

연구총서·2002 - 14

경제위기 전후 노동시장의 변화

- 수요측에 의한 비정규직 노동의 증가와 그 영향 -

안 정 화

한국노총 중앙연구원

• • •
책머리에

1997년에 발생한 경제위기 이후에 드러난 노동시장의 주된 변화로는 비정규직의 증가로 특징지워지는 고용형태상의 변화, 정리해고와 비정규 고용 등 고용불안의 증가로 특징지워지는 고용안정성의 변화, 마지막으로 임금 및 소득 격차의 심화로 특징지워지는 소득분배상의 변화를 들 수 있다. 이 가운데 비정규직의 증가로부터 비롯된 고용형태상의 변화는 고용불안과 소득격차의 주된 원인으로 자리잡고 있기 때문에 그 원인과 노동시장내 상호작용에 관한 연구는 매우 중요한 의미를 갖는다. 그러나 현재까지의 연구는 기본적으로 비정규직의 개념과 규모 그리고 실태에 관한 것이 지배적이며, 원인에 관한 연구 또한 주로 공급 측에 한정되어 있는 실정이다. 이는 남성·정규직 중심의 사회구조와 제도 하에서 주된 연구대상으로부터 배제되어 온 데다 비정규 노동 문제를 연구하기 위한 가용한 분석 자료가 제약되어 있었다는 점 등이 작용한 결과이다.

이 번 연구보고서는 기존 연구가 다루지 못했던 수요측에 의한 비정규 노동의 확산을 초점으로 했다는 점과 비정규직의 증가가 가져온 정규직 노동의 노동강도 강화 등 기존에 주장만 되어오거나 추측되던 논의들을 실증작업을 통해 보여주었다는 점에서 나름의 의미를 갖는다. 비록 노동시장 전반에 대한 검토를 통해 경제위기 전후 노동시장의 변화 모습을 그려내고 있지는 못하나, 이러한 성과들이 모여 노조운동이 나아갈 바를 모색하는데 일조할 수 있기를 바라마지 않는다. 연구보고서를 작성한 안정화 책임연구원에 감사의 말을 전한다.

2002년 12월

한국노동조합총연맹
위원장 이 남 순

목 차

I. 서 론	1
1. 문제제기	1
2. 분석방법의 설정	2
3. 자료에 대한 설명	5
II. 수요측에 의한 노동시장의 변화 : 가설 수립을 위한 기본 모형 수립과 검증	9
III. 비정규직 노동자의 증가와 노동비용 절감을 통한 생산성 증가 ..	16
IV. 비정규 노동자의 증가와 정규직 노동자의 노동강도 강화	21
1. 외연적 노동강도의 강화 1	22
2. 외연적 노동강도의 강화 2	28
3. 외연적 노동강도의 강화 3	29
V. 비정규직 노동자의 증가와 비정규직 노동자의 노동강도 강화 ..	34
VI. 결 론	43
참고문헌	45

표 목 차

<표 1> 변수의 정의와 출처	8
<표 2> 경제위기 전후 비정규직 노동자 증가가 노동생산성에 미친 영향	12
<표 3> 경제위기 전후 노동소득분배율의 축소가 노동생산성에 미친 영향	18
<표 4> 경제위기 전후 비정규직 노동자의 증가가 정규직 노동자의 노동시간에 미친 영향 1	24
<표 5> 경제위기 전후 비정규직 노동자의 증가가 정규직 노동자의 노동시간에 미친 영향 2	27
<표 6> 경제위기 전후 비정규직 노동자의 증가가 정규직 노동자의 노동시간에 미친 영향 3	31
<표 7> 경제위기 전후 비정규직 노동자의 노동시간 변화 요인 분석	35
<표 8> 경제위기 전후 임시직 노동자의 노동시간 변화 요인 분석 ..	39
<표 9> 경제위기 전후 일용직 노동자의 노동시간 변화 요인 분석 ..	41

I. 서론

1. 문제제기

경제위기 이후 노동시장의 주된 변화는 고용형태의 변화(비정규직 고용의 증가), 고용안정성의 변화(고용불안정성의 심화), 소득분배의 변화(임금 및 소득 격차의 심화)라 할 수 있다. 이 가운데 비정규직의 증가로부터 비롯된 고용형태의 변화는 고용불안과 소득격차의 주된 요인으로 자리잡고 있어 그 원인과 노동시장 내 상호작용에 관한 연구는 매우 중요한 의미를 갖는다.

그러나 현재까지의 연구는 기본적으로 비정규직의 개념과 규모 그리고 실태에 대한 것이 지배적이며, 발생 원인에 관한 연구 또한 주로 공급 측에 한정되어 있는 실정이다. 이는 남성·정규직 중심의 사회구조와 제도 하에서 주된 연구대상으로부터 배제되어 온데다 비정규 노동 문제를 연구하기 위한 가용한 분석 자료가 제약되어 있었다는 점 등이 작용한 결과로 판단된다.

본 연구에서는 1997년 경제위기를 전후로 한 ‘수요측에 의한’ 비정규직의 확산과 그에 따른 노동시장의 변화를 살펴보는 데 목적이 있다. 이를 위해 비정규직의 확산과 노동시장의 변화에 관한 다음의 몇 가지 가설들을 수립한 뒤 이를 검증하는 과정을 갖는다.

- 가설 1 : 경제위기 이후에 나타난 생산성 증가는 비정규직 고용의 확대에 기인한다.
- 가설 2 : 경제위기 이후에 나타난 생산성 증가는 비정규직 활용을 통한 노동비용의 절감에 기인한다.
- 가설 3 : 저임금과 고용불안을 특징으로 하는 비정규직의 확대는 경제위기 이후 정규직 노동자들의 노동강도를 강화시켰다.
- 가설 4 : 경제위기 이후 비정규직 노동자들의 증가가 비정규직

노동자들의 노동시간 증가를 낳았다면 이는 비자발적인 비정규 고용이 증가했음을 보여주는 것이며 동시에 비정규 고용의 증가가 수요측에 의한 것임을 보여주는 것이다.

각각의 가설검증 과정들은 모두 분석대상기간 전체(1994-2001)를 먼저 분석한 뒤에 이를 다시 경제위기가 발생했던 1997년을 기점으로 한 전반기(1994-1997)와 후반기(1998-2001)로 구분하여 분석하고 서로 비교하는 과정을 갖는다.

2. 분석방법의 설정

본 연구에서는 경제위기 전후의 8년(1994~2001) 동안의 생산 및 노동시장 자료를 가지고 산업별 패널데이터를 구성하여 분석을 한다. 일반적으로 패널자료는 상대적으로 많은 관측치를 가지고 있기 때문에 신뢰할만한 추정결과와 함께 덜 제약적인 가정 하에서 모형 설계가 가능하다. 또한 시계열과 횡단면이 결합되어 있기 때문에 다중공선성 문제를 완화시켜주며, 순수한 시계열 및 횡단면 자료로는 쉽게 얻을 수 없는 효과(개별효과, 시간효과)들이 추정 가능하다. 마지막으로 패널자료는 추정편의를 제거하거나 완화시키는 장점이 있다. 예를 들어 고정효과모형의 경우 관측되지 않은 변수들을 통제해 줌으로써 생략변수로 인한 모형식별오차(model specification error) 문제를 줄일 수 있다(Hsiao, 1985). 특히 경제위기 전후 노동시장의 변화를 보는데 있어서 자료를 패널데이터로 구성한 이유는 개별횡단면자료의 특성과 시계열자료의 특성을 모두 고려하기 위해서이다. 본 연구를 위해 설정된 패널분석모형은 이원임의효과모형(Two Way Random Effect Model)으로서 아래 식을 기본으로 한다.

$$\ln Q_{i,t} = \alpha + \beta \ln K_{i,t} + \gamma \ln L_{i,t} + u_{i,t} \quad \text{①}$$

$$u_{it} = \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad i=1\dots N \quad t=1\dots T$$

2 경제위기 전후 노동시장의 변화

비정규직의 고용은 산업별 특성을 강하게 반영한다. 비정규 노동력이 사용되는 각 산업 나름의 생산시스템과 비정규 고용과 연관된 법제도, 그리고 해당 산업에 영향을 미치는 국내외 경제환경에 따라 비정규직의 고용형태와 증감 그리고 그 원인은 다양한 양태로 나타날 수 있다. 또한 이러한 산업별 특성은 1997년 경제위기와 더불어 증폭되거나 감소됨으로써 거시적인 노동시장의 변화에 각기 다른 영향을 미쳤을 수 있다. Hildreth & Oswald(1997)는 기업데이터를 사용함에 있어서 노동자들의 교육 또는 다른 인적특성들을 통제하지 못한다면 오는 단점들을 패널분석의 개별효과를 통해서 줄일 수 있다고 주장한다. 즉 패널분석은 모형에서 직접 통제하지 못한 변수들을 개별(특수)효과(individual (sepecific) effect, ①식에서 μ_i 에 해당)를 통해 간접적으로 통제할 수 있는 장점을 가지고 있는 것이다. 이 글에서는 모형에서 직접 통제하지 않은 각 산업이 가지고 있는 고유한 특성들을 개별효과를 통해 통제하는 것으로 간주한다.

①식에서 u_{it} 가 담고있는 λ_t 는 개별불변(individual-invariant)의, 그리고 회귀식의 변수에 포함되지 않은 시간(특수)효과(time (sepecific) effect)를 나타낸다. 분석자료가 연도별 자료일 경우에 시간효과는 파업으로 인한 당해년도의 생산감소, 오일쇼크로 인한 물가상승 그리고 일반적으로 연도 가변수가 지니는 특성인 실업 또는 거시적인 변화들로 간주된다(Baltagi, 1995). 이 글에서는 회귀식에서 통제하지 않은 각년도의 거시적 특성들을 λ_t 를 통해 통제하는 것으로 간주한다.

본 연구에서 사용하고 있는 기본 패널모형은 이원임의효과 모형이다. 패널자료를 이용하여 ①식을 추정하는 방법은 α 를 어떻게 가정하는가에 따라 달라진다. 만약 α 가 고정된 계수라면, 식①은 고정효과모형(fixed effect model 또는 dummy variable model)이 되며 α 는 α_i (개별효과) + α_t (시간효과)가 된다. 반면 α 가 임의적인 확률변수라면, α 는 $\alpha = \bar{\alpha}_1 + \mu_i + \lambda_t$ 가 된다. 여기서 $\bar{\alpha}_1$ 는 알려지지 않

은 계수이고, $\mu_i + \lambda t$ 는 평균이 0, 분산이 상수로서 독립적으로 분포하는 임의변수(random variable)이다. 이러한 가정 하에서 식①을 일반 최소자승법(generalized least squared method)에 의하여 추정하는 것을 임의효과모형(random effect model 또는 error component model)이라 한다. ①식을 임의효과모형으로 추정하면 추정치의 효율성을 개선할 수 있는 장점이 있기 때문에, 고정효과모형으로 추정하는 것보다 우월하다고 볼 수 있다. 그러나 임의효과모형은 μ_i 와 λt 가 독립변수들과 독립적이라는 가정에서 추정하는 것이므로, 만약 이러한 가정이 성립하지 않는다면 생략변수 문제로 인하여 모형식별오차(model specification error) 문제가 발생할 수 있다. 이러한 문제점을 해결하기 위해 종종 Hausman 검정방법이 이용된다. 이것은 고정효과모형과 임의효과모형으로 각각 추정한 뒤 Hausman 검정으로 μ_i , λt 와 독립변수들간의 상관관계를 검정하고, 상관관계가 유의하지 않을 경우 임의효과모형의 추정결과를 사용하며, 상관관계가 유의할 경우에는 고정효과모형의 추정결과를 사용하는 방법이다. 그러나 고정효과모형을 선택할 것인가 아니면 임의효과모형을 선택할 것인가를 결정하기 위해서는 무엇보다도 연구의 목적과 자료의 성격이 우선적으로 고려되어야 한다. Hsiao(1996)에 따르면, 연구목적이 모집단의 특성들(즉, 평균과 분산)을 추정하고자 할 때와 표본이 관련 모집단으로부터 임의적으로 추출되었을 때는 임의효과모형이 적절하다. 반면에 개별 단위의 산출에 보다 관심이 있을 때는 고정효과모형이 적합하다. 본 연구에서 사용되는 모형을 Hausman 검정을 통해 결정할 수도 있으나 제조업 중분류별 또는 산업대분류별 자료를 통해 모집단인 전산업의 성격을 살펴보는 것이 목적이므로 임의효과모형을 이용한다. 더욱이 Chow Test를 통해 경제위기 전후 구조적인 변화가 있는지를 살펴보기 위해서는 모형의 일관성을 유지하는 것이 필요하다¹⁾. 따라서 본 연구의 모든

1) Hausman 검정에 따라 모형을 선택할 경우, 검정 결과에 따라 경제위기 전과 후의 모형이 다를 수 있다.

