

한국심리학회지 : 문화 및 사회문제  
*Korean Journal of Culture and Social Issues*  
2019, Vol. 25, No. 4, 305~323.  
<http://dx.doi.org/10.20406/kjcs.2019.11.25.4.305>

## 삶의 만족 척도(Satisfaction With Life Scale: SWLS)의 연령 및 성별 측정 동일성 검증

구 재 선<sup>†</sup>

중앙대학교 다빈치교양대학

SWLS(Satisfaction With Life Scale)는 국내외에서 가장 많이 사용되는 삶의 만족도의 측정도구이다. 본 연구는 연령과 성별이 다른 집단에서 SWLS의 요인구조와 측정동일성을 검토했다. 성인 초기 대학생 433명(남자 195명, 여자 238명)과 중년기 성인 503명(남자 237명, 여자 266명)으로 구성된 총 936명의 자료를 분석한 결과는 다음과 같다. 첫째, 확인적 요인분석을 사용하여 SWLS의 요인 구조를 검토했을 때, 4번과 5번 문항간 잔차를 허용한 수정된 단일요인모형이 지지되었다. 따라서 SWLS는 한국에서도 과거 시점과 반영하는 4번과 5번 문항이 다른 문항들과 구별되는 속성을 공유하는 것으로 확인되었다. 둘째, SWLS는 남성과 여성 집단 간에 형태, 요인부하량, 절편, 오차변량의 동일성이 모두 지지되었다. 그러나 대학생과 중년의 성인 집단 간에는 부분측정동일성만이 지지되었다. 이러한 결과는 SWLS 척도를 사용하여 한국인의 연령 및 성별 삶의 만족도를 비교하는 것이 가능하지만, 연령차를 해석할 때에는 보다 세심한 주의를 기울일 필요가 있음을 시사한다.

주요어 : 삶의 만족 척도, 삶의 만족도, 주관적 안녕감, 측정 동일성

---

<sup>†</sup> 교신저자 : 구재선, 중앙대학교 다빈치교양대학, (06974) 서울시 동작구 흑석로 84 중앙대학교 203관 803호, E-mail : susanna9@hanmail.net

삶의 만족(life-satisfaction)은 개인이 자신의 고유한 기준에 근거하여 자신의 삶의 질을 평가하는 판단 과정이다(Pavot & Diener, 2008). 자신이 삶에 만족하는가는 그 개인이 심리사회적으로 안녕하고 적응적으로 기능하는가를 말해주는 한 가지 지표일 뿐 아니라, 행복을 구성하는 요소라는 점에서 학문적 및 사회적 관심의 대상이 되어 왔다.

심리학에서 행복은 주관적 안녕감(subjective well-being)으로 개념화된다. Diener(1984)는 행복이 수입이나 교육수준과 같은 객관적인 여건만으로 이해될 수 없는 개인의 주관적인 판단이라는 점을 강조하여 주관적 안녕감의 개념을 제안하였다. 그에 따르면 주관적 안녕감은 자신의 삶 전반에 대한 주관적인 평가이며, 정서적 요소와 인지적 요소로 구성된다. 주관적 안녕감의 정서적 요소는 긍정적 및 부정적 정서 경험이고, 인지적 요소는 삶의 여건을 자신이 선택한 기준과 비교하는 인지적인 판단과정이다. 따라서 자신이 삶에 만족하고 있는지에 대한 의식적인 판단은 주관적 안녕감의 인지적 요소에 해당하며, 지각된 삶의 여건이 자신이 설정한 기준과 일치할 때 높은 삶의 만족도를 보이게 된다(Diener, 1984; Diener, Suh, Lucas, & Smith, 1999).

행복과 주관적 안녕감의 개념이 정립된 이후, 다양한 집단을 대상으로 이를 측정하고 비교하는 연구들이 이루어져 왔다. 이러한 시도들은 학술적인 측면에서 어떠한 인구학적 혹은 심리사회적 특징을 지닌 집단이 더 행복한지에 대한 정보를 제공함으로써 행복에 대한 과학적인 이해를 심화시켜 주었다. 나아가 이러한 시도들은 공공 정책을 개발하고 복지 서비스를 제공하는 근거가 될 뿐 아니라 정책의 효과를 판단하는 지표로도 활용될 수 있다

는 점에서 현실적인 유용성이 높다고 볼 수 있다.

그러나 집단 간 차이를 파악하기 위해서는 이를 측정하는 도구가 각 집단에서 동일한 방식으로 작동되어야 한다. 이러한 척도의 측정 동일성(measurement invariance)이 전제되지 않는다면, 집단 간 평균의 차이는 잠재된 속성의 차이 때문이 아니라 문항을 해석하는 방식과 같은 가외변인의 차이에 의해 발생했을 가능성이 있다. 이 경우, 각 집단에서 산출된 점수를 비교하여 결론을 내리고 시사점을 도출하는 것은 타당하지 않을 뿐 아니라 아무런 의미도 갖지 못하게 된다(Byrne, 2008).

이러한 중요성에도 불구하고 심리척도들의 집단 간 측정동일성을 검증하는 연구는 아직까지 국내에서 활발하게 이루어지지 못해왔다. 주관적 안녕감의 경우도 마찬가지이다. 정서적 요소를 측정하는 SPANE 척도(Scale of Positive and Negative Experience)의 동일성이 최근 검증되었을 뿐(구재선, 2018), 인지적 요소에 해당하는 삶의 만족도를 측정하는 도구에 대한 측정동일성 검증은 아직까지 이루어지지 못했다. 삶의 만족은 한국에서 주관적 안녕감의 가장 신뢰롭고 포괄적인 측정치로 보고된 바 있기에(김완석, 김영진, 1997), 본 연구는 삶의 만족의 측정 도구로 국내외에서 가장 많이 사용되고 있는 SWLS 척도(Satisfaction With Life Scale)의 측정동일성을 검증했으며, 이를 통해서 SWLS 척도로 산출된 점수가 한국 내에서 연령과 성별이 다른 집단의 삶의 만족도를 비교하는데 활용될 수 있는지 확인하고자 하였다.

### SWLS 척도(Satisfaction With Life Scale)

SWLS는 주관적 안녕감의 인지적 요소를 측정하기 위해서 Diener, Emmons, Larsen, 그리고 Griffin(1985)이 개발한 삶의 만족 척도이다. 척도 개발 과정에서 Diener 등(1985)은 삶의 만족이 외적으로 부여된 기준(externally imposed standard)이 아니라 자신이 설정한 기준(a standard which each individual sets for him or herself)에 근거하여 판단된다는 점을 강조하였다. 비록 많은 사람들이 자신의 삶을 평가할 때 건강, 부유함, 결혼 상태 등과 같은 삶의 특정한 영역들을 중요하게 고려하지만, 각 영역에 부여하는 가중치는 개인마다 다르다는 것이다. 따라서 삶의 만족은 연구자가 제시한 구체적인 영역에 대한 만족의 합으로 측정되 기보다는 자신의 삶 전반에 대한 판단으로 측정되어야 한다고 주장했다.

전반적인 삶의 만족을 측정하는 척도는 기존에도 개발된 바가 있다. 그러나 Diener 등(1985)은 이러한 척도들에 다음과 같은 제한점이 있다고 지적했다. 첫째는 다수의 척도들이 단일 문항으로 이루어져서 신뢰도와 타당도를 검증할 수 없는 것과 같은 심리측정적인 제한점을 갖고 있다는 점이다. 둘째로 기존 척도들은 노인과 같은 특정한 표본을 위해서 개발된 것이기 때문에, 다른 집단을 대상으로 사용하기에는 적절하지 않다고 보았다. 끝으로 일부 척도들은 ‘열정(zest) 대 냉소(apathy)’와 같이 삶의 만족과 구별되는 요인을 포함하고 있기 때문에, 엄격한 의미에서 삶의 만족을 측정한다고 보기 어렵다고 하였다.

