华南农业大学学报(社会科学版)
2012 年第 2 期 JOURNAL OF SOUTH CHINA AGRICULTURAL UNIVERSITY No. 2 2012
(第 11 卷) (SOCIAL SCIENCE EDITION) (Vol. 11)

中国主要省份玉米价格的传导效应分析

贾 伟,秦 富

(中国农业科学院 农业经济与发展研究所,北京 100081)

摘 要: 文章选取 2000 – 2011 年玉米价格月度数据,采用向量自回归模型、脉冲效应函数以及方差分析等方法,研究省份玉米价格的传导效应,研究表明:主要省份玉米价格之间存在着双向的格兰杰因果关系,并存在长期的均衡关系;主要省份玉米价格冲击对本省玉米价格的波动最为明显,持续时间也较长,对于其他省份的影响则相对较弱;主销省份价格波动对于其他省份玉米价格波动所产生的影响高于主产省份,既是主产省,又是主销省的省份对于玉米价格波动的影响,明显高于主产省或主销省的影响。

关键词: 玉米价格; 传导效应; VAR 模型; 方差分解

中图分类号: F326.11 **文献标识码:** A **文章编号:** 1672 – 0202(2012)02 – 0069 – 07

一、问题提出

玉米是我国第二大类粮食产品,玉米价格波动影响玉米相关产业的利益,进而波及我国的粮食安全问题。2001 年以来,我国玉米价格在波动中呈现上升趋势,但是,区域间玉米价格变动存在着一定的差异性,主销区价格明显高于主产区价格。导致区域玉米价格差异的因素有很多,如区域生产成本差异、政府政策扶持力度、季节因素等。区域玉米价格传导是否会对此产生影响呢?玉米价格在主产地和主销地之间是如何传递的呢?这种传递的机制是怎样形成的呢?本文将这一问题作为切入点对我国玉米价格传导机制进行分析。

目前,对于价格传导机制的研究文献较多,涉及到国民经济的各个方面,如研究国内价格和国际价格的传导效应。影响国内价格和国际价格传导的因素在于汇率和货币政策,而地区效应对于两者的影响差异较为明显[1];人民币名义有效汇率对国内进口价格、生产者价格、消费者价格的传递是不完全的且存在一定的时滞,在长期内,1 个百分点的正向汇率冲击将导致进口价格、生产者价格和消费者价格下降 0.55 、0.06、0.09 个百分点,汇率冲击对国内进口价格、生产者价格及消费者价格变动的解释力是沿着商品流通链呈递减趋势的,解释程度在长期内基本维持在 18.5% 、11% 和 10%[2]。如研究生产者价格和消费者价格的关联性,消费者价格指数(CPI)是生产者价格指数(PPI)变动的格兰杰原因,后者经过 1—3 个月左右的时滞对前者的变动做出反应,以消费者价格指数衡量国内通货膨胀,需求方的作用相对大于供给方,尽管两者都对国内通货膨胀产生共同的影响[3];有些学者对此则产生争议性的判断,生产者价格是消费者价格的单向 Granger 原因,生产者价格可能影响消费者价格的重要影响因素,从长期来看,供给方对国内产品价格的影响的作用明显大于需求方[4];其他学者对 CPI 和 PPI 的内在联系性进行研究,认为两者互相成为对方的格兰杰原因,在短期和长期内, CPI 和 PPI 互为对方的格兰杰原因[5]。

收稿日期: 2011 – 01 – 09

基金项目: 农业部贸易促进中心课题(2012 粮油跟踪项目);农业部市场与经济司课题(农产品市场应急机制研究)

作者简介: 贾 伟(1981—),男,安徽砀山人,中国农业科学院农业经济与发展研究所博士后,主要研究方向为农业经济理论与政策、农产品贸易.

同时,有学者对于农产品价格传导机制的研究表明,农产品及食品零售价格的上涨幅度远远高于农民所实际感受到的农产品收购价格上涨幅度,农产品价格出现放大效应[6],这篇文献成为了国内学者研究农产品价格传导较为经典的文献。从长期来看,产地市场对销地市场存在协整关系,两者存在正相关关系,产地市场价格每变动1%,引发销地市场变动1.080%,产销地间农产品价格传导的长期均衡关系制约短期价格波动,且这种制约作用能够影响各种产品之间的价格偏离,使得各种产品价格之间逐步走向均衡[7]。玉米、油菜籽、蛋鸡等产业链上下游环节的长期协整关系不存在,市场产业链连接并不顺畅。籼稻、粳稻、小麦、大豆、活猪、肉鸡等产业链各环节的价格存在长期协整关系,但短期内恢复协整的速度较慢。农产品受到上下游价格波动挤压,其价格可以传导到上下游,但反之,则不成立[8]。对于农产品价格机制的探讨,不仅利用时间序列数据,还有学者利用截面数据从投入产出角度进行分析,农产品价格波动并不是影响物价上涨的主要因素[9],不同产业部门间存在生产时滞价格黏性效应,反应期的横截面价格变化率及各产业部门之间的价格变化率对于不同产业部门之间的价格传导将产生影响[10]。

