

뇌외상 환자에서 K-WAIS-IV 단축형 활용의 타당도

정 다 희
강 승 결

고 승 희*
배 승 민

김 중 훈
강 재 명

가천대 길병원 정신건강의학과

본 연구는 사고로 인해 경도 뇌외상을 입은 환자(mild TBI) 32명, 중등도의 뇌외상 환자(moderate TBI) 37명, 비 뇌외상 환자(non TBI) 32명을 대상으로, 한국형 웨슬러 성인용 지능검사 4판(K-WAIS-IV) 단축형 활용의 타당도를 검증하고자 했다. 단축형으로는 선행연구에서 타당도가 확인되고 K-WAIS-IV 핵심소검사에 적용할 수 있는 4개 소검사 비례추정 및 회귀추정방식(상식, 행렬추론, 산수, 기호쓰기), 7개 소검사 비례추정방식(공통성, 어휘, 토막짜기, 행렬추론, 숫자외우기, 산수, 기호쓰기)의 타당도를 검토했다. 그 결과 세 집단 모두에서 각 단축형 검사를 통해 추정된 지능의 신뢰도는 거의 모든 집단에서 .90이상으로 기준을 충족했다. 또한 단축형 추정지능과 전체검사에 근거해 산출한 지능 간의 상관계수에서 측정오차 분산의 중복(redundancy)을 교정한 타당도계수도 모두 기준을 충족했다. 한편 세 집단 모두에서 7개 소검사 단축형 만이 지능지수를 90% 신뢰구간 내에서 추정할 확률에서 기준치인 81%를 초과했다. 또한 집단 별로, non TBI 집단과 mild TBI 집단의 경우 세 가지 추정 방식 중 전체지능 추정에 7개 소검사 단축형이 가장 신뢰롭고 타당했다. 이와 더불어 non TBI 집단은 4개 소검사 단축형의 두 산출방식이 모두 적합한 타당도를 보였고, mild TBI 집단은 4개 소검사 단축형 중 회귀추정방식이 비례추정방식보다 나은 타당도를 보였다. Moderate TBI 집단은 세 개의 단축형 지능추정 방식중 4개 소검사 비례추정방식이 다른 두 추정방식보다 전체지능을 더 작은 차이로 추정했다. 끝으로 본 연구의 결과에 대한 의의, 한계점에 대해 논의하고, 후속연구과제를 제안했다.

주요어 : 뇌외상, 한국판 웨슬러 지능검사 4판(K-WAIS-IV), 4개 소검사 단축형, 7개 소검사 단축형, 타당도

† 교신저자(Corresponding Author) : 고승희 / 가천대 길병원 정신건강의학과 / (21565) 인천광역시 남동구 남동대로 774번길 21 (구월동) / Tel : 032-460-3353 / Fax : 032-472-3396 / E-mail : ksh@gilhospital.com

매 해 많은 수의 사람들이 교통 사고나 산업 재해, 낙상 및 폭행 등으로 인해 외상을 입고 내원하며, 이들 중 상당수는 장기적인 후유 장애를 가지고 살아가게 된다(Langlois, Rutland-Brown, & Wald, 2006). 특히 외상성 뇌손상(Traumatic Brain Injury: 이하 TBI)은 '외부의 물리적 충격에 의해 발생한 뇌기능의 저하 및 병리'로, 신체적인 장애와 더불어 기억력, 주의력, 언어능력, 처리속도 등의 인지적 결함으로 직업 활동을 비롯한 개인의 독립적 역할 수행에 곤란을 초래한다(Dikmen et al., 2009; Drozdick & Cullum, 2010; Esbjornsson et al., 2013; Spitz, Ponsford, Rudzki, & Maller, 2012).

임상 장면에서 TBI 환자의 인지기능 변화와 경과를 정확히 평가하고, 재활을 계획하기 위해 제반 심리학적 평가가 의뢰되는 경우가 많으며, 지능검사는 환자의 인지기능을 평가하기 위한 주요 검사 중 하나이다(Lezak, Howieson, & Loring, 2004; Strauss, Sherman, & Spreen, 2006). 웨슬러 지능검사는 임상 장면에서 지능 평가를 위해 가장 널리 사용되는 표준화된 검사이며, 개인 간 및 개인 내 비교가 가능하다는 장점을 지니고 있다. 웨슬러 성인용 지능검사 4판(WAIS-IV; Wechsler, 2008)이 국내에서는 2012년에 번안 및 표준화 작업을 거쳐 한국형 웨슬러 성인용 지능검사 4판(K-WAIS-IV)으로 제작되었다(황순택, 김지혜, 박광배, 최진영, 홍상환, 2012).

K-WAIS-IV의 핵심소검사 10개를 모두 실시한다고 가정하였을 때, 평균 70-80분 가량이 걸리며, 보충소검사를 추가하게 되면 10-20분 가량이 더 소요된다(황순택 등, 2012). 그러나 만성 질환자는 일반 피검자에 비해 검사 수행 시간이 긴 편이며, 환자의 증상이나 건강 상태 등에 따라 모든 소검사를 수행하기 어려운

경우가 빈번하다(Ryan, Lopez, & Werth, 1998). 특히 외상으로 인해 뇌손상을 입은 환자는 상당수가 주의집중 및 충동조절 능력의 저하와 기분문제로 인해 쉽게 피로감을 느끼며, 검사 시간이 길어질 경우 평가 결과에 실질적인 뇌손상으로 인한 기능저하 뿐만 아니라, 신체적, 정서적 및 동기적 요인들의 영향이 혼입될 가능성이 커지게 된다(Benton, 1992). 이에 긴 시간의 평가에 임하기 어려운 TBI 환자들의 경우에는 검사 시간을 최소화하면서 필요한 정보를 최대한 확보해야 한다. 특히 지능 평가 목적이 대략적인 지능 수준을 확인하기 위한 것일 때, 단축형 지능검사를 활용해 짧은 시간 내에 환자 전반적인 지적 수준을 평가하고, 정밀한 탐색이 요구되는 다른 인지적 영역(예, 기억력, 집행기능)을 더 깊이 있게 평가하는 것이 보다 나은 전략이 될 수 있다(Callahan, Schopp, & Johnstone, 1997; Reid-Arndt, Allen, & Schopp, 2011).

환자의 지능을 보다 신속하고 타당하게 추정하기 위해 다양한 방식의 단축형 지능검사가 개발되어 왔다. 단축형 구성방식에는 모든 하위 소검사를 실시하나, 두 문항 또는 세 문항 당 한 문항씩을 생략하고 진행하는 방법이 있다(Ryan, Lopez, & Werth, 1999; Satz, & Mogel, 1962). 그러나 웨슬러 지능검사를 구성하는 하위 소검사 중에서도 상대적으로 일반 지능을 더 잘 추정하는 검사가 있다는 점에서 상기와 같은 방식은 다소 비생산적으로 여겨지며, 추정하고자 하는 지능에 대해 대표성이 높은 일부 소검사만을 선택적으로 실시하는 방식이 선호되어 왔다(Crawford, Allum, & Kinion, 2008 재인용). 한편 동일한 구성방식의 단축형 검사라도 추정지능의 산출방식에 따라 비례추정합을 구해 지능지수로 변환하는 비례추정방식,

소검사 환산 점수를 회귀방정식에 대입하여 지능지수를 직접 계산하는 회귀추정방식, 그리고 별도로 제시된 단축형 산출표에 근거해 조합지수를 구하는 방식 등이 존재한다 (Crawford, Allan, & Jack, 1992; Crawford et al., 2008; Reynolds, Willson, & Clark, 1983; Tellegen & Briggs, 1967; Umfleet, Ryan, Gontkovsky & Morris, 2012).

일부 소검사만을 포함한 단축형에는 2개, 3개, 4개, 7개, 8개 소검사 조합 등 다양한 버전의 단축형 웨슬러 지능검사들이 있다 (Crawford et al., 2008; Demsky, Gass, Edwards, & Golden, 1998; Girard, Axelrod, Patel, & Crawford, 2015; Lange, & Iverson, 2008; Ringe, Saine, Lacritz, Hyman, & Cullum, 2002; Ryan, & Ward, 1999; Sattler, & Ryan, 1999; Tam, 2004). 서로 다른 구성과 추정지능 산출방식을 적용한 다양한 단축형 지능검사에 대한 타당도 연구들이 진행되어 왔으며, 웨슬러 검사의 버전이 개정될 때 마다 앞서 정립된 단축형 검사의 타당도를 재확인하는 시도들이 이루어졌다.

2개, 3개, 4개 소검사 단축형은 7개나 8개 소검사 단축형에 비해 시간 절약의 이점을 지니나, 시행되는 검사가 적은만큼 전체지능 추정의 타당도가 낮아지는 경향이 있다(Axelrod, Dingell, Ryan & Ward, 2000; Christensen, Girard, & Bagby, 2007; Jeyakumar, Warriner, Raval, & Ahmad, 2004; Mendella, McFadden, Regan, & Medlock, 2000; Pilgrim, Meyers, Bayless, & Whetstone, 1999; Ringe et al., 2002; Silverstein, 1990; Ward, 1990). 상대적으로 적은 소검사로 구성된 단축형 중에서 4개 소검사 단축형은 검사 시간을 절약하면서도 전체지능의 추정에 있어서 예측타당도가 높다는 장점을 지닌다 (Axelrod, 2001; Donnell, Pliskin, Axelrod, &

Randolph, 2007; Randolph, Mohr, & Chase, 1993). WAIS-IV로 개정된 이후 4개 소검사 단축형으로 웨슬러 지능 축약형 척도 2판(Wechsler Abbreviated Scale of Intelligence-Second Edition; 이하 WASI-II)이 개발되었다. 그러나 웨슬러 축약형 척도 2판은 언어이해와 지각추론지표에 속하는 소검사(공통성, 어휘, 토막짜기, 행렬추론)로만 구성되어 있어서, WAIS-III 이후 유지되고 있는 언어이해, 지각추론, 작업기억, 처리속도지표로 구성된 지능의 4요인 구조를 개념적으로 아우르지 못한다. 한편 Sattler와 Ryan(1999)의 4개 소검사 단축형(상식, 행렬추론, 산수, 기호쓰기)은 네 지표의 하위 소검사를 각각 하나씩 포함하는 방식 중 하나이며, Reid-Arndt 등(2011)의 연구에서 TBI 환자의 전체지능을 비교적 정확히 추정할 수 있는 조합임이 확인되었다. 또한 최아영 등(2014)이 K-WAIS-IV 표준화 자료에서 각 지표별로 g요인 부하량이 높은 핵심소검사를 하나씩 선택하는 방식으로 단축형 소검사를 구성한 결과(상식, 행렬추론, 산수, 기호쓰기), Sattler와 Ryan(1999)의 4개 소검사 단축형과 동일한 소검사가 포함되었다.

