

勞 動 經 濟 論 集
 第36卷 第2號, 2013. 8, pp.37~65
 © 韓 國 勞 動 經 濟 學 會

임금함수와 근속급의 비모수적 추정*

장 인 성**

본 연구는 임금함수의 비모수적 추정을 통해 근속급 및 경력급의 근로자 집단별 특징을 비교해 보고, 2000년대 후반의 변화를 분석하였다. 근속 프리미엄이 가장 높은 집단은 대기업 고졸 숙련직으로 나타났으며, 비정규직, 영세업체 근로자는 근속급과 경력급이 미미하였다. 노조 유무는 근속급과 경력급에 큰 영향을 미치지 않았다. 또한 대기업 중심으로 경력에 대한 보상이 전반적으로 강화되었다. 한편, 비모수 모형설정 검정 결과 Mincer 임금함수의 설정 오류로 인한 편의는 근속 30년차 근속급 추정치의 경우 -25~29%, 경력급 추정치는 -42~6%였다.

주제어: 임금함수, 비모수 회귀분석, 근속급

I. 서 론

급속한 고령화로 인해 고령 근로자의 비중이 지속적으로 증가함에 따라 근속에 대한 보상을 중심으로 하는 연공임금체계의 개선에 관한 관심도 커지고 있다. 임금체계

논문 접수일: 2013년 4월 15일, 논문 수정일 1차: 2013년 6월 20일, 2차: 2013년 6월 28일 논문 게재 확정일: 2013년 7월 12일

* 본 논문은 국회예산정책처에서 발간된 보고서 장인성(2012), 「고령화가 근속 및 연공임금체계에 미치는 영향과 정책시사점」, 『경제현안분석』 제79호의 일부를 토대로 새로운 내용을 추가하고 수정·보완하여 작성하였다. 유익한 논평을 해주신 익명의 심사자 두 분께 감사드린다.

** 국회예산정책처(ijang@nabo.go.kr)

의 연공성에 관한 논의의 토대가 되는 것은 현재의 연공임금체계에 대한 정확한 파악이다. 근속급은 기업특수적 훈련의 축적 필요성, 성과 모니터링의 용이성 등 여러 가지 요인에 의해 결정되는데, 이는 관리사무직, 숙련직 등 직업의 특성과 밀접한 연관이 있을 뿐만 아니라 남성과 여성, 정규직과 비정규직, 대기업과 중소기업 등 집단 간 특성에 따른 차이도 크다. 따라서 근속급의 크기와 변화 여부 등을 분석하기 위해서는 집단별 임금체계의 특성을 반영한 임금함수의 엄밀한 추정이 필요하다. 그러나 집단별 근속급 및 근속 추이를 다룬 최근 국내 연구는 그리 많지 않다. 류재우 (2002)는 한국노동패널(KLIPS)의 1998~2000년간 자료를 이용하여 임금함수를 추정하고 근로자 집단별로 근속급의 크기 및 변화 추이를 비교하였다. 추정 결과 근속급이 거의 모든 집단에서 크게 감소한 것으로 나타났으며, 저자는 이를 기업 내부노동시장의 약화가 진행되고 있기 때문인 것으로 보았다. 또한 횡단면 분석과 패널분석 결과를 비교한 후, 여성을 제외하면 추정 결과가 대동소이하다는 결론을 내렸다. 류재우·박성준 (2003)은 1980~1999년간의 「임금구조기본조사」를 이용하여 중장기적인 근속급 및 경력급의 변화를 추정한 결과 근로자 집단별 변화 패턴의 구체적 차이를 확인했으나, 1980년대 중반 이후부터는 공통적으로 근속급의 감소와 경력급의 증가 추세가 관찰되었으며 1990년대 후반에 특히 현저하게 나타났다.

김동배 (2005)는 「임금구조기본조사」의 1984~2002년 자료 가운데 4개 연도를 골라 고졸 생산직과 대졸 사무관리직 근로자로 나누어 임금함수를 추정하고 근속급의 변화 추세를 분석한 결과, 생산직과 사무직 여부 및 기업규모 등과 무관하게 외환위기 이후 근속급의 기울기와 정점이 모두 감소하고 있음을 발견하였다. 황수경 (2005)은 한국노동패널(KLIPS)의 1998~2002년간 자료를 이용하여 임금함수를 추정하였다. 추정 결과 정규직, 내부자, 유노조 부문에서는 근속급이 높게 나타난 데 비해 경력급은 매우 낮았으며, 외부자, 무노조 부문 임금의 연공성은 미약한 것으로 나타났다. 특히 노조 부문의 경력급은 무노조 부문보다 낮은 것으로 나타났는데 저자는 이를 노조 부문의 내부자 보호 유인에 기인한 것으로 해석하였다. 엄동욱(2008)은 2006년까지 한국노동패널 자료를 이용한 횡단면 분석과 패널 분석의 결과, 전자는 근속급의 상대적 강화를 보여주는 반면 후자는 근속급과 경력급의 차이를 보이지 않는다는 상이한 결론에 도달하였다.

이상의 기존 연구 결과들로부터 얻을 수 있는 시사점은 다음과 같다. 첫째, 근속급 및 경력급의 크기 및 변화를 정확히 측정하기 위해서는 집단 간의 차이를 충분히 고

려하는 것이 필요하다. 둘째, 2000년대 초반까지 근속급의 감소와 경력급의 증가 추세가 관찰되었다. 그러나 이후 이러한 추세의 지속 여부는 불확실하다. 특히, 비정규직 증가와 명예퇴직의 보편화 등 고용유연화가 본격적으로 진행된 2000년대 초반 이후의 노동시장의 특성을 감안할 때 과거의 추세가 지속되고 있는지 확인할 필요가 있다. 셋째, 내부자 노동시장에 관해서는 내부자 보호가 강화되고 있다고 본 황수경 (2005) 과 내부노동시장의 약화를 시사한 류재우 (2002)의 상이한 결론에서 보듯이 일관된 증거가 존재하지 않는다. 따라서 노조 유무가 임금체계의 연공성에 미치는 영향 등에 관한 추가적인 실증분석이 필요하다.

이러한 문제들에 대한 해답을 찾기 위해 근속 및 경력의 임금효과를 측정하는 데 있어서 임금함수 형태의 올바른 파악은 매우 중요하다. 기존 연구에서 사용한 임금함수는 비교적 단순한 함수형태를 가정함으로써 근속급 및 경력급의 집단별 차이에 암묵적인 제약을 가하고 있다. 본고에서는 임금함수의 형태에 대한 제약을 가하지 않는 비모수적(nonparametric) 회귀분석을 활용함으로써 집단별 임금함수 및 근속급의 크기와 변화 여부에 대한 보다 정확한 추정을 시도한다. 일반적으로 비모수적 회귀분석은 수렴 속도의 문제로 인해 설명변수의 수에 제약이 있어 실증분석에 잘 활용되지 못했다. 그러나 본고에서 적용한 혼합 자료를 이용한 비모수적 회귀분석의 경우, 횡단면 분석에서 흔히 사용되는 이산변수의 수에는 제약을 받지 않는 장점이 있다.

본고의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ 장에서는 「산업·직업별 고용구조조사」 자료의 성격을 소개한 후, 일반적으로 사용되는 Mincer 임금함수를 추정하고 문제점에 대해 논의한다. 제Ⅲ 장에서는 혼합 자료를 이용한 비모수 회귀분석 방식의 장단점을 소개하고 근로자 특성 및 집단별로 근속급 및 경력급의 크기를 추정하고 비교하는 한편 2006~2009년 사이의 변화를 측정해 본다. 또한 노조 유무가 근속급 및 경력급에 미친 영향도 분석해 본다. 제Ⅳ 장에서는 Mincer 임금함수에 대한 비모수 모형설정 검정(model specification test)을 통해 모형설정 오류 여부를 검정하는 한편, 그로 인한 근속급 및 경력급 추정치 편위의 크기를 측정한다. 제Ⅴ 장은 본고의 주요 시사점을 정리한다.

II. Mincer 임금함수의 추정

1. 자료

본고에서는 노동부와 한국고용정보원이 2002~2009년 사이에 공동으로 실시한 「산업·직업별 고용구조조사」를 자료로 사용하였다. 기존 연구에서 임금함수 추정에 주로 사용된 자료는 임금구조기본조사, 한국노동패널 등인데, 한국노동패널은 관측치가 5,000명 내외로서 직업, 성별, 학력 및 기타 특성을 고려한 다양한 집단의 임금체계의 특성을 충분히 반영하는 데는 한계가 있었다. 반면 임금구조기본조사의 경우에는 관측치가 충분하지만 조사대상이 5인 이상 상용직에 국한되어 전체 근로자 가운데 큰 비중을 차지하는 비정규직이나 영세업체의 근로자가 제외된 문제가 있다. 본고에서 사용한 「산업·직업별 고용구조조사」는 매년 취업자 10만 명을 대상으로 조사함으로써 특성 그룹별 관측치가 풍부하며 비정규직과 5인 이하 영세사업체 취업자를 포함하는 장점이 있음에도 불구하고 그동안 임금함수의 추정에 활용되지 않았다. 동 자료에는 인적 특성, 학력 및 전공, 산업 소분류, 직업 세분류, 종사상 지위, 근속연수, 경력연수, 근로시간, 소득수준, 사업체 규모, 이전 직장 관련 정보 등 일반적인 가계조사 자료에 비해 다양한 고용관련 조사 항목들이 포함되어 있어 임금함수의 추정에 적합하다. 다만 2006년도 이전의 조사는 임금의 정의 등에서 그 이후와는 차이가 나며¹⁾ 표본 추출 비율도 바뀌어 이후의 자료와 직접적 비교에 어려움이 있는 점을 감안하여 본고에서는 2006년과 2009년의 자료를 비교에 이용한다. 2006년의 명목임금은 2006~2009년간의 소비자물가지수 상승률 10.4%를 적용하여 조정하였다.

