

勞 動 經 濟 論 集
第 17 卷, 1994. 12. pp. 149 ~ 180
© 韓 國 勞 動 經 濟 學 會

韓國의 賃金決定 메커니즘*

金 在 源**

< 目 次 >

I. 序 言	IV. 實證的 分析
II. 既存研究	V. 要約 및 政策的 示唆點
III. 理論的 模型	

I. 序 言

우리나라의 경우 임금 및 단체교섭은 대부분 기업단위에서 이루어지고 있지만, 勞使의 상부기관인 勞總·經總의 소위 임금가이드라인과 정부의 임금지침이 微視的 임금교섭에 미치는 영향은 매우 크게 나타나고 있다. 따라서 勞總·經總 및 정부의 임금지침의 특징과 이들이 타결임금인상률과 실제임금인상률에 미치는 영향을 파악하는 것은 매우 중요하다.

근본적으로 볼 때 노총이 제의하는 최초임금인상요구율이나 경총의 최초임금인상제시율은 전략적 수치이고 이들 巨視的 전략변수를 가지고 임금타결행태를 분석하는 데에는 많은 제약이 있는 것은 사실이다.

본 논문의 목적은 우리나라의 임금결정 메커니즘을 살펴보는 데 있다. 제II장에서는 기존연구를 개관하고, 제III장에서는 이론적 모형을 살펴보고자 한다. 제IV장에서는 한국의 임금결정행태의 실증적 분석을 통해서 노총의 최초임금인상요구율, 경총의 최초임금인상제

* 본 연구의 진행과정에서 유익한 助言을 해준 한국경제연구원 成濟煥 박사, 한국노총 중앙연구원의 魚秀鳳 박사에게 감사드리며, 자료수집과 원고정리에 도움을 준 한양대 경제학과 대학원 조현승군, 경제학과 학부생 유재완, 박시현군에게 고마움을 표한다.

** 漢陽大學校 經商大學 經濟學科 教授

시율, 임금타결인상률, 실제임금인상률, 노조의 성취율, 노사간 임금인상 요구-제시율 간의 격차, 사용자의 양보율, 賃金浮上 및 노조의 세력을 결정하는 요인들을 살펴보고, 끝으로 제 V 장에서는 이상의 분석을 근거로 한 정책적 시사점을 논의하고자 한다.

II. 既存研究

외국의 실증적 연구동향을 보면 노사의 최초임금인상률을 가지고 임금타결형태를 분석하는 것은 큰 의미가 없다고 보는 듯하다. 그 이유는 앞에서 본 바와 같이 이들 수치가 전략적 수치이기 때문에 임금교섭과정에서의 兪見조정절차에 대한 자료가 없이 임금타결형태를 분석하는 것이 어렵기 때문이다. 즉 임금타결형태는 행동계획단계(action planning stage), 협상단계(negotiation stage), 타결단계(settlement stage)가 있는데 자료상의 문제로 두번째 단계의 분석은 본 연구에서 제외될 수밖에 없었다.

교섭력에 관한 이론적·실증적 분석은 Hicks(1963)의 교섭모형을 토대로 하여 Kochan and Wheeler(1975), Leap and Grisby(1986), Svejnar(1980), Comay, et.al.(1974), Kochan(1980), Kirkbride and Duncan(1988), Gerhart(1976), Auid, et.al.(1981), Christensen and Maki(1983), Mishel(1986), Fiorito and Hendrick(1987) 등에 의해 이루어졌다.¹⁾

우리나라의 경우 임금타결형태에 관한 분석은 李相憲(1990)의 노조교섭력의 결정요인에 관한 연구와 成濟煥 박사(1990)의 노사의 임금교섭전략의 특성이 교섭결과에 미치는 영향에 관한 연구가 있다. 前者는 1988년 임금교섭실태조사 결과를 이용하여 교섭력의 결정요인을 분석하고 있다. 즉 환경적 요인(지역더미), 법률적 요인(방위산업 여부), 미시경제적 조건(수출비중, 종업원수), 노조의 특성(조합원수, 조합원 비율, 노조의 연령, 생산직 조합원의 비중, 파업기간), 사용자의 특성(기업의 연령), 교섭과정상의 특성(단체협약과 임금협약의 동시체결여부, 勞組側이 먼저 임금협정을 제의했는지 여부, 알선·조정을 거쳤는지 여부) 등이 통계적으로 有意的으로 나타났다.

後者의 연구결과는 노사간 임금교섭시 서로 합리적으로 양보를 하면서 타협에 이르는 경우가 그렇지 않은 경우에 비해, 타결인상률의 차이는 없으나 노조의 성취율이 높고 효율적인 협상을 했음을 보여주고 있다. 특히 成濟煥 박사 연구의 경우 임금교섭이 타결에 이르는 動態的 경로에 대한 자료를 가지고 분석했다는 점에서 그 의의가 크다. 그러나 조사 대상이 7개 그룹계열의 57개사에 한정되었다는 것이 제약점이라고 볼 수 있다.

1) 이들 실증적 분석의 결과는 李相憲(1990, 1)을 참조.

III. 理論的 模型

노조의 세력의 크기, 노총의 최초임금인상요구율, 경총의 최초임금인상제시율, 타결임금인상률, 실제임금인상률, 노조의 성취율, 노사간 임금인상률의 차이, 賃金浮上(wage drift), 사용자의 양보율(concession rate) 등의 행태 및 이들 변수의 결정요인을 事前的으로 살펴보면 다음과 같다.

노사간 타결임금인상률(W^s)은 대부분 노조의 최초임금인상률(W^u)과 사용자의 최초임금인상제시율(W^f) 사이에서 결정되며, 이때 노조세력의 크기는 다음과 같이 측정할 수 있다.

$$W_t^s = \alpha_t W_t^u + \beta_t W_t^f \text{(1)}$$

$$W_t^s = \alpha_t W_t^u + (1-\alpha_t)W_t^f \text{ (단 } \alpha+\beta=1) \text{(2)}$$

이를 다시 풀면 다음과 같다.

$$W_t^s - W_t^f = \alpha_t(W_t^u - W_t^f) \text{(3)}$$

(식 1)에서 $\alpha+\beta=1$ 이라는 제약식을 적용하면 다음을 얻는다. 또는

$$\text{사용자 양보율} = \alpha_t(\text{노사간 임금인상률의 격차})$$

단, W^s = 타결임금인상률

W^u = 노총의 최초임금인상요구율

α = 노조의 세력의 크기

이 식을 α 에 대해서 풀면 식 (4)가 도출된다.

$$\alpha_t = \frac{W_t^s - W_t^f}{W_t^u - W_t^f} = \frac{\text{사용자의 양보율}}{\text{노사간 최초임금인상률의 격차}} \text{(4)}$$

위의 식에서 알 수 있는 것은 노사간 최초임금인상요구율-제시율간의 격차가 적을수록, 사용자의 양보율이 클수록 노조의 세력이 크게 나타난다는 것이다.

1990년 이후에는 정부의 한자리수 임금억제정책의 결과 타결임금인상률과 실제임금인상률의 괴리가 커지고 있어서 노조의 세력을 나타내는 지표로서 α 대신에 α' 을 상정해 볼 수도 있다. 즉 식(1)의 좌변항에 W^s_t 대신에 W^u_t 를 대입하면 다음의 식이 도출된다.

$$\alpha' = \frac{W^a_t - W^f_t}{W^u_t - W^f_t} \dots\dots\dots(5)$$

$$= \frac{\text{실제임금 대비 사용자의 양보율}}{\text{노사간 최초임금인상률의 격차}}$$

式 (5)를 다시 정리하면 式 (6)이 도출된다. 즉

$$W^a - W^f = \alpha'(W^u - W^f) \dots\dots\dots(6)$$

실제임금 對比한 사용자의 양보율 = α' (노사간 최초임금 인상률의 격차)

한편 노조의 세력은 노조의 성취율로도 나타낼 수 있다.

$$\text{노조의 성취율} = \frac{W^s}{W^u} \dots\dots\dots(7)$$

즉 식 (7)은 노조가 최초인상요구율의 어느 정도를 임금교섭에서 성취했는지를 나타내는 지표가 된다. 노조의 성취율은 노조의 임금인상요구율을 억제함으로써, 또는 타결임금인상률을 높임으로써 높아지게 된다.

노조위원장의 목적합수가 再選에 있다고 보고, 노조의 목적합수는 근로조건 개선(임금인상 포함)과 직장안정이며,²⁾ 타결임금인상률은 노동시장여건(market forces)과 세력요인(power forces)에 의해 결정된다고 하자.³⁾ 이때 노조위원장은 再選을 위해서는 보다 높은 임금인상을 요구하고 동시에 노조의 성취율도 높이는 것이 최선이겠으나 앞에서 본 바와

2) 노조의 행태에 대한 분석은 Henry S. Farber(1986) 참조.

3) Richard Perlman(1989) 참조.

<표 1> 노사의 임금인상전략과 노조의 성취율간의 관계의 例示¹⁾

(단위 : %)

	W^u	W^f	W^s	노조의 세력 ²⁾	노조의 성취율 ³⁾
과거의 추세	20	7	10	0.23	0.50
전략(1)	30	7	12	0.22	0.40
전략(2)	30	4	10	0.23	0.33

- 주 : 1) W^u : 노조의 최초임금인상요구율
 W^f : 사용자의 최초임금인상요구율
 W^s : 타결임금인상요구율
 2) 식 (4)에 의해 산정
 3) 식 (7)에 의해 산정

같이 높은 임금인상률의 요구와 성취도간에는 상충관계(tradeoffs)가 존재할 가능성이 큰데, 그 이유는 임금결정에는 세력요인뿐만 아니라 시장요인도 동시에 작용하기 때문이다.

이상의 논의를 예시해 보면 <표 1>과 같다.

과거의 勞使間 交渉行態가 <표 1>의 맨 윗줄에 나타나 있다고 하자. 이때 노조의 세력은 0.23이고 노조의 성취율은 0.50이었다. 노조가 임금인상요구율을 높여서 30%의 인상률을 요구했다고 가정하자. 이때 노조의 세력이 전과 비슷하다면, 노조의 성취율은 0.40으로 낮아진다. 전략(2)의 경우에는 노조가 임금인상요구율을 높이자 사용자측도 이에 대응하여 임금인상제시율을 낮추었고 앞에서와 마찬가지로 노조의 세력은 0.23 수준에 머무는 경우, 노조의 성취율이 0.33으로 저하됨을 보여주고 있다. 즉 <표 1>은 노조가 임금인상요구율을 높이는 경우 노조의 교섭력이 일정수준에 있다면 노조의 성취율은 저하됨을 보여준다.

