

文章编号:2095-0365(2019)02-0001-07

技术创新对安徽省产业转型升级的影响研究

金 兰, 何 刚

(安徽理工大学 经济与管理学院,安徽 淮南 232001)

摘 要:为了研究技术创新对安徽省产业转型升级的影响,选取三种专利的申请数和二三产业在GDP中占比的时间序列数据,借助Eviews8.0来探析技术创新与产业结构调整之间的关系,并对依托技术创新有效促进产业转型升级提出了具体建议。研究表明:安徽省产业结构发展不平衡,亟需加快传统产业向高新技术产业转型;技术创新和产业结构之间不仅存在长期协整关系,还存在格兰杰因果关系;技术创新和产业结构转型互为格兰杰成因,并且彼此的影响具有时滞性。

关键词:技术创新;产业转型升级;VAR模型;格兰杰因果分析

中图分类号:F062.4 **文献标识码:**A **DOI:**10.13319/j.cnki.sjztdxxbskb.2019.02.01

党的十九大报告指出,我国经济正从高速增长阶段向高质量发展阶段转换,在此时期,建设现代化经济体系需要加快建设科技创新、实体经济、现代金融、人力资源协同发展的产业体系,而经济新常态下,产业结构仍存在很多问题,如资源环境约束、产能过剩、要素成本上升和供需结构性失衡,社会各界需要予以高度重视。党的十八大明确提出要实施创新驱动发展战略,走中国特色自主创新道路,将创新摆在了国家发展全局的核心位置,强调科技创新是提高社会生产力和综合国力的战略支撑^[1],技术创新成为推动产业结构转型升级的重要影响因素。安徽省作为我国重要的农业和加工制造业大省,其GDP总量排位仍处于中等水平,落后于许多经济强省,安徽省想要实现经济高质量发展必须高度重视技术创新,落实创新驱动发展战略。因此,探究技术创新对安徽省产业转型升级的影响,能够为解决安徽省产业结构问题提供相关参考,为推动技术创新促进产业转型升级提供实证支持。

一、文献综述

国外学者就技术创新对产业结构调整做出颇多研究,熊彼特(J. A. Schumpeter)指出技术创新即为生产要素改变的过程,此过程可以促进产业结构调整,并认为技术创新是产业结构发生变化的核心^[2]。罗斯托(Rostow)发现技术创新产出和扩散程度较强的主导产业一般会推动其他相关产业的创新活动^[3]。波特(Porter)指出新知识、新产品等创新成果推动区域产业结构的变化^[4]。

国内学者也从各个方面研究了技术创新对产业转型升级的影响。林春艳等^[5]利用静、动态空间Durbin模型进行研究,发现技术的引进和创新有助于区域产业结构合理化发展。贾仓仓和陈绍友^[6]构建技术创新与产业结构非农化和高级化的计量经济模型,研究表明技术创新对产业结构非农化和高级化具有明显的推动作用。易信、刘凤良^[7]采用改进的熊彼特内生增长模型定量分析金融发展对产业转型升级的影响,得出金融发展能

收稿日期:2018-11-07

基金项目:国家自然科学基金(51574010);安徽省高校人文社会科学研究重点项目(SK2018A0098);安徽理工大学研究生创新基金项目(2017CX2124)

作者简介:金兰(1996—),女,硕士研究生,研究方向:区域战略与创新管理。

本文信息:金兰,何刚.技术创新对安徽省产业转型升级的影响研究[J].石家庄铁道大学学报:社会科学版,2019,13(2):01-06,29.

