

货币的资产化和非实体化比率对不同 价格影响的差异性^{*}

李 健 邓 瑛

内容提要:本文从资产型通货膨胀的特点出发,以货币结构的两个比率为切入点,研究了货币冲击后以房价为代表的资产价格和一般物价不同步上涨的原因。本文在货币结构的时间和空间两个维度下,构建了货币的资产化比率和非实体化比率两个指标,并运用门限模型和 VAR 模型对中国的货币结构与房价、物价之间的非线性关系进行了实证分析。研究发现,在不同的货币结构比率下,货币量对各类价格冲击影响的速度、力度是不同的。从货币结构的时间维度看,较高的货币资产化比率会显著推动房价上涨,而较低的货币资产化比率拉动一般物价上涨的趋势更明显;从货币结构的空间维度看,货币的非实体化比率上升使得房价对货币冲击的响应速度快于物价的响应速度,进而使房价的变化传导到物价,出现资产型通货膨胀与实物型通货膨胀的并发。据此,本文提出了关注货币结构变化对未来房价和物价以及通货膨胀的影响力,将货币资产化和非实体化比率作为货币政策的监测指标,防止资产型通货膨胀向实物型通货膨胀的传导和转化等政策建议。

关键词:货币结构 资产化比率 非实体化比率 房价 物价

作者简介:李 健,中央财经大学金融学院教授、博士生导师,100081;

邓 瑛,中国人民银行金融研究所副研究员,100800。

中图分类号:F830.31 **文献标识码:**A **文章编号:**1002-8102(2016)08-0050-16

一、引 言

2008 年 9 月美国次贷危机已进一步深化为金融危机并扩散到全球,各国政府都采取措施用大规模货币刺激去为金融体系“补血”。美国自 2009 年以来共推出了四轮量化宽松政策,而英国、日本及欧洲中央银行都实施了直接向市场注资的宽松政策。但这并没有解决危机的深层次根源,却引发了金融风险的财政化与货币化,增加了全球经济政策的多重调整的难度与世界范围内的通胀压力。然而,在此次危机中首当其冲的美欧发达国家,延续了“二战”以来在货币结构中准货币比

^{*} 基金项目:2012 年国家社会科学基金青年项目(12CJY113)、中央财经大学重大科研课题培育项目(基础理论类,14ZZD004)和中央高校基本科研业务费专项资金。

率不断上升的变化趋势,重演着在货币总量迅速增加后资产价格上涨快于CPI等一般物价上涨的情景。中国在外部压力的冲击下,在货币金融领域也出现了引人注目的两大变化:一是金融危机冲击下实施相对宽松的货币政策,客观上形成了巨额的货币存量,截至2014年12月末广义货币量已接近130万亿元,其中准货币占比超过70%,人们的货币支出结构中购房和投资已成为主体,货币的资产职能空前强化;二是房地产市场和金融市场迅猛发展,包括住房、金融资产、黄金和其他增值性投资品等在内的资产规模快速增长,各种资产价格的涨幅远远超过一般物价的涨幅。综合观察这两大变化可见,近年来货币量过多的反映更多体现在资产市场(如房屋、股票、投资品等)价格的上涨中(见图1),“资产型通货膨胀”成为金融危机后一个亟须应对的现象与问题。

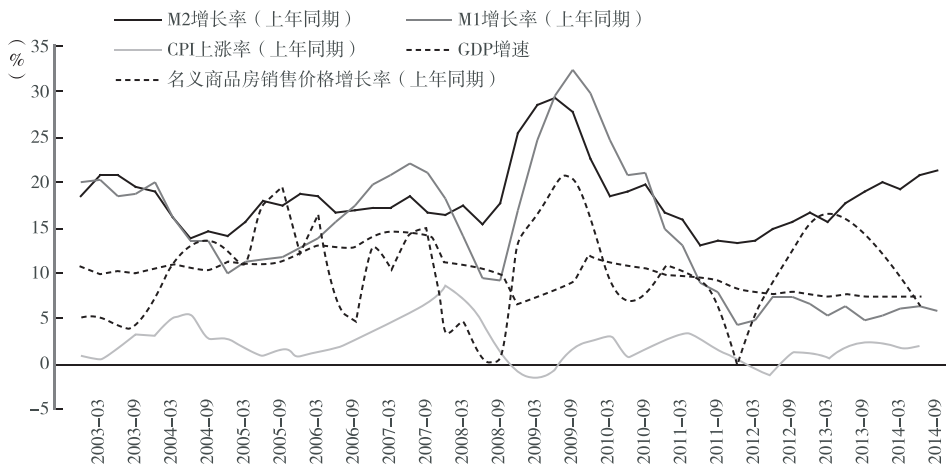


图1 货币、物价及房价增长率(2003—2014)

在纯粹的信用货币制度下,货币数量与币值之间存在反向关系,而币值的变化通过价格来反映。传统的货币理论将通货膨胀描述为是货币过多导致币值下跌、物价上涨的现象,但由于早先的虚拟经济并不发达,实体经济占据主导地位,对物价上涨的考察是以一般商品价格指数CPI、PPI等为衡量指标,即“一般物价”的概念,并没有包括资产价格在内。随着虚拟经济和资产市场的迅猛发展,虚拟品和资产价格在价格体系中的作用越来越凸显。因此,从反映币值变化的视角看,现实经济中的价格上涨应该包括两大部分:一是代表实体经济的一般商品价格的上涨,如CPI、PPI及GDP平减指数的上升;二是代表财富价值变化的资产类商品价格的上涨,如:房价、股价、各种稀缺性保值品(如黄金、古董、字画、邮票等)价格的上升,这两类价格上涨的现象分别形成的是实物型通货膨胀和资产型通货膨胀。在货币总量既定的情况下,两类通胀之间既存在此消彼长的关系,也存在传递机制,且两类通货膨胀的形成、特点及对经济的影响都是不同的。当我们考察金融危机后中国通货膨胀形成的机制时,可以看出其中货币性的推动力量非常强大,且通胀的形态也在发生变化,资产型通胀的表现更为明显。如何从理论上阐释这些现象?货币与价格之间究竟存在什么关系?为什么货币量的增长与一般物价上涨的关系越来越松散?货币结构变化对不同市场价格究竟有何影响?在资产市场迅猛发展的情况下,如何考量币值的变化及其反映?不同类型的通胀有何关系与影响?货币政策应该如何应对?这些问题亟待从理论和对策层面展开深入研究。本文将从理论分析入手,结合中国的现实考察货币结构比率变化与房价、物价上涨的非线性关系,力图从结构视角解读上述问题。

