▣ 論 文 ▣

제주-내륙 간 국내선 항공여객수요모형 및 탄력성의 추정

Estimation of Air Travel Demand Models and Elasticities for Jeju-Mainland Domestic Routes

백 승 한
(한국개발연구원 공공투자관리센터 전문원)

김 성 수
(서울대학교 환경대학원 교수)

목 차

Ⅰ. 서론
Ⅱ. 선행연구의 고찰
1. 국외 선행연구
2. 국내 선행연구
Ⅲ. 모형 및 변수의 설정
1. 모형의 설정
2. 모형별 탄력성 추정방법
3. 변수의 설정
Ⅳ. 자료의 구축 및 통계적 검정
1. 자료의 구축
2. 자료의 통계적 검정
Ⅴ. 항공여객수요모형 및 탄력성의 추정결과
1. 모형의 추정결과
2. 탄력성의 추정결과 및 모형의 적합성 검정결과
Ⅵ. 결론
참고문헌

Key Words : 국내선 항공여객수요, 탄력성, 제주-내륙 간 월별 시계열 총량자료, 단순시계열모형, 부분조정모형
Domestic Air Travel Demand, Elasticity, Jeju-Mainland Time Series Data, Simple Time Series Model, Partial Adjustment Model

요 약

제주-내륙 간 국내선 항공여객수요는 여가통행의 대표적인 시계열 특성인 1년을 주기로 증감을 반복하는 전형적인 계절변동 패턴을 보인다. 본 연구는 10년(1996~2005) 동안의 제주-내륙 간 월별 시계열 총량자료를 이용하여 단순시계열모형과 부분조정모형 및 이들 모형별 탄력성(소득, 운임)을 추정하였다.

탄력성 추정결과 단순시계열모형의 경우 소득탄력성은 탄력적(1.55), 운임탄력성은 비탄력적(-0.49~-0.59)으로 추정되었다. 부분조정모형의 경우 소득탄력성은 단기에는 비탄력적(0.51), 장기에는 탄력적(1.88)으로 추정되었으며, 운임탄력성은 장·단기 모두 비탄력적으로 추정되었으나, 단기(성수기:-0.13, 비수기:-0.20)보다는 장기(성수기:-0.48, 비수기:-0.72)가 보다 더 탄력적으로 추정되었다.

Jeju-Mainland demand for air passenger is variated by the season because most of the demands stem from the leisure travel. This research is to estimate the econometrics demand models(A simple time series model and the partial adjustment model) and elasticities of each models for the Jeju-Mainland domestic routes air travel market using the time series aggregate data between the year 1996 and 2005.

As the result of estimating, income elasticity was evaluated to be elastic(1.55) and fare elasticity was inelastic(-0.49~-0.59) for A simple time series models. In the partial adjustment model's case, income elasticity was evaluated to be inelastic(0.51) in short-run whereas it was evaluated to be elastic(1.88) in long-run. Fare elasticity was evaluated to be inelastic in short-run(high-demand season: -0.13, slack season: -0.20) and long-run(high-demand season: -0.48, slack season: -0.72).

Ⅰ. 서론

국내선 항공여객시장은 1990년대 후반 이후 항공운임 자유화, 부정기항공운송사업의 시장 진입 규제완화 등 일련의 정부 규제완화가 진행되었다.

항공운임 자유화 이후, 양대 정기항공사(대한항공, 아시아나항공)는 요일 및 계절적 요인에 따른 수요 변동을 고려하여 할인(주중), 기본(주말), 성수기 운임 제도를 도입하였다. 그러나 규제완화를 통한 시장경쟁원리 도입이라는 취지와 달리 양대 항공사의 운임은 비슷한 구조와 수준을 유지하였다. 이에 대해 공정거래위원회는 2001년 5월 30일 양대 항공사의 부당한 공동행위에 대해 시정명령과 과징금을 의결하였다[1].

항공여객시장의 진입 규제완화 이후, 2005년 8월 청주기반의 부정기항공사인 한성항공이 72석 규모의 항공기를 이용하여 청주-제주 노선 운항을 시작하였고, 2006년 6월 김포-제주 노선 운항을 시작으로 제주항공이 국내 세 번째 정기항공사로 국내선 항공여객시장에 진입하였다.

이와 같은 일련의 정부 규제완화로 인해 변화가 예견되는 제주-내륙 간 노선을 포함한 국내선 항공여객시장에 관한 선행연구들은 대부분 표본수가 적은 연도별 시계열 자료를 이용하였다. 그러나 제주도는 관광지라는 특성상 계절적 요인에 의해 월별 항공여객수요가 큰 차이를 보인다. 한국공항공사 자료에 의하면 2005년의 경우 제주-내륙 간 정기항공사의 국내선 여객수송실적은 8월의 경우 1,123,762명인데 비해 12월은 666,120명으로 성수기와 비수기의 여객수송실적은 약 1.69배 정도 차이가 난다. 월별 시계열자료를 이용한 선행연구의 경우에도 항공운임 자유화 이후 도입된 성수기/비수기별 차등 운임제도 등을 분석에 반영할 필요가 있음에도 불구하고 항공운임을 설명변수로 포함하여 분석하지 않았다.

따라서 본 연구에서는 선행연구들의 한계를 보완하기 위해 할인(주중)/기본(주말) 운임제도 및 성수기/비수기별 차등 항공운임을 반영한 10년(1996~2005) 동안의 제주-내륙 간 월별 시계열 총량자료(time series aggregate data)를 이용하여 항공여객수요모형 및 탄력성을 추정하였다[2].

본 연구는 다음과 같이 진행된다. 우선, 2장에서 항공여객수요에 관한 국내외 선행연구를 고찰하였다. 3장에서는 본 연구에서 사용한 단순시계열모형과 부분조정모형 및 변수를 설정하고, 모형별 탄력성 추정방법을 제시하였다. 4장에서는 분석에 사용한 자료의 구축 방법 및 자료의 통계적 검정을 수행하였다. 5장에서는 설정한 수요모형과 탄력성의 추정결과를 제시하고, 모형의 적합성을 검정하였다. 마지막으로 6장에서는 본 연구의 결과를 요약하고, 한계 및 개선방안을 제시하였다.

Ⅱ. 선행연구의 고찰

1. 국외 선행연구

Kanafani(1983)는 항공여객수요분석을 거시분석과 미시분석으로 나누어 설명하였다. 거시분석에서는 경제학의 수요이론 및 소비자행태이론에 기초를 둔 다음과 같은 수요함수를 제시하였다.

$$T = T(D, S) \quad (1)$$

T는 통행량의 척도, D는 항공여객수요를 결정하는 사회경제적 활동수준변수들의 Vector, S는 교통공급변수들의 Vector이다.

사회경제적 변수(D)로는 인구, 소득, 지역생산액, 사업지수, 투자 및 무역 등의 요인을 고려할 수 있다고 하였다. 인구의 경우 잠재적인 항공여객시장의 규모를 설명하기 위해 포함할 수 있으나 느리게 변하기 때문에 반드시 포함시킬 필요는 없다고 하였으며, 소득과의 공선성(collinearity) 문제가 발생할 수 있기 때문에 변수 선정 시 주의하여야 한다고 하였다. 소득의 경우 가처분소득이 인구보다 항공여객수요에 미치는 영향이 더 크다고 하였다. 교통공급 변수(S)로는 가격, 항공여객교통의 속도, 항공여객교통 사고지표 등을 고려할 수 있다고 하였다. 특히, 가격변수로는 가중평균가격(average fare/pass-km)이 거시분석에 보편적으로 사용된다고 하였다.

