

勤續給의 構造 및 近來의 變化*

柳 在 雨**

논문초록

본 논문은 우리나라에서 한 기업에서의 근속에 대해 주어지는 한계보상(즉, 근속금)의 구조와 최근의 변화를 분석하고 그 의미에 대해 논의하고 있다. 남자를 대상으로 한 횡단면 분석에서는 비상용직, 대졸, 화이트칼라, 소기업, 정부 및 공기업에 속한 자들의 근속금이 각각의 상대집단에 비해 크게 나타났다. 시간상으로는 최근에 거의 모든 집단에서 근속금이 크게 감소한 것으로 나타났다. 패널 추정에서는 횡단면의 경우에 비해 근속금이 더 크게 추정되었으나 집단간의 근속금 구조는 유사하였다. 다만 여자의 경우에는 패널 추정에서 근속금이 훨씬 작게 나타났다는데, 이는 장기와 단기 근속자간에 관찰되지 않는 이질성이 크다는 점을 보여준다. 시간상으로는 패널추정에서 근속금의 최근의 감소가 더 크게 나타난다. 근속금의 감소는 근래에 우리나라 내부노동시장이 악화되고 있을 가능성을 제시하며, 직업훈련, 소득분배문제 등에 대해서 중요한 시사점과 과제를 던져준다.

핵심 주제어: 근속금, 임금구조, 내부노동시장

경제학문헌연보 주제분류: J3

* 전병유 박사와 김대일 교수, 그리고 익명의 두 심사자의 유익한 논평에 대해서 감사한다. 자료 정리에 유능하고도 헌신적인 도움을 준 김재홍 석사에게도 깊은 고마움의 뜻을 표하고자 한다.

** 국민대학교 경제학부 부교수, e-mail: jryoo@kookmin.ac.kr

I. 서론

한 기업에서 보다 오래 근속하는 데 대해 보상이 존재하는가 하는 것은 노동경제학의 영역에서 이론적으로나 경험적으로나 중요한 연구과제다. 먼저 이론적인 측면에서는 Becker(1975)가 인적자본 이론의 관점에서 근속에 따른 임금 증가 현상을 설명한 바 있다. 즉, 근속에 대한 한계보상 — 근속급¹⁾ — 은 기업 특수적인 인적자본에 대한 투자에 의해 생길 수 있다는 것이다. 내부노동시장에서 노동자의 노력을 유도하기 위한 동기유발의 보수체계로서 이연보수(deferred compensation)가 사용되거나(Lazear, 1979) 상대적인 업적수준에 따라 승진과 보상이 주어질 경우(Lazear and Rosen, 1981)에도 근속급은 존재하게 된다. 그러나 이 같은 이론적인 예측이 노동시장 경력(experience)에 대해 주어지는 보상과 일자리 합치(job matching) 효과를 적절히 통제했을 경우에도 경험적으로 확인되는가에 대해서는 논쟁이 있어왔다. 예컨대 Altonji and Shakotko(1987), Altonji and Williams(1997)는 근속효과가 경험적으로 발견되지 않거나 약하게만 존재한다는 결과를 보고하였으며, 반면에 Topel(1991) 등은 근속에 따른 임금 상승효과가 유의하게 나타남을 보였다.

다른 한편에서는 역의 관점에서 근속급의 구조가 근속년수에 주는 영향에 대해서도 연구가 진행되었는데, 한 예로 Bartel and Borjas(1981)는 한 직무에 있어서의 임금 프로파일의 기울기와 근속년수간에 양의 상관관계가 존재한다는 사실을 발견하였다. Topel and Ward(1992)는 임금 증가속도가 빠른 직장에서의 사직률(이직률)이 낮다는 점을 발견하였는데, 이에 대한 이론적인 근거는 Munasinghe(2000)에 의해 제시된바 있다.

이처럼 근속급의 존재 및 그 크기, 그것들의 시간상의 변화는 노동이동 뿐 아니라 기업 특수적인 훈련에 대한 노동자의 수요 및 기업측의 훈련 제공 유인과 관련하여 중요한 함의를 갖고 있다. 그러나 우리나라에서는 아직 근속급에 대한 연구가 많지 않은 편이다. Cheon and Chong(1997)과 Cheon(1998)이 예외인데, 그들은 우리나라에 근속급이 경험적으로 존재하는 바, 그 크기가 경력급보다도 크고 일본과 비교해서도 크다는 점을 보였다. 그러나 그들의 추정은 횡단면 자료에 기초한 것인데, 이처럼 횡단면 자료로부터 추정되는 근속급은 잘 알려진 것처럼 근속년수

1) 본고에서의 '근속급'은 경력을 통제한 상태에서 근속년수가 증가하는데 따라 통계적으로 기대되는 한계보상을 지칭하는 것으로서, 급여에서의 '근속 수당' 항목과는 대비되는 개념이다.

의 내생성으로 인한 편의(bias)로부터 자유롭지 못하다.

본 연구는 우리나라에서 기업근속에 대한 보상이 존재하는가, 존재한다면 각 인구집단, 또는 직군에 따라 그 크기는 어떻게 다른가를 패널자료를 이용하여 경험적으로 분석하는 것을 첫 번째 목적으로 한다. 그 위에 근속급의 규모와 구조가 최근에 어떠한 양상을 띠고 변화하여왔는가를 분석하는 것이 본 논문의 두 번째 목적이 된다. 만일 근래에 들어 근속급이 감소하여 왔다면 그것은 우리나라에서 내부노동시장이 악화되고 있거나 악화될 가능성을 시사하는 증거가 될 수 있을 것이며 노동이동, 노동자의 숙련획득 동기와 방식 등과 관련하여 큰 의미를 갖게될 것이다.

근속급의 변화에 대한 관심은 우리나라의 노동시장이 근래에 커다란 변화를 겪고 있다는 사정을 배경으로 하고 있다. 우선 취업자 중에서 임금근로자가 차지하는 비중은 확실한 상승을 보이던 추세를 마감하고 1990년경을 기점으로 하락추세를 보이고 있으며(류재우·최호영, 1999; 2000), 임금근로자 중에서는 상용직의 비중이 1990년대 초반부터 시작한 감소 추세가 가속화되고 있다(류재우·김재홍, 2001). 다른 한 편에서는 노동자들의 직장 유지율(job retention rate)이 감소해온 것으로 나타나(금재호·조준모, 2001) 직장 안정성이 감소해왔을 가능성이 제시되고 있다. 또한 직장이동률(turnover rate)이 근래에 들어 증가세를 보이고 있으며, 연령-임금곡선의 경우 임금이 정점에 도달하는 연령이 하향 이동하였을 뿐 아니라 기울기 자체도 감소하는 현상이 진행되어왔다.

이와 같은 노동시장의 변화들은 외환위기 과정에서의 일시적인 충격파에 일부 기인할 것이다. 그러나 그들의 상당 부분은 근래에 가속화되고 있는 기술변화 및 세계화의 진전 등으로 인해 경제환경이 근본적으로 변화함에 따라 노동시장에서 일어나고 있는 추세적인 변화를 반영하고 있을 가능성이 있다. 즉 본 연구에서는 우리나라의 기업에서의 근속급(seniority pay)의 구조, 직장이동률, 그리고 근속년수(tenure) 또는 직장 안정성 등에 있어서의 변화는 노동시장 근저에서 일어나고 있는 근본적인 변화에 기인하여 나타나는 다양한 모습일 것이라는 추측을 한다.

노동시장에서 일어나고 있는 근본적인 변화의 예로는, 기업환경의 변동성 증대에 따라 기업들이 최소한의 핵심노동자만을 상용직으로 유지하고 나머지 주변 노동자들은 임시 및 일용직 형태로 유지하는 전략을 채택하는 경향성의 증가(Abraham, 1990), 벤처기업 등 소기업 창업의 증가로 인한 노동이동성의 증가 및 임금유연성의 증대, 인구구조 변화에 따른 연령 프리미엄의 변화, 기술진보의 가속화에 따른

중장년층 노동자 숙련의 노후화, 디지털 경제의 도래에 따른 거래비용의 감소와 생산활동에 있어서의 외주 의존도 증대 및 기업 조직의 수평적인(flat) 형태로의 전환 등을 들 수 있을 것이다. 이들 변화가 근속에 대한 임금프리미엄을 감소시키는 효과가 있어왔다면 그것은 다시 노동자가 한 기업에서 계속 근속하는 것에 대한 유인을 감소시킬 것이며 기업 내에서 기업특수적인 인적 자본을 획득하려는 유인과 기업이 그 같은 훈련을 제공하려는 유인 모두를 작아지게 만들 것이다. 이러한 점들은 근속급의 규모와 변화 방향이 우리에게 중요한 의미를 지닌 것으로서 관심의 대상이 되어야 할 것임을 제시한다.

본고는 다음과 같이 구성되어 있다. 다음 절에서는 자료에 대해 설명한다. III절에서는 횡단면 자료를 이용하여 근속급과 경력급의 규모를 추정하고 그와 관련한 인구집단간의 차이를 분석한다. 패널자료에서 현직장에서 1년 이상 근속한 노동자들을 대상으로 근속효과(within-job wage growth)를 추정한 결과는 IV절에 제시된다. 마지막 절에서는 경험분석 결과를 요약하고 시사점에 대해 논의를 한다.

II. 자료

본 연구에서 사용된 자료는 KLIPS의 1~3차년도(1998~2000년)이다. 먼저 KLIPS의 각 년도의 횡단면 자료는 주어진 시점에서 서로 다른 노동자간의 임금을 비교함으로써 근속급의 구조와 최근에 있어서의 변화양상을 분석하는데 사용된다. 그 다음, 각 개인의 근속년수가 증가함에 따라 임금이 변화하는 효과를 분석하는 데에는 패널화된 자료가 사용된다.

본 연구는 경제발전에 따라 필연적으로 나타나는 농업-비농업 간의 취업분포 및 남녀간의 취업구성에 있어서의 변화효과를 제거한 후에도 존재하는 근속급의 변화에 관심을 가지며, 따라서 분석의 초점을 비농가-남자 집단에 두고자 한다. 또한 정부부문은 일반적인 노동시장과는 상대적인 독립성을 갖고 움직인다는 점을 고려하여 대부분의 경우 표본에서 제외하였다. 아울러 노동자간의 고용계약상의 이질성 및 위와 같은 서로 다른 노동계약간의 구성의 변화에 의한 효과를 가급적 줄이기 위해 상용직 이외의 노동자와 주당 노동시간(정상근로+초과근로)이 35시간 미만인 노동자, 그리고 65세를 초과하는 노동자들도 표본에서 제외하였다. 요약하면, 본 연

구에서 주요한 분석의 대상이 되는 것은 민간-비농업 부문에 종사하는 15~65세의 임금근로자로서 상용직의 고용 형태 하에서 전일제(full-time)로 일을 하는 남자 집단이 된다. 그러나 이 같은 표본 구성에도 불구하고 필요한 경우 비교적인 관점을 갖기 위해 이들 이외의 집단에 대한 개략적인 분석도 곁들이고자 한다.

