

확장된 계획행동이론을 통한 제주 올레길 재방문의도 예측요인 검증

- 올레길 방문 만족 조절효과를 중심으로 -

A Verification of the Predictive Factors toward Intention to Revisit Jeju
Ollegil by Adopting the Extended Theory of Planned Behavior:
A Focus on a Moderating Effect of Visit Satisfaction

현 용 호*

Hyun, Yong-Ho

ABSTRACT

Jeju 'Ollegil' in Jeju Island, South Korea, is well-known as a walking tour destination and considered most preferred among domestic tourists. It is predicted that a total revenues from visitors to Jeju Ollegil will increase from 179.6 billion Korean won in 2010 up to 678.1 billion Korean won in 2015. Considering this large economic impact, visitors' future behavior should be examined. The purpose of this study is to examine the extended theory of planned behavior by adopting the following factors: Attitude, Perceived Behavioral Control, and Subjective Norms as antecedents and Revisit Intention as consequence. and to investigate whether visitor satisfaction plays a moderating role in its relationship. Findings from this study are as follows: First, it is found that there are the significant causal relationships between Attitude, Perceived Behavioral Control, and Subjective Norms and Revisit Intention; Second, that visitor satisfaction has a moderating effect on the relationship between three antecedents and the revisit intention. The theoretical and practical implications are discussed along with imitations of this study and suggestions for future research.

핵심용어(Key words) : 확장된 계획행동이론(Extended theory of planned behavior),
방문만족(Visit satisfaction), 재방문의도(Intention to revisit),
제주 올레길 (Jeju Ollegil)

I. 서 론

제주도 올레길이 2007년 개장이래 2009년도에 방문객이 60만명에 이를 정도로 급속한 성장세를 유지해 왔다(문화체육관광부, 2010). 제주 올레길의 성공사례를 바탕으로 현재 전국적으로 약 60여개 도시에서 100여개의 코스가 생겨났으며 제주권의 올레길, 지리산권의 둘레길, 충청권의 백제역사도보길과 불교문화체험길, 강원권의 바우길, 대관령 옛길, 전라권의 질마재길과 마실길, 경상권의 대구의 올레코스, 낙동정맥, 부산 해안길 등이 개설되고 있다(문화체육관광부, 2010). 이처럼 도보여행 시장을 선점하기 위해서 지방자치단체들이 지속적으로 도보길을 개발한 결과 도보여행 방문객 확보를 위한 치열한 경쟁이 예상된다. 따라서 도보 여행객들의 특정 도보길 방문의도를 보다 심도있게 예측할 수 있도록 도보 방문객들에 대한 심리적 태도를 체계적으로 파악할 수 있는 연구가 요구된다.

인간의 행동을 예측하는데 유용한 모델로써 Fishbein과 Ajzen(1975)의 합리적 행동이론(theory of reasoned action)과 Ajzen (1991)에 의해 제시된 계획된 행동이론(theory of planned behavior)을 들 수 있다(윤철민·오선영·윤선정, 2010). 특히 계획된 행동이론은 간명하면서 현실을 잘 반영해 주고 있어 사회과학 뿐만 아니라 기술과학 등 소비자들의 행동의도를 예측하기 위해 다양한 분야에 접목되어왔다(Liao, Chen & Yen, 2007; Mahon, Cowan & McCarthy, 2006; Nasco, Toledo & Mykytyn, 2008; 이준엽·안태기, 2007; 정희진·이계희, 2010).

하지만 Ajzen(1991)에 따르면 계획된 행동이론모델에 행동의도에 대한 예측 설명력을 높이기 위해서 추가적인 예측 선행변수들을 포함할 수 있는 확장된 계획 행동이론을 제시하였다. 이러한 확장된 계획행동모델을 대상으로 상황에 따라 새로운 변수를 추가하여 행동의도예측에 대한 설명력을 높이려는 연구들이 진행되어왔다. 확장된 계획행동이론에 추가된 변수들로 위협(Hunag & Chung, 2007), 관여도(정희진·이계희, 2010; 박영아·현용호, 2010), 환경친화적 관광 소비행동(송학준·이충기·부숙진, 2011), 멤버십(이재석·이충기, 2010), 과거경험, 이미지 및 소비자 만족(Han & Kim, 2010; Liao *et al.*, 2007) 등이 연구 대상에 따라 적용되었다.

배병렬(1994)에 따르면 계획된 행동이론은 행동의도를 더 잘 예측해줄 수 있는 새로운 변수를 추가하거나 조절역할을 하는 변수를 확인하는 과정이라 언급하였으나 Han & Kim(2010), Liao 외(2007)의 연구에서 소비자만족 변수가 확장된

계획행동모델에서 행동의도를 예측하는데 결정적인 변인임에도 불구하고 매개변수로써만 관찰하여 조절 변인으로써의 연구는 이루어지지 않았다. 또한 만족이란 개념은 인간의 행동을 이해하는데 핵심요소로 인식되고 있는 점을 감안하면(최승만, 2008), 확장된 계획행동이론의 외부조절변수로써 도입될 필요성이 제기된다.

한편, 올레길을 대상으로 한 연구가 집중적으로 관심을 받고 있는 반면에(박영아·현용호, 2009; 정철·박태영·노경국, 2010; 박영아, 2012), 확장된 계획행동이론을 통한 올레길 방문객들의 방문의사결정과 관련하여 심층적인 고찰이 이루어진 연구는 없는 실정이다.

따라서 본 연구의 목적은 첫째, 계획된 행동이론의 선행 변수들인 태도, 지각된 행동통제, 주관적 규범과 올레길 재방문의도 간에 영향관계가 있는지 고찰하고 둘째, 확장된 계획된 행동모델의 추가변수로 방문만족이 두 요인들 간에 조절변수로써 역할을 하는지에 대해 알아보고자 한다. 본 연구를 통해 올레길 관광지에 대한 방문객들의 방문의도를 예측할 수 있는 행동모델을 개발해냄으로써 방문객들의 합리적인 의사결정을 유도할 수 있는 방안을 모색할 수 있을 뿐만 아니라 타 도보길 관광지와 차별화 될 수 있는 전략적 시사점을 제공해 줄 수 있을 것으로 판단된다.

