MPRA
Munich Personal RePEc Archive

The Re-test of Monetary Neutrality in China

Xu, Kun and Xu, Wenli

Anhui University, Wuhan University

August 2015

Online at https://mpra.ub.uni-muenchen.de/71080/
MPRA Paper No. 71080, posted 11 May 2016 04:58 UTC

我国“货币中性”再检验

许坤[1]；许文立[2]
（1. 安徽大学，合肥，230601；2. 武汉大学，武汉，430072）

【摘要】：货币政策实现稳定经济运行目标的前提是货币非中性。本文分别利用脉冲响应函数和累积脉冲响应函数检验了各类定义下的我国货币中性特征，并对其波动特征进行了分析，结果表明：我国 M0、M1 和 M2 均存在明显的非中性特征，M2 增速提升会造成实际产出永久性累积损失；且实际产出对货币增量变化量的冲击反应具有振荡响应特征。其隐含的政策启示是：短期内货币量不能作为经济增长的稳定器；货币量的产出稳定目标与产出增长目标之间存在权衡取舍；稳定的货币量变化速度有利于经济稳定运行。

【关键词】：货币中性；菲利普斯曲线；累积脉冲响应函数；振荡响应

The Re-test of Monetary Neutrality in China

Xu Kun[1];Xu Wen-li[2]
（1. Anhui University, Hefei, 230601; 2. Wuhan University, Wuhan, 430072）

Abstract: monetary neutrality exerts essential importance on the making of monetary policy targets, and its effect. This paper, by employing IRF and AIRF, tests the characteristic of monetary neutrality in china, plus fluctuation features as well. The testing results show: monetary stock, whatever defined by M0, M1, or M2, presents non-neutrality feature, increase of growth rate of M2 can bring permanent accumulative loss on real output; there is oscillation feature from real output, by giving monetary growth shock. Its underlying policy suggestions are: money in the short-run cannot be taken as stabilizer of economic growth; there are trade-offs between target of economic stable and growth; stable speed of money growth benefits economy stabilization

Keywords: Monetary Neutrality; Phillips Curve; Accumulative Impulse Response Function; Oscillation Response

一、引言

经济“新常态”下，除了通过增加投资、劳动力培训以及研究开发等方式推动经济长期持续增长外，财政与货币政策也被视为暂时稳定经济增长的关键政策之一（IMF，2015）。然而，货币政策实施效果随经济体不同而存在差异，且货币政策实施总是有条件的（Bacchetta等，2015）。就我国货币政策有效性（稳定实际产出以及促进实际产出增长）的影响因素而言，政策可信性（谭旭东，2008）、不可预测的随机事件（隋建利等，2011）、经济发展阶段（万晓莉，2011；林仁文、杨熠，2014）、货币政策工具差异（王立勇、张良贵，2011）、对外开放程度（马勇、陈雨露，2014）和市场化程度（林仁文、杨熠，2014）等均会影响货币政策实施过程中的效果，并对货币政策有效性及其程度产生影响。因此对我国货币政策是否有效存在巨大争论（马勇、陈雨露，2014）：就我国经济运行不同阶段而言，万晓莉（2011）认为市场化程度会显著影响我国货币政策有效性，表现为实施社会主义市场经济体制前货币政策无效（增强产出波动），实施该制度后则能很好发挥经济“稳定器”作用；而林仁文、杨熠等（2014）则指出虽然不同发展阶段货币政策有效性程度存在差异，但总体而言改革开放以来我国货币政策对促进国有企业和非国有企业贷款，平抑产出波动等始终有效。方阳娥、张慕濒等（2006）认为货币政策有效性的争论[1]原因在于，支持和反对理论上货币有效性的原因是对货币理论上是否具有中性特征的差别；实施上有效性的差别则来源于货币与产出是否具有因果关系上。

对货币政策有效性进行研究必须首先明确货币是否具有中性特征，只有货币非中性条件下该分析才有意义。上述研究虽然对货币政策是否能稳定产出并最终促进实际产出增长存在争论，但均隐含表明我国货币量确实会影响实际产出，主要依据是货币量变动在有限期内对实际产出波动的回归结果显著异于零。亦即上述分析对货币量中性的定义是，对于每一期而言货币量变化均不会对实际产出造成影响，进而货币量变化对实际产出变化的回归结果不能通过显著性检验。然后上述定义仅仅是对短期非中性的定义，从长期角度来看，货币中性的定义是，货币量的变化对产出的影响最终为零。

长期而言，货币存量的变动最终引起价格水平等比例的变化已经得到验证，而不同经济体的经济制度、经济改革、文化等的差异对此并无影响（Lucas，1996）。然而，货币与价格之间等比例变动的关系是否意味着货币的变动在长期对实际产出绝对无影响呢？不仅如此，货币变动与实际产出变化之间的线性关系是否意味着货币存量暂时性变动对产出的影响也是暂时性的呢？对上述问题的解答直接关系到我国货币政策目标是否可以最终实现，如果货币在长期内是中性的，那么通过货币政策稳定经济增长以及对宏观经济运行进行宏观调控本身就不现实；如果货币对实际产出有影响，则通过货币政策稳定增长是潜在可行的——实际货币政策的效果还取决于货币与产出之间关系的稳定程度以及货币政策的具体实施过程等

[1]方阳娥、张慕濒等（2006）认为，新古典综合主义者和新凯恩斯主义者坚持货币政策在理论和实施上都是有效的；货币主义者虽然承认其理论上的有效性，但否认实施中的有效性；新古典主义者则从理论和实施中均否定了货币政策的有效性。

一系列因素。因此，“货币中性”在我国是否成立对进一步分析我国货币目标的确定、最优货币政策的制定以及货币政策有效性的检验均非常重要。

本文利用脉冲响应函数和累积脉冲响应函数对不同定义的货币中性进行了检验，检验结果表明，暂时性冲击会引起实际产出波动，但最终会消失；暂时冲击对实际产出具有累计负效应，导致社会福利损失。本文的结构安排如下：第二部分对我国货币中性的已有研究进行回顾和梳理，进而阐明有待进一步研究之内容；第三部分则首先对货币中性经济含义和数学定义进行了分析，并提出待检验假设和检验方程；第四部分利用我国现有数据进行实证检验，并分析检验结果；第五部分阐述了本文的主要结论及隐含的政策建议。

