

中国货币化进程的结构突变：基于货币-价格关系的实证*

庞晓波 贾非

(吉林大学数量经济研究中心, 吉林大学商学院)

摘要: 本文基于交易方程式和股票、住房市场发展对改革以来货币-价格关系进行了多角度实证分析。研究发现：中国的货币-价格关系不服从交易方程式规则，存在价格增长率与产出增长率之和低于货币增长率的货币超额倾向；通过将股票和住房市场引入交易方程进行实证分析发现，我国货币化进程在2008年出现了结构突变，股票和住房市场由持续拉升货币需求转向货币吸收与回吐的交替过程，形成对通胀率上升和波动的显著影响。其政策含义是：货币供给增长率需缓慢下降，由总量调控转向产品市场、股票和住房市场的货币需求结构调控。

关键词: 交易方程式 ; 货币化 ; 结构突变协整

Structural Break in China's Economic Monetization Progress: Based on Empirical Analysis of Money-price Relationship

Abstract: This paper studies China's money-price relationship since revolution based on equation of exchange, stock and housing market development. Our result shows that: China's money-price relationship doesn't obey exchange equation rule, also, tendency that sum of price and output growth rate lower than money growth rate exists; the analysis through equation of exchange contains stock and housing market shows that, the structural break of china's monetization progress happened in 2008, the condition that stock and housing market persistently pulling up money demand turns to alternate progress of money absorption and money taking, significantly lead to inflation rates rise up and fluctuation. The policy implication is, money supply growth rate needs to go down slowly, the regulation should turns aggregate adjustment to structural adjustment of money demand from product market, stock and housing market.

Keywords: Equation of Exchange; Monetization; Structural Break Cointegration

引言

自1978年以来，中国广义货币与产出之比($M2/GDP$)的持续上升(1978年为0.3, 2010年则超过1.8)引起广泛关注，特别是与1978-1985年和1997-2006年期间的CPI相对平稳波动相对应，出现了货币数量迅速扩张与低通胀相伴这一事实，后被称为“中国之谜”(Mckinnon, 1993, 第271页)。言外之意，这一事实似乎与“通货膨胀永远是货币现象”这一命题相悖。对此，学术界有来自不同视角的解释。

* [基金项目]: 教育部重点研究基地重大项目 (10JJD90033)。

易纲(1995)早就注意到中国存在超额货币供给并提出了“货币化假说”，他认为中国经济的货币化过程导致了货币需求的大量增加，超额的货币供给都被货币化的经济吸收，没有转变为价格上升。张文(2008)进一步对中国货币化进程进行了梳理，明确提出20世纪90年代中期以后的高货币供给与低通胀现象是要素货币化逐渐深入形成的强劲货币需求所致。但是，赵留彦(2006)运用扩展的CIA模型分析认为，货币化和信用化对货币流通速度的影响具有不确定性，不能过分强调货币化导致货币需求增加的直接效应。还有研究认为 $M2/GDP$ 比值过高的原因在于：金融市场不发达导致的居民储蓄率过高(刘志明, 2001; 余永定, 2002)、货币虚拟化过程中虚拟经济和实体经济关系失调导致大量货币在资本市场的积聚(伍志文, 2003)、中国经济在货币化进程中出现了严重的货币浅化现象¹(刘余士, 2005), 等等。

实际上，无论“储蓄率过高说”，或是“货币积聚说”，还是“货币浅化说”并非与货币化假说相背离，其立足点都是超额货币需求消化了超额货币供给。货币积聚和货币浅化以及储蓄率高都可以被解释为货币化过程中的表象，如果不站在经济货币化视角解释货币需求难免片面之嫌。为了进一步阐明这一观点，本文首先对货币化概念加以诠释，寻找货币化进程实证证据，通过对货币价格关系变化的实证检验发现，我国货币化进程在2008年出现结构性突变，预示着货币进程出现了的周期性转变。

1 关于货币-价格关系的若干经验事实

超额货币供给或超额货币需求是否存在一般只能参照交易方程(交易方程式)加以评判。根据古典交易方程 $MV = PY$ ，取对数后对时间求导可得， $\dot{M}/M + \dot{V}/V = \dot{P}/P + \dot{Y}/Y$ ²，如果货币流通速度 V 不变或忽略货币流通速度变化，货币数量增长率 \dot{M}/M (用 m 表示) 是价格水平变化率 \dot{P}/P (用 p 表示) 与产出变化率 \dot{Y}/Y (用 y 表示) 之和。据此，我们提出如下假说，若 $m - (p + y)$ 的观测值序列大致呈均值为0的水平序列，则认为货币与价格关系服从交易方程式规则，否则认为货币与价格关系不服从交易方程式规则；特别地，当 $m - (p + y)$ 的观测值序列几乎全部大于0时，则认为存在货币超额³。

