

## 한국관광수요의 소득 및 가격탄력성에 대한 연구<sup>†</sup>

이경희\* · 김경수\*\*

### 〈요 약〉

본 연구는 ARDL 모형을 이용하여 관광수요모형의 소득탄력성과 가격탄력성을 분석하고자 하였다. 한국으로 입국하는 미국, 일본 및 중국 등의 관광객 입국자수, GDP 및 CPI의 연별 IMF 자료를 바탕으로 설정된 ARDL과 ARDL-RECM 모형을 이용하였다.

첫째, ARDL 모형결과, 미국의 소득탄력성은 비탄력적으로 둔감하였으므로 장거리 미국관광객들에게는 필수재(necessities), 중국의 소득탄력성은 탄력적으로 민감하여 사치재(luxuries)로 구분되었다. 둘째, ARDL과 ARDL-RECM 모형결과, 미국과 중국의 자체가격탄력성이 매우 탄력적이고 민감하였다. 셋째, ARDL 모형결과, 미국의 대체가격탄력성이 비탄력적 대체재(substitutes), 중국은 비탄력적 보완재(complements)의 관계가 존재하고, ARDL-RECM 모형결과에서 미국과 중국의 대체가격탄력성은 비탄력적 대체재의 관계를 보여주었다. 넷째, ECM의 계수값은 미국과 중국의 실제와 기대부호가 음(-)의 값으로 일치하여 단기관계와 전기의 불균형에서 다음 기의 균형으로 조정해 가는 속도를 추정하였다. 이러한 모형에서 미국과 중국의 경우 설명력이 높고 적합도가 높으나, 자기상관이 약간 존재하였다. 본 연구의 결과는 한국정부에 의해 실행된 소득, 자체가격, 대체가격 및 정책이 미국, 일본 및 중국에서 한국으로의 관광수요를 성공적으로 설명하고 있다.

따라서 소득탄력성을 통해 관광정책 또는 관광전략을 수립할 수 있고 가격탄력성을 통해 한국의 관광가격이 타시장에 비해 탄력적임을 인식하여 관광서비스의 질과 상품의 차별화를 더욱 개선시킬 수 있다.

핵심주제어: ARDL, 관광수요, 소득, 가격, 탄력성, ECM

논문접수일: 2017년 07월 17일 수정일: 2017년 11월 06일 게재확정일: 2017년 11월 08일

† 본 연구는 2017년도 강원대학교 대학회계 학술연구조성비로 연구하였음(관리번호-520170120)

\* 강원대학교 관광경영학과 박사, khl@kangwon.ac.kr

\*\* 강원대학교 회계학과 교수(교신지자), iwilloit@kangwon.ac.kr

## I. 서론

최근까지 대부분의 관광수요예측에 대한 계량 경제연구는 전통적인 모수확대방법(specific-to-general approach)에 기반을 두었다(Gilbert 1986; Witt and Witt 1995). Thomas(1997)에 따르면, 이러한 방법은 최소자승법을 이용하여 추정되고 통계적 유의성에 대하여 검정하는 수요이론과 상대적으로 일치하는 단순 모형에서 시작한다. 추정된 모형은 높은  $R^2$ 를 갖도록 기대되고 설명변수의 계수가 경제이론에 따라 정확한 방향과 계수의  $t$ 값에 따라 통계적으로 유의하게 될 것으로 기대된다. 또한 수요모형의 추정된 잔차들이 어떠한 자기상관과 이분산의 문제를 나타내지 않도록 기대된다.

만약 추정모형이 전술한 문제에 의해 만족스럽지 않다면, 이는 다른 함수형태를 사용하거나 또는 다른 추정방법을 선택하여 새로운 설명변수를 소개한 후 재추정된다. 비록 이러한 모형이 상대적으로 단순 사양에서 시작할지라도, 예측을 위해 사용된 최종 모형은 변수의 수, 함수형태 및 추정방법 등으로 인해 매우 복잡할 수 있다. 다른 연구자들이 동일한 자료를 기초로 다른 모형사양을 사용할 수 있기 때문에 이러한 모델링 방법론은 확대된 데이터마이닝(Hendry, 1995)으로 인해 비판받고 있다. 이유로는 개발된 모형이 본질적으로 자주 정태적이므로 수요행태의 동태적 특성들이 무시되고 또한 이로 인해 모형에서 불완전한 정보 때문에 낮은 예측성과를 초래할 수 있다.

이러한 모델링 방법론과 관련된 더 많은 문제는 허구적인 회귀인데, 이는 종속과 독립변수간의 상관관계가 추세적 시계열을 사용하므로 과장된다(Kulendran and Witt 2001; Witt and Witt 1995). 모수확대방법의 한계는 Davidson 등

(1978)에 의해 최초로 제시되고 이후에 Hendry와 von Ungem-Sternberg(1981), Mizon와 Richard(1986)에 의해 수정된 모수축약방법(general-to-specific approach)을 사용함으로써 해결될 수 있다. 모수축약방법에 대한 전반적인 개발은 공적분과 오차수정방법론(Hendry, 1995)의 개발과 결합되어 거의 최근에 이루어지고 있다. 이러한 연구들의 목적은 관광수요 모델링과 예측할 때에 모수축약방법의 사용을 보여주는데 있었다. 모수확대 방법론과 대조적으로 모수축약 방법론은 주로 데이터마이닝 문제를 극복하는 모형사양, 추정 및 선택 등에서 명확한 전략을 가진다. 모수축약법은 경제이론에 의해 제시된 다양한 변수를 포함하는 일반 자기회귀시차분포(AutoRegressive Distributed Lag: ARDL)모형과 시작한다. 이러한 일반 동태모형은 다수의 특정 모형(단순 자기회귀, 정태, 성장률, 선행지표, 부분조정, 유한분포, 오차수정)을 포함한다. 최종 모형은 다수의 한계검정과 진단통계에 기초하여 선택되고 오차수정모형이 허구적 상관관계의 문제를 해결할 수 있다.

모수축약방법이 모형에 내포된 오차수정 메커니즘을 고려한 일반 동태적 ARDL과 시작하기 때문에 허구적 회귀문제는 모수축약방법을 따라 극복될 수 있다. 모수축약방법은 모수확대방법과는 대조적으로 하향식 모델링 전략을 나타내고 모형이 모든 가능한 변수를 포함한다는 것을 의미하지는 않는다. Hendry(1995)에 따르면, 일반 모형의 구조는 경제이론과 자료생성과정(data-generating process: DGP) 모두에 의해 결정되고 DGP는 자료의 이용가능성에 의해 자주 제한된다.

모수축약과정은 인바운드 한국관광수요에 대한 자료를 사용하여 설명된다. 과거 30년 동안에 한국은 급속한 경제성장과 높은 수출량으로 인해 동남아시아의 급성장 국가들 중의 하나로 현

저하게 부상하고 있다. 비록 관광산업이 더 확대될지라도, 국제관광으로 획득된 외화비중이 제조된 상품의 더 빠른 수출성장으로 인해 감소되고 있다. 1997년도 말 한국에 영향을 미치기 시작한 최근의 아시아 경제위기를 통해 큰 재벌(복합기업)에 의해 지배되고 있는 국가경제의 구조가 재조정될 필요가 있다는 점을 보여 주었다(Huang and Xu, 1999).

한국의 금융위기는 은행의 대규모 예금인출사태와 제조부문에서의 외국인 투자의 철회가 직접적인 결과였고 더불어 이들 모두로 인해 외환보유고의 대량 고갈사태를 초래하였다. 한국의 제조부문이 어려움을 겪는 동안, 위기후의 불황이 다가올 가능성이 적기 때문에 관광산업의 상대적 중요성이 커질 기회가 부각되었고 한국의 관광상품이 상대적으로 국제적으로 더 많은 매력적인 가격이 되므로 신속한 외화획득이 가능할 수 있다.

국내의 경우, 최영문과 김사현(1998), 이강욱(1999), 모수원과 김창범(2001) 등의 연구에서도 총출국자수나 관광목적 출국자수에 대한 모형을 설정하여 해외관광수요를 추정하고 예측하였다. 모수원과 이광배(2004)는 SUR, 순환회귀, 총격반응함수 등을 이용하여 아웃바운드 관광수요의 변화에 대해 추정하였다. 결과로 환율상승시 출국자수는 하락하여 음(-)의 값을 나타내었고 탄력성은 각 국가마다 차이를 보였고 충격반응함수의 결과, 환율충격이 출국자수를 감소시킨다고 주장하였다.

박진석(2009)은 공적분 및 오차수정모형을 통해 일본의 한국관광수요를 추정하였는데 GDP, 가격변수, 소비자물가지수, 환율 등을 추가하였고 장기균형식의 추정결과, 일본인의 한국관광수요에 대한 국민소득과 명목환율의 장기탄력성은 모두 탄력적으로 추정되었다. 유병철과 오지영(2011)은 한국의 내국인 출국자수, 해외 입국자

수, 실질실효환율, 국내의 산업생산지수(소득대용치), 유가 등을 이용하여 환율이 장·단기적으로 아웃바운드와 인바운드 한국관광수요에 미치는 영향을 분석하는데, 비대칭 ARDL 모형을 이용하였다. 결과는 외래객 입국에 관한 결과에서 공적분이 존재하였고 ARDL 모형에서 장기 비대칭이 나타났고 단기적으로는 유의하지 않았다. 환율상승에 따른 외래객 입국의 증가세가 환율 하락에 따른 감소세 보다 크게 나타나고 있어 외래객 역시 환율인상에 더욱 민감하게 반응하는 것으로 나타났다.

공적분기법을 활용한 오현주와 김상혁(2013)은 벡터오차수정모형(VECM)을 이용하여 외래관광객 입국자수, 산업생산성장지수, 실질환율, 유가 등을 추가하여 장기적 균형관계와 단기적 동태관계를 분석한 결과, 장기적 균형관계가 존재하였고 가장 영향력이 큰 변수는 환율로 나타났다.

이경희와 김경수(2015/2016), 이성훈(2015)은 일본인의 방한 관광수요를 추정할 때 공적분검정과 VECM을 이용하였고 단기에는 두 환율이 일본인의 방한 관광수요에 영향을 미치지 않지만 장기에는 엔화의 대미환율만 영향을 미치는 것으로 나타났다. 특히 장기추정식에서 엔화의 대미환율은 탄력적이며 연약세는 일본인의 방한 관광가격을 상대적으로 상승시켜 관광수요를 감소시키는 것으로 나타났다.

