# 我国大宗农产品价格波动的金融化因素探析

──基于 SVAR 模型的实证研究

吕惠明 (宁波大学国际交流学院 宁波 315211) 蒋晓燕 (宁波大学商学院 宁波 315211)

内容提要 基于大宗农产品日益体现的金融属性,本文选取 2001—2012 年季度数据,根据 SVAR 模型定量测算出金融因素对我国大宗农产品价格波动的影响程度。分析结果表明,汇率对国内大宗农产品价格波动的影响最大,其次分别为国际石油价格、CPI、货币供应量、国际农产品期货价格及国际资金利率水平,而造成不同影响程度的原因可能是由于不同影响因素对大宗农产品的传导机制差异。最后本文针对性提出稳定大宗农产品价格异常波动的相关策略及方法。

关键词 大宗农产品 价格波动 金融化 SVAR 模型

# 一、引言

在国际农产品市场一体化进程加快的背景下 国内大宗农产品价格的波动不仅受传统内部因素 影响,更受外部因素冲击,如国际石油价格波动、生物质能源的快速发展需求、期货市场价格传导、金 融危机及货币政策等。2011年 国际粮食类大宗农产品价格飙升,并且通过国际贸易以及期货市场 等渠道带动国内大宗农产品价格也随之大幅上涨 其中农产品价格背后的资本潜伏不容小觑。程国 强等(2008)及李国祥(2008)分析了2005年以来农产品价格剧烈波动的主要原因,认为国际农产品 价格波动的外部冲击因素作用明显。Bailliu(2007)和 Roache(2010)认为汇率变动较好地解释了农 产品价格波动。丁守海(2009)利用 Johansen 检验和 VEC 模型对我国的稻谷、小麦、玉米、大豆四类农 产品与国际市场的价格传递关系进行考察发现 国际粮价的变动不论从长期整合还是短期波动都会 一定程度上影响到我国的农产品,其中大豆影响最为严重,其次是玉米和稻谷,影响程度不容忽视。 胡冰川等(2009)就石油及生物质能的价格与农产品价格进行相关性检验证明三者存在一定关联。 苏应蓉(2011)认为近年来金融化因素在农产品市场中日益深化,供求状况已经不能反映农产品价格 的波动 而是大量资本流向农产品期货市场引发非传统投机大大推动农产品价格的波动 我国对这一 新形成的农产品特点(金融化特性)应引起高度重视。罗锋(2011)指出国内农产品价格波动受到货 币溢出效应、经济周期、国际农产品价格等外部冲击影响较大。 刘元春(2010)认为,在当今大宗商品 资本化的时代 农产品价格的形成机制已经发生变异 政府应当重视。农产品的属性已经由单纯的消 费属性向资本(金融)属性转化,这使得农产品价格形成机制具备强大的杠杆作用,只要价格上涨或 下降一点就会造成暴涨或暴跌而给整个市场带来巨大恐慌,使得原本平衡的供求关系变得异常不平 衡。回顾近年来大宗农产品价格波动的历史可以发现 国际农产品价格疯狂飙升是在全球流动性泛 滥、美元不断贬值、大量投机性资金涌入拥有大量炒作题材的大宗农产品期货市场的背景之下;而国 际农产品价格连续下跌是在金融危机席卷全球、全球流动性紧缩的背景之下。 当然 我们不排斥背后 会涉及金融经济与实体经济间的相互影响问题。但是 本文认为在大宗农产品供求并未发生根本性改变的情况下 大宗农产品价格发生如此大的波动 其中不容忽视的重要原因就是大宗农产品日益增强的金融属性。在我国 大宗农产品价格的金融属性主要通过期货市场实现。期货价格发生变动受很多金融因素的影响 主要有货币政策、通货膨胀、汇率、国际期货市场以及全球流动性水平等。由于我国的农产品期货市场起步较晚 相对国际农产品期货市场而言缺少自身完善的期货市场 加上企业和政府还不善于利用期货工具和期货价格进行农产品贸易流通与投资 因此 国际期货市场上的价格变动会直接带动我国期货市场上大宗农产品价格的波动 所以在考察大宗农产品价格影响因素的时候一定要将国际因素放进去。