从目前的文献中可以看出,对于单独研究玉米价格波动关联性的较少,大多对于玉米价格的研究,多结合其他品种进行研究,如对小麦、玉米、生猪市场的地区间价格差价的波动规律进行研究,阐述了三者的内在联系性[11];从猪肉价格的形成,着重分析其上游产业产品价格的变动对其所产生的影响[12];对国内、国外小麦、玉米、豆油市场的价格联动性则进行了实证研究[13]。

然而,基于中国主要省份之间农产品价格传导效应的研究却极少出现,本文试图以玉米为例,对中国主要省份之间价格传导效应进行分析。

二、样本选择与研究方法

(一)样本选择

为了研究中国玉米价格之间的传导,本文从省份玉米价格的角度出发,选取了玉米的主要省份:吉林、山东、广东。吉林、山东、广东三个省份具有代表性,吉林省是玉米的主要生产省,数据显示:2006—2010年以来,吉林省、山东省玉米生产的比重均占我国玉米生产总量的10%以上,始终位居我国玉米生产省份的前三位。广东省是主要的玉米消费省,近五年来,广东玉米生产占全国玉米生产的比重不足5%,玉米自给率较低,其他玉米产品则主要来源于玉米生产的重点省份,如吉林省等省份,2010年,广东饲料玉米总需求量已经超过1200万吨。山东省不仅是我国玉米生产的主要省份,而且是我国玉米消费的主要省份,其自身生产多数用于满足本省需求外,2010年山东省玉米产品进口为23.79万吨。本文数据来源于中国粮油中心数据和中国畜牧信息网,玉米价格数据为2000—2011年月度数据,共144组价格数据。

从广东省、山东省、吉林省玉米价格的变化趋势上可以看出,玉米价格水平均呈现出波动式增长,三个省玉米价格的排序如表1所示,从2000—2011年月度玉米价格数据来看,广东省平均月度价格比吉林省高18.67%,比山东省高8.63%;从近两年平均月度玉米价格数据来看,广东省分别比吉林省、山东省高16.06%、4.89%,主销省与主产省月度玉米价格差异不断缩小。

表1 三省份玉米价格的统计性描述

	吉林	山东	广东
均值	1.309	1.432	1.542
中位数	1.200	1.340	1.420
最大值	2.320	2.519	2.575
最小值	0.710	0.800	0.960
标准差	0.374	0.410	0.399
概率	0.000	0.001	0.002
样本量		144	

从三个省份玉米价格的标准差可以看出,山东省玉米价格的波动幅度大于广东省和吉林省,

从区域间玉米价格的相关性可以看出，三者的相关性系数都在 0.97 以上，这反映出省份样本玉米价格之间具有高度的关联性。

（二）研究方法

本文采用向量自回归模型（VAR）模型中的脉冲效应函数和方差分解等研究方法分析省份玉米价格的传导[14]。首先，采用平稳性检验对所涉及样本变量的平稳性进行检验（ADF）检验，其次，运用格兰杰因果检验对样本变量是否存在因果关系进行检验，选取变量之间具有相互影响，相互作用的变量；再次，利用滞后长度准则对滞后项进行确定；最后，利用脉冲效应函数和方差分解进行分析。本文计量模型的结果，均通过 EVIEWS5.0 软件回归而得。

三、实证分析

（一）VAR 模型

VAR 模型用于多变量时间序列系统的预测和描述随机扰动对变量系统的动态影响，VAR 模型必然要求时间序列数据是平稳的，因而，需对变量进行平稳性检验。本文采用 ADF 检验，变量平稳性检验结果显示：在 1% 的显著性水平下，各个变量的水平序列并不是平稳序列，而各变量的一阶差分序列均为平稳序列，即原变量为 1 阶单整序列。三个变量检验的结果见表 2。

