

노후생활에서의 성별 차이 - 경제적 자원을 중심으로*

김정석**

이 논문은 노후 경제적 자원이 노인의 성에 따라 어떠한 차이가 있는지를 경험적으로 살펴보려는 의도를 가진다. 이를 위해 노후의 자립적 수입원 보유여부와 수입액을 중심으로 성에 따라 개인적 수준과 가족 및 가구 수준의 변수들이 어떠한 차별적 효과를 가지는지를 살펴보았다. '전국 노인생활실태 및 복지욕구조사(1998)' 자료를 이용해 남녀노인전체를 대상으로 한 모형과 남녀노인별 모형을 동시에 분석해 본 결과 노인들의 성에 따라 그 효과의 크기나 방향이 다른 변수들이 적지 않음을 확인하였다. 특히 두드러진 성별 차이를 보이는 변수들은 배우자유무, 자녀동거여부이다. 배우자유무의 경우, 이 변수가 경제적 자원과 긍정적인 관계를 맺는 정도는 남성노인보다는 여성노인에게서 높게 나타났다. 또한 자녀동거여부는 남성노인들에서는 자신들의 경제적 자원과 무관하거나 긍정적인 관계를 갖는 반면, 여성노인에 있어서는 부정적인 관계를 보였다. 이는 여성노인들의 배우자에 대한 의존성과 자녀에 대한 의존성을 반영하는 것이다. 이러한 결과들은 노인들의 성에 따라 이들의 개인적 혹은 가족 및 가구적 특성이 그들의 경제적 자원상황과 다른 방식으로 연결되어 있음을 보여주며, 노인들의 성에 따라 차별적으로 작용하는 기제, 혹은 주요변인들에 대한 보다 많은 논의와 연구가 필요함을 의미한다.

핵심단어: 성별 격차, 여성노인, 노후경제자원

I. 문제제기

산업화 및 인구고령화 현상의 진전과 함께 노인문제에 관한 관심이 급증하고 있는데, 그 바탕에는 노인들을 특정연령으로 묶어진 동질적인 성격의 사회집단으로 보는 인식이 내재하고 있다. 물론, 사회 전체적인 입장에서 볼 때, 노인층은 비노인층과 뚜렷이 구분되는 특성을 지니고 있는 것이 사실이다. 그럼에도 불구하고, 최근 여러 연구들에서 강조되듯이, 노인집단내의 이

* 이 연구는 한국학술진흥재단 신진교수연구과제(KRF-2001-003-C00323) 연구비에 의해 지원되었음.

** 동국대학교 사회학과 전임강사

질성 또한 분명히 존재하고 있으며 그것이 갖는 사회적, 정책적 함의는 다양하다. 이 연구는 노인들이 성(gender)에 따라 다른 특성을 보이는 이질적인 집단일 뿐 아니라 이러한 특성들이 자신들의 경제적 상황에 미치는 효과가 다를 수 있음을 파악하고자 한다.

노인들의 성별로 생활양상을 살펴보는 작업은 주로 여성노인들이 노인문제의 핵심을 이룬다는 인식에서 출발한다. 이러한 인식은 대체로 다음과 같은 두 가지 현실에 바탕을 두고 있다. 우선, 남성노인에 비해 여성노인이 훨씬 더 많다는 점을 들 수 있다.¹⁾ 특히 노인층 내의 여초(女超)현상은 고령층으로 갈수록 두드러지게 나타난다. 다음으로, 여성노인들은 남성노인들에 비해 다양한 생활영역에서 심각한 노후문제를 겪는다는 것이다. 사회구조적으로 여성들은 남성들에 비해 사회생활의 제 영역에서 취약한 위치에 있으며,²⁾ 이러한 여성의 취약성은 전 생애주기를 통해 지속된다. 따라서 여성노인이 겪는 문제는 노년기라는 생애주기상의 특정 시점에서 발생하는 문제뿐 아니라 이전의 생애주기단계에서 누적된 문제들이 서로 중첩되면서 심화된 결과이기도 하다.

현재 전 세계적으로 진행되고 있는 노인층 내에서 여성비율의 증가, 즉 노령의 여성화 (feminization of old age)현상은 여성노인들이 직면하는 노후 문제의 특수성과 심각성으로 인해 주요한 학문적 정책적 관심의 대상이 되고 있다(김인숙 외, 2000; 박영란 외, 2000; 박인덕 외, 1989; 성향숙, 2001; 이진숙, 2001). 국가에 따라 여성노인문제의 구체적인 양상과 형태는 다르게 나타나지만, 대체로 남성노인에 비해 여성노인이 경제적으로 사회적으로 그리고 건강상의 측면에서 열악한 위치를 차지한다는 사실은 보편적으로 관찰되고 있다 (Devarics, 1999; Stuckelberger, 1997). 한 예로 남녀평등권이 상당히 보장되어 있다는 미국의 경우, 동일한 연령대에서도 여성노인이 남성노인에 비해 빈곤율이 높을 뿐 아니라 건강문제를 더 많이 경험하는 것으로 나타나고 있다(Pampel, 1998). 한국노인의 상황도 이와 크게 다르지 않은데, 이미 많은 실태조사(김익기 외, 1999; 이가옥 외, 1994; 이가옥 외, 2000; 정경희 외, 1998)에서 여성노인들이 남성노인들에 비해 건강상의 문제나 경제적 어려움을 더 많이 겪는 것으로 나타나고 있다.

1) 2000년 현재 65세이상 노인중 61.8%가 여성노인으로 집계되었다 (통계청, 2002). 현재의 이러한 여초현상은 남녀평균수명의 차이와 과거 한국동란으로 인해 높았던 남성사망률에 의한 것이라 볼 수 있다.

2) 여성이 갖는 취약성은 출산·육아·가사 등으로 인한 건강상의 문제를 비롯하여 노동분화와 경제적 의존성, 교육 및 경제활동상의 성차별성, 가족관계 내에서의 열악한 지위, 사회복지제도 수급상의 종속성 등을 포함한다.

노인의 성별 격차 문제를 어떻게 이해하고 경험적으로 분석해낼 것인가에 대한 심도 있는 논의는 최근 서구사회를 중심으로 활기를 띠고 있다.³⁾ 이러한 논의의 대표적인 예가 칼라산티와 자이체크(Calasanti and Zaicek, 1993)에게서 발견되는데, 이들의 핵심적인 논지는 여성의 시각(standpoint)으로부터 남성과의 관련성(relation) 속에서 여성노인의 문제가 접근되어야 한다는 것이다.⁴⁾ 이들에 의하면, 남녀노인간의 차이에 대한 기존의 연구들은 대체적으로 남성의 경험을 중심으로 한 (즉 남성의 시각에서 이끌어낸) 이론적 모형에서 출발한다. 따라서 경험적인 분석에서 남녀노인에 대한 별개의 모형을 설정한다 할지라도 여성노인의 문제는 정상적인 남성노인으로부터 일탈한 모습으로 파악되는 결과를 초래한다는 것이다. 또한 성(gender)을 하나의 변수로 포함시킨 단일모형을 설정할 경우, 여성노인의 특수한 상황은 남성노인들의 문제 속으로 용해되고 흡수되어 버린다. 결국 이들의 주장은 여성노인과 남성노인에 대한 이해는 상호간의 관계성 속에서 접근할 필요가 있으며, 이는 다시 사회 제영역에서 나타나는 남녀간의 불평등한 관계로부터 출발하여야 한다는 뜻이 된다. 또한 경험적인 분석에 있어서는 여성노인과 남성노인에 대하여 별개의 모형이 마련되지만 이 둘을 동시에 총체적으로 파악하여야 함을 의미한다.