이전의 대부분 연구에서는 ARIMA, VAR, VECM 등의 모형을 이용하여 일반적인 탄력성을 분석하였으나, 본 연구는 OLS 추정기법을 바탕으로 한 ARDL, ARDL-UECM, ARDL-RECM 등 여러 자기회귀시차분포모형을 통해 관광수요의 장기탄력성(정태) 및 단기탄력성(동태)으로 구분하여 더 정확히 추정하여 분석하였다.

경제에서 더 중요한 역할이 인식되고 있고 일부 중요한 관광관련 정책들이 시행되고 있다. 이러한 정책들은 문화관광부에 속한 관광부서를

승격시키고 관광산업 규제철폐의 과정을 진행하고 무비자로 입국하는 중국 또는 일본 관광객의 체류일을 연장시키고 중국정부가 한국을 여행자 유국가로 지정하도록 협상하여 중국관광객으로 하여금 비자 없이도 어떤 지역(제주도)으로든 입국할 수 있도록 허용하는 것 등을 포함한다. 관광 개발에 대한 정부정책의 변화와 연결될 때, 한국관광공사(Korean National Tourism Organisation: KNTO)는 한국을 선호되는 국제휴가의 목적지로 선전할 때 더 능동적인 역할을 하고 있다. KNTO와 민간부문 모두에 의해 지지되는 대규모의 광고홍보는 1998년부터 일본, 중국, 남동부 아시아, 북미 및 유럽 등에서 시작되었다. 인바운드 한국관광수요에 대한 정확한 예측은 관광산업뿐만 아니라 정부경제정책, 이의 의사결정에 결정적 역할을 한다.

따라서 본 연구는 1984년부터 2015년까지의 한국으로 인바운드하는 미국, 일본 및 중국 등의 관광객 입국자수, GDP, CPI 및 환율의 연별 자료를 기초로 자기회귀시차분포(ARDL)모형인 ARDL-UECM(bounds tests)와 ARDL-RECM 등의 모형을 이용하여 추정된 관광수요모형의 소득탄력성과 가격탄력성을 조사하고자 한다.

## II. 연구방법

예측에 대한 모수축약방법은 각 소스국가별 일반 ARDL 모형부터 시작하는데, 이들의 관광수요는 다수의 영향력 있는 변수와 관련되어 제시된 관광수요모형은 다음과 같다.

$$TA_t = f(Y_t, PT_t, PS_t) \quad (1)$$

위의 식에서  $TA_t$ 는 한국으로 인바운드하는

소스국가  $i$ , 즉  $i = 1, 2, 3$ (미국, 일본, 중국) 관광객 입국자수(tourism arrivals)로 측정되는 관광수요(tourism demand)이고  $Y_t$ 는 소스국가  $i$ 의 실질 1인당 국내총생산(Gross Domestic Product: GDP)으로 측정된 실질소득(real income)이며  $PT_t$ 는 소스국가  $i$ 의 상대적 소비자물가지수(Consumer Price Index: CPI)이고  $PS_t$ 는 대체목적지와 경쟁할 때 관광객의 소비자물가지수(CPI)를 대표하는 종합물가지수를 나타낸다. 식 (1)은 종속변수와 영향력 있는 요인들간의 관련성을 이론적으로 나타낸다. 개인가처분소득보다 GDP가 사용되는 이유는 관광객 입국자수가 비즈니스 여행자들의 실제적인 부분을 포함하기 때문이다. 목적지와 출발지 국가의 개인적 관련성의 이해가 무역거래가 증가함에 따라 동시에 증가하므로 한국과 소스국가간의 더 많은 무역거래는 한국으로 더 많은 관광객의 방문을 유도할 수 있다.

두 개의 가격변수들은 표준수요이론에 의해 제시되었듯이 관광수요에 미치는 자체가격과 대체가격의 효과를 포착하는데 목적을 둔다. 한국에서 관광객에 대한 상대적인 소비자물가지수는 한국과 출발지 국가의 통화간의 환율에 의해 조정된 출발지 국가의 소비자물가지수와 관련된 한국의 소비자물가지수에 의해 측정된다. 종합물가지수는 아시아와 미국, 유럽의 6개 주요 경쟁목적지의 관광객(환율 조정된 소비자물가지수에 의해 측정된)에 대한 소비자물가지수의 가중평균값(시장점유율에 기초한)을 포함한다. 포함된 설명변수 또한 사용된 변수의 형태는 여러 논문에서 설명된다(Witt and Witt, 1992, 1995).

출발지(원산지)거주지와 목적지 국가간의 항공요금은 때때로 관광수요함수에서 중요한 역할을 한다. 그러나 대표적인 항공요금을 측정하고 관련 자료를 수집할 때 상당한 문제가 존재한

다. 더불어 비록 항공요금이 레저관광수요에 대한 설명에서 적절할지라도, 이들이 비즈니스 관광수요에 유의한 영향을 미칠 것 같지 않다고 설명되고 있다. 한국으로 인바운드하는 총외국인의 여행에서 비즈니스 관광이 우위를 차지할지라도 항공요금은 주요 관광수요의 결정요인이라고 고려되지 않는다. 더불어 현대 계량경제학(공적분과 오차수정모형)을 이용하여 한국으로의 국제관광객 입국자수를 설명하는 이전의 연구는 항공요금이 통계적으로 유의한 영향을 미치지 않는다는 것을 보여주고 있다(Kim and Song, 1998).

관광객 입국자수에 대한 자료는 세계관광기구(World Tourism Organization: WTO)가 발행하는 관광통계연감(Tourism Statistical Yearbook)에서 수집된다. 소비자물가지수, 환율 및 GDP의 수치는 국제통화기금(International Monetary Fund: IMF)이 발행하는 국제금융통계연감(International Financial Statistics Yearbook)(IMF, 1999). 이중 로그선형함수형태는 다음과 같은 이유로 모형추정에서 사용된다. 첫째, 대부분 이전의 실증 연구는 관광수요와 결정요인간의 관련성이 이중 로그선형함수로서 표시될 수 있다는 것을 제시한다(Witt and Witt, 1995). 둘째, 이중 로그선형 모형의 사용은 설명변수의 추정계수를 직접적으로 수요탄력성으로 해석되도록 허용한다. 식(1)에서 일반 관광수요모형은 다음의 ARDL 모형으로 제시된다.

$$LTA_t = \alpha_1 + \sum_{i=1}^n \alpha_{2i} LTA_{t-i} + \sum_{i=0}^n \alpha_{3i} LY_{t-i} + \sum_{i=0}^n \alpha_{4i} LPT_{t-i} + \sum_{i=0}^n \alpha_{5i} LPS_{t-i} + \epsilon_t \quad (2)$$

여기서  $TA_t$ ,  $Y_t$ ,  $PT_t$ ,  $PS_t$  변수는 모두 자

연로그를 취하여  $LTA_t$ ,  $LY_t$ ,  $LPT_t$ ,  $LPS_t$ 로 나타내고  $\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_{5i}$ 는 추정될 모수,  $\epsilon_t$ 는 잔차항으로 구성된다. 위의 일반 ARDL 모형을 상세히 설명할 때 시차길이는 연별 자료를 사용할 때 1로 설정되고 시계열은 상대적으로 단기간이다. 식(2)는 관광모델링과 예측할 때 광범위하게 사용되고 있는 다수의 특정의 계량경제적인 시계열모형을 포함한다.

어떤 제한은 식(2)의 계수에 부과될 수 있고 이러한 제한의 통계적 유의성은 제한된 모형이 일반 모형보다 보다 우수함을 파악하기 위해 검증된다. 비록 모수축약방법이 일반 ARDL 모형부터 시작할지라도, DGP와 통계검정은 모형의 변수들 중 일부를 제거할 수 있으므로 정책평가와 예측목적에 위해 사용될 최종 모형은 대개 최초의 ARDL 모형보다 더 소규모가 될 수 있다. 이것은 Zellner(1988)에 의해 주장된 간명성의 원칙(principles of parsimony)과 일치한다. 그는 정책평가와 예측목적에 대한 경제적 모형을 선택할 때 단순 모형을 선택할 수 있고 더 높은 자유도를 여러 진단검정의 계산에서 이용할 수 있다. 왜냐하면 단순 모형이 추정에 소수의 계수를 가지기 때문이고 단순 모형의 추정으로 계산된 통계량은 더 적은 표준오차를 나타낸다.

비록 관광예측에 대한 대부분의 발행된 연구들이 최초의 7개 모형사양에 기초를 두고 있을지라도, 오차수정모형(Error Correction Model: ECM)은 최근 관광예측문헌에 등장하고 있다(Kim and Song, 1998; Kulendran and King, 1997; Kulendran and Witt, 2001; Song, Romilly, and Liu, 2000). 일부 대수학의 변형 후, 식(2)는 식(3)의 ARDL-비제약오차수정모형(Unrestricted Error Correction Model: UECM)과 식(4)의 ARDL-제약오차수정모형(Restricted Error Correction

Model: RECM)으로 제작성된다.

$$\begin{aligned} \Delta LTA_t = & \beta_1 + \sum_{i=1}^n \beta_{2i} \Delta LTA_{t-i} + \sum_{i=0}^n \beta_{3i} \Delta LY_{t-i} \quad (3) \\ & + \sum_{i=0}^n \beta_{4i} \Delta LPT_{t-i} + \sum_{i=0}^n \beta_{5i} \Delta LPS_{t-i} \\ & + \sum_{i=1}^n \beta_{6i} LTA_{t-i} + \sum_{i=0}^n \beta_{7i} LY_{t-i} \\ & + \sum_{i=0}^n \beta_{8i} LPT_{t-i} + \sum_{i=0}^n \beta_{9i} LPS_{t-i} + \nu_t \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \Delta LTA_t = & \beta_1 + \sum_{i=1}^n \beta_{2i} \Delta LTA_{t-i} + \sum_{i=0}^n \beta_{3i} \Delta LY_{t-i} \quad (4) \\ & + \sum_{i=0}^n \beta_{4i} \Delta LPT_{t-i} + \sum_{i=0}^n \beta_{5i} \Delta LPS_{t-i} \\ & + \beta_6 ECM_{t-1} + u_t \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} ECM = & LTA_t - (\alpha_1 + \sum_{i=1}^n \alpha_{2i} LTA_{t-i} \quad (5) \\ & + \sum_{i=0}^n \alpha_{3i} LY_{t-i} + \sum_{i=0}^n \alpha_{4i} LPT_{t-i} \\ & + \sum_{i=0}^n \alpha_{5i} LPS_{t-i}) \end{aligned}$$

본 연구에서 Pesaran 등(2001)에 의해 제시된 ARDL-UECM 모형의 한계검정법(bounds tests)을 채택한다. 관광연구에 채택된 이러한 과정 중 하나의 장점은 시계열이 정상적( $I(0)$ )이거나 비정상적( $I(1)$ ) 여부에 관계없이 검정할 수 있다(Mervar and Payne, 2007; Narayan, 2004).

