

# 中国保险业规模的变动分析

## ——基于时间序列模型的选择与优化

袁 瑞

云南财经大学统计与数学学院, 云南 昆明

收稿日期: 2023年2月21日; 录用日期: 2023年3月20日; 发布日期: 2023年3月27日

---

### 摘要

文章基于时间序列模型对我国保险业规模的变动进行了分析预测。在分析理论机制的基础上, 主要选取从广度的角度体现保险规模的保险密度指标, 通过对我国改革开放后1980~2019年的保险密度时间序列数据的分析, 找出的最优模型是ARIMA (1, 1, (1, 4))模型, 并进行了为期5年的预测, 之后对比2020年、2021年度真实的保险密度值, 发现该模型对短期中国保险密度年度数值有较好的预测效果。

---

### 关键词

时间序列, 保险密度, ARIMA模型, 疏系数模型

---

# The Change Analysis of China's Insurance Industry Scale

## —Based on ARIMA Model

Rui Yuan

School of Statistics and Mathematics, Yunnan University of Finance and Economics, Kunming Yunnan

Received: Feb. 21<sup>st</sup>, 2023; accepted: Mar. 20<sup>th</sup>, 2023; published: Mar. 27<sup>th</sup>, 2023

---

### Abstract

Based on the time series model, this paper analyzes and predicts the changes of the scale of our insurance industry. Based on the analysis of the theoretical mechanism, the insurance density index which reflects the insurance scale from the perspective of breadth is selected. Through the analysis of the insurance density time series data from 1980 to 2019 after China's reform and opening up, the optimal model is found to be ARIMA (1, 1, (1, 4)) model, and the five-year forecast

is carried out. After comparing the real insurance density values in 2020 and 2021, it is found that the model has a good prediction effect on the short-term annual value of China's insurance density.

## Keywords

Time Series, Safety Density, ARIMA Model, Thinning Coefficient Model

Copyright © 2023 by author(s) and Hans Publishers Inc.

This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY 4.0).

<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



Open Access

## 1. 引言

改革开放以来，保险业在我国愈发盘踞了一席地位，保险业的发展在一定程度上支撑着我国经济发展的稳定性，我国各界对保险业的规模以及发展也愈发的重视。2014 年《国务院关于加快发展现代保险服务业的若干意见》中明确指出：到 2020 年，我国保险业的深度要达 5%，保险密度要向 3500 元/人的目标看齐[1]。由此可见，我国对保险业的规模发展已经不再拘泥于基础性指标，而是拓展到对保险业覆盖的高广度以及高深度的目标中。据《中国保险年鉴 2018》的基础统计信息知，我国保险行业 2007 年实现全年保费收入 36581.01 亿元，在数量上已成为全球第二大保险市场经济体[2]；从时间段变化数据来看，1997 年我国的保费收入为 1087 亿元，经过数十年的发展，到 2019 年我国保费收入飞升为 4.27 亿元，年均增长速度达到了 18%。以上统计数据表明我国保险业的发展取得了斐然的成绩，保险业的规模在一定程度上也取得了巨大的成就。

在“十四五”时期新的发展形势下，我国保险业的规模及发展将迎来更大的挑战和机遇，很多学者预测我国保险规模将进一步扩大、保费收入也将进一步增多，对我国保险业规模及发展水平的科学预测不仅有利于国家精准的完成“十四五”时期制定的保险指数目标，提高我国保险资源配置的效率，还能在一定程度上提高百姓对保险的重视程度，为百姓的生活争取到更大的保障[3] [4]。对保险规模发展水平的预测主要分为对保费收入的预测、对保险密度的预测以及对保险深度的预测，其中对保费收入的预测是衡量保险业规模发展水平的基础性指标，对保险密度以及保险深度的预测相对来说更为深入。因此，本文将基于时间序列的 ARIMA 模型从广度的角度对体现我国保险规模的保险密度指标进行预测。