二、研究回顾

货币中性的含义包含价格和实际产出两个方面：（1）货币量变动引起价格水平等比例同方向变化；（2）货币量变化不影响实际产出变化。首先，就价格与货币量的关系而言，McCandless、Weber 等（1995）对全世界 110 个国家的 30 年货币存量与一般价格水平数据截面回归分析后发现，无论是使用 M0、M1 还是 M2 作为货币供给量指标，其变动与一般价格水平变动之间回归系数显著为 1。该规律并不因国家间经济发展水平、社会文化、政治制度、产业结构和市场完善程度等的差异而不同（Lucas，1996）。

然而，“货币中性”或“货币非中性”不仅仅是描述货币量变动最终导致一般价格水平等比例的变动，更重要的是其刻画了货币量变动与实际产出变化之间的关系。因此，货币量变化与一般价格水平之间的等比例变动仅仅是“货币中性”的必要非充分条件——“货币中性”产生的结果之一是货币量与一般价格水平之间的等量等方向变化，但这种等量等方向变化不一定根源于“货币中性”。对货币中性与否进行检验关键是对货币与实际产出之间关系进行检验（Humphrey，1991；Bullard，1999），检验方法包括经济计量方法和理论检验法：经济计量方法指单纯利用经济方法对货币量变化与产出变化之间是否存在统计因果关系进行回归分析检验；理论检验方法则以菲利普斯曲线及其扩展方程为基础（Lucas，1972）。在进一步对货币量与实际产出之间关系进行检验时，McCandless、Weber 等（1995）发现尽管检验结果并不稳健，但货币量增长率与产出增长率之间并不存在相互影响，并且通胀率与实际产出之间也无实际联系。因此货币中性的先决条件仅取决于货币量的变动是否会导致实际产出的变动，这也是目前争论的关键所在（马勇、陈雨露，2014；谭政勋、王聪，2015）。其次，就实际产出与货币量的关系而言，争论始终存在。利用 OLS 模型（曾令华，2000）、VAR 模型（刘金全、刘志强，2007；甘小军、高珊，2011）和 DSGE 模型（杨继生，2009；张成思，2012）对我国货币中性进行检验结果表明货币至少在短期内具有非中性特征，并且引入自然冲击和混合预期等（陈彦斌，2008；耿强等，2009；姚余栋、谭海鸣，2013）因素后，该特征依然显著存在。相反，对货币供给增长率与实际产出增长率的分析结果表明我国货币供给虽然短期能影响实际产出，但其影响最终会消失，因而我国货币是长期中性的（陆军、舒元，2002；张卫平、李天栋，2012）。

已有研究首先亟待改进之处是对“长期”与“短期”的划分，虽然月度和季度数据属于“短期”，但是否可以进一步认为“年度”数据就是长期数据呢？显然不是这样的，经济学意义的“短期”和“长期”是以价格等变量是否可以完全调整来衡量的，而不是以时间间隔的长短来衡量的。因此尽管当前研究均证实我国货币与产出之间具有显著的相关关系，但所确定的滞后期并不能作为衡量“短期”相关还是“长期”相关的根本标准，进而也无法作为判断我国货币是“长期中性”还是“短期中性”的标准。我们认为只有存在“偏离-收敛”特征时对长短期的划分才有意义：如果不存在偏离，则影响始终是不存在的，那么无论时间长短都不存在“非中性”特征；如果外部冲击导致偏离后发散了，那么无论时间多长都不存在“中性”特征；当存在“偏离-收敛”时，我们以收敛前后为划分长短期标准——收敛前的调整期为短期，而收敛后的稳定期为“长期”，这满足“均衡”的定义。

更核心的问题在于当前研究隐含的认同这样一种“等价性”，即既然货币中性代表的是货币量的变化对实际产出无影响，那么如果实际数据表明货币存量的变化对实际产出有影响，则货币就是非中性的，也就是说“有影响”等价于“非中性”。因此已有研究均将统计上回归系数是否显著异于零作为判断标准。这种影响包含两个方面的内容：当冲击发生后，存在某一期的回归系数在统计上显著异于零；对于任意一期的回归系数在统计上显著异于零。但是我们所关注的并非总是给定某时期的影响是否存在，更多的情况下我们关注的是影响是否具有累积性[2]（Brodzicki，2005）。特别的对于采取相机决策货币政策的经济体而言，政策冲击的影响是不断累积增强的（Bacchetta 等，2015）。亦即一旦经济政策最终改变群体行为模式和博弈规则（如旨在消除不平等和歧视的政策），那么该政策的累积影响将随着年份的增加不断上升，而不会自行消失（Blank，2004）。因此，即便存在某一时期使得冲击影响最终衰减至零，那么前期累积的损失或收益也不一定为零。虽然暂时行为产生的影响不会持续，但会造成累积损失或收益（Uhlmanna 等，2014）

基于上述分析，本文的主要贡献及可能的创新点是：扩展“货币中性”与“货币非中性”的理论范畴，引入冲击累积响应；利用数理方法对“货币中性”和“货币非中性”进行定义，使之可进一步进行实证分析；利用冲击影响函数代替回归分析，从而使“无限期”可被检验。

三、理论分析

（一）理论定义及假设

实证研究对货币中性理论的争论本质上是对货币变动与实际产出变化间最终关系的争论，即最终是每期均无影响、最终无影响亦或是最终不存在累积影响。给定货币供给量与实

[2]对于自相关系数为 0.9 的 AR（1）过程而言，脉冲响应在受到单位冲击后大约 50 期收敛至零，累积脉冲响应函数在大约 50 期后收敛至正的非零常数（约为 10）。尽管该 AR 过程是特例，但足以说明脉冲响应和累积脉冲响应之间的差别。就脉冲响应函数和累积脉冲响应函数收敛特征差异性所反映货币中性含义而言，即便货币量变化最终对实际产出的影响会消失，但其对实际产出的累积影响则不一定消失，暂时货币供给变化对实际产出可能具有累积效应。进而若累积效应为正，则无论货币政策是否具有稳定经济运行的作用，增加货币供给增长率会提高实际产出量，增加社会总福利；反之，则减少社会总福利。

