

한국의 생애소득 불평등 원인에 대한 분석*

김 지 윤**

논문 초록 | 본 논문에서는 동일한 연령 내에서 측정된 임금소득 불평등 정도가 연령에 따라 증가하는 현상을 생애임금소득 불평등으로 정의하고, Huggett et al.(2011)의 내생적인 인적자본 축적이 반영된 생애주기모형을 바탕으로 한국에서 생애임금소득 불평등의 원인을 분석하였다. 분석 결과, 노동시장 진입 시 주어진 조건의 차이(66.9%)가 생애주기상의 외생적인 노동생산성 변화(33.1%)보다 생애임금소득 불평등에 미치는 영향이 더 큰 것으로 나타났다. 특히 주어진 초기 조건 중 인적자본 양의 차이가 중요한 것으로 분석되었다. 이러한 분석 결과는 생애임금소득의 불평등 완화를 위해서 교육 및 복지 정책을 통해 인적자본 향상을 돕는 방향으로 정책적 노력이 집중될 필요가 있음을 시사한다.

핵심 주제어: 생애소득, 불평등, 인적자본

경제학문헌목록 주제분류: D31, J24, J31

투고 일자: 2020. 2. 10. 심사 및 수정 일자: 2020. 2. 28. 게재 확정 일자: 2020. 3. 13.

* 본 논문은 한국개발연구원(KDI)에서 정책과제로 수행한 정책연구시리즈 2018-14, “생애소득 불평등의 원인에 대한 연구”를 학술논문 형태로 재구성한 것이다. 연구 지원에 힘써준 정유경 연구원과 유익한 조언을 해주신 익명의 심사자들에게 감사를 전한다.

** 홍익대학교 경제학부 조교수, e-mail: jwkim1007@gmail.com

I. 서론

1990년대 중반 이후부터 횡단면(cross section) 관점에서 측정된 임금소득의 불평등 정도가 추세적으로 증가하고 있으며, 최근 들어 그 정도가 더욱 확대되는 모습을 보임에 따라 소득 불평등 완화가 정책적으로 중요한 과제로 부각되고 있다. 횡단면 관점에서의 임금소득 불평등 추이는 소득 불평등도를 파악하는 데 중요한 변수이나, 이는 연령 등 인구구조 변화가 반영되어 실제 임금소득 불평등 정도를 제대로 반영하지 못할 가능성이 존재한다. 예를 들어 모든 개인이 동일한 연령별 임금소득 패턴을 가지는 경우 개인 간 생애주기(life cycle) 관점에서의 임금소득 불평등은 전혀 없지만, 횡단면 관점에서는 연령구조가 반영되어 소득 불평등이 있는 것으로 나타날 수 있다.

한편, 생애소득 관점에서의 임금소득 불평등은 개인 간 생애임금소득(lifetime earnings)의 차이를 측정한다. 생애소득 불평등은 노동시장 진입 초기에 주어진 조건의 차이와 생애주기 동안 개인의 노동생산성에 영향을 주는 요인에 의해 발생된다. 노동시장 진입 초기에 주어진 조건으로는 인적자본, 학습능력 및 자산의 양 등을 고려할 수 있다. 생애주기 동안 노동생산성에 영향을 주는 요인으로는 직장, 직장이동, 실업, 건강, 가족요인 등의 노동생산성 충격(shocks) 및 운(luck)이 있다.

노동시장으로 진입하는 단계에서는 외생적인 노동생산성 충격보다는 인적자본의 양이 개인의 초기 노동생산성, 즉 임금소득을 결정하는 주요 요인일 것이다. 따라서 노동시장 진입 초기의 임금수준은 노동시장 진입 당시의 교육수준, 지식, 경험을 반영하고 있는 인적자본의 양에 의해 결정될 가능성이 높다. 노동시장 진입 이후 연령이 늘어남에 따라 임금소득이 증가하는 속도는 인적자본의 양이 얼마나 빠르게 늘어나는지에 따라 결정될 것이다. 동일한 시간을 교육 및 직업훈련에 할애할 때, 개인의 학습능력에 따라 인적자본이 축적되는 속도가 달라질 수 있다. 또한 인적자본 축적을 위한 개인의 노력 이외에 직장환경의 변화, 이직, 실직, 건강 상태, 결혼, 출산 등의 가족요인 등도 인적자본 및 임금수준에 영향을 미치게 된다. 따라서 개인이 통제하기 어려운 외생적인 노동생산성 충격이 생애주기상에서 어느 정도 발생하고 지속되는지도 생애임금소득의 변화에 상당한 영향을 줄 것이다.

노동시장 진입 초기에 주어진 인적자본 및 학습능력의 수준, 그리고 외생적인 노동생산성 충격이 동일하다고 하더라도 노동시장 진입 초기에 개인이 보유하고 있는

자산의 양이 다른 경우에는 생애임금소득 패턴이 다르게 나타날 수 있다. 노동시장 진입 초기에 자산이 충분한 경우에는 상대적으로 일하는 시간을 줄여 인적자본을 축적할 여유가 더 있을 것이며, 이는 인적자본 축적 속도를 높여 장기적으로는 더 높은 임금소득으로 이어질 수 있다. 반면, 노동시장 진입 초기에 자산이 충분하지 않은 경우에는 인적자본에 투자할 시간 및 금전적 여유가 부족하여 인적자본 축적 속도가 느려지고 상대적으로 낮은 임금수준을 지속적으로 유지할 가능성이 높을 것이다.

이처럼 인적자본, 학습능력, 자산의 양 등 노동시장 진입 초기에 주어진 조건과 생애주기상의 외생적인 노동생산성 충격은 개인별로 생애주기 임금패턴의 차이를 발생시킨다. 본 논문에서는 Huggett et al. (2011)의 방법론을 준용하여 내생적인 인적자본 축적이 반영된 생애주기모형(life cycle model)¹⁾을 바탕으로 생애임금소득 불평등이 노동시장 진입 초기에 주어진 조건과 생애주기상의 외생적인 노동생산성 변화 중 주로 어디에서 기인하는지를 수량화한다. 더 나아가 노동시장 진입 초기의 조건들, 즉 인적자본, 학습능력 및 자산의 양 중 어느 조건의 차이가 생애소득 불평등에 더 크게 영향을 미치는지도 살펴본다. 이러한 원인 분석을 바탕으로 생애임금소득 불평등을 완화하기 위한 구체적인 정책적 시사점을 제공하고자 한다.

미국을 중심으로 개인 간 연령별 임금소득 패턴의 차이, 즉 생애소득 불평등에 대한 다양한 연구가 진행되고 있다. 반면, 국내에서는 주로 횡단면 관점에서의 소득 불평등에 대한 연구가 진행되어 생애소득 불평등에 대한 연구는 거의 없다는 점에서 본 논문의 기여가 있다고 판단된다. 생애임금소득 불평등의 원인에 대한 대표적인 해외 선행연구로는 Storesletten et al. (2004)과 Huggett et al. (2011)이 있다. 두 연구에서는 생애임금소득 불평등의 원인을 노동시장 진입 초기에 주어진 조건과 생애주기상의 노동생산성 변동요인으로 분해하여 수량화하고 있다. 두 연구 모두 미국의 PSID (Panel Study of Income Dynamics)와 생애주기모형을 사용하여 노동시장 진입 이후부터 은퇴까지의 생애임금소득 불평등 원인을 수량화하고 있다는 점에서 공통점이 있으나, 노동생산성에 대한 가정에 중요한 차이점이 있다. Storesletten et al. (2004)의 경우에는 노동생산성 변화가 전부 외생적으로 결정된다고 가정한다. 한편, Huggett et al. (2011)은 노동생산성 변화는 외생적인 노동생산성 충격과 함께 내생적인 인적자본 축적을 반영하고 있다고 가정한다. 노동생산

1) 이러한 모형은 선행연구들에서 “Life cycle model with risky human capital”로 불린다.

성을 전부 외생적으로 가정하는 경우 노동생산성에 영향을 미치는 인적자본수준의 변화를 간과하게 되므로 생애주기상의 변동요인, 즉 외생적인 노동생산성 충격의 기여도가 과대측정될 가능성이 존재하기 때문이다. 이러한 가정의 차이로 인해 두 연구에서 생애소득 불평등에 대한 노동시장 진입 시점의 조건과 생애주기상의 변동요인에 대한 기여도에도 차이가 나타나고 있다. Storesletten et al. (2004)의 경우에는 생애주기상 변동요인의 기여도(53%)가 소폭 더 높게 나타나나, Huggett et al. (2011)의 경우에는 초기 조건의 차이(61%)가 생애주기상 변동요인(39%)보다 더 중요하게 나타났다.

생애소득 불평등의 원인 규명이 연구의 주목적은 아니지만 본 연구와 관련이 높은 해외 선행연구로는 Ionescu(2009)와 Guvenen et al. (2014)을 들 수 있다. Ionescu(2009)에서는 고등학교 졸업 직후 시점에서의 인적자본, 학습능력 및 자산의 양의 차이가 대학교 진학 선택을 통해 생애임금소득 불평등에 미치는 모형을 설계하고, 정부의 학자금 대출 정책(federal student loan program)이 대학교 진학 선택 및 생애임금 불평등도에 미치는 영향을 분석하였다. Guvenen et al. (2014)에서는 고등학교 졸업 직후 시점에서의 인적자본, 학습능력 및 자산의 양의 차이가 생애임금소득 패턴에 영향을 주는 모형을 설계한 후, 이를 통해 소득세 제도의 누진성 변화가 세전 임금소득 불평등에 미치는 영향을 분석하였다. 소득세의 누진 정도의 강화는 세후 임금소득의 감소를 의미하며, 이는 인적자본 투자를 저해하는 요인이 되기 때문에 세전 임금 기준으로도 생애임금 불평등이 감소하게 된다는 논리이다. Guvenen et al. (2014)에서는 미국에서 관찰된 1980년대 이후의 급격한 생애임금소득 불평등 상승은 숙련편향적 기술변화(skill-biased technical change)와 함께 누진세율의 감소에 의해 대부분 설명됨을 보였다.

한국에서는 지니 계수와 5분위배율 등 횡단면 관점에서의 임금소득 불평등에 대한 연구는 다양하게 진행되어 왔으나, 생애임금소득 관점에서 소득 불평등을 접근한 연구는 많지 않다. 한종석 외(2015)에서는 국내의 다양한 소득통계를 바탕으로 횡단면 관점에서의 임금소득 불평등 정도를 포함하여 생애임금소득 불평등 정도를 계산하였다. 고용노동부의 고용형태별 근로실태조사를 바탕으로 출생 코호트(cohort) 별 및 연도별 생애임금소득 불평등 정도를 계산한 결과, 연령이 증가할수록 임금소득의 불평등 정도가 심해지는 것으로 나타났다.²⁾ 한종석 외(2015)에서는 연구의 목적상 연령별 임금소득의 평균 및 분산 등을 계산하였지만, 임금소득의 불

평등 정도가 연령에 따라 증가하는 원인에 대한 분석을 실시하지는 않았다.

홍석철·전한경(2013)에서는 통계청의 가계동향조사를 바탕으로 생애 가구소득 불평등 정도를 추정하였다. 로그 가구소득의 분산이 연령에 따라 증가하는 현상(연령 효과, age effect)을 생애임금소득 불평등으로 정의하고 그 원인을 실증분석하였다. 연령 효과를 추정하는 과정에서 코호트 효과(cohort effect)와 연도 효과(year effect)를 동시에 고려하기 위해 연령 더미가 아닌 연령 자체를 설명변수에 추가시켜 연령이 한 단위 증가함에 따라 로그 임금소득의 분산이 얼마나 늘어나는지를 추정하였다.³⁾ 그리고 연령 효과, 즉 생애소득 불평등의 원인을 규명하고자 생애주기상 가구 특성의 변화가 불평등 정도에 미치는 영향을 분석하였다. 분석 결과, 생애 주기상 가구주의 취업 여부와 가구 내 취업가구원 수의 변화가 생애 가구소득 불평등에 유의미한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 그리고 1990~2010년 기간 동안 연령별 가구소득 불평등의 정도가 확대되는 원인을 거시경제변수 측면에서도 분석하였다. 분석 결과, 경제성장률, 실업률, 설비투자 증감률, GNI 대비 수출입 비중 등이 시간에 따른 연령별 가구소득 불평등 확대에 유의미한 영향을 미친 것으로 나타났다.

본 연구와 국내 선행연구의 가장 큰 차이는 주제와 방법론에 있다. 국내 선행연구에서는 생애 임금 및 가구소득의 불평등 정도를 측정하고, 홍석철·전한경(2013) 등 일부 연구에서 연령이 증가함에 따라 소득 불평등 정도가 증가하는 원인을 분석하였다. 본 연구에서도 생애임금소득 불평등 정도를 추정하고, 연령이 증가함에 따라 소득 불평등 정도가 증가하는 원인을 분석하는 점에서는 유사하다. 그러나 본 연구에서는 노동시장 진입 초기에 주어진 조건과 생애주기상 노동생산성 충격의 변화 중 어느 것이 생애임금소득 불평등의 주요 원인인지를 밝히는 것이 주목적이라는 점에 차이가 있다. 더 나아가 본 연구에서는 인적자본, 학습능력, 자산의 양 중 어떤 초기 조건이 생애임금소득 불평등에 미치는 영향이 크지를 수량화하고 있다. 방법론 측면에서 국내 선행연구에서는 주로 축약형(reduced form) 실증분석 모형을 통해 생애임금소득 불평등 정도를 추정하고, 생애임금소득 불평등의 원인에 대해서 파악하고자 하였다. 본 연구에서도 생애임금소득 불평등 정도를 추정하는 데에는

2) 코호트별 생애임금소득 패턴은 본문에 담겨 있으며, 연도별 생애임금소득 패턴은 <부록>에 수록되어 있다.

3) 이는 로그 임금소득의 분산에 대한 연령 효과가 선형(linear)이라는 가정을 반영하고 있다.

축약형 실증분석 모형을 사용하고 있으나, 불평등의 원인을 규명하는 분석에서는 구조적 모형인 생애주기모형을 활용하고 있다는 점에서 큰 차이가 있다.

본 논문은 다음과 같이 구성된다. 제Ⅱ장에서는 한국에서의 생애임금소득 불평등 정도를 파악하기 위해 한국노동패널조사를 활용하여 연령별 임금소득 패턴을 추정한다. 제Ⅲ장에서는 내생적인 인적자본 축적이 반영된 생애주기모형을 설계한다. 제Ⅳ장에서는 생애주기모형을 모수화(calibration)하며, 제Ⅴ장에서는 모수화된 생애주기모형을 바탕으로 생애소득 불평등의 원인에 대한 수량적 분석을 실시한다. 마지막 제Ⅵ장에서는 결과를 종합하고, 생애소득 불평등 완화를 위한 정책적 시사점을 제시한다.

