

개입모형을 이용한 한국의 입출국자 수의 분석

김수용¹ · 성병찬²

¹중앙대학교 응용통계학과, ²중앙대학교 응용통계학과

(2011년 3월 접수, 2011년 3월 채택)

요약

본 논문에서는 개입모형(intervention model)을 이용하여 한국의 입출국자 시계열 자료를 분석한다. 개입분석을 위하여 1997년 12월의 IMF 구제금융사건, 2003년의 3월의 SARS 발생, 그리고 2008년의 9월의 리먼브라더스 사태를 개입변수로 고려하였다. 그 결과, 한국의 총 입국자 수에는 SARS 개입변수만이 2003년 4월부터 영향을 미치기 시작하여 2003년 5월부터 급격하게 감소하는 영향을 미친 것으로 나타났다. 반면, 한국의 총 출국자 수에는 모든 3가지 개입의 효과가 유의하게 나타났으며 특히 IMF 개입변수는 1997년 12월부터 영구적인 영향을 미친 것으로 보이며 SARS 및 리먼브라더스 개입변수는 점차로 감소하는 영향을 미친 것으로 나타났다.

주요용어: 개입분석, ARIMA 모형, 이상점.

1. 서론

국제관광은 전세계 100개국 이상에서, 세계 군비지출보다 두 배 이상 높은 수익을 가져오는 주요 산업으로 향후 지속발전 가능성이 아주 크다 (Feichtinger 등, 2001). 그러나, 관광산업은 홍수 등과 같은 자연재해, SARS와 같은 유행병, 국제적 혼란, 경제하락 등 위기나 재난의 충격에 대한 취약성으로 인하여 손상되기 쉽다. 한편, 우리나라의 관광수지는 빠르게 악화되고 있다. 그것은 내국인의 해외관광에 대한 수요가 큰 폭으로 증가한 데 주된 원인을 두고 있다. 우리나라는 부존자원이 빈약하고 시장규모가 작기 때문에 해외시장 의존형 경제구조를 가질 수밖에 없으며, 해외시장이 일반적으로 우리가 통제하거나 조정할 수 없는 변수들로 구성되어 있다는 점을 감안하면 국제수지 적자는 국가경제의 위기로 연결될 가능성이 높다. 우리나라는 1997년 과소비 등으로 인한 경상수지 적자확대와 외환보유고의 고갈로 국가부도위기를 겪은 바 있으며, 이러한 경험은 국가경제를 안정적으로 성장시키는 데 있어서 건전한 경상수지의 관리가 얼마나 중요한가를 보여주는 것이라고 할 수 있다.

본 연구는 관광수지의 결정적인 지표로 볼 수 있는 국내의 입출국자 수를 개입모형화하고, 이에 큰 영향을 미쳤던 것으로 보이는 주요 시계열 영향변수들을 구분하여 그에 따른 변화폭을 추정하는 것을 목적으로 한다. 이는 안정적인 관광정책을 위한 계획 수립에 큰 기여를 할 수 있을 것으로 보인다.

홍수와 같은 자연재해, SARS와 같은 유행병, 테러와 같은 국제적 혼란, 석유파동과 같은 경제하락, 새로운 법률에 의한 정책의 변화 등과 같이 시계열 자료에 영향을 미칠 가능성이 있는 외부 사건들을 개입(intervention)이라고 부르며, 이들을 독립변수로 사용하는 시계열 모형을 개입모형(intervention

이 논문은 2009년도 중앙대학교 연구장학기금 지원에 의한 것임.

²교신저자: (156-756) 서울시 동작구 흑석동 221번지, 중앙대학교 응용통계학과, 부교수.

