

기업 내부노동시장에서의 임금결정*

- 한국 대기업 인사데이터를 이용한 실증분석 -

업 동 욱**

요약

본 연구는 기업 내부노동시장에서의 임금결정요인으로서 직급(job level)에 주목하여 그 유효성을 검증하였다. 이를 위해 본 연구는 우리나라 대기업의 인사데이터(1996년~2000년)를 실증분석에 활용하였다. 기업 내부노동시장에서의 임금결정에 대한 연구들과 마찬가지로 본 연구는 직급더미 변수를 기존의 인적자본변수에 추가하여 설명변수로 활용하였고, 종속변수로서 월급여, 보너스 그리고 연봉에 대해 각각 임금함수를 추정하였다. 임금함수 추정시 직급변수의 내생성 문제가 발생하지만, 직급이 근로자 개인의 관찰되지 않은 능력편의(ability bias)를 보완할 수 있는 정보로서 활용된다고 가정하였다. OLS 추정 결과에 따르면, 기업 내 위계구조를 대표하면서 직급별 임금테이블을 통해 임금결정에 영향을 미치는 근로자의 직급이 중요한 임금결정요인의 하나라는 것이 확인할 수 있었다. 또한 패널데이터분석의 고정효과모형을 적용하여 임금함수를 추정하였는데, OLS 추정결과와 달리 인적자본 변수의 영향력이 강화되면서 동시에 직급변수도 유의하게 나타났다. 따라서 우리나라 기업 내부노동시장에서는 소위 한계생산성에 따라 임금이 결정된다는 신고전학파의 노동시장이론보다 내부노동시장이론이 설명하는 것과 같이 기업 고유의 인사제도 또는 관행이 반영된 직급변수가 임금결정요인으로서 그 역할을 담당하고 있다는 점이 확인되었다.

주제분류 : B030400

핵심 주제어 : 내부노동시장, 임금결정, 고정효과모형, 인사경제학

* 본고는 필자의 박사학위논문 제2장을 수정·보완한 것이다. 지도해 주신 연세대학교 경제학과 김황조, 구성열, 정진욱, 최강식 그리고 경영학과 양혁승 교수님께 감사드린다. 아울러 심사과정을 통해 본 논문을 꼼꼼히 살펴주시고 유익한 논평을 해주신 익명의 심사자들에게 감사드린다. 그럼에도 불구하고 여전히 남겨진 오류는 전적으로 필자가 고민하고 해결할 몫이다.

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

I. 서 론

1. 문제제기

우리나라는 지난 1960년대 이후 고도 경제성장과정에서 기업활동이 활발해지면서 기업 내부적으로 효율적인 인적자원관리를 위해 서구 및 일본형 인사제도들이 도입되기 시작하였다. 기업의 경영활동이 본격화되고 기업 내 고유한 인적자원관리 관행들이 만들어지면서 근로자들에게 장래의 소득증대와 직위상승에 대한 기대의 준거, 소위 기대규준(expectational norm)의 역할을 담당하게 되었으며, 기업 내부적으로도 합리적이고 체계화된 인사제도 운영에 대한 기준과 원칙들이 마련되기 시작하였다. 그러나 기업 내 제도나 관행이 한번 관행으로 자리잡게 되면, 기업을 둘러싼 경영환경의 변화에도 불구하고 이를 변경하기가 힘들게 되었고, 그 결과 인사관행들의 경직성을 나타나게 되었다.

이와 같이 우리나라 대기업에서는 상당히 경직적일 수밖에 없는 인사제도 및 관행들이 개발, 정착되어 왔고, 기업 내 근로자의 임금과 고용결정에 있어서 중요한 역할을 담당해 오게 된 것이다. 그러나 이러한 변화에 대해서 기존의 내부노동시장에 대한 논의들은 구체적인 인사제도나 관행보다는 광의의 지표를 사용하여 내부노동시장이 우리나라에 존재하는가, 그리고 어떻게 형성되어 왔는가에 초점을 맞추고 있다.¹⁾ 또한 노동시장분석에 있어서 기업 내 제도와 관행에 대해서는 성별, 학력별 차별과 관련된 분석만 존재할 뿐이다. 소위 '시장의 힘'과는 구별되고, 시장의 힘이 내부노동시장에서 작용하는 것을 지연시키거나 방해함으로써 노동시장의 결과에 독자적인 영향력을 행사하는 '제도의 힘'이 존재한다는 것을 경제학적으로

1) 1987년 노동자 대투쟁 이후 임금근로자가 노동시장의 주축으로 등장하면서 당시 연구자들의 관심은 우리나라에도 내부노동시장이 중화학공업을 중심으로 형성되었는가에 대한 것이었다. 일반적인 결론은 우리나라에 내부노동시장이 존재한다는 것이지만, 당시에는 노동시장의 존재를 부정하는 견해가 다수 존재하였다. 김형기(1988)는 1970년대와 1980년대 초반에 대기업과 중소기업 사이에 "현격한 임금 격차가 나타나고 있지 않다는 사실" 뿐만 아니라 "한국에서는 생산노동자의 경우 독점기업과 비독점기업, 대기업과 중소기업 간에 노동이동이 활발히 이루어지고 임금 격차도 근소하기 때문에 육체노동시장의 기업별 분단현상은 기본적으로 나타나지 않는다"고 이해하고 있다. 그 외의 의견으로는 송호근(1991), 여수봉(1992), 이주호(1992)가 있다. 이승렬(2003)의 pp.304-305 참조.

입증하는 체계적인 분석은 미흡한 실정이다.²⁾

이원덕(1990)과 이원덕·정진호(1999)의 연구는 이러한 문제점을 강조하고 있으며, 내부노동시장의 존재, 그 특징, 그리고 영향력 여부에 대한 실증분석을 통해 유의성을 타진하고 있다. 그들은 기업 내부의 제도와 관행이 시장의 힘으로부터 독립하여 어느 정도 독자적인 역할을 담당하는지를 고찰하기 위해 남자 근로소득의 분산을 분해하여 독자적인 제도의 힘을 추출해내는 방식을 적용했다. 즉, 근로소득의 결정요인으로서 시장화된 변수인 교육과 경력, 그리고 기업(기업별 더미)에 관련된 분산을 구분하였다. 근로소득의 총분산에서 기업과 관련된 분산의 크기가 인적자본 변수의 크기만큼 크기 때문에 기업이라는 속성이 임금결정에서 중요한 역할을 담당하고 있음을 보여주고 있다. 또한, 일련의 결과를 종합하여 우리나라 대기업에서 기업특수적인 내부노동시장이 발전되고 있고 관료적 위계조직을 기초로 하고 있기 때문에 미국에서 발전되어 온 '내부노동시장'과 개념적으로 동일하다고 보기 어렵다고 지적하고 있다.³⁾

최근 정인수 외(2003)의 연구결과도 이러한 견해를 지지하고 있다. 한국노동연구원 이 2002년에 실시한 기업 패널데이터에 의한 실증분석 결과를 보면, 우리나라 기업들의 인사관리제도가 IMF 외환위기 이후 서구식으로 변화하고 있는 것은 사실이지만, 패러다임이 변화했다고 할 정도로 진행되었다고 판단하지 않고 있다. 이와 같이 판단하게 된 이유로서 구조조정이 진행되었지만 수량 조정보다는 조직 구조조정 위주로, 그리고 비자발적 이직보다는 자발적 이직 위주로 전개되었다는 점을 들고 있다. 이러한 이유로 인해 우리나라 내부노동시장에서는 아직까지 종신고용을 중시하고 인적 결합을 중시하는 전통이 남아 있다고 판단하고 있다. 그와 관련하여

-
- 2) 제도라는 개념을 폭넓게 적용할 때, 시장을 또 하나의 제도라고 볼 수 있다. 그러나 본 연구에서는 외부노동시장과 다른 메커니즘으로 임금결정이 이루어지는 내부노동시장에서의 제도나 관행들을 협의의 특정한 제도로 이해하며, 따라서 이를 경쟁적 노동시장의 영향을 받는 외부노동시장에서의 '시장의 힘'과 구분하여 기업 내부의 인사제도와 관행에 따르는 내부노동시장에서의 '제도의 힘'으로 명명한다.
- 3) 1990년의 연구결과는 기존 연구결과가 근로소득의 결정요인으로서 인적자본속성을 강조하고 있는 것을 결코 배제하지는 않는다. 다만, 기업과 관련된 분산의 크기가 상당하기 때문에 기업의 순효과가 분명 존재하며 그 크기가 인적자본 속성만큼이나 중요한 결정요인이 된다는 것을 보여주고 있다. 또한 임금결정방식에 있어서 기업의 역할에 주목하여 임금분산에서의 기업효과를 파악하기 위해 공분산분석(ANCOVA, analysis of covariance)기법을 활용하고 있다.(이원덕(1990)과 이원덕·정진호(1999)를 참조)

승진의 결정에 근속기간이 가장 중요한 요인이라는 실태조사 결과에서도 확인되며, 승진과 임금 결정에서 개인 업적이나 성과가 중시된다고 응답한 업체가 아직 소수라는 점은 아직도 연공서열이 내부노동시장에서 중요 변수임을 확인하게 한다.

한편, 이승렬(2003)은 우리나라 내부노동시장의 특징으로서 근속연수 증가에 따른 임금상승형 임금구조, 즉 연공서열형 임금구조와 낮은 노동이동률을 들고 있다. 1987년부터 2002년까지의 15년간 500인 이상 대기업에 대한 근속연수-임금 단면을 살펴보면서 그러한 특징이 아직까지 유지되고 있다고 지적하고 있다. 또한, 근로자의 이직성향이 상당히 낮은 수준이기 때문에 우리나라 내부노동시장의 존재나 진전에 대해 긍정적인 판단을 내리고 있다. 하지만, 노동시장 전체의 수량적 자료에 의한 분석결과로는 1980년대 후반이후 내부노동시장이 대기업을 중심으로 진행되었다고 추측하고 있어 기업단위의 미시적 분석이 필요하다는 것을 간접적으로 강조하고 있다.⁴⁾

황수경(2003)은 내부자 노동시장과 외부자 노동시장을 구분하여 임금구조에 대한 분석을 하고 있는데, 외부자 노동시장에 비해 내부자 노동시장에서 교육, 근속과 같은 인적숙성에 의한 임금효과가 상대적으로 크다는 실증결과를 근거로 정규직 노동시장이 성, 연령(근속), 학력을 기준으로 하는 연공적 임금체계를 가지며 비정규직 노동시장은 진입과 퇴출이 빈번하여 연공급이 아닌 직무급의 보상체계를 갖는다고 주장하고 있다. 또한 기업규모나 노동조합의 임금효과가 내부자 노동시장에서 더 뚜렷하게 나타난다고 하고 있다.

이상의 논의를 종합해 보면, 내부노동시장에서의 임금결정은 시장화된 변수인 교육이나 경력과 같은 인적자본 속성과 함께 기업 내부적으로 특화된 제도나 관행과 같은 기업특수적인 변수들을 함께 고려하여 이루어진다고 보는 것이 타당하다. 특히 개별 근로자의 임금결정에 있어서 기업 내부에서만 확인할 수 있는 위계구조나 승진여부, 인사고과 결과가 계속 영향을 미치고 있기 때문에 여전히 내부노동시장에서의 임금결정에 대한 의문

4) 이승렬(2003)은 내부노동시장에 대한 연구에서 산업이나 개별기업에 대한 미시적 분석을 축적하는 노력이 필요하다고 지적하고 있다. 김형기(1988), 이원덕(1990), 이원덕·정진호(1999), 노병직(2003)의 연구를 그 일련의 축적과정이라고 제시한다.

들은 남아있는 상태라고 할 수 있다. 따라서 본 연구에서는 내부노동시장에서의 임금결정이 근로자의 인적속성과 더불어 기업의 인사제도와 연계되어 이루어진다는 점에 착안하여 내부노동시장에서의 임금결정에 대한 기존 이론과 실증분석결과를 재검토하고, 실제 기업 인사데이터를 통해 시장의 힘과 제도의 힘이 어떻게 내부노동시장 안에서 임금결정에 영향을 미치는지를 고찰하고자 한다.

2. 선행연구 검토

경제학에서 내부노동시장에 대한 본격적인 논의는 Doeringer and Piore(1971)의 연구로부터 비롯된다. 그들은 다음과 같이 내부노동시장을 정의하고 있다.

내부노동시장(internal labor market, ILM)이란 노동의 가치를 결정하고 배분하는 것이 일련의 행정적인 규칙과 절차에 의해 관리되는 하나의 행정단위이다. 내부노동시장은 입직구(ports of entry) 또는 퇴직구(ports of exit)를 통해 외부노동시장(external labor market, ELM)과 상호관계를 맺으며, 내부노동시장 내부의 직무들은 승진이나 전환배치를 통해 채워지게 된다. 결과적으로 이러한 내부직무들은 외부노동시장의 직접적인 영향으로부터 보호되는 것이다.⁵⁾

그들은 1970년대 초 미국 기업들에 대한 사례 연구를 통해 다음과 같이 내부노동시장의 일반적인 특징을 정리하였다. 기업은 좁은 입직구를 통하여 근로자를 선발하고, 이들에게 직장 내 훈련(on-the-job training)을 실시하여 기업 특수적 인적자본(firm-specific human capital)을 취득하도록 하며, 다단계의 직급으로 구성되는 승진체계를 통하여 능력과 업적이 뛰어난 근로자를 승진시킴으로써 근로자의 노력을 유인하는 구조, 즉 근로자를 기업내부의 하위직급으로부터 확보하고 기업 내부적으로 상위직급에 활용한다는 것이다. 이와 같이 노동시장을 외부노동시장과 내부노동시장으로 구분하여 접근한 Doeringer and Piore(1971)의 연구결과가 발표된 이후, 내부노동시장은 신고전학과로부터 급진제도학파에 이르기까지 노동

5) Doeringer and Piore(1971), pp.1-2 참조.

경제학내에서 다양한 접근방법을 취하고 있는 노동경제학자들로부터 폭넓은 관심을 끌어왔다. 그들이 주로 주목하고 있는 내부 노동시장의 특징은 다음과 같이 4가지로 정리된다.⁶⁾

첫째, 내부노동시장에서는 고용 및 임금결정과 같은 노동시장의 기능들이 일련의 기업특수적이고 경직적인 관리규칙, 즉 기업 내부의 인사제도에 의해 결정된다. 즉 기업의 고유한 인사제도, 인력계획 및 임금체계 등이 노동시장의 기능을 대체하는 것으로 나타난다. 둘째, 근로자가 내부노동시장으로 진입하는 입구는 일반적으로 최하위 계층으로 한정되며, 상위계층은 주로 내부 승진에 의해 충원된다. 이는 내부노동시장에서의 인력수급이 기본적으로 내부 인력을 중심으로 이루어진다는 점을 강조하고 있다. 셋째, 개별 근로자의 임금은 근로자의 인적속성, 즉 인적자본에 의한 생산성 기여분으로 결정되는 것이 아니라 근로자가 담당하고 있는 직무에 따라 규정되며, 따라서 한 근로자의 임금은 그가 어떤 직무에 배치되었는가에 따라 결정된다.⁷⁾ 넷째, 내부노동시장에서는 연공서열(seniority)이 임금 및 승진의 가장 중요한 결정기준이 된다.

