

연구보고서

2006-02

노동시장의 양극화와 정책과제

전병유·김혜원·신동균

책머리에 부쳐

최근 우리 사회는 단순히 불평등이 악화되었다는 사실을 넘어 경제 및 사회적 구조가 양극화되고 있다고 한다. 여러 측면에서 중간 부분이 해체되면서 양극단 부문이 확대되고 부문간 이동이 단절되거나 부문간 이동이 더 어려워지는 현상이 여러 부문에서 나타나고 있기 때문이다.

그러나 양극화를 어떠한 개념과 맥락에서 사용하는지는 명확하지 않은 경우가 많다. 이는 최근 제기되고 있는 양극화 논의가 경제학적으로 엄밀한 학문적 개념으로부터 접근하기보다는 정치적·사회적 아젠더로서 제기된 측면이 강하기 때문이다. 양극화는 분포가 중간층에서 양극단으로 흩어지면서 집단화되고 집단간 이질성 및 집단내 동질성이 커지는 것을 의미한다. 따라서 양극화란 개념은 사회적 불안과 긴장, 갈등의 문제와 밀접하게 관련된다. 이러한 양극화의 개념을 정확하게 적용해서 분석한 연구는 그리 많지 않다.

따라서 본 연구의 목적은 기존의 양극화 논의가 개념에 대한 엄밀한 정의 및 분석방법을 가지지 못한 채 이루어졌다는 점을 고려하여 양극화 개념을 좀더 엄밀히 정의하고 양극화를 파악할 수 있는 분석적 지표를 개발하는 데 있다. 또한 본 연구는 노동시장의 양극화 현상을 고용 및 소득, 소비의 양극화라는 측면에서 분석하고 노동시장 양극화 현상에 대한 고용전략 차원의 대응방안을 모색하는 목적도 가지고 있다.

본 연구에서 주로 다루고 있는 연구 주제는 노동시장 변화와 양극화

(제2장), 양극화 개념 및 소득의 양극화(제3장), 고용창출의 양극화 구조와 원인 분석(제4장), 소비의 양극화와 노동시장의 관계 분석(제5장), 양극화에 대응하기 위한 고용전략적 정책과제(제6장) 등이다. 노동시장의 양극화에 관한 많은 쟁점 및 논의들이 있지만, 양극화에 관해서 개념적이고 분석적인 연구는 매우 부족한 편이라고 생각하면서, 본 연구가 미흡하나마 노동시장의 양극화 문제를 실증적으로 엄밀하게 분석하려고 한 노력의 결과라고 자부한다.

본 연구는 한국노동연구원의 전병유 연구위원이 전체를 기획하였으며, 본원의 김혜원 연구위원, 김복순 연구원, 한양대의 신동균 교수 등이 공동작업을 하였다. 연구 주제의 선정 및 자료의 구축과 분석 등 쉽지 않은 작업을 무난히 처리하여 의미 있는 연구 결과를 도출한 연구진과 보고서의 출판과 발간에 노고를 아끼지 않은 박찬영 전문위원, 정철 전문위원, 그리고 보고서의 질을 높이는 데 기여해 주신 내외부의 심사자 여러분께도 심심한 감사를 드린다.

끝으로 본 연구보고서에 수록된 내용은 필자들의 개인적인 견해로서 한국노동연구원의 공식적인 입장이 아님을 밝혀 둔다.

2006년 3월

한국노동연구원

원장 최영기

목 차

책머리에 부쳐	
요 약	i
제1장 서 장	1
제2장 노동시장 현황과 양극화	4
1. 근로자 내 격차의 확대	5
2. 산업부문간 격차 확대 및 생산성-고용 선순환 구조의 약화	7
3. 고용과 빈곤	12
4. 소 결	20
제3장 소득 분포의 양극화 추이	21
1. 양극화 개념 및 측정법	21
2. 실증분석 결과	33
3. 소 결	50
제4장 고용구조의 양극화	53
1. 기존 연구와 연구 가설	53
2. 분석 방법과 자료	56
3. 분석 결과	57
4. 소 결	74
제5장 노동시장 양극화와 가구 소비	76
1. 외환위기 이후 가구 소비의 현황과 특징	78

2. 노동시장 위험의 결정 요인	84
3. 실직위험과 가구 소비	92
4. 소 결	104
제6장 노동시장 양극화와 고용전략적 대안	106
1. 노동시장 양극화를 극복한 고용전략 사례	107
2. 노동시장 양극화 극복을 위한 고용정책적 대안	108
참고문헌	120

표 목 차

<표 2-1> 주요 계층별, 부문별 임금격차의 추이(2000~04년)	5
<표 2-2> 근로자와 자영자 월평균 소득 비교	5
<표 2-3> 제조업 부문의 사업체규모별 종업원 1인당 부가가치 수준 (2001년 기준)	9
<표 2-4> 미국과 유럽의 고용 성과 및 분배 지표	13
<표 2-5> 저임금근로자 비중 추이	14
<표 2-6> 한국과 미국의 저임금근로자의 성별, 연령대별 비중	15
<표 2-7> 실업률, 저활용률 및 부적합취업률	17
<표 2-8> 우리나라 근로빈곤층의 규모	18
<표 2-9> 빈곤 가구주의 고용 관련 특성	19
<표 3-1> 기초 통계량	37
<표 3-2> 개선된 양극화 지수: 가구 총소득	39
<표 3-3> 교차 상관 계수	42
<표 3-4> 단순 양극화 지수: 가구 총소득	43
<표 3-5> 그룹 내 이질성(intra-group dispersion)	4
<표 3-6> 집단 내 소득불평등도	45
<표 4-1> 일자리 분위별 여성고용 변화 추이	62
<표 4-2> 대졸 청년 남성의 임금수준 추이	66
<표 4-3> 제조업 대비 서비스업 부문의 임금수준	70
<표 5-1> 실직위험의 추정 결과	89
<표 5-2> 주관적 고용불안의 추정 결과	90
<표 5-3> 가구근로소득의 추정 결과(배우자가 일하지 않거나 없는 경우)	96
<표 5-4> 가구소득의 추정 결과(배우자가 일하는 경우)	98

<표 5-5> 소비함수 추정 결과(전체)	101
<표 5-6> 소비함수 추정 결과(근로자가구에 한정)	102
<표 5-7> 소비함수 추정 결과(근로자가구에 한정, 고용불안 확률 추정치)	103
<표 6-1> 평균임금 대비 최저임금 수준(1997년)	III

그림목차

[그림 2-1] 국가별 임금불평등도의 비교	6
[그림 2-2] 50분위 임금 대비 여타 분위의 임금 수준 비교	7
[그림 2-3] 업종별 생산성의 국제 비교	8
[그림 2-4] 부문별 생산성 증가율과 고용증가율의 국가 비교	10
[그림 2-5] 1인당 부가가치(생산성) 증가율과 고용증가율의 국가 비교	11
[그림 2-6] 저임금계층의 비중과 소득유동성 지수의 국제 비교	11
[그림 3-1] 소득불평등과 양극화의 예시	2
[그림 3-2] 소득변수들 사이의 지니계수 비교	3
[그림 3-3] 상위그룹과 하위그룹의 소득격차 추이	3
[그림 3-4] 개선된 양극화 지수와 지니계수의 변화 비교	4
[그림 3-5] 단순 양극화 지수와 지니계수의 변화 추이 비교	4
[그림 3-6] 가구 근로소득의 양극화	4
[그림 3-7] 개인 월근로소득의 양극화: 자영업 포함	9
[그림 3-8] 개인 월근로소득의 양극화: 자영업 제외	9
[그림 4-1] 일자리 10분위별 고용증감	8
[그림 4-2] 성별 일자리 10분위별 고용증감	16
[그림 4-3] 연령대별 일자리 10분위별 고용증감	8
[그림 4-4] 학력별 일자리 10분위별 고용증감	5
[그림 4-5] 산업별 일자리 10분위별 고용증감(제조업-서비스업)	16
[그림 4-6] 사업서비스업 일자리 10분위별 고용증감	8
[그림 4-7] 개인서비스업 일자리 10분위별 고용증감	8
[그림 4-8] 고용형태별 일자리 10분위별 고용증감(파트타임-풀타임)	2
[그림 4-9] 고용형태별 일자리 10분위별 고용증감(정규직-비정규직)	3

[그림 5-1] 평균소비성향 추이	8
[그림 5-2] 개인 부문 소비성향 추이	9
[그림 5-3] 도시근로자가구 소비성향 추이	9
[그림 5-4] 부문별 순처분가능소득 비중 추이	8
[그림 5-5] 3분위 소득을 기준으로 한 상대소득 수준 추이	8
[그림 5-6] 소득배율 추이	8
[그림 5-7] 상위 20% 가구와 하위 20% 가구의 실질소비액 격차의 추이	82
[그림 5-8] 소득집단별 평균소비성향 추이	8
[그림 6-1] 1인당 GDP와 사회서비스 고용 비중간의 관계	14
[그림 6-2] 사회서비스 고용 비중의 예측치	14

요 약

본 연구는 노동시장의 양극화 현상을 고용 및 소득, 소비의 양극화라는 측면에서 분석하였다. 특히 기존의 양극화 논의가 개념에 대한 엄밀한 정의 및 분석 방법을 가지지 못한 채 이루어졌다는 점을 고려하여, 양극화에 대해 좀더 엄밀히 정의하고 양극화를 파악할 수 있는 분석적 지표 개발을 시도하였다. 또한, 노동시장 양극화 현상에 대한 고용전략 차원의 대응 방안을 모색하였다.

제2장에서는 노동시장 양극화를 시사하는 현상들을 개괄적으로 살펴보았다. 근로자집단간 격차 및 생산부문간 격차가 확대되면서, 생산성 증가와 고용창출간의 선순환이 해체되고 고용창출과 빈곤감소간의 연계성이 약화되는 현상을 확인함으로써 노동시장의 양극화 가능성을 제기하였다. 이를 생산부문간 격차의 심화, 생산성과 고용의 괴리, 저생산성 부문의 저임금일자리 비중 증가, 근로빈곤층의 확산, 고용의 질과 빈곤간의 관련성 증가 등을 통해 확인하였다. 이를 통해 생산성-고용간의 선순환 구조의 해체가 노동시장의 양극화 현상을 초래하고 다시 이는 고용-분배간의 연계의 해체로 이어지면서 성장과 분배의 선순환 구조가 사라지고 있다는 결론을 유도하였다.

제3장에서는 양극화 개념을 정의하고 양극화 현상에 대한 분석 방법론에 대해서 검토하여 이를 소득 부문에 적용-분석하였다. Esteban-Ray류의 '집단 내 동질성-집단간 이질성' 접근법에 근거하여 양극화 개념을 소개하고 여기서 개발한 지수를 이용하여 외환위기 직전인 1997년 이래 소득 분포의 양극화가 어떻게 진행되어 왔는가를 분석하였다. 이러한 양극화 지수를 통해 분석한 결과, 지니계수로 표현되는 전통적인 소득불평등 지수와 비교하여 양극화 지

수가 훨씬 빠른 속도로 상승했음을 확인하였다. 이는 소득을 기준으로 볼 때 한국 사회에 잠재해 있는 사회 갈등 수준이 지니계수로 표현되는 불평등도 이상으로 증가했음을 의미한다. 또한 외환위기 이전과 비교하여 이후에 양극화 지수의 값이 전반적으로 상승한 것은 일차적으로 저소득층과 고소득층 사이의 소득격차가 증가했기 때문이기도 하지만, 집단 내(특히 저소득 집단 내) 소득격차가 줄어든 것도 양극화 지수를 상승시킨 것으로 분석되었다. 특히, 제3장의 분석 결과는 소득의 양극화가 근로소득보다는 비근로소득의 양극화에 기인하는 것으로 나타났다. 이는 본 연구의 전체적인 논지와는 배치되는 분석 결론일 수 있다. 물론 외환위기 이후 주식이나 부동산 등 자산소득을 창출할 수 있는 부문에서의 커다란 변화를 고려할 때 이는 당연한 결과이기도 하다. 다만 근로소득의 양극화 현상에 대해서는 좀더 세밀한 자료를 통해서 추가적인 분석이 이루어질 필요가 있다고 판단된다.

제4장에서는 노동시장의 양극화를 고용창출의 구조 측면에서 분석하였다. 고용창출 구조의 양극화 여부를 검증하기 위해서 우리나라의 일자리를 서열화한 다음 새롭게 창출되는 일자리의 구조를 분석하였다. 분석 결과 1990년대 이후 중위 부분의 고용은 크게 감소한 반면, 하위와 상위 일자리는 증가하는 뚜렷한 U자 형태의 고용 양극화가 진행되어온 것을 확인하였다. 이는 미국에서 진행된 J자 형태의 고용양극화보다 더 뚜렷한 양극화 경향으로 판단된다. 또한 여성이나 청년층의 저임금일자리로의 진출이 확대되어 고용창출의 양극화가 심화되었다기보다는 산업 및 고용 구조가 제조업에서 서비스업으로 바뀌고 기업들이 비정규직 형태로 인력구조를 가져가는 과정에서 고용양극화가 심화되었음을 확인하였다. 즉 우리나라의 고용양극화는 노동공급보다는 노동수요측 요인에 기인하는 것으로 분석하였다. 이러한 분석 결과는 개인의 대응능력을 높이는 교육훈련정책만으로는 양극화 대응에 한계가 있고 ‘저임금일자리-근로빈곤층(trash-jobs and working poor)’의 발생을 억제하고 개인

의 사회적 이동성(social mobility)의 기회를 높일 수 있도록 중위일 자리를 창출할 수 있는 정책으로 대응해야 한다는 점을 시사한다.

제5장에서는 소비의 양극화를 노동시장의 주요 특징인 실직위험과 관련하여 살펴보았다. 거시적인 통계로만 보면, 소득의 양극화에도 불구하고 소비 부문에서는 양극화 현상이 뚜렷하게 나타나지 않았다. 하위 20% 소득집단의 경우 오히려 평균소비성향이 증가한 것으로 나타났다. 그 결과 하위 20% 소득집단은 자신의 소득 이상을 소비지출에 사용하여 적자를 면치 못하고 있는 것으로 나타났다. 또한 대부분의 소득집단이 노동시장에서의 실직위험이 증가하면 소비가 줄어드는 것으로 나타나는 데 반하여, 하위 20% 소득집단은 실직위험이 증가하여도 소비는 줄지 않는 것으로 나타났다. 이에 대해서는 여러 가지 차원에서 엄밀한 분석이 필요할 것으로 보인다. 본 연구에서는 저소득층의 경우 최근의 소득감소를 항상소득의 감소가 아닌 일시적인 소득 감소로 보고 소비를 줄이지 않는 것으로 볼 수 있다는 점을 지적하였다. 따라서 만약 저소득가구의 소득의 감소가 지속되어 소득감소를 항상소득의 감소로 받아들일 경우 저소득가구의 평균소비성향은 하락하고 소비의 양극화가 현재보다 심화할 수 있다고 예측하였다.

제6장에서는 노동시장의 양극화 경향을 완화시키기 위한 정책 대안에 대해서 검토하고자 하였다. 우리 사회의 양극화 현상의 중심에 고용의 문제가 자리하고 있고 생산성-고용-소득간의 선순환 구조의 해체 현상이 놓여 있음에 착안하고 주요 선진국들이 ‘생산성-고용-소득-복지’의 선순환 관계 해체를 경험하면서 개발한 고용전략을 참조하여 우리나라의 고용전략적 대안을 제시하였다. 즉 노동시장의 양극화 완화 내지 해소라는 관점에서 국가 단위의 고용전략의 필요성을 제기하였다. 노동시장의 양극화를 완화해소하기 위해서는 저임금일 자리를 줄이고 하위일 자리를 가진 사람들(근로빈곤층)의 생활수준을 개선하는 정책, 정부정책을 통해 창출되는 일자리의 형태에 직접적인 영향을 주고 다양한 방법으로 중간수준

의 일자리를 만들어내는 정책, 숙련노동의 공급을 늘리기 위한 교육훈련정책의 강화 정책 등이 필요할 것이다. 이러한 맥락에서 우리나라의 고용전략의 주요 정책 방향으로 광범한 저생산성·저임금 고용 부문에서의 고용의 질을 높이고, 사회서비스 부문에서의 공공부문 주도로 고용을 창출하고, 고용의 안정성과 유연성을 동시에 높이는 정책 방향 등을 제시하였다.

제1장

서 장

최근 우리 사회는 단순히 소득불평등이 악화되었다는 사실보다 사회가 양극화하고 있다고 느끼는 사람들이 많아졌다. 여러 측면에서 중간 부분이 해체되면서 양극단 부문이 확대되고 부문간 이동이 단절되거나 부문간 이동이 더 어려워지는 현상이 나타나고 있다는 사실을 느끼고 있는 것이다. 몇 가지 지표들을 통해 그러한 징후들도 어렵지 않게 확인할 수 있다. 반면 이러한 느낌이나 징후를 엄밀하게 규명하는 연구는 드물다. 이는 최근 제기되고 있는 양극화 논의가 경제학적으로 엄밀한 학문적 개념으로부터 접근하기보다는 정치적·사회적 아젠더로서 제기된 측면이 강하기 때문이다.

양극화란 특정 분포를, 예컨대 상위집단과 하위집단의 둘로 나눌 때 양 집단의 집락성이 더 커지는 것을 가리킨다. 상위집단의 하위분포와 하위 집단의 상위분포로 대표되는 중간층이 보다 극단 쪽으로 흩어지는 경우 뿐만 아니라 상위집단과 하위집단의 분포가 각기 중간값 주변으로 몰리는 방식으로 동질성이 커질 경우에도 양극화는 심화한다. 집단 내 동질성이 증가할 때에도 양극화가 심화될 수 있다는 것은 불평등이 완화될 때에도 양극화가 심화할 수 있음을 의미한다.¹⁾ 따라서 양극화 지표는 주어진 소득 분포에서 잠재적 갈등의 정도를 나타내는 지표로 활용될 수 있고,

1) 이러한 양극화 개념의 주요 특성들을 반영하여 최근 양극화 지표(polarization index)를 만들기 위한 계량적 연구들이 다수 진행되고 있다. 보다 자세한 논의는 제3장 참조.

사회적 불안·긴장·갈등의 문제와도 밀접한 관련을 갖는다.

양극화가 제기하는 사회적 문제는 소득불평등과는 달리 단순히 부자로 부터 빈자로의 소득이전을 통해서 해결될 수 있는 문제가 아님을 알 수 있다. 양극화가 갖는 이러한 특성은 집단간 상향 이동 가능성, 나아가 세대간 계층이동 가능성을 떨어뜨림으로써 사회적 유동성을 현저하게 낮추어 사회적 연대감을 크게 훼손시킬 수 있다. 양극화는 사회적 배제와 동태적인 빈곤의 문제와도 긴밀하게 연관되어 있는 것이다. 이와 같은 경로를 통해 양극화는 경제주체들의 유인(誘因) 구조에 영향을 미치고 자원의 불균형적 배분을 초래함으로써 경제적 성과에 매우 부정적인 영향을 줄 수도 있다.

성장과 고용, 고용과 복지간 연계 고리가 단절되면서 우리나라 경제사회의 각 분야가 양극화를 경험하고 있다. 글로벌화, 기술 변화, 구조조정 등과 같은 환경 변화 속에서 글로벌 수출 대기업과 영세 중소기업간의 경제적 격차가 심화되고 성장의 분배 효과(trickle down effects)가 사라지면서 양극화가 심화되고 있는 것이다. Campos and Root(1996)는 동아시아의 경제발전 모델을 사회정책 없이도 경제성장이 고용과 복지를 보장하던 동아시아적 실험이라고 일컬은 바 있는데, 양극화에 따른 사회경제적 단절과 배제 현상 배후에는 성장-고용-분배간 선순환 구조의 해체가 자리하고 있다. 성장이 양질의 고용을 보장하지 못하고, 고용이 빈곤을 해결하지 못하는 고용문제가 놓여 있는 것이다.

최근의 고용양극화 현상은 경기 침체로 인해 일시적으로 나타나는 현상이라기보다는 오랜 기간 누적된 양극화 경향이 경기 침체를 계기로 드러난 것이다. 고용양극화가 소득불평등의 주요 원인이 되고 있기 때문에 사회적 양극화의 핵심 고리는 고용양극화라고 판단된다. 이는 양극화 현상에 대응하기 위한 사회정책은 고용문제를 중심으로 모색하고 성장과 분배의 선순환 구조를 복구하는 방향에서 이루어져야 함을 시사한다. 양극화는 단순히 소득이전으로 해결되는 문제가 아니기 때문에 고용과 생산성의 문제를 동시에 고려하는 사회정책의 필요성을 제기하는 것이다.

이러한 맥락에서 본 연구는 양극화 문제를 소득, 고용, 그리고 소비의 세 가지 차원에서 살펴보고, 이러한 양극화 경향에 대응하기 위한 정책과

제를 고용정책을 중심으로 하여 검토하고자 한다.

본 연구는 다음과 같이 전개된다. 먼저 제2장에서는 최근 우리나라의 노동시장에서 전개되는 여러 가지 현상들이 양극화라는 문제와 어떻게 연계되어 있는지를 검토할 것이다. 부문간 격차와 생산성-고용-빈곤간의 연계 현상을 검토함으로써 우리나라 노동시장의 양극화의 단초를 분석할 것이다. 제3장에서는 소득불평등과 구분되는 엄밀한 의미에서의 양극화 개념을 구성하고 이를 기초로 하여 소득의 양극화 현상에 대해서 분석할 것이다. 제4장에서는 고용창출에서의 양극화 현상을 파악하고 이것의 원인으로 노동공급 및 노동수요측 요인들에 대해서 검토할 것이다. 제5장에서는 소비의 양극화 문제를 노동시장의 특징과 연계하여 검토할 것이다. 외환위기 이후 오히려 저소득층의 평균소비성향이 증가하는 현상에 대한 원인을 실직위험과 관련하여 분석할 것이다. 제6장에서는 노동시장의 양극화를 완화·해소하기 위해서는 국가 차원의 고용전략이 필요하다는 인식하에 노동시장 양극화의 고용전략적 정책 대안을 모색할 것이다.

제2장

노동시장 현황과 양극화

실증 지표를 통해 소득과 고용의 양극화 분석을 시도하기 전에 본 장에서는 양극화를 수반하고 있는 경제적 징후들을 확인하고자 한다. 양극화 개념은 격차의 개념과는 분명히 다른 것이지만 양극화 개념에는 격차의 개념이 중요하게 포함되어 있다. 따라서 노동시장의 양극화 징후를 우선 근로자 집단간 격차와 산업부문간 격차 확대를 통해 간접적으로 확인하고자 한다. 근로자내 격차와 산업간 격차는 부문간 격차와 부문내 격차로도 볼 수 있다. 본 연구에서 엄밀하게 분석하지는 않을 것이지만, 우리나라의 양극화 현상은 부문내 격차보다는 부문간 격차에 기인하는 것으로 보고자 한다.²⁾ 최근의 양극화 현상은 근로자의 학력별, 성별 격차보다는 제조업-서비스업, 대기업-중소기업간 격차가 근로자의 고용형태별, 직종별 격차를 유발하는 것으로 보는 것이다. 이 장에서는 생산부문간 격차가 고용의 양극화로 이어지면서, 우리 사회에서 고용과 분배간의 연계 고리가 단절되는 현상이 나타나고 있다고 파악할 것이다. 다양한 통계 지표를 통해 생산성향상-고용창출-빈곤감소 사이의 연계 고리의 단절에 고용의 양극화 현상이 자리하고 있음을 보이고자 한다.

2) 노동시장의 격차를 부문간 격차(between differentials)와 부문내 격차(within differentials)로 구분하고 이를 실증분석하는 것은 중요한 정책적 함의를 지닌다. 부문내 격차가 격차의 주요 원인이라면 정책 대응은 주로 근로자들의 숙련 격차와 교육 훈련기회 격차를 줄이기 위한 인적자원개발정책이 될 것이고, 부문간 격차가 주요 원인이라면 산업정책 및 고용정책적 접근이 더 유효한 정책 대응이 될 것이다.

1. 근로자 내 격차의 확대

이 절에서는 근로자 내 격차의 확대를 보여주는 몇 가지 지표를 검토하고자 한다. <표 2-1>은 종사상지위와 사업체규모별로 상이한 임금근로자 집단간 임금격차가 최근까지 계속 확대되고 있음을 보여주고 있다. 상용직 대비 임시일용직 임금은 2003년부터는 50% 이하로 감소했고, 대기업 대비 중소기업 근로자의 임금도 계속 하락하여 2004년에는 60% 이하 수준으로 감소했다.

한편, 최근 내수시장의 침체를 계기로 하여 피용자와 자영자 사이의 격차도 확대되고 있다. <표 2-2>에서 볼 때, 자영자 실질소득은 2000년까

<표 2-1> 주요 계층별, 부문별 임금격차의 추이(2000~04년)

(단위: 만원, %)

종사상지위 별	임금근로자 전체	상용근로자	임시일용 근로자	상용직 대비 임시일용직 임금 비율(%)
2000	114.3	152.7	78.3	51.3
2001	124.2	164.9	84.3	51.1
2002	132.5	176.9	90.1	51.0
2003	146.6	195.8	95.2	48.6
2004	154.2	203.6	98.9	48.6
규모별	임금근로자 전체	300인 이상	300인 미만	대기업 대비 중소기업 임금 비율(%)
2000	114.3	165.1	107.1	64.9
2001	124.2	184.5	115.8	62.8
2002	132.5	200.7	123.6	61.6
2003	146.6	225.3	135.4	60.1
2004	154.2	238.0	142.3	59.8

자료: 통계청, 「경제활동인구조사」, 각년도 8월 부가조사.

<표 2-2> 근로자와 자영자 월평균 소득 비교

	1996	2000	2003	2004
임금근로자(A, 만원)	237	253	259	267
자영자(B, 만원)	301	304	244	248
근로자 대비 자영자 비율(B/A)	127	120	94	92

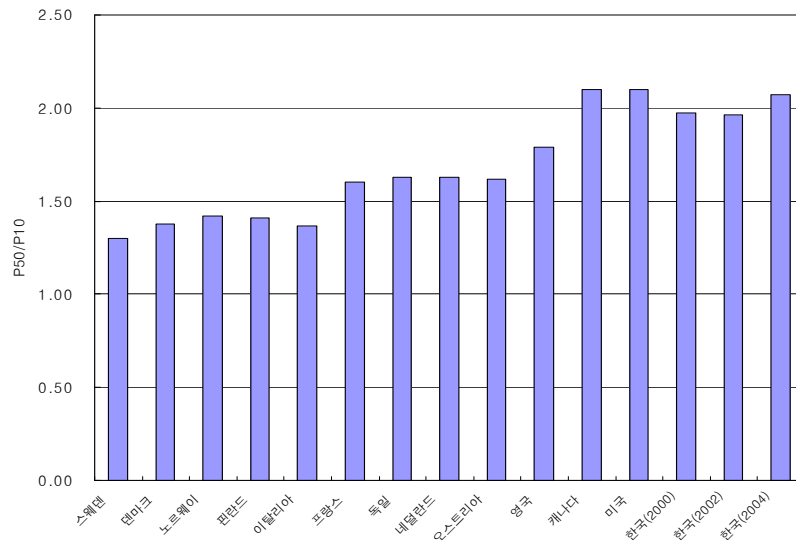
자료: KDI, 『경제양극화 실태와 정책과제』, 2005.

지 임금근로자를 상회하였으나, 이후 급감하여 2004년 실질소득은 1999년의 92% 수준으로 감소하였다.

[그림 2-1]은 피용자 내에서의 높은 임금불평등 수준을 나타내는 지표이다. 우리나라의 경우 임금근로자 내에서 하위 10분위 임금 대비 50분위의 임금 비율은 2.0을 넘어서고 있다. 이는 주요 선진국 중에서 임금불평등도가 가장 높은 미국이나 캐나다의 수준과 비슷하다.

이러한 임금근로자 사이의 소득불평등은 외환위기를 거치면서 크게 악화된 것으로 판단된다. [그림 2-2]에서 볼 때, 외환위기 이전에는 중위소득(50분위) 이상의 경우 스웨덴과 비슷한 임금 분포를 보였고, 50분위 이하의 경우 미국과 비슷한 임금 분포를 보였다. 그러나 외환위기를 거치면서 50분위 이상의 경우 미국과 더욱 가까운 분포를 보이고 있고, 50분위 이하에서는 미국보다도 악화된 소득 분포를 가지게 되었다. 상위와 하위 모두에서 임금불평등도가 높아진 것으로 나타났다. UNUI-WIDER와 우리나라의 경제활동인구조사 부가조사 데이터를 직접 비교하기가 어렵기

[그림 2-1] 국가별 임금불평등도의 비교

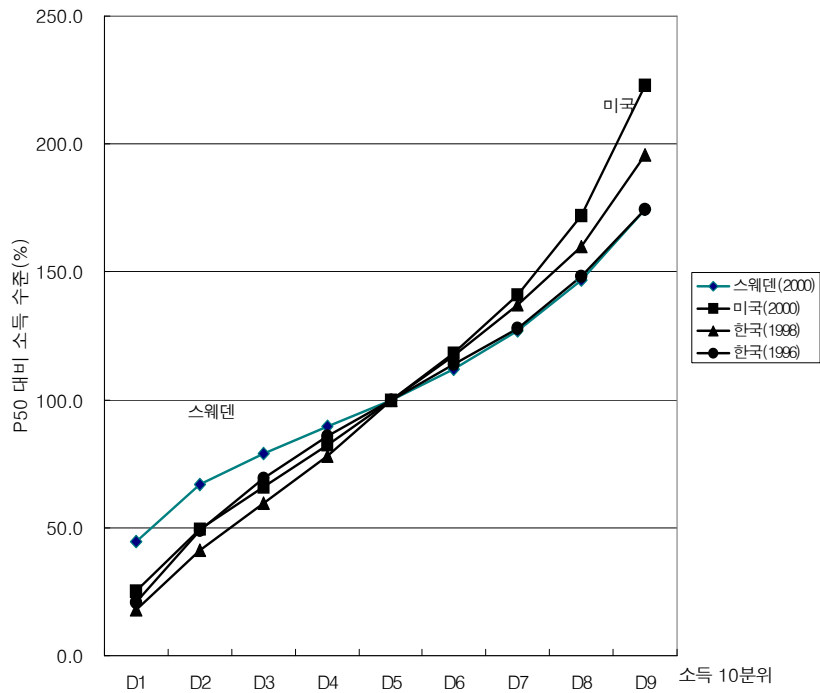


주: P50/P10= 50분위 임금 수준/10분위 임금 수준.

자료: UNU/WIDER, World Income Inequality Database에서 작성.

한국은 통계청의 「경제활동인구조사」 8월 부가조사.

[그림 2-2] 50분위 임금 대비 여타 분위의 임금 수준 비교



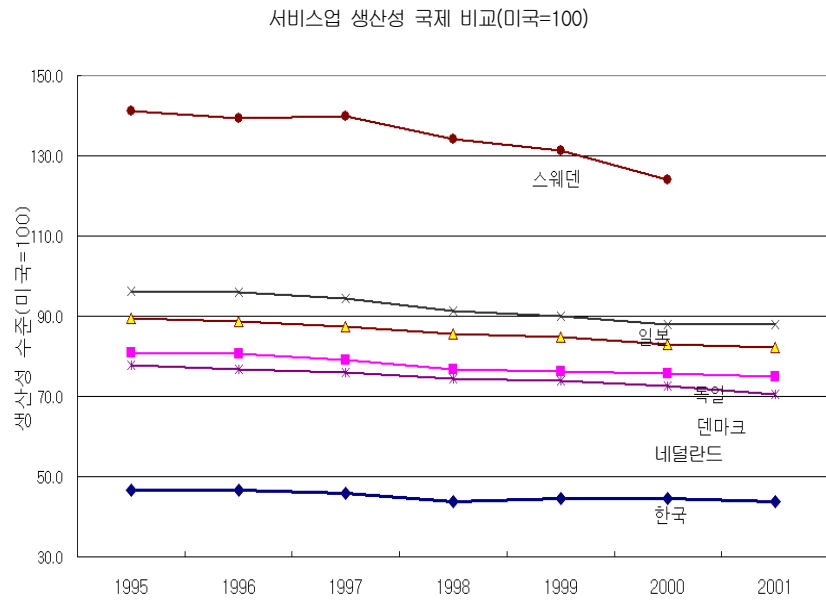
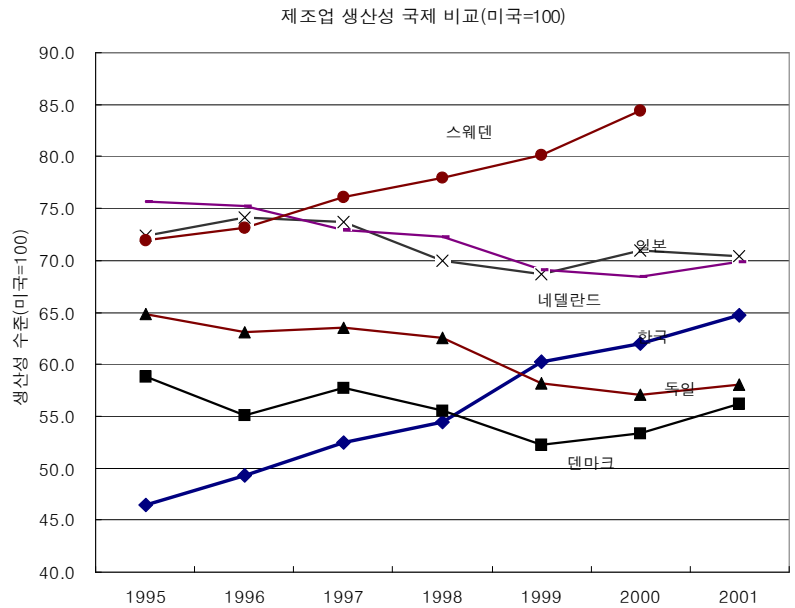
자료: UNU/WIDER, World Income Inequality Database에서 작성.

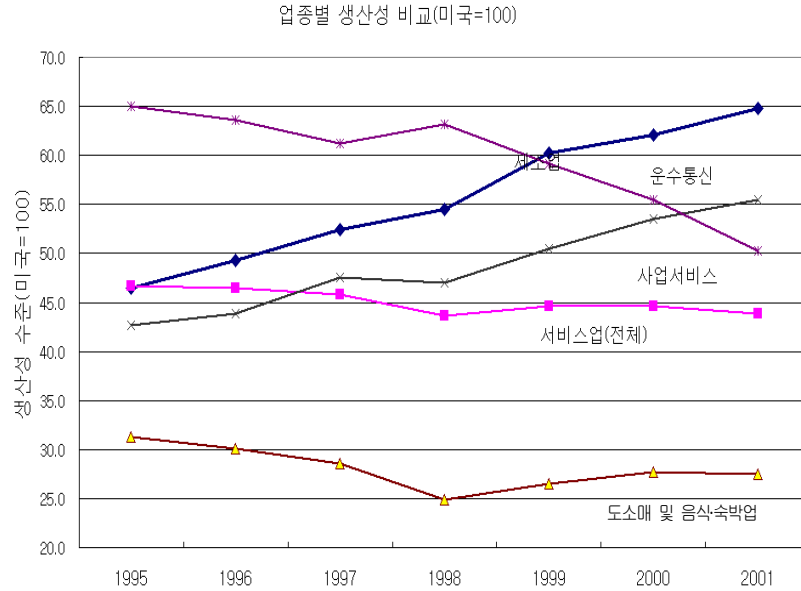
때문에 외환위기 이후의 추세를 비교하기는 어렵지만, 외환위기 이후 악화된 불평등도가 완화되지 않았다는 점을 고려하면 2005년 현재도 이러한 추세는 이어지고 있는 것으로 추론된다.

2. 산업부문간 격차 확대 및 생산성-고용 선순환 구조의 약화

상이한 근로자 집단간 임금격차 확대에 가장 크게 기여하는 요소는 산업부문간 생산성 격차의 확대라고 할 수 있다. 먼저 업종별로 볼 경우, [그림 2-3]에서 볼 때, 1990년대 후반 이래 제조업의 생산성은 빠르게 증가한 반면, 서비스업의 생산성은 주요 선진국에 비해서 매우 낮은 수준이며 추세로 보더라도 증가하지 못하고 있다. 도소매 및 음식숙박업의 경우 미국의 생산성 대비 30% 수준에도 미치지 못하고 있음을 알 수 있다.

[그림 2-3] 업종별 생산성의 국제 비교





자료: 한국생산성본부, 『생산성 국제 비교 2002』, 2004에서 재구성.

사업체규모별 생산성 격차도 여타 국가들에 비해서 매우 큰 것으로 나타나고 있는데, 이상 사업체의 생산성 대비 10인 미만 사업체의 생산성 수준이 한국은 31%로서 EU 15개국 평균 44%에 비해서 크게 낮은 수준을 나타내고 있다(표 2-3 참조).

<표 2-3> 제조업 부문의 사업체규모별 종업원 1인당 부가가치 수준(2001년 기준)

	EU-15	스웨덴	덴마크	독일	이탈리아	네덜란드	포르투갈	영국	한국
1~9	44	51	77	48	42	60	31	51	31
10~49	57	72	75	59	62	57	45	72	36
50~249	71	82	82	72	84	66	59	82	55

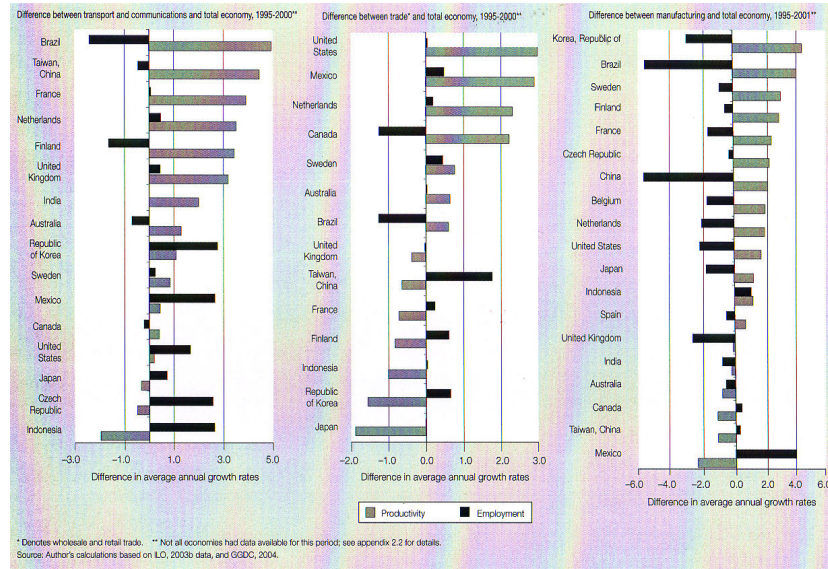
주: 대규모사업장(250명 이상 고용)의 종업원 1인당 부가가치액=100일 때, 사업장 규모별 부가가치액 수준임.

자료: Eurostat, *Employment in the Market Economy in the European Union: An Analysis Based on the Structural Business Statistics*, 2004.

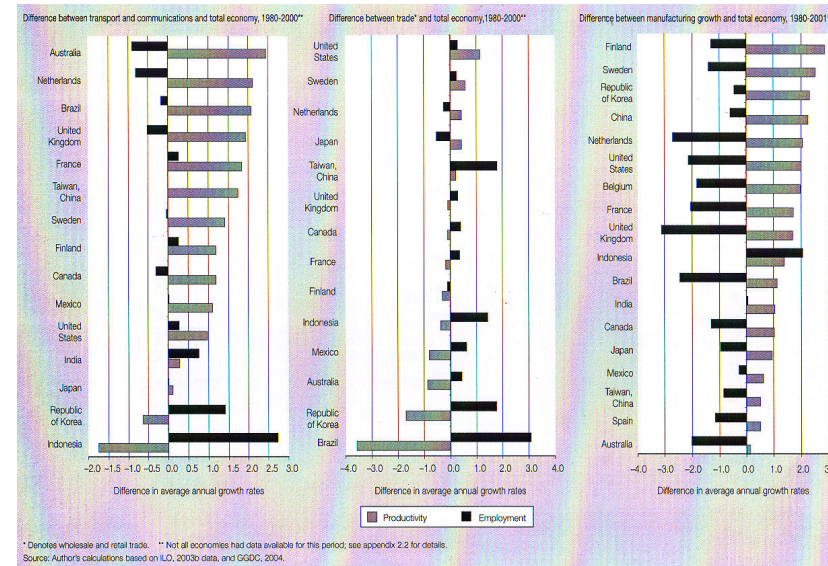
통계청, 「광공업통계조사」, 2001.

[그림 2-4] 부문별 생산성 증가율과 고용증가율의 국가 비교

<1995 ~ 2001>



<1980 ~ 2001>

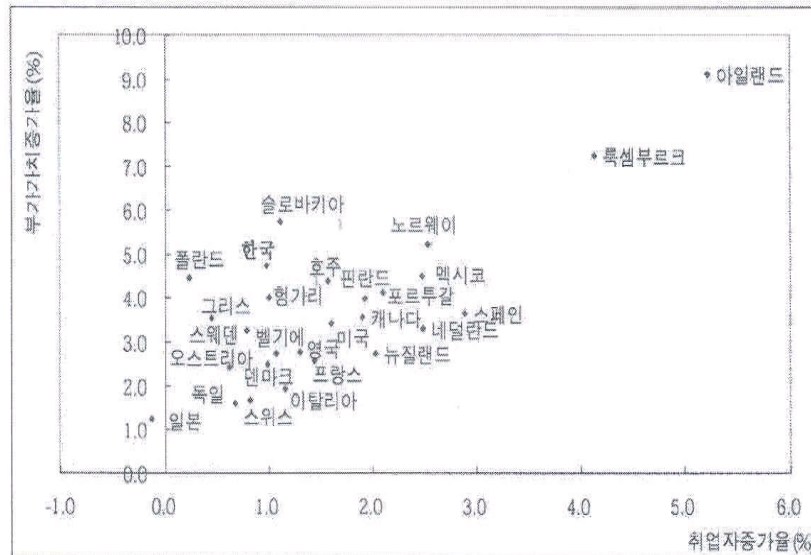


자료 : ILO(2005).

