

中国居民现金需求研究

白金辉*

摘要 本文通过一个动态 Baumol-Tobin 模型来研究中国居民的持币行为,该模型在以下方面改进了已有的研究:建立在动态决策基础之上,引入了货币化因素、居民存货行为以及货币调整成本。模型结果表明:现金需求函数中的变量之间的匹配性至关重要,同时函数的动态结构由债券-现金转换成本与货币调整成本函数的具体形式决定。最后,我们分别使用季度与月度数据估计了基于交易的误差修正模型(ECM),结果验证了该种设定下名义利率影响显著、通货膨胀率影响不显著的结论,同时表明名义利率的影响随时间而增强。

关键词 货币化, 调整成本, 现金需求

一、引言

(一) 个人持币行为与中国居民现金需求

宏观经济学中,关于货币总量对经济影响的研究一直占据重要地位。在多数宏观模型中,货币的作用是通过货币供给与货币需求这两个环节来决定的,因此货币需求成为货币理论中的重要内容。

由于经济中的货币余额分别由居民个人与企业机构所持有,而且这两者在行为方面存在着明显的差异,¹因此我们需要将不同主体的持币行为区别对待。在理论上,对二者分别研究使得货币需求理论的微观基础更加牢固。与之相对应,为了验证理论的正确性,在经验分析中我们需要区分由个人持有的货币与机构持有的货币,而这在金融服务发达的国家中证明是一项困难的任务。

由于中国金融发展的特殊性,M1中的现金与支票存款存在着明显的持有主体差异:现金主要由居民所持有,而活期(支票)存款则主要由机构所持有。因此,中国居民现金需求在一定程度上等价于个人的狭义货币(M1)需求行为,而支票存款需求则与企业货币需求行为相对应。这样,我们就有了同时分析与检验基于不同主体的货币需求理论的可能。

(二) 中国的流通中现金: 一些基本事实

1. 真实现金余额与宏观经济变量

* 美国耶鲁大学经济系。通信地址: Jinhui Bai, Room 409, 420 Temple Street, New Haven, CT 06511, USA; 电话: (001-203) 4362143; Email: jinhui.bai@yale.edu。在本文的写作过程中,作者先后得到宋国青、施建淮、姚洋、赵耀辉、林毅夫、胡大源、韩立岩以及夏春的帮助,两位匿名审稿人对文章提出了许多极富价值的修改意见,在此深表感谢。当然文责自负。

¹ 关于这种差异,请参见 Miller 和 Orr(1966) 与 Sprenkle(1969)。

图1给出了中国的真实现金余额、GDP以及社会消费品零售总额的增长率。²从图中我们可以看到,不同期的M0增长率展示出明显的动态相关倾向,而且三个变量之间有一种同向变动的关系。进一步的分析表明,社会消费品零售总额增长率在Granger的意义上引起真实现金余额增长率的变动³(附录一中的表5给出了Granger因果性检验的结果)。虽然我们不能从中得出因果关系的结论,但它表明社会消费品零售总额可以作为真实M0的先导指标(leading indicator),而且它可以使我们对因果关系做出猜测。

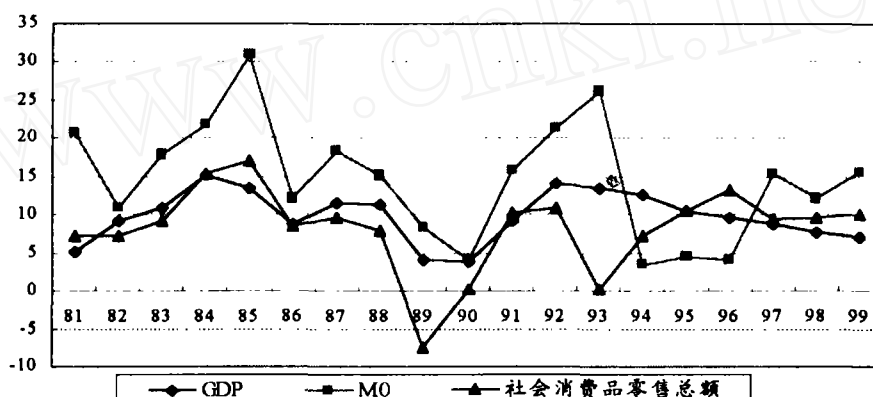


图1. M0、GDP与社会消费品零售总额的增长率

2. 流通中现金的收入流通速度与交易流通速度

图2给出了流通中现金的收入(GDP)流通速度与社会消费品零售总额流通速度,后者用来作为交易流通速度的近似。二者都表现出持续下降趋势,这表明现金需求的收入弹性与交易量弹性有可能大于一。⁴另外,我们可以看到二者展示出同向变动关系,但在80年代交易流通速度的下降速度小于收入流通速度,这表明除了收入外,还有其它本身有趋势变动的变量引起现金需求的变动。

3. 与现金需求相关的制度特征

作为经济转轨的一些表现,中国有两个与现金需求相关的显著制度特征。

第一,经济中的货币化进程。由于中国经济处在特殊的发展阶段,经济中分工与专业化程度较低,它所导致的自给自足使得经济中的一部分产品不通过市场实现。另外,企事业单位长期以来实行的社会福利制度也使得一部分消费不使用货币实现。但随着改革的发展,专业化程度与福利的货币化程度加强,这就导致经济中的货币化进程。易纲(Yi, 1991)提供了80年代中国

² GDP与社会消费品零售额数据来自《中国统计年鉴》; M0的月度数据来自《中国统计月报》与《中国人民银行统计季报》。通过将每月末的M0进行简单平均得到每年的M0,然后使用社会商品零售价格指数折算成真实值。图2至图3的数据来源同图1。

³ 一个额外结果是:现金增长率没有在Granger的意义上引起社会消费品零售总额增长率的变动,见附录一中的表5。这在一定意义上说明很难将现金增长率作为一项经济景气指标。

⁴ 之所以说可能,是指除交易与收入外,还有可能存在其它有趋势性的规模变量引起货币需求变动。

的国民经济各部门货币化的证据。在其它收入变量不变的情况下，货币化可能会对货币需求的趋势起到重要影响，这将导致货币收入流通速度与交易流通速度随时间出现趋势性差异。⁵

第二，名义利率的调整缓慢。建国初期，为了实现重工业优先发展的需要，中国政府选择了对利率上限进行控制（林毅夫等，1994）。在随后的时期内，出于种种原因这种制度一直得以延续。在政府控制下的利率出现缓慢调整的倾向，如图3所示。利率的缓慢调整使得它作为制度变量出现：在两次调整之间的时期内，不变的利率不会影响经济变量的波动；但在调整前后的两个时期，利率可能会对经济变量的趋势起到重要影响。

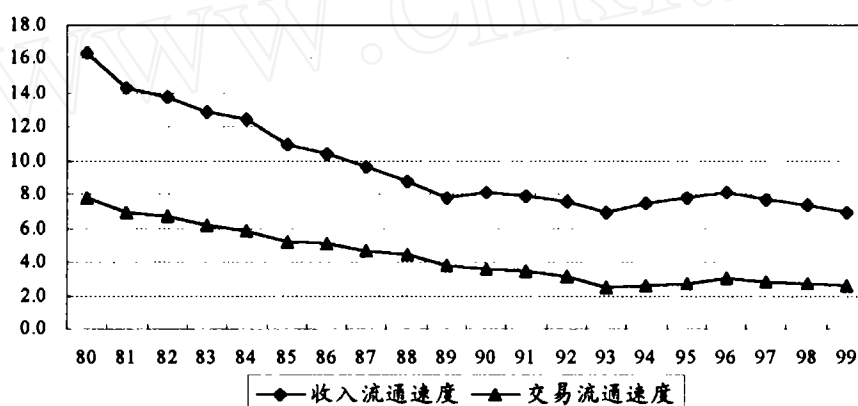


图2. 现金的收入与交易流通速度

(三) 与中国现金需求相关⁶的分析及评价

不同学者从定性与定量的角度对中国货币需求提供了分析。在定性方面，争论的焦点集中于规模变量 (scale variable) 与机会成本变量的组成及其对经济影响的大小。

关于机会成本变量，一种观点认为，由于中国的名义利率较少变动，因此对于理性的个人而言，机会成本变量应为通货膨胀率。这种观点的假设前提是只有经常变化的变量才可以构成机会成本，而这一点是没有基础的。事实上，经济中的制度变量对经济的影响是显著的，而许多制度变量是较少变动的。另外一种观点认为，中国的利率被固定在低于市场均衡利率的一个水平上，因此利率并没有反映机会成本，从而机会成本变量应为通货膨胀率（易纲，1996，第184页）。需要指出的是，在考虑到所有约束条件的情况下，现实世界总是处于均衡之中的。因此，关键问题就是：机会成本是由“市场均衡”还是由“政府控制利率下的均衡”决定的。对此的回答取决于真实世界的

⁵ 易纲 (1996) 以此分析两种流通速度的差异，尽管他的文章中并没有显性地提到交易流通速度这一名词。

⁶ 由于很少有局限在现金需求的研究，我们这里的讨论包括对 M1 与 M2 的分析，这些分析能够提供解决问题的方法与思路的参考。

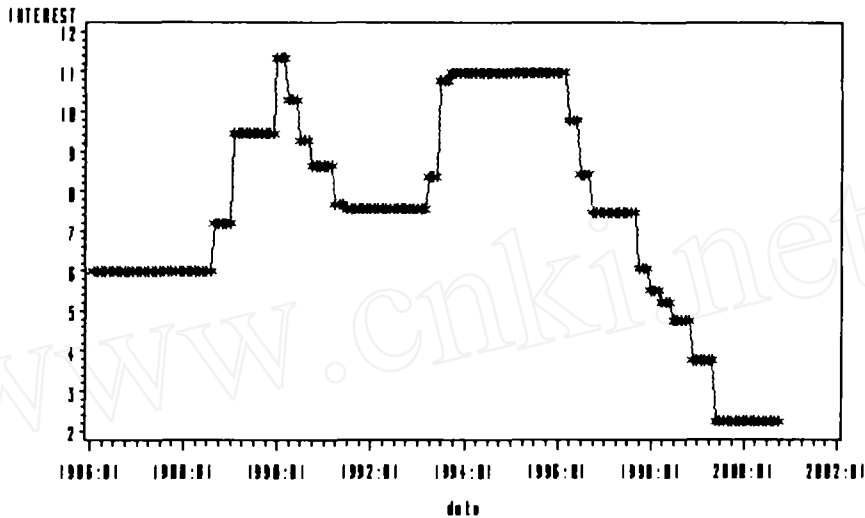


图3. 一年期定期储蓄存款月度名义利率的变动 (1986—2001)

