

菲利普斯曲线在我国的适用性研究*

张小宇 刘金全

(吉林大学商学院, 吉林大学数量经济研究中心, 吉林长春, 130012)

摘要: 考虑到通货膨胀序列可能存在的非平稳及非线性动态调整, 本文在广义线性菲利普斯曲线的基础上构建了非线性平滑迁移菲利普斯曲线模型。通过对非线性平滑迁移菲利普斯曲线模型进行线性检验, 结果发现通货膨胀的动态调整机制存在明显的非线性特征, 而且我国通货膨胀包含两个不同的区制, 即高通胀区制和适度通胀区制, 并且不同区制的持续性存在明显差别, 高通胀区制的持续期明显短于适度通胀的持续期。

关键词: 通货膨胀非线性菲利普斯曲线

The Applicability of the Phillips Curve in China

Abstract: Because dynamic adjustment of the inflation may be instable and nonlinear, so we improve the linear Phillips curve and construct a smooth transition regression model of Phillips curve. We find inflation dynamic adjustment is nonlinear by test for linearity of smooth transition regression model, and there are two different regimes, that is, high inflation regime and moderate inflation regime, and the sustained period of high inflation regime is significantly shorter than the one of moderate inflation regime.

Key Words: Inflation Nonlinearity Phillips Curve

引言

作为宏观经济调控的主要目标变量, 价格和产出之间的经验关系不仅影响到中央银行和财政当局的政策取向, 而且在中央银行和财政当局偏好已知的条件下, 还将对公众的未来通胀预期产生重要的影响。因此价格和产出之间的经验研究, 特别是菲利普斯曲线的研究一直受到高度关注。菲利普斯曲线自提出以来, 经历了由非理性到理性、线性到非线性的一系列的改进和创新。特别是在新凯恩斯价格刚性和工资粘性的理论框架下, 主要宏观经济变量间的非线性及非对称性研究受到越来越多经济学者的青睐, 体现价格和产出之间关系的菲利普斯曲线的研究自然也经历了由线性到非线性的变迁。

王少平等 (2001) 利用多元协整理论对通货膨胀、劳动生产率成本、需求和进口四个变量构成的预期增广菲利普斯曲线进行了实证研究, 结果发现上述四个变量间存在协整关系。陈彦斌 (2008) 通过对 Gordon (1997) 提出的三角模型以及 Galí 和 Gertler (1999) 提出的混合菲利普斯曲线模型进行改进, 分别测度了需求拉动、成本推动、通胀预期以及通胀惯性四个因素对我国通货膨胀的影响,

*[基金项目] 本文为中国博士后科学基金 (2014M551162)、中央高校基本科研业务费专项资金资助项目 (2013ZZ029) 以及吉林大学基本科研业务费科学前沿与交叉学科项目 (2014QY050) 的阶段性成果。

结果发现通胀预期对通货膨胀的影响最为显著，而成本推动因素对通货膨胀的影响不显著。范爱军和韩青 (2009) 通过将价格调整的生产率和名义增长缺口变量引入到预期增广菲利普斯曲线模型中，发现修正后的菲利普斯曲线能够较好地拟合中国通货膨胀的数据。但由于其使用年度数据，缺乏对名义变量的粘性测度，另外为保证样本数据的充足性，年度数据模型时间跨度通常比较长，在此期间存在的制度变迁将导致无法避免卢卡斯批判，即政策环境和模型结构的变化将导致模型参数估计失灵。杨小军 (2011) 将利率引入到新凯恩斯主义菲利普斯曲线模型，运用广义矩方法对上述模型进行参数估计，并进行了一系列的检验，结果表明利率作为通货膨胀的驱动因素，无论在统计意义上还是在经济意义上都是显著的。

钱宥妮 (2005) 利用 1952-2002 年的样本数据，采用卡尔曼滤波方法估计产出缺口，并进一步对我国的菲利普斯曲线进行实证检验，结果发现我国菲利普斯曲线是不成立的。刘金全等人 (2006) 在菲利普斯与奥肯定律等描述通货膨胀与产出变量关系的理论基础上，构建了带有区制转移的状态空间模型，对通货膨胀率与经济增长率数据建模，结果发现在我国通货膨胀与产出缺口主要表现出长期菲利普斯曲线的形式，即产出缺口与通货膨胀率预期误差间不存在显著的影响关系。陈学彬 (1996) 等同样也未发现菲利普斯曲线在我国成立的证据。

尽管上述研究得到的实证结果有所差异，这可能与使用数据的频度及所选取实证方法有关，但上述实证研究却存在一个共同点，即大部分研究均是建立在线性模型基础上的。并未考虑到价格与产出之间可能存在的非线性动态关联机制。

Clark 和 Laxton (1997) 认为价格粘性以及工资刚性调整将导致价格与产出之间的关系表现出凸性菲利普斯曲线的形式，此时伴随着超额需求的增加，通货膨胀与产出缺口的相依性逐渐增强。然而针对菲利普斯曲线的非线性实证检验结果也存在明显的差异，Akerlof 等人 (1996) 以及 Debelle 和 Laxton (1997) 认为利用凸性菲利普斯曲线测度美国通货膨胀与产出之间的关系是适宜的，然而 Gordon (1997) 认为线性菲利普斯曲线更合适，Stiglitz (1997) 甚至提出利用凹性菲利普斯曲线测度美国通货膨胀与产出之间的关系。

利用非线性模型检验我国菲利普斯曲线的实证研究相对较少，并且得到的实证结论也存在差异，刘金全等人 (2006) 利用马尔可夫区制转移模型对我国的菲利普斯曲线进行了实证检验，结果并未发现通货膨胀与产出缺口间存在显著的影响关系。而许冰和章上峰 (2008) 采用半参数模型对转轨时期我国的菲利普斯曲线进行了识别，结果发现通货膨胀与产出缺口之间表现出三次多项式的非线性形式。

本文将在构建广义的菲利普斯曲线模型基础上，通过对模型中不同成分分别进行线性检验，在此基础上构建适合捕捉我国通货膨胀动态调整机制的非线性平滑迁移菲利普斯曲线模型。在对模型进行参数估计的基础上，对我国通货膨胀进行区制划分，并分析不同区制内通货膨胀长期均值的时变性以及通货膨胀的持续性等通货膨胀的动态特征。通过分析通货膨胀对产出缺口二阶导数的相关特性，对我国菲利普斯曲线进行凸性检验。本文的结构安排如下：第二部分主要介绍非线性平滑迁移回归模型的设定、线性检验、转移变量和转移函数的选取、参数估计以及参数稳定性和残余非线性检验；第三部分介绍非线性菲利普斯曲线的设定、检验以及估计；第四部分在非线性的菲利普斯曲线估计的基础上，对菲利普斯曲线进行凸性检验；第五部分为本文的结论。

1 平滑迁移回归模型

近年来，随着人们对经济变量之间非对称以及非线性关系理论分析的不断深入，采用非线性计

量模型探讨和研究经济变量间的非线性和非对称影响关系已成为一种趋势。特别是门限回归模型 (Threshold Regression)、马尔可夫区制转移模型 (Markov Regime Switching Model)、以及平滑迁移回归模型 (Smooth Transition Regression Model) 等非线性模型被越来越多地应用于实证研究。由于平滑迁移回归模型允许转移变量在不同区制间平滑变换, 因此也得到更多经济学者的关注 (如 Luukkonen et al., 1988; Granger and Teräsvirta, 1999; Lundbergh and Teräsvirta, 2001; Rothman et al., 2001; Medeiros and Veiga, 2005 等)。本部分将从平滑迁移回归模型的设定、线性检验、参数估计、参数稳定性检验以及残余非线性检验等方面介绍平滑迁移回归模型的建模过程。

1.1 平滑迁移回归模型的设定

平滑迁移回归模型的一般形式可设定为:

$$y_t = \alpha_1 x_{t,1} + \alpha_2 x_{t,2} + \cdots + \alpha_m x_{t,m} + (\phi_{1,1} x_{nl,1} + \phi_{1,2} x_{nl,2} + \cdots + \phi_{1,n} x_{nl,n}) [1 - F(s_t; \lambda, c)] + (\phi_{2,1} x_{nl,1} + \phi_{2,2} x_{nl,2} + \cdots + \phi_{2,n} x_{nl,n}) F(s_t; \lambda, c) + \mu_t \quad (1)$$

或表示成矩阵的形式:

$$y = X_T \alpha + X_{nl} \phi_1 [1 - F(s; \lambda, c)] + X_{nl} \phi_2 F(s; \lambda, c) + \mu \quad (2)$$

其中, $y = (y_1, y_2, \dots, y_T)'$, $X_T = (x_{t,1}, x_{t,2}, \dots, x_{t,m})$, $x_{t,j} = (x_{t,j,1}, x_{t,j,2}, \dots, x_{t,j,T})'$, $j = 1, 2, \dots, m$, 为外生变量或滞后的内生被解释变量, 其与被解释变量呈线性关系, 参数 $\alpha = (\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_m)'$ 为对应线性解释变量的回归系数。 $X_{nl} = (x_{nl,1}, x_{nl,2}, \dots, x_{nl,n})$, $x_{nl,j} = (x_{nl,j,1}, x_{nl,j,2}, \dots, x_{nl,j,T})'$, $j = 1, 2, \dots, n$, 为外生变量或滞后的内生被解释变量, 其与被解释变量呈非线性关系, 参数 $\phi_i = (\phi_{i,1}, \phi_{i,2}, \dots, \phi_{i,n})'$, $i = 1, 2$, 为对应非线性解释变量的回归系数。 μ_t , $t = 1, 2, \dots, T$, 为均值为 0, 方差为 σ^2 的残差分序列^①, $\mu = (\mu_1, \mu_2, \dots, \mu_T)'$, T 为样本容量。

$F(s_t; \lambda, c)$ 为关于转移变量 s_t 的连续转移函数, 转移变量 s_t 可以为滞后的内生变量 y_{t-d} , 也可以是外生变量, 或者是滞后内生变量和外生变量的某些函数, 甚至转移变量还可以是时间趋势变量 t , 此时对应的平滑迁移回归模型被称为时变参数模型。 $\lambda > 0$, 为斜率参数, 度量转移函数在不同区制间转换速度的快慢, λ 越大, 转移函数在不同区制间转换的速度越快, 反之则越慢。 c 为位置参数, 测度转移函数进行区制转换的门限值。

转移函数可以选择不同的函数形式, 并且对应不同的平滑迁移类型。最常用的函数形式为逻辑函数、指数函数以及双曲正切转移函数, 其中逻辑转移函数又分为一阶和二阶逻辑函数。根据研究问题的不同可以选取不同的转移函数形式, 如可采用一阶逻辑函数检验正向和反向货币政策冲击对实际产出的非对称效应, 可采用二阶逻辑函数检验货币政策对实际产出的冲击强度上的非对称性。检验中央银行非对称偏好时, 为测度中央银行的规避经济收缩偏好以及规避价格通胀偏好, 可以将转移函数设定为双曲正切函数的形式。

1.1.1 一阶逻辑转移函数

一阶逻辑转移函数 (Logistic Function) 可表示为:

$$F(s_t; \lambda, c) = \{1 + \exp[-\lambda(s_t - c)]\}^{-1} \quad (3)$$

上述逻辑转移函数是关于转移变量 s_t 的增函数, 当 $s_t \rightarrow -\infty$ 时, $F(s_t; \lambda, c) \rightarrow 0$; 当 $s_t \rightarrow +\infty$ 时,

