

글로벌 여객의 해상과 항공운송에 대한 수요패턴

모수원*

Demand Pattern of the Global Passengers: Sea and Air Transport

Soowon Mo

Abstract : The main purpose of this paper is to estimate the impact of exchange rate and economic business activity on the passengers' demand for international transportation. The demand pattern depends upon the transport vehicles that the global passengers take. The global passengers' demand for transportation is modelled as exchange rate, industrial production and seasonal dummy variables. The seasonality is found in both water and air, but the former is far greater than the latter. All series span the period January 1990 to December 2008. The empirical results of this paper reveal that the income elasticity of sea transport is greater than that of air one, all of which are positive. The study also shows that the exchange rate has a significant impact on the demand for air transport, whereas it is insignificant in water transport. The impulse response function indicates that passengers increase steadily before peaking seven to eight months after the shocks to economic business activity and decline very slowly to its pre-shock level. The air passengers also respond negatively to the shocks in exchange rate and the impacts of exchange rate shock seem to decrease relatively slowly, while the water passengers respond positively after six months. The industrial production shocks remain above equilibrium for more than twenty four months, while the exchange rate shocks remain below equilibrium for more than twenty four months. Boosted by improved economic conditions worldwide, international tourism has recovered faster than expected from the impacts of the global financial crisis and economic recession of late 2008 and 2009. These facts suggest that the demand of global water transport has the high possibility of growing steadily and continuously.

Key Words : Global Passenger, Sea and Air Transport, Exchange Rate, Impulse Response

▷ 논문접수: 2011.01.31 ▷ 심사완료: 2011.03.09 ▷ 게재확정: 2011.03.24

* 목포대학교 경영대학 무역학과 교수, moswan@hanmail.net, 061)450-2623

I. 서론

우리나라 여객선과 항공편을 이용하는 패턴은 이용하는 교통수단에 따라 그리고 국내선과 국제선에 따라 다르게 나타나고 있다. 우리나라 연안 여객선을 이용한 여객은 도서민(島嶼民)을 포함하여 1990년 826만 명에서 2008년 1,416만 명으로 연평균 3.04% 증가하였다. 그런데 1990-1999년 기간의 연평균 증가율이 1.02%인데 비해 2000-2008년 기간의 증가율이 4.84%에 달해 1990-1999년 증가율의 거의 5배에 이르고 있다. 1999년 826만 명에서 1999년 905만 명으로 79만 명이 증가한 데 비해 2008년은 2000년에 비해 446만 명이 증가한 것으로도 알 수 있다. 특히 2006년 1,157만 명에서 2007년 1,263만 명으로 9.16%, 2008년 1,416만 명으로 12.1%라는 높은 증가를 기록하였다.

이러한 여객 수의 증가는 2010년 7월 전남 장흥군이 장흥 노력항에서 제주 성산포를 오가는 2400t급 오렌지호를 취항하여 6개월 만에 26만 명이라는 관광객을 유치하는데 성공하였다는 사실에서도 발견할 수 있다. 이러한 결과에 자극받아 전남 완도군이 한일고속과 2011년 하반기에 완도와 제주 간 위그선(WIG) 운항을 목표로 추진 중에 있으며, 전남 해남군도 2011년 10월 씨월드 고속페리(주)와 여객선 취항을 추진하고 있다. 이러한 것은 주5일 근무제, 탈 육지 본능, 항공비보다 싼 경비, 자신의 승용차를 가져갈 수 있다는 장점이 결합된 데 있다(서울신문, 2011.1.18). 이에 비해 국내선 항공 이용자는 1990-1999년 연평균 7.46%로 높은 증가를 보였으나 2000-2008년에는 3.46%로 떨어졌다. 특히 2000년 2,252만 명으로 정점을 이룬 후 2008년 1,700만 명까지 지속적으로 감소하였다.

