

中国经济内在转型视角下超额货币供给的成因

胡正

（西南财经大学中国金融研究中心，成都，610074）

摘要：大多数研究文献表明，改革开放三十余年来，中国在大多数年份中的确存在着超额货币供给。本文紧紧抓住中国经济内在转型的时代背景，选择包括经济货币化进程、高储蓄率、财政收支变动、资本市场发展这四个方面的典型经济事实，通过经验统计数据，运用现代计量经济学方法，实证研究中国超额货币供给的成因。

关键词：超额货币供给；经济货币化；储蓄率；财政收支；资本市场

引言

根据货币主义理论，超额的货币供给最终将会完全体现为价格的上涨，从而引发通货膨胀。已有文献研究大多得出了偏大的结果，这加剧了研究者对中国宏观经济运行的担忧，将其视为高悬的“达摩克利斯之剑”，紧张气氛，跃然纸上。从胡正（2011）的研究结果来看，事实有被夸大之嫌，但是这种担心也绝非杞人忧天。尤其在广义货币(M2)层次上，平均的超额供给程度仍然达到了年均 5.5%，如果将这 5.5%的超额货币供给完全转嫁于物价增长之上，结果对实体经济的损害程度绝对不容忽视。因此，探究改革开放 30 余年来中国宏观经济运行中超额货币供给的生成机制和影响因素，抓住关键，提出科学合理的解决对策，不仅具有理论价值，而且具有重要现实意义。所以，研究今天中国经济问题不能脱离经济转型和全球化相互交织的特殊时代背景，探求中国超额货币供给的成因，亦应该遵循这一原则。在这里，本文分别从四个视角，来分析转型经济条件下的中国超额货币供给的形成原因。

一、中国超额货币供给的阶段划分

考虑到广义货币 M2 在货币当局政策调控当中特殊重要地位，以及 M2 层次超额货币供给程度较大的特征，我们在以下部分的实证研究当中将主要研究 M2 层次上超额供给与上述各个因素之间关系，而不再逐一实证研究 M0 和 M1 层次的超额货币供给。同时，超额货币供给的时间序列数据，可能在中国经济转型过程中存在结构上的突变性，从而影响时间序列实证研究结果的准确性，我们需要对超额货币供给的时间序列做断点检验。在中国经济转型 30 余年当中，1994 年是经济、金融体制改革关键的一年，大量的对中国金融体制改革的文献，都 1994 年视为转折的阶段之一。

基于上述考虑和已有文献阶段划分结果，我们运用邹至庄断点检验（Chow Breakpoint Test）对 1994 年的数据做断点检验，检验的结果如下表 1：

表 1 1994 年 EVM2 的邹至庄断点检验结果

F-statistic	2.983700	Probability	0.067494***
Log likelihood ratio	6.190155	Probability	0.045272**

注：**，***分别表示在 5%和 10%的显著性水平下拒绝原假设

表 1 结果显示，在 10%的显著性水平下通过断点检验，说明 M2 层次上的超额货币供给在的确在 1994 年前后发生了结构突变，这与中国经济、金融发展历史事实，及一些学者对中国金融发展进程的阶段性划分是基本吻合的。根据这种检验结果，我们将 1979—2009 年的 EVM2 的数据划分为两个阶段：第一阶段（1979—1993）；第二阶段（1994—2009）。这两个时段内广义货币（M2）层次的超额货币供给程度表现出不同的特征：前者的变动趋势较为平稳（ $\sigma=9.7$ ），但是超额货币程度较大，均值达 7.1%；后者变动幅度较大（ $\sigma=11.8$ ），但是超额货币程度较低，均值仅为 4%。这说明广义货币层次上的超额货币供给程度具有前

高后低的特征。在下文的实证研究当中，我们将分别对这两个阶段的超额货币供给成因依次进行实证检验。

二、经济货币化与超额货币供给

1. 相关文献回顾

改革开放 30 年以来，货币在社会经济生产中的大量使用，释放了大量的货币需求，货币供给开始持续高涨，以货币媒介的经济产出比值（M2/GDP）越来越高。货币供给超速增长部分被经济转型的货币化进程所吸收，这就是超额货币成因的“经济货币化”的观点。可见，经济货币化是指一国国民经济中用货币购买的商品和劳务占其全部产出的比重以及非货币经济（包括自给自足的自然经济、物物交换经济和产品分配的计划经济）向货币经济转化的经济过程（刘士余、王辰华，2005）。

按照这种逻辑，谢平（1994）、易纲（1996）等人开创性地提出经济货币化假说来解释超额货币的成因，但是他们立足的视角并不相同。谢平（1994）立足的视角在于货币化过程中的利益分担及利益驱动刺激下所产生的更多货币需求。易纲（1996）的视角在于后发部门对货币的需求。但是，易纲（1996）对货币需求的分析仅限于现金（M0），没有推及到广义货币（M2），所以他所分析的货币化，仅能局限于商品领域，是产品的货币化（张文，2008）。张杰（1997）很好地总结和归纳了上述两篇文献观点，提出“强金融”和“弱财政”的搭配是中国经济转型之所以能取得成功的关键因素，但是畸高的经济货币化比率（M2/GDP）使得这种搭配越来越难以维持，如果国家继续依赖这种制度，超额货币供给将最终转化为通货膨胀的结果。换言之，经济货币化的进程存在着拐点。谢平（1994）认为拐点位于 1992 年，易纲（1996）判断位于 1985 年，张杰（1997）则判断位于 1988 年。不管哪一种说法，都能说明一个问题：经济货币化程度应该有一个界限，从而在经济货币化水平临近或者超过这一界限时候，其运行趋势就会出现拐点，所以其与超额货币供给之间关系也应该会因这个拐点而发生影响方向的逆转。赵东（2000）、宋健（2009）对经济货币化与超额货币供给之间的实证研究结论证明了上述推论，赵东认为在 80 年代末期超额货币供给与货币化比率之间出现了数值方向上背离，宋健认为在 1992 年出现影响方向转变。

