

基于内生增长模型的货币政策效应研究

贺俊, 胡家连

(中国科学技术大学 管理学院, 合肥 230026)

摘要: 货币政策是维系经济系统正常运行的必要条件。关于货币政策效应问题一直都未形成统一意见, 在此背景下厘清中国货币政策问题有着重要意义。在内生增长理论框架下构建一个包含货币参数的经济增长模型来考察货币供给对经济增长的影响, 数值模拟表明在稳定状态下货币供给与经济增长之间呈现倒U型关系。为了验证理论分析结果在实际经济中的适用性, 以中国2000—2013年经济数据为例, 采用分位数回归模型进行实证检验, 实证结果不仅验证了理论分析结果的正确性, 也证明了倒U型关系的稳健性。

关键词: 货币供给; 经济增长; 数值模拟; 分位数回归

中图分类号: F830

文献标志码: A

文章编号: 1009-1971(2014)05-0129-07

一、文献回顾

改革开放以来, 中国经济持续高速增长, 已取得举世瞩目的成就, 这一利好现象被誉为“中国奇迹”。“中国奇迹”的出现是诸多因素共同作用的结果, 其中货币政策就扮演着重要角色, 在此大环境下厘清中国货币政策效应有着极为重要的现实意义。鉴于此, 本文将着重于解决中国货币供给对经济增长的影响问题。

Tobin(1965)^[1]最早将货币引入经济增长模型以便更好地阐释货币在经济发展中的作用, 并假设货币与资本之间可以完全替代, 由此得出货币与产出正相关的结论, 被称为“Tobin效应”。而后学术界掀起对货币与产出关系研究的热潮, 研究角度和方法有所不同, 结论也是千差万别。Stockman(1981)^[2]假设货币是资本的互补品时得到货币与产出负相关的结论, 被称为“反Tobin效应”。虽然二者的研究结论是相对的, 但至少表

明货币和产出之间存在相关性。Sidrauski(1967)^[3]直接避开货币需求假定并将货币引入经济主体的效用函数, 由此得出长期均衡状态下货币与产出之间不存在理论上相关性的结论。Geweke(1986)^[4]和McCandless(1995)^[5]在其研究中给出相似结论, 认为货币增长与产出之间不存在相关性, 如此不仅否定了“Tobin效应”, 也否定了“反Tobin效应”。与此同时, King(1997)^[6]认为货币供给对实际产出没有影响, 但货币增长却会影响实际产出。很明显, 不同学者在不同假设条件下给出不同的研究结论, 这就注定了有关货币问题争论的长久性和持续性, 不过上述研究都是在确定性环境下进行的, 直到Merton(1975)^[7]放弃传统研究思路, 将新古典经济增长模型推广到随机状态下, 才使得这一领域再次取得突破。不过多数学者(Turnovsky, 1998; Yoi-chi, 2002)在其研究中都给出了货币非超中性的结论, 也就是说, 在随机状态下货币供给对实际产

收稿日期: 2014-06-16

基金项目: 安徽省自然科学基金资助项目(11040606M22)

作者简介: 贺俊(1965—), 男, 安徽淮南人, 副教授, 博士, 从事内生经济增长、宏观经济政策研究; 胡家连(1987—), 男, 江苏徐州人, 硕士研究生, 从事金融工程、货币理论与政策研究。

出产生影响。

中国学者也从不同角度对货币问题进行了研究,理论方面代表性研究有:厉以宁(1991)^[8]认为中国在由资源约束型短缺经济向需求约束型过剩经济过渡的过程中货币政策可以促进经济增长,但这种作用却在不断减弱。袁志刚(1993)^[9]的研究结论直接支持了厉以宁的观点。范从来(2000)^[10]从流动性角度出发进行研究,认为在中国货币政策发挥效应的条件显著,其作用是巨大的。戴跟有(2000)^[11]在其研究中给出了相似结论。尽管内生增长理论的发展为研究货币属性问题提供一个崭新视角,却没能有效解决这一问题。龚六堂(2003)^[12]基于 Arrow—Kurz—Barro 模型得到货币非超中性的结论,认为货币供应量的增加可以促进经济增长。王洪斌(2004)^[13]将货币引入新古典生产函数对其进行研究,模型推导结果却表明货币供给的增加将降低稳定状态下的实际产出,这样的研究结果与“反 Tobin 效应”观点是吻合的。

