

소득분배 격차 확대의 원인과 정책대응 방향

2007. 12

원종학 · 성명재

서 언

1997년 경제위기 이후 소득분배 격차가 확대되고 있다. 소득분배 격차가 급속히 확대되면서 ‘양극화’라는 말로 대변되듯이 사회·경제적으로 위화감이 조성되고 있으며, 빈곤의 세습화 및 고착화의 가능성이 높아지고 있다. 또한 논란의 소지가 많기는 하지만 소득분배 격차의 확대 및 빈곤의 고착화·세습화가 자칫 중장기 성장잠재력에 악영향을 미칠 수 있다는 우려도 제기되고 있는 실정이다.

소득분배구조는 각 경제주체에게 주어진 초기 자원(initial endowment), 노동 및 자본시장 여건, 기술수준, 교육수준 및 분포, 연령·성별 등 인구구조, 경제발전 단계, 산업구조 등에 의해 결정된다. 또한 소득분배구조는 여건의 변화에 따라 매우 가변적이라 할 수 있다. 소득분배 격차의 확대가 단순히 경기순환 과정에서 나타나는 자연스러운 현상이 아니라면, 시장에서 자발적으로 치유되기 어려운 측면이 있기 때문에 정부의 적극적인 개입을 통해 이를 시정하려는 노력을 기울여야 할 것이다.

본 연구는 우리나라의 소득분배 격차에 대해, 장기적 관점에서 그 원인 및 추이를 경제적·비경제적 요인으로 나누어 살펴봄으로써, 소득분배 격차의 확대 현상을 정확히 파악하고, 소득분배 격차를 확대시키고 있는 요인은 무엇이며, 각각의 요인이 어느 정도 영향을 미치고 있는가를 실증적으로 분석한 것이다.

분석 결과에 의하면, 1980년대 이후 감소되던 상대소득 격차가 1990년대 중반 이후 확대 추세로 반전되었고 최근까지 점진적으로 소득 불평등도가 확대되는 추세를 지속하고 있다. 향후에도 고령화 등으로 인해 소득 불평등도는 당분간 계속 확대될 것으로 예상되었다. 이와

같이 소득분배 격차가 계속 확대되는 추세를 보이는 이유는 연령집단 간 지니계수와 연령집단 내 지니계수가 모두 상승하였기 때문으로 분석되었다. 특히, 최근 노인인구가 급속히 증가하는 인구의 고령화 현상이 소득분배 격차를 확대시키는 데에도 크게 일조하고 있는 것으로 분석되었다. 1990년대 후반 이후 연령집단 간 지니계수가 상승 추세를 보이고 있는데 이는 대부분 상대소득분배 격차가 큰 고령층의 인구비중이 상승하는 데 따른 고령화 효과에 주로 기인하는 것으로 분석되었다. 보다 구체적으로는 2000~2006년의 소득분배 격차 가운데 약 2/3 정도는 고령화 효과에 의해 초래된 부분이 크며 나머지 1/3은 인구 외적 효과, 또는 경제적 요인에 의한 효과인 것으로 나타났다.

경제적 요인에 관해서는 임금 격차의 변화에 의한 효과가 큰 것으로 판단되어 임금 격차의 추이와 발생 원인을 중심으로 분석하고 있다. 분석 결과에 따르면, 임금 불평등도 역시 1980년부터 1990년대 중반까지 감소되다가, 1990년대 이후 완만한 확대 경향을 보이고 있음을 알 수 있었다. 임금 격차의 추이와 관련하여서는 성별 임금 격차는 지속적으로 축소되고 있으며, 학력별 임금 격차는 1990년대 중반 이후 약간 확대되다가 2000년 이후 감소하고 있는 데 반해 연령별 임금 격차는 1990년대 이후 확대되고 있으며, 사업체규모 간 임금 격차도 분석기간인 1980년 이후 지속적으로 상승하고 있음을 알 수 있었다.

임금 격차 분석에서 주목할 점은 고학력 노동자와 고령 노동자의 증가가 임금 불평등도를 확대시킬 수 있다는 점이다. 즉, 전체 노동자 가운데 동일 연령집단 내 임금 격차가 큰 고령자의 비중이 커짐으로써 실제로는 집단 내 임금 격차가 줄어들고 있음에도 불구하고 임금 불평등도가 확대된 것으로 나타날 가능성이 있는 것으로 나타났다. 고학력자의 증가는 학력 간 임금 격차는 감소시키고 있으나 동일 학력 내의 임금 격차를 확대시켜, 전체적으로는 임금 격차를 확대시키고 있는 것으로 분석되었다.

본 보고서는 본원의 원종학 박사와 성명재 박사가 집필하였다. 소득

분배구조와 관련하여서는 성명재 박사가, 임금구조와 관련하여서는 원중학 박사가 담당하였다. 저자들은 유익한 제언을 해준 익명의 논평자 두 분과 이명현 교수, 이철인 교수, 전영준 교수, 기초자료 정리에 많은 도움을 준 김정현 주임연구원, 그리고 원고 정리에 수고한 장정순 연구행정원에게 감사를 드리고 있다.

마지막으로 본 보고서의 내용은 전적으로 개인들의 견해이며 한국조세연구원의 공식적인 견해와는 다를 수 있음을 밝혀둔다.

2007년 12월

한국조세연구원

원장 황 성 현

요약 및 정책시사점

「(도시)가계조사」의 원시자료가 이용가능한 기간인 1982년부터 최근까지의 자료를 분석해본 결과, 가구소득 기준의 상대소득분배 격차를 나타내는 (시장소득)지니계수는 U자형 곡선을 나타내고 있다. 이는 외형상 Kuznets가 주창하였던 역U자 가설을 부정하는 것으로 볼 수 있다. 1980년대 이전 기간에 대해서는 원시자료 형태의 분석자료가 없기 때문에 검증하기 어렵지만, 1960년대 이후 선택과 집중을 통한 불균형 성장전략을 채택하여 경제가 성장하였다는 점을 고려하면 최소한 1960년대와 1970년대에는 상대소득분배 격차가 확대되었을 가능성이 높은 것으로 추측된다. 이런 의미에서 1960년대 이후 1990년대 중반 이전의 기간을 대상으로 한다면 역U자 가설이 성립할 수도 있을 것으로 판단된다. 그러나 1990년대 중반 이후 상대소득분배 격차가 확대 추세로 반전되었고 최근까지 점진적으로 소득 불평등도가 확대되는 추세를 지속하고 있다. 향후에도 고령화 등으로 인해 소득 불평등도는 당분간 계속 확대될 것으로 예상된다.

최근 소득분배 격차의 계속되는 확대 추세는 연령집단 간 지니계수와 연령집단 내 지니계수의 상승에 의해 주도되고 있는 것으로 분석되었다. 최근 노인인구가 급속히 증가하는 인구의 고령화 현상이 소득분배 격차를 확대시키는 데에도 크게 기여하고 있는 것으로 분석되었다. 1990년대 후반 이후 연령집단 간 지니계수가 상승 추세를 보이고 있는데 이는 대부분 상대소득분배 격차가 큰 고연령층의 인구비중이 상승함에 따른 고령화 효과에 주로 기인하

는 것으로 분석되었다.

그 밖에 연령집단 내 지니계수의 확대에 의해 소득 불평등도가 커지는 효과도 고령화 효과에 못지않게 큰 것으로 분석되었다. 연령집단 내 상대소득분배 격차의 확대에 따른 지니계수의 상승은 고령화로 설명할 수 없다. 인구학적 요인의 변화에 따른 것이라기보다는 부문 간 생산성 격차의 확대, 실업률의 변화, 비정규직 비중의 확대, 또는 임금 격차의 확대 등에 의한 것으로 볼 수 있다. 인구학적 특성 분석을 통해 2000~2006년의 소득분배 격차 가운데 약 2/3 정도는 고령화 효과에 의해 초래된 부분이 크며 나머지 1/3은 인구 외적 효과, 또는 경제적 요인에 의한 효과인 것으로 판단된다. 그 중에서 임금 격차의 변화에 의한 효과가 큰 것으로 판단되어 임금 격차의 추이와 발생 원인에 대해 살펴보았다.

1980년부터 2005년까지 「임금구조 기본통계조사」의 원시자료를 사용하여 동 기간 동안 우리나라 노동시장에서 발생한 임금 격차의 변화 및 그 원인에 대해 살펴본 결과 ① 임금 불평등도는 1990년대 중반까지 감소되다가 1990년대 이후 완만한 확대 경향을 보이고 있으며 ② 성별 임금 격차는 지속적으로 축소되고 있고 ③ 학력별 임금 격차는 1990년대 중반 이후 약간 확대되다가 2000년 이후 감소하고 있으나 ④ 연령별 임금 격차는 1990년대 이후 확대되고 있으며 ⑤ 사업체규모 간 임금 격차는 분석기간인 1980년 이후 지속적으로 상승하고 있음을 알 수 있었다. 여기에 더하여 ⑥ 1980년 이후 노동자의 연령분포가 우측으로 이동하고 있는 사실로부터 고령자의 비중이 높아지고 있으며 ⑦ 연령이 높을수록 동일 연령집단 내의 임금 격차가 크다는 사실을 확인할 수 있었다.

여기서 주목할 점은 고령 노동자의 증가가 임금 불평등도를 확대시킬 수 있다는 점이다. 즉, 전체 노동자 가운데 동일 연령집단 내 임금 격차가 큰 고령자의 비중이 커짐으로써 실제로는 집단 내 임금 격차가 줄어들고 있음에도 불구하고 임금의 불평등도가 확대된

것으로 나타날 가능성이 시사되었다.

고학력화와 고연령화가 임금에 미치는 순효과를 살펴보기 위해 임금함수의 추정을 통해 임금구조의 변화와 그 요인에 대해 알아보았다. 추정결과, 사업체규모별 임금 격차는 중기업, 대기업 모두 확대되고 있었으며, 그 크기는 규모가 클수록 크게 나타나고 있어 규모에 따른 임금 렌트가 클 뿐 아니라 지속적으로 확대되고 있음을 알 수 있었다. 또한 사업체규모 간 임금 격차는 교육수준을 통해 격차를 확대시키고 있는 것으로 나타났다.

학력과 사업체규모에 관한 이상의 추정 결과가 대기업의 고학력자에 대한 수요에 따른 변화인지, 아니면 교육수준이 높을수록 대기업을 선호한 것인지를 안정수요가설에 따라 검증을 한 결과, 1980년 이후 발생한 우리나라의 임금구조 변화는 안정수요가설과 모순되지 않는 것으로 나타났다. 따라서 1980년부터 2005년 사이의 중장기적인 임금구조의 변화가 수요측 요인보다는 고학력화나 고연령화와 같은 공급측 요인의 변동에 의해 이루어졌음을 알 수 있었다.

고령자의 경우 이미 시장에서 사실상 은퇴하거나 또는 퇴출된 상태에 있는 경우가 대부분인 만큼 일정 수준 이상의 생산성을 기반으로 적극적으로 시장에 참여하기를 기대하기 어려운 것이 사실이다. 이에 따라 공적부문에서 노인들에 대한 복지프로그램의 일환으로 일자리를 마련해주고 있다. 그렇지만 이러한 것들이 근본적인 해결책이 되지 못하기 때문에 가능한 한 시장에서 노인 노동력을 활용할 수 있는 방안을 모색할 필요가 있다. 저출산 등으로 인해 중장기적으로 노동인력이 크게 감소할 것으로 전망되기 때문에 유휴 노동력에 대한 적극적인 활용을 통한 노동력 부족 현상의 해소 차원에서도 노인들에 대한 적극적인 노동시장 참여를 유도할 필요가 있다. 아울러, 고학력화에 따른 임금 격차의 확대는 저학력자에 대한 교육훈련의 확대 및 노동시장의 유연화를 통해 완화시킬 필요가

있다.

다만 앞에서 설명하였듯이 최근의 소득분배 격차 확대의 주된 요인이, 기타 시장의 불균형을 초래하는 불공정 행위 등에 기인하였다기보다는 고령화와 임금 불평등도의 확대 등에 의한 것인 만큼 소득분배구조 조절을 위한 정부의 시장개입은 바람직하지 않은 것으로 판단된다. 즉, 사후적 관점에서의 노인대책 등이 바람직하다.

목 차

I. 서론	17
II. 소득분배구조의 변화 추이	21
1. 기존 연구의 결과	21
가. Kuznets의 역U자 가설	21
나. 소득분배구조의 변화요인	25
2. 우리나라 소득분배 격차 현황 및 추이	27
가. 분석자료	27
나. 분석방법	28
다. 시장소득분배구조의 변화 추이	32
3. 주요국의 소득분배 격차 현황 및 추이	36
III. 소득분배구조와 인구학적 특성 변화	39
1. 인구구조 고령화	39
가. 개요	39
나. 인구구조의 변화 추이	41
다. 인구구조의 변화와 지니계수	43
2. 연령대별 지니계수의 변화 추이와 변화패턴	44
가. 연령집단 간 지니계수의 비교	44
나. 연령집단별 지니계수의 시계열적 추세 비교	45
3. 연령집단 간 상대소득 격차	54
가. 지니계수의 분해	54
나. 지니계수 분해 결과에 나타난 연령집단 간	

상대소득 격차의 변화 추이	56
4. 소결	67
IV. 임금구조와 소득분배구조	69
1. 임금 격차	69
가. 주요국의 임금 격차	69
나. 1980년 이후의 임금 격차 및 임금 불평등도의 추이	74
2. 임금 격차의 변화	78
가. 임금 격차에 관한 선행 연구	78
나. 그룹 간 임금 격차	80
다. 그룹 내 임금 격차	90
3. 임금함수의 추정	92
가. 임금구조에 관한 선행연구	92
나. 자료 및 변수	95
다. 임금함수 추정 1	98
라. 임금함수 추정 2	100
4. 임금 격차의 분해 : 수요의 변화인가 공급요인의 변화인가?	104
가. 근로자 구성의 변화와 임금구조의 변화	104
나. 분석모델 : 안정수요가설의 검증	108
다. 근속급과 근속외급여	110
5. 소결	112
V. 소득분배 격차의 확대 추세 저감을 위한 정책대응 방향	115
1. 고령화 현상에 대응한 정책방향	115
가. 공적연금	115
나. 기타 노인관련 지원정책	118

2. 원인별 소득 격차의 확대 추세 저감방안	119
3. 정책대응 방향	121
참고문헌	125

표목차

<표 II-1> 근로자가구의 역소비함수 회귀분석 결과	3
<표 II-2> 분석대상 기간별 자료의 포괄·분석 범위	3
<표 II-3> 소득종류별 지니계수 추이	3
<표 III-1> 주요 연령대별 인구 비중의 변화 추이	4
<표 III-2> 연령별 시장소득 지니계수 추이	4
<표 III-3> 연령별 시장소득 지니계수에 대한 회귀분석 결과 (시간추세 2차식)	52
<표 III-4> 연령별 시장소득 지니계수에 대한 χ^2 -가설검정	5
<표 III-5> 연령집단 간 시장소득 지니계수의 Pyatt 분해	6
<표 III-6> 연령집단 간 시장소득 지니계수의 Yitzhaki 분해	6
<표 III-7> 연령대별 시장소득의 평균 분포	5
<표 III-8> 연령대별 평균소득 대비 시장소득의 상대비	6
<표 IV-1> 기초통계량	9
<표 IV-2> 추정결과 1	9
<표 IV-3> 추정결과 2	13
<표 IV-4> 노동력 구성 변화(남성)	106
<표 IV-5> 임금에 관한 안정노동수요가설 검증 결과	110
<표 IV-6> 근속외급여에 대한 안정수요가설 검증 결과	111
<표 IV-7> 근속급에 대한 안정수요가설 검증 결과	112
<표 V-1> 소득단계별 지니계수	116
<표 V-2> 시장소득 대비 소득단계별 지니계수 한계개선율	117

그림목차

[그림 II-1] 안중범(2003)의 연구에서 사용한 우리나라 지니계수의 변화 추이	23
[그림 II-2] 안중범(2003)의 비모수추정 지니계수 곡선	24
[그림 II-3] 시장소득 지니계수의 변화 추이	34
[그림 II-4] 등가처분소득의 국제비교	36
[그림 II-5] 영국의 지니계수 변화 추이	37
[그림 II-6] 미국의 지니계수 변화 추이	38
[그림 III-1] 주요 연령대별 추계인구 비중의 추이와 예측	43
[그림 III-2] 연령대별 시장소득 지니계수의 분포	45
[그림 III-3] 연령대별 시장소득 지니계수의 변화 추이 I (기준 A)	46
[그림 III-4] 연령대별 시장소득 지니계수의 변화추이 II (기준 A)	46
[그림 III-5] 시장소득 지니계수의 연령집단 기준 Pyatt 분해 (기준 A)	57
[그림 III-6] 시장소득 지니계수의 연령집단 기준 Pyatt 분해: 그룹 내 지니(기준 A)	58
[그림 III-7] 시장소득 지니계수의 연령집단 기준 Pyatt 분해: 그룹 간 지니(기준 A)	58
[그림 III-8] 시장소득 지니계수의 연령집단 기준 Pyatt 분해: 중복도(기준 A)	59
[그림 III-9] 시장소득 지니계수의 연령집단 기준 Yitzhaki 분해 (기준 A)	62

[그림 III-10] 시장소득 지니계수의 연령집단 기준 Yitzhaki 분해: 그룹 내 지니(기준 A)	62
[그림 III-11] 시장소득 지니계수의 연령집단 기준 Yitzhaki 분해: 그룹 간 지니(기준 A)	63
[그림 III-12] 시장소득 지니계수의 연령집단 기준 Yitzhaki 분해: 계층화도(기준 A)	63
[그림 IV- 1] 주요국의 임금소득 분포의 추이(P90/P10)	70
[그림 IV- 2] 우리나라 임금소득 분포의 추이(P90/P10)	75
[그림 IV- 3] 임금 불평등도의 추이(전체)	76
[그림 IV- 4] 임금 불평등도의 추이(남성)	76
[그림 IV- 5] 임금 불평등도의 추이(여성)	77
[그림 IV- 6] 학력 간(대졸/고졸) 임금 격차 추이	82
[그림 IV- 7] 고졸 남성의 연령별 임금 격차 추이	83
[그림 IV- 8] 대졸 남성의 연령별 임금 격차 추이	83
[그림 IV- 9] 고졸 여성의 연령별 임금 격차 추이	84
[그림 IV-10] 대졸 여성의 연령별 임금 격차 추이	84
[그림 IV-11] 연령 간 임금 격차의 추이(전체)	85
[그림 IV-12] 연령 간 임금 격차의 추이(남성)	85
[그림 IV-13] 연령 간 임금 격차의 추이(여성)	86
[그림 IV-14] 연령별 노동자의 분포	87
[그림 IV-15] 연령집단 내 임금 격차의 추이	88
[그림 IV-16] 성별 임금 격차의 추이	89
[그림 IV-17] 성별 학력별 임금 격차의 추이	90
[그림 IV-18] 사업체규모 간 임금 격차	91

I. 서론

소득분배구조는 각 경제주체에게 주어진 초기 자원(initial endowment), 노동 및 자본시장 여건, 기술수준, 교육수준 및 분포, 연령·성별 등 인구구조, 경제발전 단계, 산업구조 등 다양한 요인에 의해 결정되며 복잡한 양상을 띠는 것이 일반적이다.

소득분배구조는 여건의 변화에 따라 매우 가변적이다. 특히 우리나라의 경우에는, 경제위기 이후 소득분배구조를 결정짓는 상기 요인이 급변하면서 소득분배 격차가 확대되고 있는 것으로 나타나고 있다. 이러한 소득분배 격차의 확대는 사회·경제적 위화감을 조성할 뿐 아니라, 빈곤의 세습화 및 고착화의 가능성마저 야기할 수 있다는 데 문제의 심각성이 있다. 또한 논란의 소지가 많기는 하지만 소득분배 격차의 확대 및 빈곤의 고착화·세습화가 자칫 중장기 성장잠재력에 악영향을 미칠 수 있다는 우려 역시 제기되고 있다.

소득 격차가 발생한다고 하더라도 그것이 단순히 경기순환 과정에서 나타나는 현상이라면, 경기의 전환에 따라 자연스럽게 해결될 것이므로 정책당국은 소득분배 격차의 확대를 크게 염려할 필요는 없다. 그러나 1990년대 이후의 소득분배 격차는 단순히 경기순환 과정에서 나타나는 자연 현상으로 보기 어렵다. 따라서 시장에서 자발적으로 치유되기 어려운 측면이 크기 때문에 정부의 적극적인 개입이 요구되고 있는 것이다.

한편, 미국을 비롯하여 주요 외국에서 실시된 연구에 따르면 소득 격차가 확대된 가장 큰 요인은 임금 격차 때문이라는 결과가 있다. 1980년 이후 미국의 임금구조 변화 및 소득 격차에 대해 분석한 Katz and Autor(1999)의 연구에 의하면, 임금 격차가 확대되고 있는 이유로

1) 기술편향적 기술진보(skill-biased technological change), 2) 세계화, 3) 인구구성의 변화 및 상대적 기술공급 변화(relative skill supply), 4) 산업 노동 렌트(industry labor rent)의 증가, 5) 노동조합 조직률 저하, 6) 최저임금 저하 등을 들고 있다. 그러나 이런 연구결과는 우리와 사회·경제적 여건이 상이한 외국을 대상으로 한 것인 만큼 우리나라에 이를 일반화시켜 적용하기는 어려우며, 따라서 실증분석을 통한 검증이 필요하다.

따라서 본 보고서에서는 경제위기 이후 확대되고 있는 소득분배 격차에 대해 그 원인을 경제적·비경제적 요인으로 나누어 살펴봄으로써 소득분배 격차의 확대 현상을 정확히 파악하고, 소득분배 격차를 확대시키고 있는 요인은 무엇이며, 각각의 요인이 어느 정도 영향을 미치고 있는가를 실증적으로 분석하고자 한다. 주지하는 바와 같이 소득분배 격차를 확대시키고 있는 요인 및 그 효과를 정확히 파악하여야만 소득분배구조 개선을 위한 합리적이며 적절한 정책적 대응 방안의 도출이 가능하기 때문이다.

본 보고서의 구성은 다음과 같다. 제II장에서는 먼저 경제발전 단계와 소득분배 격차와의 관계를 경험적 실증연구를 통해 밝힌 기존 연구와 세계화 등이 소득분배구조에 미친 영향 등을 살펴본다. 그리고 우리나라와 해외 주요국의 소득분배구조의 변화 추이 등을 비교해본다.

제II장의 분석결과 중 우리나라의 소득분배 격차 추이에 대해 먼저 간략히 소개하면, 1980년대와 1990년대 초반에 걸쳐 소득분배 격차가 축소되는 모습을 보이다가 1990년대 후반 이후 상승 추세로 반전되었다고 할 수 있다. 본 연구의 기본목적이 이와 같은 소득분배 격차의 변화 원인이 무엇인지를 밝히고 정책대응 방향을 제안하는 것에 있는 만큼 제III장과 제IV장에서는 소득분배 격차의 확대요인에 대해 분석한다. 우리나라는 경제발전 과정에서 인구분포 및 가구구성 패턴 등이 급격히 변화하였는데, 이와 같은 인구학적 분포 특성의 변화가 필연적으로 소득분배구조에 크게 영향을 미쳤음은 물론이다.

제Ⅲ장에서는 우리나라 전반에 걸친 소득분배구조의 변화가 인구분포의 변화 등에 따라 어떤 영향을 받았는지를 살펴본다. 대부분 이러한 요인은 경제외적인 요인에 의한 변화로 볼 수 있다. 그런데 이것만으로 소득분배구조의 변화 추이를 모두 설명할 수는 없다. 분석결과를 미리 간략히 소개하자면, 최근의 소득분배 격차의 확대 양상은 연령집단 간 구성의 변화에 의한 집단 간 격차의 확대와, 연령집단 내에서의 격차 확대에 의한 두 가지 요인이 복합적으로 작용하고 있다고 할 수 있다. 이 중 전자는 소득 불평등도가 높은 고령층에 대한 가중치가 높아짐에 따른 효과, 즉 고령화 효과가 크게 작용하고 있을 뿐만 아니라 연령집단 상호간 평균소득 격차도 확대된 데 따른 효과가 복합되어 있다. 후자는 각 연령별 지니계수의 평균 또는 가중평균을 의미하는데 그 수치가 상승하고 있음은 각 연령대 내에서의 소득 격차가 확대되고 있음을 의미한다. 그러므로 최근의 소득분배 격차의 확대가 모두 고령화로 인해 초래되고 있다고 보기는 어렵다. 왜냐하면 연령집단 내에서의 개인 간(또는 개별 가구 간) 소득 격차의 확대는 고령화 현상이 전혀 발생하지 않는다는 가정하에서도 얼마든지 전체적인 소득분배 격차를 확대시키는 요인이 되기 때문이다. 연령집단 내의 소득 불평등도를 확대시킬 수 있는 요인은 매우 다양하지만 임금 격차 등이 주요한 요인인 것으로 판단된다.

일반적으로 소득 가운데 가장 큰 비중을 차지하는 것이 임금임을 고려할 때 임금 격차가 소득 격차의 확대로 연결된다 하겠다. 따라서 제 IV장에서는 1980년 이후의 임금 격차의 변화에 대해 분석한다. 구체적으로는 「임금구조 기본통계조사」의 원시자료를 이용하여 임금 격차의 변화를 살펴보고, 임금 격차를 발생시키고 있는 원인에 대해 임금함수 추정을 통해 살펴본다. 아울러 1980년대 이후 우리나라 임금구조의 변화가 노동자의 고학력화 및 고령화와 같은 공급측 요인에 의해 발생한 것인지, 수요측 요인에 의한 것인지를 안정수요가설에 입각하여 분석한다.

제V장은 제Ⅲ장과 제IV장의 논의에 근거하여 소득분배 격차의 확대 추세에 대응한 정책 방향을 검토한다. 제VI장은 요약 및 시사점이다.

II. 소득분배구조의 변화 추이

1. 기존 연구의 결과

가. Kuznets의 역U자 가설

경제발전 단계와 소득분배구조 사이의 상관관계를 분석한 연구로는 Kuznets(1955)가 대표적이다. 그에 따르면 경제발전 초기에는 소득분배 격차가 작지만, 경제가 발전할수록 소득분배 격차가 점차 확대된다고 한다. 소득분배 격차의 확대 현상은 끝없이 계속되는 것은 아니며 경제구조가 성숙기를 지나 완숙기에 들어서면서부터는 다시 소득분배 격차가 축소되기 시작한다고 한다. 따라서 경제발전 단계(횡축)와 소득 불평등도(종축) 사이의 관계를 나타내면 역U자형의 곡선이 그려지기 때문에 그의 가설은 종종 역U자 가설이라고 불린다.

그의 논문의 결론을 되짚어보면, 경제발전 초기에 상대소득분배 격차가 작게 나타나는 것은 소득분포가 일종의 하향 평준화되어 있는 상태를 나타낸다고 볼 수 있다. 반면에 경제발전 완숙기에 상대소득분배 격차가 작아지는 것은 소득분포의 상향 평준화로 해석할 수 있다. 그러나 Kuznets는 역U자 형태의 곡선이 다시 반복된다거나 또는 그 이후에 어떻게 발전 또는 변형되는지에 대해서는 아무런 설명을 하지 않았다.

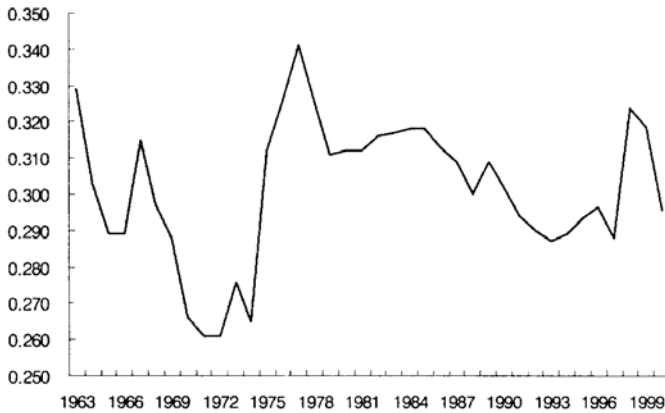
유항근(2000)은 70개국의 횡단면 자료를 이용하여 경제성장과 국민 계층의 소득 변화를 통해 Kuznets의 역U자 가설이 성립하는가에 대해 분석하였다. 그는 횡단면 분석을 통해 미약하나마 Kuznets의 역U자 가설이 성립한다고 주장하였다. 그에 따르면 경제성장률이 높더라도

그것이 직접적으로 소득분배구조를 개선시키지는 않지만 1인당 국민 소득 수준이 향상된 이후에는 개선된다고 하였다.

안중범(2003)은 1963~2000년 자료를 이용하여 Kuznets의 역U자 가설이 우리나라에도 적용되는지의 여부를 검정하였다. 그는 VAR, Inverse Logistic 모형, 비모수적 핵추정회귀분석(nonparametric kernel regression)을 사용하였다. 분석결과를 요약하면 우리나라에서는 Kuznets의 역U자 가설이 성립하지 않으며, 인적자본 수준, 개방화, 고령화 등이 소득분배구조에 영향을 미친다고 하였다.

그런데 안중범의 연구결과는 방법론상 몇 가지 문제점을 안고 있다. 1982~2000년 기간은 「도시가계조사」의 원시자료를 이용하여 추정된 지니계수를 사용하고 있으나 1963~1981년은 윤기중(1997)이 「도시가계조사」 보고서에 실린 계층별 집계자료를 이용하여 추정된 지니계수를 사용하고 있다. 두 가지 모두 취업상태에 있는 근로자가구를 대상으로 하고 있다. 그런데 전자는 개별 근로자가구의 소득을 토대로 지니계수를 추정한 반면에 후자의 경우에는 소득계층별로 분할(partition)을 이룬 집단의 평균소득을 토대로 추정한 집단 간 지니계수이다. 본 보고서의 제Ⅲ장에서 보다 자세히 소개하겠지만, 후자의 지니계수는 Pyatt 분해 또는 Yitzhaki 분해 등에서 보듯이 지니계수를 구성하는 구성요소 중 하나에 해당하는 집단 간 지니계수를 나타내므로 전체 지니계수를 의미하는 전자와 동일선상에서 양자를 하나의 시계열로 간주하는 것은 분석방법 및 결과의 일치성을 보장할 수 없으므로 적절치 않다.

[그림 II-1] 안중범(2003)의 연구에서 사용한 우리나라
지니계수의 변화 추이



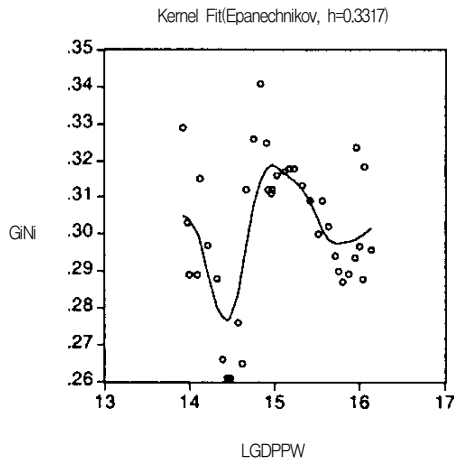
또한 안중범(2003)의 연구에서는 1963~2000년 「도시가계조사」 자료를 이용하였는데 이는 모두 취업상태의 근로자가구를 대상으로 하고 있다. 분석대상 기간 동안 도시가 급속히 팽창하였기 때문에 도시지역이라는 포괄범위가 의미하는 바가 동일하지 않아 시계열의 일치성을 보장할 수 없을 뿐더러 근로자가구 역시 경기변동에 따라 포괄범위가 매우 가변적인 집단을 나타내는 만큼 동일 집단으로 보기 어렵다는 것이 문제이다.

그의 연구결과 가운데 비모수적 추정 방법을 이용하여 지니계수를 1인당 국민소득에 자연대수를 취한 후 1차 차분한 변수(LGDPPW: $\ln(1인당\ 국민소득)$ 의 1차 차분변수)에 대해 회귀분석한 결과에 의하면 역U자 형태의 곡선이 3개가 반복된 상태에서 앞부분과 뒷부분 일부가 잘린 형태를 취하고 있다. 따라서 만약 Kuznets의 역U자 가설이 역사적으로 한번만의 주기(cycle)로 종료되는 것이 아니라 경제의 구조적 패러다임(paradigm)이 변함에 따라 반복될 수 있는 것이라면 그의 연

구결과에 나타난 것만으로 역U자 가설을 기각하지 못할 수도 있다.

필자의 개인적인 판단으로는, Kuznets의 역U자 가설은, 이를테면 자본주의라는 하나의 경제체제 내에서 나타나는 경제 패러다임에 일반적으로 적용되는 가설인 것으로 판단된다. 작금의 경제 패러다임은 더 이상 기존의 자본주의 시장경제체제로만 설명하기 어려운 부분이 많다. 전산화·정보화 등 과학기술의 눈부신 발전에 따라 거래관행이나 결제수단, 산업구조 등이 급속히 변하고 있는데 이는 분명 과거의 전통적인 자본주의체제와는 뚜렷한 차이를 보이고 있다. 만약 이와 같은 변화를 새로운 경제 패러다임으로 받아들인다면 Kuznets의 역U자 곡선이 최근 새롭게 다시 반복되기 시작한 것이 아닌가라는 추론도 가능하다. 아울러 우리나라는 세계에서 유례를 찾아보기 어려울 정도로 산업화와 고령화 등이 급속하게 전개되고 있기 때문에 예외적으로 여러 시대의 모습을 매우 짧은 기간 동안 반복해서 보여주는 것이 아닌가라는 추론도 가능할 것으로 생각된다.

[그림 11-2] 안종범(2003)의 비모수추정 지니계수 곡선



다음 절에서 살펴보겠지만, 미국과 영국 등 몇몇 선진국에서는 지난 1960년대 말 또는 1970년대 초까지만 해도 역U자 가설에 잘 부합하는 모습을 보였으나 1970년대 중반 이후 소득분배 격차가 확대 추세로 반전되었다는 것은 선진국에서 전산화·정보화가 가장 먼저 시작되었다는 점과도 무관하지 않다. 우리나라의 경우에도 1990년대 중반 이후 인터넷의 급속한 보급 등을 비롯한 IT산업의 급속한 팽창이 새로운 경제 패러다임에 입각한 새로운 주기(cycle)의 시작일 가능성도 있는 것으로 판단된다. 다만 이런 주장은 아직 실증적으로 검증된 것이 아닌 만큼 현 시점에서는 또 하나의 가설로만 간주되기를 바란다.

