

이원적 자아존중감의 10년간의 변화과정: 성인초기, 중년기, 노년기를 중심으로

유 창 민

(이화여자대학교)

본 연구는 우리나라 성인의 긍정적 자아존중감과 부정적 자아존중감의 변화궤적이 성인초기, 중년기, 노년기에 따라서 어떠한지를 확인하였고, 이러한 각 집단의 궤적에 영향을 미치는 예측요인이 긍정적·부정적 자아존중감에 따라서 다른지 종합적으로 분석하였다. 이를 위해서 한국복지패널 1차 년도부터 10차 년도까지 10년간의 종단패널 자료를 활용하였고, 최종분석대상은 성인초기 4,781명, 중년기 4,629명, 노년기 4,735명이다. 주요한 연구결과는 다음과 같다. (1) 우리나라 성인의 자아존중감의 요인구조가 1요인보다 2요인구조가 더 적합한 것으로 나타났다. (2) 긍정적 자아존중감의 경우 우리나라 성인초기에 해당하는 사람들은 시간이 지남에 따라 증가하는 궤적을, 중년기에는 유지하는 궤적을, 노년기에는 감소하는 궤적을 보였다. 부정적 자아존중감의 경우 우리나라 성인초기에 해당하는 사람들은 시간이 지남에 따라 유지하는 궤적을, 중년기에는 감소하는 궤적을, 노년기에는 증가하는 궤적을 보였다. (3) 예측요인을 인구사회학적요인(연령, 성별, 배우자유무), 사회경제적요인(직업상태, 교육수준, 소득), 심리·신체·사회적요인(우울, 만성질환, 가족관계)으로 구분하여 이원적 자아존중감 변화궤적과의 관계를 확인해본 결과, 자아존중감 하위 유형에 따라서, 그리고 생애주기에 따라서 예측요인의 유형이 다르게 나타났다. 이러한 결과는 중요한 보호요인이자 내적자산이 되는 자아존중감에 대한 연구 및 실천적 개입을 할 때, 단일차원의 자아존중감이 아닌 이원적 자아존중감 각각을 구별해야 한다는 점과, 생애주기에 따라서 달라야 한다는 점을 의미한다.

주요 용어: 자아존중감, 변화궤적, 다층성장모형, 생애주기, 2요인구조

본 원고는 제10회 한국복지패널학술대회(2017.9.15.)에서 발표한 논문을 수정·보완한 것임.

■ 투고일: 2018.4.23 ■ 수정일: 2018.7.12 ■ 게재확정일: 2018.7.17

I. 서론

1. 연구의 배경 및 필요성

자아존중감은 아동청소년기부터 노년기에 이르기까지 전 생애주기에 걸쳐서 매우 중요한 내적자원이자 보호요인으로 기능한다. 이에 따라서 자아존중감을 발달시키고 활용하기 위한 많은 연구들이 진행되었다(정익중, 2007; 김정미, 2010; 김혜미, 문혜진, 장혜림, 2015; Hater, 1999). 이러한 연구들은 횡단분석을 통해서 자아존중감이 아동, 청소년, 노년층에서 우울, 자살생각 등의 정신건강을 보호하는 중요한 기능을 함을 확인하였다. 또한 종단분석을 통해서 중요한 내적자원인 자아존중감을 향상 또는 감소시키는 주요한 요인들이 무엇인지 확인함으로써 건강한 자아존중감을 형성하기 위한 개입 방안 마련의 기반이 되었다는 중요한 의의를 가진다. 그러나 이러한 연구들은 자아존중감이 긍정적 차원과 부정적 차원의 자아존중감으로 구분되고, 이러한 이원적 구조가 서로 독립되어 있음을 고려하지 못하였다.

최근 다양한 연구에 따르면, 자아존중감은 자기 자신을 가치 있고 긍정적으로 평가하는 긍정적 자아존중감과 자기 자신을 비하하고 부정적으로 평가하는 부정적 자아존중감으로 구분되고, 이러한 두 유형의 자아존중감이 서로 자동적으로 부적관계를 나타내는 종속적인 관계뿐만 아니라 반드시 상호 부적관계만을 나타내지는 않을 수 있는 독립적인 구조로 존재하는 것을 확인하였다(강상경, 2006; 김성용, 2014; 최창용, 이주연, 신유미, 2015; 유창민, 2018; Owens, 1994; Vallacher & Nowak, 2000; Kahng & Mowbray, 2005; Boduszek et al., 2013; Supple, et al., 2013). 이처럼 자아존중감이 긍정적·부정적 자아존중감으로 구분이 되고 서로 독립적으로 존재한다는 것은 긍정적 자아존중감과 부정적 자아존중감의 변화과정이 반드시 서로 반비례적 관계가 아닐 수 있고, 각각의 자아존중감 형성에 영향을 미치는 요인 또한 다를 수 있음을 의미한다.

또한 기존의 선행연구에서 확인된 단일차원의 자아존중감인 '전반적인 자아존중감(global self-esteem)'에 영향을 미치는 위험·보호요인들이 긍정적 자아존중감과 부정적 자아존중감에 따라서 다를 수 있다. 즉, 일반적으로 A라는 특정 요인이 긍정적 자아존중감과 정적관계를 가진다고 하여서 부정적 자아존중감과 반드시 부적관계를 가진다고 할 수 없다는 것이다. 만일 자아존중감의 하위유형과 관련된 요인이 다르다면, 긍정적·

부정적 자아존중감이 모두 높거나 낮은 사람, 또는 긍정적 자아존중감은 낮고 부정적 자아존중감은 높은 사람 등 자아존중감 하위유형 별로 차이가 있는 정도에 따라서 개입 전략과 방법이 구체화될 수 있고, 자아존중감의 하위유형에 따른 개별적이면서 동시적인 개입이 필요하게 된다.

이에 따라서 국내와 국외에서 자아존중감을 긍정적 자아존중감과 부정적 자아존중감으로 구분하여 다양한 연구가 진행되었다(강상경, 2006; Owens, 1994; Boduszek et al., 2013; Supple, et al., 2013). 이러한 연구들은 자아존중감을 이원적 자아존중감으로 구분하여 분석함으로써 자아존중감에 대한 기존의 단일차원적 관점을 다차원적 관점으로 넓혔다는 의의를 가진다. 그러나 이러한 연구들은 횡단분석에 그쳐서 긍정적·부정적 자아존중감 각각의 변화궤적이 시간이 흐르면서 어떻게 변화하는지, 그러한 궤적과 예측요인의 관계는 어떠한지 확인한 경우는 거의 없다. 유창민(2017)의 연구는 우리나라 청소년들의 이원적 자아존중감의 변화궤적을 확인했지만, 그 대상이 청소년이었고, 우리나라 성인의 초기, 중년기, 노년기를 생애주기적으로 살펴본 연구는 없다.

따라서 개인에게 있어서 중요한 내적 보호자원에 해당하는 자아존중감을 건강하게 형성하고 발달시키기 위해서는 우리나라 성인을 대상으로 긍정적 자아존중감과 부정적 자아존중감의 변화궤적이 어떠한지 살펴보고, 그러한 변화궤적에 영향을 미치는 예측요인들의 종류 및 방향성이 긍정적 자아존중감과 부정적 자아존중감 각각에 따라서 동일한지 혹은 다른지 확인해야 한다. 이 때 기존 연구에 따르면 전반적인 자아존중감의 변화궤적이 연령대(성인초기, 중년기, 노년기)에 따라서 차이를 확인하였다. 이에 따라서 본 연구에서는 우리나라 성인의 긍정적 자아존중감과 부정적 자아존중감의 2요인구조를 확인한 후, 2요인구조 자아존중감 변화궤적 및 예측요인을 확인하고, 이러한 관계가 연령대(성인초기, 중년기, 노년기)에 따라서 어떻게 나타나는지 확인하겠다. 이처럼 긍정적·부정적 자아존중감의 종단적인 변화패턴을 살펴보는 것은 긍정적·부정적 자아존중감의 상호간 어떠한 관계를 주고받는지 간접적으로 확인할 수 있을 뿐만 아니라, 생애주기에 따라서 자아존중감의 어떤 하위 유형에 더 초점을 맞춘 개입이 필요한지 알 수 있게 된다. 또한 예측요인과 긍정적·부정적 자아존중감 변화궤적과의 관계를 확인함으로써, 긍정적 자아존중감에만 영향을 주는 요인, 부정적 자아존중감에만 영향을 주는 요인, 그리고 긍정적·부정적 자아존중감 모두 동시에 영향을 주는 요인 등을 확인함으로써 보다 구체적이고 세밀한 개입이 가능해진다. 마지막으로 이러한 예측요인이

긍정적·부정적 자아존중감에 미치는 영향력의 지속성을 확인함으로써 장·단기적 차원의 개입을 위한 근거기반이 될 수 있을 것으로 기대된다.

2. 연구문제

연구문제 1. 우리나라 성인의 자아존중감 요인구조는 어떠한가?

연구문제 2. 우리나라 성인의 자아존중감의 변화궤적이 긍정적 자아존중감과 부정적 자아존중감에 따라서, 그리고 연령대에 따라서 어떻게 나타나는가?

연구문제 3. 우리나라 성인의 자아존중감의 변화궤적과 관련 있는 예측요인이 긍정적 자아존중감과 부정적 자아존중감에 따라서, 그리고 연령대에 따라서 어떻게 나타나는가?

II. 선행연구 고찰

1. 자아존중감

가. 이원적 자아존중감

자아존중감이란 ‘자신에 대한 긍정적, 부정적 평가라는 의미를 가진다(Rosenberg, 1979). 이러한 자아존중감을 측정하는 척도는 대표적으로 Rosenberg(1965)의 자아존중감 척도(Rosenberg Self-Esteem Scale)가 많이 사용된다. 그런데 이러한 자아존중감에 대한 정의와 이를 측정할 때 사용하는 척도는 모두 단일차원의 자아존중감을 나타내는 ‘전반적인 자아존중감(global self-esteem)’이다. 다시 말해서 자신에 대해서 긍정적으로 평가하면 전반적인 자아존중감이 높고, 자신에 대해서 부정적으로 평가하면 전반적인 자아존중감이 낮음을 의미한다. 그러나 이러한 단일차원의 전반적인 자아존중감은 자아존중감이 긍정적 차원의 자아존중감과 부정적 차원의 자아존중감으로 구분되고, 이러한 자아존중감의 이원적 구조가 서로 독립되어 있음을 고려하지 못하였다.

최근 다양한 연구에 따르면, 자아존중감은 자기 자신을 가치 있고 긍정적으로 평가하는 긍정적 자아존중감과 자기 자신을 비하하고 부정적으로 평가하는 부정적 자아존중감으로 구분되고, 이러한 두 유형의 자아존중감이 서로 종속적인 관계뿐만 아니라 독립적인 구조로 존재하는 것을 확인하였다. 구체적으로 Vallacher와 Nowak(2000)은 자아(self)가 자기구성체 상의 조각으로 표시될 수 있는데, 이 때 이러한 자아상이 긍정적 측면과 부정적 측면으로 구분되면서 이 두 측면이 동시에 존재할 수 있다고 하였다. 또한 이러한 자아존중감의 두 측면과 관련된 다양한 연구들이 진행되었다(강상경, 2006; 김성용, 2014; 최창용, 이주연, 신유미, 2015; 유창민, 2017; 유창민, 2018; Sheasby, Barlow, Cullen, & Wright, 2000; Vallacher & Nowak, 2000; Kahng & Mowbray, 2005; Ang, Neubronner, Oh & Leong, 2006). 이처럼 자아존중감이 긍정적 자아존중감과 부정적 자아존중감으로 구분이 되고 서로 독립적으로 존재한다는 것은 긍정적 자아존중감과 부정적 자아존중감의 변화과정이 반드시 서로 반비례적 관계가 아닐 수 있고, 각각의 자아존중감 형성에 영향을 미치는 요인 또한 다를 수 있음을 의미한다. 예를 들면, 기존의 선행연구에서 확인된 단일차원의 자아존중감인 전반적인 자아존중감에 영향을 미치는 위험·보호요인들이 긍정적 자아존중감과 부정적 자아존중감에 따라서 다를 수 있다.

이에 따라서 국내와 국외에서 로젠버그의 자아존중감 척도를 긍정적·부정적 자아존중감으로 구분하여 다양한 연구가 진행되었다. 국내에서 로젠버그의 자아존중감 척도를 사용한 연구를 살펴보면, 이미리(2005)는 청소년을 대상으로 긍정적·부정적 자아존중감에 영향을 줄 수 있는 요인을 탐색적으로 회귀분석 한 결과 긍정적·부정적 자아존중감 각각에 영향을 주는 요인의 종류가 다르게 나타났다. 강상경(2006)은 중증정신장애인들의 이원적 자아존중감과 관련 있는 요인을 확인한 결과, 부정적 자아존중감에 영향을 주는 요인과 긍정적 자아존중감에 영향을 주는 요인이 항상 일치하지 않는다는 것을 확인하였고, 특히 긍정적 자아존중감은 감성적 요소와 관련되어 있고, 부정적 자아존중감은 감성적 요소와 인지적 요소가 모두 관련되어 있음을 확인하였다.

