

基于几种自有住房处理方法的我国城镇 CPI 重新估计

摘要： 本文根据理论上对自有住房如何计入 CPI 的做法，修正计算了中国 1997-2008 年的城镇居民消费价格指数。我们采用了使用成本法的三种不同模式。基于不同的变量的选取，最终得到了十种修正居住类权重和修正 CPI。计算结果显示：（1）只有采用竣工住房价值作为自有住宅单价测度时得到的居住类权重和统计局结果比较接近，其他采用商品房价格作为自有住宅价格的居住类权重都明显高于当前统计局采用的居住类权重；（2）如果采用统计局的各分项价格指数，即使改变了权重，各种方法得到的修正 CPI 和统计局的公布结果也非常接近；（3）如果自有住房价格指数采用统计局公布的住宅类价格指数，那么修正 CPI 要普遍高于统计局公布的 CPI；（4）根据 2010 年 11 月的各分项价格指数，采用修正权重计算的 CPI 绝大多数都超过了 5%。最后，我们也讨论了当前我国自有住房价格指数测度中本身存在的问题以及进一步的计算方向。

引 言

很多外国研究机构和政府机构已经讨论非常深入的关于消费者价格指数（Consumer Price Index，以下简称 CPI）核算对象、权重设计等问题，在我国当前吸引了越来越多的注意和争论。原因在于，正确的 CPI 不只用于指导货币政策，而且也是财政支出的依据、居民投资行为的指引，并且最基本的，它能够反映居民生活负担的变化。而我国统计局公布的 CPI 经常与人们感觉相差甚远，并且公布过程并不透明。

对 CPI 的争议结果已经使得人们逐步接受 CPI 应该从反映“一个固定篮子商品价格变化”到“一个固定生活水平的成本变化”转变，从而在计算对象范围和权重调整上已经达到了相当程度的共识。比如，CPI 应该考虑产品质量变化以及新产品的加入，CPI 中各项权重应该采用链式加权方法调整，等等。对于这些标准做法，现有的宏观经济学教科书已经有了较详细的总结（巴罗，2008）。

然而，对于住房是否应该计入和如何计入 CPI，仍然存在相当大的分歧（Goodhart，2001）。根本原因在于，住房既有投资品属性，也有消费品属性。正是由于这个根本原因，世界各国并没有一个统一的如何把自有住房计入 CPI 的标准（周清杰，2008a）。CPI 能够较精确地捕捉非耐用消费品的价格变化而对耐久消费品和服务价格变化测度则不精确得到很多学者认可（Beatty, Larsen and Sommervoll, 2010）。巴罗认为居民购买的新住宅“也许最终会被看作是耐用消

费品”，因为这种花费是家庭为了自己使用而发生的支出，其目的就是获得居住服务。住房和其他耐用消费品在消费这个角度看并无太大差别，而除了住房外其他耐用消费品都是计入CPI的。进行宏观经济统计中经常将住房纳入投资很大程度是为了方便核算（亚伯和伯南克，2007）。在计算CPI时，“便于核算”就不是什么合理的理由了，因为CPI应该反映全面的生活成本变化，对指导政策负责。至少在以抑制通货膨胀为货币政策目标时，包含自有住房进入CPI是有意义的（Beatty and Larsen, 2005; Larsen, 2007）。

当前，对于我国CPI计算中包含商品类别以及权重设定计算方法的讨论逐渐增多，其中部分涉及对自有住房处理的国际比较和对中国的建议（如王军平，2006a, 2006b；王东，2008；莫万贵，2007；周清杰，2008a, 2008b；徐奇渊，2010）。正是由于自有住房进入CPI的方法不正确和比例太小，导致我国用CPI来反映通胀程度时和人们感知相差甚远（王东，2008；王军平，2006b），而且使用CPI的统计结果进行经济分析经常违背经济理论，比如PPI和CPI间没有明显传导效果（国家统计局城市司，2005），经济增长率和CPI间无明显相关（王东，2008）。当前根据修正自有住房办法具体计算中国调整后的CPI仍然少见。一个重大的困难在于，统计局并不公布每年的具体权重和计算方法。根据公布的信息，可以知道目前的权重修正原则是每年进行调整，五年进行一次大调整。这些信息给验证和修正统计局当前公布的CPI带来了困难。就目前而言，我们只能够通过理论的回顾和国际比较，结合已经公布的信息，尽可能修正现有CPI，得到包含房屋消费价格在内的、可做国际比较的CPI。由于农村房地产信息有限，本文只计算修正的城镇CPI。

文章其余内容安排如下：第一部分通过几个数据对比说明我国目前CPI编制过程中居住类及自有住房类比重偏低的事实；第二部分介绍几种如何将自有住房纳入CPI的方法；第三部分我们介绍数据来源、使用方法并对中国的各年CPI进行修正；第四部分基于我们的计算，对当前的政策和已有若干研究进行讨论，并进行全文总结。

一、我国居住消费占CPI计算一篮子商品中的权重偏低

（一）我国CPI中的居住类权重

根据统计局的说明，我国目前CPI统计中主要考虑8大类商品：食品、烟酒及用品、衣着、家庭设备用品和维修、医疗保健、交通通讯、娱乐教育、居住。根据抽样选出近13万户城乡居民家庭，在8大类中确定262个基本分类，并选

出 600 种左右具体商品和服务，进行经常性的定期调查。各类商品在 CPI 指数中所占权重不同，遵循“每年小调整，五年大调整”的原则。王东（2008）通过公布的数据反推得到 2004 年大致的权重分配如下：食品类在一篮子商品中占大头，约为 33.6%，而居住类只占 13.6%，其余几项权重分别为：烟酒及用品（14.4%）、衣着（9%）、家庭设备用品和维修（6.2%）、医疗保健（9.4%）、交通通讯（9.3%）、娱乐教育（4.5%）。而根据徐奇渊（2010）年的推算，居住类所占权重大约 16%，其他几项分别为：食品（33%）、烟酒及用品（12%）、衣着（9%）、家庭设备用品和维修（4%）、医疗保健（8%）、交通通讯（10%）、娱乐教育（16%）。¹⁴实际上，根据国家统计局的若干公告，我们可以直接计算近期的居住类权重。2010 年 12 月，统计局公布：11 月食品类上涨了 11.7%，拉动 CPI 上涨 3.8 个百分点，贡献率是 74%；居住类价格在 11 月份同比上涨 5.8%，拉动 CPI 上涨 0.9 个百分点，贡献率是 18%¹⁵。根据这个信息，我们可以直接计算出食品类和居住类在 CPI 中的权重分别为 32.48%（ $3.8 \div 11.7$ ）和 15.52%（ $0.9 \div 5.8$ ）。鉴于权重是不断调节的，根据以上的结果，我国居住类近年消费在 CPI 中的权重大致在 13%至 16%之间。

在我国统计 CPI 的居住类商品内部，又进一步地分为自有住房、租房、建房材料和水电燃气四大项，分别占居住类子权重为 20%、11%、28%和 41%（徐奇渊，2010）。这样，自有住房占 CPI 权重不高于 3.2%。

（二）我国居住类权重和自有住房权重偏低

根据以上我国的居住类权重数据，我们结合其他国家和地区公布信息进行比较，说明其中差异的原因。

首先，根据目前的资料显示：居住类权重和人均收入间并不存在类似于恩格尔系数那样明显的相关关系。以 OECD 网站公开数据简单线性回归分析发现，各国居住消费在 CPI 中的权重与人均收入没有显著的关系。图 1 的两图分别描述了 2002 年和 2005 年各国居住权重和人均美元收入间的关系。¹⁶这说明经济发展阶段并不是我国居住类权重偏低的原因。

¹⁴ 徐奇渊的推算是假设 2005-2010 年权重不变，得出的权重会有些偏误。

¹⁵ 资料来源：新华网，“食品和居住类价格是推动 11 月份 CPI 上涨主要因素”。发布时间：2010 年 12 月 11 日。http://news.xinhuanet.com/fortune/2010-12/11/c_12869411.htm，访问时间 2010 年 12 月。

¹⁶ 我们也采用日本 1960-1993 年数据以及英国 1980-1993 年数据观察两国居住类权重如何随着收入增长而变化，发现也不存在显著相关关系。即居住类权重并未随着收入增长而提高。

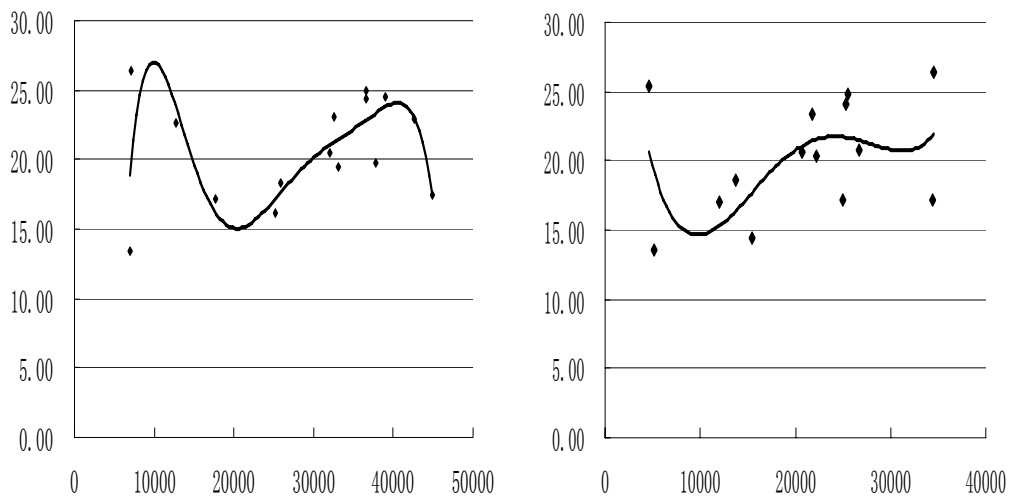


图 1 居住类权重与人均收入的关系

资料来源：OECD Database，左图为 2005 年各国资料，包含国家：意大利，荷兰，西班牙，英国，澳大利亚，新西兰，韩国，日本，加拿大，墨西哥，美国，捷克，法国，德国。右图为 2002 年资料，国家同上，缺少捷克。上两图横轴为人均美元收入，纵轴为居住类权重。

实际上，各国居住类权重的不同，几乎完全来自统计方法的差异，尤其是自有住房的处理方法。根据周清杰（2010）对世界各国对自有住房的处理办法总结发现，各个国家在计算 CPI 时对自有住房的相关费用如房价、折旧、贷款利息等的处理方法差异很大，可分为排除法（即计算 CPI 时完全不考虑住房）、消费成本法（或使用成本法，主要包括折旧等因素）、等值租金法、净购置法（计算 CPI 时直接把居民部门购买的新房之交易价格计入 CPI 中）和使用成本法等。在国际统计实践中，采用完全排除房价做法的有法国、意大利、西班牙、比利时、葡萄牙、卢森堡、波兰、希腊等国；采用净购置法的国家主要有澳大利亚、新西兰，以及 20 世纪 50 年代至 80 年代中期的美国和 2008 年以后的欧盟；采用等值租金法有美国、德国和日本；采用消费成本法的有英国、加拿大、瑞典、芬兰等国。自有住房投资与消费兼具的特殊属性，使得各国在计算 CPI 时对自有住房的交易价格采取截然不同的处理方法，有一定的主观性。

即便如此，相比于其他国家，我国的居住类权重还是明显偏低。根据《美国统计摘要 1994》可知美国居住类权重在 1992 年约为 31.75%，去除“家庭设备”这一项后和我国可比的居住类权重为 26.41%。美国劳动统计局（US Bureau of Labor Statistics, BLS）公布的 2004 年 CPI 中居住类权重更高达 42%，去除“家庭设备”后占到 38%（王军平，2006b；王东，2008）。本文利用公布的 OECD15 个国家居住类权重平均计算也达到 20.26%，明显高于我国。

进一步观察居住类的子权重，可以了解我国 CPI 权重中居住权重偏低的原

因。根据徐奇渊（2010）对居住类内部的进一步分解，我国居住类中自有房、租房、建房材料和水电燃气费用四项权重分别为 20%、11%、28%和 41%，对比 OECD 国家，这四项权重分别为 43%、20%、7%和 29%。而根据《美国统计摘要 1994》可知美国居住类在 1992 年去除“家庭设备”这一项后权重为 26.41%，其中仅自有住房一项，就占到总消费权重的 11.1%，占居住消费的 41.99%，而租房和水电燃气费分别只占到居住类的 26.65%和 25.71%。在美国劳动统计局公布的 2004 年数据显示的自有住房占居住类比重更高，达到 55.55%，水电燃气等只占居住类的 12.5%。

可见，即使排除居住费用的统计口径问题（主要是去除美国的家庭设备计入居住类这一差别），我国和其他主要国家居住费用的权重设定也存在很大差异。我国将自有住房计入 CPI 的比例过低，而将水电燃气费用计入比例过高，这是使得我国居住类整体比重偏低的最重要原因。

我国 CPI 中自有住房比重明显偏低，一个更重要的证据是我国的住房自有率偏高。相比于世界很多国家，我国的住房自有率都偏高。比如，根据徐奇渊（2010）的回顾，德国的自有住房比例较低，仅为 40%左右，而租房比例较高，因此，其实际房租占 CPI 的权重较高，达到 20.33%；而美国的自有住房比例较高，接近 70%，因此，基于调查的等值租金在 CPI 中的权重较高，达到 25.21%。2003 年国家统计局城市社会经济调查总队调查显示中国城镇的自有住房比重达到 83%，而美国同期为 68.3%。可见，我国的自有住房比重，在 CPI 中居住类中的子权重应该比美国只高不低，但实际统计中恰恰相反，且差异极大。

王军平（2006a）对我国自有住房的统计算法给出了解释，可以作为上述结果的一个诠释。国家统计局对自有住房的处理办法是计算虚拟租金，计算公式为：城镇居民自有住房虚拟房租=[(年初城镇居民住房面积+年末城镇居民住房面积)÷2]×城镇及工矿区个人建房单位面积工程造价×4%（折旧率）。其中，城镇及工矿区个人建房单位面积工程造价=城镇住房竣工价值÷竣工面积。这里最重要的问题，是采用了“城镇及工矿区个人建房单位面积工程造价”而不是“商品房销售价格”或者“商品房竣工价格”。在过去多年，统计局使用的房价变动较小，增长幅度远小于商品房价格，从而可能严重低估虚拟租金，进而在衡量自有住房在消费中的重要性及权重设定中偏低。如此计算的居住分项价格指数增长对 CPI 贡献也偏低，从而可能低估 CPI 涨幅。2008 年，自有住房在 CPI 中的子项价格指数为 2.6%，而同年商品房价格指数为 6.5%，住宅类价格指数为 7.1%，CPI

计算自有住房中出现了较大偏差。

CPI 权重设计是基于居民消费支出的比例数据。1978 年，城镇居民恩格尔系数即食品在 CPI 中的比重一度占 57.5%，之后慢慢下降。在那个时代，住房基本依靠国家支持，个人支付有限，因此住房计入 CPI 较小还有情可原。但是，2008 年我国住宅销售额达到 1.5334 万亿，而 2008 年社会商品零售总额约为 10.8 万亿，如果加上二手房的交易额、房租及各项其他居住支出，居住类占社会消费零售总额的比重应该会达到 20% 以上。而且，不同于 1998 年之前，这些都是居民实际负担的。1998 年我国启动房改，取消福利分房，居住类消费在居民消费总盘子里应该逐渐上升。2010 年住建部公布统计结果，2009 年城市人均住房建筑面积达 30 平方米¹⁷，居住类支出应该很高。

根据以上说明可以知道：我国的居住类占 CPI 一篮子商品的权重太低，尤其是自有住房占居住类和 CPI 中的权重过低。这使得我国的 CPI 不能够全面地反映通货膨胀的真实水平。国家统计局最近也表示，在 2010 年 CPI 统计权重调整中，可能会相应加大居住类价格的比重，以使得 CPI 统计更能反映居民实际生活状况。

二、将住房价格纳入 CPI 的几种方法

衡量自有住房消费成本变动没有普遍接受的方法，实践中不同国家处理自有住房的方法不同，在 CPI 计算中赋予的作用也不同。另外，不同的处理方法对数据的要求也不一样。当前，理论上对自有住房处理的做法主要有如下几种：

（一）购置法（Acquisition Approach）

根据周清杰（2010）的归纳，在各国的价格统计实践中，除了自有住房以外，一般耐用消费品实际是按照非耐用消费品的模式来处理的，即将其交易价格直接计入购买期的 CPI。澳大利亚和新西兰把自有住房价格直接计入 CPI 的做法遵循的也是这种思路，它们认为惟有这样做才可以确保在 CPI 中耐用消费品统计方法的一致性。澳大利亚和新西兰（以及正在进行价格改革试点的欧盟）采用的净购置法中也注意到了自有住房中的投资性质，并希望通过技术处理来剔除投资因素对 CPI 的干扰。这些国家认为，土地是自有住房价值构成中真正的投资因素

¹⁷ 资料来源：网易新闻，“住建部：城市人均住房建筑面积 30 平方米”。发布时间：2010 年 12 月 29 日，<http://news.163.com/10/1229/20/6P3KTULF00014JB6.html>，访问时间 2010 年 12 月。

(Woolford, 2005)。因此, CPI 中应计算的自有住房费用可以用下式表示:

$$\text{消费性自有住房支出} = \text{总交易价格} - \text{土地价格} = \text{建筑物价格} + \text{交易费用} \quad (1)$$

按照这个公式, 剔除地价以后的自有住房与冰箱、洗衣机等耐用消费品可以同样处理, 这些商品都会在跨期使用中不断贬值。这种方法在理论上并不扎实: 住房可以使用很多年, 而且剔除土地的住房本身也有投资属性。这种方法在实践中采用的越来越少。

(二) 等值租金法 (Rental Equivalence Approach)

等值租金法 (OECD统计中称为Imputed Rentals) 将自有住房按照同期同类住宅的市场租金作为虚拟租金支出, 美国劳动统计局即采用此方法计算自有住房消费支出, 并进而计算CPI。由于每一处住房都是唯一的, 并且地点 (Location) 是房屋租金、售价及它们变动的最关键因素。因此, 美国劳动统计局使用重复样本, 并假设一个小区域 (如三四个街区) 内价格变动相同。

对于一般的消费品, 采用获取法来计算居民的消费支出; 而对于自有住房这样投资和消费属性兼具的商品, 使用等值租金, 实际上是一个机会成本的概念, 所以本质上属于成本法的范畴。在统计过程中, 有时也采用居民对住房的主观评价数据。即居民认为, 如果他要对自己住房的使用支付房租, 他认为多少房租是比较合理的。基于这种想法, 等值租金法也称推算 (Imputed) 租金。

使用等值租金法有很明显的好处。如果房价快速上升, 则必将导致等值租金的同步或跟随着较快上升, 从而在价格指数中反映出住房上涨的趋势。但是, 等值租金法也要基于较发达的住房租赁市场, 在计划经济转轨的过程中, 由于价格扭曲, 等值租金这种机会成本也较难衡量。并且, 租金增长经常滞后于房屋价格增长, 而且涨幅也比房屋价格涨幅小 (Poole, Ptacek and Verbrugge, 2005)。另外, 在住房租金需要缴纳营业税时, 统计部门的调查面临一些虚假信息。随着我国商品房市场化的进一步提高, 以及相关统计法规的完善, 统计等值租金的意义将更为加强。

(三) 使用成本法 (User Cost Approach)

使用成本法也是应用广泛的方法, 而且还能应用于会计、金融等领域测度要素成本。使用成本法采用了金融学中资产定价理论模型。Katz (2009) 描述了使用成本法的基本原理: 假设住房使用年限为 m 年, V_t^v 是已经 v 年的房子在第 t 期的购买价格, u_t^v 是第 t 期的使用价值, O_t^v 代表第 t 期维持成本, r_t^v 为名义折现率,

这样，第 t 期现值为：

$$V_v^t = \frac{u_v^t}{1+r^t} + \frac{u_{v+1}^{t+1}}{(1+r^t)(1+r^{t+1})} + \dots + \frac{u_{m-1}^{t+m-v-1}}{\prod_{i=t}^{t+m-v-1}(1+r^i)} \quad (2)$$

而 t+1 期的价值为：

$$V_{v+1}^{t+1} = \frac{u_{v+1}^{t+1}}{1+r^{t+1}} + \frac{u_{v+1}^{t+1}}{(1+r^{t+1})(1+r^{t+2})} + \dots + \frac{u_{m-1}^{t+m-v-1}}{\prod_{i=t}^{t+m-v-1}(1+r^i)} - \frac{O_{v+1}^{t+1}}{1+r^{t+1}} - \dots - \frac{O_{m-1}^{t+m-v-1}}{\prod_{i=t}^{t+m-v-1}(1+r^i)} \quad (3)$$

结合以上两式，可以得到：

$$u_v^t = r^t V_v^t + O_v^t - (V_{v+1}^{t+1} - V_v^t) \quad (4)$$

(4) 式就是第 t 期的使用成本。况伟大 (2010) 利用使用成本法计算中国城市居民的住房负担。Verbrugge (2008) 也把使用成本描述为：

$$u^t = (r^t + r_H^t - E\pi)V^t \quad (5)$$

其中， V^t 代表第 t 期住房价值， r_H^t 代表维持成本率， $E\pi$ 代表住房价值增值率。

基于使用成本法的 CPI 计算能够反映自有住房消费成本，尽管自有住房消费时没有货币交易发生，但自有住房消费的成本可以包括在 CPI 中。在 (4) 式中的 O_v^t 包含如下内容：维修和维护 (包括材料和房主的劳动)；税收；保险费用；固定资产的折旧。(4) 式还要加上应付财产所得 (即住房抵押贷款利息) 并减掉所有权收益 (房屋的增值)。实际中，统计部门在估算自有住房的使用成本时，将维修和维护、税收、保险、住房抵押贷款利息、基于住房价值的折旧等项目的支出在 CPI 中赋予相应的权重，而一般未包括所有权上的收益。如 Diewert, Nakamura and Nakamura (2009) 对使用成本法的总结，实际操作中一般不把住房升值部分考虑在内，只是在理论中应用。如果将住房增值计入使用成本，在房价涨幅较大的情况下，将会计算出使用成本为负的结果，这在经济理论上是没有意义的 (Poole, Ptacek and Verbrugge, 2005 ; Beatty, Larsen and Sommervoll, 2010)。

这个方法中，使用成本中包括了贷款利息也存在若干争议，因为将利率直接计入到 CPI 中，货币政策将直接对 CPI 产生影响，而且这种影响是误导性的。例如，放松的货币政策，将导致房屋贷款利率下降，从而使 CPI 降低；反之，紧缩的货币政策，将使 CPI 上升。其效果是，人为地减少了 CPI 的波动，低估了 CPI 的极端变化状况。对于这个争议，可以采用长期利率 (即多年利率的移动平均)

来解决。

(四) 机会成本法 (Opportunity cost approach, OCA)

Diewert, Nakamura and Nakamura (2009) 提出了在理论上更好的办法, 称为机会成本法。他们认为: 正确的自有住房成本应该是它的机会成本, 比如出租这套房屋的价值。Diewert and Nakamura (2009) 提出了自有住房如何按照机会成本方法编入价格指数: 对于居住在自有住房中的家庭, 住房的机会成本是其最大租赁价格, 但如果使用成本超过等价租金, 则自有住房机会成本就采用使用成本, 即采用等价租金和使用成本中最大值作为自有住房的机会成本。

机会成本法理论上有很好的意义, 但操作上至少要求等值租金和使用成本两种都可操作。

(五) 支出法 (Payment Approach)

按照周清杰 (2008a) 的说明, 支出法即按照当期实际支付的现金金额来计算自有住房的费用。采用这种方法时, 只看居民为得到住房服务而发生的支付额, 而不管住房是否已经交付使用。爱尔兰采用的就是这种方法, 它将修理装修费、维护费用、地方政府征收的房屋费用、房屋保险费以及抵押贷款利息都计入 CPI。

(六) 消费成本法 (Consumption Cost Approach)

还有一些以上述方法为理论基础的修正办法。比如 Beatty, Larsen and Sommervoll (2010) 提出了基于使用成本法的修正办法, 称为消费成本法。首先, 计算在一个持有期消费住房服务的支出, 不包含房价升值 (视为投资回报); 然后, 比较本期住房消费和上期住房消费, 观察变化额度以计算自有住房价格变化; 这样, 修正了使用成本的概念, 住房消费只包含利息支付、维修成本和交易成本。为了避免短期利率与 CPI 的内生性, 使用平滑的抵押贷款长期市场利率和短期期望利率。自有住房支出 C 表示如下:

$$C = A[\gamma i(1-\tau) + Tc + \gamma m] \quad (6)$$

其中, γ 是持续期间, i 是利率, A 是房屋价格, τ 是税收扣减率, Tc 是交易成本和政府费用, m 是维修费用。除了 A , 其余变量用比率表示。具体的修正公式如下:

$$C_t = A_t \left[\frac{1}{3} \sum_{i=t-2}^t Tc_i + \gamma \frac{1}{3} \sum_{i=t-2}^t m_i + \Phi_t (1-\tau) \gamma \{i_{L,t} - \frac{1}{5} \sum_{i=t-4}^t (i_{L,t} - i_{S,t})\} + \Psi_t (1-\tau) \gamma i_{L,t} \right] \quad (7)$$

其中， Φ_t 、 Ψ_t 分别为可变利率贷款和固定利率贷款的比例，和为 1， $i_{S,t}$ 为预期可变的短期利率的一个估计， $i_{L,t}$ 是长期利率。

在 CPI 中处理自有住房成本时，各国居住类价格所包含的内容不同，对自有住房消费成本的处理方法不一样，权重存在较大差异。多数 OECD 国家使用的是使用成本法，只有极少数国家使用获取法和支出法。计算自有住房消费支出后，按照在总支出中的比重，在 CPI 的居住类价格中反映住房消费的权重和成本。我国在 CPI 的居住类价格中反映自有住房成本和房租，居住类价格除了房租和自有住房外，还有建房及装修材料和水电燃料。按照王军平（2006a）的总结，对自有住房成本的处理类似于使用成本法，但在具体操作方法上与国外有较大的差别，表现为计算内容较少、消费额度和权重偏低。

三、数据来源与基本计算

鉴于我国房屋租赁市场仍然不够发达，最重要的是租金数据难以通过公开渠道获取，我们不采用等值租金法计算自有住房价值，这使得机会成本法也难以计算。同样，购置法和支出法由于没有很好的理论意义而不采用。本文将主要采用基于使用成本法的几种不同形式计算自有住房支出，并计算其在总消费中的权重从而修正现有 CPI。

（一）计算步骤

基本计算过程分为三步：首先计算自有住房的人均消费支出，然后基于我国城镇居民人均消费支出结构，重新计算 CPI 中各项子指标的权重，最后结合各项子指标价格涨幅，综合计算各年修正的 CPI。

（二）数据来源说明

利用使用成本法，需要以下几个变量：

（1）人均自有住房价格，我们通过计算人均住房面积与当年商品房价格（或竣工价值）乘积求得。这两个数据都来自《中国统计年鉴》各年。

（2）人均住房面积：来自统计局直接公布的各年《中国统计年鉴》。

（3）房贷利率，我们使用的抵押贷款利率数据来源于 CEIC 数据库。对于利率，我们也使用一年期存款利率反映其机会成本，数据来自中国人民银行官方网站。

（4）固定资产折旧这一项，来自我们的估算。根据中国建筑物使用年限 35 年、50 年等几个档次计算折旧率。

(5) 城镇居民人均消费支出均来自中国统计年鉴。

(6) 消费者价格分项指数来自中国统计年鉴各年, 2009-2010 年最新数据来自统计局官方网站。

其他维修成本、物业费、保险等记为 0。

(三) 居住支出的初步计算

我们使用三种使用成本法的不同形式来计算人均自有住房支出。第一种办法(以下称“方法一”)来自于王军平(2006a)对国家统计局算法的简单修正;第二种方法是标准的使用成本法(以下称“方法二”);第三种方法类似于 Beatty, Larsen and Sommervoll (2010) 提出的消费成本法(以下称“方法三”)。用这三种方法, 我们计算每年的居住支出、权重和修正的 CPI。

(1) 方法 1 的自有住房使用成本

这种方法相当于计算使用成本或者虚拟租金时只考虑折旧, 因此计算采用的折旧率较高, 为 4%。我们也尝试不同折旧率下的虚拟租金计算。计算人均住房价值时, 有三个不同的价格指标: 用房地产开发企业(单位)竣工房屋造价、商品住宅销售价格、城镇及工矿区个人建房单位面积工程造价。其中, 商品住宅销售价格在各年统计年鉴里有直接公布, 而城镇及工矿区个人建房单位面积工程造价=城镇住房竣工价值÷竣工面积。按照王军平(2006a)的说明, 统计局采用的是城镇及工矿区个人建房单位面积工程造价, 我们将采用这种住房单价计算来验证, 并用商品住宅销售价格作为替代方法。

表 1: 使用城镇及工矿区个人建房单位面积工程造价计算的虚拟租金

	1.50%	1.90% ^a	2.00%	2.50%	2.71% ^b	3.00%	3.50%	4.00%	4.50%	5.00%	5.50%
1995	80.88	102.45	107.84	134.80	146.12	161.76	188.72	215.68	242.64	269.60	296.56
1996	92.36	116.98	123.14	153.93	166.86	184.71	215.50	246.28	277.07	307.85	338.64
1997	105.30	133.39	140.41	175.51	190.25	210.61	245.71	280.81	315.91	351.02	386.12
1998	116.58	147.67	155.44	194.30	210.62	233.16	272.02	310.88	349.74	388.61	427.47
1999	123.42	156.33	164.56	205.70	222.98	246.84	287.98	329.12	370.26	411.40	452.54
2000	136.09	172.38	181.45	226.81	245.87	272.18	317.54	362.90	408.27	453.63	498.99
2001	151.00	191.27	201.33	251.67	272.81	302.00	352.33	402.67	453.00	503.33	553.66
2002	169.99	215.32	226.66	283.32	307.12	339.99	396.65	453.31	509.98	566.64	623.31
2003	204.42	258.94	272.57	340.71	369.33	408.85	476.99	545.13	613.27	681.41	749.55
2004	243.35	308.24	324.47	405.58	439.65	486.70	567.82	648.93	730.05	811.17	892.29
2005	289.73	366.99	386.31	482.89	523.45	579.47	676.04	772.62	869.20	965.78	1062.35
2006	332.48	421.14	443.31	554.14	600.69	664.97	775.79	886.62	997.45	1108.28	1219.10
2007	367.65	465.69	490.20	612.76	664.23	735.31	857.86	980.41	1102.96	1225.51	1348.06
2008	412.10	522.00	549.47	686.84	744.53	824.21	961.58	1098.94	1236.31	1373.68	1511.05

注释: a, 采用 50 年建筑寿命, 残值 5% 计算的折旧率; b, 采用 35 年建筑寿命, 5% 残值计算的折旧率。

表 2：使用商品住宅销售价格计算的虚拟租金

	1.50%	1.90% ^a	2.00%	2.50%	2.71% ^b	3.00%	3.50%	4.00%	4.50%	5.00%	5.50%
1997	467.32	591.94	623.10	778.87	844.30	934.65	1090.42	1246.20	1401.97	1557.75	1713.52
1998	506.70	641.82	675.60	844.50	915.43	1013.40	1182.30	1351.20	1520.09	1688.99	1857.89
1999	530.36	671.79	707.15	883.93	958.18	1060.72	1237.50	1414.29	1591.08	1767.86	1944.65
2000	579.58	734.13	772.77	965.96	1047.11	1159.16	1352.35	1545.54	1738.74	1931.93	2125.12
2001	620.98	786.58	827.98	1034.97	1121.91	1241.97	1448.96	1655.96	1862.95	2069.95	2276.94
2002	683.93	866.31	911.90	1139.88	1235.63	1367.85	1595.83	1823.81	2051.78	2279.76	2507.73
2003	766.04	970.32	1021.39	1276.73	1383.98	1532.08	1787.42	2042.77	2298.12	2553.46	2808.81
2004	952.57	1206.59	1270.10	1587.62	1720.98	1905.14	2222.67	2540.19	2857.72	3175.24	3492.76
2005	1125.59	1425.75	1500.79	1875.99	2033.57	2251.18	2626.38	3001.58	3376.77	3751.97	4127.17
2006	1244.58	1576.47	1659.44	2074.30	2248.54	2489.16	2904.02	3318.88	3733.74	4148.60	4563.46
2007	1509.11	1911.53	2012.14	2515.18	2726.45	3018.21	3521.25	4024.28	4527.32	5030.35	5533.39
2008	1531.96	1940.48	2042.61	2553.26	2767.74	3063.92	3574.57	4085.22	4595.88	5106.53	5617.18

如表 1 所示，使用城镇及工矿区个人建房单位面积工程造价计算的虚拟租金明显较使用商品房价格的价值小，但非常接近我国统计局公布的城镇居民人均消费支出中住房类消费支出。

(2) 方法二的自有住房使用成本

此种方法计算自有住房使用成本时，采用公式（4）直接计算。在使用公式（4）时，我们取物业税率为 0，维修成本为 0。房屋价值我们只选取商品房销售价格计算。房价增值部分由于在理论上存在争议，我们分别计算包含升值和不包含升值的两种结果。当包含增值时，我们使用实际增值率数据。主要的使用成本，在于利息和折旧，利息我们分别选取一年期存款利率和抵押贷款利率计算，我们也分别计算不同折旧率下的使用成本。

表 3：使用商品房销售价格、抵押贷款利率、考虑房价增长的使用成本

	1.50%	1.90%	2.00%	2.50%	3.00%	3.50%	4.00%	4.50%	5.00%	5.50%
1997	3885.98	4013.28	4045.11	4570.08	4363.37	4522.50	4681.63	4840.77	4999.90	5159.03
1998	3335.02	3473.40	3508.00	3680.98	3853.95	4026.93	4199.91	4372.89	4545.87	4718.85
1999	2647.02	2791.27	2827.33	3007.65	3187.96	3368.28	3548.59	3728.91	3909.22	4089.54
2000	2382.60	2540.39	2579.83	2777.07	2974.30	3171.54	3368.77	3566.01	3763.24	3960.48
2001	2324.23	2492.04	2534.00	2743.77	2953.53	3163.30	3373.07	3582.84	3792.61	4002.37
2002	1444.60	1635.31	1682.99	1921.37	2159.75	2398.14	2636.52	2874.90	3113.29	3351.67
2003	671.69	879.96	932.03	1192.38	1452.72	1713.07	1973.41	2233.76	2494.10	2754.44
2004	-1525.68	-1264.88	-1199.68	-873.68	-547.68	-221.68	104.32	430.32	756.32	1082.32
2005	-873.86	-567.24	-490.59	-107.32	275.96	659.23	1042.50	1425.78	1809.05	2192.33
2006	997.47	1335.60	1420.13	1842.79	2265.45	2688.11	3110.77	3533.42	3956.08	4378.74
2007	235.59	645.31	747.74	1259.88	1772.03	2284.18	2796.33	3308.48	3820.63	4332.77
2008	1826.45	2241.55	2345.33	2864.20	3383.08	3901.96	4420.84	4939.71	5458.59	5977.47

表 4： 使用商品房销售价格、存款利率、考虑房价增长的使用成本

	1.50%	1.90%	2.00%	2.50%	3.00%	3.50%	4.00%	4.50%	5.00%	5.50%
1997	2281.94	2409.24	2441.07	2826.46	2759.33	2918.46	3077.59	3236.72	3395.86	3554.99
1998	2141.47	2279.85	2314.45	2487.43	2660.40	2833.38	3006.36	3179.34	3352.32	3525.30
1999	1208.11	1352.36	1388.42	1568.74	1749.05	1929.37	2109.68	2290.00	2470.31	2650.63
2000	927.00	1084.79	1124.24	1321.47	1518.71	1715.94	1913.18	2110.41	2307.65	2504.88
2001	776.14	943.96	985.91	1195.68	1405.45	1615.21	1824.98	2034.75	2244.52	2454.29
2002	-247.92	-57.21	-9.54	228.85	467.23	705.61	944.00	1182.38	1420.77	1659.15
2003	-1155.93	-947.65	-895.59	-635.24	-374.90	-114.55	145.79	406.14	666.48	926.83
2004	-3683.80	-3423.00	-3357.80	-3031.80	-2705.80	-2379.80	-2053.80	-1727.80	-1401.80	-1075.80
2005	-3564.44	-3257.83	-3181.17	-2797.90	-2414.62	-2031.35	-1648.08	-1264.80	-881.53	-498.26
2006	-2011.85	-1673.73	-1589.20	-1166.54	-743.88	-321.22	101.44	524.10	946.75	1369.41
2007	-3313.60	-2903.88	-2801.45	-2289.30	-1777.15	-1265.01	-752.86	-240.71	271.44	783.59
2008	-2635.90	-2220.80	-2117.02	-1598.14	-1079.27	-560.39	-41.51	477.37	996.24	1515.12

由表 3 和表 4 可见，如果考虑住房增值，则有很多年份会出现使用成本为负的情况。如前文讨论，这种情况没有很好的经济意义。我们在下文中不再考虑住房升值。

表 5： 使用商品房销售价格、抵押贷款利率、不考虑房价增长的使用成本

	1.50%	1.90%	2.00%	2.50%	3.00%	3.50%	4.00%	4.50%	5.00%	5.50%
1997	3885.98	4013.28	4045.11	4204.24	4271.08	4363.37	4522.50	4681.63	4840.77	4999.90
1998	3300.42	3438.81	3473.40	3646.38	3719.03	3819.36	3992.34	4165.32	4338.29	4511.27
1999	2791.27	2935.52	2971.59	3151.90	3227.63	3332.22	3512.53	3692.85	3873.16	4053.47
2000	2934.86	3092.64	3132.09	3329.33	3412.17	3526.56	3723.80	3921.03	4118.27	4315.50
2001	3121.35	3289.16	3331.12	3540.88	3628.99	3750.65	3960.42	4170.19	4379.96	4589.72
2002	3351.67	3542.38	3590.05	3828.44	3928.56	4066.82	4305.20	4543.59	4781.97	5020.35
2003	3639.62	3847.89	3899.96	4160.31	4269.65	4420.65	4680.99	4941.34	5201.68	5462.03
2004	4603.12	4863.92	4929.12	5255.12	5392.04	5581.12	5907.12	6233.12	6559.12	6885.12
2005	5565.13	5871.75	5948.41	6331.68	6492.66	6714.95	7098.23	7481.50	7864.78	8248.05
2006	6407.50	6745.63	6830.16	7252.82	7430.34	7675.48	8098.14	8520.79	8943.45	9366.11
2007	8634.82	9044.54	9146.97	9659.12	9874.22	10171.26	10683.41	11195.56	11707.71	12219.86
2008	9194.51	9609.61	9713.39	10232.27	10450.19	10751.14	11270.02	11788.90	12307.78	12826.65

表 6： 使用商品房销售价格、存款利率、不考虑房价增长的使用成本

	1.50%	1.90%	2.00%	2.50%	3.00%	3.50%	4.00%	4.50%	5.00%	5.50%
1997	2281.94	2409.24	2441.07	2600.20	2667.04	2759.33	2918.46	3077.59	3236.72	3395.86
1998	2106.87	2245.26	2279.85	2452.83	2525.48	2625.81	2798.79	2971.77	3144.74	3317.72
1999	1352.36	1496.61	1532.67	1712.99	1788.72	1893.30	2073.62	2253.93	2434.25	2614.56
2000	1479.26	1637.05	1676.50	1873.73	1956.57	2070.97	2268.20	2465.44	2662.67	2859.91
2001	1573.26	1741.07	1783.03	1992.80	2080.90	2202.56	2412.33	2622.10	2831.87	3041.64
2002	1659.15	1849.86	1897.53	2135.92	2236.04	2374.30	2612.68	2851.07	3089.45	3327.83
2003	1812.00	2020.27	2072.34	2332.69	2442.03	2593.03	2853.38	3113.72	3374.06	3634.41
2004	2445.00	2705.80	2771.00	3097.00	3233.92	3423.00	3749.00	4075.00	4401.00	4727.00
2005	2874.55	3181.17	3257.83	3641.10	3802.07	4024.37	4407.65	4790.92	5174.19	5557.47
2006	3398.17	3736.30	3820.83	4243.49	4421.01	4666.15	5088.81	5511.47	5934.12	6356.78

2007	5085.63	5495.35	5597.78	6109.93	6325.03	6622.08	7134.22	7646.37	8158.52	8670.67
2008	4732.16	5147.27	5251.04	5769.92	5987.85	6288.80	6807.67	7326.55	7845.43	8364.31

表 5 和表 6 分别计算使用贷款利率和存款利率的使用成本, 可以看到二者差异较大。如上文讨论, 直接使用存贷款利率可能存在货币政策和 CPI 互相交叉的情况, 以下使用长期利率重新计算, 结果如表 7 和表 8。长期利率指三年移动平均利率。

表 7: 使用商品房销售价格、长期抵押贷款利率、不考虑房价增长的使用成本

	1.50%	1.90%	2.00%	2.50%	3.00%	3.50%	4.00%	4.50%	5.00%	5.50%
1997	3793.68	3920.99	3952.81	4111.95	4178.78	4271.08	4430.21	4589.34	4748.47	4907.60
1998	3383.45	3521.84	3556.43	3729.41	3802.06	3902.39	4075.37	4248.34	4421.32	4594.30
1999	2953.55	3097.81	3133.87	3314.18	3389.92	3494.50	3674.81	3855.13	4035.44	4215.76
2000	2934.86	3092.64	3132.09	3329.33	3412.17	3526.56	3723.80	3921.03	4118.27	4315.50
2001	3121.35	3289.16	3331.12	3540.88	3628.99	3750.65	3960.42	4170.19	4379.96	4589.72
2002	3475.63	3666.34	3714.01	3952.40	4052.52	4190.78	4429.16	4667.55	4905.93	5144.31
2003	3764.58	3972.86	4024.93	4285.27	4394.62	4545.61	4805.96	5066.30	5326.65	5586.99
2004	4674.84	4935.64	5000.84	5326.84	5463.76	5652.84	5978.84	6304.84	6630.84	6956.84
2005	5565.13	5871.75	5948.41	6331.68	6492.66	6714.95	7098.23	7481.50	7864.78	8248.05
2006	6513.17	6851.29	6935.83	7358.48	7536.00	7781.14	8203.80	8626.46	9049.12	9471.78
2007	8119.60	8529.32	8631.75	9143.89	9359.00	9656.04	10168.19	10680.34	11192.49	11704.64
2008	8101.75	8516.86	8620.63	9139.51	9357.44	9658.39	10177.27	10696.14	11215.02	11733.90

表 8: 使用商品房销售价格、长期存款利率、不考虑房价增长的使用成本

	1.50%	1.90%	2.00%	2.50%	3.00%	3.50%	4.00%	4.50%	5.00%	5.50%
1997	2449.56	2576.86	2608.69	2767.82	2834.65	2926.95	3086.08	3245.21	3404.34	3563.47
1998	1961.57	2099.96	2134.55	2307.53	2380.18	2480.51	2653.49	2826.46	2999.44	3172.42
1999	1633.65	1777.90	1813.97	1994.28	2070.01	2174.60	2354.91	2535.22	2715.54	2895.85
2000	1479.26	1637.05	1676.50	1873.73	1956.57	2070.97	2268.20	2465.44	2662.67	2859.91
2001	1535.50	1703.32	1745.27	1955.04	2043.14	2164.81	2374.57	2584.34	2794.11	3003.88
2002	1702.06	1892.76	1940.44	2178.82	2278.95	2417.21	2655.59	2893.97	3132.36	3370.74
2003	1858.86	2067.14	2119.20	2379.55	2488.89	2639.89	2900.24	3160.58	3420.93	3681.27
2004	2386.32	2647.12	2712.32	3038.32	3175.24	3364.32	3690.32	4016.32	4342.32	4668.32
2005	2943.54	3250.16	3326.82	3710.09	3871.06	4093.36	4476.64	4859.91	5243.18	5626.46
2006	3588.37	3926.50	4011.03	4433.69	4611.20	4856.35	5279.00	5701.66	6124.32	6546.98
2007	4624.70	5034.42	5136.85	5649.00	5864.10	6161.14	6673.29	7185.44	7697.59	8209.74
2008	4872.26	5287.36	5391.14	5910.02	6127.94	6428.89	6947.77	7466.65	7985.53	8504.40

(3) 方法 3 的自有住房使用成本

第三种方法是消费成本法, 我们对其进行简化。根据公式 (7), 如果认为交易成本、维修费用均为 0, 并且利率分别采用本年实际利率和三年移动平均代表的长期利率计算, 公式简化为:

$$C_t = A_t [(1-\tau)\gamma i_{L,t}] \quad (8)$$

这是一个很简单的近似, 计算结果如表 9——12 所示。

表 9：消费成本法计算的居住支出（本年抵押贷款利率）

税收扣除率	0.00%	10.00%	20.00%	30.00%	40.00%	50.00%	60.00%	70.00%	80.00%	90.00%
1997	3408.59	3067.73	2726.87	2386.01	2045.15	1704.29	1363.43	1022.58	681.72	340.86
1998	2781.49	2503.34	2225.19	1947.04	1668.89	1390.74	1112.60	834.45	556.30	278.15
1999	2250.33	2025.29	1800.26	1575.23	1350.20	1125.16	900.13	675.10	450.07	225.03
2000	2343.15	2108.84	1874.52	1640.21	1405.89	1171.58	937.26	702.95	468.63	234.32
2001	2492.04	2242.84	1993.64	1744.43	1495.23	1246.02	996.82	747.61	498.41	249.20
2002	2636.52	2372.87	2109.22	1845.56	1581.91	1318.26	1054.61	790.96	527.30	263.65
2003	2858.58	2572.72	2286.87	2001.01	1715.15	1429.29	1143.43	857.57	571.72	285.86
2004	3625.12	3262.61	2900.10	2537.58	2175.07	1812.56	1450.05	1087.54	725.02	362.51
2005	4415.31	3973.78	3532.25	3090.72	2649.19	2207.66	1766.12	1324.59	883.06	441.53
2006	5139.53	4625.57	4111.62	3597.67	3083.72	2569.76	2055.81	1541.86	1027.91	513.95
2007	7098.37	6388.54	5678.70	4968.86	4259.02	3549.19	2839.35	2129.51	1419.67	709.84
2008	7637.88	6874.09	6110.30	5346.51	4582.73	3818.94	3055.15	2291.36	1527.58	763.79

表 10：消费成本法计算的居住支出（本年存款利率）

税收扣除率	0.00%	10.00%	20.00%	30.00%	40.00%	50.00%	60.00%	70.00%	80.00%	90.00%
1997	1804.55	1624.09	1443.64	1263.18	1082.73	902.27	721.82	541.36	360.91	180.45
1998	1587.94	1429.15	1270.35	1111.56	952.76	793.97	635.18	476.38	317.59	158.79
1999	811.42	730.27	649.13	567.99	486.85	405.71	324.57	243.42	162.28	81.14
2000	887.56	798.80	710.05	621.29	532.53	443.78	355.02	266.27	177.51	88.76
2001	943.96	849.56	755.16	660.77	566.37	471.98	377.58	283.19	188.79	94.40
2002	944.00	849.60	755.20	660.80	566.40	472.00	377.60	283.20	188.80	94.40
2003	1030.96	927.87	824.77	721.67	618.58	515.48	412.39	309.29	206.19	103.10
2004	1467.00	1320.30	1173.60	1026.90	880.20	733.50	586.80	440.10	293.40	146.70
2005	1724.73	1552.26	1379.79	1207.31	1034.84	862.37	689.89	517.42	344.95	172.47
2006	2130.20	1917.18	1704.16	1491.14	1278.12	1065.10	852.08	639.06	426.04	213.02
2007	3549.19	3194.27	2839.35	2484.43	2129.51	1774.59	1419.67	1064.76	709.84	354.92
2008	3175.53	2857.98	2540.42	2222.87	1905.32	1587.77	1270.21	952.66	635.11	317.55

表 11：消费成本法计算的居住支出（移动平均长期抵押贷款利率）

税收扣除率	0.00%	10.00%	20.00%	30.00%	40.00%	50.00%	60.00%	70.00%	80.00%	90.00%
1997	3316.29	2984.66	2653.03	2321.40	1989.77	1658.15	1326.52	994.89	663.26	331.63
1998	2864.52	2578.07	2291.62	2005.16	1718.71	1432.26	1145.81	859.36	572.90	286.45
1999	2412.61	2171.35	1930.09	1688.83	1447.57	1206.31	965.04	723.78	482.52	241.26
2000	2343.15	2108.84	1874.52	1640.21	1405.89	1171.58	937.26	702.95	468.63	234.32
2001	2492.04	2242.84	1993.64	1744.43	1495.23	1246.02	996.82	747.61	498.41	249.20
2002	2760.48	2484.43	2208.38	1932.34	1656.29	1380.24	1104.19	828.14	552.10	276.05
2003	2983.55	2685.19	2386.84	2088.48	1790.13	1491.77	1193.42	895.06	596.71	298.35
2004	3696.84	3327.16	2957.47	2587.79	2218.10	1848.42	1478.74	1109.05	739.37	369.68
2005	4415.31	3973.78	3532.25	3090.72	2649.19	2207.66	1766.12	1324.59	883.06	441.53
2006	5245.19	4720.67	4196.15	3671.63	3147.11	2622.60	2098.08	1573.56	1049.04	524.52
2007	6583.15	5924.84	5266.52	4608.21	3949.89	3291.58	2633.26	1974.95	1316.63	658.32
2008	6545.12	5890.61	5236.10	4581.59	3927.07	3272.56	2618.05	1963.54	1309.02	654.51

表 12：消费成本法计算的居住支出（移动平均长期存款利率）

税收扣除率	0.00%	10.00%	20.00%	30.00%	40.00%	50.00%	60.00%	70.00%	80.00%	90.00%
1997	1972.16	1774.95	1577.73	1380.51	1183.30	986.08	788.87	591.65	394.43	197.22
1998	1442.64	1298.37	1154.11	1009.85	865.58	721.32	577.06	432.79	288.53	144.26
1999	1092.71	983.44	874.17	764.89	655.62	546.35	437.08	327.81	218.54	109.27
2000	887.56	798.80	710.05	621.29	532.53	443.78	355.02	266.27	177.51	88.76
2001	906.20	815.58	724.96	634.34	543.72	453.10	362.48	271.86	181.24	90.62
2002	986.91	888.22	789.53	690.84	592.14	493.45	394.76	296.07	197.38	98.69
2003	1077.83	970.04	862.26	754.48	646.70	538.91	431.13	323.35	215.57	107.78
2004	1408.32	1267.49	1126.66	985.82	844.99	704.16	563.33	422.50	281.66	140.83
2005	1793.72	1614.35	1434.98	1255.60	1076.23	896.86	717.49	538.12	358.74	179.37
2006	2320.39	2088.36	1856.32	1624.28	1392.24	1160.20	928.16	696.12	464.08	232.04
2007	3088.25	2779.43	2470.60	2161.78	1852.95	1544.13	1235.30	926.48	617.65	308.83
2008	3315.63	2984.07	2652.50	2320.94	1989.38	1657.81	1326.25	994.69	663.13	331.56

（四）重新计算各项权重

根据以上计算的消费支出，可以结合城镇居民人均消费支出及构成，计算 CPI 中 8 大类商品的新权重。由表 1 至表 12 的结果可知，不同的算法结果差异巨大，但是考虑房价增长的使用成本法由于会出现负的使用成本，我们不采用相应计算结果。在方法一，我们采用折旧率为 4% 的两种计算结果（由于 4% 是现在统计局的计算方法），方法二我们采用不考虑住房升值的情况，采用折旧率 1.9%（即 50 年使用期，5% 残值）的结果。消费成本法采用不考虑税收扣除的情况（ $\tau=0\%$ ）的两种不同利率下的消费成本，并考虑移动平均的情况。居住类本身包含各种子项支出（自有住房、租房、建房材料和水电燃气等费用）。在统计局公布的数据中，居住类子项详细支出由住房和水电燃气组成，其中住房类相比水电燃气支出额非常低，也正是我们上述方法要修正的对象。我们直接用上述各种方法计算出来的虚拟租金（或使用成本）替代居民消费支出的住房类支出，从而可以计算出新的总消费支出，并进而计算各项支出的新权重，作为我们计算修正 CPI 的权重依据。结果如下：

表 13：采用方法一（竣工价格）的各项权重

	食品	衣着	居住	家庭设备用品及服务		医疗保健	交通和通信	教育文化娱乐服务	杂项商品和服务	
				住房	水电燃料及其他					
1995	0.48	0.13	0.10	0.06	0.04	0.08	0.03	0.05	0.09	0.04
1996	0.47	0.13	0.10	0.06	0.04	0.07	0.04	0.05	0.09	0.04
1997	0.45	0.12	0.11	0.07	0.05	0.07	0.04	0.05	0.10	0.04
1998	0.41	0.10	0.12	0.07	0.05	0.08	0.07	0.08	0.11	0.04

1999	0.41	0.10	0.12	0.07	0.05	0.08	0.05	0.07	0.12	0.05
2000	0.38	0.10	0.13	0.07	0.06	0.09	0.06	0.08	0.12	0.05
2001	0.37	0.10	0.13	0.07	0.06	0.08	0.06	0.08	0.13	0.05
2002	0.36	0.10	0.14	0.07	0.06	0.07	0.07	0.10	0.13	0.04
2003	0.36	0.09	0.14	0.08	0.06	0.06	0.07	0.11	0.14	0.03
2004	0.36	0.09	0.15	0.09	0.06	0.05	0.07	0.11	0.14	0.03
2005	0.35	0.10	0.15	0.09	0.06	0.05	0.07	0.12	0.13	0.03
2006	0.34	0.10	0.16	0.10	0.06	0.05	0.07	0.12	0.13	0.03
2007	0.34	0.10	0.15	0.09	0.06	0.06	0.07	0.13	0.13	0.03
2008	0.36	0.10	0.15	0.09	0.06	0.06	0.07	0.12	0.11	0.04

使用这种办法计算的居住类权重，和统计局使用的居住类权重非常接近。

表 14: 采用方法一（商品房价格）的各项权重

	食品	衣着	居住	住房	水电燃料及其他	家庭 设备 用品 及服 务	医疗 保健	交通 和通 信	教育 文化 娱乐 服务	杂项 商品 和服 务
1997	0.37	0.10	0.28	0.24	0.04	0.06	0.03	0.04	0.08	0.04
1998	0.33	0.08	0.28	0.23	0.04	0.06	0.06	0.06	0.09	0.03
1999	0.33	0.08	0.29	0.24	0.04	0.07	0.04	0.05	0.10	0.04
2000	0.31	0.08	0.29	0.24	0.05	0.07	0.05	0.06	0.10	0.04
2001	0.30	0.08	0.29	0.25	0.05	0.07	0.05	0.07	0.10	0.04
2002	0.30	0.08	0.29	0.24	0.05	0.06	0.05	0.08	0.11	0.03
2003	0.29	0.08	0.30	0.25	0.05	0.05	0.06	0.09	0.11	0.03
2004	0.29	0.07	0.32	0.27	0.05	0.04	0.06	0.09	0.11	0.03
2005	0.27	0.08	0.33	0.28	0.05	0.04	0.06	0.09	0.10	0.03
2006	0.27	0.08	0.33	0.28	0.05	0.04	0.05	0.10	0.10	0.03
2007	0.27	0.08	0.34	0.29	0.05	0.04	0.05	0.10	0.10	0.03
2008	0.29	0.08	0.32	0.27	0.05	0.05	0.05	0.10	0.09	0.03

表 15: 采用方法二（抵押贷款利率）的各项权重

	食品	衣着	居住	住房	水电燃料及其他	家庭 设备 用品 及服 务	医疗 保健	交通 和通 信	教育 文化 娱乐 服务	杂项 商品 和服 务
1997	0.24	0.06	0.52	0.50	0.03	0.04	0.02	0.03	0.06	0.02
1998	0.25	0.06	0.47	0.44	0.03	0.05	0.04	0.05	0.06	0.03
1999	0.26	0.07	0.43	0.40	0.04	0.05	0.03	0.04	0.08	0.03
2000	0.25	0.06	0.43	0.39	0.04	0.06	0.04	0.05	0.08	0.03
2001	0.24	0.06	0.43	0.39	0.04	0.05	0.04	0.05	0.08	0.03
2002	0.24	0.06	0.43	0.39	0.04	0.05	0.04	0.06	0.09	0.03
2003	0.24	0.06	0.42	0.38	0.04	0.04	0.05	0.07	0.09	0.02
2004	0.23	0.06	0.45	0.41	0.04	0.03	0.04	0.07	0.09	0.02

2005	0.22	0.06	0.47	0.43	0.04	0.03	0.04	0.07	0.08	0.02
2006	0.21	0.06	0.48	0.45	0.04	0.03	0.04	0.08	0.08	0.02
2007	0.19	0.06	0.52	0.48	0.03	0.03	0.04	0.07	0.07	0.02
2008	0.21	0.06	0.51	0.47	0.04	0.03	0.04	0.07	0.07	0.02

表 16: 采用方法二（存款利率）的各项权重

	食品	衣着	居住	住房	水电燃料及其他	家庭 设备 用品 及服 务	医疗 保健	交通 和通 信	教育 文化 娱乐 服务	杂项 商品 和服 务
1997	0.30	0.08	0.41	0.37	0.03	0.05	0.03	0.04	0.07	0.03
1998	0.29	0.07	0.37	0.34	0.04	0.05	0.05	0.06	0.07	0.03
1999	0.33	0.08	0.30	0.25	0.04	0.07	0.04	0.05	0.10	0.04
2000	0.30	0.08	0.30	0.25	0.05	0.07	0.05	0.06	0.10	0.04
2001	0.29	0.08	0.30	0.25	0.05	0.06	0.05	0.07	0.10	0.04
2002	0.30	0.08	0.30	0.25	0.05	0.06	0.05	0.08	0.11	0.03
2003	0.29	0.08	0.30	0.25	0.05	0.05	0.06	0.09	0.11	0.03
2004	0.28	0.07	0.33	0.28	0.05	0.04	0.05	0.09	0.11	0.03
2005	0.27	0.07	0.34	0.29	0.05	0.04	0.06	0.09	0.10	0.03
2006	0.26	0.07	0.36	0.31	0.05	0.04	0.05	0.09	0.10	0.03
2007	0.24	0.07	0.40	0.36	0.04	0.04	0.05	0.09	0.09	0.02
2008	0.27	0.07	0.37	0.32	0.05	0.04	0.05	0.09	0.09	0.03

表 17: 采用方法二（长期抵押贷款利率）的各项权重

	食品	衣着	居住	住房	水电燃料及其他	家庭 设备 用品 及服 务	医疗 保健	交通 和通 信	教育 文化 娱乐 服务	杂项 商品 和服 务
1997	0.24	0.07	0.52	0.49	0.03	0.04	0.02	0.03	0.06	0.02
1998	0.23	0.06	0.50	0.47	0.03	0.04	0.04	0.04	0.06	0.02
1999	0.24	0.06	0.48	0.45	0.03	0.05	0.03	0.04	0.07	0.03
2000	0.25	0.06	0.43	0.40	0.04	0.06	0.04	0.05	0.08	0.03
2001	0.24	0.06	0.42	0.38	0.04	0.05	0.04	0.06	0.08	0.03
2002	0.25	0.07	0.41	0.37	0.04	0.05	0.05	0.07	0.09	0.03
2003	0.24	0.06	0.42	0.37	0.04	0.04	0.05	0.07	0.09	0.02
2004	0.25	0.06	0.41	0.37	0.04	0.04	0.05	0.08	0.09	0.02
2005	0.23	0.06	0.44	0.40	0.04	0.04	0.05	0.08	0.09	0.02
2006	0.22	0.06	0.46	0.42	0.04	0.03	0.04	0.08	0.08	0.02
2007	0.22	0.06	0.46	0.42	0.04	0.04	0.04	0.08	0.08	0.02
2008	0.22	0.06	0.48	0.44	0.04	0.04	0.04	0.07	0.07	0.02

表 18: 采用方法二（长期存款利率）的各项权重

	食品	衣着	居住	住房	水电燃料及其他	家庭 设备 用品 及服 务	医疗 保健	交通 和通 信	教育 文化 娱乐 服务	杂项 商品 和服 务
1997	0.29	0.08	0.42	0.39	0.03	0.05	0.03	0.04	0.07	0.03
1998	0.27	0.07	0.41	0.37	0.03	0.05	0.05	0.05	0.07	0.03
1999	0.29	0.07	0.37	0.33	0.04	0.06	0.04	0.05	0.09	0.03
2000	0.30	0.08	0.32	0.27	0.05	0.07	0.05	0.06	0.09	0.04
2001	0.30	0.08	0.30	0.25	0.05	0.06	0.05	0.07	0.10	0.04
2002	0.30	0.08	0.29	0.24	0.05	0.06	0.06	0.08	0.11	0.03
2003	0.30	0.08	0.29	0.24	0.05	0.05	0.06	0.09	0.11	0.03
2004	0.30	0.08	0.29	0.23	0.05	0.05	0.06	0.09	0.11	0.03
2005	0.28	0.08	0.31	0.26	0.05	0.04	0.06	0.10	0.11	0.03
2006	0.27	0.08	0.33	0.28	0.05	0.04	0.05	0.10	0.10	0.03
2007	0.27	0.08	0.34	0.29	0.05	0.04	0.05	0.10	0.10	0.03
2008	0.27	0.07	0.37	0.32	0.05	0.04	0.05	0.09	0.09	0.03

表 19: 采用方法三（抵押贷款利率）的各项权重

	食品	衣着	居住	住房	水电燃料及其他	家庭 设备 用品 及服 务	医疗 保健	交通 和通 信	教育 文化 娱乐 服务	杂项 商品 和服 务
1997	0.26	0.07	0.49	0.46	0.03	0.04	0.02	0.03	0.06	0.02
1998	0.27	0.07	0.42	0.39	0.03	0.05	0.05	0.05	0.07	0.03
1999	0.29	0.07	0.38	0.34	0.04	0.06	0.04	0.05	0.09	0.03
2000	0.27	0.07	0.37	0.33	0.04	0.06	0.04	0.06	0.09	0.04
2001	0.27	0.07	0.37	0.33	0.04	0.06	0.05	0.06	0.09	0.04
2002	0.27	0.07	0.36	0.32	0.04	0.05	0.05	0.07	0.10	0.03
2003	0.27	0.07	0.36	0.31	0.05	0.05	0.05	0.08	0.10	0.02
2004	0.26	0.07	0.39	0.34	0.04	0.04	0.05	0.08	0.10	0.02
2005	0.24	0.07	0.41	0.37	0.04	0.04	0.05	0.08	0.09	0.02
2006	0.23	0.07	0.42	0.38	0.04	0.04	0.05	0.08	0.09	0.02
2007	0.22	0.06	0.46	0.42	0.04	0.04	0.04	0.08	0.08	0.02
2008	0.23	0.06	0.45	0.41	0.04	0.04	0.04	0.08	0.07	0.02

表 20: 采用方法三（存款利率）的各项权重

	食品	衣着	居住	住房	水电燃料及其他	家庭设备用品及服务	医疗保健	交通和信	教育文化娱乐服务	杂项商品和服务
1997	0.33	0.09	0.34	0.31	0.04	0.05	0.03	0.04	0.08	0.03
1998	0.32	0.08	0.31	0.27	0.04	0.06	0.06	0.06	0.08	0.03
1999	0.33	0.08	0.29	0.24	0.04	0.07	0.04	0.05	0.10	0.04
2000	0.35	0.09	0.19	0.13	0.05	0.08	0.06	0.07	0.11	0.05
2001	0.34	0.09	0.19	0.14	0.06	0.07	0.06	0.08	0.12	0.05
2002	0.34	0.09	0.19	0.13	0.06	0.07	0.06	0.09	0.12	0.04
2003	0.34	0.09	0.18	0.12	0.06	0.06	0.07	0.10	0.13	0.03
2004	0.35	0.09	0.18	0.12	0.06	0.05	0.07	0.11	0.13	0.03
2005	0.32	0.09	0.20	0.15	0.06	0.05	0.07	0.11	0.12	0.03
2006	0.31	0.09	0.21	0.16	0.06	0.05	0.06	0.12	0.12	0.03
2007	0.31	0.09	0.22	0.17	0.05	0.05	0.06	0.12	0.12	0.03
2008	0.30	0.08	0.28	0.23	0.05	0.05	0.06	0.10	0.10	0.03

