中国货币政策的消费需求非线性效应实证研究

柳 阳*

摘要: 本文采用动态面板阈自回归(DPTAR) 模型检验 1990 - 2012 年我国各省份的货币政策消费需求效应在时间上和个体上是否存在非线性变化,并通过对比北京、上海、广州三个代表性城市在 1990 - 2012 年间居民收入增长率的面板数据,对货币政策需求效应出现非线性变化的原因进行了深入分析。实证结果显示: (1) 货币政策的消费需求效应在 1998 年前后出现明显非线性变化; 在不同城市货币政策的消费需求效应也并不一致。(2) 收入增长率是非线性效应产生的原因。在收入增长率达到 11. 5% 后,居民消费水平受收入约束的影响下降,货币政策会因此而产生更明显的消费需求效应。

关键词: 货币政策 消费需求 DPTAR 模型

一、引言

消费需求是三大需求中能够从根本上拉动经济的需求,2008 年扩大内需政策中也在强调要从扩大消费需求为核心入手。在多种扩大内需的政策中,由于货币政策在促进消费需求方面具有灵活性和普遍性而被频繁运用,但是多年来在货币政策的影响下,我国的消费需求持续走低现象一直没有得到明显改善。究其原因,应当从消费的特性进行分析。Duesenberry 提出,消费行为有三大特点: 第一,人们的消费不仅与自己的绝对收入有关,而且与周围人的收入和消费有很大的关系。人们的消费彼此之间会相互影响,有攀比的倾向,一个家庭的消费水平取决于其收入与周围人收入的相对水平,即所谓的“示范效应”。第二,消费具有不可逆性,即消费者易于随收入的提高而增加他们的相关消费,但不易随收入的降低而减少他们的相关消费,人的消费习惯一旦形成就具有不可逆性,即所谓的“棘轮效应”。第三,消费者的某一期消费不仅受当期收入的影响,而且受过去所曾经达到的最高消费和最高收入的影响。可见,消费行为的这三大特点均与消费者的收入水平有密切关系。但是消费行为的调整是一个相对缓慢而且零散的过程,只有收入水平的变化足够持久而且可信,消费者才会改变对未来收入的预期进而调整消费水平或消费结构。因此,收入水平处于不同状态时,货币政策的消费需求效应可能会有非线性的变化。本文的研究目的就是为了验证收入水平变化是否能改变货币政策对消费需求的影响,从而为货币政策更有效地促进消费需求增长提供理论支持。

二、文献综述

货币政策的消费需求非线性效应研究主要分为两大类: 一类侧重检验扩张性货币政策和紧缩性货币政策对消费需求的影响是否一致; 另一类侧重于寻找导致货币政策的消费需求效应出现非线性的原因。

在第一类研究中,国外文献中存在两种相反的结论: 一种是以拥有向下刚性名义工资的凯恩斯理论为代表,认为正的货币供给冲击比负的货币供给冲击对价格有更大的效果,因而对消费的影响能力更大。类似结论还有 Carlino 和 DeFina(1998) 、Cook(2003) 等。另一种是以弗里德曼推绳理论(pushing on a string) 为代表,认为负的货币供给冲击对经济发展的抑制作用比正的货币供给冲击的促进作用更显著,货币政策对消费需求的增长只能拉回不能推进。类似的有 Cover(1992) 、Karras 和 Stokes(2007) 等。可见,虽然众多理论均

* 柳阳,大连银行博士后工作站,邮政编码: 1106001,大连理工大学,邮政编码: 116023,电子信箱: liuyang567@ gmail. com。
作者感谢匿名审稿人对本文提出的修改意见。当然,文责自负。

