac{GDP}{P} + \beta_2 r + \varepsilon \quad \text{公式 6.2}$$

其中被解释变量 $\frac{M_0}{P}$ 表示扣除价格因素的货币供给，解释变量 $\frac{GDP}{P}$ 表示扣除价格因素的国内生产总值，用居民消费价格指数代表  $P$ ， $r$  表示货币持有的机会成本即实际利率，我们用我国储蓄存款一年期定期利率来代表名义利率（整存整取），



---

$r$  表示名义利率减去价格指数 CPI,  $\varepsilon$  为随机扰动项。

### 6.1.2 人民币铸币税收益估算

在这一部分, 我们采用常用的测算中央银行铸币税的方式, 即铸币税由机会成本铸币税、货币铸币税、通货膨胀税三部分组成的测算方法, 来估算铸币税收益。其中机会成本铸币税  $r \frac{M}{P}$  是指央行发行货币的资本生息; 货币铸币税  $\frac{dM}{P}$  是指发行货币本身所取得的收入; 通货膨胀税  $\pi \frac{M}{P}$  是指由于发生通胀央行收取的通胀税。设立模型:

$$S = r \frac{M}{P} + \frac{dM}{P} + \pi \frac{M}{P} \quad \text{公式 6.3}$$

其中,  $r$  表示名义利息率,  $\frac{M}{P}$  表示实际货币量,  $\frac{dM}{P}$  表示实际货币增量,  $\pi$  为通货膨胀率。在此模型中, 通货膨胀税是由于通货膨胀带来的隐蔽性增税, 将这个含义引申为国际通胀铸币税, 则国际通胀铸币税表示当一种国际货币相对于一种货币贬值时, 发行该国际货币的国家从境外持有该货币的居民中转移的一部分收入。由于我国人民币的币值比较稳定, 人民币汇率变化不大, 所以计算模型中可以忽略通胀税收入部分。公式 6.3 可简化为:

$$S = r \frac{M_f}{P} + \frac{dM_f}{P} \quad \text{公式 6.4}$$

公式 6.4 中的  $M_f$  即为预测出的人民币境外流通量。

## 6.2 政策分析及相关建议

### 6.2.1 模型应用结论

(1) 人民币国际化带来的可计量收益中国际铸币税收益大小与人民币境外流通规模间有很强的相关性, 且呈正向关系, 除此之外, 人民币国际化发展还将为我国带来许多不可计量的长期潜在收益。其中, 由于人民币汇率处于较稳定状态, 人民币国际化发展带来的更多使用本币进行国际贸易结算, 能够有效规避汇率风险。

---

(2) 在人民币国际化发展进程中，除了为我国带来各种可估量或不可计量的收益外，还有一定的风险和成本，其中可计量的风险货币替代风险，自 2008 年以后呈现逐渐下降趋势，随着我国金融市场的深化完善和汇率体制的改革，货币替代风险得到了一定程度的控制。除此之外，人民币国际化发展需要的更加开放的经济环境和金融市场，也会为我国的货币政策等带来更多的挑战和风险。

(3) 人民币国际化发展道路还很漫长，除了从成本收益角度分析人民币国际化发展进程外，结合当前全球实体经济结构与国际货币金融体系间的关系，对人民币国际化发展进行分析尤为重要。尽管经济基础是实现人民币国际化的根本条件，但结合国内与国际经济金融体系现状，综合实力以及金融市场的开放程度对人民币国际化长期发展具有重要的影响。

### 6.2.2 相关建议

在人民币国际化发展进程中，基于以上成本收益分析，我们应当全面考虑人民币国际化发展中的各种收益和风险，选择合适的策略来实现收益最大化和风险最小化。

首先，要对人民币国际化发展进程做出正确的认识。近年来我国贸易规模和经济规模的快速增长为人民币国际化奠定了基础，人民币境外流通规模增加，周边各国对人民币的需求也不断增长，人民币国际化发展已实现周边化，正迈向区域化阶段，但与美元、日元等国际化程度较高的货币相比仍然有较大差距。

其次，要对人民币国际化发展做出全面、多层次的考量。通过对人民币国际化的成本收益分析，我们发现在人民币国际化能带来巨大收益的同时，也可能会带来一定的风险和成本。国内金融市场的深化与完善，货币政策的积极调控等会在一定程度上起到控制风险作用，因此客观理性的看待人民币国际化带来的收益和风险，渐进地对国际货币金融体系做出改革，在应当推进人民币国际化时推进，不断根据自身情况做出调整，是人民币国际化发展中应当始终保持的态度。

最后，在推进人民币国际化发展过程中，应当重视金融市场在其中发挥的作用，积极完善深化金融市场环境，使我国金融市场为人民币国际化提供良好的市场环境，是人民币国际化发展进程中亟待解决的问题。开放、流动、有深度的金融市场能够大大提高对外国投资者的吸引力，投资者的剧集进一步提高市场流动

---

性形成良性循环,因而完善且与人民币国际化发展相匹配的金融市场体系是人民币国际化的必要条件之一。

## 参考文献

- [1] Ramona Orastean Chinese-Currency-Internationalization[J]. 2013
- [2] 陈双双, 蒋丰一, 强建宏. 人民币国际化成本收益分析[J]. 经济研究导刊, 2016(23): 4-5
- [3] 李强. 人民币国际化策略研究[D]. 山东财经大学, 2012.
- [4] 陆洋. 人民币国际化的收益与成本分析[D]. 南京财经大学, 2012.
- [5] 潘宏胜. 中国金融四十人论坛课题组, 国际视角的人民币国际化成本和收益分析[J]. 新金融评论, 2016(05): 1-30.
- [6] 盛景明. 人民币国际化的成本和收益分析[D]. 山东大学, 2016.
- [7] 石柳. 国际货币体系改革背景下人民币国际化的收益分析[J]. 金融经济, 2018(20): 106-107.
- [8] 石勇. 人民币国际化的成本收益分析[J]. 现代经济信息, 2016(20): 269-270.
- [9] 许越. 人民币国际化收益和成本分析[J]. 商业时代, 2013(26): 63-65.
- [10] 张强. 人民币国际化成本与收益分析[D]. 首都经济贸易大学, 2018.

