

論文

ARIMA-Intervention 시계열모형을 활용한 제주 국내선 항공여객수요 추정

김민수*, 김기웅**, 박성식***

A Study on the Air Travel Demand Forecasting using time series ARIMA-Intervention Model

Kim Min Su*, Kim Kee Woong**, Sung Sik Park***

ABSTRACT

The purpose of this study is to analyze the effect of intervention variables which may affect the air travel demand for Jeju domestic flights and to anticipate the air travel demand for Jeju domestic flights. The air travel demand forecasts for Jeju domestic flights are conducted through ARIMA-Intervention Model selecting five intervention variables such as 2002 World Cup games, SARS, novel swine-origin influenza A, Yeonpyeongdo bombardment and Japan big earthquake.

The result revealed that the risk factor such as the threat of war that is a negative intervention incident and occurred in Korea has the negative impact on the air travel demand due to the response of risk aversion by users. However, when local natural disasters (earthquakes, etc) occurring in neighboring countries and global outbreak of an epidemic gave the negligible impact to Korea, negative intervention incident would have a positive impact on air travel demand as a response to find alternative due to rational expectation of air travel customers. Also we realize that a mega-event such as the 2002 Korea-Japan World Cup games reduced the air travel demand in a short-term period unlike the perception in which it will increase the air travel demand and travel demands in the corresponding area.

Key Words : ARIMA Intervention Model(개입모형), Jeju, Domestic flights(국내선), air travel demand(항공여객수요)

1. 서 론

제주특별자치도는 섬이라는 지정학적 특성과 높은 관광중심의 산업구조로 인해 타 지역의 육상 교통인 열차와 고속버스 등과 같은 대중교통의 개념을 갖고 있는 항공 연륙교통수단 의존도

(92%)가 높을 수밖에 없는 여건을 가지고 있으며, 관광을 핵심산업으로 하고 있는 제주특별자치도의 경우 항공연륙교통의 접근성 향상은 제주발전의 총량(capacity)을 결정하는 주요 요인으로 작용하고 있으며, 다른 연륙교통수단의 제약으로 인해 항공 이용에 대한 수요는 급증하고 있다.(강관보, 2008)

항공산업에서 항공수요에 대한 단기, 중기, 장기 예측은 항공업계는 물론 관계기관에서도 매우 중요한 사항이다. 왜냐하면 항공기의 도입, 소요 인력, 공항시설, 노선의 증설 및 증편, 네트워크, 자본조달 등 항공사의 운영계획 및 전략수립에 관한 의사결정시에 가장 중요한 기초자료로 활용될 수 있기 때문이다.(허희영, 2005)

본 논문은 한국항공운항학회의 2011 동계 공항정책 특별학술세미나에서 발표된 논문을 수정보완 하였음

2011년 월 일 접수 ~ 2010년 월 일 심사완료

* 한국항공대학교 대학원 경영학과 박사수료

** 한국항공대학교 경영학과 교수, 경영학 박사

*** 한국항공대학교 대학원 경영학과 박사수료

연락처, E-mail : sunsikpark@hotmail.com

인천광역시 중구 운서동 2850 인천국제공항공사

본 연구는 1997년 1월부터 2011년 7월까지 제주 국내선 항공이용객 수에 대한 자료를 기반으로 ARIMA-Intervention(개입모형)을 이용하여 항공여객 수요를 예측하고자 하는 것이며, 제주 국내선 항공여객 수요에 영향을 미칠 것으로 보이는 주요 시계열 영향변수들을 구분하고 그에 따른 변화폭을 추정하며 그 결과를 토대로 제주 국내선 항공여객 수요를 예측하는 것을 목적을 한다. 이를 위한 분석에는 과거 시기별 제주 국내선 항공여객 수요에 영향을 미쳤던 것으로 판단되는 사건들을 개입변수로 적용하여 그 영향을 전체 수요에 반영하였다.

ARIMA-Intervention(개입모형)은 시점별로 다양한 관측치를 이용할 수 있고 특정사건과 같은 외부충격, 수요의 구조적 측정이 가능한 단변량 시계열 예측모형이다.

방법을 사용하여 분석하였다. 윤석홍·김맹선(2005)의 연구에서는 한국인의 중국관광수요를 1인당 실질가처분소득과 실질항공운임을 독립변수로 사용하여 회귀분석을 하였으며, 결과 소득이 증가하면 중국항공수요는 8배 정도 증가하는 것으로 분석하고 있는데 이는 우리나라 관광객들 중 저 소득층 수요자가 증가한 것으로 보인다고 결론을 내고 있다. 윤석홍·최승희(2006)의 연구에서는 1인당 실질가처분소득과 항공운임을 설명변수로, 테러요소(Terrorism factor)를 더미변수로 사용하여 회귀분석한 결과 한국에 대한 북한의 테러요소가 존재할 때 미국인 관광객이 한국에 방문하는 수요를 감소시키는 것으로 결론을 내리고 있다. 곽우심(2006)은 여객운송수요를 예측하기 위하여 일변량 계절형 ARIMA모형을 사용하였다. 1998년~2002년 동안의 국제, 국내 여객실

Table 1. 항공수요 예측 방법

예측기법			예측기간	전환점예측	비용	이용빈도	
정량적 기법	시계열 모델	단변량 모델	이동평균법	단기	빈약	낮음	보통
			지수평활법	중기	빈약	낮음	높음
			시계열회귀분석	중기-장기	빈약	낮음-보통	보통
		ARIMA	단기	빈약	보통-높음	보통	
	인과 모델	다변량 모델	ARIMA Intervention	단기-중기	양호	보통	낮음
			전이함수	단기-중기	양호	보통-높음	낮음
			회귀모델	중기	극히양호	보통	높음
		중력모델	중기	빈약	낮음-보통	낮음	
정성적 기법	시나리오설정법		장기	빈약	보통	보통	
	델파이 모델		중기	빈약	보통-높음	낮음	

