

연공성이 임금수준에 미치는 영향 : 관측되지 않는 이질성 통제를 중심으로

김 평 식*

우리나라 경제성장이 둔화되며 임금체계 개편에 대한 논의와 함께 임금 연공(年功)성에 대한 논쟁이 대두되고 있다. 특히 노사정 대타협 추진과정에서 임금체계 개편은 핵심 논제중 하나로 부각되었다. 이에 대해 ‘연공성’은 임금을 견인(牽引)하고 있는가? 만일 견인한다면 어느 정도인가? 견인하는 정도가 크다면 그 이유는 무엇인가? 와 같은 질문에 대한 객관적이고 실증적인 연구가 다각도로 요청되고 있다.

본 연구는 「한국노동패널」 2004-2014년 자료를 사용하여, 우리나라에서 연공성이 근로자들의 임금에 미치는 영향을 추정하였다. 이를 위해 직장 경력을 추적하여 임금 근로자의 노동시장 경력을 측정하였고, 관측되지 않는 개인 및 집단의 이질성을 통제하려고 노력하였다. 먼저 연공성과 임금의 관계에 대해 OLS, 고정효과, 랜덤효과 모형 등 전통적인 패널회귀분석을 실시했다. 이후 연공성, 경력 변수에 대해 적절한 도구변수를 설정하고, 2단계 차분 추정법을 통해 오차항 내 관측되지 않는 개인 및 직장의 이질성을 상당부분 통제한 후 연공성 효과를 재추정하였다. 추가적으로 헤크먼 모형을 사용해 비임금근로자를 포함한 표본을 대상으로도 분석을 실시했다. 그 결과 직장 초년생이 1년 근속함에 따라 연공성 효과에 의해 시간당 실질임금이 상당부분 증가하고, 근속년수가 늘어남에 따라 그 상승분이 커지는 것을 보였다.

기업 규모, 노조 유무, 고용형태별 분석에서는 대기업, 유노조, 정규직의 경우 중소기업, 무노조, 비정규직의 경우보다 연공성 효과가 크다는 결과를 도출하였다. 특히 고용형태별 분석의 경우 근속 초기에는 비정규직의 연공성 효과가 정규직보다 컸지만, 근속이 누적되며 추세가 반전됐다. 이는 패널프로빗, 패널로짓 분석에 따르면 비정규직 근로자가 근속할수록 정규직으로 전환될 확률이 높기 때문인 것으로 분석되었다.

1. 들어가는 글

연공급 임금체계는 우리나라 노동시장의 핵심 쟁점으로 부각되었다. 특히, 2015년 이루어진 노사정 대타협 과정에서도 임금체계 개편은 중요한 논제 중 하나로 등장했다. 연공급 임금체계를 비판하는 이들은 생산성과 실질임금 불일치로 인한 장년 근로자의 조기 퇴출, 노동시장 이중구조화 심화, 비정규직 확산 등을 일으킨 공범으로 연공급제를 지목한다.

* 한국경영자총협회 전문위원, 서강대학교 경제학과 석사, kps1117@hanmail.net

사실 산업화의 태동과 함께 지배적 임금체제로 자리 잡은 연공급제는 우리경제 고도성장에 기여한 바가 적지 않았다. 먼저, 대가족 홀벌이 문화에서 연공급 임금체제는 생애주기에 따라 임금을 지급하여 미래소득에 대한 불확실성을 최소화 하였다. 이는 근로자의 생계보장과 장기고용 모두를 보장하는데 효과적이었다. 둘째로, 산업 초창기에 우리 기업은 저렴한 인건비로 쉽게 근로자를 채용할 수 있었다. 근로자 역시 직장 재직기간이 길어짐에 따라 자신의 임금이 오를 것을 알았기에 입사직후 낮은 임금을 쉽게 수긍하였다. 결과적으로 우리경제는 경쟁국 대비 저렴한 임금 경쟁력을 디딤돌로 삼아 크게 성장할 수 있었다. 마지막으로 과거 경영환경이 복잡하지 않았을 때는 재직기간이 길어질수록 근로자들 성과도 평균적으로 상승했다. 게다가 근로자 개인의 성과를 관측하기도 어렵지 않았다. 이 경우 나이, 근속기간, 학력 등 인적속성에 따른 성과보상체계로도 근로자들의 충성심을 고양시키고, 능률을 높이는데 효과적인 측면이 있었다.

이러한 장점들을 바탕으로 연공서열주의에 따라 사용자는 개별근로자들에게 근속기간이 지나면 자연스럽게 높은 직급, 그리고 그에 걸맞은 보상을 약속했다. 하지만 이러한 사용자와 개별근로자간 맹약은 우리 산업이 성숙하고, 기업의 양적 팽창이 둔화되며 한계에 직면하였다. 한계는 연공서열주의는 상위 직책의 계속적 창출을 전제로 하는데 기인한다. 우리나라 경제성장이 둔화되며 자연스럽게 인사적체가 발생하게 되었고, 사용자는 더 이상 근로자들에게 재직기간이 길어졌다는 이유만으로 높은 직급, 임금을 보장하기 어려워졌다.

위와 같이 연공성에 대한 논쟁은 적지 않았다. 문제는 부족한 경제학적 선행 연구이다. 과연 ‘연공성’은 임금을 견인(牽引)하고 있는가? 만일 견인한다면 어느 정도인가? 견인하는 정도가 크다면 그 이유는 무엇인가? 등에 대한 객관적이고 실증적인 연구가 다각도로 요청되고 있다. 이에 본 연구는 다음과 같이 구성되었다. 제II장과 III장에서는 연공의 정의, 선행연구, 사용한 자료와 분석 모형 등을 설명하며, 제IV장에서는 실증분석 결과를 제시한다. 제V장에서는 결론 및 시사점을 도출한다.

II. 임금연공의 정의와 선행연구

1. 임금연공의 정의

한 기업의 임금체계가 연공급(seniority-based)이라는 의미는 직장에서 근속하는 기간에 따라 임금의 기본적인 수준이 결정된다는 의미이다. 어수봉(2012)은 ‘연(年)’이란 연령, 경력, 근속 등 시간과 관련 있는 요인을 의미하고, 연령과 경력, 그리고 근속은 모두 한 방향으로만 움직여서 때로 동의어가 된다고 밝힌다. 특히 현재 직장이 첫 직장일 경우 경력과 근속은 동일선상에 있게 된다. 종합하면, 연공성이란 ‘현재 직장에서 근속년수가 증가함에 따라 자동적으로 임금이 상승하는 경향’으로 정리할 수 있다. 본 연구에서는 연공(seniority), 직장 재직기간(tenure), 근속 년수 등은 근로자가 현 직장에서 근무한 시간을 의미한다는 점에서 동일하게 사용된다.

근속년수가 증가함에 따라 노동시장에서의 경력(experience)도 증가한다. 이에 따라 경력증가로 인해 자연스럽게 근로자의 임금이 상승한다. 다만 근속년수에 따른 임금상승분이 모두 경력증가에 따른 것은 아니다. 그 중에는 연공에서 비롯된 것도 있다. 예를 들어 근로자가 단순히 연공의 증가만으로 임금이 10% 상승하였다면, 직장에서 나와 노동시장으로 진입할 경우 그는 즉시 10%의 임금 감소를 경험한다. 이렇게 근속년수가 증가할수록 ‘경력’과 ‘연공, 재직기간’에 따라 임금이 상승하게 된다. 이때 후자를 ‘연공성 효과’로 지칭할 수 있으며, 다음과 같은 다양한 요인에 의해 발생한다.

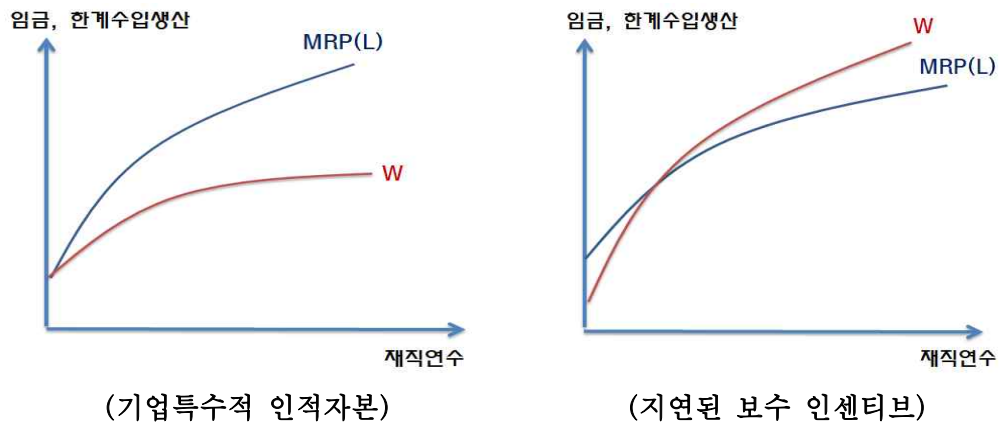
Becker(1962)는 인적자본은 일반적 인적자본(general human capital)과 기업특수적 인적자본(firm specific human capital)로 나누어진다고 하였다. 특히 Hall(1982)은 기업 특수적 요인이 실제로 상당부분 존재하기 때문에 미국에서도 ‘평생직장’이 다수 존재할 수 있다고 주장하였다. 이에 따를 경우 재직기간 증가에 따라 경력이 증가해도, 그 일부(연공성 효과)는 다른 기업의 생산성과 무관할 수 있다. 만일 한 근로자의 직무 경력이 다른 기업에서는 능력으로 평가되지 않아 연공 효과가 증대할 경우 경력자의 자발적 직장이동, 그리고 퇴직이후 재취업 등이 어려워진다. 물론, 근로자의 재직년수를 높이는 요인으로도 작용한다.

암묵적 계약이론(Lazear, 1979, 1981)에 따르면 사업주의 선택으로 연공성 효과가 유발된다. 생애 임금함수를 보면 보통 근속년수에 대해 볼록한 생산성 곡선을 보인다. 이때 기업은 매 기간 실질 임금을 생산성 곡선에 맞추어주기 보다는, 일정하게 증가하도록 임금체계를 간편하게 설계할 수 있다. 입사 초반에는 생산성보다 적은 임금을 받지만, 후반에는 그보다 많은 임금을 받아 자연스럽게 연공성 효과가 발생한다. 이는 연공에 따른 높은 임금은 사용자들과 장기적인 고용관계를 갖는 노동자를 유치하고, 동기를 유발시키기 위해 고안된 ‘지연된 보수 인센티브제도(delayed compensation incentive system)’의 일부분으로 작용시키기 위함이다.

두 이론을 종합하면 <그림 1>과 같다. 일반인적자본이론에 따르면 명목임금(W)과 한계수입생산($MRP(L)$)은 일치한다.¹⁾ 일반적으로 근로소득은 나이, 노동시장 경력이 증가함에 따라 증가한다. 다만 재직기간이 길어짐에 따라 추가적으로 증가하는 부분을 설명해야 한다. 기업특수적 인적자본은 기업 고유의 필요에 의해 훈련되므로, 근로자는 훈련비용 전부를 부담하지 않는다. 따라서 기업은 훈련비용 일부를 부담하고, 근로자의 임금은 근속이 증가함에 따라 한계생산성(MPL)을 하회하며 상승한다. 또한 지연된 보수 인센티브 제도의 경우 근로자는 동기 부여 등의 이유로 입사초기에는 한계수입생산에 미달하는 임금을, 나중에는 그에 초과하는 임금을 수령한다.