按照 Goldsmith(1969) 观点，M2/GDP 作为代表金融深化的发展指标，反映了一国金融发达程度。那么中国 M2/GDP 在经济转型的三十余年中大部分时间内都远高于金融发达的美、英、日等国家，如果据以推断中国金融发展程度超越了上述国家，显然与事实不符。那么高速增长广义货币供给是否被经济货币化过程所吸收，需要我们进一步实证研究。

2. 经济货币化对超额货币影响的实证检验

（1）变量选择及实证方法说明

为了检验经济货币化对中国超额货币供给形成的影响，本文选择以 M2/GDP 作为反映经济货币化程度代理指标。同时，为了反映变量之间的变动弹性关系，我们对取各变量取自然对数形式，分别记为 LEVM2 和 LM2/GDP。其中对于超额货币供给为负的情况，由于其只涉及到方向变动，而不影响大小变化，所以我们按照计量经济学处理方法先对负值做绝对值处理，

然后再在绝对值对数值基础上添加负号，其数学表达为 $-d \ln |EVM2|$ 。

为了检验经济货币化对超额货币供给影响关系，本文首先对时间序列进行 ADF 平稳性检验；如果数据平稳或者为同阶单整，则对时间序列数据做 Johansen 协整检验；如果变量之间存在长期稳定协整关系，我们将写出标准化的协整方程，并刻画变量之间变动的弹性关系，并继续对变量做 Granger 因果关系检验，以刻画时间序列变动的因果关系；最后，利用脉冲响应函数（Impulse Response Function）分析各个变量之间的相互作用的动态特征。实证分析当中所采用的计量经济软件为 Eviews6.0。

(2) 实证研究

①数据 ADF 平稳性检验

我们分别对 1979-1993 和 1994-2009 两个时间段的 LEVM2 和 LM2/GDP 的平稳性检验,根据检验结果可知,1979-1993 年间的 LEVM2 和 LM2/GDP 都是一阶单整序列,我们可以继续对时间序列做 Johansen 协整检验。但是,1994-2009 年间 LEVM2 为 I(1)序列,而 LM2/GDP 为 I(2)序列,根据计量经济学理论,非同阶单整的时间序列之间不存在协整关系,因而也就不能做 Johansen 协整关系检验。换言之,经济货币化水平可能并不能用以解释 1994 年以后我国超额货币供给形成。因此,我们只能着重分析 1979-1993 年间经济货币化对超额货币供给的影响。

②Johansen 协整检验

对于同阶单整序列,我们可以对其做 Johansen 协整检验,主要根据 AIC 和 SC 最小准则来确定最优滞后阶数 $p=2$,对 1979-1993 年间的 LEVM2 与 LM2/GDP 进行协整检验。检验结果显示,在 5%的显著性水平上,LEVM2 与 LM2/GDP 之间只存在唯一的协整关系,说明二者之间存在长期稳定的关系,正规化的标准方程为:

$$LEVM2 = 2.7313 + 2.7960LM2/GDP + u_t \quad (1.1)$$

$$(5.299794) \quad (3.149813)$$

$$R^2=0.4328 \quad \text{Durbin-Watson stat}=1.5607$$

尽管回归方程式 (1.1) 拟合程度并不高(只有 43%),但是各参数回归系数显著。变量的间系数变动表明:在 1979-1993 年间经济货币化程度每增加或减少 1%,超额货币程度将同向增加或减少 2.7960%。换言之,这一时期经济货币化提高对超额货币形成具有正向的影响关系,这与直观经济现实是吻合的,说明模型具有良好的经济意义。

③Granger 因果检验

对同阶单整的序列,我们可以对其做 Granger 因果关系检验,分别选择滞后阶数 $p=1, 2$,检验结果表明在 5%的置信水平上,唯一显著的是在滞后阶数为 1 时,可以拒绝 LM2/GDP 不是 LEVM2 的 Granger 原因,或者说经济货币化水平(LM2/GDP)Granger 影响超额货币供给(LEVM2),但是不存在反向的因果关系,而且当滞后阶数为 2 时,上述因果关系消失,说明经济货币化水平对超额货币供给影响具有时效性,其仅在滞后一期的时间内产生影响,这与 M.Friedman & Shwartz(1963)关于货币政策 9-12 月滞后期的结论是一致的

④脉冲响应分析

在上述 Johansen 协整检验、Granger 因果关系检验结论的基础上,我们运用脉冲响应函数来描述经济货币化水平 LM2/GDP 的一个随机误差项的冲击对超额货币供给 LEVM2 当期及以后各期的影响,运用 cholesky 分解方法得到脉冲响应函数,脉冲响应函数结果表明:当在本期给经济货币化水平的一个正向冲击,在第一期对超额货币影响为正,并在第二期达到高点以后逐渐减弱,并在第三期之后开始消失。这种变动趋势充分验证了 Johansen 协整检验和 Granger 因果关系检验结果,说明在 1979-1993 年间经济货币化水平 (LM2/GDP) 变动对超额货币供给形成具有较好的解释力。

3. 小结

本部分内容在回顾超额货币供给成因的“经济货币化”假说的理论和实证的基础上,运用 Johansen 协整检验、Granger 因果关系检验和脉冲响应函数实证研究了 1979-1993 和 1994-2009 年间两个阶段的经济货币化水平 (LM2/GDP) 对超额货币供给 (LEVM2) 的影响,实证研究的结果表明,经济货币化水平对第一阶段的超额货币供给形成具有良好的解释作用,经济货币化水平变动是超额货币供给的 Granger 原因,但是不存在反向的因果关系。协整方程回归的系数弹性分析表明,经济货币化程度每变动 1%,超额货币供给同向变动 2.796%。

脉冲响应函数分析结果验证了上述结论,说明在 1979-1993 年间,经济货币化水平对超额货币供给具有较好的解释力。但是,对 1994-2009 年间数据平稳性分析表明,1994 年之后二者之间不存在长期协整关系,因而也就无法用经济货币化变动来解释这一时期超额货币供给,这与我们前文推论及诸多文献中关于中国经济货币化水平存在折点的论断是一致的。

三、中国高储蓄率是超额货币供给的原因吗?