E-mail: bcseong@cau.ac.kr

model)이라고 한다. 이 모형은 Box와 Tiao (1975)에 의하여 처음으로 도입되었으며, 주된 관심사는 개입의 발생 시점 및 그 원인을 알고 있는 경우 이들 사건이 실제로 시계열 자료에 영향을 미쳤는지, 영향을 미쳤다면 어떠한 형태로 반영할지를 모형화하여 그 효과를 추정하고 이후의 분석에 반영하고자 하는 것이다 (조신섭과 손영숙, 2009). 개입모형은 흔히 ARIMA(autoregressive integrated moving average) 모형의 확장으로 간주되며 시계열의 평균 수준(mean level)에 영향을 미친 개입을 엄밀히 분석하기 위한 유용한 확률과정 모형으로 사용된다. 특히, 개입모형은 관광산업 관련 연구에서 광범위하게 그리고 성공적으로 적용되어져 왔다 (Goh와 Law, 2002).

본 논문의 구성은 다음과 같다. 2장에서는 개입분석을 요약하고, 3장에서는 한국의 총 입출국자 수를 개입모형화한다.

2. 개입분석

개입모형은 개입이 없는 시계열 Z_t 가 계절주기(seasonal period)가 S 인 $ARIMA(p, d, q) \times (P, D, Q)_S$ 모형(개입이전모형, pre-intervention model)을 따를 때, 외부적인 충격 m_t 가 가법적인 형태로 영향을 미친다고 가정하여 다음과 같은 구조를 가진다.

$$Y_t = m_t + Z_t, \quad (1 - B)^d(1 - B^S)^D \phi_p(B) \Phi_P(B^S) Z_t = \theta_0 + \theta_q(B) \Theta_Q(B^S) a_t. \quad (2.1)$$

단, Y_t 는 개입이 반영된 시계열을 나타내고, $\phi_p(B)$ 와 $\Phi_P(B^S)$ 는 각각 비계절형 및 계절형 AR 다항식을 나타내고, $\theta_q(B)$ 와 $\Theta_Q(B^S)$ 는 각각 비계절형 및 계절형 MA 다항식을 나타낸다. a_t 는 백색잡음(white noise) $WN(0, \sigma^2)$ 를 나타낸다.

개입의 영향을 나타내는 개입변수 m_t 는 주로 펄스함수(pulse function) $P_t^{(T)}$ 와 계단함수(step function) $S_t^{(T)}$ 를 통하여 만들어진다.

$$P_t^{(T)} = \begin{cases} 0, & t \neq T, \\ 1, & t = T, \end{cases} \quad S_t^{(T)} = \begin{cases} 0, & t < T, \\ 1, & t \geq T. \end{cases} \quad (2.2)$$

$P_t^{(T)}$ 는 어떤 사건이 T 시점에서 발생하여 그 효과가 T 시점에만 영향을 미치는 경우를 나타내며, $S_t^{(T)}$ 는 그 효과가 발생시점 T 이후에 지속적으로 영향을 미치는 경우를 나타낸다. 일반적으로 사용되는 전형적인 개입변수 m_t 의 형태는 다음과 같다.

$$m_t = \frac{\omega(B)}{\delta(B)} B^b I_t, \quad I_t = P_t^{(T)} \text{ 또는 } S_t^{(T)}. \quad (2.3)$$

단, $\omega(B) = \omega_0 - \omega_1 B - \dots - \omega_s B^s$ 이고 $\delta(B) = 1 - \delta_1 B - \dots - \delta_r B^r$ 이다. b 는 개입효과의 지연시차를 나타내며, $\omega(B)$ 는 개입의 초기 기대효과를 의미하고 $\delta(B)$ 는 개입의 지속효과를 의미한다. 예를 들어,

$$m_t = \left(\frac{\omega_0}{1 - \delta B} \right) B^b P_t^{(T)}, \quad 0 < \delta < 1 \quad (2.4)$$

의 형태를 가지는 경우, 개입의 효과는 $T + b$ 시점에서 ω_0 의 크기로 시작되어 시간이 흐름에 따라서 δ 값만큼 점점 감소한다.

3. 한국의 입출국자 수의 개입분석

본 연구에 사용된 자료는 1995년 1월부터 2010년 2월까지의 외래객 총 입국자 수 및 내국인 총 출국자 수의 월별 자료로서 통계청(<http://www.kostat.go.kr/>)에서 구하였으며, 분석을 위한 패키지는 SAS/ETS 9.1을 이용하였다.

