

製造業 雇傭調整樣式的 變化에 관한 實證分析*

李周浩·牟映圭**

〈 目 次 〉

- I. 序言
- II. 模型
- III. 統計資料
- IV. 分析結果
- V. 6.29 以後 雇傭調整樣式的 特徵

I. 序 言

최근 우리 나라에서도 ‘노동시장 유연성(labor market flexibility)’에 대한 논의가 활발히 진행되고 있다. 실제로 西歐에서는 이미 1970년대부터 OECD 국가들을 중심으로 노동시장 유연성에 대하여 주목하였었다. 특히 雇傭調整은 노동시장 유연성의 核心問題의 하나였다. 그러나 우리 나라에서는 雇傭調整樣式的 變化에 대한 실증분석이 아직 없다.¹⁾

우리 나라 고용조정에 대한 대부분의 논의에 있어서, ‘고용 탄력성(the elas-

* 本 研究의 準備段階부터 여러 차례의 討論을 통하여 많은 도움을 주신 韓國開發研究院의 金俊逸 博士님, 淑明女子大學校의 李永燮 教授님, 韓國開發研究院의 金賢淑 研究員, 草稿에 대하여 활발히 논평하여 주신 서울대 노동경제세미나 참석자분들, 原稿整理를 도와주신 金信德, 金贊美 研究助員께 감사드립니다.

** 韓國開發研究院.

1) 尹鳳駿(1994), 李宗勳(1994)의 경우는 賃金의 柔軟性에 대해서만 분석하고 있으며, 김건우·성백남(1995), 金治鎬(1994)의 경우에는 국제 비교에 초점을 맞추고 국내 고용조정양식의 변화에 대하여는 고려하지 않고 있다.

ticity of employment with respect to output)’이 6.29 이후 노사관계의 틀이 바뀌면서 크게 경직화되었을 것이라는 입증되지 않은 가정에 기초하는 경우가 많다. 또한 보다 미시적으로는 6.29 이후 고용 탄력성이 비생산직보다는 생산직에서, 여성보다는 남성에서, 중소기업보다는 대기업에서 더욱 경직화되었다고 실증적인 근거 없이 믿는 경우도 많다.

본고에서는 이러한 논의들에 대하여 실증적으로 검증하고자 하였다. 기본적으로 본 연구는 한국 제조업 근로자의 雇傭과 勤勞時間이 생산변화에 어떻게 탄력적으로 반응하는가를 살펴보았다. 특히 6.29 이후 고용과 근로시간의 탄력성이 어떻게 바뀌었으며, 또한 생산직과 비생산직간, 남성과 여성간, 대기업과 중소기업간에는 어떻게 상이하게 변화하였는가를 실증적으로 분석하였다.

본고의 구성은 다음과 같다. 본고의 제Ⅱ절에서는 분석모형을 제시하고, 제Ⅲ절에서는 통계자료에 대하여 설명하며, 제Ⅳ절에서는 실증분석 결과를 논의하고, 마지막으로 제Ⅴ절에서는 실증분석 결과를 토대로 우리나라 고용조정양식의 변화된 특징에 대하여 논의한다.

Ⅱ. 模 型

본고에서는 한국 제조업 근로자의 고용과 근로시간이 생산변화에 어떻게 반응하는가를 추정하기 위하여 ‘시차분포모형(distributed lag model)’을 택하였다. 이 모형은 Abraham-Houseman(1989) 등에서 고용 탄력성에 관한 분석을 위하여 사용되었던 모형으로서, 동태적 노동수요의 실증분석에서 흔히 이용되는 Koyck 모형에 비하여 모형의 제한을 가능한 한 줄임으로서 고용의 동태적인 변화를 보다 유연하게 고려할 수 있는 이점이 있다.²⁾

분석에 사용할 기본식은 다음과 같다.

$$\Delta \ln E_t = \alpha + \sum_{i=0}^{13} \beta_i \Delta \ln P_{t+1-i} + \theta t + \mu \quad (1)$$

여기서 E 는 고용, P 는 생산, t 는 趨勢(time trend), μ 는 오차항이다. 식(1)에서의 계수는 α, β_i, θ 이며, 특히 β 값들은 생산의 변화에 따른 고용의 탄력

2) Hamermesh(1993) 參照.

