

中日菲利普斯曲线机制与价格调整过程的非对称性检验

刘金全 曲国俊 刘 汉

(吉林大学 数量经济研究中心, 吉林 长春 130012)

【摘要】菲利普斯曲线主要描述通货膨胀率和失业率之间的反向相关关系,本文主要描述和检验中日两国非对称价格调整所导致的非线性菲利普斯曲线机制。如果价格调整在下降与上升阶段存在非对称性,菲利普斯曲线在不同区间具有不同的表示形式,本文估计和检验发现中日两国价格调整过程存在非线性和非对称性,而门限自回归模型的估计和检验表明仅仅中国的菲利普斯曲线存在非线性和非对称性,而日本的菲利普斯曲线在样本范围内是线性的,这是判断中日两国通货膨胀预期的重要经验事实。

【关键词】菲利普斯曲线; 价格调整机制; 通货膨胀; 非线性; 非对称性; 门限自回归

【中图分类号】F133.13

【文献标识码】A

doi:10.3969/j.issn.1000-355X.2011.01.002

【文章编号】1000-355X(2011)01-0008-10

【收稿日期】2010-03-22

【基金项目】吉林大学“985工程”和“211工程”项目

国家社科基金重大项目“十二五”期间我国经济周期波动态势与宏观经济调控模式研究(10ZD&006)

国家自然科学基金项目“非线性随机波动模型估计方法及应用研究”(70971055)

吉林大学科学前沿与交叉学科创新项目“后金融危机时期我国经济周期波动态势与宏观调控模式研究”(2010JC026)

【作者简介】刘金全(1964—)男,黑龙江省密山县人,吉林大学数量经济研究中心教授,经济学博士,博士生导师。

曲国俊(1978—)男,吉林省吉林市人,吉林大学数量经济专业在读博士研究生。

刘 汉(1985—)男,安徽省东至县人,吉林大学数量经济专业在读博士研究生。

一、引言

自1958年菲利普斯提出了最初形式的菲利普斯曲线以后,菲利普斯曲线一直是政策制定者思考和分析通货膨胀率与失业率之间相关关系的有力工具。经过近半个世纪的发展,人们对菲利普斯曲线机制的研究在不断深入,并提出多种描述通货膨胀率与失业率之间动态关系的扩展菲利普斯曲线模型,并对通货膨胀率与失业率之间的非线性关系给予了深入研究。例如, Gruen等(1999)的研究发现通货膨胀率与失业率之间呈现非线性的凸性关系,所以价格水平对失业冲击的反应主要依赖于经济的最初状态。但是,在价格调整过程中也存在着另外一种非线性形式,称作非

对称价格调整的形式, 即与价格下降相比, 价格更容易上升。如果通货膨胀率对需求冲击存在这样的非对称反应, 则意味着以往认为的最佳经济政策反应机制也应该是非线性的。^[1] 为了描述和分析菲利普斯曲线机制出现的价格调整非线性特征, 近年来 Bal 和 Mankiw (1995) 的研究证实了价格变化的菜单成本导致了一定程度的价格粘性和价格非对称性。^[2] 类似地, Nickell (1997) 的研究提出了多种工资合同模型, 为工资和价格粘性提供了更为具体的微观基础。这些证据支持通货膨胀率上升期比通货膨胀率下降期更为持久的经验结论, 并认为这也是价格向下调整出现粘性的体现。^[3]

为了说明通货膨胀率的动态调整机制, 有文献对具有价格粘性假设的菲利普斯曲线模型进行合理的估计, 并分析非对称性价格调整的内在机制^[4] (刘金全, 等 2006)。改革开放以来我国通货膨胀率路径出现了多次调整, 体现出显著的周期波动特征, 这为描述和检验我国菲利普斯曲线机制提供了必要的数据基础和经验事实。刘树成 (1997)^[5] 检验说明了我国改革前后存在的不同菲利普斯曲线及其变形, 而张焕明 (2003)^[6] 的研究则给出了我国经济转轨时期菲利普斯曲线的主要形式。但这些研究并没有强调菲利普斯曲线机制的非线性特征。为此, 本文首先在单一变量情形下对中日两国的通货膨胀率时间序列的非对称性进行检验, 然后采用了 Tong (1983)^[7] 给出的 TAR 模型对中国通货膨胀率过程进行了“门限效应”检验, 并判断非对称性出现的门限水平。在获得了通货膨胀率调整过程非线性的基础上, 采用“物价—产出”形式的菲利普斯曲线模型来估计和检验通货膨胀率过程的非对称性调整机制, 并阐述非对称价格调整机制的重要性以及相应的经济政策启示。

二、中日两国价格变化路径非对称性的单变量时间序列检验

本文使用的是 1990 年 1 月到 2010 年 1 月中日两国的同比居民消费价格指数所计算出的通货膨胀率数据来研究非对称价格的调整。其中, 中国数据来源于《中国统计月报》和《中国经济景气月报》, 日本数据来源于 OECD 数据库。图 1 给出了中日两国的通货膨胀率序列的时间轨迹。