ARDL-UECM 모형의 한계검정법과 관련된 식(3)에서는 관광수요와 이의 결정요인간의 단기 동태 상호작용과  $\beta$ 계수를 사용하는 이들의 장기 관계를 나타낸다. 만약  $\beta$ 값이 0이면, 이때 장기 관계는 존재하지 않는다. Pesaran 등(2001)은 장기관계가 없다는 귀무가설에 대한  $F$ -검정 ( $H_0 : \beta_{6i} = \beta_{7i} = \beta_{8i} = \beta_{9i} = 0$ )과  $t$ -검정 ( $H_0 : \beta_i = 0$ )을 제시하였으며 이들은 이러한 검정을 위해 하한과 상한의 임계값을 표로 제시하였다. 개별 변수간에 장기적 관계가 성립하고 있음을 확인할 수 있다(Engle and Granger, 1987).

따라서 만약 통계값이 상한 임계값을 초과한다면, 이때 귀무가설은 설정된 유의수준에서 기각되고 만약 통계값이 하한 임계값보다 낮다면, 이때 귀무가설은 기각될 수 없다. 또한 만약 통계값이 이러한 범위내, 즉 상한과 하한 유의수준 사이에 있는 경우에는 공적분관계에 대한 결론을 내리지 못해 검정은 의미가 없다는 것을 나타낸다.

식(3)과 (4)에서  $\Delta$ 는 1차차분 연산자,  $\nu_t$ ,  $u_t$ 는 잔차항을 나타낸다. 오차수정모형(ECM)의 사양은 기타 계량경제학 모형에 비해 다수의 장점을 가진다. ECM은 이전 기간에서 발생된 예측 오차를 제거함으로써 장기평균(장기공적분관계)으로 조정한다. 또한 오차수정항의 계수는 전기의 장기균형에서 이탈될 때 다음 기의 균형으로 회복해가는 속도를 나타내고 여러 변수간의 공적분관계에서 한 변수가 부분적, 단기적으로 회복하도록 조정한다고 볼 수 있다.

둘째, 차분된 변수는 정상적(stationary)이고 또한 수준변수의 결합도 정상적이므로 이러한 모형은 허구적 회귀의 문제를 회피한다. Engle과 Granger(1987)에 따라, 만약 ECM의 모든 시차 변수들이 공적분이 된다면, 이러한 변수들의 결합은 정상적이다. 이것은 ECM이 타당하려면, 식(2)의 수준변수가 공적분 되어야 한다. 만약 일부의 변수만이 공적분 된다면, 대응하는 ECM의 구조는 식(3)과 다르다. Johansen(1988)의 공적분 검정은 식(2)의 변수간의 공적분관계를 결정하는데 사용될 수 있다.

특정 모형이 3개의 각 목적지국가로부터 한국 관광에 대한 수요를 모델링하는데 적합하다는 것을 확인하려면, 본 연구는 관광수요모형의 구조를 결정하기 위한 모수검정을 수행해야 한다. 각 목적지국가에서 한국관광에 대한 수요를 유도하는 영향력이 다를 수 있기 때문에 각 3개의 관광수요모형에 대한 DGP가 동일하지 않을 수

있는 가능성이 있다. 또한 모형은 정확히 사후 예측이 가능해야 한다.

본 연구에서 다양한 진단검정, 즉 자기상관성에 대한 Breusch(1978), Godfrey(1978)의 시계열 상관에 대한 Lagrange Multiplier(LM) 검정, 모형설정상상의 오류가 없다는 귀무가설에 대한 Ramsey(1969)의 모형설정상상의 오류검정(Regression Equation Specification Error Test: RESET), Jarque-Bera(1980)의 비정상성(nonnormality)에 대한 검정, White(1980)의 이분산(heteroscedasticity)에 대한 검정, CUSUM & CUSUMSQ(Greene, 1993) 검정, Chow(1960) 검정 등이 수행된다.

### III. 실증결과

#### 1. 자료수집

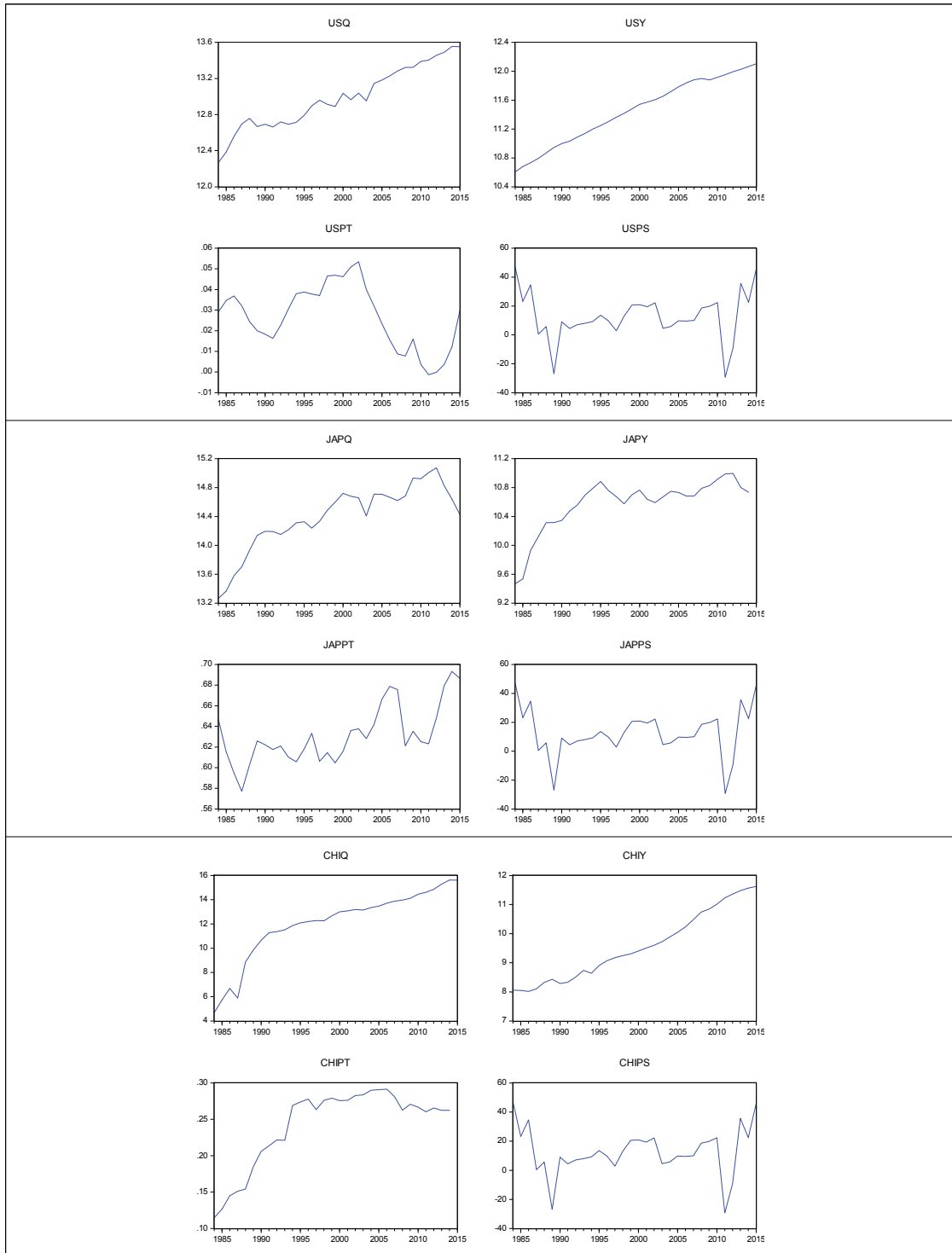
본 절은 관광수요모형(식(3))에 사용되는 변수를 설명하고 자료의 세부사항을 제공한다. 전술한 바와 같이 관광수요는 국제관광객의 입국자수(tourist arrivals)에 의해 측정된다.  $TA_t$ 는  $t$ 기( $= 1, \dots, n$ ) 특정 소스시장에서 한국으로 도착하는 관광객의 입국자로 측정된 관광수요,  $Y_t$ 는 소스시장의 실질 1인당 GDP로 측정되는 소스시장의 소득변수,  $PT_t$ 는 한국관광의 소스시장의 자체가격변수,  $PS_t$ 는 대체목적지의 관광가격변수를 나타낸다.

자체가격( $PT_t$ )은 관련된 환율로 조정된 소스시장(미국, 일본, 중국)의 소비자물가지수에 비례한 한국의 소비자물가지수로 계산된다. 대체가격( $PS_t$ )은 관광객의 지리적 & 문화적 특성에 따라 선택된 4개의 대체시장 또는 대체목적지(영국, 호주, 프랑스, 노르웨이)에서 관광객의 경비

를 측정한다. 전술한 3개 소스시장에서 한국으로 인바운드하는 관광객의 입국자에 대한 자료는 한국관광공사의 월별을 이용하여 연별로 제작된 방문입국자수 통계에서 수집된다.

실질 GDP, 소비자물가지수 및 환율자료는 국제통화기금(International Monetary Fund: IMF)의 International Financial Statistics Online Service의 웹사이트를 통해 수집된다. 본 연구는 1984년부터 2015년을 포함하는 연별 자료를 사용한다.

<그림 1>에서 종속변수인 관광수요만을 대상으로 살펴보면, 그림의 시계열도를 통해 시간흐름에 따른 시계열자료의 평균 및 분산이 변하는지를 시각적으로 판단하였다. 모든 시계열의 평균(mean)이 일정하지 않아 장기적으로 완만한 선형적 상승추세가 있고 순환변동(cyclical variation)은 없는 비정상적(non-stationary) 시계열을 보여주어 정상적(stationary) 시계열을 나타내고자 1차 차분을 취하였지만 평균은 차분전과 거의 동일하여 시계열을 차분하지 않았고, 마찬가지로 모든 시계열의 분산(variance)도 평균처럼 장기적으로 완만한 선형적 상승추세를 보여주고 순환변동이 없는 비정상적인 시계열을 보여주어 자연로그로 변환하여 시계열의 분산을 일정하게 한 로그변수를 사용하였다. 이유로는 각 모수를 추정하기 위한 일반적인 방법으로 자연로그 형태를 취함으로써 추정된 모수의 값이 탄력성에 대한 정보를 제공하는데 유리하기 때문이다(Box and Cox, 1964). 시계열도에서 보여주듯이, 세 국가의 시계열 모두 1980년대 오일파동, 1977년~1998년의 아시아발 금융위기, 2007년~2008년의 미국발 금융위기, 2010년의 유럽발 재정위기, 2015년의 중국발 금융위기 등과 같은 장·단기 충격에도 불구하고 관광수요는 계속 증가하는 경향을 나타내었다.