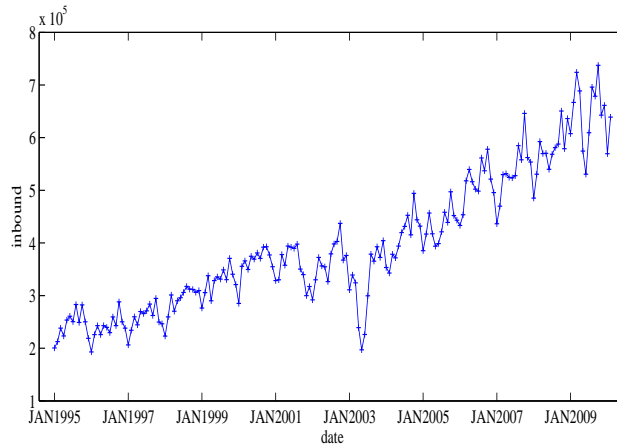


그림 3.1. 총 입국자 수의 시계열그림

3.1. 한국의 입국자 수

월별 총 입국자 수는 그림 3.1의 시계열그림(time series plot)에서와 같이 시간의 경과에 따라 추세 및 분산의 크기가 증가하는 형태를 보이고 있으며 매년 반복적으로 계절성이 나타나는 비정상(non-stationary) 시계열로 파악된다. 총 입국자 수에서 주목할 점은, 2003년 4월부터 전반적인 시계열 자료의 흐름과 달리 일시적으로 입국자가 갑자기 감소했다가 점차로 회복하는 모습을 보인다. 이것은 2003년 3월부터 발생한 SARS의 영향으로 보인다. 본 연구에서는 이 갑작스러운 변동 시점을 개입변수 적용시점으로 설정하였다.

개입분석을 적용하기 위하여 제일 먼저, 원시계열 자료에 나타나 있는 이분산성, 추세성 및 계절성을 포함한 비정상성을 제거하기 위하여 로그변환, 1차 차분, 계절차분을 실시하였다. 또한, 개입이전모형(pre-intervention model)을 설정하기 위하여 1995년 1월부터 2003년 3월까지의 자료를 이용하여 적합한 ARIMA 모형을 추정하였다. 개입이전모형을 식별하고 추정하는데 있어서 몇 가지 ARIMA 모형을 검토한 결과, 다음과 같은 $ARIMA(0, 1, 1) \times (0, 1, 1)_{S=12}$ 이 잠정모형으로 적합하다고 판단되었다.

$$(1 - B)(1 - B^{12}) \ln Y_t = (1 - \theta B)(1 - \Theta B^{12}) \varepsilon_t. \tag{3.1}$$

단, Y_t 는 원시계열로서 총 입국자 수를 나타낸다. 이 모형은 비행기승객자료 모형(airline passenger model)으로 많이 알려져 있으며 Box 등 (1994)에서 많이 언급되는 모형이다. 추정된 모수들은 다음과 같이 유의수준 5%에서 모두 유의하였다.

$$\hat{\theta} = 0.23095 (0.11187), \quad \hat{\Theta} = 0.61766 (0.10173).$$

단, 괄호 속의 값은 표준오차(standard error)를 나타낸다. 또한, 추정된 모형의 잔차는 ACF 도표, PACF 도표 및 포트맨토(Portmanteau) 검정을 통하여 백색잡음(white noise)의 성질을 충족하였다.

2003년 3월에 발생한 SARS에 의한 개입의 효과는 다음과 같은 세가지 관점에서 모형화할 수 있을 것이다: (1) 실제로 총 입국자 수에 영향을 미치기 시작한 것은 2003년 4월임, (2) 개입의 효과가 가장 큰 시점은 2003년 5월임, (3) 2003년 5월 이후로 개입의 효과는 점차로 소멸함. 따라서, 개입변수의 형태는

표 3.1. 총 입국자 수에 대한 개입모형 (3.3)의 추정 결과

모수	θ	Θ	ω_0	ω_1	δ
추정값	0.17305	0.69315	0.57032	-0.87722	0.62939
표준오차	0.07778	0.07055	0.12404	0.12579	0.08187
$\hat{\sigma}^2 = 0.003294, AIC = -470.653$					