© 1994-2013 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

认为货币政策的消费需求效应存在非线性，但是在哪一种货币供给冲击对消费需求的影响更为明显的问题上存在争议。

在第二类研究中，国外文献实际上主要围绕货币政策对消费需求的三种作用渠道展开分析。这三大渠道一是收入渠道，即扩张性货币政策→M(货币供应量)↑→I(投资)↑→Y(工资性收入)↑→C(消费)↑，从这一角度分析的代表是凯恩斯。他指出名义工资具有向下刚性，在紧缩货币政策下，工资性收入的变化是极为缓慢的，相反，在扩张货币政策时工资则能够迅速上涨，进而导致消费行为在扩张货币政策时受到的影响更为显著，持类似观点的还有 Cook(2003)。二是财富效应渠道，即扩张性货币政策→M(货币供应量)↑→Pe(股票价格)↑→Y(财富性收入)↑→C(消费)↑，侧重这一观点的是 Karras 和 Stokes(1999)。他们认为货币供给冲击会影响股票价格，由于正向货币供给冲击和负向货币供给冲击对股票价格的影响水平不同，最终导致货币政策对消费产生非线性的影响。三是信贷渠道，即扩张性货币政策→M(货币供应量)↑→L(消费信贷额度)↑→Y(可预支未来收入水平)↑→C(消费)↑。MacDonald 等(2011)从这方面入手，指出在开放经济下，货币紧缩政策导致收入减少进而引起消费下降的程度，比货币宽松政策导致收入增加进而引起消费上升的程度小，其原因是获取消费信贷比较容易，可以平衡消费降低预算约束。

国内针对第一类研究的相关结论也同样分为两种：梁云芳和刘金叶(2011)采用受约束的向量误差修正模型检验了货币政策方向性冲击对实际消费的影响，指出从长期看，货币政策方向性冲击对实际消费的影响存在显著的非线性，且负向货币政策的影响要大于正向货币政策的影响；从短期看，受消费者预期和政府投资等因素的影响，方向性货币政策冲击对实际消费的变动不存在非线性。浦勇超(2012)则利用 NK－SVAR 模型研究我国货币政策的非线性效应，同样认为紧缩性货币政策的效果比较明显，而扩张性货币政策效果较弱。即抑制经济的过快增长时，紧缩性的货币政策效果显著，但扩张性货币政策无法摆脱经济的恶性衰退。曹永琴(2010)、张小宇和刘金全(2011)、刘发跃和翟胜宝(2012)也得出类似结论。相反的，杨恩(2010)则基于 VAR 模型进行研究，指出在短期内，紧缩性货币政策效果要优于扩张性货币政策；在中长期内，扩张性货币政策效果更持久；而在长期内，无论是扩张性货币政策还是紧缩性货币政策都没有影响力。

国内对第二类的研究则属于空白状态。考虑到我国的实际情况，虽然三种渠道都可能导致非线性效应的产生，但是由于我国金融市场和信贷市场发展较为缓慢，收入渠道发挥货币政策效应的可能性更大。因此，本文将研究的重心放在检验收入变化是否能够改变货币政策对消费需求的影响上。另外，在研究方法上，国内外诸多涉及到货币政策对消费需求影响程度非线性效应方面的文献，多数仍在采用 VAR 等线性模型，这实际上预设了货币政策对消费需求仅存在固定的影响，只在长短期上来分析非线性效应，忽略了经济环境本身的变化对货币政策效应产生影响的可能性。综上，本文将采用非线性模型，对货币政策的消费需求效应进行分析，并侧重于对非线性效应原因的探究。

三、实证模型

为了分析货币政策对消费需求的影响，我们基于消费行为的特征，采用 Caner 和 Hansen(2004)提出的非线性工具变量阈模型(IV Threshold AR Model)，并对其进行动态面板扩展。所谓阈模型，是指在一个主要因素(即阈值变量)变动幅度小于某临界值时，被解释变量与解释变量间的关系维持在一种稳定状态；一旦阈值变量超过该临界值，二者的关系就会发生改变，呈现出另一种稳定状态。这种模型允许货币政策对消费需求的影响能力随着阈值变量的变化而变化，为了考察收入对货币政策效应的影响，我们将收入变量作为阈值变量。如果收入的改变不是货币政策消费需求非线性效应的原因，那么该模型将不会给出显著的阈值，或者在最优阈值两侧的变量关系并不存在显著差异。反之，则证明收入是导致货币政策出现非线性效应的原因。下面简要介绍这一模型①：

假设存在阈值变量 q_i 使得(y_i,z_i,x_i)具有如下关系：

$$y_i = \theta_1' z_i + e_i, q_i \leqslant \gamma$$
$$y_i = \theta_2' z_i + e_i, q_i > \gamma \qquad (1)$$

