

# 国际货币评论

International Monetary Review

主编: 张 杰

最优金融体系结构的路径选择  
国际货币、汇率传递与货币政策  
部门价格粘性的异质性与货币政策的传导  
政府宏观经济政策与经济波动的关系

陈雨露  
王 胜  
侯成琪、龚六堂  
周 宙、魏 杰



## IMI 顾问委员会

苏宁

王兆星

潘功胜

任志刚

Joseph Yam Chi Kwong

罗伯特·蒙代尔

Robert A. Mundell

罗纳德·麦金农

Ronald I. McKinnon

史蒂夫·汉克

Steve H. Hanke

埃德蒙·阿尔方戴利

Edmond Alphandery

## IMI 学术委员会

主任委员：陈雨露

委员（以姓氏拼音为序）

贲圣林、曹彤、郭庆旺、胡学好、

纪志宏、焦瑾璞、Rainer Klump

、Il Houn Lee、刘珺、陆磊、

Daivid Marsh、Herbert

Poenisch、瞿强、Alfred

Schipke、Anoop Singh、

Wanda Tseng、涂永红、王永

利、魏本华、宣昌能、张杰、张晓

朴、张之骥、赵海英、赵锡军、周

道许

## IMI 管理团队

所长：张杰

联席所长：曹彤

执行所长：贲圣林

副所长：涂永红 宋科

## 【IMI 动态·5月简讯】

- 5月7日，由中国人民大学国际货币研究所（IMI）、国际货币基金组织驻华代表处与第一财经研究院联合举办的IMF2015年《亚太区域经济展望报告》发布会成功举行。IMF驻华首席代表Alfred Schipke、副代表Raphael Lam发表了主题演讲。IMI学术委员、国家外汇管理局原副局长魏本华致开幕辞。会议由IMI学术委员、中国驻IMF原执行董事张之骥主持。
- 5月8日下午，大金融思想沙龙（第24期）暨2014年度内部课题结项发布会（第二期）在文化大厦召开。IMI执行所长、浙江大学教授贲圣林发表了题为“中资金融机构‘走出去’战略与人民币国际化”演讲。
- 5月8日，孙冶方经济科学基金会发布了“2014年度孙冶方金融创新奖获奖作品公示”。IMI顾问委员、中国人民银行党委委员、副行长潘功胜和IMI所长、中国人民大学财金学院副院长张杰分别有相关成果获奖。
- 5月22日，由中国人民大学国际货币研究所（IMI）、货币金融机构官方论坛（OMFIF）及中国银行国际金融研究所联合主办的“人民币、SDR与国际货币体系改革”研讨会成功召开。中国人民大学校长陈雨露、货币金融机构官方论坛联席主席David Marsh、中国银行国际金融研究所常务副所长陈卫东、中国人民大学财政金融学院院长郭庆旺以及来自世界银行、国际清算银行、亚洲开发银行等国际机构以及国家外汇管理局、中国银行、中国农业银行、中国建设银行、中国国际金融有限公司等政府部门、金融机构与科研院所的六十余位专家学者出席了研讨会。会议由IMI执行所长贲圣林教授主持。
- 5月23日下午，第25期“大金融思想沙龙”暨《大洗牌：全球金融秩序最后角力》新书发布会在文化大厦隆重举行。《大洗牌》一书作者米卫凌（Willem Middelkoop）作为沙龙特邀嘉宾发表主题演讲。
- 5月30日下午，由中国人民大学国际货币研究所（IMI）与中国人民大学财政金融学院、汉青经济与金融高级研究院联合主办的“货币金融圆桌会议·2015夏”暨麦金农教授藏书捐赠仪式隆重举行。中国人民大学校长陈雨露，全国人大财经委副主任委员、中国人民银行原副行长吴晓灵，《比较》杂志社原副主编肖梦，中国金融四十人论坛（CF40）高级研究员、国家外汇管理局国际收支司原司长管涛，对外经济贸易大学校长助理丁志杰，中国人民银行货币政策司副司长孙国峰、调查统计司副司长阮健弘，中国银监会政策研究局副局长张晓朴、李文泓，摩根士丹利大中华区首席经济学家乔虹；中国人民大学财政金融学院院长郭庆旺，汉青经济与金融高级研究院执行院长梁晶，财政金融学院副院长张杰、赵锡军，IMI副所长涂永红、宋科及其他金融管理部门、科研院所以及金融实业界的专家学者出席了捐赠仪式。会议由IMI执行所长贲圣林主持。



# IMI

更多精彩内容请登陆国际货币网

<http://www.imi.org.cn/>

# 目 录

## 【卷 首】

最优金融体系结构的路径选择 ————— 陈雨露 01

## 【人民币国际化】

国际货币、汇率传递与货币政策 ————— 王胜 04

## 【货币金融理论与政策】

部门价格粘性的异质性与货币政策的传导 ————— 侯成琪、龚六堂 27

2008 年金融危机后中国货币数量论失效研究 ———— 陈彦斌、郭豫媚、陈伟泽 53

## 【宏观经济理论与政策】

政府宏观经济政策与经济波动的关系

——经济失衡形成和传递机制的分析及对中国数据的考量 ————— 周宙、魏杰 73

**【卷首语】****最优金融体系结构的路径选择****陈雨露<sup>1</sup>**

总体而言,金融体系结构与金融效率之间的关系取决于银行与金融市场相对优势和效率的动态关联机制。这种关联机制集中表现为:只要银行和金融市场的发展遵循实体经济导向原则,那么,银行与金融市场之间的竞争性互动就会最终促进双方效率的提高,而不仅仅是两种融资渠道的简单相互替代。

从一国金融体系发展的长周期来看,一是在经济和金融发展的初级阶段,在金融市场尚未充分发育、监督和治理机制效率不高的情况下,银行主导型金融体系结构具有其存在的必然性和合理性;二是随着经济和金融体系的发展,金融市场效率的不断提升会对银行效率产生持续的促进作用,这种促进作用源于二者之间动态互补、螺旋推进的竞争机制。因此,从长期视角来看,一个高效率的金融市场同时也是银行效率的助推器,只有在二者的协调发展、良性竞争和彼此促进中,才能最终实现资源的优化配置和金融体系整体效率的提升。

**金融体系结构与金融稳定**

20 世纪 70 年代以来,随着各国金融市场规模的不断扩大,伴随金融自由化的市场导向型的金融体系结构通常更易于引发信贷扩张和资产价格泡沫。尤其是在金融监管制度发展滞后的情况下,信贷资金借由金融市场的大规模杠杆化运作可能导致金融体系的不稳定性增强,并使得资产泡沫破灭对经济和金融周期的影响更加明显。

从微观层面来看,在一国金融体系结构市场化的过程中,金融资产的种类和数量迅速增长,金融资产结构更加纷繁复杂,滋生资产价格泡沫和金融风险的因素也显著增加。从宏观层面来看,20 世纪 90 年代以后,随着全球范围内金融机构和金融市场的一体化发展,传统的机构和市场边界被彻底打破,整个金融体系演变成一个巨大的金融信用和信息交换网络。在这个网络中,银行和金融市场的联结更加紧密,很多金融产品和业务同时涉及银行、证券和保险业,并由此内生出跨机构和跨市场的系统性金融风险。

<sup>1</sup> 陈雨露,中国人民大学国际货币研究所学术委员会主任、中国人民大学校长

## 经济发展中的最优金融体系结构

随着一国金融体系结构中金融市场的发展，一方面金融体系的效率性可能会提高，另一方面金融体系的稳定性也面临下降的危险。这一事实表明，在一国金融体系结构的市场化演进过程中，金融体系的效率性和稳定性面临一定程度的交替关系。因此，如何在金融体系的效率性和稳定性之间寻求一种合理的平衡成为解决问题的核心和关键。

如果说一国金融发展的长期目标是实现更高水平、更加平衡的金融效率与金融稳定的组合的话，那么，在一国经济发展的长期进程中，什么样的金融体系结构是实现这一目标的最优化选择呢？银行主导型的金融体系和市场主导型的金融体系在储蓄动员、资本配置、风险管理和信息处理等方面各有比较优势，因而在不同国家的不同发展阶段，基于不同的初始条件和特定的制度性约束，两种类型的金融体系结构分别适用于不同类型的经济。

在经济发展的初级阶段，由于经济和金融发展的双重抑制，大部分企业不得不依赖内源融资；在经济发展的中级阶段，由于以银行为代表的金融中介在提供支付结算、增加流动性便利、实施公司治理和减少信息不对称等方面具有明显的比较优势，因而决定了银行部门在金融体系中的主导地位；但随着经济走向高级(发达)阶段，银行体系在某些金融功能方面的比较优势逐渐弱化，而与此同时，金融市场赖以有效运行的各种基础性制度条件(司法制度、会计制度、信息披露制度等)逐步完善，这些都为金融市场的功能发挥提供了充足的空间，并使得银行体系和金融市场的功能优势出现了部分转化，由此导致了银行部门在金融体系中融资比例的相对下降和金融市场融资比例的相对上升。显然，在上述过程中，金融体系结构的变迁是内生于经济发展的，而经济发展所带来的银行部门和金融市场在功能发挥方面的比较优势转变，则构成了长期金融体系结构变迁的内生性动力。

然而，上述金融体系结构演进的市场化趋势并不代表所有国家都会最终过渡到市场主导型的金融体系结构。当一个国家进入到经济发达阶段之后，一般会形成银行和金融市场两种融资渠道并存的金融体系结构，但最终决定银行融资和金融市场融资谁占主导地位的，却是每个国家所特有的“国家禀赋”。

由此可以得出两个基本结论：一是在金融体系结构的内生性演变过程中，通常会经历金融市场融资比重的相对上升和银行融资比重的相对下降，这是一个典型的融资结构多元化的进程。这方面的趋势具有普遍适用性，因而可视为金融体系结构演进的一般规律。二是在金融体系结构市场化演进的过程中，金融市场融资比重的相对上升是否意味着绝对比重的倒转（即金融市场的融资比重是否会最终超过银行融资的比重），则要视不同国家的具体情况而

定，这方面并不存在排他性的一般规律。从经验基础来看，上述结论很容易从全球主要国家金融体系结构的历史演进中得到佐证。最近二十多年来，全球范围内主要国家的金融体系都经历了快速发展，但关于金融体系结构的内生性演进逻辑依然成立。

在一国金融体系的发展过程中，只有沿着实体经济需求的路径并能够更好地发挥金融体系功能的金融结构，才会实现金融与实体经济和谐统一、金融效率与金融稳定共同提升的局面，任何超越经济发展阶段或脱离“国家禀赋”特征的金融体系结构都将是不稳定和低效率的。

由此，任何一个国家的金融发展实践都必须坚持一般规律和本国“国家禀赋”的有效结合。一方面，随着一国经济发展程度的提高，金融体系结构将从单一的银行体制逐渐朝着多元化、多层次的银行体系和金融市场并存的方向发展，这是金融体系结构动态演进的一般规律；另一方面，对于每一个特定的国家而言，其金融体系结构中银行和金融市场的最优化配置比例究竟是选择“银行主导型”的金融体系还是“市场主导型”的金融体系，则主要受本国“国家禀赋”的约束和影响。简言之，每个国家在每个特定的发展阶段都有与自身经济发展和国家特质相适应的最优金融体系结构。这种内生的最优化结构随着本国经济和产业结构的变迁而动态演变，同时，又受到本国“国家禀赋”的深刻影响，从而最终形成了各不相同甚至迥异的金融体系结构演进轨迹。因此，评价一个国家的金融体系结构是否有效，关键在于这种结构是否能充分满足不同经济发展阶段的真实金融需求，并最大程度地降低金融运行的成本和提升金融体系的稳定性。

## 【人民币国际化】

# 国际货币、汇率传递与货币政策

王胜<sup>1</sup>

【摘要】本文拓展了开放经济中的货币政策模型，在引入国际货币和不完全汇率传递的框架下重点考察了最优货币政策问题。研究表明最优货币政策不仅取决于国际货币的比重，而且还受到汇率传递程度、经济开放度、货币需求弹性等多种因素的影响。国际货币份额的下降和汇率传递程度的上升都能提高宏观政策调控的有效性，从而改善纳什均衡的福利水平；然而国际货币的存在和不完全汇率传递却可以为两国的货币政策合作提供更多的福利改进空间。

【关键词】国际货币；汇率传递；最优货币政策

## 一、引言

近几年，世界外汇储备出现较大程度增长，而我国外汇储备的规模更是扩张迅速。截止2013年末，我国外汇储备总量达到了3.8万亿美元，规模位居世界第一。与此同时，美元在全球外汇储备中所占份额依然保持在60%左右，欧元的份额则由2001年的17.6%上升至30%左右。中国的外汇储备构成没有对外明确公布过，但据估计，美元资产应该占70%左右，欧元和英镑约为20%。最近美元和欧元的汇率都出现了较为剧烈的波动，这样以美元和欧元为主的国际货币的存在势必会对世界范围内的国际贸易和国际投资产生全方位的影响，从而最终也将影响各国中央银行货币政策的实行以及对宏观经济的调控效果。

事实上，日益严重的美元化对经贸关系密切的中美两国经济，特别是两国的货币政策传导机制和执行效果都产生了重大影响。我国居民增加持有国际货币会导致货币需求函数不稳定，同时又会妨碍美国货币当局对货币需求量的监视和管制，这样就难以对双边汇率实施有效的调控，从而影响两国货币政策的预期目标。实际上，对国际货币的研究已经引起了理论界的重视。Horvath and Maino(2006)在研究白俄罗斯的货币政策时，讨论了美元化影响货币传导机制的不同渠道。Lange and Sauer(2005)研究了15个拉美国家的美元化程度提高带来的

<sup>1</sup> 王胜，武汉大学经济与管理学院教授

政府铸币税损失问题,结果表明美元化给这些国家带来的铸币税成本是显著的,并且那些金融市场不稳定的国家铸币税损失更为严重。Harrison and Vymyatnina(2007)则认为美元化妨碍了政府利用通货膨胀税为财政支出融资的能力。国内也有一些学者对中国美元化问题进行了研究。吴锦顺(2013)利用中国数据实证度量了中国的美元化程度,深入考察了货币替代程度变化对政府铸币税和居民福利的影响。刘绍保(2008)对中国 2002—2007 年美元化与铸币税之间的经济关系进行了深入分析。王道平等(2012)将国际美元本位纳入标准的 DSGE 模型,并借此来考察中美经济内外失衡的原因。

在考察美元化或是国际货币对货币政策的经济效应时,经常还会有另一个重要问题与之相伴,这就是汇率传递问题。汇率传递在货币政策研究中具有相当重要的地位。Devereux and Engel(2003)对比分析了完全汇率传递(即生产者货币定价,简称 PCP)和零汇率传递(即当地货币定价,简称 LCP)两种特殊情况下的最优货币政策问题,发现零汇率传递时固定汇率制是最优的。Duarte and Obstfeld(2008)与 Obstfeld(2006)分别通过引入非贸易品进行了理论拓展,发现即便是零汇率传递时,固定汇率制也不是最优的。Sutherland(2005)则是以汇率传递弹性直接来考察不完全汇率传递的一般形式,从而发现最优汇率波动和汇率传递程度密切相关;Corsetti and Pesenti(2005)也以类似的方式从多个方面进行了扩展,得到了国际货币合作的收益与汇率传递程度的非线性关系。Engel(2011)、Tervala(2012)等人还进一步在 Calvo(1983)交错定价的形式下考察 LCP 定价对货币政策福利效应的影响。但是他们更侧重分析不完全汇率传递所产生的福利效应,缺乏对最优货币政策的深入考察。

综上所述,国际货币和汇率传递都是国际经济研究中的热点问题,然而把两者纳入统一分析框架的研究几乎没有;而两者又存在许多内在联系,在现实经济中也表现出千丝万缕的关系。发行国际货币的国家或地区一般经济实力相当强,对整个世界经济具有较强的辐射力和影响力,例如美国;另一方面,存在美元化问题的国家经济规模则比较小,往往是经济相对落后的发展中国家。这样在两类经济情况差异相当悬殊的国家之间进行国际贸易等经济活动时,国际货币的存在必然会造成各国对定价货币的选择不同,汇率传递就会出巨大差异,呈现出明显的非对称性。以中美两国为例, Kim et al.(2013)发现几乎 100% 的美国出口到中国的商品都是以美元定价的,这就表明美国出口的汇率传递程度相当高。而中国在国际贸易中主要还是采用美元来进行结算,因此汇率波动对中国出口价格的影响程度就比较小(毕玉江和朱钟棣, 2007; 陈学彬等, 2007)。因此,在考察国际货币对政策传导机制的影响时,就有必要把汇率传递的非对称性也纳入到分析框架中,这样对研究和解决中美经济关系等现

实问题时才更具有指导意义。

本文结构如下：第一部分提出了本文研究的主要问题和相关文献回顾；第二部分介绍基本理论模型；第三部分将深入考察国际货币和不完全汇率传递对最优货币政策的影响，及其相应的福利效应；最后是本文的主要结论。

## 二、理论模型

### （一）偏好和消费选择

假定世界上有两个经济规模相同的国家：本国和外国，每个国家都生活着完全相同的居民，各国居民数量为单位 1。每个国家都生产着连续分布的贸易品，每位居民都生产具有一定差异的不同产品，是不同商品的垄断供给者；但拥有相同的偏好，同时消费本国和外国生产的商品。外国的各种经济变量以带星号上标的变量表示。每个国家都存在两种不同的经济状态：第一种为弹性价格均衡，价格是在冲击发生后和货币政策实施后马上进行调整，居民根据价格信号进行生产调整；第二种是粘性价格均衡，即市场价格在外生冲击发生和货币政策实施之前提前设定，居民则根据提前设定的价格进行生产决策。本文后面的福利分析就是以弹性价格均衡为标准，来考察粘性价格均衡时居民福利水平的变动情况。

正如我们前面所说，现实生活中一国代理人会经常持有和使用国际货币。在许多国家，国际货币可以被合法持有以购买进口商品，或者被非法持有以用于地下经济（Obstfeld and Rogoff, 1996）。这样，就难以制止本国居民对国际货币的使用。在本文的两国经济中，外国经济实力强，所以外国货币成为世界范围内通用的国际货币。这时，本国居民就会同时持有本币和外币，而外国居民则只会持有自己的货币。

我们以标注  $i \in [0,1]$  代表本国生产的贸易品，而  $i^* \in [0,1]$  则代表外国生产的贸易品。每一位有代表性的本国居民都只生产一种贸易品，同时提供劳动，这样生产贸易品  $i$  的居民就会最大化下面的效用函数：

$$U_0(i) = E_0 \left\{ \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left[ \ln C_t(i) + \frac{\chi}{1-\varepsilon} V_t \left( \frac{M_t(i)}{P_t} \right)^{1-\varepsilon} + \frac{\chi_1}{1-\varepsilon} V_t \left( \frac{S_t M_{H,t}^*(i)}{P_t} \right)^{1-\varepsilon} - \eta L_t(i) \right] \right\} \quad (1)$$

其中  $C$  是实际消费指数， $M$  是居民持有的国内名义货币量， $V$  代表货币需求的外生冲击， $\chi$  和  $\chi_1$  分别代表本国居民对本币和外币实际余额的权重， $1/\varepsilon$  是货币需求的弹性， $L$  为劳动供给量，主观贴现率是  $\beta \in [0,1]$ 。由于国际货币的存在，所以本国居民还会持有一部分

外国货币  $M_H^*$ ，后面我们简单称之为国际货币，以示与外国境内外币的区别。效用函数中的第三部分就代表了本国居民对国际货币实际余额的需求； $S_t$  为汇率，表示一单位外国货币（国际货币）能兑换的本国货币的数量。国外居民的效用函数类似，只是没有对本国实际货币余额的需求，所以效用函数如下：

$$U_0^*(i^*) = E_0 \left\{ \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left[ \ln C_t^*(i^*) + \frac{\chi}{1-\varepsilon} V_t^* \left( \frac{M_{F,t}^*(i^*)}{P_t^*} \right)^{1-\varepsilon} - \eta L_t^*(i^*) \right] \right\}$$

其中  $M_F^*$  外国居民对外国货币的持有量。

类似 Obstfeld and Rogoff (2000)，这里我们采用消费的对数效用函数形式。居民消费指数  $C$  取决于本国和外国生产的商品：

$$C = \frac{C_H^{1-\gamma} C_F^\gamma}{\gamma^\gamma (1-\gamma)^{1-\gamma}}$$

其中  $\gamma$  衡量了本国居民消费篮子中外国进口商品的份额，因为两国经济规模相同，所以  $\gamma \in [0, 1/2]$ 。当  $\gamma = 0$ ，代表本国为完全封闭经济，本国居民仅消费本国生产的商品；当  $\gamma = 1/2$ ，代表本国完全开放，并且没有对本国产品的消费偏好，所以在本国消费篮子中本国商品和外国商品的比重相同。因此， $\gamma$  综合反映了一国经济的开放程度和消费偏好。

本文效用函数意味着本国商品和外国商品之间是单位替代弹性。这种形式保障了不再存在本国和外国之间的异质性收入风险，而且此时的金融市场结构对模型结果不再重要 (Corsetti and Pesenti, 2001)。

$C_H$  和  $C_F$  分别代表本国居民对本国生产的贸易品和外国生产的贸易品的消费，他们都是常替代弹性 (CES) 函数：

$$C_H = \left[ \int_0^1 C_H(h)^{\frac{\theta-1}{\theta}} dh \right]^{\frac{\theta}{\theta-1}}, \quad C_F = \left[ \int_0^1 C_F(f)^{\frac{\theta-1}{\theta}} df \right]^{\frac{\theta}{\theta-1}}$$

其中  $\theta > 1$ ，代表一国国内不同商品之间的替代弹性。 $C_H(h)$  代表本国代表性居民对国内商品  $h$  的消费，而  $C_F(f)$  代表对外国商品  $f$  的消费。上述的消费指数定义说明国内商品间的替代弹性大于国际商品替代弹性。

本国的消费价格指数为：

$$P = P_H^{1-\gamma} P_F^\gamma$$

本国和外国生产的商品价格指数分别为：

$$P_H = \left[ \int_0^1 P_H(h)^{1-\theta} dh \right]^{\frac{1}{1-\theta}}, \quad P_F = \left[ \int_0^1 P_F(f)^{1-\theta} df \right]^{\frac{1}{1-\theta}}$$

以上所有价格都是以本国货币进行标价的；外国价格形式类似，后面带星号上标的价格变量都是代表以外国货币进行标价。

本国有代表性居民的预算约束为：

$$P_{H,t} Y_{H,t}(i) + S_t P_{H,t}^* Y_{H,t}^*(i) + M_{t-1}(i) + S_t M_{H,t-1}^*(i) + (1+i_{t+1})B_t(i) + T_t(i) = P_t C_t(i) + M_t(i) + M_{H,t}^*(i) + B_{t+1}(i)$$

其中  $M_t(i)$  和  $M_{H,t}^*(i)$  代表本国居民在  $t$  期持有的本国和外国的名义货币余额， $T_t(i)$  代表政府一次性转移支付。 $Y_{H,t}(i)$  和  $Y_{H,t}^*(i)$  代表本国居民生产的在本国和外国销售的商品。 $P_{H,t}(i)$  和  $P_{H,t}^*(i)$  分别表示在本国的销售价格（本币标价）和在外国的销售价格（外币标价）。外国居民的预算约束类似，只是仅有对外国货币的持有需求：

$$P_{F,t} Y_{F,t}(i^*) / E_t + P_{F,t}^* Y_{F,t}^*(i^*) + M_{F,t-1}^*(i^*) + (1+i_{t+1})B_t^*(i^*) + T_t^*(i^*) = P_t^* C_t^*(i^*) + M_{F,t}^*(i^*) + B_{t+1}^*(i^*)$$

在对称均衡的情况下，本国所有居民的消费决策都是一致的。基于上述的假定，我们可以得到居民  $i$  对不同商品的需求函数：

$$C_H(i) = (1-\gamma) \left( \frac{P_H(i)}{P_H} \right)^{-\theta} \left( \frac{P_H}{P} \right)^{-1} C, \quad C_H^*(i) = \gamma \left( \frac{P_H^*(i)}{P_H^*} \right)^{-\theta} \left( \frac{P_H^*}{P^*} \right)^{-1} C^*$$

利用上述的关系，很容易验证金融市场的结构不影响本文模型结果。因为根据经常账户平衡可以得到  $S P_H^* C_H^* = P_F C_F$ ，所以

$$\left( \frac{C_t^*}{C_t} \right)^{-1} = \frac{S_t P_t^*}{P_t} \tag{2}$$

这个等式也是我们常说的风险分担（Rish-sharing）条件。

## （二）价格合同和汇率传递程度

引入不完全汇率传递的常见方式是假定经济中同时存在着 PCP 和 LCP 的两类厂商，这样就可以根据两类厂商的不同比例得到宏观经济中不同的汇率传递程度（Betts and Devereux, 2000）。虽然这种方式比较直观，但是和现实经济偏差太远。实际上，参与国际贸易的厂商一般都会根据汇率的波动对价格进行一定程度的调整，从而在微观企业层面上就

表现出汇率不完全传递的特征。Corsetti and Pesenti (2005) 与 Sutherland (2005) 就是以类似的思想引入不完全汇率传递, 所以本文的分析就借鉴了他们的方法。

在价格粘性的情况下, 有代表性居民需要在本国和外国设定不同的价格合同。本国生产者在外国销售商品的价格合同需要附加一个对未预期汇率波动的调整。假定本国生产者对外国消费者的本币售价为  $\tilde{P}_{H,t}(i)$ , 这样以外币标价的售价可以表示为:

$$P_H^*(i) = \frac{\tilde{P}_H(i)}{S} \left( \frac{S}{S_E} \right)^{1-\eta_1}$$

其中  $S_E$  是事前的预期汇率,  $\eta_1 \in [0,1]$  表示本国出口商品的汇率传递程度。  $\eta_1 = 1$  代表生产者货币定价, 此时汇率完全传递;  $\eta_1 = 0$  代表当地货币定价, 此时为零汇率传递。外国生产者同样要在两国市场上设定不同的价格, 假定外国生产者在本国市场上设定的以外币标价的价格是  $\tilde{P}_{F,t}^*(i)$ , 这样以本币标价的外国商品价格就是:

$$P_F(i) = S \tilde{P}_F^*(i) \left( \frac{S}{S_E} \right)^{-(1-\eta_2)}$$

其中  $\eta_2 \in [0,1]$ , 表示外国出口商品的汇率传递程度。同理,  $\eta_2 = 1$  代表汇率完全传递;  $\eta_2 = 0$  代表零汇率传递。

### (三) 外生冲击和波动

两国产品的生产函数形式如下:

$$Y_H = AL_H, \quad Y_F = A^*L_F$$

变量  $A$  和  $A^*$  表示本国和外国的生产技术水平, 它们的变动就代表外生的技术冲击。

两国货币当局分别发行自己的货币, 并且把增发的货币通过转移支付平均分配给自己国家的每个居民。假定两国货币供给增长率分别为  $\mu$  和  $\mu^*$ , 本文的最优货币政策分析就是考察货币供给对外生冲击的最优反应。

本模型的外生经济冲击来源两个方面: 生产技术冲击和货币需求冲击。假定技术和货币冲击的对数值都满足随机游走过程, 分别以  $u_t$  和  $u_t^*$  代表本国和外国生产技术的外生扰动,  $v_t$  和  $v_t^*$  代表货币需求的外生扰动, 所有外生扰动都是独立同分布的随机变量, 满足均值为零的正态分布过程。

$$\ln A_t = \ln A_{t-1} + u_t, \quad \ln A_t^* = \ln A_{t-1}^* + u_t^*$$

$$\ln V_t = \ln V_{t-1} + v_t, \quad \ln V_t^* = \ln V_{t-1}^* + v_t^*$$

### 三、模型求解与福利分析

#### (一) 弹性价格均衡

完全价格弹性时，所有价格都能随着外界经济条件的变化及时进行调整。此时，所有厂商都会把价格设定为名义边际成本上的一个固定加成（ $\theta/(\theta-1)$ ），其中本国厂商的名义边际成本为  $W/A$ ，而外国为  $W^*/A^*$ 。利用消费和劳动供给的最优替代关系：

$$\frac{W}{P} C^{-1} = \kappa = \frac{W^*}{P^*} (C^*)^{-1} \quad (3)$$

其中  $W$  和  $W^*$  分别为本国和外国的名义工资水平；再结合价格指数的定义，我们可以得到两国弹性价格均衡下的消费水平：

$$C = \left( \frac{\theta-1}{\theta\kappa} \right) A^{1-\gamma} (A^*)^\gamma, \quad C^* = \left( \frac{\theta-1}{\theta\kappa} \right) (A^*)^{1-\gamma} A^\gamma$$

当本国完全开放时（ $\gamma = 1/2$ ），消费正好同等程度地取决于两国的生产力水平，所以两国居民消费相等。然而当不完全开放，或者存在对国内产品的消费偏好时（ $\gamma < 1/2$ ），情况就不同了。这时两国间的商品流通受到限制，国外进口品在总消费中的权重下降，国内生产力冲击就会对该国的消费产生更大的影响。当完全不开放时（ $\gamma = 0$ ），国内消费就不会再受到国外技术冲击的影响了。

随着一国经济开放程度的改变，生产力冲击的国别差异对两国居民的消费产生了不对称的影响，从而导致两国最优货币政策对它的反应程度也不同；于是就必须通过调整名义汇率来适应两国货币政策的差异，这就与 Obstfeld (2006) 和 Duarte and Obstfeld (2008) 引入非贸易品的情况完全一样。由于本文后面考虑了国际货币的存在与汇率传递的差异，所以在粘性价格均衡时，两国的最优货币政策也会表现出不对称性，这样名义汇率的波动更加复杂。

根据本国居民的最优决策，我们可以得到本国居民对本国和外国货币的最优持有量：

$$\left(\frac{M}{P}\right)^\varepsilon = \frac{\chi}{1-\beta} VC, \quad \left(\frac{SM_H^*}{P}\right)^\varepsilon = \frac{\chi_1}{1-\beta} VC$$

由于本国货币需求扰动会同等程度地影响对本币和外币的需求,所以本国居民对两种货币相对需求就只取决于相对权重 ( $\chi_1/\chi$ ) 和双边名义汇率。与此同时,外国居民对外币的均衡需求量为:

$$\left(\frac{M_F^*}{P^*}\right)^\varepsilon = \frac{\chi}{1-\beta} V^* C^*$$

这时,我们就可以得到本国和外国对国际货币的均衡需求比:

$$\frac{M_H^*}{M_F^*} = \left(\frac{\chi_1}{\chi} \frac{VC}{V^* C^*}\right)^{\frac{1}{\varepsilon}} \left(\frac{P}{SP^*}\right) = \left(\frac{V}{V^*}\right)^{\frac{1}{\varepsilon}} \left(\frac{\chi_1}{\chi}\right)^{\frac{1}{\varepsilon}} \left(\frac{C}{C^*}\right)^{\frac{1}{\varepsilon}-1}$$

显然,本国居民对国际货币的权重越高,国际货币相对外国居民所持外币的比例就越高。但是国内外相对消费对国际货币相对比例的影响则不确定,这与货币需求弹性密切相关。本国相对消费水平有两种效应:一方面直接决定本国居民所持有的国际货币,另一方面还会影响两国的实际汇率。本国相对消费的提高将降低本国的实际汇率,即降低本国的相对价格,这样就会相应降低本国居民持有的名义国际货币量。因此,当货币需求弹性较小 ( $\varepsilon > 1$ ) 时,实际汇率变动的效应将更明显,此时本国相对消费的提升就会降低本国居民对国际货币持有的相对比例。

假定本国和外国居民所持有的名义外币量  $M_{H,t}^*$  和  $M_{F,t}^*$  的增长率分别为  $\mu_{H,t}^*$  和  $\mu_{F,t}^*$ 。因为两国境内的外国货币都是由外国货币当局统一发行,本质上没有任何区别,所以外币的总增长率就可以表示成:

$$\mu_t^* = \ln(M_{H,t}^* + M_{F,t}^*) - \ln(M_{H,t-1}^* + M_{F,t-1}^*) = \alpha \mu_{H,t}^* + (1-\alpha) \mu_{F,t}^*, \quad \alpha \equiv \frac{M_H^*}{M_H^* + M_F^*}$$

其权重  $\alpha$  取决于均衡时国际货币在两国的相对需求量,后面我们简称为国际货币权重。因为  $\mu_{F,t}^*$  是外国境内外国货币的增长率,所以两国间的名义汇率就由  $\mu_{F,t}^*$  和本国货币增长率  $\mu$  直接决定。国际货币的存在造成外国货币有可能在本国和外国之间发生国际流动,所以外币的总增长率与其在外国境内的增长率会产生差异,这也就成为影响货币传递机制和最优货币制定的重要原因。

## (二) 粘性价格下的最优定价

现在文献一般采用两种方式引入价格粘性。一种是基于新凯恩斯框架的货币政策分析，即采用 Calvo (1983) 交错定价的形式，每一期都有一部分厂商调整价格，这样就可以在利率规则的情况下考察货币政策的福利效应。Clarida et al. (2002) 最早将这种方式引入开放经济模型，Gali and Monacelli (2005) 将其用于小国经济模型的分析，Englar and Tervala (2011)、Tervala (2012) 进一步考察了 PCP 和 LCP 情况下货币政策的国际福利影响。另一种则是 Corsetti and Pesenti (2001, 2005)、Sutherland (2005) 等研究者所采用的一期价格粘性设定，一期以后经济重新回到新的静态均衡。第一种方式强调了政策制定者对名义利率的调控，而第二种方式则便于对货币供给政策的考察。因为本文引入国际货币就需要考察其供给和需求，所以我们以第二种方式引入价格粘性。此时，所有生产者同时调整价格，并提前一期设定产品的最优价格。一期之后，所有产品的价格才能自由调整，但是新调整的价格同样要保持一期价格粘性，即新设定的价格在下一期内也固定不变。

我们以一个有代表性的生产贸易品  $i$  的本国生产者为例来考察他在  $t-1$  期时对  $t$  时最优价格的设定问题。由于设定的最优价格在一期后就会全部重新调整，所以对  $t$  期后的经济没有任何影响。因此，本国生产者就会通过选择商品的国内外售价来最大化下面的一期效用函数：

$$E_{t-1} \left\{ \ln C_t(i) + \frac{\chi}{1-\varepsilon} \left( \frac{M_t(i)}{P_t} \right)^{1-\varepsilon} V_t - \kappa L_t(i) \right\}$$

因为在粘性价格时，存在国内外市场的分割，所以这里本国生产者对商品的定价有两个一阶条件。一个是对本国消费者的最优定价：

$$P_{H,t} = \frac{\theta\kappa}{\theta-1} E_{t-1} \left\{ \frac{P_t C_t}{A_t} \right\}$$