한편 국제여객선 이용은 1998년 54만 명에서 빠른 속도로 증가하여 2008년 253만 명으로 4.7배 증가하였으며, 국제선 항공여객은 1998년 1411만 명에서 2008년 3534만 명으로 2,124만 명 증가하였다. 1990-1999년 국제여객선 이용은 14.5%, 2000년대 12.3%로 동 기간 국제선 항공여객의 6.3%, 7.7%보다 높아 여객선에 대한 수요가 더 빠르게 증가하고 있다. 그에 따라 국제항공운송이 차지하는 비중이 1990년 97.6%에서 2008년 93.3%로 하락하였으나 여전히 대단히 높은 비중을 차지하고 있어 국외를 방문할 때 항공운송에 크게 의존하고 있다. 이러한 점은 여객선에 대한 수요를 창출할 수 있는 기회가 그만큼 크다는 것을 의미하기도 하다. 이것은 일조국제페리의 2011년 2월 10일 평택-일조 카페리항로 취항 예정, 광양페리의 2011년 1월 23일 광양-시모노세키 항로 취항에서도 나타나고 있다.

본고는 국내 여객선과 국내선 항공에 대한 수요가 아닌 국제선에 대한 수요를 중심으로 분석한다. 그것은 국내 여객선과 국제 여객선에 대한 수요가 꾸준히 증가하고 있으나 국제여객선에 대한 수요가 국제선 항공수요에 비해 크게 낮아 이에 대한 분석을

하기 위해서 이다. 이를 위해 제II장에서 경제변수들로 구성된 모형을 구성하여 모형을 추정한 후, 제III장에서 오차수정모형과 충격반응을 이용하여 환율과 경기가 운송수요에 미치는 효과를 구체적으로 살펴본다. 그리고 제IV장에서 결론을 내린다.

II. 모형설정과 추정

본고에서는 국제여객선과 국제선 항공에 대한 수요를 경기와 가격의 함수로 정의하며 분석기간은 1990년 1월부터 2008년 12월까지이다. 모형은 대수선형(log-linear) 형태로 한다(Chua and Sharma, 1998; Bahmani-Oskooee and Ardalani, 2006; Bahmani-Oskooee and Hegert, 2009; Dritsakis and Athanasiadis, 2000; Kenen and Rodrik, 1986; 모수원, 2009; 김창범·이민희, 2010; 김창범, 2007; 김정훈, 2008).

$$tp_t = a_0 + a_1 ks_t + a_2 ip_t + a_3 seasons_t \quad (1)$$

여기서 tp 는 여객선(항공) 이용자, ks 는 원-달러 환율, ip 는 경기를 나타낸다. $seasons$ 는 계절더미변수로 계절성을 고려하기 위하여 투입하는데 계절성은 <표 1>과 같이 계절성 지수를 도출함으로써 확인할 수 있다.

<표 1> 계절지수

	국제여객선			국제선항공		
	1990-2008	1990-99	2000-08	1990-2008	1990-99	2000-08
1월	99.80	89.09	111.70	99.66	98.96	100.44
2월	74.69	63.13	87.52	90.39	89.25	91.65
3월	101.88	97.99	106.20	96.56	96.39	96.74
4월	106.87	104.25	109.78	93.76	93.79	93.73
5월	116.35	117.72	114.82	99.62	99.55	99.69
6월	106.08	102.83	109.69	101.16	101.35	100.95
7월	126.27	122.66	130.28	110.50	109.82	111.26
8월	160.78	169.39	151.22	125.07	126.11	123.92
9월	102.70	104.56	100.64	97.39	97.47	97.30
10월	114.78	122.07	106.67	100.20	100.84	99.49
11월	103.51	104.00	102.95	96.26	95.63	96.97
12월	98.26	93.70	103.33	98.66	98.13	99.25

여객선과 항공운송 모두 8월과 7월에 계절지수가 커서 수요가 동 기간에 가장 크게 집중되어 있다는 것을 알 수 있다. 특히 여객선 운송에서는 8월에 집중되어 있다. 1990-99 기간의 8월의 계절성 지수는 169로 7월과 10월의 122와 큰 차이를 보이고 있다. 또한 2월은 63으로 계절성 요인이 없는 100과 큰 차이를 보이고 있다. 일종의 음의

