

中国货币结构与经济产出

—基于 1952-2010 年宏观数据的实证检验

肖卫国 刘杰 赵圣伟
武汉大学 经济与管理学院, 武汉 430072

摘要: 理论研究表明, 货币体系中高流动性货币与准货币可以相互转化, 货币的合意结构能够使经济在即期和中长期保持最优产出。为此, 本文利用中国 1952-2010 年数据, 实证检验了货币结构与经济产出的关系。研究发现: 我国货币体系中的高流动性货币与准货币之间往往难以达到合意比例, 且总体上表现为货币流动性不足的态势, 这对经济产出产生了负面效应。然而, 经济转型以来, 货币流动性比率下降趋势得到缓解, 货币结构得到一定程度的优化, 且对经济产出产生了正向作用。这意味着央行的数量型货币政策的制定和实施应该更多的考虑货币结构所带来的影响, 并着重引导货币结构趋于合理化。

关键词: 货币层次; 合意结构; 经济产出

一、引言

本质上讲, 货币与经济产出之间的关系主要体现为货币的职能为经济资源和生产要素的流动与配置提供必要的媒介和条件, 从而促进经济的产出。如货币的交易职能改变了传统的物—物交易模式, 使得货币作为一种媒介参与商品的交易, 从而加速了商品市场的流通, 有效地促进了经济的产出; 而执行资产职能的准货币主要用来积累财富和保值增值, 银行部门将吸收的闲散货币配置到货币需求部门, 从而促进了企业的发展 and 经济社会的产出。

一直以来, 货币与宏观经济之间的关系都是经济学家关注的重点, 既有研究在考察货币与经济产出关系时, 主要探讨了货币总量对经济产出的影响。例如在早期, 古典经济学派就提出了货币中性论, 认为货币供应只与物价水平有关, 而对实际的经济活动没有影响。随后, 以 Keynes(1936) 为代表的经济学家向古典学派的货币中性论发起了挑战, 认为应当充分发挥货币政策在宏观经济调控中的作用, 并指出中央银行可通过调控货币供应量影响均衡利率, 从而影响经济产出, 只有产生“流动性陷阱”时, 货币政策才表现为无效。货币学派代表 Friedman and Schwartz(1963) 提出了短期货币非中性和长期货币中性理论, 他们利用美国近 100 年的数据, 绘制了货币供应层次与实际产出的散点图, 研究表明: 货币供应只在短期对实际产出具有影响, 而长期作用则不显著。在 Friedman and Schwartz 的研究基础上, Tobin(1970)、Mishkin(1979)、Kormendi and Meguire(1984) 的实证研究亦得到同样的结论, 即货币供应量在长期保持中性, 其对实际产出不会产生影响。进入 20 世纪 90 年代, 计量经济学的不断发展为学者提供了丰富的研究工具。如 Blinder(1998) 分别构建了 M1、M2 与 GDP 的 VAR 模型, 并认为各层次货币与名义 GDP 间并不存在长期均衡关系。Shelley(2004) 考查了墨西哥的通货膨胀、M1 与实际 GDP 之间的关系, 其将货币增长率划分为可预期和不可预期两类, 并指出只有不可预期货币增长率才是真实 GDP 的原因。Xie and Tang(2009) 分

析了 1998-2007 年间中国 M2、GDP 与通货膨胀之间的关系，研究结果显示 M2 是通货膨胀的重要原因，而与 GDP 之间并不存在长期均衡关系，因此在短期，我们应当实施宽松的货币政策，而在长期需要寻找新的要素来推动产出，而不能单纯依靠货币政策的刺激。在国内研究现状中，刘金全、刘志强(2002)利用我国 1992-2000 年的季度数据，考察了 M0、M2 与 GDP 之间的关系，其结果显示：货币供应量与实际产出之间只存在 GDP 作用于 M2 的单向因果关系。李金昌、徐霏婷(2007)考察了 1952-2004 年不同货币层次对经济产出的作用，且我国狭义货币 M1 与产出存在长期均衡的正向关系，而流通中的现金 M0 在经济转型前后表现为两段式的均衡，即在 1978 年前，二者互为双向 Granger 因果关系，而在改革开放以后，M0 对产出的促进作用不再显著。张永升等(2012)对转型时期 M2 与 GDP 的关系进行了实证检验，研究结果显示：M2 与名义 GDP 和实际 GDP 之间存在长期均衡的正向关系，且对后者的贡献更大。

20 世纪 90 年代以来，我国货币结构的变化致使货币运行发生了重大转变，货币对经济运行的影响由总量为主转为总量与结构并存(李健，2007)。目前对于货币结构与经济产出的文献还并不多见，多数文献只是对样本空间内货币结构的变化特征或者货币结构函数进行了分析。如潘正彦(1995)运用 1994-1995 年的季度数据对广义货币结构的变化趋势进行了考察。随后，王振营(1997)分别考察了不同层次货币供应变动的的原因，并认为各层次货币间相互转换发生异常时，会导致货币内部结构失衡，进而影响货币政策的执行效果。王曦(2007)则对转型时期的狭义货币(M1)结构函数进行了计量检验。

以上文献为我们考察货币结构与经济产出的关系提供了一定的理论借鉴和逻辑思考，从既有研究的总体思路上看，多数文献着重考察了货币总量与产出之间的关系，却忽略了货币结构可能带来的影响。基于上述缘由，本文不仅将在理论上重新梳理和构建，在实证指标的选择和样本时间段等方面也将作进一步改进：在理论视角上，本文将基于结构视角考察货币与经济产出之间的关系，重点探讨货币的合意结构如何促进最优经济产出；在实证指标的选择上，本文将在计量模型引入货币结构(M1/R)指标，以考察中国货币结构与经济产出的关系；在样本空间的选择上，鉴于改革开放后我国货币总量中高流动性货币与准货币的比率发生了显著变化，本文将分别考察 1952-2010 和 1978-2010 年间货币结构与经济产出之间的关系，以探索货币结构对经济产出影响的时空差异^①。