나. 소득분배구조의 변화요인

우리는 흔히 보호무역보다는 세계화를 통해 시장을 상호 개방함으로써 경제성장률을 높일 수 있다고 본다. 다만 부산물로 소득분배 격차의 확대가 염려된다는 주장을 많이 한다. 세계은행의 Milanovic(2002B)가 연구한 바에 따르면 세계화의 장점을 강조하면서 옹호하는 사람들에게 의해 세계화의 효과가 왜곡되었을 뿐, 실제로 세계화는 소득분배 격차를 확대시켰다고 주장한다. 그는 19세기 말~20세기 초에는 세계화가 식민지화에 의해 주도되었기 때문에 지배자들 사이에서는 소득분배 격차가 축소되었을지 모르지만 지배자 및 피지배자 사이의 격차는 더욱 확대되었다고 한다. 또한 20세기 말의 마지막 20년 기간 동안은 그 이전의 20년 기간에 비해 세계화가 더 많이 진행되었지만 소득분배 격차는 오히려 더 확대되었다고 주장한다.

Milanovic and Yitzhaki(2002)와 Milanovic(2005A)의 연구에 의하면 최근 세계적으로 소득분배 격차가 확대(세계 지니계수: 0.63(1988년) → 0.66(1993년))되고 있는 것으로 보인다고 한다. 지니계수의 변화 양상도 대륙별로 다양한 특성을 보이고 있다고 한다. 남미에서는 국가 간의 소득 격차는 별로 크지 않아 균등한 편이지만 각 국가별로 국가

내에서의 소득분배 격차가 매우 극심하게 크다고 한다. 반면에 아시아에서는 개발연대의 차이 등에 따라 국가별 소득 격차가 상당히 큰 편이며, 특히 중국의 경우에는 지역 간 산업화의 비대칭으로 인해 도·농 간 소득 격차가 급속히 확대되고 있다. 서유럽과 북미 등에서는 비교적 상대소득분배 격차가 크지 않은 편이라고 한다.

그러나 세계화가 반드시 소득분배 격차를 확대시키는 방향으로만 작용하지는 않는 것으로 판단된다. 상기의 연구들은 비교적 짧은 특정 기간만을 대상으로 분석한 결과들을 제시하고 있기 때문에 특정 시점에서의 단기적 특성만을 나타낸 것으로 볼 수 있다. 세계화의 기치 아래 시장을 개방하면 초기에는 경쟁력이 약한 부문의 경제적 쇠퇴 또는 몰락이 있을 수 있으므로 단기적으로는 소득분배 격차가 확대될 수 있다. 그러나 시장의 확대 및 분업의 가속화에 따른 성장 촉진을 통해 장기적으로는 오히려 소득분배 격차가 완화될 가능성도 얼마든지 있다. Milanovic(2002B)가 예를 든 시기 중 19세기 말~20세기 초는 자본주의 체제하에서 세계화가 추진된 기간 가운데 일부분에 불과하며, 두 차례에 걸친 세계대전 후 세계화가 더욱 가속화되면서 상당수의 선진국에서 소득분배 격차가 축소되었던 점은 언급하지 않고 있다. 또한 최근의 소득분배 격차의 확대 추세는 세계화로 인한 현상으로만 보기에 다른 요인에 의한 변화 가능성이 매우 높기 때문에 세계화의 결과로서 소득분배 격차가 확대되고 있는 것인지도 상당히 의문스럽다.

세계를 대상으로 한 소득분배 문제의 양상은 우리나라의 소득분배 구조 변화와는 다른 요인에 의해 움직이는 경우가 많다. 이를테면 세계는 매우 이질적인 특성을 지니는 다양한 집단 또는 국가들의 집합인 반면에 우리나라의 소득분배구조를 논함에 있어서는 그러한 이질성은 별로 없기 때문이다. 예를 들면 세계의 소득분배구조를 논함에 있어서는 특정 지역이나 국가의 문맹률 수준이 매우 중요한 변수지만 우리나라의 경우에는 문맹률이 거의 0에 가깝기 때문에 소득분배구조에는 영향을 별로 미치지 않는다. 다만 교육수준 또는 경력 등의 편차에 의한

소득분배구조의 변화는 중요한 결정요인이 될 수 있다.

최근 우리나라의 소득분배구조를 변화시키는 요인 중 가장 큰 것은 인구의 고령화와 편부모 가정의 증가, 이혼 급증 등과 같은 인구·사회학적 특성의 변화와 함께, 기술진보의 비대칭성 등에 기초한 부문별 임금 격차와 저고용, 산업구조의 급속한 개편 등과 같은 경제적 요인의 변화를 들 수 있다.

아래 두 절에 걸쳐 우리나라의 소득분배구조의 변화 추이와 주요국의 소득분배구조를 비교해보고, 이어지는 두 장에서는 위에 제시한 요인들의 변화가 소득분배구조에 미치는 영향에 대해 분석한다.

2. 우리나라의 소득분배 격차 현황 및 추이

가. 분석자료

미시분석을 위해 통계청의 「가계조사」 자료(2002년까지는 「도시가계조사」 자료)를 사용한다. 분석대상 기간은 원시자료의 이용이 가능한 1982~2006년으로 한다.

「가계조사」 자료는 기간에 따라 제공되는 가구의 범위와 소득 관련 정보의 범위에 차이가 있다. 2002년까지는 가구원 수가 2인 이상인 가구로서 도시지역에 거주하는 가구를 대상으로 하였다. 이 때 소득 관련 정보는 근로자가구에 대해서만 제공하고 근로자외가구, 즉 무직가구와 자영업자가구에 대해서는 소득 정보를 제공해주지 않았다. 2003~2005년에는 가구의 포괄범위를 도시지역에서 전국 단위의 2인 이상 가구로 확대하였다. 또한 근로자외가구에 대해서도 소득 관련 정보를 제공하기 시작하였다. 2006년부터는 가구의 포괄범위를 1인 가구까지 확대하여 명실상부한 전국 단위의 서베이 조사 체계가 갖추어졌다¹⁾.

1) 다만 농어가, 여관 등 일부 예외적인 가구유형은 제외하고 있다.

나. 분석방법

1) 근로자외가구의 소득추정

2002년까지의 「도시가계조사」 자료는 근로자가구에 대해서만 소득 관련 정보를 제공해준다. 따라서 전 가구 대상의 소득분배구조 분석이 용이하지 않다. 근로자가구만을 대상으로 소득분배구조를 논하는 경우에는 의도하지 않은 구성 편의(composition bias)가 발생하여 일치 추정치(consistent estimates), 즉 일치성을 가진 적절한 연구결과를 얻을 수 없다. 왜냐하면 근로자가구가 고정적인 범주의 가구를 확정적으로 나타내는 집단이 아니기 때문이다. 즉, 근로자가구는 해당 기간에 노동자로서 취업상태에 있는 경우로 한정하기 때문에 당기에 근로자가구라고 하더라도 차기에 실직을 하는 경우에는 근로자가구에서 제외되는 한편, 전기에 무직상태에 있어 근로자가구가 아니었던 가구가 당기에 노동자의 형태로 취업하게 되면 근로자가구로 분류된다. 따라서 매기마다 근로자로서의 취업 여부 차이로 인해 근로자가구의 구성 범위가 확정적이지 못하고 가변적이게 된다. 이런 차이가 크지 않은 경우에는 구성 편의가 작지만 경제위기 기간 및 직후 기간처럼 실업률 변동이 극심한 경우에는 근로자가구 구성범위가 급변함에 따라 발생하는 구성 편의로 인해 소득분배 격차를 나타내는 지니계수 등의 변화 방향 자체가 바뀌기도 한다.

성명재(2005B)²⁾의 연구에서 보듯이 (2인 이상의) 도시가구 전체를 대상으로 하는 경우에는, 경제위기로 인해 지니계수가 0.24685(1996년)에서 0.28102~0.31121(1997~1998년)로 급상승하였으나 경제위기에서 벗어나면서 실업률이 다소 안정화되자 0.26726(1999년)으로 하락한 것으로 나타난다. 이는 경제위기로 인한 타격이 위기에서 벗어난 이후에

2) 성명재(2005B)의 p. 116 <표 III-1> 참조.

도 지속되었지만 최악의 상황을 넘겼음을 감안할 때 충분히 이해할 수 있는 부분이다. 이에 반해 통계청에서는 근로자가구만을 대상으로 함에 따라 1999년에도 지니계수가 계속 상승한 것으로 추정하였다.

경제위기 기간 동안에는 근로자가구 중 저층을 중심으로 실직가구가 양산되었다. 따라서 경제위기 기간 동안의 근로자가구는 시장에서 성공적으로 생존한 가구만을 대상으로 한다. 그런데 경제위기가 조기에 극복되고 실직자 중 상당히 많은 수가 취업하면서 새로이 두텁게 근로자가구의 저층을 형성함에 따라 근로자가구의 상대소득 격차는 확대되었다. 그러나 경제 전체적으로는 실직·무직 상태의 최저소득층의 취업률이 증가하면서 상대소득 격차가 축소되었다. 이와 같이 가구 포괄범위의 차이로 인해 소득분배 격차 분석결과가 극단적인 차이를 나타내기도 한다³⁾.

그러므로 본 연구에서는 구성 편의에 의한 오류를 방지하기 위해 근로자와외가구에 대해 소득을 추정하여 사용하였다. 소득의 추정방법은 다음과 같다.

근로자가구와 근로자와외가구의 소득-소비관계가 동일하다고 가정하였다. 이런 전제하에 근로자가구에 대한 회귀분석 결과를 토대로 근로자와외가구의 소득을 추정하였다. 소득추정을 위해 먼저 근로자가구의 역소비함수(또는 소득함수)를 추정하였다. 회귀분석 시 설명변수는 소비지출, 가구원 수, 학력더미를 사용하였다. 최종적으로 근로자와외가구를 대상으로 설명변수 값을 대입하여 소득을 추정하였다⁴⁾. 단, 이 과정에서 오차항을 무시하고 소득을 추정하면 총 소득에 대한 조건부 기

3) 2002년 이전에도 소비지출 통계는 가구 유형에 관계없이 제공되었다. 따라서 소비지출을 대상으로 경제위기를 전후한 기간에 대해 지니계수를 추정해보면 근로자가구만을 대상으로 하였을 때와 전 가구 유형을 통틀어 추정하였을 때의 결과가 상반되는 것으로부터도 구성 편의에 의한 오류가 심각함을 간접적으로 이해할 수 있다.

4) 자세한 사항은 성명재(2001), 강석훈·박찬용(2003), 성명재·김현숙(2006)을 참조하기 바란다.

대치를 예측하는 것이 되기 때문에 이를 토대로 지니계수 등을 추정해 보면 실제보다 작게 추정된다. 우리가 알고 싶은 것은 소득 Y 자체이다. 그런데 위에서 추정한 것은 일종의 평균값을 나타내는 \hat{Y} 이다. $Y = \hat{Y} + \hat{e}$ 의 관계를 가지므로 총 소득 추정치는 \hat{Y} 에 오차항에 대한 추정치를 합산한 수치이다. 따라서 아래의 추정결과를 바탕으로 \hat{e} 도 함께 추정하여 \hat{Y} 에 합산하여 Y 를 추정하였다.

$$\text{소비함수 : } \ln(C) = \alpha + \beta \ln(Y) + \gamma Z + \epsilon$$

$$\text{역소비함수 : } \ln(Y) = a + b \ln(C) + dZ^* + e$$

<표 II-1> 근로자가구의 역소비함수 회귀분석 결과

	1995년	2000년	2006년
상수	5.067 (26.334)	2.581 (12.858)	3.309 (17.613)
ln(소비지출)	0.703 (58.974)	0.867 (70.636)	0.826 (71.514)
ln(가구원 수)	0.083 (4.869)	-0.043 (-2.536)	-0.049 (-3.779)
학력더미(초등학교)	0.070 (1.349)	-0.001 (-0.017)	0.059 (1.229)
학력더미(중학교)	0.094 (1.841)	-0.011 (-0.233)	0.053 (1.132)
학력더미(고등학교)	0.147 (2.931)	0.087 (1.919)	0.115 (2.535)
학력더미(전문대학)	0.210 (3.969)	0.096 (2.003)	0.139 (2.947)
학력더미(대학)	0.226 (4.434)	0.137 (2.963)	0.232 (5.031)
학력더미(대학원)	0.319 (5.758)	0.195 (3.844)	0.297 (5.985)
R^2	0.59434	0.61165	0.65773
표본 크기	2,242	2,496	2,751

주: 1. () 안의 수치는 t-값임.

2. 2006년의 경우에는 여타 연도와와의 비교를 위해 추정결과를 제시.

2) 가구 포괄범위 및 소득정보 제공범위의 차이에 따른 기준 조정 문제

앞에서 설명하였듯이 「가계조사」 자료는 연도별로 가구 포괄범위와 소득정보 제공범위 등이 차이를 보인다. 따라서 이런 차이를 무시하고 시계열적으로 비교연구를 하면 기준 차이에 따라 분석의 편의가 발생한다. 이를 방지하기 위해 본 연구에서는 아래와 같이 네 가지 기준으로 정리하여 분석한다.

기준 A: 2인 이상의 도시지역 거주가구 (기간: 1982~2006년)

기준 B: 2인 이상의 도시지역 거주가구 (기간: 2003~2006년)

기준 C: 2인 이상의 전국가구 (기간: 2003~2006년)

기준 D: 1인 가구를 포함한 전국가구 (기간: 2006년)

단, 기준 A의 경우 근로자외가구의 이전소득 항목은 0원으로 처리
 기준 B, C, D의 경우 모든 대상 가구에 대해 소득 세부정보를 활용

<표 II-2> 분석대상 기간별 자료의 포괄·분석 범위

구분	자료기간	자료명	포괄범위	소득 관련 정보 여부
A	1982~2002	도시가계조사	2인 이상 도시가구	근로자가구 : ○ 근로자외가구 : × - 총 소득 추정치 사용 - 이전소득 항목은 0원으로 처리
	2003~2006	가계조사		상기와 동일한 조건으로 자료를 가공
B	2003~2006	가계조사	2인 이상 도시가구	○
C	2003~2006	가계조사	2인 이상 전국가구	○
D	2006	가계조사	전국가구 (1인 가구 포함)	○

주: 소득합수 추정법으로 총 소득을 추정하여 사용. 이전소득 항목에 대해서는 정보가 없으므로 불가피하게 0원으로 처리

3) 지니계수

소득분배 격차의 정도를 나타내는 지표는 무수히 많다. 그 중 본 연구에서는 가장 널리 사용되고 있는 지니계수를 불평등지수로 사용한다.

지니계수는 개념상 45°선 이하의 도형의 면적 중에서, 45°선과 로렌츠 곡선 사이의 도형이 차지하는 면적의 상대비율로 정의된다. 이를 수식으로 나타내는 방법이나 공식 또한 매우 많다. 이 가운데 본 연구에서는 아래의 공식을 사용한다.

$$\text{지니계수} = 1 - 2 \sum_{i=1}^N w_i \left(csy_{i-1} + \frac{sy_i}{2} \right)$$

단, w_i : i 번째 관측치의 가중치

sy_i : i 번째 관측치의 소득 비중

csy_i : i 번째 관측치의 누적소득 비중(단, $csy_0=0$)

다. 시장소득분배구조의 변화 추이

흔히 시장에서 노동이나 자본의 공급을 통해 획득하는 소득을 시장소득(market income)이라고 한다. 따라서 시장소득은 임금소득 등의 노동소득과, 금융소득, 이자·배당소득, 자본이득 등을 포함한다. 그러므로 시장소득은 경제주체들의 경제활동의 결과로써 나타나는 원초적인 소득상태를 잘 보여준다.

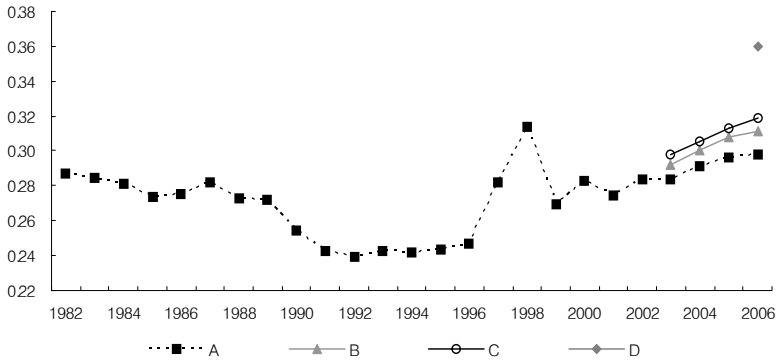
시장소득을 기준으로 상대소득 격차를 나타내는 지니계수를 추정해 보면 1982~2006년 기간 동안 완만한 U자형의 궤적을 볼 수 있다. 분석대상 기간 동안 분석기준을 2인 이상의 도시가구에 해당하는 기준 A로 통일하여 살펴보면, 시장소득 지니계수는 1982년의 0.287에서 하락 추세를 보이면서 1992년에 0.239로 저점에 도달하였으며, 이후 1996년까지 0.24~0.25의 범위 내에서 안정세를 보이다가 이후 상승 추세를

보이고 있다. 다만 1997~1998년은 외환위기 및 경제위기 기간으로 경제가 비상상태에 이르렀던 사실을 반영해주듯이 지니계수가 일시적으로 급상승(overshooting)한 것으로 볼 수 있다. 1999년에는 지니계수가 0.269로 하락하였으나 1990년대 중반 때보다 상당히 높은 수준을 보였다. 이후 시장소득 지니계수는 약간의 부침을 보이면서 지속적으로 상승하는 추세를 나타내 2006년 현재 0.298 수준에 도달하였다.

가구의 포괄범위를 2인 이상의 전국가구(기준 C)로 확대하면, 2003~2006년의 시장소득 지니계수는 0.298~0.319로 기준 A의 0.284~0.298보다 약 0.014~0.021지니p 정도 높다. 이는 읍면지역에 거주하는 가구가 도시지역 거주가구보다 평균적으로 소득수준이 낮을 뿐만 아니라 최저소득층 점유비가 더 높기 때문이다. 기준 C의 경우에도 시장소득 지니계수가 계속 확대되는 추세를 보이고 있는 것으로 추정되었다.

1인 가구까지 포괄하는 전국가구(기준 D)의 경우에는 시장소득 지니계수가 0.360으로 기준 C에 비해 무려 0.041지니p가 더 높다. 이는 1인 가구의 구성이 상당 부분 독거노인가구로 구성되어 있기 때문이다. 독거노인은 시장에서 은퇴한 경우가 대부분이며, 따라서 비경제활동인구의 비중이 절대적으로 높다. 그러므로 이들의 경우 시장에서 수취하는 시장소득이 0원이거나 또는 매우 낮은 경우가 많다. 따라서 이들을 표본에 포함하게 되면 상대소득 격차가 급격히 확대되어 지니계수가 급상승하는 요인으로 작용하게 된다.

[그림 11-3] 시장소득 지니계수의 변화 추이



- 주: A - 도시지역에 거주하는 2인 이상 가구(1982~2002년의 기간 동안 근로자 외가구의 경우 이전소득 항목을 0원으로 가정)
 B - 도시지역에 거주하는 2인 이상 가구
 C - 전국단위 2인 이상 가구
 D - 전국단위 전 가구
 단, 농어가 등 일부 유형은 제외

<표 II-3> 소득종류별 지니계수 추이

		시장소득	총 소득	가처분소득
A	1982	0.28689	0.28678	0.2738
	1983	0.2844	0.2827	0.27075
	1984	0.28097	0.28109	0.26909
	1985	0.27375	0.27563	0.26188
	1986	0.27544	0.27368	0.26007
	1987	0.28196	0.27986	0.26629
	1988	0.27242	0.27082	0.25628
	1989	0.27201	0.26957	0.25631
	1990	0.25433	0.25236	0.24024
	1991	0.24224	0.24189	0.23098
	1992	0.23897	0.24147	0.22865
	1993	0.2426	0.24242	0.23153
	1994	0.24205	0.24293	0.23209
	1995	0.24383	0.2428	0.23111
	1996	0.24711	0.24685	0.23665
	1997	0.28192	0.28102	0.27225
	1998	0.31374	0.31121	0.30313
	1999	0.26915	0.26726	0.25732
	2000	0.28281	0.27988	0.27039
	2001	0.27469	0.27222	0.26075
2002	0.28352	0.27997	0.26997	
2003	0.28354	0.27893	0.26671	
2004	0.29132	0.28529	0.27231	
2005	0.29612	0.28959	0.27744	
2006	0.29817	0.29126	0.27782	
B	2003	0.2922	0.27893	0.26671
	2004	0.30014	0.28529	0.27231
	2005	0.30765	0.28959	0.27744
	2006	0.31143	0.29126	0.27782
C	2003	0.29763	0.28266	0.27039
	2004	0.30575	0.28886	0.27582
	2005	0.3134	0.29335	0.28096
	2006	0.31924	0.29587	0.28218
D	2006	0.3597	0.32975	0.31553

주: 1. A - 도시지역에 거주하는 2인 이상 가구(1982~2002년의 기간 동안 근로자외가구의 경우 이전소득 항목을 0원으로 가정)

B - 도시지역에 거주하는 2인 이상 가구

C - 전국단위 2인 이상 가구

D - 전국단위 전 가구

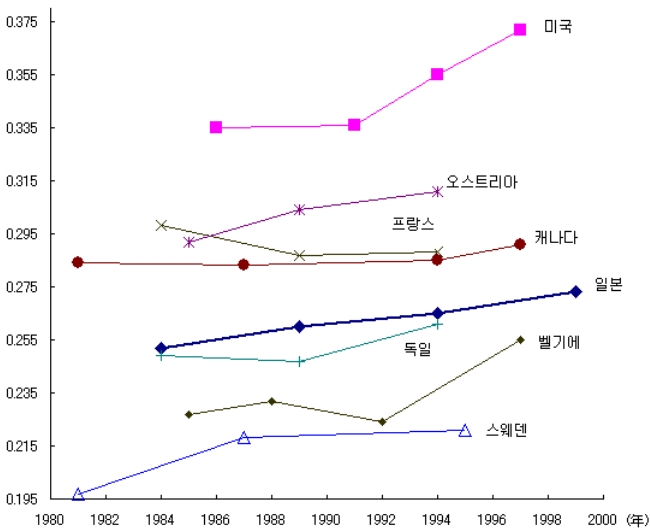
단, 농어가 등 일부 유형은 제외

2. 총 소득은 시장소득에 이전소득을 합산한 소득이고, 가처분소득은 총 소득에서 직접세와 각종 사회보장기여금을 차감한 것임.

3. 주요국의 소득분배 격차 현황 및 추이

[그림 II-4]는 OECD 주요국의 1980년 이후의 소득분배 격차를 나타낸 것이다.

[그림 II-4] 등가처분소득의 국제비교



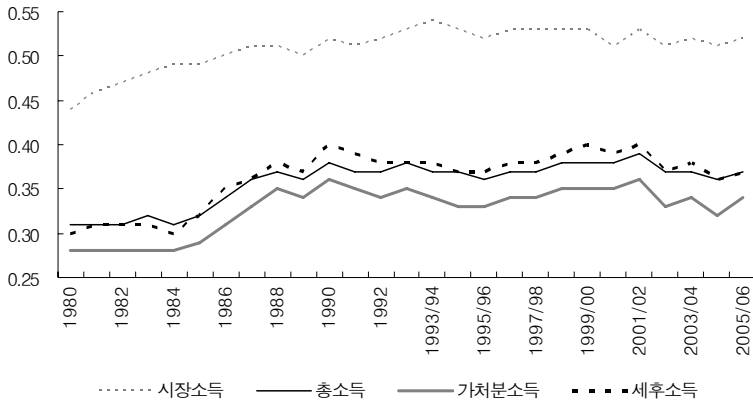
자료: 총무성 통계국 <http://www.stat.co.jp/data/zensyo/topics/1991-1.htm>

[그림 II-4]의 소득은 세대규모를 고려한 가처분소득인 등가처분소득이다. 주요국의 소득분배 격차 수준을 보면, 미국의 지니계수가 0.3 이상으로 현저하게 높으며, 격차가 제일 작은 스웨덴은 0.2 전후에 분포하고 있다. 한편, 캐나다와 프랑스를 제외한 나머지 국가에서는 1980년대 후반부터 1990년대에 걸쳐 소득분배 격차가 확대되고 있음을 알 수 있는데, 특히 미국이 가장 빠른 속도로 소득분배 격차가 확대되고 있다.

[그림 II-5]와 [그림 II-6]에서는 영국과 미국의 지니계수 변화 추

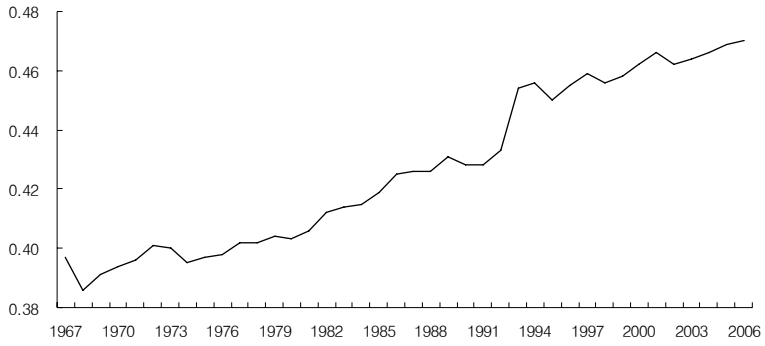
이를 보여주고 있다. 영국과 미국 모두 1970년대부터 지니계수가 상승 추세를 보이기 시작하였으며, 상승 추세는 비교적 최근까지 지속되었다. 이들 국가에서의 지니계수 상승은 전통부문과 신흥부문 간의 격차 확대, 숙련 및 비숙련 노동자 간의 임금 격차 확대, 정보력 격차 등이 크게 기여한 것으로 추정된다. 그 밖에 인구의 고령화로 인해 소득분배 격차가 완만하게 점진적으로 확대된 측면도 있으며, 미국의 경우에는 세계 각지로부터의 사회적 이주(이민) 등을 통해 이질적 집단의 결합이 지속됨에 따른 상대적 격차의 확대도 소득분배 격차 확대에 일조를 하고 있는 것으로 보인다.

[그림 II-5] 영국의 지니계수 변화 추이



자료: Jones(2007)

[그림 II-6] 미국의 지니계수 변화 추이



자료: <http://www.census.gov/hhes/www/income/histinc/h04.html> (2007년 9월 12일 현재)

Ⅲ. 소득분배구조와 인구학적 특성 변화

소득분배구조는 부존자원, 인구구조, 제반 사회·경제적 제도 등에 기반한 경제활동의 결과로써 기본구조가 결정된다. 본장에서는 이 가운데 부존자원 및 인구구조, 인구의 고령화 현상과 같이 경제외적인 요인의 변화가 소득분배에 미친 영향에 대해 분석한다.

1. 인구구조 고령화

가. 개요

인구구조의 변화, 특히 그 가운데 고령화가 소득분배구조에 미친 영향에 대해서는 성명재(2001, 2005B), 최준욱·전병목·김우철(2004)의 연구가 대표적이다. 이들 연구는 다양한 분석기법을 이용하여 고령화가 소득분배구조에 미치는 영향 또는 그에 따른 재정소요 및 경제적 파급효과 등을 분석하였다. 성명재(2001)는 최근 노인가구의 비중이 빠르게 상승하고 있다는 점에 착안하여 노인인구의 증가가 소득불평등도에 미치는 효과를 모의실험을 통해 분석하였다. 최준욱 외(2004)의 경우에는 고령화가 직접적으로 소득분배구조에 미치는 영향을 분석하지는 않았지만 비모수적 확률분포 추정법을 이용하여 가상패널을 구성하고 이를 통해 고령화로 인한 조세 및 재정정책의 경제적 효과를 분석하였다. 성명재(2005B)는 가구소득분포가 자연대수정규분포를 따른다는 경험적 사실을 토대로 소득이행규칙을 도출한 후 이로부터 가상패널을 구축하고 고령화 요소를 감안하여 상대소득 격차가 확대된다는 전제하에서 미래 시점에서의 횡단면 자료와 패널 자료를 가상적

으로 생성하여 생애소득분포의 구조를 분석하였다.

상기의 연구들 모두 인구의 고령화 현상이 주요 분석대상이거나 또는 주된 연구의 동기였다는 점에서 공통점을 가진다. 특히 그 가운데 성명재(2001)의 연구는 고령화로 인한 노인가구 비중의 증가가 직접적으로 소득불평등도(지니계수)를 상승시킨다는 것을 명시적으로 밝혔다는 점에서 높게 평가할 만하다. 다만 상기 연구는 노인가구와 비노인가구 간의 가중치 합을 임의적으로 조정하는 매우 단순한 분석에 기초하고 있다. 즉, 노인가구를 포함하여 각 연령집단의 소득분포와 연령별 인구 비중, 연령집단 간 상대소득 격차의 변화 등에 대한 시계열적 측면에서의 복합연구가 이루어지지 않아 아쉬운 점으로 남는다. 따라서 그의 연구는 각 연령집단 간 상대소득 격차의 변동에 의한 효과와 인구구성비의 변화로 인한 효과를 구분해내지 못했다는 한계가 있다⁵⁾.

최근 소득분배 격차가 확대된 요인을 분석하고자 하는 본 연구의 주제 중 고령화와 관련된 연구로서 상기 연구는 본 연구와 관련이 깊다. 본절에서는 상기의 연구에서 이루어지지 못한 사항에 대해 좀 더 분석해보기로 한다. 보다 구체적으로는, 상기 연구의 한계를 극복하고자 연령적 측면에서 인구구성의 변화가 소득분배구조에 미치는 영향을 각 연령집단 내의 소득불평등도 변화, 연령집단 간 상대소득 격차, 연령대별 구성비의 변화 효과 등으로 세분하여 분석한다.

5) 고령화 이외에도 소득분배구조에 영향을 미치는 주요 인구학적 요인 중 하나는 편부모가구의 증가이다. 성명재(2001)의 연구에 의하면 최근 이혼 증가로 인해 편부모가구의 비중이 증가하고 있고 그에 따라 상대소득 격차가 확대되고 있다고 한다. 아울러 핵가족화로 인한 노인가구의 분가도 상대소득 격차를 확대시키는 요인이다. 이는 보고서 심사과정에서 익명의 심사자께서 제안해주신 것으로 저자들은 그분께 이 자리를 빌어 심심한 감사의 뜻을 표하고자 한다.

인구학적 요인 가운데 고령화에 의한 상대소득 격차의 확대 기여도가 절대적으로 높은 만큼 비경제적 요인에 의한 상대소득 격차 확대의 원인분석에 있어서는 고령화 문제에 집중하고자 한다.

나. 인구구조의 변화 추이

우리나라의 연령대별 인구구조는 오랫동안 저연령층의 비중이 절대적으로 높은 피라미드형 구조를 유지해 왔으나 최근에는 세계 최저수준의 출산율과 급속한 평균수명의 연장으로 인해 노인인구의 비중이 급격히 증가하는 추세를 보이고 있다. 인구센서스자료와 다소 차이를 보이기는 하지만 통계청의 연령별 추계인구통계에 의하면, 2000년 7.2%였던 65세 이상 인구의 비중이 2030년에는 24.1%, 2050년에는 37.2%로 인구 3명당 1명이 노인이라고 할 수 있을 정도로 가파르게 상승할 것으로 전망되고 있다. 반면에 젊은 연령층의 인구 비중은 점차 감소하여 30~40년 후에는 19세 이하 미성년자들의 인구비가 10%대 초반에 머물 것으로 전망되고 있다.

<표 III-1> 주요 연령대별 인구 비중의 변화 추이

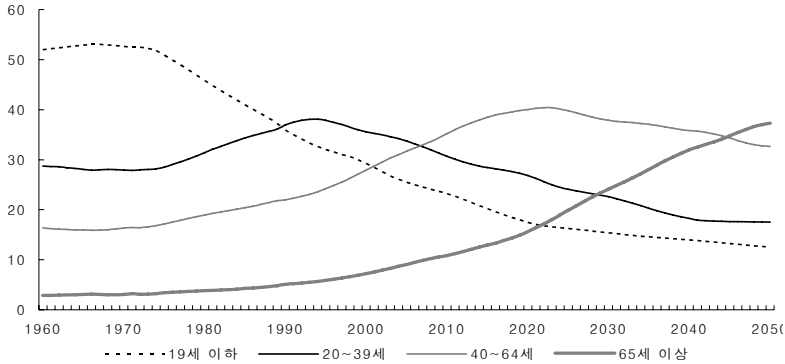
(단위: 명, %)

	1990	1970	1980	1990	1995	2000	2005	2006	2007	2010	2020	2030	2040	2050
추계인구	25,012,374	32,240,827	38,123,775	42,869,283	45,092,991	47,008,111	48,294,143	48,497,166	48,692,062	49,219,337	49,936,093	49,329,456	46,743,259	42,347,690
0~4세	184	141	106	75	79	69	53	50	49	47	38	37	30	28
5~9세	134	144	117	90	70	75	67	64	61	51	42	38	33	30
10~14세	106	141	117	92	85	67	72	72	71	65	45	38	38	32
15~19세	97	101	119	104	86	82	64	64	65	69	49	42	39	36
20~24세	93	80	107	101	97	82	79	74	70	62	62	45	39	41
25~29세	77	72	81	101	95	93	80	81	83	78	68	49	44	43
30~34세	62	69	66	96	95	90	90	87	84	79	61	63	47	43
35~39세	55	58	60	71	91	91	88	89	90	88	77	69	52	48
40~44세	45	46	57	58	66	86	88	86	85	85	77	62	66	52
45~49세	39	39	46	51	54	62	82	84	86	85	85	76	72	57
50~54세	34	32	35	47	46	50	60	64	68	80	82	76	64	72
55~59세	25	26	30	37	43	43	48	49	50	57	81	84	79	78
60~64세	21	20	22	27	33	39	40	40	40	45	75	80	77	68
65~69세	14	13	16	21	23	29	35	36	37	37	52	76	83	81
70~74세	08	10	11	14	17	20	26	27	28	31	39	67	75	77
75~79세	04	05	06	09	10	13	16	17	18	21	28	43	66	76
80세 이상	02	03	05	07	08	10	14	15	16	20	38	55	95	138
계	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
60세 이상	4.9	5.1	6	7.8	9.1	11.1	13.1	13.5	13.9	15.4	23.2	32.1	39.6	44
65세 이상	2.8	3.1	3.8	5.1	5.8	7.2	9.1	9.5	9.9	10.9	15.7	24.1	31.9	37.2
70세 이상	1.4	1.8	2.2	3	3.5	4.3	5.6	5.9	6.2	7.2	10.5	16.5	23.6	29.1

자료: 통계청

[그림 III-1] 주요 연령대별 추계인구 비중의 추이와 예측

(단위: %)



자료: 통계청

다. 인구구조의 변화와 지니계수

제II장에서 살펴보았듯이 경제활동의 일차적인 결과를 가장 많이 반영한다고 할 수 있는 시장소득 기준의 지니계수는 1990년대 중반 이후 지속적으로 상승하는 추세를 보이고 있다. 지니계수가 상승하는 것은, 숙련노동자(skilled workers)와 비숙련노동자(unskilled workers) 간의 임금 또는 소득 격차 확대, 전통부문과 신흥부문 간의 격차 확대, 계층 간 비대칭적인 정보력 격차 확대, 세계화의 진전, 경제구조의 변화속도가 빨라지면서 개인의 물리적 수명보다 경제적 수명이 더 짧아짐에 따른 평생고용 개념의 급속한 쇠퇴 등과 같은 경제적 요인에 기인하는 바가 크다. 아울러 고령화 현상도 소득분배 격차의 확대에 크게 기여하고 있다.