另一个则是对外国消费者的最优本币定价：

$$\tilde{P}_{H,t} = (S_t)^{1-\eta} \frac{\theta\kappa}{\theta-1} E_{t-1} \left\{ \frac{P_t^* C_t^*}{A_t} (S_t)^\eta \right\}$$

如果是外币标价，则可以写成： $P_{H,t}^* = (S_t)^{-\eta} \frac{\theta\kappa}{\theta-1} E_{t-1} \left\{ \frac{P_t^* C_t^*}{A_t} (S_t)^\eta \right\}$

因为所有的本国生产者都进行相同的定价决策，所以上述条件中可以删除特定居民的标记  $(i)$ 。在不完全汇率传递的定价机制下，本国生产者要设定两个商品价格（国内销售价格和国外销售价格）。本国商品的国内价格依赖于本国的名义总需求和生产力水平。结合消费

和劳动供给的均衡关系式(3),我们易知本国居民的名义需求是和国内的名义工资息息相关的。这样,本国贸易品的国内价格就取决于国内名义边际成本,即本国边际劳动成本期望值的一个固定加成。另一方面,本国生产者为了最大化出口商品在外国市场上的利润,就需要根据外国居民的需求来设定最优的国外价格。这样,当汇率不完全传递时,本国商品的一价法则就不再成立。但是如果本国生产者采用 PCP 定价,一价法则依然成立。如果本国生产者采用 LCP 定价,则本国商品的外国价格就会提前一期完全设定,这与王胜和彭鑫瑶(2010)的结论完全一致。

外国生产者的定价行为与本国情况类似,外国商品的国内和国外最优外币定价如下:

$$P_{F,t}^* = \frac{\theta\kappa}{\theta-1} E_{t-1} \left\{ \frac{P_t^* C_t^*}{A_t^*} \right\}$$

$$\tilde{P}_{F,t}^* = (S_E)^{-(1-\eta_2)} \frac{\theta\kappa}{\theta-1} E_{t-1} \left\{ \frac{P_t C_t}{A_t^*} (S_t)^{-\eta_2} \right\}$$

### (三) 汇率和消费

我们以小写字母代表对应大写字母所表示变量的对数值(其中  $e$  表示名义汇率的对数值)。利用价格指数的定义和最优价格的设定,可以得到:

$$E_{t-1} c_t = -\ln \frac{\theta\kappa}{\theta-1} + [(1-\gamma)a_{t-1} + \gamma a_{t-1}^*] - \frac{1}{2} \sigma_c^2 - \frac{1}{2} [(1-\gamma)\sigma_u^2 + \gamma\sigma_{u^*}^2] + [(1-\gamma)\sigma_{cu} + \gamma\sigma_{cu^*}] - \frac{1}{2} (\eta_2)^2 \gamma(1-\gamma)\sigma_e^2 + \eta_2 \gamma(1-\gamma)(\sigma_{eu} - \sigma_{eu^*}) \quad (4)$$

$$E_{t-1} c_t^* = -\ln \frac{\theta\kappa}{\theta-1} + [\gamma a_{t-1} + (1-\gamma)a_{t-1}^*] - \frac{1}{2} \sigma_c^2 - \frac{1}{2} [\gamma\sigma_u^2 + (1-\gamma)\sigma_{u^*}^2] + [\gamma\sigma_{c^*u} + (1-\gamma)\sigma_{c^*u^*}] - \frac{1}{2} (\eta_1)^2 \gamma(1-\gamma)\sigma_e^2 + \eta_1 \gamma(1-\gamma)(\sigma_{eu} - \sigma_{eu^*}) \quad (5)$$

如果两国汇率传递程度不同,本国和外国的预期消费水平就可能出现明显不同,这对后面最优货币政策与福利的分析很重要。如果两国汇率都是完全不传递,那么两国市场上所有商品价格都将提前一期设定,这样当前的汇率波动就不会影响价格指数,从而不会对两国预期消费水平产生影响;这与 Devereux and Engel (2003)的结论一致,此时固定汇率制就是最优的。反之,如果两国存在着一定程度的汇率传递,那么汇率波动必将通过总体价格指数至少影响一国的预期消费水平,这样就需要汇率波动对两国相对价格进行调整,固定汇率制不再最优。

结合两国的货币需求方程,我们可以得到未预期的消费波动(新息):

$$c_t - E_{t-1} c_t = \frac{1+i\varepsilon}{1+i} \left[ \mu_t - \frac{1}{\varepsilon} v_t - \eta_2 \gamma (e_t - E_{t-1} e_t) \right] + \frac{\varepsilon-1}{\varepsilon(1+i)} [(1-\gamma)u_t + \gamma u_t^*] \quad (6)$$

$$c_t^* - E_{t-1}c_t^* = \frac{1+i\varepsilon}{1+i} \left[ \mu_{F,t}^* - \frac{1}{\varepsilon} v_t^* + \eta_1 \gamma (e_t - E_{t-1}e_t) \right] + \frac{\varepsilon-1}{\varepsilon(1+i)} [\gamma u_t + (1-\gamma)u_t^*] \quad (7)$$

其中  $i$  表示稳态时的名义利率水平。

上述两式揭示了汇率传递程度对消费新息的重要影响。一国的消费新息不仅依赖于该国的货币需求冲击和该国的货币政策，而且还会受到未预期的汇率波动影响。汇率波动对消费波动的影响程度取决于经济开放度和汇率传递程度。经济开放度越高，汇率传递程度越大，这种影响也越显著。本币贬值（汇率上升）意味着需要用更多的本国商品与外国商品进行交换，所以会降低本国消费，提升外国的消费水平。

如果汇率传递程度都为零，那么两国价格指数就会提前设定，在不存在国际货币的情况下，汇率波动就不会影响两国的相对价格，从而也不再影响消费；但是国际货币的存在使汇率波动就有可能通过改变  $\mu_F^*$  来影响外国的消费水平。因为此时外国消费水平不是取决于外国货币的总增长速度（ $\mu^*$ ），而是取决于外国境内外币的增长速度（ $\mu_F^*$ ）。

为了求解本国消费和汇率的新息，我们可以利用经常账户均衡条件的式（2）得到：

$$(c_t - E_{t-1}c_t) - (c_t^* - E_{t-1}c_t^*) = [1 - (\eta_1 + \eta_2)\gamma](e_t - E_{t-1}e_t) \quad (8)$$

由此可见，未预期到的汇率上升（本币贬值）会通过支出转移效应促进本国出口，这样可以提高本国收入从而增加本国居民消费。实际上，汇率上升对本国消费的提升效应会随着两国汇率传递程度的上升而下降。因为本文模型中假定国内外商品的替代弹性为单位 1，出口相对价格下降会导致出口数量同等幅度的上涨，所以汇率变动对出口所造成的价格效应和数量效应就会在完全传递时正好抵消。如果两国都采用 LCP 定价，那么支出转移效应就将消失，本国出口量不会发生变化；这时汇率上升就会提高以本币衡量的出口收入，从而最终提升本国居民的消费水平。

结合本国居民对两种货币的最优需求方程，我们就可以得到外币在本国和外国境内的增速关系：

$$\mu_{H,t}^* - \mu_{F,t}^* = \left( \frac{1}{\varepsilon} - 1 \right) [(c_t - E_{t-1}c_t) - (c_t^* - E_{t-1}c_t^*)] + \frac{1}{\varepsilon} (v_t - v_t^*) \quad (9)$$

这和我们前面得到的国际货币在两国均衡数量关系一致：本国相对消费的提升将同时影响本国居民对国际货币的需求，以及两国的相对价格（实际汇率）。一方面，本国消费的上升通过最优货币需求的权衡关系直接提升国际货币的需求量，其影响程度为货币需求弹性的大

小；另一方面，本国相对消费的上升会同等程度地降低本国的相对价格，从而减小了对名义国际货币的需求。因此，货币需求弹性的大小直接决定了外国货币在两国之间的流向，当货币需求弹性较小（ $\varepsilon > 1$ ）时，本国相对消费的上升将使外币从本国流向外国；而当货币需求弹性较大时，本国的外币增长速度就会高于外国的外币增长速度。为了后面分析的方便，并且根据 Chari et al. (2002) 和 Schmidt (2006) 的研究，我们假定货币需求弹性比较小，在数值模拟时设定  $\varepsilon = 2.5$ 。

为了最终求解外国消费和汇率的新息，我们还需要利用国际货币的总增长率，同时结合式 (7)、(8)、(9)，可以得到：

$$e_t - E_{t-1}e_t = \frac{1}{1+A} \left[ (\mu_t - \mu_t^*) + \frac{\alpha-1}{\varepsilon}(v_t - v_t^*) + \frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}(1-2\gamma)(u_t - u_t^*) \right] \quad (10)$$

$$c_t - E_{t-1}c_t = (\mu_t - \frac{1}{\varepsilon}v_t) - \eta_2\gamma(e_t - E_{t-1}e_t) + \frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}[(1-\gamma)u_t + \gamma u_t^*] \quad (11)$$

$$c_t^* - E_{t-1}c_t^* = (\mu_t^* - \frac{1}{\varepsilon}v_t^*) + (\eta_1\gamma + A)(e_t - E_{t-1}e_t) + \frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}[\gamma u_t + (1-\gamma)u_t^*] - \frac{\alpha}{\varepsilon}(v_t - v_t^*) \quad (12)$$

其中  $A \equiv \alpha \frac{\varepsilon-1}{\varepsilon} [1 - (\eta_1 + \eta_2)\gamma]$ ，同时为了更加直观，假定均衡名义利率为零（ $i = 0$ ）。由于货币需求弹性一般都比较小，这样  $A \geq 0$ ，所以国际货币的存在降低了货币政策对两国汇率的影响。本国的扩张性货币政策将更大程度地提升本国的消费水平，此时即使外国货币当局没有调节货币供给量，国际货币也可能会出现国际流动。由式 (9) 可见，本国消费的相对上升将使得国际货币回流，使外国境内的国际货币数量出现上升；这样就降低了外汇市场上两种货币增速的差异（ $\mu - \mu_F^*$ ），从而减缓了两国名义汇率的调整幅度。但是有一种特殊情况，两国完全开放，并且都是完全的汇率传递，这样汇率波动的价格效应和数量效应正好相互抵消，汇率波动不再影响两国相对消费，国际货币的国际流动不会发生，所以最终国际货币的存在不会弱化货币政策的经济效果。

在王胜和郭汝飞 (2012) 的分析中，如果只有本国采用 LCP 定价，那么本国的货币政策就不会影响外国消费水平。然而在存在国际货币的情况下，结果就可能不同。本国的货币政策虽然不会对国际货币总量产生影响，但是却能改变国际货币的国际流动，从而影响外国境内的货币数量，并最终影响外国居民的消费水平。

#### (四) 纳什均衡下的最优货币政策

下面我们重点分析汇率传递程度在最优货币政策制定过程中的重要影响。假定两国货币当局都严格遵守自己提前公布的货币政策规则，这些货币政策都是在他国货币政策不变的前

提下使自己国家居民预期效用水平最大化的最优决策。具体而言，两国货币当局都是以调控名义货币供给增长率来实施自己的货币政策：

$$\mu_t = a_1 u_t + a_2 u_t^* + a_3 v_t + a_4 v_t^*$$

$$\mu_t^* = b_1 u_t^* + b_2 u_t + b_3 v_t^* + b_4 v_t$$

本文的最优货币政策分析是以下面的实际效应函数  $\hat{U}$ （即  $\chi \rightarrow 0$ ）为基础的<sup>2</sup>，货币政策规则是生产力冲击和货币需求冲击的对数线性函数。利用劳动力市场出清条件和最优定价公式，我们可以得到下面的实际效应函数：

$$E_{t-1} \hat{U}_t = E_{t-1} c_t - \frac{\theta-1}{\theta} \quad (13)$$

$$E_{t-1} \hat{U}_t^* = E_{t-1} c_t^* - \frac{\theta-1}{\theta} \quad (14)$$

我们定义两国货币政策的纳什均衡解为集合  $\{a^N, b^N\}$ ，其中  $a = \{a_1, a_2, a_3, a_4\}$  和  $b = \{b_1, b_2, b_3, b_4\}$ ，这样最优货币政策规则的纳什均衡解就满足下列条件：

$$\max_a E_{t-1} \hat{U}_t(a, b^N)$$

$$\max_b E_{t-1} \hat{U}_t^*(a^N, b)$$

由于最优货币政策对生产力冲击的反应比较复杂，因此我们将在后面利用数值模拟进行分析<sup>3</sup>。表 1 首先给出最优货币政策对货币需求的冲击反应情况。我们发现两国汇率传递的程度完全不会影响货币政策对货币需求冲击的最优反应：因为汇率传递程度只能通过支出转移效应来影响出口收益，而货币需求冲击直接影响货币需求和消费的权衡关系，所以货币政策不需要通过汇率渠道来影响消费，而可以直接通过调控货币供给量来维持这种权衡关系。

表 1 最优货币政策的纳什均衡解

本国货币政策	外国货币政策
$a_3 = \frac{1}{\varepsilon}$	$b_3 = \frac{1-\alpha}{\varepsilon}$
$a_4 = 0$	$b_4 = \frac{\alpha}{\varepsilon}$

如果不存在国际货币，各国货币需求冲击可以直接被各国货币当局的宏观调控所消除，

<sup>2</sup> Obstfeld and Roggof (1995)、Devereux and Engel (2003)等都采用了类似的方法；Cooley and Hansen (1989)也从实证的角度证明了实际货币持有量对个人效用的影响不可能太大。

<sup>3</sup> 由于篇幅所限，这里没有给出具体的推导过程；如有需要，可直接与作者联系。在数值模拟中我们仅假定货币需求弹性保持不变（ $\varepsilon = 2.5$ ），重点考察国际货币的比重、汇率传递程度、经济开放度对最优货币政策与福利的影响。

而不会对他国货币政策产生溢出效应（即  $a_4 = b_4 = 0$ ），这和 Devereux and Engel (2003) 的结论完全一致。而且当货币需求弹性减小（ $\varepsilon$  变大）时，最优货币政策对货币冲击的反应也随之减弱。当外国货币有一部分成为国际货币后，本国的货币需求冲击就会同时影响本国居民对两种货币的持有量，而其影响程度和国际货币权重（ $\alpha$ ）息息相关。由此可见，本国居民持有越多的国际货币，本国货币需求冲击对外国最优货币政策的影响也越大；反之，外国最优货币政策对外国货币需求的反应也越小。

根据最后的结果，我们发现最优货币政策只与货币需求弹性、国际货币权重、两国汇率传递程度、经济开放度等五个变量相关。与 Chari et al. (2002) 和 Schmidt (2006) 的假定一致，我们取  $\varepsilon = 2.5$ ，即货币需求弹性不大，只有 0.4。因为这里没有考虑特定国家，只是为了简明表达理论模型的经济含义，所以我们假定经济开放度分别为 0.5 和 0.3 的情况。 $\gamma = 0.5$  表示两国经济完全开放，并且不存在对本国产品的消费偏好； $\gamma = 0.3$  则表示外国进口品在本国消费中占了 30% 的份额。由于本文要重点分析国际货币权重和汇率传递程度对最优货币的影响，因此我们将深入分析  $\alpha \in [0, 0.5]$  和  $\eta \in [0, 1]$  的情况<sup>4</sup>。

由图 1 可见，当两国汇率传递程度相同时，国际货币的存在改变了两国最优货币政策的对称性。由式 (6) 和式 (7) 可知，外国的正向生产冲击将同时提升两国居民对该国商品的消费水平；为了保持经常账户平衡，外国出口增加必然会导致外国贸易条件恶化，从而需要外币贬值。这样外国货币当局就需要增加货币供给量，从而使最优货币政策和生产力冲击同向变动。但是由于外国货币是国际货币，所以增发的外国货币实际上有一部分流到了本国境内，这样就弱化了外国货币当局对汇率的调整，从而就需要加大外币的增发力度。因此，随着本国居民持有国际货币比例的上升，外国最优货币政策对自己国内生产力冲击的反应程度出现了较为明显的上升；而本国最优货币政策对国内生产力冲击的反应程度则略有下降。

<sup>4</sup> 图中 weight 表示国际货币权重  $\alpha$ ，eta1 和 eta2 分别表示本国和外国的汇率传递程度  $\eta_1$  和  $\eta_2$ 。

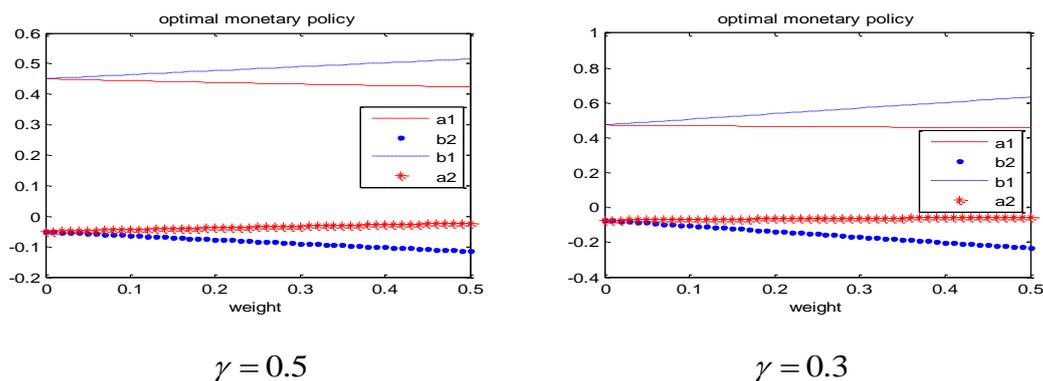


图1 国际货币与最优货币政策

相对而言，汇率传递程度的不对称性对两国的最优货币政策反应影响更大。根据图2，本国的汇率传递程度对本国最优货币政策的影响不大，但是对外国的最优货币政策作用更加显著；反之，外国的汇率传递程度对外国最优货币政策的影响较小，但是对本国的最优货币政策作用明显。这是因为本文定义的是出口的汇率传递程度，所以汇率传递程度只会影响进口国的国内价格指数。当本国发生正向生产力冲击时，就会提升本国的产出，从而同时增加两国对本国产品的消费；为了保持进出口的均衡，本国出口增加就会促使本币贬值，名义汇率上升。这样本国消费上升和本币贬值的需求就会造成本国货币当局增加发行本国货币。但是由式(11)可知，在此过程中本币贬值将会降低本国的消费水平：外国的汇率传递程度越大，本币贬值所造成的本国进口价格也越高，所以本国消费水平受到的负面影响也越大。这样为了抵消这种负面效应，本国货币当局就需要发行更多的本币，所以最终导致本国最优货币随着外国汇率传递程度的上升而不断增加调整力度。与此同时，本国的汇率传递程度则只能改变外国的进口成本，因此对外国最优货币政策的影响较大，而基本上不会对本国最优货币政策产生影响。

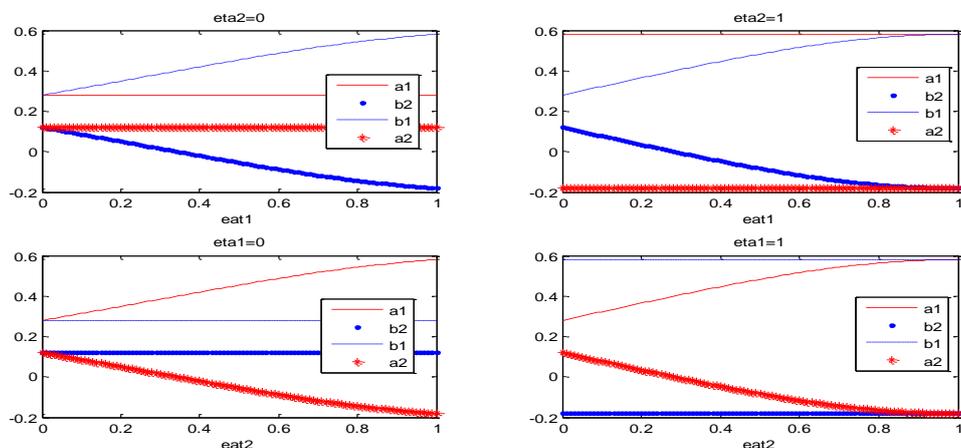


图2 汇率传递与最优货币政策 ( $\alpha = 0$ ;  $\gamma = 0.3$ )

经济开放度 ( $\gamma$ ) 和货币需求弹性 ( $1/\varepsilon$ ) 对最优货币政策的影响较为直观。因为弹性价格均衡时本国总消费是两国生产冲击 ( $A^{1-\gamma}(A^*)^\gamma$ ) 的函数, 所以随着经济开放度的上升, 可以直接减小本国生产力冲击对本国最优货币政策的影响。另一方面, 经济开放度上升会增强汇率的支出转移效应, 从而加大本国生产力冲击对本国最优货币政策的影响, 所以当外国汇率传递程度上升时, 本国货币政策对国内生产力冲击反应程度的变化更为明显。因为本模型的货币需求主要取决于对消费的均衡关系, 所以随着货币需求弹性的下降, 本国最优货币政策对生产冲击的反应也随之减弱, 这一点 Devereux and Engel (2003) 早已做过较为深入的分析。

只要汇率传递程度大于零, 那么就必然存在一定的支出转移效应, 所以两国间的名义汇率在实施最优货币政策就需要保持一定的波动性。根据式 (8), 我们容易得到最优货币政策条件下汇率波动的方差,  $\text{var}_{t-1}(e_t) = S_u^2 [\sigma_u^2 + \sigma_{u^*}^2]$ 。其中,  $S_u^2$  反应了汇率的波动幅度, 具体大小如图 3 中纵轴所示。如果两国都是不完全汇率传递, 汇率波动就会随着国际货币比例的上升而下降。这个结论直接和货币需求弹性系数密切相关, 我们前面假定货币需求弹性比较小, 这样当本国生产力冲击上升时, 由式 (9) 可知国际货币在本国的增长速度会低于外国的增长速度。这时两国货币增长的速度差距就会超过本币增速与外币在外国的增速差距, 从而减缓了汇率调整的幅度, 降低了汇率波动的方差。但是当货币需求弹性较大时, 国际货币在本国的增长速度就会更快; 这样国际货币的存在就加大了外汇市场中两国货币供给增长的差异, 从而加剧了汇率的波动。

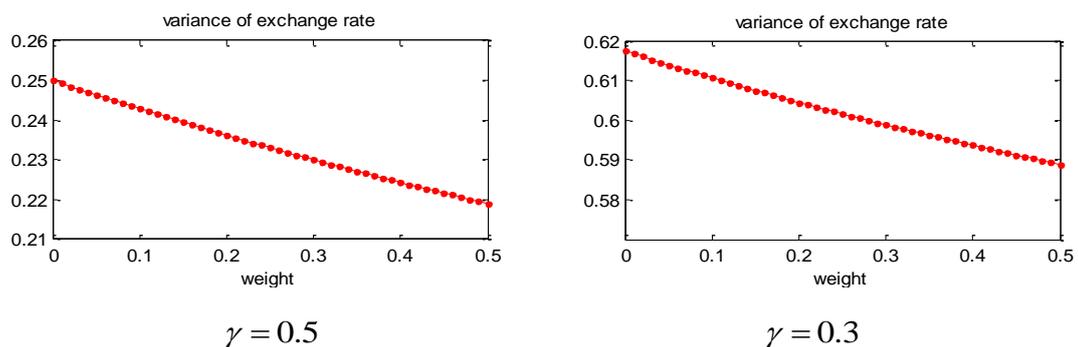


图 3 国际货币与汇率波动

此外, 汇率传递程度也是影响汇率波动的一个重要因素。随着汇率传递程度的增加, 汇率变动的支出转移效应也更强, 这时就越能够利用汇率来调整两国消费水平使之更接近于完全弹性价格均衡, 所以最优货币政策下汇率波动的幅度也越大。当两国汇率传递程度都为零

时，支出转移效应完全消失，汇率的调节作用也完全丧失，所以此时固定汇率制成为货币当局实施的最优选择。由此可见，Devereux and Engel (2003)所分析的 PCP 和 LCP 情况只是本文的两种特例。

在不完全汇率传递的情况下，最优货币政策难以使经济重新达到弹性价格均衡的水平，所以两国福利水平遭到了类似的损失，具体如下：

$$E_{t-1}\hat{U}_t = E_{t-1}c_t - \frac{\theta-1}{\theta} = -\frac{\theta-1}{\theta} - \ln \frac{\theta\eta}{\theta-1} + [(1-\gamma)a_{t-1} + \gamma a_{t-1}^*] + Hloss(\sigma_u^2 + \sigma_u^{*2})$$

$$E_{t-1}\hat{U}_t^* = E_{t-1}c_t^* - \frac{\theta-1}{\theta} = -\frac{\theta-1}{\theta} - \ln \frac{\theta\eta}{\theta-1} + [(1-\gamma)a_{t-1}^* + \gamma a_{t-1}] + Floss(\sigma_u^2 + \sigma_u^{*2})$$

其中  $Hloss$  和  $Floss$  分别代表粘性价格均衡时两国居民所受的福利损失。两国的汇率传递程度会对两国居民福利水平产生显著的不同影响，具体见图 4。以本国居民为例，两国汇率传递程度的提升都将减少本国居民的福利损失，当两国都是完全汇率传递时，粘性价格所造成的福利损失完全被最优货币政策所矫正；而当两国都是零汇率传递时，福利损失达到最大。相对而言，外国的汇率传递程度对本国居民福利的影响更为显著；如式 (11) 所示，外国汇率传递程度直接影响了本国居民的消费水平，所以外国汇率传递程度的提升将较大幅度改进本国福利状况。而本国的汇率传递程度则只能影响外国消费水平，再通过改变汇率作用于本国消费，所以对本国福利的影响相对较小。

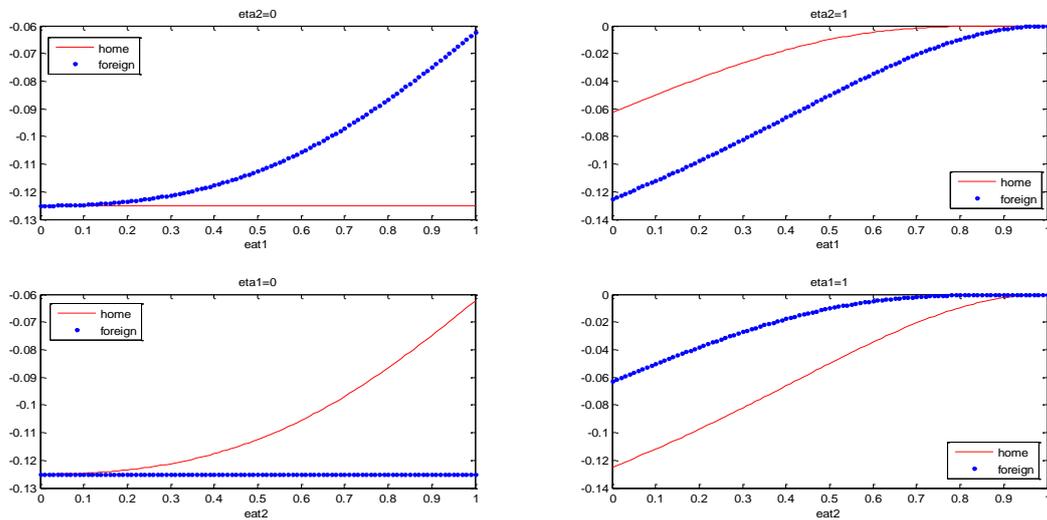


图 4 纳什均衡的福利效应 ( $\alpha = 0$ ;  $\gamma = 0.5$ )

在国际货币存在的情况下，两国的福利损失就会表现出一定的差异。由图 5 可见，两国的福利损失都会随着国际货币权重的上升而增加，而且外国的福利损失增加的更为迅速。其原因可能是，国际货币的存在提高了外国货币当局调控经济的难度，所以外国居民福利随着国际货币权重上升而显著下降；与此同时，本国福利状况受到的冲击就比较小。如果定量

比较上述两种效应，可以发现国际货币所造成的福利效应远小于汇率传递所引起的影响。

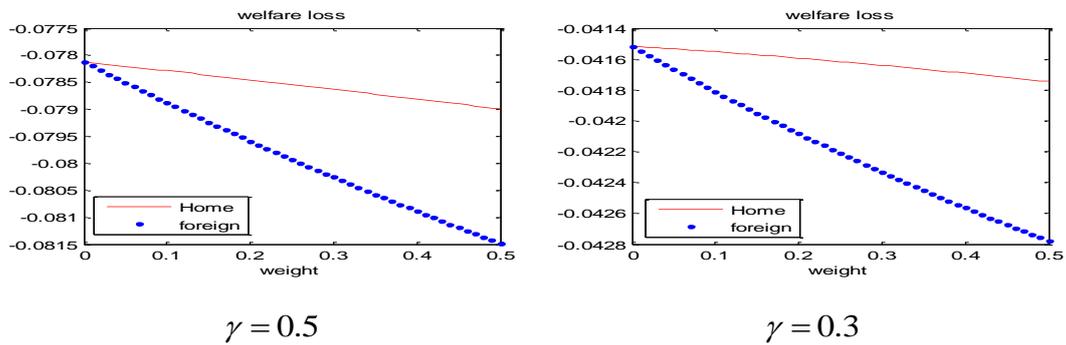


图 5 纳什均衡的福利效应

### (五) 合作均衡下的最优货币政策

国际货币和不完全汇率传递等因素都可能会在粘性价格下造成经济的扭曲，从而使两国在纳什均衡时偏离了最优弹性价格均衡，这样就为两国货币当局提供了国际经济合作的空间。下面考虑合作均衡的情况，假定两国货币当局同等程度地看待两国居民的福利水平，类似定义两国货币政策的合作均衡解为  $\{a^c, b^c\}$ ，这样最优货币政策规则的合作均衡解就满足下列条件：

$$\max_a E_{t-1} \left[ \frac{1}{2} \hat{U}_t(a, b^c) + \frac{1}{2} \hat{U}_t^*(a, b^c) \right]$$

$$\max_b E_{t-1} \left[ \frac{1}{2} \hat{U}_t(a^c, b) + \frac{1}{2} \hat{U}_t^*(a^c, b) \right]$$

同理我们可以求解出合作均衡时的最优货币政策，结合图 6 我们将对比考察合作均衡和纳什均衡的不同之处。在两国都是汇率完全传递或完全不传递时，合作均衡的福利水平没有改进。这是因为汇率完全传递时，纳什均衡已经达到了弹性价格均衡的福利水平，没有福利改进的空间；而汇率完全不传递时，货币政策不能通过支出转移效应来调整国外的消费水平，所以合作均衡也无法实现福利改进。然而汇率不完全传递（ $0 < \eta < 1$ ）时，既存在福利提升的空间，又可以通过货币政策来调整国外消费水平，所以合作均衡能够起到提升两国总体福利水平的效果，但是对各国福利的影响则不尽相同。在没有国际货币时，如果两国汇率传递程度完全一样，则合作能同等地提升两国的福利水平。然而当两国汇率传递存在差异时，国际货币政策协调的福利效果则和汇率传递程度呈现出复杂的非线性关系，这一点类似于 Corsetti and Pesenti (2005) 的结论。一般而言，汇率传递程度较低的国家更有可能在国际合

作中获得更多的好处；而汇率传递程度较高的国家获得的福利改进则较为有限，有时甚至是利益受损。王胜和彭鑫瑶 (2010) 不对称定价机制的分析实际上就是本文这里的一个特例。

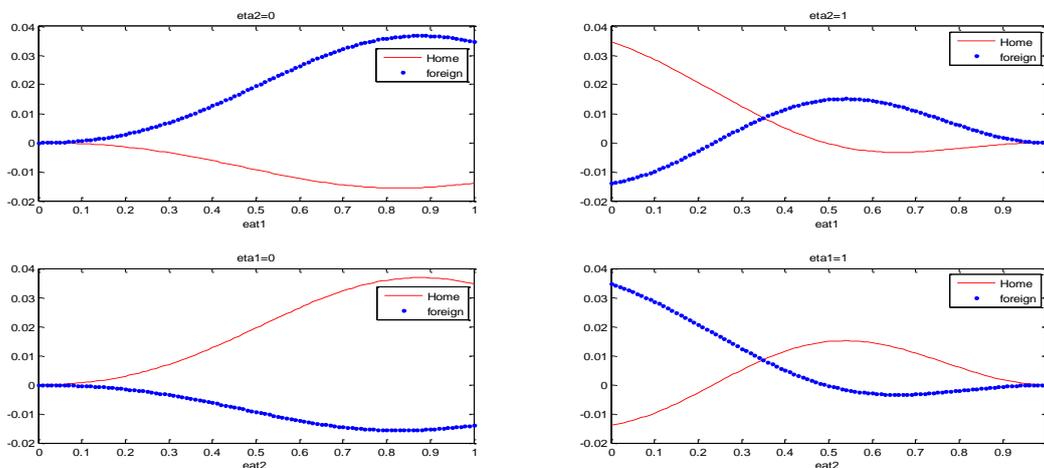


图 6 汇率传递与福利改进（无国际货币）

此外，在不完全汇率传递时，合作均衡下的最优货币政策强化了货币政策对国内生产冲击的反应，这样就加大汇率的波动幅度。值得注意的是，纳什均衡时汇率的最大波动幅度也没有超过两国生产冲击的波动和；但是合作均衡时汇率波动就有可能超过生产冲击的波动，从而表现出更强的波动性。这可能是因为在汇率传递程度较高的情况下，最优货币政策需要通过更剧烈的汇率波动来调整两国的相对消费，从而减小两国相对消费对两国相对价格的偏离，最终改进两国居民的福利水平。

本文的研究表明国际货币的存在对合作均衡引起福利改进的影响较为有限。为了给出直观的印象，本文考察了两种特殊情况，具体见图 7。当两国汇率传递程度相同时，国际货币的存在将增强合作均衡的福利改善效应；相对而言，外国居民能得到更多的好处。此外，我们还结合中美两国汇率传递的实际情况，进行了简单的数值模拟。许多以宏观数据为基础的实证研究发现美国进口价格的汇率传递程度比较低，例如 Marazzi and Sheets (2007) 发现 2000 年后美国进口价格的汇率传递程度仅仅只有 20%。Auer (2012) 利用产业数据也发现，在 2005—2008 人民币升值期间，美国进口价格的汇率传递程度也大约只有 20%。如果从定价货币的选择角度来看，两国汇率传递程度的差异就更大了。Gopinath and Rigobon (2008) 发现 90% 以上的美国进口商品都是以美元定价的。Kim et al. (2013) 发现 97% 的美国从中国进口商品，以及几乎 100% 的美国出口到中国的商品都是以美元定价的；只到 2009 年后，美国出口到中国的商品才出现以欧元和人民币定价，但是份额相当少。因此，在数值模拟中我们假定本国汇率传递相当小 ( $\eta_1 = 0.1$ )，而外国汇率传递程度则较高 ( $\eta_2 = 0.9$ )。这样

