

한국판 긍정적 및 부정적 경험 척도(SPANE): 요인구조 및 성별 측정 동일성

Scale of Positive and Negative Experience (SPANE): Factor Structure and
Measurement Invariance Across Gender in Korea

구재선**†
Jaisun Koo**†

*중앙대학교 다빈치교양대학

*Da Vinci College of General Education, Chung-ang University

Abstract

The Scale of Positive and Negative Experience (SPANE) is a newly developed emotional scale to measure well-being that was designed to overcome the limitations of the previous emotional scales (Diener et al., 2010). It comprises 12 items that measure positive and negative emotional experiences, including general (e.g., positive, negative) and specific (e.g., joyful, sad) items. It also reflects all levels of arousal. This study examined the factor structure and gender invariance of the Korean version of the SPANE. For this purpose, responses to the scale of a sample of 551 Korean college students (276 males and 275 females) were analyzed. The results exhibited high internal consistency reliability and construct validity for a Korean population. Furthermore, the configural, metric, and scalar invariance of the SPANE held across gender. These results suggest that the Korean version of the SPANE is a valid scale for measuring the emotional experiences of Korean students, and it is appropriate to use in future studies of gender difference in emotional well-being.

Key words: Measurement Invariance, Negative Emotion, Positive Emotion, Scale Validation, Subjective Well-being

요약

SPANE(the Scale of Positive and Negative Experience) 척도는 기존 정서 측정도구의 한계를 보완하기 위해 Diener 등(2010)이 개발한 정서적 안녕감 척도이다. 이 척도는 긍정적 정서와 부정적 정서 경험을 측정하는 총 12문항으로 구성되어 있으며, 포괄적 정서(e.g. positive, negative)와 구체적 정서(e.g. joyful, sad) 문항이 포함되어 있다. 각성수준의 측면에서도 고(e.g. joy, angry), 중(e.g. happy, afraid), 저(e.g. contented, sad) 각성 정서들이 모두 반영되어 있다. 본 연구는 한국판 SPANE 척도의 요인구조 및 성별 측정 동일성을 검토하였다. 이를 위해서, 한국 대학생 총 551명(남자 276, 여자 275)의 자료를 분석했다. 그 결과, SPANE 척도는 양호한 수준의 신뢰도와 요인 타당도를 보였다. 또한 남녀 집단 간에 요인구조, 요인부하량, 절편이 동일한 것으로 나타나서, 성별 척도 동일성이 확인되었다. 이러한 결과는 SPANE 척도가 한국에서도 대학생들의 정서적 안녕감을 측정하기에 적합한 척도일 뿐 아니라 성별 차이를 비교하는 타당한 도구가 될 수 있음을 시사한다.

주제어: 측정 동일성, 부정 정서, 긍정 정서, 척도 타당화, 주관적 안녕감

† 교신저자 : 구재선 (중앙대학교 다빈치교양대학)
E-mail : susanna9@hanmail.net
TEL : 02-820-5956

1. 서론

최근 행복에 대한 사회적 관심이 증가하면서, 행복을 주제로 한 연구들이 많이 수행되고 있다. 행복이라는 현상을 과학적으로 연구하기 위해서는 이를 정의하고 측정하는 것이 필수적이다. 행복의 과학적 개념화는 Diener(1984)에 의해서 이루어졌다. 그는 행복이 외적인 삶의 조건들에 의해서 정의될 수 없는 개인의 내적 경험이라는 점에 주목하여 주관적 안녕감(subjective well-being)의 개념을 제안하였다. 주관적 안녕감은 자신의 삶 전반에 대한 개인의 주관적인 평가를 의미하며, 삶의 만족(인지적 요소)과 정서적 안녕감(정서적 요소)으로 구성된다(Diener, 1984; Diener et al., 1999). 삶의 만족(life-satisfaction)이란 자신의 삶에 대한 의식적인 평가이고, 정서적 안녕감(emotional well-being)은 사건에 대한 즉각적인 긍정적 및 부정적 정서 반응이다. 긍정적 정서와 부정적 정서는 단일 선상의 양극단이 아니라 서로 독립적인 차원이기 때문에(Bradburn, 1969), 주관적 안녕감은 삶의 만족, 긍정적 정서, 부정적 정서로 구성된 다면적 복합체로 볼 수 있다(Diener et al., 2003).

주관적 안녕감의 개념이 정립된 이후에 이를 측정하기 위한 여러 척도들이 개발되었다. 그 중에서 가장 보편적으로 사용되는 척도는 SWLS(The Satisfaction With Life Scale; Diener et al., 1985)와 PANAS 척도(the Positive and Negative Affect Schedule; Watson et al., 1988)이다. SWLS는 삶의 만족을 측정하는 대표적인 척도로 이미 많은 문화권에서 다양한 방식으로 타당화되었을 뿐 아니라, 국내에서도 신뢰도와 타당도 및 심리 측정적 속성이 검증된 바 있다(Lim, 2012; Lim et al., 2010). 그러나 SWLS는 자신의 삶에 대한 인지적 평가만을 반영하기 때문에, 주관적 안녕감을 파악하기 위해서는 정서적 경험의 측정 도구가 추가로 사용되어야 한다.

지금까지 정서적 안녕감의 측정에 가장 많이 사용된 척도는 PANAS이다. 그러나 Diener 등(2010)은 PANAS에 다음과 같은 한계가 있다고 지적하였다. 첫째, PANAS는 정서를 측정하는 도구임에도 불구하고 정서 어휘로 볼 수 없는 형용사들이 다수 포함되어 있다. 실제로 PANAS의 “강한(strong)”, “기민한(alert)”,

“단호한(determined)”과 같은 문항들은 정서적 반응을 측정한다고 보기 어렵다. 둘째, PANAS에는 다양한 정서들이 골고루 분포되어 있지 못하다. 예를 들어, PANAS에는 “조바심 나는(jittery),” “신경질적인(nervous),” “겁에 질린(scared),” “두려운(afraid)”과 같은 불안 관련 문항들이 과도하게 많이 포함되어 있는 반면에, “슬픈(sad),” “우울한(depressed)”과 같은 기본 정서는 포함되어 있지 않다. 끝으로, PANAS 척도는 고각성(high arousal) 정서들(e.g. anxiety, enthusiasm) 위주로 구성되어서 저각성(low arousal) 정서들(e.g. peace, serenity, calm, relaxed)의 측정에 다소 소홀한 측면이 있다. 동양 문화권에서는 저각성 정서들이 상대적으로 더 중요하게 여겨진다는 점을 고려할 때(Tsai et al., 2006), 정서의 문화적 특수성을 적절히 반영하지 못하고 있는 것이다. 이러한 점에서 Diener 등(2010)은 PANAS가 비록 임상 척도로는 손색이 없을 지라도 정서적 안녕감을 측정하기에는 적합하지 않을 수 있다고 주장했다.