생산성의 부문간 양극화 현상에 따라 생산성과 고용의 선순환 구조의 약화 현상도 나타나고 있다. [그림 2-4]에서 볼 때, 우리나라의 경우 생산성과 고용이 동시에 증가하는 영역이 축소되는 경향이 다른 나라에 비해 매우 뚜렷하게 나타나고 있다. 생산성이 높은 부문에서 낮은 부문으로 노동력이 이동하고 있지만, 저생산성 부문에서는 생산성이 정체되어 있는 상황이다. 생산성과 고용이 같이 증가하는 영역은 1995년 이후 IT 산업의 영향으로 운수통신업종 부문에서만 나타나고 있는데, 제조업의 경우 생산성은 오르지만 고용은 줄고 있고, 도소매 및 음식숙박업의 경우 고용은 증가하지만 생산성은 감소하고 있다. 이는 우리나라의 경우 생산성과 고용의 선순환 구조가 약화되고 있음을 시사하는 것이다.

또한 [그림 2-5]에서 보면, 1990년대 후반 우리나라의 경우 생산성 증가율은 상대적으로 높은 편이나 고용증가율은 상대적으로 낮은 편인 것으로 나타나고 있다. 생산성과 고용이 동시에 증가해야 1인당 GDP도 증가하고 고용의 질도 향상된다는 점을 고려할 때, 이는 양질의 고용창출 잠재력이 위축되고 있음을 시사하는 것이다.

[그림 2-5] 1인당 부가가치(생산성) 증가율과 고용증가율의 국가 비교



자료: 한국생산성본부, 『생산성 국제 비교』, 2004.

성장하는 경제에서는 장기적으로 생산성과 고용이 함께 증가한다(ILO, World Employment Report, 2005). 생산성 증가가 단기적이고 미시적으로는 고용감소를 가져오지만 산출량 증가 효과를 통해서 고용을 확대하기 때문이다. 그러나 최근 들어 고용과 생산성간의 선순환이 상실되고 있는 것이다. 생산성과 고용의 선순환 관계가 존재한다는 것은 생산성 향상을 통해 산출량을 늘리려는 기업전략과 정부정책이 거시경제적 차원에서 효과적이었던 사실을 의미한다. 반면 생산성과 고용의 선순환 관계가 해체된다는 것은 생산성 증가가 거시경제적 메커니즘을 통해 고용증가로 이어지지 못한다는 것을 의미한다.

3. 고용과 빈곤

효율과 평등 사이의 상쇄관계(trade-off)는 다양한 형태로 다루어져 왔다. 노동시장에 관해서는 고용과 평등의 문제로 나타나는데 이 양자간에도 상쇄관계가 존재한다고 알려져 있다.³⁾ 보다 구체적으로 들어가면 임금격차와 고용률, 노동의 양과 노동의 질, 실업과 저임금, 실업과 빈곤 등 고용과 평등의 상쇄관계가 나타나는 형태는 다양하다. 임금격차의 축소 등 평등을 추구하다 보면 고용창출이 훼손되거나, 고용창출을 촉진하다 보면 임금격차와 빈곤이 확대된다는 논리이다. 경쟁적 노동시장에서는 상대적으로 고용성과는 좋으나 소득불평등은 증가하고, 보호된 노동시장에서는 고용성과는 나쁘나 소득불평등은 감소한다. 따라서 정책당국자는 정책적으로 고용과 평등 둘 중의 하나를 선택하지 않을 수 없다는 것이다 (equity comes at the cost of job creation).

이러한 패러다임을 미국과 유럽의 고용성과를 비교하는 데 적용하는 경우가 많다. <표 2-4>에서 볼 때, 미국의 경우 1980년대 이후 고용률이나 실업률에서 고용성과가 매우 좋은 것으로 나타나는 반면, 임금불평등도나 실업급여의 소득대체율 정도에서 평등 지표는 좋지 않은 것으로 나타나고 있다. 반면, 유럽의 경우, 고용성과는 좋지 않은 반면 평등 지표는

3) 이에 대하여 Blank(1997)는 Unified Theory라고, Atkinson(1999)는 Transatlantic Consensus라고 명명하였다.

<표 2-4> 미국과 유럽의 고용 성과 및 분배 지표

(단위: %)

	고용 성과 지표				평등 성과 지표	
	고용률		실업률		p10/p50	소득대체율
	1979	2000	1979	2000	1990년대 후반	1990년대 후반
미국	68	75	6	4	48	27
유럽	67	69	4.5	6	68	54

자료: Kenworthy(2003).

상대적으로 좋은 것으로 나타나고 있다.

그러나 고용과 평등간의 상관관계가 인과관계는 아니다. 국가별로 정부이전지출 수준, 조세구조, 적극적노동시장프로그램, 고용보호법제, 임금 책정방식 등 다양한 노동시장 정책과 제도들이 소득평등도와 상관관계를 가지고 있기 때문이다. 이러한 점을 고려할 때, 소득불평등도 완화가 고용창출에 미치는 부정적 효과는 이 표에서 제기된 것만큼 크지 않을 수 있다(Kenworthy, *Egalitarian Capitalism*, Ch.5, 2005). 즉, 고용과 평등간의 상쇄관계가 반드시 일의적이지 않으며 노동시장과 사회정책 등의 제도적 차이에 따라서 다른 모습을 띠는 것이다. 고용의 질을 높이면서도 양적인 성과를 유지할 수 있도록 노동시장 및 사회정책의 제도들이 잘 설계되고 집행된다면, 평등과 효율성을 동시에 보장할 수 있으며, 임금불평등도 축소가 반드시 고용문제를 야기하지 않고, 임금불평등도 확대가 반드시 실업과 빈곤을 줄이는 것은 아니다(Freeman and Schettkat, 2000; Devroye and Freeman, 2000; Freeman, 2000).⁴⁾ 미국과 같이 고용률의 증가가 소득분배의 악화와 동시에 일어난 국가도 있지만, 스웨덴이나 노르웨이와 같이 고용률 증가 및 지니계수 감소를 동시에 성공적으로 달성한 국가 사례도 있기 때문이다. 또한 고용창출이 '저임금일자리 비중 증가와 근로빈곤층 확대'로 나타날 경우 불평등을 심화시킬 가능성도 배제할 수

4) OECD(1996)도 노동소득이 없는 노동시장 이탈자들을 고려한다면 고용률 제고는 소득불평등을 감소시킬 수 있을 것으로 보고 있다. 이는 비고용(non-employment)과 빈곤 사이의 밀접한 관련이 있는 경우 더욱 그러할 것으로 본다. 또한 고용증가가 저임금일자리 증가의 결과가 아니라고 보고하면서, 1993년 이후 EU와 유럽에서 고용은 평균임금 이상의 산업과 직종에서 주로 창출되었다고 지적하고 있다.

없다. 고용과 불평등·빈곤의 관계는 개별 국가가 채택하고 있는 노동시장 제도와 정책 그리고 이에 따라서 창출되는 고용의 형태와 질에 따라서 달라질 수 있다.

우리나라의 경우 고용과 평등의 상쇄 현상이 나타나고 있는 것으로 판단된다. 생산성과 고용간의 선순환이 결여되어 고용과 평등의 상쇄관계(trade-off)를 유도하고 있고 이러한 상쇄관계를 교정할 만한 제도적 장치가 마련되어 있지 않기 때문이다.

주요 선진국의 경험으로 볼 때 실업률의 저하는 대체로 빈곤을 감소시킨다. 그러나 실업률 감소가 저임금계층 확대의 결과라면 빈곤은 감소하지 않는다. 정규적 일자리가 지배적이지 않은 경우 실업률과 빈곤율은 서로 상관관계가 높지 않다. 우리나라의 경우 외환위기가 빠르게 극복되면서 7%대까지 올라갔던 실업률은 3%대로 안정되었고 연도별로 편차는 있지만 매년 평균 약 30~40만 개의 일자리가 창출되었다. 그럼에도 우리나라의 저임금근로자의 비율이나 빈곤율은 오히려 악화되는 추세를 보여주고 있다.

<표 2-5> 저임금근로자 비중 추이

(단위: 천명, %)

	저임금근로자비율		저임금근로자비율
한국(2005)	26.8	미국(2005)	24.9
한국(2004)	26.3	미국(2001)	24.7
한국(2003)	27.5	프랑스(2000)	15.6
한국(2002)	23.2	독일(2000)	15.7
한국(2001)	22.6	덴마크(2000)	8.6
한국(2000)	24.7	네덜란드(2000)	16.6

주: 우리나라의 경우 자영업자 소득이 파악되지 않아 피용자에서의 저임금근로자 비율을 자영업취업자에도 적용하였음. 실제로 한국노동패널자료를 활용해서 분석할 경우 저임금 비율은 자영업 부문에서 더 높은 것으로 나타나고 있음.

자료: 통계청, 「경제활동인구조사 부가조사」, 각년도.

BLS, Current Population Survey, 2001, 2005년도 원자료.

OECD, *Employment Outlook*, 1996.

European Commission, *Employment in Europe 2004, 2004*.

우선, <표 2-5>에서 볼 때, 중위임금의 2/3 이하인 저임금근로자의 비중을 미국과 비교해 보면, 주요 선진국에서 매우 높은 비중을 나타내고 있는 미국이 약 25% 정도이지만, 우리나라의 경우 최근 들어 26~27%까지 증가하고 있다. <표 2-6>은 우리나라의 경우 저임금근로자의 여성 및 고령자 집중률이 대단히 높게 나타나고 있음을 보여준다. 고령자의 저임금근로자 비중이 미국에 비해서 월등히 높은 것은 고령자의 학력수준 및 연금제도의 유무 등에 기인하는 것으로 판단된다.

노동시장의 효과성은 가용한 노동자원을 효율적으로 사용할 뿐만 아니라 사회적으로 받아들일 만한 생활수준을 보장하는가의 여부에 달려 있다. 더 많은 일자리 창출이 저임금일자리와 근로빈곤층만을 만들어낸다면, 이러한 노동시장이 효과적이라고 보기는 어렵다. 노동시장의 성과는 고용의 양뿐만 아니라 고용의 질로도 평가되어야 하기 때문이다. 실업률이 3~4%대의 완전고용을 달성하더라도 많은 구직자들이 파트타임 일자리나 저임금일자리밖에 찾을 수 없거나, 이 때문에 실업자로 남기보다는 노동시장으로부터 이탈하는 경향이 있다면 노동시장의 성과가 좋다고 보기 어렵다. 예컨대 완전고용을 달성한 국가가 비슷한 실업률을 가지고 있으면서도 빈곤 수준의 저임금일자리나 비자발적 파트타임, 실망실업자

<표 2-6> 한국과 미국의 저임금근로자의 성별, 연령대별 비중

(단위: %)

	한국		미국	
	남성	여성	남성	여성
2005	15.8	42.0	21.4	30.5
2004	15.4	41.5	21.0	30.0
2003	15.4	44.6	21.0	30.0
2002	12.9	38.1	20.3	29.7
2001	12.8	37.0	20.1	30.0
2000	14.4	40.1	20.9	31.0

	15~19세	20~29세	30~39세	40~49세	50~59세	60세 이상
한국	74.1	26.0	16.8	24.5	34.6	65.8
미국	75.6	33.6	18.7	16.8	17.5	33.2

주자료: <표 2-5>와 동일.

등이 적은 국가에 비해서 노동시장 성과가 좋다고 평가할 수는 없다. 고용의 양적 확대가 이루어진다고 하더라도 부적합취업률이 높을 경우 고용의 질이 개선되고 있지 않다면 고용이 빈곤문제를 해결하지 못한다고 판단할 수 있다.

이러한 문제제기에 따라서, Howell(2004)은 비자발적 파트타임(불완전 취업자)이나 실망실업자(한계근로자) 등에 저임금근로자(중위임금의 2/3 이하 근로자)를 포함한 부적합취업률(inadequate employment rate)을 계산한 바 있다. 우리나라에 이를 적용해서 계산해 볼 경우, <표 2-7>에서 보듯이 우리나라의 경우 실업률은 낮지만 부적합취업률은 매우 높은 것으로 나타나고 있다. 부적합취업률은 유럽이 10%대, 미국과 영국 등이 20%대인 반면, 우리의 경우 30%대를 기록하고 있다.

- 저활용 노동력=실업자+불완전취업자+한계근로자(구직단념자 포함)
- 부적합취업자=저활용노동력+저임금근로자
- 저활용률=(실업자+불완전취업자+한계근로자)/(경제활동인구+한계근로자)
- 부적합취업률=(실업자+불완전취업자+한계근로자+저임금근로자)/(경제활동인구+한계근로자)

주: 불완전취업자=비자발적인 사유로 주당 36시간 미만 일하는 단시간근로자.
 한계근로자=일할 의사와 능력은 있지만, 최근 1년간 적극적으로 일자리를 찾지 않은 사람.
 구직단념자=한계근로자 중에서 육아, 보육, 심신장애 등 개인적 사유가 아닌 일자리를 찾는 노력이 성공할 것 같지 않은 이유로(자기 경력이나 근로조건, 보유능력 등과 맞지 않거나 일거리가 없거나 하는 이유로) 일자리를 찾지 않은 사람.
 저임금근로자=시간당임금 기준으로 임금이 중간값의 2/3 이하인 근로자.

이러한 저임금근로자 비중의 증대는 근로빈곤층(Working Poor)의 확대를 의미한다. 근로빈곤층이란 일할 능력과 의지가 있으나 잦은 실직과 낮은 소득 때문에 일하더라도 빈곤상태에서 벗어나지 못하는 계층으로

정의된다. 계량적으로는 근로소득이 있는 사람들 중 월평균 가구소득이 중위소득의 60% 이하인 자로 정의되기도 하고 최저생계비 이하인 자로 정의하기도 한다. 재경부(2005)의 경우, 기초생활수급자 중 근로능력이 있는 자, 최저생계비 이하의 비수급빈곤층, 빈곤선의 120% 이하인 차상위빈곤층 등을 근로빈곤층으로 파악하고 있다. 이 정의에 따르면, 우리나라 근로빈곤층의 규모는 132만 명에 달하는 것으로 추정된다(표 2-8 참조). 금재호(2004)에서도 취업자가 있는 가구의 14% 정도가 빈곤상태에 있는 것으로 분석되고 있다. 한편 저소득가구의 일을 통한 소득(근로 및 사업소득)은 전체 가구 평균에 비해 계속 감소하고 있다. 하위소득 1분위의 경우 1997년에 평균 대비 31.6%의 근로소득이 있었으나 2004년에는 23.7%로 하락하였다. 김교성(2002)과 박능후(2003) 등은 우리나라에서 근로빈곤가구는 전체 빈곤가구의 50% 정도인 것으로 추정하고 있다.

저임금근로자와 근로빈곤층의 증가는 고용형태와 빈곤의 관계가 깊어지고 있음을 시사한다. 즉 고용의 형태나 질이 빈곤의 중요한 결정 요인이 될 수 있다는 것이다. 금재호(2005)도 빈곤의 결정 요인으로 가구원의

<표 2-7> 실업률, 저활용률 및 부적합취업률

(단위: 천명, %)

	실업률	저활용률	부적합취업률
한국(2000)	4.1	9.1	31.4
한국(2001)	3.8	8.3	30.7
한국(2002)	3.1	7.1	30.5
한국(2003)	3.8	7.0	32.6
한국(2004)	3.5	7.8	31.8
미국	5.6	9.6	26.4
영국	8.6	11.4	23.0
독일	9.4	10.6	19.3
네덜란드	7.1	10.1	16.4
스웨덴	7.7	13.2	16.0
일본	3.1	5.6	11.4

주: 우리나라의 경우 자영업자 소득이 파악되지 않아 피용자에서의 저임금근로자 비율을 자영업취업자에도 적용하였음.

자료: Howell(2004) 및 통계청, 경제활동인구조사 부가조사에서 작성.

<표 2-8> 우리나라 근로빈곤층의 규모

		전체	근로능력자 (근로빈곤층)
빈곤선의 120% 최저생계비 이하	차상위빈곤층	168만	50만
	비수급빈곤층	104만	52만
	기초생활수급자	140만	30만
		410만	132만

주: 1) 2002년 도시가계연보 및 2002년 자활사업실태조사의 근로빈곤층 비율 적용.

2) 근로빈곤층의 규모는 빈곤 기준에 따라 달라질 수 있음.

자료: 재정부 외, 「일을 통한 빈곤탈출 지원 정책」, 56회 국정과제회의 자료, 2005.

취업 여부보다는 일자리의 질이 중요하다고 분석하였다. 이는 저임금근로 및 근로빈곤의 확대는 일자리를 갖는 것 자체가 빈곤 탈출을 보장하는 것이 아니라는 것을 의미하고, 저임금-빈곤간의 관계가 강화되었다는 점을 시사한다. 가구소득불평등은 일차적으로 노동시장에서의 불평등도의 증가에 기인하고, 하위분위가구의 경우 저임금계층으로 구성되는 경우가 많으며, 저임금계층은 1년 중 특정 시점에 실업이 될 확률이 높아 빈곤층으로의 진입과 탈출을 반복하는 경향이 있다. 이는 고용불안정성이 빈곤율의 변화나 빈곤 이행에 미치는 영향이 매우 크기 때문이다(Freeman, 2001). <표 2-9>에서 보듯이, 가구주가 안정된 고용상태(정규직)를 유지할수록 빈곤 탈피의 가능성은 높아지고 동시에 불안정한 고용상태(비정규직과 실업)를 유지할수록 빈곤 진입 가능성이 높은 것으로 나타나고 있다(김교성·반정호, 2004).

물론, 낮은 질의 일자리가 일시적이라면 고용과 빈곤의 관계는 동태적으로 개선될 수 있다. 저임금상태의 지속성(low pay persistence)이 낮거나 고용불안정 기간이 상대적으로 짧다면, 노동시장이 불평등을 동태적인 방식으로 치유할 수 있다는 것을 의미한다. 저임금과 고용불안정은 개인의 경력 경로상의 특정 시기의 일로 간주될 수 있기 때문이다. 즉 저임금계층이 항상 동일한 것은 아닐 수 있다. 또한 저임금근로계층으로부터의 탈출이 용이하다면, 개인이 저임금상태 또는 빈곤에 머무르는 기간이 짧을 수 있기 때문이다.

<표 2-9> 빈곤 가구주의 고용 관련 특성

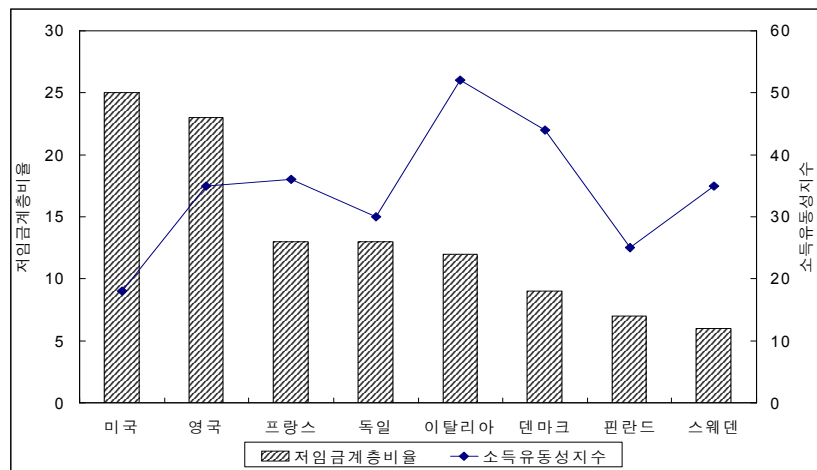
(단위: 명, %)

가구주의 고용형태	1999년		2000년		2001년	
	비빈곤	빈곤	비빈곤	빈곤	비빈곤	빈곤
실업	84(7.0)	42(13.5)	88(6.8)	38(17.2)	75(5.8)	51(22.4)
정규취업	932(77.7)	155(49.7)	997(77.2)	90(40.2)	1002(78.0)	85(37.3)
비정규취업	184(15.3)	115(36.9)	206(16.0)	93(42.1)	207(16.1)	92(40.4)

자료: 김교성·반정호(2004).

그러나 실증분석 결과를 보면, 저임금계층의 비중이 높은 국가일수록 저임금으로부터의 탈출률도 낮은 것으로 나타나고 있다. 저임금계층의 지속성·고착성이 나타나는 것이다(OECD, 1997). [그림 2-6]에서 볼 때, 스웨덴과 같이 저임금계층 비율이 낮을수록 저임금으로부터의 탈출률도 높은 것으로 나타나고 있고, 미국과 같이 노동시장규제가 약하고 단체교섭시스템이 탈집중화되어 있음에도 소득계층간 이동성(earnings mobility)은 높지 않고 저소득계층으로부터의 탈출률도 높지 않은 것으로 나타나고 있다. Solon(2002)의 리뷰에 따르면, 일반적인 통념과는 달리, 미국이나 영국의 경우 세대간 유동성이 다른 나라보다 높지 않은 것으로 나타나고 있다.

[그림 2-6] 저임금계층의 비중과 소득유동성 지수의 국제 비교



자료: Lucifora(1998).

우리나라의 경우, 통계적으로 볼 때, 빈곤으로의 진입과 탈출이 매우 빈번하게 이루어지고 있는 것으로 드러난다. 그러나 우리의 경우 소득계층간 이동(earnings mobility)이 빈번한 것은 빈곤으로부터의 탈출도 쉽게 이루어질 뿐만 아니라 빈곤층으로의 재진입도 빈번히 일어나는 반복 빈곤에 기인하는 것으로 분석되고 있다. 특히 빈곤 진입과 탈출의 약 2/3 정도가 빈곤선을 중심으로 차상위계층과 차하위계층 사이에 일어나고 있고(황덕순, 2001), 빈곤가구의 80%가 빈곤 진입 1년 내에 빈곤에서 이탈하지만, 빈곤에서 이탈한 가구의 60%가 다시 빈곤층으로 진입하며, 빈곤 경험 가구 중 56%가 2회 이상 빈곤을 경험한 것으로 나타나고 있다(이병화·정재호, 2002).

4. 소 결

이 장에서는 우리나라의 노동시장에서 부문간 격차가 확대되고 생산성과 고용간의 괴리 현상이 강화되면서 고용창출과 빈곤감소간의 연계성이 약화되는 현상을 확인함으로써 노동시장의 양극화 징후 및 가능성을 제기하였다.

생산성이 증가하는 부분은 고용이 늘지 않고 고용이 증가하는 부분은 생산성이 정체되는 현상을 확인하였으며, 이러한 생산성과 고용의 괴리로 인해서 고용창출이 빈곤문제를 해결하지 못하는 결과로 귀결되고 있음도 확인하였다. 저생산성 부문에서 저임금일자리 비중 증가, 근로빈곤층의 확산, 저임금과 빈곤간의 관련성 증가, 고용의 질 제고를 통한 빈곤 탈출의 어려움 등은 고용창출과 빈곤감소간의 선순환 구조가 사라지고 있음을 의미하는 것으로 판단할 수 있다. 결론적으로 생산성-고용-평등간의 연계가 해체되면서 성장과 분배의 선순환 구조 창출이 저해되고 그로 인해 노동시장의 부문간 격차가 확대되고 있고, 이는 노동시장의 양극화 징후를 나타내는 것으로 분석하였다.

제3장

소득 분포의 양극화 추이

최근 우리나라에서도 양극화에 대한 논의의 중요성이 크게 증가하고 있다. 그러나 사회 및 노동시장이 양극화되어가고 있다는 수많은 지적에도 불구하고 실제로 양극화가 어떤 의미에서 그리고 어느 정도로 진전되고 있는가에 대한 분석적인 연구는 드문 실정이다. 이 장에서는 양극화 개념 및 중요성을 소개하고, 기존의 연구들이 개발한 지수를 이용하여 우리나라에서의 소득 분포의 양극화 추이를 분석하며, 나아가 양극화의 원인에 대한 일차적인 진단을 시도하고자 한다.

1. 양극화 개념 및 측정법

가. 양극화 개념

소득불평등에 대한 논의는 장기간에 걸쳐 상당한 규모로 진행되어 왔으며 수많은 실증 분석 연구들은 대부분의 나라들에서 소득불평등도가 커져 왔음을 보고하고 있다.⁵⁾ 그러나 상대적으로 최근에 들어서면서부터 소득불평등에 대한 논의는 단순히 지니계수, 일반화된 엔트로피 지수 등을 기준으로 한 소득불평등의 추세 내지 그 원인분석을 넘어서 ‘분포의

5) 박성준(2000)은 도시가계조사 자료에 근거하여 소득불균등의 심화 현상과 그 원인 분석을 시도하였다.

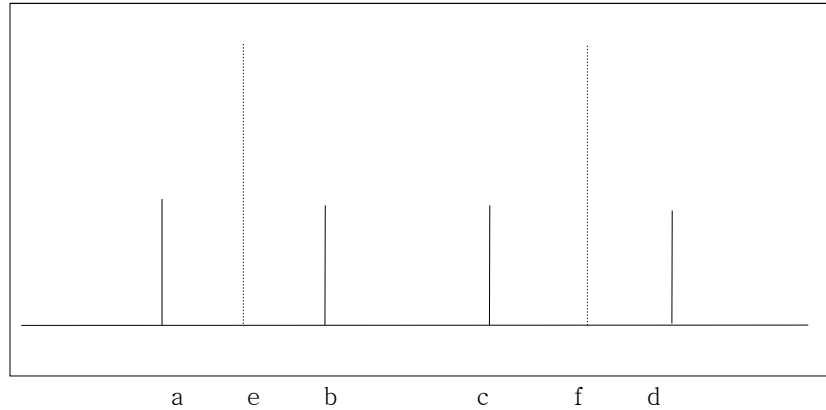
변동'으로 그 초점을 다양화시키고 있다. 이러한 논점의 추가 내지 이동의 이면에는 중산층의 몰락(disappearing middle class)이라는 이슈가 자리 잡고 있다. 흔히 중산층의 쇠퇴 현상과 소득불평등의 심화 현상을 동일시하고 있으나 Wolfson(1994)도 지적하였듯이 양자는 상당한 개념상의 차이를 내포하고 있다. 또한 Esteban and Ray(1994) 등의 연구들에서도 강조하고 있듯이 전통적인 지니계수 등 소득불평등 지수는 분포의 변동을 반영하지 못하는 단점을 지니고 있다. 이러한 문제의식에서 나온 개념이 양극화(polarization)다.⁶⁾

우선 본 장에서는 소득불평등과 양극화의 개념상의 차이를 소개하고자 한다. 소득불평등에 대한 일반적인 척도는 주어진 모집단에서 개인간 소득 차이를 하나의 수치로 나타내는 것이다(Cowell, 1995). 달리 표현하면 대개의 소득불평등 지수는 근본적으로는 분포의 산포도(dispersion)를 나타낸다고 볼 수 있다. 이 소득불평등 지수들의 기저에는 부자로부터 가난한 사람들에게 소득을 이전하는 행위는, 다른 조건이 같을 경우 (여기에는 소득의 순위가 불변이라는 조건도 포함됨), 소득불평등도를 감소시킨다는 피구-달톤의 공리(Pigou-Dalton axiom)가 있다.

그러나 불평등 지수들은 전체 평균(global mean)으로부터의 차이만을 강조하고 있는 반면 지역평균(local mean) 중심으로 집락화(clustering)되는 현상을 무시하는 특성이 있다. 달리 표현하면 전통적인 소득불평등 지수들은 분포의 변화를 반영하지 못하는 단점이 있다. 이와는 달리 양극화 지수는 분포의 집락성(clustering)에 보다 큰 비중을 두면서 분포의 변동이 지수 값의 변동으로 나타날 수 있도록 설계되었다. 중산층의 몰락과 같은 현상들이 바로 양극화와 관련된 개념이다. 이 양극화의 개념은 전통적인 소득불평등 지수의 바탕이 되는 피구-달톤(Pigou-Dalton)의 공리와 배치될 수 있다. 예를 들어 [그림 3-1]에서 a, b, c 및 d의 네 소득수준으로 이루어진 소득의 일양분포를 생각해 보자. 여기서 a와 b 사이의 그리고 c와 d 사이의 소득재분배를 시행한 결과 [그림 3-1]의 점선으로 표시

6) Polarization을 직역하면 '극화'가 되겠지만 극점의 개수는 임의의 N개가 될 수 있으므로 다극화할 수 있다. 극점의 개수가 두 개인 경우는 양극화일 것이다. 본 연구에서는 편의상 다극화라는 표현보다는 양극화라는 표현으로 통일하고자 한다.

[그림 3-1] 소득불평등과 양극화의 예시



주: 가로축은 소득수준을, 세로축은 각 집단에 대한 상대도수를 나타냄.

된 바와 같이 e와 f의 두 수준으로 이루어진 소득 분포로 바뀌었다고 하자. 명백히 전반적인 소득불평등은 줄어들었다. 그러나 재분배 이전과 비교하여 재분배 이후에는 소득 분포가 보다 집락화(clusterd)되었으며 중산층은 사라졌음을 알 수 있다. 이런 의미에서 그 사회는 양극화(bi-polarized)되었다고 할 수 있다.

소득불평등과 다극화의 개념상의 차이를 보다 쉬운 예를 들어 설명해 보자. 가장 완벽한 소득불평등의 예로서 한 사람이 모든 소득을 차지하고 나머지 사람들의 소득의 합은 영(0)이라고 하자. 이 경우 양극화의 개념으로 보면 그 사회는 양극화되어 있다고 보기 힘들다. (한 명을 제외하고) 모든 사람들이 (소득이 없는 상태로) 동질적이기 때문이다.

기존의 연구들 중 소득불평등과 양극화의 개념상의 차이를 체계적으로 밝힌 연구들이 많다. Esteban and Ray(1994, 1999), Levy and Murnane (1992), Wolfson(1994), D'Ambrosio(2001), Duclos, Esteban, and Ray (2004) 등이 대표적인 예이다. 이 연구들에 의하면 한 소득 분포로부터 계산된 불평등 지수가 매우 낮다고 하더라도 그 분포가 서로 분리되어 있는 몇 개의 극점들을 중심으로 집락되어 있을 때에는 (아무리 극점들 사이의 거리가 가깝다고 하더라도) 소득 분포가 양극화되어 있다고 볼 수 있으며 집단 사이의 갈등이 유발될 가능성이 높아진다. 지니계수 등 전통적

인 소득불평등 지수들이 포착할 수 없는 이러한 양극화 현상에 대해 Esteban and Ray(1994)와 Wolfson(1994)은 서로 독립적으로 동시에 지수를 개발하였다. 보다 최근에 Esteban, Gradin, and Ray(1999)는 Esteban and Ray(1994)의 방법을 발전시켜 연속 분포를 몇 개의 극점들로 표시함에 따라 발생하는 근사(approximation)에 의한 오차를 교정하는 방법을 개발하였다. 아울러 이 개발된 지수를 이용하여 소득의 양극화 추세를 국가간 비교하였다. 아울러 Esteban et al.(1999) 및 Duclos, Esteban, and Ray(2004)는 Wolfson 지수가 자신들이 개발한 지수의 한 가지 특별한 경우로 취급될 수 있음을 밝혀 다양한 지수들간 관계를 밝히는 데에 기여하였다.

한편 사회의 양극화 문제는 반드시 소득을 중심으로 하는 경제적 문제에 국한되어 있는 것은 아니다. Gradin(2000)은 교육, 직종, 혹은 종교집단 등 소득 이외의 제 특성변수들을 이용하여 양극화 문제를 다루었다. 사실 이 양극화의 문제는 경제학 이전에 정치 및 사회학 분야에서 활발하게 논의되어 와서 경제학 이외의 분야에서 양극화 문제를 다룬 연구들을 찾기는 오히려 쉽다. 한편 비록 지수에 근거한 연구는 아니지만 전병유(2005)는 연령, 학력, 산업 등 다양한 측면에서 고용의 양극화 실태를 분석하였다.

양극화 지수는 궁극적으로 그 사회의 내적 갈등의 수준을 나타낸다. 즉 그 지수 값이 높은 사회 내에서는 집단간 충돌의 가능성이 크며 그 값이 낮을 때에는 그 가능성은 낮아진다. 그 충돌 가능성은 ① 집단 내의 동질성이 강할수록, ② 집단간의 이질성이 강할수록 그리고 ③ 상당한 규모를 갖춘 그룹의 수가 적을수록 커진다. 양극화 지수는 불평등 지수와 비교하여 사회 갈등 내지 사회 불안정성을 직접적으로 나타내는 수치이므로 이에 대한 이해 및 분석은 매우 중요한 학문적 및 정책적 시사점을 갖는다.

이 절에서는 Esteban and Ray(1994)류의 동질성-이질성 접근법(identification-alienation approach)에 기초하여 양극화 개념의 방법론을 제시하고자 한다. 우선 한 국가의 소득 분포(F)가 N 개의 소득집단으로 대표될 수 있다고 하자. 그 국가 내의 특정 개인은 결국 어느 한 소득집단에 속하게 되며 같은 집단 내의 구성원들과는 동질성(identification)을,

그리고 다른 집단 내의 구성원들에 대해서는 이질성(alienation)을 느끼게 된다. 설명 편의상 주어진 소득 분포 F 하에서 소득 수준이 x 인 개인이 느끼게 되는 동질성의 정도를 $I(x, F)$ 라 하고 그 개인의 소득 수준이 y 인 다른 집단 소속의 개인들에 대해 느끼는 이질성의 정도를 $A(x, y)$ 라고 하자. Esteban and Ray(1994)는 소득 수준이 x 인 개인이 소득 수준이 y 인 개인에게 느끼는 유효반감(effective antagonism)의 정도는 동질성과 이질성의 증가함수라고 보았다. 즉,

$T(I(x, F), A(x, y))$ 를 유효반감함수라고 할 때 $\frac{\partial T}{\partial I} > 0$ 이며 $\frac{\partial T}{\partial A} > 0$ 라고 상정하였다. 풀어서 설명하면 소득 수준이 x 인 개인은 소득 수준이 y 인 개인에게 이질감을 크게 느낄수록 반감의 크기는 커지는 동시에 자신이 속한 집단에 대해 보다 강하게 동질감을 느낄수록 역시 반감의 정도는 커진다고 하였다. 이 상황에서 한 국가 내의 소득 분포가 얼마나 양극화되어 있는가의 정도는 그 국가 내의 모든 구성원들이 느끼는 반감의 합으로 표시된다.

$$P(F) = \int \int T(I(x|F), A(x, y)) dF(x) dF(y) \quad \text{---(1)}$$

여기서 남은 기술적 문제는 어떻게 $T(\cdot), I(\cdot)$ 및 $A(\cdot)$ 함수를 설정할 것인가이다. Esteban and Ray(1994)는 서로 다른 소득 분포간 양극화 지수 값들을 비교할 수 있기 위해서는 몇 가지 직관적인 공리들(axioms)이 만족되어야 하며 이 공리들에 따라 위의 함수들은 일정한 구체적인 형태를 가지게 됨을 보였다.⁷⁾ 그러나 Esteban and Ray(1994)의 방법을 실제로 적용하기 위해서는 모집단이 이미 N 개의 소득집단으로 이미 구분되어 있어야 하고, 집단 i 에 속한 소득 수준이 x 인 개인이 느끼는 동질성 함수 $I(x, F)$ 는 그 집단이 모집단에서 차지하는 비율(π_i)로 표시될 수 있어야 한다는 두 가지 면에서 어느 정도 제약적이라고 할 수 있다.

이러한 제약을 완화시키기 위한 한 가지 방편으로서 Esteban and

7) 이 공리들에 대해서는 Esteban and Ray(1994), pp.832 ~ 833을 참고하기 바란다.

Ray(1994)는 다음과 같은 확대된 개념을 도입하였다. 우선 서로 다른 두 소득 수준, y' 와 y 는 임의의 양수 D 에 대해 $|y'-y| < D$ 일 때 서로 동질성을 느낀다고 하자. 여기서 구간 $[0, D]$ 에서 정의되는 가중치함수 $w(D)$ 를 생각해 보자. $w(\cdot) < 0$ 이며 $w(D) = 0$ 이라고 하자. 여기서 주어진 소득 분포 F 하에서 동질성함수를 다음과 같이 정의해 볼 수 있다.

$$K(x, F) = \int_{y: |y-x| < D} w(|y-x|) dF(y) \quad (2)$$

결국 합당한 기준들 중의 하나는 동질감을 느끼는 사람들 사이에서 느껴지는 동질감의 정도(가중치)를 합하는 것이다.

이러한 맥락에서 두 소득 수준 x 와 y 사이의 이질성의 정도는 다음과 같이 표시될 것이다.

$$A(x, y) = \max |x-y| - D, 0 \quad (3)$$

여기서 만약 특정 개인이 다른 소득집단에 대해 느끼는 반감의 정도가 동질성함수와 이질성함수의 곱으로 표시될 수 있다면 보다 합리적인 양극화 지수는 다음과 같은 방식으로 정의될 것이다.

$$P(\alpha, F) = \int \int [\int_{y: |y-x| < D} w(|y-x|) dF(y)]^\alpha \max |x-z| - D, 0 dF(x) dF(z) \quad (4)$$

여기서 α 는 동질성함수의 중요성을 나타내는 양의 상수이다.

만약 동질성함수가 양극화 지수에서 전혀 중요하지 않다면 등식 (4)에서 $D=0$ 및 $\alpha=0$ 이 될 것이며 결국 등식 (4)는 소득불평등도를 나타내는 지니계수가 될 것이다. Esteban and Ray(1994)가 강조하였듯이 양극화 지수를 전통적인 지니계수와 구별되게 하는 요인은 바로 동질성함수이다. 직관적으로 볼 때 두 집단간 갈등이 유발될 가능성은 두 집단이 얼마나 이질적인가(즉 두 집단간 소득격차)에 따라 달라지기도 하지만 동질성을 느끼는 집단의 세력이 얼마나 큰가에 따라서도 달라질 것이다.

등식 (4)를 좀더 음미해 보자. 만약 모든 소득변수의 값들이 구간

[0, D] 사이에 들어간다면 양극화 지수의 값은 0이 될 것이다. 만약 D 값이 충분히 작기만 하다면 비록 모든 개인들의 소득 수준이 완전히 같지는 않다고 하더라도 전체 집단의 모든 구성원들은 서로 동질감을 느끼기 때문이다. 그러나 등식 (4)는 별로 실용적이지 못하다. 문제는 가중치함수의 형태와 D값을 어떻게 결정할 것인가라는 문제가 큰 난제로 남아 있기 때문이다. 다음에서는 비록 이상에서 제기된 기술적인 문제들을 모두 해결한 방식은 아니지만 앞서 언급한 양극화 개념과 일치하는(즉 Esteban and Ray(1994)의 공리들을 만족하는) 그리고 계산이 다소 용이한 지수를 소개한다. Duclos, Esteban and Ray(2004)에 근거한 다음의 통계적 방법론은 현재로서는 가장 일반화된 그리고 발전된 형태의 방법론이라고 볼 수 있다. 그의 원 논문은 비록 엄밀하지만 다소 지루하게 작성되어 있어서 이를 압축요약하면서 가능한 직관적으로 소개하겠다.

나. 다극화 지수(polarization index)

확률변수인 소득 y 는 유한 폐구간 $[a, b]$ 에서 밀도함수 f 로 표시된다고 하자. 또한 y 는 평균(μ)이 1이 되도록 정규화(normalize)되었다고 하자. 이 밀도함수 f 는 다음과 같은 N개의 극점(spike)들로 구성된 집합(ρ)으로 표시해 볼 수 있다.

$$\rho = (y_0, y_1, \dots, y_n; \pi_1, \dots, \pi_n; \mu_1, \dots, \mu_n), \quad a = y_0 < \dots < y_n = b$$

여기서 $\pi_i = \text{Prob}(y_{i-1} < y < y_i) = \int_{y_{i-1}}^{y_i} f(y) dy$, $i = 1, \dots, n$ 으로 확률변수의 값이 y_{i-1} 과 y_i 구간 사이에 놓일 확률을 의미하며,

$\mu_i = E(y \mid y_{i-1} < y < y_i) = \frac{1}{\pi_i} \int_{y_{i-1}}^{y_i} y f(y) dy$ 로서 각 구간 내에서의 조건부 평균값을 의미한다.

여기서 Esteban and Ray(1994)가 개발한 다극화 지수(향후 이를 단순 ER 지수라고 부름)는 다음과 같이 정의된다.

$$ER(\alpha, \rho) = \sum_i \sum_j \pi_i^{1+\alpha} \pi_j \mid \mu_i - \mu_j \mid \quad \text{--- (5)}$$

이 단순 ER 지수는 동질성함수(identification function, π_i^0) 와 이질성함수(alienation function, $|\mu_i - \mu_j|$)라는 두 행태함수(behavioral function)에 의존한다. 여기서 동질성함수는 특정 개인이 속한 소득집단에 있는 개인들의 수의 증가함수이다. 어떠한 개인에 대해서도 그 개인과 같은 집단에 속한 개인들의 수가 많을수록 그 특정 개인이 느끼는 동질감은 커진다. 한편 이질성함수란 집단간 소득격차가 유발하는 반감(antagonism)을 나타낸다. 특정 개인은 자신이 속한 그룹과 다른 그룹과의 소득격차가 클수록 이질감 혹은 반감을 더 크게 느끼게 된다. 여기서 다극화 지수는 이러한 동질성과 이질성 모두의 증가함수로 볼 수 있는데 결국 단순 ER 지수는 양자를 곱한 후 모든 그룹에 대해 가중평균함으로써 정의된다.⁸⁾ 직관적으로 설명하면 소득집단간 괴리가 커질 때 집단간 갈등은 커지는데 그 정도는 집단 내 구성원들의 동질성이 강화될수록 응집력에 의해 더욱 증폭된다는 것이다.

