

# 경제위기와 노동시장

2000. 9.

박성준

한국경제연구원

## 머 리 말

우리 경제는 경제 위기 이후 경제 전반에 걸쳐 뼈아픈 구조조정을 단행하여 왔다. 이러한 가운데 많은 기업들은 도산하고, restructuring을 하였다. 이의 여파로 많은 실직자가 발생하였고 노동구조가 바뀌었으며 또한 소득분배도 악화되는 등 노동 시장에 커다란 변화가 일어났다. 정부는 이러한 노동 시장의 부작용을 해소하고자 많은 정책을 제시하여 왔고 또한 현재에도 제시하고 있다. 그러나 이러한 정책들은 충분한 실증적 분석결과에 기초하지 않고 탁상 공론식으로 진행되어 노동 시장 변화의 핵심을 벗어난 채 많은 자원만 낭비하는 경향이 있다.

본 보고서는 비록 노동 시장의 모든 변화를 다루지는 못하였지만 가장 초미의 관심이었던 실업과 소득분배의 불균형을 중심으로 실증 분석을 통하여 노동 정책에 일조하고자 하는 목적에서 집필하였다. 이 보고서는 크게 2부분으로 되어 있다. 첫 번째 부분은 경제 위기 직후의 실업문제를 다루었다. 즉 경제 위기 이후 실업자에게 어떠한 변화가 일어났는지를 직업탐색의 실증분석을 통하여 살펴보았다. 그 결과 경제 위기 이후 실업자들에게는 직장기회도 없었을 뿐더러 설혹 직장제외가 있더라도 쉽게 받아들일 만한 직장이 없다는 것을 알 수 있었다. 즉 전반적인 노동 수요의 부족도 문제이지만 실업자들이 선 듯 직장기회를 받아들이지 않는다는 데 문제의 심각성이 있음을 알 수 있다. 따라서 실업대책으로 무조건 일자리를 늘리는 것만이 능사가 아니라 각 실업자의 특성을 고려한 일자리 창출이 보다 중요하다고 볼 수 있다. 경제 위기이후 노동 시장의 중대한 변화 중 하나로 노동구조가 크게 바뀌었다는 점이다. 상시 고용이 줄어든 반면 임시 및 일용직 등 비정규직이 크게 늘어났다는 점이다. 이에 대한 분석도 매우 중요하나 본 보고서에서는 이 부분이 누락되었고 대신 소득분배의 불균형을 다루었다. 분석 결과 1990년대에 소득분배가 다소 악화 추세를 보였으나 경제위기 이후 급속히 악화되었으며 특히 중간층과 하위 계층간의 간격이 위기 이후 더욱 벌어졌다는 점이다. 이의 원인을 알기 위해 소득분배를 구성요소별로 구분한 결과 대부분 observed price 변화에 따른 것으로 밝혀졌다. 그리고 observed price

의 변화는 경제위기 이후 노동 수요의 변화에 기인한 것으로 나타났다. 그러나 본 연구에서는 무엇 때문에 노동 수요의 변화가 일어났는지는 자료의 한계로 밝히지 못한 점이 아쉬웠다.

끝으로 본 보고서를 훌륭히 수행해 주신 본 연구원의 박성준 박사께 감사드린다. 특히 박성준 박사는 지난 1년간 원외근무로 미 Cornell 대에 있을 때, 그 대학의 박사과정으로 있던 강창희군과 “Chance or Choice; Revisited for the Korean Labor Market after Economic Crisis”를 공조하였고 이의 일부를 축약 번역하여 본 보고서의 첫 부분에 수록하였다. 그리고 본 보고서의 두 번째 부분의 연구에 전산작업 및 자료정리에 헌신적인 노력을 기울여준 국민대 박사과정인 전진우군과 유정해씨에게도 진심으로 사의를 표하는 바이다.

2000년 9월 일  
한국경제연구원  
원장 좌 승 희

## 목 차

머리말 .....	2
-----------	---

<b>경제위기가 실업에 미친 영향 .....</b>	<b>5</b>
------------------------------	----------

I. 서 론 .....	6
II. 자 료 .....	7
III. 직장제의 도착확률(arrival rate) .....	10
IV. 전체적인 실업탈출확률(The overall hazard rate) .....	14
V. 기회와 선택: 무엇이 경제위기 이후 실업자들에게 실업상태에서 벗어나기를 어렵게 하였는가? .....	18
VI. 결 론 .....	24
<참고문헌> .....	25

<b>경제위기 이후 소득 불균등에 대한 연구 .....</b>	<b>27</b>
------------------------------------	-----------

I. 서 론 .....	28
II. 자 료 .....	28
III. 총체적 소득 불균등 .....	29
IV. 연령 및 학력간의 소득 불평등 .....	31
V. 소득 불균등 변화의 구성 요소 .....	35
VI. 금융위기 이후 기술 가격 상승 요인 .....	40
VII. 결 론 .....	42
<참고문헌> .....	43

# 경제위기가 실업에 미친 영향

## 1. 서론

한국경제는 1997년 11월말 경제위기 이후 근본적인 변화를 경험하였다. 노동시장 또한 그 예외는 아니었다. 실업률은 1998년 7월에 이미 7.6%에 도달하였고, 그리고 다음 몇 년 동안은 계속 상승될 것으로 여겨지는 듯 했다. 지난 십여 년 동안 약 2.5%의 실업률을 유지해 온 노동시장에서의 이러한 변화는 그 유례를 찾을 수가 없었다. 이러한 상황에서 노동시장의 각 개인들도 엄청난 변화를 경험하였을 것으로 생각되어진다.

본 연구는 경제위기 이후 우리의 노동시장에서 실업자들에게 일어났던 변화들에 초점을 맞추었다. 노동시장에서 실업자들이 부딪히는 경제상황과 그들이 반응하는 행동을 경제위기 전·후로 나눠 비교 분석하였다. 경제위기 이후 실업자의 실태를 알아보기 위해 1998년 6월과 7월에 걸쳐 약 2주간 설문 조사하였다. 이 조사는 경제위기 이후 실업자가 직면하는 경제상황에 대한 정보를 제공할 뿐 아니라 위기 이전에 실업의 경험이 있는 취업자에 대한 표본(sample)도 만들 수 있다. 이 표본에서 경제위기 이전 실업자가 직면하였던 경제상황에 대하여 추측할 수 있다. 따라서 본 설문조사 자료를 토대로 노동시장에서 실업자들의 실태를 경제위기 전·후로 비교 분석할 수 있다.

본 연구는 실업기간(unemployment duration)과 이와 관련된 실업으로부터의 탈출확률(hazard rate)에 초점을 맞추었다. 실제 실업으로부터의 탈출은 실업기간 중 얼마나 많은 직장제의를 받느냐 그리고 이러한 기회를 그들이 얼마나 받아들일 수 있는느냐에 달려있기 때문에, 본 연구에서는 먼저 실업기간 중 실업자가 받는 직장제 의 수(number of job offer)가 위기 전·후로 얼마나 변하였는지를 살펴보았다. 그 다음, 실업자가 직장 제의를 받아들일 것인지 아니면 거절할 것인지 선택하는데 있어 경제위기가 얼마나 영향을 미쳤는지 알아보기 위하여 소위 생존분석(survival analysis)을 이용한다. 생존분석에서 실업으로부터의 탈출확률(hazard rate)을 두 부분으로 나누었다. 직장도착확률(arrival rate) 즉, 일정기간 내에 직장이 제의될 확률 과 다른 하나는 직장제의에 대한 수락확률(acceptance rate) 즉, 실업을 벗어나기 위하여 직장제의를 받아들일 확률이다. 실업 탈출확률(hazard rate)을 분리함으로 경제위기 이후 무엇이 실업에서 벗어나는 것을 더 어렵게 하는지 알 수 있다: 과연 직장기회의 부족 때문인가? 아니면 받아들일 만한 직장이 없었기 때문인가?

본 연구는 다음과 같이 구성되어 있다. 2절에서는 분석에 사용되는 자료에 대하여 설명하고, 3절에서 경제위기가 직장제 의 수에 미치는 영향을 알아보기 위하여 Poisson 회귀모형을 이용하였다. 4절에서는 실업 탈출확률(hazard rate)을 구하여 위

기 이후에 실업자가 실업상태를 벗어나는 것이 얼마나 어려워졌는지에 대하여 다루었다. 그리고 5절에서는 경제위기 이후 실업자가 실업을 벗어나는데 있어 어려움이 직장도착확률(arrival rate)의 감소 때문인지 아니면 직장제의 수락확률(acceptance rate)의 감소 때문인지를 살펴본 후, 마지막으로 7절에서는 결론을 내렸다.

## II. 자 료

한국경제연구원은 350명의 실업자와 350명의 취업자를 대상으로 1997년 11월말 경제위기 이후 그들의 경제적 상황에 어떠한 변화가 일어났는지 알아보기로 설문조사<sup>1)</sup>를 하였다. 설문조사는 1998년 6월 25일부터 7월 1일까지 전국을 대상으로 실시되었다. 조사기간동안 실업자들은 정부나 민간단체가 운영하는 직업소개소에서 무작위로 뽑아 설문을 실시하였다. 이 표본을 실업자표본(unemployed sample)이라고 하자. 실업자표본을 통하여 실업자의 실업상태 및 현재의 인적/경제적 상황을 알아 볼 수가 있다.

그리고 조사기간동안 고용 상태에 있는 다른 350명에 대하여는 그들이 고용된 회사에서 설문조사를 하였다. 그들 중 실업자표본에 포함된 20명의 사람들이 다니던 20개의 회사에서 각각 5명씩을 뽑아 100명을 조사하였고, 나머지 250명은 노동부에서 제공하는 기업 목록에서 무작위로 250개의 회사를 설정하여 각각 한 명씩을 조사하였다. 앞의 100명과 이 250명을 취업자표본(employed sample)이라고 하자. 이 취업자표본을 통하여 이들이 최근에 겪었던 실업과 현재의 고용상태와 관련된 인적/경제적 상황을 알 수가 있다.

이 표본들은 각 개인에 대해 연령, 성별, 교육수준, 혼인여부, 직장을 그만둔 사유, 어떻게 새로운 직장을 찾고 있는지, 전 직장의 월 급여는 얼마였는지, 얼마나 오랫동안 새로운 직업을 찾았는지, 실업상태가 된 후 설문조사 전까지 몇 번이나 직장 제의를 받았는지, (취업자에 한하여) 현재의 직장을 얻기 전까지는 얼마나 많은 직장 제의를 받았는지, 그리고 마지막으로 회사에 들어간지 얼마나 되었는지에 대한 정보를 제공한다.

자료를 가지고 실업기간에 따라 2개의 부분표본을 만들었다. '표본 A'는 실업자 표본에서의 350명과 취업자 표본에서의 경제위기 이후 가장 최근까지 실업상태였던 개인들로 구성된 것으로, 여기에는 경제위기 전 또는 후에 시작된 실업상태가 1998

---

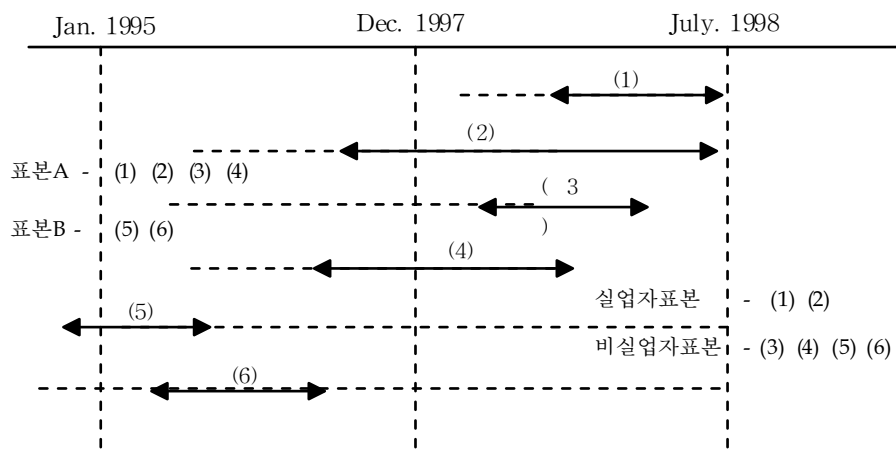
1) 본 연구원에서 실시한 표본 조사는 당시 본 연구에 적합한 자료가 없어 임의적으로 실시한 것이다. 따라서 본 자료가 대표성을 갖는다는 다소 미흡한 점이 없지 않아 있다.

년 7월 현재까지 계속되거나 1997년 12월과 1998년 7월 사이에 실업상태가 끝난 개인들이 포함되어 있다. <그림 1>의 (1)-(4)는 이 실업기간들을 묘사하고 있다. '표본 A'를 가지고 경제위기 이후 실업자들이 직면하는 경제적 상황을 분석할 수 있다.

'표본 B'는 취업자 표본에서 1995년 1월과 1997년 11월 사이에 실업을 경험한 사람들로 경제위기 이전 1997년 11월에 실업을 벗어난 사람들로 구성되어 있다. 이 기간은 <그림 1>의 (5)와 (6)에 나와 있다. <표 1>에서 보듯이 '표본 B'는 비록 관찰치가 경제위기 이전 약 3년 동안의 노동시장 전체 모습을 보여주기에 충분하지 않더라도 경제위기 이전 실업자들에 대한 정보를 제공한다. '표본 C'는 '표본 A'와 '표본 B'를 합친 것이다.

본 조사에서는 노동시장에 처음 들어와 어떠한 직장경력도 갖지 않은 개인들은 배제하였다. 이들을 배제함으로써 전 직장을 그만둔 사유가 비록 직장도착확률(arrival rate)에는 영향을 미치지 않지만 직장수락확률(acceptance rate)에는 영향을 미친다는 가정 하에서 실업 탈출확률에서 직장도착확률과 직장수락확률을 구분할 수가 있기 때문이다. 그리고 분석에서 사용되는 변수들 중 하나라도 빠진 관찰치는 배제하였다. '표본 A'와 '표본 B'는 각각 387 그리고 83개의 관찰치로 구성되었고 따라서 '표본 C'는 총 470개의 관찰치를 갖게 된다.

