



Munich Personal RePEc Archive

**Quantity and Structure of Money Supply  
and Economic Growth— Evidence from  
ADL Test for Threshold Cointegration  
and Time-varying Granger Causality  
Relation Test**

Cai, Yifei

Northeast Normal University

17 September 2016

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/73750/>

MPRA Paper No. 73750, posted 20 Sep 2016 16:15 UTC

货币供给数量、结构与经济增长—来自 ADL 门限协  
整检验与时变格兰杰因果关系检验的证据

**Quantity and Structure of Money Supply and Economic Growth—  
Evidence from ADL Test for Threshold Cointegration and  
Time-varying Granger Causality Relation Test**

蔡一飞

Email: [caiyf736@nenu.edu.cn](mailto:caiyf736@nenu.edu.cn)

东北师范大学，吉林长春，130117

电话: +86 181 0441 1867

研究方向: 宏观计量经济分析，经济增长，货币政策  
与财政政策分析，计量经济分析

地址: 吉林省长春市东北师范大学净月校区

# 货币供给数量、结构与经济增长—来自 ADL 门限协整检验 与时变格兰杰因果关系检验的证据

蔡一飞

(东北师范大学, 吉林长春, 130117)

**[摘要]** 本文在粘性价格理论的基础上建立了具有前瞻性的货币数量理论模型, 应用 ADL 门限协整检验与时变因果关系检验实证分析了货币供给数量 M1 与 M2、货币供给结构 M1、M2 增速差对经济增长的影响, 对我国的“货币中性”进行再检验。结果证实了货币供给数量与结构是经济增长的时变格兰杰原因, 但持续的时间较短; 在绝大多数的时间段内, 表现出“货币中性”。此外, 自 2015 年 10 月以来, M1、M2 增速差持续扩大, 但实证结果表明尽管货币增速差与经济增长呈现负相关关系, 但时变因果关系表明 M1、M2 增速差并不是驱动 GDP 的格兰杰原因。

**[关键词]** 货币供给数量与结构; 经济增长; ADL 门限协整检验; 时变格兰杰因果关系检验  
**JEL:** C12, E23, E51

## Quantity and Structure of Money Supply and Economic Growth— Evidence from ADL Test for Threshold Cointegration and Time-varying Granger Causality Relation Test

Cai Yifei

(Northeast Normal University, Jilin Changchun, 130117)

**Abstract:** This paper established a forward-looking theory of money quantity based on the theory of sticky price. By employing ADL test for threshold cointegration and time-varying Granger causality relation test, we analyze the effects of quantity and structure of money supply on economic growth and reexamine the theory of “Money Neutrality”. The empirical results show that both structure and quantity of money supply are time-varying Granger causality to economic growth. However the duration time is short. During most of the sample period, the economy reveals “Money Neutrality”. Furthermore since the October 2015, the scissors gap of M1 and M2 increase, the time-varying Granger causality test cannot applaud causality relation between the scissors gap of M1 and M2 and economic growth though negative correlation relation exists between them.

**Keywords:** Quantity and Structure of Money Supply, Economic Growth, ADL Test for Threshold Cointegration, Time-varying Granger Causality Test

## 一、引言

经济增长和通货膨胀是政府进行宏观经济调控的最为重要的两个目的,中国人民银行在其《货币政策执行报告》中明确表示将货币供给量增长率作为宏观调控的间接目标。这使得货币供给与经济增长之间的相关关系以及因果关系成为国内外经济学者研究的焦点问题。就国外学者的研究来看,部分学者支持货币中性假说,即货币供给与经济增长之间不存在相关关联(Fisher 和 Seater, 1993; King 和 Watson, 1997; Serlestis 和 Krause, 1996; Wallace, 1999; Coe 和 Nason, 2004; Oi 等人, 2004)。而部分学者通过经验分析发现货币供给与经济增长之间存在显著的相关关系(Tan 和 Baharumshah, 1999; Grauwe 和 Polan, 2005; Puah 等人, 2015)。此外,还有一部分学者认为货币中性理论成立与否取决于不同的国家、不同的货币层次等因素(Leong 和 McAleer, 2000; Noriega, 2004; Bae 等人, 2005; Wallace 和 Cabrere-Castellanos, 2006)。

国内经济学者也对该问题做了大量的研究。在对货币中性论的研究中,张成思(2012)将内生性货币供应机制融入货币主义理论模型,并对通胀率、真实经济增长率与货币增长率的动态作用机制进行研究。实证结果表明:货币增速的增加不能驱动 GDP 增速。此外,周锦林(2002)、陆军和舒元(2002)也得到了类似的结论。而王少平和李子奈(2004)的研究表明货币供给的增加促进了经济增长,刘金全和刘志强(2002)发现货币中性在中国经济运行过程当中不成立。此外,曾令华(2000)、黄先开和邓述慧(2000)、陈守东等(2014)的研究也证实了中国经济中存在货币非中性。而对货币供给与通货膨胀的研究中,刘金全等(2004)的研究表明货币增长率的增加使得通货膨胀率增加,持有此观点的学者还有李斌(2010)和伍戈(2011)。相反,刘霖和靳云汇(2005)以及杨溢(2011)的研究表明货币增速的增加不是通货膨胀的推动因素。

通过对文献的回顾,我们可以发现国内外学者尚没有对货币供给、经济增长以及通货膨胀之间的关系以及调整关系达成共识。而随着中国经济步入“新常态”,通胀率自 2014 年 10 月开始持续低位徘徊在 2%附近;2016 年上半年全国 GDP 同比增速仅为 6.7%,经济增长放缓特征明显。此外,一些经济指标出现“背离”现象。自 2015 年 10 月以来,企事业单位的活期存款增速攀升,而定期存款增速回落, $m1$ 、 $m2$ 的同比增速剪刀差持续放大。截止到 2015 年 7 月,货币增速剪刀差已经达到 15.2%的历史最高水平。这一罕见的经济现象引起学界和业界的普遍关注,并进一步引发了对货币供给数量、结构与经济增长之间关系的再次思考。

当前,我国经济仍处于经济体制转轨的过程中,经济结构差异较大,地域性差异、城乡差异以及经济结构差异仍然较大。对货币供给与经济增长所使用的模型大多集中于在 VAR 模型框架内的总量研究。但由于我国经济结构的不断转换,数据往往存在非对称性以及结构性问题,VAR 模型的有效性正不断被削弱。此外,现有文献大多集中于对货币供给数量的研究,而对货币供给结构对经济增长的影响的研究文献较少。鉴于此,本文充分考量货币供给数量与结构对经济增长的影响并利用 ADL 门限协整检验方法刻画变量间的非对称调节关系,该方法可以很好地弥补该领域文献的不足。同时,为了对货币供给数量、结构与经济增

长的因果关系进行研究, 本文利用基于滚动窗口拔靴方法的格兰杰因果关系检验, 很好地解决了经济数据的结构性问题, 能够为我国货币“中性”的研究提供更多的经验证据。

## 二、分析框架与实证模型的建立

货币数量论是最早用来刻画货币供应量与经济增长的理论关系的模型, 该理论认为在货币数量变动与物价及产出变动之间存在着因果关系。其中, 最为著名的当属美国经济学家 Fisher 提出的交易方程式。具体的, 在均衡状态下, 货币供给量、物价以及产出三者存在如下的关系:

$$MV = PY \quad (1)$$

这里,  $M$  表示货币供给量,  $V$  表示货币流通速度,  $P$  表示物价水平,  $Y$  表示总产出。将 (1) 式写成增长率的形式, 则有:

$$\ln M + \ln V = \ln P + \ln Y \quad (2)$$

需要说明的是物价  $P$ , West (1978) 将  $P$  设定为:  $\ln P_t = C + \ln M_t + \ln M_{t-1} + \ln M_{t-2}$ , 并用货币供给量的滞后项捕捉货币供给量  $M$  对  $P$  的动态影响。随后, Friedman (1956, 1976) 对货币数量论进行了扩展, 并提出了货币需求函数为如下形式:

$$\frac{M}{P} = f(y, w, r_m, r_b, r_e, \frac{1}{P} \cdot \frac{dP}{dt}, u) \quad (3)$$

其中,  $\frac{M}{P}$  代表真实货币需求,  $M$  表示消费者手中的货币量,  $P$  表示物价水平,  $y$  表示真实收入,  $w$  代表非人力形式的财富在总财富中的比例,  $r_m$  表示货币的预期收益率,  $r_b$  表示债券的名义预期收益率,  $r_e$  表示股票的名义预期收益率,  $\frac{1}{P} \cdot \frac{dP}{dt}$  表示物价的预期变动率,  $u$  代表包括消费者偏好的其他影响因素。

随后, 诸多经济学家对经济增长与货币供给做了诸多扩展研究。Blanchard (2009) 建立了一个包含产出、货币供给、通货膨胀以及利率的“玩具”模型 (Toy Model), 张成思 (2012) 利用该模型对三者的动态关系进行了实证研究。Gerlach (2004) 建立一个“两支柱”的分析模型, 实证分析了货币供给对经济增长的预测功效。随后, 陈守东等 (2014) 在“两支柱”模型的框架内实证分析了货币供给对经济增长和通货膨胀的动态调节作用。本文分别建立经济增长与货币数量、结构的理论模型。我们选取  $m1$ 、 $m2$  同比增速作为货币数量的代理变量, 将  $m1$ 、 $m2$  同比增速的差值作为货币结构的替代变量。具体的, 我们参照 Schabert (2009) 的研究, 并设定考虑粘性价格下的前瞻模型:

$$\alpha gdp_t = \alpha E_t[gdp_{t+1} | \Omega_t] + i_t + E_t[cpi_{t+1} | \Omega_t] \quad (4)$$

$$cpi_t = \beta E_t[cpi_{t+1} | \Omega_t] + \gamma gdp_t + \eta_t \quad (5)$$

$$m_t = kgdp_t \quad (6)$$

这里,  $E_t[gdp_{t+1} | \Omega_t]$  代表基于第  $t$  期信息集对  $gdp$  的预期值,  $E_t[cpi_{t+1} | \Omega_t]$  代表基于第  $t$  期信息集对  $cpi$  的预期值,  $\Omega_t$  代表第  $t$  期的信息集。联立方程 (4)、(5) 以及 (6) 式, 我