本文其余结构安排如下：第二部分对货币合意结构与最优经济产出进行分析；第三部分将给出本研究的计量模型，并对变量指标的选择以及数据的来源做出说明；第四部分利用 1952-2010 年的数据对计量模型进行检验，并对实证结果做出解释；第五部分将给出本文的结论和政策建议。

二、货币的合意结构与最优经济产出

在信用货币体系下，货币结构是针对属于金融资产的货币供应量而言的，一定的货币供应量之所以存在结构特征是因为其被划分为不同的层次，每一层次所反映的与经济活动相关的内容以及所体现出来的货币职能和流动性程度是不一样的。对于货币结构的定义学界并没有统一的标准，一般来说货币结构主要是指不同层次的货币在货币总量中的比重(江春，2002)。王曦(2007)在定义货币

^① 所谓“时空差异”在本文中的含义是经济变量之间的关系在不同的样本区间内可能并不一致，如货币结构对经济增长的影响在 1952-2010 年和 1978-2010 年两个样本区间内可能并不相同。

结构时，从居民和企业的异质性货币需求出发，将狭义货币结构定义为现金 M0 与活期存款 D 的比值，并对狭义货币结构函数进行了计量分析。李健(2007)基于货币职能^②视角，认为货币结构反映的是执行不同职能的货币比重。本文参考王曦和李健对于货币结构的定义和理论视角，将货币结构表述为高流动性货币 M1 与准货币 R 的比值。

在经济活动中，货币结构会受各种因素的影响而发生变化，这主要表现为 M1 与 R 存在一个相互转化过程：一方面，经济主体受自身因素或国家政策制度的影响可能改变对未来的预期支付，当前其未来的预防性需求上升时，经济主体倾向于将高流动性货币转化为准货币，以保证未来的现金流支付，此时货币结构表现为流动性比率的下降。流动性的降低使得市场用于交易和结算的货币量减少，金融系统的流动性无法满足经济活动对货币资金的需求，进而导致了即期有效需求不足，抑制了即期经济的增长。另一方面，准货币 R 会表现为对未来流动性的释放，即准货币 R 转化为交易性货币 M1，流动性的释放增加了未来经济社会的货币资金，流动性供给一旦大量超过了经济社会对货币资金的需求，则会导致物价的上涨和通货膨胀的产生。由此可见，要保持经济在当期和中长期的平稳增长，M2 中的高流动性货币 M1 与准货币 R 要保持一个适当的比例，使得货币资金既能够满足当前经济活动的资金需求，又能够通过在中长期释放合理的流动性来保证未来经济的货币需求。

本文在 Solow—Swan 模型框架下，通过建立一个以货币作为资本投入的总生产函数来说明货币的合意结构如何促进最优产出，为了便于理论分析，本文作出如下假设：(1)经济是封闭的，经济活动中的货币总量为广义货币供应量 M2，且货币资金分为高流动性货币和准货币，二者可以相互转化，并假设高流动性货币和准货币之间的比例结构始终处于合理状态；(2)货币总量中高流动性货币和准货币的变化只来自于其相互转化过程，并不受其他外界因素的影响；(3)经济结构和规模经济均不变，技术进步中性，资源自由流动，资本和劳动等其他生产要素的结合始终处于最优配置状态。基于这些假设，如果进一步对产出中的资本存量和劳动力施加容量限制(Parente and Prescott, 1991)，并将货币资金看作是一种生产要素进入生产函数，则在一定的资源约束下，社会的总产出取决于高流动性货币和准货币资金的投入，即存在总生产函数和预算约束条件：

$$\begin{aligned} \text{MAX } Y &= f(R, M1) \\ \text{s.t. } R + M1 &= M2 \end{aligned} \quad (1)$$

(1)式中，Y 代表经济社会总产出，R 代表货币部门的准货币投入，M1 代表高流动性货币投入。由于规模经济不变，实际产出函数是一阶齐次函数，且货币是同质的，因而，实际产出函数可以变换为：

$$Y/R = f(1, M1/R) \quad (2)$$

令 $y = Y/R$ ，表示实际产出与准货币的比例或单位准货币的产出水平， $m = M1/R$ ，表示高流动性货币与准货币的比例，它反映了公众流动性偏好的变化，当经济过热时，通货膨胀率较高，消费和投资需求相对比较旺盛，经济主体比较倾向于持有更多的高流动性货币，因此 m 会上升。实际产出函数可进一步变为：

^②在信用货币制度下，货币职能可以简要的概括为两点，一是通过在交易中计价、核算、流通、支付等，即货币的交易职能；二是将货币进行保值增值，即货币的资产职能。

$$y = f(m) \quad (3)$$

$$Y = Rf(m) \quad (4)$$

对(4)中 R 和 $M1$ 分别求偏导得:

$$\partial Y/\partial R = f(m) - m \partial f(m)/\partial m \quad (5)$$

$$\partial Y/\partial M1 = \partial f(m)/\partial m \quad (6)$$

由微观经济学理论可知: 实际产出是高流动性货币的增函数, 而货币的边际产出递减, 即 $\partial f(m)/\partial m > 0$, $\partial^2 f(m)/\partial m^2 < 0$, 同时实际生产函数 $y = f(m)$ 满足稻田条件(Inada, 1964):