또한, 이러한 특성에 관심을 기울이게 된 노동경제학자들은 기존 노동시장 이론과 달리 내부노동시장의 제반 기능이 시장에서의 경쟁논리에 따르는 것이 아니라, 기업 내부의 특정제도에 따라 운영되고 있다는 데 초점을 맞추고 있다. 이러한 차이점을 신고전학과 노동시장 이론과 대비하여 살펴보면 다음과 같이 5가지로 정리할 수 있다.⁸⁾

첫째, 내부노동시장이론은 전형적인 신고전학파의 노동시장이론과 상당히 다른 모습을 제공한다.⁹⁾ 신고전학파 노동시장이론은 이윤 또는 효용극

6) 이원덕(1990)의 자료에 기초하고 있으며, 보다 상세한 논의는 Doeringer and Piore(1971), Osterman(1984), Williamson et al.(1975) 등을 참조.

7) 이 점에 대해서 Doeringer and Piore(1971)는 다음과 같이 지적하고 있다. 즉, "내부노동시장에서 영구적인 관계가 형성되면, 이윤극대화를 추구하는 기업은 매 임금지급시기마다 임금과 노동의 한계생산성을 일치시키려 하지 않는다"는 것이다. (Doeringer and Piore(1971), pp.75-76 참조)

8) 이하의 세부적인 내용은 이원덕(1990)을 인용.

9) 이러한 논리적 차이는 노동시장이론에서의 경쟁적 패러다임의 발전과정에서도 확인할 수 있는데, 시장의 힘과 제도적 요소의 상대적 중요성에 대한 논쟁을 통해 발전되어 왔다. 시장의 힘을 강조하는 입장에서는 시장에서의 임금과 고용의 결정이 우선되며, 제도는 단지 시장에서 만들어 낸 결과를 추진할 뿐이라고 주장한다. 한편 제도의 역할을 중시하는 입장에서는 제도가 노동시장의 결과와 달리 독자적인 영향력을 행사하며 따라서 시장조건 만을 고려해서 임금이 결정되지 않는다는 점

대화를 목표로 하는 노동의 수요자 및 노동의 공급자가 노동시장에서 비인적(非人的) 경쟁과정을 통해 보이지 않는 시장의 손에 의한 임금 및 고용 결정을 하게 된다고 본다. 그러나 내부노동시장에서는 이러한 과정이 기업의 인사제도와 같이 '보이는 손(invisible hands)'에 의해 연결되며, 이러한 연결은 단순한 경쟁의 비인적 과정이 아니라 경영자의 자의나 재량, 그리고 노사간 협상에 의해 상당한 영향을 받을 수 있는 인적(人的) 과정이기도 하다.

둘째, 신고전학파의 노동시장이론에서는 노동시장에서 임금과 고용이 동시에 결정되는 것으로 간주하나, 내부노동시장에서는 임금과 고용의 결정은 서로 분리되어 있다. 또한 서로 다른 원리에 따라 지배된다고 보고 있다. 즉, 내부노동시장으로의 유입을 통한 고용관계의 성립은 별도의 채용 기준이나 절차를 통해 이루어지지만, 개인별 임금수준은 내부노동시장에서의 직급구조와 성과급 등과 같은 보상구조에 따라 결정된다는 것이다.

셋째, 신고전학파는 시장의 균형 상태에서 한 근로자의 임금수준이 그의 생산적 기여, 즉 한계생산성과 일치하는 수준에서 결정된다고 본다. 일반적으로 통용되는 한계생산성 이론에 근거한 추론이다. 그러나 내부노동시장에서 결정되는 임금수준은 비록 균형 상태라고 하더라도 근로자의 한계생산성과 반드시 일치하는 것은 아니라고 본다. 특히 기업 내부의 임금과 고용결정에 관련된 인사제도가 경직성을 가질 경우에는 양자 간 불일치는 지속적으로 발생하게 된다.¹⁰⁾

넷째, 내부노동시장은 일반적으로 기업을 하나의 단위로 본다. 따라서 내부노동시장에서 임금과 고용을 결정하는 제도나 관행은 소위 기업 특수적(firm-specific)인 성격을 갖는다. 그 결과 기업 내 인사제도와 관행의 역할에 대한 분석을 중시하게 되므로 노동시장의 수요측면을 강조하는 방법론을 취하게 된다. 이러한 점에서 1960년대 이후 인적자본이론이 주도해 온 공급측면 중시의 방법론과 구별된다.¹¹⁾

을 강조한다.

- 10) 임금결정방식에 있어서 기업의 역할에 주목하고, 기업 내 임금결정방식의 특수성과 존재를 설명할 수 있다. 즉, 유사한 두 기업의 임금함수 추정을 통해 F 통계량으로 차이가 있음을 증명하는 것이다. (이원덕·정진호(1999) 참조)
- 11) Groschen(1991a, b)은 기존 노동경제학에서 임금함수를 추정할 때 인적자본이론과 같은 노동공급측면을 강조하고 있으나, 임금분산의 50%정도밖에 설명하지 못하고 있다는 것에 주목하여 노동수요측면에서의 임금격차가 기업의 인사제도나 관

다섯째, 내부노동시장의 존재와 그 작동원리는 한 나라의 노동정책에도 중요한 시사점을 제공한다. 한 나라의 노동시장의 상당 부분에서 노동시장 기능의 기업내부화가 이루어지게 되면, 임금과 고용의 결정에 영향을 미치는 개별 기업들의 인사제도와 관행에 대한 정확한 분석이 선행되지 않고서는 정부의 노동정책이 지향하고 있는 정책목표를 달성하기 어렵다. 가령, 근로자 계층 간 임금격차가 계층 간 인적자본 투자의 차이를 반영할 뿐만 아니라, 기업 내 인사제도상의 차별적 요소, 즉 배치, 승진, 임금결정에서 계층 간 차별화된 요인이 존재하여 차이가 발생한다고 하면, 임금격차 해소를 위한 정부의 노동정책은 단순히 저소득자의 인적자본투자를 지원하는 정책만으로는 미흡하며, 기업 내 제도적 차별을 해소하려는 노력을 함께 병행해 나가야 한다는 것이다.¹²⁾

3. 연구가설

본 연구의 과제는 내부노동시장에서의 임금결정시 기업의 인사제도가 관행이 얼마나 중요한 역할을 가지고 있는가를 규명하는 것이다. 본 연구의 핵심가설은 다음과 같이 정의된다. 즉, 내부노동시장에서의 임금결정에서 인적자본변수 뿐만 아니라 기업 고유의 인사제도가 관행이 영향을 미친다는 것이다. 좀 더 자세히 언급한다면, 직급에 따라 근로자 개인별 임금수준의 차이가 나타난다는 것이며, 인적자본변수를 통제하더라도 유의미한 영향력을 갖고 있다고 점을 발견하는 작업이 될 것이다.¹³⁾

따라서 본 연구는 임금결정요인들의 영향력을 살펴보기 위해 Mincer (1974)의 임금함수 추정을 기본으로 한다. 다만, 기업 인사제도가 갖는

행에 따라 발생하고 있음을 주장하고 있다.

- 12) 기업의 보상전략이나 제도를 대표하는 변수로서 이의 다양한 변수들을 상정할 수 있다. 가령, 승진여부나 인사사고와 변수들이 그것인데, 이 변수들 각각에 대해서는 동일한 인사데이터를 활용한 업동육(2007)과 업동육(2006b)에서 다루고 있다. 그러나 심층적인 연구를 위해서는 이 모든 변수들을 종합적으로 다루는 연구가 필요할 것이다. 향후 과제로 남겨둔다.
- 13) 기업 인사제도의 대변수로 직급, 직군, 이 2가지에 주목하는 것은 기업이 인사제도를 운영할 때 직급별 임금체계나 수준과 함께 직군별 특성을 함께 감안한다는 것을 고려한 것이다. 또한 승진의 경우에도 기업의 인력운영상 승격을 관리가 인사제도 운영의 고려사항으로서 승진에 따른 인건비증가가 인사전략과 맞물려 중요한 의사결정사항이 된다. 구체적인 승진의 결정요인에 대한 언급은 업동육(2007)을 참조.

효과를 보기 위해 직급에 대한 더미변수를 다음과 같이 추가한다.

$$\ln W_{it} = X_{it}\beta + \gamma_1 A_{it} + u_{it} \quad (1)$$

여기서 $\ln W_{it}$ 는 임금의 대수치로서 월급여, 보너스, 그리고 연봉으로 구분할 수 있다.¹⁴⁾ X_{it} 는 t 년도의 근로자 i 의 인적속성을 나타내는 변수들이다. 여기에는 교육연수, 근속연수, 근속연수의 제곱항, 외부시장 경력연수¹⁵⁾, 외부시장 경력연수의 제곱항, 근로자의 성별(여성은 1, 아니면 0), 결혼더미(기혼은 1, 아니면 0)가 포함되어 있다. 이 밖에 근로자의 임금소득에 영향을 미치는 변수로 통상적인 임금함수 추정에서 많이 적용되는 산업, 지역 등 여러 가지가 있다. 그러나 이들 변수를 임금함수 추정에 포함시키지 않은 이유는 이들 변수 대부분이 내생적인 성격을 지니고 있어 소위 내생성 문제(endogeneity problem)를 유발할 수 있기 때문이다.¹⁶⁾

A_{it} 는 기업 인사제도와 관련된 더미변수로서 본 논문에서 초점을 맞추고 있는 직급더미(가장 하위직급을 기본)이고, 추가로 직군더미(경영지원직군이 기본)변수도 포함한다.¹⁷⁾ 또한 u_{it} 는 *i.i.d.*라고 가정한다. 위 식 (1)에서 만약 기업 인사제도, 즉 직급에 따라 임금수준의 차이가 발생한다면,

14) 근로자의 노동공급을 나타내는 근로시간이 임금소득에 영향을 미치는 변수이지만, 이 역시 내생성 문제를 지니고 있어 임금을 시간당 임금소득으로 전환하여 종속변수로 삼는 것이 바람직하지만, 본 연구의 분석 자료에서는 1999년과 2000년 밖에 근로시간을 구할 수 없어 임금의 대수치를 사용한다.

15) 외부시장 경력연수는 노동시장에서의 잠재능력으로서 (연령-교육연수-근속연수-6)의 값으로 산출된다. 보다 일반적인 접근은 근속연수의 내생성을 감안하여 이러한 경력연수만을 임금함수 추정에 반영하는 것인데, 이때의 경력연수는 (연령-교육연수-6)의 값을 갖는다. 본 연구에서는 내부노동시장에서의 근속연수가 갖는 의미를 강조하여 근속연수와 함께 경력연수를 감안하기 위하여 외부시장 경력연수를 활용하였다. 근속연수의 내생성 문제에 대한 언급은 최강식(2002)을 참조.

16) 세부적인 내용은 최강식(2002)을 참조. 또한 본 연구의 분석 자료가 특정 기업의 인사데이터이므로 산업더미변수를 사용할 수 없으며, 근무지역 특성을 감안할 수 있으나, 데이터 상으로는 사업장을 구분할 수 없어 제외하였다.

17) 이상의 기업 인사제도의 대변수들도 역시 내생성 문제를 초래할 가능성이 높다. 이 문제를 해결하기 위해서는 적절한 대리변수(instrumental variable)를 통한 임금함수 추정방식을 활용하는 것이 바람직하나, 본 연구에서는 기업 인사제도의 대변수들이 근로자의 관찰되지 않은 능력(ability)을 나타내는 대변수로서의 역할을 담당한다고 판단하여 임금함수 추정에 적용하였다. 보다 엄밀한 실증연구는 후속 과제로 남겨놓는다.

학력이나 경력연수와 상관없이 즉, 고학력자나 저학력자, 또는 고숙련근로자나 저숙련근로자의 임금이 모두 차이가 있을 것이다. 즉 식 (1)에서 더미변수의 계수 값이 정(+)의 부호를 가질 것이다. ($\gamma_1 > 0$) 이는 다른 조건이 동일한 경우(가령, 학력이나 경력연수가 동일할 때) 평균적으로 기준 근로자의 임금보다 기업 인사제도에 따라 책정된 임금결정방식에 따라 고직급, 또는 특정 직군에 속한 근로자가 더 많이 받기 때문에 기업 인사제도에 따라 일정수준의 임금 프리미엄을 갖게 된다는 것이다. 이 점을 실증분석을 통해 확인하는 것이 본 연구의 목적이다.

내부노동시장에서의 임금결정에 대한 연구는 Baker, Gibbs, and Holmstrom(1994a, b)의 선구적인 연구에 기초한다. 하지만 본 연구는 그들의 분석과제 이외에 추가적인 분석과제를 상정한다. 먼저 이들의 연구를 포함한 기존의 실증분석들이 주로 관리자 계층에 주목하였다고 하면, 본 연구의 분석대상인 기업 인사데이터는 관리자뿐만 아니라 사무직 및 생산직 사원 계층을 포함하고 있어 이러한 근로자의 특성들이 연구결과에 어떤 영향을 미치는 지를 살펴볼 수 있다. 또한 기존 연구들이 주로 월급여나 연봉 등 한정된 임금변수를 종속변수로 활용한 반면, 본 연구는 기업 인사데이터에서 확인할 수 있는 월급여, 보너스 및 연봉을 종속변수로 삼아 그 각각에 대하여 세부적으로 살펴본다.¹⁸⁾

본 연구의 구성은 다음과 같다. 제1장은 본 연구의 목적과 범위, 그리고 연구가설에 대해서 논의한다. 제2장은 기업 내부노동시장에서의 임금결정에 관한 선행연구들을 개괄적으로 살펴본다. 제3장에서는 분석 자료를 살펴본 후 이어서 제4장에서는 기존의 인적자본 변수를 통제할 때 직급과 직무가 임금에 미치는 영향을 세부적으로 살펴보기 위해 임금을 월급여와 보너스 및 연봉 각각에 대한 임금함수 추정을 하며, OLS추정을 기본으로 하되, 패널데이터 분석의 고정효과모형을 적용하여 그 추정결과를 비교분석하였다. 마지막 제5장에서는 본 연구의 연구결과를 요약 정리한다.

18) 종속변수를 월급여, 보너스 및 연봉으로 구분하게 되면 각각의 임금결정요인들에 대한 세부적인 분석이 가능하다.

II. 기업 내부노동시장과 임금결정 : 선행연구

기존의 내부노동시장에 대한 연구는 Doeringer and Piore(1971)의 연구를 기반으로 시작되었다. 대표적인 연구주제를 중심으로 구분해 보면, 기업특수 인적자본(Becker, 1964), 권한과 통제(Rosen, 1982), 주인-대리인 이론(Holmstrom, 1979), 학습과 매칭(Jovanovic, 1979a, b), 토너먼트 이론(Lazear and Rosen, 1981), 제도의 설계(Lazear, 1979, 1986) 등과 같이 개별적인 주제를 중심으로 연구가 진행되었다. 한편 최근 이러한 내부노동시장의 개별적인 이론들을 통합하는 작업도 이루어졌는데, 대표적인 연구가 Murphy(1986), Prendergast(1993), 그리고 Gibbons and Waldman(1999a, 2006)이다. 그와 더불어 Gibbons and Waldman(1999b)은 내부노동시장에 대한 이론적, 실증적 성과들을 총망라하는 종합적인 문헌 서베이를 제공하였다. 이러한 내부노동시장에 대한 연구동향에 대해 Lazear(1999)는 소위 '인사경제학'이라는 별도의 연구 분야가 성숙기에 이르렀음을 강조하였다.¹⁹⁾

실증분석차원에서는 기업 인사데이터를 활용한 연구는 Medoff and Abraham(1980)이 시초이다. 다음의 <표 1>는 그들의 연구 이후 최근까지 진행된 주요 연구들을 정리한 것이다. 비교를 위해서 분석대상이 된 국가 및 기업체, 분석기간, 근로자 표본의 특성, 사용된 임금변수, 그리고 주요 연구결과로 구분하여 정리하였다.

