中国货币超中性的实证分析

王洪斌

(南开大学经济研究所 天津 300071)

摘要：本文总结了对货币超中性研究的三种不同范式。根据中国 1994 - 2002 年的季度数据，在建立向量自回归模型 (VAR model) 和向量误差修正模型 (VEC Model) 的基础上，检验实际 GDP 增长率与货币供应量的增长率之间是否存在协整关系，并根据 Granger 因果关系检验模型验证它们之间是否存在因果关系。检验结果表明，二者之间存在协整关系，而且在滞后期为一年时间以后二者互为因果关系。最后针对我国实际情况得出我国货币供给具有较强内生性的结论，并提出了相应的政策建议。

关键词：货币超中性，向量自回归模型，内生货币，货币政策

中图分类号：F **文献标识码：**A

当今对经济增长理论的研究大都着眼于资本、劳动力、人力资本或全要素生产率等因素在增长中的作用，货币传统已经很少被提及。这其中主要原因在于新古典学派和真实经济周期学派所坚持货币中性的主张，但是目前除了以华勒士为代表的新货币学派以外，几乎所有对货币进行研究的学者都已经有意或无意的把“货币重要”作为自己研究的出发点与归宿。这种货币作用与货币对宏观经济运行研究的分野值得引起经济学者的关注。因此本文在分类总结已有货币与经济增长关系的文献基础之上，对中国的实际情况做出计量研究，并给出简要的政策建议。

一、文献综述

经济增长中货币中性的含义与比较静态的瓦尔拉斯模型中货币中性不同，是研究货币供给增长率对经济中实际变量的影响。为了区分增长模型中的货币中性概念与比较静态的中性概念，通常将增长模型的货币中性称为超中性。研究货币与经济增长的文献大致可分为三类：将货币作为一种财富形式加入实际可支配收入；效用函数中的货币；生产函数中的货币。

1、资产组合中的货币与“托宾效应”

托宾 (Tobin, 1965) 首次明确将货币因素与增长理论相结合，得到了货币供给增加与资本形成之间的资产组合机制。托宾在无货币的新古典增长模型的基础上，将实际货币余额作为实物资本的一种替代资产，即人均财富总量 (a_t) 等于人均资本存量 (k_t) 与人均实际货币余额 (m_t) 之和。在储蓄率不变的假定下，投资取决于货币与资本在总财富中的资产组合情况。由于持有实物资本不仅可获得资本收益，而且能够避免通货膨胀损失，故持有货币的机会成本为资本实际收益率 (r) 与通货膨胀率 (π) 之和。当货币供给增加引起温和通货膨胀时，持有货币成本上升，增加了资本作为价值储藏的相对吸引力，人们将调整自己的资产组合结构——资产相对构成会转向资本——将导致更高的经济增长率。因此，货币增长所引起的通货膨胀对资本存量具有正向作用、将导致更高的产出水平，这就是所谓的“托宾效应”。

依照托宾的分析范式，罗斯 (Rose, 1966) 和斯坦 (Stein, 1966、1969) 考虑到任何

一个时点上市场可能处于非均衡这一事实提出了凯恩斯 - 维克赛尔货币增长模型。他们在独立的投资、储蓄方程与货币和商品市场可以存在非均衡状态的假设下，依然得到了与“托宾效应”相同的货币非中性结论。

帕廷金和莱哈瑞 (Patinkin and Levhari, 1968) 首先对托宾的货币增长模型提出质疑，指出“货币为什么可以被引入增长模型？货币经济有何优势？”并没有被明确说明。他们认为货币与经济增长相结合的合理原因是实际货币余额可以作为一种消费品或者作为生产要素，从而对实际经济产生影响。在货币作为消费品时，必须被引入效用函数才能表示其所提供的服务；货币作为生产要素时，必须被反应到生产函数中。只有从这两个方面加以考虑，货币与增长理论的结合才可能建立在坚实的理论基础之上。所以在托宾开创性探索之后，效用函数中的货币与生产函数中的货币被作为进一步研究的两个方向。

