

# ARDL 모형을 이용한 관광탄력성 추정에 대한 연구

이경희\*, 김경수\*\*

## <요 약>

본 연구는 말레이시아로 관광하는 중국관광객의 입국자수, GDP, CPI 및 교통비 등을 대상으로 1984년부터 2015년까지의 연별 자료를 바탕으로 자기회귀시차분포모형(ARDL)을 통해 탄력성을 파악하고자 하였다.

15세기의 중국은 외국과의 폐쇄된 문호개방정책을 실행하고 있었기 때문에 중국인들의 움직임은 매우 제한적이었으므로 중국과 타국간의 소통은 매우 미약하였다. 그러나 2001년 중국 정부는 세계무역기구(WTO)에 참여함으로써 개방정책을 시행하였다. 중국 정부는 외국인 투자에 다양한 인센티브를 제공함으로써 외국인 직접 투자 유도를 통해 경제를 개방하였다. 따라서 21세기 초반에 중국인의 인바운드 및 아웃바운드 움직임이 증가하였다. 2016년까지 중국은 가장 많이 방문한 세계 5대 관광지 하나이었고, 마찬가지로 외국으로 여행하는 중국관광객도 또한 증가하여 말레이시아는 이들의 대중적인 관광지로 선택되었다. 1990년에만 약 11만명의 중국관광객이 말레이시아를 방문하였으나, 2016년에는 약 141만 명으로 급격히 증가하였다. 본 연구는 말레이시아에 도착하는 중국관광객의 입국자수 증가에 영향을 미치는 주요 경제요소의 유의성을 파악하였다. 그들의 도착을 유도할 수 있는 다른 요소들 중에는 소득, 관광가격, 교통비 및 비공식적인 홍보 등이 있다. 아시아 경제위기와 SARS의 발발로 인한 단기 충격들이 말레이시아의 관광수요에 어떻게 영향을 미치는지 이해하기 위해 포함되었다. 본 연구에서 ARDL 모형과 오차수정 모형(Error Correction Model)을 결합한 방법은 관광수요의 탄력성을 통계적으로 추정하기 위해 활용되었다.

핵심주제어: ARDL, WTO, 관광수요, SARS, 오차수정, 탄력성

논문접수일: 2017년 04월 10일 수정일: 2017년 05월 23일 게재확정일: 2017년 05월 26일

\* 강원대학교 관광경영학과 박사(제1저자), khl@kangwon.ac.kr

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

## I. 서 론

관광부문은 많은 개발도상국 뿐만 아니라 세계의 중요한 부문 중 하나이다. 이는 관광객들이 돈을 소비할 때마다 한 국가의 소득을 용이하게 증가할 수 있기 때문이다. 2002년에 국제관광수입은 4,742억 달러로 기록되었지만 2005년에는 6,167억 달러, 2010년에는 8,164억 달러, 2015년에는 1조 5천억 달러로 급격히 증가하였다 (UNWTO, 2016). 예를 들어, 말레이시아의 경우, 관광부문은 해외수익의 두 번째로 큰 원천이다. 말레이시아 정부는 관광산업을 지속적으로 세계에 홍보하고 있는 중이다. 말레이시아는 해변과 섬의 아름다움과 더불어 브랜드 제품과 독특한 음식, 수십 곳의 역사적인 장소와 1년 내내 매력적인 여름 날씨를 제공하는 편안한 쇼핑몰 등 항상 일광욕을 즐길 수 있는 명소들이 다양하다 (Song and Witt, 2000; Norlida, Redzuan, Ramachandran, Shuib and Zalcha, 2008). 말레이시아는 휴가를 위해 가장 선호되는 관광지들 중 하나이다. 따라서 2002년에 말레이시아는 관광부문에서 130억 달러를 획득하였다. 이 수치는 지속적으로 증가하고 있지만 2005년의 관광수입은 88억 달러, 2010년 181억 달러, 2015년 176억 달러로 기록되었다. 따라서 관광수입의 변동분은 2005년, 2010년, 2015년에 각각 -42억 달러, 93억 달러, -5억 달러인데 이는 많은 인바운드 관광객 입국자수(tourist arrivals)로 기인한 것으로 볼 수 있다.

관광객의 대다수는 아시아인들이다. 관광객 입국자수에 의하면, 최근에 아시아인 중 중국인 관광객이 말레이시아에 도착한 입국자수는 매우 급격히 증가하는 것으로 나타났다. 따라서 이러한 여러 결과와 관련하여 중국시장에서 말레이시아로의 관광수요에 대한 실증적 연구를 시도하고자 한다. 동적 접근법은 이러한 연구에서 이

용될 공적분 방법을 나타낸다. 이 방법은 비정상적 시계열 데이터의 추정을 허용하고 분석된 결과가 허구적이 아니기 때문에 선택된다(Song and Witt, 2000). 말레이시아에 대한 관광수요를 설명하기 위해서 중국에서 말레이시아로의 관광객 입국자수, 관광가격, 소득, 교통비, 중증급성호흡기증후군(severe acute respiratory syndrome: SARS) 발병 및 황금주간 정책 등 몇 가지 변수가 사용될 것이다.

