

국내 항공료의 소비자물가지수에 대한 시계열 분석

심우림¹⁾, 정지윤¹⁾

요약

소비자물가지수(Customer Price Index, CPI)는 특정 기간 동안 일정한 상품과 서비스의 가격 변동을 측정하여 소비자물가의 상승률을 나타내는 지표이다. CPI는 경제학에서 중요한 역할을 하며, 소비자물가상승률은 인플레이션을 측정하는 주요한 요소 중 하나로 사용된다. 본 분석은 국내 항공료의 소비자물가지수를 알아보고 시계열 분석을 통해 향후 국내 항공료의 소비자물가지수의 동향을 파악해보고자 한다. 모형의 예측과 추정 결과, 원 데이터에 대하여 $ARIMA(0,1,2)(2,1,1)_{12}$ 모형이 적합하다고 판단되어 채택하였으며, 향후 20개월치의 국내 항공료 소비자물가지수를 예측해보았다. 연구 결과 국내 항공료의 소비자물가지수가 꾸준히 주기성을 보여주며 과거 대비 값이 소폭 증가하는 것으로 예측됨을 볼 수 있다.

주요용어 : 국내 항공료, 소비자물가지수, 주기성, 인플레이션

1. 서론

소비자물가지수는 소비자물가 상승률을 측정하기 위해 사용되는 것으로, 국가의 경제동향, 경제 정책, 화폐구매력 등을 볼 수 있는 중요한 경제 지표이다(이훈자, 2012). 유가와 환율의 변동은 소비자물가에 큰 영향을 주며, 그 영향은 상승보다는 하락할 때 더 큰 것으로 나타났다(김기호·윤성훈, 2009). 국가통계포털 KOSIS에 따르면, 소비자물가지수는 시도별, 품목 성질별, 지출목적별 등 다양하게 측정되었다.

그 중 국내 항공료 소비자물가지수는 항공 운송 서비스에 대한 가격 변동을 측정하는 지표이다. 이 지수는 일반적으로 국내 항공 운송 요금, 항공권 가격, 항공 서비스 관련 비용 등을 고려하여 계산되며, 소비자들이 항공 운송 서비스를 이용하는데 필요한 비용의 상승 또는 하락을 나타낸다. 이를 통해 항공 운송 서비스의 가격 변동이 경제 상황에 어떤 영향을 미치는지 파악할 수 있다. 현대사회에서 항공 운송은 급격한 성장을 이루면서 현대 생활의 중요한 요소로 자리매김하였다. 국내 항공은 많은 사람들이 여행, 비즈니스 회의, 친지 방문 등 다양한 목적으로 이용하게 되었으며 국내외에서 교류와 경제 발전을 촉진하는 역할을 하고 있다. 하지만 최근 우크라이나 전쟁으로 인해 국제 유가가 폭등함에 따라 항공기 운임에 포함되는 유류할증료가 오르며 항공료가 치솟아 이용하는 소비자들의 부담이 가중되었다. 동아일보와 이코노미스트의 기사에 따르면, 소비자물가는 계속 상승세를 보였으며, 그 중에서도 항공료는 높은 상승률을 보였다고 한다. 특히 코로나19 이후 엔데믹 전환을 맞아 여행객 회복세가 보여 수요가 급증하고, 물가와 인건비, 유류할증료 등이 오르면서, 국내 항공료 소비자물가지수는 지속적인 상승세를 보이고 있다. 또한 항공사들은 회사의 수익을 극대화 시키기 위해 항공권의 가격을 실시간으로 변화시키는 것 또한 그에 대한 원인이 되기도 한다(오상현·백민재·이지환·홍유석, 2018). 본 연구는 위에서 설명한 바와 같이 경제 상황에 영향을 미치는 국내 항공료 소비자물가지수의 추세를 확인하고, 모형을 설정하는 과정을 통해 국내 항공 소비자물가지수에 대한 이해와 예측을 하여 관련 이해관계자들에게 유용한 정보를 제공하는 것을 목적

1) 자연과학대학 정보통계학과

으로 한다.

본 분석에 사용된 자료는 국가통계포털 KOSIS가 제공한 국내 항공료 소비자물가지수에 대한 데이터로 총 185개로 이루어진 2008년 1월부터 2023년 5월까지 월별로 조사된 시계열 자료이다. 시계열 자료란 시간의 흐름에 따라 관측된 자료로, 이러한 자료에서 필요한 정보를 도출하고, 모형화(modeling)와 예측(forecasting)을 하는 통계적 기법이 시계열 분석이다. 본 분석에서는 시계열 분석 기법 중 하나인 ARIMA 모형을 이용한 분석을 통해 과거의 데이터를 토대로 2023년 6월부터 2025년 1월까지의 20개월치의 국내 항공료 소비자물가지수를 예측해 보고자 한다. 이에 대한 모든 검정은 유의수준 5% 하에서 진행하였다.

2. 데이터 파악 및 모형 설정

2.1 데이터의 정상성 만족 여부 판정

먼저 국내 항공료 소비자물가지수 데이터는 2008년 1월부터 2023년 5월까지의 월별 데이터로, 다음의 <표 1>에 그 일부를 나타내었다.

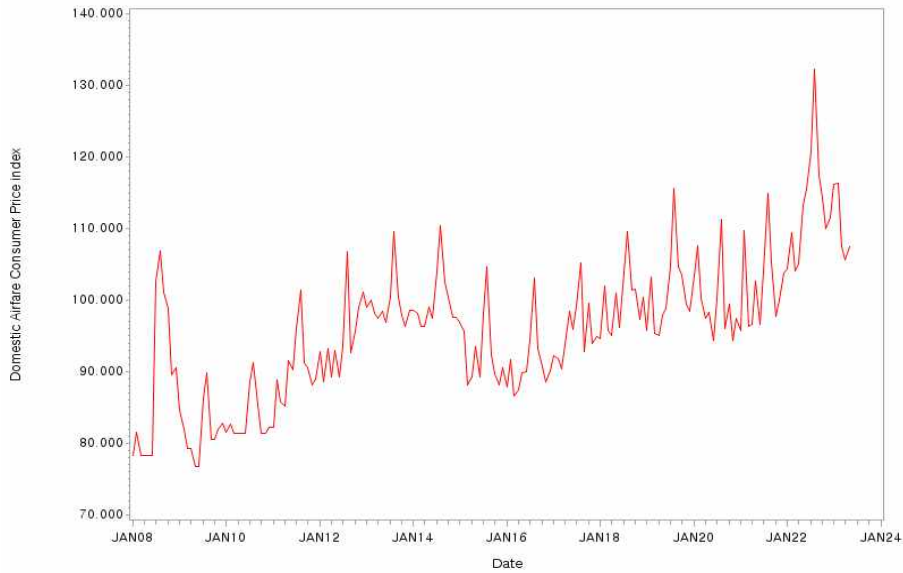
<표 1> 국내 항공료 소비자물가지수 데이터의 일부

OBS	Date	Domestic Airfare Consumer Price Index
1	2008년 1월	78.258
2	2008년 2월	81.563
3	2008년 3월	78.258
4	2008년 4월	78.258
5	2008년 5월	78.258
⋮	⋮	⋮
181	2023년 1월	116.150
182	2023년 2월	116.310
183	2023년 3월	107.470
184	2023년 4월	105.590
185	2023년 5월	107.530

시계열 데이터를 이용해 모형을 구축하기 위해서 데이터가 정상성을 만족해야한다. 신기일(2013)에 따르면, 시점에 상관없이 평균과 분산이 일정하며, 자기공분산이 시차에만 의존할 때 자료가 정상성을 만족한다고 한다. 이때 조건들 중 하나라도 만족하지 않으면, 즉, 시간의 흐름에 따라 추세성 혹은 계절성을 보이는 경우엔 자료가 비정상 시계열이라 판단하여 정상 시계열로 바꾸어주는 차분과 변환과정이 필요하다.

