

城镇化背景下养老保险与经济发展关系的思考

许莉¹, 尹智伶¹, 袁曙²

(1. 江西师范大学 财政金融学院, 江西 南昌 330022; 2. 江西水利职业学院, 江西 南昌 330013)

摘要: 社会基本养老保险制度是社会保障体系特别重要的一环。为了研究城镇化背景下养老保险与经济发展之间的关系, 将养老保险支出、人均 GDP、城镇化水平与老年人口比重这四个变量建立 VAR 模型, 运用脉冲响应和方差分解的方法, 对以上四个变量之间的影响关系和影响程度进行深入探讨。研究结果表明: 经济发展和城镇化都能促进养老保险的支出, 相对于城镇化, 经济发展对于养老保险支出的影响程度更大。因此, 养老保险改革制度应与我国经济发展步伐相适应, 同时要在城镇化进程中深化社会保障改革, 使得养老保险支出与城镇化进程相互协调。

关键词: 养老保险; 城镇化; VAR 模型

中图分类号: F840.612 **文献标识码:** A **文章编号:** 2095-0098(2019)05-0041-07

一、引言

2017年10月18日, 习近平同志在十九大报告中指出, 加强社会保障体系建设, 全面建成覆盖全民、城乡统筹、权责清晰、保障适度、可持续的多层次社会保障体系。而社会保障体系中尤为重要的一环就是社会基本养老保险制度, 简称基本养老保险。毋庸置疑, 养老保险在协调中国区域发展不平衡、增进人民福祉、促进社会公平以及提升人民的幸福感等方面发挥着重要作用。改革开放以来我国经济快速发展, 城镇化建设加速, 农村人口大范围向城镇转移, 人口老龄化问题也愈发明显, 因此社会基本养老保险中城镇职工参保人数逐年增加, 养老保险基金支出也显著增长。因而研究城镇化背景下养老金支出与经济发展之间的关系具有重要的理论意义和现实意义。

在现有的文献中, 对城镇化背景下养老保险与经济发展之间关系的研究主要集中在以下几点: 一是关于养老保险与居民消费和储蓄之间的研究, 说明了养老保险和经济发展之间的关系。李珍和赵青(2015)^[1]、范黎波等(2017)^[2]等学者认为养老保险保障水平会对城镇居民消费模式产生微弱的挤出效应, 基本养老保险覆盖率的提高挤出了居民消费。二是关于城镇化背景下养老保险覆盖的研究。王晓洁和王丽(2015)^[3]等学者认为城镇化进程加速会促进城乡居民养老保险的参保, 提高基本养老保险覆盖率, 增加养老保险金支出。三是关于养老保险制度对经济和福利效应的研究。Diamond(1965)^[4]、殷俊和李媛媛(2013)^[5]等学者对世代交叠一般均衡模型中模拟现收现付制与部分积累制改革模式下的经济及其长期均衡状况进行研究, 得出养老保险制度改革对资本积累、经济增长、储蓄、劳动力参与率、工资收入等方面都会产生显著影响。但是关于城镇化背景下养老保险与经济发展之间的关系还没有专门的文章进行阐述。

鉴于此, 本文选取城镇化、养老保险和经济发展的相关指标, 构建向量自回归(VAR)模型, 分析城镇化背景下养老保险与经济发展之间的关系, 并据此提出相关政策建议。

二、模型构建和变量选取

(一) 模型构建

根据已有文献, 城镇化进程加快能够增加养老保险支出, 经济增长也能对养老保险支出起促进作用^[6]。

收稿日期: 2018-12-13

基金项目: 江西省社会科学规划项目“基于分层需求的农村社会养老服务供给问题研究”(17YJ08)

作者简介: 许莉(1977-), 女, 江西南昌人, 博士, 副教授, 研究方向为数量经济学、公共经济学。

然而目前并没有明确的结论能够判断城镇化水平、养老保险支出和经济发展这三者间的具体关系。因此,我们选用向量自回归 VAR 进行分析模型。VAR 模型的数学表达式如(1)式所示:

$$Y_t = A_0 + A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + \cdots + A_p Y_{t-p} + B_1 X_t + \cdots + B_q X_{t-q} + U_t \quad (1)$$

(1) 式中内生变量有 p 阶滞后期,所以可以将其称为一个 VAR(p) 模型^[7]。

(二) 变量选取

变量一:城镇化水平。城镇化水平是一个地区城镇化所达到的程度,通常用市人口和镇人口占全部人口的百分比来表示。我国城镇化进程的速度自改革开放以来逐渐加快,农村人口大范围向城镇转移。1989 年我国城镇化水平仅为 26.21%,而到 2016 年这一指标达到 54.35%。