均衡形式。在给定现实处于“政府控制利率下的均衡”的情况下，应该是由政府控制的利率来反映机会成本。

关于规模变量，不同学者分别使用国民生产总值、工业总产值以及社会商品零售总额，还有的学者加入了一些货币化的指标 (Yi, 1993; 秦朵, 1997)。

一些学者对中国的货币需求函数进行了估计，其中以易纲与秦朵的分析最具代表性。在易纲对改革后的季度数据 (1983年到1989年) 的分析中，货币需求 (M2) 的决定因素包括社会商品零售总额、货币化指标与通货膨胀率，他的结论是三个变量均起到显著影响。该研究在经验方面提供了开创性的探索，但也存在一些需要进一步深入探讨的地方。例如，由于他对机会成本由市场均衡决定的看法，他的模型中没有使用名义利率，⁷ 而这是需要进一步分析的。另外，他的分析中假定数据生成过程 (DGP) 是存在扰动项自相关的静态模型，而这相当于对货币需求的动态结构施加了特殊的限制，⁸ 更详细的分析应从模型的动态结构设定入手，来检验约束的可行性。

秦朵 (1997) 使用包括 GDP、名义利率、货币化指标与通货膨胀率的误差修正模型估计了 M1，在她的结论中，通货膨胀率与货币化指标对 M1 有显著影响，而本期 GDP 与各期名义利率的影响都不显著。但为了保证分析中的样本数，她实际上是以工业总产值作权数折算成季度 GDP，这样，她的结论可能会强烈依赖于使用的替代变量。

另外，由于两人分析的侧重点都是经验分析，因此对于方程变量的选择都是描述性的。为了将理论建立在牢固的微观基础上，我们需要一个选择解

⁷ 需要指出的是，在他分析的样本期 (1983年到1989年) 内，名义利率几乎没有出现变化。因此即使使用名义利率作为解释变量，在技术上也很难区分估计式中的名义利率与截距项的影响。但90年代的多次调息解决了名义利率与截距项的近似共线性问题。

⁸ 参见 Hendry (1995) 或 Hamilton (1994)。

释变量与方程动态结构一致的理论基础。我们关心的是：在分别以交易（例如社会消费品零售总额）与收入（例如GDP）为规模变量的不同计量方程中，我们应该选择什么样的机会成本变量与之相匹配？对于方程动态结构，理论应该建议我们选择静态数据生成过程还是动态生成过程？为逻辑清晰地分析以上问题，我们需要根据中国的具体现实进行基于选择理论的分析，并依照理论结果进行检验与估计。

本文试图在这个角度提供一次尝试。文章分为五个部分，第二部分对基于交易的货币模型进行简要综述，并比较了本文模型与已有研究的异同之处；第三部分给出基本模型，与已有研究不同的是：本文建立在个人动态选择基础之上，并且将货币化因素、居民存货行为以及货币调整成本纳入到模型中；第四部分使用误差修正模型估计了中国的现金需求函数；在最后部分对文章进行总结。

二、基于交易⁹的货币模型¹⁰：一个简要综述

（一）组织交易的四种方式及其比较

在人类的商品交易史上，存在着四种组织交易的方式：第一种方式是直接物物交换（barter）；第二种方式通过第三种商品进行间接物物交换，当这一第三种商品成为一般等价物时，就成为商品货币；第三，通过现代不兑现的纸币来实现；第四，通过信用方式完成交易，现代信用卡的出现就是它的一种体现。这四种方式在一定程度上代表了交易制度历史演进的顺序，在现代社会中以后两种方式为主。

直接的物物交换是最早的一种交易方式，但它的进行必须满足“需要的双重一致性”（double coincidence of needs）。随着交易范围的扩大，巨大的交易成本使得对其帕累托改进的货币制度出现。

对于货币制度，我们关心的是：什么因素决定一般等价物的确定。一些学者回答了一般等价物的必要条件，例如 Niehans (1978) 发展了一种集中于运输成本的交易媒介的分析，Alchian (1977) 以及 King 和 Plosser (1986) 则从信息与物质属性角度来做出解释。搜寻理论 (Kiyotaki 和 Wright, 1989, 1993) 则回答了货币是如何出现的问题。

与货币制度相比较，信用制度的记账需要可能使它的运行费用较高，这导致只有大额交易才使用信用制度。另外，信用制度需要得到贷款者偿还能力的信息，而货币制度不需要 (Blanchard 和 Fischer, 1989)。Ostroy (1973) 给出了一个从信息角度出发的模型。

（二）几种基于交易的货币模型

⁹ 因为现金行使的主要职能是交易媒介，下面我们只讨论几种基于交易的模型。关于货币进入效用函数的模型 (MIU) 与交叠世代模型 (OG)，请参阅 Blanchard 和 Fischer (1989) 以及 Walsh (1999)。

¹⁰ 由于本文试图进行基于选择理论的分析，因此这里不讨论描述性的货币理论（例如马克思、门格尔、费雪、剑桥学派以及凯恩斯的货币理论）。

给定某种或几种组织交易的方式在经济中共存,最理想的基于交易的货币模型应该能够将各种制度的演进以及货币需求在一个模型中决定,但技术上的困难往往使模型变得难以处理。因此已有的分析常常寻找捷径,根据对交易成本(γ)与交易技术($\gamma = \gamma(c, m)$), c 表示交易量, m 表示真实货币余额)的限定来简化分析。下面介绍几种常见的同质商品模型,为了便于理解,现将这些模型的特殊限定表示如下。

表1. 对几种基于交易的货币模型的比较

	购物时间模型	真实资源成本模型	现金先行模型
交易成本表现	交易时间	真实产出耗费	没有特殊规定
交易技术	关于真实货币余额的 递减连续函数	关于真实货币余额的 递减连续函数	关于真实货币余额的 分段函数:取值为0或无穷

购物时间模型(Shopping Time Model)认为交易需要耗费时间成本,而货币余额持有量的增加会降低这种交易成本,即 $\partial\gamma/\partial m < 0$ 。McCallum和Goodfriend(1987)以及Croushore(1993)使用这种方法研究了货币需求问题。购物时间模型为货币进入效用函数的模型(MIU)提供了一个基础,并且通过该模型我们可以得到效用函数对货币的偏导数的性质,因而它为我们提供了一个可选择的分析框架。

真实资源成本模型(Real Resource Cost Model)假定交易成本的表现形式是真实资源的耗费(Brock, 1974, 1990),并且 $\partial\gamma/\partial m < 0$ 。Ando和Shell(1975)使用类似的模型分析了存在风险资产时的货币需求。

现金先行模型(Cash in Advance, CIA)假定了商品交易必须使用货币来完成,在最简单的形式中该假定的数学形式为 $p_t c_t \leq M_t$ (Clower, 1967)。这相当于规定了下述交易技术:当 $M_t \geq p_t c_t$ 时 $\gamma(c, m) = 0$,而当 $M_t < p_t c_t$ 时 $\gamma(c, m) = \infty$ 。Svensson(1985)使用CIA模型分析了货币对资产价格的影响。在这种简化形式中,货币的流通速度被假定为1,这实际上没有区分货币余额(存量)与货币流量。我们可以用三种形式将其加以扩展。

在第一种形式中,消费品区分为可以用信用购买的商品(credit goods)以及必须用现金购买的商品(cash goods)。这样,预期通货膨胀的变化将影响到货币在全部消费品上的流通速度(Lucas和Stokey, 1983, 1987)。这种方法的缺陷是:在模型中两种商品的区分是外生给定的,而且这种区分与通货膨胀的关系是不清楚的。

第二种方式是引入不确定性,这样就导致货币的预防性需求。随机变量事后实现值的不同将导致货币流通速度的变动。

第三种方式是修改货币只能在期初选择持有的假设,允许货币在期内以一定的方式加以转换,这使我们注意力转向Baumol-Tobin模型。在Baumol(1952)的设定中,在期内债券能够以一定的代价转换为货币,从而使得货币余额与货币流量区分开来。Tobin(1956)考虑了对Baumol模型施加整数约

束时的货币需求问题。Baumol-Tobin 模型给我们提供了一种方法，但该方法局限性也是显然的：它建立在单期决策的基础上，因此没有考虑动态决策可能对结论的影响；建立在局部均衡的基础上；并且将消费视为给定。在 Baumol-Tobin 模型的框架下，Jovanovic(1982)发展了一个模型来研究最优的货币数量问题，在他的模型中消费假定为给定。Romer(1986)则给出了一个连续时间的交叠世代模型，并通过一般均衡方法研究了通货膨胀对资本积累的影响以及货币需求函数。

(三) 总结与比较

在下文中，我们将发展一个基于 Baumol-Tobin 框架的现金先行模型来得出货币需求。我们使用 CIA 的理由如下：第一，在一段时期内中国经济中存在着显著的货币化现象，这种现象是我们理解中国居民现金需求的重要环节，因此应显性地纳入到模型中。购物时间模型以及真实资源成本模型显然内在地缺乏这种优势；第二，在分析的大部分时期内（80 与 90 年代），居民消费仍然主要使用现金（信用卡的比重较小），因此使用 CIA 假设不会使模型结果过于依赖假设。

我们的模型在以下方面与已有文献有所不同：（1）将家庭的提款次数选择问题纳入到动态决策的框架中，因而可以考察跨期决策与静态模型的区别；（2）引入了对存货的选择，从而得出预期通胀对消费产生影响的一个渠道；（3）引入了货币化的因素，从而使得理论结果与经验数据的对应有基础；（4）将货币调整成本引入到模型中，从而用均衡方法导出了现金需求中的动态结构。¹¹

