

国际大宗商品价格波动与国内通货膨胀^{*}

——基于中国数据的实证分析

陈玉财

〔摘 要〕 中国对国际大宗商品的巨大需求决定了其价格波动对国内物价有重要影响。国际大宗商品价格的上涨引起国内通货膨胀的本质是“成本上升型”通货膨胀。国际大宗商品波动在国内传导主要通过直接消费渠道、生产渠道和间接渠道,间接渠道又可细分为预期渠道、联动渠道和扩散渠道。在比较国内外商品价格指数的基础上,本文以中国的数据为基础,建立了进口大宗商品价格指数(缩写为 ICPI)。并以 CPI、ICPI、产出缺口和货币供应量构建计量模型,得出:货币供应量对我国通货膨胀的影响最大,产出缺口次之,ICPI 再次之;但如果考虑到 ICPI 的波动幅度远大于货币供应量和产出缺口的变化,那么 ICPI 对 CPI 的影响可以与产出缺口和货币供应量相提并论。

关键词: 大宗商品价格 通货膨胀 费雪指数

JEL 分类号: C32 E31 O13

一、引言

(一)研究意义

近年来,随着中国经济持续保持快速发展,加之仍处于高投入、高能耗的粗放型经济增长阶段,中国对大宗商品的消耗十分巨大,已经成为世界多种基本原材料商品的最大消费国。在国内产量无法满足经济增长需求情况下,中国必须要大量进口大宗商品。这使得中国对大宗商品的对外依存度很高,已成为世界上石油、大豆、铁矿石等多种大宗商品的进口超级大国。如 2010 年中国原油进口量 2.39 亿吨,占原油表观消费量 4.39 亿吨^①的 54.3%。国家发展与改革委员会公布的 2011 年上半年原油对外依存度为 54.4%,原油进口量占世界原油进口贸易总量的 12.5%^②。2010 年大豆对外依存度接近 80%,2010~2011 年度进口量 5210 万吨,约占世界进口贸易总量的 57%^③。2010 年进口铁矿石 6.19 亿吨,在全球铁矿石进口量中,中国占比逾 50%。2010 年中国生产生铁 5.9 亿吨,如按照铁矿石含铁量 60%^④计算,中国全年生产的生铁中 62.9%要使用进口铁矿石。

尽管中国已成为多种国际大宗商品的巨大需求方之一,但由于大宗商品价格的定价权在国际市场,国内基础原材料价格和初级产品价格只能被动地接受国际价格波动。国际金融危机全面爆发以来,国际大宗商品价格波动越发剧烈,已成为外部冲击影响国内物价稳定的重要直接因素。从长期看,我国工业化和城镇化进程尚未完成,经济增长潜力巨大,对大宗商品的需求将继续保持较快增长。由于大宗商品属于初级产品,主要依赖资源禀赋决定其供给能力,国际大宗商品波动

^{*} 陈玉财,中国人民银行大连市中心支行,本文系国家自然科学基金项目《国内通货膨胀走势及应对策略研究》(项目批准号:71141001)子课题《国际大宗商品价格变动及传导》(项目批准号:71141007)的部分研究成果。

① 参见国家统计局、海关总署网站。

② 参见《BP 世界能源统计 2011》。

③ 参见国际谷物理事会网站 <http://www.igc.int/en/grainsupdate/sd.aspx?crop=Soyabeans>。

④ 进口铁矿石含铁量一般都高于 60%。

对国内物价稳定的影响将长期存在。基于此,深入分析国际石油、粮食等大宗商品价格定价机制、影响因素以及与国内价格水平之间的联系,并在此基础上提出需求方定价权以及降低国际大宗商品价格波动尤其是价格上涨对国内物价影响的具体措施,这对我国经济平稳较快持续增长具有重要意义。

(二)国内外相关研究综述

国际上的研究文献中普遍使用“商品”(commodity)或者“初级产品”(primary commodity)这个名词,并不用国内文献中的“大宗商品”(bulk commodity)这个名词,而实际上它们的内涵基本上是一致的。考虑到国内文献习惯以及国内“商品”含义较为宽泛,本文在叙述中沿用“大宗商品”这个名词,其含义为用于工农业生产与消费的大批量买卖的物质商品。大宗商品主要包括三类商品:(1)黄金、原油等金融属性强、避险保值功能强的商品。(2)以有色金属为代表的工业品如铜、铝、镍、锌、铅、锡,以及黑色金属铁等。(3)农产品如大豆、糖、棉花、橡胶等。从基本属性来看,国际大宗商品是资源类商品和国民经济中工农业生产不可或缺的原材料,并具有稀缺性和不可再生性。

国际上对大宗商品价格与通货膨胀关系进行研究的成果很多,研究方向主要有两个:一是大宗商品价格是否对通货膨胀有影响;二是大宗商品价格能否作为通货膨胀的先行指标。沿着这两个研究方向很多学者进行了实证分析,但结论有很大差异;而且实证分析中多以美国经济的相关数据为例,对其他国家包括中国经济的有关研究相对较少。

1.对美国经济数据的研究

总体看,研究结果分为三类。(1)认为大宗商品价格尤其是石油价格对CPI有较大影响。Brian and Mills(1991)对1959~1987年的数据应用多变量VAR模型得出:大宗商品价格是经济状况的一个先行指标。Edelstein(2007)认为,对CPI预测能力最强的大宗商品是原油,石油价格领先CPI变动3期,能有效提高对通胀的预测准确度,而在更长时期硬原木有较好的预测能力,单一食品和饮料价格通常对CPI预测帮助不大。

(2)研究结论承认大宗商品价格对CPI有影响,但影响有限。Furlong and Ingenito(1996)的研究很有代表性,被相关文献引用次数也较多。他们利用滚动回归发现:大宗商品与通货膨胀之间的关系随时间变化会有显著不同;大宗商品价格在20世纪70年代和80年代早期与美国通货膨胀率有较强的统计关系,但在80年代中后期关系很弱。在此基础上他们将样本分为1973~1983和1984~1995两个时间阶段,并对CRB/CRBRAW和CPI建立双变量VAR模型,比较方差分解和脉冲响应的结果,得出:CRB/CRBRAW对第一个时间段的CPI方差的解释力是第二个时间段的2倍多;大宗商品价格受到的冲击类型不同,其与通货膨胀的关系也不同;大宗商品价格单独一个变量不是预测通货膨胀的良好指标。因此,他们又将失业率、石油现价、汇率和联邦基金利率纳入多变量VAR系统中,以此来检验大宗商品价格联合其他通货膨胀先行指标一起预测通货膨胀的效果。结果显示:大宗商品价格仍然对通货膨胀产生正向的冲击,尽管冲击很有限。Hobijn(2008)发现,在2006年农产品占总PCE(个人消费支出,该指数覆盖的商品和服务比CPI更广)成本的1%,而石油和天然气占2.8%。从总价格水平的上涨来看,在2006年6月~2008年6月的时间内PCE上升了3.2%,农产品价格上涨贡献了0.4%,石油和天然气价格上涨贡献了1.1%,食品和能源贡献了将近一半的PCE增长。然而,他认为大宗商品价格上涨影响的范围很有限,大宗商品价格上涨对消费价格影响的程度取决于大宗商品对产品生产的重要性。Garner(1995)对通货膨胀先行指标研究地相对全面,他比较了五个通货膨胀先行指标的有效性,这五个指标分别是:黄金价格,CRB商品期货指数,JOC工业原材料指数,国际商业周期研究中心(CIBCR)通货膨胀先行指数,Paine Webber(PW)先行指数。实证结果表明:通货膨胀先行指标对金融市场参与者和政策制定者有一定的参考价值,先行指标经常能够提供帮助预测或者确认消费者价格变化的拐点。然而,这些指标预

示的通货膨胀拐点具有不同的先行时间,有时给出错误的通货膨胀最高点或最低点预警信号。并且这些指标近些年并未有效地预测 CPI 变化的幅度,甚至这些指标都没有为包含经济状况和滞后期通货膨胀的标准消费者价格模型增加有用的预测信息。

(3)认为大宗商品价格对 CPI 影响较小。Bernanke(2004)认为,大宗商品价格上涨对 CPI 的直接影响很小,因为原材料成本只占总成本的一小部分,而且部分原材料成本的上涨会被最终产品生产者和经销商的利润吸收掉。与最近大宗商品涨幅相仿或更大的时期出现在 1981~1982 年和 1990~1991 年衰退之后以及 1986~1967 年和 1990 年,但对消费者价格水平影响并不显著。Kohn(2004)认为,大宗商品和进口商品只占国内消费的一小部分,大宗商品和能源价格变化对核心通胀影响不大。但最近的情况显示:各个大宗商品价格波动方向都趋于一致,以至于有限的单一商品价格变动也会导致总的影响很显著。通过考虑各种因素的统计模型可以推断出:大宗商品、能源和进口商品价格在过去四个季度中对核心消费者价格指数贡献了 0.25~0.5 个百分点。

2. 对其他国家经济数据的有关研究

对英国、欧洲新兴国家和其他发展中国家的研究结论表明,大宗商品价格对国内通胀影响各异。Labys and Maizels(1990)应用格兰杰因果检验的方法分析了大宗商品价格对美国、英国、日本、法国、德国、意大利等工业化国家的影响,发现:国际大宗商品价格对国内价格、成本和其他宏观变量产生了较大的影响。Zoli(2009)选择大宗商品价格、经济周期波动、消费税税率变化、名义有效汇率、利率等作为变量,应用 VAR 和面板模型分析了欧洲 18 个新兴国家的数据,得出:国际原油和粮食价格对每个国家的通货膨胀都有显著影响,平均解释国内 19% 的价格变化。但大宗商品价格上升或下降带来的影响是非对称性的,国际石油价格下降引起国内价格水平下降的程度要大于国际粮食价格下降。Böwer, Geis and Winkler(2007)分析了 24 个非洲西部和中部的国家(这些国家大部分出口收入来源于一种或几种大宗商品;其中 16 个国家需进口石油以满足国内能源需求)的数据,发现在 1999~2005 年之间,尽管大宗商品价格波动较大,但对物价水平的影响很有限,这些国家的价格水平更多地取决于汇率制度以及财政和货币政策,而不是大宗商品价格。

Green, Herrero and Thornton(1997)用英国的数据得出:大宗商品价格与零售品价格指数之间不存在协整和直接的格兰杰因果关系,货币当局无法从大宗商品价格的变化来预测零售品价格的走向。Babihuga and Gelos(2008)用 VAR 模型和扩展的菲利普斯曲线分析了大宗商品价格对乌拉圭通货膨胀的影响,得出:世界粮食价格对乌拉圭的通货膨胀具有明显而稳定的冲击,世界粮食价格上涨 10% 会提高国内通胀 0.5 个百分点,在一年后提高国内通货膨胀 1.2 个百分点;世界能源价格上涨对国内通胀的影响在统计上并不显著。但从长期来看,大宗商品价格在乌拉圭通货膨胀的方差分解中只占一小部分。Desormeaux, Garcia and Soto(2009)用程式化的 DSGE 模型分别模拟了石油价格和铜的价格冲击对智利通货膨胀的影响,结果显示:石油价格冲击对 CPI 产生直接的影响,对国内企业的边际成本产生间接影响;如果货币政策缺乏可信度,那么石油价格冲击会引起幅度更大而且持久的通货膨胀;当政府为应对铜的价格上涨而采取顺周期的财政政策即提高支出时,也会导致通货膨胀。