세계시장에서 중국은 1970년대 후반에 세계에 개방한 이후에 관광객의 주요 목적지(관광지)가 되고 있다. 현재 중국의 관광산업은 호황을 누리고 있다. 향후 20년 동안의 발전 전망에 대한 장기 계획을 통해, 중국정부는 관광산업을 확대하는 데 매우 중대한 노력을 기울이고 있는 중이다. 이를 위해 중국관광청(China National Tourist Office: CNTO)은 전세계 15개 지역에 설립되어 중국에 관한 주요 정보를 제공한다. 개방적인 경제정책을 추구하고 있는 중국은 국제관광객을 환영하고 중국에서의 모든 흥미진진한 활동을 즐기도록 진행하고 있다. 동시에 중국정부는 또한 자국의 관광객들로 하여금 휴가를 보내고 다른 나라를 방문하도록 적극적으로 장려한다. 이에 따라 2005년 약 313만 명, 2006년 약 3,453만 명, 2009년 약 5천만 명, 2015년 약 1억 2천만 명에 달하는 해외로 여행하는 중국인의 관광객수를 증가시켰다. 홍콩, 마카오, 태국, 러시아, 일본, 한국, 미국, 싱가포르, 북한, 호주는 중국인의 10대 목적지이다. 말레이시아는 10대 목적지가 아니지만 중국인 관광객에 대한 말레이시아 기록을 보면 수치는 인상적이다. 예를 들어, 2004년 중국시장에서 말레이시아로 약 55만명의 입국자수가 기록되었다. 2005년 약 35만명의 입국자수는 약간 감소하였지만 2007년에는 약 80만명으로 증가하였다. 이 때 이러한 수치는 2008년 약 95만명, 2016년 141만명으로 입국자수가

2004년보다 각각 약 두 배와 세 배로 증가하였다. 중국 중산층 소득의 증가와 중국시민이 세계를 보고자 하는 억눌린 수요로 인해, 중국은 앞으로 10년 동안 가장 중요한 아웃바운드 해외관광시장들 중의 하나로 부상하게 될 것이다. 따라서 말레이시아 정부는 말레이시아를 관광객의 주요 휴가지로 선택하도록 하기 위해 수시로 더 많은 중국관광객을 유치하는데 집중하고 있는 실정이다. 2010년 말레이시아로 입국하는 인바운드 총관광객수는 약 2천 5백만 명인데 이 중에 중국관광객이 약 6% 이상을 차지한다(Pesaran and Shin, 1999).

따라서 본 연구는 말레이시아로 관광하는 중국관광객의 입국자수, GDP, CPI 및 교통비 등을 대상으로 1984년부터 2015년까지의 연별 자료를 바탕으로 자기회귀시차분포(Autoregressive Distributed Lag: ARDL)모형을 통해 탄력성을 파악하고자 한다.

## II. 연구방법

1960년대 이후 관광수요에 대한 가장 전통적인 분석에서 허구적 회귀문제의 가능성으로 인해 동적 분석으로 조사되고 있다. 현재 관광분야에서 가장 널리 사용되는 동적 분석들 중 하나는 공적분방법이다(Norlida, Redzuan and Ramachandran, 2007; Norlida et al., 2008). Engle-Granger 2단계 추정절차와 Johansen 절차인 공적분검정할 경우에 몇 가지 주요 방법들이 있다. 이 방법을 사용하여 허구적 회귀문제를 해결할 수 있지만, 특정 규칙을 준수해야 한다. 이러한 규칙들 중에는 동일한 레벨 및 장기 시계열 데이터에서 정상적 데이터에 대한 필요성이 있다. 이것들은 일반적으로 다른 정상적 수준의 데이터를 포함하는 것 이외에 더 짧은 기간

의 시계열을 갖는 몇몇 시계열 분석을 제한한다. 이러한 문제를 극복하기 위해 ARDL 모형의 공적분방법이 Pesaran과 Shin(1995)에 의해 제시되었다(Pesaran and Shin, 1999; Pesaran, Shin and Smith, 2001). 이는 한계검정법(bound testing procedure)으로 알려져 있으므로 이러한 방법하에서 ARDL 모형이 선택되었다. 이 모형은 소규모 표본크기에 적용될 수 있고 회귀변수가  $I(0)$ 인지,  $I(1)$ 인지, 또는 상호 공적분되어 있는지에 관계없이 다양한 수준에서 변수간 관계의 존재 여부를 검정할 수 있다. 특히 관광수요 모형에서 장·단기 관계를 동시에 추정할 수 있다.