## 二、变量选取与数据处理

从理论上分析,由于经济全球化的发展、资本全球化的运作,大宗农产品价格作为一种货币现象,当然具有一定的金融属性,必然与货币政策、金融市场操作以及相关受经济发展影响的经济因素紧密联系。现在将这些影响我国大宗农产品价格波动的金融因素分为国内与国外两方面进行讨论:

- (一)大宗农产品价格波动的国内金融因素
- 1. 货币供应量。一国的流动性水平可以影响投资与消费 ,而货币供应量的多少会直接影响一国的流动性水平 ,从而影响物价水平 ,因此 在考察大宗农产品价格波动时货币供应量是不容忽视的重要因素。
- 2. 通货膨胀率。通货膨胀是指物价水平的全面持续上涨 在经济学中衡量通货膨胀的指标一般是消费者价格指数(CPI)和生产者价格指数(PPI)。在我国统计居民消费价格的商品中农产品占据很大比重 因此 农产品价格与通货膨胀率是一个部分与整体的关系 在考察大宗农产品价格时通货膨胀率肯定或多或少对其有影响。
  - (二)大宗农产品价格波动的国外金融因素
- 1. 国际大宗农产品期货价格水平。由于我国期货市场发展仍不成熟,对品种一般都没有定价权 因此 国内期货市场的价格走势很大程度上都是随着国际期货市场的变化而变化,大宗农产品也不例外。因此 在研究我国大宗农产品价格的波动时一定要将国际大宗农产品的期货价格水平考虑进来。
- 2. 汇率水平。很多研究中都涉及汇率与农产品价格的关系,得出的答案却参差不齐,没有一个定论,本文在众多因素中加入汇率因素再进行系统分析。
- 3. 全球流动性水平。在全球化经济发展背景之下 我国亦不能独善其身 因此 在考虑本国流动性的情况下 全球流动性水平也是不容忽视的一个重要因素 因为全球流动性通过大量涌入农产品期货市场进行短期投资或投机炒作造成国际大宗农产品价格波动 以致影响国内的大宗农产品价格。
- 4. 国际能源价格。能源特别是石油与大宗农产品有着千丝万缕的联系,他们的价格往往是彼此 影响,因此要将国际能源价格考虑进来。

本文数据主要来源于中国人民银行统计数据、wind 数据库以及《中国统计年鉴》。在上文提到的 六大金融因素 反应国内流动性水平的货币供应量可以用广义货币(m2)表示;通货膨胀率用居民消费价格指数(cpi)表示;汇率水平以人民币实际有效汇率(rer)表示;国际能源价格主要涉及的与大宗农产品最密切的就是国际石油价格 因此 以国际石油价格(oil)代替国际能源价格 这里采用美国西德克萨斯轻质原油石油期货价格 即 WTI 的价格来表示;国际大宗农产品价格(ipap)对国内农产品价格的传导作用日益明显 鉴于历年在进口农产品中大豆一直占据绝对份额,可以用 CBOT 大豆期货价格代替;全球流动性可以用国际利率水平来反映,这里选用美联储联邦基金利率(ffr)作为替代指

标。

所有数据区间均为 2001 年 1 季度至 2012 年 1 季度的季度同比数据 ,并对各变量数据进行对数 化处理。对所有数据取对数的主要目的是为了尽量避免数据的波动 将绝对误差变成相对误差 除去时间序列的异方差性。考虑到各种循环及季节变动因素 ,本文采用的数据均为同比数据。使用 Eviews6. 0 软件进行系统处理。

经上述处理后 国内流动性表示为 LNM2、通货膨胀率表示为 LNCPI、汇率表示为 LNRER、国际农产品期货价格水平表示为 LNIPAP、国际流动性水平表示为 LNFFR、国际能源价格水平表示为 LNOIL。

