

# 开放框架下的中国货币 需求函数稳定性问题研究

——基于结构突变的视角

项后军 孟祥飞 潘锡泉\*

摘要: 本文在开放框架下,基于结构突变的视角对纳入汇率(特别是在考虑到了汇率结构突变的情况下)及国外利率等因素的我国货币需求函数稳定性进行了研究。结果发现:在样本期内,人民币名义有效汇率确实在2003年4月和2005年9月两个时点发生了结构突变;而且这两次结构突变对货币需求函数的结构产生了显著不同的影响,表现在人民币名义有效汇率在2003年4月前以及2003年4月至2005年9月前均未能对广义货币需求产生实质性的影响,而在2005年9月后却对广义货币需求产生了显著的正向影响。尽管如此,汇率的这种结构变化对货币需求函数造成的影响仍未能改变货币需求函数的稳定性,即在开放框架下我国仍然存在着稳定的货币需求函数。这一结果为我国合理地确定货币供应量,并以此影响宏观经济等带来有价值的参考。

关键词: 结构突变 界限检验 开放框架 货币需求 稳定性

## 一、问题的提出

货币供应量作为我国货币政策的中介目标,一般来说需要事先根据货币需求函数来预测货币需求总量。因此,若货币需求函数不稳定,中央银行就难以准确预测货币需求的变动趋势,从而无法合理设定货币供应量目标,最终也就很难实现产出增长和价格总水平稳定的目标。

这样看来,稳定的货币需求函数<sup>①</sup>是中央银行通过控制货币供应量来对经济施加影响以及调控宏观经济的一个重要先决条件。问题是,近年来,中国宏观经济形势日趋复杂和金融体系不断演化。尤其是,我国对外开放程度的不断加大、经济对外依存度的持续提高,以及我国逐步迈向更灵活的汇率制度等,都有可能影响到我国货币需求函数的稳定性。因此,在这种背景下对货币需求函数的稳定性进行研究显然是很有必要的。

但综观国内外对我国货币需求进行研究的大量文献,笔者发现大部分文献完全忽视了这一问题径直对货币需求函数展开了这样或那样的讨论,而少数涉及到这一问题的研究则基本上未有定论。

首先,这些研究中相当一部分完全是在封闭框架下进行的,并未涉及到汇率和国外利率。譬如汪红驹(2002)的估计结果说明M1和M2都具有长期稳定的货币需求函数,但它们的短期误差修正模型并不稳定。张勇和范从来(2006)的研究表明M1的短期需求函数具有稳定性,但M2的短期需求函数不具有稳定性。叶光(2009)也认为我国1978年至今货币需求函数并不稳定。

\* 项后军 浙江财经学院经济与国际贸易学院, 邮政编码: 310018, 电子信箱: xhj816@163.com; 孟祥飞 浙江财经学院经济与国际贸易学院, 邮政编码: 310018, 电子信箱: mx8771@163.com; 潘锡泉 浙江金融职业学院, 邮政编码: 310018, 电子信箱: pan\_x\_q@163.com。

本文受国家自然科学基金项目(编号: 70772114)的资助。作者感谢第十届中国经济学年会上学者们对本文富有建设性的评论意见,同时也感谢匿名审稿人对本文提出的宝贵意见,但文责自负。

①稳定的货币需求函数是指货币供应量与其影响因素之间存在长期、短期的均衡关系。

其次,另有少部分在开放框架下<sup>①</sup>进行的研究则注意到了伴随着我国对外开放的逐渐深入和对外依存度的逐步提高,汇率和国外利率对我国货币需求函数可能会产生影响,并开始将这些因素纳入到货币需求函数的讨论中。其中,较典型的如易行健(2006)的研究结果表明,在开放经济条件下我国仍然存在长期稳定的货币需求函数,且人民币名义有效汇率指数的上升将通过货币替代效应与资本流动效应显著减少国内居民与企业对人民币的需求。而宋金奇和雷钦礼(2009)的研究结果则表明我国货币需求与利率、收入、汇率变动率之间存在一个协整关系,而去除汇率变动变量后它们之间却不存在协整关系,这意味着汇率变动是影响我国货币需求函数稳定的关键变量。

问题是,尽管这些研究已经考虑到了开放框架下汇率等因素对我国货币需求函数的影响,但是它们都忽视了在其较长的样本期跨度内,汇率特别是汇率制度所发生的某些明显变化,以及这种变化使得汇率数据生成过程(DGP)可能会发生结构性改变<sup>②</sup>,而这一点很有可能会影响到货币需求函数的稳定性。

事实上,目前已有部分较新的文献开始注意到这一问题。譬如,伍戈(2009)就曾经以2005年汇率形成机制改革为分界点引入虚拟变量,试图研究汇改对货币需求的影响。其结果显示无论从长期还是短期来看,人民币汇率本身的变化都没有显著地影响货币需求,但人民币的升值预期倒是引致了更多的货币需求。另外,吴平勇等(2007)和万晓莉等(2010)以类似的方法做了研究。

遗憾的是,上述文献的处理方法却是直接根据某些重要经济事件发生的时点来设定结构突变点,而这种处理方法存在的最大缺陷是无法将结构突变检测内生。这样带来的问题是,某些经济事件冲击虽然当时看似很重大,但是未必真的能够对变量的数据生成过程(DGP)产生影响,或者未必即刻引致数据生成过程发生改变。由此,如果仍然直接主观地将其设定为结构突变点,很可能会使结果产生一定的偏误(项后军、潘锡泉,2010)。故汇率是否会发生结构突变以及这种结构突变是否会影响货币需求函数的结构及其稳定性,是在开放框架下纳入汇率进行货币需求函数研究所无法回避的问题。

此外,还有一点需要注意的是,以往绝大多数研究都认为货币需求函数的影响变量是同阶的<sup>③</sup>(刘金全等,2006;胡维波,2007;等等);而近年来却有少量研究(伍戈,2009)注意到了某些变量并不是同阶的。因此,本文考虑到发生结构突变的情况下变量可能会出现不同阶情况,将利用边限检验(Bounds Testing)方法无需变量必须是同阶的优点,运用考虑结构突变(Bai-Perron内生多重结构突变检验方法)的ARDL-ECM模型对开放框架下的货币需求函数稳定性进行研究。