자료출처 : Var & Lee(1993) "Tourism Forecast: State-of-Art Techniques", 윤용운(1995) '예측방법론의 이해', 박유성 김기환(2005) 'SAS/ETS를 이용한 시계열마로분석 I'

2. 이론적 고찰

2.1 항공수요예측

국내 항공수요 예측을 위한 연구로는 윤석홍·김맹선(2005), 윤석홍·최승희(2006), 곽우심(2006) 최휴종(2007), 김병중·이민희(2008), 백승환·김성수(2008), 홍미영·임은순(2010) 등이 있다. 이들 연구는 항공운송수요의 결정요인인 운임수준, 소득, 유가, 대체 교통수단의 운임과 편리성, 환율, 외생적 사건의 더미변수 등을 주요 변수로 사용하여 회귀분석, ARIMA, 벡터자기회귀모형의

적에 대한 각각의 일변량 계절형 ARIMA모형과 GDP, 환율, 유가를 독립변수로 한 국제, 국내 여객실적에 대한 회귀분석 모형을 비교하였다. 그 결과 일변량 계절형 ARIMA모형의 예측능력이 회귀분석 모형보다 더 우수함을 주장하였다. 김병중·이민희(2008)는 부산의 인구, 부산지역 GDP, 항공요금, 항공시간, 철도요금, 철도시간, 더미변수를 사용하여 부산지역 항공수요를 예측한 결과 2003년까지 부산지역 항공수요가 계속 증가할 것으로 예측 하였으며 이를 위해 부산지역에 신공항 건설이 필요하다고 주장하였다. 백승환·김성수(2008)는 제주-내륙 간 국내선 항공여객수요를 선형시계열모형을 이용하여 예측하였다. 제주-내륙간 국내선 항공여객수요는 여가통행의 대표적인 시계열 특성인 1년을 주기로 증감을 반복하는 전형적인 계절성을 보였다. 1996년~2005년

동안의 제주-내륙 간 월별 시계열 총량자료를 이용하여 단순시계열 모형과 부분조정모형의 모형별 탄력성(소득, 운임)을 추정하였는데 운임탄력성 추정 결과 모든 모형에서 운임탄력성이 비탄력적으로 추정되었다. 홍미영·임은순(2010)은 내국인의 항공여행 수요에 대해 여행업체수가 항공여행 수요에 미치는 영향관계를 그랜저 인과관계를 통하여 추정하였다. 연구결과 국내 항공여행 수요는 여행업체수에 의하여 장·단기적으로 영향을 받고 있는 것으로 추정되어, 기업이 존재함으로써 인하여 수요가 창출된다는 반대이론을 제시하였다.

2.2 시계열-ARIMA 모형

시계열자료를 분석하여 그 관계를 모형화하고 이를 통해서 미래의 시계열을 예측하는 예측방정식으로는 크게 고전적 시계열모형과 확률적 시계열 모형으로 구분할 수 있다. 고전적 시계열 분석방법으로 이동평균법, 지수평활법 및 분해법 등이 있으며 확률적 시계열모형은 시계열 데이터에 Stochastic Process를 도입하여 모형화한 방법으로 ARIMA 라고 부른다. ARIMA 모형은 AR(Auto Regression : 자기회귀)과 MA(Moving Average : 이동평균)가 결합된 혼합모형을 의미한다.

자기회귀모델은 시간에 따른 데이터 $x(t)$ 에 대해 매 순간의 데이터들끼리 상관관계가 있다고 가정하는 모델이다. 단, 여기에 백색잡음(White Noise)이 첨가되게 되는데 그 잡음에는 시간적인 상관관계가 존재하지 않는다. 즉 현 시점의 관측값은 그들의 과거 관측값들의 함수 형태로 나타낼 수 있다는 가정 하에서 자기회귀모델은 울-위커 방정식을 통해서 추정되었다. (Crunk, 1999, Stein & Shaman 1989) 이동평균모형은 현 시점의 관측값은 백색잡음들의 선형결합 형태로 나타낼 수 있다는 가정 하에서 Slitzky(1937)에 의해 제안된 모형이다. 이후 Wold(1938)는 자기회귀와 이동평균모형을 결합하여 자기회귀이동평균(auto-regressive moving average) 모형을 제안하였다.

이러한 여러 모형들을 이용해서 현재의 확률적 시계열 모형을 완성하는 방법론을 정립했는데, 바로 Box-Jenkins의 ARIMA모형이다 (Box & Jenkins, 1976). 이는 다양한 분야에서 적용되어 시간영역에서 대표적인 시계열분석 방법론으로 자리를 잡았다(이덕기, 2002: 29).1)

1) 박스-젠킨스는 ARIMA모형기법의 광범위한 응용방법

Box & Jenkins(1976)는 좋은 시계열 모형을 위해 3단계 절차를 제안하였다. 첫 번째 단계는 시계열 자료로부터 얻은 여러 가지 모형 식별 통계량을 이용하여 잠정적인 모형을 식별(Identification)한다. 두 번째 단계는 선택된 시계열 모형의 모수를 추정(Estimation)한다. 모수 추정 시에는 모수 적합도에 대한 컴퓨터 프로그램의 반복과정을 거치게 된다. 왜냐하면 반복과정을 통해서 연구자의 개입을 방지하고 객관성을 높힐 수 있기 때문이다. (Chatfield, 2004) 마지막으로 선택된 모형의 적합성을 진단(Diagnostic Checking)하며 만족스러운 모형이 선택될 때까지 진단과정을 반복한다. 본 연구의 연구모형은 Box-Jenkins 3단계 모형을 바탕으로 아래의 2.3과 같이 설정하였다.