3. 对中国经济数据的有关研究

很多对中国数据的研究表明:大宗商品价格对通货膨胀有显著影响。苏明,陆军(2009)以高盛中国商品指数(GSCCI)为基础,借鉴国家发改委“中价国际指数”所确定的商品类别和数量,用主成分方法确定权重构建了中国大宗商品价格指数(CBCPI),并运用 ARMA 模型对 CBCPI 进行检验,结果表明:中国大宗商品价格指数领先工业企业原料、燃料、动力购进价格指数一期,领先工业品出厂价格指数两期。张翼(2009)利用格兰杰因果检验国际大宗商品期货指数(CRB)对我国居民消费价格指数(CPI)、工业品出厂价格指数(PPI)及原材料、燃料、动力购进价格指数(RPI)的引导

关系,发现 CRB 不仅影响 RPI,也直接影响 PPI,滞后 1 到 6 期的传导关系非常显著,RPI 与 PPI 则表现为双向相互引导关系。而 CRB 对 CPI 的传导和 PPI 对 CPI 的传导未通过因果检验,传导关系不显著。在检验基础上建立了预测月度 PPI 指数的模型,发现期货价格指数可以作为通货膨胀预警和宏观经济监测的先行指标。肖争艳,安德燕,易娅莉(2009)采用 BVAR 模型,在包含 CPI、工业增加值增速、M1 增速和名义有效汇率的四变量模型中分别加入国际石油价格、国际粮食价格和国内工业原材料价格进行分析,发现:考虑国际商品价格因素的 CPI 预测精度均比国内四变量模型的预测精度有显著提高,国际价格因素对国内价格影响存在滞后性,国际石油价格、国际粮食价格在短期内会对我国的 CPI 产生影响,而国际工业原材料价格在中短期内都会对我国 CPI 产生显著影响。

4.对现有研究的评述

从上述文献来看,学术界并未对国际大宗商品价格是否对国内通货膨胀有影响这一问题达成共识,国际大宗商品价格与通货膨胀是否有关系视各国情况不同而异,经济规模、工业化程度、大宗商品进口量、汇率制度、财税制度等因素都可能成为影响大宗商品价格与通货膨胀关系的重要因素;即使对于同一国家来说,在不同的发展阶段大宗商品价格对通货膨胀的影响也可能不同。对于大宗商品价格是否对通货膨胀有预测能力这一问题,大宗商品价格虽然在一些国家短期内对通货膨胀有预测能力,但有时也会严重偏离实际情况;而且主要应用于预测 CPI 的拐点,预测 CPI 水平变化的准确性很低。

现有的文献虽然用各种模型清晰地描述了大宗商品价格与通货膨胀之间的关系,但仍存在一些缺陷。首先,实证分析中所用的国际大宗商品价格指数都是用一些机构公布的商品综合指数,如 CRB、JOC 等,每种商品(或服务)所占指数的权重与其在国民经济中的消费量、重要性并不一致,导致实证分析的结果可能与实际情况偏离较大。其次,现有文献使用的实证模型都是固定参数模型,无法动态描述不同经济发展阶段参数的变化;而且多为 VAR 模型,而 VAR 模型没有经济金融基础,预测样本外的数据很不准确。

本文认为,一个国家受国际大宗商品价格的影响程度取决于该国经济对国际大宗商品的依赖程度,应当以进口大宗商品价格及进口量为切入点来分析国际大宗商品价格波动对一国通货膨胀的影响。本文通过构建计量模型分析得出:国际大宗商品价格对我国通货膨胀率的弹性有逐年增大的趋势,国际大宗商品价格日益成为影响通货膨胀的重要因素。

(三)本文的主要贡献

本文主要做了以下四方面工作。(1)分析国际大宗商品波动的原因、对我国通货膨胀的影响,从理论上论述大宗商品价格对通货膨胀影响的传导机制。(2)在比较国内外大宗商品价格指数适用性的基础上,系统地构建了进口大宗商品价格指数,为此类实证研究提供了新的思路。(3)在协整模型和分布滞后动态模型的基础上,构建了时变参数模型,分析不同时期内各个变量对 CPI 弹性的变动轨迹。(4)结合我国经济的实际情况,提出了降低国际大宗商品价格波动对我国通货膨胀率影响的政策建议,具有较强的操作性和应用性。

二、国际大宗商品价格波动与我国的输入型通货膨胀

(一)国际大宗商品价格波动日益剧烈

近十年来,国际大宗商品价格波动剧烈,成为影响世界经济形势变化的一个重要因素。以 CRB 指数来看,国际大宗商品价格波动可以大体分为三个阶段。第一阶段是 20 世纪 70 年代以前,大宗商品价格之间保持相对平衡,价格波动幅度不大。第二阶段是 1973~2003 年,大宗商品价格在箱

体间横盘震荡,价格变化呈现一定的周期性。第三阶段是从2004年开始至今,国际大宗商品价格开始大幅上涨,每一轮国际大宗商品价格上涨过后,均围绕一个更高的价位运行。与此同时,价格波动更为剧烈,2007年后,大宗商品价格已经呈现出“飙升”现象,2008~2009年间急剧下降,2009年末又止住下跌趋势,出现反弹,2010年以来再次急速上扬。

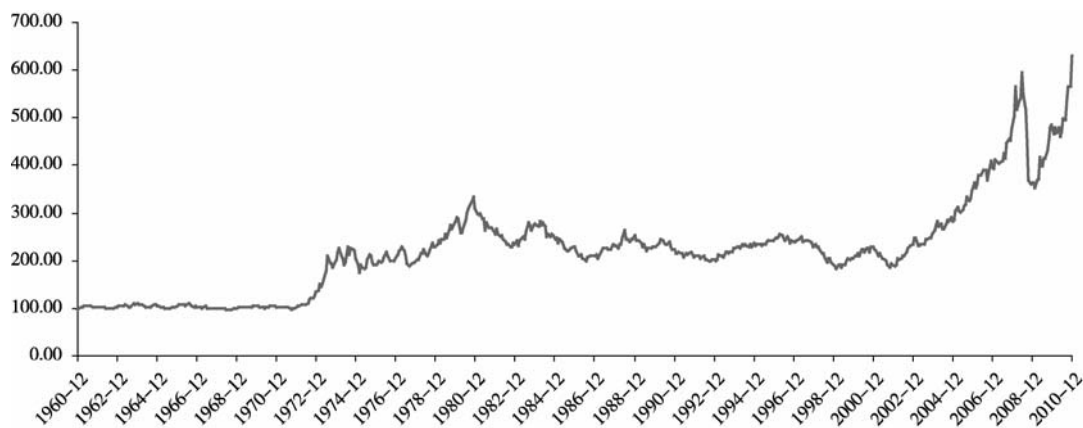


图1 1947~2010年CRB指数变化趋势图(1967年9月=100)

数据来源:www.crbtrader.com。

(二)国际大宗商品价格波动原因分析

国际大宗商品价格波动是由多方面原因造成的,供需双方的矛盾是影响国际大宗商品价格波动的根本因素,金融因素、联动因素等也对价格变化起重要作用。

1.供给因素

除农产品外,大多数国际大宗商品要增加产能都需要较长的时间。很多国际大宗商品的价格出现过较大幅度的上涨,这一方面是由于大宗商品生产的增长幅度不如国际市场对其的需求增长快,另一方面包括劳动力、原材料等在内的生产成本不断上升,使得国际大宗商品供给的增加幅度有限,卖方寡头垄断比较多,控制了供给的数量和价格。同时,不同于一般商品,资源性大宗商品的需求价格弹性小,生产具有专用性强、高风险等特征,这些因素对国际大宗商品的定价机制形成起了重要作用,使其价格形成变得更为复杂。这样,供方力量长期处于上风,需求方处于劣势,价格易由少数利益集团确定。

2.需求因素

在以往的经济周期中,国际大宗商品价格的波动多是供给驱动的,多和地区性政治事件联系,例如20世纪70年代的石油价格冲击。而最近十年,需求面的因素成为影响价格的重要因素,例如新兴市场经济需求的快速增长、金融危机导致市场预期逆转以及需求下降等因素。当新兴经济体工业化和城镇化快速推进、全球经济繁荣时,对大宗商品的需求不断增加,尤其是对金属原材料和原油等的需求,这会助推大宗商品价格的上涨。如果全球经济尤其是新兴经济增速放缓,需求降低则会使大宗商品价格下降。

从具体情况来看,世界经济在迈出“9.11”事件的阴霾后,步入恢复上升期,特别2004年开始强劲复苏,旺盛需求引发国际大宗商品价格全面上涨,几乎所有的大宗商品在2004年之后都步入一个新的更高的水平开始运行。特别是2007~2008年前期,全球经济的快速、广泛增长,进一步激发国际大宗商品价格创出历史新高。直至金融危机爆发,受全球经济衰退影响,国际大宗商品价格才纷纷回落。不过自2009年下半年,世界经济初现复苏苗头,2010年以来伴随越来越多国家经济

的复苏,大宗商品价格再次燃起上涨势头。

3.金融因素

近年来,国际大宗商品价格受金融因素影响日益增大。金融因素主要包括三个方面:投资(投机)需求、市场流动性和计价货币美元的币值。从投资需求方面来看,大宗商品具备一定的保值性和增值性,这使得该市场成为机构和个人投机者的重要投资渠道。当资金在各品种之间频繁进出时,大宗商品市场就表现为不同品种的轮番上涨或下跌。此外,国际大宗商品期货市场具有集中度较高的特点,受少数国际大型投资机构影响较大,也会在一定程度上放大了价格波动对基本面的偏离。从市场流动性方面来看,当世界各主要经济体为恢复经济而采取积极的财政政策和宽松的货币政策时,市场流动性大量增加,会在一定程度上助推大宗商品等资产价格上涨。国际大宗商品价格的上扬催生了通胀,一旦各主要国家采取货币紧缩政策治理通胀,市场流动资金将减少,大宗商品价格一般会呈下跌趋势。所以,流动性与国际大宗商品价格是正相关关系。从美元币值方面来看,由于美元是大部分国际商品和服务贸易定价和结算货币,在其他条件不变时美元币值变动会影响国际大宗商品标价变动,因此,美元币值与国际大宗商品价格呈负相关关系。近年来美国推行的弱势美元政策,在一定程度上助推了以美元计价的国际大宗商品价格上涨。

4.联动因素

国际大宗商品间联动涨价效应也比较明显。能源、资源和农产品之间存在价格联动机制,原油价格不断上涨往往能够带动煤炭、天然气等能源产品涨价,而且还会带动生物能源的需求扩大,特别是抬高玉米等农产品价格。另外,能源价格上涨也会逐渐拉升其他商品价格,包括金属、粮食等商品价格。

