

노동정책연구
2007. 제7권 제1호 pp.173~201
© 한국노동연구원

연구논문

기업에서의 승진 결정요인 변화*: IMF 외환위기 전후 한국 대기업 인사데이터에 대한 실증분석

엄동욱**

본 연구는 기업 내부노동시장에서의 승진의 결정요인을 분석하였다. 또한 우리나라 대기업의 인사데이터를 대상으로 IMF 외환위기 전후에 어떠한 변화가 나타났는지를 살펴보았다. 실증분석은 조사 시점에서의 간부 여부(직급 구분)로 파악한 승진 개념을 활용한 기존 연구들과 달리 인사데이터를 활용하여 조사 시점에서의 직급의 변동 여부(직급 변동)를 파악하여 더 정확한 승진개념을 정의하였고, 인적자본변수와 인사고과변수를 설명변수로 활용한 프로빗(Probit) 모형의 승진확률함수를 추정하였다. 추정 결과, 인적자본변수들의 영향력이 통계적으로 유의미하게 나타나지만, 분석기간 전체적으로 매년 상이한 형태가 발견되었다. 그럼에도 불구하고 승진의 결정요소로서 인사고과 변수는 IMF 외환위기 이전에 비해 외환위기 이후 점차 그 영향력이 통계적으로 유의미하게 나타나고 있다. 데이터의 속성상 일반화된 결론을 내리기에 한계가 있지만, 최근 성과주의 인사제도의 도입에 따라 우리나라 대기업에서도 기존의 연공서열형 승진체계에서 성과주의형 승진체계로의 전환이 진행되고 있다고 판단된다.

핵심용어 : 내부노동시장, 승진, 프로빗모형, 성과주의 HRM, 인사경제학

논문접수일: 2006년 11월 30일, 심사의뢰일: 12월 7일, 심사완료일: 12월 26일

* 본고는 필자의 박사학위논문 제3장을 대폭 수정·보완한 것이다. 지도해 주신 연세대학교 김황조, 구성열, 정진욱, 최강식, 그리고 양혁승 교수님께 감사드린다. 또한 유익한 논평을 해주신 익명의 심사자들에게도 감사드린다. 남겨진 오류는 필자가 앞으로도 계속 고민하고 해결할 몫이다.

** 삼성경제연구소 수석연구원(edwmidas@scri.org).

I. 서론

1. 문제의 제기

승진은 기업 내부노동시장에서 고유한 특징을 가지고 있다. 개별 근로자에게는 미래의 임금상승과 개인 성장을 기대할 수 있는 중요한 인센티브 기능을 가지고 있다. 한편 기업의 입장에서 승진은 동일한 인적자본 속성을 가지고 있더라도 상대적으로 우수한 능력을 가진 근로자를 구별해 내는 시그널장치로서 작동하고 있다. 따라서 승진은 기업과 근로자 간 상호매칭의 결과로 해석할 수 있다.²⁾ 그렇다면 내부노동시장에서 승진을 결정짓는 요인은 무엇인가?

본 연구는 승진의 결정요인을 다룬다. 내부노동시장에서 ‘시장의 힘’과 ‘제도의 힘’을 구별짓는 독특한 인사제도 중 하나로서 대기업 노동시장에서의 승진이 갖는 위치는 남다르다고 할 것이다. 하지만 기존의 선행연구들이 제시하는 설명은 그리 만족스럽지 않다. 승진의 결정요인에 대한 연구들이 평면적인 분석에 그치는 경우가 많기 때문이다. 즉 기업체 설문조사 등을 통해서 확보한 기업별 조사 자료를 근거로 승진 결정시 중시하는 요인을 추론하고 있을 따름이다. 또한 승진 결정요인에 대한 실증분석이 이루어진다고 하더라도 승진의 개념에 대한 이해나 접근이 제한적이기 때문에 내부노동시장에서 승진이 갖는 의미를 충분히 설명하기에는 미흡한 실정이다.

최근 성과주의 인사제도의 도입과 확산에 따라 임금결정방식은 물론 승진의 결정요인에서도 연공서열형에서 성과주의형으로 전환하고 있다는 주장이 나타나고 있다.³⁾ 신영수(2003)는 학력이나 근속연수가 승진에 미치는 영향력이 과

2) 인사경제학에서 관심을 두고 있는 여러 가지 테마 중에서 승진은 남다른 주목을 받고 있다(Lazear, 1995 참조). 즉 기업이 근로자에게 제공하는 인센티브 수단으로서의 승진이 담당하고 있는 역할에 대해 주목하고 있는 것이다.

3) 임금결정방식에 있어서의 우리나라 기업 내부노동시장의 특성과 성과급제의 도입효과에 대한 연구는 엄동욱(2006a; 2006b)에서 일부 진행된 바 있다. 이 분석에 사용된 인사데이터는 본 연구와 동일하다.

거에 비해 상대적으로 감소되고 있다는 실증분석 결과를 제시하면서 승진의 결정요소로서 연공적 요인들이 갖는 위상이 약화되고 있다고 주장하였다. 한편, 기업의 승진 결정시 아직도 학력이나 근속연수가 중요하다는 주장도 있는데, 정인수 외(2002)는 기업체 실태조사를 통해 근속기간이 승진의 결정에서 아직까지 가장 중요한 요인이라는 분석 결과를 제시하고 있다. 또한 승진결정에서 개인 업적이나 성과가 중시된다고 응답한 업체가 소수라는 점을 들어 성과주의형 승진체계가 정착되지 않은 상태라고 주장한다.

이상의 논의를 종합해 보면, 내부노동시장에서의 승진은 외부노동시장에서 발견할 수 없는 독특한 인사제도임에도 불구하고 그 메커니즘이나 구체적인 결정요인에 대한 실증분석은 아직 미흡한 수준이라고 판단된다. 이는 기업 내부적으로만 확인할 수 있는 승진 여부나 직급구조, 인사고과 결과에 대한 자료 확보가 어려운 상태에서 불가피한 결과이다. 따라서 본 연구에서는 그간 접근하기 힘들었던 우리나라 대기업 인사데이터를 활용하여 내부노동시장에서의 승진 결정요인을 분석함으로써 그간 블랙박스(black box)로 여겨져 왔던 기업 내부의 승진 메커니즘과 그 결정요인에 대해 살펴보고자 한다.⁴⁾

2. 선행연구 검토

경제학에서 기업내 승진에 대한 이론적인 토대는 Lazear-Rosen(1981)에 의하여 제시된 토너먼트(tournament) 모형에서 비롯된다. 즉, 토너먼트의 승자에게 가장 큰 상금이 주어진다는 원리에 기초하고 있는 것이다. 이들은 근로자와 기업 모두 위험중립적(risk-neutral)인 것으로 가정할 때, 기업은 생산성이 높은 근로자(winner)에게 고임금을, 생산성이 낮은 근로자(loser)에게는 저임금을 지급하며, 근로자 간의 토너먼트 결과에 따른 임금격차가 클수록 근로자의 노력 투입은 높아지게 된다고 본다. 또한, 근로자가 위험회피적(risk-averse)인 반면 기업이 위험중립적이라고 가정하는 경우, 위험회피적인 근로자는 실패하였을 경우에 대비하여 보험에 가입하려는 동기가 발생하며, 따라서 기업은 승부에 따른 임금격차를 적정수준까지 낮추게 된다는 것이다. 이러한 토너먼트 이론은

4) 본 연구에서 활용하는 특정 기업의 인사데이터와 관련하여 해당 기업에 대한 소개나 인사데이터의 속성 등은 엄동욱(2006a)의 제2장에 한정된 범위 내에서 소개되어 있다.

승진이라는 기업 내부의 인사제도가 근로자간 내부경쟁을 하도록 일종의 토너먼트를 구성하고 그 결과에 따른 보상수준을 결정함으로써 근로자의 노력투입을 최대한 이끌어내려는 인센티브 수단(incentive mechanisms)이라는 것을 보여주고 있다.⁵⁾

한편 승진의 직무배치 기능(job assignment mechanisms)을 강조하는 이론(Waldman(1984), Murphy(1986), Gibbons and Katz(1992), Bernhardt(1995), Gibbons and Waldman(1999, 2006) 등)이 있다. 이들은 기업이 근로자를 채용하고 나서 초기에는 근로자의 생산성과 능력을 정확하게 파악하지 못하지만, 시간이 지나면서 파악할 수 있기 때문에 능력이 있는 근로자는 승진하게 되고, 능력이 떨어지는 근로자는 그 자리에 머물러 있거나 또는 도태된다고 설명하고 있다. 또한, 근속연수가 높아지면서 근로자는 경험을 쌓고 숙련도가 높아지게 된다고 보고, 이 때 인적자본이 일정 기준치 이상으로 축적되어 능력이 향상되면 기업은 이 근로자를 승진시킨다는 본다.

실증분석의 경우, 연구 대상에 따라 주로 CEO와 같은 고위경영진의 승진과 관련하여 기업행태를 실증분석하는 연구와 근로자의 행태에 주목하는 연구로 구별된다.⁶⁾ 최근 DeVaro(2006)는 전략적 인적자원관리의 관점에서 승진과 같은 인사제도가 기업성과와 어떠한 관계를 맺고 있는지를 실증분석하고 있는데, 특히 인센티브 수단으로서 승진의 역할에 주목하며 본 연구와 같이 근로자 개인별 인사고과변수를 설명변수로 활용하고 있다. 프로빗(Probit) 모형의 승진확률함수 추정을 통해 인사고과변수가 통계적으로 유의하게 나타나고 있음을 보여주고 있다.⁷⁾

5) 이와 같이 인센티브 수단으로서의 승진을 이해하는 이론들은 ‘왜 많은 기업에서 인센티브 수단으로서 승진을 금전적인 보너스보다 더 많이 활용하는가?’라는 퍼즐을 설명하려는 시도에서 출발하고 있다. 한편 Malcomson(1984)은 기업이 개별 근로자의 생산량을 정확하게 측정할 수 없다고 가정할 때, 현실적으로 적용하기 어려운 인센티브 계약(incentive contract) 방식보다는 상대적으로 우수한 일정 비율의 근로자를 상위 직급으로 승진시키겠다는 약속을 통해 근로자의 근로의욕을 부추기는 방법을 사용한다고 설명하고 있다.