Ⅱ. 연령별 임금소득 패턴의 추정

1. 자료 및 표본 선택

본 장에서는 한국노동패널조사를 활용하여 연령별 임금소득의 패턴을 추정한다. 여기서 추정된 평균, 분산, 왜도 등의 연령별 임금소득의 패턴은 다음 장에 소개될 생애주기모형의 모수화 목표통계로 사용된다. 본 논문에서는 Huggett et al. (2011)의 방법론을 따라 연령별 임금소득 패턴을 추정하기 때문에 표본 선택의 방식도 기본적으로 Huggett et al. (2011)을 참고하였다. 세전 연 근로소득 정보가 존재하는 한국노동패널조사 6차(2003년)~19차(2016년)의 자료를 활용하였다. 한국노동패널조사에서 세전 연 근로소득은 지난해를 기준으로 작성되므로, 분석에서 사용된 실제 임금소득 정보는 2002~15년의 자료이다. 연령별 임금소득 패턴은 횡단면 자료로도 추정이 가능하며, 횡단면 자료를 사용하는 경우 표본 수가 풍부하여 보다 정확한 추정이 가능하다는 장점이 있다. 이러한 횡단면 자료의 장점에도 불구하고 본 연구에서 표본 수가 많지 않은 한국노동패널조사로 연령별 임금소득 패턴을 추정하는 이유는, 본 연구에 필수적인 노동생산성 충격의 추정에 패널자료가 반드시 필요한바, 분석의 일관성을 유지하기 위해서이다.

한편, 연령별 임금소득 패턴의 추정에 패널구조의 자료가 필요하지 않기 때문에 다음과 같은 방식으로 분석기간에 포함되는 각 연도마다 동일한 기준을 적용하여 독립적인 표본을 설정하였다. 우선 Huggett et al. (2011)에서처럼 남성 가구주로

표본을 제한하였다. 이는 여성의 경우 결혼, 출산, 육아 등의 요인으로 경력단절이 발생할 가능성이 높으며, 이론적으로 설명하기 어려운 남녀 간 임금격차(gender wage gap)로 인해 여성의 생애임금소득 패턴은 남성과 다른 모습을 보이기 때문이다. 남녀 간 임금소득의 차이에 대한 논의는 본 연구의 범위를 넘기 때문에 본 연구에서는 남성에 한정하여 분석한다. 안정적인 분석 결과를 얻기 위해 표본을 임금근로자⁴⁾인 가구주⁵⁾에 한정한다. 한편, 한국 남성의 군 복무 시기 및 노동시장 진입 시기, 공식 정년연령인 만 60세를 감안하여 연령은 30~60세로 한정하였다.

추정치의 안정성을 위해 이상점(outlier)으로 간주할 수 있는 주 근로시간이 지나치게 적은 경우와 많은 경우를 제외하였으며, 주 최저근로시간 가정에 부합하는 최저소득 기준을 추가로 적용하였다. 구체적으로 주 근로시간이 15시간 이상이며 68시간 이하인 표본을 선택하였다. 주 15시간 이상의 표본을 사용한 이유는 초단기 근로자들을 제외하기 위함이고, 분석기간에서 고용보험 등의 사회보험 의무가입 기준이 주 15시간 이상이기 때문이다. 한편, 2004년 이후 법정 최대근로시간이 68시간으로 제한됨에 따라 주 근로시간의 상한은 68시간으로 상정하였다.⁶⁾ 최저 주 근로시간에 부합되도록 주 15시간에 최저시급⁷⁾을 곱한 주 최저소득을 적용하여 그 이상의 임금소득을 가진 표본만 분석에 포함시켰다.

2. 추정 방법

다음과 같은 Huggett et al. (2011)의 추정식을 사용하여 연령별 임금소득 패턴을 추정하였다.

-
- 4) 분석기간에 포함되어 있는 각 연도마다 독립적으로 표본을 설정하고 있으므로, 특정 연도에 임금근로자인 경우 다른 연도에 임금근로자인지 여부와 상관없이 특정 연도의 표본에 포함된다.
 - 5) 표본에서 비가구주 남성의 비율이 높지 않으며, 비가구주 남성을 포함하는 경우에도 분석 결과는 거의 유사하다.
 - 6) 주 근로시간이 15시간 미만인 표본은 전체 표본의 약 0.52% (9,591개 중 5개)였으며, 주 근로시간이 68시간을 초과하는 표본은 전체 표본의 약 7.35% (705개)로 나타났다. 68시간을 초과하는 표본의 수가 적지 않으나, 이와 같은 표본 제한이 분석 결과에 미치는 영향은 크지 않은 것으로 나타났다.
 - 7) 세전 임금소득 변수는 2015년 기준 소비자물가지수로 물가조정을 하였으며, 최저시급은 2015년 최저시급인 5,580원을 사용하였다.

$$stat_{age, year} = \alpha_{age}^{stat} + \beta_{cohort}^{stat} + \gamma_{year}^{stat} + \epsilon_{age, year}^{stat} \quad (1)$$

표본 수가 적은 단점을 보완하면서 안정적인 추정치를 얻기 위해 각 연도마다 5세 단위 연령집단(5-year centered age bin)⁸⁾을 정의한 후 각 연도마다 각 연령집단에 대해서 로그 임금소득(연 근로소득)의 평균, 로그 임금소득의 분산, 임금소득의 지니 계수 및 왜도(평균값/중간값)를 계산하였다. 추정식에서 *age*는 5세 단위로 정의된 연령집단을 의미한다. 본 연구에서는 30~60세를 분석대상으로 하며, 실제로 추정에 포함된 연령은 28~62세이다. *cohort*는 출생연도를 의미하며, *year*는 각 표본이 포함된 연도를 의미한다. 한국노동패널조사에서 세전 연 근로소득은 전년도 기준으로 조사되고, 분석에서 한국노동패널조사 6차(2003년)~19차(2016년)의 자료를 활용하기 때문에 실제 분석에 포함된 기간은 2002~15년이다. 추정식의 피설명변수인 $stat_{age, year}$ 는 각 연도의 각 연령집단에 대한 로그 임금소득의 평균, 로그 임금소득의 분산, 임금소득의 지니 계수, 왜도를 의미하며, 각 통계에 대해 별도로 실증분석을 한다. 각 통계에 대한 연령별 임금소득 패턴은 연령 효과(α_{age}^{stat})에 대한 추정치로부터 계산된다. 그런데 *cohort*는 *year*에서 *age*를 차감한 값으로 정의되기 때문에 완전 다중공선성(perfect multicollinearity) 문제가 발생하여 위의 추정식에서 연령 효과, 코호트 효과, 연도 효과가 개별적으로 식별 또는 추정될 수 없다.⁹⁾ 따라서 본 연구에서는 코호트 효과가 없다고 가정한 경우($\beta_{cohort}^{stat} = 0$)와 연도 효과가 없다고 가정한 경우($\gamma_{year}^{stat} = 0$)에 대하여 각각 연령별 임금소득 패턴(α_{age}^{stat})을 분석한다. 코호트 효과가 없다고 가정한 경우($\beta_{cohort}^{stat} = 0$) 실제 추정에서는 연도 효과만 통제되고 있기 때문에 연도 효과가 통제된 추정치라고 부를 것이다. 유사하게 연도 효과가 없다고 가정한 경우($\gamma_{year}^{stat} = 0$) 실제 추정에서는 코호트

8) 예를 들어 28~32세의 표본은 30세 연령집단에 포함시켜 30세로 간주하고, 58~62세의 표본은 60세 연령집단에 포함시켜 60세로 간주한다. 5세 단위의 연령집단을 사용하는 이유는 추정에 필요한 충분한 표본 수를 확보하기 위함이다. 연령별 임금소득의 패턴을 추정하기 위해서는 각 연도마다 모든 연령집단에 대한 통계가 필요한데, 1세 단위로 정의하는 경우에는 표본 수가 충분하지 않아 안정적인 추정치를 얻기 어렵다. 3세 단위로 연령집단을 정의하는 경우와 5세 단위로 연령집단을 정의하는 경우 추정치는 유사하지만, 5세 단위로 추정할 때 연령 효과에 대한 추정치의 표준오차가 더 작아 본 연구에서는 Huggett et al. (2011)과 동일하게 5세 단위의 연령집단을 사용한다.

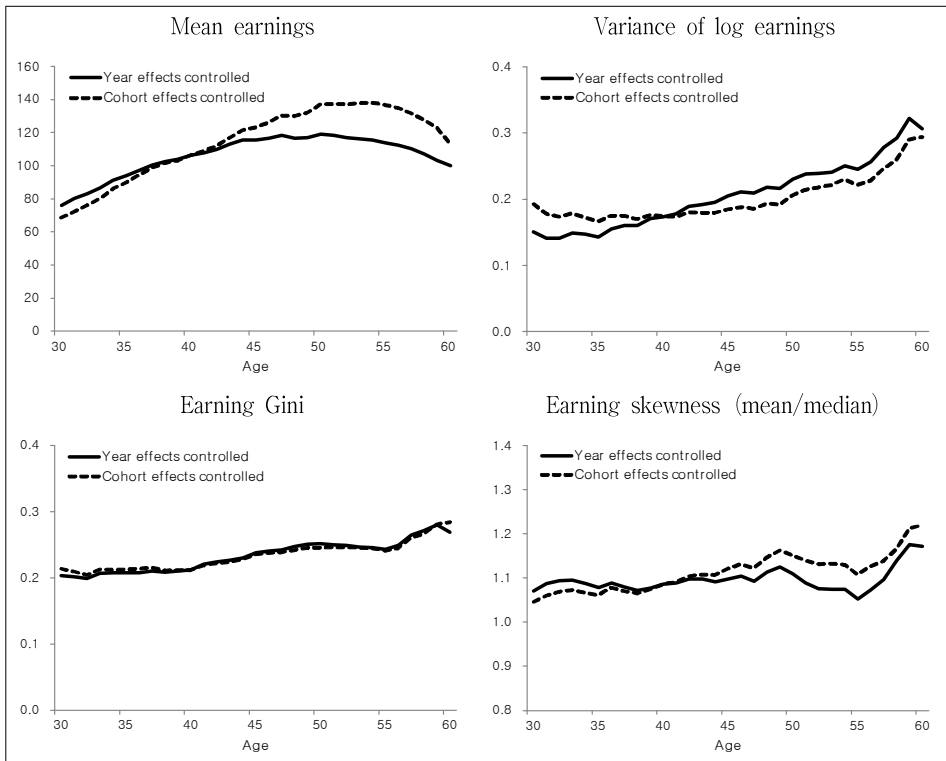
9) 이에 대해서는 Weiss and Lillard (1978)와 Deaton and Paxson (1994)을 참고하기 바란다.

효과만 통제되고 있기 때문에 코호트 효과가 통제된 추정치라고 부를 것이다.

3. 추정 결과

〈Figure 1〉은 연령별 임금소득 패턴의 추정치, 즉 임금소득 패턴의 연령 효과 (α_{age}^{stat})를 보여준다. 임금소득 평균의 경우 로그 임금소득의 평균에 대한 추정치를 지수변환하였으며, 연도 효과를 통제한 경우의 60세 임금소득 평균을 100으로 보아 단위를 정규화하였다. 그리고 임금소득의 평균, 로그 임금소득의 분산, 임금소득의 지니 계수 및 왜도(평균값/중간값) 모두에 대해 연도 효과가 통제된 경우와 코호트 효과가 통제된 경우의 40세 수치가 같아지도록 단위를 조정하였다.

〈Figure 1〉 Age Profiles for Mean, Dispersion, and Skewness of Earnings



Note: Mean earnings are plotted by converting the estimates for the mean of log wage income by age.

Data: Korea Labor Institute, KLIPS(Korean Labor and Income Panel Study), 2003~16.

먼저, 연령별 임금소득의 평균은 연도 효과를 통제한 경우와 코호트 효과를 통제한 경우 모두 역U자 형태로 나타나고 있다. 연령이 증가할수록 임금소득의 평균이 증가하다가 은퇴시점이 다가올수록 임금소득이 감소하는 모습으로 대부분의 나라에서 나타나는 전형적인 연령별 임금소득 평균의 패턴이라고 볼 수 있다.¹⁰⁾ 연도 효과를 통제한 경우에는 50세 근방에서 임금소득이 정점에 이른 후 감소하는 것으로 나타났으나, 코호트 효과를 통제한 경우에는 54세를 정점으로 임금소득이 감소하는 패턴이 나타났다. 한편, 코호트 효과를 통제한 경우 연도 효과를 통제한 경우보다 빠른 속도로 연령에 따라 임금소득이 증가하는 것으로 나타났다. 본 연구에서 코호트 효과를 통제하지 않은 경우(즉, 연도 효과만을 통제한 경우) 40~50대 임금소득의 평균값이 상대적으로 작게 나타나는 것은 평균적으로 교육수준이 낮은 40~50년대 출생 근로자들의 낮은 임금소득이 반영된 결과일 것으로 추측된다. 만약 40~50년대 출생 근로자들에 대한 코호트 효과가 추가적으로 통제될 수 있다면, 40~50대 임금소득의 평균에 대한 추정치가 보다 높게 추정될 것으로 예상된다.¹¹⁾

본 논문의 주 관심사인 연령별 임금소득 불평등도의 변화는 연령별 로그 임금소득의 분산과 임금소득의 지니 계수에 반영되어 있다. 로그 임금소득의 분산 및 임

10) 은퇴연령에 가까워질수록 표본 수가 줄어드는 표본선택편의 문제로 인해 은퇴 시점에 가까워질수록 임금소득이 감소하는 패턴이 나타날 가능성도 있다. 이러한 문제를 보완하기 위해 주된 일자리에서의 퇴직연령이 60세를 초과하는 표본, 즉 주된 일자리에서 60세까지 계속 근무하는 표본만을 한정하여 연령별 임금소득의 평균을 추정하였다. 이 경우에도 기본 분석과 거의 유사한 역U자의 연령별 임금소득 평균의 패턴이 나타나 표본선택편의 문제는 크지 않은 것으로 판단된다. 그러나 직장의 특성에 따라 연령별 임금소득의 패턴이 다르게 나타날 가능성이 높다. 예를 들어 정년이 보장되며 임금피크제가 적용되지 않는 직장에 근무하는 특정 근로자 집단에서는 역U자 형태의 패턴이 나타나지 않을 가능성이 높다. 본 연구에서는 이러한 이질성을 반영하고 있지 못하지만, 후속 연구를 통해 고용형태, 산업, 직종, 종사상 지위, 대학 전공 등에 따른 연령별 임금소득 패턴의 이질성에 대한 분석이 보다 심도 있게 진행되기를 기대한다.

11) 표본 수가 풍부한 횡단면 자료인 고용형태별 근로실태조사를 활용하여 연령별 임금소득의 패턴을 코호트 및 연도별로 분석한 한중석 외(2015)를 통해 연도 효과만 통제한 경우와 코호트 효과만 통제한 경우에 연령별 임금소득 평균의 패턴이 왜 다르게 나타나는지를 간접적으로 파악할 수 있다. 한중석 외(2015)에서 연령별 임금소득 평균의 패턴은 코호트별(40~70년대생)로 차이가 비교적 크게 나타나는 반면, 연도별(2003년과 2013년)로는 차이가 작다. 다시 말해 연령별 임금소득 평균 측면에서는 연도 효과는 작은 반면 코호트 효과는 크기 때문에 연도 효과를 통제한 경우와 코호트 효과를 통제한 경우 실증분석 결과에 차이가 발생하는 것으로 판단된다.