变量二:人均国民生产总值(人均 GDP)。国民生产总值除以全国总人口就得到人均国民生产总值。使用人均 GDP 这一指标是为了进行更加客观的衡量,消除因人口基数过大所带来问题,更清晰地表明我国实际经济发展状况。1989 年我国人均 GDP 仅有 1536 元,到 2016 年则增长到 53935 元。

变量三:老年人口比重。老年人口比重作为考察人口年龄构成、反映人口老化度的指标之一,是老年人口占人口总数的百分比。随着我国经济快速发展,老年人口比重有显著提升,这意味着劳动力供给下降,养老负担加重,对养老保险支出和经济发展都有重大影响。2001 年我国老年人口比重达到 7.1%,已经开始进入老龄化社会。到 2016 年我国老年人口比重达到 10.8%。老年人口比重增大会同时增加养老保险支出的负担,同时影响劳动力供给水平,对经济发展也产生间接影响。

变量四:城镇职工人均基本养老保险支出。基本养老保险是社会保险中最重要的险种之一,而基本养老保险支出能够清晰明确地反应我国实际基本养老保险的发展状况,是衡量养老支出的重要指标。为了得到更为精确的计量,本文用全国城镇基本养老保险支出除以城镇职工的人数得到城镇职工人均养老保险支出。1989 年我国城镇职工人均基本养老保险支出仅为 118.8 元,1996 年突破千元大关达到 1031 元,在 2016 年达到 31853.8 元。

前述相关变量数据均来源于《中国统计年鉴》,为了使各变量的统计口径相对完整和一致,本文选择了从 1989—2016 年人均 GDP、城镇职工基本养老保险支出、老年人口比重和城镇化水平的数据。

三、实证分析

(一) ADF 检验

将城镇化水平用 ul 表示,人均国民生产总值用 gdp 表示,老年人口比重用 age 表示,城镇职工人均养老保险支出用 pp 表示。为了消除量纲上的差异性以及可能存在的异方差问题,对人均国民生产总值、老年人口比重、城镇职工人均养老保险支出这四个变量做对数处理。对 ul , $\ln gdp$, age , pp 这四个时间序列进行 ADF 单位根检验,检验结果如表 1。

表 1 各个时间序列单位根检验结果

变量	检验类型 (C, T, L)	ADF 检验	1% 临界值	检验结论
$\ln gdp$	(C, T, L)	-5.450313	-4.394309	平稳
$\Delta \ln gdp$	(C, 0, L)	-4.038103	-3.752946	平稳
$\diamond \ln gdp$	(0, 0, L)	-2.801854	-2.669359	平稳
$\ln pp$	(C, T, L)	-4.174123	-4.440739	不平稳
$\Delta \ln pp$	(C, 0, L)	-2.486109	-3.711457	不平稳
$\diamond \ln pp$	(0, 0, L)	-6.762680	-2.664853	平稳
$\ln age$	(C, T, L)	-1.104896	-4.339330	不平稳
$\Delta \ln age$	(C, 0, L)	-4.889670	-3.711457	平稳
$\diamond \ln age$	(0, 0, L)	-10.50182	-2.660720	平稳

变量	检验类型 (C, T, L)	ADF 检验	1% 临界值	检验结论
ul	(C, T, L)	-5.711532	-4.339330	平稳
Δul	(C, 0, L)	-2.894380	-3.711457	不平稳
$\diamond ul$	(0, 0, L)	-7.168784	-2.660720	平稳

注: 作者利用 Eviews7.0 软件检验得出的结果制成, 其中(C, T, L) 分别表示的是检验模型的截距项和趋势项以及滞后阶数。 Δ 为一阶差分, \diamond 为二阶差分。

由表1可知, 在显著性水平为1%的前提下, 这四个时间序列都是非平稳的。然而在显著性水平为1%的前提下, 这四个时间序列的二阶差分变量 $\diamond \ln gdp$, $\diamond \ln pp$, $\diamond \ln age$, $\diamond ul$ 是平稳性序列, 服从 $I(2)$ 过程, 即都是二阶单整序列, 接下来可以进行协整检验。