## 2. 文献综述

保险业是我国金融行业的重要组成部分，随着我国政府对保险业支持力度的不断加大，该行业在我国国民经济发展过程中发挥的作用愈发不可替代，对保险业规模的分析和预测也愈发重要。当前各界通常使用保费收入、保险深度(保费收入占 GDP 的比重)、保险密度(人均保费收入)等指标来衡量某地区保险业的规模发展水平的数字特征情况。其中，保费收入是用来体现保险业规模的基础性指标，保险深度和保险密度通常用来描述保险业规模发展的广度及深度，是保险业发展规模的高阶指标[5] [6]，前者反映了该地区的保险普及率，后者则体现了保险业在该地区经济发展过程中的地位。本节将近年来对于我国保险业规模变动的研究进行梳理，主要从我国保险业规模预测研究等方面进行文献的回顾和评述。

保险业规模的预测作为我国保险领域的重要问题之一，已有部分学者采用各种定量分析方法对其进行了预测，其中，回归模型、灰色系统理论、时间序列模型等方法在保险业发展规模的预测中应用的最

为广泛。另外，近些年来也有学者将上述方法结合在一起，使用组合预测的形势对保险问题进行定量预测。

基于回归模型对保险业规模预测是最为传统的一种方法，一般需要对影响保险规模的因素进行定量估计，然后将其带入到回归方程中，从而根据关系式可以对保险规模进行合理的预测，该方法最大的优点在于预测时可以考虑到各影响因素的影响程度。粟芳(2000)利用我国保险相关数据构造了人均GDP和保险密度的长短期模型，结果表明线性回归分析方法更适用于保险业规模的短期预测[7]。吴开兵等(2000)结合我国经济发展的趋势，基于Logistic模型对我国保险业规模的保险深度指标进行了定量预测[8]。黄佐钘等(2003)基于我国保险业发展现状，利用多元回归分析方法对我国年度保费收入以及分险种保费收入进行了预测[9]。尹远成等(2008)利用回归模型将影响我国人身保险保费收入的存款余额等五个因素的作用分解出来，然后对未来五年我国人身保险保费收入进行了预测[10]。需要指出的是，利用回归模型对保险业规模进行预测的做法在近几年减少了许多。

我国学者还使用了灰色预测模型对保险规模进行了预测。赵长利等(2007)、时乐乐等(2012)基于灰色预测模型的原理对我国保费收入进行了专门的分析，进而对保险业未来发展趋势做出了科学的定量预测[11][12]。张积林(2010)以我国1980年以来28年的全国保险业保费收入为基础，采用完全的灰色理论对我国未来7年的保费收入进行了定量的预测，并在定量分析的基础上对我国未来保险业规模的发展进行定性分析[13]。张鑫等(2018)创新性地构建灰色最优预测模型DRGM(1,1)对东北三省地区的保费收入进行了合理地预测，此种改进提高了模型预测的精度[14]。灰色预测模型最大的优点是不需要大样本空间数据就可以进行较为精确的预测，但在具体操作过程中可能会出现过度拟合等问题[15]。

采集历史数据进行时间序列分析的预测方法在国内也较为常见。梁来存等(2006)基于数据特征建立了时间序列的ARIMA模型，进而对我国保费收入月度数据进行了短期定量预测[16]。付宇涵(2010)利用求和自回归移动平均模型对我国保险业财产险收入的变化趋势进行了定量预测[17]。李辉等(2012)基于X12-ARIMA加法模型对我国保费收入月度数据进行季节调整，进而建立了我国保费收入的短期预测模型[18]。刘红亮(2013)将重庆市月度保费收入序列中的循环因素、不规则变动、趋势因素以及季节因素分解出，然后建立相应的ARIMA模型对其进行短期预测分析[19]。时间序列模型最大的优点在于操作简便，根据数据特征构造合适的滞后项模型并对参数加以估计就可以对目标序列做出预测。

