

湖北省农业信息化对蔬菜产业发展影响的实证研究

胡世霞^{1,2},李崇光²,梁维娟³,张春阳⁴,沈祥成^{1*}

(1.湖北省农业科学院 农业经济技术研究所,湖北 武汉 430064; 2.华中农业大学 经济管理学院,湖北 武汉 430070; 3.武汉理工大学 理学院,湖北 武汉 430070; 4.湖北省潜江市农业局,湖北 潜江 433100)

摘要: 基于农业信息化对蔬菜产业发展意义的剖析,选取了农村电视机、移动电话、计算机每百户拥有量,以及农村交通通讯人均支出、互联网普及率、农业信息服务机构个数、农村信息员人数、农业信息网站个数、已通邮行政村的比例共9个指标,运用回归方程分析湖北省农业信息化对蔬菜产业发展的影响。结果表明,湖北省农村蔬菜销售收入与农村电视机、计算机每百户拥有量、人均交通通讯消费支出以及互联网普及率、农村信息员人数、农业信息网站个数显著相关,其标准化回归系数分别为8.948、5.830、14.208、9.486、10.820、10.690。根据分析结果,提出了加大蔬菜产业信息技术设施装备投入、加快蔬菜产业信息人才培养、加强蔬菜产业信息网站平台建设及着力发展蔬菜产业电子商务的建议。

关键词: 蔬菜产业; 农业信息化; 影响因素; 多元回归

中图分类号: S126 **文献标志码:** A **文章编号:** 1004 - 3268(2017)07 - 0154 - 07

Empirical Research on Influence of Agricultural Informatization on Vegetable Industry Development in Hubei Province

HU Shixia^{1,2}, LI Chongguang², LIANG Weijuan³, ZHANG Chunyang⁴, SHEN Xiangcheng^{1*}

(1. Institute of Agricultural Economics and Technology, Hubei Academy of Agricultural Sciences, Wuhan 430064, China;
2. College of Economics and Management, Huazhong Agricultural University, Wuhan 430070, China;
3. School of Science, Wuhan University of Technology, Wuhan 430070, China;
4. Bureau of Agriculture of Qianjiang, Qianjiang 433100, China)

Abstract: Based on dissecting the significance of agriculture information to vegetable industry development, 9 indicators including the rural TV sets, mobile phones, computers per hundred households, the per capita expenditure of rural transportation and communication, the internet penetration rate, the number of agricultural information service organizations, the numbers of rural information workers and agricultural information websites, and the proportion of administrative villages accessible to postal services were selected to analyze the influence of informatization on vegetable industry development in Hubei with the regression equation. Results showed that, the vegetable sales volume of Hubei province was significantly correlated to the rural TV sets and computers per hundred households, the per capital expenditure of rural transportation and communication, the internet penetration rate, the numbers of rural information workers and agricultural information websites, and the regression coefficients were 8.948, 5.830, 14.208, 9.486, 10.820, 10.690 respectively. According to the results, suggestions of increasing investment of agricultural information technical facilities, speeding up cultivation of agricultural information talents, strengthening platform construction of vegetable industrial information website, and putting forth effort on development of vegeta-

收稿日期:2016 - 12 - 11
基金项目:湖北省园艺产业农技推广服务试点项目(yyht - 04 - 01);国家现代农业(蔬菜)产业技术体系产业经济研究专项(nycytx - 35)
作者简介:胡世霞(1977 -),女,湖北公安人,博士,主要从事农业产业经济和农业信息化研究。E - mail:hsjzhsx@sina.com
* 通讯作者:沈祥成(1966 -),男,湖北随州人,研究员,主要从事农业技术经济、农业信息化研究。
E - mail:365550813@qq.com

ble industrial electronic commerce were put forward.