한편 α 란 다극화 지수의 민감도(polarization sensitivity)를 나타내는 모수로서 다극화 지수를 불평등 지수와 구별하게 하는 모수 값이다. 값이 크면 클수록 ER 지수는 표준적인 지니계수와 멀어지게 된다. 사실 α 값이 0일 때 단순 ER 지수는 지니계수와 같아진다. 즉 지니계수는 ER 지수의 특별한 경우로 취급될 수 있다. 그러나 α 값은 모든 값을 자유롭게 가질 수 없다. Esteban and Ray(1994)는 다극화 지수에 관한 일정한 공리들을 만족시키기 위해서는 $0 \leq \alpha \leq 1.6$ 을 만족해야 한다는 것을 보였다.

그러나 이러한 단순 ER 지수는 원래의 소득 분포를 몇 개의 극점으로 표시하는 과정에서 다극화를 과대포장하게 되는 문제점을 안고 있다. 즉 연속밀도함수를 N개의 극점들로 표시함으로써 발생하는 오차를 생각해 볼 수 있다. 이 오차($\epsilon(f, p)$)는 원래의 밀도함수의 형태와 극점들을 어떻게 표시하는가에 따라 달라질 것이다. 이에 Esteban, Gradin and Ray (1999) 및 Duclos, Esteban and Ray(2004)는 이러한 단순한 ER 지수에

8) 다극화 지수가 집단 내 동질성의 증가함수라는 점은 곧 집단 내의 소득이전은 바로 다극화 지수의 값을 증가시킴을 의미한다. 결국 다극화 지수와 관련하여 피구-달톤의 공리는 집단간에는 성립하지 않지만 집단 내에서는 지켜진다.

근사에 의한 다극화의 과장된 부분을 조정하기 위해 다음과 같은 개선된 다극화 지수를 만들었다(향후 이를 개선된 다극화 지수라 함).

$$F(f; \alpha, \beta) = ER(\alpha, \rho) - \beta \varepsilon(f, \rho) \quad (6)$$

여기서 β 란 단순 ER 지수를 계산하는 과정에서 발생하는 ‘근사오차’에 두게 되는 가중치를 나타내는 모수 값이다.

그렇다면 소득 분포를 어떻게 N개의 극점(spike)들로 나타낼 수 있는가? 여기에는 두 가지 이슈가 등장한다. 하나는 극점들의 수가 몇 개여야 하는가와 다른 하나는 그 극점들의 위치(location)이다. 현재까지 진행된 연구를 바탕으로 논의하면 그 극점들의 수는 외생적으로 결정한다. 예를 들어 빈민층, 중산층, 그리고 부유층의 세 층으로 구분할 수도 있고 빈민층과 부유층의 양분법을 쓰기도 한다. 이는 연구자의 자의적인 판단에 맡기게 된다. 그러나 각 극점들의 위치들은 일정한 기준에 의해 내생적으로 결정되어야 할 것이다. 이에 대해서도 모든 연구자들이 동의하는 기준은 아직 개발되어 있지 않으나 일단 그룹 내의 동질성이 어느 정도 유지되어야 한다는 점, 즉 그룹 내의 산포도는 전체 산포도와 비교하여 상대적으로 작아야 한다는 점에 대해서는 이견이 없다.

위의 연구들이 제시한 한 가지 기준은 전술한 근사에 의한 오차를 다음과 같이 정의하고 이를 최소화하는 ρ 를 선택하는 것이다.

$$\varepsilon(f, \rho) = 0.5 \sum_I \int_{y_{i-1}}^{y_i} \int_{y_{i-1}}^{y_i} |x-z| f(x)f(z) dx dz \quad (7)$$

이는 그룹 내에서의 두 소득 값의 차이를 평균 낸 것과 같다. 기하학적으로 보면 N개의 극점으로 이루어진 ρ 는 원래의 로렌즈 곡선을 N개의 선분으로 이루어진 선형 로렌즈 곡선으로 변형시킨 것에 해당한다. 이 경우 식 (7)에서 오차를 최소화한다는 것은 원래의 로렌즈 곡선과 선분으로 이루어진 로렌즈 곡선 사이의 면적을 최소화한다는 것과 같다. 따라서 최적점 ρ^* 에서는

$$\varepsilon(f, \rho^*) = G(f) - G(\rho^*) \quad (8)$$

가 성립하며 여기서 $G(\cdot)$ 는 괄호 안의 분포에 해당하는 지니계수를 의미한다. 식 (8)을 식 (6)에 대입하면 구하고자 하는 다극화 지수의 값이 다음과 같이 도출된다.

$$P^*(f; \alpha, \beta) = ER(\alpha, \rho^*) - \beta \varepsilon(f, \rho^*) \quad \text{--- (9)}$$

그렇다면 최적의 ρ^* 는 어떻게 구할 것인가? Esteban, Gradin and Ray (1999), Duclos, Esteban and Ray(2004) 등은 오차를 최소화하는 ρ^* 가 다음의 조건을 만족함을 보였다.

$$y_i^* \int_{y_{i-1}^*}^{y_{i+1}^*} f(x) dx = \int_{y_{i-1}^*}^{y_{i+1}^*} x f(x) dx, \text{ for } i=1, 2, \dots, n-1 \quad \text{--- (10)}$$

이를 재정리하면 다음과 같은 직관적인 식이 도출된다.

$$y_i^* = \lambda \mu_{i+1}^* + (1-\lambda) \mu_i^*, \quad \lambda = \frac{\pi_i^*}{\pi_i^* + \pi_{i+1}^*} \quad \text{--- (11)}$$

이는 극점들의 위치를 선택함에 있어서 인접한 두 구간을 분할하는 소득 수준은 두 구간의 조건부 평균값들의 가중평균이어야 하며 이때 앞서 정의한 오차가 최소화됨을 의미한다.

다. 양극화 지수(bi-polarization index)

많은 연구자들의 특별한 관심들 중의 하나는 한 사회가 얼마나 양극화되어 있는가이다. 특히 분석하고자 하는 특성 변수가 지지 정당, 노조 및 비노조, 종교 등 쉽게 양분될 수 있는 성격의 것이라면 더욱 그러하다. 소득의 경우도 중산층의 몰락 현상이 가속화되면서 빈민층, 중산층, 부유층의 삼분법보다는 빈자와 부자라는 이분법의 상대적 설득력이 더 커져 왔다. 한 사회가 얼마나 양극화되었는가를 분석하기 위해서는 앞선 논의에서 극점을 둘로 정하고 논의를 전개하면 된다. 이 경우 식 (11)에 해당하는 소득 분할점은 하나만 존재할 것이며 이를 y_i 이 분할점에서의 분포함수(distribution function)의 값을 π 라고 하면 다음과 같은 식이 성립한다.

$$\pi = \int_a^y f(x) dx \quad \text{--- (12)}$$

한편 π 에서 평가한 로렌즈 곡선의 세로축 길이를 $L(\pi)$ 라고 하면 $\mu_1 = L(\pi)/\pi$ 그리고 $\mu_2 = 1 - L(\pi)/(1 - \pi)$ 의 식들이 성립함을 쉽게 알 수 있다. 이를 이용하며 식 (5)을 다시 쓰면

$$\begin{aligned} ER(\alpha, \rho) &= (\mu_2 - \mu_1) \pi^{1+\alpha} (1-\pi) + (1-\pi)^{1+\alpha} \pi \quad \text{--- (13)} \\ &= \pi^\alpha + (1-\pi)^\alpha \pi - L(\pi) \end{aligned}$$

이 성립하며 연속변수의 분포를 극값으로 표시함으로써 발생하는 오차는 다음과 같이 표시됨을 알 수 있다.

$$\varepsilon(f, \rho) = G - \pi - L(\pi) \quad \text{--- (14)}$$

따라서 식 (6)은

$$F(f, \alpha, \beta, y) = \pi^\alpha + (1-\pi)^\alpha \pi - L(\pi) - \beta [G - \pi - L(\pi)] \quad \text{--- (15)}$$

가 됨을 알 수 있다.

등식 (15)에서 양극화 지수는 y 값(즉 π 값)에 의존함을 알 수 있다. 여기서 근사에 의한 오차를 최소화하기 위해서는 로렌즈 곡선과 45도 선 사이의 거리를 최대화하는 y 값을 찾아야 할 것이다. 즉 $\{\pi - L(\pi)\}$ 를 최대로 하는 π 값을 찾아야 할 것이다. 만약 로렌즈 곡선이 강볼록(strictly convex)함수라면 유일한 해가 존재하며 이는 $y = \mu$ 가 될 것이다. 즉 근사에 의한 오차를 가장 최소화시키는 최적의 소득 분할점은 전체 소득의 평균값으로 나타난다. 한편 평균편차(mean deviation, D)가 다음과 같이 표시되며,

$$D = (1/2\mu) \int |\mu - y| f(y) dy = \pi_\mu - L(\pi_\mu), \quad \pi_\mu = F(\mu) \quad \text{--- (16)}$$

$\mu = 1$ 이므로 오차를 최소화한 상태에서 식 (15)는 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$F(f, \alpha, \beta) = \pi_{\mu}^{\alpha} + (1 - \pi_{\mu})^{\alpha} D - \beta(G - D) \quad (17)$$

본장에서는 $\beta=1$ 로 고정시켜 놓고 α 값을 변화시키면서 양극화 지수 값을 추정하고 이를 소득불평등 지수와 비교하겠다.

한편 등식 (15)는 Wolfson(1994)의 지수와 밀접한 관계를 갖는다. 이를 검토하기 위해 y 값으로서 중앙값(median)을 선택한다고 하자. 즉 $y=m$. 이 경우 $\pi=0.5$ 가 되며 등식 (15)는

$$F(f, \alpha, \beta, m) = (2^{1-\alpha} + \beta)0.5 - L(0.5) - \beta G \quad (18)$$

여기서 $\alpha=\beta=1$ 로 제약을 부과하면

$$F(f, 1, 1, m) = 20.5 - L(0.5) - G = 0.5mP^W(f) \quad (19)$$

가 성립하는데 여기서 $P^W(f)$ 는 양극화에 대한 Wolfson의 지수를 나타낸다.⁹⁾ 이처럼 개선된 ER 지수는 Wolfson 지수를 하나의 특별한 경우로 포함한다.¹⁰⁾

9) 한편 Wolfson(1994)의 양극화 지수의 정의 및 도출과정을 간략히 소개하면 다음과 같다. 우선 기계적으로 도출과정을 설명하면 (i) 소득변수의 누적분포함수(cumulative distribution function)의 축을 전치시켜 횡축이 모집단의 누적 비율(population percentile)이 되게 하고 종축이 소득이 되게 하며, (ii) 소득변수는 (평균이 아닌) 중앙값을 정규화하며(normalize), (iii) 횡축의 0.5가 되는 점을 표시한 후, (iv) 횡축을 곡선과 0.5를 표시한 점이 만날 때까지 상향으로 이동시킨다. (v) 다음으로는 0.5로 분할된 곡선의 왼쪽 부분을 횡축을 중심으로 대칭이동시킴으로써 함수 값이 모두 양이되도록 한다. 이 0.5에서 꺾인 모양의 함수는 바로 중앙값으로부터 소득 분포가 얼마나 퍼져 있는가를 나타낸다. (vi) 다음으로는 0.5를 출발점으로 하여 좌우 방향으로 곡선을 따라 적분하면 Foster and Wolfson(1992)이 말하는 양극화 곡선(polarization curve)이 생긴다. 이 양극화 곡선과 횡축 사이의 거리를 0부터 1까지 적분하면 바로 Wolfson의 양극화 지수 값이 된다. (vii) Wolfson(1994)은 소득 불평등 지수와 양극화 지수의 쌍대성(duality)을 보이는 과정에서 이 양극화 지수의 값이 전통적인 로렌즈 곡선을 이용하여 $(0.5 - L(0.5)) - 0.5G \times (\mu/m)$ 로 표시됨을 증명하였고 이는 0부터 0.25 사이의 값만을 가질 수 있음을 보였다. 따라서 지니계수와 같은 스케일의 지수를 만들기 위해서는 임의적으로 4를 곱하여 최종적인 양극화 지수 $P^W(f)$ 로 사용하였다. 한편 평균이 1이 되도록 정규화한다면 등식 (19)의 우변은 $0.5 \times m \times 4 \times (0.5 - L(0.5)) - 0.5G/m$ 이 되고 이를 정리하면 바로 좌변의 ER의 개선된 양극화 지수가 된다.

2. 실증분석 결과

가. 데이터

본 장에서는 한국노동연구원이 1998년 이래로 구축해 온 KLIPS 데이터를 사용하여 분석한다. 기존의 대부분의 연구들은 양극화 문제를 다룸에 있어서 가구소득을 사용해 왔다. 따라서 외국과의 비교분석을 위해서도 모집단에 대해 대표성이 있는 표본에 대해 가구소득을 보고해 온 데이터 베이스가 필요하며 양극화의 추이를 관찰하기 위해서는 가능한 오랜 기간 동안 자료가 축적된 데이터 베이스가 필요하다. KLIPS의 표본 추출 단위는 가구이며 1998년 이래 약 5,000가구를 현재까지 추적관찰해 오고 있으며 가구소득을 항목별로 상세하게 보고하고 있다.

가구 총소득은 총근로소득, 금융소득, 부동산소득, 사회보험, 이전소득 및 기타 소득의 합으로 정의된다. 이 모든 소득변수들은 전(former) 연도에 해당하므로 1998~2004년도까지의 7개 연도 조사를 통해 추출된 소득 변수들의 값은 1997~2003년도에 해당한다. 한편 각 변수들의 측정 단위는 조사 연도마다 다소 차이를 보이고 있다. 1997년도 변수들 중 총근로소득, 이전소득, 및 기타 소득은 월평균으로 보고되어 있어 12를 곱함으로써 연간 측정치로 환산하였다. 마찬가지로 1998년도와 1999년도에 해당하는 총근로소득도 월평균으로 보고되어 있어서 역시 같은 방법으로 연단위의 변수로 전환하였다. 그 밖에 모든 변수들은 연단위로 보고되어 있다.¹¹⁾

10) 각주 9)에서 설명한 바와 같이 Wolfson(1994, 1997)은 동질성-이질성 접근법과는 달리 로렌즈 곡선에 기초한 전통적인 소득불평등 이론의 틀 속에서 양극화의 개념과 지수를 개발하였다. 본 장에서는 앞서 언급한 이유들로 인하여 Wolfson의 분포에 근거한 측정정보보다는 Esteban and Ray류의 행태함수에 근거한 접근법을 선호한다. 한편 등식 (19)에서 m 은 평균이 1로 표준화된 분포에서의 중앙값을 말하며 표준화되지 않은 분포에서는 m/μ 로서 조정해야 할 것이다.

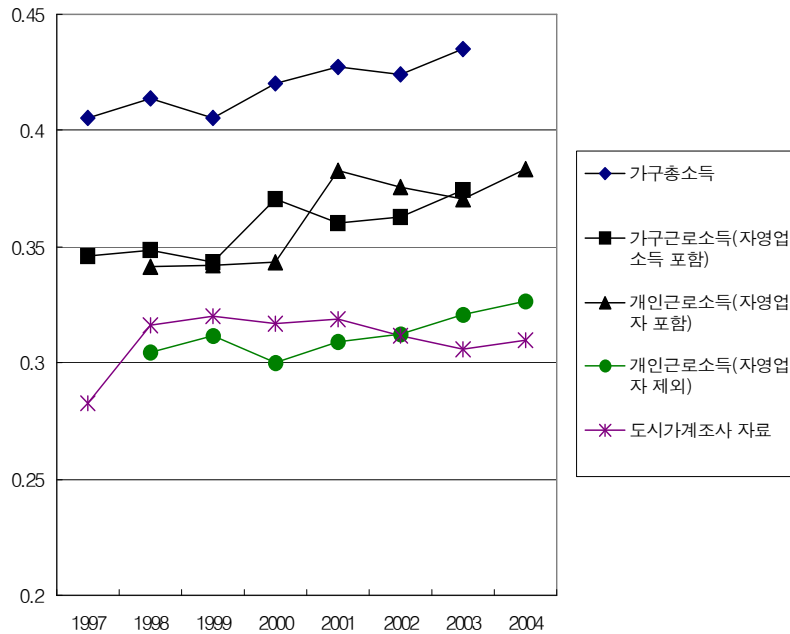
11) 박성준(2000)이 보고하고 있듯이 도시가계조사는 근로소득의 문제를 다루기에는 적합하나 가구 총소득 변수를 분석하기에는 여러 가지 자료상의 문제점들을 보이고 있다.

비록 분석의 초점은 총가구소득 분포의 양극화 추이에 있지만 본 장에서는 근로소득의 양극화 추이를 아울러 분석한다. 이를 통하여 총가구소득 분포의 양극화가 주로 근로소득 분포의 양극화에 기인하는지를 평가하고자 한다. 이를 위해서는 우선 위에 언급한 총근로소득을 이용한다. 여기에는 자영업소득이 포함되어 있다. 근로소득에서 자영업소득을 제외시키고 보다 순수한 의미에서의 근로소득 변수를 사용하기 위해서는 적어도 KLIPS 데이터상에서는 가구 단위로는 불가능하며 개인 단위의 데이터를 사용하여야 한다. KLIPS는 1998~2004년도 매 조사 시점에서 개개인이 가지고 있었던 주된 일자리로부터의 월평균 근로소득을 보고하고 있으며 개개인이 임금근로자인지 아니면 비임금근로자인지에 대한 정보도 아울러 보고하고 있다.

본 장에서 사용되는 소득변수의 특성 및 질(quality)을 알아보기 위한 하나의 방편으로 우선 지니계수를 계산하여 국내의 다른 연구들에서 보고하고 있는 지니계수들과 비교해 보겠다. 우선 본 장에서는 총가구소득, 가구근로소득(자영업소득 포함), 개인근로소득(자영업자 포함), 및 개인근로소득(자영업자 제외) 네 변수들에 대해 지니계수를 계산하여 이를 [그림 3-2]에 보고하고 있다. 우선 어느 변수를 사용하든 지니계수의 값은 표본 기간 동안 대체로 상승하는 추세이다. 그러나 어느 소득변수를 사용하는가에 따라 지니계수의 값은 상당히 달라진다. 총가구소득을 사용할 경우 1997~2003년 기간 지니계수는 최소 0.4053에서 최대 0.4352값까지 나타나고 있다. 그러나 동기간 가구근로소득(자영업소득 포함)을 사용할 경우는 0.3434~0.3742로 현저하게 낮아진다. 한편 개인근로소득(자영업자 포함)을 사용할 경우 1998~2004년 기간 지니계수는 0.3416~0.3834로 나타나 근로소득을 가구단위로 사용한 경우와 매우 유사함을 보이고 있다. 그러나 개인근로소득을 임금근로자에 한정할 경우 지니계수의 범위는 0.3004~0.3269로 더욱 낮아짐을 알 수 있다.

한편 통계청은 도시가계조사 데이터에 근거하여 비농가 도시지역의 가구원 2인 이상의 근로가구를 대상으로 지니계수를 추정보고하고 있다. 따라서 자영업주, 무직자 및 1인가구는 분석에서 제외되고 있다. 또한 박성준(2000)도 보고하고 있듯이 이 도시가계조사의 가구소득에는 비근로소

[그림 3-2] 소득변수들 사이의 지니계수 비교



자료: 도시가계조사 자료를 제외한 모든 수치들은 KLIPS 데이터로부터 필자가 계산. 도시가계조사 자료로 계산한 지니계수는 통계청 사이트를 참고.

득이 지나치게 낮게 나타나고 있다. 이러한 데이터의 특성을 볼 때 [그림 3-2]에서 도시가계조사 데이터로 계산한 지니계수와 가장 비교할 만한 계열은 개인근로소득(자영업자 제외)에 근거한 지니계수 계열일 것이다. 첫째, 위로부터 두번째 및 세번째 계열에서 알 수 있듯이 자영업자를 분석에 포함할 경우 근로소득을 가구단위로 추출하나 개인단위로 추출하나 큰 차이를 보이고 있지 않다. 둘째, 도시가계조사의 소득변수처럼 KLIPS의 개인근로소득(자영업자 제외) 변수도 정의상 무직자를 제외시키고 있다. 다만 도시가계조사의 소득변수와는 달리 개인근로소득(자영업자 제외) 변수는 1인 가구를 분석에 포함시키고 있다. 도시가계조사 자료를 사용할 경우 지니계수의 값은 1998~2004년 기간 0.306~0.320으로 나타나 적어도 범위 면에서는 KLIPS의 개인근로소득(자영업자 제외) 변수를 사용하여 만들어낸 계열과 매우 유사함을 알 수 있다.

유경준김대일(2005)도 도시가계조사 표본의 대표성을 지적하면서 통계청의 가구소비실태조사 자료를 이용하여 자영업주, 무직자 및 1인가구를 모두 포괄하는 전가구를 대상으로 지니계수를 재추정한 결과 2000년에는 0.389로 나타나 적어도 도시가계조사 자료로 계산한 경우보다는 현저하게 크게 나타남을 보였다. 이처럼 지니계수의 크기는 사용하는 소득 변수에 따라 크게 달라진다. 이러한 현상은 외국의 경우도 마찬가지이다. 미국의 경우도 통계청(Bureau of Census)이 매년 실시하는 인구조사(Current Population Survey)에 근거하여 발표하는 지니계수는 1997년의 0.459 및 2003년의 0.464로 매우 높게 나타나지만 (예를 들어) Esteban, Gradin and Ray(1999)의 연구에 의하면 1997년의 경우 0.3903으로 상대적으로 낮게 나타난다. 양자 사이의 차이는 사용된 소득변수의 차이에 의해 발생한 것이며 통계청이 사용한 데이터가 모든 소득의 원천을 다 포괄한 가장 광범위하게 정의된 소득변수라고 할 수 있다.

나. 총가구소득 분포의 양극화 추이

<표 3-1>은 양극화 지수와 관련된 다양한 기초 통계량들을 보고하고 있다. 우선 전체 가구를 평균값을 중심으로 양분했을 때 평균 이하에 속한 가구들의 규모(π)는 1997년의 55%에서 1998년에는 62.9%로 크게 증가하였다가 1999년에는 61.2%로 다소 하락하였으나 그 후 다시 2년간 상승하여 2001년에는 63.5%에 이르렀고 2002 및 2003년에는 다시 62.5% 및 62%로 약간 낮아졌다. 따라서 전반적인 추세를 볼 때 그 비중은 최근의 금융위기 직후인 1998년에 급격히 상승했다가 그 이후에는 약한 정도의 등락을 반복하며 그 수준을 유지하고 있다. 일반적으로 평균소득 이하 인구비중의 증가가 소득의 양극화를 부추기는 방향으로 작용할 것인가에 대해서는 두 가지 사항을 고려해야 한다. 하나는 두 그룹 사이의 인구비중에 있어서의 차이가 커질수록 (따라서 한 그룹의 비중이 점점 작아질수록) 대결 구도는 점점 약해지게 된다는 점이며, 또 다른 하나는 규모가 증가된 그룹의 경우에도 추가적으로 유입된 구성원들이 그 그룹 내의 동질성을 강화시키는 역할을 하는가에 따라서도 결과는 달라진다는

점이다. 만약 저소득 그룹의 규모 확대가 동시에 그룹 내의 이질성(분산)을 더 크게 만든다면 그 자체로서는 오히려 갈등 구도를 해소하는 방향으로 작용할 것이다. 등식 (15)를 이용하여 표현하면, 이 경우 근사에 의한 오차항의 역할이 더 커져서 이를 조정하고 나면 양극화 지수의 값은 작아질 수도 있다. 그러나 새로 유입된 구성원들이 그룹 내 동질성을 강화시킨다면(이는 새로 유입된 구성원들의 소득이 기존 구성원들 소득의 평균과 유사할 경우임) 이는 오히려 양극화 지수의 값을 증가시키는 방향으로 작용할 것이다. 기술적으로 표현하면 근사에 의한 오차항의 역할을 줄이게 되기 때문이다.

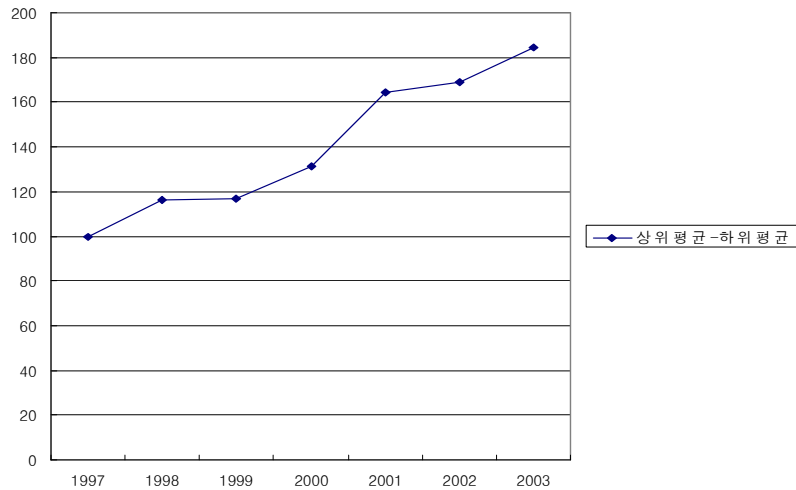
한편 로렌즈 곡선의 세로축의 길이는 1998년에 크게 상승했다가 그 후에는 2001년을 제외하고는 전반적으로 하락해 왔으나 1997년도와 비교하면 여전히 증가된 상태이다. 식 (16)에 의하면 이 값의 상승(하락)은 양극화 지수의 값을 하락(상승)시킴을 알 수 있다.

<표 3-1> 기초 통계량

	표본가구수	π	$L(\pi)$	μ	μ_L	μ_H
1997	4,677	0.5538	0.2989	1,791.24 (1,624.19)	879.79 (509.25)	2,922.36 (1,811.07)
1998	4,335	0.6291	0.3533	1,915.29 (1,906.63)	1,032.94 (520.26)	3,411.65 (2,404.84)
1999	4,131	0.6120	0.3311	2,001.95 (2,490.24)	1,076.66 (543.45)	3,461.18 (3,469.81)
2000	4,077	0.6188	0.3311	2,149.66 (2,041.26)	1,127.95 (602.83)	3,808.46 (2,429.29)
2001	4,189	0.6348	0.3391	2,610.14 (2,986.20)	1,383.26 (733.35)	4,742.34 (4,040.21)
2002	4,437	0.6245	0.3300	2,762.82 (2,731.97)	1,428.88 (768.81)	4,885.64 (3,381.55)
2003	4,622	0.6201	0.3150	2,931.69 (3,129.69)	1,480.05 (814.46)	5,253.55 (3,983.10)

자료: KLIPS, π 는 평균소득 이하의 근로자(저소득층)의 비중, $L(\pi)$ 는 π 에서 평가한 로렌즈 곡선의 세로축 길이, μ , μ_L , μ_H 는 각각 전체, 저소득층 및 고소득층의 평균소득을 나타냄. 괄호 안의 수치들은 표준편차를 나타냄.

[그림 3-3] 상위그룹과 하위그룹의 소득격차 추이



자료: KLIPS, 상위 및 하위란 각각 평균소득 이상 및 이하의 집단을 말함. 1997년에서의 두 집단 사이의 평균값 차이를 100으로 하고 이후의 두 집단간 차이를 백분율로 표시.

[그림 3-3]에서는 <표 3-1>의 마지막 두 열에 있는 수치들을 이용하여 고소득층과 저소득층의 소득격차를 도식화하고 있다. 1997년도의 소득격차를 100으로 하고 그 이후의 소득격차를 이에 대한 백분율로 표시하고 있다. 전구간에 걸쳐 상승해 왔으나 1997~98년, 2000~01년, 그리고 2002~03년 기간에 걸친 증가가 두드러져 보인다. 이러한 소득격차의 증가는 각 개인이 느끼는 이질성의 값을 증가시켜 전반적으로 양극화 지수의 값을 증가시키는 데에 기여할 것으로 판단된다.

각 그룹 내에서 구성원간 동질성의 정도를 대략적으로 파악하기 위해 각 그룹별 표준편차를 그룹별 평균으로 나누어 계산해 보았다. 그 결과 저소득층의 수치는 1997년도의 0.579에서 1998년도에는 0.504로 크게 하락하여 두 연도 사이에 이 효과에 의해서는 양극화 지수의 값이 크게 증가했을 것이라 판단된다. 그러나 그 이후에는 수준을 그대로 유지하여 왔다. 한편 고소득층의 경우에는 1997년의 0.620을 시작으로 하여 향후 6년간 0.705, 1.002, 0.639, 0.852, 0.692, 및 0.758로 등락을 거듭하였으나 전반적으로는 완만하게 상승하는 듯한 추세를 보이고 있다.

<표 3-2> 개선된 양극화 지수: 가구 총소득

	개선된 양극화 지수			지니계수
	$\alpha=1$	$\alpha=1.3$	$\alpha=1.6$	
1997	0.1045	0.057111	0.018706	0.4053
1998	0.1379	0.089051	0.049901	0.4137
1999	0.1561	0.105605	0.064999	0.4057
2000	0.1554	0.103972	0.062668	0.42
2001	0.164	0.111912	0.070219	0.4274
2002	0.1651	0.112719	0.070697	0.4239
2003	0.1750	0.1205	0.0768	0.4352

자료: KLIPS.

이처럼 기초 통계량으로 보면 요인에 따라 그리고 시점에 따라 양극화 지수의 값이 커질 수도 작아질 수도 있어서 전반적으로 양극화 지수의 값이 어떻게 변해 갈지에 대해서는 실제 지수를 이용하여 분석해야 할 것이다.

<표 3-2>에서는 1997~2003년 기간 동안 각 연도에 대해 가구소득의 분포를 개선된 양극화 지수와 지니계수로 표시하고 있다. 우선 전반적으로 볼 때 지니계수의 값과 더불어 양극화 지수의 값은 1997~2003년 기간 증가해 왔다. 그러나 지니계수의 값이 1997년 대비 2003년도에 7.4% 증가하여 다소 미약한 증가를 보인 것과 대조적으로 양극화 지수의 값은 기하급수적으로 증가해 왔다. 동기간 동안 양극화 지수의 값은 $\alpha=1$, $\alpha=1.3$ 및 $\alpha=1.6$ 에 대해 1997년도 대비 2003년도에는 각각 67%, 111%, 및 310% 증가하여 소득 분포가 심하게 양극화되었음을 느끼게 한다.

여기서 양극화 지수에 대한 몇 가지 주의할 점을 지적해 보자. 첫째, 비록 국내 및 외국의 많은 연구들의 우선적 관심이 소득 분포의 양극화에 있음으로 인하여 본 장에서도 양극화를 주된 관심으로 다루고 있지만 한 국가의 소득 분포가 반드시 두 개의 극점을 가진 분포로 대표되는 것은 아니며 극점의 수가 한 개 혹은 세 개 이상일 수도 있다. 그러나 현재까지 개발된 방법론으로는 최적의(optimal) 극점의 수를 선택하게 하는 기준은 없다. 둘째, 그렇다면 특정 소득 분포의 극점의 수가 한 개인 경우 어떻게

양극화를 논할 수 있을 것인가? 이 경우 비록 소득 분포 자체는 극점의 수가 두 개인 분포로 대표될 수 없지만 그 소득 분포가 등식 (17)에서 제시된 기준에 따라 얼마나 양극화의 모습에 근접해 가는가에 대한 논의는 여전히 유효하다. 예를 들어 특정 국가의 소득 분포가 두 시점에서 모두 로그 정규분포를 갖는다고 하더라도 두 시점 사이에 평균 이하 및 평균 이상의 소득집단간 격차는 다를 수 있으며 각 집단 내의 조건부 평균값을 중심으로 하는 분산도 차이가 날 수 있다. 차이가 날 경우 두 시점 사이에 소득 분포가 등식 (17)이 제시하는 기준에 따라 ‘양극화’되었는가를 논할 수 있다. 물론 전술한 바와 같이 이 경우에는 삼극화 혹은 사극화의 논의가 더 적절할 수 있지만 아직 극점의 수의 선택에 대한 과학적 논의는 없으며 따라서 대부분의 연구들에서 양극화에 주된 관심을 가지고 있는 실정이다. 셋째, 우리나라의 소득 분포는 몇 개의 극점의 수를 가진 분포로 대표될 수 있는가? 재차 언급하면 이에 대한 통계적 검증은 현재로서는 개발되어 있지 않다.¹²⁾ 이에 이 장의 <부록>에서는 기술적인 차원에서 총가구소득의 분포를 연도별로 그려 보았다. 각 분포에서 짙게 칠한 부분은 영(정규화된 분포의 평균)이 포함되어 있는 셀을 나타낸다. 유관으로 판단해 볼 때 1999, 2002, 및 2003년도에 있어서는 소득 분포가 두 개의 극점을 가지고 있을 가능성을 시사하고 있다. 또한 1997년도와 1998년도 사이에는 극점의 수가 단 하나로 변화가 없어 보이나 평균 이하 소득집단의 집단 내 동질성은 1997년도에 비해 1998년도에는 크게 강화된 것으로 보이며¹³⁾ 이는 등식 (17)이 제시한 기준에 따르면 양극화를 크게 진전시킨 것으로 판단된다.

이제 각 지수들의 변화 추이를 그래프를 이용하여 음미해 보자. 개선된 양극화 지수와 지니계수는 서로 다른 지수를 나타내므로 양자의 의미 있는 비교를 위해서는 특정 연도(1997)에 양자를 모두 100으로 놓고 그 이

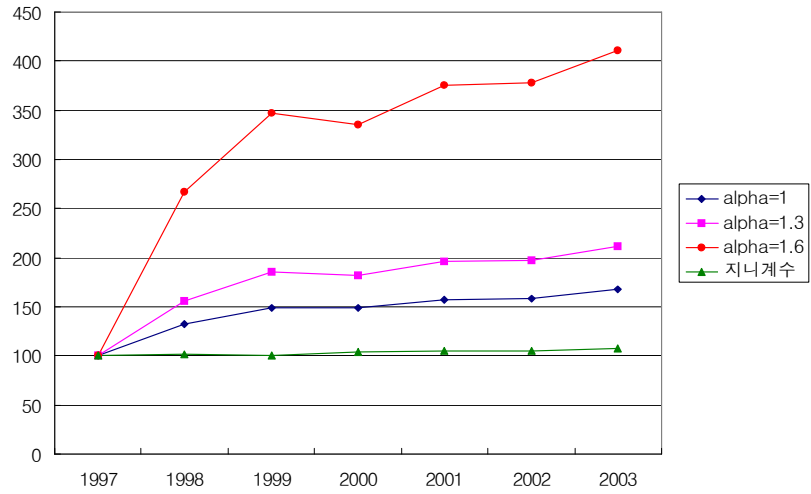
12) 예를 들어 가설검정을 통하여 특정 분포가 로그 정규분포를 따르는 것이 판명난다고 하더라도 그 자체로서 양극(bi-modal) 분포 혹은 삼극 분포를 기각하는 것은 아니다.

13) 1997년도에 비해 1998년도에는 평균이 포함되어 있는 집단의 차하위 집단 비중이 크게 감소하면서 평균 이하 집단의 소득 분포가 조건부 평균을 중심으로 보다 집락화되는(clustered) 현상을 나타내고 있다.

후의 수치들을 이에 맞추어 조정한 후 비교해야 할 것이다. 그 결과를 [그림 3-4]에서 보고하고 있다. 주요 패턴을 요약하면 다음과 같다. 첫째, 그림에서 볼 수 있듯이 모든 연도에서 α 값과 관계없이 양극화 지수의 값은 지니계수의 값보다 크게 나타났다. 즉 양극화의 진전 속도는 비교 연도(1997년) 대비 퍼센트 증가라는 면에서 소득불평등의 진전 속도보다 항상 빨랐다는 점이다. 둘째, 모든 α 값에 대해 양극화 지수의 값과 지니계수의 값 차이는 시간의 경과에 따라 전반적으로 확대되어 왔다. 셋째, α 값이 클수록 양극화 지수의 값은 지니계수의 값과 멀어진다. 요약하면 1997~2003년 기간 동안 전반적으로 지니계수로 표시된 소득불평등도는 미약하게 증가한 것과 비교하여 양극화는 심각하게 진전되었다. 한편 양극화 지수는 1999~2000년 기간에는 약간 감소하였으며 2001~02년에는 증가율이 둔화되었으나 그 밖의 전구간에서는 빠른 속도로 진행되었다.

<표 3-3>에서는 다양한 양극화 지수 값들과 지니계수 사이의 교차 상관관계수들을 보고하고 있다. 서로 다른 α 값에 해당하는 양극화 지수들 사이에는 강한 상관관계가 존재한다. 이들과 비교하여 달리 지니계수 값과 양극화 지수 값들 사이의 상관관계수는 0.73~0.77 정도에 그치고 있다.

[그림 3-4] 개선된 양극화 지수와 지니계수의 변화 비교



자료: KLIPS, 모든 지수들은 기준 연도인 1997년을 100으로 함.

<표 3-3> 교차 상관 계수

	$\alpha=1$	$\alpha=1.3$	$\alpha=1.6$	지니계수
$\alpha=1$	1	0.9993	0.9970	0.7666
$\alpha=1.3$	0.9993	1	0.9992	0.7476
$\alpha=1.6$	0.9970	0.9992	1	0.7284
지니계수	0.7666	0.7476	0.7284	1

자료: KLIPS.

여전히 상관관계가 크게 나타나고 있으나 양극화 지수가 지니계수와 다른 지수라는 것을 보여주고 있다. 예측한 대로 α 값이 작아질수록 지니계수와의 상관관계는 커지며 1.6의 방향으로 커질수록 상관관계는 상대적으로 약해지는 경향이 생긴다.

<표 3-4>에서는 단순 양극화 지수를 보고하고 있으며 [그림 3-5]에서는 이를 1997년도를 기준으로 하여 도식화하고 있다. 단순 ER 지수의 값을 기준으로 보더라도 전반적으로 지니계수보다 상승률이 더 높으나 개선된 양극화 지수의 상승률 보다는 현저하게 낮게 나타난다. 1997년 대비 2003년의 상승률은 $\alpha=1$, $\alpha=1.3$ 및 $\alpha=1.6$ 에 대해 각각 19.7%, 20.8% 및 22.3%로 나타나 앞서 기록한 개선된 양극화 지수의 상승률에 크게 못미친다. 이는 결국 단순 지수와 확대된 지수 사이의 차이를 나타내는 그룹 내의 이질성(within-group heterogeneity)이 양극화가 진행됨에 따라 더 작아져 왔다는 것을 의미한다. 이러한 단순 ER 지수와 개선된 ER 지수 사이의 괴리는 α 값이 클수록 더욱 현저하게 나타났다. 사실 개선된 양극화 지수와는 달리 단순 ER 지수의 경우 지수의 증감률은 α 값과 다소 무관한 것으로 나타났다.

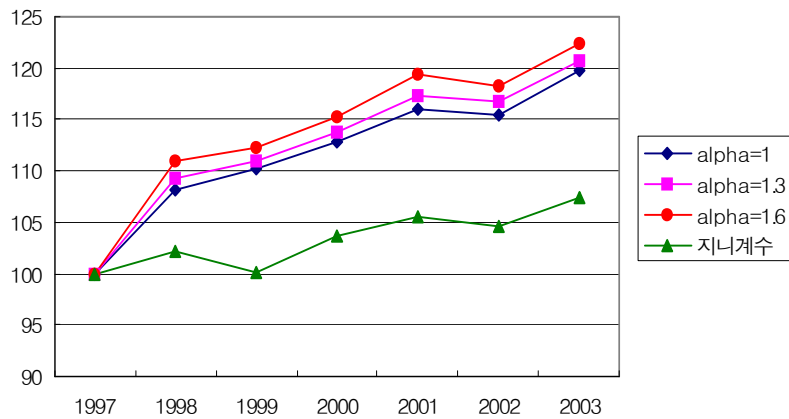
집단 내의 동질성 강화가 개선된 양극화 지수의 값 상승에 큰 기여를 했다는 앞선 결과를 보다 깊이 있게 분석해 보자. <표 3-5>의 제1열에서는 오차항으로 표현되는 그룹 내 이질성(혹은 소득격차, 혹은 소득불평등의 정도)을 보고하고 있으며 제2열에서는 이 이질성의 정도를 지니계수에 대한 비율로 표시하고 있다. 표에서 볼 수 있듯이 그룹 내 구성원들의 이질성은 절대적인 수준에서나 지니계수에 대한 상대적인 비율에 있어서

<표 3-4> 단순 양극화 지수: 가구 총소득

	단순 양극화 지수			지니계수
	$\alpha=1$	$\alpha=1.3$	$\alpha=1.6$	
1997	0.2549	0.2075	0.1691	0.4053
1998	0.2758	0.2269	0.1878	0.4137
1999	0.2809	0.2304	0.1898	0.4057
2000	0.2877	0.2363	0.1950	0.4200
2001	0.2957	0.2436	0.2019	0.4274
2002	0.2945	0.2421	0.2001	0.4239
2003	0.3051	0.2506	0.2069	0.4352

자료: KLIPS.