从1978-2010年间的统计观测可以发现，在大多数年份里，货币增长率一直高于产出增长率与通胀率之和参见图2，只有4个年份出现了或货币增长率小于价格增长率与产出增长率之和的情形，其他年份货币增长率均大于价格增长率与产出增长率之和。因此，可以判定1978年以来我国货币与价格关系不服从交易方程式规则，并且属于存在超额货币供给的情形。另从图1可见，1978-1984年期间，和1994-2003年期间，货币增长率和价格增长率波动趋势大体一致，其他年份这两个增长率的波动出现此消彼长的情形。

进一步地，我们对价格增长率与货币增长率的长期关系进行检验，以探查货币增长与产出和价格增长是否具有稳定的长期关系。由于货币增长率 m 序列、价格增长率 p 序列和产出增长率 y 序列具有不同的平稳性(参见表1)，不能对 m 与 $p + y$ 的关系进行JJ协整检验，只能进行Pesaran(2001)提出的边限协整检验(Bounds Testing)。

¹是指在已经实现货币广化的经济中，货币功能的持续萎缩和退化(刘余士, 2005)。

² 式中， $\dot{X} = dX/dt$ 。

³ 超额货币供给概念具有两层含义，一是基于货币市场均衡视角来看的货币供给数量超过货币需求数量；二是基于货币数量与价格的对应关系来看的货币增长率过快。本文所谓货币超额指的是后者。

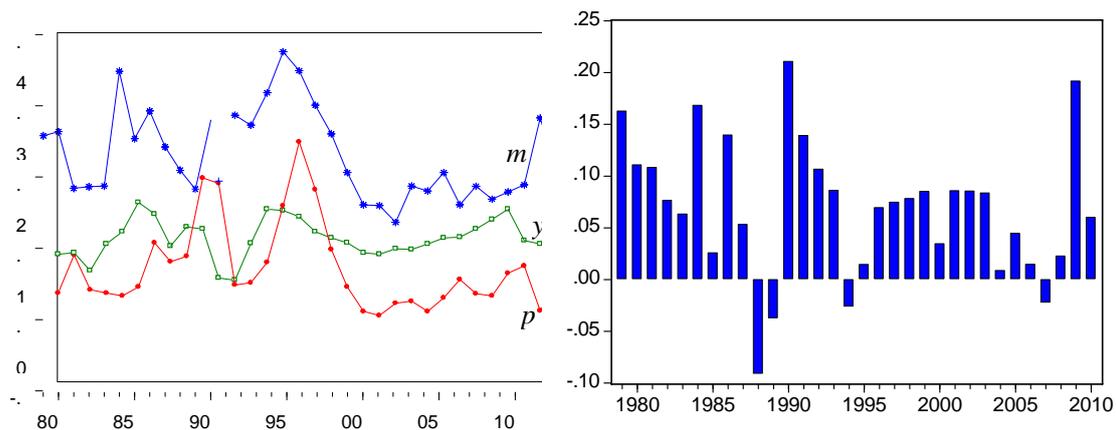


图1 货币增长率 m 、价格增长率 p 与产出增长率 y

图2 m 与 $(p + y)$ 之差

数据来源：广义货币供给、消费价格指数数据来自中央银行网站，实际国内生产总值指数来自国家统计局网站。

协整检验通过 F 统计量参照方法确定变量协整关系的存在性。原假设是 m 与 $(y + p)$ 之间不存在协整关系，备择假设是 m 与 $(y + p)$ 之间存在协整关系。由于滞后阶数的不同取值会得到不同的 F 统计量，因此可以根据 AIC/SC 准则确定最佳滞后阶数，并将 F 统计量与 Pesaran 提供参照表⁴进行比对。表 2 的结果显示，在 90% 的置信水平 F 统计量的范围在 4.04 至 4.78 之间，最佳滞后阶数 ($n = 2$) 对应的 F 值低于临界值下界，所以接受 m 与 $(y + p)$ 之间不存在长期关系的原假设。

表 1 m 、 p 和 y 平稳性检验结果

原序列	检验形式 (C,T,N)	T 检验值	差分序列	检验形式 (C,T,N)	T 检验值	结论
m	(C,0,1)	-2.523	Δm	(C,0,1)	-6.816***	$I(1)$
p	(C,0,1)	-3.308**	--	--	--	$I(0)$
y	(C,0,1)	-4.236***	--	--	--	$I(0)$

注：检验形式(C,T,N)中的 C,T,N 分别表示检验中的常数项、时间趋势和滞后阶数；**、***分别表示在 5% 和 1% 的显著水平上拒绝原假设。

表 2 协整检验的滞后阶数确定和 F 检验值

滞后阶数	$n = 1$	$n = 2$	$n = 3$	$n = 4$
AIC	41.599	39.722*	42.668	44.049
SC	39.497	36.304*	38.006	38.218
F 统计量	2.139	3.686	1.050	1.495

