

여가강박 척도의 개발 및 타당화 연구

윤 지 연 최 승 혁 허 태 균[†]

고려대학교

본 연구는 여가강박 척도를 개발하고 타당화하기 위해 수행되었다. 이를 위해 여가강박을 개념화한 김용희의 연구(2008)를 바탕으로 도출한 문항들을 수정 및 통합하여 21개의 여가강박 예비문항을 구성하였다. 여가강박 예비문항을 사용하여, 200명의 기혼 직장인(30~50대)을 대상으로 탐색적 요인분석을 실시한 결과, 11개의 문항으로 구성된 2개의 하위요인(여가집착, 여가고정관념)이 여가강박의 요인구조로 가장 적합한 것으로 나타났다. 이러한 여가강박 요인구조의 타당성을 확인하기 위해 또 다른 기혼 직장인(30~50대) 200명의 응답자들로부터 자료를 수집하여 확인적 요인분석을 실시한 결과, 본 연구에서 추출한 2개 요인구조의 타당성이 지지되었고, 여가강박 척도의 총점 및 하위 요인들의 내적 합치도가 적절하였다. 전체 참가자(n=400)를 대상으로, 본 연구에서 개발된 여가강박 척도가 이와 유사한 개념을 측정하는 기존 척도들과 변별되는지 확인한 결과, 여가의 부정적 경험과 관련된 여가제약 및 여가불안 척도들은 물론, 강박증적 성향을 측정하는 강박증 및 일중독 척도들과 구분됨을 확인했다. 또한, 여가강박 척도의 준거관련 타당도를 확인한 결과, 여가강박 정도는 여가 정보탐색, 새로운 여가 참여의향 및 여가시간 증가의향과 유의미한 정적상관을 보여, 여가강박 척도가 준거변인들과 유의하게 관련되어 있는 것으로 밝혀졌다. 본 연구는 개념상으로도 존재하던 여가강박의 구성요인들을 확인하고 각 하위요인의 특성을 탐색했으며, 여가강박 척도의 요인구조에 대한 안정성 및 변별타당도와 준거타당도를 검증했다는 점에서 그 의의를 가진다.

주요어 : 여가강박, 여가집착, 여가고정관념, 척도 타당화

[†] 교신저자 : 허태균, 고려대학교 심리학과, 서울시 성북구 안암동 5가
E-mail : tkhur@korea.ac.kr

주40시간 근무제 및 주 5일 수업제의 시행으로 인한 여가시간의 급격한 증가(한국문화관광연구원, 2012)는 개인 생활에서 여가의 영역을 점차 확대함과 더불어 어떤 여가활동을 어떻게 할 것인가하는 여가 선택의 문제를 발생시키고 있다. 따라서 여가는 이제 단순히 노동력의 재생산을 위한 보조적 존재가 아니라 그 자체로 삶의 의미를 구성하는 중요한 요소이고, 따라서 여가활동의 선택과 기능을 이해하고자 하는 학문적 관심도 증가하고 있다.

이러한 맥락에서 여가학 연구 주제는 ‘여가와 삶의 질 향상’에 초점을 맞추어 진행되고 있는데, 그 세부적인 주제는 크게 두 가지로 요약될 수 있다. 첫째는 개인이 여가활동에 참여하는 것 자체만으로 삶에 긍정적 영향을 미친다는 입장이고, 또 다른 하나는 개인이 여가활동을 통해 자신의 동기나 욕구가 충족됨으로써 얻는 만족감이 개인의 삶의 질을 향상시킨다는 입장이다(Diener, 1984). 기존 대부분의 여가 연구들은 주로 전자의 관점에서 여가활동 참여 자체가 스트레스를 완화시키고, 활동시간의 증가가 생활만족도나 삶의 질을 향상시킴을 밝혀왔다(김정운, 이장주, 2005; 이누미야 요시유키, 김정운, 2003; 홍성희, 1996; Caltabiano, 1994; Coleman & Iso-Ahola, 1993; Iso-Ahola & Park, 1996). 그러나 최근 연구들은 여가의 종류나 활동 횟수 같은 양적인 측면보다는 질적 측면인 여가 만족도가 삶의 질에 더 큰 영향을 미친다고 주장하면서 이들의 긍정적인 상관관계를 밝히고 있다(박세혁, 2009; 성영신, 고동우, 정준호, 1996; 이종길, 1992; Jones, Hollenhorst, Perna, & Selin, 2000). 이처럼 여가연구의 초점이 여가만족도에 맞춰졌다는 것은, 여가행동의 유형이나 시간 등의 양적인

측면보다 여가활동을 통한 개인의 주관적 또는 심리적 경험을 중요하게 여기는 진일보한 관점으로 발전했음을 의미하는 것이다.

그러나 개인의 여가와 관련된 주관적 경험은 항상 긍정적일 수 없고, 오히려 사람들은 여가에서의 실패와 그에 따른 부정적 정서와 같은 부정적 경험을 할 수도 있다. 실제로 2006 여가백서(한국문화관광연구원, 2006)에 보고된 내용에 따르면 주40시간 근무제에 따른 생활에서의 부정적 변화에 대해 ‘여가소비 지출부담 증가(65.2%)’, ‘수입감소(14.8%)’, ‘월요일 생활이 더 힘들어짐(7.2%)’, ‘가족 간의 불화 증가(2.8%)’, ‘주말 동안에 해야 할 일을 결정하지 못해 마음이 불편하다(2.7%)’ 등이 있다고 응답하고 있는데, 이는 증가한 여가 기회가 개인의 생활에 부정적 영향을 미치고 있을 가능성을 시사하고 있다.

여가의 궁극적 목적이 개인의 행복과 삶의 질 향상에 기여하는 것이라는 주장(Driver, Brown, & Peterson, 1991)에는 누구도 이견이 없을 것이다. 그러나 개인이 지각하는 주관적인 행복감은 긍정적 경험과 부정적 경험의 총합이라고 할 수 있는데, 따라서 여가활동을 통해 주관적 행복감을 얻기 위해서는 여가에서 얻는 긍정적 경험의 증가와 더불어 여가로 인한 부정적 경험의 감소가 필요함을 예상할 수 있다(Kahneman, 1999). 이러한 예상을 실증하기 위해서는, 우선 여가에서의 긍정적 경험과 부정적 경험에 대한 충분한 검증과 논의가 이루어져야 하나, 기존 연구들의 초점은 여가의 긍정적 측면에만 편향되어 여가에서의 부정적 경험에 대한 탐색이 미미했던 것이 사실이다. 물론 여가와 관련된 부정적인 경험에 대한 연구의 결과로 여가계약과 같은 개념이 제안되기는 했으나 이 또한 좋은 여가를 제약하는

요인들에 대한 논의로서, 여전히 여가는 긍정적 경험의 원천이라는 가정에 기반하고 있다. 구체적으로 여가제약은 여가활동 자체에 대한 개인적인 흥미 부족이나 신체적 장애, 가족 또는 주변인을 의식하여 발생하는 개인적 또는 대인적인 제약 요인과, 여가활동의 난이도나 여가시설 이용의 불편과 같은 물리적 제약 요인들에 초점을 맞추고 있고, 더 나은 여가를 즐기고자 하는 개인의 강박적인 심리적 측면이나 심리적 불편감을 조명하지 못하고 있다. 이처럼 여가에서 개인의 심리적인 부정경험을 조망하지 않는 기존 연구의 흐름은 개인의 여가경험을 통합적으로 이해하는 데 한계가 있고, 나아가 여가 문화 및 정책 정립의 방향을 편향된 방향으로 유도할 소지가 있다.

국내의 여가정책은 초기에 국민들의 여가 기회 확보에 주 초점을 맞추었던 것에서 점차 여가 영역에서의 불만족을 해소하고 만족도를 높이는 방향으로 접근하고 있다(윤소영, 유지운, 이강욱, 김향자, 노용구, 2007). 이러한 노력의 일환으로 여가정책의 추진방향에 대해 논의한 일련의 연구들(곽태홍, 2002; 윤소영, 2004; 윤소영 등, 2007; 이천희, 김민석, 2001)은 여가정보 네트워크 및 여가교육의 활성화, 여가격차의 시정, 가족여가 활성화 등을 여가정책의 추진과제로 제안하고 있는데, 이러한 제안들은 여가계획 및 여가와 관련한 가족갈등으로 인한 스트레스와 여가활동으로 인한 상대적 박탈감 등 개인의 여가 불만족 요인에 대한 탐색을 바탕으로 하고 있는 것으로 보인다. 따라서 이처럼 향후 여가연구와 정책이 여가 질 향상을 목적으로 한다면 개인의 여가 만족에 영향을 미칠 수 있는 부정적 경험에 대한 보다 심도 있는 이해가 필요할 것이다. 이를 위해서는 개인의 부정적 여가 경험에 대

한 인지적 과정 및 정서적 측면에 대한 깊은 탐색이 필요하며, 나아가 이러한 내용을 측정하는 타당화 된 도구가 요구된다. 이러한 필요성에 부응하여 본 연구에서는 개인들이 여가에서 경험할 수 있는 부정적 측면들에 대한 이론적 고찰을 바탕으로, 여가활동에서의 부정적 경험에 대한 인지적·정서적 특성을 측정하는 여가강박 척도를 개발하고 타당화하고자 한다.