SPANE(the Scale of Positive and Negative Experience)은 PANAS의 이러한 한계를 보완하기 위하여 새롭게 개발된 정서 경험 척도(Diener et al., 2010)이며, 최근 들어 행복과 긍정심리학 분야의 국내 연구들에서 점차 사용이 증가하고 있다(Koo & Suh, 2015; Lim et al., 2013; Shin et al., 2013). 그러나 국내에서 여러 차례에 걸쳐 PANAS의 신뢰도와 타당도가 검증되었던 것과 달리(Lee et al., 2003; Park & Lee, 2016), SPANE 척도에 대한 타당화 연구는 아직까지 수행되지 못하였다. 따라서 본 연구를 통하여 한국인 피험자들을 대상으로 SPANE 척도의 심리측정적 속성(psychometric properties)을 검토하고 척도의 적용 가능성을 경험적으로(empirically) 검증하고자 하였다.

2. 이론적 배경

2.1. 긍정적 및 부정적 경험 척도(SPANE)

SPANE 척도(Diener et al., 2010)는 주관적 안녕감의 정서적 요소를 측정하는 도구로, 긍정 정서 6문항과 부정 정서 6문항의 총 12문항으로 구성되어 있다.

긍정 및 부정 정서 모두 3문항은 포괄적(*general*) 정서를 측정하고(e.g. *positive, negative*), 나머지 3문항은 구체적(*specific*) 정서를 측정한다(e.g. *joyful, sad*). 각 성수준의 측면에서도 고(e.g. *joy, angry*), 중(e.g. *happy, afraid*), 저(e.g. *contented, sad*) 각성 정서들이 모두 포함되어 있다. 응답자는 지난 4주 동안 자신의 활동이나 경험을 회상한 후에 각 감정을 경험한 시간의 양을 보고하며, 이를 통해 긍정적 정서(P), 부정적 정서(N), 정서 균형($B = P - N$) 점수가 산출된다.

Diener et al.(2010)은 기존 정서 척도에 비해 SPANE 척도가 갖는 이점을 다음과 같이 설명했다. 첫째는 SPANE 척도가 정서의 강도(*intensity*)가 아닌 빈도(*frequency*)를 측정한다는 점이다. 정서의 빈도는 강도보다 전반적 행복과 관련이 높고(Diener et al., 1991), 응답자 간에 상이한 해석을 할 가능성이 더 적다. 따라서 정서의 빈도는 강도보다 정서적 웰빙의 보다 타당한 지표가 될 수 있다. 둘째로 SPANE은 지난 4주 동안의 정서 경험을 묻고 있기 때문에, 응답자가 일시적 기분(*mood*)에 의존해서 응답하지 않을 수 있다. 동시에 4주라는 시간은 충분히 실제 경험을 회상할 수 있는 적절한 시간으로도 볼 수 있다. 셋째, SPANE 척도에는 “유쾌한”, “긍정적인”, “부정적인”과 같은 전반적 감정 문항들이 포함되어 있다. 따라서 적은 수의 문항으로도 넓은 범위의 정서 경험을 측정할 수 있을 뿐 아니라, 중요한 특정 정서 문항이 누락되었을 때 발생할 수 있는 문제점들을 보완할 수 있다. 예를 들어, 정서 척도가 ‘불안한’, ‘두려운’, ‘우울한’과 같은

구체적 정서 문항만으로 구성되어 있다면, ‘화가 나는’과 같은 문항이 포함되어 있지 않기 때문에 분노라는 부정적 정서의 중요한 측면을 반영하지 못하게 된다. 그러나 ‘나쁜’, ‘부정적인’과 같은 포괄적 정서 문항은 우울, 불안, 공포, 분노 등 다양한 개별 정서들을 모두 함축하기 때문에 소수의 문항으로도 전체 범위의 부정적 정서 경험을 측정해낼 수 있다는 것이다. 끝으로 각성 수준이 상이한 문항들이 골고루 분포되어 있어서 문화적으로 편향되어 있지 않은 점 또한 SPANE 척도의 강점이다.

이러한 SPANE 척도는 우수한 심리측정적 속성을 갖고 있는 것으로 확인되었다. Diener et al.(2010)의 연구에서 척도의 신뢰도는 .81과 .89로 높았고, 한 달 동안의 검사-재검사 신뢰도 역시 .62에서 .68 수준으로 양호했다. 또한 주성분 분석(*principal component analysis*)에서 긍정적 정서와 부정적 정서의 2요인 구조가 확인되었으며, 다른 안녕감 척도들과의 상관계수도 적절한 수준이었다.

미국 뿐 아니라 다른 문화권에서도 SPANE 척도의 타당도는 반복적으로 검증되었다. 포르투갈, 중국, 일본, 캐나다, 세르비아, 인도, 독일, 이태리, 남아프리카 등에서 진행된 타당화 연구들에서 SPANE 척도는 모두 Diener et al.(2010)의 결과와 동일하게 2요인 구조를 보였으며, 높은 신뢰도와 타당도를 일관되게 나타내었다(Table 1).

그러나 정서는 문화적으로 구성되며, 정서의 경험, 의미, 해석에는 문화 보편성과 다양성이 공존한다

Table 1. Researches for validation of the scale of positive and negative experience (SPANE) in various nations

Nation	Year	Researchers	Cronbach's alpha		2-factor model in CFA
			PA	NA	
U.S.A	2010	Diener, Wirtz, Tov, Kim-Prieto, Choi, Oishi, & Biswas-Diener	.87	.81	-
Chinese	2013	Li, Bai, & Wang	-	-	supported
Portugal	2013	Silva & Caetano	.89 ~ .90	.84	supported
Japan	2014	Sumi	.91	.90	supported
Canada	2015	Howell & Buro	.88	.81	-
Serbia	2015	Jovanovic	.79 ~ .85	.78 ~ .85	-
India	2016	Singh, Junnarkar, & Jaswal	.78 ~ .81	.71 ~ .79	-
Italy	2017	Giuntoli, Ceccarini, Sica, & Caudek	.87 ~ .93	.80 ~ .86	supported
South Africa	2017	Plessis & Guse	.84	.79	-
Germany	2017	Rahm, Heise, & Schuldt	.88	.82	supported

Note. PA: positive affect, NA: negative affect, CFA: confirmative factor analysis.

