

勞 動 經 濟 論 集
第22卷(2), 1999.12, pp. 61~75
© 韓 國 勞 動 經 濟 學 會

임금결정과 기업의 역할*

이원덕 · 정진호**

< 目 次 >

I. 머리말	III. 임금분산에서의 기업효과
II. “기업은 중요하다”와 “기업은 중요하지 않다”	IV. 기업별 임금함수의 추정 및 비교
	V. 맺음말

I. 머리말

이 글에서는 우리 나라 임금결정에서 기업이 시장의 힘과 독립하여 어느 정도 독자적인 영향력을 행사하는가를 구명하고자 한다.

우리 나라는 지난 60년대 초반 이후의 고도 경제성장과 함께 기업규모가 급격하게 커 왔다. 이러한 기업규모의 급속한 성장과 함께 재벌을 비롯한 많은 대기업들은 70년대 이후 기업내 직무를 조직화하고 인사 및 급여규정을 만들기 시작하였다. 그러나, 우리 나라에서는 지금까지 기업내 제도와 관행에 대해서는 성별·학력별 차별에 관한 단편적인 분석만이 있을 뿐 시장의 힘과 구별되고, 시장의 힘의 작용

* 본 연구를 수행하는데 도움을 주신 노동부 이병직 사무관과 본원의 홍순표 인턴연구원에게 감사드린다.

** 한국노동연구원 부원장 및 초빙연구위원.

을 지연시키거나 방해함으로써 노동시장의 결과에 독자적 영향력을 행사하는 제도의 힘의 존재를 입증하는 체계적인 분석은 이루어지지 않았다.

제2절에서는 먼저 임금결정에서 기업이 시장의 힘과 무관하게 독자적인 영향력을 행사한다는 이론과 그렇지 않다는 이론을 살펴볼 것이다. 제3절에서는 임금결정에서 기업의 중요성을 실증적으로 분석하기 위하여 임금분산을 인적자원 변수와 기업으로 분해할 것이다. 그리고 제4절에서는 동일한 산업에 속하는 개별 기업의 임금함수를 추정하고 이를 비교함으로써 기업간 임금결정 제도와 관행이 상이함을 입증하고, 마지막으로 제5절에서는 요약 및 실증적 발견의 정책의 함축과 함께 이 논문을 맺을 것이다.

II. “기업은 중요하다”와 “기업은 중요하지 않다”

노동시장의 운영원리에 관한 패러다임을 둘러싸고 시장의 힘과 제도적 요소의 상대적인 중요성에 관한 논쟁이 오랫동안 지속되어 왔다. 노동시장에 관한 경쟁모형을 제시하는 학파는 시장의 힘이 임금과 고용을 결정하며, 제도는 다만 시장이 만들어 낸 결과를 추인할 뿐이라고 주장한다(Hicks, 1964). 반면에 제도의 역할을 중시하는 학파는 제도가 시장의 힘으로부터 독립하여 노동시장의 결과에 독자적인 영향을 미치며, 따라서 임금은 시장조건만 고려하여 예측한 것과 상당히 다를 수 있다고 주장한다(Doeringer & Piore, 1971). 제도학파가 중시하는 제도는 정부, 노동조합, 기업 등이 대표적인데, 본 연구에서는 내부노동시장론에서 중시하는 기업이 시장의 힘과 독립적으로 임금결정에 어느 정도 영향을 미치는가를 구명하고자 한다.

경쟁이론에 따르면 임금은 노동시장에서 非人的 경쟁과정을 통하여 결정되며, 기업이나 근로자는 시장이 만들어 낸 결과를 수용하지 않을 수 없다. 노동시장에서 노동수요 및 공급결정의 이면에는 모두 극대화 원리가 작용하고 있다. 즉 이윤극대화를 추구하는 기업은 임금과 한계수입생산이 일치하도록 근로자를 수요하며, 효용극대화를 추구하는 근로자는 자신의 총가용시간을 여가선호 강도에 따라 여가 및 노동시간으로 배분한다. 경쟁노동시장은 극대화원리에 따라 행동하는 이들 개별노동 수요자와 공급자를 연결하여 주며, 개별 근로자의 임금이 그의 생산적 기여와 일치하도록 하여 준다. 이와 같이 결정된 임금은 균형상태에서는 기업간 근로조건의 차이와 근로자의 질적 차이를 보상해 주는 균등화 격차를 제외한다면 어느 기업에서나 동일하다. 즉 기업은 임금결정에서 아무런 재량권이 없으며, 기본적으로

임금결정에서 “기업은 중요하지 않다”.