们可以得到关于经济增长与货币供给量的方程，如下式所示：

$$gdp_t = -\frac{\alpha\beta}{k\gamma}m_t + \frac{1}{\gamma}cpi_t + \frac{\alpha\beta}{\gamma}E_t[gdp_{t+1}|\Omega_t] + \frac{\beta-\eta}{\gamma}i_t \quad (7)$$

简单起见，令  $-\frac{\alpha\beta}{k\gamma} = \theta_1$ ， $\frac{1}{\gamma} = \theta_2$ ， $\frac{\alpha\beta}{\gamma} = \theta_3$ ， $\frac{\beta-\eta}{\gamma} = \theta_4$ 。那么，式（7）转化为：

$$gdp_t = \theta_1m_t + \theta_2cpi_t + \theta_3E_t[gdp_{t+1}|\Omega_t] + \theta_4i_t \quad (8)$$

随后，我们将常数项和时间趋势项以及  $gdp_t$  的滞后项纳入该模型当中。在考虑动态调整关系后，我们分别建立  $gdp$  与  $m1$ 、 $m2$  以及  $m1$  与  $m2$  增速差的计量方程。如下所示，

$$gdp_t = C_1 + \alpha_0 + \alpha_1 t + \alpha_2 t^2 + \alpha_3 t^3 + \sum_{p=1}^n \alpha_{p+3} gdp_{t-p} + v_t \quad (9)$$

$$gdp_t = C_2 + \beta_0 t + \beta_1 m2_t + \beta_2 cpi_t + \beta_3 i_t + \sum_{p=1}^n \beta_{p+3} gdp_{t-p} + v_t \quad (10)$$

$$gdp_t = C_3 + \kappa_0 t + \kappa_1 mgap_t + \kappa_2 cpi_t + \kappa_3 i_t + \sum_{p=1}^n \kappa_{p+3} gdp_{t-p} + v_t \quad (11)$$

为了验证货币供给数量、结构同经济增长之间的长期协整关系，本文使用基于 ADL 模型的门限协整检验方法，对变量之间的长期门限协整关系进行检验。由式（9）、（10）以及（11）可建立如下带有截距项以及时间趋势项的 ADL 门限协整检验模型：

$$\Delta gdp_t = A_0 + A_1 t + A_2 z_{t-1} I_t + A_3 z_{t-1} (1 - I_t) + Bq_t + u_t \quad u_t \sim iid(0, Eu_t u_t') \quad (12)$$

其中， $p$  是为消除模型误差项自相关而增加的回归变量滞后项的最大滞后阶数， $A_1, A_2, A_3$  是  $1 \times n$  维参数向， $z_{t-1} = (gdp_{t-1}, m_{t-1}, cpi_{t-1}, i_{t-1})'$ ， $q_t = (\Delta m_t, \Delta cpi_t, \Delta i_t, \Delta gdp_{t-1}, \Delta m_{t-1}, \Delta cpi_{t-1}, \Delta i_{t-1}, \dots, \Delta gdp_{t-p}, \Delta m_{t-p}, \Delta cpi_{t-p}, \Delta i_{t-p})'$ 。

随后，我们定义如下示性函数  $I_t$ ：

$$I_t = I(\Delta \varepsilon_{t-1} < \Delta \varepsilon_{t-1}^*(\tau)) \quad I_t = I(\Delta v_{t-1} < \Delta v_{t-1}^*(\tau)) \quad I_t = I(\Delta v_{t-1} < \Delta v_{t-1}^*(\tau)) \quad (13)$$

其中，若  $\Delta \varepsilon_{t-1} < \Delta \varepsilon_{t-1}^*(\tau)$ ， $\Delta v_{t-1} < \Delta v_{t-1}^*(\tau)$ ， $\Delta v_{t-1} < \Delta v_{t-1}^*(\tau)$ ，则  $I_t = 1$ ，并定义为区间 1；同时，将  $1 - I_t$  定义为区间 2。在原假设为不存在协整关系的前提下，门限变量  $\Delta \varepsilon_{t-1}^*(\tau)$ ， $\Delta v_{t-1}^*(\tau)$ ， $\Delta v_{t-1}^*(\tau)$  是非平稳的。通常情况下，我们使用非平稳门限变量的示性函数。因此，我们将门限值设定为  $\Delta \varepsilon_{t-1}^*(\tau)$ ， $\Delta v_{t-1}^*(\tau)$ ， $\Delta v_{t-1}^*(\tau)$  的第  $\tau$  分位数， $\tau \in [0.15, 0.85]$ 。在门限变量经验分布范围外，不需要利用网格搜索门限值。<sup>①</sup> 进一步，门限值是通过使 Wald 统计量最大来确定，但也可以通过使残差平方和最小来确定。此外， $A_1, A_2, A_3$  用来度量变量短期内向均衡位置调整的速度，并由所在区间  $I_t, 1 - I_t$  来决定。为了检验调整系数的显著性，Li 和 Lee (2010) 给出了两种检验门限协整关系的方法，分别为由 Boswijk (1994) 提出的 BO 型检验和 Banerjee 等人 (1998) 提出的 BDM 型检验，BDM 型检验是 BO 型检验的特殊情况。此外，蒙特卡洛实验 (Monte Carlo Experiment) 结果表明 BO 型检验的检验功效更好。鉴于

<sup>①</sup> 有关网格搜索的更详细的讨论，可参考 Hansen (1997)。

此, 本文使用 *BO* 型检验。<sup>②</sup>

在确定了长期协整关系之后, 我们对货币数量、结构与经济增长的因果关系进行检验。首先, 我们构建一个包含两个变量的 VAR (*p*) 模型, 如下:

$$\begin{bmatrix} y_{1t} \\ y_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \Phi_{10} \\ \Phi_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \Phi_{11}(L) & \Phi_{12}(L) \\ \Phi_{21}(L) & \Phi_{22}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{1t} \\ y_{2t} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix} \quad (14)$$

这里,  $\varepsilon_t = (\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t})'$  是一个白噪音过程, 以 AIC 准则来确定最佳滞后阶数。原假设  $N_0$ :  $y_{2t}$  不是  $y_{1t}$  得格兰杰原因, 通过施加约束:  $\Phi_{12,k} = 0, k = 1, 2, \dots, p$ 。备择假设  $N_1$ :  $y_{1t}$  不是  $y_{2t}$  的格兰杰原因的约束条件为:  $\Phi_{21,k} = 0, k = 1, 2, \dots, p$ 。

在这个框架下, 以往研究中常用的检验 VAR 模型稳定性的统计量为 *Wald* 检验, 极大似然比检验以及拉格朗日乘子检验。Sims 等人 (1990) 以及 Toda 和 Phillips (1993) 的研究指出当样本时间序列非平稳以及样本个数不够多时, 格兰杰因果检验便丧失了渐进性质。随后, 诸多计量经济学家对传统的格兰杰因果检验进行了修正, Toda 和 Yamamoto (1995) 通过构建 VAR(*p*+1)模型和一阶单整变量以获得具有标准渐进分布的调整 *Wald* 统计量。Shukur 和 Mantolos (1997b) 利用蒙特卡洛实验发现调整后的 *Wald* 统计量在小样本和中等样本中的检验精度不高。Shukur 和 Mantolos (1997a) 的研究表明检验的功效可以通过基于残差的 *Bootstrap* 方法进行提高。Shukur 和 Mantolos (2000) 建立基于调整的 *LR* 检验的 *RB* 统计量, 使得在小样本的条件下, 仍能获得更好的检验功效。

基于前人的研究, 本文采用 Balciyar 等人 (2010) 提出的基于滚动窗口拔靴法的格兰杰因果关系检验去检验变量之间的时变格兰杰因果关系。具体的, 我们假定检验的样本区间为  $T$ , 滚动窗宽固定为  $l$ , 分样本的间隔为 1。那么, 全部样本就被转化为一连串的子样本, 即  $\tau-l+1, \tau-l, \dots, T, \tau = l, l+1, \dots, T$ , 共  $T-l$  个子样本序列。随后, 本文使用基于调整的 *LR* 因果关系检验基础上的 *RB* 统计量对每一个子样本进行检验。<sup>③</sup>

### 三、数据选择与实证结果

本文所使用的货币同比增速  $m1$ 、 $m2$  和居民消费价格指数 (*cpi*) 来自国家统计局网站。由于国内尚未公布月度 *gdp* 增速, 因此本文采用工业增加值作为月度 *gdp* 的替代变量, 利率选用上海同业拆解利率的月度数据值, 数据来源于锐思数据库 (RESSET)。文中所用的货币增速、通胀率与 *gdp* 增速均为月度同比数据, 时间范围为 2011 年 2 月~2016 年 5 月。

尽管变量的位置对协整检验不产生影响, 但我们需要确定各变量是否平稳。若不平稳, 则要看是否具有相同的单整次数。因此, 我们使用 ADF 检验 (Augmented Dickey-Fuller) 与 PP 检验 (Phillips-Perron) 去检验变量的单位根情况, 检验结果如表 1。

<sup>②</sup> 关于 *BO* 型统计量的具体设定形式, 详见 Li 和 Lee (2010)。

<sup>③</sup> 关于调整的 *LR* 因果关系检验基础上的 *RB* 统计量, 详见 Shukur 和 Mantolos (2000)。

表 1 单位根检验

变量	ADF 值	检验结果	PP 值	检验结果
<i>gdp</i>	-3.2411*	平稳	-3.1519	不平稳
$\Delta gdp$	-10.1327***	平稳	-10.4969***	平稳
<i>m1</i>	-0.7682	不平稳	-1.1826	不平稳
$\Delta m1$	-11.2450***	平稳	-11.2449***	平稳
<i>m2</i>	-3.0687	不平稳	-2.9562	不平稳
$\Delta m2$	-9.5829***	平稳	9.6742***	平稳
<i>mgap</i>	-0.2641	不平稳	-1.3645	不平稳
$\Delta mgap$	-11.3348***	平稳	-12.0669***	平稳
<i>cpi</i>	-1.3306	不平稳	-1.8889	不平稳
$\Delta c p$	-10.8190***	平稳	-10.7055***	平稳
<i>i</i>	-0.7367	不平稳	-0.8520	不平稳
$\Delta i$	-1.4772***	平稳	-11.9889***	平稳