(Markus & Kitayama, 1991; Matsumoto, 1996). 따라서 한 문화권에서 타당한 정서 척도가 다른 문화권에서는 적합하지 않은 척도일 수 있다. 이에 본 연구는 한국판 SPANE 척도의 신뢰도와 요인구조를 검토하여, 이 척도가 한국에서도 정서적 안녕감을 측정하는 적절한 도구가 될 수 있는지 확인하고자 하였다.

2.2. 정서적 안녕감의 성차 및 측정 동일성

행복의 성차에 대한 연구들은 정치, 사회, 심리학 등 여러 분야에서 많이 수행되어 왔다. 예를 들어, Wood et al.(1989)은 긍정 정서의 성차에 대한 90개 이상의 연구들을 메타분석한 후 여성이 평균적으로 남성보다 행복감을 더 많이 느낀다고 보고하였다. 그러나 이들의 연구에서 전반적인 긍정 정서에는 성별 차이가 없었다. 대규모 국제 자료를 분석한 다른 연구들(Lucas & Gohm, 2000; Zuckerman et al., 2017)에서도 포괄적인 긍정 정서에서는 성차가 발견되지 않았으나, 부정 정서는 여성이 남성보다 더 많이 경험하는 것으로 나타났다. 따라서 정서적 안녕감의 성차는 포괄적인 긍정적 정서 보다 행복이라는 개별 정서와 부정적 정서에서 나타난다고 볼 수 있다.

그러나 이러한 집단 간 비교가 의미를 얻기 위해서는 먼저 척도의 동일성, 즉 해당 척도가 각 집단에서 동일한 구성개념을 동일한 방식으로 측정하고 있는지에 대한 검증이 선행되어야 한다. 만일 측정 도구가 각 집단에서 동일한 방식으로 작동하지 않고 서로 다른 의미로 해석된다면, 비교의 결과는 진정한 집단 간의 차이라기보다 측정에 기인한 차이일 가능성이 있기 때문이다(Byrne, 2008).

정서 경험의 성차의 경우도 마찬가지이다. 정서의 의미와 해석 방식은 성별에 따라 상이할 수 있기에, 먼저 성별 측정 동일성 여부를 고려해야 한다. 일반적으로 여성은 남성보다 정서적이라고 여겨지는데, Wood et al.(1989)은 이것이 남녀의 성역할 차이에 기인한다고 보았다. 전통적으로 여성은 남성보다 가정과 사회에서 타인을 돌보는 역할을 담당해왔기 때문에, 정서에 민감할 필요가 있었으며 정서 표현이 보다 자유로웠다는 것이다. 반면에 남자들은 정서를 억제하는 방향으로 사회화되었으며, 정서를 표출하는 것

이 남성적이지 못한 것으로 인식되어 왔다.

이러한 정서 규범의 성차로 인해, 자기보고 방식의 정서 척도는 성별에 따라 다른 방식으로 작동할 가능성이 있다. 선행연구에 따르면, 여성은 남성보다 정서 경험을 더 강하게 보고하고(Diener et al., 1985), 특히 내적인 정서(e.g. 슬픔, 두려움, 수치심, 죄책감)와 대인관계적 정서(e.g. 애정, 사랑)에 대해 높은 반응을 하는 경향이 있다(Alexander & Wood, 2000; Lucas & Gohm, 2000; Nolen-Hoeksema & Rustng, 2003). 이것은 이러한 정서를 경험하거나 표현하는 것이 여성들에게 더 허용적이기 때문일 수 있는 것이다. 반면에, 남성들은 자신이 정서를 느끼는 정도를 보고하는 것에 대해 거부감을 느끼고(Nolen-Hoeksema & Rustng, 2003), 자신의 우울을 공적으로 나타내기를 꺼리는 경향이 있는 점에서(Wood et al., 1989), 정서 척도에 응답하는 것을 여성들과 다른 방식으로 받아들일 가능성이 있다.

더욱이 한국과 같은 집단주의 문화에서는 서구 개인주의 문화권보다 사회적으로 요구되는 역할을 수행하는 것이 더욱 강조된다(Markus & Kitayama, 1991). 따라서 한국 사회에서는 정서 규범의 영향력이 보다 강력하게 작용할 수 있다. 이는 한국의 남성과 여성 집단에서 동일한 정서 척도가 서로 다른 의미와 구조를 갖고 상이한 방식으로 해석될 가능성이 있음을 시사한다.

이에 본 연구는 SPANE 척도의 요인구조와 함께 성별 측정 동등성을 검토하였다. 구체적으로 본 연구는 첫째, 척도의 요인타당도를 검토하여 SPANE 척도가 다른 문화권에서와 마찬가지로 2요인 구조를 보이는지 확인했다. 둘째, 척도의 성별 동일성을 확인하기 위해서 남자와 여자 집단에서 요인구조(형태 동일성), 잠재변인과 관찰변인의 관계(측정 동일성), 절편(척도 동일성)이 동일한지 검증했다. 셋째, 척도 동일성이 확인되면, 측정 오차를 통제한 잠재 평균을 비교하여, 남녀 집단 간에 정서적 안녕감에 차이가 있는지를 추가적으로 검토했다. 이러한 과정을 통해서 본 연구는 SPANE 척도가 한국인의 정서 경험을 연구하는 타당한 도구가 될 수 있는지 파악하고자 하였다.

3. 연구 방법

3.1. 연구 대상

대학생 총 551명에게 SPANE 척도를 실시하였다. 연구 참가자의 성별은 남자 276명, 여자 275명이었고, 연령 평균은 20.52세($SD = 2.16$)이었다.

