

女性研究

The Women's Studies

2014. Vol. 87 No. 2 pp. 127~157

다층모형을 이용한 여성 노인의 우울감 결정 요인 추정 : 개인적 특성 효과와 지방정부 정책 효과

김 철 주

다층모형을 이용한 여성 노인의 우울감 결정 요인 추정: 개인적 특성 효과와 지방정부 정책 효과*

김철주**

초 록

고령화는 신체적 건강 뿐 아니라 정신 건강의 쇠퇴도 동반할 수 있다. 우울감은 고령자의 정신건강을 위협하는 가장 흔한 요소 중 하나이다. 특히 남성 노인보다는 여성 노인의 우울감이 더 크다고 알려져 있다. 이 연구는 여성 노인의 우울감에 영향을 미치는 요인이 무엇인지를 천착한 대부분의 선행 연구들과 달리, 여성 노인의 개인적 특성이 미치는 영향 이외에 그가 처해 있는 맥락적·구조적 요인으로서 지방정부 공공지출의 영향에 초점을 맞춘다. 이같은 연구 목적에 부합하는 다층모형 분석 방법론을 활용, 여성 노인의 개인적 특성들(연령, 배우자 유무, 신체활동 제약 유무, 취업여부, 학력, 가구소득, 형제자매 수 등)과 그가 살고 있는 지역사회 맥락적·구조적 특성(거주지 기초자치단체의 노인복지 예산 지출)이 우울감 척도(CESD-10)에 미치는 영향을 추정한 결과, 배우자가 없거나, 신체활동에 제약이 있거나, 중졸 이하 저학력이거나, 형제자매 수가 적은 경우가 그렇지 않은 경우에 비해 우울감 정도가 심한 것으로 나타났다. 또한 이러한 개인적 특성이 동일하다고 하더라도, 노인 1인당 노인복지지출을 많이 하는 지자체에 거주하는 여성 노인이 그렇지 않은 지자체 거주자에 비해 평균적 우울감 정도도 낮고 배우자 유무에 따른 우울감 격차도 더 적은 것으로 나타났다.

주제어 : 여성 노인, 우울감, 다층모형, 위계선형모형,

* 이 연구는 2014년도 서울디지털대학교 대학연구비의 지원으로 연구되었음.

** 서울디지털대학교 사회복지학과 (jooniltwo@hanmail.net)

I. 연구문제

65세 이상 인구가 전체 주민등록인구에서 차지하는 비중(고령인구 비율)은 2003년 8.1% 이후 지속적으로 증가하여 2013년 12.2%에 달하고 있다. 또한 통계청 인구추계에 따르면 고령인구 비율은 중위가정에 따를 경우, 2015년 총인구의 13.1%로 늘어나고 2020년 15.7%를 거쳐 2060년에 이르면 전체 인구의 40.1%에 달할 것으로 예측됐다. 고령화는 개인의 생애사에서 여러 가지 변화를 초래하지만 그 중에서 가장 주목해야 할 것 중 하나는 육체적 건강의 쇠퇴와 버금가는 정신건강의 쇠퇴이다. 고령화 자체가 정신건강의 약화를 초래한다기 보다는 고령화에 수반되는 여러 가지 생애사적 사건들(근로능력의 상실, 그로 인한 소득의 상실, 배우자 등 친밀관계에 있는 타자와 관계 단절, 건강의 쇠약 등)로 인해 인간은 나이가 들수록 정신적으로도 강건성을 잃어간다. 특히 우울감은 노령층에서 가장 두드러지는 정신건강적 위험이다. 노인 우울감은 빈번하게 노인 자살(자살 생각)과 강한 상관성을 보이고 있음이 보고되었으며(한창수, 2012; 서인균·고민석, 2011; 이지전, 2006), 치명적 자기 방임(self neglect)을 초래한다고 분석됐다(이민홍·박미은, 2014). 또한 노인 우울감 연구의 일관된 보고 결과는 남성보다 여성 중에서 우울감 발생 빈도가 더 높거나 우울감 정도가 더 강하다는 것이다(Spence, Adkins, and Dupre, 2011; Cole and Dendukury, 2003). 또한 고령화가 진행될수록 남녀간 우울감 격차는 더 벌어지며 따라서 연령이 높을수록 여성의 우울감이 남성에 비해 더 커진다고 보고되고 있다(Mirowsky, 1996; Yang, 2007).

이 연구는 여성 노인의 우울감이 어떤 요인에 의해 결정되는지를 분석하고자 한다. 연령이 높아지면서 그에 수반되는 여러 생애사적 변화들이 여성 노인의 우울감에 각각 어떤 영향을 미치는지를 통계적 방법으로 추정하고자 한다. 한걸음 더 나아가 이러한 개인적 특성의 영향 이외에 정부의 정책적 노력이 과연 여성 노인의 우울감 수준에 영향을 미치는지를 확인하고자 한다. 정부의 재정지출이 시민들의 삶에 실질적인 영향을 주고 소기의 정책효과를 달성하는데 도움이 되고 있는가를 분석하는 것은 정부 재정활동의 효과성을 평가하는 것으로서 정책분석·평가 분야의 중요한 테마이다. 한편

노인 우울감은 개인적인 차원을 넘어 중요한 사회적 문제로서 공공이 개입하여 개선해야할 정책 영역 중 하나로 인식되고 있다. 정부의 정책적 노력은 정부의 재정활동에 반영되기 마련이고, 노인을 위한 여러 명시적 정책들은 세출예산의 기능별 분류에 의하면 ‘사회복지’ 및 그 하위 범주인 ‘노인복지’ 분야 지출에 의해 추진된다. 사회복지 관련 정부 지출의 효과성에 관해서는 여러 학문 분야 및 정책연구 분야에서 산적한 연구들이 수행돼 왔으나 대부분 국가 정책에 투입된 예산의 시계열적 추세(혹은 투입 전과 이후로 구별된 추세)의 변화와 그와 연동되는 정책 효과 변수의 추세가 얼마나 상호 연관되어 있는가를 밝히는 거시적 연구들이 주를 이루고 있다. 그러나 노인복지를 포함한 사회복지 예산은 복지 서비스를 전달하는 터미널 역할을 하는 기초지방자치단체의 역량과 행정 효율성 여하에 따라 정책 효과가 지역적으로 차이를 드러낼 수 있기 때문에 중앙 정부의 재정 투입 추세 뿐만 아니라 지방정부간 재정 지출의 차이에도 주목할 필요가 있다. 그러므로 이 연구는 사회복지, 특히 노인복지의 직접적 집행과 전달을 담당하는 기초자치단체의 노인복지 분야 공공지출의 규모가 여성 노인의 생애사적 사건이나 개인적 특성과는 별도로 그들의 우울감 경험에 추가적 영향을 미치는지를 적절한 통계적 방법을 통해 확인하고자 한다. 다시 말해, 이 연구에서는 여성 노인의 우울감이 개인적 여러 특성들을 통제한 상태에서도 지방정부의 공공지출이라는 맥락적 특성에 의해 영향을 받는지를 살펴봄으로써, 공공정책을 통해 여성 노인의 우울을 개선할 수 있는 여지가 있는지를 실증적으로 밝히고자 한다.

II. 선행연구 리뷰

1. 노인의 개인적 특성이 우울감에 미치는 영향

사람은 노화할수록 우울해지는가? 그렇다면 그 이유는 무엇인가? 미로프스키와 로스의 연구(Mirowsky and Ross, 1992)는 이 문제에 답하기 위한 몇가지 경쟁적 가설들을 제시함으로써 노화와 정신건강 간 관계에 대한 경

험적 연구의 촉매제가 되었다(1992: 188-190). 첫 번째는 성숙 가설(maturity hypothesis)로서, 사람이 노년기에 접어들면 삶의 성숙도가 더 높아지고 그와 더불어 삶에 대한 만족과 관조적 태도가 증가하여 우울감이 감소하게 된다는 가설이다. 쇠약 가설(decline hypothesis)은 이와 정반대되는 가설로서, 연령의 증가는 육체적·정신적 능력의 감퇴를 초래하여 오히려 우울감을 증대시킨다고 가정한다. 따라서 질환이나 건강악화로 인한 일상활동 제약이나 인지기능 저하를 통제하면 노화의 우울증대 효과는 감소할 것이라는 가설로도 연결된다. 생애주기 가설(life-cycle hypothesis)은 연령이 증가하면서 사람은 결혼, 취업, 은퇴 등 생애 사건을 겪으면서 사회경제적 지위와 자원의 감소를 겪게되고 그 결과 우울감의 증대를 경험하게 된다고 가정한다. 따라서 이 가설에 따르면 생애주기 중 사회경제적 지위와 자원을 향유하지 못하는 청년기와 노년기에 우울감 수준이 가장 높기 때문에 연령과 우울은 U자형 관계에 있다고 할 수 있다.

여성 가설(female hypothesis)은 성별이 노화와 우울감 간 관계를 매개한다는 가설로서, 평균적으로 남성에 비해 더 많은 우울감을 느끼는 여성이 남성보다 더 오래 살기 때문에 여성이라는 성별은 노화의 우울감 증대 효과를 증폭시킨다고 가정한다. 마지막으로 역사적 추세 가설(historical trend hypothesis)은 특정 연령 코호트가 특정 역사적 시기의 경험을 공유한다는 사실에서 출발한다. 예컨대 문맹률이 20%에 달하는 시절에 20대를 보낸 집단과 0.1% 시절에 20대를 보낸 집단은 각자의 청년기에 지배적이던 공식 교육의 정도에 의해 직·간접적으로 영향을 받기 때문에 우울감의 수준이 서로 다를 수 밖에 없다고 전제한다. 그러므로 교육수준이 우울과 부의 관계에 있다면, 고령으로 갈수록 교육수준이 낮은 인구의 비중이 높으므로 노화와 우울은 정의 관계를 보일 것이라고 가정한다.