인구의 고령화 또는 인구구조의 변화는 크게 세 가지 경로를 통해 소득분배구조에 영향을 미친다. 첫째, 연령대별 인구(또는 가구)구성비의 변화, 둘째, 각 연령집단별 소득분배 구조의 변화, 셋째, 연령집단

간 상대소득 분포 또는 상대소득 격차의 변화가 그것이다. 앞의 두 가지 요인에 대해서는 제2절에서 분석하고, 세 번째 요인에 대해서는 제3절에서 분석한다.

2. 연령대별 지니계수의 변화 추이와 변화 패턴

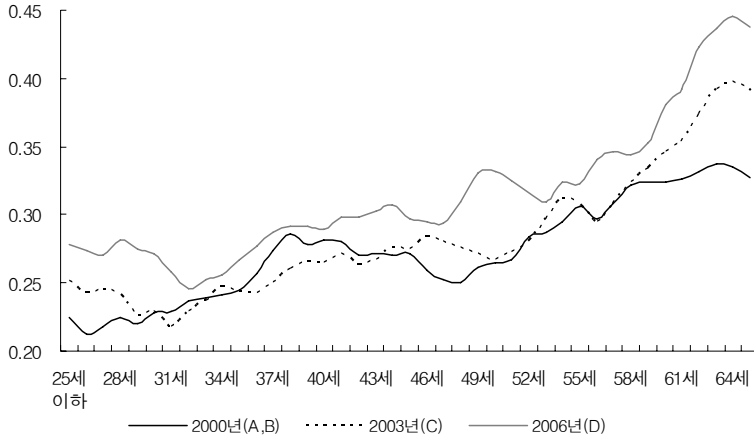
가. 연령집단 간 지니계수의 비교

본 연구에서는 연령집단을 가구주의 연령을 기준으로 25세 이하, 26~64세, 65세 이상 등 총 41개 집단으로 세분화하였다.

각 연령집단별로 시장소득 기준 지니계수를 추정해본 결과, 시점에 따라 다소 차이가 있지만 일반적으로 20대 후반과 30대 초반 연령집단에서 대체로 가장 낮은 수준을 나타내었으며, 연령대가 높아질수록 점차 지니계수가 커지는 경향을 나타내었다. 2006년(기준 D)을 예로 들면, 고연령가구로 갈수록 시장소득 지니계수가 상승하는 경향을 보인다. 이는 다른 연도를 보아도 대체로 마찬가지이다. 이에 따라 지니값을 연결한 지니곡선도 우상향하는 모습을 보이고 있다.

앞에서 연령대별 인구구성비의 변화 추이 및 전망에서 보았듯이, 인구의 고령화는 최고 인구 비중을 차지하는 연령층이 점차 저연령층에서 고연령층으로 이행하는 것을 의미한다. 다른 조건이 동일하다면 이는 지니계수가 큰 연령층의 구성비가 커지는 반면에 지니계수가 작은 연령층의 구성비가 작아짐을 의미하여 곧 전체 지니계수가 상승함을 뜻한다. 인구의 고령화로 인해 상대소득분배 격차를 나타내는 지니계수가 확대될 수 있다는 것은 바로 이런 요인에 기인한다.

[그림 III-2] 연령대별 시장소득 지니계수의 분포

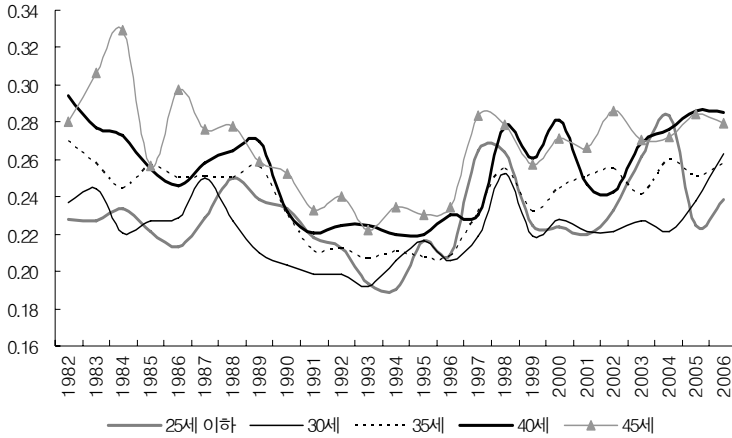


나. 연령집단별 지니계수의 시계열적 추세 비교

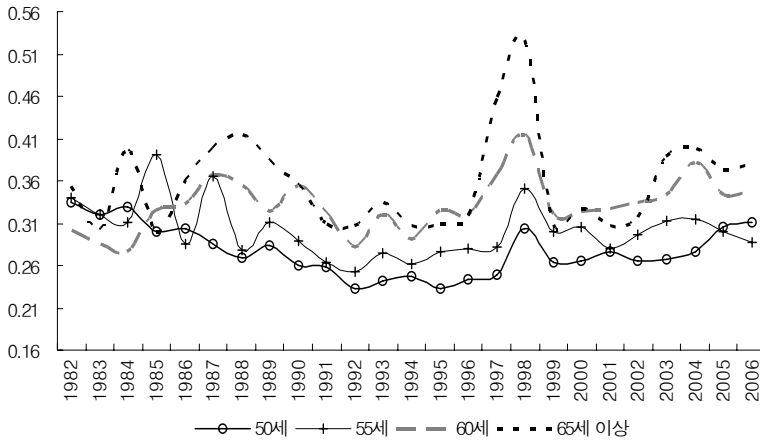
아래의 두 그림에서는 주요 연령대의 가구집단별로 1982~2006년 동안의 시장소득 지니계수의 궤적을 그려놓았다(기준 A). 각 곡선별로 부침이 심하기 때문에 정확한 구분이 쉽지는 않지만 대체적으로 20대 후반~30대 연령층의 경우 지니곡선이 가장 낮은 위치에 있고 그보다 높은 연령층으로 갈수록 지니곡선이 상방에 위치하는 경향을 보인다. 이는 앞 소절에서 논하였듯이 고연령층으로 갈수록 지니계수가 더 큰 값을 가지는 경향이 있음을 단적으로 보여주는 것이라고 할 수 있다.

아래 그림에서는 청·중·장년층의 경우 지니곡선이 완만하게나마 U자형에 가까운 모습을 하고 있는 것을 볼 수 있다. 그러나 50대 후반 이후의 연령층에서는 지니곡선이 일정한 범위 내에서 진폭을 보이면서 수평적으로 파동을 그리는 경향을 보인다.

[그림 III-3] 연령대별 시장소득 지니계수의 변화 추이 I(기준 A)



[그림 III-4] 연령대별 시장소득 지니계수의 변화 추이 II(기준 A)



<표 III-2> 연령별 시장소득 지니계수 추이

연령	1982	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
25	0.228	0.227	0.234	0.221	0.213	0.229	0.25	0.243	0.233	0.218	0.212	0.194	0.191	0.216	0.209	0.234	0.264	0.221	0.221	0.22	0.233	0.262	0.284	0.224	0.228
26	0.231	0.229	0.235	0.206	0.201	0.226	0.24	0.213	0.214	0.213	0.216	0.202	0.201	0.216	0.201	0.235	0.253	0.227	0.212	0.207	0.237	0.248	0.262	0.234	0.222
27	0.24	0.239	0.239	0.212	0.2	0.232	0.23	0.207	0.208	0.212	0.21	0.202	0.202	0.22	0.205	0.241	0.253	0.231	0.218	0.205	0.219	0.245	0.237	0.24	0.231
28	0.224	0.233	0.229	0.224	0.205	0.221	0.221	0.205	0.204	0.205	0.204	0.207	0.199	0.225	0.206	0.23	0.254	0.224	0.224	0.221	0.219	0.221	0.241	0.212	0.236
29	0.235	0.243	0.225	0.221	0.212	0.236	0.215	0.202	0.191	0.2	0.197	0.203	0.206	0.214	0.209	0.215	0.254	0.222	0.222	0.223	0.222	0.223	0.217	0.237	0.234
30	0.237	0.244	0.221	0.227	0.229	0.25	0.227	0.21	0.213	0.199	0.199	0.192	0.206	0.216	0.206	0.219	0.253	0.219	0.228	0.221	0.221	0.227	0.221	0.238	0.233
31	0.244	0.246	0.222	0.224	0.228	0.241	0.232	0.213	0.213	0.194	0.191	0.201	0.209	0.21	0.221	0.243	0.219	0.229	0.221	0.228	0.213	0.221	0.224	0.224	0.252
32	0.252	0.257	0.255	0.242	0.236	0.255	0.237	0.223	0.222	0.196	0.203	0.188	0.192	0.199	0.211	0.228	0.243	0.22	0.237	0.218	0.232	0.224	0.237	0.25	0.24
33	0.254	0.257	0.235	0.257	0.248	0.246	0.244	0.243	0.229	0.199	0.192	0.197	0.192	0.198	0.208	0.223	0.238	0.223	0.239	0.229	0.246	0.253	0.243	0.253	0.247
34	0.259	0.257	0.241	0.249	0.232	0.246	0.248	0.255	0.231	0.201	0.211	0.209	0.202	0.2	0.235	0.225	0.238	0.227	0.241	0.244	0.254	0.247	0.254	0.243	0.251
35	0.27	0.257	0.244	0.257	0.25	0.251	0.25	0.256	0.23	0.21	0.212	0.206	0.211	0.208	0.209	0.232	0.255	0.232	0.245	0.25	0.255	0.241	0.25	0.25	0.239
36	0.271	0.26	0.245	0.244	0.233	0.261	0.246	0.254	0.236	0.213	0.213	0.215	0.215	0.21	0.217	0.239	0.268	0.234	0.257	0.242	0.257	0.243	0.246	0.246	0.245
37	0.279	0.266	0.249	0.238	0.233	0.253	0.23	0.254	0.225	0.207	0.219	0.211	0.213	0.21	0.222	0.247	0.281	0.246	0.274	0.231	0.247	0.248	0.253	0.263	0.279
38	0.282	0.277	0.255	0.243	0.231	0.255	0.27	0.253	0.226	0.203	0.214	0.219	0.212	0.211	0.22	0.248	0.29	0.242	0.285	0.242	0.24	0.263	0.253	0.272	0.286
39	0.284	0.283	0.268	0.242	0.247	0.257	0.266	0.261	0.229	0.212	0.214	0.22	0.214	0.214	0.224	0.258	0.258	0.278	0.249	0.241	0.27	0.273	0.275	0.284	0.283
40	0.294	0.277	0.273	0.255	0.246	0.258	0.265	0.27	0.232	0.221	0.225	0.225	0.219	0.22	0.231	0.231	0.278	0.26	0.281	0.247	0.242	0.269	0.276	0.286	0.285
41	0.285	0.291	0.28	0.242	0.256	0.251	0.264	0.253	0.239	0.233	0.225	0.234	0.228	0.223	0.229	0.232	0.276	0.239	0.28	0.232	0.255	0.275	0.278	0.286	0.29
42	0.276	0.28	0.242	0.256	0.262	0.255	0.279	0.253	0.239	0.233	0.239	0.237	0.221	0.229	0.247	0.281	0.265	0.271	0.248	0.271	0.263	0.271	0.263	0.281	0.285
43	0.284	0.291	0.27	0.236	0.233	0.266	0.269	0.275	0.245	0.21	0.245	0.243	0.239	0.228	0.236	0.266	0.284	0.263	0.272	0.283	0.273	0.263	0.279	0.304	0.284
44	0.28	0.285	0.237	0.238	0.238	0.274	0.278	0.283	0.274	0.231	0.247	0.233	0.242	0.224	0.231	0.267	0.281	0.268	0.271	0.27	0.279	0.275	0.277	0.284	0.283
45	0.29	0.301	0.233	0.257	0.29	0.272	0.276	0.264	0.257	0.239	0.241	0.219	0.228	0.229	0.236	0.283	0.277	0.25	0.26	0.262	0.289	0.279	0.273	0.277	0.273
46	0.29	0.301	0.233	0.257	0.29	0.272	0.276	0.264	0.257	0.239	0.241	0.219	0.228	0.229	0.236	0.283	0.277	0.25	0.26	0.262	0.289	0.279	0.273	0.277	0.273
47	0.306	0.294	0.316	0.288	0.289	0.266	0.279	0.27	0.248	0.232	0.236	0.222	0.227	0.224	0.233	0.283	0.276	0.253	0.252	0.254	0.277	0.28	0.279	0.286	0.288
48	0.316	0.3	0.307	0.271	0.305	0.266	0.272	0.274	0.241	0.237	0.23	0.225	0.224	0.219	0.234	0.271	0.289	0.26	0.251	0.259	0.309	0.271	0.287	0.3	0.285
49	0.328	0.313	0.308	0.293	0.311	0.283	0.283	0.281	0.252	0.247	0.242	0.242	0.234	0.224	0.241	0.256	0.297	0.264	0.262	0.257	0.27	0.268	0.286	0.304	0.308
50	0.334	0.321	0.329	0.3	0.304	0.286	0.27	0.283	0.26	0.249	0.244	0.241	0.246	0.243	0.244	0.249	0.303	0.265	0.276	0.265	0.267	0.277	0.306	0.31	0.307
51	0.338	0.34	0.306	0.302	0.306	0.305	0.259	0.285	0.264	0.274	0.289	0.24	0.256	0.248	0.244	0.24	0.305	0.272	0.246	0.244	0.281	0.272	0.274	0.291	0.297
52	0.334	0.337	0.308	0.311	0.31	0.32	0.259	0.284	0.271	0.28	0.25	0.252	0.263	0.254	0.255	0.251	0.303	0.275	0.284	0.282	0.288	0.281	0.273	0.281	0.278
53	0.327	0.333	0.314	0.33	0.335	0.328	0.286	0.273	0.267	0.251	0.27	0.248	0.257	0.271	0.256	0.319	0.284	0.287	0.289	0.283	0.3	0.278	0.292	0.275	0.275
54	0.328	0.324	0.306	0.308	0.284	0.308	0.254	0.304	0.275	0.261	0.255	0.274	0.272	0.264	0.282	0.279	0.28	0.3	0.295	0.28	0.307	0.319	0.3	0.296	0.29
55	0.34	0.321	0.31	0.301	0.286	0.306	0.278	0.311	0.29	0.284	0.233	0.275	0.263	0.275	0.28	0.282	0.351	0.299	0.306	0.28	0.297	0.313	0.315	0.3	0.287
56	0.326	0.315	0.322	0.309	0.294	0.307	0.309	0.331	0.301	0.289	0.244	0.279	0.262	0.279	0.289	0.305	0.338	0.302	0.297	0.283	0.246	0.301	0.305	0.315	0.307
57	0.299	0.277	0.327	0.37	0.285	0.345	0.337	0.333	0.327	0.289	0.243	0.287	0.268	0.292	0.277	0.319	0.374	0.304	0.308	0.289	0.321	0.31	0.302	0.308	0.314
58	0.297	0.282	0.316	0.355	0.313	0.346	0.356	0.343	0.332	0.287	0.243	0.287	0.271	0.297	0.283	0.337	0.381	0.301	0.321	0.303	0.321	0.315	0.321	0.312	0.304
59	0.288	0.274	0.245	0.318	0.339	0.335	0.371	0.336	0.351	0.335	0.276	0.304	0.273	0.328	0.301	0.37	0.394	0.296	0.324	0.312	0.339	0.33	0.339	0.329	0.324
60	0.302	0.286	0.277	0.326	0.333	0.308	0.355	0.323	0.354	0.322	0.282	0.321	0.29	0.325	0.319	0.388	0.414	0.319	0.324	0.327	0.335	0.344	0.383	0.344	0.351
61	0.341	0.323	0.265	0.332	0.313	0.377	0.346	0.334	0.349	0.31	0.283	0.322	0.28	0.334	0.319	0.388	0.44	0.313	0.326	0.325	0.335	0.402	0.363	0.36	
62	0.372	0.32	0.298	0.33	0.326	0.374	0.346	0.334	0.355	0.281	0.297	0.351	0.297	0.334	0.335	0.421	0.456	0.312	0.332	0.327	0.333	0.371	0.386	0.371	0.365
63	0.363	0.305	0.332	0.305	0.325	0.383	0.371	0.34	0.351	0.278	0.283	0.391	0.313	0.324	0.318	0.43	0.516	0.309	0.337	0.333	0.332	0.387	0.401	0.365	0.376
64	0.376	0.397	0.37	0.296	0.335	0.39	0.407	0.367	0.343	0.286	0.306	0.366	0.311	0.318	0.314	0.448	0.528	0.303	0.334	0.322	0.325	0.386	0.4	0.374	0.385
65	0.353	0.301	0.307	0.299	0.339	0.399	0.415	0.383	0.355	0.308	0.308	0.334	0.308	0.309	0.318	0.457	0.525	0.308	0.327	0.307	0.316	0.389	0.397	0.373	0.379

〈표 III-2〉의 계속

연령	B				C				D			
	2003	2004	2005	2006	2003	2004	2005	2006	2003	2004	2005	2006
25	0.262	0.284	0.224	0.238	0.251	0.276	0.221	0.248	0.266	0.292	0.221	0.248
26	0.248	0.262	0.234	0.232	0.243	0.233	0.225	0.234	0.253	0.269	0.225	0.234
27	0.245	0.237	0.24	0.251	0.244	0.233	0.228	0.246	0.233	0.228	0.228	0.246
28	0.241	0.212	0.236	0.265	0.241	0.213	0.226	0.26	0.213	0.23	0.226	0.26
29	0.223	0.17	0.237	0.264	0.225	0.218	0.225	0.26	0.218	0.23	0.225	0.26
30	0.227	0.221	0.238	0.263	0.229	0.223	0.231	0.259	0.223	0.231	0.229	0.259
31	0.213	0.224	0.221	0.252	0.218	0.228	0.226	0.246	0.228	0.228	0.226	0.246
32	0.237	0.237	0.224	0.24	0.229	0.224	0.244	0.237	0.24	0.244	0.237	0.246
33	0.245	0.243	0.253	0.247	0.237	0.245	0.249	0.244	0.245	0.249	0.244	0.252
34	0.247	0.254	0.243	0.247	0.247	0.259	0.242	0.249	0.247	0.259	0.242	0.256
35	0.241	0.26	0.25	0.259	0.243	0.266	0.248	0.258	0.243	0.266	0.248	0.258
36	0.243	0.246	0.266	0.265	0.243	0.253	0.263	0.266	0.243	0.253	0.263	0.266
37	0.248	0.255	0.263	0.279	0.25	0.26	0.261	0.278	0.26	0.26	0.261	0.278
38	0.263	0.253	0.272	0.286	0.26	0.262	0.269	0.284	0.262	0.262	0.269	0.284
39	0.27	0.263	0.282	0.287	0.266	0.266	0.28	0.283	0.266	0.266	0.28	0.283
40	0.289	0.276	0.286	0.285	0.285	0.277	0.285	0.283	0.277	0.277	0.285	0.283
41	0.275	0.278	0.286	0.29	0.272	0.278	0.285	0.29	0.278	0.278	0.285	0.29
42	0.263	0.281	0.285	0.287	0.264	0.282	0.288	0.289	0.282	0.282	0.288	0.289
43	0.283	0.279	0.284	0.284	0.287	0.279	0.293	0.291	0.282	0.282	0.293	0.291
44	0.275	0.277	0.284	0.293	0.275	0.278	0.283	0.297	0.278	0.278	0.283	0.297
45	0.27	0.272	0.284	0.279	0.274	0.272	0.285	0.285	0.272	0.272	0.285	0.285
46	0.279	0.273	0.277	0.273	0.283	0.275	0.277	0.281	0.273	0.273	0.277	0.281
47	0.28	0.279	0.286	0.288	0.28	0.28	0.285	0.275	0.28	0.28	0.285	0.275
48	0.271	0.287	0.3	0.285	0.275	0.286	0.298	0.287	0.286	0.286	0.298	0.287
49	0.288	0.286	0.304	0.308	0.271	0.289	0.301	0.306	0.289	0.289	0.301	0.306
50	0.267	0.277	0.306	0.31	0.267	0.281	0.305	0.309	0.281	0.281	0.305	0.309
51	0.272	0.274	0.291	0.297	0.272	0.297	0.293	0.301	0.278	0.278	0.293	0.301
52	0.281	0.273	0.281	0.278	0.281	0.276	0.286	0.287	0.276	0.276	0.286	0.287
53	0.3	0.278	0.292	0.275	0.297	0.279	0.294	0.284	0.279	0.279	0.294	0.284
54	0.319	0.3	0.296	0.29	0.311	0.289	0.295	0.288	0.294	0.294	0.295	0.288
55	0.313	0.315	0.3	0.287	0.307	0.313	0.303	0.291	0.313	0.313	0.303	0.291
56	0.301	0.305	0.315	0.307	0.295	0.307	0.322	0.306	0.307	0.307	0.322	0.306
57	0.31	0.302	0.308	0.314	0.309	0.306	0.318	0.309	0.306	0.318	0.318	0.309
58	0.315	0.321	0.312	0.304	0.324	0.329	0.318	0.302	0.329	0.318	0.329	0.302
59	0.33	0.339	0.329	0.324	0.334	0.352	0.336	0.32	0.352	0.336	0.336	0.32
60	0.344	0.383	0.344	0.351	0.346	0.389	0.335	0.35	0.389	0.335	0.35	0.35
61	0.353	0.402	0.363	0.36	0.354	0.402	0.354	0.36	0.402	0.354	0.36	0.36
62	0.371	0.396	0.371	0.365	0.374	0.399	0.379	0.374	0.399	0.379	0.374	0.374
63	0.387	0.401	0.365	0.376	0.392	0.404	0.392	0.386	0.404	0.392	0.377	0.386
64	0.385	0.4	0.374	0.385	0.388	0.406	0.384	0.385	0.406	0.384	0.384	0.385
65	0.389	0.397	0.373	0.379	0.391	0.404	0.382	0.39	0.404	0.382	0.382	0.39

주: 1. 1982~2002년의 경우 근로자가구에 대해서만 소득 정보를 제공해주었기 때문에, 근로자와외가구(자영업자 및 무직가구)에 대해서는 총 소득을 추정하여 분석하였음. 총 소득은 모든 가구유형의 소득-소비관계가 동일하다는 가정 아래 근로자가구의 역소비함수를 추정하고 이를 근로자와외구에도 동일하게 적용하는 방법으로 추정하였음. 근로자와외가구의 경우에는 이전소득에 대한 세부 정보가 없어 이를 0원으로 가정하였음. 따라서 근로자와외가구의 경우에는 시장소득과 총 소득이 동일한 것으로 간주하였음.

2. A - 도시지역에 거주하는 2인 이상 가구(1982~2002년의 기간 동안 근로자와외가구의 경우 이전소득 항목을 0원으로 가정)

B - 도시지역에 거주하는 2인 이상 가구

C - 전국단위 2인 이상 가구

D - 전국단위 전 가구

단, 농어가 등 일부 유형은 제외

이런 모습은 각 연령별 지니계수를 시간추세(=1982, ..., 2006)에 대해 회귀분석을 하고 계수 추정치에 대한 가설검정을 통해 확인해볼 수 있다. 회귀분석의 목적이 인과관계를 분석하기 위한 것이 아닌 만큼 설명변수로는 시간추세만을 설정한다. 장년층 이후의 연령층에서는 지니곡선이 추세적으로 횡보하는 것처럼 보였으나 그 이하의 연령층에서는 완만한 U자형을 나타낸 것을 보면 시간추세의 차수는 2차로 설정하는 것이 적절한 것으로 생각된다.

2차 다항식의 형태로 회귀분석을 시행해본 결과 58~60세 연령층을 제외한 나머지 연령층에서는 모두 시간추세의 계수가 양(+)의 값을 가지는 것으로 추정되었으며, 시간추세의 제공항에 대해서는 전 연령층이 모두 양(+)의 값을 가지는 것으로 추정되었다.

시간추세와 시간추세 제공항의 계수 각각에 대해 각 계수가 0이라는 귀무가설을 설정하고 검정 통계치를 추정해 보았다. 그 결과 25세 이하와 57세 이상의 연령층에서 p-값이 0.05보다 크게 나타나 유의수준 5%에서 귀무가설을 기각할 수 없는 것으로 분석되었다. 두 계수의 결합분포를 토대로 두 계수가 모두 0이라는 귀무가설에 대해 $\chi^2(2)$ 검정을 시행하여 보았지만 위와 동일한 결과를 보여주었다.

위의 두 가지 검정으로부터, 계량경제학적인 관점에서 볼 때, 26~56세 연령층에서는 지니곡선이 U자 형태의 모습을 가지고 있으며, 25세 이하 및 57세 이상의 연령층에서는 지니곡선이 수평적임을 알 수 있다. 이런 결과는 곧 25세 이하와 57세 이상의 경우 지난 20여년간 시장소득 지니계수가 구조적으로 변하지 않았음을 시사해주는 것이라는 점에서 특기할 만하다. 반면에 26~56세 연령층에서는 시장소득 지니계수가 U자형을 보임으로써, 최근 이들 연령층의 시장소득 상대격차가 확대 추세에 있음을 유추할 수 있다.

그러므로 비록 일부 연령층에서는 지니계수가 구조적으로 변화하였다고 할 수는 없지만 상당수의 연령층에서 지니계수가 상승 추세를 보이고 있으므로, 시간추세적 관점에서 볼 때 청·중·장년층 내부에서

의 상대소득 격차의 확대가 전국적인 시장소득 지니계수의 상승을 주도하고 있다고 할 수 있다. 이런 발견이 비록 각 연령층 내부에서의 지니계수 상승 원인을 밝히는 것이라고 볼 수는 없으나 최근의 상대소득 격차의 확대가 연령별 인구구조하에서 어떤 패턴을 보이고 있는지를 알려준다는 점에서 유익한 것으로 판단된다.

26~56세 연령층의 경우 지니곡선이 시간추세에 대해 U자형 또는 2차방정식의 형태로 표현될 수 있으므로 꼭지점에 해당하는 부분이 U자형 추세선의 최저점을 나타낸다. 각 연령층별로 지니곡선의 꼭지점 연도를 추정해본 결과 1991~1996년에 집중되어 있다. 이는 전 가구를 대상으로 한 시장소득 지니계수가 1990년대 전반기에 저점에서 안정적이었다는 점과 일맥상통하는 것으로 볼 수 있다.

<표 III-3> 연령별 시장소득 지니계수에 대한 회귀분석 결과
(시간추세 2차식)

연령	계수 추정치			표준편차			t-값			p-값			표준점 연도
	상수항	T	T^2 ($\times 10^{-3}$)	상수항	T	T^2	상수항	T	T^2	상수항	T	T^2	
25	525.774	-0.528	0.133	355.689	0.357	0.000	1.478	-1.48	1.482	0.139	0.139	0.138	1991
26	555.156	-0.557	0.14	280.922	0.282	0.000	1.976	-1.978	1.981	0.048	0.048	0.048	1991
27	752.052	-0.755	0.189	239.071	0.24	0.000	3.146	-3.148	3.15	0.002	0.002	0.002	1992
28	841.095	-0.844	0.212	228.369	0.229	0.000	3.683	-3.685	3.687	0.000	0.000	0.000	1993
29	983.551	-0.987	0.248	221.286	0.222	0.000	4.445	-4.446	4.448	0.000	0.000	0.000	1993
30	992.536	-0.996	0.25	234.2	0.235	0.000	4.238	-4.238	4.239	0.000	0.000	0.000	1993
31	972.384	-0.975	0.244	243.433	0.244	0.000	3.994	-3.993	3.993	0.000	0.000	0.000	1994
32	1184.339	-1.187	0.298	243.59	0.244	0.000	4.862	-4.86	4.859	0.000	0.000	0.000	1994
33	1291.046	-1.294	0.324	226.387	0.227	0.000	5.703	-5.7	5.698	0.000	0.000	0.000	1995
34	1238.966	-1.242	0.311	233.336	0.234	0.000	5.31	-5.308	5.307	0.000	0.000	0.000	1994
35	1255.146	-1.259	0.316	230.897	0.232	0.000	5.436	-5.434	5.434	0.000	0.000	0.000	1994
36	1239.94	-1.243	0.312	260.181	0.261	0.000	4.766	-4.765	4.765	0.000	0.000	0.000	1994
37	1302.033	-1.306	0.327	305.807	0.307	0.000	4.258	-4.257	4.258	0.000	0.000	0.000	1994
38	1455.075	-1.459	0.366	349.979	0.351	0.000	4.158	-4.158	4.158	0.000	0.000	0.000	1994
39	1555.002	-1.56	0.391	307.819	0.309	0.000	5.052	-5.052	5.053	0.000	0.000	0.000	1994
40	1575.94	-1.581	0.396	269.371	0.27	0.000	5.85	-5.85	5.851	0.000	0.000	0.000	1994
41	1564.886	-1.57	0.394	245.575	0.246	0.000	6.372	-6.373	6.374	0.000	0.000	0.000	1994
42	1267.282	-1.271	0.319	235.607	0.236	0.000	5.379	-5.379	5.38	0.000	0.000	0.000	1994
43	1186.674	-1.19	0.298	256.123	0.257	0.000	4.633	-4.633	4.634	0.000	0.000	0.000	1994
44	1449.626	-1.454	0.364	268.315	0.269	0.000	5.403	-5.401	5.4	0.000	0.000	0.000	1994
45	1457.907	-1.462	0.366	333.644	0.335	0.000	4.37	-4.367	4.366	0.000	0.000	0.000	1995
46	1468.591	-1.472	0.369	317.162	0.318	0.000	4.63	-4.628	4.626	0.000	0.000	0.000	1995
47	1615.155	-1.619	0.406	294.561	0.295	0.000	5.483	-5.48	5.477	0.000	0.000	0.000	1995
48	1920.463	-1.925	0.483	292.578	0.293	0.000	6.564	-6.561	6.559	0.000	0.000	0.000	1995
49	2043.343	-2.048	0.513	245.467	0.246	0.000	8.324	-8.32	8.317	0.000	0.000	0.000	1995
50	2059.817	-2.065	0.517	247.287	0.248	0.000	8.33	-8.324	8.318	0.000	0.000	0.000	1995
51	1800.743	-1.804	0.452	281.991	0.283	0.000	6.386	-6.38	6.375	0.000	0.000	0.000	1996
52	1375.786	-1.378	0.345	279.464	0.28	0.000	4.923	-4.916	4.911	0.000	0.000	0.000	1996
53	1228.253	-1.23	0.308	322.638	0.324	0.000	3.807	-3.802	3.798	0.000	0.000	0.000	1996
54	1214.06	-1.217	0.305	416.055	0.417	0.000	2.918	-2.916	2.914	0.004	0.004	0.004	1995
55	1208.491	-1.211	0.303	508.351	0.51	0.000	2.377	-2.374	2.372	0.017	0.018	0.018	1996
56	1042.602	-1.045	0.262	517.449	0.519	0.000	2.015	-2.013	2.011	0.044	0.044	0.044	1996
57	303.381	-0.304	0.076	550.989	0.553	0.000	0.551	-0.549	0.549	0.582	0.583	0.583	1996
58	-125.355	0.126	-0.032	536.873	0.538	0.000	-0.233	0.234	-0.234	0.815	0.815	0.815	1993
59	-449.661	0.45	-0.113	522.926	0.525	0.000	-0.86	0.859	-0.857	0.39	0.391	0.392	1998
60	-149.97	0.149	-0.037	515.544	0.517	0.000	-0.291	0.288	-0.284	0.771	0.773	0.776	2019
61	509.093	-0.512	0.129	636.382	0.638	0.000	0.8	-0.803	0.806	0.424	0.422	0.42	1986
62	377.698	-0.38	0.096	762.03	0.764	0.000	0.496	-0.498	0.5	0.62	0.619	0.617	1984
63	221.808	-0.224	0.057	841.71	0.844	0.000	0.264	-0.265	0.268	0.792	0.791	0.789	1976
64	393.011	-0.395	0.1	960.026	0.963	0.000	0.409	-0.411	0.412	0.682	0.681	0.68	1986
65	288.694	-0.29	0.073	987.61	0.991	0.000	0.292	-0.293	0.294	0.77	0.77	0.769	1988

<표 III-4> 연령별 시장소득 지니계수에 대한 χ^2 -가설검정
(H_0 : 시간추세 · 시간추세²의 계수=0)

연령	$\chi^2(2)$ 통계치	p-값	χ^2 검정 결과(1=채택, 0=기각)		
			유의수준 10%	유의수준 5%	유의수준 1%
25	4.408	0.11	1	1	1
26	6.563	0.038	0	0	1
27	12.815	0.002	0	0	0
28	16.156	0.000	0	0	0
29	21.807	0.000	0	0	0
30	18.417	0.000	0	0	0
31	15.977	0.000	0	0	0
32	24.113	0.000	0	0	0
33	33.594	0.000	0	0	0
34	28.465	0.000	0	0	0
35	29.642	0.000	0	0	0
36	22.708	0.000	0	0	0
37	18.192	0.000	0	0	0
38	17.446	0.000	0	0	0
39	26.011	0.000	0	0	0
40	34.53	0.000	0	0	0
41	41.224	0.000	0	0	0
42	29.289	0.000	0	0	0
43	21.637	0.000	0	0	0
44	29.412	0.000	0	0	0
45	19.96	0.000	0	0	0
46	22.789	0.000	0	0	0
47	32.461	0.000	0	0	0
48	44.502	0.000	0	0	0
49	73.27	0.000	0	0	0
50	79.081	0.000	0	0	0
51	50.293	0.000	0	0	0
52	36.684	0.000	0	0	0
53	20.396	0.000	0	0	0
54	9.691	0.008	0	0	0
55	7.728	0.021	0	0	1
56	4.931	0.085	0	1	1
57	0.439	0.803	1	1	1
58	0.057	0.972	1	1	1
59	2.14	0.343	1	1	1
60	5.152	0.076	0	1	1
61	4.66	0.097	0	1	1
62	2.498	0.287	1	1	1
63	2.194	0.334	1	1	1
64	1.199	0.549	1	1	1
65	0.394	0.821	1	1	1
계			8	11	13

주: 시간추세와 시간추세의 제곱항의 계수 추정치 벡터를 b라고 할 때,
b' Var(b)b는 점근적으로 자유도가 2인 χ^2 분포를 따름.