SWLS는 이러한 기존척도들의 한계를 보완하여 인지적 판단 과정으로서의 삶의 만족을 측정하는 다문항 척도이다. Diener 등(1985)은

먼저 삶에 대한 만족을 반영하는 48개의 문항을 개발하고, 탐색적 요인 분석을 통해서 만족 요인에 높게 부하된 10개의 문항을 선정했다. 그 후에 의미가 중복되는 5개 문항을 삭제함으로써 최종적으로 5문항의 삶의 만족 척도를 완성했다. 각 문항은 7점 리커트 척도로 측정되기 때문에, 5-35점 범위의 점수가 산출된다. 이 점수는 상대적으로 뿐 아니라 절대적으로 해석될 수 있으며, 5-9점은 자신의 삶에 매우 불만족, 15-19점은 약간 불만족, 21-25점은 약간 만족, 31-35점은 매우 만족하고 있음을 나타낸다.

이렇게 개발된 SWLS는 문항 수가 적음에도 불구하고 좋은 심리측정적 속성을 갖고 있는 것으로 확인되었다. 대학생과 노인을 대상으로 한 초기 타당화 연구들(Diener et al., 1985; Pavot, Diener, Colvin, & Sandvik, 1991)에서 SWLS는 높은 내적일치도와 검사-재검사 신뢰도를 보였고, 성격 지표들이나 다른 만족 척도들, 그리고 타인(면접관, 가족, 친구)의 평가 점수와도 적절한 수준의 상관을 나타내었다. 이러한 결과는 이후 실시된 방대한 연구들에서도 일관되게 나타났으며(자세한 내용은 Pavot & Diener, 2008; 2009), 국내에서 SWLS의 타당화 및 심리측정적 속성을 검토한 연구들(임낭연, 이화령, 서은국, 2010; 임영진, 2012)도 유사한 결과를 보고하였다.

그러나 SWLS의 요인구조에 대해서는 다소 상이한 견해가 존재한다. 먼저 초기 타당화 연구들(Diener et al., 1985; Pavot et al., 1991)은 주성분분석에서 단일요인이 추출되었고, 이러한 단일요인이 척도 변량의 65-74% 가량을 설명했다는 점에서 SWLS가 단일요인을 갖는다고 보았다. 이러한 단일요인 구조는 임낭연 등(2010)이 19개의 국내 연구 자료를 검토했을

때에도 합당한 것으로 나타났다.

그러나 일부 연구자들은 SWLS에 현재 시점을 참조하는 문항(1, 2, 3번)과 과거 시점을 참조하는 문항(4, 5번)이 포함되어 있으며, 따라서 위계적인 구조를 갖는 2차 요인의 2요인 구조(two-factor second-order model)로 보는 것이 더 타당하다고 주장한다(Hultell, & Gustavsson, 2008). 예를 들어 3번 문항(나는 내 삶에 대해서 만족한다)은 그 시점에서 자신의 상태를 묻는 문항이라면, 5번 문항(만약 내 삶을 다시 살 수 있더라도, 거의 아무것도 바꾸지 않을 것이다)은 지난 삶의 여정을 반영하기 때문에 현재 상태를 묻는 문항들과 다른 인지적 과정을 거치게 된다는 것이다. 이들의 경험적 연구에서 2요인 모형은 단일요인 모형보다 높은 적합도를 보였고, 한국 피험자를 대상으로 한 임영진(2012)의 연구에서도 2요인 모형이 더 적합한 것으로 나타났다.

한편 Wu와 Yao(2006)은 비록 2요인 모형의 적합도가 더 높을지라도, 단일요인과 2요인 모형의 적합도가 모두 수용 가능한 수준이고 현재 요인과 과거 요인 간의 상관이 모든 집단에서 .90 이상으로 높았다는 점을 들어 절약의 법칙(the principle of parsimony)에 따라 단일요인 모형을 수용하는 것이 더 타당하다고 하였다. 다른 연구자들도 같은 이유로 단일요인 모형을 지지하고 있으며, 4-5번 문항이 다른 문항들과 구분되는 속성을 지니는 문제는 이 문항들의 고유 변량 간에 공변을 허용함으로써 해결할 수 있다고 제안하였다(Bai, Wu, Zheng, & Ren, 2011; Clench-Aas, Nes, Dalgard, & Aarø, 2011). 이러한 수정된 단일요인 모형은 여러 연구들에서 기존의 1요인 모형보다 더 우수한 적합도를 보였다(Bai et al., 2011; Clench-Aas et al., 2011; Glaesmer, Grande,

Braehler, & Roth, 2011).

이렇듯 상이한 견해가 존재하기에, 본 연구는 한국 내 여러 집단을 대상으로 SWLS의 요인 구조를 검토했다. 2요인 모형과 수정된 단일요인 모형은 적합도가 동일하므로, 본 연구는 Wu와 Yao(2006), 그리고 Bai 등(2011)의 견해에 따라 단일요인 모형과 수정된 단일요인 모형의 적합도를 비교했으며, 이를 통해서 한국에서도 SWLS 척도의 4번과 5번 문항이 다른 문항들과 상이한 의미를 공유하는지 확인하고자 하였다.

### SWLS 척도의 측정동일성

SWLS의 타당화 연구가 여러 문화에서 다양한 집단을 대상으로 진행되어 왔던 것과 달리, 척도의 측정 동일성은 비교적 최근에 검토되기 시작하였다. 척도의 측정 동일성을 검증하는 대표적인 방법은 집단 간 동일성 제약을 점차 증가시킨 일련의 모델들에 대해서 다집단 확인적 요인분석(a multi-group confirmatory factor analysis: MG-CFA)을 실시하는 것이다. 구체적으로 1단계에는 동일성 제약 없는 모형에 대해 다집단 분석을 실시하여 형태동일성(configural invariance)을 검증한다. 이 모형이 지지되면, 각 집단에서 요인의 수가 동일하고 동일한 문항이 동일한 요인에 부하되는 패턴임을 의미한다. 따라서 각 집단은 동일한 개념적 틀을 사용하고 있다고 볼 수 있다. 형태동일성이 지지되면, 2단계로 요인부하량에 대한 동일화 제약을 추가하여 측정 동일성(metric invariance)을 검증한다. 이러한 모형이 지지되면, 집단 간에 요인의 수와 패턴 뿐 아니라 관찰변인과 잠재변인의 관계 또한 동일하다고 볼 수 있다. 따라서 관찰점수 1단위의 변화가

모든 집단에서 동일한 단위의 요인점수로 변화한다고 가정된다. 이러한 약한 동일성(weak invariance)이 지지되면, 각 집단은 동일한 문항을 동일한 방식으로 지각하고 해석하며, 잠재 요인에 대해서도 동일한 의미를 부여한다고 볼 수 있다. 측정 동일성이 지지되면 3단계로 절편의 동일성 제약을 추가한 모형에 대해서 척도 동일성(scalar invariance)을 검증한다. 이 모형이 지지되면 모든 집단에서 요인의 수와 패턴, 부하량, 및 절편(문항의 기저 수준)이 동일하여 강한 동일성(strong invariance)이 지지되었다고 볼 수 있다. 끝으로 4단계에는 문항의 오차변량에 대한 동일화 제약을 추가한 모형에 대해서 엄격한 동일성(strict invariance)을 검증한다. 이 동일성이 지지되면, 각 집단에서 요인의 수와 패턴, 부하량, 및 절편 뿐 아니라 측정오차까지 동일하다고 볼 수 있다(Byrne, 2004; 2008; Wu, Li, & Zumbo, 2007).