Key words: vegetable industry; agricultural informatization; influence factors; multiple regression

习近平总书记多次强调“没有信息化,就没有现代化”,中央连续多年发出1号文件对推进信息化在农业上的应用做出战略部署,此举奠定了信息化在农业现代化发展中的基础地位。农业现代化的提升越来越依赖信息化的推动,要使农业发展方式从根本上进行改变,需要不断加快农业信息化的发展。蔬菜产业作为现代农业的一个重要组成部分,其竞争力的提高,也日益离不开农业信息化的支撑。

当前,学术界对农业信息化影响蔬菜产业发展的研究较多,主要集中在农业信息化对蔬菜产业发展作用的定性研究上,而对农业信息化如何影响蔬菜产业发展的定量研究则较少^[1]。鉴于此,选取多种信息化指标,运用多元回归分析方法,深层次挖掘数据之间存在的联系,并对农业信息化对蔬菜产业的影响进行了系统研究,以期对蔬菜生产和销售提供决策依据,为湖北省政府制定蔬菜产业发展目标和计划提供理论支撑。

1 农业信息化对蔬菜产业发展的理性判断

1.1 农业信息化的涵义

农业信息化是指利用现代信息技术和信息系统为农业产供销及相关管理和提供服务有效的信息支持,并提高农业综合生产力和经营管理效率的总称^[2]。近年来,湖北省农业主管部门及相关涉农单位十分重视农业信息化的建设工作,在人力、财力、物力等多方面都给予了大力支持。通过不断完善各项运行机制,农业信息化得到了较快发展^[3-4]。农业信息服务已不再只是单纯地进行农业生产统计和农情统计,而已经发展成遍布农业和农村经济的各个领域,向着精细化、智能化方向发展的新格局^[5]。

1.2 农业信息化对蔬菜产业发展的推动作用

随着蔬菜产业的快速发展和人民生活水平的不断提高,市场上出售的蔬菜品种越来越多,现已形成大市场、大流通的蔬菜产业格局,这就对蔬菜产业信息化建设提出了更高的要求^[6]。深入研究农业信息化与蔬菜产业发展的关系,对于探寻农业信息化推进蔬菜产业发展的途径具有积极的意义。

1.2.1 有助于提高蔬菜生产的科学化水平 蔬菜生长对土壤、水分、气候等外部环境要求高,而在传统蔬菜生产过程中,菜农通常凭借自身积累的经验来判断土壤、水分、气候等环境是否适合蔬菜生长,

但这些判断难以十分准确和精确。而随着无线传感网络体系、气候监测仪等先进信息技术的运用,菜农可以轻松且准确地获得土壤、水分、气候等指标数值,从而科学地制定或调整蔬菜的种植方案,提高蔬菜生产效益。

1.2.2 有助于提高蔬菜生产者的决策能力 蔬菜的生产受到各方面因素的影响,在微观方面,受气候、环境等因素的影响;在宏观方面,受国家相关政策、市场行情等因素的影响。在过去信息传播不发达的时代,菜农获得蔬菜生产相关的信息较为缓慢或失真,极大地阻碍了菜农做出正确的决策,制约了蔬菜生产效益的提高。随着信息技术的发展和应用,现在的菜农可以通过多种信息渠道了解到相关信息,例如市场上蔬菜的价格、政府出台的相关政策、外部气候的变化、蔬菜的栽培技术等,这些信息都有助于提高蔬菜生产者的决策能力。

1.2.3 有助于保障农产品质量安全 虽然近年来湖北省蔬菜产品质量水平位居全国前列,但农产品质量是“易碎品”,社会期望值很高,保持高水平的稳定,预期仍然存在较大差距^[7]。通过推动移动互联网、物联网等信息技术在农产品、农资生产加工和流通销售各环节的推广应用,提升信息采集的自动化水平,构建质量安全追溯公共服务平台,强化上下游追溯体系对接和信息互通共享,形成上下一盘棋的农产品、农资质量安全追溯体系,可为确保“舌尖上的安全”提供最可靠防线^[8]。

1.2.4 有助于加快蔬菜产业现代化发展步伐 当前,蔬菜产业发展正面临机械化、现代化和信息化“三化叠加”的历史契机,信息化对蔬菜生产的渗入,令延续几千年的传统蔬菜产业正在向精准蔬菜产业、智慧蔬菜产业“华丽转身”。“互联网+”是现代蔬菜产业的操作系统,“互联网+”现代蔬菜产业将颠覆和改造传统蔬菜生产、供应、流通链条,推动蔬菜产业价值体系的再造。从蔬菜产业的发展态势来看,“1.0的小农生产、2.0的机械化生产、3.0的规模化生产”正在向“4.0的精准智能化生产”快速迈进,人与机器的互联互通、精准智能化蔬菜产业的发展,使得农业信息化将从根本上改变蔬菜产业对资源、环境的依赖,推动现代蔬菜产业的跨越式发展^[9]。

