

자기회귀교차지연 모형을 활용한 장애인의 자아존중감과 우울의 종단적 관계 검증: 성별과 연령집단에 따른 비교

박 병 선¹ | 배 성 우^{2*}

¹ 강릉원주대학교

² 경북대학교

* 교신저자: 배성우 (bsw@knu.ac.kr)

초 록

본 연구의 목적은 자기회귀교차지연 모형을 활용하여 장애인의 자아존중감과 우울의 종단적 관계를 검증하는 데 있다. 이를 위하여 한국복지패널의 2017년부터 2020년까지 4년 동안의 자료를 사용하였고, 총 1,194명의 장애인 대상자에 대한 분석을 실시하였다. 주요 결과는 다음과 같다. 첫째, 장애인의 자아존중감과 우울의 자기회귀 효과가 통계적으로 유의하게 정적인 방향으로 나타났다. 둘째, 자아존중감과 우울의 교차지연 효과의 경우, 이전 시점의 자아존중감이 이후 시점의 우울에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 즉, 자아존중감과 우울의 관계에 관한 취약성 모형이 지지되는 것으로 나타났다. 셋째, 자아존중감과 우울의 관계가 남성장애인과 여성장애인 집단 간 비교 및 성인장애인과 노인장애인 집단 간 비교에서는 유의한 차이가 없는 것으로 나타났다. 마지막으로 본 연구의 결과에 대한 논의와 후속연구를 위한 제안을 하였다.

주요 용어: 장애인, 자아존중감, 우울, 자기회귀교차지연 모형

알기 쉬운 요약

이 연구는 왜 했을까? 장애인의 자아존중감과 우울은 그들의 삶에 중요한 영향을 미치는 심리적 요인으로 다루어지고 있다. 이에 다양한 장애유형을 포함하는 장애인들의 자아존중감과 우울 수준이 시간이 흐름에 따라 어떻게 영향을 서로 주고받는지에 대하여 살펴보았으며, 동시에 이렇게 자아존중감과 우울 수준의 상호 관계가 성별과 연령집단(65세 미만, 65세 이상)에 따라 어떤 차이가 있는지를 살펴보았다.

새롭게 밝혀진 내용은? 장애인 1,194명을 대상으로 4년 동안(2017~2020년) 추적 조사한 결과, 자아존중감과 우울수준은 각각 시간이 흐름에 따라 높아지는 것으로 나타났다. 또한, 이전 시점의 자아존중감은 이후 시점의 우울 수준을 낮추고 있는 것으로 나타났으나, 이전 시점의 우울 수준은 이후 시점의 자아존중감에는 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 그리고 이러한 자아존중감과 우울 수준의 상호관계가 성별과 연령집단에 따라 차이 없이 동일한 것으로 나타났다.

앞으로 무엇을 해야 하나? 장애인이 우리 사회에서 경험하는 신체적 또는 사회경제적 측면에서의 차별과 불평등을 개선하는 것과 동시에 그들의 자아존중감과 우울의 문제를 직접적으로 해결하기 위한 사회복지적 개입이 동시에 제공될 필요가 있다.

본 논문은 2021년 한국복지패널 학술대회에서 발표한 자료를 토대로 수정·보완하였음.

- 투 고 일: 2021. 10. 26.
- 수 정 일: 2021. 12. 06.
- 게재확정일: 2021. 12. 07.

1. 서론

우리나라 등록 장애인의 수는 2020년을 기준으로 260만 명을 넘어섰으며, 이들 중 49.9%가 65세 이상이고, 27.2%가 1인 가구로 나타나는 등 고령화 및 다양화 되며 그 수도 매년 증가하고 있는 것으로 나타나고 있다(통계청, 2021). 또한, 2020년 장애인실태조사 결과에 따르면, 장애인 중 자신의 건강상태가 '좋다고 생각하는 경우가 14.0%로 전체 인구(32.4%)의 절반 이하로 낮은 수준에 머무르고 있고, 우울을 경험하는 성인장애인(19~64세)이 17.9%, 노인장애인(65세 이상)이 18.5%로 나타나 전체 인구의 10.5%보다 훨씬 높은 비중을 차지하고 있는 것으로 나타났다(보건복지부, 2021). 일반적으로 우울은 사회경제적 지위, 신체적, 심리적, 사회적 특성과 밀접한 관련이 있는 것으로 알려져 있는데, 장애인의 경우에는 낮은 사회경제적 지위뿐 아니라 신체적, 심리적, 사회적 기능의 저하, 스트레스, 인권침해, 차별 등으로 인해 비장애인에 비해 우울에 더욱 취약하다고 할 수 있다(전해숙, 강상경, 2013). 이러한 장애인의 우울은 신체 건강과 장애의 수준을 더욱 악화시키고, 심각할 경우 자살로 연결될 수 있다는 점에서 조기에 발견하고 개입을 실시하는 것이 중요하다고 할 수 있다(조혜정, 서인균, 2012).

한편, 자아존중감이 개인이 자기 자신에 대해 가지는 평가적 요소로서 스스로를 얼마나 가치 있게 생각하는가로 정의될 수 있는데(Baumeister et al., 2003), 자아존중감이 높은 사람의 경우 낮은 사람보다 스트레스, 우울, 자살 생각 등이 낮고 사회적응을 잘하는 것으로 알려져 있다(Wichstorm, 2000). 또한, 자아존중감은 장애의 발생이나 차별 혹은 인권 침해와 같은 스트레스 상황이 가져다주는 부정적인 영향을 완화하는 역할을 하는 것으로 나타나고 있다(Longmore & DeMaris, 1997). 실제로 국내외의 여러 경험적 연구들을 살펴보면, 자아존중감은 장애인의 우울을 유의하게 예측하거나(이현주, 강상경, 2009; 조혜정, 서인균, 2012), 종단적인 측면에서도 긍정적인 영향을 미치는 것(최희철, 2019)으로 나타났다.

이러한 중요성으로 인해 많은 연구들이 장애인들의 삶에 직접적이고도 중요한 영향을 미치는 요인으로서 우울과 자아존중감을 포함시키고 있다. 장애인의 우울과 관련한 다수의 횡단적 혹은 종단적 연구들은 우울에 영향을 미치는 요인을 탐색할 때 자아존중감을 포함하고 있으며, 대부분의 연구결과

들 또한 자아존중감이 우울을 예측하고 있음을 일관성 있게 보여주고 있다(유창민, 2017; 이현주, 강상경, 2009; 전해숙, 강상경, 2013; 조혜정, 서인균, 2012). 반면, 지체장애인을 대상으로 한 최희철(2019)의 종단연구에서는 자아존중감이 우울을 예측할 뿐 아니라 이전 시점의 우울이 이후 시점의 자아존중감에도 영향을 미칠 수 있다는 상호순환 효과를 검증한 바 있다. 이러한 자아존중감과 우울의 상호순환 효과에 관한 연구는 최근 들어 지체장애인(최희철, 2019)뿐 아니라 성인(김혜미, 2014), 청소년(김경호, 2019) 등에도 적용되고 있다.

자아존중감과 우울의 상호순환 효과, 즉 인과적 관련성에 대한 논의는 두 가지의 상반된 접근과 더불어 이들의 절충된 접근을 포함한 3개의 모형에 관한 논의가 활발히 이루어지고 있다. 먼저, 낮은 자아존중감이 우울의 선행요인이 된다는 취약성 모형(Vulnerability Model) 관점이 있는데, 자신에 대한 부정적 평가와 믿음이 우울의 중요한 원인이 된다고 보는 입장이다(김경호, 2019; Jayanthi & Rajkumar, 2014; Orth et al., 2008). 반면, 우울이 낮은 자아존중감의 원인이 된다고 보는 상처 모형(Scar Model) 관점은 우울의 결과로 사람들의 자기개념 혹은 자아존중감의 변화가 나타나게 된다고 보는 입장이다(최희철, 2011; Shahar & Davidson, 2003). 마지막으로 최근 이 두 입장을 절충하는 측면에서 자아존중감과 우울의 관계가 상호순환하고 있다는 입장의 상호인과성 모형(Reciprocal Relation Model) 관점을 제시하고 있다(김유현, 신승현, 2019; Manna et al., 2016). 이러한 세 가지 모형을 검증한 상당수의 연구들은 상호인과성 모형을 지지하는 결과를 보여주고 있다(이난희, 송태민, 2015. 최희철, 2011, 2019; Han & Kim, 2020; Johnson et al. 2016; Orth et al., 2008, Sowislo & Orth, 2013). 예를 들어, 고등학생을 대상으로 25년에 걸쳐 6번의 반복 측정을 통해 자아존중감과 우울의 관계를 검증한 연구에서(Johnson et al. 2016) 상호인과성 모형이 지지되는 것으로 나타났다. 하지만, Shahar & Henrich(2010)는 선행연구들의 연구 대상(청소년 vs. 성인), 증상의 측정 방법(우울 증상 vs. 우울 장애) 등 연구 방법이 상이하기 때문에 비일관적인 결과가 나타날 수 있음을 주장하기도 하였다. 실제, 청소년을 대상으로 한 Orth et al.(2008)의 연구에서는 낮은 자아존중감이 우울을 예측하는 취약성 모형을 지지되었지만, Shahar & Henrich(2010)의 연구에서는 우울이 높을수록 이후의 자아존중감이 낮다는 상처 모형이 지지되기도 하였다.

국내의 경우, 자아존중감과 우울의 관계에 대한 종단적 인

과관계의 검증을 시도하고 있는 연구는 그리 많지 않은 실정이다. 청소년을 대상으로 한 김경호(2019)와 조춘범, 김동기(2010)의 연구에서는 취약성 모형이 지지되었고, 최희철(2011)의 연구는 상호인과성 모형을 주장하였으며, 성인을 대상으로 하는 김혜미(2014)의 연구와 지체장애인을 대상으로 한 최희철(2019)의 연구에서는 상호인과성 모형이 지지되는 것으로 나타났다. 이상에서 살펴보았듯이, 자아존중감과 우울의 인과관계를 검증한 선행연구의 결과들은 연구의 대상에 따라 서로 상이할 수 있음을 알 수 있다. 비록 장애인을 대상으로 자아존중감과 우울의 인과관계에 관한 검증(최희철, 2019)이 수행된 바 있지만, 다음과 같은 몇 가지의 한계를 가진다고 할 수 있다. 첫째, 지체장애인만을 연구의 대상으로 하고 있다는 점에서 전체 장애인을 포함하지 못하고 있다는 점, 둘째, 성별의 영향력을 통제한 후, 우울의 효과를 분석을 함으로써 성별에 대한 차이를 전제하고 있다는 점, 셋째, 연령에 따른 차이를 검토하고 있지 못하다는 점 등의 한계를 가진다고 할 수 있다. 따라서 연구 대상에 따라 상이한 인과관계적 모형이 지지되고 있는 현 상황을 고려할 때, 과연 자아존중감과 우울의 종단적 관계가 전체 장애인을 대상으로 할 경우에 어떻게 나타나게 될 것인지를 살펴볼 필요가 있으며, 이러한 두 변수의 종단적 관계가 성별과 연령대에 따라 어떻게 나타나는지를 종합적으로 검토할 필요성도 제기된다.