表 21: 采用方法三（移动平均抵押贷款利率）的各项权重

	食品	衣着	居住	住房	水电燃料及其他	家庭设备用品及服务	医疗保健	交通和信	教育文化娱乐服务	杂项商品和服务
1997	0.26	0.07	0.48	0.45	0.03	0.04	0.02	0.03	0.06	0.03
1998	0.26	0.06	0.44	0.40	0.03	0.05	0.05	0.05	0.07	0.03
1999	0.28	0.07	0.41	0.37	0.04	0.06	0.04	0.04	0.08	0.03
2000	0.28	0.07	0.35	0.31	0.04	0.06	0.05	0.06	0.09	0.04
2001	0.28	0.07	0.34	0.29	0.05	0.06	0.05	0.06	0.10	0.04
2002	0.28	0.07	0.33	0.28	0.05	0.05	0.05	0.07	0.10	0.03
2003	0.28	0.07	0.33	0.29	0.05	0.05	0.05	0.08	0.11	0.02
2004	0.28	0.07	0.33	0.28	0.05	0.04	0.06	0.09	0.11	0.03
2005	0.27	0.07	0.35	0.30	0.05	0.04	0.05	0.09	0.10	0.03
2006	0.25	0.07	0.37	0.32	0.05	0.04	0.05	0.09	0.10	0.03
2007	0.25	0.07	0.37	0.33	0.04	0.04	0.05	0.09	0.09	0.02
2008	0.25	0.07	0.40	0.35	0.04	0.04	0.05	0.08	0.08	0.02

表 22: 采用方法三（移动平均存款利率）的各项权重

	食品	衣着	居住	住房	水电燃料及其他	家庭设备用品及服务	医疗保健	交通和信	教育文化娱乐服务	杂项商品和服务
1997	0.32	0.09	0.36	0.33	0.03	0.05	0.03	0.04	0.07	0.03
1998	0.31	0.08	0.32	0.29	0.04	0.06	0.06	0.06	0.08	0.03

1999	0.34	0.08	0.27	0.23	0.05	0.07	0.04	0.05	0.10	0.04
2000	0.34	0.09	0.22	0.17	0.05	0.08	0.06	0.07	0.11	0.04
2001	0.34	0.09	0.19	0.14	0.06	0.07	0.06	0.08	0.12	0.05
2002	0.34	0.09	0.18	0.13	0.06	0.07	0.06	0.09	0.13	0.04
2003	0.34	0.09	0.18	0.12	0.06	0.06	0.07	0.10	0.13	0.03
2004	0.34	0.09	0.18	0.12	0.06	0.05	0.07	0.11	0.13	0.03
2005	0.33	0.09	0.20	0.14	0.06	0.05	0.07	0.11	0.12	0.03
2006	0.31	0.09	0.22	0.16	0.06	0.05	0.06	0.11	0.12	0.03
2007	0.31	0.09	0.23	0.18	0.05	0.05	0.06	0.12	0.11	0.03
2008	0.31	0.09	0.26	0.20	0.05	0.05	0.06	0.10	0.10	0.03

根据表 14——22 的结果可见，修正的居住类权重基本都在 20——50%之间，大大提高了居住类的权重。

（五）根据修正的权重重新计算 CPI

如前文所说，并不存在绝对权威的计算居住类权重的方法，所以我们要依据各种修正算法分别计算修正 CPI 对比。计算中，统计局公布了各年各分项价格指数，根据上述十种方法计算的权重，我们得到各年修正 CPI 如下：¹⁸

表 23： 使用统计局公布自有住房价格分项指数的结果

	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008
竣工价值	101.91	98.54	97.34	98.61	100.46	98.78	100.88	103.35	101.94	101.57	104.76	105.68
商品房售价	103.61	99.91	98.58	99.69	100.38	97.94	100.50	102.85	102.96	102.05	105.35	105.06
使用成本 1	106.22	101.55	99.70	100.61	100.30	97.24	100.19	102.46	103.78	102.47	105.90	104.39
使用成本 2	104.98	100.74	98.65	99.75	100.37	97.93	100.50	102.82	103.02	102.11	105.55	104.90
使用成本 3	106.16	101.83	100.03	100.63	100.31	97.32	100.21	102.58	103.57	102.39	105.71	104.48
使用成本 4	105.13	101.02	99.17	99.88	100.38	97.98	100.52	102.94	102.85	102.05	105.34	104.90
消费成本 1	105.81	101.14	99.26	100.21	100.34	97.58	100.34	102.65	103.41	102.30	105.72	104.59
消费成本 2	104.33	100.19	98.59	98.99	100.43	98.50	100.79	103.26	102.23	101.72	104.97	105.22
消费成本 3	105.74	101.27	99.48	100.11	100.35	97.75	100.41	102.82	103.07	102.15	105.45	104.79
消费成本 4	104.52	100.33	98.47	99.23	100.43	98.53	100.78	103.25	102.21	101.74	105.01	105.30
统计局公布	103.10	99.40	98.70	100.80	100.70	99.00	100.90	103.30	101.60	101.50	104.50	105.60

注释：各种方法的编号代表上文计算权重的顺序，比如，“使用成本 1”代表采用方法二（抵押贷款利率）得到的权重计算的 CPI。

表 24： 使用自有住房、租房和建房材料价格指数平均作为住房消费价格指数的结果

	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008
竣工价值	101.95	98.56	97.34	98.62	100.65	99.15	101.03	103.48	101.64	101.53	104.58	105.83
商品房售价	103.75	99.95	98.59	99.73	101.01	99.15	100.95	103.26	102.06	101.92	104.79	105.49
使用成本 1	106.51	101.64	99.73	100.68	101.31	99.14	100.89	103.09	102.40	102.27	104.98	105.13
使用成本 2	105.20	100.81	98.67	99.80	101.03	99.15	100.95	103.24	102.09	101.98	104.86	105.40
使用成本 3	106.45	101.93	100.06	100.70	101.29	99.14	100.89	103.14	102.32	102.20	104.91	105.18
使用成本 4	105.37	101.09	99.20	99.92	101.01	99.15	100.95	103.30	102.02	101.92	104.79	105.40

¹⁸ 我们把杂项商品和服务等同于烟酒类。

消费成本 1	106.09	101.22	99.28	100.27	101.18	99.15	100.92	103.17	102.25	102.13	104.92	105.24
消费成本 2	104.52	100.24	98.61	99.01	100.78	99.15	101.01	103.44	101.77	101.65	104.66	105.58
消费成本 3	106.01	101.36	99.50	100.16	101.11	99.15	100.93	103.25	102.11	102.00	104.82	105.35
消费成本 4	104.72	100.39	98.48	99.26	100.78	99.15	101.01	103.43	101.76	101.67	104.67	105.62
统计局公布	103.10	99.40	98.70	100.80	100.70	99.00	100.90	103.30	101.60	101.50	104.50	105.60

表 25： 使用住宅价格指数作为自有住房价格指数的结果

	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008
竣工价值	98.14	97.09	98.40	100.60	99.51	101.44	104.08	102.08	101.81	104.83	106.10
商品房售价	98.45	97.71	98.96	100.84	100.33	102.21	105.15	103.41	102.77	105.58	106.30
使用成本 1	98.84	98.26	99.43	101.05	101.02	102.83	105.99	104.48	103.59	106.29	106.52
使用成本 2	98.65	97.74	98.99	100.86	100.35	102.20	105.22	103.50	102.89	105.84	106.35
使用成本 3	98.90	98.43	99.45	101.03	100.95	102.80	105.73	104.21	103.44	106.04	106.49
使用成本 4	98.71	98.00	99.05	100.85	100.29	102.17	104.95	103.27	102.77	105.58	106.35
消费成本 1	98.74	98.04	99.23	100.96	100.69	102.52	105.59	104.00	103.26	106.06	106.45
消费成本 2	98.52	97.71	98.59	100.69	99.78	101.62	104.27	102.47	102.12	105.10	106.25
消费成本 3	98.77	98.15	99.17	100.91	100.53	102.39	105.21	103.56	102.96	105.71	106.39
消费成本 4	98.55	97.65	98.72	100.69	99.76	101.64	104.30	102.44	102.15	105.15	106.22
统计局公布	99.40	98.70	100.80	100.70	99.00	100.90	103.30	101.60	101.50	104.50	105.60

表 23——25 分别使用分项价格指数中的自有住房价格指数、三种指数平均（自有住房、租房和建房材料）和住宅价格指数分别计算修正的 CPI。结果显示：1997—2008 年，只使用自有住房价格指数的做法计算的各种修正 CPI 略低于统计局公布的 CPI，而使用三项价格指数平均的做法各项修正 CPI 与统计局公布的非常接近，使用住宅价格指数计算的结果在近年略高，而在房价下降的早期则略低。不论哪种情况，我们计算的修正 CPI 和统计局公布的 CPI 间并没有特别明显的差异，原因在于：提高居住类权重，必然挤压了食品类权重，而在过去几年，食品类价格涨幅都超过了居住类涨幅，因此重新加权计算的结果并没有特别明显地提高 CPI。

根据统计局公告，2009 年 12 月、2010 年 11 月 CPI 同比分别上升 1.8% 和 4.9%。收集这两期各分项价格指数，利用上述 2008 年的各项权重，可以得到 2009 年、2010 年 11 月价格指数如表 26 所示。大多数指数都显示超过了统计局公布结果。而且，表 26 中我们直接使用了统计局 CPI 中分项居住价格指数，如果采用住宅价格指数，则修正 CPI 将更高，结果如表 27 所示。

表 26： 最近两年的修正 CPI——使用统计局公布居住类价格指数

	竣工价	商品房价	使用成本 1	使用成本 2	使用成本 3	使用成本 4	消费成本 1	消费成本 2	消费成本 3	消费成本 4	统计局
2009	101.59	101.56	102.19	102.05	101.68	102.09	101.48	101.89	102.10	102.09	101.80
2010	104.9	104.99	105.77	105.53	105.22	105.57	105	105.3	105.6	105.5	104.9

表 27： 最近两年的修正 CPI——使用住宅价格指数

	竣工价	商品房价	使用成本 1	使用成本 2	使用成本 3	使用成本 4	消费成本 1	消费成本 2	消费成本 3	消费成本 4	统计局
2009	102.52	103.54	105.36	104.34	104.66	104.38	104.27	103.62	104.58	103.71	101.80
2010	105.23	105.69	106.90	106.34	106.28	106.38	105.99	105.91	106.48	106.07	104.90

四、总结讨论与建议

（一）文章基本总结与简单讨论

本文根据理论上对自有住房如何计入 CPI 的做法，修正计算了中国 1997-2008 年的城镇居民消费价格指数。我们采用了使用成本法的三种不同模式。基于不同的变量的选取，最终得到了十种修正居住类权重和修正 CPI。计算结果显示：（1）只有采用竣工住房价值作为自有住宅单价测度时得到的居住类权重和统计局结果比较接近，并且计算的修正 CPI 也与统计局公布的接近。（2）其他采用商品房价格作为自有住宅价格的居住类权重都明显高于当前统计局采用的居住类权重；（3）如果采用统计局的各分项价格指数，即使改变了权重，各种方法得到的修正 CPI 和统计局的公布结果也非常接近；（4）如果自有住房价格指数采用统计局公布的住宅类价格指数，那么修正 CPI 在近年要普遍略高于统计局公布的 CPI；（5）根据 2010 年 11 月的各分项价格指数，采用修正权重计算的 CPI 绝大多数都超过了 5%。

以上的结果意味着：在统计局分项价格指数测度正确、而只是方法有问题的前提下（这个前提可能也是有争议的），广受争议的 CPI 测度准确问题可能影响并不大，因为我们使用各种方法计算的 CPI 结果和统计局公布的结果绝对差异并不大。

在以上结果的基础上，我们可以对现有的研究结论和政策进行适当讨论。由于各种计算结果和统计局公布的结果绝对差异不大，因此基于现有统计局公布的数据进行的研究可能问题不大。但由于考虑住宅价格时，发生了更大的波动，即在住宅价格下降时计算的 CPI 更低而房价上升时计算的 CPI 更高，由此对一些通货膨胀波动分解、析因的研究可能值得进一步探讨。在政策制定上，如果以 5% 作为通货膨胀政策目标时，由于各种方法计算结果存在差异，对于指导政策结论不同，需要更审慎的决定。

（二）对我国修正数据的建议

在上文的计算过程中，仍有一个争议很大的问题就是住房价格指数的计算，这个结果对于上文部分结论影响很大。我国公布的住房价格指数很多时候仍与公

众感觉不同。根本原因在于，我国计算住房指数采用的方法主要仍是加权平均，而重复交易法需要更广泛应用。对于这个方法，孙文凯和廖理（2007）已经进行过详细总结。同样，其他分项指数的计算过程也要保证方法的科学和结果的可信。

根据上文计算结果，第二个建议就是采用使用成本法、或消费成本法重新计算居住类权重并重新修正计算 CPI。并且，计算过程和细节应该更公开透明。

最后，如果考虑更多自有住房因素，则我国的货币政策可能需要适当放宽对 CPI 的容忍度。国际发展经验表明，经济高速发展时，基本都伴随着高通胀。正确认识、重新计算 CPI 并遵循经济发展规律，是我国政策制定中必须面对的过程。

参考文献

本·S·伯南克和安德鲁·B·亚伯，《中级宏观经济学》第 6 版，章艳红译，北京：机械工业出版社，2007。

国家统计局，《中国统计年鉴》，北京：中国统计出版社，1998-2009 年。

国家统计局城市司：如何理解当前 P P I 和 C P I 涨幅差异较大的现象，国家统计局网站，http://www.stats.gov.cn/tjjj/tjlyj/t20050817_402270768.htm，发布时间：2005 年 8 月 17 日，访问时间，2010 年 12 月。

况伟大，中国存在住房支付困难吗？财贸经济，2010（11）。

罗伯特·J·巴罗，《宏观经济学-现代观点》，沈志彦译，上海：上海人民出版社，2008。

莫万贵，在 CPI 中体现住房消费成本变动基本方法及国际比较，中国金融，2007（12）：56-58。

孙文凯，廖理，基于修正重复交易法的房地产价格指数的编制。管理科学与统计决策，2007，4（3）：23-31。

王东，我国居民消费价格指数与体系中居住类指数偏差现象的探讨，贸易经济，2008（2）：54-59。

王军平，住房消费在 CPI 中的权重亟需提高，价格理论与实践，2006a（2）：33-35。

王军平，住房价格上涨对 CPI 的传导效应_兼论我国 CPI 编制体系的缺陷，经济学家，2006b（6）：78-82。

徐奇渊，CPI 指数编制：还需要做哪些改进？<http://www.chinavalue.net/Blog/524616.aspx>，发布时间：2010 年 11 月 14 日，访问时间：2010 年 12 月。

周清杰，自有住房的双重性质及其费用在 CPI 中的处理。经济理论与经济管理，2008a(3): 21-25。

周清杰，自有住房与 CPI 的关系之谜：来自欧盟价格指数改革的启示，宏观经济研究，2008b（7）：74-79。

周清杰，等值租金法与 CPI 中自有住房费用的处理，2010 年工作论文。

Beatty, T.K.M., Roed Larsen, E., "Using Engel curves to estimate bias in the Canadian CPI as a cost of living index". The Canadian Journal of Economics, 2005:38 (2), 482-499.

Diewert, W.E., Nakamura, A.O., "Accounting for housing in a CPI". In: Diewert, W.E., Balk, B.M., Fixler, D., Fox, K.J., Nakamura, A.O., 2009. Price And Productivity Measurement, Housing, Trafford Press, 1:7 - 32.

Diewert, W. Erwin, Alice O. Nakamura, Leonard I. Nakamura, "the Housing Bubble and a

New Approach to Accounting for Housing in a CPI". *Journal of Housing Economics*, 2009(18):156-171.

Goodhart, C., "What weight should be given to asset prices in measurement of inflation?" *Economic Journal*, 2001(111), 335–356.

Katz, A.J., "Estimating dwelling services in the candidate countries: theoretical and practical considerations in developing methodologies based on a user cost of capital measure". In: Diewert, W.E., Balk, B.M., Fixler, D., Fox, K.J., Nakamura, A.O., 2009. *Price and Productivity Measurement, Housing*, Trafford Press, 1: 33–50.

Larsen, Roed E., "Does the CPI mirror the cost of living? Engel's Law suggests not in Norway". *The Scandinavian Journal of Economics*, 2007: 109 (1), 177–195.

Poole, R., Ptacek, F., Verbrugge, R., 2005. Treatment of owner-occupied housing in the CPI. In: Presented to the Federal Economic Statistics Advisory Committee on December 9, 2005.

Timothy K.M. Beatty, Erling Roed Larsen, Dag Einar Sommervoll, "Using House Prices to Compute the Price of Housing in the CPI", *Economics Letters*, 2010(106):238-240.

Woolford, K., "Treatment of Owner-Occupied Housing in Australia: Concepts and Practices", Paper prepared for the OECD seminar "Inflation Measures: Too High – Too Low – Internationally Comparable", Paris, 2005: 1-5.

Verbrugge, R., 2008. "The puzzling divergence of rents and user costs", 1980–2004. *Review of Income and Wealth*, 2008:54 (4), 671–699.

通货膨胀冲击的财产再分配效应

——基于中美两国的比较研究

摘要：使用中国的奥尔多调查数据和美国的消费者金融调查数据，本文研究了两国通胀冲击的财产再分配效应。本文首先详细记录了中美两国城镇家庭的净名义头寸持有状况，然后在此基础上引入未预期到的通货膨胀冲击，从而估算通胀冲击对家庭净名义头寸及其财产的影响。本文研究发现，通胀冲击将侵蚀中国家庭部门的财产，并进一步恶化家庭间的财产分布；而美国的情况则有利于改善贫富差距。

一、引言

通货膨胀是许多国家宏观经济政策关注的核心问题，其政策选取的理论基础来源于多个方面，其中之一在于未预期到的通货膨胀会引起经济个体间任意的财产再分配。中国虽然也将保持物价稳定作为宏观经济政策的重要目标，但改革开放以来的经济实践表明，我国的货币政策具有明显的保增长特征，并未给予通货膨胀问题以足够的重视。¹⁹造成这种现象的一个重要原因，当归咎于我们对通货膨胀的危害还缺乏足够的认识，特别是常常忽视通胀冲击可能引发的财产再分配效应。²⁰

事实上，因处于经济体制转轨时期，中国的通胀再分配效应不仅十分显著而且出现概率很高，理应受到货币当局更多的关注。随着改革开放的不断深化，中国不同家庭之间的资产组合状况逐渐形成非常明显的差异，这同时反映在不同财产阶层和不同地区的家庭之间（陈彦斌，2008；李实、罗楚亮，2007）。这种普遍存在的异质性，使得未预期到的通货膨胀很容易在中国家庭之间引发广泛的财产再分配。与此同时，改革开放以来中国通胀率的变动要远远高于发达国家的同期水平，这意味着中国发生通胀冲击的概率很大，进而出现通胀再分配效应的可能性也很高。更为重要的是，通胀再分配效应是与财产分布问题紧密相关的，因为通胀冲击不仅会改变家庭的绝对财产水平，而且会改变家庭间原有的财产分布

¹⁹ 不仅是政策界，在国内学术界，也有不少学者强调货币政策的经济增长目标而忽视通货膨胀问题，例如厉以宁（1994）。

²⁰ 通胀冲击是指实际发生的通货膨胀超过经济个体预期值的情形，故我们将通胀冲击等同于未预期到的通货膨胀。另外，本文所考察的通胀冲击的财产再分配效应主要包括两个方面，一方面是家庭绝对财产水平的变化，另一方面是家庭间财产分布的变化。为表述方便，我们在后文将通胀冲击的财产再分配效应简称为通胀再分配效应。

格局。当前，中国的财产分布不平等正在引发日益广泛的关注(李实等, 2000; 陈彦斌等, 2009), 基于对这个问题的考量也要求中国的货币当局更加重视通胀再分配效应。

与中国货币当局不同, 作为发达国家货币当局的典型代表, 美联储在制定货币政策时已经充分考虑到通胀再分配效应的影响。上世纪 30 年代的经济大萧条, 使得美联储开始将保障就业作为货币政策的最高目标, 但它并未因此只关注就业问题而忽视对通胀问题的考量。实践表明, 美联储对通胀问题特别是通胀再分配效应进行过长期的定量研究, 并且一直把定量研究结果作为货币政策制定的重要依据 (Doepke and Schneider, 2006)。为此, 将中美两国通胀再分配效应的定量结果进行比较研究将有助于我们加深对两国货币政策的认识, 同时有助于我们反思中国货币当局在制定货币政策时的缺陷。进一步讲, 通过对中美两国通胀再分配效应的定量研究和比较分析, 本文将能够回答如下问题: 通胀冲击将给中美两国带来多大程度的财产再分配效应? 两国间的财产再分配效应是否存在差异, 这种差异对于认识两国货币当局近年来推行的货币政策有何意义?

目前, 对通胀再分配效应进行定量研究的主流方法是考察家庭资产组合的实际价值的变化, 即对家庭的名义头寸进行再定价。²¹国外学术界早在上世纪 50 年代就开始探索这种定量研究方法, 历经 50 多年的发展它已日趋成熟。Bach and Ando (1957) 和 Budd and Seiders (1971) 将美国高通胀前后的家庭财产状况进行比较, 由此考察通胀冲击对家庭的财产再分配效应。然而, 这种比较并不能在通货膨胀和财产再分配之间建立起严密的因果联系, 因而也无法准确度量通胀再分配效应的大小。Brimmer (1971) 和 Blinder and Esaki (1978) 转而研究家庭收入变化与通货膨胀之间的经验关系, 但是这种拓展却受到明显的限制, 因为只有使用作为存量的财产才能够更好地解释家庭在通胀冲击下的经济福利变化。为此, Bach and Stephenson (1974) 开始从名义头寸再定价的角度来考察通胀冲击下从借出者到借入者的财产再分配效应。Doepke and Schneider (2006)、Meh and Terajima (2008, 2009) 和 Meh et al. (2010) 在再定价思想的基础上对家庭的名义资产和负债作进一步细分, 并且将家庭的间接名义头寸也纳入分析框架之中, 从而能够更加细致地考察通胀再分配效应。国内学术界因长期忽视通胀再分配效应, 加之缺乏可供使用的微观调查数据, 所以在这方面的定量研究还比较少。仅有的研究也只是着眼于收入分配和通货膨胀之间的经验关系 (李若建, 1996); 即使考虑到财产再分配效应, 其关注点也往往局限在部门水平而并没有具体到家庭水平 (刘晓越, 1989)。²²综合考虑国外研究方法的最新发展和国内研究的不

²¹ 我们定义名义头寸为名义资产或者负债, 因而在很多情形下可以将头寸看作是资产或者负债的同义词。

²² 也有一些国内学者从定性研究的角度来考察通胀的再分配效应, 例如樊纲 (1995), 但这类文献的出发

足，本文将采用 Doepke and Schneider (2006) 拓展后的名义头寸再定价方法来定量研究中美两国的通胀再分配效应。

具体而言，我们将按照以下两个步骤来定量研究中美两国的通胀再分配效应。第一步，分别以 2005 年和 2007 年为分析中美两国数据的基年，并利用北京奥尔多投资研究中心的家庭资产调查数据（后文简称奥尔多数据）和美国的消费者金融调查数据（SCF）来对两国城镇家庭的资产负债项目进行详细分类，由此记录城镇家庭的净名义头寸持有状况。²³国内以往对财产分布状况的研究多采用中国社会科学院经济研究所的调查数据（李实等，2000，2005；赵人伟，2007），但这些数据目前只更新到 2002 年。考虑到中国城镇家庭净名义头寸持有结构和财产分布状况在经济快速增长背景下的高变动性，本文将采用更新速度较快而且调查更为全面的奥尔多数据。对于美国家庭的资产组合状况，我们则利用最新一期的 SCF 数据进行记录。第二步，在给定基年净名义头寸持有状况的基础上，引入一个持续 10 年的 5% 水平的通胀冲击，并通过观察不同财产水平的家庭组在冲击下的财产变化情况来估计再分配效应的大小及其对财产分布的影响。为保证定量研究的合理性，我们同时进行两种类型的通胀冲击试验，即完全突然的通胀冲击和快速指数化的通胀冲击。²⁴它们将分别给出通胀冲击的上下界值，因而能为现实中的通胀再分配效应提供一个可置信的区间估计。

通过对中美两国通胀再分配效应的定量和比较研究，本文得到以下两个主要结果。第一，总体而言，中国城镇家庭在通胀冲击中几乎都遭受到不同程度的损失，而美国绝大多数家庭却是从中获益。第二，中国的中产阶层在通胀冲击中损失的财产比重最大，穷人阶层次之，富人阶层最小；而美国城镇家庭的穷人阶层从通胀冲击中获益最多，富人阶层获益最少，且部分富人阶层的老年家庭已在通胀冲击中遭受到损失。从这两个结果可以看出，中国货币当局从 2007 年金融危机以来实际推行的扩张性货币政策将增加通胀冲击风险，从而使得中国城镇家庭部门在此过程中遭受损失，而且还会进一步恶化家庭间的财产分布不均状况。与之相反，在政策制定的考量上，美联储则明显优于中国央行，它同期推行的扩张性货币政策不仅有助于美国经济的复苏和就业的增加，同时也可能有益于美国城镇家庭部门，并能在一定程度上改善家庭间的财产分布不平等状况。

本文余下部分的叙述结构安排如下。第二节使用微观调查数据建立中美两国城镇家庭的净名义头寸持有状况，并归纳其基本特征；第三节介绍计算通胀再分配效应的一般框架，并利用给定基年的家庭净名义头寸，计算出完全冲击和指数化冲击下不同家庭组的财产损益，同时比较中美两国的区间估计结果。第四节归

点多属于收入分配和通货膨胀之间的关系。

²³ 受基年选择的限制，对于中国我们只能采用 2005 年的截面数据，而 2005 年的奥尔多数据并未涉及农村家庭，因此我们只能将分析定位于通货膨胀冲击对中美两国城镇家庭的影响。

²⁴ 为表述方便，我们在后文将完全突然的通货膨胀冲击和快速指数化的通货膨胀冲击分别简称为完全冲击和指数化冲击。

纳得出本文的主要结论，并据此提出相应的政策建议。

二、中美两国城镇家庭的净名义头寸

在第二节，我们分别根据奥尔多数据和 SCF 来记录中美两国城镇家庭的净名义头寸持有状况。净名义头寸的建立是计算通胀冲击的财产再分配效应的基础，为此我们将详细介绍净名义头寸的记录方法并对中美两国城镇家庭的净名义头寸持有状况进行比较分析。

2.1 净名义头寸的记录方法

由于通胀冲击只降低名义资产和负债的实际价值，而不影响实际头寸，因此我们需要根据家庭的资产负债表重新构建名义头寸。资产负债表记录着家庭在某个时点的资产和负债状况，这里的资产和负债有实际和名义之分，我们定义名义资产和负债为用本国货币计价，并且没有经过通胀指数化的金融权益；而净名义头寸就是名义资产和名义负债之差。从持有形式来看，家庭的净名义头寸包括直接名义头寸和间接名义头寸两部分。其中，直接名义头寸是家庭直接持有的名义资产加上通过投资中介持有的名义资产再减去家庭直接持有的名义负债后的净值，而间接名义头寸则是指家庭通过股权或所有权的形式所持有的相应商业组织的净名义头寸。²⁵

对于直接名义头寸，我们通过加减相应的名义头寸项目很容易获取，而对于间接名义头寸，则需要更为复杂的方法来进行记录。家庭以股权或所有权的形式将资金投入商业组织，这部分投资形成家庭的权益（Equity），所有家庭的权益之和即对应于商业组织的净权益（Net Equity）。一般而言，商业组织既持有名义头寸，也持有实际资产，这意味着家庭所持有的商业权益并非全部对应于净名义头寸。²⁶为计算出家庭权益所对应的净名义头寸，我们按照 Hall（2001）和 McGrattan and Prescott（2005）提出的方法，假设每单位家庭权益所对应的净名义头寸等同于每单位商业组织的净权益所对应的净名义头寸。进一步，我们定义商业组织的净名义杠杆率为每单位净权益所对应的净名义头寸份额，即全部商业组织所持有的直接名义头寸与商业净权益（Net Equity）之比。这样，根据净名义头寸的持有形式，我们就可以将家庭的净名义头寸通过两部分之和计算出来，其中一部分为直接名义头寸，另一部分为家庭权益乘以商业组织净名义杠杆率而得到的间接名义头寸。

根据奥尔多数据和 SCF 提供的中美两国城镇家庭的资产负债表，我们使用上述方法来记录城镇家庭的净名义头寸。第一步，对家庭资产组合的各项进行分

²⁵ 这里的商业组织是一种广义概念，它包括我们通常所讲的企业单位或自主经营单位等。

²⁶ 实际上商业组织的资产负债表除去股东权益外，还剩下三个部分，即名义资产，名义负债和实际资产。为表述方便，我们将名义资产和负债结合为净名义头寸。

类，即把所有资产和负债分为实际头寸、直接名义头寸、投资中介头寸和权益头寸四项。其中，实际头寸主要包括耐用品和其他一些经通胀指数化或用外币标价的项目。投资中介头寸是指家庭投入到投资中介里的资金，而投资中介则是将家庭、企业、政府等投资主体的资金汇集起来，并按照一定的投资组合进行投资的金融类机构，如共同基金等。因而家庭所持有的投资中介头寸，事实上按照一定的比例分配到了名义头寸、实际头寸和权益头寸。我们假定投资中介对投资者的每单位投入都按照相同的资产组合进行投资，这样就可以用投资中介投资组合的总体分布来拟合每个家庭在投资中介中的资金的流向。对于家庭投资于商业组织的资金，我们则将其归入权益头寸一项。权益是家庭对商业组织的股票和所有权之和，家庭通过权益来间接持有其名义和实际头寸。

第二步，将直接名义头寸（含投资中介头寸中的直接名义头寸部分）进一步划分为三类，即短期、抵押贷款和债券。其中，短期是指到期在一年或一年以内的金融资产和负债，主要包括现金、短期存款、短期票据和消费信贷等。抵押贷款是所有抵押贷款项目的总和，其主要构成部分是住房抵押贷款。债券则是到期在一年以上的非抵押贷款类头寸，包括各类债券、长期贷款和未经通胀指数化的养老金等。之所以要将直接名义头寸划分为这三类，主要是基于两个方面的考虑。其一，名义头寸的到期对于计算通胀冲击的财产再分配效应非常重要，它会直接影响财产净现值损益的大小。因此我们按照到期的差异，将短期头寸和债券头寸以及抵押贷款头寸区分开来。其二，抵押贷款是近几十年来全球发展最为迅速的贷款类项目，其在美国城镇家庭的财产结构中已占有十分重要的地位，且对中国城镇家庭资产组合的重要性也日益彰显。为此，我们将抵押贷款从债券头寸中分离出来进行单独考察。

第三步，将投资中介头寸中的权益头寸部分也归入第一步划分的权益头寸中，即把两者之和看作是间接名义头寸。整合后的权益头寸的净名义部分可以用家庭权益去乘以对应商业组织的净名义杠杆率得到。然而，对于中美两国我们都无法确定家庭权益所对应的具体商业组织。为此，按照前面所提到的方法，我们采用商业组织的净名义杠杆率，即全部商业组织的净名义头寸比重作为替代。也就是说，我们假定商业组织是否是股份公司制对于本文的分析并不重要。但需要指出的是，区分金融类商业组织和非金融商业组织却对我们确定间接名义头寸有着重要的影响。这是因为金融类商业的资产基本都是名义资产，而非金融类商业则持有很大比重的实际资产，所以整个社会中金融类商业的资金规模越大，城镇家庭持有的间接名义头寸就会越多。

2.2 净名义头寸的建立过程

在建立净名义头寸之前，我们需要确定截面数据的基年。对中国而言，北京奥尔多投资研究中心能够提供 2005—2009 年的《中国投资者行为调查问卷》数

据库，考虑到 2005 年中国城镇通胀率（1.6%）最接近于正常年份的均值水平（1.42%），这意味着以 2005 年的截面数据为基础引入通货膨胀冲击最为合理，为此我们选取 2005 年作为分析中国数据的基年。²⁷对于美国，SCF 每隔三年提供一次截面数据，最近的两个截面数据为 2004 年和 2007 年，其中 2007 年美国城镇通胀率（2.80%）最接近于正常年份的均值（2.47%），为此我们将 2007 年作为分析美国数据的基年。

采用 2005 年的奥尔多数据，我们可以根据前文介绍的记录方法逐步建立中国城镇家庭的净名义头寸。²⁸将调查数据中的资产和负债项目按照第一步和第二步进行重新划分，可以获得由实际头寸、直接名义头寸、投资中介头寸和权益头寸四类头寸构成的分类结果。其中，实际头寸统计有自有房屋、收藏品、外汇和期货。直接名义头寸由短期头寸、抵押贷款头寸和债券头寸组成。短期头寸统计有现金和短期银行存款；抵押贷款头寸则包括购房贷款、购房借款、购车贷款和购车借款；债券头寸项目最多，涵盖各种债券、借出款、住房公积金、保险金、其他理财产品、做生意贷款、做生意借款、教育贷款、教育借款、医疗借款、其他债务和长期银行存款。投资中介头寸对应于基金。权益头寸包括股票和自主经营资金。²⁹对于上述划分结果，我们需要作以下几点解释。第一，外汇因采用外币计价，不会受到本国通货膨胀的影响，所以属于实际项目。第二，根据中国期货业协会全国期货市场成交情况统计表，2005 年度中国三大期货交易所的交易品种全属于实物资产，故把期货归入实际项目。第三，住房公积金是单位及其在职职工所缴存的长期住房储金，这类类似于长期银行存款，因而归入名义项目。

在上述划分的基础上，我们需要再对投资中介头寸和股票头寸作进一步处理。对于投资中介头寸，我们将中国城镇家庭持有的基金分配到五项最终头寸中去。³⁰由于中国缺乏基金公司的总体统计数据，因此我们基于国泰安经济金融研究数据库中的 CFMRD 数据库（中国基金市场研究数据库），将样本公司的投资组合分布作为总体投资组合分布的替代。对于 2005 年的原始数据，我们将开放式基金和封闭式基金合并，然后可以统一计算各类投资占总资产的比重。从投资类型来看，开放式基金的投资类型较多，包括股票、债券、银行存款和清算备付

²⁷ 对于 1978—2008 年中美两国城镇通胀率数据，我们定义高通胀阶段为通胀率连续两年超过 3%警戒水平的时期，而正常年份为除去高通胀阶段之外的剩余年份。

²⁸ 2005 年的奥尔多数据总共有 1026 份城镇居民调查问卷。借鉴陈彦斌（2008），我们对原始问卷作如下处理：剔除没有填写年龄信息的问卷；剔除没有填写月总收入信息的问卷；剔除没有填写所有资产和债务状况的问卷；剔除具有极端值资产和极端值债务的问卷；剔除最大和最小两个财富极端值的问卷（485 万元和负 75 万元）。经过处理后，总共得到 923 份有效问卷。

²⁹ 中国城镇家庭的银行存款主要分为活期存款和定期存款两类。由于活期存款不规定存款期限，可以随时存取，所以属于短期头寸；定期存款包括三个月、六个月、一年、二年、三年和五年六种类别，我们将其归入债权头寸。中国人民银行的金融机构人民币信贷收支表显示，2005 年中国居民储蓄存款的总额为 159.29 万亿元。其中，活期存款 54.21 万亿元，占比 34%；定期存款 105.08 万亿元，占比 66%。由于无法准确调查每个城镇家庭所持有的银行存款的具体构成，因此我们按照全国的总量分布来进行分配，即将每个家庭银行存款的 34%归入短期头寸，相应的 66%归入债券头寸。

³⁰ 按照前文介绍的记录方法，实际上经过三个步骤的处理，所有的资产和负债项目都可以被划分到实际头寸、短期头寸、抵押贷款头寸、债券头寸和权益头寸中去。

金、权证、资产支持证券、买入返售证券以及其他资产七种；封闭式基金的投资类型相对较少，包括股票、债券、银行存款、权证和其他资产五种。根据各类投资到期性质和持有形式，我们进一步将其划分为短期头寸、债券头寸和权益头寸三类。³¹其中，两类基金的股票归入权益头寸；两类公司的债券、权证和其他资产以及开放式基金的资产支持证券和买入返售证券归入债券头寸；两类基金的银行存款的长期部分归入债券头寸，相应的短期部分归入短期头寸。按照这种分类方法，我们就可以计算出基金公司的投资类型的总体分布。具体来讲，短期头寸占基金公司总资产的 12%，债券头寸占比 56%，余下的 32%为权益头寸。为此，我们将每个城镇家庭所持有基金的 12%归入短期头寸，56%归入债券头寸，剩余的 32%作为权益头寸处理。

对于权益头寸，我们通过商业组织的净名义杠杆率来计算出股票和自主经营资金所对应的净名义头寸。³²由于中国缺乏完整的商业部门统计数据，因此我们基于国泰安经济金融研究数据库中的 CSMAR 数据库（中国上市公司年报财务数据库），将样本净名义杠杆率作为总体净名义杠杆率的一个替代性选择。根据提供的上市公司资产负债表，我们可以计算出中国商业部门的总体净名义杠杆率为 -0.05，其中短期头寸的总体杠杆率为 0.12，债券头寸的总体杠杆率为 -0.17。³³为此，我们将每个城镇家庭所持有的股票和自主经营资金的 5%作为名义负债归入权益头寸。

同样地，采用 2007 年的 SCF，我们可以建立起美国城镇家庭的净名义头寸。按照实际头寸、直接名义头寸、投资中介头寸和权益头寸进行分类，我们可以给出美国城镇家庭的资产和负债表项目进行重新划分后的结果。其中，实际头寸包含交通工具、首要住宅、住宅类房产、非住宅类不动产净权益、养老金计划；短期头寸涵盖支票账户、储蓄账户、活期账户、定期存款、短期国库券和信用卡余额；抵押贷款头寸对应于首要住宅的抵押贷款；债券头寸内容更为丰富，包括储蓄债券、直接持有债券（不包括短期国库券）、首要住宅的住房净值信贷、其他住宅抵押贷款、其他住房净值信贷和分期付款；投资中介头寸统计有货币市场共同基金、共同基金和终身保险（独立账户）；权益头寸由直接持有的股票和商业权益组成。对于上述划分，我们也需要就某些项目的归属做出解释。第一，美国的存款期限大多都在一年以内，故将其全部归入短期头寸。第二，由于美国大多数的养老金计划都是设置为退休时期工资的函数，而工资会随通货膨胀而提高，因而家庭的养老金收益事实上是经过指数化的（Scholz et al., 2006；De Nardi et

³¹ CFMRD 所统计的基金公司几乎都不持有实际头寸和抵押贷款头寸，因而我们把基金公司的所有资产负债项目划分为短期头寸、债券头寸和权益头寸三个最终项目。

³² 由于中国缺乏对自主经营单位的资产负债状况的统计数据，因此我们按照股票的方式来处理自主经营资金。

³³ CSMAR 所统计的上市公司几乎都不持有抵押贷款头寸，同时我们忽略公司间相互持有权益的情形，这样就可以将商业部门的净名义头寸划分为短期头寸和债券头寸两个最终项目。

al., 2010)。为此，我们将家庭的养老金看作是一种实际税收转移体系，由作为计划资助方的政府和企业支付实际的转移支付流，进而可以将家庭账户中持有的养老金全部作为实际头寸处理。第三，家庭的外国存款都被包含在定期存款账户中。根据美国经济分析局（BEA）的国际投资头寸数据，外国存款中有很高比重为欧洲美元。因此，我们不妨假设所有外国存款都是美元存款，而作为和其他定期存款一样的名义头寸处理。

在上述划分的基础上，我们对美国家庭的投资中介头寸、债券头寸和权益头寸作进一步处理。对于投资中介头寸，美国城镇家庭主要投向于货币市场共同基金、共同基金、人寿保险公司的独立账户等。³⁴货币市场共同基金和共同基金之间可能存在权益的交叉持有的情况，对此我们加以忽略。由于美国人寿保险公司也进行风险投资，因此我们也将其作为部分的投资中介，而不仅仅是商业组织。人寿保险公司用于风险投资的资产状况反映在美国寿险理事会（ACLI）所发布的《Life Insurers Fact Book》的独立账户中，而美联储基金流量账户（FFA）并没有区分人寿保险公司的一般账户和独立账户。基于 FFA 和《Life Insurers Fact Book》，我们可以给出美国各类投资中介的总体投资组合。其中，货币市场共同基金有 62.1% 的资金投入短期头寸，诸如存款和短期国库券等；37.9% 的资金投入债券头寸。共同基金主要投资于权益头寸，这占到其资产的 70.1%；另外有 5.4% 的资金投入短期头寸，24.5% 的资金投入公司和市政债券等债权头寸。人寿保险公司的独立账户也主要投资于股票市场，权益头寸占其投资总额的 83.8%；余下资产分别投向短期、债券、抵押贷款和实际头寸，比重分别为 2.6%、12.1%、0.6%、0.8%。

对于债券头寸，美国城镇家庭购买的债券主要有国库券、抵押贷款支持债券、市政债券、公司债券等。其中，国库券中有到期一年以内的短期产品（Bills），我们需要将其归入短期头寸。芝加哥大学证券价格研究中心（CRSP）提供的国库券数据显示，2007 年的国库券为 55.31 亿美元，其中短期国库券 45.20 亿美元，占 81.7%。而 SCF 的家庭账户中，并没有将债券细分，因此我们使用 FFA 的家庭部门数据来计算持有债券中国库券的比重。我们通过计算发现，家庭部门持有国库券较少，只占其债券总额的 1.7%。因此，我们将债券中的 1.4% 作为短期国库券归入短期头寸。

对于权益头寸，我们根据 FFA 计算出商业部门的净名义杠杆率，这里的商业部门包括金融企业、非金融企业，人寿保险公司的一般账户和个人养老金计划等。³⁵将养老金计划作为商业组织考虑，是因为商业组织作为养老金计划的资助

³⁴ 这里的共同基金包括股票共同基金、免税债券共同基金、政府债券共同基金、混合共同基金等，但不包括货币市场共同基金。货币市场共同基金在资产负债表中归入到货币市场账户，属于流动资产范畴。

³⁵ FFA 统计有 17 个商业组织的部门数据，即非金融企业的非农非金融公司制企业、非农非公司企业、农业企业；金融企业的美国特许商业银行、储蓄机构、信用社、人寿保险公司（一般账户）、其他保险公司、封闭式和交易所买卖基金、政府赞助企业、联邦相关抵押贷款组合、资产担保证券发行人、金融公司、房

方承担了通货膨胀的影响。人寿保险公司的一般账户由 FFA 的综合账户减去《Life Insurers Fact Book》的独立账户得到。而基金公司账户中需要剔除外国基金公司的部分，外国基金公司的资产等于外国银行部门的杂项头寸减去基金公司的外国直接投资，其负债则等于平衡其资产负债的相应商业票据。整合商业组织的部门数据，我们就可以计算得到美国商业组织的总体净名义杠杆率为 0.04，其中短期、债券和抵押贷款头寸的杠杆率分别为 0.37、0.12 和-0.45。

2.3 净名义头寸的持有状况

通过净名义头寸的建立，我们可以给出中美两国城镇家庭的净名义头寸持有状况的具体结果。为区分不同类型家庭的净名义头寸持有状况，我们按照户主年龄和财产阶层对所有家庭进行分组。第一步，依据户主年龄将所有家庭划分为五个年龄组，即小于 30 岁、30-39 岁、40-49 岁、50-59 岁和 60 岁及以上。第二步，将每个年龄组划分为三个财产阶层，其中净财产最高的 5% 为富人阶层，月总收入最低的 25% 为穷人阶层，余下的 70% 为中产阶层。³⁶表 1 和表 2 分别给出 2005 年中国和 2007 年美国城镇家庭的净名义头寸持有状况，按照年龄和财产共划分为 15 个组，每个组的净名义头寸（表中简称为 NNP）及其分项所对应的数值都是相应名义头寸占该组平均净财产的百分比。³⁷

表 1. 2005 年中国家庭净名义头寸（单位：%）

	年龄组				
	< 30	30—39	40—49	50—59	≥ 60
	全部家庭				
短期	11.51	9.24	8.49	8.09	6.75
抵押贷款	-16.48	-14.31	-9.16	-8.72	-3.23
债券	19.84	24.63	22.24	16.10	11.15
权益	-0.44	-0.47	-0.42	-0.30	-0.17
NNP	14.43	19.10	21.15	15.18	14.51
	穷人阶层				
短期	12.37	11.23	10.17	9.31	7.61
抵押贷款	-20.36	-17.66	-12.66	-10.15	-4.96
债券	20.73	23.29	21.80	16.89	12.13
权益	-0.41	-0.44	-0.39	-0.28	-0.16
NNP	12.33	16.43	18.93	15.76	14.62
	中产阶层				
短期	11.23	10.98	9.68	8.85	6.05
抵押贷款	-16.75	-14.32	-11.23	-9.44	-3.68
债券	24.93	26.13	25.81	19.29	15.25

地产投资信托、证券经纪人和交易商、基金公司（不含外国基金公司）；个人养老金计划。

³⁶ 在划分财产阶层时，我们综合考察家庭的净财产和家庭月收入，这样可以尽量避免穷人阶层出现平均净财产为负数的情况。

³⁷ 在计算中，我们发现美国某些家庭组的平均净财产很低，因此其净名义头寸某些分项的占比的绝对值会大于 100%。

权益	-0.43	-0.49	-0.45	-0.33	-0.22
NNP	18.97	22.30	23.81	18.37	17.40
富人阶层					
短期	7.05	6.46	6.31	6.22	5.26
抵押贷款	-11.70	-7.45	-6.21	-5.16	-2.90
债券	14.89	15.93	15.47	12.73	10.90
权益	-0.38	-0.43	-0.39	-0.26	-0.14
NNP	9.86	14.51	15.18	13.52	13.11

表 2. 2007 年美国家庭净名义头寸 (单位: %)

	年龄组				
	< 30	30—39	40—49	50—59	≥ 60
全部家庭					
短期	5.7	4.5	4.6	4.8	5.8
抵押贷款	-43.8	-50.8	-20.4	-10.9	-4.3
债券	-18.8	-12.7	-1.7	0.4	3.2
权益	-2.2	-1.4	-1.5	-1.6	-1.5
NNP	-59.1	-60.4	-18.9	-7.3	3.2
穷人阶层					
短期	32.0	0.7	1.2	4.7	5.9
抵押贷款	-123.2	-51.4	-36.4	-24.6	-4.7
债券	-294.7	-24.8	-15.7	-7.3	-1.0
权益	-2.4	-1.3	-1.1	-0.8	-0.3
NNP	-388.3	-76.7	-52.0	-28.0	-0.1
中产阶层					
短期	13.1	5.1	4.3	4.4	7.5
抵押贷款	-128.5	-92.6	-35.5	-20.7	-8.2
债券	-59.8	-24.6	-6.6	-3.7	0.8
权益	-0.6	-0.7	-0.6	-0.6	-0.7
NNP	-175.9	-112.8	-38.5	-20.7	-0.5
富人阶层					
短期	2.9	4.2	5.0	5.1	3.7
抵押贷款	-14.5	-12.1	-7.2	-2.9	-1.7
债券	-1.9	-0.9	3.1	3.7	5.0
权益	-2.7	-2.1	-2.2	-2.4	-2.2
NNP	-16.2	-10.9	-1.2	3.5	4.9

对于表 1 和表 2 所给出的结果, 我们可以从多个角度进行理解。从全部家庭来看, 表 1 显示出不同年龄组的中国城镇家庭的净名义头寸全都为正, 也就是说按照户主年龄划分的不同家庭都是净名义借出者, 其借出方式以债券头寸和短期头寸为主, 这具体表现为中国多数城镇家庭都持有很大比重的银行存款和现金。同时, 表 1 还显示出家庭净名义资产的比重随户主年龄增加而呈现出先增后减的变动趋势, 即中年家庭的净名义资产比重大于年轻家庭和老年家庭。³⁸产生这种

³⁸ 我们定义户主年龄小于 30 岁的家庭组为年轻家庭, 30—49 岁为中年家庭, 50 岁及其以上为老年家庭。

趋势的直接原因在于,处于财产积累时期的年轻家庭和中年家庭比已趋完成财产积累的老年家庭持有更多现金、银行存款、股票和基金等名义资产,同时年轻家庭因购房购车等经济需求会比中年家庭和老年家庭借入更大量的抵押贷款。这一点,从短期头寸、抵押贷款头寸和债券头寸三个分项的变动趋势也可以清楚地看出来,即短期头寸和抵押贷款头寸的绝对值随着户主年龄的增加而减少,同时债券头寸的绝对值随着户主年龄的增加而呈现先增后减的变化。与中国的情况相反,表 2 显示出按全部家庭进行划分的美国不同年龄组的城镇家庭多为净名义借入者,其借入方式主要为债券头寸和抵押贷款头寸,这具体表现为美国城镇家庭持有很高比重的住房抵押贷款和其他银行贷款。另外,表 2 还显示出家庭净名义负债随户主年龄的增加而单调递减的趋势(60 岁及其以上的老年家庭已开始持有净名义资产),这是因为美国年轻家庭在借入大量贷款的同时持有少量的现金和银行存款,而老年家庭在持有少量现金和银行存款的同时借入更少量的抵押贷款。因此,从按户主年龄划分的全部家庭可以推测中国城镇家庭部门在通胀冲击中会因为净名义资产的贬值而遭受损失,相反作为净借入者的美国城镇家庭部门则会因净名义债务的贬值从通胀冲击中获益。同时,中国的中年家庭在通胀冲击中遭受的损失将比年轻家庭和老年家庭更大,而美国的年轻家庭将从通胀冲击中获益更多,其户主年龄在 60 岁及其以上的老年家庭甚至会在通胀冲击中遭受损失。

进一步从不同财产阶层的家庭来看,表 1 显示出中国不同城镇家庭组的净名义头寸持有状况存在两个方面的显著特征。其一,每一个财产阶层与全部家庭的情况类似,不同年龄的家庭组都持有正的净名义头寸,同时净名义资产随着户主年龄增加而呈现出先增后减的变动趋势。其二,就相同的年龄组而言,中产阶层持有最大比重的净名义资产,穷人阶层次之,而富人阶层最小。举例来讲,户主年龄小于 30 岁的富人阶层的净名义资产仅占到其家庭组平均净财产的 9.86%,而相同年龄组的中产阶层高达 18.97%。相同年龄的不同财产阶层在净名义资产持有水平上的差异具体表现为,中产阶层持有比穷人阶层和富人阶层更大比重的债券头寸,如长期银行存款、债券和基金等,而穷人阶层持有比中产阶层和富人阶层更大比重的短期名义资产和抵押贷款,这意味着中产阶层由于大量长期储蓄和债券的持有而成为最高水平的净名义资产持有者。参照表 1 的分析视角,我们也可以从表 2 获取美国不同财产阶层的家庭组在净名义头寸持有状况上存在的两个显著特征。³⁹一方面,对每一个财产阶层而言,不同年龄的家庭组多持有负

³⁹ 由于基年选择的不同,本文记录的美国城镇家庭的净名义头寸持有状况与 Doepke and Schneider (2006) 存在一定的差别。他们采用 1989 年和 2001 年的 SCF 进行记录,发现穷人阶层和年轻家庭多为净名义借入者而富人阶层和老年家庭的情况相反,本文采用 2007 年的 SCF 进行记录却发现几乎所有美国城镇家庭都已转变为净名义借入者,而且穷人阶层和年轻家庭的借入比重远高于富人阶层和老年家庭。这种差别表明,美国家庭部门在 2001 年后进一步向净名义头寸借入者转变,可以预见这种转变将使得美国家庭部门从通胀冲击中获益更多而且家庭间的财产分布状况也可能会得到进一步改善。

的净名义头寸，特别是户主年龄小于 30 岁的穷人阶层和中产阶层，其净名义负债分别达到净财产的 3.9 倍和 1.8 倍。⁴⁰另一方面，穷人阶层持有最大比重的净名义负债，中产阶层次之，富人阶层最小（富人阶层的老年家庭已开始持有净名义资产）。产生这种差异的直接原因在于，美国城镇家庭的富人阶层往往持有大量的实际资产（如住宅和交通工具等）和少量贷款，而穷人阶层和中产阶层常通过大量的贷款和借款来购置规模较大的实际资产。综合不同财产阶层的家庭在这两个方面的特征，我们可以推测中国城镇地区的中产阶层和穷人阶层的中年家庭将在通胀冲击中遭受比富人阶层的老年家庭更多的损失，而美国城镇地区的穷人阶层和中产阶层的年轻家庭将从通胀冲击中获取更多的收益，其富人阶层的老年家庭甚至也将面临财产损失。

对于中美两国城镇家庭在净名义头寸持有状况上的特征性差异，我们可以从社会文化和金融市场发展等方面作进一步解释。总体而言，中国城镇家庭多是金融市场的净借出者，具有很高的储蓄率和储蓄水平；而美国家庭基本上都是持有大量贷款的负债者。造成这种差异的社会文化原因在于，中国家庭受传统消费理念的影响，往往会将一部分即期收入用于银行储蓄，而美国家庭受超前消费潮流的影响，常常出现借钱消费的情况。更重要的是金融市场方面的原因，中国当前的金融市场相比美国而言还处于欠发达阶段，家庭贷款渠道有限，社会保障体制尚未健全，这直接导致中国家庭较高的预防性储蓄动机；而美国高度发达的信贷市场，特别是抵押贷款市场的繁荣，推高了家庭的贷款规模。具体到不同财产阶层和户主年龄段，中国的中产阶层和穷人阶层的中年家庭由于正处于财产积累阶段，储蓄率和储蓄水平很高，即使部分借入抵押贷款来为家庭购置房屋、汽车等，也能维持很高比重的净名义资产；而富人阶层的老年家庭已经完成财产积累过程，并形成规模较大的实际资产，如自有房屋和股票权益所对应的实际头寸，因此持有较低比重的净名义资产。对于美国而言，信贷市场特别是抵押贷款市场的繁荣，刺激着穷人阶层和中产阶层的年轻家庭通过贷款来大量购买房屋等实际资产，因此其平均净财产水平往往很低，故持有很大比重的净名义负债；相反，富人阶层的老年家庭则因已完成财产积累过程而持有少量的抵押贷款，因此其平均净财产水平较高，并持有较小比重的净名义负债，甚至是较小比重的净名义资产。

三、通货膨胀冲击的财产再分配效应

在第三节，我们给出计算通胀财产再分配效应的一般框架，并基于中美两国的金融市场状况来确定净名义头寸的到期结构。在此基础上，就可以计算出两国城镇家庭在完全冲击和指数化冲击两类通胀冲击下的财产损益，我们将比较分析

⁴⁰ 这两个家庭组的净名义头寸占其净财产比重很大的原因在于其平均净财产很小，其中户主年龄小于 30 岁的穷人阶层的平均净财产甚至仅有 673.02 美元。即是说，这两个家庭组主要通过金融市场上借入名义资产来购买交通工具和住宅等实际资产。

两国的计算结果并探讨产生差异的原因及其政策涵义。

3.1 财产再分配的计算框架

通胀再分配效应的大小取决于经济个体对通胀冲击所做出的反应，即经济个体如何调整其初始状态的通胀预期。详尽讨论各种类型的预期调整方式将使得本文的计算过程无法实现，为此我们依据经济个体的理性假设和债券市场的有效性假设来考察两种简化情形的通胀冲击（Meh and Terajima, 2008）。⁴¹第一种情形是完全突然的通胀冲击，它假设经济个体是完全非理性的且债券市场是完全无效的，实际上为通胀再分配效应的规模提供了一个上界值。第二种情形称为快速指数化的通胀冲击，它假设经济个体是完全理性的且债券市场是完全有效的，相应地为通胀再分配效应的规模提供了一个下界值。可以看到，同时考察这两种通胀冲击能够为实际发生的通胀再分配效应提供一个区间估计结果。

在完全冲击的情形下，我们假定经济个体面对一个突然发生的持续若干年的通胀冲击不会做出预期调整，而且债券市场不会改变净名义头寸的名义利率。⁴²当价格水平突然上涨时，所有净名义头寸的现值都将按照一个相同比例降低。在指数化冲击的情形下，我们假定通胀冲击的时间路径在基年末能被每一个经济个体预期到，而且债券市场能够及时调整净名义头寸的名义利率。⁴³由于债券市场会将通胀冲击纳入到新的名义利率之中，因此净名义头寸的现值会因更高的贴现率而降低。不难看出，对完全冲击而言，经济个体所持有的净名义头寸的到期期限是无关紧要的，因为在整个完全冲击期间经济个体都不会预期到通胀冲击的发生。然而，对于指数化冲击而言，净名义头寸的到期期限却会产生重要的影响。当通胀冲击的时间路径能够被提前预期到时，经济个体若进行名义头寸的再投资就会完全规避通胀冲击的影响，因此持有更多到期期限小于指数化冲击期限的净名义头寸的经济个体受通胀冲击的影响会更小。

我们采用现值分析来量化通胀再分配效应的大小，并把这种现值分析应用于两种不同情形的通胀冲击。不妨假设在 t 时期有现值为 $V_t(\zeta)$ 的 ζ 年到期的净名义头寸⁴⁴，从 $t+1$ 时期开始突然发生一次持续 T 年的通胀冲击，且每期末预期到的冲击水平都为 ρ 。首先考虑完全突然的通胀冲击。由于市场的名义利率不会发生调整，所以面值 $V_t(\zeta)$ 的名义头寸的实际价值将因物价上涨而减少为：

$$V_t^I(\zeta) = V_t(\zeta) \cdot \exp(-\rho T)$$

于是其在完全冲击下的净现值收益或损失为

⁴¹ 这里的市场有效性假设不同于金融经济学中的理论，我们仅以债券市场能否对通货膨胀冲击做出名义利率调整而把债券市场划分为完全有效市场和完全无效市场。

⁴² “突然发生”可以理解为每一期的通货膨胀冲击都是突然的暂时性扰动，以至于经济个体无法预期到这种扰动会反复出现。

⁴³ 假设通货膨胀冲击的时间路径在基年末能够为每一个经济个体预期到，实际上等价于假设存在一个可置信的政策制定者在基年末把通货膨胀冲击的时间路径告知于所有经济个体。

⁴⁴ t 时期即为本文选取的基年，对于中国， $t=2005$ ；对于美国， $t=2007$ 。

$$G_t^I(\zeta) = V_t^I(\zeta) - V_t(\zeta) = V_t(\zeta) \cdot [\exp(-\rho T) - 1]$$

这表明，完全冲击下的净现值收益或损失是与其到期期限 ζ 无关的，而只与通胀冲击的规模、持续时间及净名义头寸的初始现值有关。然后考虑快速指数化的通胀冲击。假设在基年末，通胀冲击的时间路径能够被每一个经济个体预期到，且市场能够对此做出迅速的调整。也就是说，对于到期期限为 ζ 年的名义头寸，经济个体能够在其到期后，将进行再投资的净名义头寸完全指数化。给定通胀发生前从 t 时期到 $t+1$ 时期的总名义收益率为 $\gamma_t^{t+\zeta}$ ，则可以把调整后的名义收益率记为 $\tilde{\gamma}_t^{t+\zeta} = \gamma_t^{t+\zeta} + \exp(\rho \max\{0, T-n\})$ 。按照新的名义收益率，我们可以得到名义头寸在指数化冲击下的实际价值为

$$V_t^H(\zeta) = V_t(\zeta) \cdot \exp(-\rho \min\{\zeta, T\})$$

进而，其在指数化冲击下的净现值收益或损失为

$$G_t^H(\zeta) = V_t^H(\zeta) - V_t(\zeta) = V_t(\zeta) \cdot [\exp(-\rho \min\{\zeta, T\}) - 1]$$

与完全冲击相比，指数化冲击显然取决于更多的因素，这包括通胀冲击的规模、持续时间、净名义头寸的初始现值以及净名义头寸的到期期限。

经济个体的理性假设告诉我们完全冲击和指数化冲击分别为通胀再分配效应提供了一个上界值和下界值。完全冲击除包含有指数化冲击外，还存在一个额外的损失或收益项，即 $\exp(-\rho(T-\zeta))$ 。这就意味着，处于完全冲击下的经济个体将面临更长时间的更大损失或收益。也就是说，家庭持有的不同到期的名义头寸，在完全冲击下有相同幅度的贬值；而在指数化冲击下，短期头寸较长期头寸的贬值幅度小。

3.2 净名义头寸的到期结构

从前面提及的计算框架可知，净名义头寸的到期结构会显著影响到财富损益的大小，为此我们需要根据中美两国的实情来确定城镇家庭所持有的净名义头寸的到期结构。我们借鉴 Meh and Terajima (2009) 的方法来确定净名义头寸的到期结构。

先确定中国的到期结构，对于短期头寸，我们设定其到期期限为 1 年。之所以这样设定，是因为现金、活期存款等名义头寸在当期就能够对通胀做出迅速反应。对于抵押贷款头寸，由于中国缺乏类似加拿大金融监管数据库 (CMF) 的统计数据，因此我们以四大国有银行 2005 年的抵押贷款分布作为替代性选择。根据四大国有银行 2005 年度年报，我们设定城镇家庭的抵押贷款头寸的 25% 为

2 年期，54%为 4 年期，剩余的 21%为 10 年期。⁴⁵对于债券头寸，我们利用国泰君安经济金融研究数据库中的 CBMRD 数据库来确定其到期分布。2005 年，CBMRD 共收集有 37 个样本的到期信息，其到期期限共有 2 年、3 年、5 年、7 年、10 年、15 年和 20 年七种，相应期限的债券比重分别为 17%、8%、17%、25%、14%、12%和 8%。为此，我们将相同的分布应用于城镇家庭的债券头寸就可以确定其到期结构，例如我们将 17%的债券头寸的到期设定为 2 年。

美国城镇家庭所持有的净名义头寸的到期结构的处理与对中国相似。对于短期头寸，我们假设其到期均为 1 年。对于抵押贷款头寸，美国的住房抵押贷款主要有调整利率（ARMs）和固定利率（FRMs）两类。ARMs 利率在每年末根据现实通胀率进行调整；FRMs 主要以 30 年的长期抵押贷款为主，其平均到期期限为 29.4 年。根据联邦住宅企业监督管理办公室（OFHEO）发布的 2008 年年报，我们发现 2007 年美国 ARMs 共计 1529.9 亿美元，FRMs 共计 9724.1 亿美元。为此，我们假定家庭持有的抵押贷款头寸中有 13.6%为一年期，86.4%为 30 年期。对于债券头寸，我们需要分类说明。其中，对于储蓄债券和公司债券，我们设定其到期都为 10 年；对于长期国库券，我们采用 CRSP 提供的国库券数据库来确定其到期。CRSP 国库券数据库显示，长期国库券主要有 10 年以内、5 到 30 年、30 年三类到期形式，由于长期国库券在家庭的债券头寸中只占有 0.3%的比重，因此我们将长期国库券的到期也设定为 10 年；对于市政债券，其到期一般更长而且在债券头寸中占比较大，因此我们设定其到期为 20 年。

3.3 财产再分配的计算结果

我们利用第二节记录的中美两国城镇家庭的净名义头寸状况和前文介绍的计算框架，来估算通胀对家庭绝对财产水平和家庭间财产分布的影响，并就中美两国的结果进行比较。由于中国高通胀时期与正常年份的通胀率均值之差要显著大于美国的情况，所以我们根据美国通胀率的现实数据来引入一个同时应用于两国的通胀冲击。考虑到美国从 1978 年开始的持续时间最长的高通胀时期与正常年份的通胀率均值相差 5%，为此我们引入一个 5%水平的通胀冲击，即假定从给定的基年开始每年的通胀率都超过预期值 5%，且整个冲击总共持续 10 年。表 3 和表 4 是估算出的中美两国城镇家庭的通胀再分配效应，表中的数值都是相应家