<그림 1> 미국, 일본, 중국의 시계열도(로그변수)



## 2. 기술통계량과 예비분석결과

<표 1>에 나타난 관광수요의 평균은 12.038에서 14.397의 범위에 있고 일본의 평균이 가장 높고 중국의 표준편차가 2.8397로 가장 높았다. 왜도는 미국만이 거의 대칭분포를 나타내었고 중국을 제외한 미국과 일본의 첨도와 Jarque-Bera (JB)(1987)값은 정규분포를 나타내었다. <표 2>에서 Lo와 Mackinlay(1988)의 분산비 검정에서  $n=4$  및  $n=10$ 의 경우, 모든 시계열이 무작위이지 않고 자기상관이 존재하였다. 마찬가지로 Hurst(1951), Mandelbrot(1963)의 고전적 RS 모형에서도 시계열의 자기상관이 없다는 귀무가설을 검정하는 통계값( $\tilde{Q}_n$ )은 모두 유의하여 자기상관이 존재하였으나, 반면에 Lo(1991)의 수정된 RS 모형에서  $q=4$  및  $q=10$ 의 경우, 시계열의 장기존성(장기기억)이 없다는 귀무가설을 검정하는 통계값( $Q_n$ )은 유의하지 않아 장기기억이 존재하지 않았다. 반면에 Fama(1965)의 Run 검정(Wald-Wolfowitz 검정)에서는 시계열이 무작위로 추출된다는 귀무가설을 검정하는 통계값이 모두 유의하였으므로 시계열이 효율적이지 않았다. 지속성과 관련된 장기기억 모형인 ARFIMA( $p, d, q$ )(Granger and Joyeux, 1980)모형을 살펴보면, 장기기억의 정상적 과정을 보여주는 모든 기간의 변수들의 AR( $\phi, p=1$ )의 추정계수가 1% 유의수준에서 통계적으로 유의하여

모두 정상적 조건을 만족한다. 또한 시계열의  $d$ -추정치가 모두 음(-)의 값으로  $-0.5 < d < 0$ 의 범위내에 포함되므로 단기기억(short memory) 또는 단기의존성(short-range dependence)을 나타내었다.

ARDL-UECM 모형의 한계검정법(공적분검정법)을 실행하기 전에 정상적 자료는 각 변수에 대한 적분의 정도를 파악하기 위해 검정되어야 한다. 이러한 검정의 목적은 차분횟수를 나타내는  $d$ 가  $2(I(2))$  또는 2 이상의 변수는 ARDL 모형에 포함되지 않는다는 것을 보여주는 데 있다. 정상성 검정결과는 다음 <표 3>의 단위근 검정에서 보여준다.

단위근 검정결과에서  $d=2$  또는 2 이상의 변수는 모형에 존재하지 않았다. <표 3>에서 보듯이 통계적으로 1% 유의수준에서 유의한 미국, 일본 및 중국의 대체가격변수(LPS), 중국의 소득변수(LY)를 제외하고 다른 변수들은 모두 유의하지 않았다. 따라서 미국, 일본 및 중국의 대체가격변수, 중국의 소득변수의 ADF 통계량이 MacKinnon(1996)의 임계값을 초과하므로 단위근이 존재하지 않았으므로 자기상관 또는 계열상관이 존재하지 않았다. 그러나 이외에 국가별 여러 변수들은 대부분 단위근이 존재하여 자기상관 또는 계열상관이 존재하였다고 판단하였다. 진술한 결과를 바탕으로 정상적 변수와 비정상적 변수 모두 포함한 ARDL-UECM 모형의 한계검정법을 실행할 수 있다.

<표 1> 기술통계량

구분	평균	표준편차	왜도	첨도	JB
미국	12.987	0.3388	-0.0077	-0.8072	0.8420
일본	14.397	0.4445	-0.8543*	0.1736	3.8101
중국	12.038	2.8397	-1.1982**	0.6028	7.8867*

\*:p<.05, \*\*:p<.01, JB: Jarque-Bera, ADF: Augmented Dickey Fuller

<표 2> 분산비 검정, Rescaled 검정 및 ARFIMA 검정결과

구분	LM-V/R		HM-R/S	Lo-R/S		Run	ARFIMA( $p, d, q$ ): $0 < d < 0.5$		
	통계값		통계값 ( $\hat{Q}_n$ )	통계값( $Q_n$ )		통계값	통계값		
	$n = 4$	$n = 10$		$q = 4$	$q = 10$		AR ( $\Phi, p=1$ )	$d$	MA ( $\Theta, q=1$ )
미국	2.8333**	5.4557**	2.2768**	1.1274	0.8821	-3.8515**	0.9041**	-0.1673**	0.1314**
일본	2.9447**	4.7255**	2.1897**	1.0597	0.8984	-5.3806**	0.8620**	-0.1311**	0.2060**
중국	2.8354**	3.9964**	2.0604*	1.1636	0.8583	-5.3652**	0.8511**	-0.0843**	0.0470**

\* $p < .05$ , \*\* $p < .01$ , LM: Lo and Mackinlay, HM: Hurst/Mandelbrot, ARFIMA: AutoRegressive Fractionally Integrated Moving Average

<표 3> 단위근 검정결과

구분	미국			일본			중국		
	ADF값	임계치	$I(d)$	ADF값	임계치	$I(d)$	ADF값	임계치	$I(d)$
<i>LTA</i>	2.1610	-2.5657	$I(1)$	0.9390	-2.5657	$I(1)$	1.4076	-2.5657	$I(1)$
<i>LY</i>	2.2999	-2.5657	$I(1)$	0.7163	-2.5657	$I(1)$	4.4843**	-2.5657	$I(0)$
<i>LPT</i>	-1.1062	-2.5657	$I(1)$	0.8693	-2.5657	$I(1)$	0.6557	-2.5657	$I(1)$
<i>LPS</i>	-2.8347**	-2.5657	$I(0)$	-2.8347**	-2.5657	$I(0)$	-2.8347**	-2.5657	$I(0)$

\* $p < .05$ , \*\* $p < .01$ , *LTA*: 관광수요, *LY*: 소득, *LPT*: 자체가격, *LPS*: 대체가격

### 3. ARDL-UECM 모형의 한계검정결과

<표 4>은 ARDL-UECM 모형의 한계검정결과를 나타낸다. Pesaran 등(2001)의 연구에 따라 식(3)의 시차길이는 기본적인 벡터자기회귀(Vector AutoRegressive: VAR)모형에 의해 합측된 4시차로 선택된다. 관광수요를 종속변수, 소득과 자체가격 및 대체가격변수를 독립변수로 설정한 경우, 미국과 일본 및 중국 모두 각  $F$ 값(9.3925, 8.1006, 303.12)이 상한 임계값을 초과하였으므로 귀무가설은 기각되어 소득, 자체가격 및 대체가격간의 장기적 관계(공적분관계)가 존재하였다. 중국의 경우, 자체가격 및 대체가격을 각각 종속변수로 설정한 경우에  $F$ 값이 상한 임계값을 초과하였으므로 귀무가설은 기각되어 소득, 자체가격 및 대체가격간의 장기적 관계가 존재하였다. 미국의 경우 소득 및 자체가격을 종속변수로 설정하였을 때는 하한과 상한 유의수준

범위내에 있기 때문에 장기적 관계에 대한 결론을 내리지 못하였고 대체가격을 종속변수로 둔 경우에는 하한 임계값보다 낮기 때문에 장기적 관계가 존재하지 않았다. 일본의 경우 소득, 자체가격 및 대체가격을 각 종속변수로 두었을 때 모두 하한 임계값보다 낮았으므로 장기적 관계가 존재하지 않고 중국의 경우 소득변수를 종속변수로 설정하였을 때 하한 유의수준 범위 보다 낮기 때문에 장기적 관계가 존재하지 않다고 판단하였다.

따라서 ARDL-UECM 모형의 한계검정결과에서 보듯이 관광수요를 종속변수, 소득, 자체가격, 대체가격변수를 독립변수로 설정한 경우,  $F$ (*LTA* | *LY* *LPT* *LPS*)는 미국(9.3925), 일본(8.1006), 중국(303.12)은 가장 높은 통계량으로 나타나고 *LY*, *LPT*, *LPS*가 관광수요(*LTA*)를 설명하는데 장기적으로 영향력 있는 변수이고 이러한 변수들간에 장기적 관계가 존재하였다.

&lt;표 4&gt; ARDL-UECM 모형의 한계검정결과

구분	미국			일본			중국		
	F값	하한	상한	F값	하한	상한	F값	하한	상한
F( <i>LTA</i>   <i>LY LPT LPS</i> )	9.3925**	3.7326	5.0993	8.1006**	3.8173	5.1837	303.12**	3.8173	5.1837
F( <i>LY</i>   <i>LTA LPT LPS</i> )	4.8667	3.7326	5.0993	3.2592	3.8173	5.1837	1.7609	3.8173	5.1837
F( <i>LPT</i>   <i>LTA LY LPS</i> )	4.7083	3.7326	5.0993	1.4204	3.8173	5.1837	11.722**	3.8173	5.1837
F( <i>LPS</i>   <i>LTA LY LPT</i> )	2.8078	3.7326	5.0993	1.6361	3.8173	5.1837	8.1036**	3.8173	5.1837

\*:p<.05, \*\*:p<.01, *LTA*: 관광수요, *LY*: 소득, *LPT*: 자체가격, *LPS*: 대체가격

#### 4. ARDL 모형과 ARDL-RECM 모형의 결과

전술한 바와 같이 장기적 관계(또는 공적분관계)의 존재 여부를 판단하는 식(2)을 바탕으로 간명성(parsimony)의 원칙에 따라 상대적으로 추정치 간편할 뿐 아니라 적합도도 개선될 수 있는 AIC 기준(이종원, 2007)으로 최대시차 4시차 중 가장 최소값으로 추정되는 4시차를 최적시차로 설정한 후, <표 5>의 ARDL 모형(일반 정태적 모형)의 장기적 계수(long term coefficients), 즉 장기탄력성(long-run elasticity)에 대한 추정 결과에서 모든 계수부호가 기대부호와 일치하는 미국의 경우, 독립변수인 소득변수(또는 소득탄력성)(*LY*)가 미국에서 한국으로 입국하는 관광객 입국자수를 대용치로 설정한 관광수요(*LTA*)에 1% 유의수준에서 통계적으로 유의한 양(+)의 영향을 미치는 관계를 보여준다. 다른 조건이 일정하다면, 이는 관광객 소득의 1% 증가는 한국으로 인바운드하는 미국관광객의 입국자수가 약 0.63% 증가를 초래할 것이다. 이러한 상황은 미국에서 한국으로의 관광이 소득에 비탄력적임을 의미한다. Yeoman(2008)의 연구결과에서는 소비자들이 관광을 절대값으로 1보다 큰 사치재(luxuries)로 인식하고 Allsop(2004)는 소비자들 이 집, 차 및 디자이너의 옷 등보다 관광을 하고자 한다는 것이다. 이와는 반대로 본 연구의 결

과는 미국관광객의 측면에서 한국으로의 관광이 필수재(necessities)로 인식되므로 한국으로의 관광수요는 미국관광객의 부와 번영에 따라 좌우되지 않는다고 볼 수 있다.