(三)对我国通货膨胀的影响日益增大

近几年来,在国际大宗商品价格波动的过程中,我国的物价水平均受到不同程度的冲击,受影响的范围越来越大。2004年时,由国际大宗商品价格上涨引起的输入型通胀开始显现。国际货币基金组织(IMF)初级产品价格指数中^①,石油价格、食品价格、金属价格分别上涨10.6%、13.9%、17.3%,引起国内燃料动力、黑色金属材料、有色金属材料购进价格分别上涨9.7%、20.4%、20.1%,食品价格上涨9.9%,PPI中石油工业和冶金工业出厂价格分别上涨14.2%、16.9%。

2007~2008年,随着我国与全球经济联系日益紧密、资源品价格改革深入推进、对大宗商品进口依存度的进一步提高,我国受到的输入型通胀压力进一步增大。2007年,IMF初级产品价格指数中,石油价格、食品价格、金属价格分别上涨10.6%、15.2%、17.3%。受国际大宗商品价格上涨影响,我国国内有色金属材料购进价格上涨11.6%,PPI中冶金工业和食品工业出厂价格分别上涨8.4%、7.5%,CPI中食品价格上涨12.3%;国内石油价格受到的影响相对较小,石油工业出厂价格涨幅为3.4%。2008年的情况与2007年类似,只是国际大宗商品价格的涨幅和对国内物价的影响更大。2008年,IMF初级产品价格指数中,石油价格、食品价格分别上涨37.2%、23.3%,而国内燃料、动力购进价格上涨20.6%,CPI中食品价格上涨14.3%,PPI中石油工业和冶金工业出厂价格分别上涨18.5%、11.9%。

到了2010年,我国的物价水平受国际大宗商品价格上涨影响更加突出。IMF初级产品价格指数中,石油、食品、农业原材料、金属分别上涨27.8%、11.5%、33.3%、48.2%。我国的物价指数受到了较大冲击:农副产品购进价格上涨10.4%,燃料、动力价格上涨16.3%,有色金属材料购进价格上涨22.2%,PPI中石油工业和冶金工业出厂价格分别上涨24.7%、9.4%,CPI中粮食类价格上涨11.8%,这表明我国面临的输入型通胀压力逐渐增大,所受的影响已扩散到食品、能源、原材料等生

^① 数据来自IMF官方网站 www.imf.org,下同。

产和生活的诸多方面。

三、大宗商品价格波动对通货膨胀的影响机制

(一)对国际大宗商品的需求决定了其价格波动对国内价格有重要影响

国际大宗商品价格对国内通货膨胀的影响程度与一国所处的经济发展阶段有重要关系。而我国已进入了工业化和城镇化程度不断加深的经济发展新阶段,对基础原材料的消耗量增长迅速,在国内存在结构性供应瓶颈的情况下,只能依赖国际市场。由于我国对国际大宗商品的需求量不断上涨,相关行业对外依存度不断提高,相关产品的价格也越来越多地受到国际大宗商品市场波动的影响,进而对国内物价水平产生实质影响。从这一点来看,进口国际大宗商品价格上涨引起国内物价上涨属于输入型通货膨胀,而且是输入型通货膨胀中最为典型、最为突出的类型。

由于大宗商品属于初级原材料、上游产品,进口大宗商品的价格上涨会导致国内原材料采购价格上涨,引起使用这些原材料进行生产的企业成本上升,进而影响中下游企业生产成本和产品价格,并传导至最终产品,引起一般物价水平的上涨。从这种角度来看,国际大宗商品价格的上涨引起国内通货膨胀的本质是“成本上升型”通货膨胀。

(二)国际大宗商品的定价机制决定了其对一般价格水平有预测作用

在国际贸易中,除了少数大宗商品采用现货市场和远期合约定价方式外,大部分大宗商品采用基差定价方式,即以国际上发达期货交易所的标准期货合约价格为基准,根据一定的升贴水幅度确定商品计价,如洲际交易所(ICE)的北海布伦特原油期货合约(BRENT)、芝加哥期货交易所(CBOT),现已并入CME集团的大豆合约价、美国纽约商业交易所(NYMEX)的西德州轻原油期货合约(WTI),以及伦敦金属交易所(LME)的铜合约都是该类商品中定价的基准。而期货市场价格是由众多参与者通过竞价的方式达成的,其价格准确地代表了交易者对未来市场供求关系的估计和预测,所以对现货市场有很强的示范效应和预测作用。当大宗商品价格变化后,以大宗商品作为原材料的产品及下游产品价格也必然会随之波动,因此可以通过大宗商品价格的变化预测一般物价水平的变化。

(三)国际大宗商品价格波动对国内通货膨胀的传导机制

国际大宗商品价格波动对国内通货膨胀的传导要经过一系列环节,每个环节的变化都会对最终的传导效果产生影响。总的来看,传导过程可分为三个阶段:价格波动阶段、进口阶段和国内传导阶段。价格波动是整个传导过程的起点,在前文中已经论述过价格波动的影响因素,在此主要分析进口阶段和国内传导阶段。

1.进口阶段

在进口阶段,需要判断企业在国际大宗商品市场上是价格波动接受者还是价格波动规避者。对于价格波动接受者来说,当国际大宗商品价格上涨时,他们只能被动接受上涨的价格,对大宗商品的采购成本也随之上升。我国绝大部分企业属于这一类。对于价格波动规避者来说,国际大宗商品价格上涨或者下跌对其采购成本并没有显著影响,这种情况的出现是由于以下几个原因:(1)和供应商签订了长期价格合同。(2)企业在国际期货市场上做了套期保值,将国际大宗商品价格波动的风险转嫁给了其他投资者。(3)由于买方垄断等原因具有很强的议价能力。(4)政策上享受补贴。

在国际大宗商品价格受冲击而短期波动时,价格波动接受者一般来说不会将价格上涨转嫁到下游企业,可能通过改进生产工艺、提供劳动生产率等方式自身消化价格上涨;或者为了不影响市场销售而临时降低自身利润率。在国际大宗商品价格持续上涨的过程中,价格波动接受者不可能及时改进生产工艺以消化价格上涨,也不能长期维持低利润率,只能将上升的成本转嫁到下游;对

于价格波动规避者来说,其选择具有多样性和不确定性。由于多数企业产品价格上涨,价格波动规避者可通过小幅涨价或者不涨价来确保价格优势,也可以与其他企业产品价格涨幅相一致。

在此阶段,汇率波动也起一定的作用。在本币汇率处于(相对于美元)升值阶段的情况下,汇率变化会在一定程度上缓解大宗商品价格上涨对企业生产成本的冲击程度;反之会加剧大宗商品价格上涨对企业生产成本的冲击。

2.国内传导阶段

国际大宗商品波动在国内传导主要有三个渠道。

一是直接消费渠道。一部分大宗商品本身具有最终产品的性质,比如大豆、玉米等农产品,这些产品进入消费领域后,会直接带动国内相关产品价格随之波动。进入消费领域的大宗商品数量占国内该商品的消费量比重决定了该渠道起作用的大小。

二是生产渠道,这是国际大宗商品价格上涨对国内价格传导的主要渠道。企业为实现预期利润,将进口国际大宗商品价格上涨带来的额外经济负担转嫁到产品价格中,并沿着产业链向下游传导至国内下游企业、最终消费者。这一渠道起作用大小的程度取决于一国的产业结构、进口国际大宗商品占国内企业生产成本的比重,以及不同生产环节的企业转嫁成本的程度。如果一个国家第二产业所占比重较大,而且进口国际大宗商品占国内企业生产成本的比重较高,那么国际大宗商品价格波动影响就会很大。对于我国来说,进口结构中初级产品占的份额较大,制造业占经济的比重较高,原材料成本变动相对于劳动力成本变动来说更加明显,更容易受国际大宗商品价格波动的影响。而对于一些发达国家来说,进口结构中产成品占的份额较大,服务业占经济比重重要高于第二产业,而且第二产业中劳动力成本与原材料成本的比值要远高于发展中国家,这些国家的企业对原材料价格上涨反映并不像发展中国家那样强烈。

三是间接渠道。国际大宗商品价格波动通过间接渠道对国内价格产生的影响并不像直接消费渠道和生产渠道那样明显,更多的是起到推波助澜的作用,但也有一些时候对物价产生较大影响。间接渠道又可细化为预期渠道、联动渠道和扩散渠道。首先,从预期渠道来看,当国际大宗商品价格持续上涨后,或者预计大宗商品未来会出现较大的供给缺口,人们预期未来大宗商品价格还会进一步上涨,为避免经济损失,在各种交易、合同投资中将未来的大宗商品价格上涨预先计算进去,从而引起现行产品价格水平提高。而且,由于大宗商品具有稀缺性,存在较为明显的供给瓶颈,一旦价格上涨预期形成,在短期内难以回落,在这种情况下,一些企业会加大购买需求,储备大宗商品供未来使用,导致大宗商品价格的螺旋式上升。其次,从联动渠道来看,当国际大宗商品价格上涨时,国内大宗商品供应商也会“跟风”涨价,否则就会出现套利的空间。而且,即使因为进出口限制等因素影响了套利起作用,国内大宗商品供应商也有充分的盈利动机将价格与国际“接轨”。再次,从扩散渠道来看,大宗商品价格上涨扩散到其他部门,引起社会各部门产品价格的普遍上涨。工人或企业经营者会要求提高工资和其他福利待遇,从而提高生产成本和产品价格,而再度使成本增加,导致物价再次上涨。

结合前面对国际大宗商品价格波动影响因素的分析,以及传导过程中的进口阶段和国内传导阶段,可得以下传导机制,如图2所示。

四、大宗商品价格指数的构建与分析

(一)现有的商品价格指数并不适合本课题的研究

要研究国际大宗商品价格对国内价格水平的影响,应当选取能够反映中国对大宗商品的需求和进口结构的大宗商品价格指数。而现有的国际上常用的大宗商品价格指数以及国内一些指数并

