

# 기업 임금체계의 변화와 연공임금

## -근속과 경력에 대한 보상 차이를 중심으로-

엄 동 옥\*

최근 우리나라 기업의 임금체계 개편에 대한 논의가 활발하게 전개되면서 연공임금체계에 대한 비판이 날로 강화되고 있다. 이는 연공임금체계의 순기능에 비해 역기능 역할이 더욱 커지고 있다는 우려에 기반한 것이다. 본 연구는 연공임금을 임금구조 측면에서 지난 10여년간의 변화를 파악하기 위해 한국노동패널(1~9차)의 임금근로자 정보를 이용하여 임금함수를 추정하였다. 특히 노동패널의 직업력 정보에 기초하여 그간 단순 계산되었던 경력연수 변수를 보다 엄밀하게 정의하여 경력급 추정에 활용하였고, 임금근로자의 패널데이터를 구축하여 임금함수의 패널데이터 분석을 시도하였다. 그 결과 임금근로자의 경우 지난 10여 년간 경력보다 근속에 대한 보상이 더 커지고 있다는 점을 재확인하였다. 또한 정규-비정규직의 추정결과를 비교함으로써 고용형태에 따라 상이한 연공임금체계가 존재하고 있을 것이라는 추정이 가능하다. 한편 고정효과모형으로 추정할 경우에는 OLS추정결과와 달리 경력의 임금효과가 크게 증가하는 것으로 나타난다. 이러한 결과들은 연공임금에 대한 정형화된 사실을 확인할 수 있는 단서를 제공해주는 동시에 연공임금체계의 개선을 통해 임금과 고용의 유연성을 강화하자는 지적들이 현실적으로 타당한 접근이라는 것을 시사한다.

## 1. 문제제기

최근 우리나라 기업의 임금체계 개편이 시급하다는 주장이 제기되고 있다. 아직도 호봉제가 우리나라 기업의 지배적이고 보편적인 임금체계이며, 호봉제와 같이 생산성과 상관없이 연차에 따라 임금이 상승하는 연공임금체계의 경직성이 소득양극화, 고령층의 고용불안정성 심화, 고용형태 차별 등의 문제를 초래하고 있다는 것이다. 연공임금에 대한 대부분의 연구들은 우리나라 노동시장에서 연공임금이 존재한다는 데 동의하고 있고, 최근 노동시장의 유연화로 인해 그 규모나 적용범위가 완화되고 있는 추세라고 보고 있다.

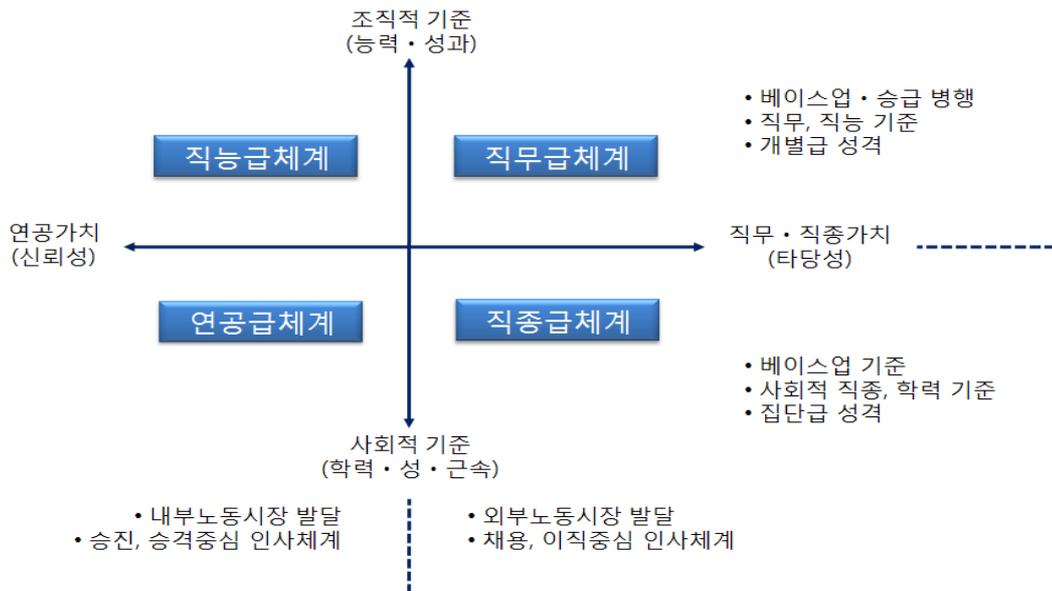
한편 이러한 연공임금체계의 경직성을 해결하기 위한 대안으로서 직무급 임금체계가 각광을 받고 있다. 그러나 우리나라의 기업 현실과 노동시장 여건을 감안할 때 연공임금체계에서 직무급 임금체제로 곧바로 이행하는 것은 현실적으로 어렵고, 점진적인 도입과정을 거쳐 연공임금체계의 문제점인 임금과 생산성의 괴리를 최소화할 수 있다고 보는 것이다.(조준모, 2007)

\* 삼성경제연구소 수석연구원, e-mail: edwmidas@seri.org

그러나 연공임금체계<sup>2)</sup>를 직무급 임금체계로 전환해야 한다는 당위론에 앞서 한발 물러서서 그간 여러 가지 문제점이 있음에도 불구하고 우리나라 기업들이 왜 연공임금체계를 도입했는지 그리고 왜 탈피하는데 어려움을 겪고 있는지에 대한 고찰이 필요하다. 즉, 임금체계의 선행요인을 규명함으로써 임금체계의 변화방향과 대책을 강구할 수 있을 것인데, 현재로는 아직 확정적인 근거를 발견하지 못한 상태이다.(김동배 외, 2005; 김동배, 2006; 김동배·정진호, 2006)

본격적인 논의에 앞서 연공임금체계의 특성에 대해서 간략히 살펴보자. 다음 [그림 1]은 일반적인 임금체계의 유형과 특성을 도식화한 것이다.<sup>3)</sup> 김장호(1992)는 임금체계의 구분기준으로 기업과 근로자간 고용관계에 기초한 신뢰성(reliability)을 중시하는 임금체계(연공급과 직능급)와 개별직무 또는 일의 합리적인 기준인 타당성(validity)을 중시하는 임금체계(직무급과 직종급)로 구분하고 있다. 한편 직무급이나 직능급이 조직내부의 일의 성격, 능력이나 성과와 같은 조직적 기준을 중시하는 데 반해서 연공급과 직종급은 학력이나 직종 등의 사회적 기준을 상대적으로 중시하는 임금체계라고 할 수 있다. 일반적으로 우리나라와 일본이 연공급체계로 분류되고 미국 등 서구 기업들이 직무급 임금체계로 이해되고 있다.

[그림 1] 임금체계의 유형과 특징



자료: 김장호(1992, p.10)에서 재인용.

2) 연공임금에 관련하여 다양한 용어들이 통용되고 있다. 연공급중심의 임금체계, 연공급 형태의 임금체계, 연공급적 임금체계, 숙인급체계, 연공급체계, 연공성 등이 그것인데, 본 연구에서는 인용 자료가 아닌 이상 '연공임금' 또는 '연공임금체계'로 통일하여 사용한다. 경제학에서는 주로 연령이나 근속에 따라 임금의 변화가 어떻게 변모하는지, 즉 연령-임금 프로파일 또는 근속-임금 프로파일의 형태에 주목하는 반면, 경영학에서는 연공임금체계를 기본급의 차등원리가 연공(근속 또는 연령)에 기초하여 결정되는 임금체계(보상체계)로 파악한다.

3) 임금체계의 유형과 비교에 대한 자세한 내용은 박준성(2004)을 참고.

한편, 최근 기업 임금체계는 어떻게 변하고 있는가? 노동부의 「연봉제·성과배분제 실태조사」 또는 「임금제도 실태조사」 결과에서 그 변화상을 살펴볼 수 있는데, 가장 최근의 조사결과는 『2007년도 노동백서』에서 찾아볼 수 있다.<sup>4)</sup> 즉, 2006년 6월 현재, 100인 이상 사업체(1,510개소) 중 56.1%가 호봉승급제를 채택하고 있다.(2004년 59.1%, 2005년 62.8%)<sup>5)</sup> 또한 조사대상의 50.6%가 연봉제를, 30.7%가 성과배분제를 도입하여 지속적인 증가추세를 보이고 있으며, 연봉제나 성과배분제를 도입계획이 있거나 도입을 준비 중인 기업은 각각 9.8%, 9.9%로 더욱 확산될 것으로 예상하고 있다.

최근 우리나라 기업의 임금체계에 대한 세부적인 내용은 김동배·정진호(2006)에서 상세한 내용을 찾아볼 수 있다. 특히 연공임금체계와 관련하여 기본급의 결정원리에 주목할 필요가 있는데, 기본급 유형을 구성항목 기준으로 분류한 결과가 다음 <표 1>이다. 호봉급으로만 기본급을 구성하는, 즉 순수호봉급을 적용하는 기업이 전체 조사대상의 45.4%로 가장 많으며, 그 다음 무체계 유형이 많다. 한편 직능급이나 직무급을 기본급 기준으로 적용하고 있는 기업은 다 합쳐도 약 8%에 불과하다. 호봉급과 직능급이나 직무급을 연계한 기업이 17.4%로 이를 포함하면 기본급 결정시 호봉급이 적용되는 기업은 62.8%이며, 여기에 무체계 유형까지 포함할 경우 그 비중은 무려 90.7%에 달하여 우리나라 기업의 대다수가 연공임금체계라고 할 수 있다.<sup>6)</sup>

<표 1> 기본급 유형 분류

	기본급 구성 항목			빈도	비율	연봉제 도입률	성과배분 도입률
	호봉	직능	직무				
무체계	×	×	×	851	27.9	51.8	25.3
순수호봉급	○	×	×	1,386	45.4	41.0	31.8
순수직능급	×	○	×	116	3.8	70.7	38.4
순수직무급	×	×	○	114	3.7	61.3	40.4
호봉-직능급	○	○	×	160	5.2	63.5	48.3
호봉-직무급	○	×	○	298	9.8	46.7	35.0
직능-직무급	×	○	○	55	1.8	56.6	41.2
호봉-직능-직무급	○	○	○	73	2.4	56.9	44.1
전체	1,917	407	543	3,053	100.0	48.4	32.1

주: 1) 기본급에서 ○, ×는 각각 존재, 부재를 의미. 결측치는 33개임.

자료: 노동부(2006), 「연봉제·성과배분제 실태조사」 (김동배·정진호(2006, p.9)에서 재인용).

4) 노동부(2007a), pp. 203-204를 참조. 보다 세부적인 내용을 참고하기 위해 노동부 담당자에게 문의한 결과, 2007년 12월말 현재 아직 공표되지 않은 것으로 확인되었다. 따라서 2006년에 공표된 2005년 조사결과가 가장 최신의 것이며 기본급의 구성항목 및 세부적용사항 등을 파악할 수 있는 거의 유일한 자료이다.

5) 2006년 조사명칭을 「임금제도실태조사」로 바꾸면서 조사방식을 변경(전수조사방식에서 표본조사방식으로)하였다고 한다. 따라서 예년에 비해 실제 조사된 기업의 수가 상대적으로 감소한 것이다.

6) 무체계 유형은 조사대상 기업의 27.9%로서 순수호봉급 다음의 비중을 차지하는 데, 이들은 겉으로는 호봉급이 아닌 것처럼 보이지만, 관리자급의 경우 명시적인 호봉승급이 존재하고 있으며 사원급의 경우에도 호봉 테이블만 없을 뿐 결과적으로는 상당히 경직적인 연공급 곡선을 보이고 있어 연공임금체계라고 간주할 수 있다. 자세한 내용은 김동배·정진호(2006) pp.12-13 참조.