最后,综观以往的文献,不难发现大部分研究都是采用年度数据或是季度数据,而这样一来,很可能导致一些计量方法的运用会因样本量较少而出现偏误。因此,本文采用2000年1月-2009年12月的月度数据为样本更为精细地刻画各变量对货币需求函数的影响。

## 二、货币需求函数的模型设定和计量方法介绍

### (一)模型的设定

传统货币需求理论认为,影响货币需求的因素主要有规模变量、机会成本变量。规模变量是用来衡量经济活动中利用货币进行交易的规模,通常取决于财富、收入等。机会成本变量是指人们因持有货币而放弃其他资产所获得的收益,通常取决于利率、通货膨胀率和其他资产的平均收益率等。而在开放经济框架下,Bahmani-Oskooe和Shin(2002)、Wang(2005)等均指出汇率和国外利率实际上也是影响货币需求函数不可忽视的重要因素。除此之外,制度因素也是影响货币需求函数的一个基本因素,易行健(2006)认为制度因素的缺失不仅会使长期货币需求方程中收入弹性较高,还会导致货币需求的短期动态方程拟合度较低。

有鉴于此,本文将参考以往的研究方法,同时也为了与已有的研究进行对比分析,故将上面所分析的各种影响因素均纳入到货币需求函数中;同时类似于目前的绝大部分研究,本文也采用半对数线性形式,构建开放条件下我国货币需求函数的模型为:

$$LNM_t = C + \alpha_0 LNGDP_t + \alpha_1 RATE_t + \alpha_2 IN_t + \alpha_3 FR_t + \alpha_4 LNNEER_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

其中, $LNM_t$ 为实际货币总量; $LNGDP_t$ 为影响货币需求函数的规模变量的实际值; $RATE_t$ 为我国居民持

①开放框架是相对于封闭框架而言的,是在封闭框架的基础上加入一些国际影响因素,诸如汇率和国外利率等。

②结构突变意味着对时间序列数据进行回归时,模型中的参数值在整个期间内不能保持相同。

③同阶是指各个时间序列变量在平稳性检验中具有相同的阶数。

有货币的机会成本变量;  $IN_t$  为制度变量;  $FR_t$  为国外利率;  $LNNEER_t$  为汇率变量;  $\varepsilon_t$  为随机扰动项。

## (二) 计量方法介绍

### 1. Bai - Perron 内生多重结构突变检验模型设定

Bai - Perron (1998, 2003) 内生多重结构突变检验方法不同于以往的结构突变检测方法, 它克服了以往只能检测 1 个 (Perron, 1989; Zivot and Andrews, 1992) 或 2 个 (Garcia Perron, 1996; Lumsdaine and Papell, 1997; Lee and Strazicich, 2003) 结构突变点的局限性, 能更有效地检测出数据生成过程是否发生了结构突变以及结构突变发生时点和次数。其主要思路和方法具体如下:

考虑带有  $m$  个结构突变点的多重线性回归方程如下:

$$\begin{aligned} y_t &= x_t' \beta + z_t' \delta_1 + u_t, \quad t = 1, 2, \dots, T_1, \\ y_t &= x_t' \beta + z_t' \delta_2 + u_t, \quad t = T_1 + 1, T_1 + 2, \dots, T_2, \\ &\vdots \\ y_t &= x_t' \beta + z_t' \delta_{m+1} + u_t, \quad t = T_m + 1, T_m + 2, \dots, T. \end{aligned} \quad (2)$$

$$\Downarrow$$

$$y_t = x_t' \beta + z_t' \delta_j + u_t, \quad t = T_{j-1} + 1, T_{j-1} + 2, \dots, T_j, \quad j = 1, 2, \dots, m+1 \quad (3)$$

其中  $j = 1, \dots, m+1$ ,  $y_t$  为因变量,  $(x_t)_{p \times 1}$  为向量,  $(z_t)_{q \times 1}$  为向量,  $\beta, \delta_j$  为对应的系数向量,  $u_t$  为残差项,  $m$  次结构突变点 ( $T_1, T_2, \dots, T_m$ ) 未知。将 (3) 式用向量的形式表示为:

$$Y = X\beta + \bar{Z}\delta + U \quad (4)$$

其中  $Y = (y_1, y_2, \dots, y_T)'$ ,  $X = (x_1, x_2, \dots, x_T)'$ ,  $U = (u_1, u_2, \dots, u_T)'$ ,  $\delta = (\delta_1', \delta_2', \dots, \delta_{m+1}')'$ ,  $\bar{Z}$  为对角线矩阵,  $\bar{Z} = \text{diag}(Z_1, Z_2, \dots, Z_{m+1})$ ,  $Z_i = (Z_{T_{i-1}+1}, \dots, Z_{T_i})'$ 。

Bai - Perron 内生多重结构突变检验以最小二乘法的原理为基础, 对每个可能的分割 ( $T_1, T_2, \dots, T_m$ ) 计算其残差平方和, 记为:

$$S_T(T_1, T_2, \dots, T_m) = \min \sum_{i=1}^{m+1} \sum_{t=T_{i-1}+1}^{T_i} (y_t - x_t' \beta + z_t' \delta_i)^2 \quad (5)$$

然后对每一个不同的分割方式所得到的残差平方和进行比较, 使残差平方和  $S_T(T_1, T_2, \dots, T_m)$  达到最小的分割就是估计所得的分割, 最后求得结构突变点的位置为  $(\hat{T}_1, \hat{T}_2, \dots, \hat{T}_m) = \arg \min S_T(T_1, T_2, \dots, T_m)$ , 并得到相应的置信区间。

基于上述模型, 对数据生成过程是否存在结构突变进行显著性检验。Bai 和 Perron (1998) 发现, 结构突变点在全样本中的相对位置  $\hat{T}/T$  会收敛到它们的实际值, 但是估计所得的  $\hat{T}_1$  并不具有一致性。于是 Bai 和 Perron (1998) 根据大样本理论, 提出了检测结构突变点的众多统计量, 主要包括 SupF 统计量、Dmax 统计量 (UDmax 和 WDmax 统计量)、BIC 和 LWZ 信息准则、SupF ( $l+1|l$ ) 序列统计量。与此同时, Bai 和 Perron (2003) 还进一步对统计量进行了蒙特卡洛模拟, 得到统计量的临界值, 且建议使用 UDmax 和 WDmax 统计量作为是否发生结构突变的依据, SupF ( $l+1|l$ ) 序列统计量作为判断发生结构突变次数的依据<sup>①</sup>。鉴于篇幅的原因, 这里就不一一介绍各检验统计量的详细内容了<sup>②</sup>。