II. 이론적 배경 및 가설 설정

1. 확장된 계획된 행동이론 (Extended theory of planned behavior)

Ajzen(1991)이 제시한 확장된 계획행동이론은 선행 모델인 계획된 행동이론에서 유래한다. 계획된 행동모형에서 행동의도에 영향을 주는 요인으로 태도, 주관적 규범, 지각된 행동통제인 세 가지 선행 요인들을 제시하였는데 태도(attitude)는 행동 또는 대상물에 대한 긍정적 또는 부정적 평가나 일반적인 느낌의 정도를 말하며 (Fishbein & Ajzen, 1975), 주관적 규범(subjective norms)은 어떤 행동을 수행할 것인지 여부에 대한 사회적 압력을 말한다. 마지막으로 지각된 행동통제(perceived behavioral control)는 어떤 행동이나 상품 채택을 가능하게 하는 자기 효능감(self-efficacy) 또는 자신감과 유용한 자원을 일컫는다. Ajzen(1991)에 따르면, 어떤 행동에 대해서 우호적인 태도와 주관적 규범을 가질수록 또한 지각된 행동통제력이 클수록 개인들이 행동을 수행하려는 의도가 커진다고 주장하였다. 게다가 Ajzen & Driver(1992)의 실증연구에서도 세 가지 선행변수들이 행동의도를 결정짓는 중요한 변수임을 검증한 바 있다.

하지만 행동의도를 결정짓는 세 가지 선행 변수 외에 새로운 변수들을 포함한 확장된 계획행동이론은 기존의 합리적 행동이론과 계획행동이론보다 행동의도를 예측하는데 더 우수한 모델로 인정받고 있다(김홍렬·이태희·윤설희, 2010). 따라서 많은 선행연구들이 행동의도를 예측하기 위해 새로운 변수들을 행동의도의 선행 요인으로 혹은 조절변인으로 추가하여 연구가 이루어져 왔다. 행동의도에 직접적인 영향을 주는 외부변수를 선행 변수로 한 연구로 사전지식과 지각된 위험(윤설희 외, 2010), 과거경험, 이미지 및 소비자 만족(Han & Kim, 2010), 즐거움(김홍렬 외, 2010) 등이 있고 조절변수로 한 선행연구로 멤버십(이재석·이충기, 2010), 국적(김우곤·이계희, 2011), 관여도(정희진·이계희, 2010; 박영아·현용호, 2010) 등이 있다. 본 연구에서는 확장된 행동모델에 있어 행동의도를 예측하는데 주로 매개변수 혹은 선행변수로만 사용되어왔던 방문만족 변수를 조절변수로써 본 연구에서 조사를 하고자 한다.

1) 주관적 규범

주관적 규범은 어떤 행동을 수행할 때 중요한 준거집단으로부터 받을 수 있는 인정의 정도로 정의된다(Ajzen, 1991). 다시 말하면, 주관적 규범은 가족, 친구, 동료들과 같이 한 개인에게 가깝고 중요한 사람임과 동시에 의사결정에 영향을 주는 의미있는 사람들의 의견들에 대한 지각이라 할 수 있다(Hee, 2000). 따라서 어떤 행동을 할 때 다른 사람들의 보이지 않는 압력은 행동결정에 있어 중요한 역할을 한다(최자영·김경자, 2003).

주관적 규범은 각각의 다른 사람들에 대한 규범적 신념과 그 사람의 의견에 순응하려는 동기로 평가된다(Fishbein & Ajzen, 1975). 가족과 친구와 같은 중요한 준거집단의 영향에 대한 개인적 인식인 규범적 신념과 행동 주체가 준거집단의 의견에 얼마나 순응하는가의 정도를 말하는 순응동기를 곱한 결과들의 총합으로 평가된다(김명소·한영석, 2001). 특히, 행동의도에 영향을 주는 결정변수로서(Ajzen & Madden, 1986) 주관적 규범의 영향은 동양권 사회에서 더욱 두드러지게 나타난다(Singh, Leong, Tan & Wong, 1995).

이러한 주장을 뒷받침해 줄 수 있는 실증적 연구결과들을 살펴 보면, 윤설희 외(2010)의 연구에서 주관적 규범과 내국인의 해외여행 의도에 간에 있어 유의미한 영향관계를 없다는 결론을 제시하였으나 김홍렬 외(2010)의 연구에서 주관적 규범과 테마파크 방문의도간의 유의미한 정(+)의 영향관계가 있음을 밝혔다. 또한 이재석·이충기(2010)의 연구에서는 멤버십 유무에 따른 두 집단 간에 주관적 규

범과 스키리조트 방문의도간의 영향관계를 살펴본 바, 회원집단과 비회원집단 모두에서 주관적 규범이 스키리조트 방문의도에 유의한 정(+)의 영향을 준 것으로 나타났다. 따라서 선행연구결과를 바탕으로 다음과 같은 가설을 설정하였다.

[가설 1] '주관적 규범'은 '올레길 재방문의도'에 정(+)의 영향을 줄 것이다.

2) 지각된 행동통제

Ajzen(1991)은 지각된 행동통제는 행동 수행이 얼마나 어렵고 쉬울 것 같은가에 대한 개인의 신념이며 자기 효능감과 유사한 개념으로 언급하면서 통제요인으로 기술, 능력, 의지력, 충동과 같은 개인의 내부적인 것과 시간, 기회, 타인 의존과 같은 외부적인 것 모두에 해당될 수 있다고 주장하였다. 다시 말해서, 개인이 행동수행을 위해서는 기회와 자원이 필요하고 이럴 경우 개인의 행동에 있어 긍정적인 태도와 주관적 규범을 가질 수 있게 되고 비로소 행동을 자신의 뜻대로 통제할 수 있다고 지각하게 되어 행동의도를 형성할 수 있게 된다. 하지만 어떤 행동을 수행하는데 있어 호의적인 태조나 주관적 규범을 갖고 있더라도 사용 가능한 자원이나 자신감이 부족하면 어떤 행동을 수행하려는 의도는 낮아지게 된다 (Madden, Ellen & Ajzen, 1992).

지각된 행동통제 요인과 행동의도간의 영향관계를 실증적으로 고찰한 선행연구들을 살펴보면, Han & Kim (2010)의 연구에서 지각된 행동통제와 그린 호텔 이용의도 간의 유의미한 영향관계가 있다는 사실을 입증하였다. 하지만 송학준 등 (2011)의 연구에서 지각된 행동통제요인과 환경친화적 머드축제 재방문의도간에 영향관계가 없다는 결과를 제시하였다. 김우곤·이계희(2011)의 연구에서 푸켓을 방문한 외국인관광객들을 대상으로 지각된 행동통제와 방문의도 간의 유의미한 정(+)의 영향관계가 밝혀졌다. 따라서 선행연구결과를 바탕으로 다음과 같은 가설을 설정하였다.

[가설 2] '지각된 행동통제'는 '올레길 재방문의도'에 정(+)의 영향을 줄 것이다.

3) 태도

태도는 개인 본래의 마음과 관련된 개인적 요소로서, 어떤 대상물에 대한 느낌이나 감정적인 반응이며 개인의 행동에 대해 호의적인 평가를 하고 있는지 비호의적인 평가를 하고 있는지의 정도를 나타낸다(김명소·한영석, 2001). 태도는 어떤 속성에 대한 인지적 지식으로써의 신념과 각각의 신념에 대한 감정적 평가들을 곱한 결과들의 총합으로 평가된다(최자영·김경자, 2003). 이처럼 Ajzen & Fishbein(1980)

은 대상과 관련된 행동에 대한 태도가 행동의도를 결정짓는데 더 큰 공헌을 한다고 평가하여 태도-행동 간의 관계가 보다 높게 나타난다고 주장하였다.