그러나 이상의 논의가 100인 이상 기업의 실태조사 결과이기 때문에 우리나라 기업 현실을 대변하는 데에는 한계가 있다. 따라서 2005년 기준으로 조사된 제4회 사업체패널자료를 통해 기업규모별 임금체계의 구성현황을 살펴보면 다음 <표 2>와 같다. 이 자료에 따르면, 전체 표본중 65.7%가 호봉급을 적용하고 있는 것으로 나타났고, 100인 미만 기업은 55.4%가 호봉급을 적용하고 있다. 기업규모별로 비교하면 중소기업에 비해 대기업의 비율이 상당히 높으며 대기업일수록 종업원 전원에게 호봉급을 적용하기 보다는 대상을 차별화하는 경향이 보인다. 따라서 100인 미만의 기업에서도 연공임금체계가 일반적인 형태라고 간주할 수 있다.

<표 2> 기업규모별 기본급의 구성내역(4차 사업체패널자료)

		전체	100인 미만	100~299인	300~999인	1000인 이상
표본수		1,905	635	462	461	347
호봉급적용		65.7	55.4	62.1	72.5	80.4
적용대상	전원	72.5	83.5	77.7	69.2	57.3
	관리자	4.9	5.7	5.2	5.7	2.5
	사원급	22.6	10.8	17.1	25.1	40.1
연봉제 도입비율	호봉급 적용	60.9	49.1	56.4	62.9	77.8
	호봉급 비적용	72.0	62.9	74.9	76.4	94.1
직능급적용		31.6	33.4	31.6	26.0	32.6
직무급적용		32.5	33.5	29.2	32.5	34.9

주: 연봉제 적용비율은 호봉급을 적용하고 있는 사업체중 연봉제를 적용한 비율임  
 자료: 한국노동연구원(2007), 『2005 사업체패널』, 4차.

이상과 같이 우리나라 기업의 대다수가 연공임금체계를 갖고 있다. 본 연구는 최근 우리나라 기업 임금체계가 연공임금체계에서 탈피하지 못하고 있다는 점에서 실제 연공임금체계가 어떠한 양태를 보이고 있는지를 한국노동패널자료를 이용하여 분석하고자 한다. 또한 본 연구는 제2장에서 상세하게 언급하겠지만, 연공임금체계가 노동시장에 부정적인 영향을 미치고 있다는 지적에 비해 연공임금과 관련된 정형화된 사실들(stylized facts)에 대한 합의가 쉽게 이루어지지 않고 있다는 점에서 연공임금체계에 대한 비판에 앞서 연공임금과 관련된 현상을 더 깊이 이해할 때 효과적인 임금체계 개선방안을 도모할 수 있다고 판단한다.<sup>7)</sup>

7) 황수경(2005b)은 다양한 논의에도 불구하고 아직 정형화된 사실들을 파악하기에는 어려움이 있다고 지적하고 있으며, 다음 3가지 특징을 제시하였다. 첫째, 우리나라의 연령프리미엄은 미국이나 일본에 비해서도 매우 높은 수준이며 주된 원인은 기업 내에서의 근속효과에 기인한다. 둘째, 가파른 연공효과는 노조부문, 대기업 정규직 등 내부자에 한정된 것이고, 무노조부문 등 외부자의 경우 근속이나 경력에 의한 연공성이 매우 미약한 것으로 나타난다. 셋째, 연공임금체계의 경제적 합리성을 인정한다고 하더라도 최근 기업의 인력구조 고령화는 현재와 같은 연공임금체계하에서는 인건비의 고비용 구조로 이어지고 있다. 필자는 향후 보다 엄밀한 분석을 통해서 연공임금체계의 부정적인 영향에 대한 정형화된 사실들을 규명하는 것이 필요하다고 생각한다.

따라서 본 연구는 우리나라 기업의 연공임금체계에 대한 직접적인 분석은 어렵지만, 연공임금체계가 지속적으로 강화되고 있는지 아니면 완화되고 있는지에 대한 추세파악을 위해 임금구조의 변화측면에서 살펴보고자 한다. 특히 한국노동패널자료를 활용하여 지난 10여년간의 추이를 보고자 한다.<sup>8)</sup>

본 연구의 구성은 우선 제2장에서는 연공임금체계에 관한 선행연구들을 정리하여 연구가설을 도출하면서 실증모형을 구축한다. 제3장은 분석에 사용되는 한국노동패널 자료의 특성을 소개하고, 실증분석 결과를 정리한다. 마지막으로 제4장에서 연구결과를 요약하며, 향후 연구과제를 제시한다.

## II. 선행연구와 연구모형

왜 연공임금이 존재하는가에 대해서는 다양한 이론들이 존재한다.<sup>9)</sup> 가장 대표적인 이론으로 인적자본이론이 있으며, 이와 더불어 이연임금가설, 연공적 승진가설, 생활임금가설, 일자리 합치이론, OJT이론 등이 존재한다.<sup>10)</sup> 대부분의 이론은 현실세계에서 발견되는 연공임금의 존재, 즉 근속이 증가함에 따라 임금이 증가하는 현상에 대해서 저마다의 관점을 강조하고 있다. 그러나 공통되는 특징이 있는 데, 그것은 근속이 증가하면서 축적되는 근로자의 인적자본이 어떻게 임금결정에 영향을 미치는가에 대해 다분히 긍정적인 의미를 부여하고 있다는 점이다. 즉 연공임금의 경제적 합리성, 즉 연공임금체계가 나름대로 합리적인 기준에 의해 임금을 결정하는 임금체계로서 노동시장에 긍정적인 효과(가령, 인적자본투자에 대한 보상, 우수인력의 장기근속 유도, 직장 선후배간 OJT 활성화, 생애에 걸친 안정적인 임금상승 보장 등)을 미친다는 점을 강조하고 있다.

그러나 최근의 논의는 이러한 연공임금의 긍정적인 효과에도 불구하고 연공임금의 부정적인 효과가 더 크다는 주장으로 요약된다. 즉 연공임금체계가 근로자의 장기근속을 유도하고 생활을 안정시키는데 도움을 주는 측면이 있어, 고도 성장기에는 나름대로 순기능적 역할이 있었지만, 급격한 기술혁신과 저성장시대 도래로 순기능보다는 역기능 역할이 부각되고 있다는 것이다.

8) 경제학에서는 근속 및 경력의 임금효과는 통상 근속급 및 경력급이라는 용어로 사용된다. 이는 다른 조건이 일정할 때, 근속연수가 1단위 증가할 때 임금은 어떻게 변화하는가 또는 경력연수가 1단위 증가할 때 임금은 어떻게 변화하는가를 실증모형에 의거 추정함으로써 존재여부 및 크기를 파악하는 것이다. 따라서 경영학과 인사실무에서 사용하는 근속급과 경력급과는 차이가 있다.

9) 연공임금에 대한 다양한 이론적 설명들과 우리나라의 선행연구에 대한 내용은 황수경(2005b, pp.161-166)을 참조.

10) 주목할만한 연구로서 '연공급과 경제성장'의 관계를 언급한 박기성(1992)을 들 수 있다. 그는 임금체계와 경제성장이 밀접히 관련되어 있을 것으로 보고 연공급을 기업내 숙련형성을 가능하게 하는 학습 메커니즘으로 재해석하고 있다. 즉 경제성장에 있어서 인적자본의 중요성을 강조하는 가운데, 직장현장에서의 인적자본축적, 즉 숙련형성이 활성화되기 위해서 그 유인책으로 연공임금이 필요하다는 것이다. 청년근로자는 자신의 생산성보다 낮은 임금을 받음으로써 본인의 배움에 대한 수업료(tuition)을 제공하고, 장년근로자는 자신의 생산성보다 높은 임금을 받음으로써 가르침에 대한 보상(teaching reward)을 지급받는 방식으로 연공임금체계를 해석할 수 있다는 것이다.

결국 연공임금의 긍정적인 효과(순기능)가 부정적인 효과(역기능)에 의해 상쇄되고 있다고 봐야 할 것이다. 그렇다면 연공임금의 부정적인 효과는 어떤 모습으로 나타나고 있는가? 연공임금체계가 노동시장에 미치는 부정적인 영향에 대한 논의들을 정리하면 다음과 같이 5가지로 정리된다.(황수경 2004; 김동배 외, 2005; 황수경, 2005b; 김동배·정진호, 2006; 황수경, 2006a, 2006b; 노동부, 2007a, 2007b; 조준모, 2007)

첫째, 연공임금체계는 대기업 유노조 기업에서 일반화되어 있는 내부노동시장을 더욱 강화시켜 생산성과 임금간 괴리에 따른 부담을 외부노동시장에 전가함으로써 ‘노동시장의 양극화’를 초래한다.

둘째, 연공임금체계는 생산성보다 임금이 높은 고령자에 대한 기업의 수요를 감소시켜 ‘고령자의 고용불안정성’을 높이는 데 기여한다. 특히 최근 기업의 고령화가 급속히 진행됨에 따라 기업의 인건비 부담요소로 주목받고 있다.

셋째, 연공임금체계는 그 속성상 직무보다는 사람을 중심으로 운영되는 기업 인사관리체계를 고착시켜 고용형태별 차별을 초래하고, 또한 급격한 기술변화로 인해 생애에 걸친 임금 상승과 생애에 걸친 생산성 상승간 괴리가 더욱 심해져서 임금경직성을 강화시키게 된다. 그 결과 기업이 임금유연성 확보를 위해 ‘비정규직 고용’을 선호하게 되는 것이다.

넷째, 연공임금체계는 경력보다는 근속에 대해 보상하기 때문에 근속이 단속적일 가능성이 높은 비정규직의 경우, 외부경력에 의한 보상이 이루어지지 않음으로써 시간이 지남에 따라 ‘비정규직과 정규직간 임금격차’가 더욱 확대된다. 또한 혼인, 육아 등으로 지속적인 노동시장 참여가 상대적으로 어려운 ‘여성 근로자의 노동시장 퇴출’을 촉진시키는 경향이 있다.

다섯째, 연공임금체계는 근로자의 생산성이나 동기부여 메커니즘을 제대로 반영하지 못하기 때문에 근로자간 임금의 배분을 왜곡시키고 임금의 공정성(fairness)을 훼손하며, 제한된 내부노동시장의 입직구에서 일자리 쟁탈전이 벌어짐으로써 청년실업을 증가시키는 등 ‘인적자원 활용’에 있어 비효율적이다.<sup>11)</sup>

이상의 논의를 정리하면 노동시장의 양대 축인 고용과 임금구조의 측면에서 구분할 수 있다. 먼저 고용구조의 측면에서 연공임금체계의 역기능은 노동시장 양극화, 고령인력의 불안정성 심화, 비정규직 고용 증가, 여성 근로자의 노동시장 퇴출, 청년실업 야기 등의 문제로 나타난다.<sup>12)</sup> 한편 임금구조의 측면에서는 연공임금체계로 인해 정규-비정규직간 임금격차가 확대되고, 근속과 경력에 대한 보상의 차이도 커지며, 보다 근본적으로는 생산성과 임금간의 괴리가 더욱 커진다는 점이 부

11) 조준모(2007)는 연공임금의 문제점을 신성장 동력으로 각광받고 있는 서비스산업의 발전에 장애요소라고 지적하고 있다. 즉, 생산성과 상관없이 근속하게 되면 연차에 따라 임금이 상승하기 때문에 임금경직성을 강화시키므로 임금경쟁력이 중요한 서비스산업의 경우 임금유연성 확보가 그 핵심이기 때문에 성장하기 어렵다는 것이다.