경쟁이론과 달리 내부노동시장론에서는 임금 및 고용결정에 있어서 “기업은 중요하다”라고 주장하며, 근로자의 생산에 대한 기여도 또는 생산적 자원의 보유량이 같더라도 기업에 따라 임금이 상당히 달라질 수 있다고 한다. 이러한 유사한 근로자의 기업간 임금 및 고용관행의 차이는 과도기적 시장불균형에 그 원인이 있는 경우도 있으나, 기업별 내부임금체계, 승진제도 등과 같은 제도와 관행의 차이에 기인할 수도 있다. 임금과 고용에 영향을 미치는 이러한 기업 내부의 제도와 관행은 외부노동시장의 여건과 같은 경제적 요인에 의하여 형성될 수 있으나, 일단 제도와 관행이 정착되면 외부노동시장의 변화에도 불구하고 경직성을 지니게 된다.

왜냐하면, 정착된 기업 내부의 제도와 관행은 근로자들의 소득증대와 직위상승에 대한 기대의 준거, 즉 期待規準(expectational norm)이 되어 근로자들이 공정성을 판정하는 기준이 되기 때문이다. 그러므로 기업 내부의 제도와 관행은 일단 만들어지면, 시장여건의 변화에도 불구하고 바꾸어지기가 대단히 어렵게 된다. 따라서 기업 내부의 제도와 관행은 시장력의 작동을 제한하며 독자적으로 임금 등 근로조건을 결정하게 된다.

또한 내부노동시장에서는 주로 최하위 직무군 중심의 입직문을 통해서 외부노동시장과 노동력이 교류하며, 상위의 직무군은 외부노동시장과 단절된 채 내부자의 승진을 통해서 충원된다. 따라서 노동시장이 기업내부화되면 근로자의 근속이 길어지게 되며 근로자의 임금과 기업에 대한 기여도가 매시기마다 일치할 필요성이 사라지게 된다. 그러므로 기업은 내부임금의 설계에 상당한 재량을 가지게 된다 (Osterman, 1984).

뿐만 아니라 오늘날과 같이 노동과정이 세분화·전문화되어 하나의 제품이 다수의 근로자에 의하여 공동 생산되는 경우에 개별 근로자의 생산에 대한 기여도를 파악하기란 거의 불가능하다. 이러한 경우에도 임금 및 승진 결정은 기업 내부의 제도와 관행에 의하여 이루어질 수밖에 없다. 따라서 개별 근로자가 지니고 있는 생산적 자원의 양 또는 생산에 대한 기여도와는 별개로 기업별로 특수한 제도나 관행이 노동시장의 결과에 상당히 영향을 미치게 된다. 즉 임금 및 고용결정에서 “기업은 중요하다”.

III. 임금분산에서의 기업효과

“기업은 중요하지 않다”라는 가설과 “기업은 중요하다”라는 가설 중에서 어느 가

설이 보다 현실에 적합한가를 통계적으로 검정하기 위하여 먼저 기업 내부의 제도와 관행이 시장의 힘과는 별도로 노동시장에 어느 정도 독자적으로 영향을 미치고 있는가를 공분산분석(analysis of covariance: ANCOVA)을 이용하여 분석한다.

본 연구에서는 임금분산을 설명하는데 설명변수로 기업특성을 대리하는 기업 ID와 인적자본을 대리하는 교육년수(E), 근속년수(T), 기업외부 경력년수(P)를 사용한다. 공분산분석 모형에서 임금분산은 식(1)과 같이 요인별로 분해된다¹⁾.

$$\begin{aligned}
 \text{Var}[\log \text{Wage}] = & V(E) + V(X) + V(F) && \text{순효과} \\
 & + C(E, F) + C(X, F) + C(E, X) && \text{공분산효과} \\
 & + I(E \times F) + I(X \times F) + I(E \times X) && \text{교차항효과} \\
 & + V(U) && \text{오차항효과}
 \end{aligned} \tag{1}$$

여기서 $\text{Var}[\log \text{Wage}]$ 는 월평균 총액임금(즉 정액급여 및 특별급여 월할분의 합계)²⁾ 대수치의 분산, $V(\cdot)$ 는 ()내의 변수가 독자적으로 임금분산을 설명하는 정도(순효과), $C(\cdot)$ 는 각 변수의 순효과를 제외하고 ()내의 2개의 변수가 임금분산을 설명하는 정도(공분산효과), $I(\cdot)$ 는 순효과 및 공분산효과를 제외하고 ()내의 2개 변수의 교차항이 임금분산을 설명하는 정도(교차항효과), $V(U)$ 는 이들 요인으로 설명되지 않은 임금분산의 오차항효과를 나타낸다.