促进产业转型和经济增长。李文龙等^[8]从稀土需求结构的升级和供给结构的转型两个方面分析了技术创新与稀土产业转型升级的相互促进机理。辛娜^[9]利用空间面板回归和门槛面板回归模型,探讨了产业升级与技术创新的作用机理。研究结果表明:产业升级和技术创新存在着显著的空间正自相关性,技术创新在促进产业升级过程中存在着空间溢出效应。李庭辉和董浩^[10]通过构建LSTAR模型,分析1978—2015年中国技术创新与产业结构之间的关系,得出科技产品需求对产业结构调整具有一定的延迟效应。

综上所述,国外对二者的研究主要从技术创新对产业结构调整的影响展开的,国内学者的研究已从先前较为狭义的角度发展为目前相对全面的研究体系,在实证分析中涉及的相关指标和模型,为本研究提供了相当大的参考和启发。

二、安徽省技术创新与产业结构发展现状

(一)安徽省技术创新发展现状

2012年以来,安徽省创新能力一直居于全国第一方阵。截至2016年底,安徽省财政收入4373亿元,比上年增长9%,财政支出5530亿元,比上年增长5.6%,其中科学技术支出增长73%,教育支出增长6%。2016年末,全省有各类专业技术人员224.6万人,比上年增长1.9%,科研机构4817个,其中大中型工业企业办机构1224个。从事研发活动人员21.3万人,全年用于研究与试验发展(R&D)经费支出475亿元,增长9.9%。安徽省2007—2016年国内专利申请受理和授权情况如表1所示。

表1 安徽省2007—2016年国内专利申请受理和授权情况

时间	申请受理量	申请授权量	时间	申请受理量	申请授权量
2007	6 070	3 413	2012	74 888	43 321
2008	10 409	4 346	2013	93 353	48 849
2009	16 386	8 594	2014	99 160	48 380
2010	47 128	16 012	2015	127 709	59 039
2011	48 556	32 681	2016	172 552	60 983

(二)安徽省产业结构发展现状

安徽省为中国东部经济区,其农产品和加工制造业比较发达,但是安徽省的产业结构单一、产业层次偏低等已经成为其经济发展的绊脚石。因此,优化产业结构,减小第一、二产业比重,扩大第三产业比重对完成产业转型升级和经济高质量发展目标来说尤为重要。

由表2(安徽省2007—2016年产业结构发展现状)可知,安徽省第三产业占比10年来实现了大比例的增长,特别是近6年来,第三产业比重呈直线式增长。但是,观察整个研究期发现,第三产业占比在2007—2011年间一直处于下降趋势,说明整个研究期内安徽省的产业结构发展不平衡,仍存在许多发展短板。另外,第二产业比重居高不下,远超过第一和第三产业比重,因此,安徽省需加快传统产业向高新技术产业转型。

表2 安徽省2007—2016年产业结构发展现状

时间	GDP/亿元	第一产业 占比/%	第二产业 占比/%	第三产业 占比/%
2007	7 360.92	16.30	45.80	37.90
2008	8 851.66	16.02	47.44	36.54
2009	10 062.82	14.86	48.75	36.39
2010	12 359.33	13.99	52.08	33.93
2011	15 300.65	13.17	54.31	32.52
2012	17 212.05	12.66	54.64	32.70
2013	19 229.34	11.79	54.03	34.18
2014	20 848.75	11.47	53.13	35.39
2015	22 005.63	11.16	49.75	39.09
2016	24 117.89	10.65	48.06	41.30

三、实证分析

(一)指标选取与数据获取

对于技术创新,李真等^[11]从技术创新产出角度采用专利授权量来衡量,谢兰云^[12]、唐未兵等^[13]从其投入角度采用研发支出 R&D 衡量,通过大量的文献阅读,依照客观、科学、数据可获取原则,本研究分别选取三种专利的申请数(X)和第二、三产业增加值占 GDP 的比重(Y)来表示技术创新水平和产业结构水平。在研究中,为消除指标数据可能产生的异方差性,首先对两个指标做取对数处理,即得到 $\ln X$ 与 $\ln Y$ 。

本研究旨在分析近年来安徽省的技术创新对产业转型升级的影响,为目前安徽省的产业发展提供参考,考虑到数据的可获取性,从而选取的研究时段为 2007—2016 年,所采用的数据均来源于《安徽省统计年鉴(2008—2017)》,然后借助 Eviews8.0 软件对所获数据进行处理分析。图 1、图 2 分别为 $\ln X$ 和 $\ln Y$ 的时间序列图。通过观察图 1 和图 2 中的曲线走势可以看出,研究期内, $\ln X$ 和 $\ln Y$ 均随时间增长而不断增长,经 Eviews8.0 软件测算得出 $\ln X$ 和 $\ln Y$ 之间的相关系数为 0.99,因此可初步判断 $\ln X$ 和 $\ln Y$ 之间是非平稳的。