모형을 임의효과모형으로 분석하였다.

본 연구에서는 경제위기 전후 노동시장의 변화를 보기 위해서 경제위기가 발생한 1997년을 기준으로 경제위기 이전 회귀식과 경제위기 이후 회귀식 사이의 각 변수의 계수를 비교한다. 각 변수의 계수를 비교하는 것이 가능하기 위해서는 경제위기 전후 회귀식이 유의미하게 차이가 나야 한다. 경제위기 전후 두 회귀식이 유의미하게 차이가 나는지를 알아보기 위해서 우리는 Chow 검정을 사용하였다. Chow 검정은 다음과 같은 가정에 기초하고 있다.

· 경제위기 이전시기(1994 ~ 1997) :

$$\ln Q_{i,t} = \alpha + \beta \ln K_{i,t} + \gamma \ln L_{i,t} + u_{1i,t}$$

· 경제위기 이후시기(1998 ~ 2001) :

$$\ln Q_{i,t} = \alpha + \beta \ln K_{i,t} + \gamma \ln L_{i,t} + u_{2i,t}$$

$$(a) u_{1i,t} \sim N(0, \sigma^2)$$

$$u_{2i,t} \sim N(0, \sigma^2)$$

(b) $u_{1i,t}$ 와 $u_{2i,t}$ 의 분포는 독립이다.

위와 같은 가정이 성립하면 두 회귀식의 계수들을 비교하는 것이 가능하며, 경제위기 전후 노동시장의 변화를 살펴볼 수 있게 된다. 만약 가정이 성립하지 않는 경우 두 회귀식 사이의 차이는 없는 것이 되며, 이 경우 종속변수에 미치는 설명변수의 영향이 경제위기 전후에 변화가 없는 것으로 간주한다.

3. 자료에 대한 설명

본 연구에 사용된 기본자료는 통계청의 경제활동인구조사 원자료(1994 ~ 2001), 한국은행의 국민계정(1994 ~ 2001), 노동부의 매월노동

통계조사보고서(1994~2001)와 한국은행의 기업경영분석(1994~2001)이다. 자본 및 산출에 관련된 자료는 국민계정과 기업경영분석을 이용하였으며, 정규직 및 비정규직 노동자수, 노동시간, 임금 등 노동시장과 관련한 자료는 경제활동인구조사와 매월노동통계조사 자료를 이용하였다.

분석자료의 시계열은 1994년에서 2001년까지로서 1997년을 기준으로 1994~1997년을 경제위기 이전 시기(전간기), 1998~2001년을 경제위기 이후 시기(후간기)로 구분하여 분석을 하였다. 분석자료의 횡단면은 기본적으로 전산업을 대상으로 하였다. 이 때 분석의 기초 단위는 산업대분류 가운데 동일 자료내 시계열 연계가 가능하면서 동시에 산업분류상 다른 자료와 결합이 가능한 8개 산업²⁾으로 하였다. 그리고 분석하고자 하는 주제와 관련하여 가용한 전산업 자료에 제약이 있을 경우 제조업을 대상으로 자료를 구성하고 분석하였는데 이때 분석의 기초 단위는 제조업의 21개³⁾ 산업이다.

본 연구에서는 위에서 제시된 자료와 범주를 기초로 산업별 패널 자료를 구성하여 모형분석에 이용하였다. 따라서 하나의 모형에 사용된 자료는 자료산출주체가 서로 다른 두 개의 자료가 결합된 경

2) 분석에 사용된 8개 산업은 광업, 제조업, 전기 가스 및 수도사업, 건설업, 도소매 및 음식숙박업, 운수창고 및 통신업, 금융 보험 부동산 및 사업서비스업, 사회 및 개인서비스업이다. 전산업 중 농림어업과 가사서비스업, 국제 및 외국기관이 제외되었다.

3) 분석에 사용된 21개 산업은 음식료품 제조업, 섬유제품 제조업(봉제의복 제외), 봉제의복 및 모피제품 제조업, 가죽 가방 및 신발 제조업, 목재 및 나무 제품 제조업(가구 제외), 펄프 종이 및 종이제품 제조업, 출판 인쇄 및 기록 매체 제조업, 코크스 석유정제품 및 핵연료 제조업, 화합물 및 화학제품 제조업, 고무 및 플라스틱 제품 제조업, 비금속광물 제품 제조업, 제1차 금속산업, 조립금속제품 제조업(기계 및 가구 제외), 기타 기계 및 장비 제조업, 컴퓨터 및 사무용 기기 제조업, 기타 전기기계 및 전기변환장치 제조업, 전자부품 영상 음향 및 통신장비 제조업, 의료 정밀 광학기기 및 시계 제조업, 자동차 및 트레일러 제조업, 기타 운송장비 제조업, 가구 및 기타 제품 제조업 이상 21개 산업이며 제조업 중 담배 제조업과 재생용 가공 원료 생산업이 제외되었다.

우가 있다. 이와 같이 생산주체가 서로 다른 자료를 결합하여 사용할 수밖에 없는 이유는 현재 생산되고 있는 자료 중 분석에서 요구되는 기업회계 분야와 노동시장 분야가 동시에 조사되어 있는 자료가 없기 때문이다. 따라서 각 자료간의 표본이 다른데서 비롯되는 오차가 존재할 수 있음을 밝혀둔다.

정규직 노동자와 비정규직 노동자의 대변수에는 종사상 지위에 따른 분류 중 각각 상용노동자와 임시·일용노동자를 이용하였다⁴⁾. 이는 비정규직 노동자의 개념과 규모의 논란을 떠나, 본 연구에서 분석대상으로 삼고 있는 경제위기 전후 시기(1994~2001)동안 정규/비정규직 노동자의 대변수로 이용할 수 있는 자료가 경제활동인구 조사의 상용/임시·일용근로자가 거의 유일하기 때문이다⁵⁾.

<표 1>은 본 연구에서 사용한 분석모형의 변수와 해당자료의 출처에 관해 정리한 것이다.

-
- 4) 통계청에서 산출된 자료의 종사상 지위에 따른 상용, 임시, 일용 노동자의 개념은 다음과 같다.
- 상용노동자 : 특별한 고용계약이 없어 기간이 정해져 있지 않더라도 계속 정규직원으로 일하면서 상여수당 및 퇴직금 등의 수혜를 받는 자.
 - 임시노동자 : 고용계약기간이 1개월 이상 1년 이하인 자.
 - 일용노동자 : 임금 또는 봉급을 받고 고용되어 있으나 고용계약기간이 1개월 미만인 자, 또는 일정한 사업장 없이 떠돌아다니면서 일한 대가를 받는 사람.
- 5) 참고로 2001년 경제활동인구 부가조사를 통해 비정규 규모를 추계한 김유선(2001, 2003), 한국비정규노동센터(2001, 2002)는 상용직 노동자 중 비정규직 노동자가 차지하는 비율이 2001년에 각각 9.8%, 8.7%, 2002년에 각각 10.4%, 8.8%라고 주장한다. 반면 안주엽 외(2001, 2002)는 통계상의 오분류로 인해 임시직 노동자 중 비정규노동자로 보기 어려운 노동자가 존재한다고 주장한다.

<표 1> 변수의 정의와 출처

변수	정의	출처	대상 산업	적용식
ln(L)	임금노동자의 주평균 총투입노동시간의 자연대수	경제활동인구 조사보고서 (통계청)	전 산 업	⑥
ln(Ls)	임금노동자 또는 상용직 노동자 대비 임시일용직 노동자 비율의 자연대수			⑧
ln(Hr)	정규직(상용직) 주평균노동시간의 자연대수			⑩
ln(Hnr)	비정규직(임시일용직) 주평균노동시간의 자연대수			⑫
ln(Hnr2)	임시직 주평균노동시간의 자연대수			⑭
ln(Hnr3)	일용직 주평균노동시간의 자연대수			⑮
ln(Q/L)	단위시간당 실질생산량의 자연대수	국민계정 (한국은행)		⑮
ln(K/L)	단위시간당 실질고정자본소모분의 자연대수			⑧
ln(LCs)	노동소득분배율의 자연대수			
ln(L)	임금노동자의 주평균 총투입노동시간의 자연대수	매월노동통계 조사보고서 (노동부)	제 조 업	⑧
ln(Wr)	정규직(10인 이상 상용)의 시간당실질임금의 자연대수			⑩
ln(Ld)	노동부족률의 자연대수			⑫
				⑭
ln(K/L)	단위시간당 실질유형고정자본의 자연대수	기업경영분석 (한국은행)		⑮
ln(Q/L)	단위시간당 실질부가가치의 자연대수			⑧
ln(LCs)	노동소득분배율의 자연대수			

II. 수요측에 의한 노동시장의 변화 : 가설 수립을 위한 기본 모형 수립과 검증

경제위기 이후 노동시장의 주된 변화는 고용형태의 변화(비정규직의 증가), 고용안정성의 변화(고용불안의 심화), 소득분배의 변화(임금 및 소득 격차의 심화)라 할 수 있다. 이 가운데 비정규직의 증가로부터 비롯된 고용형태의 변화는 고용불안과 소득격차의 주된 요인으로 자리잡고 있어 그 원인과 노동시장내 상호작용에 관한 연구는 매우 중요한 의미를 갖는다.

그러나 현재까지의 연구는 기본적으로 비정규직의 개념과 규모 그리고 실태에 대한 것이 지배적이며, 원인에 관한 연구 또한 주로 공급 측에 한정되어 있는 실정이다. 이는 남성·정규직 중심의 사회구조와 제도 하에서 주된 연구대상으로부터 배제되어 온데다 비정규 노동 문제를 연구하기 위한 가용한 분석 자료가 제약되어 있었다는 점 등이 작용한 결과로 판단된다.

본고에서는 수요측에 의한 비정규직의 확산과 그에 따른 노동시장의 변화를 살펴보는데 목적이 있다. 수요측에 의한 비정규직의 확산, 즉 기업들의 필요에 의한 비정규직 고용의 증가가 일시적인 것이 아니라면 비정규직의 고용증가가 생산성과 밀접한 연관이 있을 것으로 추측된다. 물론 기업의 필요에 따라 비정규직의 고용을 용이하게 만든 사회적 배경과 제도 그리고 생산시스템의 수용능력이 전제되어야 하겠으나, 비정규직의 증가가 ‘수요측에 의한’ 것이라면 단기적으로 생산성에 긍정적인 효과를 가져왔을 것으로 판단된다. 따라서 우리는 비정규직의 증가가 생산성에 어떠한 영향을 미치는지를 통해 수요측에 의한 비정규직의 확산 여부를 평가해보고자 한다. 특히 경제위기를 전후로 하여 비정규직의 증가가 생산에 미친 영향의 차이가 있었는지를 분석함으로써 경제위기를 전후로 하여 수요

측의 비정규 활용 수준의 변화 여부를 살펴본다. 그리고 이에 대한 분석 결과를 기초로 하여 기업이 왜 비정규직을 활용하려 하는지, 비정규직의 증가가 정규직과 비정규직 자신에 어떠한 영향을 미쳤는지에 대한 보다 구체적인 가설 수립과 검증작업을 수행한다.

우리는 수요측에 의한 비정규 고용 증가 여부를 살펴보기 위해 다음과 같은 가설을 세운다.

- 가설 1 : 경제위기 이후에 나타난 생산성 증가는 비정규직 고용의 확대에 기인한다.