$\lim_{m \rightarrow 0} \partial f(m)/\partial m = \infty$, $\lim_{m \rightarrow \infty} \partial f(m)/\partial m = 0$, 该条件的作用是保持产出路径不发散, 当货币资本投入非常小时, 其边际产出非常大, 反之当货币投入非常大时, 其边际产出非常小。上述生产函数具备 Solow—Swan 模型的形式和性质, 对于满足上述假定的生产函数存在如下条件^③:

$$dm/m = dM1/M1 - dR/R \quad (7)$$

$$dY/Y - \lambda = \varphi(m)(dM1/M1 - \lambda) \quad (8)$$

$$dm = \theta f(m) - \lambda m \quad (9)$$

其中 $\lambda = dR/R$, 表示准货币的增长率, $\varphi(m) = m/f(m) \cdot \partial f(m)/\partial m$, 表示高流动性货币的产出弹性, $\theta = dM1/Y$, 表示高流动性货币增量占实际总产出的比重。

(9)式即为 Solow—Swan 模型的重要方程形式, 若 λ 和 θ 保持不变, 则存在一个高流动性货币与准货币的合意比率 m^* , 使得 $dm = 0$, 此时经济处于稳定增长状态; 当 $m < m^*$ 时, $dm > 0$, 此时 m 将上升, 直到合意比率增长为零 ($dm = 0$); 而当 $m > m^*$ 时, $dm < 0$, 此时 m 将会下降, 最终 m 将会处于合意比率 m^* 处, 即 $m = m^*$ 。由(9)、(10)、(11)三式可知, 当 $m = m^*$ 时, $dm = 0$, 此时存在 $dR/R = dM1/M1 = dY/Y = \lambda$

^③由于篇幅的限制, 该推倒过程在此略去, 感兴趣的读者可向作者索取。

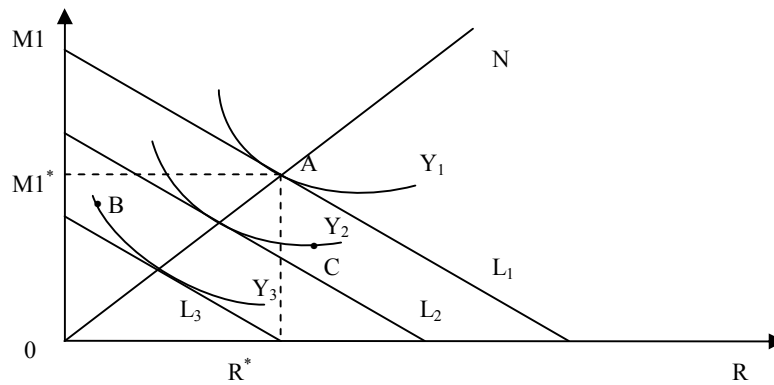


图 1 货币的合意结构与最优经济产出

进一步，我们借鉴产出函数在预算约束下实现产出最大化的理论来对上述过程予以分析，将函数 $Y = f(R, M1)$ 视为等产量曲线，即随着 R 和 M 同比例的变动，产出 Y 也同比例变动，图 1 显示了等产量曲线 $Y = f(R, M1)$ 在预算约束线 $R + M1 = M2$ 下实现产出最大化过程：在图中，横轴表示准货币，纵轴表示高流动性货币， Y 为生产函数， L 为预算约束线， N 为最优产出路径，即在任意等产量曲线和预算约束线下最大产出的轨迹。如在某时期 t 的预算约束线 L_1 确定的条件下，等产量曲线 Y_1 与预算约束线 L_1 的切点 A 必定是满足经济产出最大化的稳定点，此时货币所对应的投入组合分别为 $M1^*$ 和 R^* ，两者的比例 m^* 为合意比例。当 m 偏离合意比里 m^* 时，假设 $M1$ 和 R 处于 C 点，此时存在 $M1 < M1^*$ ， $R > R^*$ ，表明经济中准货币过多，而高流动性货币严重不足，此时市场上的货币不能够满足社会需求，从而导致经济衰退，同时 C 点所对应的等产量曲线为 Y_2 ，且 $Y_2 < Y_1$ ，因而 C 点所对应高流动性货币与准货币比例 m 不能够使经济产出最大化；而当 $M1$ 和 R 处于 B 点时，高流动性货币过多，而准货币较少，此时经济中的流动性过剩，超过了经济活动对货币资金的需求，导致通货膨胀的发生，同时 B 点所对应的等产量曲线为 Y_3 ，且 $Y_3 < Y_1$ ，因此在该合意比里下仍不能够实现经济的最大化产出，唯有合意比例 m 位于等产量曲线与预算约束线的切点时，经济才会实现最优化产出。我们将各等产量曲线与预算约束线的切点连接起来，构成了一条经过原点的直线 N ，因此 N 为各期经济产出最大化的最优组合，直线的斜率即为高流动性货币与准货币合意比例的理想状态。

三、模型构建、指标设计与数据来源

(一) 模型构建

在构建货币与产出的计量模型时，Wang and Yip(1992)、Pecorino(1995)以及 Chang(2002) 将货币作为一种资本引入生产函数，构建了货币——产出模型，但其考察的指标为货币总量与经济产出。本文基于这一思路，在已有模型的基础上加入货币结构指标，以考察结构因素对经济产出的影响。对于货币指标的衡量，我们选用两个指标来予以反映：一是狭义货币 $M1$ 与准货币 R 的比值，表示货币结构；二是广义货币 $M2$ 。此外，在模型中我们引入真实资本存量 K 以衡量实体经济部门对经济产出的贡献，即构建如下计量模型：

$$RGDP = \beta_0 + \beta_1 KRR + \beta_2 M1 / R + \beta_3 EMR + u \quad (10)$$

为了使得解释变量的量纲保持一致，我们将真实资本存量 K、广义货币 M2 分别与 GDP 的相除，并分别称之为真实资本深化率和经济货币化率。因此，在模型中 RGDP 表示人均国内生产总值，KRR 表示真实资本深化率，M1/R 表示货币结构、EMR 表示经济货币化率、u 为随机扰动项。

