

《世界经济研究》

现金等价货币总量作为货币政策中介目标的有效性

——来自中美两国的经验证据

黄宪 夏仕龙

武汉大学经济与管理学院 430072

内容提要: 货币供应量 M_2 一直是各国中央银行高度关注的货币政策中介目标。本研究将中美作为两个分别重视数量型和价格型货币政策的代表性经济体,对于它们对货币供应量作为中介目标的态度和使用的有效性进行研究。由于简单加总的货币供应量 M_2 的局限性,学术界和实务界一直在探讨更贴近宏观经济变动的货币总量测度法,但一直没有定论。本研究提出,货币需求函数可以从需求的角度来考察货币量与产出、利率、物价等宏观经济变量的相关性,因而,货币需求函数的稳定性可以作为判断不同测度法下货币供给总量作为货币政策中介目标有效性的重要标准。本文首先对现金等价货币总量、迪维西亚货币总量、简单加总货币总量这三种不同测度法下货币总量的合理性及其优劣进行理论上的比较分析,然后通过协整检验和自回归分布滞后协整估计的实证研究,分析中美两国按照不同测度法所测算的货币总量的需求函数的稳定性。实证检验的结果发现,两国的现金等价货币总量的需求函数都比各自的迪维西亚货币总量、简单加总货币总量的需求函数稳定,而且在每种测度法下,中国货币总量的需求函数都比美国货币总量的需求函数稳定。可控性检验得到同样的结果。本研究结论说明,现金等价货币总量作为货币政策中介目标的有效性强于迪维西亚货币总量、简单加总货币总量,且这一结论具有一定的国际普适性。但就中美两国而言,货币总量更适合作为中国的中介目标。

关键词: 货币中介目标 现金等价货币总量 迪维西亚货币总量 货币需求函数的稳定性 可控性

中图分类号: F821.0 **文献标识码:** A

一、引言

当前各国央行所公布的官方货币总量是将不同的货币资产进行简单加总得到的。然而,不同的货币资产因流动性大小^①有差异,故互不为完美的替代品。简单加总货币量(即传统的 M_2)只考虑到货币的总量效应,而没有考虑到货币的流动性结构效应。这一理论缺陷是导致其作为货币政策中介目标有效性不足的重要因素。因此,传统的 M_2 是各国央行货币统计已经共同意识到其理论缺陷但不得已而为之的保留物。

弗里德曼早在1970年就指出,不同货币资产的流动性不同,应按照流动性的大小赋予0到1之间的权重进行加权求和,但他对加权权重的具体大小却没有一个明确的阐述和规定。对此,Barnett(1980)基于微观经济理论,提出了迪维西亚货币总量测度法(Divisia Monetary Aggregates)。他认为,货币资产的流动性大小与其收益率负相关,使不可观测的流动性由可观测的收益率来反映,从而开创性地提出解决这一难题的思路。Rotemberg et al.(1995)则在迪维西亚货币总量的假设基础之上,增加了“加性可分”假设,推导出现金等价货币总量测度法(Currency Equivalent Aggregates)。现金等价货币总量测度法也认为货币资产的流动性大小与其收益率负相关,不可观测的流动性由可观测的收益率来反映。与迪维西亚货币总量测度法相比较,现金等价货币总量测度法的优势在于它可以及时准确地追踪货币资产流动性的时变性。之后,国际学术界掀起了对迪维西亚货币总量测度法、现金等价货币总量测度法和

^① 显然,现金的流动性最强,其次是活期存款,再次是定期存款,而且定期存款的到期期限越长,流动性越弱。

简单加总货币总量测度法的有效性进行实证比较研究的高潮。

Barnett、Offenbacher 和 Spindt(1981, 1984)用格兰杰因果关系、信息含量、货币需求函数的稳定性三种方法对两者进行实证比较, Serletis 和 Robb(1986)用同样的方法对加拿大数据进行分析, Belongia 和 Chalfant(1989)进行相关性和可控性分析, Belongia 和 Chrystal(1991)基于相关性和货币需求函数的稳定性利用英国数据进行分析, Hueng(1998)基于协整理论采用加拿大数据进行分析, Acharya 和 Kamaiah(2001)基于货币需求函数的稳定性、信息含量、J 检验运用印度数据进行分析, Schunk(2001)基于 VAR 模型进行相关性分析, 结果均表明迪维西亚货币总量优于简单加总货币总量。国内学术界对迪维西亚货币总量认识较晚, 近年来以货币需求函数的稳定性为核心进行实证检验, 结果和国外学术界基本一致, 表明迪维西亚货币总量的需求函数比简单加总货币总量稳定(李治国、施月华, 2003; 王如丰, 2008; 王宇伟, 2009; 左柏云、付明卫, 2009; 李正辉等, 2012)。

然而, 由于现金等价法的模型难以理解和复杂性等原因, 它一直没有得到学术界的重视, 我们仅发现极少数对其实证的相关文献。Rotemberg et al.(1995)基于相关性检验, Acharya 和 Kamaiah(1998)基于 J 检验、信息含量、货币需求函数的稳定性得出现金等价货币总量优于简单加总货币总量的实证结论。Serletis 和 Uritskaya(2007)认为简单加总货币总量和迪维西亚货币总量的长期需求函数更稳定, 而现金等价货币总量的短期需求函数更稳定。Jonathan 和 Handa(2007), 王如丰(2008)认为现金等价货币总量优于简单加总货币总量和迪维西亚货币总量。

通过文献梳理我们发现, 在各类货币总量测度法谁更适于作为中介目标的合理性和有效性研究上, 学术界更多地将注意力放在迪维西亚货币总量上, 而对现金等价货币总量关注很少, 而已有的实证研究表明, 迪维西亚货币总量、现金等价货币总量均比简单加总货币总量有效(主要的判断标准是货币需求函数的稳定性)。然而, 关于迪维西亚货币总量与现金等价货币总量两者之间的优劣比较, 却极少有学者探究, 仅有的几篇文献也没有得出一致的结论。此外, 大部分研究集中在实证检验上, 缺乏理论分析, 而且实证研究几乎都限于单一国家, 没有进行跨国比较。

在实务界, 现金等价货币总量也受到了“冷落”。将迪维西亚货币总量作为参考目标的货币当局为数不少, 如美国、欧盟、英国、德国、西班牙和意大利等, 而将现金等价货币总量作为参考目标的国家寥寥无几。美联储一度在其官网上同时公布迪维西亚货币总量、现金等价货币总量数据, 可是自 2006 年以后就不再公布现金等价货币总量, 只公布迪维西亚货币总量。可见, 迪维西亚货币总量现被美联储视为简单加总货币总量的有效补充, 现金等价货币总量的地位则显得不那么确定。难道现金等价货币总量作为中介目标真的不如迪维西亚货币总量有效吗? 其中的真实原因又是什么呢?