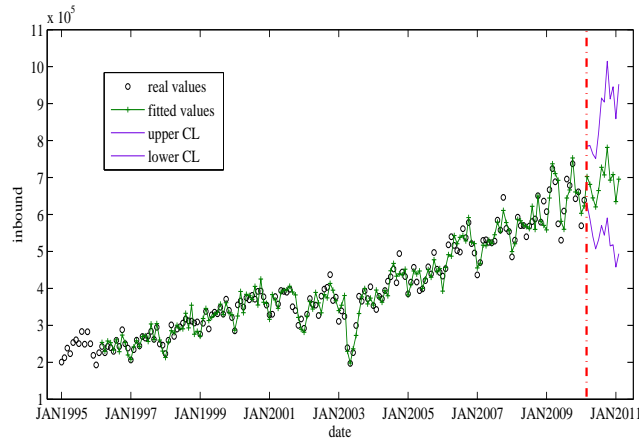


그림 3.2. 총 입국자 수의 원시계열 및 개입모형 (3.3)의 적합 시계열

다음과 같이 고려할 수 있을 것이다.

$$m_t = \left[\omega_0 + \frac{\omega_1}{1 - \delta B} \right] B^1 P_t, \quad P_t = \begin{cases} 0, & t \neq 2003\text{년 } 3\text{월}, \\ 1, & t = 2003\text{년 } 3\text{월}. \end{cases} \quad (3.2)$$

즉, 위와 같은 형태의 개입변수는 식 (2.4)와 같은 개입의 형태에 개입 발생시점의 추가적인 영향을 더해주기 위하여 사용된다. 식 (3.2)와 같은 개입변수에 대한 자세한 설명은 Cryer와 Chan (2008) 또는 Wei (2006)를 참고하여라.

개입이전모형 $ARIMA(0, 1, 1) \times (0, 1, 1)_{S=12}$ 에 식 (3.2)의 개입효과 m_t 를 독립변수로 적용한 최종 개입모형은 다음과 같으며

$$\ln Y_t = \left[\omega_0 + \frac{\omega_1}{1 - \delta B} \right] B^1 P_t + \frac{(1 - \Theta B^{12})}{(1 - B)(1 - B^{12})} \varepsilon_t, \quad (3.3)$$

백색잡음의 분포를 정규분포로 가정하는 최대가능도 추정(maximum likelihood estimation)을 통하여 표 3.1과 같이 추정되었다. 절편 θ_0 은 유의수준 5%에서 유의하지 않아 제거하였으며, 추정된 모형의 잔차 검정(ACF 도표, PACF 도표 및 포트맨토 검정)을 통하여 모형의 적절성을 확인하였다. 그림 3.2는 총 입국자 수의 원시계열, 개입모형 (3.3)에 의하여 적합된 시계열 및 2011년 2월까지의 예측치와 신뢰 구간을 동시에 표시한 시계열그림이다.

최종 적합된 모형에 따라서, 2003년 3월에 발생한 SARS의 영향으로 2003년 4월의 총 입국자 수는, $26.43\% = \{1 - \exp(0.57032 - 0.87722)\} \times 100\%$ 만큼 감소하였으며 2003년 5월부터 시작하여 $\{1 - \exp(-0.87722 \times 0.62939^k)\} \times 100\%$ 만큼 감소한다 (단, 2003년 5월이면 $k = 1$, 2003년 6월이면 $k = 2, \dots$). 그림 3.3은 SARS 개입변수의 영향을 도표화한 것이다. 2004년 2월부터 1% 이하로 감소된 것을 감안하여 대략 2004년 2월 이후에는 SARS 개입변수의 영향은 사라진 것으로 추측할 수 있다.