국내 항공료 소비자물가지수의 대략적인 추세를 파악하기 위한 시간에 따른 산포도를 <그림 1>에 나타내었다. <그림 1>의 그래프를 보면 소비자물가지수가 데이터의 시작점으로부터 1년 단위로 비슷한 주기성을 띄면서 상승과 하락을 반복하는 것을 보아 계절성이 존재할 것으로 예상된다. 또한 소비자물가지수의 평균은 시간의 흐름에 따라 일정해 보이지 않아 차분이 필요해 보이며, 분산이 일정하지 않다는 근거가 발견되지 않아 데이터를 로그변환을 하여 산포도를 확인한 결과 원데이터의 산포도와 유사하여 분산은 일정하다고 판단하였다. 따라서 본 데이터가 비정상성을 지니고 있음을 알 수 있다.

국내 항공료의 소비자물가지수에 대한 시계열 분석



<그림 1> 국내 항공료 소비자물가지수 데이터의 산포도

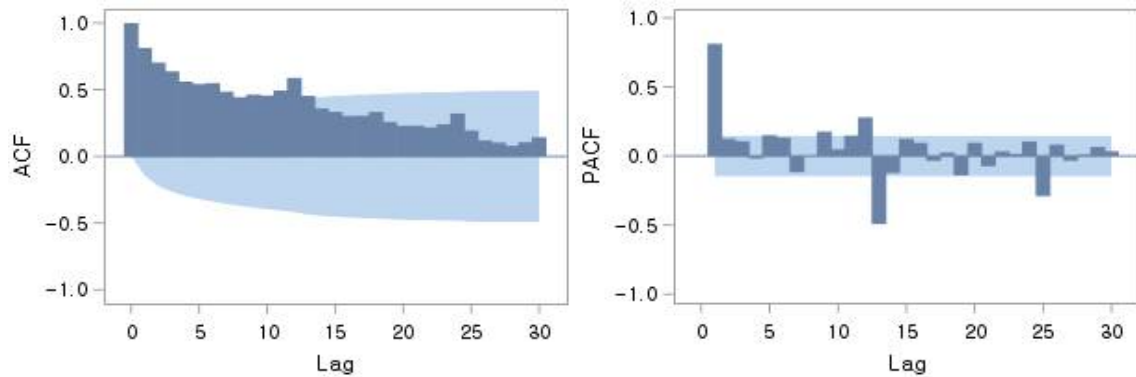
2.2 데이터의 적합성 판정

모형을 식별하기 전에 국내 항공료 소비자물가지수 데이터가 시계열 분석에 대한 데이터로 적합한지 판단하기 위해 퍼트맨토우(Portmanteau) 검정을 실시하였다. 퍼트맨토우 검정은 데이터가 백색잡음과정(White Noise Process)인지 아닌지에 대해 검정하는 검정법으로, 이때 백색잡음과정은 서로 독립이고 동일한 분포를 따르며 평균이 0이고 분산이 일정한 확률변수를 의미한다. 자료가 백색잡음과정일 경우, 분석을 더이상 진행할 필요가 없다. 따라서 모형 식별을 위해서는 퍼트맨토우 검정의 시차가 1 이상인 자기상관함수가 모두 0이라는 귀무가설을 기각해야한다. <표 2>에 따르면 모든 시점에 대한 p-값이 매우 작으므로 귀무가설을 기각하여 자료가 백색잡음이 아님을 알 수 있다.

<표 2> 국내 항공료 소비자물가지수 데이터의 퍼트맨토우 검정 결과

Autocorrelation Check for White Noise									
To Lag	Chi-Square	DF	Pr > ChiSq	Autocorrelations					
6	470.24	6	<.0001	0.813	0.703	0.638	0.560	0.543	0.550
12	756.02	12	<.0001	0.486	0.444	0.463	0.456	0.494	0.589
18	906.89	18	<.0001	0.454	0.359	0.333	0.302	0.304	0.333
24	987.42	24	<.0001	0.258	0.230	0.229	0.217	0.240	0.321
30	1009.41	30	<.0001	0.194	0.119	0.103	0.079	0.106	0.144

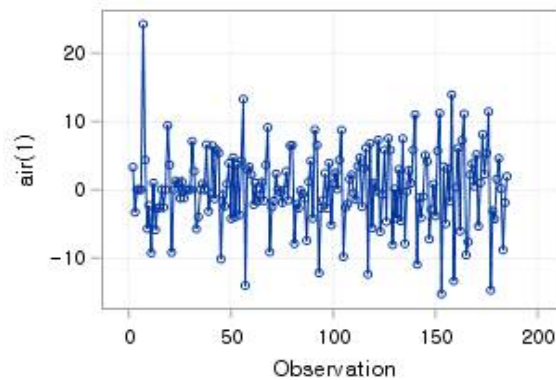
또한 데이터의 ACF와 PACF의 그래프를 통해 차분이 필요한지 혹은 계절성이 있는지 등을 판단할 수 있다. 자료의 ACF가 천천히 감소할 경우 차분할 필요가 있으며, ACF와 PACF가 주기성을 띄며 유의한 값을 가지면 계절성을 가지고 있다고 볼 수 있다. 다음의 <그림 2>와 2.1절의 <그림 1>을 통해 ACF가 천천히 감소하며 평균이 일정하지 않다고 볼 수 있어 차분이 필요한 것을 알 수 있다. 또한 <그림 1>을 통해 계절성이 있다고 판단하여 이 또한 차분이 필요하다는 근거가 된다.



<그림 2> 국내 항공료 소비자물가지수 데이터의 ACF와 PACF

2.3 모형 설정

앞의 절들을 통해 평균을 일정하게 만들기 위해 차분이 필요한 것을 알 수 있었다. 따라서 데이터를 일차 차분한 결과, <그림 3>을 통해 평균이 0으로 일정해진 것을 볼 수 있다.