近些年来，也有越来越多的学者将上述的各种定量分析方法结合在一起，脱离单一预测的形式，运用组合预测方法对我国保险业规模进行预测研究。陆秋君(2006)运用协整回归模型对影响我国保险业密度的相关因素进行了分解，之后通过建立Gompertz模型对我国保险业的短期发展趋势进行了预测[20]。包慧敏等(2006)在运用多元回归模型的基础上，将指数平滑法加入其中，从而对内蒙古地区年度保费收入增长的趋势进行了预测[21]。吕卓等(2016)创新性地采用组合预测的方法将回归模型、移动平均模型、时间序列模型、以及时间趋势模型的预测结果进行综合分析，构造出一个新的预测指标，进而更加精准的对我国“十三五”时期保险行业的保费收入进行预测[22]。周桦等(2020)基于时间序列SARIMA模型对我国月度保费收入的主要趋势进行拟合，接着利用TEI@I方法论，设计了一个非线性集成预测模型，并利用该模型科学、严谨地分析了中国保费收入的大致变动趋势[23]。组合预测法的优点在于突破了单一预测方法可能存在的局限性，在一定程度上能够更加清晰的反映数据变化特征。

综上所述，已有部分学者利用多种定量分析方法对我国保险业发展规模进行了预测，事实证明这些预测结果都较为符合现实情况。但需要指出的是，当前对我国保险业规模的预测大多选用保费收入这一基础指标，鲜少有学者从保险规模发展的广度和深度的角度进行更深层次的预测。因此，本文在已有文献的基础上，选取保险密度指标，基于时间序列模型对其进行预测，也即从保险业规模广度的视角对未来我国保险普及率进行度量分析，并结合数据特点挑选出相对最优模型。

### 3. 数据来源与预处理

#### 3.1. 数据来源

本文选取 1980~2019 年我国保费收入和人口总量的时间序列数据，构造反映保险普及率的保险密度指标进行时间序列建模分析。数据主要来源于《中国统计年鉴》，部分数据摘自历年的中国银行保险监督管理委员会的年度统计信息。其中，保险密度指标等于我国保费收入与人口总量的比值。

#### 3.2. 数据预处理

由 1980~2019 年保险密度原始序列数据可知，在 1980 年的保险密度为人均 0.4660 元，而到了 2019 年保险密度增长为 3024.2788 元/人，可见这几十年来我国保险普及率的增长速度之快。为了避免数据巨大波动带来的异方差等问题，本文对原始序列做对数化处理得到序列  $\ln bxmidu_t$ ，以消除可能存在的异方差问题。

对 1980~2019 年我国保险业对数化的保险密度时间序列做平稳性检验、异方差检验以及纯随机性检验的预处理工作[24]。

##### 3.2.1. 平稳性检验

首先，利用 R 软件画出保险密度序列  $\ln bxmidu_t$  的时序图，对原序列的平稳性做初步的判断，结果如下图 1 所示。图 1 显示，保险密度时间序列具有明显的上升趋势，因此，初步判定该序列是非平稳的。

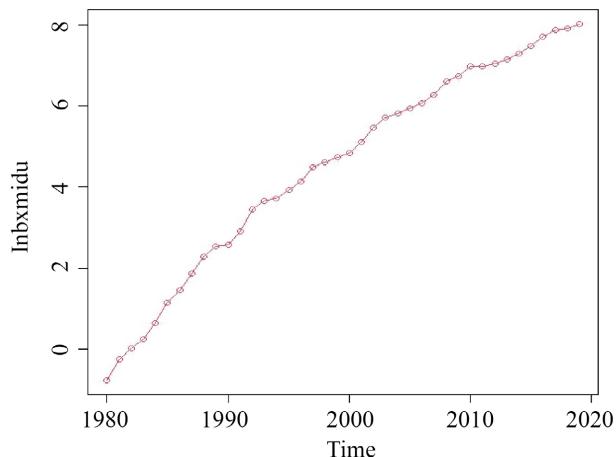


Figure 1.  $\ln bxmidu_t$  sequence diagram

图 1.  $\ln bxmidu_t$  序列时序图

其次，基于单位根检验对原序列的平稳性作进一步的分析。对  $\ln bxmidu_t$  序列数据做 ADF 检验、PP 检验，具体的检验结果如下表 1 所示。结果表明，上述两类单位根检验均不拒绝 “H0: 存在单位根”的原假设，也即进一步证实了我国 1980~2019 年保险密度时间序列具有非平稳性。