### 2. 界限检验法 (Bounds Test) 和 ARDL 协整检验方法介绍

自回归分布滞后方法 (ARDL) 是由 Charemza 和 Deadman (1992) 最早提出, 经过 Pesaran 和 Smith (1998)、Pesaran 和 Shin (1999)、Pesaran 等 (2001) 等逐步完善和推广。其协整检验的主要思想是由界限检验法 (Bounds Test) 确定变量之间是否存在长期均衡关系 (协整关系), 然后在协整关系存在的前提下估计变量间的相关系数。在考虑滞后效应的模型中具有很好的应用性, 而且具有非常好的小样本性质和处理不同阶的独特能力。具体步骤为: 首先对各差分变量进行充分滞后, 并利用 AIC 或 SBC 准则选择最佳的滞后期; 然后利用边界临界值进行检验 (Bounds Test), 判断变量间是否存在长期平稳关系, 如果平稳, 则将其引入无约束误差修正模型; 再利用 AIC 或 SBC 准则并结合其他诊断标准最终确定 ARDL 模型的形式; 最后估计出变量间的长期协整和短期动态关系。

① Bai 和 Perron (2003) 通过蒙特卡洛模拟发现序列统计量检验势最高。

② 具体统计量参见 Bai - Perron (1998) 的原文或向本文作者索取。

### 三、人民币名义有效汇率内生多重结构突变检验

#### (一) 数据来源及处理

本文选取 2000 年 1 月至 2009 年 12 月的月度数据作为分析样本。虽然我国现行的货币供应量主要分为狭义货币 M1 和广义货币 M2 两大类。但是广义货币 M2 的统计口径比狭义货币 M1 更为广泛,它不仅包括狭义货币 M1,还包括单位定期存款、储蓄存款、外汇存款和货币市场共同基金。此外,考虑到现有众多文献(Hafer and Jansen, 1991; 易行健, 2006; 等等)普遍认为采用广义货币 M2 能够更好地反映货币政策实施的长期经济冲击,本文将选取广义货币 M2 估计货币需求函数。由于我国没有公开的月度 GDP 数据,遵从一般文献的做法,本文采用工业增加值作为 GDP 的代理变量。广义货币需求 M2、国内生产总值 GDP 和消费者价格指数 CPI 的原始数据均来自中经网数据库, M2 和 GDP 经 CPI 平减成实际值后取对数,以消除异方差,并进行季节调整,以消除季节因素的影响。本文采用一年期银行定期存款利率作为我国居民持有货币的机会成本,数据来自国际货币基金组织,当发生利率调整时,按当月利率具体执行天数进行加权平均得到月度数据。制度因素参考麦金农(1997)、易行健(2006)和王元(2009)等的方法,采用 M2 与 GDP 的实际值之比<sup>①</sup>。国外利率 FR,取美国三年期政府债券利率作为代理变量,并进行季节调整,以消除季节因素的影响。汇率采用人民币名义有效汇率 NEER 转化成以 2000 年 1 月为基期(2000.01 = 100)的数据,因为人民币名义有效汇率是以贸易份额为权重的加权汇率,较双边汇率更能有效反映出汇率的真实变动对物价的影响。这里采用间接标价法,数值变大表示人民币升值,反之则表示贬值。国外利率 FR 与人民币名义有效汇率 NEER 的数据均来自于国际货币基金组织国际金融统计在线数据库(IMF)。

#### (二) 名义有效汇率内生多重结构突变检验

运用 Bai - Perron(1998, 2003)提出的内生多重结构突变检验方法对人民币名义有效汇率进行检验,通过 Gauss8.0 软件程序得到结果如表 1。

表 1 Bai - Perron 检验结果(人民币名义有效汇率 2000.1 - 2009.12)

多重结构突变检验统计量值	SupF <sub>T</sub> (1) 2.6293	SupF <sub>T</sub> (2) 5.9772*	SupF <sub>T</sub> (3) 7.707***	
	UD max 7.707*	WDmax 13.985***	SupF(2 1) 8.0571*	SupF(3 2) 4.1641
方法	Sequential	LWZ	BIC	
结构突变点个数	2	3	3	
结构突变点时间	2003:04	2005:09		
δ 估计值	$\hat{\delta}_1$ : 4.66725 (0.004907)	$\hat{\delta}_2$ : 4.597679 (0.004147)	$\hat{\delta}_3$ : 4.700417 (0.006335)	

注:(1) \*、\*\*、\*\*\* 分别表示显著性水平为 10%、5% 和 1%;(2) 小括号内为标准差。

由表 1 可以得到,尽管 SupF<sub>T</sub>(1) 为 2.6293,在统计上不显著,但根据 Perron 的建议,当时间序列数据备则假设为一个结构突变点时,SupF<sub>T</sub>(1) 容易接受原假设,检验势下降的缺陷,所以我们不采用 SupF<sub>T</sub>(1) 统计量,采用更高阶的 SupF<sub>T</sub>(m) 统计量(m ≥ 2)。从表 1 可以得到 SupF<sub>T</sub>(2), SupF<sub>T</sub>(3) 统计量分别在 10% 和 1% 显著性水平显著,表明名义有效汇率确实存在多个结构突变点。另一方面,UDmax 统计量和 WDmax 统计量分别在 10% 和 1% 显著性水平显著,拒绝不存在结构突变的原假设,说明名义有效汇率至少存在一个结构突变点。

表 1 中的序列统计量选择了名义有效汇率存在 2 个结构突变点,而 LWZ 信息准则和 BIC 信息准则却选择了名义有效汇率存在 3 个结构突变点。根据 Perron 的建议,当各统计量选择的结构突变点个数不一致时,以序列统计量选择的结构突变点个数作为标准。因此,从我们的检验结果来看,名义有效汇率在样本期内确实发生了两次结构突变,突变时点分别为 2003 年 4 月和 2005 年 9 月,而非现有文献普遍认为的 2005 年 7 月汇改政策发生时点。

至此,上述 Bai - Perron 检验已表明样本期间内名义有效汇率数据生成过程确实发生了两次结构突变,意味着某些经济冲击确实对名义有效汇率数据生成过程产生了实质影响,但这种影响是否会导致数据生成过程