본 연구에서 사용되는 변수들에 대해서는 다음 절에서 설명하기로 하고 여기서는 본 연구에서 가장 핵심적인 변수라고 할 수 있는 근속년수와 경력년수 변수에 관해서만 언급하기로 한다. KLIPS에는 조사원이 서베이 대상자를 면접한 시점이 기록되어 있는데, 본 연구에서는 면접월에서 현직장 취업월을 빼서 얻은 현직장 근속월수를 1년 단위로 끊어서 근속년수 변수를 만들었다. 그러나 이 변수는 조사원이 서베이 대상자를 면접한 시점이나 현직장에 취업한 시점이 정확하지 않은 관측치들이 존재하고 조사시점이 조사년도별로 서로 다르다는 점 등으로 인해 그 측정에 적지 않은 오차가 개재된다는 문제점을 가지고 있다.²⁾ 경력년수 변수는 통상적으로 사용되는 것과 마찬가지로 나이에서 교육년수에 6을 더한 수를 뺀 것으로 정의하였다. 본 연구에서 사용되는 몇 가지 중요한 변수에 대한 요약통계는 <부표 1>에 제시되어 있다.

Ⅲ. 근속급의 구조와 최근의 변화: 횡단면 분석

1. 분석모형

본 연구의 횡단면 분석의 기초가 되는 것은 임금 결정에 대한 다음과 같은 표준적인 추정식이다.

$$\ln w_{ijt} = \beta_1 T_{ijt} + \beta_2 X_{it} + Z_i \gamma + \eta_{ijt} \quad (1)$$

여기서 w_{ijt} 는 기업 j 에서 T 년째 근속해온 개인 i 가 시점 t 에 받는 (시간당) 임

2) 면접월이 누락되어 있는 경우에는 7월 면접으로 간주하였다. 또한 현직장에 취업한 연도가 기록되어 있지 않은 경우는 표본에서 제외하였으며, 취업월이 누락된 경우는 6월 취업으로 간주하였다.

금이며, Z 는 개인의 속성을 나타내는 벡터, X 는 노동시장 경력년수이다. 개인들의 임금에 영향을 미치지만 관찰되지 않는 이질성(unobserved heterogeneity: η)은 개인효과(δ)와 일자리 합치효과(job-match effect: θ), 그리고 측정오차 및 개인간에 불균등하게 분포되는 생산성 충격(idiosyncratic productivity shock: ε)으로 분해된다.

$$\eta_{it} = \delta_i + \theta_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

여기서 ε 은 다른 관측되지 않은 특성들과 통계적으로 독립인 것으로 가정한다. 잘 알려진 바와 같이, 이들 ‘관찰되지 않는 이질성’들은 근속년수(및 경력년수)와 상관관계를 갖고 있으며, 그 때문에 횡단면 자료로부터 추정된 근속급은 하향편의(bias)를 가지게된다. 이 같은 편의의 문제에 대한 논의는 다음절로 미루고, 본 절에서는 Z 에 개인효과와 일자리 합치효과의 대리변수가 될 수 있는 변수들을 포함 시킴으로써 ‘관찰되지 않는 이질성’에 기인한 편의를 최대한 줄인 횡단면 추정치를 제시하고자 한다. 그렇게 얻은 추정치는 기존의 연구결과, 외국의 경우, 그리고 패널자료에 기초한 추정치와의 비교분석에 사용된다.

2. 근속급과 경력급의 크기

〈표 1〉에는 횡단면 자료를 이용하여 식 (1)을 추정한 결과가 나타나 있다. 추정식에서 종속변수는 시간당 임금의 자연대수인데, 이는 월평균 급여를 정상적인 근로시간에 초과근로시간을 더해서 구한 주당 총근로시간으로 나누고 이를 다시 4.3으로 나눈 다음 자연대수를 취하여 얻은 것이다.³⁾ 설명변수로는 임금함수에 통상

3) 초과근로의 비중이 집단간에 — 특히 사무직과 생산직간에 — 다르게 분포한다는 점을 고려할 때, 근속급의 추정에서 정규노동시간에 대한 시간당임금 변수를 사용하는 것이 보다 바람직할 수가 있다. 초과근로에 대해서 지급되는 할증료가 시간당 임금을 왜곡할 수가 있기 때문이다. 본 연구에서 총임금을 총노동시간으로 나누어 구한 ‘평균’ 시간당임금 변수를 사용한 것은 KLIPS 자료에서는 ‘월평균임금’에 대한 설문만이 포함되어있어서 정규노동에 대한 임금과 초과노동에 대한 임금을 구분하는 것이 불가능하였기 때문이다. 본 연구에서 사용된 시간당 임금은 각 노동자의 정규근로와 초과근로간의 구성이 근속년수에 따라 달라지지만 않는다면 근속급의 추정에 편의를 일으키지는 않을 것이다. 어떤 측면에서는 본 연구에서 사용된 시간당 임금 변수가 근속급의 추정에서 오히려 더 의미가 있는 것일 수도 있다. 그것은 초과근로 및

적으로 포함되는 변수들, 즉 성, 가구주 여부, 학력(초졸 이하, 중졸, 고졸, 초대졸, 대학이상), 종사상 지위(상용직, 임시직, 일용직), 노조 가입여부, 직종(대분류), 거주지역(서울시, 광역시, 기타) 등이 범주변수의 형태로 포함되었다. 또한 앞에서 언급된 바의 관찰되지 않는 이질성을 가능한 한 통제하기 위해 개인-기업 간의 합치(job match)와 관련이 있을 것으로 생각되는 변수들도 포함되었다. 이 중 기업의 특성을 나타내는 변수들로서는 그 기업이 속한 산업(대분류), 기업의 규모(30인 미만, 30~99인, 100~299인, 300인 이상), 기업 형태(민간기업, 공기업) 등이 포함되었다. 개인-기업 합치의 대리변수로는 노동자들의 직무만족도(매우만족, 만족, 보통, 불만족, 매우 불만족) 변수가 더미변수의 형태로 포함되었다. 추정결과 이상의 설명 변수들의 계수는 산업더미(제조업=0)를 제외하고는 모두 통계적으로 유의하였다. 그러나 본고의 초점이 근속이 임금에 미치는 효과에 있는 만큼, <표 1>에서는 여타의 설명변수들의 계수 추정치는 제외하고 근속 및 경력 변수의 계수 추정치만을 제시하였다.

근속급과 경력급의 전반적인 구조를 살펴보기 위해 KLIPS 전체 표본을 대상으로 회귀식을 추정한 결과는 (1)열에 제시되어 있는데, 기업 근속이 1년 증가할 때 시간당 임금은 약 1.9% 증가하는 것으로 나타났다. 그러나 남자로 한정할 경우 그 크기는 1.5%로 줄어든다. 여자의 근속급이 더 크기 때문이다. 반대로 경력급의 경우에는 남자의 경우가 더 크다. 대체적으로 여자의 임금은 남자에 비해 낮은 수준에서 시작하며 경력이 증가함에 따라 증가하는 임금의 크기도 상대적으로 작으나, 남자와 마찬가지로 경력 23~24년 정도에서 최대치에 이른 다음 감소하는 모습을 보이고 있다. 여자의 이같은 경력-임금 함수의 모습은 그들의 연령-임금 곡선의 형태와 일치하는 바, 연령-임금 곡선이 근속급보다는 경력급에 의해 지배되고 있음을 보여준다.

근속의 임금 효과가 여자의 경우에 더 크게 나타난 것은 남자가 내부노동시장의 '혜택'의 주 수혜자일 것이라는 일반적인 예상과는 일견 배치되는 흥미로운 현상이다. 그와 같은 현상은 여성의 경우 이전 직장의 경력을 인정받으면서 직장을 옮기는 것이 상대적으로 어렵다는 점 — 다른 각도에서, 여자의 경우 일반적 인적 자본의 양이 상대적으로 작다는 점 — 을 일정부분 반영하고 있는 것으로 판단된다.

그에 대한 수당이 보다 일반화되어 있는 생산직에 있어서 그 같은 초과근로 및 초과수당은 '정규적인' 것으로 인식되고 있는 경우에 특히 그러하다.

그러나 이 같은 현상이 기업근속에 대한 보상이 여자의 경우에 더 크다는 것을 반드시 의미하지는 않는다. 우선 앞에서 언급하였듯이 여기서의 경력은 경험연구에서 통상적으로 사용되는 것처럼 '나이-교육기간-6'으로 가정하였는데, 여성의 경우 경력단절 현상이 보다 빈번하기 때문에 그 같은 가정에 의거하여 측정한 경력은 실제 경력을 과대평가 하게된다. 이는 임금함수 추정에서 '경력'효과를 과소추정 하는 반면 근속효과는 과대추정 할 것이다. 이와 함께 중요하게 고려되어야 할 것이 근속년수와 관련된 여자노동자의 이질성이다. 추정식에 포함된 설명변수들이 포착하지 못하는 '관찰되지 않는 생산특성'이 근속년수와 강한 정(正)의 관계를 갖고 있는 경우, 횡단면 자료로부터 추정된 근속급은 상방편의를 갖게될 것이다. 예컨대, 생애경력(career)에 대한 관심이 큰 여자 노동자들이 그렇지 않은 사람들에 비해서 직무에 대해 보다 적극적인 태도를 갖고 있으며 숙련획득이나 노력에 대해서도 더 강한 동기(motivation)를 갖고 있다면, 근속년수를 둘러싼 정의 선택성(positive selectivity)이 존재하게 될 것이며 이는 근속급이 과대추정되게 하는 요인으로 작용할 것이다. 실제로 뒤에서의 패널자료를 이용한 추정에서는 여자의 근속급이 남자의 그것보다 작게 나타나고 있어 이 같은 선택편의의 가능성을 뒷받침해주고 있다.