## 三、计量分析与讨论

## (一)平稳性检验

在实证分析之前,采用 ADF 检验方法对各变量序列的平稳性进行检验,零假设为存在单位根。 从表 1 得出检验结果: lncpi、lnerr、lnm2、lngjjg、lnlbll、lnoil 及 lnsap 在一阶差分后均在 5% 的显著水平 下拒绝存在单位根的原假设,即 5 个变量均为一阶单整序列。

变量	ADF <b>值</b>	检验类型( c ,t ,q)	5% 临界值	是否平稳
lnCPI	-4. 321861	(c t 1)	-3.518090	平稳
D( lnCPI)	-3.471491	( c D D)	-2. 931404	平稳
InRER	- 1. 824105	( c # D)	-3.515523	不平稳
D( lnRER)	-5. 918366	( c # D)	-3.518090	平稳
lnM2	-1.760662	( c ‡ D)	-3.515523	不平稳
D( lnM2)	-5.756866	( c # D)	-3.518090	平稳
lnIPAP	-3.875897	(c t 1)	-3.518090	平稳
D( lnIPAP)	-5. 587483	(c t 1)	-3.520787	平稳
lnFFR	- 1. 743435	(c t 1)	-3.518090	不平稳
D( lnFFR)	-3.557196	( c # D)	-3.518090	平稳
lnOIL	-3.473045	(c t 1)	-3.518090	不平稳
D( lnOIL)	-5.792157	(c t 1)	-3.520787	平稳
lnSAP	-4. 384709	(c t 1)	-3.518090	平稳
D( lnSAP)	-3.408044	( c ρ ρ)	-2. 931404	平稳

表 1 各变量单位根检验结果

注: D() 为一阶差分形式; 检验形式( c + q) 中 c、t、q 分别表示 ADF 检验模型中的常数项、趋势项和滞后阶数

## (二)协整检验

协整分析的前提条件是满足所有变量在同一阶差分下为平稳序列。基于上述 ADF 单位根检验,可知本文所选取的变量在一阶差分下为平稳序列,符合条件。因此,下面用 Johansen 检验法进行协整检验,确定上述7个序列之间是否存在协整关系,即存在某种平稳的线性组合。

1. 滞后阶数的选择。一般在运用 Johansen 检验法之前要确定 VAR 模型的滞后阶数。一般文献中都采用 AIC、SC、LR 等准则来判断 从中选择最佳滞后期数。本文根据 AIC、SC、LR、FPE、HQ 五个准则共同参考 最后确定模型滞后阶数为 2(见表 2)。

表 2 VAR 模型最佳滞后阶数检验结果							
Lag	LlnL	LR	FPE	AIC	SC	HQ	
0	231. 5125	NA	5. 37e-14	- 10. 69107	- 10. 40146	- 10. 58492	
1	575. 6591	557. 1897	4. 37e-20	-24.74567	-22.42878*	-23.89644	
2	667. 0598	117. 5152*	$7.06e-21^*$	-26.76475	- 22. 42058	- 25. 17244 <sup>*</sup>	
3	721. 1507	51. 51517	9.88e-21	27. 00718 <sup>*</sup>	- 20. 63572	- 24. 67179	

注: \* 表示按照该准则应选择的滞后阶数

2. Johansen 协整检验。如表 3 Johansen 协整检验结果显示 ,迹统计量拒绝 0 个协整向量以及至少 1、2、3 个协整向量 ,所以变量之间至少存在 4 个协整方程 ,也即存在协整关系。

	•		•		
原假设	特征根	迹统计量	5% 临界值	 P 值	
None*	0. 7316	184. 9952	125. 6154	0.0000	
At most 1*	0. 6759	129. 7438	95. 7536	0.0000	
At most 2*	0.5200	82. 4202	69. 8189	0.0035	
At most 3*	0. 4314	51. 5894	47. 8561	0. 0214	
At most 4	0. 3459	27. 8777	29. 7971	0. 0819	
At most 5	0. 2127	10.0485	15. 4947	0. 2770	
At most 6	3. 09E-05	0.0012	3. 8414	0. 9704	