2、效用函数中的货币

鉴于上述批评，经济学家开始以更为严谨的方法进行研究。西德罗斯基 (Sidrauski, 1967a) 假设储蓄和投资都是物质资本收益率和不变时间偏好率的函数，在效用最大化的框架下研究货币对经济增长的作用，将货币加入效用函数，解决了为何持有货币这一问题。西德罗斯基模型的基本经济单位是单个家庭，其中 c_t 代表每一单位时间内家庭的实际消费， m_t 代表每一单位时间内家庭所拥有的实际货币余额。效用函数形式为

$$u_t = (c_t, m_t) \quad 1.1$$

一个长生不老的家庭通过解决跨时最大化问题来最大化其效用函数，因此有

$$W = \int_0^{\infty} u_t(c_t, m_t) \cdot e^{-\delta \cdot t} dt \quad 1.2$$

这里 $\delta > 0$ 表示家庭的主观时间偏好率。每一时刻经济主体的行为由存量约束与流量约束控制。存量约束要求人均财富总量 (a_t) 分配为人均资本存量 (k_t) 与人均实际货币余额 (m_t)，即

$$a_t = k_t + m_t \quad 1.3$$

另一方面，流量约束要求人均财富增量 ($\dot{a}_t$) 等于产出 ($f(k_t)$) 和政府转移支出 (v_t) 之和减去人均资本耗损 ($(\delta + n)k_t$ ，其中 δ 代表资本的折旧率， n 代表人口自然增长率)、人均实际货币余额耗损 ($(\pi_t - n)m_t$ ，其中 π_t 代表预期的通货膨胀率) 和人均消费 (c_t)，具体形式如下

$$\dot{a}_t = f(k_t) + v_t - (\pi_t - n)m_t - (\delta + n)k_t - c_t \quad 1.4$$

因此，其现值 Hamilton 函数为

$$H = e^{-\delta t} \{ u(c_t, m_t) + \lambda_t [f(k_t) + v_t - (\pi_t + n)m_t - (\delta + n)k_t - c_t - \dot{a}_t] + q_t [a_t - k_t - m_t] \} \quad 1.5$$

通过求解 Hamilton 函数，得到 $f'(k) = \delta + n$ 这一结果，与无货币增长模型中所“修正的黄金准则”结论一致，实际利率水平与通货膨胀率和货币增长率均无任何关系，货币是超中性的。西德罗斯基认为在长期中货币增长率的上升会完全导致价格变动，将减少实际余额存量但并不影响稳定的消费状态，所以资本存量独立于货币增长率，均衡资本存量是使资本边际产品等于既定时间偏好率与人口增长率之和的资本存量。托宾与西德罗斯基之间的结论差异是由于二者于对货币需求和储蓄行为不同假设所导致的。

3、生产函数中的货币

虽然西德罗斯基得出货币超中性的结论，但在现实中货币对经济增长的作用被人们广泛

认同，只是在货币对经济增长作用的方向上存在分歧。在 70 年代西方主要发达国家陷入滞胀危机后，经济学者开始对“托宾效应”提出质疑。费舍尔（Fischer，1983）通过将 53 个国家分为 1961 - 1973 和 1973 - 1981 两个时间序列进行实证检验，得到通货膨胀与经济增长负相关的结论，并由此出发将货币作为生产要素加入生产函数进行研究。他假设生产函数形式为 $y_t = f(k_t, m_t)$ ，简便起见，省去方程 1.2 中的货币，则有效用函数

$$W = \int_0^{\infty} u_t(c_t) \cdot e^{-\delta \cdot t} dt \quad 1.6$$

依照西德罗斯基的方法构造 Hamilton 函数：

$$H = e^{-\delta \cdot t} \{u(c_t) + \lambda_t [f(k_t, m_t) + v_t - (\pi_t + n)m_t - (\delta + n)k_t - c_t - \dot{a}_t] + q_t [a_t - k_t - m_t]\} \quad 1.7$$

通过求解方程 1.7 得到货币增长率对资本密度的影响取决于生产函数偏微分的结果。由于费舍尔假设生产函数是凹的，最终得出了通货膨胀与经济增长负相关的结论。他认为更高的通货膨胀与更低的经济增长相关联是因为更低的实际货币余额降低了生产函数中要素的效率，同时也与政府购买和铸币税使用有关。所以费舍尔的结论是货币增长率上升最终会降低均衡时的资本存量，降低产出水平。

