

# 我国经济中“托宾效应”和“反托宾效应”的实证检验

刘金全

(吉林大学 数量经济研究中心, 吉林 长春 130012)

**摘要：**如果通货膨胀对于实际产出存在正向影响，则认为经济当中存在“托宾效应”；如果通货膨胀对实际产出增长存在反向影响，则认为经济当中存在“反托宾效应”；如果通货膨胀对于实际产出没有显著影响，则存在货币变量的长期中性或者超中性。通过对通货膨胀率与实际产出增长率之间短期波动和长期均衡关系的检验，我们发现我国经济当中存在显著的“托宾效应”，并且货币中性和超中性等性质在短期内并不成立。这意味着目前诱导一定程度的名义经济活性和规模膨胀，对于促进经济扩张和增强政策效应是十分重要的。

**关键词：**经济增长；货币中性；托宾效应；反托宾效应

**中图分类号：**F224.0 **文献标识码：**A

## 1 引言

如何判断一些主要宏观经济指标之间的相互影响和相互替代等问题，一直是宏观经济理论和经济政策理论的核心内容。长期以来，虽然已经对于通货膨胀率与实际产出、生产率和经济增长率等之间的影响方向和影响程度等问题进行大量的研究，但是目前的研究结果远未达到理论和实证的统一(Turnovsky, 1996)。即使在判断通货膨胀率水平对于人均资本和人均产出的长期均衡稳态的影响上，也出现了多种可能的结果，并且得到了一些国家经济运行现实的实证支持。目前主要的理论推断和实证检验有下述三种主要观点。

第一种观点认为通货膨胀率与稳态经济增长率之间没有联系，在统计上两者之间不存在显著的相关性。这种观点的基础模型是将实际货币余额直接引入效用函数，政府利用转移支付将货币引入到效用最大化的约束条件当中，可以推导出稳态产出水平与货币供给规模和增长率无关，进而得到了货币供给是中性和超中性的基本结论，这种货币长期中性结论被称为Sidrauski 命题(Sidrauski, 1967)。这里的货币中性是指货币供给的增长将导致价格水平的相同比例增长，对于实际产出水平没有产生影响；货币超中性是指货币供给增长率的变化对于实际产出行为也没有影响(Romer, 1996)，积极货币政策(提高货币供给增长率)在长期当中也没有显著的实际效果。在实证研究当中，支持货币政策短期中性或者超中性的经验结果很少，因此在大多数国家的经济当中货币政策具有短期有效性。

第二种观点认为通货膨胀率对于实际产出增长率具有正向影响，Tobin(1965)假设货币与资本之间是可以完全替代的，此时可以得到通货膨胀率对于实际产出的正向影响，如此通货膨胀率的作用效果被称为“托宾效应”(Tobin Effect)。Stanners (1996)通过对于不同国家截面数据的研究发现，一些处于低通货膨胀率的国家，其中的大多数并没有实现超出自然率水平的快速经济增长。上个世纪进入 90 年代以后，以日本经济为代表的一些国家出现了低通货膨胀下的经济持续萧条，这更促使人们开始怀疑低通货膨胀水平带来的增长效应。

Krugman(1999)对日本经济萧条进行了长期研究, 开出了一系列促使日本经济脱离货币政策“陷阱”的主张, 但是目前来看却无一奏效, 他认为根本原因就是货币政策的扩张性力度不够, 因而日本低通货膨胀或者通货紧缩现象没有得到彻底缓解。由此看来, 即使高通货膨胀有碍于经济增长, 但通货紧缩却并非有助于经济的快速增长, 经济当中具有存在“托宾效应”的可能。

第三种观点认为通货膨胀率对于实际产出增长率具有负的影响, 当假设货币是资本的互补品时, 可以在引入货币的实际经济周期模型当中得到这样的政策结论(Stockman, 1981)。如此通货膨胀率的作用被称为“反托宾效应”(Anti-Tobin Effect)。如果实证检验经济当中存在“反托宾效应”, 则显著的通货膨胀有碍于快速经济增长, 此时政策选择和操作则推崇低通货膨胀的经济环境。Alexander(1997)坚持认为经济政策的主要目标之一仍然是保持较低的通胀水平。他的经验研究采用了经济增长方程, 考虑了净资本存量和劳动力增量等生产投入要素。在增长率的回归方程中, 资本和劳动投入等变量的系数是正的, 但通胀率的系数却是负的, 因此, 通货膨胀率对于经济增长率具有负的边际作用, 高通货膨胀率有碍于经济增长; Barro(1996)的类似研究具有一定的规范性, 他认为保持低通货膨胀不仅有利于提高经济增长率, 而且“低通货膨胀率和高经济增长率”的组合具有更高的社会福利水平和资源配置效率。定量结果是通货膨胀率增加 10%, 将使经济增长率降低 0.2%至 0.3%, 也使投资率(投资在 GDP 中所占比例)降低 0.4%至 0.6%; 但需要注意, 这只是高通货膨胀率的“短期成本”, 如此通货膨胀增加幅度 30 年后的长期效果是使经济增长率降低 4%至 7%, 如此显著的增长损失无论如何都是应该加以避免的。

虽然上述关于通货膨胀率与实际产出增长率之间关系的结论都具有一定的模型支持, 但是在实际经济环境当中的检验都遇到了一定程度的困难。一些实证结论是在出现持续通货膨胀的国家中得到的, 也有一些实证结论是在出现持续通货紧缩的国家中得到的, 并没有获得价格水平升高或者降低时, 通货膨胀率对实际产出影响的一致性结论(Barro, 1996)。为此, 在通货膨胀和通货紧缩交替出现的经济当中, 进行“托宾效应”检验则更有意义。由于我国经济运行从 1990 年开始出现过持续的通货膨胀(1990 年至 1996 年), 也出现过持续的通货紧缩(1996 年至今), 在此期间货币政策曾经出现过扩张—收缩—稳健的规则性转变, 所产生的经济增长过程也从经济快速增长—经济“软着陆”—经济轻微收缩—经济“软扩张”的阶段转变(刘金全, 2003 年), 因此我们可以检验在我国经济当中是否存在短期或者长期的货币中性、“托宾效应”和“反托宾效应”, 以此说明货币政策的有效性、货币政策作用机制和价格水平活性(波动性)和规模(价格的高低)的重要作用。