三、模 型

(一) 模型的基本背景

假设在一个纯交换经济中，只存在一种同质消费品，代表性家庭追求家族长期预期效用最大化（假定效用函数为可加可分类型，并且是严格单调的）。在每时期初禀赋 (y_t) 实现，其中有 α_t 的比例在整个时期中均匀地发给家庭，该比例外生确定。其余禀赋按照现行的价格水平一次性发放给个人，这构成家庭的名义收入 $(1 - \alpha_t)p_t y_t$ 。同时家庭收到政府的转移支付 τ_t ，并且支付税收 T_t 。

随后家庭立即决定本期的消费量 c_t 、持有的存货 k_t 、债券 B_t 以及在期初首次持有的名义货币量 M_t^0 。期初决定的消费量 c_t 在整个时期内均匀地实现，其中有 $\alpha_t y_t$ 直接来自于实物发放，余下的名义消费 $p_t(c_t - \alpha_t y_t)$ 使用现金均匀地购买。家庭掌握的存货存贮技术为 $f(k_t)$ ，它满足 $0 < f(k_t) \leq k_t$ ， $f'(k_t) > 0$ ， $f''(k_t) < 0$ 。家庭可以持债券在时期内任意时点提取现金，并按照持有的债券金额在整个时期内连续地得到利息，利率为 R_t ，本期总利息在下一时

¹¹ 而在以前对调整成本的分析中，都是通过均衡模型之外求解另外一个选择问题来导出动态结构的，参见 Hwang(1985)。

期初支付。为最有效地利用资金,家庭在每个时期内进行债券—现金转化决策,转化的次数为 n_t , 每次转化所提取的金额为 $M_t^i (i=1, 2, \dots, n_t)$, n_t 次转化所耗费的总交易成本为 $tc_t = g(n_t, m_t^1, m_t^2, \dots, m_t^{n_t})$ (其中 $m_t^i = \frac{M_t^i}{p_t}$)。¹² 另外, 家庭使用货币时存在着调整成本,¹³ 该成本由本期货币使用量与以前各期使用的差异来决定, 调整成本函数为 $h(n_t, m_t^i, n_{t-1}, m_{t-1}^i, \dots)$ 。本期的交易成本与调整成本均在下一时期的期初支付。

(二) 家庭面临的约束条件

1. 现金先行约束(CIA)

在模型设定下, 该约束为: $p_t(c_t - \alpha_t y_t) \leq \sum_{i=0}^{n_t} M_t^i$ 。注意到在每一期开始时对现金持有的选择 M_t^0 不需要交易成本, 同时考虑到持有现金的机会成本(利息损失), 理性的个人在每一时期内都不会选择持有多余的货币。这样必然有等式成立: $p_t(c_t - \alpha_t y_t) = \sum_{i=0}^{n_t} M_t^i$ 。

2. 预算约束(BC)

在决定家庭在第 t 期的预算约束之前, 我们需要知道家庭来自于上期存款的利息。利息的一部分来自于上期一直没有提取的存款, 这部分数额为 $R_{t-1} \left(B_{t-1} - \sum_{i=1}^{n_{t-1}} M_{t-1}^i \right)$; 而其余部分得自于 $t-1$ 期所提取的存款得到的累计利息(注意所有存款不是一次提取的)。命题1给出在已知转化次数的情况下的最优提取方式以及所得到的利息(详细证明请参阅数学附录)。

命题1. 如果家庭在时期 t 进行 n_t 次债券—现金转换, 则最优的提取方式为按照相同时间间隔提取(即每次提取相同数额 M_t^0), 并且这种提取方式所得到的利息收入为 $\frac{1}{2} n_t M_t^0 R_t$ 。

命题1中关于最终利息收入的结果与直觉非常相符: 在给定本期内总支出为 $(n_t + 1) M_t^0$ 的情况下, 如果本期内进行 n_t 次债券—现金转换, 则持有平均现金余额 ($\frac{1}{2} M_t^0$) 损失的利息收入(即持币的机会成本)为 $\frac{1}{2} M_t^0 R_t$; 如果不进行任何债券—现金转换, 则持有平均现金余额 ($\frac{1}{2} (n_t + 1) M_t^0$) 损失的利息收入为 $\frac{1}{2} (n_t + 1) M_t^0 R_t$, 两项损失的差 ($\frac{1}{2} n_t M_t^0 R_t$) 即为进行 n_t 次转换时实际得到的利息。

这样, 我们得到 t 期的预算约束为:

$$p_t k_t + B_t + M_t^0 \leq p_t (1 - \alpha_t) y_t + p_t f(k_{t-1}) + (1 + R_{t-1}) (B_{t-1} - n_{t-1} M_{t-1}^0) + \frac{1}{2} n_{t-1} M_{t-1}^0 R_{t-1} - p_{t-1} g(n_{t-1}, m_{t-1}^0) - p_{t-1} h(\cdot) + \tau_t - T_t.$$

3. 提款总规模约束为: $n_t M_t^0 \leq B_t$ 。

¹² 在下文中我们始终使用小写字母来代表真实变量, 而用大写字母指代名义变量。

¹³ 例如, 改变长期的习惯可能会带来头脑中的计算成本(时间与精力的耗费), 这种耗费会影响到真实的收入。另外, 改变习惯可能会改变原来的工作计划(例如提款次数增加会使得个人将原来的日程安排改变), 这种改变会影响到相关的工作。

(三) 家庭的选择问题

$$\begin{aligned} & \max_{\{c_t, B_t, k_t, M_t^0, n_t\}} E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t u(c_t) \\ & s.t. \\ & p_t k_t + B_t + M_t^0 \leq p_t (1 - \alpha_t) y_t + p_t f(k_{t-1}) \\ & \quad + (1 + R_{t-1}) (B_{t-1} - n_{t-1} M_{t-1}^0) \\ & \quad + \frac{1}{2} n_{t-1} M_{t-1}^0 R_{t-1} - p_{t-1} g(n_{t-1}, m_{t-1}^0) \\ & \quad - p_{t-1} h(n_{t-1}, m_{t-1}^0, \dots) + \tau_t - T_t \\ & p_t (c_t - \alpha_t y_t) = (n_t + 1) M_t^0 \\ & n_t M_t^0 \leq B_t \end{aligned}$$

(四) 政府问题

作为一个简化，我们假设政府每期收支平衡。¹⁴ 预算约束式表示如下：

$$R_{t-1}(B_{t-1} - n_{t-1} M_{t-1}^0) + \frac{1}{2} n_{t-1} M_{t-1}^0 R_{t-1} = T_t + \rho_t M_{t-1}^s - \tau_t.$$

其中 ρ_t 为 t 期货币供给增长率， M_{t-1}^s 为 $t-1$ 期的货币供给，因此 $\rho_t M_{t-1}^s$ 为政府发行货币收入。上式的经济含义十分明显，方程左侧为政府在 t 期对政府债券的总利息支出，右侧为政府在 t 期内的收入，在我们的收支平衡的假设下等式成立。

(五) 市场均衡条件与模型的解

1. 市场均衡条件

在我们的模型中每期的货币需求为 $(n_t + 1)M_t^0$ ，假设货币供给 M_t^s 外生决定，这样就得到货币市场均衡条件： $M_t^s = (n_t + 1)M_t^0$ 。由于模型中不存在政府购买与国际贸易，这里的产品市场均衡条件为¹⁵： $c_t + (k_t - f(k_{t-1})) = y_t$ 。

2. 模型中关于货币的解

在求解过程中，我们发现无法得到所有内生变量的显式解。但幸运的是我们可以得到关于货币与其它不同内生变量关系的两个结构式，这些结论总结为命题2(详细的证明在数学附录中给出)。

命题2. 在每期中，家庭选择的最优提款次数 (n_t^*) 与每次的真实提款额 (m_t^0) 由下面两式决定 (其中第一个式子为优化问题的一阶条件，第二式为现

¹⁴ 政府问题仅仅是用来保证在均衡时债券持有数目不为零，因此，使用更复杂的假设不会影响分析结果。

¹⁵ 这里的隐含假设是交易成本与调整成本只以名义收入减少的形式对经济产生影响，但正如一位匿名审稿人指出的那样，另外一种可能是以实物减少的形式影响经济。在后一种情况下，交易成本与调整成本将出现在产品市场均衡方程的左侧。但重复数学附录中的推导会发现在命题2中的两个货币需求结构式中的变量都没有改变。因此，我们将文中的产品市场均衡条件看作是对问题的一种简化。

金先行约束):

$$\begin{cases} \frac{1}{2}m_t^0 R_t = (n_t + 1) \left(\frac{\partial g}{\partial n_t} + \frac{\partial h}{\partial n_t} \right) - m_t^0 \left(\frac{\partial g}{\partial m_t^0} + \frac{\partial h}{\partial m_t^0} \right), \\ (n_t + 1)m_t^0 = c_t - \alpha_t y_t \end{cases}$$

从而家庭持有的平均现金余额为 $m_t = \frac{1}{2}m_t^0 = m(c_t - \alpha_t y_t, R_t, m_{t-1}, m_{t-2}, \dots)$, 我们称其为使用进入市场交易的消费的货币需求结构式。将均衡消费代入上式, 我们可以得到另外一个结构式 $m_t = m(y_t, \alpha_t, E_t \pi_{t+1}, R_t, m_{t-1}, m_{t-2}, \dots)$, 我们称其为使用收入的货币需求结构式。

为了便于对命题2中的第一式进行直观解释, 下面通过一种直观(尽管并不严格)的方式来得出该结果。假设我们将 n_t^* 提高 Δn_t , 如果在最初时家庭已经实现最优选择, 该提高必然使消费的变化为零。一方面, 根据现金先行约束, 这要求

$$m_t^0 \Delta n_t + (n_t + 1) \Delta m_t^0 = 0;$$

另一方面, 根据预算约束, 这要求利息收入、交易成本与调整成本的总变化为零, 即

$$\frac{1}{2} (n_t \Delta m_t^0 + m_t^0 \Delta n_t) R_t - \Delta m_t^0 \left(\frac{\partial g}{\partial m_t^0} + \frac{\partial h}{\partial m_t^0} \right) - \Delta n_t \left(\frac{\partial g}{\partial n_t} + \frac{\partial h}{\partial n_t} \right) = 0.$$

