

중국의 관광소비자물가지수와 거시경제변수 관계 분석 : ARDL 한계검정법의 적용

양자수 · 최태영†

제주연구원(전문연구원) · †부경대학교(교수)

The Relationship between Travel Consumer Price Index and Macroeconomic Variables in China : An Application of ARDL Bound Test

Zishuai Yang · Tae-Yeong CHOI†

Jeju Research Institute(research fellow) · †Pukyong National University(professor)

Abstract

We aim to examine the long-run and short-run relationships between travel consumer price index and macroeconomic variables in China, employing the ARDL model. In consideration of the global financial crisis in 2009, empirical analysis is conducted for three different sample periods, namely the entire sample period (January 2003 to August 2018), before the global financial crisis period (January 2003 to December 2008) and after the global financial crisis period (January 2009 to August 2018). We find evidence of cointegration between travel consumer price index and macroeconomic variables in the long run for the entire sample period and after the global financial crisis period. However, we can't find such long-run relationship between macroeconomic variables during before the global financial crisis period. Additionally, the results of ARDL-ECM reveal that the travel consumer price indexes are adjusted by the movement of macroeconomic variables in the short run. We hope that these findings can help the Korean Government make better policy decisions on the development of tourism in terms of the inbound Chinese tourists in the years to come.

Key words : ARDL-ECM, Bound test, Chinese tourists, Wald test, LCH model

I. 서론

1992년 8월 24일 우리나라와 중국의 외무장관이 베이징에서 한·중 수교 공동성명에 서명함으로써 양국 관계의 새 장을 여는 국교가 수립되었다. 이를 계기로 한·중 교류는 무역 관광 등 다양한 분야로 확대되었다(Sin, 2020).

1978년 개혁 개방 이후 중국인의 해외 관광은 매년 성장을 거듭해오고 있다. 2011년과 2012년 각각 해외여행객수와 해외관광지출 부문에서 세

계 1위를 차지한 이후 줄곧 선두자리를 지키고 있다. 2015년에는 처음으로 해외 여행객수 1억명을 돌파하였고, 2019년에는 해외여행객수 1억6천 8백만으로 전 세계 여행객수의 약 10%를 차지하였다. 중국인은 2015~2017년 해외관광에 매년 2,500억 달러(약 290조원)를 지출했는데, 이는 전 세계 관광지출의 20%에 해당하는 금액이다(Lee, 2020).

중국인의 해외관광이 급증한 가장 중요한 이유

† Corresponding author: 051-629-5729, tychoi@pknu.ac.kr.

* We are grateful to two anonymous referees for their useful comments.

는 급성장하는 중국경제에 힘입어 증산층이 증가했기 때문이다. 2019년 기준 중국의 1인당 GDP는 1만 달러를 달성했고, 베이징 상하이 등 중국 15개 도시에서는 2만 달러를 돌파하였다. 증산층 확대는 자연스럽게 해외여행 증가로 연결되었다.

중국을 방한 외국인 관광객 중에서 그 수가 가장 많고, 성장률 또한 가장 높은 국가이다(Gee, 2016). 2019년 6월 한 달 동안, 방한 중국인 관광객 수는 47만5007명으로 전년 대비 25.0% 증가하였고 성장률도 가장 높았다. 반면 방한 외국인 관광객 수는 147만6218명으로, 2018년 동일 기간 대비 15.1% 증가에 그쳤다. 2019년 1~6월까지 6개월간 방한 외국인 관광객 수는 843만9214명으로, 성장률은 16.9%에 달했다(Yoon, 2019).

최근 전 세계적으로 관광산업에 대한 경제적 중요성이 커지면서, GDP 대비 관광산업 비중이 주목을 받고 있다. OECD 회원국 중심으로 GDP 대비 관광산업 비중(2018년)을 비교해보면, 아이슬란드(32.6%)와 그리스(20.6%)가 최상위권에 포진했고, 미국(7.8%)과 일본(7.4%)이 중위권을 차지했다. 하지만 우리나라는 2.7%로서 5년 연속 OECD 회원국 중에서 최하위권 수준에 머물고 있다(Han, 2019). 이는 국내 관광산업의 활성화가 그 어느 때보다 절실함을 보여주고 있다.