그리고 설명변수인 E는 교육년수 및 그 제곱, X는 T(근속년수 및 그 제곱)와 P(기업외부 경력년수 및 그 제곱)의 결합, F는 기업ID를 나타내는 더미(dummy)변수³⁾, U는 오차항을 나타낸다. 여기서 기업외부의 경력년수는 (연령 - 교육년수 - 근속년수 - 6)으로 계산된다.

다음의 <표1> 과 같은 분석모형에 따라 임금분산을 요인별로 분해하기 위하여 본 연구에서는 노동부 「임금구조 기본통계조사」 원자료를 분석자료로 활용하였다. 그리고 전산업의 모든 근로자가 아닌 조립금속산업의 남성근로자만을 분석대상으로 하였다. 특히 분석대상을 조립금속산업의 남성근로자로 한정하였는데, 이는 산업 또는 성의 차이가 임금분산에 미치는 효과를 가능한 한 통제하기 위해서였다. 또한 분석대상기간을 1982년, 1989년, 1996년 3개 년도로 설정함으로써 80년대 초반 이후 IMF 이전까지 임금결정에서 기업이 어느 정도 중요한 역할을 하였으며 시기별로도 어떠한 변화를 보였는가를 분석하였다.

1) 임금분산의 요인별 분해에 대한 자세한 설명은 Lee(1987) Ch. III 참조.

2) 특별한 언급이 없는 한 임금은 월평균 총액임금의 대수치를 나타낸다. 이와 같이 총액임금을 사용하는 이유는 월을 임금산정기간으로 하는 임금을 대리변수로 총액임금이 가장 적절할 뿐만 아니라 분석모형에서 근로시간을 고려하고 있지 않기 때문이다. 이에 대한 상세한 논의는 어수봉(1991) 참조.

3) <표 2>에서와 같이 분석에 이용된 기업수는 1982년, 1989년, 1996년에 각각 700개, 673개, 541개로서 이는 개인별 자료를 이용한 임금함수의 추정에서 동일한 기업에 속한 모든 근로자에게는 기업더미변수가 동일하게 부여된다. 예컨대, 1996년의 경우 기업더미변수의 개수는 540개로 된다.

<표 1> 임금분산의 요인별 분해방식

설 명 변수	범주형 변수 연속형 변수	기업더미(F) 교육년수(E), 교육년수제곱(E×E), 근속년수(T), 근속년수제곱(T×T), 기업외부 경력년수(P), 기업외부 경력년수제곱(P×P)	
분 해 요 인		표 기	계 산 방 식
순 효 과 (pure effect)	교육 경력 기업	V(E) V(X) V(F)	R(E, X, F) - R(X, F) R(E, X, F) - R(E, F) R(E, X, F) - R(E, X)
공분산효과 (covariance effect)	교육, 경력 교육, 기업 경력, 기업	C(E, X) C(E, F) C(X, F)	R(E) + R(X) - R(E, X) R(E) + R(F) - R(E, F) R(X) + R(F) - R(X, F)
교차항효과 (interaction effect)	교육×기업 내부경력×기업 외부경력×기업 교육×경력	I(E×F) I(T×F) I(P×F) I(E×X)	R(I1) R(I2) R(I3) R(I4)
결 정 계 수	종 속 변수	설 명 변수	
R(E)	log(Wage)	E, E×E	
R(X)	log(Wage)	T, T×T, P, P×P	
R(F)	log(Wage)	F	
R(E, X)	log(Wage)	E, E×E, T, T×T, P, P×P	
R(E, F)	log(Wage)	E, E×E, F	
R(X, F)	log(Wage)	T, T×T, P, P×P, F	
R(E, X, F)	log(Wage)	E, E×E, T, T×T, P, P×P, F	
R(I1)	re(E, X, F)	E×F	
R(I2)	re(E, X, F)	T×F	
R(I3)	re(E, X, F)	P×F	
R(I4)	re(E, X, F)	E×T, E×P	

주: 1) R(·)는 ()내에 포함된 변수로서 임금대수치를 회귀분석한 경우 결정계수(R-square)임.

2) re(E, X, F)는 ()내에 포함된 변수로서 임금대수치를 회귀분석한 경우 잔차(residual)임.

〈표 2〉 임금분산의 요인별 분해에 이용된 표본의 특성

	1982년	1989년	1996년
표본 산업분류	38	38	28~35
표본 사업체수(개)	700	673	541
표본 근로자수(명)	80,222	118,847	71,712
총액임금(천원/월)	229	521	1,313
평균 연령(세)	30.3	31.7	33.4
평균 교육년수(연)	10.8	11.8	12.5
평균 근속년수(연)	3.1	4.0	5.6
평균 경력년수(연)	10.4	9.9	9.3

주: 조립금속산업의 남성근로자가 분석대상임.