계절성을 갖고 있는 것으로 볼 수 있어 2월에 여객선 이용자는 격감하고 있다. 이러한 현상은 2000년대에 약화되나 여전히 8월의 지수와 7월의 지수와 큰 차이가 유지되고 있다. 1990-99 기간에 비해 8월에 집중되던 수요가 7월로 약간 분산된 것을 제외하면 별다른 차이가 없다. 이에 비해 항공운송은 계절성 격차가 그리 크지 않다. 1990-99년 기간과 2000-8년 기간의 8월 지수가 126, 124로 여객선에 비해 그리 크지 않으며 7월 지수 역시 110, 111로 계절효과가 강하지 않다. 이것은 항공운송에 대한 수요는 연중 균등하게 분포되어 있는데 비해 여객선 운송에 대한 수요는 7월과 8월 그것도 8월에 크게 집중되어 있다는 것을 의미하며 따라서 계절적 변동을 순화시킬 수 있는 대안이 필요하다는 것을 시사하고 있다.

<표 2> 모형 추정: 통상최소자승

constant	여객선		항공	
	model 1	model 2	model 1	model 2
	3.8268* (7.2420)	3.6197* (10.286)	11.760* (45.190)	11.780* (75.111)
ip	1.8839* (41.593)	1.8828* (62.404)	1.0287* (46.118)	1.0428* (77.690)
ks	-0.0783 (0.8740)	-0.0549 (0.9248)	-0.2597* (5.8887)	-0.2639* (9.9938)
Jul		0.2540* (5.0530)		0.0841* (3.7620)
Aug		0.5279* (10.506)		0.2184* (9.7731)
R^2	0.9199	0.9667	0.9261	0.9749
F	1292 (0.0000)	477.87 (0.0000)	1407 (0.0000)	640.06 (0.0000)

주: '*'은 5%에서 유의함을. 계수 밑 괄호 안의 숫자는 t통계량을, F통계량 밑 괄호 안의 숫자는 유의수준임을 나타냄.

<표 2>는 모형을 OLS를 이용하여 추정한 결과이다. 모형 1은 계절더미를 제외하고 추정한 결과이며 모형 2는 계절더미를 포함하여 추정한 결과이다. 모형 1과 모형 2의 결정계수는 약간의 차이를 보이나 대단히 높으며, 추정계수는 유의미한 차이를 보이지 않고 있다. 그러나 국제 여객선 여객함수의 잔차는 <그림 1>과 <표 3>에서와 같이 왜도와 첨도가 없는 것으로 나타나 모형이 만족스러우나, 국제선 항공여객함수의 잔차는

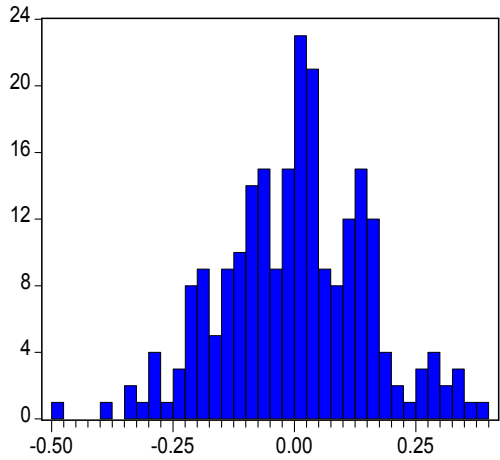
낮은 정도이지만 왜도와 첨도가 존재하는 것으로 나타나고 있다.