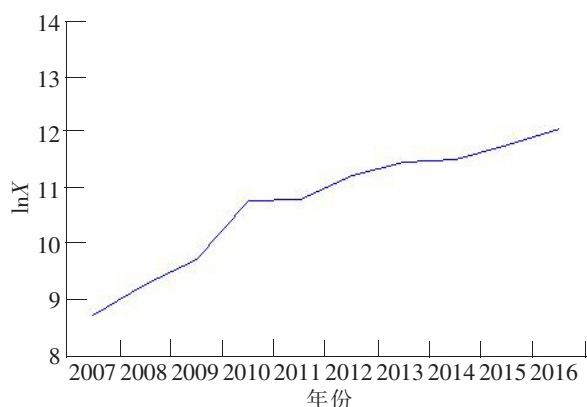


图 1 $\ln X$ 时间序列

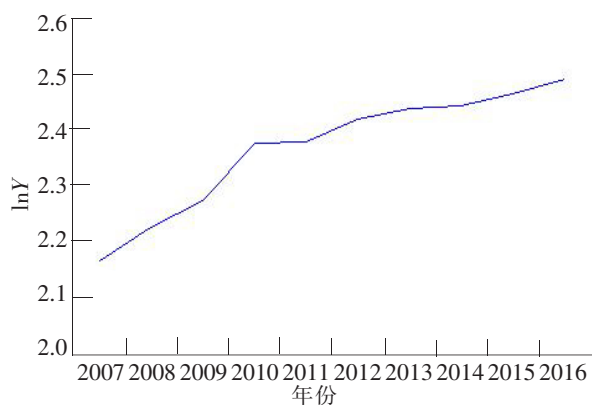


图 2 $\ln Y$ 时间序列

(二) 单位根检验

为进一步确定变量 $\ln X$ 和 $\ln Y$ 之间的关系,对 $\ln X$ 和 $\ln Y$ 两个变量进行单位根检验。本研究采用 ADF 单位根检验法检验 $\ln X$ 和 $\ln Y$ 的平稳性。由图 1 和图 2 可知, $\ln X$ 和 $\ln Y$ 曲线属于含有截距项和时间趋势的形式,因此选择相应的检验回归模型进行检验。从检验结果表 3 可以看出, $\ln X$ 和 $\ln Y$ 两个原始序列的 ADF 值均大于 10% 显著性水平的临界值,表示 $\ln X$ 和 $\ln Y$ 序列存在单位根,是非平稳的。DlnX 和 DlnY 分别为 $\ln X$ 和 $\ln Y$ 序列的一阶差分形式,对 DlnX 和 DlnY 序列进行单位根检验得到的 ADF 值均小于 10% 显著性水平的临界值,表示其不存在单位根,是平稳的。因此, $\ln X$ 和 $\ln Y$ 均为一阶单整序列,即 $I(1)$ 序列。

表 3 ADF 单位根检验结果

变量	ADF 统计量	5% 临界值	10% 临界值	结论
$\ln X$	-1.506 749	-4.107 833	-3.515 047	非平稳
$\ln Y$	-1.494 397	-4.107 833	-3.515 047	非平稳
DlnX	-2.849 23	-3.320 969	-2.801 384	平稳
DlnY	-3.824 84	-4.246 503	-3.590 496	平稳

