

周磊,马改艳,徐学荣.水产品市场价格和渔民收入的动态关系——基于 SPVAR 模型的实证[J].江苏农业科学,2018,46(10):349-354.
doi:10.15889/j.issn.1002-1302.2018.10.082

水产品市场价格和渔民收入的动态关系 ——基于 SPVAR 模型的实证

周磊¹,马改艳²,徐学荣¹

(1. 福建农林大学经济学院,福建福州 350002; 2. 福建农林大学金山学院,福建福州 350002)

摘要:基于 2004—2014 年中国 26 个省(市、区)的面板数据,利用空间向量自回归模型(spatial vector autoregressive model,简称 SPVAR)实证分析水产品市场价格上涨对渔民收入的影响。结果表明,中国水产品市场价格和渔民收入均存在显著的空间溢出效应,水产品市场价格能够在地区间传导,证明当前中国水产品市场一体化程度较高。水产品市场价格和渔民收入间存在长期的协整关系,水产品市场价格的提升在短期内能够拉高本地区及周边地区的渔民收入,但受到运输成本和市场自我调控机制的影响,这种拉动效果会随着地理距离增加和时间推移而不断衰减。

关键词:水产品价格;渔民收入;空间溢出效应;市场整合;空间向量自回归模型(SPVAR);协整关系;地理距离

中图分类号: F323.7 **文献标志码:** A **文章编号:** 1002-1302(2018)10-0349-05

水产品是中国居民肉食性消费食品之一,水产品的有效供给取决于渔民收入^[1]。当前中国渔民收入增长缓慢,收入水平低于城镇居民收入水平已成为中国渔村经济发展的突出问题。渔民收入主要来源是渔业经营性收入,其中水产品市场价格(以下简称水产品价格)是渔民收入的核心影响因素^[2-3]。但中国水产品价格在各个地区间存在差异^[4-5]。根据中国统计年鉴,2014 年中国省份间水产品的最高价格(上海)比最低价格(黑龙江)高 9.880%;另外,华北地区的平均水产品市场价格比西北地区的高 3.638%,比华南地区的高 3.797%,比华东地区的低 7.105%。中国水产品市场是较早开放的农产品市场,随着运输条件的改善和地方保护主义的弱化,水产品价格是否会通过市场进行传导?一个地区水产品价格波动是否会引起区域性的波动?这种波动给不同地区渔民收入带来的影响如何?这些都是须要进一步研究分析的内容,也是亟待解决的现实问题。只有更加细致地了解水产品价格和渔民收入间的关系,才能给出提高渔民收入切实可行的办法,保证渔民的生产积极性,推动中国渔村的可持续发展。

1 文献述评

当前对于渔民收入的研究颇多,根据研究目的不同大致可分为 2 种,一种是对渔民收入的现状进行探讨,主要是围绕影响因素展开的。如许罕多等利用面板模型对中国沿海各省的渔民收入情况进行了探讨,结果发现,中国沿海 11 个省的渔民收入对水产品价格的变动十分敏感^[2]。李娇通过对中国渔民、城镇居民收入的比对分析发现,中国渔民收入结构在发生变化,但主要收入来源还是依靠渔业生产经营,渔民对预期水产品价格误判是导致渔民减收的一个原因^[3]。刘泉等

将渔民收入分为船东收入和普通渔民收入两部分进行讨论,通过实地调研发现,船东收入水平会直接影响渔民收入水平,而船东收入水平主要受渔船燃油补贴和水产品价格影响,水产品市场价格提升能同时提高船东和普通渔民的收入^[6]。赵文武等基于 1 万个统计样本分析了中国渔民人均纯收入水平,结果表明,中国不同地区渔民收入存在显著差异,导致此类差异的主要原因是水产品价格和生产经营方式的不同^[7]。另一种研究是着重探讨水产品市场和渔民收入间的关系变化,但这类文献较少。高强等运用协整和向量自回归模型(vector autoregression model,简称 VAR 模型)分析了渔民收入、水产品价格和水产产量三者间的关系,结果表明水产品市场价格对渔民收入影响显著,反过来渔民收入水平提高也会拉动水产品价格的提升^[8]。程烨等利用聚类法分析了不同地区渔民收入间的差异,但并未详细讨论导致地域间差异的市场因素^[9]。

现有文献对水产品价格和渔民收入的关系研究较为深入,但是研究侧重于二者在时间维度上的关系。虽然已有学者指出渔民收入存在地区差异是由水产品价格不同导致的,可是缺少定量的研究进行验证。另外,在传统的计量经济学方法中,通常会忽视空间因素带来的影响,导致实证结果存在偏误,而空间计量经济学的方法能够很好地捕捉空间效应,避免这种情况的发生。鉴于此,本研究在前人研究的基础上,挑选和渔民收入紧密关联的水产品价格为变量,并将其纳入空间计量经济学的框架内加以讨论,基于中国 26 个省(市、自治区,下文简称省域)2004—2014 年的面板数据,利用空间向量自回归模型(spatial vector autoregressive model,简称 SPVAR)及脉冲响应函数(impulse response function,简称 Impulse)。探寻水产品价格对不同地域渔民收入的空间冲击效应,最后为统筹地区间渔民收入的均衡增长给出若干政策建议。