성을 의미한다. 따라서 기본식에서는 현재 고용량의 변화에 대하여 생산량의 변화가 어떻게 영향을 미치는가를 과거 1년까지의 시차, 현재치, 미래 1기까지를 포함하여 포괄적으로 고려할 수 있도록 하였다. 또한 본고에서는 생산의 변화가 고용에 미치는 시차를 1개월, 3개월, 6개월, 12개월 등의 4가지 경우를 고려한다. 예컨대 3개월 시차모형에서 고려하는 β_i 에서 β_1 까지의(즉 미래 1기, 현재, 과거 3기의) 계수들의 합치는 3개월 전의 생산변화가 이후 고용에 미치는 누적된 효과를 의미한다.

물론 생산성 추세(productivity trend)나 요소가격의 상대변화도 고용변화에 영향을 미치는 중요한 요인들이나 이는 상수항과 시간변수항이 반영한다고 가정하였다. 이 식은 우리가 고용 뿐만 아니라 근로시간의 탄력성을 보고자 할 경우에도 좌변에 고용변수 대신 근로시간을 대입하여 이용하였다.

이제 β_i 값들을 추정함에 있어 β_i 값들은 i 에 대하여 3차식의 형태를 갖는다고 가정한다. 이 경우 β_i 값들이 다음과 같이 4개의 파라미터 ϕ 로 구성되고 이것이 우리가 실제로 추정할 계수들이다.³⁾

$$\beta_i = \phi_0 + \phi_1 i + \phi_2 i^2 + \phi_3 i^3 \quad (2)$$

그런데 우리가 추정에 사용할 『매월노동통계조사』에서는 8차에 걸친 고용계열보정으로 고용 변화를 일관성 있게 반영하는 데 무리가 있었다. 따라서 『매월노동통계조사』의 순입직률에 대한 관한 자료를 활용하여 고용의 변화를 잡아내는 방법을 택하였다. 순입직률은 $\ln(\text{고용})$ 의 근사치(approximation)를 가지는 관계를 이용하여 식 (1)을 다음과 같이 고쳐 쓸 수 있다.

$$ACCR_t - SEPR_t = \alpha + \sum_{i=0}^{13} \beta_i \Delta \ln P_{t+i-1} + \theta t + \mu \quad (4)$$

식 (3)에서 $ACCR$ 은 입직률, $SEPR$ 은 이직률이며 나머지 항은 식 (1)과 같다. 결국 우리가 보고자 하는 고용 혹은 근로시간의 탄력성은 식 (1)~(3)에서 추정된 ϕ 로 계산한 β_i 값들의 합계로 계산된다. 예컨대 3개월 시차 모형에서

3) 다만 1개월 시차 모형에서는 이러한 제약식을 사용할 필요가 없으므로 (1)식을 직접 이용하였다.

의 탄력성은 β_0 에서 β_4 까지의 합계로 계산되며, 12개월 시차 모형에서의 탄력성은 β_0 에서 β_{13} 까지의 합계로 계산된다.

III. 統計資料

앞에서의 식을 추정하는데 필요한 자료는 제조업 근로자의 입직률, 이직률, 근로시간, 산업생산 등에 대한 월별 자료이다. 본고에서는 1978년 1월부터 1994년 12월까지의 『매월노동통계조사』에서의 통계자료를 이용하였다.

『매월노동통계조사』는 고용과 입직률, 이직률, 근로시간 등에 대한 자료를 모두 포함하고 있다. 이 자료는 상용근로자 10인이상 사업체의 근로자를 직종별(생산직과 비생산직), 성별(남성과 여성근로자)로 구분하여 사업체 규모별로 조사하고 있다. 『매월노동통계조사』에서 근로자는 ‘상용근로자’를 의미한다. 이 때 상용근로자란 임금을 목적으로 근로를 제공하는 자로서 기간을 정하지 않거나 1개월 이상의 기간을 정하여 사업체에 고용된자와 일용 및 임시근로자라도 조사기준일 이전 3개월을 통산하여 45일 이상 근로한 자로 정의된다. 따라서 여기서의 상용근로자는 일용 및 임시근로자, 가족종사자도 상당수 포함되었다고 할 수 있으며, 통계청의 『경제활동인구조사』에서의 ‘상시고’보다는 훨씬 포괄적인 개념이다.

『매월노동통계조사』의 근로자수에 대한 자료는 표본조사 추정치인 『매월노동통계조사』와 모집단조사인 『사업체노동실태조사』간의 괴리를 매년 4월말의 고용계열기준치로 일치시키기 위하여 고용계열을 보정하고 있다. 그러나 보정결과 만으로는 충분한 시계열자료를 확보할 수 없으므로 고용변화를 반영하기 위해서는 입직률과 이직률간의 차이인 순입직률을 사용할 수밖에 없었다. 『매월노동통계조사』의 상용근로자수는 고용계열 보정에 의해 보정전과 보정후의 자료 사이에 얼마간의乖離(jump)가 발생한다. 물론 입직률과 이직률도 고용자료를 사용하여 계산하기는 하지만 보정작업에 큰 영향을 받지 않으므로 고용의 변화를 반영하기에는 더 적절하다고 하겠다.