以上三种不同的分析范式，对同一问题得出三种迥然不同的结论，货币与经济增长之间的复杂关系可见一斑，这也导致难以根据合适的理论制定出有效的货币政策。因此本文运用中国 1994 - 2002 年季度数据建立向量自回归模型（VAR Model）与向量误差修正模型（VEC Model），检验货币增长率与经济增长率之间是否存在协整关系，即探求中国货币超中性问题；如果货币是非超中性的，那么其是具有正向的“托宾效应”还是相反。并运用 Granger 因果性检验考察二者之间的因果关系。最后针对我国实际情况提出了相应结论与政策建议。

二、货币与经济增长的关系：中国实证经验

现实中能够影响经济增长的因素众多，如新古典经济增长理论从资本存量、有效劳动供给、人力资本、技术进步、贸易等方面对经济增长进行解释；罗宾逊和伊特韦尔（中译本，2002）在《现代经济学导论》一书中用技术关系与社会关系相互作用的观点来进行经济分析；卡尔多（1963）从收入分配的角度对经济增长进行研究；熊彼特从“创新”的角度、戴维斯和诺斯（1971）从制度角度分析增长问题；柳欣（2003）以社会关系为基础发展了一套宏观经济分析体系。目前已经有大量关于非货币因素对中国经济增长影响的理论与实证文章，但研究货币超中性的文章并不多见。本文则侧重从货币与经济增长的角度考虑，在此仅对中国货币与经济增长的关系进行实证检验。需要指出这并不意味着货币因素是经济增长唯一的决定力量，我们这样处理只是为了更加清晰的表明货币与经济增长的关系，研究货币超中性问题。

关于数据的采集，由于本文要建立 VAR 模型，以检验中国货币供应量增长率与经济增长率之间的长期关系，所以用改革开放以来仅 20 余年的时间序列数据是不足够的，为了扩大样本空间，本文选取 1994 年至 2003 年的季度数据，其中 M2 的季度数据来源于《中国经济景气月报》，2000 - 2003 年名义 GDP 的季度数据来源于《中国经济景气月报》、1994 - 1999 年名义 GDP 的季度数据来源于中国经济信息网，1994 - 2003 年实际 GDP 的数据是通过以 1990 年为基期的商品零售物价指数平减后得到，人均 M2 和人均实际 GDP 均为 M2 与实际 GDP 除以当年年底人口数得到，其中商品零售物价指数与当年年底人口数来源于《2004 年中国统计年鉴》。此外为了消除选取季度数据中的季节趋势，本文采用 Hodrick 和 Prescott 于 1990 年提出的方法，对数据进行了 HP 滤波。本文以下所采用的均是通过 HP 滤波消除季节趋势的数据。其中 GGDP 代表季度人均实际 GDP 增长率，GM2 代表季度货币供应量增长率。

1、协整关系检验

首先，通过单位根检验判断 $GGDP_t$ 与 $GM2_t$ 的平稳性。对 $GGDP_t$ 与 $GM2_t$ 的平稳性检验见表 1。检验结果显示 $GGDP_t$ 与 $GM2_t \sim I(0)$ 。

表 1、 $GGDP_t$ 和 $GM2_t$ 的平稳性检验

	DF 或 ADF 检验	DW	临界值 (95%)
1	$GGDP_t = 0.001 - 0.01 GGDP_{t-1} + 0.935 GGDP_{t-1}$ (26.5) (-16.99)* (177.76)	2.3	-2.95
2	$GM2_t = 0.00041 - 0.0092 GM2_{t-1} + 0.92 GM2_{t-1}$ (20.16) (-15.82)* (153.57)	2.1	-2.95

