

노년기로의 이행에 따른 소득불평등 변화와 소득이동성

이 원 진

(서울대학교)

[요약]

본 연구는 한국노동패널 2차, 7차, 12차 자료를 활용하여 노년기로의 이행에 따른 소득불평등의 변화와 소득이동성을 분석하였다. 분석 결과는 다음과 같이 요약된다. 첫째, 비노년기에서 노년기로 이행할 때 소득불평등 수준이 증가하는 것으로 나타났다. 둘째, 비노년기에서 노년기로 이행하는 시기에 소득순위의 변동이 크게 나타나고, 노년기로의 이행이 이루어진 이후 노년후기로 갈수록 소득순위가 고착화되는 경향이 나타났다. 셋째, 노년기로 이행할 때 소득불평등 수준을 증가시키고 소득순위의 변동을 야기하는 가장 큰 요인은 근로소득의 감소이다. 이러한 분석 결과는 노년기로 이행할 때 근로소득의 감소가 소득불안정성을 야기한다는 사실을 의미한다.

주제어: 노년기, 소득불평등, 소득이동성, 소득불안정성

1. 서론

지금까지 한국의 노년기 소득분포에 관한 연구는 주로 노인빈곤 문제에 초점을 맞추어왔지만(최현수·류연규, 2003; 홍백의, 2005; 최옥금, 2007), 최근에는 노년기의 소득불평등 문제에 대한 관심이 커지고 있다. 최근 연합뉴스는 OECD의 통계를 인용하여 한국의 18~65세 근로연령층의 지니계수는 0.3으로 OECD 34개 회원국 평균보다 낮았지만 65세 이상 고령 인구의 지니계수가 0.409로 멕시코, 칠레에 이어 OECD 34개 회원국 중 세 번째로 높다는 사실을 보도하였다(연합뉴스, 2011). 이러한 통계는 한국의 노년기 소득불평등 문제의 심각성을 잘 보여준다.

본 연구는 노년기로의 이행에 따른 소득분포 변화를 이해하기 위해 소득불평등 변화와 소득이동성을 함께 분석하고자 한다. 기존의 몇몇 연구들은 연령대별 지니계수를 분석함으로써 노년기의 소득불평등에 관한 정보를 제공한 바 있다(임병인·전승훈, 2005; 이미진·김미혜·홍백의, 2007). 하지만 시간

에 따른 소득분포의 변화를 정확하게 이해하기 위해서는 소득불평등, 즉 소득이 산포된 정도가 얼마나 달라지는지를 분석하는 것뿐만 아니라 소득이동성, 즉 소득순위가 변화하는 정도를 함께 분석할 필요가 있다. 노년기에 소득계층 간 소득 격차가 더 커지거나 작아지는 현상을 이해하는 것도 중요하지만, 고령자 노동시장 및 자본시장, 공적·사적이전제도 등 다양한 사회경제적 제도의 집합이 비노년기의 상대적 소득지위를 노년기에도 지속시키거나 변화시키는지 이해하는 것도 매우 중요하기 때문이다.

소득불평등의 변화와 소득이동성을 함께 분석해야 할 필요성을 다음과 같은 간단한 예를 통해 살펴보자. A국가에서는 t1과 t2 시점 간에 소득순위가 거의 변화하지 않는 가운데 소득불평등 수준이 증가하였고, B국가에서는 t1과 t2 시점 간에 소득순위가 크게 변화하는 가운데 소득불평등 수준이 증가하였다고 가정하자. 이때 A국가의 경우에는 부자가 더욱 부유해지고 빈자가 더욱 가난해지는 소득 변화가 나타났다고 이해할 수 있다. 하지만 B국가의 경우에는 이러한 소득 변화가 없거나 오히려 반대의 경향이 있었다 하더라도 소득순위의 변동(re-ranking)이 소득불평등 수준을 증가시켰을 가능성이 있다(Jenkins and Van Kerm, 2006). 본 연구는 한국에서 노년기로의 이행에 따라 후자와 같은 현상이 나타남을 확인하고, 이처럼 소득불평등 수준이 증가하는 동시에 소득순위의 변동이 크게 나타나는 현상을 “소득불안정성(income insecurity)”으로 개념화하고자 한다.

본 연구는 한국노동패널 2차, 7차, 12차 자료를 활용하여 여러 코호트의 소득분포 변화를 1998년, 2003년, 2008년의 세 시점에 걸쳐 추적한다. 본 연구는 다음과 같은 점에서 국내 선행연구들과 차별성을 갖는다. 첫째, 여성을 포함한 전체 인구 집단을 대상으로 노년기로의 이행이 소득불평등에 미치는 영향을 확인한다. 지금까지는 이미진 외(2007)의 연구가 노년기에 소득불평등이 어떻게 변화하느냐는 질문에 대한 대답에 가장 근접한 분석 결과를 제출하였는데, 이 연구는 남성 고령자만을 대상으로 하였다는 점에서 한계가 있다. 여성 고령자의 가구소득은 본인보다 가족력과 배우자의 노동경력에 의해 결정되는 경향이 크다는 점(McLaughlin and Jensen, 2000, 이미진 외, 2007 재인용)이 문제가 될 수 있지만, 여성을 분석대상에 포함하는 것은 전체 인구를 대표할 수 있다는 점에서 의미가 있다. 둘째, 이미진 외(2007)의 연구가 한국노동패널 1~8차년도 자료를 활용한 데 비해 본 연구는 한국노동패널 2~12차 자료를 활용하여 분석대상 기간을 확장한다. 11년이라는 기간이 코호트 내 종단적인 변화를 살펴보기에 충분하다고 할 수는 없지만, 주어진 자료를 통해 시기 효과(period effect), 코호트 효과(cohort effect)를 고려하여 연령 효과(age effect)를 확인하기 위해 노력할 것이다. 셋째, 소득불평등 변화와 소득이동성을 함께 고려하여 노년기로 이행할 때의 소득분포 변화를 이해한다. 특히 국내에는 노년기로 이행할 때 상대적 소득지위가 어떻게 변화하는지에 대해 거의 알려진 바가 없다는 점에서 본 연구가 중요한 의미를 갖는다.

2. 이론적 배경

노년기의 소득불평등과 관련된 선행연구들은 주로 평탄화 이론, 누적적 불이익/이익 이론, 지위유지 이론의 세 가지 이론적 관점을 토대로 노년기의 소득불평등을 설명한다(Crystal and Shea, 1990a; Pampel and Hardy, 1994a, 1994b; Crystal and Waehrer, 1996; Prus, 2000; 이미진·김미혜·홍백의, 2007; 지은정, 2011).

첫째, 평탄화(leveling) 이론¹⁾은 노년기에 소득불평등이 감소할 것이라고 예측한다(Crystal and Waehrer, 1996). 왜냐하면 노인 집단은 비노인 집단에 비해 시장소득보다 공적이전소득에 더 많이 의존하는데, 공적이전소득은 시장소득보다 훨씬 평등하게 분배되기 때문이다. 구체적으로 살펴보면, 공공부조 제도가 빈곤층에게 급여를 집중할 뿐만 아니라 사회보험 방식의 공적연금 역시 일반적으로 저소득층에게 상대적으로 기여에 비해 더 많은 급여를 제공하기 때문에 불평등을 축소한다. 특히 중간 계급을 포괄하는 성숙한 공적연금은 대표적인 소득보장프로그램으로 급여 수준이 높고 규모가 커서 노년기에 불평등을 축소하는 효과가 크다.

둘째, 누적적 불이익/이익(cumulative disadvantage/advantage) 이론²⁾은 노년기에 소득불평등이 증가할 것이라고 예측한다(Crystal and Shea, 1990a; Crystal and Waehrer, 1996). 왜냐하면 노년기의 경제적 어려움에 대처하기 위해 필요한 자원이 생애과정에서 축적되기 때문이다. 생애 초기에 경제적 지위가 높았던 사람은 생애과정에서 더 많은 교육을 받고 더 좋은 일자리를 가질 뿐만 아니라 더 많은 저축을 하고 더 많은 연금을 받으며 건강이 악화될 가능성도 더 낮다(Crystal and Shea, 1990a). 이처럼 노동시장과 연금제도의 기회구조가 자원과 보상의 분배를 계층화하면서 생애과정에서 불이익과 이익이 누적되어 노년기의 불평등이 증가하게 된다(O'Rand, 1996). 이러한 관점에서는 국가의 개입도 노년기에 불평등이 증가하는 것을 막지 못한다고 본다. 빈곤층에게 급여를 집중하는 공공부조는 그에 대한 정치적 지지 수준이 낮아 규모가 제한적이고, 규모가 큰 사회보험 방식의 공적연금은 급여가 기여에 연계되어 있기 때문에 재분배 효과가 크지 않다. 또한 노동시장에서의 지위가 높을수록 사적연금의 혜택을 받을 가능성이 크기 때문에 사적연금 역시 노년기의 불평등을 증가시킨다.

셋째, 지위유지(status maintenance) 이론은 과거의 경제적 지위가 노년기에도 지속된다고 설명한다(Henretta and Campbell, 1976; Pampel and Hardy, 1994a). 지위유지 이론에 따르면 노년기에 은퇴, 근로소득 감소, 건강 악화, 가족 구성의 변화, 연금제도 등 다양한 요인이 개입함에도 불구하고 계층화 체계 내 개인의 경제적 지위나 순위는 변화하지 않는다(Pampel and Hardy, 1994a). 과거의 노동시장 지위는 연금, 저축 등의 형태로 노년기의 경제적 자원으로 전환되는데, 특히 보험료가 임금에 비례하고 기여와 급여가 강하게 연계된 연금제도는 노동시장에서의 경제적 지위를 노년기로 연장한

1) "transfer redistribution"(Pampel and Hardy, 1994b; Prus, 2000), "rising tide"(Crystal and Shea, 1990a; Prus, 2000)라고도 한다.

2) "status divergence"(Pampel and Hardy, 1994b; Prus, 2000)라고도 한다.

다.

선행연구들은 이러한 이론들을 토대로 노년기의 소득불평등 변화를 분석하였다. 그런데 기존의 많은 연구들에서 간과된 것은 이러한 이론들의 함의를 정확하게 이해하기 위해서는 노년기로 이행할 때의 소득불평등 변화뿐만 아니라 소득이동성(income mobility)을 함께 고려해야 한다는 점이다(Crystal and Waehrer, 1996). 왜냐하면 위의 이론들에는 집합적 수준(aggregate level)의 소득 산포도(dispersion) 변화에 대한 설명과 개인 수준(individual level)의 상대적 소득지위 변화에 대한 설명이 혼재하기 때문이다. 예를 들어, 지위유지 이론은 기본적으로 노년기에 과거의 상대적 지위가 유지된다고 설명하는 이론이기 때문에 소득불평등의 변화를 어떻게 예측하는지에 대해서는 해석이 같린다. Pampel and Hardy(1994b)는 지위유지 이론이 노년기에 소득불평등이 유지되는 현상을 예측하는 것으로 해석하는 반면, Crystal and Waehrer(1996)는 지위유지 이론이 노년기 소득불평등의 증가 또는 감소 현상과 양립할 수 있는 것으로 해석한다. 또한 누적적 불이익/이익 이론에는 노년기로 이행할 때 과거의 상대적 지위가 유지되는 가운데 지위에 따른 격차가 증가한다는 개념이 함께 결합되어 있다고 볼 수 있다.