注：本文利用 SIC 信息准则来确定单位根检验的最佳滞后阶数。此外，ADF 检验与 PP 检验的检验形式包含截距项与时间趋势项。PP 检验的谱估计采用 Barlett Kernel 方法，并采用 Newey-West 自动带宽。\*\*\*、\*\*和\*分别代表在 1%，5%和 10%的水平下显著。

由表 1 可知，*m1*、*m2*、*mgap*、*cpi* 以及 *i* 的水平值都是非平稳过程，并且都是一阶单整过程。尽管 *gdp* 的 ADF 值在 10%的置信条件下显著，但由于 ADF 检验的效率较低，因此我们参考 PP 检验的结果。由 PP 检验的统计量可知 *gdp* 的水平值不平稳，而一阶差分后平稳。因此，*gdp* 也是一阶单整过程。随后，我们利用偏自相关函数判断  $\Delta gdp$  的滞后阶数，如图 1 所示。

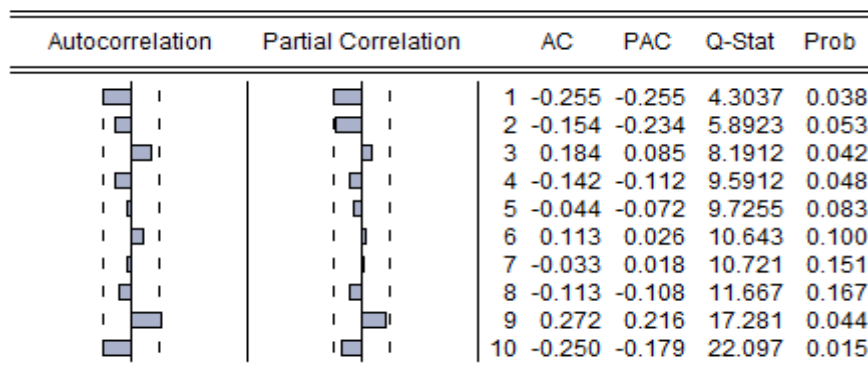


图 1  $\Delta gdp$  的相关函数图



由图 1 可知,  $\Delta gdp$  的滞后阶数为 1 阶, 即令  $p=1$ , 检验方程如式 (15)、(16) 以及 (17) 所示。具体的, (15)、(16)、(17) 式的  $BO$  型检验的原假设分别为  $H_0: \alpha_2 = \alpha_3 = \alpha_4 = \alpha_5 = \alpha_6 = \alpha_7 = \alpha_8 = \alpha_9 = 0$ ,  $H_0: \beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = \beta_5 = \beta_6 = \beta_7 = \beta_8 = \beta_9 = 0$ ,  $H_0: \kappa_2 = \kappa_3 = \kappa_4 = \kappa_5 = \kappa_6 = \kappa_7 = \kappa_8 = \kappa_9 = 0$ 。此外,  $\alpha_i (i = 2 \sim 9)$ ,  $\beta_i (i = 2 \sim 9)$ ,  $\kappa_i (i = 2 \sim 9)$  分别代表变量向长期均衡的调整速度。具体的检验结果如表 2。

(1)  $gdp$  与  $m1$  的 ADL 门限协整方程:

$$\begin{aligned} \Delta gdp_t = & \alpha_0 + \alpha_1 t + \alpha_2 gdp_{t-1} I_t + \alpha_3 gdp_{t-1} (1 - I_t) + \alpha_4 m1_{t-1} I_t + \alpha_5 m1_{t-1} (1 - I_t) \\ & + \alpha_6 cpi_{t-1} I_t + \alpha_7 cpi_{t-1} (1 - I_t) + \alpha_8 i_{t-1} I_t + \alpha_9 i_{t-1} (1 - I_t) + \alpha_{10} \Delta m1_t \\ & + \alpha_{11} \Delta cpi_t + \alpha_{12} \Delta i_t + \alpha_{13} \Delta gdp_{t-1} + \alpha_{14} \Delta m1_{t-1} \\ & + \alpha_{15} \Delta cpi_{t-1} + \alpha_{16} \Delta i_{t-1} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (15)$$

(2)  $gdp$  与  $m2$  的 ADL 门限协整方程:

$$\begin{aligned} \Delta gdp_t = & \beta_0 + \beta_1 t + \beta_2 gdp_{t-1} I_t + \beta_3 gdp_{t-1} (1 - I_t) + \beta_4 m2_{t-1} I_t + \beta_5 m2_{t-1} (1 - I_t) \\ & + \beta_6 cpi_{t-1} I_t + \beta_7 cpi_{t-1} (1 - I_t) + \beta_8 i_{t-1} I_t + \beta_9 i_{t-1} (1 - I_t) + \beta_{10} \Delta m2_t \\ & + \beta_{11} \Delta cpi_t + \beta_{12} \Delta i_t + \beta_{13} \Delta gdp_{t-1} + \beta_{14} \Delta m2_{t-1} \\ & + \beta_{15} \Delta cpi_{t-1} + \beta_{16} \Delta i_{t-1} + v_t \end{aligned} \quad (16)$$

(3)  $gdp$  与  $m1$ 、 $m2$  增速差的 ADL 门限协整方程:

$$\begin{aligned} \Delta gdp_t = & \kappa_0 + \kappa_1 t + \beta_2 gdp_{t-1} I_t + \kappa_3 gdp_{t-1} (1 - I_t) + \kappa_4 mgap_{t-1} I_t + \kappa_5 mgap_{t-1} (1 - I_t) \\ & + \kappa_6 cpi_{t-1} I_t + \kappa_7 cpi_{t-1} (1 - I_t) + \kappa_8 i_{t-1} I_t + \kappa_9 i_{t-1} (1 - I_t) + \kappa_{10} \Delta mgap_t \\ & + \kappa_{11} \Delta cpi_t + \kappa_{12} \Delta i_t + \kappa_{13} \Delta gdp_{t-1} + \kappa_{14} \Delta mgap_{t-1} \\ & + \kappa_{14} \Delta cpi_{t-1} + \kappa_{16} \Delta i_{t-1} + v_t \end{aligned} \quad (17)$$

由表 2.a 可知, 在  $gdp$ 、 $m1$ 、 $cpi$  以及  $i$  构成的 ADL 门限协整模型中,  $BO$  统计量为 48.9260, 这表明  $gdp$  与  $m1$ 、 $cpi$ 、 $i$  之间存在显著的门限协整关系, 门限值为 0.4910, 门限值百分比为 0.7030。具体来看,  $\alpha_1$  为时间趋势项的系数, 为 -0.0486, 并且该系数的  $t$  值为 -3.3758, 证明估计的系数稳健, 即随着时间的增加, 经济增速放缓。而自 2011 年 2 月开始, 我国  $gdp$  增速持续走低。这与我国经济运行的总体情况相符, 证明在模型当中加入时间趋势项是符合当前我国经济总体运行特征的, 所设定的模型是稳健的。此外在这两个区间内,  $gdp$  滞后项的系数两个区间内分别为 -0.7796 与 0.2781, 并且  $t$  统计量均显著。 $m1$  向均衡位置的调整系数分别为 -0.7631 与 0.0843, 但该调整系数仅在区间 1 内显著, 这表明这种影响是非对称的。这意味着在区间 1 内,  $m1$  的增加使得  $gdp$  增加, 存在显著的正相关关系。此外, 在区间 1 内, 利率  $i$  的增加使得  $gdp$  增速增加, 系数为 0.2781,  $t$  统计量为 2.4097。

由表 2.b 可知, 在  $gdp$ 、 $m2$ 、 $cpi$  以及  $i$  构成的 ADL 分析框架内,  $BO$  统计量为 42.9980,

在 1%的临界水平下显著, *gdp* 增速与 *m2*、*cpi* 以及 *i* 存在门限协整关系, 门限值为 0.8830, 门限值百分比为 0.8130。同样的, 实证结果证实了引入时间趋势项是稳健的。具体来看, 经济增速的滞后项的系数分别为-0.8545 和-0.6958, 并且 *t* 统计量表明系数在这两个区间内均显著。这意味着上一期的 *gdp* 增速对下一期产生显著的负向影响。相对而言在两个区间内, *m2* 增速对 *gdp* 增速具有正向影响, 并且在区间 1 内显著, 系数为 0.1469。此外, *cpi* 与 *i* 均在区间 1 内对 *gdp* 增速具有显著的正向影响, 系数分别为 0.7289 和 0.2692。同时, 利率 *i* 在区间 2 也对 *gdp* 产生显著的正向影响。同样的, 通过实证分析可知各变量对 *gdp* 的影响是非对称的, 表现在系数在两个区间的差异。

由表 2.c 可以发现, *gdp* 与 *m1*、*m2* 增速差、*cpi* 以及 *i* 之间存在显著的门限协整关系, *BO* 统计量为 41.6760, 门限值为 0.4050, 门限值百分比为 0.6560。而 *m1*、*m2* 增速差对 *gdp* 的短期影响分别为-0.0023 和-0.0342。而 *cpi* 与 *i* 在区间 1 内对 *gdp* 具有显著的正向影响, 系数分别为 0.8218 和 0.2075, 分别在 1%和 5%的置信水平下拒绝了原假设。

综上所述, *gdp* 与 *m1*、*m2* 以及 *m1*、*m2* 增速差、*cpi*、*i* 之间存在显著的门限协整关系, 并且 *m1*、*m2* 以及 *m1*、*m2* 增速差对 *gdp* 的调整呈现非对称性, 这在之前的研究中少有提及。此外, 不同的货币层次对 *gdp* 的影响是不同的。尽管 *m1* 和 *m2* 均对 *gdp* 产生正向影响, 但 *m1* 对 *gdp* 的影响程度更大, 而 *m2* 对 *gdp* 的影响则较小。这意味着 *m1* 的攀升与 *gdp* 增速的提高具有更强的相关关系。而从货币供给结构来看, 本文中以 *m1*、*m2* 增速差来代表, 随着增速差的扩大, 反而使得 *gdp* 下降, 具体表现为影响系数为负。

