

基于SVAR模型的我国中药材价格影响因素实证研究[△]

姜凤茹*, 魏 骅#, 陶群山(安徽中医药大学医药经济管理学院, 合肥 230012)

中图分类号 R288 文献标志码 A 文章编号 1001-0408(2021)22-2695-06

DOI 10.6039/j.issn.1001-0408.2021.22.02



摘要 目的:探讨我国中药材价格波动的影响因素,为促进我国中药产业的健康发展提供参考。方法:基于1992—2019年的相关统计数据,构建结构向量自回归模型,经数据平稳性检验、协整关系检验、模型估计和稳定性检验后,综合运用脉冲响应函数和方差分解分析方法,探讨供给、需求、种植生产成本和通货膨胀等4个方面的相关因素对我国中药材价格的影响。结果与结论:中药材价格、中药材种植面积、中成药产量、中药材市场成交额、中药材出口量、农业生产资料价格指数、居民消费价格指数之间存在长期的均衡关系,中药材价格对其自身的冲击和贡献率最大,其次是中药材种植面积、中药材出口量、农业生产资料价格指数,而中成药产量、中药材市场成交额和居民消费价格指数的影响力较弱。建议通过充分利用互联网信息技术、加强中药材价格监测预警,推进中药产业供给侧结构性改革,提高中药材种植科技水平、推进中药材规模化生产等措施来稳定中药材价格。

关键词 结构向量自回归模型;中药材;价格波动;脉冲响应函数;方差分解分析

Empirical Research on the Influential Factors of Chinese Crude Drug Price Based on SVAR Model

JIANG Fengru, WEI Hua, TAO Qunshan (School of Medical Economics and Management, Anhui University of Chinese Medicine, Hefei 230012, China)

ABSTRACT OBJECTIVE: To explore the influential factors of the price fluctuation of Chinese crud drug, and to provide reference for the healthy development of traditional Chinese medicine industry in China. METHODS: Based on the relevant statistics from 1992 to 2019, a structural vector autoregressive model was established. After data stationarity test, cointegration relationship test, model estimation and stability test, impulse response function and variance decomposition were used to investigate the impact of supply, demand, cost of implantation and production and inflation on the price of Chinese crud drug. RESULTS & CONCLUSIONS: There was a long-term equilibrium relationship among the price of Chinese crud drug, planting area of Chinese crud drug, output of Chinese patent medicine, market turnover of Chinese crud drug, export volume of Chinese crud drug, price index of agricultural means of production and consumer price index. The price of Chinese crud drug had the greatest impact and contribution rate on itself, followed by planting area of Chinese crud drug, export volume of Chinese crud drug and price index of agricultural means of production. However, the output of Chinese patent medicine, the turnover of Chinese crud drug market and consumer price index had weak influence. It is suggested to make full use of Internet information technology, strengthen the price monitoring and early warning of Chinese crud drug, promote the supply side structural reform of traditional Chinese medicine industry, improve the scientific and technological level of Chinese crud drug planting and promote large-scale production of Chinese herbal medicine so as to stabilize the price of Chinese crud drug.

KEYWORDS Structural vector autoregressive model; Chinese crud drug; Price fluctuation; Impulse response function; Variance decomposition analysis

近年来,我国相继出台了《中医药法》《中医药发展战略规划纲要(2016—2030年)》《中共中央 国务院关于促进中医药传承创新发展的意见》等若干法律、政策以促进中医药事业的发展。有关中药材市场价格的调查资料显示,自1992年我国实行市场经济体制以来,我国中药材价格定基指数总体呈上升趋势,而环比指数曾多次出现大幅度涨跌波动[图1,数据来源于《中国统计年

鉴》(1992—2019)]。这严重扰乱了我国中药材市场的管理秩序,影响了我国中药产业的可持续发展^[1]。因此,探究中药材价格的影响因素进而稳定中药材价格,对促进中药产业的健康发展具有重要意义。

目前,已有不少研究从不同角度分析了影响我国中药材价格波动的因素,这些影响因素主要集中在供给量与需求量的变化、种植生产成本、自然灾害、通货膨胀等几个方面^[2-5]。在以往的实证研究中,研究方法多基于向量自回归(VAR)模型,虽然该模型是研究变量动态关系的有效工具,但由于VAR模型是非结构性的,变量之间的当期关系被隐藏在误差项的相关结构中而无法被观测到,因此存在一定的局限性,而运用结构向量自回

[△] 基金项目:安徽省中医药传承创新科研项目(No.2020cczd01);安徽中医药大学2021年度校级探索性科研项目(No.2021zxts20)

