

湖北省固定资产投资回顾与趋势分析

吴日中^a，刘鑫宏^b

（中南财经政法大学 a. 经济学院；b. 金融学院，武汉 430073）

摘要：文章基于SARIMA 模型构建平稳的季节时间序列，对湖北固定资产投资自1992 年以来随着时间推移其波动性趋增势头。分析结果表明，所建立的SARIMA 模型能较好地揭示湖北固定资产投资变化趋势中的季节性波动特征，模型样本外预测的低估系由金融危机等外生扰动因素造成；而当前湖北在保持固定资产投资稳步扩张的同时，应将投资适当向民生领域倾斜，以提振湖北消费需求，从而确保全省经济的平稳较快增长。

关键词：SARIMA 模型；湖北；固定资产投资

中图分类号：F281 **文献标识码：**A **文章编号：**1002—6487（2010）05—0116—03

进入本世纪以后，为落实全面建设小康社会的奋斗目标，实现湖北在中部地区率先崛起，全省固定资产投资规模持续扩大。在拉动区域经济增长的“三驾马车”中，投资对经济增长的贡献逐步加大，有力地促进了全省国民经济持续、稳定、快速增长。综观这一时期湖北经济发展过程中的固定资产投资变化，在投资驱动型的增长模式下湖北固定资产投资本身的变化特征是怎样的呢？其对于下一阶段实现全省经济的平稳较快增长又有着怎样的启示意义呢？为此，本文基于SARIMA 时间序列模型，对湖北1992 年2 季度至2008 年2 季度的固定资产投资完成额^①进行了趋势分析。

1 SARIMA 模型

在现代经济周期理论中，投资波动一直被认为是导致经济波动的主要原因(Kydland、Prescott, 1982)^[1]。为判断固定资产投资波动趋势（及其对经济增长率的影响），需要首先分离出各种波动性成分，一般情形是使用投资率序列在固定时间间隔内的移动样本标准差进行(Podrecca、Carmeci, 2001)^[2]。若限于样本数据的数量，可以用另外两种方法计算投资的波动趋势：一种是直接采用均值方程残差或波动成分的绝对值度量（即波动程度的绝对离差）；另一种是利用条件异方差模型（ARCH 模型）分离出条件异方差成分（刘金全，2003）。

从1996 年1 季度以来，我国经济当中实际产出和固定资产投资的波动成分之间存在显著的双向Granger 影响，这说明在

作者简介：吴日中（1975-），男，湖南汉寿人，讲师，博士研究生，经济研究史研究所助理研究员，研究方向：中国经济史，固定资产投资。

刘鑫宏（1983-），男，福建龙岩人，博士研究生，中国投资研究中心研究员助理，研究方向：投资学（证券投资）。

①本文所用数据未经特别说明均由中经网—中国经济统计数据库数据计算得到。

目前经济运行态势下，可以利用投资波动影响产出波动，同时实际产出波动对于投资波动具有反馈作用（刘金全、于惠春，2002；龚曙明，2007）^{[3]-[5]}。之所以固定资产投资趋势呈波动变化，投资与产量变化相联系的加速数模型提供了对这种波动的一种解释（李朝鲜、白先华，2007）^[6]；此外还有两种基本解释，即预期的不确定性与投资时间安排的灵活性（多恩劳布什、费希尔，1988）^[7]。

由于经济领域中的众多时间序列存在周期性循环成分，须辅之以季节性差分构建平稳的时间序列加以分析，这就是季节时间序列模型（seasonal ARIMA model）简记为SARIMA（张晓桐，2000）^[8]。SARIMA 模型是时间序列模型（ARMA）在分析季节性时间序列时的推广，后者由统计学家George E. Box 和Gunlym M. Jenkins 于1976 年提出^[9]。