<그림 1> 표 본



\* 굵은 화살표: 실업기간

각 변수들은 다음과 같이 정의된다.

OFFER = 전체 실업기간 동안 제의되는 직장의 수



DUR = 실업기간이 끝났거나(completed) 진행중인(censored) 실업기간  
LNDUR = DUR의 자연로그값  
AGE = '표본 A'에서 조사 시기의 나이 또는 '표본 B'에서 실업상태에서 벗어나 현 회사에 들어간 시기의 나이  
MALE = 남자 1  
= 여자 0  
EDY = 학교교육을 받은 연수  
MAR = 기혼 1  
= 미혼 0  
LNWAGE = 전 직장을 그만두었을 당시 월 소득의 자연로그값  
QUIT = 전 직장을 그만둔 이유가 회사의 도산, 해고 또는 명예퇴직(early retirement)이면 1  
= 이외의 경우 0  
METHOD = 직업을 얻기 위해서 공공 또는 민간기관을 이용한다면, 즉 공식적인 방법으로 직업을 구한다면, 1  
= 다른 방법, 즉 친척 또는 친구 등 개인적인 관계에 의존하여 비공식적인 방법으로 직업을 구한다면, 0  
IMF = 표본 A에 포함되면, 1  
= 표본 B에 포함되면, 0

<표 1>은 변수들의 통계치들을 보여준다. '표본 A'는 실업자표본인 <1>과 취업자표본에서 경제위기 이후에 고용된 사람들인 <2>로 구성되어 있다. 취업자표본에서 경제위기 이전에 고용된 사람인 <3>은 '표본 B'를 구성한다. <표 1>에서 보는 바와 같이 <1>은 직장제외의 평균치, 평균실업기간 그리고 직장을 그만둔 사유 등에 있어서 <2>와 매우 다르다. 그러나, 본 연구에서는 경제위기 이후 실업상태를 벗어난 관찰치를 찾기 위해 <1>과 <2>를 합하였다.

경제위기 이후 실업을 벗어난 관찰치가 없을 경우 경제위기 전·후로 직장도착확률(arrival rate)과 직장수락확률(acceptance rate) 뿐만 아니라 전체 실업탈출확률(hazard rate)에 있어서의 변화를 확인(identification)할 수가 없기 때문이다.

<표 1> 표본 통계치

	표본 A: <1>+<2>	실업자표본: <1>	취업자표본	
			위기이후 고용 <2>	위기 이전 고용(표본B) <3>
<평균>				
OFFER	1.47(1.79)	2.00(1.66)	2.53(1.71)	2.11(1.19)
DUR	2.95(2.53)	3.34(2.67)	1.83(1.61)	1.55(1.56)
AGE	31.37(8.08)	32.38(8.37)	28.64(6.45)	27.43(5.68)
EDY	13.29(2.02)	13.21(2.00)	13.52(2.06)	13.51(2.11)
LNWAGE	4.65(0.42)	4.71(0.42)	4.49(0.38)	4.49(0.37)
<비율>				
MALE	0.69	0.73	0.56	0.52
MAR	0.46	0.49	0.37	0.39
QUIT	0.34	0.24	0.63	0.81
METHOD	0.42	0.41	0.44	0.2
IMF	1.00	1	1	0
Censored spell	0.74	1	0	0
관찰치의 수	387	287	100	83

주 : ( )안의 수는 표준편차

### III. 직장제의 도착확률(arrival rate)

먼저, 경제위기 전·후로 월 단위로 구분된 실업기간에서의 직장제의 수의 표본 분포를 살펴보자. <표 2>는 각 월별 실업기간 중 주어진 직장제의의 평균치와 각 월별 실업기간이 끝났거나 아니면 진행 중인 관찰치를 보여주고 있다. 표를 보면, 경제위기 이후 실업기간이 길어졌고 그리고 각 월별 받는 직장제의의 평균치가 줄었다는 인상을 받는다.

<표 2> 실업기간에 직장제의 분포

실업기간	IMF=1		IMF=0	
	평균	관찰치의 수	평균	관찰치의 수
1	1.46(1.54)	141	1.94(1.06)	65
2	1.12(1.39)	67	2.88(1.73)	8
3	1.33(1.86)	84	2.00(0.71)	5
4	1.76(2.02)	21	3.50(0.71)	2
5	1.73(1.59)	26	5.00(0.00)	1
6	2.68(3.11)	19	-	-
7	0.71(1.25)	7	-	-
8	1.00(1.00)	3	-	-
9	1.67(2.08)	3	-	-
10	1.67(1.51)	6	2.00(1.41)	2
11	1.00(1.41)	2	-	-
12	2.20(4.38)	5	-	-
13	2.00(2.83)	2	-	-
18	2.00(0.00)	2	-	-

본 절에서는 <표 2>에서 보여주는 내용들을 보다 구체화하기 위하여 계량분석을 실시하였다. 실업기간 동안 받는 직장제의 수를 가지고 경제위기 이후 실업자들이 직면한 변화를 설명하기 위해 직장제의 수에 대한 자료를 분석하는데 용이한 Poisson 회귀모형을 이용하였다.

그러나, 이 모형을 사용하는 데에는 약간의 계량분석상의 문제가 있다. 즉, 관찰되지 않는 이질성(heterogeneity)이 있을 수 있다는 점과, 그리고 자료절단(truncation)이다. 먼저, 관찰되지 않는 이질성에 대하여 논의를 해 보자. 추정모형에서 원래의 방정식(primary equation)은 다음과 같다.

$$\Pr(Y_i = y_i) = \frac{e^{-\lambda_i t_i} \cdot (\lambda_i t_i)^{y_i}}{y_i!}, \quad (y_i = 0, 1, 2, \dots)$$

$Y_i$ 는 한 개인이 실업기간에 제의 받은 직장의 수다.  $t_i$ 는 그 기간이 끝났건 진행중이건 간에(whether it is complete or censored) 개인  $i$ 의 관찰된 실업기간이다.

그러나, Poisson 회귀모형은  $Y_i$ 의 평균과 분산이 동일하다는 의미에서 매우 제한적이다<sup>2)</sup>. 과도분산(over-dispersion), 즉  $Y_i$ 의 평균보다 큰 분산은 추정에서 관찰되지 않는 분산의 이질성(heterogeneity) 때문이라고 볼 수 있다. 개수자료 모형(count data model)의 추정에서 관찰되지 않는 분산의 이질성을 고려하는 많은 연구들은 분산의 이질성의 관찰되지 않는 부분이 Gamma 또는 Beta와 같은 분포들을 가지고 있다고 가정하여 왔다. 그러나 이것은 매우 임의적인 가정으로 본 연구에서는 관찰되지 않는 이질성에 대해 어떤 특정한 분포도 갖지 않는 소위 semi-parametric

2) Housman, Hall and Griliches(1984) and Cameron and Trivedi(1986)은 Poisson 모형과 이것의 한계 그리고 대안에 대하여 상세히 설명한다.

method를 적용하였다.

그러면, 적용된 추정모형은 다음과 같이 묘사된다.

$$\Pr(Y_i = y_i | v) = \frac{e^{-\lambda_i t_i} \cdot (\lambda_i t_i)^{y_i}}{y_i!}, \quad (y_i = 0, 1, 2, \dots)$$

$$\lambda_i = \frac{\exp(x_i' \beta + v)}{1 + \exp(x_i' \beta + v)}$$

$x_i$  = 관찰된 이질성을 나타내는  $i$ 에 대한 변수들의 ( $K \times 1$ ) 벡터.

$\beta$  = 추정계수(parameter)들의 ( $K \times 1$ ) 벡터.

$t_i$  = 개인  $i$ 의 관찰된 실업기간.

$v$  = 관찰되지 않는 이질성을 나타내는 변수.

$\lambda$ 의 함수로  $\phi(x' \beta + v) = \frac{e^{x' \beta + v}}{1 + e^{x' \beta + v}}$ 을 사용하였는데 이는  $\lambda$ 가 직장제의 도착확률 즉, 단위 기간 안에서 직장제의를 받을 확률은 항상 0과 1사이에 있어야 하기 때문이다. 더욱이, 본 연구에서 사용하는  $\lambda$ 의 함수는 경제위기 전·후에 추정된 도착 확률의 평균 변화의 계산을 손쉽게 함으로써 경제위기 이후에 실업자들이 직장제의를 받는 것이 얼마나 어려운지를 알아 볼 수 있다는 장점이 있다.

$v_l$ 가  $M$ 의 불연속적 실제값(discrete realizations)을 갖고  $p_l$ 이 관련된 확률이라고 하자. (즉,  $p_l = \Pr(v_l)$ ,  $l = 1, 2, \dots, M$ ). 그러면,

$$\Pr(Y = y) = \sum_{l=1}^M \Pr(Y_i = y_i | v_l) \cdot \Pr(v_l) = \sum_{l=1}^M \frac{e^{-\lambda_l t_i} \cdot (\lambda_l t_i)^{y_i}}{y_i!} \cdot p_l$$

이 된다.

다음으로, 자료분석을 복잡하게 만드는 절단(truncation)문제이다. 절단(truncation)은 본 연구에서 쓰는 자료 자체에 내포된 것으로 추정 시 이를 고려하지 않는다면 불일치 결과를 가져온다. <표 1>에서 본 것처럼, 취업자표본에서 관찰된 사람들에게 주어지는 직장제의를의 수는 왼쪽으로 절단되었다(left-truncated). 왜냐하면 취업자표본의 모든 사람들은 실업기간 동안 적어도 한번의 직장제의를 받은 것으로 관찰되기 때문이다. 그러므로 절단(truncation)은 취업자표본에서 관찰되는 이들의 직장제의를에 대해 추정할 때 고려되어야 한다.

$$\Pr(Y_i = y_i | Y_i \geq 1) = \frac{\Pr(Y_i = y_i)}{\Pr(Y_i \geq 1)} = \frac{\Pr(Y_i = y_i)}{1 - \Pr(Y_i = 0)} = \frac{\Pr(Y_i = y_i)}{1 - \sum_{l=1}^M p_l \cdot e^{-\lambda_l t_i}}$$

이제,  $Y_i$ 번의 직장제의를 받은 사람에 대한 우도함수(likelihood function)에 대한 공헌은 다음과 같이 만들어질 수 있다. 실업자표본에서 직장제의를의 수가 관찰된

i에 관한 우도(likelihood)에 대한 공헌은

$$\Pr(Y_i = y_i) = \sum_{l=1}^M \frac{e^{-\lambda_i t_i} \cdot (\lambda_i t_i)^{y_i}}{y_i!} \cdot p_l$$

$$p_l = \frac{\exp(q_l)}{\sum_{l=1}^M \exp(q_l)}, \quad l=1, 2, \dots, M \text{ 이고 정규화(normalization)하여 } v_1 = q_1 = 0 \text{이다.}$$

그리고 취업자표본에서 직장제외의 수가 관찰되는 i에 관한 우도에 대한 공헌은

$$\Pr(Y_i = y_i | Y_i \geq 1) = \frac{\Pr(Y_i = y_i)}{1 - \sum_{l=1}^M p_l \cdot e^{-\lambda_i t_i}} \text{이다. 따라서, 우도함수(likelihood function)는}$$

$$L = \prod_{i=1}^N L_i = \prod_{i=1}^N (\Pr(Y_i = y_i))^{d_i} \cdot (\Pr(Y_i = y_i | Y_i \geq 1))^{1-d_i}$$

이 된다. 여기서 개인 i가 실업자표본에서 관찰되면,  $d_i = 1$ 이고 그렇지 않으면,  $d_i = 0$ 이다.

추정 결과는 <표 3>과 같다.

- (1) 성(sex), 전 직장의 임금수준, 그리고 실업자가 전 직장을 자발적으로 그만두었는지는 직장제의 도착확률에 통계적으로 유의한 효과를 가지고 있지 않다.
- (2) 교육수준이 높고 미혼인 사람들이 통계적으로 유의하게 더 많은 직장제외를 받는 경향이 있다.
- (3) 공식적인 방법을 통하여 직장을 구할 경우 통계적으로 유의하게 더 많은 직장제외를 받는다<sup>3)</sup>.
- (4) 경제위기이후 실업상태에서 직장을 찾는 사람들은 직장을 얻는데서 더 큰 어려움을 겪는 경향이 있다. 실제로 직장제의 도착확률이 경제위기 이후 상당히 줄었다. 경제위기 이후 직장제의 도착확률이 얼마나 감소하였는지 알기 위해 경제위기 전·후로 직장제의 도착확률을 추정하면<sup>4)</sup>, <표 3>에서 보는 바와 같이 경제위기 이후의 직장제의 도착확률은 평균 43.6%인 반면에, 경제위기 이전에는 99.7%이다 이는 경제위기 이후에 반 이상 줄어들었다는 것을

3) 탐색강도에 대한 proxy 변수로서 METHOD가 회귀에 포함된다.

4) i에 대한 추정된 도착확률은 다음과 같이 계산된다.

$$\hat{\lambda}_i = \sum_{l=1}^2 \hat{p}_l \cdot \frac{\exp(x_i' \hat{\beta} + \hat{v}_l)}{1 + \exp(x_i' \hat{\beta} + \hat{v}_l)}, \quad (i=1, 2, \dots, N), \text{ 그리고 평균은 위기 이후의 기간에 대하여}$$

$$\frac{1}{N_A} \sum_{i=1}^{N_A} \hat{\lambda}_i \quad (N_A=387=\text{'표본A'에서 관찰치의 수}), \text{ 그리고 위기 이전의 기간에 대하여는}$$

$$\frac{1}{N_B} \sum_{i=1}^{N_B} \hat{\lambda}_i \quad (N_B=83=\text{'표본B'에서 관찰치의 수})$$

의미한다. 직장제외의 감소는 명백히 경제위기 이후 한국의 노동시장에서 급격한 실업률 상승에 부분적으로 공헌하였다고 볼 수 있다.