<표 3> 기초통계량

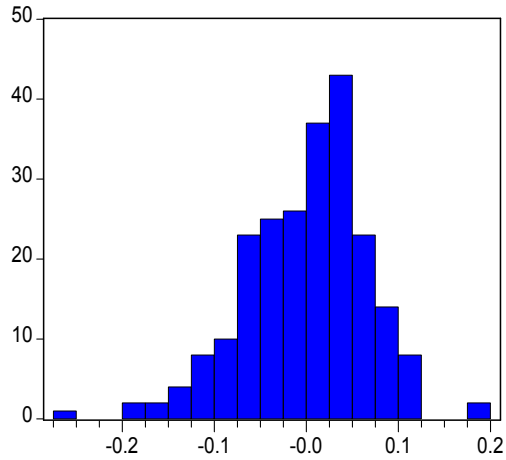
	여객선	항공
왜도	-0.0793(0.6274)	-0.5138(0.0016)
첨도	0.2396(0.4672)	1.0690(0.0012)
Jarque-Bera	0.7839(0.6757)	20.889(0.00003)

주: sk와 ku는 초과왜도와 초과첨도로서, sk=0, ku=0에 대한 검정통계량이며, JB는 정규분포한다는 가설에 대한 Jarque-Bera임. 괄호 안의 숫자는 유의수준

<그림 1> 히스토그램: 여객선의 잔차



<그림 2> 히스토그램: 항공의 잔차

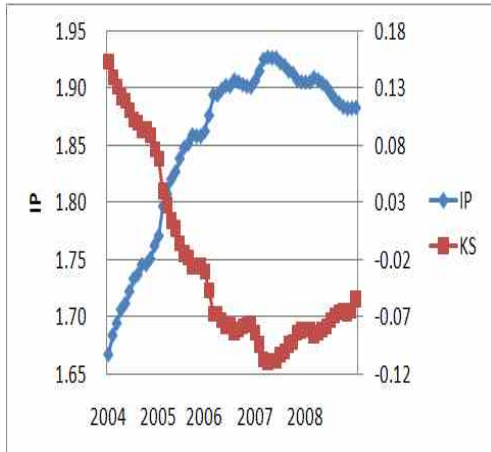


국제여객선과 국제선 항공 모두 환율이 음의 부호로 이들 수요에 부정적 영향을 미치나 여객선의 경우 유의하지 않다. 환율변동에 대해 여객선 이용자보다 항공이용자특히 훨씬 민감한 반응을 보인다는 것이다. 경기변수는 양의 부호로 모두 유의하여 경기상승이 여객선 이용자와 항공이용자에 모두 긍정적 영향을 미치나 여객선의 계수가 항공계수보다 훨씬 커서 경기상승이 여객선에 대한 수요를 훨씬 더 크게 증가시킴을 알 수 있다. 경기회복과 더불어 국제여객선 이용자가 크게 증가할 것임을 의미한다. 또한 7월과 8월, 특히 8월에 이용자의 큰 증가가 있으며 항공보다는 여객선에 더 큰 증가가 있다는 것도 알 수 있다.

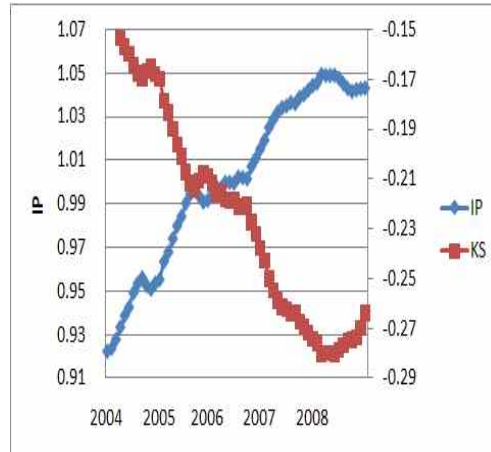
Ⅲ. 이동회귀와 충격반응

이제 환율과 경기의 영향력이 시간의 흐름에 따라 동태적으로 어떤 행태를 보이는가를 밝히기 위해 전향적 이동회귀(rolling regression)를 실시한다. <그림 3>-<그림 4>와 <표 4>는 환율계수와 경기계수의 변화를 보여주고 있다.