최근의 선행연구들을 살펴보면 이러한 주장을 뒷받침해 줄 수 있는 결과들이 관광학 분야에서 제시되고 있다(박진경, 2011; 이준엽·안태기, 2007; 정희진·이계희, 2010). 신한류로 인한 일본과 중국관광객의 한국 재방문의도를 측정하기 위해 계획된 행동모델을 사용한 정희진과 이계희(2010)의 연구에서는 태도와 재방문의도 간 영향관계가 없는 것으로 밝혀졌다. 반면에 이준엽·안태기(2007)의 연구에서 축제방문객을 대상으로 먹거리 구매행동 예측 모델에서 태도가 방문의도에 유의한 영향을 주는 것으로 나타났고 여가 행동 모형을 탐색한 박진경(2011)의 연구에서도 태도와 여가행동의도 간 유의미한 정(+)의 영향관계가 있음을 밝혀냈다. 따라서 선행연구 결과에 따라 다음과 같은 가설을 설정하였다.

[가설 3] '태도'는 '올레길 재방문의도'에 정(+)의 영향을 줄 것이다.

2. 관광지 방문 만족

만족의 개념은 여러 행동과학분야에서 인간의 행동을 이해하는데 필수적인 요소로 인식되고 마케팅에서는 구매후 행동을 예측하기 위한 중요변수로 기업이 추구해야할 핵심목표이기도 하다(최승만, 2008). 관광 분야에서 또한 만족은 개인이 선택한 여가활동에 참여한 후에 형성되는 긍정적인 인지의 정도로 정의되어 지기도 하며(Beard & Ragheb, 1980), 관광체험에 대한 일종의 태도라고도 한다(Lounsbury & Polik, 1992). 따라서 관광만족은 관광경험의 결과로 나타난다고 할 수 있다(Mannell & Iso-Ahoal, 1987).

관광객의 관광 만족에 따른 결과로서 방문 목적지 선택, 방문후 평가, 미래행동 의도에 중요한 영향을 미친다는 많은 학자들에 의해 증명되어 왔다(Chen & Tsai, 2007; Chi & Qu, 2008). 그럼에도 불구하고 Han·Kim(2010) 혹은 Liao 외(2010)의 연구 같은 소수의 연구를 제외하면 확장된 계획된 행동이론에서 행동의도에 대한 예측변수로서의 검증은 많이 이루어지고 있지 않다. 또한 대부분의 연구에서 방문만족이 행동의도와 직접적인 영향관계를 갖거나 혹은 매개변인으로만 검증되어왔다(Han & Ryu, 2006). 하지만 배병렬(1994)의 연구에서 언급한 바와 같이, 확장된 계획행동모델에서 외부변수로서 방문만족을 조절변인으로 검증해 보는 것도 의의가 있을 수 있다.

따라서 본 연구에서는 올레길 방문의도를 예측하는 확장된 계획행동모델의 외

부변수로서 방문만족 조절변수로 설정하고 조절변수로서 태도, 주관적 규범, 지각된 행동통제 요인들과 올레길 방문의도 간에 관계에 어떤 영향을 주는지를 조사하기 위해 다음과 같은 가설을 설정하였다.

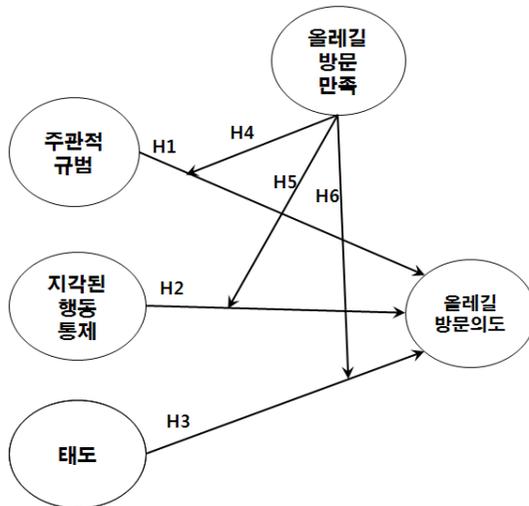
[가설 4] ‘방문만족’이 ‘주관적 규범’과 ‘올레길 재방문의도’ 간 영향관계에 있어 조절효과가 있을 것이다.

[가설 5] ‘방문만족’이 ‘지각된 행동통제’과 ‘올레길 재방문의도’ 간 영향관계에 있어 조절효과가 있을 것이다.

[가설 6] ‘방문만족’이 ‘태도’와 ‘올레길 재방문의도’ 간 영향관계에 있어 조절효과가 있을 것이다.

3. 가설설정 에 따른 연구모형

<그림 1>에서 제시된 연구 모형은 태도, 주관적 규범, 지각된 행동통제와 올레길 방문의도 간의 영향 관계를 분석함과 동시에 방문만족 조절효과를 검증하고자 제안되었다.



<그림 1> 연구 모형

III. 연구방법

1. 변수설정

연구모형에서 제시된 요인들의 개념들을 측정하기 위하여 사용된 설문항목수와 선행연구들을 <표 1>에서 밝혔고 모든 설문항목들은 5점 리커트 척도(Likert Scale; 5=매우 그렇다, 1=전혀 그렇지 않다)로 측정이 되었다.

<표 1> 측정항목

측정개념	측정항목
태도 (Ajzen, 1991)	ATT1 즐겁지 않다-즐겁다
	ATT2 싫다-좋다
	ATT3 재미없다-재미있다
	ATT4 기분나쁜 일이다-기분좋은 일이다
	ATT5 좋지않은 일이다-좋은일이다
	ATT6 싫어하는 일이다-좋아하는 일이다
주관적규범(Ajzen, 1991; Ajzen & Madden, 1986; Taylor & Todd, 1995)	SN1 내가 중요하다고 생각하는 사람들은 재가 제주도 여행을 할 때 올레길을 방문하기를 바란다
	SN2 내가 중요하다고 생각하는 사람들은 내가 제주도 여행을 할 때 올레길을 방문하기를 원한다
	SN3 재가 가치있다고 생각하는 의견을 가진 사람들은 내가 제주도 여행을 할 때 올레길을 방문하기를 더 바란다
지각된 행동통제 (Ajzen, 1991; Ajzen & Madden, 1986; Taylor & Todd, 1995)	PBC1 제주도 여행을 할 때 올레길 방문에 대한 결정은 순전히 나의 선택이다
	PBC2 제주도 여행을 할 때 내가 원한다면 올레길을 방문할 자신이 있다
	PBC3 제주도 여행을 할 때 올레길을 방문할 수 있는 금전적·시간적 여유와 기회가 있다
올레길 재방문 의도(Ajzen, 1991; Ajzen & Madden, 1986; Taylor & Todd, 1995)	INT1 제주도 여행을 할 때 기꺼이 방문할 의사가 있다
	INT2 제주도 여행을 할 때 올레길을 방문할 계획이다
	INT3 제주도 여행을 할 때 올레길을 방문하기 위한 노력을 할 것이다.
올레길 방문만족(Anderson & Srinivasan, 2003)	SATI1 올레길을 방문해서 즐거웠다
	SATI2 올레길을 방문해서 만족했다
	SATI3 올레길을 방문해서 아주 기뻐다