注：*表示 AIC 和 SC 的最小值。

再次，通过对货币增长率与价格增长率进行的因果检验（见表 3）发现，货币供给增长

⁴临界值表见参阅 Pesaran(2001)。

率仍然是价格增长率的 Granger 原因,说明货币增长率仍然对价格增长率具有一定解释能力,或者可据此判定超额货币供给形成了对价格增长率的正向影响作用,但这一影响具有滞后性、非线性。

表 3 货币增长率和通胀率的 Granger 因果关系检验

原假设	滞后期	观测值	F 统计量	概率
m 不是 p 的 Granger 原因	2	30	8.811	0.001***
	3	29	7.268	0.002***
	4	28	6.229	0.002***
p 不是 m 的 Granger 原因	2	30	0.345	0.712
	3	29	0.452	0.719
	4	28	1.809	0.169

注: ***表示在 1% 的概率下拒绝原假设。

综上所述得到三个经验事实: 其一、我国货币-价格关系不服从交易方程式规则,且表现为显著的货币超额倾向;其二、货币增长率与产出和价格增长率之和之间不存在长期均衡关系,表明交易方程式规则是不稳定的;其三、货币增长率仍然是价格增长率的格兰杰原因。

2 基于产品和股票交易对货币需求的实证分析

对货币超额现象应从货币需求角度来加以解释,如果没有超额货币需求消化超额货币供给,必然被价格水平的相应上涨所吸收,仍将服从交易方程式规则。而要对货币需求进行解释,必先着眼于产品市场交易。易纲(1995)的“货币化假说”是基于商品交易总量 Q 小于实际收入 Y 提出的,如果 $Q = \Lambda Y$ 中的 $\Lambda < 1$,货币量的增大不直接作用到价格而使 Λ 增大则为产品市场的货币化。显然,此处的货币化概念与市场化概念联系紧密,是产品从不进行市场交易到市场交易从而需要更多货币媒介的过程。金融交易也必然对货币形成需求,特别是中国股票交易规模自 1990 年以来历经从小到大的过程。以下的实证分析发现,货币数量与产品市场交易之间的关系在 2008 年出现结构突变,这一突变点前后股票交易规模对货币需求的影响由强转弱。

2.1 货币数量与名义收入的 Gregory-Hansen 结构突变协整检验

仍然从交易方程式规则出发考察产品市场交易与货币数量之间的关系,鉴于以上发现了货币增长率与价格和产出增长率之间不存在长期稳定关系,以下先对货币数量与名义收入的关系进行 Gregory-Hansen 结构突变协整检验,以期获得货币数量与产品市场交易量之间关系的更为详尽的信息。Gregory 和 Hansen 于 1996 年提出的结构突变协整检验方法主要特点是避免了设定外生结构变点(如 Chow 检验)的主观性,检验的原假设是变量之间不存在协整关系,备择假设是变量间存在协整关系,且存在一个结构变点。

模型 1: 标准化模型

$$y_{1t} = \mu + \alpha^T y_{2t} + e_t, \quad t = 1, 2, \dots, n \quad (1)$$

模型 2: 水平漂移(C)

$$y_{1t} = \mu_1 + \mu_2 \phi_{1t} + \alpha^T y_{2t} + e_t, \quad t = 1, 2, \dots, n \quad (2)$$

模型 3: 带有趋势项的水平漂移(C/T)

$$y_{1t} = \mu_1 + \mu_2 \varphi_{1t} + \beta t + \alpha^T y_{2t} + e_t, \quad t = 1, 2, \dots, n \quad (3)$$

模型 4: 状态漂移(C/S)

$$y_{1t} = \mu_1 + \mu_2 \varphi_{1t} + \alpha_1^T y_{2t} + \alpha_2^T y_{2t} \varphi_{1t} + e_t, \quad t = 1, 2, \dots, n \quad (4)$$

其中, φ_{1t} 为虚拟变量, 用来刻画结构变化, 取值为:

$$\varphi_{1t} = \begin{cases} 0, & \text{若 } t \leq [n\tau] \\ 1, & \text{若 } t > [n\tau] \end{cases}$$

$\tau \in (0,1)$, 表示结构变点的相对时间位置, $[*]$ 表示取整运算。

用 LM_t 和 LY_t 分别表示货币供给 M_2 和名义 GDP 各自的对数形式, 数据取自中国人民银行网站, 名义收入 Y_t 数据取自国家统计局网站, 股票市场交易总额 SC_t 取自 CSMAR 数据库, 样本区间为 1998 年 1 月至 2010 年 12 月, 总样本数为 156 个。