1. 关于中国高储蓄率与超额货币供给的一些理论探讨

对于中国超额货币成因的诸多学说解释中,货币化假说和强迫储蓄假说具有较高的认同度,但前者不能对 90 年代中期以后中国超额货币现象提供合理解释。近年来,大量的文献从中国高储蓄率角度来解读这一现象(曾令华,2001;余永定,2002;江春,2004;李扬、殷剑峰,2007;何新华、曹永福,2005;牛秀起,2008 等),认为中国高储蓄率可能是造成超额货币供给的主要原因,尤其全球金融危机以来,西方国家公开指责中国高储蓄率是造成美国金融危机的重要原因¹,中国高储蓄率成为研究中国宏观经济问题的关键。高储蓄率是改革开放以来中国宏观经济的又一重要特征,伴随经济发展整个过程,因此将高储蓄率和超额货币供给联系起来研究具有明显的合理性。但是,现有的很多文献在论述储蓄、储蓄率等易于混淆的概念时候,大多没有明确的界定和区分,而在不同的概念下,储蓄率的计算方法有很大差异,储蓄率高低也就缺乏可比性(任若恩、覃筱,2006)。同时,从储蓄率视角来研究超额货币问题的文献,主要以逻辑分析为主,系统、全面的实证研究的文献并不多见。基于上述两点原因,我们认为对储蓄率是否是造成中国超额货币供给原因的命题,需要谨慎做出判断。

2. 储蓄率的内涵及计算方法

分析一国的投资、消费、增长和社会保障等宏观经济问题都必须关注该国的储蓄率水平,但是,储蓄率的计量问题并未引起国内学术界的重视,也并无专门针对中国储蓄计量问题的专著和文献,缺乏统一计量标准(任若恩、覃筱,2006)。

从现有文献来看,目前计算中国储蓄率方法有两种:第一种用各部门储蓄余额与 GDP 或者 GNP 之比来表示(如:Woo(2005);),其优点是计算简便,数据易得,但其不能反映消费和储蓄的结构变化。第二种是用各部门储蓄与部门可支配收入之比来表示,其优点是能够反映储蓄、消费的状况,但是计算较为繁琐,数据获取较难(如:何新华,曹永福,2005;任若恩、覃筱,2006)。为了计算简便和满足数据可得性,我们采用储蓄率的第一种计算方法,即通过各部门储蓄余额与 GDP 比值来表示各部门储蓄率。

3. 储蓄率变动与超额货币供给的动态关系

新古典增长理论认为,从长期来看,经济增长趋于稳态,储蓄率的变化对产出只有水平效应,而无实际增长效应,此时只有技术进步才能够真正促进经济增长。实际上,在现实经济增长过程中,这种状态只是一种理想状态。尤其在计划经济向市场经济转型的过程中,更多的表现出一种非平稳状态。在生产函数的投入要素中,资本与有效劳动,并不是严格依照模型假定配比,更多的表现为劳动密集型生产模式,因此资本边际产出要显著的高于稳态水平。同时,由于金融市场不发达,缺乏多元化的投资工具,储蓄率也显著高于稳态水平。因此,储蓄率的增加,将导致产出减少,反之,将使产出增加。

上述分析可以得出,高的储蓄率将导致产出下降的结论,换言之,储蓄率的提高使得产出增长显著低于其潜在水平,从而使得与此为计算基础的超额货币程度增加。所以,从理论上分析我国的高储蓄率必然导致超额货币的上升,那么两者之间是否真实存在这样的因果关系呢?下一部分我们将通过实证研究予以说明。

¹ 参见保尔森:《美国财政部长保尔森称:中国高储蓄率助长美金融危机》,载于《参考消息》2009 年 1 月 4 日第 1 版。

4. 高储蓄率对超额货币供给影响的实证检验

(1) 变量选择及实证方法说明

在变量选择上,我们以各部门储蓄余额与 GDP 的比率来刻画部门储蓄率问题,居民、企业和政府三部门的储蓄率分别记为 RSR、CSR、GSR,为了平滑数据波动和便于观测变量之间的弹性,对各年数据取自然对数,分别记为 LRSR、LCSR、LGSR。

为了检验经济货币化与超额货币之间的关系,本文将采取 Johansen 协整检验的方法,具体步骤如下:首先,为防止出现伪回归问题,要分别对 1979—1993 和 1994—2009 两个时间段内的时间序列进行平稳性检验;其次,用 Johansen 协整检验法对进行各变量之间的关系作协整检验;再次,如果变量之间存在长期协整关系,检验两者之间 Granger 因果关系;最后,再利用脉冲响应函数(Impulse Response Function)分析各个变量之间的相互作用的动态特征。实证研究中所采用的计量经济软件为 Eviews6.0。