2 研究方法与数据选取

2.1 研究方法

2.1.1 空间相关性检验 空间计量经济学利用空间效应来

收稿日期:2017-01-05

基金项目:福建省软科学基金(编号:2016R01010048)。

作者简介:周磊(1989—),男,辽宁营口人,博士研究生,研究方向为农业经济理论与政策。E-mail:758938561@qq.com。

通信作者:徐学荣,教授,博士生导师,研究方向为经济管理数量分析、农业经济理论与政策。E-mail:978140561@qq.com。

反映不同地区间经济现象的互相影响,这是空间计量经济学从传统计量经济学独立出来的重要原因。空间效应分空间相关和空间异质,空间相关性描述的是经济变量在空间结构上的相关,是空间计量经济学的基本特征;同时,空间相关的存在打破了传统计量经济学中样本互相独立的假设,导致回归出现偏误,此时须使用空间计量经济学的方法加以修正^[10]。一般来说,空间相关性检验可通过全局莫兰指数(moran's index,简称 Moran's I)来实现,见计算公式(1)^[11-12]

$$\text{Moran's } I = \left[\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} (Y_i - \bar{Y})(Y_j - \bar{Y}) \right] \div \left(S^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} \right) \quad (1)$$

式中: S^2 、 \bar{Y} 为 Y_i 的标准差和均值, Y_i 代表第 i 省域的样本观测值; n 为省域总数; W_{ij} 为空间权重矩阵中的元素(选取过程将在下面详述)。全局 Moran's I 指数取值在 $[-1, 1]$ 区间内,其统计量越接近于 0,表示空间相关性越弱;统计量越接近于 1 且显著,表示空间相关性存在且样本间联系密切;若统计量接近于 -1 且显著,表示空间相关性存在但样本间存在差异或分布不集中^[13]。

2.1.2 空间向量自回归模型的构建 许多经济变量不仅是相互影响的内生变量,同时个体间还存在空间相关,此时须要依靠空间动态计量经济学模型进行分析^[14]。由前述可知,水产品价格和渔民收入间互为因果,具有很强的内生性。如果不考虑内生性问题带来的影响,任何计量经济学模型的估计结果都是有偏的。Beenstock 等指出,空间向量自回归模型(SPVAR)能够更好地处理在空间计量经济学模型中存在多个内生变量的问题^[15]。鉴于此,本研究选取具有固定效应的 SPVAR 进行实证,同时考虑到研究样本的年份较少,且省份间经济变量均存在一定的关联,因此在模型的滞后阶数中均选取时间 1 滞后后和空间 1 滞后后^[16-17],则模型见公式(2)

$$\begin{bmatrix} ARPI_{it} \\ FI_{it} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_{11} & \alpha_{12} \\ \alpha_{21} & \alpha_{22} \end{bmatrix} \times \begin{bmatrix} ARPI_{it-1} & FI_{it-1} \\ FI_{it-1} & ARPI_{it-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \lambda_{11} & \lambda_{12} \\ \lambda_{21} & \lambda_{22} \end{bmatrix} \times \begin{bmatrix} ARPI'_{it-1} & FI'_{it-1} \\ FI'_{it-1} & ARPI'_{it-1} \end{bmatrix} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

式中: $ARPI_{it}$ 和 FI_{it} 代表第 i 地区($i=1, 2, \dots, N$) t 时期($t=1, 2, \dots, T$)的水产品价格和渔民收入; $ARPI_{it-1}$ 和 FI_{it-1} 代表时间滞后 1 期水产品价格和渔民收入; $ARPI'_{it-1}$ 和 FI'_{it-1} 表示时空滞后 1 期的水产品价格和渔民收入,其计算公式为(以 $ARPI_{it}$ 为例) $ARPI'_{it-1} = W_{i1} ARPI_{it-1} + W_{i2} ARPI_{2t-1} + \dots + W_{iN} ARPI_{NT-1}$, W 为空间权重矩阵,其反映的是当某个地区的变量发生波动,会随着时间推移通过空间权重矩阵将影响扩散到周边地区; μ_i 表示固定效应的截距项向量; ε_{it} 表示模型残差扰动项向量; α 、 λ 均为模型需要估计的参数向量。从公式(2)中可看出,函数式的右边同时包含时间滞后、同时期的空间滞后及时空滞后 3 个影响因素。

2.2 数据说明与空间权重设定

2.2.1 数据的来源及处理 鱼类是中国乃至世界水产消费占比高的产品种类,而鲢鱼、草鱼、鲫鱼和带鱼是城镇居民日常消费较多的鱼类产品,具备一定的代表性。因此根据 EPS 数据库的产量数据,本研究选取这 4 种居民主要食用鱼类的农贸市场价格加权平均值(元/年)来表示水产品的市场价格;用渔民人均纯收入(元/年)表示渔民收入。草鱼、鲢鱼和鲫鱼价格权重是通过每年各省草鱼、鲢鱼和鲫鱼产量在全国