先对 LM_t 和 LY_t 进行 ADF 单位根检验以确定变量的单整阶数, Gregory 和 Hansen(1996) 的协整检验要求序列非稳定同阶单整。从见表 4 可见, 若将显著水平定为 5%, LM_t 和 LY_t 均为一阶单整序列, 表明下了面的模型符合 GH 检验的条件:

$$LM_t = \beta_0 + \beta_1 LY_t + \varepsilon_t \quad (5)$$

表 4 LM_t 、 LY_t 平稳性检验结果

原序列	检验形式 (C,T,N)	T 检验值	差分序列	检验形式 (C,T,N)	T 检验值	结论
LM_t	(C,T,1)	-0.548	ΔLM_t	(C,0,2)	-12.284***	I(1)
LY_t	(C,T,1)	-2.949	ΔLY_t	(C,0,1)	-12.802***	I(1)

注: 检验形式(C,T,N)中的 C,T,N 分别表示检验中的常数项、时间趋势和滞后阶数; **、***分别表示在 5%和 1%的显著水平上拒绝原假设。

根据 GH 检验的思路, 通过 matlab 编程得到了 5%的显著水平上存在 C/T 模式和 C/S 模式的协整关系, 表 5 表明各变量之间的协整关系存在结构变化。在趋势漂移(C/T)的情况下, LM_t 、 LY_t 的关系在 2004 年 6 月发生结构变化; 在状态漂移(C/S)的情况下, LM_t 、 LY_t 的关系在 2008 年 11 月发生结构变化。由于状态漂移模型的结构变化影响到斜率系数, 进一步选择 C/S 模式下的结构变点对结构突变前后的产品货币化和要素货币化对货币需求的贡献率进行检验。

表 5 名义收入影响货币需求的 GH 协整检验结果

模型	ADF *	结构变点	Z_t *	结构变点	Z_a *	结构变点
C	-4.288 (4)	2008.10	-3.260	2008.11	-18.870	2008.11
C/T	-4.783**(5)	2004.6	-3.423	2008.11	-20.662	2008.11
C/S	-4.113 (5)	2004.7	-4.757**	2008.11	-35.829	2008.10

注: ADF*、 Z_t *、 Z_a * 分别为 Gregory 和 Hansen(1996)提出的三个统计量, 临界值表见原文; (.)内的数值是 AR 滞后阶数; **表示在 5%的显著水平拒绝原假设, 接受变量间具有协整关系且存在一个结构变点的假设。

2.2 股市交易额的影响

在进行 GH 检验时没有考虑股票交易对货币需求的影响基于这样一种判断：一方面，股市交易规模的变化不如名义收入变化的规则性强，略去这一因素有助于捕捉货币数量与名义收入关系的结构突变性；另一方面，由于股票价格历经迅速攀升和衰落过程，对货币需求的也会有类似变化。因此，我们以 2008 年 11 月这个结构突变点为界，考察前后两个时段股票交易与产品交易对货币需求的共同影响。为此用 LSC_t 代表股票交易额的对数，检验模型设定为：

$$LM = \beta_0 + \beta_1 LY_t + \beta_2 LSC_t + \varepsilon_t \quad (6)$$

分别对 2008 年 11 月前后的长期关系进行检验。

通过单位根检验发现（参见表 6），在 5% 的显著水平下，2008 年 11 月以前， LM_t 、 LY_t 、 LSC_t 都属于一阶单整序列，2008 年 11 月以后， LM_t 、 LY_t 、 LSC_t 都是平稳序列。因此，1998 年 1 月至 2008 年 11 月的序列段符合 Johansen-Juselius(JJ)协整检验的要求，而 2008 年 12 月至 2010 年 12 月的序列段不能使用 JJ 协整检验，我们将使用适用范围更为广泛的界限协整方法(Bounds testing)。

表 6 以 2008 年 11 月为结构变点的序列平稳性检验

序列	1998.1-2008.11		2008.12-2010.12	
	检验形式(C,T,N)	T 检验值	检验形式(C,T,N)	T 检验值
LM_t	(C,T,1)	-2.633	(C,T,3)	-4.494***
ΔLM_t	(C,0,1)	-13.492***	--	--
LY_t	(C,T,2)	-2.643	(C,T,1)	-3.764**
ΔLY_t	(C,0,1)	-20.155***	--	--
LSC_t	(C,T,1)	-3.146	(C,0,1)	-3.230**
ΔLSC_t	(C,0,1)	-13.242***	--	--

注：检验形式(C,T,N)中的 C,T,N 分别表示检验中的常数项、时间趋势和滞后阶数；**、***分别表示在 5%和 1%的显著水平下拒绝原假设。

1998 年 1 月至 2008 年 11 月的 JJ 协整检验

JJ 协整检验通过迹统计量和最大特征值统计量来确定各变量间的协整关系。采取带截距项的检验模型，选择滞后区间 1-3，检验结果见表 7。

表 7 序列协整检验的结果

原假设	迹统计量	P 值	最大特征值统计量	P 值
没有	66.002***	0.000	48.906***	0.000
至多 1 个	17.096	0.129	13.285	0.123
至多 2 个	3.811	0.441	3.811	0.441