3. 연령집단 간 상대소득 격차

연령집단 간 상대소득 격차의 변화 추이를 살펴보려면 지니계수의 분해를 통해 살펴보는 것이 편리하다. 지니계수의 분해 방법은 매우 다양하지만 가장 보편적이고 많이 사용되고 있는 것은 Pyatt 분해와 Yitzhaki 분해이다. 전자는 Pyatt(1976)의 연구에 기초하고 있으며, 후자는 Yitzhaki and Lerman(1991)과 Yitzhaki(1994)의 연구에 기초를 두고 있다.

가. 지니계수의 분해

Pyatt 분해에 따르면 지니계수는 아래의 수식과 같이 세 가지 요소로 분해된다.

$$\begin{aligned} \text{Gini} &= \sum_{i=1}^N G_i p_i \pi_i + \sum_{i=1}^N \sum_{j>i}^N \left(\frac{y_j - y_i}{y_i} \right) \pi_i p_j + L \\ &= \sum_{i=1}^N G_i p_i \pi_i + \frac{1}{\mu} \sum_{i=1}^N \sum_{j>i}^N (y_j - y_i) \pi_i p_j + L \end{aligned}$$

G_i : i 번째 그룹의 지니

p_i : i 번째 그룹의 비중

π_i : i 번째 그룹의 소득점유비

y_i : i 번째 그룹의 평균소득

μ : 전체 평균소득

L : 중복도(overlapping)

우변의 세 항은 순서대로 각각 그룹 내 지니, 그룹 간 지니, 중복도(degree of overlapping)를 나타낸다. 이 중 앞의 두 항은 수식으로 표

현되어 직접 계산될 수 있는 부분이지만 마지막 항(L)은 정량화된 수식으로 표현되지 않으며 지니값에서 앞의 두 항의 값을 차감한 나머지로 표현된다.

그룹 내 지니라 함은 각 그룹의 지니계수에 소득점유비를 곱한 것으로서 각 그룹의 비중을 가중치로 한 일종의 가중평균의 의미를 지닌다. 다시 말해 이는 각 그룹의 지니계수에 대한 가중평균과 유사한 개념으로 해석해도 크게 무리가 없다. 그룹 간 지니는 각 그룹의 평균소득을 대상으로 하는 일종의 지니계수로 해석할 수 있다. 마지막 L은 중복도를 나타내는 것으로 지니계수가 그룹 내 지니와 그룹 간 지니로 100% 양분될 수 없는 특성을 지니는 만큼 중간단계에 있는 부분을 중복도란 의미로 분류한 것으로 볼 수 있다. 항상 그런 것은 아니지만 일반적으로 Pyatt 분해를 따라 지니계수를 분해해보면 그룹 내 지니와 그룹 간 지니는 상대적으로 작은 반면 중복도는 크게 추정되는 경우가 많다.

Yitzhaki 분해의 경우에도 Pyatt 분해와 비슷하게 아래와 같이 세 가지 요소로 구성된다.

$$Gini = \sum_{i=1}^N G_i \pi_i + \frac{2Cov(\bar{y}, \bar{F})}{\mu} + \sum_{i=1}^N \pi_i G_i Q_i (P_i - 1)$$

$$\text{단, } Q_i = \frac{Cov_i\{(F_i - F_{ni}), y\}}{Cov_i(F_i, y)}$$

y: i번째 그룹에 속한 소득자의 소득

F_i: i번째 그룹에 속한 소득자의 i번째 그룹 내에서의 소득위계수

F_{ni}: i번째 그룹에 속한 소득자가 전체 표본에서 점유하는 소득위계수

\bar{y} : 그룹별 평균소득

\bar{F} : 평균소득위계수

Cov(\bar{y}, \bar{F}): 그룹별 평균소득과 평균소득위계수의 공분산

우변의 세 항은 순서대로 각각 그룹 내 지니, 그룹 간 지니, 계층화도(degree of stratification)로 불린다. Yitzhaki 분해와 Pyatt 분해는 세 가지 구성요소로 분해되고 각각의 요소가 유사한 성격으로 정의되기는 하지만 수량적으로 동일한 것은 아니다.

Yitzhaki 분해식에서 그룹 내 지니는 각 그룹의 지니를 소득점유비를 가중치로 하여 가중평균한 값이다. 그룹 간 지니는 각 그룹의 평균 소득을 기준으로 추정된 일종의 지니계수라고 해석할 수 있다. 나머지 부분은 전체 집합 속에서 각 그룹의 분포가 퍼져 있는 정도 또는 집중되어 있는 정도를 나타낸다. 분포가 퍼져 있다면 각 그룹의 집적도가 낮아 하나의 계층(stratum)으로의 결속도가 떨어짐을 의미하며, 반대로 분포가 집중되어 있다면 계층의 결속도가 높음을 의미한다. 일반적으로 계층의 집적도가 높을수록 계층화도를 나타내는 셋째 항은 절대 값이 큰 음(-)의 값을 가진다.

나. 지니계수 분해 결과에 나타난 연령집단 간 상대소득 격차의 변화 추이

인구의 고령화와 청·중·장년층에서의 상대소득 격차 확대만으로도 지니계수의 총체적인 상승을 모두 설명할 수 없음은 앞에서 설명한 바와 같다. 다시 말해, 연령대별 인구구성비의 변화와 연령집단 간 상대소득 격차의 변화만으로도 우리나라 전체 가구의 상대소득 격차 확대 추세를 상당부분 설명할 수 있지만, 아직 각 연령집단(또는 그룹)의 평균소득을 기준으로 한 연령집단 간 상대소득 격차의 변화효과는 알 수 없다. 연령집단 간 상대소득 격차의 변화는 위의 두 가지 지니계수 분해를 통해 그 추세를 짐작해볼 수 있다.

먼저 Pyatt 분해의 경우를 살펴보자. Pyatt 분해의 경우 그룹 내 지니와 그룹 간 지니의 비중은 상대적으로 작으며, 중복도를 나타내는 부분이 약 절반 정도를 차지한다. 따라서 그룹 간 지니의 경우 상당부

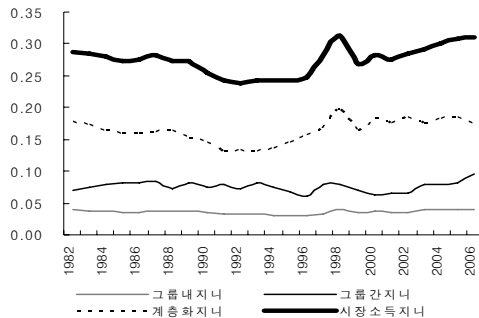
분 중복도에 가려지는 부분이 많기 때문에 정확한 분석이 어렵다.

중복도를 제외하고 명시적으로 나타난 나머지 부분에 대해 살펴보면, Pyatt 분해의 경우 그룹 간 지니가 그룹 내 지니보다 더 큰 값을 가지고 있음을 알 수 있다. 그룹 내 지니는 1990년대 말에 불규칙한 모습을 보인 것을 제외한다면 대체로 U자형에 가까운 모습을 취하고 있다. 이는 곧 최근에 그룹 내 지니가 커지고 있음을 시사하는 것으로 앞 소절에서 각 연령집단의 지니계수가 상승 추세에 있다고 한 점과 일맥 상통한다.

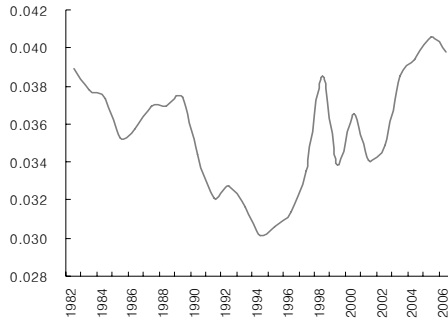
그룹 간 지니는 1980년대와 1990년대에 걸쳐 움직임이 상대적으로 크고 주기는 매우 짧은 파동의 형태를 보이고 있다. 2000년대 이후에는 상승 추세를 보이고 있다. 이는 최근에 연령집단 간 상대소득 격차가 확대되고 있음을 시사해준다.

중복도의 경우에는 2000년 이후 0.17~0.19의 범위에서 진동하는 모습을 보이고 있다. 1998년을 제외한다면 2000년대 들어 최고 수준을 유지하고 있다.

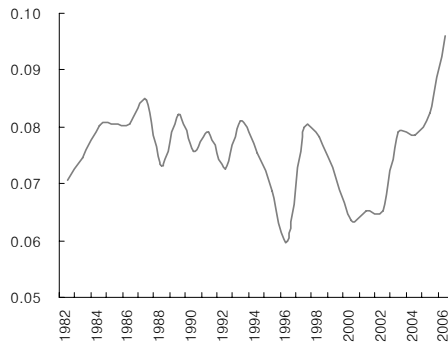
[그림 III-5] 시장소득 지니계수의 연령집단 기준 Pyatt 분해(기준 A)



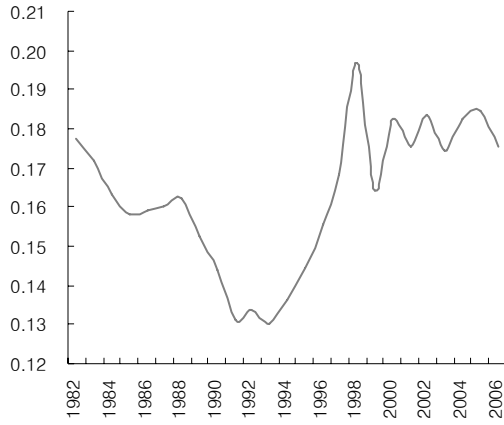
[그림 III-6] 시장소득 지니계수의 연령집단 기준 Pyatt 분해:
그룹 내 지니(기준 A)



[그림 III-7] 시장소득 지니계수의 연령집단 기준 Pyatt 분해:
그룹 간 지니(기준 A)



[그림 III-8] 시장소득 지니계수의 연령집단 기준 Pyatt 분해:
중복도(기준 A)



<표 III-5> 연령집단 간 시장소득 지니계수의 Pyatt 분해

	그룹 내	그룹 간	중복	계
1982	0.03893	0.07076	0.17722	0.28691
1983	0.03779	0.07462	0.17198	0.2844
1984	0.03735	0.08035	0.16327	0.28097
1985	0.03524	0.08053	0.15798	0.27375
1986	0.03572	0.08064	0.15908	0.27544
1987	0.03691	0.08479	0.16026	0.28196
1988	0.03694	0.07321	0.16227	0.27242
1989	0.0374	0.08228	0.15232	0.272
1990	0.0344	0.07579	0.14414	0.25433
1991	0.03215	0.07901	0.13109	0.24224
1992	0.03276	0.0725	0.13371	0.23897
1993	0.03163	0.081	0.12996	0.2426
1994	0.03016	0.07547	0.13642	0.24205
1995	0.03063	0.06866	0.14449	0.24378
1996	0.03142	0.05996	0.15573	0.24711
1997	0.03356	0.07985	0.16849	0.28189
1998	0.03851	0.07834	0.19688	0.31374
1999	0.03385	0.07094	0.16436	0.26915
2000	0.03654	0.0637	0.18257	0.28281
2001	0.0341	0.06527	0.17532	0.27469
2002	0.03488	0.06532	0.18331	0.28352
2003(A)	0.03855	0.07913	0.17452	0.2922
2004(A)	0.03938	0.07845	0.18231	0.30014
2005(A)	0.04055	0.08242	0.18468	0.30765
2006(A)	0.03979	0.09609	0.17556	0.31143
2003(B)	0.03855	0.07913	0.17452	0.2922
2004(B)	0.03938	0.07845	0.18231	0.30014
2005(B)	0.04055	0.08242	0.18468	0.30765
2006(B)	0.03979	0.09609	0.17556	0.31143
2003(C)	0.03829	0.08924	0.17009	0.29763
2004(C)	0.03944	0.08488	0.18144	0.30575
2005(C)	0.04016	0.09516	0.17808	0.3134
2006(C)	0.03974	0.1096	0.1699	0.31924
2006(D)	0.03986	0.15325	0.1666	0.3597

Yitzhaki 분해는 Pyatt 분해에 비해 그룹 내 지니가 항상 더 크게 추정된다. 이는 후자의 경우 각 연령집단별 소득점유비에 추가하여 (절대값이 필연적으로 1보다 작을 수밖에 없는) 집단별 표본비중이 함께 곱해지기 때문이다.

Yitzhaki 분해의 경우에는 시장소득 지니계수의 대부분(대략 70% 수준)을 그룹 내 지니가 설명하고 있다. 나머지는 상당부분 그룹 간 지니가 점유하고 있다.

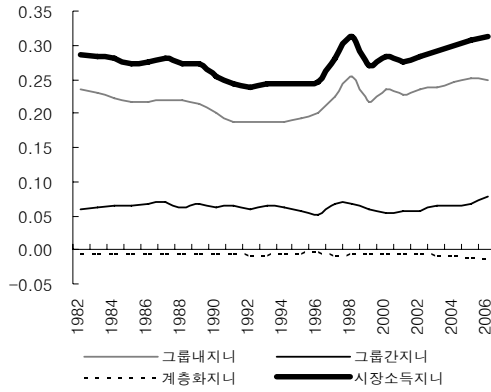
그룹 내 지니는 1998년만 제외한다면 U자형이다. 절대수준에서 크게 차이가 나지만 Pyatt 분해의 경우와 형태가 유사하다. 그룹 간 지니의 경우에도 Pyatt 분해와 비슷한 양상을 보여주고 있다. 즉, 그룹 내 및 그룹 간 지니 모두 최근 상승 추세를 보이고 있다.

계층화도는 음(-)의 값을 가지고 있어 각 연령집단의 구성원들이 전체 표본에서 차지하는 분포의 형태가 다소간 계층화되어 있음을 시사하고 있다. 그러나 계층화도의 절대값이 매우 작기 때문에 연령집단 간 평균소득의 차이보다는 여전히 개별 구성원의 소득에 기초한 분산의 차이가 더 큰 것으로 추측된다. 다만 추세적으로 계층화도의 절대값이 커지고 있어 각 연령집단의 집적도가 조금씩 높아지고 있음을 알 수 있다.

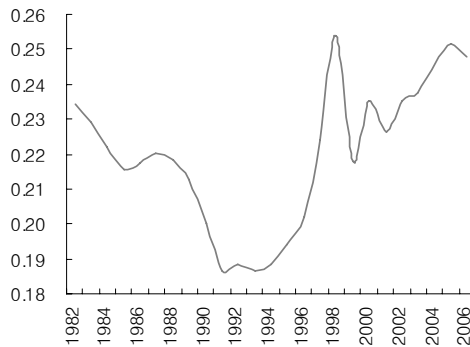
이상의 두 가지 지니계수 분해를 통해 살펴본 바에 따르면 각 연령집단의 상대소득 격차 자체가 확대 추세를 보이고 있을 뿐만 아니라 각 연령집단 간 평균소득의 상대분포 격차도 커지고 있음을 알 수 있다. 이것만으로 향후의 변화방향을 예측하기는 어렵기 때문에 단정적으로 예단할 수는 없지만, 2000년 이후의 추세적 변화에 기초해볼 때 각 연령집단 간 평균소득에 기초한 상대소득 격차는 추세적으로 계속 확대될 가능성이 높다고 할 수 있다.

Yitzhaki 분해에서 보았듯이 연령집단의 계층화도가 조금씩 커짐으로써 소득위계수에 기초한 연령집단별 분포 위치도 서서히 조금씩 더 선명해지고 있음을 알 수 있다.

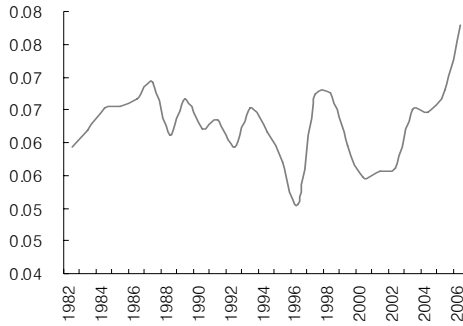
[그림 III-9] 시장소득 지니계수의 연령집단 기준 Yitzhaki 분해
(기준 A)



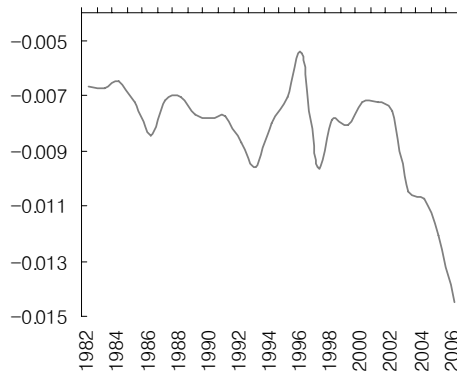
[그림 III-10] 시장소득 지니계수의 연령집단 기준 Yitzhaki 분해:
그룹 내 지니(기준 A)



[그림 III-11] 시장소득 지니계수의 연령집단 기준 Yitzhaki 분해:
그룹 간 지니(기준 A)



[그림 III-12] 시장소득 지니계수의 연령집단 기준 Yitzhaki 분해:
계층화도(기준 A)



<표 III-6> 연령집단 간 시장소득 지니계수의 Yitzhaki 분해

	그룹 내	그룹 간	계층화	계
1982	0.23422	0.05938	-0.0067	0.28691
1983	0.22924	0.06189	-0.00673	0.2844
1984	0.22219	0.06526	-0.00648	0.28097
1985	0.21551	0.06548	-0.00725	0.27375
1986	0.21731	0.06656	-0.00843	0.27544
1987	0.22002	0.06915	-0.00721	0.28196
1988	0.21843	0.06104	-0.00705	0.27242
1989	0.21296	0.06674	-0.0077	0.272
1990	0.2	0.06212	-0.00779	0.25433
1991	0.18659	0.0634	-0.00775	0.24224
1992	0.1885	0.0592	-0.00872	0.23897
1993	0.18677	0.0654	-0.00958	0.2426
1994	0.18849	0.06156	-0.008	0.24205
1995	0.19387	0.05696	-0.00705	0.24378
1996	0.202	0.05057	-0.00546	0.24711
1997	0.22411	0.06735	-0.00957	0.28189
1998	0.25415	0.06748	-0.00789	0.31374
1999	0.21776	0.05943	-0.00804	0.26915
2000	0.23533	0.05474	-0.00726	0.28281
2001	0.22632	0.0556	-0.00722	0.27469
2002	0.23498	0.05608	-0.00754	0.28352
2003(A)	0.2376	0.0651	-0.01049	0.2922
2004(A)	0.24617	0.06468	-0.01071	0.30014
2005(A)	0.25159	0.06814	-0.01208	0.30765
2006(A)	0.248	0.0779	-0.01447	0.31143
2003(B)	0.2376	0.0651	-0.01049	0.2922
2004(B)	0.24617	0.06468	-0.01071	0.30014
2005(B)	0.25159	0.06814	-0.01208	0.30765
2006(B)	0.248	0.0779	-0.01447	0.31143
2003(C)	0.23787	0.07346	-0.01369	0.29763
2004(C)	0.24836	0.0701	-0.0127	0.30575
2005(C)	0.25068	0.0784	-0.01568	0.3134
2006(C)	0.24894	0.08864	-0.01835	0.31924
2006(D)	0.26556	0.12399	-0.02984	0.3597

III. 소득분배구조와 인구학적 특성 변화 65

<표 III-7> 연령대별 시장소득의 평균 분포

(단위: 천원)

		~20	20~24	25~29	30~34	35~39	40~44	45~49	50~54	55~59	60~	평균
기준 A	1982	2,200	2,639	3,381	3,716	4,147	4,340	4,408	4,243	4,516	2,748	3,883
	1983	2,133	3,156	3,654	4,214	4,528	4,769	4,697	5,011	4,255	3,090	4,257
	1984	2,508	3,599	4,066	4,374	5,103	5,086	5,866	5,471	5,259	3,729	4,739
	1985	2,346	3,741	4,125	4,581	5,258	5,294	5,615	5,999	6,067	3,802	4,935
	1986	2,774	3,762	4,555	5,538	5,991	6,216	6,691	6,366	6,101	4,171	5,657
	1987	3,633	4,744	5,591	6,146	6,711	7,190	7,842	8,160	7,665	5,910	6,628
	1988	3,819	5,972	6,582	7,448	7,981	8,505	9,124	10,072	7,690	7,225	7,938
	1989	5,201	7,226	7,800	8,582	9,845	11,193	11,023	11,465	10,826	8,117	9,613
	1990	5,746	8,310	9,468	10,235	11,533	13,180	12,907	13,703	11,763	10,716	11,448
	1991	6,819	10,321	11,748	12,204	13,976	15,474	15,755	16,508	15,741	10,587	13,850
	1992	8,363	11,417	13,327	14,575	16,558	17,464	18,435	18,339	18,275	12,537	16,119
	1993	9,529	11,298	15,454	15,867	16,937	19,729	19,952	21,055	20,712	14,226	17,482
	1994	10,104	13,794	16,989	18,635	19,598	20,821	22,446	24,207	23,031	15,390	19,866
	1995	12,372	15,039	20,102	21,323	22,250	23,374	25,437	27,045	25,726	18,126	22,644
	1996	16,631	18,849	21,216	24,050	25,462	26,336	27,492	29,248	28,184	20,520	25,328
	1997	10,472	16,391	23,101	24,251	26,594	27,228	29,003	30,171	29,053	16,697	25,789
	1998	5,544	11,882	18,739	22,283	22,854	24,619	26,508	25,349	25,432	14,734	22,663
	1999	13,518	18,320	19,955	24,083	24,646	27,881	28,789	29,159	26,796	20,478	25,287
	2000	16,722	20,350	23,799	26,079	29,595	29,938	31,765	33,127	29,532	22,520	28,570
	2001	15,269	18,776	24,639	27,269	30,050	31,788	33,814	33,577	31,132	24,089	29,865
2002	15,498	19,779	26,877	30,483	32,981	34,326	35,070	36,306	33,999	24,710	32,081	
2003	17,396	26,254	29,903	32,968	36,603	38,654	39,823	39,438	38,513	26,773	35,822	
2004	19,720	25,904	30,019	35,507	38,765	41,468	42,700	41,016	40,598	30,749	38,447	
2005	32,352	25,646	35,945	37,128	39,116	44,750	43,305	42,092	41,985	29,070	39,546	
2006	0	22,855	34,223	38,106	39,801	45,671	45,768	46,121	39,884	29,963	40,603	
기준 B	2003	10,386	23,605	29,443	32,437	35,611	37,713	38,935	38,784	37,229	22,830	34,554
	2004	10,051	22,799	29,501	34,072	37,788	40,559	41,216	40,145	39,400	25,979	36,837
	2005	21,032	21,672	35,049	36,441	37,836	43,444	42,157	41,095	40,347	24,090	37,793
	2006	0	21,180	32,984	37,252	38,730	44,158	44,630	45,282	38,190	24,694	38,772
기준 C	2003	10,386	24,182	28,690	32,288	35,075	37,206	38,607	38,005	36,025	20,811	33,611
	2004	10,051	23,441	29,418	34,205	37,210	39,830	40,294	39,227	37,780	23,635	35,768
	2005	21,032	21,918	34,603	36,324	37,431	43,158	41,820	40,971	39,216	21,986	36,933
	2006	15,034	20,829	32,679	36,762	38,633	43,681	44,664	44,576	37,814	22,235	37,878
기준 D	2006	15,013	18,844	28,792	35,597	37,695	42,640	42,539	42,176	34,986	17,380	34,299

<표 III-8> 연령대별 평균소득 대비 시장소득의 상대비

(단위: 배)

		~20	20~24	25~29	30~34	35~39	40~44	45~49	50~54	55~59	60~	평균
기준 A	1982	0.57	0.68	0.87	0.96	1.07	1.12	1.14	1.09	1.16	0.71	1
	1983	0.5	0.74	0.86	0.99	1.06	1.12	1.1	1.18	1	0.73	1
	1984	0.53	0.76	0.86	0.92	1.08	1.07	1.24	1.15	1.11	0.79	1
	1985	0.48	0.76	0.84	0.93	1.07	1.07	1.14	1.22	1.23	0.77	1
	1986	0.49	0.66	0.81	0.98	1.06	1.1	1.18	1.13	1.08	0.74	1
	1987	0.55	0.72	0.84	0.93	1.01	1.08	1.18	1.23	1.16	0.89	1
	1988	0.48	0.75	0.83	0.94	1.01	1.07	1.15	1.27	0.97	0.91	1
	1989	0.54	0.75	0.81	0.89	1.02	1.16	1.15	1.19	1.13	0.84	1
	1990	0.5	0.73	0.83	0.89	1.01	1.15	1.13	1.2	1.03	0.94	1
	1991	0.49	0.75	0.85	0.88	1.01	1.12	1.14	1.19	1.14	0.76	1
	1992	0.52	0.71	0.83	0.9	1.03	1.08	1.14	1.14	1.13	0.78	1
	1993	0.55	0.65	0.88	0.91	0.97	1.13	1.14	1.2	1.18	0.81	1
	1994	0.51	0.69	0.86	0.94	0.99	1.05	1.13	1.22	1.16	0.77	1
	1995	0.55	0.66	0.89	0.94	0.98	1.03	1.12	1.19	1.14	0.8	1
	1996	0.66	0.74	0.84	0.95	1.01	1.04	1.09	1.15	1.11	0.81	1
	1997	0.41	0.64	0.9	0.94	1.03	1.06	1.12	1.17	1.13	0.65	1
	1998	0.24	0.52	0.83	0.98	1.01	1.09	1.17	1.12	1.12	0.65	1
	1999	0.53	0.72	0.79	0.95	0.97	1.1	1.14	1.15	1.06	0.81	1
	2000	0.59	0.71	0.83	0.91	1.04	1.05	1.11	1.16	1.03	0.79	1
	2001	0.51	0.63	0.83	0.91	1.01	1.06	1.13	1.12	1.04	0.81	1
2002	0.48	0.62	0.84	0.95	1.03	1.07	1.09	1.13	1.06	0.77	1	
2003	0.49	0.73	0.83	0.92	1.02	1.08	1.11	1.1	1.08	0.75	1	
2004	0.51	0.67	0.78	0.92	1.01	1.08	1.11	1.07	1.06	0.8	1	
2005	0.82	0.65	0.91	0.94	0.99	1.13	1.1	1.06	1.06	0.74	1	
2006	0	0.56	0.84	0.94	0.98	1.12	1.13	1.14	0.98	0.74	1	
기준 B	2003	0.3	0.68	0.85	0.94	1.03	1.09	1.13	1.12	1.08	0.66	1
	2004	0.27	0.62	0.8	0.92	1.03	1.1	1.12	1.09	1.07	0.71	1
	2005	0.56	0.57	0.93	0.96	1	1.15	1.12	1.09	1.07	0.64	1
2006	0	0.55	0.85	0.96	1	1.14	1.15	1.17	0.99	0.64	1	
기준 C	2003	0.31	0.72	0.85	0.96	1.04	1.11	1.15	1.13	1.07	0.62	1
	2004	0.28	0.66	0.82	0.96	1.04	1.11	1.13	1.1	1.06	0.66	1
	2005	0.57	0.59	0.94	0.98	1.01	1.17	1.13	1.11	1.06	0.6	1
2006	0.4	0.55	0.86	0.97	1.02	1.15	1.18	1.18	1	0.59	1	
기준D	2006	0.44	0.55	0.84	1.04	1.1	1.24	1.24	1.23	1.02	0.51	1

4. 소결

앞에서 연령을 기준으로 지니계수를 분해해본 결과, 1990년대 말 또는 2000년대 이후 그룹 간 지니 및 그룹 내 지니가 모두 상승 추세를 나타내면서 총체적인 지니계수의 상승을 주도하고 있는 것으로 분석되었다. 중복요소에 의한 효과는 매우 작기 때문에 대세에 영향을 미치지 않는 것으로 보인다.

그룹 간 지니의 상승은 크게 두 가지 요소로 구성된다. 하나는 연령 집단 간 가중치의 변화에 의한 효과이고 다른 하나는 각 연령집단별 평균소득의 격차이다. 이 가운데 고령화는 가중치의 변화와 관련이 깊다. 일반적으로 고령층일수록 지니계수가 커짐은 [그림 Ⅲ-2]에서 보는 바와 같다. 고령화로 인해 지니계수가 높은 집단의 가중치가 커지는 만큼, 이런 상황하에서는 고령화가 필연적으로 지니계수를 상승시킨다. 연령집단 간 평균소득의 상대비 격차가 확대되는 경우에도 그룹 간 지니는 상승한다. 그러나 <표 Ⅲ-7>과 <표 Ⅲ-8>에서 보는 바와 같이 주요 연령대별 평균소득의 상대비 격차가 뚜렷하게 변하였다는 증거를 찾기 어렵다(기준 A의 경우)⁶⁾. 따라서 그룹 간 지니의 상승은 주로 고령화의 효과에 의한 것으로 볼 수 있다.

그룹 내 지니의 상승은 각 연령대별 지니계수의 상승에 의해 초래된다. 이는 [그림 Ⅲ-3]과 [그림 Ⅲ-4]에서 보듯이 시간이 경과함에 따라 각 연령대별 지니계수가 상승하고 있는 것으로부터 알 수 있다.

이와 같은 분석결과는 분배론적 관점에서 시사하는 바가 크다.

1990년 65세 이상의 노인인구는 전 인구의 5.1%에 불과하였다. 그러나 15년이 경과한 2005년에는 9.1%로 두 배 가까운 수준으로 증가하

6) 기준 D 등의 경우에는 마치 연령집단별 평균소득의 상대비 격차가 확대된 듯이 보이지만, 이는 기준이 달라진 데 따른 것일 뿐 실제로 평균소득의 상대비 격차가 확대된 것으로 볼 수 있는 증거는 아닌 것으로 판단된다.

였고 2020년에는 15.7%로 세 배 수준에 이를 것으로 전망되는 등 인구 구조의 급격한 변혁이 예상된다. 기본적으로 노인들은 대부분 경제활동에서 은퇴한 비율이 매우 높을 뿐만 아니라 경제활동에 참여하더라도 생산성이 낮은 경우가 많다. 따라서 노인인구 비중이 급격히 증가한다는 것은 시장소득 단계에서 빈곤층을 두텁게 하는 가장 큰 요인 중 하나이다. 이러한 이유로 최근의 지니계수 상승 추세 가운데 고령화의 기여도가 상당히 큰 것으로 인식되어 소득분배 격차의 확대에 대응한 정책으로서 노인정책이 중요한 현안이 되고 있다.

그런데 그것 못지않게 그룹 내 지니의 상승 추세 또한 매우 크다. Yitzhaki 분해에서 보듯이 2000~2006년 사이에 그룹 내 지니의 상승폭은 0.01267지니p이고 그룹 간 지니의 상승폭은 0.02316지니p로 추정되었다. 전자가 전체 지니계수 변화폭의 약 1/3, 후자가 약 2/3 정도를 차지한다. 따라서 2000~2006년 사이의 지니계수 확대요인 중에서 고령화로 인한 효과가 절대적으로 높은 비중을 차지하지만, 고령화 못지않게 고령화 외적 요인에 의한 소득 불평등도의 상승효과도 상당히 컸음을 알 수 있다. 그룹 내 지니의 확대, 즉 연령적인 측면에서 동일한 특성을 지닌 집단 내 지니계수가 상승한 요인은 여러 가지가 있지만 임금 격차 요인이 상당히 큰 것으로 추정된다. 학력 격차 등도 소득 격차를 나타내는 대표적인 요인이지만 최근 고졸 이상의 학력 평준화 현상에 따라 학력 격차로 인한 소득분배 격차 요인의 중요성이 축소되고 있는 만큼 학력 격차로부터 그룹 내 지니의 상승요인을 찾기는 어려울 것으로 판단된다⁷⁾. 다음 장에서는 그룹 내 지니계수의 확대요인으로서 임금 격차의 변화에 의한 효과를 분석한다.

7) 성명재 · 김종면(2004) 참조.

IV. 임금구조와 소득분배구조

1. 임금 격차

가. 주요국의 임금 격차

일반적으로 개인의 소득 가운데 가장 큰 비중을 차지하는 것이 임금 이므로, 소득 격차를 결정하는 최대 요인은 임금 격차라고 할 수 있다. 따라서 소득 격차가 발생하는 요인 및 그 추이를 결정하는 것은 임금 격차라고 해도 과언은 아니다.

우리나라의 임금 격차 추이를 살펴보기 전에 OECD 주요국의 1970년부터 1995년까지의 90%에 해당하는 근로자의 임금과 10%에 해당하는 근로자의 임금을 비교함으로써 임금 격차의 추이를 살펴본 것이 [그림 IV-1]이다.