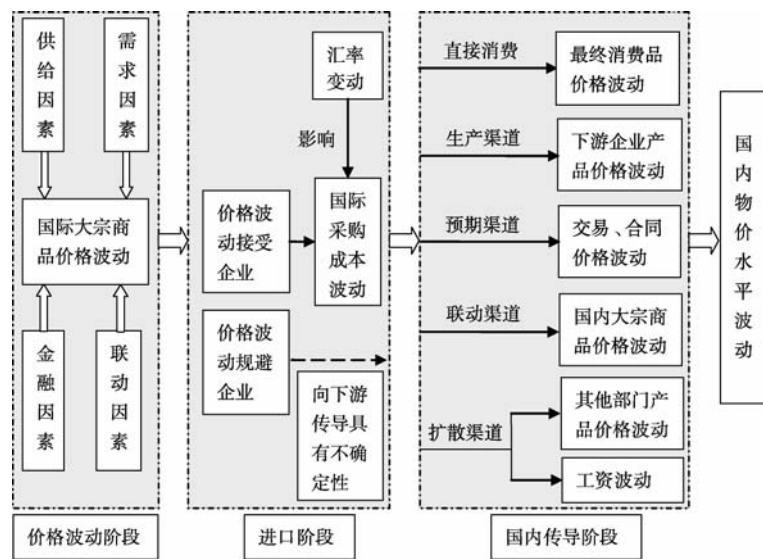


图2 国际大宗商品价格波动传导机制

不适合本课题的研究。国际上的商品价格指数虽然能够反映国际市场上大宗商品的总体变化,但却包含一些我国经济需求量很少或进口量很少的商品,或者不包含我国进口量巨大的商品,这样的指数的变化可能会给我国经济生产提供错误的参考信号,据此做出的针对我国的实证分析可能得出与真实情况相背离的结论。以国际上创建时间最久、使用率最高的路透/Jefferies 商品研究局指数(缩写为 CRB 或 RJ/CRB)为例,CRB 指数中可可和咖啡这两种商品的权重各为 5%,黄金和活牛的权重各为 6%,这四种商品的总权重为 22%(接近 WTI 原油的权重 23%),而我国对这四种商品的进口量很小。假如 CRB 指数的剧烈波动是由这四种商品中的一种或几种引起的,那么这种波动就不会通过进口渠道传导至国内,此时 CRB 指数与国内价格水平的相关度很低,以这样的 CRB 指数数据作为样本进行实证分析会产生偏差。还有,我国每年大量进口铁矿石,铁矿石价格波动十分剧烈,对国内钢材价格影响巨大,而 CRB 指数中却不包含铁矿石类商品,无法体现出进口铁矿石价格波动对我国的影响。另外,CRB 等国际商品价格指数中每种商品(或服务)所占指数的权重差别很大,与我国对国际大宗商品的需求量权重很不一致,也会导致使用 CRB 与我国 CPI 进行实证分析会偏离实际情况。因此,CRB 指数并不适合分析中国经济的具体情况,其他国际商品指数如道琼斯-AIG 商品指数(DJ-AIG)、标准普尔高盛商品指数(S&P GSCI)、罗杰斯国际商品指数(RICI)、德意志银行流通商品指数(DBLCI),也是有同样的问题而不适合本课题的研究。

从国内编制的国际大宗商品价格指数来看,主要有国家发改委价格监测中心编制的中价国际指数,中商流通生产力促进中心编制的中国大宗商品价格指数(CCPI),以及海关总署编制的进口商品价格指数。中价国际指数(包含中价国际 A 指数和中价国际 B 指数)编制时间较短,第一期数据从 2003 年 1 月开始;中国大宗商品价格指数(CCPI)是以 2006 年 6 月为基期的定基指数,反映的是国内大宗商品价格的变动趋势;海关总署编制的进口商品价格指数包含了所有进口商品,缺乏典型性。

(二) 本文构建的进口大宗商品价格指数

在参考国际和国内商品价格指数编制方法的基础上,本文编制了进口大宗商品价格指数。进口大宗商品价格即为国际大宗商品价格,指数化后能够反映国际大宗商品总体对中国通货膨胀的影响。

1. 进口大宗商品价格指数的内涵

统计指数的概念,最早由英国人优汉于 1650 年首创,起初用于反映物价变动。随着社会经济的发展,指数的应用范围不断拓展,其概念的含义也不断得以扩展。英国百科全书对指数的定义

为:“指数是用来测定一个变量与某一特定的变量对比数值大小的相对数”。指数可以分为个体指数和综合指数。本文构建的进口大宗商品价格指数(Import Commodity Price Index,缩写为 ICPI)属于综合指数,是反映一定时期内中国进口的大宗商品价格变动趋势和程度的相对数,是对进口大宗商品价格进行综合汇总计算的结果。综合指数又可以分为质量指标指数和数量指标指数。大宗商品价格指数反映的是价格变化,属于质量指标指数。

2. 指数编制的原则

本文构建的进口大宗商品价格指数遵循四个原则。一是科学性。应用科学、系统的指数编制方法构建较为完整的指数。二是重要性。指数应能够反映我国大宗商品的对外贸易依存度;同时能反映出不同商品的影响差异。三是简便性。计算简便,能够随时更新数据,动态跟踪大宗商品价格变化情况。四是适应性。指数应包含商品增减的计算方式,并能随权重的变化而及时调整。

3. 指数成分商品的选择

成分商品其本质就是为了反映大宗商品市场的总体动态变化,而从总体中挑选出的具有代表性的样本。大宗商品种类繁多,要构建一个涵盖所有大宗商品的价格指数是不切实际的,意义也不大。本文以中国经济统计数据库中的中国进口商品构成(共分为 88 类)作为成分商品选取的基础,根据上文大宗商品的定义选取了 26 类商品,并按能源、金属、农产品这三大类进行划分,详见下表。通过与 CRB 指数和中价国际指数的对比可以发现:从成分商品的选择上来看,ICPI 比 CRB 指数中多包含了煤、铁矿石、橡胶、稻谷、原木、纸等商品;ICPI 中没有包含 CRB 指数中的黄金、白银、镍、冰冻浓缩橙汁、可可、咖啡、活牛等商品;ICPI 中也没有包含中价国际指数中的低密度聚乙烯(LDP)、苯乙烯、聚丙烯(PP)、树脂(ABS)等化工类商品。从权重上来看,相比较其他同类指数,进口大宗商品价格指数能更好地反映出不同国际大宗商品对我国经济影响的差异。

4. 进口大宗商品价格指数的编制方法

本文应用费雪“理想公式”来计算大宗商品价格指数。费雪“理想公式”是为解决拉氏指数和帕氏指数这两种指数算法之间的矛盾而提出的公式,即拉氏指数和帕氏指数的几何平均数,计算公式为:

$$\bar{K}_p = \sqrt{L_p} \sqrt{P_p} \quad (1)$$

其中, L_p 为拉氏指数,是取基期的销售量 q_0 作为同度量因素,得到综合物价指数的计算公式,这个公式由德国学者拉斯贝尔(E. Laspeyres)在 1864 年提出。拉氏公式将同度量因素固定在基期水平上,通常亦称为“基期加权综合指数”。计算公式为:

$$L_p = \frac{\sum p_1 q_0}{\sum p_0 q_0} \quad (2)$$

P_p 为帕氏指数,是用报告期的销售量 q_1 作为同度量因素,得到综合物价指数的计算公式,这个公式由德国学者帕舍(H. Paasche)在 1874 年提出。帕氏公式将同度量因素固定在报告期水平上,通常亦称为“报告期加权综合指数”。计算公式为:

$$P_p = \frac{\sum p_1 q_1}{\sum p_0 q_1} \quad (3)$$

综合上述公式可得到本文的进口大宗商品价格指数计算公式:

$$ICPI = \bar{K}_p = \sqrt{\frac{\sum p_1 q_0}{\sum p_0 q_0}} \sqrt{\frac{\sum p_1 q_1}{\sum p_0 q_1}} \quad (4)$$

公式中的 p 为进口大宗商品价格, q 为进口商品数量。

5. 大宗商品权重的确定与调整

权重是衡量每种商品重要性的指标。因为每种商品在经济中发挥的作用不同,其价格变动对

表 1 进口大宗商品价格指数与其他同类指数的对比

进口大宗商品价格指数 (ICPI)		路透/Jefferies 商品 研究局指数 (RJ/CRB)	中价国际指数
编制部门	本文	路透集团 (Reuters) 与 Jefferies 集团旗下的 Jefferies 金融产品公司	国家发展改革委价格监测 中心
基期	以上年价格为 100	以 1967 年价格为 100	以 2002 年价格为 100
权重	以每种商品当月进口额占所有商品进口额之比作为权重,每月都发生变化。各月权重均值较大的有:原油 (20%)、成品油 (7%)、钢材 (15%)、钢铁板材 (11%)、铁矿砂及其精矿 (7%)、未锻造的铝及铝材 (5%)、大豆 (4%)	将所有商品分成四个权重等级,最高的原油权重为 23%,最低的桔子汁、镍、小麦权重只有 1%	未公布
能源类	煤、原油、成品油、汽油、液化石油气及其他 烃类气	原油、取暖油、汽油、天然气	原油、汽油、柴油、焦炭
金属及矿类	未锻造的铜及铜材、铜矿砂及其精矿、未锻造的铝及铝材、铁矿砂及其精矿、钢材、钢坯及粗锻件、钢铁板材	黄金、白银、铜、铝、镍	铁矿石、铜、铝、铅、锌、锡、镍、冷轧薄钢板、热镀锌薄板
农产品类	大豆、小麦、玉米、棉花、食糖、天然橡胶 (包括乳胶)、稻谷、食用植物油 (含棕榈油)、羊毛、原木、合成橡胶 (包括乳胶)、纸及纸板 (未切成形的)、纸浆	大豆、小麦、玉米、棉花、糖、冰冻浓缩橙汁、可可、咖啡、活牛、瘦肉猪	大豆、小麦、玉米、棉花、原糖、大米、豆油、棕榈油、菜籽油、羊毛、纸浆、天然橡胶
化工类			低密度聚乙烯 (LDP)、苯乙烯、聚丙烯 (PP)、树脂 (ABS)

注:进口大宗商品价格指数的商品名称是中国经济统计数据库中使用的名称。

价格总水平的影响程度也有所不同。本文选择的计算公式中的权重每期是自动确定和调整的。在公式(2)中,令 $k_p = \frac{P_1}{P_0}$, 将 $p_0 q_0$ 等同于 f , 将 k_p 等同于 x , 那么, $\frac{\sum k_p p_0 q_0}{\sum p_0 q_0}$ 实际上就是 $\frac{\sum x f}{\sum f}$, 这是一种加权算术平均数形式的指数。公式(3)也是同理。这样由大宗商品价格指数的计算公式可得出:随着每一期中进口商品价格和进口量的变化,每种商品的权重也会发生变化。

(三)对进口大宗商品价格指数的计算与分析

从中国经济统计数据库可以获得各种大宗商品的进口数量(Q)和进口额(V)的月度累计数据。由于数据库中的进口额都是以美元作为单位,为体现汇率变动对价格的影响需要将进口额数据折算成人民币计价。人民币对美元加权平均汇率的月度数据(e)也可从中国经济统计数据库获得。考虑到我国的经济体制改革,以及数据的可得性,本文的初始数据从 1995 年开始,这样计算出的进口大宗商品价格指数第一期数据是 1996 年 1 月。通过对以上数据按下面公式(5)、(6)进行处理可得到大宗商品的月度进口数量 q_t 和进口价格 p_t :

$$q_t = \begin{cases} Q_t & t \text{ 为 1 月份} \\ Q_t - Q_{t-1} & t \text{ 为非 1 月份} \end{cases} \quad (5)$$

$$p_t = \begin{cases} \frac{V_t \cdot e_t}{Q_t} & t \text{ 为 1 月份} \\ \frac{V_t \cdot e_t - V_{t-1} \cdot e_{t-1}}{Q_t - Q_{t-1}} & t \text{ 为非 1 月份} \end{cases} \quad (6)$$