(1)式也可改写为：

①具体计算方法及原理请见 Caner 和 Hansen(2004)。

© 1994-2013 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

$$y_i = \theta_1' z_i I(q_i \leqslant \gamma) + \theta_2' z_i I(q_i > \gamma) + e_i \quad (2)$$

其中，$I(\cdot)$ 为指示函数。z_i 是内生变量或包含内生变量的一组向量，x_i 是与 z_i 高度相关的一组外生变量。设 $z_i = g(x_i, \pi) + u_i$，$E(u_i \mid x_i) = 0$。将 x_i 作为工具变量进行模型求解，具体分为以下三步：

第一步，将系数 π 进行 OLS 回归：

$$\hat{\pi} = \arg\min_{\pi} \det\left(\sum_{i=1}^{n} (z_i - g(x_i, \pi))(z_i - g(x_i, \pi))'\right) \quad (3)$$

第二步，给定 $\hat{\pi}$ 求出 $\hat{Z}_i$，代回原方程，对阈值 γ 进行 LS 求解得到(4) - (6) 式：

$$\hat{Z}_i = \hat{g}_i = g(x_i, \hat{\pi}) \quad (4)$$

$$S_i(\gamma) = y_i - \theta_1' \hat{Z}_i I(q_i \leqslant \gamma) + \theta_2' \hat{Z}_i I(q_i > \gamma) + e_i \quad (5)$$

$$\hat{\gamma} = \arg\min S_n(\gamma) \quad (6)$$

第三步，将阈值估计量 $\hat{\gamma}$ 代入原方程，对(7) 式进行 2SLS 或 GMM 估计，得到 θ_1、θ_2：

$$\tilde{\theta}_1 = (\hat{Z}_1'\hat{X}_1 (\hat{X}\hat{X}_1)^{-1}\hat{X}_1'\hat{Z}_1)^{-1}(\hat{Z}_1'\hat{X}_1 (\hat{X}\hat{X}_1)^{-1}\hat{X}_1'Y) \quad (7)$$

$$\tilde{\theta}_2 = (\hat{Z}_2'\hat{X}_2 (\hat{X}_2'\hat{X}_2)^{-1}\hat{X}_2'\hat{Z}_2)^{-1}(\hat{Z}_2'\hat{X}_2 (\hat{X}_2'\hat{X}_2)^{-1}\hat{X}_2'Y)$$

其中，$\hat{X}_1 = x_i' I(q_i \leqslant \hat{\gamma})$，$\hat{X}_2 = x_i' I(q_i > \hat{\gamma})$，$\hat{Z}_1 = z_i' I(q_i \leqslant \hat{\gamma})$，$\hat{Z}_1 = z_i' I(q_i > \hat{\gamma})$。

为检验非线性显著度，引入 LR test①。将阈值模型的协方差矩阵与线性模型的协方差矩阵进行比较。若(8) 式中的统计量不能拒绝原假设，说明数据结构为线性，否则数据存在显著非线性，采用阈值模型。

$$LR_n(\gamma) = n\frac{S_n(\gamma) - S_n(\hat{\gamma})}{S_n(\hat{\gamma})} \quad (8)$$

本文采用的 DPTAR 模型是建立在上述 IVTAR 模型的基础上，这一模型不仅保留了 IVTAR 模型能够横向考察数据关系存在阈值变化的能力，还增加了纵向考察数据关系在不同时段存在阈值变化的能力。也就是说，这种动态面板扩展模型实现了对不同个体不同时期的动态阈值分析，所得最优阈值兼顾了数据在个体方面的非线性特征差异和随时间变化导致的非线性特征差异。在数据构成方面，将 IVTAR 模型中的截面数据变量 (y_i, z_i, x_i, q_i) 变为面板数据变量 $(y_{it}, z_{it}, x_{it}, q_{it})$，并令解释变量 $z_{it} = y_{it-1}$，工具变量 $x_{it} = y_{it-2}$。本文根据研究需要，将被解释变量 y_{it} 设定为各省年人均消费需求同比增速 Δc_{it}，内生解释变量 z_{it} 设定为滞后一期的消费需求同比增速 Δc_{it-1}，外生解释变量为货币供应量 M2 的增速 Δm_t，阈值变量 q_i 设定为各省年人均可支配收入增长率 Δdpi_{it}，工具变量 x_i 设定为滞后两年的消费需求同比增速 Δc_{it-2}，得到 DPTAR 模型的具体形式为：