그렇다면 비노년기에서 노년기로 이행할 때 소득이동성은 어떤 양상으로 나타날 것인가? 노년기의 소득이동은 크게 하향이동과 상향이동으로 구분할 수 있다. 하향이동을 촉발하는 요인으로는 은퇴, 근로시간의 감소, 저임금 일자리로의 전환과 같은 근로의 변화, 배우자의 사망이나 근로가구원의 분가와 같은 가구구성 변화 등이 있을 수 있고, 상향이동을 촉발하는 요인으로는 재혼, 합가, 상속, 자산소득 증가, 공적연금이나 공공부조와 같은 공적이전소득 증가, 가족으로부터의 사적이전소득 증가 등이 있을 수 있다. 만일 노년기로 이행할 때 고소득층은 상향이동을, 저소득층은 하향이동을 주로 경험한다면 (지위유지 이론이 예측하는 바와 같이) 상대적 소득지위가 유지되는 가운데 (누적적 불이익/이익 이론이 예측하는 바와 같이) 소득불평등 수준도 증가할 것이다. 하지만 상향이동과 하향이동이 소득계층과 무관하게 활발하게 나타나거나 저소득층이 상대적으로 하향이동보다 상향이동을 더 많이 경험한다면 상대적 소득지위가 변화할 가능성이 있다. 예컨대, 불안정한 노동시장과 가족의 해체로 인해 현대사회에서 생애과정의 불확실성이 증가하고 있다는 개인화(individualization) 이론(Beck, 1992)에 따르면, 모든 사회계층이 소득의 감소를 촉발하는 위험생애사건(risky life event)을 경험할 수 있다. 특히 노년기에는 은퇴나 근로의 감소로 인해 근로소득이 크게 감소하는데, 공적연금이 성숙하지 않은 상황에서는 근로소득의 감소가 충분히 상쇄되지 못해 노년기로 이행할 때 소득불안정성이 커지고 상대적 소득지위가 변화할 수 있다.

이처럼 노년기의 소득이동성은 복합적인 성격을 갖고 있다. 일반적으로 생애 초중반의 높은 소득이동성은 한 시점의 저소득층이 일시적으로 저소득을 경험하고 있을 뿐이며 사회적으로 열린 기회구조가 존재함을 시사한다는 점에서 바람직한 것으로 받아들여지지만, 노년기의 소득이동성에 대해서는 다른 해석이 필요하다. 노인 집단은 미래의 열린 기회구조보다는 과거에 결정된 소득이 안정적으로 유지되는 것을 더욱 선호한다(Zaidi, Rake and Falkingham, 2001). 또한 노인 집단은 필요에 따라 노동시장에서 일자리를 얻거나 자본시장에서 대출을 받기가 어렵기 때문에 소득의 변동(income fluctuation)으로 인한 효용의 감소에 대처하기 어렵고, 이러한 맥락에서 노년기의 소득이동성은 소득

불안정성과 유사한 의미로 해석될 가능성이 있다(Zaidi, Frick and Büchel, 2002). 따라서 노년기의 활발한 소득이동성은 소득불평등을 완화하는 바람직한 현상으로만 이해하기는 어렵고, 그 함의를 정확하게 이해하기 위해서는 소득이동의 성격과 영향요인에 대한 면밀한 검토가 필요하다(Crystal and Waehrer, 1996).

3. 선행연구 검토

노년기의 소득불평등을 분석한 선행연구들을 살펴보면, 연금제도의 자유주의적 성격이 강한 미국의 경우에는 노년기에 소득불평등 수준이 증가한다는 연구 결과가 다수 보고되었다(Crystal and Shea, 1990a, 1990b; Pampel and Hardy, 1994b; Crystal and Waehrer, 1996). Crystal and Shea(1990a, 1990b)는 Survey of Income and Program Participation 자료를 활용하여 횡단적으로 연령대별 지니계수를 분석한 결과, 중년기 이후에 연령이 증가할수록 지니계수가 증가한다는 사실을 보고하였다. Crystal and Waehrer(1996)는 National Longitudinal Survey of Older Men 자료를 활용한 종단 분석을 통해 이러한 분석 결과를 재확인하였다. 소득원천별 효과를 살펴보면, 미국에서도 공적연금의 재분배 효과가 있음에도 불구하고 사적연금이나 자산소득 등으로 인한 소득불평등 증가 효과가 더 크기 때문에 총소득의 불평등이 증가하는 것으로 분석되었다(Crystal and Shea, 1990b). 한편 미국 노인 집단의 지니계수를 소득원천별로 분해한 Xio, Malroux and Yuh(1999)에 따르면 투자소득과 근로소득이 전체 소득불평등에 가장 크게 기여하는 것으로 나타났다.

미국 외 서구국가의 경우에는 상이한 양상이 나타난다. Prus(2000)는 캐나다 Survey of Consumer Finances 자료로 코호트 내 지니계수 변화를 분석한 결과 노년기에 소득불평등이 감소한다고 보고하였다. Luxembourg Income Study 자료를 활용하여 OECD 7개국을 비교한 Brown and Prus(2006)의 분석에 따르면, 스웨덴, 노르웨이, 캐나다는 노년기에 지니계수가 큰 폭으로 감소하는 반면 미국은 지니계수의 감소폭이 미미하였다. 이러한 국가 간 차이는 각국의 공적 노후소득보장제도의 성격 차이로 설명되었다. 즉, 정부로부터의 소득이전 수준이 높은 국가일수록 노인 집단의 소득불평등이 낮게 나타나는 것이다(Brown and Prus, 2004). 또 다른 국가 간 비교 연구인 지은정(2011)의 연구는 복지체제별로 노년기의 소득불평등 변화가 상이하게 나타난다는 사실을 보고하였다. OECD 10개국을 대상으로 비노년기(63~64세)와 노년기(65~66세)의 소득불평등 차이를 분석한 결과, 보수주의 복지체제에서는 소득불평등이 증가하고, 시민주의 복지체제에서는 소득불평등이 감소하며, 자유주의 복지체제에서는 소득불평등이 거의 변하지 않는 것으로 나타났다. 보수주의 복지체제에서 노년기 소득불평등이 증가하는 원인으로는 공적연금이 비노년기보다 노년기에 더 불평등하게 분배된다는 사실이 지적되었다.

이러한 연구 결과를 종합하면, 결국 서구국가들에서 노년기의 소득불평등 변화에 가장 결정적인 영향을 미치는 요인은 공적 노후소득보장제도임을 알 수 있다. 일반적으로 공적 노후소득보장제도의 규모가 크고 재분배적 성격이 강한 국가에서는 노년기에 소득불평등이 감소하고, 그렇지 않은 국가에서

는 소득불평등이 증가한다.

한편 비노년기와 노년기에 개인의 배경 지위가 소득에 미치는 영향이 달라지는지를 분석함으로써 지위유지 이론을 검증하려는 연구의 흐름도 존재한다(Henretta and Campbell, 1976; Crystal, Shea and Krishnaswami, 1992; Pampel and Hardy, 1994a). Henretta and Campbell(1976)은 동일한 코호트를 55~64세와 66~75세의 두 시점에서 관찰한 자료를 분석하여 교육수준, 직업, 결혼지위 등의 배경 요인이 소득에 미치는 영향이 두 시점 간에 거의 유사하다는 결과를 보고하였다. Pampel and Hardy(1994a) 역시 소득과 자산의 결정요인이 노년기에 크게 변화하지 않음을 재확인하였다.

노년기에 상대적 소득지위가 변화하는 양상을 직접적으로 확인하기 위해서는 패널 자료를 활용하여 개인 수준의 소득이동성을 분석해야 한다. 이러한 관점에서 노년기의 소득불평등 변화와 소득이동성을 함께 분석한 연구로는 Crystal and Waehrer(1996)의 연구가 거의 유일하다. 이들에 따르면 노년기에 연령이 증가할수록 소득 증가보다 감소를 경험하는 비율이 높아지고, 코호트별로 두 시점의 소득분위 간 이동확률이 높아 소득이동이 상당히 활발한 것으로 나타났다. 따라서 이들은 집합적 수준에서는 노년기에 소득불평등이 증가하지만 개인적 수준에서는 상대적 지위가 지속적으로 유지되지 않기 때문에 지위유지 이론이 지지되기 어렵다고 해석하였다. 한편 여러 서구국가들을 대상으로 노년기의 소득이동을 본격적으로 분석한 연구들도 존재한다(Zaidi, Rake and Falkingham, 2001; Zaidi and De Vos, 2002; Zaidi, Frick and Büchel, 2002, 2004). 이러한 연구들의 분석 결과를 살펴보면, 영국이 독일이나 네덜란드보다 노년기의 소득이동성이 더 크고, 가족구성의 변화와 은퇴 등의 사건이 노년기 소득이동을 촉발하는 중요한 요인인 것으로 나타났다.

국내에는 노년기의 소득불평등을 분석한 연구가 많지 않다. 공적이전이나 사적이전의 노후소득 불평등 개선 효과를 분석한 연구(김진욱, 2004; 강성호·임병인, 2009), 국민연금의 사각지대가 노년기 불평등의 증가에 미치는 영향을 추정하는 연구(박경숙, 2001; 최현수, 2002)를 통해 노년기 소득불평등의 변화를 짐작해 볼 수 있지만, 이러한 연구들은 연령 증가에 따른 소득 분포의 변화를 직접적으로 보여주지는 않았다. 한편 임병인·전승훈(2005)은 한국노동패널 자료를 활용하여 1998~2002년의 각 연도별로 가구주 연령대별 지니계수를 분석한 결과, 연도에 따라 약간의 차이가 있지만 대체로 가구주 연령이 증가함에 따라 소득불평등이 증가하는 결과를 보고하였다. 하지만 이 연구는 연령과 소득불평등의 횡단적인 관계에는 연령 효과와 코호트 효과가 혼재되어 있음을 고려하지 않았다는 점에서 한계가 있다.

국내에서 코호트 효과를 고려하여 노년기의 소득불평등 변화를 분석한 연구는 이미진 외(2007)의 연구가 유일하다. 이들은 한국노동패널 자료를 활용하여 1997~2004년 남성 고령자의 소득불평등을 분석한 결과, 코호트 효과의 방향을 고려할 때 각 연도별로 연령이 증가할수록 지니계수가 증가하는 현상이 코호트 효과보다는 연령 효과 때문일 가능성이 크다고 설명하였다. 하지만 분석대상 기간이 짧아 동일한 코호트 내 변화를 장기간 추적하지 못했다는 점에서 연령과 소득불평등의 관계에 대한 확실한 결론을 내리지는 못하였다. 그리고 소득원천별 효과를 살펴본 결과, 공적이전과 사적이전이 모두 노년기 소득불평등을 완화하며, 특히 공적이전의 소득불평등 감소 효과가 시간에 따라 증가하는 것으로 나타났다.

한편 국내에서 노년기의 소득이동을 살펴본 연구는 매우 드물다. 국민노후보장패널 자료를 활용하여 2005년~2006년 동안 고령자 세대의 소득분위 이동을 분석한 석상훈(2009)은 소득이동이 상당히 활발하며 교육수준, 연령, 취업상태 변화, 공적연금 수급 등이 소득 변화의 중요한 요인이라고 보고하였다. 하지만 이 연구는 분석대상 기간이 2개년에 불과하여 장기적인 관점에서 노년기로 이행할 때의 소득이동을 살펴보기 못한 한계가 있다.

4. 분석 방법

연령의 증가에 따른 소득불평등 변화를 실증적으로 분석하는 가장 쉬운 방법은 횡단적으로 연령대별 소득불평등 수준을 살펴보는 것이다. 하지만 이러한 방법으로는 연령 집단 간 차이가 연령의 차이 때문인지 아니면 코호트가 다르기 때문인지를 구분하지 못한다. 따라서 코호트 효과를 통제하기 위해서는 동일한 코호트를 종단적으로 추적하여 변화를 살펴봐야 한다(within cohort change). 그런데 이 경우에는 코호트의 연령대별 차이가 연령의 차이 때문인지 아니면 시기가 다르기 때문인지를 구분하지 못하는 한계가 있다. 이처럼 연령 효과, 시기 효과, 코호트 효과는 서로 맞물려 있기 때문에 통계적으로는 완전히 분리할 수 없는 식별의 문제(identification problem)가 존재한다(Glenn, 2005). 본 연구는 5세 간격으로 구분된 코호트들을 5년 간격으로 관찰함으로써 얻어지는 standard cohort table(Glenn, 2005)을 구성하고, 시기 효과와 코호트 효과를 종합적으로 고려하여 연령 증가에 따른 소득분포의 변화를 분석할 것이다.