남자의 경우에 한정하여 보면 예상대로 임시 및 일용직((7)열)의 경우가 상용직의 경우((5)열) 보다 경력급 및 근속급 모두가 작으나 이들 종사상 지위간 임금의 차이는 특히 근속급에서 더 크게 나타난다. 이는 임시 및 일용직 노동자의 경우 새로운 직장에 들어갈 때 이전의 노동시장 경력은 어느 정도 인정을 받지만 그 직장에서 근속하는 데 대해서는 보상이 별로 주어지지 않는다는 점을 제시한다.

〈표 1〉과 관련하여 몇 가지만 더 언급하도록 하자. 첫째는 임금함수 추정식에 포함되는 근속년수와 경력년수의 고차항(高次項)에 관한 것이다. 본 연구에서는 2~4열에서와 비슷하게 근속년수의 4제곱항과 경력년수의 4제곱항까지 포함하는 식들을 다양한 집단에 대해 추정해보았다. 그 결과 경력년수를 2차항까지 넣을 때에는 반 정도의 경우에서만 근속년수의 2차항까지 유의한 결과가 나왔으며, 근속년수의 1차항만을 포함할 때에도 역시 반 정도의 경우에서만 경력년수가 3차항까지 유의하게 나타났다. 반면 경력년수의 2차항까지 그리고 근속년수의 1차항만을 포함하는 회귀식의 경우에는 거의 모든 집단에 대해 계수가 5% 수준에서 유의하게 나타났다. 그리고 표의 (5), (6)열에서 보듯 경력년수의 3차항까지를 포함하는 경우와 비교해서도 근속급에 있어서의 차이가 거의 나타나지 않았다. 이같은 결과들은 시간당 임금

이 근속년수에 따라 로그 선형으로 증가하는 모습을 보이고 있다고 보아도 크게 무리는 없을 것이라는 점을 제시한다. 이이 따라 지금부터는 모든 집단-직군들에 대해서 근속년수는 1차항만을 포함하고 경력년수는 2차항까지 포함하는 회귀식을 사용하고자 한다. 이처럼 동일한 추정식을 적용하는 것은 서로 다른 집단-직군간의 근속급의 비교를 용이하게 하는 측면도 있다.

둘째는 회귀식의 R^2 에 관한 것이다. 표에서 보듯 대부분의 추정식에서 R^2 는 0.45를 넘고 있어서 미국의 경우를 대상으로 한 임금함수의 추정식의 R^2 가 0.3 내외인 것과 비교할 때 상당히 높게 나타난다. 이는 아마도 우리나라에서는 개별 노동자의 임금이 주로 학력, 경력, 근속기간 등 객관적으로 관찰될 수 있는 개인특성에 따라 경직적으로 결정되고 있어서 생산성에 영향을 주는 여타의 관찰되지 않는

〈표 1〉 횡단면 자료를 이용한 근속급 규모의 추정: 1998~2000년, 민간 비농업

대상	전체	남자						여자
		전체			상용직		임시·일용직	
		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
$T (\times 10^2)$	1.87 (20.94)	1.46 (14.19)	1.49 (14.44)	1.84 (7.27)	1.56 (14.06)	1.57 (14.10)	0.81 (2.71)	2.76 (14.53)
$T^2 (\times 10^4)$	-	-	-	-1.57 (1.49)	-	-	-	-
$X (\times 10^2)$	3.41 (11.89)	4.51 (20.32)	5.90 (12.85)	5.76 (12.27)	4.64 (18.57)	5.16 (9.56)	3.99 (7.25)	1.54 (8.16)
$X^2 (\times 10^4)$	-9.61 (6.83)	-9.76 (21.86)	-16.82 (8.07)	-16.21 (7.64)	-10.37 (20.14)	-13.00 (5.23)	-7.61 (7.69)	-3.24 (7.51)
$X^3 (\times 10^6)$	4.67 (2.38)	-	9.83 (3.47)	9.13 (3.18)	-	3.73 (1.08)	-	-
상수	-0.639 (12.27)	-0.734 (12.41)	-0.795 (12.90)	-0.793 (12.87)	-0.712 (11.72)	-0.736 (11.40)	-1.166 (3.74)	-1.171 (6.30)
adj R^2	0.531	0.481	0.483	0.483	0.479	0.479	0.347	0.445
관측치 수	8,755	5,472	5,472	5,472	4,803	4,803	669	3,283

주: 1) 종속변수는 $\ln(\text{월평균급여}/(\text{주당노동시간} \times 4.3))$ 임. 설명변수로서 회귀식에는 포함되었지만 표에 제시되지 않은 것으로는 성, 가구주여부, 학력, 종사상 지위, 직무내용 만족도, 산업(대분류), 직종(대분류), 노조가입여부, 사업체규모, 공기업 여부, 광역시 여부, 연도 등을 나타내는 더미변수들이 있음.

2) 괄호 안은 t 의 절대값.

자료: KLIPS 1~3차년도.

특성의 영향력은 상대적으로 작다는 사실을 반영하고 있는 것으로 보인다.⁴⁾

셋째는 근속급의 규모에 대한 추정결과의 상대규모와 관련된 것이다. 표에서 남자 상용직으로 한정하더라도 근속급의 크기는 1.6%에 미치지 못하게 나타났다. 이는 사업체 조사인 『임금구조기본통계조사』 자료를 사용하여 추정할 경우 근속급이 6.4%에 이른다는 사실(Cheon and Chong, 1997)과 큰 대비를 이룬다. 그것은 또 한 정이환(2001)이 『경찰 부가조사』 자료를 이용하여 추정한 남자의 근속급 4.8%보다도 현저히 작다. 본 연구에서는 Cheon and Chong(1997)과 동일한 조건에서의 추정치를 구하기 위해, 표본을 10인 이상 사업체에 종사하는 남자 상용직 노동자만으로 한정 한 다음 설명변수로는 근속, 경력 및 이들의 제곱항, 학력, 기업규모만을 포함하여 회귀식을 추정해보기도 하였는데, 이 경우에도 근속년수의 계수는 2.38에 불과하였다. 이 크기는 횡단면자료를 이용한 것으로서 같은 연구에 소개된 일본의 근속급(4.75%)과 비교해서는 물론, 5%를 상회하는 미국의 경우(Topel, 1991)에 비해서도 훨씬 작은 것이다.⁵⁾ 현재로는 '임금구조'와 KLIPS 중 어느 자료가 편의를 가진 것인지 확인 할 수 없다. 다만 '임금구조' 자료는 사업체 조사로서 제조업-대기업-생산직의 비중이 높는데, 이것이 근속급 추정치에 상방편의를 일으키는 요인이 될 개연성은 있다.⁶⁾

3. 근속급의 구조 및 그 변화

〈표 2〉는 분석 대상을 남자 상용직으로 한정 한 다음 다양한 집단-직군들에 대해 근속급과 경력급을 추정한 결과를 보여주고 있다. 학력별로 보면 일반적으로 생각되어지는 것과는 달리 대졸자의 근속급이 고졸자의 경우보다 작다. 이는 숙련 구성에 있어서 저학력자에 비해 고학력자의 경우에 일반적인 인적자본의 비중이 크며, 따라서 직장을 옮기는 데 있어서 상대적으로 작은 손실을 보게된다는 사정을 반영하고 있는 것으로 보인다.

4) Cheon and Chong(1997)도 비슷한 점을 지적한 바 있다.

5) Topel의 추정은 NLS 자료를 사용한 것이다. CPS를 이용한 정이환(2001)의 미국 남자의 근속급 추정치는 1.9%로 나타난다.

6) 이는 근속년수를 둘러싸고 노동자의 정의 선택성이 존재한다는 점을 전제로 한 것이다. 그러나 근속년수에 따라 로그임금이 체감하는 경우에는 장기근속자가 상대적으로 많이 포함된 자료는 근속급을 과소추정 할 수 있다.

대략적으로 말해 대졸과 고졸간의 임금함수 형태의 차이는 남자와 여자간의 차이와 비슷하다. 그러나 그 같은 차이의 원인은 서로 다른 것으로 보인다. 앞에서 언급한 바와 같이, 여자의 경우에는 선택편의에 의해 횡단면자료로부터의 근속급의 규모가 과대추정 되고 있을 가능성이 있는 것이다.

직종별로 볼 때는 서비스직에서는 근속급이 거의 존재하지 않는 것으로 나타난다. 또한 화이트칼라보다는 생산직이, 그리고 화이트칼라 내에서는 사무직보다는 전문직의 근속급이 더 크게 나타난다.⁷⁾ 생산직 노동자를 노조 가입자와 비가입자로 구분해서 보면 전자는 기본적으로 임금이 높으며 근속에 따른 임금 증가도 크지만 이전의 노동시장 경력은 임금 증가에 상대적으로 작은 효과를 갖는다. 이 같은 결과는 노조 부문에서는 임금분산의 압축(wage compression)이 일어나기 때문에 기업내 임금격차가 작아지는 경향이 있다고 하는 일반적인 관찰과는 배치되는 흥미로운 현상이다. 이는 우리나라의 노동조합 부문에서는 내부노동시장이 강하게 작용하고 있으며 선임순서가 임금결정에 보다 강한 영향력을 행사하고 있다는 점을 제시한다.

기업규모별로 보면, 표에는 보고되지 않았지만 10인 미만의 경우는 근속급의 크기도 작을뿐더러 통계적으로 유의하지도 않다. 규모를 30인 미만의 소규모, 30-299의 중규모, 300인 이상의 대규모로 나누었을 때에는, 역시 소규모보다는 중·대규모의 경우가 근속급의 크기가 크게 나타난다. 기업 형태별로는 정부나 공기업에서 근속급의 규모가 작게 나타나는데, 이는 일반적으로 인식되고 있는 것처럼 이들 부문에서 임금분산의 압축이 일어나고 있음을 보여준다.

한 노동자가 가지고 있는 일반적 인적자본과 기업 특수적 인적자본의 절대 및 상대규모, 그리고 각각의 단위당 가격은 생애 주기에 따라 특정의 모습을 갖고 변화한다. 이와 관련하여 여기서는 중장년층 노동자와 그 이외의 집단간에 기업 근속 및 노동시장 경력에 대한 보상이 서로 다른지를 보기 위해 40세 미만자와 40세 이상자의 두 집단으로 나누어 임금함수를 추정하여 보았다. 그 결과 중장년층의 경우 근속급과 경력급이 작게 나타나기는 하였으나 예상과 달리 그 차이는 미미하였다.

