

勞 動 經 濟 論 集
 第19卷(2), 1996. 12. pp.45~81
 © 韓 國 勞 動 經 濟 學 會

退職金制度가 勞動需要에 미치는 影響에 대한 分析*

高 錫 準**

< 目 次 >

| | |
|------------------------------------|-------------------------------------|
| I. 序 論 | IV. 勞 動 需 要 函 數 的 推 定 及 實 證 分 析 結 果 |
| II. 退 職 金 制 度 及 勞 動 需 要 的 變 化 | V. 結 論 |
| III. 退 職 金 模 型 的 設 定 及 推 定 結 果 分 析 | |

I. 序 論

현행 사회보장제도 중에서 임금노동자들의 퇴직(중도퇴직 또는 정년퇴직)으로 인한 소득 중단이나 소득 상실에 대비한 제도는 퇴직금제도와 국민연금제도가 있다. 그러나 국민연금 제도가 1988년에 도입되었으므로 그 이전까지는 일반근로자를 위한 老後保障은 勤勞基準法(1953)에 규정된 退職金制度가 전부였다. 따라서 여러 사회보장제도 중에서 가장 연륜이 길고 안정화된 제도 중의 하나인 퇴직금제도는 1953년에 자율적인 기업퇴직금제도로 처음 도입된 이후 1962년에 근로기준법에 의해 법정 강제제도화되었으며, 현재 노동자 5인 이상 사업장으로 적용범위가 확대되어 실시되고 있다. 그동안 퇴직금제도는 일시금 형태로 운영되어 공적 사회보장제도가 미발달된 우리나라 실정에서는 근로자의 실업과 정년퇴직 후의 생활보장 기능을 담당하는 주요한 역할을 하고 있다.

* 박사학위 논문

** 숭실대학교 경제학과 강사

원래 퇴직금제도는 기업이 주체가 되고 종업원을 대상으로 하여 지급되는 부가급여(fringe benefits)로서 기업내 복리후생제도 중의 하나로 기업이 노사협약에 의해 임의로 채택하는 제도인데 우리나라는 이러한 임의제도를 법정화한 예외적 국가의 하나인 것이다. 그런데 이러한 퇴직금제도의 도입은 어떠한 형태로든 우리나라 노동시장의 수요·공급의 결정에 영향을 미쳤을 것으로 보인다. 노동을 수요하는 기업의 입장에서는 퇴직금제도 자체가 노동비용을 증가시키게 됨으로써 노동수요를 감소시키는 요인이 될 것이다. 또한 기업에서는 퇴직금부담을 근로자나 소비자에게 전가시키려 할 것이며, 장기적으로는 상대적으로 비싸진 노동을 자본으로 대체하려는 노력 등을 시도함으로써 노동수요에 변화를 초래할 것이다. 반면에 노동을 공급하는 근로자의 입장에서는 기대되는 평생소득의 흐름(an expected stream of life-cycle earning)이 변하게 되며, 퇴직금의 지급을 보장할 수 있는 안정적인 직장을 선호하게 되고, 궁극적으로는 근로자의 장기근속을 유도하는 요인으로 작용함으로써 노동공급의 변화를 가져 올 것이다. 그러나 일반적으로 퇴직금제도의 도입에 따른 노동공급의 변화는 장기적으로 발생하는 반면에, 노동수요의 효과는 제도도입 당시부터 발생할 수 있는 단기적인 효과의 측면이 강하다고 볼 수 있다.

본 연구에서는 퇴직금제도가 기업의 노동비용을 상승시켜 노동수요를 변화시키게 되므로 퇴직금이 기업의 노동수요 결정에 영향을 미치고 있다는 점에 초점을 맞추어 실증분석을 실시하였다. 이러한 시도는 노동시장에 대한 퇴직금의 효과를 정확히 보여줌으로써 퇴직금제도가 어떠한 방향으로 나아가야 할 것인가를 결정하는 데 있어 중요한 기준을 제공해 줄 것으로 보인다.

II. 退職金制度와 勞動需要의 變化

퇴직금제도의 도입은 기업측에 추가적인 노동비용의 상승요인으로 작용하게 될 것이므로 기업은 이제 퇴직금을 반영한 노동비용을 고려하여 적절한 고용량을 결정하게 될 것이다. 반면에 근로자측에서는 추가적인 소득증가, 즉 평생소득 흐름의 증가로 나타나며 이를 반영하여 노동공급량을 결정하게 된다. 따라서 퇴직금제도의 도입은 노동시장에서 수요와 공급간의 조정과정을 통한 균형임금 결정과정에 영향을 미치게 될 것이다. 여기에서는 퇴직금제도의 도입이 노동수요에 어떠한 과정을 통해 영향을 미치게 될 것인가를 살펴볼 것이다.

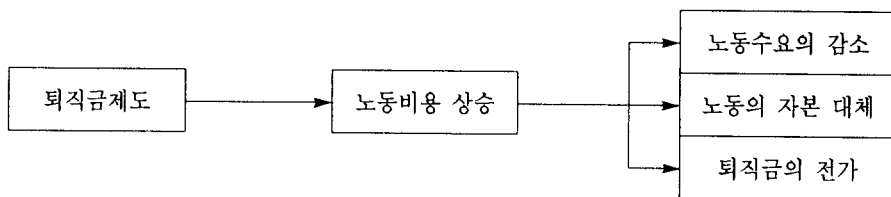
1. 退職金制度가 勞動需要에 미치는 效果

퇴직금제도의 도입에 따른 영향은 직접적인 효과와 간접적인 효과로 구분해 볼 수 있다. 직접적인 효과는 퇴직금의 도입과 함께 발생하는 노동비용 상승에 따른 효과이며, 간접적인 효과는 장기간에 걸쳐 발생하는 변화로서 여러 외부적인 요인의 변화에 따른 퇴직금 부담의 증가가 노동수요에 미치는 효과이다.

먼저 직접적 효과(그림 1 참조)를 보면, 퇴직금제도의 실시가 단기적으로는 기업의 노동비용을 상승시킴으로써 노동수요를 감소시키게 될 것이 분명하다. 이를 보다 세분하여 보기로 한다.

첫째로, 퇴직금제도의 도입은 기업에 추가적 노동비용을 발생시킨다. 퇴직금은 기업의 비현금급여에 해당되기 때문이다. 기업은 고용량을 결정할 때 가장 먼저 고려하는 것이 노동비용이며, 여기서 노동비용이란 일반적으로 노동을 제공한 대가로 근로자에게 지불되는 모든 형태의 비용들로서 근로자의 임금과 퇴직금, 복지비용 및 각종 부가급여 등 현금급여와 비현금급여¹⁾를 모두 포함하게 된다. 기업의 노동수요함수의 합을 시장의 노동수요라 정의할 때, 노동공급함수가 불변인 상황에서 퇴직금제도의 도입은 기업의 근로자 1인당 노동비용을 상승시키게 되고, 기업의 생산비를 증가시켜 기업의 생산활동을 위축시킴으로써 고용량을 감소시키게 될 것이다. 반면에 또 다른 측면에서는 노동과 자본의 상대요소가 격비율(w/r)을 변화시킴으로써 상대적으로 저렴해진 자본으로 노동을 대체시키게 됨으로써 노동에 대한 자본의 대체효과(substitution effect)로 노동수요는 더욱더 감소하게 된다.

[그림 1] 퇴직금의 직접적인 파급경로



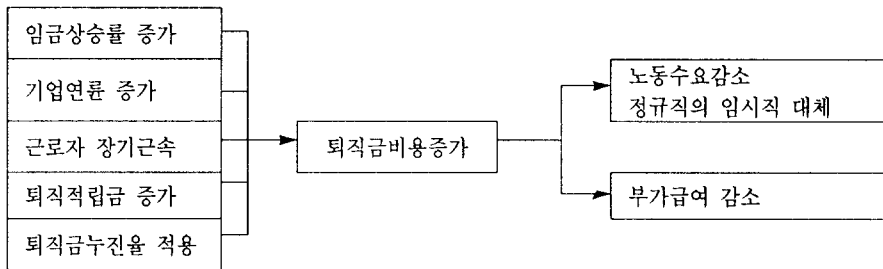
1) 현금급여란 노동의 제공에 대한 직접보상으로 지급되는 현금형태의 급여를 의미하며, 여기에는 정기적인 임금과 비정기적인 상여금이나 각종 수당 등이 포함된다. 반면에 비현금급여는 퇴직금과 같이 현금의 受惠權利를 획득하거나 현물형태의 권리 또는 복리후생적인 급여 등을 망라하는 附加給與(fringe benefit)를 의미한다.

