

我国通货膨胀惯性及其货币政策启示^{*}

——基于后顾性菲利普斯曲线模型的实证检验

丁洪福^{1,2}, 郭万山²

(1. 辽宁石油化工大学 经济管理学院, 辽宁 抚顺 113001; 2. 辽宁大学 经济学院, 辽宁 沈阳 110036)

摘 要:通货膨胀惯性内生于通货膨胀动态演进系统中, 并会制约外生货币政策冲击对通货膨胀的影响, 进而导致实现货币政策目标的成本增大。纯前瞻性的新凯恩斯菲利普斯曲线不包含内在的通货膨胀惯性, 无法用来描述和解释通货膨胀惯性问题。构建包含通货膨胀粘性假设的后顾性菲利普斯曲线模型, 并采用 1996—2013 年的季度数据来描述我国通货膨胀的惯性动态特征, 结果表明: 我国通货膨胀具有较强的惯性, 利率和货币供应量对通货膨胀的影响显著。较高的通货膨胀惯性意味着刺激经济的货币政策会导致较高的反通货膨胀成本, 中央银行应该赋予控制通货膨胀目标更高的权重, 并将市场型货币政策工具作为抑制通货膨胀的主要手段。

关键词:通货膨胀惯性; 货币政策; 通货膨胀粘性; 通货膨胀预期; 混合新凯恩斯菲利普斯曲线; 反通货膨胀成本; 货币供应量; 利率市场化

中图分类号: F820.5; F224.4

文献标志码: A

文章编号: 1674-8131(2015)06-0055-07

一、引言

通货膨胀惯性和持续性^①是反映通货膨胀动态特征的重要性标志, 在通货膨胀动态演进系统中具有内生性。由于外生货币政策冲击对通货膨胀的影响受到通货膨胀惯性和持续性的制约, 往往会导致实现货币政策目标的成本增大。在货币政策分析中, 基于前瞻性预期的描述通货膨胀动态的新菲利普斯曲线具有重要的理论意义。新凯恩斯菲利普斯曲线是建立在交错价格调整模型基础上的价

格粘性模型(Calvo, 1983), 是一种纯的前瞻性预期模型。在该模型中, 当前通货膨胀受未来通货膨胀预期影响, 但与过去通货膨胀是无关的, 模型中不包含内在的通货膨胀惯性。这种纯前瞻性模型所描述的通货膨胀动态对冲击的反应是完全灵活的, 这与通常观测到的通货膨胀对经济状况意外改变进行缓慢调整的情况是不符的。在菲利普斯曲线中, 前瞻性行为与后顾性行为所起的作用是不同的。同时, 经验研究所得出的结论也存在着很大差异。Gali 和 Gertler 等(1999, 2005)研究发现, 未来

^{*} 收稿日期: 2015-07-13; 修回日期: 2015-09-28

作者简介:丁洪福(1980—), 男, 辽宁凌源人; 讲师, 博士, 在辽宁石油化工大学经济管理学院任教、辽宁大学经济学院学习, 主要从事货币政策研究; Tel: 0413-53975906, E-mail: dinghongfu@126.com。

郭万山(1962—), 男, 辽宁黑山人; 教授, 经济学博士, 博士生导师, 现任辽宁大学经济学院统计系主任, 主要从事数量经济学研究。

^① 通货膨胀惯性(Inflation inertia)是指通货膨胀对某些经济冲击所做出的缓慢的适应性反应(Lendvai, 2004); 通货膨胀持续性(inflation persistence)是指通货膨胀在遭受随机扰动因素冲击后偏离其均衡状态所持续的时间长度(Fuhrer, 1995)。

通货膨胀预期起着主要作用;而 Fuhrer 和 Moore (1995)以及 Rudd 和 Whelan (2005)的研究却认为,后顾性因素更重要。尽管存在着经验研究方面的分歧,但至少有一点可以确认:基于 Calvo (1983)的菲利普斯曲线,除了不能解释反通货膨胀的成本外,在看似合理的价格粘性假定下,也不能复制客观存在的通货膨胀动态,无法反映现实观察到的通货膨胀序列的持续性。