(二) 指标设计与数据来源

本研究涉及到的相关变量包括人均 GDP、真实资本存量 K 以及 M2。人均 GDP 用平减后的实际 GDP 比上历年的总人口数得到；真实资本存量 K 用 Goldsmith(1951)提出的“永续盘存法”进行估算，其基本公式为： $K_t = I_t/P_t + K_{t-1}(1-\delta)$ 。其中， K_t 代表当年的真实资本存量， K_{t-1} 代表上一年的真实资本存量， I_t 表示当年扣除了金融部门投资的全社会固定资产投资， P_t 为固定资产投资指数， δ 表示固定资产折旧率。在计算中 1952 年的真实资本存量以 1953 年资本形成总额与折旧率以及 1951 年固定资产投资平均增长率之和的比值来计算(单豪杰，2008)，折旧率取 6%(young, 2000)。对于货币供应数据的采集，由于统计年鉴上没有公布 1952-1989 年的数据，本文参考 Chow and Shen(2004)的方法，即 $M1=M0+$ 活期存款， $M2=(M0+$ 活期存款) $\times 1.58$ ，1.58 为国家统计局 1990 年公布的 M2 与 M0 和储蓄存款之比。

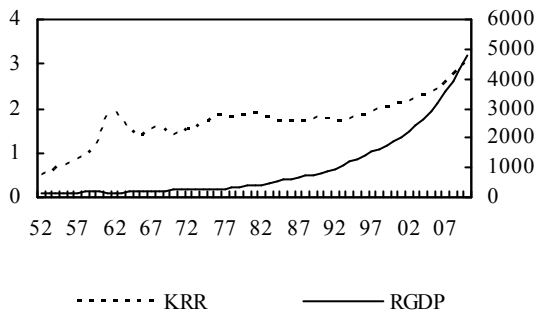


图 2 真实资本深化率与经济产出趋势图

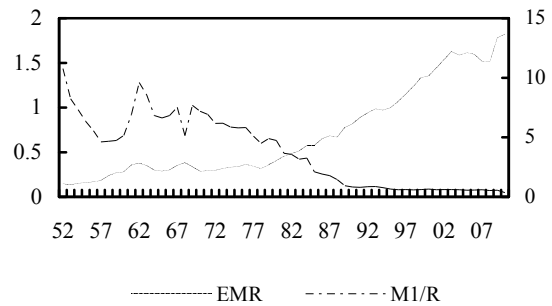


图 3 经济货币化率和货币结构趋势图

本研究的数据时段取自 1952-2010 年，图 2 和图 3 共同显示了真实资本深化率 KRR、经济产出 RGDP、货币结构 M1/R 以及经济货币化率 EMR 的趋势。这些数据资料均根据《新中国六十年统计资料汇编》、《中国统计年鉴》(1985-2011)、《中国金融年鉴》(1985-2010)、《中国固定资产投资统计年鉴 1950-1990》以及《中国人口统计年鉴》(1988-2010)整理计算而得。

四、实证检验结果与分析

(一) 单位根检验

本研究首先对各变量进行 ADF 单位根检验，以确定变量的平稳性。通过检验发现，RGDP、KRR、M1/R、EMR 均为非平稳变量，我们对各变量进行一阶差分处理，其结果见表 1。从表 1 的结果可以看出：经过处理后的各变量在 1% 的显著性水平下是平稳的，同时也都是都是一阶单整的。

表 1 各变量的 ADF 检验结果

变量	检验值	检验类型(C,T)	滞后阶数	临界值	AIC
RGDP	-1.7423	C,T	4	1%(-4.1334)	-2.6513
Δ RGDP	-5.7251	C,0	2	1%(-3.5523)	-2.5512
KRR	-2.7425	C,T	1	1%(-4.1249)	-1.9524

ΔKRR	-4.8777	C,0	1	1%(-3.5501)	-1.9460
M1/R	-0.2361	C,0	2	1%(-3.5501)	-4.4044
$\Delta M1/R$	-4.3673	C,0	1	1%(-3.5501)	-4.4390
EMR	-0.8734	C,T	2	1%(-4.1281)	-3.0438
ΔEMR	-4.7976	0,0	1	1%(-3.5501)	-3.0065

注释：“C”、“T”、“0”分别代表常数项、趋势项、既非常数也非趋势项。

(二) 协整检验

由于上述变量均为一阶单整序列，这些指标可能存在某种平稳的线性组合，从而反映变量间可能存在的长期稳定关系。因此，可以利用 Johansen 检验来判断它们之间是否存在协整关系，并进一步确定相关变量之间的符号。由单位根检验可知：RGDP、KRR、M1/R、EMR 时间序列多数只含有常数项不含线性趋势项，相应的协整方程也应只含有常数项不含线性趋势项(Johansen, 1994; 赵华、潘长凤, 2004)。为了保持合理的自由度同时又要消除误差项的自相关，根据 AIC、SC、LR、Q 统计量等联合确定的最优滞后阶数为 2，其残差序列具有平稳性。协整检验结果见表 2：

表 2 货币结构与经济产出的协整检验结果

零假设：协整方程个数	特征根	迹统计量(P 值)	λ -max 统计量(P 值)
None*	0.369108	47.21324	25.79477
At most 1	0.186290	21.41847	11.54450
At most 2	0.153696	9.873973	9.345116
At most 3	0.009399	0.528856	0.528856

注：“*”表示在 10%的显著性水平下通过假设检验。

表 2 显示了模型(10)协整检验结果，由检验结果可知，在 1952-2010 年间，模型中的各变量在 10%的显著性水平下只存在一个协整关系。根据向量误差修正模型得到其均衡向量如下：

$$\beta' = (1.000000, -0.812651, 0.365447, -0.770685, -7.931346)$$

则这四个变量之间的协整方程为：

$$RGDP = 0.812615KRR - 0.3654447M1/R + 0.770685EMR + 7.931346 \quad (11)$$

(0.28937) (0.05414) (0.34126)