기업 인사데이터를 대상으로 한 내부노동시장 연구는 1990년대 초반부터 체계화되기 시작되었고, 1999년부터 본격적인 연구가 이루어졌다는 점을 발견할 수 있다. 그 분석대상이나 시기, 그리고 연구목적에 따라 정리해 보면 다음과 같다. 먼저 분석대상의 기업을 살펴보면, 일부를 제외하고는 대부분 미국이나 유럽 기업을 대상으로 한 분석이 많다. 일본 하이테크 기업에 대한 사례연구인 Ariga, Brunello, and Ohkusa(2000)가 있고, 대만의 경우 Lin(2005)이 대만의 자동차 딜러 기업에 종사하는 일반사무

19) 이상 경제학에서의 내부노동시장 이론에 대한 문헌 소개는 Lin(2005)의 자료를 참고하여 정리한 것이다. 이외는 별도로 Gibbons(1998)가 제시한 내부노동시장에서의 10가지 핵심적인 질문에 초점을 맞추어 정리한 Gibbs and Hendrick(2004)의 연구결과가 있다. 내부노동시장의 정형화된 사실에 대한 연구는 비교적 최근의 일인데, Baker, Gibbs and Holmstrom(1994a, b)가 대표적이다.

【표 1】 내부노동시장에 대한 선행연구 : 임금결정요인을 중심으로

연구자	대상기업	분석기간	표본	설명변수	주요 연구결과
Medoff and Abraham(1980)	미국 제조업	A기업: 1977년 B기업: 1976년	백인 남성 관리직 및 전문직	임금	- 동일직급내 근속연수가 높을수록 고임금 - 생산성 차이와 무관
Medoff and Abraham(1981)	미국 제조업	1973-1977	관리직 및 전문직	임금	- 성과와 근속연수는 무관
Lazear(1992)	미국 기업	1970년대- 1980년대(13년간)	고위직을 제외한 전 직원	임금	- 직무변화가 임금상승의 핵심요소 - 동일직무내 이질성이 중요, 입/퇴직구 미약
Lambert, Larcker and Weigelt(1993)	미국 대기업(303개)	1982-1984	4단계 사무직 (공정관리자-CEO)	임금, 보너스, 스톡옵션	- 토너먼트, 관리력, 인센티브 이론의 조합이 조직성과급 설명
Baker, Gibbs and Holmstrom(1994a, b)	미국 서비스업	1969-1988	관리직 및 일반종업원	임금	- 분명한 직급구조, 별도의 입/퇴직구 無, 지급연계형 임금구조
Gibbs(1995)	미국 서비스업	1969-1988	관리직 및 일반종업원	임금, 보너스	- 고성과는 임금상승 신호 - 승진은 중요한 인센티브 수단 - 승진과 단기보상간 대체가능성 존재
McCue(1996)	미국 PSID	1976-1988	-	임금	- 직급 변화가 임금증가의 15% 설명 - 고임금자일수록 고숙승진
Lazear(1999)	미국 금융업	1986-1994	전임직원	임금	- 임금결정시 승진이 중요 - 우수성과자의 경력경로 존재
Paarsh and Shearer (1999)	캐나다 식목기업	1994	관리자 155명	시간당 임금, 성과급	- 최적 임금계약시, 수익 17% 증가
Ariga, Brunello and Ohkusa(2000)	일본 하이테크업	1971-1994	전임직원(재직자)	임금	- 다중 입/퇴직구 존재 - 고숙승진 존재하지만, 능력과 무관
Lazear(2000)	미국 Satellite Autoglass	1994년 1월 -1995년 7월	Auto glass installer	시간당 임금, 성과급	- 임금결정시, 산출량(성과)보다 근속 중요 - 성과급도입으로 생산성 44% 증가
Seltzer and Merrett(2000)	호주 은행업	1888-1900	동기간 입사자	임금	- 제한적 입직구 존재, 내부승진 선호 - 임금결정시 근속 중요 - 이연임금제도에 의한 근로자 선별가능 존재
Treble et al.(2001)	영국 금융업	1989-1997	관리자 및 사무직	임금, 보너스	- 입직구 불분명, 직급구조 변화 심화 - 사무직, 직급내 임금압축현상 존재

연구자	대상기업	분석기간	표본	설명변수	주요 연구결과
Flabbi and Ichino(2001)	이탈리아 대형 은행	1974-1995	남성 근로자(사원급)	임금	- 인적자본이론은 하위직만 설명 - 인센티브/보급특성을 띤 임금포로파일 有
Gibbs(2001)	미국 국무성	1982-1996	공무원/엔지니어	임금	- 민간기업과 달리, 숙련수익률 증가 無
Lima and Pereira(2003)	포르투갈 대기업 (제조업, 74개)	1991-1995	초임직원	임금	- 승진자의 임금 프리미엄 존재 - 직급구조하 U자 임금프리미엄 有
Lazear and Over(2004)	스웨덴 민간기업	1970-1990	사무직 근로자	임금	- 내부승진 중요 - 임금결정/채용권행에 대한 외부시장영향 有
Gibbs and Hendricks(2004)	미국 기업	1989-1993	미국 내 근로자	임금	- 표준화된 중앙집권형 인사제도 有 - 직무와 연계된 임금구조, 외부시장 미연계
Dohmen, Kriechel, and Pfann(2004)	네덜란드 항공기제작사 Fokker	1987-1996 (1996년 파산)	전임직원	임금	- 안정적 위계구조, 하위직 임직구조 존재 - 직급연계형 임금구조 - 수평적 직무이동 가능성 중시
Dohmen(2004)	실동	1987-1996	전임직원(사무직/생산직 구분)	임금	- 기업 인사제도의 영향력 有 - 고성과(평가)는 임금상승 유인 - 직급연계형 임금구조
Lin(2005)	대만 자동차 딜러	1991-2000	전임직원	임금, 보너스	- 고직급 보너스 변동폭 高 - 승진에 따른 임금프리미엄 有 - 직급연계형 임금구조 - 입/퇴직구조 有, 코호트효과 有
Grund(2005)	미국, 독일 사업장 (소유주 동일)	미국: 1975-1995 독일: 1978-1998	미국: 전임직원 독일: 임직원 일부	임금	- 불록형 임금 포로파일 有 - 美: 내부경쟁지열, 獨: 임금, 직급연계 임금구조
Kwon(2006)	미국 보험업	1993-1995 (910일간)	여성 사무직 (상담원, 비관리직)	임금, 보너스	- 근속에 따른 평균생산성 증가 - 임금: 직급연계/직급내 분산高/직급간 중첩有

주: 이상의 자료는 팸자가 Lin(2005)을 중심으로 최근까지의 관련 문헌을 참고하여 재정리한 것임.

직과 영업사원간 임금결정에 있어서의 차이를 분석한 연구가 있다. 이는 대부분의 선행연구가 주로 서양의 기업들을 대상으로 진행되어 있어 그 연구성과가 비서양 기업과 비교할 수 있는 상황이 아니라는 점을 반영하고 있다. 또한 대부분의 실증연구들이 사무직 근로자를 주된 연구대상으로 삼고 있어 생산직 근로자를 대상으로 한 연구의 필요성이 제기되고 있다.

시기적으로 연구시점을 보면 동일한 시기의 인사데이터를 활용한 경우가 많지만, 19세기 말 또는 20세기 초반에 존재했던 기업들의 인사데이터를 활용하는 연구(Seltzer and Merrett, 2000)도 있는 데, 이는 기업 인사데이터의 속성상 현존하는 기업의 데이터를 입수하기도 어렵다는 상황을 대변하는 것이다. 한때 항공기 제작업체로 명성을 떨치던 Fokker사의 인사데이터를 활용한 Dohmen, Kriechel, and Pfann(2004)나 Dohmen (2004)의 연구는 해당 기업이 파산하였기 때문에 기업명을 공표할 수 있는 상황에서 연구가 진행되었다는 점이 특기할만하다.

연구목적에 따라 기존 연구들을 구분해 보면, 먼저 내부노동시장의 정형화된 사실(stylized facts)을 규명하는 데 초점을 맞춘 연구들(Lazear, 1992; Baker et al., 1994a, b; Seltzer and Merret, 2000; Treble et al., 2001; Lazear and Oyer, 2003; Gibbs and Hendricks, 2004 등)와 특정한 이슈들에 초점을 맞춘 연구들로 구분할 수 있다. 그러한 연구들로는 근속과 생산성의 관계에 초점을 맞춘 연구(Medoff and Abraham, 1980, 1981; Lazear, 2000; Flabbi and Ichino, 2001; Kwon, 2006)가 있고, 임금시스템의 변화에 따른 효과를 분석하는 연구(Paarsch and Shearer, 1999; Lazear, 2000)를 들 수 있다.²⁰⁾

이러한 연구들은 내부노동시장에 대한 이론적 토대를 마련하는 데 도움을 주었지만, 실증분석에서는 상당한 어려움을 겪게 된다. 그것은 다양한

20) Kwon(2006)은 내부노동시장에 대한 기존의 연구 성과로 규명된 정형적인 사실들을 크게 다음 3가지로 정리하고 있다. 첫째, 내부노동시장의 인센티브 구조는 승진과 연계된 임금상승이라는 특징으로 설명할 수 있으며, 둘째, 개인별 임금은 해당 직무계층(job level)내에서는 크게 변하지 않고, 셋째, 동일한 직무계층이라 하더라도 개인별로 임금격차가 발생할 수 있다. 내부노동시장에 대한 연구결과들은 구미형 직무체계에 기초한 것이기 때문에 우리나라 기업과 직접 비교하기는 어렵다. 하지만, 직급과 유사한 것으로 보고 이해하면 된다. 그러나 우리나라는 아직까지 직무가치에 기초하는 직무급체계가 아니고, 직급과 직위체계가 통합되어 있어 분석에 있어 상당한 주의가 요망된다. 따라서 정형화된 사실이라 하더라도 우리나라 사정에 맞추어 새롭게 정리될 필요가 있다.

이론에 비해 이를 실증분석에 활용할 기업 인사데이터들을 입수하기 어렵기 때문이었다.²¹⁾ 따라서 대부분의 연구들은 입수가 가능한 특정 기업의 인사데이터를 활용하여 소위 '사례연구'방법을 채택하고 있다.²²⁾ 한 기업의 인사데이터는 직무나 직급을 세부적으로 정의할 수 있다는 이점을 가지고 있다. 예를 들어 기업 인사데이터는 승진에 관련된 정보를 훨씬 상세하게 활용할 수 있기 때문이다. 또한 한 기업의 근로자가 근무하는 동안, 기업의 인사제도에 직접적인 영향을 받는다는 점에서 이러한 자료는 기업 인사제도의 변화가 미치는 영향을 고려할 수 있다.²³⁾

한편 개별 기업 인사데이터가 갖고 있는 한계를 인식하고 일부 국가에서 기업별 인사데이터를 수년간 관리해 온 것에 주목하여 이들 데이터를 활용한 연구가 활발하게 전개되고 있다. Lazear and Oyer(2004)가 가장 대표적인 연구라고 할 수 있는데, 이들은 스웨덴 경영자 총협회가 1980년대 중반부터 1990년대 중반까지 임금협약을 위한 기초자료로서 수집한 인사데이터를 확보하여 분석에 적용하였다. 이러한 연구결과를 토대로 현재 NBER에서는 국가간 기업별 보상전략의 차이점을 규명함으로써 기존 내부노동시장의 이론과 실증분석의 한계를 극복하고자 노력하고 있다.

21) 이러한 어려움을 Baker and Holmstrom(1995)은 내부노동시장 연구에 대해 "너무 많은 이론에 비해 너무 작은 사실들(too many theories, and too few facts)"이라고 지적하고 있다.

22) 그 이유는 사용자(기업)와 근로자를 상호 연계시켜주는 범국가적인 데이터가 없기 때문이다. 만약 이러한 데이터가 존재한다면 한 국가의 내부노동시장에 대한 일반적인 특성을 파악하는 데 도움이 될 것이다. 최근에는 이러한 데이터가 마련되어 연구가 진행 중인데, 대표적인 연구가 Lima and Pereira(2003)과 Lazear and Oyer(2003)이다.

23) 따라서 한 기업의 인사데이터를 활용하는 연구와 함께 국가차원의 데이터를 활용하는 연구는 상호 보완적인 관계를 갖으며, 이러한 연구들을 종합적으로 검토할 때 한 국가의 내부노동시장에 대한 이해가 충분하게 이루어진다고 할 수 있다. (Lin(2005) 참조) 최근 기업에 대한 사례연구가 활발하게 진행되고 있지만, 여전히 데이터 수집방법의 차이나, 변수정의의 상이함 등으로 인해 사례연구간 비교분석은 요원한 실정이다. Gibbons(1998)는 이러한 상황이라면 비교분석을 위한 핵심적인 테마를 선정하여 그 테마에 초점을 맞추어 연구하는 것이 바람직하다는 주장을 하고 있다. (Gibbons(1998)와 Gibbs and Hendrick(2004) 참조)

Ⅲ. 분석자료

먼저 본 연구에서 활용할 분석 자료로서 우리나라 대기업(이하에서는 A 기업으로 지칭) 인사데이터가 어떻게 구성되었는가를 소개한다. 주로 인적 속성별 인력추이를 살펴본다. 본 연구를 위해 초기에 확보한 개인별 인사 데이터는 총 51,307건이다.²⁴⁾

1. 인사데이터의 구성

다음 <표 2>를 보면 A기업은 1996년과 1997년에 인력규모가 만 명을 넘는 대규모 인력을 운영하였다. 그러나 IMF 외환위기 직후인 1998년에는 인력규모가 8천명수준으로 감소했다가 점차 증가하고 있는 추세를 보여 주었다. 인사데이터의 성별 구성은 남성 근로자와 여성근로자가 각각 55.8%, 44.2%를 차지하고 있다. 제조업의 특성상 생산직 여성 근로자들의 비율이 상당히 크게 나타난다.²⁵⁾

<표 3>은 직급별 인력추이를 보여주고 있다. 전체적으로 A기업은 피라미드 형태의 직급별 인력구조를 유지하고 있음을 발견할 수 있다.²⁶⁾ A기업의 직급체계는 11단계로 구성되어 있다. 즉 L1, L2는 주로 생산직 여성 근로자(사원급), L3~L5는 대졸 근로자 사원계층이며, L6 이상부터 간부계층인데, L6~L8은 과장급, L9~L11은 부/차장급으로 구분된다.²⁷⁾ 여성 근로자는 주로 L1, L2, 즉 생산직으로 구성되어 있으며, 인사데이터

24) 실제 실증분석에서 사용되는 데이터는 40,968건이다. 그 이유에 대해서는 해당 부분에서 자세히 설명한다.

25) 직급별 인력추이(여성근로자) 자료에서 확인할 수 있듯이 주로 저직급인 생산직 근로자가 대부분이다. 특히 2000년도에는 4000여명에 달하는 생산직 여성 근로자를 신규 채용한 것임을 알 수 있다.

26) 상용직으로 구분은 되지만 정규직급체계에 속하지 않은 인력은 1997년 최대 900여명에 달했으나, 급격히 감소하여 2000년에는 15명 수준에 불과하다.

27) 개별 직급단위로 직급승진이 이루어지지만, 다음과 같이 3개의 직급승진은 일반적인 직급승진과 차이가 있다. 첫째, L5에서 L6이 될 때에는 일반 사원에서 간부로 승진한다는 의미를 갖는다. 둘째, L7에서 L8이 될 때, 즉 과장에서 차장으로의 승진은 일반 담당간부에서 보직을 맡을 수 있는 중견간부가 되는 것을 의미한다. 셋째, L9에서 L10이 되는 것은 소위 고급간부(부장)가 되는 것을 의미하여 주요부서의 책임자로서 그 역할과 책임을 부여받을 수 있는 기본자격을 인정받게 되는 것이다.