由于新凯恩斯菲利普斯曲线不包含通货膨胀内在惯性,不能解释反通货膨胀成本,因此,该模型不能直接用来讨论通货膨胀的惯性和持续性问题,也无法用来讨论反通货膨胀成本问题。为了说明通货膨胀惯性,Gali 和 Gertler (1999)引入了企业基于后顾性经验调整价格的通货膨胀粘性假设,使得模型不仅包含了通货膨胀惯性,也可以用来解释反通货膨胀成本问题。近年来,越来越多的文献将这种通货膨胀粘性设定融入随机动态一般均衡模型之中。为了探讨我国通货膨胀惯性对通货膨胀动态的影响,本文建立包含通货膨胀粘性假设的后顾性菲利普斯曲线模型,并采用 1996 年第 1 季度至 2013 年第 4 季度的数据来检验我国通货膨胀惯性是否显著,进而分析我国通货膨胀惯性的货币政策意义。

二、理论模型的构建

自从新凯恩斯菲利普斯曲线(NKPC)提出以后,已经广泛应用于货币政策分析领域,成为分析通货膨胀动态的主要工具。Calvo (1983)首先在交错价格调整模型的基础上,构建了用以描述通货膨胀动态的新凯恩斯菲利普斯曲线。虽然新凯恩斯菲利普斯曲线具有良好的微观基础,但该模型是纯前瞻性的,并不包含后顾性成份,因此无法解释反通货膨胀成本问题。同时经验研究表明,由于通货膨胀存在较强的惯性,完全前瞻性的模型拟合数据效果较差。为了将滞后通货膨胀引入通货膨胀模型,大量文献在 Calvo 模型的基础上引入了通货膨胀粘性假设,使得随机动态一般均衡模型中包含了后顾性成份,这种模型通常称为混合新凯恩斯菲利普斯曲线(HNKPC)。

Gali 和 Gertler (1999)假定一部分企业遵循拇指

规则(rule of thumb)设定价格,另一部分企业遵循前瞻性预期法则设定价格,将通货膨胀粘性假设引入模型,构建了混合新凯恩斯菲利普斯曲线。另外,实际边际成本与产出缺口的关系,可以由公式 $mc_t = \left(\frac{\sigma + \omega}{1 + \omega \theta} \right) y_t$ 来表示^①。混合新凯恩斯菲利普斯曲线可以表示为:

$$\pi_t = \alpha y_t + \theta \pi_{t-1} + (1 - \theta) E_t \pi_{t+1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

其中, π_t 代表通货膨胀, y_t 代表实际边际成本, π_{t-1} 代表滞后通货膨胀, $E_t \pi_{t+1}$ 代表通货膨胀预期。 α, θ 代表模型参数,通常大于 0; θ 代表通货膨胀惯性, θ 越大代表通货膨胀惯性越大; ε_t 代表随机冲击,假定是独立同分布的。

混合新凯恩斯菲利普斯曲线通常需要使用广义矩(GMM)进行估计。但 Xiao 等(2008)指出,广义矩估计方法对于工具变量的选择过于敏感,这在一定程度上会影响模型的稳健性。为了避免工具变量选择对估计结果的影响,本文在 Svensson (1999)的后顾型模型基础上引入通货膨胀粘性假设,用以描述通货膨胀动态。

$$\pi_{t+1} = \alpha_\pi \pi_t + \alpha_y y_t + \varepsilon_{t+1} \quad (2)$$

$$y_{t+1} = \tilde{\beta}_y y_t + \beta_x x_t - \beta_r (i_t - \pi_{t+1|t}) + \eta_{t+1} \quad (3)$$

$$x_{t+1} = \gamma x_t + \theta_{t+1} \quad (4)$$

其中, π_t 表示通货膨胀率, y_t 表示产出缺口, x_t 表示外生变量, i_t 代表货币政策工具(利率), $\pi_{t+1|t}$ 表示第 t 期对第 $t+1$ 期通货膨胀的预期, $\varepsilon_t, \eta_t, \theta_t$ 代表第 t 期独立同分布的冲击,系数 $\alpha_\pi, \alpha_y, \tilde{\beta}_y, \beta_r$ 均假定为正数, γ 满足 $0 \leq \gamma \leq 1$ 。