二、文献综述

西方学者对货币与价格之间关系的研究最早可追溯至古典学派货币数量说的代表休谟、李嘉图等人,其货币理论区分了商品的真实价格与它的货币价格或名义价格,指出社会中货币存量的增加将引起产品和资源的货币价格的上升。费雪(Fisher, 1911)首次区分了货币的不同职能,强调了执行媒介职能的交易性货币对价格的决定性影响,并最早用公式准确表达了交易中的货币量与价格之间的关系,即以“ $MV = PT$ ”表达的交易方程式。而新古典货币数量说的代表人物马歇尔(Alfred Marshall, 1890)创立的现金余额说,明确提出现金余额变化是引起价格变化的根本原因,其传导中介是货币流通速度。新剑桥学派的经济学家悉尼·温特劳布(Sidney · Weintraub, 1986)提出了货币需求的七动机说,详细阐述了不同职能的货币对不同价格影响的差异。七大动机根据其决定因素和影响面归纳为三类:商业性动机、投机性动机和公共权力动机。其中,商业性动机的货币需求主要用于满足人们的商业性需要,媒介商品交换,其流通范围主要在商品市场,故这部分货币需求变动影响的主要是商品市场的价格。投机性货币需求主要用于满足人们的投机性需要,通过各种金融活动,使现有资产得以保值和增值。因此,这部分货币需求的变动影响的是金融市场的价格——利率。在货币的商业性流通和金融性流通之间经常发生相互转移,这种转移将影响两个市场的价格变化。当货币向商业性流通转移时,影响的是商品价格;当货币向金融性流通转移时,影响的是利率。

至于为何不同的价格对货币冲击的反应速度不同,西方学者从不同角度进行了解释。如哈耶克(Hayek, 1931)将货币量区分为购买消费品的货币量和购买资本品的货币量,认为在静态的均衡经济中,货币数量是一定的,这样,生产结构稳定和经济均衡的条件是以下三个比例相等:即用于购买消费品的货币量和购买资本品的货币量的比例,等于消费品需求量和资本品需求量的比例,也等于周期内所生产的消费品量与资本品量的比例。因此,当货币数量改变时,不同类别的商品价格的上涨是有先后的,生产资料的价格、消费资料的价格和资本品的价格会出现不同时间的冲击。另外,奥地利学派(Alchian 和 Klein, 1973)还强调通货膨胀具有“流体均衡”(a Fluid Equilibrium)的性质,认为过量货币在经济体内游走,所到之处摩擦力不同,因此能够暂时改变资产与商品的相对价格,并刺激投资、消费行为的改变。Belke, Orth 和 Setzer(2010)从动态价格调整的角度认为,房价的供给弹性低于一般商品,故其反应速度快于物价,如果是在一个既定的货币量状态,资产价格上涨越是厉害,越会挤压其他消费领域的货币流量,甚至会使其其他领域的物价进一步降低。Goodhart(2007)认为货币政策影响价格水平的速度(传导速度)取决于价格吸收冲击的速度。消费者价格是经济体中最缺乏弹性的,因而吸收冲击速度较慢;而资产价格是最具弹性的,所以能较快吸收冲击从而发生改变。但现有西方学者的研究成果基本局限在一般的总量分析框架,且鲜有文献从不同的货币职能和货币结构的角度进行分析。

国内学者在这方面的研究始于对“中国之谜”现象的思考,即快速的货币供给增长并没有带来严重的一般物价上涨,甚至出现了以 CPI 指数下滑为表征的通货紧缩。对该现象的解释,国内的学者有两种思路。第一种是在 20 世纪 90 年代,一批经济学家曾用货币化思路解释上述问题。如:谢平、俞乔(1996),易纲、王召(2002),张杰(1997)等,认为货币化过程稀释了大量货币,使其未能转化为以 CPI 等指标度量的通货膨胀。李斌(2004)指出,在中国经济的“需求约束”和“供给约束”下,其中相当数量的货币会流入资本市场、房地产及相关市场等“新产品”部门,导致这类产品相对

价格上升,从而传统部门有效需求下降,形成通货紧缩压力。何德旭、张捷(2010)^①指出,货币因素可以看作是导致近年房价快速上涨的短期因素,如果市场流动性增长过快,就会成为抑制房价上涨的障碍。徐忠等(2012)系统阐释了房价、通货膨胀与货币政策的关系,并利用 2005—2011 年的数据实证检验了流动性对房价和通胀的显著影响作用。第二种思路是从货币结构入手,分析不同层次的货币量对价格产生的不同效应。如伍志文、鞠方(2003)提出“金融资产囤积假说”并引入三部门模型(商品、货币、资本市场)来解释,结果表明当修改传统的货币数量论公式引入金融资产等新的变量之后,货币供应与通货膨胀之间的传统关系不复存在,两者存在反向变动关系。他还分析了通货紧缩与资产膨胀并存的生成机理,认为“中国之谜”是货币总量偏松下货币结构严重失衡的产物,优化货币结构是解决“中国悖论”的关键所在。李健(2007),李健、邓瑛(2011)论证了货币的媒介交易和资产两大职能的主导性变化引致了货币结构的变化,执行交易职能的狭义货币和执行资产职能的准货币主要影响的分别是物价和资产价格,在准货币为主的货币结构下,货币均衡的表现也不再集中体现在一般物价上,而更多地反映在资产价格和金融指标的变化上,并实证验证了准货币与房价之间的协整关系。赵丹华、唐安宝(2011)通过计量模型对货币供给的价格效应进行了比较分析,得出广义货币供应量 M2 推动价格上涨的效应存在差异,房价效应较大,物价效应较小,股价效应几乎不存在。

综观国内外关于货币对物价和资产价格影响的文献,已有研究大多运用线性模型,结果往往发现货币量与房价、物价之间的关系表现出不稳定性。虽然有学者开始将视角拓展至不同层次的货币与不同价格之间可能存在的非线性关系,但只是停留在经验的描述上而缺乏系统的理论分析框架和实证检验。鉴于此,本文试图从结构分析的视角研究货币结构变化对不同市场价格的影响,运用门限模型检验我国货币结构比率变化与房价和物价之间的非线性关系。本文的主要贡献在于:一是我们根据国内学者已有研究成果将货币结构定义进一步深化,从反映货币结构时间维度的资产化比率和反映货币结构空间维度的非实体化比率来研究货币与价格之间的关系;二是将不同职能的货币与不同市场价格的关系纳入非线性分析的范畴,从而拓展了货币与资产价格、物价变动及其不同类型通货膨胀关系的研究视角、思路和方法;三是通过实证研究证实货币的资产化比率对房价及物价具有门限效应,并且门限模型能够改善货币政策对房价及通货膨胀的调控效果,据此提出完善货币政策的对策建议具有一定的参考价值。

三、理论分析与经验模型

(一)理论分析

货币与价格之间的关系极为复杂。本文将着力从结构视角研究货币的两大职能——交易职能与资产职能的主导性变化对一国不同市场价格的影响。

货币结构中最重要的是层次结构,即不同层次货币占总量的比例。由于不同层次的货币执行不同职能,因此不同货币层次结构主要反映的是一国的货币总量中执行不同职能的货币比例。在货币层次划分中,由于 M1 包含流通中现金以及流动性较强的活期存款,因此 M1 在经济运行中可以理解为是执行媒介交易职能的即期购买力,主要影响的是实体经济运行中的消费品价格(CPI)和生产品价格(PPI)等商品市场的价格(下文简称物价);M2 是 M1 加上定期存款和储蓄存款等准