[-2.80835] [6.75001] [-2.25835]

该协整方程表明了 1952-2010 年上述四个变量之间存在长期均衡关系，从中可以发现，真实资本深化率、经济货币化率在长期有助于经济产出；而货币结构反而成为经济产出的不利因素。为了考察经济转型后货币结构对经济产出的影响，我们进一步对 1978-2010 年的样本区间内的 RGDP 与 KRR、M1/R、EMR 之间的关系进行考察。单位根检验结果显示：在 1978-2010 年间，这四个变量依然为一阶单整，且这四个变量之间的长期均衡关系依然存在^④。协整方程为：

$$RGDP = 0.074718KRR + 0.014873M1/R + 1.096185EMR + 8.249021 \quad (12)$$

(0.33143) (0.04888) (0.23772)

[-0.22644] [-0.30429] [-4.42501]

由协整方程(14)可知，货币结构的系数符号为正，说明经济转型后我国货币结构与经济产出之间的关系得到改善，二者之间存在正向关系。通过对比方程(11)和(12)的结果可知：货币结构(M1/R)

^④ 由于篇幅限制，1978-2010 年的样本区间内 RGDP 与 K、M1PR、M2P 的单位根检验和协整检验的结果省略。

的系数符号在 1952-2010 年的样本空间内为负，而在 1978-2010 年的样本空间虽然为正，但系数非常小，仅为 0.014873。为什么在不同的样本空间内货币结构对经济产出的影响会存在差异？本文将利用我国 1978-2010 年的数据编制 Divisia 货币指数(Francois Divisia, 1926)和资产品质变动指数(QCI)^⑤，来考察我国货币结构的变化特征，然后以此为依据作出一种可能的解释。

Divisia 货币指数是按照货币的职能和机会成本分类加权，权重为时间 t ，货币资产的机会成本为 P_i ，且 $p_i = s - r_i$ ，其中 s 为替代资产收益率， r_i 为货币资产的自身收益率，通过加权来体现不同货币层次的结构，进而对宏观经济指标予以反映。Divisia 货币指数关系式如下：

$$\ln D_{it} - \ln D_{it-1} = \sum_{i=1}^k w_{it} (\ln M_{it} - \ln M_{it-1}) \quad (13)$$

其中， $w_{it} = [(p_{it}M_{it}) / \sum p_{it}M_{it} + (p_{it-1}M_{it-1}) / \sum p_{it-1}M_{it-1}] / 2$ ， M_i 为第 i 种货币资产， p_i 为第 i 中货币资产的机会成本，由某种货币资产的自身收益与某一基准收益率决定，且 $p_i = (s_i - r_i) / (s_i + r_0)$ ， w 为基准资产收益率， r_i 为第 i 种货币资产的自身收益率， r_0 是极小的常数， D_i 为 Divisia 货币指数。

表 3 中国货币资产分类及其收益率

货币资产	货币资产自身收益率	基准资产收益率
通货 M0	0	央行五年期定期存款利率 ^⑥
活期存款 M1-M0	活期存款利率	
定期存款 M2-M1	一年期定期存款利率	

基于央行货币层次的划分，可以将货币资产分为三类：(1)通货。即流通中的现金 M0；(2)活期存款，用 M1-M0 表示；(3)定期存款，用 M2-M1 表示。表 3 显示了我国货币资产分类及其收益率。

根据各类货币资产收益率^⑦，将数据代入公式(1)中，可以求出我国狭义货币 M1 和广义货币 M2 的 Divisia 货币指数，分别记为 DM1 和 DM2。图 4 显示了 1978-2010 年我国 Divisia 货币指数^⑧，利用编制的广义货币 M2 的 Divisia 货币指数，我们可以计算出资产品质变动指数(QCI)，用以反映货币资产内部转移而产生的资产流动性的变化。资产品质变动指数(QCI)的公式为：

$$QCI = \Delta DM2 - \Delta SM2 \quad (14)$$

其中， $\Delta DM2$ 为广义货币的 Divisia 货币指数增长率， $\Delta SM2$ 为广义货币的简单加总货币指数增长率^⑨。

^⑤ 资产品质变动指数反映货币资产内部转移而产生的资产流动性的变化，不仅是个层次货币相互转化过程的反映，也是宏观经济状况的重要指标，英国的中央银行用此来监控宏观经济的走势。

^⑥ 基础资产收益率作为流动性测度的基准，所选指标需要能够涵盖所有非流动性资产的收益率，我国商业银行的主要收入来源与存贷差，中间收入较小，故各货币资产收益率能够较好地反映出流动性服务的差异，在所有存款利率中，五年期定期存款利率流动性较差、收益率最大(李正辉、蒋赞、李超，2012)，因此本文选用五年期定期存款利率作为基准资产收益率的替代指标。