12) 연공임금의 경제적 합리성을 주장하는 이론들은 대부분 장기고용계약관계가 전제될 때에 이러한 연공임금이 유효하다는 점을 강조하고 있어 연공임금체계에 대한 연구는 임금구조 뿐만 아니라 고용구조 측면에서 고용계약관계의 변화(예를 들어 고용안정성의 변화)를 함께 고려하는 연구가 필요하다. 이 점은 추후과제로 삼는다.

각된다.

최근 정규-비정규직간 임금격차에 대한 논의가 매우 활발하게 진행되고 있다. 연구결과는 분석에 사용하는 데이터나 시기, 그리고 그 추정방법에 따라 상당한 차이가 존재한다. 즉 정규-비정규직 임금격차가 계속 확대되고 있다는 주장과 반대로 임금격차가 우려할만큼 그리 크지 않다는 주장이 동시에 등장하고 있는 것이다. 이들은 최근 각광을 받는 미시계량경제학 기법인 패널데이터 분석을 활용하여 정규직과 비정규직의 생산성의 차이 또는 사업체의 고유한 특성 등과 같은 관찰되지 않는 이질성(unobserved heterogeneity)을 통제할 수 있는 다양한 방법들을 동원하여 새로운 추정결과를 제시하고 있다.

박기성·김용민(2007)는 기업이나 사업체의 고유한 특성을 효과적으로 통제하기 위해 「사업체 근로실태조사」 결과를 활용하여 정규-비정규직 임금격차를 분석하였고 그 임금격차가 2003년에 비해 2005년에 더 확대되었다고 보고하고 있다. 한편 남재량(2007)은 「경제활동인구조사」의 부가자료를 활용한 패널데이터분석을 통해 정규-비정규직 임금격차가 그리 크지 않고 오히려 정규직보다 비정규직의 시간당임금이 높다고 주장하였다. 이런 연구들은 실제 비정규직노동자 보호라는 측면에서 상당한 시사점을 제공하고 있으며, 향후 더욱 활발한 논의가 필요하다.<sup>13)</sup>

이와 같이 정규-비정규직 임금격차에 대한 실증분석이 매우 활발하게 이루어지는 반면, 앞서 언급한 나머지 2가지 주제는 서로 다른 궤적을 보이고 있다. 먼저 연공임금체계의 존재와 그 영향력을 보여주는 근속과 경력에 대한 보상 차이에 대한 연구는 일반적인 임금함수 추정시 거의 모든 연구에서 기본적으로 꼭 다루고 있는 내용으로서 너무 일반화되었기 때문에 별다른 주목을 받지 못하고 있다고 해도 과언이 아니다. 하지만 필자는 너무 일반화되어 있기 때문에 오히려 깊이 있는 연구가 더 진행되지 못한 것이 아닌가하는 의구심을 갖고 있다. 즉 현실의 구체적인 모습을 여하히 묘사하고 그 궤적을 그리는 작업이 꾸준히 진행되어야 연구대상이 더욱 명확해질 것이라고 판단하기 때문이다.

한편 생산성과 임금간 괴리의 문제를 다루는 연구는 상당히 제한적이다. 그 직접적인 원인은 개인의 생산성을 측정하기 어렵다는 것으로 데이터의 제약에 기인한다. 물론 거시적인 차원에서 한계노동생산성이 임금과 어떻게 조응하고 있는가에 대한 연구(박기성·안주엽, 2004)는 있지만, 미시적인 차원에서 근로자의 생산성을 직접 추정하고 이를 임금과 대응시켜 생산성과 임금간의 괴리를 명시적으로 다룬 연구는 황수경(2005a)이 유일하다.

사실 연공임금체계가 갖고 있는 가장 치명적인 약점이자 문제가 바로 생산성과 임금의 괴리 문제이다.<sup>14)</sup> 인적자본이론이 제시하는 바와 같이 근속에 따라 기업특수적 인적자본 축적 또는 숙련

13) 박기성·김용민(2007)은 정규직과 비정규직의 임금격차가 경쟁적 노동시장에서의 생산성 차이를 제대로 반영한 것이라면, 정부의 인위적인 해소대책은 오히려 생산성을 초과하는 임금을 초래하며 경제성장에 부정적인 영향을 미칠 수도 있다고 강조한다.

14) 임금상승이 생산성 상승과 상관없이 결정된다고 하는 주장에 대한 논거는 엄밀한 검증과정을 통해 제시되지 않고 있는 실정이다. 그런 까닭에 대부분의 연구는 연공임금체계하에서 생산성과 임금간 괴리가 당연히 발생한다고 다소 성급하게 결정하는 성향을 가지고 있다. 보다 정확하게 표현한다면, '근로자의 생산성과 임금간의 관계에 대해 아직 명확한 판단을 하지 못했다'고 봐야 할 것이다.

형성이 이루어지고 곧 생산성 향상으로 이어진다고 가정한다면 나름대로 연공임금체계의 타당성을 확보하게 되지만, 이 또한 실증분석을 통해 과연 그러한지 검증해야 하는 사안이다.<sup>15)</sup> 그러나 데이터 제약으로 인해 현재로는 황수경(2005a)이 취한 방법처럼 기업과 근로자를 연계한 데이터가 확보되지 않으면 검증하기 어렵다.<sup>16)</sup>

따라서 본 연구는 임금구조 측면에서 연공임금체계의 부정적인 영향이 시간이 지날수록 강화되고 있다는 근거로서 근속과 경력에 대한 보상 차이가 어떻게 변하고 있는지에 대해 주목한다. 특히 한국노동연구원의 「한국노동패널」이 제공하는 9년간의 자료를 통해 ‘지난 10여 년간 경력보다 근속에 대한 보상이 더욱 커지고 있다’는 점을 확인하고자 한다.

특히 본 연구는 근속연수와 외부시장 경력연수(이하 경력연수)의 차이에 대해 초점을 맞춘다. 통상 연공임금에 대한 연구들은 근속연수나 경력연수, 또는 연령을 연구목적에 따라 별다른 구분 없이 사용하고 있는데, 개인의 인적자본 형성에 있어서 이들 각각의 의미는 이론적으로 큰 차이가 있다. 먼저 근속연수는 현재 근무하고 있는 기업(조직)에서의 근무한 기간으로서 해당 기업에 특화된 기업특수적(firm specific) 인적자본이 축적된 정도를 대표하는 변수이고, 한편 경력연수는 해당 기업이 아닌 다른 기업들(또는 산업, 직종들)에서 산업특수적(industry-specific) 또는 산업특수적(occupation-specific) 인적자본이 축적된 정도를 대표하는 변수이다.

근속연수는 측정된 값이 특정산업에 속해 있는 기업에서 특정 직종에 얼마나 근무했는가를 나타내기 때문에 산업별, 직종별 특성이 그대로 반영되어 있어 이 특성만 파악을 한다면 쉽게 근속연수의 증가에 따라 어떤 변화가 나타나는지를 쉽게 파악할 수 있다. 하지만 경력연수의 경우, 근속연수와 달리 근로자의 다양한 노동시장 경험들로 복잡하게 구성되어 있을 가능성이 높다. 따라서 동일한 경력연수라고 하더라도 그 내용면에서 차이가 있어 근속연수와 같이 단순하게 측정하기 어렵다. 향후 이러한 차이를 반영하여 경력연수의 내용을 재구성한다면 인적자본의 다양한 속성들을 구분하여 계량화하는 데 큰 도움을 받을 수 있을 것이다. 본 연구는 그에 앞서 경력연수의 정확한 측정이 가능하도록 노동패널자료를 활용한다. 보다 정확한 경력연수를 측정하여 임금함수를 추정함으로써 근속과 경력에 대한 보상의 차이가 어떻게 나타나는지를 보고자 한다.

본 연구에서 활용하는 실증모형은 다음과 같이 일반적인 임금함수이다.

$$\ln w_{it} = \alpha_1 ten_{it} + \alpha_2 ten_{it}^2 + \beta_1 exp_{it} + \beta_2 exp_{it}^2 + \gamma X_{it} + u_{it} \quad (1)$$

15) 본 연구에서는 직접 다루지 못했지만, 향후 연공임금에 대한 연구에서 생산성과 임금간 괴리 문제가 핵심적인 요소로 강조될 것이다. 이는 다음의 견해와 일맥상통하는 것이다. “결국 관건이 되는 것은 우리나라의 연공임금 체계가 근로자의 생산성과 적절하게 조응하고 있는가 하는 점이라고 할 수 있다. 즉 연공임금이 생산성에 의해 뒷받침되지 않는다면, 오히려 연공임금체계가 장기고용관계를 위협하고 노동시장 구조를 왜곡시키며 근로자간 임금격차를 증폭시키는 기형적인 임금체제로 전락할 위험성이 있기 때문이다.”(황수경, 2005b, p.160)

16) 황수경(2005a)은 2002년 통계청의 「광업·제조업통계조사」와 노동부의 「임금구조기본통계조사」를 연계하여 광업·제조업부문의 기업레벨 생산함수 및 임금함수를 추정함으로써 연령대별 상대임금과 상대생산성을 측정하였다. 분석결과에 따르면, 연령이 상승함에 따른 생산성 증가는 거의 없거나 오히려 줄어들고 있는 반면 임금은 큰 폭으로 증가해 생산성과 임금의 괴리 수준이 상당한 것으로 나타났다.

여기서  $\ln w_{it}$ 는 월평균임금의 자연대수 값이다. 또한  $ten_{it}$ 는  $t$ 년도 근로자  $i$ 의 근속연수,  $exp_{it}$ 는  $t$ 년도 근로자  $i$ 의 외부시장 경력연수를 나타낸다. 이 외부시장 경력연수에 대해 본 연구에서는 직업력자료를 이용하여 구성한다. 세부적인 내용은 제4장에서 설명한다. 또한  $X_{it}$ 는 응답자 개인의 고유한 속성을 최대한 통제하기 위해서 성별, 결혼, 비정규직, 기업규모, 노조유무, 산업 및 직종변수를 포함한 것이다.  $u_{it}$ 는 *i.i.d.*라고 가정한다.