1) 기업 이윤극대화 조건에 따라 한계수입생산은 노동한계생산성과 한계수입 간 곱과 같다. 즉, 노동공급은 $MRP(L) = MPL \times MR$ 에 따라 이루어진다. 노동수요는 명목임금 W 이다. 일반적인 인적자본이론에 따르면 노동시장 균형은 $MRP(L) = W$ 를 만족하는 균형점에서 이루어진다.

<그림 1> 재직기간 증가에 따른 임금 인상 요인



또한 독점이론에 따르면 노동조합의 독점력으로 노동시장 이중구조가 심화되고, 내부노동시장에서 노동조합의 요구로 연공성이 강한 임금체계가 형성된다. 결과적으로 내부자 프리미엄으로 한계생산물가치를 상회하는 임금을 내부 근로자가 누리게 된다. 이중노동시장이론은 내부자의 연공급 임금체계 때문에 외부노동시장에서 비정규직이 확산되는 현상 까지 설명한다. 내부노동시장에서 발생한 임금과 생산성 간 괴리를 기업은 외부노동시장에 존재하는 비정규직 근로자를 활용하여 해소한다는 것이다.

2. 국내외 선행연구

연공과 임금간의 관계는 임금 구조 파악, 직장 이동성, 연공 효과 등을 파악하는데 효과적이므로 현재까지 이에 대한 다양한 연구가 이루어졌다. 1970-1980년대에는 Mincer & Jovanovic(1981), Bartel & Borjas(1981), Cline(1979), Mellow(1981) 등이 임금방정식을 통하여 근속(seniority)과 임금상승률 간에 강한 양의 상관관계가 존재한다고 밝힌 바 있다. 하지만 이중 상당수 연구들은 개인 또는 직장간에 존재하는 미관측된 이질성(unobserved heterogeneity)을 적절히 고려하지 못해 임금 연공성의 효과를 비일관적(inconsistent), 편의적(biased)으로 추정하였다.

연공성이라는 것은 직장을 그만두느냐 마느냐의 함수이기 때문에 직장 궁합(job matching)²⁾과 상관관계가 존재한다. 개인이나 직장의 고유한 특성과 연공성 간에는 상관성이 있어 이를 고려하지 못할 경우 추정량에 편의가 발생한다. 이를 해결하기 위해 Mincer and Jovanovic(1981)은 개인의 이질성 고려, Borjas & Rosen(1981)은 도구변수, Cline(1979)는 고정효과모형, Altonji & Shakotko(1987)는 도구변수 등을 사용하여 편의를 최소화 하려 했다. Topel(1991)은 Altonji & Shakotko의 연구가 잘못된 패널 데이터(uncorrected Panel Study of Income Dynamics) 사용, 내생

2) Job Maching은 직업 궁합, 근로자와 직장의 일치도, 근로자와 직장간 결합의 질(質) 등으로 번역된다.

성이 존재하는 타임 트렌드를 모형에 포함, 도구변수 추정량 자체의 하향편의 존재 등으로 연공성 효과를 과소 추정하였다고 비판하였다. 이에 대한 대응으로 한 사용자에게서 계속 근무하였던 이들(stayers)만 추출하여 2단계 차분 추정량을 통한 연공성 효과 추정법을 선보였다. 최근 Altonji & Nicolas Williams(2005)는 과거 Altonji & Shakotko(1987)의 논문에서 범한 실수 일부를 수정하여 연공성 효과를 재 추정하였다. 그 결과 미국 기업 내에서도 연공성 효과가 상당 부분 존재한다는 것을 보였다.

국내의 경우 횡단면 자료를 이용하여 임금함수를 추정한 연구는 다수 존재한다. 대부분의 연구는 임금과 연령, 경력 및 근속과의 관계를 추정한 후 ‘우리나라 임금체계는 임금의 연공성이 매우 강하다’라는 결과를 보여주고 있다. 황수경(1995)에 따르면 우리나라 최초로 현대적 계량분석을 통해 제조업분야 임금구조에 대해 분석한 연구는 배무기·박재윤(1978)이다. 배무기·박재윤(1978)은 1976년 표본 근로자의 평균 경력기간, 평균근속기간을 각각 6.0년, 3.7년으로 밝혔다. 이 연구는 당시 우리나라 임금체계가 연공서열형임을 실증분석을 통해 밝혀냈다. 박환구·박세일(1984)은 노동부의 「직종별 임금실태조사(1972-1982년)」를 사용하여 우리나라 임금구조를 직종별, 학력별, 성별, 산업별 등 다양한 측면에서 분석하였다. 이를 통해 임금결정 시 성별, 학력, 연령 등 근로자속성 요인이 결정적 역할을 하며 이 세 변수가 임금분포의 약 58.2%를 설명한다고 주장했다. 황수경(2005)은 「한국노동패널 1-5차년도(1998-2002년)」 자료를 통해 임금의 연공성을 연령, 경력, 근속 측면에서 분석하였다. 이 연구에서 우리나라 노동시장의 경우 근속에 대한 보상이 경력에 대한 보상보다 크다고 밝혔다. 비슷한 방법으로 어수봉(2012)은 「한국노동패널」 3개년도 자료를 이용해 순연령, 경력, 연공의 효과를 각각 추정하고, 마찬가지로 우리나라 노동시장에서는 연공성이 강하다는 결론을 도출했다. 장인성(2012)은 「산업, 직업별 고용구조조사(OES) 2001-2009년」 자료를 이용하여 근속, 경력이 임금에 미치는 영향을 추정했다. 추정 결과 숙련정규직의 경우 근속 프리미엄이 뚜렷하다는 결론을 도출했다. 한편 실증 분석은 아니지만, 한국노동연구원(2008)은 조사를 통해 우리나라 근속 20년 이상 생산직 근로자의 임금수준은 신입사원의 2.4배로 영국(1.19배), 독일(1.23배) 등 주요 국가의 2배 수준이며, 일본(2.1배)에 비해서도 높다는 것을 보였다.

III. 분석모형과 기초자료

1. 임금 방정식과 편의

가. 기본 모형

Borjas(1981), Mellow(1981), Mincer and Jovanovic(1981) 등에 의하면 근로자가 직장에서 일을 할수록 근로자 인적 자본의 가치는 상승한다. 이렇게 축적된 인적 자본의 가치는 ‘경력증가에 따른 증가분’과 ‘연공성 증가에서 비롯된 증가분(기업 특수적 능력 증진에 따른 요인)’으로 분리된다.

$$\ln H_{i,j,t} = g(X_{i,j,t}) + f(T_{i,j,t}) + e_{i,j,t}$$

H_{ijt} 는 인적 자본에 대한 보상, X_{ijt} 는 노동시장 총 경력, T_{ijt} 는 직장 j에서의 근속년수(연공성)를 각각 나타내고 있다. 하첨자 i는 근로자, j는 직장, t는 연도를 의미한다. 위 모형에서 인적 자본에 대한 보상을 임금으로 설정하고, 경력(X), 연공성(T) 함수를 선형으로 가정하면 Mincer(1986), Altonji & Shakotko(1987), Topel(1991) 등의 연구에서 널리 사용된 임금결정 방정식이 도출된다.

$$W_{i,j,t} = \alpha + \beta_1 X_{i,j,t} + \beta_2 T_{i,j,t} + e_{i,j,t} \quad ①$$

$$e_{i,j,t} = e_i + \mu_{i,j} + u_{i,j,t} \quad ②$$

W는 실질임금의 로그 값, 모수 β_1, β_2 는 각각 노동시장 경력, 근속이 1년씩 상승할 때 임금의 상승분을 측정한다. β_1 은 노동시장 경력이 증대됨에 따라 인적자본의 가치가 상승한 것에 대한 보상을 의미한다. β_2 는 근속 증가에 따른 임금인상 효과로써, 근로자가 현재 직장을 그만 둘 경우 사라지므로 기업 특수적 요인(firm specific factor)에 따른 효과를 나타낸다. 이때, 오차항 $e_{i,j,t}$ 는 개인 고정 효과 e_i , 직장 궁합(job matching) $\mu_{i,j}$ 그리고 각종 측정오차 $u_{i,j,t}$ 로 구성되어 있다. 개인 고정 효과 e_i 란 근로자들 개개인의 이질적(heterogenic) 능력 차이이다. 직장 궁합 $\mu_{i,j}$ 란 근로자와 직장이 서로 얼마나 잘 일치되느냐를 의미한다.

나. 오차항 편의

관찰되지 않은 오차항 $e_{i,j,t}$ 가 경력 X, 근속 T 변수와 상관성이 있다면, 변수와 오차항 간에 내생성(endogenous) 문제가 발생한다. 특히 오차항내 다양한 모수가 ①식에 어떠한 방향으로 편의를 주느냐에 따라 내생성 문제는 심각해진다. 오차항은 직장 궁합 $\mu_{i,j}$, 개인 고정 효과 e_i 로 구성된다.³⁾ 이때 개인 고정 효과 e_i , 각종 측정오차 $u_{i,j,t}$ 는 모수와 서로 직교한다고 가정한다.

내생성 문제를 보조방정식 ③을 통해 살펴본다.

$$\begin{aligned} e_i &= b_1 X + b_2 T + \theta_{i,j,t} \\ \mu_{i,j} &= c_1 X + c_2 T + \gamma_{i,j,t} \end{aligned} \quad ③$$

3) 측정오차는 $E(u_{i,j,t}) = 0, Var(u_{i,j,t}) = \sigma^2$ 의 불편성, 동분산 조건을 만족한다고 가정한다.

OLS 분석을 할 경우, $\beta_1^{ols} - \beta_1 = b_1 + c_1$, $\beta_2^{ols} - \beta_2 = b_2 + c_2$ 로 편의가 발생한다. 편의의 방향성을 분석하기 위해 Dustmann and Pereira(2008)은 다음과 같이 오차항 편의를 표현하였다. r_{XT} 는 경력에 대한 근속의 회귀계수, ρ_{XT} 는 경력과 근속 간 상관계수이다.

$$\begin{aligned}
 b_1 &= \frac{cov(X, e_i) - r_{TX}cov(T, e_i)}{Var(X)[1 - \rho_{XT}^2]} \\
 b_2 &= \frac{cov(T, e_i) - r_{TX}cov(X, e_i)}{Var(T)[1 - \rho_{XT}^2]} \\
 c_1 &= \frac{cov(X, \mu_{i,j}) - r_{TX}cov(T, \mu_{i,j})}{Var(X)[1 - \rho_{XT}^2]} \\
 c_2 &= \frac{cov(T, \mu_{i,j}) - r_{TX}cov(X, \mu_{i,j})}{Var(T)[1 - \rho_{XT}^2]}
 \end{aligned}
 \tag{4}$$

전통적인 탐색 모형(Burdett 1978)에 따르면 노동시장 경력이 오래되면 더욱 직장을 잘 고르므로 c_1 은 0보다 크다고 할 수 있다. 또한 직장 궁합이 높은 근로자일 경우 더욱 오랫동안 근속하여 근속(T)이 높으며, 이들의 경우 쉽게 직장을 그만두지 않으므로 높음 임금을 받을 확률도 높기에 근속과 임금 사이에 상향 편의($c_2 > 0$)가 존재한다고 주장하였다.