设季节性时间序列（周度、月度、季度只要含有周期性成分的序列均包括在内）的变化周期为S，即时间间隔为S 期的样本观测值有相似之处。首先用季节差分的方法消除周期性变化。季节差分算子定义为： $\Delta_s = 1 - L^S$ ， L^S 为S 阶滞后算子。以 y_t 表示季节性时间序列，则其一次季节差分表示为 $\Delta_s y_t = (1 - L^S) y_t = y_t - y_{t-S}$ 。对于非平稳的季节性时间序列，有时需经过D次季节差分之后才能使之平稳，在此基础上建立关于周期为S 的P 阶自回归和Q 阶移动平均的季节时间序列模型：

$$A_P(L^S) \Delta_s^D y_t = B_Q(L^S) u_t \quad (1)$$

这里假定 u_t 是平稳非自相关的。当 u_t 非平稳且存在移动平均和自回归成分时，需进一步将 u_t 描述为：

$$\Phi_p(L) \Delta^d u_t = \Theta_q(L) v_t \quad (2)$$

其中 v_t 为白噪声过程，p, q 分别表示非季节自回归、移动平均算子的最大滞后阶数，d 表示 u_t 的一阶（非季节）差分次数。将（2）式带入(1)式，得到 SARIMA 模型的一般表达式：

$$\phi_p(L) A_P(L^S) (\Delta^d \Delta_s^D y_t) = \theta_q(L) B_Q(L^S) v_t \quad (3)$$

式（3）称作 $(p, d, q) \times (P, D, Q)$ S阶SARIMA 模型。当 $P=D=Q=0$ 时，SARIMA 模型退化为ARIMA 模型，从这个意义上也可以说ARIMA 模型是SARIMA 模型的特例^[10]。

2 样本数据说明

本文选取的时间序列样本为1992 年2 季度至2008 年2 季度共计65 期的湖北省季度固定资产投资完成额。选取季度数据而不是年度数据，一是因为时间序列分析要求的样本数量一般不宜低于40 个，而改革开放以前甚至1990 年代以前计划经济体制下的年度投资变化特征已在市场经济体制下发生变化，因此参考意义相对较弱；二是选取季度数据相对于年度数据利于更大限度地揭示区域经济发展过程中湖北固定资产投资变化的信息。另外，由于每年1 月份固定资产投资完成额的统计数据未有公布，因此限于数据的可得性，本文未采用连续的月度数据加以分析。

3 湖北季度固定资产投资序列的平稳性分析

序列的平稳性分析和平稳季节时间序列的设定是SARIMA 建模的基础。首先设湖北季度固定资产完成额 I （单位： 亿元），1992 年2 季度至2008 年2 季度的湖北固定资产投资完成额状况见图1。 I 在1990 年代较为平缓，进入本世纪以后平滑递增，与时间呈指数关系，且季度间波动幅度逐渐变大，序列存在递增型异方差。

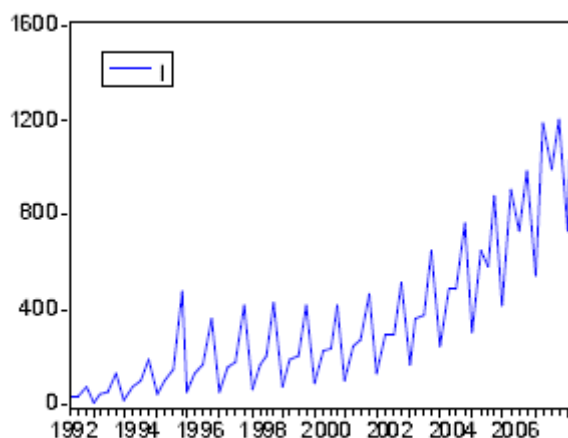
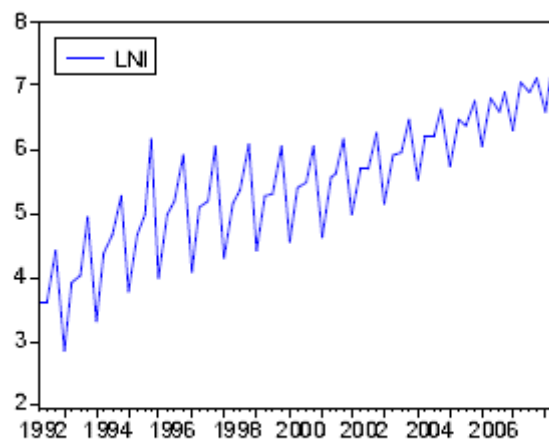