表 3 协整检验结果显示

注: \* 表明在5%的水平下拒绝原假设

# (三)模型建立与结果估计

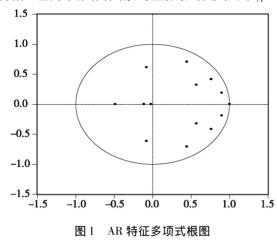
1. 模型的构建。由于 Johansen 协整检验已经证实模型的变量之间存在协整关系,因此,可以用经过处理后的原序列进入模型 根据 SVAR 模型原理 建立含广义货币供给量、居民消费价格指数、人民币汇率、CBOT 大豆期货价格、联邦利率、国际石油价格以及我国大宗农产品综合价格的七元 SVAR 模型。

$$\Gamma_{i} = \begin{pmatrix} \ln SAP \\ \ln CPI \\ \ln RER \\ \ln IPAP \\ \ln OIL \end{pmatrix} B_{0} = \begin{bmatrix} 1 & -b_{12} & -b_{13} & -b_{14} & -b_{15} & -b_{16} & -b_{17} \\ -b_{21} & 1 & -b_{23} & -b_{24} & -b_{25} & -b_{26} & -b_{27} \\ -b_{31} & -b_{32} & 1 & -b_{34} & -b_{35} & -b_{36} & -b_{37} \\ -b_{41} & -b_{42} & -b_{43} & 1 & -b_{45} & -b_{46} & -b_{47} \\ -b_{51} & -b_{52} & -b_{53} & -b_{54} & 1 & -b_{56} & -b_{57} \\ -b_{61} & -b_{62} & -b_{63} & -b_{64} & -b_{65} & 1 & -b_{67} \\ -b_{71} & -b_{72} & -b_{73} & -b_{74} & -b_{75} & -b_{76} & 1 \end{bmatrix} \mu_{t} = \begin{pmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \\ u_{3t} \\ u_{4t} \\ u_{5t} \\ u_{6t} \\ u_{7t} \end{pmatrix}$$

$$\Gamma_{i} = \begin{pmatrix} \gamma_{11}^{i} & \gamma_{12}^{i} & \gamma_{13}^{i} & \gamma_{14}^{i} & \gamma_{15}^{i} & \gamma_{16}^{i} & \gamma_{17}^{i} \\ \gamma_{21}^{i} & \gamma_{22}^{i} & \gamma_{23}^{i} & \gamma_{24}^{i} & \gamma_{25}^{i} & \gamma_{26}^{i} & \gamma_{27}^{i} \\ \gamma_{31}^{i} & \gamma_{32}^{i} & \gamma_{33}^{i} & \gamma_{34}^{i} & \gamma_{45}^{i} & \gamma_{46}^{i} & \gamma_{47}^{i} \\ \gamma_{51}^{i} & \gamma_{52}^{i} & \gamma_{53}^{i} & \gamma_{54}^{i} & \gamma_{55}^{i} & \gamma_{56}^{i} & \gamma_{57}^{i} \\ \gamma_{61}^{i} & \gamma_{62}^{i} & \gamma_{63}^{i} & \gamma_{64}^{i} & \gamma_{65}^{i} & \gamma_{66}^{i} & \gamma_{67}^{i} \\ \gamma_{71}^{i} & \gamma_{72}^{i} & \gamma_{73}^{i} & \gamma_{74}^{i} & \gamma_{75}^{i} & \gamma_{76}^{i} & \gamma_{77}^{i} \end{pmatrix}$$