随着计量经济学的不断发展完善,诸多学者开始将其研究视角转向实证领域,希望通过实际经济数据逆向研究货币政策效应问题,从而为货币理论的进一步发展提供支撑,但实际研究成果并未达到预期,争论仍在持续着。其中代表性研究有:卢万青(2001)^[14]运用格兰杰因果检验发现货币不是产出的格兰杰原因,就此得出货币中性的结论;陆军(2002)^[15]运用 Fisher—Seater 长期导数检验法得出货币在长期内是中性的;周锦林(2002)^[16]的研究成果进一步支持了货币中性的观点,也就是说,中国货币政策以货币供给为中介目标达不到预期效果,货币供给的变化并不必然影响实际产出;但刘金全(2004)^[17]认为中国经济中存在显著的“Tobin 效应”;戴建军(2007)^[18]研究得到中国广义货币供给量与国内生产总值之间存在显著的正相关关系,这样的研究成果同样表明“Tobin 效应”在中国经济中的适应性;孟祥兰(2011)^[19]在其研究中给出相似结论,认为货币供应对经济增长有促进效应。

值得注意的是,现有研究对货币效应问题的讨论并没有形成统一意见,研究的角度和侧重点都有所差别,结论也是各不相同,不过在其研究过程中绝大多数只是单纯地研究其效应存在性问题,并没有对稳健性问题进行讨论。我们知道只有稳健存在的货币政策效应才具有实际经济意义。随着经济系统的日益复杂化,稳健性研究的

重要性越发凸显出来。基于这一层面的考虑,本文采用分位数回归模型进行实证检验,在验证理论分析正确性的同时兼顾政策效应的稳健性检验。Koenker (1978)^[20]首先提出分位数回归思想,分位数回归是对以古典条件均值模型为基础的最小二乘法的扩展,是利用自变量和因变量的条件分位数进行建模的思想方法,可以选取任一分位点进行参数估计。与一般均值回归相比,由于未对误差分布做具体假定,对异常值的敏感度远小于均值回归,估计结果也更加稳健。Koenker(1982)^[21]对分位数回归的异方差稳健性和线性假设问题进行了详细论证,这为分位数回归提供了可靠保证,而后诸多学者(Buchinsky, 1998; White, 2002)尝试从不同角度对其理论性质进行研究补充,至今分位数回归理论已趋于完善,在经济领域也得到了很好应用。对国内学者而言,陈建宝(2008)^[22]从分位数回归的概念、算法以及在经济金融领域的应用等各方面对其进行了详细综述,史金凤(2011)^[23]采用分位数回归理论检验金融市场的稳定性,并将其研究方法推广至期货、期权市场的稳定性检验。事实上,现有研究并没有就稳健性检验标准达成一致意见。为使研究结论更具针对性,本文采用如下检验原理:若货币变量在不同分位点下均能通过系数显著性检验,说明货币变量是稳健的,也就是说,货币政策效应具有长期趋势性,反之则不然。

本文的研究框架如下:首先,以 Tobin (1965)、Sidrauski (1967)和 Jones (2001)^[24]的研究成果为基础,构建一个包含货币的内生经济增长模型,并对模型求解结果进行数值模拟,从而实现从理论上论证货币属性的目的;其次,运用分位数回归模型对理论分析结果进行实证检验,在验证理论分析正确性的同时实现货币政策效应的稳健性检验;最后,结合理论分析和实证检验过程中发现的问题给出一些政策性建议。