여가에서의 부정적 경험

사람들은 여가활동을 계획하는데서 오는 부담감, 여가 활동 중 물리적인 방해 및 여가동반자와의 갈등 등으로 인해 스트레스를 받고 있다. 실제로 사람들은 휴가철이 되면 ‘휴가에 반드시 꼭 쉬어야한다’거나 ‘잘 놀아야한다’는 고정관념 때문에, 또는 두고 온 일에 대한 책임감과 집착 때문에 휴가 스트레스를 받고, 심지어 최근 정신과에서는 스트레스를 측정하는 항목에 휴가가 포함되어 있다고 할 정도이니(권정훈, 2004), 이는 현대 사회에서 여가와 관련된 스트레스가 더 이상 간과할 수 없는 문제임을 시사한다. 더구나 여가백서(2006)에 따르면 주 40시간 근무제 시행에 따른 여가관련 문제점을 묻는 문항에 대해 ‘비용 부담(40.3%)’, ‘여가활동의 부익부·빈익빈 현상으로 인한 사회적 위화감(21.8%)’, ‘주말교통체증 심각(20.2%)’ 등으로 응답했는데, 이는 여가활동과 관련하여 개인이 금전적·신체적 부담 및 사회비교로 인한 불만으로 인해 불편감을 경험하고 있음을 보여준다. 또한 한국소비자보호원(2004)의 여가의식 및 여가활동 실태조사에 따르면 주5일제 시행으로 인해 일부 계층은 집안일 부담 증가(27.6%)와 증가한 여가

시간을 제대로 활용하지 못하는데 따른 스트레스 증가(23.9%)를 호소한 것으로 나타났다. 이와 같이 여가로부터 유발되는 스트레스는 여가만족에 부정적인 영향을 미칠 것으로 판단되는데, 구체적으로 다음과 같은 요인들이 여가에서의 부정적 경험을 유발하는 주요요인이 될 것으로 사료된다.

첫째, 여가시간의 증가는 만족스러운 여가 활동을 위한 계획을 수립해야 한다는 부담감 및 여가활동 선택에 대한 불확실성과 불안을 증가시킬 수 있다. 의사결정분야의 연구들에 따르면, 불확실성은 강력한 스트레스 유발요인으로서(Monst, Averill, & Lazarus, 1972), 불확실한 상황에서 사람들은 어떤 선택을 해야 할지 몰라 불안해하며, 잘못된 선택으로 인한 후회를 기피하려는 경향을 보인다(Zeelenberg, 1999). 일찍이 이와 같은 불안 증상을 Frenzi(1950: 김용희, 2008에서 재인용)는 일요신경증(Sunday Neurosis)이라고 명명했고, 나아가 Barnett(2005)은 계획되지 않은 자유 시간을 갖게 되거나, 주말 내내 아무것도 할 것이 없는 상황에서 개인이 경험하는 부정적 정서를 여가불안(Leisure anxiety)으로 개념화 하고, 실제로 개인들이 이러한 불안 정서를 경험한다는 것을 실증하였다. 이러한 연구들로 미루어 볼 때, 충분한 여가 레퍼토리를 가지고 있지 않은 개인은 여가활동 선택의 불확실성을 피하고 만족스러운 여가 결과를 얻고자 강박적으로 여가 계획을 수립하는 과정에서 불안과 부담감 같은 심리적 압박을 경험할 것임을 예상할 수 있다.

둘째, 불확실한 여가선택 상황에 놓인 개인들은 사회비교를 더 하게 되고 그에 따른 상대적 박탈감을 경험할 수 있다. 사회비교 이론(Festinger, 1954)에 관한 여러 실증적 연구들

은 개인이 새로운 것에 적응해야 하거나 과도기에 있을 때 사회비교를 많이 한다는 것을 밝힌바 있다(Ahrens & Alloy, 1997; Buunk & Gibbons, 1997). 유사한 맥락에서 잘 즐기는 여가에 대한 뚜렷한 기준을 정립하지 못하거나 여가 시간에 무엇을 해야 할지 모르는 사람들에게 주어진 여가시간의 증가는 미디어가 생산한 여가문화에 대한 유행과 자신의 여가활동 간 비교를 촉진할 수 있다(고동우, 2007, p.292). 나아가, 이러한 유행을 따라가지 못하고 뒤처지는 활동을 한다고 생각하는 개인은 상대적 박탈감(Festinger, 1957)을 경험할 수 있고, 이러한 부정적 경험으로 인해 오히려 여가시간의 증가가 주관적 삶의 만족을 저하시킬 수 있다(김의철, 박영신, 2006). 따라서 사회비교로 인해 유발될 수 있는 상대적 박탈감은 여가에서의 부정적 경험의 한 요인이 될 수 있다.

셋째, 허태균과 박정열(2004)은 지각된 여가 실패가 개인의 여가활용에 대한 후회와 부정적 정서를 경험하게 함으로써 여가 스트레스를 유발시킬 수 있다고 주장했다. 여기서 주목할 점은 이들 연구에서 사람들이 실패한 여가활동이라고 지각한 유형이 실제 대규모 조사(한국문화관광연구원, 2012)에서 가장 높은 비율로 응답된 ‘현재 주로 하고 있는 여가활동 유형들’과 일치한다는 점이다. 이는 현재 대부분의 사람들이 즐기고 있는 여가활동들이 그 활동 후에는 실패한 여가활동으로 지각될 수 있고, 결과적으로는 여가만족도에 부정적 영향을 미칠 수 있음을 시사한다. 또한, 허태균과 박정열(2004)의 연구에서는 사람들이 여가실패의 중요한 원인으로 자신의 선택을 들고 있음을 보여주는데, 이처럼 개인에게 주어지는 여가기회를 선택의 상황으로 인식하는 것은 그

만큼 실패에 대한 책임지각을 촉발하고 선택의 부정적 결과에 대한 후회를 가중시킬 수 있음을 예상할 수 있다(Ordóñez & Connolly, 2000). 또한 여가경험은 어떤 활동에 참여하는 동안의 경험에만 의존하는 것이 아니라, 그 활동에 대한 기억과 평가 또한 여가 경험을 구성하는 요인이기 때문에(Stebbins, 1992), 개인이 자신의 여가를 실패한 여가로 지각하고 후회를 경험하는 것은 여가 만족을 경험하는데 부정적인 영향을 미치는 요인이 될 것이다.

넷째, 여가활동 중 사회적 관계로부터 얻는 경험들은 여가만족과 밀접한 관련이 있으며 이때 발생하는 갈등은 개인에게 스트레스로 작용할 수 있다. 생활 만족이나 주관적 안녕감에 대한 일련의 연구들은 공통적으로 가족과 같은 중요한 타인들과의 관계와 여가활동에의 몰입을 삶의 질 향상에 중요한 요인으로 고려하고 있으며(Argyle, 1987; Myers & Diener, 1995), 여가 만족도 또한 타인과의 상호작용 속에서 그 결과가 달라질 수 있다고 주장하고 있다(Thoman, Sansone & Pasupathi, 2007). 특히 최근 여가와 관련된 연구들은 가족 공동시간의 증가 현상에 주목하면서 현대 여가의 중요한 특징을 여가활동을 통한 가족애와 삶의 만족도 향상으로 보고 있고(Kelly, 1994; Orthner & Mancini, 1990), 여가정책이 향후 실현해야 할 중요 과제로 가족 중심의 여가를 제안하고 있다(곽태홍, 2002; 윤소영, 2004; 이천희, 김민석, 2001). 그러나 가족이 함께하는 여가 활동에서 갈등이 유발되고 스트레스를 받는다는 연구 결과들이나(최근호, 2003; Goff et al, 1997; Stebbin, 1992), 가족과 함께하는 여가활동 중 의사소통의 부재(28%)나 다툼 경험(16%)이 있다는 현실(한국여가문화학회, 2012)에서의 결과는 여가활동 중 발생하는 가족갈등이

개인에게 주요한 스트레스원이 될 수 있음을 시사한다. 여가경험을 관계적 측면에서 고찰한 연구들(김진영, 고영진, 김용희, 허태균, 2009; 문숙재, 최자경, 2003; 장훈, 한성열, 2010)은 실제로 가족 내 구성원의 과도한 여가 몰입이 가족 갈등을 유발시키고, 이로 인한 부정적 경험이 여가 만족을 저하시킬 수 있다고 주장하고 있다. 따라서 여가활동 중이나 여가로 인해 유발되는 중요타인과의 갈등이나 불화와 같은 경험은 개인에게 스트레스 요인으로 작용하여 여가만족에 부정적 영향을 미칠 것으로 예상된다.

다섯째, 고동우(2007, p.316)는 현대사회에 만연한 여가 문제에 대해 논의하면서, 현실성과 당위성의 괴리 현상, 즉 당위적으로 해야만 한다고 생각하는 여가활동 수준을 실제로는 수행할 수 없는 현실이 개인적으로나 사회적으로도 심각한 문제일 수 있다고 지적한 바 있다. 자기차이이론(Higgins, 1998)에 따르면 사람들은 당위적 자기 즉, 당연히 돼야만 한다고 생각하는 자기와 실제 자기 간 불일치를 지각할 때 불안이나 불만, 실망과 같은 부정정서를 경험한다. 이런 맥락에서 보면 여가활동에 대한 높은 기준을 갖고 있으면서, 이에 대해 반복적으로 사고하는 사람들은 자신의 실제 여가활동을 평가절하하고, 불안이나 실망감 같은 부정적 경험을 하게 될 것임을 예상할 수 있다. 삶의 만족이란 개인이 자신의 삶에 대해 주관적으로 인지적인 평가를 하는 것으로서, 자신의 기대에 상응하는 여가생활을 하게 될 때 생활만족도가 높아질 수 있는데(유병열, 2010; Pavot & Diener, 1993), 이는 개인의 실제 여가활동이 당위적으로 기대하고 있는 여가활동에 얼마나 부합하였느냐가 여가만족에 영향을 미칠 수 있다는 것이다. 이와

관련하여, 김용희(2008)는 미디어를 통해 제공되는 여가생활에 대한 획일적이고 미화된 정보가 개인으로 하여금 '여가는 ~해야만 한다'는 식의 여가고정관념을 형성하게 하고 이러한 고정관념적 기대가 여가에 대한 강박적 사고에 영향을 미칠 수 있다고 제안했다. 실제로 미디어가 여가고정관념을 형성하는 데 큰 영향을 미친다는 연구 결과(김동찬, 김선영, 1998)는, 개인들로 하여금 마치 대부분의 사람들이 미디어에 비친 모습처럼 여가활동을 하고 있다고 생각하게 하고, 이러한 인식은 개인들의 여가활동에 대한 당위적 기준으로 작용하여 여가활동에 대한 강박관념을 증가시킬 수 있음을 시사한다.