本文参考相关经济理论,对模型约束条件的设定,提出以下假设: (1) 我国当期的 CPI 指数与联 — 54 —

邦利率及国际石油价格没有直接影响,因此, $b_{25}$ 和  $b_{27}$ 为 0。(2)大宗农产品价格、居民消费价格指数、国际农产品价格、广义货币供给量以及国际石油价格不会反作用于人民币汇率,因此, $b_{31}$ 、 $b_{32}$ 、 $b_{34}$ 、 $b_{36}$ 和  $b_{37}$ 为 0。(3)国际农产品价格一般不直接受我国的 CPI 及货币供给量影响,因此  $b_{42}$ 与  $b_{46}$ 为 0。(4)联邦利率不受我国国内因素的影响,因此, $b_{51}$ 、 $b_{52}$ 、 $b_{53}$ 和  $b_{56}$ 均为 0。(5)除居民消费价格指数之外,货币供应量一般不直接受其他几个变量的影响,因此  $b_{61}$ 、 $b_{63}$ 、 $b_{64}$ 、 $b_{65}$ 和  $b_{67}$ 均为 0。(6)国际石油价格一般不受国内因素的直接影响,因此, $b_{71}$ 、 $b_{72}$ 及  $b_{76}$ 均为 0。



2. 稳定性检验与矩阵估计。在进行脉冲响应函数分析之前,必须对估计出的 SVAR 模型进行稳定性检验。检验的原理就是在 SVAR 模型的某一个方程新息上施加一个冲击,观察这个冲击是否会随着时间的推移渐渐消失。如果是则系统是稳定的,否则是不稳定的。将确定下来的 SVAR 模型可表示为:  $y_{\iota} = B_0^{-1}\Gamma_0 + B_0^{-1}\Gamma_1 y_{\iota-1} + B_0^{-1}\Gamma_2 y_{\iota-2} + \cdots + B_0^{-1}\Gamma_p y_{\iota-p} + B_0^{-1}u_{\iota}$ 

□ B<sub>0</sub><sup>-1</sup>Γ<sub>1</sub>的所有特征值都在单位圆内是判断
1.5 SVAR 模型稳定的充要条件(崔畅 2007)。观察图 1
的 AR 根图 没有根模在单位圆外 ,说明本文估计的
SVAR 模型满足稳定性条件 ,所以根据其得出的脉
冲响应函数的结果应该是稳健可靠的。

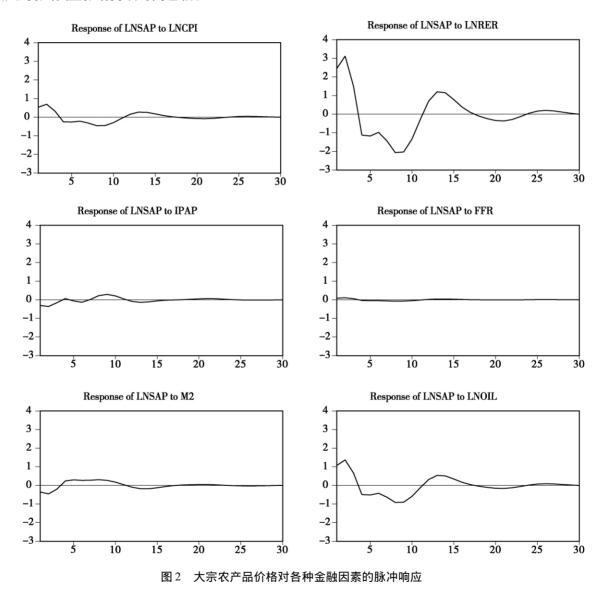
由以上操作可以得出 SVAR 模型中矩阵 BO 的估计结果如下:

$$B_0 = \begin{bmatrix} 1 & 4.597172 & -0.509633 & 0.165132 & -0.693154 & 2.032716 & -3.286633 \\ 0.180503 & 1 & -0.841247 & 0.007257 & 0 & 0.479421 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0.346103 & 0 & 0 \\ -2.439617 & 0 & -4.031779 & 1 & -2.063850 & 0 & -2.667513 \\ 0 & 0 & 0 & -0.231590 & 1 & 0 & 3.660878 \\ 0 & 2.252044 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & -0.460301 & -0.037674 & 0.355300 & 0 & 1 \end{bmatrix}$$