[그림 3-5] 단순 양극화 지수와 지니계수의 변화 추이 비교



자료: KLIPS, 모든 지수들은 기준 연도인 1997년을 100으로 함.

나 1999~2000년 사이를 제외하고는 전반적으로 감소해 왔다. 우선 이질성 지수의 수준과 개선된 양극화 지수 사이의 상관계수는 -0.92 이며 이질성 지수와 단순 ER 지수 사이의 상관계수는 -0.79 로서 역시 강한 음의 상관관계를 가진다. 달리 표현하면 1997~2003년까지 확대된 양극화 지수가 증가해 온 이유는 단순 ER 지수가 커져 왔기 때문이기도 하지만 근사에 의한 오차의 역할(즉 그룹 내 극점으로 표시함에 따라 발생하는 근사에 의한 오차)이 작아져 왔기 때문이기도 하다. 결국 표본기간 동안 그

그룹간 소득격차가 증가해 온 동시에 그룹 내 구성원들 사이의 소득격차는 줄어들어 왔으며 이러한 집단 내 동질성의 강화도 역시 개선된 양극화 지수의 값을 증가시키는 방향으로 작용해 왔다는 것을 알 수 있다. 바로 이 점이 미국 등 많은 선진국의 경우와 대비되는 점이다. 예를 들어 Esteban, Gradin and Ray(1999)에 의하면 미국의 경우 1974년 대비 1979년에는 그룹 내의 이질성은 다소 감소하였으나 그 이후 18년 동안 지속적으로 증가해 왔다. 즉 미국의 경우 소득의 양극화가 전반적으로 진행되어 옴과 동시에 그룹 내의 소득격차도 동시에 증가해 왔으며 이는 확대된 양극화 지수의 값을 낮추는 방향으로 작용해 왔다.

그렇다고 집단 내의 동질성 혹은 이질성이 전체적인 소득불평등도를 설명함에 있어서도 주도적인 역할을 하는 것은 아니다. <표 3-5>의 제2열을 검토해 보면 원 소득 분포에 대한 지니계수의 70%를 약간 밑도는 부분이 평균에 의해 분할된 양극화(단순 ER 지수)에 의해 설명되며 30%를 약간 상회하는 부분이 그룹 내 이질성(내지 분산)에 의해 설명된다는 것을 알 수 있다. 즉 전체적으로 볼 때 소득불평등의 상당부분이 그룹간 소득격차에 의해 설명됨을 알 수 있다.

전반적인 집단 내의 동질성 증가가 주로 어느 그룹에 기인하고 있는가를 판단하기 위해 <표 3-6>에서는 그룹별 지니계수를 구한 후 이를 전체 지니계수로 나누어 상대적인 비율로 표시하고 있다. 하위 소득집단 내의

<표 3-5> 그룹 내 이질성(intra-group dispersion)

	그룹 내 이질성(수준)	지니계수에 대한 비율
1997	0.1504	0.3710
1998	0.1379	0.3333
1999	0.1248	0.3076
2000	0.1323	0.3150
2001	0.1317	0.3081
2002	0.1294	0.3053
2003	0.1301	0.2989

자료: KLIPS, 그룹 내 이질성은 그룹 내의 모든 개인들의 소득을 하나의 극점으로 표시함에 따라 발생하는 오차로서 표시됨. 이에 대한 자세한 논의는 본문을 참조.

<표 3-6> 집단 내 소득불평등도

	하위 지니	상위 지니	전체 지니	하위/전체	상위/전체
1997	0.3309	0.2268	0.4053	0.8164	0.5596
1998	0.2896	0.2535	0.4137	0.7006	0.6128
1999	0.2901	0.2475	0.4057	0.7151	0.6101
2000	0.3077	0.2488	0.42	0.7326	0.5924
2001	0.3053	0.2633	0.4274	0.7143	0.6161
2002	0.3099	0.2505	0.4239	0.7311	0.5909
2003	0.3172	0.2619	0.4352	0.7289	0.6018

자료: KLIPS, 상위 및 하위란 각각 평균소득 이상 및 이하의 집단을 말함.

지니계수를 전체를 대상으로 하는 지니계수 값으로 나눈 비율(제5열)은 1997년의 81.6%에서 금융위기 후에는 71~73% 수준으로 낮아졌다. 즉 IMF 이후 하위집단 내의 소득격차는 오히려 줄어들었다. 반면 이에 상응한 상위 소득집단의 수치들을 보면(제6열) 1997년의 56%에서 IMF 직후 61%로 증가하였다가 그 이후에는 대체로 수준을 유지하고 있다. 따라서 전체적으로 볼 때 IMF 직전과 비교하여 그 이후에 집단 내의 소득격차가 줄어든 것은 주로 하위 소득집단 내에서의 소득격차가 줄어들어 온 결과라고 볼 수 있으며 상위 소득집단 내에서의 소득격차는 오히려 IMF 이전보다 증가하여 초기의 개선된 양극화 지수의 값을 낮추는 방향으로 작용하였다.

이상을 요약해 보자. 첫째, <표 3-2>와 [그림 3-4]에 의하면 개선된 양극화 지수는 IMF 직전인 1997년에 비해 직후인 1998년에 크게 상승하였고 그 후 1999년에도 증가하였다가 2000년에는 다소 감소하였다가 그 후 3년간 재차 지속적으로 증가해 왔다. 이 전반적인 상승 추이를 편의상 전반기(1997~99년)와 후반기(2000~03년)로 나누어 설명해 보자. 전술한 바와 같이 개선된 양극화 지수의 값은 단순 ER 지수와 그룹 내의 이질성(소득격차)의 정도를 나타내는 오차항의 차이로 표시된다. 나아가 단순 ER 지수는 각 그룹의 상대적 규모와 두 집단간 평균 소득 차이에 의해 결정된다. 등식 (5)를 면밀히 검토해 보면 단순 ER 지수의 값은 α 값과 관계없이 두 집단의 비중이 0.5로 같을 때 극대화된다.¹⁴⁾ 직관적으로도 두

집단간 규모 면에서 세력이 비슷할 때 갈등의 수준은 극대화된다. 우선 IMF 직후의 전반기를 볼 때 하위 소득집단의 비중은 크게 증가하여 두 집단간 비중의 차이는 더 커졌으며 이는 단순 ER 지수 나아가 개선된 양극화 지수의 값을 감소시키는 방향으로 작용하였다. 그러나 <표 3-1>을 보면 전반기에 두 집단간 소득격차는 증가하여 집단간 갈등의 수준을 높이는 방향으로 작용했다고 판단된다. 결국 전반기에 단순 양극화 지수의 값이 약간 높아진 것은 ‘비중의 효과’를 ‘소득격차의 효과’가 압도하여 나타난 결과라고 볼 수 있다. 그러나 [그림 3-4]에서 보았듯이 개선된 양극화 지수의 값은 전반기 특히 1997~98년 기간에 크게 상승하였다. 이는 <표 3-5>에서 볼 수 있듯이 주로 집단 내 소득격차의 감소에 기인한다. 또한 <표 3-6>에 나타나 있듯이 이 시기의 집단 내 동질성의 증가는 주로 하위 소득집단 내에서의 소득격차의 감소에 기인한다.

한편 [그림 3-4]에서 볼 수 있듯이 후반기에 확대된 양극화 지수의 값은 지속적으로 상승해 왔고 특히 2003~04년 기간의 증가가 두드러진다. 우선 <표 3-1>에 나타나 있듯이 두 집단의 상대적 비중의 변화는 거의 없었으며 <표 3-5>에서 볼 수 있듯이 동기간 집단 내 소득격차의 감소도 상당히 미약하게 나타나 확대된 양극화 지수의 증가에 큰 기여를 못한 것으로 판단된다. 결국 이 시기 지수 값을 끌어올리는 데에는 집단간 소득격차의 증가가 주요 역할을 한 것으로 판단된다.

다. 근로소득 분포의 양극화 추이

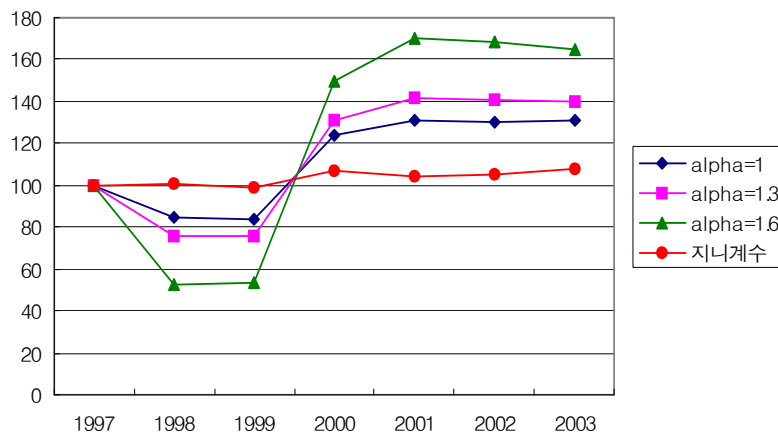
[그림 3-6]은 개선된 양극화 지수에 근거하여 가구 근로소득의 양극화 문제를 다루고 있다. 가구 총소득의 양극화 문제를 다룬 [그림 3-4]와 비교하면 차이점을 보이고 있다. 우선 총근로소득의 양극화 지수 값은 IMF 직전인 1997년도를 기준으로 했을 때 1998년도에는 크게 떨어졌으며 1999년도에는 그 수준을 유지하다가 2000년도에는 크게 증가하였다. 그

14) 단순 ER 지수는 $N=2$ 일 때 $\pi(1-\pi)\pi^\alpha + (1-\pi)^\alpha |\mu_2 - \mu_1|$ 로 표시될 수 있으며 이는 α 값과 관계없이 $\pi=0.5$ 일 때 극대값을 갖는다.

이후에는 유지 내지 약간 감소하는 추세를 보이고 있다. 우리는 [그림 3-4]에서 가구 총소득을 기준으로 보면 양극화 지수의 값이 IMF 직전인 1997년에 비해 직후인 1998년에 가장 크게 증가했음을 알 수 있었다. 그러나 [그림 3-6]에서 근로소득을 기준으로 보면 이 시기는 양극화가 가장 줄어들던 시기로 나타났다. 양극화 측면에서 이러한 근로소득과 비근로소득의 괴리 현상은 2001년 이후의 양극화 추이에서도 나타난다. 근로소득의 양극화는 줄어들고 있는 반면 가구 총소득의 양극화는 계속 심화되고 있다. 다만 1999년 대비 2000년도에 대해서만 근로소득의 양극화와 비근로소득의 양극화가 같은 방향으로 작용했을 뿐이다.

[그림 3-4]에서 가구 총소득의 양극화 지수는 1997년 대비 2003년에는 67~310%로 크게 증가했음을 알 수 있었다. 그러나 근로소득을 기준으로 보면 그 수치는 30~64%에 지나지 않는다. 이와는 대조적으로 지니계수의 값은 가구 총소득을 기준으로 할 경우 1997년 대비 2003년에 7% 증가한 데에 비해 가구 근로소득을 기준으로 할 경우 동기간 8% 증가하여 큰 차이를 보이지 않고 있다. 결국 전반적인 소득불평등의 증가에 있어서는 근로소득과 비근로소득이 모두 역할을 하였지만 우리나라에서의 총소득 양극화는 비근로소득의 양극화가 주도하고 있음을 알 수 있다.

[그림 3-6] 가구 근로소득의 양극화



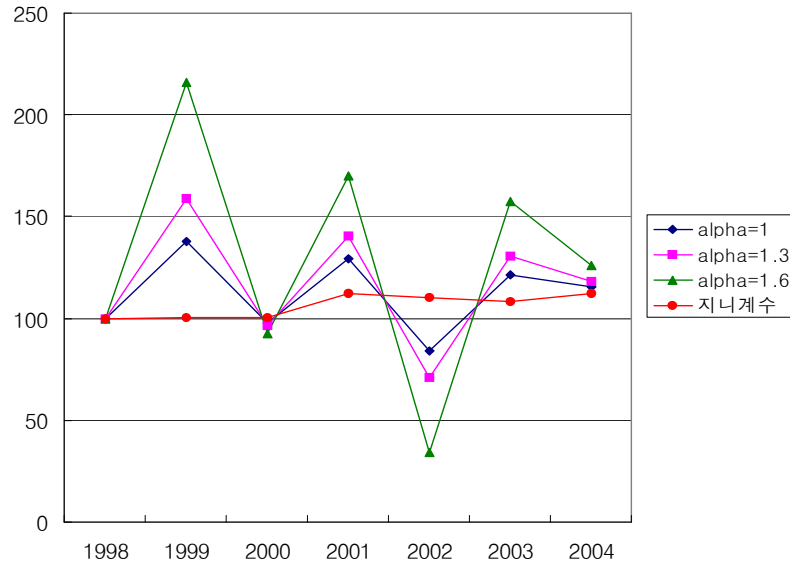
자료: KLIPS, 모든 지수들은 기준 연도인 1997년을 100으로 함.

한편 α 를 0(지니계수)으로부터 1.6까지 계속 증가시켜 옴에 따라 지수 값의 변동 폭은 점차 커짐을 확인할 수 있다. 즉 1998년과 1999년 양극화 지수의 값이 지니계수보다 낮을 때에는 α 값이 클수록 더욱 낮아지고 2000년부터 양극화 지수의 값이 지니계수를 앞지를 때에는 α 값이 클수록 더욱 커지는 경향이 있다. 앞서 이미 논하였듯이 α 값이 클수록 양극화 지수 값은 지니계수와는 멀어지고 있다.

[그림 3-7]과 [그림 3-8]에서는 개인 근로소득의 양극화 문제를 다루고 있다. KLIPS는 현재 주된 일자리에서의 월평균 임금(임금근로자) 및 월평균 근로소득(비임금근로자)을 조사하고 있다. 따라서 표본 기간은 1998~2004년이 되며 월 단위로 측정하였기 때문에 근로시간이 양극화됨으로써 발생하는 연간소득의 양극화 문제는 비교적 줄어들게 된다. [그림 3-7]에는 자영업자들의 월평균 근로소득이 포함되어 있는 반면 [그림 3-8]에는 이들이 제외되었다. 우선 가장 중요한 발견은 어느 그림을 보나 개인 차원의 임금 내지 근로소득의 양극화는 적어도 심화되고 있지 않다는 점이다. 오히려 두 경우 모두 양극화 문제는 다소 줄어들고 있는 실정이다. 이는 앞서 근로소득의 양극화를 가구 단위로 분석했을 때 내린 결론, 즉 가구 총소득의 빠른 양극화 진전은 근로소득의 양극화 때문이 아니며 비근로소득에 기인한다는 결론을 다시 한번 재확인하게 해준다.¹⁵⁾ 한 가지 흥미있는 사실은 가구 총소득을 이용하는 경우나 가구 근로소득을 이용하는 경우와 마찬가지로 개인 단위의 근로소득을 이용할 경우에도 지니계수는 유사한 패턴을 가지며 전반적으로 완만하게 증가해 왔음을 알 수 있

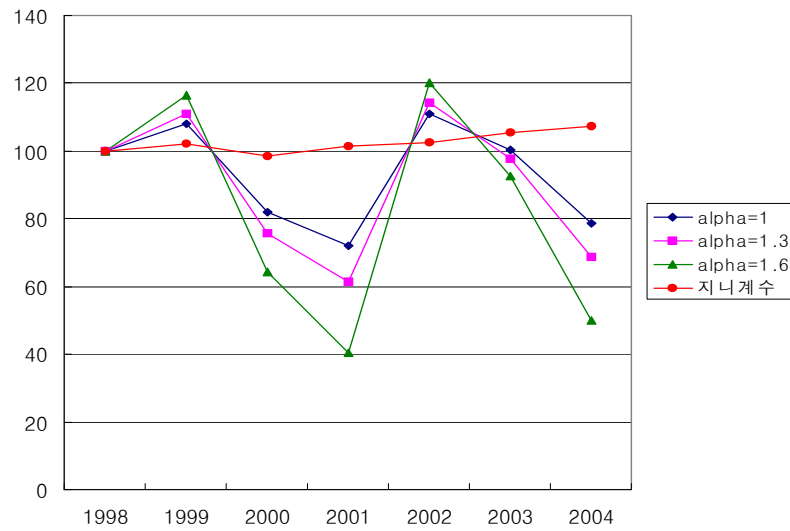
15) 근로소득을 개인별로 이용하는 경우와 비교하여 가구별로 이용하는 경우 양극화의 추이가 다소 다르게 나타나고 있지만 그 원인은 데이터의 제약상 밝혀 낼 수가 없다. 몇 가지 가능한 이유들을 열거하면 다음과 같다. 첫째, 가구단위로는 대부분의 연도에 있어서 연간소득을 보고하고 있는 반면 개인 차원에서는 월 단위로 보고하고 있다. 따라서 양극화 지수에 있어서의 두 변수의 차이는 연간 근로시간의 양극화 정도에 의해서도 영향을 받을 것이다. 둘째, 근로소득을 개인 단위로 분석할 때와 가구 단위로 분석할 경우 양극화 지수의 값은 다르게 나타날 수 있다. 개인 차원에서 근로소득이 상당히 양극화되었다고 하더라도 가구 차원에서 고소득자는 저소득자와 결합되는 경향이 있다면 이는 가구 단위에서의 양극화를 희석시키는 방향으로 작용할 것이다. 그러나 반대로 고소득자들의 가구 내 집중화 경향이 발생한다면 가구 단위에서의 양극화 지수가 더 크게 나타날 것이다.

[그림 3-7] 개인 월근로소득의 양극화: 자영업 포함



자료: KLIPS, 모든 지수들은 기준 연도인 1997년을 100으로 함.

[그림 3-8] 개인 월근로소득의 양극화: 자영업 제외



자료: KLIPS, 모든 지수들은 기준 연도인 1997년을 100으로 함.

다. 이것 또한 소득불평등 지수와 양극화 지수가 서로 다른 현상을 나타내는 지수들임을 확인시켜 주는 예라고 할 수 있다.¹⁶⁾

3. 소 결

한 사회가 가지고 있는 내재적 갈등의 정도는 전통적인 소득불평등이라기보다는 양극화 지수로 보다 잘 표현될 수 있다. 본 장에서는 Esteban-Ray류의 ‘집단내 동질성-집단간 이질성’ 접근법에 근거하여 양극화 개념을 소개하고 그들이 개발한 지수를 이용하여 외환위기 직전인 1997년도 이래 소득 분포의 양극화가 어떻게 진행되어 왔는가를 분석하였다.

이 양극화 개념을 우리나라에 적용하여 분석한 결과는 다음과 같다. 첫째, 총가구소득을 이용하여 분석할 경우, 지니계수로 표현되는 전통적인 소득불평등 지수와 비교하여 양극화 지수는 훨씬 빠른 속도로 증가해 왔다. 이는 소득을 기준으로 볼 때 우리 사회에 잠재해 있는 사회 갈등 수준이 지니계수로 표현되는 것보다 훨씬 심각한 속도로 증가해 왔음을 의미한다. 둘째, 최근의 외환위기 이후 총가구소득 분포의 양극화 지수의 값이 전반적으로 증가해 온 것은 일차적으로 저소득층과 고소득층 사이의 소득격차가 증가해 왔기 때문이지만 집단 내 (특히 저소득 집단 내) 소득격차가 줄어들었기 때문이기도 하다. 셋째, 총가구소득의 양극화는 근로소득이라기보다는 주로 비근로소득의 양극화에 의해 주도되었다.¹⁷⁾

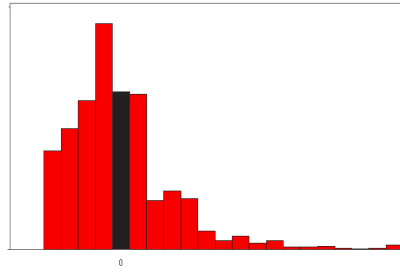
16) 소득 분포의 양극화는 소득의 상향 이동성의 감소라는 중요한 시사점을 갖는다. 우선 소득 분포의 양극화 문제가 대두된 데에는 중산층의 쇠퇴(declining middle class)라는 ‘사건’이 계기가 되었다. 지면 관계상 별도의 표나 그래프는 생략하겠지만 본 장에서 사용된 데이터를 이용하여 추가 분석을 수행한 결과 1997~2003년 기간 중산층의 비율은 전반적으로 감소되어 왔음을 알 수 있었다. 중산층은 저소득층과 고소득층의 가교 역할을 하기에 중산층의 쇠퇴는 다른 조건이 같을 경우 소득의 상향 이동성(upward mobility)을 제약하게 된다. 따라서 중산층의 쇠퇴에 따라 소득 분포가 양극화될수록 소득의 상향 이동을 경험하는 사람들의 비율은 줄어들 것이라고 판단된다. 역시 동 데이터를 이용하여 분석한 결과 소득 분포가 양극화될수록 소득의 상향 이동성은 떨어짐을 확인할 수 있었다.

17) 향후 연구 과제들로서는 우선 본 장에서 소개된 지수를 보다 합리적인 방향으로 발전시키는 일을 들 수 있다. 무엇보다도 동질성함수의 형태 및 극점의 수의 내생적 선택 문제에 대한 발전된 논의가 필요하다. 아울러 통계적 유의성과 관련하

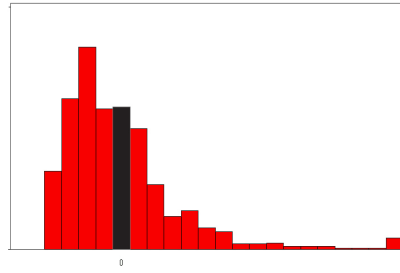
여 추정치의 정확성에 대한 논의도 필요하다고 본다. 현재로서는 표준오차를 부트스트래핑(bootstrapping)에 의존하여 계산할 수밖에 없는데 본 장에서 그 정도로 노력을 기울이지는 못하였다. 내용 면에서는 소득 분포의 양극화를 특성별 및 태생집단별(cohort)로 분석해 볼 필요가 있다고 본다. 예를 들어 노동조합과 비노동조합, 학력집단별, 직종별 등 다양한 집단간 및 집단내 양극화의 비교분석을 통하여 많은 학술적 및 정책적 시사점을 도출할 수 있을 것이라고 판단한다. 아울러 다양한 태생집단별 분석은 양극화의 진행(evolution)에 대한 심층적이면서도 동태적인 설명을 제공해 줄 것이라고 판단된다.

<부도> 총가구소득의 연도별 분포

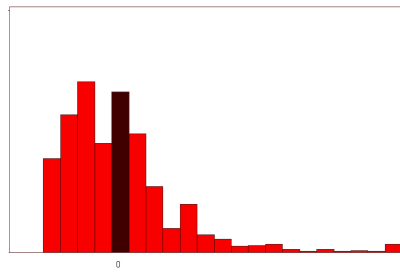
<1997년도>



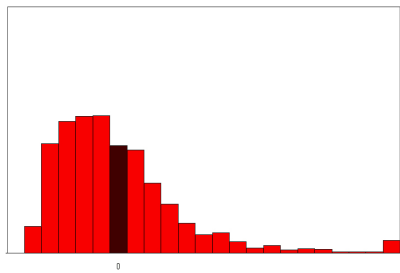
<1998년도>



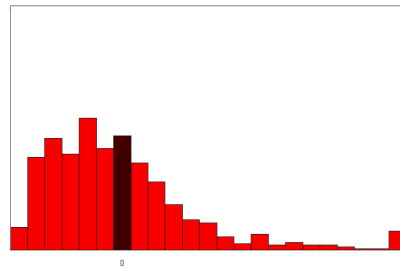
<1999년도>



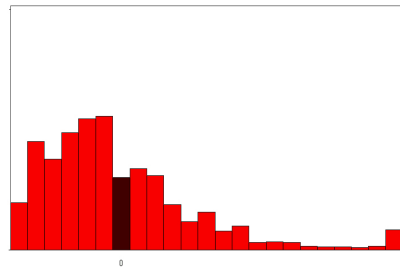
<2000년도>



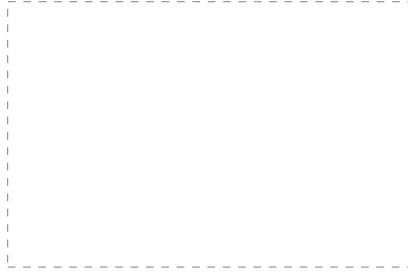
<2001년도>



<2002년도>



<2003년도>



제4장

고용구조의 양극화

본 장에서는 노동시장의 양극화를 고용 측면에서 분석한다. 노동시장 양극화 현상을 고용통계를 이용해 제시하고 고용양극화의 원인을 노동공급 및 노동수요측 요인으로 나누어 검토해 본다. 양극화에 대해 올바른 정책적 접근을 하기 위해서는 양극화의 원인이 노동수요에 있는지 노동공급 측면에 있는지를 규명하는 것이 중요하기 때문이다.

1. 기존 연구와 연구 가설

미국에서는 1980년대 이후 경제가 빠르게 팽창하였음에도 소득불평등이 심화되면서 사회적 양극화 문제에 대한 관심도 많이 증가되었다. 그러나 양극화 문제는 소득불평등의 문제와는 다른 사회적 관심하에서 접근이 이루어졌다. 고용양극화 문제는 주로 중간일자리¹⁸⁾의 축소 또는 중산

18) 중간일자리(middle class job)는 다음과 같이 두 가지 방식으로 정의할 수 있을 것이다. 첫째는 소득 분포상의 중간 정도에 있는 일자리로 정의할 수 있다. 소득 분포의 양극화는 실질소득의 수준과 관계없이 이러한 의미에서의 중간일자리 감소를 초래한다. 둘째, 중간일자리란 중산층의 생활을 보장하는 수준의 임금을 보장하는 일자리로 정의할 수도 있다. 이 경우, 일정 수준 이상의 임금을 제공하는 일자리의 비중이 관심을 가지게 된다. 이는 소득의 불평등도에 좌우될 뿐만 아니라 소득의 증가속도와도 관련된다. 이 경우 소득불평등이 증가하더라도 실질 소득의 증가속도가 빠르다면 중간일자리가 증가할 수 있다. 즉, 실질소득의 분포 자체가 오른쪽으로 움직일 수 있기 때문이다.

층의 몰락이라는 사회적 관심하에서 다루어졌다.

연구가설 및 분석방법론에 있어서도 양극화 문제는 소득불평등의 문제와는 다른 형태로 접근이 이루어졌다. 양극화 문제는 GINI 계수와 같은 전통적인 불평등 지표로는 측정할 수 없는 문제라서 주로 분포(frequency) 분석에 의존한 연구가 많았다¹⁹⁾. 예를 들어, Lawrence(1984)는 중간일자리를 소득 분포상의 위치로 정의하는 방법을 사용하였다. 그는 해당 연도 중간소득의 0.67에서 0.133을 중간일자리로 정의하고 1969~83년간 중간일자리가 56%에서 47%로 감소하였다고 분석하였다. Bluestone and Harrison(1986)도 중간일자리(medium stratum jobs)를 연봉의 중간값의 50~200%에 분포하는 일자리로 정의하여 분석하였고 그 결과 1980년대에 저임금일자리의 비중이 증가하였다는 결론을 도출하였다. 그러나 Kosters and Loss(1988)는 Bluestone and Harrison(1986)의 연구가 경기 고점과 경기 저점을 비교하는 오류를 범했다고 지적하고, 분석 대상 연도를 변경할 경우 고위소득계층의 증가 경향이 나타난다고 분석하였다.

이러한 연구들이 주로 소득 분포상의 위치에 따라 중간일자리를 정의하여 고용변동을 분석한 것이라면, 일자리의 질을 기준으로 해서 고용의 양극화를 다룬 연구는 U.S.Council of Economic Advisors(1996), Wright and Dwyer(2000, 2003), Ruth and Dwyer(2002), Goos and Manning(2003) 등이 있다. 이들은 산업-직업 셀을 하나의 일자리 단위로 보고 이 일자리에 고용되어 있는 노동자들의 중간임금(median wage)을 일자리 질의 기준으로 하여 분석하였다. U.S.Council of Economic Advisors(1996)의 경우 미국에서 상위일자리가 증가하고 있다고 분석하였지만, 나머지 연구들은 미국의 경제가 급속히 팽창하고 있었던 1990년대에 고용 양극화 현상이 동시에 진행되고 있었음을 밝히고 있다.

이러한 고용양극화의 원인과 관련해서는 크게 노동공급 가설과 노동수요 가설 그리고 제도적 요인 가설 등으로 구분해 볼 수 있을 것이다. 노동

19) Wolfonson(1997), Esteban and Ray(1994), Prieto et. al.(2003) 등은 소득불평등 개념과는 다른 차별화된 개념에 근거하여 양극화를 계량화할 수 있는 지표를 구성하고 그에 따라 분석을 시도하였다. 구체적인 내용과 정의에 관해서는 제4장을 참조.

수요와 관련된 대표적인 연구 가설은 숙련편향적 기술변화(Skill-Biased Technological Change) 가설일 것이다. SBTC 가설에 따르면, 고속런인력을 필요로 하는 상위일자리의 비중이 더 커지게 되고 따라서 초기의 기준년도 임금수준과 고용증가는 양의 관계를 가지게 될 것이다. 즉, SBTC에 따르면 고용변동은 상위일자리의 비중이 크게 증가하는 J자 형태의 고용변동을 보일 것이다.

그러나 기술변화가 단순히 SBTC 형태만으로 전개되지 않는다는 점을 분석적으로 보여준 연구가 Autor et al.(2003)이다. 이들은 컴퓨터에 기초한 기술변화가 단순히 상위일자리를 늘리고 하위일자리를 줄이는 것이 아니라, 단순한 업무를 대체하는 방식으로 이루어진다고 보았다. 그리고 단순한 업무는 단순히 하위일자리에 있는 것이 아니라 주로 제조공장의 생산직이나 사무실의 사무직 등 중위일자리에 집중되어 있기 때문에 기술변화는 상위일자리의 비중을 늘리는 J자 형태의 고용변동을 초래하는 것이 아니라 U자 형태의 고용양극화를 초래할 수 있다는 분석적 함의를 제시하였다.

고용양극화의 원인으로 자주 언급되는 가설로 산업구조가 제조업에서 서비스업으로 변화하는 데에 기인한다는 탈산업화 가설이 있다. 제조업의 경우 지속적인 생산성 향상을 바탕으로 하여 저학력계층에게도 상대적으로 고임금을 제공하는 중위수준의 일자리를 제공하지만, 서비스업의 경우 중간임금 일자리는 적고 저임금일자리와 고임금일자리로 이루어져 있기 때문에, 제조업에서 서비스업으로의 이행은 고용의 양극화를 초래한다는 것이다.

한편 노동수요측 요인과 관련해서는 기업들의 고용전략 변화가 고용의 양극화를 초래했다는 가설이 있다. 글로벌화와 기술변화 등 경영환경이 급변하면서 기업들은 끊임없이 구조조정의 압력을 받게 되고, 이에 따라 기업의 인사전략도 정규직 중심에서 비정규직 중심으로 변화하게 된다는 것이다. 주요 대기업들은 일부 상위일자리에 정규직을 남겨 두고 나머지 하위일자리는 모두 비정규직을 활용하거나 아웃소싱을 하는 형태로 전환한다. 그 결과 고용구조는 정규직과 비정규직, 대기업과 하청기업 등으로 양극화된다는 것이다.

고용의 양극화와 관련된 대표적 노동공급 가설은 여성의 경제활동참여율이 높아지면서 여성인력이 저임금직종으로 진출하면서 고용양극화가 진행되었다는 가설이다. Kuhn and Robb(1995)나 Blau and Kahn(1994) 등은 여성들이 주로 저임금직종 노동시장에 대거 진입하면서 저임금직종의 경쟁이 심화되어 임금이 하락하고 그로 인해 노동시장의 양극화가 초래되었다고 분석하였다. 이러한 노동공급 가설은 청년층에게도 적용될 수 있다. Lawrence(1984)의 경우, 중간일자리의 감소는 대규모의 베이비붐 세대들이 사회경험을 쌓기 위한 일자리(entry-level jobs)로 들어감에 따라서 발생한 것으로 보고 있다.

본 장에서는 이러한 연구 가설들을 초보적인 형태에서나마 일자리 구조의 변동을 살펴봄으로써 확인해 보고자 한다.

2. 분석 방법과 자료

본 장의 분석 방법론은 U.S.Council of Economic Advisors(1996), Wright and Dwyer(2000, 2003), Ruth and Dwyer(2002), Goos and Manning(2003) 등에서 사용된 방법론을 사용할 것이다. 이를 보다 구체적으로 설명하면 다음과 같다. 직종과 산업을 각각 2자리수(2 digit) 수준에서 분류하고 이렇게 분류된 직종과 산업을 이용해 직종×산업 셀을 만들어 이들 각각을 하나의 일자리 단위로 간주한다. 이렇게 정의된 일자리의 질을 나타내는 지표는 개별 셀에 속해 있는 임금근로자들의 임금 중간값을 이용하였다.²⁰⁾ 즉, 직업×산업 셀을 하나의 일자리 단위로 보고 이 셀에 고용되어 있는 근로자들의 임金的 중간값을 일자리의 질의 기준으로 삼는다. 이러한 일자리의 질을 나타내는 기준에 따라서 우리나라의 모든 일자리를 서열화한 다음 이를 초기 연도를 기준으로 하여 10분위별로 나누었다. 그리고 10분위별로 새롭게 창출되는 일자리의 구조를 분석하였다.

20) 피용자 임금만을 일자리의 질의 지표로 삼는 것은 한계가 있지만, 임금수준은 고용안정성이나 교육훈련 가능성 및 다른 일자리의 질을 나타내는 지표들과 밀접한 관련을 가지고 있으므로 실증적으로 분석하기 가장 용이하다는 장점을 가지고 있다.

임금수준 지표는 노동부의 「임금구조기본통계조사」 원자료와 노동부의 「소규모사업체근로실태조사」 원자료를 결합하여 직종×산업 셀의 시간당 임금의 중간값을 구하는 방식으로 만들어졌다. 이렇게 만들어진 직종×산업 셀의 시간당 임금의 중간값을 통계청의 「경제활동인구조사」 원자료의 직종×산업 셀에 적용하여 고용변동 구조를 분석하였다.

2000년의 경우 산업분류와 직업분류 기준이 크게 바뀌어 분석 대상 기간을 1993~2000년과 2000~04년으로 구분하여 분석하였다. 1993~2000년의 경우 2000년의 임금수준을 적용하였고, 2000~04년의 경우 2004년의 임금수준을 적용하였다. 물론 이러한 작업은 적어도 10년 이내에는 일 자리별 서열 구조가 변하지 않는다는 전제하에 이루어지는 것이다.

3. 분석 결과

가. 고용양극화 추이

본 장은 현재 나타난 고용구조의 양극화를 분석하기보다 새로 창출되는 일자리의 구조에 초점을 맞추어 분석할 것이다. 제시되는 주요 그림이나 통계는 새로운 일자리의 십분위 분포를 나타낸 것으로서 특정 시점에서 일자리가 양극화되었다기보다는 향후의 일자리 구조가 양극화될 가능성이 높다는 것을 미리 보여주는 지표로 판단할 수 있다. 즉, 새로 만들어진 일자리의 질을 평가하는 것은 장래의 고용구조를 예측할 수 있게 해준다는 장점이 있다. 또한 양극화라는 표현 자체도 상태보다는 동태성을 강조하는 문제의식을 담고 있기 때문에 새로 창출되는 일자리의 구조를 분석하는 것이 더 적합하다고 판단된다.

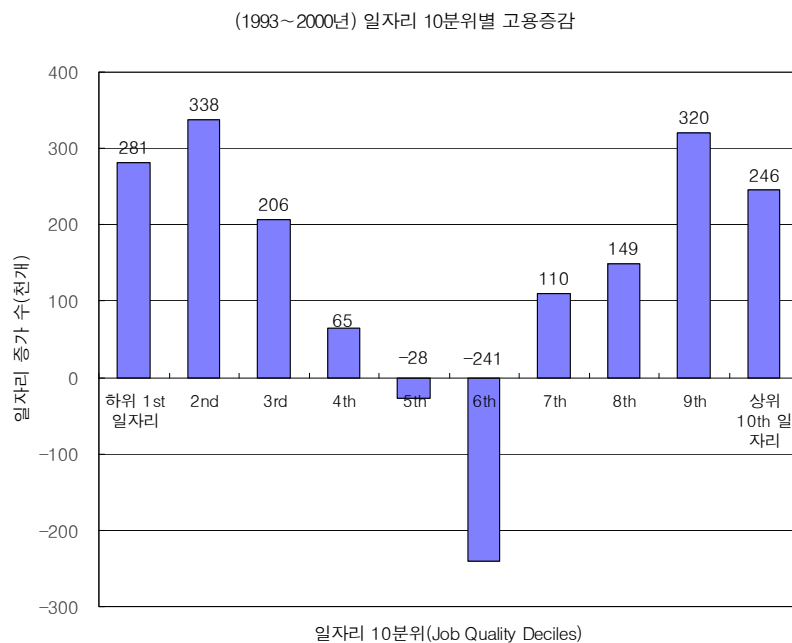
우선, 고용양극화 실태를 2000년을 기준으로 해서 1993~2000년간과 2000~04년간을 구분해서 보고자 한다. 2000년을 기준으로 해서 두 기간으로 나누어서 본 것은 앞서도 지적했듯이 2000년에 산업 및 직업 코드가 크게 바뀌어서 두 기간의 고용변동을 정확하게 일치시키기 어렵다는 점 때문이다.

[그림 4-1]을 보면, 1993~2000년간 고용양극화 현상은 매우 뚜렷하게

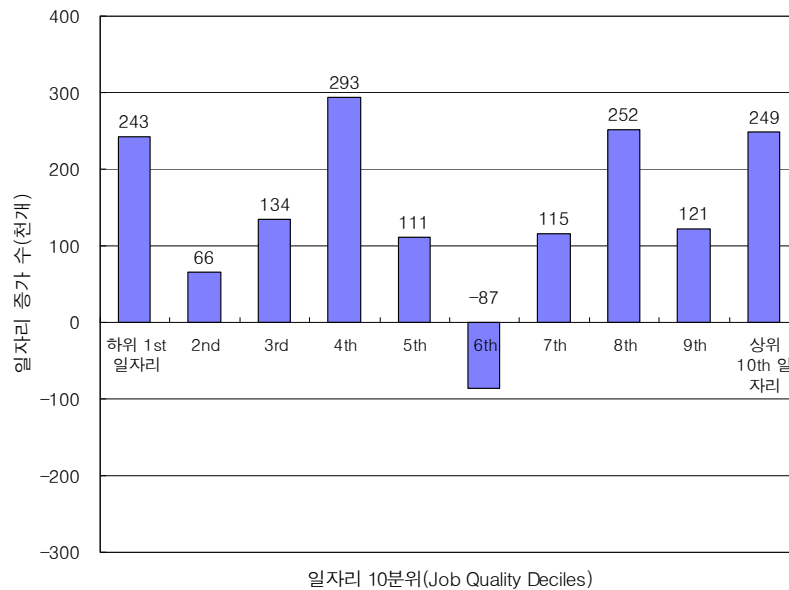
나타난다. 고용창출이 각 분위별로 고르게 이루어졌다면 그림에서 나타난 막대들은 모두 동일한 크기를 가지게 될 것이다. 그러나 중위 부분의 고용은 크게 감소한 반면 하위와 상위 일자리는 크게 증가하였다. 하위 3개 분위 일자리가 825천 개 증가하고 상위 3개 분위 일자리가 715천 개 증가한 반면, 중위 4개 분위 일자리는 94천 개 감소하였다. 상위 5개 분위와 하위 5개 분위로 나누어볼 때, 각각 585천 개, 862천 개로 좋은 일자리(good jobs)보다는 나쁜 일자리(bad jobs)가 더 많이 만들어졌다고 볼 수 있다.

한편, 2000~04년의 경우 고용양극화가 이전 기간에 비해서는 약간 완화된 것으로 나타나고 있지만, 여전히 중간일자리(middle class jobs)보다는 상위와 하위 일자리의 증가 폭이 더 크게 나타나고 있다. 이 기간중에도 상위 5개 분위 일자리는 650천 개가 증가한 반면, 하위 5개 분위 일자리는 862천 개나 증가하였다.

[그림 4-1] 일자리 10분위별 고용증감



(2000~04년) 일자리 10분위별 고용증감



Wright and Dwyer(2003)는 미국의 경우에도 1990년대에 상위일자리
 고용이 더 증가하는 비대칭적인 형태의 고용양극화(asymmetrical polarisation of employment opportunities) 현상이 나타났다고 분석하였다. 이
 와 비교해 볼 때 우리나라의 경우 하위일자리 비중이 좀더 큰 형태의
 양극화 추세를 보여주었다고 판단된다. 즉, 미국의 1990년대의 경우 J자
 형태의 고용양극화가 나타났다면, 우리나라의 1990년대는 전형적인 U자
 형태의 고용양극화가 진전되었다고 할 수 있다.

나. 여성고용 증가와 고용양극화

[그림 4-2]는 여성들이 저임금일자리로의 진출이 확대되어 고용양극화
 가 심화되었다는 가설을 평가해 보기 위해 성별로 고용변동을 검토해 본
 것이다. 1993~2000년간을 볼 때, 고용양극화 현상은 남성이나 여성 모두
 에게서 나타나고 있다.

여성의 고용 분포 자체가 하위일자리에서의 비중이 상대적으로 더 큰 양극화된 형태의 고용구조를 가지고 있기 때문에 이러한 구조하에서의 여성고용의 증가는 고용의 양극화를 심화시킬 것으로 예측할 수는 있다.