⁴⁵ 中国四大国有商业银行并未公布抵押贷款到期的详细数据，而是把抵押贷款分成三个层次，即 1—3 年、3—5 年和 5 年以上（主要是 5—15 年）。在这里，我们将三个层次的中位数设定对应层次的到期，即 2 年期、4 年期和 10 年期。为保证数据分析的稳健性，我们进行过敏感性分析，发现当每个层次的到期服从正态分布或均匀分布时，结果并无显著差异。

庭组财产损益占平均净财产的百分比。为体现出不同家庭组在不同类型冲击下的差异，我们依据年龄和财产状况分别给出完全冲击和指数化冲击下的估算结果。

表 3. 百分之五通胀冲击下中国城镇家庭的财产再分配状况（基年：2005 年；单位：%）

年龄组	穷人阶层		中产阶层		富人阶层	
	完全冲击	指数化冲击	完全冲击	指数化冲击	完全冲击	指数化冲击
< 30	-4.85	-2.46	-7.46	-4.14	-3.88	-2.10
30—39	-6.46	-3.54	-8.77	-4.82	-5.71	-3.04
40—49	-7.45	-3.97	-9.37	-5.24	-5.97	-3.15
50—59	-6.2	-3.10	-7.23	-3.82	-5.32	-2.68
≥ 60	-5.75	-2.70	-6.85	-3.65	-5.16	-2.62

表 4. 百分之五通胀冲击下美国城镇家庭的财产再分配状况（基年：2007 年；单位：%）

年龄组	穷人阶层		中产阶层		富人阶层	
	完全冲击	指数化冲击	完全冲击	指数化冲击	完全冲击	指数化冲击
< 30	152.8	152.1	69.2	66.1	6.4	5.8
30—39	30.2	24.8	44.4	40.1	4.3	3.1
40—49	20.5	16.4	15.1	13.3	0.5	0.1
50—59	11.0	9.4	8.1	7.1	-5.8	-1.4
≥ 60	1.3	0.9	0.3	0.1	-6.2	-1.9

对于表 3 和表 4，我们可以从家庭绝对财产水平和家庭间财产分布两个角度来考察中美两国的通胀再分配效应。从家庭绝对财产水平来看，表 3 说明通胀冲击会对中国城镇家庭造成相当规模的财产损失。以平均净财产最低的穷人阶层为例，户主年龄小于 30 岁的穷人阶层在指数化冲击下的财产损失大约为 1591 元，而在完全冲击下的财产损失将超过 3135 元。⁴⁶对于平均净财产最高的 60 岁及其以上的富人阶层而言，其在完全冲击下的财产损失更是高达 12.9 万元，这几乎相当于其初始财产的二十分之一。同样地，表 4 说明通胀冲击也会给美国城镇家庭带来相当规模的财产损益。以平均净财富最低的穷人阶层为例，户主年龄在 50—59 岁的穷人阶层将会从指数化冲击中获取 2501 美元的收益，而其在完全冲击下的获益将接近于 3000 美元。⁴⁷特别是，对于户主年龄在 30 岁以下的穷人阶层而言，指数化冲击将为其带来 1024 美元的收益，相当于其初始财产的 1.5 倍。而对于平均净财富最高的富人阶层，受影响最小的户主年龄在 50—59 岁的家庭其指数化冲击下的财产损失也将高达 12.7 万美元。

⁴⁶ 由 2005 年的奥尔多数据可知，户主年龄在 30 岁以下的穷人阶层的平均净财产为 64658.76 元，用平均净财产乘以指数化冲击下的财产损失比重（1.4%）即可得到 1590.605 元。其他家庭组的财产损益可以通过相同的方法计算出来。

⁴⁷ 由 2007 年的 SCF 可知，户主年龄在 50—59 岁的穷人阶层的平均净财产为 26609.92 美元，用平均净财产乘以指数化冲击下的财产收益比重（9.4%）即可得到 2501.33 美元。其他家庭组的财产损益可以通过相同的方法计算出来。

就家庭间财产分布而言，表 3 和表 4 也能够为我们提供一些有关财产相对水平变动的直观信息。从表 3 的中国家庭来看，我们能够获取如下信息。第一，按照户主年龄观察，中年家庭在通胀冲击中将损失最大比重的财产，而 30 岁以下的年轻家庭在通胀冲击中损失的财产比重相对较低。第二，从不同财产阶层来看，相同年龄的中产阶层和穷人阶层在通胀冲击中所遭受的财产损失比重要大于富人阶层。第三，循户主年龄和财产阶层两个角度观察，持有大量现金、银行存款、债券和基金等名义资产的中产阶层的中年家庭是通胀冲击的最大受害者，而持有较少名义资产的富人家庭的年轻家庭损失比重最低。类似地，表 4 也能给出美国家庭在这些方面的信息。其一，户主年龄在 30 岁以下的年轻家庭在通胀冲击中获取的财产收益比重最高，50 岁及其以上的老年家庭在通胀冲击中获取的收益比重较低。其二，持有大量长期贷款的穷人阶层和中产阶层在通胀冲击中所获取的财产收益比重要显著高于持有少量贷款的富人阶层。特别是对于富人阶层的老年家庭而言，通胀冲击不仅没能给他们带来收益反而是造成了一定比重的财产净损失。其三，综合来看，穷人阶层的年轻家庭从通胀冲击的获取的财富收益比重最高，中产阶层的年轻家庭和中年家庭次之，而富人阶层的老年家庭已经转变为净财产受损者。

由于通胀冲击对家庭间财产分布的影响涉及到每个家庭的损益，因此我们不能仅仅满足于对表 3 和表 4 的直接观察，而是需要通过计算财产的基尼系数来准确地考察财产分布的变动状况。采用 Chen, Tsaur and Rhai (1982) 给出的调整后的基尼系数，我们可以分别计算出中美两国在完全冲击和指数化冲击前后的财产基尼系数。对中国而言，2005 年城镇家庭间的财产基尼系数为 0.58，在完全冲击和指数化冲击两种通胀冲击下，基尼系数将分别增加为 0.60 和 0.59；而对于美国，2007 年城镇家庭的财产基尼系数为 0.81，在完全冲击和指数化冲击两种通胀冲击下，基尼系数将分别减少为 0.79 和 0.78。⁴⁸基尼系数的变动状况表明，两类通胀冲击都将进一步恶化中国城镇家庭间的财产分布，而且完全冲击下财产分布的恶化程度会更加严重。相反地，两类通胀冲击将会改善美国城镇家庭间的财产分布状况，同时指数化冲击的改善状况会好于完全冲击。通过图 1 给出的财产分布洛伦兹曲线，我们将能够更加清楚地理解中美两国财产基尼系数发生此类变动的的原因。由图 1 可知，中国城镇家庭的中产阶层和穷人阶层在通胀冲击中所

⁴⁸ 与陈彦斌等（2009）相比，本文对中国数据剔除了更多缺乏户主年龄信息的调查样本，因而我们计算出的 2005 中国城镇居民的财产基尼系数与该文计算出的 0.56 的结果存在差异。而美国数据不存在数据剔除上的差异，故我们计算出的 2007 年美国城镇居民的财产基尼系数与 Kennickell（2009）是一致的。

遭受的财产损失比重会大于富人阶层，这将使得中产阶层和穷人阶层的社会财产占比减少，而富人阶层的社会财产占比增加，由于中产阶层的平均净财产更偏向于穷人阶层，因而通胀冲击最终会恶化财产分布状况。不同的是，美国城镇家庭的穷人阶层在通胀冲击中所获取的财产收益比重要大于富人阶层和中产阶层，而且部分富人阶层将出现财产损失，因此通胀冲击会改善其财产分布状况。

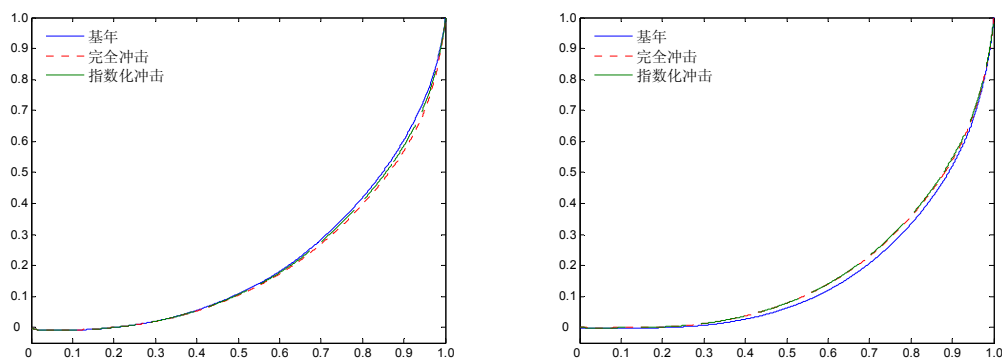


图 1 中美两国城镇家庭的财产洛伦兹曲线

基于前文对通胀再分配效应的考察，我们进而能够比较分析中美两国城镇家庭在持续 10 年的 5% 水平的通胀冲击下的财产再分配结果。就具体结果而言，通胀冲击对家庭财产的影响在中美两国间存在两个明显的差异。其一，几乎所有中国城镇家庭都是通胀冲击的受损者，而美国城镇家庭组基本上都是通胀冲击的获益者。造成这种差异的直接原因在于，中国城镇家庭多持有大量现金和银行存款，而美国城镇家庭多为各类贷款的借入者。其二，两类通胀冲击都将进一步恶化中国城镇家庭间的财产分布不平等状况，但却会在一定程度上改善美国城镇家庭间的财产不平等性。在两类通胀冲击中，中国城镇家庭因中产阶层和穷人阶层受损高于富人阶层，加之中产阶层的平均净财产更偏向于穷人阶层，因而贫富阶层之间的财产差距会进一步加大；而美国城镇家庭的穷人阶层和中产阶层因比富人阶层获益更多，从而有利于缩小其与富人阶层之间的财产差距。

将定量分析结果与中美两国近年来推行的货币政策相结合，我们还能够更为深入地理解两国货币当局在制定货币政策时的不同考量，以及反思我国在货币政策制定过程中的缺陷。从中国货币当局的行为来看，为减轻 2007 年金融危机对实体经济的冲击，中国人民银行在近几年都坚持推行扩张性货币政策。然而，根据前文的定量研究结果，扩张性政策引发的通胀冲击风险将使得中国城镇家庭部门遭受财产损失，并且会进一步恶化家庭间的财产分布。由此可见，近几年中国货币当局所推行的货币政策并未体现出其对通胀再分配效应的考量。与中国不

同，尽管美国货币当局在此期间也推行扩张性货币政策，但是其政策选取的出发点将有益于美国家庭部门，而且还将改善家庭间的财产分布。两国间的这种差异表明，中国货币当局在实际推行货币政策的过程中并未充分重视通胀问题及其再分配效应，而美联储的实际做法却截然不同。究其原因，这实际上与我国长期以来推行的发展主义经济模式紧密相关。近代以来长期的贫困和落后，使得我国在改革开放以来始终将经济增长作为宏观政策的首要目标。在这种发展主义模式下，我国的货币政策不仅不能有效防治通胀，而且为了保证经济增长速度还往往采取与财政政策相适应的扩张性政策。例如，2010年下半年出现的巨大通胀压力，就与2008年中国为抵御金融危机而采取的一系列扩张性政策有关。⁴⁹但是，本文的定量研究结果表明，这种一味追求经济增长而忽视通胀问题的货币政策导向，将致使中国家庭部门蒙受巨大的财产损失，并且进一步恶化家庭间的财产分布。

四、结论和政策建议

本文采用 Doepke and Schneider (2006) 拓展后的名义头寸再定价方法来记录中美两国城镇家庭的净名义头寸持有状况，并在此基础之引入一个持续 10 年的 5% 水平的通胀冲击以估算出两国的通胀再分配效应。通过比较通胀冲击对两国城镇家庭的绝对财产水平及其家庭间财产分布的影响，本文得到如下两点主要结论。

第一，总体来看，中国城镇家庭在通胀冲击中几乎都遭受到不同程度的损失，而美国绝大多数家庭却从中获益。中美两国城镇家庭在财产损益上的差异是与其资产组合状况密切相关的。中国城镇家庭持有很大比重的银行存款、债券和基金等名义资产，这使得其净名义头寸表现为较大的正值；而美国城镇家庭往往通过借入大量贷款来购置住房等实际资产，因此成为金融市场上的净名义借入者。如此，则当通胀冲击发生时，作为名义资产净借出者的中国城镇家庭会遭受损失，而作为净名义负债持有者的美国城镇家庭却会获取收益。

第二，对中国而言，中产阶层在通胀冲击中损失的财产比重最大，穷人阶层次之，富人阶层最小。具体到不同的户主年龄段，中产阶层的中年家庭受损最大，富人阶层的老年家庭最小。这种再分配结果意味着，通胀冲击会恶化中国城镇家

⁴⁹ 2010年下半年，中国人民银行因通货膨胀风险的显著增高，被迫开始收紧货币政策，这在一定程度上将有助于扭转2008年以来不合理的通胀再分配效应，但是这种政策转向并无法弥补前两年所造成的问题；而同期的美联储不顾世界各国的反对继续推行第二轮量化宽松货币政策，这实际上是美国货币当局在考虑到通胀再分配效应等问题的基础上继续推行着优化的货币政策。

庭间的财产分布不平等状况。相反，美国城镇家庭的穷人阶层从通胀冲击中获益最多，富人阶层获益最少，且部分富人阶层的老年家庭已在通胀冲击中遭受到损失。因此，通胀冲击实际上会使美国城镇家庭间的财富分布不平等状况得到改善。两国间之所以会出现这种截然相反的财产分布结果，主要是因为中国城镇家庭的中产阶级持有比穷人阶层和富人阶层更大比重的债券头寸，而穷人阶层持有比中产阶级和富人阶层更大比重的短期名义资产和抵押贷款；同时，美国城镇家庭的富人阶层往往持有大量的实际资产和少量贷款，而穷人阶层和中产阶级常通过大量的贷款和借款来购置规模较大的实际资产。

基于中美两国通胀再分配效应的定量研究结果，我们对两国货币当局近年来的货币政策进行考察，可以发现美联储在制定货币政策时的政策考量要明显优于中国央行。受长期以来的发展主义模式的影响，中国人民银行在制定货币政策的实际过程中常常一味地追求经济增长目标而忽视通胀问题；而美联储在追求就业目标的同时并未放弃对通胀问题的关注。这一点，也清楚地反映在两国货币当局近年来推行的扩张性货币政策当中。就中国央行而言，当始于 2007 的金融危机对经济增长速度造成潜在威胁时，中国的货币政策迅速由稳健型转变为扩张型，而这种转变完全未考量扩张性政策引发的通胀冲击风险对财产再分配的恶化效应。与此不同，美联储虽然也在此期间推行扩张性政策，但其政策选取将有益于美国家庭部门，并能在一定程度上改善美国的财产分布不平等状况。因此，通过本文对中美两国通胀再分配效应的定量研究和比较分析，不难看出，我国货币当局在制定货币政策时应充分考虑到通胀问题可能带来的诸如恶化财产分布状况等一些严重的后果。也就是说，中国人民银行在推行货币政策的过程中，不能一味地仅仅追求经济增长目标，或受制于扩张性的财政政策，而应该借鉴美联储的经验，综合考量经济增长和由此可能引发的通货膨胀问题。

参考文献

- 陈彦斌，2008：《中国城乡财富分布的比较分析》，《金融研究》第 12 期。
- 陈彦斌、霍震、陈军，2009：《灾难风险与中国城镇居民财产分布》，《经济研究》第 11 期。
- 樊纲，1995：《通货膨胀与收入差距》，《经济经纬》第 2 期。
- 李实、魏众、丁赛，2005：《中国居民财产分布不均等及其原因的经验分析》，《经济研究》第 6 期。
- 李实、罗楚亮，2007：《中国城乡居民收入差距的重新估计》，《北京大学学报》第 2 期。
- 李若建，1996：《通货膨胀对城镇居民收入的影响》，《统计与预测》第 6 期。
- 厉以宁，1994：《就业优先，兼顾物价稳定》，《改革》第 2 期。

- 刘晓越, 1989: 《通货膨胀的再分配作用》, 《数量经济技术与经济研究》第 10 期。
- 赵人伟, 2007: 《我国居民收入分配和财产分布问题分析》, 《当代财经》第 7 期。
- Kennickell, A. B. 2009. "Ponds and Streams: Wealth and Income in the U.S., 1989 to 2007." *Finance and Economics Discussion Series, No. 13*, by Federal Reserve Board.
- Bach, G. L., and A. Ando. 1957. "The Redistribution Effects of Inflation." *Review of Economics and Statistics*, Vol. 39, No. 1, pp. 1-13.
- Bach, G. L., and J. B. Stephenson. 1974. "Inflation and the Redistribution of Wealth." *Review of Economics and Statistics*, Vol. 56, No. 1, pp. 1-13.
- Blinder, A. and H. Esaki. 1978. "Macroeconomic Activity and Income Distribution in the Postwar United States." *Review of Economics and Statistics*, Vol. 60, No. 4, pp. 604-609.
- Brimmer, A. F. 1971. "Inflation and Income Distribution in the United States." *Review of Economics and Statistics*, Vol. 53, No. 1, pp. 37-48.
- Budd, E., and D. Seiders. 1971. "The Impact of Inflation on the Distribution of Income and Wealth." *American Economic Review*, Vol. 61, No. 2, pp. 128-138.
- Chen, C., T. Tsaur, and T. Rhai, 1982, "The Gini Coefficient and Negative Income", *Oxford Economic Papers*, Vol. 34, No. 3, pp. 473-78.
- De Nardi, M., E. French., and J. B. Jones. 2010. "Why Do the Elderly Save? The Role of Medical Expenses." *Journal of Political Economy*, Vol. 118, No. 1, pp. 39-75.
- Doepke, M., and M. Schneider. 2006. "Inflation and the Redistribution of Nominal Wealth." *Journal of Political Economy*, Vol. 114, No. 6, pp. 1069-1097.
- Hall, R. E. 2001. "The Stock Market and Capital Accumulation." *American Economic Review*, Vol. 91, No. 5, pp. 1185-1202.
- McGrattan, E. R., and E. C. Prescott. 2005. "Taxes, Regulations, and the Value of U.S. and U.K. Corporations." *The Review of Economic Studies*, Vol. 72, No. 3, pp. 767-796.
- Meh, C. A., and Y. Terajima. 2008. "Inflation Nominal Positions and Wealth Redistribution in Canada." *Mimeo*, Bank of Canada.
- Meh, C. A., and Y. Terajima. 2009. "Unexpected Inflation and Redistribution of Wealth in Canada." *Bank of Canada Review*, Spring, pp. 43-50.
- Meh, C. A., J. Ríos-Rull, and Y. Terajima. 2010. "Aggregate and Welfare Effects of Redistribution of Wealth under Inflation and Price-level Targeting." *Journal of Monetary Economics*, Vol. 57, No. 6, pp. 637-652.
- Scholz, J. K., A. Seshadri., and S. Khitatrakun. 2006. "Are Americans Saving 'Optimally' for Retirement?." *Journal of Political Economy*, Vol. 114, No. 4, pp. 607-643.

哪种通货膨胀最适于作为中国货币当局中间目标？

——基于通货膨胀预测的视角

摘要：核心通货膨胀被学术界和中央银行所广泛关注，然而无论在理论还是在实证研究中并不存在核心通货膨胀的统一定义，而核心通货膨胀的测算方法由于定义和研究目的不同也千差万别。本文试图从对未来标题通货膨胀预测能力的角度着眼，对近年来国内计算核心通货膨胀几种主要的方法进行比较，从而选出最适宜用作通货膨胀预测的核心通货膨胀测算方法。结论发现，根据不同的评价指标，各种方法计算得出的核心通货膨胀优劣顺序也不尽相同。首先，在反映通货膨胀变化趋势方面表现良好的指数平滑法和 SVAR 法核心通货膨胀在通货膨胀预测能力方面却没有非常显著的优势，只是处于中等水平；而在通货膨胀预测能力方面表现良好的剔除法、方差法和惯性权重法核心通货膨胀在反映通货膨胀变化趋势方面却表现平平，也只是处于中等水平。其次虽然各种评价指标下八类核心通货膨胀的优劣顺序不完全相同，但也存在着某些明显的一致性。在核心通货膨胀标准差、对标题通货膨胀趋势的拟合、对标题通货膨胀的预测方面，共同趋势法、修剪均值法、加权中位数法核心通货膨胀的表现都相对较差。

一、问题提出

2010 年下半年以来在农产品和食品价格上涨的带动下，标题消费者价格指数出现了较快上升，通货膨胀成为各界关注的热点。由于年初政府将全年控制通货膨胀的目标确定在 3%，而 2010 年 5 月份消费者价格指数同比增长率就已达到 3.1%。在这种情况下，货币政策是否需要调整以及如何调整再次成为理论和政策讨论的焦点。一种比较普遍的观点认为由于消费者价格指数上涨主要是由占其权重超过 30%的食品价格上涨造成的，而且消费者价格指数仅来自特定的产品篮子，因此这一指标并不能很好的反应一般价格水平的上升。

事实上从世界各国货币政策的经验来看，无论是否明确实施所谓的“通货膨胀目标制”，保持价格水平稳定都是各国货币政策的主要目标之一。然而在具体实践中，许多国家中央银行都特别关注核心通货膨胀率而非标题通货膨胀率。一般认为，选择核心通货膨胀作为中央银行调整货币政策重要参考依据的原因在于核心通货膨胀剔除了部分短期波动性较强的商品价格，更能反映一般价格水平而非相对价格的变化；或者是核心通货膨胀可能更好的反应一般价格水平在未来一

段时间的持续性变化。Roger(1998)认为核心通货膨胀特别强调通货膨胀两个方面的特征，一是通货膨胀中的持续性部分(persistent component)，二是通货膨胀中具有普遍性的部分(generalised component)。核心通货膨胀因而成为众多中央银行货币政策的中间目标选择。

虽然核心通货膨胀指标得到了日益广泛的运用，但遗憾的是无论在理论还是在实证研究中并不存在核心通货膨胀的统一定义。核心通货膨胀的测算方法由于定义和研究目的不同而千差万别；并且随着理论研究和实证研究方法的进步，不断有新的测算方法被提出来。在目前主要的核心通货膨胀测算方法中，哪一种方法是相对较好的呢？尽管有经济学家提出了好的核心通货膨胀测算方法一般应该具备的特征，如 Wynne(1999)；但要回答这一问题，首先要根据核心通货膨胀指标的使用目的，确定评价指标，然后再来评价各种核心通货膨胀测算方法的相对优劣。核心通货膨胀指标的使用目的不同，评价指标不同，相对优劣自然也就不同。

近年来，国内对通货膨胀目标制的讨论日益深入，显然核心通货膨胀比基于消费价格指数计算的通货膨胀率更适合作为货币政策的目标。然而遗憾的是目前中国尚无官方公布的核心通货膨胀数据。对于中国来讲，在众多的核心通货膨胀计算方法中，哪种核心通货膨胀的计算方法是最理想的呢？由于货币政策将核心通货膨胀作为重要的参考指标，并且构建核心通货膨胀指标的初衷之一是要反映一般价格水平变化中持续性较强的部分，从政策应用的角度，核心通货膨胀应该对未来一般价格水平的变化趋势具有一定的预测能力。本文试图从对未来标题通货膨胀预测能力的角度着眼，对近年来国内计算核心通货膨胀几种主要的方法进行比较，从而选出最适宜用作通货膨胀预测的核心通货膨胀测算方法。

下文分为4个部分。第二节对核心通货膨胀的相关定义及其主要的测算方法进行简要的总结和评价。第三小节通过几种主要的测算方法对中国核心通货膨胀进行测算。第四小节首先构建通货膨胀预测能力评价指标，并在此基础上对各核心通货膨胀测算方法进行比较，找到在通货膨胀预测方面具有相对优势的核心通货膨胀测算方法。最后是文章的结论。

二、核心通货膨胀的测算方法及其比较

根据不同的标准对核心通货膨胀有不同的分类方法，除了传统的将核心通货膨胀的构建方法区分为基于统计的方法和基于理论模型的方法之外，还可以依据构建核心通货膨胀方法所采用的信息集将其区分为基于同期分类横截面数据、时

间序列数据以及面板数据的三大类方法。⁵⁰

(一) 基于同期截面数据 (cross-sectional) 的核心通货膨胀测算方法

基于同期截面数据的核心通胀测算方法通过同期分类商品价格增长率来构建核心通货膨胀, 在具体的计算过程中往往将短期波动较强或者暂时价格性波动较大的商品予以剔除后再重新分配剩余分类商品的权重从而得到核心通货膨胀。

在实践中, 基于同期截面数据的方法主要包括剔除法、修剪均值法和加权中位数法等。剔除法是将能源和食品予以剔除后重新加权得到核心通货膨胀。Bryan和Cecchetti(1994)提出加权中位数法(weighted median)和修剪均值法(trimmed mean), 其中加权中位数法是将观测期间内CPI篮子中各分类产品按照价格变动波动幅度的大小进行排序, 处于排序中位数商品的价格变动率即为核心通货膨胀; 而修剪均值法则是将CPI篮子中价格变动最大和最小的商品扣除, 然后重新分配剩余商品的权重得到核心通货膨胀。上述三种方法又被称为有限影响估计法(limited influence estimators)。当分类商品价格增长率有偏时(skewed), 简单的加权平均并不能很好的反应总体价格指数的变化。针对这种情况, 剔除法实际上是剔除了潜在右偏最严重的两类商品, 食品和能源; 修剪均值法则是按照一定比例分别剔除了左偏和右偏最严重的商品; 加权中位数法则更加极端, 仅保留了价格增长率居中的商品。

由于基于同期截面数据的核心通货膨胀计算方法仅依赖于当期数据, 具有较强的时效性; 核心通货膨胀历史数据也不随分类商品价格增长率新增数据的影响; 同时这类方法计算方法直观透明, 易于理解和进行重复检验, 易于计算。但是王少平和谭本燕(2009)也指出了这类方法可能存在的局限, 一方面短期波动性较强的产品(如能源和食品)是否直接作为分类直接存在, 以及扣除后如何对剩余产品分配权重⁵¹; 另一方面, 由于不同时期短期波动较大的商品不尽相同, 因此用修剪均值法和加权中位数法计算核心通货膨胀时将直接导致组成核心通货膨胀篮子中具体的商品种类不断变化。Rich和Steindel(2007)指出, 相对于其他的计算方法而言, 研究者对基于这类计算核心通货膨胀计算方法分歧较小, 而且这类方法便于计算, 因此在实践中得到了更加广泛的应用。

(二) 基于总量 (aggregate) 时间序列数据的核心通货膨胀测算方法

⁵⁰ 此外, 还有大量文献根据计算核心通货膨胀的方法将其划分为基于统计的计算方法和基于模型的计算方法两大类, 如Rich和Steindel(2007)。

⁵¹ 例如在我国就不存在能源价格增长率统计。

既然核心通货膨胀是要反映通货膨胀中的趋势部分，因此直接利用通货膨胀自身的时间序列数据也可以得到核心通货膨胀序列。除了常用的HP滤波和带通滤波可以得到通货膨胀的长期趋势之外，Cogley(2002)还提出了所谓的指数平滑法(exponential smoothing)。虽然加权中位数和修剪均值方法在一定程度上克服了个别商品价格增长率偏倚的不利影响，但此类方法得到的核心通货膨胀不仅仍存在高频波动，而且不能预测通货膨胀的均值翻转现象，因此Cogley(2002)认为总体价格上涨中所包含的暂时性因素是上述横截面方法不能反映出来的；而指数平滑法通过采用依次递减的权重对当前和过去通货膨胀进行加权平均得到核心通货膨胀不仅可以弥补上述方法的不足，甚至当货币当局政策规则发生变化时也能捕捉到通货膨胀突然和持续的变化。

除此之外，通过时间序列数据估计核心通货膨胀的方法还包括基于结构向量自回归模型(SVAR)的度量方法。Quah和Vahey(1995)将核心通货膨胀定义为“通货膨胀中对实际产出没有中长期影响的成分”，但短期内可以对产出可能的影响；而非核心通货膨胀则会对产出产生永久性影响。以此为识别条件，作者建立了包括产出和价格指数两个变量的结构向量自回归模型(SVAR)，由此估计通货膨胀中的对实际产出没有中长期影响的成分，即为核心通货膨胀。该方法被许多研究者扩展到多变量的情况，如Folkertsma和Hubrich(2000)。

(三) 基于面板数据的核心通货膨胀测算方法

第三类计算核心通货膨胀的方法综合使用了各分类商品价格的时间序列数据，在此我们将其称为面板数据方法。具体来说，基于面板数据的核心通货膨胀计算方法有可以细分为两种类型，一种是根据某一具体标准重新分配各分类商品在核心通货膨胀商品篮子中的权重，在此基础之上重新加权平均得到核心通货膨胀率，重新分配权重的依据包括根据相对价格变化的标准差或者惯性指标；另一种则是将核心通货膨胀定义为各类商品价格增长率中的共同因素，通过各分类商品价格中所包含的共同因素来合成核心通货膨胀。

Dow (1994)和Diewert (1995)提出按照各分类商品价格增长率波动性的大小分配权重，权重的大小与价格增长率方差的倒数成正比。这种方法也被称为埃奇沃思(Edgeworth)指数法，不仅避免了武断地剔除食品与能源等固定商品分类，并且可以实现权重的动态变化。Wynne(1997)和Vega、Wynne(2003)分别通过该方法研究了美国和欧洲地区的核心通货膨胀。Blinder(1997)提出在核心通货膨胀计算中应该根据产品篮子中各分类商品价格变化的惯性或者对未来通货膨胀的预

测能力重新分配权重，而非剔除部分产品。Cutler(2001)、Bilke和Stracca(2007)则分别计算了英国和欧元区基于惯性权重的核心通货膨胀。无论Cutler(2001)还是Bilke和Stracca(2007)的研究结果都表明，基于惯性权重构造的核心通货膨胀在对未来通货膨胀的预测方面具有潜在的优势。

Bryan和Cecchetti(1993)基于Stock和Watson(1991)的方法识别消费价格指数各组成部分中的共同趋势(common trend)，并将该方法称为动态因子模型(dynamic factor)。在该方法中，各类商品价格假设由共同趋势部分和反映相对价格的异质性部分构成，两部分互不相关，各类商品价格在核心通货膨胀中的权重由其共同趋势的贡献决定。

三、中国核心通货膨胀测算

近年来国内也对核心通货膨胀展开了一系列研究并取得了众多实证研究成果。范跃进和冯维江(2005)基于剔除法、加权中位数法和修剪均值法计算了1995-2004年中国核心通货膨胀，并在此基础上讨论了中国核心通货膨胀与宏观经济状况的关系。简泽(2005)将核心通货膨胀定义为“从RPI或CPI观察到的一般价格水平变化中由货币冲击导致的成分”，并通过结构向量自回归模型(SVAR)来测量中国1954-2002年的核心通货膨胀。赵昕东(2008)扩展了Quah和Vahev(1995)的两变量结构向量自回归模型，建立了包括消费价格指数、食品价格指数与产出的三变量SVAR模型，并通过对变量施加基于经济理论的长期约束估计了1986-2007年中国的核心通货膨胀。王少平、谭本艳(2009)基于中国8大类消费品篮子，运用Gonzalo和Granger有关协整——误差修正模型的调节系数矩阵正交分解技术度量了中国的核心通货膨胀率，并揭示其动态调整行为和惯性特征。

下文中我们将分别计算剔除法、加权中位数、修剪均值、指数平滑法、结构向量自回归(SVAR)、惯性权重、方差权重和共同趋势(common trend)共8种方法分别计算核心通货膨胀。如无特殊说明，原始数据均基于中国CPI分类价格增长率数据。样本区间为2001年1月至2010年11月。

(一)剔除法

由于中国目前尚未公布单独的“能源”价格指数，考虑到能源价格变化可能会直接反映到交通成本的变化中，范跃进和冯维江(2005)剔除了标题通货膨胀中“食品”和“通讯”两个项目，并按照城镇和农村消费支出结构以及城镇和农村

人口比例重新计算加权平均支出权重。这一研究成果虽然可以得到按年度调整的支出权重,但是由于我国按户籍对城镇人口和农村人口的统计可能低估在城镇中进行消费的人口比重,更重要的是新的支出权重将剔除掉标题通货膨胀中 50%左右的份额,导致所得到的核心通货膨胀对物价水平的代表意义急剧下降。因此,本文中我们仅将“食品”价格予以剔除,然后重新分配支出权重,得到剔除食品后所谓的剔除法核心通货膨胀,本文剔除前各项目支出权重参见张成思(2008),详见表 2。

(二)有限影响估计——加权中位数和修剪均值

当分类商品价格增长率分布存在偏倚时(skewed),简单的加权平均并不能很好的反应总体价格指数的变化。针对这种情况,修剪均值法按照一定比例分别剔除了左偏和右偏最严重的商品;而加权中位数法更加极端,仅保留了价格增长率居中的商品。在实际应用中,无论是加权中位数法还是修剪均值法都牵涉到各分类商品的权重问题,而这正是中国官方统计部门没有公布的。借鉴已有对消费者价格指数篮子8大类产品权重的估计,我们根据《中经网统计数据库》对8大类产品进一步细分为32种商品,通过最小二乘法估计各分类产品的最终权重,见表1。

表 1 分类商品权重估计⁵²

食品 (33.2%)	粮食(3.6%)	家庭设备用品及服务 (6.0%)	耐用消费品(4.8%)
	肉禽及其制品(8.2%)		家庭设备(0.5%)
	蛋类(0.6%)		家庭服务及加工维修服务(0.7%)
	水产品(3.4%)	衣着消费 (9.1%)	服装消费(8.5%)
	鲜菜(2.9%)		衣着材料消费(0.6%)
	鲜果(1.7%)	娱乐教育文化消费 (14.2%)	文娱用耐用消费品及服务(3.6%)
	在外用膳(12.6%)		教育(7.9%)
医疗保健(4.5%)	文化娱乐用品(1.1%)		
医疗保 健和个 人用品 (10.0%)	医疗器具及用品(0.2%)	交通和通信 (10.4%)	旅游及外出(1.5%)
	中药材及中成药(0.6%)		交通消费 (5.3%)
	西药(0.9%)	交通工具(0.2%)	
	保健器具及用品 (0.1%)	车用燃料及零配件(0.01%)	
	医疗保健服务(0.5%)	通信消费(4.9%)	
	个人用品及服务(3.1%)	居住消费 (13.2%)	建房及装修材料消费(5.7%)
烟酒及用品 (3.9%)	租房消费(1.0%)		
烟草(2.5%)	水电燃料消费(6.5%)		
	酒(1.4%)		

修剪均值和加权中位数方法的基本步骤可以概括为:首先将分类商品价格增长率按大小进行排序,记作 $\{x_1, x_2, \dots, x_n\}$, 对应支出权重分别为 $\{w_1, w_2, \dots, w_n\}$;

⁵² 为了避免各商品价格增长率之间可能存在的多重共线性和各分类商品权重之和不为 1 的情况,本文对除“家庭设备用品及服务”之外的分类商品权重估计采取以下形式: $dx = \sum_{i=1}^{n-1} \alpha_i(dx_i) + (1 - \sum_{i=1}^{n-1} \alpha_i) dx_n$, 其中 α_i 为各分商品权重, x 表示某类商品的同比价格指数, x_i 表示第 i 种商品同比价格指数, dx_i 表示价格指数的二阶差分, n 为商品分类项目数。然而该方法将导致“家庭设备用品及服务”项目回归系数出现负数,若采用 $x = \sum_{i=1}^n \alpha_i x_i$ 将使回归系数之和小于 1, 低于本文采用第二种方法,并按照相应的比例扩大各项系数使系数之和为 1。

在此基础上计算前 i 项的权重之和 $W_i = \sum_{j=1}^i w_j$; 根据事先设定的修剪比例 α 重新选取样本, 使得样本集满足 $I_\alpha = \{i: \alpha/2 < W_i < 1 - \alpha/2\}$; α 比例修剪均值所对应的核心通货膨胀为 $\pi^\alpha = (1-\alpha)^{-1} \sum_{i \in I_\alpha} w_i x_i$ 。当 α 取 0 时得到的核心通货膨胀即为通常的支出权重通货膨胀; 而当 α 取 50% 时得到的核心通货膨胀即为加权中位数核心通货膨胀。因此, 修剪均值法计算核心通货膨胀与 α 的选取密切相关, Tahir(2003) 提出了确定 α 大小的 RMSE 准则, 按照均方根误差最小的原则选取 α 的大小, 即 $\alpha^* = \text{argmin RMSE}(\alpha)$, 其中 $\text{RMSE}(\alpha) = (\sum_{t=1}^T (\pi_t^\alpha - \pi_t^T)^2 / T)^{1/2}$, π_t^α 表示修剪水平 α 下的修剪均值核心通货膨胀, π_t^T 表示趋势通货膨胀率, 一般用 CPI 的移动平均或者各种滤波方法得到。

除了上述最基本的方法之外, 修剪比例 α 可以是非对称的, Aidan(1999) 提出可以综合考虑价格增长率的波动性和偏倚性来确定修剪非对称修剪比例, 计算不同偏倚水平和修剪水平组合下的修剪结果, 并通过与通货膨胀趋势值的拟合程度搜寻最优的偏倚水平和修剪水平。

本文使用居民消费价格 32 个分项价格指数 2001 年 1 月至 2010 年 11 月的月度环比增长率, 分别计算了偏度水平为 0.50 至 0.70, 修剪水平为 10% 至 50% 的核心通货膨胀估计, 并以 12 个月移动平均计算通货膨胀趋势值, 经 RMSE 准则筛选, 最终选取了偏倚水平为 0.56 且修剪水平为 21% 组合下的估计值作为修剪均值法的核心通货膨胀率。此外本文还计算了加权中位数法对核心通货膨胀的估计。

(三) 指数平滑

Cogley(2002) 针对通货膨胀均值可能发生漂移提出核心通货膨胀指数平滑计算方法。该方法计算核心通货膨胀的方法可以表示为方程(1)。

$$\mu_t = [g(1 - (1-g)L)^{-1}] \pi_t = g \sum_{j=0}^{\infty} (1-g)^j \pi_{t-j} \quad (1)$$

其中 μ_t 为所计算的核心通货膨胀, L 是滞后算子, $0 < g < 1$ 是固定参数。从上述计算方法中可以看出指数平滑法实际上是通过低频带通滤波 $[g(1 - (1-g)L)^{-1}]$ 对通货膨胀 π_t 进行滤波, 而核心通货膨胀则由通货膨胀滞后值按递减指数权重进行加权平均得到。这一方法不仅计算简便, 而且具有显著的优势: 首先, 该方法是单向滤波, 仅取决于通货膨胀的滞后值, 与 Baxter 和 King(1995) 以及 Hodrick 和 Prescott(1997) 等既取决于超前值又取决于滞后值的双向滤波相比具有及时计算的优势; 此外该计算方法仅取决于外生参数 g , 而且该参数不随新增数据发生改变, 从而保证核心通货膨胀的历史估计值不随新增通货膨胀数据发生改变。参数

g 具有经济学含义，其大小与公众对核心通货膨胀变化的认知速度有关，认知变化的半周期为 $\ln(2)/g$ ，但 Cogley(2002)的研究表明该参数取值从 0.075 到 0.2 对滤波结果没有大的影响。借鉴 Cogley(2002)，本文参数取值为 0.125。

(四) 结构向量自回顾 (SVAR)

Quah 和 Vahey(1995)运用 Blanchard 和 Quah(1989)提出的 SVAR 长期识别条件将 SVAR 方法用于估计核心通货膨胀。基于长期菲利普斯曲线垂直的假设，作者以中长期内是否能影响产出为标准将标题通货膨胀划分为核心通货膨胀和非核心通货膨胀两个相互独立的部分；其中核心通货膨胀对实际产出不存在中长期影响，而非核心通货膨胀则不受该约束限制。事实上除了 Blanchard 和 Quah(1989)的长期识别条件之外，通过 SVAR 估计核心通货膨胀的方法还包括 Galí(1992)提出的长期和当期(contemporaneous)识别条件，Warner(1993)提出的协整识别条件。

假设产出增长和通货膨胀同时受到供给和需求因素的冲击，外生冲击对两个变量的影响用向量移动平均(VMA)形式表示为：

$$\begin{pmatrix} \Delta y_t \\ \pi_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \mu_1 \\ \mu_2 \end{pmatrix} + \sum_{k=0}^{\infty} \begin{pmatrix} c_{11}(k) & c_{12}(k) \\ c_{21}(k) & c_{22}(k) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \varepsilon_{t-k}^d \\ \varepsilon_{t-k}^s \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \mu_1 \\ \mu_2 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} c_{11}(L) & c_{12}(L) \\ c_{21}(L) & c_{22}(L) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \varepsilon_t^d \\ \varepsilon_t^s \end{pmatrix} \quad (2)$$

其中 Δy_t 是产出增长率， π_t 是环比通货膨胀， ε^d 和 ε^s 是正交的需求冲击和供给冲击，并将其方差正规化为 1。 L 是滞后算子， $c_{ij}(L)$ 表示滞后算子的多项式，其中 $i, j=1, 2$ ，使得 $c_{ij}(1) = \sum_{k=0}^{\infty} c_{ij}(k)$ 。令 $X_t = [\Delta y_t, \pi_t]^T$ ，方程(2)可以进一步被简化为 $X_t = \mu + C(0)\varepsilon_t + C(1)\varepsilon_{t-1} + \dots$ ，其中 $\text{VAR}(\varepsilon_t) = I$ 。

由于结构性冲击在现实中无法观察到，在实际估计过程中首先通过向量自回归方法得到 X_t 的 VAR 估计残差 e_t ；然后将向量自回归(VAR)形式转化为无限阶向量移动平均(VMA)形式 $X_t = \nu + e_t + D(1)e_{t-1} + D(2)e_{t-2} + \dots$ ，其中 $\text{VAR}(e_t) = \Omega$ ，由此得到两种表达形式之间存在以下关系 $C(0)\varepsilon = e$ ，并且 $C(k) = D(k)C(0)$ ；SVAR 方程施加的短期约束条件是 $C(0)C(0)^T = \Omega$ ，由于假设需求冲击长期内对产出没有影响，因此长期约束条件为 $c_{11}(1) = 0$ 。基于上述约束条件可以对结构方程进行识别，方程(2)中 $\mu_2 + \sum_{k=0}^{\infty} c_{21}(k) \varepsilon_{t-k}^d$ 即为所要估计的核心通货膨胀。

本文选取 2001 年 1 月到 2010 年 11 月的工业增加值环比增长率(Δy_t)与居民消费价格环比指数(π_t)，其中估计得到系数矩阵

$$C(0) = \begin{bmatrix} 0.0041 & 0.0123 \\ -0.0038 & 0.0010 \end{bmatrix}$$

(五) 惯性权重

本文借鉴Gadzinski和Orlandi(2004)的方法, 采取方程(3)来计算通货膨胀惯性, 并在此基础上计算基于惯性权重的核心通货膨胀。

$$\pi_t = \mu_0 + \mu_0 D_t + \rho \pi_{t-1} + \sum_{i=1}^{i=k} \alpha_i \Delta \pi_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3)$$

其中 π_t 表示通货膨胀, D_t 是虚拟变量, 表示通货膨胀序列中可能存在的结构变化, 参数 ρ 反映通货膨胀惯性的大小, ρ 越大则表示通货膨胀的惯性越大。本文借鉴Hansen(1999)提出的Grid-Bootstrap(简称GB方法)估计通货膨胀惯性, 抽取格点数为100, 模拟次数为999次, 最终获取惯性参数90%的置信区间及其中位无偏估计。⁵³

在具体计算过程中, 我们采用样本数位48的滚动回归形式估计通货膨胀惯性系数。令 ρ_{iT} 表示第*i*个分类价格增长率截止到*T*期的惯性估计值。在滚动回归过程中某些分项会出现不显著的负数估计值, 对于这样的情况本文借鉴Cutler(2001)将其系数取为0; 此外为了防止核心通货膨胀的权重过于波动, 借鉴Cutler(2001)对通货膨胀惯性进行平滑后才能作为核心通胀的权重, 平滑后用于计算权重的惯性系数为 $\psi_{iT} = x\rho_{iT} + (1-x)\rho_{iT-1}$, 其中 $x=1/12$, 使得惯性权重可以在一年内完成调整。在此基础之上计算第*i*个分项目核心通货膨胀的惯性权重为 $W_{iT} = \psi_{iT} / (\sum_{i=1}^8 \psi_{iT})$ 。上述设定惯性权重的方法亦被Bilke和Stracca(2007)所采用, 并且取得了较好的效果。

由于每一期各分项权重不断变化, 受篇幅限制本文没有给出各期具体的权重。为了比较基于价格上涨惯性权重和支出权重的区别, 本文给出了2005年1月至2010年9月样本区间内各分项权重的平均值, 见表2。⁵⁴就权重的平均值而言, GB方法得到的滚动权重平均值绝对值“家庭设备”的权重最大, 达到28.8%; “娱乐教育”的权重最小, 仅为0.7%; 食品价格由于其惯性系数较小, 平均权重排倒数第三位, 仅为8.1%, 与支出权重存在较大的区别。

本文选取了2001年1月至2010年11月的月度八大类价格指数分别利用OLS和GB方法得出的惯性结果对核心通货膨胀进行了估计, 结果表明, 基于OLS和GB方法下的惯性权重核心通货膨胀结果几乎相同, 因此, 本文只保留了OLS

⁵³ 具体计算工具采用Hansen(1999)提供的Matlab程序; 借鉴Andrews(1993)未知断点检验方法进行检验发现“医疗保健”、“交通通讯”和“娱乐教育”三项分别在2002年10月、2001年1月和2000年9月出现结构变化, 除此之外CPI其他各分项没有显著的结构变化, 因此上述三项与其他商品惯性回归方程不同。

⁵⁴ 惯性权重核心通货膨胀样本区间选取2005年之后的原因在于“烟酒”项统计始于2001年, 滚动样本长度48会造成最初4年的数据损失。选取该样本会造成核心通货膨胀数据较短, 影响核心通货膨胀统计特征分析结论的稳健性。为了增强结论的稳健性, 我们通过除“烟酒”之外的7类项目合成2005年之前核心通货膨胀, 从而增加样本观察值, 以增强基于惯性权重核心通货膨胀统计特征结论的稳健性。

方法下的惯性权重核心通货膨胀结果。

(六) 方差权重

Dow(1994)和 Diewert (1995)提出按照各分类商品价格增长率波动性的大小分配权重, 权重的大小与价格增长率方差的倒数成正比。即 t 时刻第 i 种商品价格指数

$$w_{i,t} = (\sigma_{i,t}^2)^{-1} / \sum_{i=1}^n (\sigma_{i,t}^2)^{-1} \quad (4)$$

其中 $\sigma_{i,t}^2$ 表示 t 时刻第 i 种商品价格指数的波动方差, 计算方法见下文。基于波动程度的核心通货膨胀计算方程为

$$\pi_t^c = \sum_{i=1}^n \pi_{i,t} w_{i,t} \quad (5)$$

其中 $\sigma_{i,t}^2 = \sum_{s=t-\tau}^{t-1} (\pi_{i,s} - \pi_s^c)^2 / \tau$ 表示各分类商品价格增长率的波动程度, 与通常的方差计算方法略有不同, 由于 $\sigma_{i,t}^2$ 是根据此前 τ 个样本观察值计算得到的, 保证了计算通货膨胀权重的实时性。给定初始 $\pi_0^c = \sum_{i=1}^n \pi_{i,0} / n$, 可以依次递推下期的各项权重, 进而估计下期的核心通货膨胀, 以此类推。为了与惯性权重核心通货膨胀的特征保持一致进而可以比较, 本文选取 $\tau = 48$ 。

(七) 共同趋势法

Gonzalo 和 Granger(1995)提出了分解协整系统中多个时间序列长期成分与短期成分的方法, 其依据是任何一个协整系统可以被表示为几个非平稳过程与几个平稳过程之和, 即对于任意一个协整系统 X_t , 如果存在 r 个协整向量, 那么有

$$X_t = A_t f_t + \varepsilon_t \quad (6)$$

$\begin{matrix} p \times 1 & p \times k & k \times 1 & p \times 1 \end{matrix}$

其中 $k = p - r$, f_t 为 $I(1)$ 过程, 称为共同因子(common factors), 表示协整系统中各序列共同的长期成分, ε_t 为 $I(0)$ 过程, 表示协整系统中各序列分别对应的短期成分。对于由居民消费价格指数八大类分项指数组成的协整系统, 共同因子表示的长期成分便可以表示为核心通货膨胀。共同因子方法的估计过程可以简单概括为: 假设 X_t 分为协整过程, 且存在 r 个协整向量。首先, 分别将 X_t 和 ΔX_t 对 $(\Delta X_{t-1}, \Delta X_{t-2}, \dots, \Delta X_{t-q+1})$ 进行回归, 分别得到残差矩阵 R_{0t} 和 R_{1t} , 然后计算残差乘积矩阵 $S_{ij} = N^{-1} \sum_{t=1}^N R_{it} R_{jt}^T (i, j = 0, 1)$; 然后计算矩阵 $S_{00}^{-1} S_{01} S_{11}^{-1} S_{10}$ 的特征值, 并按从小到大的顺序排列, 得到 $(\eta_1, \eta_2, \dots, \eta_p)$; 设 $(\eta_1, \eta_2, \dots, \eta_{p-r})$ 对应的特征向量为 γ , 则长期

成分的估计结果为：

$$f_t = \gamma^T X_t \quad (7)$$

$\begin{matrix} k \times 1 & & k \times p & p \times 1 \end{matrix}$

由于该方法要求各时间序列之间存在协整关系，而本文的目的在于比较各种核心通货膨胀环比数据的相对优劣，因此先借鉴夏春(2002)将消费者价格 8 类同比增长率换算成定基比指数；在平稳和协整检验的基础之上计算各定基比价格指数中的长期成分；最后将定义比价格指数长期成分进行对数差分便得到核心通货膨胀。本文选取 2001 年 1 月到 2010 年 11 月的八大类月度定基比价格指数，发现存在 7 个协整向量，因此存在一个共同因子，其对应的特征向量估计值为 (0.111, 0.040, -0.452, 0.042, 0.021, 0.324, 0.821, 0.032)。⁵⁵通过上述系数向量即可计算出基于共同因子方法的核心通货膨胀。

在上述 7 大类计算核心通货膨胀的方法中，剔除法、惯性权重法和方差权重法涉及到重新分配各分类项目权重，其中剔除法权重固定不变，惯性权重和方差权重则是时变的，表 2 总结了样本区间内各类商品权重的平均值。

表 2 CPI 支出权重和各核心通货膨胀权重比较(单位：%)⁵⁶

	食品	烟酒	衣着	家庭设备	医疗保健	交通通讯	娱乐教育	居住
支出权重	33.2	3.9	9.1	6.0	10.0	10.4	14.2	13.2
剔除法权重	-	5.8	13.6	9.0	15.0	15.6	21.3	19.8
惯性权重均值	8.1	18.7	10.6	28.8	17.1	3.0	0.7	13.0
方差权重均值	0.5	21.9	28.1	41.0	9.4	3.7	2.2	1.9

四、基于货币政策和通货膨胀预期视角的核心通货膨胀比

(一)核心膨胀测算方法评价指标

Rich和Steindel(2007)指出，如同核心通货膨胀没有统一的定义一样，评价核心通货膨胀测算方法也没有统一的标准，不同的使用目的决定了对核心通货膨胀计算方法的评价标准也不同。Rogers(1998)指出核心通货膨胀测算方法应该具备时效性、稳健性、无偏性和可验证性，好的测算方法不应导致核心通货膨胀的频繁修订。Wynne(1999)提出了评价核心通货膨胀测算方法的6条标准，好的测算方法法不仅要求要有及时性、前瞻性，而且能够反映通货膨胀变化趋势，还要易于

⁵⁵ 各参数对应的分类与表 2 中的顺序相同。

⁵⁶ 支出权重来自张成思(2008)。

为公众所理解,新增数据不应导致历史计算结果发生改变,此外还要有理论基础;在此基础上作者对6种计算核心通货膨胀的方法进行了定性比较。Smith(2007)指出同时满足上述标准并不容易,由于货币当局需要通过核心通货膨胀对未来通货膨胀进行预测,同时货币当局核心通货膨胀的计算方法可能会影响公众对未来通货膨胀和货币政策的预期,因此Smith(2007)认为从政策当局角度来看,核心通货膨胀计算方法的及时性和公众可理解性最为重要。Marques等人(2000)从核心通货膨胀与标题通货膨胀之间是否存在协整关系来评价核心通胀测算方法的优劣,核心通过膨胀不是要与标题通货膨胀存在协整关系,并且长期内是挑剔通货膨胀的Granger原因。事实上由于环比通货膨胀率多为平稳数据,这种方法多适用于同比核心通货膨胀测算方法之间的比较。除了上述定性指标以及产用的均值、方差之外, Rich和Steindel(2007) 还总结了检验核心通货膨胀前瞻性和反映通货膨胀趋势能力的定量指标,见表3。

表3 评价核心通货膨胀的主要指标

评价内容	评价指标	评价方法
反映通货膨胀变化趋势	残差均方根 ⁵⁷ (RMSE)=[$\sum_{t=1}^T (\pi_t^{TREND} - \pi_t^{CORE})^2$]/T ^{1/2}	RMSE 越小越好
前瞻性	$\pi_{t+h} - \pi_t = \alpha_h + \beta_h(\pi_t - \pi_t^{CORE}) + \varepsilon_{t+h}$	R ² 越大越好

(二)核心通货膨胀的波动特征比较

构造核心通货膨胀的目的之一是要剔除标题通货膨胀中短期波动较大的部分。从这个角度来看,核心通货膨胀的波动性应该小于标题通货膨胀的波动性。表4报告了样本观察期间八种核心通货膨胀的波动特征,并与标题通货膨胀进行了比较。我们发现,八种核心通货膨胀的均值均低于标题通货膨胀的均值,八种核心通货膨胀的标准差均低于标题通货膨胀的标准差;在八种核心通货膨胀中,均值最小的是方差法,然后依次是指数平滑法、剔除法、加权中位数法、修剪均值法、惯性权重法、共同趋势法,均值最大的是SVAR法,几乎与标题通货膨胀相等;另外,在八种核心通货膨胀中,标准差最小的是指数平滑法,然后依次是剔除法、方差法、SVAR法、惯性权重法、加权中位数法、修剪均值法,标准差最大的是共同趋势法。

表4 季节调整后月度环比通货膨胀波动性比较(2001年1月至2010年11月)

	标题 通货 膨胀	剔除 法	修剪 均值 法	加权中 位数法	指数 平滑 法	SVAR	惯性	方差 法	共同 趋势
--	----------------	---------	---------------	------------	---------------	------	----	---------	----------

⁵⁷ 其中 π_t^{TREND} 通货膨胀趋势值。

均值	0.193	0.037	0.042	0.042	0.024	0.192	0.083	-0.005	0.125
标准差	0.427	0.124	0.368	0.228	0.053	0.150	0.214	0.144	0.405

(三) 基于反映通货膨胀变化趋势的比较

核心通货膨胀拟合标题通货膨胀趋势的程度是评价核心通货膨胀优劣的重要指标，为了计算八种核心通货膨胀的 RMSE，首先计算通货膨胀趋势值。本文分别使用季节调整后的消费者价格指数月度环比数据的 HP 滤波和 12 月移动平均 (MA) 两种方法来表示通货膨胀趋势。表 5 给出了两种方法下计算出的八种核心通货膨胀的 RMSE 值。我们发现，HP 滤波和 MA 方法下计算的 RMSE 非常接近，表明结果比较稳健；HP 滤波方法下，RMSE 值最低的是指数平滑法，然后依次是 SVAR、剔除法、惯性法、方差法、加权中位数法、修剪均值法、最大的是共同趋势法，MA 方法下的结果与 HP 滤波下的结果略有不同，指数平滑法与 SVAR 法的顺序调换，惯性权重法与方差法的顺序调换。这就表明，指数平滑法和 SVAR 法核心通货膨胀对标题通货膨胀趋势的拟合程度较高，剔除法、方差法和惯性权重法核心通货膨胀对标题通货膨胀趋势的拟合程度居中，加权中位数法、修剪均值法、共同趋势法对标题通货膨胀趋势的拟合程度较低。

表5 核心通货膨胀趋势性变化比较 (2001年1月至2010年11月)

	剔除法	修剪均值法	加权中位数法	指数平滑法	SVAR	惯性	方差法	共同趋势
HP	0.206	0.397	0.274	0.198	0.200	0.210	0.227	0.416
MA	0.215	0.401	0.287	0.198	0.190	0.224	0.216	0.424

(四) 基于通货膨胀预期视角的比较

核心通货膨胀的重要意义之一在于其对标题通货膨胀的预测能力。判断核心通货膨胀预测能力的依据是给定当前标题通货膨胀基础上，考察核心通货膨胀包含多少关于未来标题通货膨胀的信息。为了检验核心通货膨胀的预测能力，本文利用方程 $\pi_{t+h} - \pi_t = \alpha_h + \beta_h(\pi_t - \pi_t^{CORE}) + \varepsilon_{t+h}$ 的回归平方和来评价八种核心通货膨胀对未来标题通货膨胀的预测能力。表 6 给出了两种方法下计算出的八种核心通货膨胀的 R^2 值。我们发现，不论对标题通货膨胀领先几阶的预测，共同趋势法的预测能力最弱，修剪均值法的预测能力紧随其后；指数平滑法的预测能力最强，方差法、惯性权重法和剔除法也有着较强的预测能力；加权中位数法与 SVAR 法的预测能力居中，并且在 $h=1,2,3$ 时，加权中位数法的预测能力优于 SVAR 法，在 $h=4,5,6$ 时，SVAR 法的预测能力优于加权中位数法。

表6 核心通货膨胀预测方程R²比较 (2001年1月至2010年11月)

	剔除法	修剪均值法	加权中位数法	指数平滑法	SVAR	惯性	方差法	共同趋势
h=1	0.3062	0.1028	0.3075	0.3555	0.1641	0.3350	0.3627	0.0026
h=2	0.3433	0.2160	0.3617	0.3728	0.2374	0.3060	0.3676	0.0223
h=3	0.3650	0.2006	0.3737	0.3830	0.3150	0.3137	0.3700	0.0228
h=4	0.3951	0.1869	0.3533	0.4261	0.3263	0.3504	0.3927	0.0316
h=5	0.4004	0.1164	0.3180	0.4180	0.3418	0.3643	0.4072	0.0663
h=6	0.3864	0.1435	0.3041	0.4177	0.3310	0.4012	0.4154	0.0223

五、结论

通过对八种核心通货膨胀的波动特征、反映通货膨胀变化趋势以及通货膨胀预测能力的比较，本文得出以下结论：

第一、根据不同的评价指标，各种方法计算得出的核心通货膨胀优劣顺序也不尽相同。

第二、在反映通货膨胀变化趋势方面表现良好的指数平滑法和 SVAR 法核心通货膨胀在通货膨胀预测能力方面却没有非常显著的优势，只是处于中等水平；而在通货膨胀预测能力方面表现良好的剔除法、方差法和惯性权重法核心通货膨胀在反映通货膨胀变化趋势方面却表现平平，也只是处于中等水平。

第三、虽然各种评价指标下八类核心通货膨胀的优劣顺序不完全相同，但也存在着某些明显的一致性。在核心通货膨胀标准差、对标题通货膨胀趋势的拟合、对标题通货膨胀的预测方面，共同趋势法、修剪均值法、加权中位数法核心通货膨胀的表现都相对较差。

参考文献

- Roger, Scott,1998, "Core inflation: Concepts, Uses and Measurement", Reserve Bank of New Zealand, G98/9.
- Wynne, M. 1999. "Core Inflation: A Review of Some Conceptual Issues." Federal Reserve Bank of Dallas Working Paper no. 9903, June.
- Smith Julie, "Better Measures of Core Inflation?", working paper, <http://sites.lafayette.edu/smithjk/research/>, 2007.
- Rich Robert and Steindel Charles, 2007, "A Comparison of Measures of Core Inflation", Federal Reserve Bank of New York Economic Policy Review, December, 19-38.
- Marques, C R, Neves, P D and Sarmento, L M (2000), "Evaluating core inflation measures", Banco de Portugal Working Paper, No. 3-00.
- Folkertsma, C.K. and Hubrich,K.,2000, "Performance of core inflation measures", De Nederlandsche Bank, Research Memorandum WO&E no. 639.

Vega, Juan-Luis and Wynne, Mark, "A First Assessment of Some Measures of Core Inflation for the Euro Area", *German Economic Review*, Volume 4, Issue 3, 2003, pages 269–306.

Galí, J., 1992, How well does the IS-LM model fit postwar U.S. data?, *Quarterly Journal of Economics*, May, 819–840.

Warne, A., 1993, A common trends model: Identification, estimation and inference, IIES Working Paper no. 555, Stockholm University, <http://www.iies.su.se/data/home/warnea>.

