

한국판 노인 행동평가척도 타인보고용(OABCL)의 평정자 집단에 따른 측정동등성 분석

김 민 영 이 진 김 영 아 오 경 자[†]
(주)휴노 Harvard School of (주)휴노 연세대학교
Public Health

본 연구에서는 미국에서 개발된 노인 행동평가척도 타인보고용(OABCL)의 요인 구조를 한국 노인을 대상으로 적용 가능한지 확인하고, 평정자 집단(배우자, 친구, 자녀, 요양보호사) 간 측정동등성 분석을 통해 OABCL 척도가 평정자 집단에 따라 동일한 기능을 하는지 살펴보았다. 한국판 ASEBA 노인용 검사군 표준화 자료 중 타인보고(OABCL) 자료가 유효한 464명의 59~88세 자료를 분석에 활용하였다. 확인적 요인분석을 통해 미국판 원검사의 요인 구조를 한국판에도 동일하게 적용할 수 있음을 확인했다. 측정동등성 분석 결과, 평정자 집단에 따라 문제행동 평가에 있어 과소/과대 평가 및 측정의 신뢰도 측면에서 일부 특수한 경향성이 보이기도 하지만, 전반적으로 문제행동 요인/측정 구조에 대한 해석이 네 집단 간에 동일하게 이루어지고 있는 것으로 나타났다. 배우자 집단은 다른 평정자 집단보다 낮은 수준의 평정을 하고, 요양보호사 집단은 높은 수준의 평정을 하는 경향을 보였다. 모든 평정자 집단에서 불안/우울과 짜증/억제부족 척도의 오차가 상대적으로 높은 편이었고, 걱정을 제외한 모든 척도에서 요양보호사의 평정이 가장 큰 오차를 보였다. 한국판 OABCL의 평정자 집단에 따른 임상 및 연구 장면에서의 활용에 대한 논의가 이루어졌다.

주요어 : 한국판 OABCL, 노년기 문제행동, 평정자 집단, 확인적 요인분석, 측정동등성 분석

[†] 교신저자(Corresponding Author) : 오경자 / 연세대학교 / 서울특별시 서대문구 연세로 50
E-mail : kjoh@yonsei.ac.kr

노년기에는 신체적, 인지적 기능의 전반적인 저하와 더불어 은퇴, 자녀의 독립, 그리고 친구, 배우자와의 사별과 같은 중요한 사회·경제적, 대인관계상의 변화를 경험하게 되며, 이와 같은 요인들은 다양한 정신건강상의 문제들과 긴밀한 관련성이 있다(최영희, 김문실, 변영순, 원종순, 1990; Lee, 2000; Rowe & Kahn, 1997). 노년기의 전반적인 인지적 기능의 저하는 여러 가지 심리사회적 문제와 관련성이 높으며(Graham et al., 1997; Levy, 1994), 노년기에 들어 정서적으로 이전만큼 행복감을 느낄 수 없거나 우울함을 겪거나(Bazer, 1980; Blazer, Burchett, & George, 1991), 높은 수준의 불안을 경험한다는 보고들이 있다(Beckman et al., 1998; Forsell, 2000). 또한, 대인관계의 폭과 질은 노년기 정신건강에 영향을 미치는 원인임과 동시에 정신건강 수준에 수반되는 결과로 여겨지고 있다(이홍직, 2009; Seeman & Berkman, 1988; Seeman, Lusignolo, Albert, & Berkman, 2001). 그러나 노년기의 다양한 인지·정서적 증상들은 역할 및 환경 변화와 같은 심리사회적 요인과 관련된 부적응의 문제라기보다는 노화로 인한 신체적 질환에 수반되는 현상으로 여겨지기 쉽다. 실제로 지금까지 노인의 건강과 복지에 대한 연구 및 정책들은 신체적 질환 및 치매에 집중되어 온 경향이 있다(손덕순, 2006; 이기영, 최송식, 박현숙, 임현정, 2010). 하지만 이와 같은 문제들은 그 자체로써 뿐 아니라 전반적인 삶의 질과 밀접한 관련을 갖고 있으므로(박상규, 2006; Farquhar, 1995; Haywood, Garratt, & Fitzpatrick, 2005), 노년기 정신건강을 객관적으로 평가하고 이해하기 위한 노력이 필요하다. 특히, 구체적인 임상적 진단을 내리고 원인을 규명하기에 앞서, 실질적인 생활 장면에서의 적응에

직접적으로 영향을 미칠 수 있는 노년기 문제 행동을 측정하는 것은 연구 및 임상적 관점에서 의미가 있다.

성인 및 노인의 경우 자기보고의 신뢰 수준이 높고 시간 및 비용상 자기보고가 타인보고 및 관찰자 평가 등에 비해 효율적이기 때문에 정서 행동문제 평가에서 많이 활용되고 있기는 하다. 그러나 보다 신뢰롭고 객관적인 평가를 위해서는 성인 및 노년기에도 역시 타인의 평가를 함께 비교할 필요가 있다. 특히 노년기 후반으로 갈수록 인지 기능 저하 등으로 인해 자기보고가 어려운 상황이 증가함에 따라 타인보고식 검사가 중요한 역할을 하게 된다.

Older Adult Behavior CheckList for ages 60-90+(Achenbach, Newhouse, & Rescorla, 2004, 이하 OABCL)는 노인을 잘 아는 타인(배우자, 친구, 자녀, 간병인, 복지사 등)이 대상자의 불안/우울, 기억/인지문제, 짜증/억제부족 등과 같은 다양한 영역의 문제행동을 평가하는 심리척도로, Achenbach System of Empirically Based Assessment(이하 ASEBA)의 노인용 검사군(Older Adult Forms) 중 하나이다. ASEBA는 유아부터 노인에 이르기까지 생애 발달 전반에 걸쳐 정신건강과 관련된 문제행동을 유사한 문항 및 요인 구조를 통해 측정하는 검사군으로, 국내에서도 표준화되어 임상 및 연구 장면에서 널리 사용되어오고 있는 Child Behavior CheckList for ages 6-18(이하 CBCL 6-18; 아동·청소년 행동평가척도 부모용; 오경자, 김영아, 2011)과 Youth Self-Report(이하 YSR; 청소년 행동평가척도 자기보고용; 오경자, 김영아, 2011) 등이 포함되어 있다.

CBCL 6-18(부모 평가) 및 YSR(청소년 본인 평가)의 예시에서 볼 수 있듯이, ASEBA 검사

군은 동일한(혹은 유사한) 문제행동 영역들에 대해 다양한 평정자로부터 평가를 실시할 수 있도록 구성되어있다. 이는 서로 다른 평정자 집단으로부터 얻어진 점수 차이에는 측정 오차 이상의 중요한 정보가 있기 때문에 (Achenbach, 2011), 문제행동 측정 및 보고에 있어 문제행동이 발현되는 다양한 상황적 맥락을 고려하여 보다 정확하고 포괄적인 정보를 얻고자 하는 노력의 일환이라 할 수 있다.

유아 및 아동·청소년의 문제행동을 살펴보는 많은 선행 연구들에서 다양한 평정자(부모, 교사, 아동 등) 간에 상당한 불일치를 보고하고 있다(Kemper, Gerhardstein, Repper, & Kistner, 2003; Kumpulainen et al., 1999; Phares, 1997; Stanger & Lewis, 1993; Winsler & Wallace, 2002; Youngstrom, Loeber, & Stouthamer-Loeber, 2000). 이러한 결과는 특정 평정자의 보고가 옳고 그르다기 보다는 평정자 개개인이 가지고 있는 문제행동 수준에 대한 내적 기준이 모두 다를 수 있어 평정자에 따라 평가 대상자의 문제행동 영역이나 수준 등을 다르게 보고할 가능성을 시사한다.

Achenbach, McConaughy와 Howell(1987)이 실시한 선행 연구들에 대한 메타 분석 결과, 아동의 행동 및 정서문제 평가에 있어 아동 본인과 대상자를 잘 아는 성인 평정자의 평가 결과에 상당한 차이가 있었지만, 아동 본인을 제외한 부모, 교사, 정신 보건 복지사 등 성인 평정자 간의 일치도는 이보다 약간 더 높은 것으로 나타났다. 게다가 부와 모, 교사와 교사, 복지사와 복지사와 같이 아동과 유사한 관계를 맺고 있는 성인들 간에는 훨씬 높은 일치도를 보였다. 이는 평가 대상자와 어떤 관계를 맺고 있고 어떤 상황에서 대상자와 함

께 있는가에 따라 대상자의 특정 행동을 관찰할 기회의 빈도가 다르기 때문일 수 있다. 즉, 동일한 문항, 요인을 사용한다고 할지라도 평정자 집단에 따라 심리척도의 심리계량적 속성/기능(psychometric property/ functioning)이 다를 수 있고, 특정 관계(예: 친구, 가족 등)에 따라 보다 민감하게 잘 평가할 수 있는 문항 및 영역이 다를 수 있다.