국내 관광산업의 활성화를 위해서는 OECD 회원국 중에서 최하위권에 머물고 있는 GDP 대비 관광산업 비중을 높여야 할 것이다. 이를 위해서는 방한 외국인 관광객 중에서 그 수가 가장 많고, 성장률이 가장 높은 국가인 중국을 중심으로, 관광수요에 영향을 미치는 거시경제변수들에 관한 연구가 선행되어야 할 것이다. 하지만 기존의 연구들은 환율을 중심으로 한 연구(Mo, 2010) 혹은 일본을 중심으로 한 연구(Park et al., 2011) 등이 대부분이다. 이러한 선행연구는 다양한 거시 환경의 변화가 관광수요에 미치는 영향을 분석할 수 없고, 방한 외국인관광객 1위 국가인 중국을 주대상으로 선택하지 않았다는 한계점을 지닌다.

이에, 본 연구에서는 중국을 중심으로 금리 등 여러 거시경제변수가 관광소비자물가지수에 미치는 영향을 살펴보고자 하였다. 이를 위해 실증분석으로 비제약오차수정모형(UECM : Unrestricted Error Correction Model)을 설정한 후에 한계검정법(bounds test)을 사용하여 변수 간 장기 공적분검정을 실시하였다. 이를 토대로 오차수정모형(ARDL-ECM : Error Correction Model)을 설정하여 단기조정과정도 살펴보았다.

본 연구는 다음 순서로 전개될 예정이다. 제II장에서는 선행연구를 검토하고, 제III장에서는 실증분석 모형과 자료를 제시한다. 제IV장에서는 실증분석 결과를 설명하고, 마지막 제V장에서는 분석결과를 요약하고 연구의 한계점을 지적한다.

II. 선행 연구

관광수요와 거시경제변수 간 상호관계를 분석한 연구들은 국내외에서 많이 진행되어 왔다. Park et al.(2011)은 VECM을 이용해서 방한 일본 관광객을 중심으로 주요 경제변수와 관광수요 간 영향을 분석하였다. 이 연구는 중국관광시장에 대해 분석하지 못했다는 미흡함을 가진다. Oh and Kim(2013)도 VECM을 이용해서 거시 환경변화가 국적별 외래 관광객 수요에 미치는 영향을 연구하였지만 경제외적 변수는 전혀 고려하지 않았다.

Hong and Shin(2011)은 그랜저 인과관계 검정을 통해 국내 여행업을 중심으로 주가지수와 거시경제변수 간의 관계를 연구하였다. 이 연구는 자료접근성의 부족으로 주가에 지대한 영향을 미치는 환율을 고려하지 못했다는 한계점을 지닌다.

한편 Suh and Sim(2013)은 자기회귀시차모형(ARDL)에 기초해서 중국의 주택시장과 거시경제변수 간의 장기관계를 분석하고, ARDL-ECM 모형을 통해서 단기조정과정도 규명하였다. 중국시

장에서 주택가격과 거시경제변수 간에는 장기공적분 관계가 존재하며 이에 따라 경제변수들이 주택가격에 영향을 미치고 있음을 밝혔다. 이 연구는 부동산시장의 안정을 위한 정부의 정책 수립 과정에서 통화량과 금리 등 거시변수를 고려할 필요가 있음을 보여주었다.

Chang(2009)은 생애주기이론과 한계검정법을 이용해서 주식 및 부동산 가격의 부의 효과(wealth effect)를 연구하였다. 실증결과에 따르면, 주가에 대한 가계소비의 순수한 부의 효과는 존재하지만 그 범위와 크기는 일시적으로 제한적이었으며, 또 주택가격에 대한 가계소비의 부의 효과는 존재할 뿐만 아니라 주가보다 그 영향력이 더 컸다.

본 연구에서는 Chang(2009)과 Suh and Sim(2013)에서처럼, 먼저 자기회귀시차모형(ARDL)을 이용해서 중국의 관광소비자물가지수와 거시경제변수 간의 장기관계를 분석한다. 장기공적분이 존재하는 경우 다음으로 ARDL-ECM 모형에 근거해서 단기조정과정을 규명한다.

Ⅲ. 실증분석 모형 및 자료

1. 실증분석 모형

본 논문에서는 Chang(2009)과 Zhao et al.(2015)에서처럼 Modigliani(1986)의 생애주기가설(Life Cycle Hypothesis : LCH) 모형을 이용해서 중국의 관광소비자물가지수와 거시경제변수와의 관계를 분석하고자 한다. 이를 위해 선정된 변수는 다음과 같다. 먼저, 관광소비자물가지수(TCPI)는 종속 변수로서 중국인의 관광소비를 측정하기 위한 대용변수(proxy variable)로 사용된다. 한편 생산자물가지수(PPI), 화폐공급량(M2), 은행 간 7일 금리(R7), 부동산경기지수(EST), 상하이종합주가지수(SSECI), 미국 S&P500지수(SP500) 등은 독립변수로 사용된다. 이 중에서 금리는 소비의 대체효과를 나타내는 대용변수이고, 나머지 변수들은 부

의 효과를 통해 관광소비를 증가시키는 변수이기 때문에 채택되었다(Kuang, 2000).