6) 실증분석의 최근 동향과 추정 결과에 대한 자세한 내용은 DeVaro(2006), p.725를 참조.

7) DeVaro(2006)의 실증분석에 사용된 표본은 1992년부터 1995년까지 미국 애틀랜타, 보스턴, 디트로이트 및 로스앤젤레스와 같은 4개 대도시의 3,510개 사업장을 대상으로 한 MCSUI (Multi-City Study of Urban Inequality)의 조사 결과를 활용하였다. 기본 모형은 본 연구와 유사하지만, 설명변수는 차이가 있다. 자세한 내용은 DeVaro(2006), p.726 참조.

우리나라에서 기업의 승진 결정요인을 분석한 연구로는 금재호(2002)와 신영수(2003)가 대표적이다.⁸⁾ 먼저 금재호(2002)는 한국노동패널 자료를 이용하여 응답자의 승진 경험과 승진 가능성을 종속변수로 두고 근로자의 특성을 설명변수로 하는 로짓(Logit)모형을 추정하였다.⁹⁾ 당초 논문이 승진에서의 남녀의 성별격차를 실증적으로 분석하는 데 초점을 맞추고 있기 때문에 주로 남녀 간 차이에 주목하고 있으나, 학력이나 근속연수의 증가에 따라 승진 가능성과 승진 경험의 확률이 높아진다는 것을 발견하는 등 승진의 결정요인에 대한 분석을 하고 있다.¹⁰⁾

한편 신영수(2003)는 기업에서의 승진이나 임금결정 과정에서 학력이나 근속연수 중심에서 능력이나 업적 중심으로 평가 기준이 바뀌고 있다는 점에 착안하여 실제 승진 결정요인에서 그러한 변화가 관측되고 있는지를 살펴보고 있다. 분석 자료는 1983년, 1986년, 1993년, 그리고 1999년 4개 연도의 「직종별 임금실태조사」 원자료 테이프에서 남성 근로자만을 표본으로 추출한 것이다. 분석 방법으로는 프로빗(Probit) 모형을 활용하여 승진확률을 추정하였다. 종속변수는 근로자의 직급정보에서 과장, 차장, 부장이면 1, 아니면 0인 더미변수를 사용하였고, 설명변수는 학력더미, 연령, 근속연수 등을 활용하였다. 기업규모의 차이에 따라 승진 결정요인이 달라질 수 있다는 가정하에 추정 결과를 분리하여 제시하고 있다. 기업규모별로 구분하여 살펴본 추정 결과의 차이가 미미

-
- 8) 필자가 파악한 바로는 노동부의 직종별 임금데이터를 대상으로 승진확률함수를 추정한 최초의 연구는 이민희(1996)이다. 이 연구는 프로빗(Probit) 모형을 적용하여 1983년, 1986년, 1993년 3개년도 자료에 대해 각각 승진확률함수를 추정하여 승진의 결정요인을 비교하고 있고, 그 결과 1980년대에 비해 1990년대로 오면서 개별 기업의 승진관리가 연공서열주의보다는 능력주의와 같은 합리적 기준에 의해 이루어진다고 보았다(이민희, 1996, pp.42~47 참조) 이러한 논의는 신영수(2003)의 IMF 외환위기 전후 비교분석으로 확장된다.
- 9) 종속변수는 제3차 한국노동패널 자료에 포함된 승진과 관련된 2개의 질문에 대한 응답 자료를 가지고 구성되었다. 그 질문들은 다음과 같다. 즉 ‘__님께서는 현재의 고용주와 함께 일한 이후 상위 직급이나 직위로 승진하신 적이 있습니까?’라는 승진 경험에 대한 질문과 함께 승진 경험이 없는 근로자만을 대상으로 질문한 ‘__님께서는 현재 그 일자리에서 오래 근무하시거나 업적이 좋다면, 승진하실 수 있습니까?’라는 것으로 미래의 승진 가능성을 물어본 것이다.
- 10) 금재호(2002)에서는 성별 임금격차에 대해서도 언급하고 있는데, Oaxaca and Ransom의 성별 임금격차 분해 결과 승진 가능성 및 승진 경험이 성별 임금격차의 13.9%를 설명하고 있어 승진의 중요성을 강조하였다(세부적인 방법론과 추정결과는 금재호, 2002 참조).

하며, 인적자본변수가 승진에 미치는 영향은 유사하게 나타나는 것을 발견하였다. 시기별로 보면 인적자본변수가 승진에 미치는 영향이 시간이 지날수록 약화된다는 점에서 우리나라 기업의 승진체계가 학력이나 근속연수 중심에서 능력이나 업적 중심으로 변모하고 있다고 주장하고 있는 것이다.

그러나 이들의 연구는 다음과 같은 몇 가지 문제점을 가지고 있다. 우선 종속 변수로서 사용한 승진의 조작적 정의가 기업에서 실제 적용하고 있는 승진의 개념과 다르다는 것이다. 금재호(2002)는 한국노동패널 자료에 포함된 2개의 질문에 대한 응답치를 가지고 승진의 개념을 적용하고 있지만, 해당 문헌의 본문에서도 언급한 바와 같이 실제 승진 시점을 알 수 없는 승진 경험 여부와 응답자의 순수한 기대치인 미래의 승진 가능성과 같은 정보를 승진에 대한 정확한 정의라고 보기는 어렵다.¹¹⁾ 또한 신영수(2003)는 「직종별 임금실태조사」에서 확인할 수 있는 근로자의 직급 정보에서 통상 간부라고 불리는 과장, 차장, 부장의 직급에 해당되는지의 여부에 따라 승진을 정의하고 있다.

과연 이러한 직급상의 구분을 승진이라고 개념화할 수 있는가? 본 연구는 이러한 승진 구분이 자료제약 때문에 불가피하게 승진을 광의의 개념으로 파악한 것이라고 판단한다. 이들은 승진을 저장(stock) 개념으로 파악했다. 즉, 일정 시점에서 승진이 된 상태(state)인지의 여부만 관찰할 수 있는 경우, 불가피하게 승진을 직급상의 구분으로 확대 적용한 것이다. 그러나 본 연구에서는 기업 인사데이터를 활용할 때 승진을 유량(flow) 개념에서 정확하게 구분해 낼 수 있다는 점에 착안하여 본 연구에 적용하였다. 즉, 직급 변동의 개념, 즉 특정 시점에서 특정한 직급에서 차상위 직급으로의 이동 여부를 구분함으로써 보다 명확한 승진 개념을 분석에 활용할 수 있는 것이다.¹²⁾

선행연구가 승진의 개념을 확대해석하거나 실제 기업 현장에서 사용되는 승진 개념과 달리 적용하는 것은 모두 각각의 분석 자료가 갖는 한계에서 비롯되었

11) 승진 경험의 데이터가 과거에 승진 경험이 있었는가의 여부만 보여줄 뿐 승진의 시기나 승진된 직급, 승진에 따른 임금상승 등의 정보를 제공하지 않는다는 측면에서 문제가 있다(금재호, 2002, p.207).

12) 실제로 본 연구의 분석 자료에는 매년 해당 직급 정보가 있어 전년도 지급과 당해 연도 직급의 일치 여부를 놓고 승진 여부를 판단할 수 있으며, 승진의 크기, 해당 직급, 승진 시 임금상승 정도 등을 구체적으로 파악할 수 있었다. 자세한 내용은 분석 결과에서 언급한다.

다고 할 수 있다. 금재호(2002)는 한국노동패널 조사의 질문 내용이 갖는 내재적인 한계에서 벗어날 수 없었으며, 신영수(2003)의 경우에는 「직종별 임금실태조사」와 같은 횡단면 자료가 근로자 개인별 상태의 이동, 즉 동태(dynamics)를 확인할 수 없다는 점 때문에 광의 개념의 승진을 종속변수로 활용했던 것이다.¹³⁾

두 번째 문제점으로는 기존의 연구가 광의의 승진 개념을 종속변수로 적용하면서 인적자본변수와 같은 설명변수를 사용할 때에는 추정상의 오류가 발생할 수 있다는 것이다. 즉, 이미 고직급자의 경우 상대적으로 우수한 능력이나 업적을 보인 근로자들로 구성이 되기 때문에 인적자본론에 입각하여 판단한다면 당연히 유의미한 추정 결과를 보이게 되는 것이다.

세 번째 문제점으로는 신영수(2003)의 연구에서 우리나라 기업의 승진 결정요인이 학력이나 근속연수를 중시하는 연공서열형에서 능력과 업적을 중시하는 성과주의형으로 전환하였다는 직접적인 증거를 제시하지 못했다는 점이다. 시기적으로 인적자본변수가 승진에 미치는 영향이 약화되었다고는 하나, 이를 곧 연공서열형 승진체계가 약화된 것이라고 확정짓기에는 한계가 있다. 즉, 실제 근로자의 능력이나 업적을 나타내는 설명변수가 추정에 포함되어 그 영향력을 확인하였을 때, 비로소 승진체계의 변화 여부를 판단할 수 있기 때문이다.¹⁴⁾

3. 분석 과제와 구성

본 논문의 과제는 내부노동시장에서의 승진을 결정하는 요인들을 분석하는 것이다. 본 연구의 핵심 가설은 다음과 같이 정의된다. 즉, 내부노동시장에서의 승진결정에서 인적자본변수와 더불어 근로자 개인의 능력과 업적을 설명하는 인사고과 결과가 중요한 역할을 담당한다는 것이다. 좀 더 자세히 언급한다면, 인사고과 결과에 따라 근로자 개인별 승진확률의 차이가 나타난다는 것이며, 이는 인적자본변수를 통제하더라도 인사고과 결과의 유의미한 영향력을 갖고

13) 일본 노동시장에서의 노동이동과 임금결정을 분석하고 있는 이승렬(2000)의 연구도 유사한 방식으로 승진을 정의하고 있으나, 근로자의 관찰되지 않는 능력을 통제하기 위한 방법으로 승진을 고려하고 있다.