水产品产量的占比计算的。由于非沿海省份没有带鱼产量数据,而本研究中带鱼价格是各省的水产品农贸市场价格,所以有的省份无法计算其权重,带鱼价格权重利用每年带鱼产量在全国水产品产量占比表示。数据分别来源于《中国渔业统计年鉴》和《中国农产品价格调查年鉴》,共收集 2004—2014 年除北京、西藏、青海、云南、湖南、香港、澳门和台湾以外的中国 26 个省份的年度数据,剔除北京是因其 2009 年渔民人均纯收入的调查家庭更换,数据不具有可比性;剔除云南是因其 2014 年统计口径变化,数据不具有可比性;剔除西藏、青海、湖南和台湾是因为数据缺失严重。值得说明的是,在传统时序数据分析中,众多学者为了价格数据具有可比性,通常会考虑计算环比数据或定基数据再剔除通货膨胀,如环比指数可以通过逐年连乘而获得以某年为基期的定基指数,此时放大了空间效应的影响;或者同时除以某个 CPI 指数或 GDP 平减指数,放大地区间经济关联的影响,但这个处理方式不适用于空间计量经济学。因为在计算环比指数或定基指数过程中,每年的空间相关性都会积累或消除,进而影响最终的实证结果,所以本研究选用的是水产品市场价格的当年价。

2.2.2 空间权重的设定 空间权重可以用来刻画经济变量间的空间相关性,是空间计量经济学的核心^[18]。根据地理学第一定律,距离相隔越远的物体间互相的影响越弱,反之影响越强。因此,本研究采用各省份间的地理距离构建空间权重矩阵 W_{ij} ,计算见公式(3)。

$$W_{ij} = \begin{cases} 1/d^2 & i \neq j \\ 0 & i = j \end{cases} \quad (3)$$

式中: d 表示两地区地理中心位置之间的距离。采用此空间权重具有如下好处,即地理距离是外生变量,不易受人类社会经济行为的影响而发生改变,可以极大削弱由空间权重带来的模型内生性问题;地理距离长期稳定存在,短期来看不会产生滞后性;在构建地理距离空间权重时,省份的位置采用省会城市的经纬度替代。这是因为省会城市一般是一个地区的政治、经济和地理位置中心,其空间相关性辐射范围广且影响力强^[19]。本研究的省会城市经纬度坐标源于国标文件 GB/T 2260—2007《中国各市区行政中心经纬度数据》,空间权重矩阵利用 Matlab 2014b 软件中的 jplv7 工具包计算获得。

3 实证结果与分析

3.1 检验结果

在进行实证前,首先要对数据的平稳性进行检验,避免出现伪回归的情况;然后再对数据进行空间相关性检验,若存在空间自相关,则须引入空间影响因素。本研究利用 stata 12.0 软件完成面板单位根、协整检验和空间相关性检验。

3.1.1 面板单位根的检验 面板单位根检验一般分为“同根检验”和“异根检验”2 种。通常来说,针对“同根”的情况可采用 LLC 和 IPS 检验,针对“异根”的情况可采用 ADF - Fisher 和 PP - Fisher 检验,结果见表 1。

从表 1 可看出,在 ARPI 和 FI 的原序列中,仅有 ARPI 通过了 LLC 检验,其余单位根检验均未通过显著性检验。但在对原序列进行 1 阶差分后,LLC、IPS、ADF - Fisher 和 PP - Fisher 的检验结果均在 5% 的显著水平下拒绝原假设,可认为序列经过 1 阶差分后趋于平稳,两者均为同阶单整序列。

表 1 ARPI 和 FI 的面板单位根检验结果

检验类型	各面板单位根			
	ARPI	FI	Δ ARPI	Δ FI
LLC	-2.125 4 ***	-0.305 9	-21.004 9 ***	-8.301 9 ***
IPS	1.379 2	8.969 3	-13.135 4 ***	-1.520 3 **
ADF - Fisher	40.607 6	30.787 2	248.606 0 ***	83.254 0 ***
PP - Fisher	43.237 9	27.799 5	383.851 0 ***	93.100 5 **

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 水平下显著,下同。
 Δ 表示 1 阶差分。

3.1.2 面板协整的检验 同阶单整序列可进行协整检验,进而避免伪回归的情况。现采用 Pedroni、Kao 和 Johansen 协整检验办法检验 ARPI 和 FI 间的协整关系。Pedroni 检验中 Panel - ADF 和 Group - ADF 更加适合短期时间数据的检验,其统计量会更加精准^[19]。考虑到本研究研究样本时序较短,故采用 Panel - ADF 和 Group - ADF 的检验结果(表 2)。

表 2 ARPI 和 FI 的面板协整检验结果

检验类型	统计量名称	t 值
Pedroni 检验	Panel - ADF	-8.794 5 ***
	Group - ADF	-12.837 1 ***
Kao 检验	Kao	-2.697 3 ***
Johansen 检验	无	262.100 0 **
	至少存在 1 组	112.900 0 ***

从表 2 中可看出, Pedroni 检验的 Panel - ADF、Group - ADF 和 Kao 检验的 Kao 统计量均在 1% 的水平下显著; Johansen 检验证明 2 个变量间至少存在 1 组协整关系。所以 ARPI 和 FI 这 2 个变量间存在长期、稳定的协整关系,可以满足建立向量自回归模型的要求。但是以上分析中的空间相关性是否存在,则须进一步进行全局 Moran's I 检验。