에는 전체적으로 2만 천명의 수준이다. 여성인력의 경우 일부 대졸사원으로 채용하였으나, 그 수는 남성에 비해 극히 미미한 수준임을 알 수 있다. 특히 차장급(L8)이상 여성근로자는 전무하다.

한편, <표 4>의 연령별 인력분포를 살펴보면, 2000년을 제외할 때, 20대 근로자가 절반을 차지하고, 시간이 흐를수록 30대 이상의 비중이 증가하고 있음을 보여주고 있다. 근로자의 교육수준을 <표 5>에서 살펴보면, 평균 교육연수는 13.1년 정도로 나타난다.²⁸⁾ 2000년에 생산직 여성 근로자에 대한 대규모 채용이 이루어졌다는 점을 감안할 때, 분석대상 기간 중 꾸준히 평균 교육연수가 증가하고 있다고 볼 수 있다. 인력구성측면에서는 고졸 학력을 가진 근로자가 70% 수준이고, 대졸 이상의 학력을 가진 근로자가 증가하고 있다.

【표 2】 연도별 성별 인력추이

(단위: %, 명)

성별	1996년	1997년	1998년	1999년	2000년	계
남성	52.5	54.9	58.2	63.4	52.4	55.8
여성	47.5	45.1	41.8	36.6	47.6	44.2
계	10,237	10,573	8,085	9,164	13,240	51,299

자료: A기업 인사데이터.

【표 3】 연도별 직급별 인력추이

(단위: %)

직급	1996년	1997년	1998년	1999년	2000년	계
계약직	3.5	8.6	2.7	2.3	0.1	3.3
L1-L2	60.4	53.5	55.8	54.0	66.9	58.8
L3-L5	25.5	26.7	27.8	29.1	21.8	25.8
L6-L8	8.6	9.1	11.4	12.0	9.0	9.9
L9-L11	2.1	2.1	2.3	2.6	2.2	2.2
계	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

자료: 앞의 표와 동일.

28) 본 인사데이터에서 교육연수는 A기업의 인사규칙에 정의된 학력인정기준에 따라 국졸=6, 중졸=9, 고졸=12, 전문대졸=14, 대졸=16, 석사=18, 박사=23으로 변환하여 계산한 것이다. 기존 연구에서는 박사를 22년으로 변환하는 경우가 많으나, 본 자료에서는 A기업에서 실제 적용하고 있는 인사규정상의 산정기준을 확인하여 적용하였다.

【표 4】 연도별 연령별 인력추이

(단위: 년, %)

	1996년	1997년	1998년	1999년	2000년	계
평균 연령	25.8	26.3	26.8	27.1	25.0	26.1
남성	30.1	30.3	30.7	30.7	29.8	30.3
여성	21.0	21.3	21.3	20.9	19.8	20.8
20세 이하	28.6	24.3	18.4	21.5	40.8	28.0
21-30세	47.1	50.6	56.1	50.0	37.5	47.3
31-40세	20.3	21.0	21.9	24.0	17.8	20.7
41-50세	3.8	3.7	3.5	4.3	3.7	3.8
51세 이상	0.3	0.4	0.1	0.2	0.2	0.2
계	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

자료: 앞의 표와 동일.

【표 5】 연도별 학력별 인력추이

(단위: 년, %)

	1996년	1997년	1998년	1999년	2000년	계
평균 교육연수	12.9	13.0	13.2	13.3	13.0	13.1
남성	13.8	13.8	14.0	14.0	13.9	13.9
여성	12.0	12.0	12.1	12.1	12.0	12.0
국졸	0.8	0.7	0.0	0.0	0.0	0.3
중졸	1.7	1.5	0.7	0.6	1.0	1.1
고졸	72.1	71.2	69.5	66.7	72.8	70.7
초대졸	5.1	5.0	6.3	6.3	5.7	5.7
대졸	16.6	17.9	17.9	20.4	15.8	17.5
석사	3.0	3.1	4.7	5.0	4.0	3.9
박사	0.7	0.7	0.9	0.9	0.7	0.7
계	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

자료: 앞의 표와 동일.

마지막으로 근속연수를 살펴보면 다음 <표 6>과 같다. 근속연수 1년 미만, 즉 신입사원은 1996년과 1997년에는 1,800여명 수준이었다가 IMF 외환위기 직후인 1998년에는 600명으로 줄었다. 1999년에 1,400명이며, 2000년에는 주로 생산직 여성근로자이지만, 4,000명 수준으로 증가하였다. 또한 평균 근속연수는 1996년 3.75년에서 1999년에는 4.94년으로 1년 이상 증가하여 2000년 대규모 신규채용을 감안할 때 분석대상 기간 중 근속연수는 지속적으로 증가하고 있음을 알 수 있다. 이는 내부노동

시장의 존재와 영향력의 판단기준이 되는 근속연수의 변화가 내부노동시장 유지 또는 강화의 방향으로 진행되고 있음을 간접적으로 보여주고 있다.29)

【표 6】 연도별 근속연수별 인력추이

(단위: 년, %)

	1996년	1997년	1998년	1999년	2000년	계
평균 근속연수	3.75	4.08	4.98	4.94	3.73	4.22
남성	5.26	5.47	6.60	6.34	5.86	5.89
여성	2.07	2.38	2.73	2.51	1.39	2.11
1년 미만(신입)	18.6	17.1	7.3	15.2	31.9	19.3
1-5년	55.9	57.6	62.9	56.1	46.4	54.9
6-10년	17.3	14.6	12.8	11.8	8.8	12.8
10-15년	6.4	8.6	13.9	14.0	9.1	10.1
15-20년	1.6	1.8	2.6	2.2	3.0	2.3
21년 이상	0.3	0.3	0.5	0.8	0.8	0.5
계	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

자료: 앞의 표와 동일.

2. 분석자료

본 연구에서 활용되는 분석 자료는 A기업의 1996년부터 2000년까지 근무한 근로자들의 개인별 인사데이터이다. 이 인사데이터는 개별 근로자의 인적 속성(연령, 성별, 교육연수, 근속연수) 뿐만 아니라 임금(월급여, 보너스), 직무, 직급, 그리고 인사고과정보를 포괄하고 있다. 실증 분석에 활용한 근로자들은 근속 1년 이상 근무한 자로서 정규직 근로자이다.30) 다음 <표 7>는 A 기업 인사데이터에 포함된 변수들의 기본통계를 보여주고 있는 데, 성별, 학력, 연령, 근속연수, 외부노동시장 경력연수, 직군, 직급을 나타낸다.

29) 보다 상세한 인력규모의 변화를 보기 위해서 퇴직자 정보를 확인하여야 하지만, 본 인사데이터 상으로는 그 정보를 확인할 수 없었다.

30) 분석 자료를 제한하는 이유는 본 연구에서 관심을 두고 있는 인사고과 정보가 근속연수 1년 이상의 정규직인 경우에 한하여 존재하기 때문이다. 즉, 입사 이후 1년간 인사고과가 유예되어 근속연수 1년 미만인 근로자의 경우, 인사고과 정보가 없어 제외하였다. 또한, 계약직 근로자를 제외한 것은 전체 근로자중 계약직의 비율이 미미하여 고용계약의 특징에 따른 시사점을 도출하기 어려워 제외하였다.

【표 7】 분석 자료의 기본통계

	1996년	1997년	1998년	1999년	2000년	계
표본(명)	8,145	8,573	7,487	7,760	9,003	40,968
성별(%)						
남성	54.19	57.59	58.70	66.11	61.55	59.60
여성	45.81	42.41	41.30	33.89	38.45	40.40
학력(%)						
중졸이하	1.14	1.08	0.73	0.76	1.40	1.04
고졸	72.27	69.85	69.92	63.32	67.78	68.65
초대-대졸	22.90	25.01	24.51	29.83	25.39	25.50
석/박사	3.70	4.06	4.84	6.08	5.43	4.81
연령(년)	26.15 (6.64)	27.02 (6.64)	27.06 (6.75)	28.31 (6.92)	27.35 (7.48)	27.17 (6.94)
근속연수(년)	4.50 (4.17)	4.86 (4.30)	5.38 (4.54)	5.83 (4.69)	5.48 (4.95)	5.20 (4.57)
경력연수 ^a (년)	2.75 (3.73)	3.13 (3.98)	2.65 (3.39)	3.16 (3.80)	2.78 (3.66)	2.89 (3.73)
직군(%)						
경영지원직	7.17	7.72	6.06	6.84	5.74	6.71
영업직	11.92	11.65	11.41	12.05	11.61	11.73
생산기술직	69.49	67.53	70.38	67.35	70.31	69.01
연구개발직	11.41	12.99	11.99	13.56	12.16	12.42
기타직군	0.01	0.10	0.16	0.21	0.18	0.13
직급 ^b (%)						
L1	42.55	39.32	39.88	32.89	40.70	39.15
L2	18.31	17.98	18.14	17.95	16.29	17.70
L3	7.40	8.74	9.23	10.06	7.55	8.55
L4	8.28	9.17	7.45	9.85	8.42	8.64
L5	11.03	11.44	11.02	12.16	11.00	11.32
L6	5.12	5.20	5.66	7.20	6.49	5.93
L7	3.08	3.44	3.89	4.27	3.78	3.68
L8	1.93	2.25	2.32	2.54	2.62	2.34
L9	1.19	1.34	1.27	1.57	1.70	1.42
L10	0.59	0.64	0.68	1.02	0.94	0.78
L11	0.53	0.48	0.45	0.49	0.51	0.49

주: 구성비율과 평균값이며, ()안은 표준편차임.

- 외부경력연수는 (연령-교육연수-근속연수-6년)으로서 일부 음(-)의 부호가 나타나는 경우, 0으로 환산함.
- 직급은 11단계로 2000년에 직급체계 조정이 있었지만, 거의 유사하여 11단계로 조정하여 분석에 활용함.

IV. 실증분석

1. OLS 추정결과

앞 소절에서 기업 인사제도의 변화가 근로자 임금수준에 어떤 영향을 주는지를 살펴보기 위해 직급별 임금구조와 그 추이에 대해서 논의하였다. 이제 본 소절에서는 다음과 같은 통상적인 형태의 임금함수를 기준으로 OLS(ordinary least square) 추정을 한다.³¹⁾

$$\ln W_{it} = \beta_0 + \beta_1 edu_{it} + \beta_2 ten_{it} + \beta_3 ten_{it}^2 + \beta_4 exp_{it} + \beta_5 exp_{it}^2 + u_{it} \quad (1)$$

여기서 $\ln W_{it}$ 는 월급여(또는 보너스, 연봉)의 대수치, edu_{it} 는 교육연수, ten_{it} 는 근속연수, exp_{it} 는 경력연수를 나타낸다. ten_{it}^2 , exp_{it}^2 는 각각 근속연수, 경력연수의 제곱 값을 의미한다.³²⁾ u_{it} 는 오차항으로서 *i.i.d.*라고 가정한다. 여기에 추가적으로 성별(여성=1), 그리고 결혼여부(기혼=1)를 포함시켰다.

먼저 명목임금을 기준으로 분석기간 전체 및 연도별 임금함수 추정결과를 살펴보면 다음 <표 8>와 같다. 월급여와 보너스, 그리고 연봉에 대해 각각 임금함수를 추정하였는데, 교육연수나 근속연수, 그리고 경력연수 모두 유의미한 추정결과를 보이고 있으며, 성별 및 결혼여부 더미변수도 통계적으로 유의미하게 나타나고 있어 전형적인 임금함수 추정결과와 유사하다. 다만, 보너스를 종속변수로 할 때 교육연수의 계수 값이 다른 월급여나 연봉의 계수 값보다 낮게 나타나고 근속연수의 계수는 유사하지만 근속

31) 앞서 살펴본 선행연구에서 Seltzer and Merrett(2000)의 연구를 제외하고는 대부분 위계구조와 보상간의 관계를 추정할 때 직급변수를 활용하였다. 한편 Seltzer and Merrett(2000)는 직무의 더미변수를 활용하여 임금에 영향을 미친다는 점을 발견하였다.

32) 근속연수와 경력연수 간 상관관계가 높아 다중공선성(multicollinearity)의 문제가 발생할 것으로 예상되었고, 실제로 VIF(variance inflation factors)를 통해서도 확인이 되었다. 그러나 이러한 다중공선성 문제에도 불구하고 추정계수의 표준오차 값이 낮아 대부분의 추정계수 값이 통계적으로 유의미하게 나타났고, 두 인적자본 변수의 구분이 필요하다고 판단되어 임금함수 추정에 반영하였다.

연수 제공량의 계수 값이 연봉의 계수 값과 같이 월급여의 계수보다 높아 근속연수가 증가하면서 도달하는 임금의 일정 피크시점이 월급여보다 빨리 나타난다는 점을 보여주고 있다. 또한 기업 인사제도의 차이를 보기 위해 연도별 더미변수를 추가했을 때 그러한 경향은 더 크게 나타난다.

한편 연도별 더미변수의 영향력은 임금의 성격에 따라 달라지는 데, 월 급여는 매년 증가하는 형태로 나타나지만, 보너스와 연봉은 각기 다른 형태로 나타나고 있다는 점에 주목해야 한다. 먼저 보너스의 경우 인적자본 변수를 통제한 경우 1996년을 기준으로 할 때 매년 감소했음을 보여주고 있는 데, 1997년이 가장 크고 그다음이 1999년, 1998년, 그리고 2000년 순이다. 이러한 보너스의 연도별 변화는 인적자본 변수만으로는 설명하기 어려운 결과로서 기업 인사제도의 변화에 따라 달라질 수 있음을 보여

[표 8] 임금함수의 OLS 추정결과 I (명목임금)

	ln(월급여)		ln(보너스)		ln(연봉)	
상수	12.7312*** (0.0086)	12.6009*** (0.0073)	14.9710*** (0.0111)	15.1581*** (0.0094)	15.7715*** (0.0067)	15.7546*** (0.0056)
교육연수	0.0755*** (0.0006)	0.0733*** (0.0005)	0.0435*** (0.0007)	0.0445*** (0.0008)	0.0658*** (0.0005)	0.0647*** (0.0004)
근속연수	0.0435*** (0.0007)	0.0421*** (0.0006)	0.0507*** (0.0010)	0.0547*** (0.0008)	0.0469*** (0.0006)	0.0475*** (0.0005)
근속연수 ² /100	-0.0033*** (0.0040)	-0.0075*** (0.0033)	-0.1203*** (0.0052)	-0.1381*** (0.0043)	-0.0450*** (0.0031)	-0.0547*** (0.0026)
경력연수	0.0136*** (0.0007)	0.0150*** (0.0006)	0.0200*** (0.0009)	0.0230*** (0.0007)	0.0154*** (0.0005)	0.0174*** (0.0004)
경력연수 ² /100	0.1006*** (0.0041)	0.0951*** (0.0034)	0.0379*** (0.0053)	0.0301*** (0.0044)	0.0817*** (0.0032)	0.0751*** (0.0026)
성별(여성=1)	-0.1000*** (0.0031)	-0.0885*** (0.0026)	-0.0821*** (0.0041)	-0.0752*** (0.0034)	-0.0993*** (0.0025)	-0.0890*** (0.0020)
결혼여부(기혼=1)	0.0318*** (0.0032)	0.0418*** (0.0027)	0.0310*** (0.0042)	0.0269*** (0.0035)	0.0305*** (0.0025)	0.0356*** (0.0021)
1997년 더미	-	0.0816*** (0.0027)	-	-0.4539*** (0.0034)	-	-0.1139*** (0.0020)
1998년 더미	-	0.1491*** (0.0028)	-	-0.2315*** (0.0036)	-	0.0101*** (0.0021)
1999년 더미	-	0.2045*** (0.0027)	-	-0.2587*** (0.0035)	-	0.0372*** (0.0021)
2000년 더미	-	0.3346*** (0.0026)	-	-0.1507*** (0.0034)	-	0.1670*** (0.0020)
표본 수	40,968	40,968	40,968	40,968	40,968	40,968
F	16211.93	16695.93	5467.50	6775.59	22833.16	23515.23
Adjusted R ²	0.7347	0.8176	0.4830	0.6453	0.7960	0.8633

주: ()안은 표준오차이며, 연도별 더미변수는 1996년이 기준이고, ***는 1%, **는 5%, *는 10% 유의수준에서 통계적으로 유의함.