结合以上两个式子, 我们就可以得到命题2中的一阶条件。因此, 我们可以用如下方式直观地解释命题2中的第一式: 等式左端为持有货币量变化的边际收益, 而等式右端为总边际成本, 两项边际成本的权数分别为 $n_t + 1$ 与 $-m_t^0$ 。¹⁶

从命题2可以得到两点重要启示。第一, 在选择结构式时不能将规模变量与机会成本变量孤立开来, 变量之间的匹配性是十分重要的。具体地讲, 在使用进入市场交易的消费与名义利率的方程中, 通货膨胀率不应作为机会成本变量而进入; 而在使用收入的方程中, 货币化指标、名义利率与通货膨胀率都要相应地进入方程。第二, 方程的动态结构与各个变量的影响方向取决于交易成本函数与调整成本函数的设定。为了清楚说明这一点, 在命题3中我们给出一些特殊函数形式下的结果。

命题3. 对命题2中的结论赋以不同的函数形式, 结果分别如下:

(1) $g(\cdot) = a_t + b_t n_t$, $h(\cdot) = 0$, 则 $m_t = \sqrt{\frac{(c_t - \alpha_t y_t) b_t}{2R_t}}$, 此时显然有 m_t 关于 $c_t - \alpha_t y_t$ 递增, 关于名义利率 R_t 递减。

(2) $g(\cdot) = a_t + b_t n_t$, $h(\cdot) = \gamma (m_t^0 - \xi_1 m_{t-1}^0 - \xi_2 m_{t-2}^0 - \dots)^2$, 则最优现金余额为 $m_t = m(R_t, c_t - \alpha_t y_t, m_{t-1}^0, m_{t-2}^0, \dots)$, 并且 m_t 关于 $c_t - \alpha_t y_t$ 递增, 关于 R_t 递减。

¹⁶ 当然, 必须承认这种直觉只是事后的直觉, 即在进行数学计算之前, 我们很难通过直觉找到两项边际成本的权数。

(3) $g(\cdot) = \frac{(1+n_t)^{1-\gamma_0}}{1-\gamma_0}$, $h(\cdot) = \frac{\rho_1}{2\rho_0} (m_t^0 - \xi_1 m_{t-1}^0 - \dots - \xi_m m_{t-m}^0)^{2\rho_0}$, 则 $m_t = m(R_t, c_t - \alpha_t y_t, m_{t-1}^0, \dots)$, 并且 $\partial m_t / \partial (c_t - \alpha_t y_t)$ 与 $\partial m_t / \partial R_t$ 的符号不定。

从命题3中我们可以看到函数形式对结果的影响。特别地, 第一种情况中函数形式设定与 Baumol(1952) 相同, 结果我们得到同样的平方根法则; 在第二种情况中, 函数形式是 Hwang(1985) 的设定的推广, 与之相一致, 局部调整模型作为一个特例出现; 在第三种情况中, 我们构造了一种影响方向不确定的结果。从上述结论可以看到, 如果我们相信线性交易成本函数与二次调整成本函数是现实的合理近似的话, 则我们可以得出现金需求与交易量同向变动、与名义利率反向变动的结论; 但如果对具体函数形式没有先验信念, 则最好将影响结果作为未定来处理。

(六) 对模型假设的进一步讨论

我们通过求解模型得到了关于家庭现金需求的两个结构式, 这构成了下面经济计量分析的基础。但在继续进行之前, 我们有必要讨论一下模型的稳健性 (robustness), 这样我们回到对模型假设条件的分析。

1. 纯交换经济

作为对纯交换经济的替代, 我们可以将企业生产以及劳动选择引入模型中, 这样做的好处是使得经济产出以及家庭收入成为内生决定的变量。但由于我们关心的是现金需求与进入市场的消费或收入关系的结构式, 这样并不会使我们的分析结果得到改变。

2. 金融资产种类

考虑到现实中居民持有的金融资产, 我们可以考虑将不能在期内自由转换的资产 (例如定期储蓄存款) 以及风险资产 (例如股票) 放入模型内。固定期限的生息资产的出现会使得存货的机会成本提高 (因为固定期限资产的收益率一般高于可随时转换的资产), 这会影响基于收入的结构式中的利率, 但基于交易的结构式不会受到影响。

随着股票交易规模的扩大, 我们需要仔细分析它们对货币需求的影响。事实上, 各国的经验表明: 新的投资方式的出现常常会促使 M2 在金融资产结构中的比重下降。但这种作用主要是通过货币的价值储藏手段来发生作用的, 因此风险资产的出现只会影响发挥价值储藏功能的资产 (主要是 M2 中的准货币以及存货) 以及消费的数量, 但这并不会影响基于交易的结构式。

3. 存货的储藏技术

在模型中我们假定存货储藏的边际收益递减并且与储藏数量相关。另外一种可能的假设是存货的真实收益率为零 (即完全无损耗)。在这种情况下, 当存款货币的预期真实利率大于零时, 模型中存货选择量为零; 当预期真实利率小于零时, 不会持有超过提取现金需要的储蓄存款。因此, 对储藏技术的假定会影响基于收入的结构式, 但不会影响基于交易的结构式。

4. 模型中的整数约束

在我们对代表性家庭模型求解过程中,我们假设提款次数 n 是可微的,而这样就违反了提款次数为整数的约束。考虑到整数约束,最优的提款次数将会是满足一阶条件的 n 的两侧数值(大于 n 的最小整数或小于 n 的最大整数)。这对结论的影响应该不会很大。

5. 代表性家庭

我们的模型建立在代表性的同质家庭模型的基础上,另外一种可选择的方式是使用异质家庭模型。一种可能会对模型起到关键影响的差异为收入的不同,当收入差异引入时,不同家庭选择的最优提款次数会出现差异,而这会对经济的总量现金余额产生重要影响。Akerloaf 和 Milbourne(1978)在静态模型中分析了 Tobin(1956)模型(考虑到整数约束与收入不同)的收入弹性与利率弹性,结果发现弹性与同质模型中存在巨大差异。由于技术上的困难,本文没有分析异质模型的结果,但我们认为这一差异对动态模型中的影响也可能是显著的,值得在以后的工作中深入探讨。

四、估 计

(一) 变量选择

在前面的分析中我们得到两种不同的现金需求结构式,不同的方程式使用不同的解释变量。为了使检验的结果更加稳健,最理想的估计方法是对二者均进行估计。为了分析这样做的可行性,我们要对各个方程中涉及到的变量进行分析。

对于基于收入的结构式,我们需要相应地得到货币化的指标。由于该变量的不可观测性,只能寻找替代指标。例如,易纲(1996)使用城市化人口的比例来做为一个近似变量,而秦朵(1997)则使用国有工业总产值占全部工业总产值的比重。这些分析加深了我们的理解,但这种做法在操作中有两个问题。首先,使用替代变量会带来估计中的测量误差问题。尽管这几乎在任何计量分析中都存在,但在该种情况下,没有任何标准来评价误差大小,这将限制了结果的普适程度。另外,对于收入变量,我们只能得到自1994年以来的季度数据,而这会大大缩小统计分析的可信度。¹⁷由于以上原因,我们只选择估计基于交易的结构式(即通过市场购买的消费¹⁸、名义利率进入方程)。同时,为了检验基于交易的结构式的正确与否,我们在估计中加入了通货膨胀率。

(二) 经济计量方程

根据命题3,方程动态结构强烈依赖于交易成本与货币调整成本的函数形式设定。例如,如果我们假设无穷期的滞后变量进入调整成本函数,则结果为 $m_t = m(R_t, c_t - \alpha_t y_t, m_{t-1}, m_{t-2}, \dots)$ 。对于一些特殊的函数形式(例如线性形式),我们可以经过恒等变换¹⁹将其转化为 $m_t = m(m_{t-1}, m_{t-2}, \dots, R_t,$

¹⁷ 总量时间序列数据多数是非平稳的,而对非平稳数据的已有分析多数是建立在大样本理论上的,小样本使得我们缺乏可以利用的统计理论。

¹⁸ 注意到通过市场实现的消费的表达式 $(c_t - \alpha_t y_t)$ 中含有货币化指标与收入变量,但在现实中我们可以观察到该表达式的实现值,而不需要通过货币化指标与收入变量来推算它的数值。

¹⁹ 具体做法是将因变量的滞后算子多项式进行分解,然后在对其某个可逆因子取逆。

$R_{t-1}, \dots, c_t - \alpha_t y_t, c_{t-1} - \alpha_{t-1} y_{t-1}, \dots$ 。

在现实中, 由于成本函数的不可观测性, 我们很难对代表性个人的交易成本与调整成本具体形式达成共识。因此, 在初始时我们并不先验地假定任何一种形式, 而是首先设定某个较高阶数的自回归分布滞后²⁰(ARDL)的形式, 然后根据一定标准选出最终形式。

对于函数形式而言, 我们分别使用关于名义利率的半对数形式与双对数形式, 两者的区别在于是否假定关于利率的不变弹性。²¹ 因此待估计的经济计量方程如下所示:²²

$$m_t = c + (\xi_1 m_{t-1} + \dots + \xi_p m_{t-p}) + (\rho_0 y_t + \rho_1 y_{t-1} + \dots + \rho_q y_{t-q}) \\ + \alpha_0 r_t + (\beta_0 rpi_t + \beta_1 rpi_{t-1} + \dots + \beta_m rpi_{t-m}) + \varepsilon_t,$$