为了区分通货膨胀率对于实际产出的长期或者短期影响, 我们的检验方式是采用 H-P 滤波方式将通货膨胀率中的持久成分和暂时成分识别出来, 然后判断通货膨胀率的扰动对于实际产出的短期和长期影响。通货膨胀率的长期影响可以通过 VAR 模型的冲击反应加以识别; 而短期影响可以利用 ECM(误差修正)模型加以检验。我们主要针对我国单一国家的时间序列数据, 这样可以消除进行多个国家截面数据不同产生的影响, 从而增强检验结论的稳健性。

## 2 数据描述和短期“托宾效应”的实证检验

我们利用变量  $g_t$  和  $\pi_t$  表示我国实际 GDP 的月度(同比)增长率和月度(同比)通货膨胀率; 利用变量  $Tg_t$  和  $T\pi_t$  表示序列当中的趋势成分。由于增长率和通胀率当中不存在确定性的线性趋势成分, 因此我们采用 H-P 滤波方法(Hodrick and Prescott, 1990)脱离时间序列当中的趋势成分。此时可以定义实际产出增长率和通货膨胀率序列当中的波动成分为:

$$Cg_t = g_t - Tg_t,$$

$$C\pi_t = \pi_t - T\pi_t \quad (1)$$

图 1 和图 2 给出了我国经济增长率和通货膨胀率的时间路径(其中包含波动成分、水平成分和趋势成分;横坐标是年度时间,纵坐标是百分数,即坐标尺度乘以 100%),样本范围为 1990 年 1 月至 2003 年 3 月,数据来源为《中国经济景气月报》,实际 GDP 序列进行了季度数据的月度分解,由于采用同比增长率,因此没有进行原数据的季节调整。

从图 1 和图 2 中的趋势成分可以看出,产出增长率和通货膨胀率具有类似的波动模式,而且波动的峰和谷是基本对应的。从图中的波动成分(柱形图表示)来看,出现了明显的波动聚类现象(在某个时间段内呈现密集性),这是波动性的条件异方差现象(Mills, 1999)。从图中可以发现,通货膨胀率当中的波动成分出现了稳定的持续性,这说明通货膨胀率波动的方向比较稳定,体现了一定程度的价格粘性或者价格变化的单向性(持续的价格膨胀或者价格紧缩)。价格水平变化(通货膨胀或者通货紧缩)的持续性与我国经济增长扩张和收缩的持续性具有内在联系。

刘金全、谢卫东(2003)曾经度量过通货膨胀率与经济增长率各种成分之间的动态相关性,但是尚未给出两者之间在长期和短期内的影响方向 and 影响程度,也没有描述各种冲击成分的动态影响路径。为此,在下面的分析当中,我们通过分解通货膨胀率当中的持久冲击和暂时冲击作用,判断“托宾效应”在短期内和长期内是否存在。

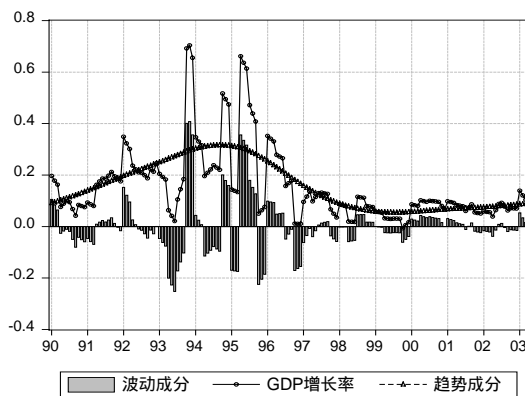


图 1 经济增长率及其成分分解

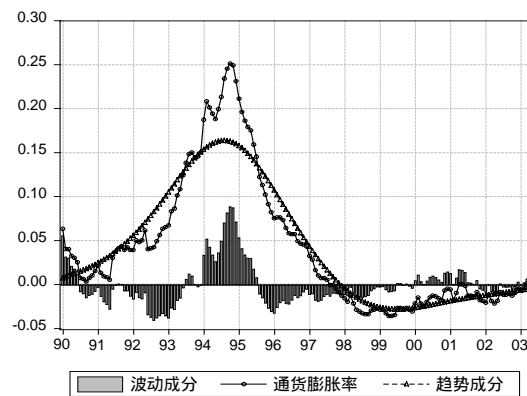


图 2 通货膨胀率及其成分分解

## 2.1 经济增长率与通货膨胀率波动成分之间的相互影响

采取变量滞后 2 阶的 VAR 模型(进行阶数比较后,发现 2 阶的效果较好)波动成分的 VAR 模型结构式方程为:

$$Bx_t = \Gamma_0 + \Gamma_1 x_{t-1} + \Gamma_2 x_{t-2} + \varepsilon_t \quad (2)$$

其中变量和参数矩阵为:

$$x_t = \begin{bmatrix} cg_t \\ c\pi_t \end{bmatrix}, B = \begin{bmatrix} 1 & b_{12} \\ b_{21} & 1 \end{bmatrix}, \Gamma_0 = \begin{bmatrix} b_{10} \\ b_{20} \end{bmatrix}, \Gamma_1 = \begin{bmatrix} \alpha_{11} & \alpha_{12} \\ \alpha_{21} & \alpha_{22} \end{bmatrix}, \Gamma_2 = \begin{bmatrix} \beta_{11} & \beta_{12} \\ \beta_{21} & \beta_{22} \end{bmatrix}, \varepsilon_t = \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix}$$

$\varepsilon_{1t}$  和  $\varepsilon_{2t}$  分别是作用在经济增长率波动成分  $cg_t$  和通货膨胀率波动成分  $c\pi_t$  上的结构式冲击。在 VAR 结构当中可以利用冲击反应函数识别出经济增长率波动和通货膨胀率波动对于

各种冲击的动态反应过程。

将结构式方程转化为简化式方程：

$$x_t = A^{-1} \Gamma_0 + A^{-1} \varepsilon_t$$

$$A = (B - \Gamma_1 L - \Gamma_2 L^2) \quad (3)$$

其中  $L$  是滞后算子， $A$  是二阶算子多项式构成的矩阵，假设其特征根均落在单位圆外。如果假设通货膨胀率冲击先于实际产出增长率冲击发生，这相当于给定了变量的 Cholesky 分解顺序(Blanchard and Quah, 1989)，则可以获得简化式的可识别性约束，约束条件为： $b_{21} = 0$ 。此时通货膨胀率冲击对于实际产出具有短期和长期影响，并且具有暂时和长期冲击成分，而实际产出增长率冲击对于通货膨胀率没有当期影响，只有通过时间滞后形成的长期影响。发生在通货膨胀率上的持久冲击可以认为是由货币供给增长率中的冲击造成的，而短期冲击则可能是由影响货币供给的其他扰动因素形成的。