(二) 协整检验

根据 ADF 单位根检验结果可知, 变量 $\diamond \ln gdp$, $\diamond \ln pp$, $\diamond \ln age$, $\diamond ul$ 存在协整关系。接下来要确定该 VAR 模型的最优滞后长度。VAR 模型最优滞后长度的结果如下表2所示。

表2 VAR 模型最优滞后长度选择

Lag	Log	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	110.850	NA	2.28e-09	-8.548003	-8.352983	-8.493912
1	293.6133	292.4212	3.74e-15	-21.88906	-20.91396	-21.61861
2	337.2607	55.86866	4.59e-16	-24.10085	-22.34567	-23.61404
3	380.1143	41.13951*	7.34e-17*	-26.24915*	-23.71389*	-25.54597*

资料来源: 作者利用 Eviews7.0 计算得出

表2表明建立三阶的 VAR 模型最为合理。

Inverse Roots of AR Characteristic Polynomial

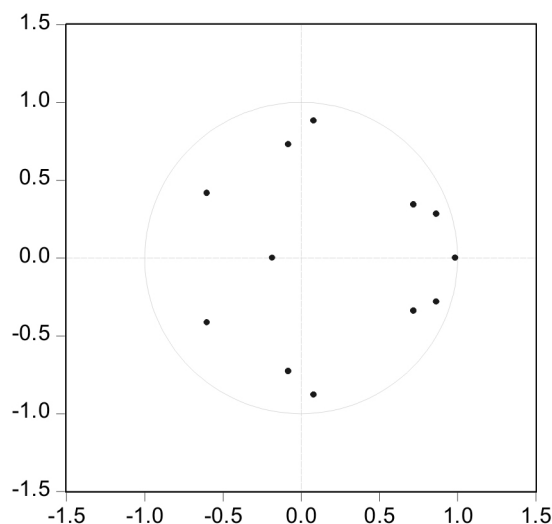


图1 VAR 模型平稳性检验

如图1所示, VAR(3) 模型中全部特征根的倒数值都在单位圆以内, 表明 VAR(3) 模型是稳定的。VAR(3) 模型的模型估计结果的方程表达式如(2)式所示:

$$\begin{aligned}
 LNPP = & 0.736913693946 * LNPP(-1) - 0.517388924776 * LNPP(-2) + 0.294528824779 * LNPP(-3) \\
 & - 0.0127700148477 * LNGDP(-1) + 0.480156785891 * LNGDP(-2) - 0.211322913975 * LNGDP(-3) \\
 & + 0.263027958053 * LNAGE(-1) + 0.83556228683 * LNAGE(-2) + 0.672194252358 * LNAGE(-3) \\
 & + 6.47661341882 * UL(-1) - 3.39267558829 * UL(-2) - 4.83140596092 * UL(-3) - 1.43100835718 (2)
 \end{aligned}$$

在 $VAR(3)$ 模型中, $R^2 = 0.999218$ 表示该 $VAR(3)$ 模型的拟合优度特别高。在 $VAR(3)$ 模型中采用 *Johnhanson* 协整检验来分析城镇化水平, 人均 GDP , 城镇职工人均养老保险支出, 老年人口比重这四个变量之间的长期均衡关系。检验结果如下表 3 所示。

表 3 特征根迹统计量检验结果

原假设	特征值	迹统计值	0.05 显著水平	P 值
None*	0.835827	103.9732	47.85613	0.0000
At most 1*	0.768946	56.99551	29.79707	0.0000
At most 2*	0.516316	18.90278	15.49471	0.0147
At most 3	0.000707	0.018394	3.841466	0.8920

由表 3 可知, 由 ul , $\ln gdp$, $\ln age$, $\ln pp$ 这四个变量构成的 $VAR(3)$ 模型中至少存在一个协整关系。

表 4 最大统计值统计量检验结果

原假设	特征值	最大统计值	0.05 显著水平	P 值
None*	0.835827	46.97773	27.58434	0.0001
At most 1*	0.768946	38.09273	21.13162	0.0001
At most 2*	0.516316	18.88439	14.26460	0.0087
At most 3	0.000707	0.018394	3.841466	0.8920

由表 4 可知, 由 ul , $\ln gdp$, $\ln age$, $\ln pp$ 这四个变量构成的 $VAR(3)$ 模型中至少存在一个协整关系。接下来将 $VAR(3)$ 模型中协整参数标准化, 具体参数如下表 5 所示。

表 5 标准化的协整参数

LNPP	LNGDP	LNAGE	UL
1.000000	-0.174455	-0.25281	-6.77901
	(0.10701)	(0.66364)	(1.29501)