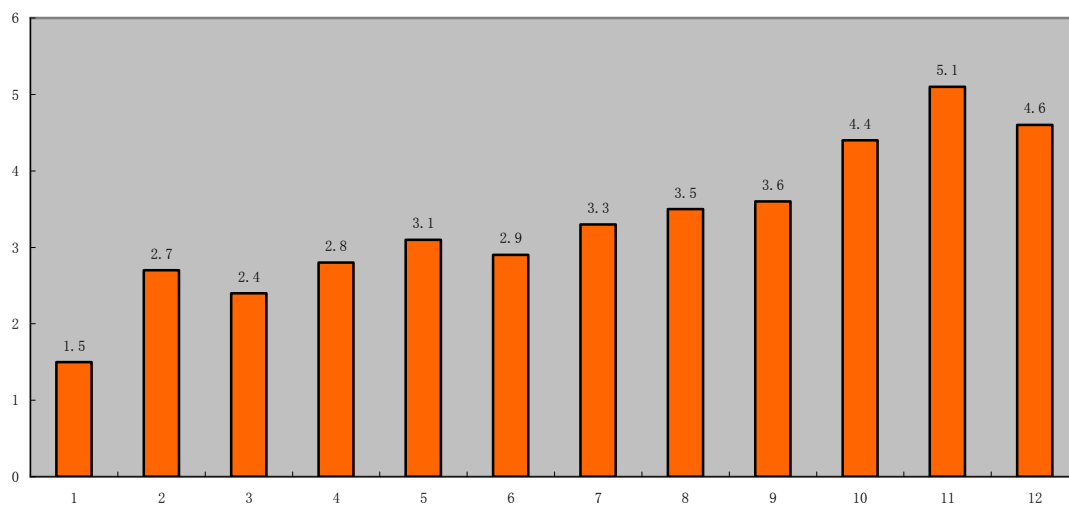
我国货币与通货膨胀的传导关系：一个内生货币观点

摘要：本报告通过分析发现我国的货币供给是内生的，即货币是信贷导致的。投资需求产生了贷款，贷款寻找准备金变成存款，成为货币，而不是外生论下的央行控制准备金投放，从而可以控制货币供给量这个反向因果链条。在内生货币下，我国在 2010 年发生的高通货膨胀是 2009 年开始的高投资产生的结果。高投资同时产生了高额货币增发和通货膨胀，所以二者是共生现象，都是投资推动的，而不是央行过度增发货币产生了通货膨胀。2009 年开始的高投资投资需求产生了信贷供给，信贷供给转变为货币存量增长。这部分货币增长的微观表现是国内游资涌动，产生了各种炒作现象。在宏观上，高投资导致的利润上升，产生通货膨胀。因此，我国的通货膨胀将是一个中期现象，未来一段时间，核心通货膨胀的上涨不可避免，需要持久应对通货膨胀。针对这个情况，本报告建议长期来看需要调整经济增长方式，从根本上控制通货膨胀；短期内央行可以通过调整利率和差别化贷款拨备控制固定资产投资贷款，稳定物价水平。此外，非常重要的一点是，因为内生货币下通货膨胀的提高有利于就业，所以，我国经济可以承受而且需要一定的通货膨胀，但是，由于内生货币下通货膨胀是利润挤压工资的结果，这也会对于工资收入者产生巨大的福利损失，所以总体经济和部分民众的民生之间产生了较强的冲突，需要政府从中进行权衡和补偿。

一、导言

在 2010 年，以消费者价格指数（CPI）计算的通货膨胀率持续高位运行（如图 1），全年同比增长 3.3%。这个现象在 2011 年大有延续之势，引起了广泛热议。一个广为流行的看法是为了应对 2008 年以来的全球金融危机，我国货币增长率居高不下，在微观层面使得游资汹涌，炒作不断，在宏观层面表现为这轮高通货膨胀。如果这是根本原因，那么我们仅仅需要紧缩货币供给，就可以起到抑制通货膨胀的作用。例如，央行在 2010 年以来 3 次提高利率，7 次上调存款准备金率，达到了 19% 的高水平。不过，问题是我国的通货膨胀是货币推动的吗？本报告的目的是希望理清我国货币和通货膨胀之间的传导关系，以期寻找到合适的对策。

图 1 2010 年月度 CPI 同比增长率



数据来源：国家统计局网站

在目前货币经济学理论中，对于货币与通货膨胀之间关系的不同理解可以概括为下表：

	需求拉动	成本推动
外生货币	货币数量论	新 Chartalists
内生货币	实际经济周期 新凯恩斯主义（新新古典 综合）	结构主义 后凯恩斯主义

来源：Vernengo(2006)

因此，为了弄清楚中国货币与通货膨胀的传导机制，需要首先确定中国的货币供给是内生还是外生的。

二、外生货币与内生货币的涵义

在主流经济学中，货币存量是外生决定的。中央银行控制基础货币注入量，基础货币通过货币乘数决定货币存量(Anderson and Jordan, 1968, Balbach, 1981, Bofinger, 2001, Brunner, 1968, Meltzer, 1982)。若用 H 表示高能货币，那么货币总量 M 可表示为 $M = mH$ ，其中 m 表示货币乘数，等于 $\frac{1+b}{b+r}$ ，其中 b 表示现金与存款的比率， r 表示储备占存款的比率，储备包括法定和超额储备两部分。在这个框架下，实际经济中货币供给量的波动来自于两部分：基础货币和货币乘数。当央行无法准确预测货币乘数的时候，即使其努力控制基础货币数量，也会导致货币存量不必要的波动。为了分析现实中货币供给的波动情况，Meltzer(1982)区分了中央银行对货币总量的“潜在控制”和“实际控制”。他认为，中央银行

有许多方法可以相对精确地控制货币总量，而美联储没有很好地控制货币总量并非做不到，而是缺乏动机。因此，各国央行应该设计更好的体系来控制货币总量。

如果货币是外生的，那么货币数量公式 $MV = PY$ 的因果关系就是从左向右，即货币量 (M) 的变化导致了名义收入 (PY) 的变化。当货币流通速度 (V) 保持稳定，通货膨胀率就等于货币增长率减去实际产出增长率。因此，通货膨胀的原因就是央行控制的外生货币供给速度过快。

但是，也有一些学者认为(Moore, 1988, Wray, 1990)，上述外生货币理论中的 $M = mH$ 仅仅是一个核算等式，只表明一种从基础货币向货币存量的运动逻辑，而因果链条应该是 $H = \frac{1}{m}M$ 。这个因果链条开始于银行对于企业的贷款，贷款引致形成货币存量 M ，央行供应这些货币存量需要的准备金，形成“贷款创造存款、存款寻找储备”(Holmes, 1969)这个逻辑，因而货币存量就是经济的内生变量，由企业的贷款意愿和银行的信贷标准等决定。之所以会有这样的因果链条，是由货币的性质——债务计量单位——决定的。外生货币供给理论中，货币通常被定义为交易媒介。这种定义关注货币的使用，认为货币是一种工具，不会影响经济的实际值，只会影响名义值，从而是一层面纱。而内生货币方法关注货币的来源，即货币如何被创造出来并进入市场经济。概括来说，货币是人类社会创造出来的一种计价单位(Wray, 1990)。当私人产权出现后，参与人之间就会发生借贷关系，债务借贷合同中的计量单位就是货币。因此，对于货币现象的分析就不是从其作为交易媒介、价值储藏这些功能入手，而是关注其作为债务的性质。

在不同的信用体系下，会有不同的债务工具，在现代社会表现为银行和中央银行这种多级体制下的银行贷款。在现代市场经济的生产过程中，由于生产和销售必须耗费时间，企业需要预付资金给工人，也就有了贷款需求。在银行认为企业可信赖的前提下，银行会给企业供给信贷，通过向企业的银行账户注入资金或给企业信用额度等方式达成，企业以此为基础进行支付购买。当企业获得劳动和资本后，就可以进入生产过程。通过这样的贷款过程，就产生了货币(Lavoie, 2003, 2007)。这个创造过程是无中生有，其发生的前提是银行负债必须被广泛接受。这样企业才会需要银行的信贷，银行也才可以满足其需求。否则，如果工人不接受企业从银行的贷款来作为其收入，那么工人和企业之间的合约关系就无法执行，生产也就不能进行。正是将银行存款接受为货币使得银行可以不需要存款而发行贷款。可以通过一个简单的资产负债表变动表示这一货币产生过程(表1)。

表 1 银行创造货币

银行	
资产	负债
厂商贷款 L	工人存款 D

企业获得贷款 L 后，可用其支付工人工资，工人获得收入 D ，体现为银行的存款。工人用银行存款 D 进行消费，并将余下的储蓄配置为银行存款及其他金融资产（股票、基金等）。此时，货币（存款）就变成了存量，对应于工人持有金融资产组合的一部分。而工人之所以持有货币主要是由于货币的流动性。当然，工人也可以持有现金，而现金本质上是中央银行发行的银行券。工人选择持有现金这一过程可以通过如下的资产负债表（表 2）表示。工人将存款的一部分转换为中央银行的银行券，商业银行通过向中央银行借款获得这些现金。总之，银行的贷款 L 创造了这个社会的货币存量（银行存款和现金）。

表 2 具有银行券的货币创造

私人银行		中央银行	
资产	负债	资产	负债
贷款 L	存款 $D' = D - B$	对私人银行 贷款 B	银行券 B
	从中央银行借入 资金 B		

这种分析的结果就是货币内生，其内生性是由于货币的债务性质。货币在循环的开始和结束都由需求决定。生产循环开始时，货币流量由信贷流量需求决定，结束时，货币存量由资产组合决策需求决定。

内生货币理论的特点在于信贷、货币和生产之间的关系。在外生货币理论中，家庭资产组合变化会通过货币乘数影响货币总量。但在内生货币理论中，家庭资产组合的变化并不能为生产融资，无法产生信贷能力，也就不能产生货币。信贷可以支持生产进行并创造出收入。当企业进行支付后，货币就从信贷中创造出来成为工人的收入，可进行消费，成为交易媒介。因此信贷和货币承担的目的完全不同。所以，货币并非生产的润滑剂，而是伴随着生产中企业对于银行的负债产生的，从而货币不是因为各种职能而被需要，而是通过生产过程进入经济。

根据这种思路，央行无法控制货币供给量。货币供给量由企业的贷款意愿和商业银行的信贷标准等决定。银行扮演了为企业和工人进行债务结算的会计角

色，其记帐单位就是货币。只要生产，企业和工人之间就会有债务关系，银行就会为双方记帐，对于企业是贷款，对于工人是存款。所以，货币在市场经济中永远是内生的。

如果货币是内生的，那么货币数量公式 $MV = PY$ 的因果关系正好与外生货币相反，即从右向左，也就是通过银行贷款，名义收入（ PY ）的变化导致了货币量（ M ）的变化。因此，在这种情况下，货币量的变化率就不是通货膨胀率的原因，而是和通货膨胀率同时决定的，取决于最初的贷款结构。现实中数据呈现出通货膨胀率和货币量的同时运动实际上是一个统计谬误，这二者都是由一个更深层次的第三方因素决定的。

我国一些学者对于这种分析货币供给过程的思路做了一些实证检验(王彩玲, 2002, 王兰芳, 2001, 唐彬, 2006, 等)。这些检验认为，我国的货币供给在一定程度上可以认为是内生的。不过，这些检验存在一些缺陷。首先，部分检验考虑的是货币乘数的变动导致货币总量不稳定，这个思路并非内生货币理论的思路，而是外生货币理论的思路；其次，这些检验仅仅应用传统的葛兰杰因果检验，仅仅反映了滞后信息的效应，结果并不稳健；最后，这些分析没有深入讨论货币内生的具体机制。为此，本报告准备进一步对于内生货币理论进行检验，并探讨其背后的形成机制。所以，本报告需要检验的命题就是贷款产生货币，货币存量导致了基础货币的产生。如果能说明我国货币是内生还是外生的，我们才能够确定我国通货膨胀的原因，从而找到相应的对策。

三、实证检验

本部分利用统计方法检验我国货币是否是内生的。我们将检验区间分为两部分，分别是 2008 年 6 月之前和之后。08 年 6 月之前经济属于正常情况，6 月之后发生了金融危机的外生冲击。此部分利用 08 年 6 月之前的数据进行检验，然后利用我们的结论对于 6 月之后的数据进行预测。如果预测符合实际数据，就进一步支持了我们的结论。

3.1 2008 年 6 月前的货币供给性质

为了检验上述命题，参考 Nell (1999)，这里的实证检验采用葛兰杰因果类型检验，但不仅仅局限于用标准的葛兰杰因果检验短期因果，还利用协整分析检验长期因果，其中协整分析采用自回归分布滞后（ARDL）方法。

ARDL 模型的主要优点在于不管回归项是 $I(0)$ 还是 $I(1)$ ，都可以进行检验和

估计。而进行标准的协整分析前，必须把变量分类成 I(0)和 I(1)。在这种方法中，如果变量是协整的，那么考虑下面的 ARDL(p, q)模型：

$$y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \phi_i y_{t-i} + \beta' x_t + \sum_{i=0}^{q-1} \beta^{*i} \Delta x_{t-i} + \eta_t \quad (1)$$

从方程(1)可以获得 y_t 与 x_t 的长期关系：

$$y_t = \alpha_1 + \delta x_t + \mu_t \quad (2)$$

利用方程(2)的残差，考虑下面的误差校正模型(ECM)：

$$\Delta y = \alpha_2 + \sum_{i=1}^r \beta_{yi} \Delta y_{t-i} + \sum_{i=0}^s \beta_{xi} \Delta x_{t-i} + \alpha_3 \mu_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

其中 μ_{t-1} 是从方程(2)残差获得的滞后误差校正项。从方程(3)中，如果考虑原假设为 x 不是 y 的葛兰杰原因，那么当利用 F 检验和 Wald 检验，当 β_{xi} 联合显著的时候，我们可以拒绝原假设。利用同样的方法也可以检验 y 是否为 x 的葛兰杰原因。

μ_{t-1} 为检验葛兰杰因果提供了另外的思路。标准的程序是一个变量过去的变化对于另外一个变量当前的变化具有解释力。不过，如果变量具有共同趋势，那么变量 y 向长期均衡点的调整在一定程度上也是受变量 x 当前变化的影响。如果 μ_{t-1} 在方程(3)中是显著的，那么这种因果关系就可以检验出来。

针对待检验命题，我们选择了存款性金融公司对非金融部门债权、M2存量和高能货币数量三个指标，对其分别取对数，用LOGLENDING，LOGM2和LOGHM表示。选择2002年1月到2008年6月的月度数据，这些数据全部来自中国人民银行网站。之所以选择从2002年开始，是因为2002年中国人民银行按照国际货币基金组织《货币与金融统计手册》对货币金融统计制度进行了修订。这导致2002年一季度及以后各期数据与历史数据不完全可比。

为了应用ARDL方法，我们首先需要确定这些变量是否平稳，以及是否为协整的。对于单位根的检验采用ADF检验，检验值参见表3，原假设为三个变量的水平值和一阶差分包含一个单位根。从中可以看出，LOGHM，LOGM2和LOGLENDING都是I(1)序列，从而可以利用ARDL方法。

表3 单位根检验统计表

	水平值		一阶差分	
	t统计量	p值	t统计量	p值
LOGHM	-1.609629	0.7803	-7.607753	0.0000
LOGM2	-0.143531	0.9401	-8.794293	0.0000
LOGLENDING	-1.528778	0.8111	-7.801090	0.0000

对这些变量的协整检验采用Johansen检验，通过Trace统计量和Max-Eigen统计量（表4）可以得知这些变量两两之间包含一个协整关系，从而可以利用ARDL协整方法来分析因果关系。

表4 协整检验表

	假 设的 协整 关系 数量	Trace 统计量	p值	假 设的 协整 数 量	Max-Eig en 统计量	p值
LOGHM 和 LOGLENDING	无 *	27.069 96	0.000 1	无 *	26.5099 9	0.000 1
	至 多1个	0.5599 71	0.516 4	至 多1个	0.55997 1	0.516 4
LOGLENDIN G和LOGM2	无 *	56.356 58	0.000 0	无 *	52.4717 2	0.000 0
	至 多1个	3.8848 59	0.429 5	至 多1个	3.88485 9	0.429 5
LOGHM 和 LOGM2	无 *	53.262 56	0.000 0	无 *	51.8921 2	0.000 0
	至 多1个	1.3704 44	0.282 8	至 多1个	1.37044 4	0.282 8

注：*表示在0.05的水平上拒绝原假设。

利用Microfit4.1统计软件，LOGHM，LOGM2和LOGLENDING之间基于ARDL方法的长期弹性估计和对应的误差校正模型结果参见表5。我们对于因果性检验标准为联合显著性和误差项显著性同时满足。那么，从表5可以看出，在10%的显著性水平上，M2和基础货币之间是互为原因的，M2和信贷之间没有因果关系，信贷是基础货币的单向原因。在5%的显著性水平上，M2是基础货币的单向原因，M2和信贷之间没有因果关系，信贷是基础货币的单向原因。

表5 长期弹性估计和误差校正模型

回归	从ARDL模型获得的长期弹性	长期弹性等于1的Wald检验	ECM模型滞后阶数	联合显著性	误差项	最终结果
基础货币对M2	1.2739 [6.7080]	2.0807 [.149]	(0, 3)	35.45766 [0.0000]	4.242453 [0.0394]	M2是基础货币的原因
M2对基础货币	.82479 [5.5179]	1.3740 [.241]	(0, 1)	24.16693 [0.0000]	2.815966 [0.0933]	基础货币可能是M2的原因
M2对信贷	1.4497 [1.1684]	.13135 [.717]	(0, 2)	81.09455 [0.0000]	0.286193 [0.5927]	信贷不是M2的原因
信贷对M2	.82946	12.2841	(1, 2)	78.53448	2.551810	M2不是信贷的

	[17.0461]	[.000]		[0.0000]	[0.1102]	原因
基础货币 对信贷	1.4489 [8.9141]	7.6270 [.006]	(0, 3)	8.661493 [0.0341]	5.133311 [0.0235]	信贷是基础货 币的原因
信贷对基 础货币	.76056 [10.5929]	11.1212 [.001]	(0, 1)	0.800555 [0.6701]	6.241467 [0.0125]	基础货币不是 信贷的原因

注释：长期弹性系数下面的方括号为t值，其余为相应检验的p值。

为了保证稳健，我们再考虑标准的葛兰杰因果检验。我们利用eviews5.0进行检验，结果见表6。从中可以看出，在5%的显著性水平上，M2是基础货币的原因，但是基础货币不是M2的原因；信贷是基础货币的原因，但是基础货币不是信贷的原因；M2和信贷之间没有因果关系。

表6 葛兰杰因果检验

原假设	F值	P值
LOGM2不是LOGHM的 葛兰杰原因	6.00098	0.00109
LOGHM不是LOGM2的葛 兰杰原因	1.76119	0.16285
LOGLENDING不是 LOGHM的葛兰杰原因	3.44382	0.02142
LOGHM不是 LOGLENGDING的葛兰杰原因	1.31267	0.27743
LOGLENGDING不是 LOGM2的葛兰杰原因	0.23225	0.87361
LOGM2不是 LOGLENGDING的葛兰杰原因	1.43320	0.24072

综合这两种检验，可以稳健得出的结论是M2是基础货币的原因，信贷也是基础货币的原因，不过，M2和信贷之间没有关系。这些结论支持了我国货币供给内生的思路，由于信贷不受基础货币供给的限制，也就谈不到乘数的问题。基础货币是由于银行对企业的信贷而产生的，也就是说中央银行在商业银行发放贷款之后主动为其提供了相应的准备金，而不是限制。M2也不是信贷的原因，这表明外生货币理论中可贷资金的想法不正确，银行贷款并不需要预先有储蓄。不过，在这些结论中，信贷不是M2的原因与内生货币理论似乎有些矛盾。按照内生货币理论，信贷通过M2引致了高能货币。这样，信贷应该是M2的原因，而我们的检验发现这种现象不成立，这可能是由于我国货币需求不稳定。根据前面谈到的，工人获得工资收入后可以进行消费，并将储蓄配置为银行存款及其他金融资产（股票、基金等）。工人之所以持有货币主要是由于货币的流动性，如果人们的流动性偏好发生变化，那么货币需求就会发生变化，从而改变人们的资产组合。此时，企业贷款创造的银行储蓄中在货币循环结束后依然保持为银行存款和现金的比例就会发生变化，一部分资金进入证券市场。那么最初的贷款和存款之

间的对应关系就会消失，信贷就不会成为M2的原因。为了证明这个想法，我们需要验证我国的货币需求函数是否稳定。要验证这个问题是很容易的，因为货币需求不稳定在理论上等价于货币流通速度不平稳。所以，我们可以转而考虑这个命题。我国的货币流通速度处于下降过程，有许多学者讨论了这个问题(汪洋，2007，曾利飞等，2006，叶光等，2007，张勇和范从来，2006，赵留彦和王一鸣，2005)。对于M2流通速度进行检验可知，其ADF检验值为-0.552703，p值为0.9684，从而M2流通速度包含单位根，不是稳定的。因此，信贷不是M2的原因并不与内生货币理论矛盾，而是与我国居民流动性偏好不稳定相联系的。这样，我们可以得出结论，我国的货币供给具有内生性，是企业的贷款需求和银行的信贷标准等因素决定的，央行无法有效控制货币总量，从而经济自发产生了货币供给顺周期的现象。不过，这种内生性是通过什么渠道形成的呢？

3.2 我国货币内生的渠道

如前所述，货币内生的根本原因是货币的性质为债务。不过，其具体实现机制有多种，在不同的信用体系下有不同的债务工具，在现代社会表现为银行贷款。因此，要分析现代市场经济中的货币内生供给就需要考虑现代银行体系。本节首先从此出发找出现代银行系统中导致货币内生的渠道，然后利用我国实际情况加以说明。

现代银行体系可以用图2来说明。根据内生货币理论，这幅图的逻辑为从下向上⁵⁸。在图的最低层是经济的参与者——企业和工人。企业和工人通过产品市场、要素市场和金融市场相互联系，形成经济的循环流转。这个循环流转之所以能够进行依赖于第二层的商业银行，银行扮演了企业和工人合约的会计。这个会计具体方式是，商业银行给企业发放贷款，企业在要素市场上购买投入进行生产，获得产品。要素供给者通过在要素市场获得的收入购买产品。企业获得销售款项之后可以还贷款。此时，生产循环结束，要素供给者剩余的银行储蓄和现金就构成了社会的货币存量。因此，只要商业银行能够自由放款，货币就具有了内生的可能。这是现代银行系统中货币内生的第一个条件，即银行不受到贷款限制。如果这个条件满足，商业银行似乎有无尽的货币创造能力。只要工人信任银行，那么这家银行就具有发行货币的权力，从而可以获得铸币税这种收入。国家不会放任这种情况出现，所以创造了中央银行来干预商业银行的放款行为，将铸币税转

⁵⁸ 外生货币理论中逻辑是从上向下的，同时上面两层仅仅决定了名义值，实际值完全独立取决于第三层——企业和工人的经济循环。

移到国家手中。央行对于商业银行的干预有两种方式，一是要求商业银行交准备金，另外就是要求商业银行在相互结算的时候必须使用其在央行的存款(Lavoie, 2003)。首先来看一下法定准备金制度。在这种要求下，商业银行在放款后有了对应的存款，必须为这些存款缴纳准备金。为了付出这些准备金，商业银行必须向中央银行借款（参见表 7）。如果中央银行不对商业银行提供贷款，商业银行就无法为企业发放贷款。所以，货币是内生的就要求中央银行对于商业银行的贷款需求是“适应性”的，也就是批准贷款。因此，法定准备金的适应性供给是货币内生的另一个条件。同时，因为银行之间会产生分工，有些银行更加善于放贷款，有些银行更加善于吸收存款，银行之间就需要资金交流。如表 8 所示，A 银行在发放贷款后，其对应存款的一部分转移到了 B 银行，所以 A 银行需要向 B 银行借款。这种借款实际上是银行之间的结算。在现代银行体系中，这种结算必须利用商业银行在中央银行的存款完成，这样也产生了商业银行对中央银行借款和存款（表 9）。此时，商业银行如果无法获得这些结算金，那么在发放贷款的时候就会很小心，时刻考虑自己有时候会无法进行银行间支付。所以，只有中央银行对于商业银行清算资金借款的需求是“适应性”的，货币才能是内生的。总的来看，货币内生需要的渠道是商业银行能够自由放款，中央银行对于法定准备金和银行结算资金“适应性”供给。下面我们分别考虑这三个条件在我国是否存在。

图 2 现代银行体系

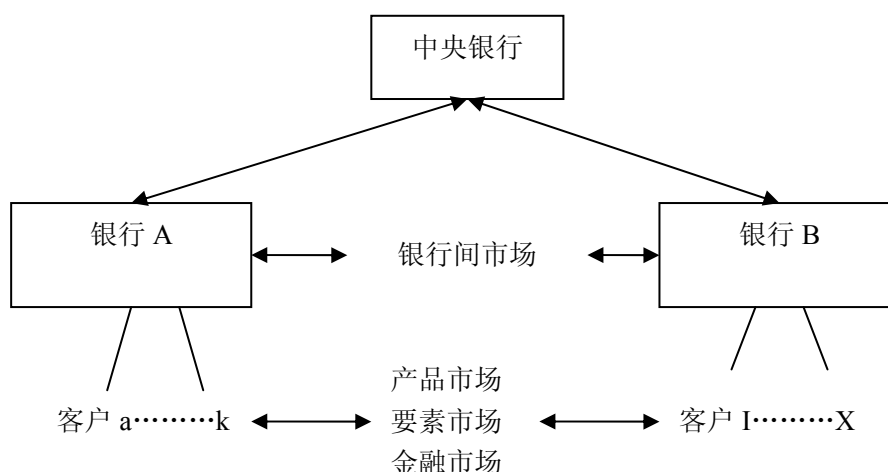


表 7 法定准备金制度下的银行系统

商业银行		中央银行	
资产	负债	资产	负债
贷款 L	存款 D	对私人银行 贷款 R	私人银行存款（准备 金 R）
准备金 R	从中央银行借入 资金 R		

表 8 两个银行资金交流

银行 A		银行 B	
资产	负债	资产	负债
对非金融机构贷款	存款	对非金融机构贷款	存款
	从银行 B 借入资金	对银行 B 贷款	自有资金
	自有资金		

表 9 两银行在中央银行账户

银行 A		银行 B	
资产	负债	资产	负债
对非金融机构贷款	非金融机构存款	对非金融机构贷款	非金融机构存款
	从中央银行借入资 金（负的结算余额）	在中央银行存款 （正的结算余额）	

在我国，银行受到信贷规模限制，似乎难以独立放款，中央银行似乎也没有必要向商业银行借出准备金和清算资金，那么内生货币供给的这三个渠道是如何实现的呢？

首先，根据内生货币供给理论的逻辑，如果能够控制信贷规模，央行似乎就可以很好地控制货币总量。但是，银行通过理财产品和银团贷款转让等方式对这个控制的规避，将导致央行无法有效控制货币总量。

以信贷与票据资产为依托的理财产品可以帮助银行绕开信贷管制，为企业提供贷款。具体可由以下案例说明。例如，光大银行阳光理财“T 计划”2008 年第十七期产品 7 为一个信托贷款，产品投向的信托计划由大连华信信托股份有限公司发行。信托资金用于购买某四大国有银行发放给唐山钢铁集团有限责任公司、唐山钢铁股份有限公司和河北省交通厅项目办等的贷款，信托到期后该国有银行会回购上述贷款。再如，招商银行“金葵花”招银进宝之信贷资产 442 号理

财计划的投资对象为招商银行信贷资产转让资金信托计划，即由招商银行作为信托委托人，委托深圳国际信托投资有限责任公司以受托人名义向招商银行购买信贷资产。在这两个例子中，商业银行（某四大国有银行、招商银行）将自己的贷款资产出售，进而腾出信贷规模，用于发放新贷款，就产生了新的货币。根据普益财富网的统计，近两年理财产品发放规模扩张较快。

银团贷款转让的逻辑与理财产品类似，贷款行可以通过签订回购或卖断式协议将贷款转让给其他银行。这样，信贷规模即将耗尽的银行就可以通过转让贷款来发放新的贷款，扩大货币总量。通过银团贷款转让可以实现贷款规模在银行业内部的调剂，提高资源的配置效率。这虽然并没有在总量上突破信贷规模，但可以更加充分地利用信贷规模，保证了在这个信贷规模下的最大货币供给。

总之，虽然我国有贷款规模限制，但是银行可以通过发行理财产品等方式进行规避，银行还是可以自由放款，具备了内生货币的一个前提条件。

再来看法定准备金率的影响。目前，我国的准备金制度是滞后管理模式。央行对金融机构的法定存款准备金实行按旬计算，滞后期为 5 天，持有期为当旬第五日至下旬第四日。在这种滞后管理模式中，商业银行能够明确知道自己需要持有多少准备金，中央银行根据各金融机构法人每日汇总的全系统一般存款余额表和日计表也能明确知道商业银行需要持有多少准备金，目前其持有的准备金是不足还是有剩余。在这种制度下，按照货币供给外生理论的观点，中央银行可以通过调整法定准备金率，从而调整货币供给量。而如果货币要成为内生变量，中央银行就必须根据银行法定准备金持有的情况，在银行准备金不足的时候注入。那么，我国央行对于法定准备金的供给是否是“适应性”的呢？

我国目前向银行系统注入资金的方式为公开市场业务，主要工具是央票和回购。所以，要考虑央行对于法定准备金的供给是否为“适应性”的，可以关注在央行提高法定准备金率后，是否向货币市场注入流动性。因为提高法定准备金率后，首次缴纳法定准备金的时候很容易产生准备金不足的情况，如果是执行紧缩货币政策，那么可以不管商业银行的状况，从而迫使商业银行减少贷款，降低存款，从而降低需要缴纳的法定准备金。但是如果是适应性的，央行会在提高法定准备金率后再给商业银行注入流动性，使得商业银行可以缴纳法定准备金。表 10 概括了我国 2007-2008 年来历次法定准备金率上调后，央票发行和到期量，其中的日期表示法定准备金开始缴纳的时间。从中不难看出，在上调法定准备金率的前一周和后一周，央行并不会总是伴随准备金调整而收紧流动性，大多数情况

是注入流动性，商业银行可以从中央银行手中获得本旬需要缴纳的法定准备金。因此，我国央行实际上在提高法定准备金率的同时注入流动性，这就不会对商业银行的资产组合产生什么影响，商业银行有充分的空间发放贷款，并创造存款。

表 10 准备金率调整和央票

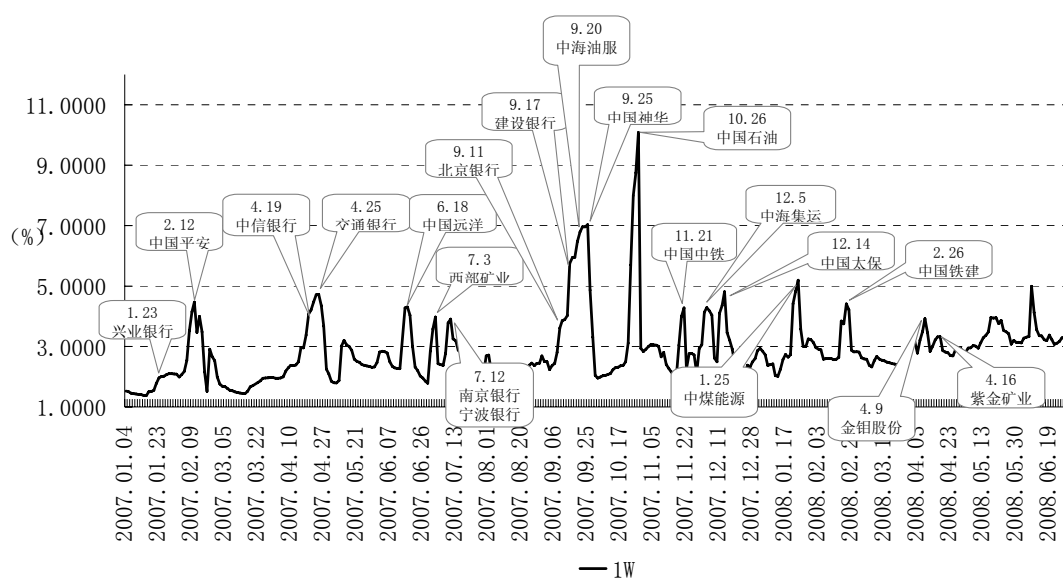
准备金调整日期	央票（亿元）		净注入（亿元）
	前一周到期	前一周发行	
2007-6-5	前一周到期	前一周发行	
	1150	510	640
	后一周到期	后一周发行	
	1050	680	370
2007-8-15	前一周到期	前一周发行	
	321.3	1200	-878.7
	后一周到期	后一周发行	
	700	740	-40
2007-9-25	前一周到期	前一周发行	
	1000	60	940
	后一周到期	后一周发行	
	1100	130	970
2007-10-25	前一周到期	前一周发行	
	1880	60	1820
	后一周到期	后一周发行	
	750	30	720
2007-11-26	前一周到期	前一周发行	
	240	65	175
	后一周到期	后一周发行	
	300	240	60
2007-12-25	前一周到期	前一周发行	
	330.5	580	-249.5
	后一周到期	后一周发行	
	780	520	260
2008-1-25	前一周到期	前一周发行	
	710	600	110
	后一周到期	后一周发行	
	580	1280	-700
2008-3-25	前一周到期	前一周发行	
	1280	1420	-140
	后一周到期	后一周发行	
	800	2320	-1520
2008-4-25	前一周到期	前一周发行	
	1120	3320	-2200
	后一周到期	后一周发行	

		600	990	-390
2008-5-20	前一周到期		前一周发行	
		870	660	210
	后一周到期		后一周发行	
		540	600	-60
2008-6-15	前一周到期		前一周发行	
		1150	240	910
	后一周到期		后一周发行	
		710	260	450
2008-6-25	前一周到期		前一周发行	
		710	310	400
	后一周到期		后一周发行	
		931	145	786

资料来源：Wind 咨询。

同时，如果准备金是适应性供给的，影响银行间市场利率走势的就主要不会是准备金率调整，而是货币市场的扰动因素。通过图 3 可以看出，2007-2008 年，7 天 SHIBOR（上海银行间同业拆放利率）的高点都是伴随着股票市场 IPO 产生的⁵⁹。而准备金率上调对 SHIBOR（品种为 7 天和 3 个月）影响不大，有时反而会伴随 SHIBOR 走低（图 4）。这也证明，我国的公开市场业务实际为“适应性”的，当商业银行需要流动性的时候，中央银行就通过公开市场业务注入流动性。因此，货币内生性另一个前提条件也满足了。

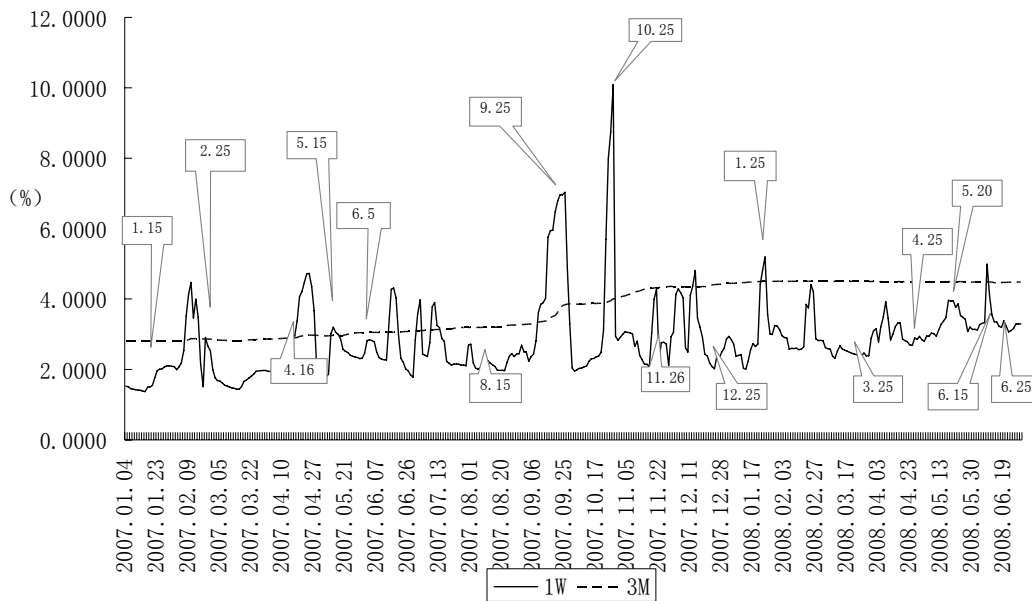
图 3 SHIBOR 与 IPO



数据来源：www.shibor.org。

⁵⁹ 选择 7 天 SHIBOR 是因为其能较好地反映银行间市场的波动性。

图 4 SHIBOR 与准备金率调整



数据来源：www.shibor.org。

注：图中日期为准备金率调整后的交款日。

我国央行为什么会适应性供给准备金呢？这是因为中央银行必须保证金融市场稳定运行。因为当商业银行贷款规模扩大，导致存款扩大，从而产生银行系统的准备金不足的时候，如果中央银行拒绝借给商业银行准备金，那么同业拆借市场的利率就会大幅上升。但是，这种上升是没有效率的，因为所有的银行都没有准备金，利率上升也不会改变这种局面。而利率上升会导致金融市场动荡。中央银行的职能之一就是保证金融市场稳定运行，所以必须借出准备金。所以说，中央银行可以拒绝一家银行，但是不能拒绝银行系统，必须提供准备金。

最后，我们来看一下我国央行是否“适应性”地供给银行清算资金。我国目前的支付系统是有两部分组成，即大额支付系统（HVPS）和小额批量支付系统（HEPS）。为了支持这个支付系统，我国目前采用了大额支付系统自动质押融资机制。在这个机制中，如果商业银行在支付系统清算账户日间头寸不足时，可以通过自动质押融资系统向人民银行质押债券融入资金弥补头寸，待资金归还后将质押债券自动解押。这样，等于央行会适应性地提供结算资金。因此，货币内生的第三个条件也满足了。那么，我国央行为什么会提供这种清算资金的适应性供给呢？因为如果央行不提供银行短缺的清算资金，那么商业银行就可能无法对客户进行支付，这样就会产生银行挤兑，进而可能导致整个银行系统的危机，产生经济危机，所以为了保证支付系统顺利进行，央行会适应性地提供清算资金。

这样，我国的银行系统满足货币内生所需要的三个前提条件，央行为了稳定

金融系统，采用了适应性行为，从而货币量是经济变量决定的，而不是央行的政策决定的

3.3 2008 年 6 月以后我国货币的供给性质

我们利用这个区间的数据来检验我们前面的分析。利用前面货币内生的结论，我们做出预测，如果实际数据与我们的结果相一致，那么可以更加加强我们的结论。之所以这么做是因为在 2008 年发生了外生金融冲击，可以当做一个自然实验。

一个比较粗略的预测算法是依据历史情况，2007 比 2006 年新增广义货币 57838.62 亿元，2008 年比 2007 年新增广义货币 71724.39 亿元，按照正常年份，2009 年应该比 2008 年广义货币增长 9 万亿左右，2010 年比 2009 年增长 11 万亿元左右。

不过，2008 年后半期，我国受到国际金融危机的冲击。发端自美国的金融危机对于其他国家的影响主要通过两个渠道。第一，美国经济下滑后减少对于其他国家的进口；第二，持有美国次贷衍生品的外国金融机构被迫减记资产，导致信贷紧缩。不同的国家受到影响的渠道重要性不尽相同。我国金融机构持有的美国次贷相关资产占金融机构总资产的比重很小，所以这个渠道的影响不大。但出口下滑对于我国的影响巨大。根据统计局的计算，我国贸易依存度已经达到了 64.5%。而从 2008 年 11 月，我国的外贸形势就开始呈现下滑态势，在 2009 年的趋势更加明显。外贸下滑影响了我国经济的正常发展。我国的经济增长速度自 2007 年第 4 季度达到 13.8% 的峰值后逐季下降，2008 年第 4 季度降为 6.8%，2009 年一季度同比增长 6.1%。

针对这一情况，我国政府实施了庞大的经济刺激计划，推出总额 4 万亿的投资计划，其中农村的民生工程约 3700 亿，基础设施建设约 15000 亿，教育、卫生、文化、计划生育等社会事业方面约 1500 亿，节能减排、生态工程约 2100 亿，调整结构和技术改造约 3700 亿，汶川大地震重点灾区的灾后恢复重建 10000 亿。

此时，在投资的推动下，外生的 4 万亿投资计划，会对应于相应的贷款。因为在金融危机时刻，人们的流动性偏好较大，这 4 万亿投资会对应于储蓄存款，而不是其他金融资产。因此，加上前面的预测，2009 年预计 M2 应该大致增长 13 万亿。

实际数据来看，2009 年比 2008 年广义货币增长 135057.92 亿元。而 2010

年实际比 2009 年广义货币增长 115627.27 亿元，回归了正常。这与我们基于内生货币的预测比较吻合。因此，我们在 2009 年外生投资增加恰好是一个我们可以利用的“社会实地实验”，说明了货币的因果是从信贷到存款，再到准备金，而不是从准备金到存款，然后再到贷款这个相反的逻辑。所以，可以比较稳健地得到结论，我国的货币是信贷引导的内生货币。

这种环境下，通货膨胀的原因是什么呢？

四、内生货币供给下我国通货膨胀产生机制

当货币供给是经济内生决定的，即信贷需求产生了货币，那么通货膨胀就不是货币供给快速增长导致的，而是与其同时决定。我国通货膨胀更深层次的原因是什么呢？

对于这个问题的解答可以从收入法核算恒等式入手。GDP 的收入法核算恒等式意味着：

$$pq = wL + p\Pi$$

其中 P 为一般价格水平， q 为产量， Π 表示实际利润。等式两边同时除以实际产量 q ，得到：

$$p = \frac{w}{y(1-\pi)}$$

其中 y 表示人均产出 q/L ， π 表示实际利润占总产出的比重，即收入中利润占比 Π/q 。对于这个求取增长率可得：

$$\frac{\dot{p}}{p} = \frac{\dot{w}}{w} - \frac{\dot{y}}{y} - \frac{\dot{\kappa}}{\kappa}$$

即通货膨胀率等于工资增长率超过实际产出增长率减去劳动收入占比增长率，其中 $\kappa \equiv 1 - \pi$ ，即劳动收入占比。因此，通货膨胀两个主要的来源就是工资上涨超过人均产出增长和利润占国民收入比重的上升。如果假设均衡时候工资上涨超过人均产出增长相对稳定，因此，从事后来看，利润占国民收入的比重就是影响通货膨胀的主要因素。所以，内生货币条件下通货膨胀的来源需要考察利润率是如何变动的。

根据 Wray(2001)，在比较粗略的情况下，总利润等于总投资加上政府赤字和贸易盈余。总利润包括政府赤字和贸易盈余相对容易理解。在内生货币环境下，企业首先向金融机构融资，销售产品后归还借款。当经济中有政府赤字和贸易盈

余的时候，等价于有其他的货币注入源泉，即其他主体产生借款，从而销售价格可以更高，总销售额超过了总贷款量，从而产生了利润。下面重点分析一下投资为什么会产生利润。

将企业分为两类，生产消费品的企业和生产投资品的企业。生产消费品的企业需要原材料和资本进行生产，资本可以使用较长时期，例如 10 年。在经济循环最初开始的时候，企业向银行融资覆盖其原材料和资本投入⁶⁰。假设原材料和工资支付的贷款是短期的，而资本投入贷款是长期的，例如与资本使用期同样长度。假设，消费品部门向银行借款 900 元支付工资和原材料，100 元购买资本。不失一般性，假设投资品部门借款 100 元用于工资。工人获得工资后将其保存为活期存款，以备购买产品。最简单的情况下，如果工人没有储蓄，当生产了产品之后，消费部门获得了 1000 元收入。在偿还 900 元工资和原材料贷款，和 10 元资本贷款后，获得了 90 元的净利润，同时这 90 元表现为银行存款，成为最终的货币存量增长量。因此，这个过程就表明投资决定了利润，同时也决定了货币增长率。

总之，从这个过程来看，内生货币环境下通货膨胀在很大程度上来源于政府赤字、贸易盈余和投资推动。这三者推动产生了利润和货币积累，利润比重上升导致了通货膨胀。这种货币存量增长和通货膨胀的共生在数据上就表现为货币增加时候出现通货膨胀，但是这仅仅是统计现象，二者没有因果联系，是第三方因素推动了通货膨胀。在这三个因素中，我国比较显著的是贸易盈余和投资，而其中最具有中国特点的就是投资。

图 5、6、7 很好地说明了上述逻辑。为了识别因果关系，也是为了更好地与货币主义的思想比较，我们这里采用弗里德曼在《美国货币史》中用来识别出货币是通货膨胀原因的历史事件法，即分析当外生冲击发生后变量之间的演化关系，从而识别出因果。

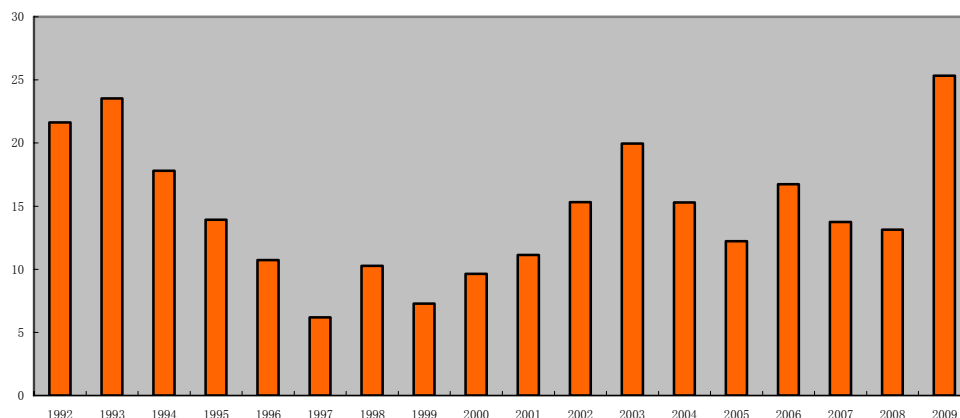
我们将分析的起点定在 1992 年，这是因为之前经济体制改革的方向还不是很明确，同时价格体系还没有完全市场化。在“价格闯关”完成后，市场化的价格体系初步形成。在 92 年邓小平同志南巡之后，市场建设的浪潮高涌，投资上升。这是一个对于中国经济来说的外生事件。从图 5 中可以看到，92-94 年投资保持高位运行，这促使中国经济界开始讨论“软着陆”问题。根据前面的分析，这会导致利润占比上升，劳动占比下降。在图 6 中可以看到，这段时间正好是我

⁶⁰ 当然，企业会利用自有资金进行一部分生产。不过，自有资金是以前利润的累积，所以，为了说明利润的产生，不失一般性可以假设企业在生产的时候不需要自有资金。

国劳动占比一个大的下降阶段。同时，图 7 也可以看到，这导致了之后在 1993-1997 年的通货膨胀高位运行。这个故事被另一个外生事件所打断，1997 年发生的亚洲金融危机严重影响了我国经济。这导致了我国投资水平的下降（图 5），不过也使得劳动收入占比在 1996 年后基本稳定。这个过程就导致了到 2002 年通胀率很低，甚至出现通货紧缩。随着 2003 年后经济开始复苏，投资回暖、贸易盈余大幅度上升。不幸的是，伴随着这个现象就是劳动收入占比在此之后又开始了迅速下降，也就产生了伴之而来的通货膨胀。利用 GDP 折算指数和 CPI 计算的通货膨胀在 2003 年之后就全面复苏，基本维持在高位，更是在 2007 和 2008 年达到高点。这个过程被另一个外生事件——2008 年的全球金融危机——轻微打断。2008 年全球金融危机之后，我国出口严重下滑，外贸盈余大幅下降，如前所述，这导致了利润下降，从而拉低了通货膨胀，出现了 2009 年的通货紧缩。随着我国在 2009 年进行的大规模投资，其效应开始显现，通胀率又开始在 2010 年攀升。

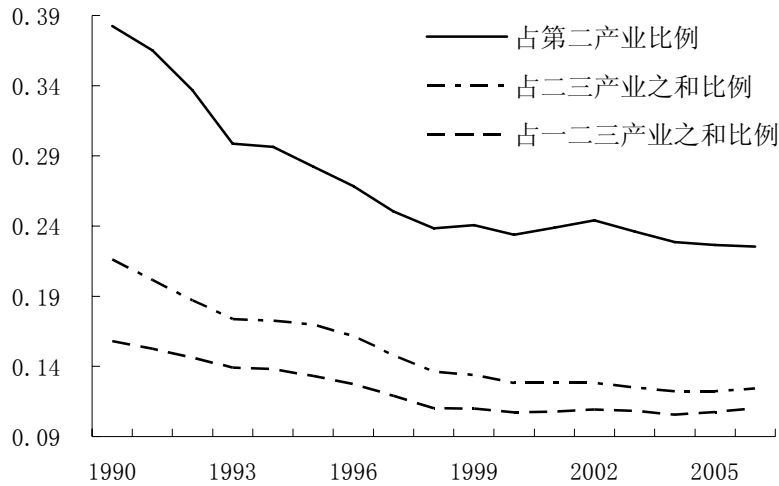
总之，通过上述的分析可以看出，从长期来看，我国通货膨胀是投资推动的，高投资导致了高货币投放和高通货膨胀率，贸易盈余也在一定程度上起到了促进作用。这个过程有一个时间间隔，在高投资的当年，利润率上升，这导致了货币投放上升。在接下来，产生了高通货膨胀率。这在统计上表现出了货币高速增长在前，通货膨胀在后，给人以一种货币增长导致了通货膨胀的假象。但是，这二者实际上都是内生变量，都是来自于投资的推动。利用上面的事件分析法，可以看出，当外生事件影响我国投资后，利润占比随之改变，通货膨胀也随之改变。因此，在内生货币的环境下，我国通货膨胀的一个非常重要的原因在于高投资。

图 5 可比价格计算固定资产投资增长率



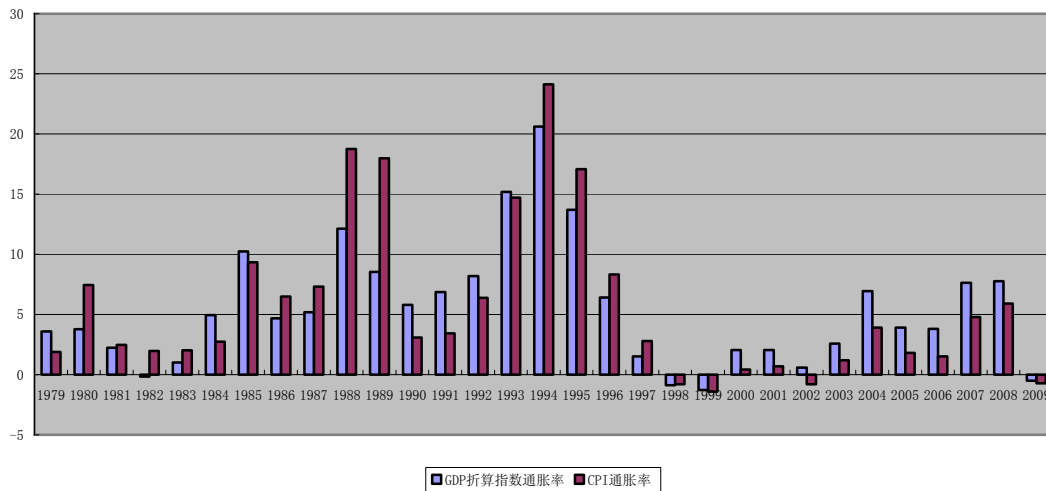
数据来源：国家统计局网站

图 6 工资收入占各种国民收入的比重



资料来源：龚刚等（2010）

图 7 历年通货膨胀率



五、结论和政策建议

根据上述分析，我们得到了如下的结论：

(1) 我国货币是内生的。货币是信贷导致的，而不是央行主动投放控制的。投资需求产生了贷款，贷款寻找准备金变成存款，成为货币，而不是外生论下的央行控制准备金投放，从而可以控制货币供给量这个反向因果链条。

(2) 在内生货币下，我国在 2010 年发生的高通货膨胀是 2009 年开始的高投资产生的结果。高投资同时引发了高额货币增发和通货膨胀，所以二者是共生现象，都是投资推动的，而不是央行过度增发货币产生了通货膨胀。具体来说，2009 年开始的高投资产生了货币的高投放，同时也产生了高通胀，即投资需求

产生了信贷供给，信贷供给转变为货币存量增长。这部分货币增长的微观表现是国内游资涌动，产生了各种炒作现象。高投资导致的利润上升，例如 2009 年央企利润同比增长 14.6%，2010 年预计央企今年实现利润超过 1 万亿元，达到历史最高水平。这一业绩与 2009 年央企 7977.2 亿元的利润相比，同比增长了 25.3%。宏观上的通货膨胀正是来自于这种投资推动。因此，2010 年的高货币增长和高通胀现象背后是一个共同因素，即 2009 年开始的高投资推动。

(3) 在没有外部冲击的情况下，本次通货膨胀将是一个中期现象，需要持久应对。这意味着以下三点：

①通货膨胀还会持续较长时间。目前通胀还主要体现在食品价格上，之后一段时期，核心通货膨胀也是不可避免的。

②我国通货膨胀具有长记忆性。这在统计上意味着，如果通胀数据生成过程具有近似单位根的话，外生冲击的作用虽然衰减，但是衰减的速度相当缓慢，导致时间序列的动态过程具有较长时期的“记忆能力”。刘金全等（2007）也曾经利用实际数据统计发现了这个现象，但是没能解释。

③我国通胀还将在未来产生 CPI 引致 PPI，因此，未来 PPI 将持续高位运行。2010 年后半年开始的 PPI 上涨正是这个过程的反应。

针对这种情况，本报告认为可以考虑如下政策组合：

(1) 从根本上要应对我国的通货膨胀，需要调整经济增长方式，将投资导向型和外贸依存性增长调整为以人力资本积累为基础、国内需求为支撑的增长方式。如果未来的经济增长以人力资本积累为主，那么劳动收入占比就会上升，这会抑制通货膨胀的发生。

(2) 虽然我国的通货膨胀不是由货币增发引起的，所以原因不在央行本身，但是央行可以通过影响信贷条件，对通胀产生调节，所以其在当前环境下大有可为。不过，目前央行在具体执行货币政策上仍然以外生货币为指导，所以其具体行为方式有两点需要调整：

①放弃数量性工具、更加关注价格性工具。因为我国的货币是信贷引导的，即内生货币，那么寄希望于控制住货币数量是不现实的。应该通过利率调整，影响信贷需求方的融资成本，从而降低信贷需求。今年春节假期后加息显示了良好地方向，在年内应更加积极地使用利率政策。

②放弃调整存款准备金，改为关注资产方，在宏观审慎监管的精神下，实行差别化贷款拨备政策。在货币内生的环境下，调整存款准备金是没有任何意义的。

首先是因为如果商业银行资金全面紧张，央行就必须注入货币，所以还是会对商业银行进行“适应性”供给。例如，路透上海/香港/北京 1 月 20 日报道，由于上调准备金导致市场资金面紧张，央行与部分银行进行逆回购操作，向这些银行释放资金，以缓解市场的流动性压力。央行与部分银行定向逆回购操作的金额为至少 500 亿元人民币。其实，在两个月内四次上调法定存款准备金率后，央行暂停发行央票，同时也未进行正回购操作。因此公开市场得以连续 10 周净投放，累计金额 6,250 亿元人民币。此后，1 月 24 日，央行再次启动逆回购，而且规模较大，约在 3000 亿元以上。另外，央行 24 日还宣布，继续暂停中央银行票据发行，为连续第二周暂停。其次，现在的负债管理技术可以使得商业银行规避准备金要求，利用表外业务进行相应活动，使得准备金无处发力。所以，在货币内生情况下，各国央行已经取得共识，存款准备金的主要目的是保证商业银行对于央行负债的需求，从而可以借此控制银行间市场利率，以银行间市场利率为政策工具，存款准备金称为内生的残差值，其调整对于经济没有太大意义。我国持续实行调整存款准备金政策，实际上是货币外生供给的惯有思路的影响。目前提出的差别化准备金率意义同样不大，因为准备金实际上对于银行是一种税负，可以影响银行盈利。所以，差别化准备金唯一的效果是控制银行的利润，而不会对于经济产生结果。这种政策在美国曾经有过实践，之后放弃了。其原因就在于认识到这只会影响银行经营条件，产生不公平竞争。内生货币下，需要通过关注资产方来解决问题。关注资产方最著名的规制就是巴塞尔协议，但其问题是存在顺周期性，因此巴塞尔协议 III 致力于解决这个问题。在短期内，我们无法采用巴塞尔协议 III，因此，可以采用差别化贷款拨备政策，从而引导不同贷款流向，控制银行资产扩张。

(3) 我国需要在一定时期内维持一定的通货膨胀，所以，反通胀并不意味着要将其完全消灭，而是能够对其进行控制。因为虽然投资和贸易盈余产生了通货膨胀，但是这二者也解决了就业问题，所以，这就产生了就业和通货膨胀之间的替代关系。如果消灭通货膨胀，那么就难以解决我国庞大的就业问题，所以我国需要将通货膨胀维持在一定水平，这是我国的劳动力国情所决定的。（我国通货膨胀应该在 4%-5% 左右，这就意味着今年的用工情况将会较为紧张，“民工荒”会超过往年，工资将会进一步上涨，这会进一步推动通货膨胀，是需要治理的。）

(4) 进一步构建社会安全网，为低收入群体提供保障。因为我国的通胀来自于投资和贸易盈余产生的利润占比上升，所以这个过程最大的受害者是工资收

入者，其相对收入份额下降，且物价水平上升，福利损失较大。所以，需要通过补贴等方式关注低收入群体的福利状况。

参考文献：

Anderson, Leonall C. and Jordan, Jerry L. "Monetary and Fiscal Actions: A Test of Their Relative Importance in Economic Stabilization." *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, 1968, (November), pp. 11-24.

Balbach, Anatol B. "How Controllable Is Monetary Growth." *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, 1981, 63(4), pp. 3-12.

Bofinger, Peter. *Monetary Policy: Goals, Institutions, Strategies, and Instruments*. Oxford: Oxford University Press, 2001.

Brunner, Karl. "The Role of Money and Monetary Policy." *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, 1968, 50(7), pp. 8-24.

Vernengo, Matias. "Money and Inflation." in *A Handbook of Alternative Monetary Economics*, 2006

Geiger, Michael. "Monetary Policy in China (1994-2004): Targets, Instruments and Their Effectiveness," *Würzburg Economic Papers No. 68*. 2006.

Holmes, Alan R. "Operational Constraints on the Stabilization of Money Supply Growth," *Controlling Monetary Aggregates, Proceedings of the Monetary Conference*. Nantucket Islan, 1969, pp.65-82.

Lavoie, M. . "A Primer on Endogenous Credit-Money," in L.-P. Rochon and S. Rossi, eds, *Modern Theories of Money: The Nature and Role of Money in Capitalist Economics*. Edward Elgar Publishing Limited, 2003,

Lavoie, M. . "Endogenous Money: Accommodationist," in P. Arestis and M. Sawyer, eds, *A Handbook of Alternative Monetary Economics*. Cheltenham: Edward Elgar, 2007,

Meltzer, Allan H. "Comment on Federal Reserve Control of the Money Stock." *Journal of Money, Credit and Banking*, 1982, 14(4).

Moore, Basil J. *Horizontalists and Verticalists: The Macroeconomics of Credit Money*. Cambridge: Cambridge University Press, 1988.

Nell, Kevin S. "The Endogenous/Exogenous Nature of South Africa's Money Supply under Direct and Indirect Monetary Control Measures," *Working Paper*: 1999.

Wray, L. Randall. *Money and Credit in Capitalist Economies: The Endogenous Money Approach* Aldershot, UK: Edward Elgar, 1990.

王彩玲. "内生货币创造过程：理论阐述与实证检验." *南开经济研究*, 2002, (4), pp. 49-54.

王兰芳. "内生货币供给理论分析与实证检验." *南开经济研究*, 2001, (3), pp. 63-67.

唐彬. "中国货币供给内生性分析." *统计与决策*, 2006, (3).

龚刚等. "论工资性收入占国民收入比例的演变". 《管理世界》，2010（5）.