이 가설의 검증을 위해 우리는 생산성이 투입된 자본과 노동의 함수이며, 노동은 투입된 노동력과 더불어 노동력의 구성인 정규직과 비정규직의 비율로 이루어진 것으로 본다. 이에 따른 생산함수는 ②식과 같다.

$$Q_{i,t} = f(LS_{i,t}, K_{i,t}, L_{i,t}) \quad \text{②}$$

생산함수가 Cobb-Douglas 형태를 띤다고 가정하면 ③식과 같이 표현할 수 있다.

$$Q_{i,t} = AK_{i,t}^a (L/Ls)_{i,t}^b \quad \text{③}$$

③식의 양변을 노동투입량으로 나누면,

$$(Q/L)_{i,t} = A(K/L)_{i,t}^a (L)_{i,t}^{b+a-1} Ls_{i,t}^b \quad \text{④}$$

④식을 추정식의 형태로 전환하기 위해 식의 양변에 자연대수를 취하면,

$$\ln(Q/L)_{i,t} = \ln C + a \ln(K/L)_{i,t} + (b+a-1) \ln L_{i,t} + b \ln Ls_{i,t} \quad \text{⑤}$$

⑤식을 추정식 형태로 전환하면 ⑥식과 같다.

$$\ln(Q/L)_{i,t} = \alpha + \beta \ln(K/L)_{i,t} + \gamma \ln L_{i,t} + \delta \ln L S_{i,t} + u_{i,t} \quad \text{⑥}$$

$$u_{it} = \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad i=1 \dots N \quad t=1 \dots T$$

단, L_s 는 노동 분절정도, K 는 자본, L 은 임금노동자

⑥식의 분석에는 통계청의 경제활동인구조사 원자료와 한국은행의 국민계정을 이용하였다. Q/L 은 단위시간당 실질노동생산성으로서 각년도 총생산을 당해연도에 투입된 총노동시간으로 나눈 뒤 생산자물가지수를 적용하여 구한 것이다. K/L 은 단위시간당 실질자본소모분으로서 Q/L 과 마찬가지로 각년도 총고정자본소모분을 당해연도에 투입된 총노동시간으로 나눈 뒤 생산자물가지수를 적용하여 구하였다. L 은 전체노동자의 주평균 투입노동시간이다. L_s 는 비정규직 노동자의 비율로서 분석에서는 정규직 노동자 대비 비정규직 노동자의 비율과 전체임금노동자 대비 비정규직의 비율이 이용되었다.

⑥식을 분석한 결과는 <표 2>와 같다.

<표 2>는 모두 6개의 회귀식을 분석한 결과이다. 적은 관측치에도 불구하고 변수들의 설명력을 나타내는 R^2 가 94-96%로서 매우 높음을 알 수 있다. 우리는 모형 분석을 위해 다음과 같은 과정을 밟았다. 먼저 전체기간을 포함한 회귀식을 추정한 뒤, 이를 다시 경제위기를 전후로 한 두 개의 회귀식으로 구분하여 추정하였다. 그리고 그 두 개의 회귀식들이 경제위기를 전후로 하여 분단되어 있는지, 즉 경제위기 전후기간으로 구분된 회귀식들이 서로 유의미한 차이를 보이는지를 살펴보기 위해 Chow 검정을 실시하였다. 그리고 모형의 주요 설명변수인 비정규비율을 1과 2로 달리하여 분석하였으며, 각 분석의 과정은 앞에서 설명한 바와 같다.

<표 2> 경제위기 전후 비정규직 노동자 증가가 노동생산성에 미친 영향

	상수항	자본(K)	노동(L)	비정규비율 1	비정규비율 2	Adj-R ²	모형	N
전체기간	8.93*** (1.093)	0.55*** (0.045)	-0.19*** (0.046)	0.14*** (0.047)		0.94	Random	64
1994 ~ 1997	7.07*** (0.955)	0.52*** (0.040)	-0.07 (0.043)	0.12*** (0.062)		0.95	Random	32
1998 ~ 2001	8.48*** (1.374)	0.56*** (0.067)	-0.16*** (0.055)	0.26*** (0.084)		0.95	Random	32
전체기간	8.79*** (1.069)	0.56*** (0.045)	-0.19*** (0.046)		0.09*** (0.031)	0.95	Random	64
1994 ~ 1997	7.12*** (0.929)	0.51*** (0.040)	-0.08* (0.042)		0.09** (0.042)	0.96	Random	32
1998 ~ 2001	8.21*** (1.48)	0.57*** (0.072)	-0.16*** (0.060)		0.17*** (0.053)	0.94	Random	32

주: 비정규비율1은 임시일용노동자/전체임금노동자이며, 비정규비율2는 임시일용노동자/상용노동자임.

비정규비율1 식에 대한 Chow 검정 결과⁶⁾ F값이 16.67로서 1%의 유의수준(1%의 임계값은 3.65)에서 계수벡터들이 두 기간 동안에 동일하다는 귀무가설을 기각한다. 따라서 우리는 실질노동생산성을 결정하는 각 설명변수들의 영향이 두 기간 동안에 서로 다르며 경제

6) Chow 검정(비정규비율1 : 임시일용노동자/전체임금근로자)

$$\begin{aligned}
 F &= \frac{S_5/k}{S_4/(N_1 + N_2 - 2k)} \\
 &= \frac{2.9406/4}{2.4700/(32 + 32 - 8)} \\
 &= 16.67
 \end{aligned}$$

단, S₄ = 1994 ~ 1997모형의 잔차항의 합 + 1998 ~ 2001모형의 잔차항의 합

S₅ = 전체기간모형의 잔차항의 합 - S₄

N₁ = 1994 ~ 1997모형의 관측치수

N₂ = 1998 ~ 2001모형의 관측치수

k = 모수의 수

위기를 전후로 하여 구조적인 변화가 있었음을 알 수 있다. 이에 따라서 경제위기를 전후로 한 두 개의 회귀식간에 계수들의 비교가 가능하다. 비정규비율2 식에 대한 Chow 검정 결과⁷⁾는 F값이 16.79로 나타났으며 비정규비율1과 마찬가지로 1%의 유의수준(1%의 임계값은 3.65)에서 계수벡터들이 두 기간 동안에 동일하다는 귀무가설을 기각한다. 따라서 우리는 비정규직비율1과 동일하게 실질노동생산성을 결정하는 각 설명변수들의 영향이 두 기간 동안에 서로 다르며 경제위기를 전후로 하여 구조적인 변화가 있었으며 경제위기를 전후로 한 두 개의 회귀식 사이의 비교가 가능함을 알 수 있다.

<표 2>의 분석결과를 보면 임시·일용노동자로 대리되는 비정규직 노동자의 증가(L_s)가 경제위기를 전후로 한 전기간 동안 지속적으로 실질노동생산성을 증가시키고 있음을 알 수 있다. 특히 주목할 만한 것은 비정규직 노동자의 증가가 경제위기 이후 노동생산성을 더욱 크게 증가시키고 있다는 점이다. 비정규비율1의 경우 경제위기 이전 계수가 0.12인데 반해 경제위기 이후에는 0.26으로서 약 2.2배가 증가하였다. 마찬가지로 비정규비율2의 경우 경제위기 이전에는 계수가 0.09인데 반해 경제위기 이후 그 수치가 0.17로서 약 1.9배 증가하였다. 이는 자본축이 경제위기 이후 생산성 증가를

7) Chow 검정(비정규비율2 : 임시일용노동자/상용노동자)

$$\begin{aligned}
 F &= \frac{S_5/k}{S_4/(N_1 + N_2 - 2k)} \\
 &= \frac{2.8239/4}{2.3541/(32 + 32 - 8)} \\
 &= 16.79
 \end{aligned}$$

단, S_4 = 1994 ~ 1997모형의 잔차항의 합 + 1998 ~ 2001모형의 잔차항의 합
 S_5 = 전체기간모형의 잔차항의 합 - S_4
 N_1 = 1994 ~ 1997모형의 관측치수
 N_2 = 1998 ~ 2001모형의 관측치수
 k = 모수의 수

위해 비정규직 노동자들을 보다 적극적으로 활용하고 있으며, 실제 비정규직 노동자의 상대적인 증가가 노동생산성 증가에 기여하고 있음을 보여준다.

<표 2>을 통해 볼 수 있는 특이한 점은 투입노동량(L)의 계수와 유의도가 경제위기 전후로 현격한 차이를 보인다는 점이다. 통상 L 의 계수가 음의 값을 보이는 것은 노동력투입에 따른 한계생산성이 체감함을 나타낸다. 비정규비율1과 비정규비율2 모두 경제위기 이후 계수가 2배 가까이 증가한 것은 한계생산성의 체감 정도가 더욱 커졌음을 나타낸다. 그러나 이는 경제위기 이후 대량의 정리해고가 이루어졌음을 염두에 둘 때 투입노동량의 감소를 통해 생산성증가가 체증적으로 이루어졌음을 나타낸다고도 해석할 수 있다. 즉 경제위기 이후 진행된 광범한 정리해고를 통해 기업들이 생산성을 극대화시켰음을 보여주는 것이라 할 수 있다.

이상의 분석을 통해 알 수 있는 것은 기업들이 경제위기 이후 급격한 고용축소와 비정규직 노동자의 광범한 활용을 통해 생산성을 증가시켰다는 점이다. 그리고 ‘경제위기 이후 생산성 증가는 기업측에 의한 비정규직 노동자 고용의 증가에 기인한다.’는 가설을 확인할 수 있다.

그렇다면 비정규직 고용의 증가가 어떻게 생산성 증가로 이어졌을까.

⑥식에 따라 비정규직의 증가가 생산성을 회복시킨 것으로 나타났다면, 그것의 원인은 두 가지 경우로 나누어 생각해볼 수 있다. 하나는 기업이 저임금의 비정규직을 활용함으로써 단위노동비용을 절감함으로써 생산성을 높인 경우이며, 다른 하나는 비정규 노동자들의 증가가 노동자들의 노동강도를 증가시킨 경우이다. 후자는 다시 두 가지 경우로 나누어 볼 수 있다. 하나는 비정규직 노동자들의 증가가 정규직 노동자들의 노동강도를 강화시킨 경우이며 다른 하나는 비정규직 노동자들의 증가가 비정규직 노동자 자신의 노동강도를 강화시킨 경우이다. 전자는 저임금과 고용불안을 특징으로 하

는 비정규직의 확대가 정규직의 유효노동량을 증가시킨 경우, 즉 비정규직의 확대를 통해 기업이 정규직의 노동강도를 강화시킨 결과 생산성이 증가한 경우이다. 후자는 정규직과 비정규직의 노동시장이 분단되어 있는 경우(엄밀히 말하면 정규직에서 비정규직으로의 이동은 쉽고 비정규직에서 정규직으로의 이동이 힘든 경우) 비정규직 노동자들의 증가가 비정규직 노동시장에서의 경쟁을 높임으로써 노동강도를 강화시키거나, 비자발적인 비정규 고용의 증가에 따라 저임금을 보전하기 위해 노동시간을 늘리는 경우이다. 따라서 우리는 비정규직 고용을 통한 노동비용의 절감이 생산성 증가에 얼마나 기여했는지, 비정규직의 증가가 정규직의 노동강도를 얼마나 강화시켰는지, 또한 비정규직 자신에는 어떠한 영향을 미쳤는지, 그리고 이 모두에 대해서 경제위기 전후의 변화는 어떠한지를 살펴보기로 한다.

Ⅲ. 비정규직 노동자의 증가와 노동비용 절감을 통한 생산성 증가

본 장에서는 자본이 노동자를 비정규직에 고용함으로써 얻게 되는 노동비용의 절감이 생산성 증가에 어떠한 영향을 미쳤는지, 그리고 경제위기를 전후로 하여 어떠한 변화가 있었는지를 살펴본다. 이는 기업이 왜 비정규직을 활용하는가의 문제를 먼저 비용측면에서 탐색해보고자 하는 것이다⁸⁾. 실제 노동소득분배율과 비정규직 노동(임시일용노동자수/전체임금노동자수) 사이의 피어슨 상관관계를 보면 경제위기 이전인 1994~1997년에 0.665(1% 수준에서 유의미)인 반면 경제위기 이후인 1998~2001년에는 0.676(1% 수준에서 유의미)을 나타낸다. 경제위기 이후에 비정규직이 증가하면서 노동소득분배율이 낮아졌을 가능성이 높게 나타난 것이다.