노조가 임금인상요구율을 높였다고 노조의 성취율이 커지는 것은 아니며, 이는 노사간 교섭력의 크기는 다양한 노동시장 및 노동시장 외적요인에 의해 事前的으로 결정된다고 보기 때문이다. 특히 노조가 임금인상요구율을 높이는 경우 사용자도 이에 대응하여 임금인상제시율을 낮춘다면, 노사간 교섭력이 전과 비슷하다고 보면, 노조의 성취율이 낮아짐을 의미한다. 따라서 전략(2)은 노조구성원들이 교섭의 결과인 타결인상률과 노조의 성취율을 중요시하는 경우, 높은 임금인상을 요구하는 것만이 최선은 아니라는 점을 예시하고 있다.

노사간 임금교섭은 임금협상전의 노사의 전략과 협상에 임하는 노사의 입장에 따라 교섭 결과가 다르게 나타날 수 있다. 또한 단기적으로는 교섭력의 크기가 시장 외적요인에 의해 높아지고 낮아질 수가 있겠으나, 장기적으로는 이 교섭력의 크기 자체를 균형화시키는 소위 균형화세력(equilibrating forces)이 존재한다. 즉 교섭시 어느 일방이 교섭에서 장기간

優位를 점하는 것은 불가능하다. 예를 들어 노조(사용자)가 교섭에서 우위를 지속적으로 유지하는 경우 궁극적으로 이 회사의 임금수준이 지나치게 높아지는(낮아지는) 결과를 초래해서 회사가 경쟁시 도태되는(종업원이 他社로 移職하려는) 결과가 초래되기 때문이다.⁴⁾

IV. 實證的 分析

우선 본 연구의 실증적 분석에 사용된 자료를 보면 다음과 같다.

1. 資 料

① 임금타결행태 변수

- W^u : 노총의 최초임금인상요구율
- W^f : 경총의 최초임금인상제시율
- W^s : 타결임금인상률
- UNACH : 노조의 성취율
- GAP : 노사의 임금인상 요구-제시율의 격차
- CONCE1 : 사용자의 양보율($W^s - W^f$)
- CONCE2 : 사용자의 양보율($W^a - W^f$)
- W^a : 실제 명목임금인상률

② 성장관련 변수

- Y : GDP 성장률
- YNA : 비농림어업 GNP성장률

③ 가격 변수

- PY : GNP 디플레이터 인상률
- PYNA : 비농림어업 GNP 디플레이터 인상률

4) 金在源(1989. 5) 참조.

CPI : 소비자물가지수 인상률

WPI : 도매물가지수 인상률

④ 노동시장 변수

UE : 실업률

ENA : 비농림어업 취업자증가율

UNION1 : 노조조직률 ((조합원수/총피용자) × 100)

UNION2 : 노조조직률 ((조합원수/非農家常時雇) × 100)

⑤ 생계비 변수

COL1 : 노총 5인 가족 이론적 최저생계비 증가율

COL2 : COL1 × 경제기획원 「도시가계연보」의 근로자가구 평균가구원수 ÷ 5 (가구원 수를 감안한 생계비)

COL3 : COL2 ÷ 경제기획원 「도시가계연보」의 가구당 취업인원수 (가구원수 및 가구당 취업인수를 감안한 생계비)

RCOL : COL1의 비농림어업 평균임금대비 격차(%)

RCOL2 : COL2의 비농림어업 평균임금대비 격차(%)

RCOL3 : COL3의 비농림어업 평균임금대비 격차(%)

⑥ 노동생산성 변수

LP1 : KPC 생산직근로자기준 실질노동생산성지수의 증가율

LP2 : KPC 상용종업원기준 실질노동생산성지수의 증가율

LP3 : KPC 전종업원기준 실질노동생산성지수의 증가율

LP4 : KPC 부가가치기준 실질노동생산성지수의 증가율

LP5 : 경제기획원 경제활동인구의 취업자 1인당 부가가치(경상가격)

LP6 : 경제기획원 경제활동인구의 취업자 1인당 부가가치(불변가격)

⑦ 노조세력 변수

UP1 : 식(3)의 α 를 나타냄.

UP2 : 식(6)의 α' 을 나타냄.

⑧ 외부환경 변수

D1 : 노조의 활성화를 나타내는 6·29변수로서 1987~91년 기간중에는 D1=1이고 여타 연도는 D1=0임.

D2 : 정부의 임금억제 정책변수로서 1981~86년 및 1990~91년은 D2=1이고 여타연도에는 D2=0임.

D3 : 임금의 사회적합의를 나타내는 변수로서, 노사간 중앙레벨에서 임금인상률에 합의한 1993년은 D3=1, 여타연도는 D3=0임.

2. 賃金妥結行態의 實證的 分析

가. 노조의 세력

노조의 세력변수 UP1(α) 및 UP2(α')의 변동 추이를 보면 다음과 같다. UP1, UP2의 추정치는 <표 2>에 나타나 있으며, 이는 각각 식(4), (5)를 이용하여 추정하였다. 1975~80, 1981~86, 1987~93년 기간중의 UP1(α)의 크기는 각각 0.289, 0.110, 0.269로, 노조의 세력은 80년대에 들어 하락하다가 1987년 이후 다시 높아진 것으로 나타났다. 景氣가 호황을 보였던 70년대 후반에(특히 1977, 78년) α 가 비교적 높았으나, 1980년에 負의 성장을 보임에 따라 1981~83년 기간중에는 α 가 매우 낮게 추정되었다. 1987년 이후 노조의 세력이 크게 나타났다. 1988년의 경우 노총의 임금인상요구율이 과대해서 α 가 낮게 추정된 것으로 보이며, 1990년 이후에는 정부의 한자리수 임금억제정책으로 α 가 낮게 추정되었다. 전반적으로 보아 정부의 임금정책실시시기에 (1981~86, 1990~91) 노조의 세력이 낮게 추정되었다.

한편 실제임금인상률을 기준으로 한 노조의 세력(α')은 1975~80년중 0.445, 1981~86년중 0.368, 1989~93년중 0.738으로 나타났다. α' 가 α 보다 높은 이유는 賃金浮上으로 타결임금인상률보다 실제임금인상률이 높기 때문이다.

70년대 후반(특히 1976~78)의 경우 중화학공업의 본격적인 추진에 따라 기능공이 부족한 상태에서 中東지역의 건설붐으로 해외로의 人力流出이 컸기 때문에 賃金浮上이 크게 나타난 것으로 보인다. 성장률이 낮은 한자리수에 머물렀던 1981~82년에도 賃金浮上이 비교적 높고, α 와 α' 의 괴리가 크게 나타난 이유는 정부의 임금가이드라인에 기인한 것으로 보인다. 1987년 이후에 α 와 α' 의 괴리가 큰 이유는 구인난에 기인한 賃金浮上에도 그 이유가 있겠지만, 정부의 임금억제정책으로 타결인상률과 실제인상률간의 괴리가 크게 나타난

것이 더 큰 원인인 것으로 보인다.

이는 1990년 이후 타결임금인상률, 실제임금인상률이 큰 괴리를 보이는 것에서도 유추할 수 있다. 이 결과 타결임금인상률을 기준한 α 와 실제임금인상률을 기준으로 한 α' 가 1990년 이후 큰 괴리를 보이고 있다. 이상을 고려해 볼 때 최근의 노조세력의 크기는 과거 그 어느 때보다도 크며 이런 상황에서 정부의 한자리수 임금억제정책은 표면상으로는 타결인상률을 한자리 수준에 머물게 했으나 실제임금인상률을 억제하는 데는 성공하지 못한 것으로 판단된다. 이는 정부의 임금억제정책이 본격화된 1981~86년, 1990~93년중 1981년을 제외하고는 타결임금인상률은 모두 한자리수에 가까우나(5.3~10.2%) 실제임금인상률은 훨씬 높게(8.2~18.8%) 나타난 점에서도 잘 나타나고 있다.

<표 2>에 나타난 결과를 보면 다음과 같다. 회귀방정식 1, 2가 의미하는 바는 $\alpha + \beta = 1$ 이라는 제약식을 주지 않는 경우에(식 1 참조), 노조세력의 크기에 영향을 미치는 변수로는 사용자의 최초임금인상제시율이 노조의 최초임금인상요구율에 비해 크게 나타났으며, β 의 크기(즉 사용자의 세력)는 타결임금인상률 기준으로 볼 때(회귀방정식 1, 2 참조) 1987년 이후 감소했음을 보여준다. 이 식 (1)을 다른 관점에서 보면 타결임금인상률은 1975~93년 기간중 사용자의 임금인상제시율에 노조의 최초임금인상요구율의 15%를 더한 수치이며, 1975~86년 기간중에도 비슷한 추세를 보이고 있다. 그러나 회귀방정식 3, 4를 보면 실제임금인상률은 1975~93년 기간중 사용자의 최초임금인상제시율의 1.3배에 노조의 최초임금인상요구율의 18%를 더한 수준으로 나타났다. 물론 회귀방정식 1~4의 경우 β 의 크기가 1이 넘으므로 이 회귀방정식이 α 의 측정방법으로는 적절치 않음을 볼 수 있다.

회귀방정식 5, 6은 $\alpha + \beta = 1$ 이라는 제약조건하에 식 (3)을 추정한 것인데 이때 α 의 크기는 1975~93년 기간중 0.22, 1975~86년중 0.20으로 나타났고, 1987년 이후 α 의 통계적 유의성이 크게 나타났다.

한편 타결임금인상률 대신에 실제임금인상률을 사용한 회귀방정식 3, 4의 추정결과를 보면, 1975~93년중 실제임금인상률은 사용자임금인상제시율의 약 1.3배가 되며 1975~86년 기간중에는 약 1.1배에 달하고 있고 회귀방정식 1, 2에서와 마찬가지로 노조의 최초임금인상요구율이 미치는 영향은 상대적으로 낮게 나타났다. 즉 타결임금인상률과 실제임금인상률의 결정요인 분석은 곧 사용자의 최초임금인상제시율의 결정요인을 분석해 보면 알 수 있다는 추론이 가능하다. 노조의 임금인상요구율의 영향력이 상대적으로 낮은 이유가 무엇인지에 대해서는 뚜렷한 이유를 설명하기가 어렵다. 그러나 사용자의 임금인상제시율이 생산성임금제(즉 시장원리)에 근거한 discounted된 전략적 수치라고(또는 bluffing이라고) 볼 때 우리나라의 타결임금인상률 및 실제임금인상률은 생산성원리에 근거한 임금인상원칙에 상당수준의 '덤'을 반영하였을 것이라는 추론이 가능하다.