本文首先分析了现金等价货币总量、迪维西亚货币总量、简单加总货币总量三类测度法在理论上的差异, 然后以货币需求函数的稳定性作为衡量货币政策中介目标有效性的主要标准, 对中美两个典型国家的现金等价货币总量、迪维西亚货币总量、简单加总货币总量的需求函数的稳定性进行了实证检验和比较。我们的研究发现, 在中美两国, 现金等价货币总量的需求函数都比其他两种货币总量稳定, 而且每种测度法下的中国货币总量的需求函数都比美国货币总量的需求函数稳定, 因而得出现金等价货币总量作为货币政策中介目标的有效性强于其他两种货币总量的具有一定普适意义的结论。进一步的研究表明, 就中美两国而言, 现金等价货币总量更适合作为中国的中介目标。对可控性的实证检验也支持上述论证。我们对该问题的研究及其结论在一定程度上弥补了学术界对现金等价货币总量研究的不足, 丰富了货币政策中介目标理论, 并为各国货币当局在当前如何准确理解、合理实施作为货币中介目标的货币供应量提供了重要的政策参考依据。

本文的技术创新则在于采用边限协整检验和自回归分布滞后协整估计来分析不同货币总量的需求函数的稳定性。尽管国内一些学者也使用了边限协整检验来分析货币需求函数, 但他们的分析仅限于官方(简单加总)货币总量, 而没有使用过该技术来判断不同货币总量的需求函数的稳定性。边限协整检验

和自回归分布滞后协整估计本来是独立分开的两步，前者判断协整关系存在与否，后者在确认协整关系存在的前提下，进行协整系数的渐进估计，而一些学者把二者混为一谈，笼统地认为边限协整检验可以一步到位得到协整系数，这在论证逻辑中是不严谨的。本文的分析将在厘清这前后两步的关系后再分别进行处理。此外，本研究对国内学术界在这类研究中普遍采用的货币需求函数的稳定性这一单一判断标准进行一些补充，并增加了可控性检验。

本文的结构安排如下：第二部分对不同货币总量测度法进行理论解释和运用，第三部分对不同测度法下估算的货币总量有效性进行实证检验和比较，第四部分是研究结论和政策建议。

二、各类货币测度法的理论解释和运用

现金等价货币总量和迪维西亚货币总量测度法的微观基础都是基于 Sidrauski (1967) 提出的货币效用模型 (money-in-the-utility function, MIU)。该模型假设货币直接产生效用，将实际余额 (real balance) 引入瓦尔拉斯一般均衡分析框架。效用函数包括货币的分析如下：假设经济体存在各种类型不同的商品，经济个体只能生产并消费其中的一小部分。当两个经济个体相遇时，往往并不需要对方的产品。所以，若要易货交易成功，需要“需求的双重巧合” (double coincidence of wants)。在这种情形下，交易实现的费用将会非常高。而通过使用货币，只要交易双方是需求的单一巧合，交易就能成功。需求的单一巧合必然比需求的双重巧合的难度低，这节省了经济个体的时间，也就增加了经济个体的效用。下面是对各类货币测度法的具体理论解释及运用。

设代表性消费者在 t 时刻的效用函数如下：

$$U_t = U(C_t, m_{0,t}, m_{1,t}, \dots, m_{n-1,t}) \quad (1)$$

C_t 为 t 时刻的消费， $m_{i,t}$ 为 t 时刻货币资产 i 的存量 (实际值)。

假设 1: 消费的多少与货币资产的持有结构无关。(1) 式可写为：

$$U_t = U(C_t, f_t(m_{0,t}, m_{1,t}, \dots, m_{n-1,t})) \quad (2)$$

令 $L_t = f_t(m_{0,t}, m_{1,t}, \dots, m_{n-1,t})$ ， L_t 即为基于消费理论的货币总量的表达，也称流动性需求。

假设 2: L_t 是 $m_{i,t}$ 的线性函数。 L_t 可写为：

$$L_t = \sum_{i=0}^{n-1} f_{i,t} m_{i,t} \quad (3)$$

消费者在 t 时刻的预期终生效用为：

$$V = E_t \sum_{j=0}^{\infty} \beta^j U(C_{t+j}, L_{t+j}) \quad (4)$$

E 为期望算子。 $0 < \beta < 1$ 为主观贴现率，即消费者的时间偏好， β 越小，表明消费者越倾向于即期消费而不是远期消费。为了简化起见，设消费者的资源配置仅有消费、货币资产、基准资产三种形式。基准资产是流动性次于货币资产的无风险投资品，不具备货币资产的流动性服务功能。设 $r_{i,t}$ 为 t 时刻货币资产 i 的收益率， $r_{b,t}$ 为 t 时刻基准资产的收益率， P_t 为 t 时刻的物价水平。显然，现金的收益率 $r_{0,t} = 0$ 。由于货币资产、基准资产都是实际值，所以消费、货币资产、基准资产之间的单位兑换比例是 1:1。预期终生效用 (4) 式最大化的条件是，消费的边际效用、货币资产的边际效用与基准资产的边际效用均相等。

消费的边际效用等于货币资产的边际效用如下式：

$$U_C(C_t, L_t) = U_L(C_t, L_t) f_{i,t} + (1 + r_{i,t}) E_t \frac{P_t \beta U_C(C_{t+1}, L_{t+1})}{P_{t+1}} \quad (5)$$

U_C 、 U_L 分别为消费和流动性需求的边际效用。由 (5) 式可知，货币资产的边际效用来源于两方面：一方面是持有货币资产直接产生的效用 (等式右边第一项)，另一方面是货币资产在下一期转化为消费间接产生的效用 (等式右边第二项)。

消费的边际效用等于基准资产的边际效用如下式:

$$U_C(C_t, L_t) = (1 + r_{b,t}) E_t \frac{P_t \beta U_C(C_{t+1}, L_{t+1})}{P_{t+1}} \quad (6)$$

U_C 、 U_L 分别为消费和流动性需求的边际效用。由 (6) 式可知, 基准资产的边际效用仅来源于基准资产在下一期转化为消费间接产生的效用。

联立 (5)、(6), 可得

$$U_L(C_t, L_t) f_{i,t} = \frac{r_{b,t} - r_{i,t}}{1 + r_{b,t}} U_C(C_t, L_t) \quad (7)$$

$\frac{r_{b,t} - r_{i,t}}{1 + r_{b,t}}$ 为货币资产的使用者成本^① (user cost)。由 (7) 式可知, 持有 1 单位货币资产 i 而放弃持

有 1 单位基准资产, 相当于用 $\frac{r_{b,t} - r_{i,t}}{1 + r_{b,t}}$ 单位消费的价格购买 $f_{i,t}$ 单位的流动性需求, 对终生效用没有影响。

到目前为止, 以上的假设及推导过程都是后面分析现金等价货币总量、迪维西亚货币总量测度法的有效性所共同需要的。下面的进一步推导则体现二者在理论解释上的差异。

(一) 现金等价货币总量的推导

假设 3: $f_{0,t} = 1$ 。这一假设的目的是为了用现金去标准化流动性需求。假设 3 也意味着现金的流动性不随时间改变。将 $f_{0,t} = 1$, $r_{0,t} = 0$ 代入 (7) 式, 可得

$$U_L(C_t, L_t) = \frac{r_{b,t}}{1 + r_{b,t}} U_C(C_t, L_t) \quad (8)$$

(7) 式除以 (8) 式, 可得

$$f_{i,t} = \frac{r_{b,t} - r_{i,t}}{r_{b,t}} \quad (9)$$

(9) 式代入 (3) 式, 可得现金等价货币总量的表达:

$$L_t = \sum_{i=0}^{n-1} \frac{r_{b,t} - r_{i,t}}{r_{b,t}} m_{i,t} \equiv CEM_t \quad (10)$$

由 (10) 式可知, 现金等价货币总量的决定取决于货币资产的存量、收益率和基准资产收益率这三个因素。货币资产 i 的加权重与其收益率 $r_{i,t}$ 负线性相关, 即流动性越强、收益率越低、加权重越大, 这符合经济常理和逻辑。

(二) 迪维西亚货币总量的推导

对 (3) 式求全微分, 得到

$$dL_t = \sum_{i=0}^{n-1} f_{i,t} dm_{i,t} + \sum_{i=0}^{n-1} m_{i,t} df_{i,t} \quad (11)$$