在获得上述简化式估计的基础上，可以判断可识别 VAR 模型中的经济变量对于结构式冲击的动态反应乘数(在增长率情形下是变量之间的弹性系数)。例如，可以得到经济增长率波动成分相对于通货膨胀率波动成分单位冲击的反应函数为(具体估计方法和过程参见 Mills, 1999)：

$$\frac{d(cg_{t+n})}{d\varepsilon_{2t}} = f(n) \quad (4)$$

其中  $n$  是冲击作用的时间滞后间隔， $f(n)$  是算子多项式 ( $A^{-1} \varepsilon_t$ ) 展开后得到的对应系数。

对于实际产出增长率和通货膨胀率的波动成分建立 VAR 模型，选取滞后长度为 12 个月，通过具体计算可以得到上述冲击反应函数，其轨迹由图 3 至图 4 给出。图中的横坐标是冲击

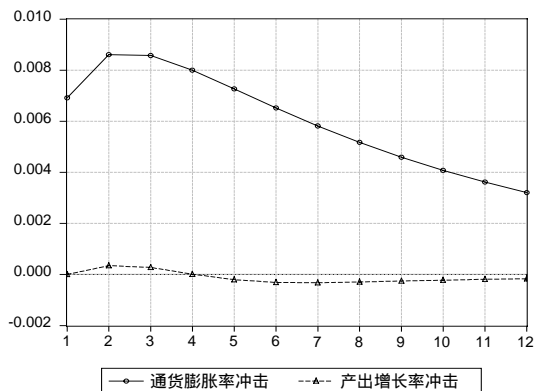


图 3 通货膨胀率波动成分的冲击反应曲线

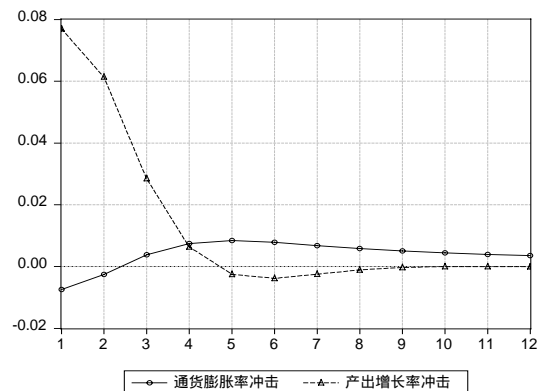


图 4 产出增长率波动成分的冲击反应曲线

发生后的时间间隔(月度为单位)，纵坐标直接以坐标尺度表示的百分点数。其余冲击反应曲线与此相同。

从冲击反应曲线当中，我们可以清楚地看出，无论是通货膨胀率还是实际产出增长率，它们在冲击反应方式上均具有类似的反应模式。通货膨胀率的波动成分(与趋势水平的偏离)对于自身的单位冲击，具有比较显著的正向反应，这意味着无论是出现价格膨胀还是价格紧缩的外生冲击，都将形成同方向的通货膨胀率波动，进而导致价格膨胀或者价格紧缩过程的

持续性，这是我国价格水平变化形成持续通货膨胀和持续通货紧缩现象的动态原因(参见图 2 显示的长波型轮廓)；实际产出增长率对于发生在通货膨胀率波动成分上的冲击反应也并不敏感，同时实际产出增长率本身的冲击作用也没有形成持续效应，这是我国经济目前出现经济周期波动稳定性的根本原因。更为重要的是，上述波动成分之间的动态影响表明，实际产出增长率冲击与通货膨胀率冲击在交互影响上出现了一定程度的两分性。注意到图 3 和图 4 纵坐标尺度上的差异，通货膨胀率对于外生冲击的反应惰性更强一些，这是我国价格水平变化粘性较强的体现；实际产出对于外生冲击的反应显得更敏感一些，特别是在单位正向通货膨胀率冲击发生一个阶段(一个月)后，实际产出增长率便开始出现正向反应，显示出一定程度的“托宾效应”。“托宾效应”在其后的一年内仍然持续，计算长期乘数为 0.0571，这意味着通货膨胀率出现超过趋势成分 1 个百分点的暂时冲击后，在 12 个月的时间范围将促使经济增长超过趋势成分 0.057 个百分点。这对于我国经济的产出规模而言，“托宾效应”是相当显著的。

表 1 通货膨胀率波动成分的方差分解

长度	标准差	通胀率	产出增长率
1	0.0069	100.0	0.000
2	0.0111	99.90	0.099
3	0.0134	99.90	0.100
4	0.0161	99.92	0.076
5	0.0177	99.92	0.076
6	0.0189	99.91	0.094
7	0.0197	99.89	0.113
8	0.0204	99.87	0.126
9	0.0209	99.86	0.135
10	0.0213	99.86	0.141
11	0.0216	99.86	0.145
12	0.0219	99.85	0.148

表 2 实际产出增长率波动成分的方差分解

长度	标准差	通胀率	产出增长率
1	0.0773	0.931	99.07
2	0.0987	0.639	99.36
3	0.1028	0.724	99.28
4	0.1033	1.237	98.76
5	0.1036	1.881	98.12
6	0.1040	2.432	97.57
7	0.1043	2.843	97.16
8	0.1044	3.144	96.86
9	0.1046	3.368	96.63
10	0.1046	3.541	96.46
11	0.1047	3.677	96.32
12	0.1048	3.784	96.22

将通货膨胀率和实际产出增长波动成分的预测方差进行分解，可以判断形成这些变量波动性的主要成分(通货膨胀率和产出增长所在各列表示它们在形成标准差中的贡献)。选取 12 个月的预测步长，可以得到表 1 和表 2 的方差分解表。例如，预测 12 个月后波动成分的标准差为 0.0219，其中来源于通货膨胀率波动成分的方差为 99.85%，而来自产出增长率波动成分的方差为 0.148%，由此可见通货膨胀率波动成分主要是由自身因素形成的，产出波动成分对其影响甚微。表中的数据说明，预测误差的方差主要来源于本身的冲击，其他外部冲击对于方差的贡献不到 1%，这体现了两者在冲击作用上的弱相关性。