여가강박 척도 개발의 필요성

여가활동에서의 부정적 경험의 결과는 여가만족도의 저하이다. 앞서 기술한 것처럼 여가활동 선택 상황에서의 불확실성과 이로 인한 불안, 타인과의 비교로 인한 상대적 박탈감, 만족스러운 여가활동을 선택하지 못했다는 후회와 자책, 가족 같은 중요타인과의 갈등, 여가고정관념과 실제 여가활동 간의 괴리감 등은 개인 내적으로 발생하는 여가활동에 대한 부정적 심리 경험을 대표한다.

이와 관련하여, 김용희(2008)는 이처럼 여가와 관련하여 사람들이 느끼는 부정적 경험을 통해 개인 내적으로 발생하는 인지적·정서적 요인에 초점을 맞추어 여가강박이라는 개념을 제안하고, 여가강박의 내용적 구조와 특성을 확인했다. 구체적으로, 강박증은 원하지 않지만 되풀이되고(김광일, 김재환, 원호택, 1984), 외부 자극 없이도 침투되는 강박사고와 그로 인해 유발되는 강박행동을 특징으로 한다(설

순호, 권석만, 신민섭, 2007). 강박적 사고는 심한 불안감을 유도하기 때문에 이 불편감을 감소시키기 위해 자기 소외적이고 이질적인 대처행동으로 강박행동을 취하게 된다(박정희, 이은희, 2008). 그러나 김용희(2008)는 여가강박이 여가 선택에 따른 성공과 실패에 대한 책임감을 내포한 침투사고의 경향성을 띄지만, 이로 인해 유도되는 행동이 자기 소외적이거나 이질적이지는 않음으로 병적인 강박증과는 구분된다고 보았다.

또한, 여가강박은 여가불안(Leisure distress)이나 후회와 같은 정서를 수반한다고 보았으며, 여가활동 동반자와의 갈등과 같은 부정적 경험이 포함되고, 여가강박이 경제적 부담이나 일에 대한 강박처럼 여가경험을 방해하는 심리적 압박감이라고 보고 여가활동 자체 또는 그로 인해 발생하는 제약 및 방해 요인과 관련된 기존의 여가제약 개념과 구분했다. 이처럼 김용희(2008)는 산발적으로 존재하는 여가관련 부정적 경험과 담론들 중 강박적 사고 및 고정관념적 요인들과 이로 인해 유발되는 불안 및 심리적 불편감 요인들을 여가강박이라는 개념으로 범주화하고 이를 측정하는 문항을 개발했지만 다음과 같은 점에서 보완의 필요성이 제기되었다.

첫째, 김용희(2008)의 연구1과 연구2에서 각각 연구자 도출법으로 구성된 문항들과 피험자 도출법으로 구성된 문항들 간 합의가 이루어지지 않았고, 각각의 척도만으로는 여가강박의 개념을 측정하는데 한계가 있다. 즉, 연구1에서의 문항들은 심층면접을 통해 얻은 결과를 바탕으로 전문가들의 합의를 통해 도출된 문항이었고, 이 문항들로 측정된 여가강박의 개념은 세 가지 인지적 하위요인(여가후회, 여가격정, 여가사회비교)으로 구성되어있음이

확인되었다. 연구 1의 문항들은 여가와 관련된 강박적인 사고와 그에 따르는 부정정서를 측정하는 내용으로 되어 있어서, 여가강박에서의 강박적 사고경향성의 측면을 잘 드러낸다. 그러나 연구 2에서의 문항들은 일반인 피험자들의 개방형 응답으로부터 도출된 문항으로 일반인들이 느끼는 여가강박의 내용적 하위요인을 파악할 수 있는 좋은 문항들로 보이나, 여가강박의 개념을 구성하는 강박적 경향성을 측정하기엔 한계가 있는 것으로 보인다. 따라서 여가강박의 개념에 대한 연구자도출법과 피험자도출법으로 구성된 문항들을 취합 및 수정하여 통합적 여가강박 척도를 개발하고 그 요인과 타당성을 확인할 필요성이 있다.

둘째, 한 문항의 내용이 여러 의미를 동시에 내포하고 있는 문항들이 존재하여 각각의 피험자가 각기 다른 의미로 문항을 해석하여 응답할 가능성이 있다. 예를 들어, ‘여가활동은 가치 있고 재미있어야 한다고 생각한다’는 문항에서 가치의 측면과 재미의 측면은 구분되어야 하므로 이를 재미있는 여가, 가치 있고 의미 있는 여가 등으로 구체화하고 세분화해야 할 필요성이 있다. 마찬가지로 ‘나는 보다 경제적이고 효율적으로 여가활동을 해야 한다고 생각한다’라는 문항도 금전적·시간적 효율성의 개념이 혼재되어 있기 때문에 각 효율성을 묻는 문항으로 분리시킬 필요성이 있다.

셋째, 여가강박 척도의 타당도 문제이다. 그녀의 연구에서 개발된 척도는 측정도구가 기존에 여가학 및 심리학 분야에서 다뤄져 왔던 기존개념과 변별되는 지, 여가강박과 관련된 준거와 어떻게 관련되는지와 관련한 변별 및 준거타당도가 확보되지 않았다. 따라서 그러한 척도를 사용하여 연구를 계속하는 것은 신

뢰롭지 못하고 타당하지 못한 연구결과들을 양산할 위험이 있으므로, 통합적 여가강박 척도의 개발과 이에 대한 체계적인 타당화 작업이 필요하다.

이에 본 연구에서는 김용희(2008)의 연구에서 연구자도출법과 피험자도출법으로 개발된 문항들을 취합 및 수정하여 통합적 여가강박 척도를 개발하고 그 요인구조를 확인함으로써 여가강박 개념의 다요인적 특성이 통계적으로 유의하게 구분되는 성질인지, 개념적 수준에서만 논의될 속성인지 그 타당성을 검증할 것이다. 또한 본 연구에서 개발된 여가강박 척도가 기존의 여가 관련 척도 및 강박 관련 척도들과 구별될 수 있는지 그 변별타당도를 검증하고, 여가에서의 다양한 준거변인들과의 준거타당도를 확인할 것이다.

방 법

연구대상

탐색적 요인분석을 위한 연구대상

본 연구는 수도권에 거주하는 기혼 직장인 400명을 대상으로 이루어졌고, 연구대상자들에 대한 표집은 연령별(만 30~59세), 성별 1:1 표집으로 이루어졌다. 최종 400명으로부터 얻은 자료는 응답자의 연령별, 성별 및 주40시간 근무제 시행여부 별 가급적 유사한 비율이 되도록 탐색적 요인분석 집단 또는 확인적 요인분석 집단으로 무선 할당하였다(박근수, 유태용, 2007 참고).

본 연구에서 탐색적 요인분석에 포함된 200명의 응답자들은 여성이 100명(50%), 남성이 100명(50%)이며, 연령은 30대가 67명(33.5%),

40대가 67명(33.5%), 50대가 66명(33%)이었다. 또한 직업별로는 고위관리직 7명(3.5%), 전문직 27명(13.5%), 준전문직 8명(4%), 사무직 103명(51.5%), 서비스/판매직 27명(13.5%), 기능직 5명(2.5%), 기계관련직 4명(2%), 단순노무직 5명(2.5%), 기타(공무원, 상담원 자영업, 프리랜서 등)가 14명(7%)이었다. 자신의 직장이 주40시간 근무제를 시행하고 있다고 한 응답자는 142명(71%)이었으며, 시행하지 않는 응답자는 58명(29%)이었다.

확인적 요인분석을 위한 연구대상

탐색적 요인분석을 실시하지 않은 다른 집단 200명을 대상으로 여가강박 척도의 구성타당도를 검증하기 위한 확인적 요인분석을 실시하였다. 확인적 요인분석에 포함된 응답자들은 여성이 100명(50%), 남성이 100명(50%)이며, 연령은 30대가 67명(33.5%), 40대가 67명(33.5%), 50대가 66명(33%)이었다. 또한 직업별로는 고위관리직 8명(4%), 전문직 35명(17.5%), 준전문직 10명(5%), 사무직 93명(46.5%), 서비스/판매직 28명(14%), 기능직 6명(3%), 기계관련직 3명(1.5%), 단순노무직 2명(1.0%), 기타(공무원, 상담원 자영업, 프리랜서 등)가 15명(7.5%)이었다. 자신의 직장이 주40시간 근무제를 시행하고 있다고 한 응답자는 143명(71.5%)이었으며, 시행하지 않는 응답자는 57명(28.5%)이었다.

여가강박 척도 변별성 및 준거관련 타당도 분석을 위한 연구대상

본 연구는 여가강박 척도가 사고와 행동에서의 강박적 경향성을 측정하는 강박증 척도 및 일중독 척도와 구별될 뿐 아니라 여가불안, 여가제약과 같이 여가 영역에서의 부정적 경

험을 평가하는 척도들과 구별될 수 있음을 검증하고자 각 척도와의 상관 분석을 실시하였다. 또한 여가강박 척도의 준거관련타당도를 검증하기 위해 여가강박이 준거변인들(여가활동 참여도, 여가정보탐색, 여가만족도, 새로운 여가 참여의향, 여가참여 증가의향)과 유의하게 관련되어 있는지를 상관분석을 통해 알아보았다. 본 분석에서는 앞서 탐색적 요인분석과 확인적 요인분석을 실시했던 자료들을 모두 통합하여 총 400명의 응답자료를 바탕으로 분석을 실시하였다(박근수, 유태용, 2007 참고).