注：***表示在 1%的显著水平下拒绝原假设。

迹统计量和最大特征值统计量表明，在 1%的显著水平下 LM_t 、 LY_t 、 LSC_t 之间存在协整关系，正规化后的协整关系可表示为(10)式，括号内为标准误差。

$$LM_t = 5.605 + 0.540LY_t + 0.128LSC_t \quad (7)$$

(0.451) (0.083) (0.051)

(10)式表明,从长期来看,货币需求与名义收入和股票交易额正相关。货币需求的名义收入弹性为 0.54,货币需求的股票交易额弹性为 0.13,表明这一时段内产品市场交易和股票市场交易都显著引起货币需求。

2008 年 12 月至 2010 年 12 月的边限协整检验

由于这一时段 LM_t 、 LY_t 、 LSC_t 平稳性不满足 JJ 检验要求,故进行边限协整进行检验,这需要两个步骤:(1)判断协整关系的存在性;(2)得到长期均衡结果。

原假设是 LM_t 、 LY_t 、 LSC_t 之间不存在协整关系,即模型中 $\beta_0 = \beta_1 = \beta_2 = 0$,备择假设是 LM_t 、 LY_t 、 LSC_t 之间存在协整关系,即 $\beta_0 \neq \beta_1 \neq \beta_2 \neq 0$ 。根据 AIC/SC 准则确定最佳滞后阶数,并将 F 统计量与 Pesaran 提供参照表进行比对。表 8 所示表明,AIC 和 SC 准则显示最佳滞后阶数为 1,此时, LM_t 、 LY_t 、 LSC_t 之间在 5% 的显著水平下存在长期协整关系。

表 8 协整检验的滞后阶数确定和 F 检验值

滞后阶数	$n = 1$	$n = 2$	$n = 3$
AIC	40.243*	41.207	43.800
SC	39.516*	40.212	42.741
F 统计量	4.153**	10.728***	--

注: *表示 AIC 和 SC 的最小值,**、***分别表示在 5% 和 1% 的水平下拒绝原假设,临界值表见参阅 Pesaran(2001)。

确定滞后阶数为 1 后,每个变量可能具有 0 或 1 两种不同阶数,因此,以 LM_t 为被解释变量的 ARDL 模型具有 2^3 种可能形式。根据 AIC 和 SC 准则可以确定 ARDL 模型的最优形式。检验结果显示,AIC 和 SC 准则给出相同的最优模型: ARDL(1,1,0)。长期均衡方程为:

$$LM_t = 3.662 + 1.038LY_t - 0.0007LSC_t \quad (8)$$

(8.074) (19.105) (-0.057)

[0.000] [0.000] [0.956]

式中,圆括号内数字表示 T 统计量,方括号内数字表示相应的概率。(11)式表明 LY_t 对 LM_t 有显著的正向影响,而 LSC_t 对 LM_t 的影响则非常小,并且不显著。

通过对(10)和(11)式的对比可以看出, LM_t 、 LY_t 、 LSC_t 之间关系在 2008 年 11 月前后具有状态漂移性,在货币数量与名义收入关系结构突变点(2008 年 11 月)之后,股票市场货币需求的影响很微弱,货币需求主体是实体经济。

3 货币化进程中货币需求结构突变的经验证据

对交易方程的扩展最早从 Allen(1994)开始,他将证券市场交易量指标纳入交易方程的右端,交易方程变为: $MV = P \cdot Q + SP \cdot SQ$, 其中的 SP 代表股票价格, SQ 代表股票交易量。显然,改动后的交易方程意味着货币需求包括两个部分,产品交易和股票交易。近年来,国际学术界一再强调的货币政策操作应同时盯住产品价格和资产价格的呼声也基于同一

逻辑。

相对 1978 年以来的中国经济而言，只用产品市场交易和股票市场交易解释货币需求是不够的，正如易纲(1995)提到的，中国经济货币化是超额货币供给的重要原因。经济的货币化是与市场化紧密相联的过程，无论是产品还是生产要素，只要经历从非市场交易向市场交易的转变，从非市场化定价向市场化定价的转变，都属于货币化过程。1978 年后，为了推进市场化先后实施的价格双轨制、企业股份制，1990 年设立股票市场，以及后来的土地市场化和住房市场化，这些都是在这三十年的特定历史阶段发生的，这既是一个经济市场化过程也是一个经济货币化过程。忽视这些体制变化背景，既不能恰当解释中国货币供给与需求，也无法理解中国经济对交易方程式规则相背的事实。