이러한 분석에는 동일한 개인을 추적 조사하는 패널(panel) 자료와 매 시점마다 무작위로 표본을 반복 추출하는 반복횡단(repeated cross-sections) 자료가 활용될 수 있다. 반복횡단 자료는 패널 탈락(attrition)의 문제가 없기 때문에 시간에 따른 모집단의 특성 변화를 분석할 때 더욱 신뢰할 수 있는 추정치를 제공해줄 수 있다는 장점이 있다(Browning, Deaton and Irish, 1985). 하지만 본 연구는 다음과 같은 이유로 패널 자료를 활용한다. 첫째, 반복횡단 자료로 연령 효과를 분석할 때는 집단의 구성이 변화하는 구성 효과(compositional effect)를 통제하지 못한다(Glenn, 2005). 예를 들어 코호트의 연령이 증가함에 따라 빈곤한 사람이 더 빨리 사망한다면 전체 집단의 불평등이 감소하는 결과가 나타날 것이나, 이를 연령 효과로 해석하기는 어렵다. 패널 자료를 활용하면 매 시점의 표본을 동일한 개인들로 구성할 수 있기 때문에 구성 효과를 통제할 수 있다. 둘째, 소득이동성을 분석하기 위해서는 동일한 개인의 소득지위를 여러 시점에서 확인할 수 있는 패널 자료를 활용해야 한다.

본 연구는 한국노동패널 자료 2차, 7차, 12차 자료를 활용한다.³⁾ 35~39세, 40~44세, 45~49세,

3) 각 연도마다 분가가구는 작년 한 해 전체의 소득이 보고되지 않았기 때문에 분석에서 제외하였다. 소득항목별로 결측이 존재하는 사례와 총소득이 0원인 사례는 제외하였고, 각 연도별로 총소득이 상위 1%와 하위 1%에 해당하는 사례를 제외하였다. 스피어만 상관계수 분석을 제외한 본 연구의 모든 분석에는 12차 자료의 종단가중치를 적용하였다. 1차년도 자료는 다른 차수의 자료와 소득 조사 시점이 상이하여 분석에서 제외하였다.

50~54세, 55~59세, 60~64세, 65~69세, 70~74세, 75~79세⁴⁾ 등 5세 간격으로 코호트를 구분하여 1998년(2차), 2003년(7차), 2008년(12차)의 세 시점의 소득불평등과 시점 간 소득이동성을 분석한다. 앞서 언급한 바와 같이 구성 효과를 통제하기 위해 각 코호트별로 세 시점에 모두 조사된 개인을 분석대상으로 하여 balanced panel을 구성하였다.

연령 집단을 구분할 때는 가구주의 연령을 기준으로 할지 개인의 연령을 기준으로 할지를 결정해야 한다. 가구주의 연령을 기준으로 노인 집단을 구분할 경우 노인 가구주 가구의 비노인 가구원이 포함되고 비노인 가구주 가구의 노인 가구원이 제외된다는 점에서 노인 집단을 완전히 대표하지 못한다는 단점이 있기 때문에(Crystal and Shea, 1990a), 본 연구는 전체 노인 집단을 대표하기 위해 개인의 연령을 기준으로 표본을 구성하였다. 단, 이 경우에는 가구주가 아닌 노인의 소득이 자식 등 근로 능력이 있는 가구주에 의해 크게 결정될 수 있다는 점에 유의해야 한다. 하지만 가구 내에서 자원이 공유된다고 가정하면 이러한 방법이 실제 노인 집단의 경제적 효용을 적절하게 파악할 수 있다는 점에서 여전히 타당하다고 볼 수 있다.

개인의 소득은 개인이 속한 가구의 소득을 가구원수의 제곱근으로 나누어 균등화한 소득으로 정의하였다. 가구소득은 근로소득, 자산소득(금융소득, 부동산소득), 사적이전소득(부모님, 자녀, 친척·친지 보조금, 기타 이전소득), 공적이전소득(사회보험소득, 국민기초생활보장급여, 기타 정부 보조금, 사회단체 보조금)⁵⁾, 기타소득(보험금, 퇴직금, 증여 및 상속 등)으로 구분한다. 단, 중산층 이상에게도 기여에 따라 급여를 제공하는 사회보험과 빈곤층에게 급여를 집중하는 공공부조는 소득분포에 미치는 영향이 다를 수 있기 때문에, 공적이전소득은 다시 사회보험소득과 공적보조금(국민기초생활보장급여, 기타 정부 보조금, 사회단체 보조금)으로 구분한다. 모든 소득은 통계청의 소비자물가지수를 활용하여 2005년의 값으로 변환하였다.

본 연구는 소득불평등 지표로 지니계수를 활용한다. 지니계수는 단위불변성(scale invariance), 이전의 원칙(principle of transfers)을 만족하며 중간 계층에서 발생하는 이전에 더 민감하게 반응하는 성격을 갖고 있다(Allison, 1978). 다음으로 소득이동성을 파악하기 위해서는 두 시점의 소득분포를 대상으로 스피어만 상관계수, 분위 간 이동확률, 소득의 증가/감소 비율 등을 계산한다.⁶⁾ 스피어만 상관계수는 두 시점 간 소득순위의 상관을 보여주는 값으로, 0에 가까울수록 소득이동성이 높고 1에 가까울수록 소득이동성이 낮은 것으로 해석된다.

- 4) 본 연구에서 t년의 연령은 $\langle t - \text{출생년도} \rangle$ 로 계산하였다. 본 연구는 75~79세까지의 연령대를 관찰한다. 1998~2008년 동안 5세 간격으로 구분된 코호트들을 종단적으로 추적하는 방식 하에서 80~84세의 연령대를 관찰하기 위해서는 1924~1928년 출생코호트를 70~74세부터 관찰해야 하는데, 이 코호트는 사례수가 작을 뿐만 아니라 70~74세는 이미 노년기로의 이행이 이루어진 후의 시점이기 때문에 비노년기에서 노년기로의 이행에 주목하는 본 연구에서는 굳이 분석할 필요가 없다고 판단하였다.
- 5) 사회단체 보조금은 사적이전소득으로 분류할 수도 있지만, 공적소득보장제도가 충분히 성숙하지 못한 한국에서 사회단체 보조금이 공공의 역할을 보완하는 성격을 가진 것으로 보고 공적이전소득으로 분류하였다.
- 6) 소득이동성 지표에는 Shorrocks 지표, Fields-Ok 지표 등 다양한 지표들이 있지만, 본 연구는 간단하게 적용할 수 있는 몇 개의 지표만을 활용하였다. 소득이동성 지표에 대한 보다 자세한 논의는 Shorrocks(1978), Fields and Ok(1996, 1999) 등을 참고할 수 있다.

마지막으로 노년기로 이행할 때⁷⁾ 각 소득원천의 변화가 소득불평등 변화와 소득이동성에 미치는 영향을 분석하기 위해 1939~1943년 출생코호트⁸⁾에 대해 t1과 t2의 두 시점을 선택한 후 다음과 같은 시뮬레이션을 실시한다. 먼저 각 개인의 t1 총소득에서 t1 근로소득을 뺀 후 t2 근로소득을 더하여 근로소득을 t2의 분포로 변화시킨 가설적인 총소득을 구한다. 이러한 가설적인 총소득은 다른 소득원천의 분포는 t1과 동일하지만 t1과 t2 사이에 나타난 근로소득의 변화는 반영된 것이다. 따라서 실제 t1 총소득의 지니계수와 가설적인 총소득의 지니계수를 비교하면 다른 소득원천의 영향은 통제된 상태에서 근로소득의 변화가 소득불평등 변화에 미치는 영향을 파악할 수 있다. 다음으로, 위의 과정을 통해 근로소득이 t2의 분포로 조정된 가설적 총소득에서 t1 자산소득을 빼고 t2 자산소득을 더하여 추가적으로 자산소득을 t2의 분포로 조정된 가설적인 총소득을 구한 후 지니계수를 계산한다. 이러한 방식으로 근로소득, 자산소득, 사회보험소득, 공적보조금, 사적이전소득, 기타소득을 순차적으로 t2의 분포로 조정해나가면서 각 단계마다 지니계수를 계산해나가면, 최종적으로 실제 t2 소득의 지니계수를 얻게 된다.

각 소득원천이 소득이동성에 미치는 영향도 동일한 방법으로 분석한다. 먼저 실제 t1 소득과 근로소득만 t2의 분포로 변화시킨 가설적인 소득 간의 스피어만 상관계수를 계산한다. 다음으로 추가적으로 자산소득까지 t2의 분포로 변화시킨 가설적인 소득과 실제 t1 소득 간의 상관계수를 계산한다. 이러한 방식으로 각 소득원천을 순차적으로 t2의 분포로 조정해 나가면서 각 단계마다 실제 t1 소득과의 상관계수를 계산한다. 이러한 시뮬레이션은 소득원천을 조정하는 순서에 따라 결과가 달라질 수 있다는 점, t1과 t2 시점 사이에 발생한 각 소득원천의 변화가 서로 내생적이라는 사실을 반영하지 못한다는 점에서 한계가 있지만, 연구의 주제와 지면의 제약 상 본 연구의 소득원천별 효과 분석은 후속연구의 방향을 제안하는 탐색적인 수준에 머무른다.

- 7) 본 연구는 노년기로의 이행을 중단적으로 추적하고자 하는데, 이를 위해서는 노년기로의 이행을 나타내는 연령대를 정의해야 한다. 선행연구들은 노인의 연령을 55세(최옥금, 2007), 60세(홍백의, 2005), 65세(최현수·류연규, 2003) 등으로 다양하게 정의한다. 본 연구는 노인을 65세 이상으로 정의하는 일반적인 인구학적 기준을 따라 65~69세가 되어야 노년기로의 이행이 '완료'되는 것으로 정의한다. 단, 65세 이전에도 은퇴 등 근로의 변화가 많이 나타난다는 점에서 60~64세의 연령대에서도 노년기로의 이행에 따른 소득분포 변화가 진행되는 과정 중에 있는 것으로 이해해야 할 것이다. 따라서 본 연구에서 10년 간격으로 노년기로의 이행을 살펴볼 때는 55~59세에서 65~69세로의 변화를 분석한다.
- 8) 본 연구는 전체 코호트를 대상으로 연령대별 소득분포의 변화를 분석한 후, 1939~1943년 출생코호트를 대상으로 구체적으로 소득이동의 양상을 분석하고 소득원천별 효과 시뮬레이션을 실시한다. 1939~1943년 출생코호트를 대상으로 심층적인 분석을 실시하는 이유는, 연구의 주제와 지면의 제약 상 모든 코호트에 대해 심층적인 분석을 실시하기 어려운 상황에서 1998~2008년의 기간 동안 1939~1943년 코호트가 55~59세에서 65~69세로 연령대가 변화하기 때문에 노년기로의 이행을 관찰할 수 있기 때문이다.

5. 분석 결과

1) 연령대별 소득분포의 변화, 전체 코호트

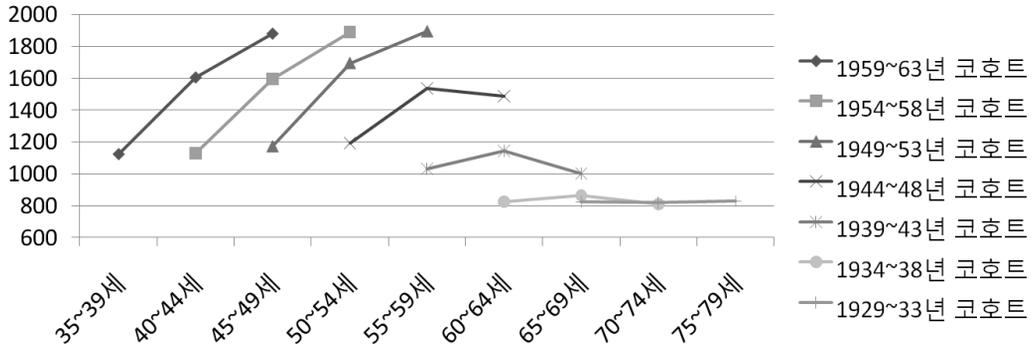
본 장에서는 분석 결과를 제시하였다. 가중화하지 않은 실제 사례수를 기준으로, 1959~1963년 출생코호트 796명, 1954~1958년 출생코호트 756명, 1949~1953년 출생코호트 591명, 1944~1948년 출생코호트 489명, 1939~1943년 출생코호트 469명, 1934~1938년 출생코호트 360명, 1929~1933년 출생코호트 222명이 분석에 포함되었다.