2. Mincer 임금함수 추정 결과 및 문제점

본 절에서는 비모수 회귀분석에 앞서, 일반적으로 사용되는 Mincer 타입의 임금함

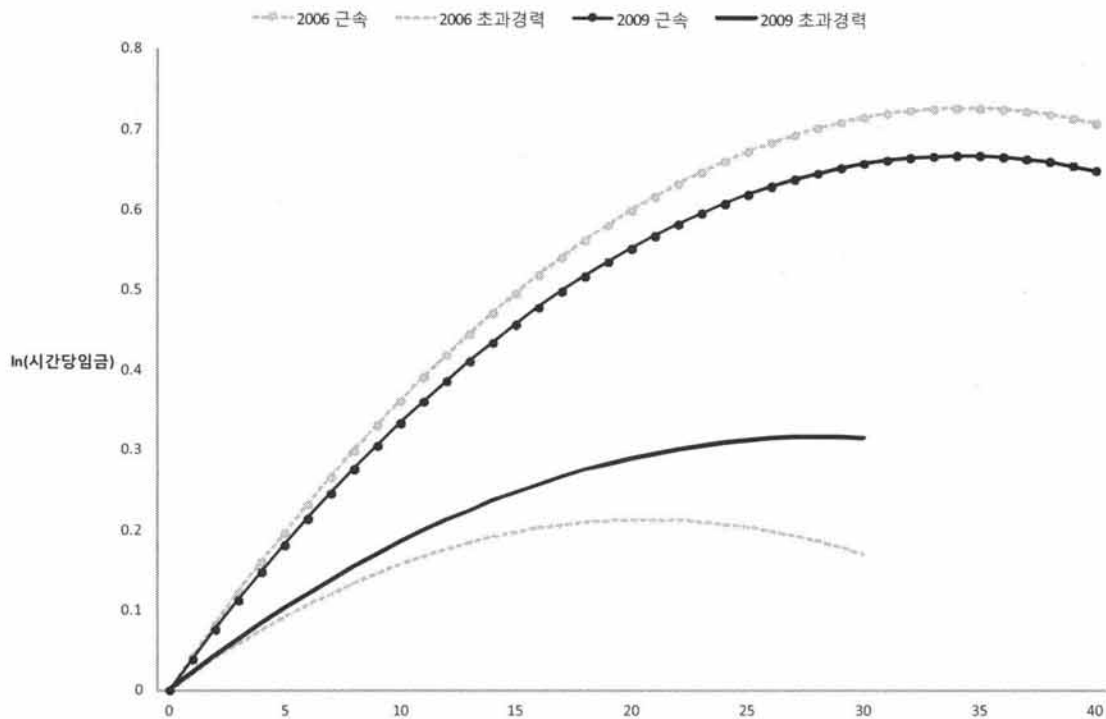
1) 2005년까지는 세전과 세후를 구분하지 않고 임금액을 물어봄으로써 임금의 범위가 불확실했던 반면 2006년부터는 세금을 포함한 임금을 물어보고 있다.

수의 추정 결과를 제시한다. Mincer 임금함수는 로그임금을 종속변수로 하고 경력, 교육수준 및 임금에 영향을 미치는 기타 변수들을 설명변수로 하여 다항식(polynomial)의 형태로 나타낸다. 주로 2차항, 즉 설명변수의 제곱항까지만 포함하는 경우가 많으며 설명변수들 간의 상호작용항(interaction term)은 종종 생략된다. 앞서 언급한 우리나라의 선행연구들은 모두 Mincer 임금함수를 적용하고 있으나 구체적 형태는 다소 다

〈표 1〉 2006년과 2009년 OLS 회귀분석 결과 비교

	2006				2009			
	계수	표준편차	t 값	p 값	추정계수	표준편차	t 값	p 값
상수	9.335	0.01	670.46	0.00	9.488	0.01	841.42	0.00
근속	0.042	0.00	46.75	0.00	0.039	0.00	49.27	0.00
근속 ²	-0.0006	0.00	-18.01	0.00	-0.0006	0.00	-18.99	0.00
초과경력	0.0206	0.00	22.41	0.00	0.0224	0.00	22.26	0.00
초과경력 ²	-0.0005	0.00	-13.09	0.00	-0.0004	0.00	-8.11	0.00
관리,사무직	0.340	0.01	36.80	0.00	0.345	0.01	47.99	0.00
전문가	0.333	0.01	34.24	0.00	0.335	0.01	42.45	0.00
서비스, 판매	0.225	0.01	24.94	0.00	0.214	0.01	31.74	0.00
농림, 기능, 조립	0.159	0.01	17.84	0.00	0.148	0.01	22.82	0.00
1-4명	-0.467	0.01	-51.14	0.00	-0.456	0.01	-52.60	0.00
5-9명	-0.378	0.01	-44.55	0.00	-0.389	0.01	-46.78	0.00
10-29명	-0.294	0.01	-38.61	0.00	-0.310	0.01	-39.31	0.00
30-99명	-0.239	0.01	-32.97	0.00	-0.258	0.01	-33.61	0.00
100-499명	-0.185	0.01	-24.06	0.00	-0.206	0.01	-27.04	0.00
고졸 미만	-0.606	0.01	-59.23	0.00	-0.516	0.01	-66.18	0.00
고졸	-0.386	0.01	-60.26	0.00	-0.306	0.01	-55.21	0.00
대졸 미만	-0.273	0.01	-40.95	0.00	-0.228	0.01	-40.12	0.00
성별(여성)	-0.237	0.01	-44.28	0.00	-0.238	0.00	-56.02	0.00
제조업	-0.087	0.01	-10.68	0.00	-0.109	0.01	-17.72	0.00
서비스업	-0.051	0.01	-6.73	0.00	-0.127	0.01	-21.97	0.00
비정규직	-0.197	0.01	-30.24	0.00	-0.108	0.00	-22.35	0.00
노동조합					-0.100	0.01	-16.48	0.00
	$adj.R^2=0.492$, N= 55375				$adj.R^2=0.589$, N=50560			

[그림 1] Mincer 임금함수 추정을 통한 근속급 및 경력급의 변화: 2006년과 2009년



르다. 류재우(2002)는 근속을 1차항까지만 포함하였으며 나머지 저자들은 근속의 2차항까지 포함하고 있다. 상호작용항은 김동배 (2005)의 경우에만 근속과 외부 경력의 곱을 포함시키고 있다. 「산업·직업별 고용구조조사」 자료를 이용하여 이러한 전형적인 Mincer 임금함수를 추정한 결과, <표 1>에서 보듯이 기존 문헌의 결과와 유사한 특징을 보였다. 회귀식에서 생략된 더미는 직업에서 단순노무직, 기업규모에서 500인 이상, 학력에서 대졸 이상, 산업에서 기타 산업이다. 또한 초과 경력은 전체 경력에서 현 직장에서의 근속을 뺀 외부 경력을 의미한다. 모든 계수의 추정치가 1% 수준에서 유의하며, 근속과 초과 경력 증가에 따른 임금증가율은 [그림 1]에서와 같이 오목하고 대칭적인 2차함수 곡선 형태를 띤다. 2006년과 2009년 사이 근속에 대한 보상이 줄어든 반면 경력에 대한 보상은 증가한 것으로 나타났다.

유의할 점은 이와 같은 임금함수를 통해 임금을 추정할 때 각 집단별 차이는 더미 변수를 통해 상수항에만 영향을 미친다. 따라서 근속과 경력에 따른 집단별 임금 변화 양태의 다양한 차이가 임금의 수준(level) 차이만으로 매우 단순화되며 변화율의

차이 등은 반영할 수 없다. 그러나 근속급 및 경력급의 변화 양태가 집단에 따라 단순한 2차 혹은 3차 다항식으로 표현하기에는 어려운 비선형의 형태를 띌 수 있을 뿐만 아니라 설명변수들 간의 교차항의 생략은 회귀식에 비현실적 제약을 가하게 된다. 예컨대 근속의 증가에 따른 임금 증가는 외부 경력, 교육수준, 정규직 여부 등 많은 변수에 의해 그 크기 및 기울기가 영향을 받을 수 있으나 Mincer 임금함수에서는 근속 증가에 따른 임금 변화에 교육수준이나 외부 경력의 수준을 비롯한 어떤 변수도 영향을 미치지 않는다. 만약 이러한 임의적 제약을 피하기 위해서 설명변수들의 교차항을 포함시키거나 많은 더미변수를 사용할 경우 다중공선성(multicollinearity)의 문제를 야기할 수 있는 어려움이 있다.

Ⅲ. 임금함수의 비모수적 추정

1. 혼합자료를 이용한 비모수 회귀분석 방법

비모수적 회귀분석 방식은 함수 형태의 제약 없이 회귀식을 추정할 수 있다는 큰 장점을 가지고 있어 집단별 차이를 정확히 추정하는 데 유리한 방식임에도 불구하고 그동안 실증분석에서 널리 활용되지 못했다. 순수한 비모수 추정방식은 일반적인 횡단면 자료 분석에서 종종 그러하듯이 회귀식의 설명변수가 많아질 경우 추정량의 수렴속도가 느려져 모수적 회귀분석에 비해 더 많은 관측치를 필요로 하기 때문이다. 즉 관측치의 수를 n 이라 하고, 설명변수의 수를 q , 평활화 모수(bandwidth)를 h 라 할 때, 모수적 회귀분석의 추정량의 점근적 수렴 속도가 $O(n^{-1/2})$ 인 데 비해 비모수적 회귀분석의 추정량의 수렴 속도는 $O((nh^q)^{-1/2})$ 로서 설명변수가 많아질수록 더욱 느려지는 단점을 지니고 있다. 이를 ‘차원의 저주(curse of dimensionality)’라고 한다. 그러나 임금방정식의 경우 설명변수 가운데 상당수가 이산변수(discrete variable)라는 점과, 이들 변수가 추정량의 수렴 속도에 영향을 주지 않는다는 점에 착안하여 비모수적 회귀분석을 효과적으로 시행하는 방법이 Racine and Li(2004)에 의해 개발되었다. 이산 자료와 연속 자료가 혼합된 설명변수를 위한 비모수 회귀식의 추정방식을 간략

하게 소개하면 다음과 같다.