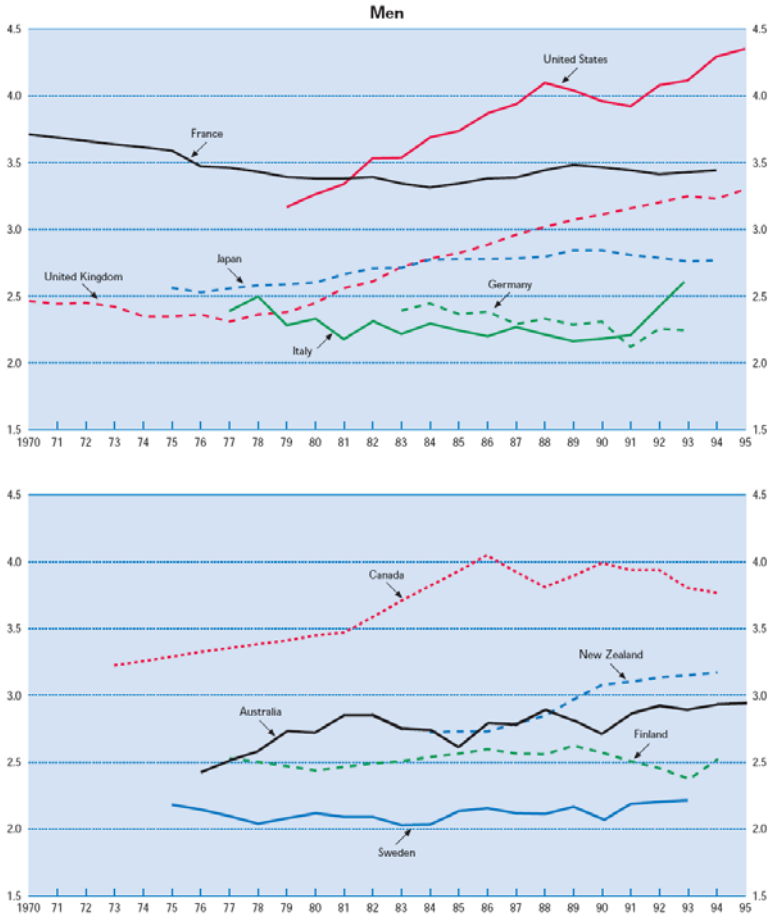
[그림 IV-1]로부터 다음과 같은 사실을 알 수 있다.

첫째, 임금 격차의 추이와 앞 장에서 다룬 소득 격차의 추이가 나라 별로 매우 유사하다는 것이다. 이 사실은 임금 격차가 곧 소득 격차로 이어질 가능성이 매우 높다는 것을 시사하는 것이라 하겠다.

둘째, OECD 주요국 가운데서도 1980년대 이후 미국과 영국의 임금 격차가 매우 빠른 속도로 확대되고 있다는 점이다.

셋째, 프랑스와 독일, 스웨덴 등 유럽국가에서는 임금 격차가 크게 변화하지 않았다는 점이다. 단, 이탈리아에서 1992년 이후 임금 격차가 급속히 확대되고 있는 것은, 1992년 노동시장 개혁이 단행되었기 때문인 것으로 여겨지고 있다⁸⁾.

[그림 IV-1] 주요국의 임금소득 분포의 추이(P90/P10)



자료: OECD, *Employment Outlook*(1996).

8) 임금 격차의 변화에 대해서는 Katz and Autor(1999)를 참조하기 바란다.

1) 미국

1980년 이후 미국의 임금구조 변화 및 소득 격차에 대해 분석한 Katz and Autor(1999)의 연구에 의하면, 임금 격차가 확대되고 있는 이유로서 1) 기술편향적 기술진보(skill-biased technological change), 2) 세계화, 3) 인구구성의 변화 및 상대적 기술공급 변화(relative skill supply), 4) 산업 노동 렌트(industry labor rent)의 증가, 5) 노동조합 조직률 저하, 6) 최저임금 저하 등을 들고 있다.

이 가운데 기술편향적 기술진보가 임금 격차를 확대시켰다는 가설은, 1980년대 후반 이후 진행된 기술진보의 유형이 고학력 노동자나 기능 수준이 높은 노동자와 보완성이 높은 기술진보였다고 주장한다. 따라서 기술진보가 진행될수록 고학력·고기능 노동자에 대한 수요가 저학력·저기능 노동자에 대한 수요보다 커져서 양자 간의 임금 격차가 확대되게 되었다고 설명하고 있다. 기술편향적 기술진보의 대표적 예로서는 컴퓨터 및 IT 관련 기술진보를 들 수 있다⁹⁾.

세계화 가설은 무역 자유화에 따라 아시아를 중심으로 한 개발도상국의 저기능 노동자들을 집약적으로 활용하여 생산한 공업제품이 미국에 수입되면서, 미국 내의 저기능 노동자에 대한 수요가 감소하여, 저기능 노동자의 임금이 상대적으로 저하되었기 때문에 임금 격차가 확대되었다고 설명하는 가설이다.

노동조합 조직률 저하 가설은 노동조합 조직률이 떨어지면서 노동조합이 전통적으로 지니고 있는 임금 인상효과가 줄어들었기 때문이라고 설명하고 있다. 즉, 상대적으로 노동조합 조직률이 높았던 블루칼

9) 컴퓨터 사용이 임금 격차를 확대시키고 있다는 사실을 실증적으로 분석한 연구 가운데 대표적인 것으로는 Krueger(1993)를 들 수 있다. 한편, Krueger의 논문에 대한 반론으로는 DiNaldo and Pischke(1997)가 유명하다. 아울러 기술편향적 기술진보가 1980년대 중반 이후 미국 노동시장에서의 임금 격차의 주 요인이었다고 주장하는 논문으로는 Bound and Johnson(1992)이 있다.

라 노동자의 임금 상승폭이 노동조합 조직률의 저하와 함께 줄어든 결과 화이트칼라와 블루칼라 사이의 임금 격차가 심화되었다고 설명하는 가설이다. 더욱이 임금 인상효과와 더불어 노동조합의 임금 불평등도 개선효과도 노동조합의 조직률 저하와 함께 낮아져 결과적으로 임금 격차가 확대되었다고 주장하고 있다¹⁰⁾.

최저임금의 저하는 1980년대 이후 최저임금 상승률이 인플레이션율보다 낮아 실질적으로 최저임금이 저하됨에 따라 저임금자층이 증가하여 임금 격차가 확대되는 한 요인이 되고 있다는 가설이다.

미국의 임금 격차를 분석한 수많은 실증연구들은 이들 가설에 대한 검증 및 그 효과의 측정이라고 해도 과언은 아닐 것이다. 그러나 수많은 선행연구의 결과로 판단할 때, 실제로 임금 격차가 확대된 것은 어느 한 요인에 의해서가 아니라 많은 요인이 복합적으로 작용한 결과라고 할 수 있다.

2) 일본

[그림 IV-1]에서도 알 수 있듯이 일본의 임금소득 분포는 1980년대 이후 완만하게 상승하고 있다. 그러나 그 상승폭은 미국이나 캐나다, 영국 등에 비해 매우 적어 소득분배 문제는 사회적인 문제가 되지 않았다.

1990년대 말 橘木(Tachibanaki, 1998)는 “1980년대 후반과 1990년대 전반을 보면, 일본은 선진국 가운데 가장 불평등도가 높다. 자본주의 국가 가운데 가장 빈부의 격차가 크다는 이미지를 가지고 있는 미국의 소득분배 불평등도보다 당초 소득으로 본 일본의 지니계수가 높다는 사실은, 이를 바로 믿기 어려울 정도이다”라고 지적하여 일본사회에 큰 충격을 주었다.

10) 노동조합의 역할에 관한 고전으로는 Freeman and Medoff(1984)가 있으며, 노동조합의 임금 효과에 대해서는 Lewis(1986)를 참조하기 바란다.

橋木の 문제 제기 이후 일본에서는 과연 일본의 소득분배가 불평등한가에 대해 많은 논의가 전개되었다. 橋木 이후에 이루어진 소득분배에 관한 논의의 대부분은 橋木の 분석이 부정확하였음을 지적하고, 실제로 일본의 소득 격차는 1980년대 이후에도 그다지 크지 않았다고 주장하는 논의가 많다. 특히 太田(Ohta, 1999)와 大竹(Ohtake, 2005)는 소득 격차의 확대가, 고령화의 진전에 따라 동일 연령 내 격차가 큰 고령자의 증가에 의한 외견상의 소득 격차 확대일 뿐 실제로는 격차구조가 안정적이라는 것과, 임금 격차에 한정하여 볼 때 1980년대에 관찰된 완만한 임금 격차의 확대가 1990년대에는 발견되지 않았다고 주장하고 있다. 양자 사이에 소득 격차에 대한 결론이 다른 이유로는, 격차를 분석할 때 사용한 분석방법, 분석기간, 대상범위, 사용한 자료의 차이 등이 그 원인으로 지적되고 있다¹¹⁾.

일본의 소득 격차 및 임금 격차에 대해 종합적인 분석을 시도한 大竹는 일본의 임금 격차 확대는 통계로 관찰하는 한 그다지 크지 않았다고 결론을 내리면서, 1980년대의 전반적인 임금 격차의 확대는 노동자의 고령화에 의한 요인이 컸으며, 1990년대 이후로는 그다지 변화가 없다고 주장하고 있다. 물론 일본에서도 청년층에서 학력 간 임금 격차가 확대되고 있으며, 대졸 중고령층에서는 그룹 내 임금 격차의 켈트적 상승, 불황기의 기업 간 임금 격차 확대, 정규직과 비정규직 노동자의 임금 격차 확대 등이 통계적으로 확인되나, 미국이나 영국과 같은 급격한 임금 격차의 확대는 관찰되지 않고 있다고 지적하고 있다.

이렇듯 실제로는 임금 격차가 그다지 확대되고 있지 않음에도 불구하고 많은 사람이 격차가 확대되고 있다고 느끼고 있는 이유에 대해 大竹는 1) 대졸 중고령층에서 임금 격차가 지속적으로 확대되고 있는 점, 2) 1990년대 말의 실질임금 저하가 남성 정규직 노동자 모두에게서 발생하였으며, 그 정도가 저임금 노동자일수록 커서 저임금 노동자

11) 양자 간에 차이가 발생하고 있는 이유에 대한 보다 자세한 내용은 大竹(2005), 玄田(2002) 등을 참조하기 바란다.

의 생활수준 저하와 연결되어 분배상 많은 문제를 야기한 점, 3) 1990년대 후반부터 증가한 성과주의적 임금제도 도입에 의한 임금 격차 확대의 움직임은 앞으로 임금 격차를 더욱 확대시킬 가능성이 있어, 40세 미만 노동자의 입장에서 볼 때 장래의 임금 격차 확대를 예상하고 있는 것이 생애임금 격차의 확대에 받아들여지고 있을 가능성 등을 들고 있다.

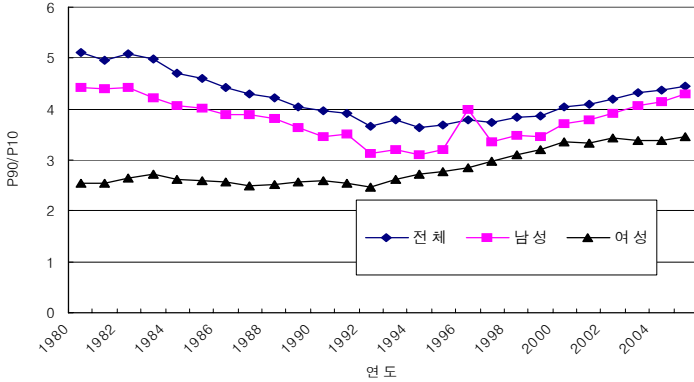
나. 1980년 이후의 임금 격차 및 임금 불평등도의 추이

이 절에서는 1980년 이후의 임금 격차에 대해 살펴보기로 한다. 분석에 사용한 자료는 노동부의 「임금구조 기본통계조사」¹²⁾이다. 「임금구조 기본통계조사」에서 조사하는 임금은 연도에 따라 약간 차이는 있으나, 기본급에 각종 수당을 합한 정액임금, 초과수당, 그리고 연간 보너스가 있다. 우리나라에서 보너스의 존재는 임금 격차를 논할 때 무시할 수 없는 급여임을 고려하여, 이하의 임금에 관한 분석에 사용하는 모든 임금은 특별한 언급이 없는 한 정액임금에 초과수당, 그리고 연간 보너스의 1/12을 합한 금액으로 정의한다.

먼저, 1980년부터 2005년까지 상위 10%의 임금과 하위 10%의 임금 격차의 추이를 살펴보면 [그림 IV-2]와 같다.

12) 1992년 이전까지의 명칭은 「직종별 임금실태조사」였으며 1992년부터 현재의 명칭으로 변경되었다. 양자는 명칭만 다를 뿐 실질적으로 동일한 자료이다. 이후 특별한 언급이 없는 한 우리나라의 임금 격차에 관한 분석은 「임금구조 기본통계조사」 자료에 의한 것이다.

[그림 IV-2] 우리나라의 임금소득 분포의 추이(P90/P10)

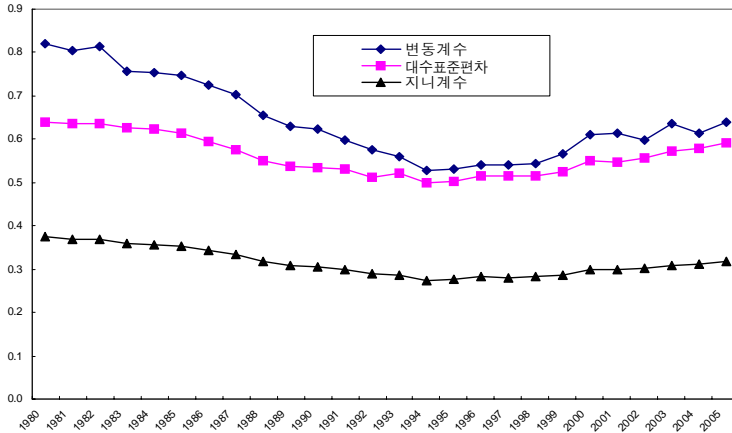


위 그림으로부터 우선 상위 10%와 하위 10% 사이의 임금 격차가 전체적으로 1990년대 중반까지는 줄어들다가 이후 계속해서 증가하고 있는 것을 알 수 있다. 남성은 전체의 움직임과 거의 같으며, 여성의 경우는 1990년대 중반까지 일정 수준을 유지하다가 1990년대 중반 이후 증가하고 있는 것으로 나타난다.

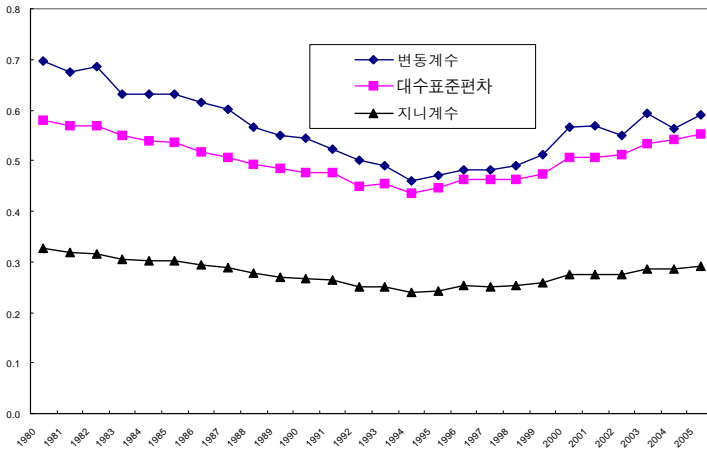
이상에서 살펴본 바와 같이 임금 격차는 1990년대 중반 이후 확대되고 있는데, 임금의 불평등도 역시 증가하고 있는지를 살펴보기 위해 통상적으로 임금의 불평등도를 측정하는 데 사용되는 지니계수, 변동계수(coefficient of variation) 및 대수표준편차(standard deviation of logs)¹³⁾의 추이를 살펴본 것이 [그림 IV-3]~[그림 IV-5]이다.

13) 임금이 완전히 평등한 경우의 지니계수는 0이며, 완전히 불평등한 경우(한 사람만 소득이 있고 나머지는 없는 경우)의 값은 1이다. 변동계수는 표준편차를 평균으로 나눈 값이며, 대수표준편차는 대수를 취하면 정규분포를 취하는 임금분포의 특징을 고려하여 임금의 분산도를 측정하는 것이다. 지니계수, 대수표준편차 등으로 측정된 전체 임금 격차 및 그룹 내 임금 격차는 이상치(outlier)를 어떻게 다루었는가, 소득의 상한을 두었는가, 풀 타임을 대상으로 하였는가, 비정규직을 포함하였는

[그림 IV-3] 임금 불평등도의 추이(전체)

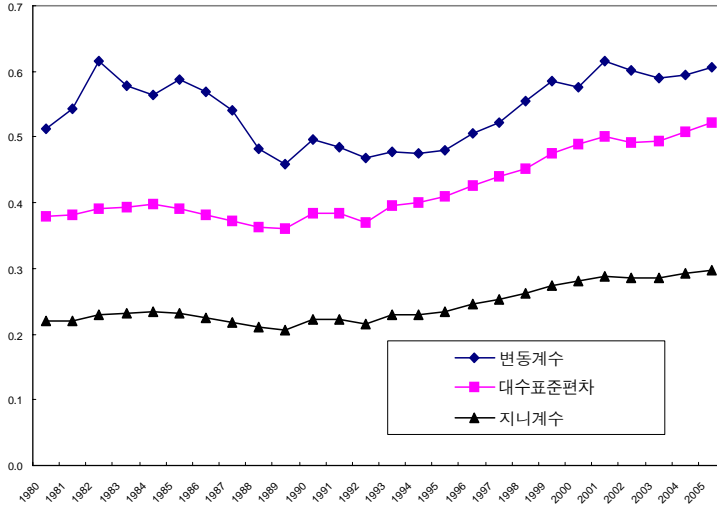


[그림 IV-4] 임금 불평등도의 추이(남성)



가, 시간당 임금인가 주급인가, 가중치 부여 방식 등에 따라 매우 민감하게 반응하므로 해석을 할 때는 이러한 사실에 충분히 주의를 하여야 한다.

[그림 IV-5] 임금 불평등도의 추이(여성)



임금의 불평등도를 나타내는 지표의 추이는 1990년대 중반까지 감소하다가 1990년대 중반 이후 상승 추세로 반전되어 임금 격차와 유사함을 알 수 있다. 이상의 결과는 1990년대 중반까지 축소되고 있던 임금 격차 및 임금의 불평등도가 1990년대 중반 이후 완만하기는 하나 지속적으로 상승하고 있음을 보여주는 것이다¹⁴⁾.

14) 1990년대 중반까지 줄어들다가 이후 증가하는 [그림 II-3]의 소득 불평등도 추이와 [그림 IV-3]의 임금 불평등도 추이는 유사한 움직임을 보이고 있어, 소득분배의 결정 및 추이에 임금이 미치는 영향이 매우 큼을 알 수 있다.

2. 임금 격차의 변화

가. 임금 격차에 관한 선행 연구

제1절에서 살펴본 것처럼 미국은 1980년대 이후, 우리나라는 1990년대 중반 이후 임금 격차가 확대되고 있다. 이러한 임금 격차의 확대에 관해서는 이미 많은 선행 연구가 이루어졌다. 1970년대 이후 미국의 임금 격차에 대해 연구한 Katz and Autor(1999)는 미국 임금구조 변화의 특징에 대해 다음과 같이 정리하였다.

- ① 1970년대 말부터 1990년대 중반까지 남녀 모두의 임금 격차 증가
- ② 교육, 직종, 연령(경험)별 임금 격차의 증가
- ③ 인구집단과 숙련집단 내의 임금 격차 증가
- ④ 지난 20년간의 횡단면 수입 불평등도의 증가는 연도별 수입 변동에 의해 상쇄되지 않음.
- ⑤ 실질임금 증가율의 평균이 낮았던 시기에 임금구조 변화가 발생하였기 때문에, 1990년대 들어 저학력층 및 저소득층(특히 청년층, 저학력)의 실질 수입은 20년 전에 비해 더 낮아짐.
- ⑥ 소득 불평등도의 증가가 실질적으로 가족 수익 불평등의 가장 큰 요인이었으며, 소비지출의 불평등도도 1970년대 후반부터 1990년대 초에 확대

한편, 이상과 같이 임금 격차가 확대된 이유에 대해서는,

- ① 기술편향적 기술진보(특히 직장에서의 컴퓨터 사용에 따른)에 의한 고학력 및 ‘더욱 숙련된’ 노동자에 대한 상대적 수요의 증가
- ② 세계화로 인해 개발도상국과의 교역이 증가하였으며 외국으로의 아웃소싱이 늘어 제조업에서의 고용이 줄고, 이로 인해 저학력 노동자에 대한 상대적 수요가 줄어 제조업 생산직 노동자에 대한 임금 렌트의 축소
- ③ 노동시장에 신규 진입하는 연령대의 인구규모 감소와 비숙련 이

- 민의 증가로 인해 숙련 노동의 상대적 공급 증가율의 저하
- ④ 노동조합 조직률의 감소, 최저임금제의 가치가 희박해진 것, 임금결정 규칙의 변화와 같은 노동시장의 제도 변화 등을 들고 있다.

우리나라의 임금 격차 변화에 관한 선행 연구를 살펴보면, 먼저 기술변화에 따른 임금 격차를 분석한 연구로서 최강식(1997)과 전병유(2002)가 있다. 최강식은 1980년대 중반 이후 우리나라 노동시장에서 진행된 학력별·경력별 상대적 임금 격차의 추이를 살펴보고, 이러한 변화를 가져온 요인에 대해 노동시장의 수요공급모형을 이용하여 실증적으로 분석하였다. 분석결과에 따르면, 학력 간 임금 격차는 1980년대 이후 청년층을 중심으로 줄어들고 있으나, 중장년층에서는 이러한 경향이 관찰되지 않는 것으로 나타났다. 이에 대해 최강식은 학력 간 임금 격차의 축소는 고학력자의 공급 증대에서 그 원인을 찾고 있다. 그러나 고학력자의 대폭적인 증가에도 불구하고 요소 간 대체탄력성이 여타 선진국에 비해 높아 여전히 고학력자에 대한 수요가 큰 것으로 나타났는데, 이는 비중립적 기술진보로 인해 고급인력에 대한 수요가 증대하였기 때문으로 분석하고 있다.

전병유(2002)는 업무에서 컴퓨터 사용이 가지는 임금 프리미엄에 대해 분석하였다. 전병유의 분석결과에 따르면 컴퓨터 사용의 임금 프리미엄은 약 30% 이상이며, 인적자본을 통제하여도 11~15%, 직무 특성 및 기업 특성까지 통제할 경우는 8~11% 정도인 것으로 나타났다. 특히 컴퓨터 사용에 따른 임금 프리미엄이 여성·저연령·저학력층에 큰 것으로 나타나, 이들에 대한 정부의 직업훈련 정책이 임금 격차를 완화하는 데 효과적인 정책수단이 될 수 있음을 시사하였다.

성별 임금 격차에 대해서 주성환·최준혜(2001)는 우리나라의 성별 임금 격차는 전통적 인적자본론에서 사용하는 인적자본스톡보다는 기대 인적자본스톡에 의해 더 잘 설명될 수 있음을 실증분석을 통해 제시하였다. 또한 우리나라에서의 성별 임금 격차는 여성 또는 교육과정

중의 보호자가 여성의 노동시장 참가 단절 및 차별의 존재를 예상(기대)하여 인적자본에 대한 투자를 남성에 비해 상대적으로 적게 한 결과라고 설명하고 있다. 성별 임금 격차를 해소하기 위한 방안으로 여성의 인적자본 축적과 노동시장에서 여성이 연속적으로 참가할 수 있도록 하는 제도적 장치를 들고 있다.

정규직과 비정규직 간의 임금 격차에 관한 연구로는 안주엽(2001)이 있다. 안주엽은 1997년의 경제위기 과정에서 비정규직이 확대되었으며 이로 인해 노동시장에서의 임금 격차가 확대되었다고 설명하고 있다. 노동패널 데이터를 사용한 실증분석 결과 비정규 근로와 정규 근로의 시간당 임금 격차는 35% 정도이며, 여타 요인을 통제할 경우는 19%에 이르는 것으로 나타났다. 한편, 양자 간의 임금 격차를 분해한 결과 임금 격차의 1/4 내지는 1/3이 동일한 생산성 특성에 대하여 고용 형태에 따라 체계적으로 상이한 가격을 지불하는 가격효과에 의한 것임을 밝히고 있다.

나. 그룹 간 임금 격차

통상적으로 임금 격차는 성별, 교육수준, 경험연수 등 속성이 다른 노동자 사이의 임금 차이를 문제로 삼는다. 이렇듯 관찰가능한 특징이 같은 노동자를 하나의 그룹으로 보아, 그룹의 특징에 따라 발생하는 임금의 차이를 그룹 간 임금 격차라 한다. 이에 대해 관찰되는 특징이 같은 노동자 사이의 임금 격차를 그룹 내 임금 격차라 한다. 따라서 학력별, 연령별, 근속연수별, 성별 임금 격차는 그룹 간 임금 격차라 할 수 있으며, 그룹 내 임금 격차의 예로는 산업별, 기업규모별 임금 격차를 들 수 있다. 이하에서는 우리나라의 그룹 간 임금 격차에 대해 학력, 연령, 근속연수, 남녀 간 임금 격차의 추이를 살펴보기로 한다.

1) 학력 간 임금 격차

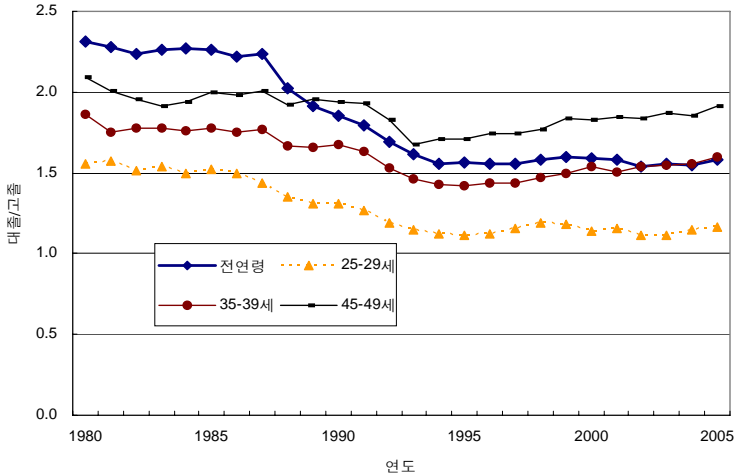
[그림 IV-6]은 1980년부터 2005년까지의 학력 간 임금 격차를 분석할 때 가장 대표적인 비교 대상인 대졸자와 고졸자의 임금 격차 추이를 연령별로 구분하여 그린 것이다. 연령을 구분하지 않은 전체의 학력 간 임금 격차는 1987년 이후 1990년대 중반까지 급속히 줄어들다 1995년 이후 1.5~1.6배 정도로 안정되었으나 2001년 이후에는 완만한 증가세를 나타내고 있다. 이러한 학력 간 임금 격차의 추이는 1980년대 이후 지속적 확대되고 있는 미국의 경우와는 다른 모습을 보이고 있다.

학력 간 임금 격차에 관한 선행연구에 의하면¹⁵⁾, 1990년대 중반까지는 학력 간 임금 격차가 줄어들다가, 1990년대 중반 이후 다시 확대되는 것으로 나타나고 있다. 1990년대 이후 학력 간 임금 격차가 확대되는 이유에 대해서는 고학력자의 노동공급 증가를 상회하는 노동수요의 증가, 숙련 편향적인 기술진보 등에 의한 산업 내 노동수요의 증가 등을 들고 있다.

그러나 학력 간 임금 격차를 연령별로 나누어 살펴보면, 20대 후반의 경우 1990년대 중반 이후 소폭의 상승과 하락을 반복하며 1.2~1.3배 수준을 유지하고 있어 안정적인 데 반해, 30대 중반 및 40대 중반은 완만하게나마 증가하고 있음을 알 수 있다. 20대 후반 청년층의 학력 간 임금 격차가 40대 후반 중장년층의 학력 간 임금 격차보다 그 수준이나 변동 폭이 작다는 이상의 분석결과는, 우리나라의 경우 기술편향적 기술진보의 영향이 그리 크지 않았다는 것을 시사하는 것으로 사료된다.

15) 정진호·최강식·이규용(2003).

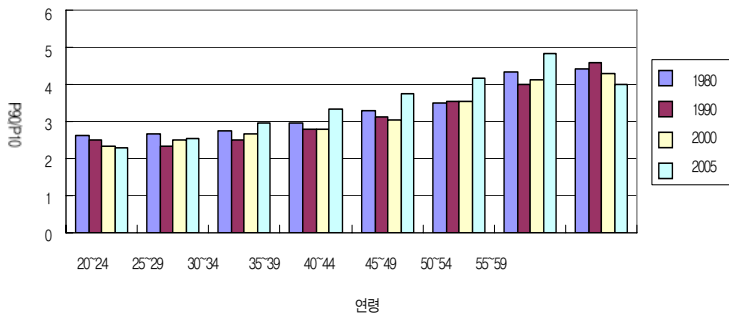
[그림 IV-6] 학력 간(대졸/고졸) 임금 격차 추이



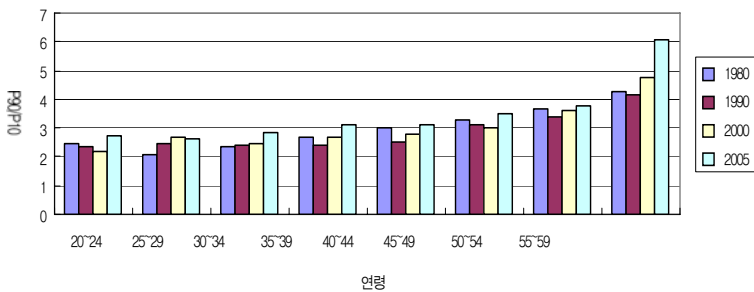
[그림 IV-6]에서는 대졸과 고졸의 임금 격차를 연령대별로 살펴보고 있으나, 1980~2005년 사이에 남녀 모두 고학력자가 증가하였다는 사실과 여성의 경제활동참가율이 증가한 사실을 구분하여 살펴보기 위해 [그림 IV-7]~[그림 IV-10]에 상위 10%와 하위 10%의 임금 격차를 각 학력별로 나누어 성별·연령별 임금 격차의 추이를 제시하였다.

먼저 고졸 남성의 임금 격차를 보면 ([그림 IV-7] 참조), 20~24세 연령층에서는 지속적으로 감소하고 있으며, 25~34세 연령층의 경우 1990년 이후는 확대, 35~54세 연령층은 2005년을 제외하고는 전체적으로 감소하다가 2005년에 급격히 증가하였다. 55~59세 연령층은 1990년 이후 지속적인 감소세를 보이고 있다. 이러한 경향을 종합하면, 진학률이 급증하기 시작한 1990년 이전에 고등학교를 졸업한 연령층인 35~54세 연령층에서는 2005년 이전까지 임금 격차가 줄어드는 경향이 뚜렷한 반면, 1990년 이후 고등학교를 졸업한 연령층인 34세 이전의 연령층에서는 임금 격차가 증가하고 있는 것으로 나타난다.

[그림 IV-7] 고졸 남성의 연령별 임금 격차 추이

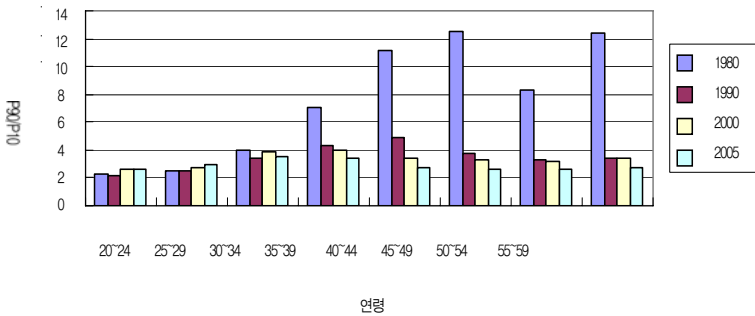


[그림 IV-8] 대졸 남성의 연령별 임금 격차 추이

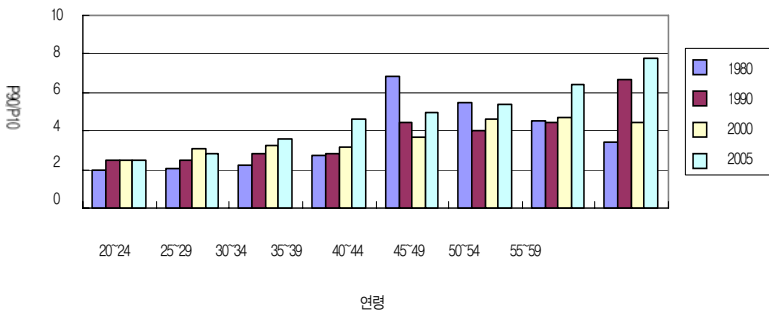


대졸 남성의 임금 격차 추이를 보면, 25~44세 연령층에서 전체적으로 1990년 이후 격차가 증대하고 있음을 알 수 있다. 이는 1990년 이후 대졸자가 증대하여 대졸자 사이의 이질성이 커진 결과 임금 격차도 커졌음을 의미하는 것으로 고학력화가 임금 격차를 확대시키고 있다는 것을 시사하는 것이라 하겠다.

[그림 IV-9] 고졸 여성의 연령별 임금 격차 추이



[그림 IV-10] 대졸 여성의 연령별 임금 격차 추이

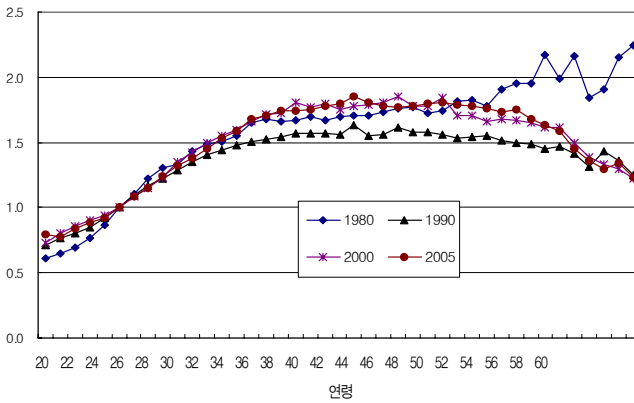


고졸 여성의 임금 격차는 20대까지는 약간 확대되고 있으나, 30대 부터는 축소되고 있다. 한편, 대졸 여성은 고학력화가 진전된 연령층인 40세 미만 여성의 임금 격차가 확대되고 있다. 이것은 여성의 경우도 남성과 마찬가지로 고학력화에 따라 임금 격차가 확대되고 있음을 시사하는 것이라 하겠다.