7) 본 연구에서 사용한 시간당 임금 변수는 초과근로시간을 포함한 것인데, 임명의 심사자는 초과근로에 대한 할증료가 존재한다는 점과 사무직의 경우 생산직의 경우에 비해 초과근로가 과소보고 된다는 점 등을 들어 대졸보다 고졸, 그리고 화이트칼라보다는 생산직의 근속효과가 크게 나오는 <표 2>의 결과에 의문을 제기하였다. 그러나 임금구조기본통계자료의 정규근로와 정상임금만을 가지고 추정한 경우에도 근속효과와 패턴은 여기서와 동일하게 나타나는 것으로 확인되고 있다(류재우·박성준, 2002).

〈표 2〉 횡단면 자료를 이용한 인구집단별 근속급 규모의 추정:

1998~2000년, 비농업 민간 상용직 남자

	학 력		직 종				
	고졸	대졸	화이트 칼라	전문직	서비스직	생산직 (비노조)	생산직 (노조)
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
$T (\times 10^2)$	1.40 (8.28)	0.90 (3.74)	0.87 (5.25)	1.28 (2.24)	0.66 (1.02)	1.62 (8.81)	2.31 (7.72)
$X (\times 10^2)$	4.77 (11.45)	5.77 (9.43)	5.74 (13.48)	6.97 (5.19)	5.60 (5.57)	3.97 (10.68)	2.05 (2.64)
$X^2 (\times 10^4)$	-10.96 (12.29)	-12.03 (8.14)	-11.22 (11.77)	-15.34 (5.07)	-11.37 (4.56)	-9.36 (12.88)	-6.57 (4.27)
상 수	-0.665 (6.71)	-0.584 (6.11)	-0.932 (12.53)	-1.091 (5.36)	-0.955 (6.17)	-1.212 (22.96)	-1.050 (10.80)
adj R^2	0.359	0.387	0.407	0.374	0.386	0.363	0.447
관측치 수	2,153	1,260	2,034	291	313	1,781	672
	사업체 규모			기업 형태		연 령	
	30인 미만	30~300인	300인 이상	정부	공기업	40 미만	40 이상
	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)
$T (\times 10^2)$	0.93 (4.64)	1.87 (10.35)	1.58 (7.28)	1.19 (5.65)	1.02 (2.25)	1.51 (7.39)	1.45 (9.83)
$X (\times 10^2)$	4.86 (12.47)	4.83 (11.31)	4.02 (7.70)	3.69 (5.52)	5.44 (4.60)	5.53 (9.26)	4.33 (3.76)
$X^2 (\times 10^4)$	-10.39 (13.2)	-10.87 (12.42)	-8.79 (7.42)	-4.92 (3.75)	-10.05 (3.88)	-14.24 (5.98)	-9.82 (5.55)
상 수	-0.567 (4.89)	-0.752 (7.25)	-0.728 (7.58)	-0.888 (6.90)	-1.379 (6.29)	-0.891 (7.29)	-0.653 (3.27)
adj R^2	0.393	0.504	0.426	0.553	0.430	0.401	0.573
관측치 수	1,702	1,675	1,425	677	284	3,120	1,682

주: 1) 〈표 1〉의 주 1)과 동일. 단 (11) 열의 정부부문 종사자의 경우 설명변수에서 기업규모가 제외되었음.

2) 괄호 안은 t 의 절대값.

자료: KLIPS 1~3차년도.

〈표 3〉 횡단면 자료를 이용한 근속급 규모의 변화 추정: 비농업 민간 상용직 전일제 노동자

연 도		남 자					
		전체	학 력			직 종	
			중졸 이하	고졸	대졸	화이트칼라	생산직
		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
98	$T (\times 10^2)$	1.83	1.82	1.44	0.98	1.09	2.04
	$X (\times 10^2)$	4.38	2.57	5.13	5.94	6.24	3.01
	$X^2 (\times 10^4)$	-9.99	-5.98	-12.20	-11.39	-12.39	-7.88
99	$T (\times 10^2)$	1.63	1.61	1.65	0.79	0.94	1.89
	$X (\times 10^2)$	5.00	5.88	4.49	5.86	6.07	3.28
	$X^2 (\times 10^4)$	-11.33	-11.41	-11.03	-11.93	-12.07	-8.49
00	$T (\times 10^2)$	1.17	1.22	1.21	0.85	0.54	1.50
	$X (\times 10^2)$	4.70	5.61	4.94	5.11	5.07	4.72
	$X^2 (\times 10^4)$	-10.09	-10.70	-10.38	-12.13	-9.42	-10.48

연 도		남 자					여자 전체
		사업체 규모		기업 형태	연 령		
		30인 미만	300인 이상	공기업	40 미만	40 이상	
		(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	
98	$T(\times 10^2)$	0.82	1.93	1.22*	1.86	1.66	2.78
	$X(\times 10^2)$	4.09	4.93	6.27	6.26	4.41	2.02
	$X^2(\times 10^4)$	-8.95	-10.88	-10.82	-17.12	-9.64	-4.34
99	$T(\times 10^2)$	1.34	1.59	0.82*	1.21	1.50	3.14
	$X(\times 10^2)$	5.37	4.33	5.29	5.34	1.97*	1.53
	$X^2(\times 10^4)$	-11.70	-10.23	-8.03*	-13.57	-7.11*	-3.39
00	$T(\times 10^2)$	0.56	1.17	0.16*	1.47	1.04	2.63
	$X(\times 10^2)$	5.50	2.98	4.88	4.94	3.35*	1.25
	$X^2(\times 10^4)$	-11.24	-5.80	-8.22*	-11.56	-8.59	-2.19

주: 1) 〈표 1〉의 주 1)과 동일.

2) *는 계수가 10% 수준에서 유의하지 않음을 나타냄. * 표시가 없는 것은 10% 수준에서 유의하며 거의 대부분 5% 수준에서 유의함.

자료: KLIPS 1~3차년도.

이제 민간부문 상용직 종사자에 한하여 이같은 근속급의 구조가 최근에 어떻게 변해왔는지를 보도록 하자. 먼저 <표 3>의 (1) 열에서 남자 전체에 대해서 보면, 근속급의 규모는 1998년에는 1.8%였던 것이 1999년에는 1.6%, 그리고 2000년에는 1.2%로 2년 사이에 무려 36%나 감소하였다. 이는 근속급에는 큰 변화가 없으며 대신 경력급이 상당 폭 감소한 여자의 경우((12) 열)와 대조적이다. 남자에 한정하여 보면 고학력자보다는 저학력자에게서, 직종별로는 생산직보다는 사무직 등의 화이트칼라에서, 기업규모별로는 소기업보다는 중·대기업에서⁸⁾ 근속급이 더 크게 감소한 것으로 나타난다.

본 연구에서 사용되는 자료는 외환위기 직후의 기간들을 포괄하고 있는데, 이 기간 중에 광범위하게 일어난 기업의 구조조정의 충격이 연령별-근속년수별로 서로 다르게 영향을 미쳤을 가능성이 있다. 예컨대, 명예퇴직 등의 변형된 형태의 정리해고는 연령이 높은 고임금층을 주요 타겟으로 하여 시행되어 왔을 가능성이 있다. 그것이 사실일 경우 중장년 노동자 중에서도 높은 근속-높은 임금의 특성을 갖는 노동자들이 비임금노동자로 전환되거나 비정규직 노동자화 함으로써 표본에서 빠져나갔을 것이다. 이는 중장년층의 근속급이 더 크게 감소하는 결과로 나타날 수 있다. 반면 그같은 구조조정의 대상이 장기근속자 중에서도 생산성과 임금이 상대적으로 낮은 사람들이었던 경우에는 중장년층 노동자들의 근속급이 상대적으로 덜 하락했을 수가 있다. 표의 (10) ~ (11) 열에는 남자 상용직 노동자들을 40세 미만자들과 40세 이상자들로 나누어 근속급의 시간상의 변화를 보여주고 있는데, 중장년층의 경우에 근속급이 약간 더 빨리 하락한 것으로 나타나고 있다. 이는 외환위기 이후의 구조조정과정에서 장기근속자 중에서도 상대적으로 고임금을 받는 자들이 그 주 대상이 되어왔다는 논점을 뒷받침한다.

한편, 남자와는 달리 여자의 경우에는 기업근속에 대한 보상의 규모는 별로 변하지 않은 채 경력에 대한 보상이 빠르게 감소하는 현상이 나타나고 있다. 이는 이들에게 있어 근래에 경력 단절현상이 확산되고 있으며 이에 따라 한 기업 내에서 계속 근속하는 자와 그렇지 않은 자간의 이질성이 더욱 심화되고 있다는 점, 그리고 계속근속자의 임금함수에 있어서는 남자와의 차이가 줄어들고 있다는 점들을 반영하는 것으로 보인다.

8) 표에는 나타나 있지 않지만 30~299인 규모 기업의 경우 근속년수의 계수는 1998년, 1999년, 2000년에 각각 1.21, 0.50, 0.18로 2년 사이에 무려 85%나 감소하였다.

IV. 근속급의 구조와 최근의 변화: 패널자료 분석

1. 분석모형

횡단면 자료로부터 근속급을 추정하는 경우(식 (1)) 그것은 편의된 추정치를 제공하게 될 가능성이 있다(Topel, 1991). 우선 직업탐색의 관점에서 볼 때, 일자리 합치(job matching)가 잘 이루어진 노동자일수록(즉, θ 가 높을수록) 현재의 직장에 서 받는 것보다 우월한 임금 제의를 받을 확률이 낮아지게 되며 따라서 근속년수가 길어지는 경향이 있게된다. 그 결과 교란항과 근속년수간에는 양의 상관관계가 존재하게되며, 횡단면 자료를 이용한 근속급의 OLS 추정치에 상방편의가 발생하게 한다. 그러나 이같은 효과는 어디까지나 근속의 임금효과가 존재하지 않는(즉, $\beta_1 = 0$) 경우에 한한다. 근속급이 존재하는 경우(즉, $\beta_1 > 0$)에는, 현직장에 잔류할 때 증가되는 임금보다 더 증가된 임금 제의를 받은 사람만이 다른 직장으로 옮기게 될 것이다. 이들 직장이동을 한 사람들은 θ 가 크며, 낮은 T에서 관찰될 가능성이 크다. 따라서 근속급이 실제로 존재하는 경우에는, 경력은 같으나 근속년수가 서로 다른 사람들을 횡단면 상에서 비교하는 방식으로 추정하는 근속급의 규모는 하방편의를 갖게된다.