먼저 Y_i 를 종속변수, X_i^d 를 이산 설명변수라 하고, X_i^c 를 연속 설명변수라 하자. X_i^d 의 s 번째 요소는 X_{is}^d 로 나타낸다. X_{is}^d 는 c_s 개의 값을 가질 수 있다. 즉 $X_{is}^d \in \{0, 1, \dots, c_s - 1\}$, $s=1, \dots, r$ 이며, $X_i = (X_i^d, X_i^c)$ 로 정의한다. 비모수 회귀식은 다음과 같이 나타낸다.

$$Y_i = g(X_i) + u_i, \quad E(u_i|X_i) = 0 \quad (1)$$

이제 연속변수 $x^c = (x_1^c, \dots, x_q^c)$ 에 대해 다음과 같이 정의한다.

$$W_h(x^c, X_i^c) = \frac{1}{h_1 \dots h_q} W\left(\frac{x^c - X_i^c}{h}\right) \equiv \prod_{s=1}^q \frac{1}{h_s} w\left(\frac{x_s^c - X_{is}^c}{h_s}\right), \quad (2)$$

w 는 0을 중심으로 대칭적이고 음수가 아닌 일변수 커널함수(univariate kernel function)이며, $0 < h_s < \infty$ 는 x_s^c 에 대한 평활화 모수이다. 본고에서는 가장 보편적인 Gaussian 커널을 사용한다. 한편 이산변수 $x^d = (x_1^d, \dots, x_r^d)$ 에 대해서는 다음과 같이 정의한다.

$$L(x^d, X_i^d, \lambda) = \prod_{s=1}^r \lambda_s^{N_{is}(x)}, \quad (3)$$

$N_{is}(x) = 1(X_{is}^d \neq x_s^d)$ 는 $X_{is}^d \neq x_s^d$ 일 때 1이 되고 그 외에는 0이 되는 지표함수이다. x_s^d 의 평활화 모수는 $0 \leq \lambda_s \leq 1$ 이다. 이제 혼합된 변수 $x = (x^c, x^d)$ 의 커널함수 $K(x, X_i)$ 를 $W_h(\cdot)$ 와 $L(\cdot)$ 의 곱으로 정의하면 $g(x)$ 의 추정량은 다음과 같다.

$$\hat{g}(x) = \frac{n^{-1} \sum_{i=1}^n Y_i K(x, X_i)}{n^{-1} \sum_{i=1}^n K(x, X_i)} \quad (4)$$

Racine and Li (2004)는 평활화 모수에 대한 몇 가지 가정하에서 $\hat{g}(x)$ 가 점근적 정규성을 가짐을 보여주었다. 한편 비모수 추정을 위해서 가장 중요한 과정이 최적의 평활화 모수를 찾는 것이다. 계산을 간단히 하기 위해 사용되는 ‘rule of thumb’ 방식의 평활화 모수는 $h_s = c_s \sigma_s n^{-1/4+q}$, $s = 1, \dots, q$ 의 형태를 가진다. σ_s 는 설명변수 X_s 의 표본 표준편차를 의미하며 c_s 는 양의 상수로서 1.06이 흔히 선택된다. 이러한 방식은 간단하지만 추정량의 편의(bias)와 분산(variance)을 최소화하지 못한다. 따라서 본고에서는 MISE(Mean Integrated Squared Error)를 최소화하는 평활화 모수를 찾는 ‘최소자승 교차검증법(least squares cross-validation method)’을 사용하였다. 교차검증법은 다음과 같은 교차검증 함수를 최소화시키는 평활화 모수들을 찾는다.

$$CV_r(h, \lambda) = \sum_{i=1}^n (Y_i - \hat{g}_{-i}(X_i))^2 M(X_i), \quad (5)$$

$$\hat{g}_{-i}(X_i) = \frac{\sum_{l \neq i}^n Y_l K_\gamma(X_i, X_l)}{\sum_{l \neq i}^n K_\gamma(X_i, X_l)}$$

은 자료 하나를 빼고 $g(X_i)$ 를 추정하는 커널 추정량

(leave-one-out kernel estimator)이며 $M(\cdot)$ 은 가중함수(weight function)이다. 단, 이와 같은 교차검증법을 사용할 경우 자료의 모든 점에서 수치적 최적화를 통해 평활화 모수를 찾게 되므로 계산 시간이 매우 길다는 단점을 감수하여야 한다.

2. 집단별 근속급 및 초과경력급의 추정결과 비교

본 절에서는 임금함수 회귀분석의 대상을 먼저 관리사무직과 숙련직으로 나눈다.²⁾ 이는 관리사무직과 숙련직이 신체적 노화가 업무능력에 미치는 영향, 근속에 따른 생산성의 변화, 업무성과에 대한 모니터링의 용이함 등에서 서로 대조적인 대표적 집단이기 때문이다. 사무직의 경우 인사관리체계가 피라미드 형식을 띠고 있어 상위 직급으로 올라갈수록 관리자가 많이 필요치 않은 특성이 있다. 따라서 근속 증가에 따라,

2) 숙련직의 범위는 한국표준직업분류 체계의 대분류 가운데 농림어업 숙련 종사자, 기능원 및 관련 기능 종사자, 장치기계 조작 및 조립 종사자이다.

근속급을 조절하기보다 고용 조절로 대처하는 것이 더 일반적이다. 반면, 기술직은 상대적으로 수평적인 구조를 띠고 있으므로 근속 증가에 따른 장기근속자 조절의 필요성은 더 작고, 업무성과나 생산성에 대한 모니터링 및 근속급 조정이 사무직에 비해 상대적으로 용이할 것이다. 그 밖에 남성과 여성, 정규직과 비정규직도 임금체계가 다를 것으로 예상되며, 1~10인의 영세업체 역시 뚜렷한 임금체계가 없는 경우가 대부분이므로 여타 집단과 구분한다. 따라서 이하에서는 남성 정규 관리사무직, 여성 정규 관리사무직, 남성 정규 숙련직, 남성 비정규 숙련직, 남성 영세업체 숙련직의 총 5개 그룹으로 세분화하여 분석한다. 각 그룹별 회귀분석에서 종속변수는 로그를 취하지 않은 시간당 임금이며, 연속적(continuous) 설명변수는 근속연수와 초과경력연수이다.

「산업·직업별 고용구조조사」는 총경력연수에 대한 별도의 설문 조항이 있으므로 초과경력연수는 조사된 총 경력연수에서 근속연수를 뺀 수치로 정의된다. 즉, 근속연수 이외의 동종 직업에서의 추가적인 경력을 의미한다.³⁾ 각 그룹별 임금, 근속연수 및 초과경력연수의 평균값은 <표 2>에 제시되어 있다.

<표 2> 기초통계: 평균값

	사무직				숙련직							
	비영세				비영세				영세			
	남성		여성		남성		여성		남성		여성	
	정규	비정규	정규	비정규	정규	비정규	정규	비정규	정규	비정규	정규	비정규
시간당 임금	18240	11344	10980	7469	11984	8290	6463	5078	8287	8654	5780	5332
근속	10.3	4.8	5.9	2.4	8.8	5.6	5.9	3.6	6.1	10.0	5.1	6.4
초과 경력	2.2	3.3	1.3	1.3	2.6	4.2	1.7	2.8	3.6	2.7	2.9	3.5
N	5791	349	1965	404	6568	1370	875	324	1968	2600	182	290

3) 경력변수 구성에 있어 기존 연구 사례는 두 종류로 나뉜다. 류재우(2002)와 류재우·박성준(2003)은 경력연수를 '나이-학력-6'으로 계산하고 있으나, 황수경(2005)과 김동배(2005) 및 엄동욱(2008)의 경우 전체 직장경력에서 근속연수를 제외한 순수 외부경력만을 경력연수로 사용하고 있다. 엄동욱(2008)은 근속연수가 기업특수적 인적자본의 축적을 대표하는 변수인 반면, 초과경력연수는 타 기업 혹은 산업에서 축적한 일반적 인적자본을 대표하는 변수로서 그 내용면에서 차이가 있으므로 서로 구분할 필요성을 밝혔다. 본고의 추정 결과를 첫 번째 그룹과 비교할 때는 근속 및 경력계수가 다를 수 있음을 염두에 두어야 한다.

숙련직보다 사무직, 여성보다 남성, 비정규직보다 정규직의 임금이 높은 것은 일반적인 예상과 같다. 근속 또한 여성보다 남성, 비정규직보다 정규직이 높게 나타나고 있으나, 영세업체 숙련직의 경우 특이하게 비정규직의 근속연수가 더 많게 나타났다. 이는 「산업·직업별 고용구조조사」에서 정해진 계약기간이 없는 경우를 정규직으로 처리했기 때문인 것으로 보인다. 즉, 영세업체에서 일하는 숙련직 근로자의 경우 고용계약 자체가 존재하지 않아 정규직으로 간주된 경우보다 명시적 계약기간이 존재하는 경우가 더 안정적인 것으로 추측된다.

한편 근속 및 경력에 따른 임금의 변화 양상에 영향을 미칠 것으로 예상되는 학력 수준, 기업규모, 노조 유무 등의 이산(discrete) 변수를 설명변수로 추가하였다.⁴⁾ 단, 결과를 제시할 때는 지면의 제약상 관리사무직의 학력은 대졸, 숙련직은 고졸로 한정한다. 또 기업규모 역시 1~4인의 영세업체, 30~100인의 소기업과 500인 이상의 대기업으로 한정하여 결과를 제시한다.