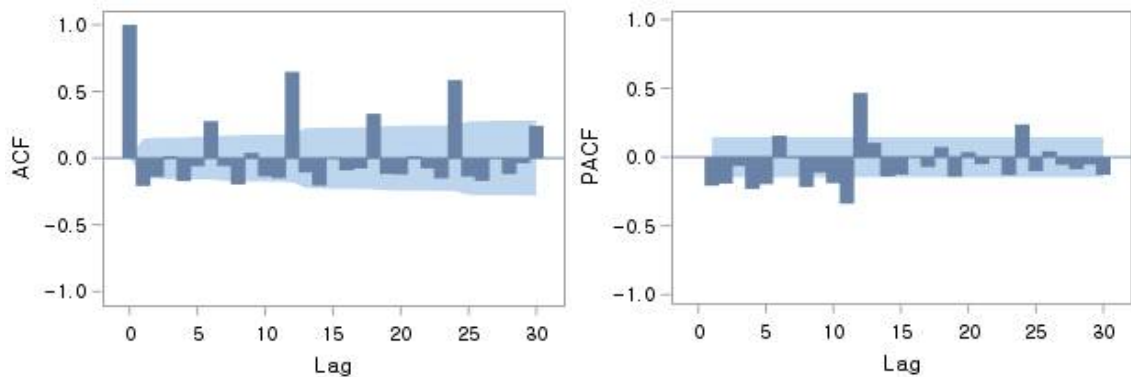
<그림 3> 일차 차분한 데이터의 산포도

다음의 <표 3>을 통해 국내 항공료 소비자물가지수 데이터를 일차 차분한 데이터의 퍼트맨토우 검정 결과를 확인할 수 있다. 모든 시점에 대한 p-값이 매우 작으므로 일차 차분한 본 데이터가 백색잡음이 아님을 알 수 있다. <그림 4>는 그에 대한 ACF와 PACF 그래프로 ACF가 12 시점마다 주기성을 보여주며 그 값이 천천히 감소하는 것으로 보여 추가적으로 계절 차분을 진행할 필요가 있다고 판단하였다.

<표 3> 일차 차분한 데이터의 퍼트맨토우 검정 결과

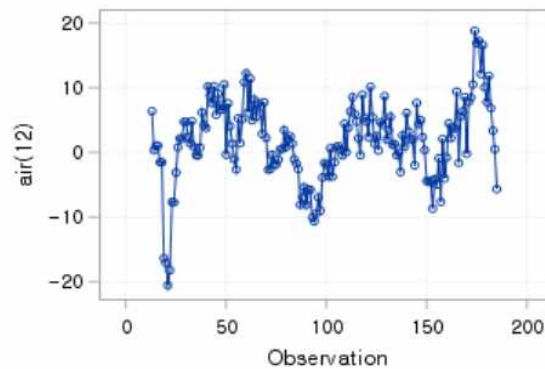
Autocorrelation Check for White Noise									
To Lag	Chi-Square	DF	Pr > ChiSq	Autocorrelations					
6	33.19	6	<.0001	-0.209	-0.141	0.015	-0.173	-0.061	0.277
12	133.27	12	<.0001	-0.060	-0.198	0.039	-0.137	-0.150	0.647
18	169.94	18	<.0001	-0.108	-0.206	0.004	-0.092	-0.079	0.333
24	255.55	24	<.0001	-0.119	-0.123	0.016	-0.078	-0.151	0.585
30	282.54	30	<.0001	-0.139	-0.171	-0.004	-0.120	-0.038	0.242

국내 항공료의 소비자물가지수에 대한 시계열 분석



<그림 4> 일차 차분한 데이터의 ACF와 PACF

<그림 5>는 원 데이터를 계절 차분한 데이터의 산포도로 평균이 일정해진 것을 볼 수 있다.

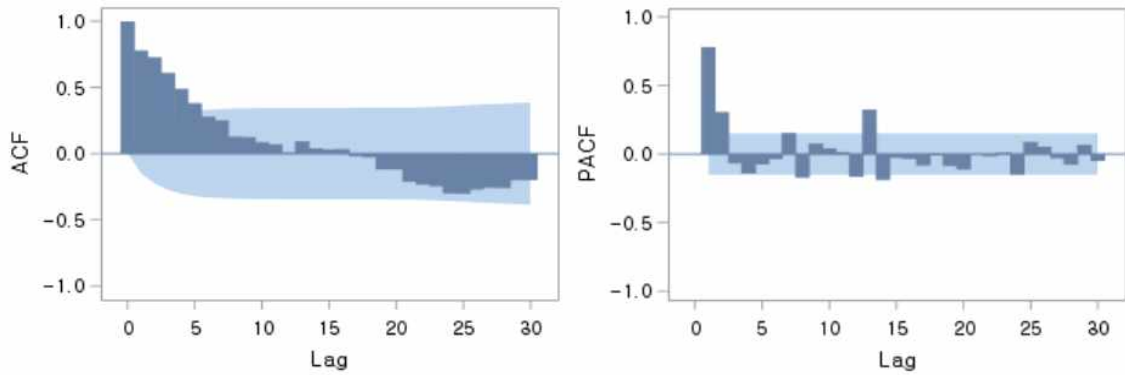


<그림 5> 계절 차분한 데이터의 산포도

또한 <표 4>는 주기 12로 계절 차분한 데이터에 대한 퍼트맨토우 검정 결과로, 모든 경우에 대한 p-값이 매우 작아 백색잡음이 아닌 것을 알 수 있다. <그림 6>은 계절 차분한 데이터의 ACF와 PACF로, ACF가 빠르게 감소하고, PACF가 절단된 형태를 보여 이를 바탕으로 모형 적합을 할 수 있다고 판단하였다.

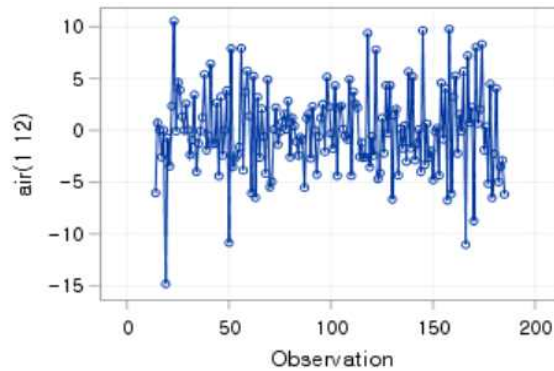
<표 4> 계절 차분한 데이터의 퍼트맨토우 검정 결과

Autocorrelation Check for White Noise									
To Lag	Chi-Square	DF	Pr > ChiSq	Autocorrelations					
6	351.03	6	<.0001	0.780	0.729	0.610	0.490	0.382	0.280
12	370.86	12	<.0001	0.252	0.129	0.125	0.086	0.071	0.007
18	373.50	18	<.0001	0.094	0.040	0.032	0.034	-0.020	-0.029
24	430.15	24	<.0001	-0.120	-0.120	-0.214	-0.235	-0.247	-0.301
30	509.18	30	<.0001	-0.303	-0.272	-0.258	-0.260	-0.201	-0.201



<그림 6> 계절 차분한 데이터의 ACF와 PACF

추가로 원데이터를 일차 차분 후 계절 차분을 하여 확인한 결과 산포도는 다음의 <그림 7>과 같으며, 평균이 일정해진 것을 확인할 수 있다.

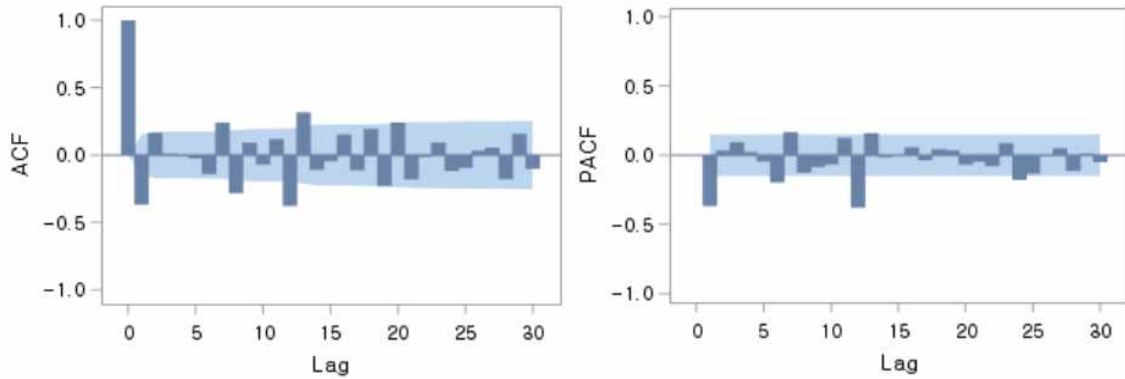


<그림 7> 일차 차분 후 계절 차분한 데이터의 산포도

일차 차분 후 계절 차분한 데이터의 퍼트맨토우 검정 결과는 다음의 <표 5>를 통해 볼 수 있다. 모든 시점에 대하여 p-값이 매우 작아 백색잡음이 아닌 것을 알 수 있다. <그림 8>을 통해 ACF와 PACF 그래프를 확인할 수 있으며, ACF가 빠르게 감소하며, ACF와 PACF 모두 절단된 형태를 볼 수 있어 이에 대한 모형 적합을 진행하였다.