Table 1. Results of unit root test of original sequence

表 1. 原始序列单位根检验结果

检验方法	滞后阶数	统计值	P-value
ADF 检验	3	-3.016	0.1747
PP 检验	3	-2.5998	0.9483

接着,由上述平稳性检验可知,我国1980~2019年保险密度的时间序列数据具有非平稳变化特征,因此,接下来需要对该序列进行差分处理以消除这种非平稳性。一阶差分后序列 $\nabla \ln bxmidu_t$ 的时序图如下图2所示。由时序图可知,  $\nabla \ln bxmidu_t$ 序列已不具备明显的上升者下降的趋势,进而初步判断一阶差分后的保险密度序列平稳。

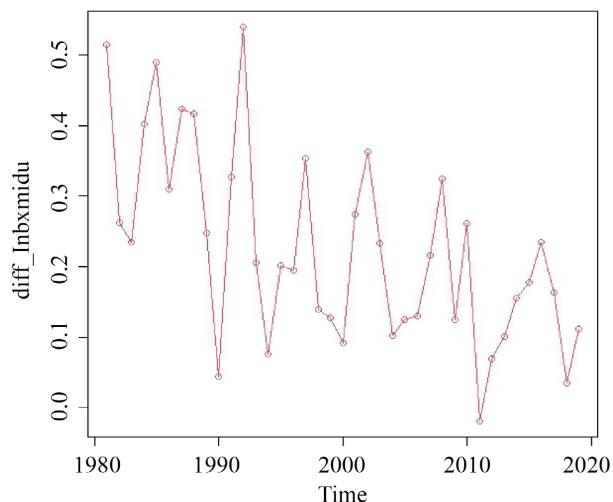


Figure 2.  $\nabla \ln bxmidu_t$  sequence diagram

图2.  $\nabla \ln bxmidu_t$ 序列时序图

最后,对一阶差分后的保险密度时间序列数据作进一步的平稳性检验。对该序列做 ADF 检验和 PP 检验,结果如下表2所示。结果表明,上述两类单位根检验均拒绝“H0: 存在单位根”的原假设,也即进一步证实了一阶差分后的保险密度序列具有平稳的特性。

Table 2. Results of unit root test of  $\nabla \ln bxmidu_t$

表2.  $\nabla \ln bxmidu_t$ 序列单位根检验结果

检验方法	滞后阶数	统计值	P-value
ADF 检验	3	-3.5947	0.0464
PP 检验	3	-26.998	0.01

### 3.2.2. 自回归条件异方差检验

由图2  $\nabla \ln bxmidu_t$ 序列时序图可知,该序列在1990年前后存在上下较大的波动,合理怀疑 $\nabla \ln bxmidu_t$ 序列仍存在异方差问题,因此,对该序列做 ARCH 异方差检验,这里使用 Portmanteau Q 线性计量来进行检验,检验结果如下表3所示。Portmanteau Q 检验的结果表明残差序列显著方差齐性,因此,可认为 $\nabla \ln bxmidu_t$ 序列不存在异方差的问题。

Table 3. Results of heteroscedasticity test of  $\nabla \ln bxmidu_t$

表3.  $\nabla \ln bxmidu_t$ 序列异方差检验结果

df	X-squared	P-value
2	3.3406	0.1882
3	4.6423	0.1999

### 3.2.3. 纯随机性检验

通过上述平稳性检验的分析, 得到了一组平稳的一阶差分保险密度时间序列, 下面需要对其进行纯随机性检验, 验证一阶差分后的序列各项之间是否还存在着相关性, 若各项之间存在着相关性, 说明有建模的必要性, 否则, 将不必对该序列进行后续的建模和预测工作。本文基于 LB 统计量对  $\nabla \ln b x m i d u_t$  序列进行纯随机性检验, 检验的具体结果如下表 4 所示。