2. 자료수집 및 분석방법

본 조사는 7코스과 8코스 올레길 지역에 방문하는 방문객들을 대상으로 2009년 9월 5일부터 9월 19일까지 약 2주에 걸쳐 설문조사가 실시되었다. 조사원들은

동질성 및 이질성과 관련하여 조사원들이 응답대상자의 성별 및 연령대 등을 고려하여 설문조사를 실시하였으며, 조사방법은 응답자가 설문항목에 대해 직접 기입하는 자기기입식(self-administered) 방법을 사용하였다. 총 450부의 설문지 배포되어 400부가 회수되었다. 설문지중 무응답치가 많거나 불성실하게 응답한 경우를 제외한 384부가 최종 분석되었다.

본 연구에서는 수집된 자료를 바탕으로 표본의 인구통계적 특성을 파악하기 위한 기술통계분석(Descriptive Analysis)을 실시하였고 확인요인분석, 구조방정식모델 및 조절효과를 검증하기 위해 SPSS 15.0과 AMOS 5.0이 사용되었다.

IV. 연구결과

1. 표본의 인구통계학적 특성

본 연구의 표본의 특성을 살펴보면 남성이 45.1%, 여성이 54.9%로 구성되어 있고, 20대와 30대 올레길 방문객이 58.6%를 차지하고 있는 반면 40대와 50대 이상은 38.6%를 차지하고 있다. 월평균 소득은 200만원에서 500만원사이가 68.0%로 가장 큰 비율을 차지하고 있다. 학력은 응답자의 대부분의 전문대졸업 이상(85.3%)이었으며, 결혼을 한 방문객이 57.5%로 나타난 반면 미혼자는 42.2%로 나타났다.

2. 척도 타당도 검증

본 연구에서 제시된 구성개념들인 태도, 주관적 규범, 지각된 행동통제 대한 측정항목들이 각각의 구성개념을 잘 설명하고 있는지에 대한 개념 타당성을 평가하기 위하여 확인요인분석을 실시하였다. 일반적으로 타당도 검증을 위해 세 단계의 과정을 거치게 된다(Liao *et al.*, 2007).

첫째, 측정모델이 실제 자료에 대한 부합치가 좋은지 그리고 다음과 같은 부합지수의 기준을 충족시키는지 여부를 확인해야 한다: $\chi^2/df < 5$ (Bentler, 1989), AGFI > 0.8, GFI, TLI, CFI > 0.9; RMSEA, SRMR < 0.10 (Henry & Stone, 1994). 둘째, 집중 타당도는 다음과 같은 기준을 동시에 만족시켜야 한다. 요인적재치는 최소 0.7을 상회해야하고 개념신뢰도(Composite α)는 0.8를 넘어야 한다. 또한 평균 분산추출 값인 AVE는 0.5이상이어야 한다(Fornell &

Larcker, 1981). 마지막으로 판별타당성을 검증하기 위해서는 순차적으로 개념 간 상관계수에 대한 x^2 차이 검증법 (x^2 difference test)을 실시해야한다(Bagozzi & Phillips, 1982). 각각의 차이 검증법은 제약되지 않은 모델(unconstrained model)과 제약된 모델(constrained model)인 두 개의 모델 비교를 통해 이루어진다. 제약되지 않은 모델이란 모든 구성개념들간 제약없이 상관관계를 연결한다. 하지만 제약된 모델에서는 특정한 두 개의 개념간 공분산이 1로 제약되어야하고 나머지 상관관계는 제약하지 않은 채 둔다. 두 모델에 대한 카이제곱 차이가 유의미한 결과를 보이면 판별타당성이 확보된 것으로 판단한다. 또한 Anderson & Gerbing(1988)에 따르면 각 잠재 요인의 내적 일관성(Internal consistency)을 측정하는 \sqrt{AVE} 값이 잠재요인들 간의 상관계수보다 크면 다른 잠재요인들과의 상관관계보다 내적으로 더 높은 상관이 존재한다고 하여 요인들 간 판별타당도가 확보되었다고 할 수 있다.

확인요인분석결과 모형 적합도를 평가 하기위한 전반적 모델 적합도를 측정하는 x^2 값은 표본수가 200이 넘으면 유의미한 결과를 가져와(Hair, Anderson, Tatham & Black, 1998) 귀무가설인 'H0=표본과 공분산 조합이 다르지 않다'가 기각된다(Hu & Bentler, 1999). 확인 요인 분석에 대한 전반적 적합도의 x^2 값 (209.856, $p<0.01$)이 유의미하여 모델은 적합하지 않은 것으로 판단되나 모델 평가시 보조적 모델 적합도를 사용해야 된다. 보조적 적합도 수치들인 $x^2/df = 3.827$, GFI=.908, AGFI=.864, TLI=.923, CFI=.904, RMSEA=.0086, SRMR=.042로 모든 기준치에 부합하고 있음을 알 수 있다.

<표 2> 확인 요인 분석 결과

요인명	측정항목	표준화 경로계수	추정치	표준오차	C.R.	SMC
태도 (ATT)	ATT1	.831	.964	.054	17.904**	.691
	ATT2	.829	.909	.051	17.841**	.687
	ATT3	.786	.896	.054	16.677**	.618
	ATT4	.859	1.037	.055	18.682**	.738
	ATT5	.825	.906	.051	17.745**	.681
	ATT6	.782	1.000	-	-	.612
주관적 규범(SN)	SN1	.896	1.181	.069	17.205**	.804
	SN2	.826	1.026	.063	16.234**	.683
	SN3	.756	1.000	-	-	.572
지각된 행동통제 (PBC)	PBC1	.734	1.083	.100	10.835**	.538
	PBC2	.765	1.000	-	-	.585
	PBC3	낮은 적재치	-	-	-	제거

올레길 방문 의도 (INT)	INT1 INT2 INT3	.778 .819 .746	1.046 1.079 1.000	.074 .074 -	14.127** 14.655** -	.606 .670 .557
확인요인모델 적합도: $\chi^2=271.748(df=71, p<0.01)$, GFI=0.908, AGFI=0.864, TLI=0.923, CFI=0.904, RMSEA=0.086, SRMR=0.042, $\chi^2/df= 3.827$						