또한 Kanafani(1983)는 거시분석을 위한 대표적인 네 가지 시계열모형(Time series models)인 단순시계열모형(A simple time series model), 부분조정모형

1) 공정거래위원회(2003), p.509.

2) 제주-내륙 간 항공노선의 수요모형 및 탄력성은 유의한 경쟁수단이 존재하는 서울-부산 간 항공노선을 포함한 내륙 항공노선의 수요모형 및 탄력성과는 다를 수 있다.

(The partial adjustment model), 항상소득모형(The permanent income model), 일반시계열모형(A general time series model)[3]의 구조 및 선행연구의 결과를 제시하였다.

Lave(1972)는 1929년~1966년 동안 미국의 연도별 총 국내 항공여객수요를 로그선형의 단순시계열모형을 이용하여 분석하였다. 그는 급성장한 항공여객시장을 고려하여 분석기간을 1929년~1966년과 1945년~1966년으로 분리하고, 장기간의 추세를 고려하기 위한 추세항 포함여부에 따라 총 4개의 모형을 설정하였다. 분석결과, 추세항 포함여부가 인구에 대한 계수 추정치와 부호에 큰 영향을 미친다는 사실을 확인하였으며, 모든 모형에서 소득 및 운임탄력성이 탄력적으로 추정되었다.

Lave(1972)에는 Brown(1968)의 U.S. CAB(Civil Aeronautics Board, 민간항공위원회) 부분조정모형의 결과가 제시되어 있다. 이 연구는 1946년~1966년 동안의 연도별 자료를 이용하여 세 가지 모형을 분석하였다. 이 연구에서는 가처분소득과 인구 사이의 공선성을 제거하기 위해 1인당 가처분소득을 활용하였다. 분석결과, 추세항 포함여부에 따라 운임 및 소득탄력성 추정치가 상이함을 확인하였다.

Oum et al.(1992)이 지금까지 연구된 항공여객수요의 운임탄력성을 정리한 결과는 〈표 1〉과 같다. 그에 따르면 지금까지 연구된 항공여객수요의 운임탄력성 추정치의 범위는 -0.4~-4.51 사이에 위치하고, 대부분의 값은 -0.8~-2.0 사이에 위치한다. 또한, 여가통행이 업무통행보다 더 탄력적으로 추정되었다.

〈표 1〉 국외 선행연구의 운임탄력성 추정결과[1]

목적 \ 자료	시계열자료	횡단면자료	기타[2]
여가통행	0.40~1.98, 1.92	1.52	1.40~3.30, 2.20~4.60
업무통행	0.65	1.15	0.90
혼합 또는 불명확	0.82, 0.91, 0.36~1.81, 1.12~1.28, 1.48	0.76~0.84, 1.39, 1.63, 1.85, 2.83~4.51	0.53~1.00, 1.80~1.90

주: 1) 수록된 탄력성 추정치는 모두 음의 값임.
2) 기타는 자료유형이 불명확한 경우임.

2. 국내 선행연구

항공여객수요와 관련된 국내 선행연구는 흔치 않다. 선행연구 또한 대부분 국내총생산(GDP)을 설명변수로 하는 단순시계열모형을 이용하였다. 1999년 건설교통부에서는 항공여객수를 종속변수로 하고, 국내총생산(GDP)을 설명변수로 하는 단순회귀모형을 구축하여 고속철도 개통의 영향을 받는 노선의 항공여객수요를 추정하였다. 국내선 항공여객수요에 관한 최근의 선행연구로는 조승상·정회용(2006)과 곽우심(2006)이 있으며, 이들 또한 단순시계열모형을 이용하였다.

〈표 2〉 국내 선행연구의 탄력성 추정결과

구분 / 선행연구	자료 형태	모형	범위	탄력성	
				소득	운임
조승상 (2006)	연도별	단순 시계열모형	전 노선	1.413	-0.792
			내륙	1.596	-1.239
			제주-내륙	0.869	-0.248
곽우심 (2006)	월별	단순 시계열모형	전 노선	-	-

주: 곽우심(2006)의 경우 탄력성을 제시하지 않음.

조승상·정회용(2006)은 국내 저비용항공사의 잠재력을 평가하기 위해 로그선형의 단순시계열모형을 이용하여 항공여객수요의 운임 및 소득탄력성을 추정하였다. 이 연구는 1990년~2004년 동안의 연도별 자료를 이용하여 국내선 전체 노선 및 내륙 노선과 제주-내륙 간 노선[4]을 분리하여 수요모형과 탄력성을 추정하였다. 분석결과, 국내선 전 노선의 경우 소득탄력성은 1.413, 운임탄력성은 -0.792로 분석되었고, 노선별 분석결과 제주-내륙 간 노선의 경우 소득탄력성은 0.869, 운임탄력성은 -0.248로 모두 비탄력적으로, 내륙 노선의 경우 소득탄력성은 1.596, 운임탄력성은 -1.239로 모두 탄력적으로 분석되었다.

곽우심(2006)은 국내선과 국제선 항공여객수요를 BOX-JENKINS의 계절형 ARIMA를 이용한 예측모형과 국내총생산, 환율, 유가 등의 설명변수를 이용한 단순시계열모형을 설정하여 분석하였다. 국내선 분석을 위한 ARIMA 예측모형의 경우 1998년~2002년 기간 동안

3) 항상소득모형과 부분조정모형이 결합된 모형이다.
4) 제주-내륙 간 노선의 경우 종속변수를 유임승객-km가 아닌 유임승객 수를 이용하였다.

의 월별 자료를 이용하였다. 국내선 분석을 위한 단순시계열모형의 경우 국내총생산(단위: $)을 설명변수로 설정하여 분석하였다.

Ⅲ. 모형 및 변수의 설정

1. 모형의 설정

부분조정모형의 가설에 의하면 여행수요는 여행지, 여행경비 및 소득 등 심리적·경제적 제약조건으로 인해 시차를 두고 점진적으로 균형상태에 도달하게 된다.

제주도관광협회[5]에 따르면 제주-내륙 간 국내선 항공여객승객들 중 관광목적의 내국인 비중은 약 81% 수준이다. 또한 1996년~2006년 동안 내국인 1인당 관광지출비용(항공운임 제외)은 약 24~28만원 수준[6]이다. 항공운임을 포함한 1인당 총 여행경비는 약 40만원으로 소득수준을 고려할 경우 경제적 제약 때문에 제주-내륙 간 국내선 항공여객수요가 당기가 아니라 시차를 두고 점진적으로 균형상태에 도달할 가능성이 있다. 소득수준의 증가, 환율 하락 및 중증급성호흡기증후군(SARS)의 발병과 같이 제주와 대체관계가 성립될 수 있는 해외여행 환경의 변화 또한 제주-내륙 간 국내선 항공여객수요가 당기가 아니라 시차를 두고 점진적으로 균형상태에 도달할 가능성을 높인다고 할 수 있다. 따라서 제주-내륙 간 항공여객수요의 경우 여행지, 여행경비 및 해외여행 환경 등 심리적·경제적 제약조건으로 인해 시차를 두고 점진적으로 균형상태에 도달하는 부분조정모형 가설의 적용 가능성을 살펴볼 필요가 있다.

이를 위해 본 연구에서는 Kanafani(1983)가 거시분석에서 제시한 네 가지 시계열모형(Time series models) 중에서 가처분소득 자료 구축의 한계로 인한 소득변수의 왜곡 가능성[7]을 고려하여 항상소득모형과 일반시계열모형을 제외한 단순시계열모형과 부분조정모형 두 가지 모형을 설정하였다. 단순시계열모형의 추정결과로부터 항공여객수요의 월별 특성 및 월별 탄력성을 도출할 수 있다. 한편 부분조정모형의 추정결과로부터는 부분조정모형의 적실성(relevancy)을 검증할 수 있고, 장·단기 탄력성을 도출할 수 있다.