3.1.3 空间相关性检验 利用公式(1)计算 2004—2014 年 ARPI 和 FI 的全局 Moran's I 指数(图 1 和表 3)。

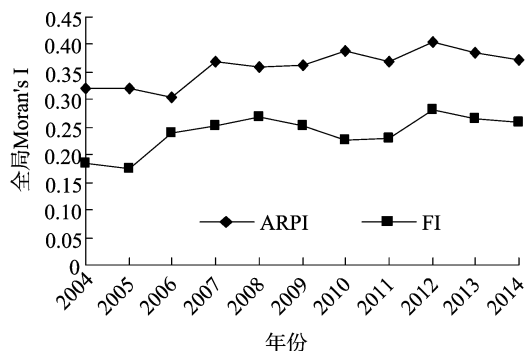


图1 2004—2014 年 ARPI 和 FI 的全局 Moran's I 趋势图

由表 3 可知, 2004—2014 年 ARPI 和 FI 的全局 Moran's I 均在 5% 的水平下显著, 说明中国水产品价格和渔民收入均有显著的空间相关性。由图 1 可知, 2004—2014 年间中国水产品价格的空間相关程度呈现出波动上升的趋势, 但整体波动幅度不大, 2012 年空间相关性达到峰值 (Moran's I = 0.406), 2014 年 (Moran's I = 0.372) 回落并接近 2004 年的水平 (Moran's I = 0.321)。渔民收入的空间相关程度要弱于水产品的价格, 在图 1 中表现为 FI 的 Moran's I 曲线始终位于 ARPI 的 Moran's I 曲线下方变动。另外通过比对发现, ARPI 和 FI 的空间相关性变动趋势类似, 说明两者具有一定的联

表 3 ARPI 和 FI 的全局 Moran's I 检验结果

年份	ARPI			FI		
	Moran's I 值	Z 值	P 值	Moran's I 值	Z 值	P 值
2004	0.321 0	3.167 0	0.002 0	0.185 0	2.014 0	0.044 0
2005	0.322 0	3.184 0	0.001 0	0.176 0	1.966 0	0.049 0
2006	0.304 0	3.053 0	0.002 0	0.240 0	2.554 0	0.011 0
2007	0.368 0	3.587 0	0.000 0	0.252 0	2.658 0	0.008 0
2008	0.358 0	3.491 0	0.000 0	0.270 0	2.818 0	0.005 0
2009	0.363 0	3.542 0	0.000 0	0.251 0	2.640 0	0.008 0
2010	0.390 0	3.788 0	0.000 0	0.226 0	2.392 0	0.017 0
2011	0.370 0	3.607 0	0.000 0	0.231 0	2.436 0	0.015 0
2012	0.406 0	3.936 0	0.000 0	0.282 0	2.907 0	0.004 0
2013	0.385 0	3.737 0	0.000 0	0.264 0	2.752 0	0.006 0
2014	0.372 0	3.625 0	0.000 0	0.258 0	2.685 0	0.007 0

系。从侧面反映出水产品价格和渔民收入间存在联动关系, 这和前人的研究结论^[4-5]相吻合。

值得说明的是, 水产品价格和渔民收入均有空间相关性并不能代表在不同地区水产品价格和渔民收入的观测值就会相近。因为空间相关性只是说明是同属性单元集聚或异属性单元集聚, 但单元间还是存在实际差异。如地区间水产品价格存在空间相关性, 只能说明水产品市场趋于整合, 即价格的波动能够传导, 但不能证明各地区间水产品价格是趋同的。空间相关性存在会导致空间溢出效应, 而这部分空间溢出效应正是本研究所需要刻画的, 即寻找某地区水产品价格波动对周边省份的渔民收入的影响。这部分影响须利用 SPVAR 模型和时空脉冲响应函数进行实证。

3.2 SPVAR 模型参数的估计

模型估计采用郭国强的办法, 选取时间滞后项和空间滞后项作为工具变量进入模型, 然后利用差分广义矩估计 (generalized method of moments, 简称 GMM) 估计出模型的参数^[16], 结果见公式(4)和表 4。

$$\begin{bmatrix} APRI_{it} \\ FI_{it} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0.2302 & -1.1567 \\ -0.1873 & -0.0618 \end{bmatrix} \times \begin{bmatrix} APRI_{it-1} & FI_{it-1} \\ FI_{it-1} & APRI_{it-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0.4308 & 4.2131 \\ 0.0936 & 0.2461 \end{bmatrix} \times \begin{bmatrix} APRI'_{it-1} & FI'_{it-1} \\ FI'_{it-1} & APRI'_{it-1} \end{bmatrix} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

表 4 SPVAR 模型的参数估计结果

系数	ARPI	FI
ARPI(-1)	0.230 2(0.166 3)	-0.061 8(0.014 1)
FI(-1)	-1.156 7(1.125 5)	-0.187 3(0.095 7) *
ARPI'(-1)	0.430 8(0.187 6) ***	0.246 1(0.022 4)
FI'(-1)	4.213 1(1.269 4) ***	0.093 6(0.151 9)