$$\Delta c_{it} = (\alpha_1 \Delta c_{i,t-1} + \beta_1 \Delta m_t) I(\Delta dpi_{it} \leqslant \gamma) + (\alpha_2 \Delta c_{i,t-1} + \beta_2 \Delta m_t) I(\Delta dpi_{it} > \gamma) + u_{it} \quad (9)$$

其中，各省人均消费需求同比增速为消费需求的代理变量，货币供应量 M2 的增速为货币政策的代理变量。各省人均可支配收入增长率为收入的代理变量。γ 为最优阈值，$\gamma \in \Gamma$，Γ 为潜在阈值集，我们可以根据人均可支配收入增长率 Δdpi_{it} 的最大值和最小值设定这一集合的范围。

四、实证结果与分析

本文所采用数据为 29 个省份(考虑到省份数据完整性问题，不包含重庆和西藏的省份数据) 1990 - 2012 年的年度面板数据：城镇居民人均消费 c_{it}，人均可支配收入 dpi_{it}，以及 1990 - 2012 年的年度时序数据：货币供应量 M2。数据资料来源于中经网统计数据库。以上数据均进行 CPI 平减后纳入模型进行回归。

根据货币政策与消费需求相关理论和实际分析目的，同时也为降低由于数量级不同所带来的差异，我们引入模型的均为按照 100 × 【ln 省份 i 当年值) - (ln 省份 i 上年值)】的公式计算得到的面板年度同比增长率数据。

以下实证结果通过 Gauss 软件编程得到。

(一) 确定最优阈值

由于我们对数据进行了对数变化，即 $q_{it} = 100 \times (\ln y_{it} - \ln y_{it-1})$，因此，要得到真正的可支配收入增长率

①具体计算方法见 Hansen(2000)。

© 1994-2013 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

的最优阈值需要进行逆向运算。回归结果显示，$\hat{\gamma}$ 为 10.875。将该值代入 $\Delta y_{it} = \exp(0.01\gamma) - 1$，得到 $\Delta dpi_{it} = 11.495\%$ 才是可支配收入增长率的最优阈值。

（二）非线性结果

我们对求得的最优阈值进行 LR test。图 1 中靠近横坐标轴的虚线为 95% 的置信区间临界点，在最优阈值 $\hat{\gamma} = 10.875$ 时，LR 统计量超过置信区间，显著拒绝了原假设，说明在最优阈值两侧的数据结构出现非线性变化。