由图7可见,当本国汇率传递程度远远低于外国时,虽然国际货币政策协调将使本国受益而外国受损,但是国际货币存在同样能提高福利改进的空间。由此可见,国际货币越多,合作均衡的福利改进效应越明显,因此国际货币政策合作和协调的必要性也越大。

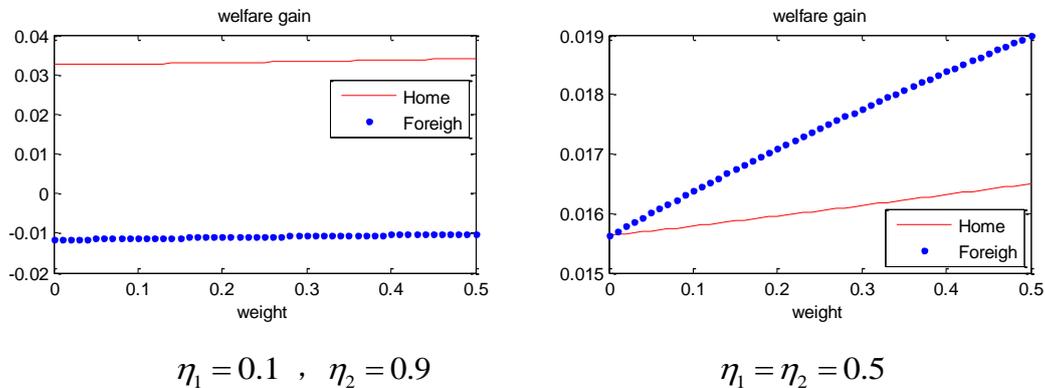


图7 国际货币与福利改进

#### 四、结论

国际货币和汇率传递程度是当今世界经济中影响货币政策国际传导机制的重要因素,但是目前将这两个问题纳入到一个框架下的研究还比较少。在现实经济中,汇率传递在绝大多数国家都表现出不完全传递的特性;而且由于经济发展水平、经济体制等诸多因素的影响,许多国家之间的汇率传递程度存在着相当大的差异。特别是在我国和美国这个最发达国家的经济交往中,两国汇率传递程度呈现出相当大的不对称性,而且我国外汇储备中美元化的现象又格外突出。因此,在引入国际货币和不完全汇率传递的情况下,深入分析最优货币政策的调整和由此产生的福利效应就具有重要的理论和现实意义。

本文的主要结论如下:首先,以往的研究认为只有生产冲击才具有国际溢出效应(Devereux and Engel, 2003; Duarte and Obstfeld, 2008; 王胜和郭汝飞, 2012),而我们发现国际货币的存在会使货币需求冲击也产生一定的国际溢出效应。其次,最优汇率波动不仅和汇率传递程度、经济开放度等因素相关(Sutherland, 2005; Duarte and Obstfeld, 2008),而且还与国际货币的权重相关;并且国际货币的存在可以减缓汇率的波动性。最后,国际货币政策协调的福利效果与汇率传递程度呈现出复杂的非线性关系,这一点类似于Corsetti and Pesenti (2005)的研究;与此同时,国际货币的存在能提升国际货币政策协调的改进空间。

## 参考文献

- [1] 毕玉江和朱钟棣, 2007, 《人民币汇率变动对中国商品出口价格的传递效应》, 《世界经济》第5期, 第3-15页。
- [2] 陈学彬、李世刚和芦东, 2007, 《中国出口汇率传递率和盯市能力的实证研究》, 《经济研究》第12期, 第106-117页。
- [3] 刘绍保, 2008, 《人民币汇率与货币替代关系的实证研究——基于1997Q4—2007Q1中国的实际数据》, 《国际金融研究》第1期, 第70—74页。
- [4] 王道平、范小云和方意, 2012, 《国际美元本位与中美经济内外失衡——基于DSGE模型的分析》, 第十二届中国青年经济论坛会议论文。
- [5] 王胜和郭汝飞, 2012, 《不完全汇率传递与最优货币政策》, 《经济研究》增2期, 第131-143页。
- [6] 王胜和彭鑫瑶, 2010, 《不对称价格粘性下的货币政策和福利效应》, 《世界经济》第5期, 第101-117页。
- [7] 吴锦顺, 2013, 《中国货币替代程度及其对福利的影响估计》, 《经济评论》第3期, 第96-108页。
- [8] Auer R. A., 2012. “Exchange Rate Pass-Through, Domestic Competition, and Inflation: Evidence from the 2005/08 Revaluation of the Renminbi,” Working Papers 2012-01, Swiss National Bank.
- [9] Betts C. and M. Devereux, 2000, “Exchange rate dynamics in a model of pricing-to-market,” *Journal of International Economics*, 50(1): 215-244.
- [10] Calvo G., 1983, “Staggered Prices in a Utility Maximizing Framework,” *Journal of Monetary Economics*, 12(3): 983-998.
- [11] Chari V. V., P. Kehoe and E. McGrattan, 2002, “Can Sticky Price Models Generate Volatile and Persistent Real Exchange Rate?” *Review of Economic Studies*, 69(3): 533–563.
- [12] Clarida, R., J. Gali and M. Gertler, 2002, “A simple framework for international monetary policy analysis,” *Journal of Monetary Economics*, 49(5): 879-904.
- [13] Cooley T. F. and G. D. Hansen, 1989, “The Inflation Tax in a Real Business Cycle Model,” *American Economic Review*, 79(4): 733–748.
- [14] Corsetti G. and P. Pesenti, 2001, “Welfare and Macroeconomic Interdependence,” *Quarterly Journal of Economics*, 116(1): 421–446.
- [15] Corsetti G. and P. Pesenti, 2005, “International Dimensions of Optimal Monetary Policy,” *Journal of Monetary Economics*, 52(2): 281–305.
- [16] Devereux M.B. and C. Engel, 2003, “Monetary Policy in the Open Economy Revisited: Price Setting and Exchange-rate Flexibility,” *Review of Economic Studies*, 70(4): 765–783.

- [17] Duarte M. and M. Obstfeld, 2008, "Monetary Policy in the Open Economy Revisited: The Case for Exchange-rate Flexibility Restored," *Journal of International Money and Finance*, 27(6): 949-957.
- [18] Engel, C., 2011, "Currency Misalignments and Optimal Monetary Policy: A Reexamination," *American Economic Review*, 101(6): 2796-2822.
- [19] Engler, P. and J. Tervala, 2011, "Beggars-thyself or beggar-thy-neighbour? The welfare effects of monetary policy," *Economic Modelling*, 28(4): 2034-2040.
- [20] Gali, J. and T. Monacelli, 2005, "Monetary Policy and Exchange Rate Volatility in a Small Open Economy," *Review of Economic Studies*, 72(3): 707-734.
- [21] Gopinath G. and R. Rigobon, 2008, "Sticky Borders," *The Quarterly Journal of Economics*, MIT Press, 123(2): 531-575.
- [22] Harrison B. and Y. Vymyatnina, 2007, "Currency Substitution in a De-Dollarizing Economy: The Case of Russia," BOFIT Discussion Paper, No. 3, Bank of Finland, Institute for Economies in Transition.
- [23] Horvath B. and R. Maino, 2006, "Monetary Transmission Mechanisms in Belarus," IMF Working Paper, No. 06/246.
- [24] Kim M., D. Nam, J. Wang and J. Wu, 2013, "International Trade Price Stickiness and Exchange Rate and Pass-Through in Micro Data: A Case Study on US-China Trade," Working Papers 202013, Hong Kong Institute for Monetary Research.
- [25] Lange C. and C. Sauer, 2005, "Dollarization in Latin America: Seigniorage Costs and Policy Implications," *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 45(2): 662-679.
- [26] Marazzi M. and N. Sheets, 2007, "Declining Exchange Rate Pass-through to U.S. Import Prices: The Potential Role of Global Factors," *Journal of International Money and Finance*, 26 (6): 924-947.
- [27] Obstfeld M., 2006, "Pricing-to-market, the Interest-rate Rule, and the Exchange Rate," NBER working paper, No. 12699.
- [28] Obstfeld M. and K. Rogoff, 1995, "Exchange Rate Dynamic Redux," *Journal of Political Economy*, 103(2): 624-660.
- [29] Obstfeld M. and K. Rogoff, 1996, *Foundations of International Macroeconomics*, MIT Press, Cambridge, MA, 511-513.
- [30] Obstfeld M. and K. Rogoff, 2000, "New Directions for Stochastic Open Economy Models," *Journal of International Economics*, 50(1): 117-153.

[31] Schmidt C., 2006, "International Transmission Effects of Monetary Policy Shocks: Can Asymmetric Price Setting Explain the Stylized Facts?" *International Journal of Finance & Economics*, 11(3): 205-218.

[32] Sutherland A., 2005, "Incomplete Pass-Through and the Welfare Effects of Exchange Rate Variability," *Journal of International Economics*, 65(2): 375-399.

[33] Tervala, J., 2012, "International welfare effects of monetary policy," *Journal of International Money and Finance*, 31(2): 356-376.

## The International Money, Exchange Rate Pass-Through and Monetary Policy

Wang Sheng

(Economics and Management School, Wuhan University)

**Abstract:** This paper develops a welfare-based model of monetary policy in an open economy. We examine the optimal monetary policy in the framework with international money and incomplete exchange rate pass-through. We find that the optimal monetary policy depends on the weight of international money, the degree of pass-through, the openness of the economy, and the elasticity of money demand. The welfare loss will go down with the increasing degree of pass-through and the decreasing weight of international money. However, international policy cooperation may improve the total welfare greatly with international money and incomplete exchange rate pass-through.

**Keyword:** international money; exchange rate pass-through; optimal monetary policy

## 【货币金融理论与政策】

# 部门价格粘性的异质性与货币政策的传导

侯成琪<sup>1</sup> 龚六堂<sup>2</sup>

**【摘要】**部门价格粘性的异质性对于货币政策的传导具有至关重要的影响。本文提出了一个利用宏观经济数据估计部门价格粘性的计量经济模型，估计了我国CPI八大类商品的价格粘性指数。货币政策分析的结果表明，货币政策冲击对各部门产出和通货膨胀的影响取决于各部门的价格粘性水平——部门价格粘性越强则货币政策冲击对部门产出的影响越大、对部门通货膨胀的影响越小。本文的研究还发现，单部门新凯恩斯模型的贝叶斯估计会高估加总的价格粘性水平，而用各类商品价格粘性指数的加权中位数校准加总的价格粘性指数可以使单部门新凯恩斯模型较好的近似多部门新凯恩斯模型中货币政策冲击对加总产出和通货膨胀的影响。

**【关键词】**多部门新凯恩斯模型；价格粘性；货币政策

## 一、引言

采用粘性价格假设和动态随机一般均衡框架的新凯恩斯模型已经成为货币政策分析的主要工具。然而，这类模型通常假设经济中仅有一类同质但是可分的商品，这相当于假设所有生产部门都是同质的。然而，现实经济存在许多生产不同种类商品的生产部门，这些部门存在许多方面的异质性特征，比如具有不同的生产函数、面临不同的需求曲线，也会作出不同的生产和定价决策。而货币经济学更加关注部门价格粘性的异质性，因为价格粘性是货币政策短期非中性的关键原因，也是外生冲击会导致名义扭曲的关键原因。

许多实证研究已经表明，各类商品的价格粘性存在显著的差异。Bils 和 Klenow (2004) 采用美国劳动统计局 (BLS) 调查的微观价格数据估计了美国 CPI 各大类商品的价格调整频率，发现各大类商品的价格粘性具有显著的差异。Nakamura 和 Steinsson (2008) 使用了比 Bils 和 Klenow (2004) 更加详尽的微观价格调查数据对美国 CPI 各大类商品的价格粘性进

<sup>1</sup> 侯成琪，武汉大学经济与管理学院副教授

<sup>2</sup> 龚六堂，北京大学光华管理学院副院长、教授

行了更加深入的分析，同样发现了显著的部门价格粘性异质性的证据。Álvarez et al. (2006), Dhyne 等 (2006) 和 Vermeulen 等 (2006) 发现在欧元区各大类商品的价格粘性也存在显著的差异。此外，一些理论研究表明，部门价格粘性的异质性对于货币政策的传导机制具有至关重要的影响。Carvalho (2006) 的研究发现，与缺乏部门价格粘性异质性的经济相比，在存在价格粘性异质性的经济中，货币政策冲击具有更强的真实效应，即对真实产出具有更加显著的影响。Bouakez 等 (2009) 的研究表明，不同部门商品价格粘性的异质性对货币政策的传导渠道具有重要的影响。当货币供应量出现意料之外的暂时性增加时，价格粘性最强的部门的产出上升的最多。Nakamura 和 Steinsson (2010) 发现，不同部门商品价格粘性的异质性对于解释名义冲击对经济波动的影响至关重要。通过在模型中引入部门价格粘性的异质性，名义冲击可以解释美国经济周期波动中的 23%，与 Shapiro 和 Waston (1988) 的实证结论非常一致。除了部门价格粘性的异质性之外，Eusepi 等 (2011) 还考虑了各部门在生产技术和价格加成方面的异质性。但是，Eusepi 等 (2011) 发现，在他们提出的核心通货膨胀度量 CONDI (a cost of nominal distortions index) 中，各部门的权重主要由其价格粘性程度决定。这些理论研究表明，在诸多部门异质性中，价格粘性的异质性对于理解货币政策的传导机制和经济周期波动具有至关重要的作用。国内学者在部门异质性及其对货币政策分析的影响等方面进行了一些研究。张成思 (2009) 的实证研究表明，我国 CPI 八大类子成分自身动态传导特征与总体 CPI 表现不同，货币政策本身变化与不可预料的随机货币政策冲击对各大类通货膨胀指标的影响存在明显差异。侯成琪等 (2011) 采用部门新凯恩斯菲利普斯曲线描述 CPI 各大类商品的通货膨胀动态，提出了一种更具货币经济学理论基础的核心通货膨胀度量方法。然而，上述研究并未估计我国各大类商品的价格粘性，从而也未能在部门价格粘性存在异质性的条件下研究我国货币政策的传导机制。

本文将按照我国 CPI 八大类商品的划分方法将我国经济划分为八个部门，首先估计我国 CPI 八大类商品的价格粘性指数，然后采用多部门新凯恩斯的分析框架，在部门价格粘性存在异质性的条件下研究我国货币政策的传导机制，并与假设所有部门完全同质情形下的货币政策传导机制进行对比。在估计各部门商品的价格粘性指数时，由于缺乏国外同类研究所采用的微观水平的价格调查数据，所以本文将证明存在多个异质性生产部门情形下的混合型新凯恩斯菲利普斯曲线，在此基础上建立采用我国 CPI 及相关宏观经济变量的历史数据估计 CPI 八大类商品价格粘性指数的计量经济模型。正如 Carvalho 和 Dam (2010) 指出的那样，采用加总的宏观经济数据估计部门价格粘性是一个非常有意义的研究工作。首先，

如果采用宏观经济数据得到的估计结果与采用微观经济数据得到的估计结果是一致的,则可以放心的在缺乏微观经济数据的时候采用宏观经济数据进行相关的估计。其次,因为有些微观价格调整并不包含宏观经济信息,而采用宏观经济数据得到的估计结果会包含与宏观经济动态相关的价格调整信息,所以即使存在微观经济数据,采用宏观经济数据估计部门价格粘性也具有独特的意义。在研究部门价格粘性存在异质性情形下的货币政策传导机制时,本文将重点分析货币政策对不同部门产出和通胀的不同影响,以及忽略部门价格粘性的异质性会给货币政策分析带来哪些影响。

下文的结构安排如下:第二部分建立存在多个异质性生产部门的新凯恩斯模型;第三部分估计我国 CPI 八大类商品的价格粘性;第四部分研究多部门经济中货币政策的传导渠道;第五部分是结论。

## 二、理论模型

本文采用与侯成琪等(2011)类似的多部门新凯恩斯分析框架。假设经济存在一个代表性家庭、一个完全竞争的最终商品厂商、 $J$ 个中间商品生产部门。每个中间商品生产部门都由连续统(0,1)上的垄断竞争厂商组成,对应着生产 CPI 分类中的一大类商品。在每一期,代表性家庭理性选择消费水平和劳动供给;中间商品生产部门 $j$ 中的所有垄断竞争厂商向代表性家庭雇佣劳动来生产中间商品 $j$ ,然后以垄断竞争的价格向最终商品厂商出售中间商品 $j$  ( $j=1,2,\dots,J$ );最终商品厂商以 $J$ 种中间商品作为投入生产最终商品,并以完全竞争的价格出售给家庭。本文按照我国 CPI 八大类商品的划分方法将我国经济划分为八个部门,即 $J=8$ 。<sup>3</sup>如果这 $J$ 个中间商品生产部门是完全同质的,则可以将同质的中间商品生产部门合并,从而多部门新凯恩斯模型退化为单部门新凯恩斯模型。因为在新凯恩斯模型中最终商品厂商的作用是把各种中间商品复合成最终商品供家庭消费,其模型设定是相对标准化的,所以本文采用与侯成琪等(2011)相同的模型设定。为了节约篇幅,这里不再重述。下文仅给出多部门新凯恩斯模型中其他参与者(包括中间商品厂商、家庭和中央银行)的行为模型。

### (一) 中间商品厂商

<sup>3</sup> 基准新凯恩斯模型中的中间商品已经是可供家庭消费的商品。本文建立的是多部门新凯恩斯模型,按照我国 CPI 八大类商品的划分方法将经济划分为八个中间商品部门,对应着生产 CPI 分类中的一大类商品。因此,在本文中各类中间商品也已经是可供家庭消费的商品,并非现实经济统计中 PPI 对应的原材料和半成品。从而,下文的分析都采用 CPI 的分类统计数据而非 PPI 的分类统计数据。

每个中间商品生产部门都由连续统(0,1)上的垄断竞争厂商组成,在每一期只有部分厂商可以重新定价。采用 Calvo (1983) 提出的随机价格调整模型,假设在每一期第  $j$  个中间商品生产部门的厂商重新定价的概率为  $1-\theta_j$ ,其中  $\theta_j$  为价格粘性指数,  $\theta_j$  越大则价格粘性越强。因为第  $j$  个中间商品生产部门的所有厂商具有相同的生产技术,面临相同的需求函数,所以在重新定价时会选择相同的最优价格  $P_{jt}^*$ 。因为 Galí 和 Gertler (1999)、Zhang 等 (2008)、张成思和刘志刚 (2007)、陈彦斌 (2008) 等国内外的经验研究都已经证实了通货膨胀动态中存在显著的惯性特征,所以采用 Christiano 等 (2005) 的处理方法引入通货膨胀惯性:对于不能重新定价的厂商,假设他们会根据上一期的部门通货膨胀对产品价格进行指数化,因此这些厂商第  $t$  期的产品价格为  $P_{j,t} \Pi_{j,t-1}$ ,其中  $\Pi_{j,t} = P_{j,t}/P_{j,t-1}$ ,  $P_{j,t}$  为第  $j$  个中间商品生产部门的价格指数,对应于 CPI 的一个分类价格指数。根据以上约定,在第  $t$  期第  $j$  种中间商品的价格水平为:

$$P_{jt} = \left( \theta_j (\Pi_{j,t-1} P_{j,t-1})^{1-\varepsilon_j} + (1-\theta_j) (P_{jt}^*)^{1-\varepsilon_j} \right)^{1/(1-\varepsilon_j)} \quad (1)$$

其中  $\varepsilon_j$  为第  $j$  种中间商品之间的替代弹性。

中间商品生产商向代表性家庭雇佣劳动来生产中间产品<sup>4</sup>。假设第  $j$  个中间商品生产部门的生产函数为:

$$Y_{jt}^i = A_{jt} N_{jt}^i \quad (2)$$

其中  $N_{jt}^i$  为劳动;  $A_{jt}$  为第  $j$  个部门面临的供给冲击,服从如下的 AR(1)过程:

$$\ln A_{jt} = \rho_j \ln A_{j,t-1} + u_{jt} \quad (3)$$

其中  $\rho_j$  为第  $j$  个部门面临的供给冲击的一阶自相关系数,  $u_{jt} \sim N(0, \sigma_j^2)$ 。假设第  $j$  个中间商品生产部门的真实工资为  $W_{jt}$ , 则第  $j$  个中间商品生产部门的真实边际成本为:

$$MC_{jt} = W_{jt} (\partial N_{jt} / \partial Y_{jt}^i) = W_{jt} / A_{jt} \quad (4)$$

中间商品生产厂商通过求解如下的优化问题来重新定价:

<sup>4</sup> 因为我国缺乏与 CPI 分类口径一致的产出数据,从而无法估计各部门的生产函数,所以本文假设中间商品生产部门的厂商仅使用劳动一种投入,没有资本投入。因为本文的主题是研究部门价格粘性的异质性对货币政策传导的影响,而 Eusepi 等 (2011) 的研究也表明生产技术的部门异质性对于货币政策分析影响不大,所以这种简化处理不会影响下文的分析。

$$\begin{aligned} & \max_{P_{jt}^*} \sum_{k=0}^{\infty} (\theta_j)^k E_t \left\{ Q_{t+k} (P_{jt}^* X_{j,t+k} Y_{j,t+k}^i - MC_{j,t+k} P_{t+k} Y_{j,t+k}^i) \right\} \\ & s.t. \quad Y_{j,t+k}^i = (P_{jt}^* X_{j,t+k} / P_{j,t+k})^{-\varepsilon_j} Y_{j,t+k} \end{aligned} \quad (5)$$

其中  $Y_{j,t+k}$  为第  $j$  个中间商品生产部门的总产出； $Q_{t+k} = \beta^k (C_{t+k} / C_t)^{-\sigma} (P_t / P_{t+k})$  为名义支付的折现因子（假设厂商采用与代表性家庭相同的方式对名义支付进行折现）， $\beta$  为代表性家庭的效用折现因子， $C_t$  为代表性家庭在第  $t$  期的消费， $\sigma$  为相对风险厌恶系数；

$$X_{j,t+k} = \begin{cases} \Pi_{jt} \times \Pi_{j,t+1} \times \cdots \times \Pi_{j,t+k-1} & k \geq 1 \\ 1 & k = 0 \end{cases} \quad \text{表示价格的指数化系数。}^5 \text{该优化问题的一阶条件}$$

为：

$$\sum_{k=0}^{\infty} (\theta_j)^k E_t \left\{ Q_{t+k} Y_{j,t+k}^i (P_{jt}^* X_{j,t+k} - M_j MC_{j,t+k} P_{t+k}) \right\} = 0 \quad (6)$$

其中  $M_j \equiv \varepsilon_j / (\varepsilon_j - 1)$  为第  $j$  个中间商品生产部门的价格加成。

将式（6）在零通胀稳态附近对数线性化后得到<sup>6</sup>：

$$p_{jt}^* - p_{j,t-1} = (1 - \beta\theta_j) \sum_{k=0}^{\infty} (\beta\theta_j)^k E_t \left\{ mc_{j,t+k} + (\hat{p}_{t+k} - \hat{p}_{j,t+k-1}) \right\}$$

从而可以得到第  $j$  个中间商品生产部门的新凯恩斯菲利普斯曲线为：

$$\pi_{jt} = \frac{\beta}{1+\beta} E_t \{ \pi_{j,t+1} \} + \frac{1}{1+\beta} \pi_{j,t-1} + \lambda_j mc_{jt} + \lambda_j (\hat{p}_t - \hat{p}_{jt}) \quad (7)$$

其中  $\lambda_j \equiv (1 - \beta\theta_j)(1 - \theta_j) / (1 + \beta)\theta_j$ 。本文在多部门新凯恩斯模型中得到的部门菲利普斯曲线与 Christiano 等(2005)在单部门新凯恩斯模型中得到的菲利普斯曲线的类似之处在于，第  $j$  个中间商品生产部门的通货膨胀受本部门的通胀预期  $E_t \{ \pi_{j,t+1} \}$ 、本部门的通胀惯性  $\pi_{j,t-1}$  和本部门的真实边际成本相对于稳态真实边际成本的对数偏离  $mc_{jt}$ （简称为部门边际成本缺口）的影响。两者的不同之处在于，第  $j$  个中间商品生产部门的通货膨胀还受总体价格水平与部门价格水平之间的差异  $\hat{p}_t - \hat{p}_{jt}$ （简称为部门价格缺口）的影响。因为  $\partial \lambda_j / \partial \theta_j < 0$ ，所以第  $j$  种中间商品的价格粘性越小即  $\theta_j$  越小，则部门边际成本缺口和部门

<sup>5</sup> 因为中间商品生产部门的成本取决于各种投入品的价格、工资水平和资本租金等众多因素，所以在式（5）中应该采用加总价格水平  $P_{t+k}$  而非部门价格水平折算中间商品生产部门的真实边际成本。

<sup>6</sup> 如无特别说明，在本文中小写字母表示的变量  $x_t$  表示对应的大写字母表示的变量  $X_t$  的自然对数，即  $x_t = \ln X_t$ ； $\hat{x}_t$  表示变量  $X_t$  相对于其稳态值  $X$  的对数偏离，即  $\hat{x}_t = \ln(X_t / X)$ 。

价格缺口对第  $j$  个中间商品生产部门的通货膨胀影响越大。这也意味着，一个部门的商品价格粘性越小即价格调整越灵活，则货币政策对该部门的通货膨胀影响越迅速。在我国缺乏微观水平的价格调查数据的条件下，本文将通过对部门新凯恩斯菲利普斯曲线的结构化估计得到部门价格粘性指数  $\theta_j$  的估计值。

## (二) 代表性家庭

代表性家庭理性选择消费水平和劳动供给，使终身效用最大化：

$$\max E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U_t = \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left( \frac{C_t^{1-\sigma}}{1-\sigma} - \frac{N_t^{1+\varphi}}{1+\varphi} \right)$$

其中  $\beta$  为折现因子， $C_t$  为家庭的消费水平， $N_t$  为家庭的劳动供给， $\sigma$  为相对风险厌恶系数， $\varphi$  为劳动  $N_t$  的真实工资弹性的倒数。家庭的劳动供给  $N_t$  是其在各部门劳动供给的加总，称之为复合劳动。因为劳动不能在各部门之间完全自由流动，所以根据 Horvath(2000)，假设  $N_t = \left( \sum_{j=1}^J (\xi_j^N)^{-1/\gamma} (N_{jt})^{(\gamma+1)/\gamma} \right)^{\gamma/(\gamma+1)}$ ，其中  $N_{jt}$  为家庭对第  $j$  个部门的劳动供给， $\gamma$  为各部门劳动投入之间的替代弹性， $\xi_j^N$  为稳态时第  $j$  个部门的劳动收入在加总劳动收入中所占的比重。

在第  $t$  期，家庭的支出包括两部分，一部分是消费支出  $C_t P_t$ ，一部分是购买单期名义无风险债券的支出  $B_t$ 。家庭的收入也包括两部分，一部分是工资收入  $\sum_{j=1}^J N_{jt} W_{jt} P_t$ ，一部分是第  $t-1$  期购买的、在第  $t$  期到期的单期名义无风险债券的收益  $I_{t-1} B_{t-1}$ ，其中  $I_t$  为债券的名义利率。代表性家庭面临的预算约束为：

$$\sum_{j=1}^J N_{jt} W_{jt} P_t + I_{t-1} B_{t-1} = C_t P_t + B_t$$

等式两边都除以  $P_t$ ，则代表性家庭面临的预算约束可以表示为：

$$\sum_{j=1}^J N_{jt} W_{jt} + \frac{I_{t-1} b_{t-1}}{\Pi_t} = C_t + b_t$$

其中  $b_t = B_t/P_t$ ， $\Pi_t = P_t/P_{t-1}$ 。

采用拉格朗日乘法，可以得到关于消费的一阶条件为：

$$1 = \beta E_t \left( \left( \frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-\sigma} \frac{I_t}{\Pi_{t+1}} \right) \quad (8)$$

关于劳动供给的一阶条件为：

$$N_t^\phi C_t^\sigma (\xi_j^N N_t / N_{jt})^{-1/\gamma} = W_{jt} \quad (j=1, 2, \dots, J) \quad (9)$$

### (三) 货币政策规则

本文采用 Taylor (1993) 提出的利率规则描述货币政策, 并采用 Clarida, Gali 和 Gertler (2000) 的方法引入利率平滑:

$$\hat{i}_t = \rho_i \hat{i}_{t-1} + (1 - \rho_i)(\phi_\pi E_t\{\pi_{t+1}\} + \phi_y E_t\{\hat{y}_{t+1}\}) + v_t \quad (10)$$

其中,  $\hat{i}_t$  表示作为货币政策工具的基准利率;  $\rho_i$  为利率平滑系数;  $v_t$  表示货币政策冲击, 服从如下的 AR(1) 过程:

$$v_t = \rho_v v_{t-1} + u_{v,t} \quad (11)$$

其中  $\rho_v$  为货币政策冲击的一阶自相关系数,  $u_{v,t} \sim N(0, \sigma_v^2)$ 。<sup>7</sup>

本文建立的多部门新凯恩斯模型的均衡由方程 (2)、(3)、(4)、(7)、(8)、(9)、(10) 和 (11) 组成。本文将采用对数线性化的方法, 将上述均衡性条件转化为线性方程并采用 dynare 软件进行参数估计、模型比较和冲击-响应分析。

## 三、价格粘性指数的估计

由于缺乏国外同类研究所采用的微观水平的价格调查数据, 所以本文将采用我国 CPI 及相关宏观经济变量的历史数据, 通过对部门菲利普斯曲线的结构化估计得到我国 CPI 八大类商品的价格粘性指数<sup>8</sup>。

### (一) 估计方法

要采用计量经济方法估计式 (7) 所示的部门菲利普斯曲线, 必须解决如下两个问题:

如何处理部门通货膨胀预期  $E_t\{\pi_{j,t+1}\}$  以及如何处理部门边际成本缺口  $mc_{jt}$ 。

<sup>7</sup> 到底应该用价格型货币政策规则还是应该用数量型货币政策规则描述我国的货币政策, 是一个素有争议的话题。为了检验本文结论的稳健性, 作者采用 MIU (money in utility) 的方式在模型中引入货币, 并假设中央银行采用控制名义货币增长率的方式执行货币政策, 重新估计了多部门新凯恩斯模型和单部门新凯恩斯模型, 发现本文的结论依然成立。详见附录 2。

<sup>8</sup> 本文尝试通过对第二部分建立的多部门新凯恩斯模型进行贝叶斯估计得到部门价格粘性指数的估计值, 却发现估计结果很差。其原因在于, 为了更好的估计部门价格粘性指数, 需要在贝叶斯估计中使用式 (7) 所示的部门新凯恩斯菲利普斯曲线中的两个重要变量——部门边际成本缺口和部门价格缺口的观测数据。然而, DSGE 模型的贝叶斯估计要求, 观测变量的个数必须小于或等于外生冲击的个数。从而, 为了使用这两个重要变量的数据, 必须在模型中引入过多的外生冲击 (我国 CPI 分为八大类, 从而需要引入 16 个外生冲击), 而过多的外生冲击会影响估计结果的质量; 但是, 如果不使用这两个重要变量的数据, 则无法对部门通货膨胀动态进行深入的分析, 也会导致较低的估计质量。基于如上原因, 本文选择通过对部门菲利普斯曲线的结构化估计得到我国 CPI 八大类商品的价格粘性指数。

## 1、部门通货膨胀预期

处理通货膨胀预期的常用方法有两种。一种方法采用理性预期假设描述通货膨胀预期。在理性预期假设下预期偏差与工具变量不相关，因此可以采用广义矩估计（GMM）来估计预期通货膨胀的系数，比如 Galí 和 Gertler（1999）和 Galí 等（2001，2005）等。一种方法则采用通货膨胀预测值的微观调查数据代表通货膨胀预期，比如陈彦斌（2008）、Zhang 等（2008）和 Chen 和 Huo（2009）。我国仅有总体通货膨胀预测值的微观调查数据，没有 CPI 八大分类价格指数预测值的微观调查数据，因此本文采用理性预期假设描述部门通货膨胀预期，从而理性预期的误差  $\pi_{j,t+1} - E_t\{\pi_{j,t+1}\}$  与 t 期以前的信息不相关。部门菲利普斯曲线可以表示为：

$$\pi_{jt} = \frac{\beta}{1+\beta} \pi_{j,t+1} + \frac{1}{1+\beta} \pi_{j,t-1} + \lambda_j mc_{jt} + \lambda_j (\hat{p}_t - \hat{p}_{jt}) + \varepsilon_{jt} \quad (12)$$

其中  $\varepsilon_{jt} = -\frac{\beta}{1+\beta} (\pi_{j,t+1} - E_t\{\pi_{j,t+1}\})$ 。

## 2、单部门经济中的边际成本缺口

处理边际成本缺口的常用方法有两种。一种是用产出缺口  $\tilde{y}_t$  表示边际成本缺口；一种是用劳动收入在 GDP 中的份额  $ls_t$  表示边际成本缺口。然而，即使在单部门经济中，产出缺口  $\tilde{y}_t$  和劳动收入份额  $ls_t$  与边际成本缺口  $mc_t$  之间都存在一些差异。这些差异对于菲利普斯曲线的简化式估计或许不重要，但是对于结构式估计却非常重要，可能会显著影响价格粘性指数的估计值。

首先，产出缺口与边际成本缺口之间存在差异。假设家庭的效用函数为  $U_t = \frac{C_t^{1-\sigma}}{1-\sigma} - \frac{N_t^{1+\varphi}}{1+\varphi}$ ，生产函数为  $Y_t = A_t N_t^{1-\alpha}$ ，Galí（2008）证明了，当价格粘性是唯一的名义摩擦时，边际成本缺口与产出缺口之间存在比例关系，即  $mc_t = (\sigma + \frac{\varphi+\alpha}{1+\alpha}) \tilde{y}_t$ 。进一步，如果劳动力市场也存在摩擦，则  $mc_t = (\sigma + \frac{\varphi+\alpha}{1+\alpha}) \tilde{y}_t + \ln(\mu_t^w / \mu^w)$ ，其中  $\alpha$  为生产函数中资本的份额， $\ln(\mu_t^w / \mu^w)$  表示第 t 期的工资加成相对于其稳态水平的对数偏离。如果除了劳动之外，厂商还有资本和原材料等其他可变投入，则产出缺口  $\tilde{y}_t$  和边际成本缺口  $mc_t$  之间的关系就更复杂了。因此，对数线性化之后，边际成本缺口与产出缺口之间大致存在如下的线性关系：

$$mc_t = \phi \tilde{y}_t + \eta_t$$

其中  $\eta_t$  表示测量误差。从而，当采用产出缺口表示边际成本缺口时，单部门经济的新凯恩斯菲利普斯曲线应该表示为：

$$\pi_t = \frac{\beta}{1+\beta} E_t\{\pi_{t+1}\} + \frac{1}{1+\beta} \pi_{t-1} + \lambda\phi\tilde{y}_t + \lambda\eta_t \quad (13)$$