^①同方差的假设可放宽, Lundbergh 和 Teräsvirta (1999) 将同方差假设放宽至自回归条件异方差, 用于对高频时间序列数据进行非线性建模。

$F(s_t; \lambda, c) \rightarrow 1$; 当 $s_t = c$ 时, $F(c; \lambda, c) = 0.5$ 。当斜率参数 λ 非常大时, 特别地, 当 $\lambda \rightarrow \infty$ 时, 逻辑转移函数接近如下的分段函数, 即:

$$F(s_t; \lambda, c) = \begin{cases} 1 & s_t > c \\ 0 & s_t < c \end{cases} \quad (4)$$

因此可以说一阶逻辑平滑迁移回归模型嵌套着一个两区制门限回归模型。即当 $\lambda \rightarrow \infty$ 时, 式 (2) 和式 (3) 表示的逻辑平滑迁移回归模型退化为一个两区制门限回归模型:

$$y = X_t \alpha + X_{nt} \phi_1 I(s_t < c) + X_{nt} \phi_2 I(s_t > c) + \mu \quad (5)$$

其中 $I(s_t < c)$ 和 $I(s_t > c)$ 表示示性函数, 即

$$I(s_t < c) = \begin{cases} 1 & s_t < 0 \\ 0 & s_t > 0 \end{cases} \quad (6)$$

$$I(s_t > c) = \begin{cases} 1 & s_t > 0 \\ 0 & s_t < 0 \end{cases} \quad (7)$$

而当斜率参数 $\lambda \rightarrow 0$ 时, $F(s_t; \lambda, c) \rightarrow 0.5$, 此时式 (2) 和式 (3) 表示的逻辑平滑迁移回归模型退化为如下的线性回归模型:

$$y = X_t \alpha + X_{nt} \phi_* + \mu \quad (8)$$

其中, $\phi_* = 0.5(\phi_1 + \phi_2)$ 。

逻辑平滑迁移回归模型与门限回归模型以及马尔可夫区制转移模型既有联系又有区别, 联系在于当转移函数取极值 0 或 1 时, 刚好对应两个不同的区制, 区别在于平滑迁移回归模型允许不同区制间平滑转换。上述逻辑平滑迁移回归模型可用于研究经济周期非对称性, 不同的区制分别对应经济收缩期和经济扩张期 (Skalin and Teräsvirta, 1999, 2002)。

为反应逻辑转移函数的上述性质, 图 1 分别绘制了不同斜率参数取值对应的逻辑转移函数 (为方便, 位置参数 c 设定为 0)。

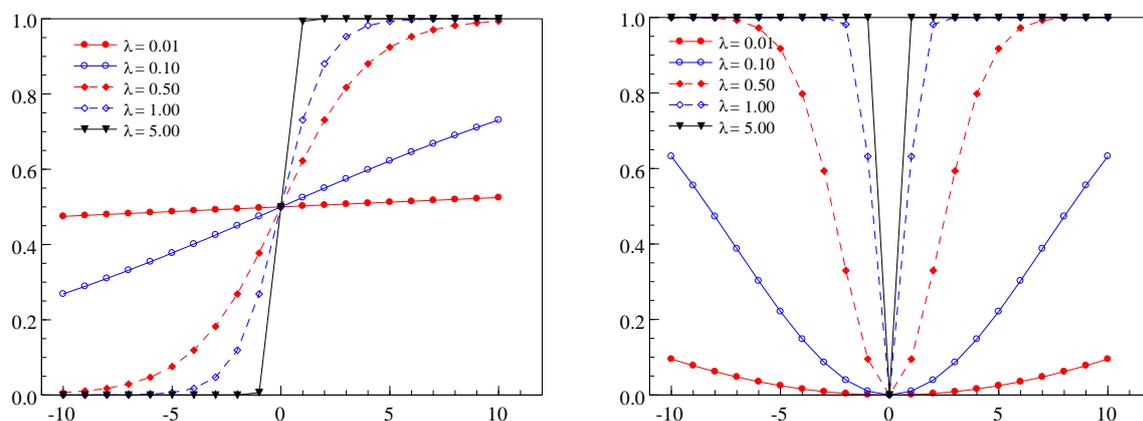


图 1 逻辑转移函数图 2 指数转移函数

1.1.2 指数转移函数

指数转移函数 (Exponential Function) 可表示为:

$$F(s_t; \lambda, c) = 1 - \exp[-\lambda(s_t - c)^2] \quad (9)$$

对于上述指数转移函数, 当 $s_t \rightarrow \pm\infty$ 时, $F(s_t; \lambda, c) \rightarrow 1$; 当 $s_t = c$ 时, $F(s_t; \lambda, c) = 0$ 。与逻辑转移函数不同, 指数转移函数不是关于转移变量的单调函数, 而是参照转移变量与位置参数的接近程

度将转移变量分为两个不同区制，即当转移变量接近位置参数时，指数转移函数 $F(s_t; \lambda, c) \rightarrow 0$ ，当转移变量远离位置参数时， $F(s_t; \lambda, c) \rightarrow 1$ 。利用指数转移函数这一性质，在购买力平价理论的基础上，Michael 等人 (1997)、Sarantis (1999) 以及 Taylor 等人 (2001) 利用指数平滑迁移回归模型分析了实际汇率的非线性动态调整机制。张小宇和刘金全 (2011) 在利用指数转移函数测度货币政策冲击强度的基础上，分析了不同强度货币政策冲击对实际产出的非对称效应。

对于指数转移函数，当斜率参数 $\lambda \rightarrow 0$ 时， $F(s_t; \lambda, c) \rightarrow 0$ ；当 $\lambda \rightarrow \infty$ 时， $F(s_t; \lambda, c) \rightarrow 1$ ，上述两种情形下，对应的式 (2) 和式 (9) 表示的指数平滑迁移回归模型均退化为线性模型。当 $\lambda \rightarrow 0$ 时，上述指数平滑迁移回归模型可表示为如下的线性回归模型：

$$y = X_t \alpha + X_m \phi_1 + \mu \quad (10)$$

当 $\lambda \rightarrow \infty$ 时，上述指数平滑迁移回归模型可表示为如下的线性回归模型：

$$y = X_t \alpha + X_m \phi_2 + \mu \quad (11)$$

指数转移函数的上述性质可通过绘制不同斜率参数下的指数函数图形象地描述（为方便，位置参数 c 同样设定为 0，见图 2）。从图 2 可以看出，相对于位置参数 c ，指数转移函数是左右对称的，为反应宏观经济变量的非对称性，可将平滑迁移回归模型的转移函数设定为二阶逻辑转移函数的形式。

1.1.3 二阶逻辑转移函数

二阶逻辑函数的函数形式为：

$$F(s_t; \lambda, c_1, c_2) = \{1 + \exp[-\lambda(s_t - c_1)(s_t - c_2)]\}^{-1} \quad (12)$$

该转移函数关于点 $(c_1 + c_2)/2$ 对称，当 $\lambda \rightarrow 0$ 时，函数 $F \rightarrow 1/2$ 。当 $\lambda \rightarrow \infty$ 时，若 $c_1 < s_t < c_2$ ， $F \rightarrow 0$ ；否则， $F \rightarrow 1$ 。斜率参数 λ 越大，二阶逻辑转移函数 F 由 0 向 1（由 1 向 0）的转换速度越快。当 $\lambda \rightarrow \infty$ ，LSTR2 模型可退化为一个两区制的门限回归模型。

$$y = X_t \alpha + X_m \phi_1 I(c_1 < s_t < c_2) + X_m \phi_2 \bar{I}(c_1 < s_t < c_2) + \mu \quad (13)$$

其中 $I(c_1 < s_t < c_2)$ 和 $\bar{I}(c_1 < s_t < c_2)$ 表示示性函数，即

$$I(c_1 < s_t < c_2) = \begin{cases} 1 & c_1 < s_t < c_2 \\ 0 & s_t < c_1 \text{ 或 } s_t > c_2 \end{cases} \quad (14)$$

$$\bar{I}(c_1 < s_t < c_2) = \begin{cases} 1 & s_t < c_1 \text{ 或 } s_t > c_2 \\ 0 & c_1 < s_t < c_2 \end{cases} \quad (15)$$

而当斜率参数 $\lambda \rightarrow 0$ 时， $F(s_t; \lambda, c) \rightarrow 0.5$ ，此时式 (2) 和式 (3) 表示的逻辑平滑迁移回归模型同样退化为线性回归模型。

图 3-A 和图 3-B 分别给出了不同斜率参数 λ ($c_1 = -1, c_2 = 1$) 对应的二阶逻辑转移函数曲线以及不同位置参数 c_1 和 c_2 ($\lambda = 1$) 对应的二阶逻辑函数曲线。

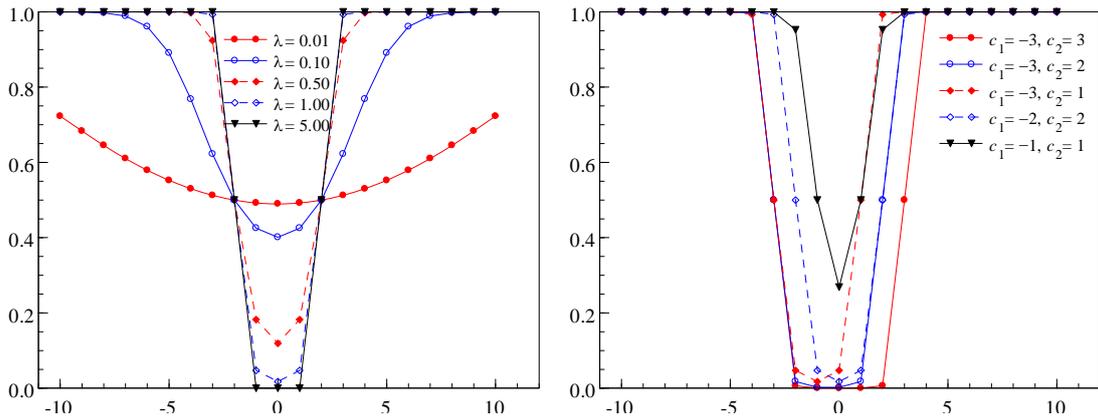


图 3-A 二阶逻辑函数($c_1 = -1, c_2 = 1$)图 3-B 二阶逻辑函数($\lambda = 1$)

1.1.4 双曲正切转移函数

双曲正切转移函数可表示为如下的形式:

$$\tanh[x; \lambda, c] = \frac{\exp[\lambda(x-c)] - \exp[-\lambda(x-c)]}{\exp[\lambda(x-c)] + \exp[-\lambda(x-c)]} \quad (16)$$