注：(1) 带*字符括号内数字是 DF 或 ADF 统计量的值。
(2) 不带*字符括号内数字是 t 统计量的值。

其次，建立 $GGDP_t$ 和 $GM2_t$ 的 VAR 模型。在建立 VAR 模型前应确定其最大滞后期 k 。若滞后期太小，会导致误差项存在严重自相关和参数的一致性估计，虽然加大 k 值可以消除误差项中的自相关，但是 k 的增加会导致自由度减少，从而影响模型参数估计量的有效性，因此滞后期的选择对于模型结果的科学性有较大影响。本文采用内曼 - 皮尔逊提出的 LR 统计量来确定 k 值。LR 统计量定义为： $LR = -2(\log L_{(k)} - \log L_{(k+1)}) \sim \chi^2(N^2)$ ，其含义是 LR 统计量渐进服从 $\chi^2(N^2)$ ，如果 LR 统计量值小于临界值，则认为新增加的滞后变量对 VAR 模型毫无意义。由于变量观测值是经过 HP 滤波的季度变量，一般来说建立 VAR(3) 模型足以消除随机误差项中存在的自相关。VAR(3) 的极大似然函数值为 $\log(\beta) = 615.7$ ，为检验 $k=3$ 是否适当，估计 VAR(4) 模型，得到其似然估计函数 $\log(\beta) = 612.3$ 。根据上述定义，

$$LR = -2(\log L_{(3)} - \log L_{(4)}) = -2(615.7 - 612.3) = -6.8$$

$$LR = -2(\log L_{(3)} - \log L_{(4)}) = -2(615.7 - 612.3) = -6.8$$

因为 $LR = -6.8 < \chi^2_{0.05(4)} = 9.49$ ，所以建立 VAR(3) 是可行的，VAR(3) 模型的估计结果见表 2。

表 2、VAR(3) 模型的估计结果

解释变量	回归函数 (1) $GGDP_t$	回归函数 (2) $GM2_t$
$GGDP_{t-1}$	1.6108(10.12)	-0.0261(-1.63)
$GGDP_{t-2}$	-0.3359(-1.06)	0.0553(1.74)
$GGDP_{t-3}$	-0.3511(-2.02)	-0.028(-1.6)
$GM2_{t-1}$	-2.4649(-3.71)	2.7503(41.1)
$GM2_{t-2}$	5.0123(3.80)	-2.5578(-19.24)
$GM2_{t-3}$	-2.3511(-3.83)	0.7999(12.94)
C	-0.0026(-1.13)	0.0002(0.95)
$AD-R^2$	0.9997	0.9999
S.E.	6.09E-05	6.13E-06
LogL	296.1664	342.6293
AIC	-16.3854	-20.97683
SC	-16.06477	-20.6562
VAR(3) 模型的 LogL	615.6904	
VAR(3) 模型的 AIC	-37.60566	
VAR(3) 模型的 SC	-36.96439	

注：括号内数字是 t 统计量的值；相应括号外数字是回归参数估计值。

最后,我们考查 $GGDP_t$ 与 $GM2_t$ 之间是否存在协整关系,即二者之间是否存在长期的稳定关系。本文以表 2 的结果为基础,进行 Johanson 协整检验,检验结果如表 3 所示。从表 3 可知,当确定 5% 显著水平时,因为 $LR=47.183 > 15.41$,所以拒绝零假设 $rk(\lambda)=0$,即认为这两个变量存在协整关系;接下来进一步检验,因为 $LR=2.6569$ 小于临界值 3.76,所以接受零假设 $rk(\lambda)=1$,即 $GGDP_t$ 与 $GM2_t$ 二变量之间存在一个协整关系。

表 3、 $GGDP_t$ 和 $GM2_t$ 的 Johanson 协整检验结果

零假设	特征值	迹统计量	5%水平临界值	1%水平临界值
$rk(\lambda)=0$	0.7622	47.183	15.41	20.04
$rk(\lambda)=1$	0.0821	2.6569	3.76	6.65