Topel(1991)역시 c_1 이 플러스라는 것에는 동의하였다. 하지만 자발적으로 직장을 바꾸는 근로자(즉, 근속년수가 낮은 이)야 말로 다음과 같은 이유로 직장 궁합이 높다고 주장하였다. Topel(1991)에 따르면 동일한 근로자는 직장 제안 분포(offer distribution) $G(y)$ 를 통해 직장을 제안 받는다. 근로자는 유보임금 이상의 임금을 받을 경우, 직장을 바꾸게 된다. 이 경우 현재 높은 임금을 수령할수록 직장 제안에 응하지 않을 것이고, 근로자들이 수령 받는 임금은 노동시장에서 제공하는 가장 높은 수준(maximum offer)일 것이다. 유보임금보다 높은 임금을 제안 받으면 이직하기 때문이다. 더 높은 임금을 제공받지 못하는 이들은 이직하지 않으며, 남아 있는 근로자(stayer)들의 평균 임금을 낮춘다. 반대로 높은 임금을 제공 받는 이들만 이직하므로 이직자(mover)들의 평균 임금은 높아진다. 이 두 효과가 가미되어 $E(W | X, T+1) - E(W | X, T) < \beta_2$ 라는 부등식이 도출된다. 결국 근속과 임금과의 관계에서 하향편의($c_2 < 0$)가 존재한다. 본 연구에서는 위와 같은 오차항 편의를 줄여 순수한 연공성 효과를 산출하기 위해 도구변수 모형, 2단계 차분 추정 모형 등을 사용했다.

다. 표본선택 편의

노동공급함수를 추정할 때 사용되는 표본은 직장을 제안 받고, 이를 수락한 이들만을 대상으로 하므로 표본 선택편의(sample selection bias) 문제가 발생한다. 임금 방정식 산출 시 근로자가 수락한 일자리 제안(job offer)만 관찰된다. 근로자가 수락하지 않은 일자리 정보는 표본에 등장하지 않기 때문에 오차항 $e_{i,j,t}$ 는 비확률적(nonrandom)이 된다. 그러므로 표본선택의 영향을 고려해 주지 않을 경우 문제가 발생한다. 예를 들어 직장 공합 $\mu_{i,j}$ 이 시간이 지남에 따라 향상되게 되면, 직장 공합 $\mu_{i,j}$ 와 노동시장 경력 $X_{i,j,t}$ 간에 상관관계를 만들어, 추정량이 과대추정 될 소지가 있다. 특히, 표본선택 편의는 여성의 경우 크게 발생한다. 여성의 경우 가사 등의 이유로 연령이 증가함에 따라 비임금근로자 비중이 증가하기 때문이다. 본 논문은 표본선택 편의를 줄이기 위해 비임금근로자를 제외한 ‘임금 정보가 존재하는 임금근로자’만을 대상으로 하였고, 농업, 임업, 어업 등의 업종을 제외하였다. 다만, 임금근로자만 대상으로 할 경우 여성, 고령자 등 비임금근로자에 관한 정보가 누락될 수 있으므로 이에 대한 명시적인 분석은 [보론]에 수록하였다. [보론]에서는 Heckman 모형을 통해 표본선택편의를 줄였다.

2. 도구변수 추정

Altonji & Shakotko(1987)는 내생성 문제 해결을 위해 연공성 T에 대한 도구변수를 사용하여 2SLS(two stage least squares method) 방식⁴⁾으로 추정했다. 사용된 도구변수 $DT_{i,j,t}$ 는 ‘연공성 변수’와 ‘연공성 변수를 시간에 대해 평균한 수치’ 간 격차이다. 즉, $DT_{i,j,t} = T_{i,j,t} - \overline{T_{i,j}}$ 이다. $\overline{T_{i,j}}$ 는 개인 i가 직업 j에 평균적으로 근속(연공성 증가)한 시기를 의미한다. 예를 들어 노동시장 경력이 3년이 된 근로자가 2000년도에 패널조사에 진입했고, 이후 3년을 더 근속했다면, 2000-2003년 사이 $\overline{T_{i,j}}$ 는 (3+4+5+6)/4가 된다. 이렇게 설정된 도구변수는 시간이 흘러도 그 특성이 변하지 않는 오차항내 변수들(e_i , $\mu_{i,j}$)과 직교(orthogonal) 하므로 내생성 문제를 해소하는데 도움이 된다. 본 특성을 수식으로 표현하면 $\Sigma(DT_{i,j,t})(e_i + \mu_{i,j}) = 0$ 이다.

Dustmann and Pereira(2008)는 경력 역시 유사한 도구변수($DX_{i,j,t} = X_{i,j,t} - \overline{X_{i,j}}$)를 이용해 추정하였다. 이는 ④에서 보듯 경력과 개인 능력 간에도 상관성이 존재할 경우 이에 대한 통제가 필요하기 때문이다. 연공, 경력 모두 고차항에도 위와 같은 방식으로 도구변수를 설정하였다. 한편 $P\gamma$ 는 기타 통제변수(교육년수, 기업규모, 고용형태, 노조유무 등)가 임금에 미치는 효과를 의미한다. 본 연구에서는 패널 자료 특성을 살리기 위해 패널 도구변수 추정을 하였으며, 통상 도구변수 추

4) 2SLS는 2단계로 나누어 임금 방정식을 추정하는 모형이다. 먼저, 도구변수를 이용해 독립변수 연공성, 경력을 추정하고, 그 다음 추정된 연공성, 경력 변수를 이용해 재차 임금수준을 추정하는 방법이다. 도구변수를 이용해 연공성, 경력과 오차항 간 상관관계를 줄여주므로 내생성 문제 해결에 효과적이다.

정 시 사용되는 2SLS 방식을 이용했다.

$$W_{i,j,t} = constant + \beta_1 DX_{i,j,t} + \beta_2 DT_{i,j,t} + \beta_3 DX_{i,j,t}^2 + \beta_4 DX_{i,j,t}^3 + \beta_5 DT_{i,j,t}^2 + \beta_6 DT_{i,j,t}^3 + P'\gamma + e_{i,j,t} \quad ⑤$$

Topel(1991), Altonji & Williams(2005) 등에서 지적되었듯, 도구변수 추정법은 경력효과를 과대 추계, 연공효과를 과소추계하는 경향이 존재 한다.⁵⁾ 이에 대한 문제를 해소하기 위해 다음 절에서 2단계 추정법도 소개하고자 한다.

3. 2단계 차분 추정

가. 직장내 임금 상승

Topel(1991), Topel & Ward(1992)는 2단계 추정을 통해 오차항 편의를 최소화 하는 순수한 경력 효과(β_1)와 연공 효과(β_2)를 분리하고자 하였다. 이를 위해 조사기간 동안 직장을 변경하지 않은 근로자(stayer)를 대상으로 표본을 재구축 했다.

단일 직장내(within-job) 임금 수준은 총 노동시장 경력(total labor market experience)과 특정 직장에서의 경력(firm specific experience)이 혼합되어 결정된다. 그러므로 총 노동시장 경력에 대한 보상(경력효과)과 특정 직장에서의 경력(연공효과)을 서로 분리해야 개별 요소가 임금에 미치는 효과를 구할 수 있다. 2단계 추정 시 표본을 조사기간 동안 직장을 변경하지 않은 근로자(stayer)로 한정하면 다양한 직장에서 각기 다른 시기에 직장생활을 시작한 개인들을 동일선상에서 분석할 수 있다는 장점도 존재한다. 또한 이 경우 경력과 연공(직장 재직기간)의 증분이 1로 같게 된다. 즉, $\Delta X = \Delta T = 1$ 이기 때문에 경력효과와 연공성 효과를 합친 통합효과도 쉽게 추출할 수 있다.

나. 1단계 추정

단일한 직장에서의 임금 상승수준(within-job wage growth)은 직장을 옮기지 않은 근로자를 대상으로 ① 임금방정식을 연도 t에 대해 1차 차분하여 1단계 추정을 실시한다.

5) 경력변수 X 와 직업 궁합 $\mu_{i,j}$ 간에 존재하는 상관관계가 존재한다. 경력변수 X 가 시간에 따라 변하기 때문이다. 이는 연공효과를 실제 값보다 상향편의(upward biased) 시키는 요인이다.

$$\Delta W = B\Delta T + a_2\Delta T^2 + a_3\Delta T^3 + a_4\Delta X^2 + a_5\Delta X^3 + \Delta e \quad (6)$$

이때 $\Delta e = e_{i,j,t} - e_{i,j,t-1}$ 의 평균은 0이므로 ⑥ 식을 회귀분석 하면 근속과 연공의 통합적인 효과($B = \beta_1 + \beta_2$)를 구할 수 있고, 이는 일치추정량(consistent estimator)이 된다. 즉, 1차 차분을 할 경우 오차항 내 존재하는 직장 및 개인 비관측된 이질성을 제거할 수 있다.

다. 2단계 추정

2단계 추정은 경력효과($\hat{\beta}_1$)의 상향편의를 인정하는 대신 연공 효과($\hat{\beta}_2$)의 유의미한 수치를 산출하는 과정이다. 즉, 통합효과에서 경력 효과를 차감한 변수($B - \hat{\beta}_1$)를 연공 효과의 추정량(β_2)으로 삼는 것이다.

먼저, X_0 은 현재 직장에 진입하기 직전까지의 노동시장 경력($X - T$)을 의미한다. 즉, $X = X_0 + T$ 이다. 기존 임금방정식에서 X 를 X_0 , T 로 분리할 경우 식 ⑦이 된다.

$$W_{i,j,t} = constant + \beta_1 X_{0,i,j,t} + B T_{i,j,t} + \beta_2 X_{i,j,t}^2 + \beta_3 X_{i,j,t}^3 + \beta_4 T_{i,j,t}^2 + \beta_5 T_{i,j,t}^3 + P\gamma + e_{i,j,t} \quad (7)$$

이후 1단계 추정에서 구한 근속, 경력, 그리고 각각의 고차항이 임금에 미치는 효과를 반영하여 $\hat{\Theta}\Psi = \hat{B}T + \hat{B}_2X^2 + \hat{B}_3X^3 + \hat{B}_4T^2 + \hat{B}_5T^3$ 로 묶어준 뒤, 임금방정식 양쪽에서 $\hat{\Theta}\Psi$ 를 차감하면 식 ⑧이 도출된다.

$$W_{i,j,t} - \hat{\Theta}\Psi_{i,j,t} = constant + \beta_1 X_{0,i,j,t} + P\gamma + \epsilon, \quad (8)$$

$$\epsilon = e_{i,j,t} + T(B - \hat{B})$$

연공성 효과 추출방법은 다음과 같다. 방정식 ⑤에서 \hat{B} 을 구한다. 이후 식 ⑧을 통해 경력효과 $\hat{\beta}_1$ 을 구할 수 있고, $\hat{B} - \hat{\beta}_1$ 을 통해 최종적으로 연공성 효과 $\hat{\beta}_2$ 를 추출할 수 있다. 이렇게 도출된 $\hat{\beta}_1$, $\hat{\beta}_2$ 는 $E(X_0'\epsilon) \neq 0$ 이므로 편의가 존재한다. 하지만 B 가 일치추정량이기 때문에 식 ③에서 $c_1 > 0$ 으로 $\hat{\beta}_1$ 에 편의가 존재하더라도 $\hat{\beta}_2$ 는 연공 효과를 과대추정하지 않게 된다. 이는 노동시장 경력이 오래될수록 직업 궁합이 높아진다는 것(즉, $c_1 > 0$)을 이용하여, 연공 효과의 하계(lower

bound)를 추정하는 것이다.