또한 한국노동패널자료는 그 속성상 9개년 패널자료(panel data)로 구성되어 있기 때문에 패널데이터 분석모형을 적용할 수 있고 본 연구도 이러한 패널자료의 특성을 분석에 활용한다.<sup>17)</sup>

일반적으로 패널데이터 분석모형은 추정모형의 오차항을 어떻게 가정하는가에 따라 달라진다. 오차항의 구성에 따라 일방향효과모형(one-way effect model)과 양방향효과모형(two-way effect model)로 구분된다. 일방향효과모형은 앞의 식(1)에서 정의한 오차항  $u_{it}$ 에 대해  $u_{it} = v_i + \epsilon_{it}$ , 즉 연도에 상관없이 근로자 개인별로 고유한 효과  $v_i$ 가 존재한다는 가정에서 회귀분석을 하는 방법이다. 이 때  $\epsilon_{it}$ 는 평균이 0, 분산이 상수라고 가정한다. 한편 양방향효과모형은 일방향효과모형의 개인별 고유효과에 추가하여 시간에 따라 일정한 효과  $\lambda_t$ 가 존재한다는 가정 하에 오차항의 속성을  $u_{it} = v_i + \lambda_t + \epsilon_{it}$ 과 같이 정의하고 있다. 즉,  $v_i$ 는 근로자의 관찰되지 않은 효과(unobservable individual effect)를 나타내며, 동시에 관찰되지 않은 시간효과(unobservable time effect)를 의미하는  $\lambda_t$ 도 같이 추정에 반영하는 것이다.<sup>18)</sup>

본 연구는 일방향효과모형을 적용한 임금함수 추정모형을 설정하여 분석한다.<sup>19)</sup> 그러나 다년간의 횡단면 자료를 통합하여 추정하는 통합회귀분석(pooled regression)의 추정결과가 효율적이라면, 굳이 패널데이터 분석이 필요하지 않을 수 있다. 즉, 관찰되지 않는 효과의 존재여부를 사전에 판단함으로써 패널데이터 분석이 필요한지를 검증하는 것이다. 이에 대한 검증방법으로 LM 검정(Lagrangian multiplier test for random effect)이 있는데, LM검정 결과 패널데이터 분석이 필요하다고 판단되면 그 때 구체적인 분석모형을 설정하여 추정에 활용하게 된다.<sup>20)</sup>

한편  $v_i$ 의 속성을  $i$ 에 대해서 그 값을 달리하는 상수로 가정하느냐 또는 확률변수(random variable)로 가정하느냐에 따라 패널데이터 분석에서는 고정효과모형(fixed effect model)과 확률효과모형(random effect model)으로 구분하여 적용하게 된다. 고정효과모형은 근로자 개인별 특성이 개인마다 다르다고 가정하며 시간에 따라 일정한 상수 값을 갖는다고 간주된다. 보통 차분과정을

17) 패널자료는 일반적으로 관찰되지 않는 개인의 이질성(unobserved individual heterogeneity)을 효과적으로 통제할 수 있을 뿐만 아니라 표본의 수가 많아지기 때문에 추정의 효율성이 커지며, 동태적 조정과정을 연구할 수 있는 자료이다. 기존의 연구가 주로 횡단면자료분석에 대해 OLS추정방법으로 임금함수를 추정하고 있기 때문에 추정상의 편의(bias)가 발생하는 문제에 봉착했으나, 패널데이터분석은 그 편의를 최소화시킬 수 있다. 패널자료의 장점과 한계에 대한 자세한 내용은 Baltagi(2005)의 pp.4-9 참조.

18) 패널데이터 분석 모형을 설명하는 방식이나 표기방법은 학자들마다 다르게 나타나는데, 본 연구는 앞서 설정한 일반적인 임금함수모형에 기초하여 정리하였다. 또한 Stata를 분석에 활용하기 위해 Stata Corporation(2006)에서 발간한 패널데이터 분석에 대한 매뉴얼과 Baum(2006)을 참조하였다.

19) 본 연구에서 일방향효과(one-way effect) 모형을 선택하게 된 것은 임금함수 추정시 근로자의 관찰되지 않는 개인효과에 주목하기 때문이다.

20) LM 검정에 대한 이론적인 내용은 北村行伸(2005)의 pp.72-73 참조.

거쳐 개인이 가지는 고유효과를 제거함으로써 관찰되지 않는 이질성에 따른 문제점을 해결할 수 있다. 한편, 확률효과모형은 고정효과모형에 비해 표준편차를 줄일 수 있기 때문에 추정의 효율성이 높아진다고 알려져 있다.

그러나 확률효과모형은  $u_{it}$ 가 설명변수들과 독립적이라는 가정 하에 추정하는 것이기 때문에 만약 이러한 가정이 성립하지 않는다면 변수탈락(omitted variables)현상이 나타나 식별상의 오류가 발생할 수 있다. 따라서 본 연구에서는 이러한 문제점을 고려하여 고정효과모형과 확률효과모형으로 각각 추정한 후 Hausman 검정 방법을 통해  $u_{it}$ 와  $x_{it}$ 에 대한 상관관계를 검정하였다.<sup>21)</sup> 만약 상관관계가 유의하지 않을 경우, 확률효과모형의 추정결과를 적용하게 되며, 반대로 상관관계가 유의할 경우에는 고정효과모형의 추정결과를 적용하게 된다.

### III. 실증분석

#### 1. 자료의 구성

본 연구에 사용된 자료는 한국노동연구원에서 1998년부터 2006년까지 매년 실시한 『한국노동패널』의 1~9차 자료이다. 본 자료는 제주도를 제외한 전국에서 추출된 5,000개 가구표본과 이에 속하는 15세 이상 생산가능인구 13,321명의 개인표본을 기초로 9년 동안 지속적으로 조사가 이루어진 것이다. 본 연구는 임금근로자에 대한 정보만을 활용하므로 비임금근로자의 자료는 제외하였다. 따라서 총 28,464명 표본이 분석에 사용된다.

본 연구에서 활용하는 임금근로자의 표본 크기와 주요 변수의 특징은 다음 <표 3>과 같다. 우선 ‘임금변수’는 임금근로자의 월평균임금의 자연대수값이며, 2005년 소비자물가를 기준으로 조정된 실질임금이다.<sup>22)</sup> 둘째, ‘인적자본’변수로 학력은 고졸을 기준으로 생성된 3개의 더미변수로 통제하고 근속연수와 경력연수는 상호배타적으로 구성하였다. 즉, 근속연수는 조사시점 현재의 기업에서 근무한 기간을 연수로 나타낸 것으로 조사시점에서 현재 일자리의 취업년도를 차감한 것이며, 경력연수는 앞서 언급한 것처럼 실제 개인의 노동시장 경력연수이다. 구체적으로는 개인의 직업력 정보에 나와 있는 첫 일자리의 취업년도를 활용하여 경력연수를 산출하였다.<sup>23)</sup> 이와 같이 실제로 노

21) Hausman 검정방법은 고정효과모형과 확률효과모형의 추정계수간의 차이를 근거로 개인효과가 설명변수와 상관관계가 있는지의 여부를 기준으로 효율적인 추정모형을 판단하는 것이다.(北村行伸(2005)의 pp.71-72와 Wooldridge(2002)의 pp.288-291 참조)

22) 노동투입강도를 나타내는 근로시간을 감안하여 시간당임금 변수를 산출하여 추정에 활용하는 것이 타당하나, 주당 근무시간의 정보를 그대로 활용하기 어렵다고 판단하여 월평균임금을 대신 사용한다. 시간당 임금을 산출하기 위해 주당 근로시간의 분포를 살펴본 결과, 결측치가 많고 응답을 한 경우에도 최소 1시간에서 최대 168시간(일일 평균 24시간 이상 근무했다는 응답)도 있어 응답오류가 상당할 것으로 판단된다.

23) 기존의 연구에서는 경력연수를 단순히 (연령-교육년수-6) 또는 (연령-교육년수-근속년수-6)으로 계산하

동시장에서의 경력을 형성하는 데 투입된 기간을 정확하게 파악함으로써 경력의 임금효과(즉, 경력 효과)에 대한 효과적인 분석이 가능하다.<sup>24)</sup>

셋째, 기타 임금함수 추정에 활용된 설명변수로는 성별, 비정규직, 결혼여부, 기업규모, 노조여부, 산업 및 직종, 연도더미가 포함되었다. 여기서 ‘비정규직’ 변수는 황수경(2003)에서 제안된 방식으로 정의한다.<sup>25)</sup> 한국노동패널 자료에서 쓰이는 비정규직 관련 공통설문을 기준으로 비정규직을 포괄적으로 구분하는 것이다. 즉 ① 종사상 지위 구분에 따른 비상용직, ② 본인 스스로 비정규직이라고 판단하고 있는 자, ③ 2년 미만의 단기계약직, ④ 시간제 근로자, ⑤ 무소속 근로자이다.<sup>26)</sup> 이상의 5가지 조건 중 하나라도 해당이 되면 비정규직이라고 간주한다.<sup>27)</sup>

여 연구자의 편의에 따라 사용하였는데, 실제 인적자본 형성에 영향을 미친 기간을 정확하게 구분하지 못하는 측정상 오류의 문제가 발생할 수 있다. 또한 직장근무중 학위를 취득하는 경우의 교육년수로 인해 경력연수가 부(-)의 값을 갖는 경우도 발생한다. 게다가 동일한 학위라 하더라도 개인별로 실제 소요된 교육투자 연수가 다를 수 있기 때문에 단순계산방식으로 경력연수를 구하는 것은 차선책이라 할 수 있다.

24) 한국노동패널 자료는 응답자 개인별로 첫 일자리의 취업년도를 응답하도록 설문지를 구성하고 있다. 이 정보를 활용한 (조사년도-근속연수-첫 일자리의 취업년도)의 산식을 통해 경력연수를 환산하였다. 이 경우에도 기존의 방식과 같이 부(-)의 값이 발생하지만 첫 일자리의 취업년도와 근속을 산출하기 위해 필요한 현 일자리의 취업년도를 비교해 보면 첫 일자리의 취업년도에 오류가 있다는 것을 확인할 수 있었고, 그런 경우 해당 응답자료를 제거하였다.

25) 황수경(2003)은 시계열적으로 일관된 비정규직 개념을 찾기 위해 설문내용을 분석하고 포괄적 정의에 의해 비정규직을 구분하자고 제안하였다. 세부내용은 황수경(2003)의 <부표 4>를 참조.

26) 비정규직 구분은 주로 직업력 자료의 변수를 활용하였다. ① 종사상 지위 구분에 따른 비상용직 여부는 변수 j150에서 임시직 또는 일용직이라고 응답한 자, ② 본인 스스로 비정규직이라고 판단하는지의 여부는 변수 j145, ③ 2년 미만의 단기계약직은 변수 j157의 계약기간변수에서 2년 미만인자, ④ 시간제 근로자는 변수 j155의 근로시간형태에서 시간제로 응답한 자, ⑤ 무소속 근로자는 변수 j501의 기업형태에 대한 설문에서 ‘나는 특정한 회사나 사업체에 소속되어 있지 않다’고 응답한 자로 파악하였다.

27) 황수경(2003)도 지적인 것처럼 3차 조사에서 응답자 스스로 비정규직 여부를 묻는 설문이 없었기 때문에 2003년의 경우, 과소추정 되었을 가능성을 완전히 배제할 수 없다.