^⑦ 相关数据均来自于《中国金融年鉴》和中国人民银行网站。

^⑧ 由于受篇幅限制，本章省略了 Divisia 货币指数的详细编制过程。

^⑨ 简单加总货币指数赋予基期指为 100，然后根据公式 $SM_t = (M_t / M_{t-1}) \times SM_{t-1}$ 来计算。

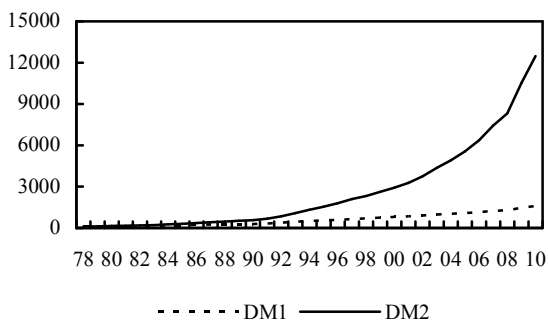


图 4 Divisia 货币指数

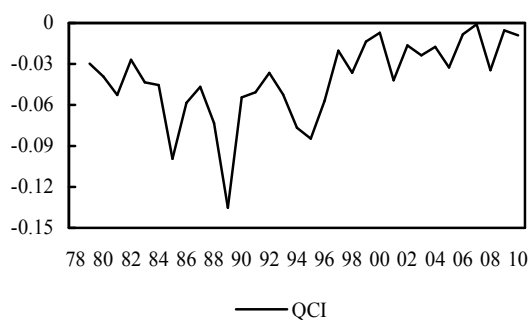


图 5 QCI 指数

当 QCI 指数为正时，说明在货币结构中，具有较低收益率的货币比重增大，货币流动性比例较高；而当 QCI 指数为负时，具有较高收益率的货币比重增加。与此同时，QCI 指数的增加意味着流动性较差(收益率较高)的货币比重上升，反之则表明通货、活期存款等具有较高流动性的货币比重增加。我国 1978-2010 年 Divisia 货币指数和 QCI 指数的趋势图如图 5 所示。通过对 QCI 指数的趋势图分析不难发现，在 1978-2010 年间，我国 QCI 指数始终为负，最小值达到了-0.1352，最大值也仅为-0.0054，这说明我国货币结构的总体流动性不足，具有较高收益率的货币占货币总量的比重较大，储蓄存款和定期存款等准货币资产对货币总量的增长贡献较大。与此同时，虽然 QCI 指数的波动幅度较为剧烈，但是总体上确呈现出不断上升的趋势，尤其是在 1996-2010 年间，QCI 指数的波动幅度明显减小，而且趋于平稳，其间 QCI 指数的平均值为-0.198。由此可知，我国货币的流动性比率虽然总体上呈现不断下降趋势，但是这种下降趋势在 1996 年后得到了缓解，具有不同收益率的各层次货币资产之间的变化程度有所减弱。

基于以上分析我们可以对不同的样本空间内货币结构系数符号的差异性作出一种可能的解释。在 1952-2010 年间，货币结构的系数符号为负，这表明我国货币结构并没有达到一个合意的比率，且总体表现为货币流动性不足的态势，这对经济产出产生了不利影响。而在 1978-2010 年间，货币结构的系数符号为正，这说明改革开放后，我国货币结构得到一定程度的优化，对经济产出产生了正向作用。资产品质变动指数(QCI)的变化趋势表明，虽然我国货币结构总体上仍表现为高流动性货币比重的降低，但这种下降趋势在 90 年代后逐渐趋于平稳，具有不同收益率的各层次货币资产之间的变化程度有所减弱。造成这种变化的原因主要为：改革开放初期，居民的收入持续提高，并积累了大量的货币，然而当时我国货币市场和资本市场并没有建立起来，可供居民进行投资的金融产品非常少，除了日常的商品交易外，居民对现金的需求较低，因此银行存款就成为了居民进行金融投资的主要方式。此时狭义货币 M1 增长速度远远低于准货币 R 的增速，这直接表现为 M1/R 的下降。随着我国货币市场和资本市场的发展，诸如金融债券、股票、CDs、货币市场共同基金等金融产品的出现有效地拓宽了居民的投资渠道。由于金融产品的收益率高于同期期限银行储蓄存款利率，因此大量的储蓄存款和定期存款流向金融市场，致使经济主体持有的金融资产大幅度增加，即非货币性金融资产对准货币产生了分流效应。高流动性货币与准货币比率的逐渐平稳使得货币总量能够满足即期和中长期的经济需求，进而对经济产出具有正向作用。然而，在 1978-2010 年间，货币结构(M1/R)的系数仅为 0.014874，这说明虽然改革开放后我国货币结构得到一定程度的优化，对

经济产出具有正效应，但这种正效应非常微弱，对经济产出的促进作用不显著。这可能是由于当前我国巨额的 M2^⑩没有合适的渠道来吸收，过去 10 年新增的货币主要是由房地产来吸收，股票市场的吸收在一定时期也扮演了重要角色，但现在房地产持续吸收货币的能力大大下降，如果继续让房地产价格上涨，那中国经济就存在硬着陆的可能。另一方面，流动性较高 M1 增速相对 M2 来说比较迟缓，M2 中的准货币 R 无法有效的转化为流动性，这制约了当前中国实体经济的发展。

(三) 脉冲响应函数

除了长期协整关系外，协整向量的动态特征是值得关注的重要内容，即每个变量的变动对自身以及其他变量的影响机制。因此可以利用 Sims(1980)提出的向量自回归(VAR)技术进行冲击反映，以进一步细化探索货币结构与经济产出之间的关系。为了防止 VAR 模型因变量顺序变化给冲击反应函数带来敏感性，我们采取检验两个变量之间关系的一般冲击反映作为回避正交化反应变量顺序依赖性的方法，建立 RGDP 与 M1/R 的最优滞后期的 VAR 模型进行分析。图 6、7、8、9 显示的 1952-2010 年间货币结构与经济产出对相关单一冲击的标准差($\pm SD$)的动态反映，同时图 10、11、12、13 显示的是 1978-2010 年间货币结构与经济产出对相关单一冲击的标准差($\pm SD$)的动态反映。