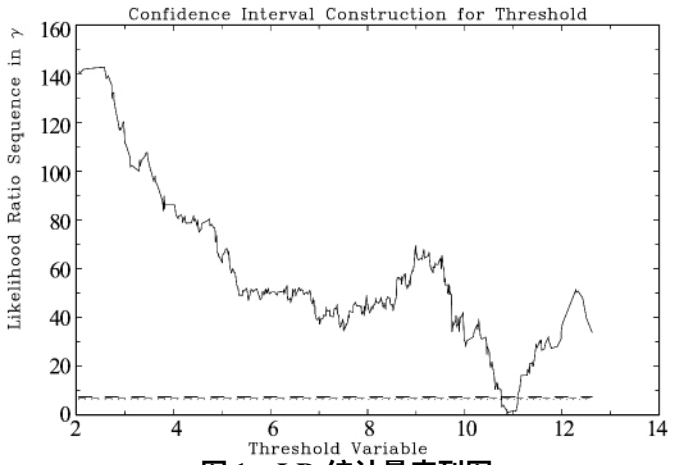

图 1　LR 统计量序列图

（三）确定估计值

回归结果（见表 1）显示，系数均通过 10% 的显著度检验。α 表示滞后 1 期消费对当期消费的影响力，β 表示货币供应量 M2 的增速对消费需求的影响力。对比最优阈值两侧的回归结果，可以发现在可支配收入增长率小于 11.495% 时，货币供应量 M2 的增速每提高 1 单位只能促进 0.12 单位消费需求增长率的提高，相反，在可支配收入增长率大于 11.495% 时，消费者受货币政策影响的程度明显提高，货币供应量 M2 的增速每提高 1 单位能促进 0.657 单位消费需求增长率的提高。这说明，在收入增加速度较小时，采用宽松货币政策刺激消费增长，效果可能并不显著，反而在收入增加速度较大时，采用紧缩货币政策平稳消费的效果较为明显，这一结论与弗里德曼的推拉理论是一致的。但值得注意的是，决定货币政策效果的主要因素是可支配收入，因此在经济处于萧条时期，收入增长缓慢时，采用宽松货币政策在短期内效果不佳，但是长期来看，只要货币政策能够将收入增长率提高到一个较高的水平上，货币政策对消费需求的促进效果就会显著起来。同样的，在经济处于繁荣时期，采用紧缩或稳定的货币政策来平稳消费，由于此时收入增长较快，在短期货币政策的效果将会比较明显，但是长期效果会随着收入增长率的下降而逐渐减弱，这与杨恩（2010）的观点是一致的。

表 1　　回归结果统计

	α	β
$\Delta dpi_{it} \leqslant 11.495\%$	0.661***	0.123***
S. E.	(0.179)	(0.081)
$\Delta dpi_{it} > 11.495\%$	0.323*	0.657**
S. E.	(0.478)	(0.249)

注：*** 表示系数的 p - value 小于 1%，** 表示系数的 p - value 小于 5%，* 表示系数的 p - value 小于 10%。

（四）对非线性效应原因的进一步检验

本文为了进一步检验收入变动是否造成货币政策的消费需求非线性效应，选取了我国经济发展程度相近的三个代表性城市的消费和收入数据（见图 2 和图 3）。这三个城市分别为北京、上海、广州。通过对比它们在不同货币政策下消费需求的变化情况，进一步确认收入水平是否造成了非线性效应。

现象 1：早期货币政策的效果强于近期的货币政策效果

首先，从图 2 中可以发现在 1993 - 2000 年和 2009 - 2012 年货币供应量 M2 的同比增速呈现明显的下降走势，但是在这两个时段内的三个代表性城市消费需求同比增速的变化情况却并不一致：在 1993 - 2000 年货币供应量 M2 的增速从 37% 下降到 13%，使得消费需求同比增速曾一度从 30% 降到接近于 0 的水平，消

© 1994-2013 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

费需求出现了明显的增长放缓的情况。与之相对应的 2009 – 2012 年货币供应量 M2 的增速从 27% 下降到 14%，消费需求却并没有明显的走势变化。这种早期货币政策的效果强于近期货币政策效果的现象，不仅证明货币政策的消费需求效应在时间上存在非线性变化，更为寻找非线性变化的原因提供了方向。