在得到存在显著的门限协整关系的结论之后, 本文使用基于滚动窗口拔靴法的格兰杰因果关系检验 *m1*、*m2* 以及 *m1*、*m2* 的增速差是否是 *gdp* 的时变格兰杰原因。首先, 有必要分析建立在传统 VAR 模型之上的全样本格兰杰因果关系的不足。由于全样本格兰杰因果关系检验对 VAR 模型的稳定性(结构变化)具有较高的依赖性, 现有文献大多忽略了 VAR 模型的稳定性检验, 这就使得研究结论各不相同。这里先建立一个传统的全样本 VAR 模型, 并检验该模型是否具有结构性变化。本文借助 Andrews (1993)、Andrews 和 Ploberger (1994) 提出的 *Sup-F*、*Mean-F* 和 *Exp-F* 检验单个方程以及整个 VAR 系统参数的短期稳定性。同时, 本文参照 Andrews (1993)的方法选取[0.15, 0.85]的分位区间对样本数据进行检测, 并利用 *Bootstrap* 方法模拟生成 *p* 值, 模拟次数为 2000 次。此外, 我们利用 Nyblom (1989) 和 Hansen (1992)提出的 *LcHN* 统计量去检验整个 VAR 系统的长期平稳性。VAR 模型的短期参数的稳定性检验如表 3 所示。

表 3.a *gdp* 与 *m1* 增速的参数平稳性检验

	<i>gdp</i> Equation		<i>m1</i> Equation		VAR System	
	Statistics	<i>P</i> -Value	Statistics	<i>P</i> -Value	Statistics	<i>P</i> -Value
<i>Sup-F</i>	196.8711***	0.0000	32.6606***	0.0000	25.5910***	0.0066
<i>Mean-F</i>	21.8165***	0.0000	5.9014**	0.0434	9.9609*	0.0574

<i>Exp-F</i>	94.6069	1.0000	12.9596***	0.0002	9.25003***	0.0075
<i>L<sub>C</sub>HN</i>					2.6962***	0.0050

注：\*\*\*，\*\*和\*代表在 1%，5%，10%下显著，*P*-Value 值通过 2000 次 *Bootstrap* 模拟获得，*L<sub>C</sub>HN* 用来检验整个 VAR (*p*) 系统内参数的稳定性。此外，VAR 模型的最佳滞后阶数采用 SIC 信息准则来确定。

表 3.b *gdp* 与 *m2* 增速的参数平稳性检验

	<i>gdp</i> Equation		<i>m2</i> Equation		VAR System	
	Statistics	<i>P</i> -Value	Statistics	<i>P</i> -Value	Statistics	<i>P</i> -Value
<i>Sup-F</i>	194.3821***	0.0000	17.1485***	0.0133	12.6652	0.4339
<i>Mean-F</i>	21.4720***	0.0000	6.1698*	0.0469	5.8775	0.4528
<i>Exp-F</i>	93.3624	1.0000	5.7751**	0.0137	3.8013	0.4476
<i>L<sub>C</sub>HN</i>					0.9404	0.4088

注：\*\*\*，\*\*和\*代表在 1%，5%，10%下显著，*P*-Value 值通过 2000 次 *Bootstrap* 模拟获得，*L<sub>C</sub>HN* 用来检验整个 VAR (*p*) 系统内参数的稳定性。此外，VAR 模型的最佳滞后阶数采用 SIC 信息准则来确定。

表 3.c *gdp* 与 *m1*、*m2* 增速差的参数平稳性检验

	<i>gdp</i> Equation		<i>m1-m2</i> Equation		VAR System	
	Statistics	<i>P</i> -Value	Statistics	<i>P</i> -Value	Statistics	<i>P</i> -Value
<i>Sup-F</i>	184.7615***	0.0000	30.0861***	0.0000	29.3890***	0.0010
<i>Mean-F</i>	24.0355***	0.0000	7.0393**	0.0024	13.1937***	0.0070
<i>Exp-F</i>	88.5521	1.0000	11.4587**	0.0003	11.9006***	0.0007
<i>L<sub>C</sub>HN</i>					4.0162***	0.0050

注：\*\*\*，\*\*和\*代表在 1%，5%，10%下显著，*P*-Value 值通过 2000 次 *Bootstrap* 模拟获得，*L<sub>C</sub>HN* 用来检验整个 VAR (*p*) 系统内参数的稳定性。此外，VAR 模型的最佳滞后阶数采用 SIC 信息准则来确定。

从 *gdp* 与 *m1* 所构成的 VAR 模型来看，*Sup-F*、*Mean-F*、*Exp-F* 以及 *L<sub>C</sub>HN* 分别在 1%、10%、1%以及 1%的置信水平下拒绝了参数稳定的原假设。这表明 VAR 模型的参数是不稳定的，即存在结构性变化。具体对单个方程来说，仅 *gdp* 方程中的 *Exp-F* 统计量无法接受原假设，其余的统计量均拒绝了原假设。这表明：建立的传统 VAR 模型上的系数是不稳定的，这就影响了基于 VAR 模型的全样本格兰杰因果关系的检验结果。从 *gdp* 与 *m2* 所构成的 VAR 模型来看，*Sup-F*、*Mean-F*、*Exp-F* 以及 *L<sub>C</sub>HN* 均不能拒绝参数稳定的原假设。这意味着在对 *gdp* 与 *m2* 所建立的 VAR 模型中，估计的系数是稳定的。但从 *gdp* 与 *m2* 所构成的单个方程来看，*Sup-F*、*Mean-F*、*Exp-F* 统计量均拒绝了系数短期内稳定的原假设。换言之，尽

管 VAR 模型较稳定,但对每个方程来说系数仍然不稳定。就  $gdp$  与  $m1$ 、 $m2$  增速差构成的 VAR 模型来看,除  $gdp$  方程中的  $Exp-F$  不能拒绝参数稳定的原假设以外,其余的统计量均能拒绝原假设。这表明无论是 VAR 模型还是单个方程均拒绝原假设,模型的参数不平稳。

综上所述, $gdp$  与  $m1$  和  $m1$ 、 $m2$  的增速差所构成的 VAR 系统的系数不稳定。尽管  $gdp$  与  $m2$  所构成的 VAR 模型的系数稳定,但单个方程的系数不平稳。这就表明基于传统 VAR 模型的全样本格兰杰因果关系检验所得到的分析结果不够准确。鉴于此,本文参考 Bachlier 等人 (2010) 提出的基于滚动窗口拔靴方法的格兰杰因果关系检验对  $gdp$  与  $m1$ 、 $m2$  以及  $m1$ 、 $m2$  增速差之间的时变因果关系进行检验。

基于滚动窗口拔靴方法的格兰杰因果关系检验能够很好地捕捉变量的结构性变化,使得估计的结果更加可靠,但该方法的关键在于滚动窗口宽度的设定。Pesaran 和 Timmermann (2005) 的通过 Monte Carlo 模拟的方法指出当存在多个结构变点时,最小的滚动窗口约为 10~20。因此,我们在考虑 VAR 模型的滞后以及实际样本个数的前提下,最终确定滚动窗宽为 24。

图 1 和图 2 分别显示的是  $m1$  对  $gdp$  的格兰杰因果关系的检验结果以及  $m1$  对  $gdp$  的累计影响系数估计。由图 1 可知, $m1$  驱动  $gdp$  的时间范围是 2014 年 12 月以及 2015 年 4 月~7 月。在该时间段内  $m1$  是  $gdp$  的显著格兰杰原因。而在其他时间段内, $m1$  不是  $gdp$  的格兰杰原因。由图 2 可知  $m1$  对  $gdp$  的累计影响为正向影响,由此可知,在时间段 2014 年 12 月以及 2015 年 4 月~7 月内,货币增速  $m1$  是  $gdp$  的正向格兰杰原因。

图 3 和图 4 表示的是  $m2$  对  $gdp$  的格兰杰原因的检验结果以及  $m2$  对  $gdp$  的累计影响系数估计。由图 3 可知,在 2013 年 6 月~9 月、2013 年 12 月、2015 年 4 月~7 月间, $m2$  驱动了  $gdp$ 。即表现出时变因果关系的特征。此外,在上述时间段内  $m2$  对  $gdp$  的累计影响的方向也发生改变,在 2013 年 6 月~9 月以及 2013 年 12 月间, $m2$  对  $gdp$  的影响为负向影响。而在 2015 年 4 月~7 月间,该影响方向有负转正,并在 2015 年 7 月达到最大值 0.4327。因此,在 2013 年 6 月~9 月以及 2013 年 12 月间, $m2$  是  $gdp$  的负向格兰杰原因;而在 2015 年 4 月~7 月间, $m2$  是  $gdp$  正向格兰杰原因。

图 5 和图 6 显示的是  $m1$ 、 $m2$  增速差是  $gdp$  的格兰杰原因的检验结果以及  $m1$ 、 $m2$  剪刀差对  $gdp$  的累积影响系数估计。从图 5 中,我们可以发现,在 2014 年 11 月~12 月间, $m1$ 、 $m2$  增速差驱动了  $gdp$ ,而在其他时间段内, $m1$ 、 $m2$  剪刀差不是  $gdp$  的格兰杰原因,即表现出时变特征。由累计影响系数的估计图来看,在该时间段内,货币增速差对  $gdp$  的影响为正向影响,并达到最大值 1.1805。由此,我们可以发现在 2014 年 11 月~12 月间,货币增速差是  $gdp$  的正向格兰杰原因,但持续的时间较短。

## 四、总结

本文在一个全新的框架内,基于 ADL 门限协整检验方法以及建立在滚动窗口拔靴方法的格兰杰因果关系检验实证分析了货币供给数量  $m1$  和  $m2$  的同比增速以及货币供给结构