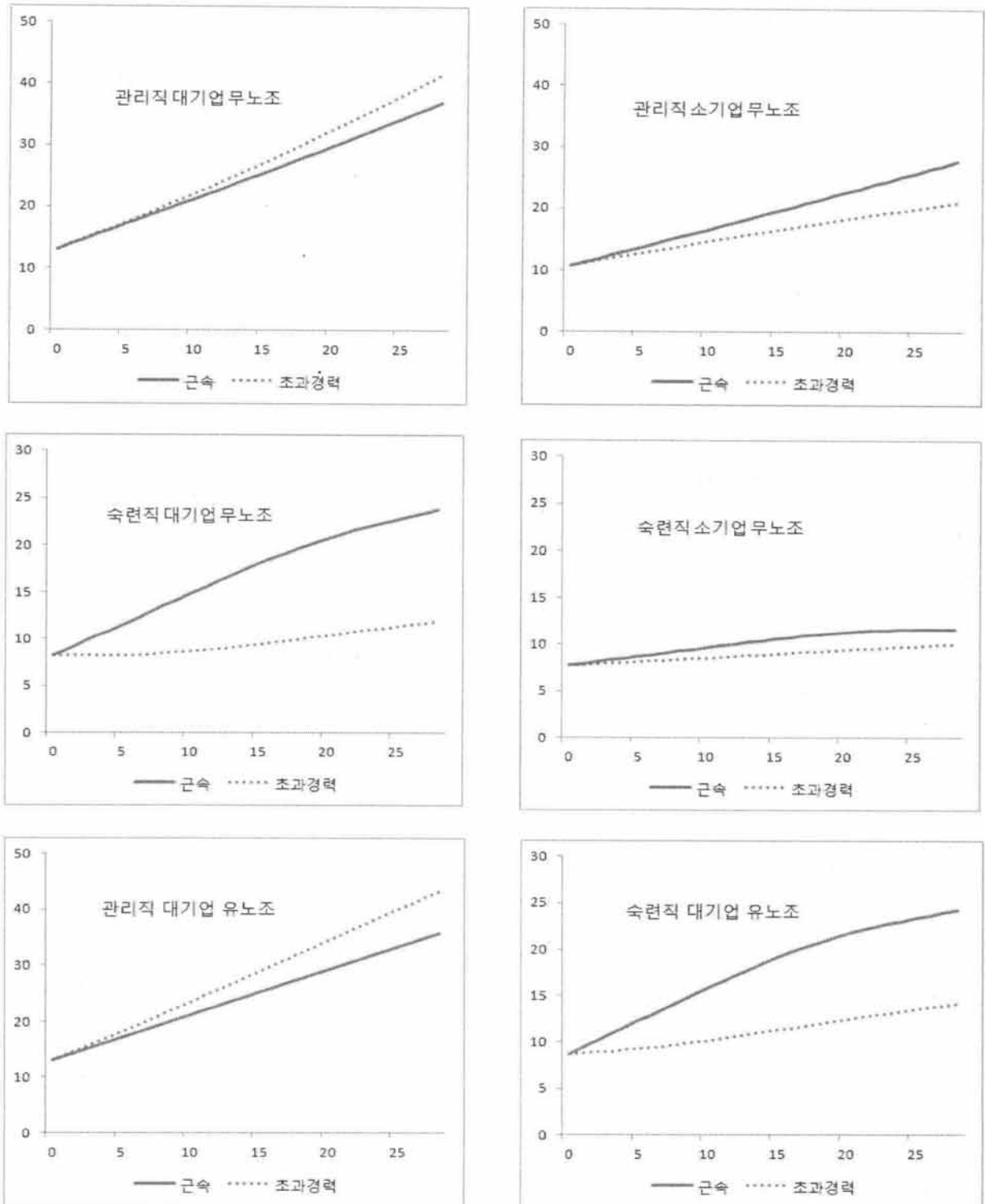
가. 근속급의 집단별 비교

모수적 회귀분석은 특정 함수 형태를 설정하여 추정하므로 그 결과를 추정된 모수 값의 제시를 통해 정리할 수 있으나, 비모수 회귀분석의 경우 몇 가지 모수 값으로 결과를 요약할 수 없는 특성상 그래프를 통해 결과를 시각적으로 제시하는 것이 보다 일반적이다. 회귀분석 결과를 보여주는 [그림 2]에서 먼저 관리사무직과 숙련직의 근속급 특징을 살펴보자. 실선으로 나타낸 근속임금 곡선은 외부경력이 0일 때의 근속연수에 따른 임금 변화, 즉 근속급이다. 먼저 남성 대졸 정규 관리사무직의 경우 근속에 따른 보상은 오목함수 형태인 Mincer 임금함수에서와 달리 근속연수의 증가에 따른 체감이 전혀 나타나지 않는 것이 주요 특징이다. 구체적 수치를 <표 3>을 통해 살펴보면 무노조 기업의 경우 대기업의 근속 5년차의 임금은 첫 해 임금에 비해 1.3배로 증가했으며 10년, 15년, 20년차에는 각각 1.6배, 1.9배, 2.3배로 거의 일정하게 증가하였다. 소기업의 경우에도 증가 속도는 대기업에 비해 다소 낮았으나 역시 매 5년간 0.3배 내외의 일정한 증가율을 보였다.

관리사무직의 근속급 증가율이 체감하지 않고 일정하게 나타나는 현상을 인적자본 이론에 근거해 해석한다면 관리사무직의 업무수행능력, 즉 생산성의 변화 속도가 연

4) 모든 집단별 차이를 이산변수 형태로 포착한 것은 아니다. 성별, 직업, 영세업체 유무 등의 구분은 샘플을 나눔으로써 반영하였다.

〔그림 2〕 근속급 및 경력급 비교: 관리직 및 숙련직



령에 따른 영향을 크게 받지 않을 가능성을 시사한다.

또한 이연보수이론에 따라 해석하면 승진을 통한 인센티브가 일정한 수준으로 계속 유지됨을 의미하며 근속연수에 따라 인센티브를 바꿀 필요가 없음을 의미한다. 특징적인 것은 노조의 유무가 근속급의 크기에 많은 영향을 미친다는 류재우 (2005), 황수경 (2005) 등의 기존 연구 결과와 달리 유노조와 무노조 기업 간에 근속급의 차이가 상대적으로 미미한 수준으로 나타난 부분이다. 이는 관리사무직의 근속에 대한 보상 체계에서 인센티브의 수준이 노조의 내부자 보호 동기에 의해 영향받는 부분이 크지 않음을 의미한다.

한편 대기업 고졸 숙련직의 경우 근속급의 초임 대비 배율이 5년차 1.4배, 10년차 1.8배 등으로 대졸 관리사무직의 1.3배, 1.6배보다 증가율이 더 높지만 관리사무직과는 달리 근속 15년차를 전후하여 체감하는 특징을 보인다. 그리고 30년차에 이르면 숙련직과 관리사무직의 초임 대비 근속급 배율이 2.97배로 동일해짐을 볼 수 있다. 이는 숙련직의 경우 사무직보다 기업특수적 숙련의 축적을 통한 초기 생산성 증가가 빠르지만, 신체적 노화의 영향을 더 많이 받으며, 임금 역시 생산성에 대한 모니터링이 어려운 사무직과 달리 생산성의 정체를 반영하여 결정되고 있음을 시사한다. 소기업 숙련직의 경우 초임 대비 근속급은 10년차에 1.25배, 20년차 1.46배로 완만하게 증가하며 30년차에도 1.51배에 그쳐 영세사업체와 큰 차이가 없었다.

〈표 3〉 초임 대비 배율: 관리직 및 숙련직

	관리직						숙련직					
	대기업			소기업			대기업			소기업		
	무노조		노조		무노조		무노조		노조		무노조	
	근속급	경력급	근속급	경력급	근속급	경력급	근속급	경력급	근속급	경력급	근속급	경력급
5년	1.31	1.33	1.31	1.39	1.27	1.19	1.40	1.00	1.41	1.06	1.13	1.05
10년	1.62	1.69	1.62	1.79	1.55	1.36	1.80	1.05	1.81	1.17	1.25	1.10
15년	1.94	2.07	1.93	2.20	1.83	1.54	2.18	1.15	2.18	1.30	1.37	1.16
20년	2.27	2.47	2.23	2.63	2.11	1.70	2.51	1.26	2.47	1.43	1.46	1.22
25년	2.61	2.90	2.54	3.05	2.40	1.87	2.75	1.39	2.67	1.55	1.51	1.27
30년	2.97	3.35	2.84	3.45	2.70	2.03	2.97	1.49	2.86	1.65	1.51	1.32

[그림 3] 및 <표 4>는 여성, 비정규직, 영세업체 근로자의 근속급 및 경력급을 보여 준다. 여성의 경우 대기업의 관리사무직은 남성과 유사하게 근속급의 증가 속도가 일정하게 유지됨을 볼 수 있다. 반면 소기업의 숙련직 여성은 근속급의 증가가 근속 20년차에도 1.22배에 머물러 비교집단 가운데 가장 낮은 수준이다. 한편 비정규 숙련직 역시 기업규모와 무관하게 근속급의 증가 속도가 매우 낮다. 대기업, 소기업 및 영세업체의 비정규 숙련직은 초임 대비 근속 10년차의 임금이 1.3배 수준으로 거의 동일하며, 근속 20년차에도 각각 1.4~1.5배로 큰 변화가 없다. 또 영세업체는 정규직의 경우도 근속 20년차의 근속급이 초임에 비해 1.4배 수준으로 비정규직과 거의 동일하다.

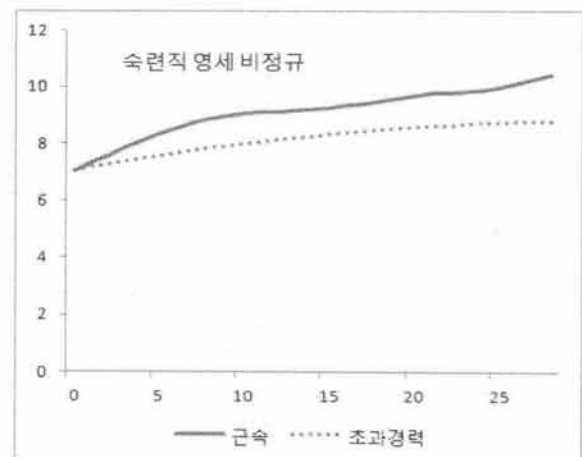
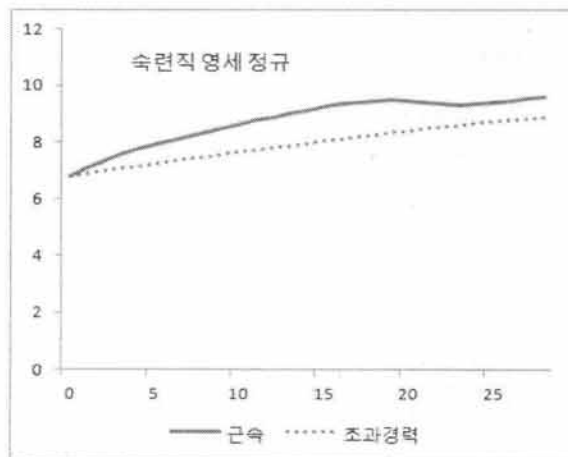
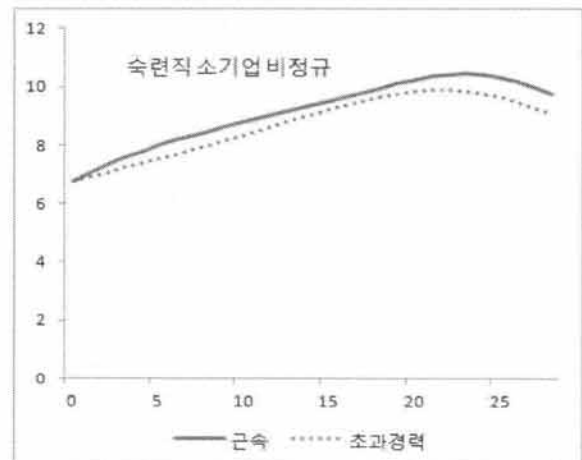
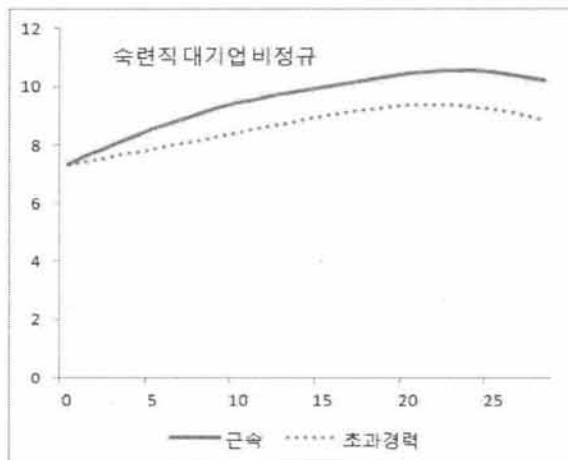
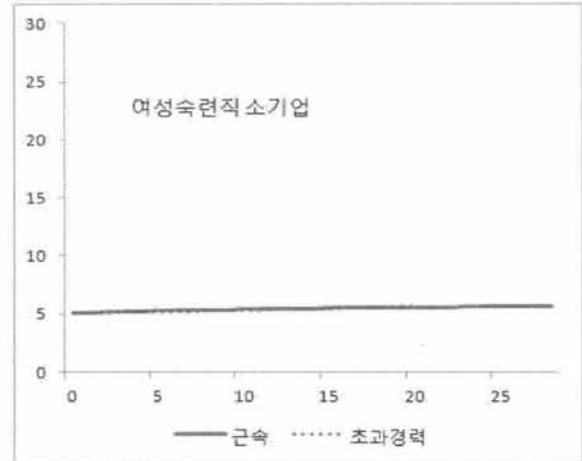
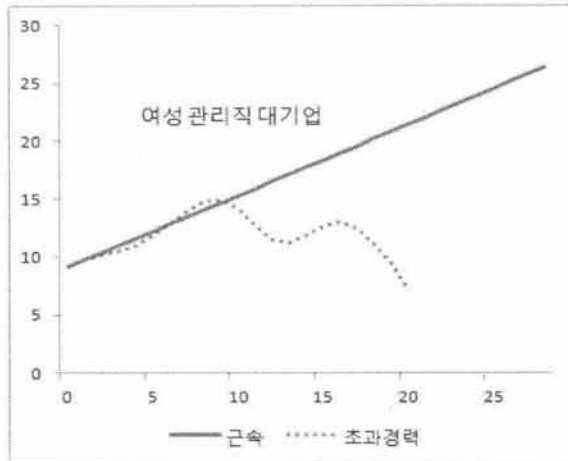
나. 초과경력급의 크기 및 경력급과의 차이 비교