Emerson, Guhn, 그리고 Gadermann(2017)에 따르면, 1985년에서 2016년까지 30년간 출판된 논문들 중에서 이러한 방식으로 SWLS의 측정 동일성을 검증한 논문은 총 27편이었다. SWLS의 측정동일성은 주로 연령, 성별, 문화 집단 간의 동일성을 중심으로 연구되었으며, 그중에서 가장 높은 수준의 동일성이 지지 된 것은 성별 동일성이었다. Emerson 등(2017)은 성별 분석을 실시한 14편의 논문들 중에서 절반 이상의 논문이 절편 혹은 오차변량의 동일성을 확인했다고 보고하였다. 그러나 연령의 동일성을 분석한 9개 연구와 문화 집단 간 동일성에 대한 11개 연구 중에서 절편 이상의 동일성이 지지된 연구는 각각 1편씩에 불과했다. 이러한 결과를 토대로 Emerson 등(2017)은 성별 집단 간에 SWLS 점수의 평균을 비교하는 것은 타당하지만, 연령이나 문화 집단 간의

비교는 타당하지 않을 수 있다고 결론지었다.

이러한 시도들이 이루어지고 있음에도 불구하고, 한국인을 대상으로 SWLS의 측정 동일성을 검토한 연구는 아직까지 이루어지지 못했다. 심리적 현상을 측정하는 척도는 문화마다 그 의미가 다를 수 있으며, 요인구조나 부하량 등에 있어서도 문화적 차이가 존재할 수 있다(임낭연 등, 2010). 따라서 다른 문화권의 사람들을 대상으로 한 분석결과가 한국에서는 동일하게 나타나지 않을 수 있다. 이에 본 연구는 한국의 피험자를 대상으로 SWLS의 연령 및 성별 동일성을 검증했으며, 그 과정에서 선행연구들의 다음과 같은 제한점을 보완하고자 하였다.

첫째는 선행연구들마다 동일성지지 여부를 판단하는 기준이 상이하다는 점이다. 집단간 동일성은 추가적 제약을 가한 모형이 이전 모형과 적합도 차이가 없을 때 지지된 것으로 판단된다(Byrne, 2004; 2008). 그런데 일부 선행 연구들은 카이자승 차이값( $\Delta\chi^2$ )에 근거하여 적합도의 차이를 판단하였다. 예를 들어, 중국 대표표본 자료를 분석한 Bai 등(2011)은 카이자승 차이값이 유의한 것을 근거로 모든 요인 부하량을 연령집단 간에 동일하게 제약한 완전 측정 동일성(full metric invariance) 모형이 지지되지 않았다고 해석했다. 그러나 Cheung과 Rensvold (2002)은 카이자승 차이검증이 표본의 크기에 민감하여 큰 표본의 경우 적합한 모형을 기각할 수 있다고 지적하고, CFI 차이값( $\Delta CFI \leq -0.01$ )과 같은 다른 적합도 지수들을 더 좋은 지표로 권고하였다. 앞서 언급한 Bai 등(2011)의 분석에서 두 모형의 CFI는 0.99로 동일했으므로, 만일 연구자가 CFI에 근거했다면 완전측정 동일성이 지지된 것으로 판단 될 수 있었던 것이다. 이에 본 연구는 Cheung과

Rensvold(2002)가 권고한 바대로 CFI를 기준으로 동일성 모형의 지지 여부를 판단했다.

둘째는 일부 선행연구들이 절편의 동일성(scalar invariance)이 지지되었음에도 다음 단계인 오차변량의 동일성(strict invariance)을 검증하지 않았다는 점이다(예를 들면, Hultell & Gustavsson, 2008의 성별동일성 분석). Emerson 등(2017)에 따르면, 어느 수준까지 동일성이 지지되어야 하는가는 연구 목적에 따라 결정된다. 집단 간에 잠재요인을 비교하고자 한다면 절편의 동일성만으로 충분하지만, 관찰된 평균을 비교하려면 오차변량의 동일성이 지지되어야 한다는 것이다. 지금까지 삶의 만족도의 집단 간 비교는 주로 관찰변인의 수준에서 이루어져 왔고, 정책 수립이나 프로그램 평가 등에 활용될 때에도 잠재요인보다는 관찰점수가 활용되는 경우가 더 많다. 이러한 점에서 SWLS가 집단 간에 오차변량의 동일성을 보이는지를 확인하는 것은 현실적으로 의미 있는 정보를 제공해줄 수 있다. 이에 본 연구는 절편의 동일성이 지지된 경우 오차변량의 동일성을 검증하여 SWLS가 집단 간에 엄격한 수준의 동일성을 보이는지 확인하였다.

선행연구들의 또 다른 제한점은 일부 선행연구들이 측정동일성의 검증 과정에서 부분측정동일성(partial measurement invariance)의 가능성을 고려하지 않았다는 점이다(예를 들면, Hultell & Gustavsson, 2008; Moksnes, Løhre, Byrne, & Haugan, 2014). 그러나 Byrne, Shavelson, 및 Muthén(1989)은 집단 간 완전 동일성이 기각되었더라도 일부 문항에 동일성이 존재할 수 있으므로 부분 동일성이 검토되어야 한다고 주장하였다. 이러한 분석을 통해서 어떠한 문항이 집단의 영향에 민감한지를 파악할 수 있으며, 이를 통해 장차 문항을 수정

하는 데 도움이 될 수 있다는 것이다. 이에 본 연구는 동일성이 기각된 경우 일부 문항의 동일성 제약을 제거하여 부분 동일성 여부를 검증했다. 이러한 과정을 통해서 본 연구는 SWLS를 활용하여 한국인의 집단별 삶의 만족도를 비교하는 것이 타당한지를 보다 체계적으로 검증하고자 하였다.

## 방법

### 연구대상

성인 초기에 해당하는 대학생 433명과 중년의 성인 503명으로 구성된 총 936명의 자료를 분석했다. 대학생 집단에는 남자 195명, 여자 238명이 포함되었고, 연령 범위는 만17-28세 ( $M=20.85$ ,  $SD=2.21$ )이었다. 중년 집단(남자 237명, 여자 266명)은 고졸 이상의 학력자를 대상으로 했으며, 연령 범위는 만40-59세 ( $M=48.63$ ,  $SD=3.81$ )이었다. 대학생 집단은 서울과 경기지역 소재 대학교에서 심리학 교양 강좌를 수강하는 재학생에게 설문지를 실시하였고, 성인 집단의 경우 대학생의 부모님을 포함한 성인의 설문지를 받아오게 하였다. 응답자의 가정 경제생활 정도는 상 17명(1.8%), 중-상 181명(19.3%), 중-중 537명(57.4%), 중-하 173명(18.5%), 하 26명(2.8%), 미응답 2명(.2%)이었으며, 두 연령집단 간에는 가정의 경제생활 정도에 유의한 차이가 없었다.

### 측정도구

Diener 등(1985)의 삶의 만족 척도(SWLS)에 대한 조명한과 차경호(1998)의 번역본을 사용

하였다. 이 척도는 전반적인 삶에 대한 만족도를 측정하는 5문항으로 구성되어 있으며, 문항내용은 ‘문항1: 나는 대부분의 측면에서 내가 꿈꾸던 삶을 살고 있다(*In most ways my life is close to my ideal.*)’, ‘문항2: 나는 좋은 조건에서 살고 있다(*The conditions of my life are excellent.*)’, ‘문항3: 나는 내 삶에 대하여 만족한다(*I am satisfied with my life.*)’, ‘문항4: 지금까지 나는 삶에서 내가 원하는 중요한 것들을 소유해왔다(*So far I have gotten the important things I want in my life.*)’, ‘문항5: 만약 내 삶을 다시 살 수 있더라도, 나는 거의 아무 것도 바꾸지 않을 것이다(*If I could live my life over, I would change almost nothing.*)’이다. Diener 등(1985)과 동일하게 응답자는 각 문항에 대해 자신의 삶을 7점 리커트 척도로 평가했으며(1: 전혀 아니다, 7: 매우 그렇다), 각 집단에서의 신뢰도 계수(Cronbach  $\alpha$ )는 전체 집단 .841, 대학생 .803, 중년 .870, 남자 .847, 여자 .837로 양호하였다.