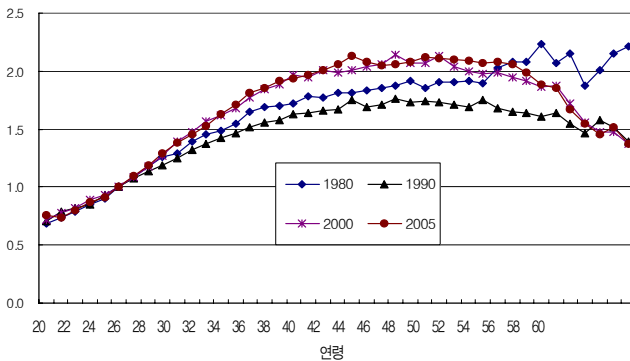
2) 연령 간 임금 격차

전체 노동자 및 남녀별 연령 간 임금 격차를, 25세 노동자의 임금을 기준으로, 25세 노동자의 임금과 각 연령별 임금의 비율을 구해 그 추이를 그린 것이 [그림 IV-11]~[그림 IV-13]이다.

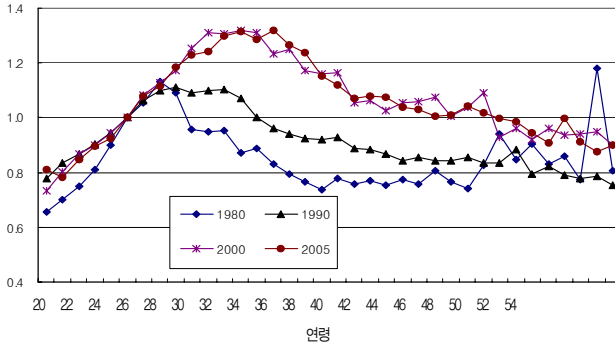
[그림 IV-11] 연령 간 임금 격차의 추이(전체)



[그림 IV-12] 연령 간 임금 격차의 추이(남성)



[그림 IV-13] 연령 간 임금 격차의 추이(여성)



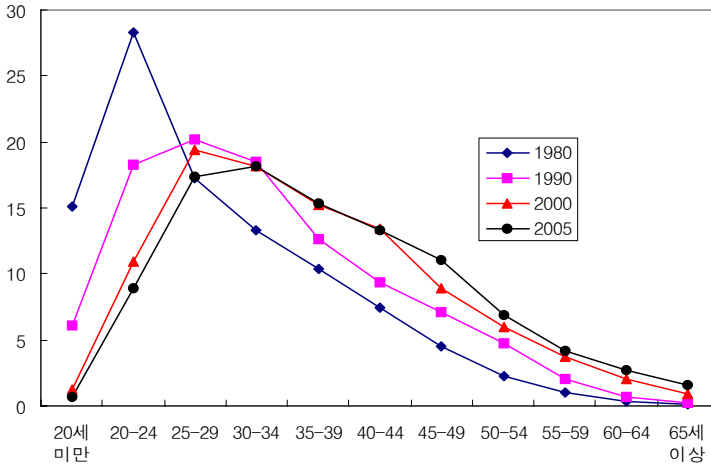
연령 간 임금 격차의 추이를 보면, 남성의 경우 1980년에 비해 1990년에는 연령에 의한 임금 격차가 축소되었으나, 2000년 이후 다시 확대되고 있음을 알 수 있다. 특히, 주목할 만한 점은 2000년과 2005년의 연령에 의한 임금 격차가 1980년의 격차보다 크다는 점이다. 여성의 경우는 1980년 이후 연령에 의한 임금 격차가 지속적으로 증가하고 있다. 특히 1980년과 1990년의 경우 약 27~28세에 임금이 피크에 도달했는데, 2000년과 2005년의 경우 피크가 33~35세로 분포가 우측으로 이동하였음을 알 수 있다. 이는 1990년 이후 여성의 경제활동참가율이 증가함과 동시에 결혼과 더불어 노동시장에서 퇴출하는 경향이 줄어들어 결과라고 여겨진다.

이상과 같은 연령 간 임금 격차에 큰 영향을 미치는 요인으로 노동자의 연령 구성의 변화를 들 수 있다. 노동자의 연령 구성의 변화는 두 가지 측면에서 임금 격차에 영향을 미친다. 즉, 중고령 노동자의 상대적 증가는 연령 간 임금 격차를 축소시키는 방향으로 작용하는 한편, 그룹 내 임금 격차가 큰 중고령층의 상대적 증가는 노동자 전체의 임금 격차를 확대하는 방향으로 작용한다. 결국 노동자의 연령 구성의 변화가 임금 격차에 미치는 영향은 양자의 크기에 따라 결정된다고 하

겠다.

이를 살펴보기 위해, 노동자의 연령 구성이 1980년부터 2005년 사이에 어떻게 변화하였는지 연령을 5세 단위로 나누어 그 추이를 나타낸 것이 [그림 IV-14]이다.

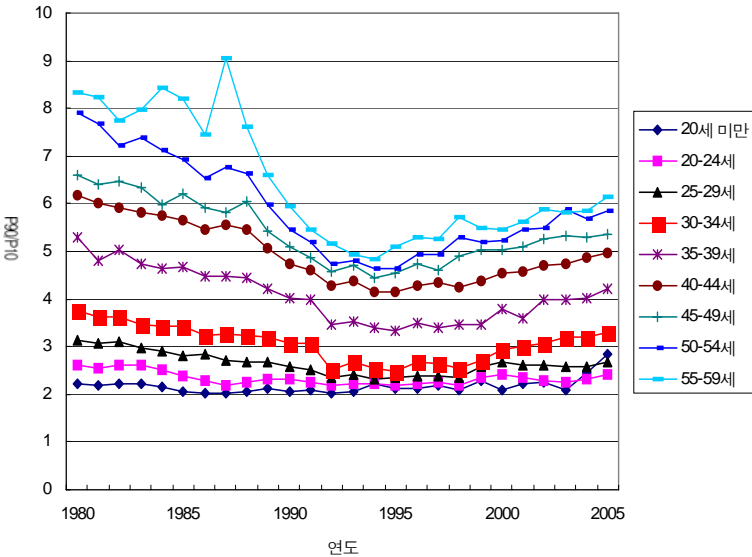
[그림 IV-14] 연령별 노동자의 분포



그림에서 확인할 수 있듯이, 1980년부터 2005년 사이에 노동자의 연령별 분포가 오른쪽으로 이동하고 있어 지난 20년간 중고령층이 상대적으로 증가하였음을 알 수 있다.

한편 동일 연령집단 내의 임금 격차의 추이를 나타낸 것이 [그림 IV-15]이다. 예상대로 연령이 높을수록 임금 격차도 크다는 것을 알 수 있다.

[그림 IV-15] 연령집단 내 임금 격차의 추이

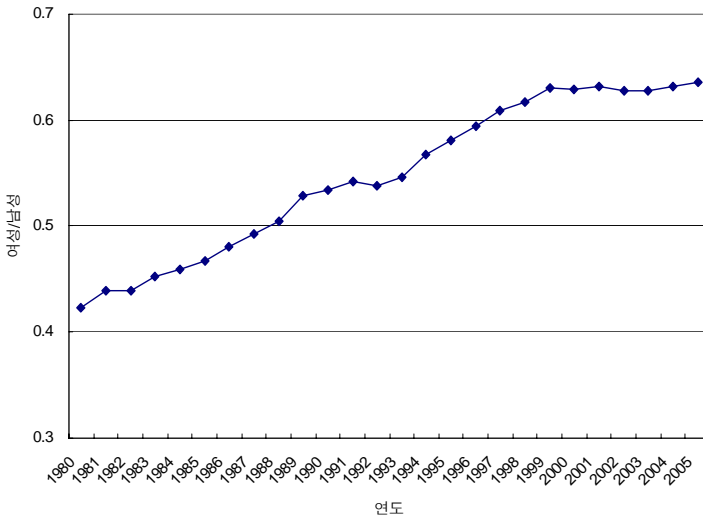


위 그림으로부터, ① 연령이 높을수록 동일 연령집단 내의 임금 격차가 크다는 점, ② 1990년대 중반 이후 40세 이후의 연령층이 상대적으로 빠른 속도로 임금 격차가 확대되고 있다는 사실을 확인할 수 있다. 이러한 점은 1990년 이후 주로 중고령층의 증가가 임금 불평등도를 높이는 결과를 초래하였을 가능성을 시사하는 것이라 하겠다.

3) 성별 임금 격차

[그림 IV-16]에 성별 임금 격차의 추이를 제시하였다. 성별 임금 격차를 보면 1980년에는 남성 임금 대비 여성 임금의 비율이 0.42 정도로 여성의 임금이 남성의 1/2 이하였으나 이후 지속적으로 격차가 축소되어 2005년에는 0.64 정도에 이르고 있다.

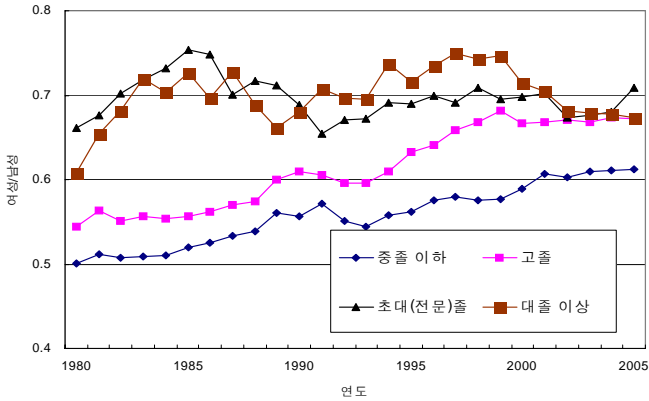
[그림 IV-16] 성별 임금 격차의 추이



성별 임금 격차를 학력별로 나누어 살펴보면([그림 IV-17] 참조), 우선 학력과 성별 임금 격차는 반비례함을 알 수 있다. 즉 학력이 낮을수록 남성과 여성의 임금 격차가 크며, 고학력이 될수록 남녀 간 임금 격차는 줄고 있음을 알 수 있다. 둘째, 전문대졸 및 대졸의 남녀 간 임금 격차는 1980년대 증가와 감소를 반복하다가 1990년을 전후하여 확연한 감소 추세로 돌아섰으나 2000년 이후 다시 격차가 커지고 있다. 셋째, 고졸 이하의 경우 남녀 간 임금 격차가 지속적으로 줄어들고 있다.

남녀 간 임금 격차가 줄어들고 있는 이유는 우선 여성의 근속연수가 증가하고 있다는 점과, 여성의 학력 향상, 제조업에서 서비스업으로 노동력이 이동하였다는 것 등을 생각할 수 있다.

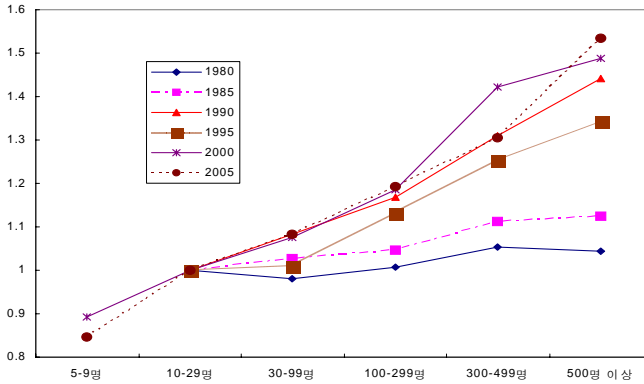
[그림 IV-17] 성별 학력별 임금 격차의 추이



다. 그룹 내 임금 격차

앞 소절에서는 각 개인의 속성에 따른 임금 격차인 그룹 간 임금 격차를 살펴보았으나, 본 소절에서는 관찰되는 특징이 같은 노동자 사이의 임금 격차인 그룹 내 임금 격차를 사업체규모 간 임금 격차를 중심으로 살펴보기로 한다.

[그림 IV-18] 사업체규모 간 임금 격차



[그림 IV-18]은 10~29인 규모의 사업체 평균임금을 기준으로 사업체규모 간 임금 격차의 추이를 나타낸 것이다. 그림에서 알 수 있듯이 사업체규모 간 임금 격차는 1980년 이후 뚜렷하게 증가하는 추세를 보이고 있다. 특히 1985년에서 1990년 사이에 그 격차가 급격히 증가하였음을 확인할 수 있다. 1990년대 이후는 상대적으로 사업체규모 간 임금 격차가 증가하고는 있으나 급격히 증가하지는 않은 것으로 판단된다.

사업체규모 간 임금 격차가 확대되고 있다는 사실에 대해서는 많은 연구가 지적하고 있으나, 왜 격차가 확대되고 있는가에 대해서는 아직 그 원인이 명확히 규명되고 있지 않다. 예컨대, 정인수(1989)의 경우는 1987년 이후 대기업을 중심으로 노동조합이 조직되어 상대적으로 규모가 큰 사업체의 임금이 더 빠르게 상승하였다는 견해를 제시하고 있으며, 이외에도 효율임금 가설과 사업체규모에 따른 생산성의 차이, 관찰되지 않은 능력의 차이 등이 가설로 제시되고 있다.

3. 임금함수의 추정

앞 절에서는 1980~2005년에 걸친 임금 격차의 추이를 그룹 간과 그룹 내로 나누어 살펴보았다. 그 결과 1990년대 중반 이후 노동시장에서 진행된 고학력화와 고령화, 사업체규모 간 임금 격차의 확대가 전체 임금 격차를 확대시킬 가능성이 시사되었다. 그러나 제2절의 결과는 개인의 속성이나 산업의 속성을 통제하지 않은 결과여서 기타 요인이 고학력화와 고령화라는 형태로 나타났을 가능성을 배제할 수 없다. 이러한 단점을 보완하기 위해 제3절에서는 임금함수의 추정을 통해 임금에 영향을 미치는 요인을 살펴보기로 한다.

가. 임금구조에 관한 선행연구

한국의 임금구조를 분석한 초창기의 연구로는 박훤구·박세일(1984), 박영범(1993) 등이 있다. 박훤구·박세일은 1980년 자료를 사용하여 임금에 영향을 끼치는 요인을 분산분석(ANOVA)을 통해 살펴보았다. 그들의 연구에 의하면 한국의 임금결정에 가장 큰 영향을 미치는 요인은 성(sex)이며, 다음으로 연령, 학력, 직종, 규모, 산업, 지역 등의 순으로 나타났다. 또한, 한국의 연공형 임금에 관하여, 다음과 같은 점을 지적하고 있다. (1) 한국의 연령-임금곡선의 기울기는 유럽 각국과 미국은 물론, 일본보다 높다. (2) 연령-임금곡선은 하향곡선을 그리지 않고 지속적 상승곡선을 보이고 있다. 이러한 현상은 대기업뿐만 아니라 소기업에서도 나타나고 있다. (3) 한국의 연공형 임금체계는 ‘임금=생산성’ 가설보다는 ‘임금=노동공급가격=생활비’ 가설이 더욱 타당하다.

그러나 박훤구·박세일의 분석은 연공형 임금을 다루면서 연공을 구성하는 또 하나의 측면인 근속연수에 관해서는 전혀 논의하고 있지 않다. 따라서 근속연수의 효과가 연령의 효과에 포함됨에 따라 구별할 수 없게

되었다¹⁶⁾. 또한, 연령-임금곡선의 기울기도 임금함수의 추정치가 아닌 평균임금 총액으로 산출하고 있다. 따라서 평균임금 총액은 연령 이외의 여러 요소가 통제되지 않았다는 것을 고려하면, 연령-임금곡선이 순수한 연령의 효과를 반영한 것이라고 하기 어렵다.

박영범은 박훤구·박세일과 같은 모델을 이용하여 1990년 자료를 가지고 임금결정 요인을 분석했다. 그 결과를 보면, 임금결정 요인으로서 연령의 비중이 압도적으로 크고, 그 다음으로 성(sex), 교육 순이었다. 임금결정 요인 중 가장 중요한 요인이 성에서 연령으로 변한 것을 제하면 1980년을 대상으로 분석한 박훤구·박세일의 결과와 거의 같으며, 이는 양 기간 동안 임금결정 요인이 그다지 변하지 않았다는 것을 시사한다. 그러나 동일한 모델을 사용하여 분석하였으므로 박영범의 분석에도 박훤구·박세일의 연구에서 보이는 문제가 해결되지 않고 남아 있다.

1990년대 이후의 임금구조에 관한 연구는 노동시장 유연화가 임금구조에 어떠한 영향을 미쳤는가를 중심으로 진행되었다¹⁷⁾. 1990년대 이후의 변화에 대해서는 임금구조가 연공주의에서 성과주의로 변화하고 있다는 분석이 있는가 하면, 성과주의로의 변화가 매우 제한적이라는 분석도 있다.

정이환·전병유(2001)는 1990년대 이후 우리나라 노동시장에서 임금의 연공적 성격은 크게 약화되었고, 특히 1990년대 후반 이후 이러한 경향이 강해졌다고 분석하고 있다. 기업규모별로는 소규모 사업체의 경우 1990년대 초반부터 연공성이 약해진 반면, 대규모 사업체는 외환위기 이후 연공성이 약해진 것으로 분석하였다. 류재우(2002)는 최근 연령-임금곡선의 정점이 하향 이동하였을 뿐 아니라 기울기 자체

16) 실제로 박훤구·박세일(1984)의 모델에 근속연수를 추가하여 분석한 결과, 1) 연령의 효과보다 근속연수의 효과가 더 크며 2) 근속연수를 설명변수에 추가함으로써 연령 효과가 대폭 감소한다는 결과를 얻을 수 있었다.

17) 1990년대 이후의 임금구조에 관한 선행연구 정리는 황수경 외(2005)를 참조하였다.

도 감소하였다고 분석하고, 1998년 이후 근속수익률이 감소되고 내부 노동시장의 약화가 이루어졌다고 결론지었다. 류재우·박성준(2003)은 분석범위를 경력급까지 확장하여 우리나라에서 근속급이 1980년대 후반 이후 감소해온 데 반해 경력급은 1990년대 초반 이후 정체 내지 상승해왔다고 분석하고 있다.

근속급의 국제비교에 관한 연구로는 小野(Ono, 1989)의 연구가 있다. 小野는 한국과 일본의 임금체계에 대해 동일한 Mincer형 임금함수를 상정하여 각각을 추정하였다. 小野는 근속연수가 임금에 미치는 영향은 일본보다 한국이 더 크며, 연령 요인이 기업 내 임금구조에 끼치는 효과는 내부 경험과 외부 경험이 개별적으로 끼치는 효과의 합보다 크다고 분석하였다.

1970년대 중반부터 1990년대 중반까지의 노동시장의 변화를 임금함수의 변화를 통해 분석한 元鍾鶴·中村(2002)의 연구에 의하면 우리나라의 임금구조는, (1) 1970년대부터 1990년대에 걸쳐 임금에 미치는 연령 효과는 저하되고 있는 반면, 근속연수 효과는 상승하고 있으며, 이러한 경향은 규모가 클수록 현저하다. (2) 근속연수에 대한 평가는 전직을 억제하고 있으며, 또한 근속연수 효과가 클수록 전직을 억제하는 효과도 강하다. (3) 고(高)정착도 노동자의 비율 추이로부터 1980년대 이후 고정착도 노동자가 급속하게 증가하고 있음과 함께 저(低)정착도 노동자의 평균근속연수도 증가하고 있음을 알 수 있다. 중도 채용자도 전직한 후에는 전직한 기업에 정착하는 경향이 높아지는 등 노동자 전체에 걸쳐 정착도가 증가하고 있다. (4) 고정착도 노동자의 비율과 연공과의 관계를 분석한 결과, 고정착도 노동자의 비율과 근속연수 효과와는 양(+)의 관계, 연령 효과와는 음(-)의 관계에 있다는 사실을 실증분석을 통해 밝히고 있다.

이상의 결과로부터 元鍾鶴·中村은 1980년대 이후 한국의 임금체계에서 특히 대기업의 경우 연령보다 기업 내에서의 근속연수 효과가 상승하고 있으며, 이는 대기업을 중심으로 노동시장의 내부화가 진전되

었다는 것을 시사한다고 해석하고 있다. 1980년대 이후 정착도가 증가하고 있는 것과 근속연수가 높은 산업일수록 고정착도 노동자의 비율이 높은 것으로부터, 1980년대 이후 한국의 노동시장에서 내부 노동시장이 진전되고 있다고 추론하고 있다.

나. 자료 및 변수

분석에 사용한 자료는 1985~2005년의 「임금구조 기본통계조사」 원시자료로부터 95%를 임의로 추출한 자료이다. 「임금구조 기본통계조사」는 1969년부터 상용근로자 10인 이상의 사업체를 대상으로 매년 6월의 1개월간 실제로 지급된 임금과 전년도의 연간보너스, 노동자의 속성 및 기업 속성에 대해 조사하고 있다. 1999년부터는 조사대상을 확대하여 5~9인 규모의 사업체에 대해서도 조사를 실시하고 있다¹⁸⁾. 분석에 사용한 자료의 기초통계량은 <표 IV-1>과 같다.

18) 조사대상 기업이 1999년부터 확대됨에 따라 본 보고서의 분석대상 기간 가운데 2000년과 2005년의 경우는 이전에 비해 노동시장의 폭이 특징을 보다 정확하게 파악하고 있다고 할 수 있으나, 조사대상의 폭이 넓어짐에 따라 이질성(heteroscedasticity)이 커졌다고 할 수 있다. 이하의 임금 분석에서는 이러한 이질성의 차이를 최대한 줄이기 위해 표본 추출률을 가중치로 한 WOLS를 사용하였다.

<표 IV-1> 기초통계량

		1980	1985	1990	1995	2000	2005
표본수		405,827	580,630	477,872	391,869	481,670	492,095
성(%)	남성	60.86	64.99	67.36	71.10	69.22	68.96
	여성	39.14	35.01	32.64	28.90	30.78	31.04
규모(%)	소	34.00	38.70	42.07	49.45	62.98	63.44
	중	30.82	31.16	29.02	26.89	21.76	21.04
	대	35.18	30.15	28.91	23.66	15.26	15.52
학력(%)	중졸	57.43	44.99	31.22	22.41	15.22	8.96
	고졸	30.46	40.03	48.16	49.42	47.39	43.14
연령(연)	대졸	12.21	14.98	20.62	28.16	37.38	47.90
	전체	28.83	30.60	32.64	35.06	36.24	37.67
	소	30.39	31.98	33.34	35.91	36.30	37.94
	중	28.82	30.57	33.10	35.20	36.60	37.94
	대	27.83	28.84	33.15	33.10	35.50	36.18
	전체	2.40	3.56	4.36	5.60	5.63	6.18
근속연수(연)	소	2.12	3.29	3.54	4.59	4.65	5.08
	중	2.30	3.45	4.48	6.00	6.47	7.23
	대	2.75	4.04	5.43	7.23	8.46	9.22
임금총액(원)	전체	169,758	314,214	616,189	1,194,650	1,643,265	2,332,568
	소	164,664	300,355	535,993	1,065,956	1,461,036	2,059,527
	중	170,270	314,647	614,325	1,232,356	1,804,296	2,529,022
	대	174,233	331,553	734,789	1,420,780	2,165,799	3,182,304
근로시간(시간)	전체	231	228	216	215	208	201
	소	223	221	213	212	204	203
	중	234	233	219	218	214	204
	대	237	232	218	216	215	191

<표 IV-1>에 제시된 비중은 모두 표본 추출률을 가중치로 하여 복원한 비율이다. 조사대상의 성별 분포는 1980년에는 남성이 약 60%, 여성이 약 40%였으나, 1995년 이후는 남성이 70%, 여성이 30%를 차지하고 있다. 규모별 분포는 사업체규모가 10~99인이면 소기업, 100~499인을 중기업, 500인 이상을 대기업으로 분류하였다. 대기업을 중심으로 규모별 분포의 변화를 살펴보면, 조사대상을 5~9인 규모가

지 확대하기 전인 1995년까지는 1980년 35%에서 1995년 24%로 매년 줄어들고 있으며, 2000년 이후는 15% 정도를 차지하고 있는 것으로 나타났다.

학력별 분포에서 중졸은 중졸 이하의 학력을, 고졸은 고등학교 졸업, 대졸은 전문대졸 이상을 가리킨다. 학력별 분포의 추이를 살펴보면 고졸자의 비율은 1995년까지 증가하다가 이후 감소하고 있으나, 대졸자의 비율이 1980년 12%에서 2005년 48%로 매우 빠른 속도로 증가하고 있다는 데서 알 수 있듯이 노동자의 고학력화가 급속히 진전되고 있다.

평균연령의 추이를 보면, 1980년의 평균연령은 29세였으나 2005년에는 38세로 25년 동안 약 9세가 증가하여 노동력의 고령화가 진전되었음을 알 수 있다. 이러한 고령화는 사업체규모에 관계없이 진행되었음을 <표 IV-1>에서 확인할 수 있다. 노동자의 고령화와 더불어 근속연수도 급격히 증가하였다. 1980년 2.40년에 불과하던 평균근속연수가 2005년에는 6.18년으로 2.5배 이상 증가하였으며, 근속연수는 소기업보다는 대기업에서 더욱 빠른 속도로 증가하고 있다.

임금함수 추정에 사용한 종속변수는 시간당 임금의 자연대수(natural log) 값이며, 설명변수로는 성, 교육수준, 사업체규모, 연령 및 자승, 근속연수 및 자승, 혼인상태, 그리고 산업더미와 직종더미를 사용하였다. 성은 여성을 기준으로 하였으며, 학력은 중졸 이하, 혼인상태는 미혼을 기준으로 하였다¹⁹⁾. 산업 및 직종분류는 대분류를 사용하였다²⁰⁾.

19) 노동조합에 관한 조사는 1987년부터 실시되었기 때문에 1980년과 1985년의 자료에서는 이용이 가능하지 않아, 분석의 통일성을 기하기 위해 설명변수에 추가하지 않았다.

20) 산업 및 직종분류는 조사기간중에 2번 변화하였다. 그러나 본 연구의 주목적이 산업별, 직종별 임금 격차의 변화를 분석하는 것이 아니어서, 이들을 조정하지 않고 각 연도의 대분류에 따른 더미변수를 설명변수로 추가하여 산업 및 직종이 임금에 미치는 영향을 통제하는 수준에 머물렀다.

다. 임금함수 추정 1

임금함수의 추정은 먼저 전체 임금함수의 변화를 살펴보기 위해 임금함수의 분석에서 표준적으로 사용되는 식 (1)과 같은 Mincer형 임금함수를 사용한다.

$$\begin{aligned}
 (1) \quad LN\left(\frac{W}{H}\right) = & \alpha_0 + \alpha_1 SEX + \alpha_2 EDU2 + \alpha_3 EDU3 \\
 & + \alpha_4 EZ2 + \alpha_5 EZ3 + \alpha_6 AGE + \alpha_7 AGE^2 \\
 & + \alpha_8 TENURE + \alpha_9 TENURE^2 + \alpha_{10} MAR \\
 & + INDUSTRY \cdot DUMMY \\
 & + OCCUPATION \cdot DUMMY
 \end{aligned}$$

임금(W) : 정액임금+초과근무수당+연간보너스/12

노동시간(H) : 정상근무시간+초과근무시간

성(SEX) : 남성=1, 여성=0

학력(EDU) : $EDU1$ =중졸 이하

$EDU2$ =고졸

$EDU3$ =대졸 이상

사업체규모(EZ) : $EZ1$ =소기업

$EZ2$ =중기업

$EZ3$ =대기업

연령(AGE) : 1년단위

근속연수($TENURE$) : 1년단위

혼인상태(MAR) : 미혼=0, 기혼=1

산업($INDUSTRY$) : 대분류(9)

직종($OCCUPATION$) : 대분류(9)

추정은 표본 추출률을 가중치로 한 가중최소자승법(weighted OLS)을 사용하였으며, 추정결과는 <표 IV-2>와 같다.

<표 IV-2> 추정결과 1

	1980	1985	1990	1995	2000	2005
남성	0.3697	0.3375	0.3165	0.2701	0.2161	0.2098
고졸	0.1458	0.1226	0.1139	0.1220	0.1457	0.0776
대졸	0.5162	0.4337	0.3243	0.2637	0.2805	0.2676
중기업	0.0698	0.0781	0.0997	0.0678	0.1399	0.1114
대기업	0.1301	0.1461	0.2444	0.1685	0.2331	0.3022
연령	0.0478	0.0412	0.0336	0.0345	0.0456	0.0505
연령 ²	-0.0006	-0.0005	-0.0004	-0.0004	-0.0005	-0.0006
근속연수	0.0646	0.0628	0.0641	0.0611	0.0597	0.0566
근속연수 ²	-0.0019	-0.0013	-0.0013	-0.0012	-0.0012	-0.0009
기혼	0.0761	0.0846	0.0598	0.0697	0.0552	0.0516
산업dummy	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
직종dummy	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
상수	5.4072	6.1127	6.8076	7.7623	7.7110	1.2822
R_sq	0.7247	0.7293	0.6830	0.6665	0.6071	0.5837

주: 추정계수는 모두 유의수준 1%에서 유의.

추정결과를 보면, 먼저 성별 임금 격차는 1980년 이후 지속적으로 감소하고 있는 것으로 나타나 여러 개인적·산업적 특성을 고려하여도 성별 임금 격차가 지속적으로 축소되고 있음을 알 수 있다.

학력별 임금 격차의 추이를 보면, 대졸자의 추정치가 1980년에는 0.5162였으나 이후 감소하여 2005년에는 0.2676으로 1980년의 약 1/2 수준에 그치고 있음을 알 수 있다. 이는 1990년 이후 상대적으로 대졸자가 증가함에 따라 고학력에 따른 임금 렌트가 줄어들었다는 것을 보

여주는 결과라 하겠다.

사업체규모별 임금 격차는 중기업, 대기업 모두 확대되고 있어, 1980년 이후 임금 격차가 확대되고 있다는 기존의 연구결과 및 제2절의 사업체 규모 간 임금 격차의 확대와 부합하는 결과가 얻어졌다. 또한 사업체규모 간 임금 격차는 사업체규모가 클수록 크게 나타나고 있어 규모에 따른 임금 렌트가 클 뿐 아니라 지속적으로 확대되고 있음을 알 수 있다.

근속연수가 임금을 미치는 효과는 전체적으로 감소하고 있는 반면, 연령이 임금을 미치는 효과는 1990년까지 줄어들다가 1995년 이후 급속도로 증가하고 있다. 특히 <표 IV-1>의 기초통계량에서도 확인할 수 있듯이 1995년 이후 평균연령이 증가하고 있는 가운데 연령이 임금을 미치는 영향이 증대되고 있다는 사실은 놀라운 결과라고 하겠다²¹⁾.

라. 임금함수 추정 2

제2절의 임금 격차 추이에 관한 분석 및 앞 소절의 임금함수 추정으로부터 사업체규모 간 임금 격차는 1980년 이후 지속적으로 증가하고 있음을 알 수 있었다.

1) 사업체규모 간 임금 격차가 발생하는 요인에 대한 가설

사업체규모에 따라 임금 격차가 발생하고 있다고 하더라도 그것이 사업체규모에 속하는 노동자의 속성 차이에 의한 임금 격차거나, 예컨대 훈련기회의 차이 등 기업 고유의 요인에 의해 임금 격차가 관찰되

21) 연령에 대한 해석으로 노동시장에서의 경력을 들 수 있다. 만약 연령이 노동시장에서의 경험을 나타낸다고 하면, 1990대 중반 이후 우리나라의 노동시장에서 외부경력을 중시하는 경향이 나타나고 있다고 해석할 수 있다. 그러나 연령을 그대로 외부경력의 대리변수로 사용해도 되는 것인지, 혹은 다른 이유에 의해 연령의 효과가 커지고 있는지 등에 대해서는 보다 면밀한 검토가 필요하다 하겠다.

고 있다고 한다면, 그것은 노동자의 선호 차이를 반영한 최적 자원배분의 결과이므로 사업체규모 간 임금 격차는 큰 문제가 아닐 수 있다. 따라서 사업체규모 간 임금 격차 분석으로부터 유의미한 함의를 도출하기 위해서는 사업체규모 고유의 요인에서 발생하는 격차 가운데, 정말로 문제가 되는 ‘진정한’ 사업체규모 간 임금 격차의 범위를 명확히 할 필요가 있다.

사업체규모별 임금 격차를 설명하는 주요 가설로는 효율임금가설, 균등화가설, 인적자본가설, 이윤분배가설, 능력차가설 등을 들 수 있다. 먼저, 효율임금가설은 노동자의 감시비용(monitoring cost)이 큰 대기업일수록 높은 효율임금을 설정하는 경향이 강하기 때문에 임금 격차가 발생한다고 설명한다. 균등화가설은, 근로환경의 차이에 따른 임금의 보상 부분에서 임금 격차가 발생한다고 설명한다. 예컨대, 대기업일수록 팀 생산의 비율이 높으며, 이것이 노동자의 후생 손실을 야기한다고 한다면 그 후생 손실분을 보상하는 부분에 의해 임금 격차가 발생한다는 것이다. 인적자본가설은 대기업일수록 직장 내 훈련을 많이 실시하기 때문에 학력 등의 관점에서 동등한 인적자원을 지닌 노동자라 하더라도 대기업의 인적자본수익률이 높아 임금 격차가 발생한다고 설명하고 있다. 이윤분배가설은 대기업일수록 많은 이윤을 얻고 있으며 그것이 노동자의 임금에 반영되기 때문이라는 점과, 설령 같은 이윤을 얻고 있다고 하더라도 노동조합의 발언력 등의 차이로 인해 대기업일수록 노동자에게 더 많이 배분하기 때문에 격차가 발생한다고 설명하고 있다. 마지막으로 능력차가설은 대기업일수록 능력이 뛰어난 노동자가 모이는 경향이 있기 때문에 격차가 발생하고 있다고 설명하고 있다.