二、理论模型

假设有一个连续无限期存活的代表性消费者,而且是完全理性的,本文采用 Sidrauski (1967)的研究思路,将货币引入经济主体的效用函数,则有:

$$\int_0^{\infty} e^{-\rho t} U(c_t, m_t) dt$$

其中, c_t 为 t 期人均消费, m_t 为 t 期人均实际

货币持有量, ρ 表示时间偏好率。假设代表性消费者的财富由实物资本 (K) 和货币资本 (M) 组成, 则代表性消费者的实际财富量等于 $K + M/P$, 接下来我们将对 Tobin (1965) 构造的资本积累方程:

$$\dot{K} + d(M/P)/dt = s(Y - \delta K + d(M/P)/dt)$$

进行如下两方面的调整:

一是用 $Y - C - \delta K$ 替代 $s(Y - \delta K)$, 事实上, $s(Y - \delta K)$ 表示总收入中扣除折旧后的储蓄部分, $Y - C - \delta K$ 表示总收入中扣除折旧和消费后的投资部分, 而经济系统中的投资部分在很大程度上来自储蓄资本。为此, 视二者为近似等价量是合理的。

二是用 \dot{M}/P 替代 $d(M/P)/dt$, 主流经济学家普遍认为短期内价格水平是不变的。鉴于此, 我们假设价格 P 为恒定常数, 此时 $d(M/P)/dt$ 和 \dot{M}/P 为近似等价量, 均表示代表性消费者的实际货币资本增量。

基于上述调整后, 代表性消费者的资本积累方程就是产出用来消费和增加实物资本与货币资本持有量, 故资本积累过程满足如下约束式:

$$\begin{aligned} \dot{K} + \dot{M}/P \\ = Y - C - \delta K + s\dot{M}/P \end{aligned} \quad (1)$$

其中, δ 表示实物资本折旧率, s 表示储蓄率, Y 表示产出水平, (1) 式意味着货币资本与实物资本一样被消费者视作财富, 而且是同质的, 这符合 Tobin (1965) 的基本假设。本文选用 Cobb - Douglas 生产函数形式, (1) 式两边同时除以 L , 即可得到人均实物资本积累方程:

$$\dot{k} = Ak^\alpha - c - (n + \delta)k - (1 - s)m\theta$$

其中, $0 < \alpha < 1, 0 < s < 1, m$ 表示人均实际货币持有量, $\theta = g_M$ 表示名义货币供给增长率, n 表示人口增长率, 为此可以得到如下形式的动态最优消费决策问题:

$$\begin{cases} \max_{c, m} \int_0^\infty e^{-\rho t} U(c_t, m_t) dt \\ \dot{k} = Ak^\alpha - c - (n + \delta)k - (1 - s)m\theta \\ k(0) = k_0 \end{cases}$$

对于个人效用函数而言, 本文采用 Jones (2001) 构造的个人效用函数形式, 如下所示:

$$U(c, m) = \frac{c^{1-\sigma} - 1}{1-\sigma} + \frac{m^{1-\sigma} - 1}{1-\sigma}$$

这意味着代表性消费者对货币的态度与对待消费的态度是一致的, 即代表性消费者的满足程度随货币持有量的增加而增加, 但增加的速度却是递减的, 代表性消费者是风险规避的。

下面将运用动态最优化理论进行求解, 首先构造出 Hamilton 函数:

$$H = \frac{c^{1-\sigma} - 1}{1-\sigma} + \frac{m^{1-\sigma} - 1}{1-\sigma}$$

$$+ \lambda [Ak^\alpha - c - (n + \delta)k - (1 - s)m\theta]$$

其中, $1/\sigma$ 为跨时替代弹性, c, m 为控制变量, k 为状态变量, 由一阶条件可得:

$$A\alpha k^{\alpha-1} = \sigma g_m + g_\theta + B, B = \rho + n + \delta \quad (2)$$

Friedman (1963)^[25] 认为通货膨胀是一种货币现象。鉴于此, 我们假设: $g_P = a_0 + a_\theta$, 则有: $g_m = g_M - g_L - g_P = (1 - a)\theta - n - a_0$, 将其带入 (2) 式可得:

$$A\alpha k^{\alpha-1} = \sigma[(1 - a)\theta - n - a_0] + g_\theta + B \quad (3)$$