일반적으로 더 많은 소검사를 사용하는 단축형 지능검사일수록 검사 시간이 길어지는 반면 더 신뢰롭고 타당한 지능 추정치를 도출할 수 있다(Denney, Ringe, & Lacritz, 2015에서 재인용). 특히 WAIS-III 이후 지능이 4요인 구조로 변화되면서, 전체지능뿐만 아니라 하위 지표점수를 추정하기 위해 7개, 8개 소검사 단축형과 같이 보다 많은 소검사를 포함한 단축형 활용의 필요성이 증대되었다(Axelrod & Ryan, 2000; Axelrod et al., 2000; Christensen et al., 2007; Crawford et al., 2008; Smith, McCarthy, & Anderson, 2000). 8개 소검사 단축형 중 네

개의 지표점수를 가장 신뢰롭게 추정할 수 있는 방법으로 Christensen 등(2007)이 개발한 방식(어휘, 공통성, 빠진곳찾기, 행렬추론, 숫자외우기, 산수, 동형찾기, 기호쓰기)이 있다. 7개 소검사 단축형으로는 Ward 방식(Ward, 1990)(공통성, 상식, 토막, 숫자외우기, 산수, 기호쓰기, 빠진곳찾기)에 대한 타당화 연구가 광범위하게 이루어져 왔으며(Bulzacka et al., 2016; Meyers et al., 2013; Ota, Murayama, Kasanuki, Arai, & Sato, 2013; Pilgrim, Meyers, Bayless & Whetstone, 1999; Meyers et al., 2013), TBI 환자에서도 Ward 방식의 7개 소검사 단축형 지능검사가 전체지능을 잘 예측한다고 확인되었다(Guilmette, Dabrowsky, Kennedy, Gnys, 1999). 또 다른 7개 소검사 단축형으로 WAIS-IV의 핵심소검사 만으로 구성된 Crawford 방식(Crawford et al., 2008)이 있으며(어휘, 공통성, 토막, 행렬추론, 산수, 숫자외우기, 기호쓰기), 치매와 뇌졸중 환자 등을 포함한 집단에서 기준치 이상의 신뢰도 및 타당도를 보이는 것으로 확인되었다(Girard, Axelrod, & Wilkins, 2010). 한편 WAIS-IV로 개정 시 핵심소검사의 수가 줄어들면서 8개 단축형이 지니는 시간 절약의 유용성이 더욱 저하되었으며, 빠진곳찾기가 보충소검사에 포함되면서 WAIS-IV의 핵심소검사 만으로 구성된 단축형 지능검사의 향후 임상적 유용성이 증가될 것으로 기대되었다(Girard et al., 2010; Reid-Arndt et al., 2011).

특정 집단에서 타당성이 확인된 단축형 지능검사라도, 다른 이질적 집단에 동일한 단축형을 적용하기 위해서는 해당 집단에서의 타당도를 재확인해볼 필요가 있다(Schopp, Herrman, Johnston, Callahan & Roudebush, 2001). TBI 환자는 뇌손상의 심각도에 따라 서로 이

질적인 양상의 인지적 결함을 지니며(Fisher, Ledbetter, Cohen, Marmor & Tulskey, 2000; Halldorsson et al., 2008; Scheibel et al., 2009), 이에 뇌외상 심각도에 따라 보다 적합한 단축형 지능검사가 있는지 검토할 필요가 있다(Reid-Arndt et al., 2011).

특히 국내에서는 아직 TBI 환자를 대상으로 한 K-WAIS-IV 단축형에 대한 연구가 이루어지지 못한 상태이다. 본 연구에서는 선행연구에서 상대적으로 높은 타당도를 지닌 것으로 확인된 4개 소검사 및 7개 소검사 조합 중에서 K-WAIS-IV의 핵심소검사에 적용이 가능한 단축형을 선정하여, TBI 병력을 지닌 환자의 하위 지표점수 및 전체지능을 타당하게 추정 가능한지 확인하고자 했다. 특히 경도 뇌외상군(mild TBI)과 중등도 뇌외상군(moderate TBI), 뇌외상 경험이 없는 외상환자(non Traumatic Brain Injury: 이하 non TBI)로 구분하여 집단별로 이들 4개 및 7개 소검사 단축형의 유용성을 검토해보고자 하였다. 또한 동일한 소검사로 구성된 4개 소검사 단축형에서 비례추정 방식과 회귀추정 방식에 따른 차이를 비교해보고자 하였다. 이와 더불어 상대적으로 다수의 소검사를 활용하여 환자의 지능을 평가하는 7개 소검사 단축형이 4개 소검사 단축형에 비해 TBI 환자의 지능을 좀 더 작은 오차로 추정 가능한지와, 전체지능 뿐만 아니라 언어이해 및 지각추론 지표점수에 대해서도 신뢰할 수 있고 타당한 추정치를 얻을 수 있는지 검토해보고자 하였다.

방 법

연구대상

2015년 3월부터 2016년 8월까지 수도권 의 한 대학병원에서 교통사고, 산업재해 등으로 외상을 입고 내원하여 종합심리평가가 의뢰된 환자들을 대상으로 했다. 연구집단은 뇌외상(TBI) 환자집단으로 뇌손상의 심각도에 따라 mild TBI 환자와 moderate TBI 환자로 구분했다. 비교집단으로는 외상사고의 경험여부에 따른 영향을 통제하기 위해, 외상사고를 경험하지는 하였으나 뇌외상은 입지 않은 것으로 확인된 non TBI 환자를 포함했다. 또한 한국판 웨슬러 성인용 지능검사 4판(Korean-Wechsler Adult Intelligence Scale-IV)의 규준이 제시되어 있는 만 16세-69세 11개월까지의 환자들만을 연구대상자로 포함하였으며, 총 101명이 최종분석에 포함되었다.

연구집단인 TBI 환자의 뇌외상 심각도를 세분화하고자 응급실 기록 상 글라스고우 코마 척도(GCS) 점수, 의식소실(LOC) 기간, 뇌외상후 기억상실(PTA) 기간과 뇌영상 판독정보를 활용했다. Tsao(2012)의 지침에 따르면, 글라스고우 코마척도(GCS) 점수 총점이 13-15점에 해당하는 경우 경도(mild), 9-12점일 경우 중등도(moderate), 3-8점은 중증(severe)의 TBI로 분류할 수 있다. 또한 사고 이후 의식소실(LOC) 기간이 30분 이내일 경우 경도, 30분-24시간에 해당하는 경우에는 중등도, 24시간 초과 시 중증의 TBI로 판단할 수 있다. 이와 더불어 외상후 기억상실(PTA) 기간은 사고 이후 순행성 기억 및 지남력이 회복되기까지의 기간으로 하루이내일 경우 경도, 하루에서 일주일 사이라면 중등도, 일주일 초과시 중증의 TBI로 구분할 수 있다.

본 연구에서는 뇌외상후 응급실에 내원하여

측정한 글라스고우 코마척도 점수가 13점에서 15점에 속하고, 사고후 의식소실 기간이 30분 이내이며, 외상후 기억상실 기간이 24시간 이내인 환자를 mild TBI 집단으로 분류했다. 또한 뇌외상 후 글라스고우 코마척도 점수가 13점 미만이거나, 의식소실 시간이 30분 이상이며, 외상후 기억상실 기간이 24시간을 넘어서는 환자일 경우에는 중등도 이상의 뇌외상(moderate to severe TBI) 환자로 분류했다. 한편 중등도 이상의 뇌외상 환자들 중, 글라스고우 코마척도 점수가 8점 이하인 중증의 뇌외상(severe TBI) 환자는 상대적으로 검사 수행이 어려운 경우가 많고, 사례수가 부족하여 연구대상에서 제외했다. 비교집단으로는 사고를 겪진 하였으나 뇌손상 없이 예기치 못한 사고로 인한 정서적 불안정감을 경험하거나, 사지절단과 같은 정형외과적인 문제를 경험한 non TBI 환자들을 포함했다. 그 결과 mild TBI 환자가 32명, moderate TBI 환자가 37명이었다. 이와 더불어 비교집단인 non TBI 집단에 포함된 인원은 32명이었다. 본 연구는 후향적 연구로써, 전반적인 연구절차와 계획에 대하여 기관 내 생명윤리위원회의 심의를 거쳐 승인을 받았다.

측정 도구

한국형 웨슬러 성인용 지능검사(Korean-Wechsler Adult Intelligence Scale-IV: K-WAIS-IV)

WAIS-IV(Wechsler Adult Intelligence Scale-IV, Wechsler, 2008)를 한국의 실정에 맞게 번안 및 표준화한 한국판 웨슬러 성인용 지능검사 4판(Korean-Wechsler Adult Intelligence Scale-IV, 황순택 등, 2012)을 실시했다. K-WAIS-IV의 실시연령은 16세 0개월에서 69세 11개월까지이며, 핵

심소검사 10개와 보충소검사 5개로 구성되어 있다. 핵심소검사는 공통성, 어휘, 상식, 토막 짜기, 행렬추론, 퍼즐, 숫자, 산수, 기호쓰기, 동형찾기이며, 보충소검사에는 이해, 무게비교, 빠진곳찾기, 순서화, 지우기가 포함된다. 기본적으로는 10개의 핵심소검사를 실시하여 전체 지능(Full Scale Intelligence Quotient: FSIQ)과 언어이해지수(Verbal Comprehension Index: VCI), 지각추론지수(Perceptual Reasoning Index: PRI), 작업기억지수(Working Memory Index: WMI), 처리속도지수(Processing Speed Index: PSI)의 4개 지표점수를 산출한다. 또한 지표점수는 해당하는 범주에 따라서, '최우수, 우수, 평균상, 평균, 평균하, 경계선, 매우낮은' 수준으로 구분할 수 있다.