환율로 조정된 자체가격변수(또는 자체가격탄력성)(*LPT*)는 미국의 1인당 GDP의 안정적이고 지속적인 증가로 인한 소비자물가지수를 나타내어 통계적으로 유의하였으므로 한국의 관광가격에 대한 특성의 변화는 미국관광객에게 1% 유의수준에서 통계적으로 유의한 음(-)의 영향을 미칠 것이다. 다른 조건이 일정하다면, 한국관광의 자체가격 1% 증가는 한국으로 인바운드하는 미국관광객의 입국자수가 약 7.20%로 상당한 감소를 초래할 것이다. 이는 미국에서 한국으로의 관광수요는 자체가격의 변화에 따라 절대값으로 1보다 크므로 매우 탄력적이고 민감하다는 것을 의미한다. 수요곡선에 따르면, 미국의 자체가격 탄력성이 절대값으로 1보다 매우 크므로 특성의 관광가격변화가 있다면, 미국관광객으로부터 획득되는 한국의 관광수입을 지속적으로 변동시킬 수 있다. 다시 말해 가격이 상승하는 경우, 한국으로 여행하는 미국관광객들의 수요가 감소하고 관광의 총소득도 감소하나, 가격이 하락하는 경우는 수요가 증가하면서 총소득은 증가한다. 따라서 이미 가격탄력적 수요이고 경쟁적이므로 이를 활용한 관광서비스의 질과 상품차별화를 개선시키는 비가격경쟁의 관광정책과 전략의 수

&lt;표 5&gt; ARDL 모형의 검정결과(장기탄력성)

변수		미국			일본			중국		
종속	<i>LTA</i>	계수	표준오차	<i>t</i> 값	계수	표준오차	<i>t</i> 값	계수	표준오차	<i>t</i> 값
독립	<i>LY</i> (+)	0.6376**	0.3423	18.624	-0.6390	2.2597	-0.2827	1.4347**	0.0389	36.802
	<i>LPT</i> (-)	-7.2049**	1.1744	-6.1350	5.9237	11.8749	0.4988	10.173**	1.1756	8.6538
	<i>LPS</i> (+)	0.0052**	0.0016	3.2416	-0.0217	0.0284	-0.7650	-0.0107*	0.0052	-2.0615
	상수	5.8330**	0.4046	14.416	18.239	23.886	0.7635	-2.7534**	0.4204	-6.5483
자기회귀계수		(3,0,4,0)			(1,0,3,0)			(1,4,4,4)		
Auto( $\chi^2$ )		10.413**			2.4899			4.7971*		
RESET( $\chi^2$ )		0.2143			0.0121			2.3111		
JB( $\chi^2$ )		1.7331			4.5908			0.0429		
Hetero( $\chi^2$ )		0.0001			0.0830			0.2041		
CUSUM & CUSUMSQ		안정적			안정적			안정적		

\*:p<.05, \*\*:p<.01, *LTA*: 관광수요, *LY*: 소득, *LPT*: 자체가격, *LPS*: 대체가격, Auto( $H_0$ : No serial correlation), RESET( $H_0$ : No specification error), JB( $H_0$ : Normality), Hetero( $H_0$ : No heteroscedasticity), CUSUM & CUSUMSQ( $H_0$ : Parameter stability)

입이 되어 있다면, 추가적인 관광수익을 창출할 것이고 또한 한국의 관광수익을 최대화할 때 매우 중요할 것이다.

대체가격변수(또는 대체가격탄력성)(*LPS*)는 관광수요(*LTA*)에 1% 유의수준에서 유의한 양(+ )의 영향을 미치는 관계를 보여준다. 다른 조건이 일정하다면, 이는 대체가격의 1% 증가는 한국으로 인바운드하는 미국관광객의 입국자수가 약 0.01%의 미미한 증가를 초래할 것이므로 미국에서 한국으로의 관광수요는 대체가격변화에 따라 비탄력적이고 대체체의 관계가 존재한다. 수요곡선에 따르면, 미국의 대체가격탄력성이 절대값으로 1보다 매우 작으나 양(+ )의 값으로 특정의 관광가격변화가 있을지라도 미국관광객으로부터 획득되는 한국의 관광수입을 지속적으로 증가시킬 수는 없을 것으로 판단하였다.

<표 5>의 중국의 경우, 독립변수인 소득변수(*LY*)(또는 소득탄력성)의 부호만이 기대부호와 일치하고 이 변수가 종속변수인 관광수요(*LTA*)에 1% 유의수준에서 통계적으로 유의한 양(+ )

의 영향을 미치는 관계를 보여준다. 다른 조건이 일정하다면, 이는 관광객 소득의 1% 증가는 한국으로 인바운드하는 중국관광객의 입국자수가 약 1.43% 증가를 초래하고 이는 중국의 소득탄력성이 절대값으로 1보다 크므로 미국에서 한국으로의 관광이 소득에 대하여 탄력적이다. 따라서 이러한 결과는 중국관광객 측면에서 한국으로의 관광이 사치재(luxuries)로 인식되므로 한국으로의 관광수요는 중국관광객의 부와 변영에 따라 좌우될 수 있다.

기대부호와 다른 자체가격변수(또는 자체가격탄력성)(*LPT*)는 중국의 1인당 GDP의 안정적이고 지속적인 증가로 인한 소비자물가지수를 나타내어 통계적으로 유의하여 한국의 관광가격에 대한 특정의 변화는 중국관광객에게 1% 유의수준에서 통계적으로 유의한 양(+ )의 영향을 미친다. 다른 조건이 일정하다면, 한국관광의 자체가격 1% 증가는 한국으로 인바운드하는 중국관광객의 입국자수가 약 10.17%로 상당한 증가를 초래할 것이다. 이는 중국에서 한국으로의 관광수

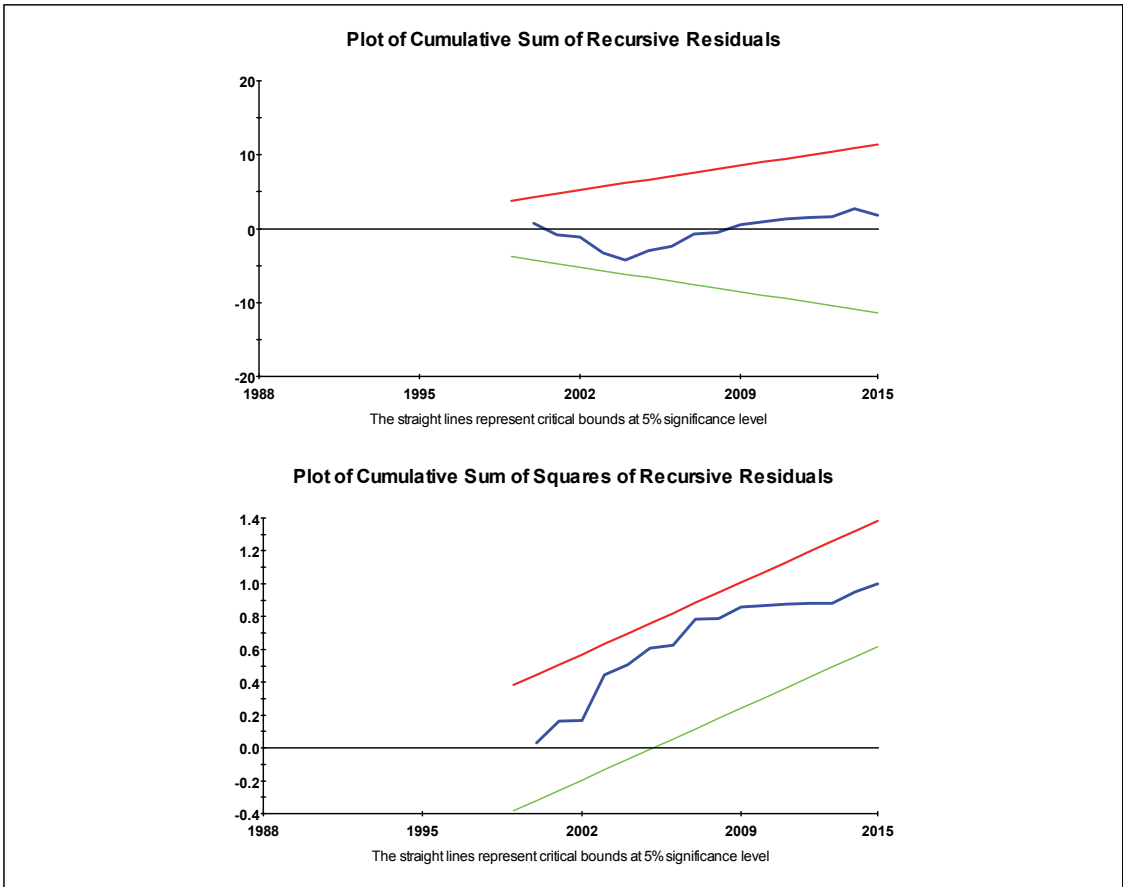
요는 절대값으로 1보다 매우 큰 자체가격의 변화에 따라 탄력적이고 민감하다는 것을 의미한다. 수요곡선에 따르면, 중국의 자체가격탄력성이 절대값으로 1보다 매우 크므로 특정의 관광 가격변화가 있다면, 중국관광객으로부터 획득되는 한국의 관광수입을 지속적으로 변동시킬 수 있다. 다시 말해 가격이 증가하면, 한국으로 여행하는 중국관광객들의 수요가 감소하고 관광의 총소득도 감소하고, 반면에 가격이 하락하는 경우는 수요가 증가함에 따라 동시에 총소득도 증가한다.