其中  $\lambda = (1 - \beta\theta)(1 - \theta)/(1 + \beta)\theta$ ， $\theta$  为单部门经济中的价格粘性指数。

其次，劳动收入份额与边际成本缺口之间也存在差异。Gali 和 Gertler (1999) 认为，在理论上劳动收入份额  $ls_t$  可以比较准确的度量边际成本缺口  $mc_t$ 。然而，Gali、Gertler 和 Lopez-Salido (2001) 指出，如果考虑厂商真实边际成本与经济平均真实边际成本之间的差异，则单部门经济的新凯恩斯菲利普斯曲线为：

$$\pi_t = \frac{\beta}{1+\beta} E_t\{\pi_{t+1}\} + \frac{1}{1+\beta} \pi_{t-1} + \lambda\Theta mc_t$$

其中  $\varepsilon$  表示单部门经济中中间商品之间的替代弹性， $\Theta = \frac{1-\alpha}{1-\alpha+\alpha\varepsilon}$ 。因此，即使在理论上劳动收入份额  $ls_t$  可以比较准确的度量边际成本缺口  $mc_t$ ，但是由于厂商真实边际成本与经济平均真实边际成本之间的差异以及劳动收入份额的统计误差等问题，当采用劳动收入份额表示边际成本缺口时，单部门经济的新凯恩斯菲利普斯曲线应该表示为：

$$\pi_t = \frac{\beta}{1+\beta} E_t\{\pi_{t+1}\} + \frac{1}{1+\beta} \pi_{t-1} + \lambda\phi'ls_t + \lambda\eta_t' \quad (14)$$

式 (13) 和式 (14) 表明，在单部门经济新凯恩斯菲利普斯曲线的简化式估计中，产出缺口  $\tilde{y}_t$  和劳动收入份额  $ls_t$  的系数不是  $\lambda$ ，而是  $\lambda$  乘以某个常数。

### 3、GMM 估计

通过上面的分析可以发现，即使在单部门经济中，由于影响因素较多从而无法得到  $\phi$  或者  $\phi'$  的比较准确的参数化形式，所以根据产出缺口  $\tilde{y}_t$  或劳动收入份额  $ls_t$  的系数估计值不能反推出  $\lambda$  和  $\theta$  的估计值，即在单部门经济中  $\lambda$  和  $\theta$  是不可识别的，很难通过对新凯恩斯菲利普斯曲线的结构化估计得到加总的价格粘性指数  $\theta$  的估计值。在多部门经济中，这个问题更加难以解决，因为即使是在经济统计非常规范和全面的美国，也没有 CPI 口径的部门产出或者部门劳动收入份额的数据。本文采用如下的方法处理多部门经济中的部门边际成本缺口。

假设部门边际成本缺口  $mc_{jt}$  与总体产出缺口  $\tilde{y}_t$  具有如下的关系：

$$mc_{jt} = \phi_j \tilde{y}_t + \eta_{jt}$$

其中  $\eta_{jt}$  表示测量误差，主要取决于部门特有的边际成本冲击。带入到式（12）中，得到：

$$\pi_{jt} = \frac{\beta}{1+\beta} \pi_{j,t+1} + \frac{1}{1+\beta} \pi_{j,t-1} + \lambda_j \phi_j \tilde{y}_t + \lambda_j (\hat{p}_t - \hat{p}_{jt}) + w_{jt} \quad (15)$$

其中  $w_{jt} = \varepsilon_{jt} + \lambda_j \eta_{jt}$ 。从式（15）可以发现一个非常有趣的现象，从单部门菲利普斯曲线到部门菲利普斯曲线，虽然  $\phi_j$  的构成更加复杂而且根据总体产出缺口  $\tilde{y}_t$  的系数依然不能识别出  $\lambda_j$  和  $\phi_j$ ，但是在部门菲利普斯曲线中部门价格缺口的系数是  $\lambda_j$ 。这个特征增强了  $\lambda_j$  和  $\theta_j$  的识别性。

本文采用非线性 GMM 对部门菲利普斯曲线进行结构化估计，正交条件为：

$$E\{[(1+\beta)\theta_j \pi_{jt} - \beta \theta_j \pi_{j,t+1} - \theta_j \pi_{j,t-1} - (1-\beta\theta_j)(1-\theta_j)\phi_j \tilde{y}_t - (1-\beta\theta_j)(1-\theta_j)(\hat{p}_t - \hat{p}_{jt})] \mathbf{z}_t\} = 0 \quad (16)$$

其中  $\mathbf{z}_t$  为工具变量集。<sup>9</sup>因为本文的估计采用季度数据，所以工具变量集包括滞后四个季度的部门通货膨胀、部门价格缺口、总体产出缺口、总体通货膨胀、M2 增长率和基准利率。因为理性预期假设保证了  $\varepsilon_{jt}$  与 t 期以前的信息不相关， $\eta_{jt}$  取决于在第 t 期部门特有的边际成本冲击从而也与 t 期以前的信息不相关，所以正交条件成立。

## （二）样本数据

根据式（16）所示的正交条件，估计部门菲利普斯曲线需要如下变量的样本数据：总体通货膨胀、部门通货膨胀、部门价格缺口、总体产出缺口、M2 增长率和基准利率。

### 1、总体通货膨胀和部门通货膨胀

采取我国 CPI 的分类方法，按照用途将商品划分为八大类：即食品、烟酒及用品、衣着、家庭设备用品及维修服务、医疗保健及个人用品、交通和通讯、娱乐教育文化用品及服务、居住。由于这种分类方法自 2001 年 1 月开始实施，所以采用 CPI 及其八大分类价格指数从 2001 年第 1 季度到 2013 年第 1 季度的对数环比增长率度量总体通货膨胀和部门通货膨胀。

### 2、部门价格缺口

<sup>9</sup> 本文推导的部门新凯恩斯菲利普斯曲线存在通货膨胀惯性。当扰动项存在序列相关时，通胀滞后项与扰动项非正交，这样就会导致其他相关时序变量的滞后项也与扰动项相关，最终导致估计结果非一致和有偏。张成思（2012）在估计存在通货膨胀惯性的新凯恩斯菲利普斯曲线时，采用了 Godfrey（1994）提出的方法来处理这种序列相关。因此本文的过度识别约束检验均无法拒绝“正交性条件成立”的原假设，所以这种可能存在的序列相关并不影响本文 GMM 估计结果的一致性。

在计算部门价格缺口时, 本文将 2000 年 12 月作为基期并将 2000 年 12 月总体价格水平和各部门的价格水平都设定为 1, 根据 CPI 及其八大分类价格指数推算出从 2001 年第 1 季度到 2013 年第 1 季度期间总体价格水平和各部门的价格水平, 两者分别取自然对数后相减再进行 HP 滤波得到各部门的价格缺口。

### 3、总体产出缺口、M2 增长率和基准利率

利用 CPI 将 2001 年第 1 季度到 2013 年第 1 季度期间的名义 GDP 折算为真实 GDP, 先取自然对数然后采用 HP 滤波计算总体产出缺口。根据月末 M2 的存量计算月度 M2 的对数增长率, 本季度 3 个月份的 M2 增长率之和即为本季度的 M2 增长率。基准利率采用中国银行间同业拆借加权平均利率 (Chibor)。

本文所有的样本数据都来自中经网统计数据库, 并采用 X12 方法剔除上述变量中的季节效应。

### (三) 估计结果

GMM 估计的一致性取决于正交条件是否成立。本文采用 Hansen J 检验对八大部门的正交条件都进行了过度识别约束检验, 均无法拒绝“正交性条件成立”的原假设 (检验结果见表 1)。本文还采用 Stock 和 Yogo (2005) 提出的广义 F 检验, 检验可能存在内生性的提前一期的部门通货膨胀  $\pi_{j,t+1}$  和部门价格缺口  $(\hat{p}_t - \hat{p}_{jt})$  是否存在弱工具变量问题, 发现广义 F 统计量都大于 10, 即不存在弱工具变量问题 (检验结果见表 1)。

我国 CPI 八大类商品价格粘性指数的估计值见表 2。在我国 CPI 八大类商品中, 价格粘性最弱的是食品和居住, 价格粘性指数分别为 26.98% 和 27.55%, 这表示一个季度之后食品价格和居住价格保持不变的概率分别为 26.98% 和 27.55%, 也表示食品价格和居住价格的调整周期分别为 1.37 个季度和 1.38 个季度。价格粘性最强的是家庭设备, 价格粘性指数为 68.71%, 这表示一个季度之后家庭设备价格保持不变的概率为 68.71%, 也表示家庭设备价格的调整周期为 3.20 个季度。为了检验估计结果的稳健性, 本文还采用劳动收入份额表示边际成本缺口, 发现对估计结果影响不大<sup>10</sup>。

表 2 还给出了 Bils 和 Klenow (2004) 根据微观水平的价格调查数据估计的美国 CPI 各大类商品的价格粘性指数。由于中美两国 CPI 的分类口径不大一致, 所以仅给出了与我国 CPI 分类口径有一定可比性的六类。其中, 美国的 Food、Apparel 和 Medical care 三类与

<sup>10</sup> 采用与陈彦斌 (2008) 相同的处理方法, 根据“城镇单位就业人员劳动报酬”占名义 GDP 的比例计算劳动收入份额。

我国的食物、衣着和医疗保健三类的口径基本一致，但是价格粘性指数的差异很大。这与 Dhyne 等（2006）的研究结论是吻合的，即在不同国家和地区，各类商品的价格调整行为存在很大差异。在美国 CPI 的各类商品中，Transportation 类别的价格粘性最弱，其原因是价格调整最频繁的能源在 Transportation 中占有 30% 左右的权重。在居住类别中，Bils 和 Klenow（2004）仅估计了权重很小的 Home furnishings 的价格粘性指数，没有估计自有住房的等价租金、租金和水电燃气的价格粘性指数。

表 1 过度识别约束检验和弱工具变量检验

	过度识别约束检验		广义 F 检验	
	J 统计量	P 值	$\pi_{j,t+1}$	$(\hat{p}_t - \hat{p}_{jt})$
食品	3.5273	1.0000	65.4286	302.537
烟酒	3.8925	1.0000	90.2806	382.373
衣着	6.0708	1.0000	73.8942	614.176
家庭设备	3.3674	1.0000	159.4600	844.714
医疗保健	3.4074	1.0000	24.1948	148.756
交通通讯	5.0812	1.0000	230.364	225.009
娱教文化	4.4938	1.0000	51.968	2003.77
居住	3.2616	1.0000	15.1738	541.2

表 2 CPI 八大类商品的价格粘性指数（单位：%）

	产出缺口		劳动收入份额		Bils 和 Klenow（2004）	
	$\theta_j$	95%置信区间	$\theta_j$	95%置信区间	类别	$\theta_j$
食品	26.98	(26.02, 27.95)	27.49	(26.77, 28.22)	Food	41.68
烟酒	61.36	(59.41, 63.31)	64.48	(63.48, 65.49)		
衣着	51.52	(47.06, 55.98)	52.91	(51.28, 54.55)	Apparel	35.49
家庭设备	68.71	(67.88, 69.55)	74.30	(73.49, 75.12)		
医疗保健	38.51	(36.56, 40.47)	39.66	(37.55, 41.77)	Medical care	74.37
交通通讯	52.42	(50.17, 54.66)	53.18	(49.54, 56.81)	Transportation	22.25
娱教文化	59.93	(57.61, 62.26)	60.28	(54.94, 65.61)	Entertainment	69.79
居住	27.55	(25.25, 29.84)	29.68	(27.28, 32.10)	Home furnishings	39.87

## 四、货币政策分析

### （一）参数校准和估计

本文分别采用校准和贝叶斯估计两种方法来设定模型的参数，所有参数均在季度频率上进行校准和估计。因为下文要将部门价格粘性存在异质性情形下的货币政策传导机制与所有

部门完全同质情形下的货币政策传导机制进行对比,所以本文将参数估计的重点放在货币政策规则和各种外生冲击上,其他的参数采用校准的方法,这样可以保证这些参数在多部门经济和单部门经济中取值相同,从而使得对比分析不受这些参数的影响。<sup>11</sup>其中,各部门的支出权重  $\xi_j$  采用侯成琪等(2011)估计的我国 CPI 八大分类价格指数的权重;各部门的价格粘性指数  $\theta_j$  采用表 2 中用产出缺口表示真实边际成本时的估计值。根据国内外相关研究的通行取法,将季度折现因子  $\beta$  设定为  $(0.96)^{1/4}$ ;将各部门的替代弹性系数参数  $\varepsilon_j$  设定为 6;采用对数效用函数,即将相对风险厌恶系数  $\sigma$  设定为 1;假设劳动投入具有单位真实工资弹性,即  $\varphi = 1$ 。

按照采用贝叶斯方法估计 DSGE 模型参数的规则,观测变量的个数要小于或者等于外生冲击的个数。本文建立的模型包含 9 个外生冲击:货币政策冲击和 8 个部门的供给冲击,所以在贝叶斯估计中使用如下 9 个观测变量:总产出和八个部门的通货膨胀。采用 CPI 定基指数将我国的名义季度 GDP 转换为真实季度 GDP 并采用 X12 方法剔除季节波动。为了与理论模型中的产出缺口相对应,将真实季度 GDP 取对数后采用 HP 滤波剔除长期趋势。采用我国 CPI 八大分类价格指数的季度环比增长率计算部门通货膨胀率并采用 X12 方法剔除季节波动。为了与理论模型中的零通胀稳态相对应,本文通过对数差分计算通货膨胀率并进行去均值处理。因为从 2001 年 1 月起国家统计局调整了 CPI 的统计口径,所以本文的样本期从 2001 年第一季度至 2013 年第 1 季度。模型参数的贝叶斯估计结果如表 3 所示。表 3 分别给出了各待估参数的先验分布类型、先验分布均值、后验分布均值以及 95% 的置信区间。<sup>12</sup>在估计的泰勒规则中,对产出缺口的反应系数为 0.1319,对通货膨胀的反应系数为 2.2622,表明我国货币当局更加重视稳定物价。<sup>13</sup>各种冲击的一阶自相关系数和标准差均在

<sup>11</sup> 基于如下两个方面的原因,在 DSGE 模型的参数估计中,会有部分参数采用校准的方法来设定。(1) 贝叶斯估计的局限。为了能够准确的估计某一参数,可能需要某些特定的变量,比如估计生产函数需要产出以及劳动和资本等生产要素的观测数据,估计价格粘性指数需要通货膨胀和真实边际成本的数据。而贝叶斯估计要求外生冲击的个数要大于或者等于观测变量的个数。这意味着,要在估计中使用更多的观测变量以改善参数估计的质量,必须引入更多的外生冲击,但是这也增加了模型的不确定性从而影响参数估计的质量。(2) DSGE 模型的稳态由变量的稳态取值和参数的取值共同决定,因此参数的取值会存在相互影响。这也要求在贝叶斯估计前根据已有研究对部分参数进行校准。

<sup>12</sup> 在利用 Dyanre 软件对 DSGE 模型进行贝叶斯估计时,研究者需要选择先验分布、观测变量、优化算法以及 Metropolis Hasting 算法参数等选项,并根据一元诊断检验和多元诊断检验判断估计结果的收敛性。检验结果表明,本文的参数估计收敛性较好(限于篇幅,这里不汇报诊断检验的结果)。

<sup>13</sup> 关于我国的泰勒规则是否符合“Taylor Principle”,国内的经验分析结果并不一致。谢平和罗雄(2002)、张屹山和张代强(2007)等研究发现我国的泰勒规则是不稳定的;但是,王建国(2006)发现 1997 年之后我国的泰勒规则是稳定的,郑挺国和王霞(2011)发现采用不同形式的泰勒规则 and 不同方法计算的产出缺口,会得到不同的估计结果。此外,当采用贝叶斯方法估计 DSGE 模型时,得到的泰勒规则一般是稳定的,比如肖争艳和彭博(2011)、王立勇等(2012)以及侯成琪和龚六堂(2013)等。

合理的取值范围之内。

表 3 多部门模型待估参数的先验分布和后验分布

参数	含义	先验分布	先验均值	后验均值	95%置信区间
$\phi_y$	产出缺口的反应系数	Gamma	0.125	0.1319	(0.0503, 0.2110)
$\phi_\pi$	通货膨胀的反应系数	Gamma	1.500	2.2622	(1.8875, 2.6082)
$\rho_l$	利率平滑系数	Beta	0.8	0.2586	(0.1612, 0.3506)
$\rho_v$	利率冲击的一阶自相关系数	Beta	0.8	0.3309	(0.1715, 0.4962)
$\sigma_v$	利率冲击的标准差	逆 Gamma	0.1	0.0135	(0.0118, 0.0151)
$\rho_1$	食品供给冲击的一阶自相关系数	Beta	0.8	0.8468	(0.7447, 0.9601)
$\sigma_1$	食品供给冲击的标准差	逆 Gamma	0.1	0.0518	(0.0438, 0.0598)
$\rho_2$	烟酒供给冲击的一阶自相关系数	Beta	0.8	0.8191	(0.7093, 0.9305)
$\sigma_2$	烟酒供给冲击的标准差	逆 Gamma	0.1	0.0332	(0.0271, 0.0390)
$\rho_3$	衣着供给冲击的一阶自相关系数	Beta	0.8	0.8600	(0.7776, 0.9497)
$\sigma_3$	衣着供给冲击的标准差	逆 Gamma	0.1	0.0435	(0.0354, 0.0506)
$\rho_4$	家庭设备供给冲击的一阶自相关系数	Beta	0.8	0.8077	(0.6947, 0.9207)
$\sigma_4$	家庭设备供给冲击的标准差	逆 Gamma	0.1	0.0338	(0.0278, 0.0397)
$\rho_5$	医疗保健供给冲击的一阶自相关系数	Beta	0.8	0.7786	(0.6606, 0.8997)
$\sigma_5$	医疗保健供给冲击的标准差	逆 Gamma	0.1	0.0428	(0.0356, 0.0493)
$\rho_6$	交通通信供给冲击的一阶自相关系数	Beta	0.8	0.8066	(0.7011, 0.9158)
$\sigma_6$	交通通信供给冲击的标准差	逆 Gamma	0.1	0.0435	(0.0359, 0.0509)
$\rho_7$	娱教文化供给冲击的一阶自相关系数	Beta	0.8	0.8979	(0.8356, 0.9605)
$\sigma_7$	娱教文化供给冲击的标准差	逆 Gamma	0.1	0.0456	(0.0373, 0.0532)

$\rho_8$	居住供给冲击的一阶自相关系数	Beta	0.8	0.8508	(0.7584, 0.9409)
$\sigma_8$	居住供给冲击的标准差	逆 Gamma	0.1	0.0378	(0.0316, 0.0437)
$\gamma$	部门劳动的替代弹性系数	Gamma	1	1.6632	(1.2616, 2.0809)

## (二) 多部门模型与单部门模型比较

在多部门新凯恩斯模型中, 如果  $J$  个中间商品生产部门是完全同质的, 则可以将同质的中间商品生产部门合并, 从而多部门新凯恩斯模型退化为单部门新凯恩斯模型。单部门模型的均衡性条件见附录 1 所示。以我国 GDP 和 CPI 从 2001 年第一季度至 2013 年第 1 季度的历史数据为观测值, 本文采用贝叶斯方法估计了单部门模型的参数 (季度折现因子  $\beta$ 、相对风险厌恶系数  $\sigma$  和劳动投入的单位真实工资弹性系数  $\varphi$  依然采用前文的校准值)。模型参数的贝叶斯估计结果如表 4 所示。表 4 分别给出了单部门模型各待估参数的先验分布类型、先验分布均值、后验分布均值以及 95% 的置信区间。

对比表 3 和表 4 中的估计值可以发现, 即使是同一个参数, 在多部门模型和单部门模型的估计值也有非常明显的差异, 比如泰勒规则中的产出缺口和通货膨胀的反应系数以及利率平滑系数, 在多部门模型中的估计值分别为 0.1319、2.2622 和 0.2586, 在单部门模型中的估计值分别为 0.2505、1.5503 和 0.3256。此外, 在单部门模型中加总的价格粘性系数  $\theta$  的估计值为 0.8031, 大于表 2 中给出的 CPI 八大类商品的价格粘性系数。价格粘性系数等于 0.8031 意味着一个季度之后商品价格保持不变的概率为 80.31%, 也意味着商品价格的调整周期为 5 个季度。然而, 即使是 CPI 八大类商品中价格粘性最强的家庭设备, 其价格粘性指数也仅为 0.6871。那么, 到底是多部门模型低估了价格粘性还是单部门模型高估了价格粘性呢?

表 4 单部门模型待估参数的先验分布和后验分布

参数	含义	先验分布	先验均值	后验均值	95% 置信区间
$\theta$	价格粘性指数	Beta	0.8	0.8031	(0.6518, 0.9612)
$\phi_y$	产出缺口的反应系数	Gamma	0.125	0.2505	(0.1086, 0.3876)
$\phi_\pi$	通货膨胀的反应系数	Gamma	1.500	1.5503	(1.2746, 1.8266)
$\rho_l$	利率平滑系数	Beta	0.8	0.3256	(0.2207, 0.4299)
$\rho_v$	利率冲击的一阶自相关系数	Beta	0.8	0.3835	(0.2362, 0.5224)
$\sigma_v$	利率冲击的标准差	逆 Gamma	0.1	0.0141	(0.0118, 0.0159)

$\rho_u$	供给冲击的一阶自相关系数	Beta	0.8	0.3575	(0.1918, 0.5099)
$\sigma_u$	供给冲击的标准差	逆 Gamma	0.1	0.1480	(0.1208, 0.1735)

首先，本文采用贝叶斯因子（Bayes factor）和后验概率等指标对多部门模型和单部门模型进行了比较，研究哪个模型可以更好的描述中国经济。根据贝叶斯因子进行模型比较的准则是：如果某种模型设定的贝叶斯因子大于  $\sqrt{10}$ ，则表示存在实质性证据（substantial evidence）支持该模型设定；如果贝叶斯因子大于 10，则表示存在强烈证据（strong evidence）支持该模型设定；如果贝叶斯因子大于 100，则表示存在决定性证据（decisive evidence）支持该模型设定<sup>14</sup>。表 5 的数据表明，在先验概率相等的条件下，以单部门模型为比较基准，多部门模型的贝叶斯因子为  $1.0947 \times 10^6$ ；多部门模型的后验概率为 0.4884，单部门模型的后验概率为 0。这些证据都表明，与单部门模型相比，多部门模型可以更好的描述中国经济。这个结论意味着，单部门模型错误的估计（高估）价格粘性指数的可能性更大。

其次，本文研究高估价格粘性是否会显著降低单部门模型拟合中国经济的水平。本文将价格粘性系数  $\theta$  的取值校准为 CPI 八大类商品价格粘性指数的加权中位数（等于 0.3851）<sup>15</sup>，然后采用贝叶斯方法重新估计单部门模型，估计结果见表 6。估计结果表明，泰勒规则中的产出缺口和通货膨胀的反应系数以及利率平滑系数的估计结果分别为 0.1352、2.4590 和 0.2510，与多部门模型中的估计值非常接近。而且，表 5 所示的贝叶斯模型比较结果显示，相对于价格粘性系数  $\theta$  取值 0.8031 的单部门模型，价格粘性系数  $\theta$  取值 0.3851 的单部门模型的贝叶斯因子为  $1.1466 \times 10^6$ ，后验概率为 0.5115。这表明仅仅是改进价格粘性系数  $\theta$  的估计值，就可以显著地改进单部门模型对中国经济的拟合水平。这个结论表明，单部门模型确实高估了价格粘性水平。

上面的分析表明，单部门模型会高估加总的价格粘性水平，从而降低了其与中国经济的拟合程度。本文认为，单部门模型会高估加总价格粘性的原因在于，单部门模型完全忽略了各部门的异质价格波动，而在加总时这些部门异质价格波动会相互抵消，从而导致加总经济的价格更具粘性。

表 5 贝叶斯模型比较

	单部门模型	多部门模型	单部门模型 ( $\theta = 0.3851$ )
先验概率	1/3	1/3	1/3

<sup>14</sup> 关于如何采用贝叶斯方法进行模型比较，见 Greenberg（2008）。

<sup>15</sup> 至于为什么采用加权中位数而非加权平均数，见 Bills 和 Klenow（2004）。

贝叶斯因子	1	$1.0947 \times 10^6$	$1.1466 \times 10^6$
后验概率	0	0.4884	0.5115

表 6 单部门模型待估参数的先验分布和后验分布 ( $\theta = 0.3851$ )

参数	含义	先验分布	先验均值	后验均值	95%置信区间
$\phi_y$	产出缺口的反应系数	Gamma	0.125	0.1352	(0.0470, 0.2156)
$\phi_\pi$	通货膨胀的反应系数	Gamma	1.500	2.4590	(2.1017, 2.8093)
$\rho_l$	利率平滑系数	Beta	0.8	0.2510	(0.1568, 0.3438)
$\rho_v$	利率冲击的一阶自相关系数	Beta	0.8	0.7887	(0.6456, 0.9319)
$\sigma_v$	利率冲击的标准差	逆 Gamma	0.1	0.0151	(0.0122, 0.0176)
$\rho_u$	供给冲击的一阶自相关系数	Beta	0.8	0.5596	(0.4106, 0.6979)
$\sigma_u$	供给冲击的标准差	逆 Gamma	0.1	0.0204	(0.0172, 0.0236)

### (三) 货币政策冲击的传导

图 1 和图 2 分别给出了在各部门的价格粘性存在异质性的多部门经济中, 货币政策冲击对各部门产出和通货膨胀的影响。很显然, 货币政策冲击对各部门的影响存在显著的差异。按照货币政策冲击对各部门产出的影响从小到大排序, 依次为食品和居住、医疗保健、交通通讯和衣着、娱教文化和烟酒、家庭设备; 按照货币政策冲击对各部门通货膨胀的影响从小到大排序, 依次为家庭设备、娱教文化和烟酒、交通通讯和衣着、医疗保健、食品和居住。与各部门的价格粘性对比可以发现, 一个部门的价格粘性越弱, 则货币政策冲击对该部门的通货膨胀影响越大, 对该部门的产出影响越小, 比如食品和居住; 一个部门的价格粘性越强, 则货币政策冲击对该部门的产出影响越大, 对该部门的通货膨胀影响越小, 比如家庭设备。出现这种现象的原因在于, 提高利率的紧缩货币政策会抑制总需求, 各部门商品的需求都会下降。在价格可以灵活调整的部门, 厂商可以迅速调整产品价格来实现市场出清和资源的优化配置, 因此货币政策冲击对该部门的价格影响较大, 对该部门的产出影响较小; 在价格粘性较强的部门, 厂商无法通过调整价格实现市场出清, 从而只能削减产出, 因此货币政策冲击对该部门的产出影响较大, 对该部门的价格影响较小。

货币政策冲击对各部门影响的异质性对于当前我国的货币政策具有很强的现实意义。近年来我国食品和居住类价格上涨较快并带动 CPI 上涨的现象备受关注。之所以食品和居住类价格上涨较快, 是因为食品和居住类的价格粘性较弱, 从而当货币当局试图通过宽松的货币政策刺激经济平稳增长时, 食品和居住类价格会率先上涨。因为食品和居住类价格在我国

CPI 中占有 50% 以上的权重，所以这两类价格的快速上涨会带动 CPI 的快速上涨。而为了抑制食品和居住类价格的过快上涨而实施的紧缩货币政策虽然可以抑制通货膨胀，但是会导致并未出现通货膨胀的家庭设备等价格粘性较强的部门的产出大幅下降。很显然，部门异质性加大了货币政策实施的难度，很容易导致货币政策顾此失彼。货币当局应该如何统筹考虑各个部门的异质特征从而更好的实现稳定经济的目标，是近年来货币经济学领域新兴的一个前沿课题，Bouakez 等（2009）、Nakamura 和 Steinsson（2010）、Siviero 和 Veronese（2011）和 Eusepi 等（2011）等对该问题进行了初步的探讨。

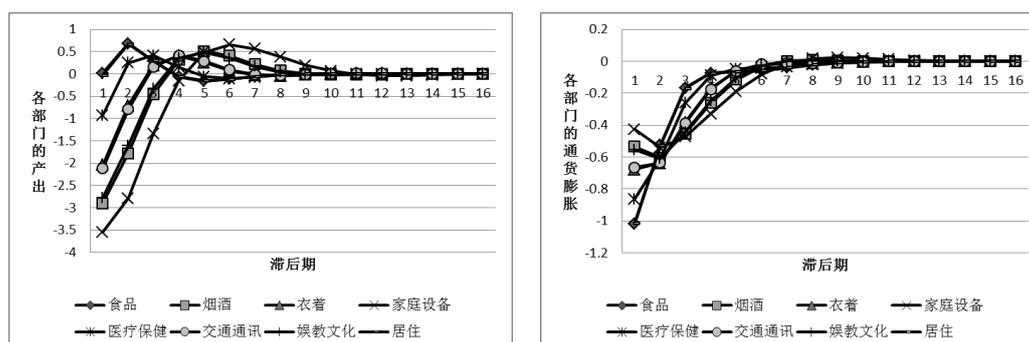


图 1 货币政策冲击对各部门的产出和通货膨胀的影响

图 2 给出了在各部门的价格粘性存在异质性的多部门新凯恩斯模型中，货币政策冲击对加总的产出和通货膨胀的影响，并与假设所有部门完全同质的单部门新凯恩斯模型进行对比。对比结果表明，如果单部门模型中加总的价格粘性指数采用被高估的贝叶斯估计值，即  $\theta = 0.8031$ ，则单部门模型中的货币政策冲击表现出远超多部门模型的非中性特征，即对产出的影响很大而对通货膨胀的影响很小；如果单部门模型中加总的价格粘性指数采用多部门模型中八大类商品价格粘性指数的加权中位数，即  $\theta = 0.3851$ ，则单部门模型中货币政策冲击对加总产出和通货膨胀的影响与多部门模型非常相近。这与 Bils 和 Klenow（2004）的结论是相同的。Bils 和 Klenow（2004）在研究美国 CPI 及其大类商品的价格粘性水平时发现，各类商品的价格粘性水平表现出非常明显的非正态分布特征，从而建议采用加权中位数的方法计算加总的价格粘性水平；而且，如果在单部门模型中采用多部门模型中各类商品价格粘性指数的加权中位数校准加总的价格粘性指数，则单部门模型可以很好的近似多部门模型中货币政策冲击对加总产出和通货膨胀的反应。这也是在前文的对比分析中加总的价格粘性指数取值为各类商品价格粘性指数的加权中位数的原因。

本文第三部分的研究表明，在单部门新凯恩斯模型的菲利普斯曲线中，产出缺口  $\tilde{y}_t$  和劳动收入份额  $ls_t$  的系数不是  $\lambda \equiv (1 - \beta\theta)(1 - \theta)/(1 + \beta)\theta$ ，而是  $\lambda$  乘以未知的某个常数，从

而在单部门新凯恩斯模型的菲利普斯曲线中  $\lambda$  和  $\theta$  是不可识别的, 即很难通过对新凯恩斯菲利普斯曲线的结构化估计得到加总的价格粘性指数的估计值。而本节的研究表明, 单部门新凯恩斯模型的贝叶斯估计会高估加总的价格粘性指数。因此, 首先估计各类商品的价格粘性指数然后通过计算加权中位数来校准加总的价格粘性指数, 是一个比较可靠的方法。

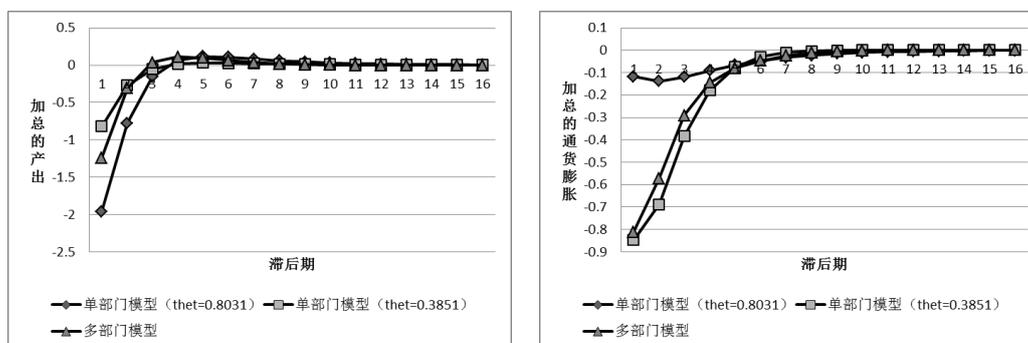


图 2 货币政策冲击对加总的产出和通货膨胀的影响

## 五、结论

国外已有的研究表明, 各类商品的价格粘性存在显著的差异, 而且价格粘性的异质性对于货币政策的传导机制具有至关重要的影响。本文按照我国 CPI 八大类商品的划分方法将我国经济划分为八个部门, 提出了一种采用宏观经济数据对部门新凯恩斯菲利普斯曲线进行结构化 GMM 估计的方法来估计我国 CPI 八大类商品的价格粘性指数, 发现各类商品的价格粘性存在非常显著的差异。其中, 价格粘性最弱的是食品和居住, 其价格调整周期分别为 1.37 个季度和 1.38 个季度; 价格粘性最强的是家庭设备, 其价格调整周期为 3.20 个季度。

货币政策分析的结果表明, 货币政策冲击对各部门产出和通货膨胀的影响取决于部门的价格粘性水平——部门价格粘性越强则货币政策冲击对部门产出的影响越大、对部门通货膨胀的影响越小, 反之亦然。本文的研究还发现, 单部门新凯恩斯模型的贝叶斯估计会高估加总的价格粘性水平, 而用各类商品价格粘性指数的加权中位数校准加总的价格粘性指数可以使单部门新凯恩斯模型较好的近似多部门新凯恩斯模型中货币政策冲击对加总产出和通货膨胀的反应。

在部门异质性条件下研究货币经济的相关问题, 不仅是近年来货币经济学领域新兴的一个前沿课题, 而且对于当前我国的货币政策具有很强的现实意义。近年来我国食品和居住类价格上涨较快并带动 CPI 上涨的现象备受关注, 而部门异质性的存在导致货币政策经常顾此失彼。如何统筹考虑各个部门的异质特征从而使货币政策更好的实现稳定经济的目标, 将