为此，我们将进一步扩展 Allen(1994)的方程，重点考察产品市场、股票市场和房地产市场的货币需求特征及其结构变化。设定交易方程式如下：

$$MV = P \cdot Q + \sum_{i=1}^n FP_i \cdot FQ_i \quad (9)$$

其中 FP_i 为要素价格， FQ_i 为要素数量， i 表示要素序号， n 表示要素种类数。

将上式两边对 t 求导再同时除以 MV ，整理后得：

$$m + v = \gamma_0(p + q) + \sum_{i=1}^n \gamma_i(fp_i + fq_i) \quad (10)$$

(10)式中 $\gamma_0 = \frac{PQ}{MV}$ ， $\gamma_i = \frac{FP_i \cdot FQ_i}{MV}$ ，且 $\sum_{j=0}^n \gamma_j = 1$ 。若 $v = 0$ ，货币供给增长率是产品

及不同要素数量增长率和价格增长率的加权平均。于是， $m > y + p$ 成立的必要条件为：至少一种要素满足 $fp_i + fq_i > p + q$ ；充分条件为：全部要素均满足 $fp_i + fq_i > p + q$ 。其基本含义是：在要素货币化阶段，由于各项资产的市场化，其价格和成交数量快速上涨，速度会远远超过产品市场，产生超额货币需求。

为检验上述关系的现实表现，本文计算了 1998-2010 年的消费价格指数增长率(p)、实际 GDP 增长率(q)、股票价格指数增长率(fp_1)、股票成交量增长率(fq_1)、房屋交易价格指数增长率(fp_2)及商品房销售面积增长率(fq_2)⁵，得到图 3。

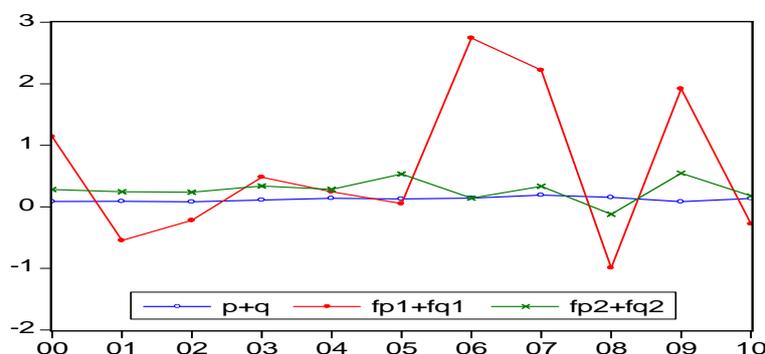


图 3 产出、股票和房地产市场数量增长率与价格增长率之和的比较

⁵ 小写字母表示相应增长率，其中 2010 年房屋交易价格指数缺失，2010 年 $fp_2 + fq_2$ 由房屋交易额增长率估算得出。

从3中可以看出,在大多数年份里,股票市场和房地产市场满足 $fp_i + fq_i > p + q$, 从表9中的第一行数字可见,1999-2010年间的平均值比较结果也满足 $E(fp_i + fq_i) > E(p + q)$ 。此外,图3还显示,截至2007年以前几乎所有年份里房地产市场货币需求增长率均超过产品市场货币需求增长,而在2008年之后,无论房地产市场还是股票市场的货币需求的增长都出现了低于产品市场货币需求增长的情形,这一结果与此前发现的货币数量与名义收入之间关系结构突变点时间相吻合。

通过比较2008年前后的 $fp_i + fq_i$ 与 $p + q$ 的均值关系发现,2008年后的 $E(fp_i + fq_i)$ 较此前明显下降,而 $E(p + q)$ 较此前有显著上升,虽然2008年前后都满足 $E(fp_i + fq_i) > E(p + q)$ 。这说明,股票市场和房地产市场仍然是货币需求的拉动因素,但从2008年起已明显减弱。

表9 不同时间段 $p + q$ 与 $fp_i + fq_i$ 的均值比较

时间段	$E(p + q)$	$E(fp_1 + fq_1)$	$E(fp_2 + fq_2)$
1999-2010	0.118	0.610	0.266
1999-2007	0.115	0.742	0.288
2008-2010	0.125	0.216	0.202