将所有大宗商品的月度进口数量 q_t 和进口价格 p_t 代入公式(4),可计算出大宗商品价格指数(ICPI),ICPI与CPI、PPI的比较如图3所示。

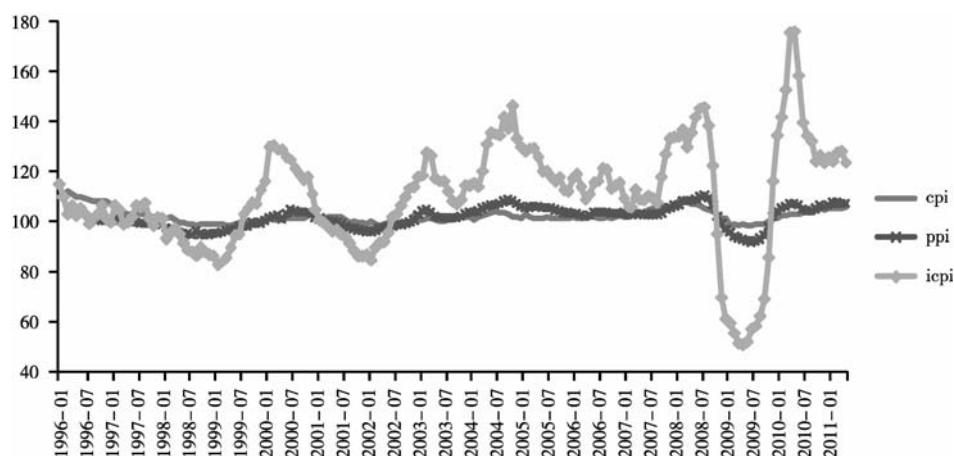


图3 进口大宗商品价格指数(ICPI)

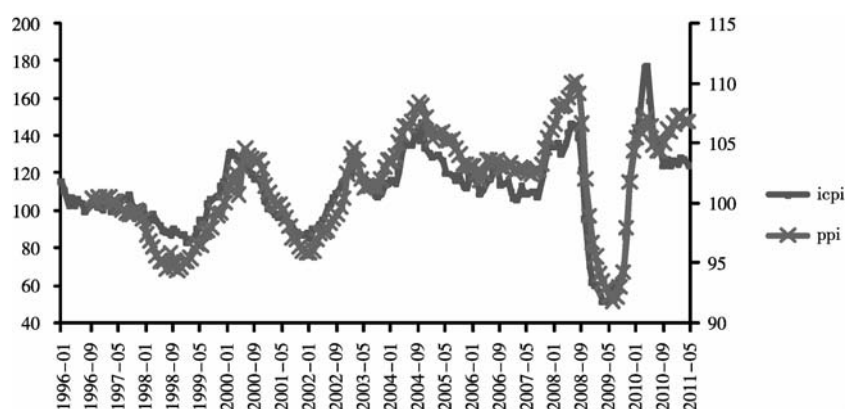


图4 进口大宗商品价格指数ICPI(左轴)与PPI(右轴)的比较

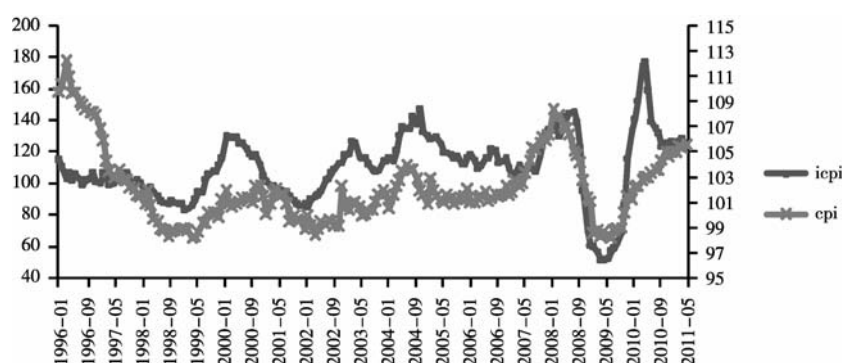


图5 进口大宗商品价格指数ICPI(左轴)与CPI(右轴)的比较

1. ICPI与PPI、CPI走势一致,但ICPI波动幅度更大

从图4、图5中可以发现:ICPI与PPI、CPI的走势基本一致,尤其是PPI与ICPI的走势更是惊人的相似。然而ICPI波动幅度比PPI、CPI更大。1996年1月~1999年8月、2001年9月~2002年11月、2008年12月~2009年12月这三段时间内,ICPI与PPI、CPI都处于明显的波谷阶段,但

ICPI 降幅明显大于 PPI、CPI，PPI 降幅又大于 CPI。2008~2009 年美国“次贷”危机全面爆发的时期内三条曲线的差异更为明显，PPI、CPI 均在 2009 年 7 月到达最低点，分别为 89.9、98.2，ICPI 在 2009 年 5 月到达最低点，指数为 52.8。

2. 石油、钢铁等少数大宗产品对总指数变化的贡献度较大

石油类商品和钢铁类商品对进口大宗商品价格指数的贡献度^①最大，如图 6 所示，这两类商品的贡献度合计超过 50%，在一些年份甚至达 70%，贡献度大的主要原因是我国对这两类商品进口需求量巨大，也是我国工业化、城市化过程中消耗量最大的两类商品；同时这两类商品价格近些年来波动剧烈，有不断走高的趋势。除石油类和钢铁类商品外，铜、铝、大豆对进口大宗商品价格指数的贡献度也很大，从 2004 年开始，石油、钢铁、铜、铝、大豆这五类商品对 ICPI 的贡献度基本保持在 80%左右。

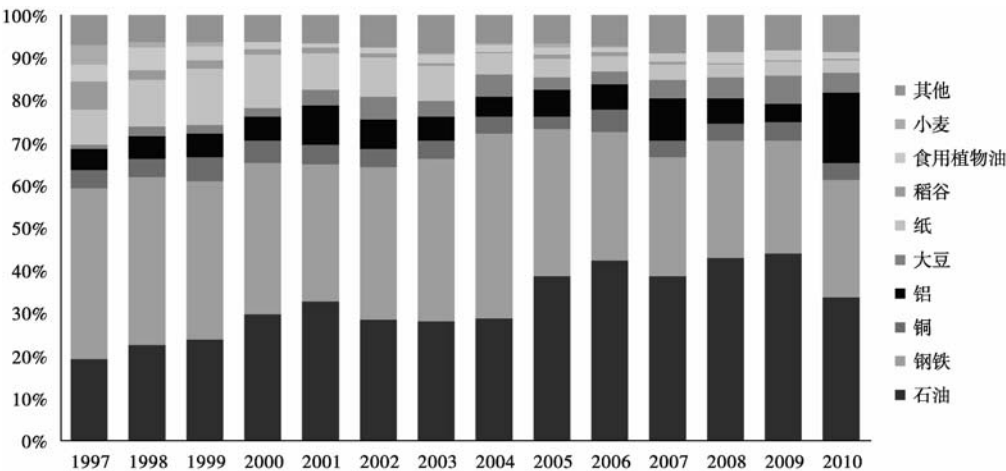


图 6 分类商品对 ICPI 的贡献度面积图

五、大宗商品价格与通货膨胀关系的实证检验

从前面的分析可知：进口大宗商品价格指数与通货膨胀之间存在一定的数量关系，本节通过构建计量模型来进行验证。

(一) 变量选取与数据处理

1. 变量选取

从近三十年来我国通货膨胀的成因来看，有货币投放过快、经济过热、价格体制改革等多个方面，近年来国际大宗商品价格冲击也开始显现。由于价格体制改革具有一定的偶然性，因此本文假定通货膨胀主要受三方面因素的影响：经济增长、货币供给和外部价格冲击。在模型中，经济增长的变化由产出缺口(GAP)表示；货币供给由货币供应量(M2)和实际利率表示，由于我国利率尚未市场化，本文选择银行间同业拆借加权利率(I)来表示实际利率；通货膨胀由消费者价格指数(CPI)表示，外部的价格冲击由本文构建的进口大宗商品价格指数(ICPI)来表示。一些学者在相关实证分析中引用了汇率作为变量，本文没有直接选择汇率作为变量。一方面是因为很多研究(刘亚,李伟平,杨宇俊,2008;张成思,2009)都表明汇率波动对通货膨胀的影响较小,而且也不稳定;另一方

① 计算公式为：商品价格波动幅度×权重。

面,在计算大宗商品价格指数时对价格进行了汇率折算。

2.数据采集与处理

本文的数据主要来源于《中国经济统计数据库》,数据库中缺失的数据从历年《中国金融统计年鉴》和《中国经济统计年鉴》获得,样本数据期限为1996~2010年。实证检验的结果都是通过时间序列分析软件“Eviews5.0”处理得到。从中国经济统计数据库可以获得CPI的月度数据,GDP季度累积数据,货币和准货币(M2)的月末数据,ICPI的月度数据由前面计算得出。

采集到的季度GDP数据是累积数据,经过差值计算可得到每个季度内的GDP数值。为剔除季节波动的影响,应用Census X12方法将每个季度的GDP数据进行季节调整,得到序列GDP_sa。

CPI、ICPI和I都是月度数据,将每个季度中所包含的三个月数据取平均值,作为它们的季度数据。

收集到的M2是月度数据,所以只需要选择每年的3月、6月、9月和12月的数据即得到每个季度末的M2,季节处理后得到M2_sa。

由于自然对数变换并不改变变量的特征,且能使其趋势线性化,消除时间序列的异方差现象,故对序列CPI、ICPI、GDP_sa、M2_sa、I取对数后,得到 $\ln(\text{CPI})$ 、 $\ln(\text{ICPI})$ 、 $\ln(\text{GDP_sa})$ 、 $\ln(\text{M2_sa})$ 、 $\ln(I)$ 。

计算产出缺口前必需计算潜在GDP。估算潜在GDP的方法有结构性方法与非结构性方法。结构性方法的代表是生产函数方法,从经济学角度使用生产函数方法更具有说服力。但应用生产函数方法必须要确定生产函数的形式,还需要使用失业率等指标。非结构性方法也称为统计方法,是直接根据实际产出估计潜在GDP,不需要其它统计指标。本文使用HP滤波方法估计潜在GDP,该方法属于非结构方法。应用Eviews软件处理GDP_sa得到HP滤波的趋势项HPtrend,这样产出缺口表示为:

$$\text{GAP} = \ln(\text{GDP_sa}) - \ln(\text{HPtrend})$$

由于M2序列是存量数据,需将其转化为增长率数据,表达式为:

$$\text{M2R} = \ln(\text{M2_sa}) - \ln(\text{M2_sa}(-4))$$

(二)数据检验与协整分析

1.变量平稳性检验

应用ADF(Augment Dickey-Fuller)方法对各变量进行平稳性检验的结果如下表所示。ADF检验的结果表明,文中所关注的相关变量均不平稳,但都是I(1)过程。

2.变量协整检验与分析

本文应用Engle-Granger两步法进行协整检验。由于并不确定货币供应量和利率哪个变量更适合模型,对它们分别建立模型后进行比较、取舍。先不考虑国际大宗商品价格冲击,对 $\ln(\text{CPI})$ 、 $\ln(\text{GAP})$ 、 $\ln(I)$ 和 $\ln(\text{CPI})$ 、 $\ln(\text{GAP})$ 、 $\ln(\text{M2R})$ 分别建立模型:

$$\ln(\text{CPI}_t) = \alpha + \beta_1 \text{GAP}_t + \beta_2 \ln(I_t) + u_t \quad (7)$$

$$\ln(\text{CPI}_t) = \alpha + \beta_1 \text{GAP}_t + \beta_2 \text{M2R}_t + u_t \quad (8)$$