(三) 协整检验

由于现实经济问题中的时间序列大多是非平稳的,我们通常会对其进行差分处理使其变为平稳序列再进行分析,而这一过程可能会导致失去一些必要的长期信息,此时可以通过协整检验来分析一组非平稳序列的线性组合之间是否存在长期均衡关系,是否具有经济意义。从前面单位根检验结果得知, $\ln Y$ 和 $\ln X$ 是非平稳时间序列且一阶单整,满足变量间协整关系存在的前提,因而可以进行下一步的协整检验。本研究采用传统的 EG 两步法检验 $\ln Y$ 和 $\ln X$ 的协整关系,协整回归检验结果见表 4,残差序列的平稳性检验结果见表 5。从表 4 结果可得 $\bar{R}^2 = 0.998\ 068$,表示模型的拟合效果较好,变量 $\ln X$ 系数通过了 t 检验。由表 5 可知,残差序列在接近 1% 的显著性水平下拒绝原假设,表明残差序列是平稳序列,因此 $\ln X$ 和 $\ln Y$ 的长期协整关系成立。根据表 4 检验结果可将二者之间的关系表示为:

$$\ln Y = 1.327\ 491 + 0.096\ 954 \ln X \quad (1)$$

从式(1)可知, $\ln Y$ 对 $\ln X$ 的弹性系数为 0.097, 即 $\ln X$ 每增长 1%, $\ln Y$ 对应会增长 0.097%。

表 4 变量 $\ln X$ 和 $\ln Y$ 的协整回归结果

参数	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
$\ln X$	0.096 954	0.001 422	68.199 89	0.000 0
C	1.327 491	0.015 316	86.670 68	0.000 0
Adjusted R-squared	0.998 068	—	A. I. C	-7.655 256
F-statistic	4 651.225	—	Prob(F-statistic)	0.000 0

注: $\ln Y$ 为因变量。

表 5 残差序列的平稳性检验结果

变量	ADF 统计量	1%临界值	5%临界值	10%临界值	结论
残差	-5.246 973	-5.521 86	-4.107 833	-3.515 047	平稳

(四) 格兰杰因果关系检验

上述协整检验的结果表明, 衡量技术创新水平的变量 $D\ln X$ 与衡量产业结构水平的变量 $D\ln Y$ 之间存在着长期稳定的关系。为了进一步确定二者之间的因果关系, 现在进行格兰杰因果检验, 弄清是技术创新的发展促进了产业结构的转型升级, 还是产业结构的变化促进了科技创新能力的提升, 亦或两者之间存在相互促进的关系。由上述研究中的单位根检验结果知 $\ln X$ 和 $\ln Y$ 是非平稳的, 不满足格兰杰因果检验的前提条件, 但是其一阶差分序列 $D\ln X$ 和 $D\ln Y$ 是平稳, 因此可对 $D\ln X$ 和 $D\ln Y$ 进行格兰杰因果检验, 检验结果见表 6。在表 6 中, 当滞后期为 1

时, 对于 $D\ln X$ 不是 $D\ln Y$ 格兰杰原因的原假设, P 值为 9.62%, 小于 10% 的显著性水平, 因此拒绝原假设, 故 $D\ln X$ 是 $D\ln Y$ 的格兰杰成因; 对于 $D\ln Y$ 不是 $D\ln X$ 格兰杰原因的原假设, P 值为 13.98%, 大于 10% 的显著性水平, 不能拒绝原假设, 所以 $D\ln Y$ 不是 $D\ln X$ 的格兰杰成因。当滞后期为 2 时, $D\ln X$ 和 $D\ln Y$ 互为格兰杰成因。

综上可得, 两组变量之间存在格兰杰因果关系, 专利申请数对产业结构的影响具有滞后性, 前期专利申请数量的增加能够推动后期产业结构的调整, 反过来, 产业结构的变化也会对技术创新水平产生滞后的影响, 前期产业结构转型或产业升级可以促进后期技术创新水平的发展。

表 6 格兰杰因果关系检验结果

假设条件	滞后期	F 统计值	P 值	结论	格兰杰关系
$D\ln X$ does not Granger Cause $D\ln Y$	1	3.872 99	0.096 2	拒绝	是
$D\ln Y$ does not Granger Cause $D\ln X$	1	3.076 17	0.139 8	不拒绝	否
$D\ln X$ does not Granger Cause $D\ln Y$	2	66.33 97	0.014 9	拒绝	是
$D\ln Y$ does not Granger Cause $D\ln X$	2	116.235	0.008 5	拒绝	是