(11) 式除以 (3) 式, 得到

$$\frac{dL_t}{L_t} = \sum_{i=0}^{n-1} \frac{f_{i,t} m_{i,t}}{\sum_{j=0}^{n-1} f_{i,t} m_{j,t}} \frac{dm_{i,t}}{m_{i,t}} + \sum_{i=0}^{n-1} \frac{f_{i,t} m_{i,t}}{\sum_{j=0}^{n-1} f_{i,t} m_{j,t}} \frac{df_{i,t}}{f_{i,t}} \quad (12)$$

将 (7) 式代入 (12) 式, 得到

$$\frac{dL_t}{L_t} = \sum_{i=0}^{n-1} \frac{(r_{b,t} - r_{i,t}) m_{i,t}}{\sum_{j=0}^{n-1} (r_{b,t} - r_{i,t}) m_{j,t}} \frac{dm_{i,t}}{m_{i,t}} + \sum_{i=0}^{n-1} \frac{(r_{b,t} - r_{i,t}) m_{i,t}}{\sum_{j=0}^{n-1} (r_{b,t} - r_{i,t}) m_{j,t}} \frac{df_{i,t}}{f_{i,t}} \quad (13)$$

将 (13) 式写为对数形式, 得到

^① 相对于持有完全无流动性的基准资产而言, 持有货币资产而放弃的利息的贴现值。可理解为因购买货币资产的“流动性服务”而额外支付的价格。

$$d \ln L_t = \sum_{i=0}^{n-1} \frac{(r_{b,t} - r_{i,t})m_{i,t}}{\sum_{j=0}^{n-1} (r_{b,t} - r_{i,t})m_{j,t}} d \ln m_{i,t} + \sum_{i=0}^{n-1} \frac{(r_{b,t} - r_{i,t})m_{i,t}}{\sum_{j=0}^{n-1} (r_{b,t} - r_{i,t})m_{j,t}} d \ln f_{i,t} \quad (14)$$

由上式可知，真实货币总量（流动性需求）的变化率分为两部分，一部分（等式右边第一项）与货币资产 i 的存量变化率相关，另一部分（等式右边第二项）与货币资产 i 的流动性变化率相关。然而，Barnett（1980）所推的 t 时刻迪维西亚货币总量的变化率在连续情形下的表达式为：

$$d \ln DVM_t = \sum_{i=0}^{n-1} \frac{(r_{b,t} - r_{i,t})m_{i,t}}{\sum_{j=0}^{n-1} (r_{b,t} - r_{i,t})m_{j,t}} d \ln m_{i,t} \quad (15)$$

对比（14）、（15）式可以发现，学术界普遍采用的迪维西亚货币总量存在理论上的重大缺陷，其遗漏了货币资产的流动性随时间的变化量对货币总量的影响。由于实践中的数据无法连续统计，一般按月、按季、按年进行公布，因此需要获得（15）式的离散表达式。在实践中的离散情形下，Barnett（1980）用托恩奎斯特指数近似表达 t 时期迪维西亚货币总量变化率的测度公式如下：

$$\ln DVM_t - \ln DVM_{t-1} = \sum_{i=0}^{n-1} S_{i,t}^* (\ln m_{i,t} - \ln m_{i,t-1}) \quad (16)$$

$$\text{其中， } S_{i,t}^* = \frac{S_{i,t} + S_{i,t-1}}{2},$$

$$S_{i,t} = \frac{(r_{b,t} - r_{i,t})m_{i,t}}{\sum_{j=0}^{n-1} (r_{b,t} - r_{i,t})m_{j,t}}。$$

（16）式的近似测量值与（15）式的精确理论值之间存在测量误差，测量误差与统计的时间间隔正相关，即测量误差的大小排序为：周频<月频<季频<年频。

综上所述，现金等价货币总量虽然多了一个“假设3”，但是可以及时准确地追踪货币资产流动性的时变性；而迪维西亚货币总量虽然少了一个“假设3”，但它却不能及时准确地追踪货币资产流动性的时变性。不仅如此，现金等价货币总量测度的是真实货币总量（流动性需求）的精确绝对值，而迪维西亚货币总量测度的是真实货币总量（流动性需求）的近似变化率，这个差异决定了两者在作为货币中介目标的可测性和可控性上有本质区别。鉴于现金等价货币总量在理论上的优势，本文做出如下推论：现金等价货币总量比迪维西亚货币总量更适合作为数量型货币政策中介目标。在接下来的第三部分对此用实证予以验证。

（三）各类货币测度法的变量选择

中美两国货币当局关于货币层次的划分中， M_2 作为货币政策中介目标具有国际共识，故本文研究在 M_2 层次下的不同货币总量作为中介目标的有效性。为了便于区分中美两国各类货币总量的符号，令中美两国的现金等价货币总量、迪维西亚货币总量、简单加总货币总量分别为 CEM_2 、 DVM_2 、 SSM_2 、 CEM_2^* 、 DVM_2^* 、 SSM_2^* （不加星号为中国货币总量，加星号为美国货币总量）。 CEM_2^* 、 DVM_2^* 数据来自于美联储网站。测度 CEM_2 、 DVM_2 的变量交代如下：

1. 货币资产及其收益率

中国人民银行所公布的 M_2 包含以下五种成分：流通中的现金、（单位）活期存款、（单位）定期存款、（个人）储蓄存款、其他存款。随着ATM机、POS机、手机银行、网上银行和刷卡消费、在线消费的普及，（个人）活期储蓄存款与（单位）活期存款流动性几乎无差异，因此我们的研究将（个人）活期储蓄存款^①从“（个人）储蓄存款”项目中提取出来，加入到“（单位）活期存款”项目中，最后选择的五种货币资产为：流通中的现金、（单位、个人）活期存款、（单位）定期存款、（个人）定期储蓄存款和其他存

^① 2004-2010年的城乡居民储蓄存款中，活期储蓄存款的月度占比平均值为36%，定期储蓄存款的月度占比平均值为64%。根据中行的统计，储蓄存款的定、活比大概介于7:3与6:4之间。本文将“储蓄存款”的35%作为活期储蓄存款转移到“活期存款”中。

款。流通中的现金的利率（收益率）为 0，（单位、个人）活期存款的收益率为活期存款的利率，（单位）定期存款的利率收益率为三个月、半年、一年期定期存款利率的算术平均值，（个人）定期储蓄存款的收益率为三个月、半年、一年、二年、三年和五年期定期存款利率的加权平均值^①。其他存款的收益率为活期存款、三个月、半年、一年期定期存款利率的算术平均值。