① 何德旭的观点参见王兆斌、郭斐然:《促进房地产市场平稳健康发展——与专家对话》,《求是》2010 年第 4 期。

货币,这一部分准货币体现为远期购买力,执行的是以保值增值为目的的资产职能,因为这部分货币主要不是购买一般商品,而是在公众的资产选择行为下投向房地产、证券、黄金、艺术品等资产市场,故货币量的变动对商品市场的价格影响并不显著,而主要影响的是上述各种资产价格。因此,从理论上说,在一国经济体正常运行中,当货币结构中 M1 比重减少而准货币比重增加时,货币量对物价的影响力亦随之下降;准货币在货币结构中占比越高,货币量与物价之间的关系就越松散,而对资产价格的影响就越大。当经济主体的货币需求结构发生变化时,M1 与准货币之间会相互转化,反映为货币层次结构的变化,进而对各类价格产生不同的影响。例如,当 M1 增速快于准货币时,执行交易职能的货币数量增多,对一般商品价格的上涨就会产生一定压力;而当准货币增速快于 M1 时,更多发挥资产职能的货币就会涌向房地产市场、股票市场等资产市场,从而推高资产价格。

下面我们从货币结构的两个维度来分析货币冲击后两类价格反应不同的非线性关系。

1. 货币的资产化比率:货币结构的时间维度

货币结构的时间维度主要用以刻画不同层次货币购买力的实现在即期与远期的存在状况。M1 层次中的货币是即期购买力的存在方式,影响的主要是一般物价;准货币体现的是远期购买力,影响的主要是资产价格。这样,就可以用货币的资产化比率来反映货币结构的时间维度。货币的资产化比率是指执行资产职能的准货币占货币总量的比例。从时间维度看,这个比率反映的是远期购买力占总货币的比重。若从货币职能看,这个比率反映的是执行资产职能的货币占比;从影响力看,这个比率可以反映货币对不同价格的影响程度,即货币的资产化比率越高,对资产价格的影响力就越大,该比率越低则对物价的影响力越大。因此,我们选取货币的资产化比率这一指标作为货币结构的时间维度代表,从存量角度来考察不同职能的货币对不同类型价格的影响。用 w 表示货币的资产化比率,则:

$$w = \frac{qm}{m2} \tag{1}$$

其中, qm 、 $m2$ 分别表示准货币和广义货币的存量。资产化比率 w 在短期分析中主要通过看比重分析货币结构的分布状态,在长期分析中则主要观察货币结构变化的趋势。

由于资产市场不同种类的价格影响因素及其关系极为复杂,为了能够简明扼要地进行抽象分析,本文暂以房产作为主要投资对象,以房价作为资产价格的代表展开研究。由上述分析可知,当 w 处于较低数值时,物价上涨较快而房价较为平稳;当 w 处于较高数值区域内,则房价上涨较快而物价较为平稳。故在货币的资产化比率的不同区域内,货币增量对房价、物价的影响可能表现出非线性动态特征。下面我们运用宏观经济模型考察这种关系。由收入一支出法可得:

$$Y = C(HP, w) + I(i, w) + G(Y) = C(HP, w) + S(i, HP, w) + T(Y) \tag{2}$$

其中, Y 、 C 、 I 、 G 、 S 、 T 、 HP 、 i 分别表示产出、消费、投资、政府购买、储蓄、税收、房价与利率。假设政府收支平衡,则 $G(Y) = T(Y)$ 。公式(2)变为:

$$I(i, w) = S(i, HP, w) \tag{3}$$

对(3)式两边求 HP 对 w 的隐函数导数得到:

$$\frac{\partial HP}{\partial w} = \frac{I_w - S_w}{S_{hp}} \tag{4}$$

其中, S_w 、 I_w 、 S_{hp} 分别表示货币的资产化比率对储蓄的边际影响、货币的资产化比率对投资的边际影响以及房价对储蓄的边际影响。偏导数 $S_{hp} > 0$, 因为对于大多数仅有一套住房或无房者而言, 改善型需求和刚性需求比较强烈, 房价上涨意味着货币资产的贬值, 他们不得不为将来的购房积累更多的储蓄, 或者是持币观望, 从而预防性货币需求增大, 储蓄增多。于是货币的资产化比率对房价的影响方向和力度取决于 I_w 和 S_w 的对比。根据前文的理论分析, 我们将货币的资产化比率划分为两个阶段予以讨论。

第一, 货币的资产化比率较低值阶段 (即 $w < w^*$)。由于交易性货币需求的增大导致消费水平上升, 人们大量购买日用消费商品, 从而导致投资不变甚至减少, 这一阶段 S_w 一般不会低于 I_w , 因而 $I_w - S_w \leq 0$ 。因此货币的资产化比率对房价的边际影响小于等于 0, 房价平稳, 物价上涨。

第二, 货币的资产化比率较高值阶段 ($w > w^*$)。更多发挥资产职能的货币涌入到资产市场, 对投资的刺激作用进一步得到强化, 此时 $I_w - S_w > 0$, 从而导致货币的资产化比率对房价的边际影响大于 0 且明显高于第一阶段的数值, 于是刺激了房价的持续走强。

2. 货币的非实体化比率: 货币结构的空维度

货币结构的空维度, 在本文中用于刻画货币流向不同市场的分布状况。我们把流向资产市场的货币占货币总量之比称作非实体化比率。本文选取货币的非实体化比率作为货币结构的空维度代表, 从流量角度来考察货币在不同市场的配置是如何引导不同价格的联动上涨和传导的。

这里, 假定市场可简化为商品市场和资产市场。对古典货币数量论公式 $MV = PQ$ 作进一步深化:

$$MV = PQ + UP * UQ \quad (5)$$

其中, P 、 Q 分别为商品的价格与数量, UP 、 UQ 分别代表资产市场 (包括房地产、有价证券、黄金等) 的价格和数量。我们对上式进行相关处理, 首先等号两边同时对时间 t 求导,

$$V \frac{dM}{dt} + M \frac{dV}{dt} = P \frac{dQ}{dt} + Q \frac{dP}{dt} + UP \frac{dUQ}{dt} + UQ \frac{dUP}{dt} \quad (6)$$

在等式两边同时除以 MV 可得:

$$\begin{aligned} \frac{1}{M} \cdot \frac{dM}{dt} + \frac{1}{V} \cdot \frac{dV}{dt} = & \left\{ \frac{PQ}{MV} \cdot \frac{1}{P} \cdot \frac{dP}{dt} + \frac{PQ}{MV} \cdot \frac{1}{Q} \cdot \frac{dQ}{dt} \right\} + \left\{ \frac{UP * UQ}{MV} \cdot \frac{1}{UP} \cdot \frac{dUP}{dt} \right. \\ & \left. + \frac{UP * UQ}{MV} \cdot \frac{1}{UQ} \cdot \frac{dUQ}{dt} \right\} \end{aligned} \quad (7)$$

令 m_t 、 v_t 、 p_t 、 q_t 、 up_t 、 uq_t 分别表示货币供应量、货币流通速度、商品价格、商品总量、资产价格、资产成交总量的增长率。 $\alpha_t = \frac{PQ}{MV}$, $\beta_t = \frac{UP * UQ}{MV}$, 经过整理可得 (8) 式:

$$m_t + v_t = \alpha_t (p_t + q_t) + \beta_t (up_t + uq_t) \quad (8)$$

其中, α_t 的经济含义是商品市场占总体经济量的比重, β_t 代表资产市场占总体经济量的比重。由于黄金、艺术品等其他资产市场交易量尚不大, 数据也没有较长时间的序列, 因而我们仅将房地产市场、证券市场纳入资产市场的分析范围。考虑到短期内货币流通速度较为稳定, 因此假定 v 为定值, 且 p_t 、 q_t 、 up_t 、 uq_t 相关价格与总量的增长率等波动较小, 那么当货币供给进入经济运行中