* 硕士研究生。研究方向:药事管理。E-mail:2318667198@qq.com

通信作者:教授,硕士生导师,硕士。研究方向:药事管理、医药产业经济。E-mail:1284658563@qq.com

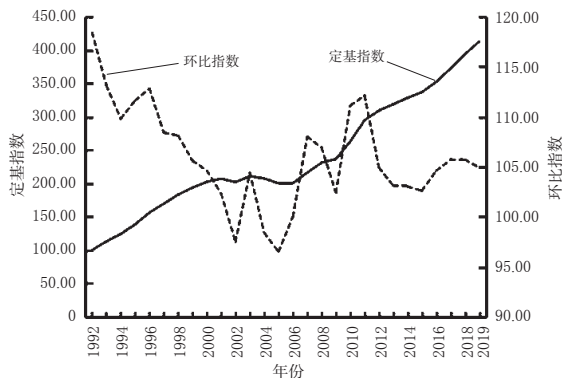


图1 1992—2019年我国中药材价格指数

Fig 1 Price indexes of Chinese crude drug from 1992 to 2019 in China

归(SVAR)模型能较好地弥补上述不足^[6]。基于此,本研究将运用SVAR模型,结合脉冲响应函数和方差分解等方法,对影响我国中药材价格的因素进行实证分析,以期为促进我国中药产业的健康发展提供参考。

1 资料与方法

1.1 资料来源

本研究的数据来源于《中国统计年鉴》(1992—2019)、《中国农村统计年鉴》(1992—2019)、《中国商品交易市场统计年鉴》(1992—2019)和国家统计局官网公开的相关数据。

1.2 指标选取

参考文献[3—5],本研究选取中药材及中成药零售价格指数(RPI)表示中药材价格变动情况,从供给、需求、种植生产成本和通货膨胀等4个角度选取中药材价格影响因素的相关指标:供给因素采用中药材种植面积[SA,千公顷(1 000公顷,1公顷=0.01平方千米)]和中成药产量(PCM,万吨)表示,国内需求用中药材市场成交额(MT,万元)、国际需求用中药材出口量(EV,万吨)表示,中药材种植生产成本用农业生产资料价格指数(AMPI)表示,我国通货膨胀情况用居民消费价格指数(CPI)表示。

1.3 数据处理

本研究选取自我国实行市场经济体制以后各指标的相关数据,即1992—2019年(时间跨度为28年),其原始数据详见表1。为便于比较,将所有环比指数类数据(RPI、AMPI、CPI)转化为以1992年数据为基期的定基指数。为消除变量间异方差性对实证研究结果的影响,增加数据的稳定性,本研究采用取自然对数的方法处理数据^[7]。对RPI、SA、PCM、MT、EV、AMPI、CPI进行自然对数处理,得到的对数序列分别用lnRPI、lnSA、lnPCM、lnMT、lnEV、lnAMPI、lnCPI表示。

1.4 研究方法

本研究利用SVAR模型探究中药材价格与影响因素

表1 中药材价格及其影响因素的原始数据

Tab 1 Raw data of prices and influential factors of Chinese herbal medicine

年份	RPI	SA,千公顷	PCM,万吨	MT,万元	EV,万吨	AMPI	CPI
1992	118.40	230.00	22.60	519 008.00	124 244.00	105.50	103.10
1993	113.10	254.00	26.90	545 278.00	121 674.00	102.90	103.40
1994	109.80	254.00	32.20	599 960.00	150 724.00	103.70	106.40
1995	111.60	364.00	36.20	655 954.00	136 549.00	114.10	114.70
1996	112.80	312.10	37.90	718 889.00	157 623.00	121.60	124.10
1997	108.40	278.70	61.36	755 532.00	157 675.00	127.40	117.10
1998	108.10	254.50	40.80	878 556.00	132 723.00	108.40	108.30
1999	105.60	307.60	47.93	899 563.00	150 886.00	99.50	102.80
2000	104.60	372.00	34.26	974 551.00	175 661.00	94.50	99.20
2001	102.30	482.51	34.25	1 058 689.00	160 960.00	95.80	98.60
2002	97.50	675.60	38.80	983 155.00	144 110.00	99.10	100.40
2003	104.40	827.30	65.59	1 632 548.00	163 280.00	99.10	100.70
2004	98.40	963.90	94.32	1 595 387.00	169 864.00	100.50	99.20
2005	96.50	1 248.20	70.91	1 148 704.00	203 006.00	101.40	101.20
2006	100.00	1 284.70	146.24	1 823 333.00	200 176.00	110.60	103.90
2007	108.00	1 213.30	106.48	1 744 218.00	240 556.00	108.30	101.80
2008	106.90	1 214.20	110.98	2 218 017.00	188 296.00	101.50	101.50
2009	102.40	1 158.66	112.89	2 495 597.00	199 552.00	107.70	104.80
2010	111.10	1 194.00	177.78	2 446 280.00	226 056.00	120.30	105.90
2011	112.10	1 180.90	200.80	3 842 813.00	196 620.00	97.50	99.30
2012	104.90	1 242.00	215.74	4 127 374.00	196 660.00	102.90	103.30
2013	103.10	1 385.20	259.48	7 906 822.00	197 475.00	111.30	105.40
2014	103.00	1 560.50	313.04	7 979 043.00	203 216.36	105.60	102.60
2015	102.60	1 821.60	272.05	13 687 730.00	184 453.55	101.40	102.60
2016	104.60	1 984.80	328.77	15 071 149.00	151 930.00	99.10	102.00
2017	105.70	2 043.80	350.35	9 010 915.00	155 553.00	100.40	101.40
2018	105.70	1 932.44	374.60	12 289 933.00	128 400.00	100.10	102.00
2019	104.90	2 161.07	383.61	13 147 475.00	132 514.03	100.60	101.60