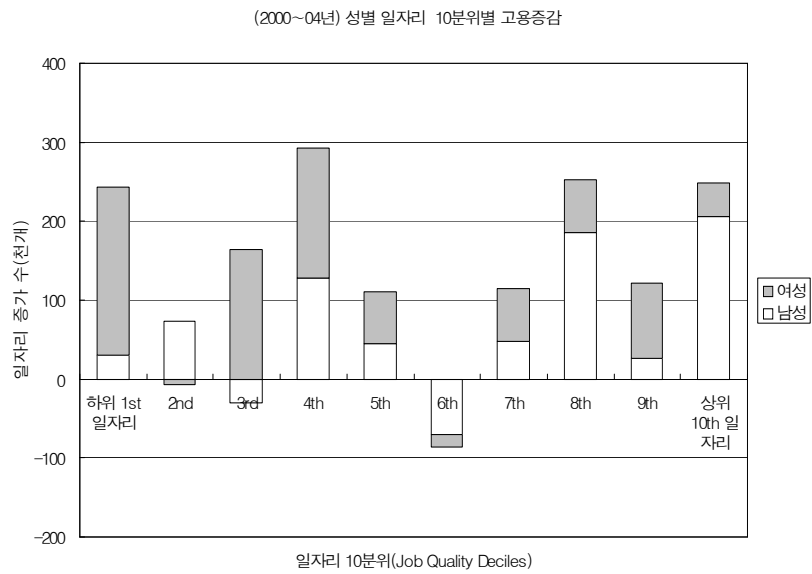
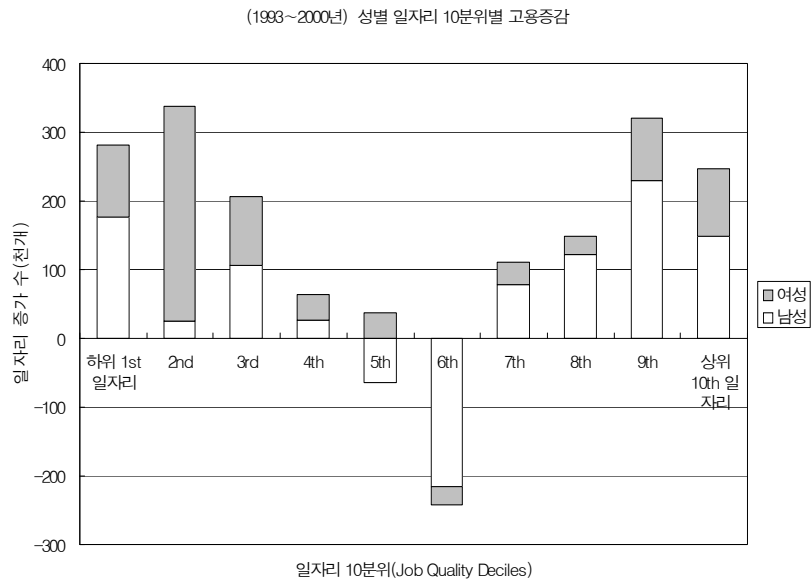
[그림 4-2]을 좀더 자세하게 수치로 나타낸 것이 <표 4-1>이다. 1993~2000년간의 경우 하위 3개분위 일자리 증가 825천 개 중에서 여성이 차지하는 비율은 517천 개 62.6%였다. 이는 1993년 하위일자리에서의 여성 비율 69.0%에 비해서도 더 낮은 것이었다. 그러나 2000~04년간의 경우 하위일자리 증가분 443천 개 중에서 369천 개가 여성일자리 증가로 채워졌다. 이 비율은 83.2%로 2000년의 여성 비율 62.3%에 비해서 더 높으므로 여성들의 하위일자리로의 진출 경향이 이전 시기에 비해서 심화되고 있는 것으로 보인다.

그러나 상위와 중위 일자리의 경우 일자리 증가에 여성들의 기여도가 높아지면서 여성의 비중이 확대되고 있다. 1993~2000년간의 경우 상위 3개분위 일자리 증가 716천 개 중에서 여성이 차지하는 비율은 216천 개 30.1%이었다. 이는 1993년 하위일자리에서의 여성 비율 23.3%에 비해서도 더 높은 것이다. 또한 2000~04년간의 경우 하위일자리 증가분 622천 개 중에서 205천 개가 여성일자리 증가로 채워졌다. 이 비율은 32.9%로 2000년의 여성 비율 27.8%에 비해서 더 높은 것이다. 즉 여성들의 상위일자리로의 진출도 지속되고 있다.

중위일자리의 경우에도 남성들의 경우 일자리가 줄어들었지만 여성들의 경우 일자리가 늘어난 것으로 나타나고 있다. 여성들의 경우 고용구조 자체가 하위일자리로 편향되어 있지만(job segregation), 상위 및 중위 일자리로의 여성들의 진출도 적지 않은 것으로 판단된다. 다만 1993~2000년間に 비해서 2000~04년간의 경우 하위일자리에서의 여성고용의 증가가 큰 것으로 나타나 최근 들어 여성들이 하위일자리로 빠져 들어갈 가능성이 높아진 것으로 판단된다.

그럼에도, 전체적인 추세로 볼 경우, 여성들이 노동시장에 더 많이 진입함에 따라서 고용구조가 양극화되었다는 가설은 우리나라의 경우 적합하지 않은 것으로 보인다. 고용구조 양극화는 오히려 중위일자리에서 남성의 고용이 크게 감소한 데에 기인하는 것으로 판단된다.

[그림 4-2] 성별 일자리 10분위별 고용증감



<표 4-1> 일자리 분위별 여성고용 변화 추이

	1993~2000년간				2000~04년간				
	1993년	2000년	고용증감		2000년	2004년	고용증감		
	여성 비중 (%)	여성 비중 (%)	여성/ 남성 (천개)	여성 비중 (%)	여성 비중 (%)	여성 비중 (%)	여성/ 남성 (천개)	여성 비중 (%)	
상위 3개 분위	23.3	24.7	216/716	30.1	상위 3개분 위	27.8	28.5	205/622	32.9
중위 4개 분위	30.6	32.7	81/-94	-	중위 4개 분위	30.4	33.0	283/433	65.4
하위 3개 분위	69.0	67.6	517/825	62.6	하위 3개 분위	62.3	64.2	369/443	83.2
전 체	38.9	40.9	813/1447	56.2	전 체	40.2	41.9	856/1498	57.2

미국의 경우에도 여성고용의 추이를 보면, 1960년대에는 하위일자리에서의 여성고용이 크게 증가하였지만 1990년대에는 상위일자리에서의 여성고용이 더 많이 증가한 것으로 나타나고 있고(Wright and Dwyer, 2002; Ruth and Dwyer, 2002), 여성들이 저임금일자리로부터 벗어나 고임금일자리로의 전환 현상을 경험한 것으로 나타났다(Gittleman and Howell, 1995). 여성의 노동시장으로의 진입 확대 자체가 고용의 양극화를 초래했다는 가설은 현실적으로 잘 맞지 않는다고 판단된다.

다. 청년고용과 고용양극화

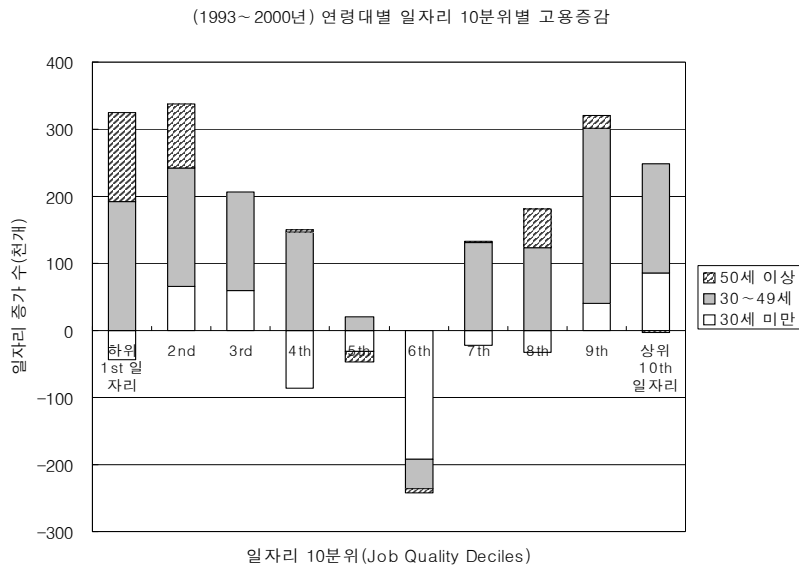
고용양극화가 주로 하위일자리에서 청년층이 다수 진입해서 초래된 것이고 이것이 주로 청년층의 근로경험의 부족에 기인한 것이며 근로경험의 축적에 따라 이전 세대를 따라잡을 수 있는 것이라면, 즉 하위일자리가 청년층이 제대로 된 일자리를 찾기 위한 가교 정도의 기능을 하는 것이라면, 정책적으로 고용양극화가 큰 문제가 되지 않을 수도 있을 것이다. 그러나 하위일자리에서 청년층이 집중되어 있고 이것이 저임금을 제공하는 노동시장으로 한 세대의 청년노동자들을 가두어 놓는 것이라면 이는 정

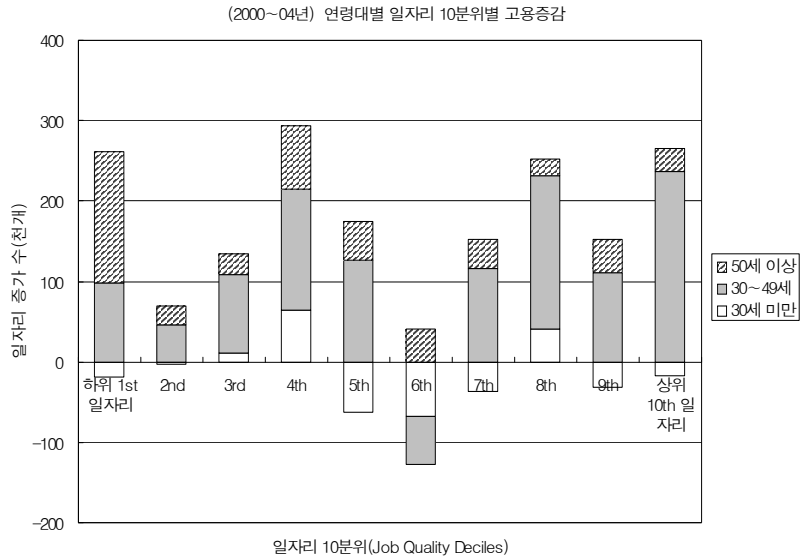
책적 개입의 대상이 될 수 있을 것이다. 본 연구에서는 이러한 청년층 고용의 성격을 정확하게 구명하기보다는 우선 청년층들이 하위일자리에 어느 정도 분포되어 있고 하위일자리로 누적되는 경향이 있는지를 보고자 한다.

[그림 4-3]에서 연령대별로 고용증감 추이를 보면, 청년층의 고용변화는 전체 고용변화와 마찬가지로 양극화되는 형태로 나타나고 있다. 청년층의 고용 비중은 개별 분위별로 큰 차이를 보이지 않는다는 점을 고려하면, 전체적인 중위일자리의 감소는 주로 청년층이 중위일자리에서 감소하였기 때문인 것으로 판단된다. 바꿔 말하면 청년들에게 중위일자리의 기회가 줄어들고 있는 것이다.

하위일자리에서 청년층 고용도 증가하지만, 청년층이 하위일자리로 진입해 들어가서 일자리가 양극화되는 현상은 뚜렷하지 않고, 상위일자리로의 청년층의 진입도 크지 않은 것으로 판단된다. 오히려 중위일자리 기회가 청년층에게 사라지면서 청년 일자리 자체가 양극화되는 현상이 나타나고 있다고 판단된다.

[그림 4-3] 연령대별 일자리 10분위별 고용증감



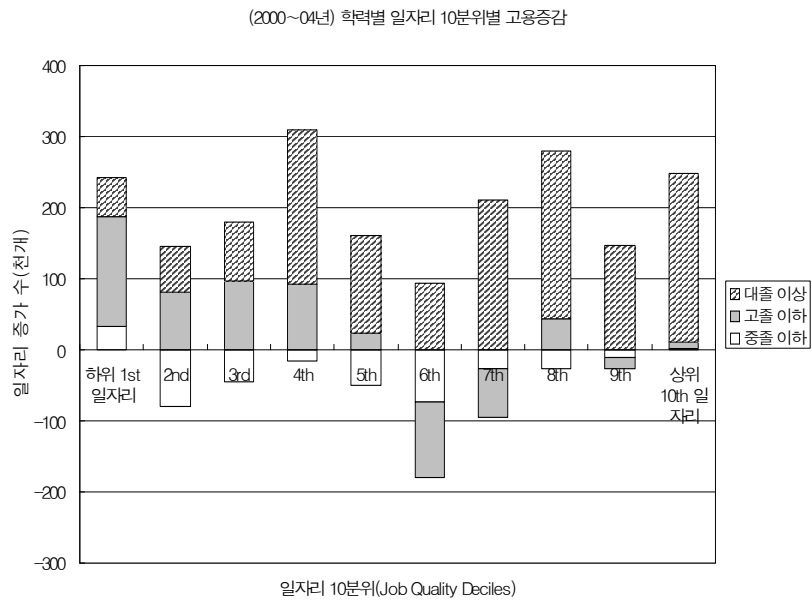
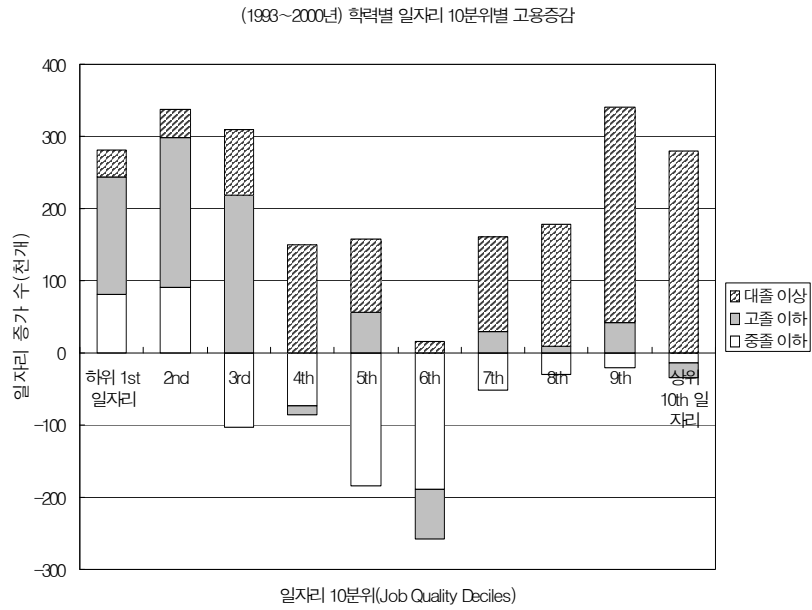


라. 학력과 고용의 양극화

[그림 4-4]를 볼 때, 중위일자리 감소는 특히 고졸 이하 및 중졸 이하의 저학력계층에서 뚜렷하게 나타나고 있다. 중위일자리 감소는 저학력 청년층의 고용기회를 대폭 감소시킨 것이다. 한편, 중위일자리에서 대졸자의 경우 고용이 증가하는 것으로 나타나고 있는 점에 미루어볼 때, 중위일자리에서 고학력자에 의한 저학력자의 대체 현상이 나타났다. 특히 2000~04년간을 보면, 중위나 하위 일자리에서도 대졸자의 비중이 큰 것으로 나타나고 있다. 대졸자들이 중위일자리에서 증가하면서 고졸 이하 계층의 경우 중위일자리에서 하위일자리로 밀려난 것으로 볼 수 있다.

이는 두 가지 가설로 설명될 수 있을 것이다. 하나는 숙련편향적 기술진보(skill-biased technological progress) 가설이고 다른 하나는 과잉교육(overeducation) 가설일 것이다. 숙련편향적 기술진보로 인해서 특정 직업 내에서도 요구되는 교육수준이 높아져서 이러한 현상이 나타날 수도 있을 것이고, 전반적인 학력수준의 향상과 고학력자의 공급 과잉으로 인해서 나타날 수도 있다는 것이다.

[그림 4-4] 학력별 일자리10분위별 고용증감



<표 4-2> 대졸 청년 남성의 임금수준 추이

	대졸청년층남성임금(A) (만원)	전체임금(B) (만원)	(A/B*100)
2000	122.9	114.9	107.0
2001	129.8	125.1	103.8
2002	133.6	132.7	100.7
2003	145.0	147.8	98.1
2004	153.1	155.2	98.6

자료: 통계청, 「경제활동인구조사」, 각년도 8월 부가조사.

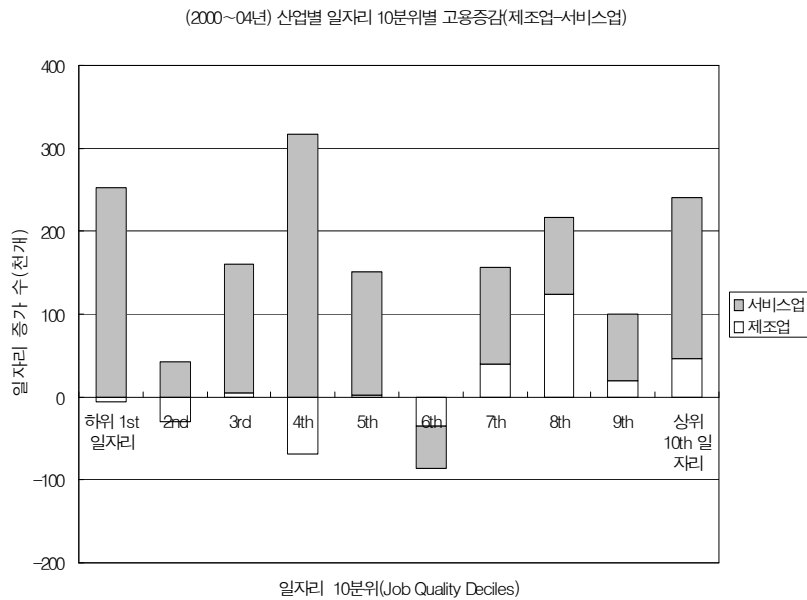
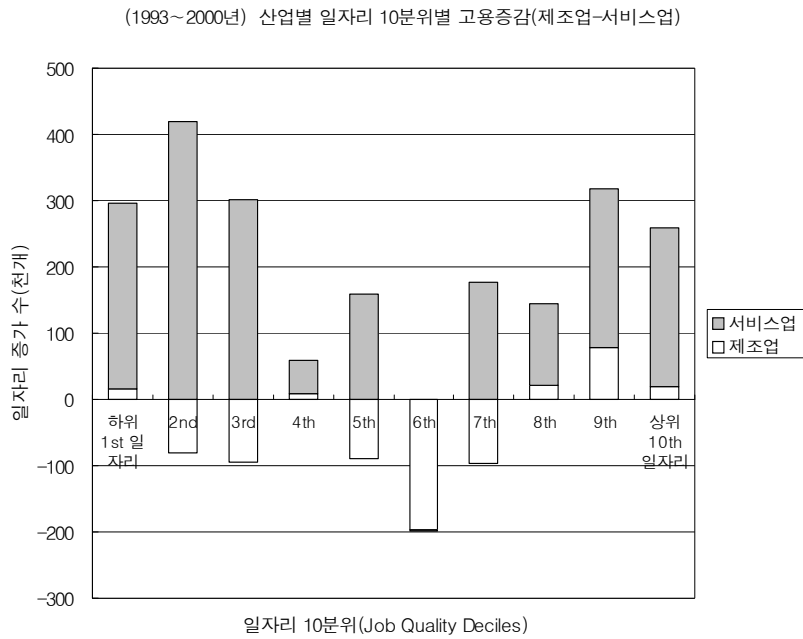
아직 어떤 가설이 더 유력한지에 대한 실증적 근거는 충분하지 않지만, 직업내용 자체가 10여 년 사이에 빠르게 바뀌지는 않는다는 점과 최근의 고학력자의 공급 증가 현상을 보면, 과잉교육 가설이 좀더 설득력이 있는 것으로 보인다.

통계청의 「경제활동인구조사」의 부가조사 자료를 활용해서 대졸 청년 남성의 임금을 전체 임금수준 대비로 검토해 본 것이 <표 4-2>이다. 여기에서도 알 수 있듯이 대졸 청년 남성의 임금은 전체임금수준에 비해서 지속적으로 하락하고 있음을 알 수 있다. 대졸 청년 남성들이 중상위일자리를 구하지 못하고 중하위일자리로 밀려 나간 결과로 이해할 수 있을 것이다.

마. 서비스경제로의 이행과 고용의 양극화

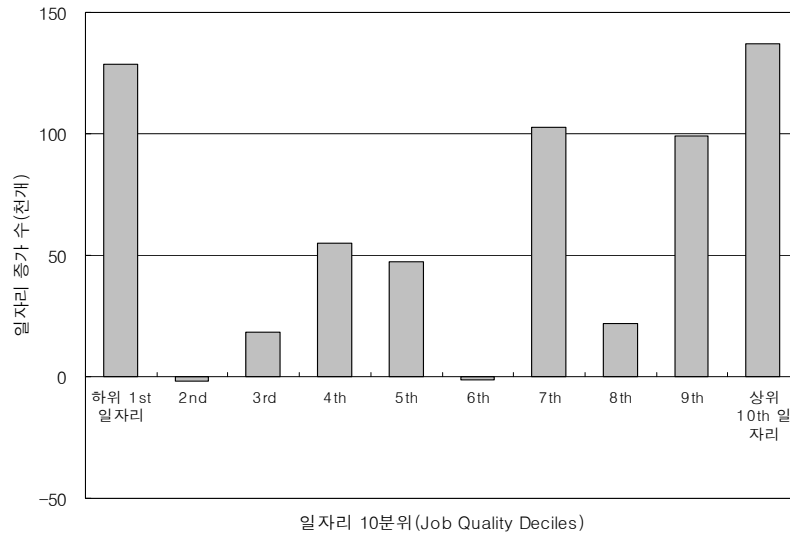
고용양극화가 서비스경제로의 이행에 기인하는 것이라는 가설을 검토해보자. 즉 중간일자리를 많이 가진 제조업에서는 일자리가 사라지고, 소수의 상위일자리와 다수의 하위일자리로 구성되어 있는 서비스업으로의 이행이 일자리의 양극화를 초래한다는 탈산업화론 가설을 검토해 보자. 일반적으로 서비스업보다 제조업의 평균임금이 높기 때문에 서비스업으로의 이행은 좋은 일자리로부터 나쁜 일자리로의 이행을 의미한다고 생각되고 있다. 이러한 문제의식하에서 제조업과 서비스업으로 구분해서 [그림 4-5]에서 고용증감을 보았다.

[그림 4-5] 산업별 일자리 10분위별 고용증감(제조업-서비스업)

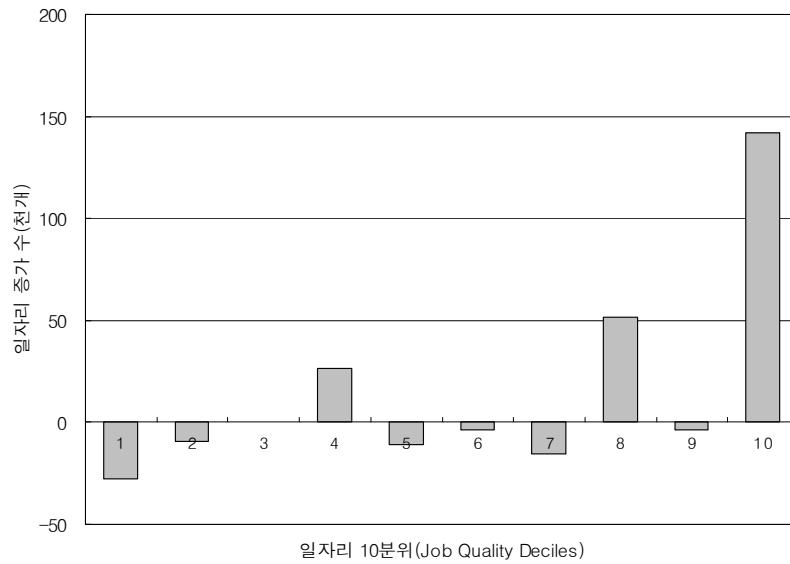


[그림 4-6] 사업서비스업 일자리 10분위별 고용증감

(1993~2000) 사업서비스업 일자리 10분위별 고용증감

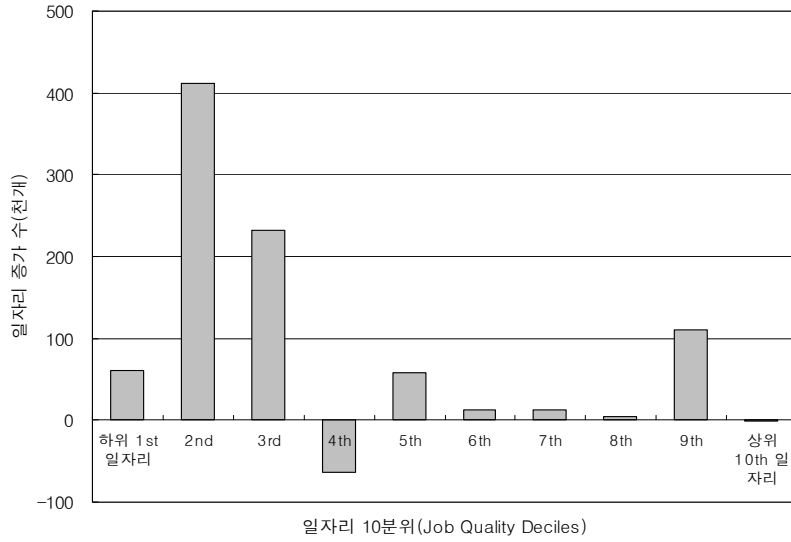


(2000~04년) 사업서비스업 일자리 10분위별 고용증감

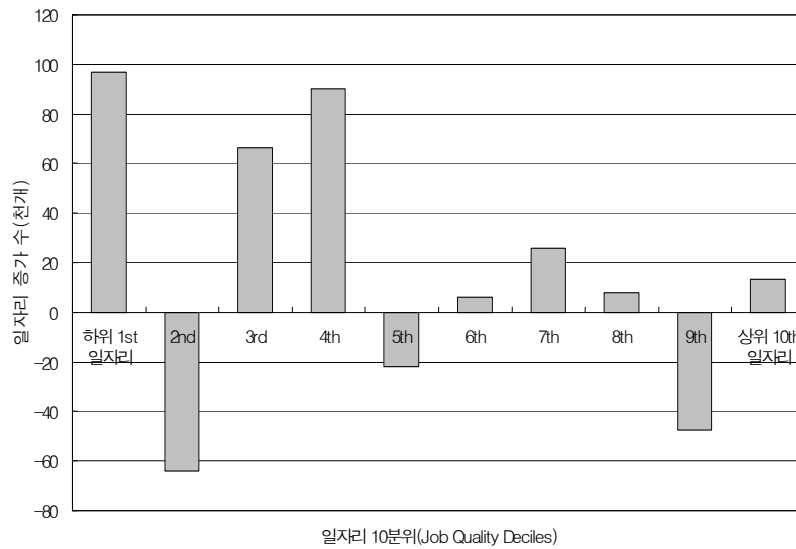


[그림 4-7] 개인서비스업 일자리 10분위별 고용증감

(1993~2000년) 개인서비스업 일자리 10분위별 고용증감



(2000~04년) 개인서비스업 일자리 10분위별 고용증감



<표 4-3> 제조업 대비 서비스업 부문의 임금수준

	임금수준(만원)				제조업 대비 임금수준(%)		
	제조업	서비스업	개인 서비스업	사업 서비스업	서비스업	개인 서비스업	사업 서비스업
2000	113.1	115.7	88.5	128.8	102.30	78.29	113.88
2001	123.8	125.7	95.4	138.1	101.50	77.06	111.55
2002	133.0	132.5	102.3	162.4	99.65	76.95	122.09
2003	147.6	147.8	107.6	163.7	100.18	72.91	110.92
2004	155.9	154.9	112.4	197.0	99.40	72.11	126.35

자료: 통계청, 「경제활동인구조사」, 각년도 8월 부가조사.

제조업의 경우, 상위일자리에서 약간의 일자리 증가가 있지만 나머지 7분위 이하 또는 6분위 이하에서는 고용이 전체적으로 감소하고 있다. 특히 중간분위에서의 일자리 감소가 약간 더 크다. 반면 서비스업의 경우에는 전분위에서 고용이 증가하고 있다. 특히 상위와 하위 일자리에서 고용 증가가 더 큰 것으로 나타나고 있다. 즉 제조업의 경우 J자 형태의 고용변동을 나타낸 반면, 서비스업의 경우는 U자 형태의 고용변동을 나타내고 있다.

제조업의 경우 숙련편향적 기술진보가 진전되면서 상대적으로 고숙련 인력에 대한 수요가 증가하는 나머지 중위숙련 이하의 일자리는 전반적으로 감소한 것으로 판단된다. 전통적으로 제조업 일자리는 상대적으로 저학력층에게 고임금일자리를 제공할 수 있는 부문으로 간주되었다. 그러나 이제 제조업은 고학력을 위한 일자리만 부분적으로 창출하고, 저학력자를 위한 반숙련일자리는 빠르게 사라지는 추세를 보이고 있다.

반면, 서비스 부문의 경우 일자리의 양극화가 뚜렷하게 나타나고 있다. 서비스업은 주로 하위와 상위 일자리를 창출하는 것으로 나타나고 있다. 따라서 고용구조가 제조업에서 서비스업으로 바뀔 경우 고용양극화가 진전되는 것으로 판단된다. 특히, 서비스업 내부에서도 개인서비스업의 경우에는 하위일자리의 증가에 기여하는 바가 크고, 사업서비스업의 경우 상위일자리 증가에 기여하는 바가 큰 것으로 나타나고 있다(그림 4-6, 4-7 참조).

<표 4-3>에서 제조업 대비 서비스업의 임금수준을 볼 때, 사업서비스업의 경우 상대임금수준이 지속적으로 상승하고 있지만 개인서비스업의 경우 지속적으로 하락하고 있다. 서비스업 내부에서의 소득의 양극화도 심화되고 있는 것으로 판단된다. 따라서 서비스업으로의 고용구조가 바뀌면서 고용 및 소득의 양극화 현상도 심화될 가능성이 높다.

바. 고용형태와 고용양극화

다음으로 비정규직화가 고용양극화와 밀접하게 관련이 있다는 가설을 검토해 보자. [그림 4-8]에서 볼 때, 파트타임 일자리는 고용의 양극화보다는 하위일자리의 증가와 밀접한 관련이 있다. 1993~2000년간 하위 3분위의 일자리 증가 825천 개 중 파트타임 일자리는 147천 개로 17.8%를 차지하였으나, 2000~04년간 하위 3분위의 일자리 증가 443천 개 중 파트타임 일자리는 310천 개로 70.0%나 된다. 최근 들어 하위직 일자리는 대부분 파트타임의 증가에 기인하는 것으로 나타나고 있다.

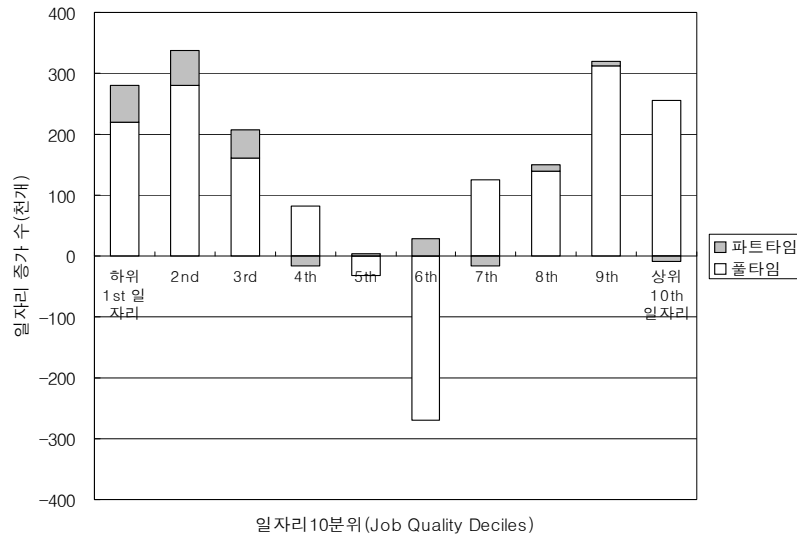
[그림 4-9]의 경우, 통계청 경제활동인구조사의 임시직 및 일용직을 비정규직으로, 상용직을 정규직으로 정의하고 이에 따라 고용증감을 검토해 본 것이다. 이 경우에도 비정규직은 양극화된 형태의 U자형 고용변동을 보여주고 있고, 정규직의 경우에는 중하위일자리에에서의 고용감소가 나타나고 상위일자리에에서의 고용증가가 나타나는 J자 형태의 고용변동을 보여주고 있다. 따라서 비정규직의 증가는 고용양극화와 밀접한 관련이 있는 것으로 판단된다.

그러나 2000~04년의 경우 약간 다른 형태를 보여준다. 이 기간중에는 정규직의 경우에도 상위일자리에 치우친 양극화된 형태의 고용변동을 보여주고 있고 비정규직의 경우에는 하위일자리에 치우친 양극화된 형태의 고용변동을 보여주고 있다. 따라서 정규직을 늘리는 것은 상위일자리의 비중이 늘어나는 것을 의미하고, 비정규직을 늘리는 것은 하위일자리를 늘리는 것을 의미한다고 볼 수 있다.

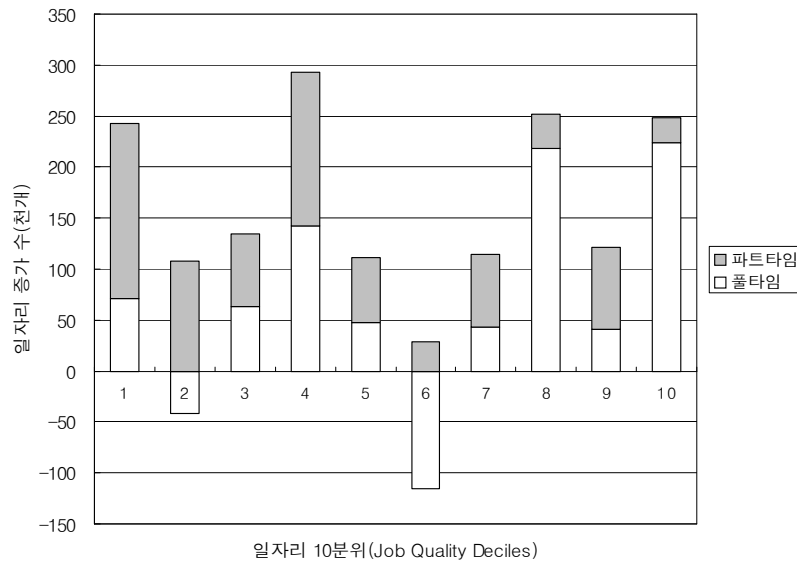
따라서 2000년 이후의 구조가 지속된다면 고용구조가 정규직에서 비정규직으로 변화함에 따라 고용구조는 L자 형태의 하위일자리 증가형을 초

[그림 4-8] 고용형태별 일자리 10분위별 고용증감(파트타임-풀타임)

(1993~2000년) 고용형태별 일자리 10분위별 고용증감(파트타임-풀타임)

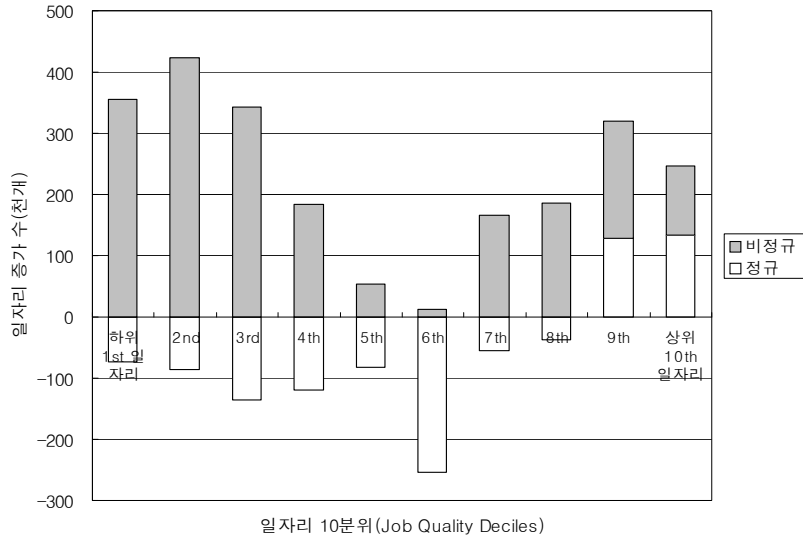


(2000~04년) 고용형태별 일자리 10분위별 고용증감(파트타임-풀타임)

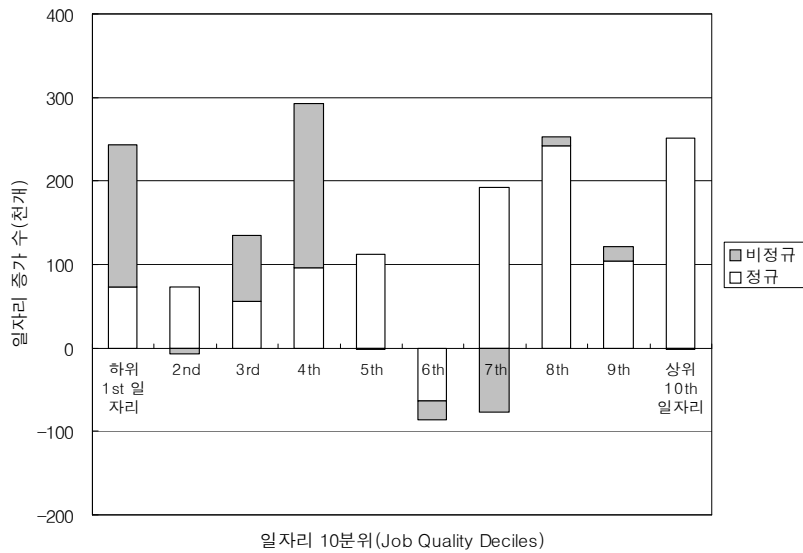


[그림 4-9] 고용형태별 일자리 10분위별 고용증감(정규직-비정규직)

(1993~2000년) 고용형태별 일자리 10분위별 고용증감(정규직-비정규직)



(2000~04년) 고용형태별 일자리 10분위별 고용증감(정규직-비정규직)



래할 것이다. 그러나 이 기간중 고용구조는 앞에서 검토한 대로 정규직의 비율이 증가함으로써 전체적인 고용구조가 완화된 형태의 U자형 고용구조를 초래하였다고 판단된다.

즉 2000~04년의 경우, 고용형태상으로 보면, 파트타임 형태의 고용이 확대되면서 하위일자리가 증가하고 상용직형태의 고용이 확대되면서 상위일자리가 확대된 것이 고용구조를 양극화하였다고 판단된다. 이는 하위일자리에서 임시일용직 형태의 고용이 확대되고 중위일자리에서 상용직 형태의 고용이 줄어들면서 고용구조가 양극화되었던 1993~2004년과는 약간 다른 과정을 보여주고 있다.

이 장의 전반적인 분석 결과의 핵심적인 내용을 요약하자면 다음과 같다. 노동시장에서의 고용구조의 양극화가 1990년대에 외환위기를 거치면서 크게 진행되었으며 2000년 이후에도 완화된 형태로 진행되고 있다. 고용구조의 양극화의 원인과 관련해서는, 여성이나 청년층의 저임금직종으로의 진출 확대와 같은 노동공급측 설명보다는 제조업에서의 구조조정 및 서비스 부문으로의 고용구조의 변화 그리고 비정규직 및 파트타임과 같은 비정형의 고용형태의 활용 등과 같은 노동수요측 설명이 더 설득력 있는 것으로 판단된다.

4. 소 결

이 장에서는 고용구조의 양극화 여부를 검증하기 위해서, 직업×산업 셀을 하나의 일자리 단위로 보고 임금의 중간값을 일자리 질의 기준으로 삼아서 우리나라의 일자리를 서열화한 다음, 이를 1993년을 기준으로 하여 10분위별로 나누어 새롭게 창출되는 일자리의 구조를 분석하였다. 분석 결과 1990년대 이후 중위 부분의 고용은 크게 감소한 반면 하위와 상위 일자리는 증가하는 뚜렷한 U자 형태의 고용양극화가 진행되어온 것을 확인하였다. 이러한 고용양극화는 미국의 J자 형태의 고용양극화보다 양극화의 정도가 더 심한 것으로 판단하였다.

고용양극화의 원인과 관련해서는 여성이나 청년층이 저임금일자리로의 진출이 확대되어 고용이 양극화되었다기보다는 산업 및 고용 구조가

제조업에서 서비스업으로 바뀌고 기업들이 비정규적 형태로 인력구조를 가져가는 과정에서 고용양극화가 심화되었다고 판단된다. 즉 우리나라의 고용양극화는 노동공급보다는 노동수요측 요인에 더 기인하는 것으로 해석할 수 있다.

본 장에서는 고용양극화를 매우 평면적으로 분석하고 있다. 고용양극화의 원인이 정말 무엇인가, 고용양극화가 소득이나 여타 사회적 측면에 어떻게 영향을 미치는가, 정규적인 일자리에서 탈락하여 어떻게 근로빈곤층으로 전환되어 가는가, 특정 일자리 분위 내에서의 불평등도가 더 진행되는가, 특정 일자리 자체의 질이 떨어지는가, 하위일자리 창출이 한계에 부딪칠 경우 어떠한 문제가 발생하는가 등에 대해서 체계적인 연구가 더 필요하다고 판단된다.

