

人民币发行制度与中国通货膨胀的实证研究

摘要

中国的通货膨胀问题由来已久，很多学者通过研究各种宏观和微观经济数据的方式对中国的通货膨胀的成因和趋势进行研究。本文将从最根本的人民币发行制度上研究中国的通货膨胀问题。本文将研究具有中国特色的以外汇占款方式为主导的基础货币投放模式，讨论在这种货币投放模式下的货币循环问题，指出这种投放模式在不同条件下带来的不同的发散或收敛的货币循环。同时，通过比较不同经济体的货币投放模式，论文将提出一个合理的基础货币投放模式，站在明晰产权和权责发生的角度建立一套合适的货币发行模式。与此同时，我们用实证的方式建立了外贸顺差和货币超发之间的计量关系，探讨人民币发行方式和中国的通货膨胀之间的实证关系。笔者还建立了一个基于 Markov 链的通货膨胀模型，辅助论证了中国维持高通胀的情况将会持续存在。实证结论表明：买外汇发行人民币的方式诱发中国高企的通货膨胀水平的原因。只有建立起一套明晰产权的货币发行模式，从根本上杜绝派生存款转化为基础货币的渠道，才能从根本上解决中国持续存在的通货膨胀问题。

关键词： 通货膨胀，人民币发行，外汇占款，Granger 因果检验，Markov 链

AN EMPIRICAL STUDY ON THE RMB ISSUING SYSTEM AND INFLATION IN CHINA

ABSTRACT

It is a long-standing problem of inflation in China. Many scholars conduct the research by studying the macroeconomic and microeconomic data and the inflation trend in China. This paper is doing research on the inflation problem through the fundamental RMB issuing system. We will examine the foreign exchange base money supply mode with Chinese characteristics to discuss the currency circulation. It is indicated that under this money supply mode, different condition can lead to different money supply result, which is divergence or convergence. At the same time, by comparing different money supply methods in different economies, the paper proposes a reasonable money supply pattern, standing on the point of view of clear property rights. Meanwhile, we establish empirical measurement of the relationship between foreign trade surplus and currency over, exploring the empirical relationship between the RMB issuing methods and China's inflation. The author has also established an inflation model based on Markov chain, auxiliary to demonstrate that the high inflation will continue to exist. The empirical results show that the mode of buying foreign exchange to issue RMB induces a high level of inflation in China. Only we establish a currency issuing system basing on clear property rights, which can stop the derived deposits turning into base currencies, can fundamentally solve the problem of the persistence of inflation in China.

Key words: inflation, the RMB issuance, foreign exchange, Granger causality test, Markov chain

目 录

第一章 引言	1
第二章 文献综述	2
第三章 货币发行模式	4
3.1 买外汇发行人民币的模型建立	4
3.2 逆回购货币发行模型的建立	10
3.3 恰当的货币发行模式概述	12
3.4 本章小结	14
第四章 实证分析与建模	16
4.1 货币发行数量的实证分析	16
4.2 基于 Markov 链的通货膨胀模型	20
4.3 通货膨胀的实证模型	22
4.4 本章小结	28
第五章 结论与建议	29
参考文献	31

第一章 引言

中国的货币发行制度一直是学界关注的焦点。自从 2005 年 7 月汇率形成机制改革以来，人民币的发行方式从单一地盯住美元按固定汇率发行人民币，演变到根据一篮子外汇进行有管理的浮动汇率发行人民币。而从 2012 年底开始，央行不断加大金融创新，使用逆回购等方式创造出了一些新的货币投放模式，丰富了货币供给的渠道。截止到 2013 年 2 月，中国的广义货币供应总量 M2 已经达到了 99.86 万亿元，高居全世界首位。

与此同时，学界对于中国的通货膨胀问题的关注也由来已久。在经历了 80 年代末，90 年代初物价闯关后，党和政府对于高企的通货膨胀势头高度重视，采取了一系列调控措施稳定物价。进入 21 世纪以后，我国又经历了 2003 年和 2007 年两次比较高的通货膨胀水平，随着政府的一系列调控措施，物价过快上涨的势头得到了缓解。但随着 2008 年国际金融危机的到来，政府出台了一系列大规模经济刺激政策，导致了 2009 年和 2010 年较为严重的通货膨胀势头，公众对于未来进一步通胀的预期进一步增加。学界和公众也采取了多样化的通胀计量手段，来真实评估中国现实的通货膨胀水平。

我们注意到，衡量通货膨胀最核心的因素就是货币当局的货币供给。只有搞清楚中国的货币投放模式，深入探究中国的货币供给模式，才能从根本上理解中国周期性的通货膨胀的成因，为未来预测中国通货膨胀的走势提供理论依据，由此才能从根本上遏制目前现实存在的高企的通货膨胀问题。

在建设市场化经济体系的今天，研究货币发行制度与通胀水平间的关系具有重要的现实意义：我们可以通过梳理货币发行制度，从根本上搞清楚中国是否存在货币超发以及货币超发的原因，在此基础上我们才可以进行货币供给和需求分析，判断出符合中国情况的实际利率水平。只有清楚地研究了这些最基本的变量，我们才可以进一步的分析宏观经济中的消费、投资和进出口格局，理清中国在建设中国特色社会主义市场经济中遇到的挑战。这样的研究也为未来建设更完备的金融体系提供了理论依据，通过这样的研究，我们可以明白现行货币发行制度中的架构缺陷，改良目前的货币发行体制，为追求长期的货币币值稳定和建设和谐社会做出更大的贡献。

第二章 文献综述

大量的研究文献通过研究不同的变量来分析中国通货膨胀的成因,进而预测未来的经济运行状况,提出解决目前客观存在的高通胀问题。很多学者细致分析了中国的通货膨胀成因,得出了下述结论。

杨柳、李力(2006)^[1]从供给推动方面出发进行理论推导,采用向量自回归模型考察能源价格变动对通货膨胀的影响,他们指出:能源价格的增长会导致对经济增长的减缓,同时能源价格的高企直接导致了我国成本推动型的通货膨胀。

李丕东、陈帅(2008)^[2]认为当前通货膨胀不仅有需求拉动的因素,也还有成本推动的重要影响。在需求拉动方面,全球流动性过剩和人民币升值预期的大背景下,国际游资以及各种热钱通过各种方式进入中国,与此同时,中国的外贸持续顺差,在目前的强制结售汇体制下,外汇占款所形成的货币被动投放被认为是当前中国流动性过剩的一个主要因素。流动性过剩的直接后果是股票等资产价格持续走高,股票价格上涨会通过财富效应和托宾 Q 效应促进消费支出和投资支出的增加,从而导致需求扩大,形成需求拉动的通货膨胀压力。

刘遵义(2008)^[3]认为,CPI 衡量的中国通货膨胀率不断攀升,主要是由于能源产品价格及农业产品(包括食品)价格的上涨所致。尽管最近几个月(2008)来,消费物价指数的年同比增长率超过 8%,但是中国的核心通货膨胀率(core rate of inflation),也就是通货膨胀率中扣除了能源及农产品价格变化的作用后,仍然是比较低的,大约在 1%~1.5% 左右。中国通货膨胀的主要源头还是农产品与能源的价格。

我们同时注意到,很多学者从货币供给角度讨论了通货膨胀的成因。用货币循环的方式建立起了一系列通货膨胀模式的解释性文献。

宋鸿兵(2009)^{[4][5][6]}认为从新中国建立以来,人民币经历了以本国生产物资为基准发行到以外汇占款为主体发行的转换,但如今人民币的发行严重地依赖于美国的收缩与膨胀,不能很好地体现国内货币发行当局的意志。他同时认为货币发行当局不得使用发行央票和提高存款准备金率的方式回笼超发的货币,本质上只是在延迟通胀的爆发。

张五常(2009)^[7]认为挂钩美元的人民币发行方式导致了我国长期的贸易顺差,长期损害了国内消费者的福利。他建议人民币发行应选择货币以外的一篮子实物为锚,通过挂钩物资价格的方式发行人民币,同时放开外汇市场的管制,这样可以达到汇率平衡,从而改变我国对外长期顺差的局面,提高国内居民的福利。同时这种挂钩一篮子物资价格的货币发行方式可以最大限度地遏制高企的通货膨胀水平。

胡海鸥等(2011)^{[8][9][10][11][12][13][14][15][16][17][18][19][20]}认为目前的买外汇发人民币的制度模糊了发行担保的产权制度,货币发行的抵押物应该是政府的资产而不应该是外贸企业赚取的美元资产,这样的制度设计大大降低了货币发行当局发行新货币的成本,刺激了货币发行当局超发货币的冲动。同时,在买外汇发人民币的情况下,会导致外贸企业不停地出口换回外汇再换回新发的人民币,形成发散的货币乘数,使得人民币基础货币的供应失控,超过社会真实财富的增长比例,从而导致较高的通胀水平。同时胡海鸥注意到,在中国目前几乎强制的结售汇政策下,外贸主体总是需要将手中的外汇兑换成人民币,制约了人民币的退出渠道,使得货币供给总是单向增长,进一步恶化了控制通货膨胀的形势,也进一步限制了未来货币供给端对于遏制通货膨胀的政策手段。

笔者进一步注意到,在传统的货币发行模型中,Ben Bernanke(2006)^{[21][22][23][24]}指出在紧缩状态下,例如在 1929 年大萧条中,美联储可以通过购买国债的方式发行新的美元。在国债的交易过程中,大量的购买行为可以提高国债价格,压低基准利率,刺激进一步的投资和消费,带动国民经济的发展,从而扭转紧缩局面,产生有利于促进充分就业的通胀水平。反之,在通胀水平超过可接受的通胀目标情形下,美联储积极参与国债抛售,在此过程中既

能回笼货币也能同时提高基准利率，抑制投资冲动，抑制通胀水平，从而达到美联储的调控目标之一：稳定美元币值。

与此同时，有很多学者类比研究了美国的货币发行方式与通货膨胀水平之间的关系。Ho-Yin Yue 和 King-Tai Leung (2011)^[26]指出美国的两轮量化宽松，投放的基础货币并没有造成想象出的通胀高企的结果。在他们的研究中，他们发行美联储通过定向购买债券投放的基础货币几乎全部流向了货币市场和资本市场，而极少进入私人领域的贷款中。如此，美联储的量化宽松政策释放的基础货币能在不提高通胀水平的同时，刺激虚拟经济的健康发展，降低美国企业在金融市场中投融资成本，提高了美国公民与企业的财产性收入和企业所得，同时没有带来通货膨胀问题，为之后进一步的货币政策提供了操作空间和余地。Ho-Yin Yue 和 King-Tai Leung (2011) 的实证分析正好与胡海鸥 (2011) 的分析契合，胡海鸥在论文中指出，当今货币本质论是货币与未来预期产出的等值交换而不仅仅是现时的等价物物交换。从美联储最近实行的一系列基于未来产出的货币供给调控来看，基于未来预期产出的货币供给调控是成功的，美联储新增的基础货币广泛地流向了面向未来等价交易的资本市场而不是基于现实等价交易的资产交易市场，使得反映现实物价水平的通货膨胀率依然在可控的水平内。同时市场化的调节手段保持了美国的基准利率在长期内维持在一个很低的水平内，长期近乎零的利率促进了美国的消费和投资，最大限度地提高了美国公民的福利。在 1929 年大萧条中，正是债券市场的不发达，使得美联储没有机会在大举买入国债的同时，降低基准利率水平以刺激经济的发展。我们注意到当时美国缺乏高度的一体化市场，正是如此，美联储才没有办法迅速有效的在释放大量基础货币的同时，压低基准利率，才导致了美国的十年大萧条。