현재 한국노인들의 성별 격차문제에 대한 집중적인 연구는 미흡한 것으로 판단된다. 우선 성(gender)을 연령이나 결혼상태 등과 같이 하나의 변수로만 다루는 경험적 연구들이 대부분이라는 점을 들 수 있다. 이러한 연구들에서는 남성노인과 여성노인 각자에 고유한 문제의 발생과정과 결과 및 사회적 핵심의들이 충분히 파악될 수 없다는 한계가 있다. 다음으로, 여성노인 문제의 특수성에 관한 지식을 추구하는 과정에서 여성노인들만을 분석대상으로 삼은 연구들이 적지 않다는 점을 들 수 있다.⁵⁾ 물론 이러한 연구들이 여성노인들에 대한 심층적인 이해를 돋고, 나아가서 남성노인에 대비한 여성노인들의 현황을 파악하는데 기반이 되기는 한다. 그럼에도 불구하고 여성노인의 문제에 대한 체계적인 이해, 즉 보편적인 문제와 성에 따른 특수한 문제에 대한 총체적인 접근이 어렵다는 한계점을 갖는 것이다.

3) 노년학의 분야에서 남녀노인간의 차이성을 포함해 노인집단내의 다양성을 어떻게 접근하느냐에 관한 이론적 논의들은 Calasanti(1996), Gibson(1996), McMullin(2000) 등을 참조하기 바란다.

4) 또한 노후생활에서의 남녀간의 차이문제는 계급문제나 세대문제와 별개의 것으로 존재하는 것이 아니라 복합적으로 연계되어 있는 것으로 이해되어야 한다는 점을 강조하고 있다.

5) 대표적인 예로는 강유진·한경혜(2002), 김은경(2002), 문상식·남정자(2001), 박명선(2002), 최선희(1999) 등을 들 수 있다.

II. 연구의 틀 및 접근모형

이 글에서는 노후생활에서의 남녀노인간 차이를 이들의 경제상황에 집중해서 살펴보기로 하며 이를 두 가지 측면에서 접근한다. 우선 노인들이 자립적 수입원을 가지고 있는가를 살펴본다. 자립적 수입원 보유는 그 액수에 관계없이 노인들의 경제적 자립근거를 보여줄 수 있는 근거로 노후 경제자원의 한 지표가 된다. 이와 동시에 이 글에서는 수입원천에 관계없이 (즉 외부의 지원을 포함하여) 현재 수입액의 크기를 살핀다. 이러한 수입총액은 노인들의 소비생활을 결정하는 주요 노후 경제자원의 또 다른 지표가 될 수 있다. 자립적 수입원 보유는 수입액을 구성하는 주요 원천이 되기는 하지만 이 둘이 일치하지 않을 가능성이 많으며 각각 경제자원 상황을 나타내는 지표 역할을 한다.

이 글에서는 노후경제생활 및 성별 차이에 관한 기존의 보고서와 연구결과물을 바탕으로 자립적 수입원 보유여부와 수입액에 관련된 변수들을 추출하고 두 가지 수준의 변수군으로 정리한다. 첫째 변수군은 개인적 수준의 특성들로 노인들의 성, 배우자유무, 연령, 교육수준, 건강상태 및 거주지역 등이 포함된다. 두 번째 변수군은 가족 및 가구 수준의 변수들로 주로 세대관계와 관련이 있다. 이에는 자녀수, 자녀동거여부, 가구내 지위 및 재산상속 상태 등이 포함된다. 이러한 변수들은 계량적 분석을 추구하는 과정에서 주어진 조사자료에서 이용 가능한 변수들에 제한되어 있음을 밝혀둔다.

구체적인 분석을 실시하기 이전에 이 연구의 틀이 갖는 주요 제한점을 언급할 필요가 있다. 여기서 제시되는 분석틀은 인과론적인 모형이라기보다는 앞서 언급한 두 가지 차원의 변인들이 성별에 따라 노후경제생활과 어떠한 관련성을 갖는가를 고찰하기 위한 것이다. 통계모형에서 설정된 독립 변수들과 종속변수간의 관계가 상호인과적인 형태를 띠는 것이 적지 않다. 가령 자녀동거에 관한 기존연구(예를 들어, 유성호, 1997; Kim and Rhee, 2000)를 살펴보면 자녀동거는 노인들의 생존전략적 차원에서 이루어지는 선택으로 설명된다. 즉, 노인들의 경제적 상황에 따라 자녀동거여부가 결정될 수 있다. 한편, 자녀동거여부 자체는 노인들의 경제적 복리에 주요요인으로 등장하기도 한다. 이러한 관점은 대부분의 노인복지실태에 관한 보고서들이 자녀동거상황에 따라 노인들의 생활을 비교하는 데서 발견된다(예를 들어, 정경희 외, 1998). 이 글에서는 이러한 인과성 자체에 대한 논의보다는 이들 간의 관련성을 중심으로 접근하기로 한다.

통계학적으로 이 글의 접근방식을 설명하자면 성이라는 기준적인 독립변수가 다른 독립변수들과 완전한 상호작용(full interaction)을 통해 이들의 경제적 자원 상황에 연결되어 있다는 뜻이 된다. 이는 성에 따라 다른 독립변수들이 유의한 차이를 보이는가를 우선 살펴본 다음, 성을 포함한 개별 독립변수가 종속변수인 경제적 자원과 유의한 관계를 가지는가를 살피는 두 단계를 거치게 된다. 이 단계들은 완전한 상호작용이 성립하기 위한 전제조건으로 제1단계는 성별 독립변수들의 분포를 통해, 그리고 제2단계는 이원분석(bivariate analysis)을 통해 살펴볼 수 있다. 이 과정을 거친 후 최종적으로 남녀전체를 대상으로 각 변수의 주요 효과(main effect)와 성과 다른 독립변수들 간의 상호작용효과를 고려한 다원분석모형을 제시한다. 만약 상당수의 독립변수들이 성과 연결되어 상호작용을 가진다면 이 모형은 남녀별로 나누어 제시할 수 있다.