(5) 끝으로 추정된 직장제외의 평균값은 경제위기 이전에는 1.550인 반면 이후에는 1.283으로 떨어졌다.

<표 3> 관찰되지 않는 이질성 하에 truncated Poisson모형에 대한 결과

	추정치	표준오차	T-값	추정치	표준오차	T-값
AGE	0.001	0.043	0.012	-0.063	0.061	-1.036
MALE	0.636	0.593	1.073	1.073	0.508	2.114
EDY	0.224	0.100	2.234	-0.004	0.095	-0.039
MAR	-2.221	0.605	-3.669	-0.967	0.734	-1.316
LNWAGE	0.534	0.494	1.080	-0.456	0.488	-0.935
QUIT	0.834	0.512	1.629			
METHOD	2.780	0.607	4.583	1.841	0.499	3.691
IMF	-10.216	2.735	-3.736			
V1(HETERO)	6.398	0.727	8.802	6.061	0.570	10.638
Q1(PROB)	-0.075	0.148	-0.506	-0.242	0.139	-1.736
LOGLIK	-737.081			-741.559		
관찰치의 수	470			470		
도착비율	평균	표준편차				
IMF=1	0.436	0.142				
IMF=0	0.997	0.005				
추정된 제시 횟수의 평균						
IMF=1	1.283	1.286				
IMF=0	1.550	1.554				

#### IV. 전체적인 실업탈출확률((The overall hazard rate)

본 절에서는 경제위기 이후에 실업상태인 사람이 실업으로부터 벗어나는 것에 대한 어려움을 본다. 이를 위해, 실업탈출확률(hazard rate)에 대한 약간의 수정을 하여 생존분석(survival analysis)의 계량방법을 실업기간(unemployment duration)에 적용하였다. 생존분석은 일반적으로 실업기간에 대한 실업자 각 개인의 인적/경제적 특성의 효과를 분석하는데 사용된다. 이는 실업기간의 한 시점에서 실업을 벗어날 확률을 그 시점에서의 실업탈출확률(hazard rate)로 보고, 각 개인은 실업기간이 지속됨에 따라 연속적으로 그에게 주어진 직장 제외(job offer)를 받아들일 것인지 아니면 거절할 것인지에 직면하기 때문이다.

이 연구에 적용된 모델은 다음과 같다:

Pr(t 기간에 실업을 벗어남) = t 기의 탈출확률  $h$  5),

$$\equiv \eta_0(t) \cdot \varphi(x'\beta) = \frac{e^{x'\beta}}{1 + e^{x'\beta}}$$

t = 완료된 실업기간 (complete unemployment duration),

$\eta_0(t)$  = baseline hazard = 1

$$\varphi(x'\beta) = \frac{e^{x'\beta}}{1 + e^{x'\beta}},$$

x = 일정기간 동안(본 연구에서는 1개월) 한 개인이 실업을 떠날 것인지를 설명하는 독립 변수(regressor)의 (K×1)벡터.

$\beta$  = 추정계수(parameter)의 (K×1)벡터.

그러면,

$$\text{Pr}(t \text{ 기간에 실업을 벗어나지 못함}) = 1 - h = \frac{1}{1 + e^{x'\beta}}$$

이 된다.

이 모형은 완료된(complete) 실업기간이 exponential 분포를 따른다고 가정하고 있는데 exponential 분포 하에서 실업 탈출확률(hazard rate)은 전체 실업기간동안 일정하다. 그러므로, 실업기간동안 한 개인의 실업탈출확률의 변동은 그 기간동안 오직 실업상태인 사람들의 인적/경제적 특성들의 변동에서 비롯된다.

본 연구에서는 설명변수의 함수로  $\varphi(x'\beta) = \frac{e^{x'\beta}}{1 + e^{x'\beta}}$  를 가정하였다. 이는 실업탈출확률이 항상 0과 1사이에 있게 하기 위해서 이다. 따라서, 계수  $\beta$  (parameter)에 어떤 제약도 부가할 필요가 없다. 뿐만 아니라, 경제위기 전·후 실업자들의 실업탈출확률의 평균변화를 추정하기가 쉬워 경제위기 이후에 실업자가 실업상태를 벗어나는 것이 얼마나 어려워졌는지를 알 수도 있다.

위의 실업 탈출확률의 우도함수(likelihood function)를 만들기 전에, 실업자표본의 350명에서 얻은 실업기간의 분포에 대해 언급할 필요가 있다. 이들의 실업기간은 모두 단절(censored)되었기 때문이다. Lancaster and Chesher(1984)가 지적한 것처럼, 이 실업기간들은 조사 당시 정체표본(stock sample)에서 관찰되는 경과된 실업기간(elapsed unemployment duration)으로, 오른쪽 단절(right censored)이 관찰되는 완료된(complete) 실업기간<sup>6)</sup>과 다르다.

5) 실업탈출확률은 도착확률과 수락확률로 나누지 않고 하나로 고려한다. 그것을 전체 실업탈출확률이라고 하기 때문이다. 전체 실업탈출확률의 분리는 다음절에서 다룬다.

6) Lancaster and Chesher(1984)에 의하면 이러한 기간자료는 flow sample에서 관찰된다고 할 수 있다.

$f(t)$ 와  $s(t)$ 를 각각 완료기간(complete duration)  $t$ 의 확률밀도함수(probability density function) (본 연구에서는 exponential 분포  $f(t) = \lambda \cdot e^{-\lambda t}$ )와 이와 관련된 생존 함수(survival function)(=1-distribution function  $F(t) = e^{-\lambda t}$ )라 하자. 취업자 표본(flow sample)에 있는 실업기간처럼 각 개인의 실업기간이  $t$  기에 끝난다면 분포  $f(t)$ 와 실업 탈출확률  $h = h(t) = \lambda$ 는 위에서 주어진 확률분포를 변형하지 않고도 우도함수를 만드는데 이용될 수 있다. 그러나, 실업자표본에서 관찰된 경과된 실업기간(elapsed duration of unemployment)의 p.d.f에 대해서는 다음과 같은 사항이 고려되어야 한다. 즉, 서로 다른 시기에 실업상태가 되고 조사기간까지 실업상태로 남아있는 실업자들만으로 구성되어 있는 정체표본(stock sample)에서는 조사시기에 실업기간이 관찰된다는 점이다. 이들 실업자만으로 구성된 정체표본(stock sample)에서 한 개인이 경과된 실업기간(elapsed duration  $t$ )을 가질 수 있는 확률은 그의 실업기간이 언제 시작되었는지 간에 실업상태로 관찰되고 또한 조사시에 오른쪽이 단절된 실업기간을 가질 조건부 확률이다<sup>7)</sup>. 즉,

$$\begin{aligned} & \Pr(\text{관찰된 기간이 stock sample } t) \\ &= \Pr(\text{완료되는 기간이 } t \text{보다 크다} \mid \text{조사시에 실업으로 관찰된다}) \\ &= \frac{S(t)}{\int_0^{\infty} S(u) du} \end{aligned}$$

$S(t) = e^{-\lambda t}$ 이기 때문에 경과된 실업기간(elapsed duration  $t$ )에 대한 p.d.f.는  $f(t) = \lambda \cdot e^{-\lambda t}$ 이고 이것은 완료된(complete)기간에 대한 p.d.f.와 같다. 이것은 오직 exponential 분포의 경우에만 가능한데 exponential 분포에서는 경과된 기간(elapsed duration)과 완료된 기간(complete duration)에 대한 p.d.f.가 동일하기 때문이다. 따라서, 실업탈출확률  $h = h(t) = \lambda$ 이다.

그러면, 이제 개개의 실업기간에 대한 우도함수는 다음과 같이 만들어진다.

첫째, 실업기간이  $t$  기에 끝나는 관찰치  $i$ 에 관한 우도에 대한 공헌은

$$(1 - h_i)^{t_i - 1} \cdot h_i.$$

둘째, 실업기간이  $t$  기에 단절되는 관찰치  $i$ 의 우도에 대한 공헌은

$$(1 - h_i)^{t_i} \quad 8)$$

이다.  $i$ 는 사람지수(person index :  $i = 1, 2, \dots, N$ )이고

7) 자세한 내용은 Chesher and Lancaster(1983)과 Lancaster and Chesher(1981, 1984)에 있다.

8) 모든 실업기간은 실업자표본에서 오른쪽으로 단절(right-censored)되었기 때문에 실제로 경과된 기간(elapsed duration)임을 주목하라.



$$h_i = \frac{e^{x_i \beta}}{1 + e^{x_i \beta}},$$

$t_i$ 는 (월 단위)관찰되는 실업의 기간이다.

그러면, 로그우도함수는

$$\log L = \sum_{i=1}^N \{c_i \cdot [(t_i - 1) \cdot \log(1 - h_i) + \log(h_i)] + (1 - c_i) \cdot t_i \cdot \log(1 - h_i)\}$$

실업기간이 단절되면  $c_i$ 는 1이고, 그렇지 않은 경우에는  $c_i$ 는 0이다.

<표 4>는 추정결과를 보여 주고 있다.

- (1) 나이가 들어감에 따라, 실업에서 탈출하기가 어려워진다.
- (2) 교육수준이 높은 사람과 여자는 실업에서 탈출하기 쉽다. 그러나, 통계적으로 유의하지 않다.
- (3) 미혼인 사람 또는 전 직장에서의 보수가 좋았던 사람은 실업상태를 떠나기가 쉽지 않다.
- (4) 공식적인 방법으로 직장을 찾는 것 또한 실업에서 탈출하기가 쉽지 않다.
- (5) 전 직장을 자발적으로 그만둔 사람은 비자발적으로 그만둔 사람 보다 실업상태를 떠나기가 더 쉽다.

위 생존분석의 (1)-(5)의 결과는 3절에서 본 직장 기회에 대한 결과와 매우 다르다. 다시 말해 직장제의 도착확률에 대한 설명변수의 효과는 전체 실업 탈출확률을 이용한 생존분석과 불일치하거나 또는 역행한다. 예를 들면, 미혼자 또는 공식적인 방법으로 직장을 탐색하는 것은 실업에서 탈출하기가 쉽지 않은 반면 직장제의 도착확률은 높게 나타나고 있다.

이러한 다소 모순되는 결론들을 설명하기 위해서는 실업 탈출확률을 분석할 때 다음과 같은 두 가지 점을 함께 고려할 것을 암시하고 있다. 즉, 실업상태인 사람이 그에게 주어진 직장제의를 수락할 우도(likelihood)와 실업기간동안 받는 직장제의의 회수이다. 이것에 대하여 다음절에서 다룬다.

- (6) 추정된 실업탈출확률은 평균적으로 경제위기 이후에 실업상태로 남아있는 사람들에 대하여 9%이다. 반대로, 경제위기 이전 실업자들에 대하여는 경제위기 이후의 수치보다 8배 큰 66%이다. 그러므로, 경제위기 이후에 실업자들이 실업을 벗어나는 것이 8배 더 어렵다고 할 수 있다. 위의 추정된 실업 탈출확률로부터 계산되는 실업기간을 보면 상황은 더 나쁘다. 왜냐하면 실업기간이 exponential 분포일 경우 실업기간은 실업 탈출확률의 역이기 때문이다. 추정된 실업기간의 평균은 경제위기 이전에는 실업기간의 실제 평균값인

1.55개월에 근사치인 약 1.62개월이었다. 그러나, 경제위기 이후에는 경제위기 이전보다 11배 더 긴 약 18.2개월이다.

<표 4> 전체 실업탈출률 하에 생존분석(survival analysis)

	추정치	표준오차	t-값
상수	4.123	1.327	3.108
AGE	-0.060	0.023	-2.632
MALE	-0.347	0.222	-1.563
EDY	0.034	0.045	0.750
MAR	0.729	0.260	2.803
LNWAGE	-0.640	0.321	-1.993
QUIT	0.895	0.195	4.599
METHOD	-0.406	0.190	-2.131
IMF	-2.494	0.216	-11.556
LOGLIK	-393.520		
관찰치의 수	470		
탈출확률			
IMF=1	0.090	0.062	
IMF=0	0.660	0.140	
실업기간			
IMF=1	18.195	14.761	
IMF=0	1.618	0.529	

## V. 기회와 선택: 무엇이 경제위기 이후 실업자들에게 실업상태에서 벗어나기를 어렵게 하였는가?

실업에서 벗어날 확률은 일정기간에 직장제의를 받을 확률인, 도착확률(arrival rate)과 제의 받은 직장을 받아드릴 확률인 수락확률(acceptance rate)의 곱이라는 것은 직장탐색이론에서 잘 설립된 관계이다.

$\Pr(t\text{기에 실업을 벗어날 확률})$

$=\Pr(t\text{기에 직장제의를 받을 확률}) \cdot \Pr(\text{제의된 직장을 수락} | t\text{기에 직장을 제의 받음})$

$=\lambda \cdot (1 - G(w^r))$

$\lambda$ 는 도착확률,  $G(\cdot)$ 는 임금제의 분포함수, 그리고  $w^r$ 는 제의된 직장을 수락할 것인지 거절할 것인지를 판단하는 기준이 되는 의중임금(reservation wage)이다.

4절에서 행해진 것처럼, 실업기간을 분석하는 연구들은 실업에서 벗어날 전체 확

률로서 실업탈출확률을 모형화하는데 그치고 있다. 그러나, Flinn and Heckman (1982), 그리고 Mortensen and Neumann(1984)이 실업기간 t에서 직장제의를 받을 확률과 직장제의를 시 그것을 받아들일 조건부 확률을 구별하려는 시도를 하였다. 그들은 한 사람에게 주어진 직장제의를 기회(chance)로, 그리고 주어진 직장제의를 받아들일지는 선택(choice)으로 명명하였다. 본 연구에서도 기회(chance)와 선택(choice)을 나타내는 두 부분으로 실업 탈출확률을 재구성하였다.