其中 x 为转移变量, $\lambda \in [0, +\infty)$, 为斜率参数, 测度双曲正切转移函数由一个区制向另一个区制转换的平滑程度, 参数 λ 越大, 表明区制转换速度越快。当 $\lambda \rightarrow +\infty$, 此时区制间可以实现“跳跃式”转换, 此时的双曲正切平滑迁移回归模型等同于门限回归模型。 c 为位置参数, 测度转移变量在不同区制间转换的转折点。可利用此转移函数考察央行是否存在规避价格通胀偏好和经济收缩偏好, 若存在上述非对称偏好, 则央行调整名义利率的模式将针对正负通胀缺口以及正负产出缺口而有所不同, 此时可将转移函数中位置参数 c 设定为 0。给定 λ , 当 $x = 0$ 时, $\tanh[x; \lambda, c] = 0$, 当 $x \rightarrow +\infty$ 时, $\tanh[x; \lambda, c] \rightarrow 1$, 而当 $x \rightarrow -\infty$ 时, $\tanh[x; \lambda, c] \rightarrow -1$ 。不同的斜率参数 λ 对应的双曲正切转移函数曲线见图 4 所示。

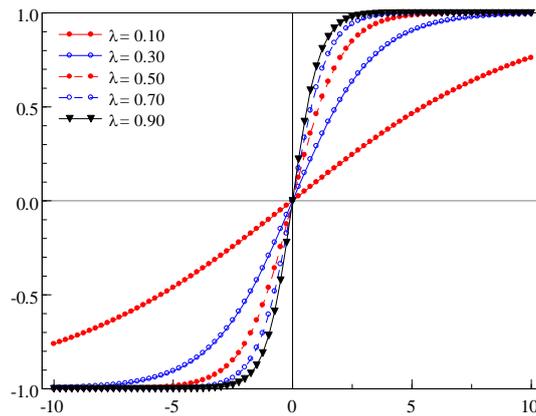


图 4 双曲正切转移函数

1.2 平滑迁移回归模型的线性检验

对于式 (2) 表示的平滑迁移回归模型, 若 $\phi_1 = \phi_2$, 则上述非线性模型退化为线性模型, 因此对上述模型进行线性检验时, 相应的原假设和备择假设可设定为: $H_0: \phi_1 = \phi_2$ 和 $H_1: \sum_{j=1}^n (\phi_{1,j} - \phi_{2,j})^2 \neq 0$ 。

然而，上述原假设成立时，式(2)表示的非线性平滑迁移回归模型中存在不可识别的冗余参数 (Nuisance Parameter)，此时斜率参数 λ 和位置参数 c 的任何取值均不影响原假设的成立条件。另外，对于式(2)表示的平滑迁移回归模型，对其进行线性检验也可选择如下的原假设和备择假设，即：

$$H_0 : \lambda = 0 \text{ 和 } H_1 : \lambda \neq 0。$$

此时，若原假设成立，式(2)中同样包含不可识别的冗余参数 ϕ_1 、 ϕ_2 以及 c 。在原假设成立的条件下包含不可识别的冗余参数问题最早由 Davies (1977) 提出。后来 Davies (1987)、Andrews 和 Ploberger (1994)、Hansen (1996) 以及 Stinchcombe 和 White (1998) 对此问题进行了深入的分析。上述研究表明，当原假设成立时若存在不可识别的冗余参数，利用传统的统计理论不能获得诸如似然比统计量、拉格朗日乘子统计量以及沃尔德统计量的渐进分布，此时上述统计量的渐进分布通常不具有确定的解析表达式，其渐进分布通常采用统计模拟的方法获得。

为解决平滑迁移回归模型线性检验存在不可识别的冗余参数问题，Luukkonen 等人 (1988) 建议对转移函数进行泰勒近似，将上述平滑迁移回归模型重新参数化，可消除不可识别的冗余参数，然后通过构造服从 χ^2 分布或者 F 分布的拉格朗日乘子统计量对上述非线性模型进行线性检验。Luukkonen 等人 (1988) 提出的利用泰勒近似方法消除冗余参数的技术包含两个主要优点。第一，备择假设成立条件下的模型不需要估计；第二，构造的拉格朗日乘子统计量具有标准的渐进分布，进而不需要统计模拟就可以获得检验统计量的具体分布及临界值。

根据式(2)中转移函数的不同形式，其线性检验构造的拉格朗日乘子检验统计量也有差异，为此我们分转移函数为逻辑函数和指数函数两种情形分别介绍平滑迁移回归模型的线性检验方法。

1.2.1 逻辑平滑迁移回归模型的线性检验

为方便，将式(2)表示的平滑迁移回归模型改写为如下的形式：

$$y = X_i \alpha + X_{ni} \phi_1 + X_{ni} (\phi_2 - \phi_1) F(s_i; \lambda, c) + \mu \quad (17)$$

其中， $\mu_t \sim n.i.d.(0, \sigma^2)$ ，上式中，若转移函数 $F(s_i; \lambda, c)$ 设定为逻辑函数的形式，则将上述模型称之为逻辑平滑迁移回归模型。由于在对逻辑平滑迁移回归模型进行线性检验时，在原假设成立的条件下存在不可识别的冗余参数，因此 Luukkonen 等人 (1988) 建议在斜率参数 $\lambda = 0$ 处对逻辑转移函数 $F(s_i; \lambda, c)$ 进行一阶泰勒近似，此时式(17)表示的逻辑平滑迁移回归模型可近似为如下的辅助回归方程：

$$y = X_i \alpha + X_{ni} \beta_0 + X_{ni} s_i \beta_1 + e \quad (18)$$

其中， $\beta_i = (\beta_{i,1}, \beta_{i,2}, \dots, \beta_{i,n})$ ， $i = 0, 1$ ，为对应线性检验辅助回归的 n 维系数向量， $e = (e_1, e_2, \dots, e_T)'$ ， $e_t = \mu_t + X_{ni} (\phi_2 - \phi_1) R_1(s_i; \lambda, c)$ ， $t = 1, 2, \dots, T$ 。 $R_1(s_i; \lambda, c)$ 为逻辑转移函数一阶泰勒近似的展开余式。在原假设成立的条件下，展开余式 $R_1(s_i; \lambda, c) = 0$ ，此时 $e_t = \mu_t$ 。因此在原假设成立的条件下，扰动项 e_t 的相关统计性质及渐进分布不受展开余式的影响。辅助回归的回归系数向量 β_i ， $i = 0, 1$ ，是式(17)中回归系数向量 ϕ_1 和 ϕ_2 以及参数 λ 和 c 的函数。

若式(17)表示的被解释变量 y_t 与解释变量 X_{ni} 呈线性关系，此时 $\lambda = 0$ ，对应的式(18)应满足如下的条件，即 $\beta_1 = 0$ 。因此通过泰勒近似，可将直接检验式(17)表示的逻辑平滑迁移回归模型的线性检验问题转化为对辅助回归方程(18)进行参数约束检验问题，对应的原假设和备择假设为 $H_0 : \beta_1 = 0$ 和 $H_1 : \beta_1 \neq 0$ 。

对于上述参数约束检验，可构造服从渐进 χ^2 分布或服从 F 分布的格朗日乘子检验统计量 (记为 LM_1) 进行检验。其中渐进 χ^2 分布的检验统计量可表示为：

$$\frac{T(SSR_0 - SSR_1)}{SSR_0} \sim \chi^2(n) \quad (19)$$

F 分布的检验统计量可表示为:

$$\frac{(SSR_0 - SSR_1)/n}{SSR_1/[T - (m + 2n)]} \sim F[n, T - (m + 2n)] \quad (20)$$

其中, T 为样本容量, SSR_0 为对应辅助回归方程(18)的系数约束残差平方和, 即被解释变量 y_t 对解释变量 X_t 以及 X_{nt} 进行回归得到的残差平方和, SSR_1 为对应辅助回归方程(18)的无约束残差平方和。Teräsvirta 和 Anderson (1992) 通过模拟实验发现, 与 χ^2 分布类型的 LM 统计量相比, F 分布类型的 LM 统计量在小样本情况下用于平滑迁移回归模型线性检验时具有更强的检验功效^②。

若解释变量 X_{nt} 包含常数项, 并且转移变量为解释变量中的一个, 此时为避免出现多重共线性, 应将辅助回归方程中两个相同的解释变量剔除一个, 此时对应的系数约束条件的个数减少一个, 相应的 χ^2 分布的自由度为 $n-1$, F 分布的自由度则为 $[n-1, T - (m + 2n - 1)]$ ^③。因此, 当模型中只有截距项存在平滑迁移的情况下, LM_1 检验统计量将失效。此时 Luukkonen 等人 (1988) 建议可通过对转移函数 $F(s_t; \lambda, c)$ 在斜率参数 $\lambda = 0$ 处三阶泰勒近似, 利用如下的辅助回归方程进行线性检验:

$$y = X_t \alpha + X_{nt} \beta_0 + X_{nt} s_t \beta_1 + X_{nt} s_t^2 \beta_2 + X_{nt} s_t^3 \beta_3 + e \quad (21)$$

e_t 包含扰动项 μ_t 和转移函数 $F(s_t; \lambda, c)$ 三阶泰勒近似的展开余式, 通过对上述辅助回归方程进行相应的约束检验, 可实现对式(17)表示的逻辑平滑迁移回归模型的线性检验, 此时对应的原假设和备择假设分别为 $H_0: \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = 0$ 和 $H_1: \beta_1^2 + \beta_2^2 + \beta_3^2 \neq 0$ 。

同理, 在原假设成立的条件下, 可构造如下的 LM_3 统计量进行检验:

渐进 χ^2 分布类型的检验统计量:

$$\frac{T(SSR_0 - SSR_1)}{SSR_0} \sim \chi^2(3n) \quad (22)$$

或 F 分布类型的检验统计量:

$$\frac{(SSR_0 - SSR_1)/3n}{SSR_1/[T - (m + 4n)]} \sim F[3n, T - (m + 4n)] \quad (23)$$

另外, 按照“简约”的建模原则, van Dijk 等人 (2002) 还构造了“简化”版的 LM_3 统计量(记为 LM_{3e}), 即估计如下的辅助回归方程:

$$y = X_t \alpha + X_{nt} \beta_0 + X_{nt} s_t \beta_1 + s_t^2 \beta_{20} + s_t^3 \beta_{30} + e \quad (24)$$

通过对上述辅助回归方程的参数实施相应的约束, 即 $\beta_1 = 0$, $\beta_{20} = \beta_{30} = 0$, 实现对式(17)表示的逻辑平滑迁移回归模型进行线性检验, 构造的渐进 χ^2 分布的 LM_{3e} 统计量表示为:

$$\frac{T(SSR_0 - SSR_1)}{SSR_0} \sim \chi^2(n + 2) \quad (25)$$

F 分布的 LM_{3e} 统计量表示为:

$$\frac{(SSR_0 - SSR_1)/(n + 2)}{SSR_1/[T - (m + 2n + 2)]} \sim F[n + 2, T - (m + 2n + 2)] \quad (26)$$

^②本文随后对菲利普斯曲线进行线性检验时, 考虑到样本容量, 将主要给出 F 分布类型的拉格朗日乘子检验统计量。

^③对于下文构造的逻辑平滑迁移回归模型线性检验的 LM_3 和 LM_{3e} 统计量以及指数平滑迁移回归模型线性检验的 LM_2 和 LM_4 统计量, 遇到上述情形将作相同的处理。