际产出之间具有函数关系$f: M_t \to Y_t$，其中M_t和Y_t分别表示货币供给量和实际产出。则可由该函数关系推导出货币供给量变化量与实际产出变化量之间的函数关系为$g: \Delta M_t \to \Delta Y_t$，其中$\Delta M_t$和$\Delta Y_t$分别表示货币供给量变化量与实际产出变化量。

因此如果将货币中性定义为给定暂时冲击，对于任意时期满足在函数关系$f: M_t \to Y_t$下，ΔY_t为零（定义一），那么其数学定义可表述为，

货币中性定义一：在货币供给和实际产出满足函数关系$f: M_t \to M_t$时，对于给定的$\Delta M_0 \neq 0$且$t > 0$时$\forall \Delta M_t = 0$，使得$\forall t_0 \in N^+$，当$t = t_0$时，$\Delta Y_t = 0$，其中$t \in N$，$t = 0$表示冲击的起始期。

货币非中性定义一：在货币供给和实际产出满足函数关系$f: M_t \to Y_t$时，对于给定的$\Delta M_0 \neq 0$且$t > 0$时$\forall \Delta M_t = 0$，使得$\exists t_0 \in N^+$，当$t = t_0$时，$\Delta Y_t \neq 0$，其中$t \in N$，$t = 0$表示冲击的起始期。

如果将货币中性定义为给定暂时冲击，存在某期使得此时期后货币供给量与实际产出满足函数关系$f: M_t \to Y_t$时，ΔY_t始终为零（定义二），那么其数学定义可表述为，

货币中性定义二：在货币供给和实际产出满足函数关系$f: M_t \to Y_t$时，对于给定的$\Delta M_0 \neq 0$且$t > 0$时$\forall \Delta M_t = 0$，使得$\exists t_0 \in N^+$，当$t \geq t_0$时，$\forall \Delta Y_t = 0$，其中$t \in N$，$t = 0$表示冲击的起始期。

货币非中性定义二：在货币供给和实际产出满足函数关系$f: M_t \to Y_t$时，对于给定的$\Delta M_0 \neq 0$且$t > 0$时$\forall \Delta M_t = 0$，使得$\nexists t_0 \in N^+$，当$t \geq t_0$时，$\forall \Delta Y_t = 0$，其中$t \in N$，$t = 0$表示冲击的起始期。

如果将货币中性定义为给定暂时冲击，存在某期使得此时期后货币供给量与实际产出满足函数关系$f: M_t \to Y_t$时，$A_t = \sum Y_t$始终为零（定义三），其中A_t为 t 期时实际产出累积变化值。那么数学定义可表述为，

货币中性定义三：在货币供给和实际产出满足函数关系$f: M_t \to Y_t$时，对于给定的$\Delta M_0 \neq 0$且$t > 0$时$\forall \Delta M_t = 0$，使得$\exists t_0 \in N^+$，当$t \geq t_0$时，$\forall A_t = 0$，其中$t \in N$，$t = 0$表示冲击的起始期。

货币非中性定义三：在货币供给和实际产出满足函数关系$f: M_t \to Y_t$时，对于给定的$\Delta M_0 \neq 0$且$t > 0$时$\forall \Delta M_t = 0$，使得$\nexists t_0 \in N^+$，当$t \geq t_0$时，$\forall A_t = 0$，其中$t \in N$，$t = 0$表示冲击的起始期。

由此可知在考虑货币冲击对实际产出累积效应时，存在以下几种可能：暂时冲击对实际产出的影响会逐渐消失，其对产出的累积效应不为零；暂时冲击对实际产出的影响会逐渐消失，其对产出的累积效应为零；暂时冲击对实际产出的影响不会消失，其对产出的累积效应不为零。并且货币中性定义一至定义三具有的共同特征是，存在某一时期t_0使得当$t \geq t_0$时对于任意ΔY_t为零[3]。进而可得出如下推论：

货币中性推论一：如果货币中性，则在货币供给和实际产出满足函数关系$f: M_t \to Y_t$时，对于给定的$\Delta M_0 \neq 0$且$t > 0$时$\forall \Delta M_t = 0$，使得$\exists t_0 \in N^+$，当$t \geq t_0$时，$\forall \Delta Y_t = 0$，其中$t \in N$，$t = 0$表示冲击的起始期。

货币中性推论二：如果货币中性，则在货币供给和实际产出满足函数关系$f: M_t \to Y_t$时，对于给定的$\Delta M_0 \neq 0$且$t > 0$时$\forall \Delta M_t = 0$，使得$\exists t_0 \in N^+$，当$t \geq t_0$时，任意阶Y_t的差分均为零，其中$t \in N$，$t = 0$表示冲击的起始期。

货币中性推论三：如果货币中性，则在货币供给和实际产出满足函数关系$f: M_t \to Y_t$时，对于给定的$\Delta M_0 \neq 0$且$t > 0$时$\forall \Delta M_t = 0$，使得$\exists t_0 \in N^+$，当$t \geq t_0$时，任意阶A_t的差分均为零，其中$t \in N$，$t = 0$表示冲击的起始期。

---

[3] 定义一和定义二直接指明了该特征，定义三也具有该特征是因为，当$t \geq t_0$时，$\forall A_t = 0$，因此$\forall Y_t = 0$，进而$\forall \Delta Y_t = 0$。

此外，定义一实际上包含定义二和定义三，定义三则包含定义二。亦即当定义一满足时，定义二和定义三满足；而当定义三满足时，定义二也满足。基于此，我们提出如下待检验假设，

假设一：货币中性满足定义二，但定义一和定义三不满足。因此在货币供给和实际产出满足函数关系$f: M_t \to Y_t$时，对于给定的$\Delta M_0 \neq 0$且$t > 0$时$\forall \Delta M_t = 0$，使得$\exists t_0 \in N^+$，当$t = t_0$时，$\Delta Y_t \neq 0$，并且$\exists t_1 \in N^+$，当$t \geq t_1$时，$\forall \Delta Y_t = 0$，同时也$\nexists t_2 \in N^+$，当$t \geq t_2$时，$\forall A_t = 0$。亦即$\exists t_0 \in N^+$使得$\Delta Y_{t_0} \neq 0$，且$\exists t_1 \in N^+$使得$\forall \Delta Y_{t_1} = 0$以及$A_{t_1} \neq 0$。