III. 자료와 변수정의 및 분포

이 글에서 사용하는 조사자료는 1998년도에 한국보건사회연구원이 실시한 《전국 노인생활실태 및 복지욕구조사》이다.⁶⁾ 이 자료는 전국에서 다단계 추출방법에 의해 선정된 노인 2700여명을 대상으로 하고 있으며, 조사완료율이 93%에 이른다. 이러한 대표성이 이외에도 《전국 노인생활실태 및 복지욕구조사》는 노인들의 생활실태와 복지욕구에 관한 많은 설문항목들을 담고 있어 본 연구 분석에 매우 적합한 자료이다. 이 조사에서 완료된 2,535명의 65세 이상 노인 중에서 대립응답을 한 사례 및 자녀가 없는 사례 등을 제외하고 2,243 사례를 분석에 이용하였다.

다음의 <표 1>은 경험적 분석을 위해 사용된 변수들의 정의와 남녀별 표본분포를 제시한다. 대부분의 변수들에 대한 정의는 <표 1>에 제시되어 있지만 일부 변수에 대해서는 추가적인 설명이 요구된다. 우선 자립적 수입원 보유여부는 노인 개인의 (유배우자인 경우는 배우자를 포함해서) 노후 수입원천으로서 제시한 항목 중에서 ‘본인 및 배우자의 일·직업(근로소득)’, ‘저축·증권의 이익배당’, ‘부동산·집세’, ‘연금(국민연금·공무원연금 등)’, ‘퇴직금’, ‘개인연금’ 등과 같이 자녀나 지역사회 혹은 국가로부터의 도움을 제외한 소득원천이 있는 경우를 뜻한다. 이러한 자립적 수입원 내부

6) 이 자료에 대한 보다 상세한 정보는 정경희 외(1998)를 참조하기 바란다.

에서의 개념적, 실제적 차이성이 큼에도 불구하고 이들 소득원천은 노인 자신들에게 귀속되어 있다는 공통성을 가진다. 이 글의 집중적인 분석대상은 아니지만 한 가지 유의할 점은 무배우 여성들의 경우 이러한 소득원천은 대부분 근로소득에 집중되어 있는 반면, 남성들의 경우는 근로소득에의 집중성은 적으며, 상대적으로 연금을 수급하거나 퇴직금이나 재산을 가진 비율은 높게 나타난다. 이는 노동생애주기를 걸쳐 여성들이 남성들보다 노후보장이 적은 직종과 직위에 있었음을 다시 한 번 확인시켜준다. 이 자료에서는 남녀전체의 54.4%가 자립적 수입원을 가진 것으로 나타난다. 이 비율은 남성들에게서는 71.1%, 여성들에게서는 43.7%로, 남성들이 여성들보다 자립적 수입원을 가진 비율이 높다.

〈표 1〉 변수정의 및 표본분포

| 사례수 | 변수정의 | 전체 | 남성 | 여성 |
|----------------------------|------------------------------|-------|-------|-------|
| 변수 | | 평균/비율 | | |
| <종속변수> | | | | |
| 자립적수입원보유 | 자립적 수입원이 있으면 1, 없으면 0 | 54.4% | 71.0% | 43.7% |
| LOG(수입액) | 개인 혹은 부부의 모든 수입 총액 | 3.15 | 3.58 | 2.87 |
| <개인 수준변수> | | | | |
| 여성 | 여성은 1, 남성은 0 | 60.9% | ---- | ---- |
| 유배우 | 유배우자는 1, 무배우자는 0 | 53.7% | 87.8% | 31.8% |
| 연령 | 1년단위의 만연령 | 72.09 | 71.73 | 72.32 |
| 교육정도 | (준거: 무학) | | | |
| 초등학교 | 초등학교 중퇴 및 졸업이면 1, 그 이외 0 | 29.7% | 39.9% | 23.2% |
| 중학교이상 | 중학교 이상 중퇴 및 졸업이면 1, 그 이외 0 | 14.8% | 29.2% | 5.6% |
| 일상활동제한수 | 6가지 항목에서 약간이라도 어려움있는 활동 수 | 0.94 | 0.70 | 1.10 |
| 거주지역 | 동에 거주하면 1, 읍/면에 거주하면 0 | 43.3% | 41.2% | 44.7% |
| <가족 및 가구수준변수> | | | | |
| 자녀수 | 현존하는 자녀수 | 4.89 | 4.97 | 4.83 |
| 자녀동거율 | 자녀와 동거하면 1, 아니면 0 | 44.0% | 37.5% | 48.2% |
| 가구주 | 가구주이면 1, 아니면 0 | 50.2% | 77.9% | 32.4% |
| 재산상속 | (준거: 재산 전부를 상속했음) | | | |
| | 재산 일부를 상속하면 1, 그 이외 0 | 5.6% | 7.1% | 4.7% |
| | 아직 상속하지 않았거나 의사없으면 1, 그 이외 0 | 38.1% | 52.8% | 28.7% |
| | 재산없으면 1, 그 이외 0 | 41.7% | 31.9% | 48.0% |

이 글의 또 다른 종속변수는 수입원천 종류에 관계없이 계산된 노인 개인의 총수입액수이다. 총수입액은 자립적 수입원 이외에도 자녀, 사회단체 및 국가로부터의 보조 등을 포함한 총액수이다. 설문조사에서는 각 수입원천 별로 수입유무를 묻고 이를 이어 그 수입의 액수를 범주형으로 응답하도록 하고 있다. 여기서는 수입범주의 중간값을 대표값으로 산정하고 그 총합을 구한 후, 로그값을 취하기로 한다(이하 수입액). 직관적인 설명력을 다소 상실하더라도, 총수입액에 로그값을 취하는 이유는 모형의 적합도를 높이려는 의도이다. 대부분의 소득분포에서와 같이 이 자료의 수입액분포 또한 비정규적 형태를 보인다. 자립적 수입원 보유비율과 마찬가지로 여성보다는 남성의 평균수입액이 높은 것으로 나타나고 있다.

자립적 수입원 보유여부와 수입액을 설명하기 위한 변인들은 개인적 수준과 가족 및 가구 수준으로 분류해서 제시하고 있다. 개인적 수준 변수이면서 동시에 비교기준변수가 되는 성은 여성을 1의 값으로 코딩하였으며 이 자료에서 여성비율은 60.9%이다. 결혼상태는 배우자 유무로 측정하고 있는데 유배우자 비율은 여성보다 남성에게서 매우 높게 나타난다.⁷⁾ 연령은 1세 단위로 측정한 만연령을 사용하고 있으며 남성보다는 여성의 연령이 조금 더 높게 나타난다. 교육정도는 공식적인 교육과정을 받지 않은 노인들을 준거집단으로 설정하였으며, 여성에 비해 남성노인의 교육수준이 높은 쪽으로 분포되어 있다. 일상활동(ADL) 제한수는 목욕하기, 옷 갈아입기, 식사하기, 의자에서 일어났다 앓기, 걷기, 화장실에 가서 용변보기와 같은 6가지 일상생활 활동중에서 약간이라도 어려움이 있는 경우의 항목수를 합산한 것이다. 여기에서는 여성노인들의 평균 일상활동 제한수가 남성들보다 약간 더 높게 나타난다. 거주지역 변수는 동에 거주하는 경우와 읍 혹은 면에 거주하는 경우로 구분하였다.