자료: 노동부, 「임금구조 기본통계조사」, 각년도 원자료.

식(1)의 모형을 이용하여 임금분산을 요인별로 분해한 결과는 <표 3>에 나타나 있다. 먼저 순효과 가운데 인적자본 변수인 교육과 경력(기업내부 및 기업외부 경력효과와 합)의 순효과는 비록 시기별로 상이한 양상을 보였지만 매우 컸다. 교육의 순효과는 1982년 이후 감소되어 왔으나 경력의 순효과는 90년대 들어와 크게 증가하였다. 이러한 인적자본변수의 임금분산에 미친 높은 효과는 인적자본론의 주장과 같이 교육 및 경력연수의 증가에 따라 생산성이 높아지는데 기인한 것이라고 해석할 수도 있다. 그러나 이와는 달리 제도학파의 주장처럼 교육 및 경력연수에 따른 임금결정 및 승진관행이 사회 전반적으로 보편화된 데에 그 원인이 있다고 해석할 수도 있을 것이다.

둘째, 기업의 순효과는 80년대 초반 이후 17~20% 수준을 유지하고 있다. 이는 근로자간 인적자본의 차이를 통제하더라도 기업간 상당한 임금격차가 있음을 보여 준다. 이러한 기업의 임금분산에 미친 높은 효과는 교육 및 경력연수와 같이 관측되는 인적자본변수 이외에 기업간에 파악되지 않는 근로자의 질적 차이(unobserved heterogeneity)에 기인하거나 또는 임금결정 및 승진제도와 관행의 기업간 차이에 기인할 수도 있다.

셋째, 공분산효과 중에서 경력년수와 기업 사이의 공분산효과가 가장 크고 추세적으로도 증가하였다. 이는 고임금 기업일수록 경력년수가 길다는 것을 의미한다. 반면 교육과 경력 사이의 공분산효과는 마이너스인데 이는 고학력자일수록 경력년수가 짧다는 것을 반영한다.

마지막으로 교차항효과 중에서 근속년수와 기업 사이의 교차항효과가 가장 크게 나타났다. 이는 기업 사이에 근속-임금 프로파일이 상당히 상이함을 의미한다. 그

리고 이러한 차이도 기업간 임금결정 제도와 관행의 경직성에 기인하는 것이라 보여진다.

이상의 분석결과는 우리 나라 근로소득의 분배에 관한 기존의 연구에서 해명되지 않았던 새로운 사실들을 보여준다. 박환구·박세일(1984) 이후 기존의 연구들에 따르면 근로자의 인적 속성이나 인적자본이 임금에 미치는 효과가 매우 높다는 것이 일반적인 결론이다. 실제로 인적자본변수의 임금분산에 대한 설명력은 <표 3>에서 교육 및 경력년수의 순효과와 교육 및 경력년수의 기업과의 공분산효과의 합계로 측정될 수 있는데, 이 효과는 1982년 이후 60% 이상으로 매우 높게 나타나고 있다. 그러나 이들 변수와 기업과의 공분산 효과 18~23%는 모두 인적자본변수의 효과로 간주할 수 없을 것이다. 그리고 기업 특성이 임금분산에 미치는 효과, 즉 기업의 순효과가 매우 클 뿐만 아니라 이 순효과를 인적속성 및 기업 특성이 임금분산에 미치는 공분산 효과와 합하면 기업 특성은 전체 임금분산의 35~44%를 설명하고 있다. 이는 본 연구에서 발견된 새로운 사실이다. 따라서 이러한 사실발견은 근로소득의 분배에 관한 연구에서 기업 내부의 임금결정, 승진 제도 및 관행에 관한 연구가 매우 중요함을 시사하는 강력한 증거가 된다.

<표 3> 임금분산의 요인별 분해(남성, 조립금속산업)

(단위: %)

분 해 요 인		1982년	1989년	1996년
순 효 과	V(E)	17.7	12.8	10.2
	V(X)	24.4	24.8	34.5
	V(F)	17.6	20.4	16.9
공분산 효과	C(E, X)	0.1	-4.3	-5.6
	C(E, F)	8.8	8.9	3.9
	C(X, F)	9.0	14.2	14.7
교차항효과	I(E×F)	0.6	0.3	0.6
	I(T×F)	3.1	5.1	3.7
	I(P×F)	1.7	2.4	3.0
	I(E×X)	0.0	0.1	0.1

자료: 노동부, 「임금구조 기본통계조사」, 각년도 원자료.