## 2.2 经济增长率与通货膨胀率水平值之间的相互影响

类似地，我们仍然可以继续分析出现通货膨胀率和增长率水平值上冲击扰动和方差分解，此时需要将 VAR 模型中的二元变量取作  $x_t = (g_t, \pi_t)$ 。仍然假设通货膨胀率相对于实际产出增长率是外生的，即假设通货膨胀率冲击对于实际产出增长产生影响，而实际产出增长率冲击对于通货膨胀率没有当期影响。此时得到的冲击反应函数由图 5 至图 6 给出。

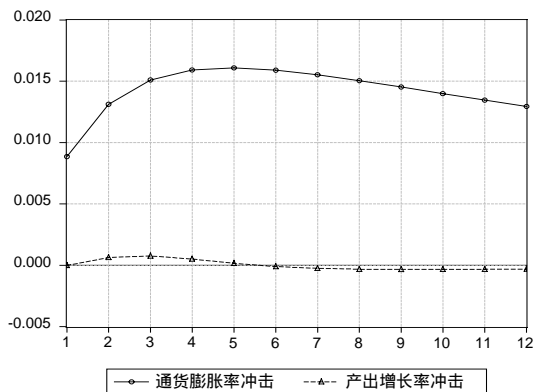


图 5 通货膨胀率水平值的冲击反应曲线

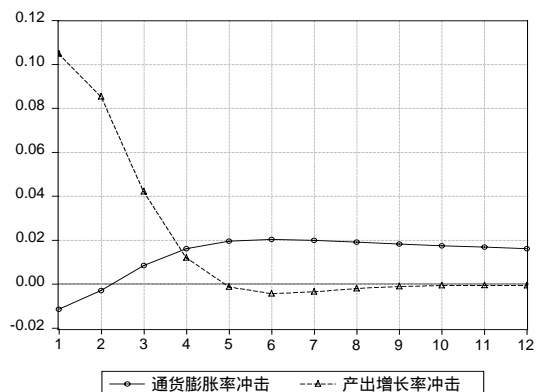


图 6 产出增长率水平值的冲击反应曲线

上述水平值的冲击反应曲线表明，它们同波动成分之间的反应模式基本是类似的，主要特征是通货膨胀率对于发生在实际产出增长上的外生冲击反应微弱(见图 8)，而实际产出增长率对于发生在通货膨胀率上的外生冲击反应却具有一定的持续性(见图 9)。显然，当出现通货膨胀率正向冲击以后，在 1 个月以后出现了产出增长率的轻微下降，但随后出现了产出增长率的持续增加，体现了通货膨胀率冲击对于产出增长率正向影响的“托宾效应”。

表 3 通货膨胀率水平值的方差分解

长度	标准差	通胀率	产出增长率
1	0.0075	100.0	0.000
2	0.0130	99.81	0.193
3	0.0176	99.69	0.331
4	0.0216	99.63	0.365
5	0.0250	99.65	0.351
6	0.0279	99.68	0.324
7	0.0306	99.70	0.299
8	0.0329	99.72	0.278
9	0.0351	99.74	0.262
10	0.0370	99.75	0.250
11	0.0388	99.76	0.241
12	0.0405	99.77	0.233

表 4 实际产出增长率水平值的方差分解

长度	标准差	通胀率	产出增长率
1	0.0780	0.4836	99.52
2	0.1003	0.3032	99.70
3	0.1056	0.9976	99.00
4	0.1070	2.745	97.26
5	0.1083	5.049	94.95
6	0.1097	7.413	92.59
7	0.1110	9.624	90.38
8	0.1123	11.65	88.35
9	0.1135	13.50	86.50
10	0.1147	15.21	84.79
11	0.1157	16.81	83.19
12	0.1168	18.30	81.70

需要注意，图 4 和图 6 所显示的“托宾效应”具有一定程度的差别，前者是通货膨胀率偏离趋势水平时价格膨胀影响，与经济周期的阶段性有关；而后者是通货膨胀率与前期水平相比的冲击，与经济周期阶段没有关系。因此，无论是出现通货膨胀率波动成分的冲击，还是通货膨胀率水平值的冲击，都将对经济增长具有正向影响，“托宾效应”与经济周期阶段没有必然联系，无论是经济扩张阶段还是收缩阶段的通货膨胀都具有“托宾效应”，这是一种非常重要的经济事实。

类似地进行预测误差的方差分解，得到表 3 和表 4 的方差分解表。需要注意，产出增长率水平值上的方差分解与波动成分的方差分解有所区别，其中通货膨胀率的影响显著增加，这意味着通货膨胀率冲击对于实际产出的短期影响程度大于长期影响程度。通货膨胀率水平值上的冲击大都是由非规则或者非预期货币冲击形成的，因此这样的实证结果验证一个重要的经济现象，即非预期货币政策的实际效果更为显著(Walsh, 1998)。

### 3 误差修正模型和长期“托宾效应”的实证检验

目前一些研究认为，即使增长率与通胀率之间存在相关性，那么这些相关性在超前或者滞后上可能出现非对称性，即超前通胀率和滞后通胀率同当期增长率之间的相关程度存在明显不同(Kim and Thomas, 2000)。这种非对称性可能反应出价格调整在前，数量调整在后，名义经济对于实际经济的正向影响较强，而实际经济对于名义经济的反馈影响较弱等特征。

#### 3.1 经济增长率与通货膨胀率的相关性分析

我们计算增长率与通胀率之间的动态相关系数，例如水平值之间的相关系数为：

$$\rho(j) = [\text{cov}(g_t, \pi_{t+j})] / [\sigma(g_t)\sigma(\pi_{t+j})] \quad (5)$$

$\text{cov}(g_t, \pi_{t+j})$  是两个变量之间的协方差， $\sigma(g_t)$  和  $\sigma(\pi_{t+j})$  分别表示各自变量的标准差。 $j > 0$  时表示当期增长率  $g_t$  与滞后  $j$  期通胀率  $\pi_{t+j}$  之间的相关性； $j < 0$  时表示当期增长率  $g_t$  与超前  $j$  期通胀率  $\pi_{t+j}$  之间的相关性；通过计算样本协方差和样本标准差，可以得到图 7 和图 8 的动态相关系数轨迹，其中横坐标表示相关性的时间间隔(选取超前和滞后 36 个月)，纵坐标表示相关系数的数值。