중국에서 말레이시아로의 관광수요모형(tourism demand model)은 다음과 같다.

$$LTA_t = \beta_0 + \beta_1 LY_t + \beta_2 LPT_t + \beta_3 LPS_t + \beta_4 D03 + \beta_5 DG + \epsilon_t \quad (1)$$

$LTA_t$  = t기간의 중국에서 말레이시아로의 관광객 입국자수의 로그값

$LY_t$  = t기간의 중국인 관광객의 소득(GDP)의 로그값

$LPT_t$  = t기간의 말레이시아의 관광가격(CPI)의 로그값

$LPS_t$  = 중국에서 말레이시아로의 교통비의 로그값

$D03$  = 2003년의 SARS 발병에 대한 더미변수

$DG$  = 2000년 중국정부의 황금주간의 시행에 대한 더미변수

변수들 중의 장기적 관계와 동적인 상호작용을 연구하기 위해서 선택된 추정방법은 ARDL 또는 ARDL-한계검정법(bounds test)을 사용한 공적분절차이다. 이러한 추정방법은 다음과 같은

이유로 선택된다. 첫째, 한계검정법은 Johansen 및 Juselius와 같은 기타 공적분방법과 비교할 때 보다 간단한 절차이다. 또한 차수를 미리 결정된 경우 보통 최소자승법과의 공적분관계를 검정할 수 있다. 둘째, 이러한 방법은 각 변수에 대한 단위근검정을 요구하지 않는다(Fosu and Magnus, 2006). 이 접근법은 모형의 모든 설명 변수가  $I(0)$  또는  $I(1)$ 이거나  $I(0)$ 과  $I(0)$ 의 결합인 경우에만 사용될 수 있다. 그럼에도 불구하고 이 방법은  $I(2)$  변수가 존재하는 경우에는 적용될 수 없다. 셋째, 이 방법에 기초한 검정은 본 연구와 같이 소규모 표본크기에 대해 비교적 더 효율적이다(Fosu and Magnus, 2006). 개발된 ARDL 모형의 오차수정모형(Error Correction Model: ECM)은 Pesaran(2001)(비제약 절편과 비추제)에 의해 제시된 가정에 기반을 둔 ARDL-비제약오차수정모형(Unrestricted Error Correction Model: UECM)으로 다음과 같이 제시된다.

$$\begin{aligned} \Delta LTA_t = & \beta_0 + \sum_{i=1}^p \beta_{1i} \Delta LTA_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_1} \beta_{2i} \Delta LY_{t-i} \\ & + \sum_{i=0}^{q_2} \beta_{3i} \Delta LPT_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_3} \beta_{4i} \Delta LPS_{t-i} \\ & + \beta_5 LTA_{t-1} + \beta_6 LY_{t-1} + \beta_7 LPT_{t-1} \\ & + \beta_8 LPS_{t-1} + \beta_9 D03 + \beta_{10} DG + \epsilon_t \end{aligned} \quad (2)$$

ARDL-한계검정법(bounds test), 즉 변수들간의 장기적 관계(공적분)의 존재를 검정하기 위한 첫 번째 단계는 식(2)를 최소자승법(OLS)으로 추정하는 것이다.  $H_1: \beta_5 \neq \beta_6 \neq \beta_7 \neq \beta_8 \neq 0$  (변수들간의 공적분 존재함)에 대한  $H_0: \beta_5 = \beta_6 = \beta_7 = \beta_8 = 0$  (변수들간의 공적분 미존재함)에 대한 Wald 검정을 수행하여 F값을 구한다. 본 연구는  $F(LTA|LY, LPT, LPS)$ , 즉

$LTA$ 를 종속변수,  $LY$ ,  $LPT$ ,  $LPS$ 를 독립변수로 두고 F값을 추정한다. 다음으로 F값은 Pesaran, Shin 및 Smith (2001)에 의해 제시된 점근적 임계값과 비교된다. 두 가지 임계값을 얻을 수 있다. 첫째는 모든 설명변수가  $I(0)$ 라고 가정하는 하한 임계값이고 둘째는 모든 설명 변수가  $I(1)$ 라고 가정하는 상한 임계값이다. 산출된 F값이 상한 임계값을 초과하면 변수가  $I(0)$  또는  $I(1)$ 인가에 관계없이 귀무가설이 기각된다(즉 공적분이 존재한다). 그러나 F값이 하한 임계값보다 작은 경우 귀무가설을 기각하지 않는다(즉 공적분이 존재하지 않는다). 또한 F값이 상한과 하한의 임계값 사이에 있으면 결론을 내릴 수 없다(Fosu and Magnus, 2006). 공적분검정이 끝나면 다음 단계는 다음과 같은 장기 ARDL( $p, q_1, q_2, q_3$ ) 모형을 제시한다.

$$\begin{aligned} LTA_t = & \beta_0 + \sum_{i=1}^p \beta_{1i} LTA_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_1} \beta_{2i} LY_{t-i} \quad (3) \\ & + \sum_{i=0}^{q_2} \beta_{3i} LPT_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_3} \beta_{4i} LPS_{t-i} \\ & + \beta_5 D03 + \beta_6 DG + \epsilon_t \end{aligned}$$

여기서 모든 변수는 이전에 정의된 것과 동일하다. 이 단계에서 ARDL( $p, q_1, q_2, q_3$ ) 모형의 각 변수에 대한 시차는 Akaike Information Criterion(AIC) 또는 Schwarz Bayesian Criterion(SBC) 기준에 의해 결정된다. 그러므로 단기 동적 모수는 다음의 식(4)인 ARDL-제약오차수정모형(Restricted Error Correction Model: RECM)에 의한 추정을 통해 얻어질 것이다.