(五) VAR 模型分析

VAR 矢量自回归模型的建模思想是把每一个外生变量作为所有内生变量滞后值的函数来构造模型, 目的是为了考察多个变量之间的动态互动关系^[14]。现在采用 VAR 模型研究专利申请量和产业结构之间的内在联系, 首先确定两变量的滞后期数, 这对于 VAR 模型的估计相当重要, 不同的滞后期会带来显著不同的估计结果。表 7 为

$D\ln X$ 和 $D\ln Y$ 的滞后期识别结果, 此处根据 AIC 最小准则来选择滞后期, 得出最优滞后期为 2 期。由 AR 特征多项式逆根图(图 3)可知, VAR(2)模型的特征值位于单位圆内, 均小于 1。因此建立 VAR(2)模型是稳定的, VAR(2)模型参数估计值的分析结果见表 8, 可得出 $D\ln X$ 与 $D\ln Y$ 之间的方程如下:

$$D\ln Y = 0.627\ 367 + 120.759\ 2D\ln Y(-2) +$$

1.208 167DlnY (-1) - 11.952 87DlnX(-2) - 1.007 496DlnX(-1) (2) DlnX (-1)、DlnX (-2)之间存在显著的相关关系,表明产业结构的调整与上一期的专利申请数量相关。

表 7 VAR 模型滞后期识别结果

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	33.693 18	NA	4.02E-07	-9.055 194	-9.070 648	-9.246 206
1	41.018 14	8.371 384	1.74E-07	-10.005 18	-10.051 55	-10.578 22
2	62.114 85	12.055 26*	2.42e-09*	-14.889 96*	-14.967 23*	-15.845 02*

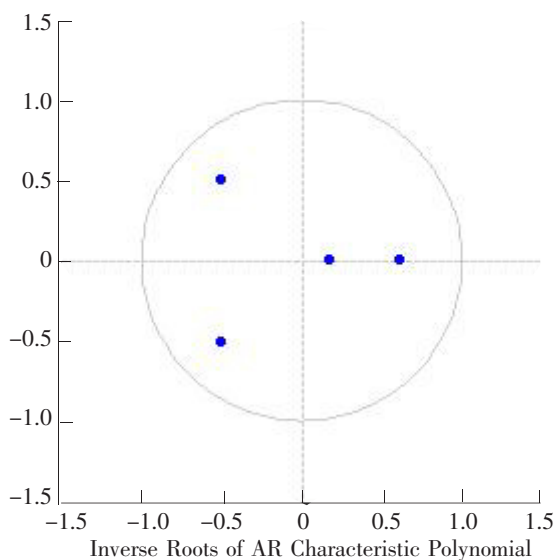


图 3 AR 特征多项式逆根图

表 8 VAR 模型参数估计值

参数	DlnX	DlnY
DlnX (-1)	-1.007 496	-0.158 968
	-2.186 22	-0.279 15
	[-0.460 84]	[-0.569 48]
DlnX (-2)	-11.952 87	-1.141 479
	-1.472 58	-0.188 02
	[-8.116 97]	[-6.070 92]
DlnY (-1)	1.208 167	0.773 931
	-22.742 4	-2.903 84
	[0.053 12]	[0.266 52]
DlnY (-2)	120.759 2	11.528 1
	-15.259 6	-1.948 4
	[7.913 68]	[5.916 71]
C	0.627 367	0.058 904
	-0.055 19	-0.007 05
	[11.367 8]	[8.359 18]
R-squared	0.992 296	0.987 113
F-statistic	64.403 98	38.298 26

(六) 方差分解

方差分解通过分析冲击对某一变量变化的影响强度,来评价不同内生变量冲击的重要程度,也就是分析影响内生变量的结构冲击的贡献度。由 VAR 向量自相关模型的分析结果可知,VAR(2)模型的特征值均小于 1,VAR(2)模型是稳定的,适宜做方差分解。为深入验证研究所得的一系列结论,对产业结构进行跨期为 10 期的方差分解,结果见表 9。