또한 본 연구에서는 선형모형 이외에 로그선형모형을 추가로 설정하였다. 로그선형모형은 선형모형과 달리 비선형 효과를 모형화할 수 있다는 점과 추정된 계수 자체가 탄력성을 의미하는 점에서 선형모형에 비해 유용한 모형이다. 로그선형모형은 종속변수와 설명변수에 자연로그를 취하며, 함수 형태는 선형모형과 동일하다.

1) 단순시계열모형

본 연구에서는 설명변수에 이미 포함되어 있는 항공운임을 8월 기준 월별 더미변수[8]와 곱하여 이를 다시 적용하는 Jackknife 기법을 통해 제주-내륙 간 국내선 항공여객수요에 대한 항공운임의 월별 영향을 분리하고, 이를 통해 월별 운임탄력성을 추정하기 위해 식(2)와 같은 단순시계열모형을 설정하였다.

$$T_t = \alpha + \sum_{i=1}^{I}\beta_i X_{ti} + \sum_{j=1}^{11}\gamma_j \; FAREJK_{tj} + \sum_{k=1}^{n}\theta_k DV_{tk} + e_t \qquad (2)$$

T는 항공여객수요, X는 항공운임을 포함한 설명변수, $FAREJK$는 Jackknife 기법을 적용하기 위한 변수로 8월 기준 월별 더미변수와 항공운임의 곱, DV는 기타 더미변수, e는 오차항, t는 시기이다.

2) 부분조정모형

본 연구에서는 시차 종속변수가 설명변수에 포함되어 있어 계수 추정치로부터 장·단기 탄력성을 추정할 수 있는 부분조정모형을 설정하였다.

부분조정모형 또한 Jackknife 기법을 통해 제주-내륙 간 국내선 항공여객수요에 대한 성수기/비수기별 항공운임의 영향을 분리하고, 이를 통해 성수기/비수기별 운임탄력성을 추정하기 위한 모형을 설정하였다.

이를 위해 설명변수에 이미 포함되어 있는 항공운임을

5) 제주도관광협회(2002), p.106, 제주도관광협회(2007), p.80.
6) 제주도관광협회 내부자료 및 제주도관광협회(2007), p.87의 자료에 기본분류 소비자물가지수(2000년=100)를 적용하여 재산정하였다.
7) 항상소득모형과 일반시계열모형은 소득의 자기회귀모형에서 추정된 파라미터를 수요모형 분석에 반영하는 과정을 거치게 된다. 그러나 자료구축 과정과 연구의 한계에 기술한바와 같이 통계청에서 제공하는 가처분소득 자료는 연도별 자료로 본 연구에서는 월별 취업자 수를 이용하여 월별 자료를 구축하였다. 따라서 월별 가처분소득의 자기회귀모형에서 추정된 파라미터를 수요모형 분석에 반영하는 과정에서 소득변수의 왜곡이 발생할 수 있으므로 본 연구에서는 이들 모형을 제외하였다.
8) 8월은 0, 나머지 월은 1로 설정하였다.

성수기 더미변수[9]와 곱하여 설명변수로 다시 적용하였다.

우선, 부분조정모형의 가설에 따르면 장기의 바람직한(desired) 항공여객수요는 식(3)과 같이 표현할 수 있다.

$$T_t^* = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{l}\beta_{0i}X_{ti} + \gamma_0\ PEAKJK_t + \sum_{k=1}^{n}\theta_{0k}DV_{tk} + u_t \quad (3)$$

T^*는 장기의 바람직한 항공여객수요, X는 항공운임을 포함한 설명변수, $PEAKJK$는 Jackknife 기법을 적용하기 위한 변수로 성수기 더미변수와 항공운임의 곱, DV는 기타 더미변수, u는 오차항, t는 시기이다.

장기의 바람직한 항공여객수요는 직접적으로 관찰되지 않으므로 부분조정모형의 가설에 따라 식(4)와같이 표현할 수 있다.

$$T_t - \sum_{k=1}^{m} T_{t-k} = \delta(T_t^* - \sum_{k=1}^{m} T_{t-k}) \quad (4)$$

δ는 조정계수(coefficient of adjustment)이며, 0과 1 사이의 값을 갖는다. δ가 0이면 수요의 관성 및 경직성으로 인해 항공여객수요가 당기에 전혀 이루어지지 않음을 의미하고, 1이면 당기에 모두 이루어짐을 의미한다. 식(4)를 T_t로 정리하면 식(5)와 같다.

$$T_t = \delta T_t^* + (1-\delta)\sum_{k=1}^{m} T_{t-k} \quad (5)$$

식(3)을 식(5)에 대입하면 식(6)과 같이 본 연구에서 사용하는 부분조정모형이 된다.

$$T_t = \alpha + \sum_{i=1}^{l}\beta_i X_{ti} + (1-\delta)\sum_{j=1}^{m}(T_{t-j}) + \gamma\ PEAKJK_t + \sum_{k=1}^{n}\theta_k DV_{tk} + e_t \quad (6)$$

2. 모형별 탄력성 추정방법

Jackknife 기법을 적용한 단순시계열모형의 경우 계수 추정치로부터 항공운임의 월별 영향을 분리해 낼 수 있으므로 이를 통해 월별 운임탄력성을 추정할 수 있다.

단순시계열 선형모형의 경우 수요곡선의 위치에 따라 탄력성이 달라진다. 따라서 본 연구에서는 식(7)과 식(8)에서와 같이 분석기간 동안 설명변수의 전체 또는 월별 평균을 이용하여 탄력성을 추정하였다.

$$\eta_{X_i} = \frac{dT}{dX_i} \times \frac{\overline{X_i}}{\overline{T}} \quad (7)$$

η_X는 설명변수(X)의 탄력성, $\overline{X}$는 설명변수(X)의 전체 평균, $\overline{T}$는 항공여객수요(T)의 전체 평균이다.

$$\eta_{FARE_j} = \left(\frac{dT}{dFARE} + \frac{dT_j}{dFAREJK_j}\right) \times \frac{\overline{FARE_j}}{\overline{T_j}} \quad (8)$$

η_{FARE_j}는 월별(j) 운임탄력성, $\overline{FARE_j}$는 항공운임의 월별(j) 평균, $\overline{T_j}$는 항공여객수요의(T)의 월별(j) 평균이다.

단순시계열 로그선형모형의 경우 선형모형과 달리 수요곡선의 모든 위치에서 탄력성이 동일하고, 계수 추정치가 바로 설명변수의 탄력성이 된다. 단, 월별 운임탄력성은 항공운임의 계수 추정치와 Jackknife 기법을 적용한 설명변수($FAREJK$)의 월별 계수 추정치(γ_j)를 더해 추정하였다.

부분조정모형의 경우 시차 종속변수가 설명변수에 포함되어 있어 계수 추정치로부터 장·단기 탄력성을 추정할 수 있다. 또한, Jackknife 기법을 적용하였으므로 성수기/비수기별 운임탄력성을 추정할 수 있다.

부분조정 선형모형의 단기 탄력성은 단순시계열 선형모형과 동일하게 식(7)과 (8)로부터 추정하였다. 단, 성수기/비수기별 운임탄력성 추정의 경우 식(8)에서 항공운임과 항공여객수요의 월별 평균 대신 성수기/비수기별 평균을 사용하였다.