假设二：货币中性满足定义三，因而也满足定义二，但定义一不满足。因此因此在货币供给和实际产出满足函数关系$f: M_t \to Y_t$时，对于给定的$\Delta M_0 \neq 0$且$t > 0$时$\forall \Delta M_t = 0$，使得$\exists t_0 \in N^+$，当$t = t_0$时，$\Delta y_t \neq 0$，并且$\exists t_1 \in N^+$，当$t \geq t_1$时，$\forall \Delta Y_t = 0$，同时也$\exists t_2 \in N^+$，当$t \geq t_2$时，$\forall A_t = 0$。亦即$\exists t_0 \in N^+$使得$\Delta Y_{t_0} \neq 0$，且$\exists t_1 \in N^+$使得 $\forall A_{t_1} = 0$，进而有$\Delta Y_t = 0$。

假设三：货币中性满足定义一，因而也满足定义三和定义二。因此在货币供给和实际产出满足函数关系$f: M_t \to Y_t$时，对于给定的$\Delta M_0 \neq 0$且$t > 0$时$\forall \Delta M_t = 0$，使得$\exists t_0 \in N^+$，当$t = t_0$时，$\Delta Y_t = 0$，并且$\exists t_1 \in N^+$，当$t \geq t_1$时，$\forall \Delta Y_t = 0$，同时也$t_2 \in N^+$，当$\exists t \geq t_2$时，$\forall A_t = 0$。亦即$\exists t_0 \in N^+$使得$\Delta Y_{t_0} = 0$，且使得$\forall \Delta Y_{t_0} = 0$以及$\forall A_{t_0} = 0$。

（二）实证模型

为了使上述定义和假设具备可操作性，我们进一步假设存在货币供给和实际产出间的函数$f: M_t \to Y_t$使得货币与实际产出的 m 阶差分具有如下线性形式，

$$y_t = \pi + \sum_{i=1}^{\infty} \alpha_i y_{t-i} + \sum_{j=0}^{\infty} \beta_j m_{t-j} + \sum_{k=0}^{\infty} \sum_{h=1}^{\infty} \gamma_{hk} x_{h(t-k)} \qquad (1)$$

其中y_{t-i}为实际产出 m 阶差分的自身滞后 i 期值，α_i为实际产出 m 阶差分的自身滞后 i 期值对当期值的影响系数；m_{t-j}为货币供给量 m 阶差分的滞后 i 期值，β_j为货币量 m 阶差

分的自身滞后 j 期值对当期值的影响系数；$x_{h(t-k)}$为外生变量x_h的 k 阶滞后值，γ_{hk}为其 k 阶滞后值对当期的影响系数。

由于货币和实际产出间互相影响，因此我们进一步将其设定为如下向量形式，

$$\begin{bmatrix} y_t \\ m_t \end{bmatrix} = \Psi_1 \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ m_{t-1} \end{bmatrix} + \cdots + \Psi_n \begin{bmatrix} y_{t-n} \\ m_{t-n} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{yt} \\ \varepsilon_{mt} \end{bmatrix} \qquad (2)$$

其中ε_{yt}和ε_{mt}分别为对 t 期实际产出和货币 m 阶差分的随机冲击，为 i.i.d.形式。

因此在由公式（2）所描绘的经济系统中，货币和实际产出相互依赖。在假设一至假设三中均将货币冲击定义为暂时冲击，因此定义随机冲击遵循以下动态路径，

$$\begin{cases} \begin{bmatrix} \varepsilon_{yt} \\ \varepsilon_{mt} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 \\ 0 \end{bmatrix} & t = 0 \\ \begin{bmatrix} \varepsilon_{yt} \\ \varepsilon_{mt} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \end{bmatrix} & \forall t > 0 \end{cases} \qquad (3)$$

且初期实际产出和货币存量标准化为 1，初期实际产出和货币量的各阶差分设为零——在模拟中该假设是可行的。因此有 $t = 0$时，

$$\begin{bmatrix} y_t \\ m_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \end{bmatrix}$$

进而当估计出方程（2）时即可进行模拟，并判断$a_t = \sum_{t=1}^{t=n} y_t$以及$y_t$自身的动态路径和收敛性。亦即本文的实证步骤为：首先根据向量自回归方程组（2）估计各参数值；然后根据（3）中冲击设定形式模拟y_t（脉冲响应值）和a_t（累积脉冲响应值）的动态路径；依据动态路径分析假设一至假设三是否成立。

四、实证检验

（一）数据说明及处理[4]

根据数据可得性，本文分别采用 GDP、CPI、M0、M1、M2 作为产出、价格水平和货币存量的替代指标，数据范围为 2001 年第一季度至 2014 年第四季度[5]。M0、M1、M2 的原始数据来源于中国人民银行数据库；GDP 和 CPI 原始数据来源于国家统计局数据库。由于本文采用季度数据进行实践序列分析，除 GDP 季度数据可以直接获得外，货币存量数据和价格数据均只有月度数据和年度数据，因此本文根据已有月度数据换算成季度数据：货币存量季度数据采用当季度月末值（即分别用当年 3 月、6 月、9 月和 12 月数据作为第一季度至第四季度数据）；CPI 数据以月度环比数据进行换算，换算方式为 3 个月数据连乘，并以 2000 年 12 月为基期，基准价格水平为 1，进而得到 2001 年第一季度至 2014 年第四季度价格水平

[4] Census X12 季节调整分析和 VAR 分析均使用 EVIEWS7.2 完成。

[5] 不使用 2015 年数据是因为在历年年中，国家统计局会根据根据核算结果对上一年统计数据进行调整，而 2015 年数据均未进行调整，与 2014 年及以前数据不具可比性。