2. 基准资产及其收益率

基准资产是流动性次于货币的无风险投资品。目前就中国M₂的统计口径而言，五年期定期存款流动性最差，因此基准资产的选择原则上要比五年期定期存款流动性差，而且不具有违约风险。王宇伟(2009)等学者的研究将五年期国债作为近似基准资产。然而，这一选择存在经济逻辑缺陷：我国国债存在二级市场，可以通过二级市场交易来实现持有期内的利息收入，因此它的利差与流动性相关性很弱；定期存款不存在二级市场，提前支取将招致罚息。交易机制的差异导致中国所有国债品种的到期收益率必定低于五年期定期存款利率，换言之，中国所有品种国债的流动性都比五年期定期存款高，故国债不适宜作为基准资产。李正辉等学者(2012)在研究中直接将五年期定期存款作为基准资产，但这意味着五年期定期存款不属于M₂，在比较研究的对象中包含自己，这在经济逻辑上难以自洽。本研究提出将贷款基准利率作为基准资产收益率的替代指标的研究思路。通过对中国金融现状进行了分析，我们认为，除了存款外，我国居民普遍大量购买银行理财产品。银行理财产品具有风险低^②、收益较高、一般不允许提前赎回等特征，其流动性明显低于五年期定期存款，这符合本研究对基准资产典型属性的要求。然而它的缺陷是银行理财产品的品种和收益率繁多，很难确定谁作为基准资产的代表。本研究提出一个解决思路，由于银行理财产品的资金池一般由银行优质贷款构成，故理财产品收益率与优质贷款利率之间的相关程度在逻辑上是最直接和最高的。如果这一逻辑转换成立，在本研究中将一年期银行贷款作为基准资产的替代品就具有逻辑上的合理性。考虑到银行和信托要参与理财产品收益的分配，这种分割机制一般会影响理财产品实际收益的 50%左右，因此我们在实证中采用六个月贷款基准利率作为基准资产收益率的替代指标。

3. 样本期间及数据来源

由于本文第三部分的中国货币需求函数采用货币市场基金综合收益率取代传统研究中习惯使用的银行同业拆借利率作为持有货币的机会成本变量指标，而中国只有 2004 年以后的货币市场基金收益率数据，加上中国 GDP 只有季度数据，所以我们选择的数据期间为 2004 年一季度到 2013 年四季度，共 10 年 40 个样本观测值。货币存量的数据来源于中经网统计数据库，存贷款基准利率调整的数据来源于中国人民银行官网，各种货币资产的存量、收益率及基准资产的收益率皆为季末值。

4. DVM₂ 的标准化

由(10)式可以直接测度CEM₂^③，但在测度DVM₂时，由于(16)式只能得到各期的环比增长率，所以设 2004 年第一季度末的DVM₂等于 2004 年第一季度末的CEM₂，再根据环比增长率计算出以后各期具体的DVM₂。具体测度值见下附 2。

三、实证检验和比较

^① 根据在工、农、建行三大行对各类存款平均余额的调研，目前三个月、半年、一年、二年、三年和五年期定期储蓄平均占比为 6.7%、6.8%、56.8%、8.1%、16.6%、5%。而且由于银行业存在利率上升期短期定存增加，利率下降期长期定存增加的规律。基于我国银行存款结构在利率变化周期中变化的历史经验或规律性数据，我们在研究中分别对处于利率下降期和上升期储蓄结构变动分别赋值。目前利率正处于下降期，加权权重设为 6.7%、6.8%、56.8%、8.1%、16.6%、5%；在利率上升期，加权权重设为 7.7%、7.8%、57.8%、7.1%、15.6%、4%。利率变动周期见附 1。

^② 理财产品的“刚性兑付”是业内不成文的规定，监管层要求确保兑付的初衷也是为了维护金融和社会稳定，防止违约导致群体性事件。

^③ 当货币资产为名义值时，由(10)式得到的现金等价货币总量亦为名义值，同理，由(16)式得到的亦为名义迪维西亚货币总量的环比增长率，证明从略。也就是说，这部分我们所测度的修正货币总量是名义货币总量。

本文的第二部分测度了中国 2004–2013 年季频的迪维西亚货币总量和现金等价货币总量。本文这一部分将对中美两国不同货币总量测度法下的货币需求函数的稳定性进行实证比较，以判断不同货币总量作为货币政策中介目标的有效性。货币需求函数从需求的角度来考察货币与产出、利率、物价等宏观经济变量的相关性。本文对其稳定性的判断分为两步进行，第一步是协整关系存在性检验，即判断不同货币总量与产出、利率、物价是否存在长期稳定的协整关系？若存在协整关系，需再进行第二步检验；若不存在协整关系，没有必要进行第二步检验，可直接判断该货币总量不具备有效性。第二步是在协整关系存在的前提下，进行协整系数和误差修正项的估计，判断这些系数在统计学意义上的可靠性和经济学上的合理性，同时满足两步的货币总量的有效性最强。此外，为了使本文的研究结论更具说服力，我们还补充了对不同货币总量的可控性检验。

（一）货币需求函数的选择

货币需求函数的自变量分为规模变量和机会成本变量两类。规模变量衡量的是收入效应，本文用实际 GDP 代表。机会成本变量衡量的是替代效应，本文同时考虑非货币金融资产和实物资产对货币需求的替代，分别用市场利率和通货膨胀率代表。货币需求函数的具体表达形式有很多，但以往的相关研究较少考虑到收入变量和机会成本变量对货币需求的影响具有滞后效应，这个忽略会带来对货币需求函数估计的系统性误差。因此，本文采用自回归分布滞后模型（ARDL）来刻画货币需求函数，它的好处是可以同时稳健地估计长、短期货币需求关系。为了聚焦研究重心，我们没有选择复杂的货币需求函数。我们采用的货币需求函数的具体形式如下：

$$\ln(M_t) = a + \sum_{i=1}^{p_1} b_i \ln(M_{t-i}) + \sum_{i=0}^{p_2} c_i \ln(GDP_{t-i}) + \sum_{i=0}^{p_3} d_i \pi_{t-i} + \sum_{i=0}^{p_4} e_i MR_{t-i} + \varepsilon_t \quad (17)$$

M_t 表示货币总量， M_{t-i} 表示货币总量的 1 到 p_1 阶滞后， GDP_{t-i} 表示 GDP 的 0 到 p_2 阶滞后， π_{t-i} 表示通货膨胀率的 0 到 p_3 阶滞后， MR_{t-i} 表示市场利率的 0 到 p_4 阶滞后。为了区分国别，和货币总量的处理方式类似（加星号表示美国，不加星号表示中国）。

（二）数据的选取及处理

1. 中国数据的选取及处理

涉及中国货币需求函数的数据期间为 2004–2013 年的季度数据。本文首次采用货币市场基金收益率作为存款持有者机会成本的市场利率的代表^①（采用“和讯网”列出的所有货币型基金的季末 7 日年化收益率的中位数来反映）。货币市场基金具有风险低、流动性强的特点，对货币市场工具进行组合投资，具有综合代表性，更重要的是，它是存款持有者考虑收益时理想的、且可实现的替代品。由于中国没有公布季度 CPI，季度 CPI 及通货膨胀率的具体算法如下：以 2004 年 1 月为基期，把以后各月的定基 CPI 计算出来，再算术平均得到季度定基 CPI，季度定基 CPI 的环比为季度通货膨胀率。CPI、GDP 数据也来源于中经网统计数据库。GDP、货币的实际值用名义值经过 X-11 季节调整后除以季度定基 CPI。

2. 美国数据的选取及处理

涉及美国货币需求函数的数据期间为 1959–2005 年^②的季度数据。用名义 GDP 除以实际 GDP（2009=100），可得到以 2009 年为基期的定基物价指数。用定基物价指数的环比增长率作为通货膨胀率。

^① 我们质疑部分学者采用一年期定期存款利率或者同业拆借利率作为存款者机会成本的市场利率代表的做法，这在分析逻辑上似乎不成立。因为一年期定存利率就是货币本身的利率，将其作为机会成本变量等于用自己来比照自己。而同业拆借利率是银行等金融机构之间的利率，作为厂商和居民的经济主体无法参与，或者说，它与一般存款者无关。

