

勞 動 經 濟 論 集
 第35卷(2), 2012. 8, pp.43~77
 © 韓 國 勞 動 經 濟 學 會

우리나라의 세대 내 소득이동성에 관한 실증분석*

윤 정 열** · 홍 기 석***

본 연구는 개인 근로소득의 결정요인을 초기 조건(학력, 성별, 연령 등)과 후기 조건(기타 요인)으로 구분하여 두 요인이 어떻게 소득분배 및 소득이동성에 영향을 미치는지를 실증적으로 분석한다. 한국노동패널 자료를 이용한 본 연구의 추정 결과에 의하면 첫째, 표본 전체의 소득분배는 1998~2008년 기간 동안 대체로 악화되었으나, 각 연령 집단 내에서는 소득분배가 특별한 추세를 나타내지 않는다. 둘째, 본 연구에서는 초기 조건과 후기 조건의 상대적 중요성으로 소득이동성을 정의하는데, 대부분의 연령 집단에서 초기 조건에 의한 소득격차가 감소함에 따라 소득이동성은 조금씩 상승한 것으로 나타난다.

-주제어 : 소득분배, 소득이동성, 한국노동패널, 연령 구조, 향상소득

논문 접수일: 2012년 4월 27일, 논문 수정일: 1차 2012년 6월 28일, 논문 수정일: 2차 2012년 7월 26일, 논문 게재확정일: 2012년 8월 6일

* 이 논문은 2009년도 정부재원(교육과학기술부 인문사회연구 역량강화 사업비)으로 한국학술진흥재단의 지원을 받아 연구되었음(KRF-2009-328-B00022).

** (공동저자) 이화여자대학교 경제학과(jyyun@ewha.ac.kr)

*** (교신저자) 이화여자대학교 경제학과(khong@ewha.ac.kr)

I. 서론

1998년 외환위기 이후 우리나라의 소득분배가 급격히 악화됨에 따라 양극화와 계층 갈등에 관한 관심이 크게 확대되고 있다(예를 들면 신동균(2007)). 그런데 이러한 관심은 단지 소득분배 지표의 악화만이 아니라 소득이동성(income mobility)의 감소 및 소득계층 구조의 영속화 가능성에 대한 우려를 반영하는 것으로 보인다. 동일한 소득분배라 하더라도 소득분포상에서의 개인의 위치가 시간에 따라 달라질 가능성이 보장되는 경우와, 그렇지 않은 경우에 개인의 후생에 미치는 효과는 다를 수 있으므로, 소득분배와 더불어 소득이동성에 대한 관심도 확대되고 있는 것이다. 물론 소득이동성이 반드시 개인의 후생을 증대시키는 것인지는 분명하지 않다. 소득분포상에서의 동태적 이동 가능성이 높다는 것은 기회의 균등(equality of opportunity)이 보장됨을 의미할 수도 있지만 동시에 개인이 느끼는 소득의 불확실성이 그만큼 크다는 의미이기도 하기 때문이다. 그러나 소득이동성의 수준 및 변화 추세가 여러 측면에서 사회 후생에 중요한 영향을 미칠 수 있다는 것은 분명하므로, 소득분배와 별도로 소득이동성에 대한 논의가 이루어질 필요가 있다고 생각된다. 소득분배 및 소득이동성에 관한 기존의 연구들을 보면 외환위기 이후 우리나라의 전체적인 소득분배가 악화되었다는 점에 대해서는 대부분 동의하나 소득이동성의 추이에 대해서는 상당한 이견이 존재하는 것으로 보인다. 이는 기본적으로 소득이동성에 대한 정의가 매우 다양할 뿐 아니라 실제 자료를 이용하여 소득이동성을 추정하는 데 여러 가지 제약들이 수반되기 때문이라고 할 수 있다.

본 연구는 소득분배 및 소득이동성에 관한 기존 연구들에서 상대적으로 간과되고 있는 몇 가지 측면들에 초점을 맞추어 소득이동성에 관한 새로운 분석을 수행하고자 한다. 먼저 개인 근로소득의 결정요인들을 초기 조건과 기타 후기 조건으로 구분하는 것이 소득이동성과 관련하여 중요한 의미를 가질 수 있다는 점이다. 여기서 초기 조건은 학력, 성별, 생년월일(연령)과 같이 근로시장 진입 이전에 획득되어 그 이후 일생 동안 일정하게 유지되는 조건이며, 후기 조건은 근로시장 진입 이후의 작업 성과와 같이 기간마다 달라질 수 있는 조건으로서, 두 가지 요인 모두 개인 간 소득격차를 결정한다고 할 수 있다. 그러나 이 요인들이 소득이동성에 미치는 영향은 서로 다르다. 초기 조건은 정의상 개인의 일생 동안 일정하게 유지되므로 초기 조건에 의한 개인 간 소득격

차 또한 안정적으로 유지될 것으로 예상할 수 있다. 반면 후기 조건에 의한 개인 간 소득격차는 후기 조건의 변화에 따라 항상 역전될 수 있다. 따라서 초기 조건에 의한 소득격차가 상대적으로 커질 경우에는 개인이 작업 성과와 같은 후기 조건에 의하여 한 소득계층에서 다른 소득계층으로 이동할 가능성이 낮아질 것이지만, 후기 조건에 의한 소득격차가 상대적으로 확대될 경우에는 그와 반대의 결과를 기대할 수 있을 것이다. 본 연구에서는 이러한 초기 조건과 후기 조건의 상대적 중요성에 기초하여 소득 이동성을 정의하기로 한다. 물론 실제 추정에 있어서 초기 조건과 후기 조건의 구분은 다소 자의적으로 이루어질 수밖에 없으므로 그로부터 정의되는 소득이동성의 의미 또한 제한적으로 받아들여질 필요가 있을 것이다. 그러나 본 연구에서 사용되는 초기 조건은 학력, 성별, 생년월일(연령) 등 일반적으로 노동시장의 경직성을 대변한다고 볼 수 있는 요인들과 동일하므로, 적어도 본 연구의 소득이동성은 이러한 요인들의 상대적 중요성을 반영하는 지표로서의 의미를 지닌다고 할 수 있다. 새롭게 정의된 소득이동성의 지표에 의하면 우리나라의 소득이동성은 대부분의 연령 집단에서 조금씩 개선된 것으로 나타난다.

두 번째는 항상소득과 임시소득의 구분이다. 기존의 다수 연구들은 관찰된 소득을 분석의 대상으로 하고 있으나 소득의 일시적인 변동에 의한 소득분포상의 이동은 진정한 의미에서 소득계층의 변화를 나타낸다고 볼 수 없다. 따라서 보다 엄밀한 의미에서의 소득이동성을 파악하기 위해서는 관찰된 소득이 아니라 항상소득을 대상으로 하는 분석이 이루어질 필요가 있다. 본 연구는 개인의 소득결정에 관한 명시적인 모형에서 출발함으로써 항상소득과 임시소득을 통계적으로 구분하며, 비교적 간단히 추정될 수 있는 새로운 소득이동성의 지표를 제시한다. 이러한 점에서 본 연구는 유경준·김대일(2003), Haider and Solon(2006), Gottschalk and Moffitt(2008) 등의 접근방법을 따른다고 할 수 있다. 본 연구의 결과에 의하면 관찰된 소득과 항상소득 중 어느 것을 사용하는지에 따라 소득이동성에 대한 추정 결과가 전혀 달라질 수 있는 것으로 나타난다.

본 연구에서 강조되는 세 번째 측면은 소득분배 및 이동성과 인구 연령 구조와의 관계이다. 아래에서 보듯이 소득분배 및 이동성은 연령 집단별로 체계적인 차이를 나타내므로 각 연령 집단의 비중이 달라짐에 따라 전체적인 소득분배 및 이동성이 다르게 나타날 수 있다. 본 연구는 각 연령 집단 내 소득분배 및 이동성은 악화되지 않더라도 연령 구조 변화의 결과 경제 전체의 소득분배 및 이동성은 악화될 수 있다는 점을 보임으로써, 소득분배 및 이동성 추이에 대한 해석이 보다 주의 깊게 이루어질 필요가

있음을 강조한다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장에서는 소득이동성에 관한 기존 연구들을 정리하고, 제Ⅲ장에서는 개인의 소득결정에 관한 모형에 기초하여 새로운 소득이동성의 지표표를 정의한다. 제Ⅳ장에서는 KLIPS(한국노동패널) 자료를 이용한 실증분석 결과를 제시한다. 마지막으로 제Ⅴ장은 간단한 결론이다.

Ⅱ. 선행연구

소득이동성에 관한 연구들은 세대 간(intergenerational) 이동성에 관한 연구들과 세대 내(intragenerational) 이동성에 관한 연구들로 나누어질 수 있다. 먼저 세대 간 소득이동성에 관한 연구들로는 Solon(1992, 2002), Grawe and Mulligan(2002), D'Addio(2007), OECD(2010), 안종범·전승훈(2008), 김희삼(2009), 최지은·홍기석(2011) 등이 있다. 세대 간 이동성은 한 가계(dynasty)를 대상으로 하는 반면, 세대 내 이동성은 한 가구 혹은 한 개인을 대상으로 한다는 점에서 차이가 있지만, 기본적으로 두 가지 개념 모두 두 시점 간의 소득 변화를 분석한다는 점에서는 서로 유사하다. 따라서 세대 간 이동성 연구에서 사용되는 실증분석 방법이 세대 내 이동성 연구에서도 동일하게 사용될 수 있다. 실제로 세대 간 이동성에 관한 연구들은 대부분 이동성의 지표로서 부모 소득에 대한 자식 소득의 회귀계수를 추정하거나, 자식이 부모가 속한 소득계층과 다른 계층에 속할 가능성을 추정하고 있는데, 세대 내 이동성에 관한 연구들도 이와 유사하게 현재 소득의 과거 소득에 대한 회귀계수나 소득계층 간 이동 확률을 추정한다. 한편 세대 간 이동성에 관한 기존 연구들에 의하면 소득 수준의 세습은 주로 교육의 세습을 통하여 이루어지는데, 이 또한 세대 내 이동성에 대하여 중요한 시사점을 가진다고 할 수 있다. 소득의 세습이 주로 교육의 세습을 통해서 이루어진다면 세대 간 소득이동성의 크기는 교육이 부모 세대(t 기)에서 자식 세대($t+1$ 기)로 세습되는 정도와 교육이 개인의 소득을 결정하는 정도에 따라 결정될 것이다. 동일한 논리를 세대 내 이동성에 적용할 경우, 세대 내 이동성의 크기는 교육이 한 기간(t 기)에서 다음 기간($t+1$ 기)으로 '세습'되는 정도와 교육이 개인의 소득을 결정하는 정도에 따라 결정될 것으로 예상할 수 있다. 그런데 한 개인의 교육수준은 (일반적으로 노동시장에 참여한

이후에는) 거의 일정하므로 결국 세대 내 이동성은 교육이 개인의 소득을 결정하는 정도에 따라 달라질 것으로 생각할 수 있는 것이다. 아래에서 설명되듯이 본 연구의 세대 내 이동성의 지표는 바로 이러한 점에 착안하고 있다.