<그림 3> 국제 여객선 여객 수요



<그림 4> 국제선 항공 여객 수요



<표 4> 전향적 이동회귀계수

	여객선		항공			여객선		항공	
	경기	환율	경기	환율		경기	환율	경기	환율
2004:01	1.6668	0.1529	0.9223	-0.1447	2008:01	1.9049	-0.0819	1.0451	-0.2758
2005:01	1.7705	0.0675	0.9552	-0.1698	2008:02	1.9090	-0.0868	1.0490	-0.2805
2006:01	1.8760	-0.0468	0.9938	-0.2116	2008:03	1.9069	-0.0845	1.0486	-0.2801
2007:01	1.9147	-0.0943	1.0189	-0.2427	2008:04	1.9041	-0.0815	1.0486	-0.2801
2007:02	1.9251	-0.1073	1.0247	-0.2500	2008:05	1.9010	-0.0788	1.0487	-0.2802
2007:03	1.9268	-0.1095	1.0285	-0.2548	2008:06	1.8951	-0.0737	1.0473	-0.2789
2007:04	1.9262	-0.1088	1.0318	-0.2589	2008:07	1.8900	-0.0691	1.0449	-0.2768
2007:05	1.9262	-0.1088	1.0338	-0.2614	2008:08	1.8867	-0.0665	1.0426	-0.2750
2007:06	1.9220	-0.1035	1.0346	-0.2625	2008:09	1.8833	-0.0654	1.0413	-0.2746
2007:07	1.9195	-0.1003	1.0362	-0.2644	2008:10	1.8820	-0.0672	1.0421	-0.2735
2007:08	1.9149	-0.0946	1.0357	-0.2638	2008:11	1.8823	-0.0647	1.0425	-0.2699
2007:09	1.9129	-0.0922	1.0385	-0.2673	2008:12	1.8828	-0.0549	1.0428	-0.2639
2007:10	1.9069	-0.0844	1.0398	-0.2691					
2007:11	1.9053	-0.0823	1.0418	-0.2716					
2007:12	1.9049	-0.0819	1.0439	-0.2743					

글로벌 여객의 해상과 항공운송에 대한 수요패턴

경기의 영향력은 전반적으로 상승하는 추세이나 국제여객선의 경우 2007년 5월부터 느린 속도로 경기가 수요를 촉진시키는 동력이 쇠퇴하고 있으며, 국제선 항공의 경우는 2008년 2월부터 동력이 약해지고 있다. 이러한 점은 글로벌 금융위기에 따른 경기침체로 수요를 밀어 올리는 힘이 약해진 것에 기인한 것으로 볼 수 있다. 따라서 경기가 다시 회복되면 영향력을 다시 회복할 것으로 예상할 수 있다. 환율이 미치는 부정적 영향력 역시 경기와 마찬가지로 2007년 5월과 2008년 2월 이후 감소하고 있다. 결국 글로벌 금융위기에 따른 여파가 사라지면 환율의 부정적 영향력과 경기의 긍정적 영향력은 다시 커질 것임을 알 수 있다.

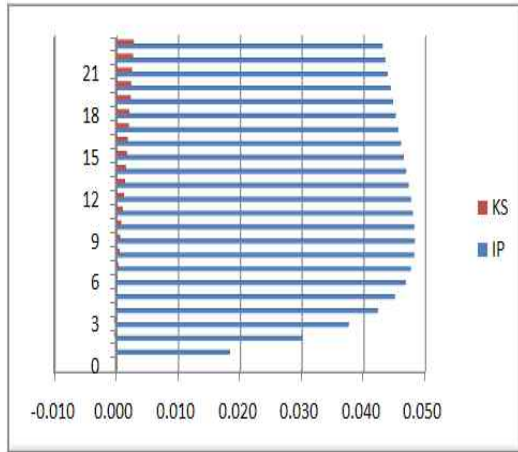
<표 5> 오차수정모형 추정 결과

$\Delta sea_t = -1.2103\Delta ks_{t-1} - 0.4237\Delta sea_{t-1} - 0.2011e_{t-1}$		
(2.893)	(6.575)	(1.991)
$R^2=0.2136 \quad F=15.0044(0.0000)$		
$\Delta air_t = -0.5557\Delta ks_{t-1} - 0.3013\Delta sea_{t-1} - 0.2528e_{t-1}$		
(2.914)	(4.766)	(2.438)
$R^2=0.1478 \quad F=9.5822(0.0000)$		