3.2. 측정 도구

긍정 및 부정적 정서 경험. Diener et al.(2010)이 개발한 긍정적 및 부정적 경험 척도(Scale of Positive and Negative Experience: SPANE)를 사용하였다. 이 척도는 응답자가 지난 4주 동안 해당 정서를 얼마나 자주 경험했는지를 7점 리커트 척도(1=전혀 느끼지 않았다, 7=항상 느꼈다)로 측정하고 있다. 문항 내용은 긍정적 정서 경험을 측정하는 6문항(‘긍정적인’, ‘좋은’, ‘유쾌한’, ‘행복한’, ‘즐거움’, ‘만족스러운’)과 부정적 정서 경험을 측정하는 6문항(‘부정적인’, ‘나쁜’, ‘불쾌한’, ‘슬픈’, ‘두려운’, ‘화난’)의 총 12문항으로 구성되어 있다. 본 연구에서 긍정 정서와 부정 정서 각 6문항의 신뢰도 계수(Cronbach's alpha)는 .905와 .791로 양호하였다.

3.3. 분석 방법

먼저 자료의 전반적인 특성을 파악하기 위하여 기술통계치와 상관계수를 검토했다. 그 후에 확인적 요인분석(confirmative factor analysis: CFA)을 실시하여 척도의 요인 타당도를 검토하였다. 모형 적합도의 경우, 전통적으로 카이제곱 검증이 많이 사용되지만, 이 검증은 표본의 크기에 민감하여 표본이 클 경우 적합한 모델을 기각할 가능성이 있다(Chen, 2007). 이에 CFI(comparative fit index), TLI(Tucher-Lewins Index), RMSEA(Root mean square error of approximation)와 같은 다른 대안적 적합도 지수들을 함께 사용했다. CFI와 TLI는 .90 이상이면 적절하게 여겨지고, RMSEA의 경우 .08보다 작으면 괜찮은 적합도(reasonable fit), .10보다 작으면 보통 적합도(mediocre fit)로 평가된다(Browne & Cudeck, 1993; Hu & Bentler, 1998).

다음으로 성별 측정 동일성을 검증하기 위해 다집단 확인적 요인분석(multi-group confirmative factor analysis)을 실시했다. Byrne(2004, 2008)이 권고한 절차에 따라 아무런 동일성 제약을 가하지 않은 모형(모형1), 모형1에 요인부하량 동일성 제약을 추가한 모형(모형2), 모형2에 절편의 동일성 제약을 추가한 모형(모형3)의 순서대로 다집단 모형검증을 실시했으며, 이를 통해 성별 형태 동일성(configural invariance), 측정 동일성(metric invariance), 척도의 동일성(scalar invariance)을 확인했다.

이러한 모형들은 위계적으로 내재되어 있기 때문에, 다음 모형이 이전 모형보다 적합도가 유의하게 감소했는지 확인함으로써 동일성 가정을 검증했다. 예를 들어, 두 모형의 χ^2 차이값이 유의하지 않다면 다집단 동일성이 충족되었다고 볼 수 있다. 그러나 χ^2 값과 마찬가지로 $\Delta\chi^2$ 또한 표본의 크기에 민감하다는 비판이 있기 때문에(Hong, 2000), ΔCFI , $\Delta RMSEA$ 와 같은 보다 실용적인 적합도 지수들을 함께 고려했다. CFI가 .01보다 적게 감소한 경우와 RMSEA가 .015보다 적게 증가한 경우 동일성이 지지되었음을 의미한다(Chen, 2007; Cheung & Rensvold, 2002).

척도의 동일성 가정이 충족되어 남녀 집단 간에 요인구조, 요인부하량, 절편이 모두 동일한 것으로 판단되면, 잠재평균분석(latent mean analysis)을 실시하여 남자와 여자 집단 간에 정서적 안녕감의 평균에 차이가 있는지를 추가적으로 확인했다. 모든 자료 분석에는 SPSS23과 AMOS23을 사용했으며, 최대우도추정법(the method of maximum likelihood estimation)으로 분석을 실시하였다.

4. 연구 결과

4.1. 기술통계치

SPANE 척도 문항들 간의 상관계수를 Table 2에 제시했다. 전체적으로 긍정 정서 문항들 간 및 부정 정서 문항들 간에는 정적 상관을 보였고, 긍정 정서와 부정 정서 문항들은 부적 상관을 보였다. 이러한 경향은 전체집단 뿐 아니라 남자 및 여자 집단에서도 동일

Table 2. Correlation matrix of items

	Item1	Item2	Item3	Item4	Item5	Item6	Item7	Item8	Item9	Item10	Item11	Item12
Total Sample												
Item1_Positive	-											
Item2_Good	.66**	-										
Item3_Pleasant	.53**	.62**	-									
Item4_Happy	.62**	.69**	.53**	-								
Item5_Joyful	.63**	.81**	.70**	.69**	-							
Item6_Contented	.56**	.58**	.52**	.60**	.55**	-						
Item7_Negative	-.33**	-.27**	-.28**	-.27**	-.22**	-.26**	-					
Item8_Bad	-.23**	-.13**	-.14**	-.19**	-.12**	-.14**	.57**	-				
Item9_Unpleasant	-.16**	-.10*	-.05	-.14**	-.10*	-.12**	.48**	.59**	-			
Item10_Sad	-.27**	-.17**	-.18**	-.17**	-.17**	-.15**	.37**	.35**	.28**	-		
Item11_Afraid	-.23**	-.16**	-.17**	-.17**	-.13**	-.19**	.40**	.30**	.24**	.33**	-	
Item12_Angry	-.17**	-.07	-.08	-.10*	-.07	-.12**	.47**	.50**	.51**	.31**	.23**	-
By Gender (Upper triangular matrix for male, and lower triangular matrix for female)												
Item1_Positive	-	.64**	.50**	.58**	.61**	.53**	-.40**	-.22**	-.15*	-.36**	-.32**	-.21**
Item2_Good	.69**	-	.63**	.66**	.83**	.59**	-.29**	-.07	-.11	-.21**	-.22**	-.07
Item3_Pleasant	.56**	.61**	-	.58**	.67**	.54**	-.31**	-.20**	-.11	-.24**	-.19**	-.10
Item4_Happy	.67**	.71**	.50**	-	.68**	.62**	-.32**	-.16**	-.16**	-.22**	-.23**	-.09
Item5_Joyful	.65**	.79**	.74**	.69**	-	.57**	-.29**	-.12	-.14*	-.22**	-.24**	-.10
Item6_Contented	.58**	.57**	.50**	.59**	.53**	-	-.24**	-.07	-.08	-.21**	-.21**	-.08
Item7_Negative	-.26**	-.25**	-.25**	-.24**	-.16**	-.27**	-	.61**	.53**	.41**	.42**	.49**
Item8_Bad	-.24**	-.19**	-.09	-.22**	-.12*	-.21**	.53**	-	.55**	.35**	.27**	.46**
Item9_Unpleasant	-.17**	-.08	.01	-.12*	-.05	-.16**	.43**	.62**	-	.25**	.23**	.48**
Item10_Sad	-.18**	-.15*	-.12*	-.14*	-.13*	-.09	.33**	.36**	.31**	-	.35**	.29**
Item11_Afraid	-.13*	-.12*	-.14*	-.13*	-.04	-.18**	.37**	.34**	.25**	.29**	-	.15*
Item12_Angry	-.13*	-.09	-.04	-.12*	-.05	-.16**	.44**	.55**	.55**	.32**	.30**	-