명시적으로 세대 내 이동성을 다루고 있는 연구들로는 국외의 경우 Burkhauser and Couch(2009), Bradbury(2011) 등이 있으며, 국내의 경우 김기승·조용수(2007), 김혜련(2007), 석상훈(2009), Ahn and Bosworth(2009), 성명재(2011), 오주현·김봉근(2011) 등이 있다. 국내 연구들은 우리나라의 세대 내 이동성 추이에 대하여 상이한 추정 결과들을 제시하고 있는데, 예를 들면 성명재(2011), 오주현·김봉근(2011) 등은 외환위기 이후 우리나라의 소득이동성이 감소하였다고 주장하는 반면, 김혜련(2007)은 소득 분위별로 차이가 있기는 하지만 전체적으로 소득이동성이 증가하였다고 보고하고 있다. 이처럼 추정 결과가 상이한 이유는 이들 연구들이 소득의 자기 회귀나 이행 행렬(transition matrix) 외에도 소득 이행 규칙의 추정(성명재 2011), 가패널(pseudo-panel) 추정(오주현·김봉근 2011) 등 매우 다양한 소득이동성의 정의와 추정 방법들을 사용하고 있기 때문이라고 할 수 있다. 그리고 이처럼 소득이동성에 대한 여러 가지 정의들이 사용되고 연구 결과들 간의 직접적인 비교가 어려운 것은 무엇보다도 소득이동성의 정의에 대한 이론적 합의가 이루어지지 않고 있기 때문이다(Fields & Ok 1996).¹⁾ 본 연구는 개인 소득의 동태적 결정 과정에 관한 명시적 모형으로부터 출발함으로써 이론적으로 보다 타당한 소득이동성의 지표를 제시하고자 한다. 아래에서 설명되듯이, 본 연구에서 고려되는 소득결정 모형은 기존의 소득이동성 지표들의 의미에 대해서도 보다 체계적인 해석을 제공할 수 있으며, 또한 세대 내 소득이동성 및 소득불평등도가 연령에 따라 어떻게 변화할 것인지에 대해서도 다양한 실증적 함의(testable implications)를 제공한다. 이는 우리나라와 같이 인구의 연령 구조가 급격히 변화하는 경제에서 특히 중요한 의미를 가진다고 할 수 있다. 소득분배 및 이동성과 연령 간의 관계는 Deaton and Paxson(1994)에 의해서도 강조된 바 있다. Deaton and Paxson(1994)은

1) Gottschalk and Spolaore(2002)와 Fields(2006)는 이러한 개념상의 혼란을 정리하기 위하여 소득이동성에 대한 사람들의 다양한 정의들은 크게 소득 수준 혹은 순위의 역전(reversal)과 금기 소득의 과거 소득으로부터의 독립성(time independence)의 두 가지로 분류하고 있다. ‘역전’은 소득의 수준 혹은 순위가 $t-1$ 기와 t 기 사이에 얼마나 변동하는지를 강조하는 것이고, ‘시간 독립성’은 현재의 소득이 과거의 소득과 얼마나 무관하게 결정되는지를 강조한다고 볼 수 있다. Gottschalk and Spolaore(2002)는 대부분의 연구들이 이러한 소득이동성의 두 가지 측면 중 하나만을 고려하고 있다고 지적하면서, 두 가지를 모두 포괄하는 새로운 분석들의 중요성을 강조하고 있다.

연령이 상승할수록 소득과 소비의 개인 간 격차가 확대됨을 보이고 이를 항상소득 가설의 틀에서 해석하였다. 본 연구는 소득불평등도 외에 소득이동성에 대해서도 연령 집단 간 차이를 분석한다는 점에서 Deaton and Paxson(1994)과 구별될 수 있다.

세대 내 이동성에 관한 기존 연구들의 또 다른 문제점은 대부분의 연구들이 항상소득과 임시소득의 구분 없이 관찰된 연간 소득을 그대로 이용하여 이동성을 추정한다는 점이다. 일반적으로 사람들이 인식하는 소득계층이란 개인의 항상소득에 의하여 결정되는 것이므로, 소득의 일시적인 변동에 의한 소득분포상의 이동은 진정한 의미에서의 소득이동성을 반영하지 못할 수 있다. 항상소득과 임시소득의 구분이 중요하다는 것은 횡단면적 소득분배에 관한 연구들에서 이미 여러 번 강조된 바 있는데, 예를 들면 Gottschalk and Moffitt(2008)은 임시소득의 변동성은 소득불평등보다는 소득불확실성의 지표에 해당한다고 설명하고, 개인 소득의 시계열적 특성에 관한 모형을 추정함으로써 항상소득과 임시소득을 구분하고 있다. 또한 Blundell and Preston(1998), 유경준·김대일(2003), 김대일(2007)은 항상소득 가설에 따라 소득 외에 소비 자료를 추가로 이용하여 항상소득과 임시소득을 구분하고 있다. Gottschalk and Moffitt(2008)에 의하면 1980년 이후 미국에서의 소득분배의 악화는 항상소득의 개인 간 격차보다는 주로 임시소득의 개인 간 격차가 확대된 데 기인하는 것으로 나타난다. 소득분배의 악화에 관한 대표적인 설명은 숙련-미숙련 노동 간의 임금격차의 확대를 주요 원인으로 들고 있으나, 실제 자료를 보면 이러한 항상소득의 차이에 못지 않게 임시소득의 차이도 크게 작용한 것으로 보인다는 것이다. 이는 항상소득과 임시소득의 구분에 따라 소득분배 악화에 대한 해석이 달라질 수도 있음을 보여준다. 그러나 소득이동성에 관한 다수의 연구들은 항상소득과 임시소득의 구분을 고려하고 있지 않는데, 그 이유는 기본적으로 항상소득의 추정이 어렵기 때문이라고 할 수 있다. 예를 들면 항상소득에 대한 계층 간 이동확률을 추정하기 위해서는 각 개인마다 항상소득에 대한 추정치가 전제되어야 한다. 그러나 통상적인 미시패널자료의 시계열로는 관찰된 소득에서 항상소득을 추정하는 것이 매우 어렵다. 이러한 어려움을 피하기 위하여 유경준·김대일(2003)은 소득 대신 소비를 사용하고 있으나 엄밀히 말하면 소비의 경우에도 질병, 자녀의 진학이나 결혼 등으로 인한 임시적 변동이 존재한다. 본 연구는 아래에서 설명되듯이, 각 개인의 항상소득에 대한 추정치 대신 항상소득의 횡단면적 분산에 대한 추정치만을 필요로 하는 보다 간편한 방법을 사용하여 세대 내 이동성을 추정한다.

Ⅲ. 모형: 소득결정식과 소득이동성

개인의 소득 수준을 결정하는 요인들은 개념적으로 초기 조건과 후기 조건으로 구분될 수 있다. 초기 조건이란 학력을 비롯하여 생년월일, 성별 등과 같이 노동시장 진입 이전에 이미 결정되어 개인의 근로 기간 동안 변화하지 않는 변수들을 의미하며, 후기 조건은 근로 기간 중 취득되는 직무 능력 및 경험과 같이 노동시장 진입 이후에 사후적으로 결정되는 변수들을 의미한다. 만일 개인 간 소득격차가 초기 조건에 의해서만 결정된다면 근로 기간 중 개인의 소득이동성, 즉 한 개인이 일생 동안 한 소득계층에서 다른 소득계층으로 이동할 가능성은 제한적일 것이다. 반면 개인 간 소득격차 가운데 후기 조건에 의해서 결정되는 부분의 비중이 크다면 계층 이동의 가능성도 높아질 것으로 예상할 수 있다. 본장에서는 개인 간 소득격차를 학력과 같은 초기 조건에 의해 결정되는 부분과 기타 후기 조건에 의해 설명되는 부분으로 분해함으로써 세대 내 소득이동성에 대한 새로운 추정방법을 제시하고자 한다.

1. 소득결정식

한 개인의 소득을 초기 조건에 의해 결정되는 부분과 기타 부분으로 구분하기 위해서는 먼저 개인 소득의 동태적 결정식에 관한 모형이 필요한데, 본 연구에서는 Gottschalk and Moffitt(2008)을 따라 다음과 같은 형태의 소득 생성과정을 가정하기로 한다.

$$\begin{aligned}
 y_{iat} &= X_i' \beta_t + \alpha_t \mu_{ia} + v_{iat} \\
 \mu_{ia} &= \mu_{i,a-1} + \epsilon_{ia} \\
 v_{iat} &= \rho v_{i,a-1,t-1} + \gamma_t \eta_{ia}
 \end{aligned}
 \tag{1}$$

위 식에서 y_{iat} 는 t 기에 a 세인 개인(혹은 가구) i 의 소득의 로그값을 나타내며, X_i 는 i 의 초기 조건으로서 개인의 근로 기간 동안 일정한 값을 가지므로 하첨자 t 가 생략되어 있다. 초기 조건이 소득에 미치는 영향 β_t 는 기간에 따라 달라질 수 있는 것으로 가

정되지만, 본 연구의 목적상 $X_i\beta_i$ 는 소득의 다른 부분들에 비해 시계열적 변동이 작도록 정의되어야 하므로, 어떤 변수가 초기 조건으로 분류되기 위해서는 β 의 변동이 크지 않을 것이 요구된다. 아래에서 다시 설명되겠지만 이러한 요건을 만족하는 대표적인 변수들로는 학력, 성별, 생년월일(연령), 부모의 학력 등을 들 수 있다. 한편 μ_{ia} 와 v_{iat} 는 각각 임의보행(random walk) 과정과 AR(1) 과정을 나타내며 ρ 는 $0 < \rho < 1$ 로 가정된다. 따라서 여기서는 μ_{ia} 와 v_{iat} 를 각각 '항상적 요인'과 '임시적 요인'으로 부르기로 한다. ε_{ia} 와 η_{ia} 는 각각 개인 i 의 a 세에 발생하는 항상적인(permanent) 소득 충격과 일시적인(transitory) 소득 충격을 나타내며, 통상적으로 가정되듯이, $E[\eta_{ia}] = E[\varepsilon_{ia}] = 0$, 모든 i, j, τ 에 대해서 $E[\eta_{ia}\varepsilon_{ja-\tau}] = E[\eta_{ia}\eta_{j,a-\tau}] = E[\varepsilon_{ia}\varepsilon_{j,a-\tau}] = 0$ 을 만족한다. α_t 와 γ_t 는 t 기의 모든 개인들에게 동일하게 발생하는 일종의 거시 충격으로서 특히 항상적 요인과 임시적 요인의 분산의 상대적 크기가 기간별로 달라질 수 있도록 하는 변수이다. 위 식의 의미를 정리하면 때 기간 개인의 소득은 초기 조건에 의해서 결정되는 부분, 항상적 요인, 그리고 임시적 요인의 합으로 주어지며, 초기 조건은 개인의 근로 기간 동안 변화하지 않는다. 한편 항상적 요인은 임의보행(random walk) 과정을, 그리고 임시적 요인은 AR(1) 과정을 따르는 것으로 가정된다. 이처럼 소득을 항상소득과 임시소득의 합으로 모형화하는 접근 방법은 유경준·김대일(2003), Meghir and Pistaferri(2004), Sabelhaus and Song(2009) 등에서도 사용되고 있다.

위 식을 이용하여 소득계층 이동의 가능성을 파악하기 위해서는 관찰된 소득격차를 세 가지 구성 부분들로 분해하는 과정이 필요하다. 먼저 초기 조건에 의해서 결정되는 부분을 분리해 내기 위해서는 자료의 횡단면적 변이를 이용하여 종속변수인 소득 수준을 본인의 학력, 생년월일(연령), 성별, 부모의 학력 등의 설명변수에 대하여 회귀시키면 된다.²⁾ 생년월일은 결국 연령이 소득에 미치는 효과를 반영하기 위한 것이므로 생년월일 대신 연령을 초기 조건으로 사용할 수 있다. 물론 연령은 개인의 근로 기간 동안 일정한 값을 가지지 않으므로 초기 조건의 요건에 부합하지 않는다고 볼 수 있다. 그러나 연령의 변화는 이미 결정된 것으로서 개인의 노력이나 충격에 의하여 달라질 수 있는 부분이 아니다. 초기 조건의 의미를 각 개인에게 미리 주어진 요인들이라고 해석한다면 연령의 변화에 따라 평균적으로 발생하는 소득의 움직임은 초기 조건에 의한 변동으로 분류되는 것이 타당할 것이다. 각 개인별로 $X_i\beta_i$ 가 추정되면 $X_i\beta_i$ 의 횡단면

2) 학력의 효과가 연령에 따라 다르게 작용할 가능성을 허용하기 위해서는 학력과 연령의 교차항을 설명변수로 추가할 수 있다.

적 분산을 통하여 개인 간 소득격차 가운데 초기 조건에 기인하는 부분이 어느 정도인지를 파악할 수 있다.