14) 해당 문헌의 본문에서도 학력이나 근속연수와 같은 인적자본변수가 승진에 미치는 영향이 상대적으로 축소되고 있다는 결과가 직접적인 설명 근거가 되지는 않는다고 언급하고 있다(신영수, 2003, p.38 참조).

있다는 점을 발견하는 작업이 될 것이다. 또한 승진 결정요인의 변화를 살펴보기 위해 IMF 외환위기 이전과 이후를 비교한다.¹⁵⁾

따라서 본 논문은 이러한 승진 결정요인과 그 효과를 파악하기 위해 프로빗(Probit) 모형을 적용한 승진확률함수를 추정한다. 특히 기존의 연구에서는 활용할 수 없었던 인사사고과변수를 추가하여 근로자의 능력과 업적이 승진 결정요인으로서 어떻게 영향을 미쳤는지를 살펴본다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장에서는 먼저 A기업의 구체적인 승진체계를 검토하고, 그와 더불어 분석 자료를 제시한다. 제Ⅲ장은 승진 결정요인에 대한 실증분석으로서 승진확률함수를 추정하는 프로빗(Probit) 모형을 설정한다. 종속변수는 승진 여부를 나타내는 더미변수이며, 설명변수는 전기(前期)의 인적자본변수와 인사사고과를 포함한다. 승진확률함수의 추정 결과를 통해 인적자본변수를 통제할 때 인사사고과가 승진에 미치는 영향을 계층별로 구분하여 살펴본다. 마지막 제Ⅳ장에서는 본 연구의 결과를 요약 정리한다.

Ⅱ. A기업의 승진체계 및 분석자료

1. A기업의 승진체계¹⁶⁾

A기업의 승진체계는 상위 직책(예: 담당간부 → 그룹장 또는 팀장)으로 승진하는 직책 승진과 상위 직급(예: 주임 → 대리, 대리 → 과장 등)으로 승진하는 직급 승진으로 구분된다. 여기서 직책 승진은 직위 상승을 의미하며, 조직운영상 필요시 수시로 해당 직책으로의 승진이 가능하다. 한편, 직급 승진의 경우, 1998년 성과급제가 도입되기 전에는 매년 3월 1일과 9월 1일, 연 2회에 걸쳐 이루어졌고, 성과급제가 도입되면서 그 횟수가 단축되어 매년 3월 1일자로 연 1회의 정기 승격제도를 운영하게 되었다.

15) 이러한 연구 주제는 신영수(2003)가 승진 결정요인의 변화를 살펴보기 위해 다년간의 임금자료를 활용한 이유이기도 하다.

16) 승진체계에 대한 세부적인 설명은 A기업의 요청으로 최소한의 내용으로 제한하였다.

본 논문에서 정의하는 승진은 직급 승진이다. 즉 승격을 분석상의 승진으로 간주한다. 실제로 A기업 인사데이터로는 직책 승진의 정보가 담겨 있지 않아 파악하기 어려울 뿐만 아니라 임금상승 등 실질적인 인사제도상의 변화는 직급 변경과 연관되어 있기 때문에 직급 승진을 승진의 개념으로 파악하는 것이 타당하다고 할 것이다. A기업에서는 각 직급별 표준 체류연한을 충족한 근로자에 한하여 승격 대상자가 될 수 있으며, 사전에 설정된 직급별 승격 T/O에서 상위 점수자가 우선 승격되는 방식으로 운영되었다. 즉 직급별 승격률이 사전에 설정되어 그에 따라 승격자가 결정되는 방식이었다. 승격 심사시 기준은 분석 기간과 관련된 인사 자료가 없어 확인할 수는 없으나, 인사고과·전문성·근속·교육 등이 심사 항목으로 포함되었고, 기타 가감 항목으로서 자격·상벌·학위 등을 고려한 것으로 추정된다.¹⁷⁾ 여기서 승격심사 항목 중 가장 비중이 높은 것은 인사고과이다. 승격심사 항목들은 직급별 체류연한 동안의 승격 포인트로 누적된 점수로 활용되었다.¹⁸⁾

이상의 승진체계에 대한 정보를 종합해 보면, 승진의 결정요인은 직급별 표준 체류연수의 충족 여부가 기본이 되기 때문에 근속연수가 중요한 요인으로 작용할 것이라는 것을 쉽게 예상할 수 있고, 심사 항목 중 인사고과의 비중이 가장 크기 때문에 근로자 개인의 인사고과 결과가 승진의 결정요인으로 작용할 가능성이 높다고 할 것이다. 다만, 이러한 승진체계나 승격심사 방식은 근로자 개개인의 인적자본변수를 고려하지 않은 상태에서 이루어지는 것이기 때문에 승진확률함수 추정 결과를 사전에 예측하기 어렵다.

2. 분석 자료

본 논문의 분석 자료는 A기업의 1996년부터 2000년까지 근무한 근로자들의 개인별 인사데이터로서 개별 근로자의 인적 속성(연령, 성별, 교육연수, 근속

17) 최근에는 어학 능력을 강조하여 직급별로 일정 수준의 어학 등급 보유 여부가 승격심사의 기본요건으로 작용하고 있다(A기업 인사담당자 인터뷰 및 최근 승격제도 관련 자료).

18) A기업에서는 이런 방식을 고과 포인트 제도라고 명명하였는데, 구체적으로 근로자 개인별 심사항목 정보를 모두 확보할 수 없었으며, 항목별 포인트 산정방식을 추적할 수 없어 실증분석에 이러한 승격 포인트 점수를 직접 활용할 수 없다. 다만, 승진확률함수 추정에서는 인사고과 결과의 포인트 환산점수를 활용하여 적용하였다.

<표 1> 분석 자료의 기본통계

	1996	1997	1998	1999	2000	전 체
표본(명)	8,145	8,573	7,487	7,760	9,003	40,968
성별(%)						
남성	54.2	57.6	58.7	66.1	61.5	59.6
여성	45.8	42.4	41.3	33.9	38.5	40.4
학력(%)						
중졸 이하	1.1	1.1	0.7	0.8	1.4	1.0
고졸	72.3	69.8	69.9	63.3	67.8	68.7
초대-대졸	22.9	25.0	24.5	29.8	25.4	25.5
석/박사	3.7	4.1	4.9	6.1	5.4	4.8
연령(년)	26.15	27.02	27.06	28.31	27.35	27.17
	(6.64)	(6.64)	(6.75)	(6.92)	(7.48)	(6.94)
근속연수(년)	4.50	4.86	5.38	5.83	5.48	5.20
	(4.17)	(4.30)	(4.54)	(4.69)	(4.95)	(4.57)
외부경력연수 ¹⁾ (년)	2.75	3.13	2.65	3.16	2.78	2.89
	(3.73)	(3.98)	(3.39)	(3.80)	(3.66)	(3.73)
직급 ²⁾ (%)						
생산직(L1-L2)	60.86	57.30	58.02	50.84	56.99	56.85
사원(L3-L5)	26.71	29.35	27.70	32.07	26.97	28.51
간부(L6-L11)	12.43	13.35	14.28	17.09	16.04	14.64
인사고과 ³⁾ (%)						
D	0.04	1.56	2.04	1.55	0.84	-
C-	-	-	4.69	5.71	3.44	-
C	52.53	63.49	37.75	34.86	31.90	-
C+	-	-	19.16	21.10	28.48	-
B-	-	-	0.69	1.29	0.72	-
B	33.48	25.32	19.83	19.91	19.21	-
B+	-	-	5.84	5.51	5.67	-
A	11.55	7.46	8.14	7.12	6.95	-
A+(S 포함)	2.40	2.17	1.88	2.96	2.79	-

주: ()안은 표준편차임.

- 1) 외부경력연수는(연령-교육연수-근속연수-6년)이며, 일부 부(-)의 부호가 나타나는 경우, 0으로 환산함.
- 2) 직급은 11단계로 2000년에 직군별 직급체계 조정이 있었지만, 거의 유사하여 11 단계로 조정하여 분석에 활용함.
- 3) 연도별 인사고과 결과로 1996년, 1997년은 5단계이며, 1998년부터 9단계 평가체 계로 바뀌었다. 이 표에서는 상반기 업적고과의 실제 고과배분 비율을 나타냄.

연수)뿐만 아니라 직급, 그리고 인사고과 정보를 포함하고 있으며, 근속 1년 이상 근무한 정규직 근로자이다.¹⁹⁾ 기본 통계는 <표 1>과 같다.

Ⅲ. 승진의 결정요인에 대한 실증분석

1. 승진확률함수 추정 모형

일반적으로 승진확률함수 추정시 활용되는 모형은 로짓(Logit)이나 프로빗(Probit) 모형이다. 이러한 모형은 종속변수를 가변수로 하는 회귀분석 모형들인데, 그 기본은 선형확률 모형(linear probability model)이다. 이 모형은 근로자 개인별 승진확률은 선형함수의 형태로 표현할 수 있다는 가정하에 종속변수를 0과 1의 더미변수로 처리한 선형회귀 모형으로 나타난다. 이 모형에서 추정된 예측치 $E(y_i)$ 가 승진확률 P_i 이 되는 $y_i = X_i\beta + \varepsilon_i$ 것이다. 그러나 선형확률모형은 모든 관측치에 대한 오차항의 분산이 동일한 값을 가지지 않는 이분산(heteroscedasticity)이 존재하여 β 의 추정상 문제가 있고, y_i 의 예측치가 0과 1 사이를 벗어나는 경우가 있다는 단점이 있다고 알려져 있다.²⁰⁾ 이러한 문제점은 누적확률분포함수 $P_i = F(X_i\beta) = F(Z_i)$ 를 이용한 변수의 전환(transformation)을 통해서 해결할 수 있는 데, 그 추정방법으로 로짓(Logit)이나 프로빗(Probit) 모형이 사용되고 있다.²¹⁾

본 연구에서는 프로빗 모형을 사용하는 데 정규 누적확률 분포함수를 이용하므로 다음 식 (1)과 같이 누적확률분포함수를 사용할 수 있다.