IV. 기업별 임금함수의 추정 및 비교

우리는 앞의 절에서 기업이 시장의 힘과 독립하여 임금결정에 독자적인 영향력을 행사할 수 있음을 발견하였다. 기업이 임금결정에 영향을 미치는 제도적인 힘으로 역할하는 것은 기업내부 임금결정제도와 관행의 경직성 때문이다.

이원덕(1990)에 따르면 우리 나라 대기업에서 대부분의 직무는 위계적으로 설계되어 있으며, 개별 근로자의 생애 경력경로 및 임금곡선은 기업 내부규정에 의하여 설정된 입직문, 직무배치 및 승진에 따라 결정되고 있다.

그런데 근로자의 생애 임금 및 경력경로를 규정하고 있는 기업 내부규정의 유의성은 이러한 내부규정이 외부노동시장의 동태적인 변화에도 불구하고, 어느 정도 경직성을 지니고 기업 내부의 임금결정에 영향을 미치는가에 달려 있다(Doeringer & Piore, 1971). 만약 기업의 내부의 규정이 시장 여건 변화에 영향을 받아 즉각적으로 변경된다면, 기업의 내부규정이 노동시장에 미치는 역할은 미미할 것이며, 이에 대한 학문적 관심도 약화될 것이다. 그러나 기업 내부규정이 상당 기간에 걸쳐 안정적이고, 외부노동시장의 변화가 내부노동시장으로 침투하는 것을 차단시킨다면, 내부규정은 노동시장에 존재하는 하나의 독자적인 힘으로서 노동시장의 결과에 영향을 미치게 된다.

이러한 기업 내부규정의 차이 및 규정의 경직성에 대한 분석은 기업별 임금함수를 추정·비교함으로써 가능하다. 기업별 임금함수의 동일성 여부는 2개 기업의 임금함수를 추정한 이후, 2개 기업의 임금함수가 동일하다는 귀무가설을 검정통계량을 이용하여 검정하면 된다. 이를 위하여 식(2)와 같은 임금함수를 개별 기업별로 그리고 비교대상이 되는 기업들을 산업별로 통합하여 추정한다.

$$\ln W_i = \beta_0 + \beta_1 E_i + \beta_2 E_i^2 + \beta_3 T_i + \beta_4 T_i^2 + \beta_5 P_i + \beta_6 P_i^2 + \varepsilon_i \quad (2)$$

여기서 $\ln W$ 는 총액임금(=정액급여+특별급여) 대수치, E 는 교육년수, T 는 기업내부 경력년수(=근속년수), P 는 기업외부 경력년수로서 (연령 - 교육년수 - 근속년수 - 6)으로 계산된다. 그리고 이러한 임금함수를 기업별로 회귀분석한 경우에 설명되지 않은 잔차제곱합을 각각 SSR_1 , SSR_2 , 그리고 동일한 산업에 속하는 2개 기업을 통합한 자료를 회귀분석한 경우에 설명되지 않은 잔차제곱합을 SSR_3 이라고 하면 귀무가설을 검정하기 위한 검정통계량은 식(3)과 같이 된다.

$$F(k, n+m-2k) = \frac{[SSR_3 - (SSR_1 + SSR_2)]/k}{[SSR_1 + SSR_2]/(n+m-2k)} \quad (3)$$

여기서 n 및 m 은 각각 기업1 및 기업2의 표본수이고, k 는 설명변수(상수항 포함)의 수이다. 만약 F-검정통계량이 자유도가 $(k, n + m - 2k)$ 인 F-통계치보다 크다면 귀무가설은 기각되고, 이는 임금결정방식이 기업간에 상이함을 시사한다.

과연 기업간에 임금결정방식이 상이한가를 검정하기 위하여 전자산업 및 자동차 산업에서 시장지배력이 매우 높고 기업규모가 유사한 대기업체 2개를 각각 선정하였다⁴⁾. 또한 분석대상도 앞서 설명한 바와 같이 전체 근로자가 아닌 남성근로자로 한정하였다.

이들 전자산업 및 자동차산업에 속한 대표적인 2개의 기업 및 이들 기업을 동일한 산업별로 통합하여 임금함수를 추정한 결과는 <표 4>에 나타나 있다⁵⁾. 본 연구의 주된 연구주체인 기업간 임금결정방식의 차이를 F-통계치로서 검정한 결과 전자산업과 자동차 산업에 속한 2개 기업의 임금함수는 1982년, 1989년, 1996년 모두 상이한 것으로 나타났다. 이는 동일한 제품을 생산하고 기업규모가 유사한 2개의 기업간에도 임금결정방식이 상이함을 의미한다.