时,就会向商品市场和房地产市场、证券市场等资产市场流动。

货币的不同流向,会对不同市场的价格产生影响。如果货币主要流入的是商品市场,一般物价上涨的压力就会增加;如果货币主要流入资产市场,资产价格就会上涨。在资产市场上,由于存在着较为明显的“翘板效应”,即假定执行资产职能的货币购买力不变,由于存在“买涨不买跌”的逐利心态,一般在房价普遍上涨阶段,股价就会较为低迷;而若股价水平不断上涨时则房价可能走低。所以在资产市场上,如果货币主要进入房地产市场,房价就会较快上涨;若货币主要流入股票市场,那么股价水平就会上升。

根据 2008—2014 年上半年我国的状况,在经济主体的资产选择方面,由于股市低迷、其他投资渠道有限和住房的特殊性,执行资产职能的货币大部分涌入了房产市场,因此,房产市场可以作为这一阶段资产市场的主要代表,下文也以房价作为资产价格的代表来进行分析。房地产市场在这一阶段的繁荣和房价的大幅上涨吸收了相当部分的超额货币供给,进而在一定程度上可以减轻实体经济中商品价格上涨的压力。但当房地产价格上升过度后,通过财富效应、托宾的 Q 值效应等作用会促进总需求上升进而推动 CPI 的上涨,房产市场吸收超额货币供给的作用即会减弱或消失,甚至可能成为进一步促进价格全面上涨的原因。由于房产市场存在资金的流入与流出,因此最终我们可以定义货币的非实体化比率 s 为货币结构空间维度的代表指标:

$$s = \frac{\beta_t - \alpha_t}{\beta_t} \tag{9}$$

假定一个均衡情况:当流向商品市场和资产市场的货币量相同时, $s=0$,在这个状态上,当资金从房产市场流出时, $s<0$,为简化分析我们假设房产市场资金流出直接对商品市场价格水平造成压力。该指标实质上可以衡量货币总量进入实体经济与虚拟经济的比例,考察不同市场价格变化的异同及其联系,反映房产市场在吞吐货币时对实体经济带来的影响,因为 CPI 中的部分波动来自房地产价格波动的影响。

综上,从货币结构研究货币与价格的关系,可以从货币的两大职能及其影响入手,在货币结构的时间维度上考虑货币资产化比率及其变化对物价或资产价格的影响力,在空间维度上考虑货币的非实体化比率及其变化对货币的流向进而对不同市场的价格所产生的影响,相对精准地刻画货币量与不同市场价格之间的关系及其变化,使得研究结果更为精确。货币结构与房价、物价基本关系的简略表示(见图 2)。

(二)经验模型

在货币结构的时间维度方面,本文运用门限自回归模型,建立门限模型分析货币的资产化比率与房价、物价的非线性关系。在货币结构的空间维度方面,则利用 VAR 模型的脉冲响应来考察货币的非实体化比率对房价、物价的联动冲击以及房价波动对物价波动的传导。

1. 门限模型

通过在解释变量中包含货币的资产化比率,本文建立多变量门限模型如下:

$$\begin{aligned} \gamma_t = & (\alpha_0 + \alpha_1 \gamma_{t-1} + \alpha_2 X_{t-1} + \alpha_3 z_{t-1}) \cdot I_t(z_{t-1} \leq \tau) + (\beta_0 + \beta_1 \gamma_{t-1} + \beta_2 X_{t-1} + \beta_3 z_{t-1}) \cdot I_t(z_{t-1} > \tau) \\ & + \xi_t, \xi_t \sim iid(0, \sigma_t^2) \end{aligned} \tag{10}$$

在此,先根据相应的门限值运用 OLS 对模型进行估计。通过对所有可能的门限值进行迭代,选择模型的残差平方和最小的门限值作为估计值。对门限值的估计采用重排自回归方法进行格点搜索。

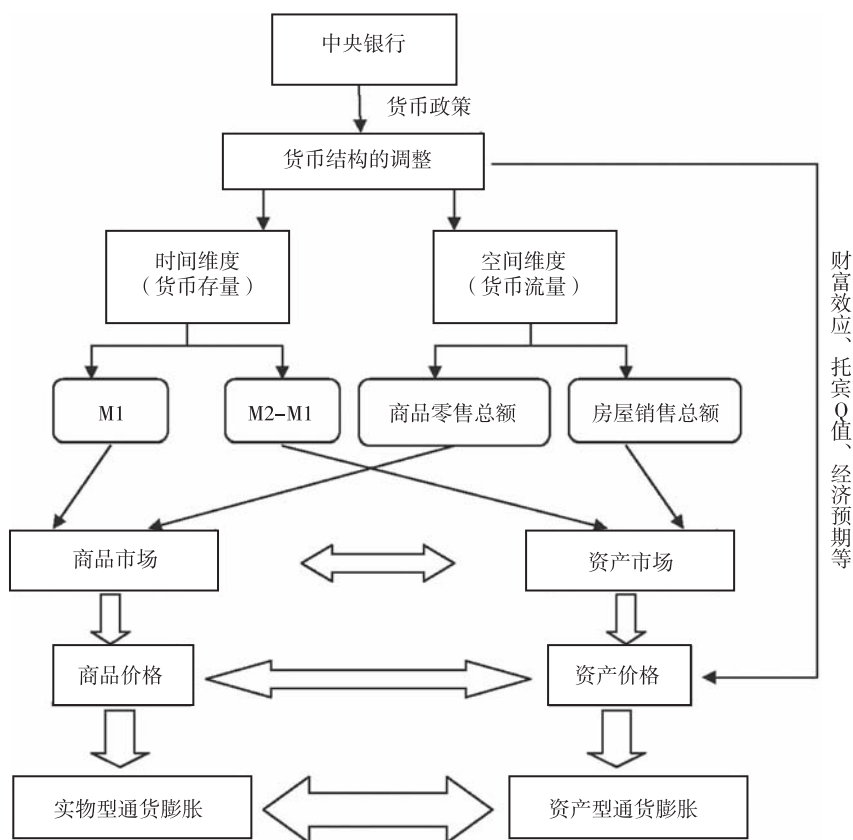


图 2 货币结构与房价、物价的基本关系描述

然后,对门限效应进行检验。由于在无门限效应的原假设下门限参数无法识别,传统检验量的渐进分布不再服从标准的 X^2 分布,而是服从非标准分布,这种分布的临界值无法通过模拟方式获得。为解决这一问题,可以采用自助法获得大样本下的渐进 P 值,当 P 值足够小可以拒绝原假设,就说明存在门限效应。本文采用该方法的 LM 检验考察门限效应的显著性。

为了进一步检验可能存在的双门限效应,本文构建双门限模型如下式所示:

$$\gamma_t = (\alpha_0 + \alpha_1 \gamma_{t-1} + \alpha_2 X_{t-1} + \alpha_3 z_{t-1}) \cdot I_t(z_{t-1} \leq \tau_1) + (\beta_0 + \beta_1 \gamma_{t-1} + \beta_2 X_{t-1} + \beta_3 z_{t-1}) \cdot I_t(\tau_1 < z_{t-1} \leq \tau_2) + (\gamma_0 + \gamma_1 \gamma_{t-1} + \gamma_2 X_{t-1} + \gamma_3 z_{t-1}) I_t(z_{t-1} > \tau_2) + \xi_t \tag{11}$$