19) 분석 자료를 근속연수 1년 이상으로 제한하는 이유는 입사 이후 1년간 인사고과가 유예된다는 점, 즉 근속연수 1년 미만인 근로자의 경우 인사고과 정보가 없어 제외하였다. 또한, 계약직 근로자를 제외한 것은 전체 근로자 중 계약직 비율이 미미하여 고용계약의 특징에 따른 시사점을 도출하기 어려워 제외하였다.

20) 이하의 프로빗 모형에 대한 자세한 설명은 이성우 외(2005)를 참조.

21) y_i 의 범위를 0과 1 사이로 제한하는 방법이라는 측면에서는 동일하나, ε_i 의 누적분포를 어떻게 가정하는가에 따라 로짓(Logit) 모형과 프로빗(Probit) 모형을 구분한다. 로짓 모형은 로지스틱(Logistic) 함수로 가정하는 반면, 프로빗 모형은 누적정규분포함수로 가정한다. 일반적으로 계산상의 편의성 등의 이유로 로짓 모형을 사용한다(곽상경, 2003, pp.222~225 참조) 그러나 본 연구에서는 프로빗 모형을 사용하는데, 그 이유는 연속적인 분포인 정규 분포가 내재해 있다는 가정이 더 설득력이 있기 때문이다(Wooldridge, 2003 참조).

$$P_i = F(Z_i) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{Z_i} e^{-\frac{1}{2}s^2} ds \quad (1)$$

여기서 s 는 평균이 0이고 분산이 1인 상호 독립의 정규 확률변수이다. 이 때 Z_i 를 추정하기 위해서 정규 확률분포함수의 역함수 Z_i 를 사용한다.

$$Z_i = F^{-1}(P_i) = X\beta \quad (2)$$

종속변수 P_i 는 승진더미변수로서 승진시 1, 아니면 0으로 한다. 본 연구에서 정의하는 승진은 기업 인사데이터의 특성을 활용하여 다음과 같은 방식으로 변수화하였다. 근로자 개인별로 전년도 직급과 비교할 때, 조사연도의 직급이 한 단계 이상 증가한 경우를 승진으로 보았다.²²⁾ 설명변수인 X 는 금기의 승진에 영향을 미칠 것을 판단되는 인적자본변수들인데, 승진 결정 시기가 통상 연초(3월 전후)에 이루어지므로 설명변수는 전년도의 자료를 사용하였고, 교육연수, 근속연수, 근속연수의 제곱항, 근로자의 성별(여성은 1, 아니면 0), 결혼더미(기혼은 1, 아니면 0)가 포함되어 있다.

또한 본 논문에서는 전년도 인사고과변수를 승진확률함수의 설명변수로 사용한다.²³⁾ 인사고과변수는 크게 3가지로 나누어진다. 상반기 업적고과, 하반기 업적고과, 그리고 역량고과(또는 능력고과)이다. A기업은 1998년에 평가체계를 5단계에서 9단계로 전환한 바 있으나, 평가 단계별로 적용되는 포인트 환산 기준은 동일한 방식으로 적용했기 때문에 분석기간 전체(pooled) 및 각 연도별 추정시 인사고과 결과를 점수화하여 활용할 수 있다.²⁴⁾ 다행히 평가제도의 변화

22) 즉 직급 상승폭이 1 이상인 경우를 승진으로 본 것이다. 상승폭이 2인 경우가 있으나, 그 규모가 미미하여 분석에서 제외하였다(총 25,564건 중 55건으로 0.2%에 불과함).

23) 유의할 점은 전년도 직급과 비교하여 승진 여부를 확인한 것이기 때문에 1996년의 자료에 대해서는 승진확률함수를 추정할 수 없다.

24) 인사고과 결과에 따라 산정되는 포인트 점수는 다음과 같다. 분석 기간 중 해당 인사고과별 포인트는 최고 10점을 기준으로 하는데, 1997년 이전의 5단계 평가에서는 D=0, C=3, B=6, A=9, S=10이고, 1998년 이후에는 D=0, C=2, C=3, C+=4, B=6, B+=7, A=9, A+와 S=10으로 환산된다. 실제 평가 등급에서는 N, T와 같은 등급이 존재하는데, N은 근무부서 이동 등의 이유로 해당 평가기간 중 정확한 평가가 어려운 경우에 부여하고, T는 해당 평가기간 중 기업 내·외부의 교육기관에서 교육훈련 중인 경우에 부여하

는 승진체계의 변화, 즉 정기 승격제도의 변화와 맞물려 있고, IMF 외환위기 이전과 이후를 비교할 수 있는 잣대가 되기 때문에 연도별로 승진확률함수를 추정하는 것이 바람직한 추정방식이라고 판단된다.²⁵⁾

2. 추정 결과

가. 승진확률함수 추정 결과

승진 개념을 직급 변동으로 구분하여 적용한 승진확률함수 추정 결과는 분석 기간 전체와 함께 1997~2000년까지 연도별로 이루어졌다. 다음 <표 2>는 설명변수를 인적자본변수만 적용하여 추정한 결과이다. 분석 기간 전체를 놓고 보면, 인적자본변수들은 1% 유의수준에서 통계적으로 높은 유의성을 보여주고 있다. 즉 승진확률함수 추정에 활용된 인적자본변수들은 개별 근로자의 승진 결정에 유의한 변수라는 것을 나타내고 있다. 그 크기를 보면 교육연수가 가장 크고, 그 다음 근속연수이다.

그러나 본 연구의 분석 자료인 기업 인사데이터가 갖고 있는 성별 및 결혼 여부 정보를 활용하여 더미변수로 추가할 때 모형의 적합도는 높아지지만, 앞서 모형에서는 인적자본변수들의 계수값이 낮아지는 것으로 나타난다. 이는 승진확률 추정에서 성별 차이가 반영되면서 순수한 인적자본변수의 영향력이 저하되는 것으로 볼 수 있다. 본 연구에서는 특정 기업의 인사데이터라는 한계를 가지고 있기 때문에 성별 인력구조의 특수성을 감안하는 것이 바람직하다고 판단하여 성별 및 결혼 여부 더미변수를 추정 결과에 반영한다.²⁶⁾

는 등급이다. 이 두 등급에 대해서는 포인트 환산할 때 C와 B등급의 중간 정도의 포인트를 부여한다(A기업 인사담당자 인터뷰 결과).

- 25) 익명의 심사자는 본 연구에 활용된 데이터가 기본적으로 패널데이터로 구성된 점에 착안하여 근로자의 보이지 않은 이질성(능력)을 감안한 패널데이터 분석(panel data Probit 추정)을 제안하고 있다. 그러나 본 연구의 연구 목적이 IMF 외환위기 전후의 승진 결정요인이 어떻게 변화했는지에 대해 초점을 맞추고 있어 해당 연도별 분석이 필요하며, 또한 외환위기 이전 자료(1996년, 1997년)가 제약되어 있어 패널데이터 분석을 효과적으로 적용하는 데에는 한계가 있다고 판단되어 추후 과제로 남겨 놓는다.
- 26) 이하의 승진확률함수 추정 결과에서 성별 및 결혼더미변수가 통계적으로 유의한 변수이고 계수의 크기도 상당하지만, 본 연구는 여성의 승진차별 현상보다는 기업내 승진 결정요인의 변화에 주목하고 있기 때문에 상세하게 다루지 않는다.

〈표 2〉 승진확률함수 추정 결과 I (인적자본 변수만 포함)

	전 체	전 체	1997	1998	1999	2000
상수항	-2.0033*** (0.0572)	-1.2824*** (0.0700)	-1.7305*** (0.1509)	-0.9480*** (0.1419)	-0.7209*** (0.1520)	-1.4580*** (0.1280)
교육연수	0.0701*** (0.0041)	0.0402*** (0.0047)	0.0507*** (0.0100)	0.0342*** (0.0096)	-0.0278*** (0.0104)	0.0762*** (0.0084)
근속연수	0.0614*** (0.0063)	0.0429*** (0.0067)	0.0514*** (0.0132)	0.0292** (0.0136)	0.0877*** (0.0156)	0.0070 (0.0129)
근속연수 ² /100	-0.2781*** (0.0369)	-0.2370* (0.0373)	-0.2446* (0.0805)	-0.2073*** (0.0786)	-0.4999*** (0.0874)	-0.0479 (0.0665)
성별(여성=1)	-	-0.1576*** (0.0265)	-0.3804*** (0.0535)	-0.6702*** (0.0509)	-0.4084*** (0.0568)	-0.6237*** (0.0536)
결혼여부(기혼=1)	-	-0.1576*** (0.0251)	-0.0391 (0.0510)	-0.1914*** (0.0508)	-0.0811 (0.0554)	-0.2474*** (0.0468)
표본수	25,564	25,564	6,916	6,150	6,049	6,449
LR χ^2	451.49	870.70	207.97	289.36	109.14	324.36
Pseudo R ²	0.0179	0.0346	0.0361	0.0437	0.0209	0.0447
Log likelihood	-12368.913	-12159.305	-2775.046	-3163.994	-2551.566	-3468.433

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

<표 2>의 세 번째부터 여섯 번째 열은 연도별 추정치를 보여주고 있는데, 성별 더미변수의 계수가 가장 큰 값으로 통계적으로도 유의미한 음(-)의 부호를 갖고 있어 승진에 있어 여성의 차별적 지위를 간접적으로 반영한다고 볼 수 있다. 그러나 제II장 분석 자료에서 살펴본 바와 같이 인적 구성상 생산직 여성 근로자의 비중이 크고, 생산직을 제외한 나머지 직군에서의 여성의 비율이 미미하기 때문에 여성에 대한 승진차별의 직접적인 증거라고 보기 어렵다.²⁷⁾

한편 각 연도별 추정 결과를 보면 매년 추정계수들이 일정한 패턴을 가지고 있기보다는 시기별로 판이하게 다른 형태를 보여주고 있다. 가령 1997년과 1998년에는 근속연수의 계수값이 교육연수와 유사하게 나타나는 반면, 1999년에는 교육연수는 음(-)의 값을 갖고, 근속연수의 계수값은 상대적으로 증가하며, 2000년에는 교육연수만이 유의하고, 근속연수는 유의하지 않는 것으로 나타났다. 왜 이런 현상이 나타나는 것일까?²⁸⁾ <표 2>의 추정 결과로 속단하기는

27) 승진확률에 있어서 여성의 차별적 지위에 대한 연구는 금재호(2002)를 참조. 그는 승진 가능성이 낮은 직무에 여성들이 집중됨으로써 이러한 현상이 나타난다고 보고 있다.