<sup>①</sup>影响货币需求的制度因素有经济的市场化、证券市场的发展和货币化进程。但是由于各种原因不能将三个影响因素同时放入货币需求函数。易行健(2006)已用实证分析证明了 M2/GDP 作为制度变量是较为合适的。

发生改变——变为趋势平稳过程 抑或仍为单位根过程 这是需要进一步加以重新分析的问题( Bai - Perron 检验本身并不能判断数据生成过程的变化)。

(三) 包含内生多重结构突变的人民币名义有效汇率数据生成过程的重新分析

在上述 Bai - Perron( 1998 2003) 内生多重结构突变检验已检测出结构突变时点的基础上 我们进一步应用王少平和李子奈( 2003) 关于已知结构突变点情况下的数据生成过程分析方法和步骤 对名义有效汇率数据生成过程进行重新分析。

第一步: 对名义有效汇率进行退化趋势 记这一回归产生的残差为  $\hat{u}_t$  ,也即为  $u_t$  退化结构突变的趋势之后的数据:

$$LNNEER_t = \alpha + \beta t + \gamma_1 DT1 + \gamma_2 DT2 + u_t \quad (6)$$

其中  $DT1$ 、 $DT2$  分别为 2003 年 4 月和 2005 年 9 月结构突变点处的虚拟变量。当时间  $t < 2003:04$  时,  $DT1 = 0$  反之  $DT1 = 1$ ; 当时间  $t < 2005:09$  时  $DT2 = 0$  反之  $DT2 = 1$ 。

第二步: 用  $\hat{u}_t$  对  $\hat{u}_{t-1}$  进行回归 即退化趋势后的回归:

$$\hat{u}_t = \hat{\rho} \hat{u}_{t-1} + \varepsilon_t \quad (7)$$

若  $\varepsilon_t$  为独立同分布 Perron( 1989) 证明  $\hat{\rho}$  的分布不是标准的 DF 分布 不宜直接使用 DF 临界值确认  $\hat{\rho} = 1$  (即  $\hat{u}_t \sim I(1)$ )。对大多数的数据退化趋势后的  $\hat{u}_t$  可能具有相关性 则需要进行第三步 即加入因变量的滞后项以消除相关性。

第三步: 进一步使用 ADF 检验 即回归以下方程:

$$\hat{u}_t = \hat{\rho} \hat{u}_{t-1} + \beta_1 \Delta \hat{u}_{t-1} + \dots + \beta_k \Delta \hat{u}_{t-k} + e_t \quad (8)$$

第四步: 计算  $\hat{\rho}$  的  $t$  统计量值 并使用 Perron 的临界值确认接受还是拒绝  $\hat{\rho} = 1$ 。若  $\hat{\rho} = 1$  则表明名义有效汇率数据生成过程为结构突变的单位根过程 否则认为其数据生成过程为结构突变的趋势平稳过程。

按上述步骤 对名义有效汇率数据生成过程退化趋势得到( 括号内为标准差):

$$LNNEER_t = 4.632538 + 0.001864t - 0.1478DT1 - 0.005083DT2 \\ (647.0808) (7.545266) (-12.53903) (-0.400224) \quad (9)$$

对上述去除趋势后的回归方程提取残差进行 ADF 检验 检验类型为无截距项和趋势项 得到  $t$  统计量值为  $-3.12803 > -4.58$  (10% 临界值) 无法拒绝残差项  $\hat{u}_t \sim I(1)$ 。所以名义有效汇率数据生成过程实为产生结构突变的单位根过程 表明名义有效汇率数据生成过程对某些经济冲击产生了记忆特性 使其无法恢复到结构突变前的均值水平。

#### 四、考虑结构突变的货币需求函数 ARDL - ECM 模型协整检验和实证估计

(一) 考虑结构突变的货币需求函数 ARDL - ECM 模型设定

考虑到一些经济冲击使名义有效汇率在样本期内发生了两次结构突变 因此 为反映出结构突变后人民币名义有效汇率的作用效果 参考 Susanti( 2001) 、Kunitomo( 2005) 等的处理方法在 2003 年 4 月和 2005 年 9 月结构突变处分别引入虚拟变量  $DT1$ 、 $DT2$ 。当时间  $t < 2003:04$  时  $DT1 = 0$  反之  $DT1 = 1$ ; 当时间  $t < 2005:09$  时  $DT2 = 0$  反之  $DT2 = 1$ 。并进一步参考王宇雯( 2009) 等的做法 将虚拟变量  $DT1$ 、 $DT2$  分别与人民币名义有效汇率的交互形式也作为解释变量引入 ARDL - ECM 模型中 分别记为:

$$DUMLNNEER1 = DT1 \times LNNEER \quad DUMLNNEER2 = DT2 \times LNNEER$$

因此 根据 ARDL - ECM 模型和货币需求函数理论模型 结合考虑名义有效汇率发生结构突变这一特征 将本文的 ARDL - ECM 模型设定为:

$$\Delta LNM_{2t} = C + \sum_{i=1}^{p_0} \beta_{0i} \Delta LNM_{2t-i} + \sum_{i=0}^{p_1} \beta_{1i} \Delta LNGDP_{t-i} + \sum_{i=0}^{p_2} \beta_{2i} \Delta RATE_{t-i} + \sum_{i=0}^{p_3} \beta_{3i} \Delta IN_{t-i} + \sum_{i=0}^{p_4} \beta_{4i} \Delta FR_{t-i} + \\ \sum_{i=0}^{p_5} \beta_{5i} \Delta LNNEER_{t-i} + \sum_{i=0}^{p_6} \beta_{6i} \Delta DUMLNNEER1_{t-i} + \sum_{i=0}^{p_7} \beta_{7i} \Delta DUMLNNEER2_{t-i} + \alpha_0 LNM_{2t-1} + \\ \alpha_1 LNGDP_{t-1} + \alpha_2 RATE_{t-1} + \alpha_3 IN_{t-1} + \alpha_4 FR_{t-1} + \alpha_5 LNNEER_{t-1} + \alpha_6 DUMLNNEER1_{t-1} + \\ \alpha_7 DUMLNNEER2_{t-1} \quad (10)$$

(二) 考虑结构突变的货币需求函数 ARDL - ECM 模型边限协整检验 (Bounds Test)