부분조정 선형모형의 장기 탄력성은 식(9)와 (10)을 통해 추정하였다.

$$\eta_{LR,X_i} = \frac{\eta_{SR,X_i}}{(1-\delta)} \quad (9)$$

$\eta_{LR,X}$는 설명변수(X)의 장기 탄력성, $\eta_{SR,X}$는 설명변

9) 7월과 8월은 1, 나머지 월은 0으로 설정하였다.

수(X)의 단기 탄력성, δ는 조정계수이다.

$$\eta_{LR,FARE} = \frac{\eta_{SR,FARE}}{(1-\delta)} \quad (10)$$

$\eta_{LR,FARE}$는 성수기/비수기별 장기 운임탄력성, $\eta_{SR,FARE}$는 성수기/비수기별 단기 운임탄력성, δ는 조정계수이다.

부분조정 로그선형모형의 단기 탄력성은 계수 추정치가 바로 설명변수의 탄력성이 된다. 단, 성수기/비수기별 운임탄력성은 항공운임의 계수 추정치와 Jackknife 기법을 적용한 설명변수($PEAKJK$)의 계수 추정치(γ)를 더해 추정하였다. 장기 탄력성은 선형모형과 동일하게 식(9)와 (10)를 통해 추정하였다.

3. 변수의 설정

앞에서 살펴본 Kanafani(1983)의 거시분석에서 제시한 수요함수에 따르면, 설명변수로는 크게 사회경제적 변수와 교통공급 변수로 구분된다. 사회경제적 변수로는 인구, 소득 등을 고려할 수 있다고 하였으며, 소득의 경우 가처분소득이 항공여객수요에 큰 영향을 미친다고 하였다. 교통공급 변수로는 운임, 속도, 사고지표 등을 고려할 수 있다고 하였으며, 운임은 가중평균운임이 거시분석에 보편적으로 사용된다고 하였다.

본 연구에서는 사회경제적 변수로 실질 가처분소득을 설정하였다. 인구의 경우 본 연구가 월별 자료를 이용하고, 분석기간 동안 인구증가가 크지 않아 포함하지 않았다. 또한, 여가통행 목적지 측면에서 제주와 대체관계에 있을 것으로 예상되는 아시아 국가 내국인 출국자 수를 변수로 설정하였다. 교통공급 변수로 km당 실질 가중평균운임과 공급좌석-km를 설정하였다.

더미변수는 Jackknife 기법을 적용하기 위한 더미변수와 항공여객수요에 영향을 미칠 것으로 예상되는 기타 더미변수를 설정하였다. Jackknife 기법을 적용하기 위한 더미변수의 경우 단순시계열모형은 항공여객수요가 가장 많은 8월 기준 월별 더미변수를 설정하였고, 부분조정모형은 성수기 운임이 적용되는 월(7월, 8월)을 더미변수로 설정하였다. 기타 더미변수는 동남아시아 중증급성호흡기증후군(SARS)의 발병의 영향으로 내국인 아시아 국가 출국자 수가 급감하는 시기인 2003년 4월~6월을 더미변수로 설정하였다.

마지막으로, 노선별 항로거리를 고려함으로써 단순한 승객 수로는 파악할 수 없는 특징을 분석하기 위해 유임승객-km를 종속변수로 설정하였다.

Ⅳ. 자료의 구축 및 통계적 검정

1. 자료의 구축

앞에서 설정한 변수들에 대한 자료를 구축하기 위해 〈표 3〉과 같이 1996년~2005년 동안의 월별 및 연도별 시계열자료를 수집하였다. 또한 분석에 사용한 자료는 〈그림 1〉과 같은 과정을 거쳐 구축하였다.

km당 실질 가중평균운임의 구축 방법은 다음과 같다. 우선, 여객공항이용료를 포함한 노선별/항공사별 운임체계 적용일자를 반영한 km당 가중평균운임을 식(11)을 이용하여 구하였다.

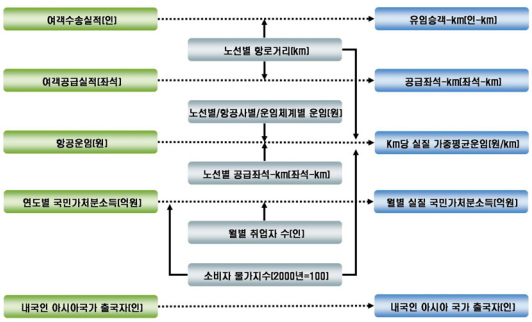
$$F_{ijt} = \frac{\sum_k (F_{ijkt} \times D_{ijkt})}{\sum_k D_{ijkt}} \div L_i \quad (11)$$

F_{ij}는 운임체계별 적용일자를 반영한 i 노선 j 항공사의 km당 가중평균운임, F_{ijk}는 i 노선 j 항공사의 k 운임체계에서의 항공운임, D_{ijk}는 i 노선 j 항공사의 k 운임체계 적용일자, L_i는 i 노선의 항로거리, t는 시기이다.

다음으로, 항공사별 공급좌석-km를 가중평균한 노선

〈표 3〉 자료의 개요

자료	자료 설명	출처	형태
여객수송 실적(인)	제주-내륙 간 국내선 정기항공사 유임승객 수	한국공항공사	월별
여객공급 실적(좌석)	제주-내륙 간 국내선 정기항공사 공급좌석		월별
항로거리 (km)	제주-내륙 간 국내선 정기항공사 항로거리	한국공항공사 제주도	-
항공운임 (원)	제주-내륙 간 국내선 정기항공사 항공운임	대한항공 아시아나항공	월별
소비자 물가지수	기본분류 소비자 물가지수(2000년=100)	통계청	월별
취업자 수 (인)	취업자 수		월별
국민가처분 소득(억원)	전체 항목 국민가처분소득		연도별
해외여행자 수(인)	내국인 아시아 국가 출국자 수	한국관광공사	월별



〈그림 1〉 자료의 구축과정

별 km당 가중평균운임을 식(12)를 이용하여 구하였다.

$$F_{it\cdot} = \frac{\sum_j (F_{ijt} \times S_{ijt})}{\sum_j S_{ijt}} \tag{12}$$

$F_{i\cdot}$는 i 노선의 km당 가중평균운임, F_{ij}는 운임체계별 적용일자를 반영한 i 노선 j 항공사의 km당 가중평균운임, S_{ij}는 i 노선 j 항공사의 공급좌석-km, t는 시기이다.

다음으로, 각 노선별 km당 가중평균운임을 식(13)을 이용하여 전 노선에 대한 km당 가중평균운임을 구하였다.

$$F_{t\cdot\cdot} = \frac{\sum_i (S_{it\cdot} \times F_{it\cdot})}{\sum_i S_{it\cdot}} \tag{13}$$

$F_{\cdot\cdot\cdot}$는 제주-내륙 간 전 노선의 km당 가중평균운임, $S_{i\cdot\cdot}$는 i노선의 공급좌석-km, $F_{i\cdot\cdot}$는 i노선의 km당 가중평균운임, t는 시기이다. 마지막으로, 월별 소비자물가지수(2000=100)를 이용하여 월별 km당 실질 가중평균운임을 구하였다.

제주-내륙 간 국내선 항공여객노선의 항공권 구입 경로는 항공사를 통한 구입(On-line, Off-line) 외에도 여행사 패키지 상품을 이용할 수 있다. 따라서 정확한 항공운임 자료를 구축하기 위해서는 이들 패키지 상품도 고려해야 하나, 해당 자료를 수집할 수 없었기 때문에 이를 반영하지 못하였다. 그러나 제주도관광협회(2007)에 따르면 연간 패키지 이용 관광객은 약 33.5%정도이고, 패키지 상품 가격에 이미 항공운임이 포함되어 있어 항공운임이 할증되는 성수기에 패키지 상품 가격 또한 상승하므로 본 연구의 km당 실질 가중평균운임 구축 방법은 큰 무리가 없다고 할 수 있다.