估计方程(7)、(8),发现拟合优度较差,分别为0.29、0.22。将国际大宗商品价格变量 $\ln(\text{ICPI})$ 加入方程(7)、(8)中,建立回归方程:

$$\ln(\text{CPI}_t) = \alpha + \beta_1 \ln(\text{ICPI}_t) + \beta_2 \text{GAP}_t + \beta_3 \ln(I_t) + u_t \quad (9)$$

$$\ln(\text{CPI}_t) = \alpha + \beta_1 \ln(\text{ICPI}_t) + \beta_2 \text{GAP}_t + \beta_3 \text{M2R}_t + u_t \quad (10)$$

估计后发现两个方程的拟合优度都有很大提高,这说明国际大宗商品价格对国内通货膨胀有一定的影响。方程(9)估计后的拟合优度相对较差,R-squared只有0.44,调整后只有0.41,DW检验也只有0.18,这表明利率(银行间同业拆借加权利率)目前并不是我国货币供给的良好指标。而

表 2 变量的平稳性检验

变量	ADF 统计量值	概率值(P 值)	检验类型(c,t,k)	变量平稳性检验结果
ln(CPI)	-0.890362	0.3261	(0,0,0)	不平稳
$\Delta \ln(\text{CPI})$	-5.877893***	0.0000	(0,0,0)	平稳
ln(ICPI)	-0.890362	0.3261	(0,0,0)	不平稳
$\Delta \ln(\text{ICPI})$	-5.877893***	0.0000	(0,0,3)	平稳
ln(GDP_sa)	-1.536111	0.8050	(c,t,1)	不平稳
$\Delta \ln(\text{GDP_sa})$	-4.925522***	0.0001	(c,0,0)	平稳
ln(M2_sa)	-0.909503	0.9475	(c,t,1)	不平稳
$\Delta \ln(\text{M2_sa})$	-6.378977***	0.0000	(c,0,1)	平稳
GAP	-2.674362	0.2509	(c,t,1)	不平稳
ΔGAP	-6.221589***	0.0000	(c,0,0)	平稳
M2R	-2.084834	0.5411	(c,t,4)	不平稳
ΔM2R	-6.527518***	0.0000	(0,0,3)	平稳
ln(I)	-2.187060	0.4868	(c,t,3)	不平稳
$\Delta \ln(\text{I})$	-6.870062	0.0000	(0,0,1)	平稳
$\tilde{u}$	-2.613592***	0.0000	(0,0,0)	平稳

注：(1) 检验类型中的 c 和 t 分别代表常数项和时间趋势项，k 则代表滞后期数；(2) Δ 为差分算子；(3) ***、**、* 分别代表在 1%、5% 和 10% 显著性水平下拒绝原假设。

方程(10)的拟合优度较高，为 0.7，估计结果为：

$$\text{LNCPI} = 0.089 * \text{LNICPI} + 0.480 * \text{M2R} + 0.402 * \text{GAP} + 4.13 \quad (11)$$

各变量系数显著，统计结果较好，如下表所示，因此舍弃方程(9)，以方程(10)作为进一步分析的基础。

表 3 回归方程(11)的估计结果

变量	系数	标准差	t 统计	概率值
LNICPI	0.089385	0.013073	6.83757	0.0000
M2R	0.479753	0.077818	6.165104	0.0000
GAP	0.402057	0.099741	4.030994	0.0002
C	4.126627	0.068123	60.5759	0.0000

对上式(11)中的残差 $\tilde{u}$ 进行单位根检验，结果如表 3 所示， $\tilde{u}$ 在 1% 显著性水平下拒绝原假设，接受不存在单位根的结论，说明 $\tilde{u}$ 是平稳序列，即 $\tilde{u} \sim I(0)$ 。由此可见： $\ln(\text{CPI})$ 、 $\ln(\text{ICPI})$ 、 $\ln(\text{GDP_sa})$ 和 $\ln(\text{M2_sa})$ 四个变量间存在协整关系，即它们之间存在长期稳定的关系。由于各变量都是对数形式，这些系数反映了长期的弹性：ICPI 变动 1%，CPI 变动 0.09%；M2R 变动 1%，CPI 变动 0.48%；GAP 变动 1%，CPI 变动 0.4%。

表面上看来，ICPI 对 CPI 的弹性值相对于 M2R、GAP 来说要小很多，但考虑到 ICPI、M2R、GAP 的波动区间^①，实际影响就不像表面上看到的那样。从 1996 年 3 月到 2011 年 6 月这段时间内，GAP 的波动范围在 [-4.4%，5.6%]，相邻两期 GAP 的差值波动范围 [-4.9%，2.7%]、平均值为

^① 变量的波动区间为：[相邻两期变动百分点的极小值，相邻两期变动百分点的极大值]。由于本文各变量都处理成季度数据，“相邻两期”即指各时间序列数据的相邻两个季度。

1.3%;M2R 的波动范围在[11.8%,25.7%],相邻两期 M2R 的差值波动范围[-4.3%,5.9%]、平均值为-0.1%;而 ICPI 的波动范围在[50.7%,176.4%],相邻两期 ICPI 的差值波动范围[-21.3%,11.9%]、平均值为 0.8%。可见:相邻两期 ICPI 的差值波动区间要远大于 GAP 和 M2R 的差值波动区间。这样,即使 ICPI 弹性小,但其波动范围大,仍然可能会对 CPI 产生重要影响。通过计算^①得出:由 ICPI、M2R、GAP 变动而引起的 CPI 变动百分点区间分别为[-1.49%,0.83%]、[-0.86%,1.18%]、[-1.76%,0.97%],从这个角度来看,在模型样本区间,ICPI 上浮对 CPI 的拉动效应与 M2R 和 GAP 的拉动效应十分接近;ICPI 下行对 CPI 的抑制效应要大于 M2R,仅次于 GAP。

(三)模型的进一步扩展——自回归分布滞后模型

为进一步描述各变量对 CPI 的影响,本文在协整模型的基础上建立了自回归分布滞后模型,用解释变量及被解释变量的滞后变量来表示当期被解释变量。将各变量的滞后期加入方程(10),得到如下回归方程:

$$\ln(CPI_t)=\alpha+\sum_{i=1}^n\beta_{1,i}\cdot\ln(CPI_{t-i})+\sum_{i=0}^n\beta_{2,i}\cdot GAP_{t-i}+\sum_{i=0}^n\beta_{3,i}\cdot M2R_{t-i}+\sum_{i=0}^n\beta_{4,i}\cdot\ln(ICPI_{t-i})+u_t \tag{12}$$

Davidson 和 MacKinnon(1993)认为,不要对分布滞后的形式施加任何限制,先从很大的滞后期开始逐渐降低,看模型的拟合度是否会随着滞后期值的降低而明显下降。本文也运用这种方法来确定滞后期值。由于本文的数据是季度数据,因此滞后期 n 定为 4。估计后发现,变量 $\ln(ICPI)$ 的滞后期系数并不显著,这可能是因为国际大宗商品价格对国内物价原本就有一定的引导性,而滞后期的国际大宗商品价格则对当期 CPI 的引导性不强。此外,变量 $\ln(CPI_t)$ 和 GAP 滞后 2 期的系数并不显著,M2R 滞后 1 期和 2 期的系数都不显著。去掉不显著的变量后得到如下回归方程:

$$\ln(CPI_t)=\alpha+\beta_{1,1}\ln(CPI_{t-1})+\beta_{2,0}GAP_t+\beta_{3,0}M2R_t+\beta_{4,0}\ln(ICPI_t)+\beta_{2,1}GAP_{t-1}+u_t \tag{13}$$

估计后得到:

$$LNCPI=0.638*LNCPI(-1)+0.036*LNICPI+0.082*M2R+0.293*GAP-0.221*GAP(-1)+1.487 \tag{14}$$

该方程的拟合度较高,R-squared 为 0.884,AIC 与 SC 值也较小,方程的残差是平稳的、正态的,不存在自相关、异方差,如表 4 所示。

表 4 回归方程(14)的估计结果

变量	系数	标准差	t 统计	概率值
LNCPI(-1)	0.638272	0.059277	10.76760	0.0000
LNICPI	0.036453	0.006427	5.672164	0.0000
M2R	0.081825	0.040255	2.032686	0.0476
GAP	0.292989	0.079395	3.690288	0.0006
GAP(-1)	-0.221152	0.082290	-2.687479	0.0099
C	1.486846	0.259319	5.733649	0.0000
R-squared	0.884034	Mean dependent var		4.619480
Adjusted R-squared	0.871954	S.D. dependent var		0.020802
S.E. of regression	0.007444	Akaike info criterion		-6.858427
Sum squared resid	0.002660	Schwarz criterion		-6.637429
Log likelihood	191.1775	F-statistic		73.18282
Durbin-Watson stat	1.748087	Prob(F-statistic)		0.000000

① 计算公式为:变量的系数×变量的波动区间。

分析上述模型可以发现,从短期来看,CPI 滞后 1 期的变量对当期 CPI 影响最大,由于模型中 1 期为 1 季度,也就是上一季度 CPI 对本季度 CPI 的影响最大,系数为 0.638,这充分说明价格的粘性。但滞后 2 期以上的 CPI 对当期影响并不显著,即两个季度前的 CPI 对当期 CPI 影响较小。值得注意的是,ICPI 的滞后期变量都不显著,这与理论上的设想不一致——从理论上来看,国际大宗商品作为初级商品传导至下游产成品有一段时滞,其滞后期应当对当前 CPI 产生影响。而从实证分析来看,ICPI 只有当期值对 CPI 有显著的影响,这一方面是因为模型中数据的每一期都是 3 个月,企业有较充足的时间进行调整;另一方面,国际大宗商品价格波动通过前文提到的预期渠道对国内价格产生影响,国际大宗商品价格的变化改变了进口企业对未来价格的预期,这种改变会体现在企业当期的产品定价之中,从而体现在 CPI 的变动之中。

从短期看,ICPI、M2R 和 GAP 对 CPI 的影响与前面的协整分析相一致,各变量系数的相对大小关系也相似,如表 5 所示。

表 5 各变量波动引起 CPI 变动的对比

变量	相邻两期(时间序列)数据波动百分点区间	引起的 CPI 变动百分点区间
LNCPI(-1)	[-3.2%,2.3%]	[-2.04%,1.47%]
LNICPI	[-21.3%,11.9%]	[-0.77%,0.43%]
M2R	[-4.3%,5.9%]	[-0.35%, 0.48%]
GAP	[-4.4%,5.6%]	[-1.29%, 1.64%]
GAP(-1)	[-4.4%,5.6%]	[0.97%,-1.24%]