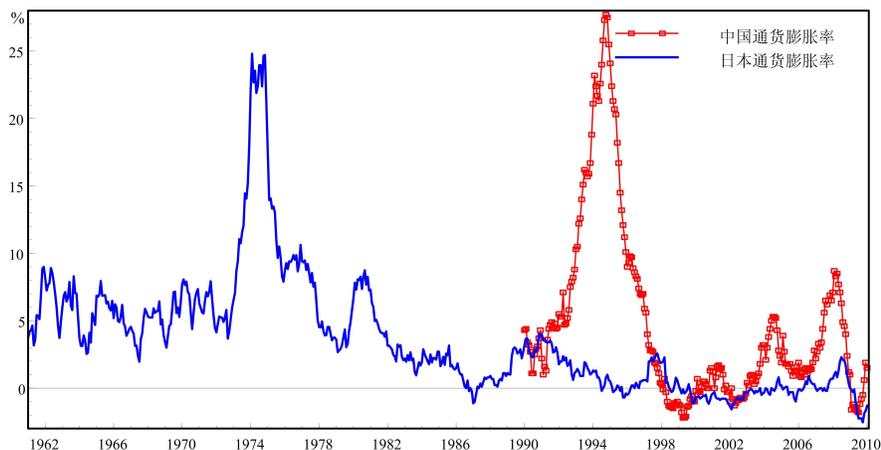


图 1 中日通货膨胀率的时间序列轨迹

从图中可以看出, 中国在 1990 年至 1997 年出现了一轮显著的对称单峰型波动过程, 而在 2000 年至 2005 年的蛰伏期后, 从 2006 年开始出现了通货膨胀加剧的单边攀升过程, 而 2008 年由于受金融危机的影响, 通货膨胀率出现了急剧下降的态势, 随着 2009 年底的经济恢复, 我国通货膨胀率

有抬头的趋势。图中日本经济在 1990 年 1 月到 2010 年 1 月是比较平稳的过程,波动幅度不大,但是本文为了进行对比,将日本经济的通货膨胀率数据扩展到自 1960 年开始,发现在 1973 年到 1978 年日本也出现了一轮显著的对称单峰型波动过程,这主要和 20 世纪 70 年代的石油危机有关,这次恶性通货膨胀导致了日本经济萧条,需求减少,经济增长下降,投资需求疲软。^[8]

首先对中日两国通货膨胀率序列分别进行平稳性和单整阶数的检验,以分析通货膨胀率序列路径的动态特征。表 1 给出了单位根过程的扩展 Dickey-Fuller 检验和 Phillips-Perron 检验结果,检验结果表明,在 5% 的显著性水平下,ADF 和 PP 统计量都未拒绝中日两国通货膨胀率序列存在单位根的原假设,进一步对其差分序列进行单位根检验,发现差分序列已经成为了平稳过程,这说明样本区间内的中日两国的通货膨胀率序列都是一阶单整过程,其非平稳性主要是由其中所包含的阶段性趋势形成的,通货膨胀率的非平稳性已经成为了价格变化过程的重要典型化事实。

表 1 中日通货膨胀率序列的单位根检验结果

国家	序列形式	ADF	PP	1% 临界值	5% 临界值	10% 临界值
中国	原序列	-1.619	-1.558	-3.459	-2.874	-2.574
	一阶差分序列	-4.932*	-10.727*	-3.458	-2.873	-2.573
日本	原序列	-2.443	-2.482	-3.458	-2.873	-2.573
	一阶差分序列	-14.708*	-14.690*	-3.458	-2.873	-2.573

注:其中*代表在 1% 的显著水平下显著。

(一) 单变量线性对称模型

为了描述通货膨胀率路径的动态特征,本文引入如下描述“通货膨胀压力”的状态变量:

$$\pi \equiv \Delta_{12} P_t - \Delta_{12} P_{t-1}$$

其中 P 表示居民消费价格指数的对数变量,价格变量 P 的 12 阶差分为: $\Delta_{12} P_t = P_t - P_{t-12}$,显然通货膨胀压力变量表示年度价格变化率(通货膨胀率)的变差,即通货膨胀率的变化率。

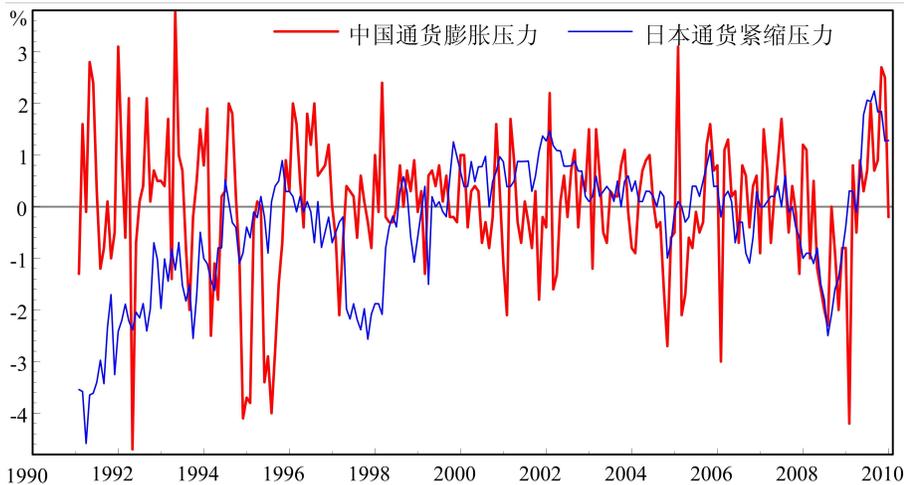


图 2 中日通货膨胀压力的时间序列路径

图 2 显示了 1991 年 1 月至 2010 年 1 月中日两国通货膨胀压力序列 π 的变化路径。计算结果表明,中国通货膨胀压力序列 π^C 在样本范围内围绕着样本均值 0.011% 上下波动,其波动方差为