여기서 한 가지 의문점은 식 (2)에서 α 는 노조의 세력을 나타내고 있는데, 이제 식 (1)

을 바꾸어 β 를 사용자의 세력으로 보고 다결임금인상률을 구하면 어떤 결과가 나타나느냐 하는 점이다. 즉

$$W^s = \beta W^f + (1-\beta)W^u$$

$$= \beta(W^f - W^u) + W^u \quad \text{----- (8)}$$

$$W^s - W^u = \beta(W^f - W^u) \quad \text{----- (9)}$$

$$W^u - W^s = \beta(W^u - W^f)$$

이 방식에 의해 β 를 추정한 것이 회귀방정식 7, 8에 나타나 있는데, 회귀방정식 5, 6과 $\alpha + \beta = 1.0$ 이 된다는 점에서 일관성이 있으나 R^2 는 5, 6에 비해 더 높게 나타나고 있다. 회귀방정식 5, 7의 경우 $\alpha = 0.01$ 에서 자기相関은 미미한 것으로 나타났다.

<표 2> 노조세력(α)의 추정 회귀방정식¹⁾

회귀방정식	1	2	3 ²⁾	4 ²⁾	5	6	7 ³⁾	8 ³⁾
종속변수	W^s		W^a		CONCE1		$W^u - W^s$	
독립변수								
W^u	0.15 (2.0)	0.12 (1.5)	0.18 (1.5)	0.22 (1.8)				
W^f	1.03 (4.5)	1.09 (4.4)	1.29 (3.7)	1.08 (2.9)				
GAP					0.22 (7.3)	0.20 (5.9)	0.78 (26.1)	0.80 (23.9)
\bar{R}^2	0.87	0.89	0.73	0.79	0.30	0.31	0.91	0.92
D-W	2.56	2.95	1.75	2.33	1.40	1.10	1.40	1.10
대상기간	'75~93	'75~86	'75~93	'75~86	'75~93	'75~86	'75~93	'75~86
비 고	식 (1)		식 (1)		식 (3)		식 (9)	
	$\alpha + \beta = 1$ 이라는 제약식이 주어지지 않음.				$\alpha + \beta = 1$ 이라는 제약식이 주어짐.			

주 : 1) ()내의 수치는 t-value 를 나타냄.

2) 본문 식 (1)에서 W^s 대신 W^a 를 사용함.

3) 사용자의 세력 β 를 회귀분석함. 본문 내용 참조.

나. 노총의 최초임금인상요구율(W⁴)

노총의 임금인상요구 행태식의 회귀분석 결과 노동시장변수의 유의성이 모두 낮게 나타났으며, 노동생산성의 유의성도 낮게 나타났다. <표 3>의 결과를 중심으로 볼 때 노조의 임금인상요구는 생계비-생산성, 성장-물가, 성장-물가-생계비가 비교적 설명력이 높은 것으로 나타났다. 우선 생계비-생산성의 경우를 보면, 생계비가 명목가격 기준이기 때문에 二重計算된다는 점이 지적되나, 대체적으로 생계비 인상률이 많은 설명을 하고 있다. 그러나 이에 못지않게 성장률-물가, 소위 생산성임금제에 의한 설명력도 높게 나타났으나, 이 경우(회귀방정식 9) 성장률의 계수는 1.32로 1보다 다소 크고 소비자물가 인상률의 계수는 1.90으로 나타나, 최초임금인상요구율이 전략적 수치임을 보이고 있다. 단 물가의 경우 소비자물가지수가 들어가 있는 점이 순수 생산성임금제와 대비되는 부분이다.

한 가지 특이한 점은 노총 인상요구율의 경우 노동시장변수와 마찬가지로 소위 6·29 이후의 노조활성화 변수와 정부임금정책 더미변수의 영향이 매우 크다는 점이다. 특히 정부임금정책 더미변수의 계수가 6~11 수준에 달함으로써 만약 정부의 임금가이드라인이 설정될 경우 이는 곧 노조의 인상요구를 상당히 낮추는 작용을 하고 있음을 보여준다. 대체로 보아 임금인상 억제정책이 실시되는 경우 노총의 임금인상요구가 8~9%포인트 정도 낮아진다고 추정된다.

한편 勞使 상급레벨에서 임금에 대한 사회적 합의가 이루어지는 경우 노총의 임금요구가 3~4%포인트 낮아지는 것으로 나타났으나, D3변수의 통계적 유의성은 기각되었다(회귀방정식 9, 11 참조). 참고로 <표 3> 이하에 나타난 1994년의 전망치는 1994년도 外生變數에 대한 전망치를 代入하여 算定하였다.

다. 노조세력의 결정요인

事前的으로 보면 노조의 세력은 정부의 임금정책 등 노동시장 외적여건, 失業率, 노조조직률 등 노동시장여건, 성장, 물가 등 경제 전반적인 여건에 의해 결정된다고 볼 수 있다. 6·29 이후 노조가 활성화되었으므로 D1의 부호는 陽을 나타낼 것이고, 정부의 한자리수 임금억제정책을 나타내는 D2는 노조의 세력을 약화시킬 것으로 기대된다. 실업률이 높은 경우 노조의 세력이 위축될 것이며, 노조결성률이 높으면 노조의 세력이 강화될 것이다. 높은 성장률은 노조의 입지를 강화시켜 줄 것이며 반면에 물가의 상승률이 높은 경우에는 정부의 안정화정책의 실시로 노조세력의 위축이 예견된다.

<표 4>의 결과를 보면, 정부의 임금가이드라인정책을 나타내는 D2의 경우 기대했던 바와 같은 결과를 보여준다. 회귀식 5, 6을 보면 D1, D2는 통계적으로 유의적인 반면 D3의

통계적 유의성은 기각되었다. D1, D2 외에 통계적으로 유의적인 변수는 소비자물가인상을 변수로서, 이는 정부가 명시적인 소득정책을 추구하지 않는 경우에도 물가인상폭이 높은 경우 안정화정책의 추구로 노조의 세력이 약화됨을 의미한다.

<표 3> 노총의 최초임금인상 요구율(W^u)의 회귀분석¹⁾

회귀방정식	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
독립변수											
C	1.63 (0.3)	26.43 (2.9)	21.95 (4.2)	21.10 (4.2)	21.64 (2.5)	26.58 (3.5)	19.38 (1.9)	20.08 (2.3)	3.85 (0.6)	25.24 (3.1)	4.70 (0.7)
Y	2.45 (3.2)								1.32 (2.9)		1.88 (7.8)
CF1	1.90 (6.4)		1.21 (4.4)	1.42 (4.7)					1.90 (8.3)		
COL1		0.53 (2.0)					0.65 (2.7)				
COL2			0.09 (0.4)	-0.05 (0.2)				0.71 (3.2)		0.77 (2.8)	
COL3	-0.05 (0.3)				0.65 (1.2)	0.57 (2.5)					
LP1				0.60 (1.7)						-0.36 (0.6)	
LP2		0.39 (0.7)	0.44 (1.2)			0.39 (0.8)					
LP4					0.64 (1.2)		0.73 (1.3)	0.65 (1.2)			
LP6	-1.84 (1.9)										
D1		-11.31 (2.1)	-8.18 (2.4)	-9.14 (2.7)	-9.71 (2.1)	-11.14 (2.2)	-9.61 (2.0)	-10.03 (2.2)		-7.48 (1.2)	
D2	-5.21 (1.6)	-10.85 (1.6)	-10.43 (2.6)	-11.14 (2.8)	10.38 (1.9)	-10.45 (1.8)	-10.34 (1.7)	-9.73 (1.7)	-6.88 (2.2)	-6.47 (1.0)	-6.76 (2.1)
D3										-4.28 (0.4)	-2.91 (0.5)
R ²	0.90	0.65	0.87	0.88	0.71	0.69	0.68	0.71	0.88	0.67	0.88
DW	1.83	1.49	2.36	2.30	1.92	1.51	1.88	1.77	2.12	1.76	2.13
1994년 전망치	15.9	12.4	14.0	12.6	10.5	11.8	11.0	10.4	17.6	11.6	15.1

주 : 1) ()내의 수치는 t-value를 나타냄.

<표 4> 노조세력(UP1)의 회귀분석¹⁾

회귀방정식	UP1						UP2					
	1	2	3	4	5	6	1	2	3	4	5	
독립변수												
C	0.44 (8.5)	0.30 (8.3)	0.51 (2.2)	0.40 (6.6)	0.22 (3.6)	0.23 (3.6)	0.05 (0.05)	0.32 (3.7)	0.29 (1.7)	0.36 (2.2)	0.05 (0.05)	
Y					0.009 (1.4)	0.008 (1.2)					-0.05 (0.3)	
CPI	-0.01 (2.6)			-0.006 (2.0)						0.002 (0.2)		
UE			-0.05 (0.9)				-0.17 (1.4)					-0.19 (1.5)
UNION1							0.07 (1.6)					0.07 (1.7)
D1		0.08 (1.8)	0.01 (0.1)	0.05 (1.0)	0.08 (1.9)	0.10 (2.0)	-0.03 (0.2)	0.32 (2.8)	0.33 (2.6)	0.32 (2.8)	-0.10 (0.5)	
D2	-0.25 (5.4)	-0.20 (4.4)	-0.20 (4.5)	-0.24 (5.2)	-0.20 (4.6)	-0.19 (4.2)	0.30 (2.4)	-0.17 (1.6)	0.19 (1.5)	0.17 (1.5)	0.28 (1.2)	
D3						-0.09 (0.8)						
R ²	0.60	0.53	0.52	0.60	0.55	0.54	0.51	0.34	0.30	0.30	0.53	
DW	2.12	1.88	2.16	2.18	2.30	2.44	1.57	0.79	0.83	0.79	1.91	
1994년 전망치	0.14	0.17	0.16	0.17	0.17	0.12	0.72	0.81	0.82	0.82	0.99	

주 : 1) ()내의 수치는 t-value를 나타냄.