<표 5> 일차 차분 후 계절 차분한 데이터의 퍼트맨토우 검정 결과

Autocorrelation Check for White Noise									
To Lag	Chi-Square	DF	Pr > ChiSq	Autocorrelations					
6	32.40	6	<.0001	-0.369	0.165	0.010	-0.008	-0.027	-0.141
12	89.46	12	<.0001	0.240	-0.284	0.092	-0.072	0.119	-0.379
18	125.42	18	<.0001	0.317	-0.111	-0.046	0.153	-0.114	0.195
24	158.26	24	<.0001	-0.229	0.242	-0.181	-0.015	0.092	-0.118
30	175.06	30	<.0001	-0.096	0.032	0.054	-0.179	0.157	-0.103



<그림 8> 일차 차분 후 계절 차분한 데이터의 ACF와 PACF

잠정모형을 결정하는 방법은 다음과 같다. ACF가 빠르게 감소하고, p 개의 PACF를 제외한 나머지 PACF 값들이 채택역에 포함될 경우 p 차 자기회귀모형이라 판단할 수 있다. 그와 상반되게 PACF가 빠르게 감소하고, 처음 q 개의 ACF를 제외하고 나머지가 채택역에 포함되어 절단된 형태를 보일 경우 q 차 이동평균모형으로 볼 수 있다. 마지막으로 PACF가 p 시점 이후에 절단되고, ACF가 q 시점 이후로 절단된 형태를 띠면 ARMA(p, q) 모형으로 판단 가능하며, 차분한 데이터의 경우 자기회귀누적이동평균모형(ARIMA)이라고 볼 수 있다. 추가로 계절성을 띄고 있는 데이터의 경우, 앞의 방법으로 regular 파트의 모형을 구한 뒤, 각 ACF와 PACF의 계절 시점의 값들의 분포를 동일한 방법으로 판단하여 seasonal 파트의 모형을 적합해야 한다. 앞의 결과들을 통해 잠정모형을 결정하였다.

계절 차분만을 시행한 경우, regular 파트는 ACF가 빠르게 감소하고, PACF가 2 시점 이후로 절단된 형태를 보여 AR(2)로 추정하였다. 주기 12인 seasonal 파트는 ACF는 모두 신뢰구간에 포함되고, PACF는 신뢰구간에 매우 가까운 12 시점과 24시점이 존재하여 AR(1)과 AR(2)로 추정하였다. 따라서 $ARIMA(2,0,0)(0,1,0)_{12}$, $ARIMA(2,0,0)(1,1,0)_{12}$, $ARIMA(2,0,0)(2,1,0)_{12}$ 을 가정하였다.

일차 차분 후 계절 차분을 한 경우, regular 파트는 첫 번째로 ACF가 1 시점 이후로 절단되었고, PACF가 1 시점 이후로 채택역에 포함되는 것으로 판단하여 ARMA(1,1)으로, 두 번째로 ACF가 2 시점에서 신뢰구간과 매우 근접하고, PACF가 1 시점 이후 절단되는 것으로 판단하여 ARMA(1,2)라고 추정하였다. seasonal 파트는 첫 번째로 ACF와 PACF가 모두 12 시점 이후로 절단된다고 판단하여 ARMA(1,1)으로, 두 번째로 ACF가 12 시점 이후, PACF가 24 시점 이후로 절단된다고 판단하여 ARMA(2,1)으로 추정하였다. 따라서 $ARIMA(1,1,1)(1,1,1)_{12}$, $ARIMA(1,1,1)(2,1,1)_{12}$, $ARIMA(1,1,2)(1,1,1)_{12}$, $ARIMA(1,1,2)(2,1,1)_{12}$ 으로 추정하고 비교하고자 한다.

3. 최종모형 결정

3.1 모형의 식별

예상한 7개의 잠정모형에 대하여 각 모수의 유의성 검정과 잔차들이 백색잡음을 따르는지에 대한 퍼트맨토우 검정을 시행하고, 추가로 모형 적합도에 대한 측도를 확인하여 최종모형을 결정하기 위한 근거를 찾고자 한다. <표 6>은 $ARIMA(2,0,0)(0,1,0)_{12}$ 모형의 모수의 유의성 검정 결과로, μ 에 대한 p -값이 유의수준 0.05보다 커 귀무가설 $H_0: \mu = 0$ 을 기각하지 못해 유의하지 않다고 할 수 있다. 나머지 모수 ϕ_1 과 ϕ_2 에 대한 검정 결과 각각의 p -값이 매우 작

아 각 모수의 값이 0이라는 귀무가설을 기각하여 유의하다고 할 수 있다. 다음의 <표 7>은 잔차의 퍼트맨토우 검정 결과로, p-값이 유의수준 0.05보다 작은 부분이 다수 존재하여 시차가 1 이상인 자기 상관 함수가 모두 0이라는 귀무가설을 기각해 잔차가 백색잡음이라 볼 수 없다.

<표 6> ARIMA(2,0,0)(0,1,0)₁₂의 모수 유의성 검정 결과

Conditional Least Squares Estimation					
Parameter	Estimate	Standard Error	tValue	Approx Pr > t	Lag
MU	2.15057	1.69892	1.27	0.2073	0
AR1,1	0.54665	0.07366	7.42	<.0001	1
AR1,2	0.30677	0.07369	4.16	<.0001	2

<표 7> ARIMA(2,0,0)(0,1,0)₁₂의 잔차에 대한 퍼트맨토우 검정 결과

Autocorrelation Check of Residuals									
To Lag	Chi-Square	DF	Pr > ChiSq	Autocorrelations					
6	7.04	4	0.1340	0.024	0.105	0.100	0.002	-0.075	-0.110
12	33.97	10	0.0002	0.125	-0.221	-0.018	0.009	-0.019	-0.282
18	48.08	16	<.0001	0.215	-0.025	-0.031	0.123	-0.009	0.103
24	65.04	22	<.0001	-0.119	0.126	-0.150	-0.070	0.047	-0.159
30	75.00	28	<.0001	-0.151	0.010	-0.004	-0.134	0.072	-0.047

<표 8>은 ARIMA(2,0,0)(1,1,0)₁₂의 모수에 대한 검정 결과로, μ 에 대한 검정 결과를 제외하고 나머지 각 모수에 대한 p-값이 유의수준 0.05보다 작아, μ 를 제외하고 나머지 모수는 유의하다고 할 수 있다. <표 9>를 통해 잔차가 백색잡음인지 확인한 결과 p-값이 유의수준 0.05보다 작은 부분이 다수 존재하여 잔차는 백색잡음이라 볼 수 없다.