$m1$ 、 $m2$  增速差与  $gdp$  的关系。由 ADL 门限协整检验的结果可知，货币供给数量与货币供给结构与  $gdp$  均构成显著的协整关系。相比较而言，货币供给数量  $m1$  对  $gdp$  的影响更大。尽管  $m2$  也与  $gdp$  产生显著的正向相关关系，但相关程度不如  $m1$ 。此外，以  $m1$ 、 $m2$  增速差为代表的货币供给结构也与  $gdp$  构成显著的门限协整关系。但值得注意的是  $m1$ 、 $m2$  增速差对  $gdp$  的调整是反向的，具体表现为调整系数为负。但无论从货币供给的数量还是结构的角度来看均对  $gdp$  的调整表现出非对称性，具体表现在不同区间内系数的差异。而现有文献所使用的模型均未揭示这种非对称性。

在确定了变量之间存在协整关系之后，本文使用基于滚动窗口拔靴方法的格兰杰因果关系检验分析货币供给数量与结构同  $gdp$  的因果关系。在特定时间段内， $m1$  以及  $m1$ 、 $m2$  增速差成为引起  $gdp$  增加的显著的正向格兰杰原因，即表现出时变特征。相较于  $m1$  以及  $m1$ 、 $m2$  增速差对  $gdp$  的影响， $m2$  对  $gdp$  的影响的持续时间更长，但奇怪的是在 2013 年 6 月~9 月以及 2013 年 12 月间， $m2$  成为  $gdp$  的负向格兰杰原因。这与经济理论所认为的货币中性理论和货币供给增加有助于经济增长的理论相悖，即  $m2$  的超发反而降低了经济增速。而在 2015 年 4 月~7 月间， $m2$  又变为正向驱动  $gdp$ 。综上所述，本文为现有文献中关于“货币中性”与“货币非中性”提供了新的视角。在少部分时间段内，货币供给的数量与结构都是  $gdp$  的时变格兰杰原因，即表现出“货币非中性”。但在绝大多数的时间段内，表现出“货币中性”。

此外，自 2015 年 10 月开始， $m1$  和  $m2$  增速出现“剪刀差”，即  $m1$  的高增长伴随着  $m2$  的持续走低，这一罕见的经济现象引起了学界和业界的普遍关注。部分学者认为，剪刀差的出现不利于经济增长；还有部分学者认为剪刀差与  $gdp$  增速无关。而从本文的实证结果来看，自 2015 年 10 月以来，尽管货币增速剪刀差对  $gdp$  的影响系数为负，但货币增速剪刀差并不是驱动  $gdp$  的格兰杰原因。

## 参考文献

- 陈守东、易晓澍和刘洋，2014，《货币供给、通货膨胀与产出波动的动态效应研究：1992—2013》，《南方经济》第二期 24-41 页。
- 黄先开和邓述慧，2000，《货币政策中性与非对称性的实证研究》，《管理科学学报》第 2 期 34-41 页。
- 李斌，2010，《从流动性过剩(不足)到结构性通胀(通缩)》，《金融研究》第 4 期 50-63 页。
- 刘霖和靳云汇，2005，《货币供应、通货膨胀与中国经济增长——基于协整的实证分析》，《统计研究》第三期 14-19 页。
- 刘金全、张文刚和刘兆波，2004，《货币供给增长率与通货膨胀率之间的短期波动影响和长期均衡关系分析》，《中国软科学》第 7 期 39-44 页。
- 刘金全和刘志强，2002，《中国货币政策非中性——货币—产出的因果关系和影响关系检验》，《吉林大学社会科学学报》第 4 期 5-10 页。

- 陆军和舒元, 2002,《长期货币中性:理论及其中国的实证》,《金融研究》第6期32-40页。
- 王少平和李子奈, 2004,《我国货币需求的协整分析及其货币政策建议》,《经济研究》第7期9-17页。
- 伍戈, 2011,《对中国通货膨胀的实证研究——从一般到特殊的建模方法》,《数量经济技术经济研究》第6期52-63页。
- 杨溢, 2009,《货币供应与通货膨胀的动态关系研究》,《经济理论与经济管理》第7期67-75页。
- 曾令华, 2000,《货币短期非中性”的政策意义及实证分析》,《金融研究》第9期13-21页。
- 张成思, 2012,《通货膨胀、经济增长与货币供应:回归货币主义?》,《世界经济》第8期3-21页。
- 周锦林, 2002,《关于我国货币“中性”问题的实证研究》,《经济科学》第1期61-65页。
- Andrews, D. W. K. ,1993, “Tests for parameter instability and structural change with unknown change point,” *Econometrica*, 61, 821-856.
- Andrews, D.W.K. and Ploberger, W. (1994) Optimal tests when a nuisance parameter is present only under the alternative. *Econometrica*, 62, 1383-1414.
- Bae, S.K., Jensen, M.J., and Murdock. S.G.,2005, “Long run neutrality in a fractionally integrated model,” *Journal of Macroeconomics*, 27(2), 257-274.
- Banerjee A, Dolado J and Mestre R.,1998, “Error-correction Mechanism Tests for Cointegration in a Single-equation Framework,” *Journal of Time*, 19(3):267–283.
- Blanchard O, 2008, “The State of Macro,” *Annual Review of Economics*, 1(1):209-228.
- Boswijk H P.,1994, “Testing for an unstable root in conditional and structural error correction models,” *Journal of Econometrics*, 63(1):37-60.
- Coe P J and Nason J M., 2003, “The long-horizon regression approach to monetary neutrality: how should the evidence be interpreted?,” *Economics Letters*, 78(3):351-356.
- Fisher, M.E., and Seater, J.J. ,1993, “Long run neutrality and superneutrality in an ARIMA framework,” *American Economic Review*, 83(3), 402-415.
- Friedman, M.,1956.,“The Quantity Theory of Money: A restatement,” in Milton. Friedman,eds , *Studies in the Quantity theory of Money*. Chicago: University of Chicago Press.
- Friedman, M.,1970, “A Theoretical Framework for Monetary Analysis,” *Journal of Political Economy*,78(2),pp.193-238.
- Gerlach S.,2004, “The Two Pillars of the European Central Bank.”[J]. *Economic Policy*, 19(40):389-439.
- Grauwe P D and Polan M.,2005, “Is Inflation Always and Everywhere a Monetary Phenomenon? ,” *Scandinavian Journal of Economics*, 107(2):239-259.
- Hansen, B. E.,1992, “Tests for parameter instability in regressions with I(1) processes,” *Journal of*

- Business and Economic Statistics, 10, 321-336.
- King, Robert G., and M. W. Watson., 1997, "Testing long-run neutrality." *Economic Quarterly* 8.June:4156.
- Leong, K. & McAleer, M.,2000, "Testing long-run neutrality using intra-year data," *Applied Economics*, 32, 25-37.
- Li J and Lee J. ,2009, "ADL tests for threshold cointegration", *Journal of Time*, 31(4):241-254.
- Noriega, A.E.,2004, "Long-run monetary neutrality and the unit-root hypothesis: further international evidence", *North American Journal of Economics and Finance*, 15, 179-197.
- Nyblom J. ,1989, "Testing for the constancy of parameters over time," *Journal of the American Statistical Association*, 84, 223-230.
- Oi H, Shiratsuka S and Shirota T.,2004, "On Long-Run Monetary Neutrality in Japan," *Monetary & Economic Studies*, 22(3):79-113.
- Pesaran, M. H. and Timmermann, A. ,2005, "Small sample properties of forecasts from autoregressive models under structural breaks," *Journal of Econometrics*, 129, 183-217.
- Puah, C.H. , Tang, M.M.J. and Shazali, A.M., & Brahma.,2015, "Does money matter in Indonesia? Revisiting Divisia money," *Journal of International Finance and Economics*, 15(2), pp.7-12.
- Schabert A.,2009, "Money supply, macroeconomic stability, and the implementation of interest rate targets," *Journal of Macroeconomics*, 31(2):333-344.
- Serletis, A. and Krause, D.,1996, "Empirical evidence on the long-run neutrality hypothesis using low-frequency international data," *Economics Letters*, 50, 323-327.
- Sims, C. A., Stock, J. H. and Watson, M. W.,1990, "Inference in linear time series with some unit roots," *Econometrica*, 58 (1), 113-144.
- Shukur, G.and Mantalos , P.,1997a, "Size and power of the RESET test as applied to systems of equations: a bootstrap approach," Working paper, Department of Statistics, University of Lund, Sweden.
- Shukur, G. and Mantalos, P.,1997b, "Tests for Granger causality in integrated-cointegrated VAR systems," Working paper, Department of Statistics, University of Lund, Sweden.
- Shukur, G. and Mantalos, P.,2000, "A simple investigation of the Granger-causality test in integrated-cointegrated VAR Systems," *Journal of Applied Statistics*, 27, 1021-1031.
- Tan, H.B. and Baharumshah, A.Z.,1999, "Dynamic causal chain of money, output, interest rate and prices in Malaysia: evidence based on vector error-correction modeling analysis." *International Economic Journal*, 13, 103-120.
- Toda, H. Y. and Phillips, P. C. B.,1993, "Vector autoregressions and causality," *Econometrica*, 61, 1367-1393.