제5장

노동시장 양극화와 가구 소비

외환위기 이후 노동시장 양극화와 소득불평등이 심화되는 한편 동시에 2003년 이후 소비침체가 지속되고 있다. 이 두 가지 현상은 우연히 동시에 나타난 것인가 아니면 인과관계를 갖는 것인가? 소비침체는 소득불평등을 심화시킬 수 있다. 소비침체는 총수요를 감소시켜 경기불황을 낳고 경기불황은 실업자를 양산하며 저임금이 심화되어 소득불평등을 가속화시키는 효과가 있다. 역으로 노동시장 양극화와 소득불평등은 소비침체를 야기할 수 있다. 케인지언 소비함수에 따르면 부유한 사람의 소비성향이 낮고 가난한 이들의 소비성향은 높는데, 소득양극화가 나타나면 부유한 사람의 소비는 소득 증가 폭에 비해 상대적으로 조금 증가하는 데 비해 가난한 이들의 소비는 소득 증가 폭이 낮아서 소비증가액이 크지 않게 된다.

그렇다면 외환위기 노동시장의 변화는 소비침체와 어떤 관련을 가질까? 본 장에서는 외환위기 이후 노동시장의 변화 중에서 실직위험의 증가에 주목하여 실직위험의 증가가 소비침체에 미치는 효과를 검토한다. 잘 알려진 것처럼 외환위기 이전 실업률은 1996년 2.0%로 자연실업률에 가깝게 낮아졌다. 그런데 외환위기 이후 실업률은 2000~04년 평균 3.6%를 기록하여 외환위기 이전에 비해 크게 상승하였다. 이와 더불어 고용불안감이 전사회적으로 확산되었다.

남재량(2005)은 실직확률과 재취업확률을 계산하여 외환위기 전후의

고용불안감을 정량적으로 평가하였다. 이에 따르면 외환위기 이전 실직 가능성은 증가하여 월간 실직확률은 1993~96년 평균 2.6%에서 2000~03년 평균 3.5%로 대폭 상승하였다. 이에 비해 재취업확률은 거의 변함없거나 소폭 증가하였다. 사람들의 고용불안감이 재취업확률보다는 실직확률에 더 큰 영향을 받는다는 점에서 월간 실직확률의 증가는 고용불안감의 확산에 크게 기여했을 것으로 판단된다.

본 장에서는 외환위기 이후 고용불안이 소비수준에 미친 영향을 살펴본다. 이를 위해 우선 고용불안을 정량적으로 측정하였다. 한국노동패널 자료를 이용하여 1년 내에 현재의 일자리를 그만둘 가능성을 물어본 설문문을 이용하여, 그럴 가능성이 있다고 응답한 경우를 주관적 고용불안 상태로 정의하였다. 그리고 인구학적 특성과 일자리의 특성이 주관적 고용불안감에 미치는 영향을 회귀모형을 통해 측정하였다. 또한 현재 취업상태에 있는 이가 1년 뒤 실제로 미취업상태가 될 객관적 확률을 회귀모형을 이용해 추정하였다. 이렇게 추정된 실직위험 변수를 가구소비함수의 설명변수에 포함시켜 소비함수를 추정한 결과 실직위험이 유의하게 가구소비를 감소시킨다는 것을 확인할 수 있었다.

본 장은 다음과 같이 구성된다. 제1절에서는 외환위기 이후 가구 소비의 현황과 특징을 살펴본다. 2002년 이후 2년 연속 평균소비성향은 하락하였고 소득수준별로 살펴보면 절대액에서 가구 소비의 격차가 확대되고 있음을 확인할 수 있었다. 또한 최하위가구의 소비는 적자를 면치 못하고 있는 데 비해 최상위가구는 소득의 증가가 소비의 증가를 앞지르고 있음을 알 수 있다. 제2절에서는 실직위험을 살펴본다. 한국노동패널 원자료를 이용하여 주관적 고용불안의 결정 요인과 객관적 실직위험의 결정 요인을 검토하였다. 제3절에서는 실직위험과 가구 소비의 관계를 검토하였다. 실직위험을 설명변수로 갖는 가구소비함수를 추정한 결과 실직위험은 유의하게 가구 소비를 감소시킴을 확인할 수 있었고 근로자가구의 실직위험에 대한 소비반응도가 자영업자를 포함한 전체 가구에 비해 매우 크다는 것을 알 수 있었다. 제4절에서는 이상의 결과를 바탕으로 제1절에서 설명한 외환위기 이후 가구 소비의 추이를 재해석한다.

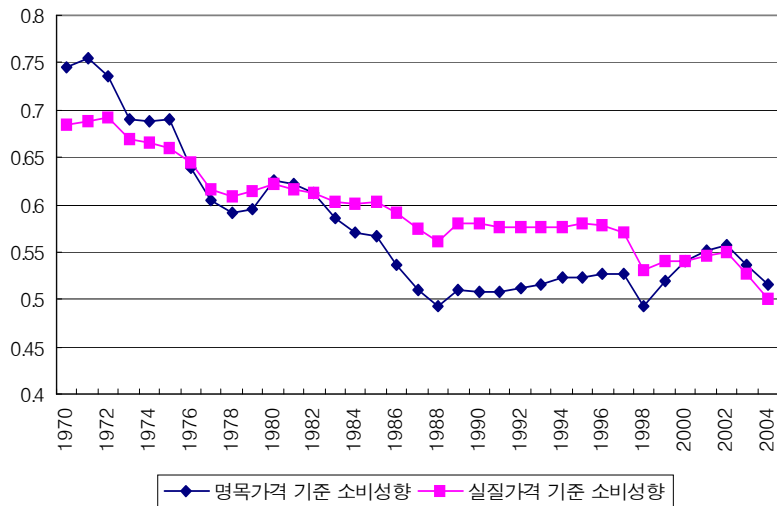
1. 외환위기 이후 가구 소비의 현황과 특징

가. 가구 전체의 소비성향 추이

한국은행 국민계정 자료에 따르면 국민소득 중에서 소비에 지출되는 금액의 비중을 나타내는 평균소비성향은 전체적으로 1990년대 초반까지 하락한 뒤 그 이후 정체 또는 점진적으로 증가하는 추세에 있음을 알 수 있다(그림 5-1 참조). 명목가격 기준 소비성향과 실질가격 기준 소비성향은 약간 다른 추이를 보이고 있지만 2002년 이후 소비성향이 감소하는 것은 동일하게 관측된다.

국민계정에서 측정되는 소비는 가계의 소비에 한정되지 않고 법인이나 정부의 소비도 포함하고 있다. 가계의 소비 추이를 보기 위해서 한국은행의 제도부문별 소득계정 자료 중 개인의 순처분가능소득과 개인의 순저

[그림 5-1] 평균소비성향 추이

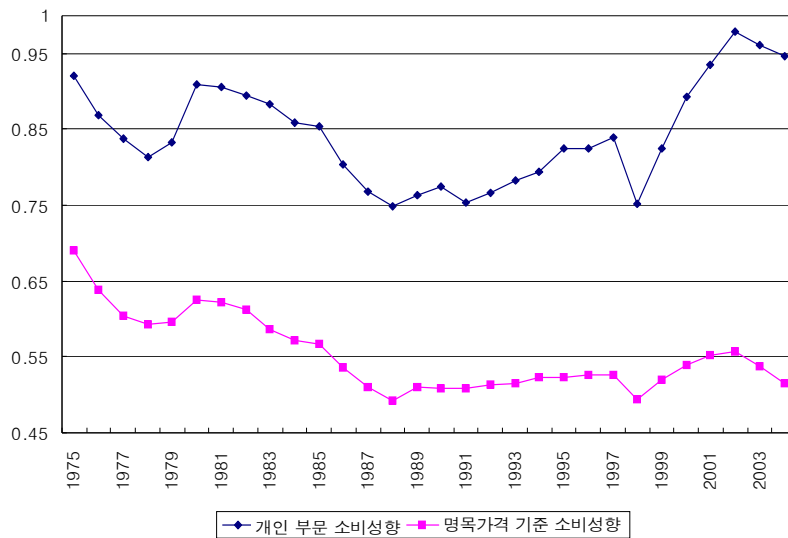


주: 명목가격 기준 평균소비성향 = $\frac{\text{명목가격소비}}{\text{명목가격소득}}$

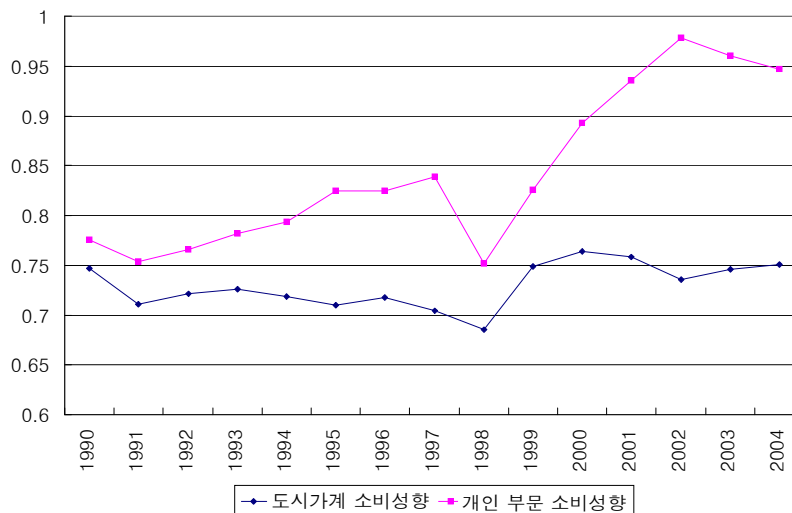
실질가격 기준 평균소비성향 = $\left(\frac{\text{소비가격지수}}{\text{소득가격지수}} \right) \left(\frac{\text{실질소비}}{\text{실질소득}} \right)$

축 자료를 이용하여 순저축률을 계산하고 이 값을 1에서 빼줌으로써 소비성향을 계산하였다. 그 결과는 [그림 5-2]에서 확인할 수 있는데 2002

[그림 5-2] 개인 부문 소비성향 추이



[그림 5-3] 도시근로자가구 소비성향 추이

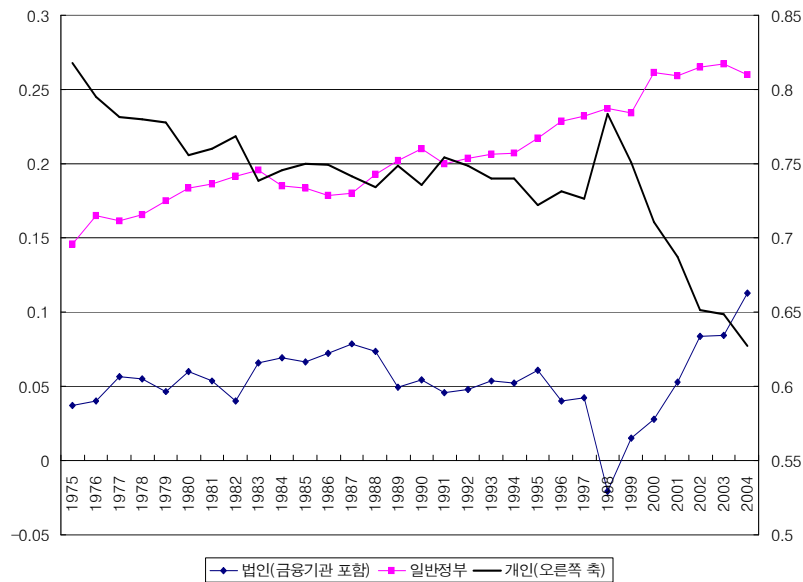


년 이후 소비성향이 감소하는 것은 여전히 관측된다.

그런데 도시가계조사 자료를 통해 계산한 소비성향은 국민계정의 소비성향과 약간 다른 양상을 보여준다. [그림 5-3]에서 보는 것처럼 두 자료 모두 1999년 소비성향이 빠르게 회복되는데 그 이후 움직임은 국민계정의 자료와 도시가계의 자료가 일치하지 않는다. 즉 국민계정 자료에서는 2002년까지 평균소비성향이 빠르게 증가하지만 도시가계 자료에서는 평균소비성향이 상대적으로 안정적임을 알 수 있다.

도시가계 자료는 농어촌가계를 포함하고 있지 않으며, 가구원이 2인 이상이면서 가구주의 직업이 사무직이나 생산직 근로자인 가구에 한정된 자료이다. 그리고 도시 자영자의 자료 역시 빠져 있다. 이에 비해 국민계정의 개인 부문에는 도시가계에서는 포함되지 않는 민간비영리단체와 준법인기업이 포함되어 있다. 2002년 이후 도시근로자가구는 소비성향의 변화가 크지 않은 데 비해 전국 전체 가계의 소비성향이 낮아지는 것은 농어촌가구와 자영자가구의 경우 소비성향이 상대적으로 큰 폭으로 낮아지기 때문으로 추정할 수 있다.

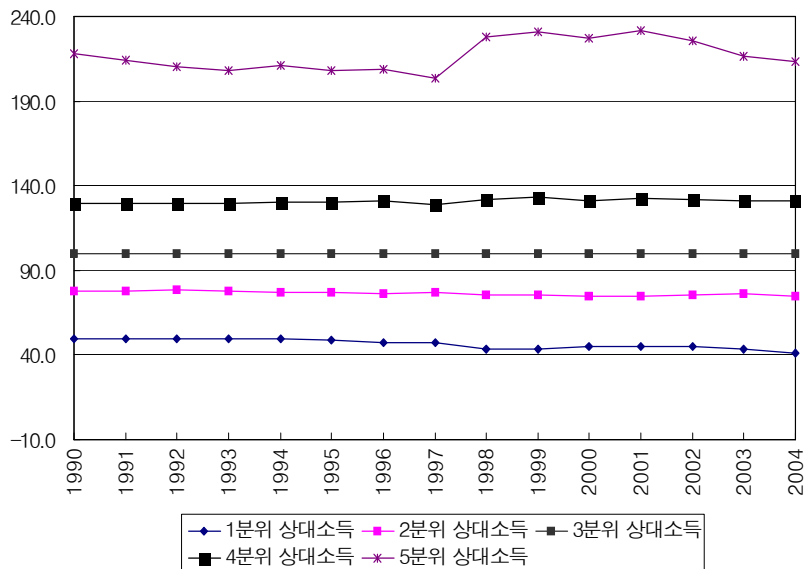
[그림 5-4] 부문별 순처분가능소득 비중 추이



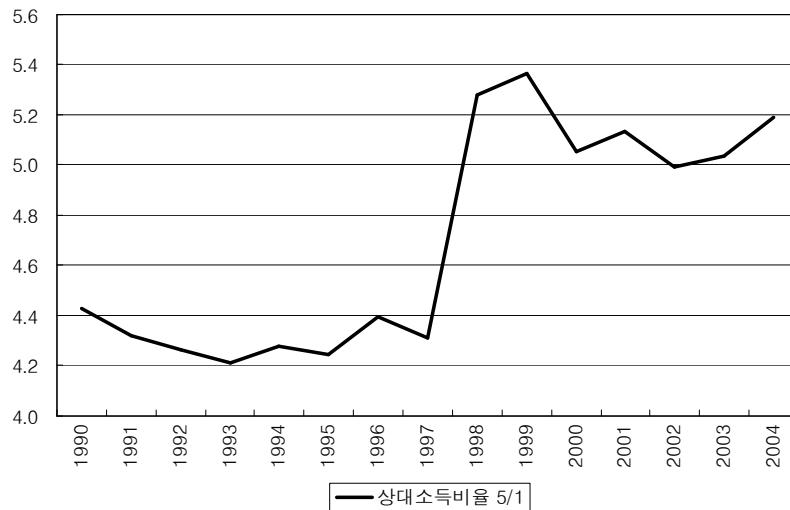
나. 소득수준별 가구 소비의 특징

도시가계조사 자료는 소득집단별 특성을 살펴볼 수 있는 장점이 있다. 도시근로자가구의 소득을 분석한 결과에 따르면 외환위기 이전에 비해 소득불평등이 크게 증가했다. 소득계층을 5개 집단으로 나누고 소득 1분위가 하위 20%를 의미하며 소득 5분위가 상위 20%를 의미할 때, 소득 1분위 소득 대비 소득 5분위 소득 배율은 1996년 4.63에서 2004년 5.41로 상승했다. [그림 5-5]는 3분위 평균소득을 기준으로 하여 다른 분위의 평균소득을 평가한 것인데 1분위 상대소득이 외환위기 수준을 회복하지 못하고 2003년 이후 하락 추세를 보이고 있음을 볼 수 있다. 이에 비해 5분위 상대소득은 외환위기 이후 큰 폭으로 증가했으며 2002년 이후 소폭의 감소세를 보여주고 있지만 여전히 매우 높은 수준이다. 2, 4분위의 상대소득이 상대적으로 안정적인 것에 비해 최상위집단과 최하위집단의 소득은 정반대 방향으로 움직인다는 점에서 소득의 양극화 현상이 강하게 나타나고 있음을 알 수 있다.

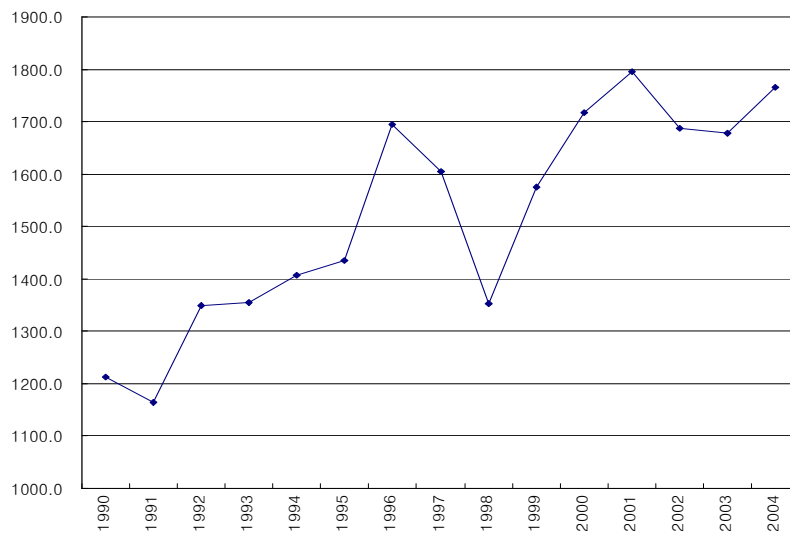
[그림 5-5] 3분위 소득을 기준으로 한 상대소득 수준 추이



[그림 5-6] 소득배율 추이



[그림 5-7] 상위 20% 가구와 하위 20% 가구의 실질소비액 격차의 추이



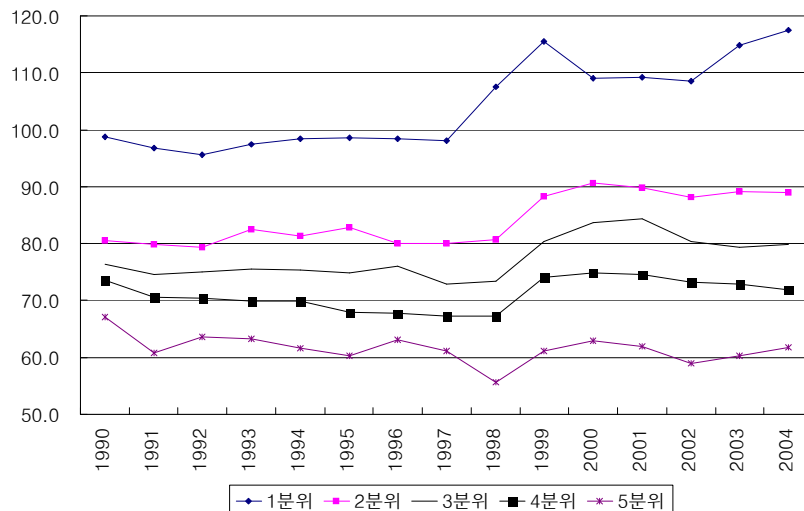
소비는 소득을 반영하므로 소비의 양극화 역시 관측될 것으로 예상할 수 있다. 절대액의 차이를 비교해 보면 2000년 실질금액으로 비교할 때

1990년에는 1,200만 원의 차이가 있었는데 비해서 외환위기 이후에는 1,700만 원의 차이가 존재한다.

그런데 소득집단간 소비액의 상대비율에 있어서는 소득과 같은 양극화 현상이 나타나지 않는다. 중위소득집단의 소비지출액을 기준으로 한 상대소비비율은 거의 불변임을 알 수 있다. 이러한 현상이 나타나는 이유는 평균소비성향의 변화 때문이다. 소비액은 소득액 곱하기 평균소비성향인데 소득액이 양극화하는 데 비해서 평균소비성향이 이를 상쇄하는 방향으로 움직이기 때문이다.

소득 수준이 높을수록 평균소비성향은 낮고, 소득 수준이 낮을수록 평균소비성향은 높다. [그림 5-8]에서 보는 것처럼 외환위기 전과 후에 소득집단별 평균소비성향은 큰 변화를 보이고 있다. 1996년 소득 1분위 집단의 평균소비성향은 98.5인 데 비해 2004년의 경우 117.5로서 소득 이상의 소비를 하고 있음을 알 수 있다. 2분위 집단의 경우 흑자는 유지하지만 평균소비성향은 1996년 80.0에서 2004년 89.0으로 대폭 증가했음을 알 수 있다. 이에 비해 최상위계층의 경우 평균소비성향은 큰 변화를 보이지 않고 있다.

[그림 5-8] 소득집단별 평균소비성향 추이



소득집단별 평균소비성향의 변화 추이는 몇 가지 점에서 외환위기를 전후한 한국 경제의 변화를 잘 보여주고 있다.

첫째, 상위 20% 소득집단을 제외하고는 외환위기 이후 모든 소득집단의 평균소비성향이 증가하였다. 상위 20% 소득집단은 외환위기 전과 거의 동일한 수준의 평균소비성향을 보이고 있다. 중위소득집단의 경우 외환위기 직후 크게 상승했으나 이후 서서히 평균소비성향이 하락하는 추이를 보이고 있다. 이에 비해 하위 20% 소득집단의 평균소비성향은 경기 회복에도 불구하고 하락하지 않는다.

둘째, 하위 20% 가구의 경우 1998년 외환위기와 함께 적자가 시작되어 2004년까지 지속되고 있다. 더욱 우려스러운 것은 적자율의 폭도 줄어들 기미를 보이고 있지 않다는 것이다. 이론적으로 가계적자는 다음 세 가지 이유에 의해 지속 가능하다. 첫째, 기존 자산의 처분이나 새로운 부채의 발행을 통해서 가능하다. 둘째, 소득분위간 이동성이 존재함으로써 적자가 유지 가능할 수 있다. 즉, 1998년도에 1분위에 있는 가구들이 1999년에 모두 2분위로 올라서서 흑자를 실현하고 쌓였던 부채와 적자를 해소하고 다시 2000년에 1분위로 떨어지는 형태로 적자가 유지될 수 있다. 셋째, 사회안전망의 존재로 인해 최하층 가구들이 자산을 소진하고 기초생활대상자로 전락하여 퇴적되는 과정으로 이해할 수도 있다. 적자가 지속될 수 있는 이유에 대한 깊이 있는 연구가 필요하다.

2. 노동시장 위험의 결정 요인

외환위기 이후 실업률은 큰 변화를 겪었다. 1996년 2%에 불과했던 실업률은 외환위기 이후 3% 후반대에 계속해서 머무르고 있다. 이와 함께 노동시장 참가자들의 고용불안감이 매우 높아졌다. 고용불안감의 증가는 우리나라만에 한정된 현상은 아니며 지난 20여 년간의 세계적인 추세이다. 1980년대 이후 선진국에서는 다운사이징, 대량해고사태 등이 언론의 집중 조명을 받으면서 외견상으로 선진국 노동시장에서 고용불안은 심화된 것으로 보인다. 그런데 고용안정성과 고용안전성을 측정하는 여러 노동시장 위험의 측정치에 따르면 안정적 고용관계가 여전히 노동시장의

핵심부분으로 유지되고 있다는 점이 밝혀지고 주식시장처럼 노동시장이 변화한다는 이미지는 다소 과장된 것으로 연구되었다. 하지만 1980년대 이후 큰 폭은 아니지만 유의미한 비정규직의 증가, 일부 인구학적 집단에서의 근속기간의 감소 등은 공통적으로 관측되었고 이것은 고용불안의 증가와 관련이 있는 것으로 보인다.²¹⁾

고용안정성의 대표적인 지표는 직장유지율 또는 직장이직률이다. 보통 2년을 기준으로 하여 측정되는데 이것은 t년도에 일자리 j에 종사하는 개인 i가 t+2년도에도 같은 일자리에 종사하는지의 여부와 관련된 확률이다. 외환위기 전후 시기의 직장유지율, 직장이직률을 분석한 금재호·조준모(2005)에 따르면 장기근속자의 경우 직장유지율이 외환위기 이전 수준을 회복하고, 직장유지율이 더 상승하였고 이직률은 하락하였다. 이에 비해서 근속기간이 짧은 단기근속자의 경우 외환위기 이전 수준에 훨씬 못미치는 직장유지율과 외환위기 이전보다 더 높은 이직률을 보이고 있다. 정규직과 비정규직의 경우에도 유사한 노동시장 위협의 양극화 현상이 나타난다.

남재량(2005)은 경제활동인구조사 자료를 분석하여 종사상 지위별 실직확률을 비교하였다. 외환위기 이전에 비해 높아졌던 상용직의 실직확률은 시간이 흐르면서 이전 수준을 회복하였지만 일용직의 실직확률은 외환위기 이전 수준에 비해 크게 증가하였다. 상대적으로 편찮은 일자리의 위험은 줄어들고 상대적으로 나쁜 일자리의 위험은 증가하는 현상은 노동시장 양극화의 단면을 보여준다.

본 절의 분석에서는 실직위험의 결정 요인을 회귀분석을 통해 분석한다. 실직위험을 크게 두 가지로 구분한다. 하나는 객관적으로 발생한 실직위험이고 다른 하나는 주관적으로 느끼는 실직위험이다. 기존 연구와 비교할 때 본 절의 분석이 갖는 특징은 객관적 실직확률뿐만 아니라 주관적 실직위험과 고용불안의 결정 요인에 대해서도 분석한 것이다. 또한 금재호·조준모(2005)의 경우 직장이직률의 결정 요인을 회귀분석을 통해 검토하였는데, 이때 직장이직률은 동일 직장에 계속 종사하는지 여부를 측정하는 것이다. 이것은 본 절의 측정 대상인 실직확률이 동일 직장 여부와 무관

21) Auer and Cazes(2003) 참조.

하게 취업자가 미취업상태가 될 확률을 분석하는 것이라는 점에서 다르다.

분석에서 측정한 객관적 실직위험은 1년 후 실직상태에 있을 확률이다. t년 조사시점에 취업된 이가 1년이 지난 t+1년 조사시점에서 미취업상태에 있을 확률을 말한다. 직관적인 설명을 위해 가장 간단한 경우를 예를 들면 t년 조사시점에 취업된 이가 바로 그 다음달에 실직한 뒤 t+1년 조사시점까지 재취업하지 못한 경우를 생각할 수 있다. 월간 실직확률이 p_1 , 월간 재취업확률이 p_2 라고 하면 예를 든 경우의 확률은 $p_1(1-p_2)^{11}$ 이 된다. 따라서 1년 내 실직확률은 월간 실직확률의 증가함수이면서 재취업 확률의 감소함수이다.

1년 내 실직확률은 프로빗 모형을 이용하여 추정하였다. 추정을 위한 모형은 아래와 같다.

$$u_{it} = I\{Z_{it}\omega + v_{it} > 0\}$$

이때 v_{it} 는 다음의 확률분포를 따른다.

$$v_{it} \sim N(0, \sigma_v^2)$$

종속변수 u_{it} 는 t년도에 직장을 가지고 있는 사람이 t+1년도에 직장을 가지고 있지 않을 경우 1의 값을, 그렇지 않을 경우 0의 값을 갖는다. $I\{A\}$ 는 사건 A가 일어날 때 1의 값을, 일어나지 않을 때 0의 값을 주는 지수함수(Indicator function)이다. Z는 실직확률에 영향을 미치는 개인의 인적 특성 변수와 일자리특성 변수들로 구성된 설명변수이며 ω 는 계수 벡터이다.

사용하는 자료는 한국노동연구원의 노동패널 자료 중 1998~2004년 자료를 이용하였다. 노동패널은 조사일 현재의 취업상태를 설문하며 미취업상태일 경우 지난 1주일간 또는 지난 한 달간 구직 여부와 구직시 실제 일을 시작할 수 있었는지를 확인한다. 이러한 기준을 만족할 경우 실업상태로, 그렇지 않을 경우 비경제활동인구로 판단한다. 실직위험을 계산하기 위해서는 t년도에 취업한 자만을 대상으로 한다. 그리고 t+1년도에 미취업상태일 경우 실직했다고 판단한다. 그리고 전년도 미취업 여부를 변

수로 사용하므로 $t-1$ 년도에 미취업상태였는지를 확인할 필요가 있다. 이에 따라 실직위험 추정에 사용될 수 있는 자료는 1999~2003년의 5개년 자료이다.

<표 5-1>은 실직위험의 추정 결과를 보여준다. 연도별 더미를 통해 1999~2003년 사이 실직위험의 변화를 살펴볼 수 있다. 2003년을 0으로 보았을 때 2002년과 1999년은 2003년과 큰 차이가 없지만 2001년과 2000년은 실직위험이 상대적으로 적었던 시기로 보인다.

우선 설명변수 중 인구학적 변수 및 개인특성 변수들이 실직위험에 미치는 영향에 대해 살펴보자. 연령이 실직위험에 미치는 영향을 살펴보기 위해 연령의 1차항과 2차항을 포함시켰다. 회귀결과에 따르면 1차항뿐만 아니라 2차항도 유의하다. 이것은 실직위험이 연령이 증가함에 따라 선형적으로 감소하기보다는 비선형적으로 변화하여 일정 연령 이상에서 고용불안감이 증가한다는 것을 말해 준다. 즉 노동시장에 참여한 뒤 40세까지 실직위험이 점차 감소한 후 그 이후에는 실직위험이 증가하게 된다. 이러한 결과는 중고령노동자가 갖는 고용불안감의 객관적 근거를 보여준다.

실직위험은 전년도에 취업하고 있었는지 아니면 미취업상태였는지에 따라 큰 차이를 보인다. 전년도에 미취업상태였을 경우 올해 취업상태일 지라도 내년도에 다시 미취업상태가 될 확률이 크게 높아진다. 비록 시계열이 짧아서 전전년도의 실업경험까지를 통제하지 않아서 명확한 결론을 내리기는 어렵지만 최소한 최근의 실업경험은 향후 실직위험을 높여서 반복실업에 빠질 위험을 높인다는 것을 알 수 있다.

교육수준 변수의 경우, 교육수준이 높을수록 실직위험이 낮아질 것으로 예상하였으나 이와 달리 실직위험에 유의한 영향을 주지 않는 것으로 나타났다. 교육수준을 학위별로 구분하는 방식 이외에도 교육년수로 측정하여 이를 설명변수에 포함시켰을 경우에도 비슷한 결과를 얻을 수 있었다. 이러한 결과는 남재량(2005)의 결과를 통해 설명될 수 있다. 남재량(2005)에 따르면 실직위험이 높은 학력집단일수록 재취업확률도 높다. 그런데 본 절의 분석에서 정의한 실직위험은 실직확률의 증가함수이면서 $(1-\text{재취업확률})$ 의 증가함수이다. 학력이 올라갈 때 실직확률이 감소하면서 동시에 재취업확률이 감소하여 $(1-\text{재취업확률})$ 은 증가한다. 이에 따라

1년 후 미취업상태일 확률로 정의되는 실직위험은 두 가지 상쇄되는 영향력에 의해 학력집단별로 큰 차이를 보이지 않을 수 있다.

결혼 여부는 실직위험에 별 다른 영향을 주지 않으며, 성별 차이가 미치는 영향을 보면 남자가 확실히 실직위험이 낮다.

다음으로 일자리특성을 살펴보자. <표 5-1>에서 볼 수 있는 것처럼 근속기간이 길어질수록 실직위험이 확실하게 감소하고 있음을 알 수 있고 1년 미만의 근속기간 실직위험과 1~2년 사이의 근속자의 실직위험의 차이는 다른 근속기간 그룹에 비해 유의성이 떨어진다.

상용직, 임시일용직, 자영업자, 무급가족종사자로 구분한 종사상지위별 실직위험을 비교해 보면, 임금근로자 중 임시일용직의 실직위험은 상용직에 비해 매우 높다. 이에 비해 자영업자와 무급가족종사자의 실직위험은 상용직에 비해 더 낮다는 것을 알 수 있다.

정규직 변수는 주관적인 판단에 따른 정규직 여부를 물어 본 문항의 답에 기초하여 만들어졌는데 1은 정규직, 0은 비정규직을 의미한다. 상용직의 경우 주관적으로 정규직으로 답한 이의 비중이 높고 임시일용직의 경우 비정규직으로 답한 이의 비중이 높다. 표에서 확인할 수 있는 것처럼 비정규직에 비해 정규직일 경우 유의하게 실직위험이 낮음을 알 수 있다. 이러한 회귀결과는 종사상지위의 효과를 통제한 경우에도 주관적 정규직 판단 변수가 영향을 주고 있다는 점임을 기억할 필요가 있다.

노조 변수는 매우 강한 유의성을 가지며 계수값도 작지 않은 편이다. 노조가 있는 사업장에서 일하는 사람의 경우 실직위험이 노조가 없는 사업장에 비해 15% 정도 낮다.

노동패널 자료에는 현재 일자리를 지속할 수 있는가라는 고용안정성에 대한 설문 문항이 있다. 이 문항은 근로자에 한정하여 설문되고 있으며 3차년도(2000년)부터 등장한다. 이 질문에 지속될 수 없을 것으로 응답한 근로자는 얼마의 기간 내에 일자리를 그만둘 것으로 예상하는지를 답하게 된다. 본 절의 분석에서는 주관적 고용불안감의 측정변수로서 1년 이내에 현재의 일자리를 그만두게 될 것으로 예상하는지 여부를 사용하였다. 고용불안 변수는 근로자에 한정되어 질문되었으므로 고용불안의 결정 요인 분석에서는 자영업자와 무급가족종사자 자료는 제외하였다.

<표 5-1> 실직위험의 추정 결과

변수명	추정치	표준오차	유의수준
상수	0.4286	0.1406	0.0023
D_1999	-0.0062	0.0344	0.8578
D_2000	-0.0827	0.0355	0.0198
D_2001	-0.1526	0.0357	<0.0001
D_2002	0.0225	0.0336	0.5036
age	-0.073	0.0062	<0.0001
age2	0.0009	0.0001	<0.0001
uexp	0.2731	0.0324	<0.0001
educ_2	0.0513	0.0416	0.2173
educ_3	0.0812	0.0402	0.0433
educ_4	0.0276	0.0551	0.6164
educ_5	0.0553	0.0504	0.2728
educ_6	-0.1035	0.0972	0.2873
maritald	-0.0359	0.0393	0.3609
maled	-0.3243	0.0245	<0.0001
tend2	-0.0662	0.0332	0.0463
tend3	-0.1787	0.0355	<0.0001
tend4	-0.2754	0.038	<0.0001
tend5	-0.3849	0.0506	<0.0001
tend6	-0.4144	0.0494	<0.0001
regulard	-0.0937	0.0376	0.0127
union	-0.1552	0.0424	0.0003
empst2_2	0.1454	0.039	0.0002
empst2_3	-0.1916	0.0456	<0.0001
empst2_4	-0.1466	0.0533	0.006

주: D_****=연도더미, age=연령, age2=연령의 제곱, uexp=전년도 미취업 여부 더미(미취업=1), maritald=결혼더미(미혼=0), maled=성별더미(남성=1), regulard=정규직더미(정규직=1), union=노조더미(노조=1), educ_*=교육수준더미(1=초등학교 이하, 2=중학교, 3=고등학교, 4=전문대학, 5=4년제 대학 이상, 6=석사 이상), tend*=근속기간더미(1=1년 미만, 2=1년 이상 2년 미만, 3=2년 이상 4년 미만, 4=4년 이상 9년 미만, 5=9년 이상 15년 미만, 6=15년 이상) empst2_*=종사상지위더미(1=상용직, 2=임시일용직, 3=자영업자, 4=무급가족종사자).

<표 5-2>는 스스로 밝힌 고용불안감의 회귀분석 결과이다. 사용한 설명 변수는 앞서 객관적인 1년 내 실직확률의 설명변수와 동일하다. 우선 특기

할 점은 실제 실직위험은 2000년과 2001년에 유의하게 낮았지만 주관적으로 고용불안을 느낀 이들의 비중은 2000년과 2001년에 더 높았음을 알 수 있다. 좀더 장기적인 시계열이 확보될 경우 객관적 실직위험과 주관적 고용불안의 공동변화 여부 및 지속성에 대한 연구가 필요함을 알 수 있다.

<표 5-2> 주관적 고용불안의 추정 결과

변수명	추정치	표준오차	유의수준
상수	-0.7699	0.2323	0.0009
D_2000	0.7926	0.0598	<0.0001
D_2001	0.7969	0.0595	<0.0001
D_2002	0.0342	0.0682	0.6158
age	-0.0587	0.0107	<0.0001
age2	0.0006	0.0001	<0.0001
uexp	0.1711	0.0518	0.001
educ_2	-0.0106	0.0696	0.8789
educ_3	-0.0787	0.0684	0.2499
educ_4	-0.0561	0.0938	0.5503
educ_5	0.0769	0.0858	0.3707
educ_6	0.1293	0.1394	0.3538
maritald	0.008	0.0622	0.8973
maled	0.1111	0.0413	0.0072
tend2	-0.1477	0.0531	0.0055
tend3	-0.2912	0.0604	<0.0001
tend4	-0.2790	0.0693	<0.0001
tend5	-0.3364	0.0968	0.0005
tend6	-0.4113	0.1098	0.0002
regulard	-0.2191	0.0524	<0.0001
union	-0.2503	0.0683	0.0002
empst2_2	0.8223	0.0508	<0.0001

주: D_****=연도더미, age=연령, age2=연령의 제곱, uexp=전년도 미취업 여부 더미(미취업=1), maritald=결혼더미(미혼=0), maled=성별더미(남성=1), regulard=정규직더미(정규직=1), union=노조더미(노조=1), educ_*=교육수준더미(1=초등학교 이하, 2=중학교, 3=고등학교, 4=전문대학, 5=4년제 대학 이상, 6=석사 이상), tend*=근속기간더미(1=1년 미만, 2=1년 이상 2년 미만, 3=2년 이상 4년 미만, 4=4년 이상 9년 미만, 5=9년 이상 15년 미만, 6=15년 이상) empst2_*=종사상위더미(1=상용직, 2=임시일용직, 3=자영업자, 4=무급가족종사자).

연령이 주관적 고용불안에 미치는 영향을 살펴본 결과에 따르면 연령의 1차항과 함께 2차항도 유의하다. 이것은 고용불안감이 연령이 높아짐에 따라 선형적으로 감소하지 않고 비선형적으로 변화하여 일정 연령 이상에서 고용불안감이 증가한다는 것을 말해 준다. 계수값을 이용하여 추정해 보면 고용불안감은 49세를 전후하여 최저수준에 도달한 후 이후 증가한다는 것을 알 수 있다. 객관적 실직확률이 40세를 전후하여 높아지는 것에 비해 주관적 고용불안감은 이보다 더 연령이 높아진 후 증가하기 시작한다.

전년도에 미취업상태였던 사람일 경우 고용불안을 유의하게 더 높게 느낀다는 점을 확인할 수 있다. 이러한 결과는 앞서 살펴본 것처럼 전년도 미취업상태일 경우 반복실업에 빠질 위험도 더 높다는 결과와 일관된다. 교육수준 변수는 실직위험의 결정 요인 분석에서 살펴본 것과 마찬가지로 고용불안에 미치는 영향력이 유의하지 않았다. 비록 계수값은 유의하지 않지만 고용불안의 정도는 대졸과 석사 이상자에게서 상대적으로 높게 나타나고 있음을 알 수 있다.

결혼 여부는 객관적 실직위험과 마찬가지로 고용불안에 별 다른 영향을 주지 않는다. 흥미로운 결과는 고용불안에 대한 성별 차이이다. 여성에 비해 남성이 확실히 고용불안감을 더 크게 느끼고 있음을 알 수 있다. 앞서 살펴본 객관적 실직위험은 여자의 경우가 더 높은 데 비해서 주관적으로 느끼는 고용불안은 남자의 경우가 더 높다는 것을 알 수 있다.

근속기간이 길어질수록 고용불안감은 낮아지고 있음을 알 수 있다. 근속기간이 고용불안에 미치는 영향력은 비선형적이어서 2년 이상 4년 미만의 근속기간과 4년 이상 9년 미만의 근속기간의 차이가 거의 없다. 이에 비해 객관적 실직위험은 근속기간 증가에 따라 선형적으로 감소한다. 좀더 긴 시계열 자료가 확보될 경우 이러한 차이에 대해 면밀한 검토가 필요할 것으로 보인다.

앞서 언급한 것처럼 고용불안 변수는 임금근로자에 한정하여 설문되었으므로 상용직과 임시일용직의 비교만이 가능하다. 상용직에 비해 임시일용직이 매우 높게 고용불안감을 느끼는 것으로 나타났다. 정규직 변수를 살펴보면 정규직일 경우 크게 고용불안이 감소함을 알 수 있다. 노조가 있는 사업장의 경우 고용불안은 노조가 없는 사업장에 비해 매우 낮

다. 그리고 근로자가 임시일용직, 비정규직, 무노조의 상태일수록 객관적 실직위험 증가보다 주관적 고용불안감의 증가가 훨씬 더 크다는 것을 알 수 있다.