方程(2)为代表总供给的加速菲利普斯曲线,方程(3)为代表总需求的 IS 曲线;货币政策工具 i_t 为短期利率,且从一期到下一期保持不变; $i_t - \pi_{t+1|t}$ 为真实利率,平均真实利率 $E(i_t - \pi_{t+1|t})$ 被标准化为零;平均产出缺口 $E(y_t)$ 假定为零。

对方程(2)两侧取数学期望可以得到通货膨胀预期 $\pi_{t+1|t}$ 的表达式

$$\pi_{t+1|t} = \alpha_\pi \pi_t + \alpha_y y_t \quad (5)$$

将方程(5)带入方程(3),得到简化的总需求方程:

$$y_{t+1} = \beta_y y_t + \beta_x x_t - \beta_r (i_t - \pi_t) + \eta_{t+1} \quad (6)$$

^① 其中, mc 代表实际边际成本, y 代表产出缺口, σ 代表跨期替代弹性的倒数, θ 为需求价格弹性, ω 为劳动力弹性 (Woodford, 2003)。

由于产出缺口准确估计比较困难,本文使用增长率缺口(实际 GDP 增长率与目标增长率之差)来代替产出缺口。考虑到货币供应量对通货膨胀的影响,本文将货币供应量作为外生变量引入。另外,为反映 2008 年金融危机带来的宏观经济环境变化,模型中引入一个虚拟变量作为外生影响变量。修正之后的模型可以表示为:

$$\pi_{t+1} = \alpha_{\pi} \pi_t + \alpha_y GDPGAP_t + \varepsilon_{t+1} \quad (7)$$

$$GDPGAP_{t+1} = \beta_y GDPGAP_t + \beta_x M_{2t} - \beta_r(i_t - \pi_t) + \beta_D DUM_t + \eta_{t+1} \quad (8)$$

其中, π_t 为通货膨胀率, $GDPGAP_t$ 为产出增长率缺口, M_{2t} 为广义货币供应量, i_t 为中国银行间同业拆借利率, DUM_t 表示虚拟变量(2008 年 1 季度之前取值为 0,之后取值为 1), ε_t, η_t 代表第 t 期独立同分布的冲击,系数 $\alpha_y, \alpha_{\pi}, \beta_y, \beta_x, \beta_r$ 均假定为正数。

三、数据来源及分析

本文使用我国的季度数据对上述理论模型进行估计,涉及的主要变量有通货膨胀率、市场基准利率、实际产出增长率、目标产出增长率以及货币供应量。样本时间区间为 1996 年第 1 季度至 2013 年第 4 季度,样本容量为 72。通货膨胀率、实际产出增长率、广义货币供应量增长率(M2)数据来自于中国国家统计局网站,目标产出增长率数据来自于历年政府工作报告,银行间同业拆借利率数据来自于中经网统计数据库。

1. 通货膨胀率(π_t)

本文使用同比居民消费价格指数衡量通货膨胀率。由于同比 CPI 是月度数据,通过季度内居民消费价格指数进行简单平均即可得到季度居民消费价格指数,进而通过季度居民消费价格指数的同比增长率来度量通货膨胀率(如图 1 所示)。通过图 1 可以发现,我国 CPI 同比增长率从 1996 年开始呈现大幅度的下降,1999 年 2 季度通货膨胀率回落到周期的波谷,谷值为-2.2%,是改革开放以来通货膨胀率的最小值;随后通货膨胀率又经历 4 次较大的波动,波峰分别出现在 2001 年 1 季度、2004 年 3 季度、2008 年 1 季度以及 2011 年 3 季度。

2. 市场基准利率(i_t)