**p<0.01, *p<0.05

하게 나타났다.

다음으로 각 문항들의 기술통계치를 검토했다 (Table 3). 본 연구에서 사용한 최대우도추정법은 자료의 정상성 가정이 위배되면 왜곡된 결과를 산출할 수 있기에, 왜도와 첨도를 확인했다. 그 결과, 모든 왜도와 첨도의 절대값이 각각 3과 10보다 작아서 Kline (2011)의 기준에 근거할 때 최대우도추정에 문제가 없는 것으로 확인되었다.

4.2. 요인 타당도

척도의 요인 타당도를 검증하기 위해서 확인적 요인분석을 실시하였다. 모든 측정문항이 하나의 잠재변인에 부하되는 것을 가정한 모형(단일요인 모형)과 긍정 및 부정 정서의 두 잠재변인을 가정한 모형(이요인 모형)에 대한 적합도 지수를 비교했다. 그 결과, Table 4와 같이 단일요인 모형의 모든 적합도 지수들은 기준에 부합하지 못했다. 반면에 이요인 모형의 모

Table 3. Descriptive statistics of items

	Item1	Item2	Item3	Item4	Item5	Item6	Item7	Item8	Item9	Item10	Item11	Item12
Total Sample												
Mean	5.05	5.15	4.99	5.03	5.21	4.61	3.87	3.30	3.29	3.41	3.67	3.52
SD	1.18	1.08	1.24	1.17	1.15	1.25	1.41	1.38	1.46	1.63	1.61	1.54
Skewness	-.65	-.59	-.59	-.49	-.81	-.41	.01	.34	.28	.21	-.02	.06
Kurtosis	.14	.21	.32	-.02	.77	-.32	-.78	-.44	-.66	-.97	-1.11	-1.04
Males												
Mean	5.06	5.09	5.03	4.92	5.16	4.62	3.80	3.30	3.28	3.25	3.42	3.38
SD	1.24	1.10	1.19	1.17	1.12	1.24	1.41	1.35	1.45	1.60	1.59	1.59
Skewness	-.72	-.46	-.51	-.49	-.67	-.39	.09	.38	.21	.36	.15	.20
Kurtosis	.15	-.05	.17	.10	.59	-.13	-.85	-.34	-.72	-.72	-1.15	-1.09
Females												
Mean	5.03	5.20	4.96	5.13	5.26	4.61	3.93	3.30	3.31	3.57	3.92	3.67
SD	1.11	1.07	1.28	1.16	1.17	1.27	1.40	1.41	1.46	1.65	1.59	1.48
Skewness	-.57	-.74	-.65	-.50	-.95	-.42	-.07	.31	.36	.06	-.18	-.07
Kurtosis	.09	.58	.39	-.12	1.00	-.47	-.67	-.52	-.60	-1.12	-.97	-.90

Table 4. Fit indices for alternative models

	χ^2	df	NC	CFI	TLI	RMSEA	[90% CI]
Total sample							
One factor	1004.42*	54	18.60	.694	.627	.179	[.169, .189]
Two factor	225.02*	53	4.25	.945	.931	.077	[.067, .087]
Males							
One factor	521.63*	54	9.66	.703	.637	.177	[.164, .191]
Two factor	148.30*	53	2.80	.939	.925	.081	[.066, .096]
Females							
One factor	561.51*	54	10.40	.678	.607	.185	[.171, .199]
Two factor	145.66*	53	2.75	.941	.927	.080	[.065, .096]

Note. * $p < .001$

든 적합도 지수들은 수용하기에 적절한 수준이었다. 성별을 구분한 분석에서도 단일요인 모형보다 이요인 모형의 적합도 지수들이 양호했다. 따라서 한국판 SPANE 척도는 Diener et al.(2010)이 제안대로 2요인 구조를 갖는 것이 확인되었다.

이요인 모형에서 각 요인과 문항간 요인부하량은 Table 5와 같이 모두 통계적으로 유의했다. 요인부하량 계수 또한 전체집단 .44 ~ .89, 남자집단 .44 ~ .90, 여자집단 .44 ~ .88의 수준으로 적절했다. 따라서 SPANE 척도의 측정변인들은 이론적 잠재 변인을 잘 반영하고 있는 것으로 확인되었다.

긍정 및 부정 정서의 두 개 잠재변인 간 상관계수는 전체집단 $r = -.29, p < .001$, 남자집단 $r = -.35, p <$

.001, 여자집단 $r = -.25, p < .001$ 이었다. 이는 개념변수들 간에 변별성을 나타내는 적절한 크기의 상관으로 볼 수 있다.

4.3. 성별 측정 동일성

성별 측정 동일성을 검토하기 위해서 다집단 확인적 요인분석을 실시하였다. 내재된 모형(nested model)에 대한 위계적 분석을 실시한 결과는 Table 6에 제시되어 있다.

형태 동일성. 2요인 모형의 적합도 지수는 Table 4와 같이 남자와 여자집단에서 모두 양호한 수준이었다.