3. 실직위험과 가구 소비

가. 추정 모형과 자료

위험과 소비 또는 위험과 저축의 관계는 거시경제이론의 오랜 주제였지만 집중적인 조명을 받게 된 것은 소비의 과잉민감성을 둘러싼 논쟁 때문이었다. 이 과정에서 소비의 과잉민감성을 설명할 수 있는 하나의 가설로서의 예비적 동기에 의한 저축이론이 제기되었다.²²⁾

기존의 이론 및 실증연구에서 소득의 불확실성은 주로 소득의 시계열을 분해하여 일시소득의 분산으로 측정하였다. 1980년대 이후 고용불안에 대한 관심이 높아지고 실직으로 인한 소득흐름의 단절이 소득불확실성의 중요한 요인이라는 점이 부각되면서 소비 수준과 고용불안정성의 관계에 대한 연구가 촉발되었다.

이 문제에 대한 경험적 연구는 2000년을 전후하여 시작되었으며 아직 충분한 양의 연구가 이루어지지 않은 상태이다. 대표적으로 Carroll et. al.(2003)은 개인별 일자리상실 확률 예측치를 만들고 이것을 저축함수에 하나의 변수로 포함시켰다. 분석 결과에 따르면 가구주의 고용불안정성이 커질 경우 저축이 늘어난다는 것이다. Lusardi(1998)는 응답자 본인 스스로 밝힌 일자리상실 확률을 설명변수로 사용하였고 그 결과 저축이 이러한 확률과 긴밀히 관련되어 있음을 밝혔다. 본 절에서는 고용불안 또는 실직위험이 소비 수준에 영향을 미친다는 가설이 외환위기 이후 우리나라에 적용되는지를 검토하고자 한다. 보다 구체적으로는 실직위험이 가구 소비를 얼마나 감소시켰는지를 정량적으로 측정하고자 한다.

소비 추정의 기본 모형은 다음과 같다.²³⁾

22) Browning and Lusardi(1996), Carroll and Samwick(1998) 참조.

23) Benito(2004) p.13 참조.

$$\log c = \alpha + \theta_1 y^P + \theta_2 y^T + \theta_3 y^W + \delta \widehat{u} + X\beta + \gamma_i + \varepsilon \quad (1)$$

종속변수는 소비의 로그 값이며 이때 소비는 내구재 소비를 제외한 것으로 정의하였다. y^P 는 항상근로소득, y^T 는 일시근로소득, y^W 는 기타 소득이다. \widehat{u}_i 는 고용불안정성의 지표이다. γ_i 는 연도별 효과를 통제하는 것이며 X_{it} 는 가구특성, 가구주의 인적 특성, 가구주 일자리의 특성을 반영하는 설명변수들이다. \widehat{u}_i 는 제3절에서 구한 추정치를 이용한다.

항상소득 추정을 위해 제시한 소득 회귀 모형은 다음과 같다.²⁴⁾

$$y = Z\phi + \pi(a)_i + \psi(c)_i + v \quad (2)$$

$\pi(a)$ 는 연령별 효과이고 $\psi(c)$ 는 코호트별 효과이며 Z 는 항상소득에 영향을 미치는 인적 속성 및 일자리의 특성 변수이다. 본 연구에서는 사용 가능한 자료의 시계열이 짧기 때문에 코호트별 효과를 따로 추정하지 않았다. 이자율이 생산성증가율과 같다는 가정하에서 이론적으로 항상소득은 다음과 같이 결정된다. T^R 은 은퇴 연령이며 a 는 현재 연령이다. 그리고 $\widehat{\phi}$ 와 $\widehat{\pi}$ 는 계수의 추정치이다.

$$y^P = \frac{\sum_{a=a_i}^{T^R} (Z\widehat{\phi} + \widehat{\pi}(a)_i)}{(T^R - a_i)} \quad (3)$$

식의 형태는 복잡해 보이지만 항상소득은 향후 벌어들일 소득의 연간 평균값을 계산한 것이다. 본 절에서는 Carroll et al.(2003)을 따라 간단하게 식 (2)의 예측치로 가정한다.

일시소득 y_{it}^T 는 다음과 같이 정의된다.

$$y^T = y - y^P \quad (4)$$

식별의 문제를 감안하여 소비함수의 설명변수(소득, 실업위험 등)에는 직접적으로 영향을 미치면서 피설명변수(소비)에는 영향을 주지 않는 변

24) Benito(2004) 부록 참조.

수를 선정하여 이것을 소비함수의 추정에서 제외한다. Benito(2005)를 따라서 전년도 실업경험, 가구주가 종사하는 사업체의 규모, 가구주가 종사하는 사업체의 노조 유무를 소비함수의 설명변수에서 제외하였다.

사용한 자료는 한국노동연구원의 노동패널 자료이다. 소비 자료의 경우 1, 3차년도에는 생활비를 세부항목으로 조사하지 않고 월평균 총액만 조사하였고 2, 4, 5, 6, 7차년도에는 총액과 함께 세부항목별 생활비를 조사하였다. 본 연구에서 소비는 내구재 소비를 제외한 것으로 정의하였으므로 세부항목별 생활비가 조사된 2, 4, 5, 6, 7차년도 자료만을 사용해야 한다. 그런데 각년도 소비자료는 조사년도 전 해의 소비에 대한 것이다. 예를 들어 7차년도 자료에서 확인 가능한 소비자료는 2003년도 소비실적이다. 2차년도 소비 자료는 1998년 소비실적인데, 노동패널 자료 1차년도가 1998년을 조사한 것이어서 1997년의 취업상태에 대한 자료는 없으므로 실직위험 추정치를 만들어 낼 수 없다. 이에 따라 소비함수 추정은 4~7차년도 자료에 한정하여 이루어질 수밖에 없었다.

나. 가구근로소득의 결정 요인

소비자료는 가구별로 집계되고 소비의 결정 단위가 가구이므로 소득변수 역시 가구 단위 소득이어야 한다. 소비함수의 설명변수로 들어가는 항상근로소득과 임시근로소득을 추정하기 위해 가구근로소득에 대한 회귀모형을 추정할 필요가 있다. 일반적인 임금방정식과 가구근로소득결정식은 차이가 있다. 정의상 가구근로소득은 개인별 근로소득의 합이다. 그런데 가구근로소득은 조사년도 전 해의 연평균 가구소득에 대해 응답한 것인데 비해 개인별 근로소득은 조사년도 조사월의 전 월의 근로소득에 대해 응답한 것이다. 측정 오차 등의 이유로 인해 두 값은 다를 수 있고 소비 자료는 전년도 기준으로 응답되었으므로 전년도 가구근로소득을 기준으로 근로소득을 측정하였다.

가구근로소득결정식은 가구주와 배우자가 모두 일하는 경우와 가구주만이 일하는 경우로 구분하였다. 맞벌이가구의 경우 가구근로소득결정식에는 가구주와 배우자의 인적 특성과 일자리특성 그리고 가구특성을 모

두 포함시킨 회귀분석을 하였다. 이에 비해 가구주만이 일하는 경우에는 가구주의 인적 특성과 일자리특성 그리고 가구특성만을 가지고 회귀분석 하였다.

우선 가구주만이 일하는 경우를 살펴보자. 배우자는 일하지 않는 가구의 가구소득방정식의 설명변수들은 임금방정식과 거의 유사하다. 연령, 학력수준, 결혼 여부, 근속기간, 정규직 여부, 종사상지위, 직업, 산업, 지역 등이 설명변수에 포함된다. 이와 함께 가구특성 변수들이 포함되는데 배우자 이외의 다른 가구원이 일하는지 여부, 자녀가 있는지, 가구주가 남성인지 여성인지 등이 그것이다. 회귀결과는 <표 5-3>에 제시되어 있는데, 지역, 산업 및 지역 변수의 회귀계수는 지면 관계상 생략하였다.

가구의 교육 수준은 가구근로소득에 유의한 영향을 미친다. 교육 수준을 초등학교 이하, 중학교, 고등학교, 전문대, 4년제 대학, 석사 이상으로 구분하였을 때 교육 수준에 따라 가구소득 수준이 단조적으로 증가함을 알 수 있다.

전년도에 가구주가 실업 또는 비경제활동상태에 있었을 경우에 유의하게 가구근로소득이 낮다는 것을 알 수 있다. 이는 실업을 경험한 뒤 새로 일자리를 구하게 되었을 경우 상대적으로 낮은 수준의 일자리를 구할 가능성이 높다는 것으로 해석될 수 있다. 가구주가 남성일 경우 유의하게 가구소득이 높으며 가구주가 미혼인 경우 그 이외의 경우에 비해 가구소득이 낮다. 그리고 예상되는 것처럼 가구 내에서 일하는 사람의 수가 많을수록 가구근로소득은 증가한다.²⁵⁾

근속기간이 늘어남에 따라 가구소득에 단조적인 영향을 미친다. 근속기간이 4년 미만일 경우 근속기간의 증가가 가구소득에 유의한 영향을 미치지 않지만, 4년 이상의 근속기간의 경우 근속기간이 증가함에 따라 가구소득은 단조적으로 증가한다.

종사상지위를 상용직, 임시일용직, 자영업자, 무급가족종사자로 구분하였을 경우 상용직에 비해 임시일용직은 유의하게 낮은 소득 수준이며 자영업자는 유의하게 높은 소득 수준이다. 가구의 정규직 여부 변수도 유의한 계수값을 갖는다. 정규직 변수는 앞서 설명한 것처럼 주관적 판단

25) 배우자를 제외한 가구원이 일하는 경우를 말한다.

<표 5-3> 가구근로소득의 추정 결과(배우자가 일하지 않거나 없는 경우)

변수명	추정치	표준오차	유의수준
상수	2.36328	0.14421	<0.0001
D_2000	-0.24941	0.02866	<0.0001
D_2001	-0.1051	0.0255	<0.0001
D_2002	-0.01382	0.02717	0.611
age	0.06762	0.00592	<0.0001
age2	-0.00089	6.12E-05	<0.0001
educ_2	0.06542	0.03583	0.068
educ_3	0.23191	0.03371	<0.0001
educ_4	0.34688	0.04631	<0.0001
educ_5	0.44355	0.04052	<0.0001
educ_6	0.58838	0.06294	<0.0001
maritald	0.18204	0.03778	<0.0001
maled	0.3604	0.02915	<0.0001
tend2	0.01912	0.0312	0.5402
tend3	0.03051	0.02948	0.3007
tend4	0.08789	0.02914	0.0026
tend5	0.13632	0.03398	<0.0001
tend6	0.22027	0.03486	<0.0001
regulard	0.0755	0.03503	0.0312
nyoung	0.02362	0.01166	0.0429
nwork	0.52676	0.01754	<0.0001
uexp	-0.21815	0.04172	<0.0001
union	0.11318	0.02906	<0.0001
empst2_2	-0.17067	0.03799	<0.0001
empst2_3	0.13037	0.03942	0.0009
empst2_4	-0.17302	0.10426	0.0971
homed	0.12444	0.02369	<0.0001

주: D_****=연도더미, age=연령, age2=연령의 제곱, uexp=전년도 미취업 여부 더미(미취업=1), maritald=결혼더미(미혼=0), maled=성별더미(남성=1), regulard=정규직더미(정규직=1), union=노조더미(노조=1), educ_*=교육수준더미(1=초등학교 이하, 2=중학교, 3=고등학교, 4=전문대학, 5=4년제 대학 이상, 6=석사 이상), tend*=근속기간더미(1=1년 미만, 2=1년 이상 2년 미만, 3=2년 이상 4년 미만, 4=4년 이상 9년 미만, 5=9년 이상 15년 미만, 6=15년 이상) empst2_*=종사상지위더미(1=상용직, 2=임시일용직, 3=자영업자, 4=무급가족종사자), nyoung=고등학생(재수생) 이하 자녀수, nwork=가구 내 일하는 이의 수, homed=자가소유 여부 더미(자가소유=1).

을 담고 있는데 같은 임시일용직 중에서도 정규직으로 인식하는 이들의 소득이 비정규직으로 인식하는 이들의 근로소득에 비해 높다. 사업장에 노조가 있을 경우에 소득이 유의하게 높다.

표에는 제시되어 있지 않지만 산업의 경우 제조업에 대비할 때 개인서비스업과 농림어업이 유의하게 낮다. 직업의 경우 매우 유의한 영향력을 보여준다.

다음으로 가구주와 배우자가 모두 일하는 맞벌이가구의 가구소득 결정요인을 분석한 회귀결과를 살펴보자. 그 결과는 <표 5-4>에 요약되어 있다. 맞벌이가구의 경우 배우자의 교육 수준, 전년도 미취업 여부, 배우자 직장의 노조 유무, 종사상지위 및 정규직 여부 등이 가구근로소득 회귀모형에 설명변수로서 포함된다.

<표 5-3>에서 살펴본 것처럼 배우자는 일하지 않는 경우와 대부분 중복되는 변수들의 가구소득에 미치는 영향의 부호는 비슷하다. 하지만 일부 변수의 경우 계수값의 크기나 유의도에서 차이를 갖는다.

가구주의 교육 수준이 미치는 영향은 <표 5-3>과 비슷하다. 배우자의 교육 수준이 가구소득에 미치는 영향은 일견 가구주와 마찬가지로 단조적으로 영향을 줄 것처럼 보이지만 회귀결과는 그렇지 않다. 배우자의 교육 수준이 전문대졸 이하일 경우에 배우자의 교육 수준은 가구소득에 거의 영향을 주지 않는다. 이에 비해 배우자의 교육 수준이 대졸 이상일 경우 유의하게 가구소득을 높이며 대졸과 석박사졸의 차이는 거의 없음을 알 수 있다. 전문대졸 이하의 배우자의 경우 교육 수준과 무관하게 비슷한 임금의 직종에 분포되어 있을 가능성을 말해 준다.

가구주의 근속기간은 상대적으로 유의한 편이지만, 표에서는 제시하지 않았지만 배우자의 근속기간은 거의 유의하지 않다. 이러한 결과는 배우자의 교육 수준의 영향에 대한 해석과 유사하게 배우자의 일자리는 일반적으로 볼 때 근속이 크게 인정되지 않는 일자리, 즉 기업특수적 인적자본이 상대적으로 덜 중요한 일자리일 가능성이 크다. 전년도에 실업 또는 비경제활동인구 상태에 있었는지 여부는 가구주의 경우 가구소득에 유의한 영향을 미치지만 배우자의 전년도 취업상태 여부는 가구근로소득에 그다지 영향을 미치지 않는다.

<표 5-4> 가구소득의 추정 결과(배우자가 일하는 경우)

변수명	추정치	표준오차	유의수준
상수	2.39459	0.2261	<0.0001
D_2000	-0.3	0.03201	<0.0001
D_2001	-0.12403	0.02762	<0.0001
D_2002	-0.03986	0.02978	0.1808
age	0.11482	0.00827	<0.0001
age2	-0.00136	8.4E-05	<0.0001
educ_2	0.08093	0.03825	0.0344
educ_3	0.15469	0.03884	<0.0001
educ_4	0.24305	0.05827	<0.0001
educ_5	0.26546	0.05216	<0.0001
educ_6	0.32925	0.07379	<0.0001
educp_2	-0.03469	0.03635	0.34
educp_3	0.02742	0.04069	0.5004
educp_4	0.04414	0.06503	0.4973
educp_5	0.22408	0.06107	0.0002
educp_6	0.23732	0.11716	0.0429
maled	-0.04814	0.09279	0.6039
tend2	-0.00137	0.03508	0.9688
tend3	0.04686	0.03383	0.1661
tend4	0.04576	0.03318	0.1679
tend5	0.09119	0.03676	0.0131
tend6	0.11736	0.03542	0.0009
regulard	0.05102	0.04617	0.2692
regulardp	0.06955	0.03535	0.0492
nyoung	-0.01227	0.01251	0.3266
nwork	0.28667	0.01823	<0.0001
uexp	-0.13165	0.04989	0.0083
uexp	-0.05255	0.03327	0.1142
union	0.06807	0.03552	0.0553
unionp	0.1671	0.04515	0.0002
homed	0.05146	0.02566	0.0449
empst2_2	-0.08151	0.05146	0.1133
empst2_3	-0.03285	0.05153	0.5238
empst2_4	0.04085	0.07477	0.5849
empst2p_2	-0.13751	0.03649	0.0002
empst2p_3	0.06141	0.04239	0.1475
empst2p_4	-0.06714	0.04478	0.1339

주: D_****=연도더미, age=연령, age2=연령의 제곱, uexp=전년도 미취업 여부 더미(미취업=1), maritald=결혼더미(미혼=0), maled=성별더미(남성=1), regulard=정규직더미(정규직=1), union=노조더미(노조=1), educ_*=교육수준더미(1=초등학교 이하, 2=중학교, 3=고등학교, 4=전문대학, 5=4년제 대학 이상, 6=석사 이상), tend*=근속기간더미(1=1년 미만, 2=1년 이상 2년 미만, 3=2년 이상 4년 미만, 4=4년 이상 9년 미만, 5=9년 이상 15년 미만, 6=15년 이상) empst2_*=종사상지위더미(1=상용직, 2=임시일용직, 3=자영업자, 4=무급가족종사자), nyoung=고등학생(재학생) 이하 자녀수, nwork=가구 내 일하는 이의 수, homed=자가소유 여부 더미(자가소유=1), educp_*=배우자의 교육수준더미, empst2p_*=배우자의 종사상지위더미, unionp=배우자의 노조더미(노조=1), uexp=배우자의 전년도 미취업 여부 더미(미취업=1).

중사상지위의 경우 가구주와 배우자가 임시일용직일 경우 가구소득이 낮다. 특히 배우자가 임시일용직일 경우 배우자가 상용직일 경우에 비해 유의하게 소득이 낮다. <표 5-3>과 달리 맞벌이가구의 가구근로소득에 가구주의 정규직 여부는 그다지 영향을 미치지 않는다. 하지만 배우자가 정규직일 경우 유의하게 가구근로소득이 높다. 사업체의 노조 여부도 유의하게 영향을 미치는데 가구주 직장에 노조가 있을 때보다 배우자 직장에 노조가 있을 경우 가구근로소득이 더 큰 영향을 받는다.

다. 실직위험을 고려한 소비함수의 추정

기존 실증 연구는 실직위험이 증가하게 될 경우 소비지출이 감소하게 됨을 일관되게 보여주고 있다. Benito(2004)에 따르면 영국에서는 실직위험이 표준편차만큼 증가할 경우 소비가 2.7% 감소한다. Miles(1997)에 따르면 1990년 영국의 경우 소득의 불확실성이 2배 증가하면 소비가 3% 감소하며 표준편차만큼 증가할 경우 소비가 6.4% 감소한다. 우리나라의 경우 소득불확실성이 소비에 미치는 영향에 대해 신관호·주원(2002)의 연구가 있다. 하지만 이들의 연구는 불확실성의 대리변수를 소득 자료로부터 도출했다는 점에서 노동시장의 위험을 중심으로 한 본 연구와 차이를 갖는다.

실직위험은 소득의 불확실성을 증가시키고 이에 따라 예비적 동기에 의한 저축이 늘어나서 소비를 줄이기 때문으로 해석된다. 앞 절에서 계산한 실직위험을 소득위험의 대리변수로 사용하여 이 변수를 소비함수에 설명변수로 추가하여 실직위험이 소비에 어떤 영향을 주는지를 검토하였다. 소득변수의 경우 앞 소절에서 추정한 가구근로소득 추정치를 기초로 식 (4)에 따라 항상근로소득과 일시근로소득을 계산하고 이를 회귀식에 이용하였다. 추정 결과는 <표 5-5>에 제시되어 있다.

소비함수의 추정 결과를 보면 소득변수들의 계수들은 모두 양의 값을 가져서 소득이 증가할 때 소비가 증가함을 알 수 있다. 그런데 항상근로소득과 일시근로소득의 계수 값에서 볼 수 있듯이 소비에 대한 영향의 차이가 크지 않다. 이러한 결과는 이론적으로 설명하기 어려우며, Benito

(2005)의 경우 항상근로소득의 계수가 일시근로소득보다 4배 정도 큰 것과 대조된다. 후속 연구에서 항상근로소득 추정에 대한 보다 면밀한 검토가 필요할 것으로 보인다.

가구주의 연령은 가구 소비에 유의한 영향을 준다. 가구주 연령이 증가할수록 가구소비는 증가하는데 연령의 2차항이 유의한 음의 값을 갖는 것에서 알 수 있듯이 가구 소비는 가구주 연령이 일정 수준 이상 증가하면 하락한다. <표 5-5>의 계수 값에 의거하여 계산해 보면 가구주의 연령이 48세 전후에 이르렀을 때 가구 소비가 최고조에 달하는 것을 알 수 있다.

가구주의 교육 수준이 높을수록 가구 소비는 증가한다. 다만 4년제 대졸과 석사 이상의 차이는 거의 없다. 가구 내에 근로자수가 많을수록 소득을 통제하더라도 가구 소비는 크다. 그리고 가구 내에 고등학생 이하의 자녀가 있을 경우 가구 소비는 증가한다. 가구주가 남자인지 여부나 주관적으로 정규직으로 판단하는지 여부는 가구 소비와 무관하다. 자가주택에서 거주하는 이틀일수록 가구 소비가 높음을 알 수 있다. 이것은 자가주택을 갖지 못한 가구의 경우 주택구입을 위한 저축이 높을 것이기 때문으로 해석된다.

실직위험이 소비에 미치는 영향은 변수 ϕ 의 회귀계수를 통해 알 수 있다. 회귀계수는 -0.46에 달하여 이론에서 예측하는 바와 같이 실직위험이 높은 가구일수록 유의하게 소비를 줄임을 알 수 있다. 이러한 회귀계수 값은 Benito(2004)와 비교할 때 작은 편이다.²⁶⁾ 회귀결과에 기초하여 계산하면 우리나라의 경우 실직위험이 1 표준편차만큼 증가할 경우 소비는 3% 감소하는 것으로 나타난다. 이러한 결과는 Benito(2004)의 영국에서의 소비 감소 폭과 비슷하다. 비슷한 결과가 나온 이유는 실직위험에 소비가 반응하는 정도가 영국에 비해 더 작은 데 비해 실직확률의 표준편차는 영국에 비해 더 크기 때문이다.

가구주가 근로자인 가구에 한정하여 소비함수를 추정한 결과는 <표 5-6>에 제시되어 있는데 전체 가구에 비해 실직위험이 소비에 미치는 영향이 매우 크다는 것을 알 수 있다. 참고로 자영업자와 무급가족종사자를

26) Benito(2004)의 경우 모형에 따라 약간씩 다르지만 -0.641에서 -0.982 사이의 값을 갖는다.

<표 5-5> 소비함수 추정 결과(전체)

변수명	추정치	표준오차	유의수준
상수	2.23597	0.08733	<0.0001
class1	-0.06463	0.01017	<0.0001
D_2000	-0.19753	0.01199	<0.0001
D_2001	-0.11708	0.01028	<0.0001
D_2002	-0.03315	0.01051	0.0016
yp	0.00205	0.000174	<0.0001
yp2	0.00000	1.96E-07	<0.0001
yt	0.00197	3.36E-05	<0.0001
yt2	0.00000	3.16E-08	<0.0001
income_r	0.00033	4.18E-05	<0.0001
income_r2	0.00000	1.37E-08	0.0001
phat	-0.45783	0.15139	0.0025
age	0.06775	0.00321	<0.0001
age2	-0.00071	3.61E-05	<0.0001
educ_2	0.12669	0.01312	<0.0001
educ_3	0.20972	0.01278	<0.0001
educ_4	0.26160	0.01893	<0.0001
educ_5	0.29879	0.01727	<0.0001
educ_6	0.30252	0.0259	<0.0001
maritald	0.16908	0.01797	<0.0001
maled	0.24091	0.01608	<0.0001
regulard	-0.00426	0.01458	0.7699
nyoung	0.05060	0.00444	<0.0001
nwork	0.09554	0.00967	<0.0001
empst2_2	-0.04056	0.01584	0.0105
empst2_3	0.04350	0.01598	0.0065
empst2_4	0.09939	0.0303	0.001
homed	0.06299	0.00935	<0.0001

주: class1=맞벌이 여부 더미(맞벌이=0), D_****=연도더미, yp=항상소득, yp2=항상소득의 제곱, yt=일시소득, yt2=일시소득의 제곱, income_r=기타 소득, income_r2=기타 소득의 제곱, phat=가구의 실직위험 추정치, age=연령, age2=연령의 제곱, maritald=결혼더미(미혼=0), maled=성별더미(남성=1), regulard=정규직더미(정규직=1), educ_*=교육수준더미(1=초등학교 이하, 2=중학교, 3=고등학교, 4=전문대학, 5=4년제 대학 이상, 6=석사 이상), empst2_*=종사상지위더미(1=상용직, 2=임시일용직, 3=자영업자, 4=무급가족종사자), nyoung=고등학생(재학생) 이하 자녀수, nwork=가구 내 일하는 이의 수, homed=자가소유 여부 더미(자가소유=1).

<표 5-6> 소비함수 추정 결과(근로자가구에 한정)

변수명	추정치	표준오차	유의수준
상수	2.73847	0.10958	<0.0001
class1	-0.06018	0.01153	<0.0001
D_2000	-0.19360	0.01422	<0.0001
D_2001	-0.10721	0.01236	<0.0001
D_2002	-0.01907	0.01214	0.1163
yp	0.00223	0.000232	<0.0001
yp2	0.00000	2.53E-07	0.0001
yt	0.00210	4.84E-05	<0.0001
yt2	0.00000	8.59E-08	<0.0001
income_r	0.00043	6.34E-05	<0.0001
income_r2	0.00000	2.92E-08	<0.0001
phat	-1.01462	0.17116	<0.0001
age	0.04910	0.00435	<0.0001
age2	-0.00049	5.1E-05	<0.0001
educ_2	0.10535	0.01675	<0.0001
educ_3	0.19028	0.01619	<0.0001
educ_4	0.20801	0.02246	<0.0001
educ_5	0.25817	0.02092	<0.0001
educ_6	0.25095	0.02876	<0.0001
maritald	0.16772	0.01886	<0.0001
maled	0.17357	0.01922	<0.0001
regulard	-0.02048	0.01432	0.1527
nyoung	0.05226	0.00543	<0.0001
nwork	0.08750	0.01203	<0.0001
empst2_2	-0.03827	0.01582	0.0156
homed	0.06278	0.01096	<0.0001

주: class1=맞벌이 여부 더미(맞벌이=0), D_****=연도더미, yp=항상소득, yp2=항상소득의 제곱, yt=일시소득, yt2=일시소득의 제곱, income_r=기타 소득, income_r2=기타 소득의 제곱, phat=가구주의 실직위험 추정치, age=연령, age2=연령의 제곱, maritald=결혼더미(미혼=0), maled=성별더미(남성=1), regulard=정규직더미(정규직=1), educ_*=교육수준더미(1=초등학교 이하, 2=중학교, 3=고등학교, 4=전문대학, 5=4년제 대학 이상, 6=석사 이상), empst2_*=종사상지위더미(1=상용직, 2=임시일용직), nyoung=고등학생(재수생) 이하 자녀수, nwork=가구 내 일하는 이의 수, homed=자가소유 여부 더미(자가소유=1).

<표 5-7> 소비함수 추정 결과(근로자가구에 한정, 고용불안 확률 추정치)

변수명	추정치	표준오차	유의수준
상수	2.33067	0.07733	<0.0001
class1	-0.06357	0.01153	<0.0001
D_2000	-0.16194	0.01563	<0.0001
D_2001	-0.06256	0.01348	<0.0001
D_2002	-0.02303	0.01214	0.0578
yp	0.00235	0.00023	<0.0001
yp2	0.00000	0.00000	<0.0001
yt	0.00210	0.00005	<0.0001
yt2	0.00000	0.00000	<0.0001
income_r	0.00044	0.00006	<0.0001
income_r2	0.00000	0.00000	<0.0001
phat2	-0.30695	0.09216	0.0009
age	0.06270	0.00350	<0.0001
age2	-0.00067	0.00004	<0.0001
educ_2	0.10001	0.01677	<0.0001
educ_3	0.17700	0.01618	<0.0001
educ_4	0.20406	0.02250	<0.0001
educ_5	0.25170	0.02096	<0.0001
educ_6	0.24997	0.02883	<0.0001
maritald	0.17103	0.01888	<0.0001
maled	0.23384	0.01654	<0.0001
regulard	-0.01446	0.01438	0.3146
nyoung	0.04802	0.00538	<0.0001
nwork	0.08567	0.01208	<0.0001
empst2_2	-0.02367	0.01906	0.2142
homed	0.06281	0.01098	<0.0001

주: class1=맞벌이 여부 더미(맞벌이=0), D_****=연도더미, yp=항상소득, yp2=항상소득의 제곱, yt=일시소득, yt2=일시소득의 제곱, income_r=기타 소득, income_r2=기타 소득의 제곱, phat2=가구주의 주관적 고용불안 추정치, age=연령, age2=연령의 제곱, maritald=결혼더미(미혼=0), maled=성별더미(남성=1), regulard=정규직더미(정규직=1), educ_*=교육수준더미(1=초등학교 이하, 2=중학교, 3=고등학교, 4=전문대학, 5=4년제 대학 이상, 6=석사 이상), empst2_*=종사상지위더미(1=상용직, 2=임시일용직), nyoung=고등학생(재수생) 이하 자녀수, nwork=가구 내 일하는 이의 수, homed=차기소유 여부 더미(차기소유=1).

제외한 근로자가구에 한정했을 경우 실직위험이 1 표준편차만큼 증가할 경우 소비는 전체 가구의 두 배 이상인 6.6% 감소하는 것으로 나타난다. 이것은 근로자가구의 경우 실직위험에 훨씬 민감하게 반응하기 때문이다.

본문에서 결과를 제시하지는 않았지만 소비함수를 하위 20% 집단과 그 이외 집단으로 나누어 추정한 결과에 따르면 하위 20% 집단의 경우 소비의 설명변수 중 하나인 실직위험의 계수 부호가 양의 값을 가지면서 거의 유의하지 않게 나타난다. 이에 비해 그 이외 집단의 경우 부호가 음의 값을 가지면서 10% 유의수준에서 유의한 것으로 나타난다. 이러한 결과는 Carroll et. al.(2003)의 분석결과와 일관된다. Carroll et. al.(2003)에 따르면 미국의 경우 저소득가구의 경우에는 실직위험의 변화에 대해 소비가 반응하지 않는 데 비해 소득이 높아질수록 위험의 변화에 소비가 반응한다.

마지막으로 주관적 고용불안감을 노동시장 위험의 대리변수로 사용한 경우의 추정결과는 <표 5-7>에 제시되어 있는데 역시 주관적 고용불안감이 높아지면 소비는 감소함을 알 수 있다.

4. 소 결

본 장에서는 노동시장 위험이 가구소비에 미치는 영향을 검토하였으며 제3절의 추정결과에 따르면 실직위험은 유의하게 가구 소비를 감소시키는 것을 확인할 수 있었다. 이러한 결과를 통해 제1절에서 살펴본 가구 소비의 현황과 특징을 이해할 수 있다. 우선 제3절에서 확인한 실직위험의 계수가 유의하게 음수값을 갖는다는 것은 노동시장 위험의 증가에 따라 주어진 가구소득하에서 가구 소비가 감소한다는 것을 의미한다. 이것은 노동시장 위험이 증가하면 가구의 평균소비성향이 감소할 것을 함축하고 있다. 2002년 이후 평균소비성향이 감소하고 있음을 확인한 바 있는데 거시적인 노동시장 상황을 대표하는 실업률 역시 2002년 이후 소폭 증가하고 있음을 알 수 있다. 실업률이 증가하고 있는 점은 실직위험에 소비가 감소하는 메커니즘을 통해 2002년 이후 평균소비성향의 감소에 부분적으로나마 기여했을 것으로 추정된다.

제1절에서 살펴본 것처럼 하위 20% 소득집단의 경우 적자를 면치 못

하고 있다. 외환위기 이후 저소득계층의 실직위험이 증가하였고 실직위험이 증가할 경우 소비가 줄고 저축이 늘어나서 평균소비성향은 감소할 것으로 예상된다. 그런데 실제로는 자신의 소득 이상의 액수를 소비지출에 사용하였다. 이러한 결과는 Carroll et. al.(2003)의 분석결과를 이용하여 부분적으로 설명할 수 있다. Carroll et. al.(2003)에 따르면 미국의 경우 저소득가구의 경우에는 노동시장위험의 변화에 대해 소비가 반응하지 않는 데 비해 소득이 높아질수록 위험의 변화에 소비가 반응한다.

소비함수를 하위 20% 집단과 그 이외 집단으로 나누어 추정한 결과에 따르면 하위 20% 집단의 경우 소비의 설명변수 중 하나인 실직위험의 계수 부호가 양의 값을 가지면서 거의 유의하지 않게 나타난다. 이에 비해 그 이외 집단의 경우 부호가 음의 값을 가지면서 10% 유의수준에서 유의한 것으로 나타난다. 비록 정량적인 정확성을 기하기 어렵지만 하위 20% 소득집단의 경우 소비는 실직위험에 반응하기 힘든 것으로 나타난다. 이러한 점은 하위 20% 소득집단의 평균소비성향이 하락하지 않는 결과와 크게 모순되지 않는다.

최하위소득집단을 제외한 하위소득집단의 경우 노동시장 위험 증가가 저축을 늘리고 소비를 줄이는 힘으로 작용했을 것으로 보인다. 하지만 실제 평균소비성향은 외환위기 이전에 비해 매우 높아졌다. 이 두 가지 사실을 어떻게 모순되지 않게 설명될 수 있을까. 이에 대해 다음과 같은 가능성을 생각해 볼 수 있다.

외환위기 이전과 비교할 때 저소득가구의 소득의 증가 속도는 크게 감소했다. 그런데 저소득가구는 이러한 소득의 상대적 감소가 항상적인 것이 아니라 일시적인 것으로 판단할 수 있다. 항상소득 가설에 따르면 소비는 항상소득에 기초하여 결정되므로 항상소득은 덜 감소했다고 판단한 저소득가구는 실제 소비를 많이 줄이지 않을 수 있다. 이럴 경우 측정된 평균소비성향은 높아진다. 만약 저소득가구의 상대적으로 낮아진 소득이 지속되고 이것을 저소득가구가 항상소득으로 받아들일 경우 저소득가구의 평균소비성향은 하락하고 소비의 양극화는 현재보다 더 크게 심화될 것으로 예측할 수 있다.

제6장

노동시장 양극화와 고용전략적 대안

본 장에서는 노동시장의 양극화 경향을 완화시키기 위한 정책 대안에 대해서 검토하고자 한다. 노동시장 양극화의 근본적인 원인은 글로벌화와 기술변화에 따른 경제산업 부문에서의 불균형 성장 및 생산성의 부문간 격차의 확대 그리고 그에 대응하는 개별 경제주체들의 대응 능력의 차이에 있다. 따라서 노동시장의 양극화가 단순히 노동시장 부문만의 정책적 대응으로 해결될 수 있는 문제는 아니다. 자원의 불공정한 배분을 교정하는 경제산업정책과 취약한 부문의 경제주체들의 대응 능력을 키우기 위한 공공재로서의 교육과 훈련을 공평하게 제공하는 교육훈련정책 등이 양극화 해소를 위해서 매우 중요하다고 하겠다. 그러나 본 연구에서는 이러한 경제산업정책이나 교육훈련정책보다는 고용전략 차원의 대응 정책에 대해서 검토하고자 한다.

이는 우리 사회의 양극화 현상의 중심에 고용의 문제가 자리하고 있기 때문이기도 하다. 앞에서 검토한 바와 같이, 우리 사회의 양극화 경향의 중심에는 생산성-고용-소득간의 선순환 구조의 해체 현상이 놓여 있다. 주요 선진국들도 제조업 중심의 완전고용체제를 축으로 한 ‘생산성-고용-소득-복지’의 선순환 관계가 해체되면서 성장, 고용, 복지간의 상쇄관계에 직면하면서 양극화를 경험하고 있고, 이러한 문제를 해결하기 위해 자국의 실정에 맞는 다양한 고용전략을 개발하고 있다. 즉 고용을 통해서 양극화를 완화하거나 해소할 수 있는 국가전략적 접근이 이루어지고 있고, OECD나 EU의 고용전략도 이러한 문제의식을 반영한 범국가적 시도

들이다. 따라서 본 장에서는 노동시장 양극화의 완화·해소라는 관점에서 고용전략을 어떻게 재구성해 볼 수 있는가를 검토하고자 한다.

1. 노동시장 양극화를 극복한 고용전략 사례

노동시장의 양극화를 극복하기 위해서는 고용을 적극적으로 창출할 뿐만 아니라 고용의 질을 높이고 불평등을 완화할 수 있는 고용전략이 필요하다. 고용창출과 양질의 일자리간의 상충관계(trade-off)가 존재한다는 전통적 경제학의 논리를 경험적으로 반증하는 사례로 스웨덴, 덴마크 등이 거론된다.

높은 수준의 고용률과 양질의 일자리 창출을 동시에 달성한 사례의 특징을 살펴보면, 첫째, 노동시장에 대한 적절한 규제를 통한 임금의 하한선(wage floor)을 만들어내고, 임금불평등도를 낮추고 저임금일자리 발생을 억제하였다. 둘째, 일반 조세에 기초한 사회정책프로그램 운영으로 고용의 비임금비용(non-wage cost)을 낮은 수준으로 유지하였다. 셋째, 고용불안정성이 높은 계층을 타겟으로 한 적극적 노동시장정책에 대한 지출 비중이 높았다. 넷째, 높은 비율의 비시장영역(non-market sector)을 가지면서도 동시에 높은 생산성을 보이는 민간서비스 영역에서 적극적으로 고용을 창출하였다. 그와 함께 민간서비스 영역과의 경쟁을 촉진함으로써 비시장 부문의 생산성을 제고시켰다.

저임금근로자(중위임금의 2/3 이하)의 비중을 보면, 미국이 4명당 1명, 독일이 8명당 1명인 반면 스웨덴의 경우 20명당 1명 수준이다. 민간서비스 경제 영역의 저임금근로자들도 최저임금, 단체협약의 임금협약 효력 확장 등으로 보호를 받기 때문이다. 또한 사회보장프로그램을 고용세(payroll taxes)나 기업기여금(firm-level welfare plans)에 의존하기보다는 소득세, 법인세, 부가가치세 등의 일반 조세(general taxes)를 토대로 하여 운영함으로써 민간부문의 노동비용상승을 억제할 수 있었다.

한편, 직장안정(job security)보다는 고용안정(employment security)을 지향하였다. 기업들은 쉽게 채용과 해고를 할 수 있지만, 정부는 완전고용에 대한 책임을 가져, 정부는 고용주와 노조와 함께 노동자를 훈련시키

고 의미 있고 효과적인 노동시장정책을 공동으로 책임지는 시스템을 구축하였다. 이는 고용과 훈련 기회가 차별적이지 않는 한 비정규직 고용형태를 수용한다는 것을 의미한다. 물론 노동의 유연한 조정을 위하여 정부는 공공교육과 직업훈련, 노동시장정책에 막대한 예산을 투입하고 있으며, 덴마크는 미국에 비해서 5배나 많은 노동시장정책 비용을 지출하고 있다. 직업훈련의 경우에도 무의미한 훈련이 아니라 실업자나 비정규직 근로자들이 더 좋은 일자리의 기회에 접근할 수 있는 실질적인 힘으로 작용하도록 하였으며 저임금민간서비스 영역 근로자들에게도 매우 중요한 훈련기회가 제공되었다. 이를 통해 기업들로 하여금 고숙련을 요구하는 기업전략을 채택하도록 하는 인센티브를 제공하고 저숙련근로자들이 직 무사다리를 타고 올라갈 수 있도록 하였다.

이들 국가는 후기산업사회의 서비스고용구조 고도화선진화를 실현 하였는데, 보육, 노인간병 및 기타 사회서비스를 민간부문이 공급하게 하기보다 국가나 비영리조직이 공급함으로써 더 숙련도가 높고 임금 수준 이 높은 일자리를 특히 여성에게 창출할 수 있었다. 사회서비스를 위한 높 은 조세부담을 선택할 경우, 개별 가구는 가처분소득(after-tax income) 이 작아져 사적인 민간서비스를 소비할 수 있는 여력이 작아지고 민간저 임금서비스경제 영역의 고용 비중이 줄어든다. 그러나 높은 세금은 민간 소비자 서비스 시장을 위축시킬 수 있지만, 이것이 고용을 희생하는 것은 아니었다. 결국, 사회적 서비스 수준을 제고하는 것은 후기산업사회의 고 용구조의 질적 구조를 제고하는 데 기여한 것으로 판단된다.

2. 노동시장 양극화 극복을 위한 고용정책적 대안

노동시장 양극화는 ‘저임금일자리-근로빈곤층’(trash-jobs and working poor)의 문제를 제기한다. 빈곤 문제가 노동시장으로부터 배제된 취약계층의 문제일 뿐만 아니라 근로빈곤의 문제라는 것이다. 이는 정책적으로도 빈곤층에게 일자리를 제공하는 것 자체뿐만 아니라, 빈곤층에게 제공 되는 일자리의 질을 높여야 한다는 정책적 함의를 지닌다. 빈곤 문제를 해결하기 위해서는 단순히 빈곤층을 노동시장으로 끌어들이는 정책에 그

치지 않고, 하위일자리의 생산성과 고용의 질을 동시에 높일 수 있는 정책적 방향 모색이 필요하다.