#### 분석 방법

먼저 각 집단별로 확인적 요인분석(confirmative factor analysis: CFA)을 실시하여 SWLS의 요인 구조를 파악하고 기저모형을 선정하였다. 그 후에 척도의 측정 동일성을 검증하기 위한 다집단 확인적 요인분석을 실시했다. Byrne(2004, 2008)에 따라 형태 동일성(configural invariance), 요인부하량 동일성(측정 동일성: metric invariance: weak invariance), 절편 동일성(척도 동일성: scalar invariance: strong invariance), 문항 잔차 동일성(strict invariance)의 순서로 검증했으며, 동일성이 기각된 경우 Byrne 등(1989)에 따라 부분측정동일성 여부를 확인했다.

모형의 적합도를 판단하는 지수로는 카이자

승( $\chi^2$ )과 함께 CFI(comparative fit index), TLI (Tucker-Lewis Index), RMSEA(Root mean square error of approximation)를 고려하였다. 일반적으로 CFI와 TLI는 .90 이상일 때, RMSEA는 .06보다 작을 때 적절한 모형으로 판단된다(홍세희, 2000).

위계적으로 내재된 모형들(hierarchically nested models) 간의 적합도 차이는 카이자승 차이값 ( $\Delta\chi^2$ )과 CFI 차이값( $\Delta\text{CFI}$ )으로 검증했다. 표본의 크기에 민감한  $\Delta\chi^2$ 보다는  $\Delta\text{CFI}$ 가 적합도 비교의 더 정확한 지표로 여겨지며, 더 제약된 후속 모형의 CFI가 이전 모형에 비해서 .01보다 적게 감소했다면 동일성이 지지된 것으로 판단된다(Chen, 2007; Cheung & Rensvold, 2002). 이러한 과정을 통해서 집단 간 측정동일성 혹은 부분측정동일성이 확인되면 잠재 평균분석을 실시하여 집단 간에 측정오차를 통제한 잠재평균의 차이가 유의한지 추가적으로 검증했다. 모든 자료 분석에는 SPSS25와 AMOS25를 사용했으며, 최대우도추정법으로 분석을 실시하였다.

#### 결 과

##### 측정 변인들 간의 상관관계 및 기술통계치

측정 문항에 대한 기술통계치와 상관계수를 표 1에 제시했다. SWLS 척도의 5문항은 표 1과 같이 모든 하위 집단에서 유의한 정적 상관관계를 보였다. 다음으로 자료가 정상분포 가정을 충족하는지 확인하기 위해서 왜도와 첨도를 검토하였다. 그 결과, Kline(2016)의 기준(왜도  $< 3$ , 첨도  $< 7$ )에 근거할 때, 자료가 최대우도추정법을 사용하기 위한 정상성 가정

표 1. 집단별 기술통계치 및 상관계수

	평균	SD	왜도	첨도	문항1	문항2	문항3	문항4	문항5
<u>대학생(n=433)</u>									
문항1	3.80	1.29	-.19	-.66	1.00				
문항2	4.75	1.27	-.59	-.04	.37**	1.00			
문항3	4.28	1.30	-.18	-.53	.68**	.50**	1.00		
문항4	4.48	1.25	-.34	-.35	.39**	.36**	.46**	1.00	
문항5	3.14	1.59	.57	-.39	.44**	.37**	.52**	.44**	1.00
<u>성인(n=503)</u>									
문항1	4.01	1.51	-.25	-.58	1.00				
문항2	4.35	1.41	-.30	-.33	.67**	1.00			
문항3	4.37	1.53	-.35	-.48	.67**	.67**	1.00		
문항4	4.09	1.43	-.28	-.52	.58**	.57**	.57**	1.00	
문항5	3.36	1.57	.32	-.54	.52**	.46**	.50**	.53**	1.00
<u>남자(n=432)</u>									
문항1	3.96	1.42	-.19	-.51	1.00				
문항2	4.54	1.35	-.47	-.33	.51**	1.00			
문항3	4.37	1.40	-.24	-.55	.70**	.56**	1.00		
문항4	4.16	1.35	-.28	-.43	.53**	.49**	.53**	1.00	
문항5	3.21	1.62	.48	-.53	.55**	.40**	.55**	.47**	1.00
<u>여자(n=504)</u>									
문항1	3.87	1.41	-.20	-.61	1.00				
문항2	4.54	1.37	-.43	-.15	.55**	1.00			
문항3	4.29	1.45	-.30	-.40	.66**	.62**	1.00		
문항4	4.36	1.37	-.41	-.33	.46**	.51**	.51**	1.00	
문항5	3.30	1.55	.39	-.46	.43**	.41**	.47**	.48**	1.00

\*\*  $p < .01$ 

을 충족한 것으로 확인되었다.

## 집단별 확인적 요인분석

다음으로 기저모형을 선정하기 위해서 두

개의 대안적 모형에 대한 집단별 확인적 요인 분석을 실시하였다. 첫 번째 모형은 SWLS의 모든 문항들이 하나의 잠재변인에 부하되는 단일요인 모형이고(기본 모형), 두 번째 모형은 선행연구자들(Bai et al., 2011; Clench-Aas et

구재선 / 삶의 만족 척도(Satisfaction With Life Scale: SWLS)의 연령 및 성별 측정 동일성 검증

표 2. 집단별 연구모형의 적합도 지수

	$\chi^2$	df	NC	CFI	TLI	RMSEA
<u>대학생</u>						
기본모형	22.417***	5	4.483	.975	.949	.090
수정모형	9.071	4	2.268	.993	.981	.054
<u>중년</u>						
기본모형	19.523**	5	3.905	.988	.976	.076
수정모형	4.494	4	1.124	1.000	.999	.016
<u>남자</u>						
기본모형	12.455*	5	2.491	.991	.983	.059
수정모형	10.547*	4	2.637	.992	.981	.062
<u>여자</u>						
기본모형	23.494***	5	4.699	.980	.961	.086
수정모형	7.122	4	1.780	.997	.992	.039