본 연구에서는 WAIS-III 및 WAIS-IV에 근거하여 선행연구들에서 신뢰도 및 타당도가 검증되었으며, K-WAIS-IV의 핵심소검사에 적용 가능한 4개 소검사 단축형과 7개 소검사 단축형을 선정했다. 4개 소검사 단축형으로는 선행연구에서 TBI 환자의 전체지능을 잘 추정한다고 확인된 바 있으며(Reid-Arndt et al., 2011; Sattler & Ryan, 1999), K-WAIS-IV의 표준화 자료(N=1,228) 분석 결과, 각 지표 별로 g요인 부하량이 가장 높은 것으로 확인된 '상식, 행렬, 산수, 기호쓰기' 조합을 선택하였고(최아영, 2014; 최아영 등, 2014), 추정지능 산출 시 비례추정 및 회귀추정방식을 적용했다. 또한 7개 소검사 단축형으로는 WAIS-III에서 타당도가 확인된 조합 중 K-WAIS-IV의 핵심소검사에 적용이 가능한 Crawford 등(2008)의 7개 소검사 단축형 조합을 선택하였고 비례추정방식을 적용했다. 본 연구에서 사용한 4개 및 7개 소검사 단축형의 하위 소검사 구성이 표 1에 정리되어 있다.

표 1. K-WAIS-IV 단축형 구성방식

단축형	단축형 소검사 구성
4개 소검사형 ^{a,b}	상식, 행렬추론, 산수, 기호쓰기
7개 소검사형 ^c	어휘, 공통성, 토막, 행렬추론, 산수, 숫자, 기호

주. K-WAIS-IV = 한국형 웨슬러 성인용 지능검사

a. Sattler & Ryan(1999), b. 최아영 등(2014),

c. Crawford 등(2008)

해당 검사는 심리학 석사 학위를 취득하고 최소 6개월 이상 지능검사를 포함한 종합심리평가를 실시한 경험이 있는 임상심리수련생과 임상심리전문가가 실시했다. 임상심리수련생이 실시한 검사는 임상심리전문가의 지도감독을 받았다.

한국판 간이 정신상태 검사(Korean-Mini

Mental State Examination: K-MMSE)

한국판 간이 정신상태 검사(K-MMSE)는 Folstein, Folstein과 McHugh(1975)가 개발한 간이 정신상태 검사(MMSE)를 한국 실정에 맞게 변안한 검사로 신경학적인 문제를 지닌 사람들을 간편하게 스크리닝 할 수 있는 기초적인 인지기능 평가 도구이며, 실시 및 채점이 간편하고 평가자 간 신뢰도가 높다는 장점이 있다(강연욱, 2006). 시간 및 장소 지남력 각 5문항, 기억등록 및 회상 각 3문항, 주의집중 및 계산능력 5문항, 언어능력 8문항과 시공간 구성능력 1문항으로 구성되어 있으며, 점수범위는 0점-30점이다.

한국판 벡 우울척도 2판(Koran-Beck

Depression Inventory-II: K-BDI-II)

연구대상의 우울 수준을 조사하기 위해 Beck, Steer와 Brown(1996)이 개발하고, Lim, Lee,

Hwang, Hong과 Kim(2014)이 번안, 타당화한 한국판 벡 우울척도 2판(K-BDI-II)을 사용했다. K-BDI-II는 DSM-IV의 주요 우울증 진단기준에 근거한 21문항으로 이루어진 자기보고식 검사로, 각 문항은 0-3점까지의 4점 척도이고 총점의 범위는 0점-63점이며, 점수가 높을수록 우울 증상의 심각도가 높음을 나타낸다.

상태-특성 불안 척도(State Trait Anxiety

Inventory: STAI)

정상성인과 임상집단 모두에서 불안을 판별하는데 유용하다고 밝혀진 척도로(Spielberger, Gorsuch, & Lushene, 1970), 김정택과 신동균(1978)이 번안한 것을 사용했다. 상태불안(state anxiety)과 특성불안(trait anxiety)의 하위에 각 20문항으로 구성되며, 각 문항은 1-4점까지의 4점 척도로써 일부문항은 역채점된다. 총점의 범위는 20점-80점이며, 점수가 높을수록 불안 수준이 높음을 나타낸다.

절차 및 분석

IBM SPSS Statistics 22.0을 활용하여 세 집단의 인구통계학적 변인에 대한 기술통계치를 산출하였고, 일원분산분석(univariate ANOVA)을 통해 세 집단 간의 인구통계학적 특성, 간이 정신상태, 지능, 우울 및 불안 수준의 차이를 확인했다. 또한 단축형 검사로 추정된 지능과 전체 핵심소검사에 근거해 산출한 지능 간의 관련성과 차이를 분석하기 위해 상관분석과 대응표본 t 검증을 실시했다.

각 단축형 지능검사의 추정지능 산출방식이 표 2에 제시되어 있다. TBI 조건별로 각 K-WAIS-IV 단축형의 타당도를 검증하고자, 하위 소검사의 가중치를 고려한 신뢰도계수(r_x ; Mosier, 1943), 단축형 추정지능과 전체검사로 산출한 지능 간의 상관계수에서 측정오차 분산의 중복(redundancy)을 교정한 타당도계수($r'_{x,y}$; Girard & Christensen, 2008)를 계산했다. 또한 단축형 추정지능이 전체검사로 산출한 지능의 90% 신뢰구간 내에 포함되는 확률과 범주적 진단 분류상의 일치율(%)을 구하였고, 단축형

표 2. K-WAIS-IV 단축형 추정지능 산출방식

단축형	산출법	추정치수	산출방식
4개 소검사형	비례추정 ^a	전체지능	(상식+행렬추론+산수+기호쓰기)×10/4
	회귀식 ^b	전체지능	39.021+1.569×상식+1.477×행렬추론+1.536×산수+1.495×기호쓰기
7개 소검사형 ^c	비례추정	언어이해	(공통성+어휘)×3/2
		지각추론	(토막짜기+행렬추론)×3/2
		전체지능	(공통성+어휘+토막짜기+행렬추론+숫자외우기+산수+기호쓰기)×10/7

주. K-WAIS-IV = 한국형 웨슬러 성인용 지능검사. 각 소검사 점수는 연령 집단별 환산 점수임.

a. Sattler & Ryan(1999), b. 최아영 등(2014) c. Crawford 등(2008)

추정지능의 차이값에 대해 대응표본 *t* 검증을 실시한 뒤 평균차이에 대한 효과크기(Cohen's *d*)를 확인했다. 효과크기는 Cohen(1988)의 연구에 따라 0.19이하일 경우 '무시할만한 수준', 0.20이상에서 0.49이하일 때 '작은 수준', 0.50 이상이고 0.79이하일 때 '중간정도 수준', 0.80 이상일 경우에 '큰 수준'의 차이로 보았다. 마지막으로 개인수준에서 관찰된 단축형 추정지능과 전체지능 간의 오차점수와 범주적 진단 분류상의 오차에 대하여 빈도분석을 실시했다 (Christensen et al., 2007; Donders & Axelrod, 2002; Rensnick & Entin, 1971).

결 과

인구통계학적 특성

Non TBI와 mild TBI, moderate TBI의 인구통계학적 특성이 표 3에 제시되어 있다. 일원분산분석(Univariate ANOVA) 결과 세 집단은 연령, 교육연한, 성별구성, 사고후 평가시점 간의 간격(개월)에 있어 유의한 차이를 보이지 않았다. 또한 세 집단 모두 총점 평균 상 K-BDI-II에서 중증 수준의 우울, STAI에서 경미한 수준의 상태 및 특성불안을 보고하고 있으나, 세 집단 간의 우울 및 불안 수준에 유

표 3. Non TBI, mild TBI 및 moderate TBI 집단의 인구통계학적 특성

	non TBI (<i>n</i> = 32)		mild TBI (<i>n</i> = 32)		moderate TBI (<i>n</i> = 37)		<i>F</i> (χ^2)
	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>M</i>	<i>SD</i>	
연령	49.19	11.14	48.60	12.45	47.51	15.52	0.14
교육연한	11.10	3.86	9.88	4.50	8.97	4.44	2.11
사고-평가시점 간 간격	16.00	30.91	10.53	13.66	22.35	37.36	1.39
6개월 이하 (<i>n</i> = 43)	19		15		9		(8.98 [*])
6개월 초과 (<i>n</i> = 58)	13		17		28		
성별							(1.52)
남성 (<i>n</i> = 78)	23		24		31		
여성 (<i>n</i> = 23)	9		8		6		
K-MMSE	28.13	2.03	27.00	2.44	24.05	6.02	9.36 ^{***}
K-BDI-II	31.87	14.04	30.10	13.09	31.30	17.07	0.12
STAI							
상태 불안	60.94	8.68	59.42	8.52	60.49	9.90	0.23
특성 불안	60.32	11.18	62.23	9.83	60.79	12.50	0.24

주. K-MMSE = 한국판 간이 정신상태 검사; K-BDI-II = 한국판 벡 우울척도 2판; STAI = 상태-특성 불안 척도.

* *p* < .05, *** *p* < .001

의한 차이가 관찰되지는 않았다. 한편 사고후 평가시점 간의 간격에 따라 급성기와 만성기로 구분하였을 때, 외상의 심각도가 높은 환자군일수록 사고후 평가시점까지의 기간이 6개월을 초과하는 만성기에 속하는 사례가 더 많았고, 뇌외상이 경미하거나 없는 환자군일수록 사고후 평가시점까지의 기간이 6개월 이하인 급성기에 속하는 사례가 더 많았다, $\chi^2 = 8.98, p < .05$. 이 밖에 기본적인 정신상태를 스크리닝하기 위하여 실시된 K-MMSE의 총점 상에서도 집단 간의 유의한 차이가 관찰되었으며, $F(2,98) = 9.36, p < .001$, Scheffe 방식으로 사후분석을 실시한 결과 non TBI와 mild TBI 간의 K-MMSE 총점 차이는 유의하지 않았으나, 상기의 두 집단에 비해 moderate TBI 집단의 K-MMSE 총점이 유의한 수준으로 저조했다.