将 (3) 式视为 k 关于 θ 的函数关系式, 两端取对数, 再进行全微分, 即可得到均衡路径上的经济增长水平:

$$g_k = \frac{1}{\alpha - 1} \frac{g_\theta [\sigma(1 - a) + g'_\theta] \theta}{\sigma[(1 - a)\theta - n - a_0] + g_\theta + B} \quad (4)$$

其中, g'_θ 表示 g_θ 关于 θ 的一阶导数, 从 (4) 式不难看出货币供给与经济增长之间存在密切联系。在本文假设条件下货币既不是超中性的, 也不是中性的, 而与经济增长之间表现出更为复杂的关系。下文将对 (4) 式进行数值模拟以具体揭示二者之间的内涵关系。

三、数值模拟

为了对货币供给与经济发展之间关系有一个直接感官的认识, 我们将在其他非参数取得特定值的情况下进行数值模拟以最终给出货币供给与经济增长关系图, 这样就会给社会计划者带来一个简单的图形概念。

先对 $\ln \theta$ 进行 3 阶 Taylor 展开, 再依据龚六堂 (2003) 和胡适耕 (2004)^[26] 的取值方法, 令: $\rho = 0.02, \delta = 0.02, n = 0.005, \sigma = 3.5, \alpha = 0.5, a = 0.25, a_0 = -0.05$

其他非参数均取值为零, 也就是 (4) 式不含有的参变量, 由此可以得到货币供给与经济增长关系图, 模拟结果见图 1 所示。

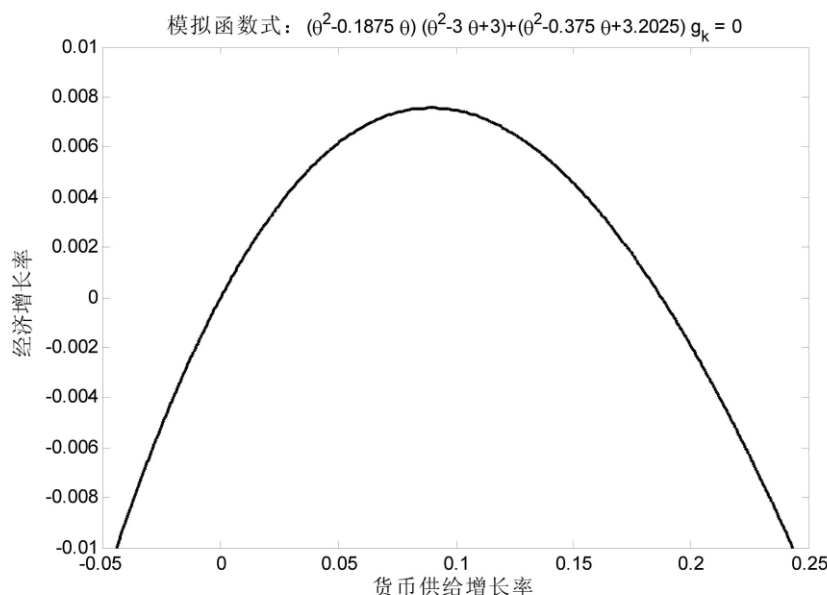


图 1 货币供给与经济增长模拟关系图

图 1 表明,货币供给与经济增长之间呈现倒 U 型关系,这就是说库兹涅茨倒 U 型假说在货币经济中是适用的。如果“通货膨胀是一种货币现象”这一论断具有广泛适应性的话,那么模拟结果在一定程度上表明:适度的通货膨胀是有利于经济增长的。此外,模拟结果还表明:比起扩张性货币政策,经济系统对紧缩性货币政策更为敏感,这就要求社会计划者在制定货币政策时要考虑到货币政策对刺激经济扩张与抑制经济紧缩的不同影响。