与之相应,本文进一步给出向量误差修正模型 (VEC),见表 4。

表 4、VEC(3)模型的估计结果

解释变量	回归函数(1) $GGDP_t$	回归函数(2) $GM2_t$
$GGDP_{t-1}$	0.4504(2.8)	-0.0585(-3.82)
$GGDP_{t-2}$	0.5625(2.98)	0.0479(2.66)
$GGDP_{t-3}$	0.2601(1.76)	0.0476(3.37)
$GM2_{t-1}$	1.7346(1.05)	2.2367(14.13)
$GM2_{t-2}$	-7.4707(-2.33)	-1.9711(-6.43)
$GM2_{t-3}$	4.9144(2.98)	0.6102(3.88)
C	0.001(7.05)	6.32E-05(4.55)
EC (误差修正项)	-0.1605(-6.82)	-0.0125(-5.57)
$AD-R^2$	0.9998	0.9999
$S.E.$	4.78E-05	4.56E-06
$LogL$	269.0407	341.8806
AIC	-16.8413	-21.5407
SC	-16.4713	-21.1706
VEC(3)模型的 $LogL$	610.9644	
VEC(3)模型的 AIC	-38.2558	
VEC(3)模型的 SC	-37.4231	

注:括号内数字是 t 统计量的值;相应括号外数字是回归参数估计值。

通过 Johanson 协整检验和 VEC 模型我们可以得到这两个变量的协整关系,即长期关系。如方程 3.1 所示:

$$GGDP_t = 0.05747 - 2.9379 GM2_t \quad 3.1$$

(-38.85)

从我们最终得出的人均货币供应量增长率与人均实际 GDP 增长率的长期关系中可知二者是负相关的,人均货币供应量增长率每上升 1%,将导致人均实际 GDP 增长率下降 2.9319%。这与费舍尔的结论一致,即在经济增长与发展的过程中货币是非超中性的,名义货币增长率的增加将引起了均衡状态时资本存量的下降,从而降低了人均收入水平。

2、Granger 因果关系检验

以上仅是对于二者相关性的分析，为了进一步考察这两个变量是否有内在的因果关系，本文采用Granger因果分析法对其进行检验。检验结果见表 5，变量滞后长度的变化导致了因果关系方向的改变。当滞后期为 1、4、5 时 $GGDP_t$ 和 $GM2_t$ 互为Granger因果关系，为一种双向关系；当滞后期为 2 时， $GGDP_t$ 是 $GM2_t$ 的Granger原因；当滞后期为 3 时， $GM2_t$ 是 $GGDP_t$ 的Granger原因。

表 5、 $GGDP_t$ 和 $GM2_t$ 的Granger因果性关系检验结果

零假设	滞后期数	F 统计量	概率
$GM2_t$ 不是 $GGDP_t$ 的Granger原因	1	794.014	0.00000
$GGDP_t$ 不是 $GM2_t$ 的Granger原因		443.373	0.00000
$GM2_t$ 不是 $GGDP_t$ 的Granger原因	2	0.14253	0.86779
$GGDP_t$ 不是 $GM2_t$ 的Granger原因		6.00082	0.00678
$GM2_t$ 不是 $GGDP_t$ 的Granger原因	3	4.89547	0.00821
$GGDP_t$ 不是 $GM2_t$ 的Granger原因		1.40073	0.26586
$GM2_t$ 不是 $GGDP_t$ 的Granger原因	4	7.45889	0.00059
$GGDP_t$ 不是 $GM2_t$ 的Granger原因		6.88387	0.00094
$GM2_t$ 不是 $GGDP_t$ 的Granger原因	5	14.8679	5.3E-06
$GGDP_t$ 不是 $GM2_t$ 的Granger原因		3.12608	0.03170

注：(1) 本表中的概率值是零假设成立的概率值；

(2) 判别标准是当确定 5% 的显著水平后，概率值大于 5% 时接受零假设，否则拒绝零假设。

三、结论与政策建议

本文通过对中国 1994 年至 2003 年季度数据采取 HP 滤波后，运用 VAR 模型、VEC 模型和 Granger 因果性检验，得出了货币供应量增长率的增加将导致人均实际 GDP 增长率下降这一结论。从整个分析过程中，我们可以得到如下结论与政策建议：