가구 및 가족 변수는 자녀수, 자녀동거여부, 가구내 지위 및 재산상속 등을 포함한다. 자녀수는 현존하는 자녀수로 남녀노인 사이에 별 차이가 없다. 자녀동거여부에서는 남성노인보다 여성노인들의 동거율이 높게 나타난다. 가구내 지위는 가구주 여부로 접근하며, 남성노인보다 여성노인들이 가구주인 비율이 낮게 나타난다. 재산상속은 네가지 범주를 가진 변수로 재산 전

7) 조사자료에서 유배우자들의 자립적 수입원과 수입액은 자신 뿐 아니라 배우자의 근로소득과 수입액을 포함하기 있다. 따라서 이들이 자립적 수입원을 가질 가능성과 수입액은 무배우자들의 그것보다 높게 나타나는 것은 당연한 측면이 있다. 이 글의 초점은 유배우자와 무배우자간의 단순한 차이가 아니라 남녀노인별 유배우의 차별적 효과이기 때문에 이 문제는 심각하지 않다고 판단한다.

부를 상속하였을 경우를 준거집단으로, 일부를 상속한 경우, 아직 상속하지 않았거나 상속의사가 없는 경우, 상속할 재산이 없는 경우 등을 대비하고 있다. 이 변수에 있어서도 남성노인보다는 여성노인들이 상속할 재산이 없는 비율이 높게 나타난다.

IV. 분석

이상에서는 남녀별로 각 독립변수의 차이가 있는지를 살펴보았으며 대부분의 변수에서 차이가 있음을 확인하였다. 여기에서는 남녀전체 뿐 아니라 남녀별로 각 독립변수가 종속변수와 통계적 유관성이 있는가를 이원분석으로 살펴보며 개략적인 변수관계를 논한다. 다음으로 다원분석을 통해 독립변수들의 상대적 영향력을 통제한 이후의 각 변수들의 통계적 유관성을 살펴보고 보다 상세한 논의를 하기로 한다.

1. 이원분석

자립적 수입원 보유 여부에 대한 각 변수별 상관관계는 다음 <표 2>와 같다. 이 표에서는 남녀전체에 관한 독립변수들의 이원적 관계와 남녀별 이원관계를 제시하고 있다.⁸⁾ 남녀전체의 경우 대부분의 변수들이 유의한 이원적 상관관계를 보여주고 있다. 개인적 수준의 특성은 남성에 비해 여성의, 그리고 연령이 높을수록, 일상활동제한수가 높을수록 자립적 수입원을 가질 가능성이 낮다. 또한 무배우자보다는 유배우자들이, 그리고 학력수준이 높을수록 자립적 수입원을 가질 가능성이 높다. 한편 가족 및 가구수준 변수에서는 자녀수가 많은 노인과 가구주인 노인에게 이러한 가능성이 높은 반면 자녀동거노인에서는 그 가능성이 낮음을 알 수 있다. 재산상속변수와 관련해서는 재산을 전부 상속한 노인에 비해 재산 일부를 상속하거나 혹은 아직 상속하지 않은 노인들이 자립적 수입원을 가질 가능성이 높지만 상속재산이 없는 노인들의 해당 가능성은 낮게 나타난다.

8) 대부분의 변수들이 범주형 변수이기 때문에 연속형 변수들간의 상관관계에 대한 지표인 상관계수(여기서는 피어슨의 상관계수)가 부적절하다는 지적이 있을 수 있지만, 변수간의 대략적인 관계성을 일시에 점검하기에 유용하다는 뜻으로 상관계수를 이용하고 있음을 밝혀 둔다.

〈표 2〉 자립적 수입원 보유여부와 변인들간의 이변량 상관계수

| | 전체 | 남성노인 | 여성노인 |
|--------------------------|-----------|-----------|-----------|
| 여성 (vs. 남성) | -0.268** | ----- | ----- |
| 유배우 (vs. 무배우) | 0.409*** | 0.284*** | 0.345** |
| 연령 | -0.310*** | -0.302*** | -0.311*** |
| 초등학교(vs. 무학) | 0.108*** | 0.028 | 0.089*** |
| 중등학교이상(vs. 무학) | 0.138*** | 0.062* | 0.060** |
| 일상활동제한수 | -0.125*** | -0.123*** | -0.084*** |
| 시부 (vs. 군부) | -0.191*** | -0.171*** | -0.199*** |
| 자녀수 | 0.043* | -0.018 | 0.061** |
| 자녀동거 (vs. 자녀별거) | -0.323*** | -0.196*** | -0.372*** |
| 기구주 (vs. 비기구주) | 0.321*** | 0.356*** | 0.171*** |
| 재산일부상속 (vs. 전부상속) | 0.072*** | 0.029 | 0.084*** |
| 아직 상속않거나 의사없음 (vs. 전부상속) | 0.429*** | 0.373*** | 0.404*** |
| 상속할 재산없음 (vs. 전부상속) | -0.330*** | -0.312*** | -0.296*** |

주: *p<.1, **p<.05, ***p<.01

자립적 수입원 보유여부에 대한 이러한 결과는 남녀별로 살펴보았을 때도 대체로 비슷한 양상을 보이지만 몇 가지 흥미로운 차별성도 나타난다. 우선 배우자유무의 효과에서 남성보다는 여성에게서 유배우의 효과가 크다는 점을 지적할 수 있다. 〈표 2〉에서 제시된 바에 의하면, 유배우자가 무배우자에 비해 자립적 수입원을 가질 가능성이 높은 한편 이러한 가능성은 유배우 남성보다는 유배우 여성에게서 높다는 것이다. 이는 여성노인들의 자립적 수입원은 남편의 존재유무와 깊은 관련성을 갖는다는 뜻으로 남편의 재산, 퇴직금 및 연금 등이 이들 부부의 자립적 수입원으로 중요한 비중을 차지한다는 의미를 가진다. 다음으로 눈에 띄는 성별 차별성은 자녀수의 효과에서 발견된다. 남성들의 경우 자녀수의 효과는 통계적으로 무의미한 수준인 반면 여성들의 경우는 유의미한 긍정적 효과를 가진 것으로 보인다. 이는 아마도 다산한 여성들이 가지는 특성인 저학력, 낮은 생활수준과 연관되어 노후생활에서의 노동필요성을 의미하는 것으로 해석된다.

자녀동거의 경우 또한 흥미로운 결과를 보이는데 남성이든 여성이든 자녀와 동거하는 노인들이 자립적 수입원을 가질 가능성이 낮지만 그 정도는 여성에게서 훨씬 낮다는 것이다. 이는 자녀와 동거할 경우 남성에 비해 여성들이 동거자녀에 대한 의존성이 높음을 암시한다. 남녀간의 현격한 차이

는 가구주 여부의 효과에서도 발견된다. 같은 가구주로 지목된다 할지라도, 여성 가구주들은 남성 가구주들에 비해 자립적 수입원을 가질 가능성이 낮게 나타난다.