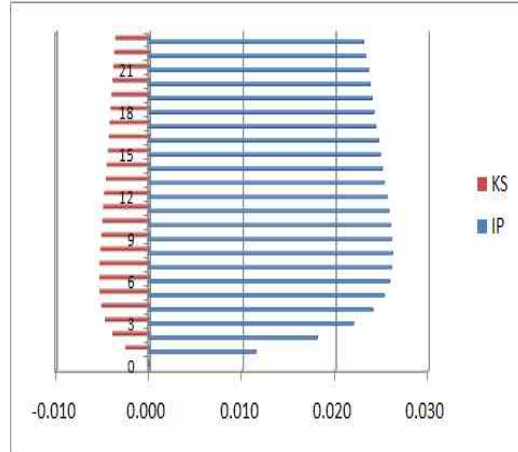
오차수정모형에서 여객선 승객의 조정이 느리고 항공승객의 조정이 더 빠르게 이루어지고 있다. 경제여건의 변화가 발생할 경우 항공승객은 빠르게 감소하지만 여객선 승객은 더디게 감소한다는 것을 의미한다. 항공의 경우 여행계획 취소가 신속히 이루어지는 특성이 있으나 여객선을 통한 여행은 취소가 더디게 이루어진다는 것을 의미한다.

마지막으로 충격반응함수를 도입하여 환율과 경기충격에 대한 글로벌 여객의 반응을 살펴본다. 충격반응함수는 모형 내의 어느 특정 변수에 대하여 1단위 표준편차의 충격을 가한 다음 모형 내의 모든 변수들이 시간 경과에 따라 반응하는 결과를 확인할 수 있을 뿐만 아니라 변수간의 상호 연관관계 또는 정책변수의 변화에 따른 파급효과를 분석할 수 있는 이점을 가지고 있다. 충격반응분석은 균형으로부터 괴리의 지속정도, 규모, 그리고 그 흐름을 쉽게 파악할 수 있는 방법이다. 괴리의 규모는 각 변수의 반응 경로의 최대 폭으로 측정하며, 괴리의 지속정도는 충격을 받은 변수가 추세로 회귀하는데 소요되는 기간으로 측정한다(Zhu, 1996; Lastrapes and Koray, 1990; Sims, 1980). <표 6>과 <그림 5>-<그림 6>은 VAR모형을 이용한 충격반응의 결과를 보여주고 있다.

<그림 5> 충격반응: 국제여객선



<그림 6> 충격반응: 국제선 항공



환율과 경기충격에 대한 국제여객선 여객수요의 반응을 보여주는 <그림 5>에서 경기충격에 대한 반응은 0보다 큰 우측에 위치하고 서서히 감소하는데 비해, 환율충격에 대한 반응은 초기에 0보다 작은 좌측에 위치한 후 시간의 흐름과 더불어 0의 우측에 위치하며 점차 커지는 반응을 보이고 있다. 환율과 경기충격에 대한 국제선 항공 여객수요의 반응을 보여주는 <그림 6>에서 경기충격에 대한 반응은 0보다 큰 우측에 위치하나 환율충격에 대한 반응은 0보다 작은 좌측에 위치하여 서서히 쇠퇴하고 있다.