통계청에서는 국민가처분소득을 연도별로 제공한다. 본 연구에서는 통계청에서 제공하는 월별 취업자 수를 이용하여 연도별 가처분소득을 당해 년의 월별 취업자 수에 따라 비례적으로 배분하는 식(14)와 같은 방법을 통해 월별 가처분소득을 구축하였다.

$$NDI_{t,m} = NDI_t \times \frac{EMP_{t,m}}{\sum_{m=1}^{12} EMP_{t,m}} \tag{14}$$

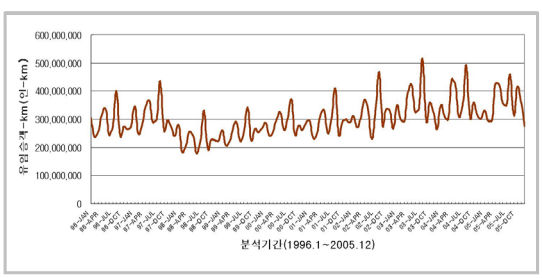
NDI는 명목 국민가처분소득, EMP는 취업자 수, t는 연도, m은 월을 의미한다. 여기에, 월별 소비자 물가지수(2000=100)를 반영하여 월별 실질 가처분소득을 구축하였다.

기타 자료는 구축 방법이 간단하여 〈그림 1〉로 대신하고, 구축 방법에 대한 설명은 생략하기로 한다. 구축 자료의 내역을 정리하면 〈표 4〉와 같다.

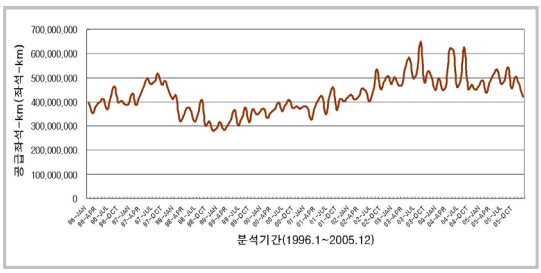
〈표 4〉 구축 자료의 내역

변수		영문	단위	내역
종속변수		DRPK	인-km	제주-내륙 간 국내선 정기항공사 유임승객-km
설명변수	공급변수	DSSK	좌석-km	제주-내륙 간 국내선 정기항공사 공급좌석-km
	가격변수	FARE	원/km	제주-내륙 간 국내선 정기항공사 km당 실질 가중평균운임
	소득변수	DI	억원	실질 가처분소득
	기타변수	SO	인	내국인 아시아 국가 출국자 수

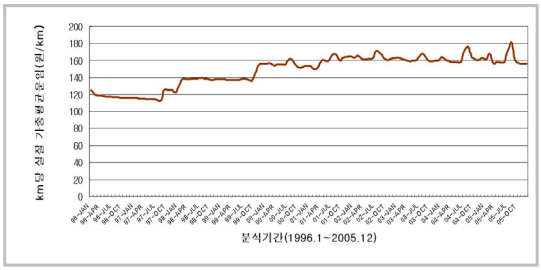
이상의 구축 자료를 정리하면 〈그림 2〉~〈그림 6〉과 같다. 그림에서 보는바와 같이 제주-내륙 간 월별 유임승객-km는 1년을 주기로 증감을 반복하는 전형적인 계절변동 패턴을 보이며, 성수기인 8월, 준성수기인 1월, 4월, 5월, 7월, 10월, 비수기인 2월, 3월, 6월, 9월, 11월, 12월로 구분할 수 있다. 공급좌석-km, km당 실



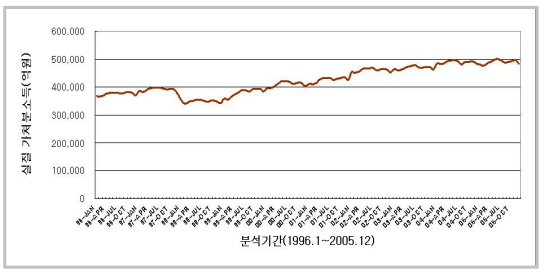
〈그림 2〉 월별 유임승객-km 추이



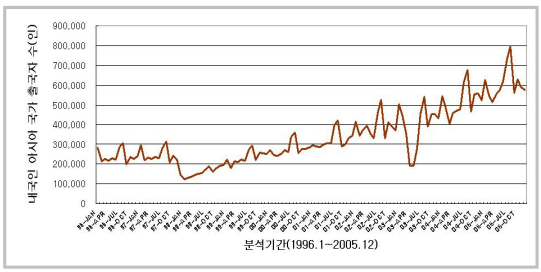
〈그림 3〉 월별 공급좌석-km 추이



〈그림 4〉 월별 km당 실질 가중평균운임 추이



〈그림 5〉 월별 실질 가처분소득 추이



〈그림 6〉 월별 내국인 아시아 국가 출국자 수 추이

질 가중평균운임, 실질 가처분소득 및 내국인 아시아 국가 출국자 수 또한 1년을 주기로 증감을 반복하는 전형적인 계절변동 패턴을 보임을 확인할 수 있다.

2. 자료의 통계적 검정

1) 자료의 기술적 통계량

〈표 5〉에 제시된 기술적 통계량의 유임승객-km와 공급좌석-km의 평균으로부터 분석기간 동안의 평균탑승률은 71.3%임을 확인할 수 있다. 또한, 유임승객-km의 최대값은 최소값의 약 2.88배, 공급좌석-km은 약 2.30배, 실질 가중평균운임은 약 1.60배, 실질 가처분소득은 약 1.47배, 출국자 수는 약 6.47배임을 확인할 수 있다. 특히, 출국자 수의 최소값은 동아시아 중증급성호흡기증후군 발병시기 출국자 수로 중증급성호흡기증후군이 내국인 아시아 국가 출국자 수에 큰 영향을 미쳤음을 확인할 수 있다(〈그림 6〉 참고).

〈표 5〉 자료의 기술적 통계량

변수 / 통계량	DRPK	DSSK	FARE	DI	SO
평균	303,871,621	426,258,614	148.11	424,336.37	338,859
중앙값	296,633,951	421,393,227	156.23	418,032.28	293,971
최대값	516,330,557	650,349,715	181.28	500,430.69	795,492
최소값	179,652,846	283,674,638	113.31	341,170.04	122,882
표준편차	65,203,914	75,268,783	18.06	48,725.35	146,553
관측 수	120	120	120	120	120

2) 다중공선성의 검정

설명변수간의 다중공선성 정도가 심각해지면 큰 표준오차가 발생하여 계수들을 정확히 추정할 수 없다. 다중공선성을 검정하는 유일한 방법은 없으며, 다음의 경험적인 방법들을 검토할 수 있다[10].

높은 결정계수(R^2)와 통계적으로 유의한 t-값이 거의

〈표 6〉 변수 간의 상관계수

상관계수	DRPK	DSSK	FARE	DI	SO
DRPK	-	0.853 (0.851)	0.348 (0.324)	0.600 (0.631)	0.642 (0.666)
DSSK	-	-	0.353 (0.314)	0.727 (0.737)	0.654 (0.661)
FARE	-	-	-	0.752 (0.733)	0.661 (0.646)
DI	-	-	-	-	0.865 (0.891)
SO	-	-	-	-	-

주 : 괄호 안의 값은 설명변수들에 자연로그를 취한 경우임.

10) Gujarati(1988), pp.298-302.