^② Anderson 等人负责美联储货币服务指数（Monetary Services Index (MSI) Project）的具体开发，相关细节数据获得美联储支持，可是由于他们仅把现金等价货币总量看作是迪维西亚货币总量的补充，视其地位可有可无，加上学术界也不够重视，几乎没有影响，故在 2006 年以后不再公布相关数据。但按照美联储的标准流程复制出 2006 年以后的现金等价货币总量，在可操作性上显得困难重重，故本文仅研究 2006 年以前的数据。尽管如此，但就时间序列和样本量而言也足具说服力。

名义货币总量 CEM_2^* 、 DVM_2^* 、 SSM_2^* 除以定基物价指数可得到以2009年为基期的实际货币总量 CEM_2^* 、 DVM_2^* 、 SSM_2^* 。我们选择联邦基金有效利率（Federal funds effective rate）作为市场利率，以上数据皆来源于美联储圣路易斯联邦储备银行官网（<https://research.stlouisfed.org>），货币总量、GDP数据都经过季节性调整。

在由(17)式ARDL协整估计方法生成中美两国货币需求的协整关系（长期关系）和误差修正项（短期关系）之前，要先用边限协整检验确认中美两国货币需求协整关系的存在性。

(三) 单位根检验

在进行协整检验之前，首先需要进行单位根检验。本文用ADF对(17)式所涉及的变量进行单位根检验，中国数据最大滞后阶数设为9，美国数据最大滞后阶数设为14，基于SIC信息准则自动选取滞后阶数。检验结果见表1。由表1可知，在5%的显著性水平下除了 π 、 MR^* 是I(0)平稳序列，其他变量均是I(1)单位根非平稳序列。

表1 单位根检验

变量	水平值		一阶差分	
	检验形式	P值	检验形式	P值
MR	c, 0, 0	0.1672	0, 0, 0	0.0000
π	c, 0, 4	0.0053		
LNSSM ₂	c, t, 1	0.5433	c, 0, 0	0.0011
LNCEM ₂	c, t, 2	0.0860	c, 0, 0	0.0013
LNDVM ₂	c, t, 2	0.3751	c, 0, 0	0.0003
LNGDP	c, t, 0	0.8834	c, 0, 0	0.0000
MR*	c, 0, 5	0.0381		
π^*	c, 0, 1	0.1018	0, 0, 1	0.0000
LNSSM ₂ *	c, t, 1	0.3409	c, 0, 0	0.0000
LNCEM ₂ *	c, t, 0	0.0940	c, 0, 0	0.0000
LNDVM ₂ *	c, t, 1	0.6875	c, 0, 0	0.0000
LNGDP*	c, t, 2	0.1095	c, 0, 0	0.0000

注：检验形式(c, t, p)分别表示截距项、时间趋势和滞后阶数。

(四) 协整关系存在性检验

常用的协整检验方法是E-G两步法和Johansen协整检验，但二者都要求所有变量是单位根过程（即I(1)），而中国通货膨胀率 π 、美国市场利率 MR^* 是平稳序列（即I(0)），故中美两国货币需求函数都不能采用上述两种方法。本文采用Pesaran et al. (2001)提出的边限协整检验(bounds testing)，该检验不论变量是I(1)还是I(0)，其结果都有效。检验方程如下：

$$\Delta \ln(M_t) = a_0 + a_1 t + \sum_{i=1}^p b_i \Delta \ln(M_{t-i}) + \sum_{i=0}^p c_i \Delta \ln(GDP_{t-i}) + \sum_{i=0}^p d_i \Delta \pi_{t-i} + \sum_{i=0}^p e_i \Delta MR_{t-i} + f \ln(M_{t-1}) + g \ln(GDP_{t-1}) + h \pi_{t-1} + i MR_{t-1} + \varepsilon_t \quad (18)$$

检验分为F检验和t检验。F检验的原假设为 $f=g=h=i=0$ ，t检验的原假设为 $f=0$ 。大部分学者认为，F统计量显著，即可认定协整关系的存在。然而t统计量显著可以加强这种认定，如果t统计量不显著，Pesaran et al. (2001)认为协整关系是退化的协整关系(degenerate level relationship)。本文将F检验作为第一判断标准，t检验作为第二判断标准。若未通过F检验，表明不存在协整关系；若通过F检验表明存在协整关系，但同时通过F检验和t检验的协整关系相对于只通过F检验而未通过t检验的协整关系更强更稳健。

模型的检验基础是 ε_t 不存在自相关, 因而滞后阶数 p 应该足够大。为了减少过度参数化, 因而滞后阶数 p 应该足够小。对于 p 的恰当选择需要同时考虑残差是否自相关以及是否过度参数化。本文将优先考虑残差不存在自相关条件下的 AIC、SBC 较大的滞后阶数 p 。当考虑时间趋势项时, 即 $a_1 \neq 0$, 中美两国模型的残差自相关情况严重, 检验结果不佳, 因此本文仅考虑不存在时间趋势项的情形, 即 $a_1 = 0$ 。

1. 中国协整关系存在性检验

中国货币需求与产出、通货膨胀率、市场利率的协整检验结果见表 2。由表 2 可知, 三个货币总量的 F 统计量在 1% 的显著性水平下都是显著的, 说明三者都与产出、通货膨胀率、市场利率存在协整关系。但是, CEM_2 的 t 统计量在 1% 的显著性水平下显著, SSM_2 、 DVM_2 的 t 统计量不显著, 说明 CEM_2 的协整关系是加强的, 而 SSM_2 、 DVM_2 的协整关系是退化的, 即 CEM_2 的协整关系更稳健。

表 2 边限协整检验 (中国)

货币总量	最优滞后阶数 p	F 统计量	t 统计量
SSM_2	1	14.61***	-2.49
CEM_2	4	7.18**	-4.47***
DVM_2	1	12.1***	-2.34

注: Pesaran et al. (2001) 给出的 3 个自变量 1% 的 F 统计量临界值范围 (4.29, 5.61), 高于上限为显著, 低于下限为不显著, 在中间为不确定, t 统计量的推断类似, 10% 的 t 统计量临界值范围 (-2.57, -3.46), 5% 的 t 统计量临界值范围 (-2.86, -3.78), 1% 的 t 统计量临界值范围 (-3.43, -4.37)。***表示在 1% 的水平上显著。

2. 美国协整关系存在性检验

美国货币需求与产出、市场利率的协整检验结果见表 3。需要特别说明的是, 在 (18) 的每一个回归方程中, 通货膨胀率 π^* 的当期值及滞后值都不显著, 为了更精确地判断协整关系, 本文剔除美国货币需求函数机会成本变量中的通胀率因素, 仅考虑市场利率因素。也就是 (17)、(18) 都剔除通胀率变量 π^* 。由表 3 可知, 美国货币总量 SSM_2^* 、 DVM_2^* 的 F 统计量都不显著, 说明 SSM_2^* 、 DVM_2^* 与产出、市场利率不存在长期稳定的协整关系; 而货币总量 CEM_2^* 的 F 统计量和 t 统计量在 5% 的显著性水平下显著, 说明 CEM_2^* 与产出、市场利率存在加强的协整关系。

表 3 边限协整检验 (美国)

货币总量	最优滞后阶数 p	F 统计量	t 统计量
SSM_2^*	4	3.71	-2.95
CEM_2^*	1	5.63**	-4.03**
DVM_2^*	4	1.26	-1.44

注: Pesaran et al. (2001) 给出的 2 个自变量 5% 的 F 统计量临界值范围 (3.79, 4.85), 高于上限为显著, 低于下限为不显著, 在中间为不确定, t 统计量的推断类似, 10% 的 t 统计量临界值范围 (-2.57, -3.21), 5% 的 t 统计量临界值范围 (-2.86, -3.53), 1% 的 t 统计量临界值范围 (-3.43, -4.1)。**表示在 5% 的水平上显著。