준다고 하겠다.33) 이러한 보너스의 변화에 따라 연봉도 영향을 받게 되어 1997년 더미의 계수가 음(-)의 부호를 보이게 된 것이다.

이상과 같이 월급여는 매년 일정수준 증가하게 되고, 보너스는 인사제도의 변화에 따라 달라지며, 그 영향으로 연봉에도 영향을 미치게 된다. 특히 월급여는 매년 임금상승률을 반영하여 증가하는 형태로 나타나는 데, 이러한 추정결과를 반영하여 명목임금을 실질임금으로 전환하여 살펴볼 필요가 있다. 특히 1996년부터 2000년까지의 임금데이터를 가지고 임금합수를 추정하는 경우, 물가상승률을 고려하지 않는다면 설명변수의 순수한 영향력을 추정하기 어렵기 때문에 본 연구에서는 임금수준을 소비자 물가수준으로 조정하여 분석한다.

[표 9] 임금함수의 OLS 추정결과 II(실질임금)

	ln(월급여)		ln(보너스)		ln(연봉)	
상수	12.8094*** (0.0077)	12.7472*** (0.0073)	15.0492*** (0.0115)	15.3044*** (0.0094)	15.8497*** (0.0062)	15.9009*** (0.0056)
교육연수	0.0743*** (0.0005)	0.0733*** (0.0005)	0.0423*** (0.0008)	0.0445*** (0.0006)	0.0646*** (0.0004)	0.0647*** (0.0004)
근속연수	0.0419*** (0.0007)	0.0421*** (0.0006)	0.0490*** (0.0010)	0.0547*** (0.0008)	0.0453*** (0.0005)	0.0475*** (0.0005)
근속연수 ² /100	-0.0009*** (0.0036)	-0.0075*** (0.0033)	-0.1179*** (0.0054)	-0.1381*** (0.0043)	-0.0427*** (0.0029)	-0.0547*** (0.0026)
경력연수	0.0141*** (0.0006)	0.0150*** (0.0005)	0.0205*** (0.0009)	0.0230*** (0.0007)	0.0158*** (0.0005)	0.0174*** (0.0004)
경력연수 ² /100	0.0993*** (0.0036)	0.0951*** (0.0034)	0.0367*** (0.0055)	0.0301*** (0.0044)	0.0805*** (0.0029)	0.0751*** (0.0026)
성별(여성=1)	-0.0949*** (0.0028)	-0.0885*** (0.0026)	-0.0770*** (0.0042)	-0.0752*** (0.0034)	-0.0942*** (0.0023)	-0.0890*** (0.0020)
결혼여부(기혼=1)	0.0378*** (0.0029)	0.0418*** (0.0027)	0.0371*** (0.0043)	0.0269*** (0.0035)	0.0366*** (0.0023)	0.0356*** (0.0021)
1997년 더미	-	0.0382*** (0.0027)	-	-0.4973*** (0.0034)	-	-0.1573*** (0.0020)
1998년 더미	-	0.0332*** (0.0028)	-	-0.3473*** (0.0036)	-	-0.1057*** (0.0021)
1999년 더미	-	0.0805*** (0.0027)	-	-0.3827*** (0.0035)	-	-0.0868*** (0.0021)
2000년 더미	-	0.1883*** (0.0026)	-	-0.2970*** (0.0034)	-	0.0206*** (0.0020)
표본 수	40,968	40,968	40,968	40,968	40,968	40,968
F	19889.73	15168.33	4920.69	6999.38	26170.97	22036.89
Adjusted R ²	0.7726	0.8029	0.4567	0.6527	0.8172	0.8554

주: ()안은 표준오차이며, 연도별 더미변수는 1996년이 기준이고, ***는 1%, **는 5%, *는 10% 유의수준에서 통계적으로 유의함. 임금데이터는 소비자물가지수로 조정되었음.

33) 가령 1997년의 경우, IMF 외환위기로 인해 연말보너스 지급률이 대폭 낮추어졌으며, 그 결과 보너스 수준이 예년에 비해 현격히 낮아지게 된 것이다.

이와 같이 조정된 실질임금의 종속변수를 적용하여 추정한 결과는 다음 <표 9>이다. 예상한 대로 인적자본 변수들의 추정 계수 값이나 유의수준에서는 별다른 차이가 없고, 연도별 더미변수의 계수가 상당히 변화였다. 월급여의 계수 값이 낮아졌고, 물가상승률을 기준으로 조정된 계수 값이기 때문에 기업 인사제도의 변화에 따라 적용된 평균 임금인상률이라고 해석할 수 있다.

한편 보너스의 경우에는 연도별 더미변수의 계수 값에서 감소폭이 더 커졌는데, 이는 기준년도가 되는 1996년의 임금수준에 비해 물가상승률을 놓고 보면 격차가 더 심해짐을 알 수 있다. 이러한 변화로 인해 연봉의 경우에는 1997년과 1998년, 그리고 1999년이 1996년에 비해 임금수준이 하락한 것으로 나타났다.

여기서 본 연구는 연도별 더미가 임금함수를 추정할 때 유효한 변수가 된다고 판단한다. 특히 내부노동시장에서의 임금결정을 분석하기 위해 기업 인사데이터를 활용할 때 매년 기업 인사제도의 변화를 간접적으로 반영할 수 있는 요인으로서 연도별 더미가 중요하며, 또한 연도별 차이를 반영했을 때 비로소 설명변수의 순수한 효과를 추정할 수 있다고 생각하기 때문이다. 따라서 본 연구에서는 월급여, 보너스, 그리고 연봉을 실질임금변수로 전환하며 동시에 연도별 더미변수를 반영하여 임금함수 추정에 활용하는 것을 원칙으로 한다.

이제 종속변수 월급여, 보너스, 연봉에 대해 각각 인적자본변수를 기본으로 하면서 직군더미변수, 직급더미변수 각각을 추가했을 때의 추정결과를 살펴보고, 세 종류의 변수를 모두 통합했을 때 어떤 변화가 나타나는지를 살펴본다.³⁴⁾ 이를 통해 일반적인 인적자본변수만의 임금함수 추정에서 간과되어 왔던 기업 인사제도의 변수들이 어떤 영향을 미치는지를 확인할 수 있다. 월급여에 대한 추정은 <표 10>, 보너스는 <표 11>, 그리고 연봉은 <표 12>에서 그 결과를 볼 수 있다. 임금의 성격과 상관없이 인적자본 변수만의 모형(I)과 직군 및 직급더미변수를 추가하여 임금함수를 추정할

34) 직급수준(L1직급=1, L2직급=2, ..., L11직급=11)과 인적자본변수의 상관관계는 교육연수는 0.6960, 근속연수는 0.6216, 경력연수는 0.7569로 높은 수준이기 때문에 직급과 교육연수 변수간 내생성의 문제가 야기된다고 할 수 있다. 그러나 본 연구에서 임금함수를 추정할 때에는 이러한 문제점을 감안하여 직급을 더미변수로 전환한 후 추정에 사용하였다. 실제 직급더미변수와 인적자본변수간의 상관관계는 거의 무시할 수 있는 수준으로 나타났다.

때의 설명력은 인적자본변수만을 가지고 추정한 결과에 비해 설명력이 높아지는 것으로 나타났고, 통합모형(IV)이 가장 설명력이 높은 것을 보여주고 있다.

한편, <표 9>의 인적자본변수와 연도별 더미변수를 포함한 추정결과에 비해 직급과 직군더미변수를 추가할 때, 임금함수 추정 모형의 적합도(수정된 R^2)는 높아지지만, 인적자본변수의 계수 값은 상당한 변화를 보이게 된다. 월급여의 경우, 교육연수는 0.0733에서 0.0165로 1/5 수준으로, 근속연수는 0.0421에서 0.0233로 1/2수준으로, 경력연수는 0.0150에서 0.0076로 1/2수준으로 각각 감소하고 있다. 이는 개별 직급단위 내부적으로 인적자본 변수의 다양성이 감소했기 때문이다.³⁵⁾ 한편 성별 더미계수는 오히려 -0.0885에서 -0.1172로 증가하고, 결혼더미변수는 0.0418에서 0.0199로 감소하고 있다. 이러한 계수의 변화는 직급더미와 직군더미의 추가로 야기된 것인데, 직급별 직군별 임금수준의 차이가 그대로 반영된 결과, 인적자본변수가 임금에 미치는 영향력이 크게 감소한 것이라고 볼 수 있다. 이는 기업 인사제도 운영상 중요한 판단기준인 근로자의 직급과 직군을 감안할 때, 인적자본변수가 임금결정요인으로서 그 역할이나 비중이 약화된다는 것을 의미한다.

보너스의 추정결과와는 월급여와 다른 데, 특히 인적자본 변수 중에서 교육연수의 계수 값이 통계적으로 유의하지 않게 되고 경력연수의 제곱항 변수도 그러하다. 이는 보너스의 결정요인에서는 학력과 상관없이 근속연수와 경력연수가 중요하다는 사실을 보여주고 있다. 한편 연봉의 추정결과에서는 포함된 모든 변수가 유의하다는 결과를 보여주고 있는 데, 보너스의 추정결과가 반영되었기 때문이며 월급여의 추정결과에 비해 교육연수의 계수 값이 감소하고, 그 결과 월급여의 임금함수 추정결과와 달리 교육연수의 계수 값이 근속연수보다 낮게 나타나 내부노동시장에서의 연봉 결정시 교육연수보다는 근속연수가 더 영향력을 갖고 있는 것을 보여준다. 반면 직급별 더미변수의 계수 값은 예상한 대로 고직급일수록 높게 나타나고 있다. 다만, 보너스의 경우 생산직인 L2직급보다 대졸 신입사원인 L3직급이 오히려 낮게 나타났으나, 연봉수준에서는 L3직급의 연봉이 L2보다 높게

35) 가령 간부계층의 경우 대부분이 대졸 이상의 학력을 가진 근로자이기 때문에 대졸과 석사, 또는 박사학위를 가진 근로자간 교육연수의 차이만이 반영된 것이다.

나타난다.

[표 10] 월급여의 임금함수 추정결과 : 인적자본, 직군, 직급

	I	II	III	IV
상수항	12.7472*** (0.0073)	12.6254*** (0.0088)	13.5456*** (0.0109)	13.4161*** (0.0113)
교육연수	0.0733*** (0.0005)	0.0795*** (0.0005)	0.0121*** (0.0008)	0.0165*** (0.0008)
근속연수	0.0421*** (0.0006)	0.0437*** (0.0006)	0.0230*** (0.0007)	0.0233*** (0.0006)
근속연수 ² /100	-0.0075*** (0.0033)	-0.0104*** (0.0033)	-0.0448*** (0.0033)	-0.0451*** (0.0032)
경력연수	0.0150*** (0.0005)	0.0158*** (0.0005)	0.0075*** (0.0005)	0.0079*** (0.0005)
경력연수 ² /100	0.0951*** (0.0034)	0.0920*** (0.0033)	0.0319*** (0.0032)	0.0281*** (0.0031)
성별(여성=1)	-0.0885*** (0.0026)	-0.0934*** (0.0026)	-0.1166*** (0.0025)	-0.1172*** (0.0025)
결혼여부(기혼=1)	0.0418*** (0.0027)	0.0428*** (0.0026)	0.0221*** (0.0025)	0.0199*** (0.0024)
영업직군더미	-	-0.0322*** (0.0040)	-	-0.0076 (0.0036)
생산기술직군더미	-	0.0591*** (0.0035)	-	0.0862*** (0.0032)
연구개발직군더미	-	-0.0089** (0.0041)	-	0.0137*** (0.0037)
기타직군더미	-	0.2131*** (0.0232)	-	0.2098*** (0.0208)
직급더미(L2)	-	-	0.0617*** (0.0027)	0.0704*** (0.0026)
직급더미(L3)	-	-	0.1667*** (0.0042)	0.1884*** (0.0042)
직급더미(L4)	-	-	0.2187*** (0.0047)	0.2445*** (0.0047)
직급더미(L5)	-	-	0.3291*** (0.0053)	0.3572*** (0.0052)
직급더미(L6)	-	-	0.4997*** (0.0066)	0.5276*** (0.0065)
직급더미(L7)	-	-	0.5893*** (0.0076)	0.6197*** (0.0074)
직급더미(L8)	-	-	0.6324*** (0.0087)	0.6590*** (0.0085)
직급더미(L9)	-	-	0.7044*** (0.0100)	0.7302*** (0.0098)
직급더미(L10)	-	-	0.8031*** (0.0121)	0.8287*** (0.0118)
직급더미(L11)	-	-	0.8615*** (0.0145)	0.8877*** (0.0142)
F	15168.33	11616.22	10182.71	9075.69
Adjusted R ²	0.8029	0.8096	0.8392	0.8470

주: ()는 표준오차, *** 1%, ** 5%, * 10%에서 통계적으로 유의. 연도더미 포함.

[표 11] 보너스의 임금함수 추정결과 : 인적자본, 직군, 직급

	I	II	III	IV
상수항	15.3044*** (0.0094)	15.3392*** (0.0115)	15.8691*** (0.0146)	15.8728*** (0.0154)
교육연수	0.0445*** (0.0006)	0.0433*** (0.0007)	0.0009 (0.0011)	0.0008 (0.0011)
근속연수	0.0547*** (0.0008)	0.0547*** (0.0008)	0.0300*** (0.0009)	0.0301*** (0.0009)
근속연수 ² /100	-0.1381*** (0.0043)	-0.1379*** (0.0043)	-0.1160*** (0.0043)	-0.1160*** (0.0044)
경력연수	0.0230*** (0.0007)	0.0232*** (0.0007)	0.0136*** (0.0007)	0.0137*** (0.0007)
경력연수 ² /100	0.0301*** (0.0044)	0.0286*** (0.0044)	-0.0061 (0.0042)	-0.0065 (0.0043)
성별(여성=1)	-0.0752*** (0.0034)	-0.0739*** (0.0034)	-0.1001*** (0.0034)	-0.0994*** (0.0034)
결혼여부(가혼=1)	0.0269*** (0.0035)	0.0270*** (0.0035)	0.0140*** (0.0033)	0.0140*** (0.0033)
영업직군더미	-	-0.0311*** (0.0053)	-	-0.0114 (0.0050)
생산기술직군더미	-	-0.0223*** (0.0046)	-	-0.0024 (0.0044)
연구개발직군더미	-	-0.0085 (0.0054)	-	0.0015 (0.0050)
기타직군더미	-	0.0254 (0.0305)	-	-0.0088 (0.0285)
직급더미(L2)	-	-	0.1927*** (0.0036)	0.1928*** (0.0036)
직급더미(L3)	-	-	0.0848*** (0.0057)	0.0851*** (0.0057)
직급더미(L4)	-	-	0.1927*** (0.0036)	0.1944*** (0.0064)
직급더미(L5)	-	-	0.3648*** (0.0071)	0.3643*** (0.0072)
직급더미(L6)	-	-	0.3543*** (0.0088)	0.3539*** (0.0089)
직급더미(L7)	-	-	0.4340*** (0.0101)	0.4339*** (0.0102)
직급더미(L8)	-	-	0.4964*** (0.0116)	0.4966*** (0.0116)
직급더미(L9)	-	-	0.5831*** (0.0133)	0.5831*** (0.0134)
직급더미(L10)	-	-	0.6759*** (0.0162)	0.6749*** (0.0162)
직급더미(L11)	-	-	0.8042*** (0.0194)	0.8030*** (0.0195)
F	6941.27	5141.51	4473.53	3758.81
Adjusted R ²	0.6039	0.6530	0.6963	0.6963

주: 앞의 표와 동일함.