주. 수정모형은 4번과 5번 문항 잔차 간의 상관을 추가한 모형임

\*\*\*  $p < .001$  \*\*  $p < .01$ , \*  $p < .05$

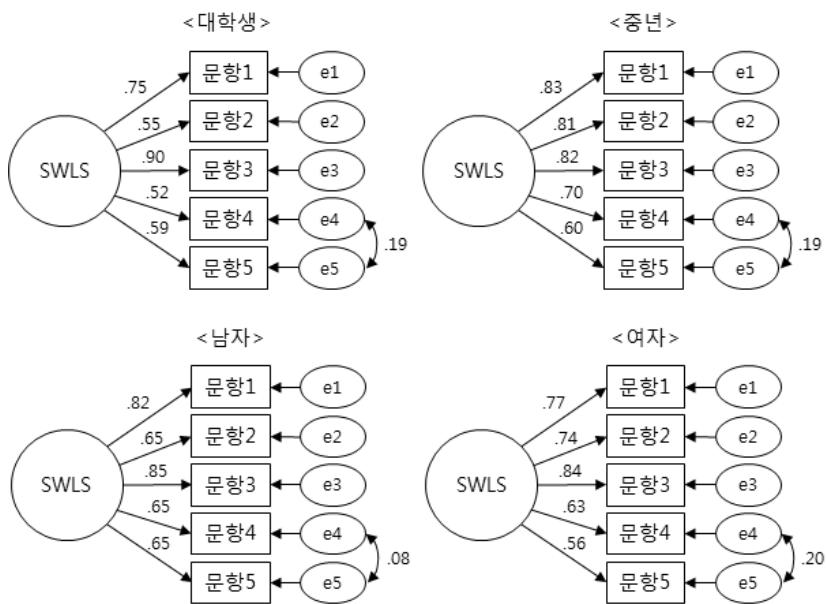


그림 1. 수정모형에 대한 집단별 확인적 요인분석의 표준화된 계수

al., 2011)의 제안에 따라 4번과 5번의 문항 잔차 간 상관을 추가한 모형이다(수정 모형). 두 모형 모두 1번 문항의 요인계수를 1로 고정하고 모형 적합도 지수를 비교했을 때, 표 2와 같이 남자집단을 제외한 모든 집단에서 기본 모형보다 수정 모형의 적합도가 더 양호했다. 구체적으로 기본모형의  $\chi^2$ 값은 모든 집단에서 통계적으로 유의했으나, 수정모형의 경우 남성 집단을 제외한 모든 집단에서  $\chi^2$ 값이 크게 감소했으며 통계적으로 유의하지 않았다. 다른 적합도 지수들도 마찬가지로 대학생, 중년, 여자 집단의 경우, 기본 모형보다 수정모형의 CFI와 TLI 값이 더 높고 RMSEA가 더 낮았다. 그러나 남자 집단에서는 두 모형의 적합도 지수들 간에 유의한 차이가 없었다. 총 4개 집단 중에서 3개의 집단에서 기본 모형보다 수

정 모형의 적합도가 크게 향상되었고 다른 한 집단도 적합도가 저하된 것은 아니기에 수정 모형을 기저모형으로 선정하였다. 기저모형의 집단별 계수 추정치는 그림 1과 같이 적절한 수준이었다.

#### 다집단 동일성 검증

##### 연령 동일성

기저모형에 대한 다집단 동일성 검증을 실시한 결과를 표 3에 제시했다. 먼저 아무런 제약을 가하지 않고 다집단 확인적 요인분석을 실시하여 집단 간 형태 동일성을 검증했다(모형1). 그 결과, 카이자승 값이 통계적으로 유의하지 않았고, TLI = .993, CFI = .997, RMSEA = .027로 모든 적합도 지수들이 수용

표 3. 다집단 동일성 검증의 적합도 지수

모형	$\chi^2$	df	CFI	RMSEA	$\Delta\chi^2$	$\Delta\text{CFI}$	결과
<b>연령 동일성</b>							
모형1: 형태동일성	13.567	8	.997	.027			수용
모형2: 완전측정동일성	44.559***	12	.983	.054	30.992***	.014	기각
모형3: 부분측정동일성	30.551*	11	.990	.044	16.985**	.007	수용
모형4: 완전절편동일성	132.475***	16	.938	.088	101.923***	.052	기각
모형5: 부분절편동일성	38.707***	14	.987	.043	8.155*	.003	수용
모형6: 완전잔차동일성	73.896***	19	.971	.056	35.190***	.016	기각
모형7: 부분잔차동일성	55.995***	18	.980	.048	17.288**	.007	수용
<b>성별 동일성</b>							
모형1: 형태동일성	17.670*	8	.995	.036			수용
모형2: 측정동일성	27.072**	12	.992	.037	9.402	.003	수용
모형3: 척도(절편)동일성	40.090**	17	.987	.038	13.018*	.005	수용
모형4: 잔차동일성	45.909**	22	.987	.034	5.819	.000	수용

\*\*\*  $p < .001$  \*\*  $p < .01$ , \*  $p < .05$

할만한 수준이었다. 따라서 SWLS 척도는 20대 대학생 집단과 40-50대 중년 집단에서 동일한 형태를 갖는 것으로 확인되었다.

다음으로 두 집단의 요인부하량을 동일하게 고정한 모형(모형2)에 대한 다집단 분석을 실시하고, 기저모형(모형1)과의 적합도 차이를 검토했다. 그 결과,  $\Delta\chi^2_{(4)} = 30.991, p < .001$ 로 카이자승 차이값이 유의했고,  $\Delta\text{CFI}$  또한 .014로 Cheung과 Rensvold(2002)가 제시한 기준보다 더 커졌다. 따라서 두 집단 간에 모든 요인부하량을 동일하게 제약한 완전측정동일성 모형(모형2)은 기각되었다. 이에 수정지수(modification indices)에 따라 3번 문항의 요인부하량 동일성 제약을 해제했을 때, 부분측정동일성 모형(모형3)은 기저모형(모형1)과  $\Delta\chi^2_{(3)} = 16.985, p < .01, \Delta\text{CFI} = .007$ 의 적합도 차이를 보였다. 비록 카이자승 차이가 유의했으나 카이자승 차이값은 사례수에 민감하고 CFI가 .01보다 적게 감소했기에 CFI 기준에 근거하여 모형3은 수용되었다.

부분측정동일성이 확인되었기에, 모형3에 절편의 동일성 제약을 추가한 모형의 적합도를 검토했다. 그 결과 완전절편동일성모형(모형4)은 이전 모형(모형3)과 적합도의 차이가  $\Delta\chi^2_{(5)} = 101.923, p < .001, \Delta\text{CFI} = .052$ 로 기준을 충족하지 못했고, 모형4의 RMSEA 또한 .088로 높아서 좋지 못한 모형으로 판단되었다. 이에 수정지수에 따라 2번과 4번 문항의 절편 동일성 제약을 해제했을 때, 부분절편동일성 모형(모형5)은 이전 모형(모형3)과  $\Delta\text{CFI} = .003$ 의 차이를 보여서 기준을 충족했다. 따라서 SWLS 척도는 두 연령집단 간에 부분 절편의 동일성을 갖고 있는 것으로 확인되었다.

끝으로 문항 잔차의 집단 간 동일성 제약을 추가한 모형(모형6)도 이전모형(모형5)과 적합

도 차이가  $\Delta\chi^2_{(5)} = 35.190, p < .001, \Delta\text{CFI} = .016$ 으로 완전잔차동일성을 가정한 모형이 기각되었다. 이에 수정지수에 따라 3번 문항의 잔차간 동일성 제약을 해제했을 때, 부분잔차동일성 모형(모형7)은 이전 모형(모형5)과의 CFI 차이가 .007로 기준을 충족했다. 따라서 SWLS 척도는 대학생과 중년집단 간에 형태 동일성, 부분측정 동일성, 부분절편 동일성 및 부분잔차의 동일성을 갖고 있는 것으로 확인되었다.

최종모형(모형7)에서의 집단별 계수 추정치들을 표 4에 제시하였다. 집단 간 차이가 있었던 문항의 계수 추정치를 검토했을 때, 3번 문항의 요인부하량은 대학생 .122, 중년 .99로 대학생 집단에서 더 높게 추정되었다. 2번과 4번 문항의 절편도 대학생 집단이 4.79와 4.52로 중년 집단의 4.29와 4.02보다 더 높게 추정되었다. 3번 문항의 오차의 경우, 대학생 .37, 중년 집단 .75로 중년 집단에서 측정오차가 더 큰 것으로 나타났다.

### 성별 동일성

성별 집단에 대해서도 동일한 방식으로 척도의 측정동일성을 검증했으며, 그 결과는 표 3에 제시되어 있다. 먼저 집단 간 동일성 제약을 가하지 않은 기저모형(모형1)의 적합도는  $\chi^2 = 17.670, p < .05, \text{TLI} = .987, \text{CFI} = .995, \text{RMSEA} = .036$ 으로 카이자승값을 제외한 모든 적합도 지수들이 기준을 충족했다. 따라서 성별 형태동일성 모형은 지지되었으며, SWLS는 남녀 집단에서 동일한 요인 구조를 갖고 있는 것으로 확인되었다.