3. 기초자료

본 연구에서는 한국노동연구원의 「한국노동패널조사(KLIPS) 11개년도(2004, 2005, 2006, 2007, 2008, 2009, 2010, 2011, 2012, 2013, 2014년)」 패널자료를 이용한다. 7차 패널조사(2004년) 자료부터 이용하는 이유는 1-6차 자료의 경우 임금에서 공제되는 세금(국민연금, 의료보험료, 고용보험료를 제외한 세금)을 파악할 수 없기 때문이다. 이를 제외하여 세금에 의해 왜곡될 수도 있는 요소를 사전에 차단하였다.

기초표본은 비임금근로자(고용주, 자영업자, 무급가족종사자 등)를 제외한 임금근로자(상용직, 임시직, 일용직)만을 대상으로 했다. 다만, 비임금근로자에 대한 자료도 포함한 분석은 [보론]에 수록했다. 이렇게 추출한 표본 중 농림어업(농업, 임업, 어업) 종사자를 제외하여 표본을 구성하였다. 또한 근속년수, 경력이 매년 증가하지 않거나, 오히려 감소하는 등의 응답오류가 존재하는 표본도 제거하였다. 최종적으로 분석에 사용된 표본은 <부록 1>과 같다.

본 분석의 핵심변수인 연공, 경력은 다음과 같이 정의하였다. 연공(T)은 현재 직장에서의 재직기간이다. 이는 다음과 같이 패널 조사년도와 현재 직장 입사년도간 차이를 계산하여 산출하였다.

$$\text{연공}(T) = \frac{(\text{조사 실시 년도} \times 12 + \text{조사 시작 월}) - (\text{현재 직장 입사년도} \times 12 + \text{입사 월})}{12}$$

같은 방식으로 총 노동시장 경력(X)은 첫 번째 관찰된 직장의 근무 시작 시점부터 현재 직장 근무 시작 전까지의 기간(X_0)과 현재 직장에서의 근속년수(T)를 합쳐 구한다. 이때 직장을 처음으로 가진 년도(노동시장 최초 진입 년도)를 관측하기 어렵다. 기존 국내 연구들은 근속년수 추정을 위해 다음과 같은 방법을 사용하였다. 먼저, '경력=만나이-재학년수-근속년수-6'로 계산한 변수를 경력의 대리변수(proxy variable)를 사용하는 방법이 있다. 이는 황수경(2005)이 지적한 바와 같이 측정오류(measurement error)가 커서 추정 편의의 원인이 된다. 이에 대한 대안으로 현재 직장을 제외하고 개인의 직업력에 나타난 모든 직장에서의 근속년수를 더하는 방식으로 경력을 산출하기도 한다. 본 연구에서는 「한국노동패널조사(KLIPS)」 1차년도부터 15차년도 까지 걸쳐있는 개인의 직장경력 자료를 사용하였다. 먼저 직장경력에 등장하는 표본 중 '노동시장에서 첫 번째로 가진 일자리'만을 추려냈다. 이후 추려진 일자리들을 대상으로 '현 직장에서의 최초 입사년도'를 조사하여 최초 노동시장 진입 연도를 구하였다. 이를 패널조사 시점과 차감하여 경력 변수로 사용하였다. 이는 대리변수, 회고형 질문에 대한 응답, 그리고 임의로 설정된 변수도 아니므로 상대적으로 정확도가 높다. 이때 직장경력 자료 중 최초 입사년도가 나오지 않거나, 무응답으로 대답한 경우는 소수

였으며 모두 표본에서 제외하였다.

실증분석은 임금근로자만을 대상으로 하였다. 특히 여성은 가사 등의 사유로 노동시장에서 중도 이탈할 확률이 높아 비임금근로자로 분류되는 경우가 많다. 임금은 시간당 세전임금을 <부록 3>의 소비자물가지수를 이용하여 시간당 실질임금으로 변환시킨 다음, 자연로그를 취한 값이다. 학력은 재학년수로 변환⁶⁾하여 사용하였다. 또한 성별 여부(남성=1, 여성=0), 정규직 여부(정규직=1, 비정규직=0), 노조 유무(노조=1, 비노조=0), 규모(대기업=1, 중소기업=0)에 해당하는 가변수, 그리고 연령(만 나이) 등이 통제변수로 포함되었다. 분석에 사용한 변수의 정의와 기술통계량은 <부록 2>에 정리하였다.

IV. 실증분석 결과

1. 예비분석

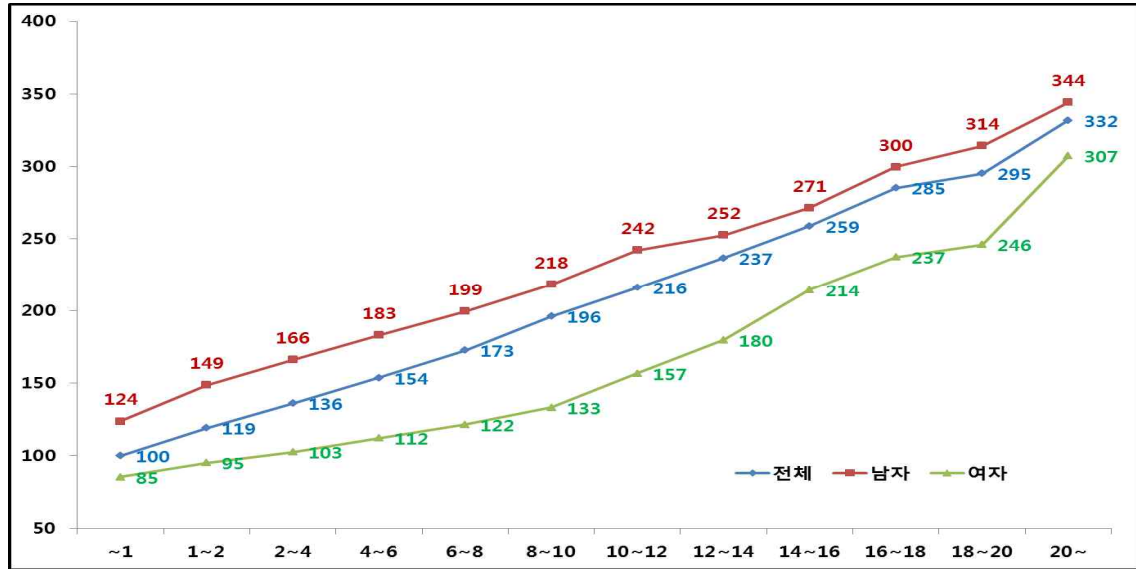
실증분석에 앞서 「한국노동패널조사(KLIPS) 11개년도(2004, 2005, 2006, 2007, 2008, 2009, 2010, 2011, 2012, 2013, 2014년) 원자료」를 이용해 근속과 월평균 실질임금 간 관계를 개괄적으로 살펴 보고자 한다.

근속과 월평균 실질임금 간 관계는 <그림 2>과 같다. 이는 해당 근속년수 범위안에 위치한 근로자들의 실질임금 분포 중 중위수(median) 값을 도시한 것이다. 전체 근로자는 근속년수 1년 미만 일 때는 평균(중위수) 100만원을 수령하지만 근속이 상승함에 따라 꾸준히 상승, 20년 이상일 경우 평균 332만원을 받게 된다.

6) 학력은 가변수를 '무학=0년, 초등졸업=6년 중졸=9년, 고졸=12년, 2년제대졸=14년, 4년제대졸=16년, 석사=18년, 박사=23년'에 따라 년수로 바꾸었다.

<그림 2> 근속-월평균 실질 임금 간 관계

(단위 : 만원)



주 : 근속년수 각 범위에 포함되는 월평균임금 중 중위수(median) 기준으로 도시
 자료 : 한국노동패널조사(KLIPS) 11개년도(2004-2014년) 원자료

근속 1년 미만 근로자의 명목임금을 1.0으로 설정하여 상대적인 배수를 분석한 경우, 20년 이상 근로 시 남자 2.8배, 여자 3.6배가 상승한다. 결과적으로 20년 이상 근속 한 전체 근로자의 명목임금은 3.3배 상승한다.

<표 1> 근속-명목임금 간 관계(근속 1년 미만 대비)

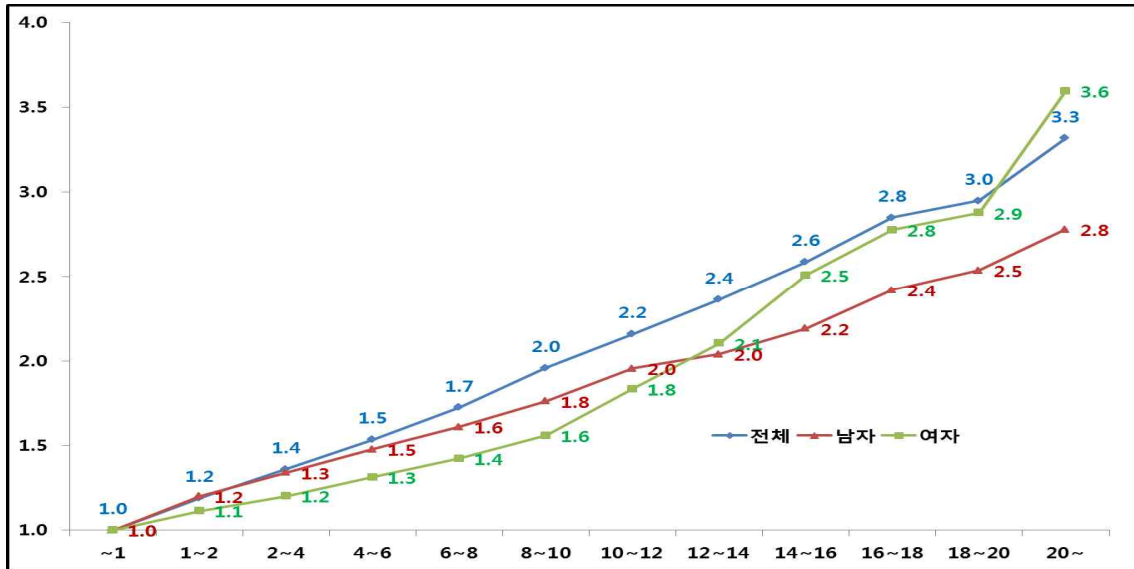
(단위 : 배수)

	1년 미만	1-2	2-4	4-6	6-8	8-10	10-12	12-14	14-16	16-18	18-20	20년 이상
전체	1.0	1.2	1.4	1.5	1.7	2.0	2.2	2.4	2.6	2.8	3.0	3.3
남자	1.0	1.2	1.3	1.5	1.6	1.8	2.0	2.0	2.2	2.4	2.5	2.8
여자	1.0	1.1	1.2	1.3	1.4	1.6	1.8	2.1	2.5	2.8	2.9	3.6

주 : 근속년수 각 범위에 포함되는 명목임금 중 중위수(median) 기준으로 도시
 자료 : 한국노동패널조사(KLIPS) 11개년도(2004-2014년) 원자료

<그림 3> 근속-명목임금 간 관계(근속 1년 미만 대비)

(단위 : 배수)



주 : 근속년수 각 범위에 포함되는 명목임금 중 중위수(median) 기준으로 도시
 자료 : 한국노동패널조사(KLIPS) 11개년도(2004-2014년) 원자료

2. 일반 패널 회귀분석

기존 국내연구에서 관측되지 않은 이질성을 통제하기 위해 자주 사용되는 Pooled OLS모형, 고정효과(fixed effect), 확률효과(random effect) 모형을 이용하여 임금방정식을 패널 분석하였다.⁷⁾ 연령이나 근속은 임금에 대해 볼록(concave) 함수이기 때문에 제곱 항을 추가시켰고, 모형 설명력을 높이기 위해 세제곱 항까지 추가시킨 모형도 분석했다.