금소득의 지니 계수는 연령이 증가함에 따라 지속적으로 증가하는 것으로 나타났다. 55세 이후에 증가하는 속도가 빨라지는 것으로 나타나 55세 이후에 임금소득의 불평등도가 한층 확대된 것으로 보인다.¹²⁾ 이러한 결과는 50세 근방에서 상당수의 근로자들이 주된 일자리에서 퇴직하고 이후 재취업 직장에서의 임금소득 감소가 반영된 것으로 추측된다.¹³⁾ 다시 말해 공식 정년연령인 만 60세까지 근속할 수 있는 안정적인 직장과 그렇지 않은 직장에서 근무하는 근로자들의 소득 차이가 불평등도의 확대로 나타날 수 있다. 연령별 로그 임금소득의 분산과 임금소득의 지니 계수에 대한 추정 결과는 연도 효과를 통제한 경우와 코호트 효과를 통제한 경우에 크게 차이가 나지 않았다.¹⁴⁾

로그 임금소득의 분산 및 임금소득의 지니 계수에 더하여 임금소득의 왜도는 연령별 임금소득 불평등 및 임금소득의 분포에 대한 추가적인 정보를 제공한다. 임금소득의 왜도는 분포가 평균을 중심으로 오른쪽으로 치우쳐 있는지 또는 왼쪽으로 치우쳐 있는지에 대해 말해준다. 평균값/중간값으로 정의된 왜도가 증가하고 있다는 점은 상대적으로 임금소득이 높은 표본들이 많아지거나 상대적으로 임금소득이 낮은 표본들이 많아짐을 의미한다. 50세 근방에서 상당수의 근로자들이 주된 일자리에서 퇴직한 후 재취업하는 한국의 상황을 고려할 때 왜도의 증가는 상대적으로 임금소득이 낮은 표본들이 더 많아지고 있을 가능성을 시사한다. 로그 임금소득의 분산 및 임금소득의 지니 계수와 마찬가지로 55세 이후에 왜도가 상대적으로 빠르게 증가하는 패턴은 연령이 증가함에 따라 저소득 근로자들을 중심으로 임금소득

12) 로그 임금소득의 분산 추정치에 대한 95% 신뢰구간을 계산한 결과, 55세 이후에 추정치의 기울기가 통계적으로 유의하게 변하는 것으로 판단된다.

13) 한국노동패널조사의 '구체적 퇴직사유(임금근로자)' 변수에서 권고사직, 명예퇴직 및 정년퇴직을 주된 일자리에서의 퇴직으로 정의하는 경우, 2003~16년의 퇴직연령 평균은 약 50세로 나타난다. 한편, 명예퇴직 및 정년퇴직만을 주된 일자리에서의 퇴직으로 정의하는 경우 퇴직연령의 평균은 약 53세로 나타난다.

14) 연령별 임금소득의 분포에 대해서는 연도 효과와 코호트 효과가 비슷한 정도로 나타나기 때문에 두 분석 간 차이가 크지 않은 것으로 보인다. 한종석 외(2015)에서 연령별 로그 임금소득의 표준편차를 코호트 및 연도별로 비교한 내용을 살펴보면, 연령별 로그 임금소득의 표준편차 패턴은 코호트별(40~70년대생)로도 차이가 나며 연도별(2003년과 2013년)로도 차이가 나타난다. 두 경우 모두 전반적으로 우상향하는 패턴이 비슷하게 나타나므로 실증분석에서 코호트 효과를 통제하는 경우와 연도 효과를 통제하는 경우에 유사한 패턴이 나타나는 것으로 판단된다. 코호트 및 연도 효과의 방향 및 크기에 대한 보다 면밀한 분석은 후속 연구에서 더 심도 깊게 다루어지기를 기대한다.

불평등이 확대되고 있음을 보여준다. 연령별 임금소득의 왜도에 대한 추정 결과도 연도 효과를 통제한 경우와 코호트 효과를 통제한 경우에 크게 차이가 나지 않았다.

본 연구에서 중요한 부분은 연령별 임금소득의 평균보다는 분포에 대한 통계, 즉 분산, 지니 계수 및 왜도이며 <Figure 1>에서 나타나듯이 한국에서는 연도 효과를 통제한 경우와 코호트 효과를 통제한 경우에 있어 연령별 임금소득의 분산, 지니 계수 및 왜도는 크게 차이가 나지 않는다. 따라서 앞으로의 분석에서는 Huggett et al. (2011) 과 유사하게 연도 효과를 통제한 경우를 기준으로 분석을 진행할 것이다.¹⁵⁾ 본 장에서 추정된 연령별 임금소득 패턴은 다음 장에서 소개될 생애주기모형의 모수화를 위한 주요 목표통계로 활용된다. 모형에서 예측되는 연령별 임금소득 패턴이 실제 추정된 연령별 임금소득 패턴과 유사하도록 모형에서의 노동시장 진입 초기 조건인 인적자본, 학습능력 및 자산의 결합분포(joint distribution)가 결정될 것이다.

Ⅲ. 생애주기모형

본 장에서는 Huggett et al. (2011)의 모형을 준용하여 인적자본에 대한 투자 선택이 반영된 생애주기모형을 설계한다.

1. 모형 환경

모형경제는 노동시장에 진입한 경제주체로만 구성되어 있으며, 노동시장 진입 시기를 모형의 1기($j = 1$)로 가정하며 경제주체는 J 기까지 생존한다. 경제주체는 노동시장 진입 후 공식적으로 노동시장에서 은퇴하는 시기($j = j_R$)까지 근로하며, 은

15) 미국을 대상으로 연구한 Huggett et al. (2011)에서는 연도 효과를 통제한 경우와 코호트 효과를 통제한 경우 임금소득의 분포와 관련된 통계에 상대적으로 차이가 크게 나타났다. Huggett et al. (2011)에서는 기본 분석으로 연도 효과를 통제한 통계를 사용하고 있지만, 강건성 검증을 통해 코호트 효과를 통제한 통계를 사용한 분석도 수행하였다. 그러나 결과적으로 연도 효과를 통제한 목표통계를 사용할 때와 코호트 효과를 통제한 목표통계를 사용할 때 논문의 주요 분석 결과에 큰 차이가 발생하지 않았다. 따라서 한국에서도 연도 효과만 통제한 경우를 기준 분석으로 삼아도 문제가 되지 않을 것이라 판단한다.

퇴 후에는 은퇴 전 소득과 상관없이 동일한 수준의 연금소득(P)을 지급받는다고 가정한다.¹⁶⁾ 모형의 단순화를 위해 경제 내 인구는 매기 n 의 속도로 증가하며 경제 전체의 인구수는 1로 일정하게 유지된다고 가정한다.¹⁷⁾ 이러한 가정하에 각 연령별 인구분포(μ_j)는 다음의 두 조건을 만족한다.

$$\sum_{j=1}^J \mu_j = 1, \quad \mu_{j+1} = \frac{\mu_j}{1+n} \quad (2)$$

2. 경제주체의 최적화 문제

1기에 노동시장에 처음 진입한 경제주체는 인적자본(h_1), 자산(k_1), 학습능력(a)의 측면에서 서로 다르다. 여기서 학습능력은 시간에 따라 변하지 않는 개별 근로자의 특성이며, 인적자본과 자산은 근로자의 선택에 따라 매기 변한다. 인적자본의 수준은 Ben-Porath(1967) 방식의 인적자본 축적함수에 따라 변한다고 가정한다.¹⁸⁾ 다시 말해 다음 기 인적자본의 양은 매기 인적자본에 투자하는 시간(s)에

-
- 16) 물론 현실에서는 일부 근로자만이 은퇴 후 국민연금 등의 공적연금을 수급받으며, 연금소득의 수준도 은퇴 전 소득에 비례하는 것이 일반적이다. 본 연구에서는 노동시장 진입 후부터 은퇴 전까지의 임금소득 불평등이 주요 관심대상이므로 주로 은퇴 후 소득에 영향을 미치는 연금제도에 대한 부분은 단순화하였다. 공적연금제도가 은퇴 전의 근로유인, 인적자본에 대한 투자, 저축 등에 영향을 줄 수 있는 부분이 있다. 그러나 공적연금제도가 은퇴 전 생애소득 불평등에 미치는 영향은 노동시장 진입 초기의 조건과 생애주기상의 노동생산성 충격보다는 상대적으로 크지 않을 것으로 판단된다. 공적연금제도가 은퇴 전후의 생애임금소득 불평등에 미치는 영향은 후속 연구에서 이어질 수 있기를 기대한다.
- 17) 본 연구의 분석기간인 2002~15년 동안 한국 남성의 연평균 인구증가율은 약 1.29%로 나타났다. 연평균 인구증가율은 2011년 이후 추세적으로 점차 낮아지고 있으나, 분석기간 동안에는 평균을 중심으로 대체로 안정적으로 유지된 것으로 판단된다.
- 18) 인적자본 축적함수는 본고에서처럼 Ben-Porath(1967) 형태를 가정할 수도 있고 경험학습(learning by doing)의 형태를 가정할 수 있다. Ben-Porath(1967) 형태의 경우 일하는 시간 또는 여가의 일부를 인적자본 축적에 투입해야 인적자본이 늘어나는 반면, 경험학습의 형태는 별도의 시간투입 없이 직장에서 일을 하는 과정에서 인적자본이 자연스럽게 축적된다. 두 함수 형태 중 어느 것이 더 적절한지에 대한 합의는 아직 없는 것으로 보이며, 이와 관련된 논의는 Hansen and Imrohorglu(2009), Wallenius(2011), Blandin(2018) 등을 참조하기 바란다. Blandin(2018)에서 생애임금소득의 증가율(growth rate of life cycle earnings) 관점에서는 Ben-Porath(1967) 형태가 적합하다는 결론을 따라 본 연구에서는 Huggett et al.(2011)과 같이 Ben-Porath(1967) 형태의 인적자본 축적함수를 가정한다. 경험학습 형태

따라 변하게 되며, 인적자본이 축적되는 속도는 현재 기의 인적자본 양이 많을수록, 학습능력이 뛰어나수록 빠르다. 한편, 경제주체는 생애소비 평탄화를 위해 매기 저축과 차입의 양을 선택하며, 그 결과 자산의 양이 변하게 된다. 경제주체는 노동시장 진입 후부터 은퇴 전까지 매기 주어진 시간을 현재 기에 임금소득을 발생시키는 근로에 사용할 것인지 아니면 다음 기에 임금소득을 높이는 인적자본 축적에 사용할 것인지를 결정한다. 근로시간(l)에 더 많은 시간투자를 하는 경우 현재의 임금소득을 높일 수는 있으나 미래 인적자본의 양이 줄어 미래의 임금소득이 낮아질 가능성이 있다. 한편, 인적자본 축적에 더 많은 시간을 할애하는 경우 현재의 임금소득은 낮아질 수 있으나 미래 인적자본의 양이 늘어 미래의 임금소득이 더 높아질 수 있다. 경제주체는 생애 효용을 극대화하는 관점에서 매기 적정 노동시간(l) 및 인적자본 투자시간(s)을 결정하게 된다.¹⁹⁾

구체적으로 1기에 노동시장에 진입한 초기 조건이 $x_1 = (h_1, k_1, a)$ 인 경제주체의 최적화 문제는 다음과 같다.

$$\max_{(c_j, l_j, s_j, h_{j+1}, k_{j+1})_{j=1}^J} E \left[\sum_{j=1}^J \beta^{j-1} u(c_j) \right] \quad (3)$$

s.t.

$$k_j + k_{j+1} = k_j(1+r) + (1-\tau_k)e_j + P_j, \quad \forall j$$

$$e_j = \begin{cases} R_j h_j l_j & \text{if } j < j_R \\ 0 & \text{if } j \geq j_R \end{cases}$$

의 인적자본 축적함수를 가정한 분석 결과와의 비교는 본 연구의 범위를 넘으므로 후속 연구를 통해 진행될 수 있기를 기대한다.

19) 인적자본 투자시간(s)에 대한 최적화 조건은 다음과 같다.

$$(1-\tau_l)R_j h_j u_c(c_j) = \exp(z_{j+1})H_s(h_j, s_j, a)E[V_h(h_{j+1}, k_{j+1}, z_{j+1})]$$

여기서 $E[V_h(h_{j+1}, k_{j+1}, z_{j+1})]$ 는 미래의 인적자본 한 단위 증가에 따른 기대 미래 효용증가분을 의미한다. 위 식의 좌변은 인적자본 투자시간을 한 단위 늘렸을 때의 비용을 의미하며 우변은 인적자본 투자시간을 한 단위 늘렸을 때의 편익을 나타낸다. 구체적으로 좌변은 인적자본 투자시간을 한 단위 늘렸을 때 포기해야 하는 현재의 임금소득을 효용 단위로 표현한 것이며, 우변은 현재 인적자본 투자시간을 한 단위 늘렸을 때 증가하는 미래 인적자본이 미래 효용에 미치는 영향을 나타낸다.

$$\begin{aligned}
 P_j &= \begin{cases} 0 & \text{if } j < j_R \\ P & \text{if } j \geq j_R \end{cases} \\
 h_{j+1} &= \exp(z_{j+1})H(h_j, s_j, a), \quad h_1 \text{ is given} \\
 l_j + s_j &= 1, \quad \forall j < j_R, \quad l_j = s_j = 0, \quad \forall j \geq j_R \\
 k_{j+1} &\geq \underline{k}, \quad k_{j+1} = 0, \quad k_1 \text{ is given}
 \end{aligned}$$

r 는 실질이자율을 나타낸다. R_j 는 인적자본 한 단위에 대한 임대료(rental rate)를 의미하며, 1기의 단위 임대료(R_1)는 1로 정규화한다. 단위 임대료는 연령이 한 단위 증가할 때 노동생산성 증가율(g)만큼 상승하여 j 기의 임대료는 $R_j = (1 + g)^{j-1}$ 로 결정된다고 가정한다. z_j 는 j 기의 노동생산성 충격을 의미하며, $z^j = (z_1, \dots, z_j)$ 는 1기부터 j 기까지 누적된 노동생산성 충격을 나타낸다. 근로자는 매기 순자산(k_j)으로부터의 이자소득과 근로소득(e_j)을 얻으며, 은퇴 전에는 정률(τ_l)의 근로소득세를 내고, 은퇴 후에는 동일한 수준의 연금소득(P)을 지급받는다. 노동시장에 진입한 근로자는 주어진 초기 조건 $x_1 = (h_1, k_1, a)$ 과 매기의 예산제약 하에서 생애 효용의 현재가치 합을 극대화하는 소비($\{c(x_1, z^j)\}_{j=1}^J$), 근로시간($\{l(x_1, z^j)\}_{j=1}^{j_R-1}$), 인적자본 투자시간($\{s(x_1, z^j)\}_{j=1}^{j_R-1}$),²⁰⁾ 다음 기 인적자본의 양($\{h(x_1, z^j)\}_{j=2}^{j_R-1}$) 및 순자산($\{k(x_1, z^j)\}_{j=2}^J$)의 양을 결정한다. 여기서 근로자의 모든 선택이 초기 조건(x_1)과 외생적인 노동생산성 충격(z^j)에 의존하게 되는 점을 주목할 필요가 있다. 특히 임금소득이 인적자본의 양과 근로시간을 통해 초기 조건과 외생적인 노동생산성 충격에 의존하게 되므로, 초기 조건이 다르거나 서로 다른 노동생산성 충격을 경험하는 개별 근로자들 간에 생애임금소득 차이가 발생하게 된다.

3. 모형의 균형

본 모형은 인적자본에 대한 임대료와 실질이자율이 외생적으로 주어진 부분균형 모형으로 다음과 같은 균형(stationary equilibrium)을 정의한다. 모형의 균형은 ①

20) 본 모형에서는 근로시간 및 인적자본 투자시간에 대한 비효율을 명시적으로 고려하고 있지 않으므로, 은퇴 후 근로시간 및 인적자본 투자시간은 0으로 정의한다.