추정에 사용한 시간자료는 『매월노동통계조사』의 실근로시간인 월평균 근로시간으로 근로자들의 정상근로시간과 초과근로시간으로 구성된다. 한편 본고에서는 산업생산에 대한 월별 자료로서 월별 제조업 부문 산업생산지수를 사용하였다. 산업생산지수의 경우 통계청이 발표하는 1990년 기준 신지수를

사용하였는데 이 지수는 1991년의 한국표준산업분류 제6차 개정에 따라 최근 재발표된 것으로 월별 자료는 1980년 1월 이후의 자료만이 발표되었다. 그러므로 1978년 1월부터 1979년 12월까지의 자료는 기존의 1985년 기준 구지수의 변화율로 신지수값을 연장계산하여 구한 값을 사용하였다.⁴⁾

IV. 分析結果

1. 기간의 구분

우리는 실증분석을 통하여 1987년의 6.29선언을 기점으로 한 노사관계의 변화가 고용조정양식에 어떠한 영향을 미쳤는가를 알아보고자 한다. 6.29는 대기업, 남성, 생산직 중심의 노동조합운동의 활성화를 촉발하는데 轉機가 된 사건이었다. 따라서 본고에서는 6.29를 기점으로 고용조정양식이 크게 변화하였을 것이라는 가정을 채택하였다.

이렇게 6.29를 기점으로 시대 구분을 한 후, 6.29 이전과 이후의 두 기간별로 각각 직종별(생산직 혹은 비생산직), 성별, 사업체 규모별로 고용 및 근로시간의 조정양식에는 어떠한 차이가 발생했는가를 분석하고자 한다.

그러나 이러한 기간의 구분에 있어서, 만약 두 기간에서 산업생산지수의 증가추세와 순환변동(cyclicity)이 지나치게 차이날 경우, 실제로 고용조정양식의 변화가 아닌 경제환경의 차이로 인하여 고용 탄력성이 다르게 나타날 가능성을 배제하기 힘들게 된다.

이러한 이유로 본고에서는 1987년 7월부터 1994년 12월까지의 기간을 한 기간으로 하고 1987년 6월 이전까지의 다른 한 기간을 선정하는데 있어서 가능한 한 제조업 생산의 증가추세와 순환변동이 유사하게 되도록 하였다. 이렇게 하여 1970년대 후반의 한 시점으로 선택한 것이 1978년 1월이다. 실제로 본고에서는 1975년부터 1980년까지 각각 달리 기간을 설정하여 생산지수의 증가추세와 순환변동을 계산하여 본 결과, 1978년 1월~1987년 6월 기간의 계수들이 1987년 7월~1994년 12월 기간의 계수들과 가장 차이가 적었다.

4) 분석에 사용된 모든 자료들은 각 변수간의 순수한 영향을 파악하기 위하여 X-11방법을 사용한 계절조정을 하였다.

〈표 1〉 제조업 생산의 증가추세 및 순환변동

	증가추세	순환변동
1978 ~ 1994	0.0021	0.00026
1978. 1 ~ 1987. 6	0.0021	0.00036
1987. 7 ~ 1994. 12	0.0014	0.00027

주: 증가추세는 계절조정된 $\ln(\text{생산})$ 을 시간변수에 대하여 회귀시켜 얻은 계수이며, 순환변동은 잔차의 표준편차임.

〈표 1〉은 1978년 ~ 1994년 기간의 한국의 제조업 생산의 전기간과 6.29 이전과 이후 두 기간의 제조업 생산지수의 증가추세와 순환변동을 보여주고 있다.

2. 제조업 전체 근로자의 고용 및 근로시간의 조정

먼저 제조업 전체 근로자들의 고용 및 근로시간의 탄력성은 6.29를 계기로 어떻게 변화하였을까?

〈표 2〉에 나타난 실증분석의 결과는 제조업 근로자들의 고용 탄력성이 6.29를 기점으로 대체로 통계적으로 유의미하게 감소하였음을 보여 준다. 그러나 고용조정의 시차가 12개월인 모형에서는 두 기간 사이의 고용 탄력성의 차이가 있다는 가정을 실증적으로 기각할 수 없었다.⁵⁾ 즉 6.29 이후 고용의 단기적인 조정에서는 탄력성이 감소하였지만 1년의 시차를 가지는 기간 동안에 이루어 지는 고용조정에 있어서는 탄력성이 감소하였다고 볼 수 없다.