(四)状态空间模型的构建与分析

状态空间模型可将不可观测的状态变量并入可观测模型并与其一起得到估计结果,同时利用卡尔曼滤波可估计由被解释变量过去的信息得到状态变量的最佳近似结果。状态空间模型要求相关变量平稳,或变量间存在均衡关系,以避免可能存在非平稳性造成的伪回归,而且对于同阶单整的时间序列,只有存在协整关系时,由这些序列建立的状态空间模型才有意义——这些检验在前文中都已实现,下面开始构建模型。根据前面的协整分析,建立量测方程为:

$$\ln(CPI_t)=C+\beta\ln(ICPI_t)+\gamma^*M_2R_t+\chi^*GAP_t+u_t \quad (15)$$

状态方程为递归形式,表达式如下:

$$\beta=\phi\beta_{t-1}+\varepsilon_t \quad (16)$$

$$\gamma=\theta\gamma_{t-1}+\varepsilon_t \quad (17)$$

$$\chi=\varphi\chi_{t-1}+\varepsilon_t \quad (18)$$

模型中 β, γ, χ 是可变参数,均服从 AR(1)过程。利用卡尔曼滤波对每个时点的 β, γ, χ 进行估计,得到各状态向量的时间序列估计值。量测方程为:

$$LNCPI=\beta*LNICPI+\gamma*M2R+\chi*GAP+4.3972+[VAR=EXP(-48.7545)] \quad (19)$$

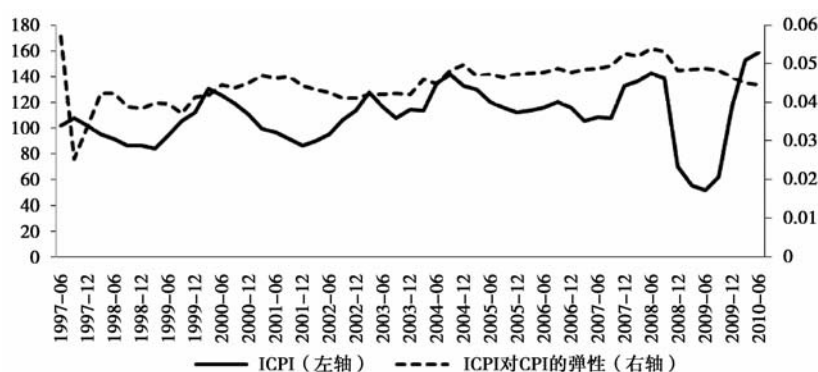
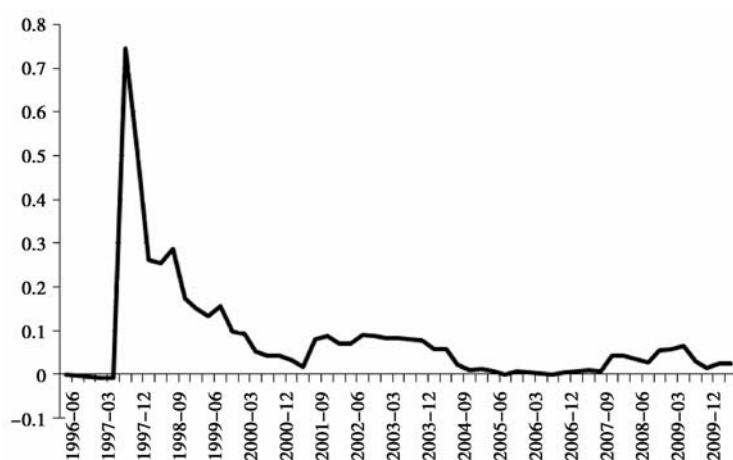
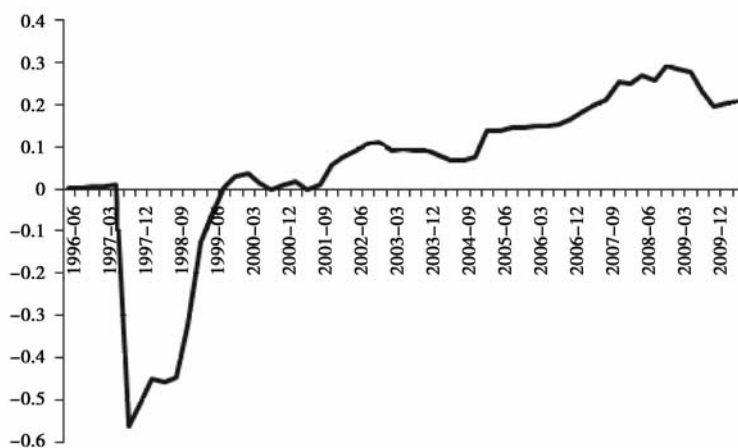
状态方程为:

$$\beta=\beta_{t-1}+[VAR=EXP(-12.76793327)] \quad (20)$$

$$\gamma=\gamma_{t-1}-0.0024+[VAR=EXP(-105.2969713)] \quad (21)$$

$$\chi=\chi_{t-1}+0.0020+[VAR=EXP(-335.2708813)] \quad (22)$$

图 7、图 8、图 9 实际上就是 ICPI、M2R、GAP 的弹性值变化轨迹。从图 7 可以看到,ICPI 对 CPI 有正向的引导关系,ICPI 对 CPI 的弹性变化范围在[0.034,0.056]之间,即 ICPI 变动 1%,CPI 变动在[0.034%,0.056%]之间;短期弹性变动值小于协整分析中的长期弹性,是由于经济中价格粘性的

图 7 $\ln(\text{ICPI})$ 的时变参数 β (ICPI 对 CPI 的弹性) 变化轨迹图 8 M2R 的时变参数 χ 变化轨迹图 9 GAP 的时变参数 γ 变化轨迹

存在,国际大宗商品价格变化对 CPI 的影响有逐渐累积的过程。从图 7 可看出这种影响有逐渐增大的趋势,表明我国经济对国际大宗商品的依存度逐渐提高,国际大宗商品价格日益成为影响 CPI 的重要因素。另外,从图 7 中也可看出,国际大宗商品价格上升或下降带来的影响是非对称性的:国际大宗商品价格上升时,弹性变大,国际大宗商品价格下降时,弹性变小,即国际大宗商品价格上升时引起 CPI 变动的幅度要大于价格下降时引起的 CPI 变动的幅度。从这一点也反映出:我

国对国际大宗商品价格上涨的重视程度应当高于价格下跌。

改革开放后到 20 世纪 90 年代中期,我国的财政、金融体制很不健全,政府干预信贷投放而导致货币供应量猛增的情况时有发生,在这阶段有几轮较严重的通货膨胀,都与货币供应量的大幅增长有很大关系。而从图 5 可以看到,货币供应量对 CPI 的弹性从 1997 年之后逐渐减弱,主要是两方面的原因。第一,从 1978~1996 年,货币供应量(M2)平均每年增长 22%,而 1997 年之后至 2010 年 7 月,货币供应量平均增长仅 17%,货币供应量的增幅趋于平缓。第二,货币供应量作为货币政策中介指标的作用逐渐弱化,与经济增长、通货膨胀的相关性有下降的趋势。

产出缺口对通货膨胀影响的理论基础是菲利普斯曲线。菲利普斯曲线表明:现实经济增长率对潜在经济增长率的偏离与物价上涨率二者呈同向的对应变动关系,即正相关关系,当现实经济增长率对潜在经济增长率的偏离上升时,物价上涨率亦上升;当现实经济增长率对潜在经济增长率的偏离下降时,物价上涨率亦下降。本文的实证分析与菲利普斯曲线的结论基本一致。从图 10 可以直观地看出 GAP 与 CPI 同向变动关系;同时图 9 表明:从 1996 年 3 月开始,GAP 的时变参数基本上是正向的。

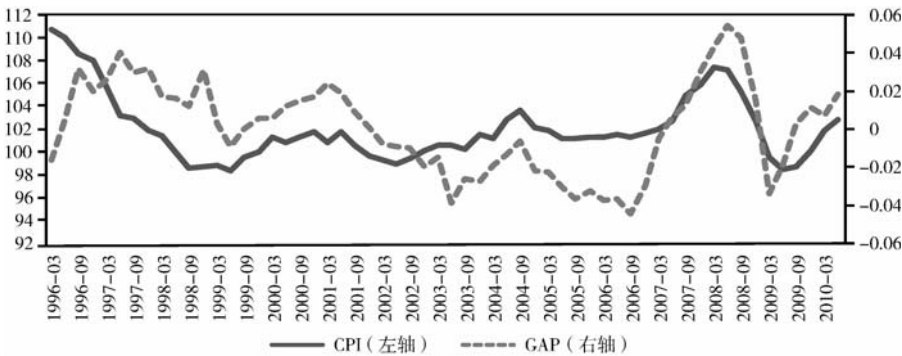


图 10 产出缺口与 CPI 的走势

另外,ICPI、M2R 和 GAP 三个变量的时变参数在 1997~1998 年出现了明显的变化,这主要是受东南亚金融危机的冲击,而在 2008~2009 美国“次贷”危机全面爆发的这段期间却没有明显的变化。这一方面说明了东南亚金融危机对模型参数的冲击要大于“次贷”危机带来的影响,另一方面说明:随着我国经济体制改革的不断推进以及经济整体实力的不断增强,我国抵御外部经济金融风险能力有了很大的提高。

六、总结及政策建议

国际大宗商品价格波动主要由供求双方的力量对比、金融和联动等因素影响。近几年来国际大宗商品价格大幅波动对我国的物价水平造成的冲击不断扩大。国际大宗商品波动在国内传导主要通过直接消费渠道、生产渠道和间接渠道。现有的商品价格指数由于成分商品、权重等原因并不适合从实证角度研究国际大宗商品价格波动对国内物价影响这一问题,因此,在比较国内外商品价格指数的基础上,本文以中国的数据为基础,构建了进口大宗商品价格指数(缩写为 ICPI)。ICPI 与 PPI、CPI 走势一致,但 ICPI 波动幅度更大。随后,本文以 CPI、ICPI、GAP 和 M2R 为变量构建了计量模型,并得出以下结论。第一,从各变量的长期弹性来看,M2R 对我国通货膨胀的影响最大,GAP 次之,ICPI 再次之;但如果考虑到 ICPI 的波动幅度远大于 M2R 和 GAP,那么 ICPI 对 CPI 的影响可以与 GAP 和 M2R 相提并论。第二,从短期来看,由于价格粘性的作用,CPI 受上一期 CPI 的

影响最大;ICPI对当期CPI产生重要影响。第三,M2R对CPI的弹性从1997年之后逐渐减弱,ICPI和GAP对CPI的弹性却都有变大趋势。第四,ICPI短期弹性变动值小于长期弹性,ICPI变化对CPI的影响有逐渐累积的过程。

国际大宗商品价格波动对我国通货膨胀的影响越来越大,我国应当密切关注国际大宗商品价格变动趋势,建立国际大宗商品价格监测和预警机制。此外,结合前文国际大宗商品价格波动对我国通货膨胀影响机制的分析,要降低国际大宗商品价格波动的影响,可以采取以下措施:降低进口成本,主要通过适当增加汇率弹性区间、不断获取国际大宗商品定价权来实现;增加大宗商品供给,主要通过提高大宗商品战略储备,积极开拓海外资源市场等途径;相对地减少对国际大宗商品的消耗,主要通过加快经济增长方式转型、提高资源利用效率、降低单位GDP能耗等方式。