이러한 경쟁적 가설들은 고령자 우울감 결정요인에 대한 계량연구들을 촉발했다. 이들 연구들은 성별, 건강상태와 육체적·인지적 능력, 교육정도, 배우자 유무, 경제적 자원과 기회 등과 같은 고령자의 개인적 특성들이 우울감에 미치는 영향을 분석하고자 했으며, 각 변수들의 한계효과를 적절한 통계적 방법을 동원하여 추정했다.¹⁾ 미에크와 샤나한(Miech and Shanahan, 2000)은 학력 효과에 초점을 맞췄다. 일반적으로 우울감은 교육정도와 반

비례하는 것으로 보고되고 있는데, 양자간의 이 관계는 고령층으로 갈수록 더 강화되어 연령이 높을수록 학력이 우울에 미치는 부정적 영향이 더 커지는 것으로 분석했다. 한편 양의 연구(Yang, 2007)는 미로프스키와 로스의 가설들(1992)을 검증하고자 하는 경험적 연구들이 일관된 결과를 내놓지 못한 것은 횡단면 자료를 이용함으로써 연령효과와 코호트 효과를 분리해서 분석하지 못했기 때문이라고 진단하면서, 다층모형(HLM)의 성장궤적(growth trajectory) 분석방법을 이용한 종단면 분석을 실시했다. 그 결과 코호트 효과가 통제된 상태에서도 여성이 남성에 비해, 저학력자가 고학력자에 비해, 각각 최초 시기의 우울감이 더 높다는 것을 확인했다. 그리고 연령효과를 통제한 상태에서는 혼인지위의 변화, 건강상태의 변화 등이 우울감에 영향을 미치는 것으로 나타났는데, 유배우자 보다는 이혼이나 사별을 겪은 경우가 우울감이 더 높으며, 건강상태가 악화될수록 우울감이 더 높아진다고 보고했다. 스펜스 외의 연구(Spence, et al., 2011) 역시 동일한 HLM 종단면 분석을 이용하여 52-81세 여성 노인 만을 분석한 결과, 최초 시기의 평균적 우울감은 출생 코호트를 통제한 상태에서도 흑인 여성, 저학력 여성이 더 높으며, 연령을 통제한 상태에서 시간의 변화에 따른 우울감 변화에 영향을 미치는 변수로는 신체적 제약(신체적 제약이 커질수록 우울감 증가), 혼인 지위(이혼하거나 사별하면 배우자와 함께 사는 경우에 비해 우울감 증가), 등이 유의미함을 밝혔다.

한편 박언아·이인숙(2009)은 기초생활수급권자, 차상위계층 등 빈곤 여성 노인을 대상으로 우울감에 영향을 미치는 각 요인들의 효과를 추정한 결과, 배우자가 없는 경우, 주관적 건강상태가 “나쁘다”고 응답한 경우, 인지기능에 어려움이 있는 경우에 각각 그렇지 않은 경우보다 우울증상이 있을 확률이 더 높다는 결과를 얻었다. 그러나 이 연구는 체계적 표집방법을 통하지 않고 특정 교육 프로그램 참여자에 국한한 자원적 샘플의 성격을 띠고 있어 분석 결과를 일반화하기 어렵다. 이 외에도 많은 연구들이 여성 노인 혹은 노인 일반의 우울감에 영향을 미치는 개인적·임상적 요인들을 추정하

1) 이와 관련하여서는 노인 우울감의 위험 요인과 관련한 기존 양적·질적 연구들을 망라하여 리뷰한 메타분석 연구인 코울과 덴더커리의 연구(Cole and Dendukury, 2003)를 참조할 수 있다.

고자 하였으나 전국 대표성을 갖추지 못한 비확률 표집 서베이 자료를 활용함으로써, 분석 결과를 일반화하기 어렵다는 한계를 갖는다(예컨대 장덕화·이경은, 2013; 박경은·권미형·권영은, 2013; 양승애, 2012; 이명숙, 2012; 김은혜·강종혁, 2011; 강월숙·문재우·박재신, 2011 등).

국내 연구 중에서 확률표집에 의한 전국 대표성을 갖춘 표본을 분석한 경우로 이미숙(2012), 김희정·김보혜·김옥수(2011), 손용진(2010) 등을 들 수 있다. 이미숙의 연구(2012)는 한국노동연구원의 고령화연구패널조사(KLoSA) 2008년도 조사자료를 이용하여 65세 이상 고령자의 개인적 속성 중 특히 혼인지위와 결혼만족도가 우울감에 어떤 영향을 미치는지를 추정하고자 했다. 남녀를 모두 포함하는 전체 샘플 분석에서, 여성, 무배우, 고령, 저학력, 저소득, 중소도시 거주, 건강활동제한이 각각 우울감에 부적인 영향을 미치는 것으로 나타났으며, 여성샘플만을 따로 분석한 결과 학력효과가 약간 약해졌을 뿐 이 모든 변수들의 효과는 동일하게 유지됐다. 그러나 남녀를 구분하지 않고 추출된 표본에서 임의로 여성 하위 표본만을 따로 분석하고 있기 때문에 선택편의 문제로 인해 추정계수의 일치성이 의심될 수 있으며, 전체 표본을 대상으로 한 분석에서도 혼인여부와 성별간의 상호작용항을 추가하면 성별과 혼인여부의 주효과가 유의하지 않게 되는 당혹스러운 결과를 설명하기 어렵다는 점 등으로 인해, 여성노인에 있어서 혼인지위 효과에 대한 이 연구의 분석 결과는 타당성을 충분히 갖추었다고 보기 어렵다.

동일한 조사자료를 이용한 김희정 외의 연구(2011)는 비록 시력과 청력의 저하가 노인 우울감에 미치는 영향을 분석하기 위한 연구이지만, 통제변수 효과 추정을 통해 성별, 교육정도, 혼인지위 등의 영향을 분석하고 있다. 분석 결과에 따르면 고령, 여성, 저학력, 무배우, 중위소득이 각각 우울 위험률을 증가시키는 효과가 있는 것으로 나타났다. 마찬가지로 고령화연구패널조사 2006년 자료를 이용한 손용진의 연구(2010)에서는 거주지역을 농어촌과 도시지역으로 나누고 각 지역별로 노인 우울감에 영향을 미치는 변수의 효과가 다르게 나타나는지를 살펴보았다. 분석 결과, 학력, 가구소득, 등 기본적인 사회경제적 지위 변수들과 사회자본 크기를 나타내는 자녀관계망 및 사회관계망 지표 등 여러 요인들이 거주 지역 별로 상이한 영향을

미치는 것으로 나타났다. 한편 연령과 성별은 두 지역 모두 유의미한 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났으며 주관적 건강은 두 지역 모두에서 정의 영향을 나타냈다. 그러나 이러한 분석은 표본을 임의로 놓어준 거주자 표본과 도시 거주자 표본으로 나누어 각각 하위표본에 대해서 별도의 모형을 추정한 것으로서, 이미숙의 연구(2012)와 마찬가지로 추정계수의 일치성이 의심된다.

이상 살펴본 선행 연구들 중에서 이 논문과 직접적으로 비교될 수 있는 연구들의 주요 분석 결과를 살펴보면, 연령 혹은 코호트 효과를 통제한 상태에서(연령이나 코호트 효과 자체는 샘플의 성격이나 연구대상 연령대 등에 따라 서로 달랐다) 혼인지위, 학력, 활동제약, 건강상태 등이 여성 노인 우울감에 미치는 영향에 대해 공통적인 분석결과를 제시하고 있다. 즉 이혼, 사별 등으로 배우자와 함께 살지 않는 것, 저학력, 건강상의 이유로 인한 일상활동의 장애 등이 여성 노인의 우울감을 증가시킨다는 것을 이들 선행연구는 공통적으로 지적하고 있다. 한편 소득(가구소득) 혹은 경제적 지위 변수의 효과에 대해서는 분석 결과가 일관되지 않고 활용한 자료와 분석 방법, 조작화 방법 등에 따라 상이했다.

2. 거시구조적·맥락적 요인이 우울감에 미치는 영향

앞서 살펴본 선행연구들은 노인의 우울감에 영향을 미치는 요인으로 여러 가지 개인적 특성들을 지목했다. 그러나 정신건강을 포함한 개인 수준의 심리적·행태적 결과는 개인적 특성 뿐만 아니라 개인이 처해있는(embedded) 구조적·맥락적 특성에 의해서도 영향을 받기 마련이다(Granovetter, 1985). 노인 우울감과 관련하여 이러한 거시구조적 맥락의 특성이 미치는 영향을 파악하고자 한 선행연구들은 대체로 다음과 같다.

로스의 연구(Ross, 2000)는, 비록 노인 우울감에 대한 연구는 아니나, 빈곤률과 편모 가구 비율이라는 거주지 특성이 거주자의 우울감에 미치는 영향을 추정하고자 했다. 미국 일리노이 주의 성인(18세 이상) 가구에 대한 서베이 조사와 해당 지역의 센서스 조사구(census tracts) 정보를 결합한 다층자료(multi-level data)를 활용, 응답자의 학력, 성별, 연령, 등 전형적인

개인 특성 변수들을 통제한 이후에도 거주지 특성(빈곤률이 높은 조사구인지, 편모 가구가 많은 조사구인지)이 개인의 우울감에 유의미한 영향을 미치는지 살펴보았다. 그 결과, 빈곤률과 편모가구 비율이 높은 지역에 사는 응답자의 우울감이 그렇지 않은 지역 응답자의 우울감보다 유의미하게 더 높다는 것과 응답자 개인의 여러 가지 특성들을 통제한 후에도 이 영향은, 비록 크기는 많이 줄어들지만, 여전히 유의미하게 남아있다는 것을 발견했다. 만약 일반적인 추정 모형(OLS 회귀분석)을 사용했다면 환경이 열악한 거주지에는 우울감에 취약한 개인들(저학력, 저소득, 고령자 등)이 모여 살게 되기 때문에 개인 특성과 거주지 특성의 영향이 분리되어 추정될 수 없었을 것이다. 그러나 이 연구에서는 다층모형이라는 적절한 통계분석 방법을 통하여 개인특성과 거주지 특성의 영향을 분리해서 추정할 수 있었고, 그 결과 개인 특성에 의한 영향을 제거하더라도 거주지 특성의 영향이 여전히 유의미하다는 것을 보여주었다. 비록 일개 주에 국한된 샘플을 대상으로 한 연구로서 일반화하기에 어려움이 있다는 한계는 있으나, 이 연구는 노인 우울감에 대해 거주지역 특성이 미치는 효과를 경험적으로 포착하기 위한 시도라는 점에서 큰 의의를 갖는다.