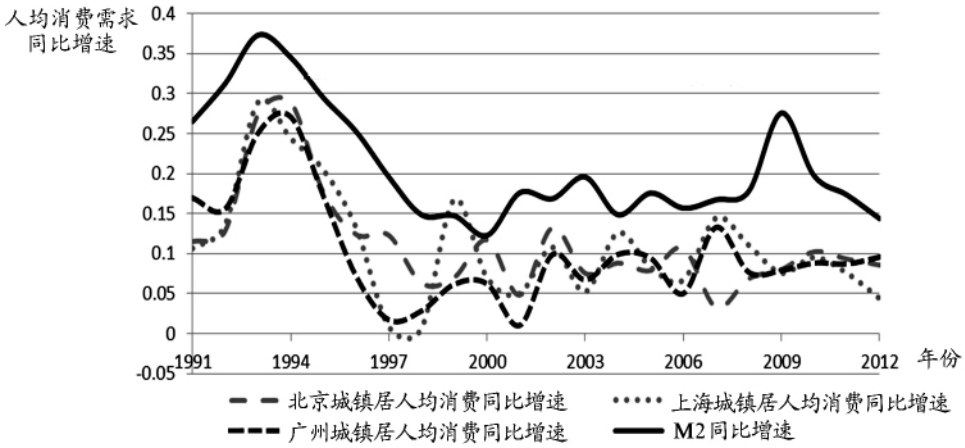

图 2　代表性城市人均消费需求同比增速对比图

现象 2: 在同一时点的不同城市消费需求同比增速明显不同

横向对比三个城市，可以发现在 1997 年北京的消费需求同比增速与其他两个城市的走势虽然大体一致，但是下降幅度要小于其他城市; 而 1999 年在三个城市消费需求同比增速均走高的情况下，上海的消费需求同比增速明显高于其他两个城市; 在 2011 年也只有上海的居民消费同比增速出现了小幅放缓的趋势，北京和广州的消费需求则几乎保持在 10% 的速度上平稳增长。这种在同一时点的不同城市消费需求同比增速明显不同的现象，从个体角度证明了货币政策的消费需求效应存在非线性变化，同时也为寻找非线性变化的原因提供了方向。下面本文将结合图 3 检验收入增长率是否是造成这两个现象的原因。

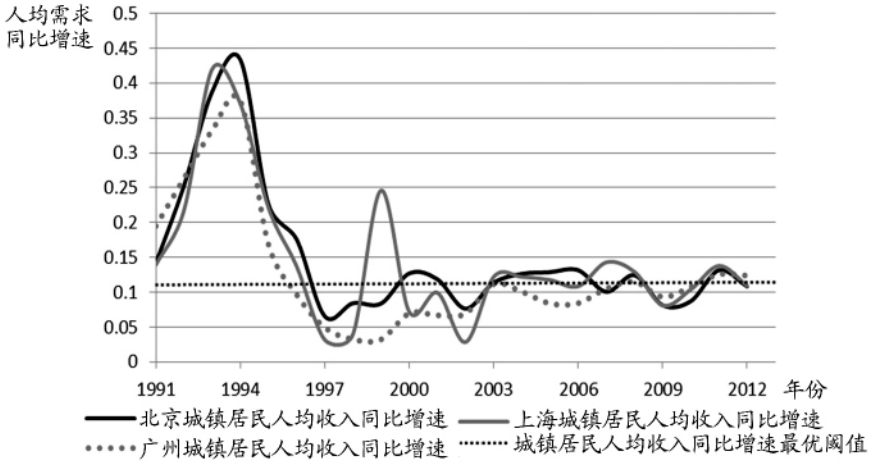

图 3　代表性城市人均收入同比增速与最优阈值对比图

根据上文现象 1 和现象 2 划分出的非线性存在时段，本文重点对比 1993 – 1997 年、1998 – 2000 年、2009 – 2012 年这三段时间内，三个代表性城市的人均收入同比增速与收入最优阈值的关系: 1997 年之前三个城市的人均收入同比增速均处于收入最优阈值之上，在 1997 年首次出现低于最优阈值的情况。根据我们的实证结果，在最优阈值之上时，货币政策对消费需求的影响力明显高于在最优阈值之下的情况。这解释了本文从图 2 中观察到的第一个现象: 由于早期(1997 年以前) 货币政策是在收入同比增速绝对高于最优阈值的水平下实施的，而这之后的货币政策均是在收入同比增速经常处于最优阈值之下的情况下实施的，因此早期货币政策效果更为明显。此外，观察 1995 – 1997 年北京的收入增长率可以发现，在其他城市已经低于最优阈值的情况下它仍然高于最优阈值，这期间的货币政策对北京消费需求的作用效果因此而显著强于其他两个城市。同理，1999 年的上海收入增长率不仅高于其他城市而且高于最优阈值，因此这期间的货币政策对上海消费需求的作用高于其他两个城市。可见，居民收入同比增速与最优阈值的关系不仅在时间上、也在

© 1994-2013 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

个体上对货币政策消费需求效应产生了非线性影响。

更进一步的分析，居民收入同比增速的变动之所以能够造成这种非线性效应，是由于在收入同比增速较高的情况下，居民的预算约束曲线外扩速度提高，同时居民对未来收入的预期也相应提高，预防性储蓄的需求相应下降，因此更愿意在当期进行消费来提高效用。此时居民对货币的需求较高，受货币政策影响的程度也较大。相反，在收入同比增速较低时，居民的消费意愿降低，对货币的需求减少，货币政策的效果也随之下降。