<표 6> 충격반응

	여객선		항공			여객선		항공	
	ip	ks	ip	ks		ip	ks	ip	ks
1	0.0184	-0.0002	0.0115	-0.0025	13	0.0473	0.0014	0.0253	-0.0046
2	0.0301	-0.0003	0.0181	-0.0039	14	0.0469	0.0015	0.0251	-0.0045
3	0.0376	-0.0003	0.0220	-0.0047	15	0.0465	0.0017	0.0249	-0.0044
4	0.0423	-0.0002	0.0241	-0.0051	16	0.0461	0.0018	0.0247	-0.0043
5	0.0451	-0.0001	0.0253	-0.0053	17	0.0456	0.0020	0.0244	-0.0042
6	0.0468	0.0001	0.0259	-0.0053	18	0.0452	0.0021	0.0242	-0.0041
7	0.0477	0.0003	0.0261	-0.0053	19	0.0448	0.0023	0.0240	-0.0040
8	0.0482	0.0005	0.0262	-0.0052	20	0.0444	0.0024	0.0238	-0.0039
9	0.0483	0.0006	0.0261	-0.0051	21	0.0439	0.0025	0.0236	-0.0038
10	0.0482	0.0008	0.0260	-0.0050	22	0.0435	0.0027	0.0233	-0.0037
11	0.0480	0.0010	0.0258	-0.0049	23	0.0431	0.0028	0.0231	-0.0036
12	0.0477	0.0012	0.0256	-0.0048	24	0.0427	0.0029	0.0229	-0.0035

<표 6>에서 여객운송의 경우 경기충격에 대해 충격 후 9개월 후 가장 큰 반응을 보인 후 대단히 느린 속도로 수렴되고 있다. 충격 후 24개월 후에도 최고 수준 반응의 88%가 남아있다. 경기충격이 여객선 운송에 미치는 영향이 크고 장기간에 걸쳐 지속된다는 것이다. 환율충격에 대해서는 충격 후 5개월 동안은 음의 반응을 보이거나 이후의 기간에서는 양의 반응을 보일 뿐만 아니라 그 충격이 24개월이 경과하여도 계속 커지고 있다. 환율상승충격이 양의 반응을 유발함을 보여주고 있다. 국제선 항공운송의 경우 경기충격은 충격 8개월 후에 정점을 이루고 서서히 쇠퇴하나 여객운송에서와 마찬가지로 24개월이 경과한 후에도 최고 반응의 87%가 남아있다. 환율충격은 7개월 후 가장 큰 음의 반응을 보인 후 감소하나 24개월 후에도 66%가 남아있다.

IV. 결 론

최근 국제 크루즈 선사의 국내 항만 기항빈도의 증가와 한·중 카페리 항로 취항 증가, 전남과 제주 간 카페리 항로 신설에서 보는 바와 같이 연안 여객선뿐만 아니라 국제여객선을 이용하는 사람들이 크게 증가하고 있다. 이에 글로벌 여객이 환율과 경기애 어떠한 영향을 받는가를 추정하여 환율변동에 항공이용 여객이 여객선 이용 여객보다 훨씬 민감한 반응을 보이며 경기상승에 대해 여객선 이용수요가 훨씬 더 컸다. 경기회복과 더불어 국제여객선에 대한 수요가 크게 증가할 것임을 보여주는 것이다.

환율과 경기충격이 운송에 미치는 효과는 상당히 오랫동안 지속되었는데, 항공수요는 경기상승충격에 의한 양의 효과가 환율상승충격에 의한 음의 효과에 의해 어느 정도 상쇄되는 데 비해 여객선 수요는 경기충격과 환율충격이 증강효과를 가져 환율과 경기가 상승할 경우 여객선 이용객이 오랫동안 그리고 상대적으로 큰 폭으로 증가할 것이라는 점을 알 수 있다. 다만 여객선 수요가 7월과 8월, 특히 8월에 집중된다는 문제가 해결되어야 할 것이다.

참고문헌

- 김정훈, “시계열 모형을 이용한 부산 북항의 물동량 예측”, 『한국항만경제학회지』, 제24집 제2호, 2008, 1-17.
- 김창범·이민희, “국제금융시장의 불안정성이 한국의 대중국 항만수입에 미치는 영향”, 『한국항만경제학회지』, 제26집 제2호, 2010, 49-57.
- 김창범, “해상운송의 물동량 예측과 항만물류정책-승법 계절ARIMA 모형을 이용하여”, 『한국항만경제학회지』, 제23집 제1호, 2007, 149-162.