由于我国存贷款利率暂时还没有完全市场化,

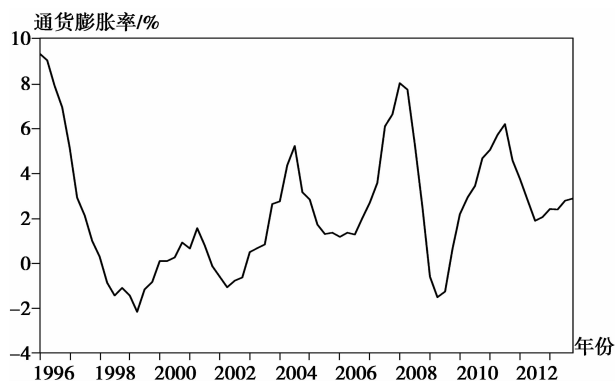


图 1 1996—2013 年我国的通货膨胀率(π_t)

采用银行间同业拆借利率进行替代较合适(谢平等,2002)。我国银行间同业拆借利率市场起步于 1984 年,1996 年同业拆借利率上限管理被取消,全国统一的同业拆借市场正式运行。因此,选择七天同业拆借利率,通过交易量进行加权平均可以得到季度同业拆借利率(如图 2 所示)。通过图 2 可以发现,我国银行间同业拆借利率从 1996 年开始呈现持续的下降,2000 以后逐渐趋于平稳,虽然有所波动,但是波动幅度不是很大。

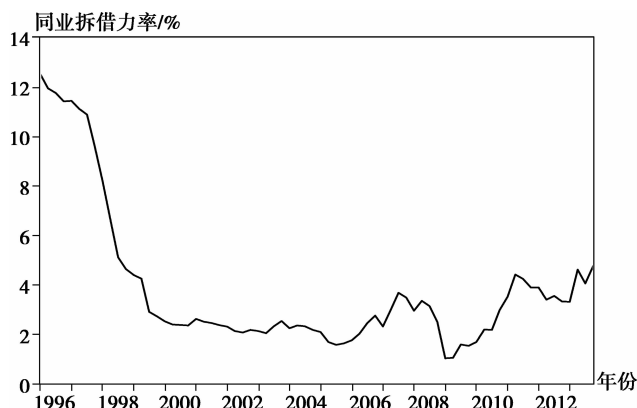


图 2 1996—2013 年我国的同业拆借利率(i_t)

3. 产出增长率缺口($GDPGAP_t$)

本文使用实际 GDP 增长率与目标 GDP 增长率之差衡量产出增长率缺口。GDP 增长率采用季度同比增长率(如图 3 所示)。我国 GDP 增长率自 1998 年 1 季度探入谷底之后,持续上升,到 2007 年 1 季度达到波峰,峰值为 14.5%;在 2010 年 1 季度又出现一次波峰,峰值达到 12.1%,随后逐渐趋于平稳。对于目标 GDP 增长率,参照每年政府工作报告给定的目标 GDP 增长率;2000—2003 年报告中没有提到预期经济增长目标,此时正值亚洲金融危

机,因此,认为将产出增长率目标设定为 7% 比较适中。由于报告给出的是年度增长率,考虑各季度同比增长率相差不大,因此本文取年度产出增长率为年内各季度同比增长率(如表 1 所示)。