2 研究模型与实证分析

2.1 选取变量

为研究农业信息化对湖北省蔬菜产业发展的影

响,选取农村电视机每百户拥有量(x_1)、移动电话每百户拥有量(x_2)、计算机每百户拥有量(x_3)、交通通讯人均支出(x_4)、互联网普及率(x_5)、农业信息服务机构个数(x_6)、农村信息员人数(x_7)、农业信息网站个数(x_8)、已通邮行政村的比例(x_9)共 9 个指标作为自变量,选取蔬菜销售收入作为因变量(y)进行研究。

2.2 数据来源

本研究中因变量蔬菜销售收入根据《湖北统计年鉴(2006—2014 年)》和《湖北调查年鉴》(2013—2014 年)计算所得;在自变量中,农村电视机、移动

电话、计算机每百户拥有量和农村交通通讯人均支出来自《湖北统计年鉴》(2006—2014 年);农业信息服务机构个数、农村信息员人数、农业信息网站个数来自于《湖北农村统计年鉴(2006—2014 年)》和有关行业统计年鉴;已通邮行政村的比例、互联网普及率采集于《中国统计年鉴》(2006—2014 年)。

2.3 相关性分析

在建模分析之前,为明确选取的各自变量与因变量之间是否存在较高的相关性,是否适合进行回归分析,首先对变量间的相关性进行研究。利用 SPSS 20.0 软件计算变量间的简单相关系数(表 1)。

表 1 变量之间的简单相关系数

变量	y	x_1	x_2	x_3	x_4	x_5	x_6	x_7	x_8	x_9
y	1.000	0.929	0.977	0.958	0.949	0.952	0.961	0.898	0.702	-0.032
x_1		1.000	0.949	0.835	0.821	0.961	0.875	0.842	0.586	-0.185
x_2			1.000	0.959	0.921	0.971	0.956	0.861	0.668	-0.099
x_3				1.000	0.974	0.911	0.977	0.871	0.767	0.078
x_4					1.000	0.902	0.989	0.939	0.873	0.118
x_5						1.000	0.950	0.916	0.718	-0.056
x_6							1.000	0.950	0.852	0.062
x_7								1.000	0.902	0.134
x_8									1.000	0.253
x_9										1.000

由表 1 可知,变量已通邮行政村的比例(x_9)与因变量蔬菜销售收入(y)之间的简单相关系数为 -0.032。一般认为,当简单相关系数小于 0.3 时变量之间不存在线性相关关系,而当简单相关系数大于 0.5 时即存在相关性。因此,已通邮行政村的比例与蔬菜销售收入之间的线性相关性不显著,在下面的分析中剔除该自变量。其他自变量与因变量之间的简单相关系数均在 0.9 以上,只有农业信息网站个数(x_8)与因变量的线性关系为 0.702,但仍属于较强的线性相关,因此数据满足回归分析的基本条件。自变量之间的相关性也较强,其中交通通讯人均支出(x_4)与农业信息服务机构个数(x_6)的相关性高达 0.989,其他自变量与因变量之间的相关性也大多在 0.9 以上,高度的相关性增加了变量间多重共线性的风险,因此,下面对自变量之间进行多重共线性检验^[10]。

2.4 影响因素间的多重共线性、自相关性诊断

研究中为消除量纲的影响,首先对数据进行标准化处理,研究标准化变量间的联系。

多重共线性问题是指线性回归模型中由于自变量之间的完全相关或高度相关而使模型估计失真或准确性难以估计的问题^[11]。一般来说,自变量之间完全不相关的情形非常少见,尤其在涉及多个自变

量时,很难找到一组互不相关却又对因变量有显著影响的自变量^[12]。当自变量之间的相关性较弱时,一般认为符合研究的设计标准;但是当自变量之间相关性较强时,则认为违背了回归的基本假设。多重共线性的存在可能会引起模型估计严重失真,回归系数失去解释的意义^[13]。由表 1 可知,自变量之间的简单相关系数较高,其中农业信息服务机构个数与交通通讯人均支出的简单相关系数高达0.989,其他变量两两之间的简单相关系数几乎全大于0.8,因此初步断定自变量间存在多重共线性问题。