이러한 점들을 염두에 두고, 이 절에서는 Topel(1991)에서와 기본적으로 동일한 2단계 추정법에 기초하여 패널자료를 이용한 근속급 추정을 한다. 이 추정법은 기본적으로 한 직장에 근무하는 사람이 동일 직장에서 1년 더 근속을 할 때 증가되는 임금에 관한 정보를 이용하는 것이다. 앞의 횡단면 추정에서는 근속년수의 1차항과 경력년수의 2차항을 설명변수로 포함시켰었다. 이를 반영하여 계수 β_3 와 결합된 X^2 항을 식 (1)에 명시적으로 포함시키도록 하자. 패널 추정에서의 분석 대상은 동일 직장내에서 연속해서 근속하는 자에게 한정되어 있으므로 $\Delta T = \Delta X = 1$ 과 $\Delta X^2 = X^2 - (X-1)^2$ 의 관계가 성립한다. 이를 이용하여 식 (1)을 차분하면 1단계 추정의 기초가 되는 식 (3)이 얻어진다.

$$\ln w_{it} - \ln w_{it-1} = \beta_1 + \beta_2 + \beta_3 \Delta X^2_{it} + \varepsilon_{it} - \varepsilon_{it-1} \quad (3)$$

교란항 ε 이 설명변수들 및 관찰되지 않는 특성들과 통계적으로 독립이라는 가정 하에서 식 (3)은 $\beta_1 + \beta_2$ (및 β_3)에 대한 일치추정치 (consistent estimate) \hat{B} (및 $\hat{\beta}_3$)를 제공한다.

이제 현직장에 들어올 당시의 경력년수를 X_0 라고 쓰면, $X = X_0 + T$ 의 관계가 성립하므로, X^2 이 추가된 식 (1)은 $\ln w_{it} = (\beta_1 + \beta_2)T_{it} + \beta_2 X_{0it} + \beta_3 X_{it}^2 + Z_i \gamma + \eta_{it}$ 로 쓸 수 있다. 식 (3)에서 추정된 \hat{B} 와 $\hat{\beta}_3$ 로 해당 계수들을 대체하고 정리하면 다음의 2단계 추정식을 얻는다.

$$\ln w_{it} - \hat{B}T_{it} - \hat{\beta}_3 X_{it}^2 = \beta_2 X_{0it} + Z_i \gamma + e_{it} \quad (4)$$

여기서 $e = (\beta_1 + \beta_2 - \hat{B}) \cdot T + \eta$ 이다. 근속급에 대한 추정치는 식 (3)으로부터 얻은 추정치 \hat{B} 에서 식 (4)으로부터 얻은 경력급 추정치 ($\hat{\beta}_2$)를 뺀으로써 구해진다.⁹⁾

2. 근속급의 추정

이같은 2단계 추정법을 사용하여 근속급을 추정한 결과는 <표 4>에 제시되어 있다. 이 추정에서는 식 (3)의 1계 차분식을 사용하기 위해 현재 직장에서의 근속년수가 1년 미만인 자들은 표본에서 제외하였다. 1년 사이에 근속년수가 줄어들거나 2년 넘게 증가한 경우도 제외하였다.

9) 이같이 구한 근속급의 추정치는 X_0 와 e 가 상호 독립이라는 가정 하에서 일치추정치이다. 그러나 현직장에서 근속년수가 증가함에 따라 기대되는 임금의 상승보다 높은 임금의 증가를 외부에서 제의 받은 노동자들은 사직을 하고 그렇지 않은 노동자만 잔류를 하는 방식으로 노동 시장에서의 일자리 합치가 이루어진다는 점을 감안하면 근속급의 추정치는 하방편의를 갖게 된다(Topel, 1991). 반대로 이같은 2단계 추정법이 노동자간의 이질성을 완전히 통제하지 못할 경우 상향편의를 가질 수 있다(Altonji and Williams, 1997). 본 연구에서는 주된 분석대상이 비농업 전일제 남자 노동자로 한정된 위에 세분화된 집단들에 대해 근속급을 추정하였으므로 이질성이 상대적으로 많이 통제되었으며, 따라서 이질성으로 인한 상방편의의 가능성은 상대적으로 낮을 것으로 판단한다.

〈표 4〉 패널자료를 이용한 인구집단별 근속급 규모의 추정:

1999~2000, 비농업 민간 상용직 전일제 노동자

추정 구분		남 자						
		전체	학 력			직 종		
			중졸이하	고졸	대졸	화이트칼라	서비스	생산직
			(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
1단계	$T \times X (\times 10^{-2})$	7.097	6.912*	3.149*	15.024	9.383	12.014	4.559
	$\Delta X^2 (\times 10^{-4})$	-9.575	-8.950*	-2.150*	-28.629	-14.891	-27.699	-4.387*
	$R^2 (\times 10^{-2})$	0.31	0.25	0.01	1.68	0.54	2.26	0.07
	관측치 수	2,187	340	980	584	983	135	1,063
2단계	$X_0 (\times 10^{-2})$	2.882	4.903	0.824	13.249	7.797	12.287	1.712
	$T (\times 10^{-2})$	4.215	2.009	2.325	1.775	1.586	-0.273	2.847
대상		남 자						여 자
		기업형태	기업 규모			연 령		전 체
		공기업	30인 미만	30~300인	300인 이상	40세 미만	40세 이상	
		(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	
1단계	$T + X (\times 10^{-2})$	17.881	3.168*	10.143	8.562	11.177	5.268*	5.582
	$\Delta X^2 (\times 10^{-4})$	-30.661	-2.767*	-14.849	-12.937	-27.662	-5.656*	-7.811
	$R^2 (\times 10^{-2})$	204	0.04	0.71	0.38	0.52	0.06	0.44
	관측치 수	2,187	673	761	745	1,353	834	1,000
2단계	$X_0 (\times 10^{-2})$	17.481	1.386	7.285	6.152	9.362	2.971	3.573
	$T (\times 10^{-2})$	0.400	1.782	2.858	2.41	1.815	2.297	2.009

주: 1) 1단계 추정의 첫 행은 식 (3)에 의거한 것으로서 1년 사이에 직장을 바꾸지 않은 상용근로자를 대상으로 근속년수가 1년 증가함에 따른 시간당 임금의 증가폭을 추정한 것임. 2단계 추정은 식 (4)에 의거한 것으로 설명변수로는 〈표 1〉의 주 1)에 서술한 변수들이 포함되었으나 표에는 경력과 근속에 대한 계수만 제시하였음. 2단계 추정의 첫 행은 경력효과와 추정치이며, 1단계 1행의 수치에서 이 경력효과를 빼서 얻은 것이 2단계 2번째 행에 나타나 있는 근속효과와 추정치임.

2) *는 계수가 10% 수준에서 유의하지 않음을 나타냄. *표시가 없는 것은 10% 수준에서 유의하며 거의 대부분 5% 수준에서 유의함.

자료: KLIPS 1~3차년도.

1단계 추정에서는 이웃하는 년도들의 임금을 비교하여야 하므로 물가상승 및 거시경제적인 변화요인을 반영하여 상이한 연도의 임금이 조정되어야 할 필요가 있다. <부표 1>에는 각년도 횡단면자료에서의 노동시간, 임금, 시간당 임금의 자연대수의 평균값 등이 제시되어 있는데, 시간당 임금의 경우 1998년을 기준으로 볼 때 1999년에 상당폭 감소하였다가 2000년도에 거의 회복하는 모습을 보인다. 이같은 패턴은 1998년에서 2000년 사이에 매해 10% 남짓한 시간당 임금의 상승이 있었던 것으로 조사된 『매월노동통계조사보고서』(‘매통’)에서의 그것과는 매우 다른 것이다. 이 때문에 ‘매통’의 시간당 임금지수를 써서 KLPS의 시간당 임금자료를 표준화해줄 경우 1999년 이후의 시간당임금의 평균이 1998년도의 것보다 상당히 낮아지는 문제가 발생한다. 양 자료에서의 임금변화 패턴의 차이가 어디에 기인하는지는 알 수 없으나, 현 단계에서는 ‘매통’을 이용하여 임금을 조정하는 것은 일단 실효성이 없는 것으로 판단되었다.

따라서 각년도의 임금을 조정하는 데에는 다음의 방법이 사용되었다. 먼저 각년도 횡단면 자료를 붙여서 만든 자료(pooled data)를 사용하여 남녀별로 앞의 <표 1>에서와 같은 회귀식을 추정하였다. 그런 다음에 거기서 얻어진 연도 더미의 계수에 반대부호를 붙인 것을 각년도의 임금자료에 더해주었다. 결국 <표 1>에서 사용된 모든 설명변수들을 통제할 경우 1~3차년도의 평균임금(즉, 임금함수 추정식에서의 상수항)이 모두 동일하게끔 조정을 한 것이다.

<표 4>에는 이같은 과정을 거쳐서 얻은 근속 및 경력에 대한 보상 규모의 추정치가 제시되어 있다. 먼저(1)열을 보면 남자 상용직 전체의 경우 근속년수가 1년 증가할 때 임금이 약 4.22%가 증가하는 것으로 나타난다. 같은 노동자 집단에 대해 횡단면에서는 1.56%에 불과하게 추정되었던 점(<표 1>의(5)열)과 비교할 때, 횡단면 추정치는 약 60%정도 하향편의될 수 있다는 추론이 가능하다. 여타 세분된 집단-직군들의 경우에도 대부분 패널자료로부터 추정한 근속급이 횡단면으로부터 추정한 것보다 크게 나타난다. 주목할 것은, 이같은 근속급 추정치의 절대적인 수준에 있어서의 차이가 존재함에도 불구하고 여자를 제외한 각 집단-직군간의 근속급의 분포가 횡단면 자료에서 발견된 패턴과 거의 유사하다는 것이다. 이는 횡단면 자료를 사용한 근속급의 추정치가 하향 편의된 것일지라도, 남자에 한정할 경우 한 시점에서 직군-집단간의 근속급의 차이를 비교하거나 상이한 시점간의 근속급의 변화를 비교하는 데에는 커다란 무리없이 사용할 수 있음을 보여준다.¹⁰⁾

〈표 4〉에 제시된 근속급의 추정치는 횡단면 자료로부터의 추정치보다 상당히 크기는 하지만 '임금구조' 자료를 이용한 이전 연구에서의 추정치보다는 여전히 작다. 또한 그것은 미국의 추정치 5.45% (Topel, 1991)에 비해서도 작다. 이같은 결과는 미국에 비해 우리의 경우가 내부 노동시장이 더 잘 발달되어있으리라고 하는 일반적 인식이 사실과 배치되는 것일 수도 있음을 제시한다.