둘째로, 기업은 퇴직금제도의 도입에 따른 노동비용의 상승을 소비자나 근로자에게 전가시키려고 시도한다는 점이다. 즉 기업은 퇴직금을 근로자의 임금인상을 억제하거나 제품의 가격을 상승시켜 전가시킴으로써 가급적 퇴직금의 비용을 모두 부담하려 하지 않을 것이다. 퇴직금제도 도입에 따른 추가비용의 발생은 기업의 수요곡선을 좌측으로 이동시키게 될 것이므로 새로운 균형점은 기존의 임금수준보다는 낮은 점에서 이루어지게 된다. 따라서 퇴직금제도의 도입으로 인한 추가비용은 기업이 전적으로 부담하지 않고 그 일부를 임금수준을 낮추거나 또는 고용량을 감소시킴으로써 공동으로 부담하게 된다. 기업의 부담은 노동공급곡선이 임금에 관하여 완전탄력적이지 않는 한 퇴직금의 일부를 근로자에게 전가시키게 될 것이다.

한편 노동공급의 탄력성에 따라서 퇴직금제도의 도입에 따른 고용량의 변화는 相異하다. 즉 노동공급의 탄력성이 완전탄력적인 경우 퇴직금은 기업의 노동수요를 감소시킬 것이지만, 반대로 노동공급의 탄력성이 완전비탄력적인 경우에는 고용량에는 변화없이 근로자의 임금수준을 낮추는 역할을 하게 된다. 따라서 노동공급의 탄력성이 퇴직금 도입에 따른 노동수요 변화량을 결정하는 데 주요한 요인이 된다.

반면에 퇴직금제도의 도입이 근로자의 생산성을 증가시키리라는 기대가 가능하지만 퇴직금의 지급시기가 근로자의 퇴직 후이기 때문에 근로자들이 제도 도입 당시부터 소득의 증가를 인식하지는 못할 것으로 보여 생산성에 대한 효과는 일반적으로 매우 미미할 것으로 보인다.

[그림 2] 퇴직금의 간접적인 파급경로



퇴직금제도가 노동수요에 미치는 간접적인 효과(그림 2 참조)는 퇴직금에 영향을 주는 여러 설명변수들의 변화에 따른 것으로 장기적인 효과에 해당된다. 장기적으로는 근로자의 임금이 지속적으로 상승하며, 기업의 연륜이 점차 길어짐에 따라 기업이 부담하게 되는 퇴직금의 총액은 증가하게 되며 이는 기업의 퇴직금 비용을 증가시키는 요인이 된다. 실제적

으로 퇴직금의 크기는 현금급여와 비례하며, 기업의 연륜이 길어지고 장기근속 근로자가 증가할수록 상대적으로 근로자 1인당 퇴직누적액이 증가하게 된다.

또한 퇴직누진율의 적용도 퇴직금을 증가시키는 한 요인이다. 일반적으로 퇴직금 지급률은 강제적인 법정률과 기업의 임의적인 누진율로 구분되는데, 근속년수가 증가함에 따라 퇴직금 총액은 누진적으로 증가하는 특성을 갖고 있다. 현재 퇴직금 누진율의 적용은 20% 정도이지만 그 적용기업이 점차 확대되고 있어 기업의 퇴직금 부담도 향후 급증하리라고 본다. 따라서 이러한 퇴직금 비용의 증가는 노동수요를 감소시키는 요인으로 작용하게 된다.

한편 기업은 퇴직금제도 도입에 따른 비용상승에 대처하기 위하여 노동비용의 절감을 위한 노력을 모색하게 될 것이다. 그 중의 하나가 퇴직금 외에 각종 부가급여를 제공하지 않아도 되는 단순노무 일용근로자의 활용방안이다. 단순기능 업무에 대해서는 동일한 노동력인 경우 정규직 근로자보다는 일용직이나 임시직 근로자를 활용하게 되면 이들에게는 각종 부가급여와 퇴직금을 지급하지 않아도 되므로 노동비용을 줄일 수 있다는 이점이 있다. 그러나 이 경우 임시 및 일용근로자의 근로조건이 열악해질 수 있기 때문에 기업의 생산성을 저하시킬 우려가 있으며, 정규근로자와 임시근로자간의 차별적인 대우에 대한 위화감과 대립·갈등도 발생할 우려가 있다.

이 외에도 퇴직금은 노후생활과 실업보험기능을 갖춘 사회보장기능의 일부를 수행하게 되므로 기업은 퇴직금의 부담만큼 근로자의 복지부담비용을 감소시킴으로써 퇴직금의 일부를 근로자에게 전가시키려 할 수도 있다. 즉 복지비용의 일부를 퇴직금으로 대체시키려는 시도가 가능하다. 그러나 이러한 시도는 후생복지에 대한 근로자의 인식수준이 높을수록 어려워지며, 근로자의 권익을 대변하는 강력한 노조가 결성되어 있는 경우에는 실현 가능성이 적다.

2. 退職金の 決定要因

1) 賃金과 勤續年數

노동시장 현상 중 가장 정형화된 사실 중의 하나로 받아들여지고 있는 것은 노동시장 경력이 동일할 경우 한 직장에서 더 오래 근속한 근로자가 더 많은 임금을 받고 있다는 점이다. 즉 다른 모든 조건과 경력이 같다고 할 때 누가 더 현직장에 오래 근속하였는가에 따라 年功에 비례하여 임금이 결정된다는 것이다.

임금과 장기근속 가능성과의 正(+)의 상관관계가 되는 이유로는 이동성향이 적은 근로자가 동시에 생산성이 높을 수 있기 때문이다. 따라서 근로자의 모집비용 및 훈련비용 등 이동으로 인한 비용이 큰 기업일수록 높은 임금으로 근로자의 장기근속 가능성을 높이려 할 것이다.²⁾ 반면에 성제환(1993)은 그의 실증분석의 결과를 통해 근속년수가 오래된 근로자가 높은 임금을 받는 것으로 관측되는 것은 원래 임금구조상 임금·근속관계가 正(+)이기 때문이기도 하지만 상당부분은 처음부터 높은 임금의 안정된 직장에 근무했기 때문이라는 점을 지적하고 있다.

우리나라의 경우 횡단면 자료를 이용한 대부분의 회귀분석에서 임금·근속년수간 상관관계는 상당히 유의적이며, 다른 조건이 일정할 경우 근속기간이 1년 많은 근로자가 3% 이상 더 높은 임금을 받고 있는 것으로 보고되고 있다(어수봉, 1991; 정인수, 1991).

퇴직금제도에서 근속기간은 퇴직금 산정에 있어 매우 중요한 변수가 되며, 일반적으로 퇴직금은 근속년수에 따라 누진적으로 증가하는 특성을 가지고 있다. 민재성(1992)은 퇴직금지급률의 누진성 정도를 OLS방식을 이용하여 측정한 결과³⁾ 지급률의 근속년수에 대한 탄력성이 1.058로 추정되어, 근속년수 1% 증가시 퇴직금지급률은 약 1.06%가 증가하게 되는 낮은 누진성을 띠고 있음을 보여 주었다. 이는 근속년수 1년 증가시 퇴직금은 약 1.2개월 분이 증가함을 의미한다. 이러한 퇴직금의 누진적 구조에 의해 근속년수가 길수록 피용자가 받는 퇴직금 혜택이 커지게 되므로 근로자로 하여금 근속년수를 늘리거나 이직을 방지하는 유인을 제공해 주게 된다. 그러나 일반적으로 근속기간이 길수록 최종임금 수준도 높아진다고 볼 경우 근속기간이 길어질수록 최종임금 수준과 지급률이 함께 높아지게 되므로 이러한 퇴직금누진제는 근로자간 소득재분배에는 逆行하는 효과를 갖게 된다는 점이 지적될 수 있다.

2) 退職金과 移職率

근로자의 이직결정은 현재의 임금수준과 근로조건, 승진 가능성, 상사와의 관계 등이 종합적으로 고려되며, 현직장에서의 이러한 조건이 다른 기업의 그것보다 상대적으로 못할

2) 근로자들이 근무태만하거나 중도에 전직하는 것을 방지하고 근로의욕을 고취시키기 위해 기업이 효율 임금을 선택하고 있다면 임금과 예상 근속년수간에는 정비례 관계가 성립될 것이라는 효율임금이론 (efficiency wage theory : Akerlof and Yellen, 1986)도 있다.

3) $\log(\text{퇴직금지급률}) = -0.0267 + 1.058 \log(\text{근속년수})$
 (-5.95) (617.60)

$R^2 = 0.999$, $n = 2070$, ()안은 t값임.

민재성 외 3인(1992), 한국개발연구원, p.44.

때 근로자는 이직을 결정하게 될 것이다. 즉 근로자는 타직장에서 보다 높은 임금을 받을 수 있다든지 또는 근로조건이 월등하게 유리하다든지, 타직장에서의 승진 가능성이 높다든지 하면 현직장을 그만두고 타직장으로 옮기게 된다.

그러나 근로자의 이직현상은 노동시장에서 부정적인 것만은 아니다. 근로자의 이직으로 인해 열악한 근로조건을 갖는 기업에서는 근로자 채용 및 충원문제에 직면하게 되어 열악한 근로조건을 개선시킬 수밖에 없게 된다. 근로자의 이직현상으로 노동력이 각 분야에 적절히 배분되고 同質의 노동에는 同一賃金이 확립되는 경향이 있어 효율적인 노동배분이 이루어지는 긍정적인 측면도 있다. 그러나 과도한 이직현상은 오히려 효율성을 저해한다. 그 이유는 기업의 채용 및 충원비용을 높이며 기업에서 훈련 및 교육비용의 낭비를 낳아 인적자원의 기업내의 정착, 육성이라는 측면이 저해되어 기업의 장기적 성장잠재력이 잠식되기 때문이다.