2.3 연구모형

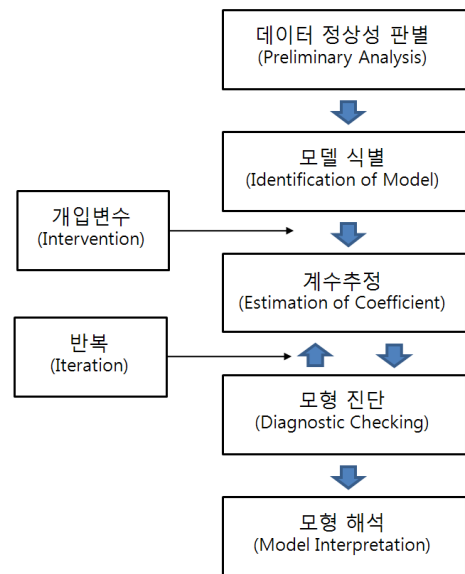


Fig 1. 연구모형 (Box-Jenkins 3단계 절차 응용)

을 개발했는데, 그들의 연구 이전 ARIMA(p,q)모형은 정상적(stationary)인 자료만을 분석할 수 있었다. 즉, 시계열의 분산이 불변이고 추세 및 계절변동이나 순환변동도 없어야만 한다는 안정조건을 만족하는 것만을 분석할 수 있었는데, 실제로 이 요건은 충족하기 어렵다. 따라서 박스-젠킨스는 비정상계열로부터 정상계열을 추론해 내는 방법으로 차이연산을 만들었다. 즉, 비정상계열에서 일련의 관측치를 사이에 차분을 통해 얻어지는 새로운 계열은 잠재적으로 정상계열을 만들어낼 수 있다는 것이다. 박스-젠킨스법은 ARIMA(p,d,q) 모형 설계과정과 동의어로 본다(Box & Jenkins, 1976).

3. 분석방법

시계열데이터에 영향을 미치는 외부요인의 변화에 의해 시계열 데이터의 형태가 급격한 변화를 보이거나 또는 급격한 변화가 있는 것처럼 보이는 경우가 있다.(박상곤, 2004) 시계열은 천재 지변, 이상기온, 지진, 전쟁, 유가인상, 정치·경제적 요인의 급격한 변화 등 외부사건에 의해 중증영향을 받는다. 이와 같은 외부사건을 개입(intervention)이라고 하는데(Glass, 1972), 개입은 시계열의 정상적 흐름 및 확률구조를 변화시키고, 모델구축에 어려움을 준다. 그러므로 개입의 영향을 모델에 포함시킬 수 있는 ARIMA Intervention모델(개입모형)을 이용하면 보다 현실적인 모델을 설정하여 예측력을 향상시킬 수 있다.(Box & Tiao, 1975; Gho, 2005; Nelson, 2000). 즉 ARIMA Intervention 모델은 시계열 데이터가 여러 외부사건의 영향을 받는 것을 고려한 ARIMA모델의 확장된 모델이라고 할 수 있다.(Enders, 1995; 정동민·원태연, 2003)

ARIMA Intervention모델(개입모형)은 준실험 설계 중 가장 확실한 방법으로, Campbell & Stanley(1966)에 의해 처음으로 제시되었다. 특히 사회문제에서 발생하는 불연속적 개입의 영향을 평가하는데 많이 이용되고 있어(제갈돈·송건섭, 1998: 141) 이 모형은 법률이나 정책의 변화, 경제적 영향을 평가하는데 중요한 도구가 되고 있다.(Box, et al., 1975; 제갈돈·송건섭, 1998).

정상적 시계열데이터 Y_t 가 있고, 개입이 M 번 일어났다고 가정 한다면 ARIMA Intervention모형은 다음과 같이 표현될 수 있다.

$$Y_t = C + \sum_{i=1}^M a_i X_{i,t} + N_t \quad (1)$$

이때 C =상수항, $a_i = X_{i,t}$ 의 계수, N_t =오차항

식(1)의 N_t 는 $ARIMA(p, d, q)(P, D, Q)_d$ 메커니즘으로 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$\phi_p(B)\Phi_p(B^s)\nabla^d\nabla_s^D N_t = \Theta_Q(B^s)\theta_q(B)\epsilon_t \quad (2)$$

여기에서,

$$\phi_p(B^s) = (1 - \phi_1 B^s - \phi_2 B^{2s} - \dots - \phi_p B^{ps})$$

$$\nabla_s^D = (1 - B^s)^D$$

$$\Phi_Q(B^s) = (1 - \phi_1 B^s - \phi_2 B^{2s} - \dots - \phi_Q B^{Qs}) \quad (3)$$

$$\nabla^d = (1 - B)^d$$

$$\phi(B) = (1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 - \dots - \phi_p B^p)$$

$$\theta(B) = (1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2 - \dots - \theta_q B^q)$$

$$\epsilon_t = \text{white noise}$$

또는

$$N_t = \frac{\Theta_Q(B^s)\theta_q(B)}{\phi_p(B)\Phi_p(B^s)\nabla^d\nabla_s^D}\epsilon_t \quad (4)$$

식(4)를 원식인 식(1)에 대입하면

$$Y_t = C + \sum_{i=1}^M a_i X_{i,t} + \frac{\Theta_Q(B^s)\theta_q(B)}{\phi_p(B)\Phi_p(B^s)\nabla^d\nabla_s^D}\epsilon_t \quad (5)$$

로 표현할 수 있다.

일반적으로 개입요인 변수는 종속변수에 일시적 영향을 주는 사건인 펄스(pulse) 개입과 종속변수에 지속적 영향을 주는 사건인 계단(step)개입의 두가지 형태로 표현될 수 있다.

종속변수에 일시적 영향을 주는 펄스(pulse)개입이 $t=i$ 시점 동안 발생했다고 가정하면 펄스 입력변수 $X_{i,t}$ 는 다음과 같이 정의된다.

$$X_{i,t} = \begin{cases} 0, & t \neq i \\ 1, & t = i \end{cases} \quad (6)$$

이때 $X_{i,t}$ 는 이분형 변수이며, i 시점에서만 $X_{i,t}$ 가 개입되는 것을 의미하고 있으며 i 시점 이전 $X_{i,t}=0$ 이며, i 시점에서는 $X_{i,t}=1$, i 시점 이후에는 $X_{i,t}=0$ 이 된다.