〈표 1〉과 〈그림 1〉에는 각 코호트별로 1998년, 2003년, 2008년의 중위소득을 계산하여 제시하였다. 먼저 〈표 1〉에서 각 코호트별로 가장 위의 수치는 1998년, 중간 수치는 2003년, 가장 아래의 수치는 2008년의 값을 의미한다. 이러한 standard cohort table을 통해 연령 효과, 시기 효과, 코호트 효과를 종합적으로 이해할 수 있다.

〈표 1〉 연령대별 중위소득(단위: 만원)

	1959~63년 코호트	1954~58년 코호트	1949~53년 코호트	1944~48년 코호트	1939~43년 코호트	1934~38년 코호트	1929~33년 코호트
35~39세	1124						
40~44세	1607	1130					
45~49세	1883	1597	1173				
50~54세		1893	1696	1195			
55~59세			1895	1536	1031		
60~64세				1489	1143	825	
65~69세					1001	865	825
70~74세						812	819
75~79세							828

주: 각 코호트별로 가장 위의 수치는 1998년, 중간 수치는 2003년, 가장 아래의 수치는 2008년의 값을 의미한다.



〈그림 1〉 연령대별 중위소득(단위: 만원)

먼저 각 코호트별로 제시된 수치를 세로 방향으로 읽어 나가면 한 코호트의 변화를 종단적으로 추적할 수 있다. 예를 들어 1959~1963년 코호트의 경우에는 35~39세(1998년)의 중위소득이 1,124만원, 40~44세(2003년)의 중위소득이 1,607만원, 45~49세(2008년)의 중위소득이 1,883만원으로 나타나 시간에 따라 중위소득이 증가함을 알 수 있다. 하지만 이러한 수치만으로는 중위소득이 증가하는 것이 연령 효과 때문인지 아니면 1998년, 2003년, 2008년으로 갈수록 평균적으로 중위소득이 증가하는 시기 효과 때문인지를 구분하기 어렵다.

다음으로 각 연령대별로 제시된 수치를 가로 방향으로 읽어 나가면 동일한 연령대의 중위소득이 연도에 따라 어떻게 달라지는지를 파악할 수 있다. 예를 들어 1959~1963년 코호트는 45~49세(2008년)의 중위소득이 1,883만원, 1954~1958년 코호트는 45~49세(2003년)의 중위소득이 1,597만원, 1949~1953년 코호트는 45~49세(1998년)의 중위소득이 1,173만원으로 나타나 나중에 태어난 코호트일수록 45~49세의 중위소득이 높음을 알 수 있다. 하지만 이러한 수치만으로는 45~49세의 중위소득이 코호트별로 다른 것이 코호트 효과 때문인지 아니면 1998년, 2003년, 2008년으로 갈수록 평균적으로 중위소득이 증가하는 시기 효과 때문인지를 구분하기 어렵다.

마지막으로 제시된 수치를 대각선 방향으로 읽어 나가면 횡단적으로 연령대별 중위소득을 파악할 수 있다. 예를 들어 1998년에는 35~39세의 중위소득이 1,124만원, 40~44세 1,130만원, 45~49세 1,173만원, 50~54세 1,195만원, 55~59세 1,031만원, 60~64세 825만원, 65~69세 825만원으로 나타나, 연령대가 높아질수록 중위소득이 조금씩 증가하다가 55~59세 이후 감소하고 있음을 알 수 있다. 하지만 이러한 수치만으로는 연령대에 따른 중위소득의 변화가 연령 효과 때문인지 아니면 코호트 효과 때문인지를 구분하기 어렵다.

따라서 본 연구의 관심인 연령의 효과를 파악하기 위해서는 여러 코호트를 종단적으로 추적한 정보들과 사전적 지식 및 이론을 바탕으로 시기 효과, 코호트 효과를 종합적으로 고려하여 해석해야 한다. 〈그림 1〉에서 1998년, 2003년, 2008년 각각의 정보를 횡단적으로 살펴보면, 모든 연도에서 50대 중반 이후에 중위소득이 급격하게 감소하는 패턴이 확인된다. 그런데 이러한 패턴에는 연령의 효과뿐만 아니라 먼저 태어난 코호트의 소득 수준이 낮은 코호트 효과도 함께 작용했을 것이기 때문에, 횡단적

인 패턴으로부터 연령 효과를 추론하는 데는 주의가 필요하다. 한편 각 코호트의 종단적인 변화를 살펴보면, 1959~1963년 코호트, 1954~1958년 코호트, 1949~1953년 코호트는 모두 중장년기에 연령이 증가함에 따라 소득이 가파르게 증가하는 패턴을 나타내었다. 시간이 지날수록 경제성장으로 중위소득이 상승한다는 사실을 감안할 때, 이러한 패턴은 주로 시기 효과로 설명될 수 있을 것이다.⁹⁾ 그런데 이러한 시기 효과에도 불구하고 1944~1948년 코호트, 1939~1943년 코호트는 더 늦게 태어난 코호트들에 비해 연령이 증가함에 따라 중위소득이 증가하는 속도가 둔화되거나 오히려 중위소득이 감소하였다. 그리고 가장 먼저 태어난 1934~1938년 코호트, 1929~1933년 코호트는 60대 중반 이후에 800만원대에서 중위소득이 유지되는 것으로 나타났다. 요컨대, 횡단적으로 볼 때는 50대 중반 이후에, 종단적으로 볼 때는 60대 중반 이후에 중위소득이 감소하는 것으로 나타나 노년기로의 이행이 평균적으로 소득을 감소시킨다는 결론을 내릴 수 있다.

〈표 2〉와 〈그림 2〉에는 각 코호트별로 연령대별 지니계수를 제시하였다. 지니계수의 경우에는, 중위소득의 경우와 달리, 동일한 연령대의 각 코호트별 차이가 작게 나타나 코호트 효과가 그다지 크지 않은 것으로 판단된다. 이는 그림에서 각 코호트마다 세 개의 수치를 연결하는 선들이 대체로 겹치는 것에서도 확인된다. 또한 코호트별로 1998년, 2003년, 2008년의 지니계수가 증가하거나 감소하는 패턴이 일관되게 나타나지도 않기 때문에, 시기 효과도 뚜렷하게 확인되지 않는다.¹⁰⁾ 따라서 그림에서 보듯이 연령대가 증가할수록 지니계수가 점차 증가하는 패턴은 대체로 연령 효과 때문인 것으로 해석된다. 특히 60~64세에서 65세~69세로 연령이 증가할 때 1939~1943년 코호트는 0.372에서 0.391로, 1934~1938년 코호트는 0.401에서 0.431로 지니계수가 크게 증가하는 것으로 나타나, 노년기로의 이행이 소득불평등 수준을 증가시키는 것으로 판단된다. 단, 1934~1938년 코호트와 1929~1933년 코호트의 경우에는 노년기로의 이행이 이루어진 이후 2003년에서 2008년까지 지니계수가 감소하는 것으로 나타났는데, 이는 최근 사회보험과 공적이전제도의 발전으로 노년기의 소득불평등 수준이 감소하는 시기 효과가 존재할 가능성을 시사한다. 따라서 전반적으로 노년기로의 이행은 소득불평등 수준을 증가시키지만, 최근 들어 그러한 효과가 약해지고 있을 가능성이 있다고 추론할 수 있다.

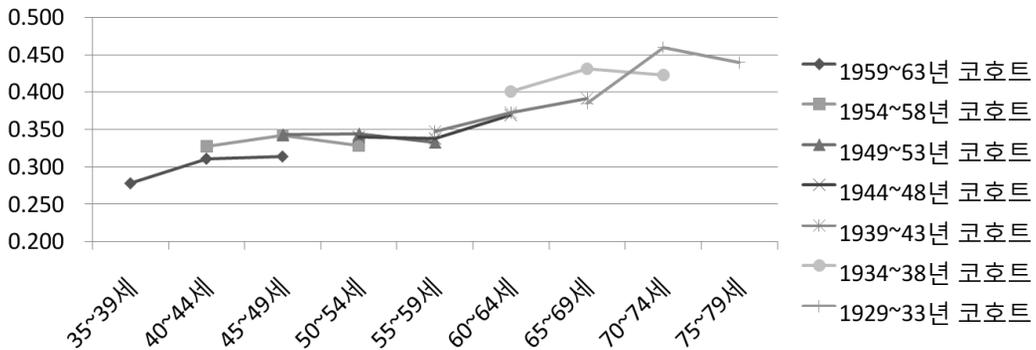
9) 본 자료에서 전체 인구의 중위소득을 분석한 결과 1998년 1,093만원, 2003년 1,533만원, 2008년 1,734만원으로 나타나, 시간이 지날수록 중위소득이 증가하는 시기 효과가 존재함을 알 수 있다.

10) 본 자료에서 전체 인구의 지니계수를 분석한 결과 1998년 0.325, 2003년 0.342, 2008년 0.339로 나타나, 1998년과 2008년에 비해 2003년의 지니계수가 다소 높은 시기 효과가 존재할 가능성이 있으나, 이러한 시기 효과는 연령대가 증가함에 따라 지니계수가 증가한다는 결론에 별다른 영향을 미치지 않는다.

〈표 2〉 연령대별 지니계수

	1959~63년 코호트	1954~58년 코호트	1949~53년 코호트	1944~48년 코호트	1939~43년 코호트	1934~38년 코호트	1929~33년 코호트
35~39세	0.278						
40~44세	0.311	0.327					
45~49세	0.314	0.342	0.343				
50~54세		0.328	0.344	0.340			
55~59세			0.333	0.338	0.347		
60~64세				0.369	0.372	0.401	
65~69세					0.391	0.431	0.385
70~74세						0.423	0.460
75~79세							0.440

주: 각 코호트별로 가장 위의 수치는 1998년, 중간 수치는 2003년, 가장 아래의 수치는 2008년의 값을 의미한다.



〈그림 2〉 연령대별 지니계수

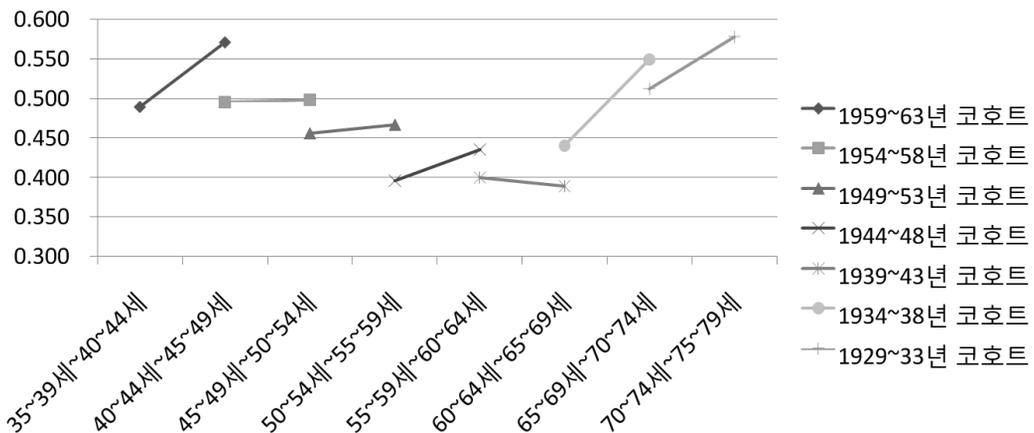
〈표 3〉과 〈그림 3〉에는 연령대별 소득이동성을 분석한 결과를 제시하였다. 스피어만 상관계수는 값이 클수록 소득이동성이 낮은 것으로 해석된다. 분석 결과, 거의 모든 코호트에서 1998년~2003년의 소득이동성보다 2003년~2008년의 소득이동성이 낮은 것으로 나타났는데, 외환위기 이후 한국의 소득이동성이 점차 감소하고 있다는 선행연구를 고려하면(이건범, 2009; 강신욱, 2011), 시간이 지날수록 소득이동성이 감소하는 시기 효과가 존재하는 것으로 판단된다. 그런데 이러한 시기 효과에도 불구하고 1939~1943년 코호트의 경우에는 55~59세와 60~64세 소득 간의 이동성보다 60~64세와 65~69세 소득 간의 이동성이 더 큰 것으로 나타났다. 이는 노년기로 이행하는 시기에 소득이동성이 증가하는 경향이 있음을 시사한다. 또한 1998년~2003년, 2003년~2008년의 정보를 각각 횡단적으로 살펴보면(예를 들어 1998~2003년의 스피어만 상관계수를 연령대가 증가함에 따라 0.489, 0.495, 0.456, 0.396, 0.400, 0.440, 0.512 순으로 읽어 나가면) 40대부터 60대까지 소득이동성이 증가하다가 60대 중반 이후