측정 도구

여가강박

김용희의 연구(2008)에서 도출된 여가강박 구성개념들과 척도 예비문항들을 수정 및 통합하여 개발된 21문항의 여가강박 예비척도는 탐색적 요인분석에 사용되었고, 분석 결과 확정된 11문항의 여가강박 척도는 확인적 요인분석과 척도의 변별타당도 및 준거타당도 검증을 위해 사용되었다. 본 척도는 각 문항에 동의하는 정도를 7점 척도 상(1: 전혀 그렇지 않다 ~ 7: 매우 그렇다)에서 응답하도록 되어 있고, 최종 확정된 여가강박 척도의 신뢰도 계수(Cronbach's α)는 .78이었다.

여가불안

여가 불안을 측정하기 위해, Barnett(2005)의 여가경험척도(Leisure Experience Battery)의 하위 척도 중 여가불안(Leisure Distress)척도를 번안하여 사용하였다. 여가 불안은 “내가 느끼는 최악의 기분은 여가시간이 주어졌는데 아무것도 계획된 것이 없을 때이다”, “나는 주말에 아무것도 할 것이 없을 때 초조하다” 등의 3개 문

항으로 구성되어 있다. 여가불안 척도는 번역 및 역번역 과정을 거친 후 심리학 전공 교수의 검토와 자문을 통해 문항을 최종확정하였다. 본 연구에서 신뢰도 계수(Cronbach's α)는 .47이었다.

여가제약

여가 제약을 측정하기 위해, Crwaford와 Godbey(1987)가 개발하고 지현진과 이철원(2003)이 확대·타당화한 여가제약 척도를 사용하였다. 이 척도는 난이도, 시설불편, 시간 부족, 용기부족, 주변인식, 흥미부족, 인지부조화, 신체장애의 8개의 하위요인으로 구성되어 있는데 본 연구에서는 24문항 중 각 요인별 요인부하량이 높은 1문항씩 총 8문항을 선택하여 사용하였다(이수림, 조성호, 2012 참고). 본 연구에서의 신뢰도 계수(Cronbach's α)는 .81이었다.

강박증

Derogatis(1977)가 정신건강을 측정하기 위해 개발한 Symptom Check List(SCL-90)를 김광일 등(1984)이 표준화한 간이 정신 진단 검사지(Symptom Check List-90-Revision: SCL-90-R) 중 하위요인인 강박증 척도를 사용하였다. 강박증 척도는 총 10문항으로 특정 행동이나 사고를 하지 않으려 노력함에도 불구하고 그러한 행위를 반복해서 경험하게 되는 증상을 반영하며, 각 문항에 동의하는 정도를 7점 척도 상(1: 전혀 그렇지 않다 ~ 7: 매우 그렇다)에서 응답하도록 되어 있다. 본 연구에서 강박증 척도의 신뢰도 계수(Cronbach's α)는 .87이었다.

일중독

미국의 '익명의 일중독자 모임(Workaholics

Anonymous)'에서 개발된 일중독 척도를 강수돌(2006)이 신뢰도와 타당도를 검증한 척도를 사용했다. 일중독과 관련한 연구들에서 일중독은 '심각한 강박장애'(Spruell, 1987) 혹은 '과도한 탐닉(overindulgence)이나 사로잡힘(Preoccupation)'으로 정의되고 있다. 일중독 척도는 과잉몰입, 완벽통제주의, 동일시, 성과주의-강박증, 두려움의 5개의 하위요인으로 구성되어 있고, 각 문항에 동의하는 정도를 5점 척도 상(1: 전혀 아니다 ~ 5: 매우 그렇다)에서 응답하도록 되어 있다. 본 연구에서는 전체 17문항 중 각 요인별 요인부하량이 높은 1문항씩 총 5문항을 선택하여 사용하였다(이수림, 조성호, 2012 참고). 본 연구에서의 신뢰도 계수(Cronbach's α)는 .59이었다.

여가강박 준거변인

여가강박 척도의 준거관련 타당도를 검증하기 위해, 준거변인으로 여가활동 참여정도, 여가정보탐색, 새로운 여가 참여의향, 여가참여 증가의향, 여가만족도 변인을 상정하고 이를 측정하였다.

여가활동 참여정도. 여가강박은 만족스러운 여가에 대한 끊임없는 욕구를 기저에 두고 반복적으로 사고하는 경향성으로 그 내용상 자신의 여가에 대한 불만족과 이상적인 여가 추구로 구성되어 있다. 따라서 높은 수준의 여가강박을 경험하는 사람들은 더 만족스러운 여가경험을 얻기 위해 여가활동에 적극적으로 참여할 것으로 예상하였다. 이를 측정하기 위해 '귀하는 한 달 평균 며칠정도 여가활동에 참여하십니까?'라는 질문에 빈도로 응답하게 하였다.

여가정보 탐색정도. 여가를 더 잘 즐겨야 한다거나, 여가 계획을 하는 데 스트레스를 받는다 등의 내용을 포함하는 여가강박은 개인으로 하여금 여가를 더 잘 즐기기 위해 여가와 관련한 정보를 적극적으로 탐색하게 할 것이라고 예상하고, 응답자가 미디어를 통해 얼마나 여가 관련 정보를 얻는지와 관련한 두 문항에 대해 7점 척도 상(1: 전혀 그렇지 않다 ~ 7: 매우 그렇다)에서 응답하게 하였다.

새로운 여가 참여의향 및 여가 참여 증가의향정도. 여가강박이 현재 자신의 여가에 대한 불만족 및 여가로부터 경험하는 부정적 측면에 대한 사고와 더 나은 여가를 바라는 사고를 포함하는 개념이기 때문에, 여가 강박을 높게 지각하는 사람일수록 새로운 여가에 참여하거나 여가시간을 늘리고자 하는 경향이 클 것으로 예상하였다. 이를 측정하기 위해, 각각 ‘귀하는 새로운 여가에 참여하실 의향이 얼마나 되십니까?’, ‘귀하는 여가시간을 늘리실 의향이 얼마나 되십니까?’라는 질문에 5점 척도 상(1: 매우 작다 ~ 5: 매우 크다)에서 응답하게 하였다.

여가만족도. 여가강박이 높은 사람들은 여가실패에 대한 두려움과 불안을 경험하고 사회적 비교를 통해 자신의 여가생활을 평가할 뿐 아니라, 이상적인 여가에 대해 반복적으로 생각함으로써 자신의 현재 여가활동 상태를 만족스럽지 못하다고 평가할 것이라 예상했다. 이를 측정하기 위해 ‘귀하는 자신의 전반적인 여가생활에 만족하십니까?’라는 질문에 5점 척도 상(1: 매우 불만족 ~ 5: 매우 만족)에서 응답하게 하였다.

결 과

탐색적 요인분석 및 신뢰도 분석

탐색적 요인분석에 앞서 예비 여가강박 척도 21개 문항 간 상관분석과 문항-총점 상관 분석을 실시하여 문항 총점 상관이 .21로 현저히 낮아 척도에 적합하지 않다고 판단되는 16번(나는 가족들과 주변사람들을 위한 여가 활동을 한다) 문항을 제거하였다. 또한 문항 간 상관이 지나치게 높으면서 중복되는 내용이라고 판단되는 4문항($r=.56\sim.75$) 중에서, 요인부하량이 낮은 3문항을 제거했다(이순목, 2000 참고). 제거한 문항은 8번(나는 여가시간을 어떻게 보내야 할지를 몰라 고민한 적이 있다), 14번(나는 휴가 기간에 어떻게 보내야 할지 몰라 답답해진 적이 있다)과 18번(나는 휴가 기간에 어떻게 보내야 할지 몰라 불안해진 적이 있다)문항이었다.

문항 제거 후, 남은 문항들을 바탕으로 자료가 요인분석에 적합한지 알아본 결과 KMO (Kaiser-Meyer-Olkin Measure)값은 .84로 나타나 기준치인 .60이상이었고, Bartlett의 구형성 검증 역시 유의한 수준($X^2=1387.61, p<.001$)으로 나타나 요인분석을 하기에 적합한 자료임이 확인되었다. 이에 적절한 요인수를 확인하기 위해 주축요인법과 직교회전(varimax)방식¹⁾을

1) 요인의 회전방식을 결정할 때, 원론적으로 구성 개념들이 서로 독립적이라고 가정할 수 없는 사회과학 분야에서는 직교회전이 아닌 사교회전 (oblique rotation) 방식을 사용하는 것이 바람직하나, 요인에 대한 명확한 해석을 목표로 하는 요인분석에서는 요인 간 다중공선성의 문제를 피하기 위해 직교회전이 사용될 수 있다. 구체적 논의는 양병화(1998, pp. 265-332)를 참고하기 바란다.

이용하여 탐색적 요인분석을 실시했다. 요인 추출 결과, 고유치가 1.0을 넘는 요인이 3개가 도출되었으나, 스크리 검사결과와 해석가능성을 고려했을 때 2개의 요인이 가장 적절한 것으로 판단되어 2요인 구조를 상정한 후 재분석을 실시했다. 분석 결과, 요인부하량이 현

표 1. 여가강박 척도 최종문항의 탐색적 요인분석 결과

하위요인	문항	요인부하량		공통변량	Cronbach's α
		1	2		
요인 1 여가 집착	17. 나는 여가와 관련된 행위에 남들보다 지나치게 집착할 때가 있다.	.752	.000	.566	.847
	18. 나는 여가시간을 남들보다 더 잘 보내야 한다는 강박관념이 들 때가 있다.	.711	-.009	.506	
	14. 나는 여가활동을 해야 한다는 강박이나 충동 때문에 과도한 여가활동 후 후회한 적이 있다.	.706	-.009	.498	
	6. 나는 여가 생활에 시간이나 비용을 과도하게 투자하기 때문에 가족 간에 불화를 경험할 때가 있다.	.674	-.002	.455	
	5. 나는 여가를 보낸 후에 잘못된 선택을 했다는 생각에 침울해 진 적이 있다.	.666	.229	.496	
	4. 나는 여가를 계획하고 여가활동을 준비할 때 스트레스를 받는다.	.650	.074	.428	
요인 2 여가 고정 관념	1. 나는 여가활동은 가치가 있고 의미 있어야 한다고 생각한다.	-.007	.727	.528	.784
	20. 나는 효율적으로 여가활동을 해야 한다고 생각한다.	-.009	.697	.486	
	2. 나는 여가 기회가 주어지면 뭔가 해야만 한다는 생각이 든다.	.116	.645	.429	
	11. 나는 여가활동은 재미있어야 한다고 생각한다.	.078	.615	.384	
	9. 나는 보다 경제적으로 여가활동을 해야 한다고 생각한다.	.005	.576	.332	
	고유값	2.909	2.198		
	설명변량	26.450	19.984		
	누적변량	26.450	46.433		

주. 굵은 글씨는 각 문항이 특정 요인에 높게 부하되었음을 의미함

저히 낮은 문항, 오차변량이 큰 문항, 내용 상 의미가 중복된다고 판단되는 문항 및 요인의 해석가능성을 고려하여 총 6개 문항을 제거하였다(성한기, 2001 참고). 이에 최종적으로 11 문항으로 이루어진 2요인 모형이 확정되었다. 요인분석결과 여가강박 척도의 2개 요인의 전체 설명력은 46.43%였으며, 각 요인별 설명변량은 요인 1은 26.45%, 요인 2는 19.98%였다.²⁾ 최종 확정된 11개 문항과 문항들에 대한 기초 요인분석 결과는 표 1에 제시되어 있다.