이와 같이 문제행동 평가에서 평정자들 간의 평가 결과에 주목할 만한 차이가 나타나거나 평정자에 따라 문제행동의 의미가 체계적으로 다를 수 있을 가능성은 특성 활성화 이론(Trait Activation Theory; Tett & Burnett, 2003) 또는 인지 정서적 처리 체계(Cognitive Affective Processing System; Mischel & Shoda, 1995) 이론을 통해 설명될 수 있다. 먼저 특성 활성화 이론에 따르면, 한 개인의 기질(trait)이 구체적인 행동으로 발현되기 위해서는 상황적 단서들이 적절해야 한다. 즉, 물리적 환경을 비롯하여 대인관계 및 특정 과제 수행의 맥락이 부합할 때 해당 행동이 나타난다는 것이다(Lievens, De Koster, & Schollaert, 2008). 그리고 인지 정서적 처리 체계 이론에 따르면, 한 개인의 행동은 그 개인이 맞닥뜨린 상황에 대한 인지·정서적 정보처리 과정을 거쳐 발현되기 때문에 어떠한 기질은 상황과 개인의 조합에 따라 다른 종류 및 수준의 행동으로 나타나게 된다. 따라서 서로 다른 상황에서 평가 대상자와 인지·정서적으로 상호작용하며, 해당 상황에서만 주로 평가 대상자의 행동을 관찰하게 되는 다양한 평정자 집단들 간에는 현격하게 다른 방식으로 문제행동의 평정이 이루어질 가능성이 있다. 이는 평정자 집단에 따라 점수의 높낮이가 다를 가능성뿐만 아니라 척도 요인 구조의 적합성, 요인을 측정하는

문항의 심리측정적 기능에 차이가 있을 가능성을 의미하며, 이런 경우 여러 평정자 집단으로부터 얻어진 문제행동 평가 점수를 동일선상에서 비교하는 것은 타당하지 않다(Vandenberg & Lance, 2000; Wang & Russell, 2005). 게다가 또래집단 내에서 대상자의 상대적인 위치를 확인하기 위한 표준화된 점수(규준점수)를 산출할 때, 평가 대상자의 성별 및 연령 등의 인구통계학적 변인뿐만 아니라 평정자 집단에 따라서도 규준집단을 구분해야 할지를 고려해 볼 필요성을 의미하는 것이기도 하다.

그런데 ASEBA 유아용(Preschool Forms; Achenbach & Rescorla, 2000) 및 아동·청소년용(School-Age Forms; Achenbach & Rescorla, 2001) 검사군에서 타인보고용을 부모용, 교사용으로 분리하여 독립된 검사 및 규준을 제공하고 있는 것에 비해, 성인용(Adult Forms; Achenbach & Rescorla, 2003) 및 노인용 검사군의 경우에는 자기보고용과 분리된 타인보고용이라는 명칭으로 하나의 검사 및 규준만을 제공하고 있다. 이는 대체로 대상자를 평가할 수 있는 성인 평정자가 부모나 교사로 제한되는 유아 및 아동·청소년기와는 달리 성인 및 노인의 경우 대상자를 평가할 수 있는 타인의 범위가 좀 더 다양할 수 있기 때문일 것이다(예를 들어, 부모, 친구, 배우자, 자녀 등). 그러나 동일한 척도라도 대상자와의 관계(평정자 집단)에 따라 각 문항 및 요인의 의미와 역할이 다르게 작용한다면 각 관계에 따라 보다 적합한 문항과 요인들로 재구성을 할 필요가 있을 것이다(Vandenberg & Lance, 2000).

따라서 본 연구에서는 해당 노인과 중요한 관계를 맺고 있는 타인(배우자, 친구, 자녀, 요양보호사 등)이 보고하는 OABCL에 대한 측정

동등성 분석을 통해 OABCL 척도가 평정자 집단에 따라 동일한 기능을 하는지를 살펴보고자 한다. 이를 통해 다양한 타인 평정자 집단에 걸쳐 OABCL의 요인 구조 및 문항들이 동일한 의미로 해석되고 있는지를 검증하고 잠재적인 평정자 간 점수 차이가 OABCL의 측정 체계 자체에서 기인할 가능성을 확인해보고자 하였다.

연구 방법

연구 대상

본 연구에서는 한국판 ASEBA 노인용 검사군 표준화를 위해 수집한 자료 중 일부를 활용하였다. 한국판 ASEBA 노인용 검사군 표준화 자료는 2010년 대한민국 인구 및 주택 총조사(통계청, 2011)의 전국 지역별 인구분포를 반영하여 각 지역의 노인을 대표할 수 있도록 유층화된 표집을 실시하였다. 전문 리서치 기관에서 훈련 받은 면접원들이 방문조사를 통해 본인 스스로 보고할 능력이 있는 집단은 자기보고용 검사인 Older Adult Self-Report(Achenbach et al., 2004; 이하 OASR)를 우선적으로 실시하고, 대상자를 통해 대상자를 잘 아는 성인의 동의를 구하여 대상자에 대한 타인보고용 검사인 OABCL을 실시하도록 하였다. 노인들의 경우 조사원의 도움 없이 설문을 진행하기 어려운 점이 있기 때문에 모든 설문은 대면면접 방식으로 진행하였다. 이때 대상자와의 관계가 요양보호사인 경우는 복지 시설 등에 거주하는 노인 중 장기요양보험 등급을 받은 집단으로 이루어졌다. 장기요양보험은 고령이나 노인성 질병 등의 사유로 일상

생활을 혼자서 수행하기 어려운 노인에게 신체활동 또는 가사활동 지원 등의 장기요양급여를 제공하는 사회보험제도이다.

본 연구는 평정자 집단의 폭이 넓고 다양할 수 있는 타인보고용 검사 OABCL에서 평정자 집단 간 측정동등성이 지지되는지를 확인하는데 목적이 있다. 따라서 ASEBA 노인용 검사군 중 OABCL 자료에만 초점을 두었으나, 자기보고(OASR) 없이 타인보고(OABCL)만 실시한 경우는 대상자 스스로 평가가 어려운 임상적으로 매우 특수한 상태(예를 들면, 심각한 인지행동의 손상)일 가능성이 있어 본 연구 분석에서 제외하였다. 즉, ASEBA 노인용 검사군의 한국판 표준화 자료에서 자기보고(OASR)와 타인보고(OABCL) 자료가 모두 유효한 519명 중 대상자와의 관계에 해당 하는 인원수가 너무 적거나 특정 집단으로 분류하기가 애매한 경우-이웃(33명), 직장동료(5명), 사회복지사(5명), 동생(4명), 친척(2명), 며느리/사위/파트너/장모/형수/가족(각 1명)-를 제외한 464명의 자료를 분석에 활용하였다. 최종적으로 포함된 OABCL 자료는 남자 207명(44.6%), 여자 257명(55.4%)으로 평균 연령은 70.3세(표준편차 7.5세, 범위 59~88세¹⁾)이며, 평가 대상자와 평

정자의 관계는 배우자 47.6%, 자녀 16.4%, 친구 26.5%, 요양보호사 9.5%였다.

OABCL의 평정자 집단에 따른 평가 대상자의 인구통계학적 특성이 표 1에 제시되어 있다. 배우자 집단의 대상자가 상대적으로 연령이 낮고, 요양보호사 집단의 대상자가 연령이 높은 경향을 보였다. 배우자 집단의 대상자에서만 남자가 여자보다 많았으며, 요양보호사 집단 대상자의 학력수준이 상대적으로 낮고, 평가 대상자가 자기보고용 검사인 OASR에서 보고한 본인이 지각한 경제수준은 높은 것으로 나타났다.

평정자 집단에 따라 표집수가 다르고 평가 대상자의 인구통계학적 분포에 차이가 있는 것이 평정자 집단에 따른 점수 차이에 영향을 줄 수 있으므로 이를 고려하여 해석해야 할 것이다. 단, 본 연구에서는 여러 평정자 집단에 걸쳐 OABCL의 측정동등성을 확인하는데 목적이 있고, 측정동등성은 척도의 구조 및 기능에 대한 평정자 간 일관성을 의미하므로 평정자 집단 간의 평균 점수 차이와는 독립적으로 살펴볼 필요가 있다(Vandenberg & Lance, 2000). 또한 인구통계학적 차이가 있는 상태에서 평정자 집단에 걸친 측정동등성을 검증하는 것은 다양한 타인 집단으로부터 평가가 이루어질 수 있는 검사로서 OABCL의 측정 구조적 일관성(consistency of the measurement structure)을 보다 엄격한 기준으로 확인하는 것이 될 것이다.

1) 노인의 연령 기준은 연구들마다 차이가 있다. 예를 들어, 55세 이상: 양정선(2007), 60세 이상: 서은현 등(2007), 65세 이상: 지연경, 조민경, 한지원, 김태희, 김기웅(2011). OABCL의 원저자인 Achenbach 등(2004)은 만 60세 이상을 노인으로 간주하고 있으며, 한국판 OABCL 표준화 자료 수집 시에도 원검사 기준을 중심으로 자료를 수집하였으나 만 59세(본 연구에 포함된 464명 중 3.4%)가 일부 포함되었다. 이는 연 나이로는 60세가 넘었으나 설문 조사 시기에 생일이 지나지 않아 만 60세가 되지 않은 경우가 포함되었기 때문이다. 그러나 유아기나 아동·청소년기와는

달리 성인 후기에는 1~2년 정도의 연령 차이가 크지 않고 OABCL이 인지 능력 검사는 아니기 때문에 만 59세 자료도 분석에 포함하였다.

표 1. 평정자 집단에 따른 평가 대상자의 인구 통계학적 특성

	배우자 (n=221)	자녀 (n=76)	친구 (n=123)	요양보호사 (n=44)	전체 (N=464)
평균 연령 (세)					
평균연령 (표준편차)	67.76 (6.65)	71.03 (7.64)	71.61 (7.29)	78.00 (4.83)	70.28 (7.47)
성별 (%)					
남자	52.49	34.21	40.65	34.09	44.61
여자	47.51	65.79	59.35	65.91	55.39
학력 (%)					
대졸이상	4.52	2.63	3.25	.00	3.45
고졸	36.65	11.84	28.46	13.64	28.23
중졸	27.15	28.95	21.95	18.18	25.22
초등졸	22.62	26.32	25.20	52.27	26.72
초등중퇴 및 무학	9.05	30.26	21.14	15.91	16.38
경제 수준 (%)					
상	.45	1.32	.00	4.55	.86
중상	11.76	9.21	4.07	27.27	10.78
중	48.42	63.16	51.22	52.27	51.94
중하	32.13	18.42	34.15	13.64	28.66
하	7.24	7.89	10.57	2.27	7.76

주 1. 학력 및 경제 수준은 평가 대상자가 자기보고용 검사인 OASR에서 응답한 것을 바탕으로 함

연구 도구

**한국판 노인 행동평가척도-타인보고용
(Korean version of the Older Adult Behavior
CheckList for ages 60-90+; OABCL)**

Achenbach 등(2004)이 개발한 ASEBA 노인용 검사군에 포함된 OABCL을 한국어로 번역하여 사용하였다. 문항 번역은 OABCL이 속한 ASEBA 검사군의 번역을 실시할 때 통합적으로 이루어진 것으로 총 3단계로 진행되었다.