图1 季度固定资产投资完成额 I

从图1 中还可以发现，湖北固定资产投资完成额具有明显的季节性变化特征，间隔四个季度的固定资产投资完成额具有相似之处。每年一季度固定资产投资完成额较上一年四季度有明显下降，接着在二季度上升，第二和第三季度的固定资产投资规模变化相对平稳，第四季度固定资产投资规模陡增过后，在下一年一季度陡降。究其原因这与固定资产投资资金来源和工程项目施工的季节性特点有关。另外，这种季节性的变化特征也在一定程度上反映了湖北固定资产投资增长模式中的政府主导色彩，年末投资额的大幅度上升反映了投资项目的上马实施，年初的回落反映了新一轮投资计划的制定和审批时滞。

为通过线性关系描述序列的变化特征，同时缩小原序列的异方差，对原时间序列取对数，记对数的季度固定资产完成额序列为 LNI 。从图2 可以看出 LNI 与时间近似呈线性关系，但是原序列中的季节性成分并未消除，年初下降年末上扬的周期性变化特征仍然十分明显。通过对 LNI 的相关图与偏相关图的观察发现，呈线性衰减特征的相关图表明 LNI 仍是一个非平稳的时间序列。



2 对数季度固定资产投资完成额 LNI

对LNI 序列分别进行一阶差分 and 2 次一阶差分，得到DLNI 和D2LNI 见图3 和图4。尽管差分以后序列的平稳性得到了改进，但是D2LNI 相对于DLNI 方差和极差变大，表明是D2LNI 是个过度差分序列，这意味着试图通过对LNI 序列进行差分以改善序列平稳性在本例中是不合适的。更重要的是从差分序列的图形来看，原序列中的季节性成分并未得到消解，图3 和图4 均表现出明显的周期性变化特征，相隔四个季度的数据之间仍然具有相似性。

为消除周期性变化成分，对序列LNI 进行周期为4 的一次季节性差分，得到对数季度固定资产投资完成额的一次季节差分序列SDLNI。从序列的相关图和偏相关图来看，前者呈现指数衰减，后者在有限阶处达到峰值后也出现振荡衰减，这表明SDLNI 近似为一个平稳过程，序列中的周期性成分已得到有效去除。