본 논문에서 이용한 LCH 분석모형은 아래 식(1)과 같다.

$$\ln TCPI_t = \beta_0 + \beta_1 \ln PPI_t + \beta_2 \ln M2_t + \beta_3 R7_t \cdots (1) + \beta_4 \ln EST_t + \beta_5 \ln SSECI_t + \beta_6 \ln SP500_t + \xi_t$$

여기서 \ln 은 금리를 제외한 각 변수의 로그값이며 ξ_t 는 오차항이다. β_0 는 상수이고, $\beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4, \beta_5, \beta_6$ 등은 회귀계수이다.

아래 ARDL-UECM(Unrestricted Error Correction Model, 비제약오차수정모형)을 이용해서 위 식(1)에 근거한 관광소비자물가지수와 경제변수 간 장기공적분 관계를 분석해 볼 수 있다.

$$\begin{aligned} \Delta \ln TCPI_t &= b_0 + \sum_{i=1}^n b_{1i} \Delta \ln TCPI_{t-i} + \cdots \cdots (2) \\ &+ \sum_{i=1}^n b_{2i} \Delta \ln PPI_{t-i} + \sum_{i=0}^n b_{3i} \Delta \ln M2_{t-i} + \\ &+ \sum_{i=0}^n b_{4i} \Delta \ln R7_{t-i} + \sum_{i=0}^n b_{5i} \Delta \ln EST_{t-i} + \\ &+ \sum_{i=0}^n b_{6i} \Delta \ln SSECI_{t-i} + \sum_{i=0}^n b_{7i} \Delta \ln SP500_{t-i} \\ &+ b_{8i} \ln TCPI_{t-1} + b_{9i} \ln PPI_{t-1} + b_{10i} \ln M2_{t-1} \\ &+ b_{11i} \ln R7_{t-1} + b_{12i} \ln EST_{t-1} + b_{13i} \ln SSECI_{t-1} \\ &+ b_{14i} \ln SP500_{t-1} + u_t \end{aligned}$$

여기서 Δ 는 각 변수의 차분된 값을 의미하며, u_t 는 오차항을 나타낸다.

2008~2009년 글로벌 금융위기가 중국인의 관광수요에 미치는 영향을 고려하여, 전체기간(2005. 1. ~ 2018. 8.), 글로벌 금융위기 이전 기간(2005. 1. ~ 2008. 12.), 그리고 글로벌 금융위기 이후 기간(2009. 1. ~ 2018. 8.) 등 세 구간으로 나누어 실증분석을 시도하였다.

2. 자료

중국 관광소비자물가지수, 생산자물가지수, 화폐공급량, 금리, 부동산경기지수 등은 China Economic Information Network Statistics (CEINS) DB의 월간 패널 데이터를 사용하였다. 상하이종합주가지수와 S&P500지수는 Yahoo Finance 자료를 이용하였다. 자료 기간은 2005년 1월~2018년 8월이다. 자료에 대한 설명은 아래 <Table 1>에 요약되어 있다.

<Table 1> Variable description

Classification	Variable name	Abbreviation	Data source
Dep. variable	Travel Consumer Price Index	TCPI	CEINS DB
	Producer Price Index	PPI	CEINS DB
Indep. variable	Money supply	M2	CEINS DB
	China Interbank Offered Rate	R7	CEINS DB
	Real Estate Index	EST	CEINS DB
	Shanghai Stock Exchange Composite Index	SSECI	Yahoo Finance
	S&P500 Index	SP500	Yahoo Finance