CPI 与 PPI 的“虚假传导”及其修正⁶¹

——一个相对稳健的实证框架

摘要：通过对国外相关文献的梳理，发现国内已有对 CPI 和 PPI 之间传导机制的经验文献普遍存在着实证方法误选或因遗漏变量导致“虚假传导”的问题。本文借鉴 Guglielmo 等（2002）的分析思路，引入货币政策分析框架来研究价格传导机制，以滞后期增广的 VAR 为基础，采用杠杆拔靴的 Granger 因果检验，得到一个相对稳健而全面的结论：CPI 是 PPI 的 Granger 原因，反之则不成立。进一步推断得出，当前通货膨胀判应为需求主导型，而“系统性”宽松的货币条件是促成需求旺盛的重要原因。所以，治理通胀应从流动性入手，并引导货币供给流入到生产领域。

一、引言

当前，通货膨胀已经成为我国经济健康发展的一大隐忧，物价水平的两个重要指标——消费者价格指数（CPI）和生产者价格指数（PPI）屡创新高：10月、11月和12月的CPI分别为4.4、5.1和4.6，PPI为5.0、6.1和5.9，2010年全年预计CPI同比上涨3.3%，PPI同比上涨5.5%。与此同时，工业增加值和固定资产投资等项指标仍保持较高增长，预计2010年全年GDP增速将达到10.3%⁶²。可以说，高增长与高通胀构成了中国目前宏观经济运行的典型特征。在这一背景下，稳定价格总水平被放在了更加突出的位置上。但是，对物价进行调控会不会影响经济增长，或者如何进行物价调控才不会影响经济增长，对这一问题的回答很大程度上取决于通货膨胀的性质和原因。研究CPI和PPI两个指标之间的关系及其传导机制，将有助于我们识别通货膨胀的性质，判断通胀是成本推动型还是需求驱动型，并据此制定相应的政策。

目前，以生产链（production chain）传导为理论基础，并运用基于VAR或VECM的Granger因果检验方法已经成为国内外实证文献判别二者之间关系和传导机制的标准模式。一般认为，如果CPI是PPI的Granger原因，说明需求因素在通货膨胀中要占优于供给因素，或者说是需求拉动型的通货膨胀；反之，如果PPI是CPI的Granger原因，那么通货膨胀应是成本推动型。然而，国内关于该问题的研究在具体的实证模型构建中普遍存在以下不足：如果我们认同通货膨胀在本质上是

⁶¹ 本文得到中国人民大学“985”建设工程项目资助。

⁶² 国家统计局网站。

一种货币现象，那么在没有明确考虑货币（供应量）因素的情况下研究通货膨胀是否合理？仅就两个变量来研究两者之间的关系，可能更多的是简单化的表面研究而非系统化的深入研究⁶³。构建的两个变量的VAR或VECM检验模型，极有可能因为遗漏掉与模型中两个变量共同相关的第三个变量，从而产生模型的不完整性问题，并得出谬误的Granger因果结论。鉴于此，本文把包含货币供应量的货币传导机制引入到对这一问题的研究之中，构建一个包括M₂和GDP在内的四变量Lag-Augmented VAR（LAVAR）模型。此外，我们还进一步考虑到，因为实证检验中的残差项正态假设无法满足以及可能存在的条件异方差效应（ARCH），导致了渐近分布不精确性问题，本文将利用杠杆拔靴检验（Leveraged Bootstrapped Tests）进行更为准确的统计推断，并得到一个相对稳健而全面的结论：CPI是PPI的Granger原因，反之不成立，这在一定程度上佐证了当前的通货膨胀主要是由需求拉动型的观点。该结论对于我们更加深入地理解CPI与PPI的关系，全面系统地理解货币供给、通货膨胀和经济发展等相关问题，具有一定的启示意义。

二、文献评述

1. 国内外研究现状

关于CPI与PPI两者之间的相互关系以及由此所涉及的通货膨胀和货币政策等问题，一直都是国内外学术界研究的热点领域。一般认为，生产者价格受到冲击后，会经由生产链产生扩散形成溢出效应，最终影响消费者价格水平，这一影响也被描述为生产链“上游”出现的“成本推动型”冲击后向“下游”的传导过程。因此，生产者价格和消费者价格在经济模型中被描述为一种单边（one-side）领先滞后结构。Silver and Wallace（1980）据此估计了两者之间的滞后分布（lag distribution）参数，并指出生产者的价格信息在货币当局识别成本推动型冲击或是通货膨胀预测中均为重要的参考依据。上游价格向下游传导期间，货币当局可以通过观察“上游”价格的变动来预测以CPI为代表的通货膨胀走势，及时采取宏观调控政策，从而控制物价过快上涨。

然而，一些学者在进一步研究过程中也意识到了CPI与PPI之间可能并不仅仅是单向地由PPI向CPI的传导。较早的经验研究来自Clark（1995），他强调指出，PPI经过生产链向CPI的传递可能仅具有弱效应，PPI上涨并不必然导致CPI上涨。

⁶³ 宋国青（2005）用“兔子赶狼”比喻，称这类分析为“狐假虎威”模型。这个简单比喻无疑为本文模型的构建提供一种思路。

Clark从下三个方面作出了解释：（1）劳动和资本的重要性稀释了投入品价格的上涨；（2）在经济周期的扩张阶段，生产率上升在一定程度上抵消了成本上涨的冲击；（3）虽受到成本冲击，但厂商为维持或扩大消费群体，涨价幅度可能低于成本上涨幅度。最后，他借助二元VAR模型对美国CPI和PPI数据进行了Granger因果检验，发现PPI中并不含有显著和系统地有助于预测未来CPI的成分。Dion（1999）则研究了加拿大的多种核心通胀指标，发现PPI中仅有电子产品子成分对未来通胀具有信号作用，其他子成分均不具备这种预测能力。Caporale, Katsimi and Pittis（2002）从马歇尔的引致需求理论与劳动供给角度阐述了从CPI到PPI的传导机制。他们指出，从引致需求的角度来看，消费者对最终商品和服务的需求决定了中间投入品的需求。因此，最终消费品价格上涨决定投入品价格上涨，表现为CPI上涨拉动PPI上涨；而从劳动供给方面来看，随着商品价格上涨，工人要求在保持工资购买力不变的前提下修改劳动合同，这样就推动了生产价格上涨。但是他们对七个发达经济体（美国、加拿大、德国、法国、意大利、英国和日本）的数据检验仍支持了PPI向CPI传导的传统观点。对此，他们暗示G7所确立的货币政策信誉导致了CPI的反馈效应无法发生。

对于消费者价格指数与生产者价格指数的传导关系，国内学界同样运用规范的工具对两者之间的关系进行了有益的实证探索，并由此引发了学术热议。贺力平、樊纲和胡嘉妮（2008，下简称贺文）构建二元VAR模型对中国CPI和PPI进行了Granger因果检验，结果发现样本时期内CPI是PPI变动的Granger原因，后者经过1-3个月左右的时滞对前者的变动作出反应，并据此得出结论在影响以CPI来衡量的国内通货膨胀中，需求方面的因素相对大于供给方面的作用。徐伟康（2010）使用与贺文（2008）相同的数据，通过Johansen检验建立二元VECM模型却得出与贺文（2008）相异的结论：在短期和长期内，CPI和PPI互为对方的Granger原因，并支持了PPI和CPI双向传导的结论，由此对贺文（2008）的主要结论表示出强烈质疑。而后，贺力平等（2010）基于“重复检验”原则，利用定基比数据对贺文（2008）所涉及的工作进行了新的计量检验，并得出了与贺文（2008）基本一致的结论。张成思（2010）基于VECM进行了实证研究，发现上中游价格对下游价格具有显著动态传递效应，而下游价格对中游价格以及中游价格对上游价格分别存在反向传导的倒逼机制，支持了PPI和CPI双向传递机制，出现了与贺文（2008）截然不同的结论。他还强调贺文（2008）在使用因果检验的方法上存在

严重失当。⁶⁴

2. 当前国内研究思路和方法可能存在的问题

国内相关文献在理论和实证方法上的尝试无疑给我们提供了借鉴和启发,但是这些文献对于 CPI 和 PPI 关系的结论尚未提供稳健的证据,这在一定程度上给货币当局制定相关政策带来了的困扰——宏观调控究竟应以需求调节(货币政策)为主,还是应以供给调节为主?通过对国内外相关文献的反复研读,我们发现,造成上述两种不同结论的主要原因有两点——实证方法的选取与模型的设定。

第一,正如 Toda and Yamamoto (1995) 指出的,因为单位根和协整检验结果的确定都可以“潜在地”影响到 Granger 因果检验的结果,所以无论是水平 VAR 还是差分 VECM 都并非是最合适的因果检验方法。以相对稳健 Johansen 协整检验方法为例,采用 Johansen 检验需要研究者在没有确定性趋势项、有线性趋势和二次趋势等三种情况下对五种模型进行选择,通常基于不同的检验方程往往可以得到不同的 Granger 因果检验结论。因此正确的 Granger 检验就要涉及到一个 Johansen 检验方程的筛选过程。但是究竟哪种方程最合适,需要研究者准确地把握变量的数据生成过程(Data generate process)。然而,现有相关文献对检验模型的选择主要基于一些经验准则(如 Pantula 原则等),并且不同研究者基于不同的准则,这就使得研究结论因主观性而饱受争议。Toda and Yamamoto (1995) 认为,基于水平 VAR 模型的因果检验并不必然要求变量之间存在均衡(协整)关系,而是应该采用滞后期增广的(Lag-Augmented) VAR (LAVAR) 进行 Granger 因果检验。Yamada and Toda (1997) 借助 Monte Carlo 模拟比较了有限样本下 Toda and Phillips (1993, 1994) 基于协整的水平 VAR-Granger 因果检验和 Toda and Yamamoto (1995) 基于 LAVAR-Granger 因果检验的表现,他们发现从样本容量稳定性(size stability)的角度来看,Toda and Yamamoto (1995) 的方法更加可取。

第二,国内在该问题的研究中,可能在模型构建上普遍存在“遗漏(重要)变量”的问题。一般认为,VAR 是泛理论的(a-theoretic),将包含的变量均视为是内生变量,可避免主观判断设定模型的缺点,但这并不意味着可以脱离理论基础来简化分析。Caporale, Maria and Pittis (1997), Guglielmo 等(2002)指出,过度简化的二元系统(VAR 或 VECM)可能存在“遗漏变量偏误(Omitted Variable

⁶⁴ 虽然学界对于这一问题存在诸多争议,但基于 Lütkepohl and Reimers (1992) 和 Toda and Philips (1993) 的研究,可以推断,协整检验论证了二元系统(CPI 和 PPI)协整关系的存在性,可确保基于水平 VAR 的 Granger 因果检验计量服从渐近标准分布,进行统计推断并不存在直接使用非平稳序列的严重失当。

Bias)”，即丢失了第三方影响因素而导致计量模型的“不完整”性，进而得出“虚假”的 Granger 因果性结论⁶⁵。具体来说，如果我们认同货币学派的观点“任何经济体，通货膨胀的第一因素都是货币”，那么生产链的上下游价格（PPI 和 CPI 序列）将各自为货币所驱动。在一些条件下，上（下）游价格的变化在先，下（上）游价格的变化在后，这一现象是上下游价格对货币因素共同作出同方向“系统性”反应的结果，然而两者之间可能并不存在传导关系（宋国青，2005）。因此，实证工作者简单地基于二元 VAR 模型进行的 Granger 因果检验虽得出了 CPI 和 PPI 最终表现为的某种形式领先-滞后关系，但这仅仅是对现象的捕捉，而非系统化的本质研究，不利于为央行治理通胀献计献策。综上所述，遗漏了重要变量的“不完整”VAR 可被认为是一种“虚假传导”的“狐假虎威”模型。

鉴于以上问题，本文试图提供一个相对稳健的实证框架对CPI和PPI关系进行再检验。与以往的文献相比，本文有以下特点：其一，借鉴Guglielmo等（2002）的分析思路，引入货币传导机制来研究价格传导机制，构建LAVAR进行Granger因果检验；其二，在Guglielmo等（2002）研究的基础上，我们还充分考虑了残差项误差项分布未知情况下渐近分布的不精确性问题，进一步借鉴Hacker and Hatemi-J（2006）在LAVAR框架下发展的杠杆拔靴检验（leveraged bootstrapped tests）来进行根据更精确的统计推断，以期得到一个相对稳健的结论。

三、建模逻辑与改进后的实证框架

1. 货币政策分析框架

“校准”（calibration）与VAR方法作为现代宏观经济学主流的两种实证分析方法，所依据的哲学基础却是截然不同的：校准方法由理论驱动（theory-driven），而VAR技术由数据驱动（data-driven）。校准方法理论驱动的特点在于保持经济理论正确性的信念，实证的目的在于让数据与理论相一致。VAR技术的数据驱动表现为“让数据开口说话”，并不施加过多由理论导出的先验约束（prior restriction），实证目的在于观察数据是否与理论吻合，甚至去发现理论与现实的差距，这也就构成了本文实证检验的逻辑起点。

⁶⁵ 对于遗漏变量对 Granger 因果检验的影响这一问题的研究，较早的来自 Lütkepohl（1982）。此后，Caporale 等（1997），Triacca（1998）也做了相关研究。Caporale 等（1997）提出了一个遗漏变量条件下因果检验统计推断不变的依据。假定分析二元 VAR 下 x_t 和 y_t 的因果关系时，遗漏了第三方变量 w_t 。此时，二元和三元条件下因果结论不被颠覆的条件是 w_t 并不能构成二元系统中任何变量（ x_t 或 y_t ）的原因，但 x_t 和 y_t 是否构成 w_t 的原因无需考虑。

姑且不论检验方法的合适性，Granger因果检验作为VAR分析一个“副产品”仍旧强调所依托的模型的完整性。VAR系统的构建，一方面不能遗漏重要变量，否则会影响估计结果的可靠性；另一方面，因待估参数较多，对数据要求较大等，进入VAR系统的变量不宜过多。因此，实证研究者需要在两者之间进行权衡。这时理论模型的重要性就在于明确哪些变量应该被纳入VAR的分析框架中。Guglielmo等（2002）对其建议是引入货币政策框架来分析价格传导问题。

近年来，西方主流文献对货币政策的研究主要是基于在微观基础上推导出的新凯恩斯模型（Clarida等，1999）。由附加预期的IS曲线，菲利普斯曲线，央行的最优利率规则可表述为实际产出，通胀，货币政策工具（利率）的相互决定的三维动态系统，并已经成为刻画货币政策传导的基准范式（张成思，2008）⁶⁶。

$$y_t = E_t y_{t-1} - \varphi(i_t - E_t \pi_{t+1}) + \varepsilon_t^y \quad \text{IS曲线}$$

$$\pi_t = \beta E_t \pi_{t+1} + \kappa y_t + \varepsilon_t^\pi \quad \text{菲利普斯曲线}$$

$$i_t = i_{t-1} + \gamma_\pi (\pi_t - \pi^*) + \gamma_y y_t + \varepsilon_t^i \quad \text{货币当局利率规则}$$

其中， y_t 表示实际产出； π_t 为通货膨胀； i_t 为利率工具； E_t 表期望式子； ε_t^y 为总需求扰动； ε_t^π 为成本冲击； ε_t^i 为货币政策冲击； π^* 均衡通胀率； φ 、 β 、 κ 、 γ_π 、 γ_y 为联系模型变量的深度参数，具体经济含义本文不再赘述。

具体来看，真实利率降低刺激投资，拉动产出增加（IS曲线），产出（总需求）增加带来通胀的压力（菲利普斯曲线），这时央行就需要根据利率规则来调控中介目标——利率，于是利率通过IS曲线再次作用于产出。这样，货币政策就实现了通胀与产出权衡选择的动态过程。基于这一思想可以构建（结构）向量自回归模型来揭示宏观变量间的动态变化关系。

但是要指出的是，这里最优利率规则的确定或是从中央银行从宏观约束条件出发以利率为中介目标来最大化全社会（货币当局）福利，或是直接外生给定利率工具对宏观变量起反应，如泰勒规则（Taylor rule），麦克勒姆规则（McCallum rule）。然而，中国利率市场化的程度与西方发达经济体相去甚远，因此对理论框架的借鉴，既要考虑分析问题的可行性，又要兼顾建模背景的差异性。中国目前是转轨经济，利率管制尚未解除，利率难以在政策传导中发挥其应有的作用。国家对利率进行管制，政策当局依然依靠货币数量控制工具。1994年中央银行制定的金融体制决定将货币政策中介目标由贷款规模改为货币供给量，并于1998年正

⁶⁶ 若加入了货币供给方程，新凯恩斯框架下一般是作为约束条件来求解最优利率规则。

式以货币供给量为中介目标，进行“相机抉择”的货币政策操作。

因此，在我国尚未完全实现利率市场化的背景下，我们采用广义货币（M2）来衡量我国在货币政策上的反应。与 Guglielmo（2002）的五变量模型稍有不同，仅以包含四个变量，货币供应量 M2，真实 GDP 水平，价格水平（PPI 和 CPI）的向量自回归过程（VAR）过程来描画货币政策的动态特征。

2. 实证模型介绍

本文沿袭一般文献的做法，采用 Granger 因果检验来揭示价格水平（PPI 和 CPI）间的传导关系。基于 VAR 系统来定义的传统 Granger 因果检验，可分为“基于水平(level)VAR 模型的因果关系检验”与“基于差分(difference) VAR 模型(即向量误差修正模型, VECM)的因果关系检验”。一般来说，传统水平 VAR 模型要求变量平稳。如果变量具有单整特征，直接采用水平 VAR 模型进行因果关系检验，会因统计量的标准渐近分布（如 wald 统计量对应的 χ^2 分布）不再有效，而得到一些“谬误”的结论（Sims, Stock and Watson, 1990）。鉴于直接差分非平稳的 VAR 模型会丢失长期推动信息，检验非平稳序列的 Granger 因果关系要求先对变量的协整性作出判断，只有在协整关系成立的条件下，才可在 VECM 的构架下进行因果检验。以此而论，变量的非平稳属性及变量间的协整性前提极大地限制了传统方法的应用。

因此，当研究者并不关注变量的协整性而只关注其因果关系，或者不存在协整性但需要在兼顾信息完整性前提下研究其因果关系时，就需要一种全新的检验模式，即在不考虑变量的单整性和协整性的情况下进行变量之间的因果关系检验。为此，Toda and Yamamoto (1995)提出了的基于滞后期扩展(Lag-Augmented) VAR 模型的因果关系检验。

先考虑一个 VAR (p) 模型，最佳滞后阶由信息准则确定：

$$y_t = B_0 + B_1 y_{t-1} + \dots + B_p y_{t-p} + \varepsilon_t$$

其中， y_t ， B_0 ， ε_t 为 n 维向量（ n 为模型中变量的个数）， B_r 为滞后阶数为 r 时的 $n \times n$ 系数矩阵，误差向量 ε_t 为零均值的独立同分布过程。在运用 LAVAR 模型进行因果关系检验时研究者无需要事先检验 (pre-test) 模型中各变量的平稳性及变量间的协整性。而只需在水平 VAR(p)过程中引入一个额外的滞后阶数 d (d 为各变量的最大单整阶数)，运用 SUR 方法估计 VAR(p+d)模型（Rambaldi and Doran, 1996），并据此进行因果关系检验。总的来说，这一方法是在水平 VAR 模型的因果关系检验的基础上考虑了额外滞后阶数 d 对检验结果的影响。

Toda and Yamamoto (1995)提出的VAR($p+d$)模型可表示为:

$$y_t = C_0 + C_1 y_{t-1} + L + C_p y_{t-p} + L + C_{p+d} y_{t-p-d} + e_t$$

y_t 中的第 k 个原素不是第 j 个元素的Granger原因的原假设, 可以记做:

$$H_0 : C_{r(r=1, L, p)} \text{ 中 } j \text{ 行、 } k \text{ 列元素均为零}$$

需要指出的是, 在 Granger 因果检验中, 额外滞后 d 项的系数是无约束的。Toda and Yamamoto (1995)证明了当残差满足正态分布的假定时, 这 d 项无约束的系数确保了渐近分布理论的可适用性。

为了检验上述Granger因果关系, Toda and Yamamoto (1995)首先定义了修正的Wald统计量(下文简称MWALD), 此后Zapata和Rambaldi (1997)通过Monte Carlo实验比较了MWALD与该假设检验依托的另外两个统计量——Wald和LR——后发现, 就水平扭曲(size)和检验势(power)来看, MWALD在样本为50以上有更佳的表现。

要得到MWALD解析式, 可先将估计的VAR($p+d$)模型“紧凑”地表示如下(Hacker, Hatemi-J, 2006):

$$Y = CZ + \delta$$

其中,

$Y = [y_1 \quad L \quad y_T]$ 为 $(n \times T)$ 矩阵 (T 为得样本容量);

$C = [C_0 \quad C_1 \quad L \quad C_p \quad L \quad C_{p+d}]$ 为 $(n \times (1+n(p+d)))$ 矩阵;

$Z_t = [1 \quad y'_t \quad y'_{t-1} \quad L \quad y'_{t-p-d+1}]'$ 为 $((1+n \times (p+d)) \times 1)$ 矩阵;

$Z = [Z_0 \quad L \quad Z_{T-1}]$ 为 $((1+n(p+d)) \times T)$ 矩阵;

$\delta = [e_1 \quad L \quad e_T]$ 为 $(n \times T)$ 矩阵。

基于以上紧凑表示, MWALD可表示为:

$$MWALD = (q\hat{\beta})'[q((Z'Z)^{-1} \otimes \Omega_y)q']^{-1}(q\hat{\beta}) \sim \chi^2(p)$$

这里 q 是一个 $(p \times n(1+n(p+d)))$ 的指标矩阵 (也即零约束矩阵) 其表示形式为

$$q = \begin{bmatrix} o_1 & \alpha & o_2 & L & o_2 & o_2 & L & o_2 \\ o_1 & o_2 & \alpha & L & o_2 & o_2 & L & o_2 \\ M & M & M & L & M & M & L & M \\ o_1 & \underbrace{1444442444444}_{p\uparrow} & L & \underbrace{1444442444444}_{d\uparrow} \end{bmatrix}, \text{ 其中 } o_1 \text{ 为 } n \text{ 维零行向量, } o_2 \text{ 为 } n^2 \text{ 维零行向量,}$$

α 为 n^2 维行向量, 其第 $(n(k-1)+j)$ 个元素为1, 其它元素为零; Ω_0 表示原假设条件约束下的残差的协方差矩阵; $\hat{\beta} = \text{vec}(\hat{C})$, 这里 vec 表示列堆积算子。对 MWALD 统计量来说, 自由度为需要检验的约束的数量, 即是 p 。当误差项服从正态分布时, MWALD 统计量渐近地服从自由度为 p 的标准 χ^2 分布。

但是 Hacker and Hatemi-J (2005) 通过 Monte Carlo 仿真模拟发现, 当误差项不服从正态性假定或存在自回归的条件异方差 (ARCH) 效应时, MWALD 统计量都容易过度拒绝不存在 Granger 因果关系原假设。于是 Hacker and Hatemi-J 建议在 Granger 因果检验中引入杠杆拔靴检验 (leveraged bootstrap test)⁶⁷, 即借助杠杆调整残差重新抽样生成了 MWALD 的经验分布, 由此给出更加精确的临界值, 进而减少统计推断中的偏差。

具体操作步骤如下,

第一步, 在不存在 Granger 因果关系的原假设约束下采用 SUR 方法估计 Near-VAR 模型, 获得系数 \hat{C} 和残差 $\hat{\delta}$ 。

第二步, 使用 Near-VAR 系统中的单方程投影矩阵 (project matrix) 对 $\hat{\delta}$ 进行“杠杆调整 (leveraged adjustment)”, 后再去中心化, 得到的零均值且不变方差的新残差序列 δ^* 。

第三步, 通过回归式估计系数 \hat{C} , 原始数据 Z 和 Bootstrap 再抽样生成残差 \mathcal{E}^b 得到 Y^* , 即 $Y^* = \hat{C}Z + \mathcal{E}^b$ 。

第四步, 以 Y^* 为新样本估计无约束模型, 计算原假设下的 MWALD。

第五步, 重复第三步和第四步 B 次 (即 Bootstrap 次数), 得到 MWALD 统计量的经验分布。接着找出经验分布上的 α 分位数, 即为 α 水平的“Bootstrap 临界值”—— $MWALD_\alpha^*$ 。

⁶⁷ Bootstrap 方法类似于一个 Monte Carlo 实验, 但二者却存在本质的差异。在 Monte Carlo 实验中, 研究者是根据一个给定的分布 (正态分布) 来构造随机变量。Bootstrap 方法则有所不同——随机变量是根据对他们观察得到的分布获得。本质上, Bootstrap 方法使用了 Plug-in 原理——随机变量的观测分布是真实分布的最优估计。这样, 经验分布函数并不是某个预先指定, 诸如正态分布 (Enders, 1998)。因此, Bootstrap 方法为解决误差项分布未知时经济计量模型问题提供了一种十分有效的研究途径。Davidson 和 MacKinnon (2006) 等的研究还证明, Bootstrap 方法优于基于大样本的渐近理论。

第六步，计算原始数据的真实MWALD统计量。如果在 α 显著水平下，真实的MWALD大于 $MWALD_{\alpha}^*$ ，那么就可以拒绝不存在Granger因果关系的原假设。

四、实证结果

1. 数据说明

为了与国内同类研究的结论进行比较，我们直接使用了贺力平等（2010）附录中计算的CPI和PPI的可比定基指数，时间跨度为2001年1月到2009年12月，共计108笔数据。我们认为，直接使用同比序列数据问题很多，其经济含义也十分模糊。以CPI序列为例，它是与去年同月物价水平相比，相邻两个同比指标不具备直接可比性。因此利用相邻两个月同比序列进行差分，将会失去经济含义。贺力平等（2010）同样也认识到这种用法是有缺陷的，在回复徐伟康的文献中选择使用了可比定基指数。但国内其它一些文献（如张成思，2010）则习惯直接利用同比数据，并没有计算定基比数列，这就可能导致一些实证结论有待商榷。

本文中 M_2 和GDP原始数据来自Wind宏观数据库。鉴于产出(GDP)没有月度数据，所以采用“工业企业增加值”作为月度GDP的代理变量。在这里需要说明的是，根据现行统计制度，国家统计局自从2007年起不再对工业增加值进行统计，仅公布工业增加值同比增速（包括累计增速），笔者按增速推估了2007之后的工业增加值，实际值则按CPI进行调整所得。在实证分析中，所有变量经过了季节调整后，均以自然对数的形式出现。

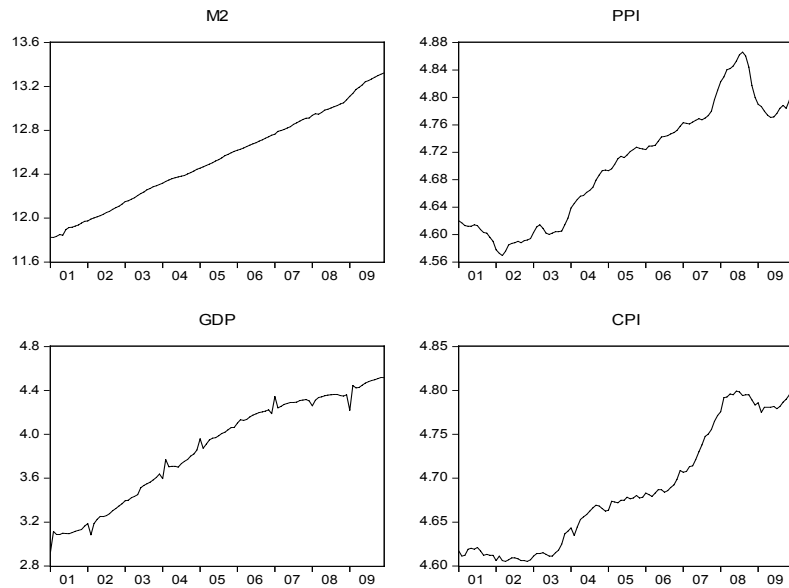


图 1 主要变量时序图

2. 计量检验过程

我们将分别估计 CPI 和 PPI 的二元 VAR 模型和包括货币政策传导的四元 VAR 模型，以进一步确认二元模型的传导模式是否为虚假传导。其中，二元 VAR 模型中 $y_t = [ppi_t \quad cpi_t]'$ ，而在四元 VAR 中 $y_t = [m_{2t} \quad gdp_t \quad ppi_t \quad cpi_t]'$ 。

为保证结论的稳健性，本文同时采用了 ADF，PP 及 KPSS 进行检验进而确定最大单整数 d 。ADF 检验和 PP 检验对小样本数据可能缺乏效力，而 KPSS 平稳性检验在选择较低的滞后截断参数（lag truncation parameters）时，对小样本较为有效。与 ADF 与 PP 检验不同，KPSS 检验的原假设是序列是平稳的，备择假设为非平稳序列。具体检验结果见表 1，ADF，PP 和 KPSS 检验均表明，这四个变量满足一阶单整过程的统计特征，由此确定 $d=1$ 。

表 1 单位：根 检验

	水平序列统计量			差分序列统计量		
	ADF	PP	KPSS	ADF	PP	KPSS
m_{2t}	0.7820	1.5180	1.1873***	-4.3503***	-10.1636***	0.2271
gdp_t	-1.5361	-2.4504	1.1596***	-11.7107***	-21.3812***	0.4845
ppi_t	-0.3462	-0.4139	1.0894***	-4.3483***	-3.2824***	0.1117
cpi_t	1.1323	0.5513	1.1085***	-8.3727***	-8.8581***	0.2306

注：1. ***, **, *分别表示1, 5和 10% 显著性水平。

2.检验方程中凡是涉及到滞后阶或带宽（Bandwidth）的确定，都是基于AIC准则。

3.检验方程中只包括了常数项。

真实最优滞后阶 p 由 AIC 和 SIC 联合确定，若二者出现矛盾，同时估计分别确定的最优阶数。在最大滞后阶为 8 内来选择最优阶，二元模型 AIC 选择 p 为 3，而具有小样本倾向的 SIC 选择了 2；四元模型的 AIC 和 SIC 均指向了 2 为最佳阶。

二元模型的信息准则并未给出明确的答案，出于实证稳健性考虑，我们同时估计了 p 为 2 和 3 的情形。在具体检验中，Bootstrap 次数为 10000 次，我们发现 Bootstrap 经验临界值相对理论渐近临界值保守，说明以理论临界值为依据，MWALD 统计量更加倾向于拒绝不存在 Granger 因果关系原假设，而依 Bootstrap 得到的经验临界值进行 Granger 因果推断也是相对稳健的。

由 $p=2$ ， $d=1$ 确定了二元 LAVAR (3) 模型，Granger 因果检验的结果显示

CPI 和 PPI 间 Granger 的因果关系只是从 CPI 到 PPI 方向的。而由 $p=3$, $d=1$ 确定二元 LAVAR (4) 模型也得出了一致的结论, 随着滞后阶的增大, 拒绝 CPI 到 PPI 方向因果性的伴随概率由 0.033 减小到 0.008, 这意味着 CPI 到 PPI 的传导过程可能存在滞后效应; 至于 PPI 到 CPI 方向的因果性的伴随概率随滞后阶的增加而变大, 进一步确认 PPI 到 CPI 方向无因果性。总的来说, CPI 与 PPI 的传导关系是单向的, 即从 CPI 到 PPI 方向的。

表 2 基于二元 LAVAR 模型的因果检验

二元 VAR (3) :p=2 (based on SIC) ; d=1					
Null Hypothesis	The estimated test value (MWALD)	1% Bootstrap 临界值	5% Bootstrap 临界值	10% Bootstrap 临界值	因果决策
PPI \nRightarrow CPI	4.351 (0.137)	10.268[9.351]	6.635[5.960]	5.056[4.588]	接受
CPI \nRightarrow PPI	7.181** (0.033)	9.651	6.330	4.836	拒绝
二元 VAR (4) :p=3 (based on AIC) ; d=1					
Null Hypothesis	The estimated test value (MWALD)	1% Bootstrap 临界值	5% Bootstrap 临界值	10% Bootstrap 临界值	因果决策
PPI \nRightarrow CPI	3.562 (0.331)	12.628[9.506]	8.433[6.214]	6.688[4.785]	接受
CPI \nRightarrow PPI	13.148*** (0.008)	12.774	8.487	6.726	拒绝

注: 1. $A \nRightarrow B$ 表示 A 不是 B 的 granger 原因。

2.***, **, * 分别表示基于 Bootstrap 临界值的 1、5 和 10% 显著性水平。1%、5% 和 10% Bootstrap 临界值分别对应于 MWALD 统计量的一个经验分布的第 99%、95%、90% 分位数。

3. () 内数字为基于 bootstrap 得到的伴随概率。[] 为随机生成的 $\chi^2(2)$ 和 $\chi^2(3)$ (样本大小等于 bootstrap 次数 (10000)) 对应的第 99%、95%、90% 分位数, 即为理论临界值。

以上结论是否正确取决于是否遗漏了第三方驱动因素, 因此引入货币政策传导机制在四变量 VAR 系统下进行检验 (检验结果见于表 3) 就显得尤为必要。从检验结果来看, 四元 LAVAR 模型仍旧仅显示了 CPI 到 PPI 方向的 Granger 因果关系, 这与二元 LAVAR 模型检验的结果是一致的。然而, 遗漏变量 M_2 和 GDP 均构成了 PPI 或 CPI 的 Granger 原因, 这意味着基于二元 VAR 模型的因果检验并没有基于有效的渐近理论 (valid asymptotics), Caporale 等 (1997) 导出因果结论不变的条件并不能得以满足, 二元模型得到的因果性结论存在“虚假传导”之嫌。其中, “遗漏变量” M_2 构成了 CPI 的 Granger 原因, 但并未如我们所期望地同样也驱动 PPI 变动, 究其原因是中国当前价格体系并不健全, 特别是上游的一些资源价格 (如电力、煤炭等能源价格) 存在严格政府管制。“遗漏”的 GDP 同时构成了 PPI 和 CPI 的 Granger 原因。颇感意外的是, 这并未动摇二元条件下 CPI 到 PPI 方向的单 Granger 因果性结论, 仍然支持了 CPI 向 PPI 单向传导的关系。这种检验情况同样也出现在 Guglielmo 等 (2002) 的实证检验中, 他们对法

国数据进行检验发现，“遗漏”的货币因素 M_1 同时构成了 PPI 和 CPI 的 Granger 原因，这意味着 PPI 和 CPI 因果检验估计过程中的转移矩阵的确受到了影响，但还未改变二元模型和五元模型得到的 PPI 到 CPI 的单向 Granger 因果关系模式。

表 3 基于四元 LAVAR 模型的因果检验

四元 VAR (3) ; $p=2 ; d=1$					
Null Hypothesis	The estimated test value (MWALD)	1% Bootstrap 临界值	5% Bootstrap 临界值	10% Bootstrap 临界值	因果决策
$PPI \neq \Rightarrow CPI$	0.258 (0.883)	10.074[9.351]	6.299[5.960]	4.908[4.588]	接受
$CPI \neq \Rightarrow PPI$	6.459** (0.046)	9.973	6.326	4.888	拒绝
$M_2 \neq \Rightarrow CPI$	7.998** (0.022)	9.914	6.108	4.686	拒绝
$M_2 \neq \Rightarrow PPI$	3.042 (0.223)	9.655	6.303	4.705	接受
$Y \neq \Rightarrow CPI$	15.292*** (0.001)	10.785	6.608	5.049	拒绝
$Y \neq \Rightarrow PPI$	4.937* (0.098)	10.062	6.319	4.902	拒绝

注: 1. $A \neq \Rightarrow B$ 表示 A 不是 B 的 granger 原因。

2. ***, **, * 分别表示基于 Bootstrap 临界值的 1%、5% 和 10% 显著性水平。1%、5% 和 10% Bootstrap 临界值分别对应于 MWALD 统计量的一个经验分布的第 99%、95%、90% 分位数。

3. () 内数字为基于 bootstrap 得到的伴随概率。[] 为随机生成的 $\chi^2(2)$ (样本大小等于 bootstrap 次数 (10000)) 对应的第 99%、95%、90% 分位数，即为理论临界值。

五、结论及启示

CPI与PPI是识别和衡量通货膨胀的两个重要指标，研究两者之间的关系和传导机制有助于我们辨别通货膨胀的性质，并据此制定出相应的宏观调控政策。但是我们认为，CPI和PPI都是经济体系的表面现象，研究这种表面现象及其联系，可以有助于我们认识相关经济问题。而如果仅仅停留在研究表面现象，得出的结论往往会似是而非，即使最终得出了正确的结论，也很可能是纯属巧合，不利于我们深入理解经济现象并制定出相应的政策。我们认为，通货膨胀本质上是一种货币现象，在没有明确考虑货币（供应量）因素的情况下研究通货膨胀是否合理，仅就两个变量而研究两个变量的关系，可能更多的是产生简单化的表面研究而非系统化的深入研究。由于在模型中遗漏了货币供给、产出这些关键核心变量，目前的研究得到的结论是不稳健的。根据我们的研究，可以得到如下的结论和启示：

1) CPI是PPI的Granger原因，反之不成立。需要指出的是，这一结论与以往文献有本质性的差异，这是在控制货币的边际影响后得到的稳健结论。另外，鉴于近年来价格水平和经济增长的双双高位运行的典型事实，我们可以判断当前通货膨胀判应为由需求主导的⁶⁸，而“系统性”宽松的货币条件则是促成需求旺盛

⁶⁸ 当然我们并不排除供给的作用，只不过我们更相信近年来中国宏观经济中倾向于出现需求占优于供给的趋势。对此，国内学者高善文（2006）甚至还指出，“大多数情况下，上游价格的变动应当是最终需求的变

的重要原因。因此，从治理通货膨胀的角度来分析，控制流动性入手将会起到更好的效果，而不考虑该因素去管制上涨过快的商品价格水平（如食品）。过多的流动性没能得到有效控制，即使当前一些上涨过快的产品价格得到控制，通胀最终还是会通过一些供给薄弱环节的商品价格上升表现出来。即便短期的政府价格管制可能会产生积极作用，长期而言是压不住的。同时考虑到中国货币供给量“盯住”经济增长的内生特征，简单地调控央行的M₂也并不会奏效。治本之策在于疏导，即引导货币供给流入到生产领域，流入到不会提高特别是直接提高物价水平的领域⁶⁹，这才是解决货币和物价水平的根本。

2) 与传统的自上而下价格传导观点不同，本文得到结论是，PPI几乎不向CPI传导，因此我们有必要重新审视PPI与CPI之间的关系。当前我国经济增长主要靠投资拉动，而非消费需求。一些固有体制性因素依然是投资扩张的重要原因，如一些地方政府出于本地区经济考虑和政绩考核引发了扩张性冲动。因此，制定相关政策企图阻止PPI向CPI蔓延以遏制通货膨胀，其效果并不会很明显，也不是很必要。遏制通货膨胀的有效方法在于抑制过旺的（地方政府）投资需求，至少是要抑制由货币过多带来的盲目投资和投机需求。

3) 重新认识“输入型通胀”。一般认为，输入型通胀是成本推动型的通货膨胀，但问题在于进口商品的价格为何会提高。我们发现，其不可忽略的原因在于中国巨大的进口需求。实际上，国内对国际大宗商品和原材料的巨量需求导致了其价格上涨的压力。所以，“输入型通胀”本质上是“出口转内销”型通货膨胀，因此提高国内进口厂商的议价能力，进而打破国际厂商的定价权，在某种程度上也能部分地缓解国内的通货膨胀压力。

参考文献：

[1] Caporale, Guglielmo Maria, and Nikitas P., 1997, *Causality and forecasting in incomplete systems*, [J]. *Journal of Forecasting*, 16, 425~37.

[2] Clarida, Richard, Galí, Jordi and Gertler, Mark. 1999, *The Science of Monetary Policy: A New Keynesian Perspective*, [J]. *Journal of Economic Literature*, 37, 1661~1707.

[3] Clark, T., 1995, *Do Producer Prices lead Consumer Prices?* [J]. *Economic Review*, 25~39.

化通过产业链传导到上游的结果，应属于需求拉动型价格变化。这是由于对于诸如铁矿石、木材等资源类产品来说，若没有需求方的拉动，很难想象存在持续并且可以清晰辨别的供给扰动导致价格系统性变动”。⁶⁹ 类似于周小川的“货币池子理论”。实际上，中国的货币供给总量有很强的内生特征，这包括出口导向带来的外汇占款、地方投融资平台的贷款等，货币政策也必须要有专门针对这些领域的对策。

- [4] Davidson, Mackinnon, 2004, *The power of bootstrap and asymptotic tests*, [J]. Working Papers, 1035.
- [5] Enders, W., 1995, *Applied Econometric Time Series*, [M]. New York: Wiley.
- [6] Guglielmo Maria Caporale, Margarita Katsimi, and Nikitas Pittis, 2002, *Causality Links between Consumer and Producer Prices: Some Empirical Evidence*, [J]. Southern Economic Journal, 68, 703~711.
- [7] Hacker R. S. and Hatemi-J, A., 2006, *Tests for Causality between Integrated Variables Based on Asymptotic and Bootstrap Distributions: Theory and Application*, [J]. Applied Economics, 38, 1489~1500.
- [8] Hacker R. S. and Hatemi-J, A., 2005, *A Test for Multivariate ARCH Effects*, [J]. Applied Economics Letters, 12, 411~417.
- [9] Lütkepohl, H., 1982, *Non-causality due to omitted variables*, [J]. Journal of Econometrics, 19, 367~378.
- [10] Lütkepohl, H. and Reimers, H., 1992, *Granger-causality in cointegrated VAR processes*, [J]. Economics Letters, 40, 263~268.
- [11] Rambaldi, A.N., Doran, H.E., 1996, *Testing for Granger non-causality in cointegrated systems made easy*, [J]. Working Papers, 88.
- [12] Richard, Dion., 1999, *Indicator Models of Core Inflation for Canada*, [Z]. Working Papers, Number 99~13/Document de travail.
- [13] Sims, C. A., Stock, J. H. and Watson, M. W., 1990, *Inference in Linear Time Series Models with Some Unit Roots*, [J]. Econometrica, 58, 133~44.
- [14] Silver, J. Lew, and T. Dudley Wallace, 1980, *The lag relationship between wholesale and consumer prices-An application of the Hatanaka-Wallace procedure*, [J]. Journal of Econometrics 12, 375~87.
- [15] Toda, H.Y. and Phillips, P.C.B., 1993, *Vector Autoregressions and Causality*, [J]. Econometrica, 61, 1367~1393.
- [16] Toda, H.Y. and Phillips, P.C.B., 1994, *Vector Autoregressions and Causality: A Theoretical Overview and Simulation Study*, [J]. Econometric Reviews, 13, 259~285.
- [17] Toda, Hiro Y. and Yamamoto, T., 1995, *Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes*, [J]. Journal of Econometrics, 66, 225~250.
- [18] Triacca, U., 1998, *Non-causality: the role of the omitted variables*, [J]. Economics Letters, 60, 317~320.
- [19] Yamada, Hiroshi and Toda, Hiro Y., 1998, *Inference in possibly integrated vector autoregressive models: some finite sample evidence* Journal of Econometrics, [J]. 86, 55~95.
- [20] Zapata, Hector O, Rambaldi and Alicia N., 1997, *Monte Carlo Evidence on Cointegration and Causation*, [J]. Oxford Bulletin of Economics & Statistics, 59, 255~98.
- [21] 高善文:《在周期的拐点上:从数据看中国经济的波动》[M],北京:中国发展出版社,2006。
- [22] 贺力平、樊纲、胡嘉妮:《消费者价格指数和生产者价格指数:谁带动谁?》[J],

《经济研究》2008年第11期。

[23] 贺力平、樊纲、胡嘉妮：《消费者价格指数与生产者价格指数:对徐伟康商榷文章的回复意见》[J]，《经济研究》2010年第5期。

[24] 宋国青：《货币供应量减少拉低CPI》[N]，《证券市场周刊》2005年05月25日。

[25] 徐伟康：《对<消费者价格指数与生产者价格指数:谁带动谁?>一文的质疑》[J]，《经济研究》2010年第5期。

[26] 张成思：《金融计量学》[M]，东北财经大学出版社，2008。

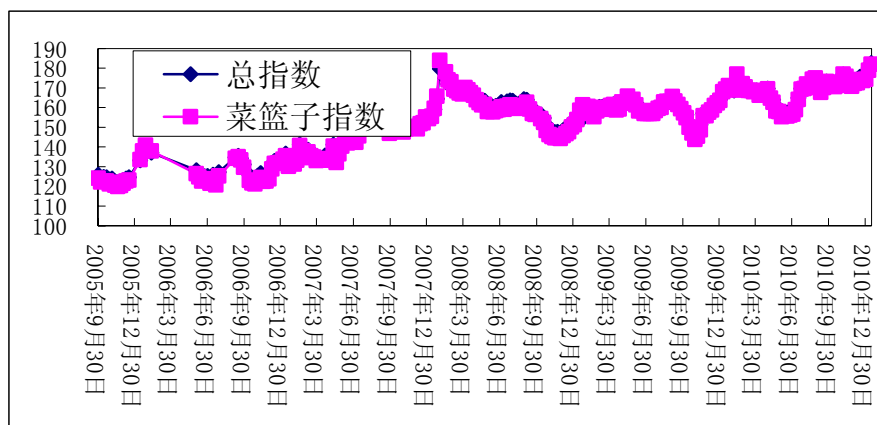
[27] 张成思：《长期均衡、价格倒逼与货币驱动——我国上中下游价格传导机制研究》[J]，《经济研究》2010年第6期。

从流通体制透视农产品涨价现象

摘要：2010年农产品价格出现了显著的价格上涨，尤其是大蒜、西红柿和白菜等蔬菜。从流通体制上看，以蔬菜为代表的农产品价格上涨的主要原因是，农产品的流通体制不畅，流通环节之间缺乏有效整合，导致中间环节的层层垄断加价大幅度抬高了零售价格，而农产品的供求失衡和生产成本上升进一步通过层层垄断加价放大了最终零售价格。根据我们的模型估计，每增加一个流通环节，农产品的价格就提高了一倍。我们建议，鼓励农产品的流通环节实行纵向整合，在批发商或零售商之间引入竞争，提高中间环节的经济附加值，在终端环节扩大涉农经营活动的空间。我们认为，与其一味地打压炒作农产品的游资，不如引导游资参与流通环节的纵向整合或竞争，深化分工水平，这将提高社会福利水平。

一、引言

根据网络评选，2010年的年度汉字是“涨”，这说明物价上涨已经成为大众最关心的热点问题之一。在所有的涨价商品中，农产品又是表现最为明显的例子，因为农产品的涨价与大众的日常生活息息相关。“豆你玩”、“蒜你狠”、“姜你军”、“糖高宗”、“棉花掌”等网络名词的盛行，从一个角度形象地描绘了大豆、大蒜、生姜、糖和棉花等农产品的疯狂涨价现象。图1描绘了最近5年全国农产品的价格走势。从图1可以看出，无论是价格总指数还是菜篮子指数，2010年农产品价格都比往年更高，总体上处于高位运行，并且有继续上涨的趋势。特别是，从2005年9月底到2010年9月底，价格总指数从126提高到173，同比上涨了37%，5年内平均每年上涨7%。

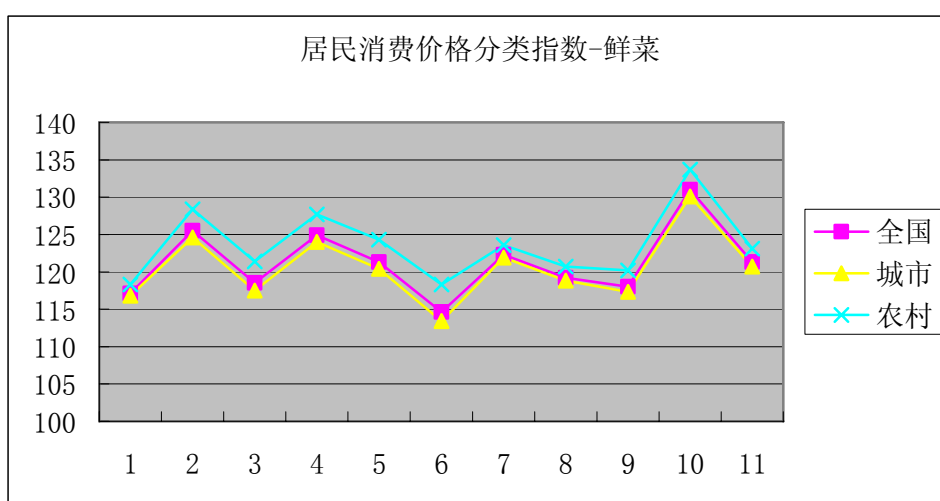


注：价格指数为日度指数，并以2000年为100计算。资料来源：农业部。

图1 全国农产品批发价格指数

在各种农产品中，蔬菜的涨价表现突出。根据国家统计局的资料（图2），

2010年1到11月的鲜菜同比价格指数均高于100，最高达135，平均为120。这意味着，2010年蔬菜价格总体上比去年高出了20%。在各类蔬菜中，大蒜的涨价幅度尤其引人注目。根据国际大蒜贸易网的统计（表1），2010年大蒜产区价格指数和批发价格指数分别从年初的1505.26和496.06提高到年底的2091.2和712.85，在一年内大约上涨了40%。尽管2010年中期以后环比价格指数有所下降，但是同比价格指数仍然偏高，大蒜价格与去年同期相比最少提高了40%，最多提高了9倍。除了大蒜，土豆、白菜和西红柿也都呈现出迅猛的价格上涨。这些现象引起了媒体和政府的广泛关注。除了价格上涨迅猛，2010年农产品市场的一个值得关注的问题是大量游资的进入和炒作。炒作的对象主要是那些产量集中、易于储藏和生活必需的蔬菜，大蒜首当其冲，绿豆和棉花也未能幸免。



注：以上年同月为100。来源：国家统计局网站。

图2 鲜菜价格指数图

时间	大蒜产区价格指数			大蒜批发价格指数		
	定基指数	环比指数	同比指数	定基指数	环比指数	同比指数
2010年12月份	2091.20	94.45	143.14	712.85	92.42	147.54
2010年11月份	2213.97	84.99	143.55	771.34	93.43	184.06
2010年10月份	2605.12	98.02	191.13	825.59	100.96	239.80
2010年9月份	2657.69	113.11	250.26	817.73	106.96	264.13
2010年8月份	2349.63	102.98	255.22	764.55	107.94	285.28
2010年7月份	2281.74	145.83	337.33	708.3	127.39	331.37
2010年6月份	1564.69	92.66	286.67	556.02	95.85	350.05
2010年5月份	1688.63	85.48	1042.56	580.08	95.54	514.71
2010年4月份	1975.42	128.44	—	607.18	120.24	—
2010年3月份	1537.99	100.07	—	504.99	97.594	—
2010年2月份	1536.9	102.10	—	517.44	104.31	—
2010年1月份	1505.26	103.04	—	496.06	102.67	—

注：基期为2009年5月，基期指数为100。样本大蒜为5.5厘米的红蒜，每日价格采自国际大蒜贸易

网，采价点包括金乡、邳州、杞县、中牟、莱芜等五大产区，样本产区的产量占全国产量 95%左右。

表 1 大蒜价格指数表

为什么农产品价格持续高涨？以国家发展和改革委员会为代表的官方认为，“一些游资和不法经营者采取欺诈、串通、哄抬、囤积等不正当手段操纵相关商品价格，是一些农产品价格上涨的直接推手”。⁷⁰ 如果说游资炒作是农产品价格高涨的罪魁祸首，那么为什么游资要进入农产品领域呢？俗话说，无利不起早。只有农产品市场存在丰厚的利润和炒作空间，才能吸引游资进入。从产业链条上看，高价往往对应暴利。因此，真正的问题在于，为什么农产品市场会出现持续多年的暴利？为什么市场竞争没有消除这种暴利？

现有文献也从多个角度对农产品涨价现象进行了讨论，通常将原因归结为以下几个方面。（1）供求失衡。例如，由于 2009 年内蒙古和甘肃遭遇干旱天气，导致秋季土豆减产，而 2010 年广西和云南等地又遭遇干旱，导致春季土豆未能及时上市。由于供不应求，山西省吕梁市岚县的土豆批发价格从上一年度的每公斤 0.5 元飙升到 2.4 元。⁷¹ （2）国际贸易。典型的农产品是大豆，在我国的产量只有每年大约 1000 万吨，而需求量则大约为 6000 万吨。巨大的缺口来自国际市场的进口，因此国内大豆价格几乎完全受国际贸易形势左右。（3）生产成本。由于最近几年东南沿海出现农民工短缺，农户外出打工的收益提高，相对而言种植农产品的劳动力成本提高了。此外，农药、化肥、农膜和柴油等农业生产资料的价格也在上涨，因此农产品的生产成本普遍增加。在这种情况下，农产品的价格上涨是必然现象。

与上述观点不同，本文从流通体制的角度来透视农产品的价格上涨现象，并提出解决思路。由于农产品种类多样，价格形成机制和上涨原因相差较大，故本文以蔬菜为代表性农产品。这一方面是因为中国国内蔬菜的涨价整体上与国际贸易关系不大，另一方面蔬菜的涨价又和其它农产品一样受到生产成本上涨的驱动，所以通过对蔬菜涨价现象的分析，可以从一个角度透视农产品的整体涨价现象。我们之所以选择从流通体制的角度来分析，是因为农产品流通问题是一个体制性问题，是排除了天气导致的供求失衡之后仍然必需面对的长期问题，同时也是现有文献所忽视的问题之一。在梳理农产品（蔬菜）流通环节的基础上，我们利用产业组织理论中的纵向约束模型，将农产品的各个生产和流通环节放到一个

⁷⁰ 《依法加强市场价格监管——三论贯彻落实〈国务院关于稳定消费价格总水平保障群众基本生活的通知〉精神》，《人民日报》，2010 年 11 月 24 日。

⁷¹ 《追踪小小土豆的“价格之旅”：层层加价推高价格》，新华网，2010 年 6 月 4 日。

统一的博弈论框架下，讨论了农产品价格上涨的机制、后果和解决方法。我们认为，农产品流通环节不畅，中间环节的层层垄断加价是导致 2010 年农产品价格高涨的体制性原因。此外，供求失衡和农产品生产成本的提高也会通过流通环节的层层垄断加价放大最终的零售价格。如果农产品的中间环节可以有效整合，那么零售价格将会下降，均衡交易数量将会上升，同时社会福利水平也会上升。阻碍有效整合的原因包括农产品的非标准化特征、地方保护主义和零售市场的差异化。我们建议，在生产环节提高农产品的组织化程度和农户的集体议价能力，在流通环节引入竞争、鼓励整合，提高中间环节的经济附加值，在终端环节扩大涉农经营活动的空间。我们建议，与其一味地打压炒作农产品的游资，不如引导游资合理地疏散到各个环节，深化分工水平，这将提高社会福利水平。

本文在第二节描述以蔬菜为代表的农产品的流通体制，第三节构建一个纵向约束模型并证明本文的主要命题，最后是结论和政策建议。

二、流通体制与价格上涨

蔬菜与多数农产品一样，其流通过程都要经历“农户——中间商——消费者”这“三级跳跃”。当然，在农村，作为生产者的卖方和作为消费者的买方通常直接在农贸市场或集市交易。伴随上个世纪 90 年代以来的大规模城市化进城，很多城市相继取消了露天集市，设立了专门的农贸市场，同时超市大规模出现。因此，许多农民不再能够自由进入农贸市场，只能将蔬菜卖给经纪人，然后经纪人再卖给拥有市场摊位的批发商，批发商再卖给作为零售商的菜店或超市，最终消费者从菜店或超市购买蔬菜消费。因此，一个典型的蔬菜流通链条是：农户——>经纪人——>坐地商（批发市场）——>菜店或超市——>消费者。当然，也有少数规模大和采购数量多的超市通过经纪人直接与农户进行交易，即所谓“农超对接”。终端销售环节的行业管制导致的直接后果是，涉农经营场所减少，同时成本提高，其中的摊位成本、管理费用和中间费用（遴选、分级、包装）均大幅上升。更重要的是，各个环节的谈判力分布发生了显著的变化。由于中国城市人口密集，交通成本较高，因此作为终端的零售商对单个的消费者拥有了很强的市场势力（market power）。在整个流通环节的另一头，由于农户的产品高度同质化，分散的农户与集中收购的经纪人相比几乎完全缺乏谈判力，因此作为生产商的农户面对着一个近似完全竞争的市场。这意味着，农产品价格上涨并没有给农户带来多少额外收益。集中采购的经纪人、批发商与下游的零售商一样，都拥有一定的垄断力量，它们之间的关系近似于双边垄断。但相对而言，终端的零售市场进

入壁垒更高，良好的地理位置、宽敞的购物环境、知名的市场品牌都需要大量的资金，而且不是短期内可以满足的，而且一家零售商可以从多家批发商那里进货。

流通体制的变化改变了谈判力的分布，后者又直接决定了价格形成机制和利润空间。一则关于西红柿涨价过程的媒体报道⁷²，形象地揭示了谈判力与价格的关系。一车西红柿，经纪人从吉林省榆树市千里进京，给农户的收购价为每斤 0.8 元，卖给批发市场为每斤 1.1 元，然后二级批发商转卖给超市或菜市场的价格为 1.8 元，最终超市的出售价是 3 元（图 3）。简单的计算表明，经纪人、批发商和零售商的毛利润占总利润的比例分别为：13.6%、31.8%、54.5%。可见，最后一个流通环节竟然占据了一半的总利润。

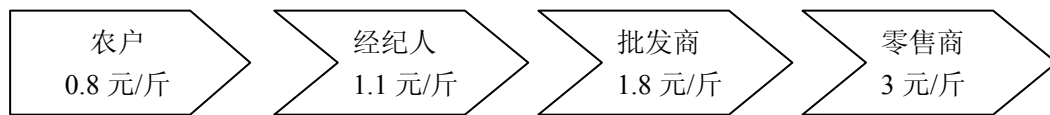


图 3 一个西红柿的疯狂涨价之旅

三、纵向约束模型

我们建立一个纵向约束模型。⁷³ 假设一种典型农产品（如蔬菜）的流通至少要经过农户、批发商（或经纪人）⁷⁴、零售商和消费者四个环节，它们构成了农产品价格形成机制中的四个博弈主体。由于农户是分散的，因此它们是完全竞争的，并且农户以一个不变的边际成本 c 将农产品出售给拥有垄断力量的批发商。假定零售商对消费者是垄断的，并且其保留效用被标准化为 0。因此，批发商以一个垄断的批发价格 p_w 将农产品出售给零售商，然后零售商在此基础上以一个垄断的零售价格 p 出售给最终消费者（图 4A）。市场需求函数为 $q = kp^{-\varepsilon}$ ，其中常数 $k > 0$ ，需求价格弹性 $\varepsilon > 1$ 。

我们主要讨论两种情况：（1）流通环节是非一体化的，批发商和零售商独立制定价格，此时消费者面临双重加价（double marginalization）；（2）流通环节是一体化的，批发商和零售商制定一个最大化双方总利润的价格。然后，我们在中间环节引入竞争。我们将比较三种市场结构的价格、销量、利润和社会福利水平。最后，我们讨论中间商的经济附加值。

⁷² 《西红柿疯狂涨价之旅 从批发到餐桌至少涨两倍》，《北京晨报》，2010年9月9日。

⁷³ Spengler（1950）最早讨论了双重垄断加价问题，但缺乏博弈论分析。Tirole（1988）提供了一个线性函数的简单版本。我们的模型采取了指数函数，结论更为丰富。

⁷⁴ 为了简便，我们将经纪人和批发商合并为一个环节，但本文的结论可以拓展至更多环节。

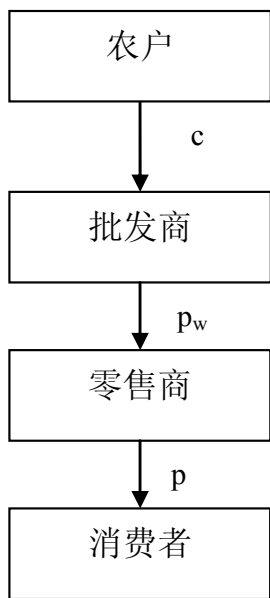


图 4A 垄断性流通

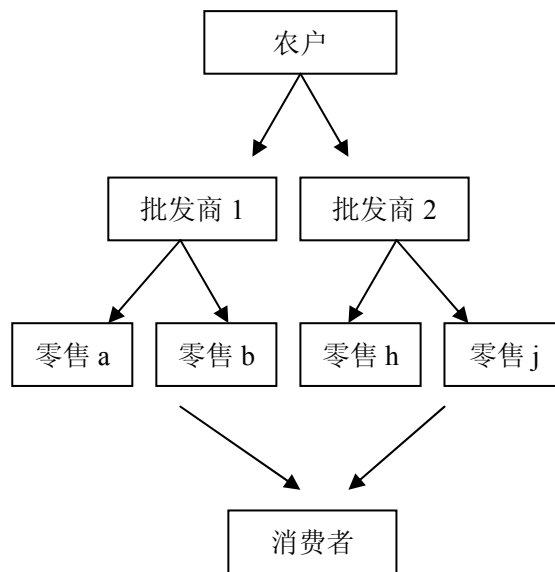


图 4B 竞争性流通

(一) 非一体化

在非一体化的产权结构下，上游的批发商和下游的零售商是两个独立的决策主体，非合作地根据自己的边际成本（MC）和市场需求制定最大化利润的垄断价格。这对应于现实中的经纪人或批发商、超市或菜店根据市场需求情况各自制定垄断价格的情形。事实上，这也是目前农产品流通领域最普遍的情况，因为批发商和零售商互不隶属，它们之间也不存在一个有约束力的协议。在这个博弈中，批发商先制定一个最大化自己利润的垄断价格，零售商在接受这个价格之后，再制定一个最大化其利润的垄断价格。因此，这是一个完全信息动态博弈。根据标准的逆向归纳法，我们先求解下游的零售商的优化问题。

零售商支付给批发商的价格 p_w 即自己的边际成本，它和零售商一样面对的市场需求为 $q = kp^{-\varepsilon}$ ，它的最优定价为 p 。因此，零售商的问题是：

$$\max_p (p - p_w)kp^{-\varepsilon} \quad (1)$$

一阶条件（FOC）为：

$$(1 - \varepsilon)kp^{-\varepsilon} + \varepsilon p_w kp^{-\varepsilon - 1} = 0 \quad (2)$$

$$\text{解得： } p = \frac{\varepsilon p_w}{\varepsilon - 1}, \quad q = k\left(\frac{\varepsilon p_w}{\varepsilon - 1}\right)^{-\varepsilon}, \quad \Pi^r = k \frac{1}{\varepsilon - 1} \left(\frac{\varepsilon}{\varepsilon - 1}\right)^{-\varepsilon} (p_w)^{1-\varepsilon}.$$

批发商支付给农户的价格为农产品的边际成本 c ，因此批发商的问题是：

$$\max_{p_w} (p_w - c)kp^{-\varepsilon} \quad (3)$$

将上述价格 p 的函数代入，FOC 为：

$$k(1-\varepsilon)\varepsilon^{-\varepsilon}(p_w)^{-\varepsilon} + kc\varepsilon^{1-\varepsilon}(p_w)^{-\varepsilon-1} = 0 \quad (4)$$

$$\text{解得： } p_w = \frac{c\varepsilon}{\varepsilon-1}, \quad q = k\left(\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}\right)^{-2\varepsilon} c^{-\varepsilon}, \quad \Pi^w = k\frac{1}{\varepsilon-1}\left(\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}\right)^{-2\varepsilon} c^{1-\varepsilon}。$$

将上述结果再代入零售商的解，得到零售商的决策结果为： $p = \left(\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}\right)^2 c$ ， $q = k\left(\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}\right)^{-2\varepsilon} c^{-\varepsilon}$ ， $\Pi^r = k\frac{1}{\varepsilon-1}\left(\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}\right)^{-\varepsilon}\left(\frac{c\varepsilon}{\varepsilon-1}\right)^{1-\varepsilon}$ 。

在非一体化的产权结构下，上下游企业的总利润为：

$$\Pi^{ni} = \Pi^w + \Pi^r = k\frac{1}{\varepsilon-1}\left(\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}\right)^{-2\varepsilon}\left(\frac{2\varepsilon-1}{\varepsilon-1}\right)c^{1-\varepsilon} \quad (5)$$

将最终市场上的消费者福利和下游企业的总利润相加，得到非一体化下的社会福利水平为：

$$W^{ni} = \int_{\left(\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}\right)^2 c}^{\infty} kx^{-\varepsilon} dx + \Pi^r = \frac{k}{\varepsilon-1}\left(\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}\right)^{-2\varepsilon} c^{1-\varepsilon}\left[1 + \left(\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}\right)^2\right] \quad (6)$$

(二) 一体化

接着考虑批发商和零售商两个企业一体化的情况。这里说的“一体化”并非仅指两个企业的财产权实行了合并，而是一种纵向约束（vertical constraint），它还包括两个企业通过一个有约束力的协议建立价格同盟或者联营的情况（Tirole, 1988）。在后面这种情形下，虽然批发商和零售商在法律上是两个独立的企业，但是它们通过制定一个统一的零售价格来最大化双方的总利润，然后双方内部之间通过单边转移支付满足各自参与约束和激励相容约束，即双方可以是一种企业联盟。在一体化的产权结构下，一体化的企业或者企业联盟的问题是：

$$\max_p (p-c)kp^{-\varepsilon} \quad (7)$$

FOC 为：

$$(1-\varepsilon)kp^{-\varepsilon} + \varepsilon ckp^{-\varepsilon-1} = 0 \quad (8)$$

$$\text{解得： } p = \frac{\varepsilon c}{\varepsilon-1}, \quad q = k\left(\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}c\right)^{-\varepsilon}, \quad \Pi^i = k\frac{1}{\varepsilon-1}\left(\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}\right)^{-\varepsilon} c^{1-\varepsilon}。$$

在一体化下，社会福利水平为

$$W^i = \int_{\frac{c\varepsilon}{\varepsilon-1}}^{\infty} kx^{-\varepsilon} dx + \left(\frac{c\varepsilon}{\varepsilon-1} - c\right)k\left(\frac{c\varepsilon}{\varepsilon-1}\right)^{-\varepsilon} = \frac{k}{\varepsilon-1}\left(\frac{c\varepsilon}{\varepsilon-1}\right)^{-\varepsilon}\left(\frac{c\varepsilon}{\varepsilon-1} + c\right) \quad (9)$$

现在，我们将非一体化与一体化两种情形对比。由 $\varepsilon > 1$ 可知 $\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1} > 1$ ，故

$(\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1})^2 c > \frac{\varepsilon c}{\varepsilon-1}$, 且 $k(\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1})^{-2\varepsilon} c^{-\varepsilon} < k(\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1} c)^{-\varepsilon}$, 即非一体化的价格高于一体化的价格, 且非一体化的销量低于一体化的销量。再比较两者的利润, 我们有

$$\Pi^m - \Pi^i = k \frac{1}{\varepsilon-1} (\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1})^{-\varepsilon} c^{1-\varepsilon} \left[(\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon})^\varepsilon (\frac{2\varepsilon-1}{\varepsilon-1}) - 1 \right] < 0 \quad (10)$$

总结上述结果, 我们得到:

命题 1: 批发商和零售商之间的非一体化与一体化相比, 在非一体化下零售价格更高, 销量更少, 总利润也更低。

命题 1 的含义非常直观。在非一体化下, 批发商和零售商对消费者实行了双重垄断加价, 抬高了零售价格, 进而减少了销量和利润。这是典型的价格竞争带来的负外部性。一体化或纵向约束通过内部协调, 在降低价格的同时扩大了销量, 因此反而提高了总利润。因此, 市场结构从非一体化演变为一一体化, 将是一种帕累托改进。在农产品流通领域, 纵向约束表现为大型超市利用自己在终端市场上的垄断地位, 通过价格联盟约束了上游的经纪人或批发商, 甚至建立自己的物流系统和农产品基地, 直接实现“农超对接”, 从而降低了价格, 增加了销量, 提高了利润。⁷⁵ 而小型超市或菜店因为市场力量相对单薄, 无法控制经纪人或批发商的定价, 因此表现为价格高、销量少和利润薄。

囿于数据缺乏, 我们难以找到大样本证据, 但是我们通过调研北京市内一些有代表性的超市, 获得了一些支持命题 1 的证据(表 2)。“沃尔玛”是大型超市的代表, 于 2007 年开始实行“农超对接”, 已经在中国 7 个省市建立了 11 个直接采购基地。⁷⁶ “超市发”是北京市中档超市的代表, 而社区店则代表许多社区小菜店。表 2 显示, 就土豆、西红柿、南瓜等十种代表性蔬菜而言, 沃尔玛的价格显著低于超市发的价格, 而超市发的价格又基本上低于社区店的价格。至于个别商品出现相反的价格, 我们将在下文解释。

蔬菜种类	沃尔玛	超市发	社区店
土豆	1.8	1.88	2.2
洋白菜	0.9	0.9	1.5
西红柿	3.3	3.8	3.5
莲藕	2.6	3.9	4.0
南瓜	2.5	2.9	3.0
黄瓜	1.9	2.9	3.0

⁷⁵ 在家电领域, 国美和苏宁利用自己的市场地位向上游制造商定向采购, 导致价格低、销量大和利润多, 这也是一种纵向约束。

⁷⁶ 数据来自沃尔玛网站, <http://www.wal-martchina.com/news/2009/20091103.htm>。

胡萝卜	1.25	1.2	1.5
大蒜	NA	3.15	3.0
尖椒	2.3	2.8	3.5
彩椒	4.9	7.0	NA

注：数据来源于作者调查。

表 2 超市价格对比

命题 1 有助于我们从两个方面解释 2010 年农产品价格的剧烈上涨现象。一方面，在中国目前的农产品流通体制下，农产品从农户手中流出，经过经纪人、批发商和零售商层层垄断加价，到了消费者手中自然价格高居不下。我们的模型表明，农产品每增加一个中间环节，价格就提高了 $\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}$ 。举例来说，假设某种农产品的需求价格弹性为 2，那么每增加一个流通环节，价格就上涨了 2 倍！而且，越是需求弹性低的必需蔬菜，加价幅度越高。这可以解释为什么像大蒜、生姜、白菜等基本蔬菜的价格上涨比其他蔬菜更为迅猛。另一方面，除了体制性的原因，2010 年农产品价格剧烈上涨也与当年农产品的供求失衡和生产成本有关。注意到，最终销售价格 p 是生产成本 c 的增函数和需求价格弹性 ε 的减函数。这意味着，当农户种植蔬菜的机会成本越高时，蔬菜价格自然越高。而且，如果由于天灾导致农产品减产，供不应求，消费者对农产品的需求就更为强劲，在模型中表现为需求价格弹性 ε 越小，这也会导致最终的零售价格更高。