**Table 4.** Results of white noise test of  $\nabla \ln b x m i d u_t$

**表 4.**  $\nabla \ln b x m i d u_t$  序列纯随机性检验结果

检验方法	df	X-squared	P-value
LB Test	6	18.701	0.0047
	12	23.442	0.0242

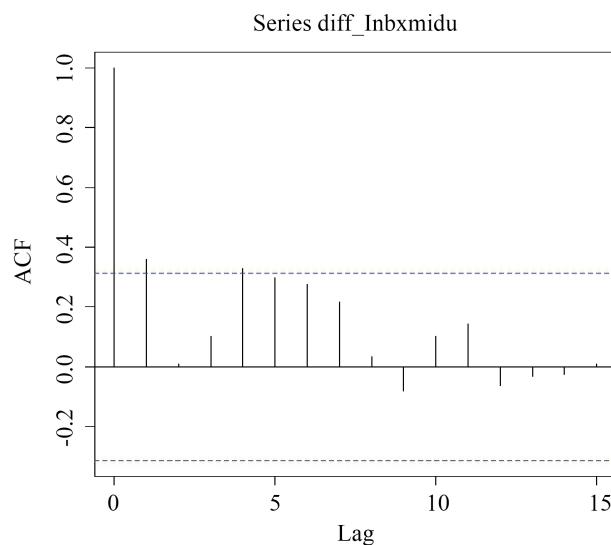
由上表 4 可知, 在滞后 6 阶、12 阶的情形下, P-value 值均显著, 因此拒绝原假设, 认为一阶差分后的保险密度时间序列并不具有随机性, 可以进行后续的建模和预测工作。

## 4. 模型的建立与预测

### 4.1. ARIMA 模型的建立

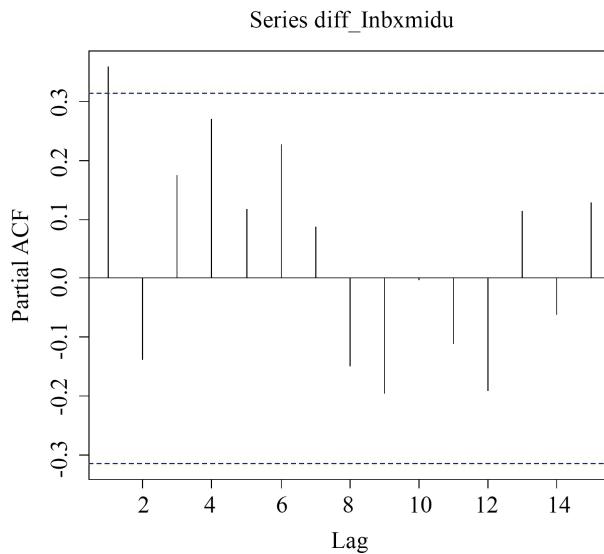
对数据做完平稳性检验和纯随机性检验的预处理工作后, 得到了一组可以进行建模的平稳的一阶差分保险密度时间序列, 下面根据该序列的 ACF 图及 PACF 图对模型进行定阶, 结果如下图 3、图 4 所示。

下面根据序列的自相关函数图、偏自相关函数图的特征进行模型的识别以及定阶, 可以尝试建立如下的 5 种 ARIMA 模型: ARIMA(0, 1, 4) 模型、ARIMA(1, 1, 0) 模型、ARIMA(1, 1, 4) 模型、ARIMA(0, 1, 1) 模型、ARIMA(1, 1, 1) 模型, 以及 2 种疏系数模型: ARIMA(0, 1, (1, 4)) 模型、ARIMA(1, 1, (1, 4)) 模型。利用 R 软件拟合以上七个模型, 依据模型的显著性检验、参数的显著性检验以及 AIC 准则的结果进行综合性分析, 最终选择一个相对最优模型来拟合序列, 不同模型的拟合结果如下表 5、表 6 所示。



**Figure 3.** Autocorrelation function graph of  $\nabla \ln b x m i d u_t$

**图 3.**  $\nabla \ln b x m i d u_t$  序列自相关函数图

Figure 4. Partial autocorrelation function graph of  $\nabla \ln bxmidu$ ,图 4.  $\nabla \ln bxmidu$  序列偏自相关函数图