货币数量派的代表人物弗里德曼曾经指出，通货膨胀在何时何地都是一种货币现象。高茵 (2010)^[26]在研究中指出，在目前的各种通胀成因的分析中，财政支出、货币供应量等等经济指标中，货币供应量的变化对于中国的通货膨胀的解释力最为突出。和立道、范修礼 (2010)^[27]指出，中国的货币供应量实际上已经处于严重超发水平，超额的货币供给会在虚拟经济和实体经济的两个不同方向引起全面的通货膨胀。而在中国复杂的虚拟经济与实体经济的关系将会扭曲虚拟经济和实体经济的价格关系，进一步加剧通货膨胀水平。

但是也有不少学者提出了相反的意见，他们用实证的方法指出，货币供给量与通货膨胀之间并没有直接的冲击作用。陈彦斌、李杜 (2009)^[29]运用向量自回归和方差分解等计量方法指出，M0、M1、M2 均对我国的通货膨胀没有影响，而且它们并不能直接用来预测未来的通胀水平。王小广 (2010)^[30]也指出货币供给量对于通货膨胀的影响是短期的，最多影响 3 个季度，并不会对通货膨胀有长期深远的影响。

在研究中国的通货膨胀的计量手段研究中，不同学者也采取了多样化的计量方法。一般来说，国外学者通常是采用居民消费者价格指数来刻画通货膨胀的大小，因为官方公布的通胀水平往往能较为真实地刻画出该国的通胀水平。而在中国，通货膨胀的测度手段也和国际主流有所区别。张曙光 (2000) 认为中国的官方通货膨胀率较低，CPI 数据有水分。一般认为，中国国家统计局公布的居民消费者价格指数 CPI 往往是被低估的，因为官方有可能担心一个过高的 CPI 值会改变公众对未来通胀的预期，影响国家的宏观调控政策的有效性和持续性，于是官方公布的通胀水平往往是经过技术处理而形成的，有时候并不能很好地符合公众对经济状况的切身感受，也为后续的学术计量带来了一定的困难。

国内的学者往往是采取更加灵活性的手段来作为合理的实际通货膨胀的测度。李强 (1997)^[31]提出了一系列多样化的通货膨胀计量手段，包括通过剑桥货币等式得出的货币占有系数测度，得出的结论是中国的官方 CPI 严重地低估了实际存在的显性和隐形通货膨胀水平。徐强 (2007)^[32]在比较欧盟的通货膨胀指标的过程中，借鉴了欧盟的 HICP 的通胀刻画指标，试图建立能够比较圆满刻画中国实际的通货膨胀指标。同时，不少学者，使用生产者价格指数、GDP 平减指数以及其他一系列有效的指标来弥补单一 CPI 指标的局限性，指出在目前的社会现实条件下，CPI 并不能真实地反映出居民感受到的实际通货膨胀水平，同时也可能误导政策制定者，使得宏观调控不能及时调高利率，抑制高企的通货膨胀水平。

第三章 货币发行模式

3.1 买外汇发行人民币的模型建立

首先我们要从理论上建立中国的货币发行模式的模型。有别于一般其他货币当局的基础货币投放模式。中国货币当局，也就是中国人民银行近年来多采外汇占款方式投放基础货币。具体操作如下：

- (1) 首先，央行通过一定的方式向商业银行类金融机构投放基础货币。
- (2) 商业银行得到央行投放的基础货币后，根据部分准备金制度的商业银行规则，以一定的货币乘数像市场投放派生货币。
- (3) 企业得到货币，扩大再生产和投资，其中相当一部分的投资生产出的产品用于出口创汇。
- (4) 根据现实存在的外汇强制结售汇原则，央行对企业外贸所得进行强制结售汇。由于目前我国长期存在的国际收支顺差，央行总是以新增人民币基础货币占款的方式购买国际收支顺差的盈余。实际上，央行是以企业类法人手中持有的外汇作为资产抵押，实现新的基础货币投放。
- (5) 根据上述四个步骤的循环，新一轮的基础货币被投放到市场内，再一次重复（1）~（4）中的货币循环。

具体的流程示意图如下：

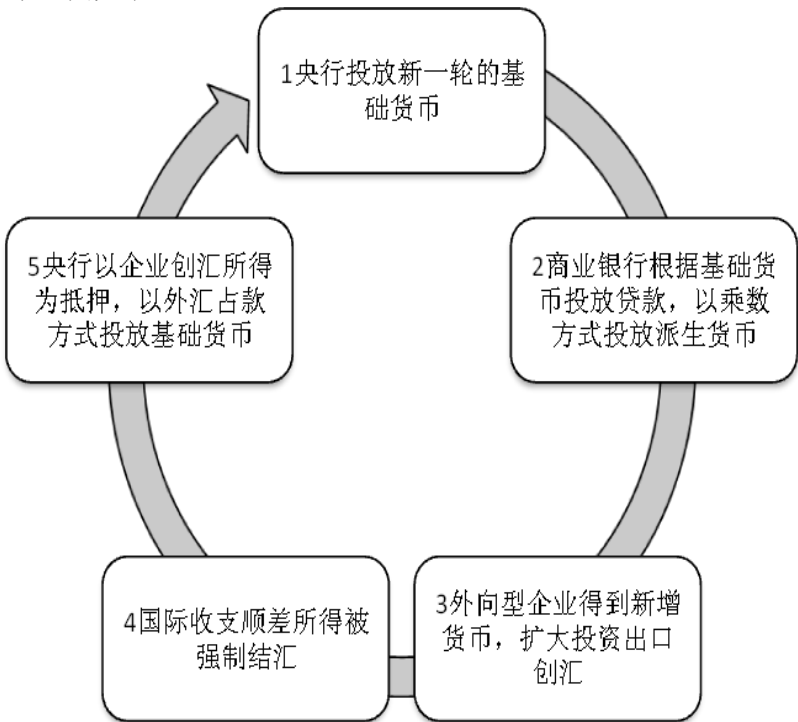


图 3-1 央行外汇占款方式货币发行模式流程图

我们假设商业银行的货币乘数为 $K(K>1)$ ，企业的边际投资倾向为 $a(0<a<1)$ ，投资转化顺

差比为 b , 企业的平均投资获得回报期限为 y 年, 先建立如下命题:

命题 3.1: 当商业银行货币乘数 K , 企业边际投资倾向 a , 投资转化顺差比 b 满足 $Kab \geq 1$ 时, 以外汇占款方式进行的基础货币投放是扩张型的。

证明: 当央行一开始投放 1 人民币的基础货币后, 根据商业银行派生存款的原理, 商业银行派生存款后得到 K 人民币的存款, 企业使用这些钱, 进行投资后得到 Ka 元的存货, 然后根据投资转化顺差比, 得到 Kab 元的外汇盈余。由于央行强制结售汇制度, 导致 Kab 重新变成新一轮的基础货币, 进入到新一轮的货币循环中。由此可见, 若 $Kab \geq 1$, 这样的基础投放模式是扩张的。

下图是一个发散式的基础货币投放模式: 注意到这样的模式是非常危险的, 这会导致源源不断的派生存款转变成基础货币, 使得传统货币循环的机制本末倒置。

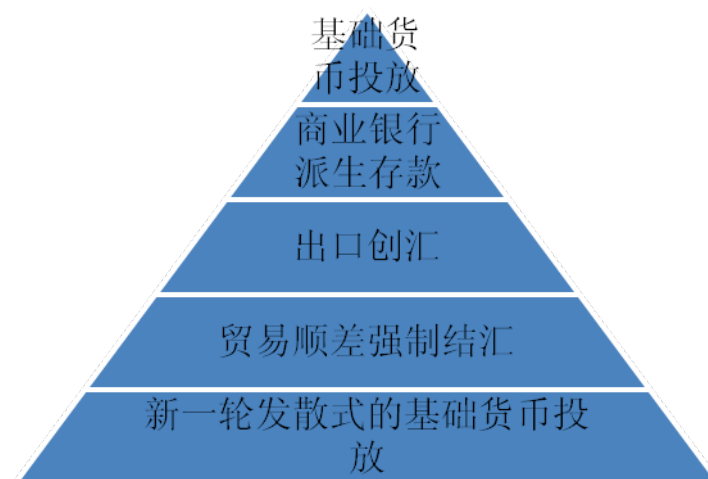


图 3-2 发散的货币循环模式

命题 3.1 说明了在目前以外汇做抵押发行基础货币的模式下, 在一定的条件下, 由一次基础货币投放产生的后续基础货币投放一轮比一轮多, 是扩张型的。也就是说一次的基础货币投放会产生出长期的无穷大的基础货币发散型扩张。下面的命题 3.2 给出了即使是收敛的基础货币投放模式也会产生一个比较大的 (有限的) 基础货币扩张。

命题 3.2: 当 $Kab < 1$ 时, 这样的基础货币投放模式是收敛的, 1 元最开始的基础导

致的总的基础货币投放是 $\frac{1}{1-Kab}$ 元。

证明: 仿照命题 3.1 的证明, 第一轮 1 元的基础货币导致的第二轮的基础货币投放是 Kab , 第三轮的是 $(Kab)^2$, ..., 于是起初的 1 元基础货币带来的总的基础货币投放为

$$\sum_{i=1}^{\infty} (Kab)^i = \frac{1}{1-Kab}.$$

下图是一个收敛的基础货币投放模式, 在这种情况下我们可以看见每一轮新的基础货币

投放都比前一次少。虽然这样的模式依然会导致派生存款转化为基础货币，但毕竟这样收敛的模式会使得基础货币投放规模日趋减少，乃至终止。

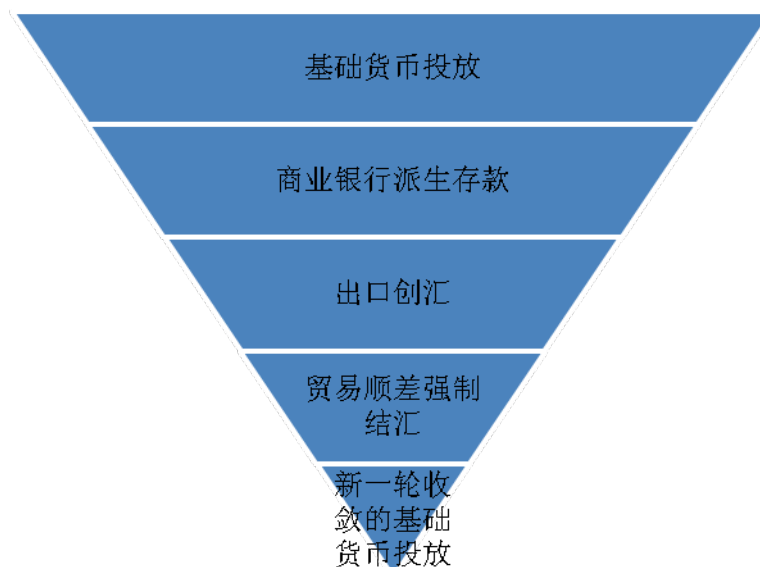


图 3-3 收敛的货币循环模式

命题 3.1 和命题 3.2 说明在中国目前的强制结售汇的模式下，新增的基础货币本身也会派生出基础货币。这样的结论并不能让人非常愉快，因为新增的基础货币理论上并不应该在没有任何对内产出的情况下派生出新的基础货币。更惊人的结论在下述的命题 3.3 中，在命题 3.3 中，我们考虑了更一般的投资渠道，即不仅仅新增基础货币可以派生出新的投资，存量的资产也可以引发投资行为。