是货币当局和经济学界亟待解决的重要课题。

## 附录 1：单部门新凯恩斯模型的均衡性条件

多部门新凯恩斯模型中关于厂商的均衡性条件，即方程（2）、（3）、（4）和（7），在单部门新凯恩斯模型中分别转化为：

$$Y_t = A_t N_t \quad (17)$$

$$\ln A_t = \rho_u \ln A_{t-1} + u_t \quad (18)$$

$$MC_t = W_t / A_t \quad (19)$$

$$\pi_t = \frac{\beta}{1+\beta} E_t \{ \pi_{t+1} \} + \frac{1}{1+\beta} \pi_{t-1} + \lambda mc_t \quad (20)$$

其中  $\lambda \equiv (1 - \beta\theta)(1 - \theta) / (1 + \beta)\theta$ ， $\theta$  为单部门新凯恩斯模型的价格粘性系数。在多部门新凯恩斯模型中关于家庭的均衡性条件中，关于消费的一阶条件不变，关于劳动供给的一阶条件为：

$$N_t^\varphi C_t^\sigma = W_t \quad (21)$$

关于货币政策的均衡性条件依然为方程（10）和（11）。

## 附录 2：数量型货币政策规则下的分析结果

采用 MIU（money in utility）的方式在模型中引入货币，代表性家庭的效用函数为：

$$U_t = \frac{C_t^{1-\sigma}}{1-\sigma} + \frac{m_t^{1-\nu}}{1-\nu} - \frac{N_t^{1+\varphi}}{1+\varphi} \quad (22)$$

其中  $m_t = M_t / P_t$  为真实货币余额， $M_t$  为名义货币余额。假设中央银行采用控制名义货币增长率  $G_t$  的方式执行货币政策，其中  $G_t = M_t / M_{t-1}$ ，则  $m_t = \frac{G_t}{\Pi_t} m_{t-1}$ 。在稳态附近对数线性化后得到：

$$\hat{m}_t = \hat{m}_{t-1} - \pi_t + \hat{g}_t \quad (23)$$

这里  $\hat{g}_t$  表示货币政策冲击，服从 AR(1) 过程  $\hat{g}_t = \rho_g \hat{g}_{t-1} + u_{g,t}$ ，其中  $u_{g,t} \sim N(0, \sigma_g^2)$ 。

采用式（23）所示的数量型货币政策规则代替式（10）所示的价格型货币政策规则，本文重新估计了多部门新凯恩斯模型和单部门新凯恩斯模型，发现正文得到的分析结果依然成立。首先，在多部门经济中，货币政策冲击对各部门产出和通货膨胀的影响取决于部门的价

格粘性水平——部门价格粘性越强则货币政策冲击对部门产出的影响越大、对部门通货膨胀的影响越小，反之亦然（见图 3）。其次，单部门新凯恩斯模型的贝叶斯估计会高估加总的价格粘性水平，其估计值为 0.8036，与采用价格型货币政策规则得到的估计值基本相同；而且，用各类商品价格粘性指数的加权中位数校准加总的价格粘性指数可以显著提高单部门模型对中国经济的拟合程度（见表 7），并使单部门新凯恩斯模型较好的近似多部门新凯恩斯模型中货币政策冲击对加总产出和通货膨胀的影响（见图 4）。

表 7 数量型货币政策规则下的贝叶斯模型比较

	单部门模型	多部门模型	单部门模型 ( $\theta = 0.3851$ )
先验概率	1/3	1/3	1/3
贝叶斯因子	1	2556	78
后验概率	0.0004	0.9700	0.0296

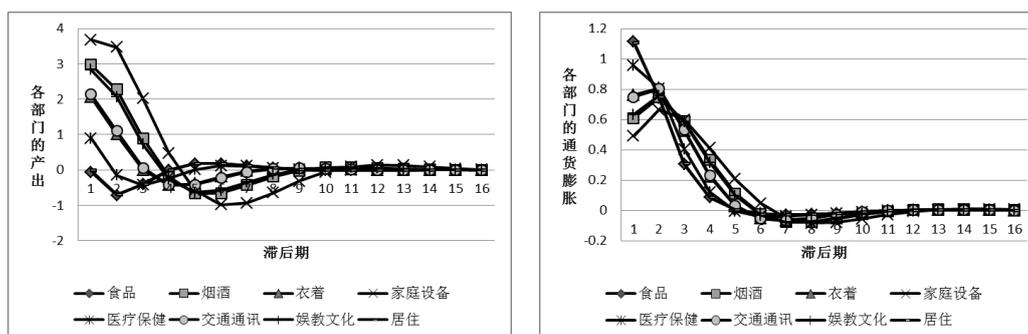


图 3 数量型货币政策冲击对各部门的产出和通货膨胀的影响

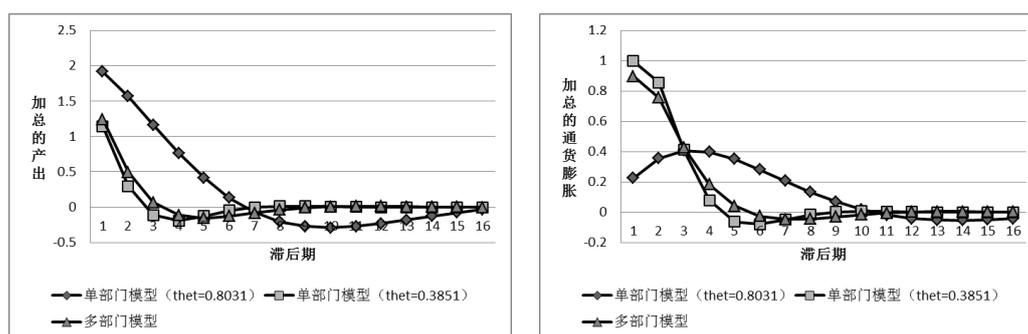


图 4 数量型货币政策冲击对加总的产出和通货膨胀的影响

## 参考文献

- [1] 陈彦斌 (2008):《中国新凯恩斯菲利普斯曲线研究》,《经济研究》第12期。
- [2] 侯成琪、龚六堂、张维迎 (2011):《核心通货膨胀:理论模型与经验分析》,《经济研究》第2期。
- [3] 侯成琪、龚六堂 (2013):《食品价格,核心通货膨胀与货币政策目标》,《经济研究》第11期。
- [4] 王建国 (2006):《泰勒规则与我国货币政策反应函数的实证研究》,《数量经济技术经济研究》第3期。
- [5] 王立勇、张良贵、刘文革 (2012):《不同粘性条件下金融加速器效应的经验研究》,《经济研究》第10期。
- [6] 谢平、罗雄 (2002):《泰勒规则及其在中国货币政策中的检验》,《经济研究》第3期。
- [7] 肖争艳、彭博 (2011):《住房价格与中国货币政策规则》,《统计研究》第11期。
- [8] 张成思 (2009):《中国CPI通货膨胀率子成分动态传导机制研究》,《世界经济》第11期。
- [9] 张成思 (2012):《全球化与中国通货膨胀动态机制模型》,《经济研究》第6期。
- [10] 张成思、刘志刚 (2007):《中国通货膨胀率持久性变化研究及政策含义分析》,《数量经济技术经济研究》第3期。
- [11] 张屹山、张代强 (2007):《前瞻性货币政策反应函数在我国货币政策中的检验》,《经济研究》第3期。
- [12] 郑挺国、王霞 (2011):《泰勒规则的实时分析及其在我国货币政策中的适用性》,《金融研究》第8期。
- [13] Álvarez, J.; Dhyne, E.; Hoeberichts, M.; Kwapil, C.; Le Bihan, H.; Lunnemann, P.; Martins, F.; Sabbatini, R.; Stahl, H.; Vermeulen P. and Vilmunen, J. “Sticky prices in the Euro area: A Summary of New Micro Evidence.” *Journal of the European Economic Association*, 2006, 4, pp.575-584.
- [14] Bils, M. and Klenow, J. “Some Evidence on the Importance of Sticky Prices.” *Journal of Political Economy*, 2004, 112(5), pp.947-985.
- [15] Bouakez, H.; Cardia, E. and Ruge-murcial, J. “The Transmission of Monetary Policy in a Multisector Economy.” *International Economic Review*, 2009, 50(4), pp.1243-1266.
- [16] Calvo, A. “Staggered Prices in a Utility-Maximizing Framework.” *Journal of Monetary Economics*, 1983, 12(3), pp. 383-398.
- [17] Carvalho, C. “Heterogeneity in Price Stickiness and the Real Effects of Monetary Shocks.” *Frontiers of Macroeconomics*, 2006, 2(1), Article 1.
- [18] Carvalho, C. and Dam, A. “The Cross-Sectional Distribution of Price Stickiness Implied by Aggregate Data.” *Federal Reserve Bank of New York Staff Reports*, 2010, no. 419.
- [19] Christiano, J.; Eichenbaum, M. and Evans, L. “Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to

- Monetary Policy.” *Journal of Political Economy*, 2005, 113(1), pp.1-45
- [20] Chen, Yanbin and Huo Zhen “A Conjecture of Chinese Monetary Policy Rule: Evidence from Survey Data, Markov Regime Switching and Drifting Coefficients.” *Annals of Economics and Finance*, 2009, 10(1), pp.111-153.
- [21] Clarida, R.; Gali J. and Gertler, M. “Monetary Policy Rules and Macroeconomic Stability: Evidence and Some Theory.” *Quarterly Journal of Economics*, 2000, 115(1), pp.147-180.
- [22] Dhyne, E.; Álvarez, J.; Le Bihan, H.; Veronese, G.; Dias, D.; Hoffmann, J.; Jonker, N.; Lunnemann, P.; Rumler, F. and Vilmunen, J. “Price Setting in the Euro Area and the United States: Some Facts from Individual Consumer Price Data.” *Journal of Economic Perspectives*, 2006, 20, pp.171-192.
- [23] Eusepi S.; Hobijn, B. and Tambalotti, A. “CONDI: A Cost-of-Nominal-Distortions Index.” *American Economic Journal: Macroeconomics*, 2011, 3(3), pp.53-91.
- [24] Galí, J. “Monetary Policy, Inflation, and the Business Cycle: An Introduction to the New Keynesian Framework.” Princeton University Press, 2008.
- [25] Galí J. and Gertler, M., “Inflation Dynamics: a Structural Econometric Approach.” *Journal of Monetary Economics*, 1999, 44 (2), pp.195-222.
- [26] Galí J.; Gertler, M. and López-Salido, D., “European Inflation Dynamics.” *European Economic Review*, 2001, 45 (7), pp.1237-1270.
- [27] Galí J.; Gertler, M. and López-Salido, D., “Robustness of the Estimates of the Hybrid New Keynesian Phillips Curve.” *Journal of Monetary Economics*, 2005, 52, pp.1107-1118
- [28] Godfrey, L. “Testing for Serial Correlation by Variable Addition in Dynamic Models Estimated by Instrumental Variables.” *Review of Economics and Statistics*, 1994, 76, pp.550-559.
- [29] Greenberg, E. “Introduction to Bayesian Econometrics.” Cambridge University Press, 2008.
- [30] Horvath, M. “Sectoral Shocks and Aggregate Fluctuations.” *Journal of Monetary Economics*, 2000, 45, pp.69-106.
- [31] Nakamura, E. and Steinsson, J. “Five Facts about Prices: A Reevaluation of Menu Cost Models.” *Quarterly Journal of Economics*, 2008, 123(4), pp.1415-1464.
- [32] Nakamura, E. and Steinsson, J. “Monetary Non-Neutrality in a Multi-Sector Menu Cost Model.” *Quarterly Journal of Economics*, 2010, 125(3), pp.961-1013.
- [33] Shapiro, M., and Watson, M. “Sources of Business Cycle Fluctuations”, in S. Fischer eds., NBER Macroeconomics Annual, Cambridge: MIT Press, 1988, pp.111-148.

- 
- [34] Siviero S. and Veronese, G. “A Policy-Sensible Benchmark Core Inflation Measure.” *Oxford Economic Papers*, 2011, 63(4), pp.648-672.
- [35] Stock, H. and Yogo, M. “Testing for Weak Instruments in Linear IV Regression.” in K. Andrews and H. Stock, eds., “Identification and Inference for Econometric Models: Essays in Honor of Thomas Rothenberg.” Cambridge University Press. 2005.
- [36] Taylor, B. “Discretion versus Policy Rules in Practice.” *Canergie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 1993, 39, pp.195-214.
- [37] Vermeulen, P.; Dias, D.; Dossche, M.; Gautier, E.; Hernando, I.; Sabbatini, R. and Stahl, H. “Price Setting in the Euro Area: Some Stylised Facts from Individual Producer Price Data and Producer Surveys.” ECB Working Paper, 2006.
- [38] Zhang, Chengsi, Osborn, R. and Kim, H. “the New Keynesian Phillips Curve: from Sticky Inflation to Sticky Prices.” *Journal of Money, Credit and Banking*, 2008, 40(4), pp.667-699.

## Sectoral Heterogeneity in Price Stickiness and the Transmission of Monetary Policy

Hou Chengqi<sup>1</sup> Gong Liutang<sup>2</sup>

(1 School of Economics and Management, Wuhan University)

2 Guanghua School of Management, Peking University)

**Abstract:** Sectoral heterogeneity in price stickiness has a crucial impact on the transmission of monetary policy. This article proposes an econometric model to estimate price stickiness of eight major consumption groups in Chinese CPI using aggregate data. The result of monetary policy analysis shows that, the effects of monetary policy shock on sectoral outputs and inflations depend on sectoral price stickiness. If a sector has a more sticky price, then the monetary policy shock has a bigger influence on its output and a smaller influence on its inflation. Our studies also find that, the Bayesian estimation of single-sector new Keynesian model overestimates aggregate price stickiness and calibrating it by weighted median of sectoral price stickiness can make single-sector new Keynesian model well approximate the influence of monetary policy shock on aggregate output and inflation in multi-sector model.

**Keywords:** multi-sector new Keynesian model; price stickiness; monetary policy

# 2008年金融危机后中国货币数量论失效研究

陈彦斌<sup>1</sup> 郭豫媚<sup>2</sup> 陈伟泽<sup>3</sup>

**【摘要】**2008年金融危机之后中国货币数量论的失效表现出新特点，高货币投放的宽松货币政策不仅没有引起应有的通货膨胀，而且与房价上涨和政府债务扩张表现出紧密联系。本文构建了一个含有房地产部门和地方政府债务的动态一般均衡模型，以研究中国货币数量论失效的形成机理以及货币数量论恢复有效对宏观经济的影响。研究发现，房地产泡沫的膨胀和地方政府债务的扩张会增强家庭和政府的货币持有意愿，使货币流通速度下降并导致通货膨胀率相对降低。这表明房地产泡沫和地方政府债务是导致金融危机之后中国货币数量论失效的重要因素。同时，模拟实验表明，房地产泡沫的破裂将使货币数量论恢复有效，并推动通货膨胀率上升约0.5个百分点。

**【关键词】**货币数量论；通货膨胀；货币政策；房地产；政府债务

## 一、引言

货币数量论认为货币数量的增长会引起物价水平的同比例增长。欧文·费雪在其代表作《货币的购买力》中提出的货币交易方程是货币数量论的核心方程。货币交易方程表明，物价水平乘以实际总产出等于流通中的货币数量乘以货币流通速度。其中，货币流通速度由公众的支付习惯和信用范围等因素决定，这些因素通常不会迅速和大幅地变动，因此货币流通速度基本保持稳定。这就意味着货币增长率在剔除实际经济增长率后应等于通货膨胀率。

金融危机之后，中国货币供应量的快速上升并未引起高通胀，表现为货币数量论失效。2009年~2013年期间中国货币供给量快速增加，剔除实际经济增长率后的年均货币增长率达到9.7%，而年均CPI仅为2.6%，两者相差7个百分点。特别是2009年，剔除实际经济增长率后的货币增长率高达19.2%，而当期CPI则为-0.7%。此外，2009年之后货币流通速

<sup>1</sup> 陈彦斌，中国人民大学经济学院副院长、教授

<sup>2</sup> 郭豫媚，中国人民大学经济学院博士生

<sup>3</sup> 陈伟泽，波士顿大学经济系博士研究生

度持续下降，这与货币数量论的核心假定——货币流通速度相对稳定——相矛盾。2008 年中国货币流通速度为 0.66，2009 年迅速下降至 0.56，此后货币流通速度又逐步下降，2013 年仅为 0.51。

中国货币数量论的失效在金融危机之后表现出新特点，高货币投放的宽松货币政策在没有引起与之相应的通货膨胀的同时伴随着房价持续上涨与地方政府债务规模大幅攀升。2008 年~2012 年间中国商品住宅价格持续快速上升，年均增速达到 12%，其中 2010 年涨幅更是高达 23.7%。此外，金融危机爆发后，随着中央政府出台“四万亿”刺激计划，地方政府开始大规模举债以拉动投资。地方政府性债务余额由 2008 年的 5.6 万亿元迅速上升至 2013 年的 17.9 万亿元，占 2013 年 GDP 的比重高达 31.5%。

研究中国货币数量论失效具有重要的理论意义和实践价值。第一，研究货币数量论是否失效以及失效的原因有助于理解中国当前“货币失踪”的现象以及中国通货膨胀的形成机制。第二，深入分析货币数量论失效的成因有助于判断货币数量论在未来长期中是否会再次恢复有效，从而防范潜在的通货膨胀风险以避免产生较大的经济波动及其所带来的较高的福利损失。第三，货币数量论失效问题关系到中国货币政策的调控。尽管世界上很多国家都有货币数量论失效的问题，但由于美国、欧洲等国家和地区的货币政策实行价格型调控，而中国货币政策依然实行以货币数量论为理论基础的 quantity 型调控，因此中国比其他国家更有必要研究货币数量论失效的问题。对中国而言，如果货币数量论失效，那么以货币供应量为中介目标的货币政策就很容易产生调控失灵的现象（郭豫媚和陈彦斌，2015）。更重要的是，如果长期中货币数量论将恢复有效，那么央行就不能仅看到短期内较低的通货膨胀而继续使用宽松货币政策。

已有文献主要从统计检验与原因分析两个方面对中国货币数量论进行研究。统计检验研究方面，伍志文（2002）发现 1979 年~1998 年间中国货币供应量变动与物价变化之间的关系在 20 年中有 12 年是反传统的，特别是在回归方程中加入金融资产后，货币供应量变动对价格的影响并不显著。He & Liu（2011）发现 2000 年~2010 年中国 GDP 平减指数与广义货币供应量之间的关系也不显著，传统货币数量论所描述的通货膨胀与货币供应量的稳定关系不适用于中国。不少学者还对中国货币数量论失效的原因进行了分析。伍志文（2002）对此进行系统梳理，指出对中国货币数量论失效的解释主要包括价格决定的财政理论、时滞效应假说、货币传导机制梗阻假说、货币化假说、统计偏差假说和货币沉淀假说。此外，彭方平等（2013）认为中国的货币扩张没有造成恶性通胀的重要原因是低通胀预期。

总体而言, 已有研究尚存在以下三方面的不足。第一, 已有的关于货币数量论在中国失效的研究基本局限于金融危机之前, 针对金融危机之后中国货币数量论失效的新特点和机制尚未做出系统研究和定量分析。第二, 已有研究大都采用定性分析或计量分析方法来研究货币增长率和通货膨胀间的关系。计量分析通常只能给出变量之间的简单相关关系并且缺乏微观基础, 难以探讨货币增长率与通货膨胀等经济变量间的具体作用机制, 从而无法厘清货币数量论失效的内在逻辑, 也无法准确把握货币数量论的未来发展趋势及其对宏观经济的影响。并且, 要研究 2008 年金融危机以来货币数量论的失效, 目前仅有 5 年的数据, 无法构建稳健和可靠的计量模型。第三, 已有研究仅针对货币数量论失效本身进行了统计检验与分析, 并未对与货币数量论密切相关的货币政策的含义进行解释和说明, 缺乏一定的现实意义。

本文试图在定量宏观研究框架下, 构建含有房地产部门和地方政府债务的动态一般均衡模型, 从而研究货币数量论失效的原因以及货币数量论恢复有效对宏观经济的影响。本文的贡献主要有以下三点。第一, 在 Samuelson-Diamond-Tirole 模型的基础上, 通过引入房地产部门以内生化房地产泡沫, 附加 CIA 约束将货币引入模型, 从而构建一个能够在房地产泡沫下研究货币数量论且符合中国经济特征的动态一般均衡模型。定量宏观模型的优势在于, 能够明确地厘清各变量之间的作用机制及其因果联系, 并能够通过数值模拟定量测算外生冲击对各经济变量的影响。第二, 基于所构建的定量宏观模型, 本文深入分析货币数量论失效的原因及其具体内在机制, 并结合中国宏观经济现状对货币数量论的未来变动趋势及其对宏观经济的影响作出判断。数值模拟结果表明, 房地产泡沫的膨胀和地方政府债务的扩张会增强家庭和政府持有货币的意愿, 使货币流通速度下降, 从而导致中国货币数量论失效。而随着房地产泡沫的破裂, 货币数量论将恢复有效, 家庭住房消费支出和地方政府债务的迅速下降将会降低家庭和政府持有货币的意愿, 最终将推动通货膨胀率上升约 0.5 个百分点。第三, 基于数值模拟的主要结论, 本文从货币数量论的视角对中国货币政策调控提出了相应的政策建议。本文认为, 中国不应重启高货币投放的宽松货币政策, 提高现有存量货币的使用效率才是未来中国货币政策的核心工作。

## 二、中国货币数量论失效的成因分析

货币数量论失效并不是一个新现象, 中国一直以来都有货币数量论失效的问题。改革开放以来, 中国货币供应量与 GDP 之比始终处于上升态势, 这曾被麦金农称为“中国货币之

谜”。1978年~2008年间中国 M0/GDP 由 0.06 上升至 0.11，M1/GDP 由 1985 年的 0.37 上升至 2008 年的 0.53。M2/GDP 的变动更为明显，1985 年该比值仅为 0.58，至 2008 年已大幅上升至 1.51。从改革开放至 20 世纪 90 年代，中国货币数量论失效的主要原因在于经济货币化（刘明志，2001；谢平和张怀清，2007）。改革开放之前的中国实行计划经济体制，在此体制下生产、分配和消费均由政府统一计划和配给，经济活动即使没有货币也能正常进行。而改革开放之后，中国逐步由计划经济过渡到市场经济，经济逐渐货币化，生产、分配和消费活动须依赖货币才能完成。于是，整体经济的货币需求大幅增加，从而使得货币供应量与 GDP 之比快速上升，货币数量论失效。20 世纪 90 年代至金融危机爆发之前，金融市场的发展与繁荣、外汇占款的快速增加是中国货币数量论失效的重要因素（伍志文，2002；易纲和王召，2002；张春生和吴超林，2008）。在该时期，金融市场的发展与繁荣使大量货币从产品市场分流至金融市场，从而降低了通货膨胀压力，产生高货币增长率和低通货膨胀并存的现象。此外，由于中国实行强制结售汇制度，外汇流入使基础货币增加，并在货币乘数的放大作用下使 M2 供应不断增加。

同时，货币数量论失效也不是中国独有的问题，2008 年金融危机之后美国等发达国家也都面临货币数量论的失效。以美国为例，2008 年金融危机之后，美国 M2/GDP 已由 2008 年的 0.56 上升至 2013 年的 0.66。2009 年~2013 年期间 M2 增长率在剔除实际经济增长影响后的年均值约为 4.95%，高出年均 CPI 水平 2.27 个百分点，可见高货币增长率并未引发相应的高通胀。美国货币数量论失效的原因之一是量化宽松货币政策。这种非常规的货币政策向市场注入了大量流动性资金，表现为货币供应量的快速上升。但由于新增流动性都用于购买中长期债券，因此资产价格出现上升而实体经济中的通货膨胀并不明显。同时，由于经济衰退所带来的通缩效应进一步抑制了通货膨胀，最终整体经济表现出了高货币增长率和低通胀并存的现象，使得货币数量论失效。此外，由于美元扮演着世界货币的角色，美元外流也是导致美国货币数量论失效的不可忽视的因素。由于国际贸易需要，美元被世界上其他国家和经济体作为外汇储备所持有，美联储投放的基础货币中实际上有相当一部分流入了世界其他经济体中。因此，实际在美国国内流通的美元远少于美联储实际投放的美元，这必然导致美国国内的通货膨胀小于货币增长率。据美联储估计，2008 年~2013 年间美元现金中由国外持有的比重已从 56% 进一步上升至 66%。

然而，无论是导致中国货币数量论失效的历史因素还是金融危机之后美国货币数量论失效的原因，都不足以解释金融危机之后中国货币数量论的失效。就经济货币化而言，当前

中国 M2/GDP 已远高于世界主要国家，因此金融危机之后 M2/GDP 的上升难以用经济货币化来解释。1978 年中国 M2/GDP 仅为 0.24，2012 年该指标已达到 1.88，是同期 OECD 国家的 1.38 倍，美国的 2.16 倍，巴西的 2.32 倍和印度的 2.46 倍。金融市场的发展与繁荣对货币数量论失效的解释力也已下降。自 2008 年金融危机以来，中国金融市场一直处于低迷状态。从上证综指来看，2008 年 9 月中国上证综指已由一年前的 5312 点迅速下跌至 2080 点，虽然 2009 年略微回升至 3027 点，但此后又迅速回落并保持在 2000 点左右。这意味着货币向金融市场分流难以解释 2008 年后货币数量论在中国失效的现象。不可否认，外汇占款依然是导致 M2 上升的因素，但金融危机之后中国外汇储备增速出现明显下滑，表明外汇占款对中国货币数量论失效的影响力和解释力已明显下降。1990 年~2008 年间中国外汇储备年均增长率高达 40.2%，而金融危机之后（2009 年~2013 年）年均增长率仅为 14.6%。此外，美国货币数量论失效的原因也并不适用于解释中国货币数量论失效问题。一方面，金融危机之后中国央行虽然也采取了宽松的货币政策，但与美国的量化宽松存在很大差异，央行并未大量购买国债等长期资产，因此无法从货币政策的角度来解释中国货币数量论的失效。另一方面，人民币尚未成为世界货币，流出境外的人民币十分有限，因此也难以用货币外流来解释金融危机之后中国货币数量论的失效。

本文认为房地产泡沫和地方政府债务是解释 2008 年金融危机之后中国货币数量论失效的关键。金融危机之后，中国货币数量论的失效表现出新特点——在高货币投放的宽松政策没有引起相应的通货膨胀的情况下，出现了房价高速上涨、政府债务规模迅速扩张的现象；并且，房地产和地方政府债务正是信贷资金的主要流向。进入 21 世纪以来，中国房地产价格持续上升，2002 年~2012 年间中国商品住宅价格年均增速达到 13%，金融危机后的 2010 年涨幅更是达到了 23.7%。随着房价的飞涨，中国房地产泡沫不断膨胀。2002 年~2012 年间中国房价收入比始终保持在 9.5 以上，远高于 6.78 的合理水平（吕江林，2010）。金融危机之后，房价收入比一度高达 11.3，表明中国长期以来均存在房地产泡沫。地方政府债务规模在金融危机之后也大幅、快速攀升。2002 年~2008 年期间，地方政府债务余额占 GDP 的比重始终低于 20%。2009 年，地方政府债务余额由 2008 年的 5.57 万亿元迅速上升至 9.02 万亿元，上升幅度达 61.9%，地方政府债务余额与 GDP 之比也跃至 26.4%。此后，地方政府债务水平进一步攀升，至 2013 年 6 月末，地方政府债务已高达 17.89 万亿元，占 2013 年 GDP 的比重达到 31.45%。更为重要的是，房地产市场和地方政府投融资平台正是金融危机之后银行信贷的主要流向，信贷扩张中至少有 50% 的资金流入了房地产市场和地方政府投

融资平台。因此，要研究中国货币数量论失效的形成机理需要重点考虑房地产泡沫与地方政府债务问题。

### 三、基准模型

本文在 Samuelson-Diamond-Tirole 模型基础上，进行了两点拓展。第一，在模型中加入了房地产部门、刻画了地方政府债务，以解释房地产泡沫和地方政府债务扩张对货币数量论的影响。第二，为在保持货币中性的同时刻画货币的交易媒介职能，本文借鉴 Cooley & Hansen (1989) 等设定的 CIA 约束，将货币引入模型。本文假定家庭消费与住房购买、厂商投资和政府支出等交易活动均需要货币。其原因在于本文是以 M2 口径的货币为视角考察货币数量论的失效，而 M2 口径的货币不仅包含家庭消费、住房购买和政府支出等消费活动，还包含投资行为。

#### (一) 家庭偏好与约束

假设经济中的每个家庭都存活两期：第一期为年轻期，家庭在第一期初出生；第二期为年老期，家庭在第二期期末退出经济并从模型中消失。<sup>4</sup>代表性家庭的偏好如下：

$$\max : E_t U(C_t, C_{2t+1}, H_t)$$

$\{C_t, C_{2t+1}\}$  表示年轻时与年老时的消费。由于住房是耐用消费品，因此在第  $t$  期出生的家庭只需在年轻时期决策终身住房消费  $H_t$ 。

在年轻期，家庭为产品部门生产提供劳动从而获得工资收入。家庭的最优化行为是在本期消费、下期资本投资和购买住房之间分配收入以最大化预期效用。代表性年轻家庭的预算约束为：

$$C_t + K_{t+1} + q_t H_t = w_t N_t - T_t / 2$$

$\{K_{t+1}, q_t, w_t, N_t, T_t / 2\}$  分别为年轻家庭的资本投资额、房价、实际工资、劳动供给和政府向每一个家庭征收的税收， $q_t H_t$  代表购买住房的支出。

借鉴 Arce & López-Salido (2011) 的设定，假定年老期家庭有两个收入来源，资本投资的收入和出售住房的收入。由于家庭在年老期后就会死亡，故年老家庭会将所有收入都用于消费。代表性年老家庭的预算约束为：

$$C_{2t+1} = R_{t+1} K_{t+1} + q_{t+1} (1-\eta) H_t - T_{t+1} / 2$$

$R_{t+1}$  表示利率， $\eta$  为住房折旧率， $R_{t+1} K_{t+1}$  为资本投资收入， $q_{t+1} (1-\eta) H_t$  表示出售住房的收入。

根据 Cooley & Hansen (1989) 等设定，本文引入 CIA 约束，并假定消费、购买住房和投资必须使用货币才能完成交易。<sup>5</sup>因此，家庭面临如下现金约束：

<sup>4</sup> 为了简化人口结构，本文假设总人口数量保持不变，且年轻家庭与年老家庭的人口比例始终为 1:1。

<sup>5</sup> 通过 CIA 约束引入货币的原因在于：第一，交易媒介的职能能够较好地反映货币流通的方向和速度，是研究中国货币数量论失效的关键，CIA 能够较好地刻画这一职能；第二，通过 CIA 约束引入货币能够保持

$$C_{1t} + K_{t+1} + q_t H_t \leq M_t^1 / P_t$$

$$C_{2t+1} \leq M_{t+1}^2 / P_{t+1}$$

$M_t^1$  和  $M_{t+1}^2$  分别表示年轻家庭和年老家庭的名义货币需求量,  $P_t$  表示物价水平。

## (二) 产品部门与房地产部门的生产决策

模型中的生产部门包括产品部门与房地产部门, 两部门均为完全竞争市场。产品部门的生产函数为:  $Y_{jt} = F(K_{jt}, A_t N_t)$ , 其中  $f$  表示产品部门,  $\{Y_{jt}, K_{jt}, N_t\}$  分别表示产品部门在第  $t$  期的产出、资本投入和劳动投入,  $A_t$  为劳动生产率, 且以不变的增长率  $g_A$  增长, 即  $A_{t+1} = (1 + g_A)A_t$ 。产品部门最大化目标为:

$$\max : Y_{jt} - R_t K_{jt} - w_t N_t + (1 - \delta)K_{jt}$$

其中  $\delta$  为资本折旧率。另外, 本文假设劳动供给无弹性, 原因在于: 一是, 劳动力市场的特征不是本文研究重点, 简化劳动力市场将使文章机制更为清晰, 有利于准确把握文章核心机制; 二是, 有利于简化模型推导和数值运算。

房地产部门与产品部门的不同之处在于房地产部门是资本密集型的, 这主要体现在以下两方面。一是, 借鉴 Iacoviello & Neri (2010) 等设定, 房地产生除需要资本投入外, 还需要土地投入。二是, 由于房地产部门是资本密集型的, 并且在不影响本文机制的基础上为保证均衡存在性的充分条件较容易满足, 本文假定房地产生不需要劳动投入。故房地产部门的生产函数可以表示为:  $Y_{ht} = H(K_{ht}, L_t)$ , 其中  $h$  表示房地产部门,  $\{Y_{ht}, K_{ht}, L_t\}$  分别表示房地产部门在  $t$  期的产出、资本投入和土地投入。由于土地供给是有限且无弹性的, 故本文假设  $L_t = \bar{L}$ 。房地产部门目标函数如下:

$$\max : q_t Y_{ht} - R_t K_{ht} - \tau_t L_t + (1 - \delta)K_{ht}$$

$\tau_t$  为土地价格, 政府作为土地的供给方获得土地租金  $\tau_t$ 。经济中的房地产存量为:

$$H_t = (1 - \eta)H_{t-1} + Y_{ht}$$

## (三) 地方政府行为

新增地方政府债务可表示为:  $d_t = G_t - \tau_t L_t$ , 其中  $\{d_t, G_t, \tau_t L_t\}$  分别表示新增地方政府债务、政府支出和土地租金收入。地方政府债务存量表示为  $D_t = R_t(D_{t-1} - T_{t-1}) + d_t$ 。政府每一期向家庭征收总付税  $T_t$  以偿还债务, 财政预算平衡要求:  $\sum_{s=0}^{+\infty} \tilde{R}_{t+s}(T_t + d_t) = 0$ , 其中  $\tilde{R}_{t+s} = \prod_{i=1}^s R_{t+i}$  为长期贴现率。为了在模型中刻画土地财政, 进一步假定  $G_t = (1 + \theta)\tau_t L_t$ , 这意味着地方政府支出取决于土地租金收入, 土地租金收入越高, 政府支出越高。政府支出系数

---

货币中性, 从而排除货币非中性引起货币数量论失效的可能性; 第三, 由于本文中房地产同时具有跨期储存的功能并能产生效用, 若采用 OLG 或 MIU 形式的货币将产生与房地产相互替代的问题, 故通过 CIA 约束引入货币最为合理与可行。Lagos (2013) 在经典的自由市场假设下详细讨论了货币与其他具有孳息功能的资产无法共同存在的问题。Lagos (2013) 指出, 在设定更为复杂的搜寻匹配框架下, 可以解决上述问题。然而, 这种搜寻匹配的设定不仅会使本文框架过于复杂从而难以求解, 而且极易导致均衡无法存在。