- Toda, H. Y., Yamamoto, T.,1995, "Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes," *Journal of Econometrics*, 66, 225-250.
- Wallace, F. and Cabrerre-Castellanos, L.F.,2006, "Long-run money neutrality in Guatemala," *Revista Perspective*, 2, 112-133.
- Wallace, F.H.,1999, "Long run neutrality of money in the Mexican economy," *Applied Economics Letters*, 6, 637-640



表 2.a *gdp* 与 *m1* 的 ADL 门限协整检验结果

$$\Delta gdp_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \alpha_2 gdp_{t-1} I_t + \alpha_3 gdp_{t-1} (1-I_t) + \alpha_4 m1_{t-1} I_t + \alpha_5 m1_{t-1} (1-I_t) + \alpha_6 cpi_{t-1} I_t + \alpha_7 cpi_{t-1} (1-I_t) + \alpha_8 i_{t-1} I_t + \alpha_9 i_{t-1} (1-I_t) + \alpha_{10} \Delta m1_t + \alpha_{11} \Delta cpi_t + \alpha_{12} \Delta i_t + \alpha_{13} \Delta gdp_{t-1} + \alpha_{14} \Delta m1_{t-1} + \alpha_{15} \Delta cpi_{t-1} + \alpha_{16} \Delta i_{t-1} + \varepsilon_t$$

	$\alpha_0$	$\alpha_1$	$\alpha_2$	$\alpha_3$	$\alpha_4$	$\alpha_5$	$\alpha_6$	$\alpha_7$	$\alpha_8$	$\alpha_9$
调整系数值系数	4.9906	-0.0486	-0.7796	-0.5084	0.7631	0.0843	0.0067	0.0021	0.2781	0.3072
<i>t</i> 值	(3.5199)	(-3.3758)	(-5.2969)	(-2.0479)	(4.2660)	(0.2109)	(0.2731)	(0.0663)	(2.4097)	(1.2349)
	***	***	***	**	***				***	
	$\alpha_{10}$	$\alpha_{11}$	$\alpha_{12}$	$\alpha_{13}$	$\alpha_{14}$	$\alpha_{15}$	$\alpha_{16}$			
调整系数值系数	0.0879	0.6639	0.3752	-0.1979	-0.0162	0.2615	-0.0066			
<i>t</i> 值	(2.6195)	(3.1774)	(3.6484)	(-1.3312)	(-0.4325)	(0.9894)	(-0.0653)			
	**	***	***							

*BO* 统计量: 48.9260\*\*\*                      门限值 (Threshold Value): 0.4910                      门限值百分比 (Percentage of Threshold value): 0.7030

注: 关于 *BO* 统计量的临界值详见 Li 和 Lee (2010) 的表 1。具体的, 本文中 *BO* 统计量的 1%、5% 以及 10% 的临界值为 39.93、33.88 以及 30.99。括号内的数字为检验系数稳健性的 *t* 值, \*\*\*, \*\* 以及 \* 分别表示在 1%、5% 以及 10% 的置信水平下, 系数稳健。

表 2.b *gdp* 与 *m2* 的 ADL 门限协整检验结果

$$\Delta gdp_t = \beta_0 + \beta_1 t + \beta_2 gdp_{t-1} I_t + \beta_3 gdp_{t-1} (1-I_t) + \beta_4 m2_{t-1} I_t + \beta_5 m2_{t-1} (1-I_t) + \beta_6 cpi_{t-1} I_t + \beta_7 cpi_{t-1} (1-I_t) + \beta_8 i_{t-1} I_t + \beta_9 i_{t-1} (1-I_t) + \beta_{10} \Delta m2_t + \beta_{11} \Delta cpi_t + \beta_{12} \Delta i_t + \beta_{13} \Delta gdp_{t-1} + \beta_{14} \Delta m2_{t-1} + \beta_{15} \Delta cpi_{t-1} + \beta_{16} \Delta i_{t-1} + v_t$$

	$\beta_0$	$\beta_1$	$\beta_2$	$\beta_3$	$\beta_4$	$\beta_5$	$\beta_6$	$\beta_7$	$\beta_8$	$\beta_9$
调整系数值系数	4.1180	-0.0488	-0.8545	-0.6958	0.1469	0.0144	0.8218	0.1747	0.2075	0.7970
<i>t</i> 值	(2.3900)	(-3.6260)	(-5.4767)	(-2.3193)	(1.7028)	(0.1295)	(4.8205)	(0.3663)	(1.8269)	(2.4221)
	**	***	***	**	*		***		**	**

	$\beta_{10}$	$\beta_{11}$	$\beta_{12}$	$\beta_{13}$	$\beta_{14}$	$\beta_{15}$	$\beta_{16}$
调整系数值系数	0.2744	0.3408	0.3111	0.0435	-0.0093	-0.2331	0.0564
<i>t</i> 值	(2.6293)	(1.6779)	(2.9694)	(0.2620)	(-0.0829)	(-0.9674)	(0.4822)
	**	*	***				

*BO* 统计量: 42.9980\*\*\*

门限值 (Threshold Value): 0.8830

门限值百分比 (Percentage of Threshold value): 0.8130

注: 关于 *BO* 统计量的临界值详见 Li 和 Lee (2010) 的表 1。具体的, 本文中 *BO* 统计量的 1%、5% 以及 10% 的临界值为 39.93、33.88 以及 30.99。括号内的数字为检验系数稳健性的 *t* 值, \*\*\*, \*\* 以及 \* 分别表示在 1%、5% 以及 10% 的置信水平下, 系数稳健。

表 2.c  $gdp$  与  $m1$ 、 $m2$  增速差的 ADL 门限协整检验结果

$$\Delta gdp_t = \kappa_0 + \kappa_1 t + \beta_2 gdp_{t-1} I_t + \kappa_3 gdp_{t-1} (1 - I_t) + \kappa_4 mgap_{t-1} I_t + \kappa_5 mgap_{t-1} (1 - I_t) + \kappa_6 cpi_{t-1} I_t + \kappa_7 cpi_{t-1} (1 - I_t) + \kappa_8 i_{t-1} I_t + \kappa_9 i_{t-1} (1 - I_t) + \kappa_{10} \Delta mgap_t + \kappa_{11} \Delta cpi_t + \kappa_{12} \Delta i_t + \kappa_{13} \Delta gdp_{t-1} + \kappa_{14} \Delta mgap_{t-1} + \kappa_{15} \Delta cpi_{t-1} + \kappa_{16} \Delta i_{t-1} + \nu_t$$

	$\kappa_0$	$\kappa_1$	$\kappa_2$	$\kappa_3$	$\kappa_4$	$\kappa_5$	$\kappa_6$	$\kappa_7$	$\kappa_8$	$\kappa_9$
调整系数值系数	4.5319	-0.0434	-0.7304	-0.4400	-0.0023	-0.0342	0.7289	0.3221	0.2692	0.0527
$t$ 值	(2.9078)	(-2.7733)	(-4.6581)	(-1.6701)	(-0.0673)	(-0.8035)	(3.4764)	(0.7472)	(2.1428)	(0.2244)
	***	***	***	*			***		**	
	$\kappa_{10}$	$\kappa_{11}$	$\kappa_{12}$	$\kappa_{13}$	$\kappa_{14}$	$\kappa_{15}$	$\kappa_{16}$			
调整系数值系数	0.0684	0.6872	0.3265	-0.2168	-0.0092	0.3921	-0.0147			
$t$ 值	(1.7223)	(3.1689)	(3.0976)	(-1.3685)	(-0.2082)	(1.3713)	(-0.1374)			
	**	***	***							

$BO$  统计量: 41.6760\*\*\*      门限值 (Threshold Value): 0.4050      门限值百分比 (Percentage of Threshold Value): 0.6560

注: 关于  $BO$  统计量的临界值详见 Li 和 Lee (2010) 的表 1。具体的, 本文中  $BO$  统计量的 1%、5% 以及 10% 的临界值为 39.93、33.88 以及 30.99。括号内的数字为检验系数稳健性的  $t$  值, \*\*\*, \*\* 以及 \* 分别表示在 1%、5% 以及 10% 的置信水平下, 系数稳健。