3. 中美两国协整关系存在性比较

由表 2、表 3 可知, 中国的三种货币总量的 F 统计量的显著程度都要优于对应的美国的三种货币总量, 说明不管是哪一种测度法下的货币总量, 在中国与宏观经济变量的相关性比在美国与宏观经济变量的相关性都更稳定。也就是说, 货币总量作为中介目标更适合中国而不是美国, 这和现实中两国货币当局采取迥异的货币中介目标现象相符合。中国以数量型目标为主, 美国以价格型目标为主。美国利率市场化, 金融市场发达, 影响货币需求的因素比中国多, 导致其货币流通速度很不稳定, 数量型目标的有

效性减弱。然而，关于中介目标有效性的国别差异不是本文的研究重点，这里不宜继续深入和展开。

(五) 协整系数和误差修正项的估计

根据对中美两国各自货币总量系列协整关系存在性的检验结果，我们可以确信，对于美国的货币需求函数稳定性而言，现金等价货币总量优于简单加总货币总量和迪维西亚货币总量。在接下来的协整系数和误差修正项的估计中，我们只报告具备协整关系的现金等价货币量的结果，对于不具备协整关系的简单加总货币总量和迪维西亚货币总量不予报告。然而，我们看到的结果是，中国的现金等价货币总量是加强的协整关系，简单加总货币总量和迪维西亚货币总量是退化的协整关系，按照大多数学者的观点，加强和退化的协整关系都表明协整关系的存在，因此，单纯依靠协整关系存在性检验来判断有效性似乎不具有很强的说服力。对此，我们对三个货币总量的协整关系和误差修正项估计的结果予以报告和比较。

在证实协整关系存在的前提下，本文采用 Pesaran、Shin(1999)提出的自回归分布滞后模型 (the autoregressive distributed lag, ARDL)，即 (17) 式来进行协整系数和误差修正项的估计。ARDL 协整估计在同时包含 I (1)、I (0) 变量，或者包含内生变量，以及小样本的条件下都适合。协整关系以及误差修正项的估计由 microfit4.1 软件运行得到。

1. 中国的结果

中国三个货币总量的结果见表 4。由表 4 可知， CEM_2 的协整关系中的系数及显著程度都要大于 SSM_2 、 DVM_2 ，且系数的符号与预期符号一致，即市场利率和通货膨胀率的上升会使实际货币需求下降，实际收入的上升会使实际货币需求上升， CEM_2 的长期货币需求函数可靠。而 SSM_2 、 DVM_2 中的 MR 系数不显著，且为正，与经典的货币经济理论不符合，说明 SSM_2 、 DVM_2 的协整关系（长期货币需求函数）不可靠。这和边限协整检验中得到的 SSM_2 、 DVM_2 的协整关系退化程度大于 CEM_2 的结论是一致的，在经济意义上，这表明 CEM_2 的长期需求关系更可靠。另外，从误差修正项来看， CEM_2 的误差修正系数大于 SSM_2 、 DVM_2 ，说明 CEM_2 的短期货币需求函数可以更加快速地向长期均衡状态靠拢，短期货币需求函数更稳定。从货币需求函数的稳定性来看， CEM_2 比 SSM_2 、 DVM_2 更加适合作为中国的货币政策中介目标。

表 4 协整关系及误差修正项 (中国)

	$LNSSM_2$	$LNCEM_2$	$LNDVM_2$
(p1, p2, p3, p4)	(1, 1, 0, 3)	(2, 1, 4, 4)	(1, 0, 0, 3)
C	-0.615 [0.168]	-1.68 [0.001]	-0.961 [0.019]
LNGDP	1.24 [0.000]	1.34 [0.000]	1.24 [0.000]
MR	0.006 [0.553]	-0.07 [0.001]	0.005 [0.645]
π	-0.15 [0.000]	-0.27 [0.000]	-0.13 [0.000]
$ECM(-1)^{\text{①}}$	-0.22 [0.001]	-0.27 [0.000]	-0.25 [0.001]

注：[.] 内为 P 值。C 为常数项。C、LNGDP、MR、 π 为协整关系中对应的系数。ECM (-1) 为误差修正模型中的误差调整系数。

2. 美国的结果

美国现金等价货币总量的结果见表 5。由表 5 可知，美国现金等价货币量的协整关系中的收入弹性为 1.21，利率半弹性为 -0.02，误差修正项为 -0.12，在 10% 的显著性水平下都显著，正负符号也满足经济学理论，说明美国现金等价货币总量具备作为中介目标的条件。美国的简单加总货币总量和迪维西亚货币总量没有通过边限协整检验，故没有讨论的必要。

^① 由于在误差修正模型中，我们只关注误差调整系数，故省略模型结果的展示。

表 5 协整关系及误差修正项（美国）

	$(p1, p2, p4)^*$	C^*	LNGDP*	MR*	ECM(-1)*
LNCM ₂ *	(1, 0, 2)	-2.91[0.001]	1.21[0.000]	-0.02[0.092]	-0.12[0.000]

注：[.]内为P值。C为常数项。C、LNGDP、MR为协整关系中对应的系数。ECM(-1)为误差修正模型中的误差调整系数。

3. 中美两国结果的比较

由表 4、表 5 可知，尽管对中美两国而言，现金等价货币总量的协整系数和误差修正项的大小及显著程度相比本国其他两种货币总量都是最优的，但现金等价货币总量在中国的有效性显然优于美国：货币的收入弹性在中国是 1.34，大于美国的 1.21；利率半弹性在中国是-0.07，绝对值大于美国的-0.02；误差修正项在中国是-0.25，绝对值大于美国的-0.12。

（六）可控性检验

货币需求函数的稳定性是从需求的角度来考察不同测度法下货币总量的有效性，可控性检验则是从供给的角度来考察央行对不同货币总量的控制能力。中央银行操作调控工具的直接对象和掌握调控力度的观测指标是操作目标，货币政策由操作目标传导至中介目标，最后传导至并调整最终目标。因此，研究中介目标的可控性，应首先考察其与操作目标是否具备稳定的相关关系。本文借鉴货币理论经典的表述，认为基础货币最适合作为操作目标。

本文用相应货币总量的货币乘数的单位根检验来判断其与基础货币相关关系的稳定性。货币乘数等于名义SSM₂、CEM₂、DVM₂除以名义储备货币。令中国SSM₂、CEM₂、DVM₂对应的货币乘数为SSMM、CEMM、DVMM，美国SSM₂*、CEM₂*、DVM₂*对应的货币乘数为SSMM*、CEMM*、DVMM*。中国的基础货币为货币当局资产负债表中的“储备货币”，数据来源于中国人民银行官网。美国的基础货币来源于美联储圣路易斯联邦储备银行官网（<https://research.stlouisfed.org>）。两国的三种测度法下的货币总量数据前文已经交代，这里不再赘述。我们的分析逻辑是，在三类不同方法测度的货币总量中，谁对应的货币乘数最为平稳，那么这个货币总量在通过基础货币层面来实现的可控制性最强。

1. 中国的结果

由表 6 可知，在 1%的显著性水平下，CEMM、SSMM平稳，DVMM不平稳，且相对而言，CEMM比SSMM平稳（单位根P值更小），这说明在通过调控基础货币从而控制货币供应量方面，用CEM₂来反映我国央行对M₂的控制程度更加稳定和准确。