또한 기대부호와 다른 대체가격변수(또는 대체가격탄력성)( $LPS$ )는 관광수요( $LTA$ )에 1% 유의수준에서 통계적으로 유의한 음(-)의 영향을 미치는 관계를 보여준다. 다른 조건이 일정하다면, 이는 대체가격의 1% 증가는 한국으로 인바운드하는 중국관광객의 입국자수가 약 0.01%의 미미한 감소를 초래할 것이므로 중국에서 한국으로의 관광수요는 대체가격변화에 따라 비탄력적이고 보완재(complements)의 관계가 존재한다. 수요곡선에 따르면, 중국의 대체가격탄력성이 절대값으로 1보다 매우 작고 음(-)의 값으로 특정의 관광가격변화가 있다면, 중국관광객으로부터 획득되는 한국의 관광수입을 지속적으로 증가시킬 수는 없을 것으로 판단하였다.

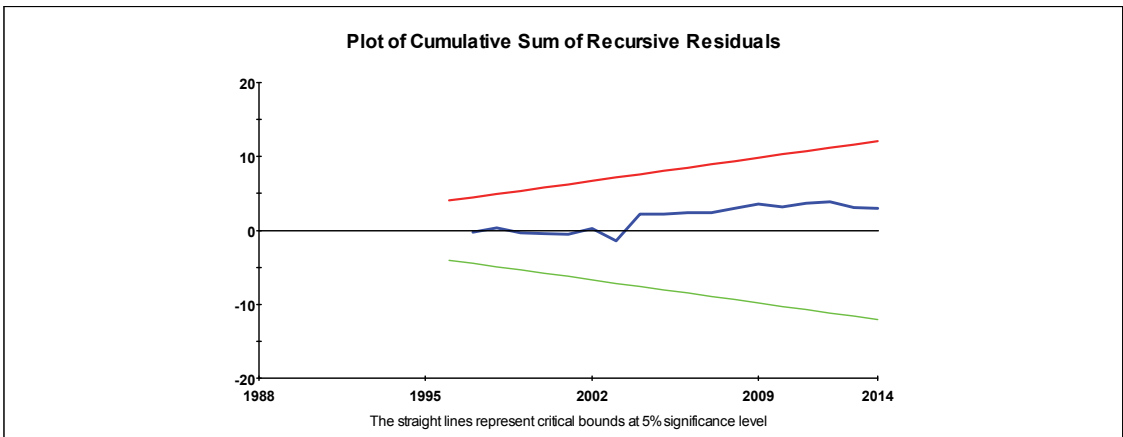
그리고 ARDL 모형의 진단검정(dignostic tests) 결과를 나타낸 <표 5>에서 살펴보면, 먼저 잔차항의 자기상관이 없다는 귀무가설과 관련된 자기상관성(autocorrelation)에 대한 Breusch(1978) & Godfrey(1978) Lagrange Multiplier(LM) 검정( $H_0$ : No serial correlation)에 따라 미국과 중국을 제외한 일본의 추정모형만이 통계적으로 유의하지 않아 잔차의 자기상관이 존재하지 않았다. 또한 모형설정상의 오류가 없다는 귀무가설에 대한 Ramsey(1969)의 모형설정상의 오류

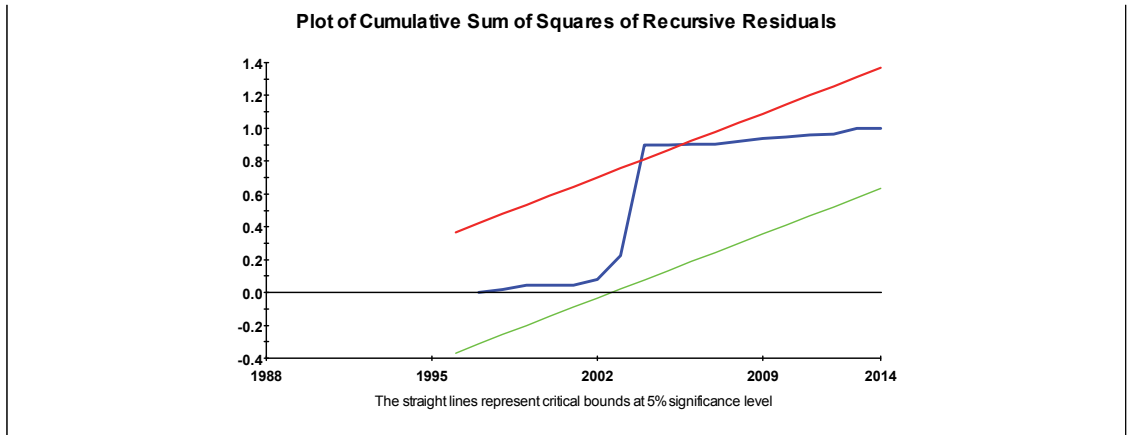
(Regression Equation Specification Error Test: RESET) 검정( $H_0$ : No misspecification)에서 모든 국가가 통계적으로 유의하지 않아 설정오류가 발견되지 않았다. 그리고 잔차항이 정규분포를 나타낸다는 귀무가설에 대한 Jarque-Bera (JB)(1980) 검정( $H_0$ : Normality)에서 모든 국가의 잔차항이 정규분포를 나타내었다. 잔차항의 이분산성이 존재한다는 귀무가설과 관련된 이분산성에 대한 White(1980) 검정( $H_0$ : No heteroscedasticity)에서 통계적으로 유의하지 않으므로 모든 국가의 잔차항에 이분산이 존재하지 않다고 판단하였다.

비록 미국과 중국의 잔차항에 자기상관이 존재하여 나타났을지라도, <그림 2>, <그림 3>, <그림 4>의 CUSUM 검정결과( $H_0$ : Parameter stability)에서 세 국가 모두 5% 범위내에 있으므로 모든 분석기간 동안 안정적이고 CUSUMSQ 검정결과에서 일본의 경우, 2003년 말부터 2005년 초까지의 기간 동안 5% 범위의 실선을 벗어난 계수를 제외하고 다른 기간의 계수는 안정적임을 알 수 있었다. 더불어 3개 국가별 잔차항의 구조적 변화를 검정하기 위해 1984년부터 2015년까지의 기간 동안 구조적 변화가 존재하는지를 Chow 검정을 사용하여 분석하였다. 이는 2개 이상의 시계열 하위자료로 구성된 모형의 추정치의 차이가 존재하는지를 검정하며 전체 표본을 통하여 얻는 잔차제곱합과 분할된 표본의 잔차제곱합을  $F$ -검정을 이용하여 검정하는 방법이다(Greene, 2003). <표 6>의 Chow 검정에서 미국의 경우, 아시아발 외환 및 금융위기를 제외한다면 다른 기간에서 모두 구조적 변화가 존재하였고, 일본의 경우, 아시아의 금융위기간인 1997년과 1998년, 9/11 테러공격기간에서만 모두 구조적 변화가 존재하였다. 또한 중국의 경우, 모든 기간에서 구조적 변화가 존재하였다.

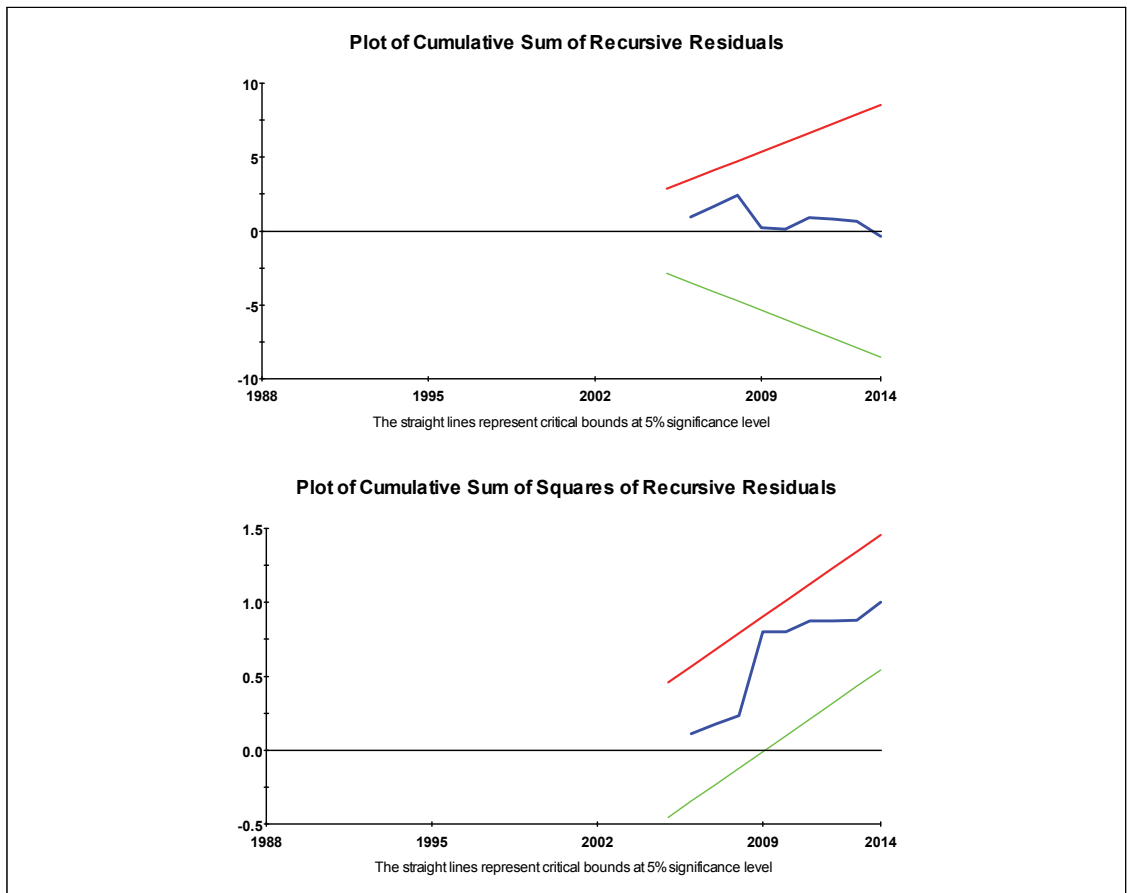


<그림 2> 미국의 CUSUM & CUSUMSQ 검정결과





<그림 3> 일본의 CUSUM & CUSUMSQ 검정결과



<그림 4> 중국의 CUSUM & CUSUMSQ 검정결과

&lt;표 6&gt; Chow 검정결과

구분	미국	일본	중국
Break points			
1989	Fchow(4,24)=7.9182**	Fchow(4,24)=0.1657	Fchow(4,24)=33.040**
1997	Fchow(4,24)=2.1073	Fchow(4,24)=16.056**	Fchow(4,24)=3.2943*
1998	Fchow(4,24)=3.1036*	Fchow(4,24)=21.624**	Fchow(4,24)=3.2744*
2001	Fchow(4,24)=4.0825**	Fchow(4,24)=4.0264**	Fchow(4,24)=2.9530*
2003	Fchow(4,24)=4.6930**	Fchow(4,24)=2.3486	Fchow(4,24)=2.8740*
2006	Fchow(4,24)=3.1952*	Fchow(4,24)=2.3474	Fchow(4,24)=2.8441*
2007	Fchow(4,24)=3.0252*	Fchow(4,24)=2.3702	Fchow(4,24)=2.8442*
2008	Fchow(4,24)=2.9360*	Fchow(4,24)=2.3598	Fchow(4,24)=2.6523*

\*:p&lt;.05, \*\*:p&lt;.01

전술한 ARDL-UECM 모형의 한계검정결과에서 변수들간에 장기균형관계(공적분관계)가 존재하였다. 이를 바탕으로 일반적인 ARDL 모형을 설정하여 추정된 장기계수들의 값, 즉 소득, 대체가격 및 대체가격의 각 장기탄력성을 추정하고, 다음으로 ARDL-UECM 모형을 유도하여 ARDL-RECM 모형을 통해 이들 변수의 단기탄력성을 추정할 수 있다(Pesaran and Shin, 1998; Ozturk and Acaravci, 2010).