종속변수 UP1은 식 (4)의 α 를 나타내는데, 식 (5)의 α' 을 나타내는 UP2를 사용하여 회귀분석한 결과는 <표 4>에 나타나 있다. 이 경우 노조 활성화를 나타내는 D1의 변수의 t 값이 크게 높아진 점이 주목된다. 회귀방정식 5를 보면 임금의 사회적합의 변수 D3는 노조의 세력을 높이는 것으로 나타났으나 통계적 유의성은 기각되었다. D2, D3의 부호가 陽으로 나타난 이유는 정부의 임금안정화나 임금의 사회적합의의 경우 노조의 임금인상요구율이 낮아지나 실제임금 감소효과는 상대적으로 미미하기 때문인 것으로 보인다.

라. 經總의 最初임금인상제시율(W)

경총의 최초임금인상률은 성장, 물가, 고용의 세 변수를 이용한 國民生産性 임금제에 의

해 결정됨을 살펴보았다. 즉 비농림어업 GNP성장률에 비농림어업 GNP 디플레이터를 더하고 비농림어업의 취업자 증가율을 差減하는 것이 가장 보편적인 방식이다.

<표 5>의 회귀방정식 1~11을 종합해 볼 때, 6·29 더미변수와 취업자 증가율변수의 통계적 有意性이 기각되고 있다. 성장-물가의 조합 중에서는 가장 단순한 전산업의 성장률과 GNP 디플레이터 또는 생산자물가지수의 조합의 有意性이 높게 나타났다. 회귀방정식 7에서는 더미변수들을 제외한 經總의 임금인상률 산정방식에 충실한 모형을 보이고 있는데, 이 모형의 설명력이 비교적 높게 나타나고 있다.

<표 5> 경총의 최초임금인상제시율(W¹)의 회귀분석¹⁾

회귀방정식	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
독립변수											
C	3.63 (0.9)	2.12 (0.4)	3.33 (1.1)	3.70 (1.0)	3.16 (0.8)	1.38 (0.3)	-1.82 (0.8)	3.75 (1.0)	1.94 (0.4)	3.52 (0.9)	3.10 (0.7)
Y				0.40 (1.8)	0.39 (1.6)	0.43 (1.5)	0.32 (1.3)	0.66 (2.2)	0.54 (1.6)	0.42 (1.8)	0.72 (2.2)
YNA	0.30 (1.1)	0.33 (1.0)	0.29 (1.6)								
PY				0.56 (4.8)			0.66 (6.2)			0.56 (4.7)	
PYNA	0.51 (4.0)		0.51 (5.3)		0.53 (4.3)						
CPI		0.43 (3.0)				0.49 (3.3)					
WPI								0.38 (3.3)	0.38 (3.3)		0.39 (3.3)
ENA	-0.05 (0.1)	0.37 (0.6)		-0.23 (0.5)	0.06 (0.1)	0.39 (0.7)	0.27 (0.7)		0.42 (0.8)	-0.22 (0.5)	
D1	-0.13 (0.1)	-0.62 (0.3)		-0.25 (0.2)	-0.11 (0.1)	-0.56 (0.3)				-0.43 (0.3)	
D2	-4.00 (2.0)	-3.75 (1.5)	-3.88 (2.5)	-4.19 (2.3)	-4.25 (2.2)	-3.93 (1.7)		-4.86 (2.5)	-3.78 (1.6)	-4.29 (2.3)	-4.89 (2.5)
D3										1.53 (0.5)	1.85 (0.5)
R ²	0.78	0.71	0.81	0.82	0.79	0.73	0.77	0.68	0.67	0.80	0.66
DW	2.94	2.36	2.97	2.70	2.66	2.01	2.41	1.74	2.01	2.79	1.82
1994년 전망치	4.1	3.8	4.0	4.3	4.0	3.8	4.4	4.4	3.9	5.5	6.0

주 : 1) () 내의 수치는 t-value를 나타냄.

회귀방정식을 종합해 볼 때 D1, D3의 통계적 有意性은 기각되나 D2는 정반대로 나타났으며, D1, D2의 두 더미변수를 모형에 포함시킨 경우, 經總은 GDP성장률의 40% 이내의 (비농림어업 GDP의 경우 30% 내외), 그리고 GNP(또는 비농림어업 GNP) 디플레이터의 50~55%를 반영하여 임금인상률을 제시하며, 정부의 임금가이드라인이 明示적으로 존재하는 경우 임금인상제시율을 약 4%포인트 내외 수준에서 하향조정하는 행태를 보이고 있다.

한편 노조의 최초임금인상요구율의 경우와 마찬가지로 D3의 통계적 有意性은 기각되었다. D3의 통계적 有意性이 낮은 이유는 D1, D2, D3 변수간에 多重共線性(multicollinearity)이 존재하기 때문인 것으로 풀이되며, D1, D2, D3 변수 중 D2 변수의 효과가 지배적으로 나타났다.

마. 타결임금인상률 (W^s)

<표 6>에 나타난 타결임금인상률의 회귀분석 결과를 보면 성장, 물가, 정부의 임금정책이 주요 결정요인임을 알 수 있다. 회귀방정식에서 UP1이 추가된 경우 독립변수의 통계적 有意性이나 설명력이 높게 나타났다. 그러나 UP1 변수가 노조의 세력을 나타내는 변수이며, 이의 추정을 식 (4)에 근거했는데 分子에 나타난 사용자의 양보율이 타결인상률-사용자의 인상제시율로 측정했기 때문에 이 UP1을 추가하는 경우 R^2 가 높아지는 것은 당연하다는 변수 설정상의 문제가 제기된다.

<표 6>에 나타난 임금타결행태의 특징을 보면 성장 및 물가의 탄성치는 0.4~0.6 수준에서 비교적 안정적이며 정부가 임금가이드라인정책을 실시하는 경우 타결인상률을 10%포인트 정도 상당수준 저하시키는 결과를 나타내고 있다. 1987년 6·29 이후 노조의 活性化를 나타내는 D1 변수의 통계적 有意性이 D2보다 낮게 나타난 이유는, 이 기간중 1987~88년은 三低 기간으로 상대적으로 성장변수의 설명력이 높고, 1989년 이후에는 D2 및 CP1 변수가 有意적이었던 때문으로 풀이된다. D1의 부호가 負로 나타난 이유는 1987~91년중 타결임금인상률이 평균 11.3%로, 임금가이드라인이 明示적이 아니었던 1975~80년의 26.0%의 절반 수준에도 미치지 못한 점에 기인하는 듯하다. 전반적으로 노조활성화가 임금타결인상률에 미친 純效果는 정부 임금안정화정책 변수(D2)에 비해 낮았으며, 임금의 사회적합의 변수(D3)는 타결임금인상률에 영향을 주지 않는 것으로 나타났다.

바. 실제임금인상률 (W^a)

<표 2>에서 이미 설명한 바와 같이 타결임금인상률, 실제임금인상률의 결정요인은 사용자의 임금인상제시율과 유사할 것이라고 보았는데, 이 판단은 옳은 것으로 판명되었다.

<표 6> 타결인상률 W^S 의 회귀분석¹⁾

회귀방정식	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
독립변수											
C	13.00 (0.3)	32.81 (3.5)	10.68 (2.6)	10.62 (2.7)	8.47 (2.2)	8.20 (1.7)	8.33 (1.6)	6.91 (1.5)	31.5 (2.4)	31.66 (3.1)	7.84 (1.5)
Y	0.49 (1.8)	0.22 (0.8)	0.50 (2.0)	0.51 (2.2)							
YNA					0.62 (2.6)	0.62 (2.5)	0.61 (2.2)	0.62 (2.4)	0.5 (1.9)	0.23 (0.9)	0.39 (1.5)
CPI	0.45 (3.1)	0.47 (3.6)	0.44 (3.3)	0.44 (3.5)	0.56 (4.4)	0.55 (3.7)	0.55 (3.5)	0.58 (4.2)	0.47 (3.2)	0.47 (3.6)	0.52 (3.6)
UE		-4.38 (2.3)				0.11 (0.1)	0.10 (0.1)			-4.26 (2.2)	
UP1											13.70 (1.5)
UP2			7.13 (2.3)	6.97 (2.4)				2.85 (0.9)			
D1	-2.31 (1.3)	-8.65 (2.7)	-4.50 (2.4)	-4.56 (2.6)					-2.00 (1.1)	-8.34 (2.5)	-2.94 (1.6)
D2	-10.98 (6.1)	-11.02 (7.0)	-12.17 (7.2)	-12.20 (7.5)	-9.52 (5.1)	-9.56 (4.9)	-9.55 (4.7)	-9.78 (5.0)	-10.18 (5.3)	-10.67 (6.2)	-7.29 (2.8)
D3			-0.93 (0.3)				-0.26 (0.1)	-1.36 (0.4)			
R ²	0.86	0.89	0.89	0.90	0.87	0.86	0.84	0.85	0.87	0.90	0.88
DW	1.47	2.17	2.37	1.36	1.74	1.73	1.72	1.92	1.70	2.24	1.71
1994년 전망치	5.8	4.4 4.4	5.3 5.3	6.0	6.8	6.7	6.5	6.1	5.7	4.4	7.7

주 : 1) ()내의 수치는 t-value를 나타냄.

즉 W^f , W^s , W^a 의 설명력이 높은 변수는 결국 성장, 물가 및 정부의 임금정책(D2) 변수로 나타났다. 반면 실업률, 취업자증가율 등 노동시장 변수의 유의성은 상대적으로 낮게 나타났다. 생계비 및 정부의 변수는 통계적으로 유의성을 보이고 있다.