이에 본 연구에서는 한국복지패널 자료를 활용하여 장애인을 대상으로 자아존중감과 우울의 종단적 상호관계를 검증하고자 자기회귀교차지연 모형을 활용하여 분석을 실시하였다. 이와 더불어 자아존중감과 우울의 종단적 관계가 성별집단과 연령집단에 따라 어떠한 차이가 있는지를 다중집단 분석을 통해 살펴보고자 하였다. 이를 통해 장애인의 자아존중감과 우울의 종단적 관계를 명확히 함으로써 향후 장애인을 대상으로 하는 사회복지적 개입의 방향에 대해 논의하고자 한다.

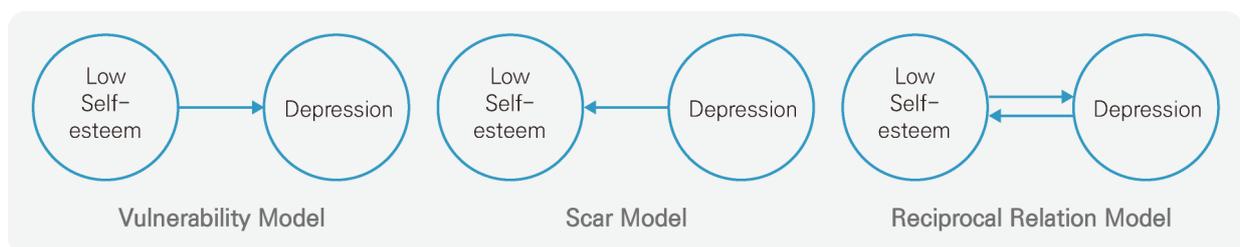
II. 이론적 배경 및 선행연구 검토

1. 자아존중감과 우울의 관계

현재까지 자아존중감과 우울의 관계를 규명하기 위한 다양한 연구들이 진행되어 왔으나, 두 변수 간의 관계에 대한 명확한 답을 내리기는 어려운 실정으로 보인다(조춘범, 김동기, 2010; 최희철, 2011; Orth et al., 2009; Shahar & Davidson, 2003). 자아존중감과 우울의 인과관계를 설명하는 여러 이론 모형 중 가장 많이 적용되고 있는 것은 취약성 모형(Vulnerability Model), 상처 모형(Scar Model), 상호인과성 모형(Reciprocal Relation Model)이 있으며 다음의 [그림 1]과 같다(Orth et al., 2008; Orth & Robins, 2013).

먼저 취약성 모형(Vulnerability Model)은 낮은 자아존중감이 우울의 위험요인으로 작용하게 된다는 것이다(Orth & Robins, 2013). Rosenberg(1965)는 자아존중감이 높은 개인의 경우 자신감과 인내력, 대인관계 능력 등이 높지만, 자아존중감이 낮은 개인의 경우 우울하거나 불안한 정서를 보이는 경우가 많다고 설명하였다. Beck(1967)의 인지이론에서는 자기, 세상, 미래에 대한 부정적인 관점과 태도와 관련된 요인이 우울의 원인이자 유지 및 재발에 영향을 미치게 된다고 보았는데, 그 대표적인 요인이 자아존중감이라고 하였다(Orth et al., 2009). 취약성 모형에서는 낮은 자아존중감이 우울에 미치는 영향을 대인관계적 측면과 개인내적 측면으로 구분하여 제시하고 있다(김경호, 2019; Orth et al., 2008). 우선 대인관계적 측면에서 살펴보면, 자아존중감이 낮은 사람들은 중요한 사람들과의 관계에서의 거부와 같은 스트레스에 직면하게 될 때 우울에 취약해질 수 있으며(Shahar & Davidson, 2003), 낮은 자아존중감으로 인해 사회적 회피, 공격성, 알코올 및 약물 남용 등과 같은 행동을 하게 되면서 자신들이 다른 사람으로부터 소외 혹은 배제되었다는 생각을 갖게 되어 우울이 더

그림 1. 자아존중감과 우울의 인과관계 모형(Orth & Robins, 2013)



욱 높아지게 된다(Donnellan et al., 2005). 다음으로 개인내적 측면에서는 자아존중감이 낮은 사람들은 자신의 부정적인 모습에 대한 지속적인 반추를 통해 우울해 질 수 있으며(김경호, 2019), 자신의 가치를 유지하기 위해 낮은 목표를 세움으로써 실패와 좌절의 경험을 회피하는 방식을 채택하는 경우가 많은데 결과적으로 높은 성취감이나 효능감을 느끼지 못하기 때문에 우울해질 수 있다는 것이다(최희철, 2011). 반대로 자아존중감이 높은 사람들은 자기 자신에 대한 가치나 능력을 높게 평가하기 때문에 실패를 경험하더라도 더 잘 인내할 수 있을 뿐 아니라 스트레스 상황에서 더 빠르게 회복할 수 힘을 가지고 있을 것으로 기대된다(Baumeister et al., 2003).

상처 모형(Scar Model)은 취약성 모형과는 상반된 것으로 우울이 낮은 자아존중감의 위험요인이 됨을 강조하는 모형으로서 우울로 인해 경험하게 되는 상처(Scar)가 낮은 자아존중감으로 이어진다고 보는 관점이다(Orth & Robins, 2013; Manna et al., 2016). 즉, 우울은 개인의 자아상(self-concept)에 지속적이고 영구적인 상처를 남기게 되는데, 이러한 우울의 상처는 시간이 경과함에 따라 자아존중감을 점점 더 많이 깎아내는 효과를 가지게 된다는 것이다(김경호, 2019; Manna et al., 2016). 이러한 우울이 자아존중감에 미치는 영향은 대인관계적 측면과 개인내적 측면으로 나타날 수 있다(김경호, 2019; 최희철, 2011, Orth et al., 2008). 우선 대인관계적 측면을 살펴보면, 우울을 경험하고 있는 사람들은 일상생활에서 흥미와 즐거움을 상실하거나 활기가 없는 등의 행동들을 보이게 되는데, 이로 인하여 주변 사람들과의 관계에서 긍정적 피드백을 받지 못하게 되는 등의 경험을 하게 됨으로서 자기 자신의 가치를 긍정적으로 평가하지 못하게 되어 자아존중감이 저하될 수 있다는 것이다(최희철, 2011). 개인내적인 측면을 살펴보면, 우울의 경험은 자기 자신과 관련된 정보를 처리하는 방식이 왜곡됨으로써 자신의 자아존중감에 부정적인 영향을 미친다고 볼 수 있는데, 이는 우울이 이야기하는 만성적인 부정적 기분이 자신에 관한 부정적 정보를 선택적으로 더 많이 수용하도록 만들기 때문에 부정적인 자기평가가 더 많이 이루어진다는 것이다(김경호, 2019).

마지막으로 상호인과성 모형(Reciprocal Relation Model)은 자아존중감과 우울이 서로에게 동시에 영향을 미치는 과정을 설명하는 관점이다(김유현, 신승현, 2019; 이난희, 송태민, 2015; 최희철, 2011; Manna et al., 2016; Orth et al., 2008; Sowislo & Orth, 2013). 이는 앞선 취약성 모형과 상처 모형

이 상호 배타적이 아니라 이전 시점의 낮은 자존감이 다음 시점의 우울에 영향을 미치고, 낮아진 우울이 다음 시점의 낮은 자존감에 영향을 미치는 상호순환적 과정이 발생할 수 있음을 의미하는 것이다(최희철, 2011; Orth et al., 2008). 최근 들어 취약성 모형과 상처 모형이 제시하는 자아존중감과 우울의 일방향적 관계보다는 두 변수의 상호순환적 관계를 통한 상호인과성 모형이 지지되는 연구들이 증가하고 있다(김유현, 신승현, 2019; 김혜미, 2014; 이난희, 송태민, 2015; 조춘범, 김동기, 2010; 최희철, 2011; Han & Kim, 2020; Johnson et al., 2016; Manna et al., 2016; Ormel et al., 2004; Orth et al., 2008, 2009; Shahar & Davidson, 2003).

현재까지 진행된 자아존중감과 우울의 인과관계와 관련된 연구들은 지역아동센터 이용 아동(김유현, 신승현, 2019), 성인(김혜미, 2014), 경제활동인구(이난희, 송태민, 2015), 청소년(김경호, 2019; 조춘범, 김동기, 2010; 최희철, 2011, Johnson et al., 2016; Orth et al., 2008; Steiger et al., 2015), 산후여성(Han & Kim, 2020), 네덜란드 성인(Ormel et al., 2004), 정신질환을 가진 성인(Shahar & Davidson, 2003), 지체장애인(최희철, 2019) 등을 연구 대상으로 하고 있다. 이상의 연구 결과를 살펴보면, 대부분의 연구들에서 상호인과성 모형이 지지되는 결과(김유현, 신승현, 2019; 김혜미, 2014; 이난희, 송태민, 2015; 최희철, 2011, 2019; Han & Kim, 2020; Manna et al., 2016; Steiger et al., 2015)를 보여주었으나, 김경호(2019)의 연구와 Ormel et al.(2004), Orth et al.(2008)의 연구에서는 취약성 모형이 지지되는 것으로 나타났고, Shahar & Davidson(2003)의 연구에서는 상처 모형이 지지되는 것으로 나타났다.

이상에서 검토한 바와 같이, 자아존중감과 우울의 인과관계와 관련한 다양한 연구들에서 보여주고 있는 결과들이 서로 상이함을 알 수 있다. 이는 연구 대상 집단 및 지역 등에 따라 두 변수 간의 관계가 달라질 수 있음을 의미한다고 볼 수 있다(Shahar & Henrich, 2010). 이러한 측면에서 국내에서는 성인 및 아동, 청소년, 지체장애인 등 일부 대상으로 한 연구들만이 진행된 것으로 파악되고 있기 때문에 전체 장애인, 노인 등을 대상으로 한 연구를 통해 자아존중감과 우울의 관계에 관한 경험적 근거를 제시할 필요가 있다고 할 수 있다. 따라서 본 연구에서는 국내에서 다루어지지 않은 전체 장애 유형이 포함되는 장애인을 연구의 대상으로 삼아 상호인과성 모형을 기반으로 자아존중감과 우울의 인과관계를 종단적으로 검

증하고자 한다.