임상심리 전문가가 우선적으로 1차 번역을 하고, 각 문항 번역의 정확성 및 번역 문항 간의 일관성에 대해서 1차 번역자를 포함, 대학원에서 임상심리학을 전공한 4인이 각각 검토하였다. 1차 번역본의 검토 결과 번역의 적합성에 대한 의견이 일치하지 않은 문항의 경우, 대안적 번역문을 정리하고 이를 미국판 검사의 원저자(Achenbach)와 영어/한국어를 사용하는 이중 언어 사용자에게 자문을 구하여 원문항이 전달하고자 하는 의미에 가장 근접한 번

역을 선택하여 2차 번역본을 구성하였다. 2차 번역본은 다시 제 3의 이중 언어 사용자의 역 번역 과정과 그 결과에 대한 2차 검토를 통해 최종 번역본을 확정하였다.

OABCL에서 가장 비중이 큰 부분은 문제행동을 평가하는 총 123개 문항으로, 각 문항에 대하여 지난 2개월 내에 대상 노인이 그러한 행동을 보였는지를 0-1-2(전혀 해당되지 않는다-가끔 그렇거나 그런 편이다-자주 그런 일이 있거나 많이 그렇다)의 3점 척도로 평가하도록 되어 있다. 49번 문항이 소문항 11개로 구성되어 있어서 실질적으로는 총 133개의 문항으로 구성되어 있다. 문항 중에는 ‘자신감이 있다’, ‘다른 사람보다 잘할 수 있는 일이 있다’와 같이 긍정적인 행동 문항 20개가 포함되어 있는데, 이들은 문제행동 척도 계산에서 제외되므로 문제행동척도 총점의 범위는 0~226점이 된다.

원저자는 문제행동 문항 자료에 대한 통계 분석을 통해 OABCL의 핵심 척도인 7개의 증후군 척도(syndrome scales; 불안/우울, 걱정, 신체증상, 기능적손상, 기억/인지문제, 사고문제, 짜증/억제부족)를 구성하였고, 특정 증후군으로 묶이지 않은 16개의 문항들은 기타문제 척도로 분류하였다. 이상의 8개 척도에 포함된 문항을 모두 합하여 문제행동총점을 이룬다.

한국판 OABCL 문제행동 증후군 척도의 내적합치도(Cronbach's α)는 걱정 척도에서 .52를 보인 것을 제외하면, .69~.80으로 대체로 양호한 수준(Cronbach's $\alpha > .70$; Cortina, 1993)을 보였다. 또한 걱정 척도를 포함한 문제행동총점은 .93의 우수한 수준으로 나타났고, 미국판 원검사에서 걱정 척도의 내적합치도(.66)가 가장 낮은 것으로 보고되어(Achenbach et al., 2004), 한국판 OABCL의 내적합치도가 전반적

으로 적합한 수준인 것으로 판단된다. 모든 증후군 척도는 서로 유의미한 상관관계를 보였으며($p < .01$), 한국판 ASEBA 노인용 검사군 표준화 자료 중 타인보고 OABCL과 자기보고 OASR을 함께 실시한 자료의 자기-타인 보고 간 일치도는 .29(걱정)~.63(기능적손상)으로 중간 정도에서 우수한 수준($r > .30$; Cohen, 1988)의 관련성을 보였다. 또한 노년기 문제의 정도 및 기능약화 수준을 나타내는 한 가지 지표일 수 있는 장기요양등급 유무에 따른 OABCL 점수를 비교해 본 결과, 장기요양등급을 받은 집단이 그렇지 않은 집단에 비해 걱정 척도를 제외한 모든 척도에서 유의미하게 높은 점수를 보여 한국판 OABCL이 노년기 문제행동을 적절히 측정하고 있는 것으로 볼 수 있다.²⁾

분석방법

OABCL을 포함한 ASEBA 검사군은 포괄적인 임상 자료에 근거하여 요인 구조가 정립된 이후 여러 문화권에서 동일한 요인 구조로 표준화되어 사용되고 있다(Achenbach et al., 2004). 따라서 비교 문화 연구 및 임상 장면에서 척도를 이용할 때 그동안 축적된 다양한 자료들의 활용을 원활하게 하기 위해 확인적 요인분석을 통해 한국판 OABCL에도 원검사의 요인 구조를 적용할 수 있는지 확인하였다. 그 다음 배우자, 자녀, 친구, 요양보호사의 4개 집단에 걸쳐 OABCL의 측정 요인 구조, 문항-요인 간 관련성, 문항 평정의 기준치(reference point), 요인 간 관련성(요인 수준의 정보), 그

2) 한국판 OABCL 표준화 자료와 관련된 보다 자세한 내용은 ASEBA 노인 행동평가척도 매뉴얼(오경자, 김영아, 출시 예정)에 포함될 예정이다.

리고 측정변인 변량의 신뢰도에 차이가 있는지를 살펴보기 위해 측정동등성 분석을 실시하였다.

측정동등성 분석은 척도가 서로 다른 집단에 대해서 동일하게 사용될 수 있는지(홍세희, 황매향, 이은설, 2005) 혹은 하나의 측정 도구가 여러 집단 및 문화권에 걸쳐 일반화하여 사용될 수 있는지(이순목, 윤수철, 차정은, 김종남, 여성철, 2012)를 확인하는데 사용될 수 있는 분석 방법이다. 예를 들어, 이금호와 정혜원(2013)은 기질 및 성격 검사가 성별에 따라, 일반/영재 학생 집단에 따라 동일한 의미로 적용될 수 있는지 확인하기 위해 측정동등성 분석을 실시하였고, Holmbeck, Li, Schurman, Friedman과 Coakley(2002)는 소아과 환자에 대한 임상적 판단에 있어 다양한 평정자 집단으로부터 얻어진 정보들을 해석할 때 평정자 집단 간 측정동등성이 확보되어야 함을 강조하였다. 같은 맥락에서, OABCL이 서로 다른 평정자 집단에 의해 실시되었을 때 일련의 OABCL 측정 체계가 일관적인 경향을 보이지 않는다면, OABCL의 측정 구조가 평정자에 따라 다른 의미로 해석될 수 있으므로 하나의 독립적인 타인보고용 검사로 간주하기에 무리가 따를 수 있을 것이다.

본 연구에서는 배우자, 자녀, 친구, 요양보호사의 4개 집단을 포함한 자료에 대해 다집단 확인적 요인분석 방법을 적용하였다. 이때 측정동등성 분석에 대한 폭넓은 방법론적 제안을 담은 Vandenberg와 Lance(2000), 이순목과 김한조(2011)의 연구들과 더불어 위계적 요인 구조를 지닌 측정 모형에 대한 측정동등성 분석 방법을 제시한 Chen, Sousa와 West(2005)의 연구에 의거하여, 다음과 같은 단계에 따른 분석을 실시하였다.

1. 형태 동일성(configural equivalence): 요인 구조가 평정자 집단에 대해 동일하게 유지되고 있는지, 즉 전반적 측정 모형에 대한 동일성을 검증한다.

2. 측정 동일성(metric equivalence): 평정자 집단에 걸쳐 요인들과 그에 상응하는 측정변인 간 관련성의 동일성을 검증한다.

3. 절편 동일성(scalar equivalence): 요인들이 그에 상응하는 측정변인들을 설명함에 있어서의 초기치(intercept)가 평정자 집단에 걸쳐 동일할지를 검증함으로써, 평정자 집단별로 평정의 기준치(reference point)가 높은지 혹은 낮은지를 확인할 수 있다. 또한 요인에서 같은 값을 가질 때 평정자 집단에 상관없이 같은 측정변수 값을 얻는지 확인한다(홍세희 등, 2005).

4. 요인 분산 동일성(equivalence of factor variance): 요인의 변량이 평정자 집단에 따라 동일한 수준인지를 검증한다.

5. 잔차 동일성(equivalence of residual variance): 요인들이 그에 상응하는 측정변인들을 설명하고 남은 잔차 변량이 평정자 집단에 걸쳐 동일할지 검증하며, 측정변인 설명 변량의 신뢰도를 확인한다.

한 단계에서 다음 단계의 측정동등성 분석으로 넘어가기 위해서는 이전 단계의 측정동등성이 지지되어야 한다(홍세희 등, 2005; Vandenberg & Lance, 2000). 동등성 제약이 증가함에 따라 χ^2 가 유의미하게 증가하거나 (Chen, 2007), CFI가 .02 이상(Vandenberg & Lance, 2000) 혹은 .01 이상(Cheung & Rensvold, 2002) 감소하거나, RMSEA의 90% 신뢰구간에 겹치는 구간이 사라지면(Wang & Russell, 2005) 모형의 적합도 수준이 유의미하게 낮아진 것으로 측정동등성이 지지되지 않았다고 볼 수

있다.

그런데 χ^2 변화량은 표집의 수가 클 경우 실제 적합도 수준과 관계없이 유의미한 차이를 나타낼 가능성이 매우 높으며(Meade, Johnson, & Braddy, 2008), CFI의 경우 모형의 간명성을 반영하지 못하거나(조용래, 김정호, 2002; Hong, Malik, & Lee, 2003), 평균구조를 제대로 설명하지 못할 수 있다(이순목, 김한조, 2011; Chen et al., 2005). 따라서 본 연구에서는 원저자가 제시하는 모형 적합도 지수이며, 표본 크기에 비교적 영향을 받지 않고 모형의 간명성을 함께 고려하는 RMSEA의 변화를 주요한 참고 기준으로 삼았다(홍세희 등, 2005). 단, 널리 보고되는 적합도 지수들임을 감안하여 χ^2 및 CFI 값도 함께 보고하였다.

본 연구에서는 SPSS 15.0 for windows와 AMOS 7.0 평가판을 사용하여, OABCL의 핵심 척도인 7개 증후군 척도를 중심으로 분석이 이루어졌다.