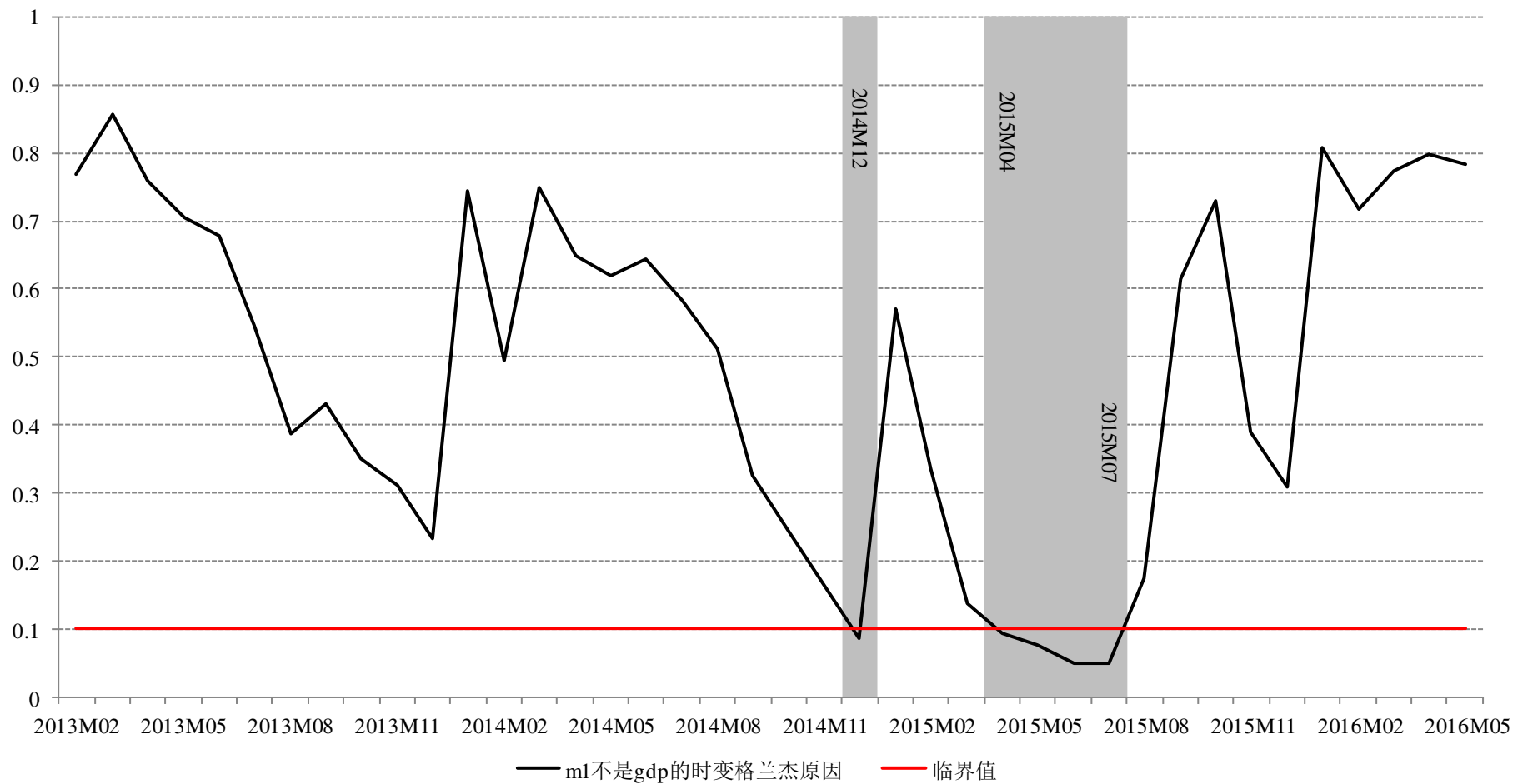


图1  $m1$  不是  $gdp$  的时变格兰杰原因图

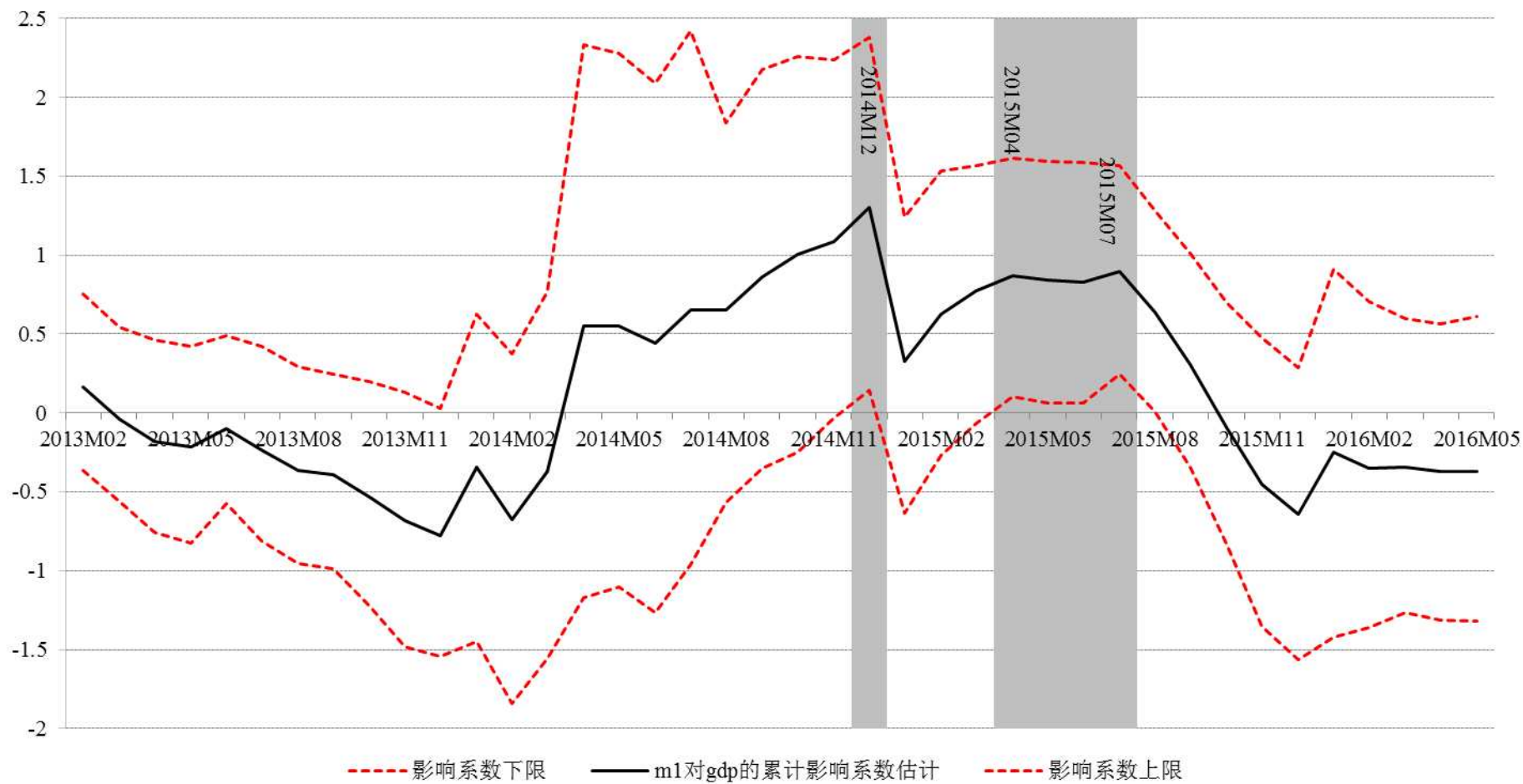


图2  $m1$  对  $gdp$  的累计影响系数估计

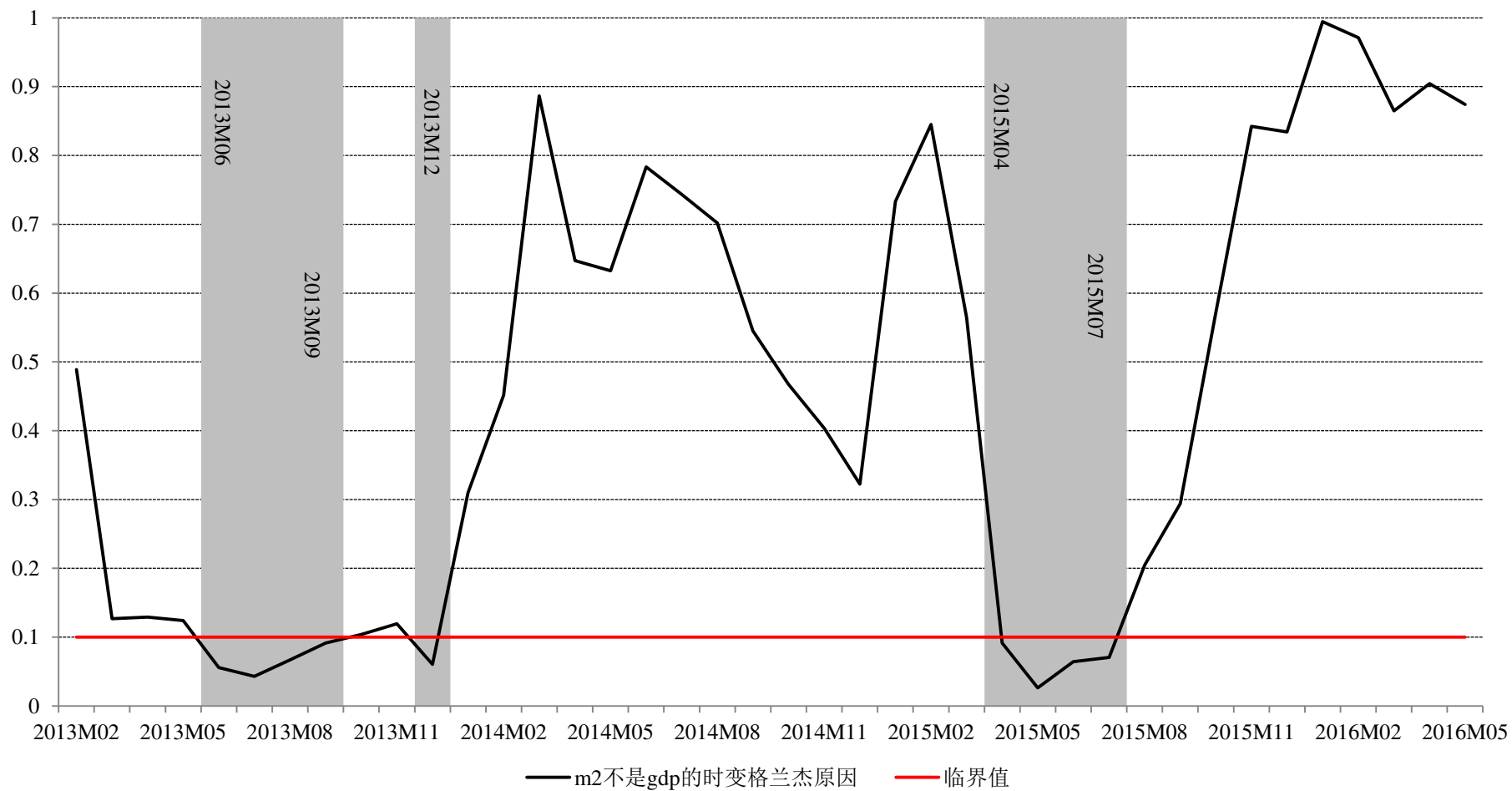


图3  $m2$  不是  $gdp$  的时变格兰杰原因图