2. 장애인의 자아존중감과 우울의 성별 및 연령대별 차이

최근 장애인을 대상으로 하는 연구에서 특정 변수 혹은 변수들 간의 관계에 대한 성별 및 연령대별 비교에 관한 연구가 증가하고 있는데, 이는 연구하고자 하는 각 변수의 특성이 성별집단 혹은 연령대별 집단에 따라 서로 상이하게 나타날 수 있기 때문이다. 예를 들어, 남일성, 현다운(2014)의 연구에서는 남성에 비해 여성의 우울 수준이 높은 것으로 나타났으며, 이현주(2013)의 연구에서는 50대에서 60대, 70대로 갈수록 우울 증상이 높아짐과 동시에 변화속도도 급격하게 증가한다는 결과를 보여주었다. 또한, 유창민(2018)의 연구에서는 성인초기에는 긍정적 자아존중감이 증가하고, 중년기에는 유지되며, 노년기에는 감소하는 궤적을 보이고, 부정적 자아존중감의 경우, 성인초기에는 유지되고, 중년기에는 감소하며, 노년기에는 증가하는 궤적을 보이는 것으로 나타났다. 청소년을 대상으로 한 정은석, 이주연(2014)의 연구에서 남학생의 경우 자아존중감이 시간의 흐름에 따라 변화가 없는 반면, 여학생은 시간의 흐름에 따라 감소하는 모습을 보인다는 결과를 제시하고 있다. 이상의 연구들이 비장애인을 대상으로 하고 있음에도 불구하고 성별 및 연령대 집단별로 자아존중감과 우울에서의 차이가 있을 수 있다는 것을 경험적으로 보여주고 있는데, 장애인의 경우에는 비장애인에 비해 사회경제적 지위, 차별, 낙인 등의 경험으로 인해 낮은 자아존중감을 가지게 되거나 더 우울하게 될 가능성이 높다고 볼 수 있다(이현주, 강상경, 2009; 전해숙, 강상경, 2013). 이러한 측면에서 장애인의 자아존중감과 우울의 특성이 성별 및 연령대에 따른 차이가 있는지에 대한 검토가 필요하다고 볼 수 있다.

실제로 장애인의 우울에 대한 5년간에 걸친 종단적 변화를 연령대에 따라 구분하여 살펴보고 있는 전해숙, 강상경(2013)의 연구에 따르면, 성인장애인 집단(65세 미만)에 비해 노인장애인 집단(65세 이상)이 우울에 더 취약한 것으로 나타났다. 중년장애인(40~64세)과 고령장애인(65세 이상)을 비교한 김정석 외(2017)의 연구에서는 중년장애인의 우울수준이 고령장애인에 비해 높은 것으로 나타났다. 뿐만 아니라 장애인을 대상으로 한 우울의 성별 간 차이와 관련해서는 여러 연구들에서 일관되게 남성보다 여성이 높은 수준으로 나타남을 보

여주고 있다(권현수, 2010; 김예순 외, 2014; 이현주, 강상경, 2009; 조혜정, 서인균, 2012).

한편, 장애인의 성별 및 연령대에 따른 자아존중감 차이를 검토하고 있는 연구는 상대적으로 제한적이다. 장애인을 대상으로 한 이문정, 남정휘(2017)의 연구에서는 성별 간 자아존중감의 차이가 없는 것으로 나타났으나, 연은모, 최효식(2019)의 연구에서는 여성이 남성에 비해 낮은 수준의 자아존중감 집단에 포함되는 것으로 나타났다. 여성 지체장애인을 대상으로 한 노승현(2007)의 연구는 40~50대에서는 자아존중감이 낮아졌다가 60대 이후에 다시 높아지는 U자형 패턴을 보여준다는 결과를 제시하였다. Orth et al.(2008)의 연구에서는 취약성 모형이 남녀집단 모두 동일하게 유지되는 것으로 나타났다. 김경호(2019)의 연구는 청소년의 학교급에 따른 차이를 검토하였는데, 취약성 모형이 지지되는 것으로 나타났다. 그러나 Manna et al.(2016)의 연구에서는 여성의 우울과 불안이 남성에 비해 높았고, 연령이 높을수록 우울이 더욱 높은 것으로 나타났다.

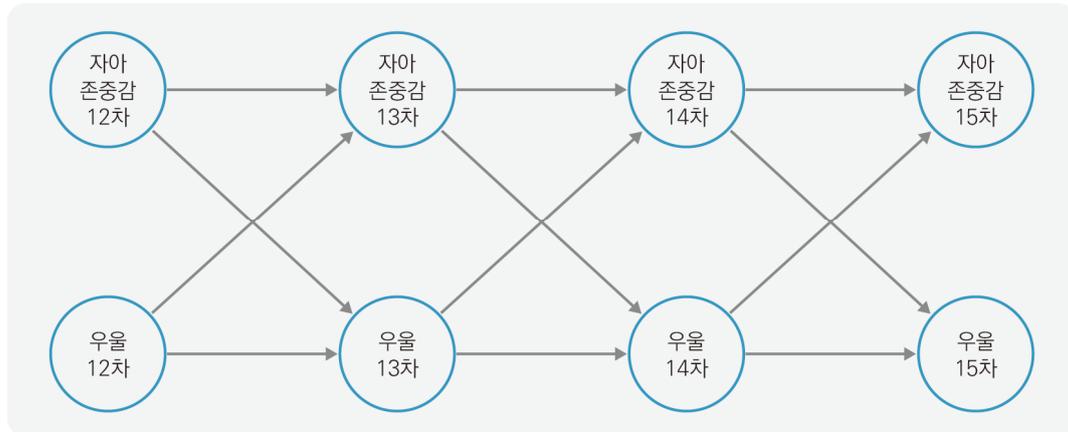
이상에서 검토한 바와 같이 장애인을 대상으로 한 연구에서 자아존중감과 우울이 성별 및 연령집단 간에 차이가 있음을 단편적으로는 알 수는 있지만, 이 두 변수의 종단적 상호관계가 장애인의 성별 및 연령대별 집단 간에 어떻게 다르게 나타나는지에 대한 연구는 아직까지 수행되지 못한 것으로 보인다. 따라서, 본 연구에서는 장애인을 대상으로 자아존중감과 우울의 종단적 상호관계에 대한 검증과 더불어 두 변수의 관계가 성별 및 연령대 집단별로 어떠한 차이가 있는지를 탐색적으로 고찰해보고자 한다.

III. 연구 방법

1. 연구모형

본 연구는 장애인의 자아존중감과 우울의 종단적 상호관계가 나타나는지를 검증하고자 하였으며, 이러한 관계가 성별(남성, 여성)과 연령대별(65세 미만의 성인과 65세 이상의 노인)로 다르게 나타나는지를 검증하는 데 목적이 있다. 이를 위하여 자아존중감과 우울의 자기회귀교차지연 모형(Autoregressive Cross-Lagged Modeling, ACLM)에 대하여 [그림 2]와 같이 분석모형을 설정하여 분석하였고, 성별과 연

그림 2. 연구모형



령대별 집단에 대한 다중집단 분석을 실시하였다.

2. 연구 대상

본 연구는 한국복지패널 자료를 활용하고 있는데, 한국복지패널은 2006년(1차년도) 이후로 매년 조사가 진행되고 있으며, 현재 시점으로 2020년(15차년도) 자료까지 공개되어 있다. 한국복지패널의 자료는 전국을 대상으로 한 표본추출 등을 통해 대표성을 가질 뿐 아니라 자아존중감과 우울에 대한 종단적 측정이 이루어지고 있어 연구모형의 분석에 적합하다고 볼 수 있다. 본 연구에서는 장애인의 자아존중감과 우울의 종단적 인과관계를 검증하기 위하여 장애인부가조사가 진행되었던 중간 시점이 되는 2017년(12차년도)부터 최근까지 공개된 2020년(15차년도)의 4개년도의 자료를 분석에 사용하였다. 12차년도 자료를 기준으로 장애가 있다고 응답한 참여자들 중, 자아존중감과 우울에 응답을 하지 않은 대상자를 제외하고 총 1,194명의 자료를 분석하였다.

3. 연구도구

가. 자아존중감

한국복지패널에서 자아존중감은 Rosenberg Self-Esteem Scale의 10문항을 활용하고 있는데, 5문항의 긍정적 자아존중감(self-worth)과 5문항의 부정적 자아존중감(self-deprecation)으로 구분해볼 수 있다. 구체적인 문항으로 “나는 가치있는 사람이다”, “나는 좋은 성품을 지녔다”, “다른 사람들과 같이

일을 잘 할 수 있다”, “긍정적인 태도를 가졌다”, “대체로 나 자신에 만족한다”의 5문항은 긍정적 자아존중감으로 볼 수 있으며, “나는 실패한 사람이라는 느낌이 든다”, “나는 자랑할 것이 별로 없다”, “내 자신을 존경할 수 있었으면 좋겠다”, “내 자신이 쓸모없는 사람이라는 느낌이 든다”, “내가 좋지 않은 사람이라고 생각한다”의 5문항은 부정적 자아존중감으로 볼 수 있다(권태연, 2009). 각 문항에 대해 조사 시점 현재일을 기준으로 ‘대체로 그렇지 않다=1점’, ‘보통이다=2점’, ‘대체로 그렇다=3점’, ‘항상 그렇다=4점’의 리커트 척도로 측정하고 있다. 일반적으로 전체 점수가 높을수록 자아존중감 수준이 높다고 볼 수 있다. 본 연구에서는 자아존중감 척도의 오류를 지적하고 있는 이자영 외(2009a, 2009b)의 연구와 지체장애인을 대상으로 수행된 최희철(2019)의 연구의 내용을 토대로 내용타당도, 신뢰도 측면에서 문제가 되는 8번 문항(나는 내 자신을 좀 더 존경할 수 있었으면 좋겠다)을 제외하였다. 자아존중감의 잠재변수 구성을 위하여 각 문항에 대하여 긍정적 자아존중감(5문항)과 부정적 자아존중감(4문항)을 합산한 값을 측정변수로 하여 연구모형에 투입하였다. 본 연구에 투입된 자아존중감의 Cronbach α 는 .811(12차), .809(13차), .853(14차), .828(15차)로 나타났다.

나. 우울

한국복지패널에서 우울의 측정은 CES-D-11(Kohout et al., 1993)로 측정하고 있으며, 지난 일주일 동안의 우울 증상에 대한 경험을 11문항으로 측정하고 있다. 측정은 조사 시점을 기준으로 지난 1주일간의 심리상태에 근거하여 우울에 대한

인식을 묻고 있으며, ‘극히 드물다=1점’, ‘가끔 있었다=2점’, ‘종종 있었다=3점’, ‘대부분 그랬다=4점’의 리커트 척도로 측정하고 있다. 분석에서는 측정된 점수를 0점에서 3점으로 리코딩하여 사용하도록 하고 있으며, 2번과 7번 문항의 경우 역점처리하여 사용하도록 하고 있다. 본 연구에서는 우울의 잠재변수를 구성하기 위하여 측정변수에 대한 항목묵음을 실시하였는데, 하위요인은 선행연구(허만세 외, 2015)에서 제시된 4요인(우울감정, 긍정적감정, 신체행동둔화, 대인관계)으로 항목묵음을 하여 측정변수로 모형에 투입하였다. 본 연구에 투입된 CES-D-11의 Cronbach α 는 .897(12차), .893(13차), .884(14차), .871(15차)로 나타났다.