여가강박의 하위요인 중 제 1요인은 6개의 문항으로 구성되었고, 여가활동과 관련된 과도한 충동이나 집착을 반영하고 있어서 ‘여가 집착’요인으로 명명하였다. 제 2요인은 5개의 문항으로 구성되었으며, 이 문항들은 ‘여가 활동은 ~해야만 한다’는 식의 당위성이나 바람직한 여가에 대한 생각을 나타내고 있어서 ‘여가고정관념’요인으로 명명하였다. 척도의 신뢰도를 파악하기 위해 내적합치도 계수를 알아본 결과, 여가강박척도의 내적합치도 계

2) 본 분석을 위해 처음 선정된 여가강박 예비문항은 총 25문항이었다. 이 예비문항을 바탕으로 탐색적 요인분석을 실시한 결과 3요인 구조가 나타났는데, 그 중 한 요인으로 묶인 문항들은 물리적 또는 심리적으로 여가활동을 못하게 하는 방해 요소들에 해당하는 문항이었다. 본 연구에서 개발하고 타당화하고자 하는 여가강박 개념은 여가활동을 어떻게 하면 더 많이, 의미 있고 가치 있게 할 것인지 등 여가활동을 하는 동기와 관련된 개념이다. 이에 본 연구의 여가강박 개념에 여가방해 관련 문항들이 부합하지 않는다고 판단하여 이 문항들을 제거하고 총 21문항을 바탕으로 본 탐색적 요인분석을 실시하였다. 분석 결과, 여가강박 척도는 2요인 모형이 타당한 것으로 확인되었고, 처음 25문항을 바탕으로 나타난 3요인 모형보다 척도의 전체 설명력이 약 0.7% 증가함을 확인하였다.

수(Cronbach's α)는 .780이었다. 척도의 하위 요인별로는 여가집착 요인(6문항)이 .847, 여가고정관념 요인(5문항)이 .784로 양호하게 나타났고, 문항 제거 시 내적 합치도가 두드러지게 증가되는 문항은 없었다.

확인적 요인분석

탐색적 요인분석을 통해 얻어진 2개 요인 구조가 얼마나 적합한지 검증하기 위해, 탐색적요인분석을 실시한 표본과 독립적인 다른 표본을 대상으로 확인적 요인분석을 실시하였다. 확인적 요인분석은 AMOS 18.0을 사용하였으며, 최대우도추정치(maximum likelihood estimates)방법을 통해 실시하였다. 모형의 설명력 및 간명성을 확인하기 위한 적합도 지수는 가장 대표적으로 사용되고 있는 CMIN/DF, GFI, TLI, CFI, RMSEA를 사용하였다. CMIN/DF는 X^2 값을 df 로 나눈 값으로 3.0이하이면 모형의 전반적인 적합도를 만족하고 있다고 간주된다. GFI와 RMSEA는 절대적 적합도 지수로서, GFI 수치가 .90이상이면 적합한 것으로 간주되고, RMSEA 수치는 .05 보다 작으면 좋은 적합도, .08 보다 작으면 괜찮은 적합도, .10 보다 작으면 보통 적합도, .10 보다 크면 나쁜 적합도로 간주된다. 또한 TLI와 CFI는 상대적 적합도 지수로서 .90 이상이면 좋은 적합도를 나타낸다(김계수, 2007; 홍세희, 2000).

확인적 요인분석 결과, CMIN/DF 값은 2.183으로 3.0보다 작아 모형이 전반적으로 적합한 것으로 나타났고, GFI=.919, TLI=.898, CFI=.920으로 좋은 적합도 기준인 .90을 넘거나 근접하여 모형이 적합한 것으로 확인되었다. RMSEA는 .077이었는데, 90% 신뢰구간이 .056에서 .098 사이로 나타나 모형의 적합도가 양

표 2. 여가강박 척도 모형의 적합도 계수

Model	χ^2	df	CMIN/DF	GFI	TLI	CFI	RMSEA (90% 신뢰구간)
여가강박척도	93.864	43	2.183	.919	.898	.920	.077(.056~.098)

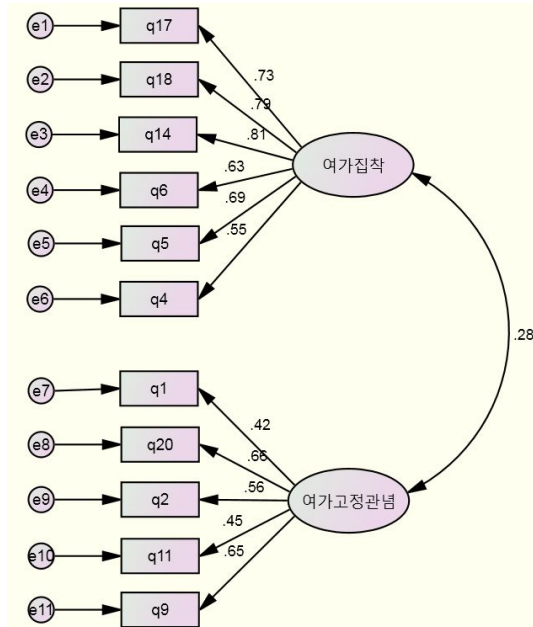


그림 1. 여가강박 척도의 2요인 모형(표준화계수)

호한 것으로 확인되었다(표 2 참고). 또한, 각 측정변수가 잠재변수를 얼마나 잘 설명하고 있는지 개념타당성(construct validity)을 확인한 결과, 거의 모든 표준화 회귀계수가 .5를 상회하는 것으로 나타나 본 모형의 개념 타당성이 확보된 것으로 확인되었다(그림 1 참고).

여가강박과 기존 유사 개념 간 변별성 분석

여가강박 척도가 사고나 행동에서 강박증적 성향을 측정하는 강박증 및 일중독 척도와 변별되는지, 또한 여가 영역에서 부정적 경험과

관련된 여가불안 및 여가제약 척도와 구별되는지 확인하기 위해 여가강박 척도와 각 유사 척도 간 상관분석을 실시했다(표 3 참고). 분석 결과, 전반적으로 여가강박 척도는 각 유사 척도들과 .39에서 .51의 상관을 보여, 각 척도들과 약 15%에서 26%의 분산을 공유하는 것으로 나타났다. 이러한 상관 크기는 여가강박척도가 각 유사 척도들과 일정부분 관련되어 있긴 하지만, 여가강박이라는 개념이 이들 구성개념과는 서로 다르다는 것을 의미한다(탁진국, 1996 참고).

구체적으로 여가강박척도와 강박증적 사고

표 3. 여가강박과 기존 유사 개념 간 상관

	여가강박척도			평균(SD)
	총점	요인 1. 여가집착	요인 2. 여가고정관념	
강박증	.45**	.47**	.12*	37.69(9.35)
일중독	.43**	.45**	.15**	19.00(3.97)
여가제약	.51**	.59**	.10*	28.63(7.04)
여가불안	.39**	.35**	.21**	11.31(2.93)

주. * $p < .05$, ** $p < .01$

와 행동 경향성을 측정하는 강박증 척도 및 일중독 척도 간 관계를 살펴보면, 강박증과는 .45, 일중독과는 .43의 중간 크기의 상관값을 보여 여가강박이 일정 부분 강박적인 사고 및 행동 경향성을 반영하고 있지만 완전히 동일한 특성을 측정하는 것이 아님을 확인했다. 여가강박의 하위요인 중에서는 특히 당위적인 여가상을 반영하는 여가고정관념 요인이 이들 척도들과 가장 낮은 상관(강박증 척도와 .12, 일중독 척도와 .15)을 보여 확연히 구별되는 것으로 나타났다.

다음으로 여가에서의 부정적 경험을 측정하는 여가제약 및 여가불안과 여가강박간의 상관을 분석한 결과, 여가강박은 여가제약($r=.51$) 및 여가불안($r=.39$)과 모두 중간정도의 상관을 보여 여가강박이 여가학 연구에서의 부정적 경험을 반영하는 여러 구성개념들과 일부분만 관련되는 서로 다른 구성개념임을 확인하였다. 또한, 여가강박 척도의 하위 요인들과의 관련성을 분석한 결과, 여가고정관념 요인과 여가제약($r=.10$) 및 여가불안($r=.21$)과의 상관이 가장 낮은 것으로 나타나, 여가강박의 하위 요인 중 특히 여가고정관념 요인이 가장 강한 변별력을 보였다.