【표 12】 연봉의 임금함수 추정결과 : 인적자본, 직군, 직급

	I	II	III	IV
상수항	15.9009*** (0.0056)	15.8354*** (0.0068)	16.6234*** (0.0080)	16.5417*** (0.0083)
교육연수	0.0647*** (0.0004)	0.0683*** (0.0005)	0.0092*** (0.0006)	0.0120*** (0.0006)
근속연수	0.0475*** (0.0005)	0.0486*** (0.0005)	0.0267*** (0.0005)	0.0269*** (0.0005)
근속연수 ² /100	-0.0547*** (0.0026)	-0.0565*** (0.0025)	-0.0729*** (0.0024)	-0.0731*** (0.0023)
경력연수	0.0174*** (0.0004)	0.0180*** (0.0004)	0.0092*** (0.0004)	0.0096*** (0.0004)
경력연수 ² /100	0.0751*** (0.0026)	0.0725*** (0.0026)	0.0206*** (0.0023)	0.0179*** (0.0023)
성별(여성=1)	-0.0890*** (0.0020)	-0.0919*** (0.0020)	-0.1161*** (0.0018)	-0.1163*** (0.0018)
결혼여부(기혼=1)	0.0356*** (0.0021)	0.0362*** (0.0020)	0.0183*** (0.0018)	0.0168*** (0.0018)
영업직군더미	-	-0.0328*** (0.0031)	-	-0.0098** (0.0027)
생산기술직군더미	-	0.0292*** (0.0027)	-	0.0540*** (0.0023)
연구개발직군더미	-	-0.0104*** (0.0032)	-	0.0082** (0.0027)
기타직군더미	-	0.1591*** (0.0180)	-	0.1457*** (0.0153)
직급더미(L2)	-	-	0.1044*** (0.0020)	0.1099*** (0.0019)
직급더미(L3)	-	-	0.1406*** (0.0031)	0.1546*** (0.0031)
직급더미(L4)	-	-	0.2105*** (0.0035)	0.2270*** (0.0034)
직급더미(L5)	-	-	0.3404*** (0.0039)	0.3582*** (0.0039)
직급더미(L6)	-	-	0.4506*** (0.0048)	0.4682*** (0.0048)
직급더미(L7)	-	-	0.5398*** (0.0055)	0.5592*** (0.0055)
직급더미(L8)	-	-	0.5897*** (0.0063)	0.6066*** (0.0062)
직급더미(L9)	-	-	0.6652*** (0.0073)	0.6814*** (0.0072)
직급더미(L10)	-	-	0.7620*** (0.0088)	0.7778*** (0.0087)
직급더미(L11)	-	-	0.8457*** (0.0106)	0.8617*** (0.0105)
F	22036.89	16636.94	16442.04	14450.26
Adjusted R ²	0.8554	0.8590	0.8939	0.8981

주: 앞의 표와 동일함.

[표 13] 임금함수의 OLS 추정결과 III(실질임금) : 인적자본, 직군, 직급

	ln(월급여)		ln(보너스)		ln(연봉)	
상수항	12.7472** *	13.4161** *	15.3044** *	15.8728** *	15.9009** *	16.5417** *
	(0.0073)	(0.0113)	(0.0094)	(0.0154)	(0.0056)	(0.0083)
교육연수	0.0733***	0.0165***	0.0445***	0.0008	0.0647***	0.0120***
	(0.0005)	(0.0008)	(0.0006)	(0.0011)	(0.0004)	(0.0006)
근속연수	0.0421***	0.0233***	0.0547***	0.0301***	0.0475***	0.0269***
	(0.0006)	(0.0006)	(0.0008)	(0.0009)	(0.0005)	(0.0005)
근속연수 ² /100	-0.0075***	-0.0451***	-0.1381***	-0.1160***	-0.0547***	-0.0731***
	(0.0033)	(0.0032)	(0.0043)	(0.0044)	(0.0026)	(0.0023)
경력연수	0.0150***	0.0079***	0.0230***	0.0137***	0.0174***	0.0096***
	(0.0005)	(0.0005)	(0.0007)	(0.0007)	(0.0004)	(0.0004)
경력연수 ² /100	0.0951***	0.0281***	0.0301***	-0.0065	0.0751***	0.0179***
	(0.0034)	(0.0031)	(0.0044)	(0.0043)	(0.0026)	(0.0023)
성별(여성=1)	-0.0885***	-0.1172***	-0.0752***	-0.0994***	-0.0890***	-0.1163***
	(0.0026)	(0.0025)	(0.0034)	(0.0034)	(0.0020)	(0.0018)
결혼여부(기혼=1)	0.0418***	0.0199***	0.0269***	0.0140***	0.0356***	0.0168***
	(0.0027)	(0.0024)	(0.0035)	(0.0033)	(0.0021)	(0.0018)
영업직군더미	-	-0.0076	-	-0.0114	-	-0.0098**
		(0.0036)		(0.0050)		(0.0027)
생산기술직군더미	-	0.0862***	-	-0.0024	-	0.0540***
		(0.0032)		(0.0044)		(0.0023)
연구개발직군더미	-	0.0137***	-	0.0015	-	0.0082**
		(0.0037)		(0.0050)		(0.0027)
기타직군더미	-	0.2098***	-	-0.0088	-	0.1457***
		(0.0208)		(0.0285)		(0.0153)
직급더미(L2)	-	0.0704***	-	0.1928***	-	0.1099***
		(0.0026)		(0.0036)		(0.0019)
직급더미(L3)	-	0.1884***	-	0.0851***	-	0.1546***
		(0.0042)		(0.0057)		(0.0031)
직급더미(L4)	-	0.2445***	-	0.1944***	-	0.2270***
		(0.0047)		(0.0064)		(0.0034)
직급더미(L5)	-	0.3572***	-	0.3643***	-	0.3582***
		(0.0052)		(0.0072)		(0.0039)
직급더미(L6)	-	0.5276***	-	0.3539***	-	0.4682***
		(0.0065)		(0.0089)		(0.0048)
직급더미(L7)	-	0.6197***	-	0.4339***	-	0.5592***
		(0.0074)		(0.0102)		(0.0055)
직급더미(L8)	-	0.6590***	-	0.4966***	-	0.6066***
		(0.0085)		(0.0116)		(0.0062)
직급더미(L9)	-	0.7302***	-	0.5831***	-	0.6814***
		(0.0098)		(0.0134)		(0.0072)
직급더미(L10)	-	0.8287***	-	0.6749***	-	0.7778***
		(0.0118)		(0.0162)		(0.0087)
직급더미(L11)	-	0.8877***	-	0.8030***	-	0.8617***
		(0.0142)		(0.0195)		(0.0105)
Adjusted R ²	0.8029	0.8470	0.6039	0.6963	0.8554	0.8981

주: 앞의 표와 동일.

2. 패널데이터분석 추정결과

1절의 실증분석 결과는 OLS 추정 방식을 적용한 것이다. 그러나 본 연구의 분석 자료인 기업 인사데이터는 그 속성상 5개년 패널자료로 구성되어 있어 패널데이터 분석모형을 적용할 수 있다. 널리 알려져 있는 바와 같이 패널자료는 근로자의 관찰되지 않는 이질성(unobserved individual heterogeneity)을 효과적으로 통제할 수뿐만 아니라 그 자체로서 효율적인 추정이 가능한 환경을 제공해 주며, 특히 경제변수의 시간에 걸친 조정과정, 즉 동태적 조정과정을 연구할 수 있는 자료이다.³⁶⁾ 본 연구에서는 이러한 패널자료의 특성을 활용하고자 한다. 기존의 연구들이 횡단면 자료인 노동부의 「임금구조기본통계조사」 자료를 주로 활용하여 임금함수를 추정한 결과를 분석하고 있기 때문에 추정상의 편의(bias)가 발생했을 것으로 판단되며, 앞서 OLS 추정결과도 유사한 문제를 가지고 있을 것으로 보인다. 따라서 본 연구에서는 이하의 패널데이터 분석을 통해 이러한 편의 문제를 해결할 수 있을 것으로 기대된다.³⁷⁾

일반적으로 횡단면 자료와 시계열 자료를 결합한 패널자료를 활용하여 분석하는 것은 횡단면 자료의 특성과 시계열 자료의 특성을 동시에 고려하면서 추정을 하되, 각각의 효과를 분리하여 분석할 수 있기 때문이다. 본 연구에서는 식 (1)을 패널데이터 분석모형으로 전환하여 적용한다.

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 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 ϵ_{it} 는 평균이 0, 분산이 상수라고 가정한다. 한편 양방향효과모형은 일방향효과모형의 개인별 고유효과에 추가하여

36) 패널자료의 장점과 한계에 대한 자세한 내용은 Baltagi(2005)의 pp.4-9 참조.

37) 본 연구의 분석 자료는 불균형 패널자료(unbalanced panel data)이다. 데이터 탈락(attrition)이나 일시적인 절단(incidental truncation) 현상이 다수 발생하고 있는 것을 확인할 수 있는 데, 그 원인이 구체적으로 무엇인지 확인할 수 없었다. 다만, 대상자의 퇴직이나 전출, 또는 데이터 오류 등의 이유로 추정된다. 일반적으로 패널데이터가 불균형자료일 때, 추정상의 문제점이나 수정방법에 대해서는 Wooldridge(2002)의 p.577-598 참조.

시간에 따라 일정한 효과 λ_t 가 존재한다는 가정 하에 오차항의 속성을 $u_{it} = v_i + \lambda_t + \epsilon$ 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 λ_t 도 같이 추정에 반영하는 것이다.³⁸⁾

본 연구에서는 일방향효과모형을 적용한 임금함수 추정모형을 설정하여 분석한다.³⁹⁾ 그러나 다년간의 횡단면 자료를 통합하여 추정하는 통합회귀 분석(pooled regression)의 추정결과가 효율적이라면, 굳이 패널데이터 분석이 필요하지 않을 수 있다. 즉, 관찰되지 않는 효과가 존재하는지 존재하지 않는지를 사전에 판단함으로써 패널데이터 분석의 필요성을 검증할 필요가 있다. 이에 대한 검증방법은 LM 검정(Lagrangian multiplier test for random effect)인데, 이 검증결과를 보고 패널데이터 분석이 필요하다고 판단되면 그 때 구체적인 패널데이터 분석모형을 설정하여 추정에 활용하게 된다.⁴⁰⁾

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.⁴¹⁾ 보통 차분과정을 거쳐 개인이 가지는 고유효과를 제거함으로써 관찰되지 않는 이질성에 따른 문제점을 해결할 수 있다. 한편, 확률효과모형은 고정효과모형에 비해 표준오차를 줄일 수 있기 때문에 추정의 효율성이 높아진다고 알려져 있다.

38) 패널데이터 분석 모형을 설명하는 방식이나 표기방법은 학자들마다 다르게 나타나는데, 본 연구는 앞서 설정한 표준화된 임금함수 추정모형에 기초하여 정리하였다. 또한 Stata 통계패키지를 분석에 활용하기 위해 Stata Corporation(2003a, 2003b)에서 발간한 패널데이터 분석에 대한 매뉴얼과 Baum(2006)을 참조하였다.

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

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

41) 이 때 고정효과는 마치 개인별 더미변수를 포함한 형태가 되는 데, 이러한 형태 때문에 최소자승더미변수(least square dummy variable, LSDV) 추정이라고도 한다.

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.⁴²⁾ 만약 상관관계가 유의하지 않을 경우, 확률효과모형의 추정결과를 적용하게 되며, 반대로 상관관계가 유의할 경우에는 고정효과모형의 추정결과를 적용하였다.

먼저 실질임금으로 변환한 종속변수, 즉 월급여, 보너스 및 연봉에 대해서 인적자본 변수를 포함하여 추정한 임금함수의 패널데이터 분석 결과는 다음 <표 14>과 같다. 표 하단의 LM 검정과 Hausman 검정 결과를 보면 모두 고정효과모형이 적절한 추정모형이라는 것을 보여주고 있다. 월급여의 경우 고정효과모형을 통해 근로자의 관찰되지 않는 개인효과를 통제할 때 <표 9>의 OLS 추정결과와 비교해 보면, 인적자본변수의 추정 계수 값에서 상당한 변화가 나타남을 알 수 있다. 이러한 변화는 보너스나 연봉에서도 발견되는 데, 이는 근로자의 관찰되지 않는 개인효과를 통제하지 않았을 때에는 일반적인 임금함수의 추정결과가 나타나지만, 패널데이터 분석을 통해 근로자간 이질성을 감안하게 되면 다음과 같이 다소 상이한 추정결과가 나타나는 것이다.

월급여의 경우, 교육연수와 경력연수의 계수 값이 크게 증가하고 있다. 한편 보너스의 경우, 근속연수만 통계적으로 유의미한 값을 가질 뿐 교육연수와 경력연수는 유의미하지 않게 된다. 연봉의 경우에는 OLS 추정결과와 유사한 형태로 나타나지만, 추정계수 값의 크기가 교육연수>근속연수>경력연수의 순서에서 반대로 경력연수>근속연수>교육연수로 바뀌어 근로자의 연간소득을 결정하는 요인으로서 경력연수가 가장 큰 영향력을 발휘하는 것으로 나타났다.

42) 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)

【표 14】 임금함수의 패널데이터 분석 추정결과 I (실질임금)

	ln(월급여)		ln(보너스)		ln(연봉)		
	고정효과	확률효과	고정효과	확률효과	고정효과	확률효과	
상수	11.6498*** (0.3900)	12.7583*** (0.0107)	16.4309*** (0.8026)	15.0084*** (0.0117)	15.3924*** (0.3504)	15.8630*** (0.0082)	
교육연수	0.1231*** (0.0245)	0.0727*** (0.0007)	-0.0482 (0.0504)	0.0407*** (0.0008)	0.0765*** (0.0220)	0.0598*** (0.0006)	
근속연수	0.0780*** (0.0011)	0.0510*** (0.0008)	0.0902*** (0.0023)	0.0558*** (0.0011)	0.0806*** (0.0010)	0.0545*** (0.0006)	
근속연수 ² /100	0.0654*** (0.0091)	0.0146*** (0.0054)	-0.3121*** (0.0185)	-0.0556*** (0.0063)	-0.0653*** (0.0081)	-0.0413*** (0.0042)	
경력연수	0.1044*** (0.0243)	0.0339*** (0.0009)	0.0490 (0.0501)	0.0437*** (0.0011)	0.0922*** (0.0219)	0.0373*** (0.0007)	
경력연수 ² /100	0.0340*** (0.0069)	-0.0149*** (0.0032)	-0.3808*** (0.0142)	-0.0673*** (0.0036)	-0.0934*** (0.0062)	-0.0350*** (0.0024)	
성별(여성=1)	-	-0.0568*** (0.0038)	-	-0.0414*** (0.0043)	-	-0.0766*** (0.0029)	
결혼여부(기혼=1)	0.0237*** (0.0044)	0.0200*** (0.0034)	-0.0191** (0.0091)	0.0248*** (0.0044)	0.0119*** (0.0040)	0.0218*** (0.0027)	
표본 수	40,968	40,968	40,968	40,968	40,968	40,968	
그룹 수	14,709	14,709	14,709	14,709	14,709	14,709	
R ²	within	0.5245	0.5067	0.1405	0.0002	0.3272	0.3167
	between	0.7669	0.8011	0.2942	0.6658	0.8101	0.8534
	overall	0.7201	0.7658	0.1728	0.4608	0.7646	0.8143
F	4826.96		715.49		2128.35		
LM test	$\chi^2(1)=8759.39$		$\chi^2(1)=415.82$		$\chi^2(1)=8489.33$		
Hausman test	$\chi^2(6)=8844.81$		$\chi^2(6)=6048.42$		$\chi^2(6)=1386.65$		

주: ()안은 표준오차이며, ***는 1%, **는 5%, *는 10% 유의수준에서 통계적으로 유의함.