<Table 2> Descriptive statistics of variables

	lnTCPI	lnPPI	lnM2	R7	lnEST	lnSSECI	lnSP500
Panel A : Summary statistics							
Mean	4.701	4.720	31.666	2.798	4.606	7.729	7.210
Median	4.677	4.729	31.710	2.525	4.620	7.761	7.178
Max.	4.883	4.839	32.649	6.980	4.669	8.692	7.684
Min.	4.536	4.535	30.576	0.990	4.526	6.967	6.600
Std. dev.	0.087	0.082	0.635	1.042	0.043	0.388	0.255
Skewness	0.396	-0.652	-0.103	0.786	-0.328	-0.004	0.190
Kurtosis	1.911	2.628	1.662	3.911	1.635	2.496	2.371
JB stat.	12.391	12.549	12.525	22.569	15.661	1.739**	3.691***
No. Obs.	164	164	164	164	164	164	164
Panel B : Results of unit-root tests							
ADF	1.345	0.703	1.811	-0.528	-0.725	0.588	1.773
PP	1.651	0.990	16.351	-1.112	-0.716	0.397	1.449
Panel C : Results of unit-root tests of difference							
	dlnC	dlnPPI	dlnM2	dR7	dlnEST	dlnSSECI	dlnSP500
ADF	-21.844***	-4.449***	-2.18***	-8.087***	-6.125***	-3.962***	-4.530***
PP	-23.591***	-4.619***	-7.341***	-40.536***	-4.383***	-11.566***	-10.717***

Notes : ***, **, * : indicate statistical significance at 1%, 5%, 10%, respectively.

IV. 실증분석 결과

1. 기초통계량 분석

변수 간 동태적 분석하기 이전에 개별 시계열 자료의 성격을 살펴볼 필요가 있다. 이에 본 논문에서는 정규성 점검을 위해서 자크-베라(JB) 검정을 시행하였고, 시계열 안정성 확인을 위해서 단위근 검정을 하였다. 시계열 자료의 기초통계량 분석을 위해 금리를 제외한 모든 변수는 자연로그(natural logarithm)를 취하였다.

<Table 2> Panel A에서는 자크-베라 검정 결과가 제시되어 있다. 여러 변수 중에서, 상하이종합주가지수와 S&P500지수만 유의한 통계량에 근거하여 정규분포를 하는 것으로 판단된다. Panel B는 단위근 검정 결과를 제시하고 있다. 디키-풀러(ADF)와 필립-페론(PP) 단위근 검정 결과는 모두 통계적으로 유의하지 않았고, 이는 시계열의 불안정성을 의미한다. 차분 변수에 대한 추가적인 단위근 검정 결과가 Panel C에 제시되어 있다. 1시차 차분 단위근 검정통계량은 통계적으로 유의한데, 이는 시계열의 안정성을 나타낸다.

2. 장기 ARDL 분석

ARDL 모형을 단일방정식 ECM 형태로 전환해서 변수 간 장단기 관계를 분석하기 위해서는 연구모형의 종속변수와 독립변수 간에 공적분관계가 존재해야 한다. 본 연구에서는 공적분관계의 존재 여부를 규명하기 위해 Pesaran et al.(2001)에서 제시된 왈드(Wald) 검정에 기초한 한계검정법(bound test)을 이용하였다. 왈드 검정은 계산된 F 값과 Pesaran et al.(2001)에서 제시된 상·하한 유의수준을 비교해서 귀무가설의 채택 여부를 결정하는 한계검정법이다. F 값은 왈드 통계값(W)을 귀무가설의 제약조건의 개수(q)로 나눈 비율로 정의된다. 즉, $F = W/q$. 설명변수에 대한 종속변

수의 장기탄력성은 각각 $-b_8/b_7$, $-b_9/b_7$, $-b_{10}/b_7$, $-b_{11}/b_7$, $-b_{12}/b_7$, $-b_{13}/b_7$ 로부터 구할 수 있다. 그리고 단기효과는 오차수정모형의 차분변수의 계수로부터 각각 확인할 수 있다.

본 연구에서는 다음 식(3)과 같이 귀무가설(H_0)과 대립가설(H_a)을 설정하고 왈드 검정을 시행하였다.

$$H_0 : b_7 \neq b_8 \neq b_9 \neq b_{10} \neq b_{11} \neq b_{12} \neq b_{13} \neq 0 \dots(3)$$

$$H_a : b_7 = b_8 = b_9 = b_{10} = b_{11} = b_{12} = b_{13} = 0$$

여기서, 귀무가설은 “공적분관계가 존재하지 않는다”이며, 대립가설은 “공적분관계가 존재한다”이다. 계산된 F 값이 Pesaran et al.(2001)에서 제시된 상한 유의수준(upper critical bounds value)을 상회할 경우 귀무가설은 기각되고, 대립가설이 채택될 것이다. 반면, F 값이 하한 유의수준(lower critical bounds value)을 하회할 경우 귀무가설은 기각되지 않을 것이다. 만약 F 값이 상한 유의수준과 하한 유의수준 사이에 위치할 경우 공적분관계의 존재여부에 대해 결론을 내릴 수 없게 된다. 관광소비자지수와 거시변수들 간의 장기공적분 및 장기탄력성 추정결과가 <Table 3>의 Panel A와 B에 제시되어 있다.