TBI 조건 별 K-WAIS-IV 수행 특성

Non TBI와 mild TBI, moderate TBI에서 K-WAIS-IV의 10개 핵심소검사를 모두 실시하여 산출된 전체지능(FSIQ), 4개의 하위 지수(언어이해, 지각추론, 작업기억, 처리속도), 일반능력지수(General Ability Index: GAI(언어이해 지수+지각추론지수)), 인지효능지수(Cognitive Proficiency Index: CPI(작업기억지수+처리속도지수)), 각 소검사 별 환산점수의 평균 및 표준편차와 집단 간 차이가 표 4에 제시되어 있다. 일원분산분석(univariate ANOVA)으로 집단 간 차이를 검증한 결과 어휘 및 상식 소검사를 제외한 모든 하위 항목에서 집단 간 차이가 유의했다.

집단 간 평균차이를 세부적으로 확인하고자 Scheffe 방식으로 사후검증을 실시한 결과는 다

음과 같다. 우선, 조합지수를 살펴보면, 전체 지능(FSIQ)과 작업기억지수(WMI), 처리속도지수(PSI), 인지효능지수(CPI)는 non TBI에 비해 mild 및 moderate TBI가 유의하게 낮았으나, mild TBI와 moderate TBI 간의 차이는 유의하지 않았다. 한편 언어이해지수(VCI), 지각추론지수(PRI)와 일반능력지수(GAI)에서는 non TBI와 mild TBI 간의 차이와 mild TBI와 moderate TBI 간의 차이는 유의수준에 미치지 못하였으나, non TBI에 비해 moderate TBI의 지표점수가 유의하게 더 낮았다.

하위 소검사의 환산점수를 살펴보면, 공통성, 행렬추론, 산수, 동형찾기의 경우 non TBI에 비해 두 TBI 집단이 더 저조한 수행을 보였으나, mild와 moderate TBI 집단 간의 수행에는 유의한 차이가 관찰되지 않았다. 이 밖에 토막, 퍼즐, 숫자, 기호쓰기의 경우에는 non TBI와 mild TBI 간의 차이, mild TBI와 moderate TBI 간의 차이는 유의수준에 미치지 못하였으나, non TBI에 비해 moderate TBI 수행이 유의하게 저조했다.

TBI 조건에 따른 단축형 K-WAIS-IV의 타당도

TBI 조건에 따라 4개(공통성, 행렬추론, 산수, 기호쓰기) 소검사 단축형의 비례추정 및 회귀추정방식과 7개(공통성, 어휘, 토막짜기, 행렬추론, 숫자외우기, 산수, 기호쓰기) 소검사 단축형 비례추정방식에 근거한 K-WAIS-IV 단축형 타당도를 확인했다. TBI 환자의 지능 추정에 있어 각 단축형 검사의 타당도를 평가하기 위해 다음과 같은 기준을 사용했다 (Christensen et al., 2007; Donders & Axelrod, 2002; Girard et al., 2010; Rensnick & Entin, 1971): (1) 신뢰도계수(r_{xx})가 최소 .90, (2) 단축

표 4. Non TBI, mild TBI 및 moderate TBI의 K-WAIS-IV 수행의 평균 및 표준편차와 집단 간 차이 비교

	non TBI		mild TBI		moderate TBI		F	사후비교
	M	SD	M	SD	M	SD		
전체지능	98.22	17.49	87.72	13.48	81.84	17.51	8.83***	1>2,3
언어이해	101.06	13.73	95.41	11.20	92.49	14.25	3.70*	1>3
지각추론	102.34	15.54	94.34	13.37	89.92	18.12	5.30**	1>3
작업기억	101.91	16.70	92.50	12.78	87.54	17.98	6.97**	1>2,3
처리속도	90.91	17.48	80.28	14.15	73.81	16.53	9.72***	1>2,3
일반능력지수	101.53	15.20	92.69	14.30	89.30	16.91	5.53**	1>3
인지효능지수	94.69	20.70	80.38	14.65	76.35	17.46	9.84***	1>2,3
소검사 환산점수								
공통성	10.47	2.74	8.81	2.38	8.73	2.88	4.40*	1>2,3
어휘	9.84	3.16	9.16	2.58	8.24	2.91	2.66	-
상식	10.03	2.81	9.28	2.22	8.76	3.01	1.89	-
토막짜기	9.84	3.36	9.56	3.32	7.89	3.66	3.23*	1>3
행렬추론	10.44	2.59	8.09	2.36	8.49	3.11	6.86**	1>2,3
퍼즐	10.56	2.45	9.34	2.43	8.41	3.40	4.98**	1>3
숫자	9.88	3.04	8.72	2.40	7.32	3.47	6.14**	1>3
산수	10.53	3.57	8.31	2.62	8.05	3.21	6.14**	1>2,3
동형찾기	8.25	3.04	6.10	2.83	4.90	3.11	10.85***	1>2,3
기호쓰기	7.47	3.37	6.00	2.78	5.11	3.08	5.07**	1>3

주. 1 = non TBI, 2 = mild TBI, 3 = moderate TBI

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

형 추정지능과 전체검사에 근거해 산출한 지능 간의 상관계수에서 측정오차 분산의 중복(redundancy)을 교정한 타당도계수(r'_{ij})가 최소 .82, (3) 90% 신뢰구간 내에서 추정할 확률 최소 81%, (4) 범주적 진단 분류상의 일치율이 높음, (5) 추정치의 차이값 평균과 효과크기가 모두 유의하지 않음(Cohen's $d < 0.20$). 단축형 추정지능에 대한 일련의 분석 결과 도출된 신뢰도 및 타당도계수, 90% 신뢰 구간에서 추

정할 확률, 범주적 진단 분류상의 일치율, 추정지능의 차이 및 효과크기가 표 5에 제시되어 있다.

그 결과 TBI 조건 별로 각각의 단축형 K-WAIS-IV를 적용해 추정된 지능과 전체척도로 산출한 지능 간의 신뢰도계수(r_{xx})는 거의 대부분 .90을 초과하여 기준치를 충족하였고, mild TBI에서 7개 소검사 단축형으로 지각추론지수를 추정할 경우만이 $r_{xx} = .89$ 로 .90에

표 5. TBI 조건에 따른 각 K-WAIS-IV 단축형의 추정지능에 대한 신뢰도, 타당도 및 차이 분석

집단	단축형	산출법	추정지수	r_{xx}	r_{fj}	r_{fj}	90% CI	범주						
								진단	M평균	SD	M차이값	SD차이값	t	d
Non-TBI (n = 32)	4개 소검사형	비례추정 ^a	전체지능	.92	.90 ^{***}	.86	56.3	67.74	97.86	17.98	-0.36	7.91	-0.26	-0.05
		회귀식 ^b	전체지능	.97	.95 ^{***}	.93	62.5	56.25	97.52	15.13	-0.70	5.73	-0.69	-0.12
			전체지능	.97	.99 ^{***}	.96	93.5	87.10	98.58	17.73	0.10	2.59	0.21	0.04
Mild TBI (n = 32)	7개 소검사형 ^c	비례추정	언어이해지수	.90	.95 ^{***}	.88	81.3	75.0	101.55	14.92	0.48	4.70	0.58	0.10
		회귀식 ^b	지각추론지수	.91	.98 ^{***}	.91	83.9	80.65	101.53	17.22	-0.92	3.80	-1.35	-0.24
			전체지능	.91	.89 ^{***}	.85	40.4	59.38	84.48	13.68	-3.23	6.30	-2.90 ^{***}	-0.51
Moderate TBI (n = 32)	4개 소검사형	비례추정 ^a	전체지능	.97	.91 ^{***}	.89	65.6	65.63	87.28	11.43	-0.44	5.76	-0.44	-0.07
		회귀식 ^b	전체지능	.96	.97 ^{***}	.94	90.6	81.25	88.38	13.90	0.66	3.54	1.05	0.16
			언어이해지수	.90	.96 ^{***}	.88	90.6	87.50	94.88	12.33	-0.53	3.54	-0.81	-0.14
TBI (n = 37)	7개 소검사형 ^c	비례추정 ^a	지각추론지수	.89	.95 ^{***}	.88	87.5	68.75	93.28	14.71	-1.06	4.58	-1.31	-0.23
		회귀식 ^b	전체지능	.93	.97 ^{***}	.93	73.0	67.57	82.47	18.41	0.64	4.85	0.80	0.13
			전체지능	.97	.96 ^{***}	.95	67.6	64.86	85.30	15.64	3.47	4.95	4.25 ^{***}	0.70
Moderate TBI (n = 37)	4개 소검사형	비례추정 ^a	전체지능	.96	.99 ^{***}	.96	89.2	72.97	83.11	17.92	1.27	2.99	2.59 [*]	0.43
		회귀식 ^b	언어이해지수	.90	.95 ^{***}	.88	86.5	75.68	91.84	14.71	-0.65	4.75	-0.83	-0.14
			지각추론지수	.91	.97 ^{***}	.90	86.5	75.68	89.34	18.45	-0.58	4.46	-0.79	-0.13

a. Sattler & Ryan(1999), b. 최아영 등(2014), c. Crawford 등(2008)

주. * $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$; r_{xx} : 단축형 검사의 신뢰도계수(기준값: .90이상); K-WAIS-IV 표준화 자료(형준택 등, 2012)에 기반하여 도출함; r_{fj} : 단축형 추정지능과 전체검사와 전체검사와 전체검사로 산출한 지능 간의 상관계수 산출한 지능 간의 상관계수에서 측정오차 분산의 증복(redundancy)을 교정한 타당도계수(최소 기준 값 .82); 90% CI: 추정값이 전체최도로 산출한 지능의 90% 신뢰구간 내에 포함될 확률(최소 기준값: 81% 초과); $M_{추정}$: 단축형 추정지능의 평균; $M_{차이값}$: '단축형 추정지능-전체최도 산출값'의 평균, d = Cohen's d (대응표본 t -검증); * $< .20$ 이 무시할만한 수준의 차이임.