第一，总的来说，实际 GDP 增长率与货币供应量增长率之间互为 Granger 因果关系。Granger 检验结果显示，当确定 5% 显著水平时，在不同的滞后期，二者之间显示出了不同的因果关系，但是当滞后期在 4 期以后实际 GDP 增长率与货币供应量增长率表现出一种互为因果的双向关系。由于本文采取的是季度数据，滞后 4 期即为 1 年时间，这说明两个变量以 1 年为滞后期时互为 Granger 因果关系。货币供给的内生性 (Endogenous) 是指一国货币供给作为内生变量是由经济活动自身创造出来的，是实际产出、利率、物价水平等经济变量的函数，货币需求创造货币供给，并不是中央银行可以自行决定的。Granger 因果性检验的结果基本说明我国的货币供给表现出很强的内生性。同时通过 Granger 检验可知货币政策与财政政策不同，一般存在较长的时滞，所以货币政策实施不宜操之过急，而要注重其长期效果，追求稳定性、一致性与有效性，形成真正意义上稳定的货币政策。

第二，中国货币供给的内生性不断加强。大量文献已经证明中国的货币供应表现出了极强的内生性 (宁咏, 2000; 万解秋, 2001; 王羲、舒元, 2003)，我们在这里就不再更多予以说明。通过以上实证检验一方面验证了中国货币是非超中性的结论，另一方面也说明了中国货币供给的确表现出极强内生性。本文运用 1994 年以后的季度数据，此时中国货币供应内生性的表现与 1994 年以前有较大区别。1994 年以前中国货币供应量的内生性主要表现为地方政府行政干预专业银行、信贷计划管理制度本身缺陷等因素所导致的“倒逼机制”。

而 1994 年以后主要体现为商业银行信贷供给能力的增强、信贷需求和货币需求自主性增加等市场经济因素。尤其是 1994 年外汇体制改革后，外汇占款成为中央银行基础货币投放的主要渠道之一，虽然有学者认为中央银行可以采取一系列对冲手段来抵消其对基础货币的影响，但是笔者认为对冲外汇占款后货币结构、货币政策传导机制的改变是中央银行所不能控制的，所以外汇占款是中国货币供给表现出较强内生性的主要原因之一。

第三，在宏观经济增长与发展中，货币是非超中性的，但是由于货币供给越来越表现出极强的内生性，所以货币供应量不宜在作为货币政策的中间目标。在托宾开创了经济增长中的货币这一问题的研究之后，经济学家研究货币超中性问题的目的是指导货币政策的实施。在外生货币供给的条件下，经济增长中的货币非超中性的结论则意味着中央银行对于货币发行的控制可以影响宏观经济运行，货币供应量可以作为货币政策的中间目标来影响实体经济。然而本文从实证角度出发得到了货币非超中性与我国货币供给具有一定内生性的结论。所以虽然我们通过协整检验得到中国实际 GDP 增长率与货币供应量增长率之间的长期关系，但这一关系是经济体系自身运行所产生的，从内生货币与经济增长角度来看，在我国货币供给内生性趋势不断加强、中央银行对货币供给的控制力逐步减弱的现实条件下，货币供应量已经不再适合作为货币政策的中间目标。

第四，在内生货币供给条件下，应以利率作为货币政策中介目标或者选择通货膨胀目标。在货币供给内生性不断加强的条件下，西方国家货币政策中间目标一般经历了利率—货币供应量—利率这样的发展过程，如今有些国家甚至摒弃了两阶段货币政策操作模式，直接采用通货膨胀目标做法。由于内生货币是经济活动自身创造出来的，因此是实际产出、利率、物价水平等经济变量的函数，其中只有利率是中央银行执行货币政策时可以较好控制的变量，因此目前已被以美国为典型代表的大多数国家所采用。而我国在以货币供应量为中间目标的货币政策实施效果不明显的情况下，应该将货币政策中间目标转向对利率的调控。谢平、罗雄（2002）和陆军、钟丹（2003）分别运用历史分析法与协整检验估算我国泰勒规则的具体形式，均得到泰勒规则可以恰当描述我国银行间拆借利率的具体走势，能够很好衡量中国货币政策的结论，进一步为我国以利率作为货币政策中间目标、实施利率市场化进程提供了有力的理论与经验支持。此外，笔者认为通货膨胀目标目前并不适合我国实际，因为通货膨胀率在我国并不是一个可控性较强的变量，这点从 1998 年以后我国虽大力扩张有效需求但仍然陷入通货紧缩怪圈这一现象便可明显看出。