$$\begin{aligned} \Delta LTA_t = & \beta_0 + \sum_{i=1}^p \beta_{1i} \Delta LTA_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_1} \beta_{2i} \Delta LY_{t-i} \\ & + \sum_{i=0}^{q_2} \beta_{3i} \Delta LPT_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_3} \beta_{4i} \Delta LPS_{t-i} \\ & + \beta_5 D03 + \beta_6 DG + \beta_7 ECM_{t-1} + \epsilon_t \end{aligned} \quad (4)$$

$$\begin{aligned}
 ECM = & LTA_t - (\beta_0 + \sum_{i=1}^p \beta_{1i} LTA_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_1} \beta_{2i} LY_{t-i} \\
 & + \sum_{i=0}^{q_2} \beta_{3i} LPT_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_3} \beta_{4i} LPS_{t-i} + \beta_5 D03 \\
 & + \beta_6 DG)
 \end{aligned}
 \tag{5}$$

상수, 장기 소득, 장기 자체가격 및 장기 교차 가격탄력성은 OLS 추정치를 사용하여 식(3)의 계수, 즉 각각  $\beta_0 / (1 - \sum_{i=1}^p \beta_{1i})$ ,  $\sum_{i=0}^{q_1} \beta_{2i} / (1 - \sum_{i=1}^p \beta_{1i})$ ,  $\sum_{i=0}^{q_2} \beta_{3i} / (1 - \sum_{i=1}^p \beta_{1i})$ ,  $\sum_{i=0}^{q_3} \beta_{4i} / (1 - \sum_{i=1}^p \beta_{1i})$ 로 계산되었다. 상수, 단기 소득, 단기 자체가격 및 단기 교차가격탄력성은 OLS 추정치를 사용하여 식(4)의 계수, 즉 각각  $\beta_0$ ,  $\sum_{i=0}^{q_1} \beta_{2i}$ ,  $\sum_{i=0}^{q_2} \beta_{3i}$ ,  $\sum_{i=0}^{q_3} \beta_{4i}$ 로 산출되었고  $\beta_7$ 는 속도조정계수를 나타낸다.

### III. 실증결과

#### 1. 정상성검정(단위근검정)과 공적분검정(한계검정)의 결과

ARDL-한계검정법 시행 전에 각 변수의 적분 수준을 파악하기 위해서 검정되어야 한다. 이러한 검정의 목적은 어떠한 변수도  $I(2)$ 와  $I(2)$  이상이 모형에 포함되지 않도록 하는 것이다. 정상성 검정결과는 다음의 <표 1>로 나타낸다. 단위근검정의 결과는 이 모형에서 어떠한 변수도  $I(2)$ 와  $I(2)$  이상이 존재하지 않다는 것을 보여 준다. <표 1>을 보면, 모든 변수들이 5% 유의수준에서 유의한  $LY$ 를 제외하고 각 수준에서는 유의하지 않음을 알 수 있다. 한편, 1차 차분에

서  $LTA$ ,  $LPT$  및  $LPS$  변수는 1% 유의수준에서 유의한 것으로 나타났다. 결론적으로,  $LTA$ ,  $LPT$  및  $LPS$ 는  $I(1)$  변수이고  $LY$ 는  $I(0)$  변수이다. 모형의 변수가  $I(0)$ 와  $I(1)$ 의 결합이라는 점에서, 다음 단계는 공적분검정(한계검정)이다.

다음으로 ARDL 분석의 첫 번째 단계는 식(2)를 사용하여 장기적 관계의 존재를 파악하기 위해서 공적분검정법을 사용하는 것이다. 시계열 계량경제학자인 Pesaran과 Pesaran(2009)에 의해 제시된 절차에 기초하여, 먼저 OLS 회귀식을 고려한 식(2)에서 1차 차분변수를 추정한다. 다음으로 시차변수가 회귀식에 추가될 때 모수에 대한 결합된 유의성을 검정해야 한다. Pesaran과 Pesaran(2009)에 따르면, 이전에 실행된 OLS 회귀분석은 공적분검정에서 어떠한 역할도 하지 못하였다. 여기에서 강조될 수 있는 것은 OLS 회귀분석에 변수의 시차를 추가할 때 산출된 F값이다. <표 2>은 ARDL-OLS 회귀분석에서 각 변수가 종속변수로 간주될 때 F값을 나타낸다. <표 2>에 근거하여,  $F(LTA|LY, LPT, LPS) = 13.157$ 인 F값은 1% 유의수준에서 상한 임계값 5.840보다 훨씬 높다. 더불어  $F(LY|LTA, LPT, LPS) = 8.7532$ 인 F값은 1% 유의수준에서 5.840의 상한 임계값보다 훨씬 높다. 따라서 공적분이 존재하지 않다는 귀무가설은 기각된다. 이것은 회귀식이  $LTA$ 와  $LY$ 로 정규화 될 때 변수들간에 장기적 관계가 존재한다는 것을 의미한다(Fosu and Magnus, 2006).

그러나 경제이론과 과거의 연구를 토대로, 본 연구는  $LTA$ 를 종속변수로 선택한다.  $F(LPT|LTA, LY, LPS) = 1.3797$ ,  $F(LPS|LTA, LY, LPT) = 1.4621$ 인 경우, 모두 하한 임계값보다 작은 F값을 나타낸다. 따라서 공적분이 존재하지 않다는 귀무가설은 기각되지 않는다. 이 결론은 변수가  $I(0)$  또는  $I(1)$ 에 관계없이 모두 유효하다. 전술한 검정결과는  $LTA$ ,

*LY*, *LPT* 및 *LPS*간에 *LY*, *LPT* 및 *LPS* 변수가 *LTA*를 설명하는 영향력있는 장기적 변수로 알려져 있을 수 있다는 장기적 관계가 존재함을 보여준다(Pesaran and Pesaran, 2009).