여가강박 척도에 대한 준거타당도 분석

여가강박 척도의 준거관련타당도를 확인하기 위하여 인구통계학적 변인, 준거 관련 변인(여가활동 참여정도, 여가정보탐색, 새로운 여가 참여의향, 여가참여 증가의향, 여가만족도) 및 여가강박 척도와의 상관관계를 분석하였다. 분석 결과, 여가강박 척도의 총점은 연령과 부적상관($r=-.11$)을 나타냈고, 여가정보탐색($r=.23$), 새로운 여가 참여의향($r=.23$), 여가시간 증가의향($r=.20$)과는 유의미한 정적상관을 보였다. 즉, 개인의 연령이 낮을수록 여가강박은 높게 나타났으며, 여가강박을 높게 경험할수록 여가정보탐색을 많이 하며 새로운 여가에 참여할 의향이나 여가시간을 늘리고자 하는 의향이 높은 것으로 나타났다. 한편, 여가강박과 여가참여정도 간에는 유의미한 상관이 나타나지 않은 것으로 볼 때, 여가강박이 단지 여가참여나 기회의 부족으로 인해 나타나는 것은 아님을 알 수 있다.

보다 구체적으로 여가강박의 하위 요인별 인구통계학적 변인 및 준거 관련 변인과의 상관을 살펴보았다. 먼저, 여가집착 요인은 연령($r=-.13$) 및 여가만족도($r=-.12$)와는 부적상관

표 4. 여가강박과 인구통계학적 변인 및 준거관련 변인 간 상관

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13
1. 성별	1												
2. 연령	.00	1											
3. 학력	-.26**	-.19**	1										
4. 소득	.01	.01	.26*	1									
5. 주40시간근무제	-.05	-.11*	.26**	.21**	1								
6. 여가활동참여정도	-.02	-.05	.09+	.00*	.10+	1							
7. 여가정보탐색	-.03	.10*	.06	.18**	.09+	.21**	1						
8. 여가만족도	-.03	-.02+	.13**	.16**	.08**	.25**	.31**	1					
9. 새로운여가참여의향	.01	-.05	.06	.19**	.17**	.25**	.33**	.25**	1				
10. 여가시간증가의향	-.10*	-.06	.07	.17**	.09+	.14**	.24**	.18**	.44	1			
11. 여가집착(오인1)	-.01	-.13*	.10	-.06	.04	.01	.05	-.12*	.05	.11*	1		
12. 여가고정관념(오인2)	.01	-.03	.00	.07	.07	.07	.37**	.21**	.36**	.22**	.13**	1	
13. 여가강박 총점	-.01	-.11*	.08	-.01	.06	.04	.23**	.01	.23**	.20**	.86**	.63**	1
평균	1.50	4.00	7.44	5.47	1.71	4.36	9.68	3.40	3.83	3.68	3.10	5.20	4.05
(SD)	(.50)	(.82)	(1.41)	(1.80)	(0.45)	(2.30)	(2.42)	(.84)	(.71)	(.70)	(1.05)	(.83)	(.73)

주. +p < .10, *p < .05, **p < .01; 주40시간 근무제 미실시=1, 실시=2; 남=1, 여=2

을, 여가시간 증가의향($r=.11$)과는 정적상관을 나타냈다. 이는 연령이 낮을수록 여가집착을 강하게 하고, 여가집착을 강하게 하는 사람은 여가만족도가 낮음을 보여준다. 또한 여가집착을 많이 하는 사람이 여가시간 증가의향이 높음을 알 수 있다. 다음으로 여가고정관념 요인의 경우 여가정보탐색($r=.37$), 여가만족도($r=.21$), 새로운 여가 참여의향($r=.36$) 및 여가시간 증가의향($r=.22$)과 모두 정적으로 유의미한 상관을 나타냈다. 이는 ‘여가활동은 이래야만 한다’는 식의 여가고정관념이 강한 사람일수록 여가관련 정보를 많이 탐색하고, 기존의 여가시간을 늘리려는 의향도 높고, 나아가 새로운 여가에 참여하려는 의도도 강하며, 또한 여가만족도도 높다는 것을 의미한다.

논 의

본 연구는 개인이 여가장면에서 경험하는 부정적 심리 현상들과 이와 관련된 여가에 대한 강박적 사고 및 정서를 경험적으로 고찰하고 이를 측정하기 위한 적절한 도구를 제작하기 위해 수행되었다. 기존에 김용희(2008)의 연구를 통해 개발된 여가강박 척도는 여가강박의 개념을 측정하기에 한계가 있었고, 그 타당성 또한 명확히 검증되지 않아 새로운 여가강박 척도의 개발이 필요했다. 또한 새롭게 제작된 여가강박 척도의 타당도를 검증하고 관련 변인들과의 관계를 탐색할 필요성이 제기되었다. 따라서 본 연구에서는 여가강박 개념을 신뢰롭고 타당하게 측정할 수 있는 여가강박 척도를 개발하고 타당화 작업을 수행하기 위해 선행 연구에서 수집한 경험적 자료를 취합 및 수정하여 문항을 개발하고 이를 바탕

으로 국내 직장인들을 대상으로 설문 작업을 실시하였고, 그 결과 적합한 요인 구조 및 타당성을 확보한 여가강박 척도를 개발하였다.

탐색적 요인분석 결과 2요인 구조를 가진 11개의 최종문항을 선정하였다. 독립된 표본으로 실시한 확인적 요인분석에서도 이러한 여가강박 척도의 모형이 지지되었다. 하위 요인별 문항들의 내용과 이론적으로 고찰된 내용들을 고려하였을 때, 두 개의 요인들은 ‘여가집착’, ‘여가고정관념’으로 명명할 수 있었다. 첫 번째 ‘여가집착’요인은 개인이 여가계획 및 여가활동 후 지각하는 여가실패나, 이와 관련하여 경험하는 과도한 집착, 충동, 우울, 후회 등의 측면을 나타내고 있다. 두 번째 요인인 ‘여가고정관념’요인은 여가를 효율적이고 경제적으로 해야 한다거나, 여가활동은 재미있고 가치 있어야 한다는 생각, 그리고 여가 기회가 생기면 무엇인가 해야만 한다는 강박적 사고의 내용으로 구성되어 있어서, 개인들이 생각하는 ‘여가란 이래야만 한다’는 당위적 사고를 반영하고 있다. 이렇게 두 요인으로 구성된 여가강박 척도는 ‘여가 집착’요인이 부정적인 여가경험으로 인한 스트레스 및 부정적 기분 등을 반영함으로써 정서적 측면을 나타내고 있고, ‘여가고정관념’요인은 당위적이고 바람직한 여가에 대한 사고들을 나타내고 있어서 여가 관련 부정적 경험에 대한 인지적 측면을 반영하고 있다. 따라서 본 연구에서 제안된 여가강박 척도는 여가와 관련하여 발생하는 강박적 사고 및 정서를 측정하는데 타당한 도구로 판단된다.

여가강박척도의 신뢰도 및 타당도 분석 결과, 척도의 내적 일관성이 적절하여 본 척도가 공통된 구성개념을 측정하고 있음이 증명되었다. 또한, 여가 연구 분야에서 여가관련

부정적 경험을 측정하는 여가계약 및 여가불안 척도, 그리고 강박증적 성향을 측정하는 강박증 척도 및 일중독 척도와는 중간크기의 상관을 보여 여가강박이 여가 연구 분야의 유사 개념들이나 강박증적 사고와 행동경향성을 반영하는 개념들과 일정 부분 관련성은 갖지만 변별될 수 있는 개념임을 확인하였다. 특히, 여가강박의 하위요인들과 각 척도와의 상관을 살펴보았을 때, 특히, 당위적인 여가상을 반영하는 ‘여가고정관념’ 요인이 여타의 척도들과 낮은 상관을 보여 가장 강한 변별력을 보이는 것으로 나타났다.

인구통계학적 변인들과 여가강박 간의 상관을 분석한 결과 유일하게 연령만이 여가강박과 유의미한 부적상관을 보여 연령이 낮을수록 여가강박을 높게 지각하는 것으로 나타났다. 이는 본 연구의 표본을 바탕으로 추론했을 때, 우리 사회가 일 중심에서 여가 중심의 사회로 변하면서 50대들보다 40대가, 나아가 30대들이 더 많은 여가활동 기회 및 경험이 있고, 이러한 점을 고려했을 때, 여가강박이라는 것이 여가경험이 없거나 기회가 없어서 나타나는 것이 아니라, 오히려 더 여가기회와 경험이 있는 세대에서 더 강하게 나타난다는 것이다. 그러나 본 연구에서 관련 변인들 간 상관관계수가 높게 나타나지 않은 것은 이러한 추론에 한계를 갖게 한다. 한편, 본 연구에서는 다른 인구통계학적 변인인 성별, 학력, 소득, 주40시간 근무제와 여가강박 간의 관계성이 유의하지 않았는데, 이는 선행 연구와 다소 상이한 결과이므로 이에 대한 해석이 필요하다. 우선 김용희(2008)의 연구는 1,805명을 대상으로 학력 수준에 따른 여가강박의 차이를 분석하였는데, 분석 결과 학력 수준이 높은 집단이 낮은 집단에 비해 여가강박을 높게

경험하는 것으로 나타났다. 그러나 이 연구에서는 학력수준과 여가강박 간의 차이 검증만을 실시하였고, 차이의 효과크기 또는 두 변인 간 상관관계수를 보고하지 않았기 때문에, 두 변인 간의 관련성이 얼마나 강한지 그 크기를 추론할 수 없다. 또한, 이 연구에서는 소득과 여가강박 간 정적상관을 보고하였는데, 그 상관관계수의 크기가 매우 작아($r=.048$) 두 변인 간 관계가 있다고 해석하기 어렵다. 즉, 김용희(2008)의 연구에서 통계적으로 유의미하게 나타난 소득과 여가강박 간 정적 상관관계는 큰 표본수에 기인하는 것이고, 같은 맥락에서 이 연구에서 보고된 학력에 따른 여가강박의 차이 또한 큰 표본수에 기인하여 통계적으로 유의미하게 나타난 것일 수 있다. 즉, 소득과 여가강박 간 관계에 대해서는 서로 관련이 없다는 해석이 더 타당해 보이고, 학력과 여가강박 간의 관계는 상관관계의 크기를 밝히는 추후 연구를 통해 재탐색 되어야 할 것으로 사료된다.