命题 3.3：设一国的国民总产值是 GDP ，边际投资倾向是 a ，投资转化顺差比 b 。只要投资转化成的顺差比 $b > 0$ ，那么外汇占款方式产生的基础货币投放是永不停歇的。

证明：考虑到存量资产引发的投资行为，那么企业的外汇在一轮投资周期后，产生的外汇盈余是 $GDP \cdot a \cdot b$ ，只要 $b > 0$ ，我们就有外汇盈余 $GDP \cdot a \cdot b > 0$ ，也就是会引发新一轮外汇占款模式带来的基础货币投放。

命题 3.1~3.3 只是在理论上给出了以外汇买入方式带来的基础货币扩张理论。下面的命题 3.4 给出了计量每年以外汇占款方式带来的基础货币投放数量的方法。

命题 3.4：设一国的国民总产值是 GDP ，边际投资倾向是 a ，投资转化顺差比 $b > 0$ ，企业的平均投资获得回报期限为 y 年，那么每年由外汇占款方式带来的基础货币投放

额为 $\frac{GDP \cdot a \cdot b}{y}$

证明：初始的基础货币投放带来的下一轮的基础货币投放是 $GDP \cdot a \cdot b$ ，设每一轮的投资周期是 y 年，自然我们有每年由外汇占款方式带来的基础货币投放额为 $\frac{GDP \cdot a \cdot b}{y}$ 。

我们分析命题 3.1~3.4，可以发现，长期的贸易顺差是基础货币超发的根源所在。只要贸易顺差大于 0，在目前的强制结售汇的体制下，就会有源源不断的基础货币投放。下面我们要探讨这样的强制结售汇体制的核心变量，也就是汇率 (xr) 在这样的基础货币投放模式中

起到的决定性作用。

在中国的货币投放模式中，企业根据一个合适的边际投资率进行投资，然后出口创汇，将贸易顺差所得盈余卖给中央银行。中央银行使用新增基础货币来消化这些贸易顺差带来的外汇结余。但在传统的国际收支理论中，长期的贸易盈余是不会出现的。因为国际收支顺差会使得本币升值到均衡位置，在均衡汇率的情况下，国际收支平衡，命题 3.1~3.4 中的变量 $b=0$ 。从而不会有新的基础货币的投放，这样的外汇占款投放模式是会被终止的。

但是，由于中国的汇率是由中央政府和中央银行管理的有浮动的管理汇率制度。在很长一段时间内，人民币事实上是紧盯住美元的。相当于是一种联系美元的固定汇率制度。只有在近些年中，迫于种种压力，人民币兑美元的汇率才逐步的升值。但是这样的升值是不到位，不彻底的。也就是说 2005 年时，出于种种因素考虑，人民币并没有升值到位，币值的低估导致了长期国际收支顺差局面的存在，从而导致了长期的源源不断的基础货币投放。下面我们给出如下命题。

命题 3.5： 在名义汇率 (xr) 被低估的情况下，设国际收支顺差对汇率的弹性是 ε ，设汇率被低估的幅度是 U （也就是均衡人民币汇率 $equixr=xr-U$ ），那么每年由于汇率被低估带来的基础货币投放为 $xr * U * \varepsilon$ 。

证明：根据弹性的定义，每年由于汇率被低估带来的国际收支顺差是 $U * \varepsilon$ ，那么根据外汇占款带来的本币基础货币投放就是 $xr * U * \varepsilon$ 。

事实上，从 2005 年金融汇改以来，人民币始终在缓步升值，但是始终不能达到均衡汇率（均衡汇率的标志是国际收支平衡，不会再出现国际收支顺差）。我们来根据实际的情况来修正命题 3.5（命题 3.5 中汇率被低估的幅度是一成不变的），在假设国际收支顺差对汇率的弹性 ε 不变的情况下，得出下述重要结论。

结论 3.6： 设国际收支顺差对汇率的弹性 ε ，人民币均衡汇率是 $equixr$ ，人民币实际汇率是 $xr(t)$ ，其中 t 是时间变量，汇率被低估的幅度是 $U(t)$ 。我们不妨以中国 2005 年汇改为起始点，也就是 2005 年 7 月时 $t=2005$ ，则根据外汇占款派生出的人民币基础货币投放为：

$$T = \varepsilon \int_{t=2005}^{current} (xr(t) - equixr) dt = \varepsilon \int_{t=2005}^{current} U(t) dt \quad (3-1)$$



图 3-4 中国的贸易顺差示意图

上图为 2005 年至今的贸易顺差图，单位为亿人民币。根据上图和结论 3.6 的推理，我们可以总结出以下结论：

推论 3.6.1：贸易顺差对人民币汇率弹性为 22186 亿人民币贸易顺差/1 人民币兑美元。也就是说人民币对美元每升值 1 个基点，那么中国对美国的贸易顺差就会减少 221.86 亿元人民币。

推论 3.6.2：2005 年至今中国人民银行通过外汇占款方式超发 11.4 万亿人民币基础货币。根据央行给商业银行的 75% 存贷比的规定，我们可以得出中国的商业银行的实际货币乘数为 4，那么如此可知从 2005 年至今外汇占款方式超发的货币总额为 45.6 万亿人民币左右。

推论 3.6.3：至今为止，按照贸易平衡作为汇率均衡的标志衡量，人民币汇率依然被低估，按照贸易平衡的角度衡量，人民币兑美元的均衡汇率应该是 1 美元兑 5.65 人民币。

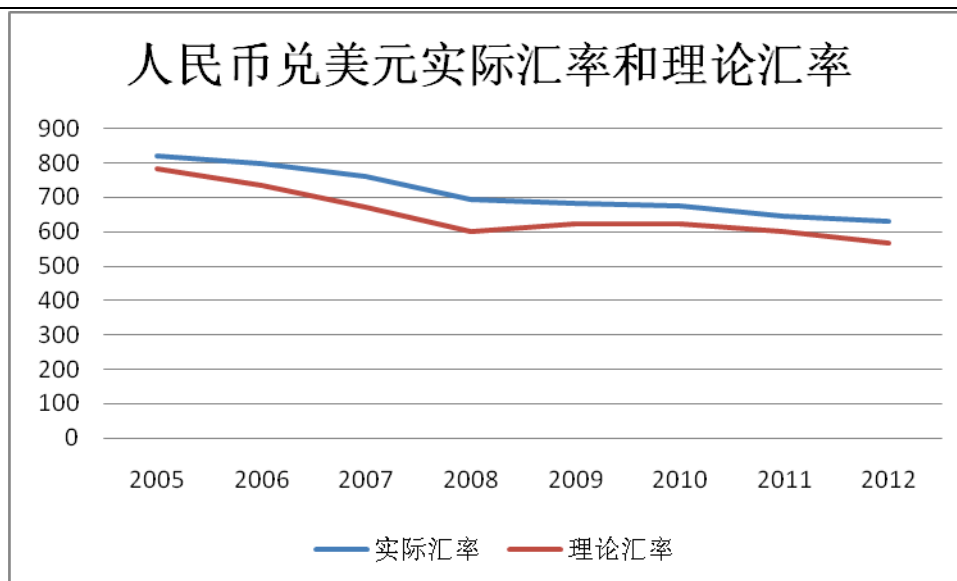


图 3-5 人民币兑美元实际汇率和理论汇率

我们根据以上推导得出以下的一些结论：

结论 3.7：人民币被低估的时间越长，低估的幅度越大，那么超发的基础货币 T 越大。证明可以由 T 的表达式直接看出。

结论 3.8：如果 2008 年中国将汇率直接一步升值到 1 美元兑 6 人民币，那么从 2008 年之后将不会出现以外汇占款方式导致的基础货币超发问题。这个结论可以直接从上面的人民币理论汇率和实际汇率的图表中得出。

由上述的讨论，我们可以看出：人民币越是尽早地摆脱被低估的状态，回复到均衡位置，汇率形成机制改革的越是彻底，那么外汇占款派生出的基础货币投放越小，给国民经济带来的影响越小。在 2005 年人民币汇率改革的大讨论中，很多学者认为人民币一下子升值会给国家的外汇储备带来一次性的巨大损失，从而反对人民币一下子升值到均衡位置。事实上，外汇储备已经通过外汇占款的方式进入到货币循环中，再计算外汇储备的人民币价值是没有意义的。因为外汇占款决不能再一次变成人民币发放到国民手中（这样就变成了一女两嫁，违反了货币银行学中最基本的资产负债对等原则）。

令人遗憾的是，由于种种因素的限制加之国内对外贸出口的依赖和社会就业稳定的需要，人民币迟迟不能升值到位。使得外汇占款方式带来的基础货币扩张始终不能停止。在这一部分里，我们先不讨论基础货币不断扩张带来的通货膨胀，我们先讨论基础货币投放的法理性问题。

货币的本质是货币当局的负债凭证，根据现在金融业权责对等的原则，负债的发生必须要有相应的资产发生才能实现。也就是说，货币当局应该以自己的资产作为发行货币负债的抵押凭证。在美国的货币发行机制里，美联储作为一个政府机构，履行着发钞行的职责，它通过购买二级市场内的国债来投放基础货币。事实上，这样的一种货币发行模式是以自己的资产（美国的国债也就是美国外来税收的现值）作为资产抵押来发行自己的负债（美元）。而在香港的买外汇发行模式中，香港的三家发钞行，汇丰银行、中国银行和渣打银行通过以发钞行自有的资产（美元外汇资产）来获得发行自己的负债（港币）的权利，也是一种自我资产负债对等的公平合理的基础货币投放模式。同样的，在日本，日本央行通过外汇平准基金（外汇平准基金的来源是通过发行债券或者政府注资或者自有盈余的方式取得）的自有资产来发行负债（日元）。

而在中国的货币发行制度中,虽然看上去和日本、香港的外汇发行模式类似,但是有本质不同的。中国人民银行通过强制结售汇的方式,用外贸企业的外汇盈余资产做为资产抵押(别人的资产),发行自己的负债(人民币)。这违反了金融学中最基本的资产负债对等原则。作为一家政府机构,使用别人的资产作为背书抵押,来发行自己的负债。这种方式模糊了产权明晰的原则,使用别人的资产作为发行自身负债的依据,不仅会导致货币发行数量的失控,更破坏了金融市场中最核心的产权对等原则。

我们用表格总结中美日港四个国家或者地区的货币发行方式:

表 3-1 不同国家或地区货币发行制度比较

国家或地区	中国	美国	日本	香港
货币发行的背书资产	外贸企业的外汇 盈余	美国国债(未来 税收现值)	外汇平准基金的 自有资产	发钞行的自有外 汇
货币发行带来的 负债	人民币	美元	日元	港币
是否符合资产负债对等原则	否	是	是	是

3.2 逆回购货币发行模型的建立

自 2011 年底以来,为应对中国经济增长减速,中国央行开始实施新一轮政策放松。2011 年 12 月、2012 年 2 月、2012 年 5 月,央行连续三次下调法定存款准备金率,大型金融机构与中小型金融机构的法定存款准备金率分别由 21.5%与 19.5%下调至 20.0%与 18.0%。2012 年 6、7 月,央行连续两个月下调人民币存贷款基准利率,1 年期人民币存款与贷款利率分别为 3.50%与 6.56%下调至 3.00%与 6.00%。随着中国 GDP 同比增速由 2012 年第 1 季度的 8.1%、2012 年第 2 季度的 7.6%进一步下滑至 2012 年第 3 季度的 7.4%,央行需要进一步放松货币政策。