<Table 3> Results of ARDL bound test

Panel	F -value and long-run elasticity	Entire period	Before financial crisis	After financial crisis
Panel A	F -value	70.639***	251.311***	201.693***
	$-b_8/b_7$ (=lnPPI)	0.530***	1.552***	0.594***
	$-b_9/b_7$ (=lnM2)	0.783***	-0.601***	0.801***
Panel B	$-b_{10}/b_7$ (=lnR)	-0.311***	0.047	-0.417***
	$-b_{11}/b_7$ (=lnEST)	-0.418***	-0.015	-0.340***
	$-b_{12}/b_7$ (=lnSSECI)	-0.418***	0.324***	0.249***
	$-b_{13}/b_7$ (=lnSP500)	-0.221***	-0.308***	0.111

Notes : 1) In ARDL bounds test, the upper significance levels for the case of 6-explanatory variables are 3.23 (10%), 3.61 (5%), 4.43 (1%) based on Pesaran et al. (2001), Table CI(iii) Case III.

2) *, **, *** : indicate statistical significance at 10%, 5%, 1%, respectively.

먼저, Panel A를 이용해서 관광소비자지수와 거시변수 간의 장기공적분 추정결과를 살펴보자. 전체기간, 글로벌 금융위기 이전 기간, 글로벌 금융위기 이후 기간에서 계산된 F값 통계량(70.639, 251.311, 201.693)이 1%일 때의 상한값 3.23을 상회하므로 “공적분이 존재하지 않는다”는 귀무가설이 기각되었다. 이 결과는 변수 간 공적분관계가 전체기간, 글로벌 금융위기 이전 기간, 글로벌 금융위기 이후 기간에서 모두 존재함을 의미한다.

다음으로 Panel B를 이용해서, 관광소비자지수와 거시변수 간의 장기탄력성(long-run elasticity) 추정결과를 살펴보자. 전체기간에서는 모든 거시변수가 관광소비자지수에 대해 유의한 장기탄력성을 보여주었다. 금융위기 이전 기간에서는 금리와 부동산경기지수의 장기탄력성은 유의하지 않았으나 나머지 거시변수의 장기탄력성은 유의하였다. 예를 들어 글로벌 금융위기 이후 기간에 $\ln SSEC1=0.249^{***}$ 인데, 이는 관광소비와 상하이종합지수(SSECI) 간 장기탄력성은 0.249로서 유의하며, 상하이종합지수가 10% 상승할 때 관광소비는 2.49% 증가한다는 의미이다. 한편 금융위기 이후 기간에서는 미국경기지수를 제외한 나머지 거시변수들의 장기탄력성은 유의하였다. 장기탄력성의 범위는 생산자물가지수(1.552, 0.530), 화폐공급량(0.801, -0.601), 금리(0.047, -0.417), 부동산경기지수(-0.418, -0.015), 상하이종합지수(0.324, -0.418), 미국대표지수(0.111, -0.308)이었다. 화폐공급량의 장기탄력성($\ln M2$)의 범위가 상대적으로 가장 넓었고, 부동산경기지수의 장기탄력성($\ln EST$)의 범위는 가장 좁았다.

3. 단기 ARDL-ECM 분석

단기 ARDL-ECM 분석결과가 <Table 4>에 제시되어 있다. 여기에서 차분변수의 유의한 계수값은 관광소비자지수에 대한 거시변수의 단기탄력성을 나타낸다(Chang, 2009, p. 1123). 전체기간,

글로벌 금융위기 이전 기간, 글로벌 금융위기 이후 기간에 걸쳐 대부분 차분변수의 계수값은 관광소비자수에 대해 유의한 단기탄력성을 보여주었다. 이는 단기적으로는 거시변수들이 관광소비자지수에 영향을 미치고 있다는 의미로 해석할 수 있다. 소비의 대체효과를 나타내는 대응변수로 채택된 금리($\Delta \ln R7$)의 경우, 전체기간과 글로벌 금융위기 이전 기간에서는 양(+)의 단기탄력성을 가지는 것으로 나타났지만, 글로벌 금융위기 이후 기간에서는 유의하지 않은 것으로 나타났다. 부동산 가치의 측정 대응변수로 선정된 부동산경기지수($\Delta \ln EST$)는 전체기간에서는 유의한 양(+)의 단기탄력성을 보여주었지만, 금융위기 이후 기간에서는 유의한 음(-)의 단기탄력성을 나타냈다. 이는 글로벌 금융위기 이후 중국 부동산 가치의 하락이 관광소비를 감소로 이어졌음을 의미한다. 금융자산의 대응변수로 사용된 상하이종합주가지수($\Delta \ln SSECI$)의 경우, 단기탄력성은 전체기간과 금융위기 이전 기간에서는 유의한 양의 계수값을 나타냈지만, 전체기간과 금융위기 이후 기간에서는 유의한 음(-)의 계수값을 보여주었다. 글로벌 금융위기 이후 기간 상하이종합주가지수가 10% 상승(하락)할 때 관광소비자지수는 2.52% 증가(감소)하는 것으로 나타났다. 모든 자료 구간에서 금융자산 가치의 변화가 관광소비자지수에 유의한 영향을 미치고 있었다.