다음으로 개인 간 소득격차 중에서 초기 조건에 의해서 결정되는 부분을 제외한 잔차항을 이용하여 항상적 요인과 임시적 요인의 상대적 중요성을 추정할 수 있다. 항상적 요인과 임시적 요인의 분리는 다양한 계량적 방법을 통하여 이루어질 수 있을 것이나 이 절에서는 Gottschalk and Moffitt(2008)의 방법을 따라 소득의 자기공분산(autocovariance)을 이용함으로써 항상적 요인의 분산을 추정하기로 한다. 식 (1)에 의하면 소득의 자기공분산은 다음과 같이 주어진다.

$$\begin{aligned} cov(\widehat{y_{iat}}, \widehat{y_{i,a-\tau,t-\tau}}) &= \alpha_t \alpha_{t-\tau} cov(\mu_{ia}, \mu_{i,a-\tau}) + cov(v_{iat}, v_{i,a-\tau,t-\tau}) \\ &= \alpha_t \alpha_{t-\tau} var(\mu_{i,a-\tau}) + \rho^\tau var(v_{i,a-\tau,t-\tau}) \end{aligned} \quad (2)$$

위 식에서 $\widehat{y_{iat}}$ 은 개인 소득 중에서 초기 조건에 의한 부분을 제외한 나머지, 즉 $y_{iat} - X_i' \beta_t$ 를 나타낸다. 앞에서 논의한 바와 같이 소득이동성과 관련하여 중요한 것은 항상적 요인의 변동성이므로 식 (2)로부터 μ 의 분산을 따로 구할 필요가 있는데, 식 (2)에 의하면 시차 τ 를 충분히 큰 값으로 정할 경우 ρ^τ 는 0에 가까워지므로 소득의 자기공분산은 항상적 요인의 변동성만을 반영하게 된다. 이러한 결과가 얻어지는 직관적인 이유는 개인의 소득이 임시적 요인과 항상적 요인의 합으로 주어진다고 할 때 임시적 요인의 효과는 시간이 충분히 경과하면 대부분 소멸될 것으로 예상할 수 있기 때문이다. 따라서 개인의 소득 가운데 소득의 n 기 시차 값에 의해서 설명될 수 있는 부분은 바로 항상적 요인에 해당한다고 볼 수 있는 것이다. 유경준·김대일(2003)은 우리나라의 가계 자료를 이용하여 식 (1)의 ρ 를 약 0.5로 추정하고 있는데, 이 경우 임시적 요인의 효과는 시차 τ 가 5 이상인 경우 거의 무시할 정도로 작아지게 된다. 시차 τ 가 충분히 크다는 전제하에 식 (2)를 로그 변환하면 다음과 같은 식을 얻을 수 있다.

$$\begin{aligned} \log[cov(\widehat{y_{iat}}, \widehat{y_{i,a-\tau,t-\tau}})] &= \log \alpha_t + \log \alpha_{t-\tau} + \log[var(\mu_{i,a-\tau})] \\ &= \log \alpha_t + \log \alpha_{t-\tau} + f(a-\tau) \end{aligned} \quad (3)$$

위 식에서 $\log[\text{var}(\mu)]$ 를 연령 a - τ 만의 함수로 나타낸 것은 항상적 요인이 식 (1)에서와 같이 정의될 경우 항상적 요인의 분산은 연령과 더불어 상승하며, 특정 연도와는 직접적인 관련이 없게 되기 때문이다. 식 (3)에 의하면 \hat{y}_{iat} 의 자기공분산은 기간별 효과 α 와 연령 효과의 합으로 분해될 수 있으므로, 먼저 \hat{y}_{iat} 의 자기공분산을 가능한 모든 a, t, τ 에 대하여 구한 다음 이를 기간 더미와 연령 변수에 회귀시킴으로써 기간별 효과 α 와 항상적 요인의 분산 $\text{var}(\mu)$ 의 추정치를 구할 수 있다. 기간별 효과 α 와 항상적 요인의 분산 $\text{var}(\mu)$ 의 추정이 이루어지고 나면 이를 이용하여 식 (1)의 개인 소득 가운데 항상적 요인에 해당하는 부분($\alpha_t \mu_{ia}$)의 분산을 추정할 수 있다. 마지막으로 임시적 요인의 분산은 전체 소득의 분산에서 $X\beta$ 의 분산과 $\alpha_t \mu_{ia}$ 의 분산을 차감함으로써 구할 수 있으나, 본 연구에서는 임시적 요인의 분산은 따로 사용되지 않는다.

2. 소득이동성의 지표

위에서 논의된 소득의 세 가지 구성 항목들 중에서 초기 조건과 항상적 요인 부분은 모두 개인의 소득 수준에 항구적인 영향을 미치므로 한 개인의 계층적 위치를 결정한다고 볼 수 있으나, 임시소득은 그렇지 않다. 따라서 계층 이동의 가능성을 다루기 위해서는 초기 조건에 의해서 결정되는 부분과 항상적 요인에 해당하는 부분만을 고려하는 것이 타당하다고 판단된다. 지금까지의 논의에 의하면 개인 간 소득격차 가운데 $X\beta$ 에 의한 부분은 초기 조건의 정의상 기간에 따라 별로 달라지지 않는 반면, 그 외의 항상적 요인은 기간에 따라 달라질 수 있다. 이는 곧 두 부분의 상대적 중요성에 따라 계층 이동의 가능성이 결정될 수 있음을 시사한다. 예를 들어 노동시장 진입 이후의 첫 두 기간을 고려해 보면 개인 간 소득격차는 1기에는 전적으로 초기 조건의 격차에 의해서 결정되지만, 2기에는 초기 조건과 새로이 발생한 소득 충격의 합에 의하여 결정된다. 이때 초기 조건에 의한 격차는 1기와 2기에 일정하지만 항상적 요인 부분은 그렇지 않으므로, 초기 격차가 작을수록 그리고 2기에 발생하는 소득 충격의 분산이 클수록 1기와 2기 사이의 계층 이동의 가능성이 높아질 것으로 예상할 수 있다. 따라서 본 연구에서는 다음과 같이 초기 조건 부분의 분산과 항상적 요인의 분산의 상대적 크기로써 소득이동성의 지표를 정의하기로 한다.

$$\text{소득 이동성} = \frac{\alpha^2 \text{var}(\mu)}{\text{var}(X'\beta) + \alpha^2 \text{var}(\mu)} \quad (4)$$

식 (4)에 의하면 개인 간 소득격차 가운데 초기 조건에 의한 격차가 상대적으로 클수록 소득이동성은 낮아지며, 그 이외의 소득결정요인 즉 후기 조건에 의한 개인 간 격차가 상대적으로 클수록 소득이동성은 높아지는 것으로 정의된다.

식 (4)에 정의된 소득이동성의 지표는 기존 연구들에서 소득이동성의 지표로 통용되는 소득의 자기회귀계수와 개념적으로 밀접한 관계를 가진다. 소득이 식 (1)에서와 같이 주어질 때 개인 i 의 a 세 소득 y_{ia} 와 초기 소득 y_{i0} 의 상관계수는 다음과 같다.

$$\begin{aligned} \rho &= \frac{\text{cov}(y_{ia}, y_{i0})}{\sqrt{\text{var}(y_{ia})} \sqrt{\text{var}(y_{i0})}} \\ &= \frac{\text{var}(X'\beta)}{\sqrt{\text{var}(X'\beta) + \alpha^2 \text{var}(\mu) + \text{var}(v)} \sqrt{\text{var}(X'\beta) + \text{var}(v)}} \end{aligned} \quad (5)$$

위 식에서 보듯이, 기존 지표인 소득의 자기상관계수는 임시 충격의 분산에 의해서도 영향을 받는다. 즉 임시 충격의 분산이 커질수록 소득의 자기상관계수는 작아지고 소득이동성은 높게 추정된다. 본 연구에서는 임시 충격을 제외하고 항상소득(초기 조건과 항상적 요인의 합)에 대해서만 소득이동성을 정의하므로, 본 연구에 적합한 자기상관계수는 위 식에서 임시 충격의 분산을 0으로 대체한 값에 해당한다. 즉 항상소득의 자기상관계수는 식 (6)과 같다.

$$\text{항상소득의 } \rho = \frac{\sqrt{\text{var}(X'\beta)}}{\sqrt{\text{var}(X'\beta) + \alpha^2 \text{var}(\mu)}} \quad (6)$$

그런데 식 (4)의 소득이동성 지표는 식 (6)을 제공하여 1에서 차감한 것과 동일하다. 따라서 본 연구의 소득이동성 지표는 기본적으로 항상소득의 자기상관계수를 이용한 것이라고 볼 수 있다.

기존 연구들에서 많이 사용되는 또다른 이동성 지표는 소득의 이행확률이다. 그러나 항상소득의 이행확률을 구하기 위해서는 먼저 각 개인(혹은 가구)별로 항상소득에 대

한 명시적 추정치가 전제되어야 하는데, 앞에서도 언급된 바와 같이 시계열이 짧은 패널데이터의 특성상 개인별로 항상소득을 추정하는 것은 매우 어려운 작업이라고 할 수 있다. 물론 항상소득의 대용변수로서 소비를 사용할 수도 있을 것이나, 개별 가구의 소비는 경제 전체의 소비와 달리 여러 가지 일시적 요인들에 의해서 크게 영향을 받으므로 소비의 변동성이 항상소득의 변동성을 제대로 반영하는지는 분명하지 않다. 본 연구의 식 (4)에서 정의된 소득이동성의 지표는 이와 달리 개인별 항상소득의 추정치가 아니라 항상소득의 횡단면적 분산의 추정치만을 필요로 하므로 이행확률보다 훨씬 용이하게 구할 수 있다는 장점이 있다.

본절에서 제시된 모형은 또한 소득이동성의 지표가 특정한 연령별 패턴을 나타낼 수 있다는 점을 분명하게 보여준다. 소득결정식이 식 (1)과 같이 항상적 요인을 포함할 경우, 일반적으로 연령이 높아질수록 개인 간 소득격차는 확대되게 된다(Deaton & Paxson 1994). 따라서 초기 조건의 중요성이 연령별로 달라지지 않는다면 연령이 높은 집단에서는 초기 조건에 의한 소득의 분산에 비해 항상적 요인의 분산이 상대적으로 커지게 될 것이며, 결과적으로 두 가지 분산의 상대적 크기로 정의되는 본 연구의 소득이동성 지표의 값도 커지게 될 것이다. 반면 이행확률을 이동성의 지표로 사용할 경우에는 연령과 더불어 소득이동성이 점차 낮아지는 패턴이 관찰될 것으로 예상할 수 있다. 항상적 요인의 존재로 인하여 연령이 높아질수록 개인 간 소득격차가 확대되므로 연령이 높은 집단에서는 한 계층에서 다른 계층으로 이동할 확률이 그만큼 낮아지는 것이다. 이처럼 소득이동성이 연령에 따라 특정한 패턴을 나타낼 경우에는 인구 연령구조의 변화에 따라 경제 전반적인 소득이동성의 지표도 증가하거나 감소할 수 있는데, 이러한 변화가 진정한 의미에서 소득이동성의 변화를 나타낸다고 볼 수 있는지는 분명하지 않다. 일반적으로 소득이동성의 변화란 동일한 집단 내에서 개인들 간의 계층 이동의 가능성이 시간에 따라 어떻게 달라지는가를 나타내는 것이라고 판단된다. 만일 각 연령 집단별로 소득이동성이 일정함에도 불구하고 연령 구조의 변화 때문에 경제 전체의 소득이동성이 다르게 측정된다면, 이는 아마도 일반적인 의미에서의 소득이동성의 변화라고 보기는 어려울 것이다. 이처럼 서로 다른 연령 집단 간의 소득이동성의 크기를 직접 비교하는 것은 적절하지 않을 수 있으므로, 본 연구에서는 전체 표본을 여러 연령 집단들로 분리한 다음 각 연령 집단별로 소득이동성이 시간에 따라 어떠한 차이를 나타내는지를 살펴보기로 한다. 아래에서 보듯이, 소득분배 및 소득이동성이 인구의 연령 구조에 의해 영향을 받을 수 있다는 점은 특히 우리나라와 같이 연령

구조가 급격히 변화하는 경우에 더욱 중요한 의미를 가진다고 할 수 있다.

IV. 실증분석

1. 자료

본 연구에서 고려되는 모형을 추정하기 위해서는 가계별 혹은 개인별 패널 자료가 필요하다. 소득격차 가운데 초기 조건에 의한 부분의 추정은 횡단면 자료를 통해서도 이루어질 수 있으나, 항상적 요인과 임시적 요인의 구분, 즉 식 (2) 및 (3)의 추정은 패널 자료에 의해서만 가능하기 때문이다. 본 연구에서는 우리나라의 가계패널 자료 중에서 가장 시계열이 긴 KLIPS(한국노동패널) 자료를 사용하기로 한다. 우리나라의 소득이동성의 추세적 변화를 살펴보기 위해서는 가급적 긴 기간을 관찰할 필요가 있으며, 또한 위에서 설명한 바와 같이 항상적 요인과 임시적 요인의 구분을 위해서도 소득 시리즈의 충분히 긴 시차 값을 확보할 필요가 있다. 현재 한국노동패널은 1998년부터 2008년까지 발표되어 있으며, 본 연구에서는 가용한 11차까지의 자료를 모두 이용한다.