四、实证分析

本文采用中国国内生产总值增长率和广义货币供给增长率为检验样本,并尝试从货币供给和经济增长的内在机理方面着手分析中国货币的属性问题。

(一) 计量模型

为了能够得到货币供给与经济增长之间确切的数量关系,进而达到证明理论分析正确性的目的,本文仅把货币作为自变量,如此可实现充分发掘货币政策效应的目的,同时又不至于使得计量模型过于复杂,具体模型如下所示:

$$y_t = const + \sum_{i=1} \alpha_i rm2_{t-i} + \sum_{j=1} \gamma_j rm2_t^j + u_t \quad (5)$$

其中, u_t 为随机扰动项,本文采用 2000 年 1

月到 2013 年 9 月共 165 组月度数据进行实证检验,所有数据均来自 Wind 金融数据终端或中宏教研数据支持系统。考虑到数据的可得性,我们先借助 Eviews 6 将表征中国经济增长水平的季度数据转换为月度数据。此外,用 y_t (t 期国内生产总值增长率) 表征 t 期中国经济增长水平,用 $rm2_t$ (t 期广义货币供给增长率) 表征 t 期中国货币供给增长水平。

(二) 平稳性检验

尽管理论模型已经论证了货币的属性,但理论分析结果在中国实际经济中的适应性问题并没有得到印证。为了提高研究结果的可信性,在回归分析之前将通过格兰杰因果检验对中国货币政策效应问题进行初步判断。值得注意的是,时间序列数据对平稳性要求较高,非平稳性数据不仅严重影响格兰杰因果检验效果,而且容易导致伪回归问题。鉴于此,我们先采用 KPSS 检验法对数据进行平稳性检验,检验结果见表 1 所示,其中原假设为,被检验序列数据是平稳的。

从表 1 可知,无论是表征经济增长水平的序列数据,还是表征货币供给增长水平的序列数据,其检验统计量均小于 10% 置信水平下的临界值,也就是说,在 10% 置信水平下二者均接受原假设,序列数据是平稳的。下文将以此为基础进行格兰杰因果检验。

表 1 基于 KPSS 检验法的平稳性检验结果

LM 统计量		经济增长水平	货币供给增长水平
检验临界值		0.2830	0.2488
	1%置信水平	0.7390	0.7390
	5%置信水平	0.4630	0.4630
	10%置信水平	0.3470	0.3470

(三) 格兰杰因果检验

很明显,若货币供给对经济增长构成格兰杰因果关系,则认为中国货币政策的实施对经济增长有影响,这只是货币政策有效的必要条件,若构成格兰杰因果关系,只能说明(5)式是合理的,是否有效还取决于货币政策效应的稳健性,只有稳健存在的才是有效的,检验结果见表 2 所示,其中原假设为:货币供给不是经济增长的格兰杰因果关系。

表 2 格兰杰因果检验结果

滞后期数	样本数	F—统计量	概率值
1	164	13.4964	0.0003
2	163	2.8975	0.0582
3	162	2.1016	0.1024
4	161	2.0542	0.0897
5	160	1.9376	0.0915

从表 2 可知,在 10%置信水平下,仅当滞后期为 3 时,货币供给对经济增长不构成格兰杰因果关系,也就是说,货币供给对经济增长有影响,但不稳定。为了充分发掘出二者之间的内涵关系,我们采用 Hodrick—Prescott 滤波法对二者进行趋势分解,对分解后表示长期趋势的趋势数据进行格兰杰因果检验,检验结果见表 3 所示(原假设同上),在 1%置信水平下均能通过显著性检验,也就是说,货币供给是经济增长的格兰杰因果关系,这样就进一步证明了(5)式的合理性,但二者是否像数值模拟表明的那样呈现倒 U 型关系,而且表现出一定的稳健性,下文将通过分位数回归来解决这方面问题。

表 3 H—P 分解后格兰杰因果检验结果

滞后期数	样本数	F—统计量	概率值
1	164	27.3712	5.E—07
2	163	108.570	3.E—30
3	162	20.9865	2.E—11
4	161	15.9305	7.E—11
5	160	6.2971	3.E—05