#### (四)脉冲响应函数和方差分析

1. 脉冲响应函数分析。图 2 显示了分别受国内外金融因素变量一个标准差单位的正向冲击后我国大宗农产品价格的脉冲响应函数。(1) 消费者价格指数 CPI 对大宗农产品价格的冲击在前两期为正向影响,且冲击越来越大,但从第三期开始冲击减弱,到第四期从正向变成负向影响,且在第八期形成最大负影响,随后又逐渐向正向靠近,直到从 16 期开始趋于稳定。总体来说,CPI 对大宗农产品价格波动造成比较大的影响且影响及时。(2) 人民币汇率对大宗农产品综合价格的影响在前三期一直处于正向影响状态,且冲击力从强到弱。随后经历几期的负向影响,在 12 期左右渐渐趋于稳定。可以看出,汇率波动对大宗农产品价格波动的影响与 CPI 相类似,但是总体冲击强度大于 CPI。(3) 国际农产品价格水平对我国大宗农产品价格的冲击一开始是负向影响,但是很快就回归到正向影响,紧接着又进入负向影响,冲击一直在正负间交替,但总体正向冲击力度大于负向冲击力度。这说明国际农产品价格对我国大宗农产品影响非常复杂。(4) 联邦基金利率对大宗农产品价格冲击不大,先开始是微弱的正向影响,再转为负向冲击。这可能与国际流动性传导机制的复杂性有关,在这里表现不是很明显。但是它由正转负的冲击影响正好与理论相符。因为当国际资金利率较高时,国际游资

倾向于在国际上投资和投机,对国内的大宗农产品价格影响不大,但当国际资金利率降低时,国内大宗农产品受到国际游资的青睐,自然价格会剧烈波动。(5)广义货币供应量 M2 对大宗农产品价格的波动在一开始三期内呈现负向影响冲击,冲击由强转弱,从第 4 期开始出现正向冲击,经历比较长时期的正向冲击后再次转变为负向冲击,往后影响越来越小。这可能是因为往往货币政策的紧缩与扩张的背后相当复杂,而且他对价格的影响往往也存在滞后效应,所以响应过程也表现出复杂态势。(6)国际石油价格冲击对国内大宗农产品价格的冲击一开始就是冲击力度较大的正向影响,在第 4 期转变为负向影响,随后又不断的正负波动,直到 20 期冲击趋于 0。由于国内外石油价格的定价机制不同,所以响应过程会呈现这种复杂的态势,但总体来说,国际石油价格对大宗农产品价格产生比较大的影响,且影响持续时间也较长。



2. 方差分解分析。从预测方差分解结果可知(见表 4) 在所有因素中 人民币汇率波动对我国大宗农产品价格波动影响甚大 ,贡献率达到了 50% 以上。原因首先可能是由于现阶段我国农产品进出口贸易比较庞大 ,从而使得人民币汇率的高低对我国大宗农产品的价格造成影响。其次 ,我国大宗农产品综 — 56 —

合价格自身的贡献占到了30%以上,说明预期对我国大宗农产品价格的影响显著。再次 国际石油价格的贡献度也很突出 原因是由于国际石油价格的金融、战略属性会带动大宗农产品价格的波动,这与理论及其他研究文献相一致。在剩余的因素中,CPI 指数对大宗农产品价格的影响较大,接下来是货币供应量。国际农产品价格与国际联邦利率对我国大宗农产品价格波动的贡献不是很显著。