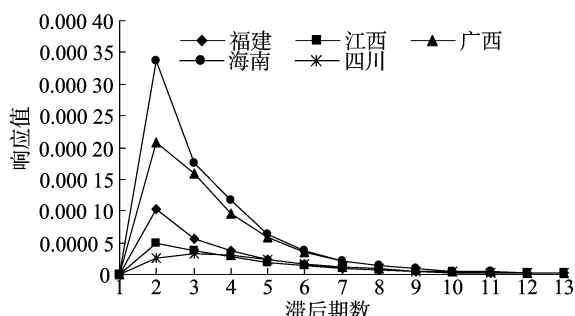
注: 括号内的数值为 t 值, ARPI'(-1)、FI'(-1) 表示时空滞后 1 阶的项。

从表 4 中可看出 SPVAR 模型的参数较多不显著, 但相较于 VAR 模型的具体形式, 更多学者关注的是在此基础上建立的脉冲响应函数, 探讨模型中各内生变量间存在的动态关系^[20]。以下将对 SPVAR 模型的时空脉冲响应函数进行实证分析。

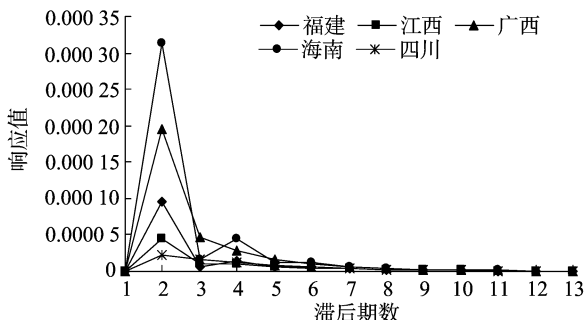
传统的脉冲响应函数是观测随机扰动项的一个新息冲击给内生变量造成的当期及未来的影响。和传统的脉冲响应函数不同, 时空脉冲响应函数是在时间维度上观测一个地区的

内生变量冲击对自身及其他地区的内生变量造成的当期和未来的影响^[16-17]。本研究共模拟 26 个省份的空间脉冲响应函数,有 2 个内生变量作为冲击源,将产生 676 个脉冲响应函数。考虑到篇幅有限,将选取经济发达的地区作为冲击源^[20]。选取原因:首先,经济发达地区的运输体系完善,市场开放程度高,人口密度大,对周边地区的空间影响力很强;其次,经济发达的地区一般是中心城市,位于口岸地带或交通枢纽,对市场或政策的信息能够作出敏锐的反应;最后,经济发达的地区通常是政府实施新政策的重点地区,而本研究的最终目的是给出稳定渔民增收的政策建议,因此利用时空脉冲响应函数能够较为直观地模拟冲击效果给本地区及周边城市

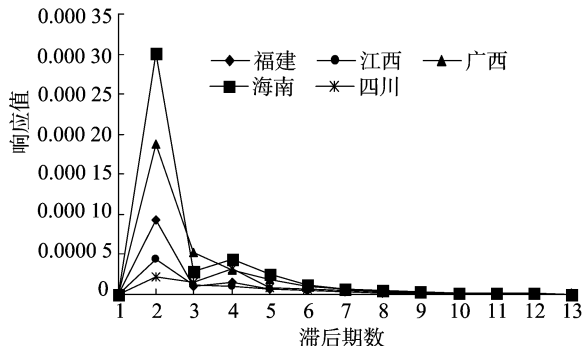
带来的影响^[20]。本研究将 26 个省域分别作为冲击源进行脉冲响应函数模拟,结果发现总体的冲击效果类似,故选取具有代表性的、包含省份较多的、政府高度重视的珠江三角洲经济圈为解释对象。泛珠江三角洲包括广东、福建、江西、广西、海南、湖南、四川、云南、贵州、香港和澳门 11 个地区,即著名的“9+2”经济区概念。广东省不仅是中国经济发达的口岸地区,还是“9+2”规划的倡导者和引导者,也是中国渔业重镇,故选取广东省为冲击源。而由于 2005—2014 年间,广东省水产产量始终处于中国第 2 名的水平,所以选取三位一体的广东省作为冲击源具有很强的现实意义(图 2)。