또한 <표 3>과 <표 4>에 따르면, PBC3의 요인적재치(<0.5>)가 낮게 나와 제거 되었으나 잠재 변인들에 대한 측정변수들의 요인적재치가 p값 0.01 수준에서 모두 유의하고 요인 적재치가 0.7을 상회하고 있다. 반면에 개념신뢰도는 '지각된 행동통제(Composite $\alpha=0.719$)' 요인을 제외한 나머지 구성개념들은 0.8를 넘어 조건을 충족시켰고 AVE값 또한 0.5를 상회하고 있는 것으로 나타났다. 따라서 모든 구성개념들이 집중타당도의 기준을 충족시키고 있는 것으로 나타났다. 셋째, 판별타당도 확보를 위해 카이제곱 차이 검증법 결과가 <표 4>에 제시되었다. 모든 검증 결과가 p값이 유의수준 0.01에서 유의미한 결과를 보이고 있다. 다시 말하면 비제약된 확인요인 모델이 다른 제약된 모델들보다 유의미하게 더 좋은 것으로 밝혀져 판별타당도가 확보되었다고 할 수 있다.

<표 3> 구성개념의 기술통계량, 신뢰도 및 상관계수

구성 개념	1	2	3	4	M	SD	Cronbac h' α	AVE	개념 신뢰도
(1) ATT	1				5.80	0.89	0.923	0.671	0.924
(2) SN	0.56**	1			3.86	0.69	0.862	0.686	0.867
(3) PBC	0.50**	0.67**	1		4.04	0.72	0.715	0.562	0.719
(4) INT	0.65**	0.59**	0.60**	1	4.05	0.64	0.822	0.611	0.825

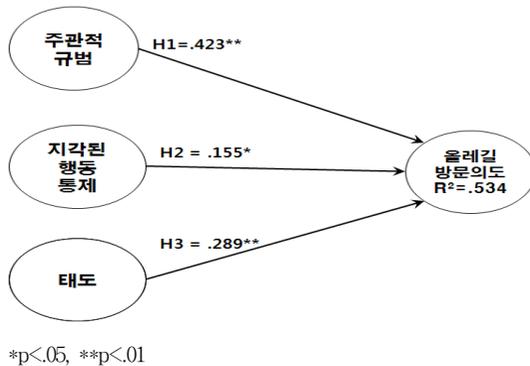
<표 4> χ^2 차이 검증법을 통한 판별타당도 분석

경쟁모델	χ^2 차이 검증결과		
	χ^2	$\Delta\chi^2$	Sig.
비제약된 확인요인모델(df=71)	271.74		
태도-주관적규범 상관제약모델=1(df=72)	371.60	99.86	0.00
태도-지각된 행동통제 상관제약모델=1(df=72)	385.73	113.99	0.00
태도-올레길 방문의도 상관제약모델=1(df=72)	361.28	89.55	0.00
주관적규범-지각된 행동통제 상관제약모델=1(df=72)	425.92	154.18	0.00
주관적규범-올레길 방문의도 상관제약모델=1(df=72)	440.67	168.93	0.00
지각된 행동통제-올레길 방문의도 상관제약모델=1(df=72)	438.97	167.23	0.00

3. 구조 모델 가설 검증

본 연구에서 제시한 연구모델의 가설을 검증하기 위하여 구조방정식 분석을 사용하였고 그 결과는 <그림 2>와 같다. 전반적 모형 적합도가 $\chi^2 = 271.748$, $d.f. = 71$, $p = .000$ 으로 표본의 공분산 행렬과 추정모델의 공분산 행렬이 동일하다는 귀무가설을 기각하여 연구 모형이 부적합함이 밝혀졌으나 보조적 적합도 수치들이 $GFI = .908$, $AGFI = .864$, $TLI = .923$, $CFI = .940$, $RMSEA = .086$, $SRMR = .042$ 로 나타나 모형 적합도 기준을 만족시키고 있어 가설 검증을 실시하였다.

선행변수인 주관적 규범, 지각된 행동통제, 태도에 의한 내생변수인 올레길 방문의도에 대한 분산 설명력(R^2)은 53.4%인 것으로 나타났고 가설 검증 결과는 다음과 같다. ‘주관적 규범($\beta = .423$, $p < .01$)’이 ‘올레길 방문의도’에 유의미한 정(+)영향을 주는 것으로 밝혀져 가설 1이 채택되었다. 본 연구의 결과는 이재석·이충기(2010), 윤설민 외(2010)의 연구 결과와 부합하였다. ‘지각된 행동통제($\beta = .155$, $p < .05$)’가 ‘올레길 방문의도’에 유의미한 정(+)의 영향을 주는 것으로 나타나 가설 2가 채택되어 Han & Kim(2010), 김우곤·이계희(2011), 송학준 외(2011)의 연구결과들과 일치하는 것으로 나타났다. 마지막으로 ‘태도($\beta = .289$, $p < .01$)’가 ‘올레길 방문의도’에 유의미한 정(+)의 영향을 주는 것으로 밝혀져 가설 3 또한 채택되었다. 이 연구결과는 ‘태도’와 ‘행동 의도’ 요인 간의 영향관계를 살펴본 선행연구들인 이준엽·안태기(2007), 박진경(2011), 정희진·이계희(2010)의 연구결과를 뒷받침하였다.



<그림 2> 구조 모델 분석 결과

4. 방문만족에 대한 조절효과 검증

구조방정식모델링에 의한 잠재변수의 조절효과분석은 비선형제약(nonlinear constraint)을 할 수 없기 때문에 Ping(2004)의 2단계 접근법(two-step approach)을 따른다. 이를 위해 우선 다중공선성의 문제를 해결하기 위하여 독립변수와 조절변수에 대한 평균중심화(mean-centering)값을 구한다.

첫 번째 단계에서는 측정모델을 통해 도출된 모수치를 이용하여 구조모델에 해당하는 값을 고정화한 후 추정하는 접근법을 따라야 한다.(배병렬, 2009).

조절요인과 이에 해당되는 관찰변수들의 값을 구하기 위해서 독립요인의 관찰변수들과 조절변수의 관찰변수들 곱한 값을 구한다. 본 연구의 독립변수인 주관적 규범의 관찰변수의 수는 3개이고 조절변수인 방문만족의 관찰변수의 수가 3개이므로 상호작용항(주관적 규범×방문만족)의 수는 9개로 구성이 되어야하고 지각된 행동통제(2개)×방문만족(3개)의 상호작용항의 관찰변수는 6개로 구성되어야 한다. 또한 태도(6개)×방문만족(3개)의 상호작용항의 관찰변수는 18개로 이루어진다.