다음의 <표 3>은 수입액에 대한 각 변수별 상관관계를 보여준 것으로 위의 <표 2>와 동일한 양식으로 제시되고 있다. 자립적 수입원 보유여부에 관한 <표 2>와 비교해 보았을 때 남녀전체를 대상으로 한 상관관계 분석에서 차이를 보이는 것은 자녀수와 거주지역의 효과이다. 자녀수는 자립적 수입원 보유에 대해 유의한 긍정적인 효과를 가졌으나, 수입액과의 관계에 대해서는 그 유의성이 사라진다. 다음으로 거주지역의 효과에서는 반대의 효과를 보이고 있다. 군부에 비해 시부 거주노인들이 자립적 수입원을 가질 가능성이 낮지만 그 수입액에 있어서는 시부 거주노인들이 더 높게 나타난다. 이는 군부노인들의 경우 대다수가 농사일을 통해 자신들의 자립적 수입원을 유지할 수 있지만, 공적 혹은 사적 연금, 퇴직금 및 자녀로부터의 보조 등을 포함한 총수입액에 있어서는 도시노인에 비해 적다는 뜻이다. 그 이외의 변수들에 있어서는 상관관계의 방향성이거나 유의성이 자립적 수입원 보유여부와의 상관관계와 유사하게 나타난다.

<표 3> LOG(수입액)과 변인들간의 이변량 상관계수

| | 전체 | 남성노인 | 여성노인 |
|--------------------------|-----------|-----------|-----------|
| 여성 (vs. 남성) | -0.334*** | ----- | ----- |
| 유배우 (vs. 무배우) | 0.462*** | 0.261*** | 0.406*** |
| 연령 | -0.361*** | -0.383*** | -0.354*** |
| 초등학교(vs. 무학) | 0.145** | -0.066** | 0.213*** |
| 중등학교이상(vs. 무학) | 0.366*** | 0.373* | 0.215** |
| 일상활동제한수 | -0.164*** | -0.157*** | -0.119*** |
| 시부 (vs. 군부) | 0.090*** | 0.155*** | 0.077*** |
| 자녀수 | 0.034 | -0.050 | 0.065** |
| 자녀동거 (vs. 자녀별거) | -0.226*** | -0.095** | -0.273*** |
| 가구주 (vs. 비가구주) | 0.286*** | 0.332*** | 0.066*** |
| 재산일부상속 (vs. 전부상속) | 0.098*** | 0.032 | 0.130*** |
| 아직 상속않거나 의사없음 (vs. 전부상속) | 0.398*** | 0.304*** | 0.379*** |
| 상속할 재산없음 (vs. 전부상속) | -0.263*** | -0.206*** | -0.239*** |

주: *p<.1, **p<.05, ***p<.01

남녀별로 살펴보았을 때 수입액에 대해 차별적인 효과를 보이는 변수로는 유배우 여부, 자녀수, 자녀동거여부 및 가구주여부 등을 들 수 있다. 유배우 여부의 경우, 자립적 수입원 보유에서와 마찬가지로 남성보다는 여성에게서 수입액에 대한 유배우의 효과가 큰 것으로 나타난다. 자녀수 효과는 여성에게서만 나타난다. 이는 남성노인에게는 다수의 자녀와 그로 인한 수입액과는 상관관계가 없지만, 여성노인에게는 유의한 긍정적인 관계가 있음을 뜻하는 것으로 여성노인들의 자녀의존성을 보여주는 것으로 이해된다.

자녀와 별거하는 노인에 비해 자녀와 동거하는 노인들의 수입액이 적지만, 그 수입액 차이는 자녀동거 남성노인들보다는 자녀동거 여성노인들에게서 훨씬 높게 나타난다. 즉 여성노인들이 자녀와 동거할 경우는 자녀에의 의존성이 심하다는 뜻이 된다. 가구주 여부의 경우, 남성이든 여성이든 자신들이 가구주인 경우 수입액이 높기는 하지만 그 효과는 남성에게서 더 큰 것으로 나타난다. 이는 여성들이 가구주일 경우, 실제 수입액은 주로 자신들의 근로소득에 의존하는 한편(앞의 <표 2> 참조) 다른 원천으로부터의 수입은 적거나 없다는 뜻이 된다.

2. 다원분석

이상에서는 남녀전체와 남녀별로 노인들의 경제적 자원에 관한 이원분석을 실시하였다. 이미 알려진 바처럼 노인들이 가지는 대다수의 개인적 특성과 가족 및 가구특성은 그 자체내에서 밀접한 관련을 가지고 있다. 따라서 여기서는 각 변수들의 상대적 영향력을 살펴보기 위해 다원분석을 실시한다.

1) 자립적 수입원 여부에 대한 로짓분석

자립적 수입원을 가진 경우에 대한 로짓분석결과는 다음의 <표 4>와 같다. 이 표에서 종속변수는 자립적 수입원을 가지지 않은 경우에 대비해 자립적 수입원을 가진 경우(이하 자립적 수입원을 가질 가능성)로 정의된다. <표 4>에서는 남녀전체를 대상으로 한 분석결과를 제시하고 다음으로 남성 노인, 여성노인을 대상으로 한 분석결과가 제시되고 있다.

〈표 4〉 자립적인 수입원을 가지는가에 대한 로짓회귀계수와 표준오차

| | 전체 | | 남성 | | 여성 | |
|-----------------------------|-----------|---------|-----------|---------|-----------|---------|
| | b | Exp(b) | b | Exp(b) | b | Exp(b) |
| (상수) | 4.867*** | 129.872 | 5.288*** | 197.927 | 4.848*** | 127.502 |
| | 0.948 | | 1.521 | | 1.141 | |
| 여성 (vs. 남성) | 0.362** | 1.437 | ----- | ----- | ----- | ----- |
| | 0.170 | | | | | |
| 유배우 (vs. 무배우) | 1.461*** | 4.311 | 1.098*** | 2.997 | 1.661*** | 5.265 |
| | 0.153 | | 0.269 | | 0.213 | |
| 연령 | -0.081*** | 0.922 | -0.084*** | 0.919 | -0.078*** | 0.925 |
| | 0.011 | | 0.018 | | 0.014 | |
| 초등학교 (vs. 무학) | 0.070 | 1.073 | -0.009 | 0.991 | 0.125 | 1.133 |
| | 0.134 | | 0.228 | | 0.168 | |
| 중등학교이상 (vs. 무학) | 0.227 | 1.255 | 0.188 | 1.207 | 0.317 | 1.373 |
| | 0.188 | | 0.261 | | 0.301 | |
| 일상활동제한수 | -0.088*** | 0.916 | -0.047 | 0.954 | -0.109*** | 0.896 |
| | 0.033 | | 0.056 | | 0.042 | |
| 시부 (vs. 군부) | -0.945*** | 0.389 | -1.089*** | 0.337 | -0.890*** | 0.411 |
| | 0.120 | | 0.208 | | 0.148 | |
| 자녀수 | -0.023 | 0.978 | -0.067 | 0.935 | 0.001 | 1.001 |
| | 0.031 | | 0.055 | | 0.037 | |
| 자녀동거(vs. 별거) | -0.345** | 0.708 | 0.139 | 1.149 | -0.514*** | 0.598 |
| | 0.143 | | 0.245 | | 0.191 | |
| 가구주 (vs. 비가구주) | 1.262*** | 3.533 | 1.388*** | 4.005 | 1.400*** | 4.054 |
| | 0.162 | | 0.273 | | 0.233 | |
| 재산일부 상속 (vs. 전부상속) | 0.564** | 1.758 | 0.714* | 2.042 | 0.400 | 1.491 |
| | 0.256 | | 0.425 | | 0.333 | |
| 아직 상속않거나 의사없음 (vs. 전부상속) | 1.162*** | 3.195 | 1.300*** | 3.669 | 1.041*** | 2.832 |
| | 0.176 | | 0.325 | | 0.216 | |
| 상속할 재산없음 (vs. 전부상속) | -0.420** | 0.657 | -0.331 | 0.718 | -0.462** | 0.630 |
| | 0.165 | | 0.323 | | 0.194 | |
| 카이제곱 | 999.797 | | 288.618 | | 560.524 | |
| 자유도 | 13 | | 12 | | 12 | |