序列。另外，由于国家统计局公布的为按当年价格水平计算的名义 GDP 值，因此根据已换算的价格水平，进而得到以 2000 年 12 月为基期的实际 GDP 数据[6]。此外，由于我国 GDP 数据和货币存量数据均表现出明显的季节周期性，因此本文根据 Census X12 季节调整方法（采用加法模型）对实际产出序列和货币存量序列进行季节调整，从而获得剔除季节因素后的 GDP、M0、M1、M2 序列值（见附录一）。

由于待估计方程组（2）与向量自回归模型形式完全一致，因此本文利用 VAR 模型对其进行估计。首先因为只有平稳时间序列才能进行 VAR 分析，因此对剔除季节因素后的 GDP、M0、M1 和 M2 序列进行平稳性检验。表 1 中 ADF 检验结果表明，剔除季节因素后的 GDP、M0、M1、M2 序列在水平序列中均不是平稳的，包含截距项、包含截距项和趋势项以及不包含截距项和趋势项的检验结果均在 10%显著水平上不拒绝原假设；就一阶差分序列而言，除 M2 数据在包含截距项和趋势项的检验中结果通过 1%显著性检验外，其它结果也均未通过检验；而二阶差分序列则均通过 1%显著性检验，表明实际 GDP、M0、M1 和 M2 数据均为均为二阶平稳序列，因此对上述序列均进行二阶差分[7]处理（同时表明回归方程组中 m 取值为 2）。

表 1 经季节调整序列 ADF 检验结果

		水平			一阶			二阶		
		I	T+I	N	I	T+I	N	I	T+I	N
GDP	T 值	1.09	−2.42	1.62	−2.35	−2.72	−0.15	−15.98	−15.79	−16.08
	P 值	1.00	0.37	0.97	0.16	0.23	0.63	0.00*	0.00*	0.00*
M0	T 值	−1.38	−2.50	−0.57	−1.65	−0.44	−0.56	−15.18	−15.68	−15.34
	P 值	0.58	0.33	0.47	0.45	0.98	0.47	0.00*	0.00*	0.00*
M1	T 值	−0.40	−2.13	0.44	−1.92	−1.59	−0.92	−4.81	−4.90	−4.87
	P 值	0.90	0.52	0.81	0.32	0.78	0.31	0.00[8]	0.00[8]	0.00[8]
M2	T 值	7.38	−0.69	16.75	−2.13	−7.66	0.46	−6.83	−6.77	−6.72
	P 值	1.00	0.97	1.00	0.23	0.00*	0.81	0.00*	0.00*	0.00*

注：1、ADF 检验原假设为存在单位根过程，*、**、***表示检验结果在 1%、5%、10%显著水平上拒绝原假设，无*表示在 10%显著性水平上不拒绝零假设；2、“I”、“T+I”和“N”分别表示带截距项、带趋势项和截距项以及不带趋势项和截距项的单位根检验。

（二）实证结果分析

图 1 中冲击响应图为经季节调整后的 GDP 二阶差分序列受到来自 M2 二阶差分序列一个单位暂时冲击后各期值模拟走势图（图 1 左）；累积冲击响应图为经季节调整后的 GDP 二阶差分序列受到来自 M2 二阶差分序列一个单位暂时冲击后冲击累积值模拟走势图（图 1 右）。在使用二阶差分序列进行估计时，AIC、SC 和 HQ 等信息准则皆表明滞后四期为最优滞后期，因此本文进行 VAR 回归估计时设定滞后期为滞后四期。并根据估计结果使用 R 软件

[6] 实际 GDP 换算方法出采用 CPI 进行转换外，也有根据名义 GDP 平减指数进行换算。本文根据 GDP 增长率和历年可比 GDP 值对 GDP 平减指数进行了估计，并对其进行了回归分析，结果并为发生变化因此也未列入表中。

[7] 序列 X 进行一阶差分后所得序列为 X 的变化值，对 X 进行二阶差分后所得序列为其变化量的变动，二阶差分序列可用于描述 X 增长率的变化速度。因此上述四组时间序列进行二阶差分后所得序列的经济含义分别为实际产出增长量的变化量、货币存量 M0 增长量的变化量、货币存量 M1 增长量的变化量以及货币存量 M2 增长量的变化量。

进行单期冲击和累积冲击模拟（见图 1）

图 1 左表明，当受到来自货币存量 M2 一个单位冲击之后，我国 GDP 增量变化量最终渐近收敛至零，说明我国货币存量 M2 增量变化量对我国 GDP 增量变化量的影响有限，暂时冲击不会对其产生永久影响。然而，M2 增量变化量对 GDP 增量变化量的冲击衰减速度却是逐渐放缓的，前 20 期的衰减速度明显快于前 100 期的衰减速度。不仅如此，冲击的衰减周期也十分漫长，冲击发生之后，GDP 增量变化量恢复至对原始水平 1 个单位的偏离需要约 240 期（约 60 年）。需要特别注意的两个特征是：M2 增量变化量的冲击形成之后，GDP 增量变化量对初始状态的偏离是振荡衰减的，而不是连续衰减；我国经济系统对 M2 增量变化量波动的放大效应显著，冲击发生后 GDP 增量变化量的正向最大偏离发生在第三期（约 524.25 个单位），而负向最大偏离发生在第六期（约为-920.93 个单位），说明我国 M2 增量上涨 1%，虽然能在未来第三期推动实际 GDP 增量上升约 524%，但在未来第六期却会导致 GDP 增量下降约 920.93%。M2 增长率的波动是导致我国实际 GDP 增长率波动的重要因素之一。