소비, 근로시간, 인적자본 투자시간, 인적자본, 순자산에 대한 선택함수, ② 근로자들의 총 근로소득세 (T)와 은퇴자들에 대한 연금소득(P), ③ 노동시장 진입 초기 조건(x_1)의 분포(ψ)로 구성되며 이들 구성요소는 다음과 같은 조건을 만족한다.

- 1) 외생적으로 주어진 인적자본에 대한 임대료와 실질이자율하에 근로자들의 선택함수는 근로자의 최적화 문제의 해이다.
- 2) 주어진 노동시장 진입 초기 조건(x_1)의 분포(ψ)하에서 은퇴자들의 연금소득(P)은 다음과 같이 결정된다.

$$P = T / \left(\sum_{j=j_R}^J \mu_j \right) = \tau_l \sum_{j=1}^{j_W} \mu_j \int E[R_j h_j(x_1, z^j) l_j(x_1, z^j)] d\psi / \left(\sum_{j=j_R}^J \mu_j \right) \quad (4)$$

IV. 모형의 모수화(calibration)

본 장에서는 모형이 한국의 실제 경제상황과 연령별 임금소득 패턴을 잘 반영하도록 모형의 주요 파라미터(parameter) 값을 결정(모수화)한다.

1. 함수 형태의 정의

소비에 대한 효용함수는 국내외 여러 선행연구에서 널리 사용되는 CRRA(constant relative risk aversion) 형태의 효용함수를 가정한다. 상대적 위험기피도(σ)가 소비수준에 따라 변하지 않고 일정한 경우를 가정한 것으로 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$u(c) = \frac{c^{1-\sigma}}{1-\sigma} \quad (5)$$

모형에서 다음 기의 인적자본수준을 결정하는 Ben-Porath(1967) 형태의 인적자본 축적함수는 Ionescu(2009), Huggett et al. (2011), Guvenen et al. (2014)에서와 같이 다음의 함수 형태를 가정한다.

$$H(h_j, s_j, a) = h_j + a(h_j s_j)^\alpha \quad (6)$$

여기서 α 는 인적자본에 투자하는 시간 한 단위가 증가할 때 다음 기 인적자본이 증가하는 정도를 결정하는 탄력성 파라미터이다. 탄력성 파라미터가 클수록 인적자본 투자에 따라 축적되는 인적자본이 커져 생애임금소득 상승률을 높하게 된다.

2. 초기 조건 및 노동생산성 충격에 대한 분포 가정

인적자본, 자산, 학습능력에 대한 노동시장 진입 초기 조건 (x_1)의 분포 (ψ)는 Huggett et al. (2011)에서와 같이 다음과 같은 다변수 로그 정규분포(multivariate lognormal distribution)를 따른다고 가정한다.

$$x_1 = (h_1, k_1, a) \sim LN(\mu, \Sigma) \quad (7)$$

$$\mu = (\mu_h, \mu_k, \mu_a), \quad \Sigma = \begin{pmatrix} \sigma_h^2 & \sigma_{hk} & \sigma_{ha} \\ \sigma_{hk} & \sigma_k^2 & \sigma_{ka} \\ \sigma_{ha} & \sigma_{ka} & \sigma_a^2 \end{pmatrix} \quad (8)$$

다음 기 인적자본의 양은 다음과 같은 인적자본 축적함수를 통해서 결정된다.

$$h_{j+1} = \exp(z_{j+1})H(h_j, s_j, a) = \exp(z_{j+1})(h_j + a(h_j s_j)^\alpha) \quad (9)$$

여기서 z_{j+1} 은 다음 기 인적자본의 양에 외생적으로 영향을 주는 노동생산성 충격이다. 본 연구에서 노동생산성 충격은 로그 정규분포를 따르고, 매기 서로 독립적이고 동질적인 독립항등분포(independent and identically distributed: iid)를 가정하며 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$z \sim iid, LN(\mu_z, \sigma_z^2) \quad (10)$$

식 (9)에서 현재 기 인적자본에 대한 시간투자가 0인 경우($s = 0$), 다음 기 인적

자본의 양은 다음과 같이 나타난다.

$$h_{j+1} = \exp(z_{j+1})H(h_j, 0, a) = \exp(z_{j+1})h_j \quad (11)$$

즉, 다음 기 인적자본의 양은 현재 기의 인적자본의 양에서 $1 - \exp(z_{j+1})$ 만큼 감가상각되고 남은 양으로 결정된다. 따라서 식 (11)로부터 매기 평균적인 인적자본의 감가상각률(δ_h)은 $\delta_h = 1 - E[\exp(z_{j+1})]$ 로 정의할 수 있다.²¹⁾ 노동생산성 충격이 로그 정규분포를 따르므로 매기 평균적인 인적자본의 감가상각률(δ_h)을 다음과 같이 나타낸다.

$$\delta_h = 1 - E[\exp(z_j)] = 1 - \exp(\mu_z + \sigma_z^2/2) \quad (12)$$

3. 파라미터의 결정

본 모형에서의 파라미터들은 크게 두 가지 분류로 구분할 수 있다. 먼저 선행연구에서 차용되거나 자료로부터 직접 계산하여 모형과 상관없이 모형 외부에서 결정되는 파라미터가 있다. 본 연구에서 특별한 점은 다음 기 인적자본의 양에 영향을 주는 노동생산성 충격의 분포와 관련된 파라미터가 자료를 통해 모형 외에서 추정된다는 점이다. 나머지 파라미터들은 모형에서 생성된 통계와 실제 자료에서의 목표통계를 일치시키는 과정(모수화)을 통해 모형 내에서 결정된다.

(1) 모형과 상관없이 결정되는 파라미터: 노동생산성 충격의 분포

모형과 상관없이 결정되는 파라미터 중 가장 중요한 파라미터는 다음 기 인적자본수준에 영향을 주는 외생적인 노동생산성 충격의 분포와 관련된 파라미터이다. 구체적으로 로그 노동생산성 충격(z)의 평균(μ_z)과 표준편차(σ_z)를 추정해야 한다. 본 연구에서는 Huggett et al. (2011)의 방법론을 사용하여 해당 파라미터를 추정한다. 이론적으로 개인의 연령별 시간당 임금(w_j^*)은 단위 노동공급 시간에 제공

21) 본 논문의 모수화 기준으로 $E[\exp(z_{j+1})]$ 는 1보다 작게 결정된다.

되는 인적자본 서비스(h_j)에 대한 임대료로 볼 수 있으며, 다음과 같이 표현할 수 있다.²²⁾

$$\begin{aligned} w_j^* &= R_j h_j = R_j \exp(z_j) H(h_{j-1}, s_{j-1}, a) \\ &= R_j \exp(z_j) (h_{j-1} + a(h_{j-1} s_{j-1})^\alpha) \end{aligned} \quad (13)$$

연령대별 시간당 임금은 노동생산성 충격(z_j)에 의해 영향을 받으며, 동시에 근로자가 인적자본 축적에 투자하는 시간(s)에도 영향을 받는다. 그러나 은퇴연령(j_R)에 가까워질수록 인적자본 축적에 시간을 투입할 유인이 거의 없어지므로 은퇴연령에 가까운 특정 연령($j^* \leq j_R$) 이후 연령에 대해서 시간당 임금은 온전히 노동생산성 충격에 의해 결정될 가능성이 높다. 극단적으로 은퇴연령에 가까운 특정 연령 이후에는 인적자본 투자시간이 0이 된다고 가정($s_{j \geq j^*} = 0$)하면, 연령별 시간당 임금은 다음과 같이 노동생산성 충격과 인적자본의 함수로만 표현된다.

$$w_j^* = R_j h_j = R_j \exp(z_j) H(h_{j-1}, 0, a) = R_j \exp(z_j) h_{j-1} \quad (14)$$

따라서 은퇴연령에 가까운 특정 연령($j^* \leq j_R$) 이후의 연령($j^* + n$)에 대한 시간당 임금은 반복적인 대입과 로그변환을 통해 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$w_{j+n}^* = R_{j+n} h_{j+n} = R_{j+n} \prod_{i=1}^n \exp(z_{j+i}) h_j \quad (15)$$

22) 한국에서는 임금구조에 연공성이 상대적으로 강해 연령별 임금과 생산성 간의 이론적 관계가 성립하지 않을 가능성이 높다. 이러한 연공성은 동일한 직장에서 근무하며 정년이 보장되는 근로자(공무원, 교원, 공공기관 종사자 등)를 중심으로 상대적으로 강하게 나타날 것이다. 생애주기 임금소득을 분석하는 본 연구에서 연령별 임금소득의 평균은 이직에 따른 임금소득의 변화도 반영하고 있다. 특정 직장에서 임금이 연공성이 강하더라도 자발적 또는 비자발적으로 이직이 발생하여 재취업하는 경우에는 임금이 생산성에 맞게 재조정될 가능성이 높다. 특히 주된 일자리에서의 퇴직 및 재취업 가능성이 높은 50세 이상에서는 재취업 과정에서 임금과 생산성 간 차이가 일부 조정될 것이기 때문에 50세 이상에서는 임금과 생산성 간 이론적 관계의 괴리가 크지 않을 것이다. 본 연구에서 노동생산성 충격의 추정에 50~60세 근로자의 임금자료를 사용하기 때문에 임금제도의 연공성과 관련된 오차는 크지 않을 것으로 판단된다.

$$\hat{w}_{j+n}^* \equiv \ln(w_{j+n}^*) = \hat{R}_{j+n} + \sum_{i=1}^n z_{j+i} + \hat{h}_j \quad (16)$$

시간당 임금 자료에 측정오차(measurement errors)가 있음을 감안하여 다음과 같이 자료에서 관측된 로그 시간당 임금(\hat{w}_{j+n})을 실제(true) 로그 시간당 임금(\hat{w}_{j+n}^*)과 측정오차(ϵ_{j+n})의 합으로 정의한다.

$$\hat{w}_{j+n} \equiv \hat{w}_{j+n}^* + \epsilon_{j+n}, \quad \epsilon_{j+n} \sim iid(0, \sigma_\epsilon^2) \quad (17)$$

이를 바탕으로 자료에서 측정된 n 년 기준 시간당 임금 상승률($y_{j,n}$)을 다음과 같이 정의한다.

$$\begin{aligned} y_{j,n} &\equiv \hat{w}_{j+n} - \hat{w}_j = \hat{w}_{j+n}^* - \hat{w}_j + \epsilon_{j+n} - \epsilon_j \\ &= \hat{R}_{j+n} - \hat{R}_j + \sum_{i=1}^n z_{j+i} + \epsilon_{j+n} - \epsilon_j \end{aligned} \quad (18)$$

n 년 기준 시간당 임금 상승률($y_{j,n}$)에 대한 정의와 노동생산성 충격(z)과 측정오차(ϵ)의 분포가 시간(t)과 근로자(i)에 대해 독립적이고 동질적인 독립항등분포(iid)를 따른다는 가정으로부터 다음과 같은 적률 조건(moment condition)을 도출할 수 있다.

$$var[y_{t,n}] = n\sigma^2 + 2\sigma_\epsilon^2, \quad \forall n \leq \bar{n} \quad (19)$$

$$cov[y_{t,n}, y_{t,m}] = m\sigma^2 + \sigma_\epsilon^2, \quad \forall m < n \leq \bar{n} \quad (20)$$

여기서 $y_{t,n}$ 및 $y_{t,m}$ 은 t 기에 측정된 특정 연령(j^*) 이상의 근로자에 대한 n 년 및 m 년 기준 시간당 임금 상승률을 나타낸다. 위의 적률 조건과 적당한 \bar{n} 에 대한 가정을 바탕으로 GMM(generalized method of moment) 추정법으로 로그 노동생산성 충격의 분산(σ_z^2)과 측정오차의 분산(σ_ϵ^2)을 추정할 수 있다. 로그 노동생산성

충격의 분산(σ_z^2)과 측정오차의 분산(σ_e^2)이 식별되기 위해서 \bar{n} 은 적어도 2보다는 커야 하며, \bar{n} 의 가정에 따라 적률 조건의 개수가 달라진다. 예를 들어, \bar{n} 을 2로 가정하는 경우 적률 조건은 3개가 되며, \bar{n} 을 3으로 가정하는 경우 적률 조건은 6개가 된다. 추정하는 파라미터의 개수는 2개이나 적률 조건은 각각 3개와 6개가 되어 두 경우 모두 과다식별(over-identification) 추정이 된다.

추정에 사용된 자료는 제II장에서 연령별 임금소득 패턴의 추정 시 사용했던 한국노동패널조사이며, 연령집단을 제외하고 분석기간, 주 근로시간 및 주 최저소득에 대한 표본 선택 기준은 제II장에서의 기준과 동일하다. 중요한 차이점은 노동생산성 충격의 추정에 패널구조의 자료가 필요하다는 점이다. 노동생산성 충격을 추정할 때 매해 특정 근로자의 1년, 2년, 3년 기준 임금 상승률 계산이 필요하므로 매해 표본을 선택할 때 이후 3년 연속으로 임금근로자인 표본만을 한정하여 사용하였다. 여기에 인접한 1년간 임금 상승률이 20배 이상 증가하거나 감소한 경우는 이상점으로 간주하여 표본에서 제외하였다.

각 연도(t)별로 은퇴 연령에 가까운 특정 연령(j^*) 이상의 근로자(i)에 대해서 n 년 기준 시간당 임금 상승률($y_{t,n}^i$)을 계산하고, 아래와 같은 표본 유사치(sample analog)를 활용하여 추정에 필요한 변수를 생성하였다.

$$E[y_{t,n}] \simeq \mu_{t,n} \equiv \frac{1}{N_t} \sum_{i=1}^{N_t} y_{t,n}^i \quad (21)$$

$$var[y_{t,n}] \simeq \sigma_{t,n}^2 \equiv \frac{1}{N_t} \sum_{i=1}^{N_t} (y_{t,n}^i - \mu_{t,n})^2 \quad (22)$$

$$cov[y_{t,n}, y_{t,m}] \simeq \sigma_{t,nm} \equiv \frac{1}{N_t} \sum_{i=1}^{N_t} (y_{t,n}^i - \mu_{t,n})(y_{t,m}^i - \mu_{t,m}) \quad (23)$$

본 연구에서는 Huggett et al. (2011)에서와 같이 더 많은 정보를 사용하는 \bar{n} 이 3인 경우에 대해서 로그 노동생산성 충격의 분산(σ_z^2)과 측정오차의 분산(σ_e^2)을 각각 추정하였다. 또한 은퇴시점에 가까운 특정 연령(j^*)은 45세와 50세로 나누어 추정하였다. 추정에는 2단계 GMM 추정법을 사용하였으며, 가중치 행렬로는 항등행렬을 사용하였다. <Table 2>는 로그 노동생산성 충격의 분산(σ_z^2)과 측정오차의 분

산(σ_ϵ^2)의 추정 결과를 보여주며, 분산에 대한 추정치를 표준편차로 변환하여 보고하였다.

(Table 2) Estimation of Human Capital Shocks

Period	Age range	\bar{n}	σ_z	σ_ϵ
2003~16	45~60	3	0.038	0.179***
	50~60	3	0.076**	0.168***

Note: ***, **, and * indicate statistical significance at 1%, 5%, and 10% levels, respectively.