소득이동성이 급격하게 감소하는 패턴이 확인된다. 최근 한국 사회의 소득이동성이 점차 감소한다는 사실을 고려할 때, 40대에서 60대까지 소득이동성이 증가하는 패턴은 먼저 태어난 코호트의 소득이동성이 높은 코호트 효과 때문일 가능성이 있기 때문에 반드시 연령의 효과로만 해석할 수는 없다. 하지만 먼저 태어난 코호트의 소득이동성이 높은 코호트 효과를 가정할 때 최소한 60대 중반 이후 소득이동성이 급격하게 감소하는 것은 주로 연령 효과 때문인 것으로 해석할 수 있다. 이러한 분석 결과를 종합하면, 40대에서 60대까지는 연령이 증가할수록 소득이동성이 증가하거나 유지되다가 60대 중반 이후에는 급격하게 감소하는 것으로 판단된다. 특히 시간이 지날수록 소득이동성이 감소하는 시기 효과에도 불구하고 1939~1943년 코호트의 경우 55~59세 소득과 60~64세 소득 간의 이동성보다 60~64세와 65~69세의 소득 간 이동성이 더 크게 나타난 결과는 노년기로 이행하는 시기에 소득이동성이 증가하는 경향이 있음을 시사한다.

〈표 3〉 연령대별 스피어만 상관계수

	1959~63년 코호트	1954~58년 코호트	1949~53년 코호트	1944~48년 코호트	1939~43년 코호트	1934~38년 코호트	1929~33년 코호트
35~39세~40~44세	0.489						
40~44세~45~49세	0.571	0.495					
45~49세~50~54세		0.498	0.456				
50~54세~55~59세			0.467	0.396			
55~59세~60~64세				0.435	0.400		
60~64세~65~69세					0.389	0.440	
65~69세~70~74세						0.549	0.512
70~74세~75~79세							0.578

주: 각 코호트별로 위의 수치는 1998년~2003년, 아래의 수치는 2003년~2008년의 값을 의미한다. 제시된 수치는 모두 $p < .001$ 수준에서 통계적으로 유의하였다.



〈그림 3〉 연령대별 스피어만 상관계수

2) 노년기로의 이행에 따른 소득분포의 변화, 1939~1943년 코호트

이상의 분석 결과를 토대로 노년기로의 이행에 따른 소득분포의 변화를 요약하면 다음과 같다. 노년기로 이행할 때 평균적으로 소득 수준이 감소하고, 소득불평등 수준은 증가하며, 노년기로 이행하는 시기에 소득순위의 변동이 크게 나타났다가 이후 노년후기로 갈수록 소득순위가 점차 고착화된다. 단, 이러한 소득분포의 변화는 코호트와 시기에 따라 다를 수 있다는 점에 유의해야 한다. 본질적으로 집합적 수준에서 소득분포를 분석하는 연구는 분석대상 및 기간에 따라 특정한 코호트 및 시기에 대한 정보만을 제공해줄 수밖에 없는 한계를 가지며(Crystal and Waehrer, 1996), 모든 코호트와 시기의 특징을 일관되게 요약하기는 쉽지 않다.

따라서 본 연구는 1939~1943년 코호트를 특정하여 노년기로 이행할 때의 경험을 보다 자세히 분석한다. <표 4>에 요약하였듯이, 1939~1943년 코호트는 55~59세에서 65~69세로 연령이 증가함에 따라 소득불평등과 소득이동성이 증가하였다. 따라서 1939~1943년 코호트는 본 연구가 주목하는 노년기로의 이행에 따른 소득분포의 변화의 특징을 잘 보여주는 대표적인 코호트라 할 수 있다. 이하에서는 이 코호트에 대해 55~59세(1998년)와 60~64세(2003년) 시점 간의 단기적 변화와 55~59세(1998년)와 65~69세(2008년) 시점 간의 장기적 변화에 초점을 맞추어 추가적인 분석을 실시한다.¹¹⁾

<표 4> 노년기로의 이행에 따른 소득분포의 변화, 1939~1943년 코호트

55~59세 지니계수	60~64세 지니계수	65~69세 지니계수	55~59세~60~64세 스피어만 상관계수	60~64세~65~69세 스피어만 상관계수	55~59세~65~69세 스피어만 상관계수
0.347	0.372	0.391	0.400	0.389	0.348

먼저 <표 5>에는 소득순위의 변동을 보다 자세하게 살펴보기 위해 두 시점 간 소득분위의 이동확률을 분석한 결과를 제시하였다. 표의 수치는 1998년의 각 소득분위 집단이 2003년의 각 소득분위에 속하게 될 확률을 보여준다. 예를 들어, 1998년의 1분위에 속하는 사람들 중에서 37.1%는 2003년의 1분위에, 26.5%는 2분위에, 20.5%는 3분위에, 9.9%는 4분위에, 6.0%는 5분위에 속하는 것으로 해석된다. 표를 보면 전반적으로 소득분위 이동확률이 높은 수준임을 알 수 있다. 1998년과 2003년의 경우, 두 시점 모두 같은 소득분위에 속하는 비율이 26.7%~38.7%로 나타나 소득분위 간 이동을 경험하는 비율이 훨씬 높음을 알 수 있다. 1998년과 2008년의 경우에도 두 시점 모두 같은 분위에 속하는 비율이 24.4%~37.2%로 상대적으로 낮게 나타나는데, 1998년과 2003년의 단기간의 이동성과 비교할 때 1998년과 2008년의 장기간의 이동성이 다소 높은 것으로 판단된다. 이는 <표 4>에서 보듯이 1998년과 2003년 간 상관계수 0.400보다 1998년과 2008년 간 상관계수 0.348이 더 작은 것과 상통한다.

11) 60~64세(2003년)와 65~69세(2008년) 시점 간의 변화도 분석할 수 있지만, 지면의 제약 상 생략하였다.

〈표 5〉 소득분위 이동확률, 1939~1943년 코호트(단위: %)

2003년(60~64세) 1998년(55~59세)	1분위 (335만원)	2분위 (731만원)	3분위 (1133만원)	4분위 (1638만원)	5분위 (2784만원)
1분위 (361만원)	37.1	26.5	20.5	9.9	6.0
2분위 (715만원)	24.1	33.3	17.0	15.9	9.7
3분위 (1049만원)	18.5	12.6	32.8	13.8	22.2
4분위 (1486만원)	18.1	9.7	23.0	26.7	22.5
5분위 (2442만원)	2.5	17.6	6.8	34.4	38.7
2008년(65~69세) 1998년(55~59세)	1분위 (365만원)	2분위 (651만원)	3분위 (987만원)	4분위 (1539만원)	5분위 (2863만원)
1분위 (361만원)	36.3	24.8	15.6	16.1	7.2
2분위 (715만원)	19.9	28.3	22.2	17.3	12.3
3분위 (1049만원)	17.7	26.6	24.4	17.3	14.0
4분위 (1486만원)	16.0	13.1	18.3	25.6	27.1
5분위 (2442만원)	10.2	6.9	19.8	25.9	37.2

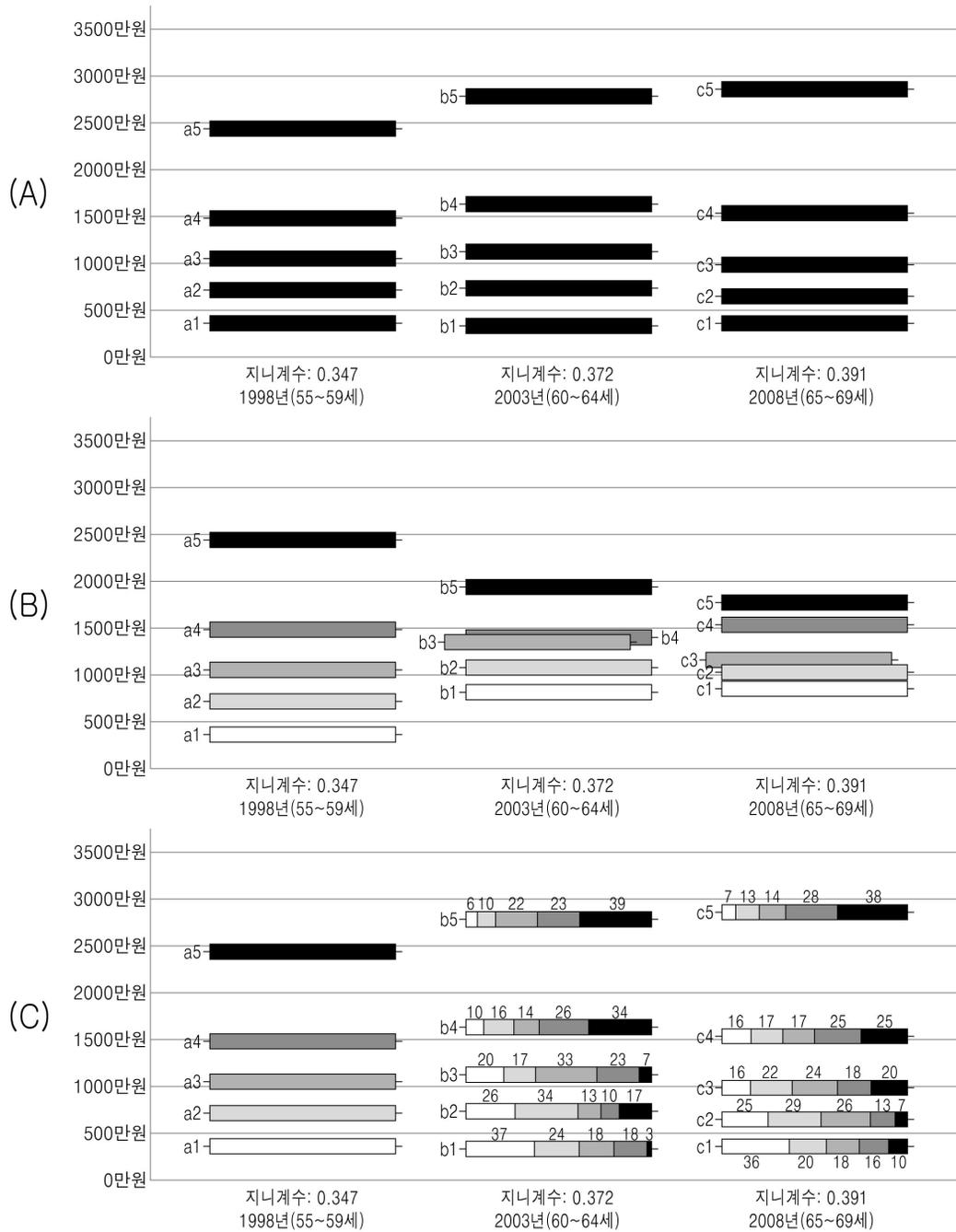
주: 괄호 안의 수치는 각 분위별 평균소득을 의미한다.