第五，在控制货币因素、制定货币政策同时要注重其他因素对经济增长的影响。由于本文主旨是研究货币与经济增长之间的关系，所以无论从理论上还是实证检验中都比较注重二者之间的关系，但是这并不意味着否认其他因素对于经济增长的重要性。我国要实现经济的快速、健康发展一定要从多方面共同着手。加强物质资本投入、发展国内教育、积极引进和吸收国外先进科学技术、大力发展国际贸易和 FDI、构建完善的金融体系都对我国经济发展有较强的现实意义。

参考文献

- [1]陈野华.西方货币金融学说的新发展[M]，西南财经大学出版社，2001.
- [2]弗里德曼、哈恩.货币经济学手册[M]，中译本，经济科学出版社，2002.
- [3]格林.经济计量分析[M]，中译本，中国社会科学出版社，1998.
- [4]哈里斯.货币理论[M]，中译本，中国金融出版社，1989.
- [5]陆军、钟丹.泰勒规则在中国的协整检验[J].经济研究.2003.8.
- [6]柳欣，2003：《资本理论——有效需求与货币理论》，人民出版社。
- [7]宁咏，2000：《内生货币供给；理论假说与经验事实》，经济科学出版社。
- [8]万解秋.货币供给的内生性与货币政策的效果[J].经济研究，2001，3.

- [9]王羲、舒元.中国货币市场运行：内生性、调整时滞与动态[J].经济学（季刊），2003. 3.
- [10]谢平、罗雄.泰勒规则及其在中国货币政策中的检验[J].经济研究,2002.3.
- [11]张晓峒.计量经济分析[M].经济科学出版社.2000.
- [12]Fischer, S., 1972, "Keynes-Wicksell and Neoclassical Models of Money and Growth", *American Economic Review*, Vol.62, 880-890.
- [13]Fischer, S., 1983, "Inflation and Growth", *NBER Working Paper*, No.1235.
- [14]Foley, D.K. and Sidrauski, M., 1970, *Monetary and Fiscal Policy in a Growing Economy*, The Macmillan Company, New York.
- [15]Hahn, F., 1960, "The Stability of Growth Equilibrium", *Quarterly Journal of Economic*, Vol.74, 206-226.
- [16]Hahn, F., 1961, "Money, Dynamic Stability and Growth", *Metroeconomica*, Vol.12, 56-76.
- [17]Patinkin, D. and Levhari, D., 1968, "The Role of Money in a Simple Growth Model", *American Economic Review*, Vol.58, 713-753.
- [18]Rose, H., 1966, "Unemployment in a Theory of Growth", *International Economic Review*, Vol.7, 260-282.
- [19]Sidrauski, M., 1967a, "Rational Choice and Patterns of Growth in a Monetary Economy", *American Economic Review*, Vol.57, 534-544.
- [20]Sidrauski, M., 1967b, "Inflation and Economic Growth", *Journal of Political Economy*, Vol.75, 796-810.
- [21]Stein, J.L., 1966, "Money and Capacity Growth", *Journal of Political Economy*, Vol.74, 74.
- [22]Stein, J.L., 1969, "Neoclassical and Keynes-Wicksell Monetary Growth Models", *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol.1, 153-171.
- [23]Tobin, J., 1965, "Money and Economic Growth", *Econometrica*, Vol.33, 671-684.
- [24]Tobin, J., 1967, "The Neutrality of Money in Growth Models: A Comment", *Economica*, Vol.34, 69-72.

The Positive Analysis of Chinese Monetary Super Neutrality

Wang Hong Bin

(Nankai Institute of Economics, Nankai University, 300071)

Abstract: This article summarizes the 3 different kinds of researches on the monetary super neutrality problem. Based on making VAR Model and VEC Model according to the quarterly figures in China from 1994 to 2003, the article inspects that if there is cointegration existing between the real GDP growth rate and money supply growth rate, and works on the causality between them using Granger's causality inspection. The results indicate that there is indeed cointegration existing between them. Furthermore, after one year lagged period, there is also causality between them. At last, in the light of the facts in China, the article reaches the conclusion that the money supply has great endogeneity in China and then puts forward some related policy suggestions.

Key Word: the monetary super neutrality; VAR Model; endogenous money; monetary policy

收稿日期：2004-09-10