<표 1> 정상성 검정결과

변수	ADF값		<i>I</i> ( <i>d</i> )
	수준	1차차분	
<i>LTA</i>	-1.7230	-4.5721**	<i>I</i> (1)
<i>LY</i>	-3.5381*	-2.5445	<i>I</i> (0)
<i>LPT</i>	-0.7901	-4.7271**	<i>I</i> (1)
<i>LPS</i>	-2.8592	-5.3918**	<i>I</i> (1)

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

<표 2> 공적분 검정결과(한계검정)

종속변수	F값	하한 임계값	상한 임계값	공적분
<i>F</i> ( <i>LTA</i>   <i>LY</i> , <i>LPT</i> , <i>LPS</i> )	13.157	4.280	5.840	존재
<i>F</i> ( <i>LY</i>   <i>LTA</i> , <i>LPT</i> , <i>LPS</i> )	8.7532	4.280	5.840	존재
<i>F</i> ( <i>LPT</i>   <i>LTA</i> , <i>LY</i> , <i>LPS</i> )	1.3797	4.280	5.840	미존재
<i>F</i> ( <i>LPS</i>   <i>LTA</i> , <i>LY</i> , <i>LPT</i> )	1.4621	4.280	5.840	미존재

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

## 2. ARDL과 ARDL-RECM 모형의 결과

변수들간에 공적분이 존재함을 증명하는 경우, 장기 모형의 최적(적정) 시차를 결정하기 위해서 식(4)는 AIC 또는 SBC 기준을 기초로 추정된다. AIC와 SBC 기준을 사용하는 장기 추정계수는 동일한 부호이지만 크기가 다르다. 최대시차를  $p=4$ ,  $q=4$ 로 설정한 경우, AIC 기준, 즉 ARDL(0,1,0,1)에 기초하여 생성된 모형은 SBC에 기초하여 결정된 ARDL(0,1,2,1)과 비교하여 더 중요한 계수를 제공하였다. 그 외에도 AIC를 기준으로 한 계수의 표준편차도 SBC에 비해 낮다. 따라서 적정 시차가 lag=1이 되는 ARDL(0,1,0,1) 모형(AIC에 의해 결정됨)은 장기 모형으로 선택되며 이후의 논의는 ARDL(0,1,0,1)에만 초점을

맞추며 <표 3>을 참조한다. <표 3>에 나타난 장기 계수에 대한 추정 결과는 기대부호와 일치하는 관광객 소득변수(중국의 GDP) *LY*가 중국에서 말레이시아로의 관광객 입국자수에 대한 유의적인 양(+의) 관계를 나타낸다. 관광소득이 1% 증가하면, 중국에서 말레이시아로 관광객 입국자수가 약 1.63% 증가할 것으로 예상된다. 이러한 상황은 중국에서 말레이시아로의 관광수요가 소득에 대하여 탄력적임을 나타낸다. 말레이시아로의 관광활동은 중국관광객의 관점에서는 사치재(luxuries)로 인식된다. Future Foundation이 실시한 조사에 따르면, 소비자들은 관광(tourism)을 최고의 사치재로 인식한다(Yeoman, 2008). 소비자는 주택, 자동차, 향수 및 디자이너 의류에 대한 관광을 더 요구한다(Allsop, 2004).

이 연구의 결과는 중국에서 말레이시아에 이르는 중국관광객의 욕구는 중국인들의 부와 변영  
 는 관광수요의 측면에서 말레이시아로 여행하려 에 의해 뒷받침된다.

<표 3> ARDL(0,1,0,1)-장기 계수(장기탄력성)

종속변수: <i>LTA</i>				
독립변수(기대부호)	계수	표준오차	t 값	p 값
<i>INPT</i> (+)	0.8107	1.8037	0.4494	0.6563
<i>LY</i> (+)	1.6317**	0.2312	7.0575	0.0001
<i>LPT</i> (-)	-0.0527	0.4013	-0.1313	0.8964
<i>LPS</i> (-)	-1.0292**	0.2919	-3.5258	0.0013
<i>D03</i> (-)	-1.3207**	0.2172	-6.0805	0.0001
<i>DG</i> (+)	1.0218**	0.2523	4.5820	0.0001

\*: $p < 0.05$ , \*\*:  $p < 0.01$ , *LTA*: 관광수요, *INPT*: 상수, *LY*: 소득, *LPT*: 자체가격, *LPS*: 교차가격, *D03* & *DG*: 더미변수

<표 4> ARDL(0,1,0,1)-RECM(단기탄력성)

종속변수: <i>DLTA</i>				
독립변수(기대부호)	계수	표준오차	t 값	p 값
<i>DLY</i> (+)	3.2958**	1.0772	3.0595	0.0046
<i>DLPT</i> (-)	-0.6711	0.4212	-1.5933	0.1215
<i>DLPS</i> (-)	-0.5592**	0.1871	-2.9887	0.0055
<i>DD03</i> (-)	-1.5002**	0.3899	-3.8476	0.0005
<i>DDG</i> (+)	0.9317**	0.2553	3.3101	0.0024
<i>ECM</i> (-1)(-)	-1.0000	0.0000	n/a	n/a