运用 Microfit4.1 软件对货币需求函数的回归模型进行 Peasaran 边限协整检验 (Bounds Testing) (最优滞

后期根据 AIC/SBC 准则选择) 得到检验结果如表 2。

表 2 Peasaran 边限协整检验的 F 统计量值(样本区间 2000.1 - 2009.12)

滞后阶	F 统计量值								最优滞后期
	1	2	3	4	5	6	7	8	
不含趋势	1.2896	1.1731	1.5929	2.2357	3.5763**	1.8476	1.3576	1.9853	5
含趋势	1.1993	2.1208	1.9612	2.2235	3.5021*	1.7831	1.3579	1.2906	5

注:(1) \*\*表示在 5% 显著性水平显著,\*表示在 10% 显著性水平显著;(2) 不含趋势项时 5% 显著性水平上下临界值分别为 2.32 和 3.50,含趋势项时 10% 显著性水平上下临界值分别为 2.38 和 3.45,临界值来自于 Pesaran 等(2001)原文;(3) 自变量个数  $k=7$ 。

表 2 结果表明,在不含趋势项时 F 统计量在 5% 的显著性水平下拒绝不存在协整的原假设;在含趋势项时 F 统计量在 10% 的显著性水平下拒绝不存在协整的原假设。

运用 Microfit4.1 软件计算得到广义货币需求 M2 不含趋势项时 ARDL 模型形式为  $ARDL(1 \rho \rho \rho \rho \rho \rho, 0 \rho)$  (最优滞后期根据 AIC 信息准则判断)和含趋势项时 ARDL 模型形式为  $(1 \rho \rho \rho \rho \rho \rho \rho)$ 。其相应的估计结果如表 3 所示。

表 3 ARDL 模型估计结果

不含趋势项 ARDL(1 ρ ρ ρ ρ ρ ρ)				含趋势项 ARDL(1 ρ ρ ρ ρ ρ ρ ρ)			
变量	系数	T 统计量	P 值	变量	系数	T 统计量	P 值
<i>LNM2</i> (-1)	0.23131	3.443	0.001	<i>LNM2</i> (-1)	0.1921	2.8466	0.005
<i>LNNEER</i>	0.019196	0.75148	0.454	<i>LNNEER</i>	-0.01925	-0.65066	0.517
<i>RATE</i>	-0.00305	-2.17	0.033	<i>RATE</i>	-0.00666	-3.2769	0.001
<i>LNGDP</i>	0.74447	11.4088	0.000	<i>LNGDP</i>	0.67425	9.634	0.000
<i>IN</i>	0.70268	10.4265	0.000	<i>IN</i>	0.65316	9.4878	0.000
<i>FR</i>	-0.00271	-2.6248	0.01	<i>FR</i>	-0.00289	-2.8678	0.005
<i>DUMLNNEER1</i>	-0.00025	-0.33934	0.735	<i>DUMLNNEER1</i>	0.000026	0.035375	0.972
<i>DUMLNNEER2</i>	0.00122	2.475	0.024	<i>DUMLNNEER2</i>	0.00183	2.161	0.033
<i>C</i>	0.39139	1.0867	0.24	<i>C</i>	1.7723	2.9408	0.004
$R^2 = 0.99970 \quad DW = 2.1355$				<i>T</i>	0.00131	2.4047	0.018
				$R^2 = 0.99972 \quad DW = 2.0652$			

从表 3 的 ARDL 模型估计结果来看,不包含趋势项时,其截距项系数统计量并不显著。此外,包含趋势项与不包含趋势项时,其他变量的系数估计值及相应统计量相似,但包含趋势项时,截距项的系数显著性得到明显改善,且趋势项系数统计量也相当显著,估计结果得到明显改善。故我们有理由认为包含趋势项的 ARDL 估计结果相对于不包含趋势项的估计结果来说显得更为合理,因此,下文也仅以包含趋势项的 ARDL  $(1 \rho \rho \rho \rho \rho \rho \rho)$  为基础来建立货币需求函数的长期协整方程和 ARDL-ECM 模型。

(三) 考虑结构突变的货币需求函数 ARDL-ECM 协整方程与向量误差修正模型估计

Peasaran 边限协整检验的 F 统计量表明货币需求函数存在长期的协整关系。根据 AIC 信息准则选取最优滞后期为 5 期,估计长期协整关系和短期误差修正模型。运用 Microfit4.1 软件进行参数估计,得到长期协整方程如式(11) (括号中为  $t$  统计量,下同)。

$$\begin{aligned}
 LNM_{2t} = & 2.1937 + 0.00162t + 0.83457LNGDP_t - 0.00824RATE_t + 0.80847IN_t - 0.00358FR_t \\
 & (3.1^{***}) (2.48^{***}) (15.11^{***}) (-3.21^{***}) (15.31^{***}) (-2.87^{***}) \\
 & - 0.02383LNNEER_t + 0.000032DUMLNNEER1_t + 0.002263DUMLNNEER2_t \\
 & (-0.66) (0.035) (2.22^{**}) (11)
 \end{aligned}$$

在长期协整关系估计的基础上,根据 Granger 定理,一定存在描述货币需求从短期波动向长期均衡调整的误差修正模型。运用 Microfit4.1 软件估计,得到广义货币需求 M2 相应的 ARDL-ECM 向量误差修正模型为式(12)。

$$\begin{aligned}
 \Delta LNM_{2t} = & 1.7723 + 0.0013t + 0.67425\Delta LNGDP_t - 0.00666\Delta RATE_t + 0.65316\Delta IN_t - 0.00289\Delta FR_t \\
 & (2.94^{***}) (2.40^{***}) (9.63^{***}) (-3.28^{***}) (9.49^{***}) (-2.87^{***}) \\
 & - 0.01925\Delta LNNEER_t + 0.000026\Delta DUMLNNEER1_t + 0.001829\Delta DUMLNNEER2_t - 0.8079ECM_{t-1} \\
 & (0.65) (0.035) (-11.97^{***}) (2.16^{***}) (12)
 \end{aligned}$$

## 五、实证结果分析

从人民币名义有效汇率的 Bai - Perron 内生多重结构突变检验结果来看,其在样本期内发生了两次结构突变,突变时点分别为 2003 年 4 月和 2005 年 9 月,而且从长期协整方程可以看出这两次结构突变对广义货币需求产生了显著不同的影响<sup>①</sup>。具体表现在,尽管人民币名义有效汇率在 2003 年 4 月<sup>②</sup>发生第一次结构突变前其系数为 -0.02383,似乎表明人民币名义有效汇率对货币需求具有显著的负向影响,也似乎确证了广义的“资产组合调整效应”,但发现其系数统计量并不显著,也就意味着这样的影响效应并不具有真正的实质作用。