추정 결과, 45~60세에 대해서 추정된 경우에는 로그 노동생산성 충격의 표준편차가 통계적으로 유의하지 않았다. 이러한 결과는 45~49세 근로자의 경우 여전히 인적자본에 투자하고 있을 가능성이 높아 추정의 식별 가정을 위배하고 있기 때문에 나타나는 것으로 추측된다. 한편, 50~60세에 대해서 추정된 경우에는 로그 노동생산성 충격의 표준편차가 0.076으로 추정되었으며 통계적으로 유의했다.²³⁾

Huggett et al. (2011)은 미국의 PSID를 사용하여 다양한 연령집단 및 기간²⁴⁾에 대해서 로그 노동생산성 충격의 표준편차를 추정하였다. 표본 선택에 따라 로그 노동생산성 충격의 표준편차에 대한 추정치는 0.104~0.142, 측정오차의 표준편차에 대한 추정치는 0.130~0.159로 나타났으며, 기본 분석에서 사용한 로그 노동생산성의 표준편차에 대한 추정치는 0.111²⁵⁾로 본 분석의 추정치보다 다소 높다. 이는 자료에서 로그 임금소득의 분산이 연령에 따라 증가하는 속도가 한국보다 미국에서 더 빠르게 나타나는 점과 부합한다.

23) 식별 가정을 만족시키기 위해서는 최대한 60세에 가까운 표본만을 선택하여 추정에 사용해야 할 것이나, 60세에 가까워질수록 표본 수가 작아 추정이 불가능하다는 문제가 발생한다. 53~60세의 경우부터 표본 수가 확보되어 추정이 가능하나, 본 연구에서는 연령별 임금소득의 평균이 50세를 정점으로 감소하기 시작하는 점을 감안하여 50~60세 표본을 사용하여 노동생산성 충격을 추정한다.

24) Huggett et al. (2011)은 최종적으로 1969~2004년에 대한 노동생산성 충격의 추정치를 모형에 반영하고 있지만, 강건성 검정 차원에서 부분 기간(sub-period)인 1969~81년과 1982~2004년에 대해서도 노동생산성 충격을 추정하고 있다. 본 연구에서 사용하는 한국노동패널조사는 미국의 PSID만큼 시계열이 길지 않아, 부분 기간에 대한 노동생산성 충격은 추정하지 않았다.

25) 이 경우 측정오차의 표준편차는 0.137로 나타나 본 연구에서의 추정치보다 소폭 낮다.

위의 과정을 통해 로그 노동생산성의 표준편차(σ_z)를 추정하고 평균(μ_z)은 은퇴 연령 근처에서 연령별 임금소득의 평균이 감소하는 속도를 감안하여 결정된다. <Figure 1>에 나타나듯이 본 연구에서는 51세부터 임금소득의 평균이 감소하며, 임금 변화율의 평균은 약 -1.72%로 나타나고 있다. 노동생산성이 로그 정규분포를 따르므로 노동생산성의 평균은 $\exp(\mu_z + \sigma_z^2/2)$ 가 된다. 본 모형에서 가정하고 있는 인적자본 축적함수의 형태와 은퇴연령에 가까운 50세 이상에서 인적자본에 대한 시간투자가 전혀 없다는 가정 아래 평균적인 인적자본의 감가상각률(δ_h)은 식 (12)와 같이 $1 - \exp(\mu_z + \sigma_z^2/2)$ 로 계산된다. 연령이 증가함에 따라 외생적으로 노동생산성이 g 의 속도로 증가한다고 가정하였으므로 50세 이상에서 연령 간 평균 임금소득의 변화율은 $(1+g)(1-\delta_h)-1$ 로 계산된다.

한국노동패널조사에서 해당 분석기간 동안 연간 임금소득 상승률의 평균은 약 1.09%로 나타나 외생적인 노동생산성의 증가율(g)을 0.0109로 설정하였다. 외생적으로 주어진 노동생산성 증가율($g=0.0109$)과 독립적으로 추정된 로그 노동생산성 충격의 표준편차($\sigma_z=0.076$) 및 50세 이후의 임금소득 변화율(-1.72%)을 바탕으로 인적자본의 감가상각률(δ_h)을 계산하면 약 2.78%가 된다. 따라서 로그 노동생산성 충격의 평균(μ_z)은 -0.031로 결정된다.

(2) 모형과 상관없이 결정되는 파라미터: 기타

제II장에서 연령별 임금소득 패턴을 분석할 때 남성 가구주의 군 복무 의무를 고려하여 30세에 노동시장에 처음 진입하는 것으로 가정하였으므로 모형에서의 1기($j=1$)는 30세를 의미한다. 그리고 실증분석에서 남성 가구주가 공식 은퇴연령인 만 60세에 은퇴하는 것으로 가정하였으므로 모형에서 일하는 기간은 30~60세로 설정하였다. 따라서 모형에서는 1기부터 31기까지 근로를 하고 32기($j_R=32$)부터 은퇴자가 된다. 통계청의 생명표에 따르면, 분석기간인 2002~15년 동안 남성 30대의 기대여명의 평균은 약 47년이다. 따라서 노동시장에 처음 진입한 근로자는 47기($J=47$)를 살다가 48기에 사망하는 것으로 가정한다. 통계청의 경제활동인구조사에서 2002~15년의 연평균 남성의 인구증가율은 약 1.29%로 나타나 모형에서의 인구증가율(n)은 0.0129로 설정하였다.

효용함수에 나타나는 상대적 위험기피도(σ)는 Ionescu (2009)와 Huggett et al. (2011)을 포함하여 다수의 거시경제학 선행연구에서 널리 사용되는 값인 2를 가정하였다. 실질이자율(r)은 World Bank에서 제공하는 자료²⁶⁾에서 2002~15년 기간 동안의 평균인 3.52%를 사용하였다. 본 모형은 부분균형모형을 가정하고 있으며, Ionescu (2009)와 Guvenen et al. (2014)에서와 같이 시간할인인자(β)는 $1/(1+r)$ 로 정의하며 연평균 실질이자율 3.52%를 반영하여 0.966으로 설정하였다.

사회보험료를 포함한 근로소득세율은 2002~15년의 OECD에서 제공하는 한국 자료²⁷⁾를 평균하여 계산하였다. 특정 연도에 대해 다양한 가구 형태 및 소득수준에 해당하는 근로자들의 평균 실효소득세율(net personal average tax rate)을 평균하고, 이를 2002~15년 기간에 대해 다시 평균하여 10.87%로 설정하였다. 현실에서는 임금소득의 수준에 따라 근로소득세가 누진적으로 적용되지만, 본 연구에서는 분석의 단순화를 위해 모든 소득수준에 대해 동일한 평균 소득세율을 적용하였다. 모형에 누진세가 반영되는 경우 누진세율이 근로시간 및 인적자본 투자시간에 영향을 주고 생애임금소득에 차이를 줄 수 있지만, 본 연구에서는 소득세제가 생애임금소득 불평등에 미치는 영향보다는 노동시장 초기 조건과 생애주기상의 노동생산성 충격이 생애소득 불평등에 미치는 영향에 우선적으로 초점을 두고 있어 소득세의 누진성을 반영하지 않았다. 누진세제가 생애임금소득 불평등에 미치는 영향에 대한 분석은 후속 연구를 통해 진행될 수 있기를 기대한다.

마지막으로 자산의 초기 분포는 한국노동패널조사에서 30세 연령집단의 순자산 분포를 바탕으로 설정하였다. 노동시장 진입 초기 조건 중 자산의 경우는 인적자본 및 학습능력과 다르게 실제로 자료에서 관측 가능한 변수이다. 자산의 분포는 인적자본 및 학습능력과 마찬가지로 로그 정규분포를 따른다고 가정한 후 실제 자료로부터 평균(μ_k)과 표준편차(σ_k)를 계산한다. 2002~15년의 한국노동패널조사를 사용하여 모형에서 노동시장에 처음으로 진입하는 연령인 30세의 자산 분포를 참고하였다. 연령대를 제외한 표본 선택 기준은 제II장에서 연령별 임금소득 패턴을 분석

26) World Bank, "Real Interest Rate" (<https://data.worldbank.org/indicator/FR.INR.RIN.R?locations=KR&view=chart>)를 참조하기 바란다.

27) OECD, "Taxing Wages" (<https://stats.oecd.org/index.aspx?DataSetCode=AWCOMP>)를 참조하기 바란다.

하는 경우와 동일하게 적용하였다. 30세 연령집단²⁸⁾에 포함된 개인의 순자산의 양²⁹⁾을 해당 연령의 평균 임금소득으로 나눈 값을 계산하고, 이 비율에 로그를 취한 값인 $\ln(\text{순자산}/\text{연령 평균임금})$ 을 바탕으로 모형에서의 로그 자산의 평균과 표준편차를 계산하였다. 여기서 문제는 ‘순자산/연령 평균임금’ 변수가 음수를 포함하고 있어 로그 정규분포로 근사하기 어렵다는 점이다. Huggett et al. (2011)의 방식을 따라 ‘순자산/연령 평균임금’의 분포를 오른쪽으로 이동시켜 ‘순자산/연령 평균임금’ 변수의 95%가 양수가 되도록 조정된 후, 95%에 대해서만 로그를 취해 평균 및 분산을 계산하였다. ‘순자산/연령 평균임금’ 변수를 1.551만큼 오른쪽으로 평행 이동시켜 양수가 되는 95%에 대해 로그를 취한 로그 ‘순자산/연령 평균임금’의 평균(μ_k)은 0.484로 나타났으며 표준편차(σ_k)는 0.664로 나타났다. 모형에서 순자산은 ‘순자산/연령 평균임금’에서 1.551을 뺀 값에 30세의 평균 임금소득을 곱한 값이 된다. 지금까지 설명한 모형과 상관없이 결정되는 파라미터는 <Table 3>에 정리되어 있다.

마지막으로 인적자본 축적함수의 탄력성 파라미터(α)는 0.7로 설정하였다. 탄력성 파라미터는 인적자본 축적에 한 단위 시간을 투입할 때 다음 기 인적자본을 얼마나 많이 증가시키는지 결정하는 파라미터이다. 따라서 학습능력(a) 등 다른 모든 조건이 동일하다면 α 가 클수록 연령별 임금소득의 기울기가 크게 나타날 것이다. Browning et al. (1999)에서 선행연구들을 조사한 결과에 의하면, 인적자본 축적함수의 탄력성 파라미터 추정치는 0.5~0.9로 나타났다. Ionescu(2009)와 Huggett et al. (2011)에서는 중간값인 0.7을 사용하였으며, Guvenen et al. (2014)에서는 0.8을 사용하였다. 본 연구에서도 Ionescu(2009)와 Huggett et al. (2011)에서와 같이 0.7을 사용한다.

28) 표본 수 확대를 통한 안정적인 수치를 얻기 위해 연령별 임금소득 패턴 분석과 마찬가지로 5세 단위 연령집단을 사용하였다. 따라서 30세 연령집단은 실제로는 28~32세를 포함하고 있다.

29) 순자산의 양은 명목변수이므로 세전 임금소득 변수와 마찬가지로 2015년 기준 소비자물가지수를 사용하여 실질변수로 변환하였다.

〈Table 3〉 Predetermined Parameters

Parameter	Description	Value	Remarks
J	Life expectancy	47	Life expectancy at age 30 in Life Tables (Statistic Korea)
j_R	Retirement age	32	Assume that agents work from age 30 to age 60
n	Population growth rate	0.0129	Mean of annual population growth rate for 2002~15
g	Labor productivity growth rate	0.0109	Mean of annual real wage growth rate for 2002~15
ρ	Relative risk aversion	2.0000	Huggett et al. (2011) etc.
r	Real interest rate	0.0352	World Bank Website, see the footnote 26
β	Time discount factor	0.9960	$1/(1+r)$, Guvenen et al. (2014)
τ_l	Labor income tax rate	0.1087	OECD Website, see the footnote 27
α	Elasticity of human capital	0.7000	Ionescu (2009), Huggett et al. (2011)
μ_z	Mean of ln(labor productivity)	-0.0311	Mean of annual real wage growth rate for aged 51~60
σ_z	Standard deviation of ln(labor productivity)	0.0763	Estimated using KLIPS, see the text
μ_k	Mean of ln(assets/income)	0.4842	Calculated using net assets and wage income data in KLIPS
σ_k	Standard deviation of ln(assets/income)	0.6638	Calculated using net assets and wage income data in KLIPS

(3) 모형 내부에서 결정되는 파라미터

모형 내부에서 결정되는 파라미터는 총 8개이다. 은퇴자들의 연금소득(P)은 아래의 정부 예산제약식을 만족시키는 값으로 모형의 균형에서 결정된다.

$$P = T / \left(\sum_{j=j_R}^J \mu_j \right) = \tau_l \sum_{j=1}^{j_W} \mu_j \int E[R_j h_j(x_1, z^j) l_j(x_1, z^j)] d\psi / \left(\sum_{j=j_R}^J \mu_j \right) \quad (24)$$

나머지 7개의 파라미터는 노동시장 진입 초기 조건(x_1)의 분포와 관련된 파라미터이다. 구체적으로 7개 파라미터는 로그 인적자본의 평균(μ_h), 로그 학습능력의 평균(μ_a), 로그 인적자본의 표준편차(σ_h), 로그 학습능력의 표준편차(σ_a), 로그

인적자본과 로그 자산의 상관계수(ρ_{hk}), 로그 인적자본과 로그 학습능력의 상관계수(ρ_{ha}), 로그 자산과 로그 학습능력의 상관계수(ρ_{ka})이다. 7개의 파라미터가 결정되면 한국노동패널조사에서 직접 추정되는 로그 자산의 평균(μ_k) 및 표준편차(σ_k)와 함께 다음과 같이 노동시장 진입 시기의 초기 조건 분포가 결정된다.

$$x_1 = (h_1, k_1, a) \sim LN(\mu, \Sigma) \tag{25}$$

$$\mu = (\mu_h, \mu_k, \mu_a), \Sigma = \begin{pmatrix} \sigma_h^2 & \sigma_{hk} & \sigma_{ha} \\ \sigma_{hk} & \sigma_k^2 & \sigma_{ka} \\ \sigma_{ha} & \sigma_{ka} & \sigma_a^2 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \sigma_h^2 & \rho_{hk}\sigma_h\sigma_k & \rho_{ha}\sigma_h\sigma_a \\ \rho_{hk}\sigma_h\sigma_k & \sigma_k^2 & \rho_{ka}\sigma_k\sigma_a \\ \rho_{ha}\sigma_h\sigma_a & \rho_{ka}\sigma_k\sigma_a & \sigma_a^2 \end{pmatrix} \tag{26}$$

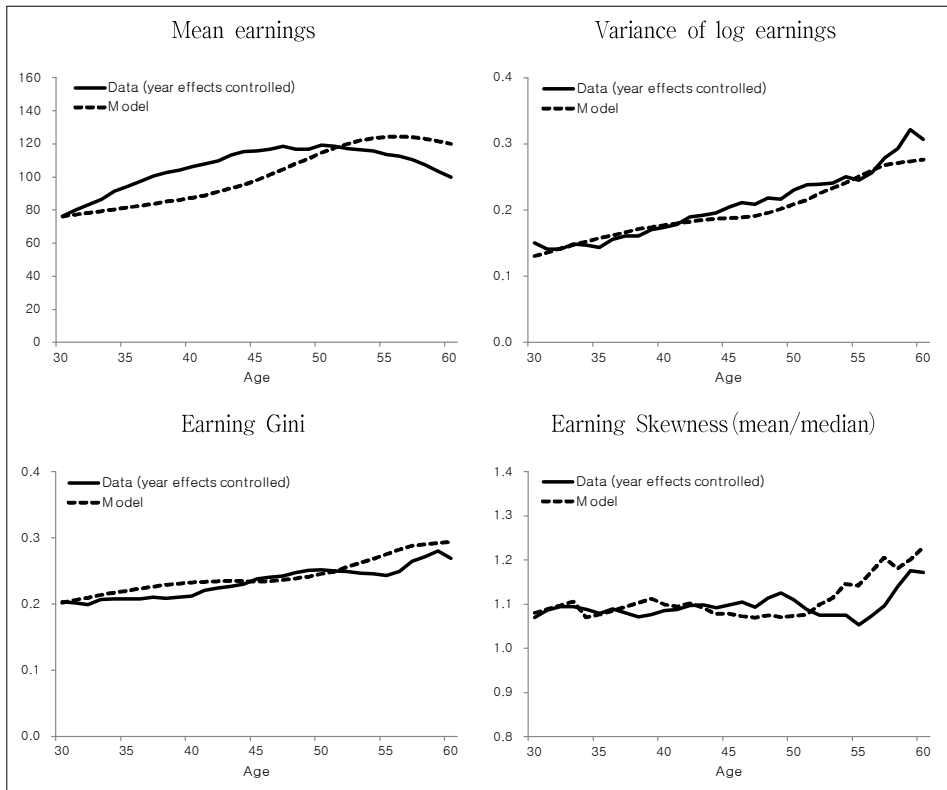
본 연구에서는 초기 조건의 분포와 관련된 7개의 파라미터를 모수화하기 위해 30세, 40세, 50세, 60세에 대한 임금소득의 평균(4개), 로그 임금소득의 분산(4개), 평균값/중간값으로 정의된 연령별 왜도(4개)를 사용하였다. 그리고 왜도가 55세에 일시적으로 감소하는 패턴을 반영하기 위해 왜도에 대해서는 55세의 값도 목표통계에 포함시켰다. 따라서 총 13개의 목표통계를 고루 잘 맞추도록 초기 조건의 분포와 관련된 7개의 파라미터가 모형 내에서 결정된다.