\*: $p < 0.05$ , \*\*:  $p < 0.01$ , *DLTA*: 관광수요, *DLY*: 소득, *DLPT*: 자체가격, *DLPS*: 교차가격, *DD03* & *DDG*:  
 더미변수, *ECM*: 오차수정모형  $ECM = LTA - (0.8107 * INPT + 1.6317 * LY - 0.0527 * LPT - 1.0292 * LPS$   
 $- 1.3207 * D03 + 1.0218 * DG)$ , R-squared=0.9623, R-Bar-squared=0.9411, Regression of Standard deviation  
 =0.2523, F-stat=5.3615, DW-stst.=1.9821

교차가격을 나타내는 교통비(*LPS*)는 기대부  
 호와 일치하고 1% 유의수준에서 유의한 음(-)의  
 계수값을 가진다. 연구결과에 따르면, 다른 조건  
 이 일정한 경우, 교통비가 1% 증가하면, 말레이  
 시아에 여행하는 중국관광객 입국자수가 약  
 1.03% 감소할 것으로 나타났다. 이것은 중국관광

객이 교통비에 민감하다는 것을 보여준다. 교통  
 비는 항상 관광객이 찾는 첫 번째 정보이다.  
 Kotler 등(2009)에 따르면 중국 소비자는 가격에  
 매우 민감하다는 것을 보여 주었다. 한편, 인터  
 넷은 또한 다양한 목적지간의 교통비에 대한 비  
 교를 용이하게 한다. Future Foundation에 의해

실행된 변화하는 삶에 대한 조사에 따르면, 2030년까지 항공권의 95%가 온라인으로 구입될 것이라고 언급한다. 사실, 현재 소비자들은 그들 자신을 여행사라고 볼 수 있다. 이러한 실무적 결과는 관광객들이 오늘날 고급 호텔을 선호하지만 동시에 여행비용을 최소화하려고 시도할 것이라는 Habibi 와 Rahim(2009)의 견해와 또한 일치한다(Tseng, 2010). 유의하고 기대되는 계수의 부호를 갖는 또 다른 변수는 *DG* 변수이다. 이 변수는 황금주간정책의 시행이 말레이시아로 여행하는 중국관광객 입국자수에 미치는 영향을 측정할 수 있다. *DG* 변수는 양(+의 부호를 가지며 1% 유의수준에서 유의하다. 즉 이는 황금주간정책이 중국에서 말레이시아로 여행하는 관광수요에 양(+의 영향을 미친다는 것을 보여 주고 이러한 정책의 시행 이후 중국관광객의 입국자수가 증가하고 있다는 것이다. 따라서 이 정책에 따른 3주간의 휴가로 인해 말레이시아는 중국관광객이 선택한 주요 관광지들 중 하나가 되었다. 자체가격을 나타내는 *LPT* 및 *D03* 더미변수의 경우, 모두 음(-)의 기대부호를 갖지만, *D03* 변수는 유의하나 *LPT* 변수는 유의하지 않다. 또한 중국이 1인당 GDP를 안정적이고 지속적으로 증가시키는 선진국으로 나아가고 있기 때문에 *LPT*는 유의하지 않다고 볼 수 있다. 즉 어떠한 말레이시아 관광가격의 변화는 중국관광객에게 유의한 영향을 미치지 않는다는 것이다. 그러나 상대적으로 소비자 물가지수가 중국에서 말레이시아까지의 관광가격에 대한 정확한 측정치가 아닐 가능성도 존재한다. *D03* 변수의 음(-)의 부호는 SARS 발병으로 인해 중국에서 말레이시아로의 관광객 입국자수가 감소한다는 것을 나타낸다. 이는 Norlida 등(2007, 2008) 및 Habibi 와 Rahim(2009)의 결과와 일치한다. 장기모형을 추정한 후, 다음 단계는 단기 동적에 대한 계수를 추정하는 것이다. 단기 계수의 결과는

<표 4>의 ARDL-제약오차수정모형(Restricted Error Correction Model: RECM)을 기반으로 한다.

오차수정모형의 단기 계수의 추정값은 단기 수요탄력성으로 표현될 수 있다(Kotler et al., 2009). 일반적으로 각 동적 단기 변수에 대한 부호는 장기 변수의 부호와 동일하다. 연구결과에 따르면, *LY*, *LPS*, *D03* 및 *DG* 변수는 모두 통계적으로 유의하고 장기적 결과와 동일한 1% 유의수준으로 나타난다. 오차수정모형(ECM)의 계수는 기대부호와 동일한 음(-)의 부호이고 이것의 승수는 -1.000이다. 이는 잔차의 충격 후에 균형으로 진행되는 조정속도가 빠르다는 것을 보여준다. 작년의 불균형(충격으로 인한)의 약 100%가 당해에 균형 상태로 되돌아갈 것이다. 이것이 단기 계수가 장기 계수와 동일한 부호 및 크기를 갖는 이유라고 볼 수 있다. 따라서 단기 모형은 장기 모형과 동일한 크기와 부호를 가지기 때문에 해석은 장기 모형과 동일하다. 높은 결정계수와 수정결정계수는 각각 약 96%와 94%이고 이러한 ARDL 모형은 높은 설명력을 가지고 있음을 나타낸다. *LTA* 변화의 96%는 모형의 독립변수로 설명될 수 있다. 높고 매우 유의한 F값과 낮은 표준편차의 회귀식은 ARDL 모형이 전반적으로 매우 적합함을 나타낸다. 또한 이 모형은 자기상관검정, 모형사양검정, 정규성 검정, 이분상성 검정을 포함하여 모든 진단검정을 실행할 수 있다. 또한 Durbin-Watson 통계값이 1.9821(거의 2에 가까워짐)에 있음을 알 수 있어 자기상관이 존재하지 않는다고 판단하였다.