먼저, t기에 직장제의를 받을 확률은 로짓(logit)형태로 나타내면 다음과 같다:

$$\Pr(t \text{ 기에 직장제의를 받다}) = \lambda = h_1 = \frac{e^{x'_1 \beta_1}}{1 + e^{x'_1 \beta_1}}$$

$x_1$ 는 일정 기간 동안에 직장제의를 받는지를 설명하는 독립변수의 ( $K_1 \times 1$ )벡터이고, 그리고  $\beta_1$ 는 이에 대응하는 추정계수(parameter)의 ( $K_1 \times 1$ )벡터이다.

그러면,

$$\Pr(t \text{ 기에 직장제의를 받지 못한다}) = 1 - h_1 = \frac{1}{1 + e^{x'_1 \beta_1}}$$

두 번째, 그에게 주어진 직장제의를 받아들일 확률 또한 binary 선택 모형분석에서 취하는 것처럼 logit 형태로 표현된다. 특정한 기간 t 에, 실업자는 의중임금(reservation wage)과 직장제의 임금을 비교하면서 각각의 직장제의를 받아들일 것인지의 문제에 직면한다. 이것을 다음과 같이 모형화 할 수 있다.

$\log w^o - \log w^r = x'_2 \beta_2 + \varepsilon$ 의 형태의 잠재변수(latent variable)를 고려하면<sup>9)</sup> 관찰 구조(observation structure)는 다음과 같다:

$$y=1(\text{제의 수락}), \text{ if } \log w^o - \log w^r \geq 0 \Leftrightarrow x'_2 \beta_2 + \varepsilon \geq 0$$

$$\Leftrightarrow \Pr(\varepsilon \geq -x'_2 \beta_2) = \Pr(\varepsilon \leq x'_2 \beta_2) = \frac{e^{x'_2 \beta_2}}{1 + e^{x'_2 \beta_2}}$$

$$y=0(\text{제의 거절}), \text{ if } \log w^o - \log w^r < 0 \Leftrightarrow x'_2 \beta_2 + \varepsilon < 0$$

$$\Leftrightarrow \Pr(\varepsilon < -x'_2 \beta_2) = \Pr(\varepsilon > x'_2 \beta_2) = \frac{1}{1 + e^{x'_2 \beta_2}}$$

$$\text{그러면, } \Pr(\text{직장제의를의 수락}/t\text{기의 직장제의를}) = h_2 = \frac{e^{x'_2 \beta_2}}{1 + e^{x'_2 \beta_2}} \text{ 이고}$$

$$\Pr(\text{직장제의를의 거절}/t\text{기 직장제의를}) = 1 - h_2 = \frac{1}{1 + e^{x'_2 \beta_2}} \text{ 이 된다.}$$

그러면, 4절에서 논의한 전체 실업 탈출확률은  $h_1$ 과  $h_2$ 의 곱으로

---

9)  $w^o$ 는 직장제의 임금

$$\text{전체 실업 탈출확률 } h_3 = h_1 \cdot h_2 = \frac{e^{x_1\beta_1}}{1 + e^{x_1\beta_1}} \cdot \frac{e^{x_2\beta_2}}{1 + e^{x_2\beta_2}}$$

이 된다.

실업기간 동안 직장제외에 관하여 실업자는 3가지 상호 배타적인 가능성에 직면하게 되는데 먼저, 어떠한 직업제외도 받지 못해서 선택의 여지없이 실업에 머무를 가능성이 있다. 이 확률은  $(1-h_1)$ 이다. 두 번째, 직장제외가 있는데 이를 거절하고 실업상태로 있을 가능성이다. 이 확률은  $h_1 \cdot (1-h_2)$ 이다. 세 번째, 제외된 직장을 받아들여 실업을 벗어날 가능성이다. 이 확률이  $h_3 = h_1 \cdot h_2$ 이다. 이 3가지 가능성의 합은 1된다.

이제 실업기간에 대한 각 개개의 관찰치  $i$ 의 우도함수를 만들어 보자. 먼저, 실업기간이 단절된  $t$  기까지 직장의 제외를 한번도 받지 못하여 실업 상태로 있을 관찰치  $i$ 의 우도에 대한 공헌은

$$(1 - h_{1i})^{t_i}$$

이다. 두 번째, 한번 이상의 직장제외를 받았지만 실업기간이 단절된  $t$  기까지 아직 실업상태로 있을 관찰치  $i$ 의 우도에 대한 공헌은

$$(h_{1i} \cdot (1 - h_{2i}))^{t_i}$$

이다<sup>10)</sup>. 세 번째,  $t$  기에 실업이 끝나는 관찰치  $i$ 의 우도에 대한 공헌은

$$(h_{1i} \cdot (1 - h_{2i}))^{t_i - 1} \cdot h_{3i}$$

이다. 그러면, 로그우도함수는

$$\log L = \sum_i^N \{ c_i \cdot [(1 - d_i) \cdot t_i \cdot \log(1 - h_{1i}) + d_i \cdot t_i \cdot \log(h_{1i} \cdot (1 - h_{2i}))] \\ + (1 - c_i) \cdot [(t_i - 1) \cdot \log(h_{1i} \cdot (1 - h_{2i})) + \log h_{3i}] \}$$

만약 관찰된 실업기간동안 한번이라도 직장제외를 받으면  $d_i$ 는 1이고, 그렇지 않으면,  $d_i$ 는 0이다. 그리고 실업기간이 단절되면(censored),  $c_i$ 는 1이고, 그렇지 않은 경우에는  $c_i$ 가 0이다.

추정(estimation)과 확인(identification)에 관하여 언급되어야 할 3가지 요인이 있다. 첫 번째,  $x_1 = x_2$ 이면, 기회확률(chance)  $h_1$ 와 선택확률(choice)  $h_2$ 를 따로 추정하여 확인하는 것이 불가능하다. 본 연구에서 확인변수로 오직  $x_2$ 에만 QUIT 변수

10) 더 정확히 하기 위하여는, 실업의 각 달에 주어지는 직장제외의 수에 관한 정보가 필요하다. 이 정보는 현 사용하는 자료에서 얻을 수 없기 때문에, 전체 실업기간 동안 하나 이상의 직장제외를 받는다면 관찰된 실업기간까지 각 월에서 직장제외를 받는다고 가정한다. 이 가정은 truncated Poisson 모형과 기회(chance)/선택(chance) 실업탈출률을 이용한 생존분석의 추정 결과들의 차이를 만드는 원인 중의 하나일 수 있다.

를 포함한다. 그것은 truncated Poisson 회귀의 결과와 전체 실업 탈출확률 분석에서 QUIT 변수는 비록 통계적으로 유의하게 실업을 벗어나는 우도(likelihood)를 증가시킬지라도 직장제외의 수를 증가시키지 않는다는 것을 보여주었기 때문이다.

게다가, 두 번째로,  $h_1$ 의 확인(identification)은 주로 실업기간이 끝날 때(취업자 표본에 대해서)까지 또는 단절될 때(실업자표본에 대해서)까지 어떤 직장제외도 받지 못한 사람들이 있느냐에 달려 있다. 그러나, <표 1>에서 볼 수 있는 것처럼, 경제위기 이전에 실업상태였던 모든 사람들은 실업기간동안 적어도 하나의 직장제외를 받았다. 이는 조사의 특성상 경제위기 이전 실업상태였던 사람들이 마침내 취업된 사람이고 따라서 하나 또는 그 이상 직장제외를 받았기 때문이다. 따라서  $x_1$ 에서 IMF와 상수항 사이의 공선성(collinearity)을 회피하기 위하여  $x_1$ 에서 IMF 변수를 제거하였다. 그러므로, 직장제외를 받은 것의 우도에 대한 경제위기 이후의 노동시장에서의 충격을 인식하는 것은 불가능하다. 그러나,  $h_1$ 에서 IMF의 확인(identification)은  $\lambda$ 가 생존분석에서  $h_1$ 를 대신하여 사용되는 한 회복되어질 수 있다.

셋째, 직장 탐색방법은 임금제의 수준과 의중 임금(reservation wage)수준 양쪽에 다 영향을 줄 것이라고 생각되어  $h_1$ 뿐만 아니라,  $h_2$ 에서도 포함시켰다.

추정결과는 <표 5>에서 보는 바와 같다.

(1)  $x_1$ 의 추정치는 3절의 truncated Poisson 회귀에서 얻어진 것들과 상응하여야 한다. 다음과 같은 조건이 충족될 때 이 양 모형에서 얻어진 추정치의 부호 그리고 유의성뿐만 아니라 크기가 같아진다. 먼저 직장제외 총수뿐만 아니라 실업시 매달 제외받는 직장의 수에 대한 자료가 있어야 하고 둘째, 각 모형은 공통된 설명변수를 가져야 하며 또한 이질성도 고려가 있어야 하고 끝으로 자료의 단절(여기서는 단절된 실업기간을 의미한다)이 없어야 한다. 그러나 본 연구에서 사용하는 자료에는 전체실업기간 중 제외받는 직장의 총수만이 있다. 그리고, chance/ choice모형의  $x_1$ 에서 QUIT는 배제되었고, 그리고 설상가상으로 IMF 설명변수도 추정할 수 없다. 또한 관찰되지 않는 이질성은 생존분석에서는 고려되지 않고 있다<sup>11)</sup>.

자료의 한계 그리고 모형 차이로 Poisson 회귀모형과 chance/choice의 추정결과에 차이가 있다. 따라서, <표 5>에서 얻어진  $\beta_1$ 의 추정치와 생존분석에서 얻어진 추정치간의 완벽한 비교는 불가능해 보인다<sup>12)</sup>.

11) 관찰되지 않는 이질성이 생존분석에서 고려되지 않는 이유는 3절에서 사용된 이질성에 대한 semi-parametric 고려가 확실한 설명변수(estimators)를 제공하는데 실패했기 때문이다.

이상의 설명으로 본 연구에서는 직장제의 우도(likelihood)의 변화를 해석하는 데는 truncated Poisson 회귀의 설명변수들에 의존하며 동시에, 제외된 직장을 수락할 확률의 변화를 보이는데 있어서는  $\beta_2$ 의 설명변수들에 의존한다.

- (2) 노년층 실업자들은 전체 실업기간에 직장제의도 별로 없고 또한 직장제의가 있다 하더라도 쉽게 수락하지 않는다. 그러므로, 젊은 실업자들보다 더 실업 상태로 남아 있을 경향이 있다. 이것은 <표 4>의 AGE에 대한 결과와 일치한다.
- (3) 통계적으로 유의하지 않지만, 남자들은 더 많은 직장제의를 받는 것도 아니고 또한 제외된 직장을 수락하는 경향이 낮아 결과적으로 실업 탈출확률이 낮다.
- (4) 높은 교육수준을 가진 실업자들은 더 많은 직장제의가 있음에도 불구하고, 제외된 직장을 수락하여 실업을 벗어나는 데에는 교육수준이 낮은 실업자와 별 차이가 없다.
- (5) 기혼자들은 통계적으로 유의하게 직장제의가 적다. 그러나 직장제의가 있으면 이를 수락하기 때문에 실업에서 벗어날 확률이 높다.
- (6) 좋은 임금의 직장을 그만둔 후에 실업자들은 실업을 벗어나는데 있어 더 어려움을 겪는다. 왜냐하면 제외되는 직장은 상대적으로 받아들이기 좋은 조건이 아니기 때문이다.
- (7) 이전 직장을 자발적으로 떠난 실업자들은 비자발적으로 떠난 실업자들보다 더 쉽게 실업상태를 벗어나는 경향이 있다. 비록 직장제의를 받을 기회가 통계적으로 유의하게 높지 않지만, 그들은 제외된 직장을 기꺼이 받아들이기 때문이다.
- (8) 공식적인 방법으로 직장을 찾는 사람은 많은 직장제의를 받지만, 제외된 직장을 통계적으로 유의하게 수락하지 않는 경향이 있다. 이는 공식적인 방법으로 제외받는 직장이 비공식적인 방법으로 제외받는 직장보다 상대적으로 낮은 임금을 제공하기 때문인 것 같다. 비록 사용하는 자료를 통해서만 알아 볼 수 없지만 쉽게 추측할 수 있는 것은 공식적 방법과 비공식적인 방법 사이의 본질적인 차이가 있기 때문이다. 비공식적인 탐색방법은 일반적으로 신문광고 또는 친·인척/친구 등 사적인 소개로 구성된다. 직장을 구하고 있는 사람에게 직장을 소개하거나 또는 자신 스스로가 직장을 찾을 경우, 충분히 만족할

---

12) 그럼에도 불구하고,  $\beta_1$ 에서  $\beta_2$ 의 추정치와 분리된 탈출확률의 생존분석에서  $h_1$ 의 관련된 추정치와 비교하고자 하였다.  $h_1$ 에서  $x_1$ 의 내용과 일치하게 하기 위하여  $\beta_1$ 의 내용에서 QUIT와 IMF를 배제하였다. 결과가 <표 3>의 두 번째 구역에 나와 있다. 일반적으로, <표 3>에서  $\beta_2$ 의 추정치는 그 크기와 유의성에 있어서 <표 5>의  $\beta_1$ 에 대하여 얻어진 추정치와 유사하지 않다. 그러나, 설명변수 효과의 방향은 일반적으로 유사하다.

만한 임금을 제시하지 않는 직장은 걸러 내어진다(filtered). 반대로, 공식적인 방법에서는 이러한 걸러내는 경우가 거의 일어나지 않는다. 따라서 비공식적인 방법에 비하여 공식적인 탐색방법으로 제외된 직장의 수락확률은 감소된다.

- (9) 경제위기 이후에 실업상태인 사람들은 직장제외도 적을 뿐만 아니라 제외된 직장도 수락하는 비율이 낮다고 볼 수 있다. 직장제의 평균 수락확률은 경제위기 이전의 66.4%에서 위기 이후 14.9%로 뚝 떨어졌다. 수락확률(acceptance rate)의 이러한 감소는 3절에서의 직장제의 도착확률(arrival rate)의 감소와 더불어 4절에서 본 바와 같은 경제위기 이후 실업을 벗어나는 비율(실업 탈출확률)을 낮추었다.