일반적으로 기업은 생산활동에 필요한 기술인력을 확보하고 기업 고유의 기술이나 기능을 습득하도록 하는 교육훈련에 많은 비용을 지출하는데, 근로자의 이직률이 높게 되면 기업의 교육훈련비용은 가중되게 되며, 기업의 생산성도 저하될 수밖에 없다. 따라서 기업은 근로자의 고용의 안정성을 보장함으로써 장기근속을 유도하는 여러 방안들을 모색하게 된다.

장기근속을 유도하는 여러 가지 방법으로는 임금체계에 연공급을 도입하거나 혹은 퇴직연금이나 일시금제도 등을 도입하여 근로자의 이직률을 감소시키는 것을 들 수 있다. 그런데 미국(Schiller-Weiss, 1979 ; Clark-McErmed, 1988)이나 일본(Tan-Seike, 1992)에서는 퇴직금제도가 근로자들의 이직을 감소시키는 효과가 있다는 것이 실증적으로 증명되었으며, 많은 기업에서 근로자의 장기근속을 유도하는 도구로 퇴직금제도를 활용하고 있다.

그러나 우리나라의 경우 퇴직금이 근로자의 이직률에 큰 영향을 미치지 않는 것으로 나타나고 있다. 박영범(1992)은 퇴직금제도와 근로자 이직률과의 관계를 이직함수를 도입하여 살펴보았는데 이 결과에 따르면 남자는 유의성이 없는 것으로 나타났으며, 여자는 퇴직금의 누진 여부가 다른 변수가 포함되지 않은 경우 이직률을 낮추는 것으로 나타났다. 반면에, 다른 변수를 포함한 모형은 유의성이 없는 것으로 나타났다. 즉 우리나라의 퇴직금 제도는 미국이나 일본과는 달리 근로자들의 이직행태에 큰 영향을 주지 못하는 것으로 나타났다.

일본이나 미국과는 달리 우리나라 퇴직금제도가 근로자들의 이직행태에 영향을 주지 못하고 있는 것은 퇴직금이 법정 제도화되어 있고 근속년수에 따른 누진율의 차이가 크지 않을 뿐더러 일본이나 미국에 비하여 장기근속을 유도하지 못하고 있는 구조적 결함이 있

기 때문이다.

3) 勞動總費用과 福祉費用의 變化

근로자의 복지향상을 목적으로 하고 그 비용의 일부 또는 전부를 기업이 부담하는 제도가 활동을 기업복지(제도)⁴⁾라고 한다. 이 중 복지비용은 노동총비용 중에서 현금급여와 퇴직금을 제외한 법정복리비와 법정외복리비로 살펴 볼 수 있다.

<표 2-1>에서 우리나라 기업의 노동총비용을 100으로 하였을 때, 현금급여가 차지하는 비율은 1982년에 79.4%이던 것이 1984년에 79.0%로 완만히 감소하였으나, 1986년에 82.0%에서 1989년에는 84.1%로 꾸준히 상승하였으며, 1990년 이후 다시 감소추세로 돌아섰다.

현금급여 비율의 감소에 따라 상대적으로 비현금급여의 비율이 증가하였는데 그 중 퇴직금과 법정복리비의 증가가 두드러진다. 비현금급여 중 퇴직금의 비율은 1985년의 6.3%에서 1989년에 5.3%로 감소했다가 그 이후 점차 증가하여 1992년에는 8.9%에 이르는 것으로 나타났다. 이는 1980년대 후반부터 퇴직금의 비율이 급격히 증가하고 있음을 보여주고 있다.

한편, 법정복리비는 1982년에 노동총비용에서 1.7%를 점하고 있었으나 1988년에 3.4%, 1992년에는 4.3%로 꾸준히 증가하고 있다. 법정복리비의 증가는 전반적으로 근로자의 의식수준이 향상되면서 사회복지에 대한 요구가 증대하게 되었고, 1988년에 도입된 국민연금 제도에 따른 기업의 부담이 증가하였기 때문이다. 전체 복리비 중에서 법정복리비의 비율이 증가하고 있는 것은 주요 복지제도가 입법화됨에 따라 충분히 예상할 수 있는 일이다.

4) 박세일(1988, p.11)은 '근로복지'라는 용어를 사용하면서 그 개념을 '임금이나 근로시간 등과 같은 기본적인 근로조건 이외의 부가적 내지 부차적 근로조건 개선의 통하여 근로자의 복지를 향상시키는 것을 목적으로 하는 諸政策이나 활동'이라고 규정하고 있다. 배무기(1989, p.238)는 부가급여(fringe benefits)라는 용어를 사용하고 있으며, 그 개념도 '종업원을 위하여 사용자가 개별적 또는 단체적으로 지불하는 것으로서 종업원에게 화폐가 아닌 형태로 지불하는 모든 보상'이라고 제한적으로 규정하고 있다. 즉 종업원에게 화폐의 형태로 제공되는 편익은 임금뿐만 아니라 다른 모든 항목까지도 기업복지에서 일단 제외된다고 보아야 하는 것이다. 김대모(1991)는 기업복지란 '근로자의 복지향상을 목적으로 하고 그 비용의 일부 또는 전부를 기업이 부담하는 모든 제도를 의미한다. 다만 근로자에게 정기적으로 지불되는 화폐임금은 제외된다.'고 보고 있다.

<표 2-1> 노동비용 구성비(전산업)

| | 노동 총비용 비율 | 현금급여 비율 | 현금급여 이외의 노동비용총액 | | | | | 법정 : 법정외 복리비 |
|------|-----------------|------------|-----------------|------|-----------|------------|------------|-----------------|
| | | | 합계 | 퇴직금 | 법정 복리비 | 법정외 복리비 | 기타 노동비용 | |
| 1982 | 100.0 | 79.4 | 20.6 | 8.9 | 1.7 | 7.5 | 2.4 | 18.5 : 81.5 |
| 1983 | 100.0 | 78.1 | 21.9 | 11.1 | 1.7 | 4.8 | 1.6 | 20.7 : 79.3 |
| 1984 | 100.0 | 79.0 | 21.0 | 11.1 | 1.8 | 7.9 | 2.6 | 23.7 : 76.3 |
| 1985 | 100.0 | 83.2 | 16.8 | 6.3 | 2.1 | 6.1 | 2.2 | 25.6 : 74.4 |
| 1986 | 100.0 | 82.0 | 18.0 | 7.0 | 2.2 | 6.0 | 2.8 | 26.8 : 73.2 |
| 1987 | 100.0 | 83.9 | 16.1 | 5.9 | 2.3 | 5.8 | 2.2 | 28.4 : 71.6 |
| 1988 | 100.0 | 83.9 | 16.1 | 5.7 | 3.4 | 4.8 | 2.1 | 41.5 : 58.5 |
| 1989 | 100.0 | 84.1 | 15.9 | 5.3 | 3.0 | 5.4 | 2.3 | 35.7 : 64.3 |
| 1990 | 100.0 | 81.7 | 18.3 | 7.0 | 2.9 | 6.0 | 2.3 | 32.6 : 67.4 |
| 1991 | 100.0 | 77.2 | 22.8 | 8.9 | 3.7 | 7.4 | 8.6 | 33.3 : 66.7 |
| 1992 | 100.0 | 75.5 | 24.5 | 8.9 | 4.3 | 8.5 | 2.8 | 33.6 : 66.4 |

주 : 1982~84년과 1985~92년은 추정모수가 다르기 때문에 시계열 접속이 되지 않음.
 자료 : 노동부, 『기업체 노동비용조사 보고서』, 각년도.

법정외복리비의 경우는 1982년에 노동총비용 중 7.5%에서 1985년 6.1%, 1988년 4.8%로 점차 감소하였으나 1990년 6.0%, 1992년 8.5%로 다시 증가하고 있다. 1988년 이후 법정외 복리비의 증가가 두드러진 것은 1987년 이후 노사관계의 격화에 따른 근로자의 임금수준 향상과 근로조건 개선노력이 반영된 것으로 판단된다. 전체적으로 볼 때, 1980년대 후반 이후 퇴직금과 복리비용이 동일한 증가추세를 보임으로써 우리나라에 있어서는 퇴직금과 복리비용이 아무런 관련이 없는 것처럼 보인다.

일반적으로 선진국의 기업복지 발전과정에서 나타난 공통적 특징은 기업복지비가 화폐 임금보다 더 빠르게 상승함으로써 노동비용 총액 중에서 기업복지비가 차지하는 비중이 증가하며, 법정복지비가 법정외복지비보다 더 빠르게 상승하는 것이 일반적인 추세이다(김 대모, 1991). 우리나라의 경우도 이와 유사한 변화를 보이고 있는 것으로 판단되는데, 법정 복리비와 법정외복리비의 비율을 살펴보면, 법정복리비의 증가가 뚜렷한 것을 알 수 있다. 1982년의 법정복리비는 18.5%에서 1987년에 28.4%였으며, 1992년에는 33.6%로 급격히 증가하고 있다.