表 9 变量 DlnY 的方差分解结果

Period	S. E.	DlnY	DlnX
1	0.052 651	99.342 61	0.657 39
2	0.069 232	99.144 2	0.855 802
3	0.240 961	92.546 91	7.453 095
4	0.245 377	92.455 43	7.544 568
5	0.247 701	92.254 36	7.745 64
6	0.253 439	92.327 67	7.672 328
7	0.255 46	92.339 38	7.660 619
8	0.257 016	92.308 95	7.691 048
9	0.257 026	92.309 65	7.690 353
10	0.257 147	92.313 01	7.686 989

从表 9 可以看到,DlnY 自身波动冲击在第一期对其产生约 99%贡献,随后几期 DlnY 变量对自身的贡献度虽然逐渐减小,但是始终占据主要地位。衡量技术创新水平的变量 DlnX 对产业结构的贡献度虽然逐年上升,但是其对 DlnY 的影响程度远低于产业结构其自身贡献,最大仅为 7.69%。研究结果表明,专利申请数对产业结构的变动具有一定的贡献,不过在安徽省产业转型和升级过程中,技术创新对其的促进力度相当欠缺,仍需大力发展科学技术,提高技术创新水平。

四、结论与建议

(一) 结论

本研究从技术创新的角度来分析安徽省产业转型升级的现状,分别选取三种专利申请数和二三产业占比来衡量技术创新水平和产业结构变化,基于安徽省 2007—2016 年间的时间序列,借助 Eviews8.0 软件对两变量进行数据分析、处理。通过相关模型检验等实证分析后,得出如下三点结论:

(1)安徽省产业结构发展不平衡,第二产业比重居高不下,远超过第一和第三产业比重,我省亟需加快传统产业向高新技术产业转型。

(2)技术创新和产业转型升级之间存在长期稳定的关系,在格兰杰因果检验中,当滞后期为 1 时,技术创新是产业结构变动的格兰杰成因,说明前期技术创新水平的发展能够促进后期产业结构的优化升级;当滞后期为 2 时,二者互为格兰杰成因。由此可见,技术创新和产业转型升级能够相互影响,相互促进,且这种影响具有时间上的滞后性。

(3)安徽省目前的技术创新水平对产业转型升级的贡献力度非常薄弱,利用技术创新来促进产业优化需将眼界放远到未来,从长期来讲,技术创新是传统产业转结构、调方式的重要因素,但在实施创新驱动发展战略、依托技术创新推动产业转型升级的过程中要避免短期行为。

参考文献:

- [1]习近平. 习近平谈治国理政第一卷、第二卷[M]. 北京: 外文出版社, 2014.
- [2]张蓉. 广西高新技术企业创新发展研究[J]. 经济研究参考, 2016(70): 56-60.
- [3]谢志华. 主导产业理论研究的可贵探索——评《主导产业论》[J]. 财贸经济, 2004(5): 93-93.
- [4]王恩才. 基于产业集群的城市与区域经济发展[D]. 兰州: 兰州大学, 2007.
- [5]林春艳, 孔凡超. 技术创新、模仿创新及技术引进与产业结构转型升级——基于动态空间 Durbin 模型的研究[J]. 宏观经济研究, 2016(5): 106-118.
- [6]贾仓仑, 陈绍友. 新常态下技术创新对产业结构转型升级的影响——基于 2011—2015 年省际面板数据的实证检验[J]. 科技管理研究, 2018, 38(15): 26-31.
- [7]易信, 刘凤良. 金融发展、技术创新与产业结构转

(二) 建议

根据上述结论,提出以下几点政策性建议,帮助提升安徽省的技术创新水平,提高技术创新对产业转型升级的贡献力度,推动安徽省产业结构向更优质的方向发展。

(1)强化技术创新驱动产业转型升级机制,营造优质的创新环境。建立以市场为导向的研发投入机制,促进创新成果转化,完善知识产权制度,严厉打击侵权行为,实施鼓励技术创新的金融政策,为创新活动提供充足的科研经费。

(2)培养和引进创新型人才,落实人才引进政策。不管什么时候,都不能忽视人才的作用。创新型人才的存在是区域发展的基础,安徽省需要根据产业结构特征,针对性地培养和引进创新型人才,为科技创新事业提供智力支撑。