间的动态关系。SVAR模型实际是指VAR模型的结构式,即在VAR模型的基础上考虑各变量之间的当期关系,并通过对参数空间施加约束条件以减少模型的带估计参数^[8]。 k 元 p 阶SVAR(p)模型的表达式为:

$$C_0 y_t = \Gamma_1 y_{t-1} + \Gamma_2 y_{t-2} + \dots + \Gamma_p y_{t-p} + u_t (t=1, 2, \dots, T) \dots (1)$$

式中, C_0 是主对角线元素均为1的 $k \times k$ 阶矩阵, y_t 是 k 维内生变量列向量, $\Gamma_1, \Gamma_2, \dots, \Gamma_p$ 是 $k \times k$ 阶待估系数矩阵, u_t 是 k 维随机扰动项向量, T 为样本容量^[9]。

本研究采用AB型SVAR模型,重点分析正交化冲击的效应,故设 $A \varepsilon_t = B u_t$ (式中, ε_t 为简化式冲击,允许存在同期相关; u_t 为正交的结构式冲击)。为了使模型能够被识别,需要对模型施加约束,短期约束的表达式如下^[9]:

$$\begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_{21} & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_{31} & a_{32} & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_{41} & a_{42} & a_{43} & 1 & 0 & 0 & 0 \\ a_{51} & a_{52} & a_{53} & a_{54} & 1 & 0 & 0 \\ a_{61} & a_{62} & a_{63} & a_{64} & a_{65} & 1 & 0 \\ a_{71} & a_{72} & a_{73} & a_{74} & a_{75} & a_{76} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} c_t^{\ln RPI} \\ c_t^{\ln SA} \\ c_t^{\ln PCM} \\ c_t^{\ln MT} \\ c_t^{\ln EV} \\ c_t^{\ln AMPI} \\ c_t^{\ln CPI} \end{bmatrix} =$$

$$\begin{bmatrix} b_{11} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & b_{11} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & b_{11} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & b_{11} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & b_{11} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & b_{11} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & b_{11} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_t^{lnRPI} \\ u_t^{lnSA} \\ u_t^{lnPCM} \\ u_t^{lnMT} \\ \dots \\ u_t^{lnEV} \\ u_t^{lnAMPI} \\ u_t^{lnCPI} \end{bmatrix} \dots \quad (2)$$

根据计量经济学研究方法和相关文献,本研究将通过以下步骤建立SVAR模型^[10]——(1)数据平稳性检验:采用单位根检验(ADF)法对lnRPI、lnSA、lnPCM、lnMT、lnEV、lnAMPI、lnCPI数据进行平稳性检验。(2)协整关系检验:采用Johansen协整检验方法检验变量之间是否存在长期均衡关系。(3)SVAR模型的估计和稳定性检验:通过相关准则确定模型的最优滞后阶数,运用完全信息极大似然(FIML)法估计模型并通过特征根检验法评价模型的稳定性。(4)脉冲响应函数:采用脉冲响应函数分析各变量之间的动态关系。(5)方差分解分析:分析SVAR模型中不同变量对模型影响的贡献程度,衡量不同外部冲击的重要性。