1.2.2 指数平滑迁移回归模型的线性检验

对于式(17)表示的平滑迁移回归模型，若转移函数 $F(s_t; \lambda, c)$ 设定为指数转移函数的形式，则将上述模型称之为指数平滑迁移回归模型。在对指数平滑迁移回归模型进行线性检验时，同样包含不可识别的冗余参数。因此对指数平滑迁移回归模型进行线性检验仍然采用泰勒近似的方法进行处理。Saikkonen 和 Luukkonen (1988) 建议在斜率参数 $\lambda = 0$ 处对指数转移函数进行一阶泰勒近似，得到如下的辅助回归方程：

$$y = X_t \alpha + X_{nt} \beta_0 + X_{nt} s_t \beta_1 + X_{nt} s_t^2 \beta_2 + e \quad (27)$$

同理， e_t 包含式(17)的扰动项 μ_t 以及指数转移函数的一阶泰勒近似的展开余式。此时，若 $\beta_1 = \beta_2 = 0$ ，则式(17)表示的指数平滑迁移回归模型退化为线性模型。通过构造 χ^2 分布和 F 分布的拉个朗日乘子统计量（记为 LM_2 ）可实现对指数平滑迁移回归模型的线性检验，对应的渐进 χ^2 分布的 LM_2 统计量为：

$$\frac{T(SSR_0 - SSR_1)}{SSR_0} \sim \chi^2(2n) \quad (28)$$

F 分布的 LM_2 统计量为：

$$\frac{(SSR_0 - SSR_1)/(2n)}{SSR_1/[T - (m + 3n)]} \sim F[2n, T - (m + 3n)] \quad (29)$$

然而，Escribano 和 Jordá (1999) 认为一阶泰勒近似不能充分捕捉到指数转移函数的基本特征，因此建议对指数转移函数实施二阶泰勒近似，得到如下的辅助回归方程：

$$y = X_t \alpha + X_{nt} \beta_0 + X_{nt} s_t \beta_1 + X_{nt} s_t^2 \beta_2 + X_{nt} s_t^3 \beta_3 + X_{nt} s_t^4 \beta_4 + e \quad (30)$$

同样，当 $\beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = 0$ 时，式(30)表示的指数平滑迁移回归模型退化为线性模型，此时可构造渐进 χ^2 分布和 F 分布检验统计量（ LM_4 ）对上述模型进行线性检验：

$$\frac{T(SSR_0 - SSR_1)}{SSR_0} \sim \chi^2(4n) \quad (31)$$

$$\frac{(SSR_0 - SSR_1)/(4n)}{SSR_1/[T - (m + 5n)]} \sim F[4n, T - (m + 5n)] \quad (32)$$

在对平滑迁移回归模型进行线性检验时，通常选择不同的转移变量进行线性检验，转移变量通常选择模型中内生变量和外生变量的滞后项以及上述变量间的不同函数形式。然后比较不同转移变量对应的线性检验统计量的显著性概率，若存在多个转移变量对应的线性检验统计量的显著性概率小于传统的显著性水平时，通常选择最小显著性概率对应的转移变量作为模型最终的转移变量，或进一步通过估计具体的平滑迁移回归模型，根据模型的拟合效果选择最优的转移变量^④。

1.3 转移函数的设定检验

对于数据的真实生成机制未知的情况下，通常分别按照上述平滑迁移回归模型的线性检验方法进行检验，若拒绝模型为线性的原假设，则进一步利用 Teräsvirta (1994) 给出的转移函数设定检验方法选择合适的转移函数。Teräsvirta (1994) 给出的转移函数设定检验方法主要对式(21)进行如下的约束检验，为便于叙述，将相关约束检验的原假设、构造的统计量以及对应的概率分布列于表 1 中。

^④当然，也可根据具体经济问题进行选择，如张小宇、刘金全 (2013) 主要考察货币政策规则在经济周期的不同阶段是否存在差异，因此在选择转移变量时，可将实际 GDP 同比累计增速作为转移变量。

表 1 中, 原假设 $H_{02} : \beta_2 = 0 | \beta_3 = 0$ 表示在 $\beta_3 = 0$ 成立的条件下, 检验原假设 $\beta_2 = 0$, 实际上就相当于对式(27)中的参数向量 β_2 进行约束检验; 原假设 $H_{03} : \beta_1 = 0 | \beta_2 = \beta_3 = 0$ 表示在 $\beta_2 = \beta_3 = 0$ 成立的条件下, 检验原假设 $\beta_1 = 0$, 实际上就相当于对式(18)中的参数向量 β_1 进行约束检验。因此, 虽然表 1 中 SSR_0 和 SSR_1 仍然表示相应辅助回归方程的约束回归和无约束回归的残差平方和, 但不同原假设下约束回归方程和无约束回归方程是不同的。

表 1 平滑迁移回归模型转移函数的设定检验

原假设	χ^2 分布的统计量	F 分布的统计量
$H_{01} : \beta_3 = 0$	$\frac{T(SSR_0 - SSR_1)}{SSR_0} \sim \chi^2(n)$	$\frac{(SSR_0 - SSR_1)/n}{SSR_1/[T - (m + 4n)]} \sim F[n, T - (m + 4n)]$
$H_{02} : \beta_2 = 0 \beta_3 = 0$	$\frac{T(SSR_0 - SSR_1)}{SSR_0} \sim \chi^2(n)$	$\frac{(SSR_0 - SSR_1)/n}{SSR_1/[T - (m + 3n)]} \sim F[n, T - (m + 3n)]$
$H_{03} : \beta_1 = 0 \beta_2 = \beta_3 = 0$	$\frac{T(SSR_0 - SSR_1)}{SSR_0} \sim \chi^2(n)$	$\frac{(SSR_0 - SSR_1)/n}{SSR_1/[T - (m + 2n)]} \sim F[n, T - (m + 2n)]$

对于上述转移函数的设定检验, 若原假设 $H_{02} : \beta_2 = 0 | \beta_3 = 0$ 对应的检验统计量的显著性概率最小, 则转移函数设定为指数函数的形式, 否则转移函数设定为逻辑函数的形式。

1.4 平滑迁移回归模型的参数估计

当设定好转移变量和转移函数后, 通常需要利用样本数据对具体的非线性平滑迁移回归模型进行参数估计。估计平滑迁移回归模型的最直接的方法是采用非线性最小二乘法 (NLS)。对于式(17)表示的平滑迁移回归模型, 对应的待估参数向量 $\theta = (\alpha', \phi_1', \phi_2', \lambda, c)'$, θ 的非线性最小二乘估计量为:

$$\hat{\theta} = \arg \min_{\theta} Q_T(\theta) = \arg \min_{\theta} [y_i - F(X_i; \theta)]^2 \quad (33)$$

其中, $F(X_i; \theta) = X_i \alpha + X_{ni} \phi_1 + X_{ni} (\phi_2 - \phi_1) F(s_i; \lambda, c)$, 若式(17)表示的平滑迁移回归模型的误差项 μ_i 服从正态分布, 此时非线性最小二乘估计量与极大似然估计量是一致的, 否则非线性最小二乘估计量可解释为伪极大似然估计量 (Quasi Maximum Likelihood Estimates)。利用 Hamilton (1994) 以及 Hendry (1995) 提供的非线性优化程序可实现对上述平滑迁移回归模型的非线性最小二乘估计。在满足一定条件下 (Wooldridge (1994) 以及 Potscher 和 Prucha (1997) 对此有详细阐述, 此处略), 平滑迁移回归模型的非线性最小二乘估计量是一致的, 并且渐进服从正态分布。

另外, Leybourne 等人 (1998) 通过引入对转移函数中斜率参数 λ 以及位置参数 c 进行格点搜索的方法, 可利用普通最小二乘法 (OLS) 对上述模型进行估计。其估计方法的基本思路为:

1. 设定斜率参数 λ 和位置参数 c 的取值范围。
2. 在斜率参数 λ 和位置参数 c 的取值范围内, 通过设定合适的步长, 抽取斜率参数 λ 和位置参数 c 不同的参数组合 (λ, c) 作为已知值, 并将其作为样本数据代入到式(17)中, 然后利用 OLS 法对参数 α , ϕ_1 和 ϕ_2 进行估计, 并计算相应的残差平方和, 然后比较不同的参数组合对应的残差平方和, 选择最小残差平方和对应的参数组合作为斜率参数 λ 和位置参数 c 的估计值, 该组合对应的 α , ϕ_1 和 ϕ_2 的估计量作为平滑迁移回归模型回归系数的估计量。

实际上可以将上述两种方法综合起来对平滑迁移回归模型进行参数估计, 首先利用格点搜索的方法对模型进行参数估计, 然后将得到的参数估计值作为非线性最小二乘估计的初值, 利用非线性优化程序对上述模型进行非线性最小二乘估计, 并将非线性最小二乘估计量作为平滑迁移回归模型参数的最终估计量。

1.5 平滑迁移回归模型的残余非线性检验及参数稳定性检验

对于式(17)表示的平滑迁移回归模型,若解释变量中仍然包含非线性成分,此时可将上述非线性模型表示成如下的形式:

$$y = X_l\alpha + X_{nl}\phi_1 + X_{nl}(\phi_2 - \phi_1)F(s_i; \lambda_1, c_1) + X_{enl}(\phi_3 - \phi_2)G(s_i; \lambda_2, c_2) + \mu \quad (34)$$

其中, $G(s_i; \lambda_2, c_2)$ 为转移函数。对于上述模型,若 $\phi_2 = \phi_3$, 则表明式(17)表示的平滑迁移回归模型不存在残余非线性,对于上述模型的残余非线性检验同样存在不可识别的冗余参数问题,因此 Eitrheim 和 Teräsvirta (1996) 建议对转移函数 $G(s_i; \lambda_2, c_2)$ 在斜率参数 $\lambda_2 = 0$ 处进行泰勒近似,若转移函数 $G(s_i; \lambda_2, c_2)$ 为逻辑函数,分别进行一阶和三阶泰勒近似,一阶泰勒近似对应的辅助回归方程为:

$$y = X_l\alpha + X_{nl}\phi_1 + X_{nl}(\phi_2 - \phi_1)F(s_i; \lambda_1, c_1) + X_{enl}\beta_0 + X_{enl}s_i\beta_1 + \mu \quad (35)$$

三阶泰勒近似对应的辅助回归方程为:

$$y = X_l\alpha + X_{nl}\phi_1 + X_{nl}(\phi_2 - \phi_1)F(s_i; \lambda_1, c_1) + X_{enl}\beta_0 + X_{enl}s_i\beta_1 + X_{enl}s_i^2\beta_2 + X_{enl}s_i^3\beta_3 + \mu \quad (36)$$

对于式(35)和式(36)表示的辅助回归方程,可构造拉格朗日乘子检验统计量 (分别记为 $LM_{EMR,1}$ 和 $LM_{EMR,3}$) 对参数 $\beta_1 = 0$ 以及参数 $\beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = 0$ 进行约束检验,进而实现对式(17)表示的平滑迁移回归模型的残余非线性检验^⑤。

若转移函数 $G(s_i; \lambda_2, c_2)$ 为指数函数,可将 $G(s_i; \lambda_2, c_2)$ 在 $\lambda_2 = 0$ 处进行一阶泰勒近似,得到如下的辅助回归方程:

$$y = X_l\alpha + X_{nl}\phi_1 + X_{nl}(\phi_2 - \phi_1)F(s_i; \lambda_1, c_1) + X_{enl}\beta_0 + X_{enl}s_i\beta_1 + X_{enl}s_i^2\beta_2 + \mu \quad (37)$$