对上述模型的估计是在固定单一门限条件下估计第二个门限。对第二个门限的估计和检验过程与单门限相同,使该模型的残差项平方和最小的门限值为第二门限估计值。如果双门限效应存在,则继续重复上述门限估计和检验过程,直到对应的门限效应不具显著性为止。

2. VAR 模型

在货币结构的空间维度方面,我们使用 VAR 模型来分析变量间的长期关系和短期动态调整。我们的实证检验中考虑如下模型:

$$Z_t = A + \sum_{i=1}^j B_i Z_{t-i} + \sum_{m=1}^j C_m V_{t-j} + \epsilon_t \tag{12}$$

$$Z = [HP, s, GDP, CPI, SP, I]'$$

其中, Z 是一组内生变量, V 是一组外生变量, 反映外部冲击因素。 j 是滞后的期数, ϵ 是服从独立同分布的随机扰动项。从理论上讲, 作为一种商品, 推动房价上涨的因素可以从供需两方面来分析。需求方面影响房价走向的因素有国民经济的持续发展(GDP)、居民可支配收入的增长(货币量)、替代性投资品的价格(如股价)等; 供给方面则主要是原材料成本(价格水平)、贷款利率及政府政策导向等因素。因此在模型中我们考虑的内生变量 Z 包括房价(HP)、货币量(货币的非实体化比率 s)、国内生产总值(GDP)、消费者价格指数(CPI)、股票价格(SP)以及利率(I), 在这些变量中, 房价是被解释变量, 其余变量为解释变量。

四、实证分析

(一) 研究假说

假说一: 较高的货币资产化比率会显著推动房价上涨, 较低的货币资产化比率会拉动一般物价上涨的趋势更明显。

假说二: 假定货币总量不变, 货币的非实体化比率提高, 房价上涨, 而物价可能不变或下降。

假说三: 房价对货币冲击的响应速度快于物价的响应速度, 进而使房价的变化传导到物价, 实现资产型通货膨胀向实物型通货膨胀的转变。

(二) 研究方法与数据构成

我们针对中国的数据进行实证分析, 包含如下变量: 货币结构的时间维度(w)、货币结构的空
间维度(s)、广义货币量(M)、房价(HP)、物价(CPI)、国内生产总值(GDP), 股票价格(SP)以及利率(I)。数据均为月度数据, 国内生产总值用工业生产总值作为替代变量。考虑到房改政策在 20 世纪 90 年代末实施, 样本数据跨度为 1999 年 1 月至 2014 年 6 月, 同时将环比数据换算成为以 1999 年 1 月的定基数据, 并运用 Census X12 方法进行季节调整。

货币结构时间维度的数据来源于中国人民银行公布的月度狭义货币供给量与广义货币供给量, 并按照本文货币资产化比率的计算方式进行相关处理。

货币结构空间维度的数据包含两个部分, 第一部分是在商品市场中零售商品的价值总额我们采用社会商品零售总额的月度数据来代替, 并运用相同方法进行季节调整, 其中没有加入进口总值的原因是我国结售汇制度使得外汇占款投放远大于进口用汇所回收的人民币, 因此进口产品市场不具备吸收超额货币的功能。第二部分是在住房市场中, 我们用每月住房销售额代表住房市场的价值总额。资产市场方面我们对国内沪深两市月度资金流向进行统计。商品市场价值总额减去资产市场流入资金或加上资产市场流出资金后与商品市场价值总额的比值最终形成指标 s 。以上数据来自中经网、CEIC 数据库、中国统计年鉴、股市月度资金流向报告及中国人民银行官方统计报表。

(三) 门限模型对货币结构时间维度的实证分析

根据前面的分析, 货币的资产化比率从时间维度上刻画了执行交易职能和执行资产职能的货币占比在长期中的变化趋势, 即货币结构长期的动态变化。从图 3 中我们可以清楚地看到这一趋势。

图 3 中的实线代表执行交易手段职能的货币占比, 虚线代表执行资产职能的货币占比, 即货币的资产化比率。显然, 货币结构的运行轨迹有两个重要的节点: 一个是 1994 年, 在此之前, $M1/M2$ 的比重一直高于 $QM/M2$, 而从 1994 年开始这两个比率迅速倒置, 即货币的资产化比率高于 50%, 货币总量中执行资产职能的货币开始占主体。第二个重要的节点是 2005 年左右, 两条线的斜率明显增大, $M1/M2$ 和 $QM/M2$ 这两个比率的差距拉大加快, 即货币的资产化比率上升的速度

和幅度都明显提高。而中国的房价在 2005 年以后进入到一个飞速增长期,这和货币的资产化比率的变化之间到底有没有什么关系呢?下面我们就用门限模型来加以分析。

1. 房价的门限模型

房价的门限模型包括的解释变量有滞后 1 期的房价、通货膨胀率、广义货币,以货币的资产化比率作为门限变量。具体模型设定如下式:

$$hp_t = (\alpha_0 + \alpha_1 hp_{t-1} + \alpha_2 cpi_{t-1} + \alpha_3 m_{t-1}) \cdot I_t(w_{t-1} > \tau) + (\beta_0 + \beta_1 hp_{t-1} + \beta_2 cpi_{t-1} + \beta_3 m_{t-1}) \cdot I_t(w_{t-1} \leq \tau) + \xi_t, \xi_t \sim iid(0, \sigma_t^2) \tag{13}$$

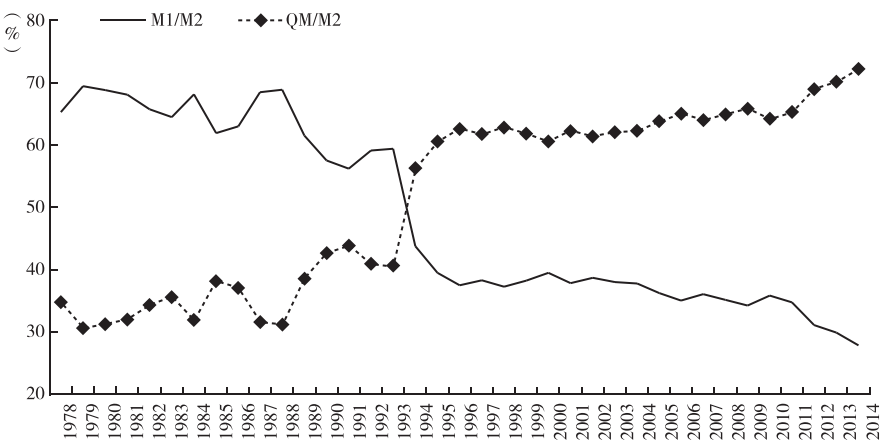


图 3 货币的资产化比率(1978—2014)

采用重排自回归方法估计上述模型的门限值。在得到门限估计值后利用 Bootstrap 方法检验门限效应的显著性水平。重复以上估计步骤并进行多门限检验,直到门限效应检验不具显著性为止。结果发现第一个门限值为 0.6427,且该门限效应显著存在;继续搜索得到第二个门限值为 0.6486,但自助法发现该门限效应不显著。具体门限检验结果见表 1。