表 2　省份玉米价格的平稳性检验

变量	变量水平值		一阶差分序列	
检验方法	DW 值	ADF 检验值	DW 值	ADF 检验值
SD1	1.983	-0.305	1.981	-9.892
JL1	1.769	-0.123	1.987	-10.773
GD1	2.092	-0.063	1.991	-12.407

注：1%、5% 显著水平下其临界值分别为 -3.349 和 -2.882，并选择含有常数项，不含有时间趋势；SD1、JL1、GD1 分别代表山东省、吉林省、广东省玉米价格。

其次，进行变量之间的格兰杰因果检验，格兰杰检验的目的就在于检验各个变量之间是否存在相互影响和制约的关系，格兰杰检验结果如表 3 所示。

从结果分析可知，山东省和吉林省玉米价格在 1% 显著水平下，两者互为对方价格变动的格兰杰成因；广东省和山东省玉米价格在 5% 显著水平下互为对方的格兰杰成因，广东和吉林省玉米价格在 10% 显著水平下互为对方的格兰杰成因；从以上可以看出，主销省份或主产省份之间玉米价格互为格兰杰成因的显著性水平，比主产省与主销省份玉米价格互为格兰杰成因的显著性水平低。

表 3　省份玉米价格的格兰杰检验

原假设	F - 统计值	概率	结论
山东玉米价格不是吉林玉米价格的格兰杰成因	7.872	0.001	拒绝原假设
吉林玉米价格不是山东玉米价格的格兰杰成因	5.425	0.005	拒绝原假设
广东玉米价格不是吉林玉米价格的格兰杰成因	3.883	0.023	拒绝原假设
吉林玉米价格不是广东玉米价格的格兰杰成因	2.932	0.057	拒绝原假设
广东玉米价格不是山东玉米价格的格兰杰成因	3.740	0.026	拒绝原假设
山东玉米价格不是广东玉米价格的格兰杰成因	6.886	0.002	拒绝原假设

采用 VAR 进行分析，需要对滞后项数进行判定。利用滞后长度准则来评价确定 VAR 模型的滞后项数最为合理，判定准则则需要根据 LR、FPE、AIC、SC、HQ 等数值来选择相应的滞后项数，5 个评价指标中各自给出的最小滞后期用“*”号表示，一般情况下，对于月度或季度数据而言，应该逐步尝试，确定最优的滞后阶数，根据相应规则，选定最优滞后期为 2 期，滞后项数判定结果如表 4 所示。

表4 滞后结束的判定

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	346.498	–	1.28e-06	-5.051	-4.987	-5.025
1	725.622	735.946	5.56e-09	-10.494	-10.237*	-10.390*
2	736.985	21.555*	5.37e-09*	-10.529*	-10.07	-10.346
3	741.914	9.133	5.70e-09	-10.469	-9.826	-10.208
4	748.359	11.65	5.93e-09	-10.431	-9.596	-10.092
5	750.707	4.142	6.55e-09	-10.333	9.305	-9.916

在VAR模型回归过程中,通常并不关注模型的拟合水平,判别模型整体效果的好坏主取决于AIC和SC数值的大小,模型的整体效果比较好,如表5所示。

表5 VAR模型回归结果

	JL1	SD1	GD1
C	-0.015(-0.823)	-0.005(-0.189)	0.038(1.639)
JL1(-1)	**0.786**(7.097)	0.119(0.821)	0.152(1.111)
JL1(-2)	0.076(0.698)	0.094(0.664)	-0.017(-0.124)
SD1(-1)	0.268(2.854)	**1.098**(8.920)	0.365(3.150)
SD1(-2)	-0.327(-3.428)	-0.386(-3.085)	-0.278(-2.361)
GD1(-1)	0.121(1.145)	-0.046(-0.327)	**0.570**(4.381)
GD1(-2)	0.067(0.629)	0.140(1.013)	0.216(1.658)
F	1750.869	1223.234	1317.358
LR	250.352	211.826	220.426
AIC	-3.428	-2.885	-3.006
SC	-3.282	-2.740	-2.860

从表5的回归结果可以看出,省份玉米价格的波动对于本省的价格波动的影响较为明显,上一期玉米价格波动将对本期玉米价格波动产生正向的影响,这表明价格之间在时间序列上传导效应强烈。如吉林省上一期价格上升1%,将会使本期吉林省玉米价格上升0.786%,使本期山东省玉米价格上升0.119%、0.152%;滞后两期的玉米价格波动对于本期玉米价格的影响存在着不确定性。数据显示:山东省上期玉米价格波动对本期的影响大于吉林省、广东省自身玉米价格波动的影响,山东省玉米价格波动对于广东省玉米价格波动的影响高于吉林省。广东省上期玉米价格波动的影响对于山东省、吉林省玉米价格波动的影响并不明显。