다시 말해 장기모형을 추정후 다음의 단계는 단기 동적성에 대한 계수를 추정하는 것이다. 단기계수의 결과는 <표 7>에서 보여준 ARDL-RECM 모형에 기초를 두고 있다. 오차수정모형에서 단기계수의 추정값은 단기수요탄력성으로 해석될 수 있다(Kotler et al., 2009). 이전의 연구에서 일반적으로 각 동적 단기변수에 대한 부호는 장기부호와 거의 동일할 수 있다고 설명하였다. 그러나 본 연구는 이들의 연구와는 다르게 <표 6>의 장기계수와 <표 7>의 단기계수의 부호결과에서는 부분적으로 일치하였다.

본 연구에서 일본을 제외한 미국과 중국 관광수요의 장·단기탄력성, 즉 소득탄력성(LY), 대체가격탄력성(LPT), 대체가격탄력성(LPS)은 모

두 1% 유의수준에서 통계적으로 유의하였으나, 미국의 세 변수의 장기탄력성만이 실제부호와 기대부호가 일치하고 대부분 다른 탄력성들은 부분적으로 부호가 일치하였다.

모수축약방법에 따른 ARDL-RECM 모형의 결과에서 산출된 오차수정항의 계수값, 즉 식(4)의  $\beta_6$ 가 유의한 미국(-0.6590), 중국(-0.7653)의 부호와 기대부호가 음(-)의 값으로 일치하였다. 이는 전기의 장기균형(long term equilibrium), 즉 공적분관계의 오차를 나타내는 ECM(-1)에서 이탈될 때 다음 기의 균형으로 회복해가는 조정속도(speed of adjustment)를 나타내고 여러 변수간의 공적분관계에서 한 변수가 부분적, 단기적으로 회복하도록 조정한다고 볼 수 있다.

다시 말해 오차수정모형은 단기적 관계와 전기의 불균형(disequilibrium)으로부터 다음 기의 균형(equilibrium)으로 조정해 가는 속도를 추정할 수 있고 이 방법을 통해 장기에 대한 정보의 손실없이 장기균형과 단기 동태분석이 가능하다는 것이다. 일본을 제외한 미국과 중국의 ARDL-RECM 모형에서는 높은  $R^2$ 와 수정 $R^2$ 을 나타내어 설명력이 높고 마찬가지로  $F$ 값도 유의하게 매우 높았으며 낮은 표준편차를 보여



주어 이 모형은 적합도가 높으나, Durbin-Watson값은 2를 초과하므로 자기상관의 문제가 약간 존재할 수 있다고 판단하였다.

<표 7> ARDL-RECM 모형의 검정결과(단기탄력성)

종속 변수	변수	미국			일본			중국		
		계수	표준오차	t값	계수	표준오차	t값	계수	표준오차	t값
독립	$\Delta LY(+)$	0.4202**	0.0974	4.8229	-0.0765	0.2067	-0.3703	-3.4983**	0.6050	-5.7823
	$\Delta LPT(-)$	2.5016**	0.8133	3.0756	-6.4949	4.1612	-1.5608	13.230**	3.5088	3.7705
	$\Delta LPS(+)$	0.0034**	0.0007	4.7776	-0.0026	0.0015	-1.6333	0.0283**	0.0094	2.9867
	$ECM(-1)(-)$	-0.6590**	0.1449	-4.5475	-0.1198	0.1260	-0.9506	-0.7653**	0.0463	-16.507
		① 미국: $ECM = LTA - (0.6376*LY - 7.2049*LPT + 0.0052*LPS + 5.8330)$ ② 일본: $ECM = LTA - (-0.6390*LY + 5.9237*LPT - 0.0217*LPS + 18.239)$ ③ 중국: $ECM = LTA - (1.4347*LY + 10.173*LPT - 0.0107*LPS - 2.7534)$								
		$R^2=0.8242, Adj.R^2=0.7208,$ S.D. of DV=0.2970, F-stat.=8.8563, DW-stat.=2.9769			$R^2=0.5760, Adj.R^2=0.4199,$ S.D. of DV=0.3001, F-stat.=4.3034, DW-stat.=2.4782			$R^2=0.9965, Adj.R^2=0.9910,$ S.D. of DV=1.6138, F-stat.=222.53, DW-stat.=2.6784		

\*:p<.05, \*\*:p<.01, LTA: 관광수요, LY: 소득, LPT: 자체가격, LPS: 대체가격, ECM: 오차수정항

#### IV. 요약 및 결론

본 연구는 1984년부터 2015년까지 자기회귀시차분포(ARDL) 모형을 이용하여 한국으로 입국하는 미국, 일본 및 중국 등의 관광객 입국자수, GDP 및 CPI의 연별 자료를 바탕으로 설정된 관광수요모형의 소득탄력성과 가격탄력성 등을 검정하였다.

본 연구의 결과를 요약하면 다음과 같다.

본 연구의 ARDL-UECM 모형의 한계검정결과에서 모든 국가의 각 F값이 상한 임계값을 초과하므로 소득, 자체가격 및 대체가격간의 장기적 관계(공적분관계)가 존재하였다. 다음으로 ARDL 모형(장기탄력성)과 ARDL-RECM 모형(단기탄력성)에서 전자의 소득변수가 미국과 중국의 관광수요에 영향을 미치는 주요한 요인으로 보여주었으며 미국의 소득탄력성은 절대값으

로 1을 초과하지 않아 비탄력적으로 둔감하였으므로 이는 장거리 소스국가인 미국에서 한국으로 입국하는 관광객들에게는 필수재(necessities)로 취급될 수 있다. 또한 중국의 소득탄력성은 절대값으로 1을 초과하여 탄력적으로 민감하여 사치재(luxuries)로 구분될 수 있다. 이러한 경우의 함의는 각 국가들의 경기순환에 따라 장거리 또는 단거리 시장에서 한국관광에 대한 수요변화에 대비하여 관광정책 또는 관광전략을 수립하는 것이 중요하다. 국가별로 부호의 차이가 있지만 후자의 경우도 전자의 결과와 거의 동일하였다. 또한 전자와 후자의 경우 모두 미국과 중국의 자체가격탄력성이 절대값으로 1보다 커서 매우 탄력적이고 민감하게 관광수요에 영향을 미친다.

수요곡선에 따라 한국으로 여행하는 미국관광객들의 수요가 감소하여 관광의 총소득도 감소

하나, 가격이 하락하는 경우는 수요가 증가하면서 총소득도 증가한다. 이는 장거리 또는 단거리 시장에서 한국의 관광가격은 가격탄력적 수요이고 이미 경쟁적일지라도, 이를 활용한 관광서비스의 질과 상품차별화를 개선시키는 가격 또는 비가격경쟁의 관광정책과 전략들이 수립되어 있다면, 한국에서 추가적인 관광수익을 창출할 것이고 한국의 관광수익을 최대화할 때 매우 중요할 것이다. 전자의 경우, 미국의 대체가격탄력성이 절대값으로 1보다 매우 작으나 양(+)<sup>1</sup>의 값으로 비탄력적 대체재(substitutes), 중국에 음(-)의 값으로 비탄력적 보완재(complements)의 관계가 존재하고, 후자의 경우는 미국과 중국의 대체가격탄력성은 양(+)<sup>2</sup>의 값으로 비탄력적 대체재(substitutes)의 관계를 보여주었다.

ARDL-RECM 모형의 결과에서 오차수정항의 계수값을 나타낸 미국과 중국의 실제부호와 기대부호가 음(-)의 값으로 일치하였으므로 이러한 오차수정항을 통해 단기관계와 전기의 불균형으로부터 다음 기의 균형으로 조정해 가는 속도를 추정하였다. 이러한 모형에서 미국과 중국의 경우 설명력이 높고 적합도가 높으나, 자기상관이 약간 존재하였다. 본 연구의 결과는 한국정부에 의해 실행된 소득, 자체가격, 대체가격 및 정책이 미국, 일본 및 중국에서 한국으로의 관광수요를 성공적으로 설명하고 있다.

따라서 전술한 결과에서 보듯이 먼저 소득탄력성을 통해 장·단거리 시장에서 한국관광에 대한 수요변화에 대비하여 관광정책 또는 관광전략을 수립해야 하고 다음으로 이러한 시장들과 관련하여 가격탄력성을 통해 한국의 관광가격은 타시장에 비해 탄력적이고 경쟁적임을 인식하고, 이를 적극적으로 활용한 관광서비스의 질과 상품의 차별화를 더욱 개선시킬 수 있고 가격 또는 비가격으로 경쟁할 수 있는 다양한 관광정책과 전략들이 반드시 수립되어야 한국의

관광수익을 최대화할 수 있다고 사료된다. 더불어 본 최근 중국관광객 감소에 따라 필요성이 대두되고 있는 관광산업 체질개선과 국내관광 활성화를 위해 중장기계획을 수립하고, 국민여가 확대, 지역관광콘텐츠 개선 및 발굴, 외국인 관광객 유치 다변화 등을 위한 관광 또는 정부정책을 지속적으로 추진할 필요가 있다고 사료된다.