2) 사업체규모별 임금 격차에 대한 추정

앞에서 설명한 바와 같이 사업체규모별 임금 격차에 대해서는 몇 개

의 가설이 존재하나, 어느 것이 사업체규모별 임금 격차를 정확히 설명하는 가설인지에 대해서는 아직 확립된 의견이 없다고 할 수 있다. 사업체규모별 임금 격차가 발생하는 원인에 대해 검증하기 위해서는 ‘노동시장의 구조’, ‘자본시장의 불안정성’이라는 구조적 요인의 영향을 제거할 필요가 있는데, 이는 본 연구의 범위를 넘어서는 것으로 이를 직접적으로 다루지는 않기로 한다. 대신 본 연구에서는 사업체규모별 임금 격차가 발생하는 이유보다는 사업체규모별 임금 격차는 어떠한 개인적 속성을 통해 나타나고 있는가를 실증분석을 통해 살펴보기로 한다. 이를 위해 먼저 식 (2)와 같이 각 개인의 특성에 사업체규모를 교차항으로 포함시킨 추정식을 추정하기로 한다.

$$\begin{aligned}
 (2) \quad LN\left(\frac{W}{H}\right) &= \alpha_0 + \alpha_1 EZ2 + \alpha_2 EZ3 \\
 &+ (\alpha_3 + \alpha_4 EZ2 + \alpha_5 EZ3) \cdot SEX \\
 &+ (\alpha_6 + \alpha_7 EZ2 + \alpha_8 EZ3) \cdot EDU2 \\
 &+ (\alpha_9 + \alpha_{10} EZ2 + \alpha_{11} EZ3) \cdot EDU3 \\
 &+ (\alpha_{12} + \alpha_{13} EZ2 + \alpha_{14} EZ3) \cdot AGE + \alpha_{15} AGE^2 \\
 &+ (\alpha_{16} + \alpha_{17} EZ2 + \alpha_{18} EZ3) \cdot TENURE \\
 &+ \alpha_{19} TENURE^2 \\
 &+ \alpha_{20} \cdot MAR + INDUSTRY \cdot TDUMMY \\
 &+ OCCUPATION \cdot DUMMY
 \end{aligned}$$

추정식은 사업체규모 변수가 개인 특성에 교차항으로 포함된 것을 제외하고는 모든 것이 임금함수 1의 추정과 동일하다²²⁾.

22) 추정의 편의를 위해 개인 속성 가운데 혼인상태 변수에 대해서는 규모별 교차항을 추가하지 않았으며, 연령 및 근속연수의 지승에도 추가하지 않았다.

<표 IV-3> 추정결과 2

		1980	1985	1990	1995	2000	2005
규모	중기업	-0.0330	-0.0359	0.0528	0.0190*	0.1267	0.1526
	대기업	-0.0041*	0.0045*	0.1966	0.1692	0.0722	0.4318
남성		0.3653	0.3410	0.3185	0.3023	0.2253	0.2211
	중기업	0.0383	0.0112	0.0009*	-0.0535	-0.0180	-0.0248
	대기업	-0.0358	-0.0427	-0.0103	-0.0885	-0.0551	-0.0472
고졸		0.1591	0.0891	0.0741	0.1219	0.1288	0.0644
	중기업	-0.0330	0.0396	0.0301	0.0002*	0.0003	0.0033*
	대기업	-0.0029*	0.0721	0.1127	0.0052*	0.0960	0.0489
대졸		0.4700	0.3251	0.2331	0.2325	0.2385	0.2269
	중기업	0.0479	0.1461	0.1077	0.0745	0.0936	0.1261
	대기업	0.0889	0.2053	0.2043	0.0590	0.1438	0.0872
연령		0.0435	0.0376	0.0341	0.0334	0.0451	0.0530
	중기업	0.0028	0.0018	-0.0003*	0.0021	-0.0010	-0.0025
	대기업	0.0048	0.0029	-0.0019	0.0006**	0.0030	-0.0043
연령 ²		-0.0005	-0.0005	-0.0004	-0.0004	-0.0005	-0.0006
근속연수		0.0628	0.0597	0.0622	0.0613	0.0590	0.0560
	중기업	-0.0001*	0.0048	0.0050	-0.0015	0.0044	0.0012
	대기업	0.0034	0.0058	0.0038	0.0029	-0.0003	-0.0008*
근속연수 ²		-0.0019	-0.0013	-0.0013	-0.0012	-0.0012	-0.0008
기혼		0.0762	0.0860	0.0607	0.0720	0.0561	0.0500
산업dummy		Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
직종dummy		Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
상수		5.4985	6.2193	6.8504	7.7806	7.7538	1.2287
R-sq		0.7263	0.7313	0.6863	0.6680	0.6091	0.5868

주: *는 5% 유의수준으로 유의하지 않음을 나타냄.

**는 1% 유의수준으로 유의하지 않음을 나타냄.

각 개인의 특성에 사업체규모를 교차항으로 추가하여 분석한 결과, 규모가 클수록 성별 임금 격차는 줄어들고 있는 것으로 나타났다. 연령 및 근속연수와 사업체규모와의 교차항도 그 크기가 크지 않을 뿐 아니라, 연도에 따라 부호가 변동하는 등 시간에 따른 추세를 나타내지도 않고 있다.

사업체규모와 교육수준과의 교차항은 1985년의 고졸을 제외하고는 모두 양(+)으로 나타나, 규모가 교육수준을 통해 격차를 확대시키고 있는 것으로 나타났다. 또한 1995년과 2005년의 대졸을 제외하고는, 대졸·고졸 모두 대기업의 임금이 중소기업에 비해 높은 것으로 추정되었는데, 이는 규모에 따른 임금 격차가 학력을 통해 나타나고 있음을 의미한다. 그러나 학력과 사업체규모에 관한 이상의 추정결과가 대기업의 고학력자에 대한 수요에 의한 변화인지, 아니면 교육수준이 높을수록 대기를 선호하는 것에 따른 것인지는 명확하지 않다²³⁾.

4. 임금 격차의 분해 : 수요의 변화인가 공급요인의 변화인가?

가. 노동자 구성의 변화와 임금구조의 변화

제2절과 제3절의 분석으로부터 1990년대 중반 이후 노동자의 고학력화 및 고령화가 1990년대 중반 이후의 임금 격차 확대를 유발한 주요 요인일 가능성을 지적하였다. 특히 고학력화는 사업체규모별 임금 격차 확대의 요인으로도 작용하고 있음을 임금함수 분석을 통해 알 수 있었다. 고학력화 및 고령화는 일시적으로 발생한 현상이 아니며, 노동시장의 구조적인 변화를 야기하는 지속적인 변동요인이다. 이러한 고

23) 일례로 원종학·김종면·김형준(2005)에서는 노동시장에서 규모 간 이동이 제한적인 경우 고학력자가 단기간의 실업을 감수하고라도 대기업을 선호한다는 결과를 제시하고 있다.

학력화 및 고령화가 임금구조의 변화를 야기할 수 있는 지배적인 요인이 되고 있는가? 또한 단기적인 임금구조의 변화에는 노동자 구성의 변화 이외에 노동수요의 변화 등 다른 요인이 영향을 미치고 있는가? 이러한 점을 분석함으로써 임금 격차의 단기적인 변동과 중장기적인 변동을 규정하는 요인에 대해 살펴보기로 한다.

분석방법은 고학력화나 고령화가 임금구조에 미치는 영향을 임금결정 프로세스로부터 검토하는 것이다. 구체적으로는 임금을 기업 내 근속연수에 따라 지불되는 근속급과 기업 내의 근속 경험과는 독립적으로 결정되는 근속외급여로 나눈다. 노동자 구성의 변화가 임금구조에 영향을 주었다고 할 때, 이 두 소득 가운데 어느 쪽의 변화로 나타나는가를 살펴본다. 근속외급여가 기업 외부의 노동조건에 영향을 받는다고 한다면 그 변화는 노동시장 전체의 수급 동향을 직접 반영하는 것일 것이다. 한편, 근속급은 기업 특유의 훈련, 노동자의 감시비용, 승진 가능성 등 기업 내부의 요인을 반영하여 결정되는 것이라 할 수 있다.

본절에서는 근속 경험에 기초한 임금 격차의 분해를 통해 노동자 구성의 변화에 따른 영향이 경쟁적 수급조정 메커니즘과 기업 내 조직적 요인 가운데 어느 요인에 의해 결정되는가를 살펴보기로 한다.

<표 IV-4> 노동자 구성의 변화(남성)

		1980	1985	1990	1995	2000	2005
연령	전체	32.4	33.6	34.8	36.7	37.8	39.2
	중졸	32.1	34.4	38.6	44.4	47.0	51.3
	고졸	31.0	31.9	32.8	34.8	36.7	39.6
	대졸	35.6	35.5	34.3	35.0	36.1	36.9
	소기업	32.9	34.1	35.0	37.4	38.0	39.4
	중기업	32.7	33.8	35.3	36.8	38.1	39.3
	대기업	31.5	32.6	33.9	35.3	37.1	38.3
근속연수	전체	2.9	4.3	5.1	6.3	6.4	7.0
	중졸	2.4	3.7	5.2	6.8	7.4	8.1
	고졸	3.0	4.3	4.9	6.1	6.0	6.9
	대졸	4.2	5.3	5.3	6.4	6.4	6.9
	소기업	2.5	3.8	4.1	5.1	5.2	5.6
	중기업	2.8	4.2	5.2	6.7	7.2	8.1
	대기업	3.5	5.1	6.5	8.4	9.5	10.6
대졸자 비율	30~39세	23.1	23.7	30.0	40.8	49.9	60.5
	40~49세	23.4	22.3	21.0	24.6	33.4	44.5
	50~59세	25.1	26.0	21.0	18.5	21.5	28.2
	소기업	18.3	19.7	24.4	29.4	39.0	47.6
	중기업	17.6	19.1	25.6	35.0	39.6	49.4
	대기업	18.4	22.9	30.7	38.7	43.6	57.2
대기업 취업 비율	30~39세	36.4	31.0	29.5	26.7	19.1	18.3
	40~49세	29.1	25.4	27.8	24.3	17.3	17.5
	50~59세	16.5	15.4	19.7	14.7	12.7	13.2
	중졸	30.1	23.4	22.6	18.0	16.2	13.4
	고졸	37.8	31.2	29.3	23.5	15.2	13.8
	대졸	33.9	31.8	32.9	27.8	18.0	18.7

- 주: 1. 중졸은 중졸 이하, 대졸은 전문대졸 이상을 포함하는 것임.
 2. 소기업은 10~99인, 중기업은 100~499인, 대기업은 500인 이상의 기업을 지칭.
 3. 1999년부터는 5~9인 규모의 기업이 조사대상에 포함됨.

분석에 앞서 실제로 고학력화와 고령화가 어느 정도 진전되고 있는가를 자료를 통해 살펴보기로 하자. <표 IV-4>는 제3절의 임금함수 분석에서 사용한 「임금구조 기본통계조사」의 원시자료로부터 1980년부터 2005년까지 5년 간격으로 남성의 연령, 근속연수, 학력, 사업체규모별 노동자 구성의 추이를 나타낸 것이다.

남성의 평균연령은 1980년 32.4세에서 2005년에는 39.2세로 약 7세 증가하였으며, 전 기간을 통해 꾸준히 상승하고 있다. 이를 학력별로 보면 중졸자의 연령이 급속히 증가하고 있는데, 이는 고학력화의 진전으로 중졸 이하의 학력자가 신규로 노동시장에 진입하는 수가 급격히 줄었기 때문인 것으로 여겨진다. 사업체규모별로는 소기업이 대기업에 비해 평균연령이 1세 정도 높으나, 동 기간 동안 규모에 따른 연령구조 상에 별다른 변화는 나타나지 않았다.

평균 근속연수는 전 기간을 통해 증가하고 있으나 이를 학력별로 보면 저학력층의 근속연수가 더 빠른 속도로 증가하고 있어, 저학력자일수록 동일 기업에 계속 근무하는 경향이 뚜렷해지는 추세다. 사업체규모별 근속연수의 추이를 보면, 모든 규모에서 근속연수는 증가하고 있으나, 소기업에 비해 대기업 및 중기업의 근속연수가 빠르게 증가하고 있다.

학력 구성의 변화를 보기 위해 각 속성별로 대졸자 비율의 추이를 살펴보았다. 대졸자 비율은 모든 연령에서 증가하고 있으나, 특히 30~39세 연령층에서 빠른 속도로 증가하고 있음을 알 수 있다. 사업체규모별 대졸자 비율은 규모에 비례하여 증가하고 있다.

대기업 취업 비율은 전체적으로 감소하고 있으며, 연령별로도 이러한 경향은 확인된다²⁴⁾. 학력별로 볼 때는 중졸 이하와 고졸자의 대기

24) 제3절에서 설명한 바와 같이 1999년 이후 「임금구조 기본통계조사」의 조사대상이 5~9인 규모의 사업체까지 확장되었다. 이 영향으로 인해 2000년 이후의 대기업 취업 비율이 1995년에 비해 급격히 저하된 것으로 나타나고 있다.

업 취업 비율 저하가 현저하다. 연령별로는 30~39세층의 대기업 취업 비율이 가장 높다.

나. 분석모델 : 안정수요가설의 검증

1980년대 이후의 임금구조 변화를 노동자 구성의 변화가 어느 정도 설명하고 있는가? 임금 변화에 대한 노동력 구성의 변동효과를 검토하기 위해 Katz and Murphy(1992)가 주장한 안정수요가설(stable demand hypothesis)에 대해 살펴보기로 한다. 안정수요가설은 일정한 특성을 지닌 노동자 임금의 하락(상승)은, 전체에서 차지하는 특정 속성의 노동력 구성의 확대(축소)에 의한, 상대적 희소성의 저하(감소)만으로 설명이 가능하다는 것으로, 임금 변화의 원인을 공급 변동(supply shift)에서 찾는 가설이다.

인정수요가설은 다음과 같이 정식화될 수 있다²⁵⁾. K종류의 서로 다른 노동자의 속성에 대해 W_t 를 각각의 속성에 대한 t시점에서의 임금 벡터라 한다. 또한 X_t 를 노동자의 속성별로 구분되는 t시점에서의 노동자 수의 ($K \times 1$)벡터로 한다. 기술 변화나 자본량 변동 등에 따른 노동수요 이동효과를 Z_t 라 하면 노동수요함수는 $X_t = D(W_t, Z_t)$ 로 나타낼 수 있다.

각 노동 속성을 요소로 하는 총 생산함수가 경제 전체에 대해 상정되고 또한 그것이 오목(concave)함수라면, 노동수요함수의 Jacobian 행렬은 seminegative definite여야 하므로 아래 식 (3)이 성립한다.

$$(3) \quad dw'_t D_w dW_t = dw'(dX_t - D_z dZ_t) \leq 0$$

25) 안정수요가설의 검증을 위한 정식화에 대해서는 Freeman(1980), 玄田(Genda, 1994)의 노동자 구성의 변화에 따른 임금구조 변화의 방법론을 참조하였다.

여기서 노동수요가 안정적이어서, 속성 간에 수요 이동을 무시할 수 있다면 식 (4)가 성립하게 된다²⁶⁾.

$$(4) (W_t - W_z)'(X_t - X_z) \leq 0$$

안정수요가설이 성립하는가의 여부는 임금 변동 기간으로서 어느 정도의 긴 기간을 설정하느냐에 따라 달라질 수 있다. 본 연구에서는 1980~2005년의 25년을 5년 간격으로 나누어 5년마다의 변화를 통해 식 (4)가 성립하는가를 검토하기로 한다.

노동자의 속성으로서는 각 시점의 35~55세의 남성 노동자에 대해 근속연수를 5단계²⁷⁾로 나누고, 학력수준을 3단계(중졸 이하, 고졸, 대졸 이상), 사업체규모를 3단계(소기업, 중기업, 대기업)로 나누어 전부 945종류의 속성으로 구분하였다.

안정수요가설에 의한 임금 변화를 분석하기 위해서는 중립적인 기술진보나 베이스 업(base up) 등 노동자 전반에 걸친 임금 변동효과를 제거할 필요가 있다. 또한 노동자 수 변화에 대해서도 마찬가지로, 다른 속성 간의 노동자 구성의 변화 외에 전체적인 노동자 수 변화에 의한 영향도 제거하여야 한다. 이를 위해 W_t 로는 각 속성별 평균임금을 전체 평균임금으로 나눈 상대임금을, X_t 로는 각 속성별 노동자 수를 전체 노동자 수로 나눈 구성비를 사용하였다. 계산 결과는 <표 IV-5>와 같다.

26) 단, 식 (4)가 성립한다고 하여도, 그것이 수요측 요인이 전혀 없다는 것을 의미하지는 않는다.

27) 1년 미만, 1~2년, 3~5년, 5~10년, 10년 이상의 5단계로 나누었다.

<표 IV-5> 임금에 관한 안정수요가설 검증 결과

	1980	1985	1990	1995	2000
1985	-0.0120				
1990	-0.0443	-0.0139			
1995	-0.1750	-0.0991	-0.0374		
2000	-0.2250	-0.1369	-0.0502	0.0010	
2005	-0.3266	-0.2148	-0.0992	-0.0120	-0.0009

계산결과를 보면, 전 15기간 가운데 14기간이 음(-)인 것으로 나타나, 1980년부터의 임금구조 변화가 많은 경우에 안정수요가설과 모순되지 않는 것으로 여겨진다. 유일하게 양(+)의 값은 1995~2000년 사이에 나타났는데, 이 기간은 1997년의 IMF위기 이후의 구조조정이 있었던 시기로, 공급 요인보다는 노동에 대한 수요 변화에 의해 임금이 변동한 시기로 보인다.

이상의 결과는 1980년부터 2005년 사이의 중장기적인 임금구조의 변화에 있어 수요측 요인보다는 고학력화나 고령화와 같은 공급측 요인의 변동이 중요하였다는 사실을 보여주는 것이라 하겠다.

다. 근속급과 근속외급여

안정수요가설에 관한 앞의 분석에서 1980~2005년 사이에 발생한 중장기적 임금구조의 변화는 노동력의 고학력화와 고령화와 같은 노동자 구성의 변화에 의해 야기되었을 가능성이 있음을 알 수 있었다. 본 절에서는 이러한 공급요인의 변화가 구체적으로 어떠한 임금결정 과정을 거쳐 상대임금의 변화에 영향을 미치는가에 대해 살펴보기로 한다.

이를 위해 앞에서 사용한 94개 속성의 노동자에 대한 임금결정 메커니즘으로서 식 (5)와 같은 임금함수를 상정한다.

$$(5) Y_{ijt} = A_{it} + B_{ijt} + \epsilon_{ijt}$$

$$A_{it} \equiv a_{0t} + a_{1t}AGE_i + a_{2t}AGE_i^2 + a_{3t}Z_i + a_{4t}Z_iAGE_i$$

$$B_{ijt} \equiv (b_{0t} + b_{1t}AGE_i + b_{2t}TENURE_j + b_{3t}Z_i)TENURE_j$$

Y_{ijt} 는 t시점에서의 평균 근속연수가 j인 개인 속성 i의 임금이며, Z_i 는 3종류의 학력 변수이다.

식 (5)의 A_{it} 는 노동자의 학력, 연령에 따라 기업 내 근속연수와는 독립적으로 i의 속성을 지니는 노동자에게 지급되는 소득이다. 따라서 이 급여를 ‘근속외급여’라 하면, 근속외급여는 노동자가 현재 취업중인 기업을 떠나 다른 동일 규모의 기업에 취직하였을 때 즉, 근속연수가 0이 되었을 때 받을 수 있는 임금이라 할 수 있다. 한편 B_{ijt} 는 속성 i의 노동자가 동일 기업에 $TENURE_j$ 기간 동안 근무하였을 때 얻을 수 있는 소득이다. 이를 ‘근속급’이라 하면, 근속급은 일정 기간 기업에 근속하였을 때 지불되는 임금으로 노동시장 전체의 수급 상황과는 독립적으로 주로 기업 내부의 요인에 의해 결정된다고 할 수 있다.

여기서 앞 절에서 살펴본 노동자 구성의 변화가 근속외급여와 근속급 중 어느 임금결정 메커니즘을 통해 중장기적인 임금구조 변화에 영향을 미치고 있는가에 대해, 안정수요가설의 분석방법을 통해 검토한 결과가 <표 IV-6>과 <표 IV-7>이다.

<표 IV-6> 근속외급여에 대한 안정수요가설 검증 결과

	1980	1985	1990	1995	2000
1985	-0.0139				
1990	-0.0428	-0.0098			
1995	-0.1429	-0.0694	-0.0194		
2000	-0.1950	-0.1094	-0.0320	-0.0009	
2005	-0.2963	-0.1919	-0.0950	-0.0222	-0.0077

<표 IV-7> 근속급에 대한 안정수요기설 검증 결과

	1980	1985	1990	1995	2000
1985	-0.0109				
1990	-0.0414	-0.0123			
1995	-0.1602	-0.0915	-0.0285		
2000	-0.2090	-0.1298	-0.0366	0.0004	
2005	-0.3204	-0.2312	-0.0115	-0.0251	-0.0015

결과를 보면, 1995~2000년 사이의 근속급의 변화를 제외한 모든 경우의 값이 음(-)으로 나타났다. 즉 근속외급여 및 근속급 변화 모두 아주 특별한 경우를 제외하고는 고학력화와 고령화라는 공급측 요인에 의해 임금구조가 변동하였을 가능성이 제시되었다. 이는 결국 1980년부터 2005년 사이의 임금구조 변동의 주요인은 그것이 시장에서 평가된 임금이든, 기업 내에서 평가된 임금이든 주로 공급측 요인의 변동에서 기인하였다는 것을 시사하는 결과라 하겠다.

5. 소결

본장은 1980년부터 2005년까지 「임금구조 기본통계조사」의 원시 자료를 사용하여 동 기간 동안 우리나라 노동시장에서 발생한 임금 격차의 변화 및 그 원인에 대해 살펴보았다. 분석 내용을 요약하면 다음과 같다.

1980년부터 2005년까지의 임금구조의 변화 및 임금 불평등도의 추이를 살펴본 결과 1) 임금 불평등도는 1990년대 중반까지 감소되다가, 1990년대 중반 이후 완만한 확대 경향을 보이고 있으며 2) 성별 임금 격차는 지속적으로 축소되고 있고 3) 학력별 임금 격차는 1990년대 중반까지 급속히 줄다가 이후 안정적인 형태를 띠었으나, 2001년 이후 완만한 증가세를 나타내고 있으며 4) 연령별 임금 격차는 1990년대 이

후 확대되고 있고 5) 사업체규모 간 임금 격차는 분석기간인 1980년 이후 지속적으로 상승하고 있음을 알 수 있었다. 여기에 더하여 6) 1980년 이후 노동자의 연령 분포가 우측으로 이동하고 있는 사실로부터 고령자의 비중이 높아지고 있으며 7) 연령이 높을수록 동일 연령집단 내의 임금 격차가 크다는 사실을 확인할 수 있었다.

여기서 주목할 점은 고령노동자의 증가가 임금 불평등도를 확대시킬 수 있다는 점이다. 즉 전체 노동자 가운데 동일 연령집단 내 임금 격차가 큰 고령자의 비중이 커짐으로써 실제로는 그룹 내 임금 격차가 줄어들고 있음에도 불구하고 임금의 불평등도가 확대된 것으로 나타날 가능성이 시사되었다.

고학력화와 고령화가 임금에 미치는 순효과를 살펴보기 위해 제3절에서는 임금함수의 추정을 통해 임금구조의 변화와 그 요인에 대해 살펴보았다. 추정결과, 성별 임금 격차는 1980년 이후 감소하고 있는 것으로 나타나 여러 개인적·산업적 특성을 고려하여도 성별 임금 격차가 지속적으로 축소되고 있음을 알 수 있었다. 학력별 임금 격차도 계속해서 감소하고 있어, 1990년 이후 상대적으로 대졸자가 증가함으로 인해 고학력에 따른 임금 렌트가 줄어들었음을 알 수 있었다. 또한, 근속연수가 임금에 미치는 효과는 전체적으로 감소하고 있는 반면, 연령이 임금에 미치는 효과는 1990년까지 줄어들다가 1995년 이후 급속도로 증가하고 있는 것으로 나타났다.

한편, 사업체규모별 임금 격차는 중기업, 대기업 모두 확대되고 있어, 1980년 이후 임금 격차가 확대되고 있다는 기존의 연구 결과 및 제2절의 사업체규모 간 임금 격차의 확대와 부합하는 결과가 얻어졌다. 또한 사업체규모 간 임금 격차는 규모가 클수록 크게 나타나고 있어 규모에 따른 임금 렌트가 클 뿐 아니라 지속적으로 확대되고 있는 것으로 나타났다.

각 개인의 속성에 사업체규모를 교차항으로 추가하여 분석한 결과, 규모가 교육수준을 통해 임금 격차를 확대시키고 있는 것으로 나타났

다. 또한 1995년과 2005년의 대졸을 제외하고는, 대졸·고졸 모두 대기업의 임금이 중소기업에 비해 높은 것으로 추정되었는데, 이는 규모에 따른 임금 격차가 학력을 통해 나타나고 있음을 의미한다고 하겠다.

제4절에서는 학력과 사업체규모에 관한 이상의 추정결과가 대기업의 고학력자에 대한 수요에 의한 변화인지, 아니면 교육수준이 높을수록 대기업을 선호하기 때문인지, 즉 임금구조의 변화가 수요측 요인에 의한 것인지 공급요인에 의해 변화한 것인지를 남성의 경우에 한정하여 Katz and Murphy의 안정수요가설에 따라 검증하였다.

안정수요가설에 따라 검증한 결과, 1980년 이후 발생한 우리나라의 임금구조 변화는 안정수요가설과 모순되지 않는 것으로 여겨진다. 이상의 결과는 1980년부터 2005년 사이의 중장기적인 임금구조의 변화에 있어서 수요측 요인보다는 고학력화나 고령화와 같은 공급측 요인의 변동이 중요하였다는 사실을 보여주는 것이라 하겠다.

마지막으로, 여성의 경제활동참가율 증가 및 비정규직의 증대에 따른 정규직과 비정규직의 임금 격차 확대도 임금 격차의 변화에 큰 영향을 미칠 수 있음을 지적하고자 한다. 임금 격차를 논할 때 위의 사항은 중요한 의미를 지니나 사용한 자료의 한계로 인해 본 연구에서는 이에 대해 분석을 하지 못하였다는 한계가 있다.

V. 소득분배 격차의 확대 추세 저감을 위한 정책대응 방향

1. 고령화 현상에 대응한 정책방향

고령화로 인한 소득분배구조 악화와 관련해서 현행의 공적연금제도 및 국민기초생활보장제도 등을 추가적으로 조정할 수 있는 여지는 현실적으로 크지 않은 것으로 판단된다. 본절에서는 고령화와 관련하여 공적연금을 통한 소득재분배 효과의 유효성과 기타 노인관련 복지프로그램을 조망해 본다.

가. 공적연금

제Ⅲ장의 분석결과에 따르면 고령화로 인해 상대소득분배 격차가 확대되었음을 알 수 있다. 고령화 현상은 그 자체로서 소득분배구조를 악화시키는 주요 요인이지만 기술적으로 고령화 현상을 원천적으로 봉쇄할 수는 없기 때문에 차선택으로 복지 차원에서의 노인대책을 점검해볼 필요가 있다. 물론 저출산으로 인해 고령화 추세가 더욱 가속화되는 측면이 있기 때문에 저출산 극복도 고령화로 인한 소득분배 격차의 확대에 대응한 중요한 정책방안이지만, 저출산 대응정책은 본 연구의 범위를 벗어나는 만큼 본절에서는 저출산 극복도 고령화 대응정책으로 유효하다는 수준에서 정리하고자 한다.

고령화에 대응한 정책 중 가장 중요한 것은 국민연금 등을 비롯한 공적연금을 들 수 있다. 전 국민 대상의 연금제도가 완비된 기간이 길지 않기 때문에 아직 본격적으로 연금을 수령하고 있는 노인들의 비율

이 높지 않지만 수급대상자의 범위가 비교적 빠르게 확대되고 있어 고령자들에 대한 복지수혜를 통한 지원이 빠르게 증가하고 있다.

그러나 공적연금의 경우 반드시 소득분배구조를 직접적으로 크게 개선시키지 않을 수도 있음에 유의할 필요가 있다. 왜냐하면 현행 공적연금제도는 수급액 결정시 소득재분배 측면도 고려하지만 은퇴 전 급여 수준에 따라 수급액을 차등하는 부분이 혼재되어 있기 때문에 국민기초생활보장제도 등과 같이 저소득층을 목표로 한 복지정책과는 소득재분배 효과가 다르게 나타날 수 있기 때문이다. <표 V-2>에서 보듯이 공적연금을 통한 소득재분배 효과(시장소득 대비 지니계수의 변화율, 기준 A 기준)는 -0.22~+0.12%로, 부호조차 연도별로 바뀌고 절대수준도 크지 않다.

<표 V-1> 소득단계별 지니계수

		시장소득 (I)	I+사적이전 (II)	II+공적연금 (III)	III+기타사회보장 수혜(총소득,IV)
기준 A (도시 2인 이상, 무직·자영자 이전소득=0 가정)	1995	0.24383	0.24255		0.2428
	1996	0.24711	0.24618		0.24685
	1997	0.28192	0.2807		0.28102
	1998	0.31374	0.31142	0.3116	0.31121
	1999	0.26915	0.26771	0.26804	0.26726
	2000	0.28281	0.28077	0.28059	0.27988
	2001	0.27469	0.2732	0.27319	0.27222
	2002	0.28352	0.2809	0.28119	0.27997
	2003	0.28354	0.28082	0.28021	0.27893
	2004	0.29132	0.28747	0.28695	0.28529
	2005	0.29612	0.29186	0.29214	0.28959
2006	0.29817	0.29403	0.29381	0.29126	
기준 B (도시 2인 이상)	2003	0.2922	0.28359	0.28179	0.27893
	2004	0.30014	0.2906	0.28887	0.28529
	2005	0.30765	0.2965	0.29502	0.28959
	2006	0.31143	0.29975	0.29684	0.29126
기준 C (전국 2인 이상)	2003	0.29763	0.28869	0.28631	0.28266
	2004	0.30575	0.29546	0.29315	0.28886
	2005	0.3134	0.30139	0.29883	0.29335
	2006	0.31924	0.30575	0.30239	0.29587
기준 D(전국 1인 포함)	2006	0.3597	0.34066	0.33674	0.32975

<표 V-2> 시장소득 대비 소득단계별 지니계수 한계개선을

(단위: %)

		사적이전소득	공적연금	기타사회보장 수혜
기준 A (도시 2인 이상, 무직·자영자 이전소득=0 가정)	1995	-0.52		0.10
	1996	-0.38		0.27
	1997	-0.43		0.11
	1998	-0.74	0.06	-0.12
	1999	-0.54	0.12	-0.29
	2000	-0.72	-0.06	-0.25
	2001	-0.54	0.00	-0.35
	2002	-0.92	0.10	-0.43
	2003	-0.96	-0.22	-0.45
	2004	-1.32	-0.18	-0.57
	2005	-1.44	0.09	-0.86
2006	-1.39	-0.07	-0.86	
기준 B (도시 2인 이상)	2003	-2.95	-0.62	-0.98
	2004	-3.18	-0.58	-1.19
	2005	-3.62	-0.48	-1.76
	2006	-3.75	-0.93	-1.79
기준 C (전국 2인 이상)	2003	-3.00	-0.80	-1.23
	2004	-3.37	-0.76	-1.40
	2005	-3.83	-0.82	-1.75
	2006	-4.23	-1.05	-2.04
기준 D(전국 1인 포함)	2006	-5.29	-1.09	-1.94

주: 지니계수의 변화율이 양(+)이면 상대격차가 확대, 또는 소득재분배 효과가 약화된 것을 의미하고, 반대로 음(-)이면 소득재분배 효과가 강화된 것을 의미함.

공적연금의 경우에는 고소득층으로 갈수록 수혜액 평균이 증가하는 경향도 나타난다. 보다 극단적으로는 연금수혜 전에는 시장소득 수준이 거의 미미하여 저소득 빈곤층에 해당되지만 수혜액이 크기 때문에 연금수혜 후 소득 기준으로 최소한 중소득층 이상의 소득분위로 분류되는 경우도 없지 않다. 따라서 최근까지 공적연금을 통한 소득재분배

효과는 크지 않은 것으로 추정되었다²⁸⁾.

그 밖에 아직 노인들 중에서 공적연금 수령 비율이 높지 않기 때문에 공적연금의 소득재분배 효과가 뚜렷하게 나타나지 않은 측면도 있다. 연도에 따라 공적연금을 통한 소득재분배 효과의 크기에 부침이 있고 지니계수의 변화방향도 수시로 바뀌고 있지만 향후에는 점차 지니계수의 하락효과가 뚜렷해질 것으로 생각된다. 고령화로 인해 소득 분배구조가 악화되고 있지만 그에 대한 대응책으로서 국민연금 등 각종 공적연금의 역할이 커질 것인 만큼 공적연금에 대한 지속적인 관찰과 문제점 보완이 필요하다.

나. 기타 노인관련 지원정책²⁹⁾

노인복지 문제와 관련하여 2007년 4월 기초노령연금법과 노인장기요양보험법 등이 제정되고 각각 2008년 1월 및 7월 시행을 앞두고 있다.

기초노령연금제도의 경우 노후소득보장의 사각지대를 해소하고 노후생활안정을 위한 지원 강화를 기본목적으로 하고 있다. 현행 경로연금은 약 61만 6천명을 대상으로 월 3~5만원씩 지원하고 있는데, 이를 대폭 확충하여 수급대상자 수를 노인인구의 60%에 해당하는 301만명으로 확대하여 월 8만 4천원을 지급하는 것을 내용으로 하고 있다.

28) 공적연금과 같이 수혜 전후의 소득순위 역전현상이 많이 발생할 수 있는 경우에는 소득순위를 바꾸었는지 또는 고정시켰는지의 여부에 따라 지니계수의 변화율이 크게 차이가 날 수 있다. <표 V-2>는 총 소득을 기준으로 소득자의 소득순위를 고정시켜 놓고 지니계수를 산출하였기 때문에 그렇지 않은 경우에 비해 지니계수의 변화율이 작게 나타난 것으로 보인다. 만약 소득순위의 역전을 허용하여 소득순위를 재배열한다면 공적연금 수혜 전후의 지니계수 차이는 상당히 커질 수 있을 것이다.