종속변수에 지속적 영향을 주는 계단(step)개입이 $t=i$ 시점 동안 지속적으로 발생했다고 가정하면 펄스 입력변수 $X_{i,t}$ 는 다음과 같이 정의된다.

$$X_{i,t} = \begin{cases} 0, & t < i \\ 1, & t \geq i \end{cases} \quad (7)$$

이때 계단함수 $X_{i,t}$ 는 어떤 i 시점에서 발생된 개입요인이 그 시점이후에도 지속적으로 효과가 유지되는 것을 의미한다.(이덕기, 1999) 이분형 변수이며, i 시점과 그 이후 시점에서 $X_{i,t}$ 가 개입되는 것을 의

미하고 있으며 i 시점 이전 $X_{i,t}=0$ 이며, i 시점에서는 $X_{i,t}=1$, i 시점 이후에는 $X_{i,t}=0$ 이 된다.

ARIMA모형의 적합절차는 Box-jenkins가 제안한 모형의 식별, 모형의 추정, 모형의 진단 과정을 거쳐 최종적으로 선택된 모형을 이용해서 예측하는 순서로 되어 있다. 모형의 식별(Identification) 단계에서는 원자료의 시계열 도표, 자기상관함수(ACF), 편자기상관함수(PACF) 등을 통하여 시계열의 정상화를 위해 시계열의 차분이나, log변환 등을 판단하고 차분(d)의 차수, AR(p)의 차수, MA(q)의 차수 등을 결정한다. 이 단계에서는 한 개 이상의 잠정적인 모형을 선택할 수 있으며 추정과 진단단계를 거쳐 가장 적절한 모형을 선택한다. 모형의 추정(estimation) 단계에서는 식별된 모형의 모수를 결정한다. 모형의 식별에 의해서 선정된 모형에 대한 p개의 자기회귀(AR)모수 $\phi_1, \phi_2, \dots, \phi_p$ 와 q개의 이동평균(MA)모수 $\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_q$ 의 값을 결정하고 모수의 t값을 통해 유의성 여부를 판별하는 단계이다. 모형의 진단(Diagnostic checking)단계에서는 적합된 모형에 의한 잔차들이 ACF의 자기상관계수 값과 PACF의 자기상관계수 값이 충분히 0에 가까운지를 확인해야 한다. 이때 기준은 ACF와 PACF 모두 5% 유의 수준을 가짐으로 백색잡음(white noise) 시계열이라고 할지라도 시차의 자기상관중요 1개 정도는 이 기준치를 초과할 수도 있다.(우경, 2007) 예측(Forecasting)단계에서는 모형의 식별, 추정과 진단과정이 완료되면 선택된 모형을 이용하여 예측을 실시한다.

4. 연구결과

4.1 분석 자료

본 연구에서는 제주 국내선 항공여객수요 예측을 위하여 개입모형을 사용하였다. 본 연구에서 사용된 자료는 1997년 1월부터 2011년 7월까지의 월별 자료로서 관찰 표본수 175개를 이용하였으며, 제주공항 도착과 출발의 총량 자료로써, 한국공항공사 통계데이터를 이용하였다. 일반적으로 통계분석의 유의성을 확보하고 표본분포의 정규성을 충족시키기 위해서는 표본수는 최소 250~300개 이상을 요구한다. 하지만 시계열분석에 있어서는 최소 50개 이상의 표본을 필요로 한다. 물론 계절성(Seasonality)이 존재하는 표본은

이보다 더 많은 표본을 필요로 하지만 단기 예측의 경우 60개 이상이면 안정적인 시계열분석이 가능한 것으로 알려져 있다. (Box & Jenkins, 1994)

4.2 모형의 분석 및 결과

제주 국내선 항공여객수요는 1998년 IMF의 영향으로 그 수요가 감소했다가 2000년 이후 점차적으로 증가하고 있는 것을 볼 수 있다. 그러나 2002년 5월~6월(한일월드컵), 2003년 4월~6월(SARS), 2009년 8월~2010년 3월(신종플루)²⁾, 2010년 11월~12월(연평포격), 2011년 3월~5월(일본대지진) 등의 시점에 제주 국내선 항공여객 수요가 일시적 또는 지속적으로 증가 또는 감소 할 수 있는 사건들이 발생 하였다. 본 연구에서는 <Fig 2>에서 보이는 바와 같이 이러한 사건들에 의해 이상값이 나타나는 시점을 개입변수 적용시점으로 설정하였으며, 위에서 제시한 바와 같이 2002년 한일 월드컵, SARS, 신종플루, 연평포격, 일본대지진의 계단개입 5개 변수를 적용하여 사건변수의 영향을 분석하고 그에 따른 제주 국내선 항공여객 수요예측을 목적으로 하고 있다.

$$X_{i,t} = \begin{cases} 0, & t < i \\ 1, & t \geq i \end{cases} \quad i = 2002\text{년 } 5\text{월} \sim 6\text{월}$$

$$X_{i,t} = \begin{cases} 0, & t < i \\ 1, & t \geq i \end{cases} \quad i = 2003\text{년 } 4\text{월} \sim 6\text{월}$$

$$X_{i,t} = \begin{cases} 0, & t < i \\ 1, & t \geq i \end{cases} \quad i = 2009\text{년 } 8\text{월} \sim 2010\text{년 } 3\text{월}$$

$$X_{i,t} = \begin{cases} 0, & t < i \\ 1, & t \geq i \end{cases} \quad i = 2010\text{년 } 11\text{월} \sim 12\text{월}$$

$$X_{i,t} = \begin{cases} 0, & t < i \\ 1, & t \geq i \end{cases} \quad i = 2011\text{년 } 3\text{월} \sim 5\text{월}$$