与此同时,在 2003 年 4 月 - 2005 年 9 月这一样本期间(第一次结构突变后到第二次结构突变前),尽管长期协整方程显示人民币名义有效汇率对广义货币需求的影响作用由于 2003 年第一次结构突变的缘故发生了些许变化,但这种改变依然没有对其产生实质影响(主要表现为 2003 年 4 月结构突变处的虚拟变量与汇率交叉项系数统计量依旧不显著)。

但是,人民币名义有效汇率对广义货币需求的影响在 2005 年 9 月第二次结构突变后却发生了显著变化,其对广义货币需求的弹性系数为 0.002263,且在统计上非常显著。这表明人民币名义有效汇率在第二次结构突变(2005 年 9 月)后,其值每上升 1 个单位(升值 1 个单位)将会引起广义货币需求增加 0.002263 个单位。这可能是由于 2005 年 7 月 21 日,汇制的改革引发了人民币对美元名义汇率的持续升值,并促使人民币名义有效汇率迅速升值,与此同时还引致了对人民币将继续升值的强烈预期,而使得大量短期资本(投机热钱)流入国内,在一定程度上促进了对货币的需求。此外,这个时期国内居民为了避免美元等外币的相对贬值而带来的财富损失,同时也为了获得相应的升值性套利收益,也会降低对外币的需求而增加对人民币的需求。这些因素共同作用促进了对人民币的货币需求。

然而,这些结论与易行健(2006)、宋金奇和雷钦礼(2009)等没有考虑结构突变,以及部分文献(万晓莉等 2010;刘金全等 2006;吴平勇等 2007;伍戈 2009;等等)考虑到结构突变,但却是根据经济政策的实施(譬如 2005 年 7 月汇改政策的实施以及更早一些的东南亚金融危机,等等)直接主观设定结构突变点的研究得到的结论存在显著差异<sup>③</sup>。这意味着既有的研究,包括未考虑结构突变或者是考虑了结构突变但却仅仅只是根据经济事件主观设定结构突变进行研究得到的结论是值得商榷的。

进一步地,从长期协整方程还可以看出,在开放框架下,汇率的这种结构突变对货币需求函数虽然在某些时点产生了冲击(扰动),但是这种冲击(扰动)尚不足以改变我国货币需求函数的稳定性。且收入依然是影响广义货币需求的主要因素之一,其弹性系数为 0.83457;但是相比以往胡维波(2007)和叶光(2009)等的结论略显偏低。究其原因可能是因为相比他们的研究本文加入了制度因素,而制度因素的变化会影响居民和企业的交易性和预防性需求,在一定程度上削弱了收入对货币需求的影响。利率对广义货币需求有显著的负向影响,其弹性系数为 -0.00824,相对于收入弹性较低。这种高收入弹性低利率弹性的原因一方面可能是由于近些年来我国经济的持续、迅速、稳定的增长对货币需求以及货币政策的实施起到了较大的促进作用,引起对货币的极大需求;而另一方面对于我国现阶段的利率情况而言,其市场化程度依旧不高,货币与其他金融资产之间相互替代性较弱。正是由于这些因素,最终导致对货币需求的影响呈现出较高的收入弹性和较低的利率弹性的特点。这也与既有大多数研究得到的结论较为一致。

此外,制度因素对广义货币需求也存在显著的正向影响,其弹性系数为 0.80847。这一实证结果与易行健(2006)和吴平勇等(2007)的研究结论较为一致。究其原因,可能是因为我国教育体制、住房体制和医疗体制改革等一系列改革措施的实施及其实施过程中出现的某些问题,使得很多家庭不得不增强对货币的预防性需求(为住房、医疗、教育等大量储蓄),从而引起对整体货币的需求。

而国外利率的弹性为 -0.00358,这一点与国内外学者的大多数研究结论较为一致。当国外利率上升时,国内居民更倾向于持有更多的外币资产或国外资产,以获得更高的收益。这也体现了一定的货币替代效应和资本流动效应,且与现实情况某种程度上较为吻合,主要表现为,我国目前资本项目已实现了部分可兑

<sup>①</sup>这里主要是指人民币汇率在结构突变前后对货币需求的影响作用显著不同。

<sup>②</sup>由于该结构突变点并未对货币需求函数产生显著的影响,所以本文并没有详细分析该结构突变点产生的原因。

<sup>③</sup>易行健(2006)的研究结果表明人民币名义有效汇率对广义货币需求的弹性系数为 -0.356,且  $t$  统计量显著;万晓莉等(2010)的研究表明人民币名义有效汇率对广义货币需求的弹性系数为 -0.17,但  $t$  统计量并不显著。

换 打破了以往利率市场长期受政府管制的局面;但开放程度还不够,故国外利率的变动只能够对我国货币需求产生较为微弱的影响。

进一步分析表3的ARDL模型估计结果发现,广义货币需求受其自身滞后惯性的影响较为显著,其弹性系数为0.1921;收入对广义货币需求具有显著的正向影响,其弹性系数为0.67425;利率的弹性系数为-0.00666;制度因素也对广义货币需求产生显著的影响,其弹性系数为0.65316;国外利率对广义货币需求有显著的负向影响,其弹性系数为-0.00289。而人民币名义有效汇率对货币需求的影响在两次结构突变前后具有显著的差异:第一次结构突变前后,人民币名义有效汇率对广义货币需求虽存在一定影响,但其系数统计量并不显著,而在第二次结构突变(2005年9月)后,人民币名义有效汇率对广义货币需求产生了显著的正向影响,其弹性系数为0.00183。

此外,其相应的短期动态误差修正模型显示,虽然人民币名义有效汇率的两次结构突变对货币需求函数的短期动态调节也造成了一定的冲击(扰动),但是这种冲击(扰动)同样也并未使其短期动态调节偏离均衡值,即货币需求函数仍然具有较强的自我修正能力,修正系数为-0.8079。与此同时,短期动态误差修正模型还表明广义货币需求在样本期内受其自身的滞后惯性、收入、国内利率、国外利率、第二次结构突变后的人民币名义有效汇率以及制度因素等的显著影响。利率短期内对广义货币需求具有显著的负向影响,而人民币名义有效汇率在两次结构突变前后却表现出不同的影响作用,这与模型估计得到的自回归分布滞后方程和长期均衡方程得到的结论也较为一致。这表明人民币名义有效汇率不仅影响长期货币需求,而且对其短期动态调节也具有显著的影响。这与宋金奇和雷钦礼(2009)认为汇率变动只影响长期货币需求而不影响短期货币需求的动态调节的观点不一致。