3. 勞動需要와 關聯된 既存의 研究

퇴직금제도의 도입은 다양한 형태로 기업의 노동수요 결정에 영향을 미치게 되므로 기

업의 노동수요 결정을 위해서는 노동수요함수에 대한 정확한 고찰이 필수적이다. 따라서 여기에서는 노동수요와 관련된 기존의 연구들을 고찰하고자 한다. 이러한 고찰을 통해서 기업의 노동수요 결정요인들을 파악하고, 이 노동수요모형을 이용하여 퇴직금이 어떻게 영향을 미칠 것인가를 파악할 수 있게 될 것이다. 특히 노동수요함수의 고찰에서 주요한 초점은 노동수요모형에 어떠한 설명변수들이 사용되고 있는가 하는 점이다. 각 모형에 따라 다소 차이를 보이고 있는데 이는 노동수요를 보다 잘 설명할 수 있는 변수들을 찾기 위한 시도로 보여진다.

1) 勞動需要에 대한 研究들

우리나라의 노동수요함수에 대한 분석은 여러 측면에서 다양하게 분석되고는 있으나 그 결과가 일관성을 갖고 있지 못한 문제점이 있다. 이는 노동수요에 영향을 미치는 변수의 선택에 따라 그 결과가 상이하기 때문인 것으로 판단된다. 여기에서는 우리나라의 대표적인 노동수요함수들 중에서 기술진보를 반영하고 있는 김중수(1987) 모형과 연금제도 도입에 따른 고용량 변화를 반영하고 있는 민재성(1986) 모형을 중심으로 고찰해 보고자 한다.

김중수(1987)는 1970~84년간의 시계열 자료를 이용하여 노동수요함수를 추정하여 산업별 결정요인을 비교분석하였다. 그는 기술진보와 노동수요의 경제적 관계를 새롭게 정립하기 위해 총생산함수를 사용하여 생산에 상응하는 필요노동량을 역산하는 방법으로 노동수요함수를 추정하였다. 즉 기술진보와 노동수요 사이에는 역의 관계가 존재하기 때문에 기술진보가 노동절약적이라는 주장을 반영한 것이다.

실증분석을 위한 노동수요방정식은 생산함수(Q)와 총비용함수(TC)를 통하여 비용최소화 조건하에서의 최적해를 구한 후 식 (2.1)의 노동수요함수를 도출하였다. 이때 사용된 생산함수는 노동(L)와 자본(K)을 이용한 콥-더글라스(Cobb-Douglas)의 생산함수($Q = AL^\alpha K^\beta$)를 가정하였다.

$$L=(Q/A)^{1/(\alpha+\beta)}[(\beta/\alpha) \cdot (w/r)]^{-\beta/(\alpha+\beta)} \dots \dots \dots (2.1)$$

w : 실질임금, r : 실질이자율

이 식을 기초로 하여 Ball and St. Cyr(1966)의 방법⁵⁾에 따라 노동수요함수를 비용최소

5) 이들은 생산함수와 노동수요함수를 다음과 같이 각각 정형화하였다.

$$Q_t = Ae^{\rho t} (Eh_t)^\alpha$$

$$\ln E_t = \alpha_0 - \lambda \rho t / \alpha + \ln Q_t + (1-\lambda) \ln E_{t-1}$$

화한다는 가정하에서 식(2.2)와 같이 정식화하였다.⁶⁾

$$\ln L_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln Q_t + \alpha_2 \ln K_t + \alpha_3 \ln(w/r)_t + \alpha_4 t + \alpha_5 \ln L_{t-1} \dots\dots\dots(2.2)$$

$\ln Q$: 부가가치(GNP), $\ln K$: 자본스톡, $\ln(w/r)$: 상대요소가격비율

식 (2.2)의 노동수요함수에서 일반적으로 부가가치를 나타내는 GNP나 자본스톡이 증가하게 되면 고용량이 증가하게 되므로 노동수요와 正의 관계를 가지는 반면에 노동과 자본의 상대요소가격의 비율(w/r)이 증가하게 되면 노동비용이 상승하게 되므로 노동수요와 負의 관계를 가질 것으로 예상되어진다.

그러나 식(2.2)의 추정결과에 따르면 부가가치와 자본스톡 및 상대요소가격비율 모두 노동수요와 正의 상관관계를 보여주었다. 상대요소가격비율이 노동수요와 正의 관계를 가진다는 것은 임금이 상승하거나 자본비용이 감소함에 따라 노동수요가 증가한다는 것을 의미하는 것으로 이론적인 설명과는 부합되지 않는 것이다. 이러한 결과의 원인을 노동수요와 逆의 관계에 있는 기술진보를 반영하지 못한 데 기인하는 것으로 판단하여 기술진보를 추가로 도입하였다. 즉 자본계수 및 상대요소가격의 계수가 기술진보의 함수로서 시간의 경과에 따라 가변적이라고 보아 다음에 두 상호작용변수($t \cdot \ln w/r$, $t \cdot \ln K$)를 포함시켜 식 (2.3)을 다시 추정한 것이다. 즉 변수 t 가 기술의 모의변수로 사용된다는 전제하에 계수를 변할 수 있도록 함으로써 기술진보가 고용에 미치는 영향을 간접적으로 파악하기 위한 방법이다.

$$\begin{aligned} \ln L_t = & \alpha_0 + \alpha_1 \ln Q_t + \alpha_2 \ln K_t + \alpha_3 \ln(w/r)_t + \alpha_4 t \\ & + \alpha_5 t \cdot \ln(w/r)_t + \alpha_6 t \cdot \ln K_t + \alpha_7 \ln L_{t-1} \dots\dots\dots(2.3) \end{aligned}$$

기술진보를 반영한 식 (2.3)의 추정결과에 따르면 상대요소가격효과는 계수의 통계적 유의성은 높지 않았으나 모두 負의 부호를 나타냄으로써 실질임금과 노동수요량간의 逆의 관계임을 보여주었다. 그러나 이 모형에서는 상대요소가격비율 및 자본스톡변수가 기술진

여기서 Q 는 부가가치, E 는 고용자수, h 는 노동시간, Ae^{μ} 는 자본과 기술진보등의 효과를 반영하는 이동모수(shift parameter), α 는 부가가치의 근로시간당 고용탄성치, λ 는 최적수준 고용량에 도달하려는 속도를 나타내는 계수이다. λ 의 값이 1에 접근할수록 최적수준에의 도달이 단기간내에 이루어진다.

6) 기업들이 최적여건하에서 수요하고자 하는 고용수준과 실제의 고용수준과의 차이를 조정하는 데 필요한 기간을 포착하기 위하여 시차종속변수가 포함되었다. 따라서 이 변수는 기업의 고용량을 조절하려는 계획시기와 실현되는 시기와의 시차를 반영하는 것이다.

보를 반영하는 상호작용항과 밀접한 관련을 가지는 多重共線性(multicollinearity) 문제가 제기될 수 있다는 점이 지적될 수 있다.

반면에 민재성(1986)은 국민연금제도의 도입에 따른 노동수요의 변화를 살펴보기 위해 1963년부터 1985년간의 시계열 자료를 사용하여 노동수요함수를 추정하였다. 이때 사용된 변수는 국민소득과 실질임금, 실질이자율, 추세변수, 그리고 前期의 노동수요 등이다. 식 (2.4)의 추정결과를 보면 노동수요는 일반적으로 국민총생산(GNP)과 자본비용을 나타내는 이자율에 대해 正의 상관관계를 가지며, 실질임금과는 負의 관계를 나타내었다. 그러나 고용의 실질임금 탄성치를 보면 실질임금의 상승이 노동수요에 미치는 영향은 매우 미미한 것으로 나타나고 있다.

$$\begin{aligned}
 (\text{전산업}) \ln E_t = & 1.8220 + 0.3362 \ln \text{GNP} - 0.0954 \ln W - 0.0023 \text{ TIME} \\
 & (1.49) \quad (2.92) \quad (-1.66) \quad (-0.66) \\
 & + 0.0001r + 0.0029 D80 - 0.0417 D84 + 0.4875 \ln E_{t-1} \dots\dots\dots(2.4) \\
 & (0.25) \quad (0.18) \quad (-2.93) \quad (2.23)
 \end{aligned}$$

GNP : 국민총생산(불변가격기준), W : 실질임금, r : 실질이자율
 D80, D84 : 각년도 더미(dummy)변수, TIME : 추세변수
 괄호 안의 숫자는 t-통계치임.

이 중 이자율이 노동수요와 正의 상관관계를 나타내는 것으로 파악되고 있어 자본비용의 증가가 노동수요의 증가요인임을 나타내고 있다. 그러나 자본비용의 상승에 따라 자본을 노동으로 대체하려는 현상보다는 자본수요의 감소에 따른 고용감소가 일반적으로 더 클 것으로 판단되기 때문에 이러한 결과는 부적절하다고 보여진다. 또한 민재성이 제시한 노동수요함수는 이론적 근거나 정확한 도출과정을 제시하고 있지 않다는 문제점이 지적되고 있다.