<표 3> 1~9차 패널자료의 임금근로자 표본 (1998~2006)

(단위: 만원, %, 년)

	1차 (1998)	2차 (1999)	3차 (2000)	4차 (2001)	5차 (2002)	6차 (2003)	7차 (2004)	8차 (2005)	9차 (2006)
표본수	3,742	3,447	3,158	3,100	3,106	3,134	3,048	2,830	2,899
월평균임금	112.9 (65.0)	107.0 (61.5)	113.3 (65.3)	125.2 (78.6)	137.4 (81.9)	152.8 (101.2)	167.5 (106.2)	177.3 (110.9)	186.8 (124.7)
평균연령	37.5 (10.6)	38.3 (10.4)	38.8 (10.4)	39.5 (10.3)	40.1 (10.1)	40.8 (10.0)	41.4 (9.8)	42.0 (9.4)	42.7 (9.3)
평균교육연수	12.0 (3.5)	11.8 (3.6)	11.8 (3.5)	11.8 (3.5)	11.8 (3.5)	11.9 (3.6)	12.1 (3.4)	12.1 (3.4)	12.1 (3.4)
중졸이하	20.8	23.0	23.7	24.3	24.4	22.6	21.8	21.8	21.3
고졸	45.2	44.3	44.8	43.5	42.8	42.4	43.5	42.5	43.2
전문대졸	9.1	8.9	9.5	9.9	9.9	10.3	10.1	11.1	11.8
대졸이상	22.6	21.1	19.6	20.2	20.5	22.2	22.8	23.0	22.0
평균근속연수	6.0 (7.2)	5.3 (6.9)	5.6 (6.9)	5.6 (6.9)	5.8 (7.1)	6.0 (7.2)	6.4 (7.4)	6.6 (7.5)	6.7 (7.5)
평균경력연수	6.8 (8.9)	8.7 (9.7)	9.5 (10.0)	10.2 (10.0)	10.9 (10.2)	11.3 (10.2)	11.8 (10.3)	12.2 (10.2)	13.0 (10.3)
여성비율	36.8	38.1	37.1	37.5	37.9	38.1	37.9	36.7	36.8
비정규직비율	28.8	31.8	25.7	28.9	29.3	30.2	31.4	33.8	35.3
기혼비율	73.0	76.6	76.1	78.8	81.3	94.6	84.0	85.7	87.0
기업규모 (대기업)	77.3	83.9	80.4	81.0	81.2	79.4	83.2	82.7	85.2
노조비율	24.2	20.8	22.0	20.5	19.0	20.6	20.8	22.9	21.9
산업									
-제조업	28.8	29.1	29.2	28.4	28.2	27.0	25.5	27.3	26.5
-건설업	10.7	10.5	11.5	10.5	11.9	12.0	12.9	12.4	12.2
-도소매업	10.4	10.3	10.7	11.9	11.8	11.3	10.5	10.5	10.3
직종									
-전문가	10.4	10.0	8.9	9.0	8.8	9.2	9.9	9.5	9.7
-준전문가	16.4	14.1	14.8	13.7	12.9	14.0	14.0	13.4	13.7
-사무종사자	16.6	14.7	14.5	15.0	15.0	15.0	15.5	15.8	16.0
-기능원	17.2	18.4	19.5	18.5	19.5	18.8	17.4	18.1	18.2
-단순노무종사자	10.1	12.6	12.3	12.5	13.1	13.1	13.9	14.1	14.0

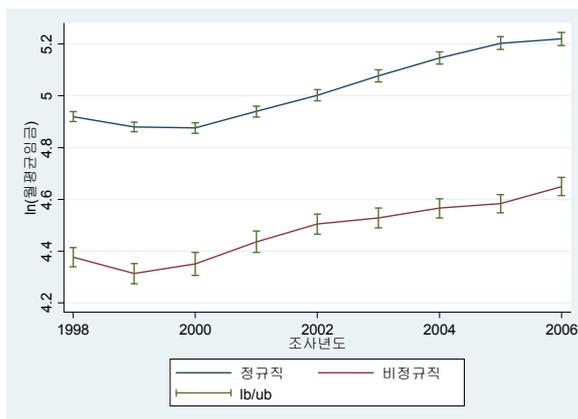
주: ( )는 표준편차이며, 산업 및 직종별 비율은 비중이 큰 대표적인 산업과 직종에 대해서만 나타냄.  
 자료: 한국노동연구원, 『한국노동패널』, 1~9차 자료.

<표 3>에 최종 포함된 표본들은 20세 이상 65세 미만의 임금근로자이면서 해당 일자리가 주된 일자리로 응답한 것들이다. 또한 분석에 필수적인 변수를 구성하기 어려운 응답 자료들은 모두 제외하였다.<sup>28)</sup> 대체적으로 한국노동패널 1~5차 자료를 활용한 황수경(2005b)의 표본과 유사한 특징을 갖지만, 예상대로 경력연수는 상당한 차이가 나타난다.

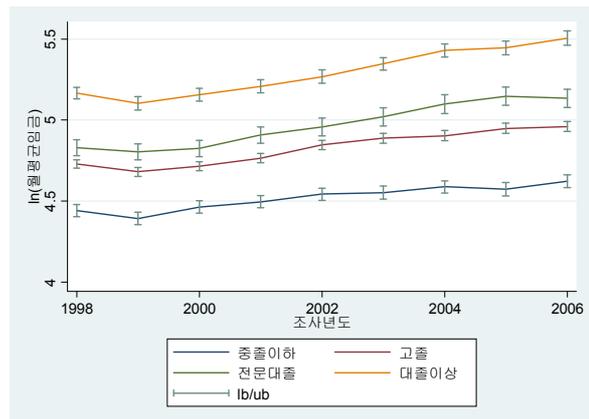
다음 [그림 2]는 표본의 특성을 보여준다. 먼저 정규직과 비정규직의 월평균임금(자연대수값)의 차이를 살펴볼 수가 있는데, 평균수준을 볼 때 정규직에 비해 비정규직의 평균임금수준이 낮다는 것을 볼 수 있다. 또한 실질임금으로 환산된 월평균임금수준이 IMF 직후인 1999년에 하락하였다가 다시 상승하는 모습도 발견된다. 교육수준별로도 이러한 추세는 동일하다. 한편, 근속연수와 경력연수의 연도별 추세를 보면, 정규직의 근속연수는 지속적으로 증가하고 있는 반면 비정규직의 근속연수는 평균 4년 수준에서 머무르고 있으나, 경력연수는 정규직과 비정규직 모두 연차에 따라 지속적으로 상승하고 있다.

[그림 2] 1~9차 패널자료의 임금, 근속연수 및 경력연수 추이 (1998~2006)

(1) 정규-비정규직의 연도별 월평균임금 추이

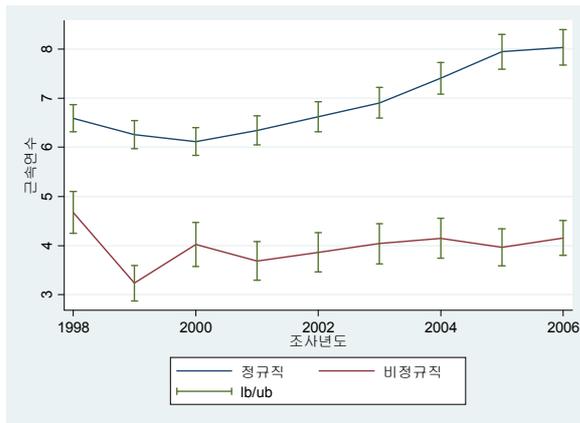


(2) 학력별 연도별 월평균임금 추이

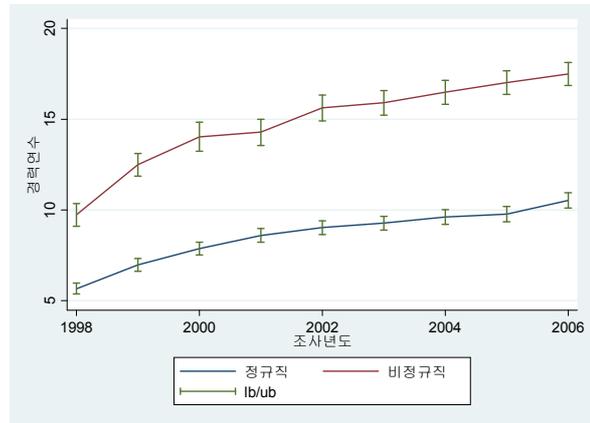


28) 본 연구에서 주로 한국노동패널의 직업력 자료를 기준으로 분석자료를 구성하였다. 직업력 자료에는 성별, 만나이, 학력, 결혼정보 등 개인응답자의 신상정보가 없기 있기 때문에 별도로 개인(신규)자료의 해당정보를 사용하였고, 학력의 경우 졸업여부 변수를 함께 활용하여 보다 정확한 교육연수 정보를 활용할 수 있었다.

(3) 연도별 근속연수 추이



(4) 연도별 경력연수 추이



### 3. 분석결과

임금함수의 OLS 추정결과는 <부표 1> 및 <부표 2>와 같다. <부표 1>에서는 각 연도별 자료를 단순 집계한 자료(pooled data)에 대해 연도더미를 포함해 추정한 결과로서, 1차(1998년)부터 9차(2005년)까지 9개년도의 자료 전체를 통합한 자료에 대한 분석과 더불어 IMF 외환위기의 영향에서 벗어난 2000년 이후를 구분하여 2000년부터 2005년까지의 6개년도 자료를 통합한 분석을 실시한 것이다. 각각에 대해서는 정규직과 비정규직을 구분하여 추정결과를 보여 주고 있는 데, 일반적인 임금함수 추정결과와 유사하게 상당히 모형적합도가 높고 주요 인적자본 변수의 회귀계수들도 거의 모두 통계적으로 유의하게 나타난다. 개별 추정계수의 값을 정규직, 비정규직, 통합한 경우로 비교해 볼 때, 특별히 분석자료를 3차 이후의 자료로 한정할 필요가 없음을 알 수 있다. 그러나 비정규직의 모형에서는 경력연수가 부(-)의 추정계수 값을 갖고 경력연수의 제곱항은 유의하지 않아 경력이 오히려 임금상승에 일정수준 부정적인 영향을 미치고 있음을 알 수 있다. 한편 <부표 2>는 동일한 임금함수를 연도별로 나누어 추정한 것이다.

다음 <표 4>는 <부표 2>의 연도별 임금함수 추정결과를 요약한 것이다. 여타 임금결정요인들을 통제한 후 추정된 근속 및 경력의 임금효과를 보여주고 있다. 근속연수와 근속연수 제곱항의 추정계수는 모두 1% 수준에서 통계적으로 유의하게 나타나고 그 크기나 방향도 일정하게 유지되는 등 근속의 임금효과가 뚜렷하게 나타나지만, 경력연수의 추정계수는 연도별로 차이가 나타나며 3차, 4차, 5차, 8차의 경우 유의하지 않다. 오히려 9차의 경우 예상과 달리 경력연수의 추정계수가 부(-)의 값을 갖는 것으로 나타나고 있다.

<표 4> 근속 및 경력의 임금효과

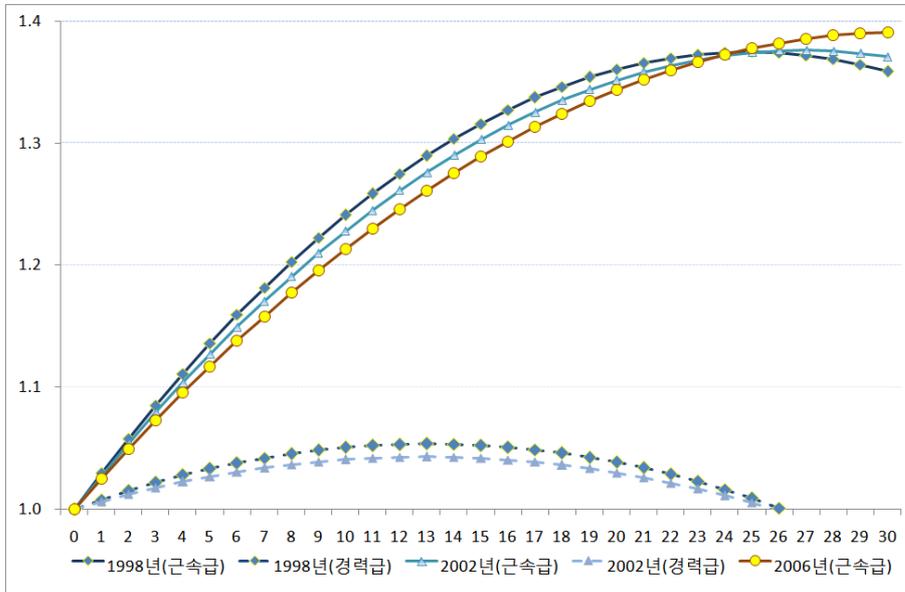
	1차 (1998)	2차 (1999)	3차 (2000)	4차 (2001)	5차 (2002)	6차 (2003)	7차 (2004)	8차 (2005)	9차 (2006)
근속연수	0.0308*** (0.0027)	0.0312*** (0.0030)	0.0313*** (0.0032)	0.0276*** (0.0033)	0.0285*** (0.0032)	0.0388*** (0.0032)	0.0360*** (0.0033)	0.0301*** (0.0033)	0.0259*** (0.0033)
근속연수 <sup>2</sup>	-0.0006*** (0.0001)	-0.0007*** (0.0001)	-0.0007*** (0.0001)	-0.0005*** (0.0001)	-0.0005*** (0.0001)	-0.0008*** (0.0001)	-0.0007*** (0.0001)	-0.0005*** (0.0001)	-0.0004*** (0.0001)
경력연수	0.0085*** (0.0021)	0.0058* (0.0023)	0.0021 (0.0023)	0.0033 (0.0024)	0.0018 (0.0023)	0.0065*** (0.0024)	0.0069*** (0.0024)	-0.0021 (0.0026)	-0.0078*** (0.0027)
경력연수 <sup>2</sup>	-0.0003*** (0.0001)	-0.0002*** (0.0001)	-0.0001 (0.0001)	-0.0002** (0.0001)	-0.0001** (0.0001)	-0.0002** (0.0001)	-0.0003*** (0.0001)	0.0000 (0.0001)	0.0001 (0.0001)

주: ( )안은 표준편차이며, \*\*\*는 1%, \*\*는 5%, \*는 10% 유의수준에서 통계적으로 유의미함.