결 과

OABCL의 요인 구조 분석

먼저 불안/우울, 걱정, 신체증상, 기능적손상, 기억/인지문제, 사고문제, 짜증/억제부족의 7개 증후군 척도로 이루어진 미국판 원검사의 척도 구성이 한국판 OABCL에도 적합한지를 확인해보고자 확인적 요인분석을 실시하였다. 기타문제 척도에 포함되는 문항들은 7개 증후군에 포함되지 않지만 유의미한 수준의 빈도로 나타나는 문제행동으로, 원검사 요인 구조 분석 시 포함하지 않으므로 본 분석에서도 제외하였다. 분석 결과, RMSEA=.062로 미국판

검사의 .055(Achenbach et al., 2004)와 마찬가지로 우수한 수준으로 나타났다. 그러나 나머지 적합도 지수 CFI=.349, TLI=.332, GFI=.562로 좋지 않았는데(양호한 적합도 수준: RMSEA<.08; CFI, TLI, GFI>.90; Byrne, 2001; Holye, 1995), 이러한 현상은 ASEBA 검사군의 요인분석에서 공통적으로 나타나는 현상으로 OABCL의 원저자 역시 RMSEA 수준만 제시(Achenbach et al., 2004)하고 있다. 이는 측정변인인 문항과 그 상위 요인의 수가 많을 경우 추정해야 하는 경로가 늘어남에 따라 모형의 복잡성이 커져 상대적인 설명 변량이 약화되기 때문에 나타나는 결과로 보인다(Cai, Kaiser, & Hancock, 2004).

또한 원저자는 문제행동총점 중앙값 이상의 자료들만을 확인적 요인분석에 포함시켰는데, 이럴 경우 범위제한의 오류(Sackett & Yang, 2000)의 가능성이 있다. ASEBA 성인용 검사군 중 하나인 한국판 Adult Self-Report(ASR; 성인 행동평가척도 자기보고용)에서는 중앙값 이상의 자료를 활용했을 때보다 전체 자료를 사용한 경우 적합도 지수들이 우수한 것으로 나타났다(김민영, 김영아, 이진, 김혜진, 오경자, 2014). 또한 한국판 ASEBA 유아용(오경자, 김영아, 2013), 아동·청소년용(오경자, 김영아, 2011), 성인용(오경자, 김영아, 2014) 검사군에서 동일 요인에 속하는 문항들의 합산 값을 측정변인으로 가정하여 측정변수의 수를 줄이고, 상위 요인들의 구조를 통해 적합도를 살펴보는 항목묶음(parceling) 방식(Little, Cunningham, Shahar, & Widaman, 2002)을 적용한 결과, 적합도 지수들이 상승되는 경향이 있었다.

따라서 본 연구 전체 자료에 대해 항목묶음 방식의 요인분석을 실시하기 위해 개별 문항

을 측정변인으로 두고 해당 문항들의 합으로 가정될 수 있는 요인과의 구조에서 SRMR (Standardized Root Mean Square Residual) 값을 확인한 결과, .05~.09로 잠재변수의 일차원성이 지지되었다(SRMR<.10; Segars & Grover, 1993; Somers, Nelson, & Karimi, 2003). 동일 요인에 속하는 문항 순서대로 문항 수를 균등하게 나누고(item parceling) 합산 값을 측정변인들로 가정하여 항목묶음 확인적 요인분석을 실시한 결과(그림 1), RMSEA=.099, CFI=.813, TLI=.785, GFI=.811로 지표들이 상승되는 경향이

있었으나 여전히 적합도 지수들이 아주 양호한 수준은 아니었다. 그러나 원저자가 적합도를 판단할 때 사용한 RMSEA의 적합도 수준은 항목묶음 이전(.062) 이나 이후(.099) 모두 .10보다 작은 수준으로 적절했으며(Hu & Bentler, 1999), OABCL의 문항과 요인 구조가 다양한 임상자료를 고려해 개발되었고 우수한 내용·안면 타당도를 지니고 있다는 점(Achenbach et al., 2004), 그리고 전 연령대 발달단계에 걸쳐 비교적 유사한 형태의 문제행동 측정 요인 구조를 유지함으로써 문제행동을 전 생애 발달

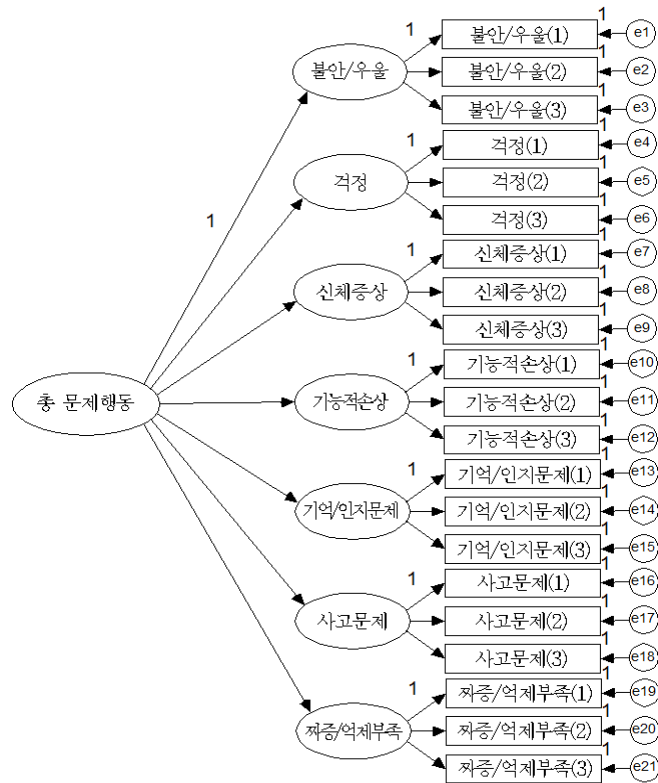


그림 1. 요인 모형

- 주 1. 모형의 간명성을 위해 동일 요인에 속하는 문항에 대해 문항 수를 균등하게 나누어 3개의 측정변인들로 구성하였음(item parceling; Little, Cunningham, Shahar, & Widaman, 2002)
- 주 2. 총 문제행동은 미국판 원검사 요인분석에서 특정 요인으로 분류되지 않는 기타문제 문항들을 포함하지 않음

표 2. 평정자 집단 간 측정동등성 분석의 적합도 지수

	χ^2	df	CFI	Δ CFI	RMSEA	RMSEA 90% C.I.
모형 1. 형태 동일성 (configural equivalence)	1878.213**	728	.735	-	.059	.055-.062
모형 2-1. 측정 동일성-1차 요인 (metric equivalence)	2017.978**	770	.713	.022	.059	.056-.063
모형 2-2. 측정 동일성-2차 요인 (metric equivalence)	2115.673**	788	.695	.018	.061	.057-.064
모형 3. 절편 동일성 (scalar equivalence)	2431.851**	851	.636	.059	.064	.061-.067
모형 4-1. 요인 분산 동일성-1차 요인 (equivalence of factor variance)	2548.405**	872	.614	.022	.065	.062-.068
모형 4-2. 요인 분산 동일성-2차 요인 (equivalence of factor variance)	2617.560**	875	.599	.015	.066	.063-.069
모형 5. 잔차 동일성 (equivalence of residual variance)	3175.742**	938	.485	.114	.072	.069-.075

주 1. ** $p < .01$

주 2. 모형은 7개 증후군 척도(1차 요인)들이 총 문제행동의 상위요인(2차 요인)을 구성하는 형태로 이루어져 있음(그림 1 참고)

주 3. Δ CFI는 해당 모형과 그 이전 단계 모형 CFI의 차이, 즉 변화량을 의미함

예를 들어, 모형 2-1의 Δ CFI=(모형 1의 CFI) - (모형 2-1의 CFI)=.735-.713=.022가 됨

과정의 측면에서 이해할 수 있다는 이점 등을 고려할 때, OABCL 원검사의 요인 구조를 한국판 검사에도 유지할 수 있을 것으로 판단된다. 또한 본 연구의 초점은 평정자 집단에 따른 OABCL의 측정동등성이므로, OABCL 측정 구조의 절대적 적합도 보다는 측정동등성 제약에 따라 적합도 수준이 어떻게 변화해 가는지를 살펴보는 것에 의의가 있다.³⁾

3) 확률이론의 관점에서 문항의 난이도 및 변별도를 살펴보는 문항반응이론(item response theory; Hambleton, Swaminathan, & Rogers, 1991)을 통해 문항들이 전반적인 문제행동을 올바르게 측정하고 있는지를 보완적으로 확인해보았다. 문제행동을 평가하는 113개 문항 중 4개(35. 자신만의 방

확인적 요인분석을 통한 OABCL의 평정자 간 측정동등성 분석

형태 동일성(configural equivalence): 모형 1

그림 1에 제시된 것과 같이 7개의 증후군 척도로 구성된 OABCL의 측정 요인 구조가 배우자, 자녀, 친구, 요양보호사의 4개 집단에

식으로 일, 49g. 구토, 72. 가족 걱정, 89. 정돈, 청결)를 제외한 나머지 문항에서 통계적으로 유의미한 수준의 변별도($z_s > 2.05$)를 보였으며, 대체로 평균 수준 이상(난이도 지수 ≥ 0)의 문제행동 수준을 변별해낼 수 있는 적절한 난이도(전체 문제행동 문항 난이도 지수: 평균 최소값=.58, 평균 최대값=6.76)를 가진 것으로 나타났다.

대해 동일하게 유지되고 있는지를 확인한 결과, 원저자가 제시하는 적합도 판단 기준인 RMSEA 값이 .059로 우수한 수준이었다(표 2). 즉, 4개 평정자 집단에 대해 OABCL의 요인 구조가 동일한 의미를 지니므로 형태 동일성을 만족시킨다고 볼 수 있다.