추정에 앞서 2차 차분모형과 동일한 표본 구축을 위해 분석대상 기간 동안 직장을 옮기지 않은 이(stayers)만을 추출했다. 근속, 경력의 고차항은 계수의 숫자가 작아 편이를 위해 제곱의 경우 100, 세제곱의 경우 1,000을 곱하여 표시하였다. 패널 회귀 분석한 결과는 <표 2>와 같다.

7) 고정효과, 확률효과 모형의 경우 패널데이터를 이용하여 개인의 보이지 않는 이질성(unobservable heterogeneity)을 일정부분 통제하는 모형이다. 단순 OLS의 방식으로 임금을 추정할 경우 관측되지 않은 오차항에 따른 편이가 발생한다. 고정효과 모형을 사용할 경우 각 개인의 조사연도별 관측치에서 대상기간 동안 각 개인의 평균을 차감하게 된다. 이는 오차항 내 존재하는 개인의 고유한 이질성을 없애는 효과가 있다. 확률효과는 개인 고유의 성질이 독립변수와 관련이 없다고 가정한다.

<표 2> 패널 회귀분석 결과(종속변수 : 로그 세전 실질임금)

	Pooled OLS		고정효과		확률효과(GLS)	
	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
근속	0.0359*** (0.0015)	0.0388*** (0.0028)	0.0166*** (0.00197)	0.0233*** (0.00321)	0.0291*** (0.00162)	0.0330*** (0.0027)
근속 제공 (×100)	-0.0440*** (0.0061)	-0.0810*** (0.0232)	-0.0320*** (0.0081)	-0.1120*** (0.0281)	-0.0350*** (0.0063)	-0.0900*** (0.0232)
근속 세제공 (×1,000)		0.0110** (0.0050)		0.0211*** (0.0070)		0.0161*** (0.0050)
경력	0.0141*** (0.0011)	0.0230*** (0.0020)	0.0546*** (0.0021)	0.0622*** (0.0033)	0.0190*** (0.0015)	0.0311*** (0.0024)
경력 제공 (×100)	-0.035*** (0.0020)	-0.083*** (0.0101)	-0.057*** (0.0050)	-0.104*** (0.0160)	-0.045*** (0.0030)	-0.114*** (0.0110)
경력 세제공 (×1,000)		0.0070*** (0.0010)		0.0070*** (0.0020)		0.0100*** (0.0020)
연령	0.0029*** (0.0006)	0.0029*** (0.0006)			0.0034*** (0.0009)	0.0035*** (0.0009)
교육	0.0745*** (0.0013)	0.0742*** (0.0013)	0.00309 (0.0072)	0.00219 (0.0072)	0.0762*** (0.0020)	0.0758*** (0.0021)
여성	-0.2300*** (0.0069)	-0.2290*** (0.0069)			-0.2230*** (0.0113)	-0.2220*** (0.011)
비정규직	-0.208*** (0.0082)	-0.207*** (0.0082)	-0.0879*** (0.0108)	-0.0871*** (0.0108)	-0.1570*** (0.0087)	-0.1550*** (0.0087)
비노조원	-0.0982*** (0.0083)	-0.0996*** (0.0083)	-0.0321*** (0.0084)	-0.0313*** (0.0083)	-0.0627*** (0.0076)	-0.0623*** (0.0076)
중소기업	-0.1760*** (0.0075)	-0.1760*** (0.0075)	-0.0438*** (0.0081)	-0.0442*** (0.0081)	-0.0863*** (0.0072)	-0.0868*** (0.0072)
R^2	0.536	0.537	0.179	0.180	0.161	0.163
N	16,984					

주 : 유의수준은 ***<0.01, **<0.05, *<0.1, 괄호는 표준오차(standard error)를 의미하며, 고정효과, 확률효과
 과의 경우 within R square를 사용하였다. 상수항, 연도 가변수는 편의상 미기재 하였다. 고정효과 모
 형의 경우 공선성(collinearity) 문제로 연령, 여성 변수를 제외했다.

본 분석에서 주요 독립변수인 경력과 근속은 모든 경우 1% 수준에서 유의하다. 비정규직, 여성
 의 경우 상대적으로 임금상승률이 낮고, 기업규모, 교육 연수가 증가함에 따라 임금상승률이 높아
 지는 것은 기존 연구결과와 부합한다. 본 연구에서는 근속과 경력의 세제공항을 넣은 비선형 모형
 의 경우 설명력이 높아지기에 모형(2)를 채택한다. 이에 근거할 때, 처음 직장에 입사한 근로자는 1
 년 후 근속에 따른 연공성 효과로 각각 3.9%(OLS), 2.3%(고정효과모형), 3.3%(확률효과모형) 임금
 이 인상되는 것을 알 수 있다. 한편 위의 패널 회귀분석은 오차항을 고정효과모형의 경우 추정해야 할
 모수로 간주하였고, 확률효과모형의 경우 확률변수로 가정한다. 두 분석 모두 오차항과 설명변수 간 내
 생성, 특히 직장 궁합(job matching) 오차항을 명시적으로 고려하지 못한다는 한계가 있다.

3. 도구변수 추정

도구변수1(IV1)은 연공에만 도구변수를 적용한 것이고, 도구변수2(IV2)는 경력에도 도구변수를 적용한 것이다. 도구변수1(IV1)은 $DT_{i,j,t} = T - \bar{T}$, 도구변수2(IV2)는 $DX_{i,j,t} = X - \bar{X}$ 까지 이용해 연공, 경력을 추정했다. 연공, 경력의 고차항은 모두 같은 방식으로 도구변수를 사용 하였다. 패널 조사 특성을 살려 패널 도구변수 추정법을 이용했으며, 2SLS 분석을 실시했다.

<표 3> 도구변수 추정 결과(종속변수 : 로그 세전 실질임금)

	IV1(2SLS)		IV2(2SLS)	
	(1)	(2)	(1)	(2)
근속	0.0152*** (0.0020)	0.0194*** (0.0031)	0.0130*** (0.0021)	0.0186*** (0.0032)
근속 제곱 (×100)	-0.02660*** (0.0073)	-0.0873*** (0.0266)	-0.02420*** (0.0077)	-0.0889*** (0.0276)
근속 세제곱 (×1,000)		0.0176*** (0.0061)		0.0174*** (0.0064)
경력	0.0238*** (0.0015)	0.0359*** (0.0024)	0.0714*** (0.0070)	0.0785*** (0.0077)
경력 제곱 (×100)	-0.0518*** (0.0030)	-0.121*** (0.0113)	-0.0579*** (0.0048)	-0.108*** (0.0167)
경력 세제곱 (×1,000)		0.00984*** (0.0016)		0.00772*** (0.0025)
연령	0.0047*** (0.0009)	0.00482*** (0.0009)	-0.0309*** (0.0053)	-0.0304*** (0.0056)
교육	0.0793*** (0.0021)	0.0788*** (0.0021)	0.0902*** (0.0029)	0.0889*** (0.0030)
여성	-0.2360*** (0.0112)	-0.2350*** (0.0112)	-0.2270*** (0.0128)	-0.2260*** (0.0135)
비정규직	-0.184*** (0.0089)	-0.182*** (0.0089)	-0.177*** (0.0096)	-0.168*** (0.0095)
비노조원	-0.0795*** (0.0078)	-0.0786*** (0.0078)	-0.0712*** (0.0082)	-0.0664*** (0.0080)
중소기업	-0.102*** (0.0073)	-0.102*** (0.0073)	-0.0949*** (0.0077)	-0.0899*** (0.0076)
within R^2	0.161	0.163	0.163	0.181
N	16,984			

주 : 유의수준은 ***<0.01, **<0.05, *<0.1, 괄호는 표준오차(standard error)를 의미한다. IV1은 연공성 변수만 도구변수를 사용했고, IV2는 연공, 경력변수를 도구변수화 시켜 사용했다. 상수항, 연도 가변수는 편의상 미기재 하였다.

모형(2)에 근거할 때, 처음 직장에 입사한 근로자는 1년 후 근속에 따른 연공성 효과로 1.9% 임금이 인상된다. 이는 OLS 등 통상적인 패널회귀분석보다 작은 수치로, 이는 도구변수를 사용할 때 연공성 효과에 반영되는 하향편의(downward bias)가 작용했기 때문이다.

4. 2단계 차분 추정

가. 1단계 추정

근속과 경력은 완벽하게 상관(perfectly correlated)되어 있으므로, 모수 한 개를 줄여야 추정이 된다. 1단계 추정 결과는 <표 4>와 같다. 직장을 떠나지 않은 근로자의 경우 매년 1년씩 근속과 경력이 상승($\Delta X = \Delta T = 1$)하기 때문에 <표 4>의 통합효과($B = \beta_1 + \beta_2$)는 연공성과 경력효과와의 합을 의미한다. 처음 직장에 입사한($T=0$ 또는 $X_0 = X$) 근로자가 입사 1년차가 되면 경력과 근속효과에 힘입어 실질임금이 상승한다는 의미이다. 본 연구는 근속 및 경력 세제곱항 까지 추가한 (2)모형을 중심으로 2단계 차분추정을 실시했다.

<표 4> 1단계 추정 결과(종속변수 : 로그 세전 실질임금의 차분)

	OLS	
	(1)	(2)
Δ 통합(연공+근속)	0.064*** (0.004)	0.078*** (0.006)
Δ 근속 제곱($\times 100$)	-0.036** (0.016)	-0.132*** (0.046)
Δ 근속 세제곱($\times 1,000$)	-	0.027** (0.011)
Δ 경력 제곱($\times 100$)	-0.047*** (0.011)	-0.098*** (0.035)
Δ 경력 세제곱($\times 1,000$)	-	0.008 (0.005)
R^2	0.021	0.021
N	22,789	

주 : 유의수준은 ***<0.01, **<0.05, *<0.1, 괄호는 표준오차(standard error)를 의미한다.

나. 2단계 추정

2단계 추정을 통해 Δ 통합효과($B = \beta_1 + \beta_2$)에서 경력효과(β_1)과 연공성 효과(β_2)를 분리한다. 분리를 위해 <표 5>와 같이 경력효과(β_1)를 추출해야 한다.

<표 5> 2단계 추정 결과(종속변수 : 로그 세전 실질임금)

OLS		
	계수	표준오차
입사전 경력(X_0)	0.0360***	(0.0006)
연령	-0.00382***	(0.0007)
교육년수	0.0768***	(0.0021)
비정규직	-0.1430***	(0.0086)
비노조원	-0.0558***	(0.0076)
중소기업	-0.0808***	(0.0072)
여성	-0.214***	(0.0113)
R^2	0.405	
N	16,984	

주 : 유의수준은 ***<0.01, **<0.05, *<0.1, 괄호는 표준오차(standard error)를 의미한다. 또한 상수항, 연도별 가변수는 편의를 위해 표시하지 않았다.