(2) 实证研究

① 平稳性检验

这里需要对 1979—1993 和 1994—2009 两个时间序列数据做单位根检验,如果存在单位根则说明非平稳,反之则平稳。检验结果表明,时间序列数据在 1979—1993 和 1994—2009 两个时间段内表现出不同的数据特征:第一段时间内为一阶单整序列,第二时间段内居民部门储蓄率为平稳序列,而其他两个部门则为一阶单整序列。对于这种具有非同阶单整序列,也有文献认为尽管两两之间并不存在严格的协整关系,但是组合之间也可能存在协整关系,因而对于这一类时间序列可以进行协整检验。

② 协整检验

对于多重变量的协整检验,我们需要建立向量自回归模型(VAR),并在此基础上运用 Johansen 协整检验来确定多重变量之间的协整关系。检验结果表明两个时间段内,LEVM2、LRSR、LCSR、LGSR 三者之间均存在唯一的协整关系,经正规化的标准方程分别为:

$$levm2 = -2.2252 + 0.6463lrsr - 2.2452lcsr - 0.6712lgsl \quad (1.2)$$

$$(4.4903) \quad (1.9854) \quad (-1.5659) \quad (-1.8426)$$

$$R^2=0.5598 \quad \text{Durbin-Watson stat}=2.4092$$

$$levm2 = -2.3319 + 0.3718lrsr - 1.6871lcsr + 1.3608lgsl \quad (1.3)$$

$$(1.3352) \quad (1.7412) \quad (1.3902) \quad (-2.3678)$$

$$R^2=0.1305 \quad \text{Durbin-Watson stat}=2.1592$$

式(1.2)和式(1.3)分别为 1979—1993 和 1994—2009 年间超额货币与三部门储蓄率之间 OLS 回归方程,括号内数字代表各系数的 T 统计量。回归结果表明:在两个时间段内有且仅有居民部门和政府部门储蓄率系数的 T 统计量在 10%的置信水平上显著,企业部门储蓄率系数则不显著;在变动方向上,居民储蓄率与超额货币之间存在正向变动关系,其他两个变量的影响方向则相反。具体来说,在 1979—1993 年间居民储蓄率每增加或减少 1%,超额货币同向变动 0.6463%,政府储蓄率每增加或减少 1%,超额货币反向变动 0.672%;1994—2009 年间居民储蓄率的变动对超额货币影响程度有所减弱,居民储蓄率每变动 1%,超额货币同向变动 0.3718%,但是政府储蓄率对超额货币影响由负变为正,且程度加大,政府储蓄率每增或减 1%,超额货币程度将增或减 1.3608%。从两个阶段回归方程的拟合程度来看,第一阶段的拟合程度较高,对超额货币成因的解释程度达到 56%,而第二阶段的拟合度较低,仅有 13%,说明储蓄率对超额货币成因的解释力度在减弱。

③ Granger 因果检验

检验结果基本上印证了式(1.2)和(1.3)所反映的信息:1979—1993 年间居民储蓄

率和政府储蓄率是中国超额货币的 Granger 原因,而在 1994—2009 年间居民储蓄率对超额货币变动的影响减弱,甚至开始出现反向因果关系(换言之,由于超额的货币供给使得居民部门被动储蓄增加),政府储蓄率对超额货币的影响开始由负转为正,且影响程度加大,这可能与 1994 年以后政府储蓄、财政收入显著增加有关。

④脉冲响应函数

为了进一步分析居民、政府部门储蓄率冲击对超额货币程度的影响,还需要在 VAR 模型基础上,通过脉冲响应函数来进一步分析,其趋势表明:1979—1993 年间居民储蓄率(LRSR)对超额货币程度具有长期正向影响,且在第二期一个新息冲击的影响达到最大,但是随后即开始衰减;政府储蓄率(LGSR)对超额货币程度具有长期负向影响,且在第三期达到最大。

5. 小结

本部分通过 Johansen 协整检验、Granger 因果关系检验、脉冲响应函数,分析了 1979—1993 和 1994—2009 两个时间段内居民、企业和政府三部门储蓄率对中国超额货币成因的影响,结果表明居民储蓄率和政府储蓄率对超额货币形成具有显著影响,但是企业储蓄率对超额货币的影响不显著,其原因可能在于三个方面:其一,是与居民储蓄占总储蓄比重相比,企业储蓄占比相对较低,因而企业储蓄率的变动对国民储蓄率的影响较小;其二,由于长期以来,我国居民消费拉动缓慢,居民储蓄向投资转化不足,大量的居民储蓄以银行存款形式沉淀下来,没有参与 GDP 生产,因而对超额货币形成起到促进作用;其三,以 1994 年为界,我国政府储蓄率发生较大变动,政府储蓄率快速上升并超过了同期的居民部门和企业部门储蓄率,政府储蓄在国民储蓄中的比重显著增加,使得政府储蓄率对超额货币形成具有明显促进作用,同时,作为政府收入的重要来源,财政收入占 GDP 的比重也在这一时期发生了由降转增的逆转,成为这一时期超额货币程度变动的重要信号,也将是我们下一部分要重担分析的内容。

四、财政收支变动与中国超额货币供给

1. 财政收支变动对超额货币供给影响的理论研究

前面的实证研究表明,在改革开放以来的 30 余年中政府储蓄率对于超额货币形成具有显著的影响,但是在 1994 年以前两者呈负相关关系,而之后则呈正相关变化关系。这种变化趋势与同期中国财政收入(Fiscal Incoming)占 GDP 之比(FI/GDP)的变化趋势非常契合:1994 年前后财政收入占 GDP 的比值趋势发生明显的逆转。麦金农(1993)在研究经济转型国家经济自由化秩序时,也观察到了中国在市场化改革进程中 FI/GDP 不断下降,同时财政赤字不断恶化的特征,但是,令其疑惑的是中国没有像其他东欧经济转型国家一样,财政收入占比下降总是伴随着较高的通胀水平,麦金农将其称为“中国货币之谜”。