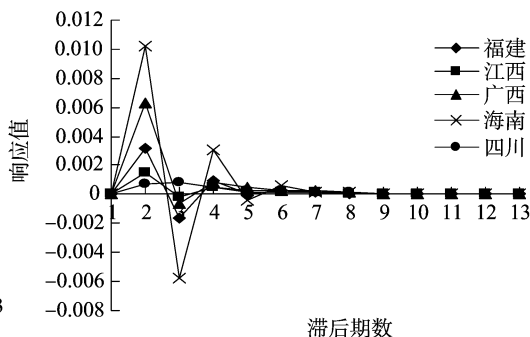
a. 泛珠江其他地区渔民收入对广东省水产品价格的响应



b. 泛珠江其他地区水产品价格对广东省水产品价格的响应



c. 泛珠江其他地区水产品价格对广东省渔民收入的响应



d. 泛珠江其他地区渔民收入对广东省渔民收入的响应

图2 SPVAR 模型的脉冲响应函数图

3.2.1 广东省水产品价格对泛珠江三角洲其他地区水产品价格和渔民收入的冲击影响 由图 2-a 可知,当广东省水产品价格提升后,泛珠江三角洲其他地区的渔民收入在滞后 1 期就作出反应,一直持续到滞后 7 期,在滞后 8 期时收敛于 0,说明某地区水产品价格是影响渔民增收的关键要素^[2-6]。但从长期来看,水产品价格波动对渔民收入的作用不明显。这是因为水产品价格上涨会拉动物价上涨,从而导致通货膨胀,降低渔民的实际收入。从地区来看,除四川的脉冲响应外在滞后 3 期达到峰值外,其他省域均在滞后 2 期达到峰值,其中海南省的函数波动幅度最大(0.033 6%),广西次之(0.020 9%),随后是福建(0.010 3%)、江西(0.004 9%)。可见各省域函数波动幅度和区位有关,价格冲击效果随着地理距离的增加而衰退,符合地理学第一定律。但有例外,海南和广东的距离大于广西和广东的距离,但海南受到的冲击影响更强。这是因为除了地理距离外,省内贸易量、运输成本和区域经济发展水平也会阻碍水产品价格的传导^[21]。和广西相比,海南不仅是旅游特区,经济也十分发达,和经济强省广东间的联系会更加紧密,符合新经济地理学中的万有引力定

律。再看图 2-b,广东省水产品价格上涨后,泛珠江三角洲其他地区会作出敏锐的反应,这和表 3 的检验结果相同,说明省域间水产品价格存在空间溢出效应,水产品价格传导机制良好。但是冲击带来的影响只持续了 5 期,滞后 3 期快速衰弱,在滞后 6 期冲击效果全部收敛于 0。这说明中国水产品市场拥有良好的自我调控机制,能够在长期内弱化外部市场的冲击作用。从地区来看,5 个省域的函数曲线均在滞后 2 期时达到峰值,峰值大小排序与图 2-a 的相同,海南受到的冲击影响最大(0.313 1%),四川受到的影响最小(0.023 0%)。

3.2.2 广东省渔民收入对泛珠江三角洲其他地区水产品价格和渔民收入的影响 从图 2-c 可知,广东省渔民收入增加,泛珠江三角洲其他地区水产品价格受冲击的效果增强,整体趋势和图 2-b 的类似,但各省函数曲线的波峰、波谷及滞后期存在区别。把图 2-b 与 2-c 比对后发现,水产品价格对渔民收入变化的反应迟缓。如四川省水产品价格受到冲击后,在滞后 4 期才达到波峰(0.032 77%),随后快速在滞后 6 期收敛于 0。这说明渔民收入提高对水产品价格的影响是滞后的,而且滞后期长短和地理距离远近存在正相关的关系。

由图 2-d 可知,当广东省渔民收入增加时,除四川外的泛珠江三角洲其他地区渔民收入函数曲线在滞后 2 期达到波峰,其中最高的是海南(1.020 3%),最低的是江西(0.149 0%),而滞后 3 期海南、广西、福建、江西的脉冲值为负并达到波谷,四川则达到峰值(0.077 8%)。随后滞后 4 期海南、广西、福建、江西渔民收入为正,最后在滞后 4 期时 5 个省域函数曲线收敛于 0。由此可见,某地区渔民收入的提高会给其他地区渔民收入带来负向的空间溢出效应,而且具有一定的时滞性。这可以用扩散效应和回波效应联合进行解释^[22]。由扩散效应可知,短期内某地区渔民收入提高,拉高了周边地区水产品价格(图 2-c),进而拉高了周边地区的渔民收入水平(图 2-a)。但值得注意的是,在图 2-b 和 2-c 中,水产品价格受到的影响仅持续 4 期,在滞后 3 期开始衰退,而图 2-d 渔民减收恰好出现在滞后 3 期,这是因为一个地区渔民收入提高会带来回波效应。某区域渔民收入提高,能够用于生产的投入资金更加宽裕,能够承担的生产服务费用更高,抵抗风险的能力更强^[23]。所以周边地区的渔业生产资本(如科技推广人员、水产加工企业)都会被吸引,产生了资源的掠夺效果,提高了本地区水产品的竞争力和周边地区渔民的生产成本,减少了本地区渔民的交易成本和周边地区渔民的盈利空间。另外,渔业生产所依赖的水域具有很强的外部性特征,扩大本地区的渔业生产规模无疑会过多占用周边地区的渔业生产资源,这就表现在图 2-d 中四川受广东省渔民收入变化的影响不大。而当渔民减收后,该地区的吸引力下降,生产要素向其他地区流动,渔民收入的逐渐稳定。