表 1 房价的门限效应检验结果

H0(原假设)	H1(备择假设)	threshold	LM 检验统计量	结论
无门限效应	1 个门限	0.6427	28.14*** (0.002)	拒绝原假设
1 个门限	2 个门限	0.6486	6.53(0.754)	接受原假设

注:在表中,*、**和***分别表示在 10%、5%和 1%的水平上显著,下同。

从以上结果可知,可以用 0.6427 的货币资产化比率将门限模型划分为两个机制,进而对门限模型进行估计,估计结果如表 2 所示。

表 2 不同机制下房价的门限效果

被解释变量 解释变量	门限模型		最小二乘
	机制一: $w < 0.6427$	机制二: $w > 0.6427$	
截距项	-41.2789(-0.878)	63.4012(1.196)	-15.0866(-0.404)

续表 2

被解释变量 解释变量	门限模型		最小二乘
	机制一： $w<0.6427$	机制二： $w>0.6427$	
hp_{t-1}	$-0.2356(-0.918)$	$-1.2456^{***}(-3.952)$	$-0.3659^*(-2.643)$
cpi_{t-1}	$0.3825(0.818)$	$-0.6978(-1.299)$	$0.1300(0.357)$
m_{t-1}	$0.9978(1.097)$	$1.8293^{**}(2.288)$	$1.0464^*(1.728)$
样本容量	88	109	186

可以发现,以 0.6427 的货币资产化比率为机制转换的门限值,在两种不同的机制中,货币冲击、滞后的房价、通货膨胀率对未来的房价变动的影响系数存在显著的差异性。在较低的货币资产化比率下,货币量的增长对预期房价的影响系数不显著;在较高的货币资产化比率下,货币量的增加对预期房价的影响系数为 1.83,且比较显著。

2. 物价的门限模型

物价门限模型中包括的解释变量有滞后的物价上涨率、产出缺口、广义货币增长率和房价增长率。以货币的资产化比率为门限变量,设定的门限模型如下式:

$$cpi_t=(\alpha'_0+\alpha'_1cpi_{t-1}+\alpha'_2gap_{t-1}+\alpha'_3m_{t-1}+\alpha'_4hp_{t-1})\cdot I_t(t_{t-1}>\tau)+(\beta'_0+\beta'_1cpi_{t-1}+\beta'_2gap_{t-1}+\beta'_3m_{t-1}+\beta'_4hp_{t-1})\cdot I_t(t_{t-1}\leq\tau)+\xi'_t,\xi'_t\sim iid(0,\sigma_i^2)$$

(14)

采用相同的方法搜索上述模型的门限值,发现第一个门限值为 0.6382,运用 Bootstrap 法进行检验,发现门限效应显著存在;继续搜索第二个门限值,得到门限值 0.6421,但门限效应不显著(见表 3)。

表 3 物价的门限效应检验结果

H0(原假设)	H1(备择假设)	threshold	LM 检验统计量	结论
无门限效应	1 个门限	0.6382	21.55*** (0.007)	拒绝原假设
1 个门限	2 个门限	0.6421	7.79(0.953)	接受原假设

由此可知,以货币资产化比率 0.6382 作为门限值可以将上述模型划分为高低两种机制,进而对它进行估计,估计结果见表 4。

表 4 不同机制下物价的门限效果

被解释变量 解释变量	门限模型		最小二乘
	机制一： $w<0.6382$	机制二： $w>0.6382$	
截距项	$18.1184^{***}(2.926)$	$-52.24526(-1.368)$	$15.70443^*(2.257)$
cpi_{t-1}	$0.812623^{***}(13.142)$	$1.51018^{***}(4.059)$	$0.83705^{***}(12.234)$
gap_{t-1}	$0.00718(0.527)$	$-0.02641(-0.342)$	$0.01874^*(1.719)$
hp_{t-1}	$0.08(0.82)$	$0.35^*(2.86)$	$0.32578^*(2.162)$
m_{t-1}	$0.872561^{**}(6.589)$	$0.27195(0.893)$	$0.21555^*(2.345)$
样本容量	83	114	186

可以看出,在以 0.6382 的货币资产化比率为门限值的不同机制中,各解释变量对物价上涨率 cpi 的影响具有显著差异。在货币的低资产化比率下,货币增长对未来物价上涨的影响系数为 0.87 且较为显著;但在货币的高资产化比率下,这种效果十分微弱且不显著。

(四)VAR 模型对货币结构空间维度的实证分析

根据公式(8)和(9),我们可以计算出货币的非实体化比率 s 的值,如图 4 所示。

当 s 值为负数,意味着流向商品市场的货币量大于流向资产市场的货币量;当 s 为正数,意味着流向商品市场的货币量小于流向房产等资产市场的货币量;当 s 为零,则两者相等。从图 4 中可以看出,在刚进行住房改革的 1999 年, s 值接近 -30,货币量主要流向商品市场;而随着房产等资产市场吸纳货币量的逐年增加,到 2014 年,该比值已接近零。虽然目前资产市场吸纳的货币量还未超过商品市场,但货币从商品市场流向资产市场逐年增加的趋势还是十分明显的。

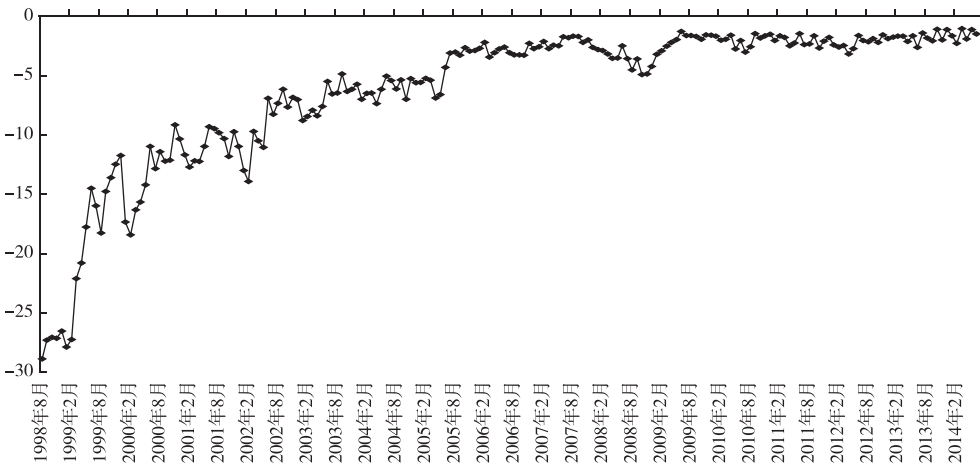


图 4 货币的非实体化比率 s

1. 平稳性检验

时间序列变量的研究通常需要其为平稳时间变量,对于非平稳序列则可通过协整关系考察相关的变量间关系,存在协整关系的前提是不同时间序列数据至少需要其为同阶单整序列,然后才可再进一步对其运用协整等技术处理。对于各时间序列平稳性检验,我们采用 ADF 检验。经过检验,房价(HP)、货币的非实体化比率(s)、国内生产总值(GDP)、消费者价格指数(CPI)、股票价格(SP)以及利率(I)均为一阶单整序列,即 $I(1)$ 。