麦金农立足于转型经济当中,政府当局财政收入变动与物价水平变动考察视角,为我们从这个视角来研究超额货币供给形成提供了很好的启发。但是,囿于研究时间的局限,麦金农(1993)无法注意到 1994 年之后的中国财政收入与 GDP 之比趋势发生了逆转,由下降变为开始上升。但是,相对于同期 GDP 增速而言,两个阶段表现出不同的特征,即第一阶段略低于 9.7% 的 GDP 增速,而第二阶段则远高于 10.1% 的 GDP 平均增速。

就我国近 30 余年来,财政支出增长和财政盈余或赤字的变动趋势来看,主要表现为财政赤字,尤其是 1994 年以来,财政赤字的数额和赤字率明显增加。尽管从理论上来说,对财政赤字的弥补可以通过动用历年财政结余、举借内债或外债、挤压银行信贷计划内的其他方面指标等方式,而不产生财政性货币发行的结果(窦祥胜,2002;贾康、余小平等,2001),并且我国已于 90 年代初明令不得运用向银行透支或借壳的方式来弥补赤字,但是实际上,由于在我国现行金融体制下,中央银行的独立性不强,同时存在“强金融,弱财政”(张杰,1994)转型经济独有的特征,财政透支与借款总额占各类货币量的比重是比较高的,据唐彬

(2006)的测算, 财政透支与借款分别占基础货币(MB)、M1、M2 平均比重分别为 6.56%、4.29%和 1.65%。尤其是次贷危机以来, 我国政府实行大规模的财政刺激政策, 财政赤字的规模迅速增加, 政府及其平台公司贷款对商业银行信贷计划内的其他方面贷款挤出效应明显, 这更加剧了财政赤字对货币投放的影响。

上述理论分析, 刻画了财政收支变动对货币供给的影响机制, 其是否对超额货币投放形成实质上影响, 需要进行实证研究, 以进一步得出结论。

2. 实证检验

(1) 变量选择及实证方法说明

在变量选择上我们以财政赤字或盈余绝对数额(Fiscal Deficit)和财政赤字率(rate of deficit)两个指标来刻画财政收入变动状况, 并分别表示为 fd 和 rd , 为了便于观测变量之间的弹性, 对各年数据取自然对数, 分别记为 $\ln fd$ 和 $\ln rd$ 。

为了检验财政收支变动对超额货币供给的影响关系, 我们首先分别对 1979—1993 和 1994—2009 两个时间段内的时间序列进行平稳性检验; 其次, 用 Johansen 协整检验法对进行各变量之间的关系作协整检验; 再次, 如果变量之间存在长期协整关系, 检验两者之间 Granger 因果关系; 最后, 再利用脉冲响应函数(Impulse Response Function)分析各个变量之间的相互作用的动态特征。实证研究中所采用的计量经济软件为 Eviews6.0。

(2) 实证研究

①平稳性检验

检验结果表明, 时间序列数据在 1979—1993 和 1994—2009 两个时间段内均为一阶单整序列, 因而对于这一类时间序列可以进行 Johansen 协整检验。

②Johansen 协整检验

检验结果显示 LEV_{M2} 、 $\ln fd$ 、 $\ln rd$ 三者之间在 1979—1993 年间, 在 10%的显著性水平上有且仅有唯一的协整关系; 而 1994—2009 年间, 在 5%的显著性水平上, 至少存在一个协整方程, 上述协整关系经标准化方程分别为:

$$\begin{aligned} lev_{m_2} &= 0.619 + 0.1963 \ln fd - 0.1379 \ln rd & (1.4) \\ (0.6665 \quad (0.1468) \quad (0.2502) \\ R^2 &= 0.1998 \quad D-W = 1.83 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} lev_{m_2} &= 0.7871 + 0.61 \ln fd + 0.6777 \ln rd & (1.5) \\ (1.0960 \quad (0.1486) \quad (0.5714) \\ R^2 &= 0.20 \quad D-W = 1.65 \end{aligned}$$

式 (1.4) 的回归结果表明, 在 1979—1993 年间, 超额货币供给 (lev_{m_2}) 与财政赤字或盈余 ($\ln fd$) 之间同向变化, 财政赤字或盈余每增加或减少 1%, 超额货币供给同向增加或减少 0.1963%; 与财政赤字率 ($\ln rd$) 呈反向变动关系, 财政赤字率每增加或减少 1%, 超额货币供给减少或增加 0.1397%。式 (1.5) 的回归结果表明, 在 1994—2009 年间, 超额货币供给 (lev_{m_2}) 与财政赤字或盈余 ($\ln fd$) 之间也同向变化, 财政赤字或盈余每增加或减少 1%, 超额货币供给增加或减少 0.61%; 与财政赤字率 ($\ln rd$) 呈同向变动关系, 财政赤

字率每增加或减少 1%，超额货币供给同向增加或减少 0.6777%。

从两个阶段变量之间 OLS 回归结果来看， $levm_2$ 与 $\ln fd$ 之间均为同向变动的结果，应该说与我们前文的理论推论的结论是一致的，即财政赤字增加可能导致货币供给的增加。但是，为什么 $levm_2$ 与 $\ln rd$ 在两个阶段中变化方向截然相反呢？我们认为原因可能在于两个阶段中财政赤字化率经历了大致相反的变化趋势，1979—1993 年间赤字化率稳中有升，1994—2009 年间赤字化率先迅速上升，后迅速下降。