다음으로 국외에서는, Boduszek과 그의 동료들(2013)이 미국인의 삶(National Survey of American Life) 조사 자료를 활용하여 형별 선고가 재판에서 확정된 사람 669명의 자아존중감을 측정하였다. 이 때 로젠버그 자아존중감 척도의 요인구조(factor structure)와 구성신뢰도(composite reliability)를 분석한 결과, 긍정적·부정적 자아존중

감 2요인구조 모델이 다른 모델보다 데이터를 더 잘 반영하는 것으로 나타났고, 구성신뢰도 또한 긍정적·부정적 자아존중감 2요인구조 모델이 매우 좋은 신뢰성을 보이는 것으로 나타났다. Supple와 그의 동료들(2013)은 유럽계 미국인, 라틴계, 아르메니아 및 이란계 청소년 1,248명을 대상으로 로젠버그 자아존중감 척도의 요인 구조를 평가했다. 그 결과 자아존중감의 이원적 구조모형의 적합도가 적절한 것으로 나타났을 뿐만 아니라, 긍정적 자아존중감과 부정적 자아존중감이 양육행동과 학업동기에 대하여 각각 다르게 예측하는 것으로 나타났다.

이러한 연구들은 기존의 단일차원의 자아존중감이 긍정적·부정적 자아존중감의 이원적 구조로 구분이 된다는 것을 확인한 결과로써, 자아존중감에 대한 기존의 단일차원적 관점을 다차원적 관점으로 넓혔다는 의미를 가진다. 또한 이러한 이원적 자아존중감을 예측하는 요인들의 종류가 긍정적·부정적 자아존중감 각각에 따라서 다를 수 있다는 것을 확인했다는 중요한 의미를 가진다. 그러나 이러한 연구들은 긍정적·부정적 자아존중감 각각을 구분하였더라도 횡단분석에 그쳐서 긍정적, 부정적 자아존중감 각각의 변화궤적이 시간이 지남에 따라서 어떠한 변화궤적을 보이는지, 그러한 변화궤적을 예측하는 요인과의 관계를 확인한 경우는 거의 없다. 따라서 개인에게 있어서 중요한 내적 보호자원에 해당하는 자아존중감을 건강하게 형성하고 발달시키기 위해서는 긍정적·부정적 자아존중감 각각이 시간이 지남에 따라서 어떠한 변화궤적을 보이는지, 그러한 변화과정에 영향을 미치는 예측요인들이 긍정적·부정적 자아존중감 각각에 따라서 동일한지 혹은 다른지 확인해야 한다.

나. 자아존중감의 연속성과 변동성

자아존중감의 변화여부와 관련하여 두 가지 가설이 있는데, 연속적 특성을 가진다는 가설과 변동적 특성을 가진다는 가설이다. Cole과 그의 동료들(2001)에 따르면, 자아존중감은 고유한 성격처럼 안정되고 변화하지 않는 특성인 연속된 특성을 가진다는 연속성 가설을 주장하였다. 반면 Trzesniewski와 그의 동료들(2004)은 자아존중감은 고정되어 변하지 않는 것이 아니라 시간이 지나거나 환경이 변화함에 따라서 달라질 수 있다는 변동성 가설을 주장하였다. 실제로 자아존중감이 시간의 흐름에 따라서, 그리고 연령대에 따라서 다름이 확인되었는데, 청소년의 경우, 자아존중감이 청소년 시기 내에서도

연령별로 다름이 확인되었다(정익중, 2007; Block & Robins, 1993). 성인의 경우에도 마찬가지로 청년층, 중년층, 노년층에 따라서 다름이 확인되었다(김혜미 등, 2015). 이러한 연구들은 우리나라 청소년과 성인 모두가 시기와 환경에 따라서 자아존중감이 달라질 수 있음을 확인했다는 의의를 가진다. 그러나 기존 연구의 결과가 지지하는 변동성 가설은 '전반적인 자아존중감'에만 해당할 뿐, 이원적 자아존중감 각각이 시간이 흐름에 따라서 어떻게 변화하는지 확인하지 못했다는 한계를 가진다. 따라서 본 연구에서는 자아존중감의 이원적 구조와 관련된 기존 연구결과에 기반하여 자아존중감의 이원적 구조가 타당한지 확인한 후, 전반적인 자아존중감이 아닌 '긍정적 자아존중감과 부정적 자아존중감' 각각이 시간이 지남에 따라 연속성을 가지는지 변동성을 가지는지 확인하겠다.

2. 자아존중감 예측요인

가. 생애주기적 특성

앞서 기존의 자아존중감 변화를 연구한 결과에 따르면, 자아존중감이 아동기부터 노년기까지 각 생애주기에 따라서 그 특성이나 정도가 다른 것이 확인되었다(김혜미 등, 2015; 정익중, 2007; 정인희, 2012). 본 연구는 이 중에서 우리나라 성인을 성인초기, 중년기, 노년기로 구분하여 각각의 생애주기별 이원적 자아존중감의 변화과정을 살펴보고자 한다. Twenge와 Campbell(2002)은 자아존중감을 예측하는 요인이 생애주기에 따라서 다를 수 있는데, 특히 학교나 가족 안에서 많은 시간을 보내는 청소년기와는 달리 사회적 활동과 독립된 생활을 하게 되는 성인기의 경우 경제활동, 사회적 관계, 결혼상태 등의 요인이 중요하다고 했다. 김혜미 등(2015) 또한 생애주기별 과업을 청년기는 직업과 결혼, 중년기에는 신체상의 변화, 자녀양육과 부모부양, 그리고 가족관계 및 직장유지, 노년기에는 빈곤과 질병 등으로 구분하면서 성인기 자아존중감의 생애주기별 연구의 필요성을 주장하였다.

실제로 다양한 연구들에서 자아존중감이 생애주기에 따라서 다름이 확인되었다. 구체적으로, 김혜미 등(2015)은 우리나라 성인을 청년, 중년, 노년층으로 구분한 뒤 각각의 연령대에 따라서 자아존중감이 어떻게 변화하는지 확인한 결과, 청년층과 중년층은 시

간이 지남에 따라서 자아존중감이 증가하는 궤적을 보였고, 노년층에서는 시간이 지나도 자아존중감이 증가 또는 감소하지 않고 그대로 유지되는 궤적을 보여 생애주기에 따라서 자아존중감 변화과정이 다름을 확인했다. 국외 연구에서도 이와 비슷한 결과를 보였다. Orth 등(2010)의 연구에서는 청년기와 중년기에서는 자아존중감이 증가하였지만, 60세부터는 감소하는 것으로 확인되었다. Robins과 Trzesniewski(2005) 또한 아동기, 청소년기, 성인기, 노년기의 자아존중감 변화를 분석한 결과, 각 시기별로 자아존중감의 변화궤적이 다름을 확인하였다.

나. 예측요인

자아존중감에 영향을 미치는 예측요인은 크게 인구사회학적 요인, 사회경제적 요인, 그리고 심리·신체·사회적 요인으로 구분할 수 있다. 먼저 인구사회학적 요인으로는 연령, 성별, 그리고 배우자 유무 등이 있다. 연령의 경우 앞서 생애주기에 따른 자아존중감의 차이에 대한 설명에서도 확인할 수 있듯이 자아존중감에 영향을 주는 중요한 예측요인으로 확인되었다(김혜미 등, 2015; Orth et al., 2010; Robins & Trzesniewski, 2005). 성별의 경우 자아존중감이 남자와 여자에 따라서 차이가 있다는 연구(김혜미 등, 2015; 정익중, 2007; Emler, 2001)와 유의미한 차이가 없다는 연구(김정미, 2010; 정인희, 2012)로 나뉘고 있다. 배우자 유무의 경우, 정인희(2012) 연구에서는 청년층과 노년층에서는 배우자 유무가 중요하지 않았지만, 중년층에서 주요한 예측요인으로 밝혀졌다. 반면, 김혜미 등(2015)의 연구에서는 청년층과 노년층에서 배우자가 있는 경우에 자아존중감이 높은 것으로 나타났지만 중년층에서는 영향을 주지 않는 것으로 나타났다.

다음으로 사회경제적 요인으로는 직업상태, 교육수준, 그리고 소득이 있다. 직업상태의 경우, Twenge와 Campbell(2002)의 연구에서, 직업이 있는지 없는지에 따라서 자아존중감에 중요한 차이가 나타나는 것으로 확인되었다. 김혜미 등(2015)의 연구에서도 고용여부가 청년층, 중년층, 노년층 모두에 중요한 영향을 주는 것으로 나타났다. 정은석과 강상경(2015)의 연구에서는 실직자가 취업유지자에 비해서 자아존중감이 낮게 나타나 고용상태가 자아존중감에 중요한 영향을 미치는 것을 알 수 있다. 교육수준의 경우, 대학이상인 경우가 아닌 경우보다 청년, 중년, 노년층에서 모두 유의하게 자아존중감이 높게 나타난 경우도 있지만(김혜미 등, 2015), 그렇지 않은 경우도 있었다(정인희,

2012). 소득의 경우, 정인희(2012)의 연구에서는 청년층과 노년층에서는 월수입과 자아존중감이 유의미한 관계가 없었지만 중년층에 있어서 월수입이 높을수록 자아존중감이 높게 나타났다. 반면 Erol과 Orth(2011)가 분석한 연구에서는 소득이 자아존중감을 유의미하게 예측하지 못하였다. 이상록과 이순아(2014)의 연구에서는 소득유형에 따라서 노인의 자아존중감에 긍정적·부정적인 영향을 모두 줄 수 있는 것으로 나타났다.

마지막으로, 심리·신체·사회적 요인으로는 우울, 만성질환, 그리고 가족관계가 있다. 우울의 경우, 다양한 연구에서 자아존중감에 중요한 영향을 미치는 요인으로 확인되었다(김혜미 등, 2015; 정인희, 2012). 만성질환의 경우 성인기 전 생애에 걸쳐서 자아존중감에 중요한 영향을 미치는 것으로 확인되었다. 구체적으로 김혜미 등(2015)의 연구에서 만성질환의 정도가 심할수록 자아존중감의 출발값이 청년, 중년, 노년층 모두에서 낮게 나타났고, 특히 노년층에서는 만성질환에 따른 자아존중감의 집단 내 차이가 시간이 지나도 그대로 유지하는 것으로 나타났다. 가족관계 역시 자아존중감에 중요한 영향을 줄 수 있다. 'Sociometer Theory'에 의하면 자아존중감은 자신에게 있어서 중요한 사람들에게 수용된 정도를 보여준다고 하였다(Leary, 2001). 가족관계는 생애 있어서 매우 중요한 대인관계 중 하나로, 가족관계에 따라서 자아존중감이 달라질 수 있다.

III. 연구방법

1. 연구대상 및 분석자료

본 연구는 긍정적·부정적 자아존중감의 변화과정과 예측요인을 확인하고 이러한 결과가 만 나이를 기준으로 성인초기(20~39세), 중년기(40~59세), 노년기(60세 이상)¹⁾에 따라서 다르게 나타나는지 확인하는 것을 목표로 한다. 이를 위해 한국복지패널 1차년도부터 10차년도까지 총 10년간의 종단자료를 이용하였다. 한국복지패널은 전국을 대

1) 우리나라 노인복지법에 의하면 만 65세를 노인으로 규정하고 있으나, 공공·민간부분의 정년이 아직 60세를 기준으로 하고, 2030년까지는 정년 연장의 속도가 느리기 때문에 2020년대까지는 실제적 노년기를 60세 이상으로 보는 것이 타당할 수 있다(최성재, 장인협, 2010).

표하는 조사로서, 2단계 층화집락추출법을 사용하여 표집한 후, 이러한 표집결과를 다시 저소득층과 일반가구로 구분하여 최종 표본을 선정하였다. 최종 연구대상은 성인초기 4,781명, 중년기 4,629명, 노년기 4,735명이다.

2. 주요 변수 및 측정도구

가. 종속변수: 긍정적 자아존중감과 부정적 자아존중감

자아존중감은 Rosenberg(1965)의 자아존중감 척도를 사용하였다. 이 중에서 자기에 대하여 긍정적으로 평가를 하는 5개 문항을 긍정적 자아존중감으로, 자기에 대하여 부정적으로 평가를 하는 5개 문항을 부정적 자아존중감으로 사용하였다. 각 문항은 '전혀 그렇지 않다(1점)에서 '항상 그렇다(4점)의 4점 리커트 척도를 사용하였다. 따라서 점수가 높을수록 긍정적·부정적 자아존중감의 수준이 높음을 의미한다. 본 연구의 Cronbach's alpha는 긍정적 자아존중감의 경우 성인초기는 각 조사차수별로 0.959~0.971 범위 내에, 중년기는 0.925~0.952 범위 내에, 노년기는 0.920~0.946 범위 내에 있었다. 부정적 자아존중감의 경우 성인초기는 각 조사차수별로 0.964~0.975 범위 내에, 중년기는 0.919~0.956 범위 내에, 노년기는 0.913~0.943 범위 내에 있었다.