주: 1) *p<.1, **p<.05, ***p<.01

2) 각 변수에서 상위숫자는 회귀계수, 하위숫자는 표준오차임.

남녀전체 노인을 대상으로 할 경우, 자립적 수입원을 가질 가능성에 관한 다원분석의 결과는 대체로 이원분석 결과와 유사하다. 무배우자보다는 유배우자들이 자립적 수입원을 가질 가능성이 높은 반면 연령과 일상활동제한수, 시부거주(군부거주에 비해) 등은 이 가능성과 부정적인 관계를 보인다. 또한 자립적 수입원을 가질 가능성은 자녀별거노인에 비해 자녀동거노인들에게서 낮은 동시에 가구주인 노인(비가구주 노인에 비해)들에게서 높게 나타난다. 재산상속 변수의 경우, 재산을 전부 상속한 노인에 비해 재산일부만 상속, 혹은 아직 상속하지 않았거나 그럴 의사가 없는 노인들이 자립적 수입원을 가질 가능성이 더 높으며 상속할 재산이 없는 노인들은 이러한 가능성이 적은 것으로 나타난다.

이원분석과의 차이는 먼저 유의한 효과를 보였던 교육수준과 자녀수가 다원분석에서는 그 유의성이 상실된다는 점을 들 수 있다. 이는 이들 변수가 다른 독립변수들과 갖는 상관성으로 인해 다원분석모형에서 그 유의성을 상실되는 것으로 이해된다. 이보다도 더 흥미로운 사실은 모형에 포함된 노인들의 개인, 가족 및 가구의 특성을 통제하였을 때 남성노인보다는 오히려 여성노인이 자립적 수입원을 가질 가능성이 높게 나타난다는 점이다 ($b=0.362^{**}$). 이는 남성노인과 여성노인을 단순 비교하였을 때 나타났던 차이, 즉 남성노인에 비해 여성노인이 자립적인 소득원을 가질 가능성이 낮았던 점은 이들 간의 사회경제적, 인구학적 특성에 기인한 것임을 확인시켜준다.

앞의 <표 4>의 두 번째, 세 번째 칼럼은 각각 남성노인과 여성노인을 분리하여 분석한 결과이다. 성별로 나누어 본 다원분석결과는 남녀전체에 대한 분석결과와 대체로 유사하지만 성에 따라 차별적인 효과를 보이는 변수로 배우자유무, 일상활동제한수 및 자녀동거여부가 주목된다.⁹⁾ 우선 배우자유무의 효과를 살펴보면 남성노인($b=1.098^{***}$)에 비해 여성노인($b=1.661^{**}$)에서 그 효과가 큰 것으로 나타난다. 이는 자립적 수입원을 확보하는 데 있어 남성노인보다는 여성노인에게서 배우자의 존재 즉 아내보다는 남편이 더 중요함을 의미하며, 여성노인들의 남편에 대한 의존성을 반영하는 것이다.

성에 따른 차별적 효과를 보이는 일상활동제한수와 자녀동거여부는 배우자유무와는 다른 형태를 보인다. 이들 두 변수는 남성노인들에게 있어서는 통제적으로 유의한 효과를 갖지 못하며, 여성노인들에 있어서만 유의한 부

9) 이들 세 가지 변수의 남녀 차별적인 효과는 첫 번째 칼럼의 모형과 이 모형에 성과 이들 변수 간의 상호작용항목을 추가한 모형간의 비교를 통해 통제적 유의성을 확인하였다.

정적 효과를 가진 것으로 나타난다. 남성노인들에 있어서 일상활동제한수의 효과는 근로소득에 영향을 미쳐 자립적 수입원 보유에 부정적인 결과를 가져올 가능성이 있다. 그러나 남성노인들의 경우 근로소득이외에 연금이나 퇴직금, 혹은 이익배당 등과 같이 자신의 현재 건강상태와는 다소 무관한 비근로소득원을 가질 가능성이 높기 때문에 일상활동제한수의 효과는 회석될 수 있다. 반면, 여성노인들의 경우 근로소득이 자립적 수입원의 주요 원천이라면 이들의 건강상태는 자립적 수입원에 매우 중요한 영향을 미치게 될 것이다($b=-0.109^{***}$). 이는 남성노인에 비해 여성노인들의 자립적 수입원이 근로수입에 집중되어 있는 상황을 반영한다.

남녀노인에 있어 자녀동거여부의 효과 역시 흥미로운 결과를 보여주고 있다. 남성노인들의 경우 자녀동거여부가 자립적 수입원을 가질 가능성과 유의한 관계를 갖지 않는 반면, 여성노인들에게서는 부정적인 관계를 갖고 있다($b=0.514^{***}$). 즉 자녀와 별거하는 여성노인에 비해 자녀와 동거하는 여성노인들이 자립적 수입원을 가질 가능성이 훨씬 낮게 나타난다. 이는 남성노인들의 자녀동거는 자녀에 대한 경제적 의존의 결과로 보기 힘든 반면, 여성노인들의 자녀동거는 이를 반영한다는 의미를 가진다.

2) 수입액에 대한 회귀분석

다음의 <표 5>는 수입액의 로그값에 대한 다중회귀분석을 실시한 결과이다. 남녀노인 전체를 대상으로 하였을 경우(첫번째 칼럼), 다원분석결과가 이원분석과 차이를 보이는 점은 이원분석에서 유의한 관계를 보이지 않았던 자녀수가 다원분석에서 유의한 것으로 나타나고 있다. 즉 다른 여러 변수들을 통제하였을 때 자녀수는 노인들의 수입액에 긍정적인 효과를 보인다는 결과로 이는 동거 혹은 별거하는 자녀로부터의 보조를 반영하는 것이다. 한편, 이원분석에서 유의한 효과를 가졌던 자녀동거변수는 그 유의성을 상실하고 있다. 성에 있어서는 앞에서 살펴본 자립적 수입원 보유여부에 대한 다원분석모형에서처럼 다른 독립변수를 통제하였을 때 남성노인보다는 여성노인의 수입액이 더 큰 것으로 나타난다($b=0.141^{***}$). 이는 성에 따라 다르게 나타나는 사회경제적, 인구학적 특성에 의해 남녀노인간의 수입액 차이가 설명됨을 의미한다. 그 이외의 변수들은 이원분석에서 보였던 것과 동일한 양상의 효과를 가진다.