자료: 한국노동연구원, 『한국노동패널』, 1~9차 자료.

<표 4>의 결과를 활용하면 근속 및 경력의 임금효과를 구할 수 있는데, 이를 기초로 연공임금 곡선을 그려보면 다음 [그림 3]과 같다. 여기서 가로축은 근속(또는 경력)연수이고, 세로축은 근속(또는 경력)의 1년차 대비 상대임금을 나타낸다. 모든 연도에 걸쳐 비교되지는 못하지만, 그림에서 보는 바와 같이 근속에 대한 보상(근속의 임금효과)이 경력에 대한 보상(경력의 임금효과)보다 크다는 것을 알 수 있다. 그러나 본 연구에 예상했던 것과는 달리 그 경향이 더욱 강화되고 있다고 확실하게 판단하기는 어렵다. 다만, 예년에 비해 9차(2006년)의 근속-임금 프로파일의 기울기가 초기에 더 가파르게 상승하고 그 피크점이 거의 근속 30년에 가까워지고 있기 때문에 추세적으로는 근속의 임금효과가 강화되고 있는 것이 아닐까 추론할 수 있다. 또한 <부표 2>의 8차, 9차년도 추정결과를 보면 경력의 임금효과가 부(-)의 값을 보이고 있어 적어도 근속과 경력에 대한 보상 차이가 확대되고 있다고 할 수 있다. 물론 추정계수나 그림으로 정확하게 판단하기는 어렵지만, 적어도 기존의 연구와 동일하게 근속에 대한 보상이 경력에 대한 보상보다 확실하게 큰 모습을 보여주고 있다는 점에서 최근의 추세도 큰 변화가 없음을 보여줄 수 있고, 게다가 한국노동패널의 최근 자료에서 확인한 것이기 때문에 연공임금의 영향력이 여전히 유효하다고 할 것이다.

[그림 3] 연공임금 곡선(연도별 임금함수 추정결과)<sup>29)</sup>



이상의 분석결과는 연도별 횡단면자료 또는 9개년의 횡단면자료를 통합하여 임금함수 추정에 활용한 것이다. 그 결과 기존 연구와 동일한 형태로써 근속과 경력에 대한 보상 차이를 확인하는 데 성공했지만, 이는 관찰되지 않은 개별 임금근로자들의 고유한 속성을 모두 통제하지 못한 상태에서 추정된 것이기 때문에 추정상의 편이가 있을 수 있다는 점을 배제하기 어렵다.<sup>30)</sup>

따라서 패널데이터 분석을 통해 가급적 개인의 관찰되지 않은 이질성을 최대한 통제하여 순수한 근속 및 경력의 임금효과를 추정하였다. 그 결과는 <부표 3>과 같다. 패널데이터 분석에 앞서 기존 OLS 추정과는 다른 2가지 검정과정(필요한데, 표 하단의 LM 검정과 Hausman 검정 결과를 보면, 앞의 OLS 추정과 같이 횡단면 자료를 통합하는 것보다는 패널데이터 분석이 바람직하고, 그 중에서도 고정효과모형이 적절한 추정모형이라는 것을 보여준다.

고정효과모형으로 근로자의 관찰되지 않는 개인효과를 통제한 추정결과를 <부표 1>의 OLS 추정 결과와 비교해 보면, 인적자본 변수의 추정계수 값에서 상당한 변화가 나타남을 알 수 있다. 특히 경력연수의 계수 값이 크게 증가하고 있다. <부표 3>의 전체 모형 중 고정효과모형 추정결과를 보면 경력연수의 추정계수값이 근속연수와 거의 유사하다. 이는 개인의 관찰되지 않는 생산성의 차이를 통제하게 되면 근속의 임금효과와 경력의 임금효과가 동일한 영향력을 행사한다는 것이다.<sup>31)</sup>

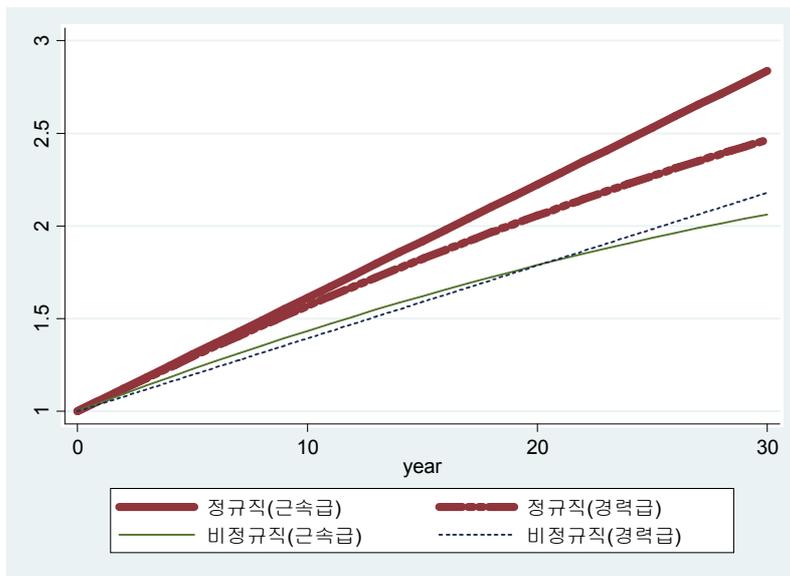
29) [그림 2]에서는 1998년을 기점으로 4년마다 근속급과 경력급 임금곡선이 어떻게 변화하고 있는지를 보여 주고 있다. 하지만, <표 6>의 추정결과와 같이 최근 2005년, 2006년의 경력급 추정결과가 경력급 임금곡선을 포함하지 못했다.

30) 앞서 선행연구에서 언급한 정규-비정규직 임금격차에 대한 연구들도 패널데이터 분석을 통해 관찰되지 않은 근로자간 이질성을 통제하였다. 자세한 내용은 박기성·김용민(2007)과 남재량(2007)을 참조.

31) 물론 본 연구에서 활용한 경력연수 변수의 속성상 1년 근속이 증가할 때 경력도 같이 증가하는 형태로 변수가 구성되기 때문에 경력에 대한 보상이 과대추정 되었을 가능성이 있다.

이를 정규직과 비정규직으로 나누어 살펴보면, 정규직의 경우, 근속연수의 추정계수값이 거의 2 배가 되며 경력연수의 값이 근속연수와 거의 동일한 수준이 된다. 또한 근속연수 제곱항의 추정계 수가 통계적으로 유의하지 않아 근속연수가 임금에 미치는 효과는 거의 고정적인 관계를 유지하게 한편, 경력연수는 점차 체감하는 비선형관계를 갖는 것으로 나타난다. 한편 비정규직의 경우에도 큰 변화가 나타나는 데 근속의 임금효과도 강화되는 한편 경력의 임금효과가 부(-)의 값에서 근속 의 임금효과에 버금가는 수준으로 높아진다. 이러한 변화를 그림으로 살펴보면 다음 [그림 4]와 같 다. 이 그림은 정규직, 비정규직 근로자의 근속(또는 경력)-임금 프로파일을 보여준다.

[그림 4] 연공임금 곡선(Panel Data 분석 결과)



## VI. 결론

본 연구는 최근 기업 임금체계의 변화에 대한 논의 속에서 연공임금체계의 부정적인 영향이 부 각되고 있는 원인을 규명하기 위해 근속과 경력에 대한 보상 차이를 분석하였다. 최근 9차 조사가 이루어진 한국노동패널 자료를 활용하여 임금구조 측면에서 과연 경력보다 근속에 대한 보상이 더 강화되고 있는지를 분석한 것이다. 특히 한국노동패널의 특성을 보다 잘 활용할 수 있는 방법을 강구하였는데, 첫째 경력연수를 기존 연구와 달리 응답자의 첫 일자리 취업년도 정보를 활용함으 로써 보다 정확하게 측정할 수 있는 대안을 제시하였고, 둘째 한국노동패널이 다년간 동일한 응답 자가 참여하는 패널데이터라는 데 착안하여 패널데이터 분석기법을 적용할 수 있도록 데이터를 새 로 구성하였다.

분석결과를 요약하면, 지난 10년간 근속에 대한 보상이 경력에 대한 보상보다 크다는 사실이 확 인되었다. 연도별 임금함수 추정결과를 보면 근속의 임금효과가 유사한 수준에서 계속 유의한 영

향력을 보여주고 있고 경력의 임금효과는 연도별로 차이가 있지만 적어도 근속의 임금효과를 상쇄할만한 모습을 보여주지 않았다. 그러나 시간이 흐를수록 이러한 보상차이가 확대되고 있다는 확실한 근거를 찾을 수는 없었다. 다만, 최근 자료에 대한 임금함수 추정결과, 근속의 임금효과가 일정한 수준에서 유지된다고 할 때 경력의 임금효과가 부(-)의 값을 갖고 있다는 점에서 근속과 경력의 임금효과 차이가 확대된 것이 아닐까 조심스럽게 추정할 수 있다. 한편 패널데이터 분석결과는 이상의 OLS 추정결과와 상이하다. 근속과 경력의 임금효과가 유사하게 나타난 것이다. 이는 임금근로자의 관찰되지 않는 생산성의 차이를 감안하면 기존 연구결과와 달리 근속과 경력에 대한 보상차이가 별로 없다는 결론에 도달할 수 있다는 것을 시사한다. 그러나 이 보상의 차이가 시간에 따라 그다지 큰 변화는 없고 보상차이가 없을 수도 있다는 본 연구의 결론에도 불구하고 근속이나 경력에 대한 보상이 이루어지고 있다는 점에서는 여전히 연공임금의 존재를 부정하긴 어렵다. 따라서 우리나라 기업 대다수가 아직 연공임금체계를 벗어나지 못하는 상태에서 연공임금체제는 지속적으로 영향력을 강화되는 형태로 나타나고 있음을 확인할 수 있었다.