비록 노동소득분배율이 비정규직 노동자 고용을 통한 노동비용 절감을 직접적으로 나타내지는 못하나 통상 비정규직의 임금이 정규직의 절반에 가까운 현실을 감안할 때 경제위기 이후 나타난 비정규직의 증가가 노동비용을 절감시킨 주요원인임은 분명하다. 우리는 기업의 비정규직 고용을 통한 노동비용의 절감이 생산성 증가에 얼마나 기여했는지를 보기 위해 다음과 같은 가설을 세운다.

8) 위기에 처한 기업들이 다양한 경영전략과 선택지 중 왜 고용 비용 절감이라는 해법을 선택했는가라는 문제가 제기될 수 있다. 본고에서는 이에 관해 다루지는 않으나 우리는 경제의 위기와 함께 기업들이 겪게된 불확실성의 증가와 이윤압박이 비용측면에서 유리하고 해고가 용이한 비정규직을 선택하도록 했을 것으로 추측한다. 다만 이러한 단기적인 경영전략이 반드시 현재의 생산성을 지속시키리라는 보장은 없다. 오히려 소득격차와 고용불안으로부터 비롯되는 노동자들의 근로의욕 저하가 생산성을 하락시킬 수 있으며, 그것이 장기화될 경우 저숙련균형(low-skill equilibrium)의 함정에 빠질 가능성이 있다.

· 가설 2 : 경제위기 이후에 나타난 생산성 증가는 비정규직 활용을 통한 노동비용의 절감에 기인한다.

이 가설의 검증을 위해 우리는 생산성이 자본과 노동의 함수이며, 노동은 투입된 노동력과 더불어 노동소득분배율로 구성된 것으로 본다. 이에 따라 생산함수는 ⑦식과 같이 표현할 수 있다.

$$Q = f(LCs, K, L) \quad (7)$$

⑦식을 추정식의 형태로 전환하면 ⑧식과 같다.

$$\ln(Q/L)_{i,t} = \alpha + \beta \ln(K/L)_{i,t} + \gamma \ln L_{i,t} + \delta \ln LCs_{i,t} + u_{i,t} \quad (8)$$

$$u_{it} = \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad i=1 \dots N \quad t=1 \dots T$$

단, LCs 는 노동소득분배율.

⑧식의 분석에는 노동부의 매월노동통계조사와 한국은행의 기업 경영분석 그리고 통계청의 경제활동인구조사 원자료와 한국은행의 국민계정을 이용하였다. ⑧식을 노동소득분배율의 개념과 분석대상 산업을 달리한 두 개의 모형을 통해서 살펴보았다. 먼저 현재 가용한 자료 중 노동소득분배율을 구할 수 있는 것은 산업대분류별 자료가 아닌 제조업 중분류인 관계로 제조업을 대상으로 노동소득분배율의 증감이 생산성에 어떠한 변화를 주었는지를 살펴보았다. 이때 Q/L 는 1인당 실질부가가치를 나타내며, K/L 는 1인당 자본장비율, L 은 임금노동자수, LCs 는 노동소득분배율이다. 다음으로 전산업을 대상으로 한 모형에서는 산업별 피용자보수/총산출을 노동소득분배율의 대리변수로 이용하여 분석을 하였다. 이 때 Q/L 은 단위시간당 실질노동생산성, K/L 은 단위시간당 실질자본소모분, L 은 전체노동자의 주평균 투입노동시간이다.

⑧식을 분석한 결과는 <표 3>과 같다.

<표 3> 경제위기 전후 노동소득분배율의 축소가 노동생산성에 미친 영향

	상수항	자본(K)	노동(L)	노동소득 분배율 1	노동소득 분배율 2	Adj-R ²	모형	N
전체기간	10.79*** (0.863)	0.40*** (0.037)	-0.11** (0.048)	-0.96*** (0.038)		0.90	Random	168
1994 ~ 1997	11.21*** (1.324)	0.40*** (0.058)	-0.19*** (0.072)	-0.79*** (0.080)		0.92	Random	84
1998 ~ 2001	16.29*** (2.185)	0.33*** (0.093)	-0.49*** (0.12)	-1.01*** (0.041)		0.92	Random	84
전체기간	9.21*** (0.982)	0.52*** (0.048)	-0.21*** (0.041)		-0.18* (0.098)	0.94	Random	64
1994 ~ 1997	13.01*** (2.151)	0.28*** (0.083)	-0.33*** (0.095)		-0.25** (0.096)	0.96	Random	32
1998 ~ 2001	15.32*** (2.485)	0.40*** (0.094)	-0.52*** (0.103)		-0.42* (0.214)	0.93	Random	32

주: 노동소득분배율1은 제조업을 대상으로 한 분석이며, 노동소득분배율2는 전산업을 대상으로 한 분석임.

분석에 앞서 경제위기를 전후로 한 두 개의 회귀식을 비교할 수 있는지를 살펴보기 위하여 Chow 검정을 실시하였다. 노동소득분배율1식의 Chow 검정 결과⁹⁾ F값이 21.4이 나왔다. 따라서 1% 유의수

9) Chow 검정(노동소득분배율 : 제조업)

$$\begin{aligned}
 F &= \frac{S_5/k}{S_4/(N_1 + N_2 - 2k)} \\
 &= \frac{13.3640/4}{24.9804/(84 + 84 - 8)} \\
 &= 21.4
 \end{aligned}$$

단, S₄ = 1994 ~ 1997모형의 잔차항의 합 + 1998-2001모형의 잔차항의 합

S₅ = 전체기간모형의 잔차항의 합 - S₄

N₁ = 1994 ~ 1997모형의 관측치수

N₂ = 1998 ~ 2001모형의 관측치수

k = 모수의 수

준(1%의 임계값은 3.32)에서 계수벡터들이 두 기간 동안에 동일하다는 귀무가설을 기각한다. 따라서 우리는 실질노동생산성을 결정하는 본 회귀식의 각 설명변수들의 영향이 두 기간 동안에 서로 다르며 경제위기를 전후로 하여 구조적인 변화가 있었음을 알 수 있다. 마찬가지로 노동소득분배율² 회귀식에 대하여 Chow 검정을 실시하였다. 검정 결과¹⁰⁾ F값이 9.04로서 1% 유의수준(1%의 임계값은 3.65)에서 계수벡터들이 두 기간 동안에 동일하다는 귀무가설을 기각하였다. 따라서 우리는 실질노동생산성을 결정하는 설명변수들의 영향이 두 기간 동안에 서로 다르며 경제위기를 전후로 하여 구조적인 변화가 있었음을 알 수 있었다. 이상의 검정결과는 경제위기를 전후로 한 두 개의 회귀식 사이에 비교분석이 가능함을 의미한다.

경제위기 전후 노동소득분배율의 축소가 노동생산성에 미친 영향을 보면 <표 3>과 같다. 경제위기 전후 시기 모두 노동소득분배율이 감소하면 생산성에 정의 영향을 미치는 것으로 나타난다. 이는 인건비 축소가 생산성과 정의 관계에 있음을 보여준다. 주목할 만한 것은 경제위기 이후 그 영향이 더욱 커졌다는 점이다. 먼저 제조업을 분석대상으로 한 노동소득분배율¹을 보면 노동소득분배율이 생산성에 미치는 영향은 모두 1% 수준에서 유의미하며 뚜렷한 부의 관계를 갖는다. 그리고 경제위기 이전 그 계수값이 -0.79에서 -1.01

10) Chow 검정(노동소득분배율 : 전산업)

$$\begin{aligned}
 F &= \frac{S_5/k}{S_4/(N_1 + N_2 - 2k)} \\
 &= \frac{17.2610/4}{26.7330/(84 + 84 - 8)} \\
 &= 9.04
 \end{aligned}$$

단, $S_4 = 1994 \sim 1997$ 모형의 잔차항의 합 + 1998-2001모형의 잔차항의 합

$S_5 =$ 전체기간모형의 잔차항의 합 - S_4

$N_1 = 1994 \sim 1997$ 모형의 관측치수

$N_2 = 1998 \sim 2001$ 모형의 관측치수

$k =$ 모수의 수

로 증가함으로써 기업들이 경제위기 이전에 비해 경제위기 이후에는 생산성 증가를 위한 방법 중 노동소득분배율의 축소에 더욱 의존하였음을 보여준다. 전산업을 분석대상으로 한 노동소득분배율² 역시 노동소득분배율¹과 마찬가지로 노동소득분배율의 감소가 생산성에 정의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 그리고 경제위기를 전후로 한 노동소득분배율의 영향변화를 보면 경제위기 이전 -0.25 였던 계수값이 경제위기 이후에 -0.42 로 두 배 가까이 증가했음을 볼 수 있다. 이를 통해 우리는 ⑥식을 통해 드러났던 비정규비율과 생산성과의 정의 인과관계, 즉 비정규비율이 높을수록 생산성이 높은 이유 중 하나가 기업이 비정규노동자들에게 주어져야 할 임금을 축소시킴으로써 가능했던 것임을 알 수 있다. 이는 기업이 노동자를 비정규직으로 고용하는 주된 이유 중 하나가 노동비용의 절감에 있음을 의미하기도 한다.

IV. 비정규 노동자의 증가와 정규직 노동자의 노동강도 강화

본 장에서는 비정규직 노동자의 증가가 정규직 노동자들에게 어떠한 영향을 미쳤는지를 살펴보고자 한다. 여기에서 관심을 갖는 것은 정규직 노동자들의 노동강도에 어떠한 변화를 가져왔는가 하는 점이다. 앞서 살펴보았듯이 기업은 비정규직 고용을 통해 노동비용을 절감함으로써 생산성을 증가시켜 왔으며, 이러한 양상은 경제위기 이후 더욱 두드러졌던 것으로 나타났다. 그러나 비정규직 고용이 생산성에 미친 영향, 즉 기업이 비정규직 고용을 증가시킨 이유와 그 영향은 노동비용 절감에 그치지 않았을 것으로 예상된다. 특히 비정규직의 낮은 임금과 부가급여 그리고 고용불안은 정규직 노동자들에게 실업과 같은 위협요인으로 작용하였을 가능성이 높다. 즉 많은 정규직 노동자들이 실업 또는 비정규직으로 전환되는 상황 하에서 현재의 고용조건을 유지하기 위해 노동의 강도를 높였을 것이다. 따라서 본 장에서는 다음과 같은 가설을 수립하고 검증을 한다.

- 가설 3 : 저임금과 고용불안을 특징으로 하는 비정규직의 확대는 경제위기 이후 정규직 노동자들의 노동강도를 강화시켰다.

노동강도의 강화는 노동시간 연장에 의한 외연적(外延的) 노동강화와 단위시간 내 지출노동량의 증대에 의한 내포적(內包的) 노동강화로 구분할 수 있다. 본 연구에서는 해당 산업 또는 기업이 생산한 것을 정규직 노동자들이 생산한 것과 비정규직 노동자들이 생산한 것으로 구분하는 것이 현실적으로 가능하지 않기 때문에 비정규직의 존재로 인한 정규직의 외연적 노동강도의 강화만을 살펴본다.