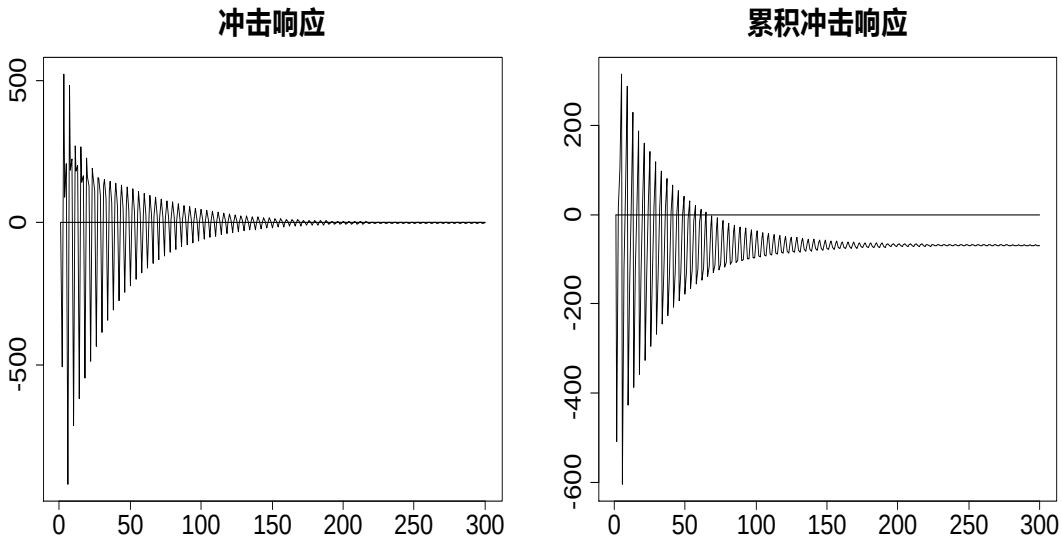

图 1：GDP 二阶差分对 M2 二阶差分的脉冲响应图

注：经过二阶差分处理后，AIC 和 SC 等信息准则均表明 4 阶滞后期为最优。

累积冲击响应图（图 1 右）显示，GDP 增量变化量对 M2 增量变化量的累积冲击具有与单期冲击相似的特征。首先，GDP 增量变化量受到 M2 增量变化量的冲击后，累积偏离值也是振荡衰减的；其次，其衰减速度也是逐渐下降；不仅如此，GDP 增量变化量对初始状态的累积偏离也具有明显的负向偏离，即累积偏离具有非对称特征。但是，累积冲击响应图与单期冲击响应图的差别在于前者的最大振幅较小，且最终并未收敛至零水平。GDP 增量变化量的正向、负向最大振幅分别发生在第五期（约为 316.12）和第六期（约为-604.81），这说明提高货币供给增长速度在四个季度内会导致经济增长速度大幅提升，但随后必然伴随着更大的经济增长速度的下降；GDP 增量变化量最终收敛于约-68.00。GDP 增量变化量最终收敛于

非零值表明 M2 增量变化量的暂时冲击会使 GDP 增量变化量永久性偏离原始水平——M2 增量变化量 1%的暂时偏离会使 GDP 增量变化量永久性反向偏离约 68%，表明在长期通过调控货币量促进经济更快增长必须降低当前基础上降低货币存量增长速度。进而，实证结果表明我国货币量具有非中性特征，因为货币量增速暂时的变化会导致实际产出增速永久性变化。

由于实际产出二阶差分累积响应最终没有收敛至零，并且由于实际产出初始值为零且二阶差分具有振荡特征，而收敛周期无限大，因此假设一至假设三不满足：不存在这样的时间点 t 使得对于其后任意一期的实际产出值和实际产出累积值为零。类似地，图 2 和图 3（见附录三）表明，在受到来自 M0 和 M1 一个单位暂时冲击时，实际产出二阶差分的单期冲击影响和累积冲击响应均不发收敛至零，相反具有振荡发散特征。表明就 M0 和 M1 而言，假设一至假设三也不满足：不存在这样的时间点 t 使得对于其后任意一期的实际产出值和实际产出累积值为零。综上所述无论是根据何种定义，我国货币量均是“非中性”的。

五、结论与政策启示

货币“中性”与否关键在于检验货币变化是否对实际产出“有影响”。本文从“始终不存在显著影响”、“最终不存在显著影响”以及“最终不存在累积影响”三个方面对货币量变化与产出变化之间是否存在“影响”，亦即我国货币是否具有“中性”特征进行了检验。在分析前，利用 X12 方法对我国实际产出和货币量的季度数据进行了季节因素分离，进而利用 VAR 模型对经过季节调整和的趋势周期数据进行了估计，并利用脉冲影响函数和累积脉冲响应函数对我国货币是否具有中性特征进行了检验。结果表明，三类“货币中性”定义下，我国 M0、M1 和 M2 均为“非中性”。因此货币量作为经济运行的“稳定器”潜在有效。

然而就货币量稳定经济运行的效果而言，由于其具有振荡特征，因此我们建议货币当局和经济政策制定者：

第一，包括 M0、M1 和 M2 在内的货币量均不能作为稳定经济运行的短期政策工具。在受到 M0、M1 和 M2 增量变化量的暂时冲击后，短期内我国实际产出增量变化量（无论是当期冲击响应还是累积冲击响应）均有巨大振荡，我国经济系统对货币增量变化量波动的放大效应十分巨大。因此，旨在通过调控货币量来稳定经济增长的目标短期内不仅不能实现，而且还会导致经济增长更大的波动。

第二，只有广义货币存量（M2）可以作为稳定经济增长的潜在超长期政策工具。在受到 M0 和 M1 增量变化量的暂时冲击后，我国实际产出增量变化量（无论是当期冲击响应还是累积冲击响应）呈震荡发散变化，因此对 M0 和 M1 增量进行调控无论是短期还是长期均会导致经济增长更大的波动，且波动性持续增大；相反，在受到 M2 增量变化量的暂时冲击后，实际产出增量变化量最终都收敛至固定水平，因此长期内可以将 M2 作为稳定经济增长的潜在调控手段。

第三，调控货币量作为短期内稳定经济运行和长期内推动经济增长的政策手段在存在权衡。尽管 M0 和 M1 无论是短期还是长期均不能作为稳定经济运行和经济增长的政策手段，

但长期内可以通过降低货币供给增长速度实现推动经济更快增长的目标。然而，实现该目标必须在短期内忍受更大的经济增长速度的大幅波动。在不配套实施其它经济政策的前提下，通过调控货币量实现短期经济稳定运行和长期经济更快增长的双重目标存在权衡取舍，不可同时实现。

主要参考文献

[1] IMF. Slower Growth in Emerging Markets, a Gradual Pickup in Advanced Economies. IMF World Economic Outlook, 2015/7/9.