<표 7>의 회귀방정식 중 성장, 물가 변수가 통계적 有意性을 보이는 회귀방정식 1, 7, 8을 기준으로 볼 때 성장과 소비자물가 인상은 실제임금인상에 전적으로 반영되며 생계비의 경우 50% 정도가 반영되고, 정부의 임금안정화정책은 임금인상률을 약 7%포인트 저하

<표 7> 실제임금인상률(W^a)의 회귀분석¹⁾

회귀방정식	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
독립변수											
C	0.66 (0.1)	10.44 (1.3)	55.32 (3.6)	55.49 (3.7)	6.73 (1.6)	5.62 (1.2)	-0.28 (0.1)	7.41 (1.0)	57.04 (3.5)	56.70 (3.4)	3.18 (0.5)
Y	1.01 (2.1)	0.66 (1.3)	0.08 (0.2)	0.04 (0.1)	0.32 (1.0)						
YNA						0.35 (1.2)	1.02 (2.6)	1.01 (2.6)	-0.02 (0.04)	0.02 (0.1)	0.08 (0.2)
CPI	0.99 (4.8)	0.70 (2.6)	0.74 (3.6)	0.74 (3.6)	0.13 (0.7)	0.15 (0.8)	0.97 (5.1)	1.09 (5.3)	0.72 (3.5)	0.73 (3.4)	0.70 (3.4)
UE			-10.01 (3.2)	-9.96 (3.3)				-2.54 (1.4)	-10.16 (3.3)	-10.18 (3.2)	
ENA											1.69 (2.0)
COL3					0.50 (4.5)	0.50 (4.6)					
D1		-0.83 (0.3)	-15.64 (3.0)	-15.24 (3.0)					-15.62 (3.0)	-15.96 (2.9)	
D2		-6.67 (2.1)	-6.96 (2.7)	-6.76 (2.7)	-2.13 (0.9)	-1.57 (0.7)			-6.90 (2.5)	-7.03 (2.5)	-2.22 (0.6)
D3			2.84 (0.6)							2.72 (0.5)	
R ²	0.54	0.60	0.75	0.76	0.83	0.84	0.58	0.60	0.76	0.74	0.68
DW	1.11	0.90	1.52	1.46	2.44	2.37	1.20	1.48	1.48	1.50	1.11
'94년 전망치	13.7	11.8	10.6	8.3	11.6	11.4	12.9	13.6	8.2	10.4	10.0

주 : 1) ()내의 수치는 t-value를 나타냄.

시킴을 보여준다. 이상을 볼 때 실제임금인상률은 성장-물가 또는 성장-물가-생계비 인상으로 비교적 잘 설명되고 있다고 볼 수 있다. 한편 사회적 임금합의 변수(D3)의 통계적 유의성은 기각되었다(회귀방정식 3, 10 참조).

사. 노조성취율(UNACH)

노조성취율 行態式的 경우 정부의 임금정책(D2), 노사간 임금인상률의 격차(GAP)의 통

계적 유의성이 높게 나타났다. <표 8>의 회귀방정식 5에 의하면 D2, GAP의 설명력이 0.61으로 나타났다. 회귀방정식 10에 의하면 성장(Y), 노조조직률(UNION1), 정부의 임금정책(U2), 사회적 합의변수(D3)의 회귀방정식 5~8에 의하면 정부의 임금안정화정책은 노조의 성취율을 낮추며, 노사간 최초임금인상률의 격차가 클수록 역시 노조의 성취률이 낮게 나타나고 있다. 즉 노조의 세력변수 UP1을 사용한 결과 R²가 높게 나타나나, 이 경우 D1, D2의 부호가 예상과는 반대되는 결과를 보이고 있다. 이는 UP1변수(식 4 참조)가 $(W^s - W^f)/(W^u - W^f)$ 인데, 이는 바로 노조성취율 변수인 W^s/W^u 의 분자, 분모에서 W^f 를 차감한 식이기 때문에 나타난 결과로 보여진다.

<표 8> 노조성취율(UNACH1)의 회귀분석¹⁾

회귀방정식	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
독립변수 C	0.31 (13.4)	0.62 (3.2)	0.16 (0.6)	0.29 (7.3)	0.74 (13.5)	0.80 (10.5)	0.69 (8.6)	0.74 (12.7)	0.52 (1.9)	0.47 (1.7)
GAP					-0.006 (3.7)	-0.005 (2.2)	-0.006 (3.2)	-0.007 (2.0)		
Y		-0.002 (0.7)	0.002 (0.6)				0.004 (0.8)		-0.002 (0.7)	-0.002 (0.5)
CPI								0.001 (0.2)		
UE		-0.08 (2.7)	-0.01 (0.5)			-0.03 (1.2)			-0.07 (2.2)	-0.07 (2.1)
UNION1		0.003 (0.5)	0.01 (1.0)						0.007 (0.7)	0.007 (0.8)
UP1	0.77 (8.4)	0.72 (9.5)	0.75 (9.5)	0.81 (7.1)					0.77 (6.5)	0.80 (6.5)
D1	0.01 (0.2)	-0.11 (2.4)							-0.11 (2.3)	-0.11 (2.4)
D2			0.03 (0.6)	-0.02 (0.6)	-0.22 (5.4)	-0.20 (4.8)	-0.21 (5.1)	-0.22 (5.3)	0.02 (0.5)	0.03 (0.7)
D3	0.03 (0.6)									0.05 (1.0)
R ²	0.81	0.89	0.84	0.83	0.61	0.62	0.60	0.58	0.88	0.88
DW	1.51	2.27	1.62	1.40	1.79	1.88	1.73	1.84	2.28	2.54
1994년 전망치	0.58	0.53	0.55	0.55	0.48	0.47	0.47	0.48	0.53	0.58

주 : 1) ()내의 수치는 t-value를 나타냄.

즉 $W^f=0$ 인 경우 두 변수는 결국 같아진다는 점에서 노조세력변수 측정방법상의 문제가 제기되어, 이 변수를 포함시킬 경우 회귀분석이 歪曲되는 결과를 초래한다. UP1변수를 제외시킨 경우 간접적인 노조세력의 크기를 나타내는 노조조직률 변수의 유의성도 기각되고 있어서, 결국 노조성취율은 DL, GAP에 의해 주로 결정되고 있음을 보이고 있다. 특히 GAP변수의 통계적 유의성이 크게 나타났다는 점은 <표 1>에서 설명한 노사의 임금인상 전략과 노조의 성취율간의 관계와도 附屬됨을 실증적으로 나타내는 것이다.

한편 <표 9>에서는 노조의 성취율을 실제임금인상률 기준으로 측정하여 회귀분석한 결과를 보이고 있는데 이 경우 정부의 임금정책변수 D2의 통계적 유의성이 기각되고 있다. 즉 정부의 임금정책은 타결인상률, 즉 對政府 보고용 교섭인상률에는 영향을 미치나 실질적으로 명목임금인상에는 實效性이 적어서 賃金浮上을 가중시키는 결과를 초래하고 있음이 주목된다.

D3변수의 경우 노조의 최초임금인상률을 낮추는 역할을 하나 실제임금인상률에는 영향을 주지 않아 노조의 성취율을 높일 것이 예상되었으나, D3 변수의 통계적 유의성은 기각되었다(회귀방정식 1 참조).

아. 노사간 임금인상요구-제시율의 격차(GAP)

앞에서 GAP이 노조성취율의 주요 결정요인임을 보았는데, 이 GAP변수야말로 勞使間 임금협상전략의 產物이라고 볼 수 있다. 즉 이 GAP변수는 노조의 임금인상요구율(W^u), 사용자의 임금인상제시율(W^f)의 행태에 따라 결정될 것이다. W^u 는 성장률, 물가, 정부의 임금지침, 또는 생계비와 정부의 임금정책지침에 의해 결정되고, W^f 는 성장, 물가, 정부의 임금정책에 의해 주로 결정됨을 보았다. 또한 성장, 물가변수의 경우 노사는 이를 과대 또는 과소평가함으로써 임금인상률을 조정하게 되는데, 이때 성장보다는 물가에 의한 차이가 더 크게 나타남을 보았다.

이런 勞使間 戰略行態를 정교하게 반영하기는 어려우나, <표 10>에 나타난 결과를 보면, 물가인상률이 높을수록, 실업률이 높을수록, 노조조직률이 높을수록, 정부의 임금정책이 存在하지 않을 경우에, 노사간 임금인상률의 격차(GAP)가 크게 나타남을 보여준다.

高率의 인플레이션下에서는 물가지수의 선택에 따라 물가요인에 의한 임금인상 반영분이 크게 나타날 것이다. 실업률이 높은 경우 GAP이 커지는 이유는 노사의 임금인상행태에서 經總은 취업자증가율을 감안하는데 勞總은 이를 감안하지 않은 데에 기인하는 듯하다. 실업률이 높을 때 격차가 크게 나타나는 또 다른 이유는 다음과 같이 설명할 수도 있을 것이다. 노사의 임금인상 기준을 보면 景氣가 좋을 때는 사용자의 경우 타기업의 상대 임금, 노조의 경우 지불능력을 기준으로 하고, 경기가 나쁠 때는 사용자는 지불능력, 노조

는 상대임금 또는 생계비를 기준으로 하는 성향이 있다. 따라서 실업률이 높고 景氣가 나쁜 경우 상대적으로 노사간 임금인상요구-제시율의 격차가 크게 나타나게 될 것이다. 노조의 조직률이 높은 경우 GAP이 커지는 이유는 이 경우 노조가 보다 높은 임금인상을 요구하기 때문으로 보여진다. 정부의 임금정책이 존재하는 경우 W^u , W^f 를 모두 낮추어서 결국 GAP을 줄이는 역할을 하는 것으로 보인다.

<표 9> 노조성취율 (UNACH2)의 회귀분석¹⁾

회귀방정식	1	2	3	4	5	6
독립변수						
C	2.09 (2.7)	0.29 (18.9)	0.30 (18.2)	0.30 (20.1)	1.21 (7.1)	1.01 (8.8)
GAP					-0.004 (0.9)	-0.03 (4.1)
Y	-0.02 (1.5)					
CPI						0.03
UE	-0.34 (2.9)				-0.13 (2.3)	
UNION1	0.006 (0.2)					
UP1	-0.12 (0.4)					
UP2		0.75 (24.5)	0.73 (25.4)	0.77 (24.8)		
D1	-0.32 (1.7)	-0.04 (2.0)		-0.04 (2.3)		
D2			-0.02 (1.2)	-0.03 (1.7)	-0.05 (0.5)	-0.05 (0.6)
D3	0.20 (1.1)					
\bar{R}^2	0.44	0.98	0.98	0.98	0.43	0.50
DW	1.62	1.90	2.01	2.27	0.75	1.08
'94년 전망치	0.86	0.89	0.90	0.88	0.84	0.82

주 : 1) ()내의 수치는 t-value를 나타냄.