(四) 回归分析

对(5)式进行分位数回归,回归结果表明:除 τ

$=0.9$ 时,货币变量滞后项无法通过显著性检验,其他取值在显著性水平为 10% 情况下均能够通过显著性检验;在 $\tau=0.1$ 时, F 统计量对应的 P 值为 0.0061,其他分位数情况下 F 统计量对应的 P 值均为 0,回归模型在 1% 显著性水平下都是显著的,最终回归结果见表 4 所示,其中 τ 表示分位数,介于 0 和 1 之间。

回归系数出现了一次项系数为正,二次项系数为负的情形,这说明中国货币供给与经济增长之间表现为倒 U 型关系,即货币政策在一定范围内可以促进经济增长,一旦超过某一界限,随着货币政策实施力度的进一步加大反而会削弱货币政策的预期效果。这样的结果不仅验证了理论分析的正确性,也间接证明了库兹涅茨倒 U 型假说在中国货币经济中的适用性。此外,对于 $\tau=0.1,0.2\cdots0.9$,最优货币供给增长水平始终位于 $[0.1460,0.1766]$ 区间内,并没有随分位数的变化而发生大幅度波动,也就是说,中国货币供给增长水平应以区间上下限为临界点进行适当调整,并不存在恒定不变的最优增长水平。若经济形势过热,应以区间下限为基准适度收紧货币供给,若经济呈现疲软之势,应以区间上限为基准适度增加货币供给力度。此外,中国货币政策滞后一期项系数为正,但其值远小于当期,这说明中国货币政策产生的正效应主要在当期,滞后效应虽然有利于经济增长,但产生的正效应比起当期而言已变得微不足道。

在不同分位数下,货币变量一次方项和二次方项系数均能通过显著性检验,这表明倒 U 型关系是稳健的。这种稳健性对于社会计划者进行宏观经济调控具有很强的指导意义。对于滞后项而言,仅在 $\tau=0.9$ 时,其系数无法通过显著性检验,中国货币政策的滞后效应表现得较为稳定,但其值比起当期已变得很小,也就是说,社会计划者可以适当考虑其滞后效应的存在,若无法兼顾时可以忽略不计以求得政策效应总体最优化。对于常数项而言,仅在 $\tau=0.1$ 时,其系数无法通过显著性检验,常数项表现得相对稳定,事实上,常数项并不能实际影响到政策效应的表现。

表 4 分位数回归结果

$rm2^2$	$rm2$	$rm2(-1)$	$const$	$rm2^*$	
$\tau=0.9$	$-8.3034^* (-10.4224)$	$2.9327^* (8.3148)$	$0.1651(0.4856)$	$-0.2144^* (-6.6885)$	0.1766
$\tau=0.8$	$-6.5211^* (-8.5768)$	$2.3011^* (6.6091)$	$0.4394^{**} (1.8690)$	$-0.1547^* (-5.2924)$	0.1764
$\tau=0.7$	$-5.4412^* (-7.3967)$	$1.9148^* (6.3639)$	$0.3816^{**} (2.0363)$	$-0.1177^* (-4.1473)$	0.1760
$\tau=0.6$	$-4.3221^* (-7.5091)$	$1.5210^* (5.5151)$	$0.3006^{**} (2.3229)$	$-0.0766^* (-3.5225)$	0.1760
$\tau=0.5$	$-4.1168^* (-7.5105)$	$1.3660^* (5.4331)$	$0.3463^* (2.8849)$	$-0.0668^* (-3.3213)$	0.1659
$\tau=0.4$	$-3.8597^* (-7.4486)$	$1.2324^* (5.1164)$	$0.3908^* (3.4162)$	$-0.0628^* (-3.3419)$	0.1596
$\tau=0.3$	$-3.5767^* (-6.4070)$	$1.0876^* (4.5245)$	$0.3976^* (3.5411)$	$-0.0503^* (-2.6654)$	0.1520
$\tau=0.2$	$-3.4036^* (-5.0884)$	$1.0200^* (3.4645)$	$0.4923^* (4.9929)$	$-0.0474^{**} (-2.1273)$	0.1498
$\tau=0.1$	$-3.6466^{**} (-2.0737)$	$1.0651^{**} (1.9557)$	$0.4355^* (2.9001)$	$-0.0600(-1.1354)$	0.1460