이상의 결과에도 불구하고 필자는 여전히 연공임금이 가진 경제적 합리성을 모두 부정할 수 없다고 생각한다. 본 연구를 통해 연공임금이 존재한다는 것을 확인했으나, 이것이 곧 부정적인 효과를 미친다는 것까지 다루지 않았기 때문이다. 또한 연공임금이 인적자본 축적 및 숙련형성, 장기근속의 인센티브 제공 등에 일정부분 기여하는 바가 있기 때문에 보다 조심스러운 접근이 필요하다고 판단한다. 이는 최근 직무급 임금체계를 도입하자는 논의와도 결부되는데, 필자는 기업조직의 인력운영상 직무급 임금체계로는 포괄할 수 없는 영역이 있기 때문에 한정된 특정 산업, 특정 직종에 대해서 직무급 임금체계를 도입하되 기업 전체의 인사시스템이나 고용관계와의 정합성을 유지하는 것이 필요하다고 판단한다. 그런 측면에서 미국이나 일본의 임금체계 다양성 수렴화(convergence of divergence) 현상에 주목할 필요가 있다.(조준모, 2007)

본 연구는 연공임금체계에 대한 기초적인 이해, 즉 연공임금의 정형화된 사실들을 구체화하는데 기여한 반면, 여전히 전체적인 구조를 이해함에 있어 제기되는 의문점을 모두 해소하지는 못했다. 따라서 향후 보다 활발한 연구를 통해 이러한 의문들이 하나씩 해결되길 바라며, 연구진행과정에서 착안한 몇 가지 제언으로 결론을 마무리 하고자 한다.

첫째, 앞서 언급했던 것처럼 연공임금체계의 긍정적인 효과가 부정적인 효과에 의해 상쇄되고 있는지에 대한 다양한 방식의 검증이 필요하다. 가령 동일한 인적자본을 가지고 있지만 종사상의 지위가 다른 임금근로자와 자영업자를 비교하는 방식도 가능하다.(Lazear and Moore, 1984; Kawaguchi, 2003; 柳田三好, 2006) 이연임금가설에 따르면 연공임금이 근로자에게 인센티브를 제공하는 효과에 주목하고 있는 데, 이는 대리인이론에 근거하여 기업조직내 대리인비용이 존재한다는 측면에서 가늠해 볼 수 있을 것으로 기대된다. 이 점에서 한국노동패널이 임금근로자 뿐만 아니라 자영업자의 인적자본 형성 및 소득에 대한 변수를 포함하고 있기 때문에 동일한 인적자본을 갖고 있다고 하더라도 근로형태에 따라 대리인 비용이 존재하는 경우와 그렇지 않은 경우로 각각 구분해 보고 이들의 소득함수를 추정함으로써 어떤 특징을 갖고 있는지 살펴본다면 인센티브 가설에 대한 검증이 가능할 것으로 기대된다.

둘째, 데이터 구성 측면에서 연공임금체계의 여부를 판단할 수 있는 정보나 변수를 분석에 반영 하해야 한다. 본 연구에서 사용한 노동패널의 경우, 임금결정방식에 대한 설문이 포함되어 있지만, 기업의 기본급 결정원리를 파악할 수 있는 정보가 아니기 때문에 결국 임금함수 추정을 통해 근속 과 경력의 임금효과를 추정하여 ‘간접적’으로 살펴볼 수밖에 없었다. 물론 기본급 결정원리에 대한 정보가 기업이나 사업체 수준에서만 파악할 수 있는 것이기 때문에 앞으로도 이런 정보를 확보하 기 어려울 것으로 보이나, 이를 대신할 수 있는 대리변수를 계속 찾아보는 시도나 연구가 필요하 다.

셋째, 본문에서도 언급했지만, 연공임금체계의 공과(功過)에 대한 확실한 판단은 실제 생산성과 임금이 얼마나 괴리되었는지, 즉 연공임금이 생산성과 얼마나 적절하게 조응하고 있는지에 대한 실증분석을 통해서만 가능하다. 데이터의 제약에도 불구하고 이를 대신할 수 있는 방법들을 강구 하여 생산성과 임금간의 괴리가 어느 정도 발생하고 있는지를 파악하는 것이 중요하다. 그런 점에 서 황수경(2005a)의 연구는 향후 연구에 상당한 시사점을 제시하고 있으며, 다른 외국의 선행연구 들에 주목할 필요가 있다.<sup>32)</sup>

---

32) 필자는 황수경(2005a)의 연구가 2002년 광업·제조업에 국한된 연구라는 점에서 분석범위를 적어도 세계 열 측면에서 확대하는 것이 가능할 것이라고 본다. 물론 이외의 방법으로도 생산성과 임금의 관계를 분석하는 방법이 존재한다. 현재까지 6가지의 방법이 제안되고 있는데, 주로 생산성 지표를 어떤 방식으로 측정하는지에 따라 구분된다. 먼저 개인별 생산량을 객관적으로 측정하는 방법, 자영업자의 소득수준과 비교하는 방법, 근로자 개인의 인사고과자료를 이용하는 방법, 연령별 생산성에 대한 관리자의 주관적인 평가결과를 이용하는 방법, 근로자 스스로 자신의 생산성을 평가하는 방법, 그리고 기업의 생산성을 직접 측정하여 기업의 인력구조와 연계하는 방법이다. 이와 관련된 세부내용과 실증 선행연구는 European Commission(2006), pp.74-84 참고.

## 참고문헌

- 김동배·박우성·박호환·이영면(2005), 『임금체계와 결정방식』, 서울: 한국노동연구원.
- 김동배(2006), “성과주의 임금의 도입실태와 시사점,” 『노동리뷰』, 2006년 2월호(통권 제14호), pp. 3-20.
- 김동배·정진호(2006), 『임금체계의 실태와 정책과제』, 서울: 한국노동연구원.
- 김장호(1992), “임금체계의 문제점과 개선방안,” 『임금체계에 관한 정책토론회』, 고려대학교 노동문제연구소 주관 토론회 발표자료.
- 남재량(2007), “비정규 근로와 정규 근로의 임금격차에 관한 연구 -패널자료를 사용한 분석-,” 『노동경제논집』, 제30권, 제2호, pp.1-31.
- 노동부(2005), 「2005년 임금체계 실태조사 결과」, 노동부 임금근로시간정책팀.
- 노동부(2007a), 『2007년도 노동백서』, 노동부.
- 노동부(2007b), “2007 임금체계 개선 가이드북,” 노동부 임금근로시간정책팀.
- 박기성(1992), 『한국의 숙련형성』, 서울: 한국노동연구원.
- 박기성·안주엽(2004), “임금과 생산성,” 『노동경제논집』, 제27권, 1호, pp.165-179.
- 박기성·김용민(2007), “정규-비정규근로자의 임금격차 비교: 2003년과 2005년,” 『노동정책연구』, 제7권, 제3호, pp.35-61.
- 박준성(2004), 『임금관리: 이론과 실제』, 서울: 명경사.
- 조준모(2007), “사회통합을 위한 임금체계 개선,” 『지속가능한 동반성장을 위한 노사관계 패러다임 전환 대토론회』 발표자료, pp.104-133.
- 한국노동연구원, 『한국노동패널』, 1~9차(1998~2006년).
- 한국노동연구원(2007), 『2005 사업체패널』, 4차.
- 황수경(2003), “내부자(Insiders) 노동시장과 외부자(Outsiders) 노동시장의 구조 분석을 위한 탐색적 연구,” 『노동정책연구』, 제3권, 제3호, pp.49-86.
- 황수경(2004), “연공임금과 임금격차,” 『한국의 임금, 무엇이 문제인가?』, 한국노동연구원 개원 16주년 기념 토론회 발표자료, pp.2-36.
- 황수경(2005a), “연공임금을 다시 생각한다,” 『노동리뷰』, 2005년 2월호(통권 제2호), pp.1-12.
- 황수경(2005b), “제5장 임금체계와 노동시장 -연공임금을 중심으로-,” 황수경 등 공저, 『한국의 임금과 노동시장 연구』, 서울: 한국노동연구원, pp.159-210.
- 北村行伸(2005), 『パネルデータ分析』, 東京: 岩波書店.
- 柳田征兒·三好向洋(2006), “日本における賃金は本当に勤続年数とともに上がるのか,” 樋口美雄慶應義塾大學商經連携21世紀COE(編), 『日本の家計行動のダイナミズム[II]: 税制改革と家計の反應』,

- 東京：慶應義塾大學出版會， pp.153-167.
- Baltagi, Badi H.(2005), *Econometric Analysis of Panel Data*, 3rd ed., Chichester: John Wiley.
- Baum, Christopher F.(2006), *An Introduction to Modern Econometrics Using Stata*, College Station, Texas: Stata Press.
- European Commission(2006), “Ageing and Employment: Identification of good practice to increase job opportunities and maintain older workers in employment,” *Final Report*, Directorate-General for Employment, Social Affairs and Equal Opportunities.
- Kawaguchi, D.(2003), “Human capital accumulation of salaried and self-employed workers,” *Labour Economics*, Vol.10, No.1, pp.55-71.
- Lazear, E.P. and R.L. Moore(1984), “Incentives, Productivity, and Labor Contracts,” *Quarterly Journal of Economics*, Vol.99, No.2, pp.275-296.
- Stata Corporation(2003), *Stata Cross-Sectional Time-Series, Reference Manual, Release 8*, College Station, Texas: Stata Corporation.
- Wooldridge, Jeffrey M.(2002), *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, Cambridge, Massachusetts: MIT Press.

<부표 1> 임금함수 추정결과(Pooled Data)