然而,从 2012 年第 3 季度起,央行开始频繁使用逆回购这一工具向市场补充流动性,而不再依赖于降息与降准。例如,在 2012 年 5 月之前,央行只是偶尔使用逆回购这一工具,2005 年 1 月至 2012 年 4 月这 88 个月期间,央行只有 4 个月使用了逆回购,且种类均为 14 天。而从 2012 年 5 月至 2012 年 10 月,央行已经连续 6 个月实施逆回购,逆回购总额达到 3.6 万亿人民币,且种类涵盖了 7 天、14 天与 28 天。两个值得注意的趋势是,其一,随着时间推移,逆回购的规模逐渐放大,由 2012 年 5 月的 890 亿元上升至 2012 年 10 月的 1.14 万亿人民币;其二,随着时间推移,逆回购的期限开始延长。2012 年 5 月,逆回购期限只有 7 天一种;从 2012 年 6 月起,逆回购期限扩展为 7 天与 14 天;从 2012 年 9 月起,逆回购期限进一步扩展为 7 天、14 天与 28 天。

从 2012 年底开始,央行将逆回购作为一种常态化的投放基础货币的方式。在此之前,央行的逆回购操作往往在操作之前会公布,但是从 2012 年底开始,央行宣布将每个月更新一次逆回购的数据,使得逆回购操作更具有灵活性和连贯性。同时我们关注到,逆回购的确被常态化地作为一种货币投放的手段而频繁使用。有学者认为:逆回购还有一个中长期的重要意义,即逆回购常态化也是利率市场化的必然结果。央行更倾向于用市场化的操作手段来调控银行间流动性,这不仅与利率市场化的大背景相辅相成,也是利率市场化发展的必然结果与具体表现。由于越来越频繁的逆回购操作可以使得回购操作和逆回购操作之间的利差不断缩窄,并能够引导短期市场利率的形成及货币市场的利率走向。同时不少媒体指出:央行

货币政策工具必须以“非常规”应对“非常规”，以更低的政策成本获取更大的政策收益。

根据上面一节指出的货币发行的资产负债对等原则，我们可以明白地看出上述的说法是站不住脚的。货币的发行必须建立在政府当局合法的资产背书基础上，而不能使用产权不明晰的资产进行背书发行货币，更不能完全放弃资产背书凭空发行货币。逆回购的发行方式，就是完全放弃了资产背书的货币投放方式。西方不少国家也会进行回购操作，但这仅仅是短时间内为了调节银行的流动性需求所为，并不是长期地依赖不断的逆回购而进行的货币投放程序。也就是说，逆回购仅仅是只能作为短期的头寸调节工具，而不能不断的逆回购，逆回购到期，更多的逆回购，更多的逆回购到期等等而进行的扩张的货币投放模式。逆回购的投放货币模式，不仅背离了资产负债对等这最基本的金融常识，而且会扭曲央行的货币投放行为。央行可以仅仅轻点鼠标就完成货币投放，这种看似一劳永逸的低成本货币投放模式会导致央行道德风险的增加。在这种情况下央行会对逆回购投放基础货币形成依赖：数量越来越多的逆回购到期将会迫使央行在短期内不得不采取更多的逆回购行为来平衡市场的流动性，因为我们的市场经不起一天之内上万亿的资金回抽。在缺乏其他合理的资金短期投放渠道的情况下，不断地事实上的逆回购展期已经成了必然。

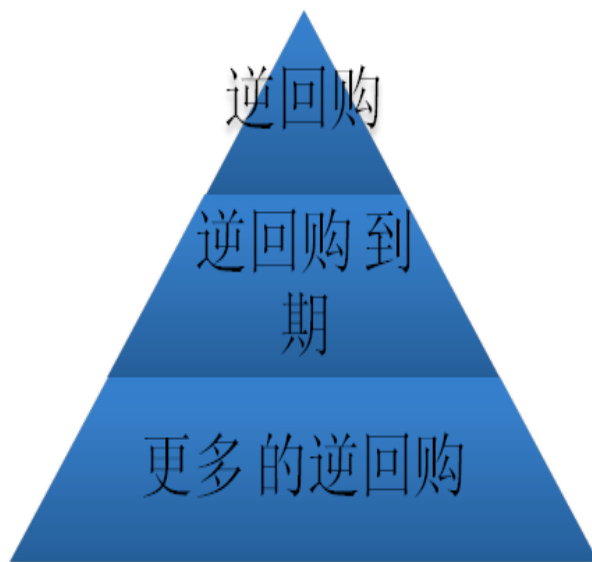


图 3-6 逆回购示意图

专家所言“逆回购常态化也是利率市场化的必然结果”和“能够引导短期市场利率的形成及货币市场的利率走向”，这是一种对利率市场形成机制的误导。在传统的利率驱动模式中，基准利率往往是商业银行间的同业拆借利率或者无风险国债，也就是交易主体自发交易形成的均衡的资金价格。而在中国，很多时候逆回购的资金价格是通过商业银行询价或者是央行以窗口指导的方式进行的，更有甚者，在特定的时期央行的逆回购仅仅是针对几家国有大型商业银行的，其他的中小银行和地方城市商业银行还没有资格获得定向逆回购资金（无论出多高的价）。这样的持续的逆回购行为不仅仅会造成只有大银行可以获得廉价资金而小银行不可以获得，还会扭曲利率的传导机制。因为利率是商业银行交易主体自发形成的资金价格，而不是央行通过所谓的窗口指导和定向回购规定出来的。

下面我们定量的分析央行的逆回购行为带来的货币投放。

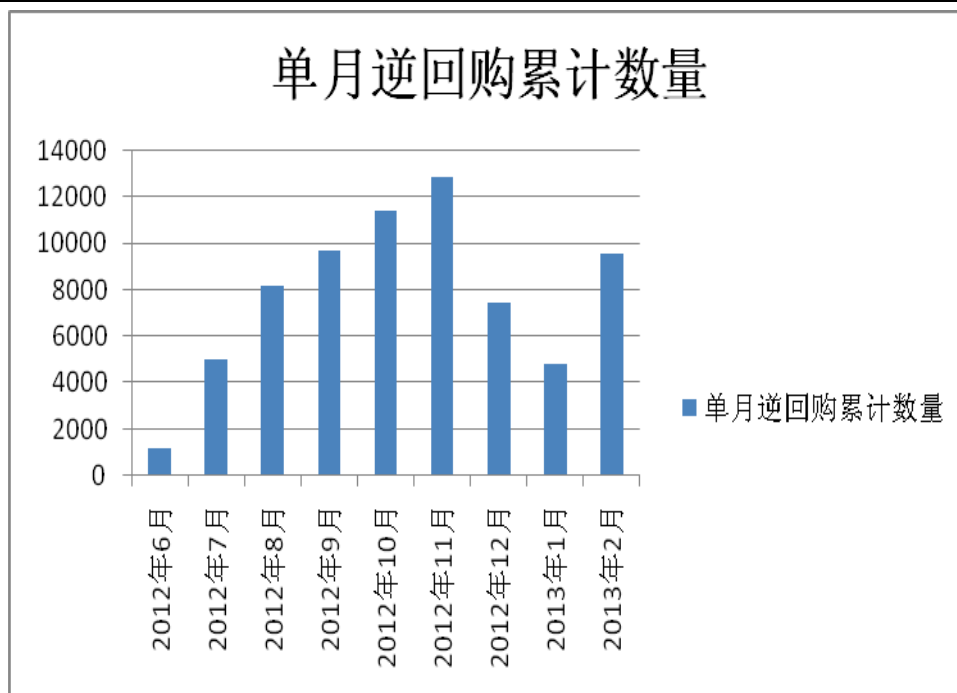


图 3-7 央行单月逆回购累计数量

命题 3.7：央行投放逆回购是扩张性的，投放的趋势是增加的。

命题 3.8：央行的逆回购数量有显著的季节性效应和节日效应，年底效应特别明显。

命题 3.9：央行的逆回购行为会扭曲市场的资金价格走势。

以上三个命题都可以从上面的分析和图表中得出。由于央行采用逆回购方式投放基础货币是最近半年才开始流行起来的，所以我们在未来需要更多的数据作为支撑来做进一步的探讨和研究。我们缺乏更多的数据来进行实证分析，所以在本文中我们只能进行理论上的模型推导。

3.3 恰当的货币发行模式概述

在如今的金融社会生活中，货币已经不仅仅是当下物与物交易的媒介，货币充当交换媒介的内涵已经从过去衍生到了未来，人们买股票买债券甚至买期权买一个未来的承诺，货币不再仅仅是等价交易的媒介，而是充当市场经济中公平交易的载体。大量的交易发生在过去现在和未来的交易中，由于各种因素造成的计量困难，认为货币是一种一般等价物已经比较不适应时代发展的需要了。胡海鸥（2010）指出：货币流通服务的对象远远超出普通商品的范畴，在费雪方程中 $MV = PV$ ，就是所有的货币都为商品交易服务。但如今货币的内涵已经远超于此。在全世界的范围内，货币流通喂实物商品服务的比例不到 1%。资产和投机性交易所占的货币量更大，而且将越来越大。

如前述所言，一个恰当的货币发行模式应该是货币当局以自身的资产作为背书进行的负债发行行为。在这样的背景下，国债是一种理想的发行货币负债的资产背书。国债是政府当

局未来税收的现值，利率就是折现率。以国债为背书发行货币，相当于货币充当了未来资产折现价值的一种资产凭证。更重要的是，货币供给伴随着自然而然的市场利率调节：需要投放基础货币的时候，那么中央银行就买入国债，在释放基础货币的同时买高了国债价格，降低了基准利率，由市场的自主套利机制低成本地传导到各个市场中，形成对应于不同风险和久期偏好的各种利率；反之，需要收回基础货币的时候，中央银行就会反方向的卖出手中的国债，这样的话国债的价格就会被打压，同时抬高了基准利率，同样由市场自主套利行为传导影响各个市场中的不同利率水平。在这方面，美联储做在了全世界中央银行的前面，往往美联储主席只要说几句关于货币政策的话，市场的各个交易主体就会自发地进行交易，达到联储主席所声明的目标利率区间，美联储甚至不要花一分钱就可以达到调节市场的目的。这样的一种合作博弈机制大大降低了货币政策的执行成本，提高了市场效率。在这一方面，日本央行的调控却显得比较的笨拙：历史上很多次日本央行参与公开市场的操作，而且非常的出其不意，往往只是在公开市场操作的当天达到了些许央行调控的目的，却在调控之后的一段时间内遭到了市场更大的报复。这样的一种对抗博弈往往带来很差的货币政策效果，无论是央行进行顺应民意的操作或者是进行突然打击式的调控，都无法达到央行本来想要达成的调控意愿。正如在 2007 年大牛市中，中国人民银行数次调高基准利率甚至不惜违背诺言“半夜鸡叫”，都无法阻挡资产泡沫的继续壮大。这样的一种对抗博弈不仅无法达到对市场调控的初衷，更会造成市场的猜忌，为将来的货币政策调整带来了更大的困难。