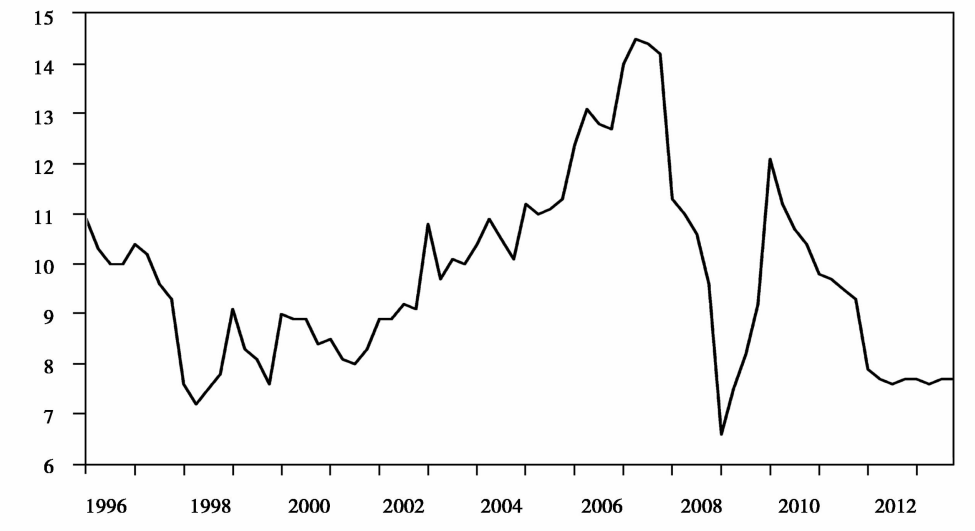


图 3 1996—2013 年我国的 GDP 增长率/%

表 1 1996—2013 年我国目标 GDP 增长率

年份	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004
目标 GDP 增长率	8%	8%	8%	7%	7%	7%	7%	7%	7%
年份	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013
目标 GDP 增长率	8%	8%	8%	8%	8%	8%	8%	7.5%	7.5%

4. 货币供应量(M2)增长率

我国的货币供应量划分为 M0、M1 和 M2 三个层次,本文采用广义货币供应量(M2)的同比增长率。由于 M2 同比增长率为月度数据,通过对月度

数据进行简单平均可以得到季度 M2 同比增长率数据(如图 4 所示)。我国广义货币供应量(M2)同比增长率自 1996 年开始持续下降,到 2000 年 4 季度达到波谷,谷值为 12.3%。随后又出现两次波峰,分别在 2003 年 2 季度和 2009 年 3 季度。

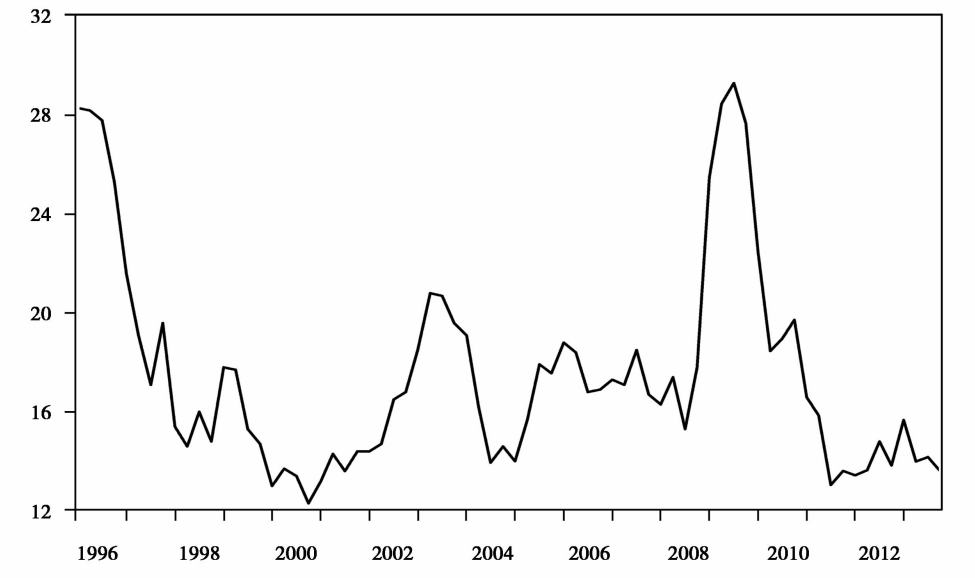


图 4 1996—2013 年我国的货币供应量(M2)增长率/%

5.虚拟变量(DUM_t)

考虑 2008 年金融危机的影响,以 2008 年 1 季度作为分界点,2008 年 1 季度之前取值为 0,之后取值为 1。

四、实证分析

1.单位根检验

为了避免伪回归问题,构建模型之前需要对变

量进行单位根检验。本文运用 Eviews6.0 软件中的 ADF 检验方法,对所涉及的主要变量进行单位根检验,具体检验结果如表 2 所示。

从表 2 结果可以看到,除了产出增长率缺口序列在 10%显著性水平拒绝单位根假设,其他变量在 5%显著性水平拒绝单位根假设,表明变量都是平稳的。

表 2 变量单位根检验结果

变量	ADF 检验	检验类型(c,t,k)	临界值(5%)	Prob.
通货膨胀率(π_t)	-6.177 300	(c,t,3)	-3.478 305	0.021 0
同业拆借利率(i_t)	-2.902 593	(c,0,0)	-3.926 163	0.003 1
产出增长率缺口($GDPGAP_t$)	-1.945 456	(0,0,0)	-1.593 953	0.093 9
货币供应量($M2$)	-2.903 566	(c,0,1)	-3.526 189	0.010 0