$\theta$  决定了政府支出的规模，进而决定了地方政府债务水平。当  $\theta > 0$  时，政府支出  $G_t$  大于土地收入  $\tau_t L_t$ ，地方政府债务为正，即  $d_t = \theta \tau_t L_t$ 。此外，政府支出也需要使用货币方能完成交易，即  $G_t \leq M_t^3 / P_t$ 。

#### （四）渐近平衡增长路径（Asymptotic Balanced Growth Path, ABGP）<sup>6</sup>

模型的渐近平衡增长路径由家庭的最优消费和住房决策、现金约束、产品部门和房地产部门的最优生产决策、价格变量  $\{q_t, w_t, R_t\}$  以及宏观实际变量  $\{C_t, C_{2t}, K_{ft}, K_{ht}, Y_{ft}, Y_{ht}, H_t, G_t, T_t, d_t\}$  组成。在渐近平衡增长路径下，需要满足下述条件：第一，家庭最大化预期效用，产品部门和房地产部门最大化企业利润；第二，资本市场、产品市场、房地产市场和货币市场出清；第三， $\{C_t, C_{2t}, K_{ft}, Y_{ft}\}$  以  $g_{A,t}$  的速率增长且  $\lim_{t \rightarrow \infty} g_{A,t} = g_A$ ， $K_{ht}$  以  $g_{K_h,t}$  的速率增长且  $\lim_{t \rightarrow \infty} g_{K_h,t} = g_{K_h}$ ， $q_t$  以  $g_{q,t}$  的速率增长且  $\lim_{t \rightarrow \infty} g_{q,t} = g_q$ ，则  $\{Y_{ht}, H_t\}$  以  $[(1 + g_{K_h,t})^\alpha - 1]$  的速率增长且  $\lim_{t \rightarrow \infty} (1 + g_{K_h,t})^\alpha = (1 + g_{K_h})^\alpha$ ， $\{G_t, T_t, d_t\}$  以  $[(1 + g_{K_h,t})^\alpha \cdot (1 + g_{q,t}) - 1]$  的速率增长且  $\lim_{t \rightarrow \infty} (1 + g_{K_h,t})^\alpha \cdot (1 + g_{q,t}) = (1 + g_{K_h})^\alpha \cdot (1 + g_q)$ 。

与 Tirole (1985) 一致，本文模型存在两种渐近平衡增长路径，两种路径的差别在于是否存在房地产泡沫。房地产价格由基础价格  $q_{fdv}$  和房地产泡沫  $q_b$  两部分构成。由于房地产价格是相对于消费品的价格，故房地产基础价格  $q_{fdv}$  为未来住房效用相对于消费效用的贴现值，即  $q_{fdv} = \sum_{j=0}^{+\infty} \{ [v'(H_t)(1-\eta)^j] / [u'(C_t)(\prod_{s=0}^j R_{t+s})] \}$ ，房地产价格  $q$  偏离基础价格  $q_{fdv}$  的部分即为房地产泡沫  $q_b$ 。当  $q_b = 0$  时，房地产价格在渐近平衡增长路径下始终等于其基础价格 ( $q = q_{fdv}$ )，由于  $q_{fdv}$  在稳态下固定不变，则  $g_q = 0$  且经济中不存在房地产泡沫。此时，房地产部门资本投入也固定不变，即  $g_{K_h} = 0$ 。当  $q_b \neq 0$  且以  $g_q = (1 + g_A)^{1-\alpha}$  的速率增长时，房地产价格在渐近平衡增长路径下由其基础价格  $q_{fdv}$  和房地产泡沫  $q_b$  两部分构成 ( $q = q_{fdv} + q_b$ )，经济处于有泡沫渐近平衡增长路径下。此时，房地产部门资本投入  $K_h$  以  $g_A$  的速率增长。<sup>7</sup>

#### （五）货币数量论方程

假定货币总供给以  $g_M$  的速率增长，则货币供给为  $M_t = (1 + g_M)M_{t-1}$ 。<sup>8</sup>根据货币市场出

<sup>6</sup> 关于渐近平衡增长路径的相关概念与定义可参见 Palivos et al. (1997) 和 Acemoglu & Guerrieri (2008)。渐近平衡增长路径与平衡增长路径的差别在于，在平衡增长路径下各经济变量分别以固定的速率增长，而渐近平衡增长路径下各变量的增长率并不固定，而是随时间收敛于一个固定值。本文得到渐近平衡增长路径而非平衡增长路径的原因在于房地产价格由基础价格  $q_{fdv}$  和房地产泡沫  $q_b$  两部分构成，其中房地产基础价格  $q_{fdv}$  在均衡时固定不变，没有增长趋势，因此房地产价格的增长率在均衡时不是恒定不变的，而是收敛于某一特定值。具体请参见后文关于渐近平衡增长路径的讨论。

<sup>7</sup> 由于房地产基础价格  $q_{fdv}$  稳定不变，因此当  $t \rightarrow \infty$  时， $q_{fdv}$  相对于  $q_b$  无穷小。于是有  $\lim_{t \rightarrow \infty} g_{q,t} = \lim_{t \rightarrow \infty} g_{q_b,t} = g_q$ 。

<sup>8</sup> 假定  $g_M$  固定不变的原因在于，本文模型在新古典框架下具有货币中性的特征，因此改变  $g_M$  不会对实际变量产生任何影响。保证货币中性的关键在于，货币非中性本身会导致货币数量论的失效，而这并不是

清条件, 可得:  $M_t = M_t^1 + M_t^2 + M_t^3$ 。由现金约束可进一步得

$M_t/P_t = C_{1t} + C_{2t} + K_{t+1} + G_t + q_t H_t$ 。令  $X_t = C_{1t} + C_{2t} + K_{t+1} + G_t + q_t H_t$  表示家庭和政府的货币持有需求, 则可得  $M_t/P_t = X_t$ 。将上式对数线性化, 可得通货膨胀的表达式:  $\pi_t = g_M - \hat{X}_t$ 。

根据货币数量论, 货币流通速度为  $V_t = P_t Y_t / M_t = Y_t / X_t$ , 其中总收入  $Y_t = Y_{ft} + q_t Y_{ht}$ 。将货币数量方程对数线性化展开, 货币流通速度的变化为:  $\hat{V}_t = g_Y - \hat{X}_t$ 。

#### 四、函数形式设定、参数校准与模型求解

##### (一) 函数形式设定

家庭效用函数设为可分形式:  $U(C_{1t}, C_{2t+1}, H_t) = u(C_{1t}) + v(H_t) + \beta u(C_{2t+1})$ 。<sup>9</sup> 其中,  $u(C) = C^{1-\sigma_c} / (1-\sigma_c)$ ,  $v(H) = H^{1-\sigma_h} / (1-\sigma_h)$ ,  $\{1/\sigma_c, 1/\sigma_h\}$  分别为消费跨期替代弹性和住房需求弹性,  $\beta \in (0, 1)$  是主观贴现因子。

两部门的生产技术均采用 CD 形式, 即  $F(K_{ft}, A_t N_t) = K_{ft}^\alpha (A_t N_t)^{1-\alpha}$ ,  $H(K_{ht}, L_t) = K_{ht}^\gamma L_t^{1-\gamma}$ 。本文进一步假设劳动供给和土地供给均无弹性, 并将  $N_t$  和  $L_t$  标准化为 1。同时令  $\gamma = \alpha$ , 该设定可以简化资本在两个部门之间的配置决策, 并确保资本市场出清条件可被齐次地去趋势, 从而保证渐进平衡增长路径的存在性。

##### (二) 参数校准

本文通过求解模型渐近平衡增长路径,<sup>10</sup> 得到渐近平衡增长条件以及待校准参数与总体矩的关系, 然后调整参数以匹配总体矩条件并满足渐近平衡增长条件, 从而实现对参数的校准。模型需校准的参数包括  $\{g_A, g_M, \alpha, \eta, \beta, \delta, \sigma_h, \sigma_c, \theta\}$ , 校准结果见表 1。需要特别说明的是, 本文基准模型采用 2002 年~2008 年期间的数据进行校准, 其原因及依据如下: 第一, 2002 年以前房屋价格指数没有权威和规范的数据; 第二, 2008 年以后美国金融危机爆发, 中国经济出现下滑, 并且在政府刺激计划的作用下经济出现扭曲, 因此不适合用于对稳态进行校准; 第三, 本文的核心是分析 2008 年金融危机之后中国货币数量论失效的形成机制, 这就需要存在一个基准模型可用于与 2008 年金融危机之后的状况进行对比。具体而言, 本文将通过考察 2008 年前后经济增长率、政府债务水平等重要指标的变化, 在基准模型的基础上改变相应参数, 从而对比 2008 年金融危机爆发前后各经济变量的变动趋势, 并在此基础上分析模型适用性 (具体请参见本节第三部分模型求解及适用性分析)。以下是模型参数的校准依据及理由。

本文所要考察的货币数量论失效的本质原因。

<sup>9</sup> 在可分的效用函数形式下, 家庭住房决策  $H_t$  不影响欧拉方程, 使得欧拉方程中年轻期消费  $C_{1t}$  和年老期消费  $C_{2t+1}$  可被齐次地去趋势, 从而保证渐进平衡增长路径的存在性。

<sup>10</sup> 由于篇幅所限, 本文省略了模型的详细推导和相关定理证明。如有需要请联系作者。

劳动生产率增长率  $g_A$  和货币增长率  $g_M$  分别依据 GDP 增长率和 M2 增长率进行校准。2002 年~2008 年期间年均 GDP 增长率和 M2 增长率分别为 10.41% 和 17.01%，故设  $g_A$  为 10.4%， $g_M$  为 17%。

存在房地产泡沫的渐近平衡增长路径要求  $1+g_q=(1+g_A)^{1-\alpha}$ ，故可根据房价增长率  $g_q$  与经济增长率  $g_A$  来校准生产技术参数  $\alpha$ 。国家统计局公布的数据显示，2002 年~2008 年间全国年均房屋销售价格指数为 6.5%，35 个大中城市年均房屋销售价格指数为 12.9%，年均通货膨胀率为 1.87%。由于中国的房价问题主要在于各个大中城市房价快速增长，因此选用全国年均房屋销售价格指数会低估中国高房价的事实。因此，本文选取全国年均房屋销售价格指数与 35 个大中城市房屋销售价格指数的中间值 9.7% 作为名义房价增长率，剔除通货膨胀率后可得  $g_q$  为 7.8%。由此得  $\alpha$  为 0.25。

住房折旧率  $\eta$  在稳态下需满足  $R(B)=(1-\eta)(1+g_A)^{1-\alpha}$ ，主要由存在房地产泡沫时的均衡利率  $R(B)$  决定。本文中利率反映的是资本回报率，故此处选用贷款利率进行校准。根据中国人民银行公布的一年期官方基准贷款利率，可以计算得到 2002 年~2008 年一年期实际贷款利率的平均值为 3.46%。故根据  $R(B)$ 、 $g_A$  和  $\alpha$  的值可设定  $\eta$  为 0.039。

关于主观贴现因子  $\beta$ ，已有文献的取值范围为 [0.95, 0.99]，其中以 1 期刻画 1 年的模型一般将该值设定为 0.97，因此本文将  $\beta$  的校准值设为 0.97。

资本折旧率  $\delta$  的校准方法如下。渐近平衡增长路径需满足以下前提条件： $1 < R(NB) < R(B)$ 。即无房地产泡沫时的均衡利率  $R(NB)$  要小于有房地产泡沫时的均衡利率  $R(B)$ ，且利率始终大于 1。该条件与 Tirole (1985) 模型中泡沫存在性条件相一致。 $R(NB) < R(B)$  能够保证房地产泡沫的存在；利率大于 1 意味着资本边际产出要大于资本折旧，保证经济中存在投资行为。根据模型推导结果，资本折旧率  $\delta$  是影响上述两个条件的重要变量。 $R(NB) < R(B)$  要求  $\delta$  的取值需大于 0.7，利率大于 1 的约束要求  $\delta$  的取值需小于 0.78。稳健性检验结果表明， $\delta$  在 (0.70, 0.78) 的范围内取值都不会改变本文结论，故将  $\delta$  设定为 0.72。

本文借鉴陈彦斌和邱哲圣 (2011) 的方法将住房需求弹性的倒数  $s_h$  设定为 2。<sup>11</sup> 消费跨期替代弹性的倒数  $\sigma_c$  则设定为 0.3，其原因在于保证房地产基础价值为有限正值的条件要求住房效用的增长速度小于利率，即  $(1-\eta)(1+g_A)^{\sigma_c} < (1-\eta)(1+g_A)^{1-\alpha}$ 。根据上述  $\alpha$  的校准值可得  $\sigma_c$  需小于 0.75。本文将  $\sigma_c$  的值设为 0.3，满足上述条件。

按照前文设定，参数  $\theta$  可以刻画地方政府债务水平。根据国家统计局与审计署公布的数

<sup>11</sup> 陈彦斌和邱哲圣 (2011) 的住房效用函数可近似表示为  $H^{(1-\alpha_H)(1-\sigma)} / (1-\sigma)$ ，其中  $\alpha_H$  取值为 0.1， $\sigma$  取值为 3，使家庭具有较强预防性储蓄动机。而预防性储蓄动机不在本文考虑范围之内，故本文设定  $\sigma$  为一般文献取值 2。由此可得住房需求弹性的倒数  $\sigma_h$  约等于 2。

据计算可得, 2002年~2008年间中国地方政府债务余额与GDP之比的均值为14.97%, 2009年~2013年间该指标为29.6%, 较2002年~2008年间的水平高出约15个百分点。本文在基准模型中取 $\theta=0$ , 将地方政府债务水平 $D/Y$ 设为0, 在后文分析金融危机后的情形时将通过改变 $\theta$ 的取值刻画地方政府债务水平上升15个百分点的事实。这样处理的原因是: 第一, 本文的重点是刻画地方政府债务水平在金融危机前后的相对变动, 因此考察地方政府债务15个百分点的变动足以阐明本文的关键机制; 第二, 由于房地产泡沫与地方政府债务间会相互影响, 因此将基准模型中地方政府债务水平设为0能够使后文在分析房地产泡沫对货币数量论的影响时排除地方政府债务水平的影响, 以使模型分析保持简洁和清晰; 第三, 本文将地方政府债务水平由0上升至15%的情形与由15%上升至30%的情形进行对比发现, 结果没有显著差异, 因此上述简化处理不会影响数值结果的稳健性。

表1: 参数校准结果

参数	数值	参数	数值
劳动生产率增长率 $g_A$	10.4%	资本折旧率 $\delta$	0.72
货币增长率 $g_M$	17%	住房需求弹性 $\sigma_h$	2
生产技术参数 $\alpha$	0.25	消费跨期替代弹性 $\sigma_c$	0.3
住房折旧率 $\eta$	0.039	政府支出系数 $\theta$	0
主观贴现因子 $\beta$	0.97		

### (三) 模型求解及适用性分析

本文首先求得模型的稳态, 然后在稳态附近对模型进行对数线性化, 进而求得模型经济体的鞍点路径。模型适用性分析的方法是, 将模型所得金融危机后的稳态结果相对于金融危机前的变动与现实数据在金融危机前后的变动进行对比。本文基准模型是依据金融危机前的现实数据校准得到的, 因此其稳态结果刻画了金融危机前的情况。金融危机之后, 中国经济的三大特征是: 第一, 经济增长率由金融危机前(2002年~2008年)的年均10.41%下降至金融危机后(2009年~2013年)的8.86%; 第二, M2增长率由金融危机前的17%上升至18.5%; 第三, 金融危机后地方政府性债务占GDP比重相比金融危机前上升了约15个百分点。因此, 在基准模型的基础上, 本文通过调整 $g_A$ 、 $g_M$ 和 $\theta$ 三个参数来刻画金融危机后的经济: 首先将参数 $g_A$ 下调至8.8%以刻画经济增长率下滑1.6个百分点的事实, 其次将 $g_M$ 由17%调整至18.5%, 最后将 $\theta$ 调整至740以拟合地方政府债务水平上升15个百分点的事实。通过对比金融危机前后的稳态结果可以发现,  $D/Y$ 由0上升至15.05%, 较好地拟合了现实经济中地方政府债务占GDP比重的变化。

模型适用性分析结果显示, 模型能够较好地刻画金融危机前后经济变量变动的主要特征, 表明模型可适用于分析金融危机之后中国货币数量论失效的逻辑机理。模型结果显示金融危机后债务水平上升、投资率上升、消费率下降、货币流通速度下降, 与现实经济的变动方向完全一致, 表明模型较好地捕捉了经济中的核心特征。模型结果在绝对值上与现实数据

存在一定差距的原因在于，本文未对金融市场摩擦和总需求结构失衡等经济特征进行刻画。本文舍弃对金融市场摩擦和总需求结构失衡等经济特征的刻画的考虑是，Samuelson-Diamond-Tirole 模型对资产泡沫的存在性具有严格的条件，模型需保持尽可能的简洁，故本文仅引入了金融危机之后对货币需求影响最大的房地产部门和地方政府债务。总体上，本文认为模型结果能够较好地抓住主要经济变量的变动趋势，适用于对金融危机之后货币数量论失效的形成机制进行分析。

表 2：模型适用性分析

	$D/Y$	$K/Y$	$C/Y$	$V$
模型变动	15.05%	0.5%	-14.92%	-0.005
现实变动	14.63%	6.33%	-4.43%	-0.1

此外，本文对模型所校准的参数进行了稳健性分析。为了保证渐进平衡增长路径的存在性，某些参数需要符合一定的约束范围，如  $\{\delta, \sigma_c\}$ 。本文对这类参数在保证均衡存在性的参数范围内进行稳健性分析发现，数值模拟的结果没有显著改变。另外， $\{\beta, \eta, \sigma_h\}$  等其他相关参数的稳健性分析结果也表明上述参数在一般合理范围内所得数值模拟结果与本文基准情况没有显著差别。

## 五、数值模拟 1：货币数量论失效的原因与机制

基于上文设定的基本模型，本节将论证房地产泡沫和地方政府债务对货币数量论的影响，并探讨房地产泡沫和地方政府债务导致货币数量论失效的具体机制。

### （一）房地产泡沫的产生会导致货币数量论失效

图 1 显示了经济由无房地产泡沫均衡过渡到有房地产泡沫均衡的转移动态，即  $g_q$  由 0 变为  $(1+g_A)^{1-\alpha}$  后各经济变量的变动。模拟结果显示，房地产泡沫的产生会导致货币数量论失效。一方面，在货币增长率和经济增长率不变的情况下，房产泡沫的产生使得通货膨胀率下降近 1 个百分点，即经济中的通货膨胀率小于货币增长率与经济增长率之差，与货币数量论的基本关系相悖。另一方面，房地产泡沫的产生不仅使得货币流通速度出现跳跃性下降，而且导致货币流通速度出现永久性下降。这使货币流通速度恒定不变的假设不再成立，也表明货币数量论失效。

房地产泡沫的产生导致货币数量论失效的原因在于，房地产泡沫使家庭住房消费支出和政府支出增加，增强了家庭和政府持有货币的意愿，从而导致货币流通速度和通货膨胀率下降。首先，房地产泡沫的产生提高了房地产价格，使家庭住房消费支出增加。其次，房地产泡沫的产生使得土地租金上升，进而推高政府支出。房地产泡沫的产生使家庭的住房消费支出增加，住房消费支出的增加挤出总资本投资，使总资本投资下降约 1%。同时，房地产泡

沫的产生使房地产部门产生了增长的动力，资本重新在产品部门和房地产部门之间分配，资本由产品部门流入房地产部门。房地产部门的扩张使得地方政府土地租金收入增加，从而推高了政府支出。最后，房地产泡沫的产生使家庭消费下降，相比于总资本投资，下降幅度较小。这主要是因为年老家庭消费的增加一定程度上抵消了年轻家庭消费的下降。一方面，与总资本投资类似，年轻家庭住房消费支出的增加挤出年轻家庭的消费，使年轻家庭消费下降0.9%；另一方面，房地产泡沫的产生增加了年老家庭的卖房收入，在收入效应的影响下年老家庭消费增加了1%。由于家庭住房消费支出和政府支出增加，且这一增加幅度抵消了家庭消费支出和投资的下降，家庭和政府想要持有的货币增加。家庭和政府所持有的货币数量的增加直接导致货币流通速度变慢。同时，在货币增长率不变的情况下，家庭和政府货币需求的增加使得货币“升值”，于是通货膨胀率下滑。由于货币中性，当经济达到新的均衡水平后，家庭的货币需求将趋于稳定，此时通货膨胀率将恢复到初始水平。

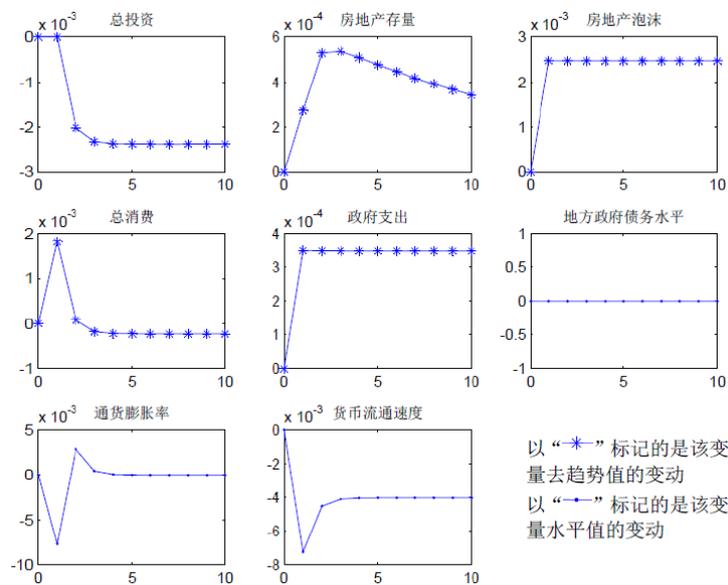


图 1：房地产泡沫产生的转移动态

注：本文所有转移动态结果为各变量相对于其 0 期值的绝对变动。

## （二）地方政府债务的增加会引起房地产泡沫进一步膨胀，从而加剧货币数量论失效

由基准模型可知， $\theta$  是决定地方政府债务水平  $D/Y$  的参数。本文将通过改变  $\theta$  值来模拟地方政府债务的上升，并考察地方政府债务变化对货币数量论的影响。图 2 结果显示，地方政府债务水平由 0 上升至 15% 一方面使通货膨胀率下降近 0.3 个百分点，另一方面导致货币流通速度出现永久性下降，表明货币数量论失效。究其原因，地方政府债务的扩张刺激房地产泡沫进一步膨胀。地方政府债务的增加刺激总投资上升，并进而拉低利率。低资金成本使得家庭买卖住房所获得的收益上升，从而刺激住房需求增加，房地产泡沫进一步膨胀。房地产泡沫膨胀进一步增强了家庭和政府的货币持有意愿，并进而引起货币流通速度和通货膨胀率下降，最终导致货币数量论失效。值得注意的是，尽管 2 期之后经济基本进入新的渐近平衡增长路径，但货币流通速度并未回到其初始水平，表明地方政府债务的变动会使货币流

通失去稳定性。因此，当经济中存在房地产泡沫时，地方政府债务水平的上升会导致货币数量论失效。

已有文献认为中国扩张性的财政政策往往会引起通货膨胀（王立勇和李富强，2009；张延，2010 等），<sup>12</sup>这与本文的结论并不矛盾。首先需要明确的是，本文中地方政府债务水平的上升最终会引起政府消费增加，因此本质上也是一种扩张性的财政政策。转移动态结果显示，地方政府债务水平的上升反而使通货膨胀率下降，似乎与已有研究结果不符，而事实上两者不存在矛盾。其原因在于，扩张性的财政政策往往伴随着货币供应量的快速上升，已有研究正是在货币增长率不断上升的情况下得到扩张性财政政策会引起通货膨胀这一结论。而事实上，长期以来中国通货膨胀率的上升幅度始终远小于货币增长率的增加，通货膨胀率相对于货币增长率实际上在下降，这也正是本文所要解释的关键问题。由于本文模型假设货币增长率固定不变，因此通货膨胀率的下降事实上正反映了通货膨胀率的相对下降，与已有研究和现实均是一致的。<sup>13</sup>

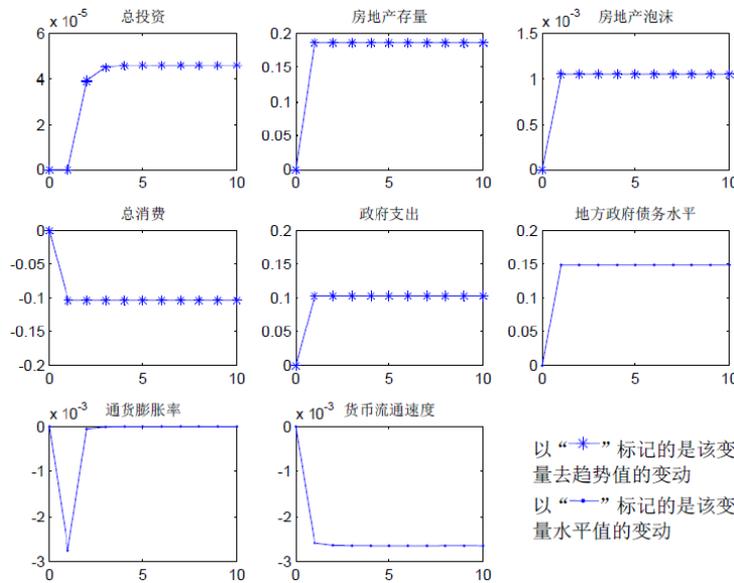


图 2：地方债务增加的转移动态

需要说明的是，上述结论均是在存在房地产泡沫的情形下得到的，当经济中不存在房地产泡沫时，地方政府债务的扩张不会导致货币数量论失效。为检验上述论点，本文进行 A、B 两组对照实验，分别在有房地产泡沫（实验 A）和无房地产泡沫（实验 B）情形下，改变  $\theta$  值来考察地方政府债务变化对货币流通速度的影响。实验 B 在实验 A 的基础上增加  $q_b = 0$  这一约束，以保证经济中不存在房地产泡沫。记 A0 和 B0 分别为实验 A 与实验 B 的控制组，控制组的参数  $\theta = 0$ 。实验 A 的 4 个实验组分别记为 A1~A4，实验 B 的 4 个实验组分别记为

<sup>12</sup> 王立勇和李富强（2009）通过脉冲响应函数考察财政政策对中国通货膨胀的影响，发现扩张性的财政政策会引起通货膨胀。张延（2010）利用中国 1992 年~2009 年的数据进行时间序列分析发现，中国政府购买支出与物价水平有两期滞后的正相关关系。

<sup>13</sup> 事实上，如果在政府赤字增加的同时也调高货币增长率，就能得到通货膨胀率上升的结果。

B1~B4。各实验组的参数设定及实验结果见表3，实验结果为各实验组相对于其各自控制组的偏离。

表3：各对照组参数设定及实验结果

实验 A	A1	A2	A3	A4	实验 B	B1	B2	B3	B4
$\theta$	100	200	300	370	$\theta$	100	200	300	370
$D$	0.02	0.04	0.07	0.10	$D$	5.18	10.3 5	15.5 3	19.1 5
$D/Y$	2.97%	6.28%	10.79%	14.82%	$D/Y$	0	0	0	0
$q_b$	0.0002	0.0004	0.0007	0.0010	$q_{div}$	0	0	0	0
$H$	0.04	0.09	0.14	0.19	$H$	0	0	0	0
$\tau_i$	$1.95 \times 10^{-5}$	$4.4 \times 10^{-5}$	$7.57 \times 10^{-5}$	$1.04 \times 10^{-4}$	$\tau_i$	0	0	0	0
$V$	$-5 \times 10^{-4}$	$-1 \times 10^{-3}$	$-2 \times 10^{-3}$	$-3 \times 10^{-3}$	$V$	0	0	0	0

注：各对照组除  $Q$  外其他参数的设定与基准模型一致。另外，由于实验 B 中房地产部门在 ABGP 下增长率为 0，故表中给出的实验 B 的结果中除  $Q$  和  $V$  外均为水平值相对于控制组的变动，而非去趋势值相对于控制组的变动。

比较稳态结果表明，只有当经济中存在房地产泡沫时，地方政府债务的增加才会导致货币数量论失效。实验 A 的 4 组实验结果表明，地方债务水平的上升永久性地降低了货币流通速度。在实验 A 中，随着地方政府债务水平的上升，房地产泡沫进一步膨胀，货币流通速度逐渐下降。而实验组 B 的结果显示，地方政府债务水平的变化不会影响货币流通速度。当  $q_b = 0$  时，尽管随着  $\theta$  的上升，地方政府债务  $D$  不断攀升，但货币流通速度始终保持不变。究其原因，当房地产不存在泡沫时，地方政府债务的上升不会使泡沫膨胀，因此不足以影响货币流通速度。由于房地产部门不随劳动生产率的增长而增长，房地产基础价值和房地产存量在均衡时均恒定不变，因此地方政府土地租金收入也维持不变。而地方政府债务以土地租金收入为基础进行扩张，这意味着即使地方政府债务上升，但相比于不断增长的整体经济而言债务扩张是十分有限甚至是微不足道的，从地方政府债务水平  $D/Y$  始终为 0 可以明显看到这一点。因此，在不存在房地产泡沫时，地方政府债务的增加不足以改变货币流通速度，货币数量论在此情形下始终有效。

## 六、数值模拟 2：货币数量论恢复有效后对宏观经济的影响

上节数值模拟结果表明，房地产泡沫是导致货币数量论失效的根本性因素，而地方政府债务的增加会使房地产泡沫进一步扩大，从而加剧货币数量论的失效。然而，国际经验和历史经验表明房地产泡沫终将破裂，因此货币数量论或在未来恢复有效。本节将模拟房地产泡

沫的破裂，从而考察货币数量论恢复有效后对宏观经济的影响。

## （一）数值模拟结果：货币数量论恢复有效后会引起高通胀

为考察货币数量论恢复有效后对宏观经济的影响，本节将通过给模型经济体增加  $q_b = 0$  这一约束来模拟房地产泡沫的破裂。已有研究和分析仅对房地产泡沫破裂的后果进行定性判断，未进行系统和定量的分析。例如，徐滇庆（2006）从财富转移和产业的角度出发，认为房地产泡沫的破裂一方面会使银行资产转移给投机者，另一方面会影响其上下游产业的生产并导致整个产业链断裂。茅于軾（2008）则从就业的角度出发认为房地产泡沫破裂后的最大危机是民工失业。本文则将从货币数量论出发，定量考察房地产泡沫破裂后地方政府债务和通货膨胀的变化。

模拟结果显示，货币数量论恢复有效后，地方政府债务水平出现大幅下降，通货膨胀明显上升。房地产泡沫破裂使得导致货币流通速度下降（即货币数量论失效）的因素消失，因此货币流通速度重新回升至货币数量论有效时的水平。随着房地产价格大幅下降，家庭住房消费支出减少。这使得家庭有更多的钱进行投资，从而使总资本投资迅速上升。同时，房地产泡沫的破裂使房地产部门萎缩，尽管总资本投资在上升，但房地产部门的投资和产出出现下滑。从图 3 来看，房地产泡沫破裂后，房地产存量一直在下降，且持续时间较长，直到第 10 期仍处于下降状态。这表明，房地产泡沫破裂后房地产部门的新增投资和产出很小，房地产的折旧速度远高于新增的房地产产出。由于房地产部门陷入萧条，地方政府土地租金收入迅速下降，不仅使政府支出下降，也使得地方政府无法进行债务扩张。由于家庭住房消费支出和政府支出的大幅下降，家庭和政府持有货币的意愿减弱，使得货币“贬值”，通货膨胀率立即上升了约 0.5 个百分点。

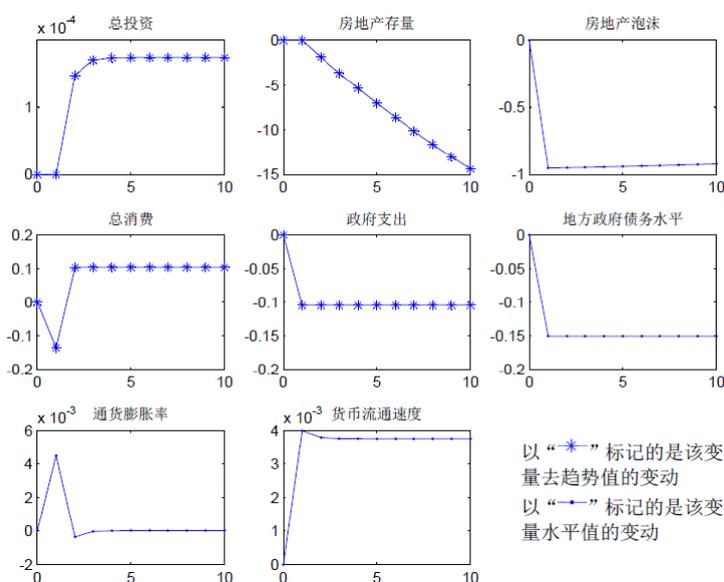


图 3：房地产泡沫破裂对宏观经济的影响

注：与其他变量不同的是，此处房价的变动为相对于其 0 期水平的以百分比衡量的相对变动。

## （二）政策启示：高货币投放的宽松货币政策不可重启，应以提高存量货币的使用效率

## 为核心任务

由于房地产投资周期和地方政府债务期限均较长,房地产市场和地方政府对于货币的需求很大且缺乏一定的弹性。并且,房地产和地方政府主导的投资项目在GDP中占比较高,一旦货币政策为稳定增长而转为宽松,货币必然会持续和大量地流入房地产和地方政府投融资平台。本文分析表明,金融危机之后快速增长的货币供应量之所以没有引发应有的高通胀的原因在于大量货币流入房地产市场,被房地产泡沫吸收。然而,一旦房地产泡沫破灭,房地产泡沫所吸收的大量货币将回流至产品市场,将引发产品市场严重的通货膨胀。因此,央行不应仅看到当前较低的通货膨胀而盲目乐观,更不应继续走高货币投放的宽松货币政策的老路,而应该认识到由货币数量论失效所积聚的潜在通货膨胀压力。

特别需要强调的是,货币政策不应再为支持地方政府举债而转向宽松。当前,中国地方政府债务上升虽然表面上并未引发严重的通货膨胀,但潜在通货膨胀风险已在不断积聚。从国际经验来看,各国政府为财政融资而大量发行货币时往往会产生恶性通货膨胀。例如,第一次世界大战之后德国作为战败国需支付2690亿金马克的巨额赔款,导致德国财政赤字猛增,政府不得不大量发行货币来为赔款筹资。这最终带给德国的是恶性通货膨胀,1923年德国价格指数呈指数型上涨,当年12月的价格指数达到了1月的 $10^8$ 倍(Sargent, 1982)。金融危机之后,在中国地方政府借由投融资平台公司大量融资使得地方政府债务攀升的同时,货币政策转向宽松,以信贷投放的方式支持地方政府举债,导致广义货币供应量不断攀升。与国际经验不同的是,中国当前尚没有出现严重的通货膨胀,其主要原因在于房地产泡沫吸收了大量货币。然而事实上,房地产泡沫虽然吸收了货币,但无法消化通货膨胀风险,只能使潜在通货膨胀风险不断积累。由于房地产泡沫的脆弱性,潜在通货膨胀风险极易转化为真正的通货膨胀,因此货币政策不能再为地方政府举债而大量投放货币。