通过国债作为资产背书发行的货币，不仅完全符合市场经济中的资产负债对等匹配原则，而且能够为货币供给带来合理的预期和精确的计量。公众很容易根据国债数量多寡和联储的政策目标计算出未来的货币供给，从而为公众参与利率定价提供了重要的依据。以美国为例，美国每年国债的发行数量是由美国的立法当局国会协商制定的，其制定流程如下：先是根据美国未来的经济情况和政府收支判断出未来税收增减情况，再根据税收情况和政府实际需要制定国债发行计划。最后美联储根据国债的多寡和实际利率政策需要投放基础货币。这样的一套完整的流程，不仅限制了美联储的最大发行货币数目，更使得货币的投放可逆可控，在需要的时候，美联储完全可以通过卖出手中的美国国债，使得市场中的货币完全退出流通领域。今天的量化宽松政策完全可以在未来需要的时候被一系列的量化紧缩政策所抵消。和中国人民银行采取的发行央票或者正回购操作收回的基础货币不同，卖出国债收回的基础货币将会永远地退出流通领域，除非未来美联储再把这些国债买回来；而中国人民银行发行央票或者正回购带来的流动性收紧是暂时的，只要央票到期或者正回购到期，那么之前收回的基础货币又会重新进入到市场中，那么央行势必要通过进行更多的更大规模的央票发行或者正回购来抵消央票或正回购到期给市场带来的冲击。这样的操作是很难停止的，更重要的是这样的操作时扩张的，越来越大的央票和正回购余额给央行的货币政策调控带来了更大的成本和困难。

美国的法律规定了 $M2/GDP$ 不能超过 0.7，这样就为美联储买国债发行美元又增加了一道保险杠，即使技术上有可能把市场上所有的国债都买下来，美联储也不能买入过多的国债发行过多的美元。这样的一套完整的建立在政府未来税收基础上的货币发行体制，完美地体现了货币实现跨期交易的功能，也使得这个国家的货币发行体系和利率形成体系浑然一体，未来的税收收入和市场利率约束着货币发行规模。手持美元，就等于手持未来税收的凭证，也就象征着等于手持自己过去、现在和将来劳动价值。

下图是一个恰当的货币投放模式的示意图：

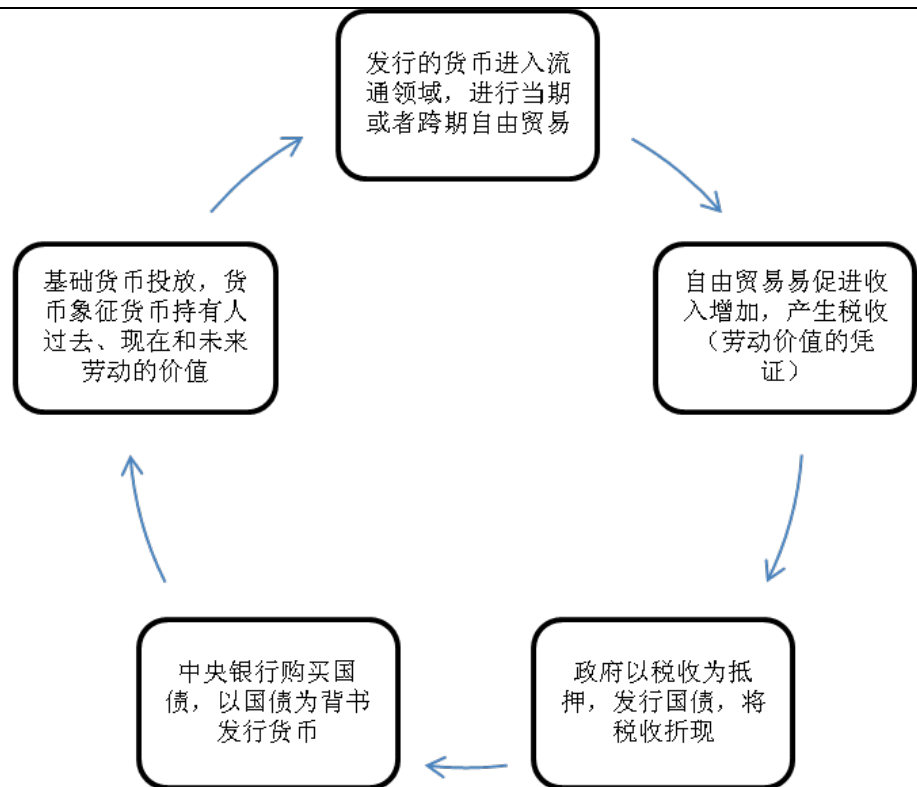


图 3-8 恰当的货币投放模式示意图

相比较买国债发行货币的模式，以货币当局自身外汇做背书发行货币（比如香港金管局的货币发行模式）就显得缺点较多。其一，货币当局不得不依赖一种或者一揽子外国货币发行自己的货币，这样的话货币当局的货币依赖型很大，货币政策也会受到抵押外币的货币当局的很大影响。比如香港的货币政策就要受到美元走势的很大影响，美联储的利率走势就会完全影响到香港市场的资金价格走势。这样的话，一个货币实体的货币政策的独立性就会受到很大影响。其二，以自身外汇资产为背书发行的货币不能很好地体现出国内的经济情况，也会造成一系列货币政策的脱节和失调。纳税人获得本国的货币，得到的仅仅是外国货币的背书而不是自身未来劳动的价值的体现。其三，以自身外汇背书发行货币，并不能直接影响市场基准利率，使得基准利率的传导机制更为复杂，成本更大，影响市场的利率定价模式和市场利率预期。其四，货币发行机构获得外汇资产的成本过大。而这些缺点是买国债发行货币不存在的，所以我们可以看出买本国国债发行货币是一种非常好的基础货币投放模式。

3.4 本章小结

在本章中，我们详细地分析了中国买外汇发行人民币和逆回购发行人民币的模式。我们指出，通过买外汇发行的人民币，模糊了产权明晰的原则。而且，买外汇发行的人民币，会通过商业银行派生存款放大，然后通过外贸企业出口创汇后被中央银行强制结汇，流回到基础货币投放中。需要说明的是，在一定的条件下，这样货币循环模式是发散的，也就是新一轮的基础货币投放会大于上一轮的基础货币投放，这是十分危险的，有可能会导

控的通货膨胀形势；在另外的条件下，货币循环模式是收敛的，但这也不足以让我们放松警惕，因为在传统的货币循环模式中，只能允许基础货币派生出派生货币，绝不允许反过来发生的派生货币产生基础货币。在中国的现实中，我们很遗憾的看到了第一种情况的发生，人民币迟迟不能升值到位，印发了长期持续的贸易顺差，再通过强制结汇的方式产生了一轮又一轮的新的基础货币投放。

同时，我们论述了央行在 2012 年下半年开始流行的通过逆回购方式发行基础货币。可以说，这样的一种发行方式并表示专家口中的伟大的制度创新，而是一种将短期应急措施常态化的不可取之举。逆回购发行基础货币，使得基础货币的发行没有了相应的资产担保。而且这样的一种滚雪球式的基础货币模式，会使得我国的基础货币投放数量进入越滚越大的恶性循环中。笔者以为，逆回购仅仅只能作为一种应急的货币投放模式，作为一种短期的流动性调节工具，而不能成为常态的货币投放模式。

本章最重要的部分在于建立起一套合适的基础货币投放模式。笔者通过比较美国、日本、中国香港和中国的货币投放模式，指出买国债投放基础货币是最好的货币供应手段。买国债发行货币可以很好地明晰产权，以政府未来的税收作为资产背书发行货币当局的自身负债，可以很好地解决中国目前存在地借用别人的资产背书进行负债发行的问题。在这样的资产约束下，中央银行不能低成本甚至是零成本发行货币。正是因为可能存在的破产风险，约束了中央银行的货币发行冲动，使得中央银行真正做到以控制通货膨胀水平为第一目标，大大降低了通货膨胀风险。

需要指出的是，货币的使用从宋朝开始已有千年，随着最新科技的发展，货币的内涵已经不仅仅是对过去的等价劳动的交换，而是延伸到了与未来期望收入的交换中。再用一种传统的观念去看待货币投放已经过时。从美联储到英格兰银行，不少国家的中央银行已经完成了从私人银行到中央银行的转换。我们应该把股份有限公司的概念用在中央银行身上，用权责发生、有限责任的契约原则约束中央银行。正是因为中央银行潜在的破产可能性，才能约束中央银行的货币供应数量。这种精神不仅适用在货币当局，也适用于一切金融监管部门。

第四章 实证分析与建模

4.1 货币发行数量的实证分析

在下文中,笔者采用一系列实证手段论证央行的货币发行数量和买外汇发行人民币这种基础货币投放模式之间的关系。

笔者从国泰安数据库中获得了央行从 1996 年开始月度的货币数据 M0/M1/M2。先对 M2 进行单位根检验,显然这样的数据不是平稳的。然后对这些数据进行一次差分运算后得出央行月度的 M2 增发数据,结果依然不满足平稳性要求。于是我们改用对数增长率指标对原始数据进行处理,发现是满足平稳性要求的。然后使用统计软件 Eviews 进行实证分析。但是考虑到现行的人民币汇率形成机制是在 2005 年 7 月建立的,所以我们着重 2005 年 7 月之后的数据。

首先我们对M2的对数收益率,在5%的显著性水平下观察M2的对数收益率的自相关系数(ACF)和偏自相关系数(PACF),发现有显著的PACF12阶的截尾现象。于是我们决定做一个AR(12)的模型,得到结果如下:

表 4-1 AR(12)模型

Sample (adjusted): 1997M03 2013M02

Included observations: 192 after adjustments

Convergence achieved after 3 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
AR(1)	0.008142	0.068126	0.119509	0.9050
AR(2)	0.044253	0.068324	0.647696	0.5180
AR(3)	0.255247	0.067402	3.786913	0.0002
AR(4)	-0.084176	0.069929	-1.203739	0.2303
AR(5)	0.009875	0.069466	0.142156	0.8871
AR(6)	0.101901	0.064833	1.571744	0.1178
AR(7)	0.099290	0.064129	1.548290	0.1233
AR(8)	-0.062775	0.064632	-0.971262	0.3327
AR(9)	0.066626	0.064562	1.031968	0.3035
AR(10)	0.012069	0.063286	0.190712	0.8490
AR(11)	0.122864	0.062883	1.953849	0.0523
AR(12)	0.375740	0.063329	5.933149	0.0000
R-squared	0.221079	Mean dependent var	1.335860	
Adjusted R-squared	0.173479	S.D. dependent var	1.087332	
S.E. of regression	0.988529	Akaike info criterion	2.875263	
Sum squared resid	175.8940	Schwarz criterion	3.078857	
Log likelihood	-264.0253	Hannan-Quinn criter.	2.957720	

上述模型中，我们可以看到 3 阶和 12 阶的系数显著的不为 0，也就是说 3 阶和 12 阶的滞后项对于月度的 M2 增量解释力很大。这样的实证结果是符合我们的直觉的。因为央行的月度货币供给增量的季节性和年度性相当的明显。也就是央行的月度货币供给增量是严重的依赖于该月在这一年中的地位。往往商业银行在季度末和年度末由于冲存款指标的原因，会增加货币需求，央行为了满足商业银行这样的货币需求，往往会增加货币供给。上述的 AR(12) 模型有力的证实了这一点。

同样的，我们对 M1 的对数收益率进行平稳性检验，发现接受单位根存在的原假设，于是我们改用 M1 的一阶差分，在 12% 的显著性水平下，接受他的平稳性假设，再观察 ACF 和 PACF，定阶为 AR(12)：