1. 외연적 노동강도의 강화 1

먼저 비정규직의 증가가 정규직의 외연적 노동강도에 어떠한 영향을 미쳤는지를 살펴보기 위해 정규직의 노동시간함수를 ⑨식과 같이 설정하였다. ⑨식은 노동시간이 실질임금의 (증가 또는 감소) 함수임을 변형시킨 것이다. 즉 정규직 노동자들은 실질임금이 증가할 경우 노동시간을 늘리거나(소득효과), 여가시간을 늘림(대체효과)으로써 노동시간을 줄이는 것으로 가정한다. 그리고 정규직의 노동시간은 비정규직 노동자의 (증가 또는 감소)함수로 설정하였다. 이는 정규직의 노동시간이 증감하는 원인 중 하나가 비정규직의 확산이 정규직의 직위를 불안정화시킴으로써 외연적인 노동강도의 강화를 가져올 수 있다는 가정에 근거한다. 먼저 정규직의 단위노동시간당 임금이 증가하면 정규직노동자는 여가를 늘리거나 또는 노동시간을 늘리게 되는데, 경제위기 전후에 어떠한 변화가 있었는지를 살펴본다. 그리고 비정규직의 확산은 실업의 위협과 마찬가지로 정규직에게 노동시간을 늘릴 유인(외연적 노동강도의 강화)을 제공하는 것으로 가정하고 이 또한 경제위기 전후 어떠한 변화가 있었는지를 살펴본다.

$$H_r = f(W_r, L_s) \quad (9)$$

⑨식을 추정식의 형태로 전환하면 ⑩식과 같다.

$$\ln(H_r)_{it} = \alpha + \beta \ln(W_r)_{it} + \gamma \ln(L_s)_{it} + u_{it} \quad (10)$$

$$u_{it} = \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad i=1 \dots N \quad t=1 \dots T$$

단, H_r 은 정규직의 주노동시간, W_r 은 정규직의 시간당 실질임금

$$L_s \text{는 비정규직 비율} (= \frac{L_{nr}}{L_t} \text{ or } \frac{L_{nr}}{L_r})$$

L_{nr} 은 비정규직 노동자수, L_r 는 정규직 노동자수, L_t 는 전체임금근로자수

⑩식의 분석에는 통계청의 경제활동인구조사 자료와 노동부의 매월노동통계조사 자료를 이용하였다. 노동시간과 비정규직의 비율은 경제활동인구조사 자료로 구축되었으며, 정규직의 시간당 실질임금은 매월노동통계조사 자료로 구축되었다. 여기에서 주의할 점은 자료간의 정합성 문제이다. 앞서 언급한 것처럼 서로 다른 자료의 결합은 표본의 차이에서 비롯되는 오차를 낳을 수 있다. 여기에 더해 본 모형에서는 지적되어야 할 것은 노동부와 통계청의 상용, 임시, 일용 노동자 구분의 차이이다. 통계청에서 분류하는 상용근로자는 '특별한 고용계약이 없이 기간이 정해져 있지 않더라도 계속 정규직 원으로 일하면서 상여수당 및 퇴직금 등의 수혜를 받는 자'로 규정하고 있는 반면 노동부에서 분류하는 상용근로자라 함은 통상 '취업 기간을 정하지 아니하거나 1개월 이상의 기간을 정하여 고용된 자, 임시 또는 일용근로자로서 조사기준일 이전 3개월을 통산하여 45일 이상 사업체에 고용되어 있는 자 등'으로 규정하고 있다. 두 자료산출 기관 사이의 서로 다른 종사상 지위에 관한 정의는 자료간의 직접적인 비교와 결합을 어렵게 만들고 있다. 특히 매월노동통계조사 자료의 임금은 10인 이상 상용직 노동자(현재는 5인 이상)¹¹⁾의 것이다. 본 모형에서도 이러한 점으로 인해 임금과 노동시간이 서로 다른 그룹의 노동자들에 의한 것임을 밝혀둔다. 다만 정의상 임금에 해당하는 노동자그룹이 노동시간에 해당하는 노동자그룹을 포괄한다고 볼 수 있고, 본 절에서의 분석초점인 비정규비율이 노동시간에 미치는 영향을 살펴보는 데 크게 무리가 없다고 판단하였다. ⑩식을 분석한 결과는 <표 4>와 같다.

11) 본 모형에서 사용한 매월노동통계조사 자료의 실질임금은 10인 이상 상용직의 것으로 통일하였다.

<표 4> 경제위기 전후 비정규직 노동자의 증가가 정규직 노동자의 노동시간에 미친 영향 1

	상수항	시간당 실질임금	비정규직비율 1	비정규직비율 2	Adj-R ²	모형	N
전체기간	6.23*** (0.817)	-0.25*** (0.090)	0.06** (0.027)		0.41	Random	64
1994 ~ 1997	6.31*** (0.569)	-0.26*** (0.063)	0.04* (0.022)		0.69	Random	32
1998 ~ 2001	7.62*** (1.992)	-0.40* (0.219)	0.12* (0.064)		0.24	Random	32
전체기간	6.14*** (0.805)	-0.25*** (0.089)		0.04*** (0.017)	0.41	Random	64
1994 ~ 1997	6.33*** (0.582)	-0.27*** (0.065)		0.03* (0.015)	0.70	Random	32
1998 ~ 2001	6.49*** (1.249)	-0.29** (0.138)		0.07*** (0.025)	0.25	Random	32

주: 비정규직비율1은 임시일용노동자/전체임금노동자 비율이며, 비정규비율 2는 임시일용노동자/상용노동자 비율임.

분석결과 임금노동자 중 비정규직 노동자의 비율이 높을수록 정규직의 노동시간이 증가하는 것으로 나타났다. 따라서 우리는 비정규직 노동자의 증가가 정규직 노동자의 노동강도를 강화시키는 것으로 볼 수 있다. 이러한 경향의 정도가 경제위기 전후에 차이가 나는지를 확인하기 위해 앞의 모형에서와 마찬가지로 Chow 검정을 실시하였다. 비정규직비율1식에 대한 Chow 검정 결과¹²⁾ F값이 2.66

12) Chow 검정(실질임금, 비정규비율1 : 임시일용/전체임금근로자)

$$\begin{aligned}
 F &= \frac{S_5/k}{S_4/(N_1 + N_2 - 2k)} \\
 &= \frac{0.0994/4}{0.5231/(32 + 32 - 8)} \\
 &= 2.66
 \end{aligned}$$

단, S₄ = 1994 ~ 1997모형의 잔차항의 합 + 1998 ~ 2001모형의 잔차항의 합

S₅ = 전체기간모형의 잔차항의 합 - S₄

N₁ = 1994 ~ 1997모형의 관측치수

N₂ = 1998 ~ 2001모형의 관측치수

로서 5% 유의수준(5%의 임계값은 2.53)에서 계수벡터들이 두 기간 동안에 동일하다는 귀무가설을 기각하였다. 따라서 우리는 정규직의 노동시간을 결정하는 설명변수들의 영향이 두 기간 동안에 서로 다르며 경제위기를 전후로 하여 구조적인 변화가 있었음을 알 수 있다. 마찬가지로 비정규직비율2식에 대하여 Chow 검정을 실시하였다. 그러나 Chow 검정 결과¹³⁾ F값이 0.98로서 계수벡터들이 두 기간 동안에 동일하다는 귀무가설을 기각시키지 못하였다(10%의 임계값은 2.04). 비정규비율2식의 추정결과를 가지고 경제위기 전후를 비교하는 것이 통계적으로 유의미하지 않은 것이다. 따라서 우리는 비정규비율이 정규직 노동자들의 노동시간에 미치는 경제위기 전후의 영향을 분석하는데 있어서 신중을 기할 수밖에 없다. 먼저 비정규비율1식의 추정결과를 보면 전체임금노동자 중 비정규직 노동자들의 비율이 늘어날수록 정규직의 노동강도가 증가하며 경제위기를 전후로 하여 그 정도에 큰 차이가 있는 것으로 나타났다. 경제위기 이전 시기를 보면 비정규비율1의 계수는 0.04이다. 그러나 경제위기 이후에는 그 값이 0.12로서 무려 3배의 차이가 난다. 이는 경제위기 이후에 발생한 비정규직 노동자들의 증가가 정규직 노동자들의 노동강도를 매우 크게 증가시켰음을 말해준다. 상용직노동자 대비 임

k = 모수의 수

13) Chow 검정(실질임금, 비정규비율2 : 임시일용/상용노동자)

$$\begin{aligned}
 F &= \frac{S_5/k}{S_4/(N_1 + N_2 - 2k)} \\
 &= \frac{0.033/4}{0.4723/(32+32-8)} \\
 &= 0.98
 \end{aligned}$$

단, S_4 = 1994 ~ 1997모형의 잔차항의 합 + 1998 ~ 2001모형의 잔차항의 합

S_5 = 전체기간모형의 잔차항의 합 - S_4

N_1 = 1994 ~ 1997모형의 관측치수

N_2 = 1998 ~ 2001모형의 관측치수

k = 모수의 수

시일용직의 비율이 정규직의 노동강도에 미친 영향을 추정한 비정규비율²에서도 경제위기 이후 비정규비율²의 계수가 각각 0.03과 0.07로서 약 2.3배가 증가하였다. 그러나 앞서 언급한 것처럼 Chow 검정 결과 비정규비율²에서의 이러한 비교는 통계적으로 유의미하지 않은 것으로 나타났다.

위의 분석결과는 기업들이 경제위기 이후 보다 많은 노동자들을 비정규직으로 고용함으로써 고용비용 절감과 함께 정규직의 노동강도를 강화시킴으로써 생산성을 증가시킬 수 있었음을 보여준다.

2. 외연적 노동강도의 강화 2

⑨식은 노동자들이 실질임금의 증가에 따라 노동시간을 선택할 수 있다는 가정에 근거하고 있다. 즉 실질임금이 증가할 경우 노동시간을 늘려 보다 높은 수입을 올리려하거나 반대로 임금이 오른 만큼 노동시간을 단축시키고 여가시간을 늘리는 것을 노동자 스스로 선택가능한 것으로 가정하고 설정한 모형이다. 그러나 이는 각 기업의 임금과 노동시간에 대한 정확한 정보와 기업간 자유로운 노동이동이 전제되었을 때 가능하다. 무엇보다도 이 모형에는 노동력을 판매함으로써 생계를 유지하는 노동자들에게 노동력의 자유로운 판매가 현실적으로 어려운 만큼 노동시간의 선택 또한 용이하지 않다는 점이 간과되어 있다. 따라서 다음에는 노동시간이 노동공급측에 의해 결정되는 것이 아니라 노동수요측에 의해 결정되는 것으로 가정한 모형을 수립하였다. 즉 정규직의 노동시간은 기업의 노동부족률의 함수로 본다. 이 경우 기업의 노동부족률이 증가하게 되면 노동자들의 교섭력은 증가하게 되어 노동시간을 단축시킬 수도 있으며, 기업의 요구에 따라 노동시간을 증가시키되 대신 실질임금을 증가시키는 것으로 가정할 수도 있다. 이러한 가정에 따라 정규직의 주평균노동시간은 기업의 노동부족률과 비정규직 비율의 함수로 보며, 모형은 아래와 같다.

$$H_r = f(L_d, L_s) \quad (11)$$

⑪식을 추정식의 형태로 전환하면 ⑫식과 같다.

$$\ln(H_r)_{i,t} = \alpha + \beta \ln(L_d)_{i,t} + \gamma \ln(L_s)_{i,t} + u_{i,t} \quad (12)$$

$$u_{it} = \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad i=1 \dots N \quad t=1 \dots T$$

단, H_r 은 정규직의 주노동시간, L_d 은 노동부족률

$$L_s \text{는 비정규직 비율} (= \frac{L_{nr}}{L_t} \text{ or } \frac{L_{nr}}{L_r})$$

L_{nr} 은 비정규직 노동자수, L_r 는 정규직 노동자수, L_t 는 전체 임금근로자수

⑫식의 분석에 이용된 자료는 통계청의 경제활동인구조사 자료와 노동부의 매월노동통계조사 자료이다. 노동시간과 비정규비율은 경제활동인구조사 자료를 이용하였으며, 해당산업의 노동부족률은 매월노동통계조사 자료를 이용하였다.

⑫식을 분석한 결과는 <표 5>와 같다.

<표 5> 경제위기 전후 비정규직 노동자의 증가가 정규직 노동자의 노동시간에 미친 영향 2

	상수항	노동부족률	비정규직비율1	비정규직비율2	Adj-R ²	모형	N
전체기간	3.97*** (0.039)	0.04*** (0.010)	0.07*** (0.027)		0.43	Random	64
1994 ~ 1997	3.97*** (0.036)	0.02*** (0.007)	0.07*** (0.023)		0.59	Random	32
1998 ~ 2001	4.08*** (0.069)	0.09*** (0.025)	0.14*** (0.049)		0.40	Random	32
전체기간	3.92*** (0.024)	0.05*** (0.001)		0.05*** (0.016)	0.48	Random	64
1994 ~ 1997	3.92*** (0.028)	0.02*** (0.007)		0.05*** (0.017)	0.62	Random	32
1998 ~ 2001	3.98*** (0.038)	0.09*** (0.021)		0.09*** (0.024)	0.49	Random	32

주: 비정규직비율1은 임시일용노동자/전체임금노동자 비율이며, 비정규직비율2는 임시일용노동자/상용노동자 비율임.