最常用的检验多重共线性的方法是方差扩大因子(VIF)法,VIF 反映的是某一自变量与其余自变量之间的线性相关程度,同时也反映自变量之间是否存在多重共线性,因此可以由它来度量多重共线性的严重程度^[14]。一般来说,当 $VIF > 10$ 时,说明该自变量与其余自变量之间存在严重的多重共线性,且这种多重共线性可能会过度影响最小二乘估计^[15]。

自相关性是一个变量前后期数值之间存在的相关关系。一般来说,经济变量的滞后性会给序列带来自相关性,许多经济变量都会产生滞后影响。在这样的时间序列中,顺序观测值之间的相关现象是常见的。由于本文研究的是时间序列数据,而时间

序列数据容易产生自相关问题,因此需要检验数据是否存在自相关性问题,若是存在自相关问题,则进行消除^[16]。

DW 检验法是检验自相关最常用的方法,在给定制信水平下,计算 DW 统计量的上下临界值并据此给出判断的范围^[16]。DW 的取值范围是[0,4],当序列不存在自相关性时,DW 值为 2。因此,当 DW 值在 2 附近时,说明自相关性较弱,不存在自相关问题,当 DW 远离 2 时,说明存在自相关问题。

利用 SPSS 20.0 进行多元线性回归,并诊断多重共线性和自相关性,保存 VIF 和 DW 值,诊断结果见表 2 和表 3。

表 2 多重共线性诊断结果

变量	非标准化系数	标准化系数	共线性统计量	
			容忍度	VIF
x_1	-0.358	-0.171	0.006	162.820
x_2	0.320	0.748	0.001	670.366
x_3	-1.979	-0.696	0.002	482.724
x_4	0.247	1.339	0.005	210.575
x_5	-0.228	-0.134	0.012	83.862
x_6	2.660		0.000	22 431.000
x_7	0.001	0.441	0.016	61.203
x_8	-0.078	-0.634	0.051	19.535

表 3 模型摘要和 DW 检验结果

R	R ²	调整后的 R ²	估计的标准误差	DW
1.000	1.000	0.997	1.174	3.390

由表 2 可知,自变量农业信息服务机构个数的 VIF 值高达 22 431.000,其他所有自变量的 VIF 值大于 10。

一般认为,VIF 值大于 10 即说明存在多重共线性问题,因此,自变量存在非常严重的多重共线性问题。

表 3 给出了回归分析的结果信息,包括模型的拟合优度信息和自相关性检验结果。由此可以看出,即使变量之间存在多重共线性,模型的拟合优度仍然可以非常高,这说明仅仅依靠拟合的 R^2 来判断模型的好坏是极不可靠的。

从表 3 可以看出,模型拟合的 DW 值为 3.390,大于非自相关 DW 的临界值 2,在样本容量为 9、解释变量个数为 8 的条件下,查 DW 分布表可知,变量之间存在负的自相关问题^[17]。由此可见,如果直接采用回归分析,那么回归的结果将不可信。为了解决这一问题,下面对自变量进行主成分分析,得到正交化的变量以解决变量之间的自相关和多重共线性问题。

2.5 影响因素的主成分分析

主成分分析将多个原始变量通过线性变换进行综合构造形成新的变量,在此基础上再选取少数几个重要综合变量,用于反映所有数据包含的绝大部分信息,它的核心思想是通过降维,把多个指标化为少数几个综合指标,而尽量不改变指标体系对因变量的解释程度。进行主成分分析的优势不仅在于减少了变量的个数,而且各个变量之间是相互正交的,这样解决了变量之间高度相关的问题,进而解决了变量之间的多重共线性问题。利用 SPSS 20.0 进行主成分分析,提取前 4 个主成分并保存变量得分。输出结果如表 4 和表 5。

由表 4 可知,前 4 个主成分的累积方差贡献率

表 4 主成分提取汇总

主成分	初始			提取项		
	特征值	方差贡献率/%	累积方差贡献率/%	特征值	方差贡献率/%	累积方差贡献率/%
1	7.191	89.893	89.893	7.191	89.893	89.893
2	0.565	7.060	96.953	0.565	7.060	96.953
3	0.192	2.395	99.349	0.192	2.395	99.349
4	0.024	0.303	99.652	0.024	0.303	99.652
5	0.023	0.293	99.945			