注：*，**，***表示在1%，5%，10%置信水平下通过显著性检验，括号内为t值； $rm2^*$ 表示最优货币供给增长水平，等于倒U型中心轴对应的数值。

五、结论及政策建议

本文在现有研究基础之上，建立一个由实物资本和货币资本构成的内生经济增长模型，从理论上分析货币供给对经济增长的影响，并运用中国实际经济数据进行实证检验，所做工作以及所得结论如下：

第一，以 Tobin (1965)、Sidrauski (1967) 和 Jones (2001) 的研究成果为基础，构建一个含有货币的内生经济增长模型，从而达到从理论上分析货币属性的目的。数值模拟表明：货币供给与经济增长之间呈现倒 U 型关系，也就是说，较高或较低的货币供给增长水平都不利于经济的进一步增长。此外，模拟结果还表明：相对于通货膨胀而言，经济系统对紧缩性货币政策更为敏感，这说明社会计划者可以适度实施扩张性货币政策，这样就从理论上解释了为什么世界上多数国家政府相对偏好实施扩张性货币政策而不是紧缩性货币政策。

第二，实证结果表明，中国货币供给与经济增长之间实际表现为倒 U 型关系，这就是说货币超中性和中性假说在中国均不适用，如此就验证了理论分析的正确性。分位数回归结果不仅刻画出中国货币供给与经济增长之间的数量关系，也直接证明倒 U 型关系的稳健性，这对社会计划者进行宏观经济调控具有很强的指导意义，尤其是长期宏观经济调控。此外，分位数回归结果表明中国最优货币供给增长水平位于[0.1460, 0.1766]区间内，而非某一恒定常数，这就为社会计划者实施

货币政策提供一个可以进行调整的区间。总体看来，2013 年中国货币政策仍以稳健为主，呈现中性趋紧之势，M2 的预期目标是 0.1300，增速比 2012 年下调一个百分点，由于全球金融危机以及美国量化宽松货币政策的实施已迫使社会计划者向经济系统中注入大量流动性，已经远超过最优供给区间上限，达到倒 U 型右端。为此我们认为社会计划者下一阶段的工作重点是盘活货币存量，加快货币流动速度，而非继续大量注入流动性。

第三，进行格兰杰因果检验时发现，对运用 Hodrick—Prescott 滤波分解后的长期趋势数据进行检验的结果明显好于原始数据的检验结果，事实上，分解的过程就是一个去除白噪声的过程，这就是说货币政策效应受到外部因素的干扰，社会计划者若想通过货币政策实现预期目标，必须适当考虑经济系统中的“噪声”，像国际游资、非理性预期等。值得注意的是，在世界经济一体化日趋深入的今天，资本的跨国流动愈发频繁，规模愈加庞大，社会计划者应当予以适当关注，积极防范国际游资造成的国内货币供求失衡问题；对于非理性预期而言，社会计划者应以维持声誉为主，保持政策实施的连贯性，适时向市场释放信号，通过信号效应达到稳定社会预期的目的。

参考文献：

- [1] TOBIN J. Money and Economic Growth[J]. Econometrica, 1965, 33: 671—810.
- [2] STOCKMAN A C. Anticipated Inflation and the Capital Stock in a Cash-in-advance Economy[J]. Journal of Monetary Economics, 1981, 8: 378—399.