<표 10> 노사간 임금인상요구율-제시율의 격차(GAP)의 회귀분석¹⁾

회귀방정식	1	2	3	4	5	6
독립변수						
C	8.35 (2.2)	9.82 (2.2)	28.58 (9.2)	30.49 (9.1)	9.89 (2.1)	-13.69 (0.4)
PY	1.11 (5.0)	1.08 (4.0)			1.11 (4.5)	0.82 (2.7)
UE						4.81 (1.5)
UNION1						0.66 (0.4)
D1	-1.79 (0.5)	-1.06 (0.3)		-6.75 (1.3)		
D2			-8.92 (1.9)	-10.05 (2.2)	-2.94 (0.8)	-3.69 (0.9)
D3	-3.77 (0.5)	-3.99 (0.5)	-5.84 (0.6)	-1.81 (0.2)	-3.91 (0.5)	-1.74 (0.2)
CPI-WPI		-0.40 (0.6)	-1.45 (2.1)	-0.97 (1.3)		
R ²	0.65	0.64	0.39	0.42	0.66	0.69
DW	1.32	1.54	1.88	1.81	1.30	1.96
'94년 전망치	8.6	8.7	8.5	8.3	8.5	9.3

주 : 1) ()내의 수치는 t-value를 나타냄.

D3 변수는 CONCE1의 경우 사용자의 최초임금인상요구율에 미치는 영향은 크나 타결 임금인상률에 미치는 영향은 적어서 負의 부호가 예상되고, CONCE2의 경우에도 D3변수가 사용자의 최초임금인상요구율을 낮추는 효과에 비해 실제임금인상률 인하효과가 적어서 負의 부호가 예견된다. 그러나 회귀분석의 결과 D3 변수가 사용자의 양보율(CONCE1, CONCE2)에 미치는 영향은 없는 것으로 나타났다.

자. 사용자의 양보율(CONCE1, CONCE2)

사용자의 양보율은 戰略變數이므로 이의 行態式을 설정하는 것은 쉬운 일이 아니다. <표 11>에 나타난 결과를 보면 정부의 임금정책이 存在하는 경우 양보율이 낮고 물가상승률(PY)이 높을수록 양보율이 높으며, 노조조직률이 높을수록 양보율이 낮은 것으로 나

타났으며, 회귀방정식의 설명력도 비교적 높게 나타났다. 그러나 실제임금인상률 기준 양보율의 회귀방정식 <표 13>을 보면 노조조직률이 높을수록 사용자의 양보율이 커지는 것으로 나타났다.

물가상승률이 높은 경우 GAP이 크기 때문에 이는 노사 모두의 양보의 폭이 커질 것이며, 이는 노조의 경우 GAP이 클 경우 노조성취율이 낮은 것에서 알 수 있다. 회귀방정식 6 (표 11)의 경우, 노조조직률(UNION 1)의 t-value는 $\alpha=0.10$ 에서 통계적으로 有意的으로 나타났다. 노조조직률의 부호가 陰으로 나타난 이유는, 1987년 6·29 이후 노조조직률은 급격히 높아졌으나 1990~93년 기간중 정부의 한자리수 임금정책으로 실제임금인상률이 높은 수준에 머문 반면, 타결임금인상률은 낮은 수준을 보인 데에도 그 이유가 있는 것으로 보인다.

<표 11> 사용자의 양보율(CONCE1)의 회귀분석¹⁾

회귀방정식	1	2	3	4	5	6	7
독립변수							
C	8.28 (17.0)	6.50 (3.1)	10.65 (2.7)	8.40 (15.4)	3.86 (0.7)	13.42 (3.3)	13.61 (3.2)
Y		0.08 (0.7)	0.08 (0.8)		0.12 (0.9)	0.14 (1.3)	0.12 (1.2)
PY		0.08 (1.3)	0.08 (1.5)		0.09 (1.3)	0.16 (2.2)	0.16 (2.1)
UE		-0.03 (0.1)					
UNION1			-0.27 (1.2)		0.44 (0.4)	-0.57 (2.0)	-0.58 (1.9)
D1				-0.35 (0.5)	0.94 (0.5)	1.61 (1.5)	1.75 (1.6)
D2	-6.54 (9.5)	-5.96 (6.9)	-6.44 (7.1)	-6.62 (9.8)	-5.81 (6.2)	-6.46 (7.5)	-6.39 (7.2)
D3	-1.03 (0.7)						-0.89 (0.6)
\bar{R}^2	0.84	0.84	0.85	0.84	0.83	0.86	0.86
DW	2.23	2.34	2.18	2.24	2.23	1.92	1.99
1994년 전망치	0.7	1.4	1.1	1.4	1.6	1.8	1.0

주 : 1) ()내의 수치는 t-value를 나타냄.

<표 12>에 의하면 1975~80, 1981~86, 1987~93년 기간중 사용자의 양보율은 8.6%, 1.6%, 4.3%, 노조조직률은 16.2%, 13.5%, 16.5%를 나타냈다. 70년대 후반에서 80년대 전반 까지만 보면 노조조직률과 사용자의 양보율이 모두 낮아졌으나 노조조직률의 저하에 비해

<표 12> 사용자의 양보율과 노조조직률의 변동추이

	사용자의 양보율	노조 조직률
1975~80	8.6	16.2
1981~86	1.6	13.5
1987~93	4.3	16.5 ¹⁾
(1987~89)	(7.6)	(16.8)

<표 13> 사용자 양보율 (CONCE2)의 회귀분석¹⁾

회귀방정식	1	2	3	4	5
독립변수					
C	10.90 (3.1)	-15.54 (2.5)	17.43 (1.8)	-15.17 (2.1)	10.48 (2.8)
Y	0.08 (0.4)	0.13 (0.8)	-0.03 (0.1)	0.13 (0.8)	0.09 (0.5)
PY	0.48 (4.8)	0.34 (3.9)	0.44 (3.7)	0.35 (2.8)	0.48 (4.6)
UE	-2.23 (2.9)		-3.40 (1.9)		-2.17 (2.6)
UNION1		1.23 (3.5)		1.19 (2.4)	
D1			-2.33 (0.7)	0.22 (0.1)	
D2	-0.13 (0.1)	1.33 (0.9)	-0.51 (0.3)	1.33 (0.9)	-0.19 (0.1)
D3					0.94 (0.3)
\bar{R}^2	0.65	0.70	0.64	0.68	0.63
DW	1.88	1.99	1.88	2.00	0.92
1994년 전망치	7.0	6.9	6.4	6.9	7.8

주 : 1) ()내의 수치는 t-value를 나타냄.

사용자의 양보율은 매우 큰 폭으로 낮아졌다. 즉 80년대의 安定化시대에 들어 물가인상률이 낮았고 여기에 정부의 임금가이드라인 정책의 실시로 노조조직률은 다소 낮아졌음에도 불구하고 사용자의 양보율은 크게 낮아진 것으로 보인다. 정부의 임금정책 不在期라고 보았던 1975~80년, 1987~89년 기간을 보면, 노조조직률은 16.2%에서 16.8%로 높아졌으나 사용자의 양보율은 8.6%에서 7.6%로 낮아진 것도 노조조직률의(D2 변수를 統制한) 純效果가 負로 나타난 데에 기인한 것으로 보인다. 이상을 볼 때, 노조조직률이 높아져서 노조의 힘이 강해지면 사용자도 이에 대응하여 양보를 덜하는 戰略 때문에, 노조조직률이 사용자 양보율에 미치는 영향이 負로 나타났다고 단정하기는 어렵다고 생각된다. 즉 노조조직률의 부호가 負를 보인 이유는 D2 변수에 기인한 擬似關係(spurious relation)라고 보는 것이 타당할 것이다.

<표 14> 임금부상률(WDRIFT)의 회귀분석¹⁾

회귀방정식	1	2	3	4	5	6
독립변수						
C	-31.41 (4.6)	-29.66 (2.6)	-28.59 (4.2)	-24.15 (4.1)	-26.19 (4.4)	-24.62 (4.1)
GAP				-0.17 (2.3)		-0.16 (2.2)
Y			-0.001 (0.01)		0.04 (0.3)	
PY			0.19 (1.6)	0.38 (3.2)	0.26 (3.1)	0.36 (3.0)
UE		-0.28 (0.2)				
UNION1	2.16 (5.1)	2.12 (4.4)	1.76 (3.7)	1.60 (4.1)	1.50 (4.3)	1.64 (4.1)
D1	-3.30 (2.6)	-3.65 (1.6)	-1.40 (0.8)	-1.58 (1.2)		-1.92 (1.3)
D2	-7.00 (5.1)	6.91 (4.6)	7.78 (5.5)	6.90 (5.6)	7.77 (5.6)	6.78 (5.4)
D3						1.79 (0.9)
\bar{R}^2	0.61	0.59	0.64	0.75	0.65	0.75
DW	1.25	1.28	1.52	1.53	1.69	1.77
1994년 전망치	4.7	4.6	5.1	5.9	5.7	7.3

주 : 1) ()내의 수치는 t-value를 나타냄.

차. 賃金浮上率(WDRIFT)

앞에서 언급한 노조조직률-사용자의 실제 양보율간의 설명은 賃金浮上率의 행태에서 노조조직률이 높을수록 賃金浮上率이 높다는 결과에서도 잘 나타난다. <표 14>를 보면, 노조조직률이 높을수록 賃金浮上率이 높게 나타났고, 정부의 임금억제정책은 약 7~8%포인트의 賃金浮上을 초래함을 보인다.

그러나 <표 13>에 의하면 노조조직률이 높아지면 사용자의 실제양보율은 크게 나타나고 있다. 이것이 시사하는 바는 정부의 임금안정화정책이 존재한다 하더라도 사용자의 실제양보율(실제명목임금인상률-사용자의 최초임금인상제시율)은 노조조직률의 강화가 가져다 주는 노조의 交渉力의 강화에 영향을 받지 않을 수 없음을 의미하는 것으로 보인다.

D1 변수는 6·29 이후의 노조활성화를 나타내는 변수인데(표 14), 이의 부호가 負로 나타난 이유는 1987~93년 기간중 D1은 1이나 D2가 1이 아닌 1987~89년중 賃金浮上率이 낮게 나타난 결과를 반영하는 것으로서, 이는 1987년의 경우 賃金浮上率이 -7.1%로 集計된 점에 영향을 받은 바 클 것으로 보인다. 한편 노사간 임금합의 변수인 D3의 경우 이미 언급한 바와 같이 타결인상률 및 실제인상률에 미치는 효과가 미미해서, 賃金浮上率에 미치는 효과는 통계적으로 有意性이 없는 것으로 나타났다.