한가지 특징적인 것은 여자의 경우에는 남자와는 달리 근속급의 횡단면 추정치보다 패널 추정치가 더 작다는 점이다. 횡단면 추정에서는 남자보다 여자의 근속급이 훨씬 크게 추정되었는데 패널 추정에서는 그같은 관계가 역전되는 현상이 나타나는 것이다. 이 현상은 이미 언급한 노동자의 이질성, 즉 식 (1)에서의 개인효과(δ_i)와 관련이 있을 것으로 판단된다. 예컨대, 높은 근속년수-높은 임금으로 특징지워지는 노동자가 근속년수-낮은 임금의 특성을 갖는 사람들보다 관찰되지 않는 우월한 생산특성을 갖고 있다면 그로 인해 δ 와 T 간에는 양의 상관관계가 존재하게 될 것이다. 이는 횡단면 자료에서 추정되는 근속급이 상방편의를 갖게끔 하는 요인이 된다. 그같은 효과가 충분히 크다면 그것은 직업탐색 또는 일자리합치(job match)와 관련하여 발생하는 하방편의를 압도함으로써 횡단면 추정치가 상방편의를 갖게할 수 있다. 사실 여자의 경력 단절이 보편화되어 있는 우리의 현실에서 장기근속을 하는 여자노동자들은 그렇지 않은 사람들에 비해 근로노력(work effort) 및 숙련획득과 관련하여 보다 강한 동기(motivation)를 갖고 있으며 그러한 점에서 근속년수를 중심으로 한 이질성이 매우 클 가능성이 있다.

〈표 5〉에는 패널자료를 이용하여 연도별로 근속급을 추정한 결과가 제시되어 있다. 먼저 남자 상용직 전체의 경우를 보면 1999년으로부터 1년 사이에 근속급이 3분의 1정도로 줄어든 것으로 나타난다. 근속급의 이같은 감소는 횡단면자료의 경우보다 그 폭이 큰 것이며, 거의 모든 범주에서 비슷하게 일어났다. 다만 학력별로 볼 때 고학력자보다는 저학력자의 경우가, 그리고 기업규모별로는 중·대규모 기업의 경우가 근속급의 감소폭이 상대적으로 컸다는 점을 하나의 특징으로 지적할 수 있겠다. 이같은 특징은 횡단면 분석의 결과와 일치하는 것이기도 하다.

지금까지는 근속년수가 1년 증가할 때 증가하는 임금의 크기를 분석하였다. 그러

10) 한가지 주목할 것은 남자 전체 집단에 있어서의 근속효과 추정치가 개별집단의 그것들보다 작다는 것이다. 이는 이질적인 집단간의 구성효과와 관련이 있는 것으로 추측되기는 하지만 그에 대한 보다 엄밀한 검증은 하지는 못하였다.

나 경력-임금곡선이 오목한 형태를 갖고 있는 상태에서는 경력에 대한 근속의 상대적인 효과는 경력년수 및 경력년수 제곱의 계수의 크기에 의존하게 된다. 이같은 점을 감안하여, <표 6>은 경력기간 전체를 한 직장에서만 근무한 사람과 경력은 동일하지만 조사 직전에 직장을 옮겨 현 직장에서의 근속년수가 0년인 사람을 비교하여

<표 5> 패널 자료를 이용한 연도별 근속급 규모의 추정: 비농업 민간 상용직 전일제 노동자

		남 자							
		전 체	학 력			직 종			
			중졸이하	고졸	대졸	화이트칼라	서비스	생산직	
									(1)
1999	$T(\times 10^2)$	3.618	3.761	2.706	2.623	1.964	2.927	4.564	
	$X(\times 10^2)$	4.944	2.593	5.700	13.592	7.077	26.777	1.768	
	$X^2(\times 10^4)$	-9.816	-3.665*	-12.679*	-27.782	-13.413*	-68.477	-3.884*	
2000	$T(\times 10^2)$	1.299	0.403	1.936	0.812	1.197	-2.564	1.266	
	$X(\times 10^2)$	3.996	6.425	-4.792	12.780	8.540	-1.353	1.084	
	$X^2(\times 10^4)$	-8.729	-12.794*	9.613*	-29.446	-16.418	7.807*	-3.990*	
		남 자						여자 전체	
		기업형태	기업 규모			연 령			
			공기업	30인 미만	30~300 인	300인 이상	40세 미만		40세 이상
				(8)	(9)	(10)	(11)		(12)
1999	$T(\times 10^2)$	-0.431	0.594	8.533	4.418	2.839	2.938	3.436	
	$X(\times 10^2)$	29.717	0.835	2.962	7.495	7.888	6.368	5.921	
	$X^2(\times 10^4)$	-68.389*	-2.670*	-12.593*	-13.816	-19.937*	-10.277*	-13.874	
2000	$T(\times 10^2)$	0.842	3.008	0.997	0.339	0.449	1.707	0.440	
	$X(\times 10^2)$	9.090	2.211	7.185	3.926	11.165	-0.806	1.100	
	$X^2(\times 10^4)$	-3.908*	-3.425*	-15.557	-10.851	-36.025	-0.527*	-1.525	

주: 1) <표 4>의 주 1)과 동일.

2) *는 계수가 10% 수준에서 유의하지 않음을 나타냄. * 표시가 없는 것은 10% 수준에서 유의하며 거의 대부분 5% 수준에서 유의함.

자료: KLIPS 1~3차년도

전자가 후자 임금의 몇 %에 해당하는 임금 프리미엄을 받고 있는가를 보여주고 있다.

예컨대, 횡단면자료로부터의 추정치에 의할 경우 경력년수가 10년인 남자 상용직 노동자로서 한 직장에서 10년을 근무한 사람은 경력기간은 같은 10년이지만 새로 입사한 자에 비해 1998년에는 20%의 임금 프리미엄을 받고 있었으나, 2000년에는 그것이 12.4%로 감소하였다. 패널추정에서는 그같은 프리미엄은 1999년과 2000년 사이에 43%에서 13.9%로 감소한 것으로 나타난다. 전반적으로 볼 때 표에서

〈표 6〉근속의 임금 효과 및 그 변화: 비농업 민간 상용직 전일제 노동자(단위: %)

	남 자												여자 전체	
	전체	학 력			직 종		사업체	규모	기업 형태	연 령				
		중졸 이하	고졸	대졸	화이트 칼라	생산직	30인 미만	300인 이상	공기업	40미만	40이상			
횡단면 자료		X=10, T=0 대비 X=10, T=10의 임금 프리미엄												
	1998	20.0	19.7	15.5	9.9	11.5	22.4	8.0	21.1	13.1	20.3	18.4	32.4	
	1999	17.7	17.4	17.9	8.8	9.8	20.3	14.5	17.3	8.3	12.8	16.8	36.3	
	2000	12.4	13.4	12.8	8.8	5.3	16.7	5.8	12.6	1.3	15.8	10.9	29.7	
		X=20, T=0 대비 X=20, T=20의 임금 프리미엄												
	1998	73.5	43.2	33.3	21.6	24.5	50.4	18.4	47.4	27.8	45.5	39.6	74.6	
	1999	38.2	38.0	39.2	17.5	20.7	46.0	31.1	37.3	17.7	27.2	34.8	86.6	
	2000	26.3	27.5	27.2	18.7	11.6	34.9	11.5	26.4	3.1	34.3	23.0	68.6	
	패널 자료		X=10, T=0 대비 X=10, T=10의 임금 프리미엄											
		1999	43.0	45.6*	30.8*	29.8	22.0*	57.4*	5.7*	56.0	4.2*	32.8*	33.9*	41.4
2000		13.9	4.2*	22.1*	8.6	13.1	14.0*	34.7*	3.0	8.8*	4.7	18.5*	4.5	
		X=20, T=0 대비 X=20, T=20의 임금 프리미엄												
1999		105.5	112.4*	72.3*	68.9	48.1*	149.2*	13.2*	141.5	8.3*	76.6*	79.7*	98.4	
2000		29.3	8.3*	48.2*	17.6	27.3	28.3*	82.4*	7.0	18.2*	9.5	41.0*	9.4	

주: 1) 표의 수치는 동일한 경력을 가진 노동자로서 전경력 기간을 동일한 직장에서 근무한 자의 시간당임금을 근속기간이 0인 자의 시간당 임금에 대한 배율(%)에서 1을 뺀 것임.

2) * 는 이 표의 기초가 된 〈표 3〉 및 〈표 5〉에서의 X^2 의 계수 추정치가 10% 수준에서 유의하지 않음을 나타냄. * 표시가 없는 것은 거의 대부분 5% 수준에서 유의함.

자료: KLIPS 1~3차년도.

나타난 임금프리미엄의 집단-직군별 분포는 앞에서 언급한 근속급의 패턴과 거의 비슷하다. 또한 패널자료를 이용한 추정치들은 약간 불안정적이며 경력제곱에 대한 계수값이 통계적으로 유의하지 않은 경우가 많다는 한계를 갖고 있기는 하지만, 앞의 표들에서와 마찬가지로 근속에 대한 보상의 감소가 빨리 일어나고 있다는 점을 확인시켜주고 있다.