通过施加参数约束,即 $\beta_1 = \beta_2 = 0$, 并构造拉格朗日乘子检验统计量 (记为 $LM_{EMR,2}$), 同样可实现对式(17)表示的平滑迁移回归模型的残余非线性检验。

对于式(35)、(36)和(37)表示的辅助回归方程,若转移变量设定为时间趋势项 t , 可实现参数稳定性检验,若拒绝原假设,表明式(17)表示的平滑迁移回归模型中包含时变的回归系数,存在参数非稳定性,否则认为参数是非时变的,参数具有稳定性。为了与残余非线性检验相区别,此时将检验对应参数稳定性的统计量分别记为 $LM_{C,1}$ 、 $LM_{C,2}$ 以及 $LM_{C,3}$ 。

2 菲利普斯曲线的设定、检验及估计

Phillips (1958) 对英国 1862-1957 年期间的工资率和失业率数据进行研究后发现,在接近一个世纪的时期内,二者之间存在着较强的负相关关系,后来人们将工资率与失业率二者之间的这种负相关关系称之为“菲利普斯曲线 (Phillip Curve)”。Samuelson 和 Solow (1960) 在产品成本的形成遵循“成本加成法”的假设下,将菲利普斯曲线中的工资率替换为价格,此时的菲利普斯曲线主要反映失业率和价格之间的负相关关系。

张焕明 (2003) 利用我国 1979-2000 年的城镇失业率数据和通货膨胀数据对我国的菲利普斯曲线进行了实证研究,结果发现我国菲利普斯曲线是垂直的,这意味着治理通货膨胀的政策对城镇失业率不产生任何影响,上述实证结果可能与我国失业率数据缺乏足够的波动性有关。

另外,按照奥肯定律,经济增长率与失业率之间存在着明显的替代关系。因此菲利普斯曲线还可以用来描述价格和产出增长率之间的正向相关关系。因此,在宏观经济学中,菲利普斯曲线一直被用来描述失业率与工资率、失业率与价格、产出与价格之间关系的经验规律。在我国,由于失业

^⑤有关 $LM_{EMR,1}$ 和 $LM_{EMR,3}$ 检验统计量的构造原理与平滑迁移回归模型线性检验构造统计量的原理是相同的,此处不赘述。

率数据获取困难，因此大多数学者在研究菲利普斯曲线时，主要还是研究产出与价格之间的关系。

2.1 线性菲利普斯曲线的设定、检验及估计

为充分捕捉通货膨胀序列的动态调整机制，将线性菲利普斯曲线设定为 O'Reilly 和 Whelan (2005) 提出的广义的菲利普斯曲线的形式：

$$\pi_t = \beta_0 + \rho\pi_{t-1} + \sum_{j=1}^p \beta_{\pi,j} \Delta\pi_{t-j} + \varphi y_{t-1} + \sum_{j=1}^q \beta_{y,j} \Delta y_{t-j} + \mu_t \quad (38)$$

其中， μ_t 为随机误差项，用于测度总供给冲击， π_t 表示通货膨胀率， y_t 表示产出缺口， Δ 表示差分算子， $\beta_{\pi,j}$ 和 $\beta_{y,j}$ 分别为对应 $\Delta\pi_{t-j}$ 和 Δy_{t-j} 的回归系数， φ 表示菲利普斯曲线的斜率系数， ρ 为测度通货膨胀持续性的参数，参数 ρ 越大，表明通货膨胀的持续性越高，否则表明通货膨胀的持续性越低。 $\beta_0/(1-\rho)$ 则表示通货膨胀的长期均值。

本文选择 CPI 作为通货膨胀的代理变量。利用 GDP 累计同比增速以及 2000 年的名义 GDP 数据计算以 2000 年为基期的实际 GDP 测度实际产出，然后采用 H-P 滤波方法估计潜在产出，将实际产出与潜在产出的对数百分比偏离作为产出缺口，数据起止时期为 1992 年第 1 季度至 2012 年第 3 季度。通货膨胀率与产出缺口见图 5 和图 6 所示。

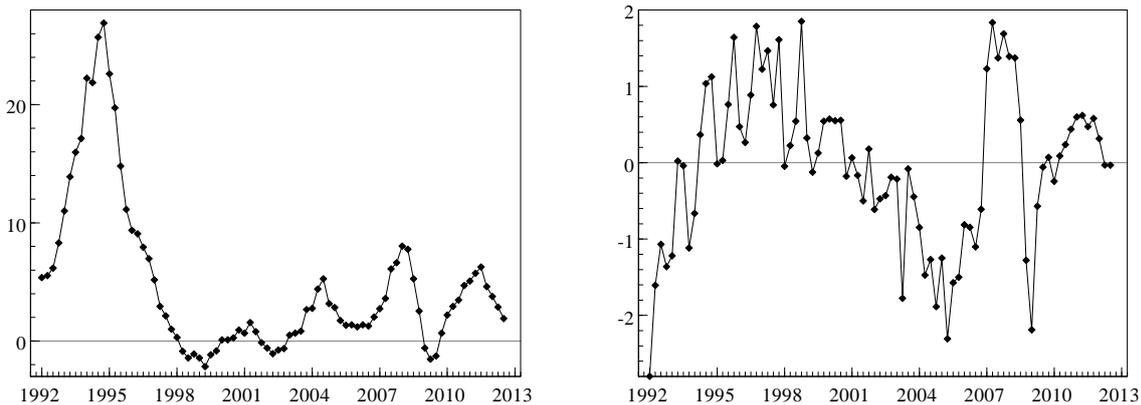


图 5 通货膨胀率图 6 产出缺口

利用通货膨胀数据和产出缺口数据，滞后阶数 p 、 q 分别设定为 0,1,2,3,4，得到式(38)表示的线性菲利普斯曲线估计结果如表 2-A 所示。

从表 2-A 的估计结果可以看出，所有滞后阶数参数 β_0 的估计量的标准差均较大，均不能在传统显著性水平下通过显著性检验，这与 1993-1995 年我国通货膨胀数据的奇异性有关，1993-1995 年中国经济进入高速增长的快车道，固定资产投资规模扩张过快以及房地产市场和股票市场过热发展，导致高投资膨胀以及高货币发行和信贷投放，最终导致物价高速上涨。另外，1993-1995 年我国高通货膨胀启动因素中，首当其冲就是农产品价格，工资上涨导致的成本型通货膨胀在此次通货膨胀中所占的比率并不明显，为反映此期间高通货膨胀对我国通货膨胀动态机制的影响，消除此段期间奇异数据对模型拟合效果的影响，我们在式(38)表示的线性菲利普斯曲线中添加截距形式的虚拟变量，虚拟变量定义为如下的形式^⑥：

^⑥在具体的模型估计中，我们将 1992 年第 1 季度设定为 1，第 2 季度设定为 2，依此类推，故在模型估计中虚拟变量：

$$D_t = \begin{cases} 1 & t \in [1993, 1995] \\ 0 & \text{其他} \end{cases} \quad (39)$$

此时，包含虚拟变量的广义菲利普斯曲线可表示为：

$$\pi_t = \beta_0 + \beta_0^* D_t + \rho \pi_{t-1} + \sum_{j=1}^p \beta_{\pi,j} \Delta \pi_{t-j} + \varphi y_{t-1} + \sum_{j=1}^q \beta_{y,j} \Delta y_{t-j} + \mu_t \quad (40)$$

进一步估计式(40)表示的线性菲利普斯曲线，得到如表 2-B 所示的估计结果。

表 2-A 线性菲利普斯曲线的估计结果

变量	$p=q=0$		$p=q=1$		$p=q=2$		$p=q=3$		$p=q=4$	
int	0.046	(0.230)	0.154	(0.186)	0.220	(0.179)	0.229	(0.181)	0.119	(0.176)
π_{t-1}	0.975	(0.028)	0.957	(0.023)	0.942	(0.022)	0.936	(0.024)	0.959	(0.025)
$\Delta \pi_{t-1}$	---	---	0.542	(0.093)	0.347	(0.109)	0.303	(0.114)	0.291	(0.112)
$\Delta \pi_{t-1}$	---	---	---	---	0.289	(0.107)	0.253	(0.115)	0.345	(0.114)
$\Delta \pi_{t-3}$	---	---	---	---	---	---	0.036	(0.112)	0.155	(0.113)
$\Delta \pi_{t-4}$	---	---	---	---	---	---	---	---	-0.339	(0.110)
y_{t-1}	-0.234	(0.192)	-0.283	(0.167)	-0.365	(0.170)	-0.453	(0.177)	-0.432	(0.179)
Δy_{t-1}	---	---	0.405	(0.224)	0.538	(0.224)	0.685	(0.240)	0.554	(0.261)
Δy_{t-2}	---	---	---	---	0.295	(0.217)	0.421	(0.229)	0.285	(0.247)
Δy_{t-3}	---	---	---	---	---	---	0.355	(0.215)	0.193	(0.231)
Δy_{t-4}	---	---	---	---	---	---	---	---	0.015	(0.221)

注：int 表示截距项，对应的回归系数为 β_0 。对于每一滞后阶数 p 和 q ，对应的第一列为参数估计量，第二列括号中的数字为对应参数估计量的标准差。

从表 2-B 的估计结果可以看出，添加虚拟变量后，参数 β_0 的估计量标准差变小，参数估计量的显著性明显增强，并且虚拟变量 D_t 对应的系数 β_0^* 在各滞后阶数下均能在传统显著性水平下通过显著性检验。因此，本文将添加虚拟变量的菲利普斯曲线作为最基本的菲利普斯曲线形式。进一步通过计算 $(\hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_0^* D_t) / (1 - \hat{\rho})$ ，可以得到 1993-1995 年间和其他时期我国通货膨胀率的长期均值。式(40)表示的广义线性菲利普斯曲线模型中变量 $\Delta \pi_{t-j}$ 和 Δy_{t-j} 的滞后阶数参照残差序列相关性质、模型的可决系数、AIC、SIC 以及 HQ 信息准则等相关检验指标综合考虑进行选取，将变量 $\Delta \pi_{t-j}$ 和 Δy_{t-j} 的最大滞后阶数 p 和 q 设定为 4^⑦，得到对应不同滞后阶数的 AIC、SIC 以及 HQ 信息准则见表 2-B 所示，尽管在滞后阶数 $p=q=4$ 时，AIC 和 HQ 信息准则都取得了最小值，但由于滞后项 $\Delta \pi_{t-3}$ 、 Δy_{t-3} 和 Δy_{t-4} 对应的系数均不显著，按照节俭建模的原则，本文将滞后阶数 p 和 q 设定为 2，此时 SIC 信息准则在所有滞后阶数中是最小的，并且检验一阶序列相关的 D.W.统计量为 2.133，模型不存在明显的序列相关^⑧。

$$D_t = \begin{cases} 1 & t \in [5, 16] \\ 0 & \text{其他} \end{cases}$$

^⑦我们也试图扩大最大滞后阶数，如将最大滞后阶数设定为 8，即考虑 2 年的时滞，但对本文广义菲利普斯曲线最优滞后阶数的选取均不产生影响。

^⑧当然，我们也对模型的残差项进行了高阶序列相关的检验，利用拉格朗日乘子检验法对模型进行了 1 至 4 阶序

表 2-B 线性菲利普斯曲线的估计结果 (包含虚拟变量)