V. 要約 및 政策的 示唆點

노사간의 타결임금인상률은 노조의 임금인상요구율과 사용자의 임금인상제시율 사이에서 결정된다. 그러나 타결임금인상률과 실제임금인상률의 괴리가 크게 나타나고 그 이유가 정부의 한자리수 임금정책이 주요인이었다면, 노조의 세력은 실제임금인상률을 중심으로 계산할 수도 있다.

타결임금률을 기준으로 한 노조세력의 크기를 보면, 1975~80년, 1981~86년, 1987~93년 중 각각 0.289, 0.110, 0.269로 나타났으며, 실제임금인상률을 기준으로 보면 동 기간중 각각 0.445, 0.368, 0.738로 나타났다. 즉 노조의 세력은 80년대의 중반까지 낮아지다가 1987년 이후 높아졌음을 볼 수 있다.

이제 한국의 임금결정이 어떤 메커니즘에 의해 결정되는지를 ① 노총·경총의 전략적인 임금인상요구율 및 제시율, ② 노사간 타결인상률 및 실제인상률, ③ 노조의 성취율(즉 타결인상률/노조의 인상요구율), 사용자의 양보율(즉 타결임금인상률-사용자의 인상제시율), ④ 실제임금인상률과 타결임금인상률간의 괴리를 나타내는 賃金浮上率(wage drift) 등의

결정요인이 무엇인지를 살펴봄으로써 파악할 수 있을 것이다. 즉 성장, 물가 등 거시정책 변수, 노동시장 변수, 생계비, 노동생산성, 노조세력, 정부의 임금정책 및 1987년 6·29 이후 노조활성화를 나타내는 노조활성화 변수 중 어느 변수가 이들 각종 임금결정상태를 잘 설명하고 있는지를 <표 15>, <표 16>에 나타난 요약표를 근거로 살펴보면 다음과 같다.

① 사용자의 임금인상제시율은 성장, 물가 및 정부임금정책에 의해 결정되며, 이들 변수는 궁극적으로 타결임금인상률과 실제임금인상률을 결정한다. 노조의 임금인상요구율은 성장, 물가, 생계비 및 정부의 임금정책에 의해 결정된다. 결국 우리나라의 임금타결행태는 국민 생산성임금제에 근거하고 있다고 볼 수 있으나, 정부 임금가이드라인의 파급효과가 크게 나타나고 있다. 이는 1970년 이후 20년에 걸친 실제임금인상률이 생산성임금제에 근거하여 산정한 적정임금인상률과 전기간을 통해 볼 때 매우 근접하다는 점에서도 잘 나타나고 있다. 즉 매년의 실제 대 적정임금인상률의 괴리는 나타나나, 장기적으로 보면 이들의 괴리가 무시해도 좋을 만큼 적게 나타나고 있다.

한편 노사간 임금인상률의 격차는 물가인상률과 실업률이 높을수록 크게 나타나고 있어서, 안정화정책의 중요성을 보이고 있다. 실업률이 높을 때 격차가 크게 나타나는 이유는 다음과 같이 설명될 수 있다. 노사의 임금인상 기준을 보면 경기가 좋을 때는 사용자의 경우 타기업의 상대임금, 노조의 경우 지불능력을 기준으로 하고, 경기가 나쁠 때는 사용자는 지불능력, 노조는 상대임금 또는 생계비를 기준으로 하는 성향이 있다. 따라서 실업률이 높고 경기가 나쁜 경우 상대적으로 노사간 임금인상요구-제시율의 격차가 크게 나타나게 된다.

② 노조의 세력의 크기는 물가, 정부의 임금정책, 1987년 이후 노조활성화 변수에 의해 결정되며, 노조의 성취율(타결임금인상률/노조의 인상요구율)은 정부의 임금정책이 없는 경우에, 그리고 노사간 임금인상률의 격차가 적은 경우에 크게 나타나고 있다. 한편 사용자의 양보율(타결인상률 - 사용자의 인상제시율)은 물가인상률이 높은 경우 크게 나타나며, 정부의 임금정책이 명시적인 경우 낮게 나타나고 있다.

③ 실제 임금인상률과 타결인상률간의 괴리를 나타내는 賃金浮上率(wage drift)은 노조 조직률이 높을수록, 그리고 정부의 임금가이드라인이 존재하는 경우 크게 나타났다. 즉 정부의 임금억제정책은 타결인상률을 낮추어서 실제-타결인상률의 격차를 크게 하며, 노조 조직률이 높은 경우 타결인상률보다 실제인상률 제고 효과가 큼을 의미한다. 이것이 시사하는 바는 노조의 조직률이 높을수록 정부의 임금가이드라인의 실제임금인상 억제효과는 적게 나타나리라는 점이다.

④ 이상에서 보는 바와 같이 노사간 임금타결행태는 정부의 임금정책, 정부의 成長 - 安定問의 政策選擇에 의해 좌우되며, 반면에 노동생산성이나 노동시장변수들의 통계적 有意性이 낮게 나타나고 있다. 이것이 의미하는 바는 정부의 通貨金融政策 등 거시정책과 미시적인 임금가이드라인 등 정부의 역할이 임금결정에 미치는 영향이 매우 크다는 점이다.

⑤ 1980년대 전반 및 1990~92년 기간중 정부의 한자리수 임금억제정책의 효과는 매우 큰 것으로 나타났다. 개괄적으로 보면 貨金抑制政策의 效果는 노조세력의 크기 및 노조성취율을 약화시키는 결과를 초래했으며, 노사의 최초임금인상 要求-提示率을 약 8~9%포인트, 약 4%포인트가 낮추어서 결국 노사간 임금인상률의 격차를 약 4~5%포인트 정도 낮추었다고 추정된다. 한편 임금가이드라인이 존재하는 경우 사용자의 양보율은 더 낮아져서 임금교섭시 사용자에게 유리한 교섭여건을 제시한 것으로 보인다.

⑥ 정부의 임금정책의 純效果를 보면, 임금정책이 존재하는 경우 다른 여건이 같다면 타결임금인상률을 약 9~11%포인트나 낮추는 것으로 추정되었으나, 실제임금인상률의 억제효과는 약 2%포인트로 나타났으며, 이는 결국 貨金浮上率을 5~6%포인트 증대시키는 것으로 推定되었다.

즉 정부의 임금가이드라인은 타결임금인상률은 물론 실제임금인상률을 억제하는 효과가 상당한 수준에 이르는 것으로 보이나, 이는 동시에 민간부분의 자율적 교섭력 증대의 저해요인이 될 뿐만 아니라 각종 수당의 신설 등으로 인한 基本給 비율의 저하 등 貨金構造를 歪曲시키는 결과를 초래했다고 보여진다.

정부가 임금정책을 실시한 두 시점, 80년대 전반과 1990~92년을 비교해 볼 때, 후자의 경우 임금부상률이 훨씬 더 크게 나타나고 있다는 점이 특기할 만하다. 즉 1990~92년 기간중 貨金浮上率이 더 크다는 점은 정부의 임금가이드라인의 純效果가 최근에 더 약화되었을 가능성이 크다고 보여지며, 이는 1987년 6·29 민주화선언 이후 노조의 활성화를 고려해 볼 때 당연한 귀결이라고 보여진다.

⑦ 현재 노조의 힘이 커지는 추세에 있기 때문에 노사간 세력의 균형에 기초한 임금교섭이 이루어지도록 제도적 보장이 요구된다는 견해는 그릇된 정책처방이라고 보여진다. 오히려 노조의 건전한 육성을 통해서 노조가 보다 과학적·합리적 교섭에 임할 수 있도록 하고, 동시에 경제민주화(종업원의 재정참여) 및 산업민주화(의사결정 및 통제에의 참여)를 통해 종업원의 회사에 대한 귀속감 증대를 기하고 이를 통해 생산성 향상, 노사관계의 발전, 조직의 효율성을 이룩한다는 보다 적극적인 사고의 전환이 요구된다.

즉 현재 많은 사용자들이 협상에서 타협에 이르지 못할 것을 두려워하여(fear of

disagreement) 적극적으로 합리적·과학적 협상 자체를 기피하는 듯한 현상은, 노조의 힘이 강한 데에서 기인한다기보다는 공정한 협상의 관행이 정착되지 못한 데 기인한다고 보여진다. 이상을 볼 때, 노조의 건전한 육성, 경제 및 산업민주화의 추진은 근로정신의 회복, 제조업의 경쟁력 제고는 물론 우리나라 경제의 선진화를 위한 전제조건임이 인식되어야 할 것이다.

⑧ 근년에 들어 업종별·규모별 임금격차가 확대되고 있고 기업별 임금교섭의 특성상 이런 추세가 쉽게 치유되기가 어렵다는 점에서 임금정책에 대한 정부의 개입이 필요없다고 단정할 수만은 없을 것이다. 그러나 한국의 임금타결행태를 고려해 볼 때 정부의 임금정책만으로는 임금구조의 합리화, 업종별·규모별·직종별 임금격차의 축소가 효율적으로 달성되기 어려운 것이 사실이며, 따라서 정부의 임금지도지침이 노사 당사자에게 설득력이 있고 노사간 자율적 교섭능력의 제고에 도움이 되기 위해서는, 巨視政策變數의 합리적 운용을 통한 安定-成長간의 조율 및 산업정책의 형평성 제고 등을 통한 임금교섭의 外部條件의 개선에 정책적 중점이 두어져야 할 것이다.

⑨ 임금에 대한 사회적 합의가 이루어지는 경우 이것이 노사간 임금타결행태에 미치는 통계적 유의성은 가각되었는바, 이는 노사간 임금합의보다는 정부의 임금안정화정책이 임금타결행태에 미친 효과가 지배적으로 나타났기 때문으로 보여진다.

⑩ 본 논문의 회귀방정식에 근거하여 1994년의 임금을 전망해 보면, 타결인상률은 6%, 실제임금인상률은 11.4%에 이르고 賃金浮上率은 5.4% 내외의 수준에 머물 것으로 추정되었다.