1. 349%, 日本通货膨胀压力序列 π^j 在样本范围内围绕着样本均值 -0.357% 波动, 其波动方差为 1. 2109%。单位根检验结果表明通货膨胀压力变量呈现平稳性特征, 这从图 2 的轨迹中也可以清楚地看出。

利用 Box-Jenkins 方法给出的模型选择标准, 并参考了 SIC 和 AIC 准则, 我们只保留显著性水平超过 5% 的估计系数, 得到了中日单变量线性对称模型的估计结果分别如下 (为了区别中日变量, 本文使用上标 C 表示中国的变量, 使用上标 J 表示日本的变量, 括号中为 t 统计量):

$$\pi_t^C = 0.348 \pi_{t-1}^C + 0.133 \pi_{t-6}^C - 0.648 \pi_{t-12}^C + 0.170 \pi_{t-13}^C \quad (2)$$

(5.387) (2.539) (-12.078) (2.474)

AIC=2.821, SC=2.884

$$\pi_t^J = 0.856 \pi_{t-1}^J - 0.028 \pi_{t-6}^J - 0.163 \pi_{t-12}^J + 0.233 \pi_{t-13}^J \quad (3)$$

(20.036) (-0.545) (-2.404) (3.676)

AIC=1.340, SC=1.402

该模型的通货膨胀率调整过程是对称的, 无论前一期通货膨胀压力是高于还是低于其长期均衡水平, 中国的通货膨胀率都会有大约 34.8% 的当期通货膨胀压力会持续到下一期, 而日本的通货膨胀率有 85.6% 当期通货膨胀压力会持续到下一期。更为重要的是, 上述模型结构的对称性假设可能带来残差结构和参数估计一致性的问题。为此, 本文利用 CUSUM 检验和 CUSUM 平方检验来检验该模型的线性指定是否合理。CUSUM 检验和 CUSUM 平方检验^[9] (Brown, Durbin and Evans, 1975) 是在时间序列未知其结构转变点的前提下, 检验其序列是否发生结构转变的两种检验方法, 这两种方法都是基于递归残差或向前一步推断残差进行计算。随着时间的推移, 如果模型回归参数具有稳定性, 检验统计量的样本均值应该接近零水平; 如果模型回归参数不稳定, 检验统计量将离开零均值线。在累计递归残差图中用一对 5% 的显著性曲线评价检验统计量值的偏离。如果检验统计量的值到了 5% 显著性曲线以外, 则表明模型回归参数不稳定。

对模型使用 CUSUM 检验和 CUSUM 平方检验, 获得了如图 3 和图 4 给出的检验结果, 发现 CUSUM 平方检验已经拒绝了参数稳定性假设, 这意味着利用对称性模型对方程 (2) 和方程 (3) 的估计均存在偏差, 说明中日两国单变量线性对称模型的线性假定缺乏统计意义上的合理性。