Period	lnCPI	lnRER	lnIPAP	lnFFR	lnM2	lnOIL	lnSAP
1	2. 6986	56. 7609	0. 8765	0. 0705	1. 1848	10. 8568	27. 5517
2	2. 7314	56. 1988	0. 7985	0.0699	1. 1843	10. 8212	28. 1957
3	2. 7199	56. 0378	0. 7768	0.0709	1. 1602	10. 8117	28. 4225
4	2. 7049	55. 6696	0. 7326	0.0700	1. 2420	10. 7377	28. 8430
5	2. 6492	54. 4719	0. 6795	0.0701	1. 3657	10. 4932	30. 2702
6	2. 5919	53. 2372	0. 6801	0.0712	1. 4563	10. 2464	31. 7168
7	2. 5656	52. 5986	0. 6133	0.0725	1. 4877	10. 1343	32. 5275
8	2. 5853	52. 9384	0. 6163	0.0733	1. 4473	10. 2345	32. 1045
9	2. 6141	53. 5353	0. 6829	0.0737	1. 3980	10. 3718	31. 3238
10	2. 6260	53. 8040	0.7171	0.0742	1. 3791	10. 4257	30. 9735
11	2. 6265	53. 8198	0.7192	0.0743	1. 3785	10. 4273	30. 9540
12	2. 6290	53. 8529	0. 7221	0.0740	1. 3748	10. 4392	30. 9077
13	2. 6343	53. 9277	0. 7242	0.0735	1. 3684	10. 4606	30. 8109
14	2. 6368	53. 9432	0. 7178	0.0734	1. 3666	10. 4663	30. 7956
15	2. 6371	53. 9213	0. 7113	0.0734	1. 3672	10. 4622	30. 8273
16	2. 6372	53.9108	0. 7093	0.0735	1. 3672	10.4600	30. 8416
17	2. 6374	53.9108	0. 7092	0.0735	1. 3671	10. 4599	30. 8418
18	2. 6372	53. 9093	0. 7090	0.0735	1. 3673	10. 4597	30. 8437
19	2. 6370	53.9100	0. 7088	0.0735	1. 3672	10. 4604	30. 8428
20	2. 6374	53. 9217	0. 7103	0.0734	1. 3661	10. 4636	30. 8271
21	2. 6383	53. 9418	0. 7139	0.0734	1. 3644	10. 4685	30. 7995
22	2. 6390	53. 9572	0. 7171	0.0733	1. 3631	10. 4721	30. 7778
23	2. 6392	53. 9616	0. 7184	0.0733	1. 3628	10. 4730	30. 7714
24	2. 6391	53.9600	0. 7184	0.0733	1. 3629	10. 4727	30. 7732
25	2. 6390	53. 9583	0. 7181	0. 0733	1. 3631	10. 4724	30. 7755
26	2. 6388	53. 9576	0.7177	0.0733	1. 3633	10. 4723	30. 7767
27	2. 6388	53. 9574	0. 7175	0. 0733	1. 3633	10. 4722	30. 7771
28	2. 6387	53. 9577	0. 7175	0. 0733	1. 3633	10. 4723	30. 7768
29	2. 6387	53. 9580	0. 7176	0.0734	1. 3633	10. 4724	30. 7763
30	2. 6387	53. 9578	0. 7176	0. 0734	1. 3633	10. 4723	30. 7765

表 4 SVAR 模型预测方差分解——各因子占预测方差百分比

在六大金融因素中: (1) 人民币汇率对国内大宗农产品的影响在第一期贡献就达到最大,说明大宗农产品价格对人民币汇率变化的反应非常迅速,而且一直占据50%以上的贡献度,可见其对我国大宗农产品的影响甚大。(2) 国际石油价格对国内大宗农产品的影响度一直稳定在10%~11%。(3) CPI 指数在第二期贡献最大,总体来说一直占据稳定的贡献度,这说明居民消费水平对大宗农产品价格的波动有一定的影响,与现实相符。(4) 广义货币供应量 M2 的贡献率是逐渐上升并趋于稳定,可能是因为货币政策的滞后性导致前期没有立刻达到最大的影响。(5) 国际农产品价格对国内大宗农产品价格在第一期时影响最大,随后几期影响渐渐减弱直至平稳。在所有因素中国际农产品价格对国内大宗农产品价格的贡献不大,可能是因为我国目前对大部分粮食类大宗农产品还是进行