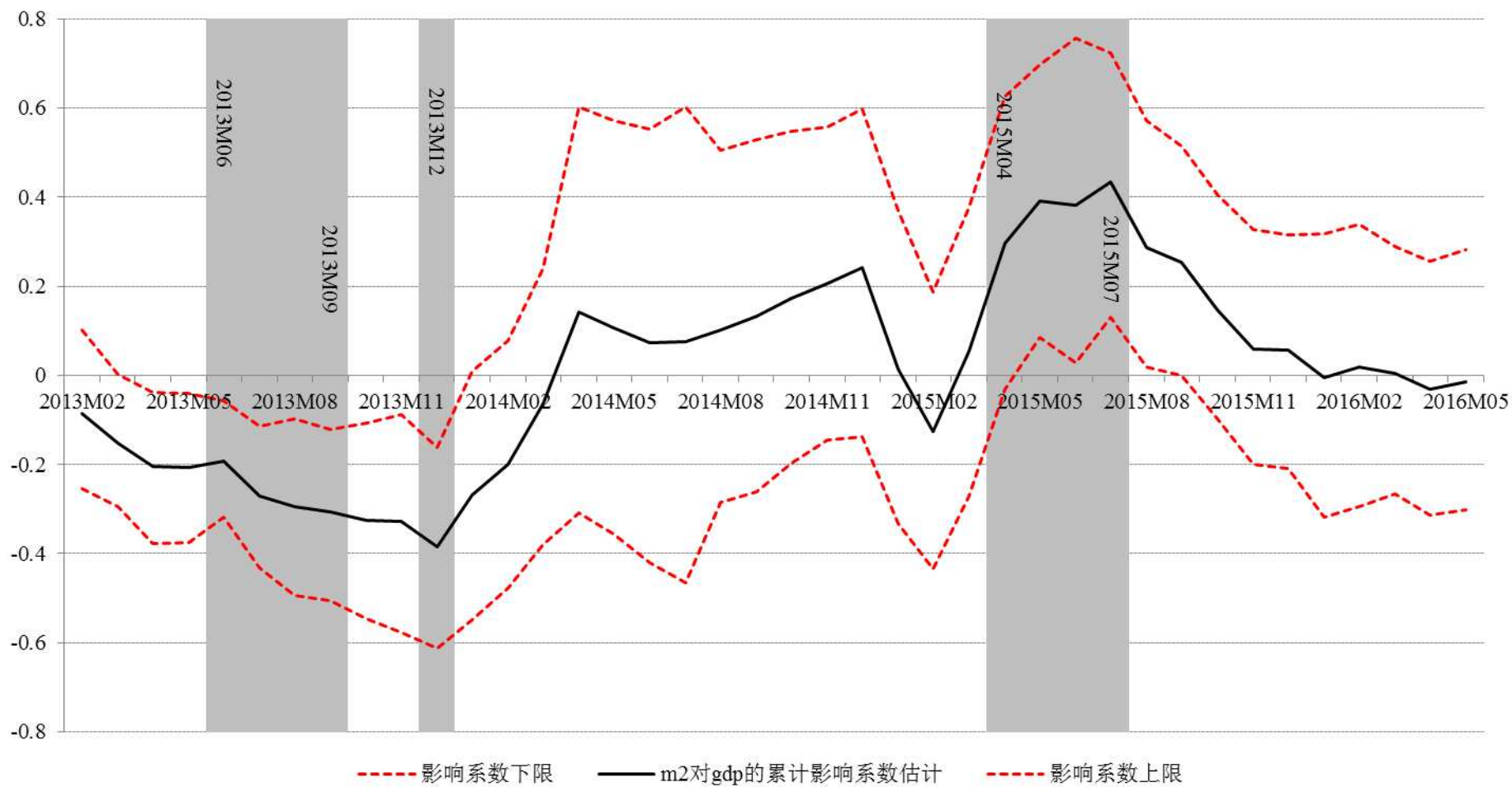


图4  $m2$  对  $gdp$  的累计影响系数估计

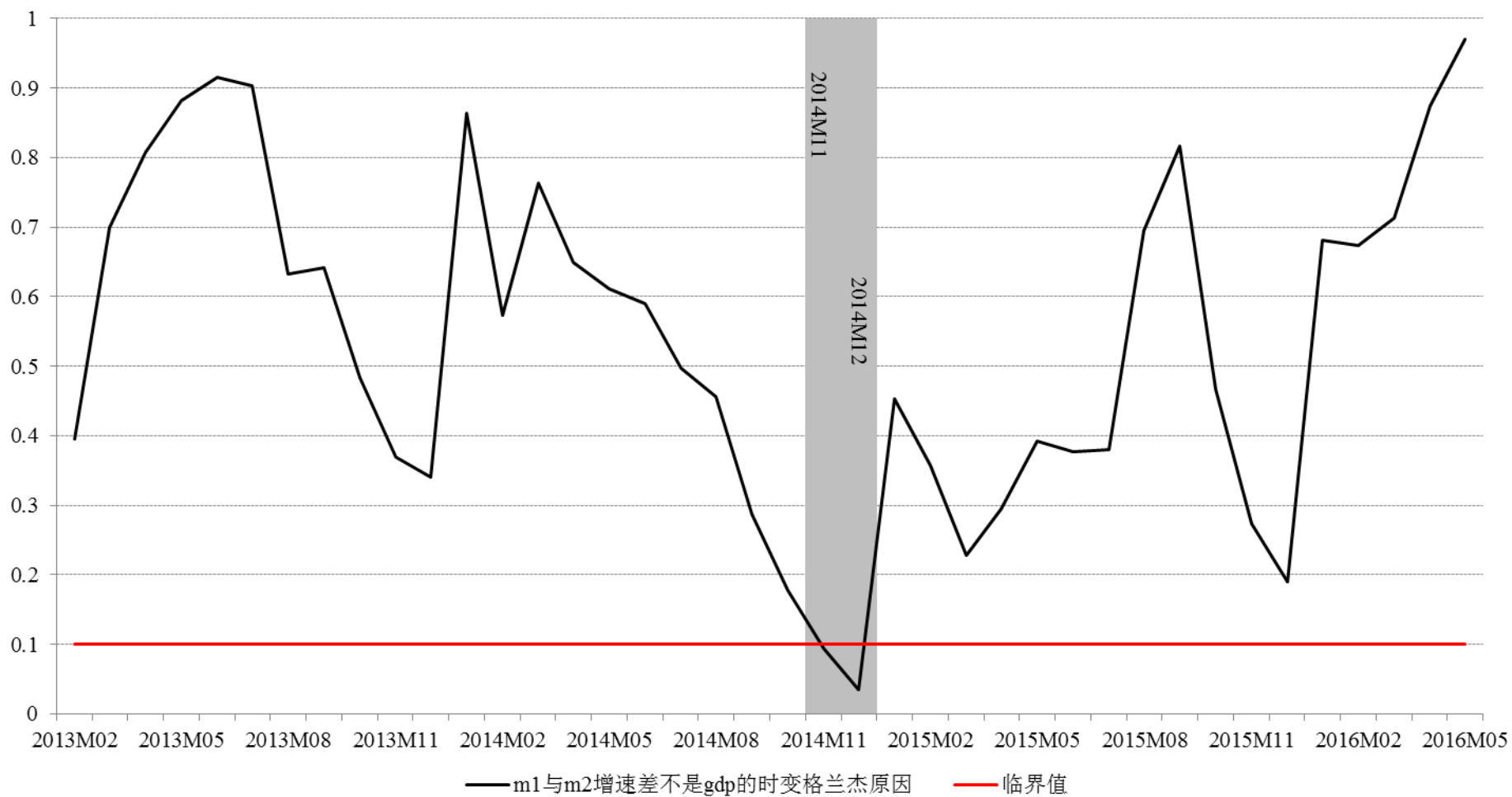


图5  $m1$ 、 $m2$  增速差不是  $gdp$  的时变格兰杰原因图



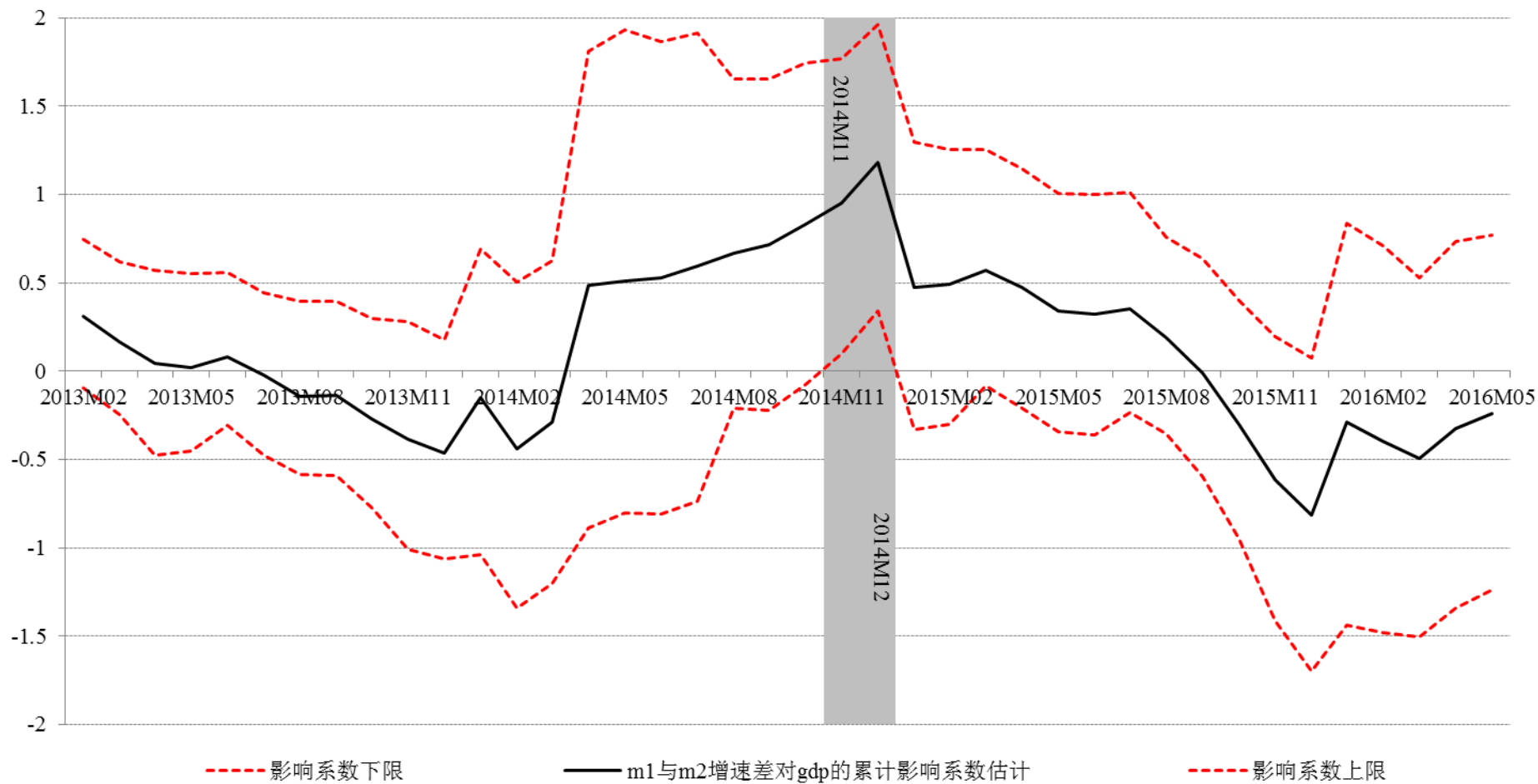


图6  $m1$ 、 $m2$  增速差对  $gdp$  的累积影响系数估计