<표 4> 기업별 임금함수의 추정결과(1996년)

	전자산업			자동차산업		
	기업 A	기업 B	A + B	기업 C	기업 D	C + D
상수항	12.6448*	12.0714*	11.8078*	14.1947*	12.3319*	13.6566*
E	0.0529	0.1481*	0.1804*	-0.1252*	0.0595*	-0.0555*
E2	0.0009	-0.0031**	-0.0039*	0.0076*	0.0000	0.0047*
T	0.1399*	0.1607*	0.1495*	0.0868*	0.4113*	0.1036*
T2	-0.0039*	-0.0047*	-0.0042*	-0.0021*	-0.0506*	-0.0028*
P	0.0246*	0.0215*	0.0189*	0.0039**	0.0573*	0.0088*
P2	-0.0008*	0.0000	-0.0001	0.0000	-0.0011*	0.0001
adj R2	0.8205	0.8681	0.8344	0.7547	0.7253	0.7145
SSR	50.01	38.39	94.60	52.84	22.68	100.64
N(표본수)	1,366	1,086	2,452	3,055	747	3,802
F-Statistics (검정통계량)	24.4566			180.0107		

주: *는 유의수준 5%에서 유의함.

**는 유의수준 10%에서 유의함.

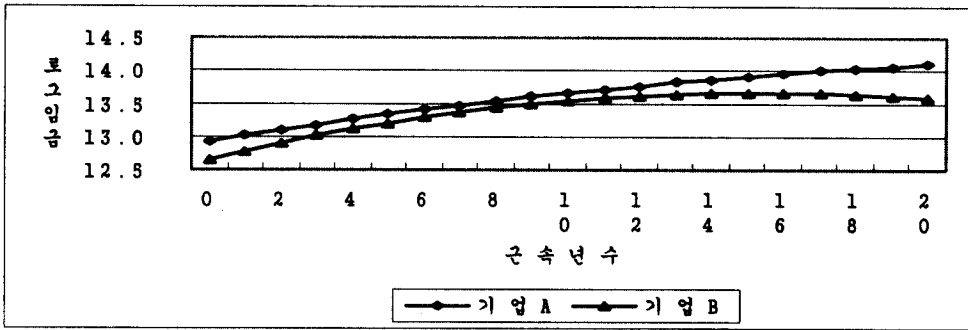
자료: 노동부, 「임금구조 기본통계조사」, 각년도 원자료.

4) 임금함수가 추정된 표본기업의 주요 통계치는 <부표 1> 참조.

5) 1982년 및 1989년의 추정결과는 <부표 2> 및 <부표 3> 참조.

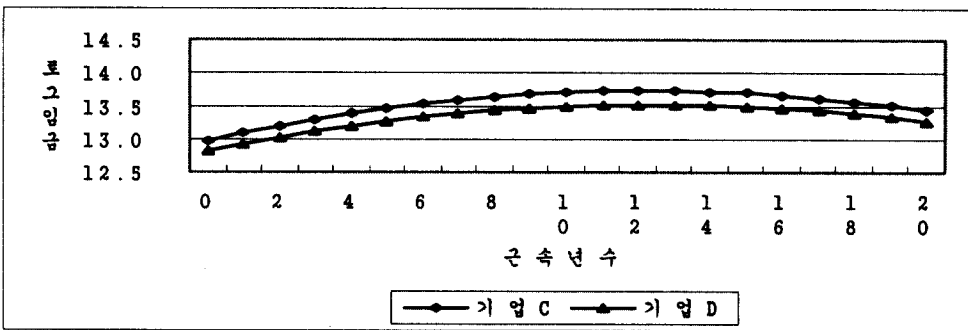
한편 우리 나라의 기업은 일반적으로 채용 당시에는 학력 또는 성, 채용 이후에는 근속년수를 기준으로 임금을 결정하고 있다. 따라서 기업의 내부규정이 임금에 미치는 효과는 근속년수-임금곡선으로 보다 분명하게 비교될 수 있다⁶⁾. 식(2)의 추정결과를 이용한 1989년의 기업별 근속년수-임금곡선은 [그림 1] 및 [그림 2]에 나타나 있다.

〈그림 1〉 근속년수-임금곡선(1989년 전자산업)



자료: 노동부, 「임금구조 기본통계조사」, 각년도 원자료.

〈그림 2〉 근속년수-임금곡선(1989년 자동차산업)



자료: 노동부, 「임금구조 기본통계조사」, 각년도 원자료.