(其中: $r_t = R_t$ 或 $\ln(R_t)$; rpi_t 表示 t 期通货膨胀率)。

当变量的非平稳性影响估计与推断时, 我们将其转化为误差修正形式(Error-Correction Model, ECM) 来进行分析:²³

$$\Delta m_t = c + (\varsigma_1 \Delta m_{t-1} + \dots + \varsigma_{p-1} \Delta m_{t-p+1}) + \alpha_0 r_t \\ + (\eta_0 \Delta y_t + \eta_1 \Delta y_{t-1} + \dots + \eta_{q-1} \Delta y_{t-q+1}) + \\ + (\psi_0 \Delta rpi_t + \psi_1 \Delta rpi_{t-1} + \dots + \psi_{m-1} \Delta rpi_{t-m+1}) \\ + k_0 (m - k_1 y - k_2 rpi)_{t-1} + \varepsilon_t,$$

其中: $\varsigma_i = - \sum_{l=i+1}^p \xi_l$, $\eta_i = - \sum_{l=i+1}^q \rho_l$, $\psi_i = - \sum_{l=i+1}^m \beta_l$, k_1, k_2 为同积向量。

(三) 数据

1. 数据频率

作为与上述 ARDL 模型的对应, 我们选择社会消费品零售总额、活期储蓄存款名义利率以及社会商品零售价格指数 (rpi) 进行分析。由于金融方面的详细统计, 我们可以得到年度、季度与月度数据。出于样本数目的考虑, 我们只考虑季度与月度数据。月度数据的样本数目使得我们可以依赖于各种方法的大样本性质, 但月度数据中的噪声成分往往很大, 这会在一定程度上影响估计与统计推断; 季度数据的样本数目相对较小, 但由于噪声成分小, 使得分析出的结果更加可靠。因此分析选择以季度数据为主, 但为了验证结果的稳健性, 我们也估计月度数据, 并将其结果与季度数据比较。

²⁰ 其它常用的货币需求函数还有静态回归模型与局部调整模型, 但它们都可以看作是自回归分布滞后模型的特例。Goldfeld 和 Sichel(1990) 提供了对需求模型设定的综述, 他们叙述了使用适应性预期与局部调整来导出 ARDL 模型思路, 这与本文的方法略有差异。

²¹ 在半对数形式中, 名义利率不取对数, 而其它变量取对数形式; 在双对数形式中所有变量均取对数。前者对应于可变利率弹性, 而后者对应于不变利率弹性。

²² 注意到该 ARDL 方程中未包括滞后名义利率, 这是因为利率缓慢调整的现实使得本期与滞后利率几乎完全共线。

²³ ECM 模型的一个好处是可以充分利用变量水平值 (level) 中包含的有用信息, 同时避免了非平稳性对估计与推断的影响。另外, 使用 ECM 模型还可以清楚地分析长期均衡与短期动态的关系, 以及提高估计值的小样本特性 (参见 Hendry, 1995)。

2. 调整季节影响

由于数据的性质,我们需要使用某种方法分离出季节影响,可用的一种方法是使用季节模型。季节模型考虑原始变量同以前各年同期的关系,这样就消除了季节性影响。但对于我们的问题而言,显然个人的调整是对上一期而言的,因此使用与以前各年同期相关的分析忽视了个人的调整速度。

另外一种方法是在分析之前先进行季节调整,常用的方法有简单移动平均、使用季节虚拟变量、X11以及最新的X12。对于非平稳变量,正确估计季节虚拟变量的系数成为一个困难。²⁴ X11是目前使用最广泛的一种调整方法,它使用一种移动平均的方法来有效地消除季节影响。但也正由于它的移动平均方法,它可能会带来数据的虚假短期动态结构。由于缺少其它选择,本文还是使用X11方法。作为对该方法影响的一个简单检验,我们将季度与月度结果的动态结构进行比较:如果动态结构相似,我们则认为估计结果更可能反映了真实的数据生成过程;否则的话,则更可能由季节调整方法导致。

3. 数据处理

以上提到的变量均取时期末一天的数值,²⁵样本取值范围是1986年2月至2000年10月,其中1990年以前的数据来自于《中国统计月报》,1990年之后的数据来自于《中国人民银行统计季报》。我们使用定基比零售价格指数将M0与社会商品零售总额折算为真实值,定基比指数根据某一年度的月度环比价格指数与各年度的月度同比指数计算而得,因此中间可能会存在一定的舍入误差。为消除人口增长的影响,我们取人均数值进行计算。统计年鉴中给出了年末的人口数据,通过假定人口在年内线性增长,我们得到各月人口的估算数据,这样就可以计算出各变量的人均数值。

(四) 需求方程的估计

1. 联立性问题

为避免由于变量间的联立性而引起的估计量非一致问题,在分析前需要讨论解释变量的严外生性²⁶(strict exogeneity)。对此已有一些统计检验方法可以利用,例如Wu(1973)与Hausman(1978)。但出于对整体联立方程结构的未知性,很难分离出内生与外生变量,这样就无法利用这些方法,因而我们选择描述性分析。

首先,名义利率由中央银行进行阶段性调整,而且它相对于其它市场经济变量变动缓慢。中央银行调整名义利率的事实表明它更可能与反映经济整体运行的变量相关,而流通中现金并不是最重要的宏观经济变量。而且,图3表明可以将名义利率近似看作一个非随机变量,这样就不存在联立性问题。其次,社会消费品零售额主要由居民真实可支配收入与通货膨胀率决定,显

²⁴ 作者尝试了使用变量差分对虚拟变量进行广义最小二乘来估计季节影响,但结果发现对季节因素的调整效果很差。

²⁵ 取季节末一天的数值有助于避免使用期内平均可能带来的序列相关关系,参见Roley(1985)的分析。

²⁶ 其它不同角度的外生性包括弱外生性、强外生性以及超外生性, Hendry(1995)对此给出了严格的定义。

然前者基本上不应受流通中现金的影响。对于后者，经验分析一般表明通胀率主要受名义 M2 供给的影响，而且考虑到方程的被解释变量实际上是真实 M0 需求，这样出现联立方程偏差的可能性就更小了。因此在分析中假定名义利率、社会消费品零售额与通胀率都具有严外生性。²⁷

表 2. ECM 的估计结果¹(季度数据；包含通胀项)

方程	半对数形式			双对数形式		
	OLS	IV ²	GMM ³	OLS	IV	GMM
估计						
截距	0.05844 (0.0152)***	0.0569 (0.0171)***	0.067 (0.0160)***	0.0422 (0.0124)***	0.0396 (0.0144)***	0.0483 (0.0129)***
$\Delta \ln y_t$	0.21995 (0.142)	0.3087 (0.2351)	0.1437 (0.1808)	0.228 (0.1435)	0.3188 (0.2395)	0.1544 (0.1856)
R_t 或 $\log(R_t)$	-0.02111 (0.0055)***	-0.0223 (0.0053)***	-0.0219 (0.0051)***	-0.0423 (0.0115)***	-0.0446 (0.0103)***	-0.0427 (0.0099)***
ECM_{t-1}	-0.05333 (0.02461)**	-0.06251 (0.0323)*	-0.0332 (0.0249)	-0.0551 (0.0250)**	-0.0649 (0.0319)**	-0.0372 (0.0251)
Δrpi_t	0.00156 (0.00239)	-0.0049 (0.00994)	0.0004 (0.0083)	0.0016 (0.0024)	-0.0049 (0.0102)	0.0005 (0.0086)
R^2	0.3232	0.2236	0.376	0.3067	0.2033	0.3557
BG ⁴	1.52	-	-	1.27	-	-
White	11.80	-	-	11.30	-	-
条件数	9.733	-	-	7.45	-	-
Hansen ⁵	-	-	2.787*	-	-	2.7590*

注 1: 括号内的数值为标准差。*, ** 与 *** 分别表示在 10%, 5% 与 1% 的水平上拒绝原假设。

注 2: 取 Δrpi_{t-1} 作为工具变量，括号中为自相关与异方差一致的方差估计量(使用 Parzen 核)，因此不检验扰动项的自相关与异方差性。

注 3: 取 Δrpi_{t-1} 与 Δrpi_{t-2} 作为工具变量，括号中标准差的计算方法同注 2。

注 4: Breusch-Godfrey 扰动项自相关统计量，原假设为无自相关。

注 5: Hansen 过度识别约束的 χ^2 检验。

2. 经济计量估计²⁸

注意到名义利率缺少变动性的事实，在后面的分析中将其当作非随机变量处理。²⁹ 通过对季度真实 M0、社会消费品零售总额与 rpi 进行单位根检验，结果表明三者都服从 I(1) 过程。通过使用 Johansen 方法进行同积性(cointegration)分析，³⁰ 我们得到同积向量的估计结果(1, -1.117, 0)，³¹ 这与图 2 中现金交易流通速度的趋势性下降相一致。

由于数据中的同积性，我们估计误差修正形式的模型(ECM)，估计分以下三个步骤进行。第一，利用自回归分布滞后方程(ARDL)进行滞后阶数选

²⁷ 但为了使结果更加稳健，在后面的分析中我们也使用工具变量方法估计，并比较了不同方法的结果。

²⁸ 由于篇幅限制，本文略去了经济计量分析中许多重要的中间结果，详细的分析请参见白金辉(2001)。

²⁹ 对于利率市场化的国家，经验分析表明名义利率一般服从单位根过程。但对于如图 3 所示的过程，将它描述成随机过程将是很难令人信服的。

³⁰ 同积过程的检验方法通常有两种：Phillips-Ouliaris-Hansen 检验以及 Johansen(1988, 1991) 检验。前一种方法取决于变量标准化的次序，而后一种方法由于使用系统估计的方法，因此与变量标准化的次序无关。当我们不存在变量关系的先验信息时，Johansen 方法提供了许多便利(Hamilton, 1994: p.651)。因此我们选择 Johansen 方法进行分析。

³¹ 即 $m_t - 1.117(c_t - \alpha_t y_t)$ 为一平稳过程。

择(结果见附录一的表6)。结果表明, AIC 建议使用四阶滞后, 而 SBC 则建议使用一阶滞后。由于季度数据的样本限制(56个观测), 为避免过度参数化, 我们使用一阶滞后。