一个有趣但是不得不面对的问题是，既然农产品流通领域的纵向约束或者上下游整合是一种有利于各方的帕累托改进，那为什么批发商和零售商之间不主动寻求整合呢？我们认为，有一些难以逾越的障碍阻止了农产品流通领域的整合。第一，农产品通常是非标准化的，数量和质量容易受天气、地理位置等外在因素影响，因此农业契约是典型的不完全契约，这很容易导致“敲竹杠”（holdup）以及违约问题。农超对接的形式包括“龙头公司+农户”和“龙头公司+农场”两种模式，但这两种模式都不能解决违约问题。除非是农户和龙头公司双方之间存在长远的合作关系，并且农户有很高的转售成本，否则还不如通过市场交易（聂辉华，2010）。第二，经纪人和批发商通常在当地拥有垄断力量和各种社会关系，可以节约交易费用和成本，因此不愿意接受零售商的纵向控制，而愿意保持独立的地位。反过来，经纪人和批发商通常也缺乏足够的资金和管理能力来控制零售商。第三，零售商之间缺乏充分竞争和有效整合，从而难以形成对上游批发商进行后向整合的实力。由于定位不同，高、中和低档超市或菜店实行了一定的价格歧视，拥有不同的消费者群体。例如，白领阶层可能去像沃尔玛这样的高档超市买菜，而蓝领阶层通常在像超市发这样的中档超市买菜，一些外来务工人员或单

身职工可能就在住宅附近的社区店买菜。这导致零售商之间缺乏充分的竞争。

(三) 完全竞争

当流通领域的批发商和零售商难以整合时，我们还有另外一条思路，就是在中间商之间引入更多竞争，迫使零售价格向农户的边际成本回归（图 4B）。竞争性的农户面对竞争性的批发商，后者又面对竞争性的零售商，这确保竞争性的消费者以等于或接近完全竞争的成本价购买农产品。此时， $p = c$ ， $q = kc^{-\varepsilon}$ 。社会福利水平为：

$$W^c = \int_p^\infty kx^{-\varepsilon} dx + (p-c)p^{-\varepsilon} = \frac{kc^{1-\varepsilon}}{\varepsilon-1} \quad (11)$$

比较一下非一体化、一体化和完全竞争三种情形，显然完全竞争下价格最低，产量最高。通过比较社会福利水平，我们有

$$W^c - W^i = \frac{kc^{1-\varepsilon}}{\varepsilon-1} \left[1 - \frac{2\varepsilon-1}{\varepsilon-1} \left(\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1} \right)^{-\varepsilon} \right] > 0 \quad (12)$$

$$W^c - W^{ni} = \frac{k}{\varepsilon-1} c^{1-\varepsilon} \left\{ 1 - \left(\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1} \right)^{-2\varepsilon} \left[1 + \left(\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1} \right)^2 \right] \right\} > 0 \quad (13)$$

归纳上述结果，我们得到：

命题 2：在完全竞争的市场结构下，与非一体化和一体化的情形相比，农产品的价格最低，销量最大，社会福利水平最高。

虽然完全竞争是一种极端的理想情况，但这并不意味着上述分析没有实际意义。让我们放松完全竞争的假设，假定在某个局部环节是完全竞争的，比如批发商之间是完全竞争的。此时，零售商以边际成本价格 c 获得农产品，然后只经过一次垄断加价就卖给了最终的消费者，这实际上就是一体化的情形。反之，如果零售商之间是完全竞争的，那么批发商也只经过一次垄断加价，其社会福利水平也等于一体化的情形。增加批发商之间的竞争，关键是政府应鼓励民营资本进入流通环节。此外，在城市里设立更多涉农经营场所，让农户有更多机会直接与消费者交易，从而能够减少超市或菜店对消费者的垄断力量，也是有效增加农产品供给和减少价格上涨幅度的途径。实际上，即便是在美国这样市场经济高度发达的国家，也经常允许农户在城里的特定区域定期推出“农家直销”。总之，这个结论是乐观的，因为我们只要在农产品的任何一个流通环节引入充分竞争，都将提高社会福利水平。

(四) 游资炒作

根据对前面三种市场结构的均衡结果的讨论，我们还可以得到如下比较静态

学结果：

$$\text{命题 3: } \frac{\partial p}{\partial \varepsilon} < 0, \frac{\partial L}{\partial \varepsilon} < 0, \frac{\partial \Pi}{\partial \varepsilon} < 0, \frac{\partial q}{\partial k} > 0, \frac{\partial W}{\partial k} > 0。$$

$\frac{\partial p}{\partial \varepsilon} < 0$ 表明垄断的零售价格与需求价格弹性负相关，这是非常符合直觉的。

因为消费者的需求价格弹性越低，供应商就越是可以抬高价格，并且实际上垄断力量也越强。衡量垄断力量或市场势力的标准公式是 $L = \frac{p - MC}{p}$ ，此即勒纳指

数（Lerner index）。根据标准的产业组织理论，垄断厂商的最优定价应该使得 $L = 1/\varepsilon$ ，这意味着垄断力量与需求价格弹性也是负相关的。⁷⁷ 自然地，最优垄断定价也会使得企业利润与需求价格弹性负相关，因为利润函数是价格的包络函数。从需求函数上，我们易知 $\frac{\partial q}{\partial k} > 0$ 。很显然，不管是在哪种市场结构下，社会福利水平都是常数 k 的增函数。

上述比较静态学对于我们分析游资炒作问题具有丰富的含义。游资炒作农产品必须具备两个条件：一是具有足够的流动资金，二是具有丰厚的炒作利润。2008年之后，我国大规模扩大银行信贷，出现严重的流动性过剩，而2010年房地产市场和股市又受到政府严厉管制，因此出现了大量的剩余资金，这就具备了第一个条件。根据命题3，农产品的需求价格弹性越低，价格上涨空间就越大，中间商的垄断力量和垄断利润也越高，这就提供了游资炒作的另一个条件。因此大量的剩余资金都涌向那些产区集中、易于储藏的必需蔬菜，例如大蒜和生姜，这些正是需求弹性相对较低的农产品。从命题1的角度来看，我国目前分散的农产品流通体制也给游资炒作提供了利润空间。一旦游资进入流通环节，对分散的经纪人、批发商乃至零售商进行纵向整合，就能获得更高利润。在这种情况下，游资进入其实有利于促进农产品市场的良性发展。根据命题2，局部的竞争也会提高社会福利，因此游资炒作农产品并非一定是坏事，关键是如何引导。俗话说，堵不如疏。政府与其单纯地围堵游资，不如鼓励游资参与农产品流通体制的纵向整合，或者鼓励游资参与流通环节的竞争，这都有利于提高农产品流通的效率和社会福利水平。当更多游资进入农产品流通领域直到均衡利润低于其他行业的平均利润时，游资便不会再进入，政府也不用围堵游资了。

注意到，市场需求和社会福利都是常数 k 的增函数。在我们的模型中， k 可以理解为一种中间商的增值服务，比如对农产品提供良好的分级、冷藏、包装以及售后服务等。增值服务越多，市场对农产品的需求就会越高，因为它在既定成

⁷⁷ 可以验证，我们通过一阶方法得到的最优垄断定价都符合这个法则。

本下提高了消费者的效用，当然这也会提高零售价格。在表 2 中，超市发的部分蔬菜，如大蒜和西红柿，其售价甚至略高于社区店，就是因为这些商品进行了简单的分级和包装，提高了附加值。现在的问题是，多数经纪人和批发商只是充当农产品的转手者，而没有提供足够的经济附加值。在很多城市的农产品批发市场或者农贸市场，场地条件非常简陋，甚至连地面都没有硬化。商贩也缺乏对农产品进行分级和包装的商业意识，或者缺乏对农产品进行冷藏的技术手段。因此，经过长途运输之后，蔬菜的新鲜度大打折扣，这是无谓的损耗。这种损耗最终将计入流通商的成本，因此也就抬高了最终的零售价格。

四、结论与政策含义

农业问题始终是我国的根本问题之一，而农产品流通问题则关乎农民的生计和消费者的福利。长期以来，农业生产受到政府高度重视，但是农产品流通体制不畅问题却一直没有得到妥善解决。本文采取产业组织理论中的纵向约束模型，将农户、经纪人或批发商、零售商和消费者放在一个统一的博弈框架下，比较了流通环节的非一体化、一体化或纵向整合以及完全竞争三种情形的均衡价格、销量、利润和社会福利水平。我们发现，农产品的批发商和零售商各自为政的层层垄断加价会导致最终的零售价格更高，这是农产品价格上涨的体制性原因。而 2010 年农产品供求失衡和生产成本上升则通过层层垄断加价机制恶化了社会福利水平。如果将流通环节进行纵向整合，价格会降低，销量会增加，利润也会提高。而阻碍纵向整合的原因包括，农产品的非标准化特征、地方保护主义和零售市场的差异化。特别地，我们讨论了游资对农产品的炒作现象。我们认为游资炒作的的原因是，宏观上的流动性过剩，微观上的炒作空间的存在。

我们的模型和结论具有丰富的政策含义。我们认为：（1）要提高农户从农产品涨价中的收益，必须提高农户生产的组织化程度，增加农户面对经纪人或批发商的谈判力；（2）打破地方保护主义，鼓励民营资本或引导游资进入流通领域，推进流通环节实行纵向整合或者参与中间环节的竞争；（3）深化中间环节的分工，推广农产品的分级、包装和冷藏技术；（4）在有条件的地方鼓励农超对接，减少流通环节；（5）在城市增加涉农经营场所，增加农户对消费者直销的渠道，增加超市和菜店之间的竞争。

参考文献

Tirole, Jean, 1988, *The Theory of Industrial Organization*. Cambridge: The MIT Press

Spengler, Joseph, 1950, "Vertical Integration and Antitrust Policy," *Journal of Political Economy*, 58(4): 247-352

聂辉华, 2010, "最优农业契约与中国农业产业化模式", 中国人民大学经济学院工作论文

国际农产品价格如何影响了中国农产品价格？

内容摘要： 本文使用月度数据考察国际农产品价格是否影响中国农产品价格，以及影响程度和可能的影响机制。在控制了其他影响因素的条件下，本文证实了国际农产品价格对国内价格具有经济意义上的显著影响，各种农产品的国内价格对相同产品国际价格的反应程度存在较大差异，玉米、大米和大豆价格的国际价格弹性介于 0.19 到 0.33 之间，小麦的国际价格弹性为 0.05 左右。中国在未来为保持粮价稳定需要加大对农业的扶持力度，并加强自身在国际农产品市场上的谈判势力，积极地争取改善农产品贸易条件，加强国内农产品储备，合理地农产品贸易进行管制，建立农产品价格预警机制，并通过财政补贴等手段平抑因国际价格波动而带来的国内农产品价格上涨。

一、引言

近年来，中国农产品价格在不断波动中迅猛增长。从 2006 年初到 2010 年末，小麦的集贸市场价格由每公斤 1.46 元上涨到 2.14 元，大米价格由 2.93 元增长到 4.41 元，玉米价格由 1.27 元上升至 2.12 元，三者的涨幅分别为 47%、50% 和 67%。同期，大豆的集贸市场价格由 2006 年 1 月的每公斤 3.48 元，经过反复波动后，增长至 2010 年 11 月的每公斤 5.84 元，涨幅达 68%。当以美元计价时，由于人民币对美元升值，中国农产品价格更是呈现出“疯长”的态势，小麦、大米从 06 年 1 月到 10 年 11 月的涨幅分别为 78% 和 82%，而玉米和大豆的涨幅则超过了 100%。⁷⁸粮价的增长也可从总体的食品价格指数中体现出来，以 2005 年 1 月的指数为 100，则 06 年 1 月的指数为 98.07，而 2010 年 11 月的指数飙升至 188.63，涨幅高达 92%（图 1）。⁷⁹根据国家统计局发布的报告，2010 年中国 CPI 的增长中，70% 的涨幅是食品贡献的，这就引起了社会各界对食品，特别是农产品价格问题的关注。

实际上，一些产品的价格上涨幅度远高于农产品价格涨幅，但由于农产品是最基本的生活必需品，其价格上涨会造成低收入群体的生活困难，因而具有社会和政治的高度敏感性（Trostle, 2008），全社会都对农产品价格给予了极大的关

⁷⁸ 数据来源：农产品价格数据来源于各年度《中国农产品价格调查年鉴》；汇率数据来源于国家外汇管理局网站。

⁷⁹ 根据国际货币基金组织（IMF）提供的方法，食品价格指数由一系列产品的价格加权平均而得，包括谷物、油、肉类、海产品、糖、水果、蔬菜等。原始数据来源于《中国农产品价格调查年鉴》，指数构造方法见 <http://www.imf.org/external/np/res/commod/index.asp>。

注，于是各界纷纷探求农产品价格上升的原因。

造成中国农产品价格迅速增长的原因有很多，包括经济发展和人口增长等长期趋势，还包括农业生产成本上升、通货膨胀预期等中期因素，以及货币超量供应、自然灾害频发等短期因素。当然，不能忽视的，还包括国际农产品价格波动与增长的影响，本文便聚焦于对该方面因素的分析。

2006 年以来，国际农产品价格呈现出剧烈波动且迅速上涨的态势。06 年 1 月的食品价格指数为 106.06，08 年 6 月升至最高峰 188.02，涨幅为 77.3%；经过大幅下降之后，到 10 年 11 月，食品价格指数恢复到 173.35 的高位。这一时期，玉米、小麦、大米、大豆等主要农产品的国际价格也迅速攀升，5 年间涨幅分别为 130%、64%、91%和 115%（图 2）。⁸⁰国际农产品价格和中国国内农产品价格呈现出同步上涨的状态，二者的波动也具有高度的一致性（图 3），这似乎表明国内农产品受到了国际农产品价格的影响。并且，近年来中国在国际农产品市场上扮演着越来越重要的角色，农产品贸易额迅速攀升，意味着国际农产品价格可能会对国内农产品价格产生不可忽视的影响作用。

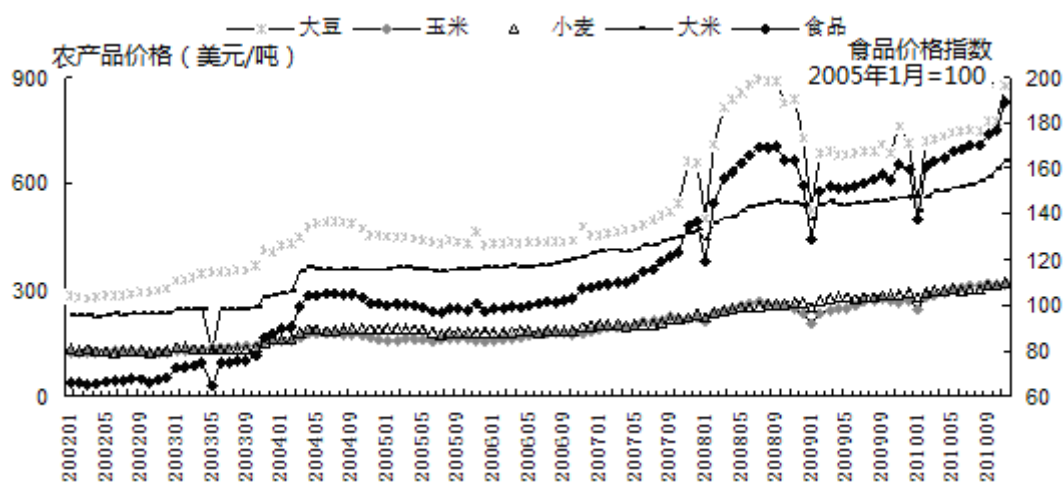


图 1 中国农产品价格走势（2002 年至 2010 年）

⁸⁰ 数据来源：IMF 官方网站，<http://www.imf.org/external/np/res/commod/index.asp>，涉及的具体产品详见下文。

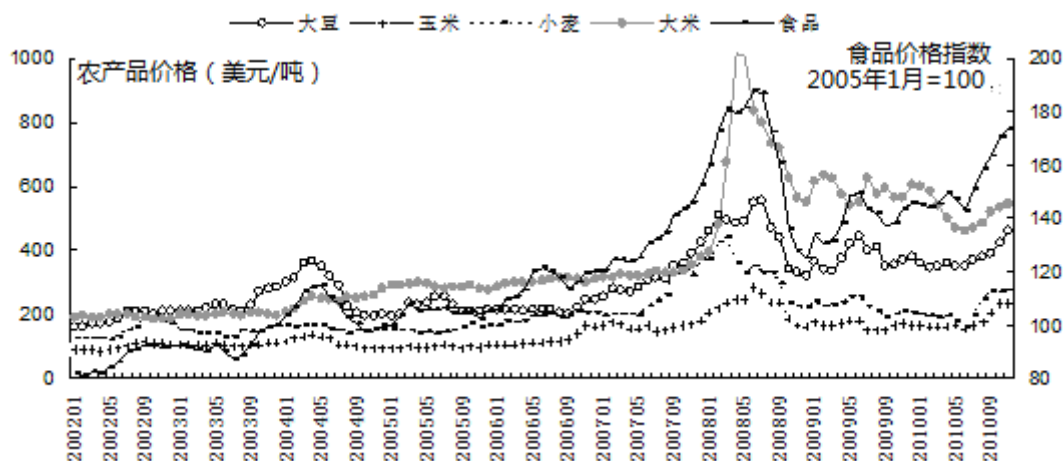


图2 国际农产品价格走势（2002年至2010年）

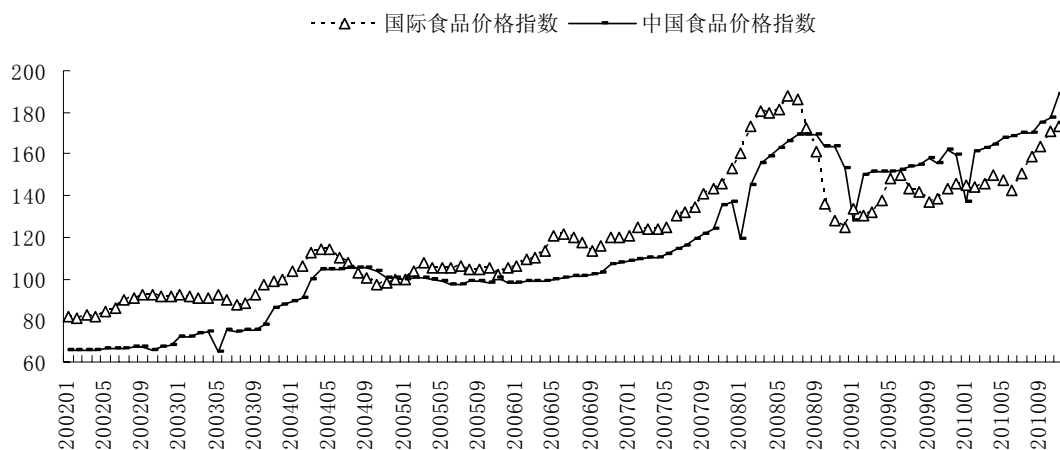


图3 中国和国际食品价格走势（2002年至2010年）

那么，国际农产品价格是否对中国农产品价格具有显著影响，如果有影响，其影响的机制是怎样的，影响程度如何，同其他影响因素相比，国际农产品价格因素的重要程度如何。这些都是现有文献未能深入挖掘的问题，而这些问题对于理解国内农产品价格波动、（输入型）通货膨胀的形成机制具有十分重要的理论意义，同时可以为中国各界积极应对国际农产品价格波动、维护国内粮食安全和物价稳定提供深刻的启示与洞察。本文旨在对这些问题有进一步突破，探索国际农产品价格是否以及如何影响中国农产品价格，重点在于剖析影响程度并理清作用机制。

本文由六部分组成，除引言外，其余部分结构安排如下。第二部分为相关文献评述，第三部分为理论框架，第四部分介绍经验分析方法与数据，第五部分报告经验结果并进行分析，第六部分为结论性评述。

二、文献评述

关于国内农产品价格同国际农产品价格之间关系的研究,主要是应用协整分析方法来检验两个市场的价格是否具有协整关系。Alexander 和 Wyeth (1994) 使用恩格尔-格兰杰两步法对印度尼西亚大米市场进行检验,发现其国内市场价格同国际市场价格之间具有长期整合关系。Dercon (1995) 基于误差修正模型 (ECM) 方法,对恩格尔-格兰杰两步法进行改进,以使其能检验短期的整合关系。在协整和误差修正模型的基础上,学者们又对方法进行了进一步完善,例如用 Johansen 检验代替两步法 (Goodwin, 1992),构建向量误差修正 (VEC) 模型来判断市场一体化程度 (Asche, 1999; Gonzalez, 2001),为克服遗漏变量和自相关问题对 ECM 的改进 (Goodwin, 2001)。

国内学者应用上述技术,对中国农产品价格同国际农产品价格的关系做出了大量的研究。在较早的研究中,张巨勇等 (1999)、武拉平 (2000) 使用相关分析、ECM 等方法考察国内外各种粮食价格的整合程度,发现总体来说国内外市场整合程度不足,但也因粮食品种的不同而存在差异。近期的研究则大都证明了国内外农产品市场之间存在着高度的整合关系。周应恒、邹林刚 (2007) 运用向量自回归 (VAR) 模型,发现中国大豆期货市场与国际大豆期货市场存在着整合关系,而美国芝加哥商品交易所 (CBOT) 的价格在世界期货价格形成中占据主导地位。赵荣、乔娟 (2008) 利用共聚合法与 VEC 模型对中美棉花期货市场和现货市场之间的价格传导关系进行比较研究,认为两国的国内棉花期货价格和现货价格之间存在双向引导关系和长期均衡关系。丁守海 (2009) 使用 Johansen 检验和 VEC 模型,以四种主要粮食产品价格为观测对象,发现国际粮价变动无论在长期还是在短期都会在相当程度上输入我国。罗锋、牛宝俊 (2009) 运用协整和 VAR 模型证实了国际农产品价格变动对国内农产品价格具有显著影响,国际期货价格的信息反应机制比进口价格传递的作用更大。

与本文的研究目的相近的另一类文献是,运用协整和 ECM 等方法检验中国或国际的农产品等大宗商品价格对中国整体物价水平的影响,即大宗商品价格同 CPI 之间的整合关系。卢锋、彭凯翔 (2002) 使用 VEC 模型对中国粮食价格和消费物价之间关系的研究颇具代表性,他们发现 1987 年至 1999 年间通胀与市场粮价存在长期均衡关系,通货膨胀在格兰杰意义上影响了粮价变动,反之却不成立。此后的一些研究借鉴了卢锋、彭凯翔 (2002) 的方法,但得出了与他们相反的结论:吴泰岳 (2006) 认为农产品价格与通货膨胀之间存在着长期均衡关系,

并且是粮价引起物价变动而不是相反；刘小铭（2008）的研究则表明中国粮食价格同 CPI 之间存在双向的格兰杰因果关系；肖争艳等（2009）采用贝叶斯向量自回归（BVAR）模型进行研究，认为国际粮食价格在短期内会对中国的 CPI 产生显著影响。也有学者用不同的方法对此问题进行研究，例如程国强等（2008）使用宏观计量模型发现猪肉价格上涨对 CPI 具有明显的推动作用，不同农产品之间的价格波动存在传导性和同步性；林鑫等（2010）使用可计算的一般均衡（CGE）模型，发现进口农产品价格上涨会引起国内物价上升，但影响幅度十分有限。

纵观现有的文献，考察国内农产品价格变动影响因素的研究大多采用定性分析，从统计数据或逻辑推理出发，对中国农产品价格波动进行解释。在国内外市场整合及粮价与物价关系的研究中，早期使用协整等标准时间序列分析方法的研究对短期整合关系的考察较为欠缺，而使用 VEC 模型的分析虽然能考察整合程度并验证短期整合关系，但仅限于对国内外农产品价格之间或农产品价格与 CPI 之间的因果关系作出判断，无法判明是否存在经济意义上的影响，也无法考察一种价格对另一种价格的影响程度，以及在众多影响因素之中所占的地位。使用宏观计量模型或 CGE 进行的研究会受到模型设定形式、参数校准方法等问题的影响，因而可信度不高，结果往往受到质疑。

当然，协整、VEC 等时间序列分析可以验证国内外农产品价格之间的因果关系，对于加深对二者关系的认识是很有意义的。本文将首先运用所能获得的最新数据，通过时间序列分析，探究近年来国际农产品价格变动是否对中国农产品价格产生了影响；在此基础上，根据已有的研究成果和中国现实情况，探讨中国农产品价格是否在经济意义上受到了国际农产品价格的影响，并在控制一系列重要影响因素的前提下“剖析出”国际农产品价格因素的影响作用，这样的分析可以使我们探明国际农产品价格对国内农产品价格的影响程度与作用机制，将以往文献中格兰杰意义上的因果关系向前推进了一步，是对现有研究的重要突破。

三、理论框架

实际上，本文的研究包含两大部分。一是对国内农产品价格与国际农产品价格之间格兰杰因果关系的检验，主要考察国际、国内农产品市场间的整合关系；第二，如果整合关系存在，那么国际农产品价格是否对国内农产品价格具有经济意义上的显著影响，其在多大程度上影响了国内农产品价格，影响的渠道与机制又是什么。第一部分的检验主要依据向量自回归原理，而第二部分则要根据以往的研究与现实状况选取影响国内农产品价格的因素，将相关变量纳入计量模型之

中。

（一）国际农产品市场同国内农产品市场的整合关系

根据周章跃、万广华（1999），假定农产品市场呈现出完全竞争的市场结构，如果两个市场之间完全整合，则农产品价格的差额应该固定等于运输成本，于是一个市场上的价格波动将完全传导至另一个市场；而如果两个市场之间不具有整合关系，则价格传导将不复存在。利用数据自身特征分析两个市场上价格之间的关系，我们依据市场运行中的实际情况假定国内农产品价格取决于国际农产品的滞后价格。由于中国农产品市场同国际农产品市场之间存在较大的空间距离，而且农产品贸易并非处在自由贸易的“真空”当中，贸易壁垒的广泛存在，生产、运输、交割等过程中的时滞，都要求我们假定国内当期价格受国际滞后价格的影响。这就为本文中 VAR 模型以及 VEC 模型的建立提供了基础，在此，我们根据理论和现实（回顾图 1 至 3）提出如下假说。

命题一：国际农产品市场同中国农产品市场之间存在着高度的整合关系，这种整合关系不仅体现在整体的食品价格指数上，还体现在重要的单种农产品价格上。

命题一只表明了两个市场上的农产品价格之间具有格兰杰意义上的因果关系，但未指明因果关系走向，基于本文的研究目的，我们再进一步提出两个有待检验的命题。

命题二：国际农产品价格变动是国内农产品价格变动的显著原因。

命题三：国内农产品价格变动是国际农产品价格变动的显著原因。

这里的“原因”超越了格兰杰因果关系，指的是经济意义上的原因。显然，命题三并非本文关注的核心内容，但可以成为检验过程中的“副产品”而被证明是否为伪命题。通过格兰杰因果性检验和 VEC 模型，我们只能确定命题二是否是伪命题，如果通过时间序列分析，该命题未被证伪，还要进行下一步的分析，才能确认其是否为真。

（二）国际农产品价格对国内农产品价格的影响

这部分的关键在于根据以往研究成果确定影响国内农产品价格的重要变量，从而为构建考察国内农产品价格影响因素的计量模型提供理论基础。

本文的核心要旨在于考察国际农产品价格的影响作用，因而在命题二中已经将该因素作为待考察的对象。实际上，已有的一些文献从不同侧面对该问题进行了初步的解释，例如丁守海（2009）通过配对 Johansen 检验，认为间接贸易造成了某些食品价格的国际输入；罗锋、牛宝俊（2009）通过方差分解认为国际期货价格的信息反应机制对国内农产品价格波动产生了重要影响。这样，如果国际

农产品价格显著影响了国内农产品价格,则在控制了其他影响因素的情况下,(作为解释变量的)国际价格同国内价格呈正相关关系。

Trostle (2008) 指出了影响粮食价格的重要供求因素。在需求方面,快速的经济增长、人口增长以及对肉类消费的增长是拉动粮食需求的三大因素。人口增长对粮食需求的影响是显然的。而另外两个因素实际上是同一问题的两个方面,正是由于经济增长带来消费结构升级,才导致肉类消费的增长,所以肉类消费增长也可归结于经济(收入)增长。卢锋、谢亚(2002)探讨了我国粮食消费与收入增长的关系,并在此基础上进行预测,认为依据现有的收入增长水平,未来20至30年每年须提高0.3%至0.5%的产量,从而证明了经济增长对粮食需求以及粮食价格的拉动作用。

在供给方面,Trostle (2008) 提到了农产品库存减少、生产成本上升、生物燃料生产扩张、美元贬值、粮食进口国外汇储备激增、自然灾害,以及进出口国政策等。具体到中国的农产品供给,至少有以下几方面影响因素。

近年来土地租金、物质费用的大幅上涨(程国强等,2008),以及石油价格的上涨(李国祥,2008),均导致了农业生产成本增加。生物燃料的大量生产与使用,大幅度提高了玉米等农产品的需求(仇焕广等,2009)。中国粮食库存时常发生波动,而库存降低会造成粮食价格的剧烈波动(黄季焜、仇焕广,2007)。货币超量供给改变了货币与农产品的比例关系,产生了“通货膨胀”效应(胡冰川等,2009)。自然灾害频发、生产周期性变动等农业生产特有的因素导致了农产品供给下降(钟甫宁,2008)。

以上影响中国农产品价格的供求因素都将作为国际农产品价格的“控制因素”,根据以上论述,概括为如下命题。

命题四: 经济发展水平越高、人口增速越大、农业生产成本越高、石油价格越高、生物燃料使用量越大、粮食库存越少、货币供应量越大、外汇储备越多、自然灾害越严重,则国内农产品价格越高。

命题四中包含着许多子命题,并非本文关注的核心内容,但进行计量分析时可以验证各个子命题的真伪。

四、经验方法与数据

(一) 经验分析方法

第一步的时间序列分析同以往的研究所采用的方法相同,我们对国内和国际的总体食品价格指数、玉米、小麦、大米、大豆等四种粮食价格进行协整和误差

修正分析。首先检验每组时间序列数据是否存在协整关系，若协整关系存在，则表明两种价格存在长期均衡关系并至少有一组因果关系，可使用向量误差修正（VEC）模型分析两种价格间格兰杰意义上的因果关系走向。VEC 模型的表达式如下：

$$\Delta p_{x,t}^c = \beta_0 + \beta_1 E_{t-1} + \sum_{i=t-l}^{t-1} \beta_i \Delta p_{x,i}^c + \sum_{j=t-k}^{t-1} \beta_j \Delta p_{x,j}^f + \varepsilon_t^c \quad (1)$$

$$\Delta p_{x,t}^f = \gamma_0 + \gamma_1 E_{t-1} + \sum_{i=t-l}^{t-1} \gamma_i \Delta p_{x,i}^c + \sum_{j=t-k}^{t-1} \gamma_j \Delta p_{x,j}^f + \varepsilon_t^f \quad (2)$$

其中 p 表示粮食价格， E 为滞后一期的误差修正项， Δ 表示一阶差分， $x=g, c, w, r, s$ 分别表示总体食品、玉米、小麦、大米和大豆， t 表示时期， l 和 k 表示滞后阶数，上标 c 和 f 分别代表国内和国际， ε 为估计方程的残差项。

β 和 γ 为系数，若 β_1 显著，则表明国际农产品价格在长期对国内农产品价格具有格兰杰意义上的因果关系；若 γ_1 显著，则表明国内农产品价格在长期对国际农产品价格具有格兰杰意义上的因果关系。若至少有一个 β_j 显著，则表示国际农产品价格在短期会影响国内农产品价格；若至少有一个 γ_j 显著，意味着国内农产品价格在短期会影响国际农产品价格。在估计过程中，为了剔除不显著的滞后项，可以先用协整方差求出残差，再把滞后一期的残差作为 E ，然后估计联立方程（1）、（2），根据 step 回归程序逐步剔除不显著的滞后项。

第二步的回归分析建立在第三部分理论框架的基础之上。以国内农产品价格作为被解释变量，相关的需求和供给因素作为解释变量，则国内农产品价格的决定方程为：

$$p = f(\text{Foreign}, \text{Eco}, \text{Pop}, \text{Stock}, \text{Cost}, \text{Wea}, M, \text{Exch}, \text{Bio}) \quad (3)$$

其中 *Foreign* 表示国际因素，包括国际农产品价格，以及国际期货市场价格和中国农产品贸易量。*Eco* 表示国内经济发展状况，包括人均 GDP、工业增加值、消费者信心指数等。*Pop* 表示中国人口数量，*Stock* 表示国内粮食库存量，*Cost* 为农业生产成本，*Wea* 为自然灾害情况。*M* 为货币供应量，*Exch* 表示汇率及国际储备等因素，*Bio* 为生物燃料使用情况。在进行计量分析时，基于现实意义和统计上的要求，上述因素会由各个具体的变量来表示，计量模型为：

$$p_{x,t}^c = \alpha + \delta p_{x,t-1}^f + \sum_i \theta_i w_{i,t-l_i} + \varepsilon_t \quad (4)$$

我们将用普通最小二乘法（OLS）对（4）式进行估计。被解释变量为国内农产品价格，由于时间序列数据很可能是非平稳的，因此在回归时将使用价格的变动（一阶差分）为被解释变量。 p_x^f 为国际农产品价格， x 表示具体的食品种

类。 w_i 为影响国内农产品价格的其他各因素，本文将在控制了这些因素的条件
下，“剖析出”国际农产品价格的影响作用。考虑到国际价格的传递滞后期大
约为一个月（课题组，2007），所以 p_x^f 为滞后1期数据。其他各因素对国内农产
品价格的影响也会存在滞后性，因此控制变量 w_i 为滞后 l_i 期的数据， l_i 根据已有
的文献和经济的实际运行状况确定。 α 为常数项， δ 、 θ_i 为待估计系数， ε 为残
差项。

（二）变量说明及数据描述

在检验国内农产品价格同国际农产品价格的因果关系，即进行时间序列分析
时，只涉及到五对价格变量数据，包括总体食品价格指数和大豆、玉米、大米、
小麦这四种农产品价格。在 Trostle（2008）的描述中，我们发现国际农产品价格
从 2002 年开始呈现出显著的增长趋势，而在此之前除个别年份发生过较大波动
之外，一直比较平稳。另外，中国于 2001 年末入世，此后国内农产品价格同国
外农产品之间的相关性会更强，因而我们使用的是 2002 年 1 月至 2010 年 11 月
的月度数据，国内价格来源于各年度的《中国农产品价格调查年鉴》及国研网

表 1 变量说明及描述性统计

变量	含义（单位）	样本数	均值	标准差	预期符号
被解释变量					
p_g^c	中国食品价格指数的对数值 （指数以 1995 年 1 月为 100）	107	4.698	0.310	
p_c^c	中国玉米集贸市场价格的对数值 （美元/吨）	107	5.235	0.285	
p_w^c	中国小麦集贸市场价格的对数值 （美元/吨）	107	5.287	0.281	
p_r^c	中国大米集贸市场价格的对数值 （美元/吨）	107	5.949	0.330	
p_s^c	中国大豆集贸市场价格的对数值 （美元/吨）	107	6.209	0.333	
解释变量					
国外价格变量					
p_g^f	国际食品价格指数的对数值 （指数以 1995 年 1 月为 100）	107	4.776	0.221	+
p_c^f	美国 2 号黄玉米墨西哥湾 FOB 价格的对数值 （美元/吨）	107	4.898	0.303	+
p_w^f	1 号硬红冬小麦墨西哥湾 FOB 价格的对数值 （美元/吨）	107	5.259	0.298	+
p_r^f	5%破碎率大米曼谷 FOB 价格的对数值 （美元/吨）	107	5.816	0.450	+
p_s^f	芝加哥交易所 2 号黄豆现货价格的对数值 （美元/吨）	107	5.638	0.315	+
经济发展及人口变量					

GDP	中国人均 GDP 对数值	36			+
Vad	中国人均工业增加值的对数值 (元)	107	3.662	0.517	+
Conf	消费者信心指数的对数值 (2005 年 1 月为 100)	107	4.571	0.046	+
Pop	中国人口对数值 (万人)	9	11.79	0.016	+
能源变量					
Coal	澳大利亚煤炭纽卡斯尔 FOB 价格的对数值 (美元/吨)	107	4.000	0.521	+
Crudeoil	布伦特、德克萨斯和迪拜三地原油价格平均值 (美元/桶)	107	3.876	0.491	+
Biofuel	表示中国广泛使用生物燃料的虚拟变量	107	0.327	0.471	+
农业生产成本及灾害变量					
Proexp	人均农业生产支出的对数值 (元)	36	4.700	0.522	+
Fixexp	人均购置生产型固定资产支出的对数值 (元)	36	3.403	0.338	+
Disa1	农业受灾面积的对数值 (千公顷)	9	10.67	0.133	+
Disa2	农业成灾面积的对数值 (千公顷)	9	10.02	0.213	+
货币金融变量					
Exch	人民币对美元汇率对数值 (元/100 美元)	107	6.654	0.079	-
M2	中国广义货币供应量的对数值 (亿元)	107	12.57	0.424	+
Reser	中国外汇储备的增长率 (%)	107	2.472	1.545	+
Future	CME 大豆期货价格的对数值 (美元/吨)	107	5.531	0.285	
农产品储备变量					
Stockg	各类食品库存量均值的对数值 (千吨)	107			-
Stocks	大豆库存量对数值 (千吨)	107	8.568	0.685	-
Stockc	玉米库存量对数值 (千吨)	107	10.73	0.220	-
Stockr	大米库存量对数值 (千吨)	107	10.64	0.163	-
Stockw	小麦库存量对数值 (千吨)	107	10.71	0.196	-

宏观数据库, 国际价格来源于 IMF 的主要商品价格数据库。⁸¹ 总体食品价格指数的原始数据为同比和环比数据, 我们将其转化为以 2005 年 1 月为 100 的定基数据。由于农产品贸易和期货市场的信息反映机制, 我们预期国内价格同国际价格正相关。

进行回归分析时涉及的变量较多, 并且一些变量的月度数据无法获得。人口的数据为年度数据, GDP 数据为季度数据, 来源于国研网宏观数据库。衡量经济发展程度时, 除 GDP 之外, 工业增加值也是一个重要的指标, 能在一定程度上反映国家的生产状况和繁荣程度, 另外, 消费者信心指数也从一个侧面反映了一国的经济发展状况。为了使本文的经验分析基于月度数据进行, 我们在回归时使用工业增加值或消费者信心指数来代替 GDP 指标, 这两个变量的数据来源于各期《中国经济景气月报》和国研网宏观数据库。在进行敏感性检验时, 我们也会使用 GDP, 此时将其他变量的月度数据合并为季度数据。由于经济发展状况越好会导致农产品需求增加, 所以我们预期农产品价格同上述指标呈正相关关系。

⁸¹ 国研网数据库网址为 <http://data.drcnet.com.cn/web/OLAPQuery.aspx?>; IMF 数据库网址为 <http://www.imf.org/external/np/res/commod/index.asp>。

国际农产品期货价格来源于芝加哥商品交易所官方网站，限于数据可获得性，我们仅使用大豆期货价格；粮食库存来源于美国农业部的预测信息。⁸²在衡量农业生产成本方面，我们使用农业生产支出和购置生产型固定资产支出两个指标，来源于国研网重点产业数据库。本文用各年度农业受灾面积来衡量自然灾害因素，08年之前的数据来源于《中国农业统计年鉴》，09和10年数据由我们根据中央气象台发布的《农业气象灾害监测预警评估》整理。⁸³显然，国内农产品价格同生产成本和受灾面积正相关。

广义货币供应量（M2）的数据来源于各期《中国经济景气月报》，外汇储备和人民币对美元汇率来源于国家外汇管理局官方网站。⁸⁴我们预期国内农产品价格同M2和外汇储备正相关，同（直接标价法）汇率负相关。生物燃料的使用量无法获得，我们用虚拟变量表示中国开始大规模使用生物燃料的时段，由于2007年中国政府颁布了一系列鼓励可再生能源的政策（仇焕广等，2009），对于该虚拟变量，我们将07年1月以后的时段赋值为1，之前赋值为0。另外，石油等能源的价格会从两方面对农产品价格产生影响，一是能源价格上升会导致农产品生产成本上升，由此抬高农产品价格，二是能源价格上升导致生物燃料使用量的增加，也会拉动农产品价格上升。我们将在回归模型中纳入中国进口原油价格，数据来源于各期《中国经济景气月报》。

价格变量的单位为绝对量时，我们使用CPI指数进行了平减；为消除异方差，所有变量均取了对数。各个变量的含义、样本数、描述性统计，解释变量在回归分析中的预期符号列于表1之中。

五、经验分析结果

（一）国际农产品市场同国内农产品市场的整合关系

我们首先检验价格数据的平稳性，如果各组价格序列不平稳但同阶单整，则可利用Johansen协整检验来考察国内外农产品价格之间的长期关系。随后可以用VEC模型来考察价格之间的长期关系走向和短期影响关系，并计算出协整向量。

表2 ADF 检验结果

变量		p_c^c	p_w^c	p_r^c	p_s^c	p_g^c	p_c^f	p_w^f	p_r^f	p_s^f	p_g^f
水平	检验形式	(C,t,1)	(C,t,0)	(C,t,2)	(C,t,12)	(C,t,1)	(C,t,1)	(C,t,1)	(C,t,1)	(C,t,1)	(C,t,1)
值	ADF 统计量	-2.41	2.03	-0.72	-1.35	-2.90	-2.36	-2.43	-2.58	-2.73	-1.43

⁸² CME 历史数据的网址为 <http://www.cmegroup.com/market-data/datamine-historical-data/datamine.html>；美国农业部“世界粮食供求预测”网址为 <http://www.fas.usda.gov/psdonline/psdHome.aspx>。

⁸³ 预警评估来源：<http://data.drcnet.com.cn/web/ChannelPage.aspx?>。

⁸⁴ 网址为 http://www.safe.gov.cn/model_safe/tjsj/rmb_list.jsp?。

一阶	检验形式	(C,0,12)	(C,0,0)	(C,0,1)	(C,0,11)	(C,0,0)	(C,0,0)	(C,0,0)	(C,0,0)	(C,0,0)	(C,0,0)
差分	ADF 统计量	-2.61*	-9.64***	-11.5***	-1.92*	-12.9***	-7.98***	-7.75***	-3.84***	-7.10***	-6.02***

注：检验形式 (C, t, P) 中的字母分别代表有无常数项、有无时间趋势项和滞后阶数。滞后阶数由 Schwarz 准则确定。***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的显著性水平上拒绝单位根的原假设。

表 3 Johanson 协整检验结果

	特征值	迹统计量	5%临界值	最大特征值统计量	5%临界值
食品	0.16	18.78	15.49	18.34	14.26
玉米	0.07	7.19	3.84	7.19	3.84
小麦	0.06	6.42	3.84	6.42	3.84
大米	0.05	5.58	3.84	5.58	3.84
大豆	0.16	19.55	15.49	18.20	14.26

由表 2 可见，无论是国内农产品价格，还是国际农产品价格，以及国内外总体的食品价格指数，均为非平稳序列，但这些序列的一阶差分均是平稳的，因此对于每一对价格（或价格指数），均可以进行协整检验。

表 3 报告了 Johanson 协整检验的结果。给定序列间不存在协整关系的原假设，对于 5 对价格序列，无论是迹统计量，还是最大特征值统计量，均大于 5% 的临界值，因此原假设都被拒绝。⁸⁵这就验证了各种农产品的国内外价格间存在协整关系，即国内外农产品市场具有长期的整合关系。这就证实了本文命题一中的假说。

由于各对价格序列之间存在协整关系，可以使用具有协整约束的 VAR 模型，即 VEC 模型来分析国内外农产品价格的因果走向及影响强度。我们根据（1）、（2）两式进行 VEC 估计，并使用 step 回归程序逐步剔除不显著的滞后项，估计结果列于表 4 之中。

五个国内价格方程中的误差修正项均显著，而五个国际价格方程中的误差修正项均不显著，表明国内外价格长期均衡关系的作用方向是国际农产品价格变动引起国内农产品价格的变动，这种单向的格兰杰因果关系已经证伪了命题三，初步支持了命题二。但由于格兰杰因果关系只表明先动和后动的关系，并不能说明经济意义上的因果联系，所以国际农产品价格对国内农产品价格的影响作用还需要进一步验证。

表 4 中滞后项的估计结果可以反映出国内外价格间短期的相互影响关系。国内农产品价格明显受到自身滞后项的影响，以大豆为例，第 1、2、9、10、11、12 期的滞后项均显著影响大豆的国内价格，特别是第 12 期滞后项，符号为正且 t 值很大，意味着一年之前的国内大豆价格同当期价格具有正的相关性，表明农产品生产和销售具有很强的周期性。其他几种价格也呈现出类似的情形。国际农

⁸⁵ 由于是月度数据，在进行协整检验时，我们按照卢锋、彭凯翔（2002）的处理方法，取滞后阶数为 12。

产品价格的滞后项仅有少量几个显著，表明国际价格对国内价格的短期效应并不

表 4 国内外农产品价格的 VEC 估计

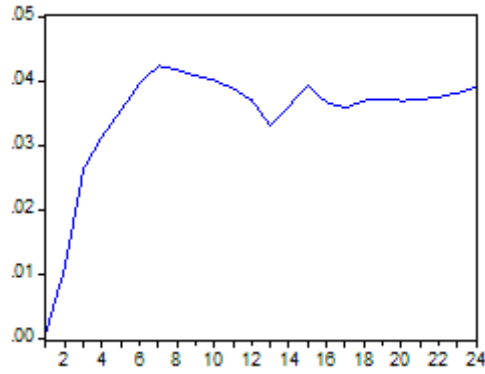
	食品		玉米		小麦		大米		大豆	
	国内价格	国际价格	国内价格	国际价格	国内价格	国际价格	国内价格	国际价格	国内价格	国际价格
协整向量	[1, -0.721]		[1, -1.117]		[1, -0.977]		[1, -1.582]		[1, -0.968]	
误差修正项	0.194 (3.002)	-0.056 (-1.098)	0.037 (2.164)	-0.064 (-1.473)	0.030 (2.210)	-0.033 (-0.817)	0.094 (1.616)	-0.032 (-1.001)	0.153 (3.028)	-0.057 (-0.860)
国内滞后 1 期	-0.307 (-3.412)						-0.516 (-4.207)		-0.235 (-2.989)	
国内滞后 2 期	-0.179 (-2.080)					-0.624 (-2.121)	-0.237 (-2.112)		-0.211 (-2.715)	
国内滞后 5 期					0.153 (1.605)					-0.194 (-2.118)
国内滞后 8 期					-0.174 (-1.846)					
国内滞后 9 期		0.150 (2.226)							-0.153 (-1.959)	
国内滞后 10 期							-0.095 (-1.831)		-0.214 (-2.519)	
国内滞后 11 期	-0.173 (-1.677)								-0.341 (-3.601)	
国内滞后 12 期	0.352 (3.538)	-0.163 (-2.081)	0.560 (6.279)		0.284 (2.878)				0.525 (5.667)	
国际滞后 1 期		0.526 (4.701)	0.132 (3.148)	0.268 (2.539)				0.706 (5.693)		0.415 (3.473)
国际滞后 2 期	0.308 (1.917)									
国际滞后 4 期							-0.516 (-2.076)			
国际滞后 7 期		-0.264 (-2.500)								
国际滞后 10 期							0.211 (2.196)			
国际滞后 11 期										0.259 (2.308)
国际滞后 12 期		-0.238 (-1.989)	-0.073 (-1.698)							

括号中为 t 值，本文只报告了 t 值大于 1.6 的各项系数。t 值小于 1.6 的估计系数被认为不显著而未报出。

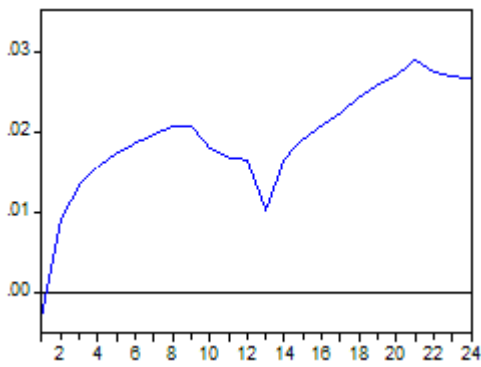
明显。另外，各类农产品国际价格的 1 期滞后项均显著，国内及国际价格其他各期的滞后项仅有少量显著，表明国内农产品价格在短期对国际农产品价格的影响也十分有限。

表 4 中的协整向量可以表明国内外农产品市场的整合程度。从整体食品价格指数来看，协整向量[1, -0.721]表明国际食品价格指数上涨 1%，国内食品价格指数便上涨 0.721%，二者的协同程度较高。从单种农产品价格来看，国内外农产品

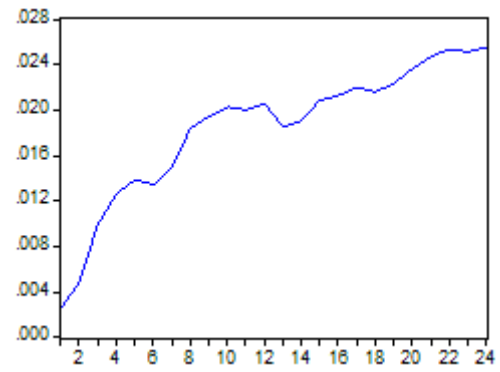
(a)国内食品价格对国际食品价格冲击的响应



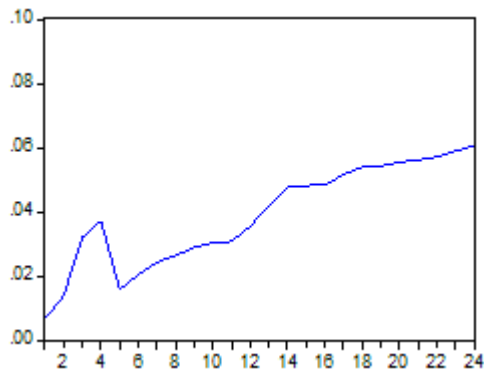
(b)国内玉米价格对国际玉米价格冲击的响应



(c)国内小麦价格对国际小麦价格冲击的响应



(d)国内大米价格对国际大米价格冲击的响应



(e)国内大豆价格对国际大豆价格冲击的响应

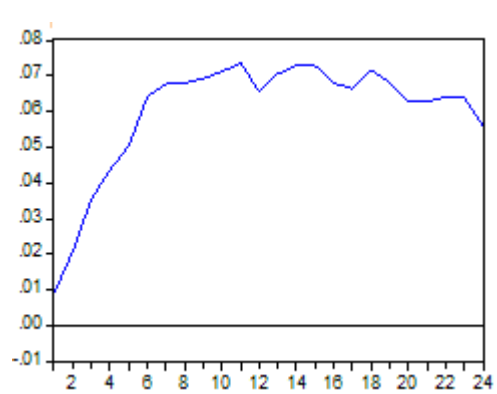


图 1 国内农产品价格对国际农产品价格

市场高度整合，对于小麦和大豆来说，国际价格上涨 1%，国内价格上涨幅度接近 1%；对于玉米和大米来说，国际价格上涨 1%，国内价格上涨幅度则分别为 1.1%和 1.6%，这种“超整合状态”一方面说明了国内外价格变动的高度一致性，另一方面，国内价格变动幅度超过国际价格变动幅度也意味着国内农产品价格变动不仅仅由国际价格引起，其影响因素还来自于其他方面。

观察国内农产品价格对国际农产品价格冲击所做出的动态反应，我们描绘出相应的脉冲响应函数（图 1）。可以看出，对于整体食品价格来说，当在本期给出国际价格一个标准差的冲击时，对国内食品价格的影响逐步加大，到第 6 期时影响达到顶峰，此后一直保持在大致相同的水平上。在玉米市场上，国际价格冲击的影响是先持续上升，到第 8 期之后下降，第 13 期之后大幅上升，到 22 期之后维持在较稳定的水平上。小麦和大米的国内价格对国际价格冲击的反应则是在 24 期的范围内持续上升。大豆市场上对冲击的反应是在第 6 期达到顶峰，此后有小幅震荡，到第 24 期时有缓慢下降趋势。这些状况都表明，国际农产品价格对国内农产品价格具有较为持久的影响。

接下来进行方差分解，将 VEC 模型的预测均方差分解成国内外价格冲击的贡献，以考察每种价格冲击的相对重要性（表 5）。在第 2 期，国内食品价格指数的波动几乎全部可以由自身的新息来解释，而到第 3 期，自身影响的贡献骤降至 73%，到第 6 期已降至 50%以下。考察较长时期，到第 24 期，国际食品价格指数对国内价格变动的贡献已高达四分之三，这样的结果进一步表明国际食品价格对中国食品价格具有很强的影响作用。具体产品的价格也呈现出类似的情形，到第 24 期，国际价格贡献最小的产品是玉米，但也达到了 41%，而小麦、大米和大豆的国际价格贡献分别为 56%、63%和 88%。这样，VEC 分析的结论进一步被证实，命题二的假说得到了一定的支持，国际农产品价格对国内农产品价格具有格兰杰意义上的影响作用。那么，国际价格对国内价格是否具有经济意义上的影响，以及具体的影响机制和影响强度将在后面的回归分析中讨论。

表 5 国内农产品价格波动的方差分解

时期	国内食品价格指数			国内玉米价格			国内小麦价格			国内大米价格			国内大豆价格		
	标准差	国内价格	国际价格	标准差	国内价格	国际价格	标准差	国内价格	国际价格	标准差	国内价格	国际价格	标准差	国内价格	国际价格
1	0.038	99.92	0.082	0.027	99.11	0.892	0.024	98.85	1.153	0.091	99.44	0.555	0.053	97.05	2.947
2	0.045	93.94	6.058	0.038	93.87	6.129	0.034	97.41	2.589	0.097	97.40	2.595	0.066	88.03	11.97
3	0.055	73.06	26.94	0.047	88.09	11.91	0.041	92.24	7.759	0.108	88.99	11.01	0.078	70.64	29.36
4	0.067	59.73	40.28	0.055	83.32	16.68	0.047	86.83	13.17	0.121	81.82	18.18	0.094	57.97	42.03
5	0.078	50.24	49.76	0.063	79.39	20.61	0.052	82.31	17.69	0.126	81.70	18.30	0.110	48.63	51.37
6	0.090	42.76	57.24	0.069	76.04	23.96	0.058	80.23	19.77	0.132	80.96	19.04	0.130	39.07	60.93
.....															
24	0.203	25.39	74.61	0.156	59.30	40.70	0.127	44.07	55.93	0.260	37.05	62.95	0.324	11.83	88.17

(二) 国际农产品价格对国内农产品价格的影响

我们根据(4)式,首先使用月度数据,以各种农产品的国内价格为被解释变量,相关的影响因素为解释变量进行OLS回归。如表1所示,人口、受灾情况、粮食库存为年度数据,农业生产成本变量为季度数据,我们按照Trefler(2004)的方法,使用年度和季度数据与对应的月度数据相匹配,从而保证较大的样本数。一些变量具有相似的经济意义,衡量相似的影响因素,它们之间的相关系数也较高,我们进行多次回归,依次代入具有相似意义的变量,从而考察核心解释变量估计结果的稳健性。随后我们进行两种敏感性检验,一是将月度数据合并,使用季度数据回归;二是克服可能存在的内生性问题,使用联立方程进行回归。

1、基准检验

当考察国内食品价格指数的影响因素时,国际食品价格指数的估计系数为0.393,在1%的显著性水平下显著(表6)。由于变量均为对数形式,所以估计系数具有弹性的含义,即国际食品价格指数每上升1%,国内指数上升接近0.4%。因为估计值是在控制了其他一系列影响因素的前提下得出的,国内价格对国际价格变动的弹性在0.4左右,不仅同直觉相符,在经济意义上也是合理的。调整的 R^2 达到了0.967, F 值为280,表明计量模型的拟合程度很好。当然,使用时间序列数据可能存在虚假回归,我们对残差序列进行了单位根检验,ADF统计量为-5.467,小于1%水平的临界值,意味着残差序列是平稳的,排除了虚假回归的可能性。这样的结果意味着国际食品价格指数对国内食品价格指数存在着经济意义上的

表6 中国农产品价格的影响因素

被解释变量 解释变量	食品价格指数		玉米价格		小麦价格		大米价格		大豆价格	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
常数	104.3*** (30.52)	74.36*** (21.28)	21.41 (28.30)	13.31 (18.47)	78.15*** (25.09)	38.89** (15.43)	129.9*** (42.31)	102.9*** (31.58)	170.9*** (40.08)	134.3*** (30.04)
P_g^f	0.393*** (0.074)	0.381*** (0.064)								
P_c^f			0.219*** (0.034)	0.219*** (0.031)						
P_w^f					0.043** (0.021)	0.056*** (0.021)				
P_r^f							0.191** (0.085)	0.265*** (0.076)		
P_s^f									0.329*** (0.046)	0.199*** (0.048)
Vad	-0.015 (0.060)		0.122** (0.054)		0.032 (0.038)		0.035 (0.083)		0.033 (0.077)	
Conf		0.598*** (0.227)		0.710*** (0.220)		0.059 (0.173)		0.971*** (0.356)		0.877** (0.352)
Pop	7.935*** (2.760)	5.378*** (2.000)	27.61*** (2.564)	56.87*** (1.710)	18.10*** (1.762)	20.37*** (1.460)	10.55*** (3.775)	9.435*** (2.864)	13.33*** (3.460)	10.572*** (2.711)
Coal	0.037*** (0.013)		0.092*** (0.023)		0.052*** (0.016)		0.050*** (0.004)		0.068* (0.035)	

Crudeoil		0.050* (0.027)		0.116*** (0.022)		0.213*** (0.017)		0.061* (0.035)		0.034** (0.015)
Biofuel	0.245*** (0.048)	0.430*** (0.041)	0.242*** (0.043)	0.339*** (0.037)	0.034** (0.015)	0.055** (0.027)	0.156** (0.074)	0.158*** (0.064)	0.274*** (0.065)	0.437*** (0.094)
Proexp	-0.007 (0.018)		-0.006 (0.016)		-0.006 (0.011)		0.054** (0.025)		0.002 (0.023)	
Fixexp		-0.007 (0.032)		-0.026 (0.029)		0.021 (0.023)		-0.031 (0.048)		0.033 (0.045)
Disa1	0.326*** (0.063)		0.315*** (0.059)		0.278*** (0.024)		0.427*** (0.087)		0.802*** (0.118)	
Disa2		0.241*** (0.034)		0.151*** (0.030)		0.271*** (0.023)		0.274*** (0.046)		0.507*** (0.082)
Exch	-1.352*** (0.472)	-1.118*** (0.388)	-1.739*** (0.409)	-0.721** (0.319)	-1.371*** (0.295)	-1.409*** (0.288)	-0.930** (0.532)	-1.396*** (0.542)	-1.159* (0.590)	-0.406 (0.481)
M2	0.506*** (0.180)	0.458*** (0.126)	0.386*** (0.171)	0.603*** (0.103)	0.342*** (0.121)	0.381*** (0.089)	0.884*** (0.251)	0.772*** (0.170)	0.667*** (0.214)	0.694*** (0.137)
Reser	0.0003 (0.004)	0.001 (0.003)	0.001 (0.003)	0.002 (0.003)	-0.0003 (0.003)	-0.001 (0.002)	-0.002 (0.005)	-0.002 (0.005)	-0.001 (0.005)	0.001 (0.005)
Stockg	-0.171*** (0.057)	-0.118** (0.06)								
Stockc			-0.136*** (0.051)	-0.170** (0.087)						
Stockw					-0.219*** (0.042)	-0.266*** (0.050)				
Stockr							-0.775*** (0.092)	-0.239*** (0.096)		
Stocks									-0.229*** (0.043)	-0.229*** (0.060)
调整的 R^2	0.967	0.974	0.968	0.975	0.984	0.984	0.944	0.951	0.951	0.954
F 统计量	280.7	355.1	283.7	361.2	573.4	566.2	158.1	179.7	182.6	195.5
ADF 统计量	-5.467	-7.311	-3.737	-5.670	-4.013	-6.475	-8.980	-9.607	-6.779	-8.256

注：括号中为标准差，***、**、*分别表示在 1%、5%和 10%的显著性水平上拒绝单位根的原假设。表 7 和表 8 与此相同。

影响，是国内价格变动的显著原因。结合上一节的协整及 VEC 分析，命题二的理论假说得到了证实。

其他控制变量的估计结果并非本文关注的重点，但通过这些结果可以更充分地了解国内粮食价格变动的影响因素。大多数变量的符号都同预期相符，并且显著。粮食价格同人口、能源价格、受灾面积、货币发行量正相关，同汇率、粮食库存负相关，大规模使用生物燃料会带来食品价格上升。人均工业增加值、人均生产支出和外汇储备不显著，可能的原因是，工业增加值同 GDP 之间的变动趋势还存在差异，不能充分反映经济发展状况；人均生产支出仅为农业支出的一部分，无法全面反映农业生产成本的变动；外汇储备尽管与汇率不具有严重的多重共线性，但其对粮食价格的影响作用被汇率因素吸收，因而不显著。

用消费者信心指数代替人均工业增加值，原油价格代替煤炭价格，农业固定资产投资代替生产支出，成灾面积代替受灾面积，回归结果 (2) 同 (1) 之间并无显著差异， p_g^f 的估计系数为 0.381，且在 1%的水平下显著，表明我们的估计

结果是稳健的。⁸⁶此时消费者信心指数显著为证，支持了经济快速发展带动食品价格上涨的假说。原油价格的估计系数仍然为正，显著水平有所下降，可能是由于国际油价波动对中国农业生产成本只存在间接的传导作用。

类似地，使用具体农产品的国内价格作为被解释变量，估计结果在（3）至（10）列之中。玉米价格的国际价格弹性为 0.219，也具有合理的经济意义，而且变换控制变量之后的估计结果十分稳健。小麦的国际价格弹性较小，仅为 0.05 左右，而且在（5）中显著性水平也有所下降，表明国际小麦价格对国内小麦价格的影响作用十分有限，这在一定程度上反映了中国小麦贸易量很小（课题组，2007），从而同国外小麦市场相对隔绝的现状。大米、大豆价格的估计结果也证实了国际农产品价格对国内价格的显著影响，国外价格弹性的估计值介于 0.19 到 0.33 之间。

所有方程的拟合优度都很高，残差序列都通过了单位根检验，因而表 6 的结果证实了命题二的理论假说，也同时证实了命题四中的部分结论。

2、敏感性检验

以上通过变换控制变量进行回归，国际价格的估计系数始终显著为正，已经证明了估计结果的稳健性。我们将进一步进行各种敏感性检验。

表 7 敏感性检验：季度数据的回归

被解释变量 解释变量	食品价格指数		玉米价格		小麦价格		大米价格		大豆价格	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
P_x^f	0.298** (0.133)	0.289** (0.107)	0.174** (0.067)	0.195*** (0.068)	0.085 (0.053)	0.066 (0.040)	0.153 (0.103)	0.186** (0.088)	0.455*** (0.059)	0.310*** (0.068)
GDP	0.923*** (0.093)	1.071*** (0.109)	0.126*** (0.036)	0.298*** (0.096)	0.115*** (0.038)	0.145** (0.070)	0.829*** (0.110)	0.430*** (0.121)	0.198*** (0.096)	0.120*** (0.017)
调整的 R^2	0.973	0.980	0.975	0.974	0.973	0.986	0.978	0.975	0.978	0.969
F 统计量	115.6	156.3	123.0	118.0	110.5	220.5	150.0	121.7	138.0	98.75
ADF 统计量	-2.919	-5.114	-5.130	-4.935	-4.266	-3.875	-6.498	-6.478	-4.639	-4.900

注：x=g、c、w、r、s 分别代表总体食品、玉米、小麦、大米和大豆，下表同。

表 8 敏感性检验：联立方程回归

被解释变量 解释变量	食品价格指数		玉米价格		小麦价格		大米价格		大豆价格	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
P_x^f	0.423*** (0.113)	0.386*** (0.093)	0.266*** (0.062)	0.231*** (0.048)	0.173*** (0.055)	0.087** (0.038)	0.279** (0.149)	0.308*** (0.127)	0.329*** (0.067)	0.190*** (0.070)
Future	0.661*** (0.054)	0.656*** (0.052)	0.910*** (0.070)	0.901*** (0.069)	0.761*** (0.093)	0.750*** (0.094)	1.175*** (0.132)	1.170*** (0.126)	1.082*** (0.021)	1.080*** (0.023)

⁸⁶ 实际上，我们逐一变换解释变量进行回归，估计结果之间差异不大。限于篇幅，表 6 中只报告了同时变换四个解释变量的结果，感兴趣的读者可向作者索取各次回归结果。

R^2 (I)	0.959	0.973	0.964	0.974	0.949	0.982	0.934	0.945	0.950	0.953
R^2 (II)	0.724	0.718	0.734	0.728	0.524	0.514	0.604	0.594	0.958	0.957
对数似然比	243.8	247.6	218.9	226.5	213.0	221.7	116.1	115.9	268.9	271.1

注： R^2 (I)、 R^2 (II)分别表示国内价格方程和国际价格方程的调整的 R^2 。

衡量经济发展水平最直接的指标是人均 GDP，2004 年之后国家统计局只公开发布季度 GDP 数据。为了同 GDP 数据的频度相匹配，我们将月度数据合并为季度数据，在小样本条件下考察国际农产品价格对国内价格的影响作用。由表 7 所示，国际农产品价格指数仍然为正，且大多在 5% 以上的水平上显著，估计的国外价格弹性也在合理的区间范围内。⁸⁷但此时小麦价格方程的估计系数都不显著，连同表 6 的估计结果，表明在小麦市场上，国内外市场分割较为明显，国际小麦价格对国内小麦价格的影响作用有限。⁸⁸大米价格方程的两次估计中，有一次不显著，可能是合并数据造成了部分信息损失，小样本回归又造成了结果的偏差。在各个方程中，人均 GDP 的估计系数均显著为正，证实了命题四中经济发展水平拉动农产品价格上涨的假说。各方程残差均通过了平稳性检验。总体来看，使用季度数据的回归表明了国际农产品价格对国内农产品价格具有显著的影响作用，从而进一步证实了命题二。

表 4 的分析结果表明，尽管国内农产品价格在长期对国际价格不具有格兰杰意义的因果关系，但在短期会有一定的影响作用。而且近年来中国参与农产品贸易的程度不断加深，国内农产品价格可能会通过贸易渠道影响国际市场的供求关系从而影响国际价格。这意味着核心解释变量 p_g^f 可能具有内生性，为此有必要为 p_g^f 选取工具变量进行回归。我们选取国际农产品期货价格作为现货价格的工具变量，因为国际大宗商品交易中，期货交易常常会通过信息传递、影响预期等渠道影响现货价格；而国际期货交易对国内集贸市场上的农产品价格影响作用十分有限。限于数据的可获得性，我们只使用 CME 大豆期货价格，初步地进行克服内生性的尝试。我们采用完全信息极大似然法 (FIML) 进行联立方程估计，回归结果列于表 8 之中。

使用联立方程进行估计，国际农产品价格的估计系数仍然显著为正，且估计值略大于 OLS 的估计结果（比较表 6 中的结果）。食品指数的国际价格弹性达到了 0.4 左右，玉米在 0.25 左右，大米在 0.3 左右，而小麦的国际价格弹性的估计值有了较大幅度提高。非常有趣的是，由于工具变量是大豆期货价格，所以大豆

⁸⁷ 限于篇幅，表 7 和表 8 只报告了核心解释变量的估计结果，完整的估计结果可向作者索取。

⁸⁸ 我们说“作用有限”，而非没有作用，是因为小样本估计可能会带来偏差，不显著的结果不完全可信。另外，如果放宽检验标准，历次小样本回归中，国际小麦价格在 15% 的水平上显著。

的国际价格弹性同 OLS 估计几乎一致。在工具变量对国际价格的解释力方面，Future 的估计系数均显著为正，国际价格方程的拟合程度也较好，但在大豆价格的估计中，拟合程度最好，调整的 R^2 达到了 0.96。这样的结果说明了工具变量选取的合理性，并且进一步证明了本文估计结果的稳健性。至此，考虑了内生性问题的计量检验也支持了命题二的理论假说。

六、结论性评述

使用 2002 年 1 月至 2010 年 11 月的月度数据，通过时间序列分析，我们检验国内外农产品价格之间的因果联系。协整检验表明，国内外农产品市场存在着高度的整合关系；VEC 模型的估计结果验证了无论在长期还是短期，国际农产品价格对国内农产品价格都具有格兰杰意义上的因果作用；脉冲响应和方差分解显示国际农产品价格对国内农产品价格具有较为持久的影响。

在此基础上，我们纳入一系列影响国内农产品价格的变量进行回归分析，在控制了其他影响因素的条件下证实了国际农产品价格对国内价格具有经济意义上的显著影响。各种农产品的价格对相同产品国际价格的反应程度存在较大差异，玉米、大米、大豆的国际价格弹性处于 0.19 到 0.33 的区间范围之内，而小麦的国际价格弹性仅在 0.05 左右，整体食品价格指数的国际价格弹性接近 0.4。本文的经验研究结果可以为现实的农业政策与农业发展提供一些有益的洞察和启示。

目前，中国主要农产品价格仍然在很大程度上受到国际价格影响，而国际农产品价格近年来波动十分频繁，而且价格波动的驱动因素仍然十分活跃，如石油价格的不稳定性、生物能源的进一步开发使用、自然灾害、主要出口国的出口管制政策等。这样，中国的农产品价格在未来存在着极大的不确定性，由于农产品关系到国计民生，因而其价格波动，即使是暂时性波动都会对国民经济造成严重影响。特别是近年来农产品进口量持续增加，国际农产品价格的剧烈波动甚至会在一定程度上引发中国的粮食安全问题。本文的结论意味着，中国在未来为保证粮食安全、保持粮价稳定需要从内部和外部两方面着手解决问题。一方面大力强化农业的基础性地位，真正将农业视为衣食之源、生存之本，加大对农业的扶持力度，从资金、科技、流通体系等方面保障农业的健康发展；另一方面，加强自身在国际农产品市场上的谈判势力，积极地争取改善农产品贸易条件，改变以往在大宗商品贸易中“中国买，价格涨；中国卖，价格跌”的不利状况，从根本上平抑国际农产品价格波动造成的中国农产品价格上涨。

本文的计量结果表明,国内外农产品市场间高度的整合关系主要是通过国际贸易建立的。中国在小麦市场上进行严格的贸易管制,因而小麦进口量微乎其微,这样,相比于其他产品,小麦的国际价格弹性很低。这样的结论意味着加强国内农产品储备,对农产品贸易进行管制在很大程度上能抵御国际农产品市场价格波动对国内农产品价格的影响。当然,这并非强调一味地自给自足,而是强调扩大国内农产品产量和储备的重要性。另外,由于农产品贸易,特别是农产品进口在一定范围内是长期存在的,因此加强对国际农产品市场价格的监控,建立农产品价格预警机制,并通过财政补贴等手段平抑因国际价格波动而带来的国内农产品价格上涨,是政府未来需要努力的另一个方向。

参考文献:

程国强、胡冰川、徐雪高,2008,“新一轮农产品价格上涨的影响分析”,《管理世界》第1期。

丁守海,2009,“国际粮价波动对我国粮价的影响分析”,《经济科学》第2期。

胡冰川、徐枫、董晓霞,2009,“国际农产品价格波动因素分析——基于时间序列的经济计量模型”,《中国农村经济》第7期。

黄季焜、仇焕广,2007,“全球及区域生物能源发展:机遇与挑战”,农业部2007生物质能源发展与农产品贸易研讨会讨论稿。

课题组,2007,“国际市场粮价演变与国内粮价关系分析”,《中国物价》第8期。

李国祥,2008,“全球农产品价格上涨及其对中国农产品价格的影响”,《农业展望》第7期。

林鑫、何凌云、安毅,2010,“国际农产品价格波动对中国宏观经济影响效应研究——基于CGE模型”,《中国农学通讯》第19期。

刘小铭,2008,“我国粮食价格与居民消费价格关系研究”,《经济问题探索》第4期。

罗锋、牛宝俊,2009,“国际农产品价格波动对国内农产品价格的传递效应——基于VAR模型的实证研究”,《国际贸易问题》第6期。

卢锋、彭凯翔,2002,“中国粮价与通货膨胀关系(1987—1999)”,《经济学季刊》第1卷第4期。

卢锋、谢亚,2008,“我国粮食供求与价格走势(1980—2007)——粮价波动、宏观稳定及粮食安全问题探讨”,《管理世界》第3期。

仇焕广、杨军、黄季焜,2009,“生物燃料乙醇发展及其对近期粮食价格上涨的影响分析”,《农业经济问题》第1期。

吴泰岳、李慧、张鹏,2006,“粮食价格与居民消费价格关系的统计分析——1997.1—2005.4年粮价与物价的实证分析”,《数学的实践与认识》第5期。

武拉平,2000,《农产品市场一体化研究》,中国农业出版社。

肖争艳、安德燕、易娅莉,2009,“国际大宗商品价格会影响我国CPI吗——基于BVAR模型的分析”,《经济理论与经济管理》第8期。

张巨勇、于秉圭、方天, 1999, “我国农产品国内市场与国际市场价格整合研究”, 《中国农村经济》第9期。

赵荣、乔娟, 2008 “中美棉花期货与现货价格传导关系比较分析”, 《中国农业大学学报》第13期。

钟甫宁, 2008, “如何看待当前国际粮食价格的上涨”, 上海交通大学安泰经济与管理学院工作论文。

周应恒、邹林刚, 2007, “中国大豆期货市场与国际大豆期货市场价格关系研究——基于VAR模型的实证分析”, 《农业技术经济》第1期。

周章跃、万广华, “论市场整合研究方法——兼评喻闻、黄季焜《从大米市场整合程度看我国粮食市场改革》一文”, 《经济研究》第3期。

Alexander, C, 1994, “Cointegration and Market Integration: An Application to the Indonesian Rice Market” [J], *Journal of Development Studies* ,Vol.30, PP303-328.