<표 5>의 분석 결과를 보면 노동부족률이 모두 1%에서 유의미하게 정규직의 노동시간을 증가시키는 것으로 나타났다. 이는 결국 노동력이 부족했을 때 기업은 신규채용보다는 정규직의 노동시간을 늘리는 것을 선호함을 의미한다. 경제위기 전후의 계수값을 보면 경제위기 이전이 0.02, 경제위기 이후가 0.09로서 4.5배 증가했음을 알 수 있다. 이는 경제위기 이후 부족한 노동력을 신규채용보다는 기존 정규직의 노동시간을 증가시킴으로써 부족한 노동력을 해소시켰을 가능성을 보여준다. 그러나 이러한 경제위기 전후의 직접적인 비교는 Chow 검정 결과 통계적으로 유의미하지 않은 것으로 나타났다. 비정규비율1식에 대한 Chow 검정 결과¹⁴⁾ F값이 0.28로서 계수벡터들이 두 기간 동안에 동일하다는 귀무가설을 기각시키지 못하였다(10%의 임계값은 2.18). 따라서 경제위기 전후의 계수값을 비교하는 것이 무의미하며 전체기간의 계수들을 통해 분석하는 것으로 나타났다. 비정규비율2식의 Chow 검정 결과 역시 동일한 것으로 나타났다. 비정규비율2식의 Chow 검정 결과¹⁵⁾ F값이 0.16로서 계수벡터

14) Chow 검정(노동부족률, 비정규직비율1 : 임시일용/전체임금근로자)

$$\begin{aligned}
 F &= \frac{S_5/k}{S_4/(N_1 + N_2 - 2k)} \\
 &= \frac{0.0054/3}{0.3777/(32+32-6)} \\
 &= 0.28
 \end{aligned}$$

단, S_4 = 1994 ~ 1997모형의 잔차항의 합 + 1998 ~ 2001모형의 잔차항의 합

S_5 = 전체기간모형의 잔차항의 합 - S_4

N_1 = 1994 ~ 1997모형의 관측치수

N_2 = 1998 ~ 2001모형의 관측치수

k = 모수의 수

15) Chow 검정(노동부족률, 비정규직비율2 : 임시일용/상용노동자)

$$\begin{aligned}
 F &= \frac{S_5/k}{S_4/(N_1 + N_2 - 2k)} \\
 &= \frac{0.0030/3}{0.3569/(32+32-6)}
 \end{aligned}$$

들이 두 기간 동안에 동일하다는 귀무가설을 기각시키지 못한다 (10%의 임계값은 2.18). 따라서 이 역시 비정규비율²는 경제위기 전후 비교하는 것이 무의미하며 전체기간의 계수들을 통해 분석하는 것이 바람직한 것으로 나타났다. ⑩식에서와 마찬가지로 비정규직의 비율이 높을수록 정규직 노동자의 노동시간이 증가하며 경제위기 이후 이러한 경향이 더욱 커진 것으로 나타났으나 Chow 검정 결과가 보여주는 것처럼 ⑫식에서의 직접적인 비교는 통계적으로 무의미하다.

3. 외연적 노동강도의 강화 3

이제 우리는 ⑨식과 ⑩식을 결합하여 아래와 같은 모형을 구성하여 분석한다. 이 모형의 수립근거는 노동시간이 결정되는데 있어서 노동력의 공급측 요인과 수요측 요인 모두 영향을 미친다는 가정으로부터 비롯된다. 따라서 노동시간은 실질임금과 노동력부족률 그리고 비정규직 비율의 함수가 되며 이를 수식으로 표현하면 식⑬과 같다.

$$H_r = f(W_r, L_d, L_s) \quad \text{⑬}$$

⑬식을 추정식의 형태로 전환하면 식⑭와 같다.

$$\ln(H_r)_{i,t} = \alpha + \beta \ln(W_r)_{i,t} + \gamma \ln(L_d)_{i,t} + \delta \ln(L_s)_{i,t} + u_{i,t} \quad \text{⑭}$$

= 0.16

단, S₄ = 1994 ~ 1997모형의 잔차항의 합 + 1998 ~ 2001모형의 잔차항의 합

S₅ = 전체기간모형의 잔차항의 합 - S₄

N₁ = 1994 ~ 1997모형의 관측치수

N₂ = 1998 ~ 2001모형의 관측치수

k = 모수의 수

$$u_{it} = \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad i=1\dots N \quad t=1\dots T$$

단, H_r 은 정규직의 주평균노동시간, W_r 은 정규직의 단위시간당 실질임금, L_d 은 노동부족률, L_s 는 비정규직 비율

($= \frac{L_{nr}}{L_t}$ or $\frac{L_{nr}}{L_r}$) L_{nr} 은 비정규직 노동자수, L_r 는 정규 직 노동자수, L_t 는 전체임금근로자수

⑭식의 분석에 사용된 자료는 ⑩식과 ⑫식의 분석에 사용된 자료와 동일하다. ⑭식을 분석한 결과는 <표 6>과 같다.

분석에 앞서 비정규직비율1식과 비정규직비율2식이 경제위기를 전후로 하여 유의미하게 차이가 나는 회귀식들로 구분되는지를 알기 위하여 Chow 검정을 실시하였다. 비정규직비율1식을 검정한 결과¹⁶⁾ F값이 1.09로서 계수벡터들이 두 기간 동안에 동일하다는 귀무가설을 기각시키지 못한다(10%의 임계값은 2.04). 따라서 경제위기 전후의 계수값을 비교하는 것이 통계적으로 유의미하지 않으며 전체기간의 계수들을 통해 분석하는 것이 바람직한 것으로 나타났다. 비정규직비율2를 Chow 검정한 결과¹⁷⁾ F값이 5.37로서 1% 유의

16) Chow 검정(실질임금, 노동부족률, 비정규비율1 : 임시일용/전체임금근로자)

$$F = \frac{S_5/k}{S_4/(N_1 + N_2 - 2k)}$$

$$= \frac{0.0264/4}{0.3405/(32 + 32 - 8)}$$

$$= 1.09$$

단, S_4 = 1994 ~ 1997모형의 잔차항의 합 + 1998 ~ 2001모형의 잔차항의 합

S_5 = 전체기간모형의 잔차항의 합 - S_4

N_1 = 1994 ~ 1997모형의 관측치수

N_2 = 1998 ~ 2001모형의 관측치수

k = 모수의 수

17) Chow 검정(실질임금, 노동부족률, 비정규비율2 : 임시일용/상용노동자)

<표 6> 경제위기 전후 비정규직 노동자의 증가가 정규직 노동자의 노동시간에 미친 영향 3

	상수항	실질임금	노동부족률	비정규직 비율 1	비정규직 비율 2	Adj-R ²	모형	N
전체기간	5.46*** (0.761)	-0.16** (0.084)	0.04*** (0.011)	0.08*** (0.026)		0.53	Random	64
1994 ~ 1997	5.99*** (0.502)	-0.23*** (0.056)	0.02*** (0.007)	0.06*** (0.020)		0.78	Random	32
1998 ~ 2001	6.68*** (1.420)	-0.28* (0.159)	0.08*** (0.025)	0.16*** (0.053)		0.45	Random	32
전체기간	5.34*** (0.788)	-0.16* (0.087)	0.04*** (0.011)		0.06*** (0.017)	0.57	Random	64
1994 ~ 1997	6.04*** (0.520)	-0.24*** (0.058)	0.02*** (0.007)		0.04*** (0.014)	0.81	Random	32
1998 ~ 2001	6.97*** (1.344)	-0.33** (0.148)	0.07*** (0.022)		0.14*** (0.032)	0.53	Random	32

주: 비정규직비율1은 임시일용노동자/전체임금노동자 비율이며, 비정규직비율2는 임시일용노동자/상용노동자 비율임.

수준(1%의 임계값은 3.65)에서 계수벡터들이 두 기간 동안에 동일하다는 귀무가설을 기각했다. 따라서 우리는 정규직의 노동시간을 결정하는 설명변수들의 영향이 두 기간 동안에 서로 다르며 경제위기를 전후로 하여 구조적인 변화가 있었음을 알 수 있다.

$$\begin{aligned}
 F &= \frac{S_5/k}{S_4/(N_1 + N_2 - 2k)} \\
 &= \frac{0.1910/4}{0.4979/(32 + 32 - 8)} \\
 &= 5.37
 \end{aligned}$$

단, S_4 = 1994 ~ 1997모형의 잔차항의 합 + 1998 ~ 2001모형의 잔차항의 합

S_5 = 전체기간모형의 잔차항의 합 - S_4

N_1 = 1994 ~ 1997모형의 관측치수

N_2 = 1998 ~ 2001모형의 관측치수

k = 모수의 수

분석결과를 보면 먼저 실질임금은 정규직의 노동시간과 부의 관계에 있음을 알 수 있다. 즉 정규직 노동자들은 실질임금이 증가하면 노동시간을 감소시키는 것으로 해석할 수 있다. 이러한 경향은 경제위기를 전후로 한 회귀식 사이에 유의미한 차이를 보인 비정규직비율2의 추정결과를 볼 때 경제위기 이후 그 경향이 더욱 두드러지는 것으로 나타났다. 경제위기 이전에는 실질임금의 계수가 -0.24 였던데 반해 경제위기 이후에는 -0.33으로서 부의 경향이 커진다. 따라서 실질임금의 증가에 따른 노동시간의 감소폭이 경제위기 이후에 더욱 커졌음을 알 수 있다. 그러나 이러한 추정결과를 반드시 실질임금의 증가에 따라 정규직 노동자들이 노동시간을 줄이고 여가시간을 늘리는 경향이 있으며, 이러한 경향이 경제위기 이후 더욱 커졌다고만 해석할 수는 없다. 정규직의 실질임금이 증가하면 기업이 정규직의 초과노동시간을 줄이고 그 대신 비정규직을 고용하였기 때문에 나타난 현상일 수도 있기 때문이다. 이러한 해석은 경제위기 이후 고용비용의 절감을 목적으로 비정규직을 늘렸다는 앞에서의 분석 결과와도 부합한다.

다음으로 노동부족률을 보면 노동부족률이 높아질수록 정규직의 노동시간이 길어진다는 것을 알 수 있다. 이는 앞서 언급된 것처럼 노동력이 부족할 경우 기업들이 신규채용보다는 기고용된 정규직의 노동시간을 늘리는 것을 선호하는 것으로 해석할 수 있다. 이 역시 경제위기 이후 계수값이 경제위기 이전에 비해 증가한 것으로 나타났다는데, Chow 검정 결과 경제위기 전후 회귀식이 유의미하게 차이가 나는 것으로 나타난 비정규직비율2식의 추정결과를 보면 경제위기 이전에 0.02이던 것이 경제위기 이후 0.07로 3.5배 증가하였다.

비정규직의 증가가 정규직의 노동시간에 미친 영향을 보면 비정규직비율2에서 경제위기 이전에 계수값이 0.04이었던 것이 경제위기 이후에는 0.14로서 3.5배로 크게 증가하였다. 비정규직의 증가가 경제위기 이후 정규직의 노동시간을 매우 크게 높였음을 보여주는 추정결과이다.

특이할만한 점은 경제위기 이후의 추정결과에서 R^2 가 경제위기 이전에 비해 상당히 낮음을 볼 수 있는데 이는 현재의 추정결과만으로는 무엇인지 알 수 없으나 경제위기 이전과 달리 회귀식에서 직접적으로 통제된 변수 외에 다른 요인들이 정규직 노동자들의 노동시간을 결정하는데 많은 영향을 끼치고 있음을 시사한다.