<표 6> 2단계 추정에 따른 연공성 효과(종속변수 : 로그 실질임금)

	경력효과(β_1)	연공과 경력효과($B=\beta_1 + \beta_2$)	연공효과(β_2)
계수	0.0360	0.0782	0.0421

종합해보면, <표 6>의 경력효과 $\hat{\beta}_1$ 은 0.0360으로 추정되었다. 이를 통합효과 \hat{B} (=0.0782)에서 차감해주면 연공성 효과 $\hat{\beta}_2$ 는 0.0421로 구할 수 있다. 이는 우리나라는 근로자가 첫 직장에 들어온 후 첫해를 보내면 연공성에 의해 실질임금이 4.21%가 상승한다는 의미이다. OLS 추정 결과 연공성 효과는 3.88%로 2단계 추정 보다 낮게 추정되었다.

5. 근속에 따른 누적된 연공성 효과

본 장에선 각 모형별로 근로자가 직장에서 오래 지냄에 따라 누적되는 연공성 효과를 추계한다. 근속년수가 증가함에 따라 연공성 효과는 누적되지만, 임금함수는 근속에 대해 블록하기 때문에 근속이 증가함에 따라 증감도가 하락한다. 연공성 효과가 둔화되는 것까지 고려해서 근속이 누적될 경우 연공성이 임금에 미치는 영향을 알 수 있다. 재직년수가 길어질 수록 임금은 완만하게 증가하며, 증가 폭은 누적된 연공성 효과에 따라 상당부분 결정되기 때문이다. 모든 누계치는 연공성 변수를 3차항까지 포함한 모형을 기초로 하여 추정한다.

먼저, <표 7>은 연공성 효과를 누적한 것이다. 근속 10년이 되었을 경우 누적효과는 각각 31.0%(OLS), 14.3%(고정효과모형), 25.6%(확률효과모형)이다. 고정효과, 확률효과 패널 추정결과가

OLS 추정치보다 연공성 효과가 낮게 나타난 이유는 부분적으로 근속, 경력의 내생성 문제가 해소되었기 때문인 것으로 판단된다. 근속연수가 지남에 따라 연공성 효과에 따른 임금 상승률은 둔화되지만, 둔화폭은 미미한 것도 확인하였다. <부록 4>에 표본에 대한 임금함수 산포도, 그래프를 첨부하였다.

<표 7> 근속에 따른 누적 연공성 효과(패널 회귀분석)

근속연수	Pooled OLS	고정효과	확률효과(GLS)
3년	10.90%	6.04%	9.13%
5년	17.39%	9.12%	14.45%
10년	30.97%	14.27%	25.61%
15년	41.02%	17.04%	34.67%
20년	47.81%	19.04%	42.84%

주 : 근속 변수의 제곱, 세제곱항을 고려하여 근속연수에 따른 연공성 효과의 누적분을 산출하였다.

2단계 차분 추정 시 근속에 따른 누적연공성 효과는 10년차에 31.6%, 20년차에 52.7%로 같은 표본을 대상으로 OLS 분석(10년차 : 31.0%, 20년차 : 47.8%)을 했을 때보다 소폭 높다. 이에 반해 도구변수의 경우 10년차는 11-12%, 20년차는 15-18%로 OLS, 2단계 차분보다 그 정도가 작다. 이는 도구변수 추정법의 하향편의 정도가 크기 때문이며, 해외 연구에서도 비슷한 현상이 나타났다.

<표 8> 근속에 따른 누적 연공성 효과(2단계 차분 추정, 도구변수 추정)

근속연수	2단계 차분	IV1	IV2
3년	11.52%	5.08%	4.83%
5년	18.09%	7.74%	7.30%
10년	31.57%	12.44%	11.46%
15년	42.44%	15.40%	13.79%
20년	52.69%	17.96%	15.58%

주 : 근속 변수의 제곱, 세제곱항을 고려하여 근속연수에 따른 연공성 효과의 누적분을 산출하였다. IV1 (도구변수1)은 연공성, IV2(도구변수2)는 연공성, 경력변수 모두 고려하여 도구변수를 사용하였다.

6. 규모, 노조유무, 고용형태별 분석

Pooled OLS, 도구변수 추정법, 2중 차분법을 이용하여 기업 기업 규모, 노조 유무, 고용형태별로 연공 효과를 추정하고자 한다. 이때, 도구변수 추정법은 경력까지 도구변수를 사용해 추정하는 IV2(도구변수2) 모형을 이용하려 한다. 모든 연공, 경력 변수는 고차항(3차항) 까지 포함시켰다.

가. 기업 규모별 분석

사업체 규모별로 대기업(근로자 300인 이상)의 연공누적효과가 중소기업보다 전반적으로 높다. 근속에 따른 누적연공성 효과는 대기업의 경우 10년차에 41.4%(OLS), 13.0%(도구변수 추정), 31.8%(2단계 차분)을 기록하여, 중소기업(33.8% OLS, 11.9% 도구변수추정, 29.8% 2단계 차분)보다 상대적으로 높은 것을 분석되었다.

<표 9> 근속에 따른 누적 연공성 효과(사업체 규모)

근속년수	대기업			중소기업		
	OLS	도구변수2	2단계 차분	OLS	도구변수2	2단계 차분
1년	5.30%	2.23%	4.01%	4.31%	2.19%	3.93%
3년	14.76%	5.72%	11.24%	11.98%	5.52%	10.80%
5년	23.40%	8.56%	17.89%	18.99%	8.16%	17.00%
10년	41.41%	12.99%	31.77%	33.76%	11.90%	29.84%
15년	55.26%	14.78%	42.17%	45.60%	13.02%	40.25%
20년	66.19%	15.44%	49.64%	55.80%	13.33%	49.96%

주 : 근속 제곱, 세제곱항을 고려하여 근속년수에 따른 연공성 효과의 누적분을 산출하였다.

나. 노조유무별 분석

근속에 따른 누적연공성 효과는 노조원은 10년차에 35.5%(OLS), 10.5%(도구변수 추정), 36.6%(2단계 차분)을 기록하여, 비노조원(31.7% OLS, 11.8% 도구변수 추정, 33.4% 2단계 차분) 보다 OLS, 2단계 차분의 경우 높게 나타났고, 도구변수에 의해서는 낮게 나타났다. 다만 20년차로 직장 재직년수가 높아질수록 모든 모형에서 노조 가입자의 연공성 효과가 높았다. 이는 노조 대부분이 대기업에 몰려있는 우리 노동시장 특성이 반영된 것으로 판단된다. 또한 일정부분 노조의 교섭력이 연공성 효과의 누적분을 증가시키는데 영향을 준 것으로 보인다.

<표 10> 근속에 따른 누적 연공성 효과(노조 유무)

근속년수	유노조			비노조		
	OLS	도구변수2	2단계 차분	OLS	도구변수2	2단계 차분
1년	3.98%	1.08%	3.54%	4.27%	2.14%	4.41%
3년	11.53%	3.05%	10.61%	11.70%	5.43%	12.11%
5년	18.79%	5.00%	17.77%	18.36%	8.03%	19.06%
10년	35.53%	10.48%	36.62%	31.69%	11.77%	33.40%
15년	50.45%	18.33%	57.96%	41.33%	12.84%	44.94%
20년	63.74%	30.43%	83.19%	48.62%	12.86%	55.58%

주 : 근속 제곱, 세제곱항을 고려하여 근속년수에 따른 연공성 효과의 누적분을 산출하였다.

다. 고용형태별 분석

고용형태별로 OLS, 도구변수 추정, 2단계 차분 추정 모두 정규직의 연공누적효과가 비정규직보다 초기에는 낮고, 시간이 지나며 역전되는 특성이 있다. 최초 1년에는 OLS, 도구변수추정, 2단계 차분 모두 비정규직의 연공성 효과가 높게 나타난다. 이러한 추세는 근속이 길어질수록 반전되며, 20년 근속 할 경우 정규직(55.8% OLS, 11.0% 도구변수, 48.9% 2단계 차분)이 비정규직(37.6% OLS, 9.2% 도구변수, 33.2% 2단계 차분) 대비 큰 폭으로 연공성 효과가 누적된다.

<표 11> 근속에 따른 누적 연공성 효과(고용형태별)

근속년수	정규직			비정규직		
	OLS	도구변수2	2단계 차분	OLS	도구변수2	2단계 차분
1년	3.81%	1.72%	3.96%	5.44%	1.73%	4.08%
3년	10.83%	4.33%	11.08%	14.06%	4.44%	10.78%
5년	17.43%	6.38%	17.61%	21.14%	6.63%	16.45%
10년	32.10%	9.31%	31.25%	32.31%	9.81%	26.23%
15년	44.66%	10.33%	41.49%	36.74%	10.39%	31.20%
20년	55.77%	10.98%	48.91%	37.64%	9.23%	33.21%

주 : 근속 제곱, 세제곱항을 고려하여 근속년수에 따른 연공성 효과의 누적분을 산출하였다.

이는 이항 분석 결과 근속이 오래될수록 비정규직에서 정규직으로 전환될 확률이 상승하는 효과가 반영된 것으로 보인다. [보론2]를 통해 이항 분석 모형을 이용해 근속이 고용형태에 미치는 영향을 추정한 결과, 근속이 증가함에 따라 비정규직 중 정규직으로 전환될 확률이 증가했다. 이는

따라 정규직 중 연공 효과가 많이 누적된 이들의 비중이 증가한다는 것을 의미한다. 결과적으로 정규직의 전체적인 연공누적효과가 증가하고, 동시에 비정규직의 연공누적효과는 급속히 지남에 따라 둔화된다. 또한 비정규직의 경우 정규직 보다 초기 임금수준은 높지만 임금 상승속도가 낮은 것도 일부 작용한 것으로 보인다.

V. 결론 및 시사점

본 연구는 우리나라 임금체계에 존재하는 연공급(年功給)적 성격을 추정하였다. 직장경력을 추적하여 근로자의 노동시장 경력을 정확히 측정하려 시도하였고, 관측되지 않는 개인 및 집단의 이질성을 통제하려고 노력하였다.

먼저, 본 연구는 전통적인 연구에서 사용하던 패널 회귀 분석을 통해 연공성 효과로 1년차 초년 직장인의 경우 각각 3.9%(OLS), 2.3%(고정효과모형), 3.3%(확률효과모형) 실질임금이 인상되는 것을 도출했다. 그 후 정밀한 분석을 위해 도구변수 추정, 2단계 차분 추정을 실시한 결과 연공성 효과로 각각 1.9%(도구변수), 4.2%(2단계 차분)의 실질임금이 오르는 것을 밝혔다. 또한 연공성 누적 효과에 의해 10년차 직장인의 경우 12.4%(도구변수 추정), 31.6%(2단계 추정)에 가까운 실질임금 인상효과를 얻는다는 분석을 하였다. 기간과 표본이 다르므로 단순한 비교는 어렵겠지만 비슷한 방법을 사용한 Topel(1991)은 연공성 효과를 미국 1968-1983년 노동패널자료를 사용하여 0.055, Thomas Zwick(2011)는 독일 1997-2004년 노동패널자료를 이용하여 0.063로 추정하였다. 우리나라는 이들과 비교할 때 직장 1년차의 연공성 효과(0.042)는 높은 수준이 아니다. 하지만 Topel(1991)이 분석한 미국 모형은 급속이 증가함에 따라 급속변수의 고차항(제곱항, 세제곱항)에 따른 둔화폭도 커져 미국 10년차 근로자의 연공성 누적효과는 24.6%를 기록하였다. 이는 우리나라의 경우 (31.6%)보다 낮은 수치이다. 도구변수로 비교해도 Altonji&Williams(2005)가 추정한 10년차 근로자의 연공성 누적효과(11.9%)보다 우리나라 연공 누적 효과(12.4%)가 크게 나타났다. 이를 통해 우리나라 실질임금의 상당부분을 연공성 효과가 견인한다는 것을 알 수 있다.