본 연구의 목적에 가장 잘 부합하는 소득 지표는 개인별 노동소득이지만 KLIPS의 개인별 소득 자료는 2003년 이후부터만 발표되어 있다. 따라서 여기서는 개인별 소득 대신 관측 기간이 더 긴 가구별 총 근로소득 자료를 주로 고려하기로 한다. 다만 가구 소득의 경우 가구주 외에 근로활동에 추가로 참가하는 구성원의 수 및 근로 시간에 따라 소득의 차이가 발생할 수 있으므로 이를 통제할 필요가 있다. 각 구성원의 근로 활동 여부 및 근로 기간에 관한 정보를 구하기 위해서는 KLIPS의 부가 자료인 직업력 조사 자료를 이용할 수 있다. 직업력 조사 자료에는 각 개인별로 그동안 종사하였던 모든 직업에 대해서 취업 시기와 퇴직 시기가 나와 있다. 이로부터 각 연도마다 개인의 근로 여부와 근로 기간을 구한 다음 이를 각 가구별로 합함으로써 각 가구/연도에 대하여 총 근로자의 수 및 총 근로 기간(개월 수)을 구할 수 있다.³⁾

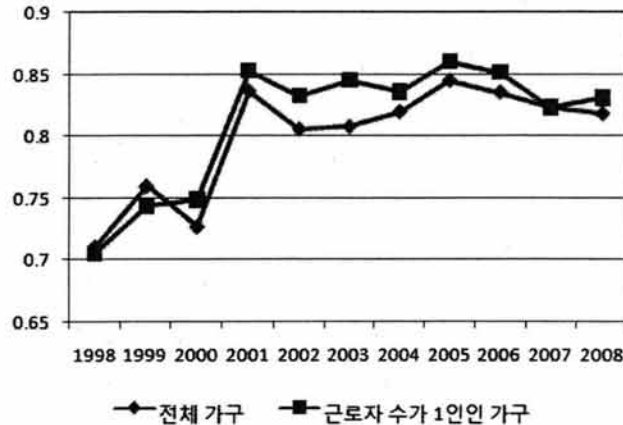
3) 물론 근로 기간을 구하기 위해서는 근로 여부에 대한 정보가 전제되어야 하므로 총 근로 기간을 사용할 경우 근로자의 수는 불필요하다고 볼 수도 있다. 그러나 직업력 조사 자료의 경우 구체적인 취업 시기나 퇴직 시기가 빠져 있는 관측치가 많으므로 총 근로 기간의 계산에는 포함되

초기 조건의 지표로는 앞에서 설명한 바와 같이 가구주의 학력, 연령, 성별, 가구주 부모의 학력 등을 사용한다. 이들 요인들은 대부분의 경우 가구주 본인의 노력이나 작업 성과와 무관하게 미리 결정된 값을 가지며, 따라서 가구 간의 고정적 소득격차의 원인으로 작용한다는 점에서 초기 조건에 해당한다고 볼 수 있다.

2. 소득분배

먼저 개인 간 (혹은 가구 간) 소득격차가 표본 기간 동안 어떻게 변화하였는지를 살펴 보기 위하여 각 연도별로 가구 세후 근로소득의 횡단면 분포의 표준편차를 구해 보면 [그림 1]과 같다. 단, 여기서 사용된 소득은 항상소득이 아니라 관찰된 소득이며, 표본은 가구주 연령이 31세 이상 80세 이하인 경우를 대상으로 한다. 먼저 [그림 1]에는 31세 이상 80세 이하 가구 전체를 대상으로 한 표준편차와 그 중에서 총 근로자 수가 1인인 가구들만을 대상으로 한 표준편차가 나와 있는데, 두 경우 모두 표본 기간 동안 가구 간 소득격차가 확대되었음을 보여준다. 특히 2001년을 전후로 하여 소득분포에 상당한 차이가 발생한 것으로 나타나는데, KLIPS의 가구소득은 전년도에 연간 소득을

[그림 1] 근로소득 분포의 표준편차

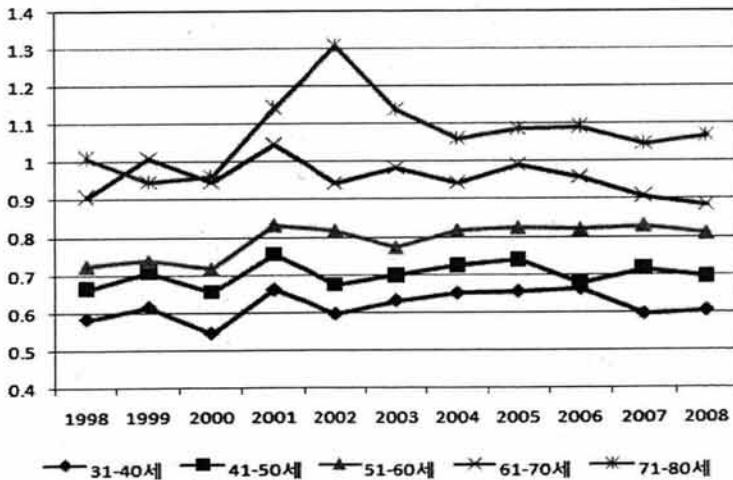


지 않지만 실제로는 취업 중인 구성원이 존재할 수 있다. 따라서 본 연구에서는 총 근로자의 수와 총 근로시간 모두를 통제변수로서 동시에 고려하기로 한다.

나타내므로 결국 2000년을 기점으로 소득분배가 악화되었다는 해석이 가능하다.⁴⁾

한편 [그림 2]에는 전체 가구를 가구주 연령별로 31~40세, 41~50세, ..., 71~80세와 같이 나눈 다음 각 연령 집단 내에서의 소득의 횡단면적 분포를 살펴본 결과가 나와 있다. [그림 2]에 의하면 [그림 1]과 달리 각 연령 집단 내에서는 소득격차의 확대 추세가 뚜렷하게 관찰되지 않는다. 실제로 각 연령 집단별로 표준편차의 시간 추세를 구해 보면 51~60세의 경우만 유의한 양(+)의 값을 가지며, 다른 집단에서는 유의한 값이 얻어지지 않는다. 이처럼 전체 가구의 소득분배와 각 연령 집단 내의 소득분배가 서로 다른 패턴을 나타내는 것은 전체 가구 표본에서 관찰되는 소득분배의 악화 추세가 부분적으로는 가구주 연령 분포의 변화에 기인하고 있을 것임을 시사한다. 특히 [그림 2]를 보면 Deaton and Paxson(1994)에서 보고된 바와 같이, 가구주의 연령이 높은 집단일수록 횡단면적 소득격차가 더 큰 경향이 있으므로, 인구 고령화로 인하여 연령층이 높은 가구의 비중이 커짐에 따라 전체 가구의 소득격차가 확대된 것으로 나타날 수 있

(그림 2) 연령 집단별 근로소득 분포의 표준편차



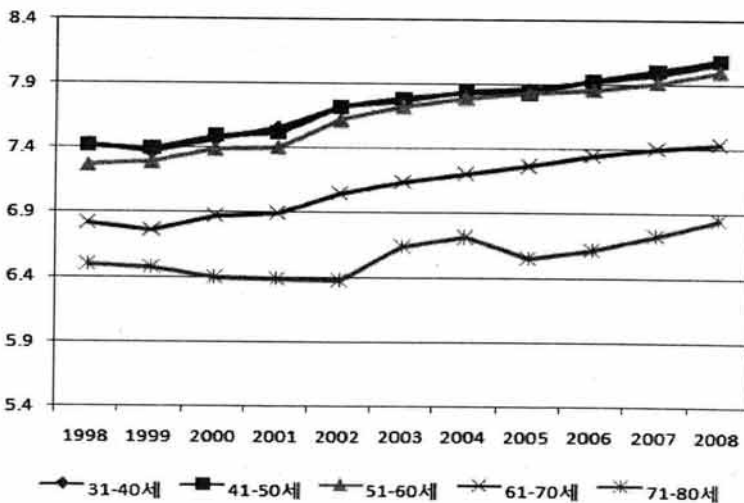
- 4) 일반적으로 우리나라의 소득분배는 외환위기 기간인 1998년에 크게 악화된 것으로 알려져 있는데(예를 들면 원종학·성명재 2007) [그림 1]에 나타난 표준편차의 추이는 이와 부합하지 않는다. 이는 아마도 KLIPS 표본의 대표성이 높지 않기 때문인 것으로 판단된다. 따라서 KLIPS 자료에 기초하여 우리나라 전체의 소득분배의 추이를 논의하는 것은 적절하지 않다고 할 수 있다. 그러나 연령 집단 간 소득분배의 차이나 소득이동성과 관련해서는 KLIPS 자료가 여전히 유용할 수 있다고 판단된다.

는 것이다. 또한 [그림 3]에 의하면 61세 이상 고령층의 평균 소득이 다른 연령층에 비해 뚜렷이 낮게 나타나는데 이처럼 각 연령 집단별로 평균 소득이 다를 경우에도 연령 구조의 변화로 인한 소득격차의 확대가 발생할 수 있다. 예를 들어 평균 소득이 낮은 고령 집단의 비중이 높아짐에 따라 전체 소득분포의 분산이 크게 추정될 수 있는 것이다. KLIPS 자료에 나타난 연령 구조의 변화는 [그림 4]에 나와 있는데, 31~50세 가구의 비중이 점차 하락하는 반면, 51~80세 가구의 비중은 상승하고 있음을 확인할 수 있다. 연령 구조의 변화와 소득분포 간의 관계를 보다 명시적으로 정리하면 다음과 같다.

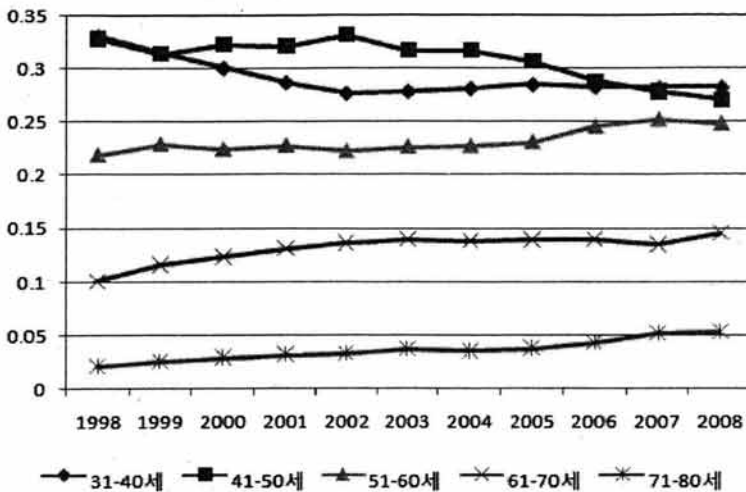
$$\begin{aligned} \frac{\sum_{a=1}^k \sum_{i=1}^{n_a} (y_{ai} - \bar{y})^2}{N} &= \frac{\sum_{a=1}^k \sum_{i=1}^{n_a} (y_{ai} - \bar{y}_a + \bar{y}_a - \bar{y})^2}{N} \\ &= \frac{\sum_{a=1}^k \sum_{i=1}^{n_a} [(y_{ai} - \bar{y}_a)^2 + (\bar{y}_a - \bar{y})^2 + 2(y_{ai} - \bar{y}_a)(\bar{y}_a - \bar{y})]}{N} \\ &= \frac{\sum_{a=1}^k \frac{\sum_{i=1}^{n_a} (y_{ai} - \bar{y}_a)^2}{n_a} * n_a}{N} + \frac{\sum_{a=1}^k (\bar{y}_a - \bar{y})^2 * n_a}{N} \end{aligned}$$

(5)

(그림 3) 연령 집단별 근로소득의 평균



[그림 4] 각 연령 집단의 비중



위 식에서 y_{ai} 는 a 연령 집단의 i 가구의 소득을 나타내며, \bar{y}_a 는 a 연령 집단의 평균 소득, \bar{y} 는 전체 가구의 평균 소득, n_a 는 a 연령 집단의 가구 수, N 은 전체 가구 수를 나타낸다. 식 (5)의 마지막 줄에 의하면 전체 가구의 소득분포의 분산은 각 연령 집단의 소득분포의 분산에 의해서 영향을 받으며, 또한 각 연령 집단의 평균 소득과 전체 가구의 평균 소득 간의 차이에 의해서도 영향을 받음을 알 수 있다. 실제로 연령 구조의 변화로 인한 효과가 어느 정도인지를 가늠해 보기 위해서 각 연령 집단별로 소득수준과 표준편차를 평균값에서 고정시킨 다음 각 연령 집단의 비중을 실제 자료와 같이 변화시켜 보면, [그림 1]에 나타난 1998년과 2008년 사이의 표준편차의 변화분 $0.11(=0.82-0.71)$ 가운데 약 0.06 정도가 연령 구조의 변화에 의해서 유발된 것으로 계산된다. 즉 [그림 1]에 나타난 표준편차의 증가 추세 중 상당 부분은 실질적인 의미에서의 소득격차의 확대보다는 단순히 연령 구조의 변화를 반영하는 것이라고 할 수 있다. 이러한 결과는 우리나라의 소득분배 추이를 연구함에 있어서 인구 연령 구조의 변화에 따른 효과를 보다 주의 깊게 고려할 필요가 있음을 시사한다.