V. 비정규직 노동자의 증가와 비정규직 노동자의 노동강도 강화

비정규직 노동자의 증가는 정규직 노동자뿐만 아니라 비정규직 노동자 자신에게도 영향을 미쳤을 것으로 예상해볼 수 있다. 특히 비정규직 발생의 원인이 공급측에 의해 주도된 것이라면 비정규직의 증가가 노동시간의 증가로 이어지지 않을 것이다. 그러나 비정규직의 증가가 노동력의 구매자인 수요측에 의해 주도되고 판매자인 노동자들이 비자발적으로 선택할 수밖에 없었다면 비정규직의 증가는 비정규직의 노동시간을 증가시켰을 가능성이 높다. 왜냐하면 저임금을 보전하기 위해서는 가능한 많은 노동시간 동안 일할 수밖에 없기 때문이다. 더욱이 직무가 무한히 늘어나지 않는다면 노동시장이 정규직 노동시장과 비정규직 노동시장으로 분단되어 있는 경우 비정규직 노동자들의 증가는 그들 노동시장내에서의 경쟁을 증가시킴으로써 다시금 외연적 노동강도의 강화라고 할 수 있는 노동시간의 증가에 영향을 주었을 것으로 예상된다. 본 절에서는 이러한 가정을 다음의 가설로 세우고 검증을 하려한다.

- 가설 4 : 경제위기 이후 비정규직 노동자들의 증가가 비정규직 노동자들의 노동시간 증가를 낳았다면 이는 비자발적인 비정규 고용이 증가했음을 보여주는 것이며 동시에 비정규 고용의 증가가 수요측에 의한 것임을 보여주는 것이다.

위의 가설을 검증하기 위해 우리는 정규직 노동자 노동시간 함수와 동일한 설정을 비정규직 노동자 노동시간 모형에 적용하여 분석을 하였다.

$$H_{nr} = f(L_d, L_s) \quad (15)$$

⑮식을 추정식의 형태로 전환하면 ⑯식이 된다.

$$\ln(H_{nr})_{i,t} = \alpha + \beta \ln(L_d)_{i,t} + \gamma \ln(L_s)_{i,t} + u_{i,t} \quad (16)$$

$$u_{it} = \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad i=1 \dots N \quad t=1 \dots T$$

단, H_{nr} 은 비정규직의 주노동시간, L_d 은 노동부족률

$$L_s \text{는 비정규직 비율} (= \frac{L_{nr}}{L_t} \text{ or } \frac{L_{nr}}{L_r})$$

L_{nr} 은 비정규직 노동자수, L_r 는 정규직 노동자수, L_t 는 전체 임금근로자수

⑯식의 분석을 위해 사용된 자료는 ⑫식의 자료와 동일하다.

<표 7>은 ⑯식을 분석한 결과를 보여준다.

<표 7> 경제위기 이후 비정규직 노동자의 노동시간 변화 요인 분석

	상수항	노동부족률	비정규직비율1	비정규직비율2	Adj-R ²	모형	N
전체기간	4.02*** (0.146)	0.09** (0.043)	0.02 (0.072)		0.28	Random	64
1994~1997	4.02*** (0.060)	0.01 (0.014)	0.11*** (0.042)		0.47	Random	32
1998~2001	4.19*** (0.352)	0.16 (0.126)	0.01 (0.220)		0.14	Random	32
전체기간	4.00*** (0.122)	0.08* (0.044)		-0.01 (0.043)	0.26	Random	64
1994~1997	3.93*** (0.042)	0.01 (0.014)		0.06** (0.029)	0.51	Random	32
1998~2001	4.15*** (0.236)	0.14 (0.121)		-0.03 (0.115)	0.14	Random	32

주: 비정규직비율1은 임시일용노동자/전체임금노동자 비율이며, 비정규직비율2는 임시일용노동자/상용노동자 비율임.

먼저 본 모형들이 경제위기를 전후로 하여 유의미한 차이를 보이는 회귀식들로 구분되는지 Chow 검정을 실시하였다. 비정규직비율 1식에 대한 Chow 검정 결과¹⁸⁾ F값이 3.27로서 5% 유의수준(1%의 임계값은 2.76)에서 계수벡터들이 두 기간 동안에 동일하다는 귀무가설을 기각한다. 따라서 우리는 비정규직의 노동시간을 결정하는 설명변수들의 영향이 두 기간 동안에 서로 다르며 경제위기를 전후로 하여 구조적인 변화가 있었음을 알 수 있다. 비정규직비율2식에 대한 Chow 검정 결과¹⁹⁾ F값이 3.34로서 5% 유의수준(1%의 임계값은 2.76)에서 계수벡터들이 두 기간 동안에 동일하다는 귀무가설을

18) Chow 검정(비정규노동시간, 노동부족률, 비정규비율1 : 임시일용/전체 임금근로자)

$$\begin{aligned}
 F &= \frac{S_5/k}{S_4/(N_1 + N_2 - 2k)} \\
 &= \frac{1.0641/3}{6.2822/(32 + 32 - 6)} \\
 &= 3.27
 \end{aligned}$$

단, S_4 = 1994 ~ 1997모형의 잔차항의 합 + 1998 ~ 2001모형의 잔차항의 합
 S_5 = 전체기간모형의 잔차항의 합 - S_4
 N_1 = 1994 ~ 1997모형의 관측치수
 N_2 = 1998 ~ 2001모형의 관측치수
 k = 모수의 수

19) Chow 검정(비정규노동시간, 노동부족률, 비정규비율2 : 임시일용/상용 노동자)

$$\begin{aligned}
 F &= \frac{S_5/k}{S_4/(N_1 + N_2 - 2k)} \\
 &= \frac{1.0846/3}{6.2786/(32 + 32 - 6)} \\
 &= 3.34
 \end{aligned}$$

단, S_4 = 1994 ~ 1997모형의 잔차항의 합 + 1998 ~ 2001모형의 잔차항의 합
 S_5 = 전체기간모형의 잔차항의 합 - S_4
 N_1 = 1994 ~ 1997모형의 관측치수
 N_2 = 1998 ~ 2001모형의 관측치수
 k = 모수의 수

기각한다. 따라서 우리는 비정규직의 노동시간을 결정하는 설명변수들의 영향이 두 기간 동안에 서로 다르며 경제위기를 전후로 하여 구조적인 변화가 있었음을 알 수 있다. 이러한 검정결과는 비정규직의 증가가 비정규직의 노동자들의 노동시간을 증가시킨다는 본 모형이 경제위기 전후로 구분하여 비교할 수 있음을 의미한다.

먼저 비정규직 노동자들의 노동시간에 노동부족률이 미치는 영향을 보면 경제위기 전후로 구분된 4개의 회귀식 모두 통계적으로 유의미한 값들을 보이지 않고 있어 정규직과 대비가 된다. 그리고 본 모형에서 초점을 두고 있는 비정규직 노동자들의 증가가 비정규직 노동자들의 노동시간에 어떠한 영향을 미쳤는지에 관해서 보면 경제위기 이전시기에는 정의 인과관계를 갖으나 경제위기 이후에는 변수의 영향이 통계적으로 유의미하지 않은 것으로 나타났다.

우리는 이상의 결과가 갖는 의미를 보다 정확하고 구체적으로 살펴보기 위해 비정규직 노동자들을 하나의 그룹으로 취급하지 않고 임시직과 일용직으로 구분하여 분석하였다. 임시직 노동자들의 경우 1개월 이상 1년 이하의 계약기간을 갖는 노동자들로서 일용직에 비해 상대적으로 정규직의 직무를 대체할 수 있는 숙련을 갖추었을 것으로 판단되며 기업의 노동력부족률에 보다 직접적으로 연관이 있을 것으로 예상할 수 있다. 경제위기 이후 기업들의 노동력 활용에 있어서 눈에 띄는 변화는 임시직 뿐 아니라 일용직 노동자들의 활용 증가이다. 만약 경제위기 이후 기업의 노동력 부족에 일용직 노동자들의 노동시간이 경제위기 이전보다 민감하게 반응한다면 이는 경제위기 이후 일용직 노동자들을 생산과정 내에 편입시켜 보다 적극적으로 활용하고 있는 것으로 해석할 수 있다.

이러한 것들을 보기 위해 ⑮식의 종속변수를 임시직의 주노동시간(H_{nr2})과 일용직의 주노동시간(H_{nr3})으로 구분하였다. 먼저 임시직 노동자 노동시간 결정 모형은 ⑰시과 같다.

$$H_{nr2} = f(L_d, L_s) \quad (17)$$

⑰식을 추정식의 형태로 전환하면 ⑱식이 된다.

$$\ln (H_{m2})_{i,t} = \alpha + \beta \ln (L_d)_{i,t} + \gamma \ln (L_s)_{i,t} + u_{i,t} \quad (18)$$

$$u_{i,t} = \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad i=1 \dots N \quad t=1 \dots T$$

단, H_{m2} 은 임시직노동자의 주노동시간, L_d 은 노동부족률

$$L_s \text{는 비정규직 비율} (= \frac{L_{nr}}{L_t} \text{ or } \frac{L_{nr}}{L_r})$$

L_{nr} 은 비정규직 노동자수, L_r 는 정규직 노동자수, L_t 는 전체 임금노동자수

다음으로 일용직 노동자 노동시간 결정 모형은 ⑲식과 같다.

$$H_{m3} = f(L_d, L_s) \quad (19)$$

⑲식을 추정식의 형태로 전환하면 ⑳식이 된다.

$$\ln (H_{m3})_{i,t} = \alpha + \beta \ln (L_d)_{i,t} + \gamma \ln (L_s)_{i,t} + u_{i,t} \quad (20)$$

$$u_{i,t} = \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad i=1 \dots N \quad t=1 \dots T$$

단, H_{m3} 은 일용직노동자의 주노동시간, L_d 은 노동부족률

$$L_s \text{는 비정규직 비율} (= \frac{L_{nr}}{L_t} \text{ or } \frac{L_{nr}}{L_r})$$

L_{nr} 은 비정규직 노동자수, L_r 는 정규직 노동자수, L_t 는 전체 임금노동자수

⑱식과 ⑳식의 분석에 이용된 자료는 ⑰식에 이용된 자료와 동일하다.

먼저 ⑱식을 분석한 결과는 <표 8>과 같다.

<표 8> 경제위기 전후 임시직 노동자의 노동시간 변화 요인 분석

	상수항	노동부족률	비정규직비율 1	비정규직비율 2	Adj-R ²	모형	N
전체기간	4.01*** (0.043)	0.05*** (0.010)	0.07** (0.029)		0.36	Random	64
1994~1997	4.02*** (0.051)	0.02** (0.011)	0.08** (0.035)		0.34	Random	32
1998~2001	4.11*** (0.066)	0.10*** (0.025)	0.13*** (0.047)		0.37	Random	32
전체기간	3.96*** (0.028)	0.06*** (0.010)		0.05*** (0.018)	0.43	Random	64
1994~1997	3.96*** (0.035)	0.02** (0.012)		0.05** (0.024)	0.42	Random	32
1998~2001	4.01*** (0.039)	0.10*** (0.024)		0.08*** (0.025)	0.45	Random	32

주: 비정규직비율1은 임시일용노동자/전체임금노동자 비율이며, 비정규비율 2는 임시일용노동자/상용노동자 비율임.

분석에 앞서 경제위기를 전후로 하여 구조적인 변화가 있는지를 살펴보기 위해 Chow 검정을 실시하였다. 비정규직비율1식의 Chow 검정 결과²⁰⁾를 보면 F값이 0.25로서 계수벡터들이 두 기간 동안에

20) Chow 검정(임시직 노동시간, 노동부족률, 비정규비율1 : 임시일용/전체 임금근로자)

$$\begin{aligned}
 F &= \frac{S_5/k}{S_4/(N_1 + N_2 - 2k)} \\
 &= \frac{0.0057/3}{0.4431/(32 + 32 - 6)} \\
 &= 0.25
 \end{aligned}$$

단, S₄ = 1994~1997모형의 잔차항의 합 + 1998~2001모형의 잔차항의 합

S₅ = 전체기간모형의 잔차항의 합 - S₄

N₁ = 1994~1997모형의 관측치수

N₂ = 1998~2001모형의 관측치수

k = 모수의 수

동일하다는 귀무가설을 기각시키지 못한다(10%의 임계값은 2.18). 따라서 경제위기 전후의 계수값을 비교하는 것이 통계적으로 유의미하지 않으며 전체기간의 계수들을 통해 분석하는 것이 바람직하다. 비정규직비율2식의 Chow 검정 결과²¹⁾를 보면 F값이 0.18로서 비정규직비율2와 마찬가지로 계수벡터들이 두 기간 동안에 동일하다는 귀무가설을 기각시키지 못한다(10%의 임계값은 2.18). 따라서 경제위기 전후의 계수값을 비교하는 것이 무의미하며 전체기간의 계수들을 통해 분석하는 것이 바람직하다. 비록 각 회귀식의 분석결과 경제위기 이후에 노동부족률과 비정규비율의 증가에 따른 비정규직 노동시간의 증가가 경제위기 이전보다 높게 나왔지만 Chow 검정 결과에 따라 전체기간을 대상으로 한 회귀식의 추정결과만을 분석한다.