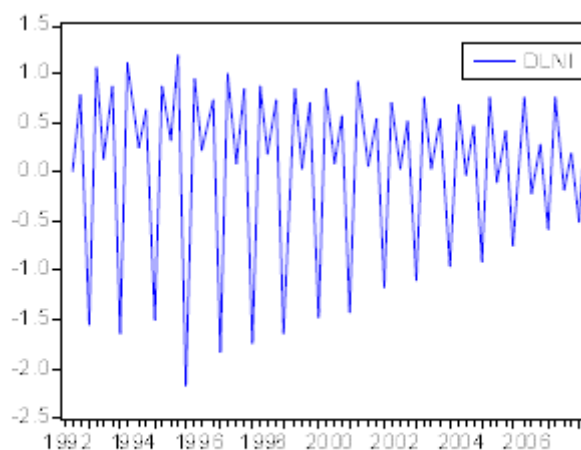


图 3 I 的一阶差分序列 DLNI

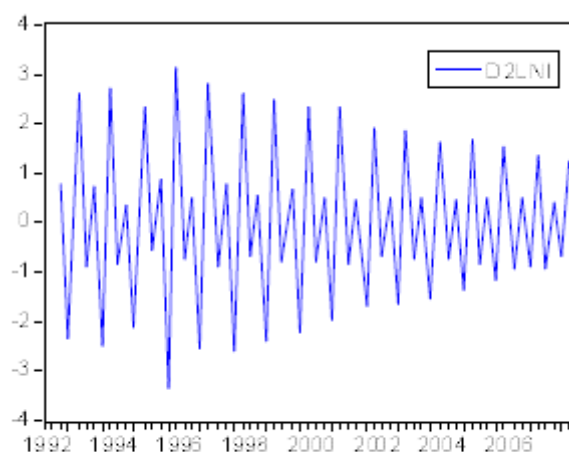


图 4 I 的两次一阶差分序列 D2LNI

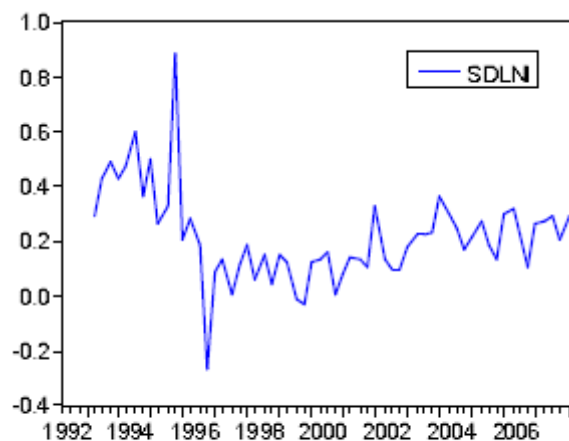


图 5 I 的一次周期为 4 的季节
差分序列 SDLNI

4 SARIMA建模与预测

对所构建的平稳SDLNI序列，进一步分析其相关图与偏相关图，以识别序列自回归和移动平均的阶数，从而确定SARIMA 模型的形式。发现SDLNI 偏相关图未呈现出整数倍时点上的周期性变化特征，而在三阶处后近似呈截尾状态，说明可能存在非季节性的三阶自回归成分。从相关图来看，自相关系数在五阶处近似呈截尾状态，整数四倍的时点上周期性变化特征并不十分明显，因此，尚不易判定是否包含有季节性移动平均成分。通过反复添加自回归和移动平均成分对阶数进行修正，最终识别出序列SDLNI 的结构为 $(3, 0, 5) \times (0, 1, 4)$ 4的SARIMA 模型，由EViews5.0 得到估计结果如下^②：

②因为SARIMA 模型的形式不一定唯一，自回归和移动平均阶数需在识别阶段依据被估参数的显著性，模型ARMA 成分特征根，以及残差序列的状况综合考虑加以设定。

$$\begin{aligned}
 \text{SDLNI} &= 0.21 + u_t \\
 (1 - 0.431L + 0.44L^3)u_t &= (1 - 1.47\Theta - 0.2\Theta^2 + 0.82\Theta^3 - 0.12\Theta^5)(1 - 0.44\Theta^4)v_t \\
 (-57.77)(14.06) \quad &(-31.79)(-5.80)(70.61)(-13.56)(-5.27) \\
 R^2 &= 0.57^{(3)}, \text{DW} = 2.06, F = 9.53, Q_{24} = 24.91
 \end{aligned}$$