<표 8> ARIMA(2,0,0)(1,1,0)₁₂의 모수 유의성 검정 결과

Conditional Least Squares Estimation					
Parameter	Estimate	Standard Error	tValue	Approx Pr > t	Lag
MU	2.56780	1.50910	1.70	0.0907	0
AR1,1	0.62753	0.07502	8.36	<.0001	1
AR1,2	0.25117	0.07515	3.34	0.0010	2
AR2,1	-0.33912	0.07743	-4.38	<.0001	12

<표 9> ARIMA(2,0,0)(1,1,0)₁₂의 잔차에 대한 퍼트맨토우 검정 결과

Autocorrelation Check of Residuals									
To Lag	Chi-Square	DF	Pr > ChiSq	Autocorrelations					
6	8.97	3	0.0296	0.027	0.126	0.091	-0.039	-0.042	-0.148
12	22.22	9	0.0082	0.100	-0.230	-0.031	0.010	0.008	-0.090
18	34.40	15	0.0030	0.205	-0.015	-0.020	0.116	-0.027	0.083
24	50.66	21	0.0003	-0.124	0.099	-0.110	-0.057	0.065	-0.191
30	57.99	27	0.0005	-0.144	-0.020	-0.028	-0.096	0.056	-0.033

<표 10>은 ARIMA(2,0,0)(2,1,0)₁₂의 모수에 대한 검정 결과로, 모든 모수에 대한 p-값이 유의수준 0.05보다 작아 모든 모수가 유의하다고 볼 수 있다. 다만 <표 11>을 통해 잔차가

국내 항공료의 소비자물가지수에 대한 시계열 분석

백색잡음인지 확인한 결과 p-값이 유의수준 0.05보다 작은 부분이 다수 존재하여 잔차는 백색잡음이라 볼 수 없다.

<표 10> ARIMA(2,0,0)(2,1,0)₁₂의 모수 유의성 검정 결과

Conditional Least Squares Estimation					
Parameter	Estimate	Standard Error	tValue	Approx Pr > t	Lag
MU	2.61998	1.23230	2.13	0.0350	0
AR1,1	0.65808	0.07611	8.65	<.0001	1
AR1,2	0.22814	0.07590	3.01	0.0031	2
AR2,1	-0.44595	0.07824	-5.70	<.0001	12
AR2,2	-0.33548	0.08319	-4.03	<.0001	24

<표 11> ARIMA(2,0,0)(2,1,0)₁₂의 잔차에 대한 퍼트맨토우 검정 결과

Autocorrelation Check of Residuals									
To Lag	Chi-Square	DF	Pr > ChiSq	Autocorrelations					
6	9.78	2	0.0075	0.030	0.133	0.044	-0.061	-0.045	-0.168
12	22.12	8	0.0047	0.081	-0.226	0.023	0.017	0.079	0.048
18	29.27	14	0.0096	0.171	-0.018	-0.045	0.069	-0.035	0.009
24	34.89	20	0.0207	-0.119	0.023	-0.090	-0.016	0.073	-0.001
30	41.10	26	0.0303	-0.118	-0.004	-0.029	-0.088	0.063	-0.058

<표 12>는 ARIMA(1,1,1)(1,1,1)₁₂의 모수에 대한 검정 결과로, seasonal 파트의 첫 번째 모수를 제외한 나머지 모수의 p-값이 유의수준 0.05보다 커 모수가 유의하지 않다고 할 수 있다. 또한 <표 13>을 통해 잔차가 백색잡음인지 확인한 결과 p-값이 유의수준 0.05보다 작은 부분이 다수 존재하여 잔차는 백색잡음이라 볼 수 없다.

<표 12> ARIMA(1,1,1)(1,1,1)₁₂의 모수 유의성 검정 결과

Conditional Least Squares Estimation					
Parameter	Estimate	Standard Error	tValue	Approx Pr > t	Lag
MU	-0.02249	0.11890	-0.19	0.8502	0
MA1,1	-0.11670	0.25953	-0.45	0.6535	1
MA2,1	0.50004	0.15079	3.32	0.0011	12
AR1,1	-0.40007	0.23914	-1.67	0.0962	1
AR2,1	0.03311	0.17549	0.19	0.8506	12

<표 13> ARIMA(1,1,1)(1,1,1)₁₂의 잔차에 대한 퍼트맨토우 검정 결과

Autocorrelation Check of Residuals									
To Lag	Chi-Square	DF	Pr > ChiSq	Autocorrelations					
6	5.93	2	0.0516	0.004	0.045	0.047	-0.088	-0.069	-0.128
12	19.16	8	0.0141	0.087	-0.251	-0.041	-0.003	0.018	0.002
18	27.80	14	0.0151	0.180	-0.036	-0.056	0.072	-0.023	0.056
24	36.22	20	0.0145	-0.118	0.057	-0.098	-0.040	0.098	-0.066
30	43.59	26	0.0167	-0.132	0.002	-0.021	-0.109	0.071	-0.028

<표 14>는 ARIMA(1,1,1)(2,1,1)₁₂의 모수에 대한 검정 결과로, seasonal 파트의 모수들을 제외한 나머지 모수의 p-값이 0.05보다 커 모수가 유의하지 않다고 할 수 있다. <표 15>를

통해 잔차가 백색잡음인지 확인한 결과 p-값이 유의수준 0.05보다 작은 부분이 다수 존재하여 잔차는 백색잡음이라 볼 수 없다.

<표 14> ARIMA(1,1,1)(2,1,1)₁₂의 모수 유의성 검정 결과

Conditional Least Squares Estimation					
Parameter	Estimate	Standard Error	tValue	Approx Pr > t	Lag
MU	-0.02124	0.13773	-0.15	0.8776	0
MA1,1	-0.22854	0.29638	-0.77	0.4417	1
MA2,1	-0.55961	0.15096	-3.71	0.0003	12
AR1,1	-0.45967	0.26996	-1.70	0.0905	1
AR2,1	-0.97736	0.13928	-7.02	<.0001	12
AR2,2	-0.55974	0.07770	-7.20	<.0001	24

<표 15> ARIMA(1,1,1)(2,1,1)₁₂의 잔차에 대한 퍼트맨토우 검정 결과

Autocorrelation Check of Residuals									
To Lag	Chi-Square	DF	Pr > ChiSq	Autocorrelations					
6	6.33	1	0.0118	0.013	0.066	0.015	-0.116	-0.021	-0.129
12	13.48	7	0.0612	0.053	-0.183	-0.022	-0.024	0.040	0.014
18	17.67	13	0.1703	0.118	-0.052	-0.014	0.055	-0.022	0.044
24	21.91	19	0.2888	-0.103	-0.019	-0.066	-0.024	0.074	-0.007
30	26.48	25	0.3825	-0.118	-0.001	-0.050	-0.052	0.052	-0.017

<표 16>은 ARIMA(1,1,2)(1,1,1)₁₂의 모수에 대한 검정 결과로, seasonal 파트의 한 모수를 제외한 나머지 모수의 p-값이 유의수준 0.05보다 커 모수가 유의하지 않다고 할 수 있다. 또한 <표 17>을 통해 잔차가 백색잡음인지 확인한 결과 p-값이 0.05보다 작은 부분이 다수 존재하여 잔차는 백색잡음이라 볼 수 없다.