表 4-2 AR(12) 模型

Sample (adjusted): 1997M03 2013M02

Included observations: 192 after adjustments

Convergence achieved after 3 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
AR(1)	-0.126198	0.071251	-1.771181	0.0782
AR(2)	-0.074368	0.071375	-1.041932	0.2988
AR(3)	0.132054	0.072896	1.811536	0.0717
AR(4)	0.146698	0.073641	1.992082	0.0479
AR(5)	0.155355	0.075600	2.054969	0.0413
AR(6)	0.249784	0.074703	3.343688	0.0010
AR(7)	0.286984	0.074780	3.837715	0.0002
AR(8)	-0.059185	0.077308	-0.765567	0.4449
AR(9)	-0.102383	0.075536	-1.355424	0.1770
AR(10)	-0.054643	0.075372	-0.724977	0.4694
AR(11)	-0.161958	0.076220	-2.124876	0.0350
AR(12)	0.477830	0.076818	6.220253	0.0000
R-squared	0.341553	Mean dependent var	1390.609	
Adjusted R-squared	0.301314	S.D. dependent var	3486.295	
S.E. of regression	2914.104	Akaike info criterion	18.85297	
Sum squared resid	1.53E+09	Schwarz criterion	19.05657	
Log likelihood	-1797.885	Hannan-Quinn criter.	18.93543	
Durbin-Watson stat	2.026872			

从上述的结果中我们发现 M1 的 AR(12) 模型解释力较弱，但是 12 阶的滞后项依然显著的不为 0，说明央行 M1 增长量受到月份特性的影响是非常显著的。

下面是对 M0 的一阶差分进行平稳性检验，发现在 1% 的显著性水平下，依然接受 M0 的一阶差分是很好的平稳分布随机过程。在检验 ACF 和 PACF 过程中，发现 M0 的一阶差分具有很好的 ACF 截尾和 PACF 拖尾的特性，这提示我们使用 MA(1) 模型：

表 4-3 MA (1) 模型

Sample (adjusted): 1996M03 2013M02

Included observations: 204 after adjustments

Convergence achieved after 10 iterations

MA Backcast: 1996M02

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
MA(1)	-0.812733	0.042114	-19.29835	0.0000
R-squared	0.392330	Mean dependent var		249.9959
Adjusted R-squared	0.392330	S.D. dependent var		8379.467
S.E. of regression	6532.064	Akaike info criterion		20.41172
Sum squared resid	8.66E+09	Schwarz criterion		20.42799
Log likelihood	-2080.996	Hannan-Quinn criter.		20.41830
Durbin-Watson stat	1.982344			

我们可以看出，滞后一阶项的系数显著的不为 0，这说明后一期的 M0 增量可以部分地被前一期的随机误差项解释。这说明 M0 的变化和 M1/M2 是有相当大的不同的。当 M1/M2 日益增长的时候，现金的增量并不是同步增加的，上述的 M0 的 MA 模型提示我们，居民在前一期对现金的需求量增加，有可能导致下一个月对于现金的需求量减少。这是符合我们的生活常识和规律的。

比较上述三张图，我们发现 M2 做 AR 模型时的季节性的变化效用最显著。也就是说使用 M2 作为刻画货币政策连贯性的指标最为显著。同时我们对 AR 模型进行残差分析，发现残差是大概是一个白噪声，于是我们不需要进一步的使用 ARMA 模型进行分析。为了进一步探索货币发行量的变化情况，我们对一阶差分再进行一次差分，得到货币发行速度增量的序列，再进行 ADF 检验，发现每月货币增量的一阶差分平稳，这提示我们货币增量是一个 I (1) 序列。再次对 M2 的二阶差分进行 AR 模型的定阶，定阶为 AR(11)，得出以下结果：

表 4-4 AR (11) 模型

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	54.51296	37.90511	1.438143	0.1521
AR(1)	-1.034569	0.069526	-14.88038	0.0000
AR(2)	-0.877470	0.097970	-8.956518	0.0000
AR(3)	-0.541664	0.114616	-4.725889	0.0000
AR(4)	-0.658829	0.115263	-5.715881	0.0000
AR(5)	-0.805984	0.119305	-6.755662	0.0000
AR(6)	-0.708174	0.122411	-5.785207	0.0000
AR(7)	-0.528342	0.121694	-4.341569	0.0000
AR(8)	-0.690605	0.117080	-5.898570	0.0000
AR(9)	-0.586220	0.119404	-4.909550	0.0000
AR(10)	-0.567336	0.109333	-5.189047	0.0000
AR(11)	-0.431828	0.082095	-5.260126	0.0000
R-squared	0.704091	Mean dependent var		31.87891

Adjusted R-squared	0.686008	S.D. dependent var	7894.785
S.E. of regression	4423.842	Akaike info criterion	19.68787
Sum squared resid	3.52E+09	Schwarz criterion	19.89146
Log likelihood	-1878.035	Hannan-Quinn criter.	19.77032
F-statistic	38.93597	Durbin-Watson stat	1.997903
Prob(F-statistic)	0.000000		

我们可以看见二阶差分的拟合程度比较高,而且在 15%的显著性水平上,趋势项显著的大于 0。也就是说,随着时间的推移,央行每月投放 M2 的速度在不断的增加,货币投放增量是越来越多的,这和我们在前述逆回购会越做越多的结论是相吻合的。

接下来,我们已经得出每月 M2 投放量的一阶差分是平稳序列,也就是 M2 是 I(1) 序列,我们再对贸易顺差数据进行单位根检验,得出在 5%显著性水平下,每月的贸易顺差数据是一个平稳序列。经过 Eviews 的检验,我们发现每月新增 M2 投放量的一阶差分和贸易顺差是协整的,这样我们就可以先做一个 VAR 模型:

表 4-5 VAR 模型

Sample (adjusted): 2001M03 2013M02

Included observations: 144 after adjustments

Standard errors in () & t-statistics in []

	DDM2	SHUNCHA
DDM2(-1)	-0.865900 (0.06476) [-13.3710]	0.001188 (0.00085) [1.39784]
DDM2(-2)	-0.608501 (0.06688) [-9.09812]	-0.001621 (0.00088) [-1.84594]
SHUNCHA(-1)	-10.34529 (6.32644) [-1.63525]	0.604495 (0.08305) [7.27828]
SHUNCHA(-2)	22.82356 (6.24255) [3.65613]	0.167956 (0.08195) [2.04941]
C	-1219.091 (743.864) [-1.63886]	29.13273 (9.76558) [2.98321]
R-squared	0.603809	0.552287
Adj. R-squared	0.592408	0.539403
Sum sq. resids	4.67E+09	805098.3

S.E. equation	5797.127	76.10568
F-statistic	52.96033	42.86669
Log likelihood	-1449.560	-825.6084
Akaike AIC	20.20222	11.53623
Schwarz SC	20.30534	11.63935
Mean dependent	54.19590	122.5137
S.D. dependent	9080.299	112.1390

我们可以看见，在滞后 2 阶的 VAR 模型中，二阶滞后顺差项对每月投放 M2 的增量的系数显著的不为 0，而且是正的。这说明，实证的数据有力地证明了顺差数据对于 M2 的增量是有正的贡献的。也就是说贸易顺差不止，货币发行的增速不减。只要有源源不断的贸易顺差，就会有源源不断地基础货币增发。

我们再进行一个 Granger 因果检验。

表 4-6 Granger 因果检验

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests

Date: 04/17/13 Time: 15:02

Sample: 1996M02 2013M02

Included observations: 144

Dependent variable: DDM2

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
SHUNCHA	15.43758	2	0.0004
All	15.43758	2	0.0004

我们可以看出，贸易顺差是 M2 发行增速的 Granger 因。这个论断强有力的证明了笔者之前的模型论断是符合实证检验的。

4.2 基于 Markov 链的通货膨胀模型

首先我们建立一个基于 Markov 链的随机过程的通货膨胀模型。由于别的替代数据的缺乏，我们不得不采用官方给出的 CPI 数据来刻画中国的通货膨胀情况。不过笔者的这个模型不同于现存的一般模型，对于具体数据的依赖性不是特别大，根据下面的这套模型可以得出的是中国长期的通货膨胀的趋势性估计。

我们通过国泰安数据库找到了历年的中国的通货膨胀：

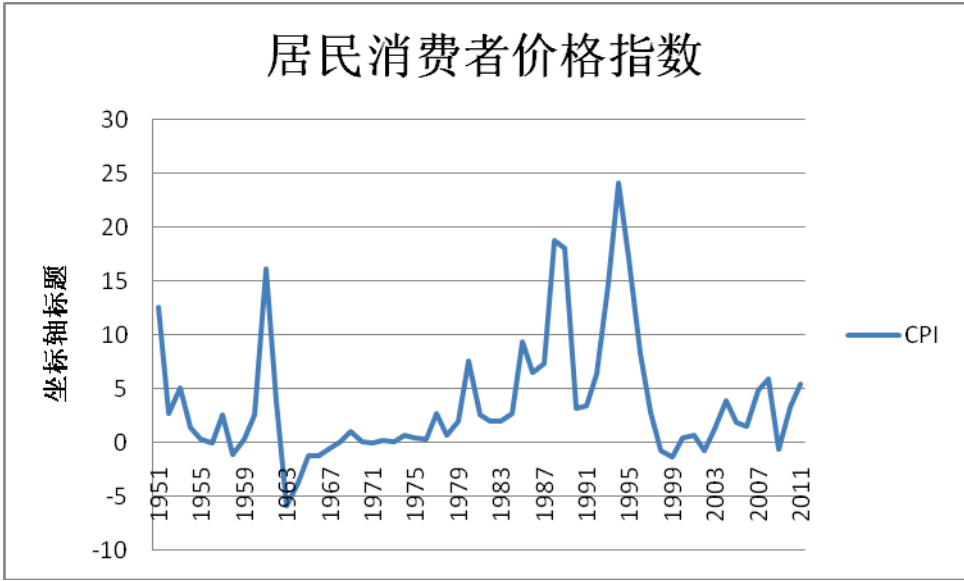


图 4-1 居民消费者价格指数

在此我们假设，居民消费者价格指数的年度数据是一个 Markov 链，也就是下一年的居民消费者价格指数 CPI 只依赖于上一年的 CPI 生成的信息域，这样我们得到了一个递增的信息流，从而构成了{CPI}(n 从 1951 到 2011)生成的一个 Markov 链。但是考虑到 1980 年以前中国还处在一个计划经济时代，所以并不能使用 1980 年前的经济数据参与模型的建构中，我们改用 1980 年之后的 CPI 数据进行 Markov 链一步转移概率矩阵的估计。

我们定义 1% 以下为较低的通货膨胀水平，2%~4% 为中等通货膨胀水平，4% 以上为高通货膨胀水平，我们采用极大似然估计估计方法估计通货膨胀水平的一步转移概率矩阵，结果如下：

表 4-7 Markov 链的转移概率矩阵

转移概率	高通胀	中等通胀	低通胀
高通胀	11/15	3/15	1/15
中等通胀	4/13	8/13	1/13
低通胀	0	3/7	4/7

我们开始长期均衡解，设上述一步概率转移矩阵为 P ，设长期稳定均衡状态为 D (3×1 矩阵)。那么，稳定的条件是 $D \cdot P = D$ ，且 D 满足 $D \cdot \mathbf{1} = \mathbf{1}$ ，其中 $\mathbf{1}$ 是 3×1 的向量，元素全为 1。我们得到 $D = (45.9\%, 39.8\%, 14.3\%)$ 。

也就是说，建立在历史数据上得出的一步转移概率矩阵得到的最终的极限分布是 (45.9%，39.8%，14.3%)。中国还是非常有可能持续的处在长期中高程度的通货膨胀中，并且非常有可能产生通胀失控的现象。