变量	$p = q = 0$		$p = q = 1$		$p = q = 2$		$p = q = 3$		$p = q = 4$	
int	0.280	(0.231)	0.307	(0.190)	0.349	(0.184)	0.357	(0.185)	0.265	(0.179)
D_t	3.100	(1.010)	2.094	(0.854)	1.826	(0.824)	1.798	(0.819)	2.119	(0.842)
π_{t-1}	0.829	(0.055)	0.859	(0.046)	0.857	(0.044)	0.852	(0.044)	0.865	(0.044)
$\Delta\pi_{t-1}$	---	---	0.517	(0.090)	0.340	(0.106)	0.297	(0.111)	0.296	(0.108)
$\Delta\pi_{t-2}$	---	---	---	---	0.268	(0.105)	0.232	(0.112)	0.321	(0.110)
$\Delta\pi_{t-3}$	---	---	---	---	---	---	0.037	(0.109)	0.160	(0.109)
$\Delta\pi_{t-4}$	---	---	---	---	---	---	---	---	-0.373	(0.107)
y_{t-1}	-0.003	(0.197)	-0.101	(0.178)	-0.198	(0.182)	-0.286	(0.189)	-0.278	(0.183)
Δy_{t-1}	---	---	0.300	(0.221)	0.435	(0.223)	0.579	(0.238)	0.433	(0.256)
Δy_{t-2}	---	---	---	---	0.266	(0.212)	0.390	(0.224)	0.270	(0.238)
Δy_{t-3}	---	---	---	---	---	---	0.345	(0.209)	0.215	(0.223)
Δy_{t-4}	---	---	---	---	---	---	---	---	0.009	(0.212)
AIC	3.786		3.412		3.350		3.361		3.257	
SIC	3.906		3.592		3.590		3.661		3.620	
HQ	3.834		3.484		3.446		3.481		3.402	
D.W.	0.974		2.418		2.133		2.040		1.900	

注: D_t 表示虚拟变量, 其余参数的表示方法与表 2-A 相同。

2.2 非线性菲利普斯曲线的设定、检验及估计

考虑到通货膨胀可能存在非线性的动态调整特征, 我们将上述菲利普斯曲线由线性扩展为非线性的形式, 在对式(40)表示的线性菲利普斯曲线进行线性检验的基础上, 对非线性菲利普斯曲线进行参数估计, 进一步对非线性菲利普斯曲线进行参数稳定性检验以及残余非线性检验。

2.2.1 菲利普斯曲线的线性检验

为考察通货膨胀的长期均值、通货膨胀的持续性以及通货膨胀对产出缺口等变量的调整等是否存在时变性及非线性特征, 我们分别对式(40)中截距项 (包含虚拟变量)、 π_{t-1} 、 y_{t-1} 、 $\Delta\pi_{t-1}$ 和 $\Delta\pi_{t-2}$ 以及 Δy_{t-1} 和 Δy_{t-2} 项进行了线性检验, 分别选取通货膨胀率和产出缺口的滞后项 π_{t-k} 和 y_{t-k} ($k = 1, 2, \dots, d$)作为转移变量, 最大延迟参数 d 设定为4^⑨。检验结果见表 3-A 所示。

从表 3-A 的检验结果可以看出, 截距项 (包含虚拟变量)、 π_{t-1} 以及 $\Delta\pi_{t-1}$ 和 $\Delta\pi_{t-2}$ 均存在明显的非线性, 对应的拉格朗日乘子检验统计量 LM_3 均能在 1%的显著性水平下拒绝不存在非线性的原假设。其中, 对于截距项 (包含虚拟变量), 当 π_{t-3} 和 π_{t-4} 作为转移变量时, 能够在 1%的显著性水平下

列相关的检验, 相应的检验统计量均不能在 5%的显著性水平下拒绝模型不存在序列相关的原假设。同时, 我们还对模型残差项进行了 White 异方差和 ARCH 效应检验, 同样未发现模型存在异方差。表明 2 阶滞后的广义菲利普斯曲线能够充分捕捉我国通货膨胀序列的动态。

^⑨我们也试图将最大的延迟参数 d 扩大至 6 阶或 8 阶, 但对线性检验的结果均不产生影响。

拒绝线性原假设, y_{t-1} 作为转移变量时能够在 5% 的显著性水平下拒绝线性原假设。对于 π_{t-1} 项, π_{t-4} 作为转移变量时, 能够在 1% 的显著性水平下拒绝线性原假设, π_{t-1} 、 π_{t-2} 和 π_{t-3} 作为转移变量时则能够在 5% 的显著性水平下拒绝线性原假设。同理, 对于 $\Delta\pi_{t-1}$ 和 $\Delta\pi_{t-2}$ 项, 当 π_{t-1} 和 y_{t-2} 作为转移变量时同样能够在 1% 的显著性水平下拒绝模型为线性的原假设。而对于 y_{t-1} 以及 Δy_{t-1} 和 Δy_{t-2} 项的线性检验并不显著, 除 π_{t-1} 和 π_{t-2} 作为转移变量时 y_{t-1} 能够在 5% 的显著性水平下拒绝线性原假设以及 π_{t-2} 作为转移变量时 Δy_{t-1} 和 Δy_{t-2} 能够在 5% 的显著性水平下拒绝模型为线性的原假设外, 其余转移变量均不能拒绝模型为线性的原假设^⑩。

表 3-A 菲利普斯曲线的线性检验

转移变量	非线性成分									
	int、 D_t		π_{t-1}		$\Delta\pi_{t-1}$ 和 $\Delta\pi_{t-2}$		y_{t-1}		Δy_{t-1} 和 Δy_{t-2}	
π_{t-1}	2.200	0.096	3.620	0.032	6.830	0.000	4.360	0.017	2.660	0.055
π_{t-2}	2.650	0.056	4.220	0.019	2.680	0.054	4.570	0.014	2.910	0.041
π_{t-3}	4.920	0.004	4.300	0.017	0.692	0.560	0.813	0.448	1.330	0.273
π_{t-4}	12.000	0.000	12.000	0.000	1.810	0.154	0.486	0.617	1.470	0.229
y_{t-1}	3.570	0.018	0.418	0.660	2.650	0.056	0.253	0.777	0.516	0.673
y_{t-2}	2.320	0.083	0.605	0.549	4.550	0.006	0.886	0.417	0.046	0.987
y_{t-3}	2.600	0.059	0.940	0.396	1.450	0.236	1.380	0.258	0.394	0.758
y_{t-4}	1.690	0.176	0.923	0.402	2.200	0.096	0.287	0.752	0.191	0.902

注: 对于每一个非线性成分的线性检验, 对应的第 1 列数字为 F 分布类型的 LM_3 统计量, 第 2 列为对应 LM_3 统计量的显著性概率, 即 p 值。

在此基础上, 我们同时将截距项 (包含虚拟变量)、 π_{t-1} 以及 $\Delta\pi_{t-1}$ 和 $\Delta\pi_{t-2}$ 同时引入到平滑迁移回归模型的非线性成分中, 并计算了 LM_1 、 LM_2 、 LM_3 、 LM_{3e} 以及 LM_4 检验统计量, 对上述模型进行线性检验, 得到检验结果见表 3-B 所示。

从表 3-B 的菲利普斯曲线线性检验结果可以看出, 当 π_{t-4} 、 y_{t-1} 以及 y_{t-2} 作为转移变量时, 各检验统计量均能在 5% 的显著性水平下拒绝模型为线性的原假设, 特别是当 π_{t-4} 作为转移变量时, 除 LM_1 检验统计量在 5% 的显著性水平下拒绝模型为线性的原假设外 (对应的显著性概率为 0.016), 其余检验统计量均能在 1% 的显著性水平下拒绝模型为线性的原假设。另外, 当 π_{t-1} 作为转移变量时, 除 LM_1 检验统计量不能在传统显著性水平下拒绝模型为线性的原假设外 (对应的显著性概率为 0.406), 其余检验统计量均能在 5% 的显著性水平下拒绝模型为线性的原假设。

表 3-B 菲利普斯曲线的线性检验

转移变量	LM_1	p 值	LM_2	p 值	LM_3	p 值	LM_{3e}	p 值	LM_4	p 值
π_{t-1}	1.010	0.406	1.780	0.098	3.540	0.001	2.710	0.027	4.310	0.000
π_{t-2}	1.230	0.307	1.770	0.101	2.220	0.022	2.450	0.043	3.780	0.000
π_{t-3}	1.740	0.151	1.860	0.083	1.290	0.248	2.250	0.059	4.260	0.000

^⑩在对非线性菲利普斯曲线进行估计时, 我们也试图将 y_{t-1} 以及 Δy_{t-1} 和 Δy_{t-2} 两项引入到模型的非线性成分中, 但 y_{t-1} 以及 Δy_{t-1} 和 Δy_{t-2} 的系数均不显著。

π_{t-4}	3.310	0.016	5.950	0.000	6.500	0.000	4.380	0.002	6.250	0.000
y_{t-1}	4.750	0.002	2.650	0.014	2.240	0.021	3.750	0.005	2.200	0.016
y_{t-2}	3.100	0.021	3.010	0.006	2.410	0.013	2.610	0.033	2.470	0.007
y_{t-3}	2.180	0.081	1.060	0.404	0.996	0.464	1.830	0.118	0.822	0.655
y_{t-4}	1.230	0.306	1.200	0.311	1.130	0.356	1.170	0.334	0.944	0.527

注：表中 LM 统计量为对应 F 分布类型的检验统计量。

2.2.2 非线性菲利普斯曲线的设定

根据上面的线性检验结果，我们将菲利普斯曲线设定为如下的非线性形式：

$$\pi_t = \varphi y_{t-1} + \sum_{j=1}^2 \beta_{y,j} \Delta y_{t-j} + \left[\beta_{10} + \beta_{10}^* D_t + \rho_1 \pi_{t-1} + \sum_{j=1}^2 \beta_{1\pi,j} \Delta \pi_{t-j} \right] [1 - F(s_t, \lambda, c)] + \left[\beta_{20} + \beta_{20}^* D_t + \rho_2 \pi_{t-1} + \sum_{j=1}^2 \beta_{2\pi,j} \Delta \pi_{t-j} \right] F(s_t, \lambda, c) + \mu_t \quad (41)$$

表 4 给出了 π_{t-1} 、 π_{t-4} 、 y_{t-1} 以及 y_{t-2} 作为转移变量时，式(41)表示的非线性菲利普斯曲线中转移函数的设定检验结果。

从表 4 给出的平滑迁移函数的设定检验结果可以看出，当 π_{t-1} 作为转移变量时， LM_H_{03} 检验统计量对应的显著性概率最小，对应的显著性概率为 0.0004，此时将转移函数设定为逻辑函数的形式；当 π_{t-4} 作为转移变量时， LM_H_{02} 检验统计量对应的显著性概率最小，对应的显著性概率为 0.0001，此时将转移函数设定为指数函数的形式；而当 y_{t-1} 和 y_{t-2} 作为转移函数时， LM_H_{01} 检验统计量对应的显著性概率最小，对应的显著性概率分别为 0.0020 和 0.0211，此时则将转移函数设定为逻辑函数的形式。

表 4 平滑迁移回归模型转移函数的设定检验

转移变量	LM_H_{01}	p 值	LM_H_{02}	p 值	LM_H_{03}	p 值
π_{t-1}	1.010	0.406	2.460	0.055	5.940	0.000
π_{t-4}	3.310	0.016	7.330	0.000	4.760	0.002
y_{t-1}	4.750	0.002	0.652	0.628	1.310	0.276
y_{t-2}	3.100	0.021	2.620	0.043	1.150	0.341