어렵지만, 다음 3가지 이유로 추정할 수 있다. 우선 직접적인 요인이라고 할 수는 없지만, 경영환경의 변화에 따라 직급별 승격률을 수시로 조정했을 것이라는 추정이 가능하다.

A기업은 1997년까지 안정적으로 인력을 운영했으나, 1997년 IMF 외환위기를 겪고 난 이후 1998년부터는 경영환경의 변화로 인해 인력운영상 승격률을 축소하거나 경우에 따라서는 예년에 비해 특정 계층에 대해서는 승격률을 확대하였을 것이라는 점이다.²⁹⁾ 이는 전체적인 인력구성의 문제로 인해 매년 동일한 승격률을 적용하기보다는 경영환경에 맞게 승격률을 조정하는 것이 기업 입장에서는 효율적인 선택이라고 볼 수 있기 때문이다.

둘째, 승진 결정요인이 교육연수와 근속연수 중에서 둘 다이거나 한쪽이 유의미한 결정요인으로 작용하는 이유는 매년 상이한 인적자본을 가진 집단을 대상으로 추정이 이루어졌기 때문이라고 볼 수 있다. 즉, 매년 각 직급별로 표준 체류연한을 충족하고 일정 수준 이상의 승격 포인트를 받은 근로자들이 승격 심사의 대상자가 되는데, 이 승격 대상자들이 가진 인적자본의 특성은 매년 균일하게 나타나는 것보다는 상이하게 나타났을 것으로 추정된다.³⁰⁾

셋째, <표 2>의 결과는 해당 연도 말 재직하고 있는 모든 근로자를 대상으로 추정이 이루어진 것으로 보다 정확한 승진의 결정요인을 분석하기 위해서는 표본을 어떻게 재설정하느냐가 중요한 문제가 된다는 것을 보여주고 있다. 이에 대해서는 다음 소절에서 구체적으로 다룬다.

- 28) 신영수(2003)에서는 1983년, 1986년, 1993년, 1999년 각각에 대해 승진확률함수를 추정하고 있는데, 본 연구의 추정 결과와 달리 추정계수들의 패턴은 일정하게 나타나고 있다. 이는 신영수의 분석 자료인 「직종별 임금실태조사」의 속성상 다수의 기업에 근무하는 임금근로자를 대상으로 한 추정 결과이기 때문에 오히려 개별 기업의 특수성을 반영하지 못한다고 볼 수 있다.
- 29) A기업의 인사담당자는 과거 승격률 책정은 가급적 안정적으로 운영하는 것이 원칙이었으나, 경영환경의 변화와 구조조정에 따라 특정 계층의 승격률에 대해서 별도의 고려가 필요했고 그에 따라 상당 부분 조정이 있었을 것이라고 추정하고 있다.
- 30) 이를 확인하기 위해서는 각 연도별 승격 대상자에 대한 정보를 파악하여 그 인적자본 속성을 비교하여야 하지만, 현재의 분석 자료로는 이를 확인할 수 없다. 이는 기업의 인사 데이터관리가 주로 해당 시점의 인사제도 적용 결과를 관리하는 데 초점이 맞추어져 있어 제도운영상 과정 중에 발생한 정보는 그리 큰 주의를 기울이지 않기 때문이다. 즉, 승진 여부의 정보는 인사기록으로 관리하되, 승진 대상자 여부는 기록으로 관리되지 않으며, 승진 시기에 해당 여부만 기존 정보를 통해 확인한다는 것이다.

나. 분석 대상의 조정

앞서 <표 2>의 경우에는 금년도에 승진자가 차년도에는 비승진자로 구분되어 추정 결과에 영향을 미치는 문제가 발생한다. 즉, 체류연한을 충족한 근로자가 승진 대상으로 구분되고 일정한 인적자본 속성을 가진 근로자가 한 번 승진하고 나면 차년도에는 비승진자로서 추정시 분석 대상에 포함되기 때문에 정확한 승진확률함수 추정이 어렵다는 것이다. 따라서 매 기마다 전기 또는 전전기의 승진자를 분석 대상에서 제외한다면, 보다 정확한 승진확률함수 추정이 가능하다고 판단되어 이를 반영한 추정 결과를 <표 3>에 제시하였다.³¹⁾

〈표 3〉 승진확률함수 추정 결과 II (인적자본 변수만 포함)

	전 체	1997	1998	1999	2000
상수항	-1.2824*** (0.0700)	-1.7305*** (0.1509)	-1.1063*** (0.1518)	-0.7906 (0.1739)	-1.5146*** (0.1631)
교육연수	0.0402*** (0.0047)	0.0507*** (0.0100)	0.0511*** (0.0104)	-0.0143*** (0.0122)	0.0784*** (0.0108)
근속연수	0.0429*** (0.0067)	0.0514*** (0.0132)	0.0575** (0.0144)	0.1803*** (0.0176)	0.1521*** (0.0162)
근속연수 ² /100	-0.2370* (0.0373)	-0.2446* (0.0805)	-0.3385*** (0.0839)	-0.9461*** (0.1008)	-0.6283 (0.0853)
성별(여성=1)	-0.1576*** (0.0265)	-0.3804*** (0.0535)	-0.7399*** (0.0528)	-0.6267*** (0.0624)	-0.8377*** (0.0610)
결혼 여부(기혼=1)	-0.1576*** (0.0251)	-0.0391 (0.0510)	-0.2087*** (0.0542)	-0.1191 (0.0653)	-0.3622*** (0.0590)
표본 수	25,564	6,916	5,378	4,130	3,932
LR χ^2	870.70	207.97	395.52	320.13	548.18
Pseudo R ²	0.0346	0.0361	0.0640	0.0729	0.1080
Log likelihood	-12159.305	-2775.046	-2892.188	-2036.631	-2262.767

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

31) 이 문제를 보다 효과적으로 해결하기 위해서는 승진을 근로자 개인별 event로 반영하여 개인별 승진이력을 감안하여 분석하는 방법, 가령 생존분석(survival analysis)이 필요하지만, 본 연구의 분석 자료가 5개년 자료에 불과하여 개인별로 승진이력을 추적, 파악하기에는 한계가 있다. 향후 유사 인사데이터의 시계열적 확장을 통해 해당 분석기법을 활용할 수 있는 연구과제로 남겨 놓는다.

1997년을 제외하고는 매년 추정 대상의 표본수가 <표 2>에 비해 작아지는 데, 이는 전기 또는 전전기의 승진자를 표본에서 제외시켰기 때문이다. 가령 2000년의 경우, 1997년, 1998년, 그리고 1999년의 승진자를 제외한 결과, 추정 대상자가 종전의 6,449명에서 3,932명으로 감소하였다. 그에 따라 모형의 적합도는 매년 증가하게 되는데, 이는 표준 체류연한을 채운 승격 대상자 중 승진이 된 근로자가 차기 승진확률함수 추정에서는 제외되므로 시간이 지날수록 보다 정확한 승진확률함수 추정이 가능해지기 때문이다.

<표 2>와 결과를 비교해 보면, 1998년의 경우 근속연수의 계수값이 높아지고 성별더미의 계수값도 상당히 높아졌다는 점을 발견할 수 있다.³²⁾ 한편 2000년의 경우, <표 2>와 달리 근속연수가 통계적으로 유의한 것으로 나타나고 있어 보다 정확한 추정 결과임을 감안할 때 근속연수가 지속적으로 유의하다는 것을 발견할 수 있다.

다. 계층별 추정 결과

이제 이러한 추정상의 변화를 감안하면서 계층별로 승진확률함수 추정 결과가 어떤 차이점이 있는지 살펴보도록 한다. 먼저 <표 4>은 사원계층의 추정 결과이고, <표 5>는 간부계층의 추정 결과이다. 사원계층의 경우 인적자본변수가 모두 통계적으로 유의하지만, 간부계층의 경우 1997년에는 인적자본변수 모두가 통계적으로 유의하지 않으며, 이후의 시기별로 일정한 패턴을 갖기보다는 상황에 따라 다른 결과를 보이고 있음을 알 수 있다. 이는 기본적으로 사원과 간부계층 간 승진 메커니즘의 차이가 존재하고 있음을 보여주고 있다.³³⁾

32) 1997년의 경우는 전기의 승진자 여부를 확인할 수 없기 때문에 표본 조정은 이루어지지 않았다.

33) 이러한 차이의 배경으로 생각해 볼 수 있는 것은 일반적으로 사원계층의 경우 양성 기간에 해당되기 때문에 객관적인 인적자본 수준에 따라 승진이 결정되지만, 간부 계층의 경우 이러한 객관적 기준보다는 기업 내부적으로 축적된 개개인에 대한 평가나 인물평의 결과를 활용하는 비중이 높아지기 때문이라고 추정할 수 있다. 그러나 승진확률함수 추정상 표본 설정의 문제점은 여전히 남아 있기 때문에 확정적인 근거라고 보기는 한계가 있다.