2. 协整关系检验

首先,在满足一阶单整的前提下我们对数据进行 Johansen 协整检验(见表 5 和图 5)。

检验表明在不同检验形式下变量间存在协整关系,这为下一步建立 VAR 模型提供了基础。

根据 AIC 准则并为保证自由度损失较小,我们选取滞后阶数为 2 阶的 VAR 模型,变量构建顺序为 HP 、 s 、 GDP 、 CPI 、 SP 、 I 。

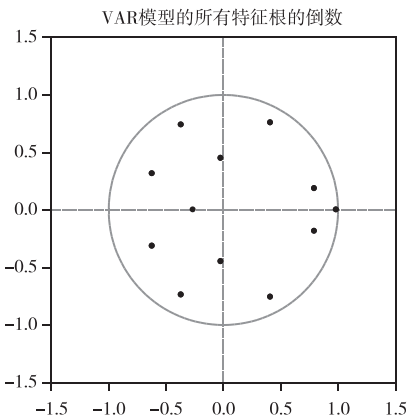


图 5 VAR 模型的 AR 根图表

3. 脉冲响应

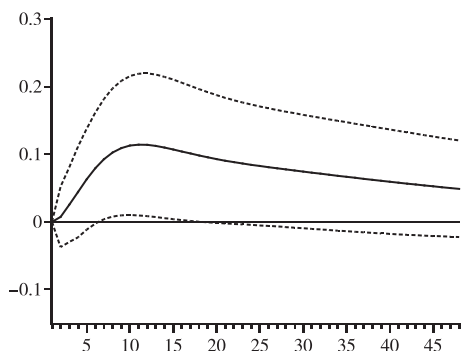
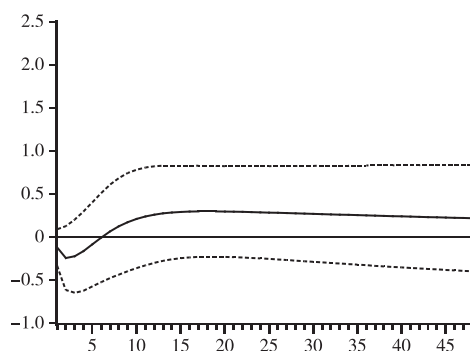
运用 VAR 模型的一种分析思路是考虑扰动项的影响如何传播到各个变量的,即当模型受到某种冲击时对系统的动态影响,这种分析方法即为脉冲响应(Impulse Response)。脉冲响应具体反映了一个内生变量冲击给其他内生变量带来的影响,更多体现在影响的方向上。

表 5 **Johansen 检验结果 (Max-Eig)**

(C,T,T) 变量	(0,0,0)	(C,0,0)	(C,0,L)	(C,1,L)	(C,1,Q)
$HP_{,s},GDP,CPI,SP,I$	1	1	1	1	1

注:其中检验形式(C,T,T)表示协整方程的截距、协整方程趋势和VAR模型趋势,L表示线性趋势,Q表示二次趋势。检验在5%显著性水平以及滞后项为三阶的前提下进行,表格中数字含义为存在协整关系数量。根据AIC准则滞后期采用滞后3期。

从脉冲响应的检验结果(见图 6 和图 7)我们可以看出,货币的非实体化比率对房价有正向冲击,而对 CPI 的冲击是先负后正,并且房价的响应速度快于 CPI 的响应程度。因此从中我们可以得到以下结论:首先,当货币结构的空间维度发生变换,即部分货币从商品市场流出,或者资产市场有新的货币流入时,将立即拉动房价较快上涨,在 10 个月后近似达到峰值,并保持对房价较长时间的影响。其次,CPI 对货币的非实体化比率的正向冲击反应较为特殊,当货币结构的空间维度发生变化,即资产市场吸收货币量比商品市场吸收量更多时,短期内对 CPI 将产生负向影响,但在 6 个月后对 CPI 带来正向冲击,可以拉动 CPI 上升。最后,房价对货币的非实体化比率的响应要快于 CPI。结合 CPI 的响应先负后正,说明房价上涨之后,会通过各种渠道传导到实体经济领域,拉动一般物价水平的上涨,从而出现资产型通货膨胀向实物型通货膨胀的传导。

图 6 HP 对 s 冲击的响应图 7 CPI 对 s 冲击的响应

四、结论与政策建议

本文利用门限模型与 VAR 模型考察了货币结构与房价、物价的非线性关系。研究发现:不同层次、不同职能的货币会对房价、物价的变动产生不一致的影响,货币发挥不同职能的比重、货币在实体经济和虚拟经济领域之间的转化,都可能是导致出现这种非线性动态关系的重要原因。为了进一步刻画这种关系,本文分别建立了房价的门限模型、物价的门限模型,以及房价、物价与货

币结构之间的动态 VAR 模型,并利用中国 1999 年 1 月至 2014 年 6 月的数据进行估计。本文得出的结论主要有以下几点:

1. 从货币结构的时间维度来看,货币的资产化程度对未来的房价与物价走势具有显著的非线性影响。对于房价来说,在高于 0.6427 的货币资产化比率处存在着门限效应,即货币供应量中较高的资产化比率会更显著地推动房价上涨;而对于物价来说,在低于 0.6382 的货币资产化比率处存在着门限效应,即当货币供应量中执行资产职能的货币较少,执行交易职能的货币较多时,房价上涨的效应不明显,而一般商品价格将会有有一个较强的上涨趋势。表现在准货币为主要的结构下,货币量的增长对房价等资产价格的影响更大;以交易性货币(M1)为主要的结构下,货币的增长更多地反映在 CPI 等一般物价上。本文的结论是基于理论的逻辑推导和较长时期的数据实证,力图揭示变量之间一种趋势性的关系,即使短期(年内或数月)可能因其他原因出现一点偏离也不应该影响长期的趋势性结论。

2. 从货币结构的空间维度来看,货币流量在不同形态的经济领域之间流动,即在实体经济与虚拟经济之间转化,因此货币的非实体化程度也造成了房价和物价以不同的速度变化,且存在一个传导过程。脉冲响应的结果显示,当部分货币从商品市场流出,或者资产市场有新的货币流入时,即货币的非实体化比率提高时,房价将有一个较快上涨的趋势,而一般物价将在短期内下降,但经过一段时间之后又会产生向上的趋势,其响应存在一定的滞后效应,而且物价的响应速度慢于房价的响应速度。这也揭示了房价上涨之后,会通过各种渠道传导到实体经济领域,拉动一般物价水平的上涨,出现资产型通货膨胀传递到实物型通货膨胀的转变。

需要说明的是,我们的实证结果无法排除样本数据及人为统计因素的干扰。由于商品市场未列入 CPI 包含的相关服务项目,并且资产市场仅以房产为代表,因此对于货币结构空间维度的指标构造在一定程度上也会影响其与 CPI 之间的关系。但从总体上看这些并不影响我们的主要结论。

依据上述研究结论以及原因分析,我们根据当前国家整体经济运行形势给出相关政策建议。

1. 货币当局在制定宏观政策时不能仅关注货币总量,还需重视货币结构的变化,充分意识到货币结构的变化在不同机制中对未来房价、物价以及不同类型通货膨胀的影响力。清醒地认识到在不同的货币结构下,货币量对于各类价格的影响不一,尤其是当货币供应量中执行资产职能的货币化、非实体化比率明显上升时,要密切关注其对房价等资产价格上涨的引致作用以及由此带来的资产型通货膨胀与继发的实物型通货膨胀并发的的问题。