4. 연구모형의 적합성

본 논문에서 사용된 연구모형의 적합성(robustness)을 진단하기 위해 CUSUMSQ (CUmulative SUM of Squares) 테스트(Brown 등, 1975)를 시행하였다. 자료 기간은 전체기간, 금융위기 이전 기간과 금융위기 이후 기간 등 세 구간으로 구분하였다. 진단 결과는 연구모형의 계수가 모든 구간에서 안정적임을 보여주었다. 따라서 본 연구에서 사용된 연구모형은 적합한 것으로 판단된다(<Table 5> 참조).

<Table 4> Results of ARDL-ECM

	Entire period	Before financial crisis	After financial crisis
$\Delta \ln TCPI_{t-1}$	0.329 (4.45)***		
$\Delta \ln TCPI_{t-2}$			-0.219 (-2.78)
$\Delta \ln TCPI_{t-3}$		-0.277 (-3.10)	
$\Delta \ln PPI_t$	0.435 (6.65)***	1.000 (9.56)***	0.271 (-3.99)**
$\Delta \ln PPI_{t-1}$			
$\Delta \ln PPI_{t-2}$			-0.048 (-1.03)
$\Delta \ln PPI_{t-3}$	-0.172 (-2.89)		
$\Delta \ln M2_t$	0.386 (3.87)***	-0.416 (-3.34)***	0.719 (3.66)***
$\Delta \ln M2_{t-1}$	-0.482 (3.88)**		
$\Delta \ln M2_{t-2}$			0.291 (4.01)**
$\Delta \ln M2_{t-3}$	-0.161 (-1.89)		
$\Delta \ln R7_t$	0.281 (3.90)**		
$\Delta \ln R7_{t-1}$	0.254 (3.55)*		0.243 (2.46)
$\Delta \ln R7_{t-2}$	0.174 (2.78)		
$\Delta \ln R7_{t-3}$	0.256 (3.65)***	0.444 (3.77)***	
$\Delta \ln EST_t$	-0.122 (-2.22)		
$\Delta \ln EST_{t-1}$	0.222 (3.55)***	0.001 (0.69)	0.196 (2.23)
$\Delta \ln EST_{t-2}$	0.268 (3.59)***		0.284 (3.88)***
$\Delta \ln EST_{t-3}$	0.308 (3.78)**		0.228 (3.02)
$\Delta \ln SSECI_t$	0.122 (-2.05)		0.288 (3.89)**
$\Delta \ln SSECI_{t-1}$	0.221 (-2.98)**		
$\Delta \ln SSECI_{t-2}$	0.270 (3.51)***	0.154 (2.76)	0.305 (3.44)***
$\Delta \ln SSECI_{t-3}$	0.574 (4.67)*	0.222 (-3.55)***	0.252 (3.38)*
$\Delta \ln SP500_t$			0.287 (3.90)**
$\Delta \ln SP500_{t-1}$			0.204 (2.67)
$\Delta \ln SP500_{t-2}$		0.153 (2.89)	
$\Delta \ln SP500_{t-3}$	0.261 (3.45)***	0.222 (3.34)***	

Notes : 1) In ARDL bounds test, the upper significance levels for the case of 6-explanatory variables are 3.23 (10%), 3.61 (5%), 4.43 (1%) based on Pesaran et al. (2001), Table CI(iii) Case III.

2) *, **, *** : indicate statistical significance at 10%, 5%, 1%, respectively.