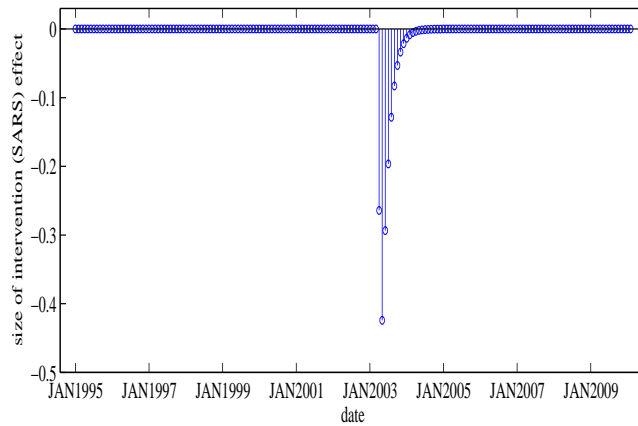


그림 3.3. 총 입국자 수에 미친 SARS 개입변수의 영향

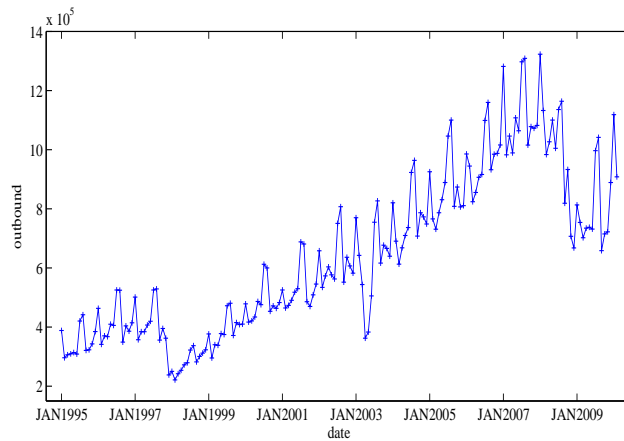


그림 3.4. 총 출국자 수의 시계열그림

3.2. 한국의 출국자 수

월별 총 출국자 수는 그림 3.4와 같이 총 입국자 수와 유사한 비정상성을 보이거나, 시계열에 영향을 미친 개입의 시점은 한 개 이상으로 파악된다. 즉, 1997년 12월의 IMF 구제금융사건, 2003년의 3월의 SARS 발생, 그리고 2008년의 9월의 리먼브라더스 사태의 영향으로 총 출국자 수는 갑작스럽게 감소하거나, 감소 후 다시 회복하는 모습을 보이고 있다. 이 변동 시점들을 개입변수 적용시점으로 설정하였다. 총 입국자 수와 유사하게 비정상성을 제거하기 위하여 원시계열에 로그변환, 1차차분 및 계절차분을 실시하였고, 개입이전모형을 찾기 위하여 3가지 개입효과와 무관해 보이면서 가장 긴 표본의 길이를 가지는 기간인 2003년 9월부터 2008년 8월까지의 자료를 이용하였다. 여러가지 ARIMA 모형을 검토해 본 결과, 총입국자 수와 동일하게 비행기승객자료 모형인 다음의 ARIMA(0, 1, 1) × (0, 1, 1)_{S=12}이 잠정모형으로 적합 및 추정되었다.

$$(1 - B)(1 - B^{12}) \ln Z_t = (1 - \theta B)(1 - \Theta B^{12}) \varepsilon_t, \tag{3.4}$$

$$\hat{\theta} = 0.37695 (0.15090), \quad \hat{\Theta} = 0.63960 (0.17568).$$

표 3.2. 총 출국자 수에 대한 개입모형 (3.5)의 추정 결과

모수	θ	Θ	ω_1	ω_2	δ_2	ω_3	δ_3
추정값	0.45184	0.71588	-0.54035	-0.57528	0.67595	-0.30505	0.96894
표준오차	0.07158	0.07148	0.05362	0.05421	0.06674	0.05383	0.04757
$\hat{\sigma}^2 = 0.00414, AIC = -424.057$							

단, Z_t 는 원시계열로서 총 출국자 수를 나타낸다.