〈표 4〉 사원(L2~L5)의 승진확률함수 추정 결과(인적자본변수만 포함)

	전 체 1	전 체 2	1997	1998	1999	2000
상수항	-2.2504*** (0.0836)	-1.2384*** (0.1008)	-1.5579*** (0.2174)	-1.5621*** (0.2098)	-0.7348** (0.2484)	-1.6115*** (0.2321)
교육연수	0.0808** (0.0060)	0.0300*** (0.0069)	0.0349* (0.0150)	0.0802*** (0.0147)	0.0443* (0.0180)	0.0707** (0.0152)
근속연수	0.1135*** (0.0100)	0.0971*** (0.0103)	0.0698*** (0.0181)	0.0981*** (0.0206)	0.3566*** (0.0287)	0.2772*** (0.0286)
근속연수 ² /100	-0.7201*** (0.0690)	-0.7381*** (0.0708)	-0.4105*** (0.1290)	-0.6398*** (0.1436)	-2.3897*** (0.2058)	-1.8938*** (0.1978)
성별(여성=1)	-	-0.5602*** (0.0276)	-0.3912*** (0.0564)	-0.7156*** (0.0550)	-0.6867*** (0.0648)	-0.8766*** (0.0631)
결혼 여부(기혼=1)	-	-0.1957** (0.0270)	-0.1123* (0.0555)	-0.2625*** (0.0579)	-0.1128 (0.0704)	-0.3900* (0.0639)
표본 수	20,912	20,912	5,845	4,579	3,523	3,212
LR χ^2	307.67	722.89	113.78	347.07	336.25	417.71
Pseudo R ²	0.0160	0.0377	0.0259	0.0690	0.0953	0.1083
Log likelihood	-9439.603	-9231.995	-2136.315	-2341.807	-1595.347	-1719.424

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

〈표 5〉 간부(L6~L11)의 승진확률함수 추정결과(인적자본변수만 포함)

	전 체 1	전 체 2	1997	1998	1999	2000
상수항	0.2692 (0.1919)	0.4097* (0.2156)	0.0362 (0.4503)	1.7466*** (0.5436)	1.3955** (0.5903)	-0.0065 (0.4888)
교육연수	-0.0455*** (0.0103)	-0.0464*** (0.0103)	-0.0306 (0.0220)	-0.1053*** (0.0262)	-0.1102*** (0.0298)	-0.0367 (0.0231)
근속연수	0.0081 (0.0123)	0.0091 (0.0123)	-0.0041 (0.0240)	-0.0014 (0.0301)	0.0718** (0.0316)	0.1878*** (0.0288)
근속연수 ² /100	-0.1346** (0.0556)	-0.1379** (0.0556)	-0.1030 (0.1220)	-0.2219* (0.1335)	-0.4356 (0.1424)	-0.7216*** (0.1299)
성별(여성=1)	-	-0.2559 (0.6419)	0.6471 (0.8810)	-	-	-
결혼 여부(기혼=1)	-	-0.1373 (0.9479)	-0.0409 (0.1950)	-0.0826 (0.2066)	-0.1676 (0.2417)	-0.0065 (0.2440)
표본 수	4,652	4,652	1,071	799	607	720
LR χ^2	30.62	32.88	7.09	24.36	21.44	59.73
Pseudo R ²	0.0054	0.0058	0.0057	0.0227	0.0270	0.0619
Log likelihood	-2812.223	-2811.096	-617.948	-523.204	-386.749	-452.605

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

라. 인사고과의 영향력 분석

이제 기업 인사데이터에서만 추적이 가능한 전년도 인사고과변수로 추가하여 승진 결정요인으로서 인사고과의 중요성을 확인한다. 예상되는 추정 결과는 인사고과 더미변수가 포함될 때 오히려 인적자본변수의 효과가 상당히 감소할 것으로 예상할 수 있다.

인적자본변수와 인사고과변수를 함께 포함시켜 승진확률함수를 추정할 때 설명변수간에 상관관계가 커서 다중공선성의 문제가 야기될 것이라고 예상되지만, 실제로는 인사고과변수는 <표 6>과 같이 인적자본변수와 상관관계가 약하기 때문에 인적자본변수와 함께 추정하는 것이 가능하다.³⁴⁾

인사고과변수를 포함한 승진확률함수의 추정 결과는 <표 7>에 제시되어 있다. 그 결과는 인사고과변수가 포함되지 않은 <표 3>의 추정 결과와 상당한 차이를 보인다. <표 3>에서는 인적자본변수가 대부분 통계적으로 유의한 값을 보이고 있으나, 인사고과변수를 반영할 결과, 일정 시기의 인적자본변수는 유의

<표 6> 인적자본변수와 인사고과변수의 상관관계

	교육연수	근속연수	성별	결혼 여부	상반기 업적	하반기 업적
상반기 업적고과	0.0456 (0.000)	0.1027 (0.000)	-0.0865 (0.000)	0.1028 (0.000)	1	
하반기 업적고과	0.0688 (0.000)	0.0851 (0.000)	-0.0980 (0.000)	0.0994 (0.000)	0.1093 ^a (0.000)	1
역량고과	0.1066 (0.000)	0.0781 (0.000)	-0.0537 (0.000)	0.0865 (0.000)	0.1896 ^b (0.000)	0.3138 (0.000)

주: ()는 유의도 수준. 고과변수에 따라 표본수가 다르며, 상반기 업적고과는 25,111명, 하반기 업적고과는 25,336명, 역량고과는 14,122명이다. 인사고과간의 상관계수를 나타내는 항목에서의 표본은 a가 25,111명, b는 14,059명의 자료임. 인사고과변수는 승격시 적용되는 고과 포인트로 산출된 값으로 최대 10, 최소 0의 값을 가지며, 성별 및 결혼 여부와 같은 더미변수와의 상관관계는 point biserial correlation의 값으로 구함.

34) 인적자본변수와 인사고과변수 간의 상관관계를 간부와 사원계층으로 나누어 구해 보았으나, 계층별 구분을 하더라도 전체 표본과 유사한 형태로 나타났다. 사원의 경우 오히려 교육연수와 상반기 업적고과, 그리고 근속연수와 역량고과 간의 상관관계의 유의도가 낮은 형태로 나타났으나, 상관관계 계수의 크기가 미미하기 때문에 큰 의미를 부여하기는 어렵다고 판단된다.

하지 않아 인사고과변수의 적용 여부에 따라 인적자본변수의 유용성에 영향을 미친다고 할 수 있다.

또한 인사고과변수는 승진확률함수 추정시 분석기간 전체적으로 모두 통계적으로 유의한 결과를 보인다. 계수 추정값의 크기를 놓고 보면, 역량고과의 영향력이 제일 크고 그 다음 하반기 업적고과, 그리고 상반기 업적고과 순으로 나타난다.³⁵⁾

〈표 7〉 승진확률함수 추정 결과(인사고과 변수 포함)

	전 체	1997	1998	1999	2000
상수항	-2.0253*** (0.1024)	-1.9365*** (0.1990)	-2.2945*** (0.2234)	-0.6185* (0.3280)	-2.6751*** (0.3001)
교육연수	0.0243** (0.0059)	0.0451** (0.0114)	0.0373** (0.0127)	-0.1286*** (0.0195)	0.0852*** (0.0166)
근속연수	-0.0401** (0.0082)	-0.0102 (0.0150)	-0.0841** (0.0178)	0.0486** (0.0244)	0.0307 (0.0219)
근속연수2/100	0.1305** (0.0420)	0.0888 (0.0840)	0.3073** (0.0917)	-0.4287** (0.1250)	-0.0618 (0.1106)
성별(여성=1)	-1.0291*** (0.0764)	-1.0425*** (0.1372)	-1.4817*** (0.1374)	0.4041 (0.3143)	-1.3671 (0.3107)
결혼 여부(기혼=1)	-0.2046*** (0.0321)	-0.1029* (0.0590)	-0.3276*** (0.0670)	-0.2632** (0.1107)	-0.6282*** (0.0915)
상반기 업적고과	0.0208*** (0.0056)	-0.0216* (0.0110)	0.0801*** (0.0130)	0.0716*** (0.0175)	0.0885*** (0.0160)
하반기 업적고과	0.0818*** (0.0057)	0.0244** (0.0116)	0.1132*** (0.0123)	0.1206*** (0.0168)	0.1090*** (0.0157)
역량고과	0.1642*** (0.0058)	0.1131*** (0.0118)	0.2240*** (0.0129)	0.2187*** (0.0176)	0.1374*** (0.0154)
표본 수	14,052	3,998	2,935	1,508	1,633
LR χ^2	1826.40	249.14	769.78	401.54	348.26
Pseudo R ²	0.1227	0.0670	0.2089	0.2168	0.1543
Log likelihood	-6529.394	-1734.592	-1457.827	-725.109	-954.656

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

35) 왜 이러한 영향력의 차이가 발생하는 것일까? 본 연구에서는 이 점에 대해서 심층적으로 다루지는 않지만, 일반적으로 차기 승진 대상자일 때 그 점을 감안한 평가가 이루어진다는 점에서 가급적 승진 직전의 평가 결과에 이러한 고려가 반영되었으리라고 추정할 수 있다.

한편, 연도별 추정 결과를 비교하여 IMF 외환위기 이전과 이후로 구분할 때, IMF 외환위기 이전인 1997년에 비해 IMF 외환위기 이후 인사고과변수의 영향력이 증가한 것으로 나타나 기업의 승진체계가 연공서열형에서 성과중시형으로 변화하였다는 구체적인 근거를 발견할 수 있다.

즉 1997년 추정 결과에는 상반기 업적고과는 유의하지만 음(-)의 부호를 가지는 한편, 하반기 업적고과나 역량고과가 양(+)의 부호로 승진확률에 영향을 미치고 있지만, 1998년 이후 상황은 달라지는 것이다. 1998년 이후 상반기 업적고과나 하반기 업적고과, 그리고 역량고과 모두 유의한 영향을 미치고 있다.³⁶⁾

특기할 만한 것은 인사고과변수를 승진확률함수 추정에 추가하는 경우, 시기와 상관없이 음(-)의 값을 가지면서 계수값이 지속적으로 증가하던 성별 더미변수가 1999년과 2000년부터는 통계적으로 유의하지 않게 된다는 것이다. 따라서 승진 결정시 여성차별 요소가 상당부분 사라지고 있는 것이라 추측할 수 있다. 그러나 이와 같이 인사고과변수를 고려할 때 남녀간 승진확률에서 차이가 사라지는 현상을 곧바로 승진에서의 성별 차이가 없어졌다고 판단하기는 어렵다. 그 이유는 승진확률함수만을 가지고 결론에 이르기에는 일정한 한계가 있기 때문이다. 다만, 적어도 인사고과와 같이 개인별 능력과 업적을 평가하는 제도가 공식적으로 운영되고, IMF 외환위기 이후 기업의 인사전략이나 제도가 투명하고 공정한 인사라는 기초를 강조하고 반영하려는 추세를 감안한다면, 과거보다 훨씬 더 합리적인 인사관리가 가능해졌기 때문에 나타난 현상이라는 것을 간접적으로 시사해 준다.³⁷⁾

그렇다면 이러한 변화가 일반적으로 알려져 있는 직군별 승진체계의 차이와

36) 익명의 심사자가 지적인 바와 같이 승진확률함수 추정시 인사고과의 중요성을 발견하였지만, 왜 개별 고과 결과의 영향력이 차이가 나는지 또한 왜 연도별로 변화가 있는지에 대해서는 현 단계에서 명확하게 설명하기 어렵다. 인사고과변수가 승진 심사시 반영되는 비율에 따라서 달라질 가능성도 있으나, A기업 인사담당자에게 확인한 바로는 해당 시기 중에는 승진 심사시 인사고과점수의 비중이 계속 동일한 비중을 적용하고 있었다고 한다. 이 부분에 대한 보완도 향후 연구과제로 남겨둔다.