나. 인구사회학적 변수: 성별, 배우자 유무

인구사회학적 변수는 성별, 그리고 배우자유무를 포함하였다. 성별은 남성을 '0', 여성을 '1'로 코딩하였고, 배우자유무는 배우자가 있는 경우 '1', 그 외(미혼, 별거, 사별)의 경우 '0'으로 하였다.

다. 사회경제적 변수: 직업상태, 교육수준, 소득

사회경제적 변수는 직업상태, 교육수준, 그리고 소득을 사용하였다. 먼저 직업상태의 경우 취업을 한 경우는 '1', 취업을 하지 않은 경우는 '0'으로 코딩하였고, 교육수준은 '미취학=1 ~ 대학원 박사=9' 까지의 값을 투입하였다. 소득의 경우 가처분소득을 사용하

였다. 가처분소득은 가구가 근로제공의 대가로 받은 근로소득, 자영업으로부터의 사업 및 부업소득, 자산으로부터 이자, 배당금 등의 재산소득, 정부, 타기구, 비영리 단체 등으로부터 이전되는 이전소득, 그리고 공적이전소득에서 세금 및 사회보장부담금 등을 제외한 후 발생하는 소득을 의미한다. 이 때 예측변수로 투입할 때에는 가처분소득을 가구원수로 보정한 가구원소득($\frac{\text{가처분소득}}{\sqrt{\text{가구원수}}}$)을 구하고, 편의를 예방하기 위해 가구원 소득 값을 자연로그로 변환한 값을 사용하였다.

라. 심리·신체·사회적 변수: 우울, 만성질환, 가족관계

우울은 Center for Epidemiologic Studies Depression Scale(CES-D)을 사용하여 측정하였다. CES-D척도는 Radloff(1977)에 의해 표준화된 척도로서, 본 연구에서는 전점구와 이민규(1992)에 의해 개발된 한국판 우울척도 11문항을 사용하였다. 문항 내용은 (1) 식욕 없음, (2) 비교적 잘 지냄, (3) 우울함, (4) 모든 일이 힘들게 느껴짐, (5) 잠을 설침, (6) 외로움, (7) 불만없이 생활, (8) 사람들이 차갑게 대하는 것 같이 느낌, (9) 마음이 슬픔, (10) 사람들이 나를 싫어하는 것 같이 느낌, (11) 뭘 해 나갈 엄두가 나지 않음 이다. 2번 문항과 7번 문항은 역코딩 하여 최종적으로 '극히 드물다'(0점)에서 '대부분 그랬다'(3점)로 코딩하였다. 따라서 점수가 높을수록 우울정도가 높음을 의미한다. 본 연구의 Cronbach's alpha는 긍정적 자아존중감의 경우 성인초기는 0.897, 중년기는 0.892, 노년기는 0.889로 나타났다. 다음으로 만성질환은 '비해당'(0점)에서 '6개월 이상 투병, 투약하고 있다'(3점)의 값을 투입하였고, 가족관계는 '매우불만족'(1점)에서 '매우만족'(5점)의 값을 투입하였다.

마. 통제 변수: 연령

1차년도를 기준으로 만 19세 이상인 사람들의 태어난 연도를 기준으로 하였고, 만 나이 숫자형식으로 변환하여 모형이 투입하였다.

3. 연구모형 및 분석방법

본 연구는 우리나라 성인의 이원적 자아존중감의 요인구조를 확인하기 위해서 성인초기, 중년기, 노년기 각 그룹의 1차년도 자아존중감 조사결과를 바탕으로 확인적 요인분석(Confirmatory factor analysis: CFA)을 실시하였다. 그 다음 이원적 자아존중감의 종단적 변화를 추정하고, 그 변화의 개인차를 확인하기 위해 다층성장모형(Multi-level model)을 사용하였다. 다층성장모형은 위계적 선형 모형(hierarchical linear model: HLM)이라고도 하는데, 본 연구는 우리나라 성인의 이원적 자아존중감을 10개 시점에서 반복 측정하였고, 각 변수의 반복측정값은 각 개인에게 내포된(nested)형태를 이룬다. 이처럼 다층성장모형은 위계적 구조를 가진 자료를 분석할 때 사용된다. 본 연구에서는 이원적 자아존중감 각각의 변화궤적 및 예측요인이 성인초기(20~39세), 중년기(40~59세), 노년기(60세 이상)에 따라서 (1) 무조건모형의 1수준에 시간변수를 투입한 선형모형, (2) 선형모형의 2수준에 예측요인을 투입한 조건모형을 분석하겠다. 이 때 예측요인은 1차년도 때 측정한 변수를 투입하였다.

마지막으로 종단분석에서는 결측값으로 인해 발생 가능한 편의성을 고려해야 한다. 이에 따라서 본 연구에서는 지난 10년도 동안 발생한 결측패턴이 체계적인지 또는 비체계적인지에 대한 검증을 하였다. 그 결과 예측변수 중 연령, 우울, 성별, 교육수준, 배우자유무, 직업상태, 소득, 그리고 만성질환이 부분적으로 유의한 것으로 나타나 결측이 체계적일 수 있다고 판단되어 새로 생성한 결측여부 변수를 분석에 포함하여 통제하고 조건부 모형을 실시하였다.

IV. 연구결과

1. 분석대상의 특성

1차년도를 기준으로 한 연구 참여자의 일반적인 특성은 <표 1>과 같다. 성별(여성=1)의 평균값은 성인초기 0.54, 중년기 0.52, 노년기 0.59로 대체로 남자와 여자가 비슷하

표 1. 조사대상자의 인구사회학적 특성

변수	성인초기					중년기					노년기				
	시세	평균	표준 편차	최소	최대	시세	평균	표준 편차	최소	최대	시세	평균	표준 편차	최소	최대
긍정자존감 1차	4574	2.88	0.59	1	4	4543	2.76	0.62	1	4	4625	2.52	0.62	1	4
긍정자존감 2차	3778	2.90	0.58	1	4	3923	2.81	0.63	1	4	4203	2.59	0.63	1	4
긍정자존감 3차	3340	2.94	0.58	1	4	3655	2.83	0.62	1	4	4037	2.57	0.60	1	4
긍정자존감 4차	3083	2.93	0.57	1	4	3522	2.80	0.59	1	4	3850	2.55	0.61	1	4
긍정자존감 5차	2797	2.99	0.54	1	4	3350	2.81	0.57	1	4	3614	2.54	0.59	1	4
긍정자존감 6차	2507	2.94	0.53	1	4	3127	2.78	0.56	1	4	3362	2.52	0.58	1	4
긍정자존감 7차	2389	2.95	0.56	1	4	3069	2.78	0.57	1	4	3245	2.46	0.60	1	4
긍정자존감 8차	2244	2.96	0.55	1	4	2993	2.83	0.57	1	4	3063	2.53	0.59	1	4
긍정자존감 9차	2134	2.91	0.50	1	4	2903	2.74	0.54	1	4	2923	2.44	0.55	1	4
긍정자존감 10차	2016	2.91	0.50	1	4	2807	2.73	0.52	1	4	2743	2.43	0.51	1	4
부정자존감 1차	4574	1.69	0.37	1	4	4543	1.77	0.42	1	4	4625	1.82	0.43	1	4
부정자존감 2차	3777	1.70	0.39	1	4	3922	1.83	0.45	1	4	4195	1.91	0.47	1	4
부정자존감 3차	3336	1.67	0.36	1	4	3661	1.78	0.42	1	4	4027	1.84	0.41	1	4
부정자존감 4차	3081	1.65	0.37	1	4	3516	1.75	0.43	1	4	3844	1.83	0.44	1	4
부정자존감 5차	2797	1.59	0.33	1	4	3350	1.72	0.40	1	4	3615	1.85	0.45	1	4
부정자존감 6차	2507	1.61	0.32	1	4	3127	1.74	0.40	1	4	3362	1.85	0.42	1	4
부정자존감 7차	2389	1.61	0.32	1	4	3069	1.71	0.37	1	4	3245	1.81	0.42	1	4
부정자존감 8차	2244	1.62	0.34	1	4	2993	1.72	0.40	1	4	3063	1.82	0.43	1	4
부정자존감 9차	2134	1.58	0.32	1	4	2903	1.68	0.37	1	4	2923	1.80	0.39	1	4
부정자존감 10차	2016	1.55	0.32	1	4	2807	1.65	0.37	1	4	2743	1.75	0.39	1	4

종속
변수

변수	성인초기					중년기					노년기				
	시례	평균	표준 편차	최소	최대	시례	평균	표준 편차	최소	최대	시례	평균	표준 편차	최소	최대
인구사회 요인															
성별 (여=1)	4574	0.54	0.50	0	1	4543	0.52	0.50	0	1	4625	0.59	0.49	0	1
혼인상태 (유배우=1)	4574	0.56	0.50	0	1	4543	0.83	0.37	0	1	4625	0.65	0.48	0	1
직업상태 (취업=1)	4574	0.60	0.49	0	1	4543	0.69	0.46	0	1	4625	0.38	0.49	0	1
사회경제 요인															
교육수준 (대졸 이상=1)	4574	0.55	0.50	0	1	4543	0.20	0.40	0	1	4625	0.06	0.23	0	1
소득 (만원)	4574		1733.04			4543		1583.55			4625		882.45		
우울	4567	7.71	8.87	0	60	4535	10.17	10.73	0	60	4616	14.30	12.23	0	60
심리신체 사회요인															
만성질환	4574	0.13	0.59	0	3	4543	0.84	1.34	0	3	4625	2.10	1.36	0	3
가족관계	4565	3.97	0.69	1	5	4538	3.82	0.74	1	5	4621	3.56	0.84	1	5
통계 연령	4574	31.10	5.33	20	39	4543	48.83	5.78	40	59	4625	70.18	6.95	60	103

거나 여자가 조금 높았다. 혼인상태(유배우=1)의 경우 성인초기 0.56, 중년기 0.83, 노년기 0.65로 중년기에 가장 많은 유배우 상태인 것으로 나타났다. 직업상태(취업=1)의 경우 성인초기 0.60, 중년기 0.69, 노년기 0.38로 중년기에 가장 많은 취업상태를 보였고 노년기에서 가장 적은 취업상태를 보였다. 교육수준(대졸 이상=1)의 경우 성인초기 0.55, 중년기 0.20, 노년기 0.06으로 연령대가 높아질수록 교육수준이 낮은 것으로 나타났다. 소득의 경우, 성인초기 1733.04만원, 중년기 1583.55만원, 노년기 882.45만원으로 나타났다. 우울의 경우 성인초기 7.71, 중년기 10.17, 노년기 14.30으로 나타나 노년기의 우울점수가 높은 것으로 나타났다. 만성질환의 경우 성인초기 0.13, 중년기 0.84, 노년기 2.10로 나타나 연령대가 높아질수록 만성질환의 수가 많아졌다. 가족관계만족도의 경우 성인초기 3.97, 중년기 3.82, 노년기 3.56으로 나타나 연령대가 높아질수록 가족관계만족도가 낮아졌다.

2. 자아존중감의 요인구조 분석결과

우리나라 성인초기, 중년기, 노년기 각 집단을 대상으로 자아존중감 척도의 1요인구조와 2요인구조를 비교분석한 결과, 2요인구조가 더 타당한 것으로 나타났다. 구체적으로 그림 1은 1요인구조에 대한 확인적 요인분석을 나타내고, [그림 2]는 2요인 구조에 대한 확인적 요인분석을 나타낸다. <표 2>에서 알 수 있듯이, 성인 초기, 중년기, 노년기 모든 집단에서 1요인 구조보다 2요인구조의 모형적합도가 더 좋은 것을 알 수 있고, 카이제곱 차이검증에서도 두 모형이 유의미한 차이가 있음을 알 수 있다.