근속급의 증가분 전체를 실제 근로자들이 근속을 통해서 누리는 순수한 프리미엄으로 간주하기는 어렵다. 만약 근속뿐만 아니라 외부경력에 대해서도 똑같은 보상이 주어진다면 근속급은 이연된 보수나 기업특수적 숙련에 대한 보상과 같이 장기근속에 에게만 해당되는 보상으로 볼 수 없기 때문이다. 그런 의미에서 근속에 따른 보상과 외부경력에 대한 보상 간의 차이를 근속프리미엄이라 정의할 수 있다. 예를 들자면, 외부경력 없이 근속만 10년차인 근로자와 외부경력 10년을 가진 신입사원 간의 임금 차이가 근속프리미엄이다. 근속프리미엄이 존재하는 이유는 인적자본이론의 측면에서 보면 근속을 통해 축적된 기업특수적 인적자본에 대한 대가로 간주할 수 있다.

<표 4> 초임 대비 배율: 여성, 비정규직 및 영세사업체

	숙련직 비정규				여성				숙련직 영세			
	대기업		소기업		대기업 관리직		소기업 숙련직		비정규		정규	
	근속급	경력급	근속급	경력급	근속급	경력급	근속급	경력급	근속급	경력급	근속급	경력급
5년	1.16	1.07	1.18	1.11	1.33	1.29	1.05	1.05	1.18	1.08	1.16	1.06
10년	1.28	1.15	1.29	1.23	1.66	1.53	1.04	1.09	1.29	1.14	1.27	1.12
15년	1.36	1.22	1.40	1.36	1.99	1.38	1.07	1.13	1.32	1.18	1.36	1.18
20년	1.42	1.27	1.51	1.45	2.32	0.78	1.22	1.15	1.38	1.22	1.39	1.24
25년	1.43	1.25	1.52	1.42	2.66				1.42	1.24	1.38	1.28
30년	1.37	1.16	1.37	1.26	3.00				1.52	1.25	1.45	1.32

[그림 3] 근속급 및 경력급 비교: 여성, 비정규직 및 영세업체



또한 이연보수이론의 관점에서는 중년층 이상 근로자의 경우 과거로부터 이연된 보수가 임금에 포함되어 생산성을 상회하는 반면, 동일경력을 가진 신규 채용자에게는 생산성에 상응한 임금을 지불하므로 양자의 임금 차이가 이연보수의 규모를 나타낸다. 따라서 근속프리미엄은 일반적으로 임금에서 기업특수적 자본에 대한 대가 및 이연된 보수가 차지하는 크기를 짐작하게 해주는 지표가 될 수 있다.

경력급 대비 근속급의 배율은 <표 5>에 나타나 있다. 대졸 관리사무직의 경우 근속급의 배율은 1보다 다소 작으며 감소하는 것을 볼 수 있다. 즉, 경력에 대한 보상이 오히려 근속에 대한 보상보다 더 큰 것이다. 이는 관리사무직의 임금체계가 기업특수적 경험의 축적을 통해 이룩한 생산성에 대한 직접적 보상이라는 측면보다는 일정한 수준의 인센티브를 지속적으로 제공함으로써 태만을 방지하고 승진을 위한 경쟁을 촉진시키도록 설계된 생산성 유인체계라는 특성이 더 강하기 때문이다. 또한 재취직에 성공한 소수의 근로자가 이미 동일 수준의 근속연수를 가진 내부자에 비해 경험과 능력을 검증받은 선택된 집단이라는 점도 주요 원인으로 고려할 수 있을 것이다. 이러한 현상은 소기업이나 숙련직 등 여타 그룹에서는 발견되지 않는다. 관리직 여성의 경우 10년차까지는 남성과 마찬가지로 근속에 대한 보상과 경력에 대한 보상이 크게 차이 나지 않는다. 그러나 그 이후부터는 경력에 대한 보상이 급감하여 20년차에는 근속급이 경력급에 비해 3배가량 높은 수준이 된다. 이는 대기업 사무직 여성이 직장에 머물러 있는 경우에는 임금 상승에서 큰 불이익을 받지 않으나 일단 출산, 양육 등으로 인해 경력 단절이 발생한 후 재진입 시 임금의 차별이 크다는 점을 의미한다.

<표 5> 경력급 대비 근속급 배율

	관리직			숙련직			비정규숙련직		여성		영세업체	
	대기업		소기업	대기업		소기업	대기업	소기업	관리	숙련	숙련직	
	무노조	노조	무노조	무노조	노조	무노조	무노조	무노조	무노조	무노조	비정규	정규
5년	0.98	0.95	1.07	1.40	1.32	1.07	1.09	1.06	1.03	1.01	1.10	1.09
10년	0.96	0.91	1.13	1.71	1.55	1.13	1.12	1.05	1.08	1.01	1.13	1.13
15년	0.94	0.87	1.19	1.91	1.69	1.18	1.11	1.03	1.44	1.00	1.11	1.15
20년	0.92	0.85	1.24	1.98	1.73	1.20	1.12	1.04	2.99	0.98	1.13	1.13
25년	0.87	0.81	1.27	1.95	1.70	1.18	1.15	1.09			1.14	1.07
30년	0.89	0.82	1.33	2.00	1.73	1.15	1.18	1.09			1.21	1.10

근속프리미엄이 가장 큰 집단은 대기업의 숙련직이다. 경력급 대비 근속급은 5년차 1.4배에서 20년차에는 1.98배까지 증가하였다. <표 3>에서 보았듯이 근속에 대한 보상 증가는 15년차를 전후하여 다소 체감하지만 상대적으로 큰 폭으로 증가하는 반면, 경력에 대한 보상은 매우 완만하게 증가한다. 이러한 큰 격차는 대기업의 기업특수적 인적자본 축적에 의한 숙련이 생산성 증가에 더 큰 영향을 미치거나, 직업훈련 등을 통해 인적자본을 축적할 기회가 대기업에 더 많은 현실을 반영하는 것일 수 있다. 물론, 이연보수이론에 따라 해석할 경우 이연된 높은 임금을 받기 위해 퇴직이나 해고 등을 회피하고자 하는 근로자의 노력에 대한 보상이 더 강한 것으로 볼 수도 있다.

한편 비정규직의 경우 비록 숙련직이라 할지라도 대기업과 소기업을 막론하고 근속과 경력에 대한 보상이 크게 차이하지 않으며 증가율 또한 매우 완만한 것이 특징이다. 대기업의 20년차 근속프리미엄은 경력급의 12%, 소기업은 경력급의 4%에 그친다. 이는 비정규 숙련직이 정규 숙련직과는 달리 기업특수적 기술을 지속적으로 축적하기 어렵거나, 일반적이고 보편적 기술을 필요로 하는 사업체에서 주로 고용됨을 시사한다. 이러한 비정규직의 특성은 5인 이하의 영세업체에서도 유사하게 나타난다. 영세업체는 정규직과 비정규직 모두 근속 20년차의 프리미엄이 13%로 동일해 근속프리미엄의 형성이 미약하다. 이는 영세업체의 종사자들의 경우에도 인적자본 축적이 지속적으로 이루어지기 힘들다는 사실을 의미한다.

다. 근속급 및 경력급의 변화

2006년과 2009년간의 변화를 비교하기 위한 시행한 비모수 회귀분석에서는 노조 유무에 대한 설명변수를 제외하였다. 2006년도의 조사표에는 노조 유무에 대한 질문 항목이 없기 때문이다. 분석 결과를 정리한 <표 6>을 보면 대기업의 경우 2006~2009년간 근속과 경력에 대한 보상이 모두 증가한 가운데 특히 경력에 대한 보상이 더 현저하게 증가하였다.

30년차의 근속급이 관리사무직과 숙련직 모두 1.03배 증가한 데 비해 경력급은 전자가 1.13배, 후자가 1.20배 증가하였다. 반면 소기업은 관리직의 경우 근속급과 경력급 모두 거의 변화가 없었으며 숙련직은 경력급이 1.05배 증가하고 근속급은 25년차에 0.93배까지 오히려 감소하였다. 요약하면 경력에 대한 보상이 전반적으로 강화된 가운데 대기업, 그 중에서도 숙련직에서 경력급이 특히 증가하였고, 근속에 대한 보상은 숙련직 소기업에서 뚜렷이 감소한 것이 2006~2009년간 변화의 주된 특징이다. 경

〈표 6〉 2006년 대비 2009년도 근속급 및 초과경력급

	관리직 대기업		관리직 소기업		숙련직 대기업		숙련직 소기업	
	근속	초과경력	근속	초과경력	근속	초과경력	근속	초과경력
5년	1.03	1.04	1.01	1.01	0.98	1.00	1.00	1.06
10년	1.02	1.04	1.01	1.01	0.99	1.01	0.98	1.05
15년	1.01	1.05	1.00	0.99	1.03	1.07	0.94	1.03
20년	1.01	1.07	1.00	0.99	1.04	1.10	0.93	1.02
25년	1.02	1.10	1.00	0.99	1.03	1.13	0.93	1.03
30년	1.03	1.13	1.00	1.00	1.03	1.20	0.96	1.05

력에 대한 보상의 상대적 강화라는 측면에서는 기존의 연구에서 발견된 추세가 유지되고 있으나, 숙련직 소기업을 제외하면 근속에 대한 절대적 보상이 약화되고 있지는 않다는 점에서 연공임금체계가 약화되고 있다고 결론내리기는 어렵다.