인구 연령 구조의 변화가 소득분배 추이에 중요한 영향을 미칠 수 있다는 점은 원종학·성명재(2007), 성명재·박기백(2009) 등에서 논의된 바 있다. 단, 이 연구들은 KLIPS 자료 대신 통계청의 (도시)가계조사를 이용하고 있으며, 소득의 지표도 근로소득 대신 금융소득까지 포함하는 시장소득을 사용하고 있다. 또한 이 연구들에 의하면

연령 구조의 변화가 중요하기는 하지만 소득분배 악화의 대부분은 연령 집단 내 변화에 기인하는 것으로 나타난다. 한편 정진호·황덕순·이병희·최강식(2002)은 가구소비 실태조사 및 도시가계조사 자료를 이용하여 집단 간의 불평등도가 전체 불평등도에 미친 상대적 기여도는 미미하며, 집단 내의 불평등도가 전체 불평등도의 거의 대부분을 설명한다고 분석하였다.

3. 소득과 초기 조건

제Ⅲ장의 논의에 따라 소득이동성을 추정하기 위해서는 먼저 식 (1)의 첫 번째 행에 대한 추정을 통하여 초기 조건이 소득에 미치는 영향을 파악할 필요가 있다. <표 1>에는 OLS를 이용하여 식 (1)의 첫 번째 행을 추정한 결과가 제시되어 있다. 단, 잔차항에 계열상관(serial correlation)이 존재할 수 있으므로 t -ratio는 통상적인 표준오차 대신 Newey-West 표준오차를 이용하여 계산되었다. 종속변수는 가구 근로소득의 로그값이며, 초기 조건을 나타내는 변수들로는 가구주의 연령, 성별, 학력, 아버지의 학력 등이 사용된다. 또한 앞에서 설명한 바와 같이, 가구 내 근로자의 수 및 근로시간도 통제 변수로 사용된다.⁶⁾ 성별은 남성의 경우 1, 여성의 경우 0의 값을 가지는 더미 변수이며, 교육은 무학, 초등학교, 중학교, 고등학교, 2년제/전문대학, 4년제 대학, 석사, 박사 등의 각 학력에 대응하는 더미 변수로 나타난다. 아버지의 학력에 대해서도 동일한 방식으로 더미 변수를 사용할 수 있으나 본 연구에서 아버지의 학력은 다른 변수들에 비해 상대적으로 중요성이 낮으므로 여기서는 표가 지나치게 길어지는 것을 막기 위하여 각 학력마다 1개씩 증가하는 변수를 대신 사용하기로 한다. 아버지의 학력에 대해서

-
- 5) 가계조사 자료의 경우 2002년까지는 근로자 가구에 대해서만 소득 정보가 존재하므로 이들 연구들은 2002년까지의 비근로자 가구의 소득을 자체적으로 추정해서 사용하고 있다. 또한 가계조사 자료는 기본적으로 횡단면 자료이므로 이들 연구들의 결과를 패널 자료를 이용한 본 연구의 분석 결과와 직접 비교하는 데에는 주의가 필요하다.
- 6) 가구 구성 효과(composition effect)를 통제하기 위하여 총 구성원 수를 설명변수로 추가할 경우, 근로자 수와 총 근로시간이라는 변수가 이미 포함되어 있음에도 불구하고 총 구성원 수의 계수가 유의하게 나타난다. 근로자 수와 총 근로시간 모두 KLIPS의 직업력 조사 자료를 이용하여 매우 주의 깊게 구축되었지만 아마 근로자 수와 총 근로시간에 관한 누락된 정보가 많기 때문인 것으로 판단된다. 그러나 총 구성원 수를 추가할 경우에도 나머지 결과들은 크게 달라지지 않는 것으로 나타난다. 또한 본 연구는 1인당 소득이 아니라 가구소득을 대상으로 하므로, 총 구성원 수의 효과를 별도로 고려하지 않아도 무방할 것으로 생각된다.

〈표 1〉 소득과 초기 조건

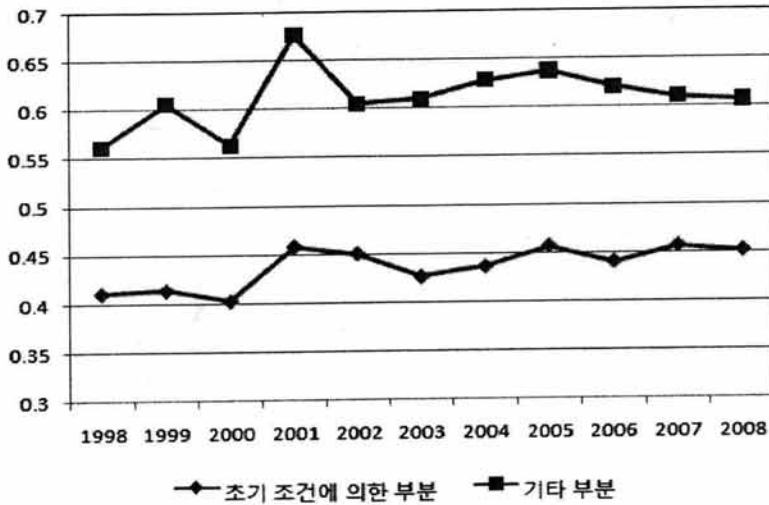
	종속변수: $\log(\text{가구 근로소득})$	
	계수	t-ratio
근로자 수	0.2322	34.26
총 근로시간	0.0077	13.52
아버지 학력	0.0098	5.58
연령	0.1176	43.00
연령 제곱	-0.0013	-47.72
성별 더미(남성=1)	0.4142	36.02
초등학교 더미	0.1759	7.46
중학교 더미	0.3245	13.33
고등학교 더미	0.5460	22.78
2년제 대학 더미	0.7377	27.37
4년제 대학 더미	0.9259	37.21
대학원 석사 더미	1.0756	36.49
대학원 박사 더미	1.3187	29.29
1999년 더미	-0.0467	-3.06
2000년 더미	0.0584	3.76
2001년 더미	0.0938	6.02
2002년 더미	0.2702	17.46
2003년 더미	0.3308	21.65
2004년 더미	0.3945	25.99
2005년 더미	0.4225	27.92
2006년 더미	0.4937	32.78
2007년 더미	0.5426	36.05
2008년 더미	0.7535	42.62
상수항	3.3504	49.88
관측치 수	35223	

더미 변수를 사용할 경우에도 추정 결과는 거의 동일하다. 이 외에 추가적으로 연도별 고정효과를 통제하기 위하여 연도 더미가 사용된다. KLIPS에는 가구별 자료와 개인별 자료가 모두 존재하나 관측치의 중복을 막기 위해서 각 가구마다 가구주만을 표본에 포함시킨다.

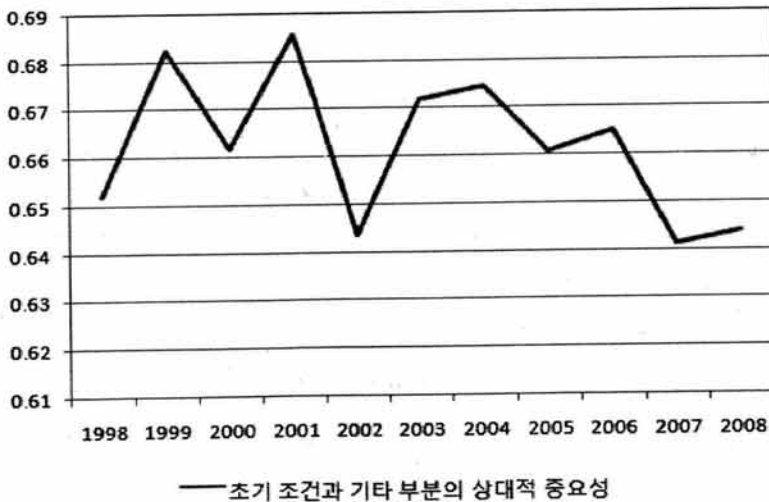
<표 1>의 추정 결과를 보면 근로자 수, 총 근로시간, 아버지의 학력, 연령, 성별 등은 모두 통계적으로 유의하며, 일반적인 예상과 일치하는 부호를 가진다. 또한 교육 더미의 계수는 각 학력 집단의 평균 소득이 무학인 경우에 비하여 얼마나 더 높은지를 나타내므로, 추정 결과에 의하면 학력이 높아질수록 소득 수준도 높아짐을 확인할 수 있다. 한편 연도 더미의 계수는 제1차 연도인 1998년에 비하여 각 연도의 평균 소득이 얼마나 더 높은지를 나타내는데, 1999년의 계수가 음(-)의 값을 가지는 것은 KLIPS의 가구소득이 실제로는 전년도의 소득에 해당하기 때문이라고 판단된다. 즉 1999년의 계수는 실제로는 외환위기가 발생한 1998년의 소득이 1997년의 소득에 비하여 평균적으로 얼마나 다른지를 나타내므로 음(-)의 값을 갖는 것이 당연하다고 할 수 있다. 그 이외의 연도에서는 시간이 경과할수록 연도 더미의 계수도 커짐을 확인할 수 있다. <표 1>을 이용하여 각 연도의 가구 간 소득격차를 초기 조건들에 의하여 설명되는 부분과 기타 부분으로 나누어 볼 수 있는데, 먼저 통제 변수(근로자 수와 총 근로시간, 연도 더미)를 제외한 나머지 변수들에 의하여 설명되는 소득 부분을 구한 다음 이 부분에 대하여 연도별로 표준편차를 구한 것을 초기 조건에 의한 소득격차라고 간주할 수 있다. 그리고 기타 부분의 격차로는 <표 1>의 추정식으로부터 얻어지는 잔차항의 연도별 표준편차를 사용할 수 있다. 이렇게 구한 표준편차는 초기 조건의 경우 약 0.44, 기타 부분의 경우 약 0.62로 나타난다.

초기 조건이 소득에 미치는 영향이 표본 기간 동안 어떻게 변화하였는지를 파악하기 위해서는 연도 더미를 사용하는 대신 <표 1>과 같은 식을 각 연도별로 따로 추정한 다음 추정 결과의 연도별 변화를 살펴볼 수도 있다. 이 경우 각 요인들이 소득에 미치는 영향은 연도마다 달라질 수 있다. 여기서는 지면 제약상 연도별 추정 결과를 모두 보고하는 대신 가구 간 소득격차 가운데 초기 조건에 의해 설명되는 부분과 기타 부분의 추이만을 보고하기로 한다. 연도별 추정식을 이용하여 위에서 설명된 것과 동일한 방법으로 초기 조건에 의한 소득격차와 기타 부분에 의한 소득격차를 구한 결과가 [그림 5-1]에 제시되어 있다. [그림 5-1]에 의하면 가구소득 가운데 초기 조건에 의한 부분의 표준편차와 기타 부분의 표준편차 모두 표본 기간 동안 점차 상승한 것을 알 수

(그림 5-1) 소득의 표준편차의 분해: 전체 가구



(그림 5-2) 초기 조건과 기타 부분의 상대적 중요성



있는데, 이는 1998년 이후의 소득분배 악화가 초기 조건에 의한 부분과 나머지 부분 모두에 기인하고 있음을 의미한다. [그림 5-1]에 나타난 표준편차의 움직임은 [그림 1]에서 본 소득분배의 악화 추세와 일치하는 결과라고 할 수 있다.7) 다만, 두 가지 요인

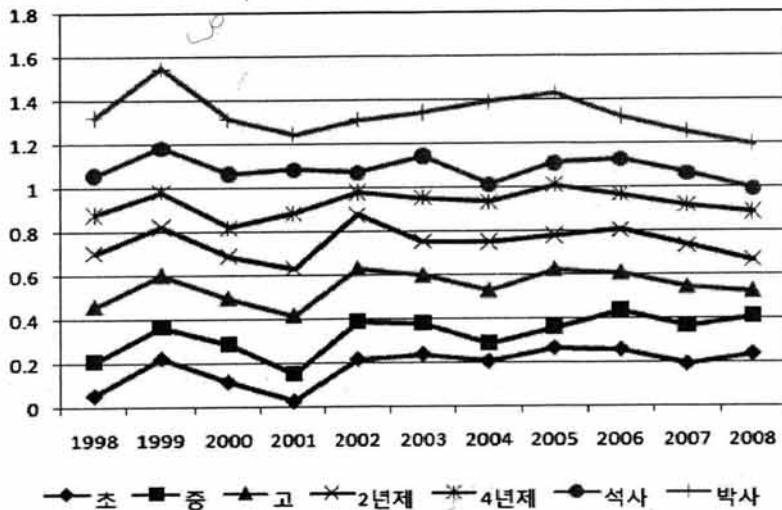
7) [그림 5-1]에서 2001년도의 값이 높은 것은 실제로 KLIPS 자료에서 소득의 표준편차가 2001년도

의 상대적 중요성이 어떻게 달라졌는지를 살펴보기 위하여 식 (4)와 유사하게 (기타 부분의 분산)/(초기 조건에 의한 분산+기타 부분의 분산)의 비율을 구해 보면 [그림 5-2]와 같이 통계적으로 유의하지는 않지만 표본 기간 중 점차 하락한 것으로 나타난다. 따라서 초기 조건의 상대적 중요성으로서 소득이동성을 정의하는 본 연구의 접근 방법에 의하면, [그림 5-2]의 결과는 1998~2008년 동안 소득이동성이 감소하였음을 의미하는 것으로서 성명재(2011), 오주현·김봉근(2011) 등의 결과와 유사하다고 할 수 있다. 그러나 엄밀하게 말하면 식 (4)에 정의된 소득이동성은 초기 조건과 나머지 전체의 비교가 아니라 초기 조건과 항상적 요인의 비교를 요구하므로 [그림 5-1]의 기타 부분을 이용한 결과를 진정한 소득이동성이라고 할 수는 없다. 실제로 아래에서 보듯이, 항상적 요인의 분산을 따로 추정하여 식 (4)에 대입할 경우에는 전혀 다른 결과가 얻어질 수 있다.