由于货币数量论失效不是永久性的,中国货币政策应在保持稳健的基础上着力提高存量货币的使用效率。厉以宁(2013)指出,偏紧的货币政策会使实体经济尤其是中小企业和民营企业更加困难,因此货币政策应偏向宽松。然而,实体经济缺乏资金的问题并不是货币政策总量层面上的问题,也并非根源于整体经济的流动性不足,而是由流动性错配导致的结构性问题。因此,简单的宽松货币政策不仅只会使货币继续流入房地产和地方政府投融资平台,而且实质上难以解决实体经济的流动性问题(特别是中小企业和民营企业的融资难问题)。但考虑到紧缩性的货币政策易使经济增速日趋下滑的中国雪上加霜,因此货币政策应保持稳健,并将重点放在资金流向的结构性调整上。应避免新增货币与资金持续和大规模流入房地产市场和地方政府投融资平台,积极引导信贷资金投入到实体经济。特别是要重点改善中小企业融资难问题,优化资金配置和提高使用效率。此外,我们必须认识到,当前中国经济增速的放缓和融资难融资贵问题是经济与金融体制不合理和经济结构失衡共同作用的结果,最终需要经济与金融体制改革来释放改革红利,不能仅依靠货币政策为经济托底。

## 七、总结

本文构建了一个含有房地产部门和地方政府债务的动态一般均衡模型，并通过 CIA 约束引入货币，研究金融危机后中国货币数量论失效的原因以及货币数量论恢复有效对宏观经济的影响。研究发现，房地产泡沫的产生会增强家庭和政府持有货币的意愿，使货币流通速度出现永久性下降，且在货币流通速度下降的过程中，通货膨胀率相对货币增长率下降约 1 个百分点。并且，以土地租金作为举债基础的地方政府债务水平的上升会使房地产泡沫膨胀，从而进一步导致货币数量论失效。同时，模拟实验表明，随着房地产泡沫的破裂，货币数量论将恢复有效，并推动通货膨胀率上升约 0.5 个百分点。

基于上述分析，中国不应再盲目使用高货币投放式的宽松货币政策，而应在保持稳健的基础上着力提高存量货币的使用效率。中国当前快速增长的货币供应量和不断扩张的地方政府债务之所以没有引发高通胀的原因在于大量货币流入房地产市场，被房地产泡沫吸收。然而，一旦房地产泡沫破裂将会引发高通货膨胀。考虑到紧缩性的货币政策易使经济增速日趋下滑的中国雪上加霜，因此货币政策应保持稳健，并将重点放在资金流向的结构性调整上。

本文模型提供了一个能够在房地产泡沫下研究地方政府债务、货币与通胀的理论框架。该框架可以拓展到更多值得研究的相关问题。比如，引入金融中介以研究银行信贷对房地产泡沫和地方政府债务的影响，研究房地产泡沫破裂时的最优货币政策以及中介目标的选取等。

## 参考文献

- [1] 陈彦斌、邱哲圣, 2011:《高房价如何影响居民储蓄率和财产不平等》,《经济研究》第10期。
- [2] 郭豫媚、陈彦斌, 2015:《利率市场化大背景下货币政策由数量型向价格型的转变》,《人文杂志》第2期。
- [3] 厉以宁, 2013:《中国经济双重转型之路》,中国人民大学出版社。
- [4] 刘明志, 2001:《中国的M2/GDP(1980-2000):趋势、水平和影响因素》,《经济研究》第2期。
- [5] 吕江林, 2010:《我国城市住房市场泡沫水平的度量》,《经济研究》第6期。
- [6] 茅于軾, 2008:《房地产泡沫破裂后的危机》,《长三角》第10期。
- [7] 彭方平、连玉君、胡新明、赵慧敏, 2013:《规模经济、卡甘效应与微观货币需求——兼论我国高货币化之谜》,《经济研究》第4期。
- [8] 王立勇、李富强, 2009:《我国相机抉择财政政策效应非对称性的实证研究》,《数量经济技术经济研究》第1期。
- [9] 伍志文, 2002:《货币供应量与物价反常规关系:理论及基于中国的经验分析——传统货币数量论面临的挑战及其修正》,《管理世界》第12期。
- [10] 谢平、张怀清, 2007:《融资结构、不良资产与中国M2/GDP》,《经济研究》第2期。
- [11] 徐滇庆, 2006:《房价与泡沫经济》,机械工业出版社。
- [12] 易纲、王召, 2002:《货币政策与金融资产》,《经济研究》第3期。
- [13] 张春生、吴超林, 2008:《中国M2/GDP畸高原因的再考察——基于商业银行资产负债表的分析》,《数量经济技术经济研究》第5期。
- [14] 张延, 2010:《扩张性财政政策的中长期后果:通货膨胀——凯恩斯主义模型对1992-2009年中国数据的检验》,《经济学动态》第1期。
- [15] Acemoglu, D. and V. Guerrieri, 2008, "Capital Deepening and Nonbalanced Economic Growth", *Journal of Political Economy*, Vol. 116, No. 3, pp. 467-498.
- [16] Arce, O. J. and D. López-Salido, 2011, "Housing Bubbles", *American Economic Journal: Macroeconomics*, Vol. 3, No. 1, pp. 212-241.
- [17] Cooley, T. F. and G. D. Hansen, 1989, "The Inflation Tax in a Real Business Cycle Model", *American Economic Review*, Vol. 79, No. 4, pp. 733-748.
- [18] Diamond, P. A., 1965, "National Debt in a Neoclassical Growth Model", *American Economic Review*, Vol. 55, No. 5, pp. 1126-1150.
- [19] Hasan, M. and M. Taghavi, 1996, "Money, Output, Price, and Causality in Mainland China", *Applied Economics Letters*, Vol. 3, No. 2, pp. 101-105.
- [20] He, L. and Q. Liu, 2011, "Causes of Inflation in China: Inflation Expectations", *China and World Economy*, Vol. 19, No. 3, pp. 18-32.
- [21] Iacoviello, M. and S. Neri, 2010, "Housing Market Spillovers: Evidence from an Estimated DSGE Model", *American Economic Journal: Macroeconomics*, Vol. 2, No. 2, pp. 125-164.
- [22] Lagos, R., 2013, "Moneyspots: Extraneous Attributes and the Coexistence of Money and Interest-Bearing Nominal Bonds", *Journal of Political Economy*, Vol. 121, No. 1, pp. 127-185.
- [23] Lucas, R.E., Jr., 1980, "Two Illustrations of the Quantity Theory of Money", *American Economic Review*, Vol. 70, No. 5, pp. 1005-1014.
- [24] Palivos, T., P. Wang, and J. Zhang, 1997, "On the Existence of Balanced Growth Equilibrium", *International Economic Review*, Vol. 38, No.1, pp. 205-224.

- 
- [25] Samuelson, P. A., 1958, "An Exact Consumption-Loan Model of Interest with or without the Social Contrivance of Money", *Journal of Political Economy*, Vol. 66, No. 6, pp. 467-482.
- [26] Sargent, T. J. and P. Surico, 2011, "Two Illustrations of the Quantity Theory of Money: Breakdowns and Revivals", *American Economic Review*, Vol. 101, No. 1, pp: 109-128.
- [27] Sargent, T. J., 1982, "The Ends of Four Big Inflations", *Inflation: Causes and Effects*, University of Chicago Press, pp. 41-98.
- [28] Tirole, J., 1985, "Asset Bubbles and Overlapping Generations", *Econometrica*, Vol. 53, No. 6, pp. 1499-1528.
- [29] Whiteman, C.H., 1984, "Lucas on the Quantity Theory: Hypothesis Testing without Theory", *American Economic Review*, Vol. 74, No. 4, pp. 742-749.

## The Breakdown of the Quantity Theory of Money in China after 2008 Financial Crises

Chen Yanbin<sup>a</sup>, Guo Yumei<sup>a</sup> and Chen Weize<sup>b</sup>

(a: School of Economics, Renmin University of China; b: Department of Economics, Boston University)

**Abstract:** After 2008 Financial Crises, the breakdown of the Quantity Theory of Money in China displays a new feature that expansionary monetary policy with high money supply has not caused inflation it is supposed to be, while it goes with the soaring housing price and government deficit. This paper builds up a dynamic general equilibrium model in the presence of housing sector and government deficit. It shows that the booming of housing bubble and government deficit will enhance money demand of households and government and then lower velocity of money as well as inflation rate. This indicates that housing bubble and government deficit are the key factors in the breakdown of the Quantity Theory of Money in China after the Financial Crises. Moreover, the busting of housing bubble will make the QTM revival and increase inflation rate by 0.5 percents.

**Key Words:** Quantity Theory of Money; Inflation; Monetary Policy; Housing Sector; Government Deficit

## 【宏观经济理论与政策】

# 政府宏观经济政策与经济波动的关系——经济失衡形成和传递机制的分析及对中国数据的考量

周宙<sup>1</sup> 魏杰<sup>2</sup>

**【摘要】** 本文认为经济波动是经济分工网络出现局部失衡以及这一局部失衡引起网络内部的结构性失衡,并最终演化成全局失衡后各分工部门又通过自我行动调节恢复平衡的一个动态的市场过程。本文简单的探讨了出现局部失衡的原因以及这些局部失衡引致结构性失衡和全局失衡的传递机制。基于此,我们分析了政府的宏观政策与经济波动的关系,并得出政府可以是经济波动的原因,也可以是维系经济稳定和抑制经济波动的重要力量。政府宏观政策的效果受到政府获取认知经济状态的信息的效率、以及政府决策的形成和执行效率的影响。最后,我们利用中国大陆地区 1978-2013 年的面板数据做了一系列的计量分析,结果显示宏观政策与经济波动相关,其中短期政策与波动正相关,长期政策与波动负相关,这些相关性在大多数情况下都是显著的,且财政政策显著性的表现优于货币政策的。

**【关键词】** 宏观政策; 经济波动; 分工网络; 局部失衡; 全局失衡

## 一、引言

关于经济波动的研究,国内主要集中于对经济波动表现形式的描述性研究,并得到了较为一致的结论(陈越, 1986; 卢健, 1987),但是关于经济波动的原因,尤其是政府政策与经济波动相互作用的内在机制的分析还相对缺乏,也没有形成较为一致的看法。国外学者虽然认识到不确定性是经济动态发展的重要原因(奈特,中译本 2006;熊彼特,中译本 2009),但经济波动的形成和传导的动态机制,以及政府在经济波动中的作用,也缺乏一致的结论。

关于经济波动的成因及政府与经济波动的关系的文献主要有如下几类:(1)来自经济外的冲击引起经济的波动,如环境因素(太阳黑子说)、随机动态一般均衡中引入的外生随机扰动(Long & Plosser, 1983)等。但这些理论中的波动是纯外生的,难以帮助我们认知波

<sup>1</sup> 周宙, 清华大学经济管理学院

<sup>2</sup> 魏杰, 清华大学经济管理学院教授

动中经济主体的行为和引导经济主体规避不必要的经济波动。(2) 人们经济行为的周期性扰动, 比如动物精神导致的投资的周期性变化(凯恩斯, 中译本 1999; 阿克洛夫、希勒, 中译本 2012)。他们将经济波动归因于人们行动时心理学上潜在的非理性或冲动, 这些非理性行为具有盲从性或者动物性, 他们会在某些诱因下集体出现。(3) 创新的集聚爆发。该理论认为, 创新是周期性蜂聚而非平稳连续进行的, 蜂聚的创新引致经济快速发展, 当没有创新时, 经济进入衰退, 然后经济在衰退中等待新一波的创新出现(熊彼特, 中译本 2009; Aghion & Howitt, 1992)。(4) 耐用品投资的周期性更替。马克思(中译本 1975)和新兴古典经济学(杨小凯、黄有光, 中译本 1999; 杨小凯, 中译本 2003a、中译本 2003b)等认为机器或耐用品的集中更换会引起经济的周期性扰动。Shleifer (1986)的创新或研发中固定学习费用的投入引致的周期与此类似。但是, 为什么大家不错开来更新? (5) 信用的周期性扩张。奥地利学派认为(米塞斯, 中译本 2007、中译本 2013; 哈耶克, 中译本 2007; 柯兹纳, 中译本 2012), 政府信用扩张扭曲了企业家的经济核算, 导致了错误的投资决策, 经济通过危机来纠正之前的错误, 从而引起经济波动。(6) 政治经济周期。还有学者认为是政府为了自身的政治目的的自利的短视行为引起了经济波动, 比如竞选前后的政策变化会引起伴随竞选周期的经济周期(Nordhaus, 1975)。国内学者发现计划经济时期和改革开放前期, 政府的政策对经济周期的影响是明显的(卢健, 1987; 财政部研究组, 1995; 吴俊培、毛飞, 2005; 黄贇琳, 2008)。(7) 经济运行中供给和需求在总量上的失衡。凯恩斯(1999, 中译本)认为有效需求不足会导致供需失衡, 从而引起经济波动。Young (1928)却坚持, 在总量上供需总是相等的, 经济活动在产生供给的同时也产生了等量的需求。但 Young 的这一观点无法质疑马克思(1975, 中译本)等人提出的供求失衡论, 马克思认为社会化大生产和生产资料私有制之间的矛盾使社会化大生产在追逐利润的资本家之间难以协调, 同时收入分配的不均等又会限制人们对商品的消费能力, 这导致了经济危机。

本文试图在这些理论的基础之上提出一个更一般的框架来分析经济波动。我们认为, 经济波动是经济分工网络的局部失衡转化为结构性失衡并进而引致全局失衡的动态的市场过程。我们用一个基于分工网络动态演化的框架来回答: 经济为什么会出现结构性失衡? 这一结构性失衡为什么不能得到及时的调整而是在经济内部扩散? 它们扩散的机制是什么? 大家通常都认为政府的宏观政策可以平滑经济波动, 问题只是政府应当如何运用其宏观政策, 并对其政策的效果进行评价。但这一前提是建立在政府对经济将要出现的波动具有较为合理可信的预期, 而且政府还要知道这些波动形成的内在机理或者知道可以干预这些波动运行的

潜在因素，并可以通过其宏观政策对这些因素进行引导。实际上这方面的理论储备是相对缺乏的。更重要是，政府的宏观政策可能本身就是引起经济波动的重要因素之一。所以，我们还尝试回答：政府的宏观经济政策在经济波动过程中的作用是什么？

我们认为，政府的宏观政策既可以是经济波动的原因，也可以是阻止经济波动的重要力量。这取决于政府政策在经济局部失衡以及这一局部失衡在分工网络内部传递过程中所起到的作用。本文用中国的数据做了相应的计量分析，来检验我们的理论。我们希望本文关于经济波动的原因以及政府的宏观政策在经济波动中的作用的探讨，能够对人们理解政府在经济波动中的角色和定位提供一些参考。

## 二、理论陈述

### （一）经济波动的描述

通常我们用人均 GDP 围绕其潜在水平（对实际值的平滑）的上下波动或人均 GDP 增长率围绕着平均增长率的上下波动来描述经济波动。经济增长与衰退交替性波动的形式被称为经济周期，但每一个周期的跨度和幅度都不一样，也没有潜在的固定不变的驱动力。

因为经济增长（用 GDP 衡量）已成为当前世界经济发展的常态，所以当大家讨论经济波动时大多都指的是人均增长率意义上的波动。除非特别说明，本文的经济波动也仅仅指人均 GDP 增长率的波动。图 1 是依据我国 1979-2013 年的人均年 GDP 增长率数据画出（增长率由 GDP 取对数后的差来计算，我们用 HP 滤波对增长率数据进行了处理，参数采用 stata 默认的最优年度参数），图 1a 是人均 GDP 增长率的趋势，图 1b 是增长率的波动（其中东、中、西部的数值是该地区的中位数，地区划分及具体的数据处理请参见第三部分的说明），我们可以看出二者都表现出了某种周期特性。图 1a 显示，我国的 GDP 是在波动中增长，增长趋势呈现出一定的周期性，周期幅度大约为 9-11 年，而且随着发展水平的提高，周期波幅呈扩大趋势，表明我国市场依存度在加大（相比于西部，东部和中部的市场联系更紧密）。图 1b 显示，在改革开放前半部分的 1978-1994 年，计划经济向市场经济转轨，相应的市场机制还不完善，原有的计划体制又被打破，所以此时的经济波动幅度较大，也较为频繁，其中的改开初期（1978-1982 年）经济持续出现负的波动，体现了制度转换的成本；在 1994-2006 年之间，我国的市场建设取得重大成果，市场一体化程度和市场稳健性提高，经济的波动幅度和频率减小；在 2007 年之后，因为我国开始进行产业结构调整 and 升级，加上世界金融危机的冲击，波动幅度又开始加大。基于此，我们大致可以看出经济体制转型或政府的宏观政

策对经济波动是有影响的。

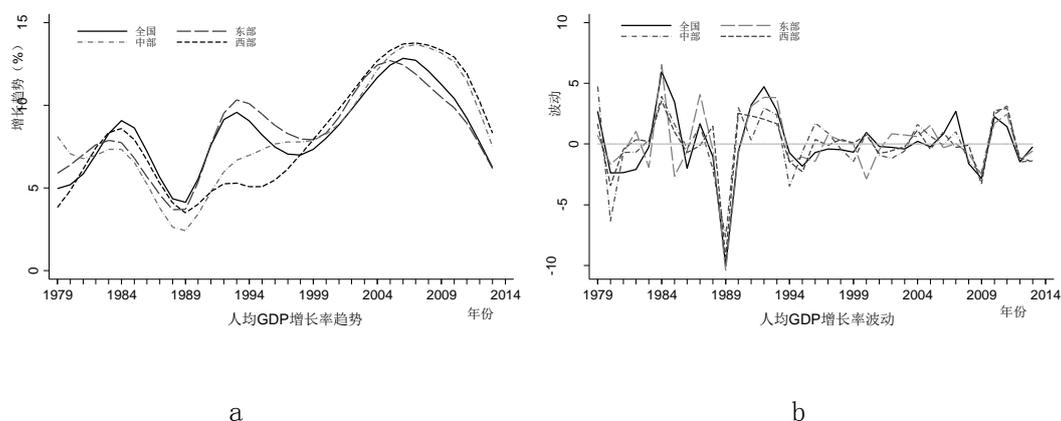


图 1

## (二) 经济波动的根源：局部失衡引致的结构性失衡

历史显示，经济波动实质上反映的是经济发展过程中增长速度的波动，所以在对经济波动的原因进行分析之前，我们先简单的探讨一下经济增长的可能原因。我们认为经济增长的动力来自于<sup>3</sup>：（1）社会分工网络扩张提供的分工经济 and 专业化经济。可持续的分工网络的扩张需要有相应的交易效率和信息效率（二者分别对应于交易费用和信息费用）作为支撑，并表现为，横向分工（生产链上同一生产环节的替代品的生产）或纵向分工（生产链的延长），组织和个人生产的专业化程度的提高（生产活动范围的缩小）。横向分工提高了经济的稳定性和多样性，有利于分工经济的发挥；纵向分工提高了经济的专业化程度，节省学习费用和时间，有利于技术进步和生产能力的提高。（2）科技和商业创新促进的知识累积和制度效率提高，这主要是为分工网络的扩张提供交易和信息效率改善的软环境基础。但是，无论是分工网络的扩张还是创新都面临着极大的不确定性（本质上是信息不充分，经济的动态变化并不是不确定性的原因，只要我们知道关于它们的完全信息，就不是不确定性），这增加了各分工后的专业化部门间的协调困难和创新的成本，蕴藏了经济波动。

在应对不确定性时，人们运用企业家要素进行试错。这些分散的试错行为导致：（1）创新（新技术、新产品、新的组织方式和制度模式、新的物流渠道或原材料等），这些创新打破了旧有的分工网络格局，吸引新的要素流入新拓展的局部网络中，并形成对原有的网络部分的竞争或互补。（2）原本互相影响（竞争或者合作的）的个体之间的互动出现不协调，在

<sup>3</sup> 关于分工促进经济增长可以参见杨小凯（中译本 2003a、中译本 2003b）。若我们用人们享用的商品种类和数量增加来衡量经济增长，那么引起经济增长的原因还可表述为：人均“有效自然资源投入量”的增加（它可以是人均资源实际投入量的增加，也可以是资源使用效率的提高）、人均资本的增加（物质和人力资本）、劳动参与率和技术熟练程度的增加、科技和商业创新。

信息成本和交易费用不为零,尤其是人们的经济活动需要消耗时间时这一情况更加频繁和严重。(3) 现有的历史信息未能准确反映经济变化,而试错信息的扩散和传递是有成本和时滞的,这改变了原有的信息存量 and 分布,使得在应对不确定性时人们难以做出准确的预测和选择。因此,试错诱发经济的局部失衡。

以下几个原因使这些局部失衡在市场内部形成结构性失衡并在经济内部传递和强化而得不到及时的纠正:(1) 市场是分散的,个体决策时所能凭依的信息只是与自己的专业活动有关的信息和知识,这使得分工网络中的各种信息和知识在各分工部门间的分布是不均匀的,并进而引起人们对经济运行状态的不同认知和对将来发展趋势的不同预判。这些信息之间的交流是需要时间和成本的(信息成本),人们需要把在决策前后信息交流的时间和成本作为沟通的代价,纳入经济核算,在是否进行更多的信息沟通或交流时进行权衡。但是这些对个体而言的“小事”可能对经济整体而言却是“大事”,而大事的成本由个体承担着,也就是说这种信息交流决策具有正的外部性,使得它们供给短缺。(2) 经济分工系统虽然是一个网络,但是各专业化部门之间主要是通过物质上的供应链和资金上的金融链联系在一起的竞争和合作关系,这使得经济分工网络呈现出结构性——供应链和金融链上的企业之间的联系比其他企业更紧密,而且它们之间也会形成某种程度上的“锁定”关系,使得其他网络部分的变化为这些企业所认识并觉得自己有必要进行调整时要考虑到自己所属的局部网络内其他企业的决策,也就是说这些调整只有在大家同时调整时才会成功,至少部分企业这么认为。这样,经济分工网络内不同结构间的调整会出现不一致,从而使得某一部分出现了变化或失衡,其他部分不能够及时作出相应的应对变化。(3) 时耗。每一个经济活动的完成都是有时间消耗的,世界上没有不消耗时间的经济活动。所有的经济活动一定是一个过程,它必定要消耗时间。经济主体的决策都不是应对当前的变化或状态的,而是用自己的决策来使自己适应自己预测的将来的状况,或者通过自己的活动改善自己将来的处境。经济活动需要时间来完成,我们称之为经济活动的时耗性。正因为如此,即使经济中出现了某些失衡,经济主体认识到了,也采取了相应的调整,但是这个调整需要时间来消化与实现,在这个过程中经济也在发生新的变化,这些变化使得之前的调整可能是正确的,也可能是错误的。当经济主体意识到这一点时,将会使得他们的调整行为更加复杂和谨慎。经济活动的时耗性使得经济结果中的失衡可能持续存在,信息费用的存在会影响这一失衡信息的传播,并影响失衡持续的时间和传递的范围。(4) 交易成本加剧了上述所有问题。机会主义行为的存在、信息不充分以及权利(尤其是产权)界定与维护需要成本是交易费用存在的根本原因。产权界定与

维护的成本加大了交易的复杂性和不确定性，人们机会主义行为的存在则提高了人们事前决策的经济核算成本和对事后经济结果预测的不确定性。

因此，为应对经济系统内的不确定而采取的试错行为使得经济内部出现局部失衡。信息的不均匀分布和信息成本导致的交流不充分使得这些局部失衡不能得到及时的认识和纠正。经济主体的分散决策可能使得大家即使意识到了失衡也难以形成集体一致的调整行动，而分工网络中生产链、金融链和各专业化部门间的信息不对称使得这些局部失衡在传递过程中呈现出结构性失衡。交易成本的存在加剧了这一失衡，最终这些失衡引起分工网络内各专业化部门间大规模的协调失败，导致经济整体的失衡，产生宏观波动。

### （三）局部失衡向全局失衡演化过程中政府政策的影响

政府的宏观经济政策与经济波动的关系取决于政府政策在上述提到的分工网络出现局部失衡和这一局部失衡向全局失衡演化过程中所起的作用或产生的影响。政府的宏观经济政策可以分为两大类：政府通过税收、补贴、管制和直接采购等以实现其经济和社会目的的财政政策，以及政府直接通过央行和其他金融中介或者间接通过立法等渠道指导金融媒介使用以实现其经济目的的货币政策。特别要提到的是，货币政策是指政府通过干预金融中介机构或者金融媒介（或称金融工具，如货币、票据、债券、证券等）运行以改变货币关系（主要影响货币市场和投资市场）来实现其经济调控目的的所有政策。因为财政政策和货币政策在作用范围的可控性、直接效果和后续反馈速度及强度这三个方面有着巨大的差别，所以政府在实现其不同期限和强度的经济政策时都会选择不同的政策组合。但无论是财政政策还是货币政策，都是歧视性政策，对于经济中的经济参与者而言，它们都不是中立的。即使是政府实行同时普遍的减税，对于原来不在征税范围之内的经济活动部分来说，这就是歧视性的；同样，宏观经济分析中通常作为中立来对待的货币供给的增加也不是中立的，因为新增货币进入经济内部的渠道和方式是有限的，不同的经济主体接收到新增货币的时间不同而且不同经济部门内的货币流通速度也不一样。相比于财政政策，货币政策的影响更复杂，更不可控，其效果也不如财政政策直接。

在执行这些政策时，政府会以两种身份出现：政府作为一个经济参与者来执行其经济政策，比如政府采购和政府信用扩张等；政府作为一个监管者来执行其经济政策（实际上是进行经济管控），比如一些关于市场的制度性立法等。当政府作为一个经济参与者时，政府的经济行为直接引起市场上的供需结构的变化，因为政府所掌控的经济资源通常都是巨大的（无论一国的市场发展水平如何），所以这一供需结构的变化可以直接引起经济分工网络局

部的结构性变化。对于一个原本均衡的经济来说,政府的这一经济活动可能引起结构性失衡,如果分工网络不能通过自我调整适应这一变化,将会引起经济的全局失衡,进而产生经济波动。当分工网络中出现局部失衡时,政府的这一政策会有两种结果:加剧原有的局部失衡,引导其向导致全局失衡的结构性失衡发展;或者政府的经济活动构成了对原来的局部失衡的对冲,从而帮助经济恢复平衡,抑制经济波动。此外,又因为政府的行为有很多非经济因素的考虑,公众对政府的这些行为又存在信息不对称或者说不确定性,这使得政府的这些行为相对于分工网络中的其他个体相当于一个外生的扰动源,直接干扰了市场主体的经济核算,这将阻碍经济内部对局部失衡的自发调整。所以,当政府作为一个经济参与者来执行其政策,尤其这类政策是短期政策时,倾向于扩大经济波动。

当政府作为一个经济监管者时,政府的经济政策通常是通过影响市场规则来干预经济运行过程中的市场过程,或者说是影响经济主体在交互作用过程中获取经济核算的信息与形成预期的制度环境来调节市场运作,从而引起经济结果的变化。此时,政府的经济政策将会引起支撑分工网络的交易效率和信息效率的变化,政府行为是帮助经济矫正局部失衡,还是加剧失衡,取决于政府行为是可持续的提高了交易效率和信息效率,还是不可持续的提高或者直接降低了交易与信息效率。所以,如果政府作为一个经济监管者,而且它能够克制自己政策的时间不一致性(减少政府的机会主义行为),实行有利于提高市场交易和信息效率的长期政策时,政府政策有可能抑制经济波动。

总的来说,财政政策主要通过物质的供应链来影响经济运行,货币政策主要通过资金的金融链来影响经济的运行。当政府作为经济参与者来执行经济政策时容易引起分工网络的局部失衡和结构性失衡。当然,当政府认识到经济出现局部失衡或结构性失衡时,也可以利用这一政策来对冲这些失衡。当政府作为监管者执行其经济政策时,会影响经济分工网络中出现的局部变化在网络内部的传递效率和传递方式,如果政府的长期政策能够提高交易效率和信息效率,那么政府政策有可能抑制经济波动<sup>4</sup>。

因此,政府在经济运行中并不是中立的,也并不是一个消极的存在,它既可以是经济波动产生的原因,也可以是减缓经济波动的重要力量。这取决于政府的宏观政策是引起了经济

---

<sup>4</sup> 政府行为引起经济波动的可能性是显然的,但(1)当交易费用使得产权安排难以消除一些外部性,而这些外部性限制分工网络的动态调整时,或者这些外部性提高人们的时间偏好率从而抑制人们的长期行为时,(2)当纠正分工网络内的局部失衡需要大范围同时的一致调整,而专业化后的个体间又缺乏有效的沟通或协调机制,政府政策可以引导各分散个体集体行动,从而节省调整成本和时间时,(3)当政府具有比市场中的个体更多的信息或者市场中各专业化部门间的信息不对称阻碍了经济的自我调整时,政府政策有较好的抑制经济波动的能力。

的局部失衡和结构性失衡，还是帮着纠正这些失衡<sup>5</sup>；同时这还取决于政府的宏观政策是提高经济内部的信息和交易效率，从而提高了经济主体的决策和试错效率以及经济内部的运行效率，还是相反。但是这些都有一个需要提前考虑的问题：政府决策的信息从何而来，其对经济现状的认知和对经济未来发展的预测是否可靠？政府决策的效率如何，即政府在获得相关信息时能否快速的形成相应的应对政策？这些政策是否能够得到及时有效的贯彻或执行？

### 三、中国数据的经验分析

本文利用我国从 1978-2013 年大陆地区 31 个省、直辖市和自治区的面板数据做了一系列的经验分析<sup>6</sup>，借以讨论我国的宏观政策与经济波动之间的关系。我们用 GDP 作为经济总量的度量<sup>7</sup>，用地方财政一般预算支出作为财政政策的测度指标，用各地区（年末）金融机构各项贷款余额来作为货币政策的测度指标，所有指标都取人均量。在文中，东、中、西三个地区分别为：东部为北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东和海南等，中部为山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖南和湖北等，西部为内蒙古、广西、四川、重庆、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏和新疆等。为了较细致的考察政府政策与经济波动的关系以及这些关系的稳健性，我们做了如下几种处理：（1）直接拿增长率波动标准差回归；（2）用扩张和收缩等波动刻度回归；（3）按波动的频数和波幅来回归。在这些回归分析中，我们还将数据按周期分段回归或进行了滚动计算等。

#### （一）短期和长期宏观政策与经济波动的经验分析

我们参照 G. Ramey & V. Ramey (1995) 和 Badinger (2010) 的方法，用人均 GDP 增长率的标准差来度量经济波动。因为政策变量的标准差反映了政策的波动情况，均值反映了政策的长期水平，而按照我们之前的理论，固定不变的政策会被经济主体认知到，并形成稳定的预期，对经济运行产生的意外冲击小，而“积极”的政策却会引起较大的冲击，所以我

<sup>5</sup> 经济出现局部失衡并不一定是坏事，在这里失衡只是指的各分工部门原有的协调被打破，完全是中性的。例如，有利于经济增长的创新，会对原有的分工产生影响，从而导致局部失衡。所以，有时候政府的经济政策会刻意制造失衡，比如产业升级政策。

<sup>6</sup> 数据主要来自国家统计局网站：<http://data.stats.gov.cn>，缺失的数据用中国知网提供的年鉴数据、中宏数据或者相邻数据的几何平均值补充。名义数据用 1978 年的价格水平做了调整。增长率均为人均实际值取对数后的一阶差分来计算。

<sup>7</sup> 虽然我们通常用人均 GDP 的增加来衡量经济增长，但该方法过于狭隘：GDP 的核算方式使得时序上的比较不可能（米塞斯，中译本 2013）；人们的经济活动领域和经济结果只能有一部分被 GDP 的核算统计所涵盖，GDP 甚至都不能涵盖所有的市场交易活动。但可资利用的物质商品和服务的种类、质量和数量很难进行总量的衡量，统计社会分工网络内专业化部门的多样化程度和各分工部门的专业化程度可以衡量经济增长或发展，但当前的统计数据中这样的指标不够完善。所以，尽管本文认为 GDP 不是一个很好的对经济总量的度量，但却是当前可用的最好指标。

们用各宏观政策指标的标准差来度量“积极”（短期）的宏观政策，用其均值来度量“消极”（长期）的宏观政策。

$$\sigma_{ix} = \sqrt{\frac{1}{T-1} \sum_{t=1}^T (g_{ixt} - \bar{g}_{ix})^2}, \text{ 其中 } \bar{g}_{ix} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T g_{ixt}, \text{ } g_{ixt} \text{ 是 } i \text{ 地区时期 } t \text{ 的人均 } x \text{ 的}$$

增长率，在具体计算时用人均  $x$  的自然对数的差得到： $g_{ixt} = \ln(x_{it}) - \ln(x_{i,t-1})$ 。为了充分利用我们的数据，并考虑到经济过程的时耗性，我们计算相应的标准差和均值时将数据以 5 年为单位滚动得到（我国的经济周期长度一般是 7-9 年，我们也尝试了 10 年滚动的结果，得到与此相似的结果，只是显著性略有降低）。我们的模型是：

$$\sigma_{ig_{GDP}} = \beta_1 + \beta_2 \sigma_{ig_{Govc}} + \beta_3 \sigma_{ig_{Money}} + \theta' X_{it} + \varepsilon_i \quad (1)$$

其中  $X_{it}$  为控制变量向量， $\theta$  为其对应的系数向量（我们尝试过如下控制变量：人均 GDP 的平均增长率，人口增长率，人均社会固定资产投资的增长率，开放程度的均值——用进出口总额占 GDP 的比例来度量，工业化速度——用全社会固定资产投资总额占当年 GDP 的比重来度量，初始人均 GDP 的对数等。因为篇幅关系，我们只给出部分结果），回归结果见表 1<sup>8</sup>。

表 1 1979-2013 波动方差的面板数据回归结果

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	全国 gdppgsd	东部 gdppgsd	中部 gdppgsd	西部 gdppgsd	全国 gdppgsd	东部 gdppgsd	中部 gdppgsd	西部 gdppgsd
govcpgsd	0.0538*** (0.0173)	0.0539 (0.0332)	0.123** (0.0500)	0.0190 (0.0210)	0.118*** (0.0258)	0.130** (0.0448)	0.215*** (0.0296)	0.0514** (0.0223)
moneypgsd	0.160** (0.0700)	0.0902 (0.0693)	0.112* (0.0474)	0.317*** (0.0734)	0.171** (0.0670)	0.0837 (0.0467)	0.156*** (0.0422)	0.321*** (0.0712)
govcpgm	-0.0923*** (0.0189)	-0.125* (0.0587)	-0.0571* (0.0243)	-0.0771*** (0.0220)				
moneypgm	0.0152 (0.0465)	-0.00374 (0.104)	0.165** (0.0698)	-0.0462 (0.0393)				
gdppgm	-0.0309 (0.0391)	0.00399 (0.0585)	-0.127 (0.0860)	0.0258 (0.0565)				
Constant	3.336*** (0.476)	4.135*** (0.639)	2.226** (0.724)	2.497*** (0.793)	1.732*** (0.506)	2.415*** (0.405)	1.095** (0.316)	1.175* (0.626)
Observations	1,024	352	256	384	1,024	352	256	384
R-squared	0.289	0.219	0.394	0.431	0.194	0.132	0.279	0.346
Number of province	31	11	8	12	32	11	8	12

注：Robust standard errors in parentheses, \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1.