다음으로 요인부하량에 동일성 제약을 추가한 모형(모형2)과 기저모형의 적합도를 비교했다. 그 결과,  $\Delta\chi^2_{(4)} = 9.402, p = .052, \Delta\text{CFI} =$

표 4. 최종모형의 집단별 계수 추정치

	대학생		중년		남자		여자	
$\lambda_{11}$	1.00	(.75)	1.00	(.83)	1.00	(.79)	1.00	(.79)
$\lambda_{21}$	.84	(.64)	.84	(.75)	.85	(.70)	.85	(.70)
$\lambda_{31}$	<b><u>1.22</u></b>	<b><u>(.89)</u></b>	<b><u>.99</u></b>	<b><u>(.82)</u></b>	1.08	(.85)	1.08	(.85)
$\lambda_{41}$	.77	(.57)	.77	(.68)	.78	(.64)	.78	(.64)
$\lambda_{51}$	.84	(.53)	.84	(.64)	.85	(.60)	.85	(.60)
$\tau_1$	3.89		3.89		3.91		3.91	
$\tau_2$	<b><u>4.79</u></b>		<b><u>4.29</u></b>		4.54		4.54	
$\tau_3$	4.32		4.32		4.33		4.33	
$\tau_4$	<b><u>4.52</u></b>		<b><u>4.02</u></b>		4.27		4.27	
$\tau_5$	3.24		3.24		3.26		3.26	
$\Theta_1$	.72		.72		.75		.75	
$\Theta_2$	.91		.91		.95		.95	
$\Theta_3$	<b><u>.37</u></b>		<b><u>.75</u></b>		.58		.58	
$\Theta_4$	1.08		1.08		1.11		1.11	
$\Theta_5$	1.61		1.61		1.60		1.60	

주. 괄호 안은 표준화된 계수임.  $\lambda = 1\sim 5$ 번 문항에서 잠재변인으로의 요인부하량,  $\tau = 1\sim 5$ 번 문항의 절편,  $\Theta = 1\sim 5$ 번 문항의 잔차

.003으로 두 모형 간에 적합도의 차이가 없었다. 따라서 성별 측정동일성 모형은 지지되었으며, SWLS는 남녀 집단 간에 형태 뿐 아니라 요인 부하량도 동일한 것으로 확인되었다.

이에 각 문항의 절편들에 성별 동일성 제약을 추가한 모형(모형3)의 적합도를 검토했을 때, 측정동일성 모형(모형2)과의 적합도 차이가  $\Delta\chi^2_{(5)} = 13.018$ ,  $p < .05$ ,  $\Delta CFI = .005$ 인 것으로 나타났다. 비록 카이자승 차이값은 유의했으나 CFI의 차이가 .01보다 적었기에 모형3은 지지된 것으로 판단되었다.

끝으로 문항 잔차의 집단 간 동일성 제약을 추가한 모형(모형4)의 경우도 이전 모형(모형3)

과 적합도의 차이가 없었다( $\Delta\chi^2_{(5)} = 5.819$ ,  $p = .324$   $\Delta CFI = .000$ ). 따라서 모형4는 지지되었으며, SWLS 척도는 남성과 여성 집단에서 형태, 요인부하량, 절편, 그리고 문항 잔차가 모두 동일한 것으로 확인되었다.

#### 집단 간 잠재평균 분석

SWLS 척도는 연령 집단 간에 부분측정동일성, 성별 집단 간에 완전 측정동일성을 보였기에 각 집단의 잠재평균을 비교하는 것이 가능하다. 이에 집단별 잠재평균의 차이가 유의한지 추가로 분석했다. 먼저 대학생 집단의

잠재 평균을 0으로 고정했을 때, 중년집단의 추정된 잠재평균은 .173,  $p = .038$ , 효과크기는  $d = .135$ 이었다. 효과크기는 .2이하면 작은 차이, .5 수준이면 중간수준, .8 이상이면 큰 차이임을 고려할 때(김주환, 김민규, 홍세희, 2009), 중년 집단은 대학생보다 삶의 만족도의 잠재평균이 조금 높으나 그 차이는 크지 않다고 볼 수 있다. 성별 잠재평균의 경우, 남성 집단의 잠재 평균을 0으로 고정했을 때 여성 집단의 추정된 잠재평균은 -.017,  $p = .834$ 이었다. 따라서 남녀 집단 간에는 SWLS로 측정된 삶의 만족도의 잠재평균에 통계적으로 유의한 차이가 없었다.

## 논 의

SWLS는 주관적 안녕감의 인지적 요소인 삶의 만족도를 측정하는 도구로 가장 많이 사용되는 척도이다. 본 연구는 대학생과 중년의 성인 남녀를 대상으로 SWLS 척도의 요인구조와 측정 동일성을 검토했으며, 그 결과와 시사점을 정리하면 다음과 같다.

첫째, 먼저 확인적 요인분석을 통해서 SWLS의 요인구조를 검토했을 때, 4번과 5번 문항의 고유변량 간 공변을 허용한 수정된 단일요인 모형이 기존의 1요인 모형보다 더 적합한 것으로 나타났다. 이는 중국(Bai et al., 2011), 노르웨이(Clench-Aas et al., 2011), 독일(Glaesmer et al., 2011) 등 여러 국가들에서 이루어진 선행연구들과 일치하는 결과이다. 따라서 한국에서도 SWLS의 5개 문항은 모두 전반적인 삶의 만족이라는 같은 의미를 측정하지만, 4-5번 문항은 다른 문항들과 구별되는 속성을 공유하는 것으로 확인되었다. 4번과 5번 문항은

지나온 삶 전체에 대한 합산적 평가를 반영한다는 점에서 현재 상태의 만족을 묻는 1-3번 문항과 차이가 있다. 따라서 이 척도를 사용하는 연구자들은 SWLS에 서로 다른 시점에 대한 문항이 포함되어 있음을 고려할 필요가 있어 보인다. 만일 연구자가 특히 현재의 삶에 대한 만족에 관심이 있다면, Pavot과 Diener (2008)의 권고대로, 과거 시점을 반영하는 문항을 제외하고 사용하거나 아니면 참조 시점을 보다 명확하게 수정한 TSWLS(Temporal Satisfaction With Life Scale: Pavot, Diener, & Suh, 1998)를 사용하는 것이 더 타당할 것이다.

수정된 단일요인 모형과 2요인 모형은 적합도가 동일하기 때문에, 모형 선택은 이론과 합리적인 근거에 따라 이루어져야 한다. 본 연구가 수정된 단일요인 모형을 선택한 이유는 국내외 많은 선행연구들에서 단일요인이 변량의 상당 부분을 설명하는 것으로 나타났고(임낭연 등, 2010; Diener et al., 1985; Pavot et al., 1991; Pavot & Diener, 2008; 2009), 현재 요인과 과거 요인 간에 상관이 높은 것으로 보고되어서(Bai et al., 2011; Clench-Aas et al., 2011) 두 요인을 독립된 요인이라고 보기 어렵기 때문이었다. 또한 단일요인 구조는 이요인 구조보다 해석이 용이할 뿐 아니라 SWLS를 개발한 Diener 등(1985)의 견해와도 이론적으로 부합된다. 그러나 연구자가 시간적 조망에 따른 결과의 차이를 확인하고자 한다면 임영진(2012)과 같이 두 요인을 구분하여 각각의 결과를 비교하는 것도 가능할 것이다.