出现这一差异的原因,一方面可能是由于他们采用1994-2007年的季度数据,没有应用能够更为精细地刻画货币需求动态变化的月度数据进行研究,而最为关键的原因可能是其在进行实证研究时没有考虑到人民币汇率经历了汇率体制改革后发生了结构突变的情况。

## 六、结论与政策建议

本文运用Bai-Perron(1998,2003)内生多重结构突变检验方法和考虑结构突变的ARDL-ECM模型方法,对开放框架下的我国货币需求函数稳定性进行了实证研究。结论如下:

第一,Bai-Perron内生多重结构突变检验发现人民币名义有效汇率在样本期内发生了两次结构突变,突变时点分别为2003年4月和2005年9月。对于前者,现有文献基本上完全忽视;而对于后者,本文明显地和现有部分文献直接根据汇改时点主观设定结构突变点有所差异。

第二,人民币名义有效汇率在结构突变前后对货币需求影响的实证分析表明,其对我国货币需求的长短期影响效应在两次结构突变前后产生了显著差异,具体表现为:人民币名义有效汇率在第一次结构突变前以及第一次结构突变后到第二次结构突变前均未能对广义货币需求产生实质性的影响。但特别值得注意的是,人民币名义有效汇率在第二次结构突变(2005年9月)后的样本期内,却对广义货币需求产生了显著的正向影响。这一结论与易行健(2006)和万晓莉等(2010)的结论截然相反。

这一方面可能是因为他们的研究或是没有考虑到结构突变,或是仅根据经济事件主观设定结构突变点的缺陷所致;另一方面则是因为2005年7月汇改实施以后,人们对人民币升值的预期导致了外部大量热钱的流入,与此同时国内民众同样也基于升值预期而开始大量增持人民币。由此,导致广义货币需求随着人民币名义有效汇率的上升而上升。

第三,在考虑结构突变的情况下,收入仍然是影响货币需求的主要因素之一,反映出我国货币需求主要受收入影响并呈现出长期稳定性,而且表现出高收入弹性和低利率弹性的特点。而与此相关的国外利率却对我国货币需求具有明显的抑制效应(其弹性系数为-0.00289),体现出一定程度的替代效应和资本流动效应。同时制度因素对我国货币需求具有显著的正向影响。制度因素和制度变迁不仅促使各种结算制度、资金管理制度等微观金融制度的创新,还加速了伴随着经济体制转型的金融发展,如货币化程度、金融市场的发展、金融市场的开放、利率体制的改革等,从而增加了居民和企业对交易性和预防性货币的需求。

第四,从短期动态调节来看,人民币名义有效汇率的结构突变对货币需求函数也造成了明显不同的影响。具体表现在:人民币名义有效汇率在结构突变前以及第一次结构突变后对广义货币需求的短期动态调节均没有产生实质性的影响;但是在第二次结构突变后,人民币名义有效汇率则对广义货币需求的短期动态



调节产生了显著的正向影响。最后,短期动态误差修正模型表明广义货币需求在样本期内受其自身的滞后惯性、收入、国内外利率以及第二次结构突变后的人民币名义有效汇率、制度因素等的显著影响,且具有较强的自我修正能力。

总的来说,尽管随着我国经济对外依存度的提高以及经济和金融体制的某些变化,尤其是其中的一些重大变革(如汇率体制的变革等)已经在某些时段对我国货币需求函数造成了一定的影响。但这并未能改变我国货币需求函数的稳定性。这显示,在开放框架下,国外利率以及汇率对我国货币需求函数的影响相对于其他影响因素较为微弱,说明我国仍然是一个较为“内向”的经济体,开放的程度以及对其控制的节奏都比较适度,整个经济具有相当的可控性(尽管对此并非没有争议)。而更重要的则是这一结果表明,中央银行仍然可以通过货币需求函数来预测货币需求的变动趋势,合理设定货币供应量目标,进而采取相应的货币政策对宏观经济的调控施加影响。