임금데이터는 소비자물가지수로 조정되었음.

한편, 본 연구에서 주목하고 있는 직급과 직군더미변수를 포함한 고정효과 모형의 추정결과는 다음 <표 15>과 같다. 이 경우에도 LM 검정과 Hausman 검정 결과 패널데이터 분석의 고정효과모형이 적합한 것으로 나타나는 데, 앞서 인적자본 변수만의 추정결과와 비교할 때, 직급과 직군 더미변수를 포함한 추정결과는 상당히 다른 모습을 보여준다.

[표 15] 임금함수의 패널데이터 분석 추정결과 II(실질임금)

	ln(월급여)		ln(보너스)		ln(연봉)		
	고정효과	확률효과	고정효과	확률효과	고정효과	확률효과	
상수	12.0526*** (0.3742)	13.2607*** (0.0150)	15.7091*** (0.7749)	15.7187*** (0.0194)	15.4483*** (0.3442)	16.4529*** (0.0107)	
교육연수	0.0881*** (0.0235)	0.0298*** (0.0011)	-0.0013 (0.0486)	-0.0107*** (0.0013)	0.0667*** (0.0216)	0.0124*** (0.0008)	
근속연수	0.0716*** (0.0012)	0.0401*** (0.0009)	0.0653*** (0.0025)	0.0269*** (0.0012)	0.0684*** (0.0011)	0.0335*** (0.0006)	
근속연수 ² /100	0.0576*** (0.0087)	-0.0207*** (0.0049)	-0.2508*** (0.0181)	-0.0592*** (0.0061)	-0.0521*** (0.0080)	-0.0480*** (0.0034)	
경력연수	0.0878*** (0.0234)	0.0248*** (0.0008)	0.0653 (0.0484)	0.0217*** (0.0011)	0.0852*** (0.0215)	0.0219*** (0.0006)	
경력연수 ² /100	-0.0096 (0.0068)	-0.0339*** (0.0028)	-0.2916*** (0.0140)	-0.0483*** (0.0035)	-0.0946*** (0.0062)	-0.0374*** (0.0020)	
성별(여성=1)	-	-0.0976*** (0.0035)	-	-0.0868*** (0.0044)	-	-0.1097*** (0.0024)	
결혼여부(기혼=1)	0.0273*** (0.0043)	0.0050 (0.0032)	0.0039 (0.0089)	0.0117*** (0.0042)	0.0042*** (0.0040)	0.0090*** (0.0023)	
영업직군더미	0.0019	0.0047	0.0747***	-0.0066	0.0285***	-0.0010	
생산기술직군더미	0.0445***	0.0949***	0.0660***	-0.0043	0.0519***	0.0601***	
연구개발직군더미	0.0129	0.0292***	0.1314***	-0.0027	0.0511***	0.0155***	
기타직군더미	-0.0097	0.2870***	0.0335	-0.0646*	0.0053	0.1722***	
직급더미(L2)	0.0076**	0.0280**	0.2489***	0.2004***	0.0836**	0.0951**	
직급더미(L3)	0.1239***	0.1079***	0.0742***	0.1059***	0.1120***	0.1345***	
직급더미(L4)	0.2145***	0.1630***	-0.0286	0.2316***	0.1449***	0.2075***	
직급더미(L5)	0.3622***	0.2678***	-0.0748***	0.4188***	0.2283***	0.3374***	
직급더미(L6)	0.5313***	0.4224***	-0.2482***	0.4236***	0.2816***	0.4477***	
직급더미(L7)	0.6166***	0.4892***	-0.3882***	0.5099***	0.2984***	0.5284***	
직급더미(L8)	0.6710***	0.5249***	-0.4755***	0.5837***	0.3116***	0.5807***	
직급더미(L9)	0.7392***	0.5942***	-0.4580***	0.6842***	0.3660***	0.6679***	
직급더미(L10)	0.8385***	0.6932***	-0.4512***	0.7968***	0.4401***	0.7746***	
직급더미(L11)	0.9104***	0.7411***	-0.3951***	0.9616***	0.5096***	0.8729***	
표본 수	40,968	40,968	40,968	40,968	40,968	40,968	
그룹 수	14,709	14,709	14,709	14,709	14,709	14,709	
R^2	within	0.5633	0.5196	0.2006	0.0127	0.3524	0.3153
	between	0.8123	0.8536	0.1431	0.7283	0.8398	0.9063
	overall	0.7730	0.8118	0.0979	0.5145	0.7969	0.8626
F	1692.07		329.25		713.91		
LM test	$\chi^2(1)=2775.55$		$\chi^2(1)=1568.80$		$\chi^2(1)=1609.33$		
Hausman test	$\chi^2(20)=13580.15$		$\chi^2(6)=7534.01$		$\chi^2(6)=2801.12$		

주: 앞의 표와 동일함.

즉, <표 13>의 OLS 추정결과에서는 직급과 직군더미변수를 추가했을 때 모형의 적합도가 나아지지만 인적자본 변수의 추정계수 값들이 전반적으로 낮아지는 반면, 고정효과모형으로 추정했을 때에는 인적자본 변수의 계수 값이 <표 15>의 추정 계수 값과 비교할 때 오히려 증가하는 것으로 나타난다. 또한 직급더미변수에서도 보너스의 경우 상위직급이 오히려 하위직급보다 낮게 나타나는 음(-)의 부호 값을 보여준다. 한편 직군더미 변수의 추정계수 값에서도 변화가 나타난다. 예를 들면 OLS 추정 시 보너스의 결정요인으로서는 직군이 큰 의미를 갖지 않는 데, 고정효과모형의 추정결과에서는 경영지원직군에 비해 영업, 생산기술, 연구개발직군 모두 임금수준이 높게 나타난다.

이러한 추정결과들은 근로자의 관찰되지 않는 개인 이질성을 통제하여 추정상의 효율성을 높인 결과이기 때문에 보다 정확한 분석 결과라고 할 수 있다. 즉, 그러한 추정상의 편의를 감안하지 않은 OLS 추정결과에 비해 고정효과모형은 효율성이 높은 추정 값을 보여준다는 것이다. 따라서 앞서 OLS추정결과를 바탕으로 논의한 실증분석 결과들은 다음과 같이 수정되어야 할 것이다.

즉, 직급더미와 직군더미 변수의 추가로 인적자본 변수가 임금에 미치는 영향력이 감소하기 보다는 오히려 증가하고 있다. 이는 기업 인사제도 운영상 중요한 판단기준인 근로자의 직급과 직군을 감안할 때에 인적자본 변수가 임금결정요인으로서 담당하고 있는 그 역할이나 비중이 변화하지 않으며, 오히려 강화된다는 것을 의미한다. 직급과 직군더미변수는 임금의 성격에 상관없이 대부분 통계적으로 유의미한 값을 보이고 있어 개인의 고정효과에도 불구하고 임금결정요인으로서 그 역할을 담당하고 있다는 것을 확인할 수 있다.

한편 보너스의 추정결과는 월급여나 연봉과 상이하게 나타나는 데, 앞서 OLS 추정결과와 같이 인적자본 변수 중 근속연수의 계수 값만 통계적으로 유의하게 나타나 보너스의 결정요인에서는 학력과 상관없이 근속연수가 중요하다는 사실을 보여주고 있다. 한편 직급별 더미변수의 계수 값은 예상한 대로 고직급일수록 높게 나타나고 있지만, 보너스의 경우에는 반대로 나타나는 데, 이는 A기업 내에서 보너스의 운영기준이나 제도적용상의 변화가 OLS 추정모형보다는 고정효과모형에서 잘 반영하고 있다는 것을 보

여준다. 즉, 인사제도상 임금체계의 구성변화로 간부계층의 경우 보너스가 급격히 낮아지는 시기가 있었는데, 이러한 차이점을 반영한 결과로 볼 수 있기 때문이다.

3. 분석결과 정리

이상의 결과를 종합해 보면, 만약 근로자의 인적자본속성이 그 근로자의 생산성을 대표하는 지표라고 할 때, 인적자본변수를 통제 한 후에도 이와 같은 직급별 임금격차가 존재한 사실은 본 연구가 관심을 두고 있는 내부노동시장에서의 임금결정이 일반적인 노동시장에서의 임금결정과 상당한 차이점이 있다는 것을 보여준다.

Doeringer and Piore(1971)의 내부노동시장 연구의 중요한 결과중 하나는 내부노동시장에서의 임금이 경쟁시장에서 결정되기 보다는 관료적 절차를 통해 이루어지며, 따라서 직무나 직급과 연계되어 있다고 한 것이다. 사실 수많은 실증분석 연구들은 직급과 직무가 임금과 강한 상관관계를 갖고 있다고 결론짓고 있다. 가령 Baker, Gibbs, and Holmstrom (1994a, b), Treble et al.(2001), Grund(2005), 그리고 Kwon (2006)이 대표적인 연구이다. 또한 Seltzer and Merrett(2000)의 연구를 제외하고는 대부분의 선행연구가 위계구조와 보상간의 관계를 추정할 때 직급을 활용하였다.⁴³⁾

대부분의 연구가 Doeringer and Piore(1971)의 주장을 뒷받침하는 결과를 도출했다. 만약 내부노동시장에서 임금이 직급이나 직무에 의해서만 결정된다면, 외부노동시장의 여건에 좌우되지 않는다는 것을 증명하기 때문에 내부노동시장의 존재에 대한 확실한 근거를 마련할 수 있다. 그러나 직급 내 그리고 직급 간 변동이 존재하고 이러한 변동이 시간에 따라 변동한다면 외부노동시장의 영향력이 작동하고 있다고 보는 것이 타당하다. Gibbs and Hendrick(2004)은 직급 내 임금변동이 존재한다고 하더라도 승진하지 않은 근로자들의 임금이 장기적으로는 그들의 직무와 연계되어 있다는 것을 발견하였다.

43) Seltzer and Merrett(2000)는 직무의 더미변수를 활용하여 임금에 영향을 미친다는 점을 발견하였다.

즉, 내부노동시장에서의 임금결정이 근로자의 생산성만으로 결정되는 것이 아니라 내부노동시장에서의 독특한 '제도의 힘'이 존재하기 때문이라고 보는 것이다. 본 연구에서 이러한 '제도의 힘'중 하나로서 직급과 직군차이에 주목하고 있는 데, 특히 직급구조가 중요한 역할을 한다고 판단된다. 그 이유는 직급구조가 단순히 임금결정을 위한 수단이 아니라 조직 구성원의 효율적인 활용을 통한 기업의 성과창출을 위해 개별 근로자에게 적절한 역할과 책임을 부여하는 기준 잣대가 되고 있기 때문이다.

따라서 임금이 직급이나 직무에 의해서만 결정된다면, 외부노동시장의 여건에 좌우되지 않는다는 것을 증명하기 때문에 내부노동시장의 존재에 대한 확실한 근거를 마련할 수 있다. 그러나 본 연구의 추정결과를 종합해 볼 때, 순수하게 직급과 직군만으로 임금이 결정된다고 볼 수 없고, 직급간 임금격차가 존재하며, 시간에 따라 변동한다면 일정부분 외부노동시장의 영향력이 작동하고 있다고 보는 것이 보다 설득력이 있는 주장이라고 판단된다.⁴⁴⁾

IV. 결 론

본 연구는 내부노동시장에서의 임금결정에 대한 기존의 이론적 성과를 바탕으로 기업 인사제도나 관행이 임금결정에 중요한 역할을 담당하고 있음을 실증적으로 분석하였다. 기업 내부노동시장의 '제도의 힘'이 어떻게 작동하고 있는지를 확인하기 위해 기업 인사데이터를 활용함으로써 기존의 연구에서는 활용할 수 없었던 구체적인 직급과 직무정보를 도출하여 실증 분석에 활용하였다.

먼저 기업 인사제도의 중심에 있는 직급별 임금테이블의 변화가 연도별로 어떤 특징을 갖고 있는지를 확인하기 위해 직급별 임금구조의 변화를 살펴보았다. 월급여의 경우 고직급일수록 높은 임금이 책정되는 형태이지

44) 다만, 근로자의 직급을 결정하는 요인으로서 인적자본 변수가 영향을 미칠 것이라고 쉽게 예측할 수 있기 때문에 계량경제학적인 관점에서 내생성 문제가 야기되어 확정적인 근거로 삼기에는 여전히 한계가 있으며, 향후 이러한 문제를 해결할 수 있는 방법을 모색하여 보다 엄밀한 의미에서 기업 인사제도의 중요성을 검증해야 할 필요성이 있다.

만, 시기별로 직급별 월급여 수준이나 증감률이 변화하고 있고, 보너스의 경우에도 마찬가지로 나타났다. 이는 기업이 경영환경 변화에 따라 인사제도를 달리 적용하고 있다는 사실을 보여주는 데, 특히 직급별로 임금상승률을 달리 책정하여 직급별 월급여 인상률이 다르게 나타난다는 점과 성과급제를 도입하면서 기존 보너스의 일부분이 월급여로 전환되어 보너스 수준이 직급별로 차이가 나는 것과 같이 기업이 인사제도의 변화를 꾀하면서 대상별로 제도 적용상의 차이를 둔다는 점을 확인할 수 있었다.

본 연구는 이러한 직급별 임금구조의 변화와 특징을 감안하여 임금함수를 추정할 때 일반적으로 적용되어 온 인적자본 변수뿐만 아니라 인사제도의 변화를 간접적으로 대변할 수 있는 근로자의 직급 및 직군더미를 포함시켜 분석하였다. 또한 근로자의 관찰되지 않는 개인 이질성을 감안한 고정효과모형의 추정결과를 통해 보다 엄밀한 실증분석결과를 도출하였다. 이러한 추정결과를 종합해 보면 다음 몇 가지로 요약할 수 있다.

첫째, 임금함수를 추정할 때 인적자본 변수가 임금결정요인으로서 유의미한 것으로 나타나며, 근로자의 직급 및 직군더미변수를 포함시켜 추정했을 때 OLS추정의 경우는 약화되지만 고정효과모형에서는 오히려 강화된다. 이러한 현상은 기업 내부노동시장에서 인사제도의 변화를 간접적으로 나타내는 직급 및 직군더미를 추가하여 추정할 경우에도 인적자본이론에서 주장하는 바와 같이 근로자의 인적자본수준에 따라 임금수준이 달라진다는 것을 확인할 수 있었다. 다만, 보너스의 경우, 유독 교육연수의 영향력이 발견되지 않는 데, 그 이유는 보너스가 기본적으로 근로자의 월급여를 기준으로 책정되기 때문에 그 영향력이 희석된 것이라고 볼 수 있다.