IV. 임금함수의 모형설정 검정 및 비교

1. 비모수 모형설정 검정(Nonparametric model specification test)

앞서 시행한 집단별 비모수 회귀분석은 Mincer 임금함수의 모형설정 오류를 피하기 위한 것이다. 만약 Mincer 임금함수를 분석도구로 선택할 경우 모형설정 오류에 대한 검정이 선행되어야 한다. 그러나 이미 언급한 모수적 회귀분석의 문제점으로 인해 Mincer 임금곡선의 모형설정을 검정한 기존 연구는 대개 Mincer 임금곡선을 기각하는 결과를 보여주고 있다. Murphy and Welch (1992)는 미국 CPS 자료를 이용하여 로그임금이 경력에 대해 2차 함수로 설정되는 가장 보편적인 형태의 Mincer 임금함수에 대해 실제 편의(bias)를 측정한 결과, 동 모형이 경력 초기의 임금 증가를 50%가량 과대 측정하는 등 임금함수로서 용인하기 어려운 수준임을 밝히고, 다항함수 형태 가운데 가장 편의가 적은 것으로 나타난 4차함수(quartic)를 사용하여야 한다고 주장하였

다. Miles and Mora (2003)는 스페인과 우루과이의 자료를 이용하여 세 가지 형태의 Mincer 임금함수, 즉 2차함수, 4차함수, 그리고 교차항을 포함한 2차함수 형태에 대한 비모수 모형설정 검정을 실시한 결과 세 경우 모두에 대해 모형이 올바르게 설정되었다는 가설을 기각하였다. 한편 Hsiao et al. (2007)은 CPS 자료를 사용하여 세 가지 형태의 임금함수에 대해 이산변수와 연속변수를 모두 포함하는 비모수검정을 시행한 결과, 2차함수와 4차함수 형태는 각각 기각되었으나 교차항을 포함한 2차함수 형태는 기각되지 않아 편의를 줄이기 위해서는 교차항의 포함이 중요함을 보여주었다. Heckman et al. (2006) 역시 로그 임금이 교육에 대해서 선형이며 경력에 대해서 2차함수라는 가설을 기각하였으며, 모수적 회귀분석에 대한 대안으로서 비모수 회귀모형을 통해 연령-임금과 경력-임금 곡선을 추정하였다. Belzil (2008)도 비모수 모형설정 검정을 통해 Mincer 임금곡선에 대한 일반적 가정들이 기각됨을 보여주었으며, 특히 임금함수가 일반적 추정 결과처럼 교육에 대해 오목한 것이 아니라 볼록(convex)하고 교육과 경험이 임금에 미치는 영향이 서로 분리될 수 없음을 발견하였다. 이러한 연구 결과들은 임금함수를 이용하여 교육, 근속, 경력 등의 영향을 측정할 때 모형 설정의 오류로 인한 편의를 줄이는 것이 매우 중요함을 보여주고 있다.

본고에서는 Hsiao et al. (2007)에 의해 개발된 이산변수를 포함한 비모수 회귀분석 결과를 이용하여 Mincer 임금함수의 모형설정을 검정하는 방식을 사용한다. 일반적으로 특정한 함수의 모형설정이 올바른지를 테스트할 때 대립가설 역시 특정한 함수 형태를 띠게 된다. 따라서 귀무가설이 기각되지 않았다 하더라도 또 다른 형태의 함수를 대립가설로 삼을 경우 기각될 가능성이 항상 존재한다. 그러나 비모수 모형검정법은 모든 함수 형태를 포괄한다는 큰 장점을 가지고 있다. 보다 구체적으로 $m(\cdot, \cdot)$ 을 어떤 특정 함수라 하고 β 를 모수벡터라 할 때 우리가 검정하고자 하는 귀무가설은 $H_0 : P[E(y_i|x_i) = m(x_i, \beta)] = 1$ 이다. 이 경우 비모수 모형설정 테스트의 대립가설은 $H_1 : P[E(y_i|x_i) = m(x_i, \beta)] < 1$ 이다. $u_i = y_i - m(x_i, \beta)$ 라 하면 검정통계량(test statistic)은 $I = E[u_i E(u_i|x_i) f(x_i)]$ 로 정의된다. 반복기대법칙(Law of iterated expectations)에 의해 I 는 항상 0보다 같거나 크지만 귀무가설이 참일 경우에만 0이 되므로 유효한 검정통계량이 된다. I 는 샘플을 이용하여 다음과 같이 구축된다.

$$\hat{I}_n = n^{-2} \sum_i \sum_{j \neq i} \hat{u}_i \hat{u}_j W_{h,ij} L_{\hat{\lambda},ij} \quad (6)$$

〈표 7〉 비모수 모형설정 검정 결과

		관리직 남성	관리직 여성	숙련직 남성	숙련직 여성	비정규직 남성	영세업체 남성
교차항 포함	Jn	4.12***	-0.97	9.18***	-1.44	0.06***	1.37***
	P 값	0.000	0.261	0.000	0.351	0.010	0.003
교차항 불포함	Jn	8.21***	-0.42	30.64***	2.41***	1.62***	2.04***
	P 값	0.000	0.216	0.000	0.000	0.003	0.000

주 : ***은 1% 유의수준에서 기각.

Hsiao et al. (2007)은

$$\hat{J}_n = n(\hat{h}_1, \dots, \hat{h}_q)^{1/2} \hat{I}_n / \sqrt{\hat{\Omega}}, \quad \hat{\Omega} = \frac{2(\hat{h}_1, \dots, \hat{h}_q)}{n^2} \sum_i \sum_{j \neq i} \hat{u}_i^2 \hat{u}_j^2 W_{ij}^2 L_{\lambda, ij}^2 \quad (7)$$

라고 정의할 때 귀무가설하에서 \hat{J}_n 이 점근적으로 $N(0,1)$ 에 접근함을 보여주었다. 단, 표본수가 한정되어 있을 경우 Bootstrap 반복법을 통해 검정하는 것이 일반적이다. 본고에서는 각 검정 시 399회의 반복 추출을 시행한다.

가장 보편적인 2차함수 형태의 Mincer 임금함수에 대한 비모수 모형설정 검정을 관리직 남성을 비롯한 6개의 집단에 대해, 각각 교차항을 포함하는 경우와 생략한 경우로 나누어 검정해 본 결과는 <표 7>에 제시하였다.

여성을 제외한 모든 집단에서, 모형설정이 올바르다는 가설이 교차항의 포함 여부를 막론하고 1% 유의수준에서 기각되었다. 이러한 모형설정 검정 결과는 Mincer 임금함수에서 교차항을 포함하더라도 여전히 모형설정 오류가 존재함을 의미한다. 여성의 경우 숙련직에서 교차항을 포함하지 않았을 때를 제외하면 가설을 기각하지 못하였는데 이는 여성의 경력단절로 말미암아 근속이나 경력이 남성에 비해 짧아 대부분의 자료가 밀집되어 있는 것도 하나의 이유인 것으로 보인다.

2. 모수와 비모수 추정 결과의 비교

Mincer 임금함수가 오설정(misspecified) 되었다 하더라도 그로 인한 편의가 그리 크지 않다면 모수적 추정의 편리함을 고려했을 때 여전히 실용적인 용도로 활용할 수

있는 여지가 존재한다. 이하에서는 비모수 회귀분석을 통해 측정한 근속급 및 경력급을 Mincer 임금함수 회귀분석의 결과와 비교함으로써 모형설정 편의의 크기를 구체적으로 측정해 본다.⁵⁾

[그림 4]와 <표 8>을 통해 본 Mincer 임금함수의 근속급 추정치는 교차항의 포함 여부와 무관하게 전반적으로 비모수 추정치에 비해 상당히 낮은 것으로 드러났다. 특히 근속연수 증가와 함께 격차가 점점 커져 근속급의 기울기도 비모수 추정치에 비해 낮게 측정된다. 관리직 대기업의 경우 Mincer 임금함수와 비모수 추정치의 격차는 근속연수의 증가에 따라 점차 커져 근속 10년차에 교차항을 포함한 경우는 -9.6%, 교차항 불포함한 경우는 -9.1%에서 근속 30년차에는 각각 -25.5%와 -20.7%로 격차가 커졌다. 관리직 소기업의 경우 추정치의 격차가 대기업의 경우보다 작아 근속 30년차의 경우 각각 -10.3%, -13.8%로 나타났다. 숙련직 대기업은 근속 초기에 Mincer 임금함수의 추정치가 18.8~22.0%가량 더 크게 나타나다가 근속 10년차 이후부터 다시 낮아짐을 볼 수 있다. 숙련직 소기업은 교차항을 포함한 경우 비모수 추정치와의 차이가 -10% 이내로 대체로 일정한 크기이지만 교차항을 포함하지 않았을 때는 초기에 근속급이 더 낮게 추정된 반면 근속 30년차에는 29.2% 더 크게 추정되었다.