注：表中 LM_H_{0i} 检验统计量， $i=1,2,3$ ，为对应的 F 分布类型的统计量。

2.2.3 非线性菲利普斯曲线的估计

参照平滑迁移回归模型转移函数的设定检验结果，我们分别估计了 π_{t-1} 、 π_{t-4} 、 y_{t-1} 以及 y_{t-2} 作为转移变量时对应的非线性菲利普斯曲线，结果发现当 π_{t-1} 、 π_{t-4} 、 y_{t-1} 以及 y_{t-2} 作为转移变量时，模型样本内拟合效果均较好，当进行样本外预测时， π_{t-1} 作为转移变量时优于 π_{t-4} 、 y_{t-1} 和 y_{t-2} 作为转移变量的情形，故本文只给出了 π_{t-1} 作为转移变量时的非线性菲利普斯曲线的估计结果，为比较线性菲利普斯曲线与非线性菲利普斯曲线二者对我国通货膨胀序列动态调整的拟合优劣，我们还对线性菲利普斯曲线进行了估计，估计结果也列于表 5 中。从表 5 的估计结果可以看出，与线性菲利普斯曲线模型相比，非线性菲利普斯曲线模型能够更好地拟合我国通货膨胀序列的动态调整，具体表现在模型的残差标准差以及模型滞后阶数选取的 AIC、SIC 以及 HQ 等信息准则上。首先非线性

菲利普斯曲线模型的残差标准差明显小于线性菲利普斯曲线模型的残差标准差，非线性菲利普斯曲线模型的残差标准差为 1.020，而线性菲利普斯曲线的残差标准差为 1.167。其次，对于非线性菲利普斯曲线，除 SIC 信息准则略高于线性菲利普斯曲线外，AIC 以及 HQ 信息准则均低于线性菲利普斯曲线，上述结果均表明非线性菲利普斯曲线能够更好地识别和捕捉我国通货膨胀率数据的动态生成机制。

对于非线性平滑迁移菲利普斯曲线，其转移函数的位置参数 c 的估计值为 14.8%，此数值将我国通货膨胀率分为两个区制，即高通胀区制 ($\pi_{t-1} \geq 14.8\%$) 和适度通胀区制 ($\pi_{t-1} < 14.8\%$)，高通胀区制主要是 1993-1995 年期间，此时期我国经济高速增长，固定资产投资规模扩张过快以及房地产和股票过热发展，导致高投资膨胀以及高货币发行和信贷投放，最终导致物价高速上涨，但随着我国实施一系列的紧缩性财政政策和货币政策后，至 1996 年经济实现软着陆，通货膨胀也得以遏制，因此高通货膨胀区制的持续时间并不长，随后我国通货膨胀一直维持在适度通胀区制内，尽管在此期间也出现了多次的价格波动。图 7-A 给出的按时间顺序绘制的转移函数曲线形象地说明了这一点。另外，从非线性平滑迁移菲利普斯曲线不同区制内的通货膨胀持续性参数 ρ 的估计结果也证实不同通货膨胀区制的持续性存在显著差异。对于高通胀区制，此时转移函数 $F \rightarrow 1$ ，变量 π_{t-1} 对应的参数估计值为 0.593；对于适度通胀区制，此时转移函数 $F \rightarrow 0$ ，变量 π_{t-1} 对应的参数估计值为 0.836，表明高通胀区制的持续性低于适度通胀区制的持续性。

表 5 菲利普斯曲线估计结果

线性菲利普斯曲线估计结果			非线性菲利普斯曲线估计结果		
变量	参数估计值	标准差	变量	参数估计值	标准差
int	0.349	0.184	$c(1-F)$	0.283	0.169
D_t	1.826	0.824	$D_t(1-F)$	3.189	0.816
π_{t-1}	0.857	0.044	$\pi_{t-1}(1-F)$	0.836	0.062
$\Delta\pi_{t-1}$	0.340	0.106	$\Delta\pi_{t-1}(1-F)$	0.196	0.157
$\Delta\pi_{t-2}$	0.268	0.105	$\Delta\pi_{t-2}(1-F)$	0.401	0.150
---	---	---	cF	6.572	3.075
---	---	---	D_tF	0.497	1.904
---	---	---	$\pi_{t-1}F$	0.593	0.193
---	---	---	$\Delta\pi_{t-1}F$	0.481	0.209
---	---	---	$\Delta\pi_{t-2}F$	0.508	0.188
y_{t-1}	-0.198	0.182	y_{t-1}	-0.160	0.153
Δy_{t-1}	0.435	0.223	Δy_{t-1}	0.460	0.193
Δy_{t-2}	0.266	0.212	Δy_{t-2}	0.222	0.192
---	---	---	λ	4.004	5.178
---	---	---	c	14.800	2.096
残差标准差	1.167			1.020	
AIC	3.350			3.258	
SIC	3.590			3.708	
HQ	3.446			3.438	

另外, 转移函数的斜率参数 λ 的估计值为 4.004, 相对较小, 表明通货膨胀的区制变换比较平滑, 利用转移函数的斜率参数和位置参数的估计值, 以及转移变量 π_{t-1} 的样本数据, 可以计算对应的逻辑转移函数, 采用相应的转移函数值和转移变量 π_{t-1} 绘制的散点图见图 7-B 所示。

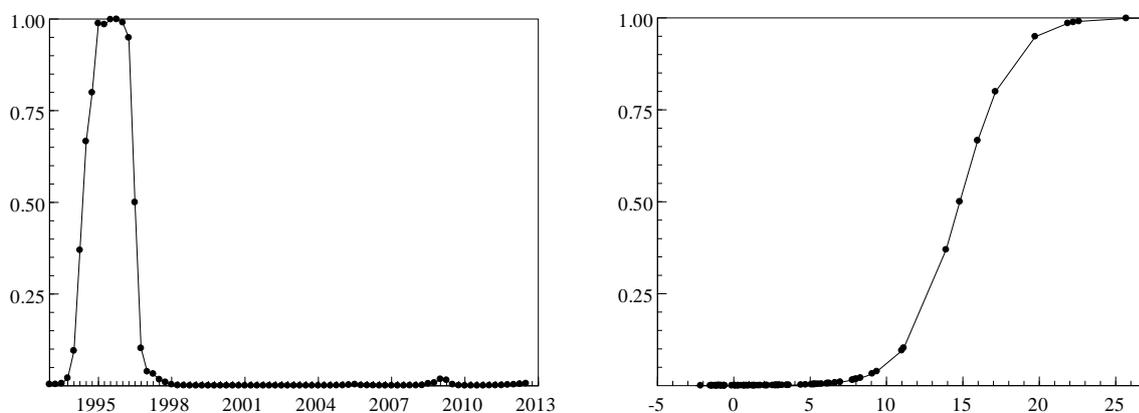


图 7-A 转移函数图 (按时间排序) 图 7-B 转移函数图 (按转移变量排序)

2.3 非线性菲利普斯曲线的参数稳定性及残余非线性检验

为反映式(41)表示的非线性菲利普斯曲线是否能够完全识别通货膨胀序列的非线性动态生成机制, 我们还对该非线性菲利普斯曲线进行了参数稳定性检验以及非线性平滑迁移模型残余非线性检验, 检验结果见表 6 和表 7 所示。

表 6 参数稳定性检验

检验统计量	int、 D_t	π_{t-1}	$\Delta\pi_{t-1}$ 和 $\Delta\pi_{t-2}$	y_{t-1}	Δy_{t-1} 和 Δy_{t-2}	all
$LM_{C,1}$	0.064	0.171	0.407	0.080	0.423	0.065
$LM_{C,2}$	0.050	0.012	0.574	0.217	0.226	0.275
$LM_{C,3}$	0.061	0.030	0.700	0.330	0.442	0.613

注: $LM_{C,1}$ 、 $LM_{C,2}$ 和 $LM_{C,3}$ 分别表示对平滑迁移回归模型参数稳定性检验式进行 1 阶、3 阶泰勒近似得到的 F 分布类型的拉格朗日乘子检验统计量。对于逻辑转移函数, 对其进行 1 阶和 3 阶泰勒近似, 分别得到 $LM_{C,1}$ 和 $LM_{C,3}$ 检验统计量, 对于指数转移函数, 对其进行 1 阶泰勒近似, 得到 $LM_{C,2}$ 检验统计量, 表中数字为对应检验统计量的显著性概率。

表 6 给出了变量 π_{t-1} 作为转移变量时, 式(41)表示的非线性菲利普斯曲线的参数稳定性检验结果。从检验结果可以看出, 除变量 π_{t-1} 对应的 $LM_{C,2}$ 和 $LM_{C,3}$ 检验统计量不能在 5% 的显著性水平下接受变量 π_{t-1} 的回归系数 ρ 是非时变的原假设外, 其余变量对应的回归系数均是非时变的。

对此, 我们允许变量 π_{t-1} 对应的回归系数 ρ 具有时变性, 并将式(41)表示的 STAR 模型扩展为时变参数平滑迁移回归模型 (TV-STR):

$$\begin{aligned}
\pi_t = & \varphi y_{t-1} + \sum_{j=1}^2 \beta_{y,j} \Delta y_{t-j} + \left[\beta_{10} + \beta_{10}^* D_t + \sum_{j=1}^2 \beta_{1\pi,j} \Delta \pi_{t-j} \right] [1 - F(s_t, \lambda_F, c_F)] \\
& + \left[\beta_{20} + \beta_{20}^* D_t + \sum_{j=1}^2 \beta_{2\pi,j} \Delta \pi_{t-j} \right] F(s_t, \lambda_F, c_F) \\
& + \left\{ \rho_{11} \pi_{t-1} [1 - F(s_t, \lambda_F, c_F)] + \rho_{21} \pi_{t-1} F(s_t, \lambda_F, c_F) \right\} [1 - G(t, \lambda_G, c_G)] \\
& + \left\{ \rho_{12} \pi_{t-1} [1 - F(s_t, \lambda_F, c_F)] + \rho_{22} \pi_{t-1} F(s_t, \lambda_F, c_F) \right\} G(t, \lambda_G, c_G) + \mu_t
\end{aligned} \tag{42}$$

$G(t, \lambda_G, c_G)$ 为转移变量为时间趋势 t 的转移函数，分别取逻辑函数和指数函数的形式对式(42)表示的非线性时变参数平滑迁移菲利普斯曲线进行参数估计 (估计结果略)，转移函数 $G(t, \lambda_G, c_G)$ 的斜率参数 λ_G 的估计结果非常小，并且不显著，表明变量 π_{t-1} 对应的回归系数 ρ 时变特征并不明显。

表 7 给出了 π_{t-1} 作为转移变量时，式(41)表示的非线性菲利普斯曲线的残余非线性的检验结果。从检验结果可以看出，将 π_{t-j} ($j=1,2,3,4$) 和 y_{t-j} ($j=1,2,3,4$) 作为转移变量时，无论将变量 π_{t-1} 、 $\Delta \pi_{t-1}$ 和 $\Delta \pi_{t-2}$ 、 y_{t-1} 以及 Δy_{t-1} 和 Δy_{t-2} 单独作为非线性成分还是将所有变量作为非线性成分引入到式(41)中，得到的残余非线性检验统计量对应的显著性概率均大于 10%，即均不能在传统显著性水平下拒绝模型不存在残余非线性的原假设。