**Table 5.** Comparison of fitting results of ARIMA model  
**表 5. ARIMA 模型的拟合结果比较**

模型	$X_{t-1}$	$\varepsilon_{t-1}$	$\varepsilon_{t-2}$	$\varepsilon_{t-3}$	$\varepsilon_{t-4}$	AIC	(LB Test) P-value
ARIMA (0, 1, 4)	0	0.8598*** (0.1731)	0.5419*** (0.2144)	0.3342** (0.1682)	0.2495** (0.1398)	-22.83	0.3869
ARIMA (1, 1, 0)	0.8579*** (0.0838)	0	0	0	0	-35.47	0.1554
ARIMA (1, 1, 4)	0.9770*** (0.0259)	-0.7647*** (0.1858)	-0.3190* (0.1963)	0.2309 (0.2265)	0.4344*** (0.1612)	-49	0.8415
ARIMA (0, 1, 1)	0	0.6776*** (0.0958)	0	0	0	-14.25	0.0140
ARIMA (1, 1, 1)	0.8415*** (0.1733)	0.0520 (0.4574)	0	0	0	-33.04	0.174

注: \*\*\* $p < 0.01$ , \*\* $p < 0.05$ , \* $p < 0.1$ , 括号内为标准误差。

由上表 5 的结果可知: 根据  $df = 6$  的 LB 统计量的相伴概率值显示, 仅 ARIMA(0, 1, 1) 模型的显著性检验未通过, 因此, 首先将该模型排除掉; ARIMA(1, 1, 4) 模型和 ARIMA(1, 1, 1) 模型中, 个别参数的显著性检验未通过; 最后, 比较以上模型的 AIC 值可知, ARIMA(1, 1, 4) 模型对应的 AIC 值最小。因此, 通过上述的综合分析认为 ARIMA(1, 1, 4) 模型能够更好地拟合一阶差分后的保险密度序列, 又由于该模型的 MA(3) 项参数的显著性检验未通过, 故将该项剔除在模型外, 最终, ARIMA(1, 1, 4) 模型的拟合结果为:

$$(1-B)X_t = \frac{1 + 0.7647B + 0.3190B^2 - 0.3643B^4}{1 - 0.9770B} \varepsilon_t.$$

**Table 6.** Comparison of fitting results of thinning coefficient model  
**表 6.** 疏系数模型的拟合结果比较

模型	$X_{t-1}$	$\varepsilon_{t-1}$	$\varepsilon_{t-2}$	$\varepsilon_{t-3}$	$\varepsilon_{t-4}$	AIC	(LB Test) P-value
ARIMA (0, 1, (1, 4))	0	0.9220*** (0.1419)	0	0	0.8020** (0.1894)	-21.5	0.2129
ARIMA (1, 1, (1, 4))	0.4801*** (0.1510)	0.9125*** (0.1845)	0	0	1.1260*** (0.1889)	-26.7	0.1182

注: \*\*\* $p < 0.01$ , \*\* $p < 0.05$ , \* $p < 0.1$ , 括号内为标准误差。

接着由上 6 的结果可知, 两个模型均通过模型的显著性检验以及参数的显著性检验, 且 ARIMA(1, 1, (1, 4)) 模型的 AIC 值明显要更小。因此, 通过上述的综合分析认为 ARIMA(1, 1, (1, 4)) 模型能够更好地拟合一阶差分后的保险密度序列, 最终, 该模型的拟合结果为:

$$(1-B)X_t = \frac{1-0.9125B-1.1260B^4}{1-0.4801B}\varepsilon_t.$$

下面对 ARIMA(1, 1, 4) 模型和 ARIMA(1, 1, (1, 4)) 模型进行自回归条件异方差检验, 仍然使用 Portmanteau Q 统计量, 结果如下表 7 所示。结果表明, 残差序列显著方差齐性, ARIMA(1, 1, 4) 模型、 ARIMA(1, 1, (1, 4)) 模型拟合成功。