경제위기 이후 수락확률 감소는 제시되는 임금과 의중 임금(reservation wage)간의 격차에 기인한다고 볼 수 있는데 이는 경제 위기 상황에 비추어 볼 때 임금제시액이 의중임금(reservation wage)의 감소보다 더 감소하였거나 또는 의중임금(reservation wage)은 일정한데 반에 임금제시액의 하락 때문이라고 볼 수 있다. 그러나, 본 연구에서 사용하는 자료로서는 이를 검증할 길이 없다. 왜냐하면 제시되는 임금 또는 reservation 임금 중 하나가 필요한데 본 자료에서는 이것들이 누락되었기 때문이다.

- (10) 하나의 시도로 3절에서 추정된 도착비율,  $\lambda_i$ 에 위에서 추정된 수락비율을 곱하여, 경제위기 전·후 전체 실업 탈출확률을 계산해 보았다<sup>13)</sup>. 계산된 전체 실업 탈출확률의 평균은 실업자로 남아있는 사람들에 대하여 경제위기 전·후에 대하여 각각 0.662 그리고 0.062로 이 수치는 4절에서 추정된 전체 실업 탈출확률의 평균에 매우 가깝다.

---

13) 추정된 수락 확률은  $\hat{h}_2 = \frac{e^{x_2 \beta_2}}{1 + e^{x_2 \beta_2}}$  이다.

<표 5> 기회와 선택을 고려한 생존 분석

	기회 B1			선택 B2		
	추정치	표준오차	t-값	추정치	표준오차	t-값
상수	2.210	0.736	3.002	3.450	1.307	2.638
AGE	-0.026	0.011	-2.331	-0.062	0.025	-2.454
MALE	0.036	0.152	0.234	-0.461	0.247	-1.865
EDY	0.100	0.027	3.733	0.039	0.046	0.856
MAR	-0.374	0.159	-2.356	0.986	0.278	3.542
LNWAGE	-0.453	0.172	-2.626	-0.454	0.336	-1.351
QUIT	-	-	-	0.718	0.198	3.618
METHOD	0.283	0.113	2.511	-0.648	0.189	-3.425
IMF	-	-	-	-1.950	0.214	-9.109
LOGLIK	-1135.115					
관찰치의 수	470			470		
	IMF=1			IMF=0		
	평균	표준편차		평균	표준편차	
기회	n.a.	n.a.		n.a.	n.a.	
선택	0.149	0.089		0.664	0.138	

## VI. 결론

지금까지 경제위기 이후 한국의 노동시장에서 실업상태 하에서 직장을 구하고 있는 사람들에게 일어난 변화를 분석하였다. 이 연구의 결과를 다음과 같이 요약할 수 있다:

- (1) 경제위기 이후에 실업으로 남아있는 사람들은 직장제외의 감소로 상당한 고통을 겪고 있는 것으로 보인다. 심지어 탐색강도의 변수로 탐색방법을 조절 하였을 때도 직장제외는 감소하였다.
- (2) 실업상태를 벗어날 확률(hazard rate)은 경제위기 이후에 상당히 떨어졌다. 이는 경제위기 이후 한국의 노동시장에서 실업기간이 더 길어지고 그리고 높은 실업률을 가져온다.
- (3) (전체)실업탈출확률을 기회(chance)와 선택(choice) 두 부분으로 나누었을 때, 경제위기 이후 실업자들이 실업으로부터 탈출의 어려움을 2가지 양상으로 설명되어질 수 있다. 직장제외의 도착확률도 상당히 하락하였지만, 또한 실업자들이 직장제외의 수락확률도 상당히 감소하였다.
- (4) 수락확률을 상당히 감소시킨 원인으로 임금제시액과 의중임금(reservation wage) 간의 격차를 넓히는 두 가능성중 무엇인지에 대해 다소 애매하다. 그



러나, 현재의 자료를 가지고 수락비율의 하락 원인을 확인하는 것은 불가능하다. 이를 행하기 위해서는, 임금제시액 또는 의중임금(reservation wage)에 대한 자료가 요구된다. 그러므로, 이 점에 대해서는 다음 연구의 과제로 남겨 두기로 한다.

### <참고문헌>

- Cameron, A.C. and P.K. Trivedi (1986), Econometric Models Based on Count Data: Comparisons and Applications of Some Estimators and Tests , *Journal of Applied Econometrics*, 1, 29-53.
- Chesher, A.D. and T. Lancaster (1983), The Estimation of Models of Labor Market Behavior , *Review of Economic Studies*, 50, 609-24.
- Flinn, C. and J. Heckman (1982), New Method for Analyzing Structural Models of Labor Force Dynamics , *Journal of econometrics*, 18, 115-68.
- Hausman, J., B.H., Hall and Z.Griliches (1984), Econometric Models for Count Data with an Application to the Patents-R&D relationship , *Econometrica*, 52, 909-38.
- Heckman, J. and B. Singer (1984), A Method for Minimizing the Impact of Distributional Assumptions in Econometric Models for Duration Data , *Econometrica*, 52, 271-320.
- Kang, Changhui and Sung-Joon Park (1999), Chance or Choice Revisited for the Korean Labor Market after Economic Crisis , Mimeo., Cornell University.
- Lancaster, T(1992), The Econometric Analysis of Transition Data, *Econometric Society Monographs*, 17, Cambridge Press.
- Lancaster, T. and A.D. Chesher (1981), Stock and Flow Sampling , *Economics Letters*, 8,63-65.
- Lancaster, T. and A.D. Chesher (1984), Simultaneous Equations with Endogenous Hazards , in G.R. Neumann and N.C. Westergard-Nielsen (eds.), *Studies in Labor Market Dynamics* (Berlin: Springer-Verlag).
- Lippman, S. and J. McCall (1976), The Economics of Job Search: A Survey , Part I, *Economic Inquiry*, 14, 365-90.
- Mortensen, D.T. (1986), Job Search and Labor Market Analysis , in O.

Ashenfelter and R. Layard (eds), *Handbook of Labor Economics*, Vol. II (Amsterdam:Elsevier Science Publisher), 849-919.

Mortensen, D.T. and G.R. Neumann (1984), Choice or Chance? A Structural Interpretation of Individual Labor Market Histories , in G.R. Neumann and N.C. Westergard-Nielsen (eds.), *Studies in Labor Market Dynamics* (Berlin: Springer-Verlag).

**경제위기 이후 소득 불균등에  
대한 연구**

## I. 서론

최근 뉴스와 여러 연구논문을 통하여 우리는 우리 나라의 소득분포가 금융 위기 이후 더 악화되었다는 사실을 알 수 있다. 이는 하위층은 임금의 하락 및 실업으로부터 고통을 받은 반면에 상위층은 높은 이자율 이익을 보았기 때문이라고 한다. 그러나 이러한 설명은 경제가 회복하고 있는 시점에서 소득 불균등이 증가하는 것에 대한 충분한 설명이 되지 못한다.

이 논문의 목적은 통계청에서 발간한 '도시가계조사'의 원 자료를 이용하여 금융 위기 이후 소득 불균등 변화의 원인을 규명하는데 있다. 그러나 이 논문에서는 가족 구성원 전체 소득보다는 가구주의 소득을 가지고 분석을 하였다. 이는 후술하겠지만 소득 불균등을 분석하는데 있어 가구주의 소득에 대한 정보가 가족의 소득에 대한 정보보다 더 풍부하고 그리고 가구주의 소득이 가족 전체 소득에서 평균적으로 70%를 차지하고 있어 가구주의 소득 불균등을 알면 상당정도 가계의 소득 불균등을 알 수 있기 때문이다.

이 논문은 다음과 같이 구성되어 있다. 2절에서는 본 연구에 사용될 자료에 대한 대략적인 설명에 할애한다. 3절에서는 자료를 통하여 전체적인 소득의 불균등 현황을 살핀다. 4절에서는 보다 한 단계 더 나아가 연령간 및 교육수준간의 또는 연령내 및 교육수준내의 소득 불균등의 정도를 살피고 5절에서는 소득의 불균등을 이루는 구성요소들을 살핀 다음 6절에서는 5절에서 발견된 구성요소들의 변화 요인이 무엇인지를 규명하고 마지막으로 7절에서는 정책적 함의로 결론을 맺기로 한다.

## II. 자료

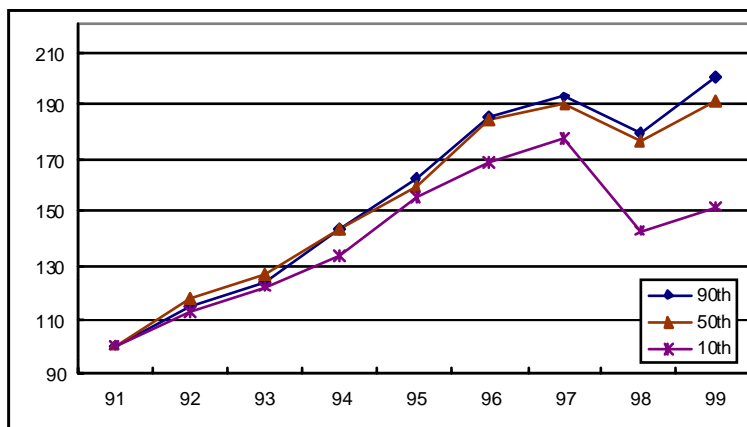
본 연구에서는 소득 불균형(income inequality)을 연구하는 것이 아니라 가구주의 근로소득(earning)의 불균등에 대한 연구이다. 이는 본 연구에서 사용하고자 하는 자료의 한계 때문이다. 이 자료는 통계청의 '도시가계조사'의 원자료로 이는 비농가 도시 지역의 2인 이상 근로자가구를 대상으로 하고 있다. 따라서 근로자 가구 이외의 가구 즉 사업자 및 무직가구는 조사 대상에서 빠져 있다. 이 조사에는 근로 소득으로 가구주 소득, 배우자 소득 및 기타 가구원 소득으로 분리되어 있고 이에 사업 및 부업소득, 재산소득, 이전소득 등의 소득을 합하면 가구 소득이 된다. 그러나 문제는 비록 98년부터는 배우자의 인적사항이 나와 있으나 그 이전에는 가구주의 인적사항<sup>14)</sup>만이 나와 있다는 점, 근로소득 외 소득이 차지하는 비중이 지극히

낮다는 점 그리고 근로소득 중 가구주의 소득이 차지하는 비율이 절대적이라는 점으로 본 연구는 가구주의 근로소득<sup>15)</sup>을 대상으로 연구한다. 물론 통계청도 이 자료를 사용하여 소득 불균등을 발표하고 있으나 이는 본 조사에 있는 가구 소비 실태를 토대로 만든 것으로 이 또한 전반적인 소득 불균등을 나타낸다고는 볼 수 없다<sup>16)</sup>.

### III. 총체적 소득 불균등

<그림 1>은 1991년부터 1999년까지 실질 소득분포의 10th, 50th 및 90th 분위를 그림으로 나타낸 것이다. 비교의 편의를 위해 1991년을 100으로 하여 지수화하였다. 세 집단의 실질소득은 금융위기 이전 1990년부터 점진적으로 상승하였고, 금융위기 이후 급격히 하락하다가 1999년 다소 회복되었다. 그림으로부터 확인할 수 있듯이, 10th 분위는 다른 분위와 다른 양상을 띄고 있다. 10th 분위의 소득은 다른 분위들과 마찬가지로 금융위기 이전에는 상승하였다. 그러나 금융위기 동안 다른 집단들보다 급격히 하락했고 심지어는 1999년 회복기에서도 실질 소득이 다른 집단들보다 상대적으로 적게 상승하였다.

<그림 1> 소득의 변화추이



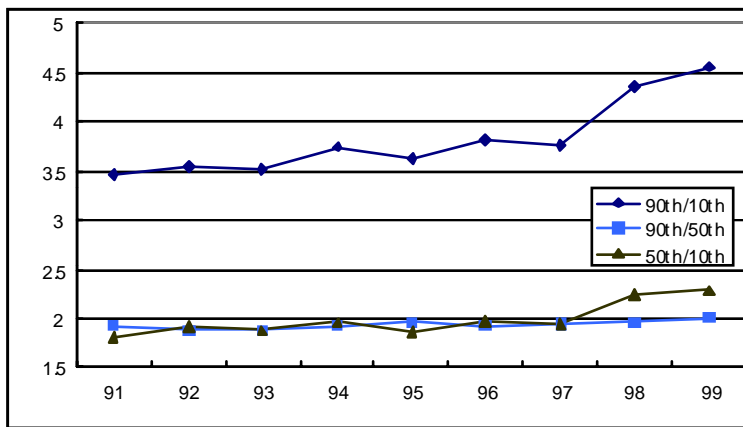
14) 인적사항으로 성별, 연령, 교육정도, 그리고 종사하는 산업 및 직업 정도이다.

15) 이하의 논의에서는 단지 소득이라고 명명한다.

16) 소득분배의 실태조사로 가장 적합한 자료는 통계청의 '가구소비실태조사'로 이는 전국의 전체 가구를 대상으로 하고 있다. 그러나 이 자료는 91년 이후 매 5년마다 실시하고 있다는 문제가 있다. 따라서 최근의 자료는 '96년도의 자료이다.

<그림 2>는 1991년부터 1999년까지의 소득 분위의 90th/10th, 90th/50th 그리고 50th/10th 비율을 시계열로 보여주고 있다. 90th/10th는 1991년 이후 금융위기 전까지 거의 변화가 없다. 그러나, 금융위기 이후 이 비율은 급격히 상승함을 볼 수 있다. 이는 두 집단간의 소득 격차가 매우 급격히 확대되었음을 보여주는 것이다. 또한 그림에서 90th/50th 비율과 50th/10th 비율간의 차이를 볼 수 있다. 90th/50th 비율은 심지어 금융위기 이후에도 변하지 않았지만 50th/10th 비율은 금융위기 이후 상승하였다. 따라서 우리는 금융위기 이후 불균등의 증가는 중간계층 이상보다는 중간계층 이하가 더 컸음을 알 수 있다.