③Granger 因果关系检验

检验表明，在 1979—1993 年间，在 10%的置信水平上，滞后阶数为 1 时，唯一显著的是 LFD 是 LEVM2 的 Granger 原因，但不存在反向的因果关系，且对滞后阶数的变化较为敏感，当滞后阶数为 2 时 Granger 影响消失；而在 1994—2009 年间，在 10%的置信水平上，当滞后阶数为 1 时，显著的是超额货币（LEVM2）Granger 影响政府财政赤字（LNF D）和财政赤字率（LNR D）Granger 影响超额货币（LEVM2），但均不存在反向的因果关系，且滞后阶数变化时，两者的 Granger 影响都消失。

④脉冲响应函数

检验表明，在 1979—1993 年间给 LFD 一个正向冲击对超额货币供给产生正向影响，并且在第二期达到最大值，随后影响开始衰减；对财政赤字率的一个正向冲击对超额货币供给产生负向影响，并在第二期达到负向最大值，随后影响逐渐衰减。此外，在 1994—2009 年间，分别给 LFD 和 LRD 一个正向冲击，都会对超额货币供给形成正向影响。脉冲响应函数分析结果与 Johansen 协整检验和 Granger 因果关系检验结果是一致的。

3. 小结

本节内容在对财政收支变动对货币供给影响的理论分析的基础上，实证研究了 1979—1993 和 1994—2009 两个时间段内，财政赤字或盈余绝对数额与财政赤字率对超额货币供给的影响。实证研究结果表明：在两个时期内，财政赤字或盈余的数额变动均对超额货币供给具有 Granger 影响，Johansen 协整关系和脉冲响应函数分析结果支持了上述结论。但是，财政赤字率对超额货币影响在两个阶段中方向相反。其原因可能在于财政赤字率在两个阶段中不同的变化特征。

五、资本市场发展与超额货币供给

1. 资本市场发展与超额货币供给文献研究

在中国改革开放的三十余年中，资本市场的演进和发展对货币供给影响是研究超额货币供给的一条重要脉络。资本市场的发展对货币供给形成了分流和贮藏的“蓄水池”功能（伍志文，2003；王维安、杨靖，2003），使得超额的货币供给以资产价格上涨的形式释放出来，从而为实体经济商品价格变动架起了一道缓冲的屏障。从这个角度对超额货币供给成因的研究，被称为“金融资产囤积假说”。胡援成、程建伟（2003）在我国仍将货币供应量作为中介目标背景下，利用 1996—2001 年货币供应量和股票流通市值等季度数据，运用协整检验、Granger 因果检验等方法，实证检验了货币供应量对资本市场影响，研究表明 M0、M1 对资本市场流通市场存在正向因果关系，说明资本市场对货币供给的确存在分流作用。

资本市场对货币供给的分流作用的证据，除了体现在资本市场规模与货币供给变动的因果关系外，还表现在资产价格的变动上。国外文献当中关于货币供应量与股票价格关系的文献非常丰富，如 Cramer(1986)、Friedman(1988)、Schwartz(1992)等人研究都发现美国的货币供给量与股票价格之间存在显著的正向变动关系，美国货币供给波动可以用来解释美国股价波动。国内的研究文献中，吴振信、许宁（2006）建立 GARCH-M 模型，研究了利率、货

币供应量与股价波动之间的关系,结果表明货币供应量与股价有较显著的关系,从而验证了我国股市典型的“资金市”特点,并且资金对股价的推动存在滞后效应。

上述文献研究都表明资本市场发展对货币供应量具有分流功能,因此在对我国超额货币成因分析当中,必须将货币供给对资本市场注入因素考虑进去。那么,中国资本市场发展究竟是否影响了超额货币供给形成呢?下文将通过实证研究予以说明。

2. 中国资本市场发展对超额货币供给影响的实证研究

(1) 变量选择及数据说明

鉴于中国资本市场发展的阶段性,同时考虑到变量选择的一致性,在研究资本市场对超额货币形成影响时候,分别用债券市场规模和股票市场规模来表示两个时间段内资本市场发展情况。具体而言,在1979—1993年间我们以债券市场(包括国债、政策性金融债、国家投资公司债券、企业债和其他金融债券等)规模代表资本市场规模,记为BC(bond capacity);1994—2009年资本市场规模我们用股票市值(SCV, stock market value)来表示,资产价格以上证收盘股票价格指数(SPI, Stock price index)来表示。同时,为了反映各变量之间变动弹性大小,在实证研究中我们取各数值的自然对数形式。

由于我国自1981年开始重新发行债券,因此,我们在研究中将年限的起始日期调整为1981年至1993年。从1992年开始,以上海和深圳两大股票交易所的建立为标志,真正意义上的股票市场得到蓬勃发展,因此我们在1994年至2009年这段时期内以股票市场规模来作为资本市场代理变量研究。

(2) 实证研究

①平稳性检验

检验结果显示,时间序列均为I(1)序列。

②Johansen 协整检验

分别对1981—1993和1994—2009两个时期的数据进行协整检验,检验结果表明在1981—1993年间超额货币(LEVM2)与(LBC)之间不存在协整关系,因而在这一时期我们就无法用资本市场发展来解释超额货币的形成。但是在1994—2009年间,在95%的置信水平上,超额货币(LEVM2)与股票市价总值(LSMV)及股价指数(LSPI)之间存在唯一的协整关系。经标准化的协整关系表达式为:

$$levm2 = -8.2705 - 2.0713lsmv + 4.2214lspi$$

$$(2.8472) (2.4966) (2.3625)$$

$$R^2=0.7503$$

$$D-W=1.9871$$

回归方程具有良好的拟合度,各系数T统计量显著。参数回归的数值和方向说明1994年之后,股票市场的发展确实对超额货币供给具有分流和吸收功能,其表现在股市总值与超额货币之间反向的消长关系,股票市价总值(LSMV)每增加或减少1%,超额货币将减少或增加2.0713%。同时,超额的货币的供给又通过股价指数上涨释放出来,股价指数每增加或减少1%,超额货币同向变动4.2214%。

