美国轻型汽车零售市场销售趋势探究

统计与管理学院 辛柏嬴

1. 案例背景

轻型汽车通常是指相较于传统汽车而言车身质量更轻的一种车型，其中既包括载人用的客运车辆，也包括一些运输用途的轻型卡车等。其轻巧的车身提高了燃油效率，降低了能源成本，也因此受到了许多消费者的青睐。此外随着节能减排的观念的不断普及以及新能源的广泛利用，尤其在货物运输方面，也能看到越来越多的轻型电动卡车正逐渐走向市场。在美国，如雷克萨斯、奥迪、英菲尼迪等都是消费者非常信任的（轻型）汽车生产商。

在本报告中，着重收集了美国1976年至2019年共44年的年度轻型汽车零售销售额。考虑到美国本身具有的相当庞大规模的汽车保有量等，其轻型汽车的销售趋势与规律对于我国对应市场的研究也具有一定的指导意义。尤其是在当下低碳环保的发展趋势下，轻型汽车在日后亦会具有更大的市场潜力与发展空间[1]。

1. 数据介绍与描述性统计
   1. 数据获取与说明

数据由商用数据网站statista.com提供下载，其对应的数据整理自美国商业经济分析局（U.S. Bureau of Economic Analysis, [www.bea.gov](http://www.bea.gov)）。数据共44条记录，没有缺失值或异常值，具体说明如表1所示。

在本报告中，预留了2017～2019三年的销售数据作为测试集验证模型拟合效果，其余41条数据作为训练集对模型进行拟合。

表 1 变量说明表

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
| 变量名称 | 变量含义 | 变量示例 |
| year | 时间数据 | 1976 |
| sales | 轻型汽车销售量（单位：千台） | 12969.8 |

* 1. 描述性统计分析

从下图1的时序图中可以发现，整体的轻型车销售呈现显著的波动趋势。可能由于国际局势、能源供应、金融危机等外部因素影响，在约1978、1986、2007年左右都出现了比较显著的下降，而其余年份普遍上升。且总体销售水平普遍在触底反弹后略有增加。

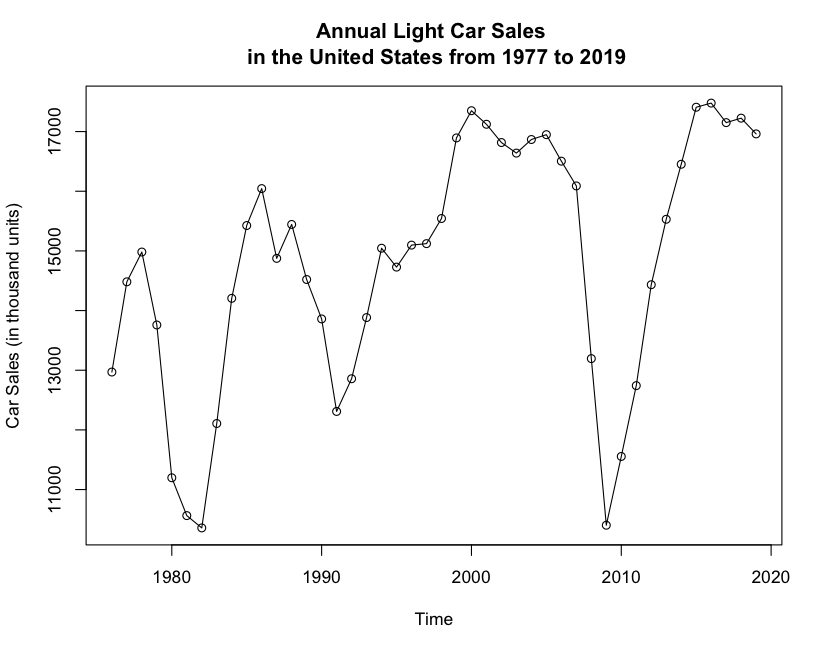


图 1 美国汽车1977～2019年轻型汽车销量时序图（单位：千台）

对数据另外绘制其分布Q-Q图。由图2可以发现轻型车销量呈现一定的左偏趋势，这也和上述数据中的几个特殊影响相对应：由于某些事件的冲击导致轻型车的销量出现了较为极端的下滑，在其余时刻普遍销量维持在较高水平。