한편 근로시간의 탄력성에 대해서는 일단 1개월 시차모형을 제외한 3개월, 6개월, 12개월 모형은 적합하지 않은 것으로 보인다. 1개월 시차모형을 중심으로 볼 경우 우리 나라의 근로시간 탄력성은 6.29 이전에 비하여 6.29 이후에 크게 증가하였음을 볼 수 있다. 이는 단기적인 고용의 경직성을 근로시간의 탄력성의 증대를 통하여 상쇄하는 것으로 해석할 수 있다. 따라서 총근로시간(고용 \times 근로시간)의 탄력성을 살펴보면 단기의 1개월 시차 모형의 경우에는 6.29 이후와 이전에 있어서 통계적으로 유의미한 차이가 없는 것으로 나타난다.

이렇게 볼 때 6.29를 계기로 단기적 고용 탄력성은 감소하였다고 할 수 있으나 1년의 시차를 고려할 경우에는 고용 탄력성이 감소하였다고 할 수 없고, 단기에 6.29 이후 근로시간의 탄력성이 크게 증가하여 총근로시간의 탄력성은

5) 계수들의 차이에 대한 유의성은 F-테스트로 확인하였다.

큰 차이가 없음을 알 수 있다. 결국 6.29 이후의 고용조정은 단기적으로는 경직화되는 측면이 있으나 이를 근로시간의 탄력성을 증가시킴으로써 상쇄하고 있으며 장기적으로 볼 때는 고용조정에 있어서도 유연성을 유지하고 있다고 할 수 있다.

〈표 2〉 제조업 전체 근로자의 고용 및 근로시간의 조정

	1 개월	3 개월	6 개월	12 개월
고 용				
1978 ~ 1994	0.168* (0.022)	0.316* (0.028)	0.424* (0.035)	0.503 (0.046)
1978. 1 ~ 1987. 6	0.283 (0.032)	0.386 (0.035)	0.405 (0.040)	0.376 (0.056)
1987. 7 ~ 1994. 12	0.065 (0.023)	0.137 (0.035)	0.180 (0.058)	0.333 (0.101)
근 로 시 간				
1978 ~ 1994	0.291* (0.100)	0.182* (0.251)	-0.100 (0.375)	-0.216 (0.509)
1978. 1 ~ 1987. 6	0.152 (0.139)	0.003 (0.248)	-0.088 (0.325)	-0.417 (0.455)
1987. 7 ~ 1994. 12	0.406 (0.152)	0.552 (0.429)	0.226 (0.908)	0.421 (1.642)
총근로시간				
1978 ~ 1994	0.459 (0.103)	0.498* (0.258)	0.324 (0.387)	0.289* (0.526)
1978. 1 ~ 1987. 6	0.427 (0.147)	0.378 (0.259)	0.301 (0.340)	-0.073 (0.480)
1987. 7 ~ 1994. 12	0.473 (0.154)	0.690 (0.441)	0.380 (0.928)	0.686 (1.680)

주 : 1. ()안은 표준오차임.

2. * 표시된 값들은 기간별 탄력성의 차이가 5% 유의수준을 통과한 경우임.

3. 제조업 생산직 · 비생산직 근로자의 고용 및 근로시간의 조정

그러면 제조업 생산직과 비생산직의 고용 및 근로시간의 조정양식은 6.29를 계기로 어떻게 변화하였을까?

〈표 3〉의 실증분석의 결과는 제조업 생산직과 비생산직의 고용 탄력성의 관계도 6.29를 기점으로 변화하였음을 보여준다. 6.29 이전에는 생산직의 고용

탄력성이 비생산직보다도 1개월, 3개월, 6개월 시차모형에서 모두 통계적으로 유의미하게 큰 것으로 나타난다. 그러나 6.29 이후에는 모든 모형에서 생산직과 비생산직간의 고용 탄력성의 차이가 유의미하게 나타나지 않을 뿐만 아니라 12개월 시차모형에서 오히려 역전되어 생산직의 고용 탄력성이 비생산직보다 더 낮게 나타났다.