특히 [그림 1]에서는 기업A가 기업B보다 근로자의 평균적인 교육 및 경력년수가 길어 초임금이 높을 뿐만 아니라, 근속년수-임금곡선의 기울기도 가파르다. 그러나

6) 근속년수-임금곡선은 식(2)의 추정결과에서 임금이 영향을 미치는 근속년수 이외의 다른 요인들을 통제 한 경우에 근속년수가 길어짐에 따라 임금이 얼마나 상승하는가를 나타낸다. 그리고 근속년수-임금곡선인 $\ln W_i = \hat{C} + \hat{\beta}_3 T_i + \hat{\beta}_4 T_i^2$ 에서 상수항은 기업별로도 상이한데 이는 교육 및 경력년수의 평균값 및 수익률의 기업간 차이를 반영한다.

[그림 2]에서는 기업C가 기업D보다 근속년수-임금곡선의 기울기는 거의 유사하지만, 근로자의 평균적인 교육 및 경력년수가 짧음에도 불구하고 초임급은 높다. 이는 교육, 경력, 근속년수별 임금구조는 기업 내부적으로 결정되며 시장에서 결정되는 통일적인 구조가 존재하지 않음을 의미한다.

V. 맺음말

이 논문에서의 실증적 발견을 요약하면 다음과 같다. 1982~96년 사이에 우리나라 근로자의 임금결정에서 인적자본변수가 가장 중요한 역할을 하였지만, 관찰되는 인적자본의 차이를 통제한 이후에도 기업이 임금결정에 상당한 큰 영향을 행사하였다. 기업간 임금차이는 근로자의 보이지 않는 인적자본의 차이나 근로조건 차이 등과 같은 경쟁적 요인에 일정 부분 기인할 수도 있으나 기업 내부의 경직적인 임금결정제도와 관행에도 상당 부분 기인한 것으로 보인다. 이것은 동일업종의 유사기업의 기업별 임금함수 비교에서도 나타나고 있다.

이러한 실증적 발견은 우리 나라에 내부노동시장이 상당히 발달되어 있음을 입증하는 것이다.

내부노동시장의 존재는 노동정책에 중요한 함축을 지닌다. 첫째, 노동시장의 주요한 기능이 기업내부화되어 있다면, 임금과 고용의 결정에 영향을 미치는 제도와 관행에 대한 정확한 분석이 선행되지 않고서는 노동정책의 목표를 달성할 수가 없다. 예를 들어 근로자그룹 사이의 임금격차가 근로자그룹 사이의 인적자본에 대한 투자의 차이를 반영할 뿐 아니라, 기업내 배치, 승진, 임금결정에서의 차별에도 기인한다면, 임금격차 해소를 위한 정책은 저소득자의 인적자본 투자지원정책만으로는 부족하며, 제도적 차별의 해소를 위한 노력도 병행해 나가야 할 것이다.

둘째, 세계화 이후, 특히 IMF 이후 기업이 급속하게 추진하고 있는 연봉제 도입 등 보상체계의 혁신은 기존 임금결정제도와 관행에 기초하고 있는 종업원의 기대규준, 즉 내부노동시장의 규범을 바꾸는 것이다. 따라서 새로운 제도가 내부노동시장의 효율성을 유지·향상시키기 위해서는 절차적 적합성을 확보함으로써 새로운 내부노동시장의 규범을 정착시켜야 할 것이다.

참 고 문 헌

- 박원구·박세일(1984), 『한국의 임금구조』, 한국개발연구원.
- 어수봉(1991), 「성별 직종분리와 성별 임금격차」, 『한국노동연구』, 제2집, pp.41~88.
- 이원덕(1990), 「대기업 내부노동시장에 관한 실증적 연구」, 『한국노동연구』, 창간호, pp.73~92.
- 노동부, 「임금구조 기본통계조사, 각년도 원자료.
- Chandler, A. D.(1977), *The Visible Hand: the Managerial Revolution in American Business*, Belknap.
- Doeringers, P. B. & Piore, M. J.(1971), *Internal Labor Markets and Manpower Analysis*, Lexington.
- Groshen, E. L.(1991 a), “Five Reasons Why Wages Vary among Employers”, *Industrial Relations*, vol. 30, no. 3, pp.350-381.
- Groshen, E. L.(1991 b), “Sources of Intra-Industry Wage Dispersion: How Much Do Employers Matter?”, *Quarterly Journal Of Economics*, vol. 106, no. 3, pp.869-884.
- Hicks. J. R.(1964), *The Theory of Wages*, 2nd ed., Martin.
- Kerr, C.(1954), “The Balkanization of Labor Markets”, in Bakke. E. W.(ed.), *Labor Mobility and Economic Opportunity*, MIT.
- Lee, Won-Duck(1987), “Earnings Distribution and the Role of Enterprises in Korea”, Ph. D. Dissertation, Boston University.
- Osterman, P. S. ed.,(1984), *Internal Labor Markets*, MIT.
- Williamson, O. E., Wachter, M. L. & Harris, J. E.(1975), “Understanding the Employment Relation: the Analysis of Idiosyncratic Exchange”, *Bell Journal of Economics*, Spring, pp.250-278.