또한, 노동시장 양극화는 개인의 사회적 이동성(social mobility)의 기회를 제약하고 사회적 연대를 해치며 다른 형태의 차별과 양극화를 초래할 수 있다는 문제를 제기한다. 중위 수준 일자리 증가율의 현저한 둔화는 하위의 일자리를 가진 자들이 더 높은 일자리로 상향 이동하기가 더 어려워진다는 함의를 가진다.

이러한 양극화 문제에 대처하기 위한 정책 방향으로는 다음과 같은 세 가지를 고려할 수 있을 것이다.

첫째, 하위일자리를 가진 사람들(근로빈곤층)의 생활수준을 개선하는 정책이다. 저임금일자리 계층에 대한 각종 소득보조정책(국민기초생활보장, 근로소득세 감면, 사회복지분담금 면제 등) 및 EITC 등이다.

둘째, 정부정책을 통해 창출되는 일자리의 형태에 직접적인 영향을 주고, 다양한 방법으로 중간수준의 일자리를 만들어내고, 저임금일자리 줄이는 정책이다. 이와 관련된 정책으로는 저임금일자리 발생 자체를 억제하는 최저임금제도와 하도급구조개선 정책 등이 있고, 중간수준의 일자리 창출을 위해 공공부문 주도의 고용창출 전략과 민간이 고용을 창출할 수 있는 인센티브와 제도적인 하부구조를 창출하는 전략이 있다. 공공부문 고용창출 전략은 고용창출의 방향을 개인서비스 부문의 저임금일자리로부터 중간영역의 고용창출로 전환하는 역할을 할 수 있을 것이다. 사회서비스 부문의 일자리 잠재력을 개발하여 도소매 및 음식·숙박업의 개인서비스 관련 직종의 저위일자리를 대체하는 정책적 프로그램이 필요할 것이다. 동시에 중위 수준의 일자리 지키기 정책으로 일자리 줄이기 위주의 구조조정에서 일자리를 지키면서 경영혁신을 통해 생산성을 높이는 모델을 개발할 필요도 있다. 여기에는 제조업 대기업이 교육훈련에 투자할 수 있는 인센티브와 사회적 분위기 조성이 필요할 것으로 판단된다.

셋째, 숙련노동의 공급을 늘리기 위한 교육훈련정책의 강화 정책이다. 숙련노동의 공급부족으로 인해 숙련일자리가 채워지지 못하는 숙련불일치의 문제를 해소하는 것도 노동시장 양극화에 대응할 수 있는 중요한 정책 방향이다. 즉 중위일자리의 경우 숙련불일치에 따른 일자리 감소의 가

능성이 높다고 판단되기 때문에 저소득계층이 교육이나 훈련을 통해서 상향 이동할 수 있는 방식으로 교육훈련시스템이 구축되어야 할 것이다. 그러나 숙련노동공급을 무작정 확대하는 것이 숙련노동수요를 창출하지는 않는다. 따라서 중간적 고용을 창출하는 효과적인 수단은 교육훈련을 산업정책과 연계시키는 것이다. 고용주로 하여금 중간적인 일자리를 창출하도록 하는 인센티브를 제공하는 산업정책과의 결합이 필요한 것이다.

이러한 양극화에 대응하기 위한 고용정책의 방향을 반영하여 우리나라 고용전략의 주요 정책 내용으로 담겨야 할 내용을 검토하기로 한다.

가. 광범한 저생산성·저임금 고용 부문에서의 고용의 질 제고

제2장에서도 검토하였듯이, 우리나라의 경우 산업구조나 기업구조 등이 매우 양극화된 구조를 가지고 있다. 중소기업·자영업·개인서비스업 등 비핵심영역은 과잉고용과 낮은 생산성을 특징으로 하고 있다. 따라서 중소기업·자영업 부문의 구조조정을 통해 저임금·저생산성 영역을 축소조정하고 이 부문에서 고용의 질을 제고할 필요가 있다. 즉 우리나라의 경우, 저임금·저생산성 부문의 경우 고용이 과잉인 상태로 이 부문에서의 고용창출의 필요성은 상대적으로 낮은 상태로 판단되므로, 오히려 최저임금 인상과 적용 확대를 통해 저임금·저생산 부문의 고용 비중 축소 조정을 유도하고 고용의 질을 높일 필요가 있다. 중위임금 대비 최저임금의 비율이 2004년 현재 30% 수준을 벗어나지 못하고 있다. 주요 선진국들이 최저 40% 이상이라는 점을 고려할 때, 국제적으로도 낮은 편이다. 따라서 최저임금을 단계적으로 OECD 평균 수준으로 인상할 필요가 있다. OECD(1998) 국가들의 경우도 최저임금이 평균 이상이면 저임금근로자 비중과 빈곤율도 낮은 것으로 나타나고 있고, 일자리 창출에도 장애요인이 되지 않는 것으로 보고하고 있다.

또한 임금소득보전제(In-Work Benefits)를 보완적으로 활용하여 저임금근로계층의 탈빈곤을 제도적으로 보장하여 최저임금제와 임금소득보전제와의 정책조합을 꾀한다. OECD(1998)도 최저임금이 소득불평등을 감소시키는 효과는 있지만, 빈곤가구 가운데 취업자가 하나도 없는 가구

<표 6-1> 평균임금 대비 최저임금 수준(1997년)

	풀타임 중위임금 기준						풀타임 평균임금 기준				평균 시간당 임금 (제조업)
	정액 급여	초과근로수당과 보너스 포함					정액 급여	초과근로수당과 보너스 포함			
벨기에	61.1	50.4	49.2	55.2	65.5	71.6	52.6	43.4	63.3	59.9	
캐나다	-	39.6	35.1	46.8	-	90.1	-	35.7	58.4	38.2	
체코	-	21.2	19.4	24.6	-	34.6	-	18.7	23.0	-	
프랑스	68.5	57.4	55.2	63.3	-	86.2	55.3	46.3	71.7	68.7	
그리스	-	-	-	-	-	-	-	-	-	51.4	
헝가리	-	37.4	-	-	-	71.9	-	32.6	-	40.7	
일본	39.7	30.8	26.5	42.1	44.9	64.7	34.9	27.1	43.9	46.8	
한국	30.6	24.4	21.2	36.0	35.0	47.4	27.4	21.5	33.5	30.7	
룩셈부르크	-	-	-	-	-	-	-	-	-	53.9	
멕시코	-	-	-	-	-	-	-	-	-	27.6	
네덜란드	55.9	49.4	47.2	61.0	-	77.6	51.1	45.2	76.1	58.1	
뉴질랜드	47.4	45.6	41.9	51.4	59.2	81.4	41.0	39.4	-	52.8	
폴란드	-	44.6	39.6	49.6	-	78.3	-	40.8	-	-	
포르투갈	-	-	-	-	-	-	49.6	41.9	-	64.1	
스페인	36.4	32.4	30.1	42.3	-	66.6	28.8	25.6	-	40.6	
터키	-	-	-	-	-	-	-	-	-	27.7	
미국	43.3	38.1	33.2	44.4	59.7	79.5	34.9	30.6	52.5	36.1	

자료: OECD(1998), p.37.

도 있고 두 명 이상의 중산층 가구도 있기 때문에 임금소득보전제와의 정책조합이 필요하다는 점을 강조하고 있다. 우리나라의 경우에도, 이미 광범한 저임금근로계층이 존재하고 있는 상황에서는, EITC와 같은 임금소득보전제는 저임금일자리를 양산하는 효과보다는 저소득계층 소득보전의 효과가 더 클 것으로 판단되므로, 최저임금제도의 보완적인 제도로 활용할 수 있다고 판단된다.

우리나라 노동시장 양극화의 가장 큰 특징 중의 하나가 대기업과 중소기업간의 양극화 현상이다. 이는 대기업과 중소기업간 지불능력의 차이에 기인하는데, 특히 최근 들어 대기업의 1인당 인건비는 증가하는 반면 전체 인건비 비중은 감소하는 경향을 보이고 있다. 이는 외주하청을 통한 단가인하로 인해 대-중소기업간 임금격차가 확대되고 있다는 것을 의미

한다. 따라서 하도급 거래에 대한 주기적이고 정밀한 조사 등을 통해 하도급 거래의 투명성을 높이고 부당 하도급 거래에 대한 철저한 징계와 처벌 등을 통해 하도급 거래의 공정거래관행을 확립할 필요가 있다. 또한 민간의 하도급 거래에서의 공정거래관행을 정착시키기 위해서 하도급법 위반 업체에 대해서 정부조달계약에의 참여를 제한하는 방안을 도입할 필요가 있다. 그리하여 현재 15.9%에 불과한 하도급법 적용 대상 비중을 서비스업으로 확대 적용시키고, 기업복지기금의 비정규직, 하청기업근로자로의 확대 적용, 노사자율적인 연대임금 추진을 위한 여건 조성 등이 필요하다.

중소기업과 자영업의 고용구조 개선 및 고용의 질 제고를 위해서는 중소기업 지원 중심의 국가산업전략이 필요하다. 기존의 대기업 중심의 경제산업 정책기조를 전면적으로 수정할 필요가 있다. 중소기업으로 우수 인력과 R & D가 유입될 수 있는 유인이 제공되어야 하며, 이를 위해 공공정책 및 공적자원을 중소기업으로 집중하는 국가 전략이 필요하다. 그러나 중소기업에 대한 다양한 지원정책을 ‘선택과 집중’이라는 원칙하에 재정비할 필요가 있고, ‘선택과 집중’으로 배제된 계층에 대해서는 사회정책적 접근을 강화해야 한다. 정부지원 의존에서 벗어날 가능성이 없는 기업들은 구조조정을 하는 방향으로 접근하고 이에 대해서는 전직지원, 직업훈련 등의 고용서비스를 결합해야 한다. 또한 중소기업에 대한 지원은 개별적 자금지원 형태보다는 공공재(공동훈련, 공동복지, 근로환경 개선 지원) 형태로 접근되어야 하는 원칙을 확인할 필요가 있다.

한편 자영업의 경우에도 사회정책 및 고용정책의 틀 속으로 끌어들여야 한다. 서비스산업의 구조조정 과정에서 자영업주들이 무리없이 직업을 전환할 수 있도록 고용안정센터의 역할을 강화하고, 자영업주에 대한 고용안정과 컨설팅서비스를 강화해야 한다. 특히 자영업으로의 준비되지 않은 진출-높은 퇴출률의 부작용을 줄이기 위해서는 충분한 정보와 교육훈련이 중요하다. 자영업 창업 의사를 가지고 있는 사람들을 적극적으로 고용안정센터로 끌어들이고, 이들에 대한 지역 단위의 충분한 창업 관련 정보를 사전에 제공하는 시스템을 강화함으로써 준비되지 않은 자영업 진출을 사전에 방지할 필요가 있다.

나. 사회서비스 부문에서의 공공부문 주도 고용창출 전략

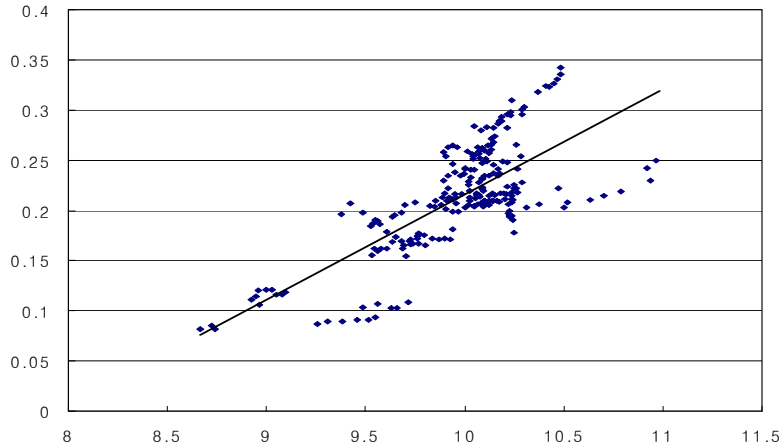
공공행정, 교육, 보건의료, 복지 등 사회서비스 부문에서 적절한 임금과 사회적 보호 수준을 갖춘 사회서비스 일자리를 공공부문 주도로 창출하는 전략이 요구된다. 저임금-저생산성 부문의 고용조정에 대한 안전판 역할과 광범한 복지 사각지대의 존재라는 복지정책의 실패와 사회서비스의 과소공급이라는 시장 실패에 대한 적극적 대응과 가사노동의 사회화시장을 촉진하고 고령사회에 대응하는 적극적 전략이 필요하다.

현재 우리나라의 사회서비스는 여러 가지 기준에 비추어 볼 때 과소공급되고 있다고 판단된다. OECD 주요국의 사회서비스업 취업자 비율이 25~33% 수준인 데 반하여 우리나라의 경우 12~3%대에 머물고 있고, 국민소득수준, 부양인구비율, 정부지출비중 등을 고려할 경우에도 그 비중이 크게 낮은 수준이다. 사회서비스의 경우, 국민소득 증가에 따라 규모가 확대되는 정상재임에도 불구하고(그림 6-1 참조) 우리나라에서는 다양한 시장 실패²⁷⁾로 인하여 시장규모가 확대되지 못하고 있다. [그림 6-2]는 OECD 주요국가들의 국민소득수준, 부양인구비율, 정부지출비중 등의 변수를 가지고 추정한 사회서비스 취업 비율 예측치에 우리나라의 각 변수를 대입했을 경우의 사회서비스업 취업 비율 예측치를 나타내고 있다. 이 추정에 따르면, 2003년의 경우 국민소득수준과 부양인구비율을 고려한 적정 사회서비스업 고용에 비해 약 70만 명 정도가 적은 것으로 나타나고 있고, 현재의 중기재정계획을 따라 가더라도 2008년에도 약 50만 명 정도가 부족할 것으로 예측되고 있다.

공공부문 주도의 사회서비스 고용창출 전략은 경제적으로도 필요한 전략이고 지속 가능한 전략으로, 사회서비스 부문에서의 시장 실패를 보완하여 시장을 적극적으로 창출하고 다양한 긍정적 외부효과를 유발할 수 있다. 시장에만 맡길 경우 이루어지지 않는 새로운 시장을 창출할 것으로,

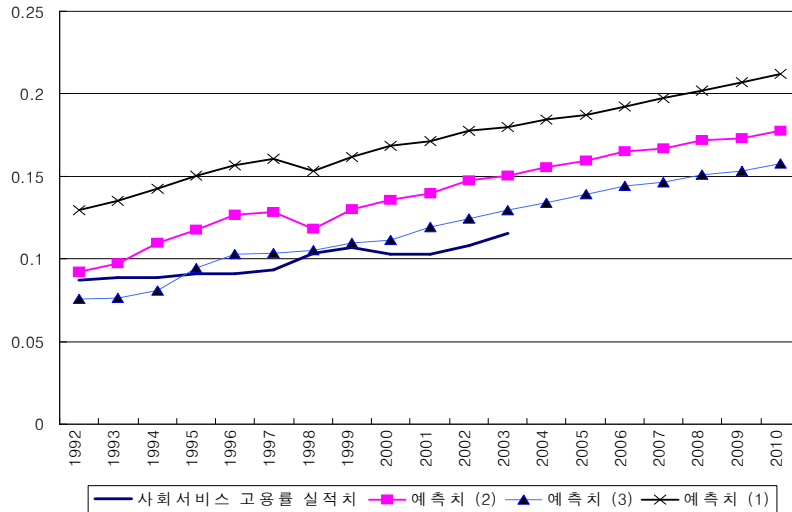
27) 사회서비스 부문에서의 시장 실패는 기술적인 문제 또는 정보의 제한 등의 이유로 사적인 거래생산이 과다한 비용을 초래할 수 있고(보육이나 간병) 금전적인 제약이 개인의 사적인 선택을 크게 제약할 수 있는 경우(교육) 발생할 가능성이 높다.

[그림 6-1] 1인당 GDP와 사회서비스 고용 비중간의 관계



자료: 사회서비스 고용률은 ILO(<http://laborsta.ilo.org>) 참조.
 1인당 GDP는 2000년 불변가격의 PPP 달러 단위로서 세계은행의 세계개발지표 (World Development Indicator, WDI)(<http://publications.worldbank.org/subscriptions/WDI/>).

[그림 6-2] 사회서비스 고용 비중의 예측치



주 : 예측치(1)=1인당 GDP만 고려할 때의 예측치.
 예측치(2)=1인당 GDP와 부양인구비율 등을 고려할 때의 예측치.
 예측치(3)=1인당 GDP와 부양인구비율, 정부지출비중 등을 고려할 때의 예측치.
 자료: 김혜원((2005).

국민소득수준에 비해서 사회서비스가 과소공급되고 있는 것은 정상적 시장 메커니즘의 작용을 보장하기 위한 규제나 지도의 영역에서마저 정부의 역할이 미진할 수 있다는 것을 의미한다. 이는 사회서비스 부문에서의 시장 실패는 기술적인 문제 또는 정보의 제한 등의 이유로 사적인 거래 생산이 과다한 비용을 초래할 수 있고(보육이나 간병) 금전적인 제약이 개인의 사적인 선택을 크게 제약할 수 있는 경우(교육) 발생할 가능성이 높기 때문이다. 따라서 공공부문 주도의 고용창출은 새로운 시장을 창출하고 기존 시장을 확대하는 데 촉진자 역할을 할 수 있을 뿐만 아니라, 복지서비스 부담을 기업보다 국가가 책임짐으로써 기업 단위의 노동비용의 축소 조정을 유도하여 기업의 경쟁력 제고와 고용창출에 기여할 수 있다.

공공부문의 고용창출 전략은 정부예산 적자를 유발하지 않는 지속 가능한 전략으로, 공공부문 고용창출이 초래할 수 있는 정부예산상의 문제는 노동력 공급 증가 및 시장의 창출확대를 통해 조세원(tax base)이 확대됨으로써 동태적으로 해결될 수 있다. 특히 공공부문 고용창출은 가사노동의 사회화 전략과 결합될 경우, 가사노동의 시장노동으로의 전환에 따라 국민소득과 조세원을 증가시킬 수 있고, 여성들이 서로의 자녀를 보육하거나 서로의 부모를 보호해 주는 방식으로 가사노동이 시장화하여 시장이 창출되고 GDP 증가와 세원의 확대로 이어질 수 있다²⁸⁾.

또한 사회서비스 중심의 공공부문 고용 증가는 관료화된 정부의 팽창이 아니라 대부분 국민에게 직접적으로 서비스를 제공하는 기능의 확대이기 때문에 예산 낭비의 가능성보다는 민간시장의 대체 가능성이 문제일 수 있다. 그러나 민간시장이 시장 실패로 위축된 상태에서는 민간시장 대체가능성은 상대적으로 작을 수 있고, 공공부문의 사회서비스가 민간부문의 사회서비스와 기능적으로 보완하면서 시장을 더 확대시키는 효과도 가질 수 있을 것이다.

공공부문 고용창출은 가사노동의 사회화시장화 전략과 결합되어 추진되어야 효과적이다. 저임금풀타임근로자 가장을 가지고 있는 단독부양

28) 물론, 사적으로 이루어지던 가사노동을 시장화하려면, 근본적으로 개인적인 활동들이 명백한 시장가치로 환산되어야 하고, 바람직하지 않은 부작용들을 제한하는 다양한 규칙과 조건들을 세밀하게 설계해야 할 것이다.

가족의 경우, 추가적 소득원(second income)을 가지는 것이 빈곤으로부터 탈출하는 데 효과적일 수 있다. 높은 여성의 경제활동참가율은 저출산, 고령화 시대에 부양비의 악화에 대한 대안일 뿐만 아니라, 비전통적 가족 형태 출현과 불안정한 노동시장으로 인해 발생하는 빈곤가구로의 전락을 방지하는 중요한 수단이다.

공공부문 고용창출에서도 고용의 질이 보장되는 장치를 만들어야 한다. 공공부문의 고용창출이 기존의 공공근로와 같은 일시적인 소득보전형 일자리를 창출함으로써 또 하나의 저임금일자리의 온상을 만들어내서는 안되며, 사회적으로 수용 가능한 근로조건이 보장되는 온전한 일자리가 되어야 할 것이다. 사회서비스 고용은 노동시장의 이중구조화에 따라 저임금일자리로 전락할 가능성이 존재하는 부분이므로,²⁹⁾ 기득권을 보장확대하는 방식이 아닌 형태로 기존의 공공부문에 준하는 최저근로조건이 보장되도록 하고, 공공서비스를 민간위탁할 경우에도 근로조건외 최저기준 보장을 정부조달계약조건으로 설정할 필요가 있다.

다. 고용의 안정성과 유연성의 제고

노동시장 양극화의 주요한 현상 형태 중의 하나는 고용의 불안정성이라고 할 수 있다. 부문간, 계층간 고용불안정성의 부문간 차이가 확대되고 있을 뿐만 아니라 제5장에서도 보았듯이 고용불안 요인이 실제로 소득과 소비의 양극화에 영향을 미치고 있다. 이러한 고용불안 및 고용불안 심리의 증대는 거시경제적으로 소비와 투자를 위축시키고 미시적으로 노사관계의 불안정 요인이 되면서 양극화를 촉진하는 경향도 있다. 물론 글로벌화에 따른 생산물시장경쟁과 기술변화 등은 미시적 수준에서의 수량적인 고용유연성에 대한 필요성을 크게 하고 있는 것은 사실이다. 따라서

29) 공공부문 고용창출 전략을 매우 적극적으로 추진해 온 스웨덴의 경우에도, 공공부문 피용자는 사회 내에서 특혜 받은 집단이 아니고, 보수도 민간부문의 동일한 일자리에 비해서 낮고 부가급여도 그리 크지 않다. 예를 들어, 스웨덴의 의료 부문의 여성고용은 1960년대 중반에 비해 1980년대 중반에 3배나 증가하였으나 이 부문의 실질임금은 거의 변화가 없었다. 이는 공공보육이 크게 확대됨으로써 여성의 노동력공급곡선이 우측으로 이동했기 때문인 것으로 분석되고 있다.

유연성과 안정성을 모두 보장하는 시스템을 구축하기 위해서는 다음 세 가지가 필요하다. 첫째, 유연화가 초래하는 위험을 사회화하는 방식이 필요하다. 둘째, 유연성이 필요한 부분과 안정성이 필요한 부분을 구분하고 안정성의 경제사회적 가치를 인정하는 접근 방법이 필요하다. 셋째, 유연화로의 이행 과정을 잘 관리할 필요가 있다.

첫째, 외부적·수량적 유연성이 초래하는 위험을 개인이 떠안느냐 아니면 사회가 떠안느냐는 매우 다른 결과를 초래할 수 있다. 위험을 개인이 떠안을 경우 고용불안감은 더 커지고 경제의 총수요에 부정적인 영향을 줄 수 있으며, 미시적 유연성이 거시적 불안정성을 초래할 수 있다.³⁰⁾ 따라서 고용불안의 위험을 개인이 아닌 사회가 책임지도록 함으로써 고용유연화가 자연스럽게 증진될 수 있도록 하는 방안이 필요하다. ‘고용유연성 제고를 통한 고용안정’이라는 이데올로기적 논의보다는 ‘고용안정을 보장함으로써 고용유연성’이 높아지는 경로를 모색할 필요가 있다. 그러나 고용안정은 고용보호법제의 강화보다는 노동이동 과정에 대한 사회적 보호를 강화하고 기업의 내부노동시장을 유연화하는 방식으로 이루어져야 할 것이다. 고용보호규제가 강한 것은 고용안정심리와 부의 상관관계를 가지나 후한 실업급여는 근로자의 고용안정심리와 정의 상관관계를 가지는 것으로 나타나고 있고(OECD, 2004: 92) 고용불안성이 높은 중소기업 근로자들의 경우, 고용보호법제(EPL)보다는 후한 실업급여가 더 고용안정심리에 중요할 것이다. 예를 들어, 덴마크의 경우, 고용보호 수준이 중간 이하이지만 근로자들이 느끼는 고용불안은 낮은 편이다. 덴마크는 평균근속년수가 8.3년(2001년)으로 주요 선진국에 비해서 낮은 편이지만, GDP의 5%를 노동시장정책에 사용하고 있고, 손실된 임금의 60~70%를 대체해 주고 있다(저소득층의 경우 약 90%를 대체해 줌). 스웨덴의 경우에도 기업들이 종업원을 해고할 때뿐만 아니라 채용공고를 10일 이상 계

30) 미래의 고용불안확률의 증가에 대응하여 실직 이전 5년 전에 약 5%의 소비를 줄이는 효과를 가진다는 연구도 있고(Stephens, 2001), 실업자가 실업보험의 보호를 받지 못할 경우 소비가 22% 줄지만, 실업보험의 보호를 받을 경우 6.8% 주는 것으로 그치고, 소득대체율이 현재의 50% 수준에서 84%까지 올라가면 소비는 거의 줄지 않는 것으로 나타난다(Gruber, 1997). 실업보험시스템은 조세시스템보다 수요진작효과가 8배나 큰 것으로 나타나고 있다(Orszag, 2001).

속할 경우 지역계시판(local board)에 반드시 신고하도록 되어 있다. 또한 해고가 아닌 자발적 이직의 경우에도 고용서비스를 통해 직업훈련 보조를 받을 수 있으며, 훈련프로그램도 1년 이상인 경우가 있다. 결국 유연성을 촉진하면서도(enabling flexibility) 안전성을 보장하는 균형(ensuring security)을 찾아 가는 것이 매우 중요하며 이를 위해서는 적극적 노동시장정책의 지출을 국가전략적 차원에서 대폭 확대할 필요가 있다.

둘째, 수량적 유연화가 생산성과 고용의 질을 높이는 부분이 있는가 하면, 내부노동시장의 기능적 유연화가 생산성과 고용의 질을 높일 수 있는 부분도 있다. 특히 중소기업들의 경우 과도한 유연성이 생산성 향상에 장애요인으로 작용하고 있기도 하다(ILO, 2005). 따라서 수량적 유연성 또는 외적 유연성의 필요성도 인정하면서, 안정적이고 적응성이 높은 내부노동시장의 가치가 필요한 부분도 있다는 것을 인정해야 한다. 노동시장규제는 효율성 손실(efficiency losses)을 초래할 수도 있지만, 보험적 이득(insurance benefits)도 창출하고, 특히 인적자원 손실의 위험에 대한 위험보장 효과를 가진다는 것을 인정할 필요가 있는 것이다.

대기업과 공공부문에서의 장기적인 고용안정성이 보장되기 위해서는 작업장·직무 혁신을 통한 내부유연성 제고가 필요하다. 이를 위해서는 대기업과 공공부문의 노사가 단기주의적 행위에서 벗어나 장기적 행위 전략을 하도록 유도할 수 있는 정책 인센티브 구조가 설계되어야 한다. 기업의 단기주의적 고용전략과 노동조합의 단기주의적인 임금전략이 경직적인 나쁜 균형을 형성하고 있기 때문에, 고용정책은 이러한 단기주의를 초래하는 노동시장의 불확실성과 불안정성을 줄임으로써 기업의 유연성을 높이고 노사간의 타협을 이끌어 낼 수 있는 정책 패키지 형태로 구성되어야 한다. 노동조합도 현재와 같은 단기주의적 임금전략으로는 미래의 도전에 제대로 응전할 수 없을 것이다. 고용안정과 생산성 향상의 맞교환이 이루어지는 장기주의적 고용전략을 지원하는 정책 개발이 필요하다.

한편 비정규직의 고용안정을 제도적으로 보장하는 장치의 개발이 필요하다. 최근 들어 비정규직의 증가는 주로 기간제(계약제) 고용의 증가에 기인한다. 기간제 근로의 남용을 방지하고 이들의 고용안정을 유도하기 위해 기간제 근로의 고용계약을 해지할 경우 해지수당을 제공하는 방안

이나 고용보험요율제도의 도입 등을 검토할 필요가 있을 것이다. 이는 OECD에서도 인정하고 있는 방안이기도 하다.

셋째, 유연한 시스템으로의 이행에 대한 공정하고 효과적인 관리(better governance of transitions)가 필요하다. 유연한 노동시장으로의 공정하고 효과적인 이행을 위해서는 사회정책(적극적 노동시장정책)과의 효과적인 결합 및 노동력의 수요자와 공급자간의 사회적 타협 등이 매우 중요하다. 노동시장 유연화로 가는 적정 경로는 유연성을 더 높은 수준의 안전성과 교환하는 사회정책과 사회적 타협의 메커니즘을 필요로 하는 것이다.

고용의 양과 질의 측면에서 모두 좋은 고용성적을 나타낸 국가들의 주요한 특징의 하나는 강화된 사회정책과 노동시장정책에 토대를 둔 노동시장유연화 전략이었다. 결국, 유연성을 촉진하면서도(enabling flexibility) 안전성을 보장하는 균형(ensuring security)을 찾아 가는 것이 매우 중요하며 이를 위해서는 적극적 노동시장정책의 지출을 국가전략적 차원에서 대폭 확대하고 노동력 공급자와 수요간의 사회적 타협이 중요한 역할을 하였다.³¹⁾ 우리의 경우에도, 고용의 안정성과 유연성의 동시 제고를 위해서는 대기업과 공공부문에서의 작업장·직무 혁신을 통한 내부유연성의 증대, 비정규직의 고용안정을 높일 수 있는 제도적 장치의 구축, 적극적 노동시장정책, 고용안정서비스 및 실업급여의 확대를 통한 사회적 수준에서의 고용안정 수준의 제고 등의 방향성을 가지고 사회적 주체들이 타협해 가는 방식으로 추진되어야 할 것이다.

31) EU의 유연안전성(flexicurity)이나 ILO의 보호된 유연성(protected mobility)의 개념도 노동시장규제 완화에 따른 위험의 사회화와 고용안정성(employment stability)과 직무안전성(job stability)의 구분에 기초하고 있다.

참고문헌

- 금융경제연구원(2004), 『경제양극화의 원인과 정책과제』, 한국은행.
- 금재호·조준모(2005), 「고용불안정성의 동태적 변화에 관한 연구」, 한국경제학회 공동학술대회 발표문, 1~48쪽.
- 김교성·반정호(2004), 「고용상태와 빈곤경험이 빈곤이행에 미치는 영향에 관한 연구」, 『사회복지정책』 제18호, 31~52쪽.
- 김유선(2005), 「노동소득 분배구조 개선을 위한 정책과제」, 『노동과 사회』, 2005년 2월호, 한국노동사회연구소.
- 김혜원(2005), 「한국의 사회서비스 현황 및 OECD 국가와의 비교」, 한국노동연구원 내부자료.
- 남재량(2005), 『고용불안계층의 실태 및 고용정책과제』, 한국노동연구원.
- 박성준(2000), 「금융위기 이후 소득불균등에 대한 연구」, 『노동경제논집』, 제23권 제2호, 61~80쪽.
- 신관호·주원(2002), 「소득불확실성이 부의 축적과 소비에 미치는 효과」, 『경제분석』 8(1), 한국은행, 100~134쪽.
- 신원철(2005), 「노동조합의 단체교섭과 임금소득불평등」, 『노동과 사회』, 2005년 3월호, 한국노동사회연구소.
- 유경준(2000), 『고용창출에 관한 연구』, 한국개발연구원.
- 유경준·김대일(2005), 『외환위기 이후 소득분배구조 변화와 재분배정책효과 분석』, 한국개발연구원.
- 윤진호(2005), 「노동시장 양극화 문제, 어떻게 해결할 것인가?」, 국회의원 김영주 정책토론회.
- 이병희 외(2005), 「노동시장 현안과 정책과제」, 한국노동연구원 내부자료.
- 전광명·이해인(2004), 「우리나라 노동시장의 이원화 실태분석」, 『조사통계월보』, 한국은행.
- 전병유(2003), 「일자리 양극화 경향과 빈곤 정책의 방향」, 한국노동연구원 내

부자료.

- 한국개발연구원(2005), 『경제양극화 실태와 정책과제』.
- 한국생산성본부(2004), 『생산성 국제비교 2002』.
- 이병화·정재호(2002), 「경제위기 이후의 빈곤구조 분석: 반복빈곤 및 고용과의 관계를 중심으로」, 『동향과 전망』 통권 제52호, 한국사회과학연구소, 128 ~ 150쪽.
- 황덕순(2001), 「경제위기 이후의 빈곤에 대한 동태분석」, 『노동정책연구』 가을호, 31 ~ 59쪽.
- Alan Manning(2004), “We Can Work it Out: The Impact of Technological Change on the Demand for Low-Skill Workers”.
- Atkinson, A. B(1999), *The Economic Consequences of Rolling-Back the Welfare State*, MIT. Press, Cambridge, MA.
- Auer and Cazes(2003), *Employment Stability in an Age of Flexibility-Evidence from Industrialized Countries*, ILO, Geneva.
- Autor, David H, Frank Levy and Richard J. Murdane(2003), “The Skill Content of Recent Technological Change: An Empirical Exploration”, *Quarterly Journal of Economics*.
- Benito(2004), “Does Job Insecurity Affect Household Consumption?”, Working paper No.220, Bank of England.
- _____ (2005), “Does Job Insecurity Affect Household Consumption?”, Oxford Economic Papers, pp.1 ~ 25.
- Blank, Rebecca(1997), “Research and Policy Reflections on the Structural Changes Occurring in North American Labour Markets”, in *Transition and Structural Change in the North American Labour Market*, Edited by Michael G. Abbott, Charles M. Beach and Richard P. Chaykowski, Kingston, Ontario: IRC Press at Queen's University.
- Blau, F. and L. Kahn(1994), “International Differences in Male Wage Inequality: Institutions versus Market Forces”, NBER Working

- Paper No.4678.
- Bluestone, B. and B. Harrison(1988), “The Growth of Low-Wage Employment: 1963 ~ 86”, *American Economic Review*, 78.
- Browning and Lusardi(1996), “Household Saving : Micro Theories and Micro Facts”, *Journal of Economic Literature* XXXIV, pp.1797 ~ 1855.
- Carroll, Dynan and Krane(2003), “Unemployment Risk and Precautionary Wealth : Evidence From Households' Balance Sheets”, *The Review of Economics and Statistics* 85(3), pp.586 ~ 604.
- Carroll and Samwick(1998), “How Important is Precautionary Saving”, *The Review of Economics and Statistics*, 80(3), pp.410 ~ 419.
- Campos, J. E. and H. L. Root(1996), *The Key to the Asian Miracle: Making Shared Growth Credible*, Brookings Institution Press.
- Costrell, Robert M(1990), “Methodology in the ‘Job Quality’ debate”, *Industrial Relations*, Vol.29, No.1.
- Cowell, F. A.(1995), “Measuring Inequality”, 2nd Edition, London : Prentice Hall/Harvester Wheatsheaf.
- D'Ambrosio, C.(2001), “Social Distance between Workers”, *Economics of Transition*, Vol.9, No.2, pp.463 ~ 486.
- De Lucia and Meacci(2004), “Does Job Security Matter for Consumption? An Analysis on Italian Microdata”, mimeo.
- Devroye, Daniel., and Richard B. Freeman(2001), “Does Inequality in Skills Explain Inequality in Earnings Across Advanced Countries?”, *National Bureau of Economic Research*, Working Paper 8140.
- Duclos, J. Y., J. Esteban, and D. Ray(2004), “Polarization: Concepts, Measurement, Estimation”, *Econometrica*, Vol.72, No.6, pp.1737 ~ 1772.
- European Commission(2004), “Employment in Europe 2004: Recent Trends and Prospects”, Chapter 4: Labour Market Transitions and Advancement: Temporary Employment and Low-Pay in Europe.
- Esteban Joan-Maria, and Debraj Ray(1994), “On the Measurement of Polarization”, *Economica*, Vol.62, No.4, pp.819 ~ 851.

- Esteban, J. M. and D. Ray(1999), "Conflict and Distribution", *Journal of Economic Theory*, Vol.87, pp.379 ~ 415.
- Esteban, J. M, C. Gradin, and D. Ray(1999), "Extensions of a Measure of Polarization with an Application to the Income Distribution of five OECD Countries", mimeo, Instituto de Analisis Economico.
- Eurostat(2004), *Employment in the Market Economy in the European Union—An Analysis Based on the Structural Business Statistics. With Data on the Enlarged Europe*, Eurostat; European Commission Luxembourg: EUR-OP.
- Farber, Alan, Duncan Gallie and Francis Green(2002), "Work Skills in Britain, 1986 ~ 2001", *Department for Education and Skills*.
- Forster, Michael and Marco Mira d'Ercole(2005), "Income Distribution and Poverty in OECD Countries in the Second Half of the 1990s, OECD Social", *Employment and Migration Working Papers*, No.22.
- Foster, J. E. and M. C. Wolfson(1992), "Polarization and the Decline of the Middle Class: Canada and the U.S", mimeo, Vanderbilt University.
- Freeman, Richard B.(2001), "The Rising Tide Lifts.? NBER Working Papers 8155, National Bureau of Economic Research, Inc.
- Freeman, Richard B.(2000), "Single Peaked Vs. Diversified Capitalism: The Relation Between Economic Institutions and Outcomes", NBER Working Papers 7556, National Bureau of Economic Research, Inc
- Freeman, Richard B. & Ronald Schettkat(2000), "Low Wage Services : Interpreting the US - German Difference", NBER Working Papers 7611, National Bureau of Economic Research, Inc.
- Galbraith, J. K.(2003), "What is the Real American Model About? Soft Budgets and Keynesian Devolution", *The Poznan University of Economics Review*, Vol.3, No.1.
- Gittleman, Maur., and David Howell(1995), "Changes in the Structure and Quality of Jobs in the United States: Effects by Race and Gender, 1973 ~ 90", *Industrial and Labor Relations Review*, Vol.48, No.3,

pp.420 ~ 440.

- Goos, Maarten and Alan Manning(2003), “Lousy and Lovely Jobs : the Rising Polarization of Work in Britain”.
- Gradin, C.(2000), “Polarization and Inequality in Spain: 1973 ~ 91”, *Journal of Income Distribution*, Vol.11, No.1 ~ 2, pp.34 ~ 52.
- Gradin, C.(2000), “Polarization by Sub-Populations in Spain, 1973 ~ 91”, *Review of Income and Wealth*, Vol.46, No.4, pp.457 ~ 474.
- Gruber, J.(1997), “The Consumption Smoothing Benefits of Unemployment Insurance”, *American Economic Review*, Vol.87, No.1, pp.83 ~ 116.
- Howell, David R.(2004), *Beyond Unemployment: Measuring Labor Market Performance Across Countries*.
- ILO(2005), World Employment Report, 2004 ~ 05: Employment, Productivity and Poverty Reduction.
- Kenworthy, Lane(2005), *Egalitarian Capitalism: Jobs, Incomes, and Growth in Affluent Countries*, Russell Sage Foundation Publications.
- Kosters, Marvin H. and Murray N. Ross(1988), “A Shrinking Middle Class?”, *Public Interest*.
- Kuhn, P. and A. L. Robbm(1995), “Unemployment, Skill, and Labour Supply : Evidence from Canadian Microdata : 1971 ~ 91”, Working Paper No.95 ~ 11, McMaster University, Department of Economics.
- Lawrence, Robert Z(1984), “Sectoral Shifts and the Size of the Middle Class”, *Brookings Reviews III*.
- Levy, F. and R. J. Murnane(1992), “US Earnings Levels and Earnings Inequality : A Review of Recent Trends and Proposed Explanation”, *Journal of Economic Literature*, Vol.30, pp.1333 ~ 1381.
- Lucifora, Claudio.(1998), “Wage Inequalities and Low Pay: The Role of Labour Market Institutions”, in *Low Pay and Earnings Mobility in Europe* edited by R. Asplund, P. J. Sloane, and I. Theodossiou., Edward Elgar.
- Miles, David(1997), “A Household Level Study of the Determinants of

- Incomes and Consumption”, *Economic Journal* 107, pp.1 ~ 25.
- OECD(2004), *Employment Outlook*.
- _____(1998), *Employment Outlook*.
- _____(1996), *Employment Outlook*.
- Orszag, P.(2001), *Unemployment Insurance As Economic Stimulus*, Washington, DC, Center on Budget and Policy Priorities, Policy Brief.
- Prieto, Juan, Rodriguez. J. G., and Rafael Salas, October(2003), “Polarization, Inequality and Taxes Reform”, FEDEA, Documento De Trabajo 2003 ~ 23.
- Ruth Milkman and Rachel E. Dwyer(2002), “Growing Apart: The ‘New Economy’ and Job Polarization in California 1992 ~ 2000”.
- Solon, G.(2002), “Cross-Country Differences in Inter-Generational Earnings Mobility”, *Journal of Economic Perspectives* 16, pp.59 ~ 66.
- Stephens, Jr. M.(2001), “The Long-Run Consumption Effects of Earning Shocks”, *The Review of Economics and Statistics*, Vol.83, No.1. Cambridge MA, MIT Press, pp.28 ~ 36.
- U. S. Council of Economic Advisors(1996), “Job Creation and Economic Opportunities : The U. S. Labor Market, 1993 ~ 96”, U. S. Council of Economic Advisors, April 23.
- Wolfson, C. Michael(1997), “Divergent Inequalities: Theory and Empirical Results”, *Review of Income and Wealth*, Series 43, No.4, pp.401 ~ 422.
- Wolfson, M. C.(1994), “When Inequalities Diverge”, *American Economic Review, Papers and Proceedings*, Vol.84, pp.353 ~ 358.
- Wolfson, M. C.(1997), “Divergent Inequalities: Theory and Empirical Results”, *Review of Income and Wealth*, Vol.43, No.4, pp.401 ~ 421.
- Wright, Erik Olin, and Rachel Dwyer(2000), “The American Jobs Machine: Is the new Economy Creation Good Jobs?”, *Boston Review* 25.
- _____(2003), “The Pattern of Job Expansions in the United States, a Comparison of the 1960s and 1990s”, *Socio-Economic Review*.