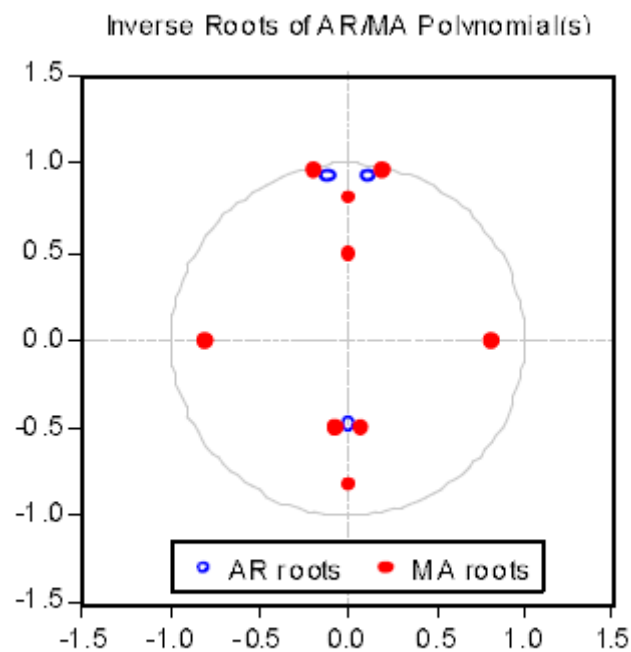


图 6 模型 ARMA 成分的特征根的倒数

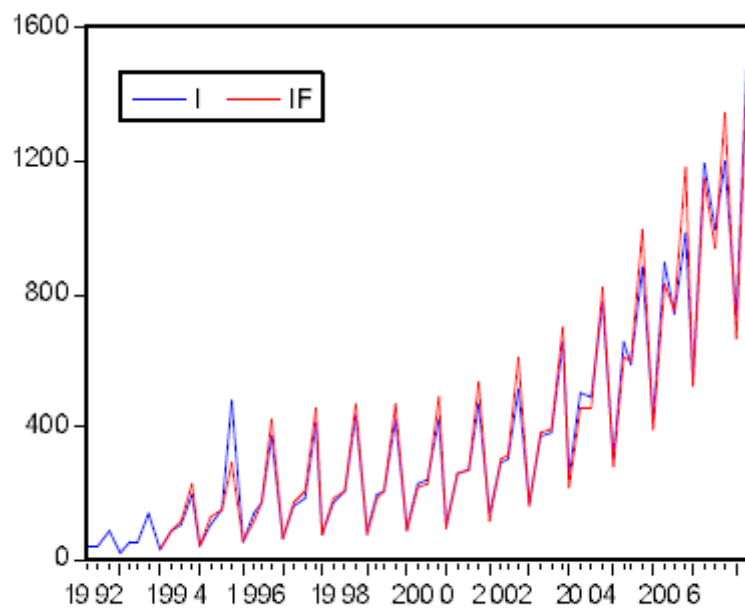


图7 I 实际值与静态预测序列 IF

经检验模型中各被估参数均通过显著性水平为0.01 的t 检验，从而显著不为零。模型ARMA 成分的特征根，包括自回归部分的3 个特征根和9 个移动平均部分的特征根，其倒数均落在单位圆以内如图6 所示，因此，所估计的SARIMA模型具有平稳性和可逆性。模型的残差序列通过Q 检验，近似为白噪声序列，其相关图与偏相关图表明残差序列非自相关。

基于所估计的SARIMA 模型，对湖北季度固定资产投资完成额序列I 进行样本内静态预测，预测序列IF 与原序列I的对比如图7 所示。从预测拟合情况来看，图中灰色的实际值基本为黑色的预测序列所覆盖，说明上述SARIMA 模型的样本内预测较为理想。此外输出结果还显示预测的方差逐渐变大，这表明湖北季度固定资产投资完成额的波动性趋增。

利用SARIMA 模型进行样本外一期预测，预测2008 年3 季度固定资产投资完成额。EViews 输出的预测值是1185.32 亿元。根据国家统计局公布的分地区月度固定资产投资完成情况数据，计算得到2008 年3 季度的湖北实际固定资产投资完成额为1333.49 亿元，预测误差为： $(1185.32 - 1333.49) / 1333.49 = -0.1111$ 。