〈Figure 4〉는 제Ⅱ장에서 한국노동패널조사를 사용하여 추정된 연령별 임금소득 패턴과 모수화 결과 모형에서 예측되는 연령별 임금소득의 패턴을 비교하고 있다. 본 연구의 모형에서 연령별로 노동생산성 충격의 분포가 동일하다는 단순한 가정은 연령별 임금소득의 평균을 정확히 맞추기 어려운 단점으로 작용한다. 이러한 점을 감안했을 때 본 모형은 연령별 로그 임금소득의 분산, 연령별 임금소득의 지니 계수, 연령별 임금소득의 왜도를 중심으로 연령별 임금소득의 패턴을 비교적 잘 맞추고 있는 것으로 판단된다. 특히 본 연구에서 가장 중요한 연령별 임금소득의 분산을 잘 맞추고 있다. 〈Table 5〉는 〈Figure 4〉에 나타난 연령별 임금소득 패턴 중 목표통계로 사용된 연령별 임금소득 통계와 모형에서의 해당 통계를 보여준다.

Huggett et al. (2011)의 모수화 결과와 유사하게 연령별 임금소득의 평균에 대해서는 모형의 설명력이 다소 떨어지는 것으로 나타났다. 자료에서 나타나는 역U자의 형태를 정확히 맞추기는 어려웠다. 이러한 문제는 연령별로 외생적인 노동생산성 충격이 동일하다는 가정 또는 인적자본 축적함수 형태에 대한 가정과 연관이 있을 것으로 판단된다. 본 모형에서는 모든 연령에 대해 노동생산성 충격의 분포가

동일하다고 가정하고 있다. 그러나 실제로 연령별로 직장환경, 이직, 실직, 건강, 가족요인 등 노동생산성에 미치는 영향은 다를 수 있다. 노동생산성 충격의 평균과 표준편차는 인적자본의 평균적인 감가상각률(δ_h)을 통해 연령 간 평균 임금 상승률에 직접적으로 영향을 준다. 따라서 연령별로 세분화된 노동생산성 충격의 평균과 표준편차에 대한 추정을 바탕으로 모형의 모수화를 개선하는 경우, 모형에서 보다 현실적인 연령별 임금소득 평균의 패턴이 나타날 가능성이 높다.³⁰⁾

〈Figure 4〉 Age Profiles for Mean, Dispersion, and Skewness of Earnings:
Data vs. Model



30) 연령별로 노동생산성 충격의 표준편차를 식별하고 추정하는 것은 어려운 작업이 될 수 있으나, 연령별로 연령 간 평균 임금소득의 변화율을 계산하여 이를 바탕으로 연령별 노동생산성 충격의 평균을 구해 모형에 반영할 수 있을 것이다. 이러한 방법을 통해 보다 세밀한 모수화 작업이 후속 연구를 통해 반영될 수 있기를 기대한다.

(Table 5) Statistics for Wage Income by Age Used in Calibration: Data vs. Model

Parameter			Data	Model
Mean earnings	Age	30	76.0835	93.8312
		40	106.2836	105.1260
		50	119.0475	132.0517
		60	100.0000	137.4639
Variance of log earnings	Age	30	0.1503	0.1299
		40	0.1735	0.1767
		50	0.2306	0.2081
		60	0.3067	0.2760
Earning Skewness (mean/median)	Age	30	1.0700	1.0802
		40	1.0859	1.0990
		50	1.1094	1.0728
		55	1.0529	1.1420
		60	1.1714	1.2284

한편, 본 모형에서 가정하고 있는 전형적인 Ben-Porath 형태의 인적자본 축적함수는 역U자 형태의 연령별 임금소득 평균을 근사하기에 일부 부적절한 특성이 있을 수도 있다. Blandin (2018)에서는 조금 변형된 형태의 Ben-Porath 함수를 통해 역U자 형태의 연령별 임금소득의 평균을 본 연구 및 Huggett et al. (2011) 보다 잘 맞추고 있다. 또한 본 모형에서는 경험학습(learning by doing)을 전혀 고려하고 있지 않으나, 실제로는 노동시장 진입 이후 어느 정도의 시기까지는 인적자본 축적에 별도의 시간투자 없이 자동으로 인적자본이 증가할 수 있다. 이러한 상황이 실제로 현실에서 일어난다면 30~40대 임금소득의 평균을 높이는 결과로 나타나 연령별 임금소득의 평균이 현재의 결과보다 역U자 형태에 가까워질 것이다. 한국에서의 연령별 임금소득의 평균을 보다 잘 맞추는 인적자본 축적함수에 대한 논의 및 연구는 본 연구의 범위를 넘으므로 후속 연구를 통해 별도로 분석될 필요가 있다고 판단된다.

로그 임금소득 분산의 경우 모형에서의 예측치가 54세까지는 비교적 자료에서의 패턴을 잘 맞추고 있으나, 55세부터 조금 과소측정되는 것으로 보인다. 목표통계로 사용하지 않은 임금소득의 지니 계수도 자료에서의 패턴을 비교적 잘 맞추고 있는 것으로 보이나, 55세 이후부터 차이가 커지는 것으로 보인다. 평균값/중간값으로

정의된 임금소득 왜도의 경우 55세 근방에서 나타나는 일시적인 왜도의 감소를 잘 맞추지 못하고 있으며, 이러한 결과는 연령별 임금소득 평균에 대해 모형의 설명력이 부족한 점과 연관이 있을 것으로 보인다.³¹⁾

〈Table 6〉 Parameters Determined Using Targets in the Model

Parameter	Description	Value
P	Pension income for the retired	0.133
μ_h	Mean of $\ln(\text{human capital})$	4.299
σ_h	Standard deviation of $\ln(\text{human capital})$	0.361
μ_a	Mean of $\ln(\text{learning ability})$	-1.105
σ_a	Standard deviation of $\ln(\text{learning ability})$	0.111
ρ_{hk}	Correlation of human capital and assets	0.842
ρ_{ha}	Correlation of human capital and learning ability	0.746
ρ_{ka}	Correlation of assets and learning ability	0.566

Note: Pension income for the retired is calculated as a percentage of the average wage income of 60 years old and can be interpreted as the wage replacement rate.

〈Table 6〉은 지금까지 언급한 모형의 모수화를 통해 모형 내부에서 결정된 파라미터 값을 보여준다. 먼저 은퇴자의 임금소득은 60세 임금소득 평균의 13.3%로 나타났다. 노동시장 진입 초기 분포와 관련된 파라미터는 대체로 Huggett et al. (2011) 과 유사하게 나타났지만, 한국에서 인적자본의 표준편차(σ_h)는 0.361로 결정되어 Huggett et al. (2011) 의 경우(0.462) 보다 낮게 나타났다.³²⁾ 여기서 한

31) 모형에서 55세 근방의 일시적인 왜도의 감소를 더 잘 맞추기 위해서는 50세 이후에 주된 일자리에서의 퇴직 및 재취업으로 인한 노동생산성 변화를 반영할 수 있도록 노동생산성 충격의 이질성 및 비대칭성을 가정할 필요가 있다고 판단된다. 특정 산업, 직종, 종사상 지위에 해당하는 근로자를 제외한 대부분의 근로자에게는 50세 이후에 주된 일자리에서의 퇴직 및 재취업이라는 예기치 않은 노동생산성 변화가 있을 수 있으며, 이는 임금소득의 이질성 및 비대칭적 변화로 나타날 것으로 예상된다. 그러나 이와 같은 이질적이며 비대칭적인 노동생산성 충격에 대한 가정에 적합한 식별 전략과 추정 방식에 대한 고안은 본 연구의 범위를 넘기 때문에 앞으로 후속 연구를 통해 한국 노동시장에 보다 적합한 노동생산성 충격의 추정에 대한 연구가 이어지기를 희망한다.

32) Huggett et al. (2011) 에 초기 조건 중 인적자본과 학습능력의 차이만 존재하는 경우에 대한 파라미터 값은 있지만, 자산의 초기 분포까지 다른 경우에 대한 파라미터 값은 없어 본 연구에서의 파라미터와 직접 비교는 불가능하므로 해석에 유의할 필요가 있다.

가지 주의할 점은 자산과 관련된 상관계수인 ρ_{hk} 과 ρ_{ka} 값이 변하더라도 목표통계인 임금소득의 평균 및 분산에 미치는 영향이 크지 않다는 점이다.³³⁾ 이러한 특성은 제 V 장 분석에서 확인되듯이 자산이 생애임금소득 패턴에 미치는 영향이 미미하기 때문에 나타나는 것으로 판단된다. 따라서 자산과 관련된 상관계수인 ρ_{hk} 과 ρ_{ka} 값 해석에 유의할 필요가 있다.

V. 정량적 분석 결과

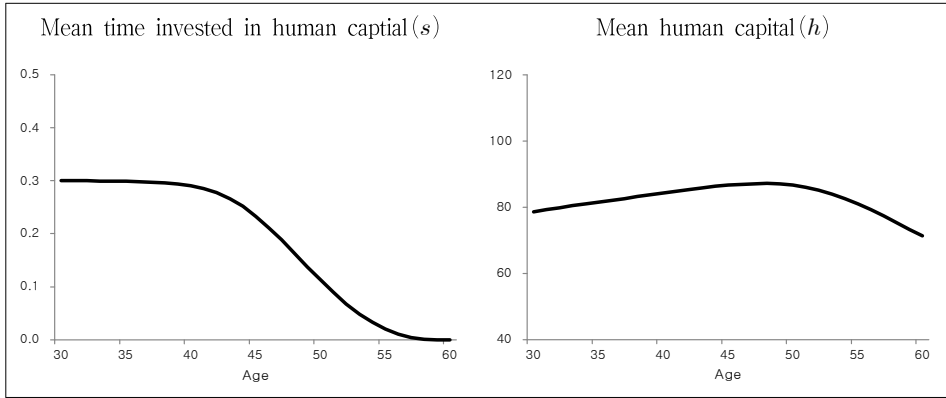
1. 균형 경제의 특성

본 절에서는 모수화된 생애주기모형의 균형에서 나타나는 특징에 대해 살펴본다. 〈Figure 7〉은 생애주기모형에서 예측된 연령별 평균 인적자본 투자시간(s) 과 연령별 평균 인적자본(h) 의 양을 보여준다. 평균적으로 30~45세에는 인적자본 축적에 전체 가용시간의 약 30% 가까이를 할애하다가 40대 중반 이후부터는 인적자본 축적의 유인이 점차 줄어들어 인적자본 투자시간은 60세에 다다를수록 빠르게 감소하는 것으로 나타났다.³⁴⁾ 이와 같은 인적자본 축적에 대한 투자시간의 변화는 연령별 평균 인적자본(h) 수준에 영향을 주며, 이는 역U자 형태의 연령별 평균 인적자본의 패턴으로 나타나게 된다. 30~45세 때의 인적자본 축적에 대한 시간투자는 50세 근방까지 인적자본수준을 점진적으로 높이다가, 45세 이후에 인적자본에 대한 시간투자가 급격히 줄어들면서 50세 이후 인적자본수준이 빠르게 감소하는 것으로 나타났다.

33) 이와 관련된 보다 자세한 내용은 [부록 1]을 참고하기 바란다.

34) 제IV장의 노동생산성 충격 추정에서는 50세 이후로는 인적자본 축적이 없다는 식별 가정을 사용하고 있다. 이러한 식별 가정은 모형에서 50대에도 인적자본 축적이 가능하게 가정된 점과 상충된다. 노동생산성 충격의 식별 가정과 일치하도록 모형에서도 50세 이후에는 인적자본에 대한 투자가 불가능하도록 가정할 수도 있다. 그러나 현실에서 50대 초반에 인적자본에 대한 투자가 실제로 이루어지고 있고 이러한 내생적인 인적자본 축적의 영향이 관측되는 임금소득 자료에 반영되어 있는 경우, 노동생산성 충격의 식별 가정을 만족하지 못하는 데서 발생하는 편의에 더하여 구조적 모형을 잘못 설정(misspecification)하여 발생하는 편의도 발생할 가능성이 높다. 따라서 노동생산성 충격의 식별 가정과 상충될 수 있으나, 구조 모형 설정의 왜곡으로부터 발생하는 편의를 줄이고자 모형에서는 50세 이상에서도 인적자본 축적이 가능하도록 가정하였다.