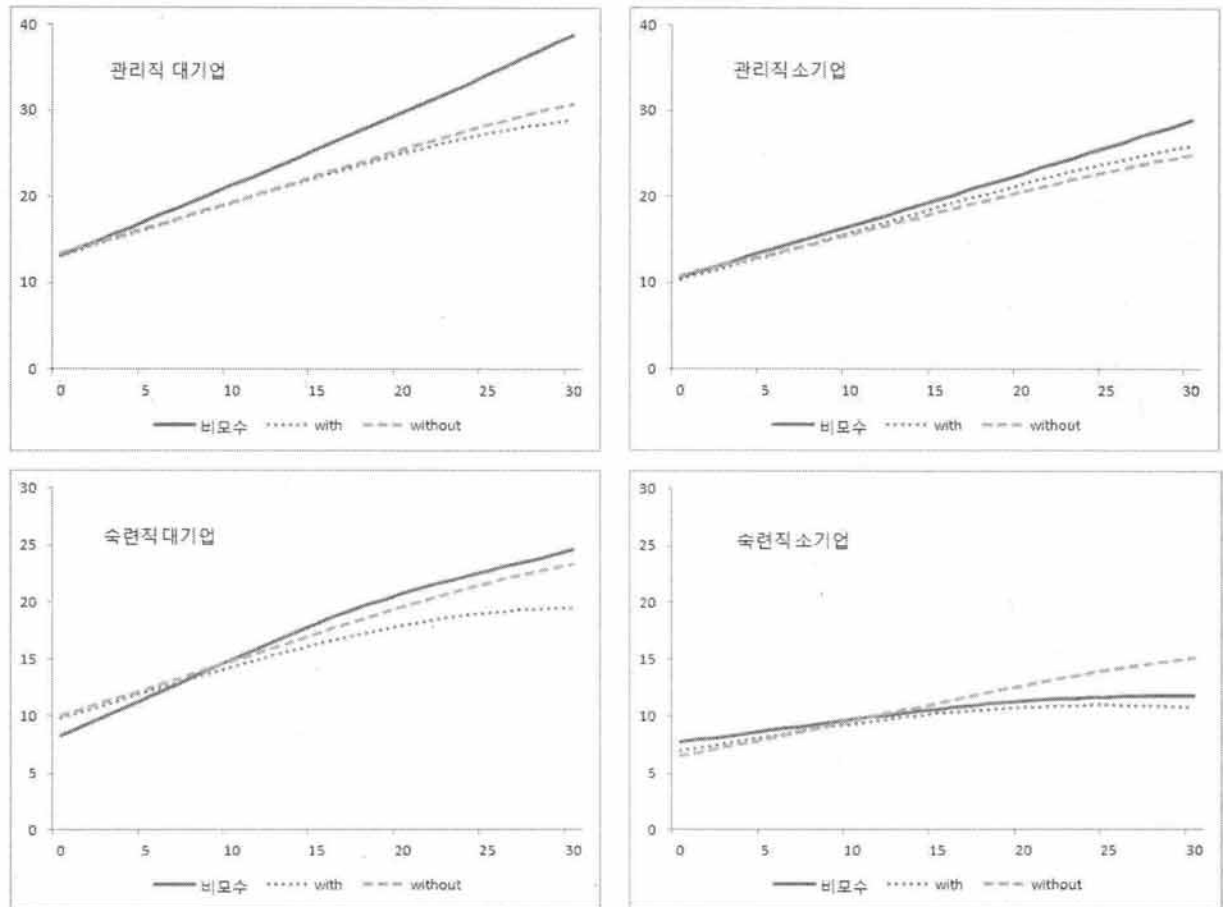
<표 8> 비모수 추정 결과와 비교한 Mincer 임금함수의 차이: 근속급

(단위: %)

	관리직 대기업		관리직 소기업		숙련직 대기업		숙련직 소기업	
	포함	불포함	포함	불포함	포함	불포함	포함	불포함
0년	0.4	2.5	-3.0	1.4	18.8	22.0	-9.9	-15.6
5년	-5.9	-5.0	-4.4	-3.4	4.4	7.0	-5.7	-8.1
10년	-9.6	-9.1	-4.6	-5.9	-4.1	-0.7	-3.7	-1.2
15년	-12.6	-11.9	-4.6	-7.6	-9.7	-4.7	-3.9	5.0
20년	-16.0	-14.5	-5.4	-9.2	-13.4	-5.7	-5.0	11.7
25년	-20.2	-17.3	-7.2	-11.2	-16.3	-4.8	-6.2	19.9
30년	-25.5	-20.7	-10.3	-13.8	-20.9	-5.1	-8.2	29.2

5) 각 집단별 임금함수의 모수적 추정 결과는 부록에 제시하였다.

〔그림 4〕 근속급의 비교: 비모수 추정과 모수 추정



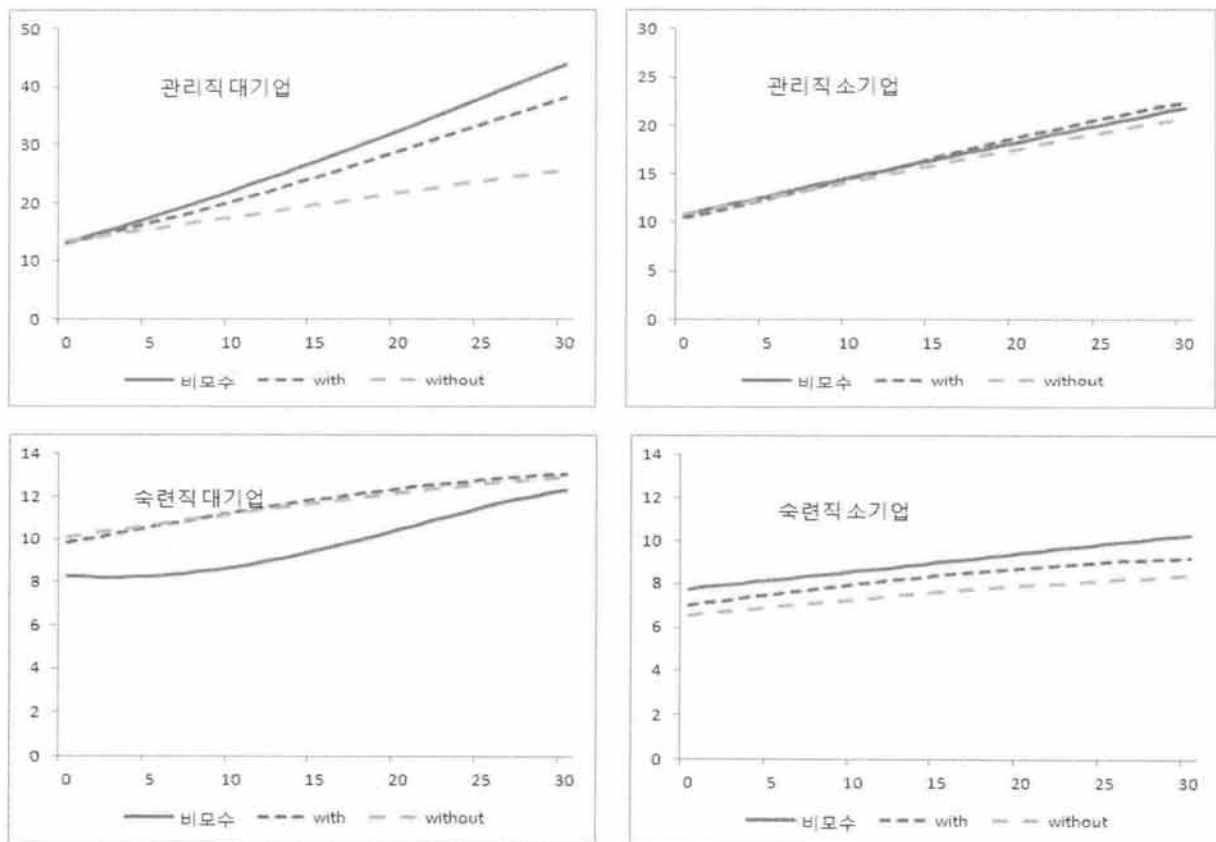
한편 [그림 5]와 <표 9>에서 보듯이 경력급의 추정치는 모수와 비모수 추정방식 사이에 보다 큰 차이를 보여준다. 교차항을 포함하지 않은 Mincer 임금함수는 관리직 대기업의 근속 30년차 근속급을 비모수 추정치에 비해 41.8% 더 낮게 추정하고 있다. 반면, 숙련직 대기업의 경우 근속 10년차의 근속급 추정치가 비모수 추정치에 비해 29% 내외로 더 크게 나타났다. 이처럼 Mincer 임금함수와 비모수 추정치 사이의 격차를 직업 특성이나 교차항 포함 여부에 따라 일정한 패턴으로 일반화하기 어렵다.

이상의 결과는 근속급 및 경력급의 측정에 있어 Mincer 임금함수의 모형설정 편의가 상당히 큰 수준임을 보여준다. 또한 Mincer 임금함수에서 교차항의 포함이 반드시 모형설정 편의의 크기를 줄이는 것은 아님을 보여주고 있다.

V. 결 론

본고의 비모수 회귀분석 결과는 근속급 및 경력급의 근로자 집단별 특성을 뚜렷하게 보여주었다. 대기업 대졸 관리사무직의 경우 근속급이 근속연수에 따라 일정한 비율로 선형 증가한 반면, 고졸 숙련직의 경우 초기에는 관리사무직보다 근속급의 증가 속도가 더 빠르지만 근속 15년차 이후부터 증가 속도가 체감하였다.

[그림 5] 경력급의 비교: 비모수 추정과 모수 추정



[표 9] 비모수 추정 결과와 비교한 Mincer 임금함수의 차이: 경력급

(단위: %)

	관리직 대기업		관리직 소기업		숙련직 대기업		숙련직 소기업	
	포함	불포함	포함	불포함	포함	불포함	포함	불포함
0년	0.4	2.5	-3.0	1.4	18.8	22.0	-9.9	-15.6
5년	-5.7	-11.6	-2.5	-1.8	27.8	28.9	-8.0	-15.2
10년	-8.5	-20.8	-1.0	-3.1	29.3	28.9	-6.9	-15.1
15년	-10.0	-27.6	0.9	-3.6	25.2	23.7	-6.7	-15.5
20년	-10.9	-33.0	2.4	-3.8	18.3	16.4	-7.3	-16.3
25년	-11.9	-37.6	3.1	-4.2	11.2	9.5	-8.6	-17.2
30년	-13.1	-41.8	2.5	-5.1	6.2	5.2	-10.0	-17.9

관리사무직의 근속급 증가율이 일정하게 나타나는 현상은 관리사무직의 업무수행 능력, 즉 생산성 변화 속도가 연령에 따른 영향을 크게 받지 않거나 승진을 통한 인센티브가 일정한 수준으로 계속 유지됨을 의미한다. 반면 숙련직의 경우 기업특수적 숙련의 축적을 통한 초기 생산성의 증가가 빠르지만, 신체적 노화의 영향을 더 많이 받으므로 임금 역시 생산성에 대한 모니터링이 어려운 사무직과 달리 생산성의 정체를 일정 수준 반영하여 결정되고 있음을 시사한다. 대기업 관리직 여성의 경우 10년 차까지는 남성과 마찬가지로 근속 및 경력에 대한 보상이 크게 차이나지 않으나 그 이후부터는 경력에 대한 보상이 급감하였다. 이는 대기업 사무직 여성이 직장에 머물러 있는 경우에는 임금 상승에서 큰 불이익을 받지 않으나 일단 출산, 양육 등으로 인해 경력단절이 발생한 후 재진입 시 임금의 차별이 크다는 점을 의미한다.