여가와 관련된 준거변인들(여가활동 참여정도, 여가정보탐색, 새로운 여가 참여의향, 여가시간 증가의향, 여가만족도)과 여가강박 간 상관을 분석한 결과, 여가강박이 높은 사람일수록 여가와 관련된 정보탐색을 많이 하고, 새로운 여가에 참여하고자 하는 의향이나 여가시간을 늘리고자 하는 의향이 높은 것으로 보고되었다. 이러한 결과는 여가강박이 내용상 ‘여가집착’ 및 ‘여가고정관념’으로 인해 느끼는 현재 여가에 대한 불만족의 측면과 여가는 이래야만 한다는 당위적인 여가활동에 대한 생각으로 구분되는 것으로 미루어 볼 때 타당한 결과라고 할 수 있다. 즉, 여가강박이 높은 사람은 현재 자신의 여가에 만족하지 못하고, 여가를 더 잘 즐기고 바람직한 여가활

등을 하고자 하기 때문에 여가와 관련된 정보를 더 많이 탐색하며, 여가시간을 늘리거나 새로운 여가에 적극적으로 참여하려고 함을 시사한다. 또한, 여가강박과 여가만족도 간에는 유의미한 상관관계가 나타나지 않았는데, 이는 여가강박이 여가만족도에 직접적인 영향은 미치지 않음을 추론케 한다. 구체적으로 여가만족도와 여가강박의 각 하위 요인들 간의 관계를 살펴 볼 때, ‘여가집착’요인은 여가만족도와 부정적인 상관을 나타냈고, ‘여가고정관념’요인과 여가만족도 사이에는 정적인 상관이 나타났다. 이러한 결과를 통합해 볼 때, 여가강박이 여가만족을 직접적으로 제한하는 요소는 아니지만 ‘여가집착’과 ‘여가고정관념’이 여가정보탐색 활동이나 여가활동 참여 적극성 등에 영향을 미쳐 여가만족에 간접적인 영향을 미칠 수 있음을 시사한다. 이러한 결과를 종합했을 때, 여가강박 자체는 개인에게 심리적 불편감을 야기하는 부정적 요인일 수 있지만, 결과적으로는 더 나은 여가, 새로운 여가에 참여하려는 동기적 측면과 연결되어 개인의 여가활동을 활발하게 하고 궁극적으로는 삶에 긍정적 영향을 미칠 수 있음을 시사한다.

본 연구는 여가강박과 관련한 선행연구에서의 응답자들의 개방형 응답과 연구자들의 이론적 고찰을 바탕으로 하여 도출된 내용들을 취합함으로써 여가강박의 인지와 정서적 측면을 모두 포함하면서, 내용상으로도 대표성과 타당성을 갖는 여가강박 척도를 제작했다는 점에서 의의가 있다. 앞서 기술한 것처럼 김용희(2008)의 연구 1에서 도출된 문항들은 여가강박에서의 강박적 사고경향성의 측면을 잘 드러내고 있는 반면, 연구 2에서의 문항들은 여가강박의 내용적 하위요인을 파악하기에는

유용하지만 강박적 성향을 반영하지 못하고 있어서 각각의 척도를 가지고는 여가강박의 개념을 충분히 측정하기에 한계가 있는 것으로 판단되었다. 그러나 본 연구에서는 연구 1과 연구 2의 문항들을 중복되는 내용을 고려하고, 여가강박의 개념이 도출된 이론적 바탕을 근거로 수정·통합함으로써 여가강박을 측정하는 적절한 도구를 개발하고 그 구성요인들의 특성 및 요인구조의 안정성을 확인했다는 의의가 있다. 또한 여가강박척도가 기존의 부정적 여가 경험 관련 척도들과 강박증적 성향을 측정하는 기존 척도들과 변별됨을 확인함으로써, 여가강박이 향후 여가 연구 분야에서 여가로 인한 부정적 경험 중 여가 관련 강박적 사고 및 정서를 나타내는 독립적인 개념으로 사용될 수 있음을 확인하였다. 마지막으로 여가강박과 여가와 직접적으로 관련된 준거변인들과의 관계를 탐색함으로써 실제로 여가강박이 개인의 여가 생활과 여가 만족에 어떤 영향을 미치는가에 대한 설명을 제공하고 있다. 따라서 본 연구는 여가강박이 개인의 여가 현상에서의 차이를 가져올 수 있다는 주장에 설명력을 제공하고 이를 경험적으로 측정할 수 있는 기제를 마련했다는 의의를 갖는다.

연구의 제한점 및 향후 연구과제

이러한 의의에도 불구하고 본 연구는 몇 가지 한계를 갖는다. 첫째, 변별타당도 검증을 위해 사용된 여가불안 척도의 내적 신뢰도가 .47로 상당히 낮은 점이다. 이는 외국에서 적정한 신뢰도를 보인 척도(Barnett, 2005에서 신뢰도계수는 .74)라 할지라도 국내의 고유한 문화상황을 반영하여 충분한 타당화를 거치지

않고 그대로 번안하여 사용할 경우 발생할 수 있는 문제이기도 하다. 그러나 본 연구의 목적이 여가강박 척도의 타당화에 있기 때문에 여가불안 척도의 타당화까지 수행하기에는 물리적으로 많은 제약이 따르는 것 또한 사실이다. 이에 여가불안 척도의 국내 타당화는 추후 연구에 수행되길 기대해 본다.

둘째, 준거관련 타당도 검증의 문제이다. 즉, 상정된 준거 변수들과 여가강박 척도와의 상관관계가 크지 않은데, 특히 척도의 하위요인 중 여가집착 요인과의 상관관계 크기가 작은 점이다. 이는 상정된 준거 변수들이 여가 고정관념은 일정 부분 반영하지만 여가집착은 온전히 반영하지 못한 한계가 있는 것이다. 이에 추후 연구에서는 여가고정관념은 물론 여가집착 요인을 모두 반영할 수 있는 준거 변인을 상정하여 여가강박 척도의 준거타당도 검증을 명확히 수행할 필요가 있다.

셋째, 탐색적 요인분석과 확인적 요인분석을 위한 응답자료를 한 번에 수집했다는 한계가 있다. 원론적으로 확인적 요인분석은 탐색적 요인분석을 통해 얻어진 요인구조를 확인하는 분석이기 때문에, 각 분석자료를 수집할 때마다 응답자의 인구통계학적 특성이 유사하다는 것이 전제된다면 각각의 분석자료는 독립적으로 수집되어야 함이 마땅하다. 그러나 현실적으로 각각의 분석자료가 동질적이기에는 불가능하고, 또한 척도의 타당화 연구에서 한 번에 수집된 전체 표본을 두 집단으로 무선할당하여 탐색적 요인분석과 확인적 요인분석을 실시하는 방식이 자주 사용되고 있기 때문에(예, 박근수, 유태용, 2007; 이수림, 조성호, 2012) 이러한 방법론은 수용 가능하다고 판단된다.

넷째, 본 연구는 표집대상이 서울, 경기 및

인천의 30대에서 50대까지의 기혼 직장인만으로 이루어져, 한국 성인 전체로 이 연구의 결과를 일반화하기에는 다소 무리가 있다. 따라서 향후 좀 더 광범위하게 인구통계학적 특성을 고려한 표집을 통해 여러 집단에 적용될 수 있는 연구가 진행되어야 할 필요가 있다. 다섯째, 본 연구에서 강박증, 일중독, 여가제약 및 여가불안 척도를 사용하여 여가강박 척도와의 변별타당도를 검증하였으나, 향후 다양한 국내외 여가관련 부정적 경험을 측정하는 척도들과의 변별타당도를 검증할 필요가 있다.

마지막으로 본 연구에서는 연구의 초점이 여가강박 척도의 개발 및 타당화에 있었기 때문에, 여가강박의 선행변인 및 결과변인간의 관계나, 나아가 여가강박을 매개하거나 조절하는 변인들에 대해서는 확인하지 못했다. 따라서 향후 연구에서는 여가장면에서의 여가강박 경험과 선행변인 및 결과변인간의 관계를 고찰함은 물론 다양한 상황에서 여가활동 참여자의 여가강박을 유발하는데 영향을 미칠 수 있는 매개변인과 조절변인들을 규명하는 노력이 요구된다. 본 연구의 결과로 제안된 여가강박 척도는 개인의 여가문제를 해결하고 여가활동 만족도의 극대화를 위해 행해지는 여가교육이나 정책 연구를 수행하는 데에 있어 기초적인 도구로 사용될 수 있을 것이라 사료된다.