특히 급속이 오래될수록 임금 상승률의 둔화폭이 작아 연공성의 임금 견인효과가 더욱 커졌다. 추가적으로 기업 규모, 노조 유무, 고용형태별 분석에서는 대기업, 유노조, 정규직의 경우 연공성 효과가 크다는 결과를 도출하였다. 이는 임금연공성이 우리나라 중심부 노동시장을 구성하는 핵심 요소이고, 연공성을 완화시킨다는 것은 실제로 쉽지 않다는 점을 시사한다. 다만 고용형태별 분석에서는 급속 초기에는 비정규직의 연공성 효과가 정규직보다 컸다. 이러한 현상은 급속이 축적되며 반전된다. 이는 비정규직의 경우 초기 임금수준은 높는데 반해 급속에 따른 임금인상률이 낮고, 패널프로빗, 패널로짓 분석에 따르면 비정규직 근로자가 급속할수록 정규직으로 전환될 확률이 높아지기 때문인 것으로 보인다.

본 연구는 우리나라 인적자본 축적은 일반적 인적자본 가치가 증가하기 보다는 기업특화(firm-specific) 중심으로 이루어지기 때문에 연공성 효과가 상대적으로 커진다고 보았다. 이는 근

속 프리미엄을 누리게 되는 정규직, 노조원, 대기업 근로자에게는 분명 혜택으로 작용할 것이다. 물론 장기근속자의 보수가 지속적으로 증가하며 근로자들에게 승진을 위한 동기를 부여하고, 근무태만을 줄일 수도 있다. 하지만, 이는 바꾸어 말하면, 근속년수가 오래된 근로자들의 직장이전을 어렵게 하고, 한 직장에 지나치게 의존하는 현상을 만들기도 한다. 이에 따라 자연스럽게 해고에 대한 반발도 극심해지고, 퇴사 후 일자리 찾기도 어렵게 된다. 또한 높은 근속 프리미엄에 대한 부담으로 기업이 비정규직 근로자를 활용하게 만들기도 한다.

이처럼 연공 효과는 다양한 측면이 존재한다. 다만 연공성 효과가 다른 국가 등에 비해 높으면 개별 근로자의 생산성과, 수령받는 실질임금 간 미스매치가 증가할 위험이 있다. 이를 완화하기 위해서는 점진적으로 연공급 임금체계⁸⁾에서 야기된 임금의 연공성을 다음과 같은 방안을 통해 줄여야 한다. 이를 위해 먼저, 근로자가 승급할 때 실질적인 승급절차를 실시하여 자동승급에 따른 임금 상승분, 고정급적 성격을 지닌 수당⁹⁾ 등을 줄일 수 있다. 이 과정에서 근속에 의한 동기부여 보다는 성과급제를 통한 동기부여를 활용해 근로자의 태만 등을 방지해야 한다. 장기적으로 임금 결정시 직무가치 반영을 활성화 하여 근속, 연령과 같은 속인적인 요소에 의한 임금 결정 분을 줄여야 할 것이다. 물론 임금체계 변화로 인한 기업, 근로자들의 충격을 최소화하는 정부차원의 대안 마련도 병행 되어야 한다. 임금체계 개편 과정에서 임금 안정에만 초점을 맞출 경우 이해관계자들의 극심한 반발을 불러올 것이다. 이를 방지하기 위해서는 기업에게는 생산성 향상을, 근로자에게는 실질적인 직무능력 향상을 도모하여 이해관계자 모두에게 임금체계 개편의 긍정적인 요소를 극대화하여 한다.

8) 고용노동부, 「사업체노동력조사 부가조사(2011년)」에 따르면 호봉급 도입 기업은 73.2%로 4곳 중중 3개사가 연공급제를 이용하는 것으로 나타났다.

9) 예를 들어 과거 정부의 임금통제 정책(1961, 1981년)은 고정급 성격의 각종 수당이 과도하게 신설되는데 역할을 했다. 또는 경영성과나 근로자의 업적과는 무관하게 단체협약에 의해 격려금, 특별포상금 등의 명목으로 성과급을 지급하는 관행도 다수 존재한다. 이러한 고정급적 수당은 대개 근속이 증가함에 따라 그 금액도 커지므로, 연공성 효과를 증대시키는데 영향을 주었을 것으로 판단된다.

[보론1] 비임금근로자를 포함한 연공 효과 분석

1. 헤크먼 모형

최초 임금방정식 모형을 다음과 같이 재구성하였다. D 는 성별, 연령, 교육수준 변수를 의미한다. 이는 표본선택을 고려할 때 성별, 연령, 교육수준을 포함하기 위함이다.

$$W_{i,j,t} = \alpha + \beta D + e_{i,j,t} \quad ①$$

근로자는 유보임금보다 높은 수준의 임금을 제안 받아야만 근로를 제공 한다. 이는 ②와 같이 명시하였다. 이를 조건부 기대값으로 최초 임금방정식에 반영한 식은 ③이다.

$$W_{offer} - W_{reservation} = \gamma_0 + \gamma_1 Z + v \geq 0 \quad ②$$

$$E(W|Z, V) = \alpha + \beta D + E(e|\gamma_0 + \gamma_1 Z + v \geq 0) \quad ③$$

e 와 v 가 이항정규분포를 따른다고 가정하면, e 에 대한 조건부 기대값을 구할 수 있다. ④는 역밀의 비율(inverse mill's ratio)로서 선택된 표본에 속할 순간적 확률을 의미한다. ϕ , Φ 는 각각 정규밀도함수, 정규분포 함수이다.

$$E(e|\gamma_0 + \gamma_1 Z + v \geq 0) = \rho_{ev} \sigma_e \lambda(-\gamma_0 - \gamma_1 Z) \quad ④$$

$$\lambda(-\gamma_0 - \gamma_1 Z) = \frac{\phi(-\gamma_0 - \gamma_1 Z)}{1 - \Phi(-\gamma_0 - \gamma_1 Z)} \quad ⑤$$

헤크먼 모형은 2단계 추정으로 시행하였다. 먼저, 프로빗 모형을 통해 $\hat{\gamma}_0$, $\hat{\gamma}_1$ 을 추정한다. 그 후 OLS를 통해 ③을 분석한다.

2. 실증분석

실증분석에는 비임금근로자를 포함하였다. 즉, 임금 정보가 기재되지 않은 자료도 이용하였다. 헤크먼 모형을 통해 임금 정보가 기재되지 않은 이들의 임금 방정식도 추정할 수 있다. 표본선택 방정식에 성별, 교육수준, 연령을 포함하여 실증 분석하였다. 분석 결과 비임금근로자를 포함한 1년차 근속에 따른 연공성 효과는 4.1%를 기록했다.

<표 12> 헤크먼 추정 결과(종속변수 : 로그 세전 실질임금)

	헤크먼 모형	
	계수	표준오차
근속	0.0405***	(0.0031)
근속 제곱 (×100)	-0.0594**	(0.0251)
근속 세제곱 (×1,000)	0.0066	(0.0056)
경력	0.0272***	(0.0023)
경력 제곱 (×100)	-0.0955***	(0.0106)
경력 세제곱 (×1,000)	0.0092***	(0.0014)
N	32,110	

주 : 유의수준은 ***<0.01, **<0.05, *<0.1, 괄호는 표준오차(standard error)를 의미한다. 기타 설명변수, 램다 등은 표기하지 않았다.

비임금 근로자를 포함했을 경우 근속에 따른 누적효과는 10년차 35.2%, 20년차에 62.4%로 분석되어 임금근로자의 연공성 효과보다 컸다. 이는 비임금근로자의 연공성 효과가 임금근로자보다 상대적으로 크기 때문이다. 예를 들어 여성의 경우 상당수 근로자가 재직기간이 길어질수록 가사 등의 사유로 노동시장에서 이탈한다. 이때 직장에 남아있는 여성의 경우 높은 임금을 수령하는 경우가 많으므로, 이들을 포함할 경우 연공성 효과가 높아지는 것이다. 추가적으로 헤크먼 모형을 통해 과소추계 등 계수의 비일관성 문제가 일부 해결된 것으로 판단된다.

<표 13> 근속에 따른 누적 연공성 효과

근속년수	헤크먼 모형
3년	11.62%
5년	18.82%
10년	35.17%
15년	49.54%
20년	62.41%

주 : 근속 제곱, 세제곱항을 고려하여 근속년수에 따른 연공성 효과의 누적분을 산출하였다.

[보론2] 근속과 정규직 전환 여부 이항분석

1. 기본 모형

이항선택모형의 기본은 비정규직, 정규직 여부를 의미하는 관측된 종속변수 1을 선택할 확률을 구하는 것으로, 아래의 확률을 모형화 하는 것이다. 이때 주요 설명변수 x 는 연공성(T)를 의미한다.

$$pr(y = 1/x) = P(y = 1/x_1, x_2 \dots x_n) \quad \textcircled{1}$$

먼저, 선형 확률 모형(linear probability model)은 위의 반응 혹은 선택 확률이 설명변수 x 에 대해서 선형함수의 형태를 가정하고 있다. 간편하게 계산할 수 있으나, 선형확률모형이 확률임에도 불구하고, 설명변수 값에 따라서 확률이 0보다 작아지거나, 1보다 큰 경우가 발생하는 등 확률의 정의를 어기는 경우도 존재한다.

$$pr(y = 1/x) = E(y/x) \quad \textcircled{2}$$

위 문제를 해소하기 위해 로짓, 프로빗 모형이 사용된다. 이는 선형 확률 모형이 가지고 있는 단점을 보완하기 위해서 특정한 함수형태를 가정한다. ③ 방정식에서 $G(x'\beta)$ 함수에 대해 로지스틱 함수(logistic function)를 가정할 경우 로짓 모형이 되고, 표준정규분포함수(standard normal distribution function)를 가정할 경우 프로빗 모형이 된다. 두 모형 모두 확률의 정의에 맞는 결과값이 도출된다는 장점이 있다.

$$pr(y = 1/x) = G(x'\beta) \quad \textcircled{3}$$

2. 실증 분석

종속변수로 정규직(=1), 비정규직(=0)을 설정하고, 이항 분석 모형을 이용해 근속이 고용형태에 미치는 영향을 추정했다. 패널프로빗, 패널로짓 모형 모두 전체 오차항에서 패널의 개체특성을 나타내는 오차항(u_i) 비중(ρ)이 모두 0.8을 기록하였고, LR검정 결과 패널의 개체특성을 고려한 모형을 사용하는 것이 적당하다고 추정되었다. 이에 패널프로빗, 패널로짓 모형을 추가적으로 분석하였고, 두 분석 모두 확률효과(random effect) 모형을 사용했다. 결과는 <표 14>에서 보듯이 이항 분석 결과 근속이 오래될수록 비정규직에서 정규직으로 전환될 확률이 상승하는 것으로 나타났다.