模型出现了11%的低估，原因在于自2008 年年初以来受全球性金融危机影响，我国总体经济下滑趋势日益明显，为抵补外部需求的急剧萎缩，稳定总需求水平，从中央政府到地方政府纷纷大幅追加了固定资产投资规模。就湖北而言，2008 年前三季度固定资产投资规模迅速扩张，累计较去年同期增长达32.7%，占全国固定资产投资规模的比重升至3.5%。显然，这种经济形势的逆转和政策取向的调整是SARIMA 模型本身不能涵盖的。前文基于SARIMA 模型的预测，并不能消除未来时期的高度不确定性，而预测本身的最大价值在于向决策者提供了如果按照1992 年以来到现在的变化规律发展下去，湖北季度固定资产投资序列将出现何种结果。包括政策、外部供给与需求冲击等在内的各种后续扰动性因素都可能导致该模型的预测出现偏倚，因此，对其预测的过低评价或过高期待都是有失偏颇的。

5 结语

1992 年以来湖北固定资产投资完成额在稳步扩张的同时，以四个季度为周期表现出明显的季节特征，湖北固定资产投资的趋势变化随着时间推移其波动性趋增。这种投资波动性导致了产出的无所谓损失，也意味着投资波动性的“减损效应”存在，

或者说湖北省固定资产投资完成额的变化趋增对湖北经济增长具有“溢出效应”（Spillover effect）（Harmoand Masulis, 1990）。根据历史数据构建的SARIMA模型可以较理想地揭示样本内湖北固定资产投资的趋势性变化特征，后续的外生性扰动因素则会降低模型的预测精度。

随着湖北工业化、城市化进程不断加快，参与涉外经济贸易程度不断提高，湖北要加快融入长三角承接东部地区产业转移，争取实现中部地区率先崛起，那么本省固定资产投资规模必须保持稳步扩大的势头。与此同时，随着市场经济体制改革的推进，湖北市场化水平也在不断提高，由于市场在投资资源配置中的作用越来越大，那么经济主体自主性投资比重也越来越大，这就意味着湖北固定资产投资对市场信号的反应将更趋灵敏。这两方面因素决定了在未来湖北区域经济的发展过程中，固定资产投资波动性将更大，同时其影响也将更为深远。从这个意义上讲，在湖北投资驱动型的增长模式下，决策者应居安思危，居危思进，在决策过程中立足保持固定资产投资稳步扩张不出现大的起落的同时，适当将投资向民生领域倾斜，着力启动和提振本省内需中的消费，从而实现湖北经济的持续、平稳、较快发展。

参考文献：

- [1]Kydland F.,Prescott,E.Time to Build and Aggregate Fluctuations [J].Econometrica,1982, 50(6).
- [2]Podrecca, E. , Carmeci, G.Fixed Investment and Economic Growth: New Results on Causality[J].Applied Economics,2001, (33).
- [3]刘金全. 投资波动性与经济周期之间的关联性分析[J]. 中国软科学, 2003, (4) .
- [4]刘金全, 于惠春. 我国固定资产投资和经济增长之间影响关系的实证分析[J]. 统计研究, 2002, (1) .
- [5]龚曙明. 中国固定资产投资与经济增长相互动态决定的实证研究[J]. 统计与决策, 2007, (9) .
- [6]李朝鲜, 白先华. 投资周期波动与经济增长关系的实证分析[J]. 北京工商大学学报(社会科学版), 2007, (3) .
- [7][美]多恩劳布什, 费希尔. 宏观经济学(第6版)[M]. 纽约: 麦格鲁-希尔公司, 1988.
- [8]张晓峒. 计量经济分析(修订版)[M]. 北京: 经济科学出版社, 2000.
- [9]George E Box, Gunlym M. Time Series Analysis:Forecasting and Control (3rd Edition) [M]. New Jersey:Prentice-Hall Inc, 1994.
- [10]James D Hamilton.Time Series Analysis [M].New Jersey:Princeton University Press, 1997.

③由于变量差分改变了原序列的信息结构，所估计时间序列模型的R²一般均不高，可决系数对SARIMA 模型设定的参考意义不同于经典回归模型。