4. 분석 방법

본 연구에서는 장애인의 자아존중감과 우울의 인과관계를 검증하기 위하여 자기회귀교차지연 모형(ACLM)을 적용하여 자료를 분석하였다. 자기회귀교차지연 모형은 한 변수의 T-1 시점 값이 T 시점 값을 예측하는 자기회귀 효과뿐 아니라 한 변수와 다른 변수의 시간적 흐름에 따른 영향을 서로 예측하는 교차지연 효과를 함께 추정하는 것으로 변수들 간의 인과관계를 예측하는 데 유용한 방법이다(김민선, 고은영, 2020,

배병렬, 2018).

구체적으로 자기회귀교차지연 모형을 통해 장애인의 자아존중감과 우울 간의 종단적 인과관계의 검증을 위하여 연구모형에 대한 기저모형, 측정동일성 모형, 경로동일성 모형, 오차공분산동일성 모형에 대한 순차적인 검증을 통해 최적의 모형을 선택하고, 최종 모형의 분석 결과를 통해 변수들 간의 자기회귀교차지연 효과를 검증하게 된다(조은별, 2019).

이와 더불어 자기회귀교차지연 모형 검증 결과 가장 적합한 것으로 나타난 최종 모형을 기준으로 다중집단 분석을 통해 남녀의 성별 집단과 성인(65세 미만)과 노인(65세 이상)의 연령집단에 따른 자기회귀교차지연 효과의 차이가 있는지를 검토하고자 각 집단별로 기저모형, 측정동일성 모형, 경로동일성 모형, 오차공분산동일성 모형에 대한 순차적인 검증을 실시하였다. 주요 검증 모형에 대한 설명은 다음의 <표 1>과 같이 주요 경로에 대한 제약을 통해 각각의 모형을 설정하였다.

연구모형의 분석을 위해 결측치 처리는 FIML(full information maximum likelihood)를 사용하였고, 각 모형에 대한 적합도는 TLI와 CFI는 0.90 이상이고 RMSEA는 0.08 이하를 기준으로 평가하였다(Hu & Bentler, 1999; Kline, 2016). 다음으로 주요 모형들 간의 적합도 차이를 살펴보기 위하여 CFI, RMSEA 지수를 사용하였으며, 차이 값의 비교기

표 1. 자아존중감과 우울의 자기회귀교차지연 모형

모형	동일화 제약 내용	
자기회귀교차지연 모형	기저모형	모형1 아무런 제약을 가하지 않은 모형
	측정동일성 모형	모형2 자아존중감 측정변수의 요인부하량을 시기별로 동일하게 제약한 모형
		모형3 우울 측정변수의 요인부하량을 시기별로 동일하게 제약한 모형
	경로동일성 모형	모형4 자아존중감의 자기회귀 계수를 동일하게 제약한 모형
		모형5 우울의 자기회귀 계수를 동일하게 제약한 모형
	오차공분산동일성 모형	모형6 자아존중감에서 우울로 가는 교차회귀 계수를 동일하게 제약한 모형
		모형7 우울에서 자아존중감으로 가는 교차회귀 계수를 동일하게 제약한 모형
		모형8 각 시기별 자아존중감과 우울의 오차 공분산을 동일하게 제약한 모형
성별, 연령대 다중집단 모형	기저모형	모형A 자기회귀교차지연 분석의 최종 모형을 기준으로 두 집단에 아무런 제약을 가하지 않은 모형
	측정동일성 모형	모형B 자아존중감 측정변수의 요인부하량을 집단별로 동일하게 제약한 모형
		모형C 우울 측정변수의 요인부하량을 집단별로 동일하게 제약한 모형
	경로동일성 모형	모형D 자아존중감의 자기회귀 계수를 집단별로 동일하게 제약한 모형
		모형E 우울의 자기회귀 계수를 집단별로 동일하게 제약한 모형
	오차공분산동일성 모형	모형F 자아존중감에서 우울로 가는 교차회귀 계수를 집단별로 동일하게 제약한 모형
		모형G 우울에서 자아존중감으로 가는 교차회귀 계수를 집단별로 동일하게 제약한 모형
		모형H 각 시기별 자아존중감과 우울의 오차 공분산을 집단별로 동일하게 제약한 모형

준으로 factor loading test에서는 $\Delta CFI \geq -.010$, $\Delta RMSEA \geq .015$, intercept and residual test에서는 $\Delta CFI \geq -.010$, $\Delta RMSEA \geq .015$ 을 사용하였다(Chen, 2007). 모든 자료의 분석에는 SPSS 25.0과 AMOS 25.0 프로그램을 사용하였다.

22.4%, 중졸이 16.6%, 무학이 15.4%, 대졸이상이 6.4%의 순으로 나타났다. 장애 유형으로는 지체장애가 58.2%로 가장 높았고, 시각장애가 11.8%, 청각장애가 10.7% 등의 순으로 나타났으며, 장애 정도에서는 심한 장애가 30.2%, 심하지 않은 장애가 65.4%로 나타났다.

IV. 연구 결과

1. 연구 대상자의 인구·사회학적 특성

본 연구의 분석 대상자의 일반적 특성 및 장애 관련 특성을 간략히 살펴보면, <표 2>에 제시된 바와 같이 남성은 52.3%, 여성이 47.7%로 나타났고, 평균 연령은 67.79세(SD=13.38)로 나타났다. 학력은 초졸이 35.8%로 가장 많았고, 고졸이

2. 주요 변수의 상관관계 및 각 변수의 특성

본 연구의 주요 변수인 자아존중감과 우울의 시기별 상관관계를 분석한 결과가 다음의 <표 3>에 제시되어 있다. 자아존중감과 우울의 각 시점별 변수들 간에는 일관되게 정적인 상관관계가 통계적으로 유의한 것으로 나타났고, 자아존중감과 우울의 각 시점별 변수들 간에는 통계적으로 유의한 부적인 상관관계가 일관되게 나타나는 것으로 나타났다. 다음으로

표 2. 연구 대상자의 일반적 특성 및 장애 관련 특성(N=1,194)

일반적 특성		명	%	장애 관련 특성		명	%	
성별	남성	624	52.3	지체장애	695	58.2	장애 유형	
	여성	570	47.7	뇌병변장애	38	3.2		
연령	39세 이하	41	3.4	시각장애	141	11.8		
	40~64세	375	31.4	청각장애	128	10.7		
	65~79세	550	46.1	언어장애	5	0.4		
	80세 이상	228	19.1	정신지체(지적장애)	21	1.8		
평균(세)	67.79 (SD=13.38)		정신장애	37	3.1			
학력	무학	184	15.4	신장장애	40	3.4		
	초졸	427	35.8	심장장애	6	0.5		
	중졸	198	16.6	호흡기장애	10	0.8		
	고졸	267	22.4	간장애	4	0.3		
	전문대졸	41	3.4	안면장애	2	0.2		
	대졸 이상	77	6.4	장루,요루장애	9	0.8		
				간질장애	6	0.5		
종교 유무	있음	625	52.3	비등록장애인 (보훈처등록장애인 포함)	52	4.4		장애 정도
	없음	569	47.7	심한 장애	361	30.2		
				심하지 않은 장애	781	65.4		
			비등록 장애인 (보훈처등록장애인 포함)	52	4.4			

표 3. 주요 변수 간의 상관관계 및 주요 측정 값

	자존감 12차	자존감 13차	자존감 14차	자존감 15차	우울 12차	우울 13차	우울 14차	우울 15차
자존감 12차	1							
자존감 13차	.531**	1						
자존감 14차	.444**	.472**	1					
자존감 15차	.385**	.456**	.499**	1				
우울 12차	-.539**	-.375**	-.386**	-.301**	1			
우울 13차	-.419**	-.526**	-.391**	-.300**	.513**	1		
우울 14차	-.355**	-.349**	-.507**	-.328**	.441**	.433**	1	
우울 15차	-.251**	-.333**	-.363**	-.521**	.346**	.389**	.475**	1
사례 수	1194	1094	988	921	1194	1094	988	921
결측값	0	100	206	273	0	100	206	273
평균	28.15	28.67	28.81	28.41	5.64	5.52	5.63	5.60
표준편차	4.13	4.04	4.52	4.34	5.77	5.59	5.72	5.48
왜도	-0.31	-0.42	-0.24	-0.35	1.21	1.30	1.23	1.14
첨도	-0.23	0.49	-0.17	-0.01	1.26	1.77	1.12	0.88

주: **p<.01

표 4. 주요 변수들의 성별 및 연령집단 간 평균 차이

구분		자존감 12차	자존감 13차	자존감 14차	자존감 15차	우울 12차	우울 13차	우울 14차	우울 15차
남성	평균	28.61	28.95	29.32	28.70	4.63	4.85	4.63	4.88
여성	평균	27.65	28.36	28.24	28.07	6.73	6.28	6.76	6.43
t-test		4.076**	2.426**	3.776**	2.199*	-6.345**	-4.248**	-5.885**	-4.320**
성인	평균	28.81	29.02	29.23	28.91	4.67	4.75	4.55	4.70
노인	평균	27.80	28.48	28.58	28.13	6.15	5.94	6.22	6.11
t-test		4.048**	2.049*	2.154*	2.616**	-4.260**	-3.396**	-4.408**	-3.800

주: **p<.01, *p<.05

각 변수의 시점별 값들의 정규성을 검토하기 위하여 왜도(skew)와 첨도(kurtosis)를 확인한 결과, 시점별 자아존중감과 우울 변수에서 왜도와 첨도의 절댓값 기준인 2와 7을 넘지 않아 정규성이 충족하는 것으로 판단하였다(Kline, 2016).

다음으로 주요 변수들의 성별 및 연령집단 간 평균의 차이를 다음의 <표 4>에 제시하였다. 자아존중감 및 우울에 대한 성별집단 간 비교에서 전체 기간에서 통계적으로 유의하게 여성이 남성에 비해 자아존중감이 낮고 우울은 높은 것으로 나타났다. 다음으로 연령집단 간 주요 변수의 평균 차이를 검토한 결과, 노인장애인 집단이 성인장애인집단에 비해 통계적으로 유의하게 자아존중감이 낮고 우울은 높은 것으로 나타났다.

3. 자아존중감과 우울의 자기회귀교차지연 모형 분석

장애인의 자아존중감과 우울이 시간에 따른 변화의 정도와 두 변수 간의 인과관계를 검증하기 위하여 자기회귀교차지연 효과를 검증하였다. 분석을 위해 설정한 경쟁모형의 적합도 및 비교 결과가 다음의 <표 5>에 제시되어 있다. 분석 결과, 모든 경쟁모형에서의 적합도가 수용 가능한 수준에 있는 것으로 나타났다. 각 경쟁모형에 대한 적합도의 비교에서 모든 모형에서 동일성 확보기준을 충족하는 것으로 나타났다. 이에 8개의 모형 중 가장 간명하면서도 동일성 제약 수준이 높은 오차공분산동일성 모형인 모형 8을 최종 모형으로 선택하였다.