注: $E(\cdot)$ 表示取均值。

为了进一步考察货币需求结构变迁,计算 $\Delta(p + q)$ 和 $\Delta(fp_i + fq_i)$ ⁶ 之间的相关系数,结果发现:1999-2010年间, $\Delta(p + q)$ 与 $\Delta(fp_1 + fq_1)$ 之间的相关系数为-0.256, $\Delta(p + q)$ 与 $\Delta(fp_2 + fq_2)$ 的相关系数为-0.377,而 $\Delta(fp_1 + fq_1)$ 与 $\Delta(fp_2 + fq_2)$ 的相关系数为0.525。这些数据说明:其一、股票市场和房地产市场货币需求波动与产品货币需求波动具有反向性,当要素市场需要更多的交易货币时,产品市场货币量变化趋于缩减,当要素市场货币需求减速时,会有个更多的货币进入产品市场推高价格水平;其二、股票市场货币需求变化与房地产市场货币需求变化在长期上具有正相关关系,从图4可见,除2006、2007年出现异常变化之外,股票市场与房地产市场的货币需求波动始终同向变化。这说明我国房地产市场和股票市场货币需求的替代关系并不明显。

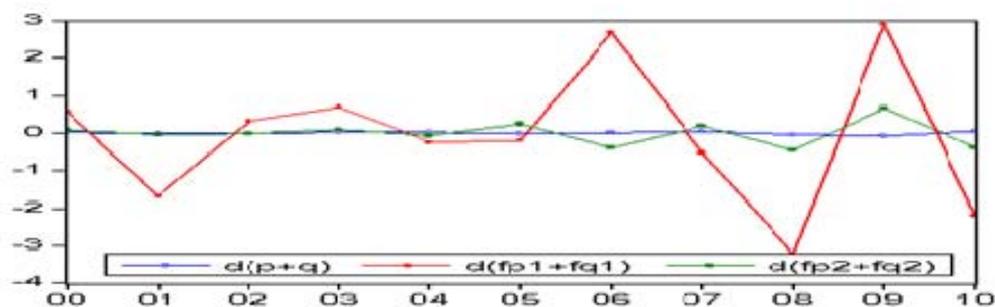


图4 产品市场、股票市场和房地产市场货币需求变动的比较

由于2006年以后三个市场货币需求波动出现了较为剧烈态势(参见图3和图4),我们在表10中给出了2006-2010年间 $p + q$ 与 $fp_i + fq_i$ 的具体变化。根据这些数字,2006年股

⁶ $\Delta x = x_t - x_{t-1}$, $\Delta(p + q)$ 和 $\Delta(fp_i + fq_i)$ 分别表示 $(p + q)$ 和 $(fp_i + fq_i)$ 的变化。

票市场货币需求加速而房地产市场货币需求减速，2007 年则相反，与此同时，产品市场表现出了货币需求加速倾向。2008 年是我国经济货币化进程的转折年，股票市场和房地产市场货币需求开始减速，产品市场也出现货币需求的小幅降速，这是流动性紧缩的表现。2009 年股票市场和房地产市场又出现货币需求加速，产品货币需求减速，这是股票市场和房地产市场过多吸收货币挤占实体经济流动性的表现。2010 年出现了股票市场和房地产市场货币需求下降和产品货币需求加速倾向，使货币从股票市场和房地产市场向实体经济回流，这与通货膨胀在 2010 年逐渐显现事实相吻合。综合看来，2006 年以后股票市场以及房地产市场出现了比较剧烈的货币吸收和回吐效应。

表 10 不同年份 $p+q$ 与 $fp_i + fq_i$ 的比较

年份	$p+q$	$fp_1 + fq_1$	$fp_2 + fq_2$	$\Delta(p+q)$	$\Delta(fp_1 + fq_1)$	$\Delta(fp_2 + fq_2)$
2006	0.142	2.741	0.142	0.011	2.688	-0.393
2007	0.190	2.221	0.333	0.048	-0.520	0.191
2008	0.155	-0.990	-0.120	-0.035	-3.212	-0.453
2009	0.084	1.917	0.548	-0.071	2.909	0.668
2010	0.137	-0.278	0.177	0.053	-2.196	-0.371

4 结论及政策含义

综上所述可形成以下几个主要结论：

第一、1978 年以来我国的货币与价格关系不服从交易方程式规则，存在价格水平非同步跟随货币增长意义上的货币超额，其原因是产品市场、股票市场和房地产市场的相互交替的货币化吸收了大量货币；

第二、从货币数量与产品市场交易之间关系来看，2008 年是结构突变点，具体含义是：在 2008 年以前，股票市场交易额能在更大程度上解释货币需求，或是拉动货币需求的重要因素，2008 年以后的这一作用显著弱化。

第三、通过计量检验发现，1978 年以来我国一直处于货币化过程，股票和房地产市场的货币需求要求一直高于产品市场货币要求，这或是我国 M2 与 GDP 比值过高地根源。但是，两个市场的货币需求在 2008 年以后显著减弱，相对于实体经济而言的货币吸收与回吐交替开始显现，表明经济货币化已转向减速期。

基于上述结论可对我国货币状态给出如下基本判断：相对于经济货币化等引起的货币需求而言，货币供给已经形成价格上升的推动力。特别是，由于各类市场的货币需求开始出现交替波动，价格水平有可能在较高增长率下持续波动较长时期。