**Table 7.** Results of autoregressive conditional heteroscedasticity test of ARIMA(1, 1, 4) and ARIMA(1, 1, (1, 4))  
**表 7.** ARIMA(1, 1, 4) 模型、 ARIMA(1, 1, (1, 4)) 模型自回归条件异方差检验结果

模型	df	X-squared	(Portmanteau Q Test) P-value
ARIMA(1, 1, 4)	1	0.0264	0.8709
	2	1.3396	0.5118
	3	1.7678	0.622
	4	2.3639	0.6692
	5	2.993	0.7011
	6	4.1848	0.6517
ARIMA(1, 1, (1, 4))	1	0.51071	0.4748
	2	3.0602	0.2165
	3	3.2544	0.354
	4	3.2802	0.5121
	5	3.3008	0.6537
	6	3.3925	0.7582

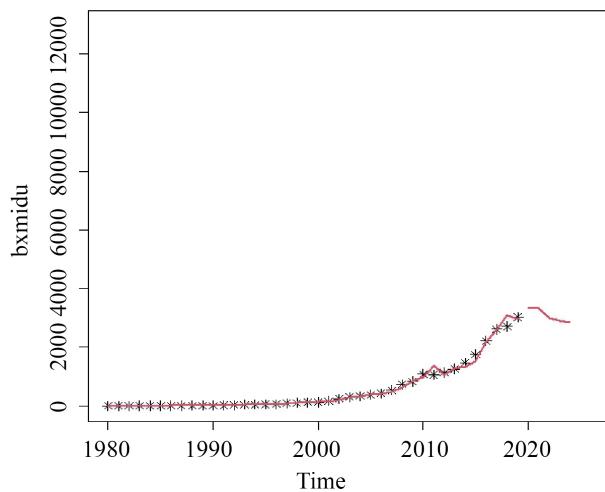
## 4.2. 模型的预测

上文已经挑选出拟合效果相对较好的 ARIMA(1, 1, 4) 模型以及 ARIMA(1, 1, (1, 4)) 模型, 下面利用这两个模型进行为期 5 年期的预测, 然后对不同模型 2020 年、2021 年的预测值与真实值进行比较, 并计算相对误差, 进而挑选出相对最优模型, 得到的模型预测结果见下表 8 所示。

**Table 8.** Comparative analysis of model prediction results  
**表 8. 模型预测结果比较分析**

模型	时间	预测值	真实值	相对误差(%)
ARIMA(1, 1, 4)	2020	3631.6414	3204.9217	13..3145
	2021	4448.2276	3178.5481	39.9453
	2022	5373.3187		
	2023	6508.5697		
	2024	7849.0752		
ARIMA(1, 1, (1, 4))	2020	3353.1383	3204.9217	4.6247
	2021	3324.4250	3178.5481	4.6070
	2022	2998.3967		
	2023	2890.0035		
	2024	2839.3658		

由上表 8 可知, 相对而言, ARIMA(1, 1, 4)模型预测结果的相对误差都较大, 而 ARIMA(1, 1, (1, 4))模型的预测效果较好, 相对误差集中在 4.6% 附近。因此, 最终通过综合比较可知, ARIMA(1, 1, (1, 4))模型为我国保险密度年度数据的相对最优模型, 利用该模型对保险密度序列作为其 5 年的预测图如下图 5 所示。



**Figure 5.** The prediction result of Chinese insurance density in the next five years

**图 5. 我国保险密度未来 5 年预测结果**

## 5. 结论

本文基于时间序列模型对反映我国保险普及率的保险密度序列进行分析和预测, 通过综合对比预设的几个模型的拟合精度以及预测的精度, 选出拟合结果相对最优的 ARIMA(1, 1, (1, 4))模型对未来 5 年我国保险密度进行预测, 结果表明, 该模型的预测效果最接近真实值, 我国未来短期保险密度将呈现小幅度的下降趋势。