Asche. F, Bremnes. H., Wessells. C, 1999, “Product Aggregation, Market Integration, and Relationships Between Prices: An Application to World Salmon Markets” [J], *American Journal of Agricultural Economics*, Vol.81, PP568-581.

Dercon.S., 1995, “On Market Integration and Liberalization: Method and Application to Ethiopia” [J], *Journal of Development Studies*, Vol.32, PP112 -143.

Gonzalez- Rivera.G., Helfand. S. M, 2001, “The Extent, Pattern, and Degree of Market Integration: A Multivariate Approach for the Brazillian Rice Market” [J], *American Journal of Agricultural Economics*, Vol.83, PP576-592.

Goodwin.B., 1992, “Multivariate Cointegration Tests and the Law of One Price in International Wheat Markets” [J], *Review of Agricultural Economics*, Vol.14, PP117-124.

Goodwin.B., Piggott. N., 2001, “Spatial Market Integration in the Presence of Threshold Effects” [J], *American Journal of Agricultural Economics*, Vol.83, PP302-317.

Trefler, D., 2004, “The Long and Short of the Canada-U.S. Free Trade Agreement.” *American Economic Review*, Vol. 94, No. 4, pp. 870-895.

Trostle, R., “Global Agricultural Supply and Demand: Factors Contributing to the Recent Increase in Food Commodity Prices”, *USDA Report*, 2008.

内外冲击下的中国通货膨胀

摘要：开放背景下，一国的通货膨胀水平会受到国内和国外两个层面因素的影响。从全球流动性环境、初级产品的价格变化、外汇储备的快速增长以及人民币升值预期下热钱的流动情况来看，当前我国通货膨胀的输入型特征明显。实证分析的结果也进一步表明，在影响我国通货膨胀的诸多因素中，外部因素的结构冲击是重要的渠道之一，其相对重要性虽然弱于通胀预期，但却高于国内因素。在这样的背景下，应对通胀的政策选择应在积极稳定居民通胀预期的同时，在国内和国际两个层面同时有所兼顾。

一 引言

2007 年以来，我国经历了从通货膨胀到通货紧缩再到通货膨胀的快速转换过程。2007 年 3 月我国 CPI 指数开始明显上升，并于 2008 年 2 月达到 8.7% 的峰值。此后，在国际金融危机影响逐渐深入的背景下，CPI 指数不断回落，2009 年 2 月降为 -1.6%，之后在经历了连续 9 个月的价格下行后，CPI 指数于 2009 年 11 月再次进入上行区间，并在 2010 年 7 月上升速度加快，2010 年第四季度单月 CPI 指数分别达到 4.4%、5.1% 和 4.6%，我国经济再次面临着较大的通货膨胀压力。

当前我国物价水平的大幅波动在反映了本轮通货膨胀复杂性的同时，也带来了政策选择的现实困难，而对通胀成因的正确判断则成为控制通胀的关键。从影响通货膨胀的因素看，早期的研究大多依据传统的菲利普斯曲线，从国内通胀与产出之间的关系出发，强调一国内部货币数量、产出缺口以及工资成本等因素对价格水平变化的冲击，认为流动性的过剩、要素价格的上涨和生产率的提高会形成一国内部的物价上涨压力（Gordon, 1988; Hansen, 1999; Laurence and Moffitt, 2001; Mehra, 1991, 2004 等）。而在经济全球化不断深入的背景下，越来越多的学者开始强调外部冲击因素对一国内部通货膨胀的影响。他们认为，伴随着世界经济联系的日益密切，不但外部初级产品的价格冲击会对一国通货膨胀水平产生直接影响，贸易和金融联系的加强还会改变一国通货膨胀的动态性质，降低通货膨胀对产出缺口和流动性等国内因素的敏感程度，使传统的菲利普斯曲线趋于平坦。（Borio and Filardo, 2007; Mumtaz and Surico, 2007; Ciccarelli and Mojon, 2010 等）。

事实上，尽管就外部因素如何影响一国的通货膨胀水平还存在着争论，但开放背景下对通胀影响因素内外两个层面上的同时考察仍然必不可少。在这样的背景下，我们基于中国的现实实践，在对当前我国通货膨胀的外部冲击特征进行初步考察的基础上，对影响我国通货膨胀的国内和国际因素进行全面考察，并对不同类型冲击变量的影响和相对重要性进行了区分和比较，以更为细致的探讨影响我国通货膨胀的深层原因。

二 当前中国通货膨胀的输入型特征——几个典型事实

1. 国际流动性环境

金融危机发生后，为了稳定金融市场维持实体经济活力，世界主要经济体大都实行了宽松的财政和货币政策。随着各国金融市场的不断调整以及相应经济刺激政策的实施，全球经济形势不断趋于好转。但在全球经济呈现复苏迹象的同时，伴随着美国和日本定量宽松货币政策的连续推出，全球的流动性环境逐渐趋于繁荣，市场流动性在全球范围内不断积累。具体来说，一方面，从全球利率环境来看，金融危机发生后，主要发达国家的基准利率一路走低。2008年8月，欧元区市场利率为4.25%，在连续九次下调基准利率后，到2009年6月欧元区市场利率降至1%的历史低位并维持至今。美国的市场基准利率则在2009年1月起便停留在0.25%的低位，几近为零。日本政府更是在2009年1月将其基准利率降至0.1%后，又于2010年10月起实行彻底的零利率政策（图1）。另一方面，在全球利率逐渐走低的同时，全球主要发达国家的货币供给也相应增加。从图2可以看出，在金融危机发生后，美国、欧元区和日本的广义货币供给整体呈现出持续稳定的增长态势。到2010年第三季度，美国、欧元区和日本的广义货币余额分别为8.7万亿美元、8.3万亿欧元和780万亿日元，占国内生产总值的比重分别达到59%、91.6%和162%。

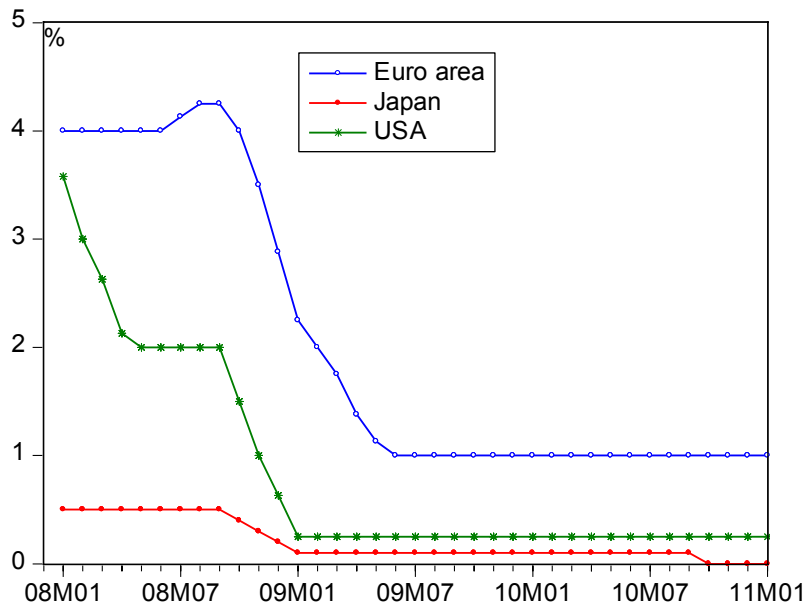


图1 主要发达国家市场基准利率的变化情况
(2008年1月到2011年1月)

数据来源: Trading economics 数据库。

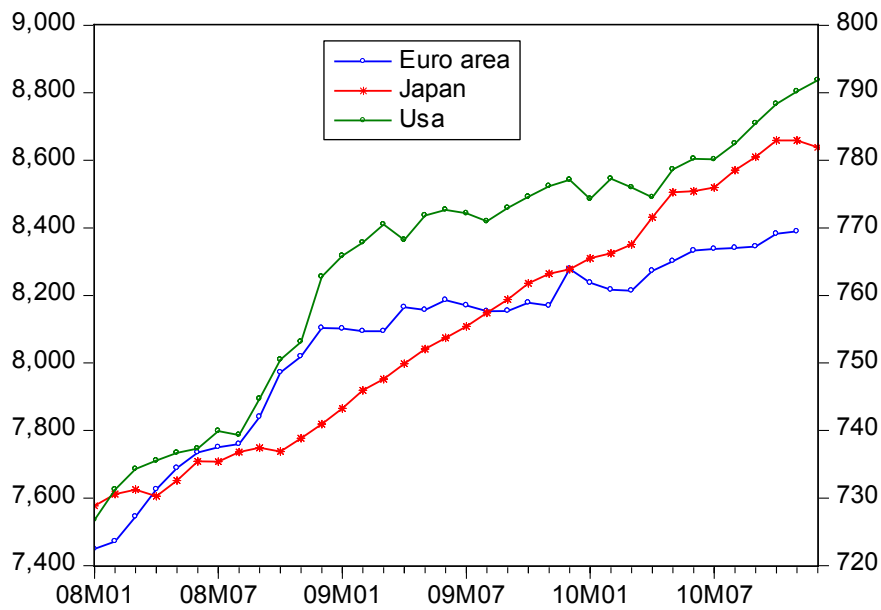


图2 主要发达国家广义货币供给的变化情况
(2008年1月到2010年12月)

注: 图2中左坐标轴对应的是美国和欧元区数据, 单位为10亿国家货币。右轴对应的是日本的数据, 单位为万亿日元。

数据来源: Trading economics 数据库。

2. 国际初级产品价格变化的影响

在我国经济快速增长的过程中，对外贸易一直占有举足轻重的地位。而伴随着我国世界制造业中心地位的确立，我国经济对进口工业原料、能源和金属等原材料的需求也逐步增加。国际大宗商品价格变化对我国国民经济的冲击相应增强，突出地反映在进口能源和初级产品价格上升所导致的企业生产成本的增加上。图3作出了2005年1月到2010年12月国际大宗商品价格指数的变化情况。从图3可以看出，金融危机发生后，伴随着美元汇率波动和世界经济的动荡，国际大宗商品价格的波动特征非常明显，并于2009年之后再次进入上行区间。与2009年初相比，到2010年12月，全部大宗商品价格指数上升了68.3%。能源、食品、工业原材料和非燃料产品的价格指数则分别上升了75.2%、38.3%、86.6%和58.3%。与此同时，受上游国际大宗商品价格变化的影响，我国进口产品价格指数也呈现出相似的变化特征。从图4可以看出，进入2009年之后，我国进口产品价格指数特别是初级产品进口价格指数再次大幅上扬。与2008年底相比，2010年12月我国全部产品进口价格指数同比增长了20%，其中工业制成品的进口价格指数增加了12%，初级产品的进口价格指数则增加了44%。

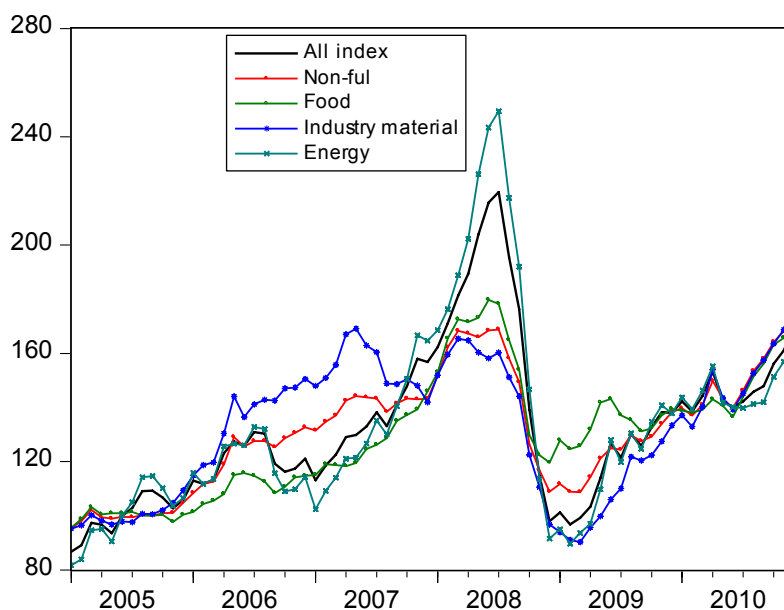


图3 国际大宗商品价格指数
(2005年1月到2010年12月)

数据来源：国际金融统计数据库。

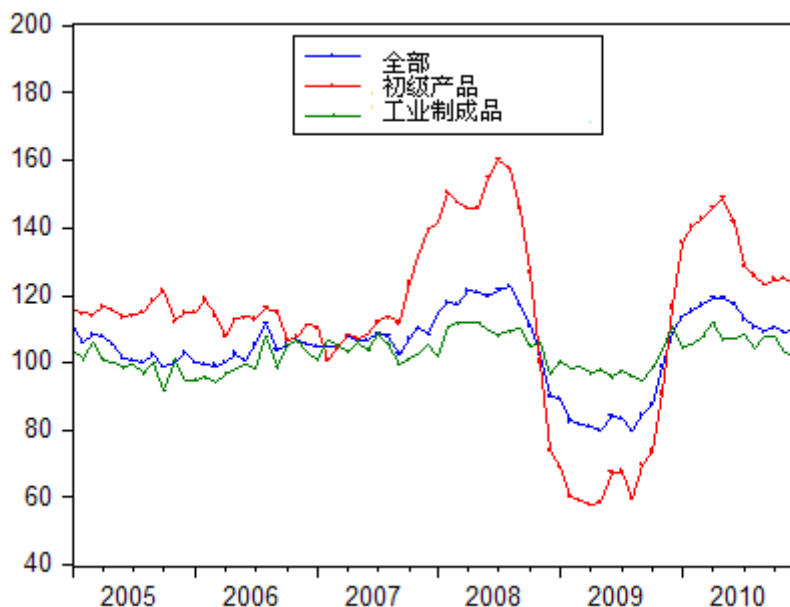


图4 我国进口商品价格指数
(2005年1月到2010年12月, 上年=100)

数据来源: CEIC 统计数据库。

3. 巨额外汇储备下基础货币投放的压力

对外贸易的快速发展在为我国经济增长提供持续动力的同时,也使得我国国民经济对世界经济的依赖逐渐加深。这其中,贸易顺差下巨额外汇储备对我国货币政策的掣肘便是一个重要的方面。在汇率缺乏弹性的背景下,国际收支的变动将会通过影响一国外汇储备的变动影响中央银行的货币资产结构,继而导致外汇占款形式存在的货币供给量的增加。在央行对冲不完全的情况下,这部分外需增加所导致的流动性将会在国内市场上加以转化,进一步形成通胀压力。2000年1月,我国外汇占款1.5万亿元,占广义货币的比重为12.4%。到了2008年10月末,我国外汇占款16.4万亿元,比2000年初增加了接近10倍,占广义货币的比重达到历史最高的36%。虽然在进入2009年之后,我国外汇占款占广义货币供给量的比重有所下降,但到2010年底,我国外汇占款的数额仍然高达22.6万亿元,占广义货币供给量的比重也超过了30%。对于外汇占款所导致的基础货币投放,虽然中央银行可以通过发行债券、票据以及提高存款准备金率等形式加以对冲,但在我国外汇占款规模持续增加的现实背景下,中央银行对冲操作的有效性很难在一个长期的范围内加以维持,巨额外汇储备下基础货币投放以及国内通胀压力将不可避免。

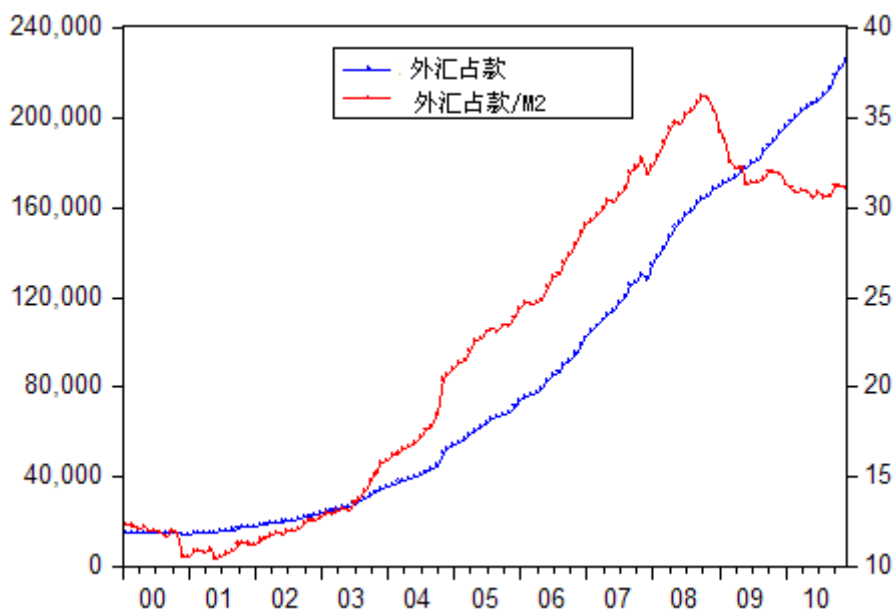


图 5 我国外汇占款的变动趋势图（2000 年 1 月到 2010 年 12 月）

注：图中左轴数据为外汇占款数据，单位为亿元。右轴对应的是外汇占款与广义货币供给量的比值，单位为%，图中所有数据均来源于 CEIC 数据库。

4. 人民币升值预期下的热钱流动

在当前我国国内通货膨胀加剧的同时，人民币还面临着较大的升值压力，人民币的对内贬值和对外升值形成鲜明对照。从理论层面来讲，在一定意义上，开放条件下汇率升值是平抑国内通胀压力的有效途径。一方面，在原材料大量依赖进口的背景下，汇率升值能在一定程度上抵消上游产品价格上涨对企业生产成本的冲击，降低输入性通胀的影响。另一方面，在存在汇率传递效应的条件下，人民币升值可以对国际收支进行有效调节，增加进口减少出口，降低巨额外汇储备下货币投放压力，对国内通胀形成收缩性冲击。但问题在于，汇率升值对国内通胀的平抑作用是以不存在诸如资本流动等金融关联效应为前提的，在人民币汇率升值和利率上调的双重预期下，国际短期资本大规模的频繁流动在加剧我国国内商品和资产价格波动性的同时，也大大限制了汇率升值对国内通胀的收缩性效应。图 6 作出了 2000 年 1 月到 2010 年 12 月我国外汇储备、FDI 和贸易顺差的变化情况。从图 6 可以看出，在 2005 年之后，我国单月外汇储备的波动趋势加剧，且大大超过了贸易顺差和 FDI 的波动幅度，反映了热钱存在的基本特征，这一点，在进入 2010 年之后表现的尤为明显。以 2010 年 10 月为例，我国单月外汇储备增加 1126 亿美元，但贸易顺差和 FDI 流入总额只有 348 亿美元，无法解释的资金流入高达 777.9 亿美元，说明近期我国热钱流入的特征仍然非常明显。

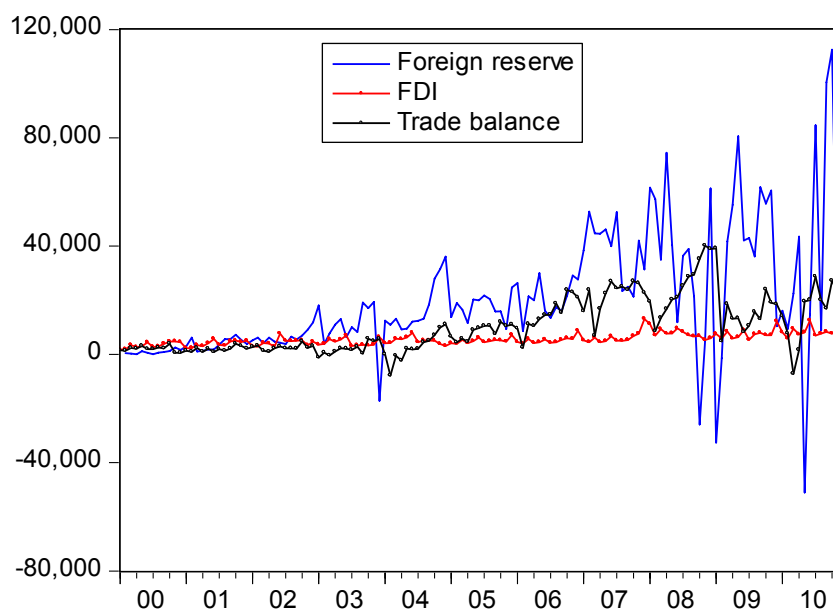


图6 我国外汇储备、FDI和贸易平衡的变化趋势
(2000年1月到2010年12月, 单位: 百万美元)

数据来源: CEIC 数据库。

三 中国通货膨胀的影响因素——一个实证检验

从现有的研究来看, 除去传统意义上国内因素对一国通货膨胀的影响, 对于外部因素对一国内部通货膨胀水平的影响, 我们可以大体上归结为以下三个方面, 即外部供给冲击、外部需求冲击以及国际流动性环境的影响。

外部供给冲击: 外部因素对一国国内通货膨胀水平的供给冲击主要是通过一国生产环节中上游原材料价格的波动实现的。以国际大宗商品价格上涨为例, 在原材料的供应依赖进口的背景下, 国际大宗商品价格的上涨意味着生产企业的生产成本的增加。其不但可能导致其他原料的同时上涨, 还会通过价格的传递效应, 导致其他产品和服务价格的进一步上涨。进一步地, 在整体物价水平提升的背景下, 生活成本的增加必然会带来名义工资的上涨压力, 而这又会进一步地导致物价的上升, 形成工资和物价之间持续的螺旋式的上涨压力, 加速一国内部通货膨胀的上涨趋势。

外部需求冲击: 这里我们所说的外部需求冲击主要是指国外产出的周期性变化对一国内部通货膨胀水平的影响。在经济全球化不断加深的背景下, 一国内部的价格水平不但取决于一国内部的供需变化, 也会受到全球供需变化的影响。相应地, 国内通货膨胀水平对国内产出缺口的敏感度降低, 而全球产出缺口则会对一国内部通货膨胀水平的高低产生重要影响。因此, 对一个特定的国家而言, 反

映国内通胀水平和产出缺口关系的菲利普斯曲线会变得相对平坦。需要提及的是,外部产出缺口对一国内部通货膨胀水平的影响并不仅仅限于经济联系比较密切的国家,在经济全球化的背景下,即便两国之间的经济外来相对松散,一国国内产出的波动继而需求的波动也会通过对国际要素市场价格的波动,对另一个国家进口价格的水平产生影响,从而对国内整体的价格水平形成冲击。

国际流动性环境:同实体经济层面全球供需变动对一国内部价格水平的影响相类似,在开放背景下,一国的通货膨胀水平不但与国内的流动性环境有关,也取决于全球流动性环境的变化。这里我们所指的流动性环境既包括某一时点上全球流动性的静态特征,也涵盖了不同国家货币政策相互影响的动态变化,即加入了对货币政策溢出效应的考虑。从国际流动性变化对一国价格水平产生影响的渠道和机制来看,贸易条件的变化和资本的跨国流动是两种最为主要的渠道。也就是说,在一国的汇率调整不能够完全抵消掉外部货币政策或流动性冲击的背景下,国际流动性即会通过影响一国的贸易条件对进口商品价格以及生产和生活成本产生影响,也会通过资本的流动将国际流动性向一国内部进行传导。

在对外部冲击对一国通货膨胀水平产生影响的机制和渠道进行简单分析的基础上,接下来,我们重点对中国国内通货膨胀的影响因素进行分析。

(一) 模型设定及数据说明

从通货膨胀影响因素分析的手段来看,菲利普斯曲线是研究通货膨胀的经典模型。从对通货膨胀预期的不同处理来看,大体上可以将菲利普斯曲线分为以 Rudebusch and Svensson (2002) 的研究为代表的后顾 (Backward-looking) 模型和 Gerlach and Svensson (2003) 为代表的前瞻 (Forward-looking) 模型。但正如 Stock and Watson (2002) 和 Ihrig 等 (2010) 所指出的,在一定意义上,后顾模型更适用于经验分析,“其是宏观经济预测以及与通胀和失业率有关的政策分析中非常有力的分析工具”。因此,我们以 Ihrig 等 (2010) 和 Rudebusch and Svensson (2002) 的菲利普斯曲线模型为基础,通过引入全球产出缺口及其他经济变量,来对影响中国通货膨胀的国内和国际因素进行分析。所使用的模型形势如 (1) 式。

$$\pi_t = c + \alpha\pi_{t-1} + \beta Gap_t + \lambda Gap_t^* + X_t\delta \quad (1)$$

其中, π_t 、 π_{t-1} 、 D_t 和 D_t^* 分别代表通货膨胀率、通货膨胀率的一期滞后值、国内产出缺口和国外产出缺口, X 表示其他影响通货膨胀的变量,包括国内货币供应量、国际能源价格、国际食品价格、国际流动性环境变量、汇率变量。各变

量的具体说明如下。

通货膨胀率：对于通货膨胀率的计算，我们主要基于 CPI 数据。相对于同比数据，环比数据能够提供关于短期变动更为准确的信息，因此实际分析时，我们主要采用季度环比数据分析。由于我国只公布了 CPI 变化的季度同比和月度环比数据，而缺乏季度环比数据。因此，我们将月度环比数据转换为季度环比数据并进行定基后，再对通货膨胀率加以计算。

国内产出缺口：产出缺口衡量的是实际变量与全部资源充分利用后的产出之间的差额。对国内产出缺口的计算，我们主要采用最为常用的 Hodrick-Prescott (HP) 滤波方法。也就是说，以实际产出序列的趋势成分作为潜在产出的代理变量，再通过潜在产出与实际产出的相对差值计算出实际产出对潜在产出的偏离程度，即国内产出缺口。

国外产出缺口：国外产出缺口是衡量外部需求冲击的主要变量，与国内产出缺口的计算不同，国外产出缺口是全球不同国家间产出缺口的加总数据。参考 Borrio and Filardo (2007) 的研究，我们以如下的方法来计算全球产出缺口。

$$Gap^* = \sum_{k=1}^i w_i Gap_i, \quad w_i = \frac{export_{j,i} + import_{j,i}}{export_j + import_j}。$$

其中， Gap_i 代表第 i 个国家的产出缺口，而 w_i 则代表不同国家产出缺口的权重。本文使用贸易加权的形势， w_i 表示的是 j 国同第 i 个国家的贸易量占全部贸易量的比重。相应地， $export_{j,i}$ ， $import_{j,i}$ ， $export_j$ 和 $import_j$ 则分别代表 j 国对第 i 个国家的出口、进口，以及 j 国总的出口和进口变量。实际分析时，为了计算全球的产出缺口。我们选取了与我国贸易额相对较大的 16 个发达国家和 12 个新兴市场国家，分别为：美国、日本、德国、英国、荷兰、澳大利亚、法国、意大利、加拿大、西班牙、瑞典、瑞士、挪威、土耳其、比利时、新西兰、韩国、俄罗斯、新加坡、马来西亚、印度、泰国、菲律宾、巴西、阿根廷、墨西哥、印度尼西亚和南非。

其他变量 X ：除去考察国内产出缺口和全球产出缺口对我国通货膨胀的影响之外，我们还对其他可能影响通胀水平的变量加以考察。(1) 国内流动性变量，以广义货币的增长率加以表示。(2) 外部供给冲击变量，主要是考察国际能源价格和食品价格对我国通货膨胀水平的影响。实际分析时，我们参考社科院 (2008)

的做法,通过美国的实际有效汇率对能源价格指数和食品价格指数进行调整,在消除美元汇率变化影响的同时,也进一步剔除了美国国内通货膨胀水平的影响,以得到真实能源价格和食品价格的变动指数。在此基础上,我们计算出这两个变量的环比增长以表征外部供给冲击的变化。(3)国际流动性变量,在此我们主要以美国广义货币的增长率和联邦基金利率水平的变化来对国际流动性环境的变化加以衡量。特别地,鉴于当前人民币对外升值和对内贬值的双重压力以及汇率和通货膨胀水平之间的密切关系,我们也就汇率变化对国内通胀水平的影响纳入到实证分析中来,以人民币实际有效汇率指数的绝对值和变化率来对汇率变量加以表征。

在实证分析中,对于季节性较为明显的变量,我们均使用 XII 方法对季节性因素进行了调整。CPI 和实际产出的数据来源于 CEIC 数据库,其余数据均来源于国际货币基金组织的国际金融统计数据库。样本的时间跨度为 1995 年第一季度到 2010 年第三季度。

(二) 对扩展菲利普斯曲线的估计结果及讨论

计量分析时,由于时间序列数据往往具有一定程度的自相关特征,因此对此必须加以识别和消除。在回归分析中含有解释变量滞后项的情况下,我们以检验残差自相关的 LM 统计量来对数据的自相关特性加以识别。同时,为了消除可能存在的自相关性,我们对相应变量按 $1-\rho L$ 的操作进行转化,其中 L 代表对相应变量的滞后操作。对于 ρ 的估计,我们采用 Cochrane-Orcutt 迭代的方法来进行计算。表 1 列出了加入外部冲击因素之后菲利普斯曲线的估计结果。从 LM 统计量和 D.W.值的情况来看,回归分析中残差序列并没有存在明显的自相关显现,这说明,我们回归分析的估计结果整体上是有效的。

表 1 扩展菲利普斯曲线的估计结果

解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
常数项	0.002** (0.001)	0.002** (0.001)	0.002** (0.001)	0.002* (0.001)	-0.004 (0.003)	-0.004 (0.003)
通胀 滞后值	0.554*** (0.098)	0.551*** (0.099)	0.474*** (0.090)	0.487*** (0.086)	0.422*** (0.092)	0.420*** (0.088)
国内产 出缺口	0.195* (0.010)	0.189* (0.104)	0.205** (0.093)	0.203** (0.088)	0.169* (0.089)	0.166** (0.083)
全球产 出缺口		0.124 (0.548)	-0.269 (0.499)	-0.565 (0.486)	-0.054 (0.557)	
国际食 品价格			0.066*** (0.017)	0.056*** (0.016)	0.052*** (0.016)	0.052*** (0.016)

国际能源				0.018***	0.017***	0.017***
价格				(0.007)	(0.006)	(0.006)
国内货					0.031*	0.032**
币供应量					(0.018)	(0.015)
R ²	0.473	0.474	0.589	0.636	0.656	0.656
D.W.	1.900	1.900	1.946	2.072	2.097	2.094
LM	0.833	0.838	0.369	0.644	0.521	0.530
OBS	61	61	61	61	61	61

说明：括号中数字为相应变量的标准差。*、**和***分别代表变量在 10%、5%和 1% 的显著性水平上显著。

计量分析时，我们首先使用模型（1）对传统的菲利普斯曲线进行了估计，从估计结果来看，通胀滞后值和国内产出缺口变量的符号均为正，并在统计上非常显著，说明通胀预期的存在和国内产出缺口的扩大的确推动了通货膨胀水平的提高，这一点无疑是与传统的理论分析相一致的。在此基础上，我们使用模型（2），通过在传统菲利普斯曲线基础上引入全球产出缺口变量，考察外部需求冲击对国内通货膨胀水平的影响。我们发现，在加入全球产出缺口变量后，通胀预期变量和国内产出缺口变量的符号以及统计显著性变化不大，呈现出较强的稳健性。而全球产出缺口变量虽然符号为正，但在统计上并不显著，说明并没有充分证据表明外部需求冲击改变了封闭条件下菲利普斯曲线的形状。

接下来，为了避免遗漏变量对回归结果准确性的影响，以及对其他影响通货膨胀的因素进行考察，我们在模型（2）的基础上，逐一添加国际食品价格和能源价格等其他变量，继而得到模型（3）-（5）的估计结果。从估计结果来看，伴随着外部供给冲击变量以及国内流动性变量的添加，通胀预期变量和国内产出缺口变量仍然在统计上显著为正，而全球产出缺口变量则在统计上并不显著，符号也由正转负。这说明至少在 1995-2010 年期间，外部需求冲击并没有对我国国内的通货膨胀水平产生根本影响。外部冲击主要体现在供给层面，国际能源和食品价格的变动成为影响我国国内通货膨胀水平的主要外部因素，外来冲击的结构特征较为明显。

同时，需要提及的是，虽然在表 1 中我们只列出了通货膨胀滞后值等六个变量的估计结果，但在计量分析时，我们还对国际流动性变量如美国广义货币增长率和联邦基金利率，以及汇率变量对通货膨胀水平的影响进行了考察，结果发现并没有证据表明这些变量构成了我国国内通货膨胀的影响因素。最后，我们将不显著的全球产出缺口变量进行剔除，重新对式（1）加以估计，得到模型（8）的估计结果，并据此对通货膨胀水平进行了拟合，结果见图 7。从图 7 可以看出，

拟合的通货膨胀和实际的通货膨胀水平之间呈现出较强的一致性，这一点，在 2007 年之后表现的尤为明显，这进一步印证了我们模型估计结果的有效性。

（三）稳健性检验

Borrio and Filardo (2007) 指出，对于转型国家而言，由于这些国家大多经历了显著的结构变化，因此由于数据质量的问题，产出缺口的大小有可能不是需求能力约束的好的衡量指标。Ihrig 等 (2010) 以及范爱军和韩青 (2009) 也对菲利普斯曲线中所谓的速度限制效应 (Speed limited effect) 进行了考察，认为即便在实际产出水平低于潜在产出水平的情况下，如果实际产出的增长率快于潜在产出增长率时，通货膨胀的压力也会加以形成。在这样的背景下，为了排除产出缺口衡量可能存在的问题。我们以实际产出与潜在产出增长率的差异大小来衡量需求层面对通货膨胀形成的上涨压力，对式 (1) 进行重新估计以进行稳健性检验。估计的逻辑次序同上文，结果见表 2。

表 2 稳健性检验的估计结果

解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
常数项	0.002* (0.001)	0.002* (0.001)	0.001* (0.001)	0.001 (0.001)	--0.004 (0.003)	-0.004 (0.003)
通胀	0.638*** (0.087)	0.633*** (0.087)	0.698*** (0.067)	0.556*** (0.079)	0.502*** (0.083)	0.502*** (0.082)
国内产出缺口	0.286*** (0.100)	0.256** (0.103)	0.273*** (0.097)	0.235** (0.090)	0.208** (0.090)	0.211** (0.087)
全球产出缺口		1.121 (1.004)	0.765 (0.737)	0.203 (0.920)	0.124 (0.903)	
国际食品价格			0.062*** (0.015)	0.053*** (0.016)	0.051*** (0.016)	0.051*** (0.016)
国际能源价格				0.014** (0.007)	0.015** (0.007)	0.016** (0.006)
国内货币供应量					0.027* (0.015)	0.027* (0.015)
R ²	0.508	0.519	0.617	0.647	0.667	0.667
D.W.	2.186	2.246	2.116	2.298	2.314	2.309
LM	0.234	0.168	0.253	0.177	0.253	0.112
OBS	61	61	60	61	61	61

说明：括号中数字为相应变量的标准差。*、**和***分别代表变量在 10%、5%和 1% 的显著性水平上显著。

从表 2 可以看出，在以速度限制变量对传统的产出缺口变量加以替代之后，

各因变量的符号大小和统计显著性水平并没有发生显著变化，同上文我们分析所得出的结论基本相一致，回归结果呈现出较强的稳健性。具体来说，在影响国内通货膨胀水平的因素中，通货膨胀预期仍然是最为重要的影响因素，通胀一期滞后值的系数基本稳定在 0.6 左右。除此之外，国内需求和国内的流动性环境也对国内通货膨胀水平的上升形成了内在压力，成为一国内部影响通货膨胀水平的两种最为主要的力量。而国际食品价格和国际能源价格这两个外部供给冲击变量则构成了影响国内通货膨胀水平的外部因素，使得外部冲击对国内通胀水平的影响呈现出明显的结构性特征。同时，同表 1 的结果相类似，虽然外部需求冲击变量的符号都为正，但在统计上并不显著，说明并没有明显证据表明外部需求冲击构成了国内通胀水平变化的决定因素。最后，我们剔除掉统计上不显著的解释变量，利用模型（6）进行重新估计，并据此计算出通货膨胀变化的拟合值，结果见图 8。图 8 与图 7 的分析结果类似，但拟合优度略好于图 7，在整个样本期间内，特别是在 2007 年之后，通货膨胀的拟合值很好的反映了实际通货膨胀水平的高低，呈现出较强的一致性。

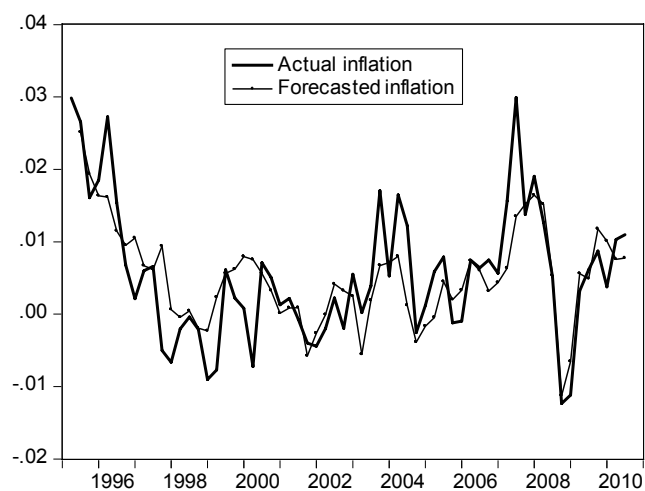


图 7 通货膨胀的实际值和拟合值
(扩展菲利普斯曲线)

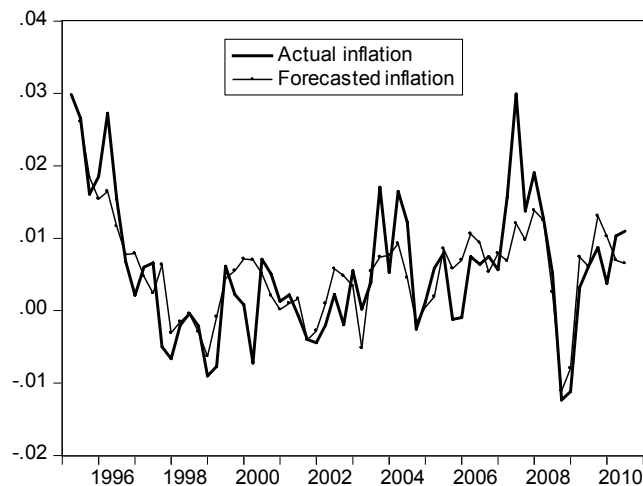


图 8 通货膨胀的实际值和拟合值
(加入速度限制效应的菲利普斯曲线)

(四) 脉冲响应分析

在前文的分析中，我们对影响国内通货膨胀水平的国内外因素进行了讨论，认为一国内部通胀预期、需求水平和流动性水平的提高以及外部的供给冲击是影响国内通货膨胀水平的重要因素。但需要注意的是，这样的分析强调的是各变量对通货膨胀水平的单向影响，并未考虑各变量之间的相互作用关系。同时，由于回归估计的系数反映的是整个样本时期的整体特征，而未针对不同变量影响通货膨胀水平的时间效应和重要性的相对大小进行考察。因此，接下来，我们通过建立 VAR 模型，通过脉冲响应函数和方差分解的方法来对各变量影响变化的时间路径和相对重要性进行讨论。

基于前文的分析，我们构建一个包含通货膨胀水平、国内产出缺口、国内流动性环境、国际能源价格、国际食品价格五个变量的 VAR 模型。实际分析时，我们以赤池信息准则和施瓦茨信息准则来选择滞后期，滞后期设定为二期。通过 Cholesky 正交分解残差矩阵对冲击信息加以识别。由于在采用 Cholesky 正交分解技术时，变量的排序至关重要。因此，根据排位靠前变量不会同时受排位靠后变量影响的原则，同时参考社科院课题组（2008）和纪敏（2009）的研究，我们将变量的次序设定为：国内产出缺口、国际能源价格、国际食品价格、通货膨胀水平和国内流动性环境。图 9-图 12 作出了各相关变量一个标准差的正向模拟冲击，对通货膨胀产生影响的动态过程。

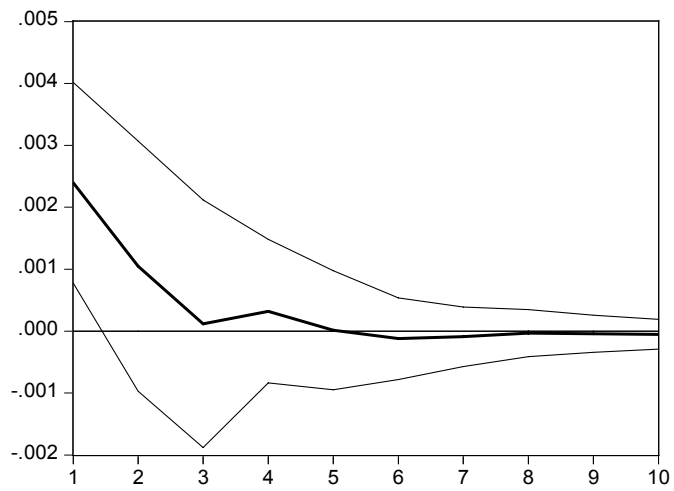


图 9 国内产出缺口对通货膨胀的动态影响

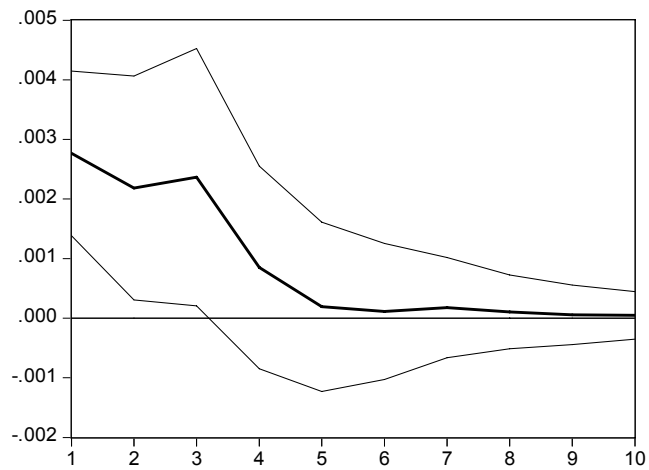


图 10 国际食品价格对通货膨胀的动态影响

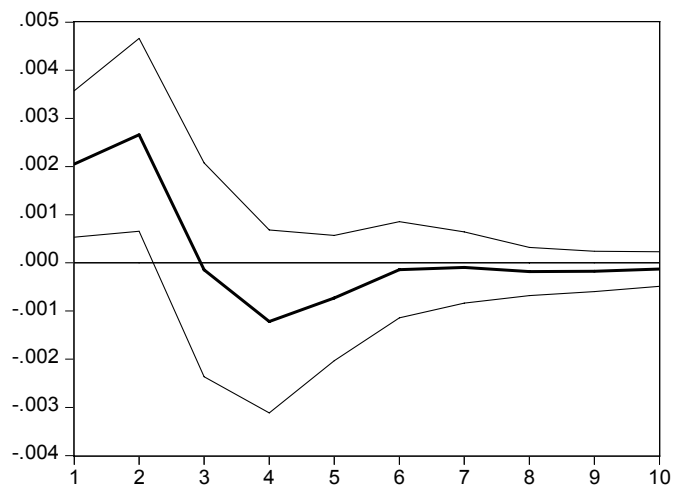


图 11 国际能源价格对通货膨胀的动态影响

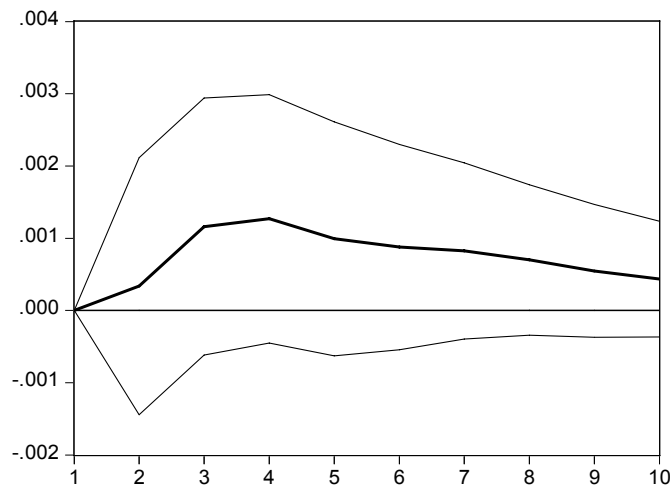


图 12 国内流动性环境对通货膨胀的动态影响

结合图 9-图 12，我们可以得到以下几个结论。(1) 国内产出缺口对我国通货膨胀水平的影响整体为正，但效应随时间变化逐渐减小，在四五个季度之后逐渐消失。(2) 国际食品价格对通货膨胀水平的影响与产出缺口类似，在第一期的影响达到最大值以后，影响逐渐减小，并在四五个季度之后趋向于零，但整体上仍然呈现正向影响，体现了国际食品价格上涨对国内通胀水平的正向压力。(3) 国际能源价格对国内通胀水平的影响略显复杂，其对国内通胀水平的影响初始为正，并在第二期达到最大值，之后逐渐减小，并在三个季度之后由正转负，最终于六个季度之后影响逐渐消失。(4) 国内流动性环境对通货膨胀水平的影响具有典型的滞后性，在一个季度之后其对国内通货膨胀水平的影响才逐渐显现，并于第四个季度达到最大值，流动性环境的影响开始逐渐走弱，并于九个季度之后逐渐趋于稳定。

综上，脉冲响应的结果在就各变量对我国通货膨胀水平的影响进行动态刻画的同时，也在另一个层面佐证了我们前面的分析。即伴随着我国产出缺口的不断扩大、国内过剩流动性环境的形成以及国家能源价格和食品价格的不断上涨，我国国内通货膨胀上行的内在压力也不断加以形成。

(五) 方差分解

在利用脉冲响应分析对不同变量对国内通货膨胀水平的动态影响进行考察之后，接下来，我们对不同变量在决定通货膨胀水平方差变动中的相对重要性进行分析。与脉冲响应函数相类似，方差分解的情况对变量的排序要求同样严格，在此我们继续采纳之前变量的排序设定，具体的分析结果见表 3。

表3 通货膨胀方差分解结果

时期	方差	通胀预期	国内产出缺 口	国际食品价 格	国际能源价 格	国内流动性 环境
1	0.0065	58.55	13.50	18.02	9.93	0.00
2	0.0077	48.76	11.42	20.77	18.87	0.19
3	0.0082	44.58	10.08	26.54	16.65	2.15
4	0.0085	42.56	9.61	25.92	17.67	4.25
5	0.0086	41.97	9.36	25.29	17.93	5.46
6	0.0087	41.59	9.26	25.00	17.73	6.42
7	0.0087	41.24	9.18	24.78	17.56	7.24
8	0.0088	40.99	9.11	24.61	17.47	7.82
9	0.0088	40.84	9.07	24.49	17.43	8.18
10	0.0088	40.74	9.04	24.42	17.40	8.39

从表3可以看出,在影响通货膨胀的诸多因素中,通胀预期仍然是最为主要的决定因素,在第一个季度,通货膨胀预期的方差变动可以解释59%的通货膨胀变动。虽然通货膨胀预期的重要性随时间变化有所减弱,但在十个季度之后,通货膨胀预期对通货膨胀方差变动的解释力度仍然超过了40%。这说明,在控制通货膨胀的各种政策中,如何稳定居民通胀预期最为关键。

其次,从影响通货膨胀的国内因素来看,国内产出缺口的变化和国内流动性环境也对整个通货膨胀方差的变动具有一定的解释能力。其中,国内产出缺口在第一个季度的解释力度在13.5%左右,之后逐渐减弱,在第9个季度之后基本稳定在9%左右的解释水平。而国内流动性环境对通货膨胀方差变动的解释力度则呈现出较强的滞后性,第二个季度之后才开始逐渐显现,并且呈现快速增强的趋势,在第十个季度,国内流动性环境变化对通货膨胀的解释力度已经超过了10%。

再次,从影响通货膨胀的国际因素来看,国际食品价格和能源价格对我国国内通货膨胀水平的冲击作用不容忽视。在第一个季度,这两种外部供给冲击变量对国内通货膨胀的解释力度分别为18%和9.9%。在第二季度之后,国际食品价格冲击和能源价格冲击有所波动,但最终在第八个季度之后分别逐渐稳定在24%和17%左右的水平。同时,需要注意的是,从对国内通货膨胀的影响来看,国际食品价格冲击的作用要强于国际能源价格的冲击,这既可能与我们以CPI指数构建通货膨胀指标有关,也反映了当前我国通货膨胀时期关注民生问题的重

要性。

最后，综合比较影响通货膨胀的国内外因素，我们发现，在样本时期内，国际因素对国内通货膨胀的影响要显著的高于国内因素。事实上，即便忽略掉外部需求冲击和国际流动性环境的影响，单就供给冲击而言，这样的一种事实也加以存在。在第一个季度，国内因素对通货膨胀方差变动的解释力度在 13.5%左右，而外部供给冲击的影响则在 28%左右。之后，国内因素的重要性相对提高，并在第 10 个季度超过了 17%，但仍然低于同期 42%的国际因素影响。

四 结论和政策建议

综上，对于影响我国通货膨胀水平的国内外因素，我们可以得出以下几点结论和建议。

1. 除去传统的国内因素外，当前我国通货膨胀也具有典型的输入性特征，突出地表现在全球过剩流动性环境的形成、初级产品价格的大幅上涨、巨额外汇储备下货币投放的压力以及人民币升值预期下热钱的频繁流动上。

2. 在我国通货膨胀的影响因素中，国内因素和国际因素都构成了我国通货膨胀的重要影响因素。国内因素主要来源于国内产出缺口扩大下的需求冲击和流动性过剩的货币冲击。国际因素则主要是国际能源价格和国际食品价格的外部供给冲击。从相对重要性而言，外部因素要强于内部因素，但二者对通货膨胀的影响均弱于通货膨胀预期的影响。

3. 外部冲击对我国通货膨胀的影响主要集中在供给冲击层面，外部需求冲击和国际流动性环境的变化对我国国内通货膨胀的影响尚不明显。因此，外部环境对我国国内通货膨胀的影响具有典型的结构性冲击特征。在这样的背景下，单纯的汇率手段运用以及简单的国际货币合作政策可能并不能完全消除我国通货膨胀中的外部因素冲击。

4. 在控制通货膨胀的政策选择中，政府当局应该同时兼顾国内因素和国际因素两个层面，对影响通货膨胀的因素综合考虑并加以分类处理。在国内层面来看，应在控制流动性过快增长的同时，积极出台紧缩性的货币政策，强调稳定居民通货膨胀预期的重要性，同时加强农产品价格调控，避免价格的剧烈波动。在国际层面，政府在对全球经济态势和流动性环境加以关注的同时，应重点放在应对国际供给冲击的政策选择上。这其中，进一步转变经济增长方式，理顺调整国内资源配置的要素价格形成机制，使企业成为应对外部结构性冲击的主体，是我国应对外部冲击，缓解国内通货膨胀压力的根本手段。

参考文献

- Borio, Claudio, and Andrew Filardo. 2007. Globalization and Inflation: New Cross-Country Evidence On the Global Determinants of Domestic Inflation. BIS Working Paper 227.
- Ciccarelli, Matteo, and Benoit Mojon. 2010. Global Inflation. *The Review of Economics and Statistics* 92:524-535.
- Gerlach, Stefan and Lars E. Svensson. 2003. Money and Inflation in the Euro Area: A Case for Monetary Indicators? *Journal of Monetary Economics*, 50:1649-1672.
- Gordon, Robert J. 1988. The Role of Wages in the Inflation Process. *American Economic Review* 78:276-283.
- Hasan, Mohammad S. 1999. Monetary Growth and Inflation in China: A Reexamination. *Journal of Comparative Economics* 27:669-685.
- Ihrig, Jane, Steven Kamin, Deborah Lindner and Jaime Marquez. 2010. Some Simple Tests of the Globalization and Inflation Hypothesis. *International Finance* 13:343-375.
- Laurence, Ball, and Robert Moffitt. 2001. Productivity Growth and the Phillips Curve. In NBER Working Paper 8421.
- Mehra, Yash P. 1991. Wage Growth and the Inflation Process: An Empirical Note. *American Economic Review* 81:931-937.
- . 2004. Predicting the Recent Behavior of Inflation Using Output Gap-Based Phillips Curves *Economic Quarterly* 90:65-88.
- Mumtaz, Haroon, and Paolo Surico. 2007. Evolving International Inflation Dynamics: World and Country Specific Factors. Bank of England Working Paper.
- Rudebusch, Glenn D. and Lars E Svensson. 2002. Euro system Monetary Targeting: Lessons from US Data. *European Economic Review*, 46:417-442.
- Stock, James and Mark Watson. 2002. Has the Business Cycle Changed and Why. NBER Working Paper, N.O.9127.
- 范爱军、韩青（2009）：“菲利普斯曲线与中国通货膨胀动态拟合”，《金融研究》第9期。
- 纪敏（2009）：“本轮国内价格波动的外部冲击因素考察”，《金融研究》第6期。
- 中国社会科学院课题组（2008）：“外部冲击下的中国通货膨胀”，《经济研究》第4期。

大宗商品国际贸易对我国经济的影响

——基于国际比较和长期发展视角的分析

摘要：本文首先从传导机制的角度出发对大宗商品价格对我国整体价格水平的影响程度进行了分析。由于我国在能源和金属原料等重要大宗商品上对外依存度较高，而且还在不断增加，于是这些产品的国际市场价格波动就会对我国产生重要影响。国际大宗商品价格的上涨首先导致了采掘类产品价格指数的大幅上涨，从而最终带动了生产资料价格和工业品出厂价格指数的上涨。

然后，本文对造成大宗商品牛市的根本原因进行了探讨。对于二战以后的三次大宗商品牛市的分析发现，尽管存在着其他影响因素（如政治干预、大宗商品的金融化等等），但是，进入工业化和城市化快速发展阶段人口的增加，从而带来的需求增长是大宗商品价格在短期内上升的根本原因。根据对长期供需情况的分析，在未来十年，仍将有大批人口进入到工业化和城市化快速发展的时期，对于大宗商品的需求将会保持增长；同时，虽然长远来看资源总供应量是充足的，但考虑到主要矿物产品供应能力增长的滞后性，如果我们的投资不保持一定的超前性，大宗商品价格恐怕将会长期在高位运行。

接着，通过国际比较对我国在大宗商品国际贸易领域的特征进行了分析，发现存在以下三个特点：（1）大宗商品的整体对外依赖性来说从 2001 年以来迅速提高，用原材料净进口占 GDP 的比重来衡量，我国已经是主要经济体中对原材料进口依赖程度最高的经济体之一；（2）分类来看，跟其他主要经济体相比，我国进口的大宗商品在结构上具有非常鲜明的特点，即体现为金属矿物和金属制品的进口比重重要远远高于其他经济体，而在矿物能源和农产品方面的相对位置并不突出；（3）从我国在各种商品市场的份额来看，我国在金属矿物和金属制品国际贸易市场上的地位非常突出，进口了超过全球贸易额一半的矿砂；而在矿物能源和农产品市场上，中国只是一个规模较大的参与者而已。根据中国在不同市场上的地位，我们应该制定不同的政策：对于我国不占主导地位的市场，在短期内可以利用现有的国际市场定价体系和风险分散机制，包括建立适当的国家储备来对冲风险；对于我国占据主导地位的金属矿物市场，最好的做法是建立上下游一体化企业，关于建立金属矿物期货交易所的建议应该慎行，取而代之的做法应该是逐步改革现有贸易机制。