#### IV. 요약 및 결론

본 연구는 말레이시아로 관광하는 중국관광객의 입국자수, GDP, CPI 및 교통비 등을 대상으



로 ARDL 모형을 통해 탄력성을 파악하고자 하였다.

본 연구의 결과, 중국 정부가 시행한 소득, 관광가격, 교통비 및 황금주간정책 등을 통해 중국 시장에서 말레이시아로의 관광수요가 성공적으로 설명되었다. 또한 소득이 중국관광객에게 영향을 미치는 중요한 요인임을 보여 주었으며 1을 초과하는 수요에 대한 소득탄력성은 국제관광이 사치재(luxuries)로 탄력적으로 인식되었다. 다른 관점에서 볼 때, 이러한 결과는 말레이시아가 중국관광시장을 목표로 한다면 (중국이 말레이시아의 관광상품의 주요 수입원이 될 때까지), 말레이시아 정부는 중국의 경제적 변화에 지속적으로 민감해야 한다는 것을 시사한다. 중국관광객이 소득 탄력적 그룹에 속한다는 인식은 말레이시아 관광산업에 마케팅(경영 및 마케팅 전략적 측면에서)을 연계시킬 수 있다. 예를 들어, 중국이 경기침체를 겪는다면, 이러한 경우 말레이시아는 안정적이고 높은 수익을 창출하는 중국관광객만을 목표로 두는 조치를 취해야 한다. 대중적인 마케팅은 중국관광객이 소득에 민감하기 때문에 이러한 경우에 적용될 수 있는 적합한 전략이 아니다. 소득이 감소한 사람들은 말레이시아를 방문하지 않을 것이다. 관광가격변수의 비유의성에 대한 설명은 중국관광객이 말레이시아의 관광상품 및 서비스의 가격 수준에 대한 완벽한 정보를 갖고 있지 않다는 것을 의미한다. 싱가포르와 태국관광객은 중국 본토에 비해 관광가격에 대한 양질의 정보를 더 많이 가지고 있으나, 반면에 정보가 부족한 중국관광객들의 관광수요는 관광가격에 비탄력적이었다고 볼 수 있다.

이러한 측면에서 비가격요인(예, 양질의 서비스, 범죄율 및 기타)은 중국관광객의 관광수요에 영향을 미칠 때 중요한 역할을 할 수 있다. 다른 관점에서 교통비는 유의한 음(-)의 부호를 갖는

것으로 밝혀졌다. 이는 인터넷 이용이 가능하여 언제든지 항공권 가격을 확인할 수 있기 때문이다. 실제로 무료로 항공권 가격비교를 제공하는 많은 웹사이트가 있다. 따라서 관광객들이 교통비에 민감하다는 것은 놀라운 일이 아니다. 본 연구에서 더미변수의 형태로 고려된 몇 가지 예외적인 사건은 또한 관광수요에 영향을 미친다. 2003년 SARS의 급속한 발병이 확산됨에 따라 관광객 입국자수는 급격히 감소하였으나, 반면에 관광수요는 2000년 황금주간정책의 시행 이후 현저히 증가하였다. 이는 말레이시아가 전술한 정책에서 양(+)의 외부효과를 누리고 있다는 것을 입증하였다. 간단히 말해 소득, 교통비 및 중국의 정부정책은 중국시장에서 말레이시아로의 관광객 입국자의 패턴에 기여하는 주요 요인이었다. 따라서 본 연구결과를 통해 여러 변수를 포함시킨 ARDL 모형과 오차수정모형(Error Correction Model)을 결합한 방법은 특정 국가의 관광수요의 탄력성을 효율적으로 추정할 수 있었다.

본 연구를 바탕으로 한국관광의 시사점으로는 첫째, 한국의 지리적 또는 계절적인 특성을 이용하여 계절에 따른 환경을 적극 활용할 필요가 있다. 또한 한국관광수요를 정확히 예측한다면, 관광정책이나 경제주체의 여러 정책 및 경제행위의 효율성을 증진시킬 수 있을 것이다. 둘째, 관광수요를 확대하기 위해 계절적 비수기를 극복할 전략과 대책이 필요할 것이다. 셋째, ARDL 모형은 단기와 장기의 관광수요의 결정요인들과 관련된 탄력성을 분석하는데 유용하게 사용될 수 있으므로 관광실무자들에게 많은 도움이 될 수 있다. 넷째, 국가별 관광객들을 대상으로 한국관광의 이미지를 제고하고 고부가가치의 맞춤형 관광상품을 지속적으로 개발할 필요가 있다. 본 연구의 한계로 표본기간, 월별 및 분기별 변수 등을 확대하지는 못하였다.