图表, 散点图

描述已自动生成

图 2 轻型车销量Q-Q图

1. ARIMA模型建模与预测
   1. 模型的平稳化及相应检验

由上述时序图可以看出原数据显然是非平稳的。为拟合ARIMA模型，需要尝试对模型进行平稳化处理。

首先对模型尝试进行一次差分，计算其轻型车年度销售增量。一次差分后的时序图如图3所示。由时序图可以发现增量数据的平稳性得到大幅改善。为进一步定量分析其平稳水平，进一步对数据进行ADF单位根检验[2]。此处采用零均值假设，并由后续的PACF计算结果暂时对模型做出的拟合假设。经计算可知其Dickey- Fuller统计量为-4.0044，对应的p值为0.01故可以拒绝原假设。即可以认为序列是平稳的。

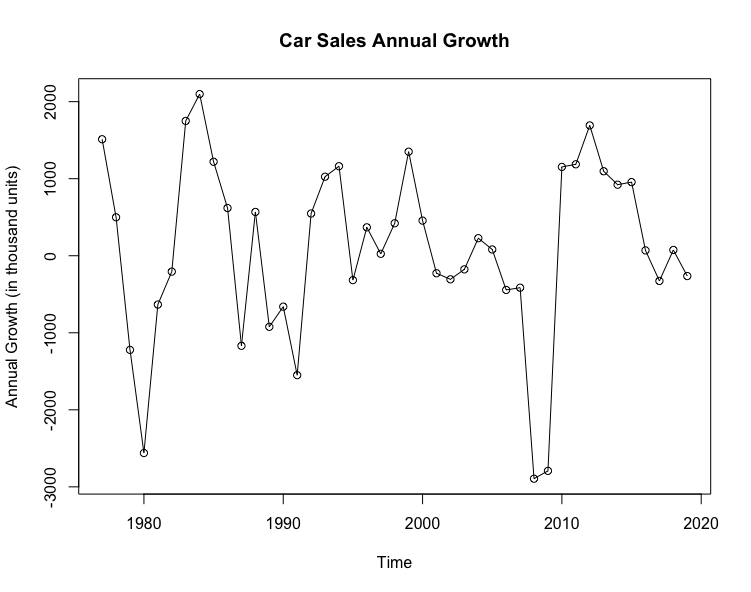


图 3 轻型车年度销售增量

进一步再次尝试对数差分变化，如图4所示。由时序图可见在经过对数差分后，其大致增长趋势与原差分序列基本一致，但取对数操作会额外增加模型的复杂性与解释难度。故在后续的报告中将主要针对差分数据进行研究。