一、介绍：国际大宗商品价格波动对我国价格水平的影响

作为一个正在迅速工业化和城市化的经济体，我国成为了世界上对原材料产品需求最为旺盛的经济体之一。由于资源分布的不均衡，很多种类的原材料产品需要依赖于国际贸易来满足需求。原材料产品的进口已经在我国整体对外贸易中占据了非常重要的地位。以原油为例，2010 年我国原油和成品油的进口额分别为 1352 亿美元和 223 亿美元，而全年一般贸易进口总值为 7680 亿美元，这意味着仅仅原油和成品油两项就约占一般贸易进口总额的 21%。在很多原料大宗商品上我国对于国际市场的依存度已经非常高，如原油 2010 年表观消费量首次突破 4 亿吨，对外依存度达到 53.8%（中国石油和化学工业联合会 2011 年 1 月发布的数字）；铁矿石的对外依存度虽然在 2010 年有所下降，但也将达到 60%左右（据中国钢铁工业协会 2010 年 12 月份在媒体上公布的数字）。

关于 2009 年我国主要原材料商品进口的情况见表 1。

表 1 2009 年我国主要原材料商品进口情况

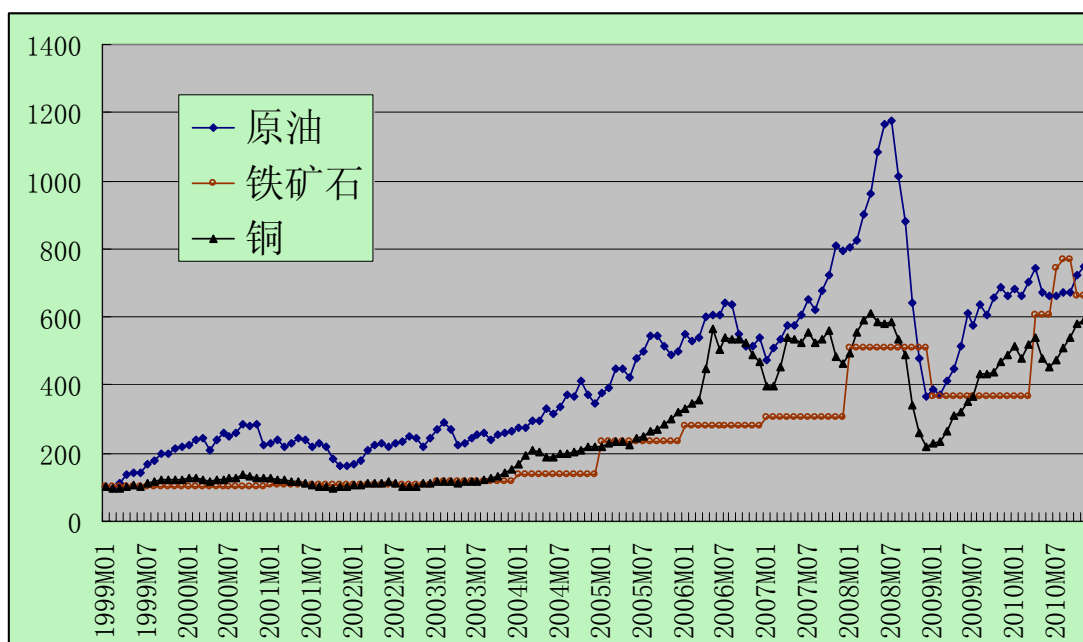
品种	进口额(亿美元)	占一般贸易进口比重
原油	892.6	16.7%
铁矿砂及其精矿	501.4	9.4%
成品油	169.8	3.2%
煤	105.7	2.0%
谷物及谷物粉	89.8	1.7%
铜矿砂及其精矿	84.8	1.6%
原木	40.9	0.8%
液化石油气及其他烃类气	33.7	0.6%
合成橡胶（包括胶乳）	30.0	0.6%
天然橡胶（包括胶乳）	28.1	0.5%
棉花（原棉）	21.1	0.4%
肥料	20.1	0.4%
合计	2018.0	37.9%
一般贸易进口总值	5338.7	

数据来源：中国统计年鉴 2010，仅列举了进口额>20 亿美元的主要进口类别。

从表 1 我们发现，仅仅是前 6 种产品——原油、铁矿砂、成品油、煤、谷物和铜矿砂就占据了我国一般贸易进口额的 34.6%。而在所有这些产品中，尽管谷物和煤的进口金额在绝对金额上也比较大，但因为其国内产量也很大，所以对外依存度并不高。所以对于我国来说，进口量大而且对外依存度较高的大宗产品主要是三大类：原油、铁矿砂和有色金属（以铜为代表）。

在图 1 中，我们对 1999 年以来这三类产品的国际市场价格波动趋势进行了刻画。我们可以发现，从 1999 年 1 月到 2010 年 11 月，这三类产品的价格上升幅度相仿，其涨幅都在 500%-700%之间。而三种商品的价格波动幅度则有比较大的差异，由大到小排序为：原油>铜>铁矿石，可以看出，金融属性越强的产品，其价格波动幅度也越大。（原油和铜主要是通过期货交易所定价，而虽然谈判的周期越来越短，铁矿石仍然以供需双方的直接谈判定价为主。）

图1. 几种主要大宗商品国际市场价格波动情况(1999年1月价格为100)

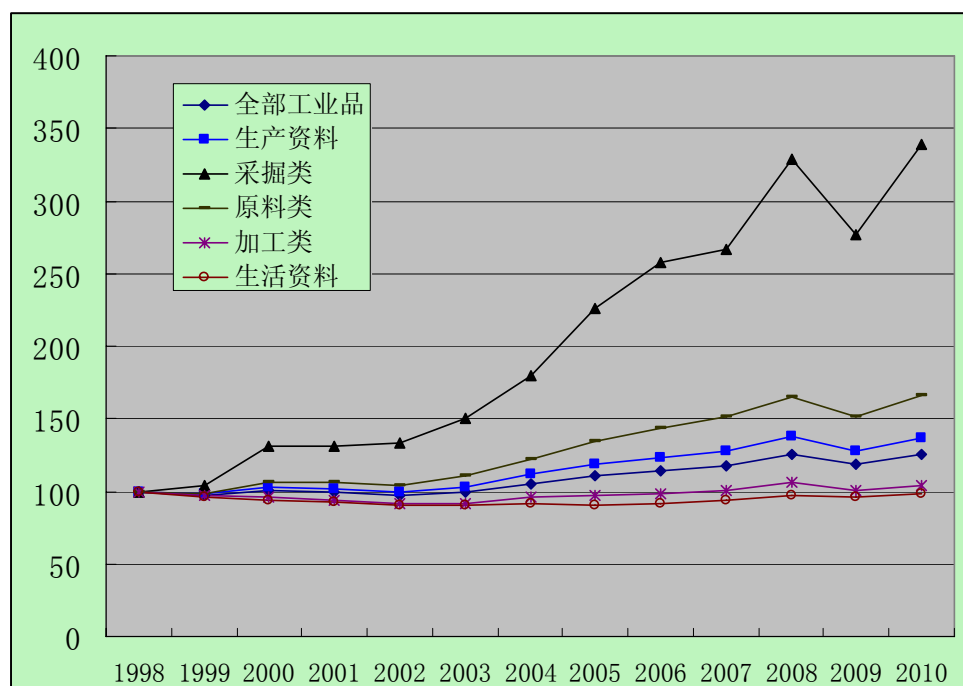


资料来源：IMF IFS 数据库，经作者整理为以同一时点为基准以方便比较其波动幅度和涨幅。原油价格为布伦特、迪拜和西德克萨斯轻质原油的平均价，铁矿石价格为巴西运往欧洲品位 67.55%铁矿石的离岸价，铜价格为 LME 的 A 等品交割价。

通过上面的分析，我们发现大宗商品贸易在我国整体贸易中占据了很重要的地位，而大宗商品的国际市场价格波动和涨幅在过去 10 年来都很大，所以我们可以预期其对我国整体价格水平具有一定的影响。由于大宗商品是主要的原材料，主要通过提高生产者成本的途径来影响价格整体水平，所以下面我们就通过对生产侧的价格波动对此影响进行分析。

在我国，使用工业品出厂价格指数（PPI）来衡量生产环节的价格变动情况。我们通过分析 1999 年以来我国 PPI 的环比数据以后就可以发现（见图 2），全部工业品出厂价格指数从 2002 年以后有一个显著的上升。以 1998 年全年为 100，全部工业品出厂价格指数 2002 年为 96.8，到了 2008 年已经上升为 125.2，累积提高了 28.3，年均提高 4.7 个点。

图2. 分用途工业品出厂价格指数-年度环比（1998 全年=100）



数据来源：中经网统计数据库并经作者整理而成。

而通过对分项指数的进一步分析我们可以知道，在这整个过程中，生活资料价格指数一直保持稳定，造成生产者价格指数上升的一个最重要因素就是生产资料价格指数的上升。在生产资料内部，不同类产品之间的价格变动趋势也差异非常明显，从图 2 我们可以清楚发现，加工类产品的价格一直保持稳定，价格上涨幅度最大的是采掘类产品价格，而原材料产品价格也有一定幅度的上涨，正是这两者的上涨导致了整体生产资料价格的上涨。

也就是说，从生产者的角度出发来考察，造成价格上升的主要原因是生产资料价格的上升，而造成生产资料价格上升的原因则是采掘类和原料类产品价格的上升。采掘类和原料类产品的价格上涨大约从 2002 年开始延续到 2008 年（2000-2002 年虽然涨幅也比较大，但这种上涨可视为对 1998 年亚洲金融危机后过度下跌的合理反弹），虽然 2009 年受到全球金融危机的影响而有所下滑，但到了 2010 年以后继续快速反弹，2010 年全年各项指数基本已经回到甚至超过了 2008 年的水平。这种走势与我们前面在图 1 中所展示的全球主要大宗商品价格走势基本一致，考虑到很多采掘类产品上我国的对外依存度较高，国内市场价格走势受到国际市场的重要影响，其走势基本上保持一致也就很自然了。

综上所述，我国在一些重要大宗商品上对外依存度较高，于是这些产品的国际市场价格波动就会对我国产生重要影响。国际市场上不少大宗商品的价格在 21 世纪以来大幅上涨，其上涨幅度在 2003 年以后尤其明显。国际市场的价格上

涨传导到了国内的相关行业，导致了采掘类产品价格指数的大幅上涨，从而带动了生产资料价格和工业品价格指数的上涨。通过这样一个传导路径，我们可以比较清楚地看到国际大宗商品市场价格波动对我国整体价格水平的影响。

其实，对于 2003 年以来的新一轮通胀，很多学者都认为跟国际大宗商品市场的价格波动密切相关。如刘元春和闫文涛（2008）对 2003 年以来通胀的分析后，认为国际原油、粮食及金属类等初级产品价格大幅上涨是此轮通货膨胀的主要原因之一。陈彦斌（2008）也认为 2003 年以来的通货膨胀具有结构性特征，其中国际粮食价格和能源价格的普遍上涨具有重要的影响意义。为了测算其具体影响的大小，不少学者运用投入产出表计算了大宗商品价格波动对于我国物价总体水平和行业生产结构的影响。如夏明（2007），任泽平,潘文卿,刘起运(2007)，林伯强、王锋（2009）等，他们的分析都主要集中于对能源价格波动影响上面。

在认识到国际大宗商品价格对我国经济的冲击以后，学者们也提出了自己的建议。如卢锋（2008）认为，尽管国外大宗商品价格的波动对中国的物价造成了冲击，但是他认为由于中国在很多大宗商品市场中对需求增量的贡献率很高，所以这些商品价格的大幅上涨的最终原因是中国总需求过高，所以应该通过中国本身的紧缩性政策和人民币升值来解决这种“结构性”通胀问题。刘煜辉（2007）认为，中国对于原材料需求的增加很大程度来自于中国要素价格扭曲所带来的过度投资倾向，所以必须通过体制改革而非仅仅是货币政策和汇率政策调整来解决这一问题。但是，这两个分析都忽略了经济发展过程中的一个客观规律：即在工业化和城市化快速发展的过程中，必然会对原材料产品产生快速的需求增长，这种增长是经济发展过程中结构转变的需要，很大程度上跟货币政策无关。如林伯强（2009）和冯俊新、李稻葵和汪进(2010)都提到能源需求的经济阶段性现象。由于经济发展的基本规律，在经济发展的某一阶段，随着城市化与重工业化的进程，将会出现一个阶段性能源需求的上涨，中国也必将遵循国际产业结构与能源消费的基本规律。

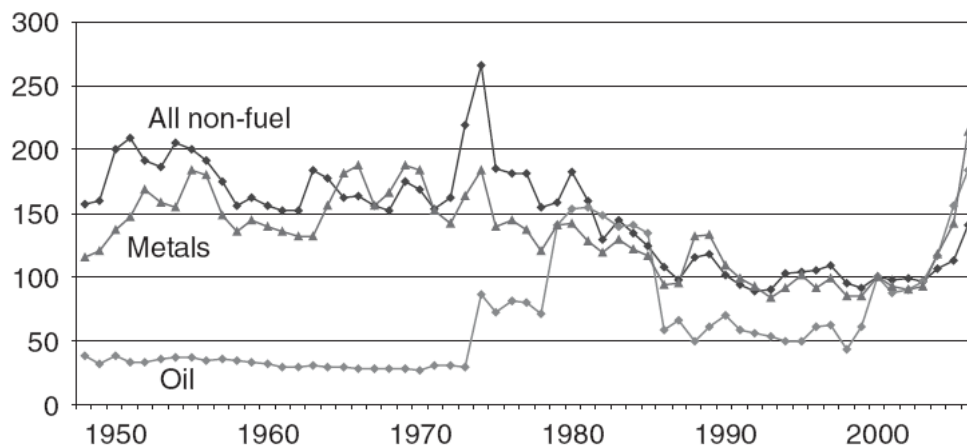
接下来，本文将对如下问题进行讨论：(1) 历史上几次大宗商品牛市发生的时间特征，从而对大宗商品价格大幅上涨背后的长期原因进行分析；(2) 通过跨国比较，分析我国在大宗商品市场中的地位；(3) 根据我国在不同商品中的地位以及未来商品供需的预测，提出相应的政策建议。

二、对大宗商品牛市成因的分析

二战以后，一共有三次比较大的商品价格牛市，尽管对于这些牛市持续的时

间长度有争议，但是对于他们的开始时间大家意见则比较一致。这三次商品价格牛市，分别开始于 1950 年，1973 年和 2003 年，并且普遍认为触发牛市的主要原因都是过快的宏观经济扩张所带来的需求冲击。（Radetzki, 2008）

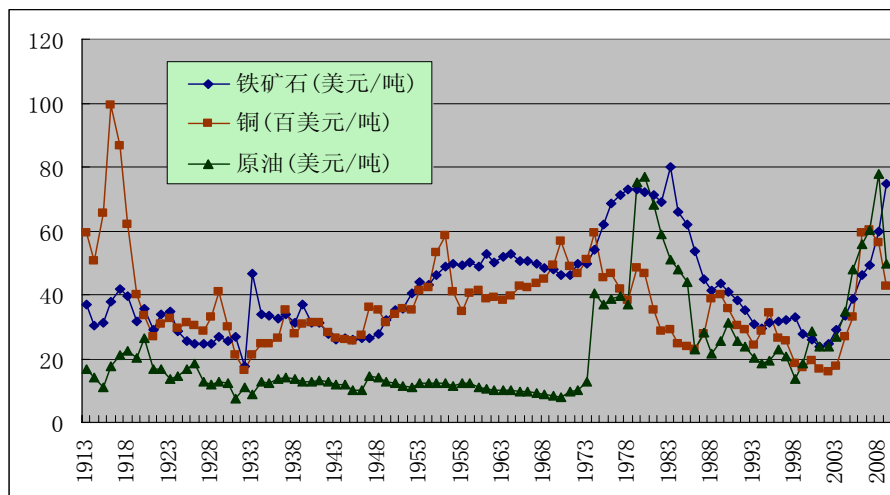
图3. 二战以后的三次大宗商品牛市行情



注：图中的三条曲线分别代表了原油、金属和非燃料原材料（包括金属）的长期价格指数走势，使用联合国的制造品单位价值指数(Manufactured Unit Value Index)作为平减指标，以 2000 年为 100。其走势可以认为是代表了原材料产品相对于制造业产品的相对价格。转引自 Radetzki(2008),pp67。

而通过对几种主要商品——铜、铁和原油价格走势的观察（见图 4），我们也可以发现，尽管这三种商品的价格走势并不完全一致，但是在上面提到的三个年份确实都有共同的向上趋势。但是，进一步的分析我们可以发现，世界宏观经济走势并不完全跟大宗商品价格走势完全一致，一个重要的例子就是 1960 年代初和 1980 年代末世界经济的较快增长都没有带来大宗商品价格的明显上升。（见图 5）

图4. 三种主要商品的长期价格趋势



注 1:所有价格都转化为 2000 年价格美元。

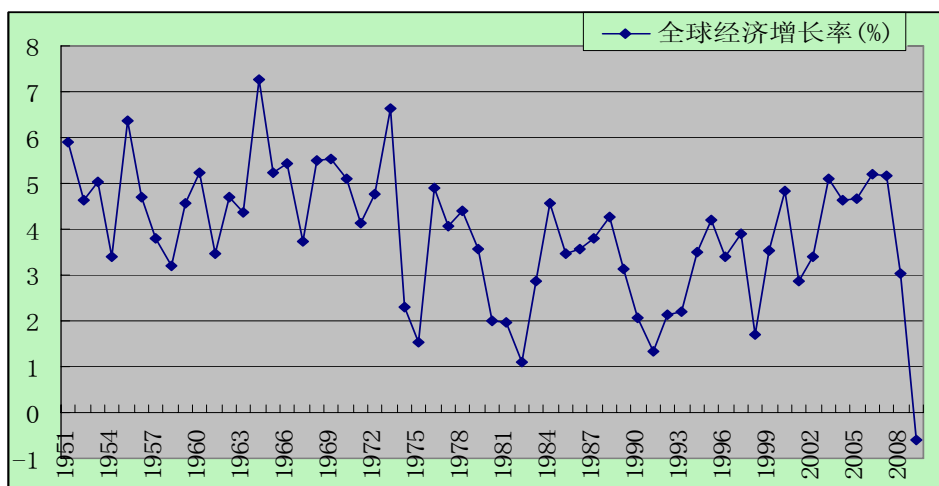
注 2:1913-2009 铁矿石价格原始数据来自 "Historical Statistics for Mineral and Material Commodities in the United States", U.S. Geological survey, version 2010"

注 3:1850-1998 年的铜价格原始数据来自 "metal prices in the United States Through 1998", U.S Department of the interior, U.S. Geological Survey; 1999 年以后的铜价格来自 "mineral commodity summaries 2000,2010", U.S. Department of the interior U.S. Geological Survey.

注 4.原油价格来自 BP Statistical Review of World Energy, 2010. 其中

1861-1944 US Average. 1945-1983 Arabian Light posted at Ras Tanura. 1984-2009 Brent dated.

图5. 全球经济增长率 (购买力平价), 1951-2009



注: 2006 年以前数据根据 Maddison(2008)计算得到, 2007-2009 年数据来自中国统计年鉴 2010.

为什么并不是每次的全球经济繁荣都会相应带来商品市场牛市呢? 我们认为, 这是因为处于不同发展阶段的经济体来说, 其经济发展对于大宗商品的需求弹性是不一样的。而每一次全球经济繁荣中, 不同发展阶段经济体的表现并不一致, 所以带来了这种差异。我们知道, 基础设施建设对于大宗商品等原材料的需求很大, 所以对于那些处于城市化和工业化快速发展阶段的经济体来说, 他们的经济发展一般都会带来对大宗商品需求的快速增长。因此, 我们认为不应该从整体宏观经济发展速度的角度, 而是应该从世界各国经济发展阶段构成的角度来对大宗商品的需求增长进行分析。

一般认为, 人均 GDP 在 3000-7000 美元(1990G-K 美元)之间是一个经济快速工业化和城市化的阶段。冯俊新(2009)利用跨国长时间序列的面板数据对城市化速度和经济发展水平之间的非线性关系进行了分析, 发现对于大多数国家来说, 确实在经济发展的某一个阶段存在一个城市化快速发展的阶段; 冯俊新、李稻葵和汪进(2010)也利用跨国长时间序列面板数据发现, 在经济发展的某一阶段也存在一个能源消费加速发展的阶段。我们把人均 GDP 为 3000 美元作为工业化快速发展的起点, 而 7000 美元作为工业化快速发展阶段结束点, 根据这两个门槛把人口分成三组: 人均 GDP 小于 3000 美元的一组是工业化快速起飞之前的经济体; 人均 GDP 在 3000-7000 美元的为正处于快速工业化和城市化阶段的经济体; 人

均 GDP 大于 7000 美元的为基本完成工业化的经济体。另外，为了预测未来可能进入快速工业化阶段的人口数量，我们也列出了 2500-3000 美元之间的人口比重，认为这些人口将会在可见的将来进入工业化阶段，是未来对大宗商品需求的潜在力量。

表 2 中按照世界人口的收入分组，列示了不同组别人口占世界人口的比重。从表中可以清楚看出来，三次大宗商品牛市前后 10 年正好对应的二战以后是世界上进入工业化人口比例变化最快的三个时期。

1945 年二战结束以后到 1955 年间，一方面战后重建大幅增加了需求，同时大量的国家也在这一时期开始进入到工业化快速发展的阶段，进入工业化阶段的人口占世界人口的比重从 1945 年二战结束时的 16.2% 快速上升到了 1955 年的 26.1%，增长比例达到了 60%。而从 1955 年到 1960 年，尽管增长的绝对值依然很大，但是增速有所放缓，所以这一时期的大宗商品需求增速也有所放缓，大宗商品的价格出现一定程度的下降。

从 1960 年以后到 1995 年的这一阶段，尽管世界经济依然在不断增长，但是进入工业化的人口比重一直徘徊不前，仅仅在 1965-1975 年间有一个比较大的涨幅，从 34.2% 上升到 38.8%，这一时期也制造了这三十多年里最大的商品牛市。

（尽管这一次的大宗商品价格波动还有其他一些因素所引致，但是 Barsky 和 Kilian（2004）认为，其他诸如禁运、卡特尔组成等非经济因素之所以能起作用，根本原因还在于背后的经济力量，即供给和需求之间的脆弱平衡。）

而 1995 年以后，更准确的说是从 2000 年开始（这一年，以 1990 年 G-K 美元衡量，中国正式迈入了 3000 美元人均 GDP 的门槛），世界进入工业化的人口比重才再一次大幅增长，这一现象也再次带来了大宗商品市场的牛市。

表 2 按收入分组的世界人口构成

年份	>3000	其中：		<3000	其中：
		3000-7000	>7000		
1940	18.8%	13.0%	5.8%	81.2%	3.7%
1945	16.2%	6.4%	9.8%	83.8%	2.3%
1950	19.1%	11.7%	7.4%	80.9%	7.7%
1955	26.1%	16.0%	10.1%	73.9%	8.1%
1960	33.0%	19.1%	13.9%	67.0%	1.3%
1965	34.2%	18.4%	15.8%	65.8%	2.7%
1970	37.8%	19.1%	18.8%	62.2%	1.2%
1975	38.8%	19.4%	19.4%	61.2%	1.4%

1980	38.7%	19.7%	19.0%	61.3%	2.0%
1985	39.3%	21.5%	17.8%	60.7%	0.4%
1990	37.2%	15.7%	21.5%	62.8%	6.1%
1995	38.0%	19.2%	18.8%	62.0%	23.2%
2000	58.7%	37.8%	20.9%	41.3%	3.9%
2006	60.8%	35.5%	25.3%	39.2%	20.9%

资料来源：原始资料来自 Maddison(2008)，经作者整理而成。

在 2003 年以来的这一波大宗商品牛市中，中国需求经常被提及。事实上，根据我们对历史上数次大宗商品牛市的回顾，一些重要经济体进入工业化和城市化快速发展阶段一直都是大宗商品牛市背后的根本原因，这一次也不例外。而在其中起到最重要作用的就是中国。表 3 列示了 1992 年以来中国一些主要大类原材料商品净进口的情况。通过对表 3 的分析，我们可以发现，中国在几种主要原材料产品的贸易情况在 2001 年和 2002 年左右发生了重大的转折。对于农产品，2002 年以后成为了净进口国；金属矿物净进口占 GDP 的比重在 2002 年以后也开始突破了原来在 0.2%-0.3% 之间的波动区间而一路上升；同样，能源矿物净进口占 GDP 的比重在 2002 年以后也开始了一轮高歌猛进。事实上，中国在主要原材料贸易方面的转变正好跟国际大宗商品价格的大幅攀升时间上吻合，这也再次印证了大宗商品价格牛市背后的根本力量是重要经济体开始进入了快速工业化阶段。

但是，正如我们在后面将要指出的那样，中国在不同商品市场上所处的地位和所产生的作用是不同的。虽然在金属矿物这样的市场上，中国确实对世界贸易格局的变化产生了深刻影响；但是，在粮食这样的市场上，中国并没有对世界贸易格局产生太大的变化（虽然中国从净出口国变成了净进口国，但是在国际粮食贸易中的份额一直都很低，见表 7 和表 8），对世界粮食价格变化起到主导性作用的仍然是美国等西方国家。那种把世界粮食价格上涨归因于中国的说法是无理的。

表 3 中国主要原材料净出口占 GDP 比重(%), 1992-2009

年份	农产品 (HS01-15)	金属矿物 (HS26)	能源矿物 (HS27)
1992	0.99	-0.25	0.27
1993	1.09	-0.26	-0.39
1994	0.95	-0.22	0.01
1995	0.20	-0.25	0.03
1996	0.30	-0.25	-0.11
1997	0.51	-0.24	-0.35
1998	0.39	-0.22	-0.16
1999	0.25	-0.20	-0.39

2000	0.16	-0.25	-1.07
2001	0.12	-0.31	-0.69
2002	0.15	-0.28	-0.75
2003	-0.04	-0.42	-1.10
2004	-0.32	-0.86	-1.74
2005	-0.15	-1.10	-2.06
2006	-0.12	-1.15	-2.63
2007	-0.29	-1.52	-2.41
2008	-0.53	-1.88	-3.04
2009	-0.36	-1.39	-2.08

数据来源：联合国 Comtrade 数据库，根据 HS 分类标准分类合并而成。

从历史上看，尽管随着工业化快速发展阶段人口增加带来的需求增长一般会在短期内造成供应紧张，从而带动价格上涨，但是从过去的两次牛市来看，这种价格上涨和供应紧张的情况并不会一直持续下去。随着投资的增加，供应紧张的局面将会消失，价格将会回到长期均衡水平之上。这背后的原因是因为大宗商品尤其是矿物类产品生产的特性（投资周期长，一般油气资源从勘探到规模生产需要 10 年的时间，而其他矿产资源一般也需要 5 年以上）使得其短期供给曲线在产能利用率较高的时候变得非常陡（缺乏弹性），于是需求的快速增长就会导致价格的大幅上涨。而对于大部分矿物来说，在长期中，随着投资的增加，其长期生产能力一般都能有较快增长，于是其长期供给曲线的价格弹性较大，也就是长期供给曲线会比较平坦，所以从长期来看，随着新增产能投入生产，长期均衡价格波动将会减少。

下面我们从供需的角度简单分析一下几种主要商品的长期价格变化可能性。

从需求的角度来看，到 2006 年，进入到工业化快速发展门槛(人均 GDP 为 1990 年 G-K 美元 2500-3000)的人口也已经达到了 13 亿（主要是印度），我们可以预期，随着这些人口也迈入工业化快速发展的阶段，对于大宗商品的需求将会增加。那么这会否造成大宗商品的供不应求呢，我们还应该从供给能力方面进行分析。

而为了研究其供给能力，我们对我国大量净进口的三种主要矿物——原油、铁矿石和铜矿石的储采比进行了分析（见表 4）。

表 4 主要矿物的储采比对比

年份	原油(单位: 10 亿桶)			铁矿石(单位: 亿吨)			铜矿石(单位: 百万吨)		
	产量	探明储量	储采比	产量	探明储量	储采比	产量	探明储量	储采比
1999	26.4	1085.6	41.1	10.2	1400	137.3	12.8	340	26.6
2000	27.3	1105.5	40.5	10.7	1400	130.8	13.2	340	25.8
2001	27.3	1130.0	41.4	10.4	1400	134.6	13.7	340	24.8
2002	27.2	1190.7	43.8	11	1500	136.4	13.6	480	35.3

2003	28.1	1204.3	42.9	12.1	1500	124.0	13.8	470	34.1
2004	29.3	1210.4	41.3	13.6	1600	117.6	14.7	470	32.0
2005	29.7	1220.2	41.1	15.5	1600	103.2	15	470	31.3
2006	29.8	1233.5	41.4	18.4	1600	87.0	15.1	480	31.8
2007	29.7	1253.0	42.1	20.4	1500	73.5	15.4	490	31.8
2008	29.9	1332.4	44.5	22.1	1500	67.9	15.4	550	35.7
2009	29.2	1333.1	45.7	22.4	1600	71.4	15.9	540	34.0

资料来源：原油相关资料来自 BP(2010)；铁矿石和铜矿石相关资料来自美国地质勘探局 (US Geology S) 各年的矿物摘要 (minerals summary)。

从表 4 可以看出，到 2009 年，这三种主要矿物的储采比依然较高，而且从动态的角度来看，储采比较低原油和铜矿都出现了上升的趋势；尽管铁矿石的储采比在下降，但是可开采年限依然在 70 年以上。

即使是大家最为担心的化石能源如石油，探明储量依然在不断增长，而且还有大量的非常规化石能源可以开采。根据对于未来能源结构的预测，在技术进步的情况下，不同类型的能源将能够形成接续，从而使整体能源供应量保持充足：2020 到 2030 年，常规石油产量 41.5 亿吨左右达到峰值，此后非常规石油弥补，常规石油递减，同时天然气产量增速较高；2040 年左右，天然气产量超过石油，天然气时代来临；2070-2080 年，天然气产量出现 100-120 亿油当量的峰值，与此同时，核裂变利用高效化，核聚变初步实现商业应用，可再生能源的竞争力也将加强；2070-21 世纪末，非可再生能源除煤炭外逐渐枯竭，可再生能源占有份额加大。按照这一预测，虽然常规石油的储量有限，但是随着其他替代能源的出现，世界不太可能出现能源短缺的问题。(冯连勇、陈大恩，2009) 当然，不能排除这种预测有过度乐观的可能，但毕竟说明了一个问题，就是在长期之中，能源资源的潜力依然存在。

而在金属矿石中，即使是我国进口量最大的铁矿石和铜矿石，其储采比依然达到了 70 年以上和 34 年；更为重要的是，这两种矿物的全球资源储量在 2008 年分别为 3500 亿吨和 10 亿吨(minerals summary)，均为探明储量的 2 倍左右，而且由于过去价格低迷造成勘探程度较低，在未来这个数字还会不断增长，在可见的将来，都不存在资源的稀缺。

总而言之，目前主要的大宗商品的储量依然丰富。当然，这并不意味着我们可以在目前的发展方式下继续放任发展，随着对于全球气候变化和节能减排的重视，我们还是应该大力改变发展方式。我们只是在这里强调，这些自然资源的供应量在未来依然是充足的，只要有足够的投资，就不会出现全球性的供应短缺。但是，考虑到主要矿物产品供应能力增长的滞后性，如果我们的投资不保持一定

的超前性，使大宗商品尤其是矿产品的生产能力得以提高，大宗商品价格恐怕将会长期在高位运行。

综上所述，我们对于二战以后的三次大宗商品牛市的分析发现，尽管存在着其他影响因素（如政治干预、大宗商品的金融化等等），但是，进入工业化和城市化快速发展阶段人口的增加，从而带来的需求增长是大宗商品价格在短期内上升的根本原因。而对 2003 年以来的这一次牛市的分析也可以发现，中国进入快速工业化阶段以后，对海外资源需求的快速增加正好与国际大宗商品价格上涨的时间相吻合。而根据对长期供需情况的分析，在未来十年，仍将大批人口进入到工业化和城市化快速发展的时期，对于大宗商品的需求将会保持增长；同时，自然资源的供应量在未来依然是充足的，只要有足够的投资，就不会出现全球性的供应短缺，考虑到主要矿物产品供应能力增长的滞后性，我们的投资应该有一定的超前性。

三、我国在大宗商品国际贸易中的地位

下面，我们通过国际比较来对我国在大宗商品国际贸易中的地位进行分析，并对我国原材料进口需求的特点分析，从而为进一步的政策建议提供基本支持。我们将从三个角度进行分析：（1）中国经济对原材料进口的整体依赖程度；（2）中国原材料进口的结构特征；（3）中国在不同种类商品市场中的地位。进行国际比较的国家包括了美国、欧盟（含德国）这两个最大的发达经济体，日本和韩国这两个东亚近邻，印度和巴西两个发展中大国。

3.1 中国经济对原材料进口的整体依赖程度

我们首先比较了主要经济大国对原材料进口的依赖程度。我们的比较分别在两个时点上进行，即我国在开始大规模进口原材料之前的 2000 年和能拿到最新数据的 2009 年（见表 5 和表 6）。

在 2000 年，中国矿物能源的净进口占 GDP 的比重约为 1.07%，是这几个大经济体中最低的一个；而在金属矿石和粗加工金属产品上面，中国净进口占 GDP 的比重合计为 0.82%，已经是所有这些经济体中最高的；综合来看，包括了能源、金属和农产品三项的净进口占 GDP 的比重在 2000 年达到了 1.72%，虽然这个比例高于美国和巴西这两个资源大国，与欧盟整体相当，但大大低于日本、韩国、印度和德国。应该说，2000 年的中国，虽然总体上也处于原材料净进口状态，但是对原材料净进口的整体依赖程度在主要的大经济体中并不突出。

但是，到 2009 年情况就发生了很大变化。中国矿物能源净进口占 GDP 的比

重从参与比较的各经济体中的最后一位变成了中等水平，已经超过了美国和欧盟。而在金属矿物和粗制品的需求中，中国更是明显超出了其他国家，而农产品上也从净出口国变成了净进口国。总体而言，中国对原材料净进口的整体依赖程度已经大大超过了欧盟和美国，甚至也已经超过了日本和德国这样的出口导向型经济体，而仅次于韩国和印度，成为了主要经济体中对原材料进口依赖程度最高的经济体之一。

3.2 中国原材料进口的结构特征

除了横向的静态对比以外，我们还想得到中国原材料进口的动态变化情况，并对中国进口原材料产品的结构特征进行分析。我们对 1988-2009 年主要经济体金属矿石和矿物能源净进口的情况进行了比较（见图 5 和图 6）。通过比较，我们可以发现中国进口原材料的结构特点，即在原材料进口结构上，中国对于金属矿石的相对需求量要远远高于其他国家，而且上升幅度惊人（见图 5）；而中国对于矿物能源的需求量虽然也快速增长，但是跟大多数主要经济体相比这个比例并没有特别突出。（见图 6）

表5 原材料进口对各主要经济体横向比较 I-2000 年

主要原材料产品净出口占 GDP 比重 (%)

产品	HS 编码	美国	欧盟	#德国	日本	韩国	中国	巴西	印度
矿物能源合计	HS27	-1.28	-1.38	-1.87	-1.63	-5.38	-1.07	-1.14	-3.89
其中：煤	HS2701-2704	0.01	-0.07	-0.06	-0.12	-0.41	0.19	-0.10	-0.23
原油	HS2709	-0.94	-1.08	-1.15	-0.95	-4.73	-1.06	-0.47	-3.42
成品油	HS2710	-0.21	0.01	-0.28	-0.16	0.78	-0.13	-0.42	-0.09
石油气及其他烃类气	HS2711	-0.12	-0.23	-0.38	-0.38	-0.97	-0.11	-0.14	-0.05
金属矿砂合计	HS26	-0.01	-0.10	-0.13	-0.15	-0.39	-0.25	0.45	0.03
其中：铁矿砂及其精矿	HS2601	0.00	-0.04	-0.07	-0.07	-0.18	-0.15	0.47	0.07
铜矿砂及其精矿	HS2603	0.00	-0.01	-0.02	-0.05	-0.13	-0.07	-0.04	-0.05
粗加工金属制品合计	HS72-81	-0.25	-0.05	0.21	0.19	-0.27	-0.57	0.59	0.10
其中：钢铁(HS)	HS72	-0.11	0.02	0.10	0.20	-0.01	-0.50	0.46	0.04
#废钢铁	HS7203-7204	0.00	0.00	0.03	0.00	-0.21	-0.04	0.00	-0.07
#生铁	HS7201-7202	-0.02	-0.03	-0.03	-0.02	-0.17	0.10	0.13	0.02
钢铁制品	HS73	-0.06	0.05	0.13	0.07	0.23	0.32	0.00	0.13
铜及其制品	HS74	-0.02	-0.03	0.03	0.03	-0.10	-0.32	-0.04	-0.02
铝及其制品(HS)	HS76	-0.04	-0.05	-0.01	-0.08	-0.23	-0.18	0.17	0.01
农产品	HS01-15	0.05	-0.18	-0.50	-0.75	-0.76	0.17	0.56	0.60
其中：粮食	HS10	0.07	0.01	0.05	-0.08	-0.28	0.09	-0.19	0.14
上述累计		-1.49	-1.71	-2.28	-2.34	-6.80	-1.72	0.46	-3.17
净出口/GDP (%)		-3.86	0.22	0.35	1.45	2.86	2.41	-1.76	-0.92

注：正数意味着为净出口，而负数则意味着为净进口。原始数据来自联合国 Comtrade 数据库，经笔者整理，其计算方式为净出口/世界总进口额，因为存在着运费差异和其他遗漏，所以各国净出口相加之和并不等于世界总进口额。欧盟包含 27 个成员国。

表 6 原材料进口对各主要经济体横向比较 II-2009 年

各主要经济体主要原材料产品净出口占 GDP 比重 (%)

产品	HS 编码	美国	欧盟	#德国	日本	韩国	中国	巴西	印度
矿物能源合计	HS27	-1.59	-1.93	-2.49	-2.80	-8.15	-2.08	-0.17	-4.48
其中：煤	HS2701-2704	0.03	-0.12	-0.15	-0.43	-1.20	-0.17	-0.14	-0.62
原油	HS2709	-1.41	-1.34	-1.30	-1.58	-6.10	-1.75	0.01	-4.95
成品油	HS2710	-0.13	0.04	-0.16	-0.07	1.17	-0.09	-0.09	1.42
石油气及其他烃类气	HS2711	-0.09	-0.39	-0.91	-0.72	-2.05	-0.05	-0.15	-0.31
金属矿砂合计	HS26	0.00	-0.09	-0.18	-0.39	-1.05	-1.39	0.87	0.18
其中：铁矿砂及其精矿	HS2601	0.00	-0.04	-0.09	-0.17	-0.42	-1.01	0.84	0.40
铜矿砂及其精矿	HS2603	0.01	-0.02	-0.05	-0.16	-0.40	-0.17	0.01	-0.23
粗加工金属制品合计	HS72-81	-0.12	0.13	0.41	0.59	-0.62	-0.40	0.27	-0.27
其中：钢铁(HS)	HS72	0.02	0.06	0.06	0.46	-0.36	-0.29	0.29	-0.31
#废钢铁	HS7203-7204	0.04	0.02	0.04	0.06	-0.27	-0.11	0.00	-0.14
#生铁	HS7201-7202	-0.01	-0.03	-0.05	-0.03	-0.16	-0.06	0.15	0.05
钢铁制品	HS73	-0.08	0.10	0.31	0.10	0.23	0.50	-0.04	0.10
铜及其制品	HS74	-0.01	0.00	0.04	0.10	-0.17	-0.52	-0.05	0.04
铝及其制品	HS76	-0.03	-0.02	0.03	-0.06	-0.19	0.02	0.07	-0.03
农产品	HS01-15	0.16	-0.22	-1.28	-0.74	-1.11	-0.35	1.62	0.16
其中：粮食	HS10	0.11	0.01	0.01	-0.13	-0.34	-0.01	-0.01	0.23
上述累计		-1.54	-2.10	-3.54	-3.34	-10.93	-4.22	2.59	-4.40
净出口/GDP (%)		-2.74	0.88	4.94	0.30	3.92	4.41	-0.08	-4.66

注：正数意味着为净出口，而负数则意味着为净进口。原始数据来自联合国 Comtrade 数据库，经笔者整理，其计算方式为净出口/世界总进口额，因为存在着运费差异和其他遗漏，所以各国净出口相加之和并不等于世界总进口额。欧盟包含 27 个成员国。

图6. 主要国家金属矿石净出口占 GDP 的比重(%),1988-2009

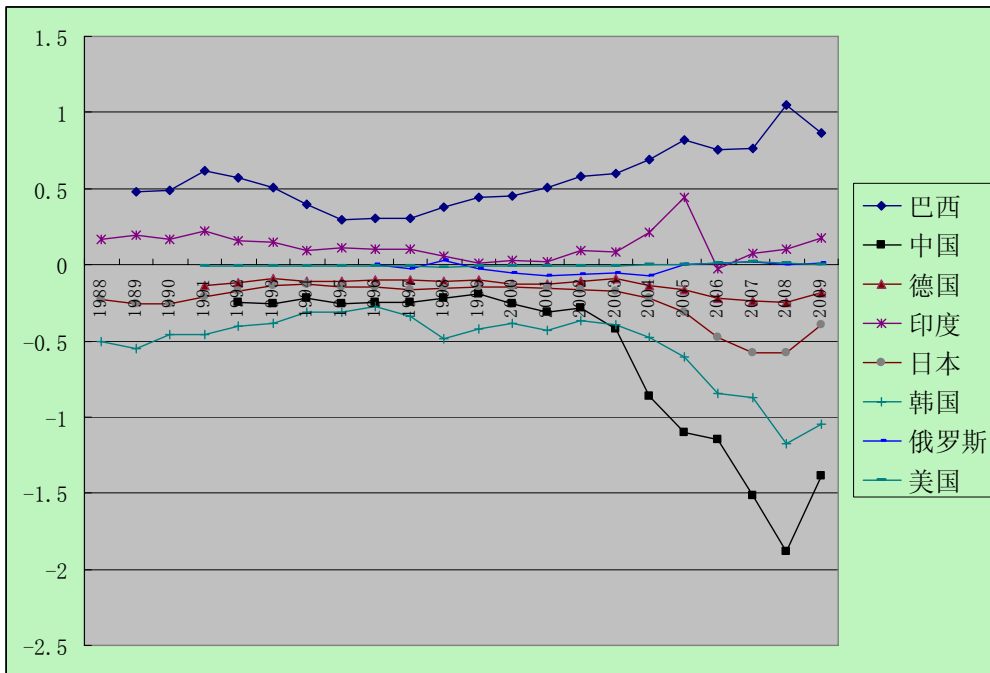
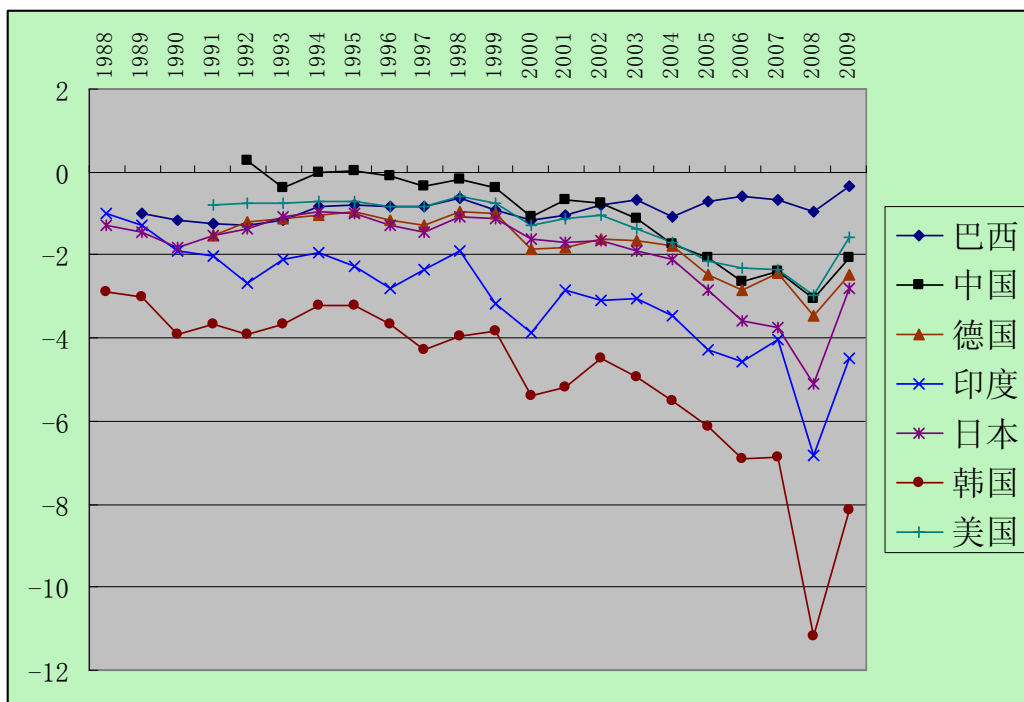


图7. 主要国家矿物能源净出口占 GDP 比重(%),1988-2009



3.3 中国在各主要商品市场中的地位比较

进一步的，如果我们对中国在这几个市场上的地位进行分别比较的时候，这个特点就更加突出了。（见表 8）2009 年，在全球矿物能源市场上，中国只是一个比较重要的参与者而已。中国矿物能源净进口占世界贸易额比重为 6%，大比例低于日本、美国和欧盟，即使在原油市场上，我国的进口增长虽然很快，但占世界贸易额的比重依然远远低于美国和欧盟。但是，在金属矿砂和粗加工金属制品市场上，中国的地位则要重要得多。中国在 2009 年进口了世界矿砂贸易额中的 50.1%，其中铁矿石的进口量占全部国际贸易额的 66.5%，铜矿砂也达到了 27.9%，均居世界第一。在粗加工金属制品市场中，虽然中国的重要性要低一些，但是所占比重依然高居世界第一，其中铜及其制品的净进口量也高达世界市场贸易量的 26.7%。而在农产品市场尤其是谷物市场上，按照世界贸易份额来看，中国则只是一个一般参与者而已。总而言之，根据中国在各个大宗商品市场上的份额，我们可以发现，中国是金属矿物和制品国际贸易中最大的需求者，而且所占份额远远超过其他经济体；在矿物能源市场尤其是原油市场中，中国的地位也较为重要，但是要远逊于美国和欧盟这两个经济体；而在农产品尤其是粮食市场中，中国近年来的地位并不是非常重要。

3.4 小结

在这一节，我们从三个角度对于中国大宗商品进口的重要性和结构进行了分析。首先，从大宗商品的整体对外依赖性来看，从 2001 年以来，我国迅速成为了一个原材料净进口大国，原材料净进口占 GDP 的比重从主要经济体中的中等位置迅速变成了进口依赖程度最高的经济体之一。其次，分类来看，跟其他主要经济体相比，我国进口大宗商品的结构还具有非常鲜明的特点，即体现为金属矿物和金属制品的进口比重远远高于其他经济体，而在矿物能源和农产品方面则相对并不突出。第三，从我国在各种商品市场上的份额来看，我国在金属矿物和金属制品国际贸易市场上的地位非常突出，进口了超过全球贸易额一半的矿砂，也是粗加工金属的最大进口者；而在矿物能源和农产品市场上，中国只是一个规模较大的参与者而已。

作为一个原材料进口大国，我国对于大宗商品国际市场的整体依赖性正在提高，但与此同时，我们也必须对不同市场上我国角色的差异有所认识，这才有助于我们更好的采取对策。

表 7 2000 年各经济体主要原材料产品净出口占世界贸易总额比重 (%)

产品	HS 编码	美国	欧盟	#德国	日本	韩国	中国	巴西	印度
矿物能源合计	HS27	-19.43	-17.99	-5.45	-11.67	-4.41	-1.97	-1.13	-2.75
其中：煤	HS2701-2704	5.44	-25.95	-4.84	-23.91	-9.57	10.11	-2.78	-4.69
原油	HS2709	-24.76	-24.42	-5.79	-11.81	-6.68	-3.37	-0.80	-4.17
成品油	HS2710	-13.96	0.42	-3.55	-5.14	2.80	-1.03	-1.85	-0.29
石油气及其他烃类气	HS2711	-14.84	-24.88	-9.03	-22.45	-6.45	-1.65	-1.14	-0.27
金属矿砂合计	HS26	-2.19	-27.47	-7.78	-22.72	-6.77	-9.96	9.47	0.41
其中：铁矿砂及其精矿	HS2601	-1.87	-28.66	-10.34	-25.76	-7.50	-14.83	24.33	2.72
铜矿砂及其精矿	HS2603	2.71	-14.90	-4.81	-38.41	-10.71	-12.60	-4.03	-3.87
初加工金属制品合计	HS72-81	-7.18	-1.12	1.15	2.53	-0.41	-1.95	1.10	0.13
其中：钢铁(HS)	HS72	-8.27	1.61	1.47	7.41	-0.03	-4.66	2.31	0.14
#废钢铁	HS7203-7204	4.58	-2.12	5.25	2.44	-12.60	-5.61	-0.01	-3.45
#生铁	HS7201-7202	-18.30	-25.80	-6.13	-9.25	-9.50	12.28	9.33	0.78
钢铁制品	HS73	-6.80	5.18	2.87	3.64	1.40	4.32	0.03	0.68
铜及其制品	HS74	-4.67	-6.23	1.68	3.69	-1.41	-9.74	-0.68	-0.20
铝及其制品(HS)	HS76	-5.97	-6.56	-0.15	-6.10	-1.92	-3.38	1.72	0.10
农产品	HS01-15	1.67	-5.50	-3.31	-12.26	-1.41	0.72	1.27	0.96
其中：粮食	HS10	19.85	3.55	2.87	-10.91	-4.42	3.13	-3.58	1.83
上述累计		-11.20	-11.04	-3.30	-8.31	-2.76	-1.57	0.23	-1.11

注：正数意味着为净出口，而负数则意味着为净进口。原始数据来自联合国 Comtrade 数据库，经笔者整理，其计算方式为净出口/世界总进口额，因为存在着运费差异和其他遗漏，所以各国净出口相加之和并不等于世界总进口额。欧盟包含 27 个成员国。

表 8 2009 年各主要经济体主要原材料产品净出口占该产品贸易总额比重 (%)

产品	HS 编码	美国	欧盟	#德国	日本	韩国	中国	巴西	印度
矿物能源合计	HS27	-12.97	-18.25	-4.80	-8.21	-3.93	-5.99	-0.15	-3.39
其中：煤	HS2701-2704	4.33	-20.18	-5.14	-22.70	-10.30	-8.61	-2.33	-8.31
原油	HS2709	-22.35	-24.65	-4.87	-8.99	-5.71	-9.80	0.02	-7.30
成品油	HS2710	-4.37	1.70	-1.31	-0.81	2.35	-1.07	-0.35	4.51
石油气及其他烃类气	HS2711	-5.36	-25.77	-12.37	-14.94	-6.96	-1.00	-0.96	-1.65
金属矿砂合计	HS26	0.44	-11.18	-4.32	-14.43	-6.30	-50.10	9.87	1.70
其中：铁矿砂及其精矿	HS2601	-0.07	-8.88	-3.76	-11.52	-4.69	-66.46	17.55	6.93
铜矿砂及其精矿	HS2603	2.88	-13.25	-5.40	-27.08	-10.83	-27.90	0.59	-9.94
粗加工金属制品合计	HS72-81	-2.28	3.03	1.87	4.14	-0.72	-2.75	0.59	-0.49
其中：钢铁(HS)	HS72	0.90	3.75	0.71	9.05	-1.15	-5.52	1.75	-1.57
#废钢铁	HS7203-7204	19.96	11.61	4.48	10.19	-7.66	-18.56	0.15	-6.24
#生铁	HS7201-7202	-8.51	-22.12	-7.63	-6.31	-6.22	-13.91	11.16	2.88
钢铁制品	HS73	-5.50	7.92	4.82	2.47	0.89	11.61	-0.30	0.60
铜及其制品	HS74	-1.39	0.59	1.31	5.21	-1.46	-26.67	-0.73	0.51
铝及其制品	HS76	-3.47	-3.29	1.00	-2.68	-1.54	0.91	1.00	-0.42
农产品	HS01-15	3.75	-5.89	-7.09	-6.18	-1.53	-2.92	4.21	0.35
其中：粮食	HS10	22.02	2.22	0.71	-9.50	-4.14	-0.37	-0.19	4.30
上述累计		-6.81	-10.78	-3.70	-5.30	-2.85	-6.59	1.27	-1.81

注：正数意味着为净出口，而负数则意味着为净进口。原始数据来自联合国 Comtrade 数据库，经笔者整理，其计算方式为净出口/世界总进口额，因为存在着运费差异和其他遗漏，所以各国净出口相加之和并不等于世界总进口额。欧盟包含 27 个成员国。

四、我国应对大宗商品价格波动的政策建议

作为原材料，大宗商品在供给和需求方面的一些特点使得其价格波动一般都比较大。在需求方面，原材料受到最终产品需求的波动影响更大，最终需求的一个小波动可以通过改变生产过程中每个环节的最优存货水平而对最上游的原材料需求产生较大的波动；而在供给方面，很多原材料产品尤其是矿物产品的投资周期较长，在短期内供给曲线刚性较强。容易波动的需求和刚性很强的短期供给曲线，使得原材料产品价格的一个重要特征就是短期波动较大。作为一个正处于快速工业化和城市化阶段的发展中大国，我国是大宗商品的重要消费国，而且也是多种重要大宗商品的重要进口国。为了对冲大宗商品的价格波动对宏观经济的短期影响，我们可以根据我国在大宗商品市场中的地位和进口结构，对于不同类型的大宗商品应该采取不同的政策。

（1）部分商品应该让企业更多地利用现有国际交易体系来对冲风险

对于我国在世界市场中不占主导地位的商品，如矿物燃料，在公司治理制度完善的情况下，我国可以适当放开相关企业通过国际期货市场来对冲价格风险。虽然这些市场可能建立在中国以外，但是只要市场中的主导者（如美国和欧盟在国际原油市场中的主导地位）利益与我国相一致（都是石油净进口国，而且用石油净进口占 GDP 的比重来衡量，石油价格波动对我国和美欧国民经济的整体冲击效应相差不大），我们就应该更多的允许企业利用这些市场工具来进行套期保值。

当然，在可能的情况下，我们也应该逐步建立自己的“中国价格”。一些尝试已经有了一定的收获，如上期所的燃料油期货在 2009 年名列全球主要商品期货市场中交易量的第 3 位，初步显示其在全球定价体系中的作用。通过建立这样的市场，可以更加方便大宗商品的生产和消费者对冲风险，从而有助于宏观经济的稳定。

（2）建立国家储备，对冲价格波动

大宗商品的一个重要特点就是短期内需求波动较大，而供给弹性很低，这是大宗商品价格波动剧烈的主要原因，因此，跨期供给能力的调节就很重要。面对大宗商品的这一特点，建立储备来对短期供给进行调节是一个不错的解决方法。考虑到我国对于大宗商品的需求结构与西方主要经济体存在一定的差异，所以在储备商品种类的选择上也要注意有所区别，对金属矿物这类我国有特别需求的商品要加强储备制度建设。

(3) 建立金属矿物期货市场需谨慎

对于建立金属矿物尤其是铁矿石期货市场的呼声在最近两年日渐高涨，其理由是为国内冶金企业提供对冲机制。但是，通过对比几种主要矿物的国际贸易情况我们可以对这种呼声进行更为理性的思考。(1) 从贸易量来看，虽然铁矿石和铜矿石由于最近几年的贸易数量和价格的上升，市场规模有了很大发展，但是依然偏小，铁矿石国际贸易规模不足原油市场规模的 10%，铜矿石更是不足原油市场规模的 4%。市场容量小的产品，在期货市场中很容易受到操纵。(2) 从供给的集中度来看，铁矿石和铜矿石的生产者都高度集中，在这么小的市场规模中，生产者却高度集中，一旦期货市场建立，必然会给生产者以足够的可能性来操纵价格。(3) 从原油期货市场的建立过程来看，期货市场的建立是随着生产者和需求方的日益多元化而逐步建立起来的，因为只有这个时候，市场对于交易成本降低的作用才会更为突出，而从国际贸易层面来看，而这两个条件目前在铁矿石和铜矿石市场中尚不存在。(虽然我国的钢铁行业集中度较低，导致了实际需求方数量增加，但是从国家层面来看，需求集中度实际上很高，所以从行业整体利益的角度出发，完善国内的价格形成机制更为重要。) 总而言之，基于目前金属矿物的国际贸易情况，建立期货市场并不是一个最优选择。

表 9 几个主要矿物市场的对比

年份	贸易规模-世界进口量 (亿美元)			最大三个出口国占 世界贸易比重(%)			中国净进口占 世界贸易比重(%)		
	原油	铁矿石	铜矿石	原油	铁矿石	铜矿石	原油	铁矿石	铜矿石
1999	2179	106	53	38.2	73.1	72.8	1.8	13.0	8.9
2000	3774	125	64	52.9	68.7	72.2	3.4	14.8	12.6
.....									
2007	10563	643	370	44.9	71.5	65.8	7.3	52.6	23.9
2008	15250	1060	377	40.5	73.0	59.4	8.3	57.2	26.4
2009	8892	754	304	42.4	76.9	64.3	9.8	66.5	27.9

最后，即使我们建立了金属矿物期货市场，在当前国际流动性泛滥的情况下，我们也必须注意对市场参与者的筛选。相对于其它大宗商品而言，铁矿石价格的相对波动幅度较小，一种一个重要的原因就是交易的参与者是直接的供需双方(也有小部分是通过贸易商进行间接的交易)，而没有第三者大规模的参与，而一定程度上保持价格的相对稳定，对双方都是有利的。(钱成、刘宇，2009) 而在原油期货市场中，正是一些新型的投机者如商品指数基金的进入曾被认为很可能是推高油价的重要因素 (Master, 2008)。因此，即使是在市场建立以后，也应该保证参与者的身份以避免造成价格的过分波动。

(4) 建立上下游一体化企业是对冲大宗商品价格风险的最优选择

对于中国这样的大国来说,对于金属类的大宗商品,相比建立期货市场来说,更好的方法是建立上下游一体化企业,通过资源整合来稳定价格波动对我国经济的影响;同时也发挥了我国市场容量大的优势。在这方面,跨国钢铁企业就是一个很好的例子,如日韩企业能够控制的铁矿石贸易已经达到了60%以上,米塔尔可以控制的铁矿石资源量占进口量的44%,其目标是提高到70-75%。日韩企业的特点是通过产业链内的企业交叉持股,建立了整体产业链的布局和控制,建立了利益共同体。铁矿石、海运费上涨都不怕,同时也不会把价格压力全部传到下游去,从而增强了整个产业链的竞争力。相比之下,我国的钢铁企业不但在铁矿石自给率上低于外国同行,而且在其他环节如运输等方面也都是受制于人(李雪姣、刘伟,2010),从而导致综合竞争力不足。但是,这并不意味着产生垄断企业,鉴于我国的市场容量,即使企业数量比美日等国多一点也足以实现规模经济,所以我们的选择应该是在有条件的情况下产生多家纵向一体化企业进行竞争。我国在不少金属矿物市场所占据的需求主导地位并没有为我们换来价格主导权的一个主要原因就是我国国内价格形成机制的运行不良,比如在铁矿石市场中,进口代理制带来的铁矿石倒卖现象就一直成为大家诟病的对象。适当改革流通环节中存在的这类问题,减少流通环节中的扭曲,实际上也就是减少了上下游一体化的障碍,从而有助于我国经济化解价格波动带来的风险。

五、总结

由于我国在能源和金属原料等重要大宗商品上对外依存度较高,而且还在不断增加,这些产品的国际市场价格波动因此会对我国经济尤其是整体价格水平的波动产生重要影响。本文首先从传导机制的角度出发对大宗商品价格对我国整体价格水平的影响程度进行了分析。国际大宗商品价格的上涨首先导致了采掘类产品价格指数的大幅上涨,从而最终带动了生产资料价格和工业品出厂价格指数的上涨。

然后,本文对造成大宗商品牛市的根本原因进行了探讨。对于二战以后的三次大宗商品牛市的分析发现,尽管存在着其他影响因素(如政治干预、大宗商品的金融化等等),但是,进入工业化和城市化快速发展阶段人口的增加,从而带来的需求增长是大宗商品价格在短期内上升的根本原因。根据对长期供需情况的分析,在未来十年,仍将有一大批人口进入到工业化和城市化快速发展的时期,对

于大宗商品的需求将会保持增长；同时，大部分资源产品的供应量在未来依然是充足的，只要有足够的投资，就不会出现全球性的供应短缺，考虑到主要矿物产品供应能力增长的滞后性，我们的投资应该有一定的超前性，否则大宗商品价格可能会在高位持续运行相当长的时间。

接着，通过国际比较对我国在大宗商品国际贸易领域的特征进行了分析，发现存在以下三个特点：（1）大宗商品的整体对外依赖性来说从 2001 年以来迅速提高，用原材料净进口占 GDP 的比重来衡量，我国已经是主要经济体中对原材料进口依赖程度最高的经济体之一；（2）分类来看，跟其他主要经济体相比，我国进口的大宗商品在结构上具有非常鲜明的特点，即体现为金属矿物和金属制品的进口比重重要远远高于其他经济体，而在矿物能源和农产品方面的相对位置并不突出；（3）从我国在各种商品市场的份额来看，我国在金属矿物和金属制品国际贸易市场上的地位非常突出，进口了超过全球贸易额一半的矿砂；而在矿物能源和农产品市场上，中国只是一个规模较大的参与者而已。

大宗商品价格的一个重要特征就是短期波动较大，为了对冲大宗商品的价格波动对宏观经济的短期影响，我们可以根据中国在不同市场上的地位，我们应该制定不同的政策：对于我国不占主导地位的市场，在短期内可以利用现有的国际市场定价体系和风险分散机制，包括建立适当的国家储备来对冲风险；对于我国占据主导地位的金属矿物市场，最好的做法是建立上下游一体化企业，关于建立金属矿物期货交易所的建议应该慎行，取而代之的做法应该是逐步改革现有贸易机制。

参考文献

- [1] Barsky, R. and L. Kilian, 2004. Oil and the Macroeconomy since the 1970s. *The Journal of Economic Perspectives*, Vol. 18, No. 4 (Autumn, 2004), pp. 115-134
- [2] British Petroleum, 2010. *BP Statistical Review of World Energy*, British Petroleum, London.
- [3] Maddison A, 2008. *Historical Statistics for the World Economy: 1-2006 AD*. 2008.
- [4] Masters, Michael W., 2008. "Testimony before the Committee on Homeland Security and Government Affairs." United State Senate, Washington, D.C., May 20.
- [5] Radetzki, M., 2008. *A Handbook of Primary Commodities in the Global Economy*. Cambridge, Cambridge University Press.
- [6] U.S. Geological Survey. *Mineral Commodity Summaries*, various years. (U.S. Geol. Survey, Washington, DC).
- [7] 陈彦斌. 中国当前通货膨胀形成原因经验研究：2003—2007 年[J] *经济理论与经济*

报告总责任人： 杨瑞龙 毛振华 朱科敏

报告执笔人：

主报告： 陈彦斌 唐诗磊 阎衍 朱戎

分报告 1： 孙文凯

分报告 2： 肖争艳 程冬 戴轶群

分报告 3： 范志勇

分报告 4： 于泽

分报告 5： 刘凤良 鲁旭

分报告 6： 聂辉华 毛学峰

分报告 7： 王孝松

分报告 8： 赵勇

分报告 9： 冯俊新