五、结论

本文采用 DPTAR 模型检验我国货币政策的消费需求效应是否受收入增长率的影响出现非线性变化，并通过对比三个发展水平相对一致的城市居民收入增长率的年度面板数据，进一步分析了收入增长率改变货币政策效应的机制。本文证明了货币政策的消费需求效应在收入增长率达到 11.5% 后会出现非线性变化。这是因为收入的快速增长，使居民消费水平受收入约束的影响下降，保持并逐步提高生活水平成为居民消费的目的，使得货币政策在这种情况下发挥了更明显的效应。因此，本文认为必须首先提高居民的收入增长率，才能够实现货币政策促进消费需求增长的预定目标。

参考文献：

1. 曹永琴，2010，《中国货币政策非对称效应形成机理研究——基于价格传导机制的视角》，《南方经济》第 2 期，21－28 页。
2. 刘发跃、翟胜宝，2012，《货币政策效力在经济周期与政策方向上的非对称性研究》，《上海金融学院学报》第 1 期，32－39 页。
3. 梁云芳、刘金叶：2011，《中国货币政策对国内需求影响的非对称性研究》，《财经问题研究》第 3 期，20－27 页。
4. 浦勇超，2012，《基于资产价格影响的货币政策非对称性效应研究》，《经济与管理》第 6 期，33－41 页。
5. 汪浩瀚，2006，《微观基础、不确定性与西方宏观消费理论的拓展》，《经济评论》第 2 期，57－63 页。
6. 杨恩，2010，《我国货币政策效果非对称性研究——来自 1996－2009 年的经验证据》，《金融评论》第 4 期，39－45 页。
7. 尹世杰，2004，《论扩大消费需求的必要性及思路》，《经济评论》第 1 期，48－62 页。
8. 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》第 2 期，23－37 页。
9. Carlino，G.，and R. Defina. 1998. “The Difference Regional Effect of Monetary Policy.” *Review of Economics and Statistics*，80(4)：313－342.
10. Caner，M.，and B. E. Hansen. 2004. “Instrumental Variable Estimation of a Threshold Model.” *Econometric Theory*，20(5)：813－843.
11. Cover，J. P. 1992. “Asymmetric Effects of Positive and Negative Money Supply Shocks.” *Quarterly Journal of Economics*，107(4)：1261－1282.
12. Hansen，B. E. 2000. “Sample Splitting and Threshold Estimation.” *Econometrica*，68(3)：575－603.
13. Karras，G.，and H. Stokes. 1999. “Are the Output Effects of Money Supply Shock Asymmetric? Evidence from Prices，Consumption and Investment.” *Journal of Macroeconomics*，21(4)：189－201.
14. Karras，G. 2007. “What Causes the Asymmetric Effects of Monetary Policy：Size or Sign of Money－supply Shocks?” *The Journal of Economic Asymmetries*，4(1)：57－72.
15. MacDonald，G.，A. Mullineux，and R. Sensarma. 2011. “Asymmetric Effects of Interest Rate Changes：The Role of the Consumption－wealth Channel.” *Applied Economics*，43(16)：1991－2001.

An Empirical Investigation on the Nonlinear Effect of Monetary Policy on Consumption in China

Liu Yang

(Postdoctoral Workstation of Dalian Bank)

Abstract: In this paper，the consumption effect of monetary policy is the main investigated subject. The panel data covers all the provinces of China from 1990 to 2012 and the model is the DPTAR model. It is found that the nonlinear change of monetary－consumption effect exists at different periods and individuals. Furthermore，the mechanism of the nonlinearity is analyzed by comparing the data of income growth rate in Beijing，Shanghai and Guangzhou. It shows that the income rate is the reason of nonlinear change of monetary policy effect on consumption，and when the income grows faster than 11.5%，the consumption is less constrained by income and the monetary policy has a larger effect on consumption.

Key Words: Monetary Policy; Consumption; DPTAR Model

JEL Classification: E62，E22

(责任编辑：陈永清)

© 1994-2013 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net