다음으로 총 출국자 수에 영향을 미친 3가지 개입효과들을 정의한다. 먼저, 1997년 12월의 IMF 개입의 영향을 펄스함수에 의한 형태로 볼 것인가 아니면 계단함수에 의한 형태로 볼 것인가는 관점에 차이가 있을 수 있다. 각 관점에 따라 다음과 같은 전형적인 3가지 형태의 개입변수를 고려할 수 있겠다.

$$m_{1,t}^{(1)} = \omega_1 S_{1,t}, \quad m_{1,t}^{(2)} = \left[\frac{\omega_1}{1 - \delta B} + \frac{\omega_1^*}{1 - B} \right] P_{1,t}, \quad m_{1,t}^{(3)} = \frac{\omega_1}{1 - \delta B} P_{1,t};$$

$$\text{단, } S_{1,t} = \begin{cases} 0, & t < 1997\text{년 } 12\text{월}, \\ 1, & t \geq 1997\text{년 } 12\text{월}, \end{cases} \quad P_t = \begin{cases} 0, & t \neq 1997\text{년 } 12\text{월}, \\ 1, & t = 1997\text{년 } 12\text{월}. \end{cases}$$

여기서, $m_{1,t}^{(2)}$ 는 펄스함수 및 계단함수가 혼합된 형태이다. 세가지 개입변수를 각각 이용하여 개입모형으로 적합한 결과, $m_{1,t}^{(1)}$ 에 의한 개입변수가 가장 적절하다고 결론지었다.

총 출국자 수에 대한 SARS 개입의 영향은, 총 입국자 수의 경우와는 다르게 발생 다음달인 4월에 가장 큰 영향을 미치고 곧바로 그 크기가 점차로 줄어드는 양상을 보인다. 따라서, 다음과 같은 개입변수를 설정하였다.

$$m_{2,t} = \frac{\omega_2}{1 - \delta_2 B} B^1 P_{2,t}, \quad P_{2,t} = \begin{cases} 0, & t \neq 2003\text{년 } 3\text{월}, \\ 1, & t = 2003\text{년 } 3\text{월}. \end{cases}$$

2008년 9월의 리먼브라더스 사태의 개입은, 2008년 11월부터 본격적인 영향이 나타나고 이후에는 효과가 점차로 감소하는 형태로 볼 수 있으므로, 다음과 같은 개입변수를 설정하였다.

$$m_{3,t}^{(1)} = \frac{\omega_3}{1 - \delta_3 B} B^2 P_{3,t}, \quad P_{3,t} = \begin{cases} 0, & t \neq 2008\text{년 } 9\text{월}, \\ 1, & t = 2008\text{년 } 9\text{월}. \end{cases}$$

또는, 리먼브라더스의 효과를 2008년 11월 또는 12월까지 그 영향이 커지고 이후에는 점차로 감소하는 형태로 간주하여 식 (3.2)와 유사한 형태인 다음의 식으로도 개입변수를 정의할 수도 있으나 유의하지 않았다.

$$m_{3,t}^{(2)} = \frac{\omega_3}{1 - \delta_3 B} B^2 P_{3,t} + [\omega_4 + \omega_5 B] P_{3,t} \quad \text{또는} \quad m_{3,t}^{(3)} = \frac{\omega_3}{1 - \delta_3 B} P_{3,t} + \omega_4 B^2 S_{3,t}.$$

개입이전모형 (3.4)에 3가지 개입변수($m_{1,t}^{(1)}$, $m_{2,t}$, $m_{3,t}^{(1)}$)를 독립변수로 적용한 최종 개입모형은 다음과 같으며 최대가능도 추정량은 표 3.2와 같다.

$$\ln Z_t = \omega_1 S_{1,t} + \left[\frac{\omega_2}{1 - \delta_2 B} \right] B^1 P_{2,t} + \left[\frac{\omega_3}{1 - \delta_3 B} \right] B^2 P_{3,t} + \frac{(1 - \theta B)(1 - \Theta B^{12})}{(1 - B)(1 - B^{12})} \varepsilon_t. \quad (3.5)$$

단, 절편 θ_0 은 유의수준 5%에서 유의하지 않았으며, 추정된 모형의 잔차 검정을 통하여 모형의 적절성을 확인하였다. 그림 3.5는 총 출국자 수의 원시계열, 개입모형 (3.5)에 의하여 적합된 시계열 및 2011년 2월까지의 예측치와 신뢰구간을 동시에 표시한 시계열그림이다.