둘째, 인적자본변수에 직급 및 직군더미변수를 포함하여 추정한 결과, 모든 계수가 통계적으로 유의미한 영향력을 가지고 있어 의미가 있는 임금결정요인으로 파악되었다. 특히 직급더미변수의 유의성에 주목하게 되는데, 이러한 결과는 기업 내부적으로 이루어지는 임금결정방식이 임금함수 추정에 그대로 반영된 것으로 파악된다. 즉, 기업에는 직급별 임금테이블이 사전에 책정되어 있고 따라서 근로자의 임금결정시 근로자의 직급에 따라 기본적인 임금수준의 범위가 먼저 결정되며 그 후에 근로자의 인적속성을 감안하여 추가적인 임금수준 조정이 이루어진다고 해석할 수 있는 것이다. 물론 실제 기업의 임금결정방식은 직급별 임금테이블에 따른 임금수준

결정이 일반적이는데, 다소 조정이 가능한 부분은 특근수당이라든가 근로자 개인별로 다른 수당이 추가되거나 개인 신상의 특별한 사유로 월급여가 변동한 것들을 생각할 수 있다.

셋째, 이상의 결과를 종합해 보면, 근로자의 인적자본속성이 그 근로자의 생산성을 대표하는 지표라고 할 때, 인적자본변수를 통제한 경우에도 직급별 임금격차가 존재한 사실은 내부노동시장에서의 임금결정이 일반적인 노동시장에서의 임금결정과 상당한 차이점이 있다는 것을 보여준다. 즉, 내부노동시장에서의 임금결정이 근로자의 생산성만으로 결정되는 것이 아니라 내부노동시장에서의 독특한 '제도의 힘'에 의해서 좌우된다는 것이다. 따라서 내부노동시장에서의 임금결정에 대해 연구할 때 기업의 독특한 인사제도를 고려하는 것이 바람직한 것으로 판단할 수 있다.

본 연구는 실제 우리나라 대기업의 인사데이터를 활용함으로써 그간 횡단면 분석을 통해서만 이루어지던 임금함수 추정에 있어서 해결하기 어려웠던 계량경제학적 문제점들을 해결하고 기업의 실제 인사데이터를 통해 기업 내부노동시장에서의 임금이 어떻게 결정되는가에 대해 초점을 맞추었다. 패널데이터 분석의 이점을 살려 근로자 개인의 고유한 속성을 통제함으로써 보다 효율적인 임금함수 추정을 할 수 있었고 임금결정요인들의 영향력을 논의할 수 있었다.

그러나 본 연구의 분석결과들이 우리나라 내부노동시장의 일반적인 특성이라고 속단하기는 어렵다. 그 이유는 그 결과들이 특정 시기의 특정 기업의 인사데이터에 의존한 실증분석 결과이기 때문이다. 특히 기업마다의 고유한 특성들, 가령 해당 기업만의 독특한 인사제도나 임금체계가 존재하여 기업간 차이가 클 경우, 본 연구에서 활용한 기업 인사데이터의 실증분석 결과를 놓고 일반적인 현상이라고 확대 해석하기 어렵다.⁴⁵⁾

최근 기업 내부 데이터의 확보가 더욱 어려운 사정이지만, 적어도 시기적으로 민감하지 않은 과거 데이터를 확보하고 분석함으로써 우리나라의 고유한 내부노동시장의 형성과 발전과정을 이해하게 되어 노동시장의 유연

45) 일부 기업체 패널데이터를 활용한 연구 결과들을 보더라도 기업마다의 경영환경이나 인력구조 등에 따른 기업 인사제도나 관행의 차별성이 강조되고 있어 본 연구가 갖는 한계가 상당한 수준이라는 사실을 부정할 수 없다. 하지만 필자는 본 연구가 기업 내부노동시장을 살펴보는 데 있어 새로운 시도이며 현 단계에서는 의미가 있는 작업이라고 확신한다.

성 확보라는 이슈에 대해서도 능동적으로 대응할 수 있는 정책대안들을 모색할 수 있을 것이라 기대된다. 또한, 기업 내부적으로도 이러한 연구 성과를 반영하여 효과적인 인사제도를 설계할 수 있는 계기가 되기를 기대한다.

◆ 참고문헌 ◆

- 김형기 (1988), 『한국의 독점노동과 임노동 - 예속독점자본주의하 임노동의 이론과 현상분석 -』, 서울: 까치.
- 송호근 (1991), 『한국의 노동정치와 시장』, 서울: 나남.
- 어수봉 (1992), 『한국의 노동이동』, 서울: 한국노동연구원.
- 업동육 (2006a), 「내부노동시장, 인센티브 및 임금결정 -1990년대 한국 대기업의 인사데이터를 중심으로-」, 연세대학교 대학원 경제학과 박사학위논문.
- 업동육 (2006b), “우리나라 기업의 성과급제 도입효과,” 『노동경제논집』, 제29권, 제2호, pp.26-56.
- 업동육 (2007), “기업에서의 승진 결정요인 변화,” 『노동정책연구』, 제7권, 제1호, pp.173-201.
- 이승렬 (2003), “내부노동시장,” 이원덕 편, 『한국의 노동 1987~2002』, 서울: 한국노동연구원, pp.304-322.
- 이원덕 (1990), “대기업 내부노동시장에 관한 실증적 연구,” 『한국노동연구』, 제1권, 제1호, pp.73-92.
- 이원덕·정진호 (1999), “임금결정과 기업의 역할,” 『노동경제논집』, 제22권, 제2호, pp.61-75.
- 이주호 (1992), “한국의 이중노동시장에 관한 실증분석,” 『노동경제논집』, 제15권, 제1호, pp.37-75.
- 정인수·금재호·조준모·김동배(2003), 『기업 내부노동시장의 변화』, 서울: 한국노동연구원.
- 최강식 (2002), “교육투자의 경제적 수익률 분석,” 『응용경제』, 제4권, 제2호, pp.5-30.
- 황수경 (2003), “내부자(Insiders) 노동시장과 외부자(Outsiders) 노동시장의 구조 분석을 위한 탐색적 연구,” 『노동정책연구』, 제3권, 제3호, pp.49-87.

- 北村行伸 (2005), 『パネルデータ分析』, 東京: 岩波書店.
- Ariga, Kenn, Giorgio Brunello and Yasushi Ohkusa (2000), *Internal Labour Markets in Japan*, Cambridge: Cambridge University Press.
- Baker, George and Bengt Holmstrom (1995), "Internal Labor Markets: Too Many Theories, Too Few Facts," *American Economic Review*, Vol. 85, No. 2, pp.255-259.
- Baker, George, Michael Gibbs and Bengt Holmstrom (1994a), "The Internal Economics of the Firm: Evidence from Personnel Data," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 109, No. 4, pp.881-919.
- Baker, George, Michael Gibbs and Bengt Holmstrom (1994b), "The Wage Policy of a Firm," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 109, No. 4, pp.921-955.
- 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.
- Becker, Gery S. (1964), *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education*, NBER: New York.
- Doeringer, Peter B. and Michael J. Piore (1971), *Internal Labor Markets and Manpower Analysis*, Lexington, Massachusetts: Health Lexington Books.
- Dohmen, Thomas J. (2004), "Performance, Seniority and Wages: Formal Salary Systems and Individual Earnings Profiles," *Labour Economics*, Vol. 11, Issue. 6, pp.741-763.
- Dohmen, Thomas J., Ben Kriechel and Gerard A. Pfann (2004), "Monkey bars and ladders: The importance of lateral and vertical job mobility in internal labor market careers," *Journal of Population Economics*, Vol. 17, No. 2, pp.193-228.
- Flabbi, Luca and Andrea Ichino (2001), "Productivity, seniority and wages: new evidence from personnel data," *Labour Economics*, Vol. 8, No. 3, pp.359-387.
- Gibbons, Robert (1998), "Incentives in Organizations," *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 12, No. 4, pp.115-132.
- Gibbons, Robert and Michael Waldman (1999a), "A Theory of Wage and Promotion Dynamics Inside Firms," *Quarterly Journal of Economics*,

- Vol. 114, No. 4, pp.1321-1358.
- Gibbons, Robert and Michael Waldman (1999b), "Careers in Organizations: Theory and Evidence," in O. Ashenfelter and D. Card(eds.), *Handbook of Labor Economics*, Vol. 3B, Amsterdam: Elsevier Science B.V., pp.2373-2437.
- Gibbons, Robert and Michael Waldman (2006), "Enriching a Theory of Wage and Promotion Dynamics inside Firms," *Journal of Labor Economics*, Vol. 24, No. 1, pp.59-107.
- Gibbs, Michael (1995), "Incentive Compensation in a Corporate Hierarchy," *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 19, No. 2, pp.247-277.
- Gibbs, Michael (2001), *Pay Competitiveness and the Quality of Department of Defense Scientists and Engineers*, Santa Monica, CA: Rand.
- Gibbs, Michael and Wallace Hendricks (2004), "Do Formal Salary Systems Really Matter?" *Industrial and Labor Relations Review*, Vol. 58, No. 1, pp.71-93.
- Groshen, Erica L. (1991a), "Five reasons why wages vary among employers," *Industrial Relations*, Vol. 30, No. 3, pp.350-381.
- Groshen, Erica L. (1991b), "Sources of Intra-Industry Wage Dispersion: How Much Do Employers Matter?" *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 106, No. 3, pp.869-884.
- Grund, Christina (2005), "The wage policy of firms: comparative evidence for the US and Germany from personnel data," *International Journal of Human Resource Management*, Vol. 16, No. 1, pp.104-119.
- Holmstrom, Bengt R. (1979), "Moral Hazard and Observability," *Bell Journal of Economics*, Vol. 9, No. 1, pp.74-91.
- Jovanovic, Boyan (1979a), "Job Matching and the Theory of Turnover," *Journal of Political Economy*, Vol. 87, No. 5, Part 1, pp.972-990.
- Jovanovic, Boyan (1979b), "Turnover and Firm-Specific Human Capital," *Journal of Political Economy*, Vol. 87, No. 6, pp. 1246-1260.
- Kwon, Illoong (2006), "Incentives, Wages, and Promotions: Theory and Evidence," *Rand Journal of Economics*, Vol. 29, No. 2, pp.29-66.
- Lambert, Richard A, David F. Larcker, and Keith Weigelt (1993), "The Structure of Organizational Incentives," *Administrative Science Quarterly*, Vol. 38, No. 3, pp.438-461.
- Lazear, Edward P. (1979), "Why is There Mandatory Retirement?" *Journal of*

- Political Economy*, Vol. 87, No. 6, pp.1261-1284.
- Lazear, Edward P. (1986), "Salaries and Piece Rates," *Journal of Business*, Vol. 59, No. 3, pp.1346-1361.
- Lazear, Edward P. (1992), "The Job as a Concept," in W. Burns (ed.), *Performance Measurement, Evaluations, and Incentives*, Boston, M.A.: Harvard University Press, pp.183-215.
- Lazear, Edward P. (1995), *Personnel Economics*, Cambridge, Massachusetts: The MIT Press.
- Lazear, Edward P. (1999), "Personnel Economics: Past Lessons and Future Directions," *Journal of Labor Economics*, Vol. 17, No. 2, pp.199-236.
- Lazear, Edward P. (2000), "Performance Pay and Productivity," *American Economic Review*, Vol. 90, No. 5, pp.1346-1361.
- Lazear, Edward P. and Paul Oyer (2004), "Internal and external labor markets: a personnel economics approach," *Labour Economics*, Vol. 11, Issue. 5, pp.527-554.
- Lazear, Edward P. and Sherwin Rosen (1981), "Rank-order Tournaments as Optimum Labor Contracts," *Journal of Political Economy*, Vol. 89, No. 5, pp.841-864.
- Lima, Francisco and Pedro Telhado Pereira (2003), "Career and wages within large firms: evidence from a matched employer-employee data set," *International Journal of Manpower*, Vol. 24, No. 7, pp.812-835.
- Lin, Ming-Jen (2005), "Opening the Black Box: The Internal Labor Markets of Company X," *Industrial Relations*, Vol. 44, Issue. 4, pp.659-706.
- McCue, Kristin (1996), "Promotions and Wage Growth," *Journal of Labor Economics*, Vol. 14, No. 2, pp.175-209.
- Medoff, James L. and Katharine G. Abraham (1980), "Experience, Performance, and Earnings," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 95, No. 4, pp.703-736.
- Medoff, James L. and Katharine G. Abraham (1981), "Are Those Paid More Really More Productive? The Case of Experience," *Journal of Human Resources*, Vol. 16, No. 2, pp.186-216.
- Mincer, Jacob A. (1974), *Schooling, Experience and Earnings*, New York: Columbia University Press.
- Murphy, Kevin J. (1986), "Incentives, Learning, and Compensation: A Theoretical and Empirical Investigation of Managerial Labor Contracts,"

- Rand Journal of Economics*, Vol. 17, No. 1, pp.59-76.
- Osterman, Paul (ed., 1984), *Internal Labor Markets*, Cambridge, Massachusetts: The MIT Press.
- Paarsch, Harry J., and Bruce Shearer (1999), "The Response of Worker Effect to Piece Rates - Evidence From the British Columbia Tree-Planting Industry," *Journal of Human Resource*, Vol. 36, No. 4, pp.643-667.
- Prendergast, Canice (1993), "The Role of Promotion in Inducing Specific Human Capital Acquisition," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 108, No. 2, pp.523-534.
- Rosen, Sherwin (1982), "Authority, Control and the Distribution of Earnings," *Bell Journal of Economics*, Vol. 13, No. 4, pp.311- 323.
- Seltzer, Andrew, and David Merrett (2000), "Personnel Policies at the Union Bank of Australia: Evidence from the 1888-1900 Entry Cohort," *Journal of Labor Economics*, Vol. 18, No. 4, pp.573-613.
- Stata Corporation (2003a), *Stata Base Reference Manual, Release 8*, Vol. 1~3, College Station, Texas: Stata Corporation.
- Stata Corporation (2003b), *Stata Cross-Sectional Time-Series, Reference Manual, Release 8*, College Station, Texas: Stata Corporation.
- Stata Corporation (2003c), *Stata Graphic Reference Manual, Release 8*, College Station, Texas: Stata Corporation.
- Treble, John, Edwin van Gameren, Sarah Bridges, and Tim Barmby (2001), "The internal economics of the firm: further evidence from personnel data," *Labour Economics*, Vol. 8, Issue. 5, pp.531-552.
- Williamson, Oliver, Michael Wachter, and Jeffrey E. Harris (1975), "Understanding the Employment Relation: the Analysis of Idiosyncratic Exchange," *Bell Journal of Economics*, Vol. 6, No. 1, pp.250-278.
- Wooldridge, Jeffrey M. (2002), *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, Cambridge, Massachusetts: MIT Press.

Wage Determination in Firm Internal Labor Market

-An Empirical Study on Personnel Data of a
Korean Large Firm-

Dong-Wook Eom*

Abstract

This paper focuses to examine the job level to be one of the key factors determining the worker's wage inside firm, using the personnel data(1996~2000) of a Korean large firm. The job level of a worker is represented to his position in the hierarchical structure of the firm which he has worked for. To find the wage effect of job level, we take the method of OLS and fixed effect model of panel data analysis to estimate the effect of human capital and job level dummy variables on wage.

After controlling human capital variables such as schooling, tenure, and labor market experience, the coefficients of the job level on wage has a statistically significant effect. Even although there are some endogeneity problems to the job level dummy variables, we regard them as the proxy variables of worker's unobserved ability which could solve the ability bias problem. This result shows the importance of the job level on the wage determination in the internal labor market compared with competitive external labor market.

KRF Classification: B030400

Key Words: internal labor market, wage determination, fixed effect model, personnel economics

* Research Fellow, Samsung Economic Research Institute, Seoul, Korea.