또한 무라마츠허와 캠벨의 연구(Muramatsu and Campbell, 2002) 역시 다층모형을 이용하여 고령자 활동보조 서비스 이용 정도에 영향을 미치는 요인들의 효과를 추정하면서, 성별, 활동장애 정도, 가족돌봄자 유무, 등과 같은 개인적 요인들과 거주지역 주정부의 보건의료 관련 지출이라는 거시요인을 동시에 살펴보고 있어 본 연구가 참고할 만한 중요한 통찰을 제공해주고 있다. 비록 고령자 우울감을 종속변수로 하는 연구는 아니지만, 지방정부의 공공지출이 고령자의 행태에 미치는 영향을 개인특성을 고려한 상태에서 추정하고자 했다는 점에서 시사하는 바가 크다. 한편 모리스의 연구(Morris, 2008)는 복지서비스 최종 전달기관(welfare offices)의 특성이 서비스 수혜자의 우울감에 미치는 영향을 살펴보았다. 이 연구는 공공정책, 특히 복지정책의 성격이 그 수혜자의 정신건강 혹은 우울감에 미치는 영향에 대한 연구라는 점에서 기존 연구와 차별성을 가질 뿐만 아니라, 복지서비스 최종 전달 기관의 구조적 특성이 개인수준에서의 복지프로그램 참여 여부가 우울감에 미치는 영향을 종폭시키거나 감퇴시킬 가능성을 경험적으로

테스트했다는 점에서 본 연구에 중대한 시사점을 제공해준다. 다층모형을 이용한 분석 결과, 신속한 취업을 강조하는 경향이 강한 복지 사무소일수록 처치집단(프로그램 참여집단)과 통제집단 간 우울감 격차가 더 큰 것으로 (처치집단의 우울감 점수가 더 높은 것으로) 나타났다.

한편 브라질 상파울로 시를 포함한 인근 매트로폴리탄 지역 주민들을 대상으로 소득불평등과 우울감 간의 관계를 분석한 연구(Chiavegatto Filho, 2013) 역시 이 논문에 중요한 함의를 제공한다. 이 연구는 브라질 상파울로 매트로폴리탄 지역 주민 3,500여명에 대한 개인수준 변수 자료와 각 주민들이 거주하는 69개 하위 행정구역의 소득불평등 수준(Gini 계수를 근거로 소득불평등 상위그룹, 중위그룹, 하위그룹으로 나눔) 자료를 연동하여, 거주지역의 소득불평등이라는 거시단위 특성이 각각 개별 주민들의 우울 위험률에 미치는 영향을 다층모형을 이용하여 추정했다. 그 결과, 개인의 모든 특성들을 통제한 이후에도 지니계수 기준 소득불평등 상위그룹과 중위그룹에 속하는 행정구역 주민들이 하위 그룹에 속하는 행정구역 주민들에 비해 우울을 경험할 확률이 더 높았다.

한편 거시구조적 요인의 영향을 파악하고자 하는 유사한 국내연구로는 김형관·이상록(2014), 김은혜·강종혁(2011), 손용진(2010) 등을 들 수 있다. 앞서 소개한 바 있는 손용진의 연구(2010)는 노인 우울감에 영향을 미치는 요인 중에서 도시-농어촌이라는 거주지역의 차이가 미치는 영향에 초점을 맞췄다는 점에서 개인특성 이외의 구조적·맥락적 요인의 효과를 추정하고자 한 연구로 간주될 수 있다. 그러나 앞서 지적한 바와 같이, 도시거주자 샘플과 농어촌 거주자 샘플로 나누어 별도의 추정을 함으로써 도시 거주와 농어촌 거주 차이가 주는 영향을 파악할 수 없었으며, 따라서 사실상 거주지역이라는 맥락적 요인의 효과를 추정하는데 실패했다고 할 수 있다. 한편 김형관·이상록의 연구(2014)는 유럽가치관조사(EVS)자료를 이용한 서유럽 11개국 주민 12천명에 대한 분석으로서, 빈곤이 (개인의 불행이나 태만이 아니라)사회구조적 요인에 의해 발생하는 것이라는 인식을 갖게 만드는 요인을 개인의 특성과 그가 속한 국가의 거시구조적 특성으로 나누어 살펴 보았다. 그 결과 성별, 교육 정도, 정치 성향 등과 같은 개인적 요인들을 모두 통제하더라도 정치체제(사민주의, 자유주의, 보수주의), 1인당 GNP, 노

조 조직률 등과 같은 국가 수준의 거시구조적 요인들이 여전히 유의미한 영향을 미친다는 것을 보여주었다. 빈곤이 사회적 원인에 기인하는 것이라는 개인의 인식이 그가 속한 국가의 정치적·제도적 맥락에 의해 영향을 받는다는 것을 보여준 연구로서, 이 논문의 연구주제와 관련하여 중대한 함의를 제공해준다.

마지막으로 김교성·김수연의 연구(2014) 또한 OECD 16개국의 5만여 시민들을 대상으로 한 다층분석 연구로서, 고령자의 “활동적 노화(개인적 조직, 사회의 다차원적 영역에서 건강과 참여, 보장의 기회를 통해 적극적인 삶을 실현하는 노화의 과정)”를 결정하는 요인으로서 학력, 성별, 배우자 유무 등과 같은 개인적 요인과 더불어 해당 국가의 복지체제상의 특성들에 주목했다. 분석 결과 모든 개인적 요인들의 영향을 통제한 이후에도 “장기요양지출”이라는 정책 변수가 개인의 활동적 노화 지표 점수에 정의 영향을 미친다는 것을 보여주었으며, 한 걸음 더 나아가 성별, 학력, 배우자 유무 등 개인적 요인들이 활동적 노화에 미치는 영향이 국가의 거시·정책 변수의 효과에 의해 더 커지거나 약해진다는 것을 확인해주었다. 즉, 앞서 소개한 다른 다층모형 적용 연구들과는 달리 이 연구는 거시·맥락적 변수가 개인수준 변수의 영향을 조절하거나 매개할 수 있다는 것을 보여주었다는 점에서 본 논문에 더 큰 함의를 던져준다.

이상 살펴본 바와 같이, 건강상태, 배우자 유무 등과 같은 개인적 특성이외에도 여러 가지 구조적·맥락적 특성들이 여성 노인의 우울감에 영향을 미칠 수 있으며, 나아가 개인적 특성이 우울감에 미치는 영향의 크기나 방향이 이들 구조적·맥락적 특성에 의해 증폭되거나 변경될 수 있음을 선행 연구들은 보여주고 있다. 선행 연구들은 이 구조적·맥락적 특성들로서 거주지의 환경적·인구학적·경제적 특성 혹은 국가 전체의 제도적·정치적 특성들에 초점을 맞추었다. 그러나 여성 노인의 우울감에 미치는 영향에 국한하여 이들 구조적·맥락적 특성들의 효과를 살펴본 연구는 찾아보기 힘들며, 더욱이 거주지 지방정부의 공공지출이나 정책적 개입이 갖는 효과를 여성 노인의 우울감 결정 요인 분석에 포함시킨 경우는 더욱 더 찾기 어렵다.

3. 선행 연구와 차별성

노인 혹은 여성 노인의 우울감에 관한 연구는 그동안 많이 축적되어 있으며 고령자 개인의 여러 인적 특성 및 사회관계적 특성이 우울감에 어떤 영향을 미치는지가 심층적으로 분석되었다. 그러나 이러한 연구들은 개인의 인적, 관계적 특성이 우울감이라는 개인적 특성에 어떤 영향을 미치는가에 초점을 맞추었기 때문에 관측단위를 개인으로 하는 개인 수준의 분석이라고 할 수 있다. 이러한 분석은 개인이 속한 지역사회의 제도적이고 맥락적인 구조적 영향을 분석하지 못하는 한계를 갖는다. 특히 공공지출이라는 정책 도구의 효과가 개인에게 미치는 영향을 파악하지 못하는 약점을 노정하고 있다. 이 연구는 우울감이라는 지극히 개인적인 속성에 영향을 미치는 거시구조적인 요인이 무엇이며 그 영향의 크기는 어느 정도인지를 다층모형이라는 분석기법을 이용하여 계량적으로 분석하고자 한다. 특히 지방정부의 공공지출, 특히 노인복지 분야 공공지출이 그 지역 노인 여성 개인의 우울감에 과연 영향을 미치는지, 미친다면 그 한계효과는 어느 정도인지를 계량적으로 추정함으로써 노인복지 분야의 공공지출이 고령자의 개인적 우울감에 유의미한 영향을 미칠 수 있는지를 파악하고자 한다. 이 연구는 고령자 개인이 처한 지방정부 공공지출이라는 거시구조적 변수의 영향을 실증적으로 추정하고자 한다는 점에 있어서는 기초연구로서 유용성을 지니고 있으며, 동시에 그 추정 결과는 정책 효과성 평가나 정책 재설계를 위한 경험적 논거를 제공하는 데 활용될 수 있으므로 응용연구로서 유용성도 함께 갖추고 있다고 할 수 있다.