본격적인 분석을 위해 제주 국내선 항공여객수요의 시계열 자료가 정상성인가 비정상성인가를 식별하고 검토해야 한다. 일반적으로 실제 관측된 대부분의 시계열자료가 비정상적이고 계절성을 띠고 있기 때문에 미래를 예측하기 위해서는 과거자료에서 매우 안정되게 존재하고 있는

2) 신종 인플루엔자 A(H1N1) : novel swine-origin influenza A(H1N1)

고정적 추세 혹은 패턴을 찾아내는 것이 필요하다.(안경모, 2005)

<Fig 2>는 제주 국내선 항공여객수요의 시계열도표를 나타내는 것인데, 이는 시간이 경과함에 따라 연도별 수치가 증가하는 추세성이 존재하고, 매년 주기적이고 반복적인 추세를 보이는 비정상시계열로 파악되고 있다. 따라서 계절차분과 비계절적 차분을 각각 1회씩 실시한 결과 <Fig 3>에서 보는 바와 같이 시계열데이터가 정상성(stationary)을 나타내고 있음을 확인할 수 있다.

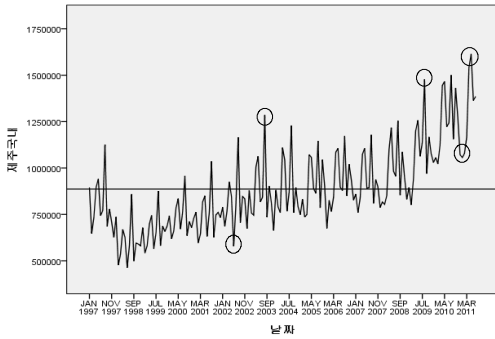


Fig 2. 원자료 시계열 도표

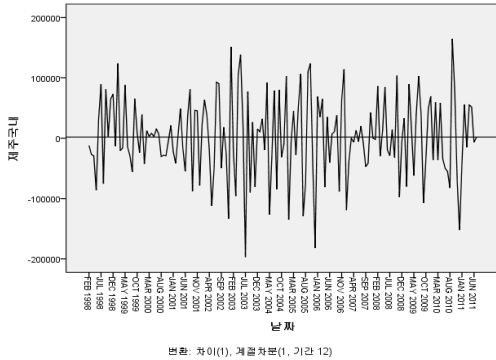


Fig 3. 정상화된 시계열 도표

다음으로 ARIMA의 p, d, q 차수를 결정해야 하는데 이는 자기상관함수(ACF)와 편자기상관함수(PACF) 코레로그래м(correlogram)값에서 결정된다. 편자기상관함수의 코레로그래м이 지수적으로 감소하는데 비해 자기상관함수 코레로그래м은 그렇지 못한 것으로 판단된다. 자기상관함수와 편자기상관함수 코레로그래м의 단기시차 2에서 스파

이크가 신뢰한계선 밖으로 돌출 되어 있어 AR(1), 또는 AR(2) 요소를 모형에 추가 시켜야 함을 알 수 있으며, 시차 12에서도 자기상관함수와 편자기상관함수 코레로그래м이 신뢰한계선 밖으로 돌출 되어 있어 계절적 요소 AR(1)이 필요함을 알 수 있다. 본 연구의 ARIMA 개입모형 최종모형으로 ARIMA(2, 1, 0) (1, 1, 0)₁₂(상수불포함)³⁾이 설정되었다.

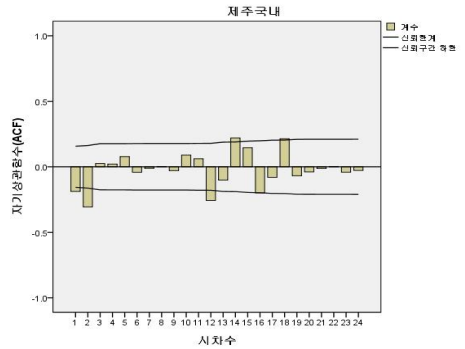


Fig 4. 자기상관함수(ACF)

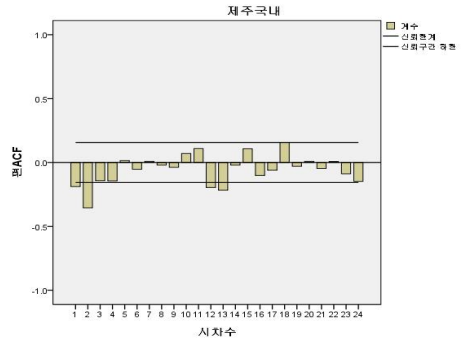


Fig 5. 편자기상관함수(PACF)

추정된 모형의 결과는 <Table 2>와 같다. 추정

3) 항공여객 수요의 급격한 변동이나 항공여객 수요에 영향을 미칠 수 있는 사건 요소를 배제하고 시계열 자료의 고정적 추세 또는 패턴을 찾아내기 위해 첫 번째 개입사건이 발생하기 이전 1997년 1월~2002년 4월까지의 관찰 표본 64개를 분석한 결과 ARIMA(2, 1, 0) (0, 1, 0)₁₂ (상수불포함), ARIMA(2, 1, 0) (1, 1, 0)₁₂ (상수불포함) 등의 2개 모형이 설정되었으며 최종모형식별을 위해 모형 선택통계량인 AIC와 SBC를 검토하였다. 결론적으로 본 연구에서는 ARIMA(2, 1, 0) (1, 1, 0)₁₂ (상수불포함) 모형을 최종 설정하였다. 그리고 상수의 경우 유의수준을 벗어나 모형식에는 적용하지 않았다. (p=0.876)

된 모형에서 자기상관함수 잔차의 Box-Ljung 통계량의 p값이 신뢰수준 5%에서 통계적으로 유의하지 않다. 즉, '잔차 사이에 자기상관이 없다'라는 귀무가설을 기각할 수 없는 것으로 나타났다.