<그림 2> 소득 분포 변화 추이



<표 1>은 1991년 그리고 1991년부터 1999년까지 3년씩 평균하여 불균등의 변화를 수량화한 것이다. 표에서 보듯이 90th 과 10th 분위의 로그소득의 차는 금융위기 전에 1.24에서 1.33으로 9퍼센트 상승하였다. 그러나, 금융위기 이후에는 1.33에서 1.52로 19 퍼센트 증가하여 금융위기 이후 소득 격차가 심화되었다는 알 수 있다. 이를 다시 90th과 50th간 그리고 50th와 10th간으로 세분하여 살펴보면 90th 과 50th간의 차는 .65에서 .67로 금융위기 전에는 약 2퍼센트 상승하였고, 그리고 금융위기 이후에는 .67에서 .70으로 3 퍼센트 증가에 그쳐 90th와 50th간의 차는 금융위기 전 그리고 이후에 변화가 거의 없었다는 것을 알 수 있다. 그러나, 50th와 10th의 경우에는 다르다. 이 두 집단간의 차이는 금융위기 이전에 .64에서 .66으로 오직 2퍼센트 증가한 반면에 금융위기 이후에는 .66에서 .82로 무려 약 16 퍼센트 상승하였다. <표 1>은 50th 분위 이하의 소득분포가 금융위기 전보다 후에 더 악화되었음을 다시 한번 확인 시켜 주고 있다.

<표 1> 로그 소득 불균등도 추정

	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999
표준편차	0.5310	0.5264	0.5320	0.5359	0.5324	0.5480	0.5369	0.6363	0.6635
분위값차									
p90-p10	1.2445	1.2680	1.2599	1.3193	1.2901	1.3370	1.3269	1.4736	1.5181
		(0.0120)	(0.0322)	(0.0297)	(0.0237)	(0.0247)	(0.0819)	(0.1000)	
p75-p25	0.6598	0.6449	0.6324	0.6891	0.6723	0.7134	0.7116	0.7249	0.7916
		(0.0138)	(0.0292)	(0.0291)	(0.0207)	(0.0232)	(0.0072)	(0.0429)	
p90-p50	0.6517	0.6248	0.6306	0.6506	0.6710	0.6571	0.6660	0.6707	0.6951
		(0.0142)	(0.0135)	(0.0202)	(0.0105)	(0.0070)	(0.0069)	(0.0156)	
p50-p10	0.5927	0.6448	0.6306	0.6688	0.6190	0.6799	0.6609	0.8029	0.8230
		(0.0261)	(0.0200)	(0.0263)	(0.0324)	(0.0311)	(0.0771)	(0.0884)	
p75-p50	0.3547	0.3303	0.3476	0.3568	0.3587	0.3567	0.3691	0.3635	0.4022
		(0.0125)	(0.0135)	(0.0059)	(0.0011)	(0.0067)	(0.0062)	(0.0209)	
p50-p25	0.3050	0.3185	0.2848	0.3323	0.3137	0.3567	0.3425	0.3614	0.3894
		(0.0170)	(0.0244)	(0.0239)	(0.0216)	(0.0219)	(0.0099)	(0.0236)	

( ) : 표준편차

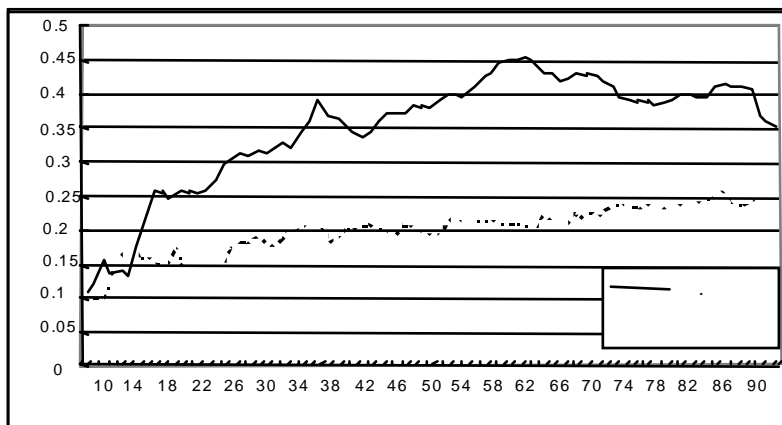
#### IV. 연령 및 학력간의 소득 불평등

지금까지 우리는 단지 전체 소득 분포의 변화를 보았을 뿐 집단 내의 또는 집단간의 소득 분포의 변화를 보지 못하였다. 따라서 우리는 어떤 집단의 소득분포가 다른 타 집단과 비교하여 얼마나 더 큰 변화가 있었는지를 알 지 못하였다..

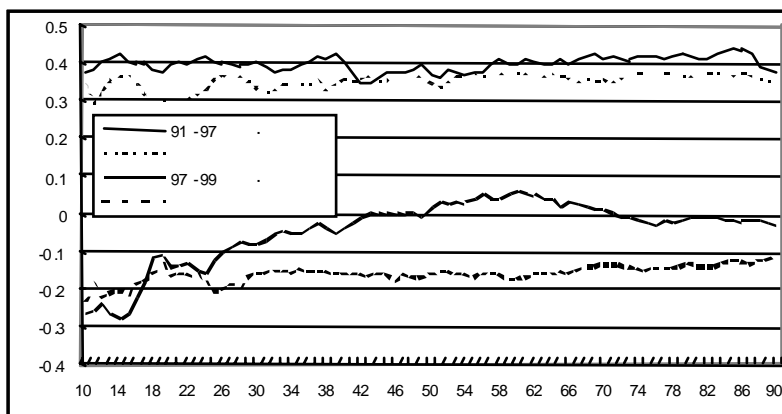
<그림 3-1>은 경력이 1년에서 10년 된 근로자(이하 '젊은층')와 21년에서 30년 된 근로자(이하 '중·고령층')로 나누어 각 분위에 대한 로그 소득 변화를 보여주고 있다. 그림에서 보는 바와 같이 전반적으로 중·고령층과 젊은층간의 소득 격차가 모든 분위에 걸쳐 크게 나타나고 있다. 그러나, 전체 기간을 금융위기와 금융위기 이후로 나누면, <그림 3-2>에서 보는 바와 같이 매우 특이한 사실을 발견할 수 있다. 금융위기 이전에는 중·고령층과 젊은층의 소득 격차가 상대적으로 안정적임을 알 수 있다. 반대로, 두 집단이 금융위기 이후 모든 분위에서 소득 감소가 있었으나, 젊은층의 소득 감소 폭이 중·고령층의 소득 감소 폭보다 더 크게 나타나고 있다. 그러므로, 두 집단간의 소득 격차는 금융위기 이후에 증가하였음을 알 수 있다. 각 집단내의 상황을 보면, 매우 흥미로운 양상을 볼 수 있다. 중·고령층에서 10th 분위 집단은 10퍼센트의 소득 상승 이후 점진적으로 증가하여 60th 분위의 45퍼센트를 정점으로 이후 감소하여 90th 분위에서는 35퍼센트의 소득 증가가 있었음을

보여 주고 있다. 이러한 경향은 중간 분위가 하위와 상위 분위보다 상대적으로 소득이 더 상승하였다는 것을 말해 준다. 그러나, 젊은층의 경우는 다르다. 젊은층 내의 소득격차는 매우 작다; 10th 분위의 근로자는 소득이 10퍼센트 상승하였으나 90th 분위 근로자는 약 23퍼센트 증가에 그치고 있다. 기간을 금융위기 전과 후로 나누면, 금융위기 전에는 두 집단 모두에서 집단내의 소득격차가 나타나지 않는다. 반대로 금융위기 후에는 집단내 소득 격차가 젊은층에서는 나타나지 않는 반면에, 중·고령층에서는 집단내 소득격차가 나타난다; 하위층은 소득이 약30퍼센트 감소한 반면 상위층에서는 거의 0퍼센트 소득 감소가 있었다. 뿐만 아니라 중위층은 오히려 약 5퍼센트 소득 증가를 가졌다. 이 그림들은 소득 불균등이 금융위기 이후 집단간에 그리고 집단 내서 모두 증가하였다는 것을 보여준다.

<그림 3-1> 91-99기간의 연령별 소득의 변화



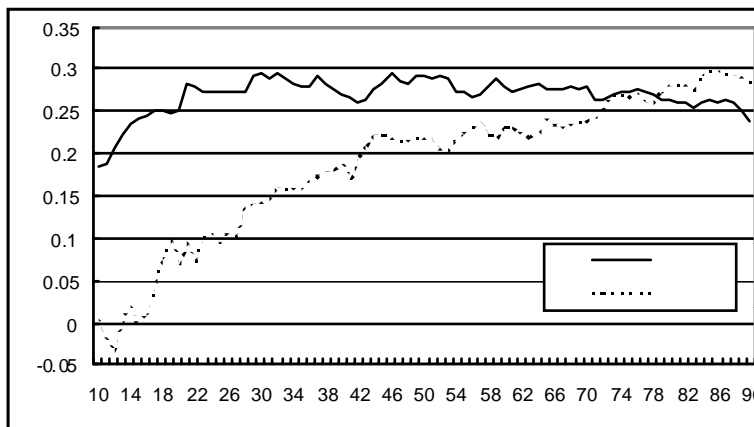
<그림 3-2> 금융위기 전후의 연령별 소득 변화





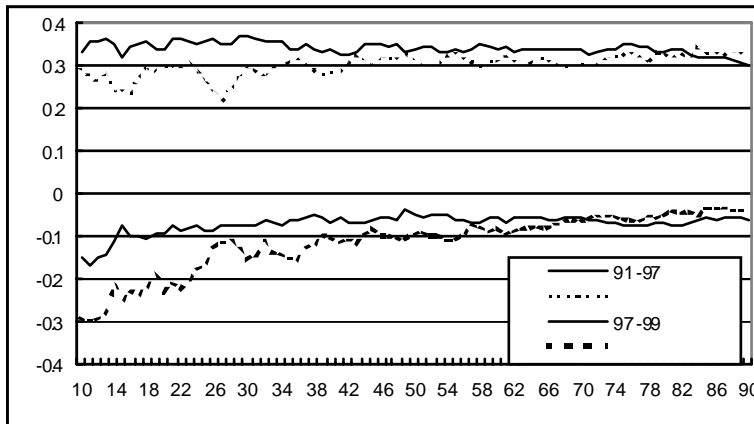
<그림 4-1>는 1년에서 10년 정도의 경력을 가진 근로자 중 고졸자와 대졸자에 대한 실질 소득 변화를 보여준다. 집단 간 차이는 약 74th 분위에서 반전되고 있다. 즉, 하위층에서 대졸자는 고졸자보다 더 많이 소득 증가가 있었다. 그러나 이 상승 격차는 점차 줄어들어 약 74th 분위 이후 오히려 고졸자의 소득 증가가 대졸자의 소득 증가를 능가하고 있는 매우 흥미로운 사실을 보여주고 있다.

<그림 4-1> 91-99기간의 학력별 소득 변화



그러나, 전체 기간을 금융위기 전, 후로 나누면, 금융위기 이후 고졸자 집단은 대졸자 집단보다 더 많은 소득 감소가 있었음을 알게 된다. 집단내의 불균등 또한 두드러진다. 먼저 고졸자의 경우를 살펴보면 하위층의 소득 감소 폭이 금융위기 이후 다른 층보다 더 크기 때문에 전 기간에 걸쳐 하위층은 약2-3퍼센트 감소하는 반면에 상위층은 약 30퍼센트 증가한다. 그러나, 대졸자의 경우는 다르다. 금융위기 이후 모든 소득 계층에 걸쳐 비슷한 폭으로 감소하였기 때문에 고졸자간의 경우와는 달리 대졸자간의 소득 불균등이 증가하였다고 보기 어렵다.

<그림 4-2> 금융위기 전후의 학력별 소득 변화



<표 2>는 한 단계 더 나아가 교육과 연령을 독립변수로 한 로그 소득의 회귀분석으로부터 나오는 잔차 분포를 살펴본 것이다. 회귀분석의 잔차를 살펴보는 것은 매우 구체적으로 정의된 교육과 연령의 범위 내에서의 소득 격차를 살필 수 있도록 한다.

금융위기 전에서는 집단내의 뚜렷한 불균등 변화는 거의 없었다. 그러나, 금융위기 이후는 불균등의 증가가 있음을 알 수 있다. 잔차항의 분포에서 90th 분위에 있는 근로자와 10th 분위에 있는 근로자의 불균등은 약 15퍼센트 더 증가하였다. 또한 50th 분위 위, 아래 불균등 정도가 매우 다르다는 것을 쉽게 발견할 수 있다. 50th 분위 위의 불균등은 2퍼센트에 불과한데 비해 그 아래의 불균등은 15 퍼센트나 되고 있다. 이는 이미 앞에서 살핀 바 있는 50th 분위 이하의 소득분포가 금융위기전보다 금융위기 이후에 더 악화되었다는 사실을 재차 확인시켜 주고 있는 셈이다.

<표 2> 회귀분석 잔차로 추정된 소득 불균등

	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999
표준편차	0.4885	0.4790	0.4912	0.4895	0.4859	0.4922	0.4852	0.5757	0.5918
분위값차									
p90-p10	1.1623	1.1227 (0.0200)	1.1377 (0.0121)	1.1466 (0.0046)	1.1398 (0.0174)	1.1727 (0.0178)	1.1680 (0.0501)	1.2570 (0.0746)	1.3162
p75-p25	0.5967	0.5821 (0.0074)	0.5917 (0.0143)	0.6102 (0.0098)	0.6065 (0.0051)	0.6167 (0.0062)	0.6177 (0.0041)	0.6101 (0.0196)	0.6472
p90-p50	0.5815	0.5564 (0.0126)	0.5667 (0.0106)	0.5777 (0.0076)	0.5814 (0.0029)	0.5834 (0.0010)	0.5829 (0.0097)	0.5998 (0.0111)	0.6039
p50-p10	0.5808	0.5663 (0.0074)	0.5710 (0.0024)	0.5689 (0.0067)	0.5584 (0.0157)	0.5894 (0.0168)	0.5851 (0.0404)	0.6572 (0.0638)	0.7123
p75-p50	0.3052	0.2969 (0.0046)	0.3044 (0.0062)	0.3092 (0.0028)	0.3093 (0.0044)	0.3016 (0.0054)	0.3119 (0.0067)	0.2992 (0.0082)	0.3147
p50-p25	0.2915	0.2851 (0.0033)	0.2873 (0.0086)	0.3010 (0.0071)	0.2972 (0.0094)	0.3151 (0.0089)	0.3058 (0.0047)	0.3109 (0.0142)	0.3325

( ) : 표준편차

## V. 소득 불균등 변화의 구성 요소

우리는 4절에서 총소득 불균등의 변화를 집단간 및 집단내의 변화로 분리하여 측정하였다. 이제 이 접근 방법에서 한 걸음 더 나아간 논의로 집단간의 소득 불균등 변화를 근로자 특성(characteristics)의 분포에 대한 변화와 관찰된 기술(observed skill)에 대한 수익의 변화로 어느 정도 설명 가능한지를 살펴보기로 한다. 이를 위해 우리는 Juhn et al.(1993)에서 고안된 접근방법을 사용하기로 한다.