第二, 进行 ECM 的估计与检验。为避免可能的联立性问题对 OLS 的影响, 我们也给出了工具变量法与 GMM 结果, 其中前者使用滞后一期的 Δrpi_t 作为工具, 而后者同时使用滞后一期与两期的 Δrpi_t 作为工具。由于工具变量估计与 GMM 的性质强烈依赖于工具的选择, 我们这里最好只将它们作为与 OLS 结果的一种对照。表 2 给出了估计结果, 尽管估计结果存在差别, 但其中消费与名义利率对现金需求的影响方向是一致的, 而且对于任何一种情况 Δrpi_t 的影响都是不显著的。将之与同积分析中 rpi 系数为 0 的结果相结合, 原模型中关于通货膨胀不进入基于交易的现金需求方程的假说得以验证。

为更准确地估计 ECM 模型的系数, 我们选择将 Δrpi_t 剔除之后进行估计, 结果在表 3 中给出。³² 从表 3 可以看到, 社会消费品零售额的变动对本期货币需求的变动起到正向影响, 这是与直觉相符的, 其影响大小约为 0.25。误差修正项对本期货币需求变动起到负向影响, 这也是与其含义相一致的: 当前一期数值高于均衡水平时, 本期将出现向均衡的负向调整。名义利率对现金需求的变动有着显著的负向影响, 这支持了中国居民货币需求对名义利率做出反应的观点。为了说明在季度内名义利率变动的具体影响, 我们给出一个具体的例子。假设存款货币的利率从 3.15 降低到 0.99, 如果半对数形式模型更好地描述了现实, 则现金需求增长率会增加约 4.5 个百分点; 如果双对数形式模型更好描述了现实, 则增长率会大约提高 12% (例如由 10% 提高到 11.2%)。

表 3. ECM 的 OLS 估计结果¹(季度数据)

	截距	$\Delta \ln y_t$	R_t 或 $\log(R_t)$	ECM_{t-1}	R^2	BG	White 条件数	Chow	Arch ³ Predict ²	(1)
半对数形式	0.058 (0.015)***	0.2392 (0.1342)*	-0.0214 (0.0053)***	-0.0549 (0.0228)**	0.318	0.84	10.07	4.87	1.39	0.0385
双对数形式	0.042 (0.012)***	0.247 (0.136)*	-0.0429 (0.011)***	-0.0565 (0.023)**	0.301	0.676	9.92	4.73	1.63	0.3304

注 1: 如未特别指明, 本表各项含义同上表。

注 2: 邹至庄预测统计量 (Fisher, 1970), 原假设为在预测期内没有结构变化。

注 3: ARCH 效应的 LM 统计量, 原假设为没有 ARCH 效应。

为进一步证明结果的可信性, 我们使用同样的方法估计了月度数据, 结果在表 4 中给出。由于在月度数据的 OLS 估计中出现了异方差, 表 4 的第二列中估计了怀特方差估计量, 第三列中给出了可行广义最小二乘估计。表 4

³² 在估计时使用 1986 年到 1999 年的数据, 将 2000 年的数据留作 Chow 预测检验使用。

表4. ECM的估计结果¹(月度数据)

方程 估计	半对数形式			双对数形式		
	OLS1	OLS2 ²	FGLS	OLS1	OLS2	FGLS
截距	0.0751 (0.016)***	0.0751 (0.0176)***	0.0629 (0.0147)***	0.0662 (0.0147)***	0.0662 (0.0156)***	0.0501 (0.0129)***
$\Delta \ln m_{t-1}$	-0.5596 (0.0746)***	-0.5596 (0.1206)***	-0.3402 (0.0843)***	-0.5539 (0.0746)***	-0.5539 (0.1203)***	-0.305 (0.0881)***
$\Delta \ln m_{t-2}$	-0.2409 (0.074)***	-0.2409 (0.0822)***	-0.1382 (0.0536)**	-0.2359 (0.0742)***	-0.2359 (0.0821)***	-0.13 (0.0569)**
$\Delta \ln y_t$	0.2462 (0.082)***	0.2462 (0.1323)**	0.18793 (0.0868)**	0.248 (0.0826)***	0.248 (0.1327)**	0.2066 (0.0866)**
R_t 或 $\log(R_t)$	-0.0132 (0.0034)***	-0.0132 (0.00395)***	-0.00919 (0.0033)***	-0.0268 (0.0073)***	-0.0268 (0.0081)***	-0.0173 (0.0067)**
ECM_{t-1}	-0.0353 (0.015)**	-0.0353 (0.01235)***	-0.0339 (0.0114)***	-0.036 (0.0148)**	-0.036 (0.0125)***	-0.028 (0.0117)**
R^2	0.3409	0.3409	0.2413	0.3366	0.3366	0.2349
BG	1.1080	1.1080	2.1885	0.9036	0.9036	3.509
White	49.88***	49.88***	28.42	50.84***	50.84***	29.83
条件数	16.2	16.2	23.2	15.2	15.2	18.5
Chow Predict	0.677	0.677	—	0.766	0.766	—
Arch(12) ³	25.8**	25.8**	31.1***	27.37***	27.37***	35.45***

注1: 如未特别指明, 本表各项含义同上表。

注2: 括号中给出了怀特方差估计量, 该估计量在异方差下仍然提供了对方差的一致估计, 因此在大样本下 t 统计量渐近服从标准正态分布。

注3: ARCH效应的LM统计量, 原假设为没有ARCH效应, 需要注意的是该检验的前提条件是扰动项为白噪声过程, 在本例中由于存在异方差, 该检验并没有提供太多的信息。

同表3中的结果非常相似, 而且表4中月度数据滞后三期相关的事实恰好同表3中滞后一期相关相符合, 数值大小与滞后结构的相合验证了本文结果的稳健性。另外, 通过对季度与月度结果的分析, 我们发现名义利率对季度货币需求的影响大于对月度的影响, 这表明利率的效应随着时间而增强。

第三, 根据ECM与原来ARDL系数的一一对应关系得到ARDL系数, 并检验拟合程度。由于季度与月度数据系数的相似性, 我们只选择还原季度数据, 结果在附录一中的表7中给出。图4给出了半对数形式模型的拟合结果, 图中三条曲线分别表示经季节调整后的原始数据、模型静态拟合值以及动态拟合值。³³ 可以看到静态拟合的效果非常好, 而动态拟合在1993年之前是成功的, 但在1993年到1996年之间出现明显的过低拟合, 这可能是由经济过热引起企业过度持有现金而引起。总的来说模型的拟合效果是很好的。

³³ 静态拟合值是将前一期的真实值作为估计式中的滞后值; 而动态拟合将从第二个观测起估计式生成的拟合值作为方程中的滞后值, 这相当于从第二个观测起将不再利用被解释变量实现值的信息。

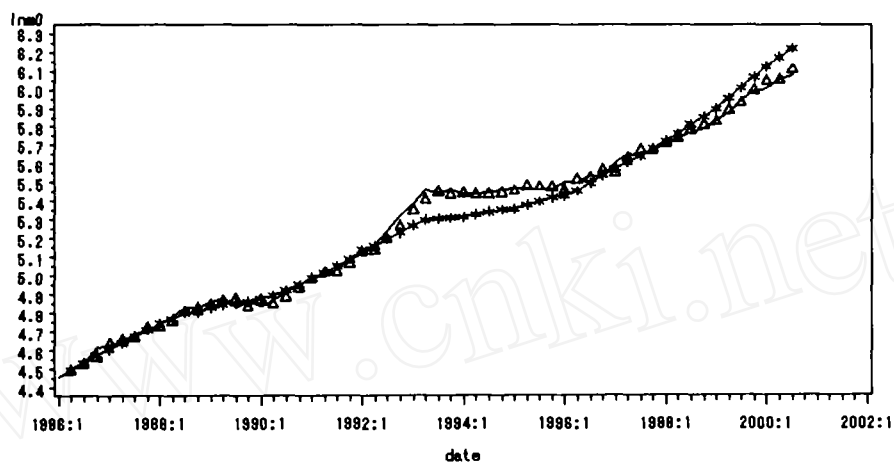


图4. 现金需求、模型静态与动态拟合值(半对数形式情形)

(“—”: 实线部分表示原始现金需求值; *: 模型动态拟合值; Δ : 模型静态拟合值;)

五、结 论

本文通过一个代表性家庭动态决策的一般均衡模型得出了中国居民的现金需求函数, 并对其进行了估计。文章的主要结论可以归纳如下:

(一) 动态选择与现金需求的动态结构

出于长期效用最大化的考虑, 在给定交易量的情况下, 个人将会在持有现金余额与持有生息资产进行选择。当不存在现金的调整成本时, 最优的现金需求将与静态选择的情况相同, 此时决定现金需求交易数量弹性与利率弹性的主要是债券-现金转换的交易成本。特别地, 使用线性交易成本, 我们得到与 Baumol-Tobin 模型相同的结果。

当存在现金需求的调整成本时, 本期的现金需求将与以前各期相关。这就会使现金需求出现跨期动态性质, 此时最优现金需求的动态结构将依赖于现金调整成本与债券-现金转换的交易成本的具体形式。同时, 由于两种具体形式的不可直接观测性, 在经验分析中我们需要从数据出发来得到确切的信息。

(二) 现金需求中的规模变量与机会成本变量的组合

本文分析表明, 现金需求受使用货币购买的消费与名义利率的影响。由于居民使用货币实现的消费受到真实收入、通货膨胀率与货币化程度的影响, 我们又可以将现金需求表示为上面三个变量以及名义利率的函数。这样就提

供了现金需求函数的两种不同等价形式，具体选择时需要考虑数据的可得性与关心的具体问题。

当规模变量包括真实收入时，货币化程度、通货膨胀率与名义利率应进入需求函数与之相匹配。当货币化程度在研究的时期内表现出较大的变动时，现金需求的收入流通速度与交易流通速度将会出现趋势性的差异。

当规模变量为使用货币购买的消费量时，理论模型结果要求名义利率作为机会成本，而通货膨胀率不进入方程。通过对中国80年代中后期以来数据的经验分析，本文证实了该理论假说的正确性。