2 中药材价格影响因素的实证分析结果

2.1 数据平稳性检验

为避免建立的SVAR模型出现伪回归现象,本研究借助Eviews 10.0软件、采用ADF法对所有时间序列进行平稳性检验,结果见表2。由表2可知,lnRPI、lnEV、lnAMPI、lnCPI的ADF统计量小于显著性水平为5%的临界值,表明上述指标在此显著性水平上平稳。lnSA、lnPCM、lnMT在5%的显著性水平上不平稳,但经过一阶差分处理后,上述指标的ADF统计量均小于显著性水平为1%的临界值,即其一阶差分项(DlnSA、DlnPCM、DlnMT)在1%的显著性水平上平稳。所以,本研究使用lnRPI、lnEV、lnAMPI、lnCPI的水平值以及lnSA、lnPCM和lnMT的一阶差分项来构建SVAR模型。

表2 数据平稳性的ADF检验结果

序列	ADF统计量	检验形式 (C, T, L)	临界值			P	结论
			1%	5%	10%		
lnRPI	-3.094 722	(C, 0, 0)	-3.699 871	-2.976 263	-2.627 420	0.039	平稳
lnSA	-2.309 947	(C, T, 3)	-4.394 309	-3.612 199	-3.243 079	0.413	非平稳
lnPCM	-3.192 610	(C, T, 0)	-4.309 824	-3.574 244	-3.221 728	0.270	非平稳
lnMT	-2.485 242	(C, T, 0)	-4.339 330	-3.587 527	-3.229 230	0.332	非平稳
lnEV	-3.062 641	(C, 0, 0)	-3.679 322	-2.967 767	-2.622 989	0.040	平稳
lnAMPI	-4.505 321	(C, T, 3)	-4.356 068	-3.595 026	-3.233 456	0.007	平稳
lnCPI	-9.697 307	(C, T, 3)	-4.356 068	-3.595 026	-3.233 456	<0.001	平稳
DlnSA	-3.890 747	(C, 0, 0)	-3.711 457	-2.981 038	-2.629 906	0.013	平稳
DlnPCM	-7.387 191	(C, T, 0)	-4.356 068	-3.595 026	-3.233 456	<0.001	平稳
DlnMT	-7.187 562	(C, T, 0)	-4.356 068	-3.595 026	-3.233 456	<0.001	平稳

注: C、T、L依次指单位根检验方程的截距项、时间趋势项、滞后阶数; D表示一阶差分

Note: C, T and L refer to intercept, time trend and lag order of unit root test equation respectively; D represents the first-order difference

2.2 协整检验

为研究各变量之间是否存在协整性,本研究对所有变量进行Johansen协整检验,结果见表3。由表3可知,在5%的显著性水平下,迹统计量均大于相应临界值,拒绝原假设。这说明7个变量之间至少存在6个以上的协整关系,表示各变量之间存在长期稳定的均衡关系。

表3 Johansen协整检验结果

Tab 3 Results of Johansen cointegration test

原假设	特征值	迹统计量	5%临界值	P
0个协整向量	0.931 950	252.781 200	134.678 000	<0.001
至多1个协整向量	0.886 914	177.530 700	103.847 300	<0.001
至多2个协整向量	0.757 372	116.501 700	76.972 770	<0.001
至多3个协整向量	0.643 842	76.847 390	54.079 040	<0.001
至多4个协整向量	0.528 339	47.940 700	35.192 750	0.001
至多5个协整向量	0.421 445	26.898 840	20.261 840	0.005
至多6个协整向量	0.338 637	11.576 650	9.164 546	0.017

2.3 SVAR模型估计与稳定性检验

估计模型前还要确定模型的最优滞后阶数,本研究通过似然比检验(LR)、最终预测误差(FPE)、赤池信息准则(AIC)、施瓦茨准则(SC)、汉南奎因准则(HQ)等5项准则来综合判断模型的滞后阶数,结果见表4。由表4可知,滞后2期得到了多数准则的支持^[9],表明本研究最优滞后阶数为2。

表4 最优滞后阶数检验结果

Tab 4 Results of optimal lag order test

滞后阶数,年	似然估计值	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	100.118 7	NA	2.38×10^{-12}	-6.897 6	-6.561 7	-6.797 7
1	261.555 8	227.207 8	6.54×10^{-16}	-15.226 0	-12.538 6	-14.427 1
2	367.468 4	94.144 58*	2.29×10^{-17} *	-16.442 1*	-14.402 7*	-17.943 6*

注: NA表示该项不存在; “*”表示该检验下的最优选择

Note: NA indicates that the item does not exist; “*” indicates the best choice for this test