表 5 主成分分析载荷矩阵

变量	主成分			
	1	2	3	4
x_1	0.908	-0.362	0.188	-0.036
x_2	0.963	-0.249	-0.089	0.027
x_3	0.964	-0.028	-0.262	-0.001
x_4	0.979	0.130	-0.132	-0.073
x_5	0.968	-0.129	0.109	0.087
x_6	0.997	0.044	-0.068	0.016
x_7	0.959	0.172	0.194	-0.074
x_8	0.836	0.534	0.087	0.060

达到 99.652%,说明前 4 个主成分能够解释所有变量 99.652% 的变异信息。一般累积方差贡献率达到 85% 则较好地反映了总体的信息。因此,这里选取前 4 个主成分即可较好地满足分析的要求。

由表 5 可知各变量在各个主成分上的载荷。在第一主成分中,所有指标的载荷均为正值,这些指标反映了社会信息化发展水平高低,并且指标值越大,发展水平越高,因此,第一主成分反映了蔬菜销售收入的信息化增长因子。由于第一主成分的方差贡献率高达 89.893%,远远大于其他主成分的方差贡献

率,已经能够充分解释各变量的意义。因此,其他 3 个主成分上的载荷较小,指标正负的意义不明显,是其他随机因素综合的因子。

2.6 影响因素主成分的线性综合

主成分的核心分析是对原始变量进行线性变换,通过线性变换对原始变量进行综合^[18]。探讨原始变量综合的线性表达式,本研究首先求解各主成分的特征值 λ 和特征向量 Φ ,利用特征值和特征向量得到 4 个主成分 y 的线性表达式,然后将每个主成分看作新的变量进行主成分回归分析。

由表 4 可知,前 4 个主成分的特征值分别为 $\lambda_1 = 7.191, \lambda_2 = 0.565, \lambda_3 = 0.192, \lambda_4 = 0.024$, 设 $a_{j,i}$ 表示第 j 个变量在第 i 个主成分上的载荷,将 $a_{j,i}$ 除以第 i 个主成分特征值的平方根,即得到第 j 个变量在第 i 个主成分线性综合中的系数(表 6)。

表 6 原始变量在各主成分上的系数

变量	主成分线性综合			
	第 1 线性综合	第 2 线性综合	第 3 线性综合	第 4 线性综合
x_1	0.339	-0.482	0.431	-0.233
x_2	0.359	-0.332	-0.204	0.175
x_3	0.360	-0.037	-0.599	-0.005
x_4	0.365	0.173	-0.301	-0.470
x_5	0.361	-0.256	0.250	0.560
x_6	0.372	0.059	-0.156	0.100
x_7	0.358	0.228	0.443	-0.473
x_8	0.312	0.711	0.199	0.383

各个线性综合由表 6 中列系数乘以对应变量的标准化变量得到,记表中第 j 行第 i 列的元素为 α_{ji} , x_j^* 表示第 j 个变量的标准化变量,则得到第 i 个主成分综合 z_i 的线性表达式如下:

$$z_i = \sum_{j=1}^8 \alpha_{ji} x_j^* \quad (i = 1, 2, 3, 4) \tag{1}$$

以计算第 1 线性综合为例,说明如何得到各个线性综合。表 6 中的第 1 列分别乘以对应标准化变量即可。故第 1 线性综合如下:

$$z_1 = 0.339x_1^* + 0.359x_2^* + 0.360x_3^* + 0.365x_4^* + 0.361x_5^* + 0.372x_6^* + 0.358x_7^* + 0.312x_8^* \tag{2}$$

同理得到其他 3 个线性综合 $z_2、z_3、z_4$ 的表达式,通过这一线性变换,将标准化的变量表示成线性综合,这样就将原来 8 个变量提取凝练为 4 个综合因子,一方面降低了变量的维度,使问题得到了简化,另一方面由于这 4 个主成分是相互正交的,因此 4 个综合变量之间没有相关性,由此解决了多重共线性的问题。为了进一步探究主成分线性综合与被解释变量农村蔬菜销售收入的数量关系,利用回归