〈표 3〉 제조업 생산직·비생산직 근로자의 고용 및 근로시간의 조정

	1978. 1~1987. 6				1987. 7~1994. 12			
	1개월	3개월	6개월	12개월	1개월	3개월	6개월	12개월
고 용								
생 산 직	0.311* (0.036)	0.425* (0.039)	0.439* (0.045)	0.383 (0.064)	0.077 (0.028)	0.146 (0.042)	0.153 (0.070)	0.287 (0.122)
비 생 산 직	0.176 (0.030)	0.245 (0.034)	0.292 (0.037)	0.346 (0.048)	0.032 (0.022)	0.112 (0.034)	0.252 (0.056)	0.425 (0.089)
근 로 시 간								
생 산 직	0.161 (0.140)	-0.003 (0.259)	-0.107 (0.340)	-0.466 (0.474)	0.401 (0.150)	0.532 (0.435)	0.189 (0.922)	0.495 (1.671)
비 생 산 직	0.149 (0.144)	0.033 (0.224)	-0.002 (0.289)	-0.179 (0.404)	0.365 (0.185)	0.585 (0.438)	0.313 (0.915)	0.416 (1.640)
총 근로 시간								
생 산 직	0.466 (0.150)	0.411 (0.273)	0.317 (0.359)	-0.115 (0.504)	0.481 (0.154)	0.679 (0.452)	0.312 (0.950)	0.702 (1.724)
비 생 산 직	0.313 (0.149)	0.261 (0.226)	0.268 (0.292)	0.124 (0.411)	0.397 (0.187)	0.694 (0.443)	0.540 (0.923)	0.783 (1.654)

주: 1. ()안은 표준오차임.

2. * 표시된 값들은 생산직과 비생산직 근로자 탄력성의 차이가 5% 유의수준을 통과한 경우임.

이러한 결과에 따르면 6.29 이후 노사관계의 변화가 생산직의 고용 탄력성을 줄이는 방향으로 작용하였다고 할 수 있다.

4. 제조업 남성·여성 생산직의 고용 및 근로시간의 조정

다음으로, 제조업 남성 생산직과 여성 생산직의 고용 및 근로시간의 조정양식은 6.29를 계기로 어떻게 변화하였을까?

〈표 4〉의 결과에 따르면 여성 생산직의 고용 탄력성은 남성에 비하여 6.29 이전이나 6.29 이후에도 남성과 여성간의 고용 탄력성이 통계적으로 유의미하

〈표 4〉 제조업 남성·여성 생산직 근로자의 고용 및 근로시간의 조정

	1978. 1 ~ 1987. 6				1987. 7 ~ 1994. 12			
	1개월	3개월	6개월	12개월	1개월	3개월	6개월	12개월
고 용								
남 성	0.319 (0.039)	0.434 (0.043)	0.439 (0.051)	0.357 (0.074)	0.060 (0.026)	0.130 (0.040)	0.182 (0.069)	0.237 (0.120)
여 성	0.316 (0.042)	0.424 (0.047)	0.444 (0.054)	0.418 (0.074)	0.085 (0.036)	0.147 (0.056)	0.102 (0.087)	0.343 (0.150)
근로시간								
남 성	0.200 (0.137)	0.046 (0.243)	-0.050 (0.316)	-0.405 (0.442)	0.457 (0.145)	0.588 (0.419)	0.417 (0.877)	0.564 (1.589)
여 성	0.126 (0.152)	-0.067 (0.284)	-0.158 (0.374)	-0.550 (0.517)	0.309 (0.176)	0.498 (0.476)	0.062 (0.986)	0.451 (1.783)
총근로시간								
남 성	0.503 (0.150)	0.456 (0.259)	0.357 (0.338)	-0.110 (0.477)	0.519 (0.150)	0.720 (0.433)	0.570 (0.901)	0.725 (1.635)
여 성	0.444 (0.163)	0.359 (0.300)	0.286 (0.396)	-0.135 (0.551)	0.397 (0.181)	0.646 (0.500)	0.133 (1.023)	0.712 (1.850)

주 : 1. ()안은 표준오차임.

2. * 표시된 값들은 남성과 여성근로자 탄력성의 차이가 5% 유의수준을 통과한 경우임.

계 차이가 있다고 할 수 없었다. 한편 근로시간 및 총근로시간의 고용 탄력성을 1개월 시차모형을 통하여 보면 남성이 여성에 비하여 더 높으며, 이러한 현상이 6.29 이후에 근로시간의 탄력성이 전체적으로 높아진 가운데 그대로 지속되고 있음을 알 수 있다.

5. 제조업 규모별 생산직 근로자의 고용 및 근로시간의 조정

한편 제조업 사업체 규모별로 생산직 근로자의 고용 및 근로시간의 조정양식은 6.29를 계기로 어떻게 변화하였을까?