附 表

〈부표 1〉 기업별 임금함수 추정에 이용된 표본기업의 특성

	전 자 산 업					
	기업 A			기업B		
	1982년	1989년	1996년	1982년	1989년	1996년
표본 근로자수(명)	1,41	1,23	1,366	491	813	1,086
총액임금(천원/월)	4	1	1,716	197	481	1,745
평균 연령(세)	248	617	29.8	28.3	27.6	29.4
평균 교육년수(연)	26.3	27.3	13.7	10.9	11.7	13.9
평균 근속년수(연)	12.1	12.6	6.8	3.2	3.1	5.9
평균 경력년수(연)	3.0	4.3	3.3	8.1	6.8	3.6
	5.2	4.5				
	자 동 차 산 업					
	기업C			기업D		
	1982년	1989년	1996년	1982년	1989년	1996년
표본 근로자수(명)	1,37	2,68	3,055	765	1,896	747
총액임금(천원/월)	5	5	1,823	280	557	1,365
평균 연령(세)	245	655	33.8	35.2	30.2	29.8
평균 교육년수(연)	29.5	28.9	12.0	12.4	12.2	12.5
평균 근속년수(연)	11.0	12.0	8.9	5.7	4.6	3.6
평균 경력년수(연)	4.4	4.3	6.9	11.1	7.4	7.7
	8.1	6.6				

주: D기업의 1996년 데이터는 D기업 자동차 공장의 상당수가 「임금구조 기본통계조사」 표본에서 누락되었기 때문에 극히 일부만을 대상으로 한 것이기 때문에 시계열비교에 일정한 한계가 있음.

자료: 노동부, 「임금구조 기본통계조사」, 각년도 원자료.

<부표 2> 기업별 임금함수의 추정결과(1982년)

	전자산업			자동차산업		
	기업 A	기업 B	A + B	기업 C	기업 D	C + D
상수항	11.6799*	12.3653*	11.8701*	13.0149*	12.4112*	12.8910*
E	-0.1896*	-0.2458*	-0.2143*	-0.3076*	-0.2126*	-0.2775*
E2	0.0150*	0.0156*	0.0158*	0.0178*	0.0131*	0.0159*
T	0.1191*	0.1285*	0.1232*	0.0823*	0.0297	0.0776*
T2	-0.0024*	-0.0027*	-0.0026*	-0.0015*	0.0036*	-0.0009*
P	0.0400*	0.0100*	0.0349*	0.0151*	0.0443*	0.0211*
P2	-0.0004*	0.0000	-0.0005*	-0.0003*	-0.0013*	-0.0006*
adj R2	0.7921	0.8022	0.7885	0.8457	0.7369	0.7746
SSR	121.98	19.86	146.70	25.64	30.68	65.70
N(표본수)	1,414	491	1,905	1,375	703	2,078
F-Statistics (검정통계량)	9.2434			49.0984		

주: *는 유의수준 5%에서 유의함.

**는 유의수준 10%에서 유의함.

자료: 노동부, 「임금구조 기본통계조사」, 각년도 원자료.

<부표 3> 기업별 임금함수의 추정결과(1989년)

	전자산업			자동차산업		
	기업 A	기업 B	A + B	기업 C	기업 D	C + D
상수항	12.5983*	12.8053*	12.8399*	13.2072*	13.3553*	13.3300*
E	-0.0783*	-0.1574*	-0.1397*	-0.1209*	-0.1552*	-0.1351*
E2	0.0074*	0.0107*	0.0101*	0.0076*	0.0086*	0.0077*
T	0.0886*	0.1308*	0.1170*	0.1253*	0.1105*	0.1241*
T2	-0.0015*	-0.0042*	-0.0032*	-0.0051*	-0.0044*	-0.0052*
P	0.0341*	0.0370*	0.0274*	0.0215*	0.0148*	0.0150*
P2	-0.0008*	-0.0006*	-0.0005*	-0.0006*	-0.0005*	-0.0006*
adj R2	0.7213	0.8118	0.7479	0.6774	0.6822	0.6098
SSR	49.71	21.61	81.31	77.21	51.62	168.47
N(표본수)	1,231	813	2,044	2,685	1,896	4,581
F-Statistics (검정통계량)	40.6597			200.6726		

주: *는 유의수준 5%에서 유의함.

**는 유의수준 10%에서 유의함.

자료: 노동부, 「임금구조 기본통계조사」, 각년도 원자료.