조금 못 미쳤다. 또한 단축형 추정지능과 전체검사에 근거해 산출한 지능 간의 상관계수에서 측정오차 분산의 중복(redundancy)을 교정한 타당도계수도 모두 $r'_{sf} > .88$ 로 기준치인 .82 보다 높았다. 한편 세 집단 모두에서 7개 소검사 단축형의 비례추정방식만이 90%의 신뢰구간 내에서 전체지능을 추정할 확률 상 기준치인 81%를 초과하였고, 4개 소검사 단축형은 비례추정 및 회귀추정방식 모두 최소 기준치를 충족하지 못했다. 또한 추정지능과 전체척도로 산출된 지능 간의 범주적 진단 분류상의 일치율을 살펴볼 때, non TBI 집단에서 7개 소검사 단축형으로 추정된 전체지능과 지각추론지수, mild TBI 집단에서 7개 소검사 단축형으로 추정된 전체지능과 언어이해지수만이 80%이상의 범주 일치율을 보였고, 이외에는 최소 56.25%에서 최대 75.68% 수준의 일치율을 보였다.

TBI 조건 별로 단축형 추정지능과 전체 핵심소검사를 실시해 산출된 지능간의 차이 값에 대해 분석한 결과를 살펴보면 다음과 같다. 먼저, non TBI 집단에서는 4개 소검사 비례추정 및 회귀추정방식, 7개 소검사 비례추정방식을 통해 추정된 지능과 전체 핵심소검사를 실시해 산출한 지능 간의 차이가 유의하지 않았다. 한편 7개 소검사 단축형 내의 ‘토막짜기, 행렬추론’ 소검사에 근거해 추정한 지각추론지수는 효과크기 상 무시할만한 수준 이상의 오차를 보였다(Cohen’s $d = -0.24$).

Mild TBI 집단에서 4개 소검사 단축형 중 회귀추정방식으로 추정된 전체지능은 전체 핵심소검사를 실시해 산출한 전체지능과 통계적으로 유의한 차이를 보이지 않았다. 한편 4개 소검사 비례추정방식으로 추정된 전체지능은 실제보다 유의하게 과소추정되는 경향을 나타

냈으며, $t(31) = -2.90, p < .01$, 효과크기도 중간 정도로 나타났다(Cohen’s $d = -0.51$). 이와 더불어 7개 소검사 단축형으로 추정된 전체지능과 언어이해지수는 전체 핵심소검사로 산출한 지능지수와 유의한 차이를 보이지 않았으나, ‘토막짜기, 행렬추론’ 소검사 환산점수에 근거해 추정한 지각추론지수는 무시할만한 수준 이상의 오차를 보였다(Cohen’s $d = -0.23$).

Moderate TBI 집단은 mild TBI 집단에서와 달리 4개 소검사 비례추정방식으로 추정된 전체지능이 전체 핵심소검사를 통해 산출한 전체지능과 유의한 차이를 보이지 않았다. 반면 4개 소검사 회귀추정방식으로 추정된 전체지능은 통계적으로 유의하게 과대추정되는 양상을 보였고, $t(36) = 4.25, p < .01$, 차이에 대한 효과크기도 중간 정도였다(Cohen’s $d = 0.70$). 이와 더불어 7개 소검사 비례추정방식에 근거해 추정된 언어이해 및 지각추론지수의 차이는 유의하지 않았으나, 전체지능 추정치는 유의하게 과대추정되며, $t(36) = 2.59, p < .05$, 효과크기 상 무시할만한 수준 이상의 오차를 보였다(Cohen’s $d = 0.43$).

TBI 조건에 따른 단축형 K-WAIS-IV의 추정지능 오차에 대한 빈도분석

TBI 조건에 따라 4개 및 7개 소검사 단축형 K-WAIS-IV로 추정된 지능과 모든 핵심소검사를 실시해 산출한 지능 간의 오차점수 및 범주적 진단 분류상의 오차를 빈도분석한 결과가 표 6에 제시되어 있다.

각 개인별로 단축형 K-WAIS-IV로 추정된 지능과 전체 핵심소검사를 모두 실시해 산출한 지능 간의 차이 값을 구하고, 일정 오차구간 내에 포함될 확률을 빈도분석한 결과는

표 6. TBI 조건에 따른 각 K-WAIS-IV 단축형의 추정지능의 오차점수 및 범주적 진단 분류의 오차에 대한 빈도분석

집단	단축형	신출범	추정지수	단축형 추정지능-전체지능 오차점수 %					범주적 진단 분류상의 오차 %				
				±5	±10	±15	동일	+1	-1	+2	-2		
Non TBI (n = 32)	4개	비례추정 ^a	전체지능	54.84	90.33	100	67.74	6.45	19.35	3.23	3.23		
	7개 소감사항 ^c	회귀식 ^b	전체지능	65.63	93.76	100	56.25	15.63	28.13	0	0		
			전체지능	100	100	100	87.10	6.45	6.45	0	0		
		비례추정	언어이해지수	78.13	100	100	75.0	15.63	9.38	0	0		
Mild TBI (n = 32)	4개	비례추정 ^a	전체지능	53.13	84.38	96.87	59.38	6.25	34.38	0	0		
	7개 소감사항 ^c	회귀식 ^b	전체지능	65.63	90.63	100	65.63	15.63	18.75	0	0		
			전체지능	93.76	96.89	100	81.25	15.63	3.13	0	0		
		비례추정	언어이해지수	90.64	96.89	100	87.50	6.25	6.25	0	0		
Moderate TBI (n = 37)	4개	비례추정 ^a	전체지능	82.86	91.43	100	67.57	16.22	13.51	2.70	0		
	7개 소감사항 ^c	회귀식 ^b	전체지능	59.46	89.19	100	64.86	29.73	2.70	2.70	0		
			전체지능	89.18	100	100	72.97	18.92	8.11	0	0		
		비례추정	언어이해지수	75.68	97.30	97.3	75.68	10.81	10.81	0	2.70		
		지각추론지수	75.68	97.30	100	75.68	8.11	13.51	0	2.70			

a. Sattler & Ryan(1999), b. 최아영 등(2014) c. Crawford 등(2008)

다음과 같다. Non TBI 집단에서는 4개 소검사 회귀추정방식이 환자의 전체지능을 ± 5 점의 오차 내에서 추정할 확률 65.63%, ± 10 점의 오차 내에서 추정할 확률 93.76%로 4개 소검사 비례추정방식에 비해 약간 더 높았다. 또한 7개 소검사 단축형은 현 검사에 표집된 non TBI 집단의 전체지능을 모두 ± 5 점의 오차 내에서 추정하였고, 언어이해 및 지각추론지수는 각각 78.13%와 77.41%의 대상을 ± 5 점의 오차 내에서 추정했다.

Mild TBI 집단에서는 4개 소검사 회귀추정방식이 전체지능을 ± 5 점 오차 내에서 추정할 확률 65.63%, ± 10 점 오차 내에서 추정할 확률 90.63%로 4개 소검사 비례추정방식에 비해 더 잘 추정했다. 또한 7개 소검사 단축형은 mild TBI의 93.76%를 전체지능 ± 5 점의 오차범위 내에서 추정하였고, 언어이해 및 지각추론지수는 각각 90.64%와 81.26%를 ± 5 점의 오차 내에서 추정했다.

한편 moderate TBI 집단에서는 4개 소검사 비례추정방식이 환자의 전체지능을 ± 5 점 오차 내에서 추정할 확률 82.86%, ± 10 점 오차 내에서 추정할 확률 91.43%로 4개 소검사 회귀추정방식에 비해 더 잘 추정했다. 또한 7개 소검사 단축형은 moderate TBI 집단의 89.18%에서 전체지능을 ± 5 점의 오차범주 내에서 추정하였고, 언어이해 및 지각추론지수는 둘 모두 75.68%를 ± 5 점의 오차 내에서 추정했다.

마지막으로 각 개인별로 K-WAIS-IV 단축형에 근거해 추정한 지능의 범주와 전체 핵심소검사를 모두 실시해 산출한 지능의 범주적 진단분류 간의 차이값을 구하여, 이에 대해 빈도분석을 실시한 결과는 다음과 같다. Non TBI와 mild TBI 집단에서는 4개 소검사 단축

형을 적용할 경우 전체지능의 진단적 범주가 실제보다 과소추정되는 경향이 관찰된 한편, 7개 소검사 단축형을 적용할 경우에는 그렇지 않았다. 한편 moderate TBI 집단에서는 4개 및 7개 소검사 단축형 모두에서 추정지능의 범주가 실제보다 과대추정되는 경향이 관찰되었다.

논 의

TBI 환자의 경우 인지기능 평가가 매우 중요한 영역으로 기본적으로는 지능검사에 포함된 모든 소검사를 실시하는 것이 바람직하다. 그러나 임상현장에서는 제한적인 여건에서 TBI환자의 인지기능을 신속하고 효율적으로 추정해야하는 경우가 빈번하게 발생한다. 이에 본 연구에서는 mild TBI, moderate TBI 집단과 non TBI 집단을 대상으로, 4개 소검사 단축형의 비례추정 및 회귀추정방식, 7개 소검사 단축형의 비례추정방식에 근거한 추정지능의 신뢰도와 타당도, 오차수준, 차이비교를 실시했다.

본 연구 결과와 관련한 논의 사항은 다음과 같다. 첫째, mild TBI, moderate TBI 집단과 non TBI 집단을 대상으로 4개 소검사(상식, 행렬추론, 산수, 기호쓰기) 비례추정방식 및 회귀추정방식, 7개 소검사(어휘, 공통성, 토막짜기, 행렬추론, 숫자외우기, 산수, 기호쓰기) 비례추정방식을 비교 검토한 점이다. 그 결과 이 세 소검사 단축형의 신뢰도가 비교적 적절하고, 전체지능을 잘 추정하는 것으로 확인되었다. 이는 Reid-Arndt 등(2011)이 상기 4개 소검사 조합의 단축형이 TBI 환자의 전체지능을 상대적으로 작은 오차로 추정할 수 있었던 결과와 일관된다. 또한 치매와 뇌졸중 환자 등을 포

합한 표집에서 타당도가 확인되었으나(Girard et al., 2010), TBI 환자를 대상으로 한 연구는 아직 보고되지 않았던 Crawford 등(2008)의 7개 소검사 단축형이 mild TBI와 non TBI 집단의 전체지능과 일부 하위 지표, moderate TBI 집단의 일부 하위 지표점수를 신뢰롭고 타당하게 평가할 수 있다는 점을 확인하였다. 한편, 7개 소검사 단축형으로 전체지능을 추정할 때 보다는 언어이해지표나 지각추론지표와 같은 하위 지표점수를 추정할 경우에 신뢰도 및 타당도가 상대적으로 낮았는데, 이는 WAIS-R 및 WAIS-III에 기반한 선행연구(Iverson, Meyers & Adams, 1997; Kulas & Axelrod, 2002)에서 단축형 지능검사로 전체지능을 추정할 때에 비해 하위 지수를 추정할 경우에 오차변산이 더 큰 경향을 보인 점과 일관되는 결과다.