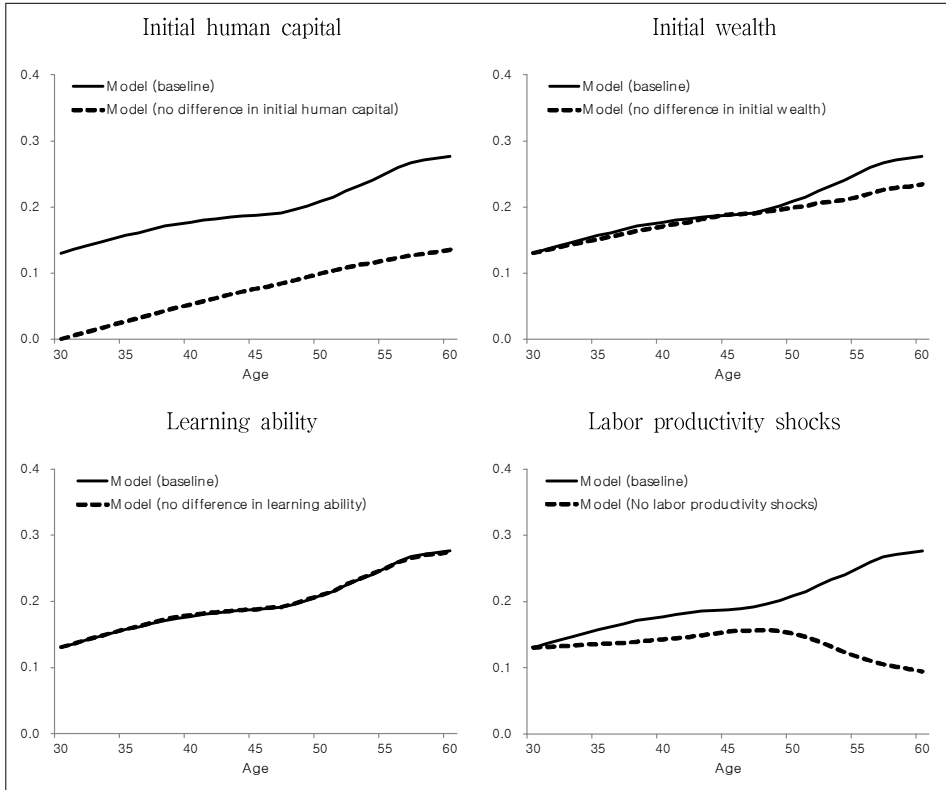
〈Figure 7〉 Age Profiles for Time Invested in Human Capital and Human Capital



〈Figure 8〉은 모형에서 특정 노동시장 초기 조건과 생애주기상의 노동생산성 충격의 상대적 중요성을 대략적으로 보여주고 있다. 구체적으로 초기 조건 중 인적자본, 자산 또는 학습능력에 차이가 없거나 생애주기상 노동생산성 충격이 없는 경우의 연령별 로그 임금소득의 분산을 보여준다.

먼저 초기 인적자본수준이 동일한 경우($\sigma_h = 0$) 전 연령에 걸쳐 로그 임금소득의 분산이 낮은 것으로 나타났으나, 로그 임금소득의 분산이 증가하는 속도는 기본 분석과 유사하게 나타났다. 이러한 결과는 노동시장 진입 초기에 인적자본수준이 유사하더라도 학습능력 또는 노동생산성 충격의 차이에 따라 생애임금소득 불평등이 증가할 수 있음을 시사한다. 한편, 초기 자산수준이 동일한 경우($\sigma_k = 0$)에는 로그 임금소득의 분산은 기본분석과 크게 차이가 나지 않았다. 이는 초기 자산수준의 차이는 생애임금소득 불평등에 큰 영향을 미치지 않을 것임을 암시한다. 한편, 초기 학습능력수준이 동일한 경우($\sigma_a = 0$)에는 50세 이후를 중심으로 로그 임금소득의 분산이 낮게 나타났으나 그 차이는 인적자본의 경우와 비교해서 크지 않은 것으로 보인다. 마지막으로 생애주기상의 노동생산성 충격이 없는 경우($\sigma_z = 0$)에는 50세 이후 로그 임금소득의 분산을 크게 낮추는 것으로 나타났다. 이로부터 노동생산성 충격의 변화가 50세 이상을 중심으로 생애임금소득 불평등에 상당한 영향을 미치고 있음을 파악할 수 있다.

〈Figure 8〉 Age Profiles for Variance of Log Earnings: Eliminating Differences



2. 생애소득 불평등의 원인 분석

본 절에서는 모수화된 생애주기모형을 바탕으로 생애임금소득 불평등의 원인을 구체적으로 수량화하는 분석을 실시한다. 먼저, 노동시장 진입 초기 조건들과 생애주기상 노동생산성 충격 중 무엇이 생애임금소득 불평등에 미치는 영향이 큰지를 수량화한다. 이에 더하여 인적자본, 자산, 학습능력 중 어떤 초기 조건이 생애임금소득 불평등에 중요한 영향을 미치는지 분석한다.

(1) 노동시장 진입 초기 조건 vs. 생애주기상 노동생산성 충격

먼저 생애임금소득 불평등 정도를 노동시장 진입 초기 조건의 차이에서 발생하는 부분과 생애주기상 노동생산성 충격의 차이에서 발생하는 부분으로 분해한다. 임의

의 확률변수(y)의 분산은 해당 확률변수의 조건부 기댓값의 분산과 해당 확률변수의 조건부 분산의 기댓값의 합으로 나타나며 다음과 같이 쓸 수 있다.³⁵⁾

$$var(y) = var(E[y|x]) + E[var(y|x)] \quad (27)$$

본 연구에서는 y 가 경제주체의 생애임금소득이며, x 가 노동시장 진입 당시의 초기 조건이라고 볼 수 있다. 위의 식 우변의 첫 번째 항($var(E[y|x])$)은 초기 조건이 동일한 사람들의 생애임금소득 평균이 초기 조건에 따라 얼마나 변동하는지를 나타내므로 생애임금소득 불평등 중 초기 조건의 차이에서 설명되는 부분이라고 해석할 수 있다. 한편, 우변의 두 번째 항($E[var(y|x)]$)은 초기 조건이 동일한 집단에서의 생애임금소득 변동의 평균치를 의미하므로 이는 초기 조건이 통제된 상황에서 생애주기상의 노동생산성 충격이 생애임금소득 불평등에 미치는 영향을 보여준다.

본 연구에서는 노동시장 진입 시기($j = 1$)에 평가한 생애임금소득의 현재가치 합(lte)을 개별 근로자의 생애임금소득(lifetime earnings)으로 정의한다. 그리고 초기 조건이 서로 다른 2만명의 개별 근로자에 대한 생애임금소득의 분산을 생애임금소득의 불평등 정도로 정의한다. 그리고 생애임금소득(lte)에 1기 자산(k_1)을 더한 값을 생애자산(lifetime wealth)으로 정의하고, 2만명의 근로자에 대한 생애자산(ltw)의 분산을 생애자산의 불평등 정도로 정의한다. 특정 근로자(i)의 생애임금소득 및 생애자산은 다음과 같이 나타낼 수 있다.³⁶⁾

$$lte^i(x_1^i, z^{i,j_R}) = \sum_{j=1}^{j_R} \frac{e^i(x_1^i, z^{i,j})}{(1+r)^{j-1}} \quad (28)$$

$$ltw^i(x_1^i, z^{i,j_R}) = ltw^i(x_1^i, z^{i,j_R}) + k_1^i = \sum_{j=1}^{j_R} \frac{e^i(x_1^i, z^{i,j})}{(1+r)^{j-1}} + k_1^i \quad (29)$$

35) 이는 “Law of total variance”라고 불린다.

36) Huggett et al. (2011)에서는 생애효용(lifetime utility)의 불평등에 대해서도 분석하지만, 생애효용의 불평등은 소득 불평등보다는 소비 불평등에 가까운 개념이므로 본 연구에서는 혼동을 피하기 위해 포함시키지 않았다.

〈Table 9〉 Sources of Lifetime Inequality:
Initial Conditions vs. Labor Productivity Shocks

Statistics	Contribution of initial conditions	Contribution of labor productivity shocks
Variance in lifetime earnings	0.669	0.331
Variance in lifetime wealth	0.677	0.323

〈Table 9〉는 생애 임금소득 및 자산 불평등의 요인 분석 결과를 보여준다. 분석 결과, 우리나라에서는 노동시장 진입 초기 조건의 차이가 생애주기상의 노동생산성 충격보다 생애임금소득 및 생애자산의 불평등에 미치는 영향이 큰 것으로 나타났다. 생애임금소득 불평등 기준으로는 노동시장 초기 조건의 기여율이 66.9%로 나타났다으며, 생애자산 불평등 기준으로는 초기 조건의 기여율이 67.7%로 나타났다. 분석 국가와 시기가 서로 달라 Huggett et al. (2011)의 결과와 직접 비교하기는 어렵지만, 한국에서 노동시장 진입 초기에 주어진 조건의 기여율이 소폭 더 크게 나타나고 있다. Huggett et al. (2011)에서는 초기 조건의 기여율이 생애임금소득 기준으로는 61.3%, 생애자산 기준으로는 62.6%로 나타나 한국에서 초기 조건의 기여율이 약 5% 정도 더 높게 나타나고 있다.

제IV장에서 한국의 경우 미국보다 노동생산성 충격의 표준편차가 작게 추정되었기 때문에 이러한 결과가 나타날 가능성도 있다. 그러나 모형에 Huggett et al. (2011)에서의 노동생산성 충격의 표준편차(0.111)를 적용하여 동일한 분석을 실시한 경우에도 여전히 초기 조건의 기여율이 5% 정도 높게 나타나는 것으로 보아 단순히 외생적인 노동생산성 충격의 표준편차가 작게 추정되어 나타난 결과는 아닌 것으로 판단된다.³⁷⁾

37) Huggett et al. (2011)에서의 로그 노동생산성 충격의 표준편차(0.111)를 사용할 때, 한국의 51~60세의 연령 간 평균임금 감소율을 감안하여 로그 노동생산성 충격의 평균은 -0.0343으로 조정하였다. 이러한 분포로 모형을 다시 계산한 결과, 미국에서처럼 연령별 로그 임금소득의 분산 수준(level)이 전 연령대에 대해 높아졌으며, 특히 50세 이상에 대해서 로그 임금소득의 분산이 더 크게 나타났다. 따라서 연령에 따라 로그 임금소득의 분산이 증가하는 기울기도 가파르게 나타났다. 여기서 유의할 점은 한국(0.076)보다 상당히 큰 미국의 로그 노동생산성 충격의 표준편차(0.111)를 사용하는 경우, 해당 표준편차는 한국에 적합한 수치가 아니기 때문에 한국의 연령별 임금소득 패턴, 특히 50세 이상에서의 로그 임금소득의 분산을 맞추기 어렵다는 점이다. 이상적인 실험은 미국의 로그 노동생산성 충격의 표준편차를 적용하면서 동시에 모형을 다시 모수화(calibration)하여 기여율을 계산하는 것이다. 그러나 이 경우

(2) 초기 조건 중 인적자본, 자산 및 학습능력의 상대적 중요성

노동시장 진입 초기에 주어진 조건의 차이가 생애주기상 노동생산성 충격보다 생애임금소득 불평등에 미치는 영향이 크다는 점을 확인하였다. 여기서는 인적자본, 자산, 학습능력 중 어떤 초기 조건이 생애임금소득 불평등에 더 중요한 영향을 미치는지 분석한다.

인적자본, 자산, 학습능력 각각에 대해서 로그 변수를 기준으로 평균에 해당하는 근로자 한 명을 선택하고, 특정 노동생산성 충격의 시계열이 주어진 상태에서 생애자산을 계산한다. 초기 인적자본, 자산 및 학습능력이 생애임금소득에 미치는 상대적 중요성을 비교하기 위해 초기 조건의 개별 요인이 로그 기준으로 평균값에서 1 표준편차 증가한 경우와 감소한 경우에 대해 생애자산이 얼마나 변했는지를 측정한다.³⁸⁾

〈Table 10〉은 인적자본, 자산 및 학습능력의 상대적 중요성을 보여준다. 로그 인적자본을 1 표준편차만큼 변화시킬 때 생애자산 변화율이 제일 크게 나타났다. 로그 인적자본을 1 표준편차만큼 늘리는 경우 생애자산은 42.2% 증가하는 것으로 나타났다, 1 표준편차만큼 줄이는 경우에는 생애자산이 24.9% 감소하는 것으로 나타났다. 인적자본을 1 표준편차만큼 변화시킬 때 생애자산의 변화폭이 다른 이유는 본 분석에서 로그 기준으로 표준편차를 적용하고 있기 때문이다. 지수변환을 고려하면 실제로 로그 변수값을 1 표준편차 늘리는 것이 1 표준편차 줄이는 것보다 절댓값 기준으로 더 큰 변수의 변화로 나타나기 때문이다.

인적자본 다음으로는 학습능력과 자산 순으로 생애임금소득 불평등에 미치는 영향이 큰 것으로 나타났으나, 그 영향력은 인적자본의 변화에 비교하면 미미하게 나타났다. 학습능력이 로그 기준으로 1 표준편차 개선되면 생애자산은 약 7.3% 증가하는 것으로 나타났으며, 초기 자산을 로그 기준으로 1 표준편차 늘릴 때 생애자산은 약 3.3% 증가하는 것으로 나타났다.³⁹⁾ 이러한 결과는 〈Figure 8〉의 결과와 부

앞서 언급한 것처럼 적절한 모형의 모수화가 불가능하기 때문에 이와 관련된 보다 정확한 실험은 어려울 것으로 판단된다.

38) 초기 조건을 변경하는 경우 해당 근로자의 연령별 임금소득 변화는 [부록 2]를 참고하기 바란다.

39) 정도의 차이는 있지만 인적자본, 자산, 학습능력이 생애임금소득 불평등에 영향을 주는 상대적 중요성은 대체로 Huggett et al. (2011)에서의 결과와 유사하다.

합하는 내용이다.

〈Table 10〉 Changes in Initial Conditions: Human Capital, Wealth, and Learning Ability

Variable	Change in variable	Change in lifetime wealth (%)
Human Capital	+1 standard deviation	42.2
	-1 standard deviation	-24.9
Wealth	+1 standard deviation	3.3
	-1 standard deviation	-2.7
Learning Ability	+1 standard deviation	7.3
	-1 standard deviation	-4.2

Note: 1) Change in initial conditions are in log units.

2) Lifetime wealth ($ltw^i(x_1^i, z^{i,jR})$) is lifetime income ($lte^i(x_1^i, z^{i,jR})$) plus the amount of initial wealth (k_1).

본 장에서의 분석 결과를 종합하면, 노동시장 진입 초기에 주어진 조건이 생애주 기상의 노동생산성 충격보다 생애임금소득 불평등에 미치는 영향이 더 크게 분석되 었다. 그리고 노동시장 진입 초기 조건 중에서는 인적자본의 수준 차이가 생애임금 소득 불평등에 미치는 영향이 매우 중요하게 나타났다. 그런데 본 연구에서는 노동 시장 진입 연령을 비교적 낮은 30세로 가정하고 있기 때문에 분석 결과를 해석할 때 다음과 같은 점을 유의할 필요가 있다. 먼저, 노동시장 진입 연령을 높게 가정 할수록 생애임금소득 불평등에 대한 초기 조건의 기여율이 외생적인 노동생산성 충 격의 기여율보다 커질 수 있다는 점이다. 가정된 노동시장 진입 연령에서의 주어진 조건은 그 이전의 외생적인 노동생산성 충격이 이미 반영된 결과일 수 있다. 따라 서 노동시장 진입 연령을 앞당기는 경우 생애임금소득 불평등에 대한 초기 조건의 기여율이 감소할 수 있음을 유의해야 할 것이다. 그리고 노동시장 진입 연령을 높 게 가정할수록 초기 조건 중 인적자본의 기여율이 높아질 수 있다는 점도 유의해야 한다. 학습능력과 자산은 인적자본 형성에 일정 부분 도움을 주기 때문에 특정 시 점의 인적자본의 양은 그 이전의 학습능력과 자산의 양에 의존하게 된다. 따라서 노동시장 진입 연령을 앞당기는 경우 생애임금소득 불평등에 대한 인적자본의 기여 율은 줄어들고, 학습능력 및 자산의 기여율이 높아질 가능성이 있다.