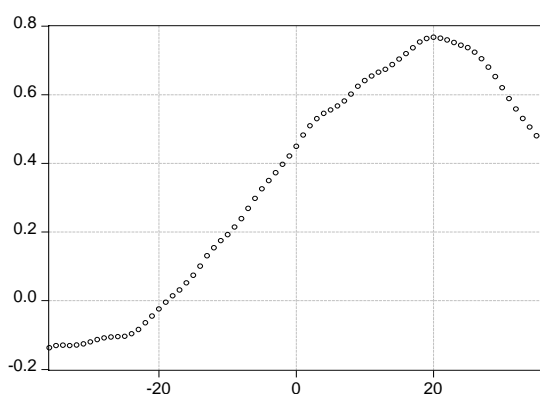


图 7 经济增长率与通货膨胀率波动成分的相关性

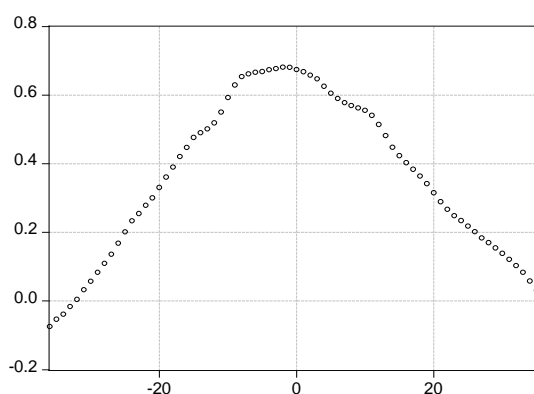


图 8 经济增长率与通货膨胀率水平值的相关性

图 7 给出了经济增长率与通货膨胀率波动成分之间的相关性。由于波动成分表示与趋势的偏离，因此从图中可以看出，经济增长率与通货膨胀率的变化具有同周期性，即相对于趋

势水平同时进行扩张或同时进行紧缩。图 7 所体现的另一种突出特征是，两者相对于经济周期阶段性的反应具有一定程度的非对称性。经济增长率波动成分与通货膨胀率波动成分的滞后相关性大于超前相关性，经济增长率波动性与滞后 20 个月的通货膨胀率波动性之间的相关性最大(相关系数接近 0.80)，而经济增长率波动性与超前 20 个月的通货膨胀率波动性之间的相关性接近于零。这意味着经济当中需求扩张形成的价格拉动，在 20 个月后才达到最大水平，这是一个比较长的时间过程，表明目前价格水平变化存在一定程度的粘性。

图 8 给出了经济增长率与通货膨胀率水平值之间的相关性。从图中可以看出，经济增长率与通货膨胀率之间在超前和滞后 12 个月内的相关系数都在 0.5 以上，这说明两者之间的相关性在一年的范围内都是比较稳定的；在 36 个月的期限内，两者相关性的轨迹呈现出一种凸型对称变化模式，超前 1 至 2 个月的通货膨胀率与当期经济增长率的相关性最强，达到 0.67 左右，这说明经济增长率对通货膨胀率产生反应的最大可能是在 1 至 2 个月之间，这种产出反应是比较灵敏的，这可能是由于价格上升造成的“名义增值”直接累积到“实际增值”当中，短期内“名义扩张”直接带动“实际扩张”。图 8 中所显示的对称模式意味着，经济增长率与通货膨胀率之间的相关性具有一定程度的协方差平稳性，即两者的相关性只与时间间隔有关，而与具体的时间区域没有关系。

### 3.2 经济增长率与通货膨胀率之间的协整关系检验

为了判断增长率与通胀率之间可能存在的协整关系和误差修正关系，需要先判断增长率和通胀率序列的单整阶数，为此采用单位根检验。表 5 给出了单位根检验的 ADF 统计量和 PP 统计量(括号内的数字为对应的临界值, Mills, 1999)。在 1% 的显著性水平下，ADF 统计量均无法拒绝存在单位根的原假设(增长率的 PP 统计量检验除外)。我们仅采用 ADF 统计量的检验结果。进一步对增长率和通胀率的差分序列进行单位根检验，在 1% 的显著水平下，检验发现它们的差分序列已是平稳过程(检验结果略)。因此，可以推断实际产出增长率和通货膨胀率序列都是 1 阶单整过程。

表 5 时间序列的单位根检验

时间区域	1990 年 1 月至 1996 年 12 月		1997 年 1 月至 2003 年 3 月	
	ADF	PP	ADF	PP
$g_t$	-4.351(-2.897)	-3.593(-2.896)	-4.428(-2.901)	-4.035(-2.901)
$\pi_t$	-1.319(-2.896)	-0.914(-2.896)	-4.014(-2.901)	-4.089(-2.901)

假设二维随机向量为  $X_t = (g_t, \pi_t)'$ ，它的  $p$  阶自回归模型为：

$$X_t = A_0 + \sum_{i=1}^p A_i X_{t-i} + \varepsilon_t \quad (6)$$

其中  $\varepsilon_t$  是序列无关的残差序列， $T$  是样本容量。为了简单起见，下述分析忽略了外生变量的影响。此时可以将上述模型表示为：

$$\begin{aligned} \Delta X_t &= A_0 + \Pi X_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t, \\ \Pi &= \sum_{i=1}^p A_i - I, \quad \Gamma_i = - \sum_{j=i+1}^p A_j \end{aligned} \quad (7)$$

如果矩阵  $\Pi$  是降秩的，即  $0 < \text{rank}(\Pi) = r < 2$ ，这时存在列向量  $\alpha$  和  $\beta$ ，使得  $\Pi = \alpha \beta'$ ，



称其中的  $\beta$  为协整向量，可以将其标准化(取第一个分量为 1)。以协整向量作为组合系数，可以使得  $\beta'X_t$  是平稳序列，也即所寻求的协整组合。经济时间序列的协整组合一般具有明显的经济含义，它表示这些经济变量的趋势成分之间存在长期影响关系，这种长期影响关系经常表示经济变量之间的长期均衡关系。