참고문헌

- 강수돌 (2006). 노동과정과 생산네트워크: 일중독 측정도구의 신뢰도와 타당도: 익명의 일중독자 모임 사례. *산업노동연구*, 12(2),

- 265-289.
- 고동우 (2007). 여가학의 이해. 서울: 세림출판.
- 곽태홍 (2002). 주5일 근무제에 따른 여가 활동변화. 배재대학교 대학원 석사학위 청구논문.
- 권정훈 (2004). 테마기사: 휴가도 스트레스가 될 수 있다. <http://blog.naver.com/myhan2004/60004434399>
- 김계수 (2007). 구조방정식모형 분석. 서울: 한나래.
- 김광일, 김재환, 원호택 (1984). 간이정신검사 실시요강. 한양대학교 정신문화연구소.
- 김동찬, 김선영 (1998). 연구논문: 광고에 나타난 여가활동 유형분석-월간잡지를 중심으로. 한국전통조경학회지, 16(1), 159-168.
- 김용희 (2008). 여가강박의 개념화 및 타당화 연구. 고려대학교 대학원 석사학위 청구논문.
- 김의철, 박영신 (2006). 특집호: 한국 사회에서 삶의 질을 구성하는 요인들에 대한 탐구. 한국심리학회지: 사회문제, 12(5), 1-28.
- 김정운 (2003). 휴테크 성공학. 서울: 명문출판사.
- 김정운, 이장주 (2005). 여가와 삶의 질에 대한 비교문화 연구. 한국심리학회지: 사회및성격, 19(2), 1-15.
- 김진영, 고영건, 김용희, 허태균 (2009). 여가과몰입과 삶의 만족도 간 관계에서의 가족만족도의 중재 효과. 여가학연구, 6(3), 157-177.
- 문숙재, 최자경 (2003). 진지한 여가활동 몰입과 가족여가 갈등에 관한 연구. 여가학연구, 1(1), 23-39.
- 박근수, 유태용 (2007). 한국형 일몰입 척도 개발 및 타당화 연구. 한국심리학회지: 산업및조직 20(2), 81-112.
- 박세혁 (2009). 여가스포츠 프로그램 자원봉사자들의 관여도, 만족도, 조직충실도간의 인과관계. 한국여가레크리에이션학회지, 33(3), 207-217.
- 박정희, 이은희 (2008). 청소년의 자아 정체성, 불안/우울 및 강박증과 진로미결정: 자기통제력과 사회적 지원의 매개역할. 한국심리학회지: 상담 및 심리치료 20(1), 103-123.
- 설순호, 권석만, 신민섭 (2007). 걱정과 강박사고에 대한 인지적 평가와 통제방략. 한국심리학회지: 임상 26(1), 125-144.
- 성영신, 고동우, 정준호 (1996). 여가의 심리적 의미. 한국심리학회지: 산업및조직, 9(2), 17-40.
- 성한기 (2001). 한국판 사회정체화 척도의 개발. 한국심리학회지: 사회및성격, 15(3), 33-48.
- 양병화 (1998). 다변량 자료분석의 이해와 활용. 서울: 학지사.
- 유병열 (2010). 테니스클럽 동호인들의 여가만족과 생활만족의 관계. 한국여가학회지, 11(2), 51-61.
- 윤소영 (2004). 주5일 근무제와 가족복지문제. 여가학연구, 2(2), 39-51.
- 윤소영, 유지윤, 이강욱, 김향자, 노용구 (2007). 여가정책의 영역 및 향후과제에 대한 제안 연구. 여가학연구, 5(2), 72-87.
- 이누미야 요시유키, 김정운 (2003). 여가생활은 삶의 질을 향상시키는가? 여가학연구, 1(1), 41-56.
- 이수림, 조성호 (2012). 한국판 지혜 척도의 개발 및 타당화 연구. 한국심리학회지: 사회문제, 18(1), 1-26.
- 이순묵 (2000). 요인분석의 기초. 서울: 교육과

- 학사.
- 이종길 (1992). 사회체육활동과 생활만족의 관계. 서울대학교 대학원 박사학위논문.
- 이천희, 김민석 (2001). 주5일 근무제에 따른 여가의 전망과 대책. *한국여가레크레이션학회지*, 20, 113-122.
- 장 훈, 한성열 (2010). 몰입 (flow) 기능의 재구성: 몰입과 행복 관계에 대한 타인맥락의 조절효과를 중심으로. *한국심리학회지 사회 및 성격*, 24(4), 43.
- 지현진, 이철원 (2003). 여가, 레크리에이션: 보편적 여가제약 척도의 개발을 위한 연구. *한국체육학회지-인문사회과학*, 42(5), 441-449.
- 탁진국 (1996). 심리검사. 서울: 학지사
- 최균호 (2003). 더 적게 일하면 불행해지는가? 한국여가문화학회 연차학술발표논문집, 105-116.
- 한국문화관광연구원 (2006). 2006 여가백서. 문화체육관광부.
- 한국문화관광연구원 (2012). 2012 국민여가활동조사. 문화체육관광부
- 한국소비자보호원 소비자교육국 소비문화팀 (2004). 여가의식 및 여가활동 실태조사. 한국소비자보호원.
- 한국여가문화학회 (2012). 주 40시간 근무제 확대에 따른 가족단위 여가문화활동 및 여가문화자원 나눔의 통합 활성화 방안. 한국여가문화학회.
- 허태균, 박정열 (2004). 실패한 여가의 심리학적 의미: 무슨 여가를 왜 실패하는가? *여가학연구*, 2(1), 69-85.
- 홍성희 (1996). 주부의 가족여가활동 참여도와 생활만족도에 관한 연구. *대한가정학회지*, 34(2), 71-84.
- 홍세희 (2000). 특별기고: 구조 방정식 모형의 적합도 지수 선정기준과 그 근거. *한국심리학회지: 임상*, 19(1), 161-177.
- Ahrens, A. H. & Alloy, L. B. (1997). Social comparison processes in depression, In B. Buunk & F. X. Gibbons (Eds.), *Health, coping and well-being: Perspectives from social comparison theory* (pp.389-410). Mahwah, NJ: Erlbaum.
- Argyle, M. (1987). *The psychology of happiness*. Methuen London.
- Barnett, L. A. (2005). Measuring the ABCs of leisure experience: Awareness, boredom, challenge, distress. *Leisure sciences*, 27(2), 131-155.
- Buunk, B. & Gibbons, F. X. (1997). *Health, coping and well-being: Perspectives from social comparison theory*. Mahwah, NJ: Erlbaum.
- Caltabiano, M. L. (1994). Measuring the similarity among leisure activities based on a perceived stress-reduction benefit. *Leisure Studies*, 13, 17-31.
- Coleman, D. & Iso-Ahola, S. E. (1993). Leisure and health: The role of social support and self-determination. *Journal of Leisure Research*, 25, 111-128.
- Crawford, D. W., & Godbey, G. (1987). Reconceptualizing barriers to family leisure. *Leisure sciences* 9(2), 119-127.
- Diener, E. (1984). Assessment subjective well-being: Progress and opportunities. *Social Indicators Research*, 31, 103-157.
- Driver, B. L., Brown, P. J., & Peterson, G. L. (1991). *Benefits of Leisure*. State College(Eds.), PA: Venture Publishing, Inc.
- Festinger, L. (1954). *A theory of social comparison*

- processes. Bobbs-Merrill.
- Festinger, L. (1957). *A Theory of cognitive dissonance*. IL: Row. Peterson.
- Goff, S. J., Fick, D. S., & Oppliger, R. A. (1997). The moderating effect of spouse support on the relation between serious leisure and spouses' perceived leisure-family conflict. *Journal of Leisure Research*, 29, 47-60.
- Higgins, E. T. (1998). Promotion and prevention: Regulatory focus as a motivational principle. *Advances in experimental social psychology* 30, 1-46.
- Iso-Ahola, S. E. (1997). A psychological analysis of leisure and health. pp.131-144 In. J. T. Haworth (ed.), *Work, leisure and well-being*. London: Routledge.
- Iso-Ahola, S. E., & Park, C. J. (1996). Leisure-related social support and self-determination as buffers of stress-illness relationship. *Journal of Leisure Research*, 28, 169-187.
- Jones, C. D., Hollenhorst, S. J., Perna, F., & Selin, S. (2000). Validation of the flow theory in an on-site whitewater kayaking setting. *Journal of Leisure Research*, 32(2), 247-261.
- Kahneman, D. (1999). Objective happiness. In Kahneman, D., Diener, E., & Schwarz, N. (Eds.), *Well-being: The foundations of hedonic psychology* (pp.3-25). NY: Russell Sage Foundation.
- Kelly, J. R. (1994). Multiple dimensions of meaning in the domains of work, family, and leisure. *Journal of Leisure Research*, 26, 250-250.
- Monat, A., Averill, J. R., & Lazarus, R. S. (1972). Anticipatory stress and coping reactions under various conditions of uncertainty. *Journal of Personality and Social Psychology*, 24(2), 237-253.
- Myers, D. G. & Diener, E. (1995). Who is happy? *Psychological science*, 6(1), 10.
- Ordonez, L. D. & Connolly, T. (2000). Regret and Responsibility: A Reply to Zeelenberg et al. (1998). *Organizational Behavior and Human Decision Processes*, 81(1), 132-142.
- Orthner, D. K. & Mancini, J. A. (1990). Leisure impacts on family interaction and cohesion. *Journal of Leisure Research*, 22(2), 125-137.
- Pavot, W., & Diener, E. (1993). Review of the satisfaction with life scale. *Psychological Assessment*, 5(2), 164.
- Stebbins, R. A. (1992). *Amateurs, Professionals, and serious leisure*. Montreal, PQ: McGill-Queen's University Press.
- Thoman, D. B. & Sansone, C. (2007). Talking about interest: Exploring the role of social interaction for regulating motivation and the interest experience. *Journal of Happiness Studies* 8(3), 335-370.
- Zeelenberg, M. (1999). Anticipated regret, expected feedback and behavioral decision making. *Journal of Behavioral Decision Making*, 12, 93-106.

논문 투고일 : 2013. 04. 29

1 차 심사일 : 2013. 05. 24

게재 확정일 : 2013. 05. 30

The Development and Validation of the Leisure Obsession Scale

Jiyeon Yoon

Seung-Hyuk Choi

Taekyun Hur

Korea University

The purpose of this study is to develop the Leisure Obsession Scale and examine the validity of the scale. The Leisure Obsession Scale was developed and identified its validity by exploratory factor analysis, confirmatory factor analysis, and correlation analysis. The Leisure Obsession Scale consists of two factors, which are 'Leisure Preoccupation' and 'Leisure Stereotype'. Those two factors indicated the reasonable fit index by confirmatory factor analysis. In addition, this scale displayed discriminant validity via measurement of obsession, workaholism, leisure anxiety, and leisure constraint. Also, the results of criterion validation analysis shows that the Leisure Obsession Scale and its subscale are correlated with measure of age, leisure information searching, intention of participation to new leisure activities, and intention of increase in leisure time. Conceptualizing leisure obsession and exploring components of leisure obsession would be valuable for understanding the nature of leisure obsession and its effects on leisure satisfaction, and suggesting more effective psychological intervention in a diverse population.

Key words : Leisure Obsession, Leisure Preoccupation, Leisure Stereotype, Scale Validation