없는 경우, 설명변수들 간의 상관관계가 높은 경우, 편상관계수를 통한 검정, 보조회귀를 통한 검정, 고유값과 조건지수를 통한 검정, 허용한도(tolerance)와 분산팽창요소를 통한 검정 등의 방법이 있다.

본 연구에서는 상관관계를 통해 다중공선성을 검정하였다. 일반적으로 설명변수 간 상관계수가 0.8 이상이 되면 다중공선성은 심각한 문제가 된다. 상관계수를 분석한 결과는 〈표 6〉과 같다.

상관관계 분석결과 소득이 증가할수록 해외여행자 수가 증가하는 양의 상관관계로 인해 실질 가처분소득(DI)과 출국자 수(SO) 사이의 상관계수가 0.865(0.891)로 상당히 높게 분석되었다. 따라서 본 연구에서는 출국자 수를 설명변수에서 제외하였다. 대신 중증급성호흡기증후군 발병 더미변수를 통해 제주와 아시아 국가 사이 여가통행 목적지 측면의 대체관계를 간접적으로 고려하였다.

3) Granger 인과관계의 검정

일반적으로 수요와 공급 사이에는 양방향성 문제가 있어 수요모형에 공급변수를 포함하기 전에 이들 사이의 인과관계를 확인해야 한다.

본 연구에서는 유임승객-km와 공급좌석-km 사이의 인과관계를 확인하기 위해 Granger 인과관계 검정을 실시하였다. 월별 자료에 대한 인과관계 검정 시 적합한 후행차수는 1차, 12차, 24차, 그리고 그 이상의 후행차수까지를 범위로 선택할 수 있다.[11] 본 연구에서는 1차, 12차, 24차, 36차의 후행차수에 대해 Granger 인과관계 검정을 실시하였으며, 검정 결과는 〈표 7〉과 같다.

〈표 7〉 Granger 인과관계의 검정결과

차수	귀무가설	Probability
1차	DSSK는 DRPK의 원인변수가 아님	〈0.0001 (〈0.0001)
	DRPK는 DSSK의 원인변수가 아님	〈0.0001 (〈0.0001)
12차	DSSK는 DRPK의 원인변수가 아님	0.0123 (0.0004)
	DRPK는 DSSK의 원인변수가 아님	〈0.0001 (0.0307)
24차	DSSK는 DRPK의 원인변수가 아님	0.7174 (0.0244)
	DRPK는 DSSK의 원인변수가 아님	0.0212 (0.7770)
36차	DSSK는 DRPK의 원인변수가 아님	0.5125 (0.1916)
	DRPK는 DSSK의 원인변수가 아님	0.1021 (0.6398)

주 : 괄호안의 값은 설명변수들에 자연로그를 취한 경우임.

분석결과 후행차수 1차와 12차에서 양방향의 인과관계를 확인할 수 있었다. 따라서 본 연구에서는 공급좌석-km를 설명변수에서 제외하였다[12].

4) Q-통계량을 통한 시차 종속변수의 후행차수 결정

부분조정모형의 경우 유임승객-km의 시차 종속변수의 후행차수 m을 결정해야 한다. 차수 m은 유임승객-km의 m차 시차 종속변수를 설명변수로 하는 회귀모형 추정을 통해 구한 오차항의 자기상관 여부를 통해 결정한다.

본 연구에서는 오차항의 자기상관 검정을 위해 Ljung와 Box에 의해 개발된 Q-통계량을 사용하였으며, 식으로 표현하면 식(15)와 같다.

$$Q' = T(T+2)\sum_{s=1}^{m}\left(\frac{\hat{\rho}_s^2}{T-s}\right) \quad (15)$$

여기서, Q'는 Ljung-Box 통계량, T는 표본 수, $\hat{\rho}_s^2$는 추정된 자기상관, m은 시차이다. 시차 m까지 모든 자기상관이 영이라는 귀무가설 하에서 통계량 Q'는 대표본으로 어느 검정 통계량의 값이든 적절한 χ^2분포에서 임계치보다 클 경우 모든 자기상관이 영이라는 귀무가설을 기각하고, 이들 중 하나 또는 그 이상이 영이 아니라는 대립가설을 받아들이게 된다. 귀무가설을 기각하는데 실패할 경우 오차항은 평균이 영이고, 분산은 동일한 백색잡음(white noise)이 된다.

검정결과, 유임승객-km의 1차, 12차, 13차 시차 종속변수를 설명변수에 포함할 때 백색잡음(white noise)이 됨을 확인할 수 있었다.

Ⅴ. 항공여객수요모형 및 탄력성의 추정결과

1. 모형의 추정결과

1) 단순시계열모형

Jackknife 기법을 적용한 선형 및 로그선형의 단순시계열모형의 추정결과는 〈표 8〉과 같다.

11) 이홍재 · 박재석 · 송동진 · 임경원(2005), p.463.

12) 이와 같은 경우 공급변수가 수요에 미치는 영향을 고려하기 위해 연립방정식 모형을 이용할 수 있으나, 본 연구에서는 단일방정식 모형만을 추정하였다.

〈표 8〉 단순시계열모형의 추정결과

	선형모형		로그선형모형	
	계수추정치	t-통계량	계수추정치	t-통계량
C	13,984,649	0.790	2.293	3.005
DI	1,102.195	17.962	1.545	20.495
FARE	-387,255	-2.352	-0.488	-7.259
FAREJK(JAN)	-717,314	-11.586	-0.057	-10.084
FAREJK(FEB)	-1,065,424	-17.239	-0.097	-17.143
FAREJK(MAR)	-1,048,574	-16.767	-0.092	-16.251
FAREJK(APR)	-589,186	-9.310	-0.049	-8.627
FAREJK(MAY)	-594,284	-9.363	-0.050	-8.629
FAREJK(JUN)	-1,157,046	-18.245	-0.105	-18.273
FAREJK(JUL)	-839,637	-13.826	-0.072	-12.811
FAREJK(SEPT)	-1,125,349	-18.175	-0.102	-17.982
FAREJK(OCT)	-799,625	-12.873	-0.069	-12.124
FAREJK(NOV)	-918,287	-14.897	-0.079	-14.015
FAREJK(DEC)	-994,995	-16.216	-0.086	-15.300
SARSDM	31,897,059	2.464	0.095	2.433
R^2	0.910		0.918	
$\overline{R}^2$	0.898		0.907	
D-W stat	1.663		1.574	

주 : FAREJK( )는 8월 기준 월별 더미변수와 항공운임을 곱한 Jackknife 기법을 적용한 변수로 항공여객수요에 대한 8월 항공운임 대비 나머지 월별 항공운임의 상대적 영향을 의미함.

추정결과, 두 모형 모두에서 설명변수들의 계수 추정치는 5% 이상의 수준에서 유의하였으며, 부호들도 경제학 이론에 부합하였다. 모형의 적합도를 판단하는 기준이 되는 $\overline{R}^2$값은 큰 차이는 없으나, 로그선형모형이 선형모형에 비해 보다 더 적합한 것으로 나타났다. 1차 자기상관 정도를 나타내는 Durbin-Watson 통계량은 두 모형 모두 1차 자기상관 여부를 판단할 수 없는 불완전한 영역에 포함되어 있으나, 선형모형이 로그선형모형에 비해 2에 보다 더 가깝게 추정되었다[13].

2) 부분조정모형

Jackknife 기법을 적용한 선형 및 로그선형의 부분조정모형의 추정결과는 〈표 9〉와 같다.