表 6 货币乘数单位根检验（中国）

货币乘数	检验形式	P 值
SSMM	c, t, 4	0.0077
CEMM	c, t, 4	0.0063
DVMM	c, t, 0	0.2793

注：检验形式(c, t, p)分别表示截距项、时间趋势和滞后阶数。

2. 美国的结果

由表 7 可知，在 5%的显著性水平下，CEMM*平稳，SSMM*、DVMM*不平稳，这说明在通过调控基础货币从而控制货币供应量方面，用CEM₂*来反映美联储对M₂的控制程度更加稳定和准确。

表 7 货币乘数单位根检验（美国）

货币乘数	检验形式	P 值
SSMM*	c, 0, 3	0.5652
CEMM*	c, t, 0	0.0494
DVMM*	c, t, 3	0.4148

注：检验形式(c, t, p)分别表示截距项、时间趋势和滞后阶数。

3. 中美两国结果的比较

由表(6)、(7)可知, 尽管对中美两国而言, 货币当局通过基础货币对现金等价货币总量的控制能力都要强于迪维西亚货币总量和简单加总货币总量, 但就每一种测度法下的货币总量而言, 中国的货币乘数都要比美国平稳(对应P值更小)。这说明, 中国央行对每一种货币总量的控制能力都要强于美联储。

四、结论和建议

本文对不同货币总量的测度法进行了理论上的比较, 并计算了中国2004-2013年季频的现金等价货币总量和迪维西亚货币总量。以国际学术界通用的货币需求函数的稳定性作为判定不同货币总量作为货币政策中介目标有效性的重要标准, 本研究对中美两国的现金等价货币总量、迪维西亚货币总量、简单加总货币总量进行实证比较。为了使结论更具说服力, 本文还增加了可控性检验。

边限协整检验结果显示, 中国的现金等价货币总量与产出、通货膨胀率、市场利率等经济变量之间存在着加强的协整关系, 而简单加总货币总量、迪维西亚货币总量与产出、通货膨胀率、市场利率等经济变量仅存在退化的协整关系; 美国的现金等价货币总量与产出、市场利率具备加强的协整关系, 而简单加总货币总量、迪维西亚货币总量与产出、市场利率不存在协整关系。无论在哪一种测度法下, 所计算的货币总量在中国都比在美国更有效。

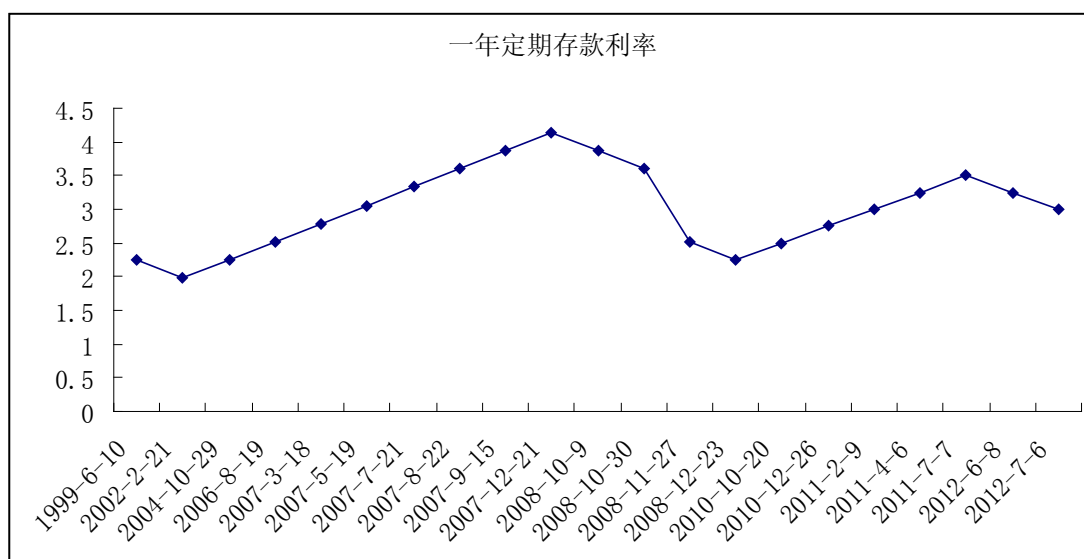
进一步的ARDL协整估计结果显示, 中国的现金等价货币总量与产出、通货膨胀率、市场利率等经济变量之间的协整系数和误差修正项的大小及显著程度都要优于简单加总货币总量、迪维西亚货币总量, 且符号与预期一致, 证实了中国现金等价货币总量的长、短期货币需求函数都比简单加总货币总量、迪维西亚货币总量更稳定; 美国的现金等价货币总量与产出、市场利率的协整系数和误差修正项在10%的水平上都显著, 且符号与预期一致。这说明美国现金等价货币总量的长、短期货币需求函数稳定。但就中美两国比较而言, 现金等价货币总量更适合中国。

可控性检验结果显示, 在以基础货币作为央行操作目标的条件下, 中美两国的现金等价货币总量都比各自的迪维西亚货币总量、简单加总货币总量具备更强的可控性, 而且每一种测度法下的货币总量在中国都比在美国具备更强的可控性。

综上所述, 中美两国的现金等价货币总量的货币需求函数都比各自国家的迪维西亚货币总量、简单加总货币总量的需求函数稳定, 说明现金等价货币总量作为货币政策中介目标的有效性强于迪维西亚货币总量、简单加总货币总量, 现金等价货币总量的优越性具有一定的普适性。但就中美两国而言, 货币总量更适合作为中国的中介目标。可控性检验得到上述同样的结论。可惜现金等价货币总量的出现并没有引起学术界和实务界足够的关注和重视, 导致当前研究的热点聚焦在效果更差的迪维西亚货币总量身上, 这不得不说是学术界一个较大的缺憾。本文的研究价值之一就在于弥补了这一缺憾。

在没有更理想的货币政策中介目标出现之前, 学术界和包括美联储和中国央行在内的世界各国货币当局不是简单地指责货币供应量指标的不足, 而是应该认真分析这个数量型中介指标存在的合理性以及背后的原因, 尝试现有各种“扬长避短”的修正测度法。在我们的实证检验结果显现后, 特别希望我国央行重视现金等价货币总量作为货币政策中介目标的理论基础和实践价值, 重新审视和比较现金等价货币总量与迪维西亚货币总量的优劣, 尝试将现金等价货币总量作为简单加总货币总量这一货币政策中介目标的重要补充参考指标, 甚至是替代指标, 这将有利于改善我国央行的货币政策调控效果。

附 1 利率变动周期



利率下降期：2004Q1-2004Q3 2008Q4-2010Q3 2012Q2-2013Q4

利率上升期：2004Q4-2008Q3 2010Q4-2012Q1

注意：判断利率下降期并不是从右下方曲线的顶点开始，而是由顶点后面第一个点开始，因为这个点才是对加息通道的反转，是降息通道的起点。同理，判断利率上升期并不是从右上方曲线的底点开始，而是由底点后面第一个点开始，因为这个点才是对降息通道的反转，是加息通道的起点。