그림 1. 확인적 요인분석(1요인)

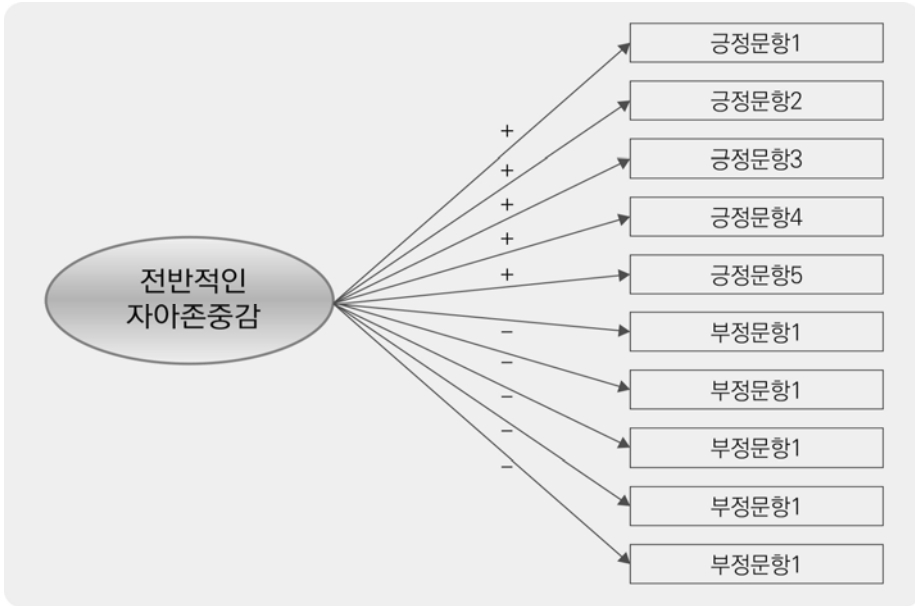


그림 2. 확인적 요인분석(2요인)

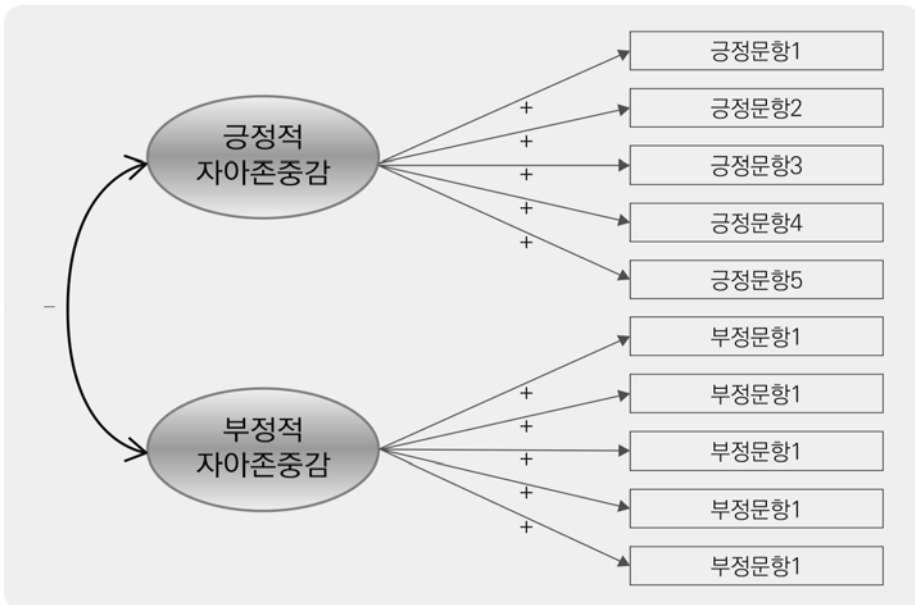


표 2. 자아존중감 확인적 요인분석 결과

	성인초기		중년기		노년기	
	1요인구조	2요인구조	1요인구조	2요인구조	1요인구조	2요인구조
χ^2 (DF)	3349.138 (39)	1255.841 (34)	3675.352 (39)	1229.908 (34)	3748.652 (39)	1113.006 (34)
CFI	.729	.900	.685	.896	.667	.903
IFI	.729	.900	.685	.897	.668	.903
RMSEA	.136	.089	.143	.088	.143	.083
$\Delta\chi^2$ (DF)	2093.297 (5), p<.001		2445.444 (5), p<.001		2635.646 (5), p<.001	

주: 모형적합도 판단을 위해서는 절대적합지수인 카이제곱값을 사용한다. 그러나 카이제곱값이 사례 수에 민감하기 때문에 이를 보완하는 RMSEA (수용할만함 <.08; 좋음 <.05), CFI (수용할만함 >.90; 좋음 >.95), IFI (수용할만함 >.90; 좋음 >.95)를 함께 사용하였다(배병렬, 2014; Kline, 2011).

3. 연령에 따른 이원적 자아존중감 변화

가. 선형모형 분석결과

다음으로 선형모형²⁾을 분석하였다(<표 3> 참조). 선형모형은 앞선 무조건모형에 시간변수(T)를 투입한 모델로, 종속변수에 해당하는 긍정적, 부정적 자아존중감의 종단적 변화궤적을 추정하고, 이러한 궤적의 출발값과 변화율이 개인에 따라 유의미한 차이가 있는지 확인하는 것이다. ① 긍정적 자아존중감 분석결과, 성인초기의 긍정적 자아존중감의 출발값은 2.940(p<.001)이고, 변화율은 0.005(p<.001)로 둘 다 유의하게 나타났다. 이것은 우리나라 성인초기에 해당하는 사람들이 2006년 긍정적 자아존중감이 2.940이고, 시간이 흐름에 따라서 매년 0.005 만큼 증가하고 있음을 의미한다. 중년기의 긍정적 자아존중감의 출발값은 2.804(p<.001)이고, 변화율은 -0.005(p<.001)로 둘 다 유의하게 나타났다. 이것은 우리나라 중년기에 해당하는 사람들이 2006년 긍정적 자아존중감이 2.804이고, 이후 시간이 흐름에 따라서 매년 0.005만큼 감소하고 있음을 의미한다. 노년기의 긍정적 자아존중감의 출발값은 2.575(p<.001)이고, 변화율은

2) 이차모형의 궤적을 고려한 시간 변수 제곱항을 투입할 경우, 1차항과 2차항의 상관관계 값이 0.963 (p<.01)으로 높게 나타나 다중공선성이 발생하여 추정된 계수값들이 편의되거나 반대 방향으로 나타날 수 있기 때문에 선형 모형으로 분석을 하였다.

-0.019($p < .001$)로 둘 다 유의하게 나타났다. 이것은 우리나라 노년기에 해당하는 사람들이 2006년 긍정적 자아존중감이 2.575이고, 시간이 흐름에 따라서 매년 0.019 만큼 감소하고 있음을 의미한다. 이러한 결과를 종합해보면, 우리나라 성인의 '긍정적 자아존중감의 변화궤적을 연령대별로 살펴보면, 성인초기에는 시간이 지남에 따라서 점차 증가하는 궤적을 보이고, 중년기와 노년기에는 감소하는 궤적을 보이고 있다.

또한 출발값과 변화율의 상관계수인 τ_{01} 의 값이 성인초기에는 -0.620, 중년기에는 -0.581, 노년기에는 -.608로 나타났다. 이것은 성인초기, 중년기, 노년기에 해당하는 사람들 중 2006년 긍정적 자아존중감이 높거나 낮은 사람이 그 반대인 경우의 사람보다 이후 시간이 지남에 따라서 긍정적 자아존중감 증가/감소속도가 반대로 되어 긍정적 자아존중감의 정도에 따른 초기시기의 집단 내 차이가 시간이 지남에 따라서 감소함을 의미한다. 그리고 성인초기, 중년기, 노년기 긍정적 자아존중감의 변화궤적에 대한 출발값과 변화율(r_0 와 r_1)이 개인에 따라서 유의한 차이가 있는 것으로 나타났다. 이에 따라서 이러한 차이를 발생시킬 것으로 예상되는 예측변수를 투입한 조건모형을 분석하였다.

② 부정적 자아존중감 분석결과, 성인초기의 부정적 자아존중감의 출발값은 1.697($p < .001$)이고, 변화율은 -0.016($p < .001$)으로 나타났다. 이것은 우리나라 성인초기에 해당하는 사람들이 2006년 부정적 자아존중감이 1.697이고, 시간이 흐름에 따라서 매년 0.016 만큼 감소하고 있음을 의미한다. 중년기의 부정적 자아존중감의 출발값은 1.799($p < .001$)이고, 변화율은 -0.014($p < .001$)으로 나타났다. 이것은 우리나라 중년기에 해당하는 사람들이 2006년 부정적 자아존중감이 1.799이고, 이후 시간이 흐름에 따라서 매년 0.014만큼 감소하고 있음을 의미한다. 노년기의 부정적 자아존중감의 출발값은 1.867($p < .001$)이고, 변화율은 -0.007($p < .001$)로 둘 다 유의하게 나타났다. 이것은 우리나라 노년기에 해당하는 사람들이 2006년 부정적 자아존중감이 1.867이고, 시간이 흐름에 따라서 매년 0.007 만큼 감소하고 있음을 의미한다. 이러한 결과를 종합해보면, 우리나라 성인의 '부정적 자아존중감의 변화궤적을 연령대별로 살펴보면, 성인초기, 중년기, 그리고 노년기 모두에서 시간이 지남에 따라서 감소하였다.

또한 출발값과 변화율의 상관계수인 τ_{01} 의 값이 성인초기에는 -0.667, 중년기에는 -0.611, 노년기에는 -0.520으로 나타났다. 이것은 성인초기, 중년기, 노년기에 해당하는 사람들 중 2006년 부정적 자아존중감이 높거나 낮은 사람이 그 반대인 경우의 사람보다

이후 시간이 지남에 따라서 부정적 자아존중감 증가/감소속도가 반대로 되어 부정적 자아존중감의 정도에 따른 초기시기의 집단 내 차이가 시간이 지남에 따라서 감소함을 의미한다. 그리고 성인초기, 중년기, 노년기 부정적 자아존중감의 변화궤적에 대한 출발값과 변화율(r_0 와 r_1)이 개인에 따라서 유의한 차이가 있는 것으로 나타났다. 이에 따라서 이러한 차이를 발생시킬 것으로 예상되는 예측변수를 투입한 조건모형을 분석하였다.

표 3. 이원적 자아존중감 선형모형 결과

고정효과	성인초기		중년기		노년기	
	긍정 자존감	부정 자존감	긍정 자존감	부정 자존감	긍정 자존감	부정 자존감
	계수 (표준오차)	계수 (표준오차)	계수 (표준오차)	계수 (표준오차)	계수 (표준오차)	계수 (표준오차)
절편	2.904(.007)***	1.697(.004)***	2.804(.007)***	1.799(.005)***	2.575(.007)***	1.867(.005)***
가울기	.005(.001)***	-.016(.001)***	-.005(.001)***	-.014(.001)***	-.019(.001)***	-.007(.001)***
무선효과	변량(표준편차)					
1수준(e)	.210(.458)	.089(.299)	.221(.470)	.110(.332)	.237(.486)	.138(.371)
2수준(r_0)	.135(.368)***	.047(.217)***	.156(.395)***	.072(.269)***	.156(.395)***	.058(.242)***
2수준(r_1)	.001(.034)***	.000(.021)***	.001(.035)***	.000(.018)***	.001(.032)***	.000(.017)***
Tau(τ_{01})	-0.620	-0.667	-0.581	-0.611	-0.608	-0.520

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

나. 조건모형 분석결과

앞선 선형모형에서 r_0 와 r_1 는 각각 출발값과 변화율에 있어서 개인 i 의 무선효과를 의미한다. 이러한 무선효과가 통계적으로 유의하다는 것은 출발값과 변화율이 개인별로 차이가 있음을 의미하고, 따라서 이러한 개인 차이를 설명할 수 있는 예측요인을 추가로 투입한 조건 모형을 분석하였다. 본 연구에서는 연령을 통제한 상태에서 우울, 성별, 교육수준, 배우자유무, 직업상태, 소득, 가족관계만족도, 만성질환을 예측변수로 설정하였다. 주요한 연구결과를 정리하면 다음과 같다(<표 4> 참조).

먼저 인구사회학적 요인들 중에서 ① 성별의 경우, ①-① 긍정적 자아존중감의 경우,

성인 초기에는 여성이 남성보다 긍정적 자아존중감이 낮았고($\beta = -.038, p < .001$), 변화율과는 관계가 없어서($\beta = .008, p > .05$) 이후 시간이 지나도 성별에 따른 긍정적 자아존중감 출발값의 집단 내 차이는 그대로 유지되었다. 반면, 중년기와 노년기에서는 여성이 남성보다 긍정적 자아존중감이 높고($\beta_{\text{중년기}} = .065, p < .001$; $\beta_{\text{노년기}} = .033, p < .05$)과 변화율과는 관계가 없어서($\beta_{\text{중년기}} = .004, p > .05$; $\beta_{\text{노년기}} = -.002, p > .05$), 이후 시간이 지나도 성별에 따른 긍정적 자아존중감 출발값의 집단 내 차이는 그대로 유지되었다. ①-② 부정적 자아존중감의 경우, 성인초기에는 성별에 따른 부정적 자아존중감의 출발값($\beta = .008, p > .05$)과 변화율($\beta = -.002, p > .05$) 모두 관련이 없었다. 반면, 중년기와 노년기에서는 여성이 남성보다 부정적 자아존중감이 낮았다($\beta_{\text{중년기}} = -.088, p < .001$; $\beta_{\text{노년기}} = -.066, p < .001$). 이 때 중년기에는 여성이 남성보다 부정적 자아존중감 감소속도가 느려서($\beta = .004, p < .01$) 성별에 따른 부정적 자아존중감의 출발값 차이가 시간이 지남에 따라서 감소하였다. 노년기에는 성별과 변화율이 관련이 없어서($\beta = .003, p > .05$), 성별에 따른 부정적 자아존중감 출발값의 집단 내 차이가 시간이 지나도 그대로 유지되었다.