Ⅲ. 연구 방법과 자료

이 연구의 목적을 달성하기 위한 분석방법으로 가장 적합한 것은 우선 여성 노인 개인 수준에서 우울감의 크기에 영향을 미칠 수 있는 인적 특성들의 효과를 추정하고, 이 개인적 특성들의 효과를 통제된 상태에서도 노인 복지 예산 규모가 상이한 지역에서는 여성 노인의 평균 우울감도 유의미하게 다른지, 혹은 개인 특성이 우울감에 미치는 영향의 방향이나 강도가 해

당 지자체의 노인복지 예산 규모에 따라 달라지는지를 검증하고자 한다. 만약 그렇다면 지역의 노인복지 예산 지출을 통해 나타나는 지방정부의 정책적 노력이 해당 지역 여성 노인의 개인적 특성과 상관없이 그들의 우울감을 경감시키는 효과가 있는 것으로 판단할 수 있을 것이다. 이러한 형태의 횡단 분석은 개인 수준의 분석과 개인이 집락되어있는(nested) 상위 집단 수준의 분석이 한 데 통합되는 이른바 다층모형 분석(multi-level model, 혹은 hierarchical linear model)이 유용하게 활용될 수 있는 분석 영역이다. 횡단면 다층모형 분석은 하위 수준(예컨대 개인 수준)의 독립변수들이 종속변수에 미치는 영향이 상위 수준(예컨대 개인이 속한 집단이나 지역)의 맥락적 요인에 의해 조절되거나 매개되는 정도를 추정하기에 적합한 분석기법으로서(Singer and Willett, 2003: chs.1-8; Raudenbush and Bryk, 2002), 이 논문의 분석 목적에 정확하게 부합하는 연구 방법이다.

다층모형 분석의 가장 단순한 형태는 개인수준의 변수간 관계에 관한 1층모형과 개인이 속한 집단의 특성이 미치는 영향을 분석하기 위한 2층모형으로 구성된다. 1층 모형은 개인수준의 회귀식(우울감을 종속변수로, 취업여부, 학력, 가구소득 등 여타 개인적 특성을 독립변수로 하는)이 된다. 2층 모형은 1층 모형에서 추정된 절편과 각 독립변수들의 기울기(회귀계수)에 개인을 넘어서는 거시·맥락적 단위의 변수들이 어떤 영향을 미치는지를 밝히기 위한 추정모형이다. 본 연구에서 이 거시·맥락적 단위는 다른 아 니라 시군구 기초자치단체이며, 사용되는 독립변수는 기초자치단체의 예산 지출 중 노인복지관련 예산지출이다.

이 논문은 다층모형을 분석 방법론으로 채택함으로써 다음과 같은 두가지 핵심 질문에 대한 답을 추구한다. 첫째, 1층(개인수준) 모형에서 여성 노인 개인의 우울감에 영향을 미치는 개인수준의 변수들의 영향을 모두 고려한 후에도 우울감의 평균적 크기가 지역별로 유의미한 차이를 보이는지를 확인하는 것과, 둘째 2층(지역수준) 모형에서 이 지역별 차이를 기초자치단체 노인복지 예산 지출이 얼마나 설명해주는지를 확인하는 것이다. 또한 노인복지 예산 지출이라는 지역단위의 예측변수들이 투입된 이후에 개인 우울감의 지역간 편차가 유의미하게 줄어드는지를 확인하는 것도 중요한 분석 초점 중 하나이다.

모형 추정을 위한 자료는 한국여성정책연구원에서 격년으로 실시하고 있는 전국 종단면 조사인 여성가족패널조사 4차년도 자료(2012년 기준)를 이용하였다. 여성가족패널조사는 2007년 19세이상 64세 이하 성인 여성이 거주하는 전국 일반가구 중에서 엄격한 확률표집 절차를 거쳐 총 9,068가구, 9,997명의 여성을 추출하여 1차 웨이브 조사를 실시했으며, 현재 제 4차 웨이브(조사기준 년도 2012년) 조사자료가 일반에 공표돼있다. 4차 웨이브 조사에는 1차 웨이브에 추출된 9,997명의 원표본 여성 중 7,218명이 응답하여 72.2%의 원표본 유지율을 기록했다(주재선, 2013). 본 논문에서는 만 55세 이상 중고령 여성 2,316명을 분석대상으로 했다. 일반적으로 노인 우울감 연구에서는 분석 대상 연령층을 65세 이상으로 설정하지만, 여성가족패널조사에서는 65세 이상 응답자 수가 다층모형 분석을 수행할 만큼 충분하지 않았으며, 고령자 우울감을 분석하면서 연구 대상 연령 층을 50대 이상으로 설정한 선행 연구의 선례도 있기 때문에(Spence, et al., 2011; Cole and Dendukury, 2003), 본 논문에서도 분석 대상을 55세 이상으로 설정했다.²⁾ 여성가족패널조사 자료는 시군구 단위의 지역 코드를 포함하고 있어 기초자치단체를 2층 분석단위로 하는 다층모형 분석에 가장 적합한 자료이다.³⁾ 한편 2층 모형 추정을 위한 기초자치단체 관련 자료로는 통계청 KOSIS의 시군구 지방통계 자료, 안전행정부의 재정고(지방재정포털)상 시군구 기초자치단체 세출예산 통계, 시군구 홈페이지상의 세출예산 사업명세서 등이 사용되었다. 이들 예산자료는 여성가족패널조사의 조사시점과 동일한 2012년 회계연도 기준 자료이다.

2) 코울과 덴더커리의 리뷰 논문에 의하면, 리뷰한 20개 노인 우울감 관련 연구들 중 50대 이상을 분석 대상으로 한 논문은 7편에 달하며, 그 중 55세 이상을 분석대상으로 한 경우는 3편이다(2003: 1148, table 1).

3) 노동연구원의 고령화연구패널조사(KLoSA)는 거주지 변수를 16개 광역자치단체 수준까지만 제공하고 있어, 지방정부의 정책 영향을 2층모형으로 추정하고자 하는 다층모형 분석에는 부적합하다.

IV. 변수와 기술통계

종속변수인 우울감은 고령층에 특화된 우울감 척도(예컨대 GDS)를 사용하는 것이 더 바람직했겠으나 자료의 제약 때문에 널리 알려진 CESD-10 척도를 이용하여 측정했다. 여성가족패널조사의 CES-D 척도 문항은 다음과 같은 10가지 항목으로 구성돼 있고(〈표 1〉), 각 항목은 “매우 그렇다”(4점)에서 “전혀 그렇지 않다”(1점)의 4점 척도로 측정되며, 10개 항목의 합산 점수를 사용했다(5번과 8번 문항은 의미상 역코딩 점수를 사용).⁴⁾ 따라서 종속변수인 우울감은 최소값 10점, 최대값 40점인 연속변수이며 점수가 높을수록 우울감이 높다.

〈표 1〉 우울감 척도 문항(지난 1주간 경험)

항목	내 용
1	평소에는 아무렇지도 않던 일들이 귀찮게 느껴졌다
2	무슨 일을 하던 정신을 집중하기 어려웠다
3	우울했다
4	하는 일마다 힘들게 느껴졌다
5	비교적 잘 지냈다
6	두려움을 느꼈다
7	잠을 이루지 못했다
8	큰 불만 없이 생활했다
9	세상에 홀로 있는 듯한 외로움을 느꼈다
10	도무지 무엇을 시작할 기운이 나지 않았다

우울감에 영향을 미치는 개인수준 변수로는 선행연구의 전통을 따라 연령(AGE)과 연령제곱(AGESQ), 배우자 유무(SPOUSE), 신체활동 제약 유무(ADL), 취업여부(EMP), 학력 고졸 이상 여부(HIGHSCH), 가구소득(HINC), 형제자매 수(SIBLING) 등을 선정했다. 2층모형의 지자체 수준 변수로는 기초자치단체 노인 1인당 노인복지예산(EXP4OLD)을 선정했다. 연령은 비선형관계 가능성을 고려하여 제곱항을 추가했으며, 연령 범위는 앞서 언급한

4) 10개 항목의 크론바흐 알파값은 0.903으로 충분히 높았다. 10개 항목 응답값의 합산점수, 표준화점수, 로그점수를 모두 사용해 보았으나 정규분포 이탈 정도도 유사하고 분석 결과에도 큰 차이가 없었기 때문에, 계수 해석에 가장 유리한 합산점수를 사용했다.

것처럼 최소연령 55세에서 72세까지이다. 배우자 유무 변수는 기혼유배우 그룹과 나머지 이혼, 별거, 사별, 및 미혼을 무배우 그룹으로 분류, 전자를 1로 하는 더미변수로 처리했다. 신체 활동 제약 유무 변수는 기존의 ADL 척도를 사용하는 대신 “나는 걷는데 지장이 없다”, “나는 목욕을 하거나 옷을 갈아입는데 지장이 없다”, “나는 일상활동을 하는데 지장이 없다”, “나는 통증이나 불편감이 없다” 중 어느 하나에라도 “지장이 있다”라고 응답하였으면 일상활동 제약이 있는 것으로 간주, 1의 값을 갖도록 하고 모든 항목에 “지장이 없다”라고 응답한 경우만 0의 값을 갖도록 더미 변수 처리했다. 취업여부 변수도 더미변수로서, 통계청 경제활동인구조사의 취업기준인 “지난 1주간 수입을 위해 1시간 이상 일한” 경우를 취업으로 간주 1의 값을 부여했으며, 단 노인 여성의 특성을 고려하여 통계청 기준과는 달리 1주간 18시간 미만 일한 무급가족종사자도 취업자로 간주했다. 고졸이상 여부 변수의 “고졸 이상” 범주는 최종학력 기준이며 중퇴자를 포함한다. 가구소득 변수는 연간 총소득의 자연로그값이며 18 케이스의 결측치는 선형보간법에 의해 대체했다. 형제자매 수 변수는 연속변수로서, 현재 생존해있는 형제자매만을 포함시켰다.