表达式如(3)式所示:

$$\ln PP = 0.174455 \ln GDP + 0.252810 \ln AGE + 6.779010 UL \quad (3)$$

(0.10701) (0.66364) (1.29501)

(3) 式中括号内的数值代表的是 $\ln pp$, $\ln gdp$, $\ln age$, ul 的 T 统计值。由(3)式可知: 人均 GDP , 老年人口比重, 城镇化水平出与城镇职工人均养老保险支出之间都呈正相关。

(三) Granger 因果检验

由 *Johnhanson* 检验可知, ul , $\ln gdp$, $\ln age$, $\ln pp$ 存在着明显的长期均衡关系。为了分析这四个时间序列存在的短期因果关系, 对上述四个变量进行 *Granger* 因果检验, 结果如表 6 所示。

表 6 格兰杰因果检验结果

Null Hypothesis:	Obs	F - Statistic	Prob.
$\ln gdp$ 不是 $\ln pp$ 的格兰杰原因	25	10.7265	0.0003
$\ln pp$ 不是 $\ln gdp$ 的格兰杰原因	25	0.75894	0.5316
$\ln age$ 不是 $\ln pp$ 的格兰杰原因	25	7.61741	0.0017
$\ln pp$ 不是 $\ln age$ 的格兰杰原因	25	0.23140	0.8733
ul 不是 $\ln pp$ 的格兰杰原因	25	5.76801	0.006
$\ln pp$ 不是 ul 的格兰杰原因	25	13.1076	9.00E - 05
$\ln age$ 不是 $\ln gdp$ 的格兰杰原因	25	0.87321	0.4732
$\ln gdp$ 不是 $\ln age$ 的格兰杰原因	25	2.36603	0.1049

Null Hypothesis:	Obs	F - Statistic	Prob.
ul 不是 $\ln gdp$ 的格兰杰原因	25	5.11434	0.0098
$\ln gdp$ 不是 ul 的格兰杰原因	25	4.97543	0.0109
ul 不是 $\ln age$ 的格兰杰原因	25	4.77700	0.0128
$\ln age$ 不是 ul 的格兰杰原因	25	2.47281	0.0947