측정 동일성(metric equivalence): 모형 2

형태 동일성 모형(모형 1; 기저모형)에서 확인된 요인 구조 외에 추가적으로 문항 함산 값들이 증후군 척도(1차 요인)를 통해, 증후군 척도가 총 문제행동(2차 요인)을 통해 설명될 수 있는 변량이 4개 평정자 집단에 걸쳐 동등한지를 확인해보았다. 그 결과, 1차 요인에서 $\Delta CFI = .022$ 로 모형 적합도 수준이 유의미하게 낮아졌으나 기준($\Delta CFI > .02$; Vandenberg & Lance, 2000)에서 크게 벗어나지 않았고, 본 연구에서 중심으로 살펴보고 있는 RMSEA는 .059(모형 2-1) 및 .061(모형 2-2)로 양호했으며, 형태 동일성 모형(모형 1)의 RMSEA와 비교할 때 90% 신뢰 구간에 겹치는 부분이 존재하는 것으로 나타나 측정동등성이 유지된다고 볼 수 있다(표 2). 즉, OABCL의 문항-요인, 1차-2

차 요인 간 관련성이 4개 집단에 걸쳐 동일하므로 증후군 척도가 배우자, 자녀, 친구, 요양보호사 집단에서 동일한 의미로 해석되고 있다고 볼 수 있다.

절편 동일성(scalar equivalence): 모형 3

측정 동일성 모형(모형 2)에 추가적으로 측정변인(문항 함)들의 초기치(절편; intercept)가 4개 집단에 대해 동일한지를 확인해 보았다. 그 결과, RMSEA는 .064로 적합한 수준이었고 측정 동일성 모형(모형 2)과 비교할 때 RMSEA의 90% 신뢰 구간에 겹치는 부분이 있는 것으로 나타나 측정동등성이 지지되었다(표 2). 즉, 4개 평정자 집단 중 어느 집단도 응답 편향이나 응답의 기준치(reference point)에 있어 차이가 있을 가능성은 낮다고 볼 수 있다. 그러나 CFI 변화량($\Delta CFI = .059$)을 기준으로 보았을 때에는 모형 적합도 지수가 확연히 낮아진 것으로 보이므로 각 집단의 초기치를 확인해 보았다. 이때 초기치가 동일하다고 가정하기 이전의 측정 동일성 모형(모형 2-2)에서 각 증후군 척도에 포함되는 측정변인(문항 함)들의 추정 초기치 평균을 활용하였다(그림 2). 전반

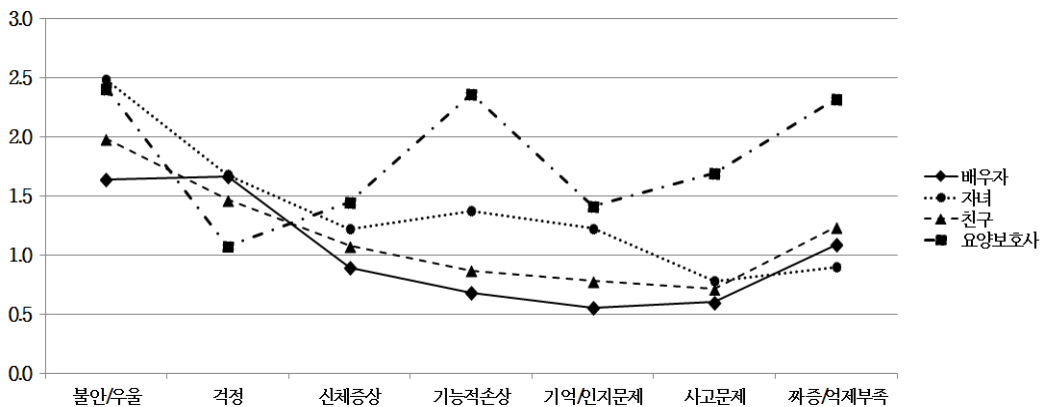


그림 2. 평정자 집단에 따른 요인별 측정변인들의 평균 추정 초기치

적으로 배우자의 초기치가 가장 낮고, 친구, 자녀, 요양보호사 순서대로 초기치가 높아지는 경향을 보였다.

요인 분산 동일성(equivalence of factor variance): 모형 4

절편 동일성 모형(모형 3)에 추가적으로 증후군 척도(1차 요인) 및 총 문제행동(2차 요인)의 변량에 있어 4개 집단에 차이가 있는지를 확인해 보았다. 그 결과, 1차 요인에서 CFI 변화량이 기준에서 약간 벗어났으나($\Delta CFI = .022$), RMSEA는 .065(모형 4-1) 및 .066(모형 4-2)로 여전히 양호한 수준이었으며, 절편 동일성 모형(모형 3)의 RMSEA와 90% 신뢰 구간이 겹치는 것으로 나타나 측정동등성이 지지된다고 볼 수 있다(표 2). 즉, 각 증후군 척도 및 총 문제행동이 갖고 있는 자체 변량(요인 수준의 정보)이 배우자, 자녀, 친구, 요양보호사 집단에 대해 일관적이라고 볼 수 있다.

잔차 동일성(equivalence of residual variance): 모형 5

요인 분산 동일성 모형(모형 4)에 추가적으로 측정변인(문항 합)들의 오차항이 4개 집단

에 걸쳐 동일한지를 확인해 보았다. 그 결과, RMSEA는 .072로 요인 분산 동일성 모형(모형 4)에 비해 약간 상승하였으나 90% 신뢰구간이 겹쳐 측정동등성이 유지되고 있다고 볼 수 있다(표 2). 즉, 척도에서 가정한 잠재변수(증후군 척도)를 통해 설명하고 있는 측정변인(문항 합)들의 변량이 4개 집단에 걸쳐 대체로 신뢰로운 것으로 나타났다. 그러나 RMSEA 90% 신뢰구간의 경계선만이 겹치고, CFI 변화량이 매우 큰 점($\Delta CFI = .114$)을 고려하여 각 집단의 오차항 추정치를 확인해보았다. 이때 측정변인들의 오차항이 동일하다고 가정하기 이전의 요인 분산 동일성 모형(모형 4-2)에서 각 요인에 속하는 측정변인들의 오차항 추정치의 평균을 활용하였다(그림 3). 걱정을 제외한 모든 척도에서 요양보호사의 평정이 가장 큰 오차를 보였고, 불안/우울과 짜증/억제부족 척도에서는 모든 평정자 집단에서 상대적으로 높은 수준의 오차가 관측되었다.

평정자 집단에 따른 증후군 척도의 점수 차이

측정동등성 분석을 통해 한국판 OABCL이 배우자, 자녀, 친구, 그리고 요양보호사 집단

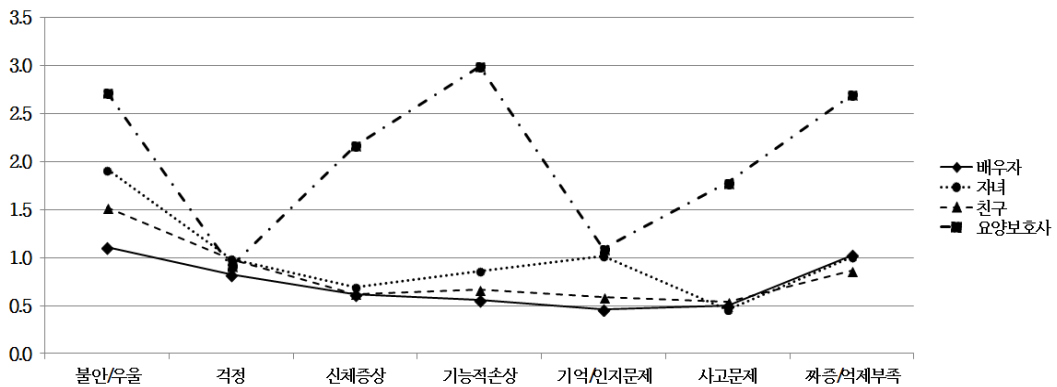


그림 3. 평정자 집단에 따른 요인별 측정변인들의 평균 오차항 추정치

표 3. 평정자 집단에 따른 OABCL 증후군 척도별 점수 차이

	배우자 (n=221)	자녀 (n=76)	친구 (n=123)	요양보호사 (n=44)	F	η^2	scheffe [†]
불안/우울	4.92 (3.23)	7.45 (4.60)	5.95 (4.14)	7.23 (6.17)	9.49**	.06	a, c < c, d, b
걱정	5.00 (2.28)	5.03 (2.56)	4.40 (2.46)	3.23 (3.04)	7.44**	.05	d < c, a, b
신체증상	2.68 (3.07)	3.66 (3.38)	3.23 (3.10)	4.34 (3.10)	4.47**	.03	a, c, b < c, b, d
기능적손상	2.04 (2.33)	4.11 (4.00)	2.60 (2.51)	7.09 (5.91)	34.57**	.18	a, c < b < d
기억/인지문제	1.66 (2.18)	3.67 (3.73)	2.33 (2.21)	4.25 (3.54)	18.76**	.11	a, c < b, d
사고문제	1.80 (1.87)	2.33 (2.48)	2.13 (1.81)	5.07 (3.77)	27.13**	.15	a, c, b < d
짜증/억제부족	3.27 (2.91)	2.68 (2.43)	3.71 (3.13)	6.95 (5.95)	17.84**	.10	b, a, c < d
기타문제 [‡]	2.14 (1.88)	2.50 (1.76)	2.66 (2.11)	5.68 (5.06)	26.83**	.15	a, b, c < d
문제행동총점	23.51 (13.67)	31.42 (19.10)	27.01 (14.83)	43.84 (29.96)	18.84**	.11	a, c < c, b < d

주. () 안은 표준편차, ** $p < .01$

† a: 배우자, b: 자녀, c: 친구, d: 요양보호사

‡ OABCL에서 특정 요인으로 분류되지 않은 문항으로, 측정동등성 분석에서는 제외되었음

에 걸쳐 비교적 안정적인 측정 구조를 가지고 있음이 지지되었다. 특히 측정 모형의 요인을 통한 설명력이 4개 평정자 집단에서 동등함을 보여준 측정 동등성(metric equivalence)이 지지되어 4개 평정자 집단이 실시한 OABCL 결과들은 서로 비교가 가능하다. 평정자 집단에 따른 차이 검증(analysis of variance; ANOVA) 결과(표 3), 대체로 배우자 집단의 점수가 가장 낮고, 친구, 자녀, 요양보호자 순서대로 높아지는 경향을 보였다. 이는 그림 2에서 살펴본

평정자 집단에 따른 초기치의 순서와 동일하며 측정동등성 분석의 절편 동일성(모형 3) 단계에서 동등성이 다소 약했던 것과 일관된 결과이다.