추정결과, 선형모형은 항공운임을 제외한 설명변수들의 계수추정치가 10% 이상의 수준에서 유의하였으며, 로그선형모형은 모든 설명변수들의 계수추정치가 10% 이상의 수준에서 유의하여, 단순시계열모형에 비해 유의

〈표 9〉 부분조정모형의 추정결과

	선형모형		로그선형모형	
	계수추정치	t-통계량	계수추정치	t-통계량
C	-17,322,510	-0.707	0.019	0.018
DRPK(-1)	0.495	5.985	0.512	6.283
DRPK(-12)	0.804	15.816	0.759	14.762
DRPK(-13)	-0.570	-7.708	-0.591	-8.511
DI	366.806	3.550	0.552	3.831
FARE	-390,575	-1.647	-0.185	-1.762
PEAKJK	83,374	1.767	0.008	1.850
SARSDM	45,009,159	3.206	0.147	3.272
R^2	0.885		0.883	
$\overline{R}^2$	0.877		0.875	

주: PEAKJK는 성수기 운임 적용 월(7월, 8월)과 항공운임을 곱한 Jackknife 기법을 적용한 변수로 항공여객수요에 대한 비수기 대비 성수기 항공운임의 상대적 영향을 의미함.

성이 떨어지는 것으로 나타났다. 부호의 경우 단순시계열모형과 동일하게 경제학 이론에 부합하는 것으로 나타났다. 모형 적합도의 판단기준이 되는 $\overline{R}^2$값은 두 모형이 거의 동일하였다. 자기상관 여부는 Breusch-Godfrey방법을 이용한 Lagranger Multiplier(LM) 검정방법을 이용하여 1차부터 13차까지 검정하였다.[14] 검정결과, 선형모형의 경우 모든 차수에서 유의수준 5%에서 자기상관이 없다는 귀무가설을 기각하지 못하는 것으로 판정되었으나, 로그선형모형의 경우 유의수준 5%에서 2차 자기상관이 없다는 귀무가설을 기각하는 것으로 판정되었다. 따라서 로그선형모형의 경우 최소제곱 추정량의 분산이 커져 계수 추정치의 신뢰도가 과장되는 문제가 있으므로 그 결과를 해석함에 있어 유의하여야 한다.

2. 탄력성의 추정결과 및 모형의 적합성 검정결과

1) 탄력성의 추정결과

모형별 소득 및 운임탄력성의 추정결과는 〈표 10〉과 같다. 본 연구에서는 항공운임에 대해서 Jackknife 기법을 적용하여 월별(또는 성수기/비수기별) 운임탄력성을 추정하였다. 또한, 부분조정모형의 경우 계수추정치와 조정계수로부터 단기 및 장기 탄력성을 추정하였다.

단순시계열모형의 경우 소득탄력성은 약 1.54로 선형

13) Durbin-Watson 통계량이 불완전한 영역에 포함된 경우에는 표본 수를 늘리거나, 코크란-오커드 반복 추정방법(Cochrane-Orcutt iterative estimation) 또는 힐드레스-루(Hildreth-Lu) 방법 등을 사용할 수 있다. 코크란-오커드 반복 추정방법(Cochrane-Orcutt iterative estimation)은 자승합이 상대적 극소(local minimum)로 수렴하나, 절대적 극소(global minimum)로 수렴한다고 보장할 수 없으므로 이와 같은 문제는 힐드레스-루(Hildreth-Lu)방법을 통해 해결할 수 있다.

14) Asteriou(2006), pp.150-157.

〈표 10〉 모형별 탄력성의 추정결과

탄력성 \ 모형		단순시계열모형[1]		부분조정모형	
		선형[2]	로그선형	선형2)	로그선형
소득	단기	1.539	1.545	0.512	0.552
	장기			1.883	1.722
운임	1월	-0.522	-0.545	단:-0.197 장:-0.724	단:-0.185 장:-0.577
	2월	-0.844	-0.585		
	3월	-0.784	-0.580		
	4월	-0.415	-0.537		
	5월	-0.411	-0.538		
	6월	-0.846	-0.593		
	7월	-0.617	-0.560	단:-0.129 장:-0.475	단:-0.177 장:-0.551
	8월	-0.140	-0.488		
	9월	-0.861	-0.590	단:-0.197 장:-0.724	단:-0.185 장:-0.577
	10월	-0.565	-0.557		
	11월	-0.669	-0.567		
	12월	-0.766	-0.574		

주 : 1) 단순시계열 로그선형모형의 경우 장·단기 탄력성 구분이 없음.
2) 선형모형의 경우 변수의 평균을 이용해 탄력성을 추정하였음.

과 로그선형모형 모두 비슷하게 탄력적으로 추정되었다. 월별 운임탄력성은 선형과 로그선형모형 모두 성수기인 8월이 가장 낮게 추정되었으나, 가장 높게 추정된 월은 선형모형의 경우 9월, 로그선형모형의 경우 6월로 추정되었다. 선형과 로그선형모형의 월별 운임탄력성이 모두 비탄력적으로 추정되었으나, 그 추정치는 어느 정도 차이를 보이며, 선형모형이 로그선형모형에 비해 월별 운임탄력성의 차이가 큰 것으로 추정되었다.

부분조정모형의 경우 소득탄력성은 선형 및 로그선형모형 모두 단기에는 비탄력적, 장기에는 탄력적으로 비슷한 수준으로 추정되었다. 월별 운임탄력성은 선형과 로그선형모형 모두 비탄력적으로 추정되었으나 성수기보다는 비수기가, 단기보다는 장기가 보다 더 탄력적으로 추정되었다. 부분조정모형 또한 단순시계열모형과 마찬가지로 선형과 로그선형모형의 운임탄력성 추정치가 어느 정도 차이를 보이는 것으로 추정되었다.

2) 모형의 적합성 검정결과

선형과 로그선형모형 중 보다 적합한 모형을 검정하는 방법으로는 McKinnon, White, Davidson이 제시한 MWD 검정이 있다[15].

본 연구의 경우 선형과 로그선형모형의 운임탄력성 추정치가 서로 상이하여 보다 적합한 모형을 검정하기 위해 MWD 검정을 이용하였다. 검정결과, 단순시계열모형의 경우 로그선형모형이 선형모형보다 더 적합한 모형임을 확인할 수 있었다. 부분조정모형의 경우 선형과 로그선형모형 중 어떤 모형이 보다 더 적합한지를 검정할 수 없었다. 그러나 부분조정 로그선형모형의 경우 자기상관 검정결과 자기상관이 존재하는 것으로 나타났기 때문에 선형모형을 보다 더 적합한 모형으로 판별하였다.

〈표 11〉 적합 모형의 탄력성 추정결과

모형 \ 탄력성		소득탄력성		운임탄력성	
		단기	장기	단기	장기
단순시계열[1]	로그선형	1.545		-0.488 ~ -0.593[2]	
부분조정	선형	0.512	1.883	성수기: -0.129 비수기: -0.197	성수기: -0.475 비수기: -0.724

주 : 1) 단순시계열 로그선형모형의 경우 장·단기 탄력성 구분이 없음.
2) 제시한 단순시계열 로그선형모형의 운임탄력성은 월별 탄력성 중 가장 비탄력적인 8월(-0.488)과 가장 탄력적인 6월(-0.593)의 탄력성 추정치임.

본 연구에서 설정한 모형 중 적합하다고 판별한 모형과 해당 모형별 탄력성을 요약하면 〈표 11〉과 같다.

소득탄력성의 경우 단순시계열 로그선형모형은 탄력적으로, 부분조정 선형모형은 단기에는 비탄력적, 장기에는 탄력적으로 추정되었다.