모수원, “경제변수의 변동이 광양항 광양 수입컨테이너 물동량에 미치는 효과”, 『한국항만경제학회지』, 제25집 제3호, 2009, 269-282.

서울신문, 2011.1.18.

Bahmani-Oskooee, M. and Zohre, Ardalani, “Exchange Rate Sensitivity of U.S. Trade Flows: Evidence from Industry Data,” *Southern Economic Journal*, Vol.72, No.3, 2006, 542-559.

Bahmani-Oskooee, M. and Hegert, S.W., “The Japanese-U.S. Trade Balance and the Yen: Evidence from Industry Data,” *Japan and World Economy*, Vol.21, 2009, 161-171.

Chua, S.Y. and Sharma, S.C., “An Investigation of the Effects of Prices and Exchange Rates on Trade Flows in East Asia,” *Asian Economic Journal*, Vol.12, 1998, 253-271.

Dritsakis, N., and Athanasiadis, S., “An Econometric Model of Tourism Demand: The Case of Greece,” *Journal of Hospitality and Leisure Marketing*, Vol.2, 2000, 39-49.

Kenen, P.B. and Rodrik, D., “Measuring and Analyzing the Effects of Short-Term Volatility in Real Exchange Rates,” *Review of Economics and Statistics*, Vol.68, 1986, 311-315.

Lastrapes, W.D. and Koray, F., “International Transmission of Aggregate Shock under Fixed and Flexible Exchange Rate Regimes: United Kingdom, France, and Germany, 1959 to 1985,” *Journal of International Money and Finance*, Vol.9, 1990, 402-423.

Sims, C.A., “Macroeconomics and Reality,” *Econometrica*, Vol.48, 1980, 1-48.

Zhu, Z., “US Real Wages and Imports,” *Applied Economics*, Vol.28, 1996, 1435-1450.

<http://kosis.kr>(통계청 국가통계포털)

<http://stat.mltn.go.kr>(국토해양부 국토해양누리)

국문 요약

글로벌 여객의 해상과 항공운송에 대한 수요패턴

모수원

글로벌 여객의 해상운송과 항공운송에 대한 수요패턴은 교통수단에 따라 다르게 나타나고 있다. 국제여객선 이용은 1998년 54만 명에서 2008년 253만 명으로 4.7배 증가하였으며, 국제선 항공여객은 1998년 1411만 명에서 2008년 3,534만 명으로 2,124만 명 증가하여 국제선 항공여객보다 여객선에 대한 수요가 더 크게 증가하고 있다. 이에 따라 국제여객 항공운송이 차지하는 비중은 1990년 97.6%에서 2008년 93.3%로 하락하였으나 여전히 대단히 높은 비중을 차지하고 있다. 이러한 점은 국제여객선에 대한 수요를 창출할 수 있는 기회가 그만큼 크다는 것을 의미하는 것이기도 하다. 글로벌 여객은 환율과 경기에 어떠한 형태로든 영향을 받을 수밖에 없기 때문에 본고는 두 운송수단에 대한 수요패턴의 차이를 보이는데 목적을 두었다. 그 결과 환율변동에 대해 항공여객이 여객선여객보다 훨씬 민감한 반응을 보이며 경기상승에 대해 여객선수요가 훨씬 더 크게 나타났다. 경기회복과 더불어 국제여객선에 대한 수요가 크게 증가할 것임을 보여주는 것이다. 환율과 경기충격이 운송에 미치는 효과는 상당히 오랫동안 지속되었다. 항공수요는 경기상승충격에 의한 양의 효과가 환율상승충격에 의한 음의 효과에 의해 어느 정도 상쇄되는 데 비해, 여객선 수요는 경기충격과 환율충격이 같은 방향으로 작용하여 환율과 경기가 여객선 이용에 대한 수요를 크게 증가시킬 것으로 나타났다.

핵심 주제어 : 글로벌 여객, 수상운송과 항공운송, 환율, 충격반응