上述结论的政策含义是：一方面，已经沉积的货币需要一个吸收消化过程，需要容忍一段时期的价格水平调整，从而需控制货币量的增长；另一方面，由于货币化过程进入减速期，M2 与 GDP 的比值将趋于稳定或降低，货币量的增长率已逐渐回归交易方程式规则。特别是，稳定股票市场和房地产市场既是稳定价格所需要的，也是保持经济稳定增长、促进实体经济与虚拟经济协调发展的必要前提。

参考文献

- 戴根有.1995. 我国的外汇储备与通货膨胀[J]. 战略与管理, (5):103-106.
- 樊纲.2008. 美国经济衰退对中国经济的影响[J].中国金融, (8): 56.
- 高莉, 樊卫东. 2001.中国股票市场与货币政策新挑战[J]. 金融研究, (12): 29-42.
- 龚六堂, 邹恒甫. 2002.财政政策与价格水平的决定[J]. 经济研究, (2): 10-17.
- 韩平, 李斌, 崔永.2005. 我国 M_2/GDP 的动态增长路径、货币供应量与政策选择[J]. 经济研究, (10): 37-47.
- 何道峰.1987. 论我国近年通货膨胀的发生机制与结构表现[J]. 经济研究, (11): 21-28.
- 姜波克, 陈华. 2003.证券市场和货币需求: 一个新货币需求函数的探讨[J]. 世界经济文汇, (1).
- 李斌.2010.从流动性过剩(不足)到结构性通胀(通缩)[J]. 金融研究,(4): 50-63.
- 刘余士,王辰华.2005. 中国经济货币化进程: 动态演进及实证解说[J]. 金融研究,(3): 38-49.
- 刘志明.2001 中国的 $M2/GDP$ (1980-2000): 趋势、水平和影响因素[J]. 经济研究, (2): 3-12.
- 卢锋. 2008.大国经济与输入型通胀论[J]. 国际经济评论, (4).
- 孙婉洁. 1995.试析外资流入对我国通货膨胀的影响[J]. 经济研究, (9): 60-66.
- 王曦.2001. 经济转型中的货币需求与货币流通速度[J]. 经济研究, (10): 20-28.
- 吴剑飞, 方勇.2010. 中国的通货膨胀:一个新开放宏观模型及其检验[J]. 金融研究, (5): 13-29.
- 吴敬琏. 1989.通货膨胀的诊断和治理[J]. 管理世界, (4): 1-9.
- 伍超明.2004. 货币流通速度的再认识——对中国 1993-2003 年虚拟经济与实体经济关系的分析[J]. 经济研究, (9): 36-47.
- 伍戈. 2009 中国的货币需求与资产替代: 1994-2008 [J]. 经济研究, (3): 53-67.
- 伍志文.2003. “中国之谜”——文献综述和一个假说[J]. 经济学(季刊), (10): 39-70.
- 谢平,张怀清. 2007融资结构、不良资产与中国 $M2/GDP$ [J]. 经济研究, (2): 27-37.
- 易纲. 1995.中国的货币、银行和金融市场[M]. 上海: 人民出版社.
- 易宪容.2011. 2011 年通货膨胀的压力在哪里[N]. 金融时报, 2011-2-12(2).
- 余永定.2002. $M2/GDP$ 的动态增长路径[J]. 世界经济, (2): 3-13.
- 张杰.2006. 中国的高货币化之谜[J]. 经济研究,(6): 59-69.
- 张文. 2008.经济货币化进程与内生性货币供给——关于中国高 $M2/GDP$ 比率的货币分析[J]. 金融研究, (2): 13-32.
- 张文朗, 罗得恩.2010. 中国食品价格上涨因素及其对总体通货膨胀的影响[J].金融研究, (9): 1-18.
- 赵留彦.2006.货币化、货币流通速度与产出——扩展的CIA约束与中国经验[J]. 经济研究, 2006(9): 17-26.
- Allen, R.A., 1994, New Uses of Money and the Collapse of Monetary Velocity.in Financial Crises and Recession in the Global Economy, Edward Elgar.
- Andrew B. Abel, Ben S. Bernanke. 2005: Macroeconomics.Addison-Wesley.
- Ericsson, Neil R., Sharma, sunil. 1996.Broad Money Demand and Financial Liberalization in Greece.Board of Governors of the Federal Reserve System International Finance Discussion Paper, No. 559.
- Gregory, A. W., Hansen, B. E.1996. Residual-based tests for cointegration in models with regime shifts.Journal of Econometrics, 70: 99-126.
- esaran M. Hashem, Shin Yongcheol,Smith Richard J..2001. Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships.Journal of Applied Econometrics, 16: 289-326.
- Mckinnon, R.I.1973. Money and Capital in Economic Development. Washington DC: Brookings institution.