한편 2층모형의 독립변수인 기초자치단체 노인복지예산은 2012회계연도 일반회계 세출예산 본예산 기준이며 자연로그값을 취하여 분석에 투입했다. 각 기초자치단체의 홈페이지에 공시된 세출예산사업명세서 상 노인복지 관련 사업 세출예산 총액(노인복지관 지원, 노인일자리 지원, 경로당 지원, 노인 주거의료복지 지원, 재가노인복지시설 지원, 기초노령연금, 노인 돌봄서비스 지원, 노인장기요양급여 등, 국가위임 사업 및 자체사업 모두 포함)을 해당 지역 60세 이상 주민등록인구로 나눈 1인당 노인복지 세출예산을 사용했다.⁵⁾

5) 장동호의 연구(2012)는 지방정부의 “복지노력(welfare efforts)”을 측정하기 위한 지표로 복지예산 지출규모가 부적절할 수 있다고 지적하면서, 그 근거로 지자체 특히 기초단체의 사회복지 관련 지출은 대부분 중앙정부 위임사무의 수행을 위해 배정된 국고보조사업이라는 사실을 들고 있다. 이런 이유로 장동호의 연구는 국고보조사업은 제외하고 지자체 자체사업에 대한 예산지출만을 측정할 것을 제안했다. 그러나 본 연구의 목적은 지자체의 “노력”의 효과를 측정하려는 것이 아니라 노인복지 관련 사업의 재원이 어디서 왔던 그 총액의 “효과”를 추정하고자 하는 것이다. 전액 국비보조 사업이든지, 매칭펀드 사업이든지, 전액 자체사업이든지 가리지 않고, 모든 노인복지 사업들에 지자체의 재정여

다음 <표 2>는 이 논문에 사용된 각 변수들의 기술통계를 요약해서 보여 준다.

<표 2> 변수와 기술통계

층	변수명	변수 설명	기술통계	관측치
1층	우울감 (종속변수)	CESD-10 항목 합산	평균: 20.53 표준편차: 5.25	2316
	AGE	연령: 만55세 이상	평균: 61.72 표준편차: 4.27	2316
	SPOUSE	배우자유무 더미변수: 배우자 있음 1(미혼은 배우자 없음으로 간주)	유배우 75.1%	2316
	SIBLING	형제자매수	평균: 5.06명 표준편차: 1.96	2316
	ADL	신체활동 장애유무 더미변수: 장애있음 1	장애있음: 32.0%	2315
	EMP	취업여부 더미변수(18시간 미만 무급가족종사자도 취업자로 간주): 취업 1	취업자 52.9%	2315
	HIGHSC	고졸이상 더미변수(중퇴 포함): 고졸이상 1	고졸 이상 22.8%	2315
	HINC	1년간 총가구소득의 로그값: 18개 결측치는 선형보간법으로 대체함.	평균 7.34, 표준편차: 1.46	2316
2층	EXP4OLD	60세이상 노인1인당 노인복지예산 총액(2012년도 세출예산)의 로그값	평균 13.5, 표준편차: 0.54	220

건의 범위 내에서 총 얼마가 투여됐으며, 그 결과 여성 노인의 우울감 증감에 과연 유의미한 변화가 있었는가를 추정하고자 하는 것이다. 김홍주와 구찬동의 연구(2014)는 기초자치단체의 사회복지사업 중 대부분이 국고보조사업이기는 하나, 그럼에도 불구하고 기초자치단체의 1인당 사회복지지출은 지역별로 상당한 편차를 보이고 있다고 보고하고 있다. 사회복지 분야는 국고보조사업의 비중이 크고 위임사무 형태의 사업이 많아 지자체의 재량이 개입하기 힘든 분야라고는 하나, 국고보조비율에 있어서도 차등이 있고 지자체의 재정력 등에 있어서도 차이가 있기 때문에 실제 지원대상 1인당 복지예산은 지자체별로 상당한 편차를 보여주고 있다는 것이다. 본 논문은 이러한 편차가 해당 지역 여성 노인의 우울감에 평균적으로 영향을 미치는지를 살펴보고자 하므로, 2층 독립변수로 노인 1인당 노인복지 예산액을 사용하는 것은 충분히 정당화될 수 있다고 판단된다.

V. 분석 모형과 추정 결과

다층모형의 첫 단계는 귀무모형(null model)의 추정이다. 귀무모형은 다음 과 같이 1층 개인수준 모형과 2층 지역수준 모형에 아무런 설명변수도 포함하지 않는다.

개인수준 모형 :

$$Y_{ij} = \beta_{0j} + r_{ij}$$

지역수준 모형 :

$$\beta_{0j} = \gamma_{00} + u_{0j}$$

Y_{ij} 는 j지역에 거주하는 여성노인i의 우울감 점수이며, 그것은 j지역 거주 여성노인 전체의 평균적 우울감 점수(β_{0j})와 개인i의 독특한 확률 오차항(random error, r_{ij})의 합이다. 한편 지역별 여성노인의 평균적 우울감 점수는 전국의 모든 기초자치단체에서 차이가 없이 동일할 수도 있고 각 지역마다 크고 작은 편차를 보일 수도 있을 것이다. 따라서 β_{0j} 는 전국 기초자치단체의 평균값(γ_{00})과 개별 지자체 j의 고유한 확률 오차항(u_{0j})의 합이다. 여기서 r_{ij} 는 평균 0, 분산 σ^2 인 정규분포를 따르는 것으로, u_{0j} 는 평균 0, 분산 τ_{00} 인 정규분포를 각각 따르는 것으로 가정된다.

귀무모형 추정은 전국 모든 기초자치단체에 거주하는 여성 노인의 평균 우울감 점수인 γ_{00} 에 대한 추정치와 표준오차, 개인수준의 확률 오차항의 분산(σ^2)에 대한 추정치와 기초자치단체 수준의 확률 오차항의 분산(τ_{00})에 대한 추정치, 후자가 0이라는 영가설에 대한 카이스퀘어 검정 결과를 각각 보여준다. 이 검정 결과를 통해 거주 지역에 따라 우울감 점수에 유의미한 차이가 있는지를 확인할 수 있으며, 만약 지역별로 평균 우울감 점수에 유의미한 차이가 있다면 이 차이를 설명해주는 요인을 확인하기 위해 다층모형을 활용한 분석이 필요하다고 결론지을 수 있다.

귀무모형(null model)을 추정한 결과는 다음 <표 3>과 같다. 이 결과는 여성 노인의 우울감의 총분산과 집단간(이 경우 기초자치단체 간) 분산이 어느 정도인지를 확인하고, 이 분산을 설명하기 위해 과연 다층모형을 활용하여 분석할 필요가 있는지를 검토할 수 있게 해준다. 아래 표에서 보는 바와

마찬가지로, 전국 55세 이상 여성 노인들의 평균 우울감 점수(대평균, grand mean)는 20.6으로 나타났으며, 총분산(개인간 분산과 지역간 분산의 합)은 23.79인 것으로 추정됐다. 한편 대평균과 개별 지자체의 평균 우울감 점수간의 오차(u_{0j})의 분산은 3.78로서, 이 분산이 0이라는 귀무가설을 1% 수준에서 기각하기에 충분한 것으로 분석됐다. 또한 급간상관관계(ICC, Intra-class Correlation)는 $3.78/(3.78+23.79)=13.7$ 로서, 여성 노인 우울감의 총분산 중 13.7%가 지역간 분산이 차지함을 알 수 있다. 이는 결국 다층모형을 통해 여성 노인 우울감의 지역간 차이를 해명할 필요가 있음을 보여준다.

〈표 3〉귀무모형 추정 결과

고정효과	계수	표준오차		
γ_{00}	20.610	0.186		
확률효과	분산	자유도	χ^2	p
u_{0j}	3.783	219	600.252	<0.001
r_{ij}	23.788	-	-	-

Deviance Value: 14103.304

귀무모형을 통해서 여성노인들 개개인 사이에 존재하는 우울감의 총분산과 그 중에서 그들이 거주하는 지역의 특성에 의해 설명될 수 있는 분산의 비중이 어느 정도인지를 확인한 다음에는, 이른바 확률계수모형(Random Coefficient Model)의 추정을 통해 개인간 분산과 지역간 분산을 각 수준의 독립변수들을 통해 어느 정도 설명할 수 있는 지를 확인할 수 있다. 먼저 2층 지역수준 모형에 아무런 독립변수도 투입하지 않은 무조건 모형(unconditional model)은 다음과 같이 구성된다.