〈표 5〉에서 상대적 소득이동을 살펴보면, 〈표 6〉에서는 절대적 소득이동을 살펴보았다. 먼저 1998년과 2003년간의 변화를 살펴보면, 1998년의 평균소득은 1분위 361만원, 2분위 715만원, 3분위 1,049만원, 4분위 1,486만원, 5분위 2,442만원이었다. 그런데 1998년의 각 소득분위 집단에 속한 개인을 2003년까지 추적하여 소득의 변화를 살펴보면, 1998년 소득1분위에 속한 사람들은 1998년~2003년의 기간 동안 평균소득이 458만원 증가한 것으로 나타났다. 또한 1998년의 2분위는 평균소득 증가액이 368만원, 3분위는 311만원, 4분위는 -82만원, 5분위는 -499만원으로 나타나 1998년의 저소득층일수록 평균소득이 더 많이 증가하였고 고소득층은 평균소득이 감소하였음을 알 수 있다. 또한 1998년에 비해 2003년에 소득이 증가한 비율을 살펴보면, 1998년의 1분위는 77.4%, 2분위는 65.4%, 3분위는 58.5%, 4분위는 42.5%, 5분위는 29.5%로 나타나 1998년의 저소득층일수록 소득이 증가한 비율이 높게 나타났다. 이러한 패턴은 1998년과 2008년간의 변화에서도 유사하게 나타나는데, 특히 1998년과 2008년간 장기적인 변화를 살펴봤을 때는 1998년 1분위의 소득증가비율이 90.3%로 매우 높음을 알 수 있다.

〈표 6〉 1998년 소득분위별 절대적 소득이동, 1939~1943년 코호트

	55~59세의 소득분위	55~59세의 평균소득 (만원)	60~64세의 평균소득 (만원)	두 시점 간 평균소득 증가액 (만원)	소득증가비율 (%)	소득감소비율 (%)
1998년 ~ 2003년	1분위	361	819	+458	77.4	22.6
	2분위	715	1083	+368	65.4	34.6
	3분위	1049	1360	+311	58.5	41.5
	4분위	1486	1404	-82	42.5	57.5
	5분위	2442	1943	-499	29.5	70.5
	전체	1207	1320	+113	54.7	45.3
	55~59세의 소득분위	55~59세의 평균소득 (만원)	65~69세의 평균소득 (만원)	두 시점 간 평균소득 증가액 (만원)	소득증가비율 (%)	소득감소비율 (%)
1998년 ~ 2008년	1분위	361	860	+499	90.3	9.7
	2분위	715	1032	+317	56.8	43.2
	3분위	1049	1166	+117	40.6	59.4
	4분위	1486	1539	+53	44.2	55.8
	5분위	2442	1779	-663	29.8	70.2
	전체	1207	1274	+67	52.4	47.6

〈그림 4〉에는 지금까지의 분석을 요약하여 그림으로 표현하였다. 먼저 그림(A)는 소득순위의 변동을 고려하지 않았을 때 1998년, 2003년, 2008년의 소득분위별 평균소득을 보여준다. 예를 들어 a5의 높이는 1998년 5분위의 평균소득이 2,442만원임을, a1의 높이는 1분위의 평균소득이 361만원임을 의미한다. 마찬가지로 b5의 높이는 2003년 5분위의 평균소득이 2,784만원임을, c5의 높이는 2008년 5분위의 평균소득이 2,863만원임을 의미한다. 그림(A)를 보면 전반적으로 시간이 지날수록 소득분위 간 평균소득의 격차가 증가하여 소득불평등 수준이 악화되고 있음이 확인되는데, 이는 지니계수가 점차 증가한다는 사실과 상통한다. 구체적으로 살펴보면, 1998년에 비해 2003년에는 5분위의 평균소득이 크게 증가하였고 2~4분위도 평균소득이 증가한 반면, 가장 소득 수준이 낮은 1분위는 평균소득이 소폭 감소하였다. 한편 2003년에 비해 2008년에는 5분위의 평균소득은 소폭 증가한 반면 2~4분위의 평균소득이 모두 감소하여 노년기로의 이행이 중간계층의 소득을 감소시키는 충격을 준다는 사실을 알 수 있다. 반면 1분위의 경우에는 2003년에 비해 2008년에 평균소득이 소폭 증가하여 1998년의 수준을 회복하였는데, 이는 국민기초생활보장제도나 2008년 도입된 기초노령연금과 같은 공공부조성 소득보장 제도가 저소득층의 소득 감소를 방지하는 역할을 하기 때문인 것으로 판단된다. 따라서 60~64세에서 65~69세로 연령이 증가할 때 소득불평등 수준이 증가하는 것은 주로 2~4분위의 중간계층의 소득이 최상위계층에 비해 감소하기 때문임을 알 수 있다.



〈그림 4〉 노년기로의 이행에 따른 소득분포의 변화, 1939~1943년 코호트

지금까지의 해석에서는 소득순위의 변동을 고려하지 않았다. 즉, 그림(A)에서는 a5, b5, c5의 소득

분위를 구성하는 개인들이 각 연도별로 다르다는 사실을 고려하지 않고 암묵적으로 a5, b5, c5의 소득분위 집단이 동일한 개인으로 구성된 것처럼 가정하였기 때문에, 1998년의 5분위에 속하는 사람들의 평균소득이 시간에 따라 증가한 것으로 잘못 이해할 수 있다. 이에 그림(B)에서는 1998년의 소득분위 집단을 구성하는 개인들의 소득 변화를 시간에 따라 추적한 결과를 제시하였다. 즉, 그림(B)에서는 그림(A)와 달리 a5, b5, c5의 소득분위 집단이 각년도에 걸쳐 모두 동일한 개인들로 구성된 것이다. 예컨대, a5, b5, c5는 각각 1998년의 소득5분위에 해당하는 집단의 평균소득이 1998년 2,442만원, 2003년 1,943만원, 2008년 1,779만원으로 점차 감소한다는 사실을 의미한다. 그림을 보면 시간이 지날수록 1998년 고소득층의 소득이 감소하고 저소득층의 소득이 증가하여 소득분위 간 평균소득 격차가 크게 감소하는 현상이 나타났다. Jenkins and Van Kerm(2006)은 이처럼 고소득층의 소득이 감소하고 저소득층의 소득이 증가하는 소득 변화를 “pro-poor income growth”라 불렀다. 하지만 그림(B)의 분석 결과를 노년기로 이행할 때 소득불평등이 감소하는 것으로 해석해서는 곤란하다. 왜냐하면 그림(A)와 지니계수의 변화에서 확인했듯이 시간이 지날수록 소득의 산포도가 증가하는 것은 여전히 사실이 기 때문이다. 특히 고소득층의 소득이 감소하고 저소득층의 소득이 증가하는 현상의 일부는 평균으로의 회귀라는 통계적 현상으로 설명될 수 있다는 점도 유념할 필요가 있다.

그렇다면 개인의 소득 변화를 추적했을 때 “pro-poor income growth”가 나타났음에도 불구하고 횡단적인 소득불평등 수준이 증가하는 것은 어떻게 설명될 수 있는가? Jenkins and Van Kerm(2006)은 이러한 패러독스를 해결하는 핵심은 바로 소득순위의 변동(re-ranking)에 있다고 설명하였다. 노년기로 이행할 때 소득불평등 수준이 증가하는 핵심적인 이유는 부자가 더 부유해지고 빈자가 더 가난해지기 때문이라기보다는 노년기로의 이행이라는 충격이 소득불안정성을 증가시켜 소득순위가 변동하는 가운데 소득의 산포도가 증가하기 때문이다. 이러한 설명을 그림으로 표현하면 그림(C)와 같다.¹²⁾ 하얀 색으로 표현된 1998년의 1분위 집단(a1) 중 약 37%가 2003년의 1분위(b1)로, 약 26%가 2003년의 2분위(b2)로, 약 20%가 2003년의 3분위(b3)로, 약 10%가 2003년의 4분위(b4)로, 약 6%가 2003년의 5분위(b5)로 이동하였다. 이런 방식으로 그림을 해석하면, 전반적으로 1998년~2008년의 기간 동안 1998년의 각 소득분위 집단이 상당히 높은 수준의 분위이동을 경험하여 2008년에는 다양한 소득분위로 크게 흩어졌음이 확인된다.

12) <표 5>에 제시된 소득분위 이동확률은 앞 시점의 소득분위를 기준으로 계산한 비율이지만, 그림(C)를 작성하는 데 사용된 소득분위 이동확률은 뒤 시점의 소득분위를 기준으로 계산한 비율이다. 예를 들어 <표 5>는 1998년의 1분위를 100%라 할 때 그중 37.1%가 2003년의 1분위로 이동했음을 보여주는 반면, 그림(C)는 2003년 1분위(b1)를 100%라 할 때 그중 36.9%(하얀 색으로 표현된 부분)가 1998년에 1분위에 속했던 사람들임을 보여준다. 그림(C)를 작성하는 데 활용된 소득분위 이동확률은 <부표 1>에 제시하였다. <표 5>와 <부표 1>의 수치는 거의 동일하기 때문에 그림(C)를 <표 5>와 같은 방식으로 해석해도 무방하다.

3) 소득원천별 효과 시뮬레이션, 1939~1943년 코호트

〈표 7〉 소득원천별 효과 시뮬레이션, 1939~1943년 코호트

1998년 ~ 2003년	55~59세 의 값	60~64세의 분포로 조정						
		근로소득 조정	자산소득 조정	사회보험 조정	공적보조 금 조정	사적이전 조정	기타소득 조정	
	지니계수	0.347	0.455	0.442	0.403	0.398	0.385	0.372
		-	(+0.108)	(-0.013)	(-0.039)	(-0.005)	(-0.013)	(-0.013)
	스피어만 상관계수	1.000	0.294	0.312	0.416	0.412	0.420	0.400
		-	(-0.706)	(+0.018)	(+0.104)	(-0.004)	(+0.008)	(-0.020)
1998년 ~ 2008년	55~59세 의 값	65~69세의 분포로 조정						
		근로소득 조정	자산소득 조정	사회보험 조정	공적보조 금 조정	사적이전 조정	기타소득 조정	
	지니계수	0.347	0.536	0.509	0.460	0.434	0.398	0.391
		-	(+0.189)	(-0.027)	(-0.049)	(-0.026)	(-0.036)	(-0.007)
	스피어만 상관계수	1.000	0.273	0.290	0.384	0.369	0.377	0.348
		-	(-0.727)	(+0.017)	(+0.094)	(-0.015)	(+0.008)	(-0.029)

주: 괄호 안의 수치는 전 단계 값과의 차이를 의미한다.

마지막으로 각 소득원천이 소득불평등과 소득이동성에 미치는 영향을 시뮬레이션으로 분석하였다. 〈표 7〉의 시뮬레이션 결과는 다음과 같이 작성되었다. 1939~1943년 코호트의 55~59세(1998년) 실제 총소득의 지니계수는 0.347이다. 그런데 1998년 총소득에서 1998년의 근로소득을 빼고 2003년의 근로소득을 더해서 구한 가설적인 총소득의 지니계수는 0.455로 나타났다. 즉, 다른 소득원천은 1998년의 분포를 유지하고 근로소득만 2003년의 분포로 조정하면 지니계수가 0.108만큼 증가하는 것이다. 다음으로, 이렇게 계산된 가설적인 총소득에 1998년 자산소득을 빼고 2003년 자산소득을 더하여 새롭게 구한 새로운 총소득의 지니계수는 0.442이다. 즉, 자산소득을 추가적으로 2003년의 분포로 조정하면 근로소득만 조정했을 때에 비해 지니계수가 0.013만큼 감소하는 것이다. 이러한 방식으로 모든 소득원천을 근로소득, 자산소득, 사회보험, 공적보조금, 사적이전, 그리고 기타소득 순으로 순차적이면서 누적적으로 조정한 최종적인 총소득의 지니계수는 실제 2003년 지니계수와 동일한 0.372로 계산된다. 즉, 1998년에서 2003년으로의 지니계수의 변화를 소득원천에 따라 순차적인 이행과정으로 살펴본 것이다.

또한 스피어만 상관계수의 경우는 다음과 같이 계산되었다. 먼저 실제 1998년 총소득과 1998년의 총소득에 어떠한 조정도 하지 않은 총소득 간의 스피어만 상관계수는, 동일한 소득 분포 간의 상관계수이므로, 당연히 1.000으로 계산된다. 그런데 근로소득을 2003년의 분포로 조정할 가설적인 총소득과 1998년 실제 총소득 간의 상관계수는 0.294이다. 즉, 근로소득을 2003년의 분포로 조정하면 상관계수

가 0.706만큼 감소하는 것이다. 다음으로 자산소득까지 추가적으로 조정한 가설적인 총소득과 실제 1998년 총소득 간의 상관계수는 0.312이다. 이러한 방식으로 모든 소득원천을 순차적으로 조정한 최종적인 총소득과 실제 1998년 총소득 간의 상관계수는 실제 1998년~2003년 상관계수와 동일한 0.400으로 계산된다.