다음으로 최종 모형의 자기회귀계수와 교차회귀계수를 통해 장애인의 자아존중감과 우울의 시간의 흐름에 따른 결과를 다음의 <표 6>에 제시하였다. 분석결과, 자기회귀효과와 관련하여 이전 시점의 자아존중감과 우울은 각각의 이후 시점의 자아존중감과 우울에 통계적으로 유의한 정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 그리고 자아존중감과 우울의 교차지연효과와 관련하여 이전 시점의 자아존중감이 높아지면 이후 시점의 우울이 낮아져 부적인 효과를 보이는 것으로 나타났으나, 이전 시점의 우울이 높아졌을 때 자아존중감의 변화는 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다. 결과적으로 장애인의 자아존중감과 우울의 교차지연 효과의 경우, 시간의 흐름에 따라 자아존중감이 우울에 영향을 미치는 취약성 모형이 지지

되는 것으로 나타났다.

4. 자아존중감과 우울에 대한 자기회귀교차지연 모형에 대한 다중집단 분석

장애인의 자아존중감과 우울의 자기회귀교차지연 효과를 분석한 최종 모형(모형 8)을 중심으로 성별집단 및 연령대집단별 차이가 있는지를 검증하기 위하여 다중집단분석을 실시하였다. 다중집단분석을 통해 장애인의 성별 및 연령대에 따라 자기회귀 효과와 교차지연 효과의 차이를 살펴보고자 하였다. 다중집단분석은 앞서 <표 1>에 제시한 바와 같이 경쟁모형을 모형 A에서 모형 H까지 구성하여 분석을 실시하였는데,

표 5. 자아존중감과 우울의 자기회귀교차지연 모형 검증 및 모형 비교

model		Model fit index					Model comparison	
		χ^2	df	TLI	CFI	RMSEA	Δ CFI	Δ RMSEA
기저모형	모형1	1177.586	236	.900	.921	.058	-	-
측정동일성 모형	모형2	1182.018	239	.901	.921	.058	.000	.000
	모형3	1210.712	248	.902	.919	.057	-.002	-.001
경로동일성 모형	모형4	1213.236	250	.903	.919	.057	.000	.000
	모형5	1213.270	252	.904	.920	.057	+.001	.000
	모형6	1216.314	254	.905	.919	.056	-.001	-.001
오차공분산동일성 모형	모형7	1226.250	256	.905	.919	.056	.000	.000
	모형8	1229.026	258	.905	.919	.056	.000	.000

표 6. 최종 모형의 경로계수

경로	β	B	S. E.	C. R.
12차 자아존중감 → 13차 자아존중감	.780	.761	.031	24.498***
13차 자아존중감 → 14차 자아존중감	.713	.761	.031	24.498***
14차 자아존중감 → 15차 자아존중감	.740	.761	.031	24.498***
12차 우울 → 13차 우울	.437	.421	.027	15.559***
13차 우울 → 14차 우울	.413	.421	.027	15.559***
14차 우울 → 15차 우울	.438	.421	.027	15.559***
12차 자아존중감 → 13차 우울	-.212	-.034	.005	-7.215***
13차 자아존중감 → 14차 우울	-.203	-.034	.005	-7.215***
14차 자아존중감 → 15차 우울	-.225	-.034	.005	-7.215***
12차 우울 → 13차 자아존중감	.018	.107	.178	.601
13차 우울 → 14차 자아존중감	.017	.107	.178	.601
14차 우울 → 15차 자아존중감	.016	.107	.178	.601

주: ***p<.001

표 7. 성별집단에 대한 형태동일성 검증 결과

집단	χ^2	df	TLI	CFI	RMSEA
남성장애인	856.025	258	.892	.907	.061
여성장애인	670.192	258	.911	.923	.053
형태동일성 모형	1526.207	516	.900	.914	.041

표 8. 성별집단에 대한 경쟁모형 검증 및 모형 비교

model		Model fit index					Model comparison	
		χ^2	df	TLI	CFI	RMSEA	Δ CFI	Δ RMSEA
기저모형	모형A	1526.207	516	.900	.914	.041	-	-
측정동일성 모형	모형B	1528.985	517	.900	.914	.041	.000	.000
	모형C	1533.911	520	.901	.914	.040	.000	-.001
	모형D	1534.176	521	.901	.914	.040	.000	.000
경로동일성 모형	모형E	1534.240	522	.901	.914	.040	.000	.000
	모형F	1535.595	523	.901	.914	.040	.000	.000
	모형G	1538.155	524	.901	.914	.040	.000	.000
오차공분산동일성 모형	모형H	1538.790	525	.902	.914	.040	.000	.000

이에 앞서 집단별 형태동일성이 유지되는지에 대한 검증을 위하여 전체 집단의 최종 모형으로 채택된 모형 8에 대해 각 집단별로 각각 모형적합도를 살펴보았다.

형태동일성 분석은 해당 연구모형이 분석하고자 하는 각 집단에서 서로 동일한 형태로 나타나고 있는지를 검증하는 것으로, 형태동일성이 유지된다는 것은 이후 단계의 각 모형들에 대한 분석이 가능할 뿐 아니라 비교하고자 하는 각 집단에서의 모수 추정이 동시에 가능하다는 것을 의미한다(Byrne & Stewart, 2006).

가. 성별집단

다중집단분석에 앞서 남성 장애인과 여성 장애인의 집단별 분석모형의 형태동일성 분석 결과를 다음의 <표 7>에 제시하였다. 남성 장애인의 경우, TLI 지수가 약간 낮은 것으로 나타났으나 나머지 CFI 및 RMSEA 지수가 수용 가능한 수준으로 나타나 남성 장애인 집단을 수용 가능한 것으로 판단하였고, 여성 장애인 집단의 적합도도 수용 가능한 수준에 있는 것으로 나타났다. 그리고 두 집단의 형태동일성 모형을 검증한 결과, 모형적합도가 수용 가능한 수준으로 나타나 다중집단분석

을 실시하였다.

성별집단에 따라 자아존중감과 우울의 자기회귀교차지연 효과의 차이가 있는지를 검증하기 위하여 8개의 경쟁모형에 대한 검증을 실시하였고, 주요한 결과를 다음의 <표 8>에 제시하였다. 다중집단분석에서도 동일한 모형적합도 비교 기준을 적용하여 각 모형들을 비교한 결과, 기저모형인 모형 A에서부터 요인공분산동일성 모형인 모형 H까지 모두 모형적합도가 유의할 정도로 나빠지지 않는 것으로 나타나 가장 간단한 모형 H를 최종모형으로 선택되었다. 즉, 장애인의 자아존중감과 우울에 대한 자기회귀교차지연 효과가 성별 집단에 따른 차이가 없는 것으로 볼 수 있다.

최종 모형 H를 기준으로 성별집단에 대한 경로계수는 다음의 <표 9>에 제시되어 있다. 전체 집단의 모형 8에서와 같이 모든 경로가 유의하였고, 자기회귀 효과에서는 모두 정적인 영향이 나타났다. 자아존중감과 우울의 교차지연 효과에서도 전체 집단 분석과 동일하게 자아존중감이 우울에 미치는 영향은 부적인 효과를 보였고, 우울이 자아존중감에 미치는 영향은 통계적으로 유의하지 않았다. 이러한 결과는 장애인의 자아존중감과 우울의 인과 관계에서 남녀집단 구분 없이 취약성 모형을 지지하는 것으로 볼 수 있다.

표 9. 성별집단에 대한 최종 모형의 경로계수

경로	공통			남성	여성
	B	S. E.	C. R.	β	β
12차 자아존중감 → 13차 자아존중감	.761	.031	24.647***	.778	.781
13차 자아존중감 → 14차 자아존중감	.761	.031	24.647***	.718	.706
14차 자아존중감 → 15차 자아존중감	.761	.031	24.647***	.741	.736
12차 우울 → 13차 우울	.405	.027	14.910***	.404	.430
13차 우울 → 14차 우울	.405	.027	14.910***	.415	.386
14차 우울 → 15차 우울	.405	.027	14.910***	.396	.447
12차 자아존중감 → 13차 우울	-.036	.005	-7.383***	-.223	-.208
13차 자아존중감 → 14차 우울	-.036	.005	-7.383***	-.224	-.193
14차 자아존중감 → 15차 우울	-.036	.005	-7.383***	-.232	-.230
12차 우울 → 13차 자아존중감	.121	.173	.701	.020	.023
13차 우울 → 14차 자아존중감	.121	.173	.701	.019	.020
14차 우울 → 15차 자아존중감	.121	.173	.701	.018	.020

주: ***p<.001

표 10. 연령집단에 대한 형태동일성 검증 결과

집단	χ^2	df	TLI	CFI	RMSEA
성인장애인	576.278	258	.921	.932	.055
노인장애인	867.262	258	.903	.917	.055
형태동일성 모형	1443.623	516	.910	.923	.039

나. 연령집단

다음으로 65세를 기준¹⁾으로 성인과 노인으로 구분한 연령 집단에 대한 다중집단분석을 위하여 성인장애인과 노인장애인의 집단별 형태동일성 분석을 실시하여 다음의 <표 10>에 제시하였다. 성인장애인과 노인장애인의 각각의 모형 적합도가 수용 가능한 수준으로 나타났으며, 두 집단의 형태동일성 모형을 검증에서도 모형적합도가 수용 가능한 수준으로 나타나 형태동일성이 유지되는 것으로 판단하여 다중집단분석을 실시하였다.

연령집단에 따라 자아존중감과 우울의 자기회귀교차지연 효과에 차이가 있는지를 검증하기 위하여 8개의 경쟁모형에

대한 검증 결과가 다음의 <표 11>에 제시되어 있다. 다중집단분석에서 기저모형인 모형 A에서부터 요인공분산동일성 모형인 모형 H까지 모두 모형적합도가 나빠지지 않는 것으로 나타나고 있어 가장 간명한 모형인 모형 H를 최종모형으로 선택하였다. 이는 성인장애인과 노인장애인의 자아존중감과 우울에 대한 자기회귀교차지연 효과에 차이가 없음을 보여주는 것이라고 할 수 있다.