② 배우자 유무에 따른 이원적 자아존중감의 관계는 생애주기에 따라 다르게 나타났다. ②-① 배우자유무와 긍정적 자아존중감 변화궤적의 관계에서, 성인초기에는 배우자가 있는 경우가 없는 경우보다 긍정적 자아존중감이 높고($\beta = .049, p < .01$), 배우자가 있는 경우가 없는 경우보다 긍정적 자아존중감 증가속도가 빨라서($\beta = .014, p < .001$), 배우자 유무에 따른 긍정적 자아존중감 출발값의 집단 내 차이가 시간이 지나면서 더 커지는 것으로 나타났다. 중년기에는 배우자 유무가 긍정적 자아존중감의 출발값과 관련이 없었지만($\beta = .018, p > .05$), 배우자가 있는 경우가 없는 경우보다 긍정적 자아존중감 감소속도가 느려서($\beta = .012, p < .001$), 배우자 유무에 따른 긍정적 자아존중감 출발값의 집단 내 차이가 시간이 지나면서 더 커지는 것으로 나타났다. 반면, 노년기의 경우 배우자 유무는 긍정적 자아존중감의 출발값($\beta = -.003, p > .05$)과 변화율($\beta = -.001, p > .05$) 모두와 관련이 없었다. ②-② 부정적 자아존중감의 경우, 성인 초기와 중년기에는 배우자가 있는 경우가 없는 경우보다 부정적 자아존중감 출발값이 낮았고($\beta_{\text{성인초기}} = -.050, p < .001$; $\beta_{\text{중년기}} = -.088, p < .001$), 배우자가 있는 경우가 없는 경우보다 부정적 자아존중감 감소속도가 빨라서($\beta_{\text{성인초기}} = -.007, p < .001$; $\beta_{\text{중년기}} = -.004, p < .05$), 배우자 유무에 따른 부정적 자아존중감 출발값의 집단 내 차이가 시간이 지나면서 더 커지는

것으로 나타났다. 반면, 노년기의 경우 배우자가 있는 경우가 없는 경우보다 부정적 자아존중감의 출발값이 낮았고($\beta = -.051, p < .001$) 변화율과는 관련이 없어서($\beta = .001, p > .05$), 배우자 유무에 따른 부정적 자아존중감 출발값의 집단 내 차이가 시간이 지나도 그대로 유지되었다.

다음으로 사회경제적 요인들 중에서 ① 직업상태의 경우, (①-①) 직업상태와 긍정적 자아존중감 변화궤적과의 관계에서, 성인초기, 중년기, 그리고 노년기에서 모두 직업이 있는 경우가 없는 경우보다 긍정적 자아존중감이 높았다($\beta_{\text{성인초기}} = .042, p < .01; \beta_{\text{중년기}} = .114, p < .001; \beta_{\text{노년기}} = .062, p < .001$). 이 때 성인초기의 경우 직업이 있는 경우가 없는 경우보다 긍정적 자아존중감 증가속도가 빨라서($\beta = .005, p < .05$), 직업유무에 따른 긍정적 자아존중감 출발값의 집단 내 차이가 시간이 지나면서 더 커졌다. 중년기와 노년기에는 직업유무와 변화율이 관계가 없어서($\beta_{\text{중년기}} = .000, p > .05; \beta_{\text{노년기}} = .001, p > .05$), 직업유무에 따른 긍정적 자아존중감 출발값의 집단 내 차이가 시간이 지나도 그대로 유지되었다. (①-②) 직업상태와 부정적 자아존중감 변화궤적과의 관계에서, 성인초기, 중년기, 그리고 노년기에서 모두 직업이 있는 경우가 없는 경우보다 부정적 자아존중감이 낮았다($\beta_{\text{성인초기}} = -.021, p < .05; \beta_{\text{중년기}} = -.079, p < .001; \beta_{\text{노년기}} = -.048, p < .001$). 이 때 성인초기의 경우 직업이 있는 경우가 없는 경우보다 부정적 자아존중감 감소속도가 빨라서($\beta = -.004, p < .05$), 직업유무에 따른 부정적 자아존중감 출발값의 집단 내 차이가 시간이 지나면서 더 커졌다. 중년기와 노년기에는 직업유무와 변화율이 관계가 없어서($\beta_{\text{중년기}} = .001, p > .05; \beta_{\text{노년기}} = -.002, p > .05$), 직업유무에 따른 부정적 자아존중감 출발값의 집단 내 차이가 시간이 지나도 그대로 유지되었다.

② 교육수준의 경우, (②-①) 교육수준과 긍정적 자아존중감 변화궤적과의 관계에서, 전 생애에 걸쳐서 교육수준이 높은 경우가 긍정적 자아존중감이 높고($\beta_{\text{성인초기}} = .086, p < .001; \beta_{\text{중년기}} = .059, p < .001; \beta_{\text{노년기}} = .080, p < .001$), 성인초기와 중년기의 변화율과 관계가 없어서($\beta_{\text{성인초기}} = -.002, p > .05; \beta_{\text{중년기}} = .001, p > .05$) 성인초기와 중년기에는 긍정적 자아존중감 출발값의 집단 내 차이가 시간이 지나도 유지되었다. 그러나 노년기에서는 교육수준이 높은 경우가 낮은 경우보다 긍정적 자아존중감 감소속도가 빨라서($\beta = -.002, p < .01$) 긍정적 자아존중감의 출발값의 집단 내 차이가 감소하였다. (②-②) 교육수준과 부정적 자아존중감 변화궤적과의 관계에서, 전 생애에 걸쳐서 교육수준이 높은 경우가 낮은 경우보다 부정적 자아존중감이 낮고($\beta_{\text{성인초기}} = -.050, p < .001; \beta_{\text{중년기}}$

=-.031, $p < .001$; $\beta_{\text{노년기}} = -.026$, $p < .001$), 성인초기, 중년기, 그리고 노년기 모두에서 변화율과 관계가 없어서($\beta_{\text{성인초기}} = .001$, $p > .05$; $\beta_{\text{중년기}} = .000$, $p > .05$; $\beta_{\text{노년기}} = -.001$, $p > .05$) 성인초기, 중년기, 그리고 노년기는 부정적 자아존중감 출발값의 집단 내 차이가 시간이 지나도 유지되었다.

③ 소득의 경우, ③-① 소득과 긍정적 자아존중감 변화궤적과의 관계에서, 성인 초기와 중년기에는 소득수준에 따른 긍정적 자아존중감의 출발값($\beta_{\text{성인초기}} = -.003$, $p > .05$; $\beta_{\text{중년기}} = .010$, $p > .05$)와 변화율($\beta_{\text{성인초기}} = .002$, $p > .05$; $\beta_{\text{중년기}} = .001$, $p > .05$) 모두 관련이 없었다. 노년기에는 소득이 많은 경우가 적은 경우보다 긍정적 자아존중감의 출발값이 높고($\beta = .025$, $p < .01$), 변화율과는 관계가 없어서($\beta = .000$, $p > .05$) 이러한 집단 내 차이가 시간이 지나도 그대로 유지되었다. ③-② 소득과 부정적 자아존중감 변화궤적과의 관계에서, 성인초기에는 소득수준에 따른 부정적 자아존중감의 출발값($\beta = -.003$, $p > .05$)과 변화율($\beta = -.001$, $p > .05$) 모두 관련이 없었다. 그러나 중년기와 노년기에는 소득이 많은 경우가 적은 경우보다 부정적 자아존중감이 낮았고($\beta_{\text{중년기}} = -.015$, $p < .001$; $\beta_{\text{노년기}} = -.024$, $p < .001$) 변화율과는 관계가 없어서($\beta_{\text{중년기}} = .000$, $p > .05$; $\beta_{\text{노년기}} = .000$, $p > .05$) 이러한 집단 내 차이는 시간이 흘러도 그대로 유지되었다.

마지막으로 심리·신체·사회적 요인들 중에서 ① 우울상태의 경우, 전 생애에 걸쳐서 우울이 높은 사람의 긍정적 자아존중감 출발값이 낮고($\beta_{\text{성인초기}} = -.015$, $p < .001$; $\beta_{\text{중년기}} = -.014$, $p < .001$; $\beta_{\text{노년기}} = -.013$, $p < .001$) 부정적 자아존중감의 출발값은 높았다($\beta_{\text{성인초기}} = .012$, $p < .001$; $\beta_{\text{중년기}} = .013$, $p < .001$; $\beta_{\text{노년기}} = .010$, $p < .001$). 그러나 우울이 높은 사람이 우울이 낮은 사람보다 긍정적 자아존중감 증가속도가 빠르고($\beta_{\text{성인초기}} = .001$, $p < .001$; $\beta_{\text{중년기}} = .001$, $p < .001$; $\beta_{\text{노년기}} = .001$, $p < .001$), 부정적 자아존중감의 감소속도는 빨라서($\beta_{\text{성인초기}} = -.001$, $p < .001$; $\beta_{\text{중년기}} = -.001$, $p < .001$; $\beta_{\text{노년기}} = -.001$, $p < .001$), 우울수준에 따른 집단 내 출발값의 차이가 긍정적 자아존중감과 부정적 자아존중감 모두에서 시간이 지남에 따라서 감소하였다.

② 만성질환의 경우, 만성질환과 긍정적 자아존중감 변화궤적과의 관계에서, 전 생애에 걸쳐서 만성질환이 심할수록 긍정적 자아존중감이 낮고($\beta_{\text{성인초기}} = -.049$, $p < .001$; $\beta_{\text{중년기}} = -.025$, $p < .001$; $\beta_{\text{노년기}} = -.026$, $p < .001$) 부정적 자아존중감은 높았다($\beta_{\text{성인초기}} = .023$, $p < .01$; $\beta_{\text{중년기}} = .015$, $p < .001$; $\beta_{\text{노년기}} = .010$, $p < .01$). 또한 전 생애에 걸쳐서 만성질환과 긍정적 자아존중감의 변화율($\beta_{\text{성인초기}} = .000$, $p > .05$; $\beta_{\text{중년기}} = .000$, $p > .05$;

$\beta_{\text{노년기}} = .000, p > .05$ 및 부정적 자아존중감의 변화율($\beta_{\text{성인초기}} = .000, p > .05; \beta_{\text{중년기}} = .000, p > .05; \beta_{\text{노년기}} = .000, p > .05$) 모두 관계가 없어서 만성질환에 따른 긍정적·부정적 자아존중감의 집단 내 차이가 시간이 지나도 그대로 유지되었다.

표 4. 생애주기별 이원적 자아존중감 조건모형 분석결과

고정 효과	성인초기		중년기		노년기	
	긍정 자존감	부정 자존감	긍정 자존감	부정 자존감	긍정 자존감	부정 자존감
	계수(표준오차)	계수(표준오차)	계수(표준오차)	계수(표준오차)	계수(표준오차)	계수(표준오차)
출발값						
절편	2.165(.085)***	1.921(.053)***	1.992(.093)***	2.406(.062)***	2.406(.103)***	2.452(.072)***
연령	-0.003(.002)	0.003(.001)**	0.003(.001)*	-0.003(.001)***	-0.004(.001)***	-0.003(.001)***
우울	-0.015(.001)***	0.012(.001)***	-0.014(.001)***	0.013(.001)***	-0.013(.001)***	0.010(.000)***
성별	-0.038(.014)**	0.008(.009)	0.065(.014)***	-0.088(.009)***	0.033(.015)*	-0.066(.011)***
교육	0.086(.007)***	-0.050(.004)***	0.059(.005)***	-0.031(.004)***	0.080(.006)***	-0.026(.004)***
배우자	0.049(.017)**	-0.050(.011)***	0.018(.020)	-0.088(.014)***	-0.003(.015)	-0.051(.011)***
직업	0.042(.014)**	-0.021(.009)*	0.114(.016)***	-0.079(.010)***	0.062(.014)***	-0.048(.010)***
소득	-0.003(.005)	-0.003(.003)	0.010(.006)	-0.015(.004)***	0.025(.007)**	-0.024(.005)***
가족	0.112(.010)***	-0.014(.007)*	0.099(.010)***	-0.042(.007)***	0.078(.009)***	-0.056(.006)***
질환	-0.049(.012)***	0.023(.008)**	-0.025(.005)***	0.015(.004)***	-0.026(.005)***	0.010(.003)**
결측	-0.011(.014)	-0.017(.008)*	-0.067(.014)***	-0.002(.009)	-0.122(.014)***	0.005(.010)
변화율						
절편	0.052(.015)**	-0.008(.010)	0.011(.016)	-0.009(.010)	0.076(.018)***	-0.051(.013)***
연령	-0.001(.000)***	0.001(.000)**	0.000(.000)	0.000(.000)	-0.001(.000)***	0.001(.000)***
우울	0.001(.000)***	-0.001(.000)***	0.001(.000)***	-0.001(.000)***	0.001(.000)***	-0.001(.000)***
성별	0.008(.003)**	-0.002(.002)	0.004(.002)	0.004(.002)**	-0.002(.003)	0.003(.002)
교육	-0.002(.001)	0.001(.001)	0.001(.001)	0.000(.001)	-0.002(.001)**	-0.001(.001)
배우자	0.014(.003)***	-0.007(.002)***	0.012(.003)***	-0.004(.002)*	-0.001(.003)	0.001(.002)
직업	0.005(.003)*	-0.004(.002)*	0.000(.003)	0.001(.002)	0.001(.002)	-0.002(.002)
소득	0.002(.001)	-0.001(.001)	0.001(.001)	0.000(.001)	0.000(.001)	0.000(.001)
가족	-0.010(.002)***	-0.002(.001)	-0.009(.002)***	0.000(.001)	-0.006(.001)***	0.001(.001)
질환	0.000(.002)	0.000(.001)	0.000(.001)	0.000(.001)	0.000(.001)	0.001(.001)
결측	-0.001(.003)	0.002(.002)	-0.004(.003)	0.006(.002)**	0.001(.003)	0.008(.002)***
무선효과			변량(표준편차)			
1수준, e	.210(.458)	.089(.299)	.221(.470)	.110(.332)	.236(.486)	.137(.371)
2수준, r ₀	.089(.299)***	.029(.171)***	.093(.306)***	.035(.186)***	.076(.276)***	.030(.173)***
2수준, r ₁	.001(.031)***	.000(.018)***	.001(.033)***	.000(.016)***	.001(.028)***	.000(.014)***