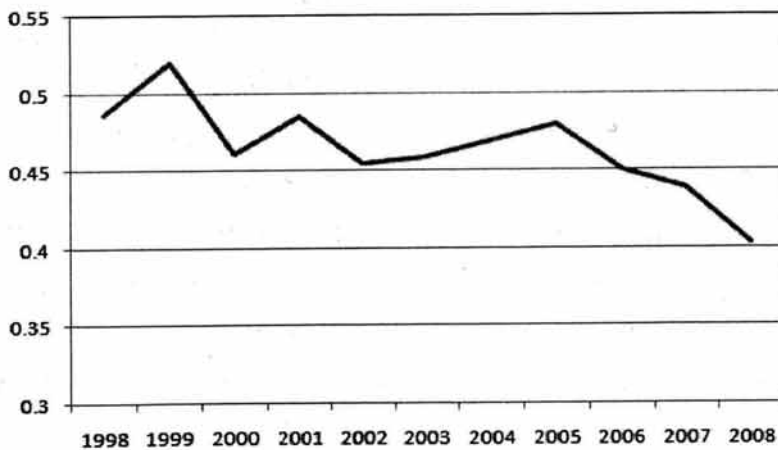
한편 연도별 추정식으로부터 초기 조건들의 계수가 기간에 따라 어떻게 달라지는지도 살펴볼 수 있는데, 대표적인 초기 조건이라고 할 수 있는 학력에 대하여 학력 더미의 계수를 연도별로 비교한 결과가 [그림 6-1]에 나와 있다. 본 연구에서의 초기 조건의 정의에 의하면 학력의 계수 β 가 기간별로 달라지는 경우에도 최소한 β 의 변동으로 인해 $X\beta$ 의 개인 간 격차가 역전되는 경우는 발생하지 않을 것이 요구된다. [그림 6-1]을 보면 학력 간 소득격차는 모든 기간에 있어서 상당히 안정적으로 유지되고 있으며, 학력에 따른 개인 간 격차가 역전되는 경우는 전혀 나타나지 않는다. 이는 β 의 변동이 크지 않아야 한다는 초기 조건의 요건에 부합하는 특성이라고 할 수 있다. 따라서 본 연구에서 학력을 초기 조건으로 고려하는 것에 큰 무리가 없다고 판단된다. 따로 보고 되지는 않지만 다른 초기 조건들인 연령과 성별, 부모의 학력 등도 매우 안정적인 계수 값을 유지함을 확인할 수 있다. 단, [그림 6-1]에 의하면 각 학력에 해당하는 계수들 간의 차이가 점진적으로 줄어드는 것처럼 보이는데, 실제로 무학인 경우의 값 0을 포함하여 학력 간 소득격차의 표준편차를 연도별로 계산해 보면 [그림 6-2]와 같이 학력 간 격차가 점차 감소하고 있음을 확인할 수 있다. 학력 효과가 점차 감소하고 있다는 [그림 6-1] 및 [그림 6-2]의 결과는 소득분배의 악화가 교육 및 숙련도에 따른 소득격차의 확대와 관련이 있다는 기존의 견해와 잘 부합하지 않는 것으로 보인다. 그러나

에 특별히 높기 때문이다. 소득의 로그값의 2001년도 표준편차는 0.67이지만 다른 모든 연도의 경우 연도 효과를 통제하지 않더라도 0.6으로서 2001년도보다 훨씬 작게 나타난다. 2001년도의 이러한 특징은 이상적 관측치(outlier)에 기인하는 것은 아닌 것으로 보인다.

[그림 6-1] 연도별 학력 효과의 추이: 전체 가구



[그림 6-2] 학력 간 소득격차의 표준편차



학력 효과가 감소하는 추세를 나타내는 이유는 실제로 소득결정요인으로서 교육의 전반적인 중요성이 하락하였기 때문일 수도 있지만, 우리나라의 경우 급격한 학력 인플레이션에 의하여 고학력자가 이전과 같은 '프리미엄'을 누리지 못하게 되었기 때문일 수도 있다. 예를 들어 KLIPS 자료에 의하면 31세 이상 80세 이하 개인들 중에서 4년제 대학 이상의 학력을 가진 개인들의 비중은 1998년 약 14%에서 2008년 21%로 상승한

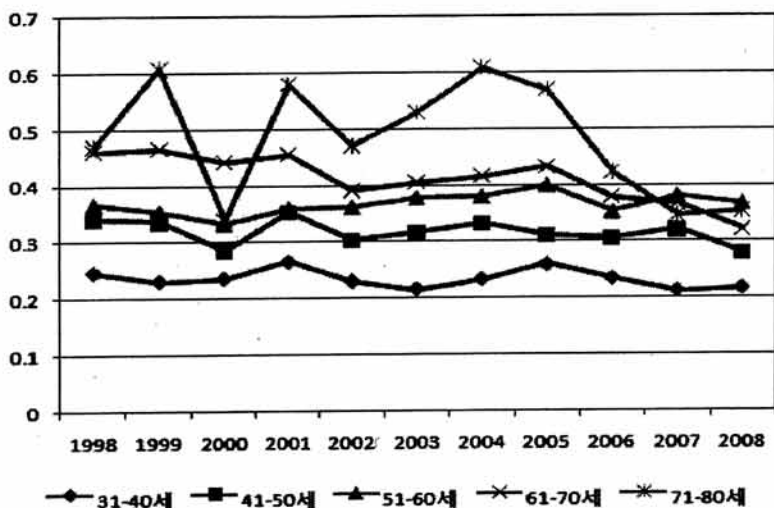
것으로 나타난다. 따라서 1998년 당시의 대졸 학력에 비해 2008년 당시의 대졸 학력이 가지는 의미는 분명히 다를 것이다. 이는 우리나라와 같이 노동자의 학력 구성이 급격하게 변화하는 경우 통상적인 학력 구분에 의해서는 교육이 소득에 미치는 영향을 파악하는 데 한계가 있을 수 있음을 시사한다.

[그림 6-1] 및 [그림 6-2]에서와 같이 학력 효과가 감소하였음에도 불구하고 [그림 5-1]에서 초기 조건에 의한 소득격차가 상승하고 있는 것은 학력 이외에 다른 초기 조건들에 의한 격차가 확대되었기 때문이다. 추정에 사용된 표본에 의하면 인구 고령화와 더불어 가구주 연령의 표준편차가 확대되었으며, 여성의 경제활동참가 증가와 더불어 가구주 성별(남성=1, 여성=2)의 표준편차 또한 확대된 것으로 나타난다.

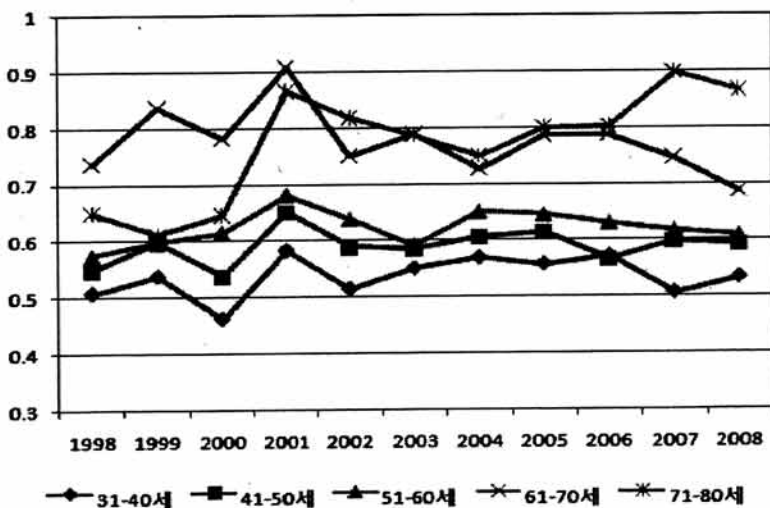
제Ⅲ장의 논의에 의하면 초기 조건과 기타 부분의 상대적 중요성은 연령에 따라 체계적인 차이를 나타낼 것으로 예상된다. 실제로 연령에 따라 어떤 변화가 발생하는지를 살펴보기 위해서는 각 연령 집단별로 [그림 5-1] 및 [그림 5-2]와 같은 분석을 수행할 수 있다. 특히 여기서는 학력의 효과가 연령 집단별로 다를 가능성을 허용하기 위하여 <표 1>의 추정에 사용된 학력 더미와 연령 집단 더미의 교차항(interaction term)들을 추가적인 설명변수로 사용한다. 이렇게 추정된 결과로부터 각 연령 집단별로 소득격차를 초기 조건에 의해서 설명되는 부분과 기타 부분으로 분해한 결과가 [그림 7]에 나와 있다. [그림 7]을 보면 일단 기타 부분에 의한 격차가 대체로 연령과 더불어 상승함을 확인할 수 있는데, 이는 제Ⅲ장의 모형 및 [그림 2]로부터 예상되는 결과라고 할 수 있다. 그러나 소득격차의 연령별 차이는 기타 부분만이 아니라 초기 조건에 의한 부분에서도 관찰되는데, 이는 우리나라의 경우 연령이 상승할수록 학력을 비롯한 초기 조건의 중요성이 높아지는 경향이 있음을 시사한다. 물론 [그림 7]에는 연령 효과와 세대 효과가 혼재되어 있지만 부분적으로 세대 효과를 통제하는 것도 가능하다. 예를 들어 1998년의 31~40세 가구 집단은 2008년의 41~50세 가구 집단에 해당하므로 두 집단의 분포를 비교함으로써 순수하게 연령의 변화에 따른 소득분포의 변화를 살펴볼 수 있을 것이다. [그림 7]에 의하면 이렇게 세대 효과를 통제할 경우에는 연령과 더불어 초기 조건에 의한 소득격차가 확대되는 경향이 더욱 뚜렷하게 관찰된다. 즉 고령 집단에서 초기 조건에 의한 소득격차가 크게 나타나는 것은 학력과 같은 초기 조건의 분포 자체가 세대마다 다르기 때문이 아니라 초기 조건이 소득결정에 미치는 효과의 크기가 연령에 따라 다르기 때문이라는 점을 확인할 수 있다. 초기 조건의 계수가 연령과 더불어 달라지는 것은 제Ⅲ장의 모형에서 명시적으로 고려하지 않았던 부분이며

(그림 7) 근로소득의 표준편차의 분해: 각 연령 집단

(a) 초기 조건에 의한 부분



(b) 기타 부분



로 [그림 7]의 결과는 제Ⅲ장의 모형이 적합하지 않음을 의미하는 것일 수 있다. 그러나 예를 들어 대졸과 고졸의 소득 차이가 30대보다 40대, 50대에서 더 크게 나타나는 것은 초기의 학력격차가 그 이후의 인적자본의 크기나 숙련도의 차이로 확대되기 때문일 수 있다. 즉 초기의 학력격차가 연령과 더불어 비례적으로 확대된다면 학력의 계수

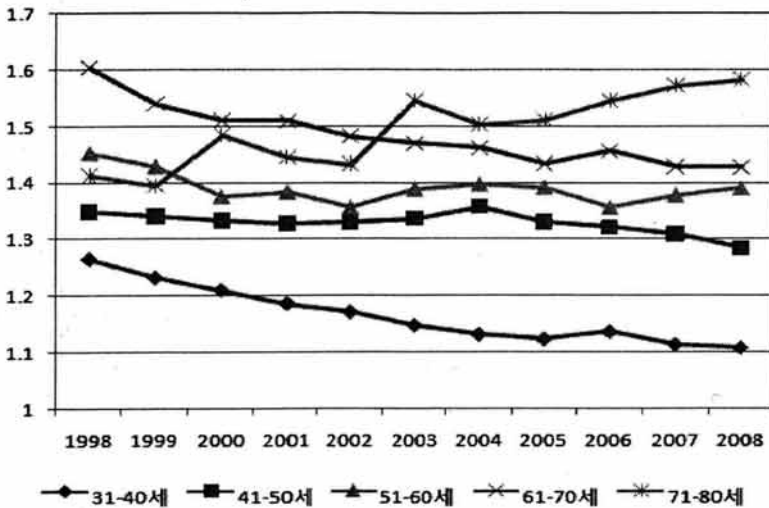
가 연령에 따라 다르게 나타날 수 있는 것이다. 이 경우 제Ⅲ장 모형의 기본적인 내용은 여전히 타당하다고 할 수 있으며, 전체 가구 대신 연령 집단별로 소득격차를 분석함으로써 문제를 해결할 수 있다.