在模型满足可识别条件的情况下,本研究运用FIML法估计得到模型的所有参数^[11], AB型SVAR模型的参数估计结果如下:

$$A = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ -0.066 031 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ -0.443 797 & -0.102 336 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ -2.431 620 & -0.448 504 & 0.341 427 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ -1.860 204 & 0.294 095 & -0.018 405 & 0.049 886 & 1 & 0 & 0 \\ -0.739 096 & 0.310 724 & 0.034 238 & 0.015 118 & -0.070 024 & 1 & 0 \\ -0.188 432 & 0.038 520 & 0.004 527 & 0.002 427 & -0.028 508 & -0.255 453 & 1 \end{bmatrix}$$

$$B = \begin{bmatrix} 0.029 041 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0.073 073 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0.148 326 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0.246 853 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0.096 692 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0.026 848 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0.005 053 \end{bmatrix}$$

为检验SVAR模型是否有效,本研究通过特征根检验法评价模型的稳定性,结果见图2。由图2可知,所有特征根的倒数均位于单位圆内,判定该模型有效^[12]。因此,可以更进一步基于模型的脉冲响应函数和方差分解分析来探讨各冲击因素对我国中药材价格的具体影响。

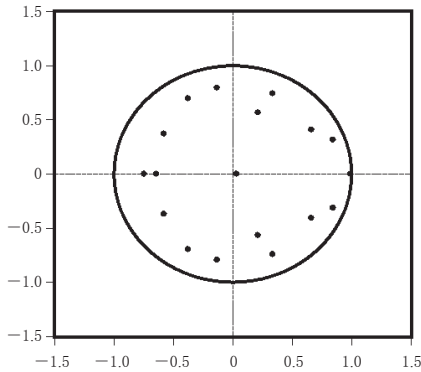


图2 模型的特征根检验图

Fig 2 Characteristic root test diagram of model

2.4 脉冲响应函数

脉冲响应函数是指对随机扰动项施加一个标准差冲击后,对内生变量不同时期所带来的动态影响,可反映各变量之间的动态关系,因此脉冲响应函数比参数估计更具实际意义^[9]。本文通过Eviews 10.0软件绘制脉冲响应函数图,结果见图3。

由图3可知,给中药材及中成药零售价格指数(lnRPI)一个正向冲击后,第1期就给中药材价格带来显著影响,并在经历几期上下波动后呈现稳定的正向影响。在供给因素方面,给中药材种植面积增长率(DlnSA)一个正向冲击后,对中药材价格带来了持续的负向影响,

且影响程度从第1期开始不断加剧,至第8期达到最大后逐渐衰减,第20期后趋于稳定(限于版面,图3中未截取20期后的数据);给中成药产量增长率(DlnPCM)一个正向冲击后,给中药材价格带来短暂的正向效应,而在第6期之后表现为较长时间的负向效应。在需求因素方面,给中药材市场成交额增长率(DlnMT)一个正向冲击后,在第2期对中药材价格波动有一个较大的正向影响,然后震荡变小,在第4期后表现为负向影响,但影响程度逐渐变小,在第13期后逐渐趋于0;给中药材出口量(lnEV)一个正向冲击后,给中药材价格带来短暂的负向效应,在第4期后呈正向影响,正向影响持续增加至第11期时达到最大。在种植生产成本方面,给农业生产资料价格指数(lnAMPI)一个正向冲击后,对中药材价格的影响首先表现为短暂的负向效应,从第4期开始表现为正向效应,此后正向影响逐渐增大,到第10期时达到最大值。在通货膨胀方面,给居民消费价格指数(lnCPI)一个正向冲击后,给中药材价格造成短暂的正向影响,从第6期开始变为负向影响,并在第11期时达到最大值,之后逐渐趋于稳定。

由此可见,中药材及中成药零售价格指数、药材出口量、农业生产资料价格指数与中药材价格总体呈正相关,中药材种植面积增长率、中成药产量增长率、中药材市场成交额增长率、居民消费价格指数与中药材价格总体呈负相关。此外,除中药材自身价格外,其余变量对中药材价格的影响具有滞后性。结合蛛网模型理论可知,前一期的中药材价格将会影响当期供给,所以对自身具有实时的影响,而其他影响因素都需要经过一定时间后才开始对中药材价格产生较为明显的影响^[13]。