(一)密切关注国际大宗商品价格变动趋势,建立价格监测和预警机制

由于国际大宗商品价格的波动原因异常复杂,将国际大宗商品价格波动作为国内政策调控目标不可能也不现实。但我国应该密切关注国际大宗商品价格变动趋势,建立国际大宗商品价格监测和预警机制,具体包括两方面。一是关注进口大宗商品价格指数(ICPI)的走势,深入分析国际大宗商品价格波动原因。由于石油、钢铁、铜、铝等大宗商品对进口大宗商品价格总指数影响大,应重点关注这几类商品的国际市场价格。二是重视期货市场的作用,构建进口大宗商品价格预警指数。进口大宗商品价格指数反映的是当前国际大宗商品价格的走势及影响,而进口大宗商品价格预警指数反映的是未来国际大宗商品价格的走势及影响。进口大宗商品价格预警指数的商品选择和权重应与ICPI相一致,但价格方面要选择国际期货上相应商品或替代商品的期货价格,因为期货市场通过对大量信息进行加工,形成的价格能反映未来一定时期真实价格的变化趋势,具有超前性和预测性。可根据距离监测时点的商品期货交割时间,分别制定距今1个月、2个月、3个月及6个月的预警指数。通过这些预警指数,结合本文的模型结果,宏观调控部门可以了解未来国际大宗商品价格的基本走势及对国内通货膨胀的影响,从而制定预防性的、前瞻性的政策措施。

(二)适时增加汇率波动区间

近些年来,人民币处于不断升值区间。可以想象,如果进一步增加汇率波动区间,人民币升值的幅度会加快。而人民币升值速度的加快有助于企业降低进口成本,减少输入型通货膨胀压力,降低国际大宗商品价格上涨对我国企业的影响。虽然我国在选择汇率政策时,倾向于保持更稳定的汇率水平,这主要是担心国内市场制度缺陷、金融市场发育不完全,汇率浮动空间放开后会给国内中小企业生产经营、宏观经济稳定和金融市场安全带来严重的负面冲击。但是,逐步扩大汇率浮动区间,增强人民币汇率上升与下降的弹性,有助于培育外汇市场价格发现功能,调节国内和国际金融市场之间外汇资金流动,并对国际大宗商品价格波动起到一定的对冲作用。所以,我国应当适时扩大汇率波动区间。

(三)广泛参与国际大宗商品定价体系以不断获取定价权

从当前国际大宗商品的定价机制来看,要获取定价权,主要可以采取三种方式:(1)通过提高大宗商品相关产业集中度、形成行业与价格(谈判、采购)联盟、参与海外资源市场等方式来提高企业的谈判地位,进而获得国际价格影响力。(2)让企业通过有效地参与国际定价中心来逐渐获取对价格的影响力。(3)构建我国的国际定价中心。这三种方式中,第一种相对比较容易实现。

1.增强在国际市场上的谈判地位

目前国外大宗商品供应商基本上处于垄断状态,很多大宗商品的价格是由国际垄断巨头谈判后决定的。而我国很多大宗商品相关行业集中度较低,对外谈判时无法形成合力,谈判效果不尽人意。比较典型的是钢铁行业,2010年生铁产量排名前5名的钢铁企业产量总和只占全国钢产量的

28.3%^①,中小钢铁厂不计其数,在缺乏行业协会协调、指导的情况下,企业与国际垄断巨头谈判时只能各自为战,多头对外,无法对国际铁矿石价格产生较大的影响力。因此,要增强我国相关行业联盟与合作,扶助大型企业成长,提高相关产业集中度以增强在国际市场上的谈判能力。

2.深入研究期货市场运行规律,积极参与国际定价中心

加快培养期货专业人才,贯彻大宗商品采购期货战略机制,通过参与国际上作为定价中心的期货交易市场影响大宗商品价格。参与国际期货市场定价中心有利于企业规避大宗商品价格波动风险。在国际大宗商品价格的上涨过程中,中国的大宗商品相关企业与国际上的大宗商品相关企业面临的问题是一样的,都面临着价格波动带来的风险。他们的区别仅在于他们对待市场风险的态度如何、有没有规避风险的手段以及是否及时合理地运用了这些手段等。中国的期货市场上目前上市品种很少,而且由于不是定价中心,不能完全反映国际大宗商品市场价格的变动,这使得企业在国内期货市场上进行规避价格风险操作的效果甚微。

目前,中国对从事境外期货业务的企业实行许可证制度,对于国内绝大多数企业而言,它们无法参与国际期货市场。只有少数几家公司可以参与国际期货市场交易,业务也仅限于套期保值,且境外期货头寸受到严格的额度管理限制。由于这些企业缺乏对国际期货市场运作规则的了解,在国际期货市场上做套期保值的效果并不理想,更无法通过参与国际期货市场来获得定价权。因此,在逐步放开对企业参与国际期货市场限制的同时,企业自身应当充分研究期货市场运行规律,深入了解期货市场各种风险,并善于利用期货市场交易规则为自身谋取利益。

3.构建我国的国际定价中心

大力建设我国的期货交易市场,结合我国“超级买家”的地位优势和交易中心区位优势,将上海、大连、郑州等地的期货交易所建设成为国际定价中心,让我国的企业通过参与本国的定价中心来体现对大宗商品价格的影响力。把自身的期货市场培育成为国际定价中心以获取大宗商品定价权,是最好的路径选择。成为定价中心为我国企业赢得话语权提供了良好的外部环境,有利于企业规避风险,有利于国内企业 and 国家宏观调控部门合理配置资源,做出科学的决策。要把我国期货市场建设成为国际大宗商品定价中心,需要从以下几个方面入手:(1)构建相对成熟的期货市场制度,努力建设发展水平较高的期货市场,这是成为定价中心的前提条件。(2)完善大宗商品现货市场运行体制,这是促进期货市场发展、进而形成定价中心的重要保障。(3)适时将期货市场运行体制向国际化转变,包括期货市场管理的国际化、交易所运作的国际化、期货经纪公司经营的国际化和投资者结构的国际化,这是形成定价中心的必由之路。(4)循序建立分时区、分层次的定价中心,这是定价中心建设的战略选择。

(四)提高大宗商品战略储备,积极开拓海外资源市场

1.努力提高大宗商品战略储备

充足的战略储备可以有效地缓解国际大宗商品市场供需紧张给我国企业带来的成本压力,通过适时买卖大宗商品可平抑市场价格波动,巨大的吞吐量也会对国际市场价格产生重要影响。发达国家一般都建立了本国的资源储备。为了确保在未来可能出现的能源短缺危机下实现既定的经济增长,大量进口并储备大宗商品是很多资源短缺国家的必然选择。而目前我国大宗商品战略储备量较少,有些大宗商品还未建立战略储备。由于我国处于工业化和城市化的重要阶段,对能源类和基础原材料类大宗商品需求十分旺盛,而这些又是相对易于储存的大宗商品,因此我国当前应当重点加大对能源类和基础原材料类大宗商品的战略储备。另外,为避免引起国际市场的过度关注,我国可采取分批次增加储备或鼓励建立民间储备的方式。

^① 数据来自钢铁工业协会。

2. 积极开拓海外资源市场

近几年,我国的企业已经开始拓展海外资源,但总体规模仍然很小。我国应当充分利用当前的国际形势,鼓励有条件的企业通过并购、入股、经济合作等方式参与到海外资源市场。需要强调的是,海外资源的开拓应当以资源丰富的发展中国家或欠发达地区为主,选择我国企业具有整合能力和能够形成协同效应的行业、企业,尽量减少对我国缺乏优势的行业、企业进行整合,以最大程度地降低风险。

(五) 加快经济增长方式转型,提高资源利用效率,切实降低单位 GDP 能耗

长期以来,我国一直实行出口导向的粗放型经济增长方式,经济的增长是以生产要素的大量投入来驱动的。另一方面,虽然我国国民生产总值连续多年以两位数高速增长,但我国万元 GDP 能源以及其它资源消耗水平明显高于国际平均水平,资源使用的低效率进一步加大了输入型通货膨胀的压力。因此,应当加快经济增长方式转型,限制高能耗、高投入、低产出产品的生产,提高资源利用效率,切实降低单位 GDP 能耗,逐步降低对国际大宗商品的相对需求。

参考文献

- 刘亚、李伟平、杨宇俊(2008):《人民币汇率变动对我国通货膨胀的影响:汇率传递视角的研究》,《金融研究》,第3期。
- 苏明、陆军(2009):《中国大宗商品价格指数的构建》,《价格理论与实践》,第9期。
- 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》,《经济理论与经济管理》,第8期。
- 张成思(2009):《人民币汇率变动与通货膨胀动态走势》,《国际金融研究》,第5期。
- 张翼(2009):《国际大宗商品期货价格与中国物价变动的关系研究——基于CRB指数的实证分析》,《南京审计学院学报》,第1期。
- Alchian, A. and B. Klein(1973): "On A Correct Measure of Inflation", *Journal of Money Credit and Banking*, 5, 173-191.
- Babihuga, R. and G. Gelos (2009): "Commodity Prices: Their Impact on Inflation in Uruguay", IMF Staff Country Report, No. 9.
- Bernanke, B. (2004): "Monetary Policy and the Economic Outlook: 2004", Speech to the American Economic Association, January.
- Brian J. and L. Mills (1991): "Role of Commodity Prices in Formulating Monetary Policy", *Review of Economics and Statistics*, 73, 358-365.
- Böwer, U., A. Geis and A. Winkler (2007): "Commodity Price Fluctuations And Their Impact On Monetary And Fiscal Policies In Western And Central Africa", European Central Bank Occasional Papers, No. 60.
- Davidson, R. and J. Mackinnon (1993): "Estimation and inference in Econometrics", New York, Oxford University Press, 675-676.
- Desormeaux, J., P. Garcia and C. Soto(2009): "Terms of Trade, Commodity Prices and Inflation Dynamics in Chile", BIS Working Paper, No. 49.
- Edelstein, P. (2007): "Commodity Prices, Inflation Forecasts, and Monetary Policy", <http://sitemaker.umich.edu/pedelstein/home>.
- Furlong, F. and R. Ingenito (1996): "Commodity Prices and Inflation", Federal Reserve Bank San Francisco *Economic Review*, 2, 27-46.
- Gardner, C. (1995): "How Useful Are Leading Indicators of Inflation?", Federal Reserve Bank of Kansas City *Economic Review*, Second Quarter, 5-17.
- Green, H., Herrero, A. and J. Thornton (1997): "World Commodity Prices as A Forecasting Tool for Wholesale Prices: Evidence from the United Kingdom", IMF Working Paper, WP/97/70.
- Hobbin, B. (2008): "Commodity Price Movements and PCE Inflation", Federal Reserve Bank of New York *Current Issues*, No. 8.
- Kohn, D. (2004): "The Outlook for Inflation", Speech to the National Economists Club, June.
- Labys, W. and A. Maizels (1990): "Commodity Price Fluctuations and Macro-economic Adjustments in the Developed Countries", Wilder Working Papers, No. 88.
- Zoli, E. (2009): "Commodity Price Volatility, Cyclical Fluctuations, and Convergence: What is Ahead for Inflation in Emerging Europe?", IMF Working Paper, No. 41.

(责任编辑:周莉萍)