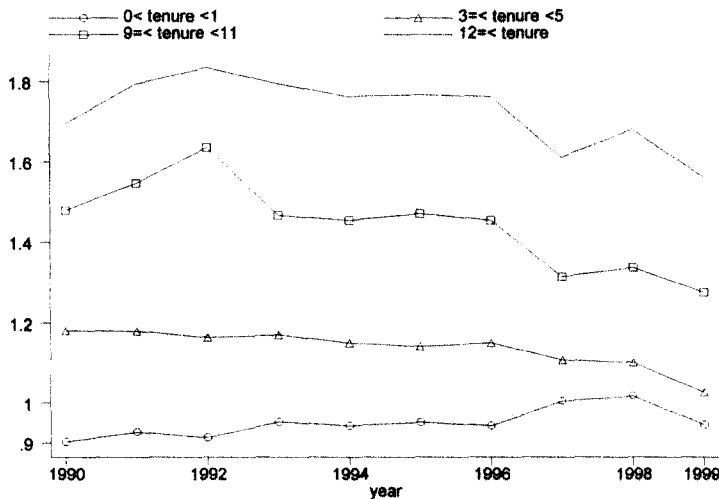
3. 토론

지금까지 근속급의 최근의 감소에 대해 보았는데, 이제 이를 중장기적인 관점에서 조망하여 보자. <그림 1>에는 횡단면 자료인 『임금구조기본통계조사』 자료로부터 추출한 남자대졸자의 근속년수별 상대임금이 나타나 있다. 여기서 상대임금은 근속년수가 1~2년인 자의 임금 대비 각 근속년수별 임금을 가리킨다. 그림에서 보면 단기근속자들과 비교한 장기근속자들의 상대임금은 1990년대 초반이후에 지속적으로 감소해왔다. 예컨대, 근속기간 1~2년인 자의 임금 대비 12년 이상 근속자의 임금은 1992년에는 1.84배였으나 그것이 1999년에는 1.56배로 줄어들었다. 고졸남자의 경우에도 패턴은 비슷하게 나타난다.¹¹⁾ 다른 한편으로, 『임금구조기본통계조사』 자료를 이용하여 회귀분석을 해보면 근속급은 적어도 1980년대 후반 이후 착실하게 감소해 온 점이 확인된다(류재우·박성준, 2002). 이 같은 점들은 본 연구에서 확인된 근속급의 최근에 있어서의 감소는 중기적으로 진행되고 있는 추세의 한 단면임을 제시한다. 아울러 <그림 1>은 근속급의 감소가 근속년수의 분포상 양극단에 가까운 집단간의 상대임금의 변화와 관련되어 있을 가능성도 제시한다.

한 편, 본 연구에서 사용한 자료는 1998년부터의 3년간의 자료로서 우리 경제가 외환위기의 충격을 받은 다음 회복을 보이던 기간을 포함하고 있다. 이미 언급한 바와 같이 이 외환 위기 과정이 단기-장기 근속자 또는 청년층-중장노년층 노동자간에 비대칭적인 영향을 미쳤을 가능성이 있으며 그로 인해 근속급(또는 근속급 추정치가)이 낮아졌을 수가 있다.

11) 남자고졸자의 경우 그같은 비율은 1990년에 1.81배였으나 단조적인 감소를 한 결과 1999년에는 1.55배가 되었다.

〈그림 1〉 근속년수 1~2년 대비 근속년수별 상대임금: 남자 대졸자



자료: 한국노동연구원, 「KLI 노동통계」, 각년도

먼저, 이 기간에 활발하게 진행된 기업의 구조조정에서 장기근속자들이 그 주요한 대상이 되었던 경우를 생각해 보자. 만일 (로그 시간당) 임금이 근속년수에 따라 체증하고 있다면 장기근속자 비중의 감소는 근속급의 추정치를 낮출 것이다. 그러나, 실제로는 임금이 근속년수에 따라 선형으로 증가하며 최장기근속에 대해서는 증가율이 오히려 낮아지기도 하므로 이 가능성은 현실성이 희박하다. 반면 명예퇴직 등의 형태로의 고용조정이 장기근속자 중에서도 ‘평균’ 이상의 임금을 받던 자를 중심으로 이루어졌을 경우에는, 이들이 비임금노동자 또는 비정규직 노동자가 되어 상용직 표본에서 빠져나감으로써 근속급 추정치를 낮게 했을 가능성이 있다. 이에 대해서는 이미 앞에서 그 가능성을 확인한 바 있다.

다음, 사회적으로 인식되어진 바처럼 외환위기 과정에서 신규 졸업자를 포함하는 신규입직자들의 노동시장이 보다 크게 위축되었던 경우를 생각해 보자. 이 경우 젊은 신규입직자의 상대임금의 하락은 근속급의 추정치를 오히려 크게 하는 방향으로 작용할 것이다. 한편 근속급의 추정에 있어서 횡단면 자료에서는 모든 노동자를 대상으로 하는데 반해 패널자료에서는 추정방법상 근속년수 1년 이상인 자만을 대상으로 한다. 따라서 외환위기가 저근속-저연령 노동자의 상대임금을 더 낮게 하는 효과가 있었다면 이는 횡단면 자료로부터의 추정치가 패널자료로부터의 추정치보다

크게 하는 요인이 되었을 것인 바, 이는 횡단면 추정치가 갖는 편의 및 시간상의 변화에 대한 본고의 앞에서의 논리를 보강시켜주게 될 것이다.

그같은 효과를 확인하기 위해 저근속 노동자를 제외하고 임금함수를 추정해 보면, 횡단면 자료의 경우 1998년도를 빼놓고는 근속급이 별로 작아지지 않는다(〈부표 2〉의 (1)~(9)열). 시간상으로는 저근속자를 제외했을 때의 근속급의 감소폭은 전체 표본의 경우보다 작게 나타나지만, 20세 미만의 노동자를 제외한 표본에서는 차이가 별로 나타나지 않는다(〈부표 2〉의 (10)~(12)열). 또한 저근속 또는 저연령 노동자를 제외한 패널 표본을 이용하여 추정한 근속급의 감소도 전체 표본에서와 비슷하게 나타난다(〈부표 2〉 (13)~(17)열). 이상의 논의는 외환위기 과정에서 신규입직자 및 청년층이 받은 비대칭적인 충격이 근속급 추정치의 규모나 시간상의 변화 모습에 커다란 영향을 미치지 않는다는 것을 보여준다.

근속에 대한 보상이 단기간에 크게 감소했다는 사실은 우리나라의 내부 노동시장이 최근에 빠르게 약화되고 있거나 약화될 것임을 나타내는 징표로 받아들일 수가 있을 것이다. 이와 관련하여 노동부 자료는 흥미로운 사실을 보여준다(『동아일보』, 2001. 12. 16). 즉 1996년 9월의 경우 재벌기업, 공기업, 금융기업 등 주요 기업 채용인원의 35%만이 경력자였고 65%가 신규졸업자였으나 경력자의 비율은 1998년을 기점으로 무경력자 비율을 추월하기 시작하여 2001년 4월에는 74%에 이르게 된 것이다. 기업들의 경력자 선호 경향의 증대는 기업의 내부노동시장이 약화되고 외부시장에 급속히 개방되고 있다는 본 연구에서의 가설을 뒷받침해준다. 또한, 앞의 추정결과들은 그러한 변화가 저학력층, 사무관리직, 중소기업, 중장년층 노동시장에서 보다 빠르게 일어났을 것임을 제시한다.

그와 같은 변화는 우리가 노동시장을 바라보는 시각이 전과는 달라져야 할 것을 요구한다. 노동자의 입장에서 볼 때에는 근속급의 감소는 한 기업에서의 장기근속에 대한 유인이 감소함을 의미하며, 따라서 기업특수적 훈련에 대한 투자에 대한 유인이 작아짐을 의미한다. 이는 노동이동의 증가로 이어지게 된다. 기업입장에서는 노동자에 대한 투자로부터 기대되는 지대의 크기가 작아지므로 노동자에 대한 투자유인이 감소하게 된다. 이 같은 순환과정은 한편으로는 이직자에 대한 낙인효과가 약화되고 경력자 시장이 활성화되게끔 하는 요인으로 작용할 것이다. 동시에 그것은 노동자 입장에서는 내부노동시장의 보호막이 사라지고 평생직장의 개념이 붕괴한다는 것, 따라서 (일반적 인적 자본 형태의) 경쟁력을 갖추으로써 평생고용성을

확보하는 것이 이들에게 보다 중요한 과제가 된다는 것을 의미한다.

V. 결론 및 함의

본 연구는 근속급의 규모를 추정하고 그것이 다양한 노동자 집단-직군들에 어떻게 분포되어 있는가, 그리고 그 같은 규모와 구조가 최근에 어떻게 변해왔는가를 실증적으로 분석하였다. 먼저 횡단면 분석에서는 근속에 대한 보상이 비상용직, 대졸, 화이트칼라, 소규모 기업, 정부 또는 공기업에 속한 자들보다는 상용직, 고졸, 생산직, 중대규모 기업, 민간부문에 속한 노동자들에게 더 큰 것으로 나타났다. 이들 근속급은 거의 모든 집단-직군에서 최근에 크게 감소하였으며, 특히 저학력자에게서 그 감소폭이 컸다. 패널자료 분석에서는 2단계 추정법을 채용하여 추정을 하였는데, 횡단면의 경우보다 근속급이 두 배 이상 크게 나타났다. 그러나 절대적인 수준에 있어서의 차이를 제외하면 근속급의 구조에 대해 제시하는 그림은 횡단면 자료에서와 거의 비슷하다. 다만 여자의 경우에는 근속급 추정치가 횡단면에서보다 패널자료에서 작게 나타났는데, 이는 이들에게 있어서는 근속년수가 긴 사람과 그렇지 않은 사람간의 생산적 특성에 있어서의 이질성이 매우 크기 때문인 것으로 추론되었다.

본 연구에서 다룬 기간은 자료의 한계로 인해 최근 3년밖에 되지 않지만, 그 기간 동안 나타난 근속급의 변화는 매우 크다. 그런데, 근속급은 기업특수적 인적 자본 등을 매개로 하여 내부노동시장과 불가분의 관계에 있다. 예컨대, 기업특수적인 인적자본이 상대적으로 작은 경우 근속급이 작은 한편으로 수요변동에 따른 기업의 해고가 빈번하고 노동자의 자발적 사직이 상대적으로 커져서 내부노동시장은 약화될 것이기 때문이다. 이러한 점을 고려할 때, 본 연구에서의 근속급의 변화는 (그것이 추세적인 변화의 한 단면을 나타내고 있다는 전제하에) 신기술 혁명-디지털 경제의 도래와 함께 우리나라의 노동시장에서 내부노동시장의 약화를 포함하는 커다란 변화가 진행되고 있을 가능성을 시사하는 것으로 해석할 수가 있을 것이다.

근속급의 급속한 침식(erosion)과 기업의 내부노동시장이 약화되고 있는 현상이 나타나게 한 요인들로는 몇 가지를 생각해볼 수 있다. 우선, 디지털 경제가 도래하면서 기업 형태에 있어서 관료조직을 갖춘 대기업들이 네트워크형 기업, 특정 사업

을 위한 기업(project based firm), 한시적 기업(temp firms) 등에 의해 대체되면서 내부 노동시장이 악화되는 현상이 나타났을 수 있다. 아울러 기술 발전 속도의 증가, 제품 사이클의 단축, 소비자 기호의 수시적인 변화, 전지구적 생산네트워크 상에서의 구매선의 즉시적인 이동의 증가 등으로 인해 기업환경의 변동성이 확대되고 있는데, 이는 기업들로 하여금 외주에 더 크게 의존하게 만들고 있다. 이는 다시 기업 특수적 인적 자본의 중요성을 줄이는 역할을 하게되며, 대기업의 공동화(空洞化)와 내부노동시장의 약화로 이어지게 된다. 또한 이들과 함께 최근 불어닥친 연봉제 도입 붐도 근속급을 줄이는 데 기여를 하였을 것으로 추측된다. 물론 여기서 언급된 여러 요인들은 상호 연관성을 갖고 동시적으로 진행되어 온 것들이다.