<표 16> ARIMA(1,1,2)(1,1,1)₁₂의 모수 유의성 검정 결과

Conditional Least Squares Estimation					
Parameter	Estimate	Standard Error	tValue	Approx Pr > t	Lag
MU	-0.02659	0.13518	-0.20	0.8443	0
MA1,1	0.24232	0.43451	0.56	0.5778	1
MA1,2	-0.17036	0.12929	-1.32	0.1895	2
MA2,1	0.48977	0.15478	3.16	0.0018	12
AR1,1	-0.03494	0.44122	-0.08	0.9370	1
AR2,1	0.02789	0.17838	0.16	0.8760	12

<표 17> ARIMA(1,1,2)(1,1,1)₁₂의 잔차에 대한 퍼트맨토우 검정 결과

Autocorrelation Check of Residuals									
To Lag	Chi-Square	DF	Pr > ChiSq	Autocorrelations					
6	3.68	1	0.0552	-0.001	-0.014	0.004	-0.075	-0.061	-0.104
12	16.65	7	0.0198	0.104	-0.241	-0.039	-0.003	0.025	0.002
18	25.64	13	0.0190	0.178	-0.044	-0.073	0.070	-0.011	0.058
24	34.06	19	0.0181	-0.115	0.054	-0.099	-0.025	0.109	-0.063
30	41.20	25	0.0219	-0.133	0.003	-0.010	-0.101	0.078	-0.026

<표 18>은 ARIMA(1,1,2)(2,1,1)₁₂의 모수에 대한 검정 결과로, μ 를 제외한 나머지 모수들

의 p-값이 유의수준 0.05보다 작아 나머지 모수들이 유의하다고 할 수 있다. 하지만 <표 19>를 통해 잔차가 백색잡음인지 확인한 결과 p-값이 유의수준 0.05보다 작은 부분이 다수 존재하여 잔차는 백색잡음이라 볼 수 없다.

<표 18> ARIMA(1,1,2)(2,1,1)₁₂의 모수 유의성 검정 결과

Conditional Least Squares Estimation					
Parameter	Estimate	Standard Error	tValue	Approx Pr > t	Lag
MU	-0.01908	0.13240	-0.14	0.8856	0
MA1,1	-0.73405	0.13010	-5.64	<.0001	1
MA1,2	0.20435	0.07806	2.62	0.0097	2
MA2,1	-0.56407	0.15437	-3.65	0.0003	12
AR1,1	-0.89573	0.10902	-8.22	<.0001	1
AR2,1	-0.99162	0.14177	-6.99	<.0001	12
AR2,2	-0.56152	0.07959	-7.06	<.0001	24

<표 19> ARIMA(1,1,2)(2,1,1)₁₂의 잔차에 대한 퍼트맨토우 검정 결과

Autocorrelation Check of Residuals									
To Lag	Chi-Square	DF	Pr > ChiSq	Autocorrelations					
6	.	0	.	-0.038	0.180	-0.033	-0.084	-0.030	-0.137
12	18.34	6	0.0054	0.043	-0.185	-0.013	-0.040	0.047	0.016
18	22.63	12	0.0311	0.108	-0.035	-0.014	0.062	-0.043	0.060
24	27.01	18	0.0788	-0.119	-0.000	-0.080	-0.008	0.041	-0.002
30	31.41	24	0.1424	-0.119	0.001	-0.061	-0.041	0.039	-0.018

따라서 적합한 7개의 모형들에 대하여 모수가 유의하더라도 잔차들이 백색잡음인 경우가 없었던 관계로 임의적으로 ACF와 PACF를 덜 고려하여 모수가 유의하고 잔차가 백색잡음이 될 수 있도록 모형적합을 해보았다. 그 결과 가장 잘 적합되었다고 판단된 모형은 ARIMA(0,1,2)(2,1,1)₁₂이었다. <표 20>은 ARIMA(0,1,2)(2,1,1)₁₂의 모수에 대한 검정 결과로, μ 를 제외한 나머지 모수들의 p-값이 유의수준 0.05보다 작아 나머지 모수들이 유의하다고 할 수 있다. 또한 <표 21>을 통해 잔차가 백색잡음인지 확인한 결과 모든 시점에서의 p-값이 유의수준 0.05보다 크다고 판단하여 잔차는 백색잡음이라 볼 수 있다.

<표 20> ARIMA(0,1,2)(2,1,1)₁₂의 모수 유의성 검정 결과

Conditional Least Squares Estimation					
Parameter	Estimate	Standard Error	tValue	Approx Pr > t	Lag
MU	-0.02535	0.15930	-0.16	0.8738	0
MA1,1	0.20342	0.07711	2.64	0.0091	1
MA1,2	-0.18189	0.07670	-2.37	0.0189	2
MA2,1	-0.56806	0.14971	-3.79	0.0002	12
AR1,1	-0.98784	0.13760	-7.18	<.0001	12
AR1,2	-0.56135	0.07737	-7.26	<.0001	24

<표 21> ARIMA(0,1,2)(2,1,1)₁₂의 잔차에 대한 퍼트맨토우 검정 결과

Autocorrelation Check of Residuals									
To Lag	Chi-Square	DF	Pr > ChiSq	Autocorrelations					
6	3.88	1	0.0487	-0.009	-0.007	-0.034	-0.097	-0.008	-0.105
12	11.16	7	0.1319	0.072	-0.176	-0.018	-0.026	0.047	0.017
18	15.56	13	0.2736	0.113	-0.064	-0.027	0.056	-0.009	0.049
24	20.12	19	0.3876	-0.100	-0.021	-0.069	-0.008	0.088	-0.000
30	24.58	25	0.4859	-0.119	-0.003	-0.043	-0.042	0.061	-0.020

추가로 좀 더 정확한 모형을 얻고자 앞의 모형에서 유의하지 않았던 μ 를 제외하고 모형을 적합한 결과 <표 22>를 통해 모든 모수가 유의함을 확인할 수 있고, <표 23>에 의하여 잔차가 백색잡음이라고 볼 수 있다.

<표 22> μ 를 제외한 ARIMA(0,1,2)(2,1,1)₁₂의 모수 유의성 검정 결과

Conditional Least Squares Estimation					
Parameter	Estimate	Standard Error	tValue	Approx Pr > t	Lag
MA1,1	0.20331	0.07688	2.64	0.0090	1
MA1,2	-0.18185	0.07647	-2.38	0.0185	2
MA2,1	-0.56794	0.14927	-3.80	0.0002	12
AR1,1	-0.98794	0.13719	-7.20	<.0001	12
AR1,2	-0.56151	0.07714	-7.28	<.0001	24

<표 23> μ 를 제외한 ARIMA(0,1,2)(2,1,1)₁₂의 잔차에 대한 퍼트맨토우 검정 결과

Autocorrelation Check of Residuals									
To Lag	Chi-Square	DF	Pr > ChiSq	Autocorrelations					
6	3.92	1	0.0479	-0.009	-0.007	-0.034	-0.097	-0.008	-0.105
12	11.21	7	0.1298	0.072	-0.177	-0.018	-0.027	0.047	0.017
18	15.60	13	0.2712	0.113	-0.064	-0.026	0.056	-0.009	0.049
24	20.15	19	0.3853	-0.100	-0.021	-0.068	-0.008	0.088	-0.000
30	24.60	25	0.4850	-0.118	-0.002	-0.043	-0.041	0.061	-0.020