附 2 中国 2004-2013 年各个季度的三种货币总量

单位：亿元

时期	CEM ₂	DVM ₂	SSM ₂	时期	CEM ₂	DVM ₂	SSM ₂
2004Q1	174308.5	174308.4933	231654.6	2009Q1	388591	384079.0311	530626.7
2004Q2	179276.7	179276.7714	238427.5	2009Q2	417389.4	412547.521	568916.2
2004Q3	183361.2	183361.5845	243756.9	2009Q3	430573.9	425579.6224	585405.3
2004Q4	187771.7	191521.1351	254107	2009Q4	449419.8	444205.3431	606225
2005Q1	191565.8	192816.7099	261444.3	2010Q1	479688.5	474123.1574	649947.5
2005Q2	199386.6	200688.7356	272522.6	2010Q2	497703.8	491918.2799	673921.7
2005Q3	207404.8	208760.3673	284052.1	2010Q3	512641.5	506661.3738	696471.5
2005Q4	216406	217820.3549	295507.6	2010Q4	510106.7	532516.1695	725851.8
2006Q1	225800.2	227275.7251	310490.7	2011Q1	526898.2	551740.9883	758131
2006Q2	234917.5	236496.0575	322756.4	2011Q2	529830.5	567622.3531	780821
2006Q3	240609.1	243676.464	331865.4	2011Q3	524335.6	567792.7083	787406.2
2006Q4	251753.4	254966.5249	345603.6	2011Q4	569654.4	621637.7171	851590.9
2007Q1	258264.7	267337.8273	364093.7	2012Q1	589064.7	642843.952	895565.5
2007Q2	264428.4	278309.0872	377832.2	2012Q2	620992.6	663629.2778	924991.2
2007Q3	251142.9	289871.3411	393098.9	2012Q3	644077.4	673760.3308	943688.8
2007Q4	266053.5	300533.231	403442.2	2012Q4	670278.4	701167.1326	974148.8
2008Q1	275090.6	310742.3617	423054.5	2013Q1	705895.8	738426.7827	1035858.37
2008Q2	286539.9	323678.3878	443141	2013Q2	716547.6	749569.6693	1054403.69

2008Q3	291506.7	329133.3996	452898.7	2013Q3	728970.2	762565.5819	1077379.16
2008Q4	350925.9	346851.2664	475166.6	2013Q4	755645	790467.5947	1106509.15

参考文献

- [1] Acharya D, Kamaiah B. Currency Equivalent Monetary Aggregates: Do They Have an Edge over Their Simple Sum Counterparts?[J]. *Economic and Political Weekly*, 1998: 717-719.
- [2] Acharya D, Kamaiah B. Simple Sum vs Divisia Monetary Aggregates: An Empirical Evaluation[J]. *Economic and Political Weekly*, 2001: 317-326.
- [3] Barnett W A. Economic monetary aggregates an application of index number and aggregation theory[J]. *Journal of Econometrics*, 1980, 14(1): 11-48.
- [4] Barnett W, Offenbacher E, Spindt P. New Concepts of Aggregated Money*[J]. *The Journal of Finance*, 1981, 36(2): 497-505.
- [5] Barnett W A, Offenbacher E K, Spindt P A. The New Divisia Monetary Aggregates[J]. *Journal of Political Economy*, 1984, 92(6): 1049-85.
- [6] Belongia M T, Chalfant J A. The Changing Empirical Definition of Money: Some Estimates from a Model of the Demand for Money Substitutes[J]. *Journal of Political Economy*, 1989, 97(2): 387-97.
- [7] Belongia M T, Chrystal K A. An Admissible Monetary Aggregate for the United Kingdom[J]. *The Review of Economics and Statistics*, 1991, 73(3): 497-503.
- [8] Friedman M, Schwartz A J. Monetary statistics of the United States: estimates, sources, methods[J]. NBER Books, 1970.
- [9] James Hueng C. The demand for money in an open economy: Some evidence for Canada[J]. *The North American Journal of Economics and Finance*, 1998, 9(1): 15-31.
- [10] Lebi J, Handa J. Re-examining the choice among monetary aggregates: evidence from the Canadian economy[J]. *The IUP Journal of Monetary Economics*, 2007 (3): 57-78.
- [11] Pesaran M H, Shin Y. An autoregressive distributed-lag modelling approach to cointegration analysis[J]. *Econometric Society Monographs*, 1998, 31: 371-413.
- [12] Pesaran M H, Shin Y, Smith R J. Bounds testing approaches to the analysis of level relationships[J]. *Journal of applied econometrics*, 2001, 16(3): 289-326.
- [13] Rotemberg J J, Driscoll J C, Poterba J M. Money, output, and prices: Evidence from a new monetary aggregate[J]. *Journal of Business & Economic Statistics*, 1995, 13(1): 67-83.
- [14] Schunk D L. The Relative Forecasting Performance of the Divisia and Simple Sum Monetary Aggregates[J]. *Journal of Money, Credit and Banking*, 2001, 33(2): 272-83.
- [15] Serletis A, Robb A L. Divisia Aggregation and Substitutability among Monetary Assets[J]. *Journal of Money, Credit and Banking*, 1986, 18(4): 430-46.
- [16] Serletis A, Urtskaya O Y. Detecting signatures of stochastic self-organization in US money and velocity measures[J]. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 2007, 385(1): 281-291.
- [17] Sidrauski M. {Rational choice and patterns of growth in a monetary economy}[J]. *Am. Econ. Rev.*, 1967, 77: 534-544.
- [18] 李正辉, 蒋赞, 李超. 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[J]. *数量经济技术经济研究*, 2012 (3) :102-115+127.
- [19] 李治国, 施月华. 中国 Divisia 货币数量指数及其货币资产结构分析[J]. *上海金融*, 2003 (2) :17-19.
- [20] 王宇伟. 货币的加总方法对货币需求稳定性的影响——来自中国的经验证据[J]. *金融研究*, 2009 (3) :19-38.
- [21] 王如丰. 货币总量指数的选择——基于货币需求稳定性的检验[J]. *山西财经大学学报*, 2008 (9) :101-106.
- [22] 左柏云, 付明卫. 中国货币服务指数的构建和经验检验[J]. *金融研究*, 2009 (11) :74-90.

The Validity of Currency Equivalent Aggregates as the Intermediate Target of Monetary Policy

——the Empirical Evidence from China and America

Abstract: The money supply M_2 has always been the intermediate target of monetary policy which draws high attention of the world's central banks. This study sets China as the representative economy which values quantitative monetary policy and American as the representative economy which values pricing monetary policy respectively to research their attitude to the money supply as the intermediate target of monetary policy and the validity of the money supply. Because Simple Sum M_2 has some shortcomings, academic and practical circle have discussed about the monetary aggregates measurement method which is closer to the macroeconomic fluctuation. However, no clear conclusion has been made. This study proposes that the money demand function can investigate the correlation between money and macroeconomic variables such as output, interest rate and price. So its stability can be used as an important standard to judge the validity of different monetary aggregates as the intermediate target of monetary policy. This paper firstly compares Currency Equivalent Aggregates, Divisia Monetary Aggregates and Simple Sum Aggregates the three different monetary aggregates in theory. Secondly we use the bounds testing and the ARDL approach to cointegration to investigate the stability of the money demand function of Currency Equivalent Aggregates, Divisia Monetary Aggregates and Simple Sum Aggregates in China and America. We find out that the money demand function of Currency Equivalent Aggregates in both countries is more stable than that of their respective Divisia Monetary Aggregates and Simple Sum Aggregates. Under each measurement method, the money demand function of China is more stable than that of America. The conclusion of the test of controllability is as same as the above. These conclusions of our study illustrate that Currency Equivalent Aggregates is more valid as the intermediate target of monetary policy than Divisia Monetary Aggregates and Simple Sum Aggregates. Moreover, this conclusion has some universality. But money supply is more suitable as the intermediate target of monetary policy in China than in America.

Keywords: Intermediate Target of Monetary Policy, Currency Equivalent Aggregates, Divisia Monetary Aggregates, the Stability of the Money Demand Function, Controllability

JEL Classification: E41, E52