개인수준 모형 :

$$Y_{ij} = \beta_{0j} + \beta_{1j}AGE + \beta_{2j}SPOUSE_{ij} + \beta_{3j}ADL_{ij} + \beta_{4j}EMP_{ij} + \beta_{5j}HIGHSCH_{ij} \\ + \beta_{6j}HINC_{ij} + \beta_{7j}AGESQ_{ij} + \beta_{8j}SIBLING_{ij} + r_{ij}$$

지역수준 모형 :

$$\beta_{0j} = \gamma_{00} + u_{0j}$$

$$\beta_{1j} = \gamma_{10}$$

$$\beta_{2j} = \gamma_{20} + u_{2j}$$

$$\beta_{3j}, \dots, \beta_{8j} = \gamma_{30}, \dots, \gamma_{80}$$

앞서 살펴본 바와 같이, 이 모형은 여성 노인 개인의 우울감이 연령, 배우자 유무, 일상 신체활동 제약 유무, 취업여부, 고졸이상 학력 보유 여부, 가구소득, 형제자매 수, 등과 같은 개인적 특성들을 독립변수로 하는 회귀분석에 의해 설명될 수 있음을 전제한다. 그러나 나아가 각 지역별로 이같은 회귀식에 의해 추정되는 각 계수들이 상이할 수 있으며, 특히 각 지역의 평균적 우울감(β_{0j})과 배우자 유무가 개인 우울감에 미치는 영향(즉, 유배우 여성 노인과 무배우 여성 노인의 우울감 격차 β_{2j})가 지역별로 상이할 수 있다고 가정한다. 다음 <표 4>는 이같은 무조건 모형의 추정 결과이다.⁶⁾

<표 4> 확률계수 모형(무조건 모형) 추정 결과

고정효과	계수	표준오차		p-value
절편 γ_{00}	21.490	0.308		<0.001
연령 γ_{10}	-0.676	0.765		0.377
유배우 γ_{20}	-1.639	0.244		<0.001
활동제약 γ_{30}	2.334	0.277		<0.001
취업 γ_{40}	-0.245	0.229		0.284
고졸이상 γ_{50}	-1.158	0.279		<0.001
가구소득 γ_{60}	-0.106	0.081		0.190
연령제곱 γ_{70}	0.006	0.006		0.370
형제자매 γ_{80}	-0.515	0.218		0.018
확률효과	분산성분	자유도	χ^2	p
u_{0j}	4.673	184	320,302	<0.001
u_{2j}	0.710	184	211,209	0.083
r_{ij}	21,374	-	-	-

Deviance Value: 13896.509

$\chi^2=206.7955/ df =2 / p\text{-value} = <0.001$

고정효과 추정에 따르면, 모든 독립변수들이 집단 평균 수준일 경우, 여성 노인 개인의 평균적 우울감 점수는 21.5점 정도인 것으로 추정되었으며,

6) 연령, 연령제곱, 가구소득, 형제자매 수 등 1층모형 독립변수들 중 모든 연속변수는 집단 평균 센터링(group-mean centering)한 후 분석에 투입했다.

배우자와 함께 살고 있는 여성 노인이 그렇지 않은 노인에 비해 우울감 점수가 평균 1.64점 더 낮고, 일상 신체활동에 제약이 있는 여성 노인이 제약이 없는 여성 노인에 비해 2.33점 더 높고, 고졸이상의 고학력 여성 노인이 중졸 이하 저학력 여성에 비해 1.16점 더 낮고, 형제자매 수가 평균보다 1명 더 많은 여성 노인이 0.51점 더 낮은 것으로 나타났으며, 이같은 차이는 1% 유의수준 및 5% 유의수준에서 각각 유의미한 것으로 나타났다. 한편 55세에서 72세의 연령대로 고정되어 있는 샘플의 특성상 연령은 우울감 점수에 선형이든 비선형이든 유의미한 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났으며, 취업여부나 가구소득 또한 각각 우울감 점수 하락 효과가 있는 것으로 나타났다. 10% 수준에서도 유의하지 않았다. 결국 유배우자, 고학력자, 일상 신체활동에 제약이 없는 자, 형제자매수가 많은 자가 각각 그렇지 않은 경우보다 우울감을 덜 느끼고 있다고 판단할 수 있다.

또한 확률효과 추정을 통해, 자치단체 평균 우울 점수(β_{0j})의 분산은 4.67인 것으로 추정됐으며, 이 추정치가 0과 같다는 귀무가설은 1% 유의수준에서 기각되었다. 따라서 여성 노인의 평균 우울감 점수가 자치단체간 유의미한 편차를 보인다고 할 수 있으며, 그 범위는 95% 신뢰수준에서 최소 17.25에서 최대 25.73($21.49 \pm 1.96(4.67)^{1/2}$)점에 이른다. 또한 배우자 유무가 우울감에 미치는 평균적 영향(β_{2j})의 분산은 0.71로 추정되었으며, 이 추정치가 0과 같다는 귀무가설은 10% 유의수준에서 기각 가능하다. 95% 신뢰수준에서 배우자 유무에 따른 우울감 격차는 최소 0.01에서 최대 -3.29까지의 편차를 보여준다고 추정된다($-1.64 \pm 1.96(0.71)^{1/2}$). 즉 격차가 가장 적은 지역에서는 배우자와 같이 사는 경우가 그렇지 않은 경우와 우울감이 거의 동일한 반면, 격차가 가장 큰 지역에서는 배우자가 있는 경우의 우울감이 3.29점 더 낮다(물론 이 범위 내에 0이 속해 있으므로 5% 유의수준에서는 지역간 편차가 0이라는 귀무가설을 기각할 수 없다). 즉, 평균 우울감 정도와 배우자 유무에 따른 우울감 차이가 자치단체별로 유의미한 편차를 보인다고 할 수 있으며, 이 편차를 설명해줄 수 있는 지자체 단위의 특성으로 우리는 1인당 노인복지 예산 지출 규모의 영향을 확인하고자 한다.

한편 귀무모형에서 개인 수준의 총분산 추정치($\widehat{Var}(r_{ij})$)는 23.79였으나

이 모형에서는 21.37로서, 1층모형에 일련의 독립변수들을 추가함으로써 개인간 우울감 총분산을 10.9% 감소시킬 수 있었다는 결론을 내릴 수 있다. 또한 다층모형의 모형 적합도를 나타내는 Deviance 값이 14103.3(귀무모형)에서 13896.50으로 줄어들었으며, 이 감소분은 1% 유의수준에서 유의미했다. 결국 이 확률계수 무조건 모형은 귀무모형에 비해 더 설명력과 모형 적합도가 높은 모형이라고 할 수 있다.

마지막으로, 확률계수모형에서 2층 지역수준 독립변수인 지자체 1인당 노인복지예산 규모를 추가한 조건모형(conditional model)을 추정한 결과를 살펴보자. 이는 지자체별로 상이한 평균 우울감과 배우자유무가 우울감에 미치는 영향력의 크기에 지역의 노인복지예산 규모가 어떤 영향을 미치는지, 또한 개인적 특성들을 통제한 이후에도 유의미하게 남아있는 평균 우울감의 지역간 분산 및 배우자와 함께 사는 여성노인과 그렇지 않은 여성노인들 사이의 우울감 차이의 지역간 분산을 지역의 노인복지예산 규모가 어느 정도 설명해줄 수 있는지를 살펴보고자 하는 분석이다. 추정 모형은 다음과 같다.

개인수준 모형 :

$$Y_{ij} = \beta_{0j} + \beta_{1j}AGE_{ij} + \beta_{2j}SPOUSE_{ij} + \beta_{3j}ADL_{ij} + \beta_{4j}EMP_{ij} + \beta_{5j}HIGHSCH_{ij} \\ + \beta_{6j}HINC_{ij} + \beta_{7j}AGESQ_{ij} + \beta_{8j}SIBLING_{ij} + r_{ij}$$

지역수준 모형 :

$$\beta_{0j} = \gamma_{00} + \gamma_{01}EXP4OLD_j + u_{0j}$$

$$\beta_{1j} = \gamma_{10}$$

$$\beta_{2j} = \gamma_{20} + \gamma_{21}EXP4OLD_j + u_{2j}$$

$$\beta_{3j}, \dots, \beta_{8j} = \gamma_{30}, \dots, \gamma_{80}$$

개인수준 모형의 독립변수는 무조건 모형에서와 동일하고, 지역수준의 독립변수로 해당 지자체의 노인1인당 노인복지예산액을 투입하였다. 위 식에서 γ_{01} 은 지역 노인복지예산액이 해당 지역의 평균적 여성 노인 우울감에 미치는 영향, 즉 전국 평균에 비해 노인복지예산이 1% 더 많은 지역은 평균 여성 노인 우울감이 몇점이나 더 높은지를 보여주는 계수이다. γ_{21} 은 노인복지예산액이 해당 지역의 배우자 유무에 따른 여성 노인 우울감 차이에 미치는 영향, 즉 평균보다 노인복지예산을 1% 더 많이 지출하는 지역의

배우자가 있는 여성 노인과 없는 여성 노인들 사이의 우울감 격차는 예산 지출이 평균수준인 지역에 비해 얼마나 더 크거나 혹은 더 적은지를 보여주는 계수이다.

다음 <표 5>는 이같은 조건 모형 추정 결과이다.⁷⁾

<표 5> 확률계수 모형(조건 모형) 추정 결과

고정효과		계수	표준오차		p-value
절편	상수 γ_{00}	21.445	0.314		<0.001
	노인복지예산 γ_{01}	-0.878	0.449		0.052
연령 γ_{10}		-0.699	0.770		0.364
유배우	상수 γ_{20}	-1.598	0.245		0.001
	노인복지예산 γ_{21}	0.820	0.378		0.031
활동제약 γ_{30}		2.339	0.278		<0.001
취업 γ_{40}		-0.230	0.229		0.315
고졸이상 γ_{50}		-1.173	0.283		<0.001
가구소득 γ_{60}		-0.111	0.080		0.167
연령제곱 γ_{70}		0.006	0.006		0.358
형제자매 γ_{80}		-0.513	0.216		0.018
확률효과		분산성분	자유도	χ^2	p
u_{0j}		4.533	183	315.025	<0.001
u_{2j}		0.607	183	207.463	0.104
r_{ij}		21.359	-	-	-

Deviance Value: 13892.218

$$\chi^2 = 4.81985, df = 2, p = 0.088$$

고정효과 추정 결과, 1층 개인수준 모형의 추정계수와 크기와 유의성은 무조건 모형 추정 결과와 크게 다르지 않게 유지됨을 확인할 수 있다. 연령, 취업여부, 가구소득의 효과는 여전히 유의미하지 않은 음으로 나타났으며, 배우자 유무와 형제자매 수의 효과는 여전히 유의미한 음으로, 일상생활활

7) 2층모형의 노인1인당 노인복지예산 지출액 변수는 대평균 센터링(grand-mean centering) 후 분석에 투입했다.