37) 익명의 심사자는 합리적인가의 판단 기준이 어떠한 의미에서의 합리성을 가정하느냐에 따라 해석이 달라질 수 있다는 점을 지적하였다. 앞의 각주 3에서 이민희(1996)는 “능력주의=합리주의”라는 등식을 전제로 할 때 합리적이라고 판단한 반면, 본 연구에서 합리적인 인사관리라는 것은 과거 주로 주관적이고 조직관습적인 요소들, 즉 연공서열에 의해 승진이 결정되었던 관행에서 벗어나 성별·연령 등과 관련없이 개인의 객관화된 능력과 성과에 따라서 승진을 결정한다는 의미에서 합리적이라고 해석하고 있다.

어떻게 연결되어 있는가?³⁸⁾ 이 점을 확인하기 위해 그 특징이 두드러질 것이라고 예상되는 사원계층의 사무직과 생산직을 구분하여 승진확률함수를 추정하였다. 그 결과는 <표 8>과 같은데, 사무직은 물론 생산직에서도 일정한 패턴이

<표 8> 사원(L2~L5)의 직군별 승진확률함수 추정결과(인사고과 변수 포함)

	1997		1998		1999		2000	
	사무직	생산직	사무직	생산직	사무직	생산직	사무직	생산직
상수항	-1.8925*** (0.6424)	-1.9262*** (0.4882)	-1.2609 (0.8410)	-4.2039*** (0.4988)	2.1004* (0.1784)	0.6579 (0.7447)	-0.6296 (1.3743)	0.0298 (0.7774)
교육연수	0.0654 (0.0388)	0.0119 (0.0306)	0.0052 (0.0495)	0.1341*** (0.0300)	-0.2788*** (0.0736)	-0.1978*** (0.0469)	-0.0736 (0.0800)	-0.1055** (0.0458)
근속연수	-0.0472 (0.0428)	-0.0029 (0.0306)	-0.2542*** (0.0552)	-0.0459 (0.0381)	0.0782 (0.0857)	0.1340** (0.0615)	-0.1183 (0.1095)	0.0800 (0.0660)
근속연수 ² /100	0.3383 (0.2712)	0.1196 (0.1771)	1.2699*** (0.3096)	0.3545 (0.2225)	-1.0871** (0.5510)	-1.2354*** (0.3888)	0.2874 (0.6889)	-0.6758* (0.3835)
성별(여성=1)	-0.7832*** (0.2144)	-1.5326*** (0.2746)	-1.0941*** (0.2506)	-1.9489*** (0.2616)	-0.0772 (0.6848)	-	0.3013 (0.6482)	-
결혼 여부(기혼=1)	-0.1933 (0.1284)	-0.1970** (0.0934)	-0.5974*** (0.1492)	-0.2660*** (0.1030)	-0.4460* (0.2176)	-0.4063** (0.1842)	-0.5922 (0.2301)	-0.9658*** (0.1768)
상반기 업적고과	-0.0194 (0.0274)	-0.0160 (0.0188)	0.0543* (0.0318)	0.0987*** (0.0225)	0.1168*** (0.0455)	0.0588* (0.0323)	0.1258** (0.0496)	0.1299*** (0.0350)
하반기 업적고과	-0.0078 (0.0294)	0.0570*** (0.0195)	0.1529*** (0.0312)	0.1396*** (0.0204)	0.1117*** (0.0393)	0.1266*** (0.0302)	0.1616*** (0.0512)	0.0828*** (0.0306)
역량고과	0.0895*** (0.0289)	0.1473*** (0.0201)	0.2302*** (0.0339)	0.2318*** (0.0214)	0.1436*** (0.0435)	0.1571*** (0.0315)	0.0835* (0.0478)	0.0758** (0.0312)
표본 수	796	1,628	518	1,247	265	440	226	451
LR χ^2	41.39	144.66	160.54	366.29	60.60	83.88	36.87	67.88
Pseudo R ²	0.0626	0.1138	0.2413	0.2619	0.1857	0.1633	0.1544	0.1387
Log likelihood	-309.825	-563.063	-252.368	-516.157	-132.832	-214.894	-100.999	-210.799

주: ()안은 z값이며, ***는 1%, **는 5%, *는 10% 유의수준에서 각각 통계적으로 유의함. 사무직은 경영지원직과 영업직으로 구성되어 있으며, 생산직은 생산기술직에 해당됨. 생산직의 경우, 1999년과 2000년 자료는 여성 근로자로만 구성되어 있어 성별 더미변수의 추정값은 제외됨.

38) 한국 기업에서 일반적으로 인식되고 있는 바는 사무직과 생산직 간 승진체계가 서로 상이하다고 보는 것이다. 이 점을 두 분의 심사자가 공히 지적해 주었는데, 본 연구에서 활용한 A기업의 경우, 승진 심사에 고려되는 심사 항목의 소분류(즉, 평가요소)에서는 직군별 특성에 따라 그 내용이 차이가 있지만, 심사 기준상의 고과점수로 반영할 때에는 동일한 비율로 적용되고 있어 승진확률함수 추정을 통해서 직군간 승진체계의 차이점을 발견하는 데에는 일정한 한계가 따른다. 다만, 인적자본변수와 인사고과변수의 추정 결과를 통해 연도별로 어떤 변화가 있었는지 또한 직군별로 어떤 특징을 보이는지를 살펴볼 수 있다.

존재하지 않는다는 것을 발견할 수 있다. 그러나 본 연구의 핵심 주제인 IMF 외환위기 전후 인사고과변수의 영향력 변화는 직군에 상관없이 나타나고 있다. 즉, 1997년에는 사무직은 역량고과만, 생산직은 하반기 업적고과와 역량고과만 유의적인 영향력이 있으나, 1998년 이후에는 지속적으로 인사고과변수 모두가 승진확률에 영향을 미치고 있다.

또한, 이러한 성향을 간부계층의 승진확률함수 추정 결과에서도 발견할 수 있는데, <표 9>과 같다. <표 5>와 <표 8>과 같이 인적자본변수들의 유의성이나 영향력이 일정한 패턴을 찾기 어렵지만, 인사고과변수는 IMF 외환위기 이후인 1998년부터 지속적으로 유의적인 추정 결과를 보여주고 있다.³⁹⁾ 그러나

<표 9> 간부(L6~L11)의 승진확률함수 추정 결과(인사고과 변수 포함)

	전 체	1997	1998	1999	2000
상수항	-0.9685*** (0.2461)	-0.3557 (0.4923)	-0.3484 (0.6177)	-0.0954 (0.7784)	-2.7053*** (0.6425)
교육연수	-0.0626*** (0.0112)	-0.0323 (0.0224)	-0.1130*** (0.0287)	-0.1703*** (0.0371)	-0.0288 (0.0276)
근속연수	0.0034 (0.0134)	-0.0016 (0.0244)	-0.0095 (0.0332)	0.0548 (0.0386)	0.2242*** (0.0351)
근속연수 ² /100	-0.1759*** (0.0613)	-0.1091 (0.1233)	-0.2307 (0.1470)	-0.4664*** (0.1764)	-0.9302 (0.1605)
성별(여성=1)	0.2225 (0.6377)	0.6340 (0.8594)	-	-	-
결혼 여부(기혼=1)	-0.0739 (0.1093)	-0.0736 (0.1970)	-0.0225 (0.2348)	-0.2377 (0.3460)	0.1240 (0.3253)
상반기 업적고과	0.0339*** (0.0094)	-0.0301 (0.0189)	0.0844*** (0.0238)	0.0527* (0.0290)	0.0969*** (0.0286)
하반기 업적고과	0.0751*** (0.0099)	0.0242 (0.0197)	0.0803*** (0.0234)	0.0777*** (0.0297)	0.1404*** (0.0283)
역량고과	0.2036*** (0.0101)	0.0980*** (0.0205)	0.2690*** (0.0241)	0.3196*** (0.0317)	0.2166*** (0.0296)
표본 수	4,573	1,070	799	588	688
LR χ^2	872.27	38.92	247.40	251.62	281.17
Pseudo R ²	0.1572	0.0313	0.2310	0.3278	0.3057
Log likelihood	-2338.532	-601.721	-411.686	-258.009	-319.369

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

39) 간부계층에서의 여성인력의 비중이 극히 미미하기 때문에 성별더미가 포함되지 않았다.

2000년의 경우 근속연수의 추정값만 유의하게 나타나 앞서 지적한 것과 같이 매년 동일한 패턴이 존재한다고 하기보다는 해당 연도의 특수성이 감안된 것으로 볼 수 있다.

IV. 결 론

본 연구는 기업 내부노동시장에서의 승진이라는 제도가 갖는 의미를 재확인하고, 그간 자료 제약 등으로 실증분석에서 확인하지 못했던 기업의 승진 결정 요인을 분석하였다. 본 연구에서는 기업 인사데이터를 분석 자료로 활용하여 프로비트(Probit) 모형을 사용한 승진확률함수를 추정하였다. 특히 기업 인사데이터에서만 추적할 수 있는 인사고과 정보를 활용함으로써 기업의 승진체계가 학력이나 근속연수를 중시하는 연공서열형에서 개인의 능력과 업적을 중시하는 성과주의형으로 변화하고 있는지의 여부를 확인할 수 있는 계기를 마련하였다.