- [3] SIDRAUSKI M. Rational Choice and Patterns of Growth in a Monetary Economy[J]. American Economic Review, 1967, 57:537—544.
- [4] GEWEKE J. The Superneutrality of Money in the United States: An Interpretation of the Evidence[J]. Econometrica, 1986, 54(1):1—22.
- [5] McCANDLESS G T, WEBER W E. Some Monetary Facts[J]. Quarterly Reviews, 1995, 19(3):2—11.
- [6] KING R G, WASTON M W. Testing Long Run Neutrality[J]. Economic Quarterly, 1997, 83(3):69—101.
- [7] MERTON R. An Asymptotic Theory of Growth under Uncertainty[J]. Reviews of Economic Studies, 1975, 42:375—393.
- [8] 厉以宁. 非均衡的中国经济[M]. 北京: 经济日报出版社, 1991.
- [9] 袁志刚. 非瓦尔拉均衡理论及其在中国经济中的应用[M]. 上海: 上海三联出版社, 1993.
- [10] 范从来. 论通货紧缩时期货币政策的有效性[J]. 经济研究, 2000, (7):24—31.
- [11] 戴根有. 关于我国货币政策的理论与实践问题[J]. 管理世界, 2002, (3):1—12.
- [12] 龚六堂, 肖芸. 财政分权框架下的财政政策和货币政策[J]. 经济研究, 2003, (1):45—53.
- [13] 王洪斌, 董凤斌. 内生货币与经济增长: 理论假说与中国经验事实[J]. 经济科学, 2004, (3):5—14.
- [14] 卢万青. 对我国宏观经济波动中货币因素的实证研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2001, (4):24—27.
- [15] 陆军, 舒元. 长期货币中性: 理论及其中国实证[J]. 金融研究, 2002, (6):32—40.
- [16] 周锦林. 关于我国货币“中性”问题的实证研究[J]. 经济科学, 2002, (1):61—65.
- [17] 刘金全, 张鹤. 我国经济中“托宾效应”和“反托宾效应”的实证检验[J]. 管理世界, 2004, (5):18—24.
- [18] 戴建军. 我国货币供应量与国内生产总值关系的实证研究[J]. 财经理论与实践, 2007, (6):34—38.
- [19] 孟祥兰, 雷茜. 我国货币供应与经济增长及物价水平关系研究[J]. 统计研究, 2011, 28(3):43—50.
- [20] KOENKER R, BASSETT G. Regression Quantiles[J]. Econometrica, 1978, 46(1):33—50.
- [21] KOENKER R, BASSETT G. Robust Tests for Heteroskedasticity Based on Regression Quantiles [J]. Econometrica, 1982, 50(1):43—62.
- [22] 陈建宝, 丁军军. 分位数回归技术综述[J]. 统计与信息论坛, 2008, 23(3):89—96.
- [23] 史金凤, 刘维奇. 基于分位数回归的金融市场稳定性检验[J]. 中国管理科学, 2011, 19(2):24—29.
- [24] JONES. Was an Industrial Revolution Inevitable? Economic Growth over the Very Long Run [J]. Macroeconomics, 2001, 1(2):1—43.
- [25] FRIEDMAN M, SCHWARTZ A J. A Monetary History of the United States, 1867—1960[M]. Princeton: Princeton University Press, 1963.
- [26] 胡适耕, 吴付科. 宏观经济的数理分析[M]. 北京: 科学出版社, 2004: 52—65.

Study of Monetary Policy Effect Based on the Endogenous Growth Model

HE Jun, HU Jia-lian

(School of Management, University of Science & Technology of China, Hefei 230026, China)

Abstract: Monetary policy is a necessary condition to maintain the normal operation of the economic system. As for the monetary policy, there has not formed the uniform opinion on the effectiveness. In this atmosphere, it is of significance to clarify the effectiveness of monetary policy. This article firstly constructs an economic growth model in the framework of the endogenous growth theory, including money to demonstrate how monetary supply influences economic growth. Then, the article makes an in-depth analysis of the theoretical model by the methodology of numerical simulation and finds out that, in the stabilized state, there exists an inverted—U—shaped relationship between monetary supply and economic growth. Finally, in order to verify the adaptability of the conclusions from the analysis in the actual economy, this paper takes economic data of China between 2000 and 2013 as an example and makes full use of the quantile regression model to apply an empirical test. The empirical result proves the correctness of theoretical analysis, the adaptability in China's actual economy and the robustness of the inverted—U—shaped relationship.

Key words: monetary supply; economic growth; numerical simulation; quantile regression

[责任编辑:王 春]