또한 편자기상관함수의 잔차가 신뢰수준 내에 있기 때문에(Fig. 7 참조) 백색잡음의 조건을 만족한다고 할 수 있다.

Table 2. ARIMA(2, 1, 0) (1, 1, 0)₁₂(상수불포함) 개입모형 모수 추정치

구분	추정값	SE	t	유의확률
AR1	-.668	.080	-8.337	.000
AR2	-.327	.081	-4.056	.000
AR,계절1	-.264	.086	-3.066	.003
월드컵	-97955.991	21132.613	-4.635	.000
SARS	72971.986	15397.425	4.739	.000
신종플루	19425.798	8271.051	2.349	.020
연평포격	-94432.208	20627.628	-4.578	.000
일대지진	35446.316	14897.966	2.379	.019

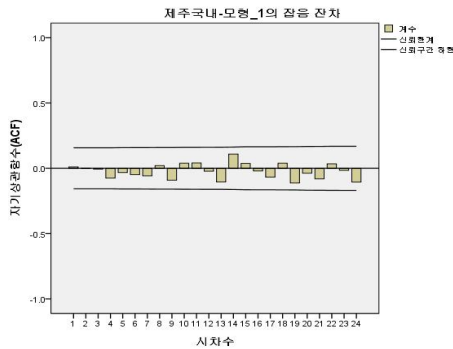


Fig 6. 국내제주여행객-모형_1의 잡음잔차(ACF)

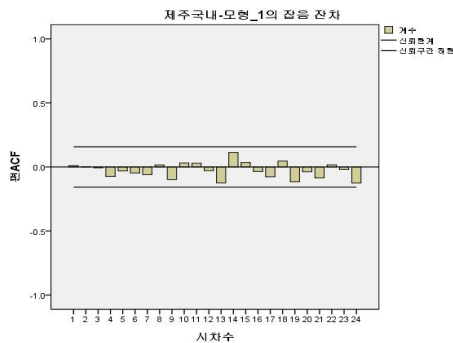


Fig 7. 국내제주여행객-모형_1의 편잡음잔차(PACF)

Table 3. 국내 제주여행객-모형_1의 잡음잔차(자기상관)

시차	자기상관	표준오차	Box-Ljung 통계량		
			값	자유도	유의확률
1	.011	.079	.018	1	.893
2	.002	.079	.019	2	.991
3	-.006	.079	.026	3	.999
4	-.074	.079	.945	4	.918
5	-.032	.079	1.119	5	.952
6	-.048	.079	1.505	6	.959
7	-.059	.079	2.093	7	.954
8	.021	.080	2.166	8	.975
9	-.091	.080	3.602	9	.936
10	.039	.080	3.862	10	.953
11	.041	.080	4.153	11	.965
12	-.023	.080	4.243	12	.979
13	-.105	.080	6.205	13	.938
14	.109	.081	8.324	14	.872
15	.036	.082	8.562	15	.899
16	-.020	.082	8.636	16	.928
17	-.067	.082	9.463	17	.925
18	.038	.083	9.734	18	.940
19	-.112	.083	12.055	19	.883
20	-.037	.084	12.315	20	.905
21	-.081	.084	13.563	21	.888
22	.034	.084	13.782	22	.909
23	-.016	.084	13.828	23	.932
24	-.105	.084	15.958	24	.890

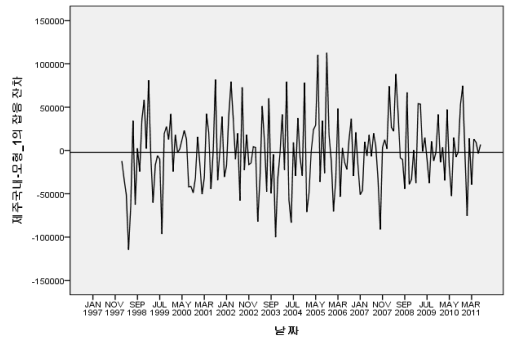


Fig 8. 국내제주여행객 모형_1의 잡음잔차

잔차도는 <Fig 9>의 정규 Q-Q 도표에서와 같이 거의 직선 형태이며, 그리고 <Table 4>의 Kolmogorov-Smirnova, Shapiro-Wilk 검정통계량에 대한 유의수준이 모두 5%보다 크기 때문에 정규분포를 따르고 있다는 것을 알 수 있다.

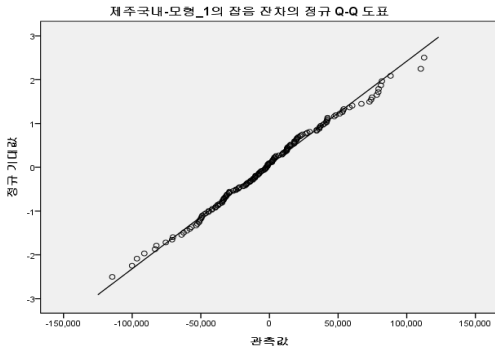


Fig 9. 국내제주여객 모형_1의 잡음잔차의 정규 Q-Q 도표

Table 4. 제주국내-모형_1의 잡음 잔차의 정규성 검정

Kolmogorov-Smirnova			Shapiro-Wilk		
통계량	자유도	유의확률	통계량	자유도	유의확률
.051	162	.200	.994	162	.724

따라서 최종적으로 ARIMA(2, 1, 0) (1, 1, 0)₁₂(상수불포함) 개입모델은 제주 국내선 항공여객 수요를 예측하는데 적합한 모형이라고 할 수 있다. 추정된 모델을 수식으로 표현하면 다음과 같다.

$$\begin{aligned}
 Y_t = & -97955.99X_{1_월드컵} + 72971.98X_{2_사르스} \quad (9) \\
 & + 19425.79X_{3_신종플루} - 94432.20X_{4_연평포격} \\
 & + 35446.31X_{5_일본대지진} \\
 & + \frac{1}{(1+0.327B)(1+0.264^{12})} \epsilon_t
 \end{aligned}$$