比较严格的管制 因此 受国际市场影响较小。但是随着市场经济的不断深化 ,而我国农产品期货市场没有定价权 国际大宗农产品价格对国内大宗农产品影响必然会日益加大 ,要引起重视。(6) FFR 对大宗农产品的贡献率虽然不大 ,但随着我国农产品市场的对外开放步伐加快 国际游资对我国大宗农产品价格的波动有推波助澜作用 ,所以也不容忽视。

#### 四、结论及政策建议

本文采用 2001 年 1 季度至 2012 年 1 季度的季度同比数据进行实证检验得出不同方面的金融因素对我国大宗农产品价格波动的影响程度不同,其中汇率对其影响最大,其次分别为国际石油价格、CPI、货币供应量、国际农产品期货价格以及国际资金利率水平,而造成不同影响程度的原因可能是由于不同影响因素对大宗农产品的传导机制差异。同时,国际市场对我国大宗农产品价格波动的影响不容忽视。国际石油价格对我国大宗农产品价格波动的影响已经相当明显,而国际农产品价格水平及国际资金利率水平对其影响虽然还不明显,但是随着我国逐渐开放农产品市场、更多的与国际市场接轨,而自身的条件却还没能掌握定价的权利,因此,农产品价格受国际市场的影响会日益增大。另外,全球金融危机让各国政府推行积极的财政政策和宽松的货币政策,导致国内外流动性过剩,国际市场农产品价格出现快速上涨的可能性加大,导致我国大宗农产品领域出现输入性通货膨胀的风险有所加剧。因此,今后要密切关注国际市场走向。

政府要稳定国内大宗农产品价格的异常波动。主要可以从以下方面积极推进: (1) 建立规范高效的农产品期货市场。认清现实,加强农产品期货市场整体建设; 优化期货市场结构,力求创新。这样才能逐步掌握全球重要金融资源的定价权,使得中国因素纳入世界大宗商品交易的基础信息考虑范围内。(2) 发展用以稳定农产品价格的金融组织形式,与农产品期货市场形成互补。将粮食安全与粮食金融上升为国家战略高度,建立有关的粮食金融政策,发展如农产品价格调节基金、粮食投资与储备银行等新形式的金融组织,推进粮食类大宗农产品的贸易融资,通过与国际粮食产业的协作逐渐增强中国在国际粮食市场的地位,从而稳定大宗农产品价格。(3) 完善大宗农产品的贸易流通机制,制定全球战略的目的在于与国际市场进行有效沟通、协作的同时,能运用自己强大的流通贸易网,避免大宗农产品价格的暴涨暴跌,减小国际市场价格变化对我国大宗农产品价格的影响。(4) 加强大宗农产品价格监测机制,使得在面对国际价格异常波动后能迅速做出反应,将可能带来的损失或影响降到最低; 加强大宗农产品价格监管及对违反行为举报的举措,可以最大限度抑制一些故意哄抬物价、影响价格波动的违法分子从中获取暴利,损害农民的利益; 政府临时干预机制的完善主要表现在对干预力度的把握以及对干预时机的掌控。

#### 参考文献

- Bailliu J , A Dib , T Kano , L Schembri. Multilateral Adjustment and Exchange Rate Dynamics: The Case of Three Commodity Currencies. Bank of Canada Working Paper 2007
- 2. Roache S. What Explains the Rise in Food Price Volatility? Working Paper International Monetary Fund 2010
- 3. 程国强 胡冰川 徐雪高. 新一轮农产品价格上涨的影响分析. 管理世界 2008(1)
- 4. 李国祥. 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 2008(7)
- 5. 丁守海. 国际粮价波动对我国粮价的影响分析. 经济科学 2009(2)
- 6. 苏应蓉. 全球农产品价格波动中金融化因素探析. 农业经济问题 2011(6)
- 7. 罗 锋. 外部冲击对我国农产品价格波动的影响. 农业技术经济 2011(10)
- 8. 崔 畅. 货币政策工具对资产价格动态冲击的识别检验. 财经研究 2007(7)

责任编辑 吕新业