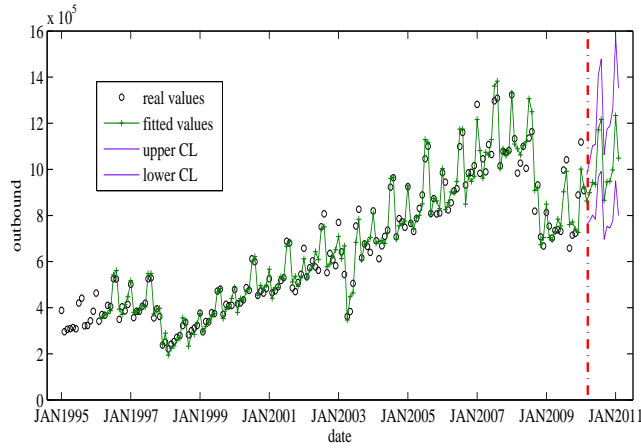


그림 3.5. 총 출국자 수의 원시계열 및 개입모형 (3.5)의 적합 시계열

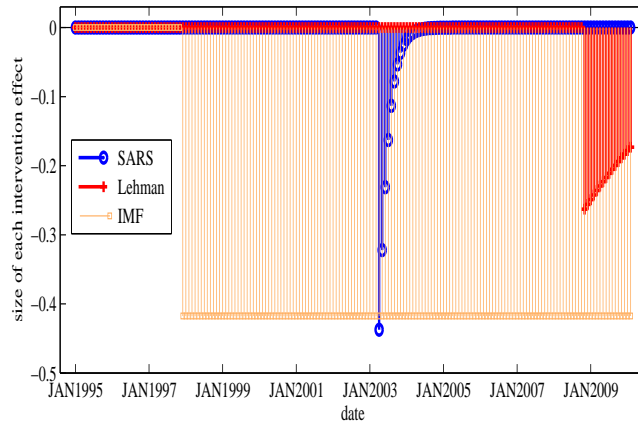


그림 3.6. 총 출국자 수에 미친 3가지 개별 개입변수 영향의 크기

3가지 개입이 총 출국자 수 Z_t 에 미친 영향을 살펴보면, 먼저 IMF로 인하여 1997년 12월 이후로 출국 총 출국자의 수는 $41.75\% = \{1 - \exp(-0.54035)\} \times 100\%$ 감소하였고, SARS 발생으로 인하여 2003년 4월에는 $43.75\% = \{1 - \exp(-0.57528)\} \times 100\%$ 감소하였고 2003년 5월 이후로는 $\{1 - \exp(-0.57528 \times 0.67595^k)\} \times 100\%$ 만큼 감소한다 (단, 2003년 5월이면 $k = 1$, 2003년 6월이면 $k = 2, \dots$). SARS의 영향은 총 입국자 수의 경우와 유사하게 2004년 3월부터 1% 이하로 소멸한다.

리먼브라더스 사태의 영향을 살펴보면, 2008년 11월에는 $26.29\% = \{1 - \exp(-0.30505)\} \times 100\%$ 감소시켰고 2008년 12월 이후로는 $\{1 - \exp(-0.30505 \times 0.96894^k)\} \times 100\%$ 만큼 감소한다 (여기서, 2008년 12월이면 $k = 1$, 2009년 1월이면 $k = 2, \dots$). 그림 3.6은 3가지 개입의 각각의 영향을 도표화한 것이다. 또한, 그림 3.7은 3가지 개입의 영향을 모두 합하여 총 출국자 수에 미친 영향을 표시한 것이다.