2. 可以考虑将货币的资产化比率作为我国货币政策的监测目标。货币的资产化比率与房价的相关性较为密切且存在门限效应,其对资产价格的影响较为确定。该比率上升意味着货币对资产价格影响更大;该比率下降意味着货币对一般价格的冲击加大。在当前我国货币层次划分较为简易与清晰的阶段可考虑将纳入货币的资产化比率作为货币政策的监测指标,关注其变化的方向与程度,更为精准地分析货币政策的传导及其效果。

3. 要警惕资产型通货膨胀向实物型通货膨胀的传导和转化。由于货币可以自由地在实体经济与虚拟经济领域中流入流出,资产价格的上涨会通过财富效应、投资效应和经济预期等渠道传导至一般物价的上涨,进而发生实物型通货膨胀。因此对于房产价格持续上涨但消费物价平稳和宏观经济稳定的表象,货币当局不能掉以轻心,需要将资产价格纳入到广义的价格指数中来,重视资产价格的变动,防止资产型和实物型通胀的并发。

4. 控制货币的超额供给是解决房价、物价上涨压力的根本。无论是基础货币的过多投放还是

银行系统信贷量的过度发放,从根本上来讲都会造成货币供给超过货币需求,超额的货币供给量在经济运行中必然反映为价格上涨,目前我国商品市场与资产市场已成为最终吸纳货币供给的两个子系统,过多的货币必然导致资产价格和物价的上涨。因此,解决价格水平上涨的根本办法不是控制房价或其他市场的价格,而应根据货币需求来有效控制货币供给,通过完善制度和适当运用政策工具有效控制对经济体系注入的基础货币数量和货币乘数,从根本上实现币值的稳定。

5. 两类通货膨胀对经济的影响是不同的:资产型通货膨胀对实体经济的危害相对较小,因为这类通胀存在于虚拟经济中,主要导致经济主体财富的账面缩水,并不直接影响人们的基本消费和实际产出;而实物型通货膨胀对实体经济的负面影响更严重,因为它会影响居民的基本生活水平和企业的生产经营,关系到国计民生等大问题。因此,当迫于内外压力而出现货币总量过多时,短期内可以考虑放开对房价等资产价格的管制,采用价格型货币政策工具措施适度促进货币资产化和非实体化比率的提升,让虚拟经济市场更多地吸纳超额货币,相对减轻对国计民生影响更大的一般物价上涨压力。

6. 货币的资产化和非实体化比率分析在通货紧缩情况下也有重要意义。例如我国 2014 年下半年以来出现了 CPI、GDP 增长率下行的情况,有学者认为已经存在通货紧缩的隐忧,呼吁通过宽松的货币政策来刺激经济的发展。其实这一现象的原因更多的在于货币结构而不在于货币总量,这与我国货币资产化比率和非实体化比例逐年提高有很大关系。较高比率的货币涌入资产领域追逐盈利,从而导致实体经济缺少必要的资金支持,带来融资难、融资贵的问题。因此仅靠降息、降准等宽松货币政策难以从根本上解决这一问题,因为新增的货币量中大部分会被资产化和非实体化而难以进入实体经济。这可能需要从调整结构的角度,配合运用其他政策尤其是财税政策加以解决,比如对于资产交易的收益可以通过征收累进资本利得税等方式降低货币的资产化和非实体化比率,引导更多的存量货币流向实体经济,以实现新常态下经济金融的稳健发展。

参考文献:

1. 何德旭、张捷:《后危机时代的货币政策选择:金融加速器视角》,《当代财经》2010 年第 12 期。
2. 李斌:《经济发展、结构变化与“货币消失”——兼对“中国之谜”的再解释》,《经济研究》2004 年第 6 期。
3. 李健:《结构变化:“中国货币之谜”的一种新解》,《金融研究》2007 年第 1 期。
4. 李健、邓瑛:《推动房价上涨的货币因素研究——基于美国、日本、中国泡沫积聚时期的实证比较分析》,《金融研究》2011 年第 6 期。
5. 伍志文、鞠方:《通货紧缩、资产膨胀与货币政策——兼论当前中国的货币总量和货币结构问题》,《管理世界》2003 年第 11 期。
6. [英] 悉尼·温特劳布:《价格体系和货币——工资体系》,《后凯恩斯主义经济学》1985—1986 年冬季号。
7. 谢平、俞乔:《中国经济市场化过程中的货币总量控制》,《金融研究》1996 年第 1 期。
8. 徐忠、张雪春、邹传伟:《房价、通货膨胀与货币政策——基于中国数据的研究》,《金融研究》2012 年第 6 期。
9. 易纲、王召:《货币政策与金融资产价格》,《经济研究》2002 年第 3 期。
10. 张杰:《中国的货币化进程、金融控制及改革困境》,《经济研究》1997 年第 8 期。
11. 赵丹华、唐安宝:《我国货币供给的价格效应——基于物价、股价、房价的比较分析》,《特区经济》2011 年第 5 期。
12. Alfred Marshall, Principles of Economics. London: Macmillan, 1890.
13. Alchian, A. and B. Klein, On a Correct Measure of Inflation, *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 5, No. 1, 1973, pp. 173—191.
14. Belke, Walter Orth and Ralph Setzer, Liquidity and the dynamic pattern of asset price adjustment: A global view. *Journal of Banking and Finance*, Vol. 34, 2010, pp. 1933—1945.
15. Hayek, F. A., Price and Production. London: Routledge and Sons, 1931.

16. Fisher, I. , The Purchasing Power of Money. The Macmillan Company, New York, USA, 1911.
17. Goodhart, C. A. E. , Hofmann, B. , House Prices and the Macroeconomy: Implications for Banking and Price Stability. Oxford University Press, Oxford, 2007.
18. Samuel Hollander, The Economics of David Ricardo. University of Toronto Press, Toronto, 1979, p. 759.

Study on the different Impact of Money on different Prices in terms of the Ratio of Asset Securitization and Ratio of Non-materialization

LI Jian(School of Finance, Central University of Finance and Economics)

DENG Ying(Financial Research Institute, People's Bank of China)

Abstract: Based on the characteristics of the asset inflation, this paper studies the reason why the housing prices and the commodity prices did not increase simultaneously. On the temporal and spatial dimensionality of money structure, we construct the ratio of capitalization and ratio of non-substantiation of money. Using the threshold model and VAR model. According to the study we study the nonlinear relation among the money structure, housing prices and commodity prices in China , The money stock has different impact on every kind of price under different money structure. On the temporal dimensionality, it shows that higher ratio of capitalization of money pushes up the housing prices remarkably, whereas lower ratio of capitalization of money make the commodity prices increase evidently. On the spatial dimensionality, increase in the ratio of non-substantiation of money leads to quicker response of housing prices than that of the commodity prices and transmits the asset inflation to the inflation in substantial economy. Therefore, this papersuggeststhatweshould pay attention to the changes of money structure, treat the ratio of capitalization of money as a supervisory index of monetary policy, and prevent the asset inflation from transforming into inflation in substantial economy.

Keywords: Money Structure, Ratio of Asset Securitization, Ratio of Non-materialization, Housing Prices, Commodity Prices

JEL: E44, E58, G12

责任编辑:老 牛