Table 5. Parameter estimates of two-factor model

Parameter		Total sample	Males	Females
SPANE-P	→ Positive	1.00 (.74)	1.00 (.72)	1.00 (.78)
SPANE-P	→ Good	1.10 (.89)	1.10 (.90)	1.08 (.88)
SPANE-P	→ Pleasant	1.04 (.73)	.98 (.73)	1.09 (.74)
SPANE-P	→ Happy	1.05 (.79)	1.02 (.77)	1.07 (.80)
SPANE-P	→ Joyful	1.17 (.89)	1.14 (.90)	1.19 (.88)
SPANE-P	→ Contented	.96 (.67)	.96 (.68)	.97 (.66)
SPANE-N	→ Negative	1.00 (.74)	1.00 (.84)	1.00 (.65)
SPANE-N	→ Bad	1.03 (.78)	.84 (.74)	1.26 (.82)
SPANE-N	→ Unpleasant	.97 (.70)	.81 (.66)	1.16 (.73)
SPANE-N	→ Sad	.75 (.48)	.66 (.49)	.83 (.46)
SPANE-N	→ Afraid	.67 (.44)	.59 (.44)	.76 (.44)
SPANE-N	→ Angry	.96 (.65)	.80 (.60)	1.12 (.70)
SPANE-P	↔ SPANE-N	-.26 (-.29)	-.37 (-.35)	-.20 (-.25)

Note. Standardized values are given in parentheses

All estimates are statistically significant at $p < .001$

Table 6. Hierarchical models to test measurement invariance by gender

	χ^2	df	$\Delta\chi^2$	CFI	Δ CFI	RMSEA	90% CI
Model 1: Configural invariance	293.96*	106		.940		.057	[.049, .065]
Model 2: Metric invariance	308.18*	116	14.214	.939	.001	.055	[.048, .062]
Model 3: Scalar invariance	347.42*	128	39.248*	.930	.009	.056	[.049, .063]

Note. * $p < .001$

이에 2요인 모델에 아무런 동일성 제약을 가하지 않고 두 집단에 대해 동시에 다집단 분석을 실시했을 때 (모형1), $\chi^2 = 293.96$, $p < .001$ 로 카이자승이 통계적으로 유의하였다. 그러나 χ^2 값은 표본의 크기에 민감함을 고려하여 다른 적합도 지수를 검토했다. 그 결과 CFI = .940, RMSEA = .057 [.049, .065]로 비교적 높은 적합도를 보였다. 따라서 한국판 SPANE 척도는 남자와 여자 집단에서 모두 동일한 2요인 구조를 갖는 것이 확인되었다.

측정 동일성. 모형1에 집단 간 요인부하량 동일성 제약을 추가했을 때 적합도 지수가 감소하는지 검토하였다. 아무런 제약을 가하지 않은 모형(모형1)과 남녀집단에서 요인계수가 같다고 가정한 모형(모형2) 간의 χ^2 차이검증을 실시했을 때, $\Delta\chi^2 = 14.214$ 로 $\alpha = .05$ 수준에서 통계적으로 유의하지 않았다. 다른 적합도 지수들도 Δ CFI = .001로 기준을 충족했고,

RMSEA의 경우 모형1의 .057에서 모형2의 .055로 적합도가 향상되었다. 따라서 SPANE 척도의 요인부하량(각 문항과 잠재 변인의 관계)은 남자와 여자 집단에서 동일한 것으로 확인되었다.

척도 동일성. 모형2에 절편의 동일성 제약을 추가한 모형(모형3)과 측정 동일성 모형(모형2)의 적합도 차이를 검토했다. 두 모형의 χ^2 차이는 $\Delta\chi^2 = 39.248$ 로 $\alpha = .05$ 수준에서 통계적으로 유의했다. 그러나 $\Delta\chi^2$ 값은 표본의 크기에 영향을 받기에(Hong, 2000), 다른 적합도 지수의 변화를 검토했을 때 Δ CFI = .009, Δ RMSEA = .001로 모두 기준을 충족했다. 측정동일성 모형(모형2)에 비해서 척도 동일성 모형(모형3)의 지수가 더 나빠지지 않았으므로 절편의 동일성이 성립되었으며, SPANE 척도는 남녀 집단 간에 요인구조, 요인부하량 뿐 아니라 절편까지 동일한 것으로 확인되었다.

4.4. 성별 잠재평균 분석

성별 척도 동일성이 성립되었기에, 측정오차를 통제 한 잠재요인의 평균에 성별 차이가 있는지를 추가로 분석했다. 잠재평균분석에서는 요인 평균의 직접적인 추정이 불가능하기 때문에, 남자 집단의 잠재 평균을 0으로 고정하고 여자 집단의 잠재 평균을 자유롭게 추정하였다. 그 결과 긍정정서와 부정정서에 대한 여자집단의 추정된 잠재 평균은 .075와 .145이었으며, 잠재 평균의 성차는 통계적으로 유의하지 않았다.

5. 결론 및 논의

지금까지 많은 행복 연구들은 누가 행복한가를 구명하기 위해서 다양한 인구학적 및 심리사회적 특징을 지닌 사람들의 행복을 측정한 후 이를 비교해왔다. 그러나 이러한 비교가 의미 있기 위해서는 행복을 측정하는 척도가 첫째, 해당 집단에 타당해야 하고, 둘째, 각 비교 집단에서 동일하게 기능해야 한다. 이에 본 연구는 Diener et al.(2010)이 새롭게 개발한 SPANE 척도의 한국 내 요인구조와 성별 측정 동일성을 검토했다.

그 결과, 한국판 SPANE은 좋은 요인타당도를 보였다. 확인적 요인분석에서 SPANE은 Diener et al. (2010)이 이론적으로 가정한 것과 동일하게 긍정 정서와 부정 정서의 2요인 구조를 보였고, 두 개의 잠재 요인 간에 약한 부적 상관이 있었다. 이것은 긍정 정서와 부정 정서가 단일선상의 양극단이 아니라 정서적 안녕감을 구성하는 서로 독립적인 요소라는 선행 연구자들(Bradburn, 1969; Diener, 1984; Diener et al., 1999)의 주장과 일치하며, SPANE 척도의 2요인 구조를 검증한 다른 연구들(Giuntoli et al., 2017; Li et al., 2013; Rahm et al., 2017; Silva & Caetano, 2013; Sumi, 2014)과도 동일한 결과이다.

또한 SPANE의 모든 측정 문항들은 해당하는 잠재 요인에 부하되었고, 표준화된 요인부하량도 .40이상으로 양호했으며, 각 요인을 측정하는 6개의 문항들 간에 높은 내적 일치도를 보였다. 이러한 결과는 SPANE 척도가 다른 문화권에서와 마찬가지로 한국 대학생의 정서경험을 측정하는 타당한 도구가 될 수

있음을 시사한다.