김치호(1991)는 우리나라의 노동시장형태가 경제규모의 급속한 팽창과 개방의 급진전 등으로 노동시장 환경이 빠르게 진화하고 그 행태도 복잡해지고 있기 때문에 생산물시장의 독과점구조나 임금의 제한적 가격기능 등을 감안할 때 불완전경쟁이론⁷⁾에 의한 노동시장행태 분석을 적용하는 것이 타당함을 보이고 이를 실증분석하였다. 노동수요함수의 추정에는 1960~90년간에 이르는 시계열 자료를 사용하였으며, 노동수요함수에 조정비용뿐만

7) Hart(1982) Layard와 Nickell(1985, 1986) 등은 생산물시장과 노동시장의 완전경쟁을 전제로 한 전통적인 분석체계의 한계를 지적하고 불완전경쟁하의 노동시장 모형을 제시하고 있다.

아니라 상이한 노동력의 집계(Aggregation)에 따른 동태적 조정과정을 감안하여 2시차 종속변수를 추가하였다.

$$\begin{aligned} \log N = & \alpha_0 + \alpha_1 \log N_{-1} + \alpha_2 \log N_{-2} + \alpha_3 \log(W/P) \\ & + \alpha_4 \sigma^e + \alpha_5 \log T + (1 - \alpha_1 - \alpha_2) \log K + H \dots\dots\dots(2.5) \\ & (\alpha_1 < 0, \alpha_4 > 0, (1 - \alpha_1 - \alpha_2) > 0) \end{aligned}$$

N : 노동, (W/P) : 실질임금, σ^e : 생산량에 대한 총수요의 비중
 K : 자본, T : 기술변화, H : 추정식의 추가적인 변수들

모형의 추정에 있어서는 노동수요, 물가 및 임금방정식을 하나의 연립방정식 체계로 간주하여 2단계 최소사승법(2SLS)을 이용하여 추정하였다. 식 (2.5)의 추정결과는 실질임금이 노동수요에 대해 유의적인 負의 관계를 보이고 있었다.

<표 2-2> 기타 노동수요함수에 대한 연구

| 구 분 | 추정기간(분기별) | 모형 및 특징 |
|---------------------------|-----------|---|
| 박명수(KLI) | 1974~92 | $\ln L = (+)GDP (-)\ln W, \dots$ 명목임금사용 |
| 김양우·최성환 (한국은행) | 1975~91 | $\ln L = (-)\ln(w/p) (+)\ln GNP (+)\ln L_{-1}, \dots$ 시차변수도입 |
| 백용기(KDI) | 1982~91 | $\ln L = (+)\ln GNP (-)\ln(w/p), \dots$ 농가부문 $\ln L = (-)TREND$ |
| 한진수·강석훈 (DAEWOO MODEL) | 1972~92 | $\ln L = (-)\ln(w/p) (+)\ln GNP (-)\ln PI * e, \dots$ PI : 총수입물가지수, e : 대미달러환율 |
| 한성신·서승환 (YONSEI) | 1980~89 | $\ln L = (+)\ln GNP (-)(w/p), \dots$ |
| 이종원·김준영 (성균관대) | 1970~88 | $\ln L = (-)\ln W (+)\ln K (+)PE, \dots$ PE : 기대물가상승률 |

- 주 : 1) 박명수, 「KLI 분기계량모형 : 노동시장을 중심으로 한 단기에측모형」, 1993. 2., 한국노동연구원.
 2) 김양우·최성환, 「우리나라의 거시계량모형-BOK92」, 『조사통계월보』, 한국은행, 1993. 2., pp.20~88.
 3) 백용기, 『KLI 1992년 분기모형』, 1993. 5., 한국개발연구원.
 4) 한진수·강석훈, 「한국의 노동시장모형」, 1993. 7., 대우경제연구소.
 5) 한성신·서승환, 『한국경제의 계량분석』, 1993. 7., 연세대학교.
 6) 이종원·김현영, 『한국경제의 거시계량분석』, 1991., 성균관대학교.

김치호의 견해에 따르면 기존의 연구에서는 노동시장에서 임금의 가격기능이 통상 제한

적인 것으로 보고되고 있으나 이 연구는 추정모형의 정형화나 변수 및 자료의 선택 여하에 따라서 기존의 연구 결과들을 기각할 수도 있다는 점을 시사해 주고 있다는 것이다. 그러나 이 모형에서는 직접적으로 비교할 수 있는 국내 연구가 없고 또한 이용 자료나 변수 선택에 있어서도 다소간의 문제점이 내포되어 있기 때문에 실증분석 결과의 해석은 잠정적이고 유보적일 수밖에 없을 것이다. 또한 이 이론은 불완전경쟁이론을 기초로 하고 있지만, 모든 기업이 불완전경쟁 상태하에 존재하지는 않기 때문에 포괄적인 적용이 어렵다는 문제가 지적될 수 있다.

이 외에도 노동수요함수에 대한 연구는 매우 다양한 형태로 진행되었는데, 그 중 대표적인 것이 거시구조방정식 모델을 중심으로 한 연구이다. 여기에서 현재 연구된 대표적인 거시구조모형 중에서 다루고 있는 몇 가지 노동수요의 모형들을 간추려 보면 <표 2-2>와 같다.

2) 勞動需要函數에 대한 評價

지금까지 검토한 노동수요함수들의 주요한 내용들을 요약해 보면, 김종수는 자본스톡, 부가가치 및 기술진보를 반영하여 노동수요와의 유의적인 관계를 추정하였지만 상대요소 가격비율은 負의 관계를 보여주고 있으나 유의적이지 못했다. 반면에 민재성은 국민소득과 실질소득에 대해 좋은 결과를 얻었으나, 자본스톡을 반영하는 이자율에 대해서는 유의하지 않았다. 반면에 김치호(1991)는 우리나라의 노동수요의 형태가 실질임금, 생산량에 대한 총수요의 비중 및 기술변화 등에 의해 잘 설명되며, 노동수요에 있어서 실질임금이 유의적인 負(-)의 관계가 있음으로 보여주었다. 이러한 결과는 실질임금 추정계수가 유의적이지 못한 김종수의 연구 결과와도 다르며, 또한 우리 노동시장에서 임금의 역할이 제한적일 것이라는 일반적인 기대와도 다르다.

일반적으로 우리나라 노동시장에서는 임금이 제한적이라는 주장, 즉 임금상승이 노동수요에 미치는 영향은 미미하며, 오히려 노동수요가 임금상승의 원인으로 작용하고 있다는 견해가 지배적이었다.⁸⁾ 이러한 이유로는 그동안 우리나라의 임금정책이 노동시장에 근거

8) 실질임금과 고용의 상관관계에 대한 실증분석을 통해 김수관(1978)은 고용증가율 1% 증가는 실질임금 증가율 0.67%의 증가를 가져온다는 결과를 제시하고 있다. 그는 1970년대 초반까지 우리나라의 경제발전은 소위 무제한 노동공급상태를 배경으로 이루어진 것이기 때문에, 노동공급원이 고갈될 때까지는 노동공급 자체가 임금결정에 그리 큰 영향력을 행사할 수 없다고 보았다. 그러나 앞으로 노동시장이 긴박(tight)해짐에 따라 실업률은 임금함수에 중요한 독립변수로 등장할 것으로 예측하고 있다. 그러나 그의 연구는 고용량과 실질임금간의 단순한 상관관계만을 분석한 것일 뿐 고용을 변화시키는 구체적인 요인에 대한 설명이 없다.

하여 임금수준이나 구조 및 체계상의 문제점의 개선을 통한 노동시장의 효율성을 높이는 쪽으로 나아가지 못하고 물가정책이나 국가경쟁력을 높이기 위한 산업정책의 보조수단으로 이용되었기 때문이라고 지적되고 있다.

이상에서 기존에 연구된 노동수요 모형의 특징은 점차 노동수요에 임금의 기능이 강조되고 있다는 점이며, 노동과 자본의 대체가 최근의 인력부족 현상과 함께 급속히 진행되고 있어 자본의 역할이 강조되고 있으며, 급속한 기술진보를 반영하려는 시도들이 많이 나타나고 있다는 점을 지적할 수 있다. 그러나 대체적으로 노동비용에 대한 개념을 실질임금으로 국한하여 사용함으로써 노동수요 결정에 영향을 주는 퇴직금 또는 그와 유사한 형태의 요인에 대한 고찰은 거의 이루어지지 않았다는 점이 지적될 수 있다. 따라서 이에 대한 보다 정형화되고 체계적인 연구가 이루어져야 할 것으로 보인다.