[2] Bacchetta P., Perazzi E., Wincoop E. V.. Self-Fulfilling Debt Crises: Can Monetary Policy Really Help?. NBER working paper, NO. 21158, 2015.

[3] 谭旭东. 中国货币政策的有效性问题——基于政策时间不一致性的分析[J]. 经济研究，2008（9）：46-57.

[4] 隋建利、刘金全、庞春阳. 基于太阳黑子冲击视角的中国货币政策有效性测度[J]. 管理世界，2011（9）：40-52.

[5] 万晓莉. 我国货币政策能减小宏观经济波动吗？基于货币政策反应函数的分析[J]. 经济学（季刊），2011（2）：435-456.

[6] 林仁文、杨熠. 中国市场化改革与货币政策有效性演变——基于 DSGE 的模型分析[J]. 管理世界，2014（6）：39-52.

[7] 王立勇、张良贵. 开放条件下我国货币政策有效性的经验分析——基于目标实现与工具选择角度的评价[J]. 数量经济技术经济研究，2011（8）：77-90.

[8] 马勇、陈雨露. 经济开放度与货币政策有效性：微观基础与实证分析[J]. 经济研究，2014（3）：35-46.

[9] 方阳娥、张慕濒. 理论有效性与实施有效性:西方货币政策有效性理论述评[J]. 经济评论，2006（2）：95-103.

[10] Lucas, Robert E., Jr.. Monetary Neutrality. The Journal of Political Economy, 1996, Vol.104, NO.4, 661-682.

[11] McCandless G. T., Weber W. E.. Some Monetary Facts. Quarterly Review (Federal Reserve Bank of Minneapolis), 1995, Vol.19, NO.2, 2-12.

[12] Humphrey T. M.. Nonneutrality of Money in Classical Monetary Thought. Federal Reserve Bank of Richmond Economic Review, 1991, Vol. 77, NO. 2, 3-15.

[13] Bullard J.. Testing Long-Run Monetary Neutrality Propositions: Lessons from Recent Research. Federal Reserve Bank of St. Louis Review, 1999, Vol.81, NO.11, 57-77.

[14] Lucas R. E. Jr.. Expectations and the Neutrality of money. Journal of Economic Theory, 1972, Vol.4, NO.2, 103-124.

[15] 谭政勋、王聪. 房价波动、货币政策立场识别及其反应研究[J]. 经济研究，2015（1）：67-83.

[16] 曾令华. 货币短期非中性的政策意义及实证分析[J]. 金融研究，2000（09）：13-21.

[17] 刘金全、刘志强. 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[J]. 吉林大学社会科学学报，2002（07）：5-10.

[18] 甘小军、高珊. 理性预期学派货币中性理论在中国的实证检验[J]. 经济问题，2011（03）：8-10.

[19] 杨继生. 通胀预期、流动性过剩与中国通货膨胀的动态性质[J]. 经济研究，2009（1）：106-117.

[20] 张成思. 全球化与中国通货膨胀动态机制模型[J]. 经济研究，2012（6）：33-45.

[21] 陈彦斌. 中国新凯恩斯菲利普斯曲线研究[J]. 经济研究，2008（12）：50-64.

[22] 耿强、张永杰、朱牡丹. 中国的通胀、通胀预期与人民币有效汇率——开放新凯恩斯混合菲利普斯曲线框架下的实证分析[J]. 世界经济文汇，2009（4）：23-35.

[23] 姚余栋、谭海鸣. 通胀预期管理和货币政策——基于“新共识”宏观经济模型的分析

[J]. 经济研究，2013（6）：45-57.
[24] 陆军、舒元. 长期货币中性：理论及其中国的实证检验[J]. 金融研究，2002（06）：32-40
[25] 张卫平、李天栋. 中国的货币在长期是中性的吗——基于 Fisher-Seater 定义的研究[J]. 经济研究，2012（04）：89-100.
[26] Brodzicki T.. In search for accumulative effects of European economic integration. The Second Annual Conference of the European Economic and Finance Society "European Integration: Real and Financial Aspects", Bologna, 2003.
[27] Blank R. M.. Tracing the Economic Impact of Cumulative Discrimination. American Economic Review, 2005, Vol. 95, NO. 2, 99-103.
[28] Uhlmanna V., Rifkina W., Everinghamb J., Head B., May K. Prioritising indicators of cumulative socio-economic impacts to characterise rapid development of onshore gas resources. The Extractive Industries and Society, 2014, Vol. 1, NO. 2, 189-199.

附录一：**Census X12** 季节调整结果

表 2 剔除季节因素后的 GDP、M0、M1 和 M2 序列

时期	GDP	M0	M1	M2
2001Q1	27268.40	14384.66	54190.08	136170.66
2001Q2	27778.47	14716.00	55463.11	141848.55
2001Q3	28074.32	14999.27	56891.71	151813.67
2001Q4	26463.12	14956.75	58371.58	153684.34
2002Q1	29498.42	15567.46	60624.02	161597.74
2002Q2	30355.51	15880.22	63394.58	167660.56
2002Q3	31103.90	16163.82	66993.74	175393.64
2002Q4	30000.97	16536.35	69243.09	184086.59
2003Q1	32693.80	17130.22	72613.29	192128.97
2003Q2	33468.79	17762.96	76146.66	202626.51
2003Q3	34595.03	18222.10	79572.05	211920.28
2003Q4	33646.93	18993.86	82212.47	220249.31
2004Q1	36366.98	19309.33	87052.97	228865.66
2004Q2	37740.85	19869.54	88854.76	235481.39
2004Q3	39065.78	20418.92	91078.81	242329.54
2004Q4	39149.28	20698.31	93734.82	252076.97
2005Q1	41025.53	21239.07	96063.67	261063.41
2005Q2	42695.43	21757.88	98865.92	271922.49
2005Q3	44039.19	22146.50	101822.82	285603.87
2005Q4	45375.88	23238.94	104732.58	297987.48
2006Q1	47030.37	23450.00	108094.72	309014.05
2006Q2	48188.55	24453.51	112565.24	320760.53
2006Q3	49086.76	25529.11	118026.09	333213.97
2006Q4	50321.69	26254.54	123222.10	348600.55
2007Q1	53642.64	27336.59	129198.19	361982.55
2007Q2	55729.95	27950.60	135841.78	374516.71
2007Q3	57089.48	28855.68	144428.45	395293.55
2007Q4	58718.19	29471.57	149475.05	407834.04
2008Q1	60515.30	30345.48	151958.86	419844.27
2008Q2	63014.94	31349.94	154432.23	438429.76
2008Q3	64757.04	31551.43	158677.51	456577.49
2008Q4	65453.34	33277.76	162639.16	480545.01
2009Q1	65430.44	33634.56	177451.77	525916.76
2009Q2	68445.94	34906.94	192269.96	563643.88
2009Q3	71200.59	36633.05	206141.37	590462.71