이 방법은 다음과 같은 간단한 소득 방정식에서 시작한다.

$$Y_{it} = X_{it}\beta_t + u_{it}$$

$Y_{it}$ 는 t년도의 개인 i에 대한 로그소득이다.  $X_{it}$ 는 개인별 특성(연령과 교육 효과)에 대한 벡터이다. 그리고  $u_{it}$ 는 관찰되지 않는 요소에 의하여 설명되어지는 소득 구성요소이다. 본 연구의 목적에 맞게 잔차항을 두 가지 요소로 개념화한다: 잔차 분포에서 각 개인의 분위를  $\theta_{it}$ 로 그리고 임금방정식의 잔차 분포 함수를  $F_t(\cdot)$ 로 할 때 축적분포(cumulative distribution) 함수의 정의에 의하여,

$$u_{it} = F_t^{-1}(\theta_{it} | X_{it})$$

여기서  $F_t^{-1}(\cdot | X_{it})$ 는 t년도에  $X_{it}$ 의 특성을 갖는 노동자에 대한 역 잔차 축적 분포이다.

이 구조에서 불균등의 변화는 3가지 요소에서 비롯된다: (1) 개인 특성분포의 변화(즉, X 분포의 변화), (2) 관찰된 기술 가격의 변화 ( $\beta$ 의 변화), 그리고 (3) 잔차 분포의 변화.

$\bar{\beta}$ 를 전체 기간에서 관찰된 값들의 평균 가격으로 정리하고 그리고  $\bar{F}(\cdot | X_{it})$ 를 평균 축적분포로 정리하면 불균등 정도는 다음 식과 같이 관련된 구성요소로 분리된다.

$$Y_{it} = X_{it}\bar{\beta} + X_{it}(\beta_t - \bar{\beta}) + \bar{F}^{-1}(\theta_{it} | X_{it}) + [F_t^{-1}(\theta_{it} | X_{it}) - \bar{F}^{-1}(\theta_{it} | X_{it})]$$

첫 번째 항은 고정된 가격하에서의 교육과 연령(경력)의 변화효과를 나타낸다. 두 번째 항은 고정된 X하에서 관찰치들의 기술가격 변화 효과를 나타낸다. 그리고 마지막 항은 소득 잔차분포 변화의 효과를 나타낸다. 이 구조를 통하여 우리는 어떤 부분적인 요소들을 고정시킨 상태에서 소득분포를 재정립할 수 있다. 예를 들면, 고정된 가격과 고정된 잔차분포 하에서 소득은 다음 식에 의해 결정된다.

$$Y_{it}^1 = X_{it}\bar{\beta} + \bar{F}^{-1}(\theta_{it} | X_{it})$$

실제로, 평균 계수  $\bar{\beta}$ 를 통하여, 그리고 t 연도의 잔차 분포에서의 실제 분위 및 전체 표본에 걸친 평균 축적분포에 기초한 각각 노동자에 대한 잔차 계산을 통하여 그 해(t) 년도 표본의 모든 노동자에 대한 소득을 예측함으로써 시간의 흐름에 따라 분포가 어떻게 변화하는지를 추정할 수 있다. 우리는 이를 통해 관찰할 수 있는 변수 분포의 변화가 분위간(interquartile) 범위 또는 90th-10th 분위 차에 어떠한 영향을 줄 수 있는지 또는 그 효과들이 평균치 이상 그리고 이하의 불균등에 대하여 어떻게 다른지 알 수 있다.

관찰되는 가격과 관찰되는 수량이 시간에 따라 변할 경우 우리는 소득을 다음 식에 의하여 구할 수 있다.

$$Y_{it}^2 = X_{it}\beta + \bar{F}^{-1}(\theta_{it} | X_{it})$$

이 경우에 우리는 t년도의 각 노동자의 관찰되는 특성과 t년도에 대하여 추정된 소득 방정식 그리고 모든 연도에 걸친 축적분포에 기초한 잔차에 의해 t년도의 각 근로자의 소득을 추정할 수 있다. 마지막으로, 관찰되는 가격과 수량 그리고 잔차 분포가 시간에 따라 변할 경우 우리는 다음과 같은 식을 얻을 수 있다.

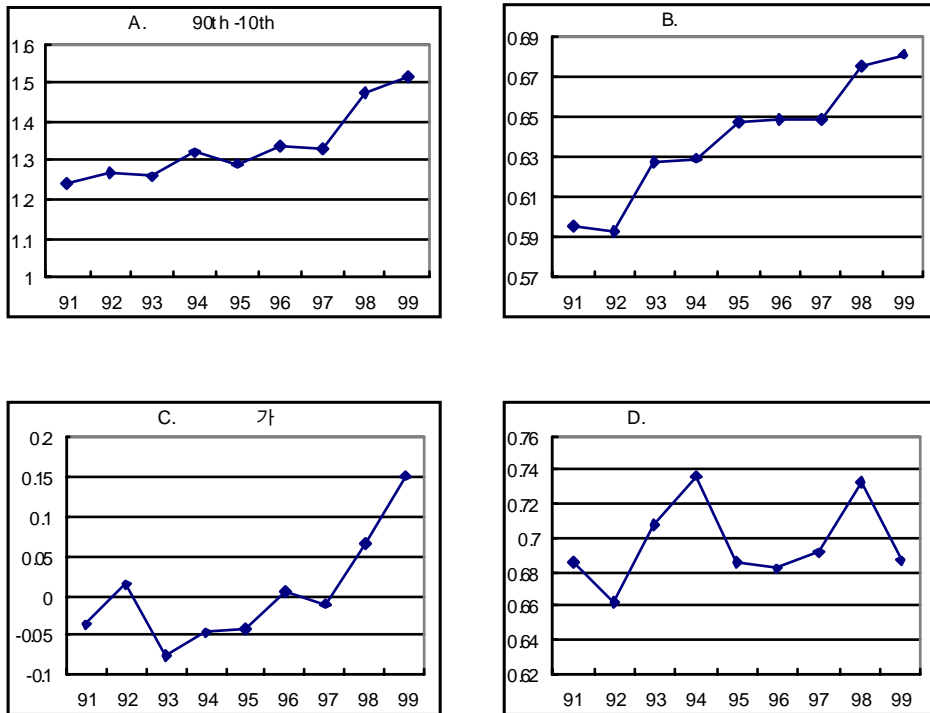
$$Y_{it}^{\beta} = X_{it}\beta + F^{-1}(\theta_{it}|X_{it}) = X_{it}\beta_t + u_{it} = Y_{it}$$

위의 식은  $u_{it} = F_t^{-1}(\theta_{it}|X_{it})$ 가 축적 소득분포의 정의이기 때문에 실제 소득분포와 같다.

우리는  $Y_{it}^{\alpha}$  분포에서 시간에 따른 불균등의 변화를 관찰된 수량의 변화로 보고,  $Y_{it}^{\beta}$ 에서의 불균등에 대한 어떤 추가적인 변화를 관찰된 가격의 변화로 본다. 그리고 마지막으로  $Y_{it}^{\beta}$ 에서 발견된 것 이상의  $Y_{it}^{\beta}$ 에서의 불균등의 추가적인 변화를 관찰되지 않는 변수들의 분포 변화로 본다.

<그림 5>의 패널 A는 소득분포의 90th분위와 10th분위의 로그 소득 격차를 전 기간에 걸쳐 시계열로 그렸다. 그림은 금융위기 전까지는 전체적인 소득불균등이 안정적인 모습을 보여주나 금융위기 이후 불균등은 급격히 증가한 것을 보여주고 있다. <그림 5>에서 나머지 3개의 그림은 이들 3가지 구성요소에 의하여 설명되어지는 90th-10th분위 로그 소득 격차들을 보여준다. 패널 B는 관찰되는 특성(observable characteristics) 분포의 변화 효과를 나타낸다. 관찰되는 특성의 변화가 금융위기 이후보다 이전에 전체 불균등에 대하여 더 큰 영향을 미치고 있음을 알 수 있다. 이는 연령과 교육의 노동력 구성요소의 변화가 금융위기 이후의 소득 불균등에 직접적인 효과를 갖지 않는다는 것을 의미한다. 패널 C는 관찰되는 가격(observable price)의 변화에 기인하는 불균등의 변화를 보여준다. 그림에서처럼, 이 구성요소는 금융위기 이후 전체 불균등에 가장 큰 충격을 주었다. 즉 교육의 차이 및 연령 차이에 따른 수익의 증가는 금융위기 전까지 거의 영향이 없었으나 위기 이후 90th-10th 분위 로그소득차이를 약 15퍼센트 정도 상승시킨다. 패널 D는 관찰되지 않는 가격과 수량(unobservable price and quantities)의 변화에 기인하는 요소를 보여준다. 그림에서 나타난 것처럼, 어떤 추세도 찾을 수 없을뿐더러 이 요소의 불균등에 대한 영향은 거의 없다는 것을 나타내고 있다.

<그림 5> 90th-10th 분위 로그 소득 격차와 그 격차의 구성요소들의 추이



<표 3>은 1991년부터 1999년 기간 동안 90th-10th 분위 차이의 증가에 대한 관찰되는 수량, 가격 및 관찰되지 않는 변수들의 공헌도를 보여준다.

<표 3> 소득불균등 변화의 구성요소

분위값 차	전체변화	관찰되는 수량	관찰되는 가격	관찰되지 않는 변수들
1991-1999				
90th-10th	0.27362	0.08546	0.18704	0.00112
50th-50th	0.04331	0.04958	0.05903	-0.0653
50th-10th	0.23031	0.03588	0.12801	0.06642
1991-1997				
90th-10th	0.08569	0.05319	0.02655	0.00595
90th-50th	0.017	0.02292	0.00312	-0.00904
50th-10th	0.06869	0.03027	0.02343	0.01499
1997-1999				
90th-10th	0.18793	0.03227	0.16049	-0.00483
90th-50th	0.02631	0.02666	0.05591	-0.05626
50th-10th	0.16162	0.00561	0.10458	0.05143

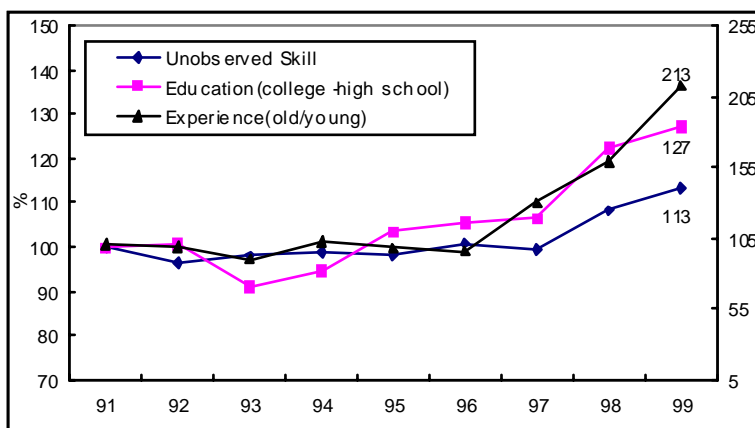
표에서 보는 바와 같이 , 1991년부터 1999년까지의 전 기간에 걸쳐 관찰된 가격

(observable price)이 모든 분위간의 불균등에 가장 큰 영향을 미쳤다. 그러나, 금융위기 이전과 이후로 나누어 살펴보면 우리는 매우 흥미로운 사실을 발견하게 된다. 금융위기 이전에는 관찰된 수량(observable quantities)이 90th-10th 분위의 격차에 가장 큰 영향을 미쳤으나 금융위기 이후에는 관찰된 가격(observable price)이 가장 큰 영향을 미친 것으로 나타나고 있다. 그러나 이 표는 관찰된 가격에서 어떤 가격이 불균등에 더 많은 영향을 미쳤는지는 보여주지 않는다.

<그림 6>은 교육, 연령 그리고 관찰되지 않는 기술(unobservable skill)에 대한 3가지 가격을 보여준다. 각 가격들은 교육과 연령에 대한 년도별 로그소득의 회귀분석에 의하여 다음과 같이 도출되었다. 즉 관찰되지 않는 기술 가격은 회귀분석 잔차로부터의 90th-10th 분위 로그소득차이이고, 교육(기술)가격은 대졸-고졸간의 로그소득 차이의 비가중 평균이다. 마찬가지로, 연령(기술)가격은 젊은층(1-10년 경력)과 중·고령층(21-30년 경력)간의 평균 로그소득차이로부터 만든다. 이 차이들 각각은 1991년도를 기준으로 하여 지수화하였다.

관찰되지 않는 기술 가격은 금융위기가 일어나기 전까지 안정적이다. 그러나 금융위기 이후, 증가하기 시작하여 1999년에는 1991년보다 약 13퍼센트 가량 늘었다. 교육의 가격은 매우 다른 양상을 보여준다. 1993년까지 교육의 프리미엄은 1991년에 비해 10퍼센트 이상 하락하였다. 그 이후 교육의 가격은 꾸준히 상승하여 금융위기가 일어나던 해에 1991년의 가격을 회복하고 금융위기 이후 꾸준히 상승하여 1999년에는 1991년의 가격에 비해 27퍼센트 가량 증가하였다. 가장 특이한 사실은 연령(경력)의 가격 추세이다. 연령(경력)의 가격은 1997년까지 매우 안정적이다가 그 이후 급격히 상승하여 1999년에는 1991년 가격보다 훨씬 높은 약 113퍼센트에 도달하였다.