III. 退職金模型의 設定과 推定結果 分析

본 장에서는 퇴직금모형을 설정하고 노동수요함수를 실증분석하였다. 퇴직금모형을 설정함에 있어서는 합리적 기대가설에 입각하여 기본가정을 수립하고 모형을 설정하였다. 한편 본 연구에서 보다 중요한 문제는 퇴직금이 노동수요에 어떻게 영향을 미치고 있는가를 파악하는 것이다. 특히 기업이 노동수요를 결정할 때 퇴직금기대치를 합리적으로 반영한다는 가설을 설정하였기 때문에 이에 대한 검증을 위해 기존의 노동수요함수에 퇴직금을 도입하여 추정하게 될 것이다.

1. 退職金에 대한 理論的 檢討

1) 退職金の 決定

퇴직금은 퇴직 3개월 전 월급여의 평균임금에 근속년수를 곱하여 산정하게 되므로 퇴직

$$\Delta W = -3.88 + 0.53\Delta P + 0.67\Delta E - 0.26U \quad R^2 = 0.83$$

(0.13)* (0.18)* (0.77)

ΔW : 피용자실질 임금의 변동 ΔP : 피용자당 부가가치의 변동률(노동생산성)

ΔE : 고용의 증가율 U : 도시실업률

김수곤, 『한국의 노사관계』, 한국개발연구원, 1978, pp.81~85

금의 결정요인은 근로자의 퇴직전 월급여와 근속연수가 된다. 근로자의 퇴직금을 월평균 부담액으로 산정한다면 퇴직금에 대한 기업의 부담은 퇴직적립금이 될 것이며, 이는 월급여액의 8.3%⁹⁾가 될 것이다.

한편 근로자 개인이 퇴직후 수급하게 될 퇴직금의 크기는 다음과 같이 산출할 수 있다. 먼저 퇴직금의 크기에 영향을 미치는 요인은 근로자의 임금과 근속년수, 누진율 적용 여부 그리고 임금상승률 등을 들 수 있다.

근로자가 기업에 입사후 첫 해에 받게 되는 임금을 W_1 이라고 하자. 만약 근로자의 임금상승이 매년 일정률(γ)만큼 이루어진다면 T년후 근로자가 매월 받게 되는 임금은 $W_1(1+\gamma)^T$ 가 되므로 근로자의 퇴직금에 누진율이 적용되지 않는다고 전제한다면, 근로자가 T년간 근무한 후 퇴직시 수령하게 될 퇴직금 총액은 퇴직 전 3개월 평균급여($W_1(1+\gamma)^T$)에 근속년수(PERIOD)를 곱한 총액이 될 것이다.

$$ret = W_1(1+\gamma)^T \text{PERIOD} \dots\dots\dots(3. 1)$$

ret: 개인이 받게 되는 퇴직금 총액, W_1 : 입사시 임금수준

여기서 퇴직금(ret)은 T년 후에 받게 될 미래소득이므로 이를 현재가치로 환산하면 식 (3.2)와 같다.

$$PV(ret) = \frac{W_1(1+\gamma)^T}{(1+r)^T} \text{PERIOD} \dots\dots\dots(3. 2)$$

γ : 임금상승률, r : 이자율

그리고 r 은 퇴직금을 현재가치로 할인해 준 할인율로서 정상 은행이자율로 고려할 수 있다.

퇴직금의 산정에 누진율이 적용되지 않는다고 가정한다면, 이제 근로자들은 임금상승률(γ)과 할인율(r)의 크기에 따라 퇴직 시기를 결정하게 된다. 먼저 $\gamma = r$ 인 경우 근로자는 현 임금수준에 근속년수를 곱한 금액만큼 퇴직금을 받게 될 것이므로 퇴직금을 현재 받거나 퇴직 후에 받게 되든 아무런 차이가 없다. 한편 $\gamma < r$ 인 경우 현재임금보다 낮은 수

9) 퇴직금은 매년 1개월분의 월급여를 지급하도록 되어 있으므로
 월평균 부담액 = 1개월분 임금(W)/12(월) = $0.0833 \times W$ 이 되며, 이는 매월 월평균 임금의 8.3%를 적립하면 1년 동안 1개월분의 퇴직금을 적립하게 된다.

준의 퇴직금을 수령받게 되므로 퇴직금을 먼저 받는 것이 유리할 것이다. 즉 매년 반복적으로 퇴직금을 받는 것이 보다 유리하다. 반면에 $\gamma > r$ 이 되면 현재보다 퇴직시에 더 많은 퇴직금을 받을 수 있으므로 이때의 근로자는 퇴직금의 수령 시기를 늦추려 할 것이다. 따라서 퇴직금수급 시기의 결정은 근로자의 임금상승률이 높을수록, 할인율이 낮을수록 퇴직 시점이 길어지게 된다.

2) 退職金函數의 設定

기업에서 부담하게 되는 퇴직금(RET)의 크기는 개별근로자의 퇴직 전 3개월간의 평균 급여액(CASH)과 근속년수(PERIOD), 그리고 근로자의 이직률(SEPR)에 의해 결정되므로 퇴직금은 월평균 급여액과 근속년수 및 근로자의 이직률에 대한 함수가 된다. 일반적으로 월평균 급여액이 높을수록, 근속년수가 길수록 퇴직금의 수급액도 커지며, 이직률이 높을수록 기업의 퇴직금 부담은 커진다.

기업은 생산함수와 총비용함수를 고려하여 비용최소화 조건에서 이윤을 극대화시키는 생산량을 결정한다. 이때 고려되는 생산요소는 장기적으로 대체가 가능한 노동(L)과 자본(K)의 두 가지 생산요소이며, 기업이 당면한 노동시장 및 생산물시장은 경쟁적이라고 가정하자. 이때 기업은 노동수요를 결정하는 데 있어 기업이 가지고 있는 모든 정보를 체계적으로 활용하여 비용을 최소화시키는 합리적인 결정을 한다고 가정한다면, 이러한 합리적 기대를 바탕으로 기업은 생산요소인 자본과 노동의 필요량을 결정하게 된다.

여기에서 합리적 기대(rational expectation)를 반영한다는 것은 기업이 노동수요를 결정할 때 반영하게 되는 모든 정보는 완전히 알려져 있다는 전제를 바탕으로 하는 것이다. 비록 완전한 정보가 없다고 하더라도 기업은 여러 가지 정보와 경험을 바탕으로 하는 기업의 합리적 기대는 '평균적인 의미에서' 올바른 예측을 가능하게 할 수 있기 때문이다. 특히 기업은 노동수요의 결정요인 중에 하나인 퇴직금을 결정하는 데 있어서는 기업이 가지고 있는 퇴직금에 대한 모든 정보의 활용이 가능하므로 합리적 기대를 가능케 한다.

퇴직금의 결정에 반영되는 기업의 정보는 구체적으로 前期에 실현된 근로자의 평균임금과 근속년수 및 근로자의 연령, 근로자의 이직률 등이며, 이를 고려하여 기업이 부담하게 될 퇴직금을 정확하게 추정할 수 있게 된다. 즉 기업은 주어진 모든 정보를 활용하여 퇴직금을 합리적으로 결정하며, 이 퇴직금을 노동수요의 결정에 반영하게 된다. 따라서 기업이 노동수요 결정에 반영하는 퇴직금은 합리적 기대치가 된다.

이러한 합리적 기대를 바탕으로 퇴직금에 대한 다음과 같은 가설을 세울 수 있다.

假說 : 기업의 노동수요는 실제퇴직금급여가 아니라 퇴직금급여에 대한 합리적 기대치에 의해 결정된다.

이때 기대의 합리성이라는 가정은 기업이 자신에게 주어진 정보를 가장 효율적으로 이용함으로써 기대형성이 평균적인 의미에서 정확하며, 조직적으로 잘못되는 일이 없기 때문에 기대를 형성하는 데 있어서 계속하여 실수를 범하지는 않는다는 것을 의미한다.

이제 퇴직금 기대치를 반영한 퇴직금함수는 다음과 같이 표현될 수 있다.

$$E(\text{RET}_t | \text{CASH}_{t-1}, \text{PERIOD}_{t-1}, \text{AGE}_{t-1}, \text{SEPR} * \text{LD}_{t-1}) \dots \dots \dots (3. 3)$$

단, 여기서 RET_t 는 t 시점에 있어서의 예상퇴직금을 나타내며, CASH_{t-1} , PERIOD_{t-1} , AGE_{t-1} , SEPR , LD_{t-1} 은 퇴직금을 예상할 수 있는 모든 정보(임금과 근속년수, 연령, 이직률, 前期의 노동수요)를 가리킨다. 또한 E 는 확률변수의 수학적 기대치를 나타낸다. 즉 기업이 얻을 수 있는 $t-1$ 시점까지의 모든 퇴직금에 대한 정보를 토대로 t 기의 퇴직금에 대한 기대치를 구하여 그 기대치를 퇴직금으로 삼을 때 예상은 합리적이다. 따라서 이러한 합리적 예상을 토대로 퇴직금함수를 다음과 같이 선형화시킬 수 있다.

$$E(\text{RET}_t | \text{CASH}_{t-1}, \text{PERIOD}_{t-1}, \text{AGE}_{t-1}, \text{SEPR} * \text{LD}_{t-1}) \\ = \hat{\gamma}_0 + \hat{\gamma}_1 \text{CASH}_{t-1} + \hat{\gamma}_2 \text{PERIOD}_{t-1} + \hat{\gamma}_3 \text{AGE}_{t-1} + \hat{\gamma}_4 \text{SEPR} * \text{LD}_{t-1} \dots \dots (3. 4)$$

여기에서 근로자의 이직률을 반영한 것은 기업이 지불하게 되는 퇴직금 총액이 퇴직근로자가 증가할수록 증가하기 때문이다. 따라서 $E(\text{RET})$ 를 추정할 때 이직률을 고려하는 것은 타당하다고 본다.