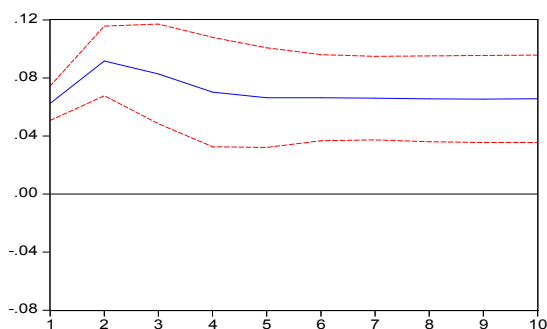


图 6 RGDP 对自身的冲击: 1952-2010

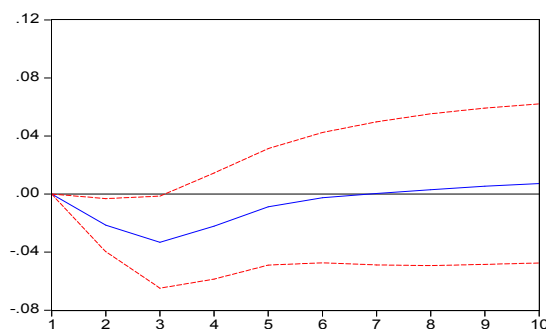


图 7 货币结构(M1/R)对 RGDP 的冲击: 1952-2010

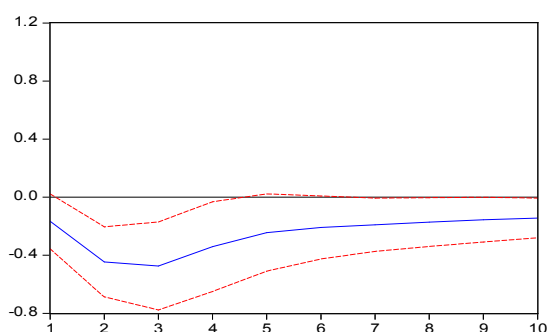


图 8 RGDP 对货币结构(M1/R)的冲击: 1952-2010

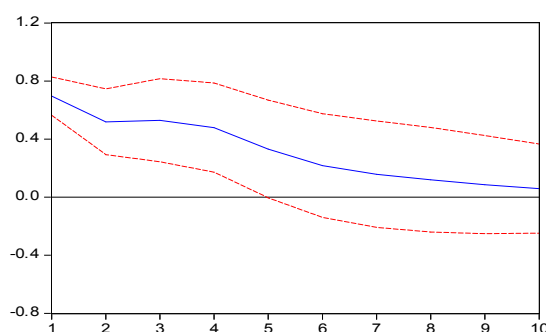


图 9 货币结构(M1/R)对自身的冲击: 1952-2010

从中可以看出：(1)RGDP 的正向冲击有利于自身的改善；(2)在 1952-2010 年间，货币结构对 RGDP 的冲击在 1-7 期为负，而后逐渐转为正，这与前文分析结构一致，即货币结构的不合理无益于经济产出。而在 1978-2010 年间，我们发现货币结构对经济产出产生了正向冲击，在 1-3 期内，其冲击表现为逐渐增大，随后货币结构对 RGDP 的冲击效应不断减弱。这说明改革开放后，我国货币结构合理性较计划经济时期有所改善，高流动性货币与准货币的比率既能满足经济社会的即期

^⑩ 当前我国 M2 的大小约为 90 万亿，到 2013 年估计会超过 100 万亿。

需求，又能够保证中长期的经济产出；进一步，货币结构对经济产出的冲击虽然为正，但其冲击效应并不显著，这与协整方程(12)中货币结构系数为正，且较小相符。即改革开放后，我国货币结构得到优化，高流动性货币与准货币的比率趋于稳定，对经济产出产生了正向作用，但是这种正向作用仍较为微弱，对经济产出的促进作用不明显；(3)在两个样本空间内，经济产出对货币结构的冲击始终为负，这说明经济的发展无益于货币结构的优化；(4)货币结构的正向冲击有利于自身的改善，且其冲击作用总体上表现为下降趋势。