둘째, 각 소검사 단축형에 근거한 추정지능의 오차를 개인수준에서 검토한 결과, 7개 소검사 비례추정방식이 4개 소검사 비례추정 및 회귀추정방식에 비해 심리측정적으로 가장 타당한 결과를 보였다. 연구대상자 개인마다 관찰되는 단축형 추정지능의 오차값에 대해 빈도분석한 결과, 7개 소검사 단축형으로 추정된 전체지능, 언어이해 및 지각추론지수만이 90%신뢰구간 내에서 추정될 확률 81% 기준을 초과했다. 범주적 진단 분류상의 오차도 7개 소검사 단축형을 적용하였을 경우가 4개 소검사 단축형에 비해 더 낮았다. 선행연구에서도 Ward의 7개 소검사 단축형을 적용할 때 TBI 환자의 약 95%를 전체지능을 오차수준 6점 이내에서 추정하였고, Crawford 등(2008)의 7개 소검사 단축형도 신경과적 환자를 포함한 임상집단의 전체지능, 언어이해지표, 지각추론지표를 90% 신뢰구간 내에서 정확히 추정할 확률이 81% 이상이었다(Girard et al., 2010;

Meyers, 2012). 그러나 TBI 환자에게 서로 다른 4개 소검사 단축형을 적용하여 타당도를 비교 분석한 연구는 환자들의 지능을 비교적 작은 차이로 추정 가능하였던 4개 소검사 조합도 오차수준 5점 이내에서 추정할 확률 및 범주적 진단 분류상의 일치율이 약 70% 정도로, 대상자의 약 30% 가량은 추정치가 다소 부정확했다(Reid-Arndt et al., 2011). 본 연구에서도 Callahan 등(1997)이 주장하였던 바와 같이 7개 소검사 단축형이 TBI 환자의 지능을 정확히 평가하는데 효과적이라는 점이 확인되었으나, 여전히 4개 소검사 단축형은 개인 수준에서 추정오차가 큰 편이었다. 특히 4개 소검사 단축형에 근거하여 지능을 추정할 경우, 추정지능이 전체지능과 높은 상관을 보이고, 이들 두 지능지수 간의 차이값의 평균이 통계적으로 유의하지 않은 경우에도, 개별 자료를 빈도분석한 결과 나타나는 오차는 다소 큰 양상을 보였다. 이러한 문제는 단축형 지능검사의 활용 가능성에 대해 검토했던 선행연구들의 결과와도 일관된다(최아영 등, 2014; Iverson et al., 1997; Kulas & Axelrod, 2002; Reid-Arndt et al., 2011; Umfleet et al., 2012; Bulzacka et al., 2016).

셋째, 비록 앞서 언급한 것처럼 4개 소검사 단축형이 7개 소검사 단축형에 비해 다소 미흡한 점이 있으나, 본 연구에서 검토한 '상식, 행렬추론, 산수, 기호쓰기' 조합의 4개 소검사 단축형은 하위 지표별 소검사가 고루 포함되어 어있으며 어느 정도 타당한 방식임이 확인되었다. 따라서 다수의 소검사 실시가 어려운 여건에서는 제한적으로나마 TBI 환자의 지능 추정에 활용할 수 있을 것으로 본다. Gläscher 등(2009)은 WAIS-III의 네 가지 하위 지표가 서로 다른 영역의 뇌병변과 관련성을 보인다

고 하였고, Königs, Engenhorst와 Oosterlaan(2016)의 메타연구는 TBI 환자의 뇌손상 심각도에 따라 언어성 지능과 동작성 지능의 장기적 경과가 서로 상이하다고 보고했다. 이로 볼 때, 본 연구에서처럼 하위 지표별 소검사가 모두 포함된 4개 소검사 조합이 다른 유형의 4개 소검사 조합에 비해서 TBI 환자의 이질적인 뇌손상 및 지능 저하를 보다 잘 반영할 수 있을 것이다.

넷째, 집단별로 전체지능 추정에 더 적합한 산출방식이 상이할 수도 있다는 점이다. Non TBI와 mild TBI의 집단의 경우, 두 유형의 4개 소검사 단축형보다도 7개 소검사 단축형이 전체지능 추정에 보다 나은 방식으로 확인되었다. 이는 일반적으로 더 많은 소검사를 사용할수록 지능을 더 작은 오차로 추정할 수 있다고 보고한 선행연구들과도 일관된 결과였다(Denney et al., 2015에서 재인용). 한편 non TBI 집단의 경우 4개 소검사 단축형의 비례추정방식과 회귀추정방식 간의 차이가 관찰되지 않았으나, mild TBI 환자의 경우 4개 소검사 단축형 중 회귀추정방식으로 추정된 지능이 더 작은 오차를 보였다. 또한 moderate TBI 집단의 경우 7개 소검사 단축형과 4개 소검사 회귀추정방식에 비해, 4개 소검사 비례추정방식을 적용하여 추정된 지능이 전체지능과 비교하여 평균적으로 더 작은 오차를 보였다. Umfleet 등(2012)은 뇌손상 환자를 포함한 임상 집단을 대상으로 단축형 지능검사를 실시할 때, 추정지능을 산출하는 방식에 따라 무엇이 더 나은 방식이라고 판단하기는 어렵다고 보고했다. 그러나 Meyers 등(2013)은 인지장애와 학습장애, ADHD를 포함한 집단을 대상으로 하였을 때, 전체지능과 대부분의 하위 지표점수 추정에 비례추정방식이 더 나았고, 처리속

도지수만이 회귀방정식을 적용한 추정치가 더 작은 오차를 나타냄을 확인했다. 또한 조현병 스펙트럼 임상집단을 대상으로 Ward(1990)의 7개 소검사 단축형의 비례추정방식과 회귀추정방식을 서로 비교한 최근 연구에서도 모든 지표점수의 추정에 비례추정방식이 회귀추정방식보다 심리측정적으로 더 나음을 보고했다(Bulzacka et al., 2016). 선행연구에서도 이처럼 지능 산출방식에 따른 차이가 발생하는 이유에 대해 세부적으로 논의되어 있지 않지만, Bulzacka 등(2016)의 연구와 본 연구에서는 추정지능 산출 시 표준화 자료에서 도출된 회귀방정식을 그대로 적용했다. 이를 고려할 때 표준화 자료에 근거해 도출된 회귀추정방식을 그대로 적용하면서, 상대적으로 더 이질적 특징을 지닌 moderate TBI 집단이 non TBI나 mild TBI보다 더 많은 오차를 보였을 수도 있을 것으로 추정된다. 그러나 이점에 대해서는 반복검증이 필요해 보인다.

다섯째, moderate TBI의 경우도 7개 소검사 단축형으로 추정된 지능이 4개 소검사 단축형으로 추정된 지능에 비해 개인적인 수준에서의 오차변산은 작은 편이었다. 그러나 집단수준에서는 4개 소검사 비례추정방식에 비해 7개 소검사 단축형을 통해 추정된 지능이 실제보다 과대추정되는 경향이 관찰되었다. 이는 일반적으로 더 많은 소검사를 사용할수록 지능을 더 작은 오차로 추정할 수 있다고 보고한 선행연구들의 결과에 비추어 볼 때, 다소 예상하지 못했던 결과였다. 본 연구에서 선택한 7개 소검사 단축형과 4개 소검사 단축형의 하위 소검사의 구성을 살펴 볼 때, 7개 소검사 단축형에서는 언어이해지표 하위 검사 중 상식 소검사가 빠지고 어휘 및 공통성이 추가되었다. 또한 지각추론 및 작업기억지표에서

행렬추론, 산수에 더해 토막짜기와 숫자외우기가 추가되었다. 이 밖에 처리속도지표의 경우는 7개 소검사 단축형도 4개 소검사 단축형과 마찬가지로 기호쓰기만이 포함되었다. 전반적인 K-WAIS-IV 수행의 특성 상 moderate TBI 집단이 non TBI 와 mild TBI에 비해 상대적으로 소검사 내 및 소검사간 수행 편차가 좀 더 큰 특징을 지니는 바, 하위 소검사의 구성의 변화와 moderate TBI 집단의 인지적 특성이 상호작용하여 이와 같이 예상과 다른 결과가 도출되었을 소지가 있어 보이며, 이 부분은 후속연구를 통해 재확인되어야 할 필요성이 있어 보인다.

본 연구에서는 각 단축형 지능검사에 소요되는 평균수행 시간을 직접 측정하지는 못했으나, 4개 소검사 단축형의 실시하는 데는 대략 20분의 시간이 소요되며(Axelrod, 2001; Ryan et al., 1998), Crawford(2008) 등의 7개 소검사 단축형도 31% 정도의 시간 절약 효과가 있다고 보고되었다(Girard et al., 2010). 한편 일부 소검사만을 선택하여 시간이 단축되는 만큼 정보손실 가능성이 크며, 특히 인지기능이 불균형하여 소검사 간 수행에 비전형적인 편차를 보이는 환자일수록 정보손실의 위험성이 높아질 수 있다. 따라서 지능평가의 의외목적 이 정확한 수준과 범주적 진단을 요하는 것일 때는 시간이 소요되더라도 단축형 검사보다 전체검사를 실시해야 한다.