둘째로 SWLS는 성별 집단 간에 형태, 요인부하량, 절편, 및 오차변량이 모두 동일하여서, 엄격한 수준의 성별 동일성(strict invariance)을 갖고 있는 것으로 확인되었다. 이러한 결과는 남성과 여성의 동일한 개념적 틀을 갖고

SWLS의 모든 문항들을 동일한 방식으로 이해하고 해석하며 동일한 의미를 부여하고 있음을 의미한다. 나아가 SWLS는 성별 집단 간에 모든 문항의 기저 수준과 체계적, 비체계적 오차변량이 동일하다고 볼 수 있다. SWLS가 엄격한 수준의 성별 동일성을 보인다는 것은 다른 문화권에서 실시된 여러 선행연구들(Bai et al., 2011; Clench-Aas et al., 2011; Esnaola, Benito, Antonio-Agirre, Freeman, & Sarasa, 2017; Tomás, Gutiérrez, Sancho, & Romero, 2015; Wu, & Yao, 2006)과도 일치하는 결과이다. 따라서 삶의 만족도의 성별 차이를 검증하기 위해서 SWLS로 산출된 잠재평균이나 관찰점수를 비교하는 것은 타당하다고 볼 수 있다. 아울러 SWLS의 관찰점수들의 성별 차이를 검증한 선행 연구들(한민, 최인철, 김범준, 이훈진, 2012; Lucas, & Gohm, 2000)의 결과들도 모두 수용이 가능할 것이다.

그러나, 성별 동일성과 달리, SWLS의 연령별 동일성은 부분 측정 동일성만이 지지되었다. 이미 선행연구들에서도 SWLS가 연령 집단 간에 동일성이 낮은 것으로 보고된 바 있기에 (Emerson et al., 2017), SWLS 점수의 연령차를 검증할 때에는 분석방법을 선정하고 결과를 해석함에 있어서 세심한 주의를 기울일 필요가 있어 보인다.

본 연구에서 연령 집단 간에 차이를 보인 문항은 2, 3, 4번이었다. 그 중에서 3번 문항(나는 내 삶에 대해서 만족한다)은 연령 집단 간에 요인부하량과 오차변량이 동일하지 않았다. 따라서 3번 문항은 대학생과 중년 집단에서 서로 다른 방식으로 이해되고 해석될 뿐 아니라, 측정 오차에도 차이가 있다고 볼 수 있다(Byrne, 2004; 2008). 본 연구에서 3번 문항의 요인부하량은 대학생 집단에서 더 높았고,

오차변량은 중년 집단에서 더 커다. 이러한 결과는 삶의 만족에 다양한 측면이 존재하기 때문일 수 있다. 서은국과 구재선(2011)에 따르면, 삶에 대한 만족은 삶의 개인적(individual) 측면, 관계적(relational) 측면, 그리고 집단적(collective) 측면에 대한 만족으로 구성된다. 한국사회에서 삶의 개인적 측면은 젊은 세대의 행복경험과 더 관련이 깊고, 사회적 관계와 소속 집단은 나이든 세대의 행복에 더 중요한 것으로 보고된 바 있다(구재선, 김의철, 2006). 이것은 한국문화가 전통적인 수직적 집단주의에서 수평적 개인주의로 변화하는 과정에서 각 연령집단의 성장배경과 선호가치가 상이하기 때문이거나(한규석, 신수진, 1999), 각 연령집단이 당면한 발달 과업이 상이하기 때문일 수 있다. 따라서 삶의 개인적 측면에 대한 만족을 반영하는 3번 문항이 대학생 집단에서 잠재변인과 더 높은 관련을 보이고 중년 집단에서 오차가 더 크게 나타났을 가능성이 있다.

한편 SWLS의 2번(나는 좋은 조건에서 살고 있다)과 4번(지금까지 나는 삶에서 내가 원하는 중요한 것들을 소유해왔다) 문항은 연령 집단 간에 절편이 동일하지 않아서 중년보다 대학생 집단의 절편이 더 높게 추정되었다. 2번과 4번 문항은 자신의 외적인 삶의 여건에 대한 평가를 반영한다. 따라서 20대 연령의 대학생들이 중년집단 보다 삶의 외적인 측면에 대해 만족하는 기저수준이 더 높다고 볼 수 있다.

이렇듯 SWLS는 대학생과 중년 집단 간에 심리측정적 속성이 동일하지 않은 문항을 포함하고 있기 때문에, 이 척도를 사용하여 연령차를 비교하는 것이 가능한지에 대한 의문이 제기될 수 있다. Schoot, Lugtig, 그리고 Hox(2012)는 집단 간 완전측정동일성이 지지되

지 않았더라도 두 개 이상의 요인 부하량과 절편이 동일하다면 오차를 통제한 잠재 요인의 평균을 비교하는 것이 가능하다고 하였다. 그러나 관찰된 점수들의 합산이나 평균을 비교하려면 완전척도동일성이 지지되어야 한다는 것이다. 따라서 SWLS를 사용하여 연령별 삶의 만족도를 비교하고자 한다면 관찰점수를 비교하는 변량분석(analysis of variance: ANOVA) 보다는 측정오차를 통제한 잠재평균분석(latent mean analysis)을 실시하는 것이 더 타당할 것이다.

이상의 결과와 시사점에도 불구하고, 본 연구에는 다음과 같은 제한점이 있기에 이를 보완한 후속연구가 이루어질 필요가 있다. 첫째, 본 연구의 가장 큰 제한점은 표본이 제한되어 있다는 점이다. SWLS는 대학생을 대상으로 문항이 개발되었기 때문에(Diener et al., 1985), 본 연구는 대학생과 중년기 성인 집단을 비교하였다. 그러나 대학생은 성인 초기의 전체 집단을 대표할 수 없으며, 두 집단 간에는 연령 이외의 다른 차이가 존재할 가능성성이 있다. 이러한 경우 본 연구의 결과는 연령별 동일성 보다는 대학생과 중년이라는 서로 다른 집단 간의 측정동일성을 의미하게 된다. 또한 본 연구는 지역적 차이를 고려하지 못했고, 고졸 이상의 성인 집단이 대학생과 동등한 비교 집단이 아닐 수도 있다. 측정 동일성 연구는 비교가능한 수준의 동질적 집단을 분석하는 것이 중요하기에, 연령의 효과를 보다 정확하게 파악하기 위해서는 향후 엄격한 표집에 의해 연령별 대표표본을 표집한 후 본 연구의 결과를 재확인하는 작업이 필요할 것이다. 그 과정에서 학력수준을 보다 세분화하여 대학에 입학한 적이 있는 중년 집단과 대학생을 비교하는 것 또한 의미가 있을 것이다.

둘째는 본 연구에서 사용된 부분 측정 동일성 분석이 다분히 탐색적이라는 점이다. Byrne 등(1989)은 이러한 문제를 보완하기 위해서 표본을 절반으로 나누어 교차타당화(cross-validation)를 할 것을 권고하였다. 그러나 본 연구는 사례수가 충분하지 않아서 교차타당화 작업이 이루어지지 못했다. 따라서 본 연구의 결과를 일반화하기 위해서는 새로운 표본을 대상으로 후속 연구가 이루어져야 하며, 이를 통해서 모델이 자료에 의해서 영향을 받지 않는다는 것을 확인할 필요가 있을 것이다.

셋째로 본 연구는 SWLS의 측정동일성으로 가장 많이 연구되고 있는 연령과 성별 동일성을 검토했으나, 그 외의 다른 집단들에서의 측정동일성 여부를 확인하지 못했다. 따라서 후속 연구에서는 문화, 교육수준, 경제적 여건 등이 다른 집단들에서 SWLS의 측정 동일성을 확인할 필요가 있으며, SWLS 척도의 종단적 동일성 검증 또한 후속연구의 과제로 남아있다.

끝으로 본 연구는 삶의 만족도를 측정하는 SWLS의 측정 동일성을 검토했다. 그러나 그 밖의 다른 심리적 속성들에 대해서도 집단별 비교가 빈번하게 이루어지고 있다. 이러한 시도들이 의미 있는 결과를 도출하려면 측정 동일성이 전제되어야 하기에, 향후 다양한 심리 척도들의 집단별 동일성 여부에 대한 검증이 꾸준히 이루어지기를 기대한다.