이제 퇴직금에 대한 가설을 설정함으로써 퇴직금이 노동수요에 어떻게 반영되는가를 추정할 수 있게 될 것이다. 이러한 분석은 퇴직금이 노동수요함수에 의미가 있는지에 대해 기초자료를 제공해 줄 것이다. 특히 퇴직금의 변화에 따른 노동수요의 변화를 고찰함으로써 퇴직금의 역할에 대한 견해를 밝히는 데 도움이 될 것이다.

2. 推定資料의 說明 및 檢證

본 연구의 실증분석에 사용된 통계자료는 韓國 製造業 표준산업분류(SIC)에 따른 27개

3分類(3-digit)産業에서 퇴직금의 자료가 없는 담배(314)산업을 제외한 26개 산업을 1982년부터 1992년까지 11년간의 時系列-橫斷面 자료로 작성하여 286개의 표본으로 사용하였다.

퇴직금에 대한 자료는 「기업체노동비용조사보고서」에서 산업별 분류 자료를 기초로 하여, 노동총비용에서 차지하는 퇴직금의 비율로 추정되었다. 노동수요를 나타내는 고용량은 「매월노동통계월보」의 상용근로자를 연간고용량으로 추정하였으며, 근로자의 근속년수, 연령 및 이직률도 동일한 자료를 사용하였다. 국민소득을 나타내는 1인당 附加價值¹⁰⁾는 한국은행의 「企業經營分析」의 경상가격기준 1인당 부가가치(VA)를 소비자물가지수(1990년)로 나눈 실질가격기준에 Log를 취한 자료를 사용하였으며, 자본스톡은 表鶴吉(Hak K. Pyo, 1992)이 추정한 실질 자본스톡 자료를 이용하였다. 이에 반영된 소비자물가지수는 1990년 이 기준 연도인 자료를 사용하였다.

여기에서 소비자물가지수를 사용한 이유는 생산자물가지수보다 물가변동을 잘 반영해 주고 있기 때문이다. 소비자물가지수는 개별기업의 제품판매와는 무관하게 결정되므로 소비자물가상승만큼 제품가격을 인상시키지 못한 기업들은 부담이 될 것이고, 제품판매가를 소비자물가상승폭 이상으로 인상시킨 기업은 여유가 커진 것이다. 따라서 소비자물가상승률을 임금인상률의 결정지표로 이용한다는 것은 형평의 원리하에서 근로자의 생계측면이 강조되는 것이고, 개별기업의 제품판매가를 가격요인으로서 이용한다면 기업의 지불능력이 강조되는 것이므로 물가 반영에 바람직한 도구가 된다.

3. 退職金函數의 推定과 實證分析 結果

퇴직금함수를 추정하는 목적은 퇴직금을 결정하는 요인을 파악하고 이를 응용하려는 데 있다. 먼저 앞에서 설정한 퇴직금방정식(3.4)은 기업이 前期의 현금급여와 前期의 근속년수, 前期의 근로자의 연령 및 前期의 이직률 등을 종합하여 퇴직금의 기대치를 추정할 수 있다는 기업의 합리적 기대에 기초하고 있다. 이를 단순최소자승법(OLS)을 통하여 추정해 본 결과는 식 (3.5)과 같다. 추정식에서 변수들은 로그변환(logarithmic transformation)되어 있기 때문에 추정계수는 불변탄성치를 의미한다.

10) 기업의 생산활동은 자본과 노동의 결합에 의하여 이루어지므로 그 성과도 자본적 요인과 노동적 요인이 상호 결합된 결과인데, 이 중에서 노동생산성이란 노동력 단위당 성과를 나타내는 지표로서 보통 종업원의 1인당 부가가치 산출액을 가리킨다.

$$\begin{aligned} \text{종업원 1인당 부가가치} &= (\text{법인세 차감전 순이익} + \text{인건비} + \text{금융비용} \\ &+ \text{임차료} + \text{조세공과} + \text{감가상각비})/\text{종업원수} \end{aligned}$$

퇴직금에 대한 추정 결과를 보면 먼저, 현금급여와 근로자의 연령이 기업의 퇴직금에 대하여 正의 상관관계를 나타냄으로써 퇴직금과 비례관계에 있음을 보여주었다. 즉 기업이 부담하는 퇴직금의 크기는 근로자의 현금급여와 근로자의 연령에 직접적인 영향을 받는 것으로 나타났다. 특히 근로자의 연령이 퇴직금과 正의 관계에 있다는 것은 연령이 높을수록 장기근속 근로자의 비중이 높아질 것이라는 점을 간접적으로 시사해 주는 것으로 볼 수 있다.

$$\begin{aligned}
 E(\text{RET}) = & - 8.8341 + 1.3268 \text{ Log CASH}_{t-1} - 0.3273 \text{ Log PERIOD}_{t-1} \\
 & (-5.44)* \quad (9.91)* \quad \quad \quad (-1.26) \\
 & + 1.0772 \text{ Log AGE}_{t-1} + 0.5339 \text{ SEPR} * L_{t-1} \dots\dots\dots(3.5) \\
 & (2.42)** \quad \quad \quad (1.72)***
 \end{aligned}$$

$$R^2 = 0.46, \quad DW = 1.34$$

둘째로, 근로자의 근속년수는 통계적으로 유의성이 낮게 추정되었다. 이러한 결과는 퇴직금을 결정하는 중요한 요인으로 지적된 근로자의 근속년수가 큰 의미를 부여하고 있지 못함을 보여주는 것으로 근로자의 장기근속을 유도하는 요인으로 퇴직금이 적절하게 작용하고 있지 못하다는 것을 보여 준다.

셋째로, 이직률은 퇴직금과 正의 관계를 보여주고 있는데, 이는 이직률의 변화가 기업의 퇴직금에 직접적으로 영향을 미치고 있음을 의미한다. 하지만 퇴직금이 근로자의 이직행태에는 큰 영향을 주지 못하는 것으로 나타났다(박영범, 1992). 그 원인으로 우리나라의 퇴직금제도가 법정퇴직금제도가기 때문에 기업간에 차별화 정도가 적어 유인동기를 제공하지 못하고 있기 때문인 것으로 보인다.

IV. 勞動需要函數의 推定과 實證分析 結果

본 연구에서 살펴보고자 하는 것은 퇴직금이 노동수요에 어떻게 영향을 미치고 있는가를 파악하는 것이며, 또한 기존의 모형과 비교해 보고자 하는 데 있다. 즉 퇴직금을 도입하기 전과 도입한 후의 노동수요가 어떠한 변화를 보이는지를 살펴보게 될 것이다. 따라서 본 연구에서는 새로운 노동수요모형의 설정보다는 기존의 모형을 추정하는 데 충실하였다.

1. 勞動需要函數의 推定

노동수요의 추정에 사용된 모형은 식 (2.2)와 (2.3), 그리고 (2.4)이다. 식 (2.3)의 특징은 기술변화가 지속적으로 일어나는 여건하에서, 기술진보가 노동수요에 어느 정도 기여하고 있는가를 반영하고 있다는 점이다. 즉 기술진보와 노동수요간에 역의 관계가 존재함을 보이고자 하였다. 반면에 식 (2.4)는 연금제도 도입에 따른 노동수요의 변화를 추정하기 위해 설정된 노동수요함수이므로 본 자료의 적용이 용이하다는 이점이 있다.

먼저 기술진보를 고려하지 않는 식 (2.2)의 노동수요함수를 추정하여 보았다.

$$\ln L_t = a_0 + a_1 \ln Q_t + a_2 \ln K_t + a_3 \ln(w/r)_t + a_4 t + a_5 \ln L_{t-1} \dots\dots\dots(2.2)$$

식 (2.2)의 추정결과(표 4-1 참조)에 따르면 前期의 노동수요를 반영하는 변수($\ln L_{t-1}$) 이외에는 모두 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났으며, 특히 이 중 상대요소가격비율($\ln(w/r)$)이 노동수요와 正의 상관관계를 보임으로써 이론적으로 예상되는 부호와 반대의 결과를 나타내었다. 그리고 통계적으로도 유의하지 않았다. 이러한 결과는 김중수의 추정 결과¹¹⁾에서도 지적되었던 점이며 이에 따라 노동수요의 설명력을 높이기 위해 기술진보를 반영한 상호작용변수($t \cdot \ln(w/r)_t$, $t \cdot \ln K_t$)들을 도입하게 되는 것이다. 이때 자본계수($\ln K$) 및 상대요소가격비율($\ln(w/r)$)의 계수에 기술진보를 반영한 것은 이 변수들이 시간이 지남에 따라 가변적이라고 보기 때문이다.