③Granger 因果检验

分别选取滞后阶数p=1和2,检验结果表明,在滞后阶数为1时,在5%的显著性水平上,我们可以认为资本市场流通市值(LSMV)和股票价格(LSPI)均是超额货币供给(LEVM2)的Granger原因,但是不存在反向的因果关系;当滞后阶数为2时,唯一显著的是,在10%置信水平上股价(LSPI)是超额货币供给(LEVM2)的Granger原因。Granger因果检验说明资本市场发展是超额货币供给形成的重要原因,但是相对于资本市场规模来说,股价对超额货币供给影响期限更长,事实情况是否如此,我们可以通过脉冲响应函数来予以证明。

④脉冲响应函数

我们通过建立三变量的 VAR 模型, 并采用 Cholesky 分解方法得到脉冲响应函数。一方面, 函数反映了给股票总市值 (LSMV) 的一个正向冲击对首先对超额货币程度产生负向影响, 并在第二期达到最大, 随后开始减弱, 说明股票市场对超额货币供给的分流作用; 另一方面, 函数反映了给超额货币供给 (LEVM2) 的一个正向冲击对股票价格指数的影响, 这种正向影响非常显著并且在当期即达到最大值, 随后开始减弱, 且具有持续的正向影响, 说明超额货币供给确实推动了股市价格指数的攀升, 且对股价 (LSPI) 的一个正的新息冲击, 对超额货币正向影响更长。脉冲响应函数的分析结果补充和印证了 Granger 因果检验的结论。

3. 小结

本节通过资本市场发展对货币供给产生分流作用的视角, 研究了中国超额货币供给的成因。文章延续前文两阶段的划分方法, 为了保证数据分析的一致性, 我们分别赋予了两个阶段反映资本市场发展规模不同变量: 债券市场和股票市场。通过运用协整分析、Granger 因果关系检验、脉冲响应函数等分析方法, 我们发现在第一阶段当中, 资本市场发展 (以国债市场为代表) 与超额货币供给程度之间没有显著的相关关系, 因而在这一时期也就不能用资本市场的分流作用来解释超额货币供给的形成, 而在第二个阶段当中, 随着中国股票市场的日益发展壮大, 股票市场为高速增长的货币供给提供了新的投资方式, 使得股票市场成为继储蓄之外的另一个可以用以解释 1994—2009 年间超额货币形成视角, 我们详细测算了股票市值变动百分比与超额货币供给程度变动百分比之间反向变化的消长关系, 同时也注意到超额货币供给对股票价格指数的推动作用, 这说明游离于实体经济增长和物价变动之外的“超额货币供给”, 被蓬勃发展的资本市场所吸收, 并通过股价指数的形式反映出来, 从这个角度上来说, 货币主义学派关于货币、产出和物价之间关系的论断仍然是正确的。

五、结论

本文首先运用邹至庄断点检验 (Chow Breakpoint Test), 将 32 个年度样本数据以 1994 年为界, 划分为 1979—1993 和 1994—2009 两段。以此为基础, 文章紧扣中国经济转型条件下的时代背景, 从经济货币化、财政收支变动、高储蓄率及资本市场发展这四个视角, 理论分析与实证研究相结合, 深入剖析了转型背景下中国超额货币供给的成因问题。研究的结果表明:

第一, 从理论上来说, 经济货币化程度提高, 能够吸收和消化超额货币供给, 从而使物价增长维持在一个较低水平。但是, 经济货币化进程存在界限或拐点, 经济货币化水平一旦达到或超过其临界值, 对超额货币吸收功能将大大减弱。本文实证检验结果印证了上述理论推论。在第一阶段中, 经济货币化水平 ($M2/GDP$) 是超额货币供给形成的 Granger 原因, 且二者之间存在唯一的协整关系, 经济货币化水平每提高 1%, 超额货币供给将增加 2.796%, 脉冲响应函数分析印证了上述结论。但是, 在第二阶段中, 二者之间的协整关系消失, 说明 1994 年前后经济货币化进程出现了拐点。因此, “经济货币化假说”不能解释 1994 年以后超额货币供给的成因。

第二, 中国高储蓄率是中国经济转型的重要特征之一。从理论上来说, 高储蓄、低消费使得储蓄向投资转化不足, 大量的货币滞存于银行体系当中, 而未参与到实体经济的创造当中并产生超额货币供给。本文从储蓄率的概念和结构分析入手, 分别检验了两个阶段中居民、政府和企业三个部门储蓄率对超额货币供给的影响。结果表明: 1979—1993 年间居民储蓄率和政府储蓄率是中国超额货币的 Granger 原因, 而在 1994—2009 年间居民储蓄率对超额货币变动的影响减弱, 甚至开始出现反向因果关系 (换言之, 由于超额的货币供给使得居民部门被动储蓄增加), 政府储蓄率对超额货币的影响开始由负转为正, 且影响程度加大。这与两个部门储蓄率的增减变动趋势相吻合, 说明中国的部门储蓄率确实影响了超额货币供给。

第三, 财政收支变动是研究转型经济问题的经典视角。从理论上来说, 财政收支变动对于货币供给的影响取决于政府当局弥补财政赤字的方式, 但是, 由于我国经济转型过程中存在“弱财政、强金融”的格局, 以及中央银行独立性不强等原因, 财政赤字与货币供给之间存在着较强的相关性。实证检验的结果也表明, 在两个阶段当中, 财政赤字额与赤字率都是超额货币供给形成的 Granger 原因。说明政府行为所导致的货币的赤字发行是超额货币供给形成的重要因素。