근속프리미엄, 즉 경력급 대비 근속급의 배율은 대기업 관리사무직에서 1보다 낮았는데 이는 대기업 재취직에 성공한 소수의 근로자가 이미 동일 수준의 근속연수를 가진 내부자에 비해 능력을 검증받은 선택된 집단이라는 점이 주요 원인인 것으로 보인다. 근속프리미엄이 가장 높은 집단은 대기업의 숙련직으로서 기업특수적 인적자본 축적이 생산성에 큰 영향을 미칠 가능성과 함께 직업훈련 등을 통해 인적자본을 축적할 기회가 대기업에 더 많은 현실을 반영하는 것일 수 있다. 한편 대기업의 근속급과 경력급의 증가는 노조의 유무에는 큰 영향을 받지 않는 것으로 나타났으며, 숙련직 근속급 증가 속도는 기업규모별 차이가 두드러졌다. 근속 30년차의 대기업 숙련직 근

속급이 2.97배에 달한 반면 소기업은 초임의 1.51배에 그쳤다. 그러나 비정규직의 경우 비록 숙련직이라 할지라도 대기업과 소기업을 막론하고 근속과 경력에 대한 보상이 크게 차이하지 않으며 증가율 또한 매우 완만했다. 이는 비정규 숙련직이 정규 숙련직과는 달리 기업특수적 기술을 지속적으로 축적하기 어렵거나, 일반적이고 보편적 기술을 필요로 하는 사업체에서 주로 고용됨을 시사한다. 이러한 비정규직의 특성은 5인 이하의 영세업체에서도 유사하게 나타났다.

2006~2009년간 근속급 및 경력급 변화의 주된 특징은 경력에 대한 보상이 상대적으로 강화된 가운데 대기업, 그 중에서도 숙련직에서 경력급이 특히 증가한 점이다. 이는 기존의 연구에서 발견된 추세와 부합하지만, 근속에 대한 절대적 보상이 약화되고 있지는 않다는 점에서 연공임금체계의 약화라고 해석하기는 어렵다.

한편, 비모수 모형설정 검정을 통해 Mincer 임금함수의 여러 형태를 검정한 결과, 교차항의 포함 여부를 막론하고 여성을 제외한 모든 집단에서 모형설정 오류가 존재하는 것으로 나타났다. 모형설정 오류로 인한 근속급 추정치의 편의는 근속 30년차의 경우 -25~29%, 경력급 추정치의 편의는 -42~6%로서 상당히 큰 수준이었다. 또한 교차항의 포함이 반드시 Mincer 임금함수의 모형설정 편의의 크기를 줄이지는 못하는 것으로 나타났다.

본고에서 비모수 분석대상을 가장 보편적인 직종인 관리사무직과 숙련직으로 한정 한 이유는 본고의 주안점이 직종에 따른 차이뿐만 아니라 성별·학력별·기업규모별·정규직 여부별 등으로 나누어 특징을 파악하는 데 있었기 때문이다. 따라서 본고의 분석 결과는 분석대상인 관리사무직과 숙련직에 한정된 것이다. 임금근로자 전반의 근속급 및 경력급의 변화에 관한 결론은 본고에서 다루지 않은 전문직과 판매직에 대한 추가적인 분석이 이루어진 후에 보다 명확히 내릴 수 있을 것이다.

참고문헌

- 김동배. 「임금체계 변화」. 『임금체계와 결정방식』 (제2장). 한국노동연구원, 2005.
- 류재우. 「근속급의 구조 및 근래의 변화」. 『경제학연구』 50집 2호 (2002.6): 257-286.
- 류재우·박성준. 「기업근속에 대한 보상과 노동이동」. 『국제경제연구』 9권 2호(2003.

8): 91-118.

엄동욱. 「패널자료를 이용한 연공임금 분석: 한국노동패널조사(1~9차) 자료를 중심으로」. 『POSRI경영연구』 8권 2호 (2008. 12): 79-104.

황수경. 「임금체계와 노동시장: 연공임금을 중심으로」. 『한국의 임금과 노동시장 연구』 (제5장). 한국노동연구원, 2005.

Belzil, Christian. "Testing the Specification of the Mincer Wage Equation." *Annales d'Economie et de Statistique*. No. 91/92 (2008): 427-451.

Heckman, James Joseph, Lochner, Lance J., and Todd, Petra E., "Earnings Functions and Rates of Return." In *Handbook of the Economics of Education*. edited by Erik Hanushek & F. Welch, Amsterdam: Elsevier Science Publishers, 2006.

Hsiao, Cheng, Li, Qi, and Racine, Jeffrey S., "A Consistent Model Specification Test with Mixed Discrete and Continuous Data." *Journal of Econometrics* 140 (2007): 802-826.

Miles, Daniel G., and Mora Juan, "On the Performance of Nonparametric Specification Tests in Regression Models." *Computational Statistics & Data Analysis* 42 (2003. 3): 477-490

Murphy, Kevin M., and Finis Welch, "The Structure of Wages." *The Quarterly Journal of Economics* 107 (1992. 2): 285-326

Racine, Jeffrey S., and Li, Qi, "Nonparametric Estimation of Regression Functions with Both Categorical and Continuous Data." *Journal of Econometrics* 119 (2004): 99-130.

〈부표 1〉 교차항을 포함한 임금함수의 추정 결과

	관리직		숙련직		비정규직 남성		영세업 남성
	남성	여성	남성	여성			
상수	8.9930**	8.7423**	8.4620**	8.3719**	8.6110**	상수	8.6410**
근속	0.03538**	0.0391*	0.0479**	0.0137	0.0267**	근속	0.0637**
초과경력	0.0297**	-0.0122	0.0133**	0.0033	0.0284**	초과경력	0.0598**
근속^2	-0.0006**	-0.0002	-0.0007**	-0.0001	-0.0007**	근속^2	-0.0006**
초과경력^2	-0.0004*	-0.0015**	-0.0002	-0.0003	-0.0005*	초과경력^2	-0.0003*
E1	0.0048	0.0587	0.2567**	0.0251	0.1182**	E1	0.0754**
E2	0.0172	0.1185	0.3475**	0.0330	0.1825**	E2	0.0722*
E3	0.2687**	0.3389	0.4483**	0.0763	0.0974	E3	0.0868*
무노조	-0.0114	-0.1190**	0.1338**	0.0499	0.0598	무노조	0.0719
S1	0.0665*	0.0534	-0.0107	0.0854*	-0.0143	5~9 명	0.0266
S2	0.1145**	0.1372**	0.0524*	0.1564**	0.0042	근속*초과경력	-0.0010**
S3	0.2353**	0.2206**	0.3399**	0.4504**	0.2026**	근속*E1	-0.0006
근속*초과경력	-0.0015**	-0.0011	-0.0008**	0.0003	-0.0015**	근속*E2	0.0044
근속*E1	0.0163**	0.0106	0.0020	0.0171**	-0.0019	근속*E3	0.0042
근속*E2	0.0207**	0.0116	0.0089**	0.0305**	-0.0001	근속*무노조	-0.0337**
근속*E3	0.0194**	0.0112	0.0063*	0.0622**	0.0021	근속*(5~9명)	0.0000
근속*무노조	-0.0071**	-0.0026	-0.0137**	-0.0107*	0.0081	초과경력*E1	-0.0018
근속*S1	-0.0044*	-0.0025	0.0045*	0.0005	-0.0016	초과경력*E2	0.0029
근속*S2	-0.0057**	-0.0100*	0.0075**	0.0103	-0.0051	초과경력*E3	0.0057
근속*S3	-0.0041*	-0.0095*	0.0084**	0.0110	0.0155*	초과경력*무노조	-0.0409*
초과경력*E1	0.0075	0.0581	-0.0021	0.0019	-0.0024	초과경력*(5~9명)	-0.0002
초과경력*E2	0.0112	0.0517	-0.0013	0.0171	-0.0079		
초과경력*E3	0.0176*	0.0749	0.0096*	NA	-0.0024		
초과경력*무노조	-0.0105**	-0.0135*	0.0040	0.0071	-0.0006		
초과경력*S1	-0.0005**	-0.0006	0.0039	0.0009	-0.0036		
초과경력*S2	0.0071*	0.0124	-0.0009	-0.0075	-0.0011		
초과경력*S3	0.0100*	0.0255*	0.0004	-0.0171	-0.0065		
Adjusted R ²	0.43	0.43	0.44	0.40	0.08		0.10

〈부표 2〉 교차항이 없는 임금함수의 추정 결과

	관리직		숙련직		비정규직 남성		영세업체 남성
	남성	여성	남성	여성			
상수	8.8279**	8.6413**	8.4770**	8.3065**	8.6226**	상수	9.0140**
근속	0.0404**	0.0436**	0.0432**	0.0261**	0.0261**	근속	0.0277**
초과경력	0.0290**	0.0300**	0.0117**	0.0138	0.0165**	초과경력	0.0119**
근속 ²	-0.0004**	-0.0003	-0.0005**	-0.0003	-0.0005**	근속 ²	-0.0005**
초과경력 ²	-0.0003	-0.0005	-0.0001	-0.0005	-0.0003	초과경력 ²	-0.0002
고졸	0.2562**	0.1959	0.2946**	0.1509**	0.0990**	고졸	0.0650**
대출 미만	0.3270**	0.2598*	0.4330**	0.2292**	0.1602**	대출 미만	0.0919**
대출 이상	0.5804**	0.5016**	0.5385**	0.3639**	0.0910	대출 이상	0.1176**
무노조	-0.1144**	-0.1470**	0.0150	-0.0314	0.1068**	무노조	-0.2853**
30~99명	0.0241	0.0411*	0.0237	0.0872**	-0.0445	5~9명	0.0252*
100~499명	0.0765**	0.0943**	0.0954**	0.2008**	-0.0385		
500명 이상	0.2131**	0.1820**	0.4326**	0.5214**	0.2589**		
Adjusted R ²	0.42	0.43	0.41	0.36	0.07		0.09

주: **와 *는 각각 1%와 5% 수준에서 유의.

abstract

Nonparametric Estimation of Wage Equation and Return to Seniority

Insong Jang

Abstract: This study compares the return to seniority and experience among different groups of workers. Skilled workers in large company appear to enjoy the biggest seniority premium, while non-regular workers and small company workers hardly have any. Trade union did not have significant effect. Return to experience increased especially in large firms. Nonparametric model specification test shows that the biases for returns to seniority and experience of 30 years to be between -25~29%, and -42~6%, respectively.

Keywords : wage equation, return to seniority, nonparametric regression