두 번째 단계에서는 1단계에서 도출된 모수치들을 고정시킨 후 상호작용항 XY(주관적규범×방문만족, 지각된 행동통제×방문만족, 태도×방문만족)에 대한 조절효과를 검증한 결과 <표 5>, <표 6>, <표 7>과 같이 나타났다.

<표 5>에 따르면, 주관적규범×방문만족으로 이루어진 새로운 상호작용항이 올레길 방문의도에 유의한 영향을 주어 방문만족은 주관적 규범과 올레길 방문의도 간의 영향관계에서 유의한 조절효과가 있는 것으로 밝혀져 가설 4가 채택되었다. 이에 조절효과의 유형을 고찰한 결과, 주관적 규범($B1=.588, p<0.01$), 방문만족($B2=.336, p<0.01$), 주관적 규범×방문만족($B3=-.196, p<0.01$)이 도출되어, 현용호·김재학(2009)의 연구에서 조절효과 유형에 대하여 언급한 바에 의하면 대립조절효과에 해당됨을 알 수 있다. 방문 만족 수준이 낮은 경우에 주관적 규범이 올레길 방문의도에 영향이 큰 반면 방문 만족 수준이 높아 질수록 방문의도에 대한 영향력에 변화가 거의 없는 것으로 해석될 수 있다.

<표 5> 주관적 규범과 올레길 재방문의도 간의 방문만족 조절효과

투입된 예측변수	종속변수 올레길 방문의도		
	β	S.E.	C.R.
주관적 규범(B1)	.588	.076	8.977**
방문만족(B2)	.336	.074	5.558**
주관적규범 * 방문만족(B3)	-.196	.006	-5.327**

* $p<.05$, ** $p<.01$

<표 6>에 따르면, 지각된 행동통제×방문만족으로 이루어진 새로운 상호작용항이 올레길 방문의도에 유의한 영향을 주는 것으로 나타나 방문만족은 지각된 행동통제와 올레길 방문의도 간의 영향관계에서 유의한 조절효과가 있는 것으로 밝혀졌다. 따라서 가설 5가 채택되었다. 이에 조절효과의 유형을 고찰한 결과, 지각된 행동통제($\beta_1=.622$, $p<0.01$), 방문만족($\beta_2=-.185$, $p<0.05$), 지각된 행동통제×방문만족($\beta_3=.602$, $p<0.01$)이 도출되어, 완충조절효과에 해당됨을 알 수 있다. 방문 만족 수준이 낮아 질수록 지각된 행동통제요인이 재방문의도에 대한 영향력이 점점 감소하고 있는 것을 의미한다.

<표 6> 지각된 행동통제와 올레길 재방문 의도 간의 방문만족 조절효과

투입된 예측변수	종속변수		
	올레길 방문의도		
	β	S.E.	C.R.
지각된 행동통제(β_1)	.622	0.085	6.605**
방문만족(β_2)	-.185	0.074	-2.217*
지각된 행동통제*방문만족(β_3)	.602	0.006	10.697**

* $p<.05$, ** $p<.01$

<표 7>에 따르면, 태도×방문만족으로 이루어진 새로운 상호작용항이 올레길 방문의도에 유의한 영향을 주지 않은 것으로 나타나 방문만족은 태도와 올레길 방문의도 간의 영향관계에서 조절효과가 있는 것으로 밝혀졌다. 따라서 가설 6이 채택되었다. 이에 조절효과의 유형을 고찰한 결과, 태도($\beta_1=-.178$, $p<0.01$), 방문만족($\beta_2=-.103$, $p>0.05$), 태도×방문만족($\beta_3=.783$, $p<0.01$)이 도출되어, 대립 조절효과에 해당됨을 알 수 있다. 방문 만족 수준이 낮은 경우에 올레길에 대한 태도가 올레길 방문의도에 영향을 크게 주는 반면 방문 만족 수준이 높아 질수록 태도가 방문의도에 대한 영향력이 변화가 거의 없는 것으로 해석될 수 있다.

<표 7> 태도와 올레길 재방문의도 간의 방문만족 조절효과

투입된 예측변수	종속변수		
	올레길 방문의도		
	β	S.E.	C.R.
태도(β_1)	-.178	0.050	-3.070**
방문만족(β_2)	-.103	0.074	-1.757
태도*방문만족(β_3)	.783	0.006	15.917**

* $p<.05$, ** $p<.01$

V. 결 론

도보 여행 시장의 선점을 위하여 많은 지방자치단체들이 도보길을 개발하고 있어 도보여행자 유치에 대한 치열한 경쟁이 예상되는 가운데 도보여행자들의 도보길 재방문의사를 체계적으로 파악함으로써 지자체들의 도보여행자 유치전략 수립에 많은 도움이 될 것으로 예상된다. 따라서 본 연구에서는 올레길 방문객들의 재방문의도에 대한 결정변인들을 확인하기 위하여 확장된 계획된 행동이론을 도입함과 동시에 미래 행동 예측에 중요한 변수인 방문 만족변수의 조절효과를 외부변수로써 검증하였다. 본 연구를 통해 제시된 결과에 대한 학문적·실무적 시사점을 정리하면 다음과 같다.

첫째, 제주올레길 방문객들의 재방문의사에 가장 큰 영향을 준 선행요인으로 주관적 규범($\beta_3=.423$)으로 나타났고 올레길에 대한 태도($\beta_3=.289$)와 지각된 행동통제($\beta_3=.155$) 순으로 재방문 의사에 영향을 주는 것으로 밝혀졌다.

주관적 규범은 올레길 방문의사결정에 많은 영향을 줄 수 있는 주위 사람들의 의견을 반영하는 것으로 올레길 재방문에 결정적인 역할을 할 수 있는 것이라고 판단된다. 특히 올레길 여행이 최근 가족단위나 걷기 동호회를 통한 방문율이 높아지고 있어 올레길 재방문에 있어서 주위 사람들의 의견이나 추천이 많은 영향력을 보이고 있어 올레길 단체관광객 유치에 있어 긍정적인 신호가 될 수 있다. 따라서 올레길 단체 패키지 개발에 많은 노력을 경주해야 할 것으로 판단된다. 하지만 올레길 단체 유치에 따른 부작용을 고려하여 특정 올레길에 방문객들이 집중되는 것을 방지하기 위한 대비책도 요구된다. 이를 위해 올레길 훼손 정도에 따른 올레길 휴지기를 도입하는 것도 올레길 보호를 위한 지속가능한 관광에 일조할 수 있을 것으로 판단된다.