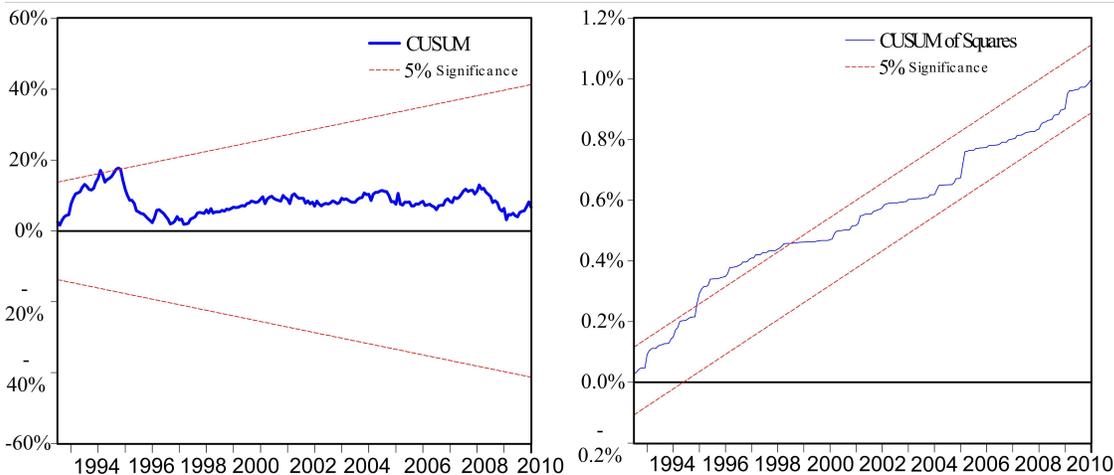


图3 中国通货膨胀率单变量线性对称模型的CUSUM和CUSUM平方检验结果

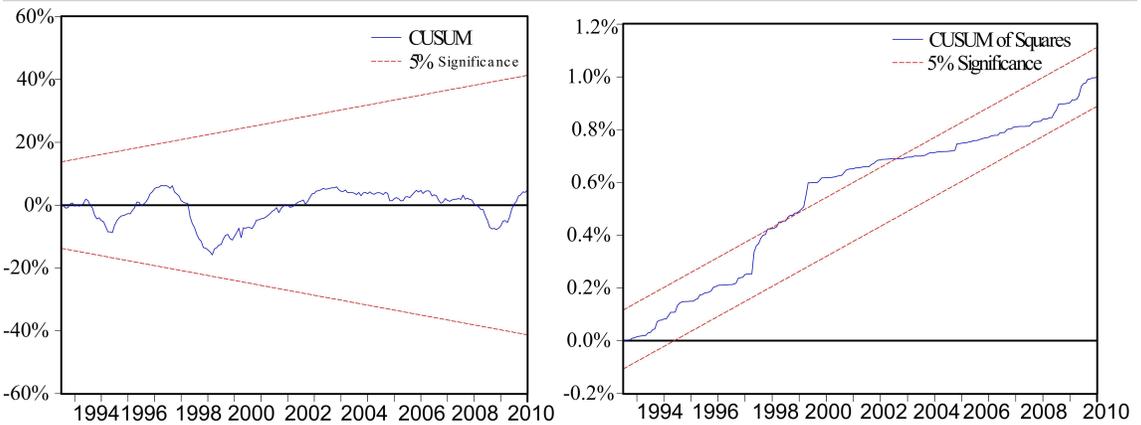


图 4 日本通货膨胀率单变量线性对称模型的 CUSUM和 CUSUM平方检验结果

(二) 门限自回归 (TAR) 模型

门限自回归模型是由 Tong(1983)^[7] 提出并使用的一种非线性时间序列模型。一些经济变量行为依赖于经济系统所处的状态,在不同的状态下经济变量之间的关系可能会发生变化,于是门限自回归模型主要用于刻画经济变量关系所存在的结构性转变。经验方程 (2) 和方程 (3) 估计的线性模型认为,无论 π 是高于还是低于长期的均衡水平,中日两国都有较大的通货膨胀压力存在,这就是说通货膨胀压力持续作用是对称的。事实上,较高的通货膨胀率相比较低的通货膨胀率具有更为持久的作用,那么通货膨胀压力的作用机制也应该是非对称的。为此,本文选择 TAR 模型来描述通货膨胀压力的持续过程,对应的 TAR 模型为:

$$\pi_t = \alpha_0 + (\alpha_1 + \beta_1 I_{t-1}) \pi_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

其中, I 是示性变量,示性变量的表达式为:

$$I_t = \begin{cases} 1 & \pi \geq \tau \\ 0 & \text{其他} \end{cases} \quad (5)$$

这里,参数 τ 是模型中的门限值。当前一期的通货膨胀压力 $\pi_{t-1} \geq \tau$ 时, I 的值为 1,因此有 $(\alpha_1 + \beta_1)$ 单位的前一期通货膨胀压力会传递到下一期;当前一期通货膨胀的压力 $\pi_{t-1} < \tau$ 时, I 的值为 0 此时,只有 α_1 单位通货膨胀的压力会传递到下一期。当 $\beta_1 > 0$ 时,正的通货膨胀压力较之负的通货膨胀压力会更易于持续下去;而当 $\beta_1 < 0$ 时,情形正好相反。

TAR 模型应用的一个关键问题是如何选择或者估计通货膨胀压力的门限值。本文采用 Chan (1993)^[10] 的门限估计方法,即选择使得模型均方差最小的门限值。Chan (1993)^[10] 方法的具体步骤是:首先将通货膨胀压力序列 $\{\pi\}$ 的样本值按照升序排列,即 $\tau_1 < \tau_2 < \tau_3 < \dots < \tau_T$, 这里 T 表示样本容量。舍掉 $\{\tau_i\}$ 序列的最大和最小的 15% 观测值,将剩余的 70% 看作是可能的门限值。对中日两国的通货膨胀压力序列进行门限自回归模型的估计的结果分别为方程 (6) 和方程 (7)。得到最小的残差平方和的门限值就是我们所需要的门限值的一致估计量。使用这种方法,我们计算出中日两国的门限值的一致估计量分别为 $\tau = 0.9005$ 和 $\tau = -1.875$ 。排除在 5% 的显著性水平下不显著的系数,得到中日两国的通货膨胀压力的门限自回归模型结果如下:

$$\pi_t^c = (0.493 - 0.690 I_{t-1}) \pi_{t-1}^c + 0.111 \pi_{t-6}^c - 0.599 \pi_{t-12}^c + (0.264 - 0.461 I_{t-1}) \pi_{t-13}^c \quad (6)$$

$$(6.402) \quad (-4.701) \quad (2.043) \quad (-10.951) \quad (3.272) \quad (-3.230)$$

$$\pi_t^j = 0.856\pi_{t-1}^j + (0.247 - 0.489I_{t-1})\pi_{t-12}^j - (0.188 - 0.497I_{t-1})\pi_{t-13}^j \quad (7)$$