〈표 5〉의 결과를 보면서 논의하여 보자. 6.29 이전에는 사업체 규모가 작을수록 고용 탄력성이 높은 것으로 나타난다.⁶⁾ 특히 1개월 및 3개월 시차모형에

6) 사업체 규모별 고용탄력성의 추정에 사용된 생산지수는 개별규모의 생산지수가 아닌 전규모의 산업생산지수이다. 따라서 여기서 나타난 사업체 규모별 고용 탄력성의 차이는 전규모 산업생산의 변화에 따른 개별 규모 산업생산의 탄력성까지도 포함하고 있다. 결국 우리는 전체(개별 규모가 아닌) 산업생산이 변화할 때 개별 규모의 고용수준이 어떻게 변화하는가 하는 보다 광의의 개념으로 개별 규모의 고용 탄력성을 정의하고 있는 것이다.

〈표 5〉 제조업 규모별 생산직 근로자의 고용 및 근로시간의 조정

	1978. 1 ~ 1987. 6				1987. 7 ~ 1994. 12			
	1개월	3개월	6개월	12개월	1개월	3개월	6개월	12개월
고 용								
10 ~ 29	0.590* (0.123)	0.801* (0.144)	0.685 (0.171)	0.536 (0.234)	0.032 (0.064)	0.092 (0.101)	-0.095 (0.172)	0.169 (0.295)
30 ~ 99	0.425 (0.070)	0.557 (0.081)	0.560 (0.094)	0.434 (0.138)	0.138 (0.063)	0.248 (0.096)	-0.008 (0.126)	0.012 (0.209)
100 ~ 499	0.291 (0.046)	0.368 (0.055)	0.409 (0.066)	0.318 (0.088)	0.057 (0.027)	0.148 (0.040)	0.230 (0.070)	0.328 (0.124)
500이상	0.234* (0.041)	0.347* (0.045)	0.373 (0.049)	0.400 (0.065)	0.065 (0.029)	0.113 (0.044)	0.258 (0.073)	0.465 (0.119)
근 로 시 간								
10 ~ 29	0.023 (0.216)	-0.163 (0.339)	-0.196 (0.427)	-0.641 (0.586)	0.166 (0.202)	0.332 (0.479)	0.081 (0.993)	0.671 (1.790)
30 ~ 99	0.238 (0.171)	-0.022 (0.314)	-0.090 (0.413)	-0.479 (0.575)	0.235 (0.180)	0.424 (0.468)	0.063 (0.954)	0.317 (1.710)
100 ~ 499	0.097 (0.146)	-0.060 (0.272)	-0.151 (0.357)	-0.539 (0.498)	0.379 (0.156)	0.537 (0.454)	0.194 (0.962)	0.615 (1.750)
500이상	0.206 (0.149)	0.026 (0.244)	-0.073 (0.319)	-0.402 (0.447)	0.511 (0.144)	0.620 (0.425)	0.273 (0.896)	0.478 (1.622)

주: 1. ()안은 표준오차임.

2. * 표시된 값들은 사업체 규모별 탄력성의 차이가 5% 유의수준을 통과한 경우임. 여기서는 개별 사업체 규모에서의 탄력성과 특정 규모 사업체를 제외한 전체 사업체에서의 탄력성의 차이를 검증하였다.

서는 10~29인 사업체와 500인 이상 사업체의 경우 여타 규모의 사업체와의 탄력성의 차이가 유의미한 것으로 나타났다. 통계적으로 이러한 유의미한 차이가 모든 시차모형에서 나타나지 않았지만, 대체로 규모가 작을수록 오히려 탄력성이 크게 나타났다.

그러나 6.29를 기점으로 하여 제조업 생산직 근로자의 사업체 규모에 따른 고용조정양식은 逆轉되고 있음을 알 수 있다. 6.29 이전에는 대체로 규모가 작은 기업일수록 고용조정이 유연하게 이루어 졌다고 할 수 있는데 6.29 이후에는 오히려 규모가 큰 기업일수록 고용조정이 유연하다고 볼 수 있는 것이다. 이러한 결과는 6.29 이후 대기업 중심의 노동조합운동이 대기업의 고용조정을 중소기업에 비하여 더욱 경직화시켰을 것이라는 일반적인 추론과는 상반되는 것이어서 매우 흥미롭다.

한편 제조업 생산직 근로시간의 조정양식은 사업체 규모별로 볼 때 6.29 이전과 이후의 큰 차이점을 발견할 수 없었다. 1개월 시차모형을 중심으로 볼 때 두 기간에서 모두 대체로 규모가 클 수록 근로시간의 탄력성도 큰 것으로 나타난다.