[그림 7]에서 관찰되는 또 한 가지 패턴은 전체 가구를 대상으로 한 [그림 5-1]과 달리 초기 조건에 의한 부분과 기타 부분이 모두 뚜렷한 증가 추세를 나타내고 있지 않다는 점이다. 초기 조건에 의한 부분은 오히려 대부분의 연령층에서 약한 감소세를 나타내고 있다. 유일한 예외는 51~60세 집단에서 초기 조건에 의한 소득격차가 확대되고 있는 것과 71~80세 집단에서 기타 부분에 의한 격차가 확대되고 있는 것뿐이다. 초기 조건에 의해 설명되는 부분이 각 연령 집단별로는 대체로 감소하고 있음에도 불구하고 전체 가구의 경우에는 증가하는 추세를 가지는 이유는 [그림 2]와 [그림 3]에서 설명되었듯이 연령 집단 간에 소득의 표준편차가 체계적으로 다르기 때문이라고 할 수 있다. 즉 각 연령 집단 내의 소득격차는 시간에 따라 특별한 추세를 나타내지 않지만 고령 가구일수록 초기 조건에 의한 부분과 기타 부분 모두에서 집단 내 소득격차가 더 큰 경향이 있으므로 전체 가구에서 고령 가구의 비중이 증가함에 따라 전체 가구의 소득격차는 증가하는 추세를 나타내게 되는 것이다.⁸⁾

초기 조건에 의한 소득격차가 대부분의 연령층에서 감소하고 있다는 [그림 7]의 결과는 [그림 6-1] 및 [그림 6-2]에 나타난 바와 같이 학력 간 소득격차가 감소하고 있다는 점에 의하여 부분적으로 설명될 수 있다. 그리고 이에 더하여 각 연령 집단 내 학력의 분포를 살펴보다라도 대부분의 경우에 개인 간 격차가 줄어들고 있음을 확인할 수 있다. [그림 8]을 보면 대부분의 연령 집단에서 학력의 표준편차가 감소하는 추세를 가지는 것으로 나타난다.⁹⁾ 이처럼 개인 간 학력격차와 학력 간 소득격차가 모두 감소

-
- 8) 초기 조건에 의한 소득격차는 이 외에도 연령 집단 간 평균 소득의 차이에 의해서 영향을 받을 수 있다. 고령 가구는 전체 평균에 비해 소득 수준이 낮은 경향이 있으므로 전체 가구에서 고령 가구의 비중이 확대됨에 따라 전체 가구의 소득격차가 확대되는 추세를 나타낼 수 있는 것이다. 단 연령에 따른 소득격차는 초기 조건에 의한 소득격차로 분류되므로, 이러한 효과는 초기 조건에 의한 소득격차에서만 존재하며 기타 부분에 의한 소득격차에는 해당되지 않는다.
- 9) 학력의 표준편차가 감소한 주된 이유는 전반적인 학력 상승으로 인하여 전문대졸 및 대졸의 비중이 크게 늘었기 때문인 것으로 보인다. 단, 71~80세 집단의 경우에는 절대 다수인 초등학교 졸업의 비중이 감소하고 중졸 이상의 비중이 증가하면서 표준편차가 상승한 것으로 나타난다. 이러한 추세가 표본 이탈에 기인할 가능성도 있으나, 전체 표본과 이탈자 표본(표본 이탈이 발생한 경우 그 개인의 바로 직전 연도의 관측치)을 비교하여 보면 이탈자 표본의 경우에도 전체 표본의 경우와 마찬가지로 대부분의 연령 집단에서 학력의 표준편차가 감소하는 추세를 가지는 것으로 나타난다. 연령 집단별 평균 학력은 이탈자 표본이 전체 표본보다 유의하게 더 높게

[그림 8] 연령 집단별 학력 분포의 표준편차



한 것은 초기 조건에 따른 집단 내 소득격차가 점차 감소한 것과 부합하는 결과라고 판단된다.

4. 소득이동성

지금까지의 분석에서는 근로소득을 초기 조건에 의한 부분과 기타 부분으로만 구분하였으며, 기타 부분을 다시 향상적 요인과 임시적 요인으로 구분하지는 않았다. 그러나 앞에서 설명한 바와 같이 보다 엄밀한 의미에서 소득분배와 이동성을 논의하기 위해서는 향상적 요인 부분에만 초점을 맞출 필요가 있다. 따라서 여기서는 소득격차 중 초기 조건에 의해 설명되는 부분을 제외한 나머지를 다시 향상적 요인의 격차와 임시적 요인의 격차로 구분하기로 한다. 먼저 소득격차 중 초기 조건에 의한 부분은 [그림 7]에 사용된 것과 동일한 추정 결과로부터 구하기로 한다. 즉 초기 조건 변수들의 계수는 연도별로 달라질 수 있으며, 또한 학력의 효과가 연령 집단별로 다를 가능성도 허용된다. 한편 향상적 요인의 격차, 즉 향상적 요인의 횡단면적 분산은 식 (3)의 추정을 통하여 파악될 수 있는데, 이때 종속변수로는 각 연령 집단별로 (초기 조건에 의해 설명되는 부분을 제외한) 가구 근로소득에 대하여 시차 5 이상의 모든 가능한 자기공분

나타나지만, 이러한 평균의 차이가 어떤 체계적인 편차를 유발할 것인지는 분명하지 않다.

〈표 2〉 소득의 자기공분산

	종속변수: $\log\{\widehat{cov}(y_{i,t}, y_{i,t-\tau})\}$	
	계수	t-ratio
1998년 더미	-0.2873	-2.96
1999년 더미	-0.2020	-1.84
2000년 더미	-0.1082	-0.97
2001년 더미	-0.0152	-0.13
2002년 더미	0.0102	0.08
2003년 더미	0.1401	1.60
2004년 더미	0.2191	1.78
2005년 더미	0.0967	0.84
2006년 더미	0.0565	0.51
2007년 더미	0.0481	0.44
2008년 더미	0.0421	0.43
$\alpha-\tau$	0.0249	13.24
상수항	-3.1532	-31.76
관측치 수	105	

산을 사용하기로 한다.¹⁰⁾ 시차를 크게 설정하는 이유는 앞에서 설명한 바와 같이 임시적 요인에 의한 자기공분산을 제거하기 위해서이다.

식 (3)의 추정 결과는 <표 2>에 제시되어 있다. <표 2>에서 각 연도 더미의 계수는 식 (3)의 $\log\alpha_t$ 및 $\log\alpha_{t-\tau}$ 에 해당하는데, 일반적으로 더미 변수들을 사용할 경우 계수의 절대적인 수준은 확정되지 않는다. 특히 여기서는 1998년부터 2008년까지의 소득 자료에 대하여 시차 5 이상의 자기공분산을 계산하므로 $\log\alpha_t$ 와 $\log\alpha_{t-\tau}$ 각각에 대해서 6개의 연도 더미가 존재하게 되며, 따라서 총 12개 중에 두 개의 더미는 과잉(redundant)인 셈이다.¹¹⁾ 결국 12개 더미의 계수를 모두 확정하기 위해서는 추가적인 제약이 필요한데, 여기서는 다음과 같은 두 가지 제약을 사용하기로 한다. 먼저 본 연구의 표본 기간(1998~2008년)하에서는 시차 5 이상의 자기공분산을 계산할 경우 2003

10) 본 연구에서는 유경준·김대일(2003)의 결과에 기초하여 5년 이상의 시차를 이용하고 있는데, 5년 이상의 시차가 충분히 큰 것인지에 대해서는 이견이 있을 수 있다. 그러나 자료의 제약상 시차를 더 길게 설정할 경우에는 관측치의 수가 줄어드는 문제가 있으므로, 이에 대해서는 추후에 자료가 더 축적됨에 따라 추가로 논의할 필요가 있다고 생각된다.

11) 연도 더미는 $\log\alpha_t$ 에 대해서는 2003년부터 2008년까지, $\log\alpha_{t-\tau}$ 에 대해서는 1998년부터 2003년까지 각각 6개가 존재하게 된다.

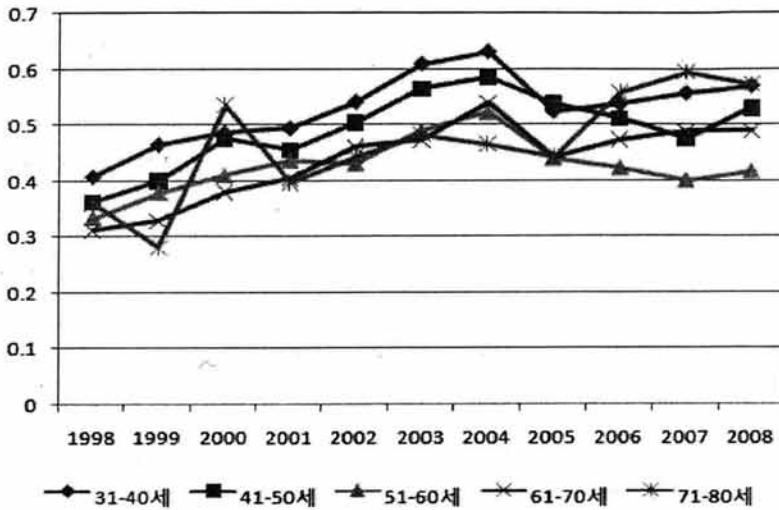
년에 대해서는 $\log \alpha_t$ 와 $\log \alpha_{t-\tau}$ 의 추정치가 모두 존재하게 되므로 $\log \alpha_t$ 와 $\log \alpha_{t-\tau}$ 의 추정치가 같다는 제약을 부과한다. 또한 식 (3)에서 보듯이, α 는 각 연도에 발생한 거시적 분산 충격이므로 α 의 장기 평균값은 1(즉 $\log \alpha$ 의 장기 평균값은 0)이라고 가정하는 것이 자연스럽다고 할 수 있다. 따라서 모든 연도 더미의 계수의 합이 0이라는 제약을 추가로 부과한다. <표 2>에 제시된 연도 더미의 계수는 이상의 제약하에서 얻어진 결과이다. 한편 $a-\tau$ 는 식 (3)의 $f(a-\tau)$ 를 선형함수로 가정한 것에 해당하는데, 이처럼 단순한 형태의 함수를 가정한 것은 보다 복잡한 함수하에서도 거의 동일한 결과가 얻어지는 것으로 나타났기 때문이다. $a-\tau$ 의 계수가 유의한 양(+)의 값을 가지는 것은 항상적 요인의 분산이 연령과 더불어 상승함을 나타낸다. <표 2>의 식을 OLS로 추정할 경우 R^2 는 0.65이다.

이제 <표 2>의 추정 결과로부터 연령/연도별 항상적 요인의 분산을 구한 다음 초기 조건에 의해 결정되는 소득 부분의 분산과 항상적 요인의 분산의 상대적 중요성을 비교함으로써 소득이동성의 지표를 만들 수 있다. [그림 9]는 식 (4)에 제시된 “항상적 요인의 분산(초기 조건에 의한 소득의 분산 + 항상적 요인의 분산)”의 비율을 나타내는데, [그림 9]에 의하면 대부분의 연령 집단에서 1998~2008년 기간 동안 소득이동성이 추세적으로 상승한 것으로 나타난다. 이는 (임시 소득을 제외한) 전체 소득의 분산에서 학력과 연령 등 초기 조건이 차지하는 비중이 상대적으로 감소하였음을 의미한다. 이러한 결과가 얻어진 이유는 [그림 7]에서 보듯이, 이 기간 중 초기 조건에 의한 격차는 각 연령 집단별로 상승하지 않았으나, <표 2>로부터 얻어지는 항상적 요인의 격차가 각 연령 집단별로 증가하는 추세를 나타냈기 때문이다.