表 6 时间序列之间的协整关系检验

1990 年 1 月至 1996 年 12 月			1997 年 1 月至 2003 年 3 月		
特征根	似然比	临界值	特征根	似然比	临界值
0.3018	30.88	15.41	0.4156	50.24	15.41
0.0217	1.776	3.760	0.1243	9.953	3.760

表 6 给出了通货膨胀和通货紧缩期间的协整关系检验的 Johansen 检验结果(Mills, 1999)。在 5% 的显著性水平下，通货膨胀率期间的似然比统计量 30.88 大于对应的临界值 15.41，因此检验拒绝“不存在任何协整关系”的原假设。继续比较第 2 大特征根可知，经济增长率与通货膨胀率之间仅存在一个显著的协整关系。估计标准化协整向量为 (1.000, -1.134)，则协整关系的估计方程为：

$$g_t - 1.134\pi_t - 0.1258 = u_{1t} \quad (8)$$

其中  $u_{1t}$  为平稳序列，它表示协整关系当中的动态偏差，我们称其为协整误差。方程中的常数项表示增长率与通胀率之间的尺度差异。协整关系表明，在通货膨胀期间，我国的经济增长率  $g_t$  与通货膨胀率  $\pi_t$  之间存在长期均衡关系，并且具有显著的正相关性，这不仅同图 1 和图 2 体现的基本特征相符，也同上述的冲击反应分析和相关性分析的基本结论相符。

在表 4 当中，通货紧缩阶段存在两个显著的协整关系，此时在 5% 的显著性下，第一特征根和第二特征根对应的似然比统计量均大于对应的临界值，这时存在经济变量均衡关系的多重选择现象。我们选取最为显著的协整关系。因此，在通货紧缩阶段的协整关系可以表示为：

$$g_t - 1.903\pi_t - 0.0985 = u_{2t} \quad (9)$$

其中  $u_{2t}$  是通货紧缩阶段的协整误差。上述协整关系方程仍然体现出显著的“托宾效应”，并且通货膨胀率对于经济增长率的影响弹性更为显著，因为弹性系数已经从通货膨胀期间的 1.1341 提高到通货紧缩阶段的 1.903。由此可见，通货紧缩阶段的“托宾效应”更为突出，这是因为通货紧缩阶段的价格水平比较低，从而通货膨胀形成的产出扩张作用更为显著。

利用协整关系方程，可以获得样本数据区间内协整误差的动态轨迹。图 9 和图 10 给出了通货膨胀期间和通货紧缩期间的协整误差  $u_{1t}$  和  $u_{2t}$  的轨迹，图中的横坐标为时间，纵坐标是百分数(坐标尺度乘以 100%)。在图 9 中，通货膨胀期间经济增长率与通货膨胀率之间的协整误差波动比较明显，尤其是 1993 年至 1996 年期间，甚至偏离长期均衡关系达到 40%，这是通货膨胀率期间两者关系波动显著的体现；在图 10 中，通货紧缩期间经济增长率与通货膨胀率之间的协整误差波动比较稳定，与均衡关系的最大偏离仅仅为 8% 左右。这个期间当中经济增长率和通货膨胀率波动都比较平缓，从而使得两者之间的协整关系更为稳定。由此可见，通货紧缩期间经济变量之间的关系更为稳定，这是经济缺乏波动的主要原因，也说明此时诱导价格波动后，容易连带实际产出也产生波动，因此通货紧缩阶段的“托宾效应”更为显著。

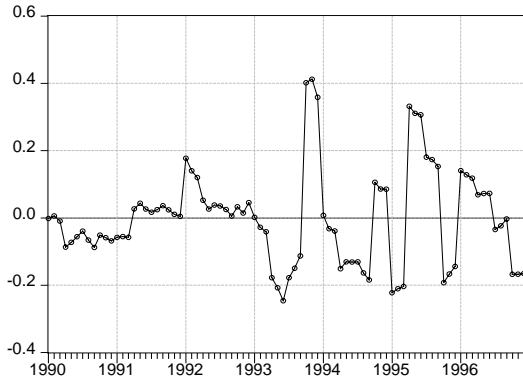


图 9 通货膨胀阶段的协整误差

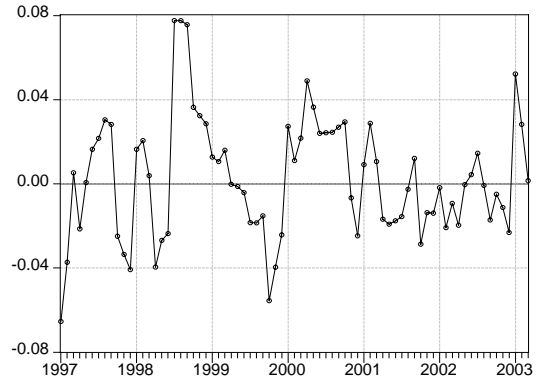


图 10 通货紧缩阶段的协整误差

利用协整组合变量，可以得到下述描述短期调整的 ECM 模型：

$$\Delta X_t = A_0 + \alpha(\beta'X_{t-1}) + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i} + BZ_t + \varepsilon_t \quad (10)$$

其中系数向量  $\alpha$  表示误差调整过程的收敛速度。如果误差调整系数的绝对值小于 1，则意味着短期波动将向长期均衡收敛。

进行具体估计，可以得到通货膨胀期间的误差修正模型估计为(协整方程当中常数项估计接近于零，且统计上不显著，因此忽略；括号内数字表示 t—统计量，\*号表示在 5%的水平下显著，下同)：

$$\Delta g_t = -0.6747u_{1t-1} + 0.3254\Delta g_{t-1} + 0.3069\Delta g_{t-2} - 0.2680\Delta \pi_{t-1} - 0.0994\Delta \pi_{t-2} \quad (11)$$

(-5.669)\*      (2.974)\*      (2.766)\*      (-0.203)      (-0.078)

$$\Delta \pi_t = -0.0009u_{1t-1} + 0.0052\Delta g_{t-1} - 0.0011\Delta g_{t-2} + 0.4920\Delta \pi_{t-1} + 0.0680\Delta \pi_{t-2} \quad (12)$$

(-0.086)      (0.539)      (-0.110)      (4.249)\*      (0.607)