<그림 6> 지수화한 각 기술 가격들의 추이



## VI. 금융위기 이후 기술 가격 상승 요인

<그림 6>은 다양한 기술 가격들이 1990년대에 특히 금융위기 이후에 증가하였다는 것을 보여 주고 있다. 상위학교에의 진학률이 급격한 증가하는 상황<sup>17)</sup>에서 기술 프리미엄의 이러한 증가는 숙련된 근로자에 대한 수요의 증가에 따른 것이라고 하겠다. 이러한 노동 수요의 이동은 산업이 보다 숙련된 근로자를 요구하는 산업으로 이동하거나 또는 산업 내에서의 보다 숙련된 노동자를 선호하는 생산기술의 변화에 기인한다고 볼 수 있다.

이러한 이동을 구체적으로 알아보기 위해서, 경제를 6개의 산업군으로 그리고 4개의 직업군으로 나누었다. <표 4>의 열(columns)은 각 산업과 각 직업에 속해 있는 근로자의 소득분포에서 1th-10th, 45th-55th 그리고 90th-100th 분위로 나누었다. 표에서 볼 수 있듯이, 보다 숙련된 근로자가 산업에서는 공공분야에 그리고 직업에서는 경영자/전문가 집단에 가장 큰 비중을 차지하고 있다. 반면에 미 숙련 근로자들은 산업에서는 농업/광업/건설업에서 그리고 직업에서는 단순노동자/조립공 집단에서 많은 비중을 차지하고 있다. 산업/직업에서의 이동이 상대적 수요의 변화를 만든다는 것을 알 수 있다.<sup>18)</sup>

<표 4> 산업별/직업별 근로자의 소득분포

	분위값		
	0-10	45-55	90-100
<b>산업</b>			
농업/광업/어업/건설업	35.13	18.43	6.99
제조업/유통/통신	18.27	34.51	20.73
전기/수도/가스 사업	8.35	10.19	8.62
소매/도매/수리/숙박/식당/기타	17.23	16.71	8.41
금융/보험/부동산	15.46	8.56	14.06
공공행정/교육/복지	5.56	11.61	41.17
<b>직업</b>			
노동자	37.56	6.80	0.84
기술자/조직원	45.19	49.69	17.31
사무원/판매원	10.30	21.04	17.97
경영인/전문인	6.95	22.48	63.88

17) 대학 진학률이 1990년에는 고졸자의 33.2 퍼센트였으나 그 이후 꾸준히 증가하여 1998년도에는 약 64.1퍼센트에 이르고 있다.

18) 여기서 산업내의 직업 즉 제조업 내에서의 단순노동자 또는 전문가의 비중 등과 같은 것에 대한 분석은 고려하지 않았다. <표 4>는 단지 앞에서 설명한 부분을 한 예로서 보여주기 위해서였기 때문에 이는 본 연구에서 그리 중요하지 않아 이 부분을 생략하더라도 본 연구에 별 영향이 없다.



산업과 직업의 구성요소의 주어진 변화와 관련된 노동수요의 변화를 측정하기 위해서, 다음 방정식<sup>19)</sup>을 이용한다.

$$dX_d = \sum_{i,j} \frac{dY_{ij}}{Y_{i,j}} X_{i,j}$$

여기서,  $X_{i,j}$  는 산업/직업 ij에서 100분위로 나타낸 고용의 100×1 벡터이다.  $Y_{ij}$ 는 산업/직업 ij에 의하여 생산된 산출량이다.  $dY_{ij}$ 는 산업/직업 ij에서 산출량의 변화이다.

고정된 가격<sup>20)</sup>하에서 요소 투입을 변화시켜 산업/직업의 산출량 변화를 측정하고 그리고 94년 표본의 분위를 가지고 산업과 직업간의 고용분포에 의해  $X_{ij}$ 를 측정한다. 근로자집단에 대한 수요의 증가는 산업/직업에서의 요소투입의 증가의 가중평균으로 측정한다. 그러므로, 확장되는 분야에 많이 고용된 집단은 수요증가를 경험하고, 그리고 수축되는 분야에 많이 고용된 집단은 수요의 감소를 경험하게 된다.

<그림 7>은 전 기간<sup>21)</sup>과 금융위기 이전과 이후 기간동안 산업/직업 간 고용의 이동에 의하여 설명되어지는 전체 소득분포의 각 분위의 상대적 수요 (퍼센티지) 변화를 나타낸다. 그림은 1994년에서 1999년까지 전체 기간에서 하위 1/4분위와 상위 1/4분위 양쪽에서 초과수요가 있음을 보여준다. 그러나, 전체 기간을 금융위기 이전과 이후로 나누면, 매우 다른 양상을 볼 수 있다. 위기 이전에는 하위 1/4분위의 수요는 3에서 4퍼센트 증가하였고 그리고 나머지 분위, 특히 상위 1/4분위의 수요는 거의 1에서 2퍼센트 떨어졌다.<sup>22)</sup> 따라서 금융위기 이전에는 소득 불균등은 감소하거나 또는 안정적이다. 그러나, 금융위기 이후 75th 분위 이하의 특히 하위 1/4분위의 근로자에 대한 수요는 급락하여 오히려 거의 2퍼센트 가량의 초과 공급이 있는 반면 상위 1/4분위에서 1내지 4 퍼센트의 수요 증가가 있었다. 그림에서 보다시피, 기술에 대한 수요가 위기 후에 증가하였다는 것을 볼 수 있고 그리고 기술에 대한 수요 증가가 금융위기 이후 소득 불균등의 증가를 이끄는 중요한 요인인 것으로 해석할 수 있다.

그러나, 어떤 이유로 금융위기 이후 기술에 대한 수요가 증가하였는지는 알 수 없다. 미국의 경우는 그 원인을 기술(technology)의 변화(Davis and Haltiwanger(1991), Bound and Johnson(1992), Kruger(1991), Mincer(1991)), 조직상

19) 이 방정식의 도출은 생산 함수가 규모에 대한 수확불변(constant return to scale)이라는 가정을 하고 있다.

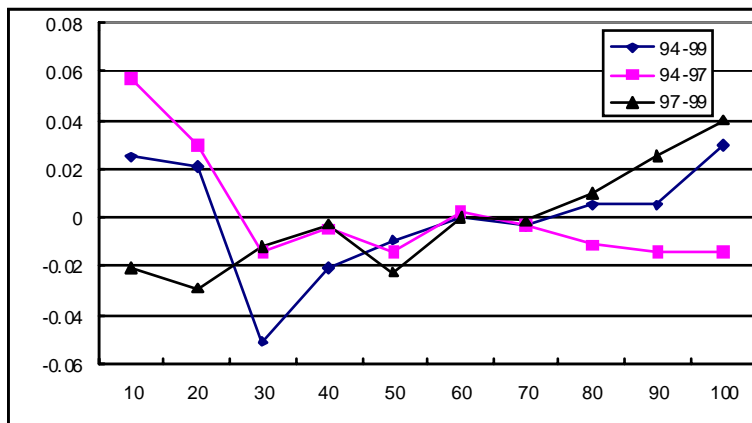
20) 산업/직업 내에서의 요소 중립적 기술 변화를 의미한다

21) 우리는 1994년부터 1999년 기간만을 살펴보았는데 이는 1993년도에 산업 및 직업의 분류 변화가 있었기 때문이다.

22) 이는 다시 말해 초과 공급 이었음을 의미한다.

그리고 인사상의 관례의 변화(organizational and personnel practice), 세계화 (Murph and Welch(1991)) 그리고 노조 조직률과 다른 노동시장 제도의 변화 (Blackburn, Bloom and Freeman(1990, 1991), Freeman(1991) and Mitchell(1989))등에서 찾고 있다. 우리의 경우는 보다 심층적인 연구가 진행되어야겠지만 금융 위기 이후 이러한 요인들이 복합적으로 작용하지 않았나 사료된다.

<그림 7> 소득 분위별 노동수요의 변화



## Ⅶ. 결 론

‘도시가계조사’의 기초자료를 이용하여, 금융위기 이후 한국에서 소득분포 (earning distribution)가 악화되었다는 것을 보았다; 90th 분위와 10th 분위의 소득 격차는 금융위기 전보다 후에 더욱 커졌다. 이러한 현상은 협소하게 정의된 교육과 연령(노동시장 경력) 내에서도 뚜렷하다. 금융위기 이후 소득불균등의 증가는 기술의 구성요소에 대한 수익(price)의 급격한 증가에 기인한다는 것을 보았다. 따라서 기술에 대한 수요의 증가가 금융위기 이후 소득불균등의 증가를 이끄는 중요한 요인이라고 해석할 수 있다. 비록 본 연구에서는 금융 위기 이후 무엇 때문에 기술에 대한 수요가 증가되었는지는 밝히지 못했지만 외국의 연구에서와 같이 이 수요의 증가가 기술(technology)의 변화, 조직상 그리고 인사상의 관례(organizational and personnel practice)의 변화, 세계화, 그리고 노조 조직률 및 노동시장 제도의 변화 등이 복합적으로 작용했을 것으로 볼 수 있다. 이제 우리 경제는 금융 위기 이후 2년밖에 지나지 않아 속단하기는 어려우나 세계적 추세로 미루어 보아 향후 지속적으로 기술 수요의 증가가 소득 불균등을 더욱 심화시킬 것이다. 여기서 우리는 매

우 중요한 정책적 함의를 끄집어 낼 수 있다. 즉 지금의 소득 불균등은 단지 경기의 회복에 의해 해소된다고 보기 어렵다는 점이다. 물론 단기적으로는 경기 부양책이나 공공사업의 증가 및 현 정부가 실시하고 있는 복지사업 등이 어느 정도 소득 불균등의 해소에 도움이 될 지 모른다. 그러나 소득 불균등의 근본적인 치유는 비록 시간이 걸릴 지라도 수요가 있는 직업·기술에 대한 교육 투자라고 볼 수 있다.

### <참고문헌>

- Autor, David H and Katz, Lawrence F (1999), Changes in the wage structure and earnings inequality, *Handbook of Labor Economics*, Vol 3: 1464-1555.
- Blackburn, M., D. Bloom, and R. Freeman (1990), The declining position of less skilled American males, *A Future of Lousy Jobs?*, ed. By G. Burtless. Washington, D.C., Brookings Institution, 31-67.
- (1991), Changes in earning differentials in the 1980s: Concordance, Convergence, Causes, and Consequences, Discussion Paper Series No. 554, Department of Economics, Columbia University.
- Borjas, George J. and Valerie Ramsey (1995), Foreign competition, market power and wage inequality, *Quarterly Journal of Economics* 110: 1075-1110.
- Bound, John and George Johnson (1992), Changes in the structure of wages in the 1980s: an evaluation of alternative explanations, *American Economic Review* 82: 371-392.
- Buchinsky, Moshe (1994), Changes in the U.S. wage structure 1963-1987: an application of quantile regression, *Econometrica* 62: 405-458.
- Choi, Kangshik. (1996), The impact of shifts in supply of college graduates: repercussion of educational reform in Korea, *Economics of Education Reviews*.
- Choo, Hackchung. (1992), Income Distribution and Distribution Equity in Korea, Prepared for the UCSD Sysposium on Social Issues in Korea June 25-27, La Jolla, California.
- Davis, S., and J. Haltiwanger (1991), Wage dispersion between and within U.S. manufacturing plants, 1962-1986, *Brookings Papers on Economic Activity: Microeconomics*, 115-180.
- DiNardo, John, Nicole Fortin and Thomas Lemieux (1996), Labor market

- institutions and distribution of wages, 1973-1992: a semi-parametric approach, *Econometrica* 64: 1001-1044.
- Fields, Gary S. and Gyeongjoon Yoo (1998), Falling Labor Income Inequality in Korea's Economic Growth: Patterns and Underlying Causes, OECD, May.
- Freeman, R (1991), How much has de-unionization contributed to the rise in male earnings inequality? NBER Working Paper, No. 3826.
- Johnson, George (1997), Changes in earning inequality: the role of demand shifts, *Journal of Economic Perspectives* 11: 41-54.
- Juhn, Chinhui, Kevin M. Murphy and Brooks Pierce (1993), Wage inequality and the rise in returns to skill, *Journal of political Economy* 101: 401-442.
- Jung, Hinhwa (1992), Personal income distribution in Korea, 1963-1986: A human capital approach, *Journal of Asian Economics*.
- Katz, Lawrence F. and Kevin M. Murphy (1992), Changes in relative wages, 1963-87: supply and demand factors, *Quarterly Journal of Economics* 107: 35-78.
- Kim, Dae-il and Robert Topel (1995), Labor markets and economic growth: lessons from Korea's industrialization, 1970-1990, in Richard Freeman and Lawrence Katz(eds.), *Differences and Changes in Wage Structures*, University of Chicago Press.
- Krueger, A (1991), How computers have changed the wage structure: Evidence from micro-data, 1984-1989, mimeo, Princeton University.
- Levy, Frank and Richard J. Murnane (1992), U.S. earnings levels and earnings inequality: a review of recent trends and proposed explanations, *Journal Economic Literature* 30: 1215-1244.
- Mincer, J (1991), Human capital, technology, and the wage structure: what do time series show? NBER Working Paper No. 3581.
- Mitchell, D (1989), Wage pressures and labor shortages: The 1960s and 1980s, *Brookings Papers on Economic Activity: Microeconomics*, 2. 191-232.
- Murphy, K., and F. Welch (1991), The role of international trade in wage differentials, in *Workers and Their Wages*, ed. By M. Koster. Washington, D.C.: The AEI Press, 39-69.
- Topel, Robert H. (1993), Regional labor markets and the determinants of wage inequality, *American Economic Review* 83 (2): 110-115.