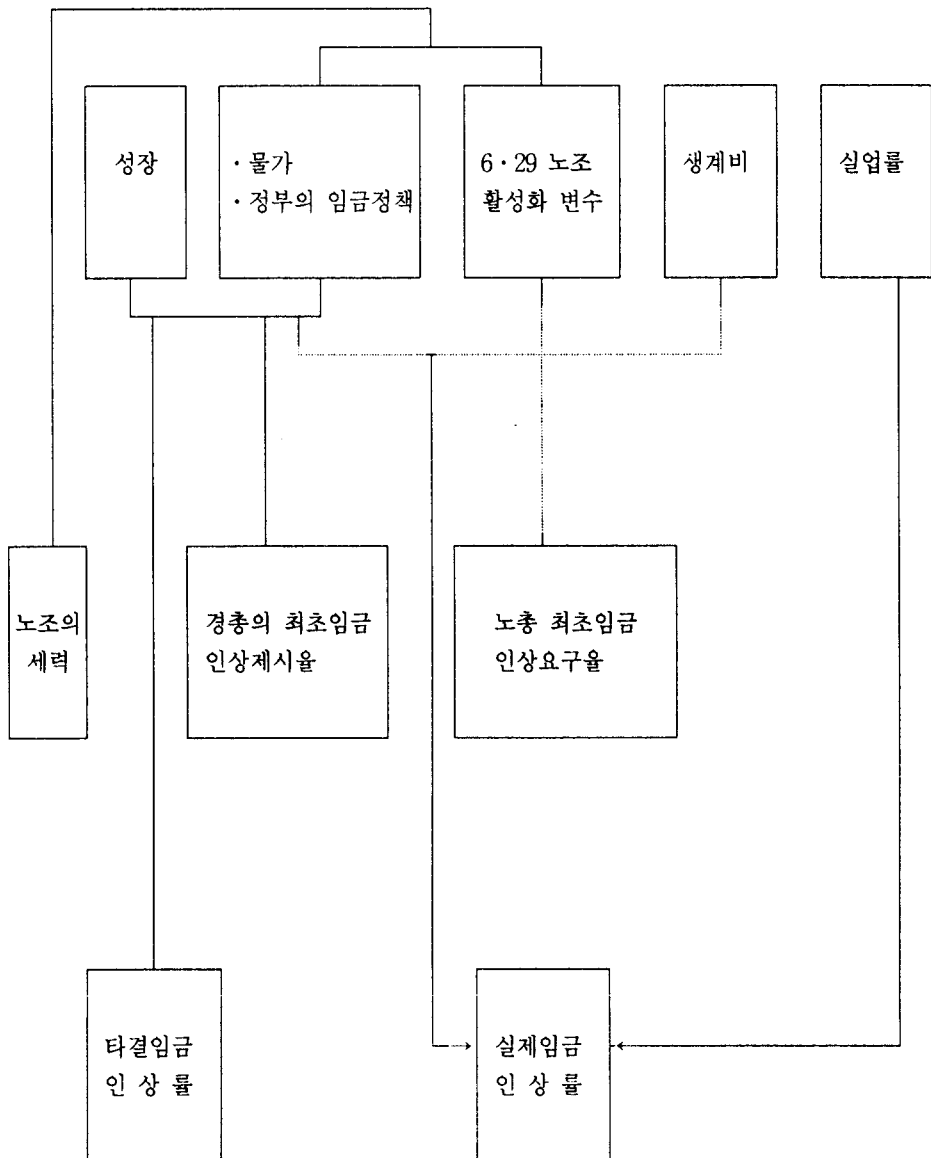
이상의 논의를 간단히 요약하면 다음과 같다. 우리나라는 임금교섭시 기업별 교섭이 근간을 이루고 있으나, 勞總·經總 및 政府의 임금정책이 개별기업의 임금교섭에 미치는 영향이 크며, 노총·경총이 연초에 제시하는 임금인상요구율-제시율은 서로 다른 산정방식에 의하고 있으나, 사후적으로 볼 때 이들의 행태는 성장, 물가 등 거시정책변수와 정부의 임금정책에 의해 잘 설명되고 있다. 이상에서 요약한 한국의 임금결정 메커니즘이 [그림 1]에 나타나 있으니 참고하기 바란다.

타결임금인상률이나 실제인상률의 경우에도 성장, 물가, 정부의 임금정책, 1987년 이후 노조의 활성화 등의 설명력이 큰 반면, 노동시장변수의 설명력이 낮게 나타나고 있다. 1987년 이후 노조의 세력이 크게 신장되었으며, 또한 1990~92년의 경우 실제임금인상률과 타결임금인상률간의 괴리(임금부상률)가 커지고 있어서, 타결인상률보다 실제임금인상률을

기준으로 본 노조의 세력은 크게 提高되었다.

이상이 시사하는 바는 정부 임금지침의 설득력 제고와 노사간 자율적 교섭력의 증대를 위해서는 성장, 물가 등 거시정책의 調律을 통한 임금교섭 외부여건의 개선에 정책적 우선점이 두어져야 한다는 점이다.

[그림 1] 한국의 임금타결형태 메커니즘



<표 15> 임금타결행태에 영향을 주는 주요 변수¹⁾

	성장 변수	물가 변수	노동시장 변수	생계비 변수	노동생산성 변수	노조세력 변수	더미 변수	기타
1) 노조세력의(α)크기		-	-	-	-	-		
2) 노조의 임금인상 요구율(WU)	Y	CPI	-	COL1 COL2	-	-	D1,D2	-
3) 노조세력(UP1)의 결정요인	-	CPI	-	-	-	-	D1,D2	-
4) 사용자의 임금 인상제시율(Wf)	Y	PY,PYN CPI,WPI	-	-	-	-	D2	-
5) 타결임금인상률(W ⁵) ²⁾	Y, YNA	CPI	UE	-	-	-	D1,D2	UP1,UP2
6) 실제임금인상률(W ⁶) ²⁾	Y, YNA	CPI	UE	-	-	-	D1,D2	-
7) 노조의 성취율 (UNACH1)3)	-	CPI	UE	-	-	-	D1,D2	GAP, UP1,UP2
8) 노사의 임금인상요구 -제시율의 격차(GAP)	-	PY CPI-WPI	UE	-	-	-	D2	-
9) 사용자의 양보율 (CONCE1)	-	PY	UE, UNION1	-	-	-	D2	-
10)賃金浮上率 (WDRIFT)	-	PY	UNION1 UNION1	-	-	-	D1,D2	GAP

주 : 1) notation의 설명은 제4장 참조

2) W^f의 결정변수와 같다고 볼 수 있음(본문 참조).

3) 노조세력변수(UP1)의 통계적 유의성은 변수설정상의 문제로 판단하기 어려움(본문설명 참조).

자료 : <표 2>~<표 14> 참조.

<표 16> 정부의 임금억제정책이 임금타결행태에 미치는 순효과¹⁾

	감소효과	증대효과	단 위	비 고
노조의 임금인상요구율(W ⁴)	8~9	-	%	표 3
노조세력(UP1)의 크기	0.2	-	비율(ratio)	표 4
사용자의 임금인상제시율(W ^f)	4	-	%	표 5
타결임금인상률(W ⁵)	9~11	-	%	표 6
실제임금인상률(W ⁶)	2	-	%	표 7
노조의 성취율(UNACH1)	0.2	-	비율(ratio)	표 8
사용자의 양보율(CONCE1)	6~6.5	-	% 포인트	표 11
賃金浮上率(WDRIFT)	-	7~8	% 포인트	표 14

參 考 文 獻

- 金在源, 「노사간 원활한 임금교섭을 위한 경영성과배분모형의 정립」, 『경제연구』, 제10권 제1호, 한양대학교 경제연구소, 1989. 5.
- 金況岫·金在源, 『단체교섭론』, 법문사, 1993.
- 成濟煥, 「현행 임금교섭전략의 특징과 문제점」, 『산업관계연구』, 창간호, 1991. 6.
- 李相憲, 『임금교섭에 있어 노조교섭력의 결정요인에 관한 연구: 제조업의 1988년 임금교섭 결과를 중심으로』, 서울대학교 대학원 경제학과 석사학위논문, 1990. 91.
- Auld, D.A.L., L.N. Christofides, R. Swidinsky & D.A. Wilton, "The Effect of Settlement Stage on Negotiated Wage Settlements in Canada," *Industrial and Labor Relations Review*, 1981.
- Christensen, Sandra & Dennis Maki, "The Wage Effect of Compulsory Union Membership," *Industrial and Labor Relations Review*, 1983.
- Comay, Yochnan, Arie Melnik & Abraham Subotnik, "Bargaining, Yield Curves and Wage Settlements: An Empirical Analysis," *Journal of Political Economy*, 1974.
- Farber, Henry S., "The Analysis of Union Behavior," in *Handbook of Labor Economics*, eds., O. Ashenfelter and R. Layard, North Holland, 1986
- Fiorito, Jack & Wallace E. Hendricks, "Union Characteristics and Bargaining Outcomes," *Industrial and Labor Relations Review*, 1987.
- Gerhart, Paul F., "Determinants of Bargaining Outcomes in Local Government Labor Negotiations," *Industrial and Labor Relations Review*, 1976.
- Gujarati, D., *Basic Econometrics*, McGraw-Hill, 1982.
- Hicks, J.R., *The Theory of Wages*(2nd ed.), New York Macmillan, 1963.
- Johnston, J. , *Econometric Methods* (2nd ed.), McGraw-Hill, 1972.
- Kirkbride, Paul S. & James W. Duncan, "Power and the Bargaining Process: A Comment on Leap and Grigsby," *Industrial and Labor Relations Review*, 1988.
- Kochan, Thomas A., *Collective Bargaining and Industrial Relations: From Theory to Policy and Practice*, Richard D. Irwin, Inc., 1980.
- _____ & Hoyt N. Wheeler, "Municipal Collective Bargaining: A Model and Analysis of Bargaining Outcomes," *Industrial and Labor Relations Review*, 1975.

Leap, Terry L. & David W. Grisby, "A Conceptualization of Collective Bargaining Power," *Industrial and Labor Relations Review*, 1986.

Mishel, Lawrence, "The Structural Determinants of Union Bargaining Power," *Industrial and Labor Relations Review*, 1986.

Perlman, Richard (ed.), *Wage Determination: Market or Power Forces*, D.C. Health and Company, 1964.

Svejnar, Jan, "On the Empirical Testing of the Nash-Zeuthen Bargaining Solution," *Industrial and Labor Relations Review*, 1980.