## 참고문헌

- 구재선 (2018). 한국판 긍정적 및 부정적 경험 척도(SPANE): 요인구조 및 성별 측정 동

- 일성. *감성과학*, 21(3), 103-114.
- 구재선, 김의철 (2006). 한국인의 행복 경험에 대한 토착문화심리학적 접근. *한국심리학회지: 사회문제*, 12(2), 77-100.
- 김완석, 김영진 (1997). 주관적 안녕 척도: 공동생활 및 활동과의 관련. *한국심리학회지: 사회문제*, 3(1), 61-81.
- 김주환, 김민규, 홍세희 (2009). 구조방정식모형으로 논문 쓰기. 서울: 커뮤니케이션북스.
- 서은국, 구재선 (2011). 단축형 행복 척도 (COMOSWB) 개발 및 타당화. *한국심리학회지: 사회 및 성격*, 25(1), 95-113.
- 임낭연, 이화령, 서은국 (2010). 한국에서의 Diener의 삶의 만족 척도 (Satisfaction With Life Scale: SWLS) 사용 연구 개관. *한국심리학회지: 일반*, 29(1), 21-47.
- 임영진 (2012). 한국판 삶의 만족도 척도의 신뢰도와 타당도: 경찰공무원, 대학생, 청소년을 대상으로. *한국심리학회지: 일반*, 31(3), 877-896.
- 조명한, 차경호 (1998). 삶의 질에 대한 국가적 비교. 서울: 집문당.
- 한규석, 신수진 (1999). 한국인의 선호가치 변화-수직적 집단주의에서 수평적 개인주의로. *한국심리학회지: 사회 및 성격*, 13(2), 293-310.
- 한민, 최인철, 김범준, 이훈진 (2012). 한국 대학생의 성차: 정서, 사고방식, 가치관을 중심으로. *조사연구*, 13(3), 33-62.
- 홍세희 (2000). 구조 방정식 모형의 적합도 지수 선정기준과 그 근거. *한국심리학회지: 임상*, 19(1), 161-177.
- Bai, X., Wu, C., Zheng, R., & Ren, X. (2011). The psychometric evaluation of the Satisfaction with Life Scale using a nationally representative sample of China. *Journal of Happiness Studies*, 12(2), 183-197.
- Byrne, B. M. (2004). Testing for multigroup invariance using AMOS graphics: A road less traveled. *Structural Equation Modeling*, 11, 272-300.
- Byrne, B. M. (2008). Testing for multigroup equivalence of a measuring instrument: A walk through the process. *Psicothema*, 20, 872-882.
- Byrne, B. M., Shavelson, R. J., & Muthén, B. (1989). Testing for the equivalence of factor covariance and mean structures: The issue of partial measurement invariance. *Psychological Bulletin*, 105, 456-466.
- Chen, F. F. (2007). Sensitivity of goodness of fit indexes to lack of measurement invariance. *Structural Equation Modeling*, 14, 464-504.
- Cheung, G. W., & Rensvold, R. B. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modeling*, 9, 233-255.
- Clench-Aas, J., Nes, R. B., Dalgard, O. S., & Aarø, L. E. (2011). Dimensionality and measurement invariance in the Satisfaction with Life Scale in Norway. *Quality of Life Research*, 20(8), 1307-1317.
- Diener, E. (1984). Subjective well-being. *Psychological Bulletin*, 95, 542-575.
- Diener, E., Emmons, R. S., Larsen, R. J., & Griffin, S. (1985). The satisfaction with life scale. *Journal of Personality Assessment*, 49, 71-75.
- Diener, E., Suh, E. M., Lucas, R. E., & Smith, H. L. (1999). Subjective well-being: Three decades

- of progress. *Psychological Bulletin*, 125, 276-302.
- Emerson, S. D., Guhn, M., & Gadermann, A. M. (2017). Measurement invariance of the Satisfaction with Life Scale: Reviewing three decades of research. *Quality of Life Research*, 26, 2251-2264.
- Esnaola, I., Benito, M., Antonio-Agirre, I., Freeman, J., & Sarasa, M. (2017). Measurement invariance of the Satisfaction With Life Scale (SWLS) by country, gender and age. *Psicothema*, 29(4), 596-601.
- Glaesmer, H., Grande, G., Braehler, E., & Roth, M. (2011). The German Version of the Satisfaction With Life Scale (SWLS). *European Journal of Psychological Assessment*, 27(2), 127-132.
- Hultell, D., & Gustavsson, J. P. (2008). A psychometric evaluation of the Satisfaction with Life Scale in a Swedish nationwide sample of university students. *Personality and Individual Differences*, 44, 1070-1079.
- Kline, R. B. (2016). *Principles and practice of structural equation modeling* (4th ed.). New York: Guilford Press.
- Lucas, R. E., & Gohm, C. L. (2000). Age and sex differences in subjective well-being across cultures. In E. Diener & E. M. Suh (Eds.), *Culture and subjective well-being*, (pp. 291-318.). Cambridge, MA: MIT Press.
- Moksnes, U. K., Løhre, A., Byrne, D. G., & Haugan, G. (2014). Satisfaction with Life Scale in Adolescents: Evaluation of factor structure and gender invariance in a Norwegian sample. *Social Indicators Research*, 118, 657-671.
- Pavot, W., & Diener, E. (2008). The Satisfaction With Life Scale and the emerging construct of life satisfaction. *The Journal of Positive Psychology*, 3(2), 137-152.
- Pavot, W., & Diener, E. (2009). Review of the Satisfaction With Life Scale. In E. Diener (Ed.), *Assessing well-being: The collected works of Ed Diener* (pp. 101-117). NY: Springer Science.
- Pavot, W., Diener, E., Colvin, C., & Sandvik, E. (1991). Further validation of the Satisfaction with Life Scale: Evidence for the cross-method convergence of well-being measures. *Journal of Personality Assessment*, 57, 149-161.
- Pavot, W., Diener, E., & Suh, E. (1998). The Temporal Satisfaction With Life Scale. *Journal of Personality Assessment*, 70, 340-354.
- Schoot, R., Lugtig, P., & Hox, J. (2012). A checklist for testing measurement invariance. *European Journal of Development Psychology*, 9, 486-492.
- Tomás, J. M., Gutiérrez, M., Sancho, P., & Romero, I. (2015). Measurement invariance of the Satisfaction With Life Scale (SWLS) by gender and age in Angola. *Personality and Individual Differences*, 85, 182-186.
- Wu, A. D., Li, Z., & Zumbo, B. D. (2007). Decoding the meaning of factorial invariance and updating the practice of multi-group confirmatory factor analysis: A demonstration with TIMSS data. *Practical Assessment, Research & Evaluation*, 12(3), 1-26.
- Wu, C., & Yao, G. (2006). Analysis of factorial invariance across gender in the Taiwan version

of the Satisfaction with Life Scale. *Personality  
and Individual Differences*, 40, 1259-1268.

논문 투고일 : 2019. 09. 06

1차 심사일 : 2019. 09. 10

게재 확정일 : 2019. 11. 29

## **Measurement Invariance of the Satisfaction with Life Scale (SWLS) across Age and Gender in Korea**

**Jaisun Koo**

Chung-Ang University

The Satisfaction With Life Scale (SWLS) is the most widely used instrument to measure life satisfaction. This study examined the factor structure and measurement equivalence of SWLS across age and gender in Korea. A total of 936 data were analyzed, comprising 433 college students (195 males and 238 females) and 503 middle-aged adults (237 males and 266 females). The results are as follows. Firstly, the data supported a modified single-factor model with correlations between error variances of items 4 and 5. Therefore, items 4 and 5 reflecting the past were found to share a distinct meaning with other items. Secondly, SWLS showed full strict invariance by gender, but only showed partial strict invariance between college students and middle-aged adults. These results indicate that meaningful comparisons of SWLS scores across gender may be valid, but careful attention should be paid when comparing age groups.

*Key words : Satisfaction with life scale, life-satisfaction, measurement invariance, subjective well-being*