分析定量研究这种数量关系。

2.7 线性回归与模型预测

4 个主成分综合变量 $z_1、z_2、z_3、z_4$ 的线性表达式反映了自变量内部系统之间的关系。为探究这 4 个综合变量与被解释变量之间的数量关系,本研究采用多元线性回归的方法,定量化描述变量之间的关系。表 7 和表 8 给出了线性回归的相关信息。

表 7 回归分析模型拟合信息

R	R^2	调整后的 R^2	估计的标准误差	DW
0.998	0.996	0.992	2.042	1.920

表 8 回归方程系数及其相关统计结果

项目	非标准化系数		标准化系数	t	P
	系数	标准误差	系数		
常数	118.698	0.681		174.408	0.000
主成分 1	8.442	0.269	0.969	31.360	0.000
主成分 2	-5.238	0.961	-0.168	-5.453	0.005
主成分 3	-4.144	1.649	-0.078	-2.513	0.036
主成分 4	-22.921	4.635	-0.153	-4.945	0.008

表 7 给出了模型的概述信息,由表 7 可知,回归模型的 R 为 0.998,说明解释变量总体与被解释变量之间的相关性较高,适合进行回归分析,回归拟合优度 R^2 为 0.996,调整后的 R^2 为 0.992,说明回归拟合效果很好。 DW 值为 1.920,说明几乎不存在自相关问题。除第一主成分的系数为正外,其他主成分的系数均为负数,说明第一主成分集中反映了促进蔬菜销售收入的因素,而其他主成分的系数即使较大,但由于其载荷较小,因此其影响作用不大。

由表 8 可知,4 个主成分综合变量对于因变量农村蔬菜销售收入的影响是显著的,所有的回归系数的显著性水平平均小于 0.05,统计意义显著,通过了 t 检验,得到回归方程如下:

$$y = 8.442z_1 - 5.238z_2 - 4.144z_3 - 22.91z_4 + 118.698 \tag{3}$$

将(2)式等中的 $z_1、z_2、z_3、z_4$ 的线性表达式代入(3),即可得到被解释变量 y 与原始自变量的线性关系。公式(4)给出了这种表示变换的方法。

$$\begin{aligned} y &= \sum_{i=1}^4 \beta_i z_i + \beta_0 = \sum_{i=1}^4 \beta_i \sum_{j=1}^8 \alpha_{ji} x_j^* + \beta_0 \\ &= \sum_{i=1}^4 \beta_i \sum_{j=1}^8 \alpha_{ji} \frac{x_j - \bar{x}_j}{\sigma_j} + \beta_0 \\ &= \sum_{j=1}^8 \sum_{i=1}^4 \frac{\beta_i \alpha_{ji}}{\sigma_j} x_j - \sum_{j=1}^8 \sum_{i=1}^4 \frac{\beta_i \alpha_{ji}}{\sigma_j} \bar{x}_j + \beta_0 \end{aligned} \tag{4}$$

按照(4)还原到原始变量,得到各原始变量的回归系数(表 9)。

表 9 各自变量在回归方程中的系数

变量	标准化系数	原始系数	变量	标准化系数	原始系数
x_1	8.948	0.801 3	x_5	9.486	0.688 4
x_2	1.597	0.029 2	x_6	1.193	0.000 2
x_3	5.830	0.709 8	x_7	10.820	0.000 7
x_4	14.208	0.112 3	x_8	10.690	0.056 6

由表 9 可得,被解释变量农村蔬菜销售收入与

表 10 农村蔬菜销售收入的实际值与模型值

项目	年份								
	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013
实际值/亿元	86.57	94.96	105.01	110.93	116.83	114.48	135.47	153.14	150.89
预测值/亿元	84.78	97.97	105.02	109.27	116.61	115.18	136.07	152.31	151.07
相对误差/%	-2.07	3.17	0.01	-1.50	-0.19	0.62	0.44	-0.54	0.12

从表 10 可以看出,所有预测误差中 2006 年的预测误差最大,相对误差达到 3.17%;2007 年的预测误差最小,相对误差仅为万分之一,计算得到平均相对误差为 0.962%,因此从整体上来看,模型的预测效果很好,说明前面得到的模型是合理的,适合利用该模型预测农村蔬菜销售收入。模型结果和系数与湖北省蔬菜产业发展现状、趋势相吻合,对原始变量具有较强解释能力。