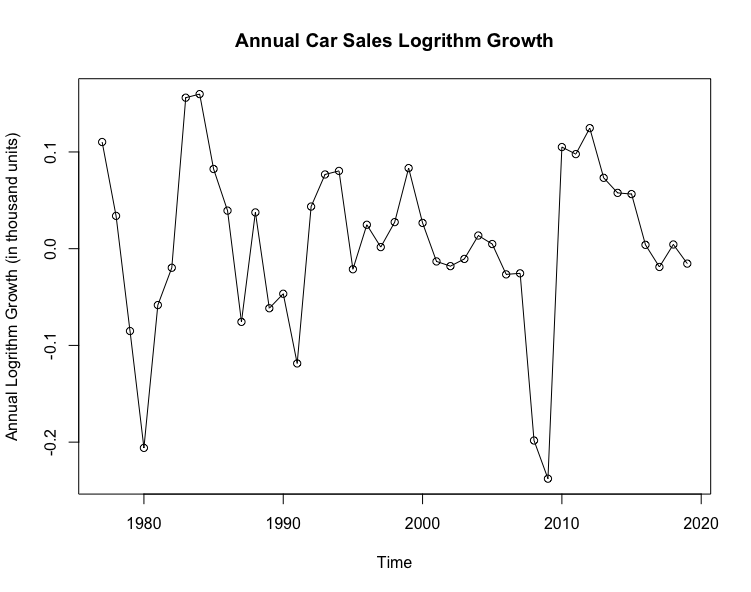


图 4 轻型车销量对数增长额度

* 1. 模型定阶

对于一阶差分后的序列，在确认其平稳性后尝试对其进行初步的定阶工作。首先求解其样本ACF及PACF数据并绘图如图5所示。一方面由ACF结果可知可以尝试建立模型；另一方面由PACF结果，其在滞后3阶处的PACF略超出接受区间，故可以尝试建立模型。此外，考虑到模型的简洁性与解释性等，暂不考虑由PACF结果拟合模型。

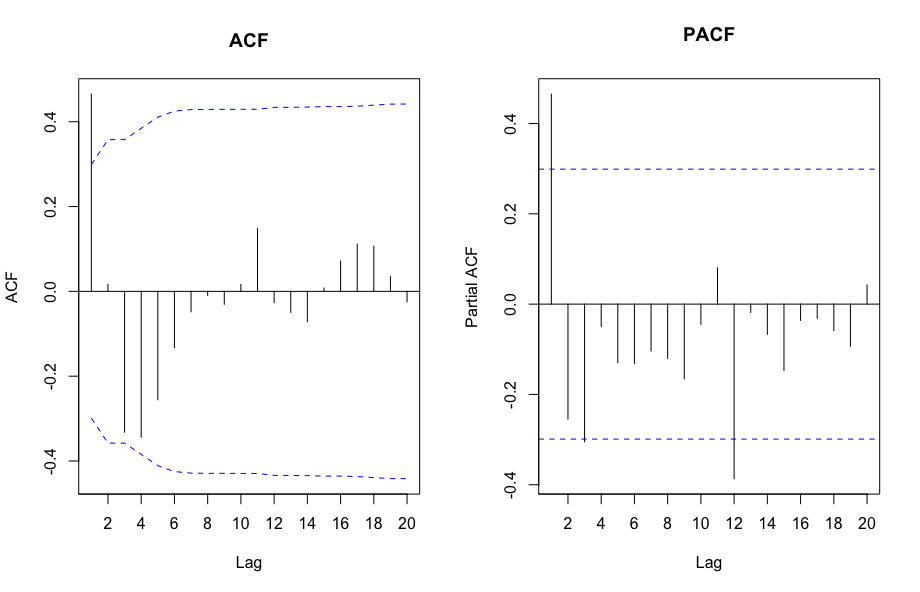


图 5 差分数据样本ACF及PACF

* 1. 模型拟合与修订

这里将尝试分别对这两种模型进行拟合，并通过信息准则及测试集对预测效果对模型进行评估。需要注意的是，由于上述定阶的工作是基于一阶差分的数据进行的，故在下列模型拟合过程中将相应转化为模型和模型的拟合与评估。

为叙述方便，下对模型记号进行统一说明：记为第­­年的美国轻型车销量情况，为对应年份的无法由模型解释的随机扰动项，为滞后算子。

* + 1. 模型拟合与修订

首先建立如下的­­模型：

通过训练集数据对模型进行估计，这里在极大似然估计准则下，得到如下估计模型：

现对模型进行残差检验如下，检验结果如下图6、图7所示。

由残差时序图可知，残差基本上围绕0均值上下波动，其波动方差亦基本上保持在一定水平中。说明模型大致可以提取大多数的有效信息。值得注意的是，在约2008年对应数据上仍然存在着较大波动，这里认为与当时次贷危机等外部冲击导致的购买力显著下降相关。

残差正态性方面，由残差直方图及Q-Q图可以看出，其分布大致呈现钟形曲线模式，大多数残差点也近似落在Q-Q图中的参考直线上。除少部分极端值点，大多数的数据均近似服从正态分布。进一步地，对残差序列进行Shapiro-Wilk正态性检验[3]。其检验的原假设为数据是平稳的。经计算可知相应统计量为，其对应的p值为0.6964，故在5%的水平下不能拒绝原假设。因此可以认为残差在统计意义上是基本服从正态分布的。