〈표 5〉 노인의 LOG(수입액)에 대한 성별 회귀계수와 표준오차

| | 전체 | | 남성 | | 여성 | |
|-----------------------------|--------------------|-----------------|---------------------|-----------------|--------------------|-----------------|
| | b | B | b | B | b | B |
| (상수) | 3.900*** 0.284 | ----- 0.053 | 4.507*** 0.468 | ----- 0.330 | 3.667*** ----- | ----- |
| 여성 (vs. 남성) | 0.141*** 0.053 | 0.067 ----- | ----- ----- | ----- ----- | ----- ----- | ----- |
| 유배우 (vs. 무배우) | 0.595*** 0.048 | 0.288 0.088 | 0.315*** 0.104 | 0.104 0.065 | 0.664*** 0.004 | 0.322 0.004 |
| 연령 | -0.026*** 0.003 | -0.141 0.006 | -0.033*** -0.187 | -0.187 0.004 | -0.020*** 0.004 | -0.121 0.004 |
| 초등학교 (vs. 무학) | 0.218*** 0.041 | 0.097 0.068 | 0.109 0.054 | 0.054 0.053 | 0.291*** 0.095 | 0.128 0.159 |
| 중등학교이상 (vs. 무학) | 0.705*** 0.057 | 0.244 0.078 | 0.652*** 0.301 | 0.301 0.095 | 0.663*** 0.095 | 0.159 0.159 |
| 일상활동제한수 | -0.028*** 0.010 | -0.045 0.018 | -0.027 -0.042 | -0.042 0.012 | -0.028** 0.012 | -0.050 0.012 |
| 시부 (vs. 군부) | 0.161*** 0.036 | 0.078 0.061 | 0.139** 0.069 | 0.069 0.045 | 0.176*** 0.045 | 0.091 0.045 |
| 자녀수 | 0.025*** 0.009 | 0.044 0.017 | 0.028* 0.048 | 0.048 0.011 | 0.025** 0.011 | 0.049 0.011 |
| 자녀동거 (vs. 별거) | -0.028 0.044 | -0.013 0.070 | 0.155** 0.076 | 0.076 0.060 | -0.102* 0.060 | -0.053 0.060 |
| 가구주 (vs. 비가구주) | 0.353*** 0.050 | 0.172 0.086 | 0.541*** 0.228 | 0.228 0.070 | 0.333*** 0.070 | 0.162 0.070 |
| 재산일부상속 (vs. 전부상속) | 0.409*** 0.085 | 0.092 0.141 | 0.391*** 0.102 | 0.102 0.111 | 0.418*** 0.111 | 0.092 0.111 |
| 아직 상속않거나 의사없음 (vs. 전부상속) | 0.453*** 0.056 | 0.214 0.108 | 0.461*** 0.233 | 0.233 0.068 | 0.439*** 0.068 | 0.207 0.068 |
| 상속할 재산없음 (vs. 전부상속) | -0.016 0.052 | -0.008 0.109 | 0.048 0.023 | 0.023 0.058 | -0.040 0.058 | -0.021 0.058 |
| R ² | 0.429 | | 0.360 | | 0.372 | |
| F 비 | | 128.932*** | | 40.516*** | | 66.769*** |
| 자유도 | | (13, 2229) | | (12, 864) | | (12, 1353) |

주: 1) *p<.1 **p<.05, ***p<.01

2) 각 변수에서 상위숫자는 회귀계수, 하위숫자는 표준오차임.

앞의〈표 5〉의 두 번째 및 세 번째 칼럼은 남성노인 및 여성노인을 대상으로 하였을 때의 다중회귀분석결과이다. 남녀노인 각각을 대상으로 하였을 때 변수효과들은 대체로 남녀전체를 대상으로 하였을 때의 그것과 유사하게 나타나지만 뚜렷한 차이를 보이는 변수들도 적지 않다.¹⁰⁾ 우선 배우자유무의 효과를 살펴보면 남성노인($b=0.315^{***}$)보다는 여성노인에게서($b=0.664^{***}$) 유배우의 효과가 큼을 알 수 있다. 이는 노인부부 수입액에 있어 아내의 존재보다는 남편의 존재가 더 중요한 위치를 차지함을 의미한다. 이러한 결과는 앞에서 살펴본 자립적 수입원 보유에 있어서도 이미 발견되었다.

성에 따른 자녀동거의 효과는 흥미롭다. 남녀전체를 대상으로 한 모형에서 자녀동거의 효과는 유의하지 못하였다($b=-0.028$). 그러나 성에 따른 모형에서는 유의한 변수로 등장함과 동시에 남녀별로 그 효과의 방향도 다르게 나타난다. 이는 남성노인과 여성노인에게서 다른 방향으로 작용하던 자녀동거효과가 남녀전체모형에서 상쇄작용을 일으킨 것으로 이해된다. 남성노인의 경우, 자녀와 별거하는 노인에 비해 자녀동거노인의 수입액이 더 높게 나타난다($b=0.155^{**}$). 한편 여성노인의 경우는 그와 반대로 자녀와 별거하는 노인에 비해 자녀동거노인의 수입액이 더 낮게 나타난다($b=-0.102^*$). 이는 노인들에게 있어 자녀동거의 합의가 성에 따라 다르다는 것으로 남성노인에 비해 여성노인의 자녀동거는 자녀에의 의존성이 강한 것으로 이해된다.

가구주 여부의 경우는 남녀노인간에 그 효과가 갖는 방향성 차이는 없지만 크기가 다름을 알 수 있다. 남성노인들에 있어 가구주인 경우는 그렇지 않은 경우보다 수입액이 많은 것으로 나타난다($b=0.541^{***}$). 여성노인들에 있어서도 유사한 효과가 있지만 가구주와 비가구주의 차이는 이보다 작게 나타난다($b=0.333^{***}$). 이는 가구주라는 가구내 지위가 더 많은 수입액의 확보를 반영하기는 하지만, 남성노인가구주에 비해 여성노인가구주의 위치가 상대적으로 열세임을 보여준다.

10) 자립적 수입원 보유 여부에 대한 다원분석에서와 마찬가지로, 여기서 언급하는 변수들의 남녀 차별적인 효과는 첫 번째 칼럼의 모형과 이 모형에 성과 언급되는 변수간의 상호작용을 추가한 모형간의 비교를 통해 그 통계적 유의성을 확인하였다. 남녀 개별모형을 제시하는 것과 상호작용효과항목을 넣은 모형을 제시하는 과정이 중복적임으로 후자는 생략하고 있다.