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

③ 가족관계의 경우, 가족관계와 긍정적 자아존중감 변화궤적과의 관계에서, 전 생애에 걸쳐서 가족관계가 좋은 경우가 나쁜 경우보다 긍정적 자아존중감이 높고($\beta_{\text{성인초기}}=.112, p<.001$; $\beta_{\text{중년기}}=.099, p<.001$; $\beta_{\text{노년기}}=.078, p<.001$) 부정적 자아존중감은 낮았다($\beta_{\text{성인초기}}=-.014, p<.05$; $\beta_{\text{중년기}}=-.042, p<.001$; $\beta_{\text{노년기}}=-.056, p<.001$). 또한 전 생애에 걸쳐서 가족관계와 긍정적 자아존중감의 변화율의 관계가 부적방향으로 나타나서($\beta_{\text{성인초기}}=-.010, p<.001$; $\beta_{\text{중년기}}=-.009, p<.001$; $\beta_{\text{노년기}}=-.006, p<.001$) 긍정적 자아존중감 출발값의 집단 내 차이는 전 생애에 걸쳐서 시간이 지남에 따라 감소하였다. 반면, 가족관계와 부정적 자아존중감의 변화율은 전 생애에 걸쳐서 모두 관계가 없어서($\beta_{\text{성인초기}}=-.002, p>.05$; $\beta_{\text{중년기}}=.000, p>.05$; $\beta_{\text{노년기}}=.001, p>.05$) 가족관계 수준에 따른 부정적 자아존중감의 집단 내 출발값의 차이가 시간이 지나도 그대로 유지되었다.

V. 논의 및 결론

1. 자아존중감의 2 요인구조

우리나라 성인초기, 중년기, 노년기 집단의 자아존중감은 1요인구조보다 2요인구조가 더 적합한 것으로 나타났다. 이러한 결과는 외국에서 진행된 다양한 선행연구의 결과와 일치하는 결과이다(Boduszek et al., 2013; Kahng & Mowbray, 2005; Supple et al., 2013). 구체적으로 Boduszek과 그의 동료들(2013)은 'National Survey of American Life' 조사 자료를 활용하여 형벌 선고가 재판에서 확정된 사람 669명의 자아존중감을 측정한 결과, 로젠버그 자아존중감 척도의 요인구조와 구성신뢰도를 분석한 결과, 긍정적·부정적 자아존중감 2요인구조 모델이 다른 모델보다 데이터를 더 잘 반영하는 것으로 나타났다. Supple와 그의 동료들(2013)은 유럽계 미국인, 라틴계, 아르메니아 및 이란계 청소년 1,248명을 대상으로 로젠버그 자아존중감 척도의 요인 구조를 평가했다. 그 결과 자아존중감의 이원적 구조(긍정적, 부정적 자아존중감)모형의 적합도가 적절한 것으로 나타났다. 이것은 단일차원의 자아존중감이 긍정적·부정적 자아존중감의 이원적 구조로 구분이 된다는 것을 확인한 결과로써, 자아존중감에 대한 기존의 관점을 이원

적 관점으로 넓혔다는 의미를 가진다.

2. 이원적 자아존중감의 변화궤적 분석결과

긍정적 자아존중감의 경우 우리나라 성인초기에 해당하는 사람들은 시간이 지남에 따라 증가하는 궤적을, 중년기와 노년기에는 감소하는 궤적을 보였다. 부정적 자아존중감의 경우 우리나라 성인초기, 중년기, 그리고 노년기 모두 시간이 지남에 따라서 감소하는 궤적을 보였다. 이와 더불어 본 연구에서 새롭게 발견한 것은 긍정적 자아존중감과 부정적 자아존중감의 변화궤적의 상호관계성이다. 성인초기의 경우 긍정적 자아존중감은 증가하고 부정적 자아존중감은 감소하여 서로 반비례적인 관계를 보였다. 그러나 중년기와 노년기의 경우 긍정적 자아존중감도 감소하고 부정적 자아존중감도 감소함으로써 이원적 자아존중감이 서로 특정한 관련이 없이 변화하는 모습을 보였다.

이러한 결과는 크게 두 가지 의미를 가지는데, 한 가지는 이원적 자아존중감의 변화궤적이 생애주기에 따라서 다름을 의미하고, 다른 한 가지는 긍정적 자아존중감과 부정적 자아존중감의 변화궤적이 어느 정도 상관관계를 가지면서 동시에 독립적인 특징을 가지고 있다는 것이다. 먼저, 이원적 자아존중감의 변화궤적이 생애주기에 따라서 다른 결과는 청년층과 중년층에서 전반적인 자아존중감이 증가하는 궤적을 보이고, 노년층에서는 감소하는 궤적을 보인다는 김혜미 등(2015)의 연구결과, 청년기와 중년기에서는 자아존중감이 증가하였지만, 60세부터는 감소하는 것으로 확인된 Orth 등(2010)의 연구, 그리고 아동기, 청소년기, 성인기, 노년기의 자아존중감 변화를 분석한 결과, 각 시기별로 자아존중감의 변화궤적이 차이가 있음을 확인한 Robins과 Trzesniewski(2005)의 연구를 지지한다. 이처럼 생애주기에 따라서 자아존중감의 발달궤적이 다른 것과 관련하여, Twenge와 Campbell(2002)은 자아존중감을 예측하는 요인이 생애주기에 따라서 다를 수 있는데, 사회적 활동과 독립된 생활을 하게 되는 성인기의 경우 경제활동, 사회적 관계, 결혼상태 등의 요인으로 인해서 생애주기별로 자아존중감 발달궤적이 달라질 수 있다고 했다. 마찬가지로, 김혜미 등(2015)은 자아존중감이 생애주기마다 다른 것에 대해서, 생애주기별로 직면하게 되는 다양한 발달과업 및 특징 때문으로 설명하였다. 김혜미 등(2015)에 따르면, 아동 청소년기와는 달리, 성인초기는 직업, 결혼유무, 진로 등의 인구사회학적, 경제적인 영역에서 보다 안정이 되고 확정이 되는 시기로써 해당 발달과

업의 성취를 경험함으로써 일반적으로 자아존중감이 높아지는 것으로 보았다. 마찬가지로 노년기에는 사별, 은퇴, 신체적 기능 저하 등의 경험으로 자아존중감이 감소하는 것으로 보았다. 본 연구의 결과 역시 성인초기에는 긍정적 자아존중감이 증가하는 모습을 보여주었고 중년기와 노년기의 경우 긍정적 자아존중감은 감소하여서 기존의 연구결과와 유사한 모습을 보였다. 이 때 성인초기와는 달리 중년기와 노년기의 긍정적 자아존중감이 감소하는 것은 예측요인과의 관계까지 종합적으로 고려할 때 그 이유를 추정해 볼 수 있다. 조건모형 결과 중에서 중년기와 노년기의 긍정적 자아존중감을 감소시키는 대표적인 요인에는 우울과 만성질환이다. 그런데 본 연구의 표 1에서 확인할 수 있듯이 우울과 만성질환의 수준이 성인초기보다 중년기와 노년기에 유의미하게 안 좋아지는 것을 확인할 수 있다(우울 F검증: $F=436.428$, $p<.001$, 사후검증 결과 세 연령대 모두 유의한 차이를 보임; 만성질환 F검증: $F=3451.066$, $p<.001$, 사후검증 결과 세 연령대 모두 유의한 차이를 보임). 즉, 중년기와 노년기의 우울 및 만성질환과 같은 건강상의 문제는 상대적으로 성인초기보다는 중년기와 노년기의 자아존중감을 낮추는 중요한 요인이 될 수 있다.

긍정적·부정적 자아존중감의 변화궤적이 대체적으로 서로 '부적방향'으로 변화함과 동시에 반드시 '부적방향'이 아닌 점과 관련하여, 자아존중감이 단일차원이 아닌 이원적 속성을 가지고 있다는 연구결과를 지지한다(강상경, 2006; Owens, 1994; Kahng & Mowbray, 2005). 이때 이원적 자아존중감이 서로 독립적인 구조로 존재한다고 하여 서로의 관계가 완전히 배제됨을 의미하지 않듯이, 본 연구의 결과 역시 성인 초기는 이원적 자아존중감의 변화궤적이 서로 상반되는 종속적 관계를 나타내지만, 중년기와 노년기에는 반드시 두 유형의 자아존중감이 서로 반비례하는 관계가 아닌, 어느 정도 독립된 변화궤적을 보이고 있다. 즉, 성인초기의 경우 긍정적 자아존중감이 증가하고, 이에 따라서 부정적 자아존중감이 감소하였지만, 중년기와 노년기에는 긍정적 자아존중감이 감소하는데, 이에 따라서 부정적 자아존중감이 증가하는 게 아니라 감소하였다. 따라서 생애주기에 따라서 자아존중감에 대한 개입의 방향이 달라져야 하는데, 이 때 자아존중감의 하위 유형을 확인하여 보다 초점화된 개입을 해야 할 필요가 있다.

3. 이원적 자아존중감의 변화계적과 예측요인과의 관계 분석결과

먼저 인구사회적요인과의 관계를 살펴보면, (1) 성별에 따른 이원적 자아존중감의 관계 중에서, 긍정적 자아존중감의 경우, 성인초기에는 여성이 남성보다 긍정적 자아존중감이 낮고, 이후 시간이 지나도 성별에 따른 긍정적 자아존중감 출발값의 집단 내 차이는 그대로 유지되었다. 반면 중년기와 노년기에는 정반대로 여성이 남성보다 긍정적 자아존중감이 높고, 이후 시간이 지나도 성별에 따른 긍정적 자아존중감 출발값의 집단 내 차이는 유지되었다. 부정적 자아존중감의 경우, 성인초기에는 성별과 부정적 자아존중감이 관련이 없었다. 중년기와 노년기에는 여성이 남성보다 부정적 자아존중감이 낮았다. 그리고 중년기는 여성이 남성보다 부정적 자아존중감 감소속도가 느려서, 성별에 따른 부정적 자아존중감 출발값 차이가 시간이 지나면서 감소하였다. 노년기는 성별에 따른 부정적 자아존중감 증가속도가 관련이 없어서, 성별에 따른 부정적 자아존중감 출발값의 집단 내 차이가 시간이 지나도 유지되었다.

이러한 결과는 단일차원의 자아존중감과 성별의 관계에 대한 연구결과 중 자아존중감이 성별에 따라서 차이가 있다(정익중, 2007; 김혜미 등, 2015; Emler, 2001)는 연구와 차이가 없다(김정미, 2010; 정인희, 2012)는 연구로 논란이 있었는데, 이러한 논란은 '단일차원의 자아존중감을 분석했기 때문인 것으로 생각된다. 본 연구에서는 긍정적 자아존중감과 부정적 자아존중감을 구분했을 경우에 자아존중감이 성별에 따라 유의미하게 다르게 나타났다. 즉, 긍정적 자아존중감이 주로 여성이 남성보다 높았는데(성인초기 유의미하지 않음; 중년기와 노년기 유의미함), 부정적인 자아존중감 또한 전 생애에 걸쳐서 여성이 남성보다 낮게 나타났다. 따라서 단일차원의 자아존중감 연구에서는 성별의 영향력이 정확하지 않았지만, 이원적 자아존중감으로 구분하였을 경우 긍정적 자아존중감의 경우 여성이 남성보다 높고, 부정적 자아존중감 또한 여성이 남성보다 낮게 나타남이 확인되었다. 이 때, 여성의 긍정적 자아존중감이 높고, 부정적 자아존중감이 낮다는 본 연구의 결과는 단일차원의 자아존중감 연구에서 중년기와 노년기의 자아존중감이 여성이 남성보다 높다는 기존 연구결과(김혜미 등, 2015)와 일치한다. 이에 대하여 김혜미 등(2015)은 여성 중심으로 진행되어온 자아존중감 향상 프로그램의 효과가 있는 것으로 보았다. 또한 정은석과 강상경(2015)의 연구에 따르면 취업자의 경우 여성이 남성보다 자아존중감이 높을 뿐 아니라 남성 실직자가 여성 실직자보다 자아존중감

이 더 낮은 것으로 나타났다. 따라서 우리나라 성인의 자아존중감 개입과 관련된 논의가 여성뿐만 아니라 남성에 대해서도 확대되어 이루어져야 한다.