## 参考文献

- [1] 王绪瑾, 王浩帆. 改革开放以来中国保险业发展的回顾与展望[J]. 北京工商大学学报(社会科学版), 2020, 35(2): 91-104.
- [2] 杨霞, 王百川, 李毅. 重大公共卫生事件对中国保险业的影响研究——基于非典和新冠肺炎疫情的思考[J]. 金融经济学研究, 2020, 35(3): 28-39.
- [3] 周延礼, 魏晨阳, 刘晓. 关于“十四五”期间保险业发展的思考与展望[J]. 清华金融评论, 2021(4): 24-26.
- [4] 胡炳志, 唐甜, 王若鹏. 我国产险公司再保险需求影响因素分析——基于 BP 神经网络方法的实证研究[J]. 保险研究, 2012(6): 3-12.
- [5] 胡晓坤. 中国保险业规模影响因素与预测分析研究综述[J]. 劳动保障世界, 2018(3): 20-21.
- [6] 郑苏晋, 乔恒, 蒙羞叶. 保险业服务经济增长:路径及影响机制——多种时间序列模型和基于 EGLS 的 bootstrap 检验[J]. 管理评论, 2019, 31(6): 14-22.
- [7] 粟芳. 保险规模的预测模型及实证分析[J]. 金融研究, 2000(2): 121-126.
- [8] 吴开兵, 邢炜, 俞自由. 保险深度的变化规律与我国保险市场的预测[J]. 预测, 2000(3): 53-56.
- [9] 黄佐餅, 吴凤平. 中国保险业发展现状及保费规模预测[J]. 预测, 2003(2): 19-22+44.
- [10] 尹成远, 赵桂玲, 周稳海. 中国人身保险保费收入的实证分析与预测研究[J]. 保险研究, 2008(1): 48-52.
- [11] 赵长利, 陈海泳, 陈德阳. 中国保险业保费收入灰色预测模型的研究[J]. 统计与决策, 2007(13): 33-34.
- [12] 时乐乐, 赵军. 基于 GM(1,1)模型的新疆保险业“十二五”发展预测[J]. 经济数学, 2012, 29(1): 106-110.
- [13] 张积林. 基于灰色理论的中国保险业保费规模预测[J]. 技术经济与管理研究, 2010(1): 119-122.
- [14] 张鑫, 赵宛达, 蒋鹏. 基于灰色最优化模型的保费收入动态预测——以东北三省为例[J]. 辽宁大学学报(哲学社会科学版), 2018, 46(6): 46-56.
- [15] 丁海峰, 高凯, 罗娟, 等. 基于 GM(1,1)灰色预测模型的我国民营医院发展趋势预测[J]. 医学与社会, 2021, 34(3): 1-6.
- [16] 梁来存, 皮友静. 我国保费收入的 ARIMA 模型与预测[J]. 统计与决策, 2006(7): 25-26.
- [17] 付宇涵. 基于 ARIMA 模型的我国财产险保费收入的预测研究[J]. 统计教育, 2010(10): 52-55.
- [18] 李辉, 石龙. 中国保费收入的预测研究[J]. 统计与决策, 2012(11): 32-36.
- [19] 刘红亮. 重庆市短期保费收入预测模型探析——基于 X12 季节调整法和 ARIMA 模型[J]. 商, 2013(16): 130-131.
- [20] 陆秋君. 中国保险密度的分析和预测[J]. 预测, 2006(6): 34-38.
- [21] 包慧敏, 黄志刚, 包晓光. 保险业增长预测中数量经济模型的应用研究[J]. 保险研究, 2006(1): 42-44.
- [22] 吕卓, 顾海兵. “十三五”时期我国保险业发展的多维预测研究[J]. 南京社会科学, 2016(5): 22-28.
- [23] 周桦, 卢志源, 郑敏. 基于 TEI@I 方法的中国保险业保费收入预测[J]. 管理评论, 2020, 32(7): 166-179.
- [24] 姬超, 侯大伟, 谢丽, 等. 基于时间序列模型的饮用水源地重金属健康风险分析与预测[J]. 环境科学, 2021, 42(11): 5322-5332.