29) 본 소절에 나타난 노인관련 지원정책은 한국보건사회연구원(2007) 자료의 내용을 참조하여 재구성하였다.

노인장기요양보험제도는 치매·중풍 등 신체적·정신적 기능저하로 인해 적극적·장기적으로 보호가 필요한 노인을 대상으로 공적보호체계를 구축해주는 것을 주된 목적으로 하고 있다.

그 밖에도 정부예산으로 노인들에게 일자리를 제공하는 일자리 창출을 위한 지원기반도 구축하여 노인 일자리를 확대하고 있다. 2004년에는 예산 292억원으로 노인 일자리 2만 5천개를 마련하였고, 2007년에는 1,610억원의 예산으로 약 11만개의 일자리를 마련하여 일자리를 원하는 노인 중 19.4%에게 혜택을 제공하고 있다.

노인들의 경우 이미 시장에서 사실상 은퇴하거나 또는 퇴출된 상태에 있는 경우가 대부분인 만큼 일정 수준 이상의 생산성을 기반으로 적극적인 시장 참여를 기대하기 어려운 것이 사실이다. 이에 따라 공적부문에서 노인들에 대한 복지프로그램의 일환으로 일자리를 마련해 주고 있는 것이다. 그렇지만 이것은 근본적인 해결책이 되지 못하기 때문에 가능한 한 시장에서 노인노동력을 활용할 수 있는 방안을 모색할 필요가 있다. 저출산 등으로 인하여 중장기적으로 노동인력이 크게 감소할 것으로 전망되기 때문에 유희노동력에 대한 적극적인 활용을 통한 노동력 부족 현상의 해소 차원에서도 노인들에 대한 적극적인 노동시장 참여를 유도할 필요가 있다. 이에 대해서는 다음 절에서 보다 자세하게 논의한다.

2. 원인별 소득 격차의 확대 추세 저감방안

1985년 36.4%였던 우리나라의 대학 진학률은 2004년 80%를 초과하여 2005년에는 82.1%에 달하고 있다. 대학 진학률 및 상승률 모두 세계에서 가장 높은 수준이라 해도 과언은 아니다. 그런데 고등학교를 졸업하고 취업을 할 것인지 대학으로 진학을 할 것인지는 기본적으로 개인의 선택이다. 우리나라의 대학 진학률이 높은 것은 대부분의 사람이 대학을 졸업하는 것이 졸업하지 않는 것에 비해 유리하다고 판단하

였기 때문일 것이다. 즉, 대학을 다니는 비용보다는 대학을 졸업함으로써 얻게 되는 이익이 더 많다고 판단하였기 때문이다.

대학 진학이 개인의 선택에 의한 것이므로, 그 결과 역시 개인에 귀속되는 것이 타당하다. 그러나 개인의 선택에 따른 결과라 해서 사회적으로 문제가 되지 않는 것은 아니다. 대학 진학률의 상승, 즉 노동력의 고학력화가 임금 격차 확대의 주요한 요인이 되고 있음은 이미 지적인 바와 같다.

또한 고학력화는 취업에 관한 문제를 야기할 수 있다. 여전히 신규 졸업자를 대상으로 하는 일괄 채용방식이 대기업에서는 일반적이나, 1990년대 중반 이후 기업은 곧바로 현장에 투입할 수 있는 인력을 추구하는 경향이 강해지고 있다. 중도채용의 경우 본인의 과거 업적이 중요시되는 반면 새로이 학교를 졸업하는 신규 졸업자의 경우 장래성이나 잠재능력이 강하게 인식된다. 따라서 출신 학교를 중시하는 경향이 아직까지는 강하게 존재하고 있다고 여겨진다.

노동시장이 유동적이지 않다면 본인의 노력이 아니라 출신 학교나 처음 취직하는 기업이 문제가 될 수 있다. 노동시장에서 전직이 자유롭지 않을 때 처음부터 자신이 원하는 기업에 취업하기 위해 실업을 선택하는 경우가 있으며, 청년기의 실업은 인적자본의 손실을 초래해 결국에는 재정에 많은 압박을 주는 요인으로 작용할 수 있음은 원종학·김종면·김형준(2005)에서도 밝힌 바 있다.

이렇듯 개인의 선택에 따른 결과로서 나타난 대학 진학률의 상승이 노동시장에 미치는 영향은 반드시 개인의 문제만으로 국한되는 것은 아니다. 고학력자의 증대가 야기할 수 있는 문제들을 방지 혹은 해결할 수 있는 정책적 방안은 무엇인가?

고등교육기관에 진학하는 것이 개인의 선택이듯, 고용에 관한 선택은 기업이 한다. 기업은 자신들의 목적에 맞게 가장 합리적으로 행동하고 있다고 할 수 있으므로, 기업의 행동에 정부가 직접 관여하는 형태의 정책은 효율성 측면에서 바람직하지 않다. 현실적으로 추구할 수

있는 방안으로는 다음과 같은 것을 생각할 수 있다.

첫째, 노동시장의 유연성 제고이다. 노동시장에서 전직이 원활하게 이루어질 수 있다고 한다면 굳이 처음부터 대기업에 취업을 하려고 하는 동기는 줄어들 것이며, 이는 반드시 대학에 진학하여야 한다는 의식에 변화를 가져올 것으로 기대할 수 있다.

둘째, 저학력자에 대한 취업교육의 강화이다. 저학력자는 낮은 학력으로 인해 기업이 필요로 하는 기능을 지니고 있지 않아 좋은 직장에 취업을 할 가능성이 고학력자에 비해 낮다. 따라서 학력에 따른 기능의 차이를 줄이기 위해서는 저학력자를 대상으로 하는 기능교육을 강화시킬 필요가 있다고 하겠다. 저학력자가 기능훈련을 통해 인적자본을 함양하여 좋은 직장에 취업할 기회가 높아진다고 한다면, 굳이 대학에 진학하려는 동기는 줄어들 것이며, 고학력화의 진전도 완화될 것으로 기대할 수 있다.

3. 정책대응 방향

최근 소득분배 격차가 확대되고 있는데, 그 원인은 상당부분 고령화와 임금 불평등도의 확대 등으로 인해 진행되고 있는 것으로 판단된다. 이런 추세는 향후에도 당분간 지속될 것으로 예상된다.

소득분배 격차의 확대 추세에 대응한 정책은 크게 사전적 의미에서의 예방적 복지정책 또는 시장에서의 불균형 해소를 위한 개입정책, 그리고 사후적 의미에서의 빈곤대응정책 등으로 양분할 수 있다.

예방적 의미에서의 복지정책 또는 소득재분배정책은, 시장소득 단계에서의 소득 격차가 확대되지 않도록 하는 정책이라고 정의할 수 있다. 물론 이런 정책이 시장소득 결정 과정에 적극적으로 개입하여 시장을 교란하는 것을 의미하지는 않는다. 그보다는 시장에 불균형이 존재하거나, 불균형을 초래하는 각종 요인, 즉 불공정 경쟁행위, 시장독점 또는 시장의 실패 등으로 인해 시장이 제대로 작동하지 않으므로써

결과적으로 시장소득 격차가 실제와 달리 왜곡되는 현상이 발생하지 않도록 하는 것을 지칭한다.

이런 의미에서 볼 때 최근 상대소득 격차의 확대 현상은 고령화와 경쟁의 결과로 나타난 노동공급 측면에서의 임금 불평등도 확산에 주로 기인하는 만큼 예방적 차원에서의 적극적인 정부 개입은 바람직하지 않은 것으로 판단된다. 만약 이런 경우에 정부가 적극적으로 시장에 개입하게 되면, 상대소득 격차의 축소에도 성공하지 못하면서 시장을 교란시킴에 따른 부작용이 더 클 수 있으므로 적절하지 않은 것으로 보인다.

반면에 사후적 의미에서의 빈곤대응정책은 지속적으로 필요하다. 고령화 현상은 우리의 의지대로 조절할 수 있는 현상이 아니므로 환경의 변화로 우리에게 주어진 것으로 받아들이는 것이 불가피하다. 다만 변화된 환경에 대응하여 상대소득 격차의 확대라는 증상에 적합한 대증요법적인 처방이 필요하다. 즉, 고령화가 소득격차 확대의 주된 요인인 만큼 시장소득 단계에서의 격차 축소는 현실적이지 않지만 소득이 전 및 각종 세부담을 통해 가처분소득 단계에서의 격차 축소는 얼마든지 실현가능한 방안이다. 국민연금, 국민기초생활보장제도, 기초노령연금, 노인장기요양보험제도 등 기존 제도 또는 시행 예정인 각종 복지제도를 지속적으로 적극 활용해야 함은 물론이다. 아울러, 생산적 복지 차원에서의 노동력 활용방안은 아니지만 미국 등 일부 선진국에서 볼 수 있듯이 노인들이나 장애자들을 대상으로 사회봉사활동 또는 매장 입구에서 고객들의 출입시 문을 여닫아주는 등의 단순한 활동 또는 일자리를 제공하면서 기업들이 최저임금 정도의 임금을 지불하되 지불임금 중 일정 부분을 정부에서 보조해주는 방안 등을 생각할 수 있다. 물론 기업 입장에서는 사회봉사활동 참여 등에 대한 경제적 유인이 없기 때문에 당장 실효를 거두기는 어렵지만, 관보 등을 통해 해당 기업을 우수사례기업 등으로 소개해주어 기업 이미지 제고에 도움을 주거나 또는 공공행정업무와 관련하여 민원이 있을 때 처리순서상 우

선권을 부여하는 등의 조치로써 기업의 사회공헌도 제고를 유도하는 방향으로 정부가 노력할 필요가 있을 것이다.

한편 고령화로 인한 생산가능 연령층의 부담 증가도 상대소득 격차 확대에 대한 국민 1인당 부담 증가로 나타나는 만큼 단위당 부담 경감 및 장기적인 상대소득 격차의 축소를 위해서도 저출산 문제를 극복하는 것이 매우 중요하다. 다만 이 문제는 본 연구의 범위를 벗어나므로 구체적인 논의는 하지 않으며, 궁극적으로 저출산 극복이 분배구조 개선에 크게 도움이 될 수 있음을 밝혀두고자 한다.

위에서 살펴본바와 같이 최근의 상대소득 격차의 확대는 상당부분 인구의 급속한 고령화와 관련이 깊으며 나머지 요인도 상당부분 임금 격차의 확대에 기인한다. 따라서 이런 요인에 대응하여 시장에 적극적으로 직접 개입하여 인위적으로 상대소득 격차를 축소하려는 노력은 바람직하지 않다. 자원배분의 효율성을 침해할 뿐만 아니라 과연 의도하였던 바대로 상대소득 격차를 축소시킬 수 있는지도 의문스럽기 때문이다. 그러므로 상대소득 격차의 확대가 고령화와 임금 격차의 확대 등에 의해 주도되었다면 ‘시장의 실패’가 존재하는 경우와 달리 일반적인 의미에서 소득재분배정책의 발전방향을 논할 필요가 있다.

기존 연구의 결과를 종합해보면, 우리나라 소득세의 세부담구조는 면세자 범위가 넓고 소수의 과세자가 대부분의 소득세를 부담하는 것이 특징이라고 한다. 전영준(2002)과 성명재(2005A)의 연구에 따르면 우리나라의 소득세는 세부담의 누진도는 매우 높지만 소득재분배 효과는 상대적으로 작다고 한다. 이와 관련하여 성명재(2005A)와 전병목(2005)은 소득세의 누진도를 다소 완화하더라도 소득세의 세수규모를 증대시키면 소득세의 소득재분배 효과가 증가할 것이라고 분석하고 있다. 소득세부담의 누진도가 지나치게 높다는 것은 면세점이 매우 높으며 이는 과도한 소득공제에 기인한다고 볼 수 있다. 그러므로 이런 문제를 시정하기 위해서는 소득공제에 대한 전반적인 조정이 필요하다. 그러나 소득공제를 축소한다는 것은 현실적으로 극심한 조세저

향으로 인해 수용이 곤란한 측면이 있다.

현행 소득세 공제체계에 있어 공제대상 가구원 수와 관련한 인적공제 부분의 경우에는 현실적으로 적정 수준에 크게 미달하고 있다. 소득공제를 통한 면세점의 설정은 기초생계비 보장 등의 의미도 함께 지니고 있기 때문에 가구원 수에 따라 적절하게 공제 수준이 조절되는 것이 바람직하다. 그러나 그런 취지에서 볼 때 현행 체계하에서의 인적공제 수준(과세자 본인 및 배우자, 부양가족 등에 대한 기본인적공제는 1인당 100만원)은 상당히 미흡한 수준이다. 따라서 소득세 공제 체계를 적정화한다면 과도하게 높은 소득공제(근로소득공제 등)를 하향조정하는 대신 인적공제 수준을 현실화하는 방안이 바람직하다. 최근에는 사업소득세의 과표도 상당히 현실화되고 있는 만큼, 사업소득의 탈루를 전제로 하여 인적공제 수준이 낮게 책정되어 있었던 측면을 감안하여 여타의 소득공제를 조정하면서 인적공제 수준을 함께 상향 조정해주는 것이 바람직하다.

이 때 단기적으로 일시에 조정하는 것은 정치적으로 수용되기 어려우므로 중장기적 관점에서 인적공제 수준과 여타의 소득공제를 조합하여 조정하는 방안이 바람직하다. 다만 이 문제는 소득공제 한도 및 비율과 세율구간 등에 대한 물가연동 문제와도 결부되어 있어 구체적인 정책방안 연구는 본 연구의 범위를 크게 벗어나는 만큼 별도의 연구를 통해 수행되기를 기대한다.

참고문헌

- 강석훈·박찬용, 「소득분배 추정방법의 한계에 대한 고찰」, 『재정논집』, 제18집 제1호, 한국재정·공공경제학회, 2003, pp. 29~49,
- 김종면·성명재, 『사회보장정책의 장기 재정지출 소요 추정과 정책방향』, 연구보고서 04-02, 한국조세연구원, 2004.
- 류재우, 「근속급의 구조 및 근래의 변화」, 『경제학연구』, 제50집 제2호, 2002, pp. 257~286.
- 류재우·박성준, 「기업근속에 대한 보상과 노동이동」, 『국제경제연구』, 제9권 제2호, 2003, pp. 91~118.
- 민승규·이갑수·김근영·손민중, 『소득양극화의 현상과 원인』, 삼성경제연구소, 2006
- 박기성·김용민, 「1997년 경제위기를 전후한 인력 및 임금구조의 변화」, 『노동경제논집』, 제25권 제3호, 2002, pp. 35~57
- 박찬용·강석훈·김태완, 『소득분배와 빈곤의 동학 및 변화 요인 분석』, 한국보건사회연구원, 2002.
- 박환구·박세일, 『한국의 임금구조』, 한국개발연구원, 1984.
- 배진한, 「제조업과 서비스업간의 임금 격차 발생 원인」, 『경제학연구』, 제46집 제3호, 한국경제학회, 1998, pp. 195~229.
- 성명재, 『소득분배 변화추이와 결정요인 분석: 도시가구를 중심으로』, 연구보고서 01-01, 한국조세연구원, 2001.
- , 『조세정책의 소득재분배 효과 분석에 관한 연구: 도시가계 조사자료를 중심으로』, 연구보고서 02-01, 한국조세연구원, 2002.

- , 「우리나라 소득세의 계층별 부담구조와 소득재분배 기능에 대한 소고」, 『재정포럼』, 1월호, 한국조세연구원, 2005(A).
- , 『우리나라 빈곤율의 변화추이와 정책방향: 소득분포 특성 고찰과 가상패널 구축을 통해 살펴본 빈곤추이와 정책시사점』, 연구보고서 05-01, 한국조세연구원, 2005(B).
- 성명재 · 김종면, 『부문별 · 가구유형별 소득분배구조 고찰 및 소득재분배 기능 제고방안 모색에 관한 연구』, 연구보고서 04-03, 한국조세연구원, 2004.
- 성명재 · 김현숙, 『분배구조 개선을 위한 조세정책방향: 소득 · 부동산자산 결합분포 및 관련 세부담 분포분석에 관한 연구』, 연구보고서 06-02, 한국조세연구원, 2006.
- 성명재 · 박형수 · 전병목, 『조세제도가 소득분배 및 자원배분에 미치는 효과 분석 및 시사점』, 한국조세연구원, 2004.
- 성명재 · 이명현, 『조세의 소득재분배 효과추정에 관한 연구: 지니계수의 국제비교를 중심으로』, 한국조세연구원, 2001.
- 안중범, 「한국경제 발전모형 정립을 위한 쿠즈네츠 가설의 재검토」, 『경제학연구』, 제51집 제3호, 한국경제학회, 2003, pp. 5~30.
- 안중범 · 임병인 · 석상훈, 「경기변동과 분배 및 빈곤간 동태적 관계」, 『경제학연구』, 제54집 제4호, 한국경제학회, 2006, pp. 5~31.
- 안주엽 외 5인, 『비정규근로의 실태와 정책과제 (I)』, 한국노동연구원, 2001.
- 안주엽, 「정규근로와 비정규근로의 임금 격차」, 『노동경제논집』, 제24권 제3호, 2001, pp. 67~96.
- 원종학 · 김종면 · 김형준, 『실업의 원인과 재정에 미치는 장기효과』, 한국조세연구원, 2005.
- 유경준 · 김대일, 『외환위기 이후 소득분배구조 변화와 재분배정책

- 효과 분석』, 연구보고서 2002~08, 한국개발연구원, 2002.
- _____, 『소득분배 국제비교와 빈곤 연구』, 연구보고서 2003~05, 한국개발연구원, 2003.
- 유경준·김용성, 『소득분배구조 변화와 소득분배구조 개선을 위한 정책과제』, 연구보고서, 한국개발연구원, 2004.
- 유항근, 「경제성장과 극빈계층의 소득변화분석: 세계 70개국 횡단면자료분석」, 『국제경제연구』, 제6권 제3호, 한국국제경제학회, 2000, pp. 71~97.
- 윤기중, 『한국경제의 불평등 분석』, 박영사, 1997.
- 이태진·이상은·홍경준·김선희, 『근로빈곤층의 실태와 대응방안』, 연구보고서 2004~20, 한국보건사회연구원, 2004.
- 전병목, 「조세의 소득재분배 효과」, 『재정포럼』, 1월호, 한국조세연구원, 2005.
- 전병유, 「업무에서의 컴퓨터 사용의 임금효과」, 『경제학연구』, 제50집 제2호, 한국경제학회, 2002, pp. 221~256.
- 전영준, 「인구구조 변동과 국민연금: 세대별 후생분석을 중심으로」, 『한국경제의 분석』, 제3권 제1호, 한국금융연구원, 1997.
- _____, 「근로소득세제 국제비교」, 『재정포럼』, 2002년 2월호, 한국조세연구원, 2002.
- 정광수, 『한국 도시근로자 가구에 대한 연구 : 인구학적 특성 및 분배불평등의 장기적 추세와 경제위기 후의 변화』, 기타 연구자료, 한국개발연구원, 2000.
- 정이환·전병유, 「1990년대 한국 임금구조의 변화: 내부노동시장은 약화되고 있는가」, 한국산업사회학회, 『경제화 사회』, 2001.
- 정인수, 『임금과 생산성에 관한 연구』, 한국노동연구원, 1992.
- _____, 『한국의 임금구조 - 6·29 이후의 변화』, 한국노동연구원, 1991.
- 정진호·최강식·이규용, 『학력간 임금격차의 실태와 요인분석』,

- 한국노동연구원, 2003.
- 정진호·황덕순·이병희·최강식, 『소득불평등도 및 빈곤의 실태와 정책과제』, 한국노동연구원, 2001.
- 주성환·최준혜, 「성별 노동시장 참가패턴이 임금 격차에 미치는 효과」, 『노동경제논집』, 제24권 제2호, 2001, pp. 63~94.
- 최강식, 『기술진보와 노동시장의 변화』, 한국노동연구원, 1997.
- 최강식, 「학력별 상대적 임금 격차의 변화와 요인분석」, 『경제학연구』, 제45집 제4호, 한국경제학회, 1997, pp. 193~226.
- 최준욱·전병목·김우철, 『인구구조 변화와 조세·재정정책(II): 고령화 대응 조세·재정정책의 경제적 효과 분석』, 연구보고서 04-09, 한국조세연구원, 2004.
- 한국보건사회연구원, 「참여정부 복지정책의 평가와 과제」, 한국조세연구원 외부전문가 세미나 발표자료, 2007.
- 현진권·강석훈, 「한국 소득분배의 국제비교」, 『경제학연구』, 제146권 제3호, 한국경제학회, 1998, pp. 145~167.
- 황수경·정진호·김승택·남재량, 『한국의 임금과 노동시장 연구』, 노동연구원, 2005.
- 石川経夫, 『日本の所得と富』, 東京大學出版會, 1994.
- 元鍾鶴·中村二期, 「韓國の賃金構造—76, 87, 95年のマイクロデータによる實証分析」, 『アジア研究』, 2002.
- 大竹文雄, 「1980年代の所得·資産分配」, 『季刊 理論經濟學』, Vol. 45, No. 5, 1994, pp. 385~402.
- , 『日本の不平等—格差社會の幻想と未來』, 日本經濟新聞社, 2005.
- 大竹文雄·齊藤誠, 「人口高齢化と消費の不平等度」, 『日本經濟研究』, No. 3, 1996, pp. 11~35.
- 岡村和明, 「企業規模間賃金格差」分析の現状と課題」, 『日本勞働研究

- 雑誌』, 501号, 2002, pp. 78~80.
- 小野 旭, 『日本の雇用慣行と労働市場』, 東洋経済新報社, 1989.
- 玄田有史, 「高學歷化、中高年齢化と賃金構造」, 石川経夫編, 『日本の所得と富』, 第5章, 1994.
- 高山憲之・有田富美子, 「高齢者夫婦世帯の所得・消費・資産」, 『経済研究』, 第43巻, 第2号, 1992a, pp. 158~178.
- 橋木俊詔, 『日本の経済格差-所得と資産から考える』, 岩波書店, 1998.
- 太田聡一, 「景気循環と転職行動」, 『日本経済の構造調整と労働市場』, 1999.
- 玄田有史, 「見過ごされた所得格差-若年世代vs.引退世代, 自営業vs.雇用者」, 『季刊社会保障研究』, Vol. 38, No. 3, 2002.
- Acemoglu, D., “Why Do New Technologies Complement Skills? Directed Technical Change and Wage Inequality,” *The Quarterly Journal of Economics* 113(455), 1998, pp. 1055~1090.
- Alesina, A., R. Di Tella and R. MacCulloch, “Inequality and Happiness: Are Europeans and Americans Different?,” NBER Working Paper 8198, 2001.
- Barthold, T. A. and T. Ito, “Bequest Taxes and Accumulation of Household Wealth: U.S.- Japan Comparison,” in Ito, T. and A. O. Krueger (eds.), *The Political Economy of Tax Reform*, The University of Chicago Press, 1992, pp. 235~290.
- Blundell, R. and I. Preston, “Consumption Inequality and Income Uncertainty,” *The Quarterly Journal of Economics* 113(2), 1998, pp. 603~640.
- Bound John and George Johnson, “Changed in the Structure of

- Wages in the 1980's: An Evaluation of Alternative Explanations,"*American Economic Review*, Vol. 82 No. 3, 1992, pp. 371~392.
- Burniaux, Jean-Marc, Thai-Thang Dang, Douglas Fore, Michael Förster, Marco Mira d'Ercole and Howard Oxley, "Income Distribution and Poverty in Selected OECD Countries," Economics Department Working Papers No. 189, OECD, 1998.
- Deaton, A. and C. Paxson, "Saving, Growth, and Aging in Taiwan,"*NBER Working Paper*, 4330, 1993.
- ___, "Intertemporal Choice and Inequality,"*Journal of Political Economy* 102, 1994a, pp. 437~467.
- Deaton, "The Effects of Economic and Population Growth on National Saving and Inequality," Princeton University, *manuscript*, 1994b.
- ___, "Saving, Inequality and Aging: an East Asian Perspective,"*Asia Pacific Economic Review* 1(1), 1995, pp. 7~19.
- DiNaldo, J. and J. Pischke, "The Returns to Computer Use Revised: Have Pencils Changed the Wage Structure Too?,"*The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 112, No. 1, 1997, pp. 291~303.
- Flinn, C. J. "Labour Market Structure and Inequality: A Comparison of Italy and the U.S.,"*Review of Economic Studies* 69, 2002, pp. 611~645.
- Förster, Michael F. (Assisted by Michelle Pellizzari), "Trends and Driving Factors in Income Distribution and Poverty in the OECD Area,"*Labour Market and Social*

- Policy-Occasional Papers* No. 42, DEELSA/ELSA/WD (2000)3, OECD, 2000.
- Freeman, R. B., "An Empirical Analysis of the Fixed Coefficient "Manpower Requirements," Model, 1960~1970," *The Journal of Human Resources*, Vol. 15, No. 2, 1980, pp. 176~199.
- , R. B., "The Effect of Demographic Factors on Age-Earnings Profiles," *The Journal of Human Resources*, Vol. 14, No. 3, 1979, pp. 289~318.
- Freeman, R. B and Medoff J. L., "*What Do Unions Do?*," Basic Books, 1984.
- Jones, Francis, '*The Effects of Taxes and Benefits on Household Income, 2005~2006*,' (UK) Office for National Statistics, 2007.
- Jones Jr., Arthur F. and Daniel H. Weinberg, '*The Changing Shape of the Nation's Income Distribution 1947~1998*,' Economics and Statistics Administration, the Census Bureau, U.S. Department of Commerce, June 2000.
- Katz, L. F. and D. H. Autor, "Changes in the Wage Structure and Earning Inequality," in Ashenfelter, O. and D. Card (eds.), *Handbook of Labor Economics*, Amsterdam: North Holland Press, 1999, pp. 1463~1555.
- Katz, L. F. and K. M. Murphy, "Changes in Relative Wages, 1963-1987: Supply and Demand Factors," *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 107, No. 1, 1992, pp. 35~78.
- Kawaguchi, D., "Are Computers at Home a Form of Consumption or an Investment? A Longitudinal Analysis for Japan," *The Japanese Economic Review*, 2004.

- Krueger, A. B., "How Computers have Changed the Wage Structure: Evidence from Microdata, 1984~1989," *The Quarterly Journal of Economics* 108(1), 1993, pp. 33~60.
- Krueger, D. and F. Perri, "Does Income Inequality Lead to Consumption Inequality?: Evidence and Theory," *NBER Working Paper 9202*, 2002.
- Kuznets, Simon, "Economic Growth and Income Inequality," *American Economic Review*, Vol. 45, 1955, pp. 1~25.
- Lambert, Peter J., *True Distribution and Redistribution of Income: A Mathematical Analysis*, Basil Blackwell, 1989.
- Lewis H. G., "Union Relative Wage Effects," in Ashenfelter O. and Layard R. (eds.), *Handbook of Labor Economics*, Vol. 2, North-Holland, 1986.
- Milanovic, Branco, "True World Income Distribution, 1988 and 1993: First Calculation Based on Household Surveys Alone," *The Economic Journal*, 112, 2002(A), pp. 51~92.
- _____, *The Two faces of Globalization: Against Globalization As We Know It*, World Bank, 2002(B).
- _____, *Worlds Apart: Inter-National and World Inequality 1950~2000*, Princeton University Press, 2005(A).
- _____, "Can We Discern the Effect of Globalization on Income Distribution? Evidence from Household Surveys," *The World Bank Economic Review*, Vol. 19, No. 1, 2005(B), pp. 21~44.
- Milanovic, Branco and Shlomo Yitzhaki, "Decomposing World Income Distribution: Does the World Have a Middle Class," *Review of Income and Wealth*, Series 48, Number

- 2, 2002, pp. 155~178.
- Ohtake, F. and J. Tomioka, "Who Supports Redistribution?," *The Japanese Economic Review* 55(4), 2004, pp. 333~478.
- OECD, *Income Distribution in OECD Countries*, Social Policy Studies No. 18, 1995
- Pyatt, Graham, "On the Interpretation and Disaggregation of the Gini Coefficient," *Economic Journal*, 1976, pp. 243~254.
- Ravallion, M. and M. Lokshin, "Who Wants to Redistribute? The Tunnel Effect in 1990 Russia," *Journal of Public Economics* 76, 2000, pp. 87~104.
- Tachibanaki, T., "Inequalization Trend in Japan," *Public Policies and Japanese Economy*, Macmillan Press, 1996a, pp. 261~279.
- Yitzhaki, Shlomo, "Economic Distance and Overlapping of Distributions," *Journal of Econometrics*, 61, 1994, pp. 147~159.
- Yitzhaki, Shlomo and Robert I. Lerman, "Income Stratification and Income Inequality," *Review of Income and Wealth*, Vol. 37, No. 3, 1991, pp. 313~329.

<국문요약>

소득분배 격차 확대의 원인과 정책대응 방향

원종학 · 성명재

우리나라의 상대소득 격차는 1980년대 이래 1990년대 초까지 축소되다가 1990년대 중반 이후 확대 추세로 반전되었다. 이에 따라 지난 20여년의 기간 동안 상대소득 격차를 나타내는 지니계수는 완만한 U자형의 모습을 나타내었다. 2인 이상 도시가구의 시장소득 지니계수는 1982년 0.287에서 1995년 0.244로 하락한 이후 2000년 0.283, 2006년 0.298로 상승하고 있다.

최근 상대소득 격차를 확대시키는 요인 중 가장 중요한 것은 인구의 급속한 고령화를 지적할 수 있다. 인구학적 특성 분석을 통해 추정해본 결과, 2000~2006년의 소득분배 격차 확대효과 중 약 2/3 정도는 고령화와 직·간접적으로 관련되어 있다. 나머지 1/3 정도는 인구외적 요인 또는 경제적 요인(생산성 격차, 실업률, 경제활동참가율, 임금 격차, 비정규직 비중 등의 변화)에 의한 효과인 것으로 추정된다.

고령화 다음으로 중요한 상대소득 격차의 확대요인은 임금 격차의 확대인 것으로 추정된다. 시기적으로는 1990년대 중반 이후 임금 불평등도가 확대 추세를 보이고 있다. 성별·학력별 임금 격차는 2000년 이후 축소되고 있으나 연령별·사업체규모별 임금 격차는 비교적 빠르게 확대되고 있다. 1980년부터 2005년 사이의 중장기적인 임금구조의 변화는 수요측 요인보다 고령화 또는 고학력화 등과 같은 공급측 요인의 변동에 의해 초래된 부분이 많은 것으로 추정된다.

고령자의 경우 이미 시장에서 사실상 은퇴하거나 또는 퇴출된 상태

에 있는 경우가 대부분인 만큼 일정 수준 이상의 생산성을 기반으로 적극적인 시장 참여를 기대하기 어렵다. 이에 따라 공적부문에서 노인들에 대한 복지프로그램의 일환으로 일자리를 마련해주고 있지만 근본적인 해결책이 되지 못하기 때문에 시장에서 노인노동력을 활용할 수 있는 방안을 모색할 필요가 있다. 중장기적으로 노동력 부족이 예상되므로 유휴노동력의 활용 측면에서 노인들에 대한 적극적인 노동 시장 참여를 유도할 필요가 있다. 아울러 고학력화에 따른 임금 격차의 확대는 저학력자에 대한 교육훈련의 확대 및 노동시장의 유연화를 통해 완화시킬 필요가 있다.

다만 최근의 소득분배 격차 확대의 주된 요인이, 시장의 불균형을 초래하는 불공정행위 등에 기인하였다기보다는 고령화와 임금 불평등도 확대 등에 의한 것인 만큼 시장소득분배구조 조절을 위한 정부의 시장 개입은 바람직하지 않은 것으로 판단된다. 그것보다는 위에서 제시한 바와 같이 사후적 관점에서의 노인대책 등이 바람직하다.

<Abstract>

Increasing Income Inequality in Korea and Policy Suggestions

Jonghak Weon and Myung Jae Sung

The gini coefficient measuring the relative income inequality in Korea dwindled in 1980s and early 1990s, but started to rise from the mid 1990s. Therefore, the locus of gini coefficients has shown a U-shaped curve during the last two decades. It decreased from 0.287 in 1982 to 0.244 in 1995, and rose to 0.283 in 2000 and, again, to 0.298 in 2006. It turned out that the aging of the population was the most important factor that caused the recent increase in gini coefficient. A study on the demographic characteristics showed that about two thirds of the increase in gini coefficient can attribute to the rapid population aging, and that the rest to the economic factors such as discrepancies in productivity, unemployment rate, wage difference, share of part-time workers and so forth.

The second most important factor causing the increase in the gini coefficient would be the enlarged wage difference. The wage difference began to rise from the mid 1990s. The wage differences between men and women and those among different education groups have more or less decreased since 2000. However, they increased rapidly among age groups and firms by size. The change in wage structure between 1985 and 2005 did not much depend on

the demand factors but heavily on the supply factors such as population aging and increasing average education years.

Most of the old are retired and, so, are not likely to participate in the labor market actively, competing against young labor force. However, it is expected in the medium- and long-term that the effective labor supply will run out. Therefore, it is strongly recommended to utilize more old labor force.

To cope with the increase in the income inequality due to the increasing average education years, we need to enlarge retraining programs and enhance labor market flexibility, especially to the nearly uneducated. However, direct intervention of government on labor market intended to reduce the income inequality is not recommended since the inequality did not stem from market failure and, thus, since it may cause inefficiency rather than reduce inequality.

<著者略歷>

원종학

연세대학교 경제학과 졸업
일본 히토츠바시대학 경제학 박사
현, 한국조세연구원 전문연구위원

성명재

서울대학교 경제학과 졸업
미국 University of Wisconsin-Madison 경제학 박사
현, 한국조세연구원 선임연구위원

研究報告書 07-10

소득분배 격차 확대의 원인과 정책대응 방향

2007년 12월 22일 인쇄
2007년 12월 29일 발행

저 자 원종학·성명재
발행인 황성현
발행처 한국조세연구원

138-7774 서울특별시 송파구 가락동 79-6번지
전화: 2186-2114(대), www.kipf.re.kr

등 록 1993년 7월 15일 제21-466호

조판및
인 쇄 상 일 인 쇄

© 한국조세연구원 2007

ISBN 978-89-8191-378-6

* 잘못 만들어진 책은 바꾸어 드립니다.

값 6,000원