V. 6.29 以後 雇傭調整樣式的 特徵

앞에서의 주요 실증분석 결과를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 6.29 이후 제조업 전체 근로자의 고용조정이 크게 경직화되었다고 볼 수는 없다. 단기간(1개월~6개월) 시차의 모형에서 고용조정이 경직화된 것으로 나타났지만 12개월 시차모형에서는 고용조정 경직화의 결과를 찾을 수 없었다. 또한 6.29 이후 근로시간 조정의 유연성이 크게 늘어남에 따라 총근로시간 조정의 유연성에는 큰 변화가 없었다.

둘째, 6.29 이후 생산직의 고용 탄력성이 비생산직과 비교할 때 크게 줄었다. 6.29 이전에는 생산직이 비생산직에 비하여 고용조정이 더 유연하게 이루어졌으나, 6.29 이후에는 모든 모형에서 생산직과 비생산직간의 고용 탄력성의 차이가 유의미하게 나타나지 않을 뿐 아니라 12개월 시차모형에서는 오히려 역전되어, 생산직의 고용조정이 비생산직에 비하여 더 경직적인 것으로 나타났다.

셋째, 6.29 이전이나 그 이후에도 여성 생산직의 고용 탄력성은 남성에 비하여 통계적으로 유의미한 차이가 없어서, 여성생산직과 남성생산직 간의 고용조정에서의 無差別性이 6.29에도 불구하고 지속되고 있다고 할 수 있다.

넷째, 6.29 이후 제조업 생산직 근로자의 사업체 규모에 따른 고용조정양식이 逆轉되었다. 6.29 이전에는 규모가 작은 기업일수록 대체로 고용조정이 유연하게 이루어 졌는데 6.29 이후에는 규모가 큰 기업일수록 대체로 고용조정이 유연하게 이루어 지고 있다.

앞에서의 실증분석 결과를 두고 우리는 6.29 이후 한국 고용조정양식의 특징이 어떻게 변화한다고 결론내릴 수 있을까?

우리 나라의 많은 노동경제학자들은 우리 나라 노동시장이 일본의 노동시장에 근접하는 방향으로 진행되고 있다는 것을 암묵적으로 상정하는 경우가 많다. 즉, 일본에서는 미국에 비하여 고용의 조정은 보다 경직적인 반면 근로시

간의 조정은 유연하게 이루어 지고 있다.⁷⁾ 또한 일본에서는 생산직의 고용조정이 비생산직에 비하여 훨씬 유연하게 이루어 지는 미국과는 달리 생산직의 고용조정이 상당히 경직적이고, 일본의 경우 남성보다는 여성이, 대기업 근로자보다는 중소기업 근로자의 고용조정이 훨씬 유연하게 이루어 지는 것으로 나타난다. 이러한 결과는 본 연구가 분석방법의 상당 부분을 그대로 쫓은 Abraham-Houseman (1989)의 실증분석에서 잘 보여지고 있다.

우리 나라의 고용조정양식에 대해서도 많은 사람들이 일본의 이러한 고용조정방식을 쫓아 가고 있으며 특히 6.29 이후 기업별 노조의 등장은 이러한 경향을 보다 강화하고 있다고 보는 경향이 있다. 그러나 본 연구의 결과는 우리 나라의 고용조정양식이 한편으로는 일본과 유사하게 변하는 측면이 있지만, 다른 한편으로는 일본의 고용조정양식과는 뚜렷이 차별화되는 특성을 가진다는 것을 보여주고 있다.

일본과 유사하게 발전하는 우리 나라 고용조정양식의 변화로는 1) 고용조정양식이 6.29를 계기로 고용의 조정은 어느 정도 경직화되면서 근로시간의 유연성이 커지고 있으며, 2) 생산직의 고용조정이 비생산직에 비하여 6.29 이후 경직화되었다는 것에서 찾을 수 있다.

그러나 일본과는 뚜렷하게 차이를 보이는 고용조정양식의 변화로는 1) 6.29 이후 중소기업의 고용조정이 대기업에 비하여 보다 경직화되는 방향으로 역전되었고, 2) 우리나라에서는 6.29 이전이나 이후 여성 생산직의 고용 탄력성이 남성에 비하여 높다고 볼 수 없어 여성의 고용 탄력성이 월등하게 높은 일본의 경우와는 뚜렷하게 구분된다는 점을 지적할 수 있겠다.

결국, 고용보다는 근로시간을 통하여 노동시장의 조정을 유연화하고 생산직의 직장안정성을 보장하는 일본 고용조정양식의 한 측면으로는 우리 나라의 고용조정양식이 6.29를 계기로 빠르게 근접하여 가는 것으로 볼 수 있다. 그러나 우리의 고용조정양식은 특히 여성과 중소기업 근로자들을 남성과 대기업에 비하여 훨씬 유연하게 활용하는 일본의 고용조정양식과는 분명히 차별화되는 방식으로 변화하고 있다.