渔民收入和水产品价格的空间维度上有很强的联动性,短期内水产品价格提升能够拉动省域间渔民的收入水平。此特征和陆地农产品价格同农民收入间的关系有所不同,当前较多学者指出陆地农产品价格上涨给农民收入带来的是弱增长,农民增收困难大的一部分原因是因为市场利润被中间商压榨,难以流到农民手中^[24]。然而水产品与之不同,从图 2-a 可看出水产品价格上升能够给渔民增收带来显著的影响。一般来说,生产者追求利益最大化,会将商品以消费者能接受的最高价格卖出。在重视饮食健康的今天,居民对水产品特别是优质鲜活水产品的需求大,这使生产者更倾向于将鲜活水产品直接在农贸市场、超市等地出售^[25]。然而水产品属于难保鲜、难运输、难仓储的“三难”产品,生产者须通过减少中间环节来节省时间和运输成本,从而获取最大利润。一方面由于水产品的经济价值高,销量好,渔民和水产品市场的中间环节少,被中间商压榨的利润有限,所以水产品价格上涨同渔民增收的联系更加紧密^[26]。另一方面,广东水产品价格上涨带来的空间溢出效应随着地理距离的拉长而衰减。这是因为水产品不易运输,随着运输距离的拉长,运输过程中的损失拉高了交易成本。生产者为了获利会将成本转嫁给消费者,提高水产品的到岸价。如果到岸价过高,则较难进入当地的水产品市场,进而无法对当地水产品价格造成冲击影响^[26],图 2-b 中表现为广东的水产品价格上涨对四川的空间溢出效应最弱。长期来看,水产品价格不能带动渔民增收。这是因为各省水产品市场存在自我调节机制,当地政府也会采取一定的保护政策^[27],从而保证水产品价格波动不会过于剧烈。在图 2 中表现为渔民收入在滞后 13 期收敛

为 0。

4 结论与政策建议

本研究基于 2004—2014 年中国 26 个省份的水产品市场价格和渔民人均纯收入的面板数据,利用全局 Moran's I 指数考察了中国水产品价格和渔民收入二者的空间相关性,再通过构建 SPVAR 模型进行实证。结果表明,中国水产品价格和渔民收入均存在空间效应。中国水产品价格在地区间能够互相影响,渔民收入呈现出空间集聚的特征。水产品价格上涨会给渔民收入带来区域性的拉动效果,而某地区渔民收入提高对周边地区会造成扩散效应和回波效应,但总体来看扩散效应会大于回波效应,水产品价格依然是影响渔民收入的核心因素。水产品价格上涨在短期内可带动渔民增收。短期内当一个地区水产品价格上涨,该地区渔民收入会显著上涨,但是这种拉动作用会随着时间推移衰减,从长远角度看水产品价格上涨不是渔民增收的根本途径。

鉴于上述结果,本研究认为提高渔民收入可从以下 2 个方面入手:其一,发挥水产市场机制,稳定水产品价格。若全国大范围提升水产品价格,易导致通货膨胀,渔民不仅不增收,反而减收。可考虑选取政策实施成本低、辐射效应强的行政区域来提升水产品价格,发挥水产市场整合程度高的优势,利用价格传导机制带动区域渔民增收。其二,推动渔业可持续发展,合理分配渔业生产资源。注重渔业生产资源在区域间的分配,即一方面要提倡生态渔业经营模式,特别是减少对跨地区渔业生产水域的污染,加强监管工作;另一方面政府要统筹兼顾,在渔业生产布局过程中要注重生产资源分配均衡,避免回波效应带来的负面影响。

参考文献:

- [1] 韩立民,李大海,王 波. “蓝色基本农田”:粮食安全保障与制度构想[J]. 中国农村经济,2015(10):34-41.
- [2] 许军多,吴飞飞. 中国渔民收入影响因素分析——基于中国沿海各省市 1998—2007 面板数据的实证研究[J]. 中国海洋大学学报(社会科学版),2011(2):19-23.
- [3] 李 娇. 我国渔民增收滞后的原因及对策探讨[J]. 中国渔业经济,2011,29(2):29-37.
- [4] 王威巍,梁鸽峰,孙 琛. 中国水产品价格波动特征研究[J]. 中国渔业经济,2015,33(6):56-63.
- [5] 张静宜,刘景景,沈 辰. 2015 年中国水产品市场分析与展望[J]. 农业展望,2016(2):13-18.
- [6] 刘 泉,韩兴勇. 奚家港渔业村渔民收入状况调查分析[J]. 中国农学通报,2013,29(23):32-38.
- [7] 赵文武,姜启军,徐 忠. 我国渔民家庭收支情况分析[J]. 上海海洋大学学报,2013,22(3):475-480.
- [8] 高 强,王海雨,张亚敏. 水产品价格、渔民收入与水产品产量增加的实证研究——基于协整和 VAR 模型的实证分析[J]. 中共青岛市委党校青岛行政学院学报,2012(3):13-17.
- [9] 程 烨,姜启军,赵文武. 基于渔民收入结构的地区差异性研究[J]. 中国渔业经济,2016,34(2):37-42.
- [10] 胡 健,焦 兵. 空间计量经济学理论体系的解析及其展望[J]. 统计与信息论坛,2012,27(1):3-8.
- [11] 叶阿忠,吴继贵,陈生明,等. 空间计量经济学[M]. 厦门:厦门大学出版社,2015:77-78.