(24.203) (1.458) (-2.679) (-1.172) (2.854)

上面两个方程的 F 统计量值分别为 11.070 和 4.076 明显高过在 5% 的显著性水平下的临界值 3.05。由此, 可以看出中日两国通货膨胀压力存在着非对称的行为, 如果中国的通货膨胀压力低于门限值 0.9005 那么会有 49.3% 的当期通货膨胀的压力持续到下一期; 反之, 当通货膨胀压力高于门限值 0.9005 π_{t-1} 的系数为负, 通货膨胀压力相对于这一期会有所减少。而日本通货膨胀压力低于门限值 -1.875 时, 有 24.7% 的当期通货紧缩的压力持续到下一年, 而当通货膨胀压力高于门限值 -1.875 时, 则当期通货紧缩的压力会有出现本质性改变, 通货紧缩的压力转化为通货膨胀压力。这说明通货膨胀变化是非对称的, 中国的高通货膨胀压力比低通货膨胀压力持续的时间更长, 日本的高通货紧缩压力比低通货紧缩压力持续的时间更长, 这与价格粘性理论的推断相一致。

三、非对称的菲利普斯曲线模型及估计

检验出中日两国通货膨胀压力过程中都存在非对称性特征, 这就很可能导致了菲利普斯曲线的非对称性, 因此本文对非对称的菲利普斯曲线进行分析与估计, 这就需要考虑扩展菲利普斯曲线。但是扩展菲利普斯曲线中包含通货膨胀预期, 因此需要采用状态空间模型来估计通货膨胀预期, 具体结果由图 5 给出。与图 1 的真实路径相比, 预期路径基本体现了真实路径的特征, 这意味着通货膨胀预期具有可信性。类似地, 对通货膨胀预期序列进行单位根检验, 可以判断该序列也是一阶单整过程。

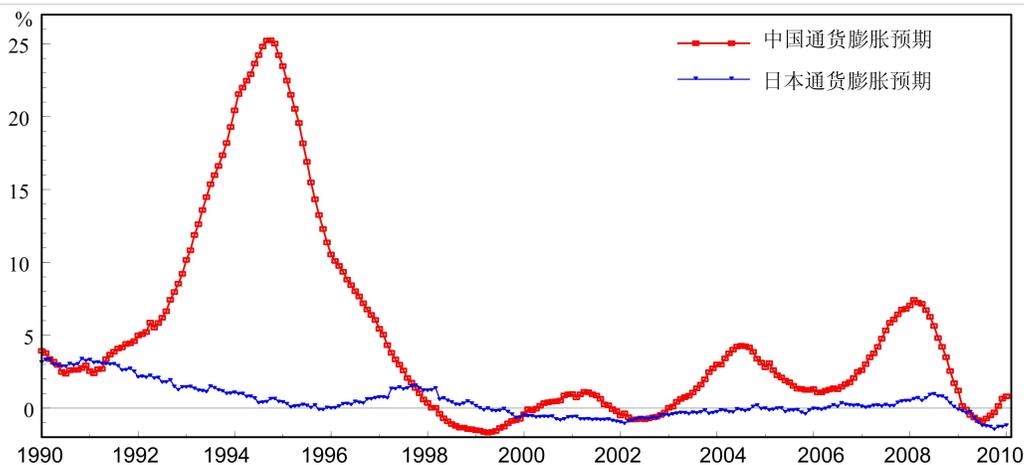


图5 通货膨胀预期动态路径

同时, 在运用状态空间模型分解通货膨胀预期的同时, 本文对中日通货膨胀率进行了 24 个月的预测, 分析未来两国通货膨胀率的走势。从图 6 中可以看出, 中国通货膨胀率有上升的压力, 且一倍标准差的范围也非常宽泛, 这说明中国宏观调控通货膨胀率有很大的操控性, 保持适度通胀率以刺激经济发展是可行的。而日本通货膨胀率的估计结果则显示, 未来两年内日本有通货紧缩的压力, 这与当前日本经济发展状况和国内需求状况疲软有关, 需要进一步刺激需求, 以需求拉动日本经济的发展。