4.3 通货膨胀的实证模型

我们注意到,学者们往往从计量的角度探讨各种通货膨胀的成因。不少学者往往通过一系列的回归或者是金融计量的手段进行分析,但是效果并不是特别显著。这往往是因为中国的真实统计数据不能通过直接的手段获得,我们往往需要采取一些间接的方式要获得真实反映实际状况的统计数据。很多学者做了 CPI 和货币供应量/GDP/PPI 之间的金融计量回归,但是并没有取得很好的效果或者统计相关性并不是特别明显。

笔者在这里要提出一个向量自回归模型,结合一些对于中国的通货膨胀有着切实影响的变量,给出对于中国真实通货膨胀水平的确切描述。我们将会考虑实际通货膨胀水平 IR(inflation rate)是由哪些因素影响的。在这之前,我们还是对官方的 CPI 进行一些自回归分析,数据的来源依然是国泰安数据库,我们选取了 1996 年至今的月度数据,先进行单位根检验:

表 4-8 单位根检验

Null Hypothesis: CPI has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 12 (Automatic based on SIC, MAXLAG=14)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.911046	0.0134
Test critical values: 1% level	-4.006566	
5% level	-3.433401	
10% level	-3.140550	

可以看出,在 2% 的显著性水平下,接受 CPI 的月度数据是一个平稳序列的假设。继续观察 ACF 和 PACF 的统计值,我们先做一个 AR(2):

表 4-9 AR(2) 模型

Dependent Variable: CPI

Method: Least Squares

Date: 04/17/13 Time: 19:58

Sample (adjusted): 1996M04 2013M02

Included observations: 203 after adjustments

Convergence achieved after 3 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
AR(1)	1.166308	0.068908	16.92565	0.0000
AR(2)	-0.198409	0.067846	-2.924413	0.0038
R-squared	0.955710	Mean dependent var		2.149018
Adjusted R-squared	0.955490	S.D. dependent var		2.723050
S.E. of regression	0.574492	Akaike info criterion		1.739143
Sum squared resid	66.33833	Schwarz criterion		1.771786

Log likelihood	-174.5231	Hannan-Quinn criter.	1.752349
Durbin-Watson stat	2.063653		

我们可以清楚的看见，AR(2)模型 R 平方比较接近 1。当然我们注意到这样的回归一定是非常的显著的，因为 CPI 是同比的数据，也就是说当月的 CPI 的增量的一大部分已经在上个月的 CPI 的增幅中体现出来了。然后我们对残差进行分析，发现其 Ljung-Box 统计量显示它是一个白噪声。那么我们就完成了上述的 CPI 的简单自回归模型。

由于 CPI 本身和 M2 的月度增量的一阶差分都是平稳序列，所以他们协整。于是我们可以采用 VAR 模型对他们进行一系列的分析。

表 4-10 VAR 模型

Vector Autoregression Estimates

Date: 04/17/13 Time: 20:25

Sample (adjusted): 1996M06 2013M02

Included observations: 201 after adjustments

Standard errors in () & t-statistics in []

	DDM2	CPI
DDM2(-1)	-0.883135 (0.05689) [-15.5248]	1.67E-06 (6.4E-06) [0.26337]
DDM2(-2)	-0.635595 (0.05718) [-11.1156]	-5.97E-07 (6.4E-06) [-0.09339]
CPI(-1)	-768.3123 (625.948) [-1.22744]	1.161008 (0.06995) [16.5966]
CPI(-2)	788.0017 (613.913) [1.28357]	-0.202678 (0.06861) [-2.95409]
C	121.0749 (466.027) [0.25980]	0.060792 (0.05208) [1.16723]
R-squared	0.561989	0.952954
Adj. R-squared	0.553050	0.951993
Sum sq. resids	5.25E+09	65.59299
S.E. equation	5176.356	0.578496
F-statistic	62.86939	992.5250
Log likelihood	-2001.598	-172.6631
Akaike AIC	19.96615	1.767792

Schwarz SC	20.04832	1.849964
Mean dependent	26.43657	2.077864
S.D. dependent	7742.742	2.640283
<hr/>		
Determinant resid covariance (dof adj.)	8966777.	
Determinant resid covariance	8526218.	
Log likelihood	-2174.258	
Akaike information criterion	21.73391	
Schwarz criterion	21.89826	

同时我们进行 Granger 因果检验：

表 4-11 Granger 因果检验

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests

Date: 04/17/13 Time: 20:26

Sample: 1996M02 2013M02

Included observations: 201

Dependent variable: DDM2			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
CPI	1.661038	2	0.4358
All	1.661038	2	0.4358
Dependent variable: CPI			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
DDM2	0.150307	2	0.9276
All	0.150307	2	0.9276

我们得出的结论有一些吃惊，因为上面显示 M2 增长量并不是官方 CPI 增长率的 Granger 因。这和我们的之前的分析似乎是矛盾的。但这其实很好解释，因为官方 CPI 的公布时是经过一些技术处理的。很多学者认为官方 CPI 不能很好地反映出中国的实际通货膨胀水平，在这一点上是和我们的分析是一致的。在上述的 Granger 因果检验中，我们得出了 M2 增量并不是官方 CPI 增长的 Granger 因，这说明 M2 不是很好的刻画 CPI 增长量的指标。这主要是因为 M2 的一阶差分不是平稳的，我们选取的是 M2 的二阶差分与 CPI 进行的 Granger 因果检验，这要就给模型结果的解释工作带来了困难。我们需要选择替代指标来刻画货币发行量对于中国实际通货膨胀水平的影响程度。

与此同时，由于 M0 的增量是平稳序列，也就是 CPI 与 M0 的一阶差分协整。于是我们对它们进行 VAR 与 Granger 因果检验：

表 4-12 VAR 模型

Vector Autoregression Estimates

Date: 04/17/13 Time: 21:08

Sample (adjusted): 1996M05 2013M02

Included observations: 202 after adjustments

Standard errors in () & t-statistics in []

	DM1	CPI
DM1(-1)	-0.084206 (0.07556) [-1.11440]	2.80E-05 (1.3E-05) [2.22775]
DM1(-2)	-0.095456 (0.07612) [-1.25396]	2.09E-05 (1.3E-05) [1.64970]
CPI(-1)	-32.26279 (417.489) [-0.07728]	1.152447 (0.06932) [16.6246]
CPI(-2)	-40.92929 (410.126) [-0.09980]	-0.193091 (0.06810) [-2.83544]
C	1758.815 (352.158) [4.99439]	-0.012873 (0.05847) [-0.22015]
R-squared	0.015711	0.955931
Adj. R-squared	-0.004275	0.955036
Sum sq. resids	2.30E+09	63.48336
S.E. equation	3418.794	0.567671
F-statistic	0.786112	1068.305
Log likelihood	-1927.777	-169.7191
Akaike AIC	19.13640	1.729892
Schwarz SC	19.21829	1.811780
Mean dependent	1346.312	2.111637
S.D. dependent	3411.511	2.677091

以下是Granger因果检验的结果：

表 4-13 Granger 因果检验

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests

Date: 04/17/13 Time: 21:10

Sample: 1996M02 2013M02

Included observations: 202

Dependent variable: DM1

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
CPI	0.688015	2	0.7089
All	0.688015	2	0.7089

Dependent variable: CPI

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
DM1	7.268056	2	0.0264
All	7.268056	2	0.0264

我们可以很清楚地看见，CPI 不是 M1 增长量的 Granger 因；但是 M1 增长量确实 CPI 的 Granger 因。也就是说，由于 M2 非 I(1)序列而是 I(2)序列，这给 Granger 因果检验带来了很大的困扰。我们改用的 M1 增长量的指标能很好地体现出中国的通胀水平是 M1 增长率的 Granger 果。也就是说，我们之前论述的理论模型能与实际的经济数据吻合。同时我们还可以看见 CPI 作为因变量出现在等式左端时，M1 的增长量对于 CPI 的增加是有显著的正的贡献的。也就是说，改变货币发行模式，就能显著地降低 M1 的增长量，从而直接给 CPI 带来负向的有益的变化。

接着我们继续改用 M0 的数据与 CPI 进行协整检验和 Granger 因果检验，来验证老百姓所谓的钞票印多了的直观感受知否契合。M0 是流通中的现金，随着电子支付技术的发展和互联网无纸化交易的普及，越来越多的人放弃使用现金而改用信用交易和电子交易，其实 M0 在经济实际中的主导作用日渐式微，我们在这里做的 VAR 模型和 Granger 因果检验只是起到了一个辅助说明的作用，真正有绝对性意义的还是上述的 M1 增长率和 CPI 所做的模型。

我们发现，M0 的一阶差分经过 ADF 检验后，显示出是一个平稳序列，于是 M0 的一阶差分与 CPI 协整，我们对他们进行 VAR 模型和 Granger 因果检验：

表 4-14 VAR 模型

Vector Autoregression Estimates

Date: 04/17/13 Time: 21:26

Sample (adjusted): 1996M05 2013M02

Included observations: 202 after adjustments

Standard errors in () & t-statistics in []

	DM0	CPI
DM0(-1)	-0.635609 (0.06818) [-9.32209]	-1.10E-07 (5.6E-06) [-0.01966]

DM0(-2)	-0.295152 (0.06824) [-4.32502]	-8.99E-07 (5.6E-06) [-0.16112]
CPI(-1)	-342.0255 (856.303) [-0.39942]	1.158965 (0.07000) [16.5566]
CPI(-2)	344.1033 (840.131) [0.40958]	-0.202828 (0.06868) [-2.95331]
C	479.7736 (635.546) [0.75490]	0.063638 (0.05195) [1.22488]
R-squared	0.308934	0.954312
Adj. R-squared	0.294902	0.953384
Sum sq. resids	9.85E+09	65.81524
S.E. equation	7070.621	0.578003
F-statistic	22.01669	1028.709
Log likelihood	-2074.562	-173.3625
Akaike AIC	20.58973	1.765966
Schwarz SC	20.67161	1.847854
Mean dependent	259.4310	2.111637
S.D. dependent	8420.402	2.677091

下面是 Granger 因果检验的结果：

表 4-15 Granger 因果检验

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests

Date: 04/17/13 Time: 21:27

Sample: 1996M02 2013M02

Included observations: 202

Dependent variable: DM0			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
CPI	0.167770	2	0.9195
All	0.167770	2	0.9195
Dependent variable: CPI			

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
DM0	0.030685	2	0.9848
All	0.030685	2	0.9848

和我们预期的结果一致，M0 的一阶差分的变化和 CPI 之间互相没有 Granger 因果关系。这也说明了在金融电子化大趋势的今天，M0 不能再作为一个合理刻画货币供应量的指标。可以预见，在未来的日子里，随着金融全球化和信息技术的发展，需要使用流通中的现金的机会越来越少，M0 的数量会相对减少甚至最后消亡。在可以遇见的未来，M0 将会淡出历史舞台，或者将来会赋予它新的定义。

4.4 本章小结

总结一下以上实证分析的若干结论，我们可以得出广义货币供应量 M2 由于不具有二阶差分的平稳性，所以失去了大量的参考价值，盲目使用二阶差分与 CPI 进行 Granger 因果检验只会导致伪回归或者是虚假的结果。而取而代之的 M1 确是一个很好的替代 M2 刻画货币发行对通货膨胀影响的指标。我们可以清楚的看见，Granger 因果检验以无可辩驳的事实告诉我们，货币发行的不合理制度带来的货币超发是 CPI 高企的直接诱因。而 M0 在今天的金融运行中所起到的作用日渐式微，M0 只能作为一个辅助变量参与到经济金融的决策中。