上述参数稳定性检验以及残余非线性检验结果表明，式(41)表示的非线性平滑迁移菲利普斯曲线的参数是非时变的，并且不存在残余非线性。因此利用上述非线性平滑迁移菲利普斯曲线能够充分捕捉到通货膨胀序列的非线性动态调整特征。

表 7 残余非线性检验

转移变量	非线性成分				
	π_{t-1}	$\Delta \pi_{t-1}$ 、 $\Delta \pi_{t-2}$	y_{t-1}	Δy_{t-1} 、 Δy_{t-2}	all
π_{t-1}	0.892	0.355	0.412	0.333	0.667
π_{t-2}	0.156	0.574	0.287	0.714	0.603
π_{t-3}	0.111	0.605	0.404	0.802	0.498
π_{t-4}	0.122	0.169	0.409	0.620	0.557
y_{t-1}	0.538	0.491	0.897	0.450	0.725
y_{t-2}	0.311	0.492	0.366	0.822	0.859
y_{t-3}	0.401	0.633	0.085	0.746	0.903
y_{t-4}	0.503	0.636	0.943	0.578	0.526

注：表中数字为对应平滑迁移回归模型残余非线性检验式进行 3 阶泰勒近似得到的 F 分布类型的检验统计量 $LM_{EMR,3}$ 对应的显著性概率。

3 本文主要结论

本文在构建广义线性菲利普斯曲线的基础上，通过引入虚拟变量，成功捕捉到 1993-1995 年期间我国通货膨胀序列的动态结构转变特征。进一步对菲利普斯曲线模型进行了线性检验，在此基础上构建了非线性平滑迁移菲利普斯曲线模型，从非线性角度对我国通货膨胀序列的非线性动态生成机制进行了描述和刻画，得到如下两个基本结论：

第一，通过将截距项 (包含虚拟变量)、通货膨胀的一阶滞后值 π_{t-1} 、通货膨胀一阶差分的滞后值 $\Delta \pi_{t-1}$ 和 $\Delta \pi_{t-2}$ 、产出缺口的一阶滞后值 y_t 以及产出缺口一阶差分的滞后值 Δy_{t-1} 和 Δy_{t-2} 单独作为非

线性成分引入到非线性平滑迁移菲利普斯曲线模型中, 并对其进行线性检验, 结果发现截距项 (包含虚拟变量)、通货膨胀的一阶滞后值 π_{t-1} 、通货膨胀一阶差分的滞后值 $\Delta\pi_{t-1}$ 和 $\Delta\pi_{t-2}$ 与通货膨胀 π_t 之间存在显著的非线性, 但并未发现产出缺口的一阶滞后值 y_{t-1} 以及产出缺口一阶差分的滞后值 Δy_{t-1} 和 Δy_{t-2} 与通货膨胀 π_t 存在非线性的证据。进一步通过将截距项 (包含虚拟变量)、通货膨胀的一阶滞后值 π_{t-1} 、通货膨胀一阶差分的滞后值 $\Delta\pi_{t-1}$ 和 $\Delta\pi_{t-2}$ 同时作为非线性成分引入到非线性平滑迁移菲利普斯曲线模型中, 同样发现其与通货膨胀 π_t 之间存在显著的非线性。

第二, 通过对非线性平滑迁移菲利普斯曲线模型进行转移函数的设定检验, 我们选择逻辑平滑迁移回归模型刻画通货膨胀的非线性动态机制, 并利用非线性最小二乘法对上述非线性菲利普斯曲线模型进行估计。估计结果表明与线性模型相比, 非线性逻辑平滑迁移菲利普斯曲线模型能够更好地拟合我国通货膨胀序列的动态调整机制。根据逻辑转移函数位置参数 c 的估计值, 将 1992-2012 年期间我国通货膨胀序列分为两个区制, 即高通胀区制和适度通胀区制, 通过绘制转移函数的时间序列图以及比较不同区制间通货膨胀持续性参数 ρ 的估计值, 发现在我国高通胀区制的持续性明显低于适度通胀区制的持续性, 这不仅有利于通货膨胀的预期管理, 同时也为货币政策干预价格提供了信心。

参考文献

- 陈学彬. 1996. 对我国经济运行中的菲利普斯曲线关系和通胀预期的实证分析. 财经研究, (8): 3~8.
- 陈彦斌. 2008. 中国新凯恩斯菲利普斯曲线研究. 经济研究, (12): 50~64.
- 范爱军, 韩青. 2009. 菲利普斯曲线与中国通货膨胀动态拟合. 金融研究, (9): 55~71.
- 刘金全, 金春雨, 郑挺国. 2006. 中国菲利普斯曲线的动态性与通货膨胀率预期的轨迹: 基于状态空间区制转移模型的研究. 世界经济, (6): 3~12.
- 钱宥妮. 2005. 菲利普斯曲线在中国经济中的实证研究——基于产出缺口的分析. 财经研究, (6): 60~67.
- 王少平, 涂正革, 李子奈. 2001. 预期增广的菲利普斯曲线及其对中国适用性检验. 中国社会科学, (4): 76~84.
- 许冰, 章上峰. 2008. 经济转型时期中国的非线性菲利普斯曲线. 中国管理科学, (5): 37~41.
- 杨小军. 2011. 中国新凯恩斯主义菲利普斯曲线的经验研究. 统计研究, (2): 13~18.
- 张焕明. 2003. 1979年~2000年我国菲利普斯曲线的实证研究. 管理科学(2): 78~82.
- 张小宇, 刘金全. 2011. 基于STR模型的我国货币政策非对称效应检验. 金融学6(2): 83~101.
- 张小宇, 刘金全. 2013. 规则型货币政策与经济周期的非线性关联机制研究. 世界经济(11): 3~26.
- Akerlof GA, Dickens WT, Perry GL. 1996. The macroeconomics of low inflation. Brookings papers on economic activity, (1): 1~76.
- Andrews DWK, Ploberger W. 1994. Optimal tests when a nuisance parameter is present only under the alternative. Econometrica, 62(6): 1383~1414.
- Clark PB, Laxton D. 1997. Phillips curves, phillips lines and the unemployment costs of overheating. International Monetary Fund Working Paper, No. 97/17.
- Davies E. 1977. Hypothesis testing when a nuisance parameter is present only under the alternative. Biometrika, 64(2): 247~264.
- Davies RB. 1987. Hypothesis testing when a nuisance parameter is present only under the alternative. Biometrika, 74(1): 33~43.

- DebelleG, LaxtonDM. 1997. Is the phillips curve really a curve? Some evidence for Canada, the United Kingdom, and the United States. *IMF Staff Papers*, 44(2): 249~282.
- EitrheimØ, TeräsvirtaT. 1996. Testing the adequacy of smooth transition autoregressive models. *Journal of Econometrics*,74(1): 59~75.
- EscribanoA, JordáO. 1999. Improved testing and specification of smooth transition regression models. *Dynamic Modeling and Econometrics in Economics and Finance*. (1): 289~319.
- GalíJ, GertlerM. 1999. Inflation dynamics: A structural econometric analysis. *Journal of monetary Economics*, 44(2): 195~222.
- GordonR. 1997. The time-varying NAIRU and its implications for economic policy. *Journal of Economic Perspectives*,11(1): 11~32.
- GrangerCJW, TeräsvirtaT. 1999. A simple nonlinear time series model with misleading linear properties. *Economics Letters*, 62(2): 161~165.
- HamiltonJD. 1994. *Time Series Analysis*. Princeton: Princeton University Press.
- HansenBE. 1996. Inference when a nuisance parameter is not identified under the null hypothesis. *Econometrica*, 64(2): 413~430.
- Leybourne S, Newbold P, Vougas D. 1998. Unit roots and smooth transitions. *Journal of time series analysis*, 19(1): 83~97.
- LundberghS, TeräsvirtaT. 2002. Forecasting with smooth transition autoregressive models. In *A Companion to Economic Forecasting*, 485~509.
- LundberghS, TeräsvirtaT. 1999. Modelling economic high-frequency time series. *Tinbergen Institute Discussion Papers*, 1999.
- LuukkonenR, SaikkonenP, TeräsvirtaT. 1988. Testing linearity against smooth transition autoregressive models. *Biometrika*, 75(3): 491~499.
- MedeirosMC, VeigaÁ. 2005. A flexible coefficient smooth transition time series model. *IEEE Transactions on Neural Networks*, 16(1): 97~113.
- MichaelP, NobayAR, PeelDA. 1997. Transactions costs and nonlinear adjustment in real exchange rates; An empirical investigation. *Journal of Political Economy*, 105(4): 862~879.
- O'ReillyG, WhelanK. 2005. Has euro-area inflation persistence changed over time?. *Review of Economics and Statistics*,87(4): 709~720.
- PhillipsW. 1958. The relationship between unemployment and the rate of change of money wages 1862-1957. *Economica*, 34: 254~281.
- Pötscher B M, Prucha I R. 1997. *Dynamic nonlinear econometric models: Asymptotic theory*. Springer.
- RothmanP, van DijkD, Franses PH. 2001. Multivariate STAR analysis of money-output relationship. *Macroeconomic Dynamics*, 5(4): 506~32.
- SaikkonenP, LuukkonenR. 1988. Lagrange multiplier tests for testing non-linearities in time series models. *Scandinavian Journal of Statistics*, 15(1): 55~68.
- SamuelsonPA, SolowRM. 1960. Analytical aspects of anti-inflation policy. *The American Economic Review*, 50(2): 177~194.
- SarantisN. 1999. Modeling non-linearities in real effective exchange rates. *Journal of International Money and Finance*, 18(1):

27~45.

- SkalinJ, TeräsvirtaT. 1999. Another look at swedish business cycles, 1861–1988. *Journal of Applied Econometrics*, 14(4): 359~378.
- SkalinJ, TeräsvirtaT. 2002. Modeling asymmetries and moving equilibria in unemployment rates. *Macroeconomic Dynamics*,6(2): 202~241.
- StiglitzJ. 1997. Reflections on the natural rate hypothesis. *The Journal of Economic Perspectives*, 11(1): 3~10.
- StinchcombeMB, WhiteH. 1998.Consistent specification testing with nuisance parameters present only under the alternative.*Econometric Theory*, 14(3): 295~325.
- TaylorMP, PeelDA, SarnoL. 2001. Nonlinear mean - reversion in real exchange rates: toward a solution to the Purchasing power parity puzzles. *International Economic Review*, 42(4): 1015~1042.
- TeräsvirtaT. 1994. Specification, estimation, and evaluation of smooth transition autoregressive models. *Journal of the american Statistical association*,89(425): 208~218.
- TeräsvirtaT, AndersonHM. 1992. Characterizing nonlinearities in business cycles using smooth transition autoregressive models. *Journal of Applied Econometrics*,7(S1): 119~136.
- van DijkD, TeräsvirtaT, FransesPH. 2002. Smooth transition autoregrssive models — a survey of recent developments. *Econometric Reviews*,21(1): 1~47.
- Wooldridge J M. 1994. Estimation and inference for dependent processes. *Handbook of econometrics*, (4): 2639~2738.