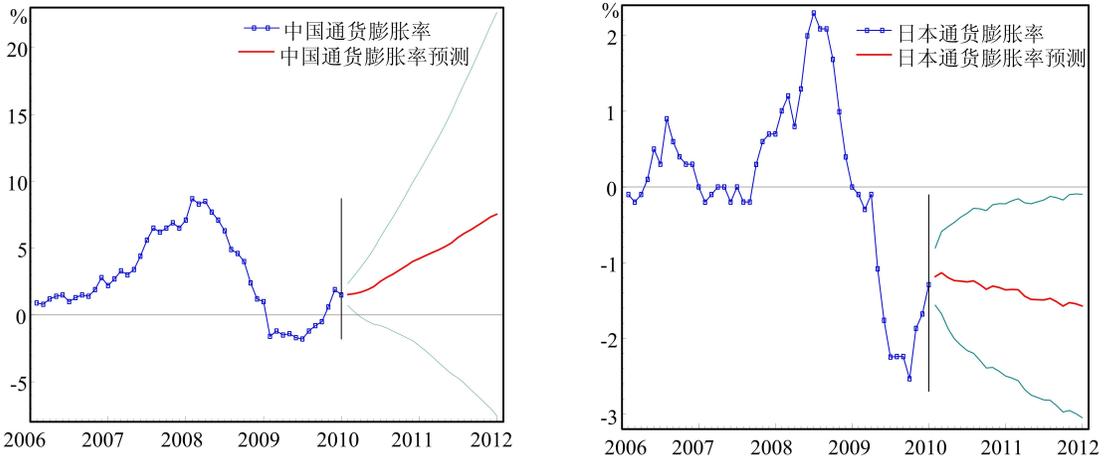


图 6 中日通货膨胀率的状态空间预测

为了估计非对称的菲利普斯曲线, 需要考虑“通货膨胀惊异”这个变量, 用 π^g 表示, 即通货膨胀预期 π^c 与实际通货膨胀率之差:

$$\pi^g = \pi^c - (P_{t-1} - P_{t-13}) \quad (8)$$

在菲利普斯曲线的传统估计中, 失业率是一个十分重要的解释变量。由于中国缺少全面的失业率数据, 因此估计菲利普斯曲线的替代形式, 即估计“产出—价格”关系的形式。这需要利用“自然产出比率”来替代失业率变量在该曲线中的作用, 本文利用 B-N 分解方法对实际 GDP 增长序列进行趋势剔除 (Beveridge and Nelson 1981)^[11] 并得到其周期成分 Y^c , 这就得到了“失业率”的替代解释变量 $Y^s = Y^c / Y_t$ 。利用 Guen 等 (1999)^[1] 给出的菲利普斯曲线估计方法, 估计中日两国线性菲利普斯曲线方程的结果分别如下:

$$\pi^c_t = 0.0987 - 0.0214 \Delta \pi^c_t - 6.4613 Y^s_t + 0.0252 \pi^c_{t-1} \quad (9)$$

$$\pi^j_t = 0.0158 - 0.3139 \Delta \pi^j_t - 0.009 Y^s_t + 0.803 \pi^j_{t-1} \quad (10)$$

该估计方程与典型菲利普斯曲线具有类似性质, 例如通货膨胀率与通货膨胀预期误差 π^g 正相关, 通货膨胀率与“自然产出比率”负相关等。但是, 由于我们已经检验发现 $\{\pi^c_t\}$ 序列中存在调整的非对称性, 因此上述获得的线性菲利普斯曲线机制可能存在模型指定上的错误, 利用 CUSUM 和 CUSUM 平方检验对估计方程 (9) 和方程 (10) 进行参数稳定性检验, 结果如图 7 和 8 所示。