근속급 구조의 감소 또는 내부노동시장의 약화는 학문적으로나 정책적으로 중요한 시사점들을 내포한다. 예컨대, 근속급의 크기가 시계열상으로 작아져왔다는 사실은 노동자들이 기업특수적인 훈련을 받고자 하는 유인이 작아져 왔다는 점을 의미한다. 이는 기업에 대한 충성심의 약화와 노동이동의 증대로 귀결될 것이다. 한 기업 내에서 평생의 직업경로를 완결 짓는다고 하는 평생직장의 개념이 퇴조하면서 개인들도 더 이상 한 직장에서 오래 일하는 것에 가치를 두지 않게 되는 것이다. 기업측에서도 훈련을 제공할 유인이 작아지는 것은 물론이다. 이러한 점은 앞으로 노동자의 숙련획득에 있어서 기업 내에서의 훈련보다는 외부훈련의 중요성이 더욱 커지게 될 것임을 의미한다. 결국 이들 개인들에게는 평생직장을 유지하는 것보다는 숙련 향상(skill upgrading)을 통해 평생고용성을 유지하는 것이 보다 더 중요한 과제가 되는 것이다. 고용 및 직업훈련 정책이 그같은 점을 반영하는 방향으로 변화되어야 할 것임은 물론이다.

본 연구는 근래의 소득분배의 변화에 대해서도 시사점을 던져주고 있다. 최근에 임금소득에 있어서의 불평등도가 크게 증가하였는데(정진호·최강식, 2001), 본 연구에서 본 것처럼 근속급의 감소가 광범위하게 그리고 급속하게 진행되어 왔다면 그것은 임금불평등도에 있어서 기업 내부의 불균등보다는 기업간의 불균등의 영향력이 더 커져왔을 가능성을 제시한다. 아울러, 여건이 불변이라면 근속급의 감소는 경력에 대한 보상의 증가와 함께 진전이 될 것인 바, 이는 임금불균등도를 결정하는 데 있어서도 경력급이 더욱 중요한 위치를 차지하게 된다는 것을 의미한다. 이러한 점은 임금불균등도에 대한 경험분석의 결과(박성준, 2000)와도 일치한다.

본 연구는 최근의 3개년도 자료만을 사용하고 있음으로 해서 중장기적인 변화의

모습을 볼 수 없었다는 한계가 있다. 여타 자료들에서 나타나는 경향들을 함께 고려하여 볼 때 본 연구에서 확인된 변화가 중장기적인 추세 변화의 한 단면인 것으로 판단되기는 하지만, 보다 엄밀한 확인이 필요하다. 중장기에 걸친 근속급 구조의 변화 및 그것이 직장이동률의 변화에 미친 효과를 추정하는 작업은 후속연구로 미룬다.

■ 참고 문헌

1. 금재호·조준모, "외환위기 전후의 노동시장 불안정성에 대한 연구," 『노동경제논집』, 제24권, 2001, pp. 35~65.
2. 류재우·박성준, "근속급과 노동이동," 『2002 경제학 공동학술세미나-한국노동경제학회 발표논문집-』, 2002, pp. 55~84.
3. 류재우·김재홍, "근래의 상용직 비중 변화에 대한 동태적 분석," 『노동경제논집』, 제24권 1호, 2001, pp. 253~283.
4. 류재우·최호영, "자영업 부문을 중심으로 한 노동력의 유동," 『노동경제논집』, 제23권 1호 2000, pp. 137~165.
5. ———, "우리나라 자영업 부문에 관한 연구," 『노동경제논집』, 제22권 1호, 1999, pp. 109~140.
6. 박성준, "금융위기 이후의 소득불균등에 대한 연구," 『노동경제논집』, 제23권 2호, 2000, pp. 161~180.
7. 정이환, "한국은 장기근속과 연공임금의 나라인가: 미국과의 비교," 미발표 논문, 2001.
8. 정진호·최강식, "임금소득 불평등 확대에 대한 요인분석," 한국노동연구원, 2001.
9. Abraham, Katharine G., "Restructuring the Employment Relationship: The Growth of Market-Mediated Work Arrangements," *New Developments in the Labor Market*, Abraham, Katharine G. and Robert McKersie, eds., Cambridge: MIT Press, 1990, pp. 85~129.
10. Altonji, Joseph G. and Robert A. Shakotko, "Do Wages Rise with Seniority?" *Review of Economic Studies* 54, 1987, pp. 437~459.
11. Altonji, Joseph G. and Nicolas Williams, "Do Wages Rise with Job Seniority?: A Reassessment," *NBER working paper*, No. 6010, 1997.
12. Bartel, Ann and George Borjas, "Wage Growth and Job Turnover: An Empirical Analysis," *Studies in Labor Markets*, Sherwin Rosen, eds., Chicago: Univ. of Chicago Press, 1981, pp. 65~89.

13. Becker, Gary, *Human Capital* (2nd edition), Univ. of Chicago Press, 1975.
14. Cheon, Byung-You and Kyun-Sung Chong, "The Comparison of Wage Structure of Korea and Japan," 『노동경제논집』, 제22권 2호, 1997, pp. 301~331.
15. Cheon, Byung-You, "The Comparison of Wage Structure of Korea and Japan," *Korea Economic Review* 14, 1998, pp. 59~78.
16. Lazear, Edward, "Why is there a Mandatory Retirement?" *Journal of Political Economy* 87, 1979, pp. 1261~1284.
17. Lazear, Edward and Sherwin Rosen, "Rank-Order Tournaments as Optimum Labor Contracts," *Journal of Political Economy* 89, 1981, pp. 841~864.
18. Munasinghe, Lalith, "Wage Growth and the Theory of Turnover," *Journal of Labor Economics* 18, 2000, pp. 204~220.
19. Parent, Daniel, "Industry-Specific Capital and the Wage Profile: Evidence from the NLSY and the PSID," *Journal of Labor Economics* 18, 2000, pp. 306~323.
20. Topel, Robert, "Specific Capital, Mobility, and Wages: Wages Rise with Job Seniority," *Journal of Political Economy* 9, 1991, pp. 145~176.
21. Topel, Robert and Michael P. Ward, "Job Mobility and the Careers of Young Men," *Quarterly Journal of Economics* 107, 1992, pp. 439~479.

〈부록〉

〈부표 1〉 주요 분석대상 집단(65세 이하 비농업-민간-상용직-전일제 노동자)에 관한 요약통계

	근속년수				경력년수				연령			
	평균	표준편차	최소	최대	평균	표준편차	최소	최대	평균	표준편차	최소	최대
1998	5.74	6.21	0	32	18.01	10.58	0	32	36.76	9.60	15	65
1999	5.50	6.17	0	33	18.19	10.53	0	53	36.93	9.53	16	65
2000	5.18	6.25	0	35	18.22	10.87	0	52	36.89	9.86	17	65
	노동시간				임금(만원)				ln(시간당 임금)			
	평균	표준편차	최소	최대	평균	표준편차	최소	최대	평균	표준편차	최소	최대
1998	56.59	13.09	35	147	135.58	65.65	10	600	-0.663	0.538	-3.678	1.355
1999	58.11	13.54	35	128	132.61	62.41	6	500	-0.707	0.541	-3.250	0.972
2000	57.57	13.10	35	144	136.91	71.24	30	1115	-0.670	0.520	-2.180	1.368

자료: KLIPS 1~3차년도.

〈부표 2〉 저근속자 및 저연령자를 제외한 표본에서의 근속의 임금효과 및 그 변화:

비농업 민간 상용직 전일제 남자노동자

횡단면		$T \geq 1$			$T \geq 2$			$T \geq 3$			30세 이상		
		1998	1999	2000	1998	1999	2000	1998	1999	2000	1998	1999	2000
		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
	$T(\times 10^2)$	1.63	1.63	1.11	1.51	1.61	1.22	1.38	1.58	1.03	1.73	1.49	1.13
$X(\times 10^2)$	4.41	5.01	4.43	4.33	4.67	4.53	4.88	4.38	3.76	4.72	5.73	4.60	
$X^2(\times 10^4)$	-9.88	-11.33	-9.71	-9.37	-10.45	-9.93	-10.22	9.94	8.04	-10.35	-12.49	-10.06	
패널		$T \geq 1$		$T \geq 2$		$T \geq 3$		30세 이상					
		1999	2000	1999	2000	1999	2000	1999	2000				
		(13)	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)	(19)	(20)				
	$T(\times 10^2)$	3.86	1.37	3.74	0.64	3.37	0.37	3.47	1.49				
	$X(\times 10^2)$	4.40	3.91	3.43	1.23	3.70	2.29	3.49	4.06				
	$X^2(\times 10^4)$	-8.53*	-8.50	-6.12*	-3.89*	-7.05*	-5.60*	-6.01*	-8.66*				

주: 1) *는 계수가 10% 수준에서 유의하지 않음을 나타냄.

* 표시가 없는 계수의 추정치는 모두 5% 수준에서 유의함.

자료: KLIPS 1~3차년도.

Return to Job Seniority and Its Recent Change

Jaewoo Ryoo*

Abstract

This paper empirically analyzes the effect of job seniority on wage and its recent change in Korea. A scrutiny of cross section data of male workers reveals that the wages rise faster as seniority accumulates among the “regular” workers, high school graduates, production workers, workers in large firms, and workers in private sector than among their counterparts. However, the return to job seniority has declined rapidly in recent years, and the decline was more prominent among the less educated. On the other hand, the two step estimation using panel data yields estimates significantly larger than those derived from cross section data. Still, two different analyses provide basically the same picture about the return to job seniority among various worker groups. The decline of return to seniority is also confirmed in the analysis of panel data. The decline in the return to job seniority indicates that the internal labor markets in Korea have been weakening in recent years.

Key Words: job seniority, wage structure, internal labor market

* Associate Professor, School of Economics, Kookmin University