## 참고문헌

1. 김미경(2015), “21세기 관광산업진흥을 위한 관광벤처사업 활성화 방안,” *경영과 정보연구*, 34(3), 197-213.
2. 김미숙(2015), “경영자보상이 투자와 이익조정에 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. 변상우(2015), “관광지 선택 동기가 관광지 이미지, 재방문의도에 미치는 영향에 관한 연구 - 감천문화마을을 중심으로-,” *경영과 정보연구*, 34(3), 197-213.
5. 이종호(2015), “전시컨벤션 참관객 만족도와 참여업체 성과인식에 관한 연구 - 부산국제관광전을 중심으로-,” *경영과 정보연구*, 34(2), 171-191.
6. 지성권(2010), “경영자보상의 하방경직성에 영향을 미치는 요인,” *경영과 정보연구*, 29(4), 333-357.
7. Allsop, J.(2004), Premium pricing, paper presented at Future Foundation Changing Lives Conference.
8. Fosu, A. K. and F. J. Magnus(2006), Bounds testing approach to cointegration: An examination of foreign direct investment trade and growth relationships, *American Journal of Applied Sciences*, 3(11), 2079-2085.
9. Habibi, F. and K. A. Rahim(2009), A bound test approach to cointegration of tourism demand, *American Journal of Applied Sciences*, 6(11), 1925-1932.
10. 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.
11. Malaysia(2010), Rancangan Malaysia Kesepuluh, Malaysia: Percetakan Negara.
12. Norlida, H. M. S., S. H. Law, S. Ramachandran, A. Shuib and M. N. Zaleha(2008), Asian tourism demand for Malaysia: A bound test approach, *Contemporary Management Research*, 4(4), 351-368.
13. Norlida, H. M. S., O. Redzuan and S. Ramachandran(2007), Malaysia's tourism demand from selected countries: The ARDL approach to cointegration, *International Journal of Economics and Management*, 1(3), 345-363.
14. Pesaran, B. and M. H. Pesaran(2009), Time series econometrics: using Microfit 5.0, Oxford, New York: Oxford University Press.
15. Pesaran M. H. and Y. Shin(1995), Autoregressive distributed lag modeling approach to cointegration analysis, DAE working paper series No. 9514, Department of Economics, University of Cambridge, [www.ideas.repec.org/r/cam/camdae/9514.html](http://www.ideas.repec.org/r/cam/camdae/9514.html)
16. Pesaran M. H. and Y. Shin(1999), An Autoregressive distributed lag modeling approach to cointegration analysis in Econometrics and Economic theory in the 20th Century: The Ragnar Frish Centennial Symposium, Chapter 11, S. Strom, S.(ed), Cambridge University Press.
17. Pesaran M. H., Y. Shin and R. J.

- Smith(2001), Bound testing approaches to the analysis of level relationships, *Journal of Applied Econometrics*, 16, 289-326.
18. Song, H. and S. F. Witt(2000), Tourism demand modelling and forecasting, UK: Pergamon Press.
19. Tseng, M. L.(2010), Using linguistic preferences and grey relational analysis to evaluate the environmental knowledge management capacities, *Expert Systems with Applications*, 37(1), 70-81.
20. United Nations World Tourism Organization(WTO)(2016), Yearbook of Tourism Statistic, Madrid: WTO.
21. Yeoman, I.(2008), Tomorrow's tourist: Scenarios & trends, edited by Page, S. J., *Advances in tourism research*, Oxford: Elsevier.

## Abstract

### A Study on Estimating Tourism Elasticities using Autoregressive Distributed Lag(ARDL) model

Lee, Kyung-Hee\* · Kim, Kyung-Soo\*\*

This study was to investigate the elasticity in tourism demand of Chinese tourists visiting Malaysia through ARDL models by using Chinese tourists arrivals, GDP, CPI, transportation costs and others.

When China was implementing an open-door policy with foreign countries in the early 15th century, the movement of Chinese was very limited, and then communication between China and other countries was very weak. However, the Chinese government persistently and entirely implemented an open-door policy by participating in the World Trade Organization(WTO) in 2001. The Chinese government has opened the economy through foreign direct investment by providing various incentives for foreign investment. As a result, inbound and outbound Chinese movements increased in the early 21st century. China was one of the top five most visited tourist destinations in the world by 2016, and also Chinese tourists traveling abroad increased, so they made Malaysia a popular tourists destination because of increase sharply to around 1.41 million.

This study examined the significance of major economic factors affecting the increase in Chinese tourists arriving in Malaysia. Other factors that induced their arrival included income, tourism prices, transportation costs and promotional activities. Short-run shocks from the Asian economic crisis and the outbreak of SARS were included to understand how tourism demand in Malaysia was affected.

Finally this study found that the combination of the ARDL and the Error Correction Model were useful to statistically estimate the elasticities of tourism demand.

Key Words: ARDL, WTO, Tourism demand, SARS, Error correction, Elasticity

---

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

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