마지막으로 모형 H를 기준으로 연령집단에 대한 경로계수는 다음의 <표 12>에 제시되어 있다. 전체집단의 분석 모형인 모형 8에서와 같이 모든 경로가 유의하였고, 자아존중감과 우울의 자기회귀효과에서는 모두 정적인 영향이 나타났다. 자아존중감과 우울의 교차지연효과에서도 전체 분석과 동일하게

1) 노인을 구분하는 연령을 어떻게 볼 것인가에 대한 시각은 다양하며, 국가별로 법률과 제도에 따라 상이하게 규정되고 있는 실정이다. 세계보건기구(WHO)와 일본의 노인복지법, 한국의 「노인복지법」에서는 65세 이상, 중국의 양로보험, 한국의 국민연금에서는 60세 이상, 미국의 직업훈련 협력법과 미국의 인구센서스조사, 한국의 고령자고용촉진법에서는 55세 이상을 노인 혹은 고령자로 규정하고 있다(송진영, 김형모, 2014). 또한, 일부 연구에서는 장애인의 고용에 관하여 부분에 초점을 두고 50세 혹은 55세로 규정하거나(이성규, 2012). 일반적인 노인의 기준을 중심으로 60세 혹은 65세를 적용하는 연구들(윤명숙, 김새봄, 2020)이 혼재되어 나타나고 있다. 특히, 최근에는 장애노인에 대해 노령화 장애인과 노인성 장애인으로 구분하는 등 연령 혹은 장애의 발생 시기 등에 관한 다양한 논의가 이루어지고 있으며, 아직까지 이렇다 할 결론에 다다르지는 못한 것으로 보인다. 이러한 측면에서 본 연구는 이러한 논의에 앞서 가장 객관적인 기준으로 활용될 수 있는 법적인 근거에 기반하여 연령집단 간 자아존중감과 우울의 종단적 관계가 어떠한 차이가 있는지를 살펴보고자 「노인복지법」에서 설정한 65세를 기준으로 성인과 노인을 구분하고자 하였다.

표 11. 연령집단에 대한 경쟁모형 검증 및 모형 비교

model		Model fit index					Model comparison	
		χ^2	df	IFI	CFI	RMSEA	Δ CFI	Δ RMSEA
기저모형	모형A	1443.623	516	.910	.923	.039	-	-
측정동일성 모형	모형B	1443.663	517	.910	.923	.039	.000	.000
	모형C	1489.922	520	.907	.919	.040	-.004	+.001
	모형D	1492.998	521	.907	.919	.040	.000	.000
경로동일성 모형	모형E	1494.916	522	.907	.919	.040	.000	.000
	모형F	1496.612	523	.907	.919	.040	.000	.000
	모형G	1497.062	524	.907	.919	.039	.000	-.001
오차공분산동일성 모형	모형H	1497.339	525	.907	.919	.039	.000	.000

표 12. 연령집단에 대한 최종 모형의 경로계수

경로	공통			성인	노인
	B	S.E.	C.R.	β	β
12차 자아존중감 → 13차 자아존중감	.748	.031	24.341***	.782	.759
13차 자아존중감 → 14차 자아존중감	.748	.031	24.341***	.700	.696
14차 자아존중감 → 15차 자아존중감	.748	.031	24.341***	.722	.728
12차 우울 → 13차 우울	.417	.027	15.658***	.431	.431
13차 우울 → 14차 우울	.417	.027	15.658***	.429	.402
14차 우울 → 15차 우울	.417	.027	15.658***	.419	.441
12차 자아존중감 → 13차 우울	-.034	.005	-7.313***	-.221	-.204
13차 자아존중감 → 14차 우울	-.034	.005	-7.313***	-.218	-.194
14차 자아존중감 → 15차 우울	-.034	.005	-7.313***	-.234	-.220
12차 우울 → 13차 자아존중감	.053	.173	.303	.009	.009
13차 우울 → 14차 자아존중감	.053	.173	.303	.008	.008
14차 우울 → 15차 자아존중감	.053	.173	.303	.007	.008

주: ***p<.001

자아존중감이 우울에 미치는 영향은 부적인 효과를 보였고, 우울이 자아존중감에 미치는 영향은 정적인 효과를 보이는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 연령에 관계없이 장애인의 자아존중감과 우울의 인과관계는 취약성 모형이 지지되는 것으로 볼 수 있다.

V. 논의 및 결론

본 연구는 장애인의 자아존중감과 우울의 종단적 인과관계

를 검증하기 위하여 한국복지패널 12차년도(2017년)부터 15차년도(2020년)까지의 자료를 기준으로 자기회귀교차지연 모형을 적용하여 분석을 실시하였다. 이와 더불어 남성 장애인 및 여성 장애인, 성인 장애인 및 노인 장애인으로 구분하여 다중집단 분석을 실시함으로써 자아존중감과 우울의 관계가 성별 및 연령대에 따른 차이가 있는지를 검증하였다. 연구 결과를 정리하면 다음과 같다.

첫째, 장애인의 자아존중감과 우울의 측정시점별 평균을 비교한 결과, 전체 집단의 경우에 자아존중감은 28.15점에서 28.81점이고, 우울은 5.52점에서 5.64점으로 시간의 흐름에

따른 변화가 거의 일어나지 않고 있는 것을 알 수 있고, 성별 및 연령집단에 따른 평균의 차이에서는 여성장애인 집단이 남성장애인 집단에 비해, 그리고 노인장애인 집단이 성인장애인 집단에 비해 통계적으로 유의하게 자아존중감이 낮고 우울은 높은 것으로 나타났다. 이러한 결과는 장애인의 자아존중감이 남성에 비해 여성이 낮다는 연은모, 최효식(2019)의 연구 결과와 같으며, 40~50대에서는 자아존중감이 낮아졌다가 60대 이후에 다시 높아지는 U자형 패턴을 보여준다는 노승현(2007)의 연구 결과와는 상반되는 것이며, 우울의 경우 남성보다 여성이 더 높다는 연구 및 성인장애인에 비해 노인장애인이 더 높다는 선행연구의 결과와 일치하는 것으로 볼 수 있다(김예순 외, 2014; 김정석 외, 2017; 이현주, 강상경, 2009; 전해숙, 강상경, 2013; 조혜정, 서인균, 2012).

둘째, 장애인의 자아존중감과 우울은 각각 이후 시점의 자아존중감과 우울에 정적(+)인 방향으로 유의한 자기회귀효과를 가지는 것으로 나타났으며, 영향력의 크기 또한, 자아존중감이 .780~.740, 우울이 .437~.438로 나타나 초기 측정 시점의 자아존중감과 우울이 시간의 흐름에 따라 그 수준이 유지되고 있음을 알 수 있다. 이러한 결과는 다양한 대상자들의 자아존중감과 우울의 자기회귀 효과를 검증하고 있는 선행연구의 결과들과 일치하는 것으로 볼 수 있다(김경호, 2019; 김유현, 신승현, 2019; 이형하, 2020; 정문경, 2021; 조춘범, 김동기, 2010; 최희철, 2011, 2019).

셋째, 장애인의 자아존중감과 우울의 교차회귀효과를 통해 상호인과관계를 검증한 결과, 이전 시점의 자아존중감(t-1)이 높아지면 이후 시점의 우울(t)이 낮아져 부적인 효과를 보이는 것으로 나타났으나, 이전 시점의 우울(t-1)이 높아졌을 때 이후 시점의 자아존중감(t)의 변화는 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다. 이러한 결과는 자아존중감과 우울의 관계에 관한 취약성 모형이 지지되는 것으로 볼 수 있으며, 청소년을 대상으로 한 김경호(2019), Orth et al.(2008) 및 신체장애인을 대상으로 한 조혜정, 서인균(2012)의 연구 결과에서 제시하는 것과 같이 자아존중감이 우울에 영향을 미친다는 취약성 모형에 관한 증거가 더욱 강함을 제시하고 있는 것과 그 맥을 같이한다고 할 수 있다. 즉, 장애인의 자아존중감이 단기 혹은 장기적으로 우울을 감소시키는 데 중요한 역할을 하는 요인임을 보여주는 것이므로, 장애인이 장애가 발생한 시점 뿐 아니라 장애 발생 이후의 재활 및 사회적 참여의 과정에서도 자아존중감이 저하되지 않도록 하는 개입이 이루어져야 함을 시사

한다(조혜정, 서인균, 2012). 다만, 자아존중감과 우울의 상호적 관계와 관련하여 취약성 모형과 상처 모형에서 제시하는 것과 같이 낮은 자아존중감은 우울 수준을 높이게 되며, 높은 우울 수준은 자아존중감을 낮출 수 있으며 이는 동시에 나타날 수 있다는 주장(Orth & Robins, 2013)도 있기 때문에, 하나의 연구를 통해서 일반화하기보다는 다양한 세분화된 집단에 따른 연구의 반복적 수행을 통한 다양한 경험적 결과들을 축적해 나가는 것이 필요하다고 볼 수 있다.

넷째, 다중집단 분석을 통해 장애인의 자아존중감과 우울의 자기회귀교차지연 효과가 성별 및 연령집단에 따라 어떻게 나타나는지를 검증한 결과, 남녀집단 및 연령집단 모두에서 차이가 없는 것으로 나타났다. 즉, 자아존중감과 우울 각각의 자기회귀효과에서 성별집단 및 연령집단 모두 동일하게 이전 시점의 자아존중감과 우울이 이후 시점의 자아존중감과 우울에 유의한 영향을 미치고 있는 것으로 나타났고, 교차지연효과에서는 성별집단 및 연령집단 모두에서 자아존중감이 우울에 영향을 미친다는 취약성 모형이 지지되고 있음을 보여주었다. 이러한 연구의 결과는 자아존중감과 우울의 인과관계가 성별 간 차이가 없음을 제시하는 Orth et al.(2008)의 연구와 같은 맥락에서 이해할 수 있다.

다섯째, 성인장애인과 노인장애인을 구분하는 연령에 관한 논의가 다양한 선행연구들을 통해 이루어지고 있다는 측면을 고려하여 본 연구에서 설정한 65세가 아닌, 장애인의 신체적·사회적 상태를 반영하여 60세[60세 미만: 295명(24.7%), 60세 이상: 899명(75.3%)] 및 55세[55세 미만: 204명(17.1%), 55세 이상: 990명(82.9%)]를 기준으로 추가적인 분석을 실시한 결과에서도 65세를 기준으로 한 분석과 동일한 결과를 보이는 것으로 나타났다.

이상의 연구 결과를 바탕으로 장애인의 자아존중감 향상과 우울 증상의 개선을 위한 사회복지적 개입의 측면을 논의하면 다음과 같다.