第四, 资本市场规模的扩大和资产价格提高, 对货币供给具有分流作用。我们对两个阶段资本市场规模、资产价格和超额货币供给的 Johansen 协整检验结果表明, 在第一阶段当中三者之间不存在协整关系, 说明我们不能用 1994 年以前的资本市场发展来解释超额货币形成, 这可能与当时资本市场规模不高截然相关。而 1994-2009 年间资本市场规模、股票价格与超额货币的 Granger 因果关系检验表明, 资本市场规模、股票价格是超额货币形成的 Granger 原因, Johansen 协整方程表明资本市场规模与超额货币供给之间此消彼长的关系, 说明资本市场确实分流了一部分超额货币供给, 而股票价格与超额货币之间则呈同向变动关系, 说明货币供给的增加并没有完全转化为普通商品价格的上涨, 而是有相当一部分在股票市场上溢出。这说明资本市场发展对 1994 年以后超额货币供给形成具有良好的解释力。

参考文献

- [1] Andrew Feltenstein, David Lebow, Sweder Van Wijnbergen, 1990: Savings, Commodity Market Rationing, and the Real Rate of Interest in China, *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 22, No. 2, May, pp.234-252
- [2] B.J. Moore, 1983: Unpacking the post-Keynesian black box: bank lending and the money supply, *Journal of Post Keynesian Economics*, Volume.5, pp.537-56
- [3] Cornell, 1983: The Money Supply Announcements Puzzle: Review and Interpretation, *The American Economic Review*, Vol. 73, No. 4, pp. 644-657
- [4] Elmut Reison, 2009: Domestic causes of currency crises: policy lessons for crisis avoidance, *OECD Development Center Working Paper*, NO.136
- [5] WT .Woo, 2005: The structural nature of internal and external imbalances in China, *Journal of Chinese Economic and Business Studies*, <http://informal world.com>
- [6] 程健、林梅华, 2006: 《我国 M2/GDP 畸高影响因素的实证分析》, 《华东经济管理》, 2006 年第 1 期
- [7] 都星汉、卢瑶、匡敏, 2009: 全球 M2/GDP 水平和趋势探讨, *上海金融*, 2009 年第 1 期
- [8] 董青马、胡正: 《中国高储蓄率是超额货币供给的原因吗? 》, 《经济体制改革》, 2011 年 3 期
- [9] 保尔森: 《美国财政部长保尔森称: 中国高储蓄率助长美金融危机》, 《参考消息》, 2009 年第 1 版
- [10] 戴强华, 2009: 《中国 M2/GDP 畸高原因分析》, 《武汉金融》, 2009 年第 5 期
- [11] 樊纲, 1991: 《超额货币究竟是怎么发出来的? 》, 《经济研究》, 1991 年第 1 期
- [12] 高倩倩、郑建军, 2008: 《超额货币之谜: 基于东亚地区的比较分析》, 《亚太经济》, 2008 年第 2 期
- [13] 胡智、邱念坤, 2005: 《中国“超额货币”成因的进一步检验》, 《当代财经》, 2005 年第 7 期
- [14] 胡宗义、刘亦文, 2009: 《货币反替代视角下的 M2/GDP 畸高研究》, 《湖南大学学报》(社科版), 2009 年第 6 期
- [15] 李健, 2007: 《结构变化: “中国货币之谜”的一种新解》, 《金融研究》, 2007 年第 1 期
- [16] 李国疆, 2001: 《中国的 M2/GDP: 理论、问题、对策》, 《经济问题探索》, 2001 年第 12 期
- [17] 刘斌, 2002: 《我国货币供应量、产出和物价间相互关系的实证研究》, 《金融研究》, 2002 年第 7 期
- [18] 刘明志, 2001: 《中国的 M2/GDP (1980—2000): 趋势、水平和影响因素》, 《经济研究》, 2001 年第 2 期
- [19] 牛秀起, 2008: 《对我国“超额货币”成因的历史和现实考量》, 《金融与经济》, 2008 年第 1 期
- [20] 宋健, 2008: 《中国超额货币问题研究》, 暨南大学博士学位论文
- [21] 宋健, 2010: 《超额货币、经济增长与通货膨胀》, 《广东金融学院学报》, 2010 年第 2 期
- [22] 伍志文, 2003: 《“中国之谜”——文献综述和一个假说》, 《经济学季刊》, 2003 年第 2 期
- [23] 王维安、杨靖, 2003: 《资本市场对我国货币供给影响的实证分析: 1999-2002》, 《上海金融》, 2003 年第 12 期
- [24] 张文, 2008: 《经济货币化进程与内生性货币供给》, 《金融研究》, 2008 年第 2 期

- [25] 赵东, 2000:《中国超额货币的成因及影响研究:一个新模型提出及应用》,《国际金融研究》,2000 年第 8 期
- [26] 赵明勋, 2005:《中国股票市场发展及货币需求的实证研究》,《财贸研究》,2005 年第 2 期

Causes of Excess Money Supply under the Internal Economic Transformation of China

Hu Zheng

(Chinese Financial Research Centre of Southwestern University of Finance and
Economics, Chengdu, 610074)

Abstract: Most of the literature shows that since the reform and opening up, there is indeed excess money supply in China for most years. This paper caught tightly the dual times background of Chinese economy internal transformation and external opening, we chose the process of Monetization of economy, high saving rates, fiscal revenue changes, capital market development, Foreign Exchange Reserves surge and RMB outside flowing, which are six aspects of the typical economic facts, used statistics data and modern econometric techniques to empirically study the factors and causes of the Chinese excess money supply.

Keywords: Excess money supply; Monetization of economy; Saving rate; fiscal revenue; Capital market

收稿日期: 2011-08-26

作者简介: 胡正, 西南财经大学中国金融研究中心金融学博士, 研究方向: 金融理论与实践