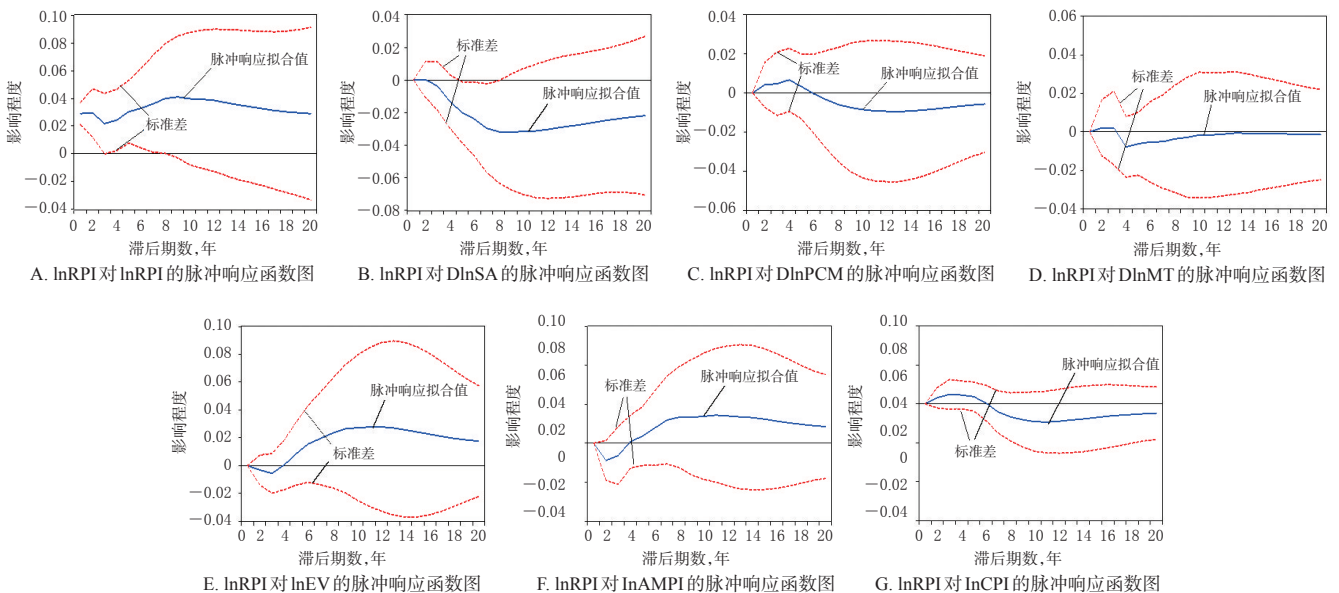


图3 SVAR模型的脉冲响应函数图

Fig 3 Impulse response function diagrams of SVAR model

2.5 方差分解分析

方差分解是通过分析模型中各变量对某一特定变量变动的贡献程度,进一步衡量不同外部冲击的重要性^[9]。本研究使用Eviews 10.0软件对上述SVAR模型进行方差分解分析,结果见表5、图4。由表5、图4可知,对中药材价格影响最大的是其本身(lnRPI),第1期影响程度达到100%,影响程度随时间推移而不断减小,最后保持在48%左右;此外,中药材种植面积增长率(DlnSA)对中药材价格的影响也较大,长期贡献率超过25%;中药材出口量(lnEV)对中药材价格影响的贡献率也是逐渐增加的,在第15期达到17%左右;农业生产资料价格指数(lnAMPI)的长期贡献率约为5%;而中成药产量增长率(DlnPCM)、中药材市场成交额增长率(DlnMT)、居民消费价格指数(lnCPI)的贡献率较小,长期贡献率均在2%以内。

表5 SVAR模型的方差分解表

Tab 5 Variance decomposition table of SVAR model

滞后期数,年	标准误	lnRPI	DlnSA	DlnPCM	DlnMT	lnEV	lnAMPI	lnCPI
1	0.029 041	100	0	0	0	0	0	0
3	0.049 527	89.588 580	0.612 611	1.598 413	0.359 368	1.671 056	4.786 272	1.383 697
5	0.069 475	77.057 310	12.190 840	1.952 706	2.240 586	2.402 704	2.728 313	1.427 536
7	0.097 881	63.776 090	21.282 480	1.102 010	1.681 629	7.767 566	3.490 000	0.900 221
9	0.129 295	56.207 620	24.335 500	1.171 323	1.093 844	11.889 410	4.127 672	1.174 637
11	0.155 155	52.040 650	25.132 630	1.465 091	0.781 758	14.530 860	4.521 902	1.527 117
13	0.175 825	49.779 570	25.293 050	1.720 815	0.614 381	16.175 890	4.749 072	1.667 218
15	0.191 518	48.513 460	25.478 030	1.889 714	0.521 134	17.004 500	4.890 556	1.702 602
17	0.203 411	47.950 220	25.651 240	1.968 914	0.466 332	17.361 970	4.912 261	1.689 059
19	0.212 786	47.780 780	25.799 590	1.984 484	0.433 452	17.457 930	4.878 779	1.664 976