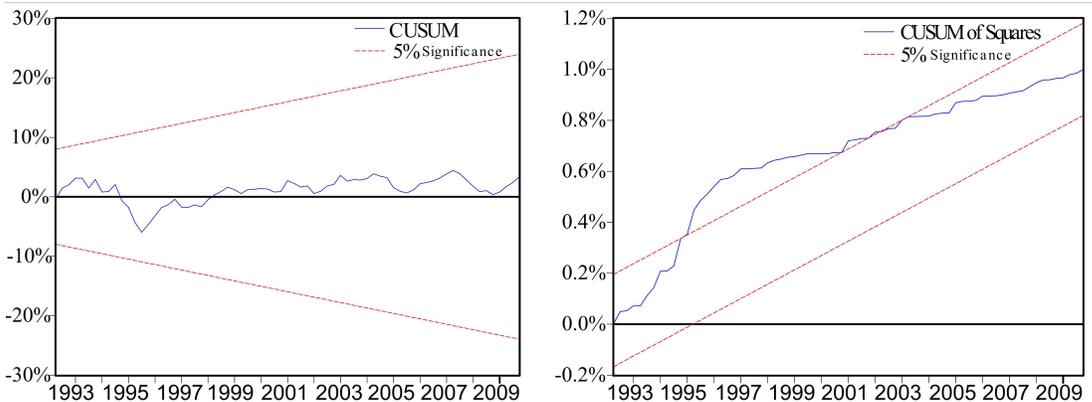


图 7 中国线性菲利普斯曲线方程的 CUSUM 和 CUSUM 平方检验结果

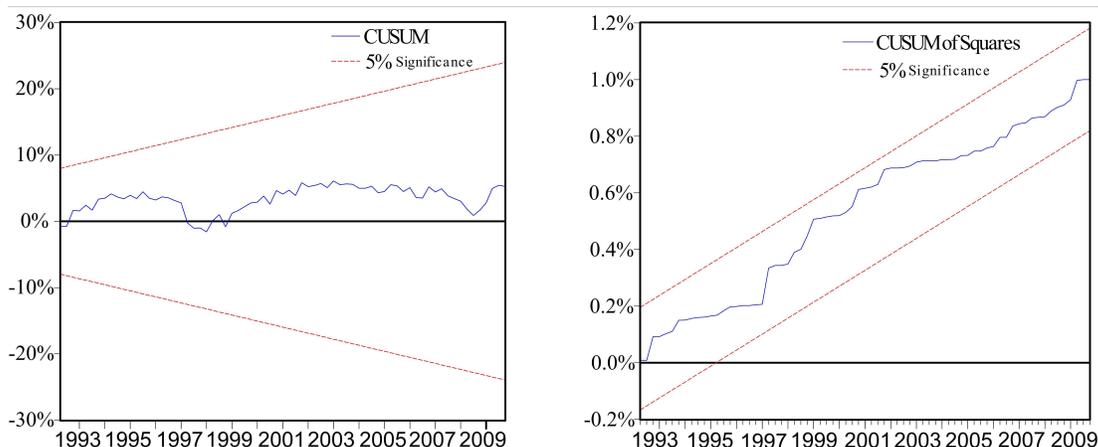


图 8 日本线性菲利普斯曲线方程的 CUSUM和 CUSUM平方检验结果

检验结果显示出中国线性菲利普斯曲线方程的检验统计量超出了临界线, 因此拒绝参数稳定性假设, 需要对估计方程 (7) 进行模型结构的改进, 因此下文将继续估计具有结构性转变的菲利普斯曲线形式。但是日本的线性菲利普斯曲线方程的检验统计量均没有超出了临界线, 说明日本的线性菲利普斯曲线方程的参数是稳定的, 日本的菲利普斯曲线具有线性形式, 不具有“门限效应”。

假设具有“门限效应”的菲利普斯曲线模型为:

$$\pi_t = \alpha_0 + (\alpha_1 + \beta_1 I_{t-1}) \Delta \pi_t^g + (\alpha_2 + \beta_2 I_{t-1}) Y_t^s + (\alpha_3 + \beta_3 I_{t-1}) I_{t-1} + \varepsilon_t \quad (11)$$

类似地, 使用上述门限估计方法和自回归模型参数诊断, 我们获得了下面的估计方程:

$$\pi_t^c = (1.229 - 0.292 I_{t-1}) \Delta \pi_t^{c,g} - (0.0027 - 0.0022 I_{t-1}) Y_t^{c,s} + (1.368 - 0.379 I_{t-1}) I_{t-1}^c \quad (12)$$

(8.468) (-1.729) (-2.854) (2.239) (10.801) (-2.236)

估计得到的门限值 τ 为 -0.004 (接近零水平)。对于模型检验的 F 统计量的值为 3.104 说明该模型在 5% 的显著性水平下是显著的。当通货膨胀压力 $\pi_{t-1}^c \geq -0.004$ 时, 对应的菲利普斯曲线方程为:

$$\pi_t^c = 0.937 \Delta \pi_t^{c,g} - 0.0005 Y_t^{c,s} + 0.989 I_{t-1}^c \quad (13)$$

当通货膨胀压力 $\pi_{t-1}^c < -0.004$ 时, 对应的菲利普斯曲线方程为:

$$\pi_t^c = 1.229 \Delta \pi_t^{c,g} - 0.0027 Y_t^{c,s} + 1.368 I_{t-1}^c \quad (14)$$

对比方程 (13) 和 (14) 发现, 虽然菲利普斯曲线模型的参数有很大差异, 但是菲利普斯曲线机制的基本性质没有发生变化, “通货膨胀惊异”变化和自然产出对通货膨胀的影响都是符合菲利普斯曲线基本特征的。另外, 上述估计模型在所有解释变量均存在“区制效应”, 这说明对应的菲利普斯曲线机制中具有多重非对称性的成因, 这对选择经济政策工具和制定宏观调控目标具有重要启示。

四、非对称性菲利普斯曲线估计和检验的基本结论

我们首先通过对中日两国价格变化路径的非对称性进行检验发现, 中日两国价格变化路径中存在显著的非线性和非对称性特征, 有鉴于此, 我们有必要进一步讨论中日两国菲利普斯曲线机制中的非线性特征, 通过估计和检验“产出一价格”形式的菲利普斯曲线发现, 中国的菲利普斯曲线

存在显著的非线性和非对称性特征,而日本的菲利普斯曲线却体现出显著的线性特征,具体的实证检验结果可以归纳和总结为如下 3 个不同方面:

(一)通过本文的检验,我们发现,利用对称性调整模型描述的中日两国通货膨胀率动态过程出现了模型参数估计的非稳定性特征,从而拒绝了模型参数的线性约束假设。进一步利用具有“门限效应”的 TAR 模型来估计通货膨胀率的非线性结构,所得结果表明,在中日两国的价格水平调整过程中,通货膨胀率压力的持续性依赖与通货膨胀率所处于的不同阶段。当具有较高通货膨胀压力时,中国通货膨胀则具有更为显著的持续性,这意味着一旦高通货膨胀率状态出现,则需要采用相应的紧缩性货币政策进行调控,但是高通货膨胀的治理需要一个过程,因此紧缩性调控的结果往往出现价格水平的“软着陆”;另一方面,当具有较高通货紧缩压力时,日本通货膨胀则表现出更为显著的持续性,这说明,日本目前更需要关注高通货紧缩的发生,维持通货紧缩的低水平,在出现了高通货紧缩以后,则需要日本政府及时采用相应的货币政策进行宏观调控。