논 의

본 연구에서는 Achenbach 등(2004)이 개발한 노인 행동평가척도 타인보고용 OABCL의 원검

사 요인 구조가 국내 노인을 대상으로 한 경우에도 적합한지를 확인하고, 확인적 요인분석을 통한 측정동등성 분석을 통해 평정자 집단(배우자, 자녀, 친구, 요양보호사)에 따른 OABCL의 측정 요인 구조, 문항-요인 간 관련성, 문항 평정의 기준치(reference point), 요인 간 관련성(요인 수준의 정보), 그리고 측정 신뢰도에 평정자 집단에 따른 차이가 있는지를 살펴보았다. 본 연구의 결과 및 논의점은 다음과 같다.

첫째, 확인적 요인분석 결과, 모든 적합도 지수들이 기준에 부합하지는 못했으나, 원저자가 모형 검증 방식에서 사용한 적합도 지수인 RMSEA가 적합한 수준으로 나타나 원검사의 구조를 한국 노인에게도 적용할 수 있다고 판단된다. 특히 OABCL을 포함한 ASEBA 검사들이 여러 문화권에서 원검사의 요인 구조를 그대로 유지하고 있어 축적된 자료의 활용이나 비교 연구 측면에서 큰 이점이 되고 있다는 점에서 한국판 OABCL 역시 원검사와 동일한 형태를 유지하는 것이 바람직할 것으로 판단된다. 그러나 내적합치도 및 자기-타인 보고 간 일치도가 가장 낮았던 걱정 척도의 경우, 개별 문항들에 대응되는 문제행동들이 척도 내 다른 문제행동들과 항상 높은 관련성을 지니는 것은 아닐 수 있음을 유의하여 해석해야 할 것이다. 특히 걱정 척도 점수가 일부 문항들에만 국한되었을 경우 이 점수를 소척도 요인 점수로 간주해야 할지 아니면 단순히 해당 문항에 대한 빈도로 여겨야 할지 다양한 임상적 근거를 종합적으로 활용하여 판단할 필요가 있다. 또한 한국판 OABCL의 누적 자료를 통해 한국인들에게만 나타나는 고유한 특성 및 유용성이 있는 구조가 발견된다면 이를 체계적으로 반영해 나가야 할 것이다. 아울

러, 수정지수(modification indices) 분석을 통해 OABCL의 문항 및 요인 간 교차 상관관계의 가능성과 이에 대한 임상적/이론적 근거에 대한 추후 연구가 진행될 필요성이 있다.

둘째, 측정동등성 분석을 통해 OABCL의 측정 구조, 요인 계수, 그리고 요인 변량이 평정자 집단에 걸쳐 유사한 것으로 나타나, 전반적으로 문제행동 요인/측정 구조에 대한 해석이 배우자, 자녀, 친구, 요양보호사 집단 간에 동일하게 이루어지고 있음을 확인했다.

평정자 집단에 따라 평가 대상자의 연령, 성별, 학력, 경제 수준에 다소 차이가 있었음에도 불구하고 한국판 OABCL의 측정체계가 대체로 안정적이었다는 것은 다양한 평정자 집단의 OABCL 평가 결과를 비교 해석하는 것이 가능함을 보여주는 것으로 OABCL의 임상적 활용 측면에 있어 매우 고무적인 결과이다. 그러나 CFI 적합도 지수를 근거로 판단해볼 때 절편 동일성 및 요인 분산 동일성 제약 단계에서 모형 적합도 지수가 유의미하게 낮아진 것으로 나타나 네 집단의 초기치 및 오차항 추정치를 확인해보았다.

우선, 전반적으로 배우자-친구-자녀-요양보호사 순서대로 초기치가 높아지는 것으로 나타났다. 즉, 배우자 집단이 다른 집단에 비해 동일한 문제행동에 보다 낮은 점수를 부여하는 엄격한(strict) 평가 기준을 사용하는 것으로 나타났다. 이는 문제행동 수준에 대한 배우자 집단의 평정 기준치(reference point)가 다른 평정자 집단보다 높아 동일한 문제행동에 대해서 다른 평정자 집단에 비해 전반적으로 낮은 수준의 평정을 하는 경향성을 보였고, 반대로 요양보호사 집단은 평정 기준치가 낮아 전반적으로 높은 수준의 평정을 했을 가능성을 시사한다. 본 연구는 제한된 수의 표집에 근거

하고 있으며 요양보호사 집단의 경우 다른 집단에 비해 연령은 높고 학력수준은 상대적으로 낮으며 대상자 본인이 지각한 경제수준은 높았던 것처럼 평정자 집단에 따라 평가 대상자의 인구통계학적 특징도 다른 것으로 나타났기 때문에 일반화된 해석은 어렵지만 기존 연구들을 바탕으로 이번 연구를 통해 관찰된 경향성에 대해 몇 가지 가능성을 고려해볼 수는 있다.

손지현, 한덕현, 기백석(2013)의 연구에서는 배우자와 동거하는 노인이 미혼, 사별, 이혼한 노인보다 우울 점수가 현저하게 낮으며 인지 기능은 높은 것으로 나타나 노년기 결혼 생활의 유지가 정신건강에 긍정적임을 보였다. 또한 배지연, 김원형, 윤경아(2005)의 연구에서는 친구의 지지가 우울 및 자살 생각에 미치는 부정적 영향을 완충하는 효과가 있는 것으로 나타났다. 대상자를 평가해 줄 수 있는 배우자 및 친구가 있다는 것은 사회적 지지를 받고 있다고 볼 수 있으므로, 배우자나 친구의 평가를 받은 대상자들의 문제행동 수준이 전반적으로 낮았을 가능성이 있다.

윤명숙과 이묘숙(2012)은 인구 사회학적 변인에 따른 노인들의 행복 차이 분석에서 직업이 있는 경우, 부채가 적은 경우, 기초생활수급자가 아닌 경우에 그렇지 않은 노인에 비해 행복 수준이 더 높음을 보였다. 따라서 평정자 집단 간 경제적 환경 조건이 차이가 있는지 확인해볼 필요가 있다. 본 연구 자료에서 평가 대상자가 자기보고용 검사인 OASR에서 본인이 지각한 경제수준을 상, 중상, 중, 중하, 하의 5단계로 응답한 것을 바탕으로 분석한 결과, 누가 OABCL을 실시하였는지에 상관없이 대체로 중간 수준인 것으로 나타났다. 평가 대상자 100%가 요양원에 거주한다고 보고

한 요양보호사 집단에서 대상자가 지각하는 경제수준이 중상 이상이라고 보고한 비율(31.8%)이 다른 집단(배우자: 12.2%, 자녀: 10.5%, 친구: 4.1%)에 비해 상대적으로 높게 나타난 것은 요양원과 같은 시설을 이용할 수 있다는 것이 경제수준과 관련이 있을 가능성을 보여준다. 본 연구 결과에서 요양보호사 집단의 문제행동 점수 수준이 높았던 것은 앞서 언급한 사회경제적 수준이 정신건강에 미치는 일반적인 영향과는 일치하지 않는 부분이다. 그러나 이들은 노인성 질병 등의 사유로 장기요양보험 등급을 받은 기능약화군이었기 때문에 신체 및 인지문제와 관련된 척도에서 기본적으로 높은 점수를 보였을 가능성이 고려되어야 한다. 실제로 요양보호사가 평가한 집단은 신체증상, 기능적손상, 기억/인지문제에서 평균 추정 초기치(그림 2) 및 평균 점수(표 3)가 가장 높은 것으로 나타났다. 또한 김봉균, 하연주, 최송식(2014)에서 사회서비스 이용 경험 등이 노인 우울에 부적 영향을 미치는 것으로 나타난 것처럼 장기요양보험 대상자 여부도 영향을 미쳤을 수 있다.

또한 평정자가 배우자 관계인 경우, 평가 대상자가 자택에 거주하는 비율이 94.1%였으며, 친구 관계에서는 85.4%가 자택에 거주하는 것으로 나타났다. 평정자가 자녀인 경우 평가 대상자의 63.2%가 자택에, 나머지 36.8%는 자녀와 동거하는 것으로 보고되었다. 자택 거주가 반드시 본인 소유의 주택에 거주한다는 것을 의미하는 것은 아니며, 주택의 위치와 종류에 따라 경제적인 가치가 많이 다를 수 있음이 고려되어야 하나, 자택에 거주한다는 것은 어느 정도 경제적으로 안정되어 있을 단편적인 가능성을 시사한다. 특히 평정자가 배우자인 경우, 대부분이 자택에 거주한다는

점에서 여러 가지 사회적, 경제적 환경 조건이 상대적으로 안정적이었을 수 있고 이에 따라 상대적으로 문제행동 수준이 낮을 가능성이 있음을 보여준다.

앞서 제시한 배우자 유무, 친구와의 관계, 경제수준, 사회서비스 이용 경험 외에도 성별, 학력, 지역, 평가 대상자와 평정자의 동거 여부 및 관계 빈도 등 다양한 인구 사회학적 요인이 문제행동에 영향을 미칠 수 있으나, 본 연구에서는 이러한 요인들이 매우 복잡적으로 작용하고 있기 때문에 일반화하여 해석을 하기는 어렵고 추후 연구에서 이들 각각의 변인에 대한 구체적인 연구가 이루어져야 할 필요가 있다.

다음으로 오차항 추정치를 확인해 본 결과, 모든 평정자 집단에서 불안/우울과 짜증/억제 부족 척도의 오차가 상대적으로 높은 편으로 나타났고, 걱정을 제외한 모든 척도에서 요양보호사의 평정이 가장 큰 오차를 보였다.