吴婷婷,胡红琴. 基于农业信息化的农民增收路径的优化[J]. 江苏农业科学,2018,46(10):354-357.

doi:10.15889/j.issn.1002-1302.2018.10.083

基于农业信息化的农民增收路径的优化

吴婷婷,胡红琴

(南通大学商学院,江苏南通 226019)

摘要:信息化技术不断发展,电商平台、“互联网+”等概念相继被提出,在诸多领域得到广泛应用。随着信息化手段逐渐渗透农业领域,农业产业掀起新一轮的变革。专业性涉农电商平台实现土地流转模式和农产品产销模式双创新,形成农业资源的合理配置。信息化背景下土地流转新模式可以优化土地流转流程,降低经营风险,使得农村土地流入户和流出户收入均有所增长。在农产品产销环节,以新型电商平台为主导的农产品产销新模式压缩了流通中间环节,实现了农产品产销链条的扁平化,可以降低流通成本,使得农民实现收入增长。未来信息化手段的成熟运用将大规模实现农业生产订单化,农产品质量监管远程智能化,农业生产管理精细化,形成农民可持续增收的优化路径。

关键词:农业信息化;土地流转;涉农电商;农民增收

中图分类号: F323.8 **文献标志码:** A **文章编号:** 1002-1302(2018)10-0354-04

当今,信息技术向社会各个领域快速渗透,成为衡量一个国家现代化水平和综合国力的重要标志^[1]。伴随着信息技术在农村的广泛应用,农业生产方式发生了巨大的变化。农业生产方式的转变与提升,对农村土地流转提出了新的要求。现有流转过程中,土地分散不连片、交易环节冗长、交易成本高等问题依旧普遍存在。土地流转后,农业生产逐步实现规模经营,但是产销环节的问题依然突出,流通环节繁杂、中间商垄断定价等问题成为制约农产品流通的瓶颈,农业经营主体规模经营的大部分收益被各级批发商和零售商攫取。在大

数据时代,如何充分利用专业性涉农电商平台为农业生产经营服务,解决土地流转过程中以及土地流转后规模化产销过程中遇到的难题,从而实现农民可持续增收,具有重要的现实意义。

1 农业信息化下土地流转新模式促进农民增收

农业发展市场空间广阔,但一家一户的小规模经营使得农业生产效率相对低下。在农民自愿的前提下,土地经营权流转使得适度规模经营成为可能,在一定程度上能够缓解效率低下的问题,提高农业生产水平。但在流转过程中,土地分散不连片、交易环节冗长、交易成本高等问题依旧普遍存在。在农业生产各环节中存在的因地制宜、因人而异现象,使得土地流转可能会长期处于半专业化、半规模化阶段,农民增收难以实现可持续状态。

随着信息化手段不断被运用到农业发展的多个领域,各

收稿日期:2016-12-20

基金项目:农业部软科学项目(编号:201604-1);南通大学人文社会科学招标项目(编号:16zb04);国家级大学生创新创业训练计划(编号:201610304045)。

作者简介:吴婷婷(1985—),女,江苏启东人,博士,副教授,主要从事农村经济研究。E-mail:bluesky-212@163.com。

[12] Anselin L. Thirty years of spatial econometrics [J]. Paper in Regional Science, 2010, 89(1): 3-25.

[13] 林光平,龙志和. 空间经济计量:理论与实证[M]. 北京:科学出版,2014:116-117.

[14] Elhorst J P. Spatial panel data models in spatial econometrics [M]. Heidelberg: Springer, 2014: 37-88.

[15] Beenstock M, Felsenstein D. Spatial vector autoregressions [J]. Spatial Economic Analysis, 2007, 2(2): 167-196.

[16] 郭国强. 空间计量模型的理论和应用研究[D]. 武汉:华中科技大学,2013:50-55.

[17] Márquez M A, Ramajo J, Hewings G J D. Regional growth and spatial spillovers: evidence from an SPVAR for the Spanish regions [J]. Papers in Regional Science, 2015, 94(S1): S1-S18.

[18] 张可云,杨孟禹. 国外空间计量经济学研究回顾、进展与述评[J]. 产经评论,2016(1): 5-21.

[19] 陶长琪,彭永樟,琚泽霞. 经济增长、产业结构与碳排放关系的实证分析——基于PVAR模型[J]. 经济经纬,2015(4): 126-131.

[20] 吴继贵. 技术进步和经济增长对二氧化碳排放的空间影响研究[D]. 福州:福州大学,2016:20-23.

[21] 高群,宋长鸣. 地理距离变量抽离前后中国糖料作物市场整合研究[J]. 统计与信息论坛,2015,30(2): 67-72.

[22] FAO. The state of world fisheries and aquaculture: opportunities and challenges [R]. Rome: FAO, 2014.

[23] 韩纪江,郭熙保. 扩散-回波效应的研究脉络及其新进展[J]. 经济学动态,2014(2): 117-125.

[24] 张彬斌. 新时期政策扶贫:目标选择和农民增收[J]. 经济学(季刊),2013,12(3): 959-982.

[25] 同春芬,黄艺,张曦兮. 中国渔民收入结构的影响因素分析[J]. 中国人口科学,2013(4): 73-81.

[26] 马晓春,宋莉莉. 我国鲜活农产品滞销频发的原因及对策研究——以蔬菜、牛奶滞销为例[J]. 当代经济管理,2015,37(9): 59-62.

[27] 陈宇峰,叶志鹏. 区域行政壁垒、基础设施与农产品流通市场分割——基于相对价格法的分析[J]. 国际贸易问题,2014(6): 99-111.