(二)价格水平的非对称性调整过程为进一步估计和检验中日两国非线性菲利普斯曲线机制提供了重要的经验证据。首先,通过估计中日两国线性菲利普斯曲线形式的最终结果显示:日本菲利普斯曲线模型的参数估计是稳定的,其菲利普斯曲线的形式是线性的;另一方面,中国菲利普斯曲线模型的线性假设无法通过参数稳定性检验,我们通过估计和检验具有多重“门限效应”的非线性菲利普斯曲线模型发现,非线性菲利普斯曲线模型具有更强的参数稳定性。估计结果还表明,门限值越接近于零,价格膨胀和价格紧缩阶段的菲利普斯曲线则具有不同的表现形式,所以应该为此在不同的价格变化区间选择不同的政策操作方式。此外,我们还需要清楚地认识到价格水平的变化趋势,进而在保持经济增长和稳定价格水平之间做出明确的政策目标选择。如今,我国经济增长出现了“探底回调”的迹象,于此同时,出现恶性通货膨胀的可能性降低,因此,在我国实施宽松的货币政策仍然具有合理的空间和时域,菲利普斯曲线机制仍然具有“替代效应”。

(三)显然,中国目前正处于通货膨胀压力不断增大、通货膨胀不确定性不断增强的特殊调整时期,而根据通货膨胀阶段的菲利普斯曲线方程(13)的变化,我们发现,我国通货膨胀惊异的变化已经显示出弱弹性迹象(对应的弹性系数仅为 0.937),因此,如果通过降低通货膨胀率的预期来缓解通货膨胀压力的作用已经变得十分微弱。同时,通货膨胀压力的增加所产生的“就业效应”或者“产出效应”也开始出现变弱的迹象。因此,如果仅仅依靠菲利普斯曲线机制所产生的“替代效应”来实现金融危机中的经济全面回升还有一定程度的困难。为此,我国目前的宏观经济调控中仍然需要采取需求和供给双重管理政策,以避免出现“经济滞胀”的可能。

源于 2007 年下半年美国次贷危机的本轮全球金融危机的出现,不仅导致了全球范围内的经济增长迅速出现了回落和衰退,同时也促使失业率、利率和通货膨胀率等一系列重要经济时间序列出现了复杂的非线性动态变化。本文所获得的非线性菲利普斯曲线机制的估计和经验结论对与预测通货膨胀率的变化以及进行经济政策效应评价都具有重要的参考价值,此外,在未来的研究中,我们还应该对其进行更为深入的动态检测和评估,并从所得实证结果中寻求经济政策调整的有利时机,同时采取更为适宜的经济政策工具和决策。

参考文献:

[1] Gruen D., Pagan A., Christopher T. The Phillips curve in Australia[J]. Journal of Monetary Economics, 1999, 44: 223-258

[2] Ball L., Mankiw G. Relative-Price changes as aggregate supply shocks[J]. Quarterly Journal of Economics, 1995,

- 18, 161—193
- [3] Nickell S. Unemployment and labor market rigidities: Europe vs. North America [J]. Journal of Economic Perspectives, 1997, 11: 55—74
- [4] 刘金全, 金春雨, 郑挺国. 中国菲利普斯曲线的动态性与通货膨胀率预期的轨迹 [J]. 世界经济, 2006 (6): 16—28
- [5] 刘树成. 论中国的菲利普斯曲线 [J]. 管理世界, 1997 (6): 26—36
- [6] 张焕明. 1979年~2000年我国菲利普斯曲线的实证研究 [J]. 管理科学, 2003 (2): 13—21
- [7] Tong H. Threshold Models in Nonlinear Time Series Analysis [M]. Springer Verlag, New York, 1983, 25—36
- [8] 王耀媛, 田春生, 王德迅. 日本治理通货膨胀的经验及启示——访日考察报告 [J]. 世界经济, 1996 (8): 12—18
- [9] Brown R, Durbin J, Evans J. Techniques for Testing the Constancy of Regression Relationship over time [J]. Journal of Royal Statistical Studies, 1975, 37: 149—163
- [10] Chan K S. Consistency and limiting distribution of the least squares estimator of a threshold autoregressive model [J]. Annals of Statistics, 1993, 21: 520—533
- [11] Beveridge S, Nelson C. A new approach to decomposition of economic time series into permanent and transitory components with particular attention to the measurement of the business cycle [J]. Journal of Monetary Economics, 1981, 7: 151—174

责任编辑 孙慧宗

A Test of the Phillips Curve Mechanism and the Asymmetries in Price Adjustment: The Case of China and Japan

LIU Jin-quan QU Guo-jun LIU Han

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

Abstract: The Phillips curve describes a negative relationship between inflation and unemployment. This paper tests the nonlinearity of the Phillips curve mechanism caused by asymmetric price adjustments in China and Japan. The basic assumption is that when the asymmetries exist, the Phillips curve can be nonlinear. The empirical evidences show that for both China and Japan, the price adjustments are nonlinear and asymmetric. However, the results of threshold AR model reveal that only China has a nonlinear and asymmetric Phillips curve, while the Japanese Phillips curve is linear within the sample period. These findings help to understand the inflation expectations in China and Japan.

Key Words: Phillips Curve; Price Adjustment Mechanism; Inflation; Nonlinearity; Asymmetry; TAR