<Table 5> Results of diagnostic tests

	Entire sample period	Before financial crisis period	After financial crisis period
R-square	0.999	0.999	0.999
Adj. R-square	0.998	0.999	0.999
Durbin-Watson	2.046	2.146	1.757
Jarque-Bera	56.779***	686.491***	20.324***
RESET2	1.788	2.256	2.275
CUSUMSQ	Stabilized	Stabilized	Stabilized

V. 결론

중국은 1978년 개혁 개방 이후 중국은 급속한 경제성장을 달성하게 되었고, 이에 따라 중국의 해외 관광 또한 매년 가파른 성장을 거듭해오고 있다. 그 결과 중국은 2011년과 2012년 각각 해외여행객수와 해외관광지출 부문에서 세계 1위를 차지한 이후 줄곧 선두자리를 지키고 있다. 또 중국은 방한 외국인 관광객 중에서 그 비중과 성장률이 가장 높은 국가이기도 하다.

한편, 최근 전 세계적으로 관광산업에 대한 경제적 중요성이 커지고 있다. 그러나 우리나라의 GDP 대비 관광산업 비중은 OECD 회원국 중에서 최하위권에 머물고 있다. 2018년 기준으로 우리나라 관광산업의 비중(2.7%)은 아이슬란드(32.6%), 그리스(20.6%), 미국(7.8%), 일본(7.4%) 등에 비해 매우 낮다. 이는 국내 관광산업의 활성화가 시급함을 보여준다. 이에 따라 세계 1위의 관광대국인 중국을 중심으로 중국인의 관광 수요에 미치는 영향에 관한 연구가 중요한 주제로 주목받았다.

이에, 본 연구에서는 중국을 중심으로 금리 등 여러 거시경제변수가 관광소비자물가지수에 미치는 영향을 살펴보았다. 관광소비자물가지수에 영향을 미치는 거시변수로서 생산자물가지수, 화폐공급량, 금리, 부동산경기지수, 상하이종합주가지수, 미국S&P500지수를 선택하였다. 실증분석으로 비제약오차수정모형(UECM : Unrestricted Error Correction Model)을 설정한 후에 한계검정법(bounds test)을 사용하여 변수 간의 장기 공적분검정을 실시하였다. 이를 토대로 오차수정모형(ARDL-ECM : Error Correction Model)을 설정하여 단기조정과정도 살펴보았다. 중국 관광산업의 발전과정과 2008년 세계금융위기를 고려하여 전체기간(2005. 1. ~ 2018. 8.), 글로벌 금융위기 이전기간(2005. 1. ~ 2008. 12.), 글로벌 금융위기 이후 기간(2009. 1. ~ 2018. 8.)으로 구분하여 각각

실증분석을 시행하여, 다음과 같은 결과를 도출하였다.

첫째, 한계검정법의 추정결과에 의하면 관광소비자물가지수와 경제변수 간 공적분관계의 존재를 확인할 수 있었다. 이를 통해 관광소비자물가지수와 경제변수들은 장기적인 균형관계를 유지하고 있음을 알 수 있었다. 또 각 기간 별로 생산자물가지수, 화폐공급, 상하이종합지수 등의 장기추정계수들은 관광소비자물가지수에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 금리와 상하이종합지수는 글로벌 금융위기 이전 기간 관광소비자물가지수에 유의한 양(+)의 영향력을 행사했지만, 글로벌 금융위기 이후 기간에는 유의한 영향력을 보이지 않았다.

둘째, 단기 ARDL-ECM 추정결과에 따르면 상술한 장기 균형관계와는 달리 기간 별 관광소비자물가지수에 대한 생산자물가지수의 영향력은 매우 낮은 것으로 나타났다. 하지만 생산자물가지수를 제외한 다른 거시변수들의 오차수정항의 계수값은 통계적으로 유의한 양(+)의 관계를 보여주었다. 이는 관광소비자물가지수가 장기 균형으로부터 이탈하여 단기 조정과정을 거치고 있음을 보여준다. 이러한 단기조정 현상은 최근 중국의 해외관광수요가 중국의 경제성장률을 능가했기 때문에 발생한 것으로 판단된다. 본 논문의 연구결과는 우리나라 관광산업의 활성화를 위해서는 중국인의 관광소비에 지대한 영향을 미치는 금리 부동산지수 주가지수 등에 관한 심층적인 연구가 필요함을 시사한다.

한편, 본 연구는 다음과 같은 한계점을 지니고 있다. 첫째, 중국통계국 자료의 접근제한으로 인해 자료 기간을 충분히 길게 잡지 못한 점이다. 둘째, 중국 도시와 농촌주민을 대상으로 지역별 실질소득과 품목별 소비 등 여러 차원을 동시에 고려하지 못한 점이다. 향후 연구에서는 이러한 한계점들을 극복할 수 있게 되기를 기대한다.