모형에 적용된 모수별 영향을 보면, $X_{1_월드컵}$ (한일 월드컵) 개입으로 2002년 5월~6월 평균 97,955명의 제주 국내선 항공여객 수요가 감소, $X_{2_사르스}$ (SARS) 개입으로 2003년 4월~6월 평균 72,971명의 제주 국내선 항공여객 수요가 증가, $X_{3_신종플루}$ (신종플루) 개입으로 2009년 8월~2010년 3월 평균 19,425명의 제주 국내선 항공여객 수요가 증가, $X_{4_연평포격}$ (연평포격) 개입으로 2010년 11월~12월 평균 94,432명의 제주 국내선 항공여객 수요

가 감소, $X_{5_일본대지진}$ (일본대지진) 개입으로 2011년 3월~5월 평균 35,446명의 제주 국내선 항공여객 수요가 증가했던 것으로 추정되었다.

이러한 모수의 영향성을 감안한 최종 모형을 적용하여 제주 국내선 항공여객 수요를 2012년 12월까지 예측한 결과⁴⁾는 <Table 5>와 같다. 제주 국내선 항공여객 수요는 2012년 17,955,044명으로 전년 대비 10.2% 증가할 것으로 추정 되었다.

Table 5. 2012년 12월까지 제주 국내선 항공여객수요 예측치

연/월	승객	연/월	승객(예측)	증감	비율
11.1	1,056,505	12.1	1,201,924	145,419	13.8%
11.2	1,078,459	12.2	1,208,888	130,429	12.1%
11.3	1,165,994	12.3	1,309,805	143,811	12.3%
11.4	1,540,793	12.4	1,679,512	138,719	9.0%
11.5	1,613,936	12.5	1,748,264	134,328	8.3%
11.6	1,363,413	12.6	1,499,536	136,123	10.0%
11.7	1,385,593	12.7	1,521,311	135,718	9.8%
11.8	1,643,564	12.8	1,779,076	135,512	8.2%
11.9	1,299,809	12.9	1,435,121	135,312	10.4%
11.10	1,557,527	12.10	1,697,376	139,848	9.0%
11.11	1,389,220	12.11	1,531,155	141,934	10.2%
11.12	1,205,137	12.12	1,343,077	137,940	11.4%
합계	16,299,951	합계	17,955,044	1,655,093	10.2%

추정된 개입모형의 예측치는 실측치와 비교를 통한 예측오차 검토과정을 거쳐 그 정확도를 측정할 수 있다. 본 연구에서는 절대평균백분율오차(MAPE ; mean absolute percentage error)⁵⁾를 활용하였는데, 실측치와 예측치 간 오차를 비교한 결과 그 값이 3.934%⁶⁾로 나타나 우수한 예측력을 보이고 있는 것으로 판단할 수 있다.

4) 2011년 8월부터는 예측치를 사용하고 있음

$$MAPE = \frac{1}{n} \sum \left| \frac{X_t - F_t}{X_t} \right|$$

X : 관측값, F : 예측값 n : 관측값의 기간수

6) MAPE값은 다음과 같이 용이하게 해석될 수 있다. (Lewis, 1982)

- 0% ≤ MAPE < 10% : 매우 정확한 예측
- 10% ≤ MAPE < 20% : 비교적 정확한 예측
- 20% ≤ MAPE < 50% : 비교적 합리적 예측
- MAPE ≥ 50% : 부정확한 예측

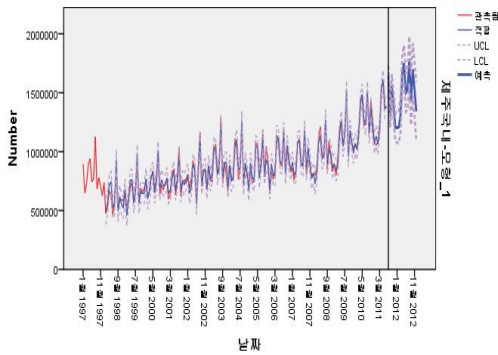


Fig 10. 제주 국내선 항공여객 수요 예측치의 적합성

5. 결론

1997년 1월부터 2011년 7월까지 제주 국내선 항공여객 수요에 영향을 미쳤다고 판단되는 큰 개입을 든다면 2002년 한일월드컵, 2003년 4월 동남아시아에서 발생해 아시아·유럽·북아메리카 등으로 세계전역으로 확산된 사스(SARS), 그리고 2009년 8월 신종플루(influenza), 2010년 11월 북한의 연평도 포격사건, 2011년 3월 일본 동부지역에서 발생한 규모 9의 일본대지진을 꼽을 수 있다.

앞에서 제시된 개입변수는 제주 국내선 항공여객 수요에 지속적 또는 일시적으로 영향을 미칠 것으로 판단되는 사건을 중심으로 시계열도표상 나타나는 수요의 이상적 변화지점을 통해 파악 되었다.

첫 번째로 영향을 미쳤던 개입은 2002년 한일월드컵이다. 2002년 한일월드컵 개입이 발생한 이후 제주 국내선 항공여객 수요는 큰 폭으로 감소했다. 이는 월드컵과 같은 메가이벤트의 개최가 항공여객 수요 및 해당지역의 관광객 수를 증가시킨다는 일반적인 인식과는 달리 단기적으로는 감소할 수 있다는 사실을 개입모형을 통해 알 수 있다.

두 번째 및 세 번째 개입은 동남아시아와 유럽 등 전 세계 전반에 걸쳐 유행했던 사스와 신종플루로 제주 국내선 항공여객 수요에 긍정적 영향을 미쳤다. 이처럼 제주 국내선 항공여객 수요에 긍정적 영향을 미치고 있는 것은 일본, 중

국, 태국, 필리핀 유럽 등으로의 해외여행 예정자가 SARS 및 신종플루의 상대적 안전지역인 서울 또는 제주도로 행선지를 변경했을 것으로 판단 된다. 즉 해외여행에 대한 안전상의 문제를 이유로 무작정 여행을 포기하거나 일정을 미루기 보다는 상대적으로 안전한 대체 여행지로 행선지를 바꾸어 여행하는 항공 수요자들의 반응이 항공여객 수요에 반영된 결과라고 할 수 있다.