둘째, 올레길에 대해서 긍정적인 태도가 형성됨으로 해서 재방문의사가 높아지고 있음을 알 수 있다. 올레길에 대한 긍정적인 인식을 장기적인 관점에서 지속시키기 위해서는 올레길 웹사이트, 동호회 블로그, 이메일을 이용하여 새로운 올레길 소식을 인지 시켜 줄 수 있는 온라인 마케팅 전략이 요구되며 또한 올레길과 관련하여 긍정적인 사건들을 방송사나 신문사설을 통하여 보도하는 PR활동을 꾸준히 전개해 나가는 것도 올레길에 대한 긍정적인 태도를 형성하는 하나의 방법이 될 수 있을 것으로 판단된다.

셋째, 본 연구에서 지각된 행동통제가 올레길 방문의도에 가장 적은 영향력을 보이고 있긴 하나 개인의 행동 수행을 위한 기회와 자원이 형성되어 있을 경우 행

동을 실천하려는 의도가 높아질 수 있음을 입증하였다(Madden *et al.*, 1992). 올레길을 찾는 방문객들은 주로 장기 체류를 하면서 올레길 여행을 하려는 경향이 있다. 이는 올레길 방문객들이 올레길 방문을 위한 충분한 시간적 물리적 환경이 뒷받침이 되고 있다고 판단되며 이로 인하여 여유로운 여행이 가능하여 심리적 안정까지 취할 수 있어 올레길 태도가 긍정적으로 형성되고 있는 것으로 추측된다. 다시 말하면, 올레길 여행을 위한 긍정적인 주변환경이 형성되고 있다는 것은 올레길 방문을 위해 오랜 시간동안 충분한 사전 준비를 하고 있다는 것이다.

따라서 여행 준비 시간이 충분하여 올레길 뿐만 아니라 타도시의 도보길로 방문 결정을 전환할 수 있는 가능성이 있기 때문에 올레길 방문 전 준비기간 동안 제주도에서 머물면서 필요한 여행 정보를 지속적으로 제공 받을 수 있는 여건을 마련해 주어야 할 것으로 사료된다. 스마트폰의 어플리케이션 활용이 그 예가 되겠으나 현재 올레길 어플은 올레길 소개에만 그치고 있어 물리적·시간적 제약을 극복하기 위해 올레꾼들이 효과적으로 여행 준비를 할 수 있도록 하는 여행 정보 제공에 집중해야 할 것으로 판단된다.

넷째, 방문 만족이 주관적 규범, 지각된 행동통제, 태도로 이루어진 계획된 행동모델의 선행 변수와 올레길 재방문 의사간의 조절효과가 있는 것으로 나타났다. 우선, 주관적 규범 및 태도와 재방문의사간의 대립조절효과가 있는 것으로 나타났다. 방문 만족의 수준이 낮을수록 주관적 규범과 태도가 재방문의도에 대한 영향력이 증가하는 반면 방문 만족의 수준이 높아 질수록 주관적 규범과 태도가 재방문 의도에는 영향을 주지 않는 것을 의미한다. 올레길 방문 만족의 수준이 낮을 경우 주변의 지인들의 생각이나 올레길에 대한 태도가 긍정적인 재방문 의사를 형성한다고 볼 수 있다. 따라서 올레길에 대한 불만족이 있을 경우 지인들과 함께할 수 있는 다양한 올레길 체험 프로그램을 제공함으로써 재방문의사에 긍정적인 효과를 줄 것으로 기대된다.

한편, 지각된 행동통제요인과 재방문 의사간에 방문만족의 완충조절효과가 있는 것으로 밝혀졌다. 올레길 방문 만족 수준이 낮아질수록 지각된 행동통제요인이 재방문의도에 대해 부정적인 영향을 주고 있다는 것을 의미한다. 올레길 방문객의 방문 만족이 낮아지면 심리적 부담감이 가중될 수 있고 이로 인해 방문객의 물리적 시간적으로 낭비를 하고 있다는 인식이 들어 재방문에 부정적인 영향을 주는 것으로 보인다. 따라서, 올레길 방문에 있어 불만족한 요소들을 찾아내어 개선을 할 필요성이 제기된다. 불만족 개선을 위한 하나의 방법으로 올레길 코스마다 불편 신고함들을 배치하여 방문객들의 불편요소들을 제거해 나감으로써 물리적·시

간적 투자 대비 가치를 높임으로써 방문객들의 재방문의사에 대한 긍정적인 효과를 가져 올 수 있을 것이라고 사료된다.

본 연구의 한계점으로는 올레길이 현재 25개까지 개발되어 있음에도 불구하고 7, 8코스 지역의 방문객들의 의견만을 반영하여 연구가 이루어졌다는 점과 국내의 다양한 도보 여행길 개발과 관련된 방문객들의 의견을 반영하지 못한 점은 본 연구 결과의 일반화에 한계가 있을 소지가 있다. 후속연구는 국내에 있는 다른 도보 여행길 방문객들의 인식을 조사하여 본 연구결과에 대한 타당성을 검증해 볼 필요가 있다.

참고문헌

- 김명소·한영석(2001). 합리적 행위이론과 계획된 행동이론에 의한 온라인 구매행동 이해. 『한국심리학회지』, 15(3), 17-32.
- 김우곤·이계희(2011). 관광객의 행동의도에 대한 이해-관광객의 거주지와 TPB 모델의 결합. 『관광연구』, 26(3), 89-111.
- 김홍렬·이태희·윤설민(2010). 확장된 계획행동이론을 통한 테마파크 방문에 대한 행동의도 연구: 즐거움의 역할 탐색. 『관광연구저널』, 24(2), 5-23.
- 문화체육관광부(2010). 『도보여행 활성화에 따른 파급효과 분석』.
- 박영아(2012). 도보여행길 개발에 대한 지역민의 인식과 제주 올레길 개발지시 간의 영향관계에 관한 연구: 애착심의 조절효과를 중심으로. 『관광학연구』, 36(2), 159-178.
- 박영아·현용호(2009). 도보여행동기에 관한 탐색적 연구-제주도 올레길을 중심으로. 『관광학연구』, 33(7), 75-93.
- _____ (2010). 故 김수한 추기경 사회적 영향이 관여도와 추모공원 방문의도에 미치는 영향 관계고찰: 관여도의 매개·조절효과를 중심으로. 『관광학연구』, 34(9), 189-209.
- 박진경(2011). 여가행동을 예측하는 모형탐색-합리적 행위이론과 계획된 행위이론을 적용하여. 『관광연구』, 26(4), 237-255.
- 배병렬(2003). 행동의도 모형의 검토: 합리적 행위이론과 계획적 행위이론. 『전북대학교 산업경제연구소 논문집』, 25. 419-437.
- _____ (2009). 『AMOS 17.0 구조방정식모델링』. 서울: 청람.
- 송학준·이충기·부숙진(2011). 계획행동이론을 이용한 자연기반 축제의 방문행동 이해: 환경친화적 관광 소비행동의 추가적 역할을 중심으로. 『관광연구저널』, 25(4),

21-38.