이러한 방식의 시뮬레이션은 각 소득원천을 조정하는 순서에 따라 결과가 달라질 수 있기 때문에, 조정의 순서에 대해 간단히 언급할 필요가 있다. 먼저 근로소득을 첫 번째로 조정하는 것은 근로소득이 총소득에서 차지하는 비중이 가장 크고 노년기로 이행할 때 큰 변화가 나타나기 때문이다. 다음으로 근로소득과 마찬가지로 시장에서 결정되는 자산소득을 조정하였다. 즉, 근로소득과 자산소득을 먼저 조정함으로써 국가와 가족이 개입하기 전 시장에서의 소득분포 변화를 살펴볼 수 있는 것이다. 다음으로는 국가의 개입을 의미하는 사회보험소득과 공적보조금을 조정하는데, 그중에서도 빈곤층에게만 급여를 제공하고 규모가 작은 공적보조금보다 모든 소득계층에게 상대적으로 큰 영향을 미치는 사회보험소득을 먼저 조정하였다. 다음으로 가족의 개입을 의미하는 사적이전소득을 조정하고, 마지막으로 기타소득을 조정하였다. 표에는 제시하지 않았지만, 근로소득과 자산소득의 시장소득을 조정한 후 사회보험소득, 공적보조금, 사적이전소득의 세 가지 소득원천을 조정하는 순서를 가능한 모든 조합을 구성하여 분석한 결과, 각 소득원천의 효과의 방향과 크기가 <표 7>과 거의 유사하게 나타났다.

표에 제시된 결과를 해석하면 각 소득원천이 소득불평등과 소득이동성에 미치는 영향을 파악할 수 있다. 먼저 1998년과 2003년간의 변화를 살펴보자. 근로소득을 2003년의 값으로 조정하는 가설적인 총소득의 지니계수는 0.455인데, 이는 실제 2003년의 지니계수보다도 훨씬 큰 값이다. 그리고 자산소득, 사회보험소득, 공적보조금, 사적이전소득을 순차적으로 조정하면 지니계수가 점차 감소하는데, 특히 사회보험소득을 조정했을 때 지니계수가 0.039만큼 크게 감소하였다. 요컨대, 노년기로 이행할 때 근로소득의 변화는 노년기로 이행한 후의 실제 지니계수보다도 훨씬 더 높은 수준으로 소득불평등 수준을 증가시키는데, 이처럼 근로소득으로 인해 증가한 소득불평등 수준은 다른 소득원천, 특히 사회보험소득에 의해 다시 감소한다. 1998년과 2008년간의 장기간의 변화를 분석할 때에도 유사한 양상이 나타나는데, 다음과 같은 몇 가지 차이점이 발견된다. 첫째, 근로소득으로 인한 소득불평등 증가 효과가 더 크게 나타난다. 둘째, 자산소득, 사회보험소득, 공적보조금, 사적이전소득의 소득불평등 감소 효과가 더 크게 나타난다. 이러한 차이가 나타난 이유는 첫째, 60~64세에 비해 연령이 증가한 65~69세의 소득분포가 노년기 소득분포의 특징을 보다 잘 대표함으로써 비노년기 소득분포와의 차이가 더 크기 때문일 수도 있고(연령 효과), 둘째, 2003년과 비교할 때 2008년이라는 시기의 특성이 다르기 때문일 수도 있다(시기 효과). 예를 들어, 사회보험소득과 공적보조금의 소득불평등 감소 효과가 2003년에 비해 2008년에 더 크게 나타나는 것은 1939~1943년 코호트가 2008년에 65~69세로 연령이 증가하면서 국민연금이나 기초노령연금의 수급자격을 만족시켜 수급율이 증가했기 때문일 수도 있고, 국민연금과 공적이전제도가 2003년에 비해 2008년에 대상이 확대되고 급여수준이 증가하는 제도적 변화가 나타났기 때문일 수도 있다.

다음으로 소득이동성의 변화를 살펴보자. 먼저 1998년과 2003년간의 변화를 살펴보면, 근로소득을 조정하는 것만으로도 상관계수가 0.294로 크게 감소하고, 자산소득, 사회보험소득, 사적이전소득을 순

차적으로 조정하면 상관계수가 다시 소폭 증가하는 것으로 나타났다. 즉, 근로소득의 변화로 소득순위가 크게 변동한 상태에서 자산소득, 사회보험소득, 사적이전소득은 소득순위의 변동을 다소 회복시키는 효과를 나타내는 것이다. 이러한 현상은 다음과 같이 설명될 수 있다. 노년기로 이행할 때 근로소득이 크게 감소하여 소득순위가 변동한다. 그런데 자산소득, 사회보험소득, 사적이전소득은 근로소득의 감소를 상쇄하여 총소득을 보전하는 효과를 나타내기 때문에 근로소득 감소 때문에 증가한 이동성을 다시 감소시킨다. 한편 공적보조금의 경우에는 다른 소득원천과 달리 상관계수를 감소시키는 효과를 나타내었다. 이는 근로소득의 감소를 상쇄하는 역할을 하는 다른 소득원천과는 달리, 공적보조금은 주로 저소득층의 소득을 증가시키는 상이한 역할을 하기 때문인 것으로 판단된다. 즉, 근로소득의 감소로 인해 소득순위가 크게 변동한 상태에서, 다른 소득원천은 근로소득의 감소를 상쇄하여 1998년 소득과의 상관을 다시 높여주지만, 공적보조금은 일부 저소득층의 소득지위를 상향이동시켜 추가적인 소득순위의 변동을 야기하는 것이다. 이러한 패턴은 1998년과 2008년간의 변화를 분석했을 때에도 거의 동일하게 나타났다.

6. 결론

본 연구는 한국노동패널 2차, 7차, 12차 자료를 활용하여 노년기로의 이행에 따른 소득불평등 변화와 소득이동성을 분석하였다. 분석 결과는 다음과 같이 요약된다.

첫째, 비노년기에서 노년기로 이행할 때 소득불평등 수준이 증가하는 것으로 나타났다. 단, 최근에는 공적 노후소득보장제도의 발전으로 인해 노년기에 소득불평등이 증가하는 효과가 작아지고 있을 가능성이 있다.

둘째, 비노년기에서 노년기로 이행하는 시기에 소득순위의 변동이 크게 나타나고, 노년기로의 이행이 이루어진 이후 노년후기로 갈수록 소득순위가 고착화되는 경향이 나타났다. 본 연구는 노년기로 이행하는 60대에 소득순위의 변동이 크다는 사실에 주목하는데, 이는 본 연구의 가장 핵심적인 발견이라 할 수 있다.

셋째, 노년기로 이행할 때 소득불평등 수준을 증가시키고 소득순위의 변동을 야기하는 가장 큰 요인은 근로소득의 감소이다. 그리고 자산소득, 사회보험소득, 사적이전소득은 근로소득의 감소를 어느 정도 상쇄하여 근로소득이 소득불평등 및 소득이동성을 증가시키는 효과를 완화한다. 한편 공적보조금은 저소득층에게 급여를 집중하기 때문에 근로소득으로 인해 증가한 소득불평등 수준을 감소시키는 동시에 저소득층의 소득지위 상향이동을 야기하여 추가적으로 소득순위를 다소 변동시킨다.

노년기로 이행할 때 소득불평등 수준이 증가하지만 소득순위의 변동 또한 활발하다는 것은 무엇을 의미하는가? 일반적으로 소득이동성이 크다는 것은 사회의 기회구조가 개방적이라는 사실, 각 시점의 횡단적인 소득불평등 수준이 높더라도 장기적인 관점에서의 소득불평등 수준은 낮을 수 있다는 사실을 의미한다는 점에서 바람직한 것으로 받아들여진다. 하지만 노인 집단은 열린 기회구조보다는 안정된 소득을 선호하고 급격한 소득의 변화에 대처할 자원이 부족하다는 점에서 노년기의 소득이동을 받

드시 바람직한 것으로 보기는 어렵다. 특히 실직, 결혼해체 등의 위험생애사건으로 인한 소득의 하향 이동은 직접적으로 노년기의 삶의 질을 악화시킨다는 점에서 부정적으로 해석되지만, 어떤 의미에서는 소득의 상향이동도 그 성격에 따라 반드시 긍정적으로만 해석되기는 어렵다. 왜냐하면 위험생애사건으로부터 소득의 하향이동을 방지하는 사회적 시스템이 갖추어져 있다면, 역으로 소득이 상향이동할 가능성도 줄어들 것이기 때문이다. 예를 들어 유족연금제도가 배우자의 사망으로 인한 소득의 상실을 충분히 막아준다면, 재혼으로 인한 소득의 상향이동도 크지 않을 것이다. 따라서 소득의 상향이동과 하향이동은 어느 정도 동전의 양면과 같은 성격을 갖고 있다고 볼 수 있다.

이러한 맥락에서 본 연구는 노년기로 이행할 때 소득불평등 수준이 증가하고 소득이동성이 높은 현상을 소득의 불안정성이 증가하는 것으로 이해한다. 노년기로 이행할 때 소득이 불안정해지는 가장 큰 이유는 근로소득의 감소이다. 노동시장이 불안정한 한국사회에서 노년기로의 이행은, 안정적으로 일자리를 유지하는 소수 전문/관리직을 제외하면, 노동시장에서의 퇴출, 비경제활동인구로의 전환, 비정규직과 같은 저임금·불안정 노동이나 영세자영업에의 종사를 의미한다. 그리고 이로 인한 근로소득의 감소는 저소득층뿐만 아니라 중간계층 이상의 집단에게도 커다란 충격으로 작용한다. 이러한 근로소득의 감소를 상쇄할 만큼 연금제도가 성숙하지 못한 상황에서 노년기로의 이행은 소득의 불안정성을 크게 증가시켜 소득순위가 변동하고 소득불평등이 악화된다.

기존의 이론은 이와 같은 소득분포의 변화를 설명하는 데 한계가 있다. 노년기로 이행할 때 소득불평등 수준이 증가한다는 점에서 평탄화 이론으로 설명되기도 어렵고, 소득순위의 변동이 활발하다는 점에서 지위유지 이론이나 누적적 불이익/이익 이론의 예측과도 거리가 있는 것으로 판단된다. 물론 소득불평등 수준이 증가하면서 소득순위가 전혀 변동하지 않는 상황은 현실적으로 존재하기 어렵고 어느 정도의 소득이동은 항상 나타날 수밖에 없다는 점, 평균으로의 회귀라는 통계적 현상이 고소득층의 소득이 감소하고 저소득층의 소득이 증가하는 소득 변화를 야기한다는 점, 비노년기의 경제적 우위가 반드시 높은 소득 수준으로 표현되는 것은 아니라는 점¹³⁾ 등을 고려할 때, 단순히 소득이동이 존재한다는 사실만으로 지위유지 이론이나 누적적 불이익/이익 이론이 현실을 설명하지 못한다고 단정할 수는 없다. 누적적 불이익/이익 이론, 지위유지 이론, 평탄화 이론이 노년기로의 이행의 어떤 측면을 얼마나 설명하는지에 대해서는 추가적인 이론적 논의와 실증 분석이 필요할 것이다. 다만 본 연구가 핵심적으로 주장하는 것은 노년기로 이행할 때 소득불평등 수준이 증가하는 것은 부자가 더 부유해지고 빈자가 더 가난해지기 때문이라기보다는 근로소득의 감소로 소득이 크게 불안정해지기 때문이라는 점이다. 단, 노년기로 이행한 이후에는 지위유지 이론이 예측하는 바와 같이 노년후기로 갈수록 소득순위가 고착화되는 경향이 나타난다는 사실에도 유의해야 한다.