为了更好地对于价格传导效应进行更好地分析,本文采用脉冲效应函数和方差分析对于价格传递的短期效应进行分析,采用约翰森检验的方式验证了主要省份之间是否存在长期的均衡关系。

(二)玉米价格短期效应传导

1.脉冲效应分析

脉冲响应函数主要反应每个内生变量的变动或冲击对其自身以及其他内生变量所产生的影响。每个内生变量变动不仅直接影响自身,而且通过VAR模型的动态结构传递给其他内生变量,然后这些内生变量的变动再传递给自身的过程。图1反应出吉林省、山东省、广东省等三省玉米价格变动的相互冲击。从图1中可以看出,各个省份玉米价格的变动对本省玉米价格波动的冲击最为明显,吉林省对其自身的一个新息冲击后,马上就有比较强的冲击反应,价格上涨4.26%,这种上涨趋势继续保持正向影响,约在第10期开始回落。吉林省玉米价格的一个新息冲击对山东省和广东省的影响并不明显,山东省和广东省当期并没有产生影响;从第二期产生影响,但是对山

东省仅产生两期影响后，开始回落，对于广东省的影响较长，但是其所带来的冲击数值较小。

山东省玉米价格一个新息冲击，给予本省玉米价格当期所带来的影响约为 4.58%，第二期达到 4.95%，其后其影响程度逐年降低，第 9 期逐渐平稳，其新息冲击对于吉林省的影响比较明显，对吉林省当期产生的影响为 3.20%，这种影响逐渐变大，第 8 期基本稳定。对广东省在以后 3 期所产生的影响并不显著，尽管如此，这种影响在不断增强。

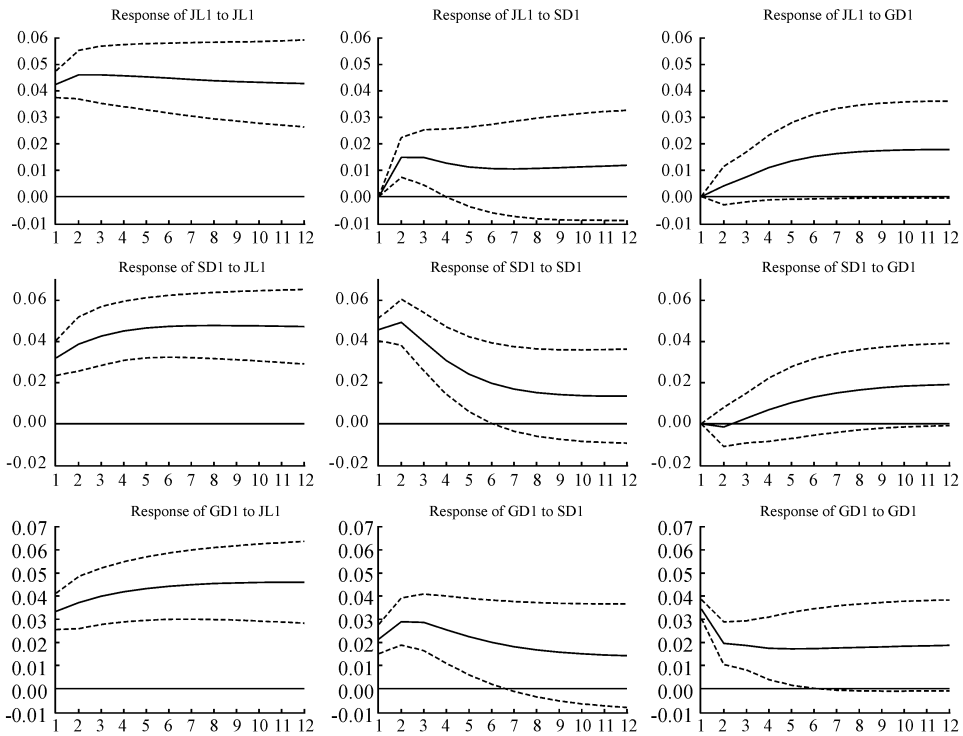


图 1　广东省、山东省、吉林省玉米价格变动对相应省份价格变动的脉冲函数值

广东省玉米价格发生一个新息冲击后，对广东省、山东省、吉林省的影响分别为 3.44%、2.14%、3.34%；其对于自身的影响在第二期开始下降，其后一直保持稳定，对于山东省的影响在第三期达到最大值，逐步开始下降，其对吉林省的影响较为持久，均产生正向影响，但是其影响幅度在逐步减弱。