尽管名义利率缓慢调整的现实，它确实构成一项重要的持币机会成本。在以通过市场购买的消费作为规模变量的方程中，估计结果表明，名义利率的直接影响是不可忽视的。考虑到名义利率调整通过真实利率对消费可能产生的影响，名义利率对现金需求的总影响将会更加显著。事实上，1996年以来现金的交易流通速度的下降应部分归结于名义利率的频繁向下调整。

(三) 现金的交易流通速度与收入流通速度

根据费雪方程 $MV = PY$ ，现金需求的交易流通速度与现金需求存在一一对应关系。由于受到债券-现金转换的交易成本与货币调整成本的影响，现金需求对于交易数额的弹性不一定等于1，这样现实中交易流通速度就可能不是稳定的常数。对于中国数据的同积分析表明，现金需求的交易数额弹性大于1。由于交易量随时间的不断增加，现金的交易流通速度会展示出持续降低的趋势。如果假设在长期内消费与收入成近似关系的话，即使在不存在货币化的情况下，现金的收入流通速度也有可能展示出持续向下的趋势，但货币化过程会加速这一趋势。

附录一：部分重要的经济计量分析结果

表5. Granger 因果性的检验结果

	Lag=4	P
Dlnret 对 dlnm0(因变量)	9.84	0.0433
Dlnm0 对 dlnret(因变量)	3.49	0.4801

注：Dlnret(社会消费品零售总额增长率)与dlnm0(真实现金余额增长率)

表6. 单方程滞后阶数选择

	AIC				SBC			
	1	2	3	4	1	2	3	4
半对数形式	-369.87	-369.74	-364.29	-371.29	-356.35	-350.42	-339.18	-340.38
双对数形式	-368.14	-367.27	-362.4	-370.52	-354.61	-347.95	-337.29	-339.61

表 7. ARDL 的结果

	截距	$\ln m_{t-1}$	$\ln y_t$	$\ln y_{t-1}$	R_t
半对数形式	0.0584	0.9451	0.2392	-0.1779	-0.0214
双对数形式	0.0419	0.9436	0.247	-0.184	-0.0429

附录二：数学模型附录

这里的家庭效用最大化问题可以分成两个步骤求解：首先给定家庭的总货币支出 ($\sum_{i=0}^{n_t} M_t^i$) 来求解最优提款时间间隔，然后给定以上的最优值来求解其它变量。在命题 1 与命题 2 中我们分别求解第一步与第二步的问题。

命题 1. 在给定家庭的总货币支出 ($\sum_{i=0}^{n_t} M_t^i$) 的情况下，最优的时间间隔是实现利息收入最大化的选择。设一期内的时间间隔表示为 $(\Delta t_1, \Delta t_2, \dots, \Delta t_{n_t+1})$ ，则我们有 $M_t^i = \left(\sum_{i=0}^{n_t} M_t^i\right) \Delta t_i$ ，并且在时间间隔 Δt_i 中银行账户中尚未提取的在时间段 $1 - \sum_{j=1}^i \Delta t_j$ 内的未来花费为 $\left(\sum_{i=0}^{n_t} M_t^i\right) \left(1 - \sum_{j=1}^i \Delta t_j\right)$ ，这构成了在 Δt_i 内的存款。因此在 Δt_i 中获得的利息收入为 $\left(\sum_{i=0}^{n_t} M_t^i\right) \left(1 - \sum_{j=1}^i \Delta t_j\right) (R_t \Delta t_i)$ ，从而在一期内获得的总利息为

$$\begin{aligned} & \left(\sum_{i=0}^{n_t} M_t^i\right) R_t \left[(1 - \Delta t_1) \Delta t_1 + (1 - \Delta t_1 - \Delta t_2) \Delta t_2 + \dots + (1 - \sum_{i=1}^{n_t} \Delta t_i) \Delta t_{n_t} \right] \\ &= \left(\sum_{i=0}^{n_t} M_t^i\right) R_t \left[\sum_{i=1}^{n_t} \Delta t_i - \sum_{i=1}^{n_t} (\Delta t_i)^2 - \sum_{i=1}^{n_t} \sum_{j=i+1}^{n_t} \Delta t_i \Delta t_j \right] \\ &= \left(\sum_{i=0}^{n_t} M_t^i\right) R_t \left[(1 - \Delta t_{n_t+1}) - \left(\sum_{i=1}^{n_t} (\Delta t_i)^2 + \sum_{i=1}^{n_t} \sum_{j=i+1}^{n_t} \Delta t_i \Delta t_j \right) \right]. \end{aligned}$$

显然给定 Δt_{n_t+1} 取任意值的情况下，根据简单的不等式原理，最优的选择都是 $\Delta t_i = \Delta t$ ($i \leq n_t$)。此时原式等于

$$\begin{aligned} & \left(\sum_{i=0}^{n_t} M_t^i\right) R_t \left[(1 - \Delta t_{n_t+1}) - \frac{1}{2} n_t (n_t + 1) (\Delta t)^2 \right] \\ &= \left(\sum_{i=0}^{n_t} M_t^i\right) R_t \left[(1 - \Delta t_{n_t+1}) - \frac{1}{2} n_t (n_t + 1) \left(\frac{1 - \Delta t_{n_t+1}}{n_t} \right)^2 \right]. \end{aligned}$$

求解该问题得到： $\Delta t_{n_t+1} = \Delta t = \frac{1}{n_t+1}$ ，从而有 $M_t^i = M_t^0$ 。此时的利息收入为： $\frac{1}{2} n_t M_t^0 R_t$ 。（证毕）

命题 2. 将原优化问题转化为：

$$\begin{aligned} L(\cdot) &= u((n_t + 1) m_t^0 + \alpha_t y_t) + \beta E_t V(w_{t+1}) \\ &\quad + \lambda_t (p_t w_t - p_t k_t - B_t - M_t^0) + \rho_t (B_t - n_t M_t^0) \end{aligned}$$

其中 λ_t 与 ρ_t 分别为预算约束与提款总量约束的拉格朗日乘子, $V(\cdot)$ 为该动态规划问题的值函数 (value function)。期初状态变量为

$$w_t = \frac{1}{p_t} [(1 - \alpha_t) p_t y_t + p_t f(k_{t-1}) + (1 + R_{t-1})(B_{t-1} - n_{t-1} M_{t-1}^0) + \frac{1}{2} n_{t-1} M_{t-1}^0 R_{t-1} - p_{t-1} g(n_{t-1}, m_{t-1}^0) - p_{t-1} h(n_{t-1}, m_{t-1}^0, \dots) + \tau_t - T_t].$$

求解一阶条件并使用包络定理 ($v'(w_t) = \lambda_t p_t$), 我们得到:

$$\{k_t\}: -\lambda_t p_t + \beta f'(k_t) E_t (\lambda_{t+1} p_{t+1}) = 0 \quad (1)$$

$$\{B_t\}: \rho_t + \beta(1 + R_t) E_t \lambda_{t+1} = \lambda_t \quad (2)$$

$$\{M_t^0\}: u'(c_t) (n_t + 1) \frac{1}{p_t} - \lambda_t - \rho_t n_t \quad (3)$$

$$+ \beta E_t \lambda_{t+1} \left[-(1 + R_t) n_t + \frac{1}{2} n_t R_t - \frac{\partial g}{\partial m_t^0} - \frac{\partial h}{\partial m_t^0} \right] = 0$$

$$\{n_t\}: u'(c_t) m_t^0 - \rho_t M_t^0 + \beta E_t \lambda_{t+1} \left[-(1 + R_t) M_t^0 + \frac{1}{2} M_t^0 R_t - p_t \frac{\partial g}{\partial n_t} - p_t \frac{\partial h}{\partial n_t} \right] = 0 \quad (4)$$

将 (2) 代入 (3) 中并化简, 我们得到:

$$(n_t + 1) M_t^0 \left[u'(c_t) \frac{1}{p_t} - \rho_t - \beta E_t \lambda_{t+1} (1 + R_t) \right] + \beta E_t \lambda_{t+1} M_t^0 \left[\frac{1}{2} n_t R_t - \frac{\partial g}{\partial m_t^0} - \frac{\partial h}{\partial m_t^0} \right] = 0 \quad (5)$$

由 (4) 得到:

$$(n_t + 1) M_t^0 \left[u'(c_t) \frac{1}{p_t} - \rho_t - \beta E_t \lambda_{t+1} (1 + R_t) \right] + \beta E_t \lambda_{t+1} (n_t + 1) p_t \left[\frac{1}{2} m_t^0 R_t - \frac{\partial g}{\partial n_t} - \frac{\partial h}{\partial n_t} \right] = 0 \quad (6)$$

由 (5) 与 (6) 得到:

$$E_t \lambda_{t+1} \left[m_t^0 \left(\frac{1}{2} R_t + \frac{\partial g}{\partial m_t^0} + \frac{\partial h}{\partial m_t^0} \right) - (n_t + 1) \left(\frac{\partial g}{\partial n_t} + \frac{\partial h}{\partial n_t} \right) \right] = 0.$$

根据包络定理的结果有 $E_t \lambda_{t+1} > 0$, 因而我们得到:

$$\frac{1}{2} m_t^0 R_t = (n_t + 1) \left(\frac{\partial g}{\partial n_t} + \frac{\partial h}{\partial n_t} \right) - m_t^0 \left(\frac{\partial g}{\partial m_t^0} + \frac{\partial h}{\partial m_t^0} \right).$$

该式与现金先行约束 $(n_t + 1) m_t^0 = c_t - \alpha_t y_t$ 共同决定了最优的 $(m_t^0)^*$ 与 $(n_t)^*$, 这样期内平均货币余额为 $m_t = \frac{1}{2} (m_t^0)^*$.

下面我们来求解其余内生变量。

1. k_t

由 (1) 可得: $f'(k_t) = \frac{\lambda_t p_t}{\beta E_t (\lambda_{t+1} p_{t+1})} = \frac{\lambda_t p_t}{\beta [E_t \lambda_{t+1} E_t p_{t+1} + \text{cov}(\lambda_{t+1}, p_{t+1})]}$.