첫째, 모든 사람의 자아존중감과 우울 수준이 같을 수는 없으며, 각 개인의 연령, 성별, 신체조건, 사회경제적 지위 등의 다양한 요인에 따라 차이가 발생할 수밖에 없다. 그러나 이러한 차이가 단순히 수량적 차이가 아니라 불필요하고 피할 수 있으며 공정하지 못한 이유에 의해 발생하는 것이라면, 이는 불형평(inequity)이며 개선이 필요한 것이라고 할 수 있다(유창민, 2017). 이러한 측면에서 장애인의 경우에는 장애로 인한 기능 저하, 사회에서 경험하는 차별이나 낙인, 사회경제적

수준의 차이 등으로 인하여 자아존중감이 낮아지고 우울 수준이 높아질 가능성이 높기 때문에 장애인의 자아존중감과 우울에 대한 개선을 위한 개입이 우선적으로 이루어져야 한다고 볼 수 있다(전해숙, 강상경, 2013). 이에 본 연구의 결과와 같이 장애인의 자아존중감과 우울이 시간의 흐름에 따라 그 수준이 크게 변화하지 않는다는 것은 비장애인에 비해 낮은 수준에 있는 장애인의 자아존중감과 우울에 대한 직접적인 개입이 이루어지지 않는다면 그들의 자아존중감과 우울이 자연스럽게 개선되지 않을 수 있음을 시사한다. 이는 장애인이 우리 사회에서 경험하는 신체적 또는 사회경제적 측면에서의 차별과 불평등을 개선하는 것과 그들의 자아존중감과 우울의 문제를 직접적으로 해결하기 위한 개입이 동시에 필요하다는 것을 의미한다. 즉, 장애인이 지닌 강점 혹은 강점과 자원들을 적극적으로 활용할 수 있도록 지원하고 각 개인이 가진 역량을 최대한 실현할 수 있는 통합적인 서비스의 제공이 필요하다.

둘째, 장애인의 자아존중감과 우울의 수준이 성별과 연령대에 따라 차이가 나타나고 있다는 것은 여성장애인과 노인장애인이 이중적인 차별을 겪고 있을 가능성이 있음을 시사한다. 즉, 장애인은 장애로 인하여 비장애인과 신체적, 사회적, 직업적 측면 등 다양한 영역에서 차별을 경험하게 되는데, 이러한 차별이 장애를 가진 여성과 노인에게 더욱 가중되는 것으로 알려져 있다(전해숙, 강상경, 2013). 이러한 이중적인 차별로 인해 더 낮은 수준의 자아존중감과 높은 수준의 우울을 가지게 되기 때문에 장애인의 자아존중감과 우울의 문제를 개선하기 위한 개입을 실시할 있어서 성별과 연령에 따른 고려가 필요하다 할 수 있다. 예를 들면, 여성장애인이 남성장애인에 비해 스스로 외부활동을 하는 것에 대한 어려움을 더 많이 느끼고 있다는 측면에서 지역사회와 상호작용할 수 있는 기회가 줄어들고 고립될 가능성이 높기 때문에 사회적 관계망을 확대하기 위한 노력이 더 많이 필요하다는 것이다(이성은, 2009). 뿐만 아니라, 전해숙, 강상경(2013)의 연구에서 제시한 것과 같이 일상생활기능의 경우 성인장애인보다는 고령장애인의 우울에 더 많은 영향을 미치고 있기 때문에 일상생활기능 지원을 통한 개입은 고령장애인에게 더 큰 효과가 있을 수 있다는 것이다.

셋째, 장애인의 자아존중감과 우울의 관계는 취약성 모형을 지지하는 것으로 나타났는데, 이는 장애인을 대상으로 한 개입에서 자아존중감의 향상을 목표로 한 개입이 우울의 감소에도 긍정적인 영향을 줄 수 있음을 의미한다. 특히, 자아존중감

이 높은 장애인의 경우 우울 수준이 낮을 뿐 아니라 시간이 경과할수록 우울 수준을 빠르게 낮출 수 있는 요인(조혜정, 서인균, 2012)이 될 수 있기 때문에 장애인의 자아존중감에 대한 개입을 확대할 필요가 있다는 것이다. 장애인에게 있어 자아존중감은 스스로가 가치있는 존재라는 인식을 갖도록 해 줄 뿐 아니라 장애를 더 잘 수용할 수 있도록 함으로써 장애를 극복할 수 있도록 하는 중요한 심리적 자원이기 때문에(이상준, 안수영, 2011), 장애가 발생한 시점뿐 아니라 장애가 발생한 이후의 재활 및 사회복귀의 과정에서도 자아존중감이 저하되지 않도록 하는 세심하고 꾸준한 노력이 필요하다고 할 수 있다(조혜정, 서인균, 2012). 이러한 측면에서 현재 국내에서 장애인의 자아존중감을 향상하기 위한 프로그램 혹은 개입으로서 미술, 원예, 수중운동, 상담(김영표, 2017), 여행(전리상, 2020), 차별해소(주영하, 정익중, 2016), 여가스포츠(정재춘, 2013), 음악치료(백승영, 2016) 등 다양하게 활용되고 있음을 확인할 수 있다. 하지만, 여전히 일부 장애 유형에 한정되고 있을뿐 아니라 단편적인 수준에서 이루어지고 있는 경향이 높은 것을 알 수 있다. 결국, 사회복지 현장 및 학계에서 좀 더 다양한 유형의 장애인을 대상으로 한 다양한 프로그램의 개발 및 적용을 위해 노력할 필요가 있다.

정리하면, 장애인의 자아존중감과 우울은 그들의 삶과 직접적으로 연결된 중요한 심리적 요인이 되기 때문에 이를 개선하기 위해서는 장애인의 사회경제적 참여를 높이고 차별이 이루어지지 않도록 하는 인식개선 및 사회적 시스템의 개선이 필요하며, 장애인 개개인이 지닌 강점을 최대한 활용하여 어려움과 갈등을 해결하고 사회의 구성원으로서 역할을 수행할 수 있도록 하는 적극적인 개입이 이루어져야 한다고 볼 수 있다.

마지막으로 본 연구의 제한점과 후속 연구를 위한 제언을 하면 다음과 같다. 첫째, 본 연구에서는 장애인의 자아존중감과 우울의 인과관계를 4년에 걸친 자료를 통해 검토하고 있는데, 비록 장애인을 대상으로 하지는 않았지만 30년이라는 기간을 중심으로 분석하고 있는 Steiger et al.(2015)의 연구와 같이 장기간의 흐름을 반영한 분석을 시도해볼 필요가 있다. 둘째, 장애인의 삶에 영향을 미칠 수 있는 심리적 요인이 자아존중감과 우울 외에도 다양하기 때문에, 후속 연구를 통해서 다양한 요인들의 자기회귀교차지연 효과에 대한 검증을 통해 인과관계를 검토하는 연구가 시도될 필요가 있다. 셋째, 본 연구에서는 성인 장애인 집단과 노인 장애인 집단을 노인

복지법에 근거한 65세를 기준으로 하고 있으나, 최근에는 장애의 특성을 고려하여 50세, 60세 등 다양하게 장애노인을 구분하고 있기 때문에 이러한 측면을 고려한 장애노인의 구분과 집단별 차이에 대한 연구가 지속될 필요가 있다. 넷째, 장애인의 어려움은 장애의 유형과 정도, 사회경제적 지위, 일상생활수행 정도 등 개개인이 처해있는 상황과 관련 정책의 변화에 따라 상당히 다르게 나타날 수 있기 때문에 이들의 자아존중감과 우울의 관계에 대한 좀 더 세분화된 집단을 중심으로 검토해볼 필요가 있다. 이러한 점을 고려한 후속 연구를 통해 장애인의 자아존중감과 우울의 관계에 관한 좀 더 다양

한 논의들이 진행되기를 기대한다.

박병선은 경북대학교에서 정신건강사회복지 전공으로 박사학위를 받았으며, 현재 강릉원주대학교에서 교수로 재직 중이다. 주요 관심 분야는 정신건강 문제, 척도의 타당화이며, 현재 척도의 측정불변성 등을 연구하고 있다. (E-mail: bspark@gwnu.ac.kr)

배성우는 Univ. of Southern California에서 사회복지학 박사학위를 취득하였으며, 현재 경북대학교 사회복지학부 교수로 재직 중이며, 주요 관심분야는 지역사회정신보건, 정신건강, 학교사회복지 등이다. (E-mail: bsw@knu.ac.kr)

참고문헌

- 권태연 (2009). 노년기 연소노인, 중고령노인, 초고령노인 집단의 스트레스 요인과 자아존중감이 우울에 미치는 영향: 자아존중감 2요인의 매개효과를 중심으로. *사회복지연구*, 40(1), pp.163-196.
- 권현수 (2010). 장애인의 문제음주, 우울, 건강의 구조적 관계: 빈곤 수준에 따른 다집단분석의 적용. *지역사회연구*, 18(3), pp.131-153.
- 김경호 (2019). 청소년의 자아존중감과 우울 간의 관계: 한국아동·청소년패널조사의 3개 시점의 비교. *청소년복지연구*, 21(2), pp.69-96.
- 김민선, 고은영 (2020). 청소년의 자기효능감, 진로탐색 행동, 진로미결정 간 자기회귀 교차지연 효과 검증. *청소년문화포럼*, 62, pp.51-79.
- 김영표 (2017). 지체장애인의 자아존중감 개선을 위한 중재방법들의 효과 분석. *예술인문사회융합멀티미디어논문지*, 7(8), pp.883-890.
- 김예순, 김선용, 김명 (2014). 성인 장애인의 일상생활활동과 우울 영향 요인. *한국복지패널 장애인 부가조사를 이용하여*. *대한보건연구*, 40(4), pp.51-62.
- 김유현, 신승현 (2019). 지역아동센터 이용 아동의 학업성취, 자아존중감, 우울의 종단적 인과관계. *아동교육*, 28(1), pp.139-161.
- 김정석, 신유리, 노승현 (2017). 중고령 장애인의 우울 영향요인 연구: 중년기와 고령기의 비교를 중심으로. *인문사회과학연구*, 54, pp.77-96.
- 김혜미 (2014). 한국 성인의 우울과 자아존중감의 종단적 상호관계에 관한 연구: 인지취약모델과 상처모델 검증. *사회복지연구*, 45(2), pp.233-261.
- 남일성, 현다운 (2014). 우울증의 성별 격차에 대한 분석: 사회 불평 등의 설명. *사회보장연구*, 30(2), pp.143-163.
- 노승현 (2007). 중·노령 여성지체장애인의 주관적 삶의 질에 영향을 미치는 요인연구. *한국비영리연구*, 6(1), pp.205-241.
- 배병렬 (2018). Amos 24 고급 구조방정식모델링. 서울: 청람.
- 백승영 (2016). 오르프 접근의 음악치료가 지적장애 학생의 주의집중력과 자아존중감에 미치는 효과. *인문사회* 21, 7(4), pp.23-38.
- 보건복지부 (2021). 2020년 장애인실태조사 결과 보고서.
- 송진영, 김형모 (2014). 고령장애인의 일상생활 차별경험이 생활만족도에 미치는 영향 - 장애수용과 취업여부의 매개효과 검증을 중심으로. *장애와 고용*, 24(1), pp.199-255.
- 연은모, 최효식 (2019). 장애인의 자아존중감, 자기효능감, 장애 수용에 따른 잠재집단 탐색 및 잠재집단별 생활만족도, 직무만족도 차이 검증. *학습자중심교과교육연구*, 19(3), pp.133-152.
- 유창민 (2017). 장애인과 비장애인의 우울 불행평 정도: 2006년부터 10년간의 변화궤적을 중심으로. *보건사회연구*, 37(2), pp.150-183.
- 유창민 (2018). 이원적 자아존중감의 10년간의 변화과정: 성인초기, 중년기, 노년기를 중심으로. *보건사회연구*, 38(3), pp.7-44.
- 윤명숙, 김새봄 (2020). 노년기 장애인의 자살생각 영향요인에 대한 종단연구: 노령화 장애인과 노인성장애인의 비교. *정신건강과 사회복지*, 48(1), pp.84-109.
- 이난희, 송태민 (2015). 경제활동 참여상태에 따른 우울과 자아존중감의 상호 인과성 분석. *보건정보통계학회지*, 40(3), pp.71-84.
- 이문정, 남정휘 (2017). 에코부머 장애인의 자아존중감에 영향을 미치는 요인에 관한 연구. *재활복지*, 21(2), pp.89-111.
- 이상준, 안수영 (2011). 자아존중감과 우울이 중도지체장애인의 장애수용에 미치는 영향: 사회적 지지의 조절효과 검증. *장애와 고용*, 21(3), pp.239-266.
- 이성규 (2012). 고령 장애인의 취업 결정 요인 연구. *한국장애인복지학*, 19, pp.45-64.
- 이성은 (2009). 여성장애인의 자아존중감에 영향을 미치는 요인. *한국가족복지학*, 27, pp.209-242.
- 이자영, 남숙경, 이미경, 이지희, 이상민 (2009a). Rosenberg의 자아존중감 척도. *한국심리학회지 상담 및 심리치료*, 21(1), pp.173-189.
- 이자영, 남숙경, 최보영, 이지희, 박양민, 이상민 (2009b). 문화차에 의해 발생한 심리검사 문항의 번역오류: Rosenberg의 자아존중감 척도 8번 문항의 수정을 중심으로. *상담학연구*, 10(3), pp.1345-1358.
- 이현주 (2013). 노년기 우울의 종단적 변화: 연령집단별 차이와 위험요인. *노인복지연구*, 61, pp.291-318.
- 이현주, 강상경 (2009). 장애인의 스트레스, 심리사회적 자원 및 우울의 관계. *정신건강과 사회복지*, 33, pp.193-217.
- 이형하 (2020). 노인의 자선과 우울 및 삶의 만족 간의 종단적 인과관계: 자기회귀교차지연모형의 적용. *디지털융복합연구*, 18(6), pp.513-522.
- 전리상 (2020). 장애인의 여행실태와 자아존중감에 영향을 미치는 요인 분석. *인문사회* 21, 11(2), pp.773-784.
- 전해숙, 강상경 (2013). 장애인의 우울궤적 관련요인에 대한 탐색적 연구: 복지패널 장애인부가조사를 이용한 65세 이상과 65세