이는 불안/우울과 짜증/억제부족 척도의 문제행동이 각각 하나의 잠재변인으로 설명될 수 있는 고유한 문제행동으로서 측정되고 있기 보다는 다른 여러 가지 문제행동에 수반되어 드러나는 다차원적인 현상으로 관측되었기 때문일 수 있다. 즉, 각 요인들의 고유한 설명 변량이 상대적으로 적어 높은 수준의 오차가 나타났을 가능성이 있다.

요양보호사의 평정에서 큰 오차가 나타난 것은 이 집단의 평가 대상자가 모두 장기요양보험 등급을 받은 기능약화군이었다는 점이 고려될 필요성이 있다. 요양보호사의 평정에는 OABCL을 평가한 요양보호사와 복지시설 등에 거주하는 OABCL 평가 대상자 간의 관계적, 환경적 상황이 반영되어 있다. 이로 인해 요양보호사의 평정은 다른 평정자 집단에 비

해 OABCL 자체의 요인 구조로 설명될 수 있는 변량이 상대적으로 적었을 수 있다. 예를 들어, OABCL의 증후군 척도와 관련된 요인 이외의 대인 관계 측면이 요양보호사 집단의 평정에 영향을 미쳤을 가능성, 특정 문제 상황에 있어서의 문제행동 수준을 실제로는 관련이 적은 다른 증후군 척도 영역에까지 일반화시켜 평정이 이루어졌을 가능성을 생각해볼 수 있다.

이와 같은 결과를 종합해볼 때 평정자 집단에 따라 OABCL 척도를 통한 문제행동 평가에 있어 과소/과대 평가 경향 및 측정의 신뢰도 측면에서 일부 특수한 경향성이 보이기도 하므로, 서로 다른 평정자 집단의 점수를 원점수 그대로 직접적으로 비교하는 것은 문제가 있을 가능성이 있으므로 유의해야 한다. 그러나 문제행동 수준의 프로파일을 비교하거나 특정 평정자 집단으로부터 얻어진 평가들 내에서 평가 대상의 상대적인 문제행동 수준을 파악하는데 사용하는 것에는 문제가 없을 것으로 보인다.

문제행동 수준에 대한 내적 기준은 사람마다 다르고, 대상자와 어떤 관계를 맺고 있는가에 따라 특정 행동을 관찰할 빈도 및 민감하게 볼 수 있는 부분이 다르기 때문에 다양한 평정자의 평가 결과를 통합하여 해석하는 과정이 필요하다. 이와 같은 여러 평정자의 결과를 비교하기 위해서는 동등한 척도를 활용하는 것이 중요한데, 동일한 문항과 요인 구조를 갖추고 있다고 해서 실제로 모든 평정자에게 문제행동 요인/측정 구조에 대한 해석이 동일하다는 것이 보장되지는 않는다.

본 연구는 ASEBA 노인용 검사군의 타인보고용 검사 OABCL의 문제행동 문항 및 요인의 의미와 역할이 배우자, 자녀, 친구, 요양보호

사 집단에 대해 동일하게 작용하고 있는지를 확인함으로써 다양한 평정자의 결과 비교를 위한 토대를 마련했다는 점에 의의가 있다. ASEBA 유아용 및 아동·청소년용 검사군의 부모용, 교사용과 같이 평정자 집단에 따른 별도의 검사가 아닌, 하나의 타인보고용 검사로 이루어진 OABCL의 타당도를 일부 확인할 수 있었으며, 현 시점에서 한국판 OABCL에 대한 평정자 집단별로 별도의 기준을 마련할 필요성은 없을 것으로 판단된다. 그러나 여전히 평정자 특성에 따라 결과가 달라질 수 있음을 고려하여 해석해야 한다. 평정자들 간의 보고 내용이 일치할 경우, 평가 대상자에 대한 정보가 좀 더 일관된 양상으로 해석될 수 있을 것이고, 일치하지 않을 경우에는 평정자들 간의 문제행동 수준에 대한 지각 및 관점이 어떻게 다른지를 이해함으로써 평가 대상자에 대한 보다 다각적인 정보를 얻을 수 있고, 나이가 평정자에 대한 정보도 파악할 수 있을 것이다. 또한 한 명 이상의 다양한 평정자들의 평가 결과를 비교 분석, 통합하는 과정을 통해 대상자에 대한 이해를 보다 높일 수 있을 것으로 기대된다.

향후 ASEBA 노인용 검사군의 타인보고용 검사인 OABCL과 대응을 이루고 있는 자기보고용 OASR과의 통합적 사용에 대한 후속 연구가 이루어질 필요성이 있다. 우선, 이번 연구에서 살펴본 것과 마찬가지로, OABCL과 OASR 간의 측정동등성을 확인해볼 필요가 있다. 나이가 어떤 증후군 척도에서 노년기 문제행동 평가가 타인보고 및 자기보고에 따라 두드러진 차이가 있는지, 그러한 차이를 어떻게 해석하고 진단에 반영해야 할지에 대해 임상적·진단적 준거를 활용한 연구가 필요하다. 또한 보다 다양한 평정자 집단에 대한 연구와

평가 대상자와의 관계와 더불어 실질적으로 대상자와 함께 지내는 시간, 교류하는 정도, 동거 여부, 대상자의 현재 결혼 상태 및 다양한 인구 사회학적 변인 등에 따른 보다 체계적이고 세부적인 연구가 이루어진다면, 대상자의 문제행동을 이해하고, 치료 계획 등을 수립하는데 도움이 될 수 있을 것이다.

참고문헌

- 김민영, 김영아, 이진, 김혜진, 오경자 (2014). 한국판 ASR(성인 행동평가척도 자기보고용)의 타당화 연구. 한국심리학회지: 임상, 33(3), 615-632.
- 김봉균, 하연주, 최송식 (2014). 노인의 우울에 영향을 미치는 요인들에 관한 종단적 연구: 신체적, 심리적, 사회적 요인을 중심으로. 한국노년학, 34(1), 115-132.
- 박상규 (2006). 노인의 정신건강과 삶의 질간의 관계. 한국심리학회지: 건강, 11(4), 785-796.
- 배지연, 김원형, 윤경아 (2005). 연구논문: 노인의 우울 및 자살생각에 있어서 사회적 지지의 완충효과. 한국노년학, 25(3), 59-73.
- 서은현, 이동영, 추일한, 윤종철, 김기웅, 우종인 (2007). 벤톤 시각 기억 검사(Benton Visual Retention Test)의 한국 노인 정상기준 연구. 한국심리학회지: 임상, 26(3), 745-763.
- 손덕순 (2006). 여성노인의 정신건강 관련요인에 대한 연구. 정신보건과 사회사업, 23, 120-146.
- 손지현, 한덕현, 기백석 (2013). 배우자 동거 여부가 노인들의 인지기능과 우울증상에

- 미치는 영향. *대한노인정신의학*, 17(1), 14-19.
- 양정선 (2007). 노인가계의 의료비 지출과 부담에 관한 연구. *한국가정관리학회지*, 25(1), 1-13.
- 오경자, 김영아 (2011). ASEBA 아동·청소년 행동평가척도 매뉴얼. 서울: (주)휴노.
- 오경자, 김영아 (2013). ASEBA 유아 행동평가 척도 매뉴얼. 서울: (주)휴노.
- 오경자, 김영아 (2014). ASEBA 성인 행동평가 척도 매뉴얼. 서울: (주)휴노.
- 오경자, 김영아 (출시 예정). ASEBA 노인 행동평가척도 매뉴얼. 서울: (주)휴노.
- 윤명숙, 이묘숙 (2012). 노인의 경제상태가 행복에 미치는 영향: 자아존중감의 매개효과. *한국노년학*, 32(2), 397-413.
- 이금호, 정혜원 (2013). 다집단 확인적 요인분석을 이용한 기질 및 성격 검사(TCI)의 구인동등성 분석 및 잠재평균분석. *교육연구논총*, 34(2), 57-77.
- 이기영, 최송식, 박현숙, 임현정 (2010). Andersen 과 Newman 모델에 근거한 농어촌 지역 노인의 정신건강서비스 이용 의향에 관한 연구. *한국사회복지학*, 62(2), 257- 278.
- 이순목, 김한조 (2011). 구조방정식 모형의 일 반화 또는 집단차 연구를 위한 다집단 분석의 관행과 문제점. *사회과학연구*, 43(1), 63-112.
- 이순목, 윤수철, 차정은, 김종남, 여성철 (2012). 한국판 CPGI 와 원본척도(CPGI) 간 측정 동등성 및 점수연계 가능성. *한국심리학회지: 임상*, 31(2), 401-425.
- 이홍직 (2009). 노인의 정신건강에 영향을 미치는 요인에 관한 연구. *사회과학연구*, 25(3), 25-42.
- 조용래, 김정호 (2002). 한국판 Beck Depression Inventory 의 확인적 요인분석: 대학생과 임상표본 간 구조 및 측정동일성 검증. *한국심리학회지: 임상*, 21(4), 843-857.
- 지연경, 조민경, 한지원, 김태희, 김기웅 (2011). Wisconsin Card Sorting Test-64 Card Version (WCST-64) 의 한국 노인 정상기준 연구. *한국심리학회지: 임상*, 30(4), 1037-1045.
- 최영희, 김문실, 변영순, 원종순 (1990). 한국노인의 건강상태에 대한 조사연구. *대한간호학회지*, 20(3), 307-323.
- 통계청 (2011). 2010년 대한민국 인구 및 주택 총조사.
- 홍세희, 황매향, 이은설 (2005). 청소년용 여성 진로장벽 척도의 잠재평균분석. *교육심리연구*, 19(4), 1159-1177.
- Achenbach, T. M. (2011). Commentary: Definitely more than measurement error: But how should we understand and deal with informant discrepancies? *Journal of Clinical Child & Adolescent Psychology*, 40(1), 80-86.
- Achenbach, T. M., McConaughy, S. H., & Howell, C. T. (1987). Child/adolescent behavioral and emotional problems: Implications of cross-informant correlations for situational specificity. *Psychological Bulletin*, 101, 213-232.
- Achenbach, T. M., Newhouse, P. A., & Rescorla, L. A. (2004). *Manual for the ASEBA Older Adult Forms & Profiles*. Burlington, VT: University of Vermont, Research Center for Children, Youth, & Families.
- Achenbach, T. M., & Rescorla, L. A. (2000). *Manual for the ASEBA Preschool Forms & Profiles*. Burlington, VT: University of Vermont, Research Center for Children, Youth, &