이와 같이 우리 나라가 일본의 고용조정양식과 뚜렷이 구별되는 고용조정양식의 특징을 가지는 이유에 대하여, 본고에서는 우리 나라 노동시장의 동태적인 측면을 주목하여야 한다고 생각한다.

7) Hashimoto(1990), Topel(1982) 參照.

우리 나라의 여성 근로자와 중소기업 근로자의 고용조정이 남성과 대기업 근로자에 비하여 더 유연하다고 할 수 없거나 오히려 더 경직적으로 변화한 것을 이들의 직장안정성(job security)이 높아졌다고 해석할 수는 없을 것이다.

일본의 노동시장에서 여성과 중소기업의 근로자가 경기변화에 따른 완충 역할을 하고 있다고 하면, 우리나라의 여성과 중소기업 근로자는 빠른 고용팽창에 따른 ‘노동력의 풀(labor pool)’로 활용되는 측면이 강하다고 할 수 있다. 즉 현재 중소기업의 고용조정이 대기업에 비하여 경직적인 이유는 저부가가치의 중소기업이 인력부족을 겪음에 따라서 유연하게 인력을 확보하지 못하고 있기 때문이라고 할 수 있다.⁸⁾ 마찬가지로 여성 인력도 대부분 고도화되지 못한 저부가가치의 생산활동에 집중되어 있다.⁹⁾ 따라서 이들 업체들도 경기변동에 유연하게 여성을 확보하는 능력이 결여되어 있다고 할 수 있고, 이러한 원인으로 인하여 여성의 고용조정이 남성에 더 유연하다고 볼 수 없는 것으로 나타났다고 할 수 있다.

결국 우리나라 제조업 노동시장에서의 인력난이 심화됨에 따라, 근로자의 해고를 통한 고용조정보다는 필요인력의 충원을 위한 고용조정이 기업으로서는 보다 당면한 문제라고 할 수 있다. 따라서 6.29를 계기로 한 대기업 중심 혹은 남성근로자 중심의 노동조합운동의 활성화에도 불구하고, 중소기업보다는 대기업이 그리고 여성을 주로 채용하는 기업보다는 남성을 주로 채용하는 기업에서 지불능력 등에서의 우위를 근거로 하여 고용조정의 유연성에 있어서도 우위를 가질 수 있거나 혹은 대등한 수준을 유지할 수 있었다고 할 수 있다.

8) 李周浩(1995) 參照.

9) 李周浩(1996) 參照.

參 考 文 獻

1. 김건우·성백남, “韓國 製造業 勞動市場의 調整過程 分析”, 『産業關係研究』, 韓國勞使關係學會, 제5권, 1995.
2. 金俊逸·李永燮, “人口構造變化의 巨視經濟的 效果”, 『韓國開發研究』, 韓國開發研究院, 제16권 제1호, 1994.
3. 金治鎬, “賃金의 伸縮性과 雇傭 및 生産變動”, 『調查統計月報』, 韓國銀行, 1994. 4.
4. 勞動部, 『每月勞動統計調查報告書』, 各號.
5. 尹鳳駿, “韓國 勞動市場의 硬直性”, 『經濟學研究』, 韓國經濟學會, 제42집 제1호, 1994.
6. 李宗勳, “賃金柔軟性 提高를 위한 賃金體系 改善方案”, 『韓國開發研究』, 韓國開發研究院, 제16권 제1호, 1994.
7. 李周浩, “中小製造業 雇傭問題에 대한 制度的 接近”, 『KDI政策研究』, 韓國開發研究院, 제17권 제3호, 1995.
8. 李周浩, “女性 雇傭問題에 대한 制度的 接近”, 『KDI政策研究』, 韓國開發研究院, 제18권 제1호, 1996.
9. Abraham, Katharine G. and Susan N. Houseman, “Job Security and Work Force Adjustment: How Different Are U. S. and Japanese Practices?” *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol. 3, 1989, pp. 500~521.
10. Abraham, Katharine G. and Susan N. Houseman, “Does Employment Protection Inhibit Labor Market Flexibility? Lessons from Germany, France and Belgium,” *NBER WP* No. 4390, June 1993.
11. Abraham, Katharine G. and Susan N. Houseman, “Labor Adjustment under Different Institutional Structures: A Case Study of Germany and the United States,” *NBER WP* No. 4548, October 1993.
12. Hashimoto, Masanori, *The Japanese Labor Market in a Comparative Perspective with the United States*, W. E. Upjohn Institute for Employment Research, 1990.
13. Hamermesh, Daniel S., *Labor Demand*, Princeton University Press,