结合 4.2 和 4.3 的模型，我们可以预期在未来的很长一段时间内，中国的通货膨胀水平将会运行在一个很高的位置上，而且很难再次回归到一个合理的低通胀区间中。天量的上百万亿的货币发行将会给中国未来的物价水平蒙上一个很灰暗的背景。无论如何采取流动性控制手段或者是加息、提高存款准备金率等措施，都不能从根本上缓解中国高企的物价水平。只有在源头上控制住货币发行，才能更进一步的稳定住汇率和利率水平，更能提高公众对于中央政府未来治理通货膨胀的信心。虽然 4.3 中的鞅性假设并不能很好地切合中国的实际，但是 4.3 中提出的 Markov 链的模型确实是一个非常简单直白预测未来中国通货膨胀区间的方法。在未来的研究中，我们可以削弱鞅性的假设，从半鞅的假设推出中国未来的通货膨胀形势。可以预见，即使是建立在更弱的假设上得出的结论，也会和本文中得出的中国通货膨胀水平将长期高企吻合。

需要注意的是，由于种种的原因，最直接刻画物价水平的 CPI 在中国并不能很好地体现出老百姓的切身感受。公众总是觉得 CPI 长期被低估，但是本文依然采用 CPI 作为实证模型中刻画通货膨胀率的中心变量，这是因为我们很难得到其他的代替变量的月度长期数据。而比如 PPI、食品价格指数、房屋价格指数又不能比较完整地刻画出中国的实际通货膨胀水平，于是这是一种不得已而为之的方法。需要注意的是，中国的 CPI 中将住房视为投资而不是视为消费，所以几乎没有把住房价格指数计入 CPI。但在目前的社会现实中，居民切身感受出的高企的物价首先其中地反映在住房价格上，房价十年翻好几番，这和官方公布的 CPI 数据之间的差距是非常的大。这从一个方面说明了目前 CPI 度量手段的不合理性以及数据的非真实性。我们需要更准确的 CPI 构成比例和 CPI 统计方式，这不仅仅需要客观的统计能力，更需要政府具有高超的政治智慧。

第五章 结论与建议

在本文中，笔者构建了一套解释中国特色基础货币投放体系的模型，从中我们可以看出中国人民银行在最近的很长一段时间内是采取买外汇发行人民币的方式。很多专家学者大力褒奖这一中国模式，认为这样的模式是和香港、日本的货币发行模式是相同的，而且认为中国政府创造性地采取了收购创汇所得发行基础货币的模式，为中国外贸的持续发展和 GDP 的平稳较快增长提供了强有力的保障。但是笔者从货币循环的角度指出，中国人民银行这套买外汇发行基础货币的模式，背离了最基本的金融学原理：自身负债须由自身对等的资产作为担保。中国的货币发行模式模糊了产权结构，淡化了央行在发行货币中应起到的主导地位，使之成为了一个简单的外汇收购平台，被动地投放基础货币。中国人民银行的货币发行独立性受到了很大的国际外部环境制约。与此同时，人民币汇率迟迟升值不到位使得中国长期外贸顺差和外汇储备单向增加的问题始终得不到解决。笔者指出，这样的产权模糊的货币投放模式，会使得央行出现道德风险问题，央行可以低成本甚至是 0 成本的投放基础货币，会刺激央行不断新增基础货币来刺激经济增长，这就会为未来的中国通货膨胀形势埋下了诸多的不确定性。更重要的是，今天我们可以很清晰地看出中国走了一条扩张型的基础货币投放道路，会使得派生存款源源不断地变成基础货币，这样的模式背离了最基本的货币投放的规律，使得基础货币的功能本末倒置。同时，基础货币供给的随意性，会扭曲市场资金价格，从而影响到金融市场中最核心的变量利率，由于中国利率一体化和市场化改革还没有完成，这使得利率信号的释放更为畸形，从而进一步扭曲各个市场中的资产价格，为国家的宏观调控带来了诸多的不变性。

笔者随后提出了一个合理的基础货币投放模型，就是参考美联储的买卖国债投放基础货币的模型。通过买卖对应改变市场的基础货币供应量和基础利率价格，这样的直接有效的基础货币投放模式能很好的释放市场信号，同时为货币自由进出流通领域带来了极大的便利。更重要的是，这样的一套买卖国债的基础货币投放模式，能很好的明晰产权，使得政府的货币负债有相应的政府税收资产背书。从而有效控制了总的货币供应量，使得政府不至于滥发货币。需要注意的是，中央银行根本不同于商业银行，由于中央银行可以印刷最后支付手段，所以理论上中央银行可以通过印刷货币防止可能出现的资不抵债问题。但是资产负债对等原则根本改变了中央银行不能破产的情况，根据这一原则，中央银行不能印刷超过其资产的负债总额，否则就会陷入破产。这使得中央银行在投放基础货币时具有相当的成本，从而能有效抑制央行滥印钞票的问题。这样的一种基础货币投放模式，可以说是一个最不坏的模式，也是中国建设社会主义市场经济所必须达到的货币投放模式。如果继续买外汇发人民币的模式，虽然能保证充分的就业和持续的经济增长，但会埋下长期的恶性通胀的种子。外汇储备的单向增加伴随着长期的汇兑损失，使得中国货币持有人忍受着长期出超却不能享受日渐丰富的外汇储备资产所得。

笔者在实证分析中也证明了长期的人民币升值不到位带来的贸易顺差，直接导致了人民币的大量超发。虽然 CPI 并不能很好地刻画中国人实际感受出的通货膨胀水平，但在本文的实证中，人民币的大量超发依然能显著地影响到 CPI 价格指数。更可怕的是，这部分超发的人民币对应的资产已经通过外贸顺差的方式流向了国际市场，使得通货膨胀的形势日益严峻。从根本上解决通货膨胀问题，只能从货币发行方式入手。只有我们改变了目前的以外汇占款方式投放基础货币，变买别人的美元发行货币为买自己的国债发行货币，才能有效遏

制持续高企的通货膨胀水平。而一个受控的合理的通货膨胀目标区间,才是我们愿意见到的。

在模型的建构过程中,笔者忽视了一些因素比如说经济增长,技术进步带来的交易成本的降低等给通货膨胀带来的影响。但是需要指出的是,数据的分析并不是本文的核心,**Granger** 因果分析中做出的货币超发对通货膨胀的肯定性结论是买外汇发行基础货币的必然结果。随着近年来资本外流的愈演愈烈,人民币汇率能否持续升值已经成为了市场的焦点。人民币可能要贬值的原因是因为货币超发,货币超发的原因是持续的外贸顺差,外贸顺差的原因是人民币升值不到位。这样推出的结论就是人民币可能要大幅贬值的原因是人民币迟迟升值不到位。这种貌似悖论的推理隐含的确是买卖外汇发行货币所带来的必然。

需要指出的是,本文的模型需要在以后做更多的细化工作,比如说加入资本外流数据进行更深入细致的讨论。资本外流量已经越来越成为一个刻画中国货币的核心变量。究竟何时我们才能回归到货币发行的正轨上,还需要几代人共同的努力。

参考文献

- [1] 杨柳, 李力, 对 1996-2005 年间我国通货膨胀成因的实证研究[J].. 理论月刊 THEORY MONTHLY, 2006(1)
- [2] 李丕东、陈帅, 通货膨胀不确定性评述 [J].. 上海金融, 2008(3)
- [3] 刘遵义, 比较治理通货膨胀的策略 [M]. 中信出版社, 2008
- [4] 宋鸿兵, 货币战争 2 金权天下 [M]. 中华工商联合出版社, 2009.
- [5] 宋鸿兵, 货币战争 3 金融高边疆 [M]. 中华工商联合出版社, 2011
- [6] 宋鸿兵, 货币战争 [M] 中信出版社, 2007
- [7] 张五常, 人民币的困惑 [J].. 贵州财经学院学报, 2009
- [8] 胡海鸥、叶才福, 经济学的理解与应用 基于中国经济特殊性的视角 [M]. 北京大学出版社, 2011
- [9] 胡海鸥, 利率自由化: 前提是“还富于民”——利率市场化的另类思考 [J]. 上海金融, 2012 (3)
- [10] 谈正达 唐琳 胡海鸥, 我国国际资本流动与货币冲销的有效性研究: 1999~2010 [J]. 国际金融研究, 2011[12]
- [11] 胡海鸥, 顾巧明, 基于市场经济改革的市场交易和系统匹配 [J]. 上海管理科学, 2010[5]
- [12] 顾巧明, 胡海鸥, 中外货币政策传导机制理论比较研究 [J]. 上海管理科学, 2010[5]
- [13] 杜荣耀, 胡海鸥, 准备金率和资本充足率影响商业银行贷款规模的机制分析, [J]. 上海金融, 2011 (1)
- [14] 胡海鸥, 欧平, 货币发行中买入国债与外汇的不同逻辑含义, [J]. 上海金融, 2010(3)
- [15] 胡海鸥, 谈正达, 论构建具有自我约束能力的人民币发行机制, [J]. 上海金融, 2011(7)
- [16] 陈舒薇, 胡海鸥, 我国外汇储备增加的通货膨胀效应实证研究——兼评外汇冲销政策的有效性 [J]. 科学技术与工程, 2009(1)
- [17] 胡海鸥, 季波, 改革三十年利率市场化路径反思 [J]. 上海金融, 2009 (2)
- [18] 周沁怡, 胡海鸥, 央票作为我国公开市场操作手段的局限 [J]. 科学技术与工程, 2009(11)
- [19] 胡海鸥, 杜荣耀, 我国货币供给的致命缺陷: 开放式循环 [J]. 上海金融, 2009[9]
- [20] 朱鲁秀, 胡海鸥, 我国外汇储备对名义产出与物价水平的动态影响研究——货币渠道的证据, 上海交通大学学报 2009 (5)
- [21] Bernanke, Ben S. (June 1983). "Nonmonetary Effects of the Financial Crisis in the Propagation of the Great Depression". American Economic Review 73 (3): 257 - 276. JSTOR 1808111
- [22] Bernanke, Ben S.; Blinder, Alan S. (September 1992). "The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission". American Economic Review 82 (4): 901 - 921. JSTOR 2117350.
- [23] Bernanke, Ben S.; Gertler, Mark; Watson, Mark (May 27, 1997). "Systematic Monetary Policy and the Effects of Oil Price Shocks". C.V. Starr Center for Applied Economics..
- [24] Bernanke, Ben S.; Laubach, Thomas; Mishkin, Frederic S.; Posen, Adam S. (2001). Inflation Targeting: Lessons from the International Experience. Princeton University Press. ISBN 0-691-08689-3.
- [25] Ho-Yin Yue, King-Tai Leung, The Effects of Quantitative Easing on Inflation Rate: A Possible Explanation on the Phenomenon. [J]. European Journal of Economics, Finance and Administrative Sciences, 2011 (41)
- [26] 高茵. 财政刺激计划、货币供应量、公众预期与通货膨胀——中国 1996-2008 年月度数据的实证分析[J].. 财经问题研究, 2010, (2).

- [27] 和立道, 范修礼. 扩张政策下的货币因素分析——基于中国长期超额货币供给视角分析[J]. 经济问题探索, 2010(2)
- [28] 陈彦斌、唐诗磊、李杜: 货币供应量能预测中国通货膨胀吗?[J]. 经济理论与经济管理, 2009 年第 2 期
- [29] 王小广, 供大于求决定通货膨胀不会发生 [W]. 网易财经, 2009
- [30] 李强, 度量通货膨胀的指标研究 [J]. 金融研究, 1997. 7
- [31] 徐强, 欧盟的通货膨胀测度指标及借鉴[J]. 财经问题研究, 2007. 10