본 연구의 제한점과 후속연구에 대한 논의를 살펴보면 다음과 같다. 첫째 TBI 환자의 지능변화 정도와 특성에 중요한 영향을 미치는 뇌손상의 위치나 손상의 크기에 대한 정보를 수량화하지 못했다. 이에 TBI 환자의 서로 이질적인 뇌손상 특성에 따라 발생 가능한 단축형 추정지능의 오차 양상이나 수준에 대한

구체적인 정보는 제시하지 못했다. 특히 moderate TBI 환자의 경우 결과를 일반화하기 위해서는 뇌손상 특성에 따라 집단을 동질적으로 구성한 연구가 필요해 보인다. 둘째 TBI 집단 별로 사고 시점과 평가 시점 간의 간격(개월)의 평균에는 유의한 차이가 나타나지 않았으나, 사고 이후 6개월을 기준으로 급성기와 만성기로 구분하였을 때 유독 moderate TBI 집단에서 만성기에 해당하는 환자의 비율이 유의하게 더 많았다. 뇌외상 환자가 급성기인지 만성기인지가 TBI 환자의 인지기능의 경과에 영향을 미치는 변인 중 하나임을 고려할 때, 후속연구에서는 집단 간에 급성 및 만성기의 비율을 유사하게 구성하여 그 영향력을 더 엄격히 통제할 필요가 있겠다. 셋째, 환자의 공병 및 복용 중인 약물에 대한 정보를 확인하지 못하여, 지능에 영향을 미칠 수 있는 혼입 요인을 보다 엄격히 통제하지 못했다. 넷째, 통계적으로 유의한 차이를 보이지는 않았으나, 연구대상의 성별, 연령, 학력 수준을 보다 정교하게 통제하지 못했다. 후속연구에서 지능에 영향을 미치는 인구통계학적 측면들을 보다 정교하게 구분하고, 균형있게 자료를 수집한다면, TBI 환자의 인구통계학적 특성에 따라 단축형 지능검사의 타당도를 차별적으로 가늠할 수 있는 정보를 제공할 수 있을 것으로 기대된다. 다섯째, 본 연구에서는 보다 널리 연구되어온 Ward(1990) 방식의 7개 소검사 단축형의 타당도는 보충소검사인 빠진 곳찾기 소검사를 실시하지 않아서 검토하지 못했다. 여섯째, 4개 소검사 단축형과 달리 7개 소검사 단축형은 신뢰할만한 추정회귀식을 도출하지 못하여서 비례추정방식만을 적용하였다. 마지막으로 moderate TBI 집단의 표집수가 37명으로 제한적이었다. 충분한 자료수

집 이후 g요인 분석 및 회귀분석을 실시한다면 moderate TBI 집단의 전체지능 및 하위 지표점수를 보다 정확히 추정할 수 있는 소검사 구성과 회귀추정식의 수정안을 제시할 수 있을 것이다.

그러나 상기와 같은 제한점에도 불구하고, 본 연구는 최근 개정된 K-WAIS-IV의 핵심소검사로 실시 가능한 4개 소검사 비례추정 및 회귀추정방식과 7개 소검사 단축형을 서로 다른 심각도의 뇌손상을 입은 mild TBI와 moderate TBI 집단에 적용할 수 있는지 검토했다는 데 의의가 있다. 본 연구의 결과에 근거해서 볼 때, 임상 장면에서 비교적 짧은 시간 내에 타당한 방식으로 TBI 환자의 전체지능을 추정하고, 하위 지표에 대한 부가적인 정보를 얻기 위해서는 4개 소검사 비례추정 및 회귀추정방식보다는 7개 소검사 단축형 비례추정 방식을 우선적으로 사용할 것을 제안한다. 한편 지능의 대략적 수준에 대한 양적 측정과 스크리닝에 목적이 있고, 신체적 문제로 오랜 시간 검사수행이 불가능하여 보다 짧은 단축형을 통해 전체지능을 추정해야만 한다면, 발생 가능한 오차수준을 감안하여, 본 연구에서 신뢰도 및 타당도가 확인된 4개 소검사 단축형을 대안적으로 사용할 수도 있을 것이다. 이를 통해 임상적인 장면에서 TBI 환자의 지능을 평가할 시, 평가자가 환자의 상태에 따라 각 단축형 K-WAIS-IV가 가지는 장단점 및 오차수준을 다각적으로 고려하여, 단축형 활용 여부를 판단하고, 환자의 지적수준에 대해 보다 효율적이면서도 타당한 정보를 얻을 수 있을 것으로 본다.

참고문헌

강연욱 (2006). K-MMSE (Korean-Miini Mental State Examination)의 노인 규준 연구. *한국심리학회지*, 25(3), 1-12.

김정택, 신동균 (1978). STAI의 한국표준화에 관한 연구. *최신의학*, 21(10), 1223-1229.

최아영 (2014). K-WAIS-IV 단축형의 타당도. *충북대학교 석사학위논문*.

최아영, 황순택, 김지혜, 박광배, 최진영, 홍상황 (2014). K-WAIS-IV 단축형의 타당도. *한국심리학회지: 임상*, 33(2), 413-428.

황순택, 김지혜, 박광배, 최진영, 홍상황 (2012). K-WAIS-IV 실시 및 채점 요강. 대구: 한국심리주식회사.

Axelrod, B. N. (2001). Administration duration for the Wechsler Adult Intelligence Scale-III and Wechsler Memory Scale-III. *Archives of Clinical Neuropsychology*, 16(3), 293-301.

Axelrod, B. N., Dingell, J. D., Ryan, J. J., & Ward, L. C. (2000). Estimation of Wechsler Adult Intelligence Scale-III index scores with the 7-subtest short form in a clinical sample. *Assessment*, 7(2), 157-161.

Axelrod, B. N., & Ryan, J. J. (2000). Prorating Wechsler Adult Intelligence Scale III summary scores. *Journal of Clinical Psychology*, 56(6), 807-811.

Beck, A. T., Steer, R. A., & Brown, G. K. (1996). *Beck Depression Inventory-II manual*. San Antonio, TX, The Psychological Corporation.

Benton, A. (1992). Clinical neuropsychology: 1960-1990. *Journal of Clinical and Experimental Neuropsychology*, 14(3), 407-417.

Bulzacka, E., Meyers, J. E., Boyer, L., Le Gloahec,

- T., Fond, G., Szöke, A., & Schürhoff, F. (2016). WAIS-IV seven-subtest short form: Validity and clinical use in schizophrenia. *Archives of Clinical Neuropsychology*, 31(8), 915-925.
- Callahan, C. D., Schopp, L., & Johnstone, B. (1997). Clinical utility of a seven subtest WAIS-R short form in neuropsychological assessment of traumatic brain injury. *Archives of Clinical Neuropsychology*, 12(2), 133-138.
- Christensen, B. K., Girard, T. A., & Bagby, R. M. (2007). Wechsler Adult Intelligence Scale-short form for index and IQ scores in a psychiatric population. *Psychological Assessment*, 19(2), 236.
- Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavior science*. Oxford, England: Lawrence Erlbaum Association.
- Crawford, J. R., Allan, K. M., & Jack, A. M. (1992). Short forms of the UK WAIS-R: Regression equations and their predictive validity in a general population sample. *British Journal of Clinical Psychology*, 31(2), 191-202.
- Crawford, J. R., Allum, S., & Kinion, J. E. (2008). An index-based short form of the WAIS-III with accompanying analysis of reliability and abnormality of differences. *British Journal of Clinical Psychology*, 47(2), 215-237.
- Demsky, Y., Gass, C., Edwards, W. T., & Golden, C. J. (1998). Optimal short forms of the Spanish WAIS (EIWA). *Assessment*, 5(4), 361-364.
- Denney, D. A., Ringe, W. K., & Lacritz, L. H. (2015). Dyadic short forms of the Wechsler Adult Intelligence Scale-IV. *Archives of Clinical Neuropsychology*, 30(5), 404-412.
- Dikmen, S., Corrigan, J. D., Levin, H. S., Marchamer, J., Stiers, W., & Weisskopf, M. G. (2009). Cognitive outcome following traumatic brain injury. *Journal of Head Trauma Rehabilitation*, 24(6), 430-438.
- Donders, J., & Axelrod, B. N. (2002). Two-subtest estimations of WAIS-III factor index scores. *Psychological Assessment*, 14(3), 360.
- Donnell, A. J., Pliskin, N., Axelrod, B., & Randolph, C. (2007). Rapidly administered short forms of the Wechsler Adult Intelligence Scale-3rd edition. *Archives of Clinical Neuropsychology*, 22(8), 917-924.
- Drozdick, L. W., & Cullum, C. M. (2010). Expanding the ecological validity of WAIS-IV and WMS-IV with the Texas Functional Living Scale. *Assessment*, 18(2), 141-155.
- Esbjornsson, E., Skoglund, T., Mitsis, M. K., Hofgren, C., Larsson, J., & Sunnerhagen, K. S. (2013). Cognitive impact of traumatic axonal injury(TAI) and return to work. *Brain Injury*, 27(5), 521-528.
- Fisher, D. C., Ledbetter, M. F., Cohen, N. J., Marmor, D., & Tulskey, D. S. (2000). WAIS-III and WMS-III profiles of mildly to severely brain-injured patients. *Applied Neuropsychology*, 7(3), 126-132.
- Folstein, M. F., Folstein, S. E., & McHugh, P. R. (1975). "Mini-mental state": A practical method for grading the cognitive state of patients for the clinician. *Journal of Psychiatric Research*, 12(3), 189-198.
- Girard, T. A., Axelrod, B. N., Patel, R., & Crawford, J. R. (2015). Wechsler Adult