동 제약 여부는 여전히 유의미한 양으로 각각 나타났다. 한편 2층 지역수준 모형의 고정효과 추정 결과, 노인1인당 노인복지예산은 지역 평균 우울감 점수에 대해서는 유의미한 음의 효과(γ_{01} -0.878, 유의확률 5.2%), 배우자 유무와 우울감 사이의 관계에 대해서는 유의미한 양의 효과(γ_{21} 0.82, 유의확률 3.1%) 각각 갖는 것으로 추정됐다. 다시 말해, 동일한 연령, 동일한 학력, 등등 개인수준 변수들의 특성은 모두 동일하다고 하더라도 여성 노인이 어디에 거주하느냐에 따라 평균 우울감에 유의미한 편차가 존재하는 가운데, 지자체의 노인복지예산액이 평균 보다 1% 더 많은 지역에 거주하는 여성 노인의 평균 우울감은 평균 수준의 지출 규모를 갖는 지역에 거주하는 여성 노인의 평균 우울감에 비해 0.88점 더 낮은 것으로 나타났다. 또한 여성 노인이 어디에 거주하느냐에 따라 배우자와 함께 사는 경우와 그렇지 않은 경우 간의 우울감 차이가 유의미한 편차를 보이는 가운데, 노인복지예산액이 평균 수준인 지역에 거주하는 유배우 여성 노인은 무배우 여성 노인에 비해 1.6정도 우울감 점수가 낮은 반면, 노인복지예산액이 평균보다 1% 더 많은 지역에 거주하는 유배우 여성 노인과 무배우 여성 노인간의 우울감 격차는 0.78정도에 불과한 것으로 나타났다($\gamma_{20} + \gamma_{21} = -1.598 + 0.820 = -0.778$). 다시 말해 지방정부의 노인복지예산은 해당 지역 여성 노인 우울감을 낮춰주고, 배우자 유무에 따른 우울감 격차를 완화시켜주는 효과를 갖는 것으로 해석된다.

한편 확률효과 추정 결과에 따르면, 노인1인당 노인복지예산액이라는 독립변수를 추가한 후에도 여전히 설명되지 않고 남은 u_{0j} 의 분산과 u_{2j} 의 분산은 각각 4.53과 0.61으로 추정되었으며, 이는 아무런 독립변수도 도입하지 않은 무조건 모형 추정 결과인 4.67 및 0.71보다는 약간 줄어든 수치이다. u_{0j} 의 경우, 총분산의 약 3%만이 노인복지예산액 변수 추가에 의해 감소된 것으로 분석되었으며($\frac{4.673 - 4.533}{4.673}$), u_{2j} 의 분산은 노인복지예산 변수 추가 이후 약 14.5%가 줄어든 것으로 분석됐다($\frac{0.710 - 0.607}{0.710}$). u_{2j} 의 경우에는 분산이 0과 같다는 귀무가설을 10% 유의수준에서도 기각하지 못하는 것으로 나타나, 노인복지예산액이 지역간 분산을 거의 모두 설명해

준 것으로 해석된다. 그러나 u_{0j} 의 분산은 여전히 1% 유의수준에서 귀무가설을 기각하기에 충분하다. 이는 여성 노인의 배우자 유무에 따른 우울감 격차의 지역간 분산은 지역의 노인복지예산액을 통해 거의 대부분 설명되나, 여성 노인의 지역 평균 우울감 격차는 노인복지예산액 이외의 다른 적절한 독립변수가 추가된 좀 더 설명력 높은 분석모형을 동원하여 분석할 필요가 있음을 의미한다.

한편 모형적합도를 나타내는 Deviance 값을 비교한 결과, u_{0j} 의 지역간 분산은 존재하지만 u_{2j} 는 지역간 분산이 없이 고정된 값이라고 가정한 상태에서 무조건 모형을 추정한 Deviance 값은 13897.04였으나 u_{0j} 와 u_{2j} 모두 지역간 분산이 존재한다고 가정하고 그 분산을 설명하기 위한 독립변수로 지역 노인1인당 노인복지예산액을 투입한 조건 모형의 Deviance 값은 13892.22로서, 후자의 모형 적합도가 약간 더 높은 것으로 분석됐다. 이 정도의 모형적합도 개선이 유의미한가를 승산비 검정(likelihood ratio test)을 통해 테스트한 결과 유의수준 10%에서 유의미한 것으로 나타났다 ($\chi^2 = 4.81985, df = 2, p = 0.088$). 그러나 모형적합도 개선의 유의확률이 매우 낮다는 것은, 절편의 지역간 차이와 배우자유무 효과의 지역간 차이를 노인복지예산액을 통해서만 설명하고자 하기 보다는 다른 적합한 지역수준 설명변수를 추가하여 설명력이 더 높은 모형을 모색해볼 필요가 있음을 시사한다.

VI. 결론 및 토론

다층모형 분석 결과, 이 논문은 다음과 같은 사실들을 경험적으로 확인할 수 있었다. 우선 여성 노인의 우울감에 영향을 미치는 것으로 선행연구에서 보고된 여러 개인적 특성들이 본 연구에서도 유의미한 영향을 미치는 것으로 확인됐다. 다른 개인적 특성들이 동일하다고 하더라도 배우자와 함께 사는, 일상적인 신체적 활동에 제약이 없는, 고졸 이상 고학력인, 형제자매 수가 많은 경우가 각각 그렇지 않은 경우에 비해 우울감 점수가 유의미하게 더 낮았다. 이같은 결과는 대부분의 선행연구 결과와 일치한다. 그러

나 이 논문은 여기에서 한 걸음 더 나아가, 여성 노인의 우울감의 충분산 중에서 개인적 특성의 차이에서 기인하는 분산을 제외하고도 그가 거주하는 지역(시군구 행정구역)의 차이에서 기인하는 분산이 유의미하게 존재함을 발견했다. 이 분산을 설명하기 위해 거주지역 기초자치단체의 노인복지 예산 규모를 설명변수로 투입한 결과, 노인 1인당 복지예산을 평균보다 더 많이 지출하는 지자체에 거주하는 여성 노인은 지출 규모가 평균 수준인 지자체에 거주하는 여성 노인들에 비해 우울감 점수가 유의미하게 더 낮고, 배우자 유무에 따른 우울감 격차도 유의미하게 적은 것으로 나타났다. 그리고 그 결과 설명되지 않고 남은 지역 수준의 우울감 분산이 상당 부분 줄어드는 것이 확인됐다. 결국 이 논문의 핵심적 기여는 여성 노인의 우울감에 영향을 미치는 여러 가지 개인적 특성들의 영향을 모두 고려한 후에도 지자체의 재정 지출을 통한 노인복지 정책의 추진 여하에 따라 여성 노인의 우울감에 변화가 초래되며, 특히 배우자가 없는 여성노인과 배우자와 함께 거주하는 여성 노인간의 우울감 격차에도 영향이 초래될 수 있음을 계량적으로 보여주었다는 데 있다.

이 논문의 이같은 기여는 학술적인 측면과 정책적인 측면으로 나누어 제시될 수 있다. 먼저 학술적인 측면에서 이 논문은 지방정부의 공공지출 규모라는 거시적 특성들이 개인의 미시적 결과변수에 영향을 미치는지의 여부와 영향을 미친다면 그 크기와 방향이 어떠한가를 계량 모형을 통해 추정함으로써, 사회과학 분야의 거시-미시 연계 분석에서 실증 연구 가능성을 확장시켰다. 이는 아울러 방법론적 측면에서 다층모형 분석 방법론의 적용 영역을 확장했다는 의미이기도 하다. 한편 정책적 측면에서 이 논문은 기초자치단체의 노인복지 지출이 지역내 여성 노인의 정신 건강을 개선시키는 효과를 가질 수 있다는 것과, 배우자 유무에 따른 정신 건강의 격차를 완화시켜주는 방향으로 정책효과를 가져올 수 있다는 것을 통계적으로 보여주었다는 의미에서, 여성 노인의 정신 건강이라는 사회문제에 정부가 개입할 수 있는 계량적 근거를 제시함과 아울러 효과적인 개입을 위한 정책 설계에 시사점을 제공해줄 수 있을 것으로 기대된다.

이 논문의 이러한 정책적 기여는 노인복지 예산 지출의 규모에 따라 지자체 거주 여성 노인들의 평균적 우울감이 영향을 받는다는 것을 보여주는

것을 넘어서, 지자체 노인복지 예산 중에서 구체적으로 어떤 예산이 여성 노인의 우울감에 더 큰 영향을 주는지에 대해서도 함의를 줄 수 있어야 더 커질 수 있다. 그러나 불행하게도 분석대상인 200여개 기초자치단체 각각에 대해 노인복지 세출 예산의 하위 항목들(가능하면 프로그램 단위까지)에 대한 예산 자료를 확보하고 그것을 모형의 변수로 투입하여 각 하위 항목들 중에서 가장 효과가 크다고 추정되는 것을 찾아내는 작업은 현실적으로 매우 어렵다. 따라서 여기서는 이렇게 분석 모형을 수정하여 노인복지 하위 예산 항목들의 상대적 효과를 추정하는 대신, 노인복지 예산 지출 크기와 여성 노인 우울감 정도에 있어 서로 뚜렷한 대조를 보이는 몇몇 지자체들을 임의로 선별하여 해당 지자체의 노인복지 예산을 좀 더 자세하게 사례분석의 형식을 빌어 살펴보면서 그 함의를 제시하는 것으로써 토론에 갈음하고자 한다.