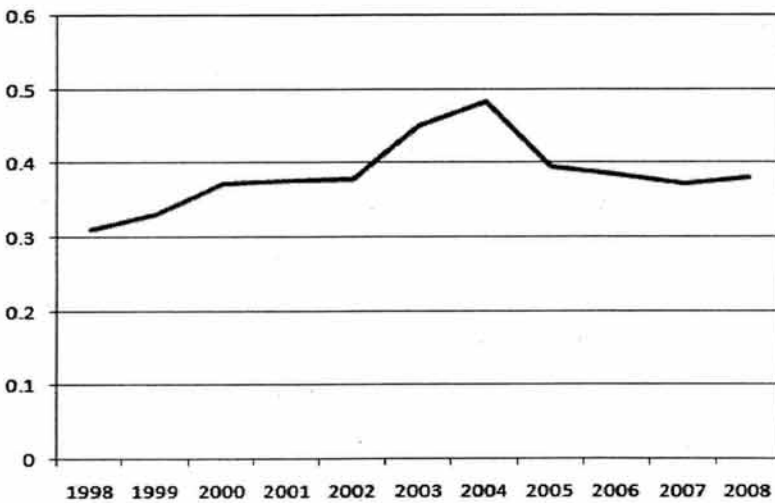
[그림 9]에서 또 한 가지 확인할 수 있는 것은 31~50세 가구의 소득이동성이 61~80세 가구보다 더 높다는 점이다. <표 2>에서 추정되는 항상적 요인의 분산은 ($a-\tau$ 의 계수가 양이므로) 당연히 고령 집단에서 더 큰 값을 가지게 되지만 [그림 7-1]에서 보듯이, 초기 조건에 의한 소득의 분산도 고령 집단에서 더 크다. 따라서 두 항목의 상대적 크기에 따라 소득이동성의 크기가 결정될 것인데, [그림 9]의 결과는 고령 집단일수록 두 가지 요인 가운데 초기 조건에 의한 분산이 상대적으로 더 커지는 경향이 있음을 보여준다.¹²⁾ 단, [그림 9]에 의하면 이런 경향은 연령 효과와 세대 효과를 모두 반영하는 것으로 보인다.

12) 항상소득이 아니라 관찰된 소득을 이용한 [그림 6-1]의 분석에서도 고령층일수록 초기 조건의 상대적 중요성이 높게 나타남을, 즉 소득이동성이 더 낮음을 확인할 수 있다.

(그림 9) 연령 집단별 소득이동성



(그림 10) 전체 가구의 소득이동성



한편 <표 2>에서 얻어지는 연령 집단별 향상적 요인의 분산을 각 연령 집단의 비중과 결합하여 전체 가구에 대한 향상적 요인의 분산의 추정치를 구한 다음, 이를 [그림 5-1]에 나와 있는 초기 조건에 의한 표준편차(의 제곱)와 비교함으로써 전체 가구에 대한 소득이동성을 구할 수 있다. [그림 10]은 이렇게 구한 소득이동성의 추이를 나타낸

다. [그림 10]을 보면 [그림 9]의 각 연령 집단에 비해 증가 추세가 뚜렷하지 않음을 알 수 있는데, 이러한 차이는 앞에서와 마찬가지로 연령 구조의 변화를 반영하는 것으로 보인다. 즉 상대적으로 소득이동성이 낮은 고령층의 비중이 확대됨에 따라 전체 가구의 이동성을 하락시키는 요인으로 작용하게 되는 것이다. 또한 [그림 10]을 [그림 5-2]와 비교해 보면 항상적 요인과 임시적 요인의 구분 여부에 따라 소득이동성에 대한 결론이 전혀 다르게 얻어질 수 있음을 확인할 수 있다.

V. 결 론

본 연구는 개인 소득의 결정요인으로서 초기 조건과 후기 조건의 구분에 초점을 맞추으로써 두 가지 요인이 어떻게 소득분배 및 소득이동성에 영향을 미치는지를 실증적으로 분석하였다. 특히 관찰된 소득 대신 항상소득을 대상으로 하여 소득이동성을 추정하였으며, 연령 집단별 분석을 통하여 연령 구조가 경제 전체의 소득분배 및 이동성에 영향을 미칠 수 있다는 점을 강조하였다.

본 연구의 추정 결과를 요약하면 첫째, KLIPS 표본 전체의 소득분배는 표본 기간 동안 대체로 악화된 것으로 나타난다. 이는 외환위기 이후 우리나라의 소득분배가 악화되었다는 기존의 연구 결과들과 일치하는 부분이라고 할 수 있다. 그러나 각 연령 집단 내에서는 소득분배가 특별한 추세를 나타내지 않으며, 대신 연령 집단 간에는 연령층이 높아질수록 개인 간 소득격차가 더 커지는 현상이 뚜렷이 관찰된다. 따라서 전체 표본에서 관찰되는 소득분배의 악화는 집단 내의 분배 악화보다는 연령 구조의 변화로 인한 각 집단의 비중 변화에 주로 기인하고 있는 것으로 보인다. 둘째, 학력으로 인한 개인 간 소득격차는 조금씩 하락한 것으로 추정된다. 이는 학력 간 평균 소득 수준의 차이가 축소된 동시에 학력의 개인 간 격차도 축소된 결과로서, 우리나라의 전반적인 학력 수준의 인상을 반영하는 현상이라고 판단된다. 셋째, 소득이동성은 대부분의 연령 집단에서 상승한 것으로 나타난다. 이는 초기 조건에 의한 소득격차에 비해 기타 요인에 의한 소득격차가 상대적으로 더 확대되었음을 의미한다. 한편 연령 집단들 중에서는 30대 및 40대의 이동성이 50대 이상보다 더 높은 것으로 나타난다.

KLIPS 자료의 대표성이 높지 않을 수 있으므로 본 연구에서 얻어진 소득분배 및 이

동성의 추이를 경제 전체의 추정치로 사용하는 데에는 한계가 있을 것이다. 그러나 본 연구의 결과에 의하면 적어도 소득분배 및 이동성에 대한 이해를 높이기 위해서는 개인의 소득결정 과정에 관한 보다 엄밀한 분석이 전제되어야 하며, 또한 전체 가구 외에 각 연령 집단별로도 소득분배 및 이동성의 추이를 파악할 필요가 있다는 점은 분명하다고 할 수 있다.

본 연구의 한계로는 초기 조건과 기타 요인의 구분이 다소 자의적이라는 점을 들 수 있다. 학력, 성별, 연령 등을 초기 조건으로 사용하는 것은 대체로 문제가 없다 하더라도, 개인의 소득결정 과정에서 이와 유사한 역할을 하는 변수들은 이 외에도 얼마든지 존재할 수 있는 것이다. 예를 들면 개인마다 타고난 능력의 차이는 직접 관찰할 수는 없지만 분명히 일종의 초기 조건으로 간주될 수 있다. 이러한 문제를 해결하기 위한 방법으로 고정효과(fixed effect) 모형의 사용을 고려해 볼 수 있으나, 이 경우에는 개인들 간의 평균 소득 수준의 차이가 모두 고정효과로 처리된다는 문제가 발생할 것이다. 따라서 초기 조건과 기타 요인을 구체적으로 어떻게 분류할 것인지에 대해서는 추가적인 연구가 필요하다고 생각된다. 또한 본 연구의 결과에 의하면 중졸, 고졸, 대졸과 같은 통상적인 학력 구분은 우리나라와 같이 전반적인 학력 수준의 인상이 발생한 경우에는 적절하지 않은 것으로 보인다. 따라서 향후 연구에서는 예를 들면 대졸자들을 출신 대학에 따라 다시 세분하는 것과 같은 작업이 필요할 것으로 판단된다.

참고문헌

- 김기승·조용수. 「연령세대별 빈곤 진출입(entry-exit) 결정요인」. 『용용경제』 9권 3호 (2007): 189-220.
- 김대일. 「불평등도 지표로서의 소득과 소비의 비교」. 『노동경제논집』 30권 3호 (2007): 77-102.
- 김혜련. 「우리나라의 소득이동 및 빈곤의 동태적 분석 - 1999~2002년과 2003~2006년 간 비교분석을 중심으로 -」. 통계청 SRI Issue Paper No. 2007-01, 2007.
- 김희삼. 「한국의 세대 간 경제적 이동성과 교육의 역할」. 제10회 한국노동패널 학술대회 논문집.

- 석상훈. 「소득계층이동의 추이와 변화요인」. 『사회보장연구』 25권 1호 (2009): 25-44.
- 성명재. 「우리나라 소득이동성 변화추이 분석」. 『재정포럼』 177호 (2011): 47-63.
- 성명재·박기백. 「인구구조 변화가 소득분배에 미치는 영향」. 『경제학연구』 57집 4호 (2009): 5-37.
- 신동균. 「외환위기 이후 10년 ; 전개과정과 과제 : 외환위기 이후 소득분배 양극화의 추이, 원인, 및 정책적 시사점」. 『경제학연구』 55권 (2007): 503-548.
- 안종범·전승훈. 「교육 및 소득수준의 세대 간 이전」. 『재정학연구』 1권 1호 (2008): 121-144.
- 오주현·김봉근. 「한국의 세대 내 소득이동성 측정」. 『경제논집』 50권 2호 (2011): 137-154.
- 원종학·성명재. 『소득분배 격차 확대의 원인과 정책대응 방향』. 한국조세연구원 연구 보고서, 2007.
- 유경준·김대일. 『소득분배 국제비교와 빈곤 연구』. 한국개발연구원, 2003.
- 정진호·황덕순·이병희·최강식. 『소득분배 격차 확대의 원인과 정책대응 방향』. 한국 조세연구원 연구보고서.
- 최지은·홍기석. 「우리나라의 세대 간 소득이동성 분석-아버지와 아들을 중심으로」. 『사회보장연구』 27권 3호 (2011): 143-163.
- An, C. Bum, and B. Bosworth. "The Social Developments in Korea: Can Growth With Equity Be Restored?" mimeo.
- Blundell, R., and I. Preston. "Consumption Inequality and Income Uncertainty." *Quarterly Journal of Economics* 113 (1998): 603-640.
- Burkhauser, R. V., and K. A. Couch. "Cross-sectional and Intra-Generational Mobility." *The Oxford Handbook of Economic Inequality*. 2009.
- D'Addio, A. C. "Intergenerational Transmission of Disadvantage: Mobility or Immobility Across Generations?" OECD Social, Employment and Migration Working Papers, No. 52, 2007.
- Deaton, A., and C. Paxson. "Intertemporal Choice and Inequality." *Journal of Political Economy* 102 (1994): 437-467.
- Fields, G.S., and E.A. Ok. "The Meaning and Measurement of Income Mobility." *Journal of Economic Theory* 71 (1996): 349-377.

- Fields, G. S. "The Many Facets of Economic Mobility." In Mark McGillivray, ed., *Inequality, Poverty, and Well-Being* Palgrave. Macmillan, 2006.
- Gottschalk, P., and R. Moffitt. "Trends in the Transitory Variance of Male Earnings in the U.S., 1970-2004." Boston College Working Paper #697, 208.
- Gottschalk, P., and E. Spolaore. "On the Evaluation of Economic Mobility." *Review of Economic Studies* 69 (2002): 191-208.
- Grawe, N.D., and C. B. Mulligan. "Economic Interpretations of Intergenerational Correlations." *Journal of Economic Perspectives* 16 (2006): 45-58.
- Haider, S., and G. Solon. "Life-Cycle Variation in the Association between Current and Lifetime Earnings." *American Economic Review* 96 (2006): 1308-1320.
- Katharine Bradbury. "Trends in U.S. Family Income Mobility, 1969-2006." Federal Reserve Bank of Boston Working Papers 11-10, 2011.
- Meghir, C., and L. Pistaferri. "Income Variance Dynamics and Heterogeneity." *Econometrica* 72 (2004): 1-32.
- OECD. "A Family Affair: Intergenerational Social Mobility across OECD Countries." *Economic Policy Reforms: Going for Growth* 2010.
- Sabelhaus, J., and J. Song. "Earnings Volatility Across Groups and Time." *National Tax Journal* 62 (2009): 347-364.
- Solon, G. "Intergenerational Income Mobility in the United States." *The American Economic Review* 82 (1992): 393-408.
- _____. "Cross-Country Differences in Intergenerational Earnings Mobility." *Journal of Economic Perspectives* 16 (2002): 59-66.

abstract

An Empirical Analysis of Intragenerational Income Mobility in Korea

Jungyoll Yun · Kiseok Hong

This paper investigates how individual labor income is determined by initial conditions - such as educational attainment, age, and sex - and all the other conditions. Using KLIPS (Korea Labor & Income Panel Study) database, the paper finds, first, that over the period of 1998-2008, cross-sectional income distribution has deteriorated for the whole sample but not within each age group. Second, income mobility defined by the relative importance of initial conditions in individual income disparities has moderately increased in most age groups.

Keywords: income distribution, income mobility, KLIPS, age structure, permanent income