네 번째 개입은 북한이 한국의 영토인 대연평도를 향해 170여발의 포격을 가한 연평도 포격사건으로 사건 초기 확진논란 등을 일으키며 전쟁 불안요소를 고조시켜 제주 국내선 항공여객 수요에 부정적 영향을 미쳤다. 이것은 전쟁과 테러와 같은 위험요소 개입에 대한 항공 수요자들의 위험회피적(risk aversion) 반응이 제주 국내선 항공여객 수요에 부정적 영향을 미치고 있음을 나타낸다.

다섯 번째 개입은 일본 동부지역에서 발생한 규모 9의 일본대지진으로 지진과 쓰나미에 의해 엄청난 인적 물적 피해를 입었으며, 후쿠시마 원전사고로 방사능이 유출된 사건으로 제주 국내선 항공여객 수요에는 긍정적 영향을 미치고 있다. 이처럼 제주 국내선 항공여객 수요에 긍정적 영향을 미치고 있는 것은 국내 뿐 아니라, 중국, 동남아 등의 국가에서 일본으로의 해외여행 예정자가 일본대지진의 영향을 피해 지진의 안전지역으로 인식되어 있는 대체 여행지인 서울 또는 제주도로 행선지를 변경⁸⁾했을 것으로 판단된다.

이상의 분석결과로 볼 때 제주 국내선 항공여객 수요는 자국내에서 발생한 부정적 개입사건인 전쟁위협과 테러 같은 국가 안보상의 위험요소가 존재할 때 항공 수요자들의 위험 회피(risk aversion) 적 반응으로 인해 항공여객 수요에 부정적 영향을 미친다고 할 수 있으나, 주변국에서 발생한 국지적 자연재해(지진 등)와 전 세계적으로 발병한 질병이 국내에 영향이 미미한 경우, 그리고 국내에 대체여행지가 존재하는 부정적인 개입사건은 항공 수요자의 합리적 기대(rational expectation)에 의해 다른 선택 대안을 찾아 움직이는 반응으로 인해 대체 여행지의 항공여객 수요에는 긍정적 영향을 미치고 있다. 그리고 2002년 한일 월드컵과 같은 국가적 차원의 메가이벤트 개최가 단기적으로 항공여객 수요의 증가를 반드시 보장하지는 못한다는 것도 알 수 있다.

7) 시계열 모형을 이용한 방한 일본인 관광객 수요예측에 관한 연구(우주리, 2007)에서는 2002년 한일월드컵으로 인해 86,732명(분기)이 감소한 것으로 예측했다.

8) 니하오 제주! 중국 관광객 1만1000명 400억 쓰고 간다. 바오젠 직원 단체관광 스타트 中 (중앙일보 2011. 09.14)
- 일본에서 지진이 나면서 일본은 탈락했다. 제주도는 천혜의 자연경관을 내세웠다.

참고문헌

- 1) 김병중 · 이민희(2008). 부산권 항공수요 예측 연구 『한국항공운항학회지』 16(1) : 46-57
- 2) 안경모 · 이광우(2005). ARIMA Intervention Model을 이용한 한국인 관광객의 태국여행 수요예측에 관한 연구. 『한국호텔경영학회』 14(4) : 273-288
- 3) 이원우(2009). 예측을 위한 통계적 기법. 자유아카데미
- 4) 이휘영 · 윤문길(2008). 수익경영을 위한 항공수요 예측에 관한 연구. 『한국항공경영학회지』 6(1) : 59-71
- 5) 윤석홍 · 김맹선(2005). “관광목적여행수요예측의 계량경제모형” 『국제지역연구』 9(2) : 553-570
- 6) 윤석홍 · 최승희(2006). “북한의 테러가 항공수요에 미치는 영향”. 『국제지역연구』 10(1) : 40-53
- 7) 정동빈(2009). SPSS 시계열수요예측 I. 『한나래아카데미』
- 8) 정동빈(2009). SPSS 시계열수요예측II. 『한나래아카데미』
- 9) 최휴중(2007) 항공 여객수요의 신 예측모형. 『관광경영학연구』 32(0) : 125-147
- 10) 한국공항공사. www.airport.co.kr
- 11) 홍미영(2010). 교통수단에 따른 외래관광수요함수 결정요인. 『세종대학교박사학위 청구논문』
- 12) 홍미영 · 임은순(2010). 교통수단에 따른 해외관광수요 결정요인 분석. 『대한관광경영학회』 . 25(2) : 179-195
- 13) Box, G.E.P & Jenkins, G.M.(1976). Time series analysis : Forecasting and control, 2nd ed. sanFrancisco:Holden-Day
- 14) Box, G.E.P & Jenkins, G.M. and G.C. Reinsel(1994). Time Series Anlysis: Forecasting and Control, 3rd ed. New Jersey:Prentice Hall
- 15) Chatfield, C.(2004). The analysis of time series, an introduction, 6th edition:New York, Chapman & Hall/CRC
- 16) Glass, G.V.(1972). Estimating the effects of intervention into a nonstationary time series, American Educational Research Journal, Vol9. 463-477.
- 17) R. Stein and P. Shaman(1989). A fixed point characterization for bias of auto-regressive estimators, The Analysis of Statistics 17, no.3, 1275-1284
- 18) S.Crunk(1999). Dissertation on tapering to improve yule-walker estimation in autoregressive processes
- 19) Z.Ismail & Suhartono & A.Yahaya(2009). Intervention Model for Analyzing the Impact of Terrorism to Tourism Industry. Journey of Mathematics 5(4): 322-329