残差相关性检验如图7所示。由残差ACF可见，在不同滞后阶上残差彼此都是不相关的。进一步通过Ljung-Box检验衡量其联合相关情况，亦可发现在最高直到15阶的情况下其相应统计量的p值均大于0.3，可以较充分地印证上述残差不相关的结论。

综合上述几个方面，可以认为该模型基本通过了残差检验。下对其估计效果进行评估。

首先可以计算赤池信息准则（AIC）与贝叶斯信息准则（BIC），相应得分为：

其次，可以通过

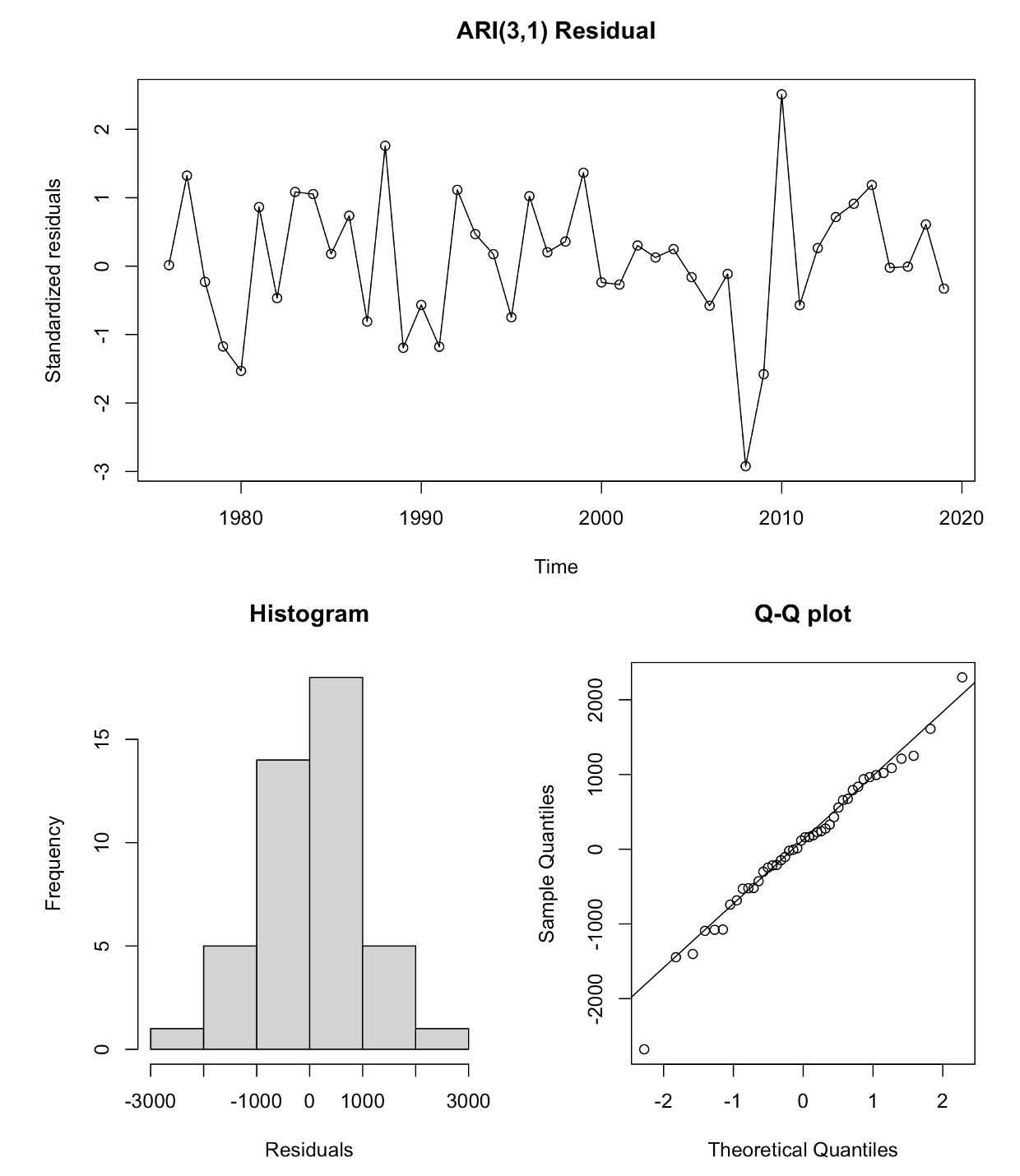


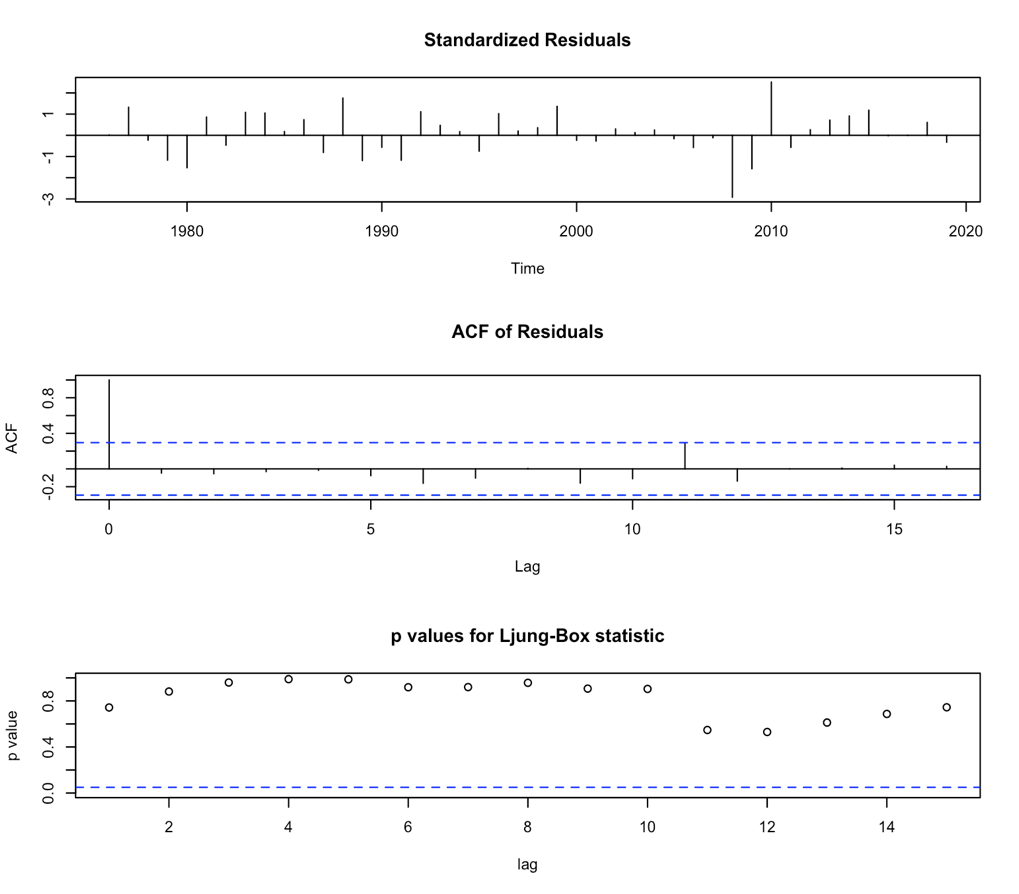
图 6 ARI(3,1)模型残差时序图、直方图与Q-Q图

图 7 ARI(3,1)模型残差相关性检验

* + 1. MA

1. 结论分析
2. 总结与讨论
3. 参考文献
4. 程序代码

[1] 李茜, 吕力, 刘辰. 欧盟轻型车CO\_2排放法规提案目标解读及对中国的启示 [J]. 中国汽车, 2022, (09): 28-32.

[2] DICKEY D A, FULLER W A. Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root [J]. Journal of the American Statistical Association, 1979, 74(366a): 427-31.

[3] SHAPIRO S S, WILK M B. An analysis of variance test for normality (complete samples)† [J]. Biometrika, 1965, 52(3-4): 591-611.