본 연구는 기존의 연구가 직급 구분에 따른 승진 여부의 정보, 즉 근로자가 고직급 근로자(간부 이상)인지 아닌지의 여부를 가지고 승진 여부를 파악하고 있어 기업이 실제 적용하고 있는 승진 개념과는 분명 다르다는 점을 강조하였다. 따라서 본 연구에서는 직급 변동, 즉 해당 직급에서 차상위 직급으로의 직급 상승을 승진으로 구분하여 승진확률함수 추정의 종속변수로 활용하였다.

기존의 연구가 주로 횡단면 자료를 활용했기 때문에 불가피하게 광의의 승진 개념을 사용할 수밖에 없었으나, 본 연구에서는 기업 인사데이터를 분석하여 근로자의 정확한 승진 정보를 추출하였고 승진 시점과 그 시점에서의 인적자본 수준, 그리고 승진 시점 직전의 인사고과 정보들을 활용할 수 있었다. 한편 보다 정확한 승진확률함수를 추정하기 위해서는 직급별 체류연한을 감안한 승진 대상자를 구분하여야 하지만, 분석 자료의 한계로 인하여 구분할 수 없었다. 다만, 전기의 승진자를 다시 추정 대상으로 삼는 오류를 최소화하기 위해 추정 대상을 매년 조정함으로써 가급적 정확한 추정 결과를 얻을 수 있었다.

본 연구의 승진확률함수 추정 결과를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 기존의 직급 구분에 의한 승진확률함수 추정은 승진의 개념적 오류에

도 불구하고 인적자본변수가 영향을 미친다고 보았는데, 본 연구와 같이 직급 변동에 따른 승진 개념을 적용했을 때에도 인적자본변수들은 통계적으로 유의미한 추정결과를 보임으로써 학력이나 근속연수와 같은 인적자본변수가 승진의 결정요인으로 작용한다는 점을 확인하였다.

둘째, 인사고과변수를 승진확률함수 추정에 사용함으로써 그간 실증분석을 통해서 확인되지 못했던 승진에서의 인사고과의 중요성을 확인하였다. 분석기간 전체적으로 인사고과변수는 대부분 승진확률에 양(+)의 효과를 미치고 있어 승진의 중요한 결정요인이라고 판단할 수 있다. 또한 인사고과변수의 영향력이 IMF 외환위기를 전후로 변화하였다는 점이 확인되었는데, 예상한 대로 IMF 외환위기 이후 업적고과나 역량고과의 영향력은 점차 증가하고 있다. 이는 기존의 연공서열형 승진체계에서 성과주의형 승진체계로의 전환이 진행되고 있음을 보여주는 근거라고 볼 수 있다. 다만, 승진 대상자만을 표본으로 한 추정이 이루어지지 않았기 때문에 확정적인 근거라고 주장하기에는 한계가 있다.⁴⁰⁾

셋째, 분석 자료의 제약으로 확정적인 결론을 내리기는 어렵지만, 승진의 결정요인으로서 인사고과변수를 반영할 때, 주목할 만한 추정 결과를 발견할 수 있다. 즉, 인적자본변수의 추정 결과가 일정한 패턴을 보이고 있지 않지만, 전체 표본을 대상으로 했을 때 성별 더미변수의 영향력이 사라지고 있다. 또한 간부계층의 승진 결정에서 인사고과변수가 사원계층보다 상대적으로 강한 영향력을 갖고 있다는 점을 확인할 수 있었다.

이러한 결과를 종합할 때, 우리나라 기업이 IMF 외환위기 이후 성과주의 인사제도를 도입하면서 근로자의 업적이나 능력에 대한 평가(인사고과 결과)의 영향력이 증가하고 있어 연공서열형 승진체계에서 성과주의형 승진체계로의 전환이 이루어지고 있다는 것을 확인할 수 있다. 또한, 성과주의 인사제도가 도입되면서 승진제도에서도 보다 투명하고 공정한 인사라는 기업 인사전략의 기조가 지속적으로 반영되고 있다는 점을 보여준다고 하겠다.

40) 이 점에 관해서는 익명의 심사자 두 분 모두 공통적으로 지적하고 있는 사항이다. 앞서 논의에서도 언급하였듯이 자료의 한계로 인해 본 연구에서는 승진 대상자를 구분할 수 없었다. 이로 인해 야기될 수 있는 문제점으로 지적된 것은 근속연수가 승진확률에 미치는 영향이 과도평가(over-estimate)될 가능성이 높다는 점이다. 이와 같은 추정상의 편의를 해결하기 위해서는 보다 정확한 표본 설정(승진 대상자 여부 등)이 필요할 것이다.

그러나 이러한 성과에도 불구하고 본 연구는 활용데이터의 속성이나 방법론 차원에서 다음과 같은 일정한 한계를 갖는다. 첫째, 본 연구에서 사용된 데이터가 특정 대기업에 국한된 인사데이터이기 때문에 이상의 분석 결과를 일반화하는 데 어려움이 있다. 따라서 기업의 승진체계가 어떻게 변하고 있는가에 대한 흐름을 추적하는 데에는 도움이 되지만, 단일기업 표본이기 때문에 우리나라 기업의 정형화된 사실로 간주할 수 없다. 둘째, 분석 자료인 인사데이터가 패널데이터의 형식을 취하고 있음에도 불구하고 근로자 개인별로 갖고 있는 이질성(heterogeneity)을 통제할 수 있는 패널데이터 분석의 가능성이 충분히 활용하지 못한 점이다. 앞서 지적했던 것처럼 IMF 외환위기 전후의 비교를 위해서 불가피한 점도 있지만, 패널데이터의 시계열 확장을 통해 보다 엄밀한 분석이 필요하다는 점에서는 한계가 있다.

아울러 본 연구는 주로 기업내 승진의 결정요인에 초점을 맞추었지만, 기업 내부노동시장에서의 승진 메커니즘을 보다 확실하게 이해하기 위해서는 승진을 둘러싼 다양한 이슈들에 대해서 추가적인 연구가 필요하다. 가령, 승진에 따른 임금격차(wage spread)나 그 결정요인, 더 나아가 기업 내부적으로 최적의 임금체계(optimal compensation scheme)가 어떻게 결정되는지에 대한 연구도 필요하며, 이러한 작업들은 추후 연구과제로 남겨 놓는다.

참고문헌

- 곽상경. 『계량경제학』. 다산출판사, 2003.
- 김재호. 「기업내부노동시장의 승진과 임금: 성별 차이를 중심으로」. 『한국인구학』 2 (1) (2002): 181~211.
- 신영수. 「한국기업의 승진결정요인과 1980~1990년대 변화분석」. 『산업관계연구』 13 (2) (2003): 27~40.
- 엄동욱. 「내부노동시장, 인센티브 및 임금결정」. 연세대학교 대학원 박사학위논문, 2006 (a).
- _____. 「우리나라 기업의 성과급제 도입효과」. 『노동경제논집』 29 (2).

2006 (b) : 29~66.

이민희. 「승진확률과 경력-임금곡선의 관계분석」. 서울여자대학교 대학원 석사학위논문, 1996.

이성우 · 민성희 · 박지영 · 윤성도. 『로짓 · 프라빗모형 응용』. 박영사, 2005.

이승렬. 「일본 노동시장의 임금 결정에 관한 실증 분석」, 연세대학교 대학원 박사학위논문, 2000.

정인수 · 금재호 · 조준모 · 김동배. 『기업 내부노동시장의 변화』. 한국노동연구원, 2003.

Bernhardt, Dan. “Strategic Promotion and Compensation.” *Review of Economic Studies* 62 (2) (1995) : 315~339.

DeVaro, Jed. “Strategic Promotion Tournaments and Worker Performance.” *Strategic Management Journal* 27 (8) (2006) : 721~740.

Gibbons, Robert & Larry Katz. “Does Unmeasured Ability Explain Inter-Industry Wage Differentials?” *Review of Economic Studies* 59 (3) (1992) : 515~535.

_____ & Michael Waldman. “Careers in Organizations : Theory and Evidence.” in O. Ashenfelter and D. Card(eds.). *Handbook of Labor Economics*, Vol.3B, Elsevier Science B.V. (1999) : 2373~2437.

_____ & Michael Waldman. “Enriching a Theory of Wage and Promotion Dynamics inside Firms.” *Journal of Labor Economics* 24 (1) (2006) : 59~107.

Lazear, Edward P. *Personnel Economics*. The MIT Press, 1995.

_____ & Sherwin Rosen. “Rank-order Tournaments as Optimum Labor Contracts.” *Journal of Political Economy* 89 (5) (1981) : 841~864.

Malcomson, James M. “Work Incentives, Hierarchy, and Internal Labor Markets.” *Journal of Political Economy* 92 (3) (1984) : 486~507.

Murphy, Kevin J. “Incentives, Learning, and Compensation: A Theoretical and Empirical Investigation of Managerial Labor Contracts.” *Rand Journal of*

Economics 17 (1) (1986) : 59~76.

Waldman, Michael. "Job Assignments, Signalling, and Efficiency." *Rand Journal of Economics*. 15 (2) (1984) : 255~267.

Wooldridge, Jeffrey M. *Introductory Econometrics*. Thomson South- Western, 2003.

abstract

The Determinants of Promotion Inside a Korean Large Firm
- An empirical study of personnel data around IMF
financial crisis -

Dong-Wook Eom

This study investigates the structural change of promotion within internal labor market that have occurred around the financial crisis in 1997 by using the personnel data(1996~2000) of a Korean large firm. We examine the determinants of promotion as an incentive of internal labor market. In contrast to the previous research where promotion was determined according to one's job position; whether he is a manager or not, in this paper we took more clear approach and developed a definition of promotion to be any positive changes of a worker's current job level from the previous one. By using Probit model as the tool of binary outcome models we took the estimation of the promotion probability function. Although we could not identify the stable patterns of the promotion determinants, we found the effectiveness of human capital, and performance and competence evaluation rating variables. This findings imply that Korean firm adopt the performance-based HRM system as its personnel strategy on determining the promotion in spite of one firm case study.

Keywords : internal labor market, promotion, Probit model, performance-based HRM, personnel economics.