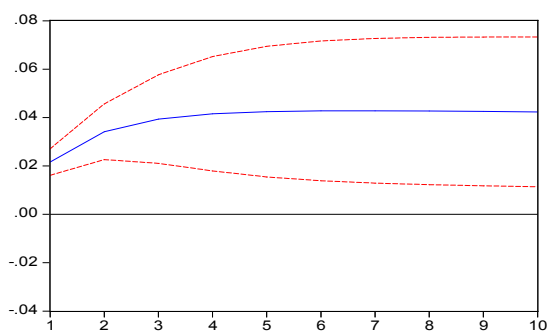


图 10 RGDP 对自身的冲击：1978-2010

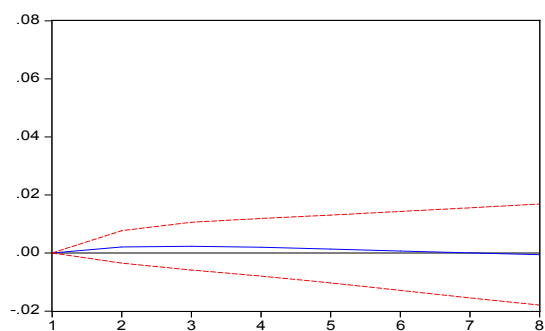


图 11 货币结构(M1/R)对 RGDP 的冲击：1978-2010

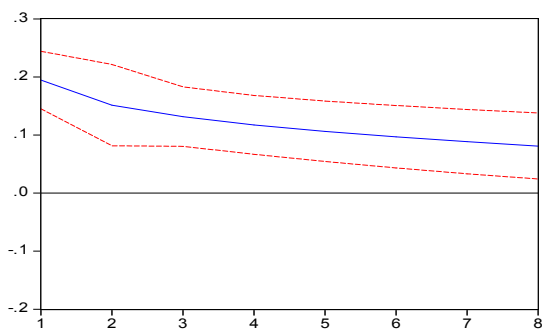


图 12 RGDP 对货币结构(M1/R)的冲击：1978-2010

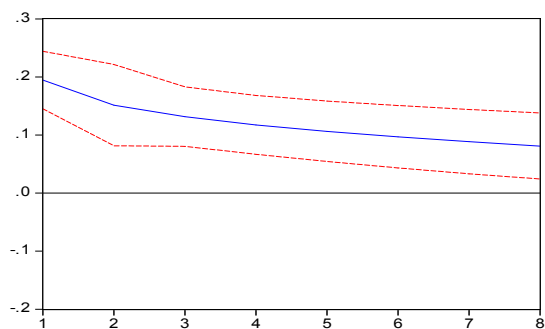


图 13 货币结构(M1/R)对自身的冲击：1978-2010

五、结论与政策涵义

理论分析表明，货币的合意结构是实现经济稳定产出的必要条件，高流动性货币和准货币要保持合意的比率，使得货币既能够满足即期需求，又能够维持经济在中长期的稳定增长，货币流动性的过高或不足，都会影响经济的最优产出。基于此，本文利用中国 1952-2010 年的数据，对货币结构与经济产出的关系进行了分析。实证结果显示：在 1952-2010 年间，货币结构在计量模型的系数符号为负，这表明我国货币总量总体上并没有达到一个合意的内部结构，高流动性货币与准货币比例的失衡，对经济产出产生了负面效应。然而在 1978-2010 年间，货币结构的系数符号为正，对经济产出产生了正向作用，说明改革开放后我国货币结构得到了一定程度的优化。然而货币结构的系数符号非常小，这亦间接反映出我国货币总量并没有形成如图 1 所示的合意内部结构，货币结构对经济产出的正效应非常微弱。

本文的政策涵义如下：其一，中央银行的数量型货币政策应当充分考虑货币结构所带来的影响，在货币政策的制定和执行中除了对货币总量进行调控外，还应对货币结构(M1/R)进行有效监控，运

用适当的货币政策引导货币结构趋于合理化,以保证经济的稳定产出;其二,货币结构的调控使得货币政策的传导机制和效应更加复杂化。当局在以货币供应量为中介目标的同时,应当将游离于货币结构以外的各种非货币性金融资产价格纳入货币政策调控体系,加强对流动性、杠杆率的监管,完善金融机构、市场和行业的管理制度。政策工具的选择也应趋于多元化,在以一般性货币政策工具进行操作的同时,更多的利用选择性工具来对证券市场、消费市场以及不动产市场进行信用控制,以丰富货币政策工具,进而完善货币政策传导机制;其三,政府部门要提高金融部门的非货币性金融资产比重,丰富金融交易品种,同时为证券、保险、信托等行业的发展提供良好的政策环境,开辟多元化的投资渠道,使得货币体系中的准货币能够通过直接投资、股权或债券投资的方式进入经济活动中;其四,当前人民币的不断升值使得国际资本追逐中国的高资产价格收益和人民币升值的收益,这直接导致了 M2 的大幅度上升,因此央行应当更加关注人民币的升值效应,注重稳定人民币升值预期,减缓人民币升值所导致的国际资本流入对我国货币结构的影响。

参考文献:

- [1]Blinder, A. S. *Central Banking in Theory and Practice* Cambridge: The MIT Press. 1998. pp.27- 38.
- [2]Shelley. *Inflation, money, and real GDP in Mexico: a causality analysis*. *Applied Economics Letters* 2004. pp.223-225
- [3]Xie and Tang. *Money Supply, Economic Growth and Inflation of China: 1998-2007*. *International Joint Conference on Computational Sciences and Optimization*, 2009. pp.562-566.
- [4]Wang and Yip. *Examining the Long-run Effect of Money on Economic Growth*. *Journal of Macroeconomics*, 1992(14). pp.359-369
- [5]Pecorino. *Inflation, human capital accumulation and long-run growth*. *Journal of Macroeconomics*, 1995(3):533-542
- [6]Chang. *Examining the long-run effect of money on economic growth: an alternative view*. *Journal of Macroeconomics*, Volume 24, Issue 1, 2002. pp.81-102
- [7]Goldsmith, R.W. *A Perpetual Inventory of National Wealth*, *Studies in Income and Wealth*. ed, M. R. Gainsburgh, Princeton, 1951.
- [8]Chow, Gregory C. and Shen Yan. *Money, Price Level and Output in the Chinese Macro Economy*. CEPS Working Paper, No. 98, May, 2004.
- [9]Johansen, S., 1994, *The Role of the Constant and Linear Terms in Integration Analysis of Nonstationary Variables*, *Econometric Reviews*, 13. pp.5-572.
- [10]Sims, C.A. *Comparison of Interwar and Postwar Business Cycles*. *American Economic Review*, 1980. pp.250-557.
- [11]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 1 期 5-10 页。
- [12]李金昌和徐霭婷, 2007, 《中国货币与产出关系的再检验——基于 1952-2004 年度数据和区域分析的新发现》, 《财贸经济》, 第 2 期 29-36 页。
- [13]张永升、杨伟坤和桑毅博, 2012, 《改革开放三十年间我国货币供给与经济产出之间关系研究》, 《财政研究》, 第 2 期 50-53 页。
- [14]李健, 2007, 《结构变化: “中国货币之谜”的一种新解》, 《金融研究》第 1 期 41-52 页。
- [15]王曦, 2007, 《转型经济中的狭义货币(M1)结构》, 《金融研究》第 9 期 55-69 页。
- [16]李正辉、蒋赞和李超, 2012, 《Divisia 加权货币供应量作为货币政策中介目标有效性研究——基于 LSTAR 模型的实证分析》, 《数量经济技术经济研究》第 3 期 102-115 页。
- [17]赵华和潘长凤, 2004, 《在协整分析中如何处理截距和趋势》, 《数量经济技术经济研究》第 1 期 106-109 页。
- [18]王定祥、李伶俐和冉光和, 2009, 《金融资本形成与经济增长》, 《经济研究》第 9 期 39-51 页。

[19]肖卫国和袁威，2011，《股票市场、人民币汇率与中国货币需求》，《金融研究》第4期 52-64页。