- 미만 비교 재할복지, 17(2), pp.41-67.
- 정문경. (2021). 학교 밖 청소년의 사회적 낙인감과 자아존중감의 중단적 인과관계 검증: 자기회귀 교차지연 모형의 적용. *학교사회복지*, 53, pp.55-79.
- 정은석, 이주연. (2014). 아동·청소년의 자아존중감 발달 궤적: 성별 차이를 중심으로. *한국복지패널 학술대회 논문집*, 7, pp.473-489.
- 정재춘. (2013). 장애인의 여가스포츠 참여가 자아존중감과 삶의 만족에 미치는 영향-배드민턴 활동을 참여하는 척수장애인을 대상으로-. *관광연구*, 28(2), pp.139-159.
- 조은별. (2019). 청소년의 예술경험과 창의성의 자기회귀교차지연 효과와 성별에 따른 차이 분석. *창의력교육연구*, 19(3), pp.1-20.
- 조혜정, 서인균. (2012). 신체장애인의 우울발달궤적 예측요인: 한국복지패널을 이용하여. *장애와 고용*, 22(1), pp.87-112.
- 조춘범, 김동기. (2010). 청소년의 우울과 자아존중감의 자기회귀교차지연 효과검증: 성별간 다집단 분석을 중심으로. *청소년복지연구*, 12(4), pp.207-229.
- 주영하, 정익중 (2016). 발달장애인의 차별경험이 자아존중감에 미치는 영향. *사회과학연구*, 32(1), pp.55-78
- 최희철. (2011). 자아존중감과 우울의 상호적 관계 인지적 취약성 모델, 상처모델, 상호순환적 효과 모델의 검증. *상담학연구*, 12(6), pp.2251-2271.
- 최희철. (2019). 성인기 지체장애인의 자아존중감과 우울 증상 사이의 상호순환 관계. *지체·중복·건강장애연구*, 62(3), pp.55-74.
- 허만세, 박병선, 배성우. (2015). 한국어판 축약형 CES-D 척도의 측정불변성 검증. *정신보건과 사회사업*, 43(2), pp.313-339.
- 통계청. (2021). *장애출현율 및 장애인구 추정수*. <https://kosis.kr/index/index.do>에서 2021. 8. 30. 인출.
- Baumeister, R., F., Campbell, J., D., Krueger, J., I. & Vohs, K., D. (2003). Does high self-esteem cause better performance, interpersonal success, happiness, or heal their lifestyles? *Psychological Science in the Public Interest*, 4(1), pp.1-24.
- Beck, A. T. (1967). *Depression: Clinical, experiential, and theoretical aspects*. New York: Harper & Row.
- Byrne, B. M., & Stewart, S. M. (2006). The MACS approach to testing for multigroup invariance of a second-order structure, A walk through the process, *Structural Equation Modeling*, 13(2), pp.287-321.
- Chen, F. F. (2007). Sensitivity of goodness of fit indexes to lack of measurement invariance. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 14(3), pp.464-504.
- Donnellan, M. B., Trzesniewski, K. H., Robins, R. W., Moffitt, T. E. & Caspi, A. (2005). Low self-esteem is related to aggression, antisocial behavior, and delinquency. *Psychological Science*, 16(4), pp.328-335.
- Han, J-W., & Kim, D-J. (2020) Longitudinal Relationship Study of Depression and Self-Esteem in Postnatal Korean Women Using Autoregressive Cross-Lagged Modeling. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 17(10), p.3743.
- Hu, L., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternative. *Structural Equation Modeling*, 6(1), pp.1-55.
- Jayanthi, P., & Rajkumar, R. (2014). Is low self-esteem a risk factor for depression among adolescents? An analytical study with interventional component. *International Journal of Medical Research & Health Sciences*, 3(3), pp.627-633.
- Johnson, M., Galambos, N., & Krahn, H. (2016). Vulnerability, scar, or reciprocal risk? Temporal ordering of self-esteem and depressive symptoms over 25 years. *Longitudinal and Life Course Studies*, 7(4), pp.304-319.
- Kline, R. B., (2016). *Principles and Practice of Structural Equation Modeling(Fourth Ed)*, New York: The Guilford Press.
- Kohout, F. L., Berkman, L. f., Evans, D. A., & Cornoni-Huntley, J. (1993). Two shorter forms of the CES-D depression symptoms index. *Journal of Aging and Health*, 5, pp.179-193.
- Longmore, M. A., & DeMaris, A. (1997). Perceived inequity and depression in intimate relationships: The moderating effect of self-esteem. *Social Psychology Quarterly*, 60(2), pp.172-184.
- Manna, G., Falgares, G., Ingoglia, S., Como, M. R., & De Santis, S. (2016). The relationship between self-esteem, depression and anxiety: Comparing vulnerability and scar model in the Italian context. *Mediterranean Journal of Clinical Psychology*, 4(3), pp.1-17.
- Ormel, J., Oldehinkel, A. J., & Vollebergh, W. (2004). Vulnerability before, during, and after amajor depressive episode. *Archives of General Psychiatry*, 61, pp.990-996.
- Orth, U., & Robins, R. W. (2013). Understanding the link between low self-esteem and depression. *Current Directions*

- in *Psychological Science*, 22(6), pp.455-460.
- Orth, U., Robins, L., & Meier, L. M. (2009). Disentangling the effects of low self-esteem and stressful events on depression: Findings from three longitudinal studies. *Journal of Personality and Social Psychology*, 97, pp.307-321.
- Orth, U., Robins, R. W., & Roberts, B. W. (2008). Low self-esteem prospectively predicts depression in adolescence and young adulthood. *Journal of Personality and Social Psychology*, 95(3), pp.695-708.
- Rosenberg, M. (1965). *Society and The Adolescent Self-Image*. Princeton University Press: Princeton. N. J.
- Shahar, G., & Davidson, L. (2003). Depressive symptoms erode self-esteem in severe mental illness: A three-wave, cross-lagged study. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 71(5), pp.890-900.
- Shahar, G., & Henrich, C. C. (2010). Do Depressive Symptoms Erode Self-esteem in Early Adolescence? *Self and Identity*, 9(4), pp.403-415.
- Sowislo, J. F., & Orth, U. (2013). Does low self-esteem predict depression and anxiety? A meta-analysis of longitudinal studies. *Psychological Bulletin*, 139(1), pp.213-240.
- Steiger, A. E., Fend, H. A., & Allemand, M. (2015). Testing the vulnerability and scar models of self-esteem and depressive symptoms from adolescence to middle adulthood and across generations. *Developmental psychology*, 51(2), pp.236-247.
- Wichstorm, L. (2000). Predictor of adolescent suicide attempts: A nationally representative longitudinal study of Norwegian adolescent. *Journal of the American Academy of Child and Adolescent Psychiatry*, 39(5), pp.603-610.

A Longitudinal Relationship between Self-Esteem and Depression of Disabled People Using the Autoregressive Cross-lagged Model: Comparison by Gender and Age Groups

Park, Byung-Sun¹ | Bae, Sung-Woo²

¹ Gangneung-Wonju National University

² Kyungpook National University

Abstract

The purpose of this study was to examine the longitudinal relationship between self-esteem and depression in disabled people by using the autoregressive cross-lagged model. For this purpose, data for 4 years from 2017 to 2020 of the Korea Welfare Panel were used, and a total of 1,194 disabled people's data were analyzed. First, the autoregressive effects of self-esteem and depression were statistically significantly positive in the disabled people. Second, in the cross-lagged effect of self-esteem and depression, it was found that self-esteem at the previous time point affected the depression at the next time point, but depression at the previous time point did not affect self-esteem at the next time point. In other words, it was found that the vulnerability model on the relationship between self-esteem and depression was supported. Third, there was no significant difference in the relationship between self-esteem and depression, between male and female disabled groups, and between younger and older disabled adult groups. Suggestions for follow-up studies were made based on the results of this study.

Keywords: Disabled People, Self-esteem, Depression, Autoregressive Cross-Lagged Modeling