본 연구의 한계로 우리나라 인바운드 영향요인에 대한 구체적인 영향 규모분석을 위해 정교한 계량기업이 요구되고 정치 및 외교 갈등의 경우 방한외래객 입국 변화의 전환점을 설정하고 관광수요에 미치는 영향기간을 설정하는데 한계가 있으며 방한 관광수요에 영향을 미칠 수 있는 다양한 영역(정치적, 사회문화적, 기술적, 관광자원 및 마케팅 홍보 등)의 변수들이 존재하고 있으나, 자료수집의 한계, 시계열의 연속성, 변수의 정확성 등에 대한 신뢰도와 타당도를 확보하는데 한계점으로 본 연구에서는 이용하지 못하였으므로 향후의 연구에 추가적으로 수행할 필요가 있다.

## 참고문헌

1. 김미경(2015), “21세기 관광산업진흥을 위한 관광벤처사업 활성화 방안,” *경영과 정보연구*, 34(3), 197-213.
2. 김미숙(2015), “경영자보상이 투자와 이익조정 에 미치는 영향에 관한 연구,” *경영과 정보연구*, 34(3), 179-196.
3. 김한주(2015), “실현율을 이용한 관광 수요 예측 - 부산 송도케이블카 설치를 중심으로 -,” *경영과 정보연구*, 34(1), 179-190.
4. 모수원·김창범(2001), “한국인 해외관광객의

- 추정과 예측,” *관광학연구*, 25(1), 117-134.
5. 모수원·이광배(2004), “아웃바운드 관광수요의 변화,” *산업경제연구*, 17(6), 2287-2297.
  6. 박진석(2009), “일본인 한국관광수요의 결정요인에 관한 연구,” *관광학연구*, 33(2), 287-302.
  7. 변상우(2015), “관광지 선택 동기가 관광지 이미징, 재방문의도에 미치는 영향에 관한 연구 - 감천문화마을을 중심으로 -,” *경영과 정보연구*, 34(3), 197-213.
  8. 오현주·김상혁(2013), “거시 환경의 변화에 따른 국적별 외래 관광객 수요에 관한 연구,” *관광레저연구*, 25(4), 5-20.
  9. 유병철·오지영(2011), “환율변동에 따른 우리나라의 장·단기 비대칭 해외관광수요 분석,” *시장경제연구*, 40(2), 47-77.
  10. 이강욱(1999), 한국 관광계량 모형(KTRI-99) 구축, 문화체육관광부.
  11. 이경희·김경수(2015), “인바운드 국제관광지출의 탄력성과 구조적 변화,” *무역연구*, 11(4), 461-483.
  12. 이경희·김경수(2016), “금융위기하에서 한국과 주요 선진국간의 국제적 경기변동성 추정,” *무역연구*, 12(4), 333-355.
  13. 이성훈(2015), “오차수정모형을 이용한 일본인의 방한 관광수요 분석,” *한국엔터테인먼트트산업학회지*, 9(1), 169-176.
  14. 이종원(2007), *계량경제학*, 3판, 박영사.
  15. 이종호(2015), “전시컨벤션 참관객 만족도와 참여업체 성과인식에 관한 연구 - 부산국제관광전을 중심으로 -,” *경영과 정보연구*, 34(2), 171-191.
  16. 지성권(2010), “경영자보상의 하방경직성에 영향을 미치는 요인,” *경영과 정보연구*, 29(4), 333-357.
  17. 최영문·김사현(1998), “단변량 시계열 관광수요 예측모형의 적정성 비교평가 내국인 해외관광객수 실측치와 예측치의 비교,” *관광학연구*, 21(2), 111-128.
  18. Allsop, J.(2004), Premium pricing, paper presented at Future Foundation Changing Lives Conference, December.
  19. Breusch, T.(1978), Testing for autocorrelation in dynamic linear models, *Journal of Australian Economic Papers*, 17, 334-355.
  20. Chow, G. C.(1960), Test of equality between sets of coefficients in two linear regressions, *Econometrica*, 28, 591-605.
  21. Davidson, J., D. F. Hendry, F. Saba, and S. Yeo(1978), Econometric modelling of the aggregate time series relationships between consumers expenditure and income in the United Kingdom, *Economic Journal*, 88, 661-692.
  22. Engle, R. F. and C. W. J. Granger(1987), Cointegration and error correction: Representation, estimation and testing, *Econometrica*, 55, 251-276.
  23. Fama, E. F.(1965), The behavior of stock market prices, *Journal of Business*, 38, 34-105.
  24. Gilbert, C.(1986), Professor Hendry's methodology, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 48, 283-307.
  25. Godfrey, L. G.(1978), Testing for higher order serial correlation in regression equations when the regressors contain lagged dependent variables, *Econometrica*, 46, 1303-1310.
  26. Granger, C. W. J. and R. Joyeux(1980), An introduction to long-memory time series models and fractional differencing, *Journal of Time Series Analysis*, 1, 15-29.

27. Greene, W. H.(1993), *Econometric Analysis* (2nd), New York, NY: Macmillian Publishing.
28. Hendry, D. F.(1995), *Dynamic Econometrics: Advanced Text in Econometrics*, Oxford, UK: Oxford University Press.
29. Hendry, D. F. and T. von Ungern-Sternberg(1981), Liquidity and inflation effects on consumers expenditure, In *Essays on the Theory and Measurement of Consumer Behaviour*, edited by Deaton, A. S., Cambridge. UK: Cambridge University Press.
30. Huang, H. and C. Xu(1999), Financial institutions and the financial crisis, *European Economic Review*, 43, 903-914.
31. Hurst, H.(1951), Long-term storage capacity of reservoirs, *Transactions of the American Society of Civil Engineers*, 116, 770-799.
32. International Monetary Fund(IMF)(1999), *International Financial Statistics Yearbook*. Washington, DC: International Monetary Fund.
33. Jarque, C. M. and A. K. Bera(1980), Efficient tests for normality, homoskedasticity and serial independence of regression residuals, *Economics Letters*, 6, 255-259.
34. Jarque, C. M. and A. K. Bera(1987), A test for normality of observations and regression residuals, *International Statistical Reviews*, 55, 163-172.
35. Johansen, S.(1988), A statistical analysis of cointegration vectors, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 231-254.
36. Johansen, S. and K. Juselius(1990), Maximum likelihood estimation and inference on cointegration—with application to the demand for money, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, 169-210.
37. Kim, S. and H. Song(1998), An empirical analysis of demand for Korean tourism: A cointegration and error correction approach, *Tourism Analysis*, 3, 25-41.
38. Kotler, P., G. Armstrong, S. H. Ang, S. M. Leong, C. T. Tan and O. H. Yau(2009), *Principles of marketing: A global perspective*, Singapore, Pearson.
39. Kulendran, N. and M. L. King(1997), Forecasting international quarterly tourist flows using error correction and time series models, *International Journal of Forecasting*, 13, 319-327.
40. Kulendran, N. and S. F. Witt(2001), Cointegration versus least squares regression, *Annals of Tourism Research*, 28, 291-311.
41. Lo, A. W.(1991), Long-term memory in stock market prices, *Econometric Theory*, 7, 1-21.
42. Lo, A. W. and C. Mackinlay(1988), Stock market prices do not follow random walks: Evidence from a simple specification test, *Review of Financial Studies*, 1, 41-66.
43. MacKinnon, J. G.(1996), Numerical distribution functions for unit root and cointegration tests, *Journal of Applied Econometrics*, 11, 601-618.
44. Mandelbrot, B.(1963), The variation of certain speculative prices, *Journal of Business*, 36, 394-419.
45. Mervar, A. and J. E. Payne(2007), Analysis of foreign tourism demand for Croatian destinations: Long-run elasticity estimates, *Tourism Economics*, 13, 407-420.
46. Mizon, G. E. and J. F. Richard(1986), The

- encompassing principle and its application to testing non-nested hypotheses, *Econometrica*, 54, 657-78.
47. Narayan, P. K.(2004), Fiji's tourism demand: The ARDL approach to cointegration, *Tourism Economics*, 10, 193-206.
48. Pesaran, M. H., Y. Shin, and R. J. Smith(2001), Bounds testing approaches to the analysis of level relationships, *Journal of Applied Econometrics*, 16, 289-326.
49. Pesaran, B. and M. H. Pesaran(2009), Time series econometrics: Using Microfit 5.0, Oxford and New York, NY: Oxford University Press.
50. Ramsey, J. B.(1969), Test for specification errors in classical linear test squares regression analysis, *Journal of the Royal Statistical Society, Series B*, 31, 350-371.
51. Song, H., P. Romilly, and X. Liu(2000), An empirical study of UK outbound tourism demand, *Applied Economics*, 32, 611-624.
52. Thomas, R. L.(1997), *Modern Econometrics: An Introduction*, Harlow, UK: Addison-Wesley.
53. White, H.(1980), A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test of heteroskedasticity, *Econometrica*, 48, 817-838.
54. Witt, S. F. and C. A. Witt(1992), *Modeling and Forecasting Demand in Tourism*, London: Academic Press.
55. Witt, S. F. and C. A. Witt(1995), Forecasting tourism demand: A review of empirical research, *International Journal of Forecasting*, 11, 447-475.
56. Yeoman, I.(2008), Tomorrow's tourist: Scenarios & trends, edited by Page, S. J., *Advances in tourism research*, Oxford: Elsevier.
57. Zellner, A.(1988), Bayesian analysis in econometrics, *Journal of Econometrics*, 37, 27-50.

## Abstract

### A Study on Income and Price Elasticities of Tourism Demand in Korea

Lee, Kyung-Hee\* · Kim, Kyung-Soo\*\*

This study examined the income and price elasticities of tourism demand model by using the ARDL models.

This paper used the ARDL & ARDL-RECM model based on the annual number of tourists arrivals, GDP and CPI including tourists from the US, Japan and China entering Korea.

First, the income elasticity of the US was inelastic and insensitive necessities for long-run US tourists in the ARDL model. China's income elasticity was elastically sensitive luxuries. Second, the US and China's own price elasticities were very elastic to tourism demand in both models. Third, the US's cross price elasticity showed the relationship between inelastic positive substitutes and inelastic negative complements in China in ARDL model. The cross price elasticities of the US and China showed inelastic positive substitutes in the ARDL-RECM model. Fourth, the coefficients of the error correction term were such that the actual sign and the expected sign of the US and China coincided with the negative sign in the ARDL-RECM model.

Therefore, first, it can be established in a tourist policy or tourism strategy through income elasticity. Second, we can improve the quality and differentiation of products, recognizing that Korea's tourism price is more elastic than other markets through price elasticity.

Key Words: ARDL, Tourism Demand, Income, Price, Elasticity, ECM

---

\* Ph.D., Dept. of Tourism Administration, Kangwon National University, khl@kangwon.ac.kr

\*\* Professor, Dept. of Accounting, Kangwon National University, iwilldoit@kangwon.ac.kr