(四) 脉冲响应分析和方差分解

为了进一步分析城镇职工人均基本养老保险支出对于各个时间序列发生冲击时产生的影响,本文利用脉冲响应函数进行脉冲分析,其结果如图2所示。

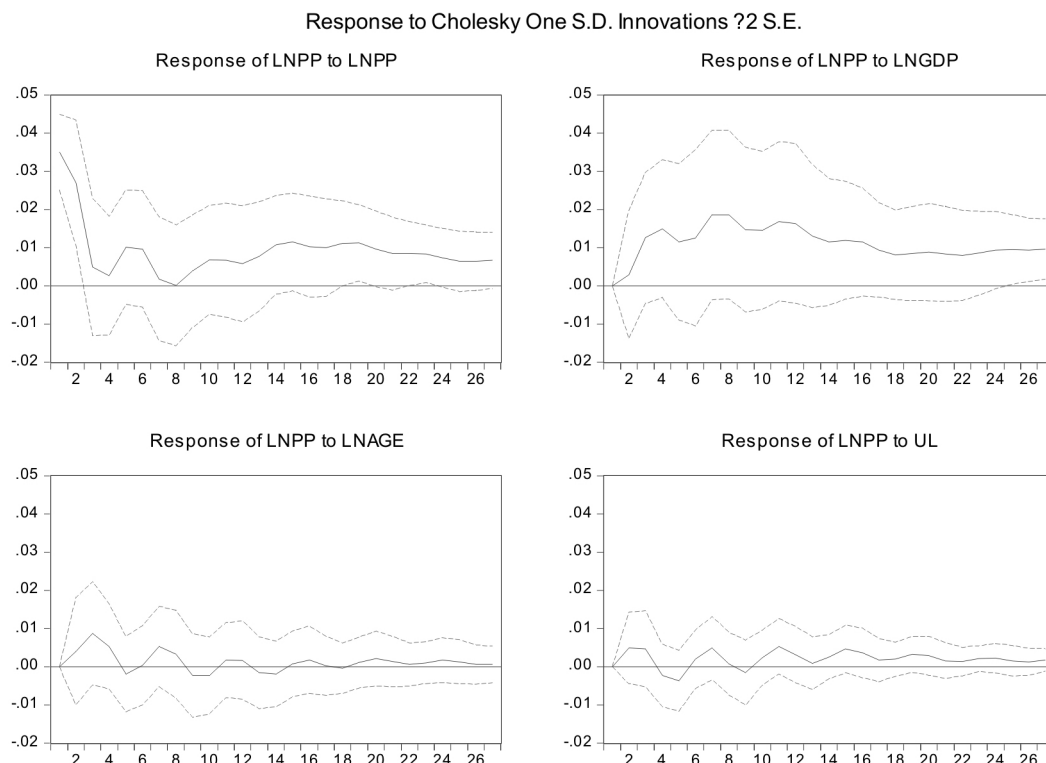


图2 城镇职工人均基本养老保险支出脉冲响应函数

从图2的第一幅图可知, $\ln pp$ 对自己产生的冲击的正向效应十分明显,在第一期达到最高点,响应值为0.033,随后迅速回落,第四期响应值为0.004,随后小幅上涨至第六期的0.012,然后又开始回落,第八期响应值达到整个时期的最低点0.003,以后各期小幅上下波动并且逐渐减小,第二十七期的响应值为0.008。同理,由第二幅图可知, $\ln gdp$ 对 $\ln pp$ 的影响也是正向的,第七期最大响应值为0.018,之后冲击幅度很小,第十七期后趋于稳定。从第三幅图可知,从第一期到三期, $\ln age$ 对 $\ln pp$ 的响应值开始增长,随后迅速下降,第十一期以后都围绕横轴小范围起伏波动,第十五期后趋于稳定。从第四幅图可以看出, ul 对 $\ln pp$ 的影响大体上还是正向的,只有第四、五、九期的响应值为负,最高的响应值为0.005。

表7 各时间序列变量的方差分解结果

Period	S. E.	$\ln pp$	$\ln gdp$	$\ln age$	ul
1	0.035041	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000
2	0.044817	97.47586	0.441800	0.846865	1.235475
3	0.047864	86.54968	7.318090	4.080990	2.051236
4	0.050561	77.84399	15.36181	4.762230	2.031971
5	0.053010	74.47704	18.72998	4.457825	2.335158

Period	S. E.	$\ln pp$	$\ln gdp$	$\ln age$	ul
6	0.055368	71.31285	22.32950	4.090897	2.266751
7	0.058874	63.17162	29.71368	4.418363	2.696341
8	0.061858	57.22495	36.03566	4.281516	2.457870
9	0.063765	54.22073	39.25036	4.158062	2.370848
10	0.065847	51.92040	41.70030	4.019804	2.359494
11	0.068544	48.87461	44.56500	3.776748	2.783643
12	0.070809	46.46940	47.12704	3.596342	2.807212
13	0.072447	45.52373	48.29434	3.483533	2.698396
14	0.074206	45.48421	48.43347	3.388394	2.693930
15	0.076191	45.42035	48.42485	3.224768	2.930028
16	0.077841	45.26332	48.57074	3.144176	3.021758
17	0.079070	45.47517	48.50157	3.048079	2.975178
18	0.080293	46.03140	48.06357	2.958076	2.946956
19	0.081584	46.47696	47.62798	2.884483	3.010577
20	0.082707	46.58509	47.48886	2.874143	3.051905
21	0.083583	46.63468	47.49979	2.841238	3.024300
22	0.084403	46.73930	47.47776	2.790969	2.991967
23	0.085283	46.74687	47.51094	2.749798	2.992399
24	0.086158	46.53353	47.73218	2.734297	2.999992
25	0.086950	46.23985	48.07423	2.707677	2.978245
26	0.087709	45.98282	48.40282	2.665424	2.948929
27	0.088515	45.72319	48.71947	2.621565	2.935771

四、实证分析结论与政策建议

由以上实证分析可知,城镇职工人均基本养老保险支出、人均 GDP 、老年人口比重与城镇化水平这四个变量之间具有长期均衡关系。基于建立的 $VAR(3)$ 模型以及检验结果,可以得出以下结论:

(一) 经济发展能够促进养老保险支出

由以上实证分析可知,经济发展会对基本养老保险支出产生促进作用,同时经济发展与基本养老保险支出互为格兰杰因果关系,两者之间相互影响。自改革开放以来,我国经济快速发展, GDP 增长速度位于世界前列,人民生活水平逐步提高,经济的快速发展也为提高社会基本养老保险的覆盖率打下了基础。为了更好地满足退休人员的美好幸福生活的追求,社会基本养老保险支出飞速增加。根据历年数据可知,城镇职工基本养老保险支出的增长速度远远大于 GDP 增长速度。同时,随着医疗技术的发展以及计划生育政策的调整,我国老年人口比例也在逐年攀升,这意味着劳动力比例减少,社会生产效率降低,给基本养老保险支出带来财政压力,也会对我国经济的稳定增长产生影响。

(二) 城镇化会促进养老保险支出

由以上实证分析可知,城镇化水平也是城镇职工人均养老保险支出的格兰杰原因。在方差分解中,后期的城镇化水平对城镇职工人均养老保险支出的贡献率还大于老年人口比重对城镇职工人均养老保险支出的贡献率。随着城镇化进程不断加快,越来越多的农村人口向城镇转移,同时城乡养老保险制度及其服务也在不断完善,使得基本养老保险的覆盖率有所提高,进而影响基本养老保险支出。

基于以上实证分析,可以对当前的社会养老保险制度提出以下政策建议:

(一) 应该推动社会基本养老保险的覆盖,同时考虑到当前的经济发展状况与目标,养老保险制度应与

经济发展相互协调。并且为了维护整个社会的公平与稳定,应当基于社会福利原则,健全社会保障体系,使基本养老保险支出的分配更加公平公正,提高广大退休人员的生活幸福感,继而间接刺激消费,促进经济发展。

(二)在城镇化的发展进程中,要深化社会保障改革,使之与社会需求相适应,维护社会稳定和谐。在城镇化发展过慢的地方,经济发展相对落后,养老保险支出总额相对较少;在城镇化发展过快的地方,老年人口大量聚集,养老保险支出面临巨大挑战。为此,要根据当地的城镇化状况,因地制宜对养老保险政策进行适当调整,以构建更为和谐公平的社会养老环境。需要创新和重构以养老保险为重心的农村公共服务制度,实现城乡公共服务一体化,积极引导公共服务供给的市场化改革^[8]。

参考文献:

- [1]李珍,赵青.我国城镇养老保险制度挤进了居民消费吗?——基于城镇的时间序列和面板数据分析[J].公共管理学报,2015,12(4):102-110+158.
- [2]范黎波,杨金海,黄钰婷.社会保障提升能有效促进居民消费吗?——基于分位数回归与反事实分解方法的研究[J].华东经济管理,2017,31(3):49-59.
- [3]王晓洁,王丽.财政分权、城镇化与城乡居民养老保险全覆盖——基于中国2009-2012年省级面板数据的分析[J].财贸经济,2015(11):75-87.
- [4]Diamond P. National debt in a neoclassical growth model[J]. American Economic Review, 1965, (55): 1126-1150.
- [5]殷俊,李媛媛.人口老龄化背景下中国养老保险制度改革的宏观经济及福利效应分析[J].江西财经大学学报,2013(6):60-71.
- [6]张怡恬.探寻“社会保障之谜”:社会保障与经济发展关系辨析[J].南京社会科学,2017(4):75-79+97.
- [7]孙敬水.中级计量经济学[M].上海:上海财经大学出版社,2009:292-294.
- [8]万春,许莉.我国农村公共服务供给制度改革的演进轨迹[J].金融教育研究,2018(6):14-19.

Thoughts on the Relationship between Endowment Insurance and Economic Development under the Background of Urbanization

XU Li¹, YIN Zhiling¹, YUAN Shu²

(1. School of Finance, Jiangxi Normal University, Nanchang, Jiangxi 330022, China;

2. Jiangxi Water Resources Institute, Nanchang, Jiangxi 330013, China)

Abstract: The social basic endowment insurance system is a particularly important part of the social security system. In order to study the relationship between endowment insurance and economic development in the context of urbanization, a VAR model is established by using four variables: endowment insurance expenditure per GDP, urbanization level and the proportion of the elderly population, using impulse response and variance decomposition methods. The relationship and degree of influence between the above four variables are discussed in depth. The research results show that both economic development and urbanization can promote the expenditure of endowment insurance. Compared with urbanization, economic development has a greater impact on endowment insurance expenditure. Therefore, the endowment insurance reform system should be compatible with the pace of China's economic development. At the same time, it is necessary to deepen the social security reform in the process of urbanization, so that the endowment insurance expenditure and the urbanization process are coordinated.

Key words: endowment insurance; urbanization; VAR model

(责任编辑:罗序斌)