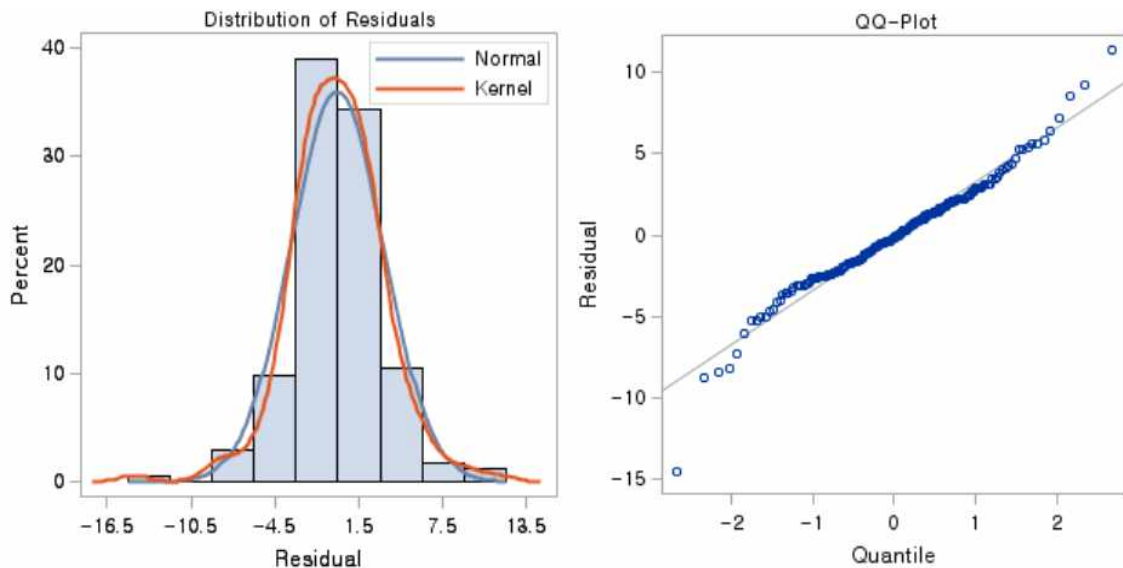
총 9개의 잠정모형의 모수 유의성 검정 결과, 마지막 모형만이 모수가 모두 유의수준 5%에서 유의하고 잔차가 백색잡음을 확인하였다. 추가로 모형의 적합도 확인을 위한 통계량인 AIC와 SBC를 비교하였다. 두 통계량은 모두 값이 작을수록 모형이 자료를 잘 설명한다. 각 모형에 대한 AIC값과 SBC값은 다음의 <표 24>에서 확인할 수 있으며, μ 를 제외한 ARIMA(0,1,2)(2,1,1)₁₂ 모형이 AIC값과 SBC값 모두 최솟값을 가져 본 모형이 적절하다고 판단하였다.

<표 24> 각 모형들에 대한 AIC와 BIC값

모형	AIC	SBC
ARIMA(2,0,0)(1,1,0) ₁₂	951.2554	960.7153
ARIMA(2,0,0)(1,1,0) ₁₂	935.7981	948.4113
ARIMA(2,0,0)(2,1,0) ₁₂	921.7708	937.5372
ARIMA(1,1,1)(1,1,1) ₁₂	929.5164	945.2539
ARIMA(1,1,1)(2,1,1) ₁₂	914.4455	933.3305
ARIMA(1,1,2)(1,1,1) ₁₂	930.1889	949.0738
ARIMA(1,1,2)(2,1,1) ₁₂	917.2402	939.2727
ARIMA(0,1,2)(2,1,1) ₁₂	912.9621	931.8471
μ 를 제외한 ARIMA(0,1,2)(2,1,1) ₁₂	910.9884	926.7258

3.2 잔차 분석

3.1절의 μ 를 제외한 ARIMA(0,1,2)(2,1,1)₁₂ 모형의 잔차들이 백색잡음을 따르는지는 3.1절의 <표 23>을 통해 확인할 수 있으므로, 최종 모형을 선택하기에 앞서 정규성을 만족하는지 추가로 분석을 시행하였다. 잔차의 분포와 QQ-Plot을 다음의 <그림 9>를 통해 확인할 수 있다. 그 결과 왼쪽의 그래프를 통해 잔차의 분포가 정규분포의 형태와 유사하고, 오른쪽 그래프에 의해 잔차를 표현하는 점들이 직선에 가깝게 잘 분포되어 있어 정규성을 만족함을 알 수 있다. 따라서 μ 를 제외한 ARIMA(0,1,2)(2,1,1)₁₂을 최종 모형으로 선택하였다.



<그림 9> μ 를 제외한 ARIMA(0,1,2)(2,1,1)₁₂에 대한 잔차의 정규성 검정

4. 모형 추정 및 예측

4.1 모형의 추정

국내 항공료 소비자물가지수 데이터의 최종 모형으로 μ 를 제외한 ARIMA(0,1,2)(2,1,1)₁₂이 선택되었고, 이에 대한 추정식은 <표 25>와 같다. 이를 바탕으로 수식으로 나타내면 다음과 같고, 이때 B는 후진 연산자(Backward Shift Operator)를 나타낸다.

$$(1 + 0.98794B^{12} + 0.56151B^{24})Z_t = (1 - 0.20331B + 0.18185B^2)(1 + 0.56794B^{12})a_t$$

<표 25> μ 를 제외한 ARIMA(0,1,2)(2,1,1)₁₂의 추정식

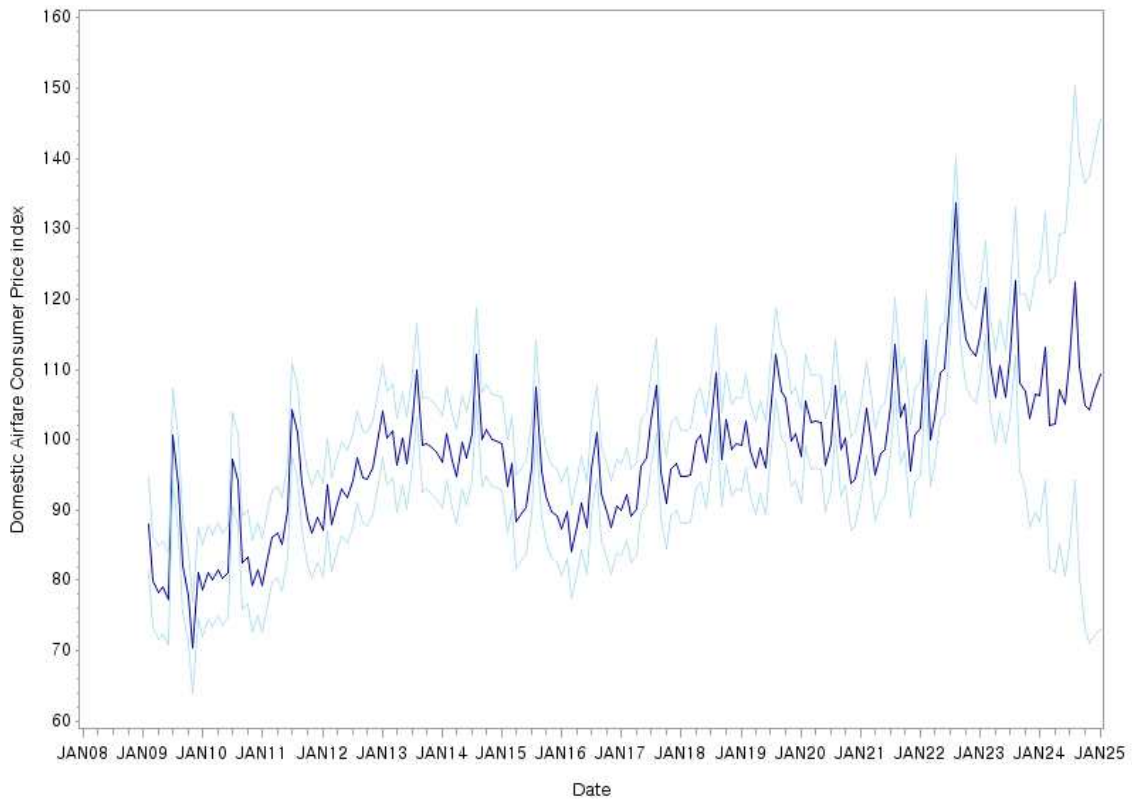
Autoregressive Factors	
Factor 1:	1 + 0.98794 B**(12) + 0.56151 B**(24)
Moving Average Factors	
Factor 1:	1 - 0.20331 B**(1) + 0.18185 B**(2)
Factor 2:	1 + 0.56794 B**(12)