由表 9 可知,农村电视机每百户拥有量增加 1%,则蔬菜销售收入平均增加 8.948%。这说明,农民习惯通过电视机获取蔬菜生产销售信息,电视机仍是传递蔬菜产业信息的主渠道。

农村移动电话机、计算机每百户拥有量增加 1%,蔬菜销售收入可分别增加 1.597%、5.830%。说明各种电子平台的销售信息和多渠道的销售网络,促进了蔬菜的销售和其产业的发展。

农村交通通讯消费人均支出增加 1%,则蔬菜销售收入平均增加 14.208%。农村交通通讯消费人均支出的增加,说明农民与市场的沟通频率增加,掌握的市场信息更加全面、及时、真实,销售渠道也更多。

互联网普及率提高 1%,蔬菜销售收入增加 9.486%。互联网的普及为信息产业繁荣提供了肥沃的土壤,同时带动了蔬菜销售方式的转变,使蔬菜销售由坐商向电商方向发展,由现场展销向网络展销方向发展,大大缩短了蔬菜销售的流通时间,提高了效率。

农业信息服务机构和农业信息网站对于农民种植蔬菜、销售蔬菜有着重要的指导、引导作用。由表 9 可知,农业信息服务机构、农业信息网站个数增加 1%,蔬菜销售收入可分别增加 1.193%、10.690%。农村信息员向农民普及蔬菜科技知识,帮助农民优

原始解释变量间的回归方程如式(5):
$$y = 0.801\ 3x_1 + 0.029\ 2x_2 + 0.709\ 8x_3 + 0.112\ 3x_4 + 0.688\ 4x_5 + 0.000\ 2x_6 + 0.000\ 7x_7 + 0.056\ 6x_8\ (5)$$

利用前面得到的模型,根据式(5),代入农村电视机每百户拥有量等原始解释变量的值,计算农村蔬菜销售收入(y)得到预测值,原始数据与预测数据见表 10。

化蔬菜销售方式,是农民直接接触农业信息的“活字典”。农村信息员人数增加 1%,则蔬菜销售收入增加 10.820%。

3 对策与建议

运用信息化推进蔬菜产业发展,涉及面广、技术性强,任重道远。根据分析结果,应重点抓好设施装备、人才培养、网站平台、电子商务等工作,为信息化推进蔬菜产业发展提供支撑和保障。

3.1 加大蔬菜产业信息技术设施装备投入

蔬菜产业信息化建设具有一次性投入大、回报周期长的特点^[19]。在当前菜农信息消费能力较低,蔬菜产业信息化市场运作机制不完善的形势下,迫切需要强化政府的主导作用,积极鼓励引导电信运营商、IT 企业、大专院校、科研院所、蔬菜产业企业和蔬菜产业专业合作组织等各种社会力量参与,形成推进蔬菜产业信息化发展的合力。要加大互联网设施装备的投入,努力实现宽带进村入户全覆盖。加强土壤墒情气象监控系统、智能灌溉系统、蔬菜长势监控系统、病虫害监测预报防控系统建设,推进信息技术在大田种植中的应用^[20]。

3.2 加快蔬菜产业信息人才培养

为了提高蔬菜信息人才在促进蔬菜产业发展方面的作用,首先要提高蔬菜产业信息人才的素质,将蔬菜产业信息人员培训纳入农业专业技术培训计划;其次不断壮大蔬菜产业信息人才队伍,通过公开选拔、内部培养、产业引进等方式汇集一批高层次的蔬菜信息人才;再次鼓励引导蔬菜产业信息人才发挥自身专业优势,传播新技术,推动蔬菜产业发展。加强蔬菜产业新型经营主体宣传培育,增强其智能蔬菜生产应用能力,使其尽快成为蔬菜电商的市场主体。结合新型职业农民培训,强化菜农手机上网

培训和服务,发展蔬菜电子商务。

3.3 加强蔬菜产业信息网站平台建设

加快蔬菜产业信息网站的建设,通过这些蔬菜信息平台,引导蔬菜产业发展。根据各地农业农村特点和应用需求,加强涉农部门协作,促进跨部门、跨领域的信息资源整合,围绕蔬菜生产、加工、流通、销售等环节以及蔬菜电子政务、电子商务和“三农”服务等方面,完善由“一个中心、N 个系统”组成的湖北省“互联网 + 农业”综合管理服务平台,提升蔬菜信息公共服务水平。加强以 12316“三农”综合信息服务为基础的湖北省智慧农业云平台建设,促进信息化与农业现代化的有效对接和深度融合。充分利用现有的农村网格站、农村党员远程教育站点、村委会、农家书屋、新型生产经营主体、农商店及各种服务代办点等现有设施发展村级信息服务点,利用平台资源就近解决菜农对政策法规、生产经营、村务公开、文化科技和便民服务的信息服务需求^[21]。