<sup>8</sup> 在本文中，为了充分利用数据，我们将全国整体也作为一个代表性的“地区”加入了样本中，因此我们的面板数据由 31 个省（含直辖市和自治区）和全国共 32 个地区组成，但全国数据只在全样本回归中出现，不出现在分地区数据中。因此，本文的所有回归结果中，“全国”实际包含有 31 个省和一个代表性“地区”共 32 个样本（为了避免不必要的误解，我们在表中仍显示 31 个省（Province））。去掉全国，不会对结果造成影响。之所以加入“全国”这一代表性地区，是因为：（1）我国中央的宏观政策与各地方的并不完全一致，所以加入中央的宏观政策更有利于分析政府宏观政策对经济波动的影响；（2）我国是一个地域较广的国家，市场一体化程度一直处于发展之中，将“全国”作为一个代表性“地区”加入可以更充分的考虑这点。

表 1 中,  $gdppgsd$ 、 $govcpgsd$ 、 $moneypgsd$  分别表示人均 GDP、地方财政一般预算支出和各地区(年末)金融机构各项贷款余额的增长率的标准差( $gdppgm$ 、 $govcpgm$ 、 $moneypgm$  分别表示对应变量的人均增长率均值), 计算时以对应年份为中心 5 年滚动计算得到。我们用  $gdppgsd$  测度经济波动,  $govcpgsd$  和  $moneypgsd$  测度短期财政政策和货币政策,  $govcpgm$  和  $moneypgm$  测度对应的长期政策。

从表 1 的回归结果我们可以发现, 积极的宏观政策(或者说短期的)与经济波动正相关, 这一相关性在绝大多数模型中都是高度显著的, 而且财政政策的显著性高于货币政策的。与此相反, 消极的宏观政策(或者说长期的)与经济波动大多都负相关, 财政政策大多都显著, 但货币政策只部分显著性。

这一计量结果符合我们第二部分给出的理论阐述: (1) 短期的宏观政策是政府引入的对经济的临时冲击, 它们一方面可能直接引起经济内部的局部失衡, 另一方面由于它们是非持续的, 即使政府的目的是为了纠正经济中的结构性失衡, 因为经济行动的时耗性, 使得短期政策不但达不到促进经济调整的目的, 反而会误导经济主体的经济预期, 加大调整困难。另外, 短期的宏观政策还会对经济主体的经济核算带来干扰, 扭曲经济个体对市场状态的认知, 加大调整的难度。所以, 短期的宏观政策倾向于扩大经济波动。此处的计量结果显示了短期的宏观政策与经济波动正相关, 印证了这一结论。(2) 政府长期的宏观政策如果能够改善交易和信息效率, 将会提高分工网络的稳健性和经济内部的调整效率。我国的政府政策有较强的延续性, “五年计划”等长期规划都致力于提高市场效率的改革, 而且政府的主要干预活动都是优先集中于改善基础设施、初等教育、市场监管和政府运作规范化等, 在执行这一政策时政府短期倾向的机会主义行为和时间不一致性能够被强有力的中央政府约束, 这有利于提高信息和交易效率, 稳定经济。所以此处的计量结果显示长期的宏观政策与经济波动负相关。(3) 财政政策之所以比货币政策显著, 是因为我国的地方政府发展经济的积极性高, 同时国有企业也承载着许多政策任务, 这使得财政政策能够较有效率的贯彻; 而我国的金融市场不健全, 同时货币政策发挥作用的机制又有其本身的复杂性, 所以货币政策执行政府政策的效率相对较低, 而且政府在制定货币政策时也不倾向于选择大力度的货币政策。

## (二) 刺激和紧缩性宏观政策与经济波动的经验分析

用标准差来度量波动有许多缺陷。其中之一是, 标准差不能反映出经济是扩张还是收缩, 政府宏观政策与刺激经济过热或抑制经济增长可能有不同的联系。基于这一原因, 我们用 HP 滤波(参数采用 stata 默认的年度参数)把人均 GDP 增长率和宏观政策增长率指标过滤

成两部分：趋势和波动部分。与前一部分相同的理由，我们认为宏观政策的趋势部分是按规则进行的政策，是一种“消极”的或长期的政策，波动部分是相机抉择的政策，是一种“积极”的或短期的政策。考虑到不同周期中政府政策的力度与目的不同，我们再以 1986、1994、2001 和 2009 年为界将数据分为 5 个区间（这几个时间点都是波谷，刚好可以作为不同周期的分割点，参见图 1），在各个区间内分别以相应的  $t$  分布的 10% 的概率区间作为稳定区，波动部分超过这一区间上限的认为是扩张（记为+1），低于这一区间下限的认为是收缩（记为-1），区间内的认为无波动（记为 0），这样得到相应的经济波动扩张和收缩的数据，记为  $gdppgBC$ 。 $gdppgTrend$  表示人均 GDP 增长率趋势值。类似地，我们得到财政政策和货币政策的数据  $govcpgBC$  和  $moneypgBC$ ，用它们测度短期的刺激和紧缩性政策。具体地，参见图 2。我们用获取的数据进行如下回归：

$$gdppgBC_{it} = \beta_1 + \beta_2 govcpgBC_{it} + \beta_3 moneypgBC_{it} + \theta' X_{it} + \varepsilon_i \quad (1)$$

其中  $X_{it}$  为控制变量向量， $\theta$  为其对应的系数向量。我们尝试过如下控制变量：财政政策的趋势项和货币政策的趋势项（分别用  $govcpgTrend$  和  $moneypgTrend$  表示。当用到 9 年滚动数据时，则取相应滚动区间内趋势值的均值，记为  $govcpgTrendm$  和  $moneypgTrendm$ ），人均 GDP 增长率的趋势值或滚动区间内的均值（分别记为  $gdppgTrend$  和  $gdppgTrendm$ ），人口增长率，人均社会固定资产投资的增长率，开放程度的均值，工业化速度，初始人均 GDP 的对数（记为  $gdpp$ ）等。因为篇幅关系，我们只给出部分结果），回归结果见表 2。考虑到经济活动的时耗性，我们对数据以 9 年为单位滚动，并重复上述计算，得到表 3。依据数据表现（参见图 1 和图 2），我们将我国分为如下几个周期：

1979–1986, 1986–1989, 1989–1994, 1994–2001, 2001–2009, 2009–2014 等，在每个周期内部重复上述计算，并得到表 4。

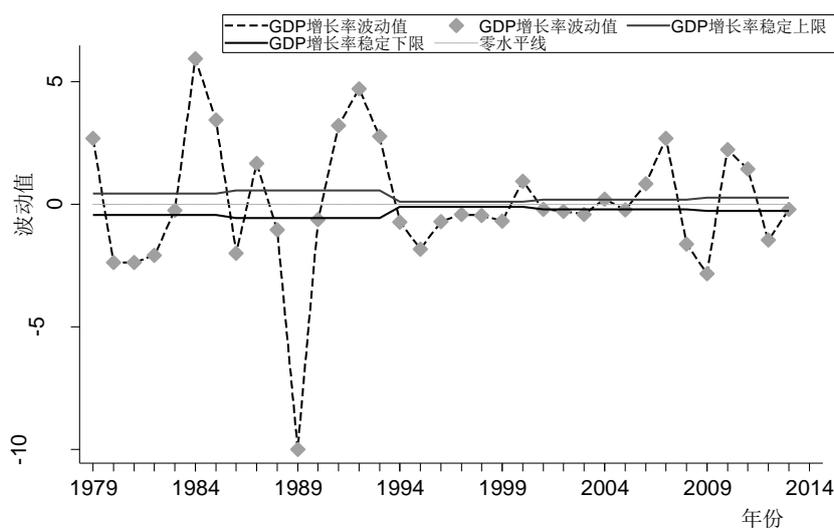


图 2

表 2 1979-2013 经济正负波动的面板数据回归结果

VARIABLES	(1) 全国 gdppgBC	(2) 东部 gdppgBC	(3) 中部 gdppgBC	(4) 西部 gdppgBC	(5) 全国 gdppgBC	(6) 东部 gdppgBC	(7) 中部 gdppgBC	(8) 西部 gdppgBC
govcpgBC	0.165*** (0.0314)	0.160** (0.0554)	0.0804 (0.0713)	0.224*** (0.0458)	0.161*** (0.0309)	0.162** (0.0533)	0.0796 (0.0660)	0.204*** (0.0488)
moneypgBC	0.0823** (0.0380)	0.133 (0.0751)	0.0652 (0.0745)	0.0546 (0.0573)	0.0721* (0.0381)	0.125 (0.0776)	0.0456 (0.0733)	0.0440 (0.0573)
govcpgTrend	-0.0172*** (0.00336)	-0.0125 (0.00698)	-0.0162* (0.00709)	-0.0225*** (0.00509)	0.00174 (0.00239)	0.00339 (0.00371)	0.00483 (0.00461)	0.00182 (0.00467)
moneypgTrend	-0.00693* (0.00377)	-0.0123* (0.00601)	-0.00475 (0.0115)	-0.00352 (0.00576)				
gdppgTrend	0.0612*** (0.00762)	0.0776*** (0.00841)	0.0523** (0.0185)	0.0610*** (0.0117)				
<b>gdpp</b>					-0.0880 (0.0768)	0.0152 (0.0636)	-0.503** (0.180)	-0.363** (0.165)
Constant	-0.283*** (0.0612)	-0.376*** (0.0812)	-0.294 (0.192)	-0.246** (0.0793)	0.00267 (0.0207)	-0.0117 (0.0383)	-0.00336 (0.0247)	0.0560* (0.0260)
Observations	1,120	385	280	420	1,120	385	280	420
R-squared	0.060	0.083	0.029	0.077	0.036	0.049	0.016	0.053
Number of province	31	11	8	12	32	11	8	12

注：Robust standard errors in parentheses, \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1.

表3 1979-2013 经济波动数据9年滚动后的回归结果

VARIABLES	(1) 全国 gdppgBC	(2) 东部 gdppgBC	(3) 中部 gdppgBC	(4) 西部 gdppgBC	(5) 全国 gdppgBC	(6) 东部 gdppgBC	(7) 中部 gdppgBC	(8) 西部 gdppgBC
govcpgBC	0.107*** (0.0327)	0.133** (0.0587)	0.0174 (0.0693)	0.135** (0.0526)	0.111*** (0.0329)	0.139** (0.0577)	0.0318 (0.0671)	0.135** (0.0541)
moneypgBC	0.116** (0.0438)	0.198** (0.0775)	0.0732 (0.0971)	0.0903 (0.0696)	0.114** (0.0443)	0.190** (0.0784)	0.0601 (0.0986)	0.0925 (0.0696)
govcpgTrendm	-0.0444*** (0.00792)	-0.0619*** (0.0147)	-0.0732*** (0.0187)	-0.0358** (0.0133)				
moneypgTrendm	-0.00999 (0.0106)	0.0156 (0.0156)	-0.0488* (0.0211)	-0.0302 (0.0185)				
gdppgTrendm	0.0708*** (0.0185)	0.0924** (0.0340)	0.124** (0.0485)	0.0667* (0.0315)	-0.0186** (0.00841)	-0.0185 (0.0170)	-0.0342* (0.0153)	-0.0118 (0.0126)
Constant	-0.0782 (0.105)	-0.348* (0.189)	0.0744 (0.229)	0.106 (0.141)	0.145** (0.0687)	0.174 (0.143)	0.240* (0.122)	0.0983 (0.100)
Observations	864	297	216	324	864	297	216	324
R-squared	0.052	0.097	0.045	0.049	0.037	0.073	0.020	0.035
Number of province	31	11	8	12	32	11	8	12

注: Robust standard errors in parentheses, \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1.

表4 1979-2013 经济波动数据按周期划分的回归结果

VARIABLES	(1) 全国 gdppgBC	(2) 东部 gdppgBC	(3) 中部 gdppgBC	(4) 西部 gdppgBC	(5) 全国 gdppgBC	(6) 东部 gdppgBC	(7) 中部 gdppgBC	(8) 西部 gdppgBC
govcpgBC	0.171*** (0.0303)	0.168** (0.0559)	0.0778 (0.0592)	0.236*** (0.0451)	0.154*** (0.0302)	0.153** (0.0549)	0.0689 (0.0577)	0.212*** (0.0466)
moneypgBC	0.0808** (0.0379)	0.141 (0.0792)	0.0627 (0.0713)	0.0486 (0.0535)	0.0795** (0.0379)	0.143 (0.0799)	0.0622 (0.0714)	0.0417 (0.0524)
govcpgTrend	-0.0173*** (0.00389)	-0.0171** (0.00686)	-0.0113 (0.0109)	-0.0206*** (0.00639)				
moneypgTrend	-0.00484 (0.00502)	-0.00427 (0.00496)	0.000271 (0.0158)	-0.00880 (0.00803)				
gdppgTrend	0.0657*** (0.00981)	0.0794*** (0.00875)	0.0368 (0.0267)	0.0734*** (0.0163)	0.0346*** (0.00644)	0.0529*** (0.0101)	0.0172 (0.0122)	0.0335*** (0.00961)
Constant	-0.353*** (0.0619)	-0.442*** (0.0746)	-0.289 (0.231)	-0.315*** (0.0759)	-0.307*** (0.0537)	-0.425*** (0.0856)	-0.228* (0.102)	-0.272*** (0.0800)
Observations	1,088	374	272	408	1,088	374	272	408
R-squared	0.061	0.087	0.017	0.089	0.052	0.078	0.014	0.074
Number of province	31	11	8	12	32	11	8	12

注: Robust standard errors in parentheses, \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1.

从表2、3和4中我们可以发现,积极的宏观政策与经济波动(无论是扩张还是收缩)都是正相关的,其中财政政策高度显著,货币政策部分显著;宏观政策的趋势值(长期的或消极的宏观政策)却与经济波动大多负相关,这些相关性中财政政策都高度显著,货币政策一般不显著。

这一部分的结果表明,即使我们用了更“准确”的测度方法,依然与我们之前的结论高度吻合,印证了我们第二部分的理论阐述:积极或短期的宏观政策放大经济波动,消极或长期的宏观政策有利于平抑经济波动,对政府而言财政政策比货币政策更有效。

### (三) 政府政策变动幅度、频率与经济波动的经验分析

用标准差来度量波动的另一个缺陷是，它不能描述波动的频率和幅度，即小而频繁的波动与大而稀少的波动可能在标准差上是相等的，但二者的经济结果却完全不同。此处我们考察政策幅度和频率与经济波动的关系。我们将上文中的每一次扩张或收缩（+1 或-1）都记为一次波动，从而得到相应的波动频数的数据，并分别进行相似的回归，分别得到表 5、6 和 7。此外，我们直接用波动值与趋势值的比表示其波幅，进行了相似的回归，得到表 8。其中，gdppgBCT、govcpgBCT 和 moneypgBCT 分别表示所考察时期内经济波动的频数和财政政策与货币政策变动的频数，gdppgBC、govcpgBC 和 moneypgBC 分别表示所考察时期内经济波动的波幅和财政政策与货币政策变动的幅度，gdppgTrend、govcpgTrend、moneypgTrend、govcpgTrendm、moneypgTrendm 和 gdppgTrendm 分别表示相应的趋势值或所考察时期内趋势值的均值。

表 5 1979-2013 年分周期波动次数数据的混同回归结果

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	全国 gdppgBCT	东部 gdppgBCT	中部 gdppgBCT	西部 gdppgBCT	全国 gdppgBCT	东部 gdppgBCT	中部 gdppgBCT	西部 gdppgBCT
govcpgBCT	0.371*** (0.0809)	0.382*** (0.138)	0.240* (0.126)	0.544*** (0.121)	0.411*** (0.0793)	0.401*** (0.128)	0.285** (0.118)	0.623*** (0.134)
moneypgBCT	0.353*** (0.0621)	0.352*** (0.107)	0.407*** (0.0847)	0.221* (0.131)	0.355*** (0.0601)	0.381*** (0.0964)	0.407*** (0.0785)	0.194 (0.126)
govcpgTrendm	0.00336 (0.0226)	-0.0400 (0.0376)	0.0289 (0.0414)	0.0338 (0.0355)				
moneypgTrendm	-0.0502** (0.0253)	-0.0299 (0.0391)	-0.0479 (0.0655)	-0.0610 (0.0416)				
gdppgTrendm	0.0478 (0.0539)	0.0920 (0.112)	-0.0551 (0.106)	0.0176 (0.0737)	0.0286 (0.0253)	0.0106 (0.0662)	-0.0150 (0.0439)	0.0487 (0.0309)
Constant	2.042*** (0.570)	1.650* (0.905)	3.306*** (1.019)	1.779* (0.949)	1.393*** (0.423)	1.274 (0.808)	2.456*** (0.601)	0.757 (0.663)
Observations	160	55	40	60	160	55	40	60
R-squared	0.682	0.681	0.774	0.674	0.674	0.671	0.766	0.656

注：（1）Robust standard errors in parentheses \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1；（2）计算各周期内（1980-1986、1986-1994（此处有两个周期因为较短所以合并）、1994-2001、2001-2009和2009-2013）的各地区各变量的波动次数和趋势值均值，将所得到的数据混同（pool）回归（本文中的所有回归都考虑了异方差）。

表6 1979-2013 经济波动频数数据9年滚动后的回归结果

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	全国 gdppgBCT	东部 gdppgBCT	中部 gdppgBCT	西部 gdppgBCT	全国 gdppgBCT	东部 gdppgBCT	中部 gdppgBCT	西部 gdppgBCT
govcpgBCT	0.105 (0.116)	0.165 (0.190)	0.187 (0.0994)	-0.00883 (0.195)	0.148 (0.118)	0.192 (0.198)	0.126 (0.130)	0.0166 (0.173)
moneypgBCT	-0.0193 (0.0886)	-0.0661 (0.147)	-0.0717 (0.157)	0.0578 (0.138)	0.0390 (0.0856)	0.00565 (0.114)	-0.0946 (0.179)	0.130 (0.134)
govcpgTrendm	-0.101*** (0.0320)	-0.159*** (0.0439)	0.0239 (0.0331)	-0.0634 (0.0528)				
moneypgTrendm	0.00792 (0.0325)	-0.0129 (0.0300)	0.114 (0.0876)	0.0260 (0.0651)				
gdppgTrendm	0.0945 (0.0744)	0.250** (0.107)	-0.236* (0.110)	0.0390 (0.118)	-0.0886** (0.0347)	-0.0580 (0.0752)	-0.170** (0.0671)	-0.0608 (0.0495)
Constant	7.073*** (1.118)	6.550*** (1.024)	7.512*** (1.772)	7.133*** (2.212)	6.925*** (1.188)	6.745*** (1.260)	8.925*** (2.193)	6.876*** (2.078)
Observations	864	297	216	324	864	297	216	324
R-squared	0.187	0.238	0.385	0.114	0.124	0.073	0.355	0.079
Number of province	31	11	8	12	32	11	8	12

注: Robust standard errors in parentheses, \*\*\* p&lt;0.01, \*\* p&lt;0.05, \* p&lt;0.1.

表7 1979-2013 经济波动频数数据按周期划分的回归结果

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	全国 gdppgBCT	东部 gdppgBCT	中部 gdppgBCT	西部 gdppgBCT	全国 gdppgBCT	东部 gdppgBCT	中部 gdppgBCT	西部 gdppgBCT
govcpgBCT	0.433*** (0.0756)	0.416*** (0.112)	0.378*** (0.0471)	0.602*** (0.0858)	0.482*** (0.0903)	0.391*** (0.100)	0.317*** (0.0830)	0.748*** (0.129)
moneypgBCT	0.382*** (0.0619)	0.321*** (0.0677)	0.530*** (0.1000)	0.238** (0.104)	0.351*** (0.0681)	0.347*** (0.0613)	0.507*** (0.124)	0.163 (0.126)
govcpgTrendm	0.0348 (0.0209)	-0.0259 (0.0276)	0.0344 (0.0248)	0.0660* (0.0358)				
moneypgTrendm	-0.0256 (0.0206)	0.00424 (0.0203)	0.0774 (0.0418)	-0.0520 (0.0330)				
gdppgTrendm	0.0422 (0.0498)	0.134 (0.101)	-0.0343 (0.0428)	-0.00444 (0.0812)	0.0837*** (0.0258)	0.0961 (0.0666)	0.0834** (0.0338)	0.0679* (0.0345)
Constant	0.716** (0.313)	0.555 (0.419)	-0.101 (0.908)	0.877 (0.648)	0.288 (0.241)	0.675 (0.397)	0.528 (0.533)	-0.199 (0.387)
Observations	192	66	48	72	192	66	48	72
R-squared	0.780	0.777	0.861	0.775	0.774	0.774	0.854	0.756
Number of province	31	11	8	12	32	11	8	12

注: Robust standard errors in parentheses, \*\*\* p&lt;0.01, \*\* p&lt;0.05, \* p&lt;0.1.

表 8 1979-2013 经济波动幅度数据的回归结果

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	全国 gdppgBC	东部 gdppgBC	中部 gdppgBC	西部 gdppgBC	全国 gdppgBC	东部 gdppgBC	中部 gdppgBC	西部 gdppgBC
govcpgBC	0.00256 (0.00303)	0.0226* (0.0111)	-0.000399* (0.000174)	-0.00806 (0.0552)	0.00226 (0.00270)	0.0214* (0.0111)	-0.000368** (0.000154)	-0.0252 (0.0577)
moneypgBC	2.720 (1.980)	-0.116 (0.192)	0.0416 (0.0870)	9.340* (4.443)	2.666 (1.917)	-0.104 (0.181)	0.0261 (0.0926)	9.235* (4.262)
govcpgTrend	-0.215 (0.243)	-0.0268 (0.0166)	0.000393 (0.0114)	-0.574 (0.739)				
moneypgTrend	-0.152 (0.233)	0.0420 (0.0339)	-0.0330 (0.0266)	-0.355 (0.482)				
gdppgTrend	0.657 (1.131)	-0.196 (0.237)	0.0329 (0.0613)	1.539 (2.704)	0.211 (0.835)	-0.209 (0.238)	0.0237 (0.0500)	0.319 (1.726)
Constant	-2.346 (9.142)	1.644 (1.782)	0.0110 (0.589)	-4.863 (19.90)	-2.138 (6.896)	1.973 (1.960)	-0.230 (0.405)	-3.707 (14.14)
Observations	1,120	385	280	420	1,120	385	280	420
R-squared	0.008	0.017	0.008	0.027	0.007	0.015	0.005	0.024
Number of province	31	11	8	12	32	11	8	12

注：Robust standard errors in parentheses, \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1.

从表 5、6、7 和 8 我们可以看出，积极的宏观政策与经济波动频数和幅度正相关（货币政策偶尔负相关，但不显著），其中财政政策的显著性高于货币政策的；消极的宏观政策的与经济波动的关系不如之前的分析那么一致，但财政政策更多的表现出负相关，货币政策则较不稳健，在显著性上财政政策仍比货币政策表现得更好。这一部分的计量结果也与我们的理论相吻合，这表明我们在第二部分提出的理论是对我国政府宏观政策和经济波动关系的一个较好的描述和解释。

综上所述，从经验结果中我们可以看出，虽然我们并不能由此得出相应的因果关系，但是我们却可以得出这样的结论：政府的宏观政策是与经济波动相关的，且这一相关性是显著的，具体的：积极或短期的宏观政策与经济波动正相关，消极或长期的宏观政策与经济波动负相关，财政政策比货币政策更显著。这告诉我们：政府的宏观政策对经济运行是有影响的，而且这一影响是显著的。如果这些影响之间还存在因果关系，那么我们还可以得出这样的结论：政府的宏观政策对经济运行来说是重要的。

## 四、结论

政府的主要经济职能之一是维护经济的稳定增长。但是政府这一职能的实现效果，取决于政府对经济运行机制的认识程度和政府有效干预经济的手段的掌握情况，尤其是对经济波动产生的内在机理的了解和对政府与经济波动的关系的认知。经济波动的原因和经济内部冲击的传导机制是复杂的，但却是可认知的；政府政策调节对经济运行的影响取决于政策工具的选择和政策的执行效率，政府政策的后果是难以预知和观测的，但如果我们能够对政府

政策与经济波动的关系有更深入的认识,则可为政府宏观政策的制定提供中肯而可靠的理论依据。基于前面的分析,本文得出了如下的结论:(1)引起经济波动的原因是分工网络出现局部失衡引致分工网络内部的结构失衡并进而演化成经济的全局失衡,经济失衡后经济主体又通过修正“错误”决策使得经济向均衡进行调整。(2)政府的宏观经济政策是非中立的,政府的宏观政策既可以是经济波动的原因,也可以是阻止经济波动的重要力量。这取决于政府政策在经济局部失衡以及这一局部失衡在经济分工网络内部传递过程中所起到的作用。此外,政府政策的效果还取决于政府获取经济运行状态信息以及解读这些信息的能力,取决于政府政策形成的效率和这些政策执行的效率。(3)我国数据的经验结果支持了我们的结论:宏观经济政策与经济波动是密切相关的,政府的短期(或积极)政策通常与经济波动正相关,长期(或消极)政策与经济波动负相关;大多数情况下,财政政策比货币政策显著。

本文还可做以下几个方面的深入研究:(1)在经济波动的市场过程中,经济主体的决策形成以及这些决策过程交互影响并最终确定相应的市场结果的动态过程,或者说对经济波动中经济个体决策形成及互相影响的交流互动的微观机制,以及这一机制所蕴含的反馈圈还可以做进一步的认知。(2)局部失衡演化成全局失衡的动态过程的传导机制可用有结构的网络分析(比如供应链和金融链)作更深刻的描述。分工网络有很强的稳健性,它们能够自我调节大多数的局部失衡。那么是哪些局部失衡能够引起全局失衡呢?能够引致分工网络内部的结构失衡应该是这类局部失衡的必要条件。(3)关于政府对宏观经济运行状态预期的形成(这与政府获取经济运行的信息有关)、宏观政策的制定及执行的研究可以进一步具体,因为政府政策最后是由政府中的公务人员作出,而不是由一个叫“政府”的黑匣子作出。(4)我们可以基于本文的概念体系制定相应的可操作的统计指标,来改善对经济的统计描述,或者对现有的统计指标做适当的整理,得出本文用到的概念体系可以运用的数据。

## 参考文献

- [1] 阿克洛夫, 乔治·希勒, 罗伯特, 2012:《动物精神》(中译本), 中信出版社。
- [2] 财政部研究组, 1995:《中国经济周期性波动及反周期宏观经济政策》,《财政研究》第6期。
- [3] 陈越, 1986:《我国经济周期问题的分析与思考》,《管理世界》第5期。
- [4] 哈耶克, F.A.冯, 2007:《货币的非国家化》(中译本), 新星出版社。
- [5] 凯恩斯, 约翰·梅纳德, 1999:《就业、利息和货币通论》(中译本), 商务印书馆。
- [6] 柯兹纳, 伊斯雷尔, 2012:《市场过程的含义》(中译本), 中国社会科学出版社。
- [7] 黄贇琳, 2008:《改革开放三十年中国经济周期与宏观调控》,《财经研究》第11期。
- [8] 刘金全 付一婷 王勇, 2005:《我国经济增长趋势与经济周期波动性之间的作用机制检验》,《管理世界》第4期。
- [9] 卢建, 1987:《我国经济周期的特点、原因及发生机制分析》,《经济研究》第4期。
- [10] 马克思, 卡尔, 1975:《资本论》(中译本), 人民出版社。
- [11] 米塞斯, 路德维希·冯, 2007:《货币、方法与市场过程》(中译本), 新星出版社。
- [12] 米塞斯, 路德维希·冯, 2013:《人的行动: 关于经济学的论文》(中译本), 世纪出版集团。
- [13] 奈特, 弗兰克·H, 2006:《风险、不确定性与利润》(中译本), 商务印书馆。
- [14] 吴俊培 毛飞, 2005:《经济波动理论与财政宏观调控政策》,《中国软科学》第6期。
- [15] 熊彼特, 约瑟夫·阿洛伊斯, 2009:《经济发展理论——对利润、资本、信贷、利息和经济周期的探究》(中译本), 中国社会科学出版社。
- [16] 杨小凯 黄有光, 1999:《专业化与经济组织——一种新兴古典微观经济学框架》(中译本), 经济科学出版社。
- [17] 杨小凯, 2003a:《经济学——新兴古典与新古典框架》(中译本), 社会科学文献出版社。
- [18] 杨小凯, 2003b:《发展经济学——超边际与边际分析》(中译本), 社会科学文献出版社。
- [19] Aghion P, Howitt P. (1992), "A Model of Growth Through Creative Destruction", *Econometrica* 60(2): 323-351.
- [20] Badinger H. (2010), "Output Volatility and Economic Growth", *Economics Letters* 106: 4.
- [21] Long J B, Jr., Plosser C I. (1983), "Real Business Cycles", *Journal of Political Economy* 91(1): 39-69.
- [22] Nordhaus W D. (1975), "The Political Business Cycle", *The Review of Economic Studies* 42(2): 169-190.
- [23] Ramey G, Ramey V A. (1995), "Cross-Country Evidence on the Link Between Volatility and Growth", *The American Economic Review* 85(5): 1138-1151.
- [24] Shleifer A. (1986), "Implementation Cycles", *Journal of Political Economy* 94(6): 1163-1190.

[25] Young A A. (1928), "Increasing Returns and Economic Progress", The Economic Journal 38(152): 527-542.

## **On the Relationship between Economic Fluctuation and Governmental Macroeconomic Policy——An analysis for the origin of economic imbalance and its propagation mechanism and a empiric research by the data of China**

**Zhou Zhou    Wei Jie**

**Abstract:** This paper takes economic fluctuation as a dynamic market process, which is caused by the local imbalance of economy's social labor division network, this local imbalance drive a structural imbalance of the labor division network, and which evolves to the whole economic disequilibrium, then the economic individual employed in each specialization sector adjust their economic action to rebalance the economy. We discussed the reasons caused the local imbalance, and the propagation mechanism which make a local imbalance to a whole imbalance. Based on it, we find out the relationship between the government's macroeconomic policy and economic fluctuation is that the government policy can cause an economic fluctuation, and which also can reduce the fluctuation and keep the economy from economic crisis. The capacity of government constraint by the efficiency of the government attain the information of the economy, and the efficiency of the government's decision's make and execute. At last, we used the data from 1978-2013 of Chinese Mainland to make a empiric study, which told that it dose that the macroeconomic policy related with the economic fluctuate, the short-run policy positive relate to economic fluctuate, the long-run policy negative relate to the fluctuate, and these relationship significant in most model, what's more the fiscal policy more significant than the monetary policy.

**Keyword:** macroeconomic policy, economic fluctuate, the labor division network, local imbalance, whole imbalance

## 征稿启事



《国际货币评论》系中国人民大学国际货币研究所主办的学术交流内刊。以兼容中西的战略思维与严谨求实的学术精神为指导,《评论》重点研究人民币国际化、国际货币体系改革以及中国国际金融战略等宏观金融领域的前沿问题。

自2010年度创刊以来,得到了社会各界人士的广泛认同和大力支持。刊热诚欢迎专家、学者以及广大金融从业人员踊跃投稿。投稿文章应紧密围绕宏观金融领域的重点、难点问题,论证严密,方法科学,并符合相关要求和学术规范。刊欢迎基于扎实数据分析与理论模型的高质量稿件,也欢迎有较强思想性同时行文规范的高质量稿件。

### 作品要求:

- 1、稿件要求选题新颖、积极健康、表述鲜明、具有一定的学术交流价值。
- 2、作者确保稿件不涉及保密、署名无争议,文责自负。刊有权对来稿进行必要的删改,如不同意删改者,请在投稿时说明。因编辑部工作量较大,请作者自留底稿,恕不退稿。
- 3、题名(文章标题)应简明、确切、概括文章要旨,一般不超过20字,必要时可加副标题名。文标明作者单位及联系地址、邮编、电话、传真、电子邮箱。如为基金资助项目应加以注明,并提供项目编号。
- 4、来稿最低不少于6000字以上。文内计量单位、数字和年代表示等请采用国际标准或按国家规定书写,如有引文请注明出处。文章内容摘要、注释与参考文献等要求请参见“《经济理论与经济管理》投稿格式要求”。

### 投稿方式:

来稿请首选E-mail,请通过电子邮箱将论文电子版(word格式)发送至 [imi@ruc.edu.cn](mailto:imi@ruc.edu.cn),并在邮件标题上注明“投稿”字样和作者姓名及文章标题。如条件受限,可邮寄。投稿请使用A4纸打印注明“《国际货币评论》投稿”,并注明作者姓名、联系地址、邮编、电话。

### 邮寄地址:

北京市海淀区中关村大街59号中国人民大学文化大厦605室 邮编:100872

《国际货币评论》编辑部

1937



刊 名：国际货币评论

刊 期：月刊

主 编：张 杰

副 主 编：苏 治 宋 科

主办单位：中国人民大学国际货币研究所

出版单位：《国际货币评论》编辑部

北京市海淀区中关村大街 59 号

文化大厦 605 室，100872

电 话：86-10-62516755

邮 箱：imi@ruc.edu.cn

INTERNATIONAL MONETARY REVIEW

Monthly

XIANG Songzuo

Su Zhi Song Ke

International Monetary Institute of RUC

Department of International Monetary Review

Address: Room 605, Culture Square, Renmin University of  
China, No. 59 Zhongguancun Street, Haidian District,  
Beijing 100872, P.R. China

Tel: 86-10-62516755

E-mail: imi@ruc.edu.cn

内部交流 仅供参考 未经许可 不得转载



微博·Weibo



微信·WeChat

本期责编：安然 刘南希