4.2 모형의 예측

최종 모형인 μ 를 제외한 ARIMA(0,1,2)(2,1,1)₁₂를 이용하여 20 시점 미래의, 즉 2023년 6월부터 2025년 1월까지의 국내 항공료 소비자물가지수를 예측하였다. <표 26>은 그에 대한 예측값과 95% 신뢰구간을 나타낸 것이다. 이를 이용하여 기존의 산포도에 예측값과 신뢰구간을 포함하여 다음의 <그림 10>에 나타내었다. 그 결과 국내 항공료의 소비자물가지수가 꾸준히 주기성을 보여주며 과거 대비 값이 소폭 증가할 것으로 보인다.

<표 26> 국내 항공료 소비자물가지수에 대한 20개의 예측값과 95% 신뢰구간

Forecasts for variable air				
Obs	Forecast	Std Error	95% Confidence Limits	
186	106.1184	3.3702	99.5130	112.7238
187	111.5734	4.3090	103.1279	120.0188
188	122.5081	5.4261	111.8730	133.1431
189	108.0363	6.3497	95.5911	120.4815
190	106.8554	7.1550	92.8318	120.8791
191	103.0104	7.8785	87.5688	118.4519
192	106.5039	8.5409	89.7641	123.2437
193	106.3145	9.1554	88.3702	124.2589
194	113.1694	9.7313	94.0965	132.2424
195	102.0605	10.2749	81.9220	122.1990
196	102.2775	10.7912	81.1271	123.4278
197	107.1729	11.2839	85.0569	129.2889
198	104.9976	12.4465	80.6030	129.3923
199	111.0992	13.3599	84.9143	137.2841
200	122.3267	14.3400	94.2207	150.4327
201	110.5015	15.2574	80.5976	140.4053
202	104.8497	16.1226	73.2501	136.4494
203	104.2262	16.9437	71.0172	137.4351
204	107.0545	17.7268	72.3107	141.7983
205	109.2930	18.4767	73.0793	145.5066



<그림 10> 국내 항공료 소비자물가지수 데이터의 산포도와 신뢰구간

5. 결론

본 연구에서는 2008년 1월부터 2023년 5월까지의 국내 항공료 소비자물가지수 데이터를 이용하여 시계열 분석을 실시하였다. 먼저 국내 항공료 소비자물가지수 데이터의 산포도를 통해 전체적인 추세를 확인하였고, 분산은 일정하나 평균은 일정하지 않은 비정상 시계열인 것을 확인하였다. 또한 데이터의 산포도와 ACF, PACF를 통해 계절성이 존재한다고 판단하였다. 이를 정상 시계열로 만들기 위해 차분의 필요성을 느껴 일차 차분과 계절 차분을 진행하였다. 일차 차분과 계절 차분만 각각 진행한 경우와 일차 차분과 계절 차분을 같이 진행한 경우에서 총 7개의 잠정모형을 예측하였다. 이후 적합한 각 모형들 중 가장 적합한 모형을 채택하기 위해 7개의 모형들에 대한 모수 유의성 검정과 잔차에 대한 퍼트맨토우 검정을 진행하였다. 하지만 해당 과정을 통해 7개 모형들의 잔차가 모두 백색잡음이 아니라는 결론을 얻어 부적절한 모형이라 판단하였고, 추가로 ACF와 PACF를 더 고려하여 모형을 적합해보았다. 그 결과 모수가 모두 유의하고 잔차가 백색잡음인 μ 를 제외한 $ARIMA(0,1,2)(2,1,1)_{12}$ 모형을 채택하였다. 해당 모형의 AIC와 SBC의 값이 예측한 모형들 중 가장 작은 값을 가지고, 추가로 잔차가 정규성을 만족하는지에 대하여 잔차의 분포 그래프와 QQ-Plot을 이용해 살펴본 결과 정규성을 만족한다고 판단하여 본 모형이 데이터를 설명하기에 가장 적합한 모형이라고 판단하였다. 최종모형을 통해 20 시점 미래, 즉 2023년 6월부터 2025년 1월까지의 20개의 국내 항공료 소비자물가지수를 예측했다. 예측해 본 결과, 국내 항공료 소비자물가지수는 꾸준히 주기성을 보이는 것을 볼 수 있으며, 증가와 감소의 형태를 보이지만 과거 대비 값이 소폭 증가했음을 볼 수 있다. 더욱 정확한 예측을 위해서는 경제적, 사회적인 여러 가지 요인들을 함께 고려하는 것이 좋을 것이다.

참고 문헌

- 국가통계포털 KOSIS, 지출목적별 소비자물가지수(품목포함, 2020=100) 국내 항공료 데이터,
<https://kosis.kr/index/index.do>
- 김기호, 윤성훈(2009). 소비자물가에 대한 유가 및 환율충격의 非對稱性.非線型性 분석, *국제경제연구*, 15(2): 131-152
- 김채영, “여름 휴가 포기, 집콕할게요”...항공료·숙박비 고공행진에 ‘휴포족’ 나왔다, *이코노미스트*, 2022.07.03, <https://economist.co.kr/article/view/ecn202207030013>
- 덕성여자대학교 정보통계학과 (2014-2021), *시계열 자료분석 모음집*, 덕성여자대학교
- 변종국, 코로나 이후 항공료 고공행진...여행 수요 급증이 원인, *동아일보*, 2023.06.12,
<https://www.donga.com/news/Economy/article/all/20230612/119730585/1>
- 신기일 (2021). *SAS를 이용한 시계열 분석*, 교우사
- 오상현, 백민재, 이지환과 홍유석, 순환신경망을 활용한 다 구간 항공권 가격 예측 모형 개발,
대한산업공학회 춘계공동학술대회 논문집, 304-309
- 이훈자 (2012). 소비자물가지수의 시계열모형 연구, *한국데이터정보과학회지*, 23(3): 535-542
- 조진섭, 손영숙과 성병찬 (2019). *SAS/ETS와 R을 이용한 시계열분석 5판*, 울곡