2009Q4	72763.32	37215.28	216741.91	616070.52
2010Q1	76011.71	38932.06	230365.43	643547.52
2010Q2	78758.12	40281.27	239385.28	668786.59
2010Q3	81014.58	41712.99	249767.84	702653.70
2010Q4	82395.23	43519.70	260486.52	732236.80
2011Q1	85472.75	44652.62	267439.37	749826.51
2011Q2	87945.97	45948.69	273412.32	776016.70
2011Q3	90432.38	47025.92	274290.70	794156.36
2011Q4	93485.17	49579.03	282238.20	859275.60
2012Q1	92405.69	49356.18	279749.14	885588.67
2012Q2	95069.08	50831.06	286128.61	919639.18
2012Q3	96717.53	53334.31	294605.21	951053.78
2012Q4	101045.08	53445.15	300161.14	983387.23
2013Q1	99595.78	55195.23	312993.44	1024637.87
2013Q2	100793.83	55648.31	311934.59	1048200.06
2013Q3	104095.83	56407.83	320736.19	1085303.78
2013Q4	109479.83	57336.33	328061.31	1116730.67
2014Q1	104756.13	58054.23	330172.76	1149033.15
2014Q2	107151.99	58557.87	339646.10	1202528.22
2014Q3	110665.73	58747.64	335983.23	1210515.95
2014Q4	117055.42	59032.83	338462.13	1238810.44

注：表中数据为经过季节调整后的数据序列，GDP 为经过价格调整后的实际 GDP，单位均为亿元；季节调整仅为剔除季节因素之后的序列，保留趋势项和不规则周期项。

附录二：**GDP 与 M0 和 M1 的脉冲响应图**

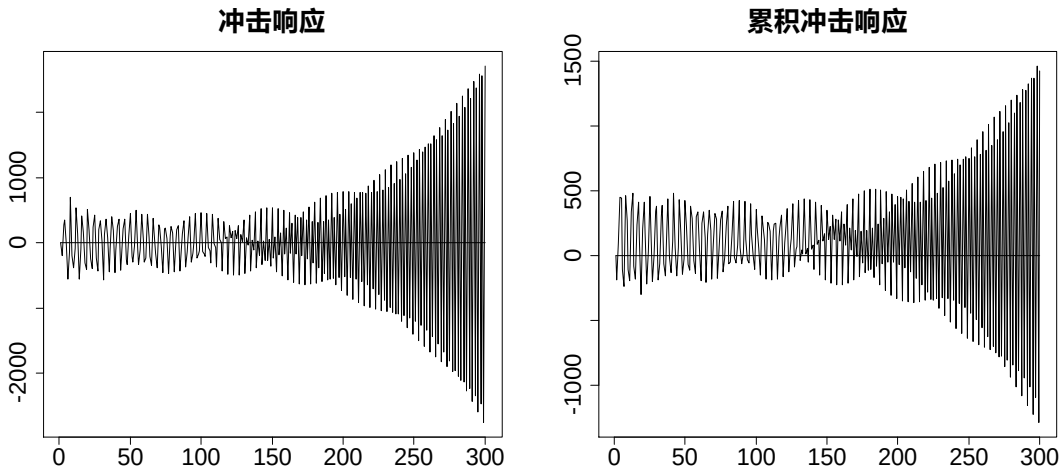

图 2：GDP 二阶差分对 M1 二阶差分的脉冲响应图

注：经过二阶差分处理后，AIC 等信息准则均表明 5 阶滞后期为最优；并且单位根图显示所有点均为于单位圆内。

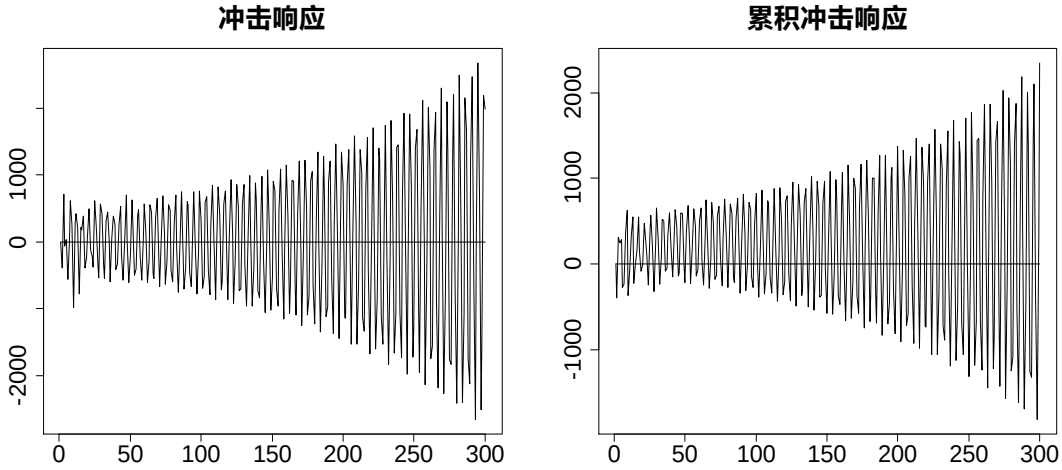

图 3：GDP 二阶差分对 M0 二阶差分的脉冲响应图

注：经过二阶差分处理后，AIC 等信息准则均表明 7 阶滞后期为最优；并且单位根图显示所有点均为于单位圆内。