References

- Brown R, Durbin LJ and Evans JM(1975). Techniques for testing the constancy of regression relationships over time, *Journal of the Royal Statistical Society Series B* 37, 149~192.
- Chang BK(2009). Stock and real estate market effects on household consumption, *Industrial Economic Research* 22, 1111~1132.
- China Economic Information Network Statistics Database(2019). https://www.emis.com/MyImages/Info/CN/ceinet_info.html.
- China National Tourism Administration(2016). *China tourism development report 2016*, 1~17.
- Han D(韓東林, 2006). Trend change of Chinese international tourism : causes and implications, *Statistics Education* 17(4), 24~27.
- Han JH(2019). Korea, ranked the bottom in terms of tourism/GDP among OECD countries for 5 years, *Korea Economic Daily*, July 21, 2019. (in Korean)
- Hong MY and Shin YJ(2011). The relationship between stock price index of travel industry and macroeconomic variables in Korea, *Daehan Journal of Business* 24(5), 2811~2826.
- Johansen S(1988). Statistical analysis of cointegration vectors," *Journal of Economic Dynamics and Control* 12(2), 231~254.
- Johansen S and Juselius K(1990). Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with applications to the demand for money, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 52(2), 169~210.
- Korea Tourism Organization(2019). *Korea's tourism statistics*.
- Kuang L(匡林, 2000). Analysis of Chinese tourism cycle, *Tourism Research* 15(2), 9~17.
- Lee EJ (2020). China is number 1 in the world in terms of no. of tourists and travel expenditure, January 6, 2020, *Travel Newspaper*.
- Lee GS(2016). Great migration of 0.6 billion Chinese, Korea is the most wanted international destination, *Chosun Daily*, October 3, 2016, A2.
- Li YB and Sia LG(李一玮·夏林根, 2004). Analysis on Chinese tourism consumption, *Tourism Science* 18(2), 123~134.
- MarketLine(2019). *Travel & tourism in China*, www.marketline.com.
- Mo SW(2010). The impact of exchange rate and oil price on travel demand, *Travel Research* 24(6), 27~38.
- Modigliani F(1986). Life cycle, individual thrift, and the wealth of nations, *American Economic Review* 76, 297~313.
- Oh HJ and Kim SH(2013). The impact of macroeconomic variables on the inbound tourism demand in Korea, *Journal of Tourism & Leisure Research* 29(6), 5~20.
- Park EK, Keum KY and Lee CK(2011). Analysis of the relationships between major economic variables and tourism demand using VECM, *Journal of Tourism & Leisure Research* 23(1), 45~64.
- Park S(2020). Chinese dream facing the limit of 'soft power,' *Korean Economic Daily*, February 6, 2020, A34.
- Pesaran MH and Shin Y(1998). An autoregressive distributed-lag modelling approach to cointegration analysis, *Econometric Society Monograph* 31, 371~413.
- Pesaran MH, Shin Y and Smith RJ(2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships," *Journal of Applied Econometrics* 16(3), 289~326.
- Sin SI(2020). Normalization between Korea and China, National Record Bureau, Department of Administration of Korean Government.
- Suh H and Sim SH(2013). The relationship between Chinese house price and macroeconomic variables, *Asia Research* 16(3), 189~216.
- Sun GN and Hou FF(孫根年·侯芳芳, 2010). Impact of tourism consumption increase on national consumption, *Tourism Education* 10, 31~36.
- Tang X(2016). The historical evolution of China's tourism development policies (1949-2013): a quantitative research approach, *Tourism Management* 23, 1~11.
- Tian JP(田紀鵬, 2011). Analysis on economic structure of tourism, *Modern Management Science* 5, 74~76.
- Vera S and Lin J(2015). Tourism expenditure patterns in China, *Annals of Tourism Research*, 100~117.
- Wang XF(王新峰, 2017). Empirical analysis on

- Chinese tourism cycle index, Statistics Education 11, 55~60.
- Yahoo Finance (2019). <http://finance.yahoo.com>.
- Yang Y(2017). Domestic tourism demand of urban and rural residents in China : does relative income matter?, Tourism Management 40, 193~202.
- Yoon S(2019). 8.44 million foreigners visit Korea, News 1, July 23, 2019.
- Zhang G(2006), China's outbound tourism : an overview, Chinese Academy of Social Sciences, Tourism Research Center, Beijing, China.
- Zhao S, Park JI and Chang BK(2015), The effect of stock and real estate prices on money demand in China, Asia Research 18(3), 125~148.
-
- Received : 21 February, 2020
 - Revised : 18 March, 2020
 - Accepted : 24 March, 2020