2. *方差分解分析*

方差分解主要思想是把系统中每个内生变量的波动按照其成因分解为与各个方程新息相关联的部分，从而了解各信息模型对模型内生变量的相对重要性。随着预测期的不断增加，各省份玉米价格波动来自于自身省份价格的影响在逐渐减小，其他省份对其的影响在逐步增大，如吉林省在第一期的贡献率为 100%，在第 10 期的贡献率下降为 85.479%，山东省、广东省也同样呈现出这样的变化趋势。从方差分解的结果可以看出，尽管三个省份玉米价格随着预测期的增加，其影响程度在不断下降，然而，吉林省、广东省玉米价格波动对其自身影响的贡献度在 85% 以上，山东省玉米价格变动对其自身的影响仅在 72% 以上。

对于吉林省而言，广东省玉米价格波动对于吉林省玉米价格波动的影响不断加大，在 12 期的贡献度为 13.75%；尽管山东省玉米价格对其价格变动的影响为正，但是其贡献度在不断下降。对于山东省而言，广东省玉米价格波动对其影响的贡献度高于吉林省，在 12 期，广东省玉米价格和山东省玉米价格波动所产生的影响分别为 10.462% 和 16.702%。对于广东省而言，吉林省玉米价

格波动对其玉米价格波动的影响的贡献度高于山东省。

表6 广东省、山东省、吉林省玉米价格的方差分解

变量 / 预测期	JL1			SD1			GD1		
	JL1	SD1	GD1	JL1	SD1	GD1	JL1	SD1	GD1
1	100	0.000	0.000	0.000	100	0.000	0.000	0.000	100
2	94.303	2.589	3.106	0.207	99.792	0.000	0.439	4.606	94.954
3	92.186	2.768	5.044	1.093	98.388	0.517	0.973	6.423	92.603
4	91.104	2.306	6.589	2.529	95.612	1.858	1.865	6.998	91.136
5	90.235	1.875	7.889	4.123	92.086	3.789	2.903	6.963	90.133
6	89.402	1.558	9.038	5.621	88.394	5.983	3.966	6.681	89.351
7	88.601	1.331	10.066	6.910	84.889	8.200	4.974	6.312	88.714
8	87.851	1.161	10.986	7.969	81.734	10.296	5.887	5.929	88.183
9	87.161	1.0314	11.806	8.818	78.976	12.204	6.694	5.565	87.739
10	86.537	0.927	12.534	9.494	76.602	13.902	7.396	5.234	87.368
11	85.978	0.844	13.177	10.034	74.571	15.396	8.003	4.938	87.058
12	85.479	0.775	13.745	10.462	72.834	16.702	8.526	4.676	86.797

(三)玉米价格长期效应传导

本文应用 Johansen 检验来判定协整方向的个数,经数据生成检验得到系统没有线型趋势,协整方程有截距项没有趋势项。迹统计量和最大特征值统计量检验表明两个变量间存在 1 个协整关系。对残差序列进行检验,证实该残差序列为平稳序列,并且在 0 附近上下波动,也证实了协整关系的存在,这也表明了三个变量之间存在长期的均衡关系。

表7 Johansen 协整检验结果

原假设	特征值	迹统计量	5% 临界值	概率
None *	0.183	48.221	29.797	0.000
At most 1 *	0.130	19.697	15.495	0.011
At most 2	2.88E-05	0.004	3.841	0.948

四、结果分析与讨论

本文利用 2000-2011 年 144 组玉米价格月度数据,利用 VAR 模型以及脉冲效应函数、方差分解对我国省份之间玉米价格短期的价格传导机制进行了详细研究,运用 Johansen 检验探讨证实了我国主要省份玉米价格之间存在长期的均衡关系,主要结论如下:

(1)格兰杰因果检验表明,主要玉米省份玉米价格之间相互影响,主要省份玉米价格变动将成为其他主要省份玉米价格变动的格兰杰成因,主产省份或主销省份之间玉米价格互为对方的格兰杰成因的显著性水平比主产省与主销省之间互为格兰杰显著性水平低。(2)各省份玉米价格波动的新息冲击对于本省的影响高于其他省份。主产省份玉米价格波动对于主销省份的影响具有一定的滞后期,主产省份玉米价格之间的传递速度高于主产省与主销省份价格的传递速度。而主销省份玉米价格波动在当期对主产省份价格产生影响,主销省份玉米价格波动的影响会逐步下降,对主产省价格影响会逐步增强,直至平稳。(3)伴随着预测期的不断增加,主要省份玉米价格波动对其自身玉米价格变动的影响在逐步减小,其他省份对其的影响在逐步增大,从波动的贡献度上可以看出,主要省份玉米价格波动所产生的影响大于主产省份的影响。(4)Johansen 检验同样表明主要省份玉米价格相互作用、相互影响,存在一种长期的均衡关系。

本文尽管证实了主要省份玉米价格波动之间存在着长期的均衡关系,但是由于其研究方法的局限性,并没有对这种长期的均衡关系给予清晰的表述。其次,非结构化 VAR 模型仅就玉米价格

序列数据之间的内在联系性进行分析，并未考虑它们之间的经济联系。尽管如此，通过研究我们仍然可以看出：(1)定量分析我国省份玉米价格之间价格传导特性，并通过计量模型对这种传导途径加以量化，这样可以为有关部门构建风险防范机制和政策制定提供理论基础。(2)模型结果表明主要玉米省份对于区域价格波动的影响较为显著，主产省份玉米价格波动的影响高于主销省份，因而应加强主产区农业基础设施建设，增高玉米产品补贴标准，提高产区种粮农民的生产积极性，确保稳住粮食播种面积。(3)应建立长期的农产品价格波动防范机制，对于价格波动进行合理预期，制定一套科学、灵敏的市场应急响应预案。

参考文献：

[1] 孙立坚，吴　刚，李安心. 国际贸易中价格传递效应的实证研究[J]. 世界经济文汇，2003，(4).
[2] 傅　强，吴卯会. 人民币汇率的价格传递效应研究[J]. 世界经济研究，2011，1(2).
[3] 贺力平，樊　纲，胡嘉妮. 消费者价格指数与生产者价格指数：谁带动谁？[J]. 经济研究，2008，(11).
[4] 白雪梅，吴　德. 我国生产者价格和消费者价格的传导机制研究[J]. 财经问题研究，2009，(12).
[5] 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，(5)
[6] 辛　贤，谭向勇. 农产品价格的放大效应研究[J]. 中国农村观察，2000，(1).
[7] 许世卫，李哲敏，董晓霞，李干琼. 中国农产品在产销间价格传导机制研究[J]. 资源科学，2011，32(11).
[8] 张利庠，张喜才. 我国农业产业链中价格波动的传导与调控机制研究[J]. 经济理论与经济管理，2011，(1).
[9] XIN X，WANG X Q. Was China's Inflation in 2004 Led by an Agricultural Price Rise[J]. Journal of Canada Agricultural Economics，2008，(56).
[10] 佟仁城. 基于生产时滞的价格传导时序模型[J]. 数量经济与技术经济研究，2010，(8).
[11] 武拉平. 农产品地区差价和地区间价格波动规律研究——以小麦、玉米和生猪市场为例[J]. 2000，(10).
[12] 王　芳，陈俊安. 中国养猪业价格波动的传导机制分析[J]. 中国农村经济，2009，(3).
[13] 秦　富，杨艳涛，杨根全. 粮油市场与贸易及政策分析[M]. 北京：中国农业出版社，2011.
[14] 易丹辉. 数据分析与 EVIEWS 应用[M]. 北京：中国人民大学出版社，2008.

The Analysis of Transmission Effect on Corn Price among China's Major Provinces

JIA Wei，QIN Fu

(*Institute of Agricultural Economics and Development*，*chinese Academy of Agricultural sciences*，*Beijing* 100081，*China*)

Abstract：This paper selected corn price monthly data in 2000 – 2011，and used VAR Model，impulse effects function，and variance decomposition and other methods to study the province's transmission effect on corn prices，the results showed that there would be a two-way Granger causality and a long-term equilibrium relationship among the price of corn in the major provinces；corn price of the main provinces were obviously impacted of this provinces and lasted longer time，impacted the other major provinces weakly，the main selling provinces effected the corn price more than the main producing provinces. According to this analysis，put forward the relevant policy implications were put forward.

Key Words：corn price；conduct effects；VAR model；variance decomposition