VI. 결 론

본 연구에서는 동일한 연령 내에서 측정한 임금소득 불평등 정도가 연령에 따라 증가하는 현상을 생애임금소득 불평등으로 정의하고, 내생적인 인적자본 축적이 반영된 생애주기모형을 바탕으로 생애임금소득 불평등의 원인을 분석하였다. 구체적으로 생애임금소득 불평등이 노동시장 진입 시점에 주어진 조건인 인적자본, 자산 및 학습능력 수준의 차이와 생애주기상의 노동생산성 충격 중 주로 어디에서 기인하는지를 수량화하였다. 분석 결과, 노동시장 진입 초기에 주어진 조건(66.9%)이 생애주기상의 노동생산성 충격(33.1%) 보다 생애임금소득 불평등에 미치는 영향이 더 크게 분석되었다. 그리고 노동시장 진입 초기 조건 중 특히 인적자본수준의 차이가 생애임금소득 불평등에 매우 중요한 영향을 미치는 것으로 분석되었다.

이러한 분석 결과는 생애임금소득 불평등의 완화를 위해서는 노동시장 진입 시점에서 인적자본수준의 차이를 줄일 수 있는 정책이 필요함을 시사한다. 본 연구에서는 30세 기준에서 인적자본수준의 차이가 생애임금소득 불평등을 결정하는 중요한 요인이라는 점을 보여주지만, 30세에서 인적자본수준의 차이가 왜 발생하는지에 대한 내용은 분석하지 못하였다. 보통 교육수준을 인적자본수준의 대리변수로 많이 사용하는 것을 고려하면, 30세 이전의 대학 또는 중고등학교에서의 교육이 개인의 인적자본 형성에 중요한 영향을 미칠 것임을 추측할 수 있다. 이러한 점을 고려하면 중고등학교 및 대학 교육의 내실화를 위한 교육정책이 생애임금소득 불평등을 줄이기 위한 중요한 정책방안이 될 수 있다. 그러나 한국의 교육정책이 인적자본의 양적인 측면에서는 이미 충분하다는 점을 감안하면, 질적인 측면에서 인적자본을 개선하기 위한 중장기적 정책의 고안에 집중할 필요가 있다. 한편, 저소득층 학생의 경우는 가구 내 소득 및 자산이 충분하지 않아 대학 진학 준비 및 대학 생활에 어려움을 겪을 수 있으며, 이는 대학에서의 인적자본 축적을 저해하는 요인으로 작용할 것이다. 저소득층 학생에 대해서는 학자금 지원 및 대출 제도를 통해 보다 충분한 교육기회가 보장되도록 지원할 필요가 있다.

본 연구에서 인적자본을 중심으로 노동시장 진입 초기에 주어진 조건이 생애임금소득 불평등에 미치는 영향이 큰 것으로 나타났지만, 생애주기상 노동생산성 충격의 영향(33.1%)도 적지 않다. 따라서 산업 구조조정에 따른 실직, 직장환경 변화 및 건강 악화 등 생애주기 동안 노동생산성이 악화되는 경우를 대비해 실업급여,

직업훈련 및 건강보험 등 사회안전망을 보강하는 정책도 생애임금소득 불평등을 완화하기 위한 중요한 정책수단이 될 수 있다. 이러한 정책은 정책의 명확성과 구체적인 실행 가능성까지 고려하면 노동시장 진입 초기에 주어진 인적자본의 양을 향상시키는 정책보다 오히려 단기적으로는 더 효과적일 수 있다.

생애임금소득 불평등 문제는 노인 빈곤문제로 이어질 가능성이 높다. 노후자금의 대부분은 생애주기 동안의 임금소득과 그로부터 파생되는 자산 및 연금소득이다. 따라서 노후자금이 부족하여 발생하는 노인 빈곤문제의 근본적 원인 중 상당 부분은 생애임금소득 불평등이 발생하는 원인과 맞닿아 있을 것이다. 현재 주어진 노인 빈곤문제를 완화하기 위해서는 공공 노인일자리와 기초연금 등의 노동시장 및 복지 정책이 중요할 수 있다. 그러나 중장기적으로 노인 빈곤문제를 해결하기 위해서는 노인 빈곤문제에 대해 생애임금소득 차원에서 접근할 필요가 있으며, 이 경우 본 연구의 분석 결과가 유용하게 활용될 수 있을 것으로 기대한다.

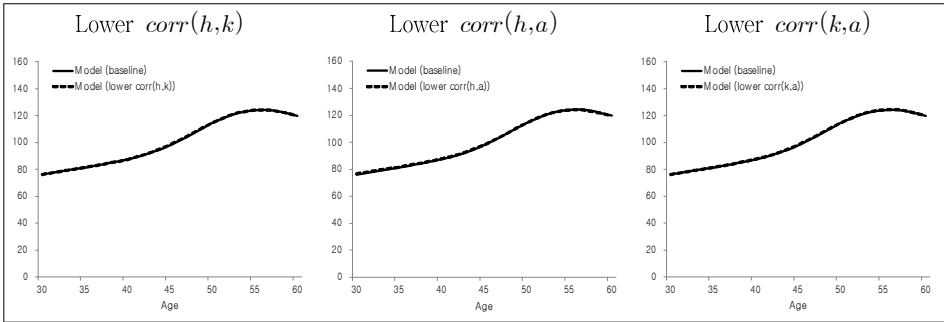
■ 참고 문헌

1. 한종석 외, 『근로소득 불평등 변화에 대한 실증분석과 정책적 함의』, 연구보고서 15-12, 한국조세재정연구원, 2015.
(Translated in English) Han, Jong-Suk, Sung-Joo Yoon, and Seung-Moon Choi, *The Empirical Analysis on Korean Labor Income Distribution*, Research Paper 15-12, Korea Institute of Public Finance, 2006.
2. 홍석철 · 전한경, “인구고령화와 소득불평등 심화,” 『한국경제의 분석』, 제19권 제1호, 2013, pp.72-114.
(Translated in English) Hong, Sok Chul and Hankyung Jun, “Population Aging and Deepening Income Inequality in Korea,” *Journal of Korean Economic Analysis*, Vol. 19, No. 1, 2013, pp.72-114
3. Ben-Porath, Yoram, “The Production of Human Capital and the Life Cycle of Earnings,” *Journal of Political Economy*, Vol. 75, No. 4, 1967, pp.352-365.
4. Blandin, Adam, “Learning by Doing and Ben-Porath: Life-cycle Predictions and Policy Implications,” *Journal of Economic Dynamics & Control*, Vol. 90, 2018, pp.220-235.
5. Browning, Martin, Lars Peter Hansen, and James Heckman, “Micro Data and General

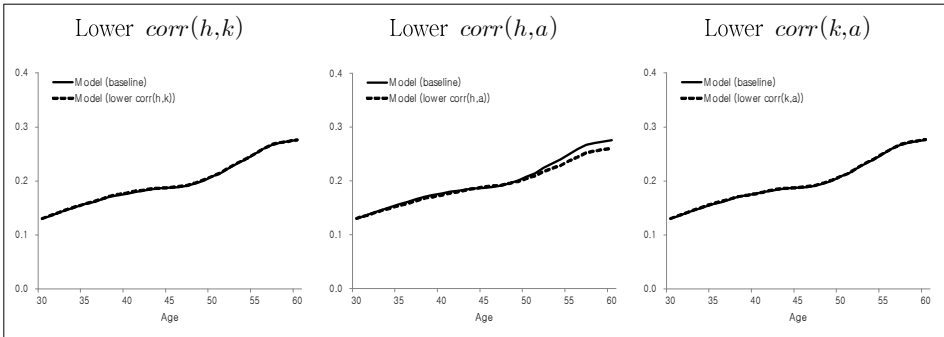
- Equilibrium Models,” *Handbook of Macroeconomics*, Vol. 1, Part A, 1999, pp.543-633.
6. Deaton, Angus and Christina Paxson, “Intertemporal Choice and Inequality,” *Journal of Political Economy*, Vol. 102, No. 3, 1994, pp.437-467.
 7. Guvenen, Fatih, Burhanettin Kuruscu, and Serdar Ozkan, “Taxation of Human Capital and Wage Inequality: A Cross-County Analysis,” *Review of Economic Studies*, Vol. 81, No. 2, 2014, pp.818-850.
 8. Hansen, D. Gary and Selahattin Imrohorglu, “Business Cycle Fluctuations and the Life Cycle: How Important is On-The-Job Skill Accumulation?” *Journal of Economic Theory*, Vol. 144, No. 6, 2009, pp.2293-2309.
 9. Huggett, Mark, Gustavo Ventura, and Amir Yaron, “Sources of Lifetime Inequality,” *American Economic Review*, Vol. 101, No. 7, 2011, pp.2923-2954.
 10. Ionescu, Felicia, “The Federal Student Loan Program: Quantitative Implications for College Enrollment and Default Rates,” *Review of Economic Dynamics*, Vol. 12, No. 1, 2009, pp.205-231.
 11. Storesletten, Kjetil, Christophe I. Telmer, and Amir Yaron, “Consumption and Risk Sharing over the Life Cycle,” *Journal of Monetary Economics*, Vol. 51, No. 3, 2004, pp.609-633.
 12. Weiss, Yoram and Lee A. Lillard, “Experience, Vintage, and Time Effects in the Growth of Earnings: American Scientists, 1960-1970,” *Journal of Political Economy*, Vol. 86, No. 3, 1978, pp.427-447.
 13. Wallenius, Johanna, “Human Capital Accumulation and the Intertemporal Elasticity of Substitution of Labor: How Large is the Bias?” *Review of Economic Dynamics*, Vol. 14, No. 4, 2011, pp.577-591.

(부록 1) 인적자본, 자산, 학습능력 간 상관계수(ρ_{hk} , ρ_{ha} , ρ_{ka})가 임금소득 패턴에 미치는 영향

〈Figure A1〉 Age Profiles for Mean Earnings: Different Correlations



〈Figure A2〉 Age Profiles for Variance of Log Earnings: Different Correlations

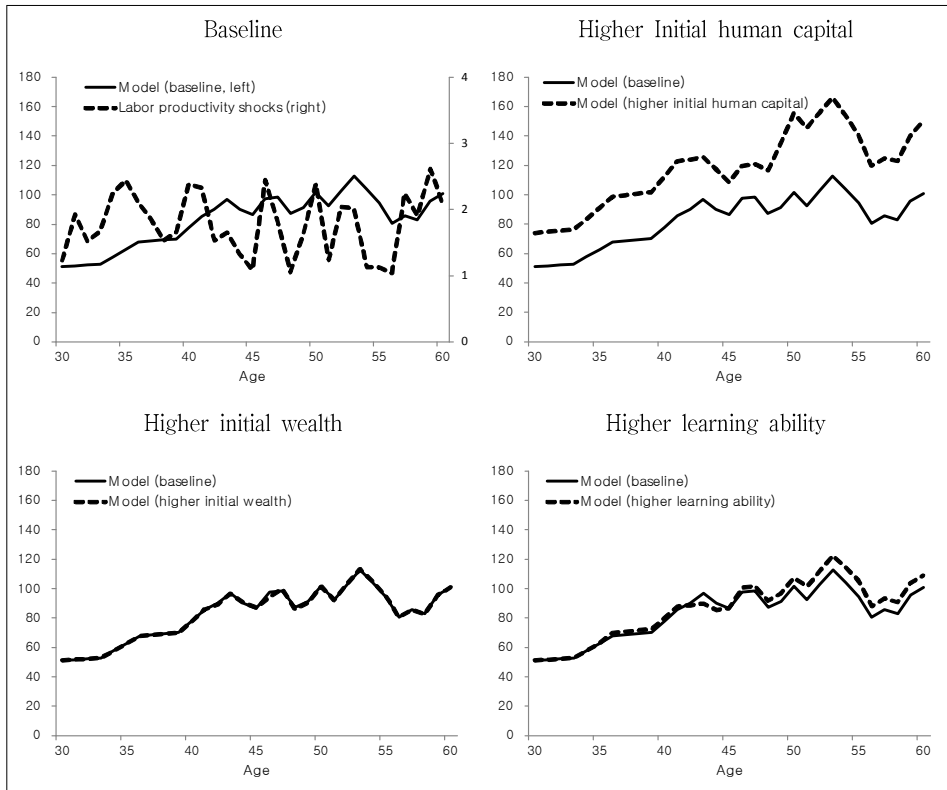


〈Figure A1〉과 〈Figure A2〉는 각각 인적자본, 자산, 학습능력 간 상관계수가 기본 분석에 사용한 모수화 값의 절반으로 줄었을 경우의 임금소득의 평균 및 로그 임금소득의 분산 패턴을 보여준다. 그림에서 확인할 수 있듯이 인적자본, 자산, 학습능력 간 상관관계는 대체로 임금소득의 평균 및 로그 임금소득의 분산 패턴에 유의미한 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났다. Huggett et al. (2011) 과 본 논문에서 초기 자산이 생애소득 불평등에 미치는 영향이 미미하기 때문에 자산과 관련된 상관계수의 변화는 목표통계에 유의미한 영향을 미치지 못하는 것으로 보인다. 이러한 관점에서 Huggett et al. (2011)의 기본 분석처럼 자산을 모형에서 제외하는 방식이 모형의 효율성 및 모수화 측면에서 더 적합할 수 있다고 판단된다.

한편, 인적자본과 학습능력의 상관계수가 줄어드는 경우 로그 임금소득의 분산이 연령에 따라 증가하는 정도가 소폭 낮게 측정되었다. 이러한 결과는 인적자본과 학습능력의 상관관계가 높을수록 소득불평등 정도가 연령에 따라 증가할 것이라는 예상과 부합하는 내용이다. 그런데 인적자본과 학습능력의 상관관계가 줄어드는 경우 임금소득 평균의 패턴에는 큰 차이가 나타나지 않는다. 임금소득이 연령에 따라 빠르게 증가하는 근로자의 비중이 감소하는 동시에 임금소득이 연령에 따라 느리게 증가하는 근로자의 비중도 함께 낮아지기 때문에 평균으로 측정된 임금소득 평균의 연령 패턴에는 별다른 차이가 나타나지 않는다.

(부록 2) 초기 조건의 변화가 임금소득 평균의 패턴에 미치는 영향

(Figure A3) Age Profiles for Mean Earnings: Different Initial Conditions



Sources of Lifetime Inequality in Korea*

Jiwoon Kim**

Abstract

This study quantifies the sources of lifetime wage income inequality, which is defined as the increase in the within-age-group wage income inequality by age. Sources of lifetime inequality are analyzed based on the life cycle model that reflects the endogenous human capital accumulation of Huggett et al. (2011). According to the analysis, the difference in the initial conditions (66.9%) at the time of entry into the labor market has a greater impact on the lifetime wage income inequality than the exogenous labor productivity change during the life cycle (33.1%). In particular, it is found that the difference in the amount of human capital in the initial conditions is most important. The results in this study suggest that policy efforts should be made to improve human capital through education and welfare policies to alleviate lifetime income inequality.

Key Words: lifetime income, inequality, human capital

JEL Classification: D31, J24, J31

Received: Feb. 10, 2020. Revised: Feb. 28, 2020. Accepted: March 13, 2020.

* This paper revised and reorganized the Policy Study 2018-14, "A Study on the Sources of Lifetime Inequality in Korea" conducted by the author at the Korea Development Institute (KDI). I thank Yugyung Jung for excellent research assistance and anonymous referees for valuable comments and suggestions.

** Assistant Professor, School of Economics, Hongik University, 94, Wausan-ro, Mapo-gu, Seoul 04066, Korea, Phone: +82-2-320-1812, e-mail: jwkim1007@gmail.com