其中  $u_{1t-1}$  表示通货膨胀期间上一个时期的误差修正项。

类似地可以获得通货紧缩期间的误差修正模型估计为：

$$\Delta g_t = 0.7884u_{2t-1} + 0.1455\Delta g_{t-1} + 0.0838\Delta g_{t-2} + 0.0172\Delta \pi_{t-1} - 0.2096\Delta \pi_{t-2} \quad (13)$$

(5.185)\*      (1.378)      (0.791)      (0.033)      (-0.407)

$$\Delta \pi_t = -0.1149u_{2t-1} - 0.0020\Delta g_{t-1} - 0.0204\Delta g_{t-2} + 0.0864\Delta \pi_{t-1} - 0.1268\Delta \pi_{t-2} \quad (14)$$

(-3.504)\*      (-0.089)      (-0.891)      (0.775)      (-1.141)

其中  $u_{2t-1}$  表示通货紧缩期间上一个时期的误差修正项。

误差修正模型结果与上述检验结果是基本一致的。首先，在经济增长率的调整过程中，协整误差(与均衡水平的偏离)起到了显著修正作用。在通货膨胀期间，经济增长率方程中误差修正系数是负的(-0.6747 且统计上显著)，此时的误差修正过程促使经济增长率产生震荡收敛趋势，并收敛到同经济发展阶段有关的自然率水平上，这是我国经济“软着陆”实现的重要保证；在通货紧缩期间，经济增长率方程中误差修正系数是正的(0.7884 且统计上显著)，此时的误差修正过程促使了经济增长率出现顺周期的扩张，也将收敛到同经济发展阶段有关的自

然率水平上，这是我国经济“软扩张”开始的一个重要的信号；其次，在通货膨胀阶段，通货膨胀率方程中误差修正程度微弱(-0.0009)且统计上不显著；而在通货紧缩阶段，通货膨胀率方程中误差修正程度较强(-0.1149)且统计上显著，这种非对称性是价格变化不同阶段的特有现象。这是因为在通货紧缩阶段协整误差偏离较小，为了保持比较紧密的均衡关系，必须产生灵活的误差修正，以便消除短期的失衡现象。

更为重要的是，利用 ECM 模型可以求解出稳态均衡水平之间的关系。在通货膨胀阶段，如果经济在  $t$  时达到稳态均衡，并且在  $t$  时末稳态通货膨胀率增加 1 个百分点，此时：

$$u_{1t} = 0, \Delta g_t = 0, \Delta g_{t-1} = 0, \Delta \pi_t = 1, \Delta \pi_{t-1} = 0$$

即稳态经济增长率的变化为：

$$\Delta g_{t+1} = -0.2680 \Delta \pi_{t-1} = -0.2680$$

这意味着通货膨胀率增加 1 个百分点，对于稳态经济增长率形成 0.2680 个百分点的降低作用。虽然这种效果出现的期限难以确定(长期过程，一般需要 30 年以上)，但说明在通货膨胀期间所形成的“托宾效应”不可能长期持续下去，必定需要未来稳态经济增长率的降低加以补偿。这一点在长期经济增长分析中应该予以深入分析。

在通货紧缩阶段，如果在  $t$  时末稳态通货膨胀率增加 1 个百分点，则稳态经济增长率变化为：

$$\Delta g_{t+1} = 0.0172 \Delta \pi_{t-1} = 0.0172$$

这意味着通货膨胀率增加 1 个百分点，对于稳态经济增长率形成 0.0172 个百分点的促进作用。如果这种效果出现的期限仍然比较长，那么即使通货紧缩期间存在长期“托宾效应”，它对稳态经济增长率的正向作用并不突出。

从长期均衡关系出发，通货膨胀期间和通货紧缩期间经济增长率与通货膨胀率的短期波动和长期均衡关系之间存在一定的差异，因此目前通货紧缩阶段的政策工具选取和政策操作应该有别于通货膨胀期间的各种模式。

#### 4 我国经济当中“托宾效应”存在的原因及经济政策启示

在上述大量的实证检验当中，我们发现在我国的经济运行当中，无论是与通货膨胀率的趋势相比，还是与前期通货膨胀水平相比，出现的通货膨胀率加剧都将带经济增长率短期内一定程度的提高，体现出比较显著的“托宾效应”。虽然经济增长率与通货膨胀率之间的关系，有时像是在走钢丝，有时也像是处于刀刃上，它们艰难和复杂的影响关系将给制定经济政策及其操作带来了困难，同时也为制定和调整经济政策带来了深刻启示。

(一) 作为名义经济波动性的代表，通货膨胀率产生了对经济增长正向的“溢出效应”，这是我国目前名义经济与实际经济之间存在显著关联性的体现。与此对应，我们也发现经济周期波动性本身对经济增长也存在正向“溢出效应”(刘金全、张海燕，2003 年)。这意味着无论是名义波动还是实际波动，对于经济增长来说并不是什么“坏事”，因此以往抑制经济波动和平缓经济周期的反周期经济政策，可以可以考虑被顺周期经济政策所取代，并且可以适当考虑增加一些经济政策工具的积极性和调控性。由于货币政策在影响价格水平上具有不可替代的作用，因此可以考虑利用采取适度扩张的货币政策对于价格水平进行更为积极的干预影响，通过诱导名义经济波动，进而实现对于实际经济增长的促进作用。

(二) 在通货膨胀率与经济增长率的不同组合当中，“低通货膨胀和低经济增长”、“低

通货膨胀和高经济增长”、“高通货膨胀和低经济增长”和“高通货膨胀和高经济增长”等四种组合类型出现的频率和持续的时间与经济发展阶段和市场条件密切相关。我们认为，在长期稳态关系上，通货膨胀与经济增长率之间的相互作用具有门限效果(threshold effects)：当通货膨胀率超出或者低于一定程度以后，通货膨胀率的增加都将对于增长率的提高和稳定带来妨碍作用。我们的检验发现，通货膨胀期间价格水平上升对于经济增长具有长期抑制作用，而在通货紧缩阶段价格上升对于经济增长具有促进作用，这意味着存在一个最佳的通货膨胀水平，它有益于经济保持适度增长，又能防止恶性通货膨胀发生。但是，如此“自然通货膨胀率”要比“自然经济增长率”更难确定，它将综合反应出经济发展的阶段性、总供给和总需求的形成过程、市场层次和深度，以及经济政策的有效性等基本经济特征。仅就我国目前阶段而言，适度的通货膨胀必定带来短期和长期的“托宾效应”。