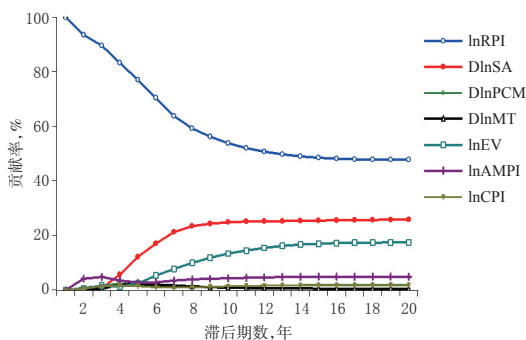


图4 SVAR模型的方差分解图

Fig 4 Variance decomposition diagram of SVAR model

3 结论

本研究基于1992—2019年的相关统计数据,从供给、需求、种植生产成本和通货膨胀等4个方面探究中药材价格的影响因素,选取中药材种植面积、中成药产量、中药材市场成交额、中药材出口量、农业生产资料价格指数、居民消费价格指数等作为主要影响指标,通过建立SVAR模型,运用脉冲响应函数和方差分解分析研究各因素的变化对中药材价格的冲击与影响。经过分析,

得出以下结论:(1)中药材价格对其自身具有显著的正向影响,且长期贡献率最大。(2)供给因素中,中药材种植面积对中药材价格波动的贡献率较大,中成药产量的影响较小。(3)需求因素中,中药材出口量对中药材价格的影响较大,中药材市场成交额的影响较小。(4)成本因素也是中药材价格的重要影响因素,农业生产资料价格的上涨会增加中药材的生产成本,继而导致中药材价格上涨。

4 建议

4.1 充分利用互联网信息技术,加强中药材价格监测预警

本研究结果显示,中药材价格受其自身影响最为显著,即中药材价格的一时波动可能在之后较长时间内影响其价格走向。理论上,中药材价格对其自身的影响路径主要分为两种:一是中药材价格上涨促使药农种植意愿增强,市场供给增多,进而导致中药材价格下跌;二是中药材价格上涨后,市场投机行为增多而导致供给下降,最终造成中药材价格不合理上涨^[3]。因此,笔者建议,相关部门应充分利用互联网信息技术进一步加强对中药材价格的监测,建立健全中药材价格和市场交易信息平台,并完善中药材真实交易价格数据的采集与公布制度^[14],以有利于药农或药材种植商及时掌握中药材市场信息,合理安排种植养殖,避免盲目跟风,从而稳定中药材市场的供需关系。针对价格变动频繁、变动幅度较大,或同一品种在不同地区药材价格差异较大的情况,相关部门应及时进行监测与分析,必要时开展市场专项调查,防止出现炒作游资、哄抬中药材价格等现象,从而确保中药材价格的基本稳定。

4.2 推进中药产业供给侧结构性改革

本实证研究结果表明,供给因素和需求因素均不同程度地影响着中药材价格。党的十九大报告提出,“深化供给侧结构性改革,提高供给体系质量,以适应新需求变化,实现供需动态均衡”,这为中药产业的发展指明了方向^[15]。以需求侧变化为导向,推进中药材产业供给侧结构性改革,保证中药材供需平衡发展,是稳定中药材价格的途径之一。为此,笔者建议,首先,应推进构建中药材生产供给和市场需求信息管理体系,各级地方政府可依据中药材产销信息数据,适时调整中药材种植面积和生产品种结构,并指导中药材从业者适度开展生产活动,维持供需相对平衡;其次,应构建全国一体化中药材种子种苗供应保障平台,确保优质中药材种源的持续稳定供应,提升中药产业链源头质量,并通过对种子种苗供应的调控来调节中药材种植面积和产量,以防中药材生产供应过剩或不足;再次,应建立中药材平准基金,

即政府通过特定的机构以法定的方式建立基金,通过市场的逆向操作“熨平”市场非理性价格波动,从而达到稳定中药材市场的目的^[6];最后,应研究建立中药材储备体系,以积极应对重大灾害、公共卫生事件等突发风险因素,调节中药材市场的供需矛盾。