나아가 본 연구를 통해 SPANE 척도의 성별 동일성이 확인되었다. 한국판 SPANE은 남녀 집단 간에 요인 구조, 요인 부하량, 및 절편이 동일했다. 이것은 두 집단이 척도 문항을 유사한 방식으로 지각하고 해석하며, 측정된 구성개념의 의미가 각 집단에서 동일함을 시사한다(Byrne, 2008). 따라서 SPANE 척도는 남자와 여자 집단에서 동일하게 기능하는 것으로 확인되었다. 또한 집단간 절편 동일성이 유지되었기에, 남녀 집단간 관찰된 평균의 차이가 잠재변인에 대한 집단 간 실제 차이를 반영한다고 볼 수 있다.

이에 측정 오차를 통제 한 잠재 평균의 차이를 추가적으로 검증했을 때, 남녀 대학생 간에는 긍정 및 부정 정서 경험에 차이가 없었다. 이는 여성이 남성보다 긍정 혹은 부정 정서를 더 많이 느낀다고 보고한 선행 연구들과 상이한 결과이다. 정서의 성차를 보고한 선행 연구들은 대규모 국제 자료(Lucas & Gohm, 2000; Zuckerman et al., 2017) 혹은 메타분석(Wood et al., 1989) 연구였으며, 국내 연구(Koo & Suh, 2011)도 19세 이상 성인이 대상이었다. 반면에 본 연구의 대상은 한국의 20대 대학생이었다. 정서의 성차는 연령이나 문화권에 따라 상이하기 때문에(Inglehart, 2002; Lucas & Gohm, 2000), 선행연구와의 결과 차이는 표본의 차이에 기인한 것일 수 있다. 따라서 정서적 안녕감의 잠재평균에 성별차이가 없다는 본 연구의 결과는 연령이 어리고 성별에 따른 사회적 지위의 차이가 적은 한국 대학생 집단에 국한된 것일 수 있다.

이렇듯 본 연구는 표본이 제한되어 있기에 결과 해석에 유의할 필요가 있다. 본 연구가 대학생을 대상으로 한 것은 SPANE 척도가 처음 대학생을 대상으로 개발되었기 때문이었다(Diener et al., 2010). 그러나 SPANE 척도는 다양한 대상에게 실시될 수 있기에, 본 연구 결과를 일반화하기 위해서는 더 많은 집단에 대한 추가 연구가 필요하다. 아울러 척도의 타당화 과정에서 수렴타당도와 변별타당도, 검사-재검사 신뢰도를 확인하지 못한 점, 그리고 SPANE 척도가 기존의 PANAS 척도에 비해 정서적 안녕감 측정에 추가적인 기여를 하는지 여부를 검증하지 못한 점 또한 본 연구의 제한점이다. 따라서 이러한 작업도 후속 연구의 과제로 남아있다.

이러한 제한점에도 불구하고 본 연구를 통해 한국판 SPANE 척도가 대학생 집단에서 양호한 심리측정적 속성과 성별 측정 동일성을 갖고 있음이 확인되었다. 이는 이 척도가 이들의 정서적 안녕감에 대한 연구들에서 유용하게 사용될 수 있음을 시사한다. 향후 이 척도를 활용한 연구들, 그리고 본 연구의 제한점을 보완한 후속 연구들이 이루어지기를 기대한다.

REFERENCES

- Alexander, M. G., & Wood, W. (2000). Women, men, and positive emotions: A social role interpretation. In A. H. Fischer (Ed.), *Studies in emotion and social interaction. Second series. Gender and emotion: Social psychological perspectives* (pp. 189-210). US: Cambridge University Press.
- Bradburn, N. M. (1969). *The structure of psychological well-being*. Chicago: Aldine.
- Browne, M. W., & Cudeck, R. (1993). Alternative ways of assessing model fit. In K. A. Bollen & J. S. Long (Eds.), *Testing structural equation models* (pp. 136-162). Beverly Hills, CA: Sage.
- Byrne, B. M. (2004). Testing for multigroup invariance using AMOS graphics: A road less traveled. *Structural Equation Modeling, 11*, 272-300.
DOI: 10.1207/s15328007sem1102_8
- Byrne, B. M. (2008). Testing for multigroup equivalence of a measuring instrument: A walk through the process. *Psicothema, 20*, 872-882.
- Chen, F. F. (2007). Sensitivity of goodness of fit indexes to lack of measurement invariance. *Structural Equation Modeling, 14*, 464-504.
DOI: 10.1080/10705510701301834
- Cheung, G. W., & Rensvold, R. B. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modeling, 9*, 233-255. DOI: 10.1207/S15328007SEM0902_5
- Diener, E. (1984). Subjective well-being. *Psychological Bulletin, 95*, 542-575.
DOI: 10.1037/0033-2909.95.3.542
- Diener, E., Emmons, R. S., Larsen, R. J., & Griffin, S. (1985). The satisfaction with life scale. *Journal of Personality Assessment, 49*, 71-75.
DOI: 10.1207/s15327752jpa4901_13
- Diener, E., Sandvik, E., & Larsen, R. J. (1985). Age and sex effects for emotional intensity. *Developmental Psychology, 21*(3), 542-546.
DOI: 10.1037/0012-1649.21.3.542
- Diener, E., Sandvik, E., & Pavot, W. (1991). Happiness is the frequency, not the intensity of positive versus negative affect. In F. Strack, M. Argyle, & N. Schwarz (Eds.), *Subjective well-being: An interdisciplinary perspective* (pp. 119-139). Oxford: Pergamon Press.
- Diener, E., Scollon, C. N., & Lucas, R. E. (2003). The evolving concept of subjective well-being: The multifaceted nature of happiness. *Advances in Cell Aging and Gerontology, 13*, 187-219.
DOI: 10.1007/978-90-481-2354-4_4
- Diener, E., Suh, E. M., Lucas, R. E., & Smith, H. L. (1999). Subjective well-being: Three decades of progress. *Psychological Bulletin, 125*, 276-302.
DOI: 10.1037/0033-2909.125.2.276
- Diener, E., Wirtz, D., Tov, W., Kim-Prieto, C., Choi, D., Oishi, S., & Biswas-Diener, R. (2010). New well-being measures: Short scales to assess flourishing and positive and negative feelings. *Social Indicators Research, 97*, 143-156.
DOI: 10.1007/s11205-009-9493-y
- Giuntoli, L., Ceccarini, F., Sica, C., & Caudek, C. (2017). Validation of the Italian versions of the Flourishing Scale and of the Scale of Positive and Negative Experience. *SAGE Open, 1*-12.
DOI: 10.1177/2158244016682293
- Hong, S. (2000). The criteria for selecting appropriate fit indices in structural equation modeling and their rationales. *Korean Journal of Clinical Psychology, 19*(1), 161-177.
- Howell, A. J., & Buro, K. (2015). Measuring and predicting student well-being: Further evidence in support of the Flourishing Scale and the Scale of Positive and Negative Experiences. *Social Indicators Research, 121*, 903-915.
DOI: 10.1007/s11205-014-0663-1