<표 14> 이항 분석 결과(종속변수 : 정규직 여부)

	선형	패널 프로빗	패널 로짓
상수항	0.9210*** (0.0310)	1.4555*** (0.4020)	2.8860*** (0.7270)
근속	0.0494*** (0.0030)	0.2809*** (0.0270)	0.5185*** (0.0490)
근속 제곱	-0.2300*** (0.0000)	-0.6200** (0.3000)	-1.1200** (0.5000)
근속 세제곱	0.0000*** (0.0000)	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)
경력	0.0006 (0.0020)	0.0805*** (0.0200)	0.1448*** (0.0370)
경력 제곱	0.0000 (0.0000)	-0.2800*** (0.1000)	-0.5200*** (0.2000)
경력 세제곱	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)
연령	-0.0083*** (0.0010)	-0.0469*** (0.0080)	-0.0881*** (0.0130)
교육 연수	0.0089*** (0.0010)	0.1535*** (0.0190)	0.2742*** (0.0350)
비노조원	-0.0603*** (0.0071)	-0.3623*** (0.0790)	-0.6662*** (0.1440)
대기업	0.0459*** (0.0070)	0.0774 (0.0670)	0.1550 (0.1220)
R^2	0.258	-	-
N		16,984	

주 : 유의수준은 ***<0.01, **<0.05, *<0.1, 괄호는 표준오차(standard error)를 의미하며, 패널프로빗, 패널로짓 모형은 확률효과(random effect) 모형으로 추정했다.

한계효과 분석 결과는 <표 15>와 같다. 한계효과로 분석할 경우 근속 1년 증가시 정규직으로 전환될 확률은 4.9%(선형), 1.4%(패널프로빗), 1.2%(패널로짓) 씩 상승한다. 근속이 증가함에 따라 비정규직 중 정규직으로 전환되는 이가 증가한다는 의미이다. 결과적으로, 근속이 증가할 수록 정규직 중 연공 효과가 많이 누적된 이들의 비중이 증가한다. 이는 정규직의 전체적인 연공누적효과 증가를 야기하고, 동시에 비정규직의 연공누적효과는 근속이 지남에 따라 둔화되는데 영향을 미친다.

<표 15> 이항 분석 한계효과(종속변수 : 정규직 여부)

구분	선형	패널 프로빗	패널 로짓
근속년수	0.0494*** (0.0032)	0.0141*** (0.0021)	0.0120*** (0.0017)

주 : 유의수준은 ***<0.01, **<0.05, *<0.1, 괄호는 델타 표준오차(delta-method standard error)를 의미한다.

부록

<부록 1> 연도별 분석 대상 및 표본 수

(단위 : 명)

분석 자료 (한국노동패널)	15세 이상 전체 표본 수			
		임금근로자	농림어업종사자 또는 무응답자*	최종표본 수
7차(2004년)	11,661	4,257	515	3,742
8차(2005년)	11,580	4,085	618	3,467
9차(2006년)	11,756	4,300	783	3,517
10차(2007년)	11,855	4,346	669	3,677
11차(2008년)	11,734	4,340	717	3,623
12차(2009년)	11,739	4,363	742	3,621
13차(2010년)	11,582	4,484	849	3,635
14차(2011년)	11,377	4,535	765	3,770
15차(2012년)	11,444	4,599	737	3,862
16차(2013년)	11,331	5,462	1,629	3,833
17차(2014년)	10,757	5,327	1,532	3,795

주 : 임금근로자 중 농림어업 종사자, 무응답자, 특이치(주 근로시간 144시간 이상 근로자 등)를 제외하였다.

<부록 2> 기술통계량(전체 표본)

		평균	표준편차
세전 월평균 임금(만원)		211.34	152.0
주당 평균 근로시간(시간)		47.50	13.3
세전 실질 임금(만원)		181.5	129.2
연공성(년)		6.3	6.5
경력(년)		15.5	10.5
연령(년)		40.7	11.6
학력(년)		13.1	3.3
가변수	고용형태(비정규직=1, 정규직=2)	1.3	0.5
	노조(비노조=1, 노조=2)	1.8	0.4
	성별(여성=1, 남성=2)	1.4	0.5
	규모(근로자 300인 이하=1, 300인 이상=2)	1.6	0.5
표본(명)		40,542	

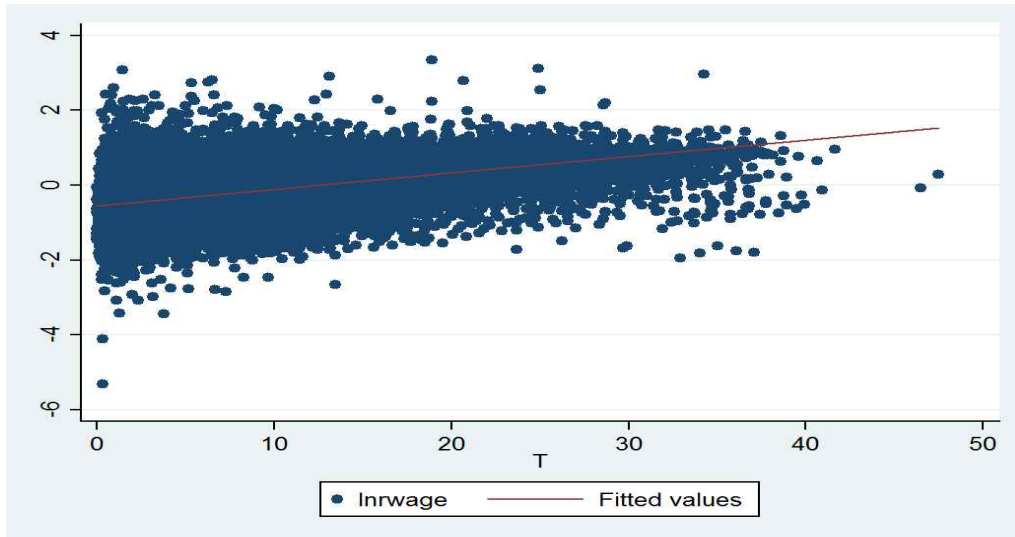
주 : 학력은 가변수를 '무학=0년, 초등졸업=6년 중졸=9년, 고졸=12년, 2년제대졸=14년, 4년제대졸=16년, 석사=18년, 박사=23년'에 따라 년수로 바꾸었다.

<부록 3> 실질임금지수

년도	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014
실질임금지수	1.00	1.03	1.05	1.08	1.13	1.16	1.19	1.24	1.27	1.29	1.30

자료 : 통계청, 「소비자 물가동향」, 각 년도

<부록 4> 연공(tenure)과 로그 실질 임금(ln real wage)간 산포도



참고문헌

- 김유선(2014), 「임금체계가 임금수준과 고용구조 및 경영성과에 미친 영향」, 한국노동사회연구소.
- 김동배 외(2005), 「임금체계와 결정방식」, 한국노동연구원
- 김동배·정진호(2006), 「임금체계의 실태와 정책과제」, 한국노동연구원, 정책연구.
- 박훤구·박세일(1984), 「한국의 임금구조」, 한국개발연구원.
- 배무기·박재윤(1978), 「한국의 공업노동연구」, 서울대학교 경제연구소, 경제연구총서 III.
- 장인성(2012), 「고령화가 근속 및 연공임금체계에 미치는 영향과 정책 시사점」, 국회예산정책처.
- 정진호 외(2011), 「노동력 고령화와 임금체계 혁신」, 한국노동연구원, 연구보고서, pp.76-105.
- 어수봉(2012), 「임금연공성과 정년제도 - KLIPS 패널분석을 중심으로 -」, 노동경제학회 월례발표회.
- 정진호 외(2011), 「노동력 고령화와 임금체계 혁신」, 한국노동연구원 연구보고서, pp.76-105.
- 황수경(2005), 「임금체계와 노동시장 -연공임금을 중심으로-」, 한국노동연구원 정책연구, 2005. 4, pp. 159-202.
- 한국노동연구원(2008), 「통계로 본 노동 20년」, 2008.
- Altonji, Joseph G. and Robert A. Shaker(1987), "Do wages rise with job seniority?", Review of Economic Studies 54 (3), pp. 437-459.
- Altonji, Joseph, Williams, Nicolas(2005). "Do wages rise with job seniority? A reassessment". Industrial & Labor Relations Review 58 (3), pp. 370-397.
- Gary S. Becker(1962), "Investment in Human Capital: A Theoretical Analysis," Journal of Political Economy, University of Chicago Press, vol. 70, pages 9.
- Bartel, A. P. and Borjas, G. J(1981), "Wage Growth and Job Turnover: An Empirical Analysis", in Rosen S. (ed.) Studies in Labor Markets (New York: National Bureau of Economic Research).
- Carmichael, Lorne(1983), "Firm Specific Human Capital and Promotion Ladders," Bell Journal, Spring, 14, pp. 251-258.
- Cline, H(1979), "The Effect of the Job and Job Mobility on the Wage", Discussion paper 79-8, Department of Economics, University of Rochester.
- Dustmann and Pereira(2008), "Wage Growth and Job Mobility in the United Kingdom and Germany", Industrial and Labor Relations Review, Vol. 61, No. 3 (Apr., 2008), pp. 374-393.
- Ehrenberg, Ronald G., Smith, Robert S(2008), Modern Labor Economics, Addison-Wesley.
- Hall, Robert E(1982). "The Importance of Lifetime Jobs in the U.S. Economy." A.E.R. 72: 716-24.
- Heckman, James J(1976), "The Common Structure of Statistical Models of Truncation, Sample Selection and Limited Dependent Variables and a Simple Estimator for Such Models." Ann.

Econ. and Soc. Measurement 5 (Fall 1976): pp. 475-92.

Lazear, Edward(1979), "Why is there mandatory retirement?" *Journal of Political Economy* 87 (6), pp. 1261-1284.

Lazear, Edward(1981), "Agency, earnings profiles productivity and hours restrictions", *American Economic Review* 71 (4), pp. 606-620.

Lazear, Edward, Rosen, Sherwin(1990), "Male - female wage differentials in job ladders", *Journal of Labor Economics* 8 (1), pp. 106-123.

Margolis, David(1996). "Cohort effects and returns to seniority in France", *Annalesd'Economie et de Statistique* 41/42, pp. 443-464.

Mellow, W(1981), "Employer Size, Unionism, and Wages, Office of Research and Evaluation", U.S. Bureau of Labor Statistics.

Mincer, J(1974), "Schooling, Experience, and Earnings", New York: Columbia University Press.

Mincer, J. and J, B(1981), "Labor Mobility and Wages", in S. Rosen (Ed.) *Studies in Labor Markets*.

Mincer, Jacob(1986), "Wage Changes in Job Changes" In *Research in Labor Econom-ics*, vol. 8, pt. A, edited by Ronald G. Ehrenberg. Greenwich, Conn.: JAL.

Mincer, Jacob, and Boyan Jovanovic(1981), "Labor Mobility and Wages." In Rosen, Sherwin, ed.,*Studies in Labor Markets*. Chicago: University of Chicago Press.

Robert Hutchens(1989), "Seniority, Wages and Productivity: A Turbulent Decade", *The Journal of Economic Perspectives* Volume 3 Issue 4 Page 49-64.

Thomas Zwick(2011), "Seniority wages and establishment characteristics", *Labour Economics* 18, pp. 853-861.

Topel, Robert(1991), "Specific capital, mobility, and wages: wages rise with job seniority", *Journal of Political Economy* 99 (1), pp. 145-176.

Topel, Robert, Ward, Michael(1992), "Job mobility and careers of young men", *Quarterly Journal of Economics* 107 (2), pp. 439-479.