	1~9차			3~9차		
	정규	비정규	전체	정규	비정규	전체
상수항	4.5921*** (0.0126)	4.4386*** (0.0297)	4.6129*** (0.0125)	4.5781*** (0.0152)	4.4728*** (0.0357)	4.6073*** (0.0148)
근속연수	0.0329*** (0.0011)	0.0216*** (0.0024)	0.0311*** (0.0010)	0.0330*** (0.0013)	0.0207*** (0.0027)	0.0311*** (0.0012)
근속연수 <sup>2</sup>	-0.0005*** (0.0000)	-0.0008*** (0.0001)	-0.0006*** (0.0000)	-0.0005*** (0.0000)	-0.0007*** (0.0001)	-0.0006*** (0.0000)
경력연수	0.0075*** (0.0009)	-0.0039** (0.0016)	0.0033*** (0.0008)	0.0064*** (0.0010)	-0.0056** (0.0019)	0.0022* (0.0009)
경력연수 <sup>2</sup>	-0.0003*** (0.0000)	-0.0001 (0.0000)	-0.0002*** (0.0000)	-0.0002*** (0.0000)	0.0000 (0.0000)	-0.0001*** (0.0000)
중졸이하	-0.1522*** (0.0078)	-0.0465*** (0.0124)	-0.1075*** (0.0067)	-0.1468*** (0.0092)	-0.0563*** (0.0138)	-0.1084*** (0.0077)
전문대졸	0.0710*** (0.0084)	0.0264 (0.0272)	0.0593*** (0.0089)	0.0831*** (0.0098)	0.0238 (0.0297)	0.0688*** (0.0101)
대졸이상	0.2182*** (0.0074)	0.1118*** (0.0233)	0.1966*** (0.0077)	0.2240*** (0.0086)	0.1325*** (0.0265)	0.2059*** (0.0089)
여성	-0.3768*** (0.0060)	-0.5410*** (0.0139)	-0.4303*** (0.0058)	-0.3854*** (0.0070)	-0.5433*** (0.0157)	-0.4369*** (0.0067)
기혼	0.1167*** (0.0070)	0.1364*** (0.0172)	0.1188*** (0.0061)	0.1180*** (0.0085)	0.1227*** (0.0200)	0.1162*** (0.0071)
비정규직	-	-	-0.2658*** (0.0070)	-	-	-0.2547*** (0.0083)
대기업	0.0383*** (0.0065)	0.0113 (0.0141)	0.0331*** (0.0063)	0.0454*** (0.0076)	0.0388* (0.0159)	0.0480*** (0.0073)
노조여부	0.1121*** (0.0063)	0.1916*** (0.0210)	0.1299*** (0.0067)	0.1267*** (0.0075)	0.2136*** (0.0241)	0.1453*** (0.0078)
1999년 더미	-0.0243** (0.0098)	-0.0090 (0.0214)	-0.0196* (0.0095)	-	-	-
2000년 더미	-0.0054 (0.0098)	0.0164 (0.0231)	0.0013 (0.0097)	-	-	-
2001년 더미	0.0427*** (0.0100)	0.1083*** (0.0226)	0.0641*** (0.0098)	0.0485*** (0.0104)	0.0939*** (0.0232)	0.0635*** (0.0101)
2002년 더미	0.0980*** (0.0100)	0.1808*** (0.0226)	0.1248*** (0.0099)	0.1044*** (0.0105)	0.1668*** (0.0232)	0.1245*** (0.0101)
2003년 더미	0.1303*** (0.0100)	0.1919*** (0.0225)	0.1515*** (0.0099)	0.1364*** (0.0106)	0.1789*** (0.0231)	0.1516*** (0.0102)
2004년 더미	0.1936*** (0.0102)	0.2331*** (0.0225)	0.2077*** (0.0100)	0.1994*** (0.0107)	0.2185*** (0.0231)	0.2068*** (0.0103)
2005년 더미	0.2254*** (0.0106)	0.2453*** (0.0227)	0.2359*** (0.0102)	0.2311*** (0.0110)	0.2295*** (0.0232)	0.2349*** (0.0105)
2006년 더미	0.2369*** (0.0107)	0.2983*** (0.0224)	0.2620*** (0.0102)	0.2432*** (0.0111)	0.2842*** (0.0229)	0.2615*** (0.0105)
<i>F</i>	566.913	99.810	761.710	442.230	83.956	680.675
Adjusted R <sup>2</sup>	0.579	0.354	0.567	0.579	0.370	0.573
표본수	19,791	8,625	28,416	14,775	6,500	21,275

주: ( )안은 표준편차이며, 연도별 더미변수는 각각 1차(1998년), 3차(2000년)가 기준이고, 학력(기준: 고졸), 직종(기준: 기능원)과 산업(기준: 제조업) 더미 변수가 포함되어 있음.

\*\*\*는 1%, \*\*는 5%, \*는 10% 유의수준에서 통계적으로 유의미함.

자료: 한국노동연구원, 『한국노동패널』, 1~9차 자료.

<부표 2> 임금함수 추정결과 (연도별)

	1차 (1998)	2차 (1999)	3차 (2000)	4차 (2001)	5차 (2002)	6차 (2003)	7차 (2004)	8차 (2005)	9차 (2006)
상수항	4.6017*** (0.0275)	4.6475*** (0.0325)	4.7328*** (0.0320)	4.6317*** (0.0342)	4.7262*** (0.03510)	4.7991*** (0.0463)	4.7301*** (0.0391)	4.8631*** (0.0412)	4.9447*** (0.0434)
근속연수	0.0308*** (0.0027)	0.0312*** (0.0030)	0.0313*** (0.0032)	0.0276*** (0.0033)	0.0285*** (0.0032)	0.0388*** (0.0032)	0.0360*** (0.0033)	0.0301*** (0.0033)	0.0259*** (0.0033)
근속연수 <sup>2</sup>	-0.0006*** (0.0001)	-0.0007*** (0.0001)	-0.0007*** (0.0001)	-0.0005*** (0.0001)	-0.0005*** (0.0001)	-0.0008*** (0.0001)	-0.0007*** (0.0001)	-0.0005*** (0.0001)	-0.0004*** (0.0001)
경력연수	0.0085*** (0.0021)	0.0058* (0.0023)	0.0021 (0.0023)	0.0033 (0.0024)	0.0018 (0.0023)	0.0065*** (0.0024)	0.0069*** (0.0024)	-0.0021 (0.0026)	-0.0078*** (0.0027)
경력연수 <sup>2</sup>	-0.0003*** (0.0001)	-0.0002*** (0.0001)	-0.0001 (0.0001)	-0.0002** (0.0001)	-0.0001** (0.0001)	-0.0002** (0.0001)	-0.0003*** (0.0001)	0.0000 (0.0001)	0.0001 (0.0001)
중졸이하	-0.1112*** (0.0191)	-0.1023*** (0.0197)	-0.0803*** (0.0196)	-0.1061*** (0.0201)	-0.1005*** (0.0196)	-0.1114*** (0.0213)	-0.1097*** (0.0206)	-0.1489*** (0.0207)	-0.1226*** (0.0208)
전문대졸	0.0271 (0.0251)	0.0204 (0.0276)	0.0528* (0.0269)	0.0930*** (0.0272)	0.0603** (0.0267)	0.0374 (0.0274)	0.0871*** (0.0270)	0.0764*** (0.0261)	0.0737*** (0.0256)
대졸이상	0.1715*** (0.0210)	0.1552*** (0.0234)	0.1905*** (0.0239)	0.2089*** (0.0242)	0.1758*** (0.0236)	0.1846*** (0.0238)	0.2290*** (0.0232)	0.1923*** (0.0232)	0.2450*** (0.0233)
여성	-0.3837*** (0.0164)	-0.4259*** (0.0172)	-0.4572*** (0.0174)	-0.4331*** (0.0178)	-0.4555*** (0.0173)	-0.4320*** (0.0183)	-0.4209*** (0.0179)	-0.4190*** (0.0179)	-0.4327*** (0.0178)
기혼	0.1364*** (0.0181)	0.1162*** (0.0195)	0.1097*** (0.0198)	0.1593*** (0.0207)	0.1477*** (0.0208)	-0.0484 (0.0334)	0.0958*** (0.0216)	0.1210*** (0.0223)	0.1423*** (0.0230)
비정규직	-0.2930*** (0.0166)	-0.3080*** (0.0179)	-0.2989*** (0.0189)	-0.2524*** (0.0188)	-0.2361*** (0.0185)	-0.2494*** (0.0193)	-0.2698*** (0.0190)	-0.2692*** (0.0190)	-0.2116*** (0.0183)
대기업	-0.0015 (0.0162)	-0.0101 (0.0195)	-0.0290 (0.0183)	0.0591** (0.0188)	0.0351 (0.0186)	0.0926*** (0.0189)	0.0456* (0.0199)	0.0821*** (0.0195)	0.0557** (0.0210)
노조여부	0.0848*** (0.0176)	0.0894*** (0.0197)	0.0747*** (0.0197)	0.0595** (0.0207)	0.1146*** (0.0209)	0.1528*** (0.0214)	0.2099*** (0.0208)	0.1954*** (0.0202)	0.2057*** (0.0208)
<i>F</i>	105.798	94.241	87.250	81.698	91.180	92.169	109.055	114.137	111.387
Adjusted R <sup>2</sup>	0.535	0.526	0.528	0.516	0.544	0.544	0.592	0.621	0.610
표본수	3,742	3,447	3,158	3,100	3,106	3,134	3,047	2,829	2,898

주: ( )안은 표준편차이며, 학력(기준: 고졸), 직종(기준: 기능원)과 산업(기준: 제조업) 더미 변수가 포함되어 있음. \*\*\*는 1%, \*\*는 5%, \*는 10% 유의수준에서 통계적으로 유의미함.

자료: 한국노동연구원, 『한국노동패널』, 1~9차 자료.

<부표 3> 임금함수 추정결과(Panel Data)

	정규직		비정규직		전체	
	고정효과	확률효과	고정효과	확률효과	고정효과	확률효과
상수항	4.0790*** (0.0197)	4.4533*** (0.0153)	3.6576*** (0.0551)	4.4001*** (0.0327)	3.9381*** (0.0184)	4.4444*** (0.0151)
근속연수	0.0612*** (0.0015)	0.0451*** (0.0013)	0.0478*** (0.0034)	0.0356*** (0.0026)	0.0598*** (0.0014)	0.0442*** (0.0012)
근속연수 <sup>2</sup>	0.0001 (0.0001)	-0.0003*** (0.0000)	-0.0004** (0.0001)	-0.0009*** (0.0001)	-0.0001* (0.0001)	-0.0005*** (0.0000)
경력연수	0.0612*** (0.0018)	0.0340*** (0.0012)	0.0393*** (0.0039)	0.0122*** (0.0021)	0.0565*** (0.0015)	0.0281*** (0.0011)
경력연수 <sup>2</sup>	-0.0004*** (0.0001)	-0.0007*** (0.0000)	-0.0001 (0.0001)	-0.0003*** (0.0001)	-0.0004*** (0.0000)	-0.0005*** (0.0000)
중졸이하	-0.0526* (0.0284)	-0.2081*** (0.0131)	-0.0277 (0.0482)	-0.0649*** (0.0185)	-0.0199 (0.0242)	-0.1710*** (0.0116)
전문대졸	0.0816*** (0.0217)	0.1579*** (0.0133)	0.3641*** (0.0797)	0.1632*** (0.0344)	0.1403*** (0.0223)	0.1826*** (0.0139)
대졸이상	0.0416* (0.0203)	0.2698*** (0.0115)	0.2829*** (0.0718)	0.2312*** (0.0296)	0.1270*** (0.0205)	0.2916*** (0.0120)
여성	-	-0.3470*** (0.0108)	-	-0.5173*** (0.0196)	-	-0.4211*** (0.0106)
기혼	0.0621*** (0.0088)	0.0805*** (0.0079)	0.0337 (0.0287)	0.0962*** (0.0196)	0.0668*** (0.0091)	0.0862*** (0.0080)
비정규직	-	-	-	-	-0.1292*** (0.0064)	-0.1681*** (0.0061)
대기업	0.0069 (0.0053)	0.0188*** (0.0054)	0.0008 (0.0127)	0.0080 (0.0117)	0.0065 (0.0052)	0.0169*** (0.0061)
노조여부	0.0346*** (0.0064)	0.0512*** (0.0063)	0.0684** (0.0240)	0.1201*** (0.0202)	0.0493*** (0.0069)	0.0703*** (0.0066)
표본수	19,791		8,673		28,464	
그룹수	4,873		3,274		6,380	
R <sup>2</sup> within	0.3124	0.2391	0.0996	0.0503	0.2327	0.1669
between	0.0556	0.5284	0.0160	0.3650	0.0563	0.5444
overall	0.0872	0.5097	0.0166	0.3165	0.0747	0.5065
F	7.05		4.56		6.85	
LM 검정	$\chi^2(1)=9760.44$		$\chi^2(1)=2926.11$		$\chi^2(1)=13458.03$	
Hausman 검정	$\chi^2(37)=1366.27$		$\chi^2(36)=205.26$		$\chi^2(38)=1680.91$	

주: ( )안은 표준편차이며, 학력(기준: 고졸), 직종(기준: 기능원)과 산업(기준: 제조업) 더미 변수가 포함되어 있음. \*\*\*는 1%, \*\*는 5%, \*는 10% 유의수준에서 통계적으로 유의미함.

자료: 한국노동연구원, 『한국노동패널』, 1~9차 자료.