- Hu, L. T., & Bentler, P. M. (1998). Fit indices in covariance structure modeling: Sensitivity to underparameterized model misspecification. *Psychological Methods, 3*, 424-453.
DOI: 10.1037/1082-989X.3.4.424
- Inglehart, R. (2002). Gender, aging, and subjective well-being. *International Journal of Comparative Sociology, 43*, 391-408.
DOI: 10.1177/002071520204300309
- Jovanovic, V. (2015). Beyond the PANAS: Incremental validity of the Scale of Positive and Negative Experience (SPANE) in relation to well-being. *Personality and Individual Differences, 86*, 487-491.
DOI: 10.1016/j.paid.2015.07.015
- Kline, R. B. (2011). *Principles and practice of structural equation modeling*. Guilford Press.
- Koo, J., & Suh, E. M. (2011). Happiness in Korea: Who is happy and when? *Korean Journal of Social and Personality Psychology, 25*(2), 143-166.
- Koo, J., & Suh, E. M. (2015). Why Korean university students are less happy than U.S. counterparts? The role of relative extrinsic value orientation, social support and social comparison. *Korean Journal of Social and Personality Psychology, 29*(4), 63-83.
- Lee, H. H., Kim, E. J., & Lee, M. K. (2003). A validation study of Korea positive and negative affect schedule: The PANAS scales. *The Korean Journal of Clinical Psychology, 22*(4), 935-946.
- Li, F., Bai, X., & Wang, Y. (2013). The Scale of Positive and Negative Experience (SPANE): Psychometric properties and normative data in a large Chinese sample. *PLoS ONE, 8*(4), e61137.
DOI: 10.1371/journal.pone.0061137
- Lim, Y. J. (2012). Psychometric properties of the Satisfaction with Life Scale among Korean police officers, university students, and adolescents. *Korean Journal of Psychology: General, 31*(3), 877-896.
- Lim, N., Lee, H., & Suh, E. M. (2010). Review of the Satisfaction With Life Scale (SWLS) findings in Korea. *Korean Journal of Psychology: General, 29*(1), 21-47.
- Lim, N., Shin, J., Hong, S., & Suh, E. M. (2013). 'Joy' promotes supportive reactions in social interactions. *Science of Emotion & Sensibility, 16*(2), 221-234.
- 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. 291-317). Cambridge, MA, US: The MIT Press.
- Markus, H. R., & Kitayama, S. (1991). Culture and the self: Implications for cognition, emotion, and motivation. *Psychological Review, 98*, 224-253.
DOI: 10.1037/0033-295X.98.2.224
- Matsumoto, D. (1996). *Culture and psychology*. CA: Brook/Cole.
- Nolen-Hoeksema, S., & Rusting, C. L. (2003). Gender differences in well-being. In D. Kahneman, E. Diener, & N. Schwarz (Eds.), *Well-being: Foundations of hedonic psychology* (pp. 330- 352), NY: Russell Sage Foundation.
- Park, H. S., & Lee, J. M. (2016). A validation study of Korean version of PANAS-Revised. *Korean Journal of Psychology: General, 35*(4), 617-641.
- Plessis, G. A., & Guse, T. (2017). Validation of the Scale of Positive and Negative Experience in a South African student sample. *South African Journal of Psychology, 47*(2) 184-197.
DOI: 10.1177/0081246316654328
- Rahm, T., Heise, E., & Schuldt, M. (2017). Measuring the frequency of emotions: Validation of the Scale of Positive and Negative Experience (SPANE) in Germany. *PLoS ONE, 12*(2), e0171288.
DOI: 10.1371/journal.pone.0171288
- Shin, J., Choi, H. W., Suh, E. M., & Koo, J. (2013). Do happy teenagers become good citizens? Positive affect builds prosocial perspectives and behaviors. *Korean Journal of Social and Personality Psychology, 27*(3), 1-21.
- Silva, A. J., & Caetano, A. (2013). Validation of the Flourishing Scale and Scale of Positive and Negative Experience in Portugal. *Social Indicators Research, 110*, 469-478.
DOI: 10.1007/s11205-011-9938-y
- Singh, K., Junnarkar, M., & Jaswal, S. (2016). Validating the Flourishing Scale and the Scale of Positive and Negative Experience in India. *Mental Health,*

Religion, & Culture, 19(8), 943-954.

DOI: 10.1080/13674676.2016.1229289

Sumi, K. (2014). Reliability and validity of Japanese versions of the Flourishing Scale and the Scale of Positive and Negative Experience. *Social Indicators Research*, 118, 601-615.

DOI: 10.1007/s11205-013-0432-6

Tsai, J. L., Knutson, B., & Fung, H. H. (2006). Cultural variation in affect valuation. *Journal of Personality and Social Psychology*, 90, 288-307.

DOI: 10.1037/0022-3514.90.2.288

Watson, D., Clark, L. A., & Tellegen, A. (1988). Development and validation of brief measures of positive and negative affect: The PANAS scales. *Journal of Personality and Social Psychology*, 54, 1063-1070. DOI: 10.1037/0022-3514.54.6.1063

Wood, W., Rhodes, N., & Whelan, M. (1989). Sex differences in positive well-being: A consideration of emotional style and marital status. *Psychological Bulletin*, 106(2), 249-264.

DOI: 10.1037/0033-2909.106.2.249

Zuckerman, M., Li, C., & Diener, E. F. (2017). Societal conditions and the gender difference in well-being: Testing a three-stage model. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 43(3), 329-336.

DOI: 10.1177/0146167216684133

원고접수: 2018.07.30

수정접수: 2018.09.15

게재확정: 2018.09.20