3.4 着力发展蔬菜产业电子商务

电子商务是信息化推进现代蔬菜产业发展的切入点,要切实抓好蔬菜产品、蔬菜生产资料、休闲观光蔬菜产业的电子商务工作,坚持市场运作、企业主体和政府支持的原则,以特色蔬菜产业和休闲蔬菜产业为重点,推进以线上交易和线下实体店相结合的模式在各地推广。要发挥相关社会中间组织、电子商务企业的作用,帮助蔬菜产业新型经营主体降低入驻电商平台的门槛^[22]。注重发挥互联网跨时空超链接作用,引导新型经营主体对接电商平台,让菜农分享“互联网 + ”的增值利润,逐步形成“以销定产”的发展格局。

参考文献:

[1] 孙视微. 双城市蔬菜产业发展战略研究[D]. 哈尔滨: 东北农业大学,2014.

[2] 钮志勇,戚国强,王立舒,等. 关于“农业信息化最后一公里”的探讨与实践[J]. 农机化研究,2006(8): 36-37.

[3] 吴雪英. 农业信息化进程中的问题及对策研究[J]. 农业信息与技术(农业经济),2016(2):148.

[4] 王伟平. 探讨信息化技术下农业信息服务的新模式[J]. 现代园艺,2011(19):127.

[5] 惠芳. 宁夏农业信息网构建及应用[D]. 北京: 中国农业大学,2006.

[6] 刘佳. 青州市蔬菜产业发展研究[D]. 泰安: 山东农业大学,2014.

[7] 徐丽荣. 浅议农业信息化在秦皇岛市蔬菜产业发展中的作用[J]. 黑龙江科技信息,2011(7):5-7.

[8] 汪向东. “互联网 + 农业”为农产品质量追溯体系搭台[J]. 中国科技财富,2015(10):72-75.

[9] 焦泰文. 湖北农业需要什么样的“互联网 + ”[EB/OL]. (2015-08-13) [2016-08-11]. <http://www.hbagri.gov.cn/zwdt/165139.htm>.

[10] 贾俊平,何晓群,金勇进. 统计学[M]. 北京: 中国人民大学出版社,2009:138-139.

[11] 杨梅,肖静,蔡辉. 多元分析中的多重共线性及其处理方法[J]. 中国卫生统计,2012,29(4):620-624.

[12] 杨楠. 岭回归分析在解决多重共线性问题中的独特作用[J]. 统计与决策,2004(3):14-15.

[13] 刘国旗. 多重共线性的产生原因及其诊断处理[J]. 合肥工业大学学报(自然科学版),2001,24(4):607-610.

[14] 范景诚. 复杂数据下复共线性关系的诊断研究及影响分析[D]. 济南: 山东大学,2008.

[15] 于健. 基于 PLS 回归方法在经济统计中的应用研究[D]. 哈尔滨: 哈尔滨工程大学,2008.

[16] 何晓群,刘文卿. 应用回归分析[M]. 北京: 中国人民大学出版社,2011.

[17] 张晓峒,赵初晓. 小样本 DW 统计量的分布特征[J]. 南开经济研究,1996(6):40-43.

[18] 李小胜,陈珍珍. 如何正确应用 SPSS 软件做主成分分析[J]. 统计研究,2010(8):105-108.

[19] 张梅. 现代化背景下农业信息化建设初探[J]. 福州党校学报,2014(1):59-62.

[20] 肖珠. 农村信息化建设将力促农产品加工业快速发展[J]. 农产品加工(创新版),2012(2):13-16.

[21] 张合成. 12316 公益服务回顾与展望[J]. 农产品市场周刊,2014(13):12-16.

[22] 殷欧作. “互联网 + ”农业打造上海都市现代农业升级版[J]. 农村工作通讯,2015(23):46-47.