- Families.
- Achenbach, T. M., & Rescorla, L. A. (2001). *Manual for the ASEBA School-Age Forms & Profiles*. Burlington, VT: University of Vermont, Research Center for Children, Youth, & Families.
- Achenbach, T. M., & Rescorla, L. A. (2003). *Manual for the ASEBA Adult Forms & Profiles*. Burlington, VT: University of Vermont, Research Center for Children, Youth, & Families.
- Bazer, D. (1980). Epidemiology of dysphoria and depression in an elderly population. *American Journal of Psychiatry*, 137, 439-444.
- Beekman, A. T., Bremmer, M. A., Deeg, D. J., Van Balkom, A. J., Smit, J. H., De Beurs, E., ... & Van Tilburg, W. (1998). Anxiety disorders in later life: a report from the Longitudinal Aging Study Amsterdam. *International Journal of Geriatric Psychiatry*, 13(10), 717-726.
- Blazer, D., Burchett, B., & George, L. K. (1991). The association of age and depression among the elderly: an epidemiologic exploration. *Journal of Gerontology*, 46(6), M210-M215.
- Byrne, B. M. (2001). *Structural equation modeling with AMOS: Basic concepts, applications and programming*. Mahwah, NJ: Erlbaum.
- Cai, X., Kaiser, A. P., & Hancock, T. B. (2004). Parent and teacher agreement on Child Behavior Checklist items in a sample of preschoolers from low-income and predominantly African American families. *Journal of Clinical Adolescent Psychology*, 33(2), 303-312.
- Chen, F. F. (2007). Sensitivity of goodness of fit indexes to lack of measurement invariance. *Structural Equation Modeling*, 14(3), 464-504.
- Chen, F. F., Sousa, K. H., & West, S. G. (2005). Teacher's corner: Testing measurement invariance of second-order factor models. *Structural Equation Modeling*, 12(3), 471-492.
- Cheung, G. W., & Rensvold, R. B. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modeling*, 9, 233-255.
- Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioral sciences* (2nd ed.). Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.
- Cortina, J. M. (1993). What is coefficient alpha? An examination of theory and applications. *Journal of Applied Psychology*, 78(1), 98-104.
- Farquhar, M. (1995). Elderly people's definitions of quality of life. *Social Science & Medicine*, 41(10), 1439-1446.
- Forsell, Y. (2000). Predictors for depression, anxiety and psychotic symptoms in a very elderly population: data from a 3-year follow-up study. *Social Psychiatry and Psychiatric Epidemiology*, 35(6), 259-263.
- Graham, J. E., Rockwood, K., Beattie, B. L., Eastwood, R., Gauthier, S., Tuokko, H., & McDowell, I. (1997). Prevalence and severity of cognitive impairment with and without dementia in an elderly population. *The Lancet*, 349(9068), 1793-1796.
- Hambleton, R. K., Swaminathan, H., & Rogers, H. J. (1991). *Fundamentals of item response theory* (Vol. 2). Sage publications.
- Haywood, K. L., Garratt, A. M., & Fitzpatrick, R.

- (2005). Quality of life in older people: a structured review of generic self-assessed health instruments. *Quality of Life Research*, 14(7), 1651-1668.
- Holmbeck, G. N., Li, S. T., Schurman, J. V., Friedman, D., & Coakley, R. M. (2002). Collecting and managing multisource and multimethod data in studies of pediatric populations. *Journal of Pediatric Psychology*, 27(1), 5-18.
- Holye, R. H. (1995). *The structural equation modeling approach: Basic concepts and fundamental issues*. In R. H. Hoyle (Ed.), *Structural equation modeling, concepts, issues, and applications* (pp.1-15). Thousand Oaks, CA: Sage.
- Hong, S., Malik, M. L., & Lee, M. K. (2003). Testing configural, metric, scalar, and latent mean invariance across genders in sociotropy and autonomy using a non-Western sample. *Educational and Psychological Measurement*, 63(4), 636-654.
- Hu, L. T., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 6(1), 1-55.
- Kemper, T. S., Gerhardstein, R., Repper, K. K., & Kistner, J. A. (2003). Mother-child agreement on reports of internalizing symptoms among children referred for evaluation of ADHD. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment*, 25(4), 239-250.
- Kumpulainen, K., Rasanen, E., Henttonen, I., Moilanen, I., Piha, J., Puura, K., Tamminen, T., & Almqvist, F. (1999). Children's behavioral/emotional problems: A comparison of parents' and teachers' reports for elementary school-aged children. *European Child and Adolescent Psychiatry*, 8, 41-47.
- Lee, Y. (2000). The predictive value of self assessed general, physical, and mental health on functional decline and mortality in older adults. *Journal of Epidemiology and Community Health*, 54(2), 123-129.
- Levy, R. (1994). Aging-associated cognitive decline. *International Psychogeriatrics*, 6(1), 63-68.
- Lievens, F., De Koster, L., & Schollaert, E. (2008). *Current theory and practice of assessment centers: the importance of trait activation*. Oxford handbook of personnel psychology, 215-233.
- Little, T. D., Cunningham, W. A., Shahar, G., & Widaman, K. F. (2002). To parcel or not to parcel: Exploring the question and weighing the merits. *Structural Equation Modeling*, 9(2), 151-173.
- Meade, A. W., Johnson, E. C., & Braddy, P. W. (2008). Power and sensitivity of alternative fit indices in tests of measurement invariance. *Journal of Applied Psychology*, 93(3), 568-592.
- Mischel, W., & Shoda, Y. (1995). A cognitive-affective system theory of personality: reconceptualizing situations, dispositions, dynamics, and invariance in personality structure. *Psychological Review*, 102, 246-268.
- Phares, V. (1997). Accuracy of informants: Do parents think that mother knows best? *Journal of Abnormal Child Psychology*, 25(2), 165-171.
- Rowe, J. W., & Kahn, R. L. (1997). Successful aging. *The Gerontologist*, 37(4), 433-440.
- Sackett, P. R., & Yang, H. (2000). Correction for

- range restriction: An expanded typology. *Journal of Applied Psychology*, 85(1), 112-118.
- Seeman, T. E., & Berkman, L. F. (1988). Structural characteristics of social networks and their relationship with social support in the elderly: who provides support. *Social Science & Medicine*, 26(7), 737-749.
- Seeman, T. E., Lusignolo, T. M., Albert, M., & Berkman, L. (2001). Social relationships, social support, and patterns of cognitive aging in healthy, high-functioning older adults: MacArthur studies of successful aging. *Health Psychology*, 20(4), 243.
- Segars, A. H., & Grover, V. (1993). Re-examining perceived ease of use and usefulness: A confirmatory factor analysis. *MIS Quarterly*, 17, 517-525.
- Somers, T., Nelson, K., & Karimi, J. (2003). Confirmatory Factor Analysis of the End-user Computing Satisfaction Instrument: Replication within an ERP Domain. *Decision Sciences*, 34(3), 595-621.
- Stanger, C., & Lewis, M. (1993). Agreement among parents, teachers and children on internalizing and externalizing behavior problems. *Journal of Clinical Child & Adolescent Psychology*, 22, 107-116.
- Tett, R. P., & Burnett, D. D. (2003). A personality trait-based interactionist model of job performance. *Journal of Applied Psychology*, 88(3), 500-517.
- Vandenberg, R. J., & Lance, C. E. (2000). A review and synthesis of the measurement invariance literature: Suggestions, practices, and recommendations for organizational research. *Organizational Research Methods*, 3(1), 4-70.
- Wang, M., & Russell, S. S. (2005). Measurement equivalence of the job descriptive index across Chinese and American workers: Results from Confirmatory Factor Analysis and Item Response Theory. *Educational and Psychological Measurement*, 65(4), 709-732.
- Winsler, A., & Wallace, G. L. (2002). Behavior problems and social skills in preschool children: Parent-teacher agreement and relations with classroom observations. *Early Education and Development*, 13(1), 41-58.
- Youngstrom, E., Loeber, R., & Stouthamer-Loeber, M. (2000). Patterns and correlates of agreement between parent, teacher, and male adolescent ratings of externalizing and internalizing problems. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 68(6), 1038-1050.
- 원고접수일 : 2014. 12. 01.
수정원고접수일 : 2015. 03. 17.
게재결정일 : 2015. 04. 24.

Measurement Equivalence of the Korean version of Older Adult Behavior Checklist across informant groups

Min-Young Kim

Huno Inc.

Jin Lee

Harvard School of
Public Health

Young-Ah Kim

Huno Inc.

Kyung-Ja Oh

Yonsei University

The purpose of this study was to investigate Measurement Equivalence of the Korean version of OABCL across 4 informant groups: Spouse, Child, Friend, and Care Worker. The samples were originally recruited for standardization of the Korean version of ASEBA Older Adult Forms. Among them, this study utilized the data of 464 59- to 88-year-olds whose other (OABCL) reports were valid. Results of the confirmatory factor analysis showed that the factor structure of the original OABCL can be applied to the Korean version. Measurement Equivalence tests indicated that OABCL measurement constructs have consistent meanings across informant groups. However, there were noticeable differences in the baseline of rating criteria depending on informant groups. The residual variances of the measured variables were relatively large on Anxiety/Depressed and Irritable/Disinhibited scales. Measurement errors in ratings of Care Worker were the largest among all except for the Worries scale. Implications of using OABCL as a clinical and research instrument by informant groups are discussed.

Key words : Older Adult Behavior Checklist, behavior problems of older adult, informant group, Confirmatory Factor Analysis, Measurement Equivalence