#### 参考文献:

1. 胡维波 2007 《中国货币需求函数的长期静态与短期动态考察(1994-2004)》,《财经政法资讯》第3期。
2. 刘金全、张文刚、于冬 2006 《中国短期和长期货币需求函数稳定性的实证分析》,《管理科学》第4期。
3. 宋金奇、雷钦礼 2009 《汇率变动与我国货币需求非线性误差修正》,《财经研究》第2期。
4. 王少平、李子奈 2003 《结构突变与人民币汇率的经验分析》,《世界经济》第8期。
5. 王元 2009 《中国货币需求研究》,《经济纵横》第6期。
6. 万晓莉、霍德明、陈斌开 2010 《中国货币需求长期是否稳定?》,《经济研究》第1期。
7. 伍戈 2009 《中国的货币需求与资产替代:1994-2008》,《经济研究》第3期。
8. 吴平勇、李佳、唐勇华 2007 《中国货币需求函数的Chow检验》,《统计与信息论坛》第2期。
9. 汪红驹 2002 《用误差修正模型估计中国货币需求函数》,《世界经济》第5期。
10. 王宇雯 2009 《人民币实际有效汇率及其波动对我国出口结构的影响——基于ARDL-ECM模型的实证研究》,《数量经济技术经济研究》第6期。
11. 项后军、潘锡泉 2010 《人民币汇率真的被低估了吗?》,《统计研究》第8期。
12. 叶光 2009 《中国长期货币需求关系的结构突变问题研究》,《统计与决策》第13期。
13. 易行健 2006 《经济转型与开放条件下的货币需求函数:基于中国的实证研究》,中国金融出版社。
14. 张勇、范从来 2006 《货币需求函数结构稳定性的实证分析——来自政策变动、经济稳定预期不稳定的证据》,《管理世界》第2期。
15. Bahmani - Oskooe M. and S. Shin. 2002. "Stability of the Demand for Money in Korea." *International Economic Journal* ,16(2) : 85 - 95.
16. Bahmani - Oskooe M. ,and Wang Yongqing. 2007. "How Stable is the Demand for Money in China?" *Journal of Economic Development* 32(6) : 21 - 33.
17. Bai J. and P. Perron. 1998. "Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes." *Econometrica* 66(1) : 47 - 78.
18. Bai J. and P. Perron. 2003a. "Computation and Analysis of Multiple Structural Change Models." *Journal of Applied Econometrics* , 18(9) : 1 - 22.
19. Bai J. and P. Perron. 2003b. "Critical Values for Multiple Structural Change Tests." *Econometrics Journal* 6(7) : 72 - 78.
20. Charemza W. ,and D. Deadman. 1992. *New Directions in Econometric Practice: General to Specific Modelling ,Cointegration and Vector Autoregression*. Cheltenham: Edward Elgar Publishing.
21. Garcia R. and P. Perron ,1996. "An Analysis of the Real Interest Rate under Regime Shifts." *Review of Economics and Statistics* , 78(1) : 111 - 125.
22. Hafer R. W. and D. W. Jansen. 1991. "The Demand for Money in the United States: Evidence from Cointegration Tests." *Journal of Money ,Credit and Banking* 3(2) : 155 - 168.
23. Kunitomo N. and Y. Matsushita. 2005. "Asymptotic Expansions of the Distributions of Semi - Parametric Estimators in a Linear Simultaneous Equations System." A Revision of Discussion Paper CIRJE - F - 237 ,August 2003 ,Graduate School of Economics , University of Tokyo.
24. Lee J. ,and M. C. Strazicich. 2003. "Minimum Lagrange Multiplier Unit Root Test with Two Structural Breaks." *The Review of Economics and Statistics* 85(4) : 1082 - 1089.
25. Lumsdaine R. L. ,and D. H. Papell. 1997. "Multiple Trend Breaks and the Unit Root Hypothesis." *Review of Economics and Statistics* 79(2) : 212 - 218.
26. Pesaran M. H. ,Y. Shin ,A. Garratt and K. Lee. 1998. "A Long - run Structural Macro - econometric Model of the UK." Cambridge Working Papers in Economics 9812 ,Faculty of Economics ,University of Cambridge.
27. Pesaran ,M. H. ,Y. Shin ,A. Garratt ,and K. Lee. 1999. "A Structural Cointegrating VAR Approach to Macroeconometric Modelling." Edinburgh School of Economics ,University of Edinburgh in Its Series ESE Discussion Papers with Number 8.
28. Pesaran M. H. ,Y. Shin ,and R. J. Smith. 2001. "Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships." *Journal of*

*Applied Econometrics* ,16( 3) : 289 – 326.

29. Perron ,P. 1989. “The Great Crash: The Oil Price Shock and the Unit Root Hypothesis. ” *Econometrica* 57( 6) : 1361 – 1401.
30. Susanti ,Y. F. 2001. “The Effect of Exchange Rate on Indonesian Agricultural Exports. ” Dissertation for Ph. D ,Oklahoma State University ,U. S. A.
31. Zivot ,E. ,and D. W. K. Andrews. 1992. “Further Evidence on the Great Crash ,the Oil – Price Shock ,and the Unit – Root Hypothesis. ” *Journal of Business and Economic Statistics* ,10( 3) : 251 – 270.

## Study on the Stability of Money Demand Function of China against the Background of Open Framework: From the Perspective of Structural Changes

Xiang Houjun<sup>1</sup> ,Meng Xiangfei<sup>1</sup> and Pan Xiquan<sup>2</sup>

( 1: Zhejiang University of Finance and Economics; 2: Zhejiang Finance Professional College)

**Abstract:** Based on the perspective of structural changes ,this article studies the stability of money demand function of china 's accounting exchange rate( especially the structural changes of exchange rate) and interest of foreign countries in the open framework. The results show that ,first ,the nominal exchange rate of RMB certainly has two structural changes within the sample period. Second ,the influences caused by the two structural changes are completely different. Such as the nominal exchange rate of RMB doesn 't make a substantive influence on the money demand function before the first structural change and between the first structural change and the second structural change ,while the second structural change makes an obvious positive effect on money demand. Although ,The influence by structural changes of exchange rate doesn 't change the stability of money demand function ,so our country still has a stability money demand function in the open framework. The results give a valuable reference to our country how to rationally define money supply so as to influence our macro economy.

**Key Words:** Structural Changes; Bounds Testing; Open Framework; Money Demand; Stability

**JEL Classification:** E41 ,E52

( 责任编辑: 孙永平、陈永清)

---

( 上接第 29 页)

41. Roemer J. 1998. *Equality of Opportunity*. Cambridge: Published by Harvard University Press.
42. Roemer J. 2002. “Equality of Opportunity: A Progress Report. ” *Social Choice and Welfare* ,19( 2) : 455 – 471.
43. Roemer J, Ruiz – Castillo ,M. J. San Segundo ,T. Tranaes ,G. Wagner ,and I. Zubiri. 2003. “To What Extent Do Fiscal Regimes Equalize Opportunities for Income Acquisition among Citizens?” *Journal of Public Economics* 87( 3) : 539 – 565.
44. Sen ,A. 1985. *Commodities and Capabilities*. Amsterdam: North – Holland.
45. Sicular T. ,X. Yue ,B. Gustafsson ,and S. Li. 2007. “The Urban – Rural Income Gap and Inequality in China. ” *Review of Income and Wealth* 53( 1) : 93 – 126.

## Pursuing Self Interests or Distributive Justice ?

### An Empirical Study of the Preference for Redistribution of Chinese Residents

Pan Chunyang and He Lixin

( School of Economics ,Fudan University)

**Abstract:** The current increase of redistribution preference in China reflects people 's discontentment of income distribution. This paper explains the preference for redistribution of Chinese residents in the views of “self interests” and “distributive justice”. Using CGSS ( 2006) data and Ordered Probit model ,we find empirical support for both the theory of “self interests” and “distributive justice” in China. Namely ,the redistribution preference of Chinese residents stems not only from their individual self interest ,but also from their consideration for justice. Gender and educational attainment are also important factors affecting redistributive preference. Therefore ,ensuring opportunity equality and distributive justice has profound implications for reducing residents ' preference for redistribution.

**Key Words:** Preferences for Redistribution; Distributive Justice; Ordered Probit Model

**JEL Classification:** D31 ,D63 ,H23

( 责任编辑: 陈永清)