(3)创新产业价值链,瞄准价值链高端。改变传统产业价值链,以科技创新为主导,打造新型产业价值链,使产业链向中高端延伸,引导价值链中的企业进行链式创新,促进产业价值链的良性循环。

(4)完善技术市场管理体系,增强技术市场交易活动。技术市场能够加速技术与其他生产要素融合,有利于加速科技成果转化,增进科技人才间的合作交流,因此需要规范技术市场,营造良好的技术交流环境,促进安徽省与其他省份间的科技合作,学习先进技术。

- 型——多部门内生增长理论分析框架[J]. 管理世界, 2015(10): 24-39, 90.
- [8]李文龙, 章羊. 技术创新与稀土产业转型升级的耦合机理分析[J]. 科学管理研究, 2016, 34(6): 61-64.
- [9]辛娜. 技术创新对产业升级的作用机理分析——基于空间计量经济模型[J]. 企业经济, 2014(2): 41-44.
- [10]李庭辉, 董浩. 基于 LSTAR 模型的技术创新与产业结构关系实证研究[J]. 中国软科学, 2018(6): 151-162.
- [11]李真. 技术模仿、转移与创新的贸易利益效应研究——来自中国工业企业的证据[J]. 数量经济技术经济研究, 2011, 28(4): 18-33.
- [12]谢兰云. 中国省域 R&D 投入对经济增长作用途径的空间计量分析[J]. 中国软科学, 2013(9): 37-47.

(下转第 29 页)

Study on Prevention and Control of Default Risk in Homestead Mortgage

——Based on the Practical Experience in Jinjiang City, Fujian Province

Wang Xiaoye, Hu Yulang

(College of Public Management, Fujian Agriculture and Forestry University, Fuzhou 350002, China)

Abstract: There is no doubt that homestead mortgage is a breakthrough in rural property right system reform, and it is an important aspect of homestead system reform. Homestead mortgage does contribute to revitalizing the rural housing assets, expanding farmers financing channels, and promoting rural economic development. However, because of some possible factors such as credit absence, the uncertainty of production and operating activities, and obstacles to the disposal of collateral, the default risk is inevitably. So to prevent and control the default risk is critical to promote homestead system reform moderately. This article summarizes the risk control measures including rural credit system construction, innovative mortgage mode, and transfer and disposal of collateral and so on. Then this study puts forward that the prevention and control of the default risk should start from three aspects: risk prevention before loan, risk mitigation in loan, and risk disposition, to form a set of perfect risk prevention and control system, and finally achieve the basic purpose of being positive, stable, and risk-controllable in homestead mortgage.

Key words: homestead; mortgage; risk control

(上接第 6 页)

[13]唐未兵,傅元海,王展祥.技术创新、技术引进与经济增长方式转变[J].经济研究,2014,49(7):31-43.

建立与分析[J].技术经济与管理研究,2009(2):85-87.

[14]柳彬德,张丽峰.中国能源需求向量自回归模型的

Research on the Impact of Technological Innovation on Industrial Transformation and Upgrading in Anhui Province

Jin Lan, He Gang

(School of Economics and Management, Anhui University of Science and Technology, Huainan 232001, China)

Abstract: In order to study the impact of technological innovation on industrial transformation and upgrading in Anhui Province, three patent applications and time series data of the proportion of secondary and tertiary industries in GDP are selected to analyze the relationship between technological innovation and industrial restructuring by using Eviews8.0. Finally, specific suggestions are put forward to effectively promote industrial transformation and upgrading relying on technological innovation. The results show that the development of industrial structure in Anhui Province is unbalanced. It is urgently to accelerate the transformation of traditional industries to high-tech industries. There is not only a long-term co-integration relationship between technological innovation and industrial structure, but also a Granger causality relationship. Technological innovation and industrial structural transformation are the causes of Granger and their influences are sometimes time-delay.

Key words: technological innovation; industrial transformation and upgrading; VAR model; Granger causality analysis