전체기간의 분석결과를 보면 노동부족률의 경우 1% 수준에서 유의미하게 임시직 노동자의 노동시간에 정의 영향을 주는 것으로 나타났다. 즉 정규직과 마찬가지로 임시직 역시 노동력이 부족할 때 노동시간을 증가시키는 경향이 있는 것이다. 또한 비정규직의 증가가 임시직 노동자들의 노동시간을 증가시키는 것으로 나타났다. 임시직 노동자의 노동시간에 대하여 분석한 결과에서 볼 수 있는 흥

21) Chow 검정(비정규노동시간, 노동부족률, 비정규비율2 : 임시일용/상용 노동자)

$$\begin{aligned}
 F &= \frac{S_5/k}{S_4/(N_1 + N_2 - 2k)} \\
 &= \frac{0.0037/3}{0.4012/(32 + 32 - 6)} \\
 &= 0.18
 \end{aligned}$$

단, S_4 = 1994 ~ 1997모형의 잔차항의 합 + 1998 ~ 2001모형의 잔차항의 합

S_5 = 전체기간모형의 잔차항의 합 - S_4

N_1 = 1994 ~ 1997모형의 관측치수

N_2 = 1998 ~ 2001모형의 관측치수

k = 모수의 수

미로운 점은 R^2 가 앞서 분석한 비정규직 노동시간 모형이나 뒤에서 분석될 일용직 노동자들의 노동시간 모형보다 높다는 점이다. 이는 노동부족률과 비정규비율 변수가 임시직 노동자의 노동시간을 결정하는데 있어서 일용직에 비해 상대적으로 많은 영향을 끼치고 있음을 보여준다고 할 수 있다.

⑩식을 분석한 결과는 <표 9>와 같다.

비정규비율1식의 Chow 검정 결과²²⁾ F값이 0.96로서 계수벡터들

<표 9> 경제위기 전후 일용직 노동자의 노동시간 변화 요인 분석

	상수항	노동부족률	비정규직비율1	비정규직비율2	Adj-R ²	모형	N
전체기간	3.87*** (0.070)	0.05** (0.020)	0.10* (0.051)		0.29	Random	64
1994~1997	3.97*** (0.115)	-0.01 (0.036)	0.18** (0.086)		0.58	Random	32
1998~2001	3.76*** (0.087)	0.04 (0.031)	-0.01 (0.062)		0.08	Random	32
전체기간	3.79*** (0.045)	0.05** (0.020)		0.05* (0.032)	0.29	Random	64
1994~1997	3.83*** (0.074)	-0.01 (0.037)		0.11* (0.059)	0.54	Random	32
1998~2001	3.78*** (0.052)	0.05 (0.030)		0.02 (0.035)	0.10	Random	32

주: 비정규직비율1은 임시일용노동자/전체임금노동자 비율이며, 비정규비율2는 임시일용노동자/상용노동자 비율임.

22) Chow 검정(일용직 노동시간, 노동부족률, 비정규비율1 : 임시일용/전체 임금근로자)

$$\begin{aligned}
 F &= \frac{S_5/k}{S_4/(N_1 + N_2 - 2k)} \\
 &= \frac{0.0534/3}{1.0738/(32 + 32 - 6)} \\
 &= 0.96
 \end{aligned}$$

단, S_4 = 1994~1997모형의 잔차항의 합 + 1998~2001모형의 잔차항의 합

S_5 = 전체기간모형의 잔차항의 합 - S_4

N_1 = 1994~1997모형의 관측치수

N_2 = 1998~2001모형의 관측치수

k = 모수의 수

이 두 기간 동안에 동일하다는 귀무가설을 기각시키지 못하였다 (10%의 임계값은 2.18). 따라서 경제위기 전후의 계수값을 비교하는 것이 무의미하며 전체기간의 계수들을 통해 분석하는 것이 바람직하다. 비정규비율2식의 Chow 검정 결과²³⁾ 역시 F값이 0.10로서 계수벡터들이 두 기간 동안에 동일하다는 귀무가설을 기각시키지 못하였다(10%의 임계값은 2.18). 따라서 경제위기 전후의 계수값을 비교하는 것은 통계적으로 유의미하지 않으며 전체기간의 계수들을 통해 분석하는 것이 바람직하다. 이러한 검정 결과에 따라 전체기간에 대한 추정결과만을 보면 노동부족률과 비정규 비율 모두 일용직 노동자의 노동시간 증가에 정의 영향을 주는 것으로 나타난다. 특히 할만한 점은 경제위기 이후에 대한 분석시 R²가 매우 낮게 나온다는 점이다.

23) Chow 검정(일용직 노동시간, 노동부족률, 비정규비율2 : 임시일용/상용 노동자)

$$\begin{aligned}
 F &= \frac{S_5/k}{S_4/(N_1 + N_2 - 2k)} \\
 &= \frac{0.0059/3}{1.1584/(32 + 32 - 6)} \\
 &= 0.10
 \end{aligned}$$

단, S₄ = 1994 ~ 1997모형의 잔차항의 합 + 1998 ~ 2001모형의 잔차항의 합

S₅ = 전체기간모형의 잔차항의 합 - S₄

N₁ = 1994 ~ 1997모형의 관측치수

N₂ = 1998 ~ 2001모형의 관측치수

k = 모수의 수

VI. 결 론

본 연구에서 설정된 각 가설들에 대한 검증 결과를 요약하면 다음과 같다.

- 가설 1 : 경제위기 이후에 나타난 생산성 증가는 노동력 수요측이 노동자를 비정규직으로 고용하는 경향이 증가했기 때문이다.

분석결과 비정규직의 증가가 생산성에 통계적으로 유의미하게 정의 영향을 주며 경제위기 이후 그 영향은 더욱 커진 것으로 나타났다. 비정규직의 증가가 생산성에 미친 영향은 경제위기 이후 두 배 가량 증가했음을 확인할 수 있었다. 기업들이 경제위기 이후 급격한 고용축소와 비정규직의 확대와 광범한 활용을 통해 생산성을 증가시켰음을 알 수 있었다.

- 가설 2 : 경제위기 이후에 나타난 생산성 증가는 비정규직 활용을 통한 노동비용의 절감에 기인한다.

분석결과 비정규직 활용을 통한 노동비용의 절감이 생산성에 통계적으로 유의미하게 정의 영향을 미쳤으며 특히 경제위기 이후 이러한 양상이 더욱 두드러지게 나타났다. 이는 기업이 노동자들을 비정규직으로 고용하는 주된 이유 중 하나가 노동비용의 절감에 있으며, 이를 통해 경제위기 이후 생산성을 급격히 증가시킨 것으로 판단된다.

- 가설 3 : 경제위기 이후에 나타난 저임금과 고용불안을 특징으로 하는 비정규직의 확대는 상대적으로 정규직 노동자들의 노동강도를 강화시켰다.

비정규직의 증가가 정규직 노동자들의 노동시간을 통계적으로 유의미하게 증가시킨 것으로 나타났다. 추정결과에 따르면 경제위기 이후 이러한 경향은 더욱 뚜렷이 진행되었다. 저임의 비정규직의 확대는 직접적으로 노동비용의 절감을 가져왔을 뿐 아니라 동시에 정규직의 노동강도를 강화시키는 결과를 가져온 것이다.

- 가설 4 : 비정규직 노동자들은 저임금을 보전하기 위해 가능한 많은 시간동안 일할 수밖에 없으며, 이에 따른 노동시간의 증가는 비자발적인 것으로서 노동자들을 비정규직에 고용하려는 노동력 수요측 때문이다.

비정규직의 증가가 비정규직의 노동시간을 통계적으로 유의미하게 증가시킨 것으로 나타났다. 그러나 경제위기 전후에 이와 관련한 구조적인 변화는 없었던 것으로 나타났다.

참 고 문 헌

[자료]

- 노동부, 『매월노동통계조사』, 1994 ~ 2001.
통계청, 『경제활동인구조사』, 1994 ~ 2001.
한국은행, 『국민계정』, 1994 ~ 2001.
『기업경영분석』, 1994 ~ 2001.

[문헌]

- 김유선(2001), “비정규직 노동자의 규모와 실태 : 통계청, ‘경제활동인구조사 부가조사’(2001.8) 결과”, 한국노동사회연구소.
_____ (2003), “비정규직 노동자의 규모와 실태 : 통계청, ‘경제활동인구조사 부가조사’(2002.8) 결과”, 한국노동사회연구소.
안주엽 외(2001), 『비정규근로의 실태와 정책과제(I)』, 한국노동연구원.
_____ (2002), 『비정규근로의 실태와 정책과제(I)』, 한국노동연구원.
한국비정규노동센터(2001), “통계로 본 한국의 비정규노동자”, 월간 『비정규 노동』, 12월호, 한국비정규노동센터.
_____ (2002), “통계로 본 한국의 비정규노동자”, 월간 『비정규 노동』, 12월호, 한국비정규노동센터.
Balestra, P.(1996), “Fixed Effect Models and Fixed Coefficient Models”, in L. Matyas and P. Sevestre(eds.), *The Econometrics of Panel Data*, London: Kluwer Academic Publishers.
Baltagi, B(1995), *Econometric Analysis of Panel Data*, John Wiley & Sons.
Green, W. H.(1997), “Models for Panel Data”, in *Econometric analysis*, Prentice-Hall.

- Hildreth, A & Oswald, A(1997), "Rent-Sharing and Wages: Evidence from Company and Establishment Panels", *Journal of Labor Economics*, vol. 15 no. 2.
- Hsiao, C.(1985), "Benefits and Limitations of Panel Data", *Econometric Review*, 4(1), pp.121-174.
- _____, C.(1996), "random Coefficients Models", in L. Matyas and P. Sevestre(eds.), *The Econometrics of Panel Data*, London: Kluwer Academic Publishers.
- Matyas, L.(1996), "Error Components Models", in L. Matyas and P. Sevestre(eds.), *The Econometrics of Panel Data*, London: Kluwer Academic Publishers.

[저자 약력]

• 안 정 화

【주요경력】

- 고려대학교 사학과
- 고려대학교 경제학과 박사과정 수료
- 현 한국노총중앙연구원 책임연구원

【주요저서 및 논문】

- 안정화, 『2002년 한국노총표준생계비』, 한국노총 중앙연구원, 2001
- 안정화, 『경제위기 전후 단체협약 분석』, 한국노총 중앙연구원, 2001
- 안정화, 『해외 노조통합 연구』, 한국노총 중앙연구원, 2002
- 안정화·서환주, 「금융비용과 임금유연성」, 『경제발전연구』 제7권 제2호, 한국경제발전학회, 2001
- 안정화·서환주, 「정보통신기술의 확산과 결정요인」, 『기술혁신연구』 제9권 제2호, 기술경영경제학회, 2002
- H. J. Seo & J. H. Ahn, "Financial Pressure and Wage Flexibilization in Korea: Application of Goodwin's Model", in Response to Globalization : Cases of Korea and Japan, The 12th Meeting of the Research Area for the Economic Institutions of Contemporary Japan Attached to the Japanese Association for Evolutionary Economics, 2002the Japanese Association for Evolutionary Economics, 2002

연구총서·2002-14

경제위기 전후 노동시장의 변화

- 수요측에 의한 비정규직 노동의 증가와 그 영향 -

2002년 12월 21일 인쇄

2002년 12월 31일 발행

발행인 이 남 순

발행처 한국노동조합총연맹
주소 서울시 용산구 청암동 168-24
(代) 02-715-0898

등록 81. 8. 21 (13-31호)

인쇄 (주)성문티디피
(代) 02-2268-0520

가격 : 5,000원