4.3 提高中药材种植科技水平,推进中药材规模化生产

本实证研究结果显示,种植成本因素对中药材价格产生的正向效应明显,长期贡献率占比较大,具有长期推动中药材价格上涨的特点。为降低中药材种植生产成本,笔者认为可以从提高中药材种植科技水平和推进规模化生产两方面入手:一方面,提高中药材种植的科技含量,转变传统中药材种植模式,推进中药材科学化、智能化种植,从节水、节地、节肥、节料、节能等多方面入手,减少农业生产资料投入成本,为降低中药材种植成本创造条件^[7]。另一方面,中药材种植生产规模化是机械化、产业化发展的基础,也是降低中药材生产成本、实现中药材优质优价的基础^[8]。为推进中药材规模化生产,相关部门应鼓励大中型企业、中药材专业合作社或中药材产销联合体,通过土地承包、合租等形式,建设规模化中药材种植生产基地,并积极推进中药材规范化生产,促进中药材产业高质量发展。

综上所述,中药材价格、中药材种植面积、中成药产量、中药材市场成交额、中药材出口量、农业生产资料价格指数、居民消费价格指数之间存在长期均衡关系,且中药材价格与中药材及中成药零售价格指数、中药材出口量、农业生产资料价格指数呈正相关,与中药材种植面积、中成药产量、中药材市场成交额、居民消费价格指数呈负相关。由于中药材价格波动对于中药产业稳定发展有着重要的影响,故为促进我国中药产业健康发展,笔者建议可通过利用互联网信息技术、加强中药材价格监测预警,推进中药产业供给侧结构性改革,提高中药材种植科技水平、推进中药材规模化生产等措施来稳定中药材价格。

参考文献

- [1] 杨光,王诺,黄璐琦,等.中药市场应慎用“降价令”:基于统计资料的分析[J].中国中药杂志,2014,39(1):144-148.
- [2] 袁盼,申俊龙.道地中药材价格波动的成因与优化策略[J].中草药,2014,45(23):3503-3508.
- [3] 王诺,刘书真,杨光.基于向量自回归模型对我国中药材

价格波动影响因素的探讨[J].中国中药杂志,2014,39(20):4070-4073.

- [4] 常征宇,王树进.我国中药材价格波动影响因素的实证研究:基于因子分析和向量自回归模型[J].科技与经济,2015,28(5):101-105.
- [5] 杨勇,陶群山.基于向量自回归模型的中药材价格影响因素分析及预测[J].中国现代中药,2019,21(1):111-115.
- [6] 胡振华,钟代立,王欢芳.中国铁矿石期货市场的定价影响力研究:基于VEC-SVAR模型的实证分析[J].中国管理科学,2018,26(2):96-106.
- [7] 杨勇,陶群山.基于产业链视角对安徽省中药价格的误差修正模型实证分析[J].医药导报,2019,38(12):1678-1680.
- [8] 邹昆仑.中国财政政策和货币政策的股市效应研究:基于SVAR模型的分析[J].宏观经济研究,2020(12):29-37.
- [9] 高铁梅,王金明,陈飞,等.计量经济分析方法与建模 Eviews应用及实例[M].3版.北京:清华大学出版社,2016:9.
- [10] 张清洁.中药材价格波动性及影响因素的实证研究[J].河北北方学院学报(自然科学版),2020,36(7):34-42.
- [11] 郭心迪,方益明,胡蓉蓉.基于SVAR模型的我国农产品价格波动与CPI动态关系分析:以梗稻、玉米、大豆为例[J].南方农业学报,2020,51(6):1485-1492.
- [12] 张宇杰,孙圣兰.基于VAR模型的广东省医药制造业出口贸易关系实证研究[J].中国药房,2021,32(6):647-652.
- [13] 陈承明,曹艳春,王宝珠.微观经济学[M].上海:上海财经大学出版社,2016:13.
- [14] 张笑笑,汤少梁.基于全产业链管理的中药材“价格虚高”对策研究[J].中国药房,2016,27(4):437-440.
- [15] 张爱军.农业供给侧改革背景下山东省中草药产业现状及发展对策[J].中国野生植物资源,2020,39(11):52-55,63.
- [16] 郑冠群,徐妍.中国证券市场平准基金的行为模式与市场效应[J].当代经济科学,2019,41(2):27-38.
- [17] 崔旭盛,解军波,张彦青,等.基于市场价格波动因素的中药材分类研究[J].时珍国医国药,2020,31(9):2256-2258.
- [18] 郭兰萍,吕朝耕,王红阳,等.中药生态农业与几种相关现代农业及GAP的关系[J].中国现代中药,2018,20(10):1179-1188.

(收稿日期:2021-07-13 修回日期:2021-10-19)

(编辑:孙冰)

《中国药房》杂志——中国科技核心期刊,欢迎投稿、订阅