노년기로 이행할 때 근로소득의 감소로 소득이 불안정해지는 현실에 정책적으로 대응하기 위해서는 첫째, 근로소득의 감소를 상쇄하기 위해 공적 노후소득보장제도를 확충하는 방향과 둘째, 노년기에

13) 예를 들어, 비노년기에 다소 소득 수준이 낮더라도 노후소득이 안정적으로 보장되는 교사와 비노년기의 소득 수준이 높더라도 노후소득이 보장되지 않는 용접공이 있을 때, 이들의 소득순위가 은퇴 이후에 역전되더라도 이러한 현상은 여전히 누적적 불이익/이익 이론에 부합하는 것으로 이해할 수 있다(Crystal and Waehrer, 1996)

도 안정적인 근로활동을 보장하는 방향을 생각해볼 수 있다. 노인빈곤 문제가 심각함에도 불구하고 아직까지 공적 노후소득보장제도가 충분히 성숙하지 못한 한국의 상황에서, 전자의 정책적 과제는 아무리 강조해도 지나치지 않다. 한편 후자의 정책적 과제에 대해서는 아직 충분한 논의가 이루어지지 못한 것으로 보인다. 고령화로 기대수명이 증가하고, 교육, 취업, 결혼, 은퇴로 이어지는 표준적인 생애주기가 이질적인 생애과정으로 다양화되고 있는 상황에서 노년기 근로의 중요성은 점점 더 커지고 있다. 따라서 노인을 비생산적 집단으로 규정하는 사회적 낙인을 지양하고 노동시장의 연령차별 완화, 노인의 교육·훈련 및 취업기회 확대 등의 노력을 경주해나갈 필요가 있다(박경숙, 2003). 하지만 이러한 과제를 추진하는 것이 공적 노후소득보장제도 확충의 과제를 대체하거나 노인 집단의 저임금·불안정 고용을 정당화하는 것으로 받아들여져서는 안 될 것이다.

본 연구의 한계 및 후속연구의 과제는 다음과 같다. 첫째, 본 연구는 자료의 한계로 인해 코호트 내 소득분포의 변화를 1998~2008년의 기간밖에 분석하지 못하였다. 특히 이러한 종류의 연구는 그 속성상 분석에 포함된 특정 시점, 특정 코호트에 대한 정보밖에 제공해주지 못하는 한계가 있기 때문에 (Crystal and Waehrer, 1996), 향후 더 많은 코호트와 시점을 대상으로 한 후속연구가 필요하다. 둘째, 소득이동은 측정 대상 기간과 방식에 따라 크게 달라질 수 있기 때문에, 여러 시점을 활용하여 다양한 소득이동성 지표를 본격적으로 분석하는 후속연구가 필요하다. 특히 본 연구는 스피어만 상관계수를 중심으로 주로 소득순위의 변동을 의미하는 상대적 이동성(relative mobility)에 초점을 맞추었지만, 소득이동의 성격을 정확하게 이해하기 위해서는 소득액의 증감을 의미하는 절대적 이동성(absolute mobility)에 대한 분석이 뒷받침될 필요가 있다. 셋째, 노년기의 소득이동을 촉발하는 사건과 영향요인에 대한 구체적인 분석을 통해 노년기 소득이동의 성격을 보다 자세하게 이해할 필요가 있다.

참고문헌

- 강성호·임병인. 2009. “노후소득의 불평등 및 양극화와 공적연금의 개선효과”. 『사회보장연구』 25(2): 55-85.
- 강신욱. 2011. “도시근로자 가구의 소득 이동성 변화 실태 및 요인”. 『경제발전연구』 17(1): 1-28.
- 김진욱. 2004. “한국 소득이전 제도의 소득불평등 및 빈곤감소 효과에 관한 연구”. 『사회복지정책』 20: 171-195.
- 박경숙. 2001. “노년기 불평등의 미래”. 『한국사회학』 35(6): 141-168.
- 박경숙. 2003. 『고령화 사회 이미 진행된 미래』. 서울: 의암출판.
- 석상훈. 2009. “고령자 세대의 소득분포 및 소득이동”. 『재정학연구』 63: 61-88.
- 연합뉴스. 2011. “韓고령자 소득불평등 OECD 3위...공적연금 부족 탓”. 2011년 12월 8일.
- 이건범. 2009. “한국의 소득이동: 현황과 특징”. 『경제발전연구』 15(2): 55-77.
- 이미진·김미혜·홍백의. 2007. “남성고령자의 소득불평등에 관한 연구”. 『사회보장연구』 23(1): 1-26.
- 임병인·전승훈. 2005. “연령집단별 소득불평등도와 전체불평등도에 대한 기여도 분석”. 『한국노동패널 제6차 학술대회 발표논문집』.
- 지은정. 2011. “OECD 10개국 노인의 소득불평등에 관한 연구: 생애주기관점을 중심으로”. 『사회복지연

- 구』 42(1): 333-370.
- 최옥금. 2007. “노인 빈곤에 영향을 미치는 요인에 대한 연구”. 『한국사회복지학』 59(1): 5-25.
- 최현수. 2002. “국민연금의 사각지대 존재에 따른 노후 빈곤 및 소득불평등 추정”. 『한국노년학』 22(3): 223-243.
- 최현수·류연구. 2003. “우리나라 노인빈곤 동향 및 빈곤구성에 대한 연구”. 『한국노년학』 23(3): 143-160.
- 홍백의. 2005. “우리나라 노인 빈곤의 원인에 관한 연구”. 『한국사회복지학』 57(4): 275-290.
- Allison, Paul D. 1978. “Measures of Inequality.” *American Sociological Review* 43(6): 865-880.
- Beck, U. 1992. *Risk Society: Towards a New Modernity*. London: Sage.
- Brown, Robert L., and Steven G. Prus. 2004. “Social Transfers and Income Inequality in Old Age: A Multinational Perspective.” *North American Actuarial Journal* 8(4): 30-36.
- Brown, Robert L., and Steven G. Prus. 2006. “Income Inequality over the Later-Life Course: A Comparative Analysis of Seven OECD Countries.” SEDAP Research Paper No.154.
- Browning, Martin, Angus Deaton, and Margaret Irish. 1985. “A Profitable Approach to Labor Supply and Commodity Demands over the Life-Cycle.” *Econometrica* 53(3): 503-544.
- Crystal, Stephen, and Dennis Shea. 1990a. “Cumulative Advantage, Cumulative Disadvantage, and Inequality Among Elderly People.” *The Gerontologist* 30(4): 437-443.
- Crystal, Stephen, and Dennis Shea. 1990b. “The Economic Well-being of the Elderly.” *Review of Income and Wealth* 36(3): 227-247.
- Crystal, Stephen, Dennis Shea, and Shreeram Krishnaswami. 1992. “Educational Attainment, Occupational History, and Stratification: Determinants of Later-Life Economic Outcomes.” *Journal of Gerontology* 47(5): S213-S221.
- Crystal, Stephen, and Keith Waehrer. 1996. “Later-Life Economic Inequality in Longitudinal Perspective.” *Journal of Gerontology* 51B(6): S307-S318.
- Fields, Gary S., and Efe A. Ok. 1996. “The Meaning and Measurement of Income Mobility.” *Journal of Economic Theory* 71: 349-377.
- Fields, Gary S., and Efe A. Ok. 1999. “Measuring Movement of Income.” *Economica* 66: 455-472.
- Glenn, Norval D. 2005. *Cohort Analysis, Second Edition*. Sage Publications.
- Henretta, John C., and Richard T. Campbell. 1976. “Status Attainment and Status Maintenance: A Study of Stratification in Old Age.” *American Sociological Review* 41(6): 981-992.
- Jenkins, Stephen P., and Philippe Van Kerm. 2006. “Trends in Income Inequality, Pro-Poor Income Growth, and Income Mobility.” *Oxford Economic Papers* 58: 531-548.
- McLaughlin, Diane K., and Leif Jensen. 2000. “Work History and U.S. Elders’ Transitions into Poverty.” *Gerontologist* 40(4): 469-479.
- O’Rand, Angela M. 1996. “The Precious and the Precocious: Understanding Cumulative Disadvantage and Cumulative Advantage Over the Life Course.” *The Gerontologist* 36(2): 230-238.
- Pampel, Fred C., and Melissa Hardy. 1994a. “Status Maintenance and Change during Old Age.” *Social Forces* 73(1): 289-314.
- Pampel, Fred C., and Melissa Hardy. 1994b. “Changes in Income Inequality during Old Age.” *Research in Social Stratification and Mobility* 13: 239-263.

- Prus, Steven G. 2000. "Income Inequality as a Canadian Cohort Ages: An Analysis of the Later Life Course." *Research on Aging* 22: 211-237.
- Shorrocks, Anthony F. 1978. "Income Inequality and Income Mobility." *Journal of Economic Theory* 19: 376-393.
- Xiao, Jing J., Y. Lakshmi Malroutu, and Yoonkyung Yuh. 1999. "Sources of Income Inequality Among the Elderly." *Financial Counseling and Planning* 10(2): 49-59.
- Zaidi, Asghar, Katherine Rake, and Jane Falkingham. 2001. "Income Mobility in Later Life." ESRC Research Group, LSE, Paper prepared for BHPS 2001 conference.
- Zaidi, Asghar, and Klaas De Vos. 2002. "Income Mobility of the Elderly in Great Britain and the Netherlands: a comparative investigation." University of Oxford, Department of Economics Discussion Paper Series.
- Zaidi, Asghar, Joachim R. Frick, and Felix Büchel. 2002. "Income Risks within Retirement in Great Britain and Germany." Paper prepared for GSOEP 2002 conference.
- Zaidi, Asghar, Joachim R. Frick, and Felix Büchel. 2004. "Income Mobility and Old Age in Britain and Germany." LSE STICERD Research Paper No. CASE 089.

Changes in Income Inequality and Income Mobility Associated with a Transition to Old Age

Lee, Won-Jin

(Seoul National University)

This study examines changes in income inequality and income mobility associated with a transition to old age. In understanding the dynamics of income distribution over the later life course, it is important to explore the changes in income dispersion and the changes in relative income positions jointly. Data come from Korean Labor and Income Panel Study(KLIPS) 2nd, 7th, 12th wave. The results are as follows.

First, a transition to old age is associated with an increase in income inequality. The Gini index of inequality increased steadily over the life course. Second, a transition to old age is associated with substantial income mobility. The Spearman's rank correlation coefficient between two periods was the lowest at the time of the transition. Increasing income dispersion and significant income mobility can be conceptualized as "income insecurity", since the older population are less likely to cope with income fluctuations. Third, in explaining such changes over time, changes in work life during old age and a subsequent decrease in earnings seem to be the most influential factor.

Key words: Old age, Income Inequality, Income Mobility, Income Insecurity

[논문 접수일 : 12. 01. 08, 심사일 : 12. 01. 25, 게재 확정일 : 12. 02. 07]

부록

〈부표 1〉 소득분위 이동확률, 1939~43년 코호트(단위: %)

2003년(60~64세) 1998년(55~59세)	1분위 (335만원)	2분위 (731만원)	3분위 (1133만원)	4분위 (1638만원)	5분위 (2784만원)
1분위 (361만원)	36.9	26.5	20.5	9.8	6.1
2분위 (715만원)	24.3	33.7	17.2	16.0	9.9
3분위 (1049만원)	18.4	12.6	32.7	13.7	22.4
4분위 (1486만원)	18.0	9.7	22.9	26.5	22.8
5분위 (2442만원)	2.5	17.5	6.7	34.0	38.9
2008년(65~69세) 1998년(55~59세)	1분위 (365만원)	2분위 (651만원)	3분위 (987만원)	4분위 (1539만원)	5분위 (2863만원)
1분위 (361만원)	36.2	24.8	15.5	15.8	7.4
2분위 (715만원)	20.1	28.7	22.4	17.1	12.8
3분위 (1049만원)	17.6	26.6	24.3	16.9	14.3
4분위 (1486만원)	15.9	13.1	18.2	25.1	27.7
5분위 (2442만원)	10.1	6.9	19.6	25.1	37.8

주: 괄호 안의 수치는 각 분위별 평균소득을 의미한다.