2.总供给曲线估计结果

使用普通最小二乘法(OLS)对总供给模型进行估计,估计结果如下:

$$\pi_{t+1} = 0.708 7\pi_t + 0.261 7GDPGAP_t$$

两个 t 统计量均显著,表明本期通货膨胀显著地受上一期通货膨胀和产出缺口的影响。拟合优度 $R^2 = 0.895 3$,模型的解释能力接近 90%,说明该模型较好地拟合了通货膨胀动态。 $DW = 2.057 2$,表明模型不存在自相关问题。两个参数估计值均为正,也符合经济理论假设。

为了进一步检验总供给曲线的稳定性,我们对模型的残差序列进行平稳性检验,检验结果如表 3。检验结果表明,残差序列是平稳的,也就是说,前面估计的总供给模型是稳定的模型。

表 3 总供给曲线的残差 ADF 检验

变量	ADF 检验	检验类型(c,t,k)	临界值(5%)	Prob.
残差项	-6.177 300	(c,t,3)	-3.478 305	0.000 0

通货膨胀惯性 $\alpha_\pi = 0.708 7$,说明通货膨胀动态系统存在较强的内在惯性,前一期通货膨胀会有大约 71%延续到下一期。通货膨胀动态系统的惯性特征表明,当通货膨胀处于较高水平时,通货膨胀

在短期内仍会保持在较高状态。较高的通货膨胀惯性意味着,在央行使用货币政策刺激经济时,应充分考虑到通货膨胀动态的惯性;随着经济活跃度的提高,通货膨胀也会随之上升,当通货膨胀达到预警水平时,并不会自动停止上升,而是会凭借惯性继续上升;为了防止过度通货膨胀,央行又不得不采取反通货膨胀措施,经济也因此会由热转冷,其结果必然会加剧经济的波动。

3.总需求曲线估计结果

总需求曲线的普通最小二乘估计为:

$$GDPGAP_{t+1} = 0.465 9GDPGAP_t + 0.097 9M2_t - 0.182 5(i_t - \pi_t) - 1.385 6DUM_t$$

产出增长率缺口的系数估计值为 0.47,说明经济增长存在较强的惯性,这与我国经济规模大密切相关。真实利率的反应系数为-0.18,广义货币供应量增长率系数仅为 0.098,表明货币供应量对于实际产出的影响较弱。进一步的残差的平稳性检验表明,总需求曲线也是平稳的(表 4)。

表 4 总需求曲线的残差 ADF 检验

变量	ADF 检验	检验类型(c,t,k)	临界值(5%)	Prob.
残差项	-9.088 509	(0,0,0)	-1.945 525	0.000 0

4. 货币政策对通货膨胀动态的影响

为了检验货币政策对通货膨胀动态的影响,我们将式(8)带入式(7),经过整理可以得到:

$$\pi_{t+1} = \alpha_1 \pi_t + \alpha_2 GDPGAP_{t-1} - \alpha_3 (i_{t-1} - \pi_{t-1}) + \alpha_4 M2_{t-1} + \alpha_5 DUM_{t-1} + v_{t+1} \quad (9)$$

使用普通最小二乘法进行估计,估计结果为:

$$\pi_{t+1} = 0.477 0 \pi_t + 0.119 9 GDPGAP_{t-1} - 0.237 3 (i_{t-1} - \pi_{t-1}) + 0.094 9 M2_{t-1} - 1.162 9 DUM_{t-1}$$