그림 3.6으로 살펴볼 때, 각 개입들이 총 출국자 수에 미친 즉각적인 영향은 ‘SARS (43.75%) > IMF (41.75%) > 리먼브라더스 (26.29%)’의 순서임을 알 수 있고, 리먼브라더스의 지속적인 영향의 크기를 나타낸다고 볼 수 있는 $\delta_3 = 0.96894$ 의 값으로 미루어 볼 때 총 출국자에 미치는 영향은 쉽사리 소멸

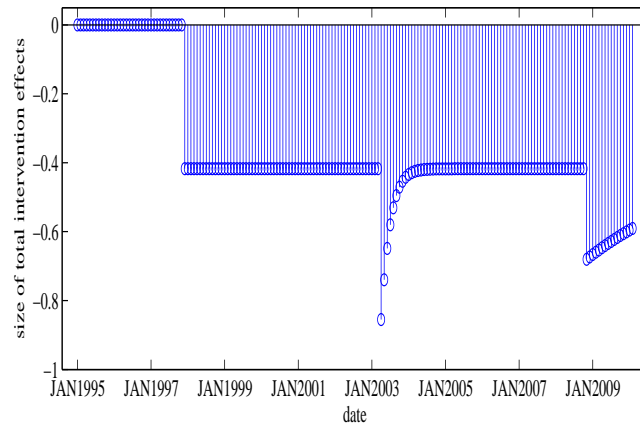


그림 3.7. 총 출국자 수에 미친 3가지 개입변수 영향의 총합

되지 않을 것으로 전망된다. 2011년 2월 현재까지도 세계적으로 겪고 있는 경제적 불황이 2008년 9월의 리먼브라더스 사태와 밀접한 관련이 있다고 볼 수 있을 것이다. $\{1 - \exp(-0.30505 \times 0.96894^k)\} \times 100\%$ 와 같은 속도로 미루어 볼 때, 대략 2012년에 접어들어야 총 출국자 수에 미치는 리먼브라더스의 효과는 10% 이하로 줄어들 것으로 보인다.

참고문헌

- 조신섭, 손영숙 (2009). <시계열분석-SAS/ETS를 이용한>, 율곡출판사.
- Box, G. E. P., Jenkins, G. M. and Reinsel, G. C. (1994). *Time Series Analysis, Forecasting and Control*, Prentice Hall.
- Box, G. E. P. and Tiao, G. C. (1975). Intervention analysis with applications to economic and environmental problems, *Journal of the American Statistical Association*, **70**, 70-79.
- Cryer, J. D. and Chan, K. S. (2008). *Time Series Analysis: With Applications in R*, Springer-Verlag.
- Feichtinger, G. R., Hartl, F. P., Kort, M. and Novak, A. J. (2001). Terrorism control in the tourism industry, *Journal of Optimization Theory and Applications*, **108**, 283-296.
- Goh, C. and Law, R. (2002). Modeling and forecasting tourism demand for arrivals with stochastic nonstationary seasonality and intervention, *Tourism Management*, **23**, 499-510.
- Wei, W. W. S. (2006). *Time Series Analysis: Univariate and Multivariate Methods*, Pearson Addison Wesley, Boston.

Intervention Analysis of Korea Tourism Data

Suyong Kim¹ · Byeongchan Seong²

¹Department of Statistics, Chung-Ang University; ²Department of Statistics, Chung-Ang University

(Received March 2011; accepted March 2011)

Abstract

This study analyzes inbound and outbound Korea tourism data through an intervention model. For the analysis, we adopt three intervention factors: (1) IMF bailout crisis in December 1997, (2) Severe Acute Respiratory Syndrome(SARS) outbreak in March 2003, and (3) Lehman Brothers bankruptcy in September 2008. The empirical results show that only the SARS factor lowered inbound tourism from April 2003 with a drastic decline in May 2003 and gradually decaying since then. However, all three factors significantly lowered tourism in the case of outbound tourism. Especially, the effect of the IMF is shown to be permanent from December 1997 and the effects of SARS and the Lehman Brothers bankruptcy abrupt and temporary with a gradual decay.

Keywords: Intervention model, ARIMA model, outlier.

This research was supported by the Chung-Ang University Research Scholarship Grants in 2009.

²Corresponding author: Associate Professor, Department of Statistics, Chung-Ang University, 221, Heukseok-dong, Dongjak-gu, Seoul 156-756, Korea. E-mail: bcseong@cau.ac.kr