V. 맷음말

이 글에서는 노인들의 경제적 자원을 자립적 수입원 보유여부와 수입액의 두 측면에서 접근하면서 이와 관련을 맺고 있는 노인들의 개인적 수준과 가족 및 가구 수준의 변수들이 성별로 어떠한 차별적 효과를 가지는지를 살펴보았다. 전국노인에 대한 조사자료를 분석한 결과 여성노인과 남성노인은 경제적 자원에서의 차이 뿐 아니라, 개인적 수준 및 가족 및 가구수준의 변수들에서도 불리한 위치를 차지하는 것으로 확인되었다. 이러한 결과는 심층면접에 기초한 기존의 연구결과들을 계량적인 수치를 통해 확인시켜주고 있다. 한편, 다원분석모형에서 여성노인과 남성노인의 개인적 수준 및 가족 및 가구수준의 변수들을 통제하였을 때 남성보다는 여성의 자원이 더 많은 것으로 나타났다. 이는 여성노인과 남성노인의 경제적 자원차이는 단순한 성(sex)보다는 성과 관련되어 나타나는 여성노인들의 불리한 사회경제적 지위로 인한 것임을 시사한다.

여성노인과 남성노인의 특성 중에서 경제적 자원에 대하여 성에 따른 차별적인 효과를 가지는 변수로는 배우자유무, 자녀동거여부가 특히 주목된다. 배우자유무의 경우, 남녀노인 모두에게 경제적 자원의 긍정적인 결과를 기대할 수 있으나, 이러한 긍정적인 효과는 남성 유배우 노인보다는 여성 유배우 노인에게 더 큰 것으로 나타났다. 이는 노인부부들의 경제적 자원에 있어 여성노인이 남편에 대한 의존이 강함을 반영한다. 한편, 자녀동거여부는 남녀별로 뚜렷한 효과를 가진 것으로 나타나는데 남성노인들에 있어 자녀동거는 자립적 수입원 보유여부와 유의한 관계가 없을 뿐 아니라 자신들의 수입액이 많은 것으로 나타났다. 이에 반해 여성노인들에게서 자녀동거는 자립적 수입원 보유와 자신들의 수입액과 부정적인 관계를 나타났다. 이는 여성노인에게서의 자녀동거는 자녀에 대한 전적인 의존 가능성이 높음을 반영하는 것이다.

위의 결과들은 노인들의 성에 따라 이들의 개인적 혹은 가족 및 가구적 특성이 그들의 경제적 자원상황과 다른 방식으로 연결되어 있음을 보여준다. 따라서 노인들의 현황을 보다 구체적으로 이해하고 이에 대한 실천적 대안을 수립하기 위해서는 일차적으로 성에 따라 개별적으로 작용하는 기제 혹은 주요변인들의 함의에 대한 풍부한 논의와 연구가 축적되어야 할 것이다. 노인들의 성을 적절히 고려하지 않은 채 남녀노인 전체를 대상으로 한 접근과 분석결과는 의도하든 의도하지 않든 여성노인과 남성노인의 삶을 결

정하는 요소와 과정을 왜곡하거나 은폐할 가능성이 높을 것이다.

참고문헌

- 강유진 · 한경혜(2002), “한국여성노인의 생애사 분석을 통한 노년기 삶의 이해: 인생전환점 · 삶의 맥락 · 적응전략을 중심으로,” 『한국가족관계학회지』 7(3): 99-126.
- 김은경(2002), “농촌 여성노인의 문제 및 복지정책을 위한 제언: 경상남도를 중심으로,” 『한국노인복지학회』 여름호: 175-191.
- 김익기 외(1999), 『한국노인의 삶: 진단과 전망』, 서울: 미래인력연구센터.
- 김인숙 외(2000), 『여성복지론』, 서울: 나남출판.
- 문상식 · 남정자(2001), “우리나라 65세 이상 노인의 건강수준: 여성노인의 질병상태, 외병수준, 제한 활동을 중심으로,” 『한국노년학』 21(1): 15-29.
- 박명선(2002), “여성노인의 일과 빈곤: 전북지역을 중심으로,” 『한국사회학』 36(2): 175-204.
- 박영란 · 황정임 · 정재훈(2000), 『외국의 여성복지서비스에 관한 연구』, 서울: 한국여성개발원.
- 박인덕 · 박정은 · 이영세 · 김인순(1989), 『여성노인의 복지지원을 위한 기초 실태조사』, 서울: 한국여성개발원.
- 성향숙(2001), “여성노인복지의 실태와 복지정책의 과제,” 『여성학연구』 11(1): 45-62.
- 유성호(1997), “자녀수와 결혼한 성인자녀와의 동거가 노후생활만족에 미치는 영향: 성별과 결혼상태에 따른 분석,” 『한국노년학』 17: 37-50.
- 이가옥 · 서미경 · 고경환 · 박종돈(1994), 『노인생활실태 분석 및 정책과제』, 서울: 한국보건사회연구원.
- 이가옥 · 이현송 · 김정석(2000), “노년기 삶의 질: 지표 개발과 평가,” 세계 노인의 날 기념 제6회 학술세미나 발표자료.
- 이진숙(2001), “여성노인인력의 복지자원화 방안 연구,” 『민족문화논의』 24: 149-177.
- 정경희 외(1998), 『1998년도 전국노인생활실태 및 복지욕구조사』, 서울: 한국보건사회연구원.
- 최선화(1999), “생애주기에 따른 여성노인의 빈곤 원인,” 『한국가족복지학』

3: 187-211.

통계청(2002). 《2000년도 인구주택총조사보고서》, 통계청.

- Calasanti T. M and Zajicek, A. M.(1993), "A Socialist-Feminist Approach to Aging: Embracing Diversity," *Journal of Aging Studies* 7: 117-131.
- Calasanti, T. M.(1996), "Incorporating Diversity: Meaning, Levels of Research, and Implications for Theory," *The Gerontologist* 36(2): 147-156.
- Dervarics, C.(1999), "The Coming Age of Older Women" *Population Today* 27(2): 1-2.
- Gibson, D.(1996), "Broken Down By Age and Gender," *Gender and Society* 10(4): 433-448.
- Kim, Cheong-Seok and Ka-Oak Rhee(2000), "Correspondence between Actual Coresidence and Desire for Coresidence among the Elderly in Korea," *Hallym International Journal of Aging* 2(1): 36-48
- McMullin, J. A.(2000), "Diversity and the State of Sociological Aging Theory," *The Gerontologist* 40(5): 517-530.
- Pampel, F.(1998). *Aging, Social Inequality and Public Policy*. CO, Boulder: Pine Forge Press. 김정석·김영순·공역. 2000. 『노년 불평등과 복지정책』 서울: 나눔의집
- Stuckelberger, A.(1997), "Men and Women Age Differently," *World Health* 4: 8-9.