除产出增长率缺口和虚拟变量系数不太显著外,其余系数均为统计显著的。模型的拟合优度 $R^2 = 0.898 7$ 表明模型拟合效果较好。

与总供给曲线的估计结果相比,通货膨胀惯性似乎变小了,这是因为通货膨胀惯性被利率以及货币供应量本身的惯性所取代。在该模型中,我们引

入了两个货币政策工具:一个是利率,另一个是货币供应量。在现实经济中,这两个货币政策工具的确在同时发生作用。利率的系数为负,表明提高利率可以降低通货膨胀率;货币供应量系数为正,说明增加货币供给会加剧通货膨胀;这与通常的经济理论是一致的。

利率工具在发生作用时,需要先抵消由于货币供应量增长造成的影响。通过图5可以发现,利率变动相对而言比较平稳,货币供应量与通货膨胀波动呈现出一致性。一方面说明,我国的通货膨胀与货币供应量密切相关,通货膨胀总是表现为一种货币现象,通货膨胀与货币的过度发行正相关;另一方面说明,由于我国利率市场化程度不高,利率工具对于通货膨胀动态的影响有限。

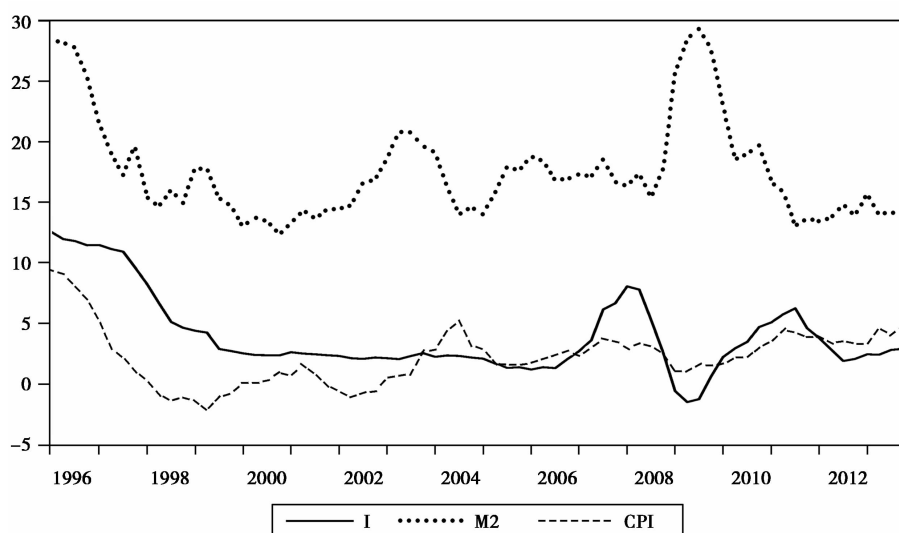


图5 同业拆借利率(i_t)、广义货币供应量增长率($M2_t$)以及通货膨胀率(π_t)的变化/%

五、结论与建议

在通货膨胀动态演进系统中,通货膨胀惯性具有内生性,外生货币政策冲击对通货膨胀的影响必然会受到通货膨胀惯性和持续性的制约。纯前瞻性新凯恩斯菲利普斯曲线不包含内在的通货膨胀惯性,当其前通货膨胀仅受未来通货膨胀预期的影响,而与过去通货膨胀是无关的,因而无法用来解释通货膨胀惯性问题。本文构建了一个包含通货膨胀粘性假设的后顾性菲利普斯曲线模型,用来描述通货膨胀的惯性动态特征,并使用我国1996—2013年的季度数据进行了实证分析。实证结果表

明,我国通货膨胀呈现较强的惯性,利率和货币供应量对我国通货膨胀的影响比较显著。较强的通货膨胀惯性意味着刺激经济的货币政策会导致较高的反通货膨胀成本。当前,中国经济发展进入新常态,经济下滑趋势明显。2015年以来,中央银行多次下调存款准备金率以及存贷款基准利率,货币政策趋于宽松。但由于较高通货膨胀惯性的存在,刺激经济政策可能会带来新一轮的通货膨胀。有鉴于此,本文提出如下的政策建议:

一方面,中央银行应该赋予控制通货膨胀目标更高的权重。众多西方学者已经形成一致的观点,价格水平稳定是中央银行最重要的货币政策目标。

通货膨胀惯性的下降有助于实现低而稳定的通货膨胀目标。而且,经验研究的证据也表明,通货膨胀水平低而稳定的国家,产出的波动性往往也较小。而改善经济当事人对未来通货膨胀的预期,增强货币政策的前瞻性,是降低通货膨胀惯性的根本途径。中央银行坚持“价格稳定”的目标,在一定程度上相当于对公众做出了一种承诺,从而能够稳定通货膨胀预期,进而能够降低通货膨胀惯性,增强货币政策的执行效果。

另一方面,应将市场型货币政策工具作为抑制通货膨胀的主要手段。当通货膨胀惯性较高时,为降低通货膨胀的波动,中央银行对货币政策工具的选择和使用必须更加有效和灵活,才能避免高通货膨胀持续性引发的“通胀恐慌”。我国频繁使用存款准备金率这种非市场型的货币政策,虽然短期可取得一定的效果,但在一定程度也增加了经济的波动。因此,我国应该借鉴国外的做法,使用利率工具作为抑制通货膨胀的主要手段。但目前我国利率市场化程度较低,央行利率操作的空间有限。因而,必须积极推进利率市场化改革进程,加快培育更加具有弹性的利率和汇率形成机制,以拓展央行的利率操作空间,增强货币政策的调控效果,才能实现经济的持续健康发展。

参考文献:

- 谢平,罗雄.2002.泰勒规则及其在中国货币政策中的检验[J].经济研究,2002(3):3-12.
- CALVO G A. 1983. Staggered Prices in a Utility Maximizing Framework[J]. Journal of Monetary Economics,12:383-398.
- FUHRER J, MOORE G C. 1995. Inflation Persistence [J]. Quarterly Journal of Economics,440:127-159.
- GALI J, GERTLER M. 1999. Inflation dynamics: a structural econometric approach[J]. Journal of Monetary Economics,44(2):195-222.
- GALI J, GERTLER M, DAVID L-S. 2005. Robustness of the Estimates of the Hybrid New Keynesian Phillips Curve [J]. Journal of Monetary Economics,52:1107-1118.
- RUDD J, WHELAN K. 2005. New Tests of the New Keynesian Phillips Curve [J]. Journal of Monetary Economics, 52: 1167-1181.
- SVENSSON L. 1999. Inflation Targeting: Some Extensions [J]. Scandinavian Journal of Economics,101:337-361.
- WOODFORD M. 2003. Interest and Prices: Foundations of a Theory of Monetary Policy[M]. Princeton University Press.
- XIAO Z, Mari Paltay, SHAO J. 2008. A United Theory for GMM Estimation in Panel Data Models with Measurement Error [M]. University of Wisconsin, working paper.

China's Inflation Inertia and Its Implication for Monetary Policy —Empirical Test Based on Backward-looking Phillips Curve Model

DING Hong-fu^{1,2}, GUO Wan-shan²

- (1. School of Economics and Management, Liaoning Shihua University, Liaoning Fushun 113001, China;
2. School of Economics, Liaoning University, Liaoning Shenyang 110036, China)

Abstract: Inflation inertia is endogenously produced in inflation dynamic evolution system, can restrict the influence of exogenous monetary policy shock on the inflation and further increases the cost to realize monetary policy objective. The pure forward-looking Phillips Curve does not include intrinsic inflation inertia and can not be used to describe and explain inflation inertia. This paper is based on a backward-looking Phillips curve model including sticky inflation assumptions to describe the dynamic feature of inflation inertia in China during 1996-2013. The results show that the inflation in China has strong inertia and that the impact of interest rates and money supply amount on inflation in China is significant. Higher inflation inertia means that the monetary policy to stimulate the economy will lead to higher disinflation costs, and Central Bank should give higher weight to inflation goal and take market-oriented monetary policy tool as the main method to inhibit the inflation.

Key words: inflation inertia; monetary policy; inflation stickiness; inflation forecast; mixed new Keynesian-Phillips Curve; disinflation cost; monetary supply amount; market-oriented interest rates

CLC number: F820.5; F224.4

Document code: A

Article ID: 1674-8131(2015)06-0055-07

(编辑:夏冬;段文娟)