(2) 배우자유무에 따른 이원적 자아존중감의 관계는 생애주기에 따라 다르게 나타났다. 배우자유무와 긍정적 자아존중감 변화궤적의 관계에서, 성인초기에 배우자가 있는 경우가 없는 경우보다 긍정적 자아존중감이 높았고, 배우자 유무에 따른 이러한 집단 내 차이가 시간이 지나면서 더욱 커지는 것으로 나타났다. 중년기 또한 배우자가 있는 경우가 없는 경우보다 시간이 지남에 따라서 긍정적 자아존중감이 더욱 높아지는 것으로 나타났다. 반면 노년기는 배우자 유무에 따른 긍정적 자아존중감은 관련이 없었다. 따라서 배우자가 있고 없고는 노년기의 긍정적 자아존중감에 영향을 주지 못하지만, 성인초기와 중년기에 있어서 배우자가 있는 것은 긍정적 자아존중감을 증가시키는데 중요한 요인인 것으로 판단된다. 다음으로 부정적 자아존중감의 경우, 성인 초기와 중년기는 배우자가 있는 경우가 없는 경우보다 부정적 자아존중감 출발값이 낮았고, 이러한 차이는 시간이 지날수록 더 커졌다. 노년기 또한 배우자가 있는 경우가 없는 경우보다 부정적 자아존중감 출발값이 낮았고, 이러한 집단 내 차이가 시간이 지나도 그대로 유지되었다. 이러한 결과는 전 연령대에서 배우자가 있는 경우가 없는 경우보다 부정적 자아존중감을 감소시키는 데 더 도움이 되는 것을 의미한다.

이러한 결과를 종합해보면, 단일차원의 자아존중감과 배우자유무의 관계를 확인하였고 그 결과가 다른 2개의 선행연구를 각각 설명할 수 있다. 정인희(2012) 연구에서는 청년층과 노년층에서는 배우자 유무가 중요하지 않았지만, 중년층에서 주요한 예측요인으로 밝혀졌다. 반면, 김혜미 등(2015)의 연구에서는 청년층과 노년층에서 배우자가 있는 경우가 없는 경우보다 자아존중감이 높은 것으로 나타났지만 중년층에서는 영향을 주지 않는 것으로 나타났다. 즉, 정인희(2012)의 연구결과에 따르면 배우자 유무는 중년층에서만 중요하게 나타났고, 김혜미 등(2015)의 결과에 따르면 배우자 유무는 청년과 노년층에서만 중요하게 나타났다. 이처럼 기존 연구들에서 배우자유무가 자아존중감에 미치는 영향이 생애주기별로 다른데, 그 다른의 정도가 연구마다 다르게 나왔던 것은 '긍정적 자아존중감과 '부정적 자아존중감'으로 구분했을 때 보다 명확히 설명이 된다고 볼 수 있다. 특히, 배우자 유무가 성인초기와 중년기의 긍정적 자아존중감에 영향을 줄 뿐만 아니라, 노년기의 부정적 자아존중감을 유의하게 낮춰준다는 본 연구의 결과는, 단순히 '단일차원 자아존중감'에서는 확인할 수 없었던 새로운 발견으로써, 배우자 유무

는 전 연령대에 있어서 우리나라 성인의 이원적 자아존중감에 긍정적인 영향을 주는 요인으로 볼 수 있다. 따라서 단순히 배우자 유무가 특정 연령층에 있어서 자아존중감에 긍정적 영향을 준다고 하기보다는, 어떤 하위유형의 자아존중감에 영향을 미치는지를 고려할 필요가 있다.

다음으로 사회경제적요인과의 관계를 살펴보면, (1) 직업상태와 긍정적 자아존중감 변화궤적과의 관계에서, 성인초기, 중년기, 그리고 노년기에서 모두 직업이 있는 경우가 없는 경우보다 긍정적 자아존중감이 높았다. 이 때 성인초기에는 직업유무에 따른 이러한 집단 내 출발값의 차이가 시간이 지나면서 더욱 커졌고, 중년기와 노년기 또한 이러한 집단 내 차이가 시간이 지나도 유지되었다. 직업상태와 부정적 자아존중감 변화궤적과의 관계 또한 성인초기, 중년기, 그리고 노년기에서 모두 직업이 있는 경우가 없는 경우보다 부정적 자아존중감이 낮았다. 이 때 성인초기에는 직업유무에 따른 이러한 집단 내 출발값의 차이가 시간이 지나면서 더욱 커졌고, 중년기와 노년기 또한 이러한 집단 내 차이가 시간이 지나도 그대로 유지되었다.

이러한 결과를 종합해보면, 직업이 있는 경우가 성인초기, 중년기, 그리고 노년기 모두에서 긍정적 자아존중감과 부정적 자아존중감에 긍정적 영향을 주었다. 이러한 결과는 직업 여부가 중년기와 노년기에 유의미하게 중요한 영향을 준다는 김혜미 외(2015)의 연구와 일부 일치하나, 본 연구에서는 성인초기에도 중요하게 나타났다는 점이 다르다. 김혜미 등(2015)의 연구에 따르면, 고용여부가 청년층을 제외한 중년층과 노년층에서만 유의한 예측요인으로 나타났고, 이에 대한 설명으로 현대 시대의 청년층이 교육기간이 증가함에 따라서 직업을 갖게 되는 시기 또한 늦어짐으로 인해서 직업여부가 자아존중감에 미치는 영향이 크지 않을 것으로 예상했다. 그러나 이러한 해석은 자아존중감을 이원적으로 구분한 본 연구결과와 다르다. 특히 본 연구의 직업여부는 성인초기의 '긍정적 자아존중감'뿐만 아니라 '부정적 자아존중감'에도 유의한 긍정적 영향을 주는 것으로 나타났다. 따라서 성인초기에 직업이 있는 것이 '긍정적 자아존중감'을 높임과 동시에 '부정적 자아존중감'도 함께 낮춰주는 매우 긍정적 기능을 하기 때문에 성인초기에도 직업여부는 중요한 요인으로 볼 수 있으며, 최근 청년들의 심각한 실업률을 고려할 때에 성인초기에 직업이 없는 사람들을 대상으로 한 자아존중감 개입이 필요하다. 또한 취업이 되지 않음으로 인해 긍정적·부정적 자아존중감이 나빠진다는 것은 자신감 하락으로 연결되고 이것은 다시 재취업에 부정적인 영향을 줄 수 있다. 따라서 취업과 관련

된 재할 및 취업상담에 있어서 '자이존증감 향상'을 목적으로 하는 프로그램을 강화하는 세심한 정책이 필요하다.

(2) 교육수준과 긍정적 자이존증감 변화궤적과의 관계에서, 전 생애에 걸쳐서 교육수준이 높은 경우가 낮은 경우보다 긍정적 자이존증감이 높고, 성인초기와 중년기는 이러한 출발값의 차이가 유지되었다. 그러나 노년기에서는 교육수준에 따른 긍정적 자이존증감의 출발값의 집단 내 차이가 감소하였다. 교육수준과 부정적 자이존증감 변화궤적과의 관계에서, 전 생애에 걸쳐서 교육수준이 높은 경우가 낮은 경우보다 부정적 자이존증감이 낮았고, 이러한 집단 내 출발값의 차이가 시간이 지나도 유지되었다.

이러한 결과는 대학이상인 경우가 아닌 경우보다 청년, 중년, 노년층에서 모두 유의하게 자이존증감이 높게 나타났다는 기존 연구결과(김혜미 등, 2015)를 지지하는 반면, 성인초기와 노년기에는 교육수준이 부정적 자이존증감의 출발값과 유의한 관계가 없다는 기존 연구(정인희, 2012)와는 다르다. 즉, 기존 연구들에서 교육수준이 자이존증감에 미치는 영향이 생애주기별로 다른데, 그 다른의 정도가 연구마다 다르게 나왔던 것은 '긍정적 자이존증감과 '부정적 자이존증감'으로 구분했을 때 보다 명확히 설명이 된다고 볼 수 있다. 따라서 단순히 교육수준이 자이존증감에 영향을 준다고 하기보다는, 어떤 하위유형의 자이존증감에 영향을 미치는지를 고려할 필요가 있다. 이와 더불어 본 연구의 변화궤적의 상태까지 함께 고려할 경우, 교육수준이 긍정적·부정적 자이존증감에 중요한 영향을 미치는 시기는 성인 초기, 중년기, 그리고 노년기까지 모두 포함하고 있기 때문에 '평생교육'과 같은 정책에 대한 적극적인 지원이 필요하다.

(3) 소득과 긍정적 자이존증감 변화궤적과의 관계에서, 성인 초기와 중년기에는 소득수준에 따른 긍정적 자이존증감의 출발값과 변화율 모두 관련이 없었다. 반면 노년기에는 소득이 많은 경우가 적은 경우보다 긍정적 자이존증감의 출발값이 높고, 이러한 집단 내 차이가 시간이 지나도 그대로 유지되었다. 소득과 부정적 자이존증감 변화궤적과의 관계에서, 성인초기에는 소득수준에 따른 부정적 자이존증감의 출발값과 변화율 모두 관련이 없었다. 그러나 중년기와 노년기에는 소득이 많은 경우가 적은 경우보다 부정적 자이존증감이 낮았고 이러한 차이는 시간이 흘러도 그대로 유지되었다.

이러한 결과는 소득과 자이존증감의 관계를 살펴본 기존 연구결과들과 일치함과 동시에 기존 연구들보다 더 명확한 관계를 보여준다. 본 연구의 결과에 따르면, 소득은 '긍정적 자이존증감'의 경우 노년기에, 그리고 부정적 자이존증감의 경우 중년기와 노년기에

유의한 긍정적인 영향을 주는 것으로 나타나, 김혜미 등(2015)과 정인희(2012)연구에서 소득과 자아존중감의 관계가 중년기에만 유의미한 관계가 있다는 결과와는 조금 다르게 나타났다. 이처럼 소득이 자아존중감에 영향을 미치는 것이 중년기와 노년기에 강하게 나타나는 것과 관련하여, 앞서 교육수준 및 직업상태와 같은 사회경제적 특성이 중년기와 노년기의 특성과 더 강하게 관련되었기 때문으로 생각된다. 성인초기의 경우 소득이 긍정적 자아존중감과 부정적 자아존중감 모두에 영향을 주지 않는 것과 관련해서, 김혜미 등(2015)에 따르면, 청년기의 경우에는 빈곤여부가 본인의 발달과업 성취와는 무관한 가족의 특성으로 인식할 가능성이 높아서 자아존중감의 변화에는 유의한 영향을 미치지 않는다고 주장하였다. 따라서 중년기와 노년기의 소득수준에 따른 이원적 자아존중감 개입이 중요하며, 특히 노인 빈곤율이 높은 우리나라의 경우 이러한 빈곤상태가 단순히 물질적인 결핍뿐만 아니라 이원적 자아존중감과 같은 심리적인 결핍을 가지고 올 수 있음을 고려한 정책적/실천적 개입이 필요하다. 이 때 재미있는 것은 소득의 유형에 따라서 이원적 자아존중감 하위유형의 관계가 다를 수 있다는 점이다. 이상록과 이순아(2014)의 연구에 따르면, 공공부조소득과 같이 자산 및 소득조사를 기준으로 한 차별적 소득의 경우 노인의 자아존중감이 감소시키는 것으로 나타났다. 반면, 근로 또는 사업으로 인한 소득은 노인의 자아존중감에 긍정적인 영향을 주는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 소득지원을 할 때에 사회적 낙인이나 차별을 최소화 할 수 있는 보편적 수준의 복지와 지원이 왜 중요한지를 보여주는 것이다. 따라서 추후 연구에서는 자아존중감의 하위유형을 구분하는 것뿐만 아니라 소득유형 또한 구분하여 관계를 확인하는 것이 필요하겠다.

다음으로 심리, 신체, 사회적요인과의 관계를 살펴보면, (1) 우울수준과 이원적 자아존중감의 관계를 살펴보면, 전 생애에 걸쳐서 우울이 높은 사람의 긍정적 자아존중감 출발값이 낮고 부정적 자아존중감의 출발값은 높았다. 그러나 이러한 집단 내 차이가 긍정적 자아존중감과 부정적 자아존중감 모두에서 시간이 지남에 따라서 감소하였다. 이러한 결과는 우울 인식이 높을수록 자아존중감이 낮게 나타난다는 기존 연구결과(김혜미 등, 2015)와 유사하고, 반면, 우울, 불안과 같은 부정적 정서가 높을수록 자아존중감 수준이 높게 나타난다는 기존 연구(정인희, 2012)와 다르다. 즉, 기존 연구들에서 우울수준이 자아존중감에 미치는 영향이 연구에 따라서 상반되게 나왔는데, 이것은 '긍정적 자아존중감과 '부정적 자아존중감'으로 구분했을 때 보다 명확히 설명이 된다고

볼 수 있다. 무엇보다 우리나라 자살률이 높은 현실에서, 우울이 이러한 자살과 높은 연관성을 가지고 있다는 사실과, 우울은 전 생애에 걸쳐서 긍정적 자아존중감을 감소시킬 뿐만 아니라 부정적 자아존중감도 상승시킨다는 본 연구의 결과는 시사하는 점이 크다. 따라서 전 생애에 걸쳐서 주기적으로 우울의 정도를 확인하는 것이 필요하고, 위험한 수준의 우울을 가진 경우 '건강관 차원에서 국가의 지원이 가능하게 하는 제도와 서비스가 필요하다. 구체적으로 현재 한국의 항우울제 소비량은 1천 명당 20DDD(1일 사용량 단위)로 OECD 국가들 28개국 가운데 두 번째로 낮았고, OECD 하루 평균 소비량의 3분의 1에 불과했다(OECD, 2015). 항우울제 과사용이 좋은 것은 아니지만, 우울이 자아존중감에 부정적인 영향을 준다는 본 연구의 결과와 더불어 한국의 높은 자살률을 고려할 때 우울증 치료에 대한 적극적인 지원이 필요하겠다.