- 윤설민·오선영·윤선정(2010). 계획행동이론(TPB)을 활용한 내국인의 해외여행 의도에 관한 영향관계 연구: 사전지식과 지각된 위험의 추가적인 역할을 중심으로. 『호텔경영학연구』, 19(6), 289-307.
- 이재석·이충기(2010). 확장된 계획행동이론을 이용한 스키리조트 방문객의 의사결정연구. 『호텔관광연구』, 12(4), 1-19.
- 이준엽·안태기(2007). 축제방문자의 먹거리 구매행동 예측에 대한 계획행동이론의 적용. 『한국콘텐츠학회논문지』, 8(2), 116-1124.
- 정철·박태영·노경국 (2010). 제주올레 관광객의 방문동기와 사전이미지의 관계. 『관광학연구』, 34(4), 13-33.
- 정희진·이계희(2010). 신한류가 일본과 중국관광객들의 한국 재방문의도에 미치는 영향: 계획행동모형을 근거한 관여의 조절역할에 대한 탐색. 『관광학연구』, 34(6), 249-270.
- 최승만(2008). 호텔 레스토랑의 물리적 환경지각이 감정반응, 고객만족, 재구매의도 및 추천의도에 미치는 영향. 세종대학교 박사학위논문.
- 최자영·김경자(2003). 계획적 행동이론을 적용한 소비자들의 온라인 쇼핑행동 분석. 『소비자학연구』, 14(4), 89-103.
- 현용호·김재학(2009). 관광동기와 관광목적지 선택 속성간 영향관계에 미치는 관광비용의 조절효과 연구: 한국 골프 관광객을 대상으로. 『대한경영학회지』, 22(6), 3563-3582.
- Ajzen, I., & Driver, B. L.(1992). Application of the theory of planned behavior to leisure choice. *Journal of Leisure Research*, 24(3), 207-224.
- Ajzen, I., & Fishbein, M.(1980). *Understanding attitudes and predicting social behavior*. Prentice Hall, Englewood Cliffs, N.J.
- Ajzen, I.(1991). The theory of planned behavior. *Organizational Behavior and Human Decision Process*, 50, 179-211.
- Ajzen. I., & Madden, T.(1986). Prediction of goal-directed behavior: Attitudes, intentions and perceived behavior control. *Journal of Experimental Social Psychology*, 22, 453-474.
- Anderson, J. C., & Gerbing, D. W.(1988). Structural equation modelling in practice: A review and recommended two-step approach. *Psychological Bulletin*, 103, 411-423.
- Anderson, R. E., & Srinivasan, S. S.(2003), E-satisfaction and e-loyalty: Acontingency framework, *Psychology & Marketing*, 20(2), 123-128.
- Bagozzi, R. P., & Phillips, L. W.(1982). Representing and testing organizational

- theories: a holistic construal. *Administrative Science Quarterly*, 27, 459-489.
- Beard, J. B., & Ragheb, M. G.(1998). Measuring leisure satisfaction, *Journal of Leisure Research*, 12(1), 20-23.
- Bentler, P. M.(1989). *EQS structural equations program manual*. Los Angeles: BMDP Statistical Software.
- Chen, C. F., & Tsai, D. C.(2007). How destination image and evaluative factors affect behavioral intentions?. *Tourism Management*, 28(4), 1115-1122.
- Chi, C. G., & Qu, H.(2008). Examining the structural relationships of destination image, tourist satisfaction and destination loyalty: an integrated approach. *Tourism Management*, 29(4), 624-639.
- Fishbein, M., & Ajzen, I.(1975). *Beliefs, attitude, intention and behavior. An introduction to theory and research* Reading, MA: Addison-Wesley.
- Fornell, C., & Larcker, D. F.(1981). Evaluating structural equations with unobservable variables and measurement error. *Journal of Marketing Research*, 18, 39-50.
- Hair, J. F., Anderson, R. E., Tatham, R. L., & Black, W. C.(1998). *Multivariate data analysis (5th ed)*. Upper Saddle River. NJ: Prentice Hall
- Han, H., & Kim, Y.(2010). An investigation of green hotel customers' decision formation: developing an extended model of the theory of planned behavior. *International Journal of Hospitality Management*, 29, 659-668.
- Han, H., & Ryu, K.(2006). Moderating role of personal characteristics in forming restaurant customers' behavioral intentions: an upscale restaurant setting. *Journal of Hospitality & Leisure Marketing*, 15(4), 25-53.
- Hee, S. P.(2000). Relationships among attitudes and subjective norm: testing the theory of reasoned action across cultures. *Communication Studies*, 51(2), 162-175.
- Henry, J. W., & Stone, R. W.(1994). structural equation model of end-user satisfaction with a computer-based medical information systems. *Information Resources Management Journal*, 7(3), 21-33.
- Huang, E., & Chung, M. H.(2007). Extending the theory of planned behaviour as a model to explain post-merger employee behaviour of IS

- use. *Computers in Human Behavior*, 23, 240-257.
- Liao, C., Chen, J., & Yen, D. C.(2007). Theory of planning behavior (TPB) and customer satisfaction in the continued use of e-service: an integrated model. *Computers in Human Behavior*, 23, 2804-2822.
- Lounsbury, J. W., & Polik, J. R.(1992). Leisure needs and vacation satisfaction. *Leisure Science*, 14(4), 105-119.
- Madden, T. J., Ellen, P. S., & Ajzen, I.(1992). A comparison of the theory of planned behavior and the theory of reasoned action. *Personality and Social Psychology*, 18(1), 3-9.
- Mahon, D., Cowan, C., & McCarthy, M.(2006). The role of attitudes, subjective norm, perceived control and habit in the consumption of ready meals and takeaway in Great Britain. *Food Quality and Preference*, 17, 474-481.
- Mannell, R. C., & Iso-Ahoal, E.(1987). Psychological nature of leisure and tourism experience. *Annals of Tourism Research*, 14(3), 314-331.
- Nasco, S. A., Toledo, E. G., & Mykytyn, P. P.(2008). Predicting electronic commerce adoption in Chilean SMEs. *Journal of Business Research*, 61, 697-705.
- Ping, R.(2004). On assuring valid measures for theoretical models using survey data. *Journal of Business Research*, 57(2), 125-141.
- Singh, K., Leong, S. M., Tan, C. T., & Wong, K. C.(1995). A theory of reasoned action perspective of voting behavior: model and empirical test. *Psychology and Marketing*, 12(1), 37-51.
- Taylor, S., & Todd, P. A.(1995). Assessing IT usage: The role of prior experience. *MIS Quarterly*, 19(4), 561-570.

2012년 1월 13일 최초투고논문 접수

2012년 3월 12일 최종심사완료 및 게재확정 통보

2012년 7월 17일 최종논문 도착

3인 익명심사 료