- Intelligence Scale - IV dyads for estimating global intelligence. *Assessment*, 22(4), 441-448.
- Girard, T. A., Axelrod, B. N., & Wilkins, L. K. (2010). Comparison of WAIS-III short forms for measuring index and full-scale scores. *Assessment*, 17(3), 400-405.
- Girard, T. A., & Christensen, B. K. (2008). Clarifying problems and offering solutions for correlated error when assessing the validity of selected-subtest short forms. *Psychological Assessment*, 20(1), 76-80.
- Gläscher, J., Tranel, D., Paul, L. K., Rudrauf, D., Rorden, C., Hornaday, A., ... & Adolphs, R. (2009). Lesion mapping of cognitive abilities linked to intelligence. *Neuron*, 61(5), 681-691.
- Guilmette, T. J., Dabrowski, J., Kennedy, M. L., & Gnys, J. (1999). A comparison of nine WAIS-R short forms in individuals with mild to severe traumatic brain injury. *Assessment*, 6(1), 33-41.
- Halldorsson, J. G., Flekkoy, K. M., Arnkelsson, G. B., Tomasson, K., Gudmundsson, K. R., & Arnarson, E. O. (2008). The prognostic value of injury severity, location of event, and age at injury in pediatric traumatic head injuries. *Neuropsychiatric Disease and Treatment*, 4(2), 405-412.
- Iverson, G. L., Meyers, B., & Adams, R. L. (1997). Comparison of two computational formulas for a WAIS R seven subtest short form. *Journal of Clinical Psychology*, 53(5), 465-470.
- Jeyakumar, S. L., Warriner, E. M., Raval, V. V., & Ahmad, S. A. (2004). Balancing the need for reliability and time efficiency: Short forms of the Wechsler Adult Intelligence Scale-III. *Educational and Psychological Measurement*, 64(1), 71-87.
- Königs, M., Engenhorst, P. J., & Oosterlaan, J. (2016). Intelligence after traumatic brain injury: Meta analysis of outcomes and prognosis. *European Journal of Neurology*, 23(1), 21-29.
- Kulas, J. F., & Axelrod, B. N. (2002). Comparison of seven subtest and Satz Mogel short forms of the WAIS III. *Journal of Clinical Psychology*, 58(7), 773-782.
- Lange, R. T., & Iverson, G. L. (2008). Concurrent validity of Wechsler Adult Intelligence Scales-third edition index score short forms in the Canadian standardization sample. *Educational and Psychological Measurement*, 68(1), 139-153.
- Langlois, J. A., Rutland-Brown, W., & Wald, M. M. (2006). The epidemiology and impact of traumatic brain injury: A brief overview. *The Journal of Head Trauma Rehabilitation*, 21(5), 375-378.
- Lezak, M. D., Howieson, D. B., & Loring, D. W. (2004). *Neuropsychological assessment (4th ed)*. Oxford University Press, USA.
- Lim, S. U., Lee, E. H., Hwang, S.T., Hong, S. H., & Kim, J. H. (2014). *Psychometric properties of the Beck Depression Inventory-II in Korea*. Poster Presented at the meeting of the Korean Clinical Psychological Association, Goyang-si, Gyeonggi-do.
- Mendella, P. D., McFadden, L., Regan, J., & Medlock, L. (2000). Short-form prediction of WAIS-R scores in a sample of individuals

- diagnosed with multiple sclerosis. *Applied Neuropsychology*, 7(2), 102-107.
- Meyers, J. E., Zellinger, M. M., Kockler, T., Wagner, M., & Miller, R. M. (2013). A validated seven-subtest short form for the WAIS-IV. *Applied Neuropsychology: Adult*, 20(4), 249-256.
- Mosier, C. I. (1943). On the reliability of a weighted composite. *Psychometrika*, 8(3), 161-168.
- Ota, K., Iseki, E., Murayama, N., Kasanuki, K., Arai, H., & Sato, K. (2013). Validity of the short version of WAIS-III in geriatric population: Amnesic MCI, Alzheimer's disease and dementia with Lewy bodies. *Alzheimer's & Dementia: The Journal of the Alzheimer's Association*, 9(4), 444.
- Pilgrim, B. M., Meyers, J. E., Bayless, J., & Whetstone, M. M. (1999). Validity of the Ward seven-subtest WAIS-III short form in a neuropsychological population. *Applied Neuropsychology*, 6(4), 243-246.
- Randolph, C., Mohr, E., & Chase, T. N. (1993). Assessment of intellectual function in dementing disorders: Validity of WAIS-R short forms for patients with Alzheimer's, Huntington's, and Parkinson's disease. *Journal of Clinical and Experimental Neuropsychology*, 15(5), 743-753.
- Reid-Arndt, S. A., Allen, B. J., & Schopp, L. (2011). Validation of WAIS-III four-subtest short forms in patients with traumatic brain injury. *Applied Neuropsychology*, 18(4), 291-297.
- Rensnick, R. J., & Entin, A. D. (1971). Is an abbreviated form of the WISC valid for Afro-Americans children?. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 36(1), 97-99.
- Reynolds, C. R., Willson, V. L., & Clark, P. L. (1983). A four-test short form of the WAIS-R for clinical screening. *Clinical Neuropsychology*, 5(3), 111-116.
- Ringe, W. K., Saine, K. C., Lacritz, L. H., Hynan, L. S., & Cullum, C. M. (2002). Dyadic short forms of the Wechsler Adult Intelligence Scale-III. *Assessment*, 9(3), 254-260.
- Ryan, J. J., Lopez, S. J., & Werth, T. R. (1998). Administration time estimates for WAIS-III subtests, scales, and short forms in a clinical sample. *Journal of Psychoeducational Assessment*, 16(4), 315-323.
- Ryan, J. J., Lopez, S. J., & Werth, T. R. (1999). Development and preliminary validation of a Satz-Mogel short form of the WAIS-III in a sample of persons with substance abuse disorders. *International Journal of Neuroscience*, 98(1-2), 131-140.
- Ryan, J. J., & Ward, L. C. (1999). Validity, reliability, and standard errors of measurement for two seven-subtest short forms of the Wechsler Adult Intelligence Scale-III. *Psychological Assessment*, 11(2), 207-211.
- Sattler, J. M., & Ryan, J. J. (1999). *Assessment of children: Revised and updated third edition WAIS-III supplement*. San Diego, CA: Jerome M. Sattler, Publisher, Inc.
- Satz, P., & Mogel, S. (1962). An abbreviation of the WAIS for clinical use. *Journal of Clinical Psychology*, 18(1), 77-99.
- Scheibel, R. S., Newsome, M. R., Troyanskaya, M., Steinberg, J. L., Goldstein, F. C., Mao, H., &

- Levin, H. S. (2009). Effects of severity of traumatic brain injury and brain reserve on cognitive-control related brain activation. *Journal of Neurotrauma*, 26(9), 1447-1461.
- Schopp, L. H., Herrman, T. D., Johnston, B., Callahan, C. D., & Roudebush, I. S. (2001). Two abbreviated version of the Wechsler Adult Intelligence Scale-III: Validation among persons with traumatic brain injury. *Rehabilitation Psychology*, 46(3), 279-287.
- Silverstein, A. B. (1990). Short forms of individual intelligence tests. *Psychological Assessment: A Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 2(1), 3.
- Smith, G. T., McCarthy, D. M., & Anderson, K. G. (2000). On the sins of short-form development. *Psychological Assessment*, 12(1), 102-111.
- Spielberger, C. D., Gorsuch, R. L., & Lushene, R. E. (1970). *State-trait anxiety inventory*. Palo Alto, CA, USA.
- Spitz, G., Ponsford, J. L., Rudzki, D., & Maller, J. J. (2012). Association between cognitive performance and functional outcome following traumatic brain injury: A longitudinal multi-level examination. *Neuropsychology*, 26(5), 604-612.
- Strauss, E., Sherman, E., & Spreen, O. (2006). *A compendium of neuropsychological tests: Administration, norms, and commentary (3rd ed.)*. Oxford University Press.
- Tam, W. C. (2004). The utility of seven-subtest short forms of the Wechsler Adult Intelligence Scale-III in young adults. *Journal of Psychoeducational Assessment*, 22(1), 62-71.
- Tellegen, A., & Briggs, P. F. (1967). Old wine in new skins: Grouping Wechsler subtests into new scales. *Journal of Consulting Psychology*, 31(5), 499-506.
- Tsao, J. (2012). *Traumatic brain injury: A clinician's guide to diagnosis, management, and rehabilitation, 1st edn*. New York: Springer New York.
- Umfleet, L. G., Ryan, J. J., Gontkovsky, S. T., & Morris, J. (2012). Estimating WAIS IV indexes: Proration versus linear scaling in a clinical sample. *Journal of Clinical Psychology*, 68(4), 390-396.
- Ward, L. C. (1990). Prediction of verbal, performance, and full scale IQs from seven subtests of the WAIS-R. *Journal of Clinical Psychology*, 46(4), 436-440.
- Wechsler, D. (2008). *Wechsler Adult Intelligence Scale-fourth edition*. Bloomington, MN: Pearson.
- Wechsler, D. (2011). *Wechsler Abbreviated Scale of Intelligence-second edition manual*. Bloomington, MN: Pearson.
- 원고접수일 : 2016. 10. 15.
수정원고접수일 : 2016. 12. 01.
게재결정일 : 2017. 01. 11.

Validation of K-WAIS-IV Short Forms among Patients with Traumatic Brain Injury

Da-Hee Jeong

Seung-Hee Koh

Jong-Hoon Kim

Seung-Gul Kang

Seung-Min Bae

Jae-Myeong Kang

Gil Medical Center, Gachon University

This study verified the validity of the K-WAIS-IV Short Forms (SFs) for estimating the full-scale IQ (FSIQ) and sub-indexes among individuals with mild, moderate, and non-traumatic brain injury (N = 101; mild TBI = 32, moderate TBI = 37, non TBI = 32). Combinations of SFs with four subtests (information, matrix reasoning, arithmetic, and digit symbol coding), and seven subtests (similarity, vocabulary, block design, matrix reasoning, digit span, arithmetic, and digit symbol coding) were used. In particular, prorated estimation and regression-based formulae were used for the same combination of four-subtest SF, and only a prorated method was used for the SF with seven subtests. The reliability of IQ estimated by each SF generally exceeded the minimal criteria and all validity coefficients corrected for redundant error variance met the criteria. Furthermore, among all TBI conditions, only the seven-subtest SF met the criterion of 81% SF scores within 90% CI of the full-scale index scores and FSIQ. To summarize the results of the TBI group, estimated patients' FSIQ based on the seven-subtest SF and regression-derived estimates from the SF with four subtests showed minimum error in the mild TBI group. Meanwhile, in the moderate TBI group, the prorated estimates for the SF with four subtests showed smaller differences in estimating FSIQ when compared with others. This illustrates the utility of using different estimates of IQ according to the severity of TBI of individuals. Finally, we discuss the importance, limitations, and implications of this study.

Keywords : Traumatic brain injury, K-WAIS-IV, four-subtest SF, seven-subtest SF, validation