(2) 만성질환과 긍정적 자아존중감 변화궤적과의 관계에서, 전 생애에 걸쳐서 만성질환이 심할수록 긍정적 자아존중감이 낮고 부정적 자아존중감은 높았다. 또한 전 생애에 걸쳐서 만성질환에 따른 긍정적·부정적 자아존중감의 집단 내 차이가 그대로 유지되었다. 본 연구의 결과 중, 만성질환과 긍정적 자아존중감의 관계는 만성질환의 정도가 심할수록 자아존중감의 출발값이 청년, 중년, 노년층 모두에서 낮게 나타난 김혜미 외(2015)의 연구와 유사하다. 본 연구의 만성질환과 부정적 자아존중감의 관계의 결과는, Reitzes 외(1996)가 건강상태가 좋지 않을 경우 이로 인한 심리사회적 기능이 축소되어 직업 및 사회적 관계에 영향을 받게 되고, 이것이 자기 자신에 대해 부정적으로 평가하게 될 수도 있다고 한 설명을 지지한다. 따라서 만성질환과 같은 건강상태는 성인기의 긍정적 또는 부정적 자아존중감에 중요한 영향을 주는 것을 알 수 있다. 따라서 만성질환에 대한 개입이 성인초기부터 노년기까지 지속적으로 이루어져야 하며, 만성질환을 가진 사람들의 육체적인 건강뿐만 아니라 자아존중감과 같은 심리정서적인 건강 또한 관심을 가져야 하겠다.

(3) 가족관계와 긍정적 자아존중감 변화궤적과의 관계에서, 전 생애에 걸쳐서 가족관계가 좋은 경우가 나쁜 경우보다 긍정적 자아존중감이 높고, 가족관계수준에 따른 긍정적 자아존중감 출발값의 집단 내 차이는 전 생애에 걸쳐서 시간이 지남에 따라 감소하였다. 가족관계와 부정적 자아존중감 변화궤적과의 관계에서, 전 생애에 걸쳐서 가족관계가 좋은 경우가 나쁜 경우보다 부정적 자아존중감이 낮았고, 가족관계수준에 따른 부정적 자아존중감 출발값의 집단 내 차이는 전 생애에 걸쳐 시간이 지나도 유지되었다.

이러한 결과는 전 생애에 걸쳐서 가족관계만족도가 높은 경우에 단일차원의 자아존중감이 높게 나타난다는 선행연구(김혜미 등, 2015)의 결과와 일치한다. 또한 이러한 결과는 'Sociometer Theory'에 의해 설명될 수 있는데, 'Sociometer Theory'에 따르면 자아존중감은 자신에게 있어서 중요한 사람들에게 수용된 정도를 보여준다고 하였다(Leary, 2001).

이상의 결과는 우리나라 만 19세 이상 성인의 긍정적 자아존중감과 부정적 자아존중감의 변화궤적이 성인초기, 중년기, 노년기에 따라서 어떠한지를 확인하였고, 이러한 각 집단의 궤적에 영향을 미치는 예측요인이 긍정적 자아존중감과 부정적 자아존중감에 따라서 다른지, 또한 생애주기에 따라서 다른지 종합적으로 분석하였다는 점에서 중요한 의미를 가진다. 그러나 다음과 같은 한계를 지니고 있다. 첫째, 본 연구는 예측변수의 경우 1차년도 요인을 투입함으로써 시변변수를 고려하지 못했다는 한계를 가진다. 따라서 추후 연구에서는 이러한 시변변수를 고려한 연구가 필요하겠겠다. 둘째, 종단연구에서는 연령효과, 코호트효과, 기간효과 등의 영향을 받을 수 있다. 본 연구에서는 연령대를 세 개로 나누고, 각 연령대에서 '연령'변수를 통제변수로 투입하여 통제하고자 하였다. 그러나 특정 코호트 또는 특정 사건으로 인한 효과 역시 다를 수 있다. 따라서 추후 연구에서는 이러한 코호트효과 또는 기간효과를 고려할 필요가 있겠다.

유창민은 서울대학교에서 사회복지학 석·박사학위를 받았고, 서울대학교 사회과학연구원 및 사회복지연구소 선임연구원으로 근무했다. 현재 이화여자대학교 사회복지학과 박사후연구원 및 인천대학교 강사로 재직 중이다. 주요 관심분야는 건강불평등, 정신보건, 청소년복지, 장애인복지, 행복이다.
(E-mail: ycsjk5757@gmail.com)

참고문헌

- 강상경. (2006). 중증 정신장애자들의 이원적 자존감과 관련된 요소들에 관한 연구. *사회복지연구*, 29(4), pp.209-241.
- 김성용. (2014). 정신장애인의 스티그마가 자아존중감에 미치는 영향. *정신보건과 사회사업*, 42(3), pp.91-120.
- 김정미. (2010). 아동 및 청소년의 부적응적 완벽주의와 우울의 관계에서 자기존중감의 역할. *청소년학연구*, 17(8), pp.79-104.
- 김혜미, 문혜진, 장혜림(2015). 성인기 자아존중감 변화와 영향요인에 대한 연구. *한국사회복지학*, 67(2), pp.83-107.
- 배병렬. (2014). *AMOS 21 구조방정식모델링*. 서울: 청람.
- 유창민. (2017). 우리나라 청소년의 긍정적 자아존중감과 부정적 자아존중감의 변화궤적 과 예측요인. *한국아동복지학*, 59, pp.25-58.
- 유창민. (2018). 청소년의 이원적 자아존중감의 상호관계: 자기회귀교차지연모형을 적용한 종단연구. *한국청소년연구*, 28(4), pp.5-31.
- 이미리. (2005). 청소년기 자아존중감과 가족, 친구, 학업, 여가, 직업 변인들의 관계: 긍정적 자아평가와 부정적 자아평가를 중심으로. *한국청소년연구*, 16(2), pp.263-293.
- 이상록, 이순아. (2014). 노인가구의 소득유형 및 소득원이 노인의 우울과 자아존중감에 미치는 영향. *사회복지연구*, 45(3), pp.71-95.
- 정은석, 강상경. (2015). 실직이 자아존중감에 미치는 영향: 성별차이를 중심으로. *보건사회연구*, 35(1), pp.84-109.
- 정익중. (2007). 청소년기 자아존중감의 발달궤적과 예측요인. *한국청소년연구*, 18(3), pp.127-166.
- 정인희. (2012). 성인 생애주기별 자아존중감과 영향요인 연구: 청년, 중년, 노년층의 비교. *한국위기관리논집*, 8(6), pp.231-247.
- 최성재, 장인협. (2010). *고령화사회의 노인복지학*. 서울: 서울대학교출판문화원.
- 최창용, 이주연, 신유미. (2015). 중학생의 또래소외감과 이원적 자아존중감 간의 상호관계. *한국청소년연구*, 26(3), pp.247-276.

- Ang, R. P., Neubronner, M., Oh, S. A., & Leong, V. (2006). Dimensionality of Rosenberg's self-esteem scale among normal-technical stream students in Singapore. *Current Psychology*, 25(2), pp.120-131
- Block, J. & R. W. Robins. (1993). A longitudinal study of consistency and change in self esteem from early adolescence to early adulthood. *Child Development*, 64(3), pp.909-923.
- Boduszek, D., Hyland, P., Dhingra, K., & Mallett, J. (2013). The factor structure and composite reliability of the Rosenberg Self-Esteem Scale among ex-prisoners. *Personality and Individual Differences*, 55, pp.877-881.
- Cole, D. A., Maxwell, S. E., Martin, J. M., Peeke, L. G., Seroczynski, A. D., Tram, J. M., Hoffman, K. B., Ruiz, M. D., Jacquez, F., & Maschman, T. (2001). The development of multiple domains of child and adolescent self-concept: A cohort sequential longitudinal design. *Child Development*, 72(6), pp.1723-1746.
- Emler, N. (2001). *Self-esteem: The costs and consequences of low self-worth*. York, England: York Publishing Services.
- Erol, R. Y., & Orth, U. (2011). Self-esteem development from age 14 to 30 years: A longitudinal study. *Journal of Personality and Social Psychology*, 101(3), pp.607-619.
- Harter, S. (1999). *The construction of the self: A developmental perspective*. New York: Guilford Press.
- Kahng, S. K. & Mowbray C. (2005). Assessment of Self-Esteem Among Individuals with Severe Mental Illness: Testing Two Dimensions of Self-Esteem Theory and Implications for Social Work Practice. *Journal of Human Behavior in the Social Environment*, 11(3-4), pp.83-104.
- Kline, R. B. (2011). *Principles and practice of structural equation modeling (3rd ed.)*. New York: Guilford Press.
- Leary, M. R. (2001). *Toward a conceptualization of interpersonal rejection*. In M. R. Leary (Ed.), *Interpersonal Rejection*. (pp.3-20). New York: Oxford University

Press.

- OECD. (2015). *Health at a Glance 2015: OECD Indicators*. Paris: OECD.
- Orth, U., Trzesniewski, K. H., & Robins, R. W. (2010). Self-esteem development from young adulthood to old age: A cohort-sequential longitudinal study. *Journal of Personality and Social Psychology*, 98(4), pp.645-658.
- Owens, T. J. (1994). Two dimensions of self-esteem: Reciprocal effects of positive self-worth and self-deprecation on adolescent problems. *American Sociological Review*, 59(3), pp.391-407.
- Quilty, L. C., Oakman, J. M., & Risko, E. (2006). Correlates of the Rosenberg self-esteem scale method effects. *Structural Equation Modeling*, 13(1), pp.99-117.
- Robins, R. W., & Trzesniewski, K. H. (2005). Self-esteem development across the lifespan. *Current Directions in Psychological Science*, 14(3), pp.158-162.
- Rosenberg, M. (1965). *Society and the adolescent self-image*. Princeton: Princeton University Press.
- Rosenberg, M. (1979). *Conceiving the self*. New York: Basic Books.
- Sheasby, J. E., Barlow, J. H., Cullen, L. A., & Wright, C. C. (2000). Psychometric properties of the Rosenberg Self-Esteem Scale among people with arthritis. *Psychological Reports*, 86, pp.1139-1146.
- Supple, A. J., Su, J., Plunkett, S. W., Peterson, G. W., & Bush, K. R. (2013). Factor structure of the Rosenberg Self-Esteem Scale. *Journal of Cross-Cultural Psychology*, 44, pp.748-764.
- Trzesniewski, K. H., Robins, R. W., Roberts, B. W., & Caspi, A. (2004). *Personality and self-esteem development across the life span, in Recent Advances in Psychology and Aging, edited by Costa, P. T., and Siegler, I. C.*, Amsterdam: The Netherlands Elsevier Science.
- Twenge, J. M. & Campbell, W. K. (2002). Self-esteem and socioeconomic status: A meta-analytic review. *Personality and Social Psychology Review*, 6, pp.59-71.
- Vallacher, R., & Nowak, A. (2000). Landscapes of self-reflection: Mapping the peaks

and valleys of personal assessment. In Tessor, A., Felson, R., & Suls, J. (Eds).
Psychological perspectives on self and identity. (pp.35-66). Washington DC:
American Psychological Association.

A Decade of Changes in Two Dimensional Self Esteem: A Life Course Perspective

Yoo, Changmin

(Ewha Womans University)

This study examined the two dimensional self-esteem trajectories and their predictors for Koreans aged 19 and over. For these purposes, we used the hierarchical linear model for 4,781 young aged (20-39), 4,629 middle-aged (40-59), and 4,735 older adults (60 and over) who participated in the Korean Welfare Panel Study from 2006 to 2015. Major findings are as follows. (1) Related to the positive self-esteem trajectories, the young aged group increased with time, the middle-aged groups maintained with time, and adult group decreased with time. Related to the negative self-esteem trajectories, the young aged group maintained with time, the middle-aged group decreased with time, and the adult group increased with time. (2) The predictors that affect two dimensional self-esteem were divided into demographic factors (age, gender, marital status), socioeconomic factors (employment status, education level, income), and psychological, physical, and social factors (depression, chronic disease, family relationship). As a result, it was found that the types of predictors were different according to the sub-types of self-esteem and life cycle.

Keywords: Positive Self-Esteem, Negative Self-Esteem, Hierarchical Linear Model, Life Cycle, Dual Structure