운임탄력성의 경우 두 모형 모두 월별(또는 성수기/비수기별) 운임탄력성이 비탄력적으로 추정되었다. 단순시계열모형의 추정결과를 통해 탄력성과 계절의 관계를 살펴보면, 자료의 구축에서 언급했던 성수기(8월)가 가장 비탄력적으로, 준성수기(1월, 4월, 5월, 7월, 10월)는 성수기보다 탄력적으로, 비수기(2월, 3월, 6월, 9월, 11월, 12월)는 가장 탄력적[16]으로 추정되었다. 부분조정모형의 추정결과 또한 성수기가 비수기보다 상대적으로 더 비탄력적으로 추정되었다.

Ⅵ. 결론

본 연구는 1996년~2005년 동안의 제주-내륙 간 월별 시계열 총량자료를 이용하여 항공운임에 Jackknife

15) Gujarati(2006), pp.352-353.
16) 6월의 운임탄력성이 -0.593으로 가장 탄력적으로 추정되었다.

기법을 적용한 단순시계열모형과 부분조정모형을 설정한 후, 항공여객수요모형 및 탄력성을 추정하였고, 자기상관 및 MWD 검정을 통해 적합모형을 판별하였다. 종속변수로는 유임승객-km를, 설명변수로는 km당 실질 가중평균운임, 실질 가처분소득을 사용하였으며, 동아시아 중증급성호흡기증후군 발병시기를 더미변수로 포함하였다.

항공여객수요모형의 추정결과, 단순시계열모형의 경우 설명변수들의 계수 추정치가 5% 이상의 수준에서 유의하였으나, 부분조정모형의 경우 단순시계열모형보다 유의성이 떨어지는 것으로 나타났다. 계수추정치의 부호는 소득의 경우 양(+), 운임의 경우 음(-)으로 추정되어 경제학 이론에 부합하였다. 또한 모든 모형에서 중증급성호흡기증후군 발병 더미변수가 양(+)의 부호로 5% 이상의 수준에서 유의한 것으로 추정되어 여가통행의 목적지 측면에서 제주와 아시아국가들 사이에 대체관계가 성립함을 간접적으로 확인할 수 있었다.

소득탄력성 추정결과 단순시계열모형의 소득탄력성(1.55)과 부분조정모형의 장기 소득탄력성(1.88)이 탄력적으로 추정되었다. 이는 제주로의 여가통행 특성과 관련지어 해석할 수 있다.

운임탄력성 추정결과 모든 모형에서 운임탄력성이 비탄력적으로 추정되었다. 이는 제주의 지리적 특성상 항공여객교통에 대한 대체교통수단이 거의 존재하지 않는 상황과 관련지어 해석할 수 있다. 또한 운임탄력성은 모든 모형에서 성수기보다 비수기가, 부분조정모형의 경우 단기보다 장기가 보다 더 탄력적으로 추정되어 경제학 이론과 부합되는 것을 확인할 수 있었다. 한편 성수기/비수기 운임탄력성 추정결과로부터 운임조정을 통한 항공사들의 이익극대화 경영전략이 실효성이 있음을 확인할 수 있었다.

본 연구는 항공운임 변수를 포함한 월별 시계열 총량자료를 이용함으로써 선행연구가 지닌 표본 수 및 설명변수 설정의 한계를 개선한 점에서 의의가 있다고 할 수 있다. 하지만 다음과 같은 연구의 한계 또한 지적할 수 있다.

우선, 가처분소득의 경우 모형의 추정결과 통계적으로 유의하였으며, 탄력성 또한 선행 연구의 범위에서 크게 벗어나지 않아 적절하게 추정된 것으로 판단되나, 임금이외에 자본금 등에 의한 소득도 포함되어 있음에도 불구하고 월별 자료로 변환하기 위해 월별 취업자 수만을 고려하였다는 점을 연구의 한계로 지적할 수 있다. 둘째, 단순시계열모형의 경우 자기상관 여부를 판정할 수 없었으며, 부분조정모형의 경우 설명변수의 유의성이 낮게 추정된 점을 한계로 지적할 수 있다. 셋째, 제주라는 지역적 특성에도 불구하고 본 연구에서는 여가통행수요에 영향을 미칠 수 있는 변수를 포함하지 못한 점을 한계로 지적할 수 있다. 마지막으로, 서울-부산 간 항공노선을 포함한 내륙 항공노선의 수요모형과 탄력성을 추정하여 비교·분석하지 못한 점을 지적할 수 있다.

마지막으로 본 연구에 이어 진행될 수 있는 연구의 진행방향을 제시하면 다음과 같다. 첫째, 수요와 공급사이의 연립방정식 모형을 통해 본 연구에서 고려하지 못한 공급좌석-km의 영향을 분석해낼 수 있을 것이다. 둘째, 노선별 횡단면자료를 결합한 패널분석을 통해 보다 다양한 결과를 도출할 수 있을 것이다. 셋째, 저비용항공사를 포함한 항공사별 분석을 통해 저비용항공사 진입에 따른 영향을 파악할 수 있을 것이다. 본 연구에서 운임탄력성이 비탄력적으로 추정되었고 양대 항공사에 비해 저비용항공사가 소규모라는 점을 고려하면 저비용항공사가 진입하더라도 제주-내륙 간 항공여객수요에 큰 영향을 미치기는 어려울 것으로 판단된다. 그러나 저비용항공사를 포함한 항공사별 분석의 경우 대체수단이 다양해져 본 연구보다 더 탄력적인 운임탄력성이 추정될 것으로 예상되며, 이를 통해 저비용항공사의 진입효과를 보다 더 정확히 분석할 수 있을 것으로 기대된다.

참고문헌

1. 공정거래위원회(2003), "2002공정거래백서".
2. 곽우심(2006), "수요예측 이론에 의한 여객운송수요 적용사례 연구", 한국항공대학교 경영대학원 석사학위 논문.
3. 이홍재·박재석·송동진·임경원(2005), "EViews를 이용한 금융경제 시계열분석", 경문사.
4. 제주도(2000~2006), "주요관광행정현황".
5. 제주도관광협회(2002), "제주도 관광통계 개선방안".
6. 제주도관광협회(2007), "제주특별자치도 관광통계 방법 개선 연구".
7. 제주발전연구원(1999~2000), "제주도 관광통계 작성에 관한 연구".
8. 조승상·정회용(2006), "항공수요의 가격탄력성을 통한 국내 저운임항공사의 잠재력 평가", 교통정책연구, 제13권 제1호, 한국교통연구원, pp.185~199.

9. Asteriou, D.(2006), "Applied Econometrics: A Modern Approach using EViews and Microfit", Palgrave Macmillan.
10. Gujarati, D. N.(1988), "Basic Econometrics (2nd ed.)", McGraw-Hill.
11. Gujarati, D. N.(2006), "Essentials of Econometrics (3rd ed.)", McGraw-Hill.
12. Kanafani, A. K.(1983), "Transportation Demand Analysis", McGraw-Hill.
13. Lave, L. B.(1972), "The Demand for Intercity Passenger Transportation", Journal of Regional Science, Vol. 12, No. 1, pp.71~84.
14. Oum, T. H. et al.(1992), "Concepts of Price Elasticities of Transportation Demand and Recent Empirical Estimates: An Interpretative Survey", Journal of Transport Economics and Policy, Vol. 24, No. 2, pp.139~154.
15. Young, K. H.(1972), "A Synthesis of Time-Series and Cross-Section Analysis: Demand for Air Transportation Service", Journal of the American Statistical Association, Vol. 67, No. 339, pp.560~566.

♧ 주 작 성 자 : 백승한
♧ 교 신 저 자 : 백승한
♧ 논문투고일 : 2007. 7. 13
♧ 논문심사일 : 2007. 10. 10 (1차)
2008. 2. 19 (2차)
♧ 심사판정일 : 2008. 2. 19
♧ 반론접수기한 : 2008. 6. 30