다른 영향요인들을 최대한 통제하고자 서울시내 자치구만을 대상으로 살펴보면, 인구수와 노인인구 비율에서 매우 유사한 서대문구와 강북구를 비교할 때, 서대문구의 여성노인 우울감 점수 평균은 22.3로서 강북구(17.8)에 비해 상대적으로 높은 점수를 보였다. 이 두 자치구의 노인1인당 노인복지예산 규모는 서대문구가 481천원, 강북구는 528천원이다. 세출 예산 항목을 사업별로 좀 더 자세히 살펴보면, 노인일자리 사업의 경우 강북구가 서대문구에 비해 노인 1인당 세출예산이 현저히 적고(서대문구 35천원 대비 강북구 27천원), 노인돌봄서비스 사업 1인당 세출예산은 거의 유사한데 비해(서대문구 11천원, 강북구 10.5천원), 경로당 운영지원사업에 있어서는 강북구의 1인당 세출예산액이 훨씬 더 많았다(서대문구 9천원, 강북구 11천원).⁸⁾ 1인당 노인복지예산이 높은 강북구에서 실제로 여성노인의 평균 우울감 점수가 낮게 나타났으나, 세부 항목을 살펴본 결과, 강북구의 사업별 세출 예산 중 현저하게 서대문구에 비해 그 비중이 높은 사업은 경로당 운영지원사업이었다.⁹⁾ 노인일자리사업 예산의 비중이 서대문구가 더 크면

8) 각 자치구 2012년 예산서 및 통계연보 참조

9) 물론 두 자치구 모두 노인복지예산의 가장 큰 몫은 기초노령연금사업 관련 지출이나, 이는 자치구가 전혀 재량을 가질 수 없는 국가위임 사무에 배정된 예산으로서 그 크기의 차이를 논하는 것은 의미가 없다.

서도 여성노인의 평균 우울감은 더 낮은 이유로는, 노인일자리사업 예산 비중이 높다는 것은 경제적으로 곤궁한 처지에 있는 노인이 상대적으로 많다는 것을 의미하기 때문이거나, 혹은 일자리사업의 여성노인 수혜율이 낮기 때문이거나 등의 이유를 생각해볼 수 있을 것이다. 반면 경로당 운영 지원 등 노인 생활 지원 사업의 지출 규모가 지역 여성노인 우울감 완화에 긍정적 영향을 미칠 수 있을 것이라는 추측 또한 가능할 것이다. 그러나 이러한 해석과 함의는 통제된 통계분석의 결과가 아니라 제한된 조건 하에서 임의적으로 고른 두 대조적 자치구에 대한 사례 분석에 입각한 것이므로 향후 더 정밀한 계량연구나 사례연구를 통해 보완되고 수정될 여지가 다분하다. 노인복지예산 중 어떤 사업에 공공지출을 강화하는 것이 여성 노인 나아가 노인 전체의 우울감 완화 및 정신건강 개선에 효과적일지에 대한 보다 더 체계적이고 심층적인 후속 연구가 필요하다.

참고문헌

- 강월숙·문재우·박재신, 2011, “노인학대, 자아존중감, 일상생활수행능력 (ADL) 및 정신사회적 요인과 노인 우울간의 관련성,” 보건과 사회과학, 제29집, 153-183
- 김교성·김수연, 2014, “‘활동적 노화’에 대한 다차원적 측정과 국가간 비교”, 사회복지정책, 제41권 제1호, 1-32
- 김은혜·강중혁, 2011, “노인일자리사업이 노인 우울감 변화에 미치는 효과 분석”, 한국사회와 행정연구, 제22권 제3호, 363-378.
- 김형관·이상록, 2014, “서구 복지국가들의 빈곤원인 인식 실태와 결정 양상: 개인 및 국가수준 변수들의 영향에 대한 다층분석을 중심으로,” 사회복지정책, 제41권 제2호, 239-267
- 김홍주 구찬동, 2014, “지방자치단체 복지서비스의 지역간 격차에 관한 연구”, 한국정책과학학회보, 제18권 제1호, 99-129
- 김희정·김보혜·김옥수, 2011, “노인의 시력 및 청력 저하가 우울 및 인지기능에 미치는 영향: 2008년 고령화연구패널조사”, 성인간호학회지, 제23권 제6호, 584-594
- 박경은·권미형·권영은, 2013, “여성노인의 우울, 죽음 불안, 삶의 질의 관계”, 한국보건간호학회지, 제27권 제3호, 527-538
- 박언아·이인숙, 2009, “빈곤층 여성 노인의 우울에 미치는 영향요인,” 농촌의학·지역보건학회지, 제34권 제2호, 256-266
- 서인균·고민석, 2011, “학대경험이 노인의 자살생각에 미치는 영향과 스트레스, 우울, 사회적 지지의 매개효과,” 보건사회연구, 제31권 제1호, 127-157
- 손용진, 2010, “사회자본이 도시와 농어촌 노인의 우울증에 미치는 영향에 관한 연구: 성인자녀 관계망 및 사회적 관계망을 중심으로”, GRI 연구논총, 제12권 제3호, 313-339
- 양승애, 2012, “일 대도시 여성 노인의 우울에 영향을 미치는 요인,” 한국보건간호학회지, 제26권 제1호, 158-173

- 이명숙, 2012, “저소득층 전기여성노인과 후기여성노인의 영양 위험, 지각된 건강상태와 우울”, 농촌의학·지역보건학회지, 제37권 제1호, 12-22
- 이미숙, 2012, “노인인구의 결혼관계와 우울증세: 결혼지위와 결혼만족도를 중심으로”, 한국사회학, 제46집 제4호, 176-204
- 이민홍·박미은, 2014, “한국 고령 독거노인의 자기방임에 관한 연구,” 사회복지정책, 제41권 제1호, 123-142
- 이지전·이상옥·신혜령·고수경·박경수, 2006, 노인자살 예측모형 개발 및 예방대책 연구, 국립정신보건교육연구센터 용역보고서.
- 장덕희·이경은, 2013, “독거노인의 유사가족관계와 우울에 관한 연구,” 한국지역사회복지학, 제46권, 229-254
- 장동호, 2012, “지자체 복지지출 비교분석에서의 종속변수 문제 검토”, 보건사회연구, 제32권 제3호, 122-158
- 주재선·문유경·김영택·송치선·박건표·손창균·이건정, 2013, 2013년 여성가족패널조사, 한국여성정책연구원 연구보고서
- 한창수·장보형·이자연·안지혜·임재형·안재원, 2012, 노인자살에 미치는 지역적 위험요인 연구, 한국보건의료연구원 기본연구보고서
- Chiavegatto Filho, A.D.P., I.Kawachi, Y.P.Wang, M.C.Viana, and L.H.S.Guerra Andrade, 2013, "Does Income Inequality Get Under the Skin? A Multilevel Analysis of Depression, Anxiety, and Mental Disorders in Sao-Paulo, Brazil," Journal of Epidemiol Community Health, 1-7
- Cole, M. G., and N. Dendukury, 2003, "Risk Factors for Depression among Elderly Community Subjects: A Systematic Review and Meta-Analysis", The American Journal of Psychiatry, June, 1147-1156
- Granovetter, M. S., 1985, "Economic Action and Social Structure: The Problem of Embeddedness," American Journal of Sociology, Vol.91, 481-510.
- Miech, R. A. and M. J. Shanahan, 2000, "Socioeconomic Status and Depression over the Life Course," Journal of Health and Social Behavior, Vol.41, no.2, 162-176
- Mirowsky, J. and C. E. Ross, 1992, "Age and Depression," Journal of Health and Social Behavior, Vol.33, no.3, 187-205

- Mirowsky, J., 1996, "Age and Gender Gap in Depression," *Journal of Health and Social Behavior*, Vol.37, no.4, 362-380
- Morris, P. A., 2008, "Welfare Program Implementation and Parents' Depression," *Social Service Review*, Vol.82 no.4, 579-614
- Muramatsu, N. and R. T. Campbell, 2002, "State Expenditures on Home and Community Based Services and Use of Formal and Informal Personal Assistance: A Multilevel Analysis", *Journal of Health and Social Behavior*, Vol. 43, No. 1, 107-124
- Raudenbush, S. W. and A. S. Bryk, 2002, *Hierarchical Linear Models: Applications and Data Analysis Methods*, 2nd. ed., Thousand Oaks: Sage Publications
- Ross, C. E., 2000, "Neighborhood Disadvantage and Adult Depression," *Journal of Health and Social Behavior*, Vol.41, no.2, 177-187
- Singer, J. D. and J. B. Willett, 2003, *Applied Longitudinal Data Analysis*, Oxford: Oxford University Press
- Spence, N. J., D. E. Adkins, and M. E. Dupre, 2011, "Racial Differences in Depression Trajectories Among Older Women: Socioeconomic, Family, and Health Influences, *Journal of Social and Health behavior*, Vol. 52 no.4, 444-459
- Yang, Yang, 2007, "Is Old Age Depressing? Growth Trajectories and Cohort Variations in Late Life Depression," *Journal of Health and Social Behavior*, Vol.48, no.1, 16-32

Abstract

A Multi-level Analysis of Risk Factors for Depression Among Elderly Women: Estimating the Effects of Individual Traits and Government Intervention

Cheol-joo Kim

Aging tends to be accompanied by decline in mental, as well as in physical health. Depression is one of the most significant factors that have been known to threaten mental health among the elderly. It has been frequently reported in the mental health literature that elderly women experience stronger depression than their male counterparts. Unlike the majority of preceding studies which aimed to evaluate the effects of the individual traits influencing old women's depression, the study tries to estimate the effects of local governments' welfare expenditures for the elderly, treating them as the structural contexts in which individual old women find themselves embedded. Employing a multi-level model method, the study estimates the magnitudes of the effects that the amount of per-capita welfare expenditures for the elderly made by a local government have on the strength of depressive feelings(measured on the CESD-10 scale) of old women living in the region, while controlling for the effects of their individual traits like age, education level, and etc. Those who are divorced or widowed, who have problems in performing daily activities, who have a middle-school(or lower) level of education, and who have fewer siblings are found to feel more depressive. Furthermore, after controlling for all these individual-level effects, the study finds that those who are living in the region where the local government spends more money for the elderly residents' welfare tend to, on average, feel less depressive. The study also finds that the gap in depressive feelings between old women living with and without their husbands significantly shrinks due to the local government's welfare expenditures for the elderly.

Keywords : Depression, Elderly Women, Multi-level Model