将 (2) 代入, 并整理而得到:

$$f'(k_t) = \frac{\lambda_t p_t}{\frac{p_t (\lambda_t - \rho_t)}{(1 + r_t^e)} + \beta \text{cov}(\lambda_{t+1}, p_{t+1})}.$$

其中 $1+r_t^e = \frac{1+R_t}{1+E_t\pi_{t+1}}$ 。我们不能进一步求出显示解,但我们可以知道:均衡存货数量 k_t^* 是存款货币预期真实利率(即名义利率与预期通货膨胀率)的函数。

2. c_t

由产品市场均衡可得: $c_t = y_t - k_t + f(k_{t-1})$ 。将均衡时的存货选择代入,我们就可以得到均衡的消费选择: $c_t^* = y_t - k_t^* + f(k_{t-1}^*) = c(y_t, R_t, E_t\pi_{t+1}, \dots)$ 。

3. B_t

当 $\rho_t > 0$ 时,有 $B_t^* = n_t M_t^0$ 。当 $\rho_t = 0$ 时,有 $B_t \geq n_t M_t^0$,此时由预算约束,我们得到: $B_t^* = p_t w_t - M_t^0 - p_t k_t$ 。(证毕)

命题 3.

1. 线性交易成本函数,无调整成本

将函数带入命题 2,得到: $m_t = \frac{1}{2}m_t^0 = \sqrt{\frac{(c_t - \alpha_t y_t)b_t}{2R_t}}$ 。从而有 $\partial m_t / \partial (c_t - \alpha_t y_t) > 0$, 以及 $\partial m_t / \partial R_t < 0$ 。

2. 线性交易成本函数,二次调整成本函数

由命题 2,有: $(m_t^0)^2 \left[\frac{1}{2}R_t + 2\gamma(m_t^0 - \xi_1 m_{t-1}^0 - \dots) \right] = (c_t - \alpha_t y_t)b_t$,因此最优的现金余额为 $m_t = m(R_t, c_t - \alpha_t y_t, m_{t-1}^0, m_{t-2}^0, \dots)$,此时显然有: $\partial m_t / \partial (c_t - \alpha_t y_t) > 0$, $\partial m_t / \partial R_t < 0$ 。

3. 非线性交易成本函数,非二次调整成本函数

由命题 2,有: $(m_t^0)^2 \left[\frac{1}{2}R_t + \rho_1(m_t^0 - \xi_1 m_{t-1}^0 - \dots)^{2\rho_0-1} \right] = (c_t - \alpha_t y_t)(1 + n_t)^{-\gamma_0}$,将 $(1+n_t)m_t^0 = c_t - \alpha_t y_t$ 代入,可以得到:

$$(m_t^0)^{2-\gamma_0} \left[\frac{1}{2}R_t + \rho_1(m_t^0 - \xi_1 m_{t-1}^0 - \dots)^{2\rho_0-1} \right] = (c_t - \alpha_t y_t)^{1-\gamma_0}$$

因此最优的现金余额为: $m_t = m(R_t, c_t - \alpha_t y_t, m_{t-1}^0, m_{t-2}^0, \dots)$,此时由于 $(m_t^0 - \xi_1 m_{t-1}^0 - \dots)^{2\rho_0-1}$ 关于 m_t^0 的增减性未知,无法得到 $\partial m_t / \partial (c_t - \alpha_t y_t)$ 与 $\partial m_t / \partial R_t$ 的方向。(证毕)

参考文献

- [1] Akerloaf, George and R. Milbourne, "New Calculations of Income and Interest Elasticities in Tobin's Model of the Transactions Demand for Money", *Review of Economics and Statistics*, 1978, 60, 541-546.
- [2] Alchian, A., "Why Money?", *Journal of Money, Credit and Banking*, 1977, 9, 131-140.
- [3] Ando, A. and K. Shell, "Demand for Money in a General Portfolio Model", In *The Brookings Model: Perspective and Recent Developments*, Amsterdam: North-Holland, 1975.
- [4] 白金辉, "中国居民现金需求研究", 北京大学中国经济研究中心硕士论文, 2001。
- [5] Baumol, W.J., "The transactions demand for cash: An inventory theoretic approach", *Quarterly Journal of Economics*, 1952, 67, 545-556.
- [6] Blanchard, O.J. and S. Fisher, *Lectures on Macroeconomics*, The MIT Press, 1989.
- [7] Brock, W. A., "Money and Growth: The Case of Long Run Perfect Foresight", *International Economic Review*, 1974, 15, 750-777.

- [8] Brock, W. A., "Overlapping Generations Models with Money and Transaction Costs", In B. Friedman and F. Hahn (eds.), *The Handbook of Monetary Economics*, volume 1, 263-295, New York: North-Holland, 1990.
- [9] Clower, R.W., "A Reconsideration of the Microfoundations of Monetary Theory", *Western Economic Journal*, 1967, 6, 1-8.
- [10] Croushore, D., "Money in the Utility Function: Functional Equivalence to a Shopping-Time Model", *Journal of Macroeconomics*, 1993, 15, 175-182.
- [11] Fisher, F., "Test of Equality Between Sets of Coefficients in Two Linear Regressions: An Expository Note", *Econometrica*, 1970, 28, 361-366.
- [12] Goldfeld, S.M. and D.E. Sichel, "The demand for money", in Friedman B.M. and Hahn F.H.(eds.), *Handbook of Monetary Economics*, Vol. 1: 300-355, New York: North-Holland, 1990 .
- [13] Hamilton, J.D., *Time Series Analysis*, Princeton University Press, 1994.
- [14] Hausman, J. 1978. "Specification Tests in Econometrics." *Econometrica*, 46:1251-1271.
- [15] Hendry, D.F. 1995. *Dynamic Econometrics*. Oxford University Press, Chinese version by Shanghai Renmin Press, 1998.
- [16] Hwang, H., "Test of the Adjustment Process and Linear Homogeneity in a Stock Adjustment Model of Money Demand", *The Review of Economics and Statistics*, 1985, LXVII, 689-692.
- [17] Johansen, S., "Statistical Analysis of Cointegration Vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 1988, 12, 231-254.
- [18] Johansen, S., "Testing Weak Exogeneity and the Order of Cointegration in UK Money Demand.", *Journal of Policy Modeling*, 1992, 14, 313-334.
- [19] Jovanovic, Boyan, "Inflation and Welfare in the Steady State" *Journal of Political Economy*, 1982, 90, 561-577.
- [20] King, R.G. and C. Plosser, "Money as the Medium of Exchange", *Journal of Monetary Economics*, . 1986, 17, 93-115.
- [21] Kiyotaki, Nobuhiro and Randall Wright, "On Money as a Medium of Exchange, *Journal of Political Economy*, 1989, 97, 927-954.
- [22] Kiyotaki, Nobuhiro and Randall Wright, "A Search-Theoretic Approach to Monetary Economics", *American Economic Review*, 1993, 83, 63-77.
- [23] 林毅夫, 蔡昉, 李周, 《中国的奇迹: 发展战略与经济改革》, 上海: 上海人民出版社和上海三联书店, 1994年.
- [24] Lucas, R.E. Jr. and Nancy Stokey, "Optimal Fiscal and Monetary Policy in an Economy without Capital", *Journal of Monetary Economics*, 1983, 12, 55-93.
- [25] Lucas, R.E. Jr. and Nancy Stokey, "Money and Interest in a Cash-in-Advance Economy", *Econometrica*, 1987, 55, 491-514.
- [26] McCallum, B.T. and M.S. Goodfriend, "Demand for Money: Theoretical Studies", *The New Palgrave Dictionary of Economics*, London: Macmillan 1987, 775-781.
- [27] Miller, M. and D. Orr., "A Model of the Demand for Money by Firms", *Quarterly Journal of Economics*, 1966, August, 413-435.
- [28] Niehans, Jurg, *The Theory of Money*, John Hopkins Press, 1978.
- [29] Ostroy, J.M., "The Informational Efficiency of Monetary Exchange", *American Economic Review*, 1973, 63, 597-610.

- [30] 秦朵, “改革以来的货币需求关系”, 《经济研究》1997年第10期。
- [31] Roley, V., “Money Demand Predictability”, *Journal of Money, Credit and Banking*, 1985, 17, 611-641.
- [32] Romer, David, “A Simple General Equilibrium Version of the Baumol-Tobin Model”, *Quarterly Journal of Economics*, 1986, 101, 663-686.
- [33] Sprenkle, C., “The Uselessness of the Transactions Demand Models”, *Journal of Finance*, 1969, 24, 835-847.
- [34] Svensson, L. E. O., “Money and Asset Prices in a Cash-in-Advance Economy”, *Journal of Political Economy*, 1985, 93, 919-944.
- [35] Tobin, J., “The interest elasticity of transactions demand for cash”, *Review of Economics and Statistics*, 1956, 38, 241-247.
- [36] Walsh, C.E., *Monetary Theory and Policy*, MIT Press, 1999.
- [37] Wu, D., “Alternative Tests of Independence Between Stochastic Regressors and Disturbances”, *Econometrica*, 1973, 41, 733-750.
- [38] Yi, G., “The Monetization Process in China During the Economic Reform”, *China Economic Review*, 1991, Spring, 75-95.
- [39] Yi, G., “Toward Estimating the Money Demand in China”, *Economics of Planning*, 1993, 26, 243-270. 收于易纲著《中国的货币、银行与金融市场: 1984-1993》, 上海人民出版社1996年版。

On Cash Demand in China

JINHUI BAI

(Yale University)

Abstract This paper analyzes individual money demand in the context of a dynamic general equilibrium version of Baumol-Tobin model and applies it to estimate money demand in China. The model distinguishes itself in the following two aspects: first, it is based on dynamic decision; second, it introduces into the model the monetization process, inventory choice, and adjustment costs of money demand. Several implications of the model are explored. We estimate the transactions-based error-correction model by using China's quarterly and monthly data. The results show that the nominal interest rate has a significant effect on cash demand, while inflation rate has no significant effect. In addition, the effects become more significant as time evolves.

JEL Classification E41, N15