(三) 导致“托宾效应”或者“反托宾效应”出现的原因比较复杂。我们认为我国经济当中出现“托宾效应”的主要原因有三点，一是我国经济增长的基本态势是处于买方市场下的总需求驱动阶段，如果此时出现价格膨胀，将形成供给冲击，并且形成投资和获利预期，名义利率、工资和价格等名义变量的活性增强，将刺激投资需求和消费需求扩张，从而加速经济增长；二是我国经济处于资本快速积累、社会消费受到压抑的发展阶段，目前轻微通货紧缩也是长期实行高积累政策的结果(汪同三、李涛，2001年)。欲将高积累转化为投资需求，必须通过适度价格膨胀，才能够通过增加供给来实现投资需求；三是在我国经济当中，名义经济 and 实际经济之间仍然存在一定程度的分离，导致财政政策和货币政策的作用效果减弱。价格水平膨胀的直接作用是降低需求和刺激供给，但现阶段消费的价格弹性较小，这是收入分配结构和消费品结构所决定的。因此，适度价格膨胀不仅有助于保证社会供给的实现，而且能够加强政策传导和作用效果。

(四) 目前我国经济增长率已经从两位数缓慢滑落到8%左右的水平上，其增长轨迹划出了一道明显的长尾(图1当中的趋势曲线)，并且出现轻微上翘的迹象。与此对应，通货膨胀率已经在零水平或者零下徘徊长达4年之久，当也出现了逐渐缓解的趋势(图2中的趋势曲线)。价格水平的上升趋势与经济增长回升的趋势相吻合，这是短期“托宾效应”在当前经济增长阶段的体现。虽然不能将经济“软着陆”后经济增长率的滑落完全归咎于通货紧缩，但是如何保持经济快速增长，或者将经济增长势头重新翘起，启动名义经济活性仍然是一种诱人的选择。增强名义经济活性的方法比较集中：增加货币投放、降低变形税收、促进收入增长、改进消费结构、增强资本流动等。其中比较现实的就是增加低收入群体(特别是农民)的可支配收入和采取带有积极色彩的货币政策。

最后应该指出，我国经济当中出现的“托宾效应”究竟是短期现象还是长期现象，我们对此尚无肯定的判断。如果在通货紧缩阶段的“托宾效应”是短期现象，而一旦价格变化进入到通货膨胀阶段，并且形成长期的“反托宾效应”，那么刺激价格活性诱导的“托宾效应”带来的增长收益与其后产生的“反托宾效应”带来的增长减损，它们之间就存在一个比较问题。因此，虽然目前通货紧缩阶段存在“托宾效应”，从“托宾效应”中所获得的收益仍然存在一定的风险，对此，还应该进行更为深入的研究。

## 参考文献

- [1] 刘金全. 从“软着陆”到“软扩张” [J]. 经济学动态, 2003, (6).
- [2] 刘金全, 谢卫东. 我国经济增长率与通货膨胀率动态相关性的实证分析 [J]. 世界经济, 2003, (6).

- [3] 刘金全, 张海燕. 经济增长在险水平、条件波动性与经济增长态势研究 [J]. 中国工业经济, 2003, (2).
- [4] 汪同三, 李涛. 中国通货紧缩的深层次原因 [J]. 中国社会科学, 2001, (6).
- [5] ALEXANDER R.J. Inflation and economic growth: evidence from a growth equation [J]. Applied Economics, 1977, 29: 184-198.
- [6] BARRO R. Inflation and growth, Federal Reserve Bank of St Louis Review [J]. 1996, 78: 163-169.
- [7] BLANCHARD O, QUAH D. The dynamic effects of aggregate demand and aggregate supply disturbances [J]. American Economic Review, 1989, 79: 655-673.
- [8] HODRICK R, PRESCOTT E. Post-war US business cycles: an empirical investigation [R]. Working Paper, Carnegie University, 1980.
- [9] KIM S, THOMAS D. Is the negative correlation between inflation and growth real? An analysis of the effects of the oil supply shocks [J]. Applied Economic Letters, 2000, 1: 78-84.
- [10] KRUGMAN P. It's baaack: Japan's Slump and the Return of Liquidity Trap [C]. Brookings Papers on Economic Activity, 1998, 2: 137-205.
- [11] MILLS T. The Econometric Modelling of Financial Time Series, second edition [M]. Cambridge: Cambridge University Press, 1999.
- [12] ROMER D. Advanced Macroeconomics [M]. New York: McGraw-Hill, 1996.
- [13] SIDRAUSKI M. Rational choice and patterns of growth in a monetary economy [J]. American Economic Review, 1967, 57: 534-544.
- [14] STANNERS W. Inflation and growth [J]. Cambridge Journal of Economics, 1996, 20: 378-399.
- [15] STOCKMAN A. Anticipated inflation and the capital stock in a cash-in-advanced economy [M]. Journal of Monetary Economics, 1981, 8: 387-393.
- [16] TOBIN J. Money and economic growth [J]. Econometrica, 1965, 32: 671-684.
- [17] TURNOVSKY S. Methods of Macroeconomic Dynamics [M]. CM: The MIT Press, 1996.
- [18] WALSH C. Monetary Theory and Policy [M]. CM: MIT Press, 1998.

## **Positive Testing for the Tobin Effect or Anti Tobin Effect in China's Economy**

Liu Jin-quan

(Quantitative Research Center of Economics in Jilin University, Changchun, 130012, China)

**Abstract:** If inflation has positive impacts on growth, there is Tobin effect in the economy. If inflation has negative impacts on growth, there is anti-Tobin effect in the economy. Otherwise, there is long run money neutrality or money superneutrality. By testing the short run fluctuation relationship and long run equilibrium between inflation and growth, we find that there is significant Tobin effect in China's economy, and money

neutrality is invalid. This implied that increasing the nominal economy scale and volatility are very important to keep the rapid growth and enforce the policy roles.

**Key words:** economic growth; money neutrality; Tobin effect; anti Tobin effect

**收稿日期:** 2003-08;

**基金项目:** 国家社会科学基金项目(02BJY019)和教育部重大项目(02JAZJD790007)资助。

**作者简介:** 刘金全(1964—),男,黑龙江密山人,吉林大学数量经济研究中心教授,经济学博士,博士生导师。