따라서 본 연구에서도 기술진보를 반영하는 상호작용변수를 도입한 식 (2.3)을 다시 추정하여 보았다.

$$\begin{aligned} \ln L_t = a_0 + a_1 \ln Q_t + a_2 \ln K_t + a_3 \ln(w/r)_t + a_4 t \\ + a_5 t \cdot \ln(w/r)_t + a_6 t \cdot \ln K_t + a_7 \ln L_{t-1} \dots\dots\dots(2.3) \end{aligned}$$

기술진보를 고려한 식 (2.3)의 추정결과(표 4-1 참조)에서는 상대요소가격비율($\ln(w/r)$)과 시간변화를 나타내는 추세변수(t)는 모두 고용과 負의 상관관계를 보여주었으며 통계적 유의성도 높았다. 그러나 기술진보를 나타내는 상호작용항의 경우는 $t \cdot \ln(w/r)_t$ 항은 正의

11) 기술진보를 반영하지 않는 김중수의 결과는 다음과 같다.

$$\ln L_t = a_0 + 1.0825 \ln Q_t + 0.5215 \ln K_t + 0.0426 \ln(w/r)_t - 0.0624 t - 0.0005 \ln L_{t-1}$$

(6.69) (2.18) (0.96) (-2.63) (-0.18)

관계를 보여주었으나, $t \cdot \ln K_t$ 항은 유의하지 않았다. 김중수가 추정한 결과¹²⁾와의 차이점은 추세변수(t)와 前期의 노동수요($\ln L_{t-1}$)가 반대의 결과를 보여주고 있다는 점이다. 이러한 결과는 추정시점(김중수의 경우 1970~84년임)이 서로 상이하기 때문에 나타나는 노동수요의 변화가 포착될 수 있음을 보여주는 것이다. 특히 추세변수를 나타내는 t 의 변화를 보면 김중수에서는 노동수요와 正의 관계를 보이고 있었으나 본 추정에서는 負의 관계를 보여주었다. 이러한 결과는 1970년대에 노동집약적인 산업의 발달로 노동수요가 증가추세에 있었으나 1980년대 이후 산업구조조정과 기술개발 및 자동화로 노동고용량의 증가추세가 둔화되었음을 반영해 주는 것으로 보인다.

한편 기술진보를 반영한 결과가 그렇지 않은 경우보다 유의하게 나온 것은 김중수 본래의 추정 결과와도 일치하는 것으로 노동수요함수의 추정에서는 기술진보를 반영하는 것이 보다 바람직스럽다는 것을 보여준다.

이와는 별도로 민재성(1986)은 국민연금의 도입에 따른 노동수요의 변화를 예측하기 위하여 국민소득(GNP)과 실질임금(W), 실질이자율(r)을 설명변수로 하는 노동수요함수를 설정하고 1963~85년 동안의 시계열 자료를 이용하여 추정하였다. 그의 결과¹³⁾에 따르면 실질임금과 고용량간에는 負의 상관관계가 존재하였지만 실질임금의 상승이 노동수요에 미치는 영향은 매우 미미한 것으로 추정되었다. 반면에 국민소득과 실질이자율은 고용에 대하여 正의 상관관계를 보여주었으나 실질이자율은 통계적 유의성이 매우 낮았다.

이제 식(2.4)에 본 자료를 사용하여 다시 추정하여 보았다. 단 앞의 모형과 일치하도록 주요변수의 기호는 통일하였다.¹⁴⁾

$$\ln L_t = \beta_0 + \beta_1 \ln Q + \beta_2 \ln W + \beta_3 t + \beta_4 r + \beta_5 D84 + \beta_6 \ln L_{t-1} \dots\dots\dots(2.4)$$

Q (GNP) : 국민소득, W, r : 실질임금 및 이자율, t : 추세변수

식 (2.4)의 추정결과(표 4-1 참조)에 따르면, 노동수요에 대해 실질임금이 正의 상관관계

12) 기술진보를 반영한 김중수의 추정결과는 다음과 같다.

$$\begin{aligned} \ln L_t = & \alpha_0 + 0.5258 \ln Q_t + 0.7324 \ln K_t - 0.0540 \ln(w/r)_t + 0.5308 t + 0.0017 t \cdot \ln(w/r)_t \\ & (3.00) \quad (4.54) \quad (-0.80) \quad (3.78) \quad (0.19) \\ & - 0.0331 t \cdot \ln K_t - 0.0049 \ln L_{t-1} \\ & (-3.54) \quad (-2.36) \end{aligned}$$

13) $\ln E_t = 1.8222 + 0.3382 \ln GNP - 0.0954 \ln W - 0.0023 \text{TIME}$
 (1.49) (2.92) (-1.66) (-0.66)
 $+ 0.0001 r - 0.0417 D84 + 0.4875 \ln E_{t-1}$ $R^2 = 0.9978$
 (0.25) (-2.93) (-2.23)

14) GNP 는 Q , TIME는 t , E_t 는 L_t 로 변환하였다.

를 보였으며 통계적으로도 유의하지 않았다. 또한 국민소득과 이자율도 유의성이 매우 낮았다. 반면에 1984년도의 변화를 반영한 더미변수(Dummy Variable)와 시차변수만이 유의한 것으로 나와 전체적으로 노동수요를 설명하는 데 적정하지 못했다. 이러한 결과의 원인으로서는 노동수요함수의 변수를 선택함에 있어 時期的 狀況을 잘 반영해 주는 변수를 반영하지 못한 데 기인하는 것으로 판단된다.

위에서 추정된 각 노동수요함수를 종합해 보면 식 (2.3)이 가장 바람직한 결과를 반영하고 있을 뿐 다른 모형들은 유의하지 않았다. 즉 기술진보를 반영한 노동수요모형이 가장 잘 설명되는 것으로 나타났다.

<표 4-1> 노동수요함수의 추정

| 설명변수 | 식 (2.2) | 식 (2.3) 기술진보반영시 | 식 (2.4) |
|-----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| Constant | 0.2403 (0.67) | 19.5947 (1.95)* | -0.8772 (-1.95)* |
| <i>lnQ</i> | -0.0020 (-0.04) | 0.0334 (0.61) | 0.0004 (0.01) |
| <i>lnK</i> | -0.0333 (-1.61) | 0.5430 (1.18) | |
| <i>ln(w/r)</i> | 0.1246 (1.54) | -2.3141 (-1.96)* | |
| <i>lnW</i> | | | 0.0232 (0.24) |
| <i>r</i> | | | -0.0326 (-1.40) |
| <i>t</i> | -0.0117 (-1.45) | -0.2272 (-2.02)** | 0.0141 (1.54) |
| <i>tln(w/r)</i> | | 0.0269 (2.07)** | |
| <i>tlnK</i> | | -0.0065 (-1.25) | |
| <i>lnL-1</i> | 0.9864 (89.02)*** | 0.9838 (88.52)*** | 0.9860 (90.17)*** |
| <i>D84</i> | | | 0.1665 (4.08)*** |
| <i>R</i> ² | 0.9721 | 0.9726 | 0.9735 |
| <i>DW</i> | 2.2837 | 2.3254 | 2.3472 |

* : 10% 유의도, ** : 5% 유의도 *** : 1% 유의도

2. 退職金を 反映한 勞動需要函數의 推定

이제 퇴직금이 노동수요에 어떠한 영향을 미치고 있는가를 보기 위하여 위에서 검토된

식 (2.3)과 (2.4)에 퇴직금을 반영하여 노동수요의 변화를 살펴보기로 한다. 여기에서 사용될 퇴직금은 事後的으로 결정되어 있는 실제퇴직금과 事前的으로 예측이 가능한 기대퇴직금으로 구분하여 추정하기로 한다.

1) 實際退職金を 反映한 勞動需要函數의 推定

여기에서는 실제퇴직금을 반영하여 각각의 노동수요함수를 再推定하였다. 이때 실제퇴직금이란 기업이 근로자의 퇴직에 따라 지출한 퇴직금 총액으로서 기업의 事後的 결과치를 가리킨다.

한편 이와는 별도로 식 (2.3)은 기술진보를 반영하는 상호변수를 도입함으로써 좋은 결과를 얻고 있으나 기술진보를 포착하기 위하여 상대요소가격비율($\ln(w/r)$)과 자본스톡($\ln K$)에 반영된 기술진보(t)가 기존의 효과를 흡수해버리는 문제점, 즉 多重共線性(multicollinearity) 문제가 지적되고 있다.

따라서 이러한 문제점을 시정하기 위하여 새로운 노동수요함수를 설정하여 보았다. 새로운 모형에서는 상대요소가격비율(w/r)에 이미 자본의 요소가격(r)이 반영되어 있기 때문에 자본스톡($\ln K$)은 고려하지 않았으며, 반면에 기술진보는 일반적으로 장기간에 걸쳐 발생하기 때문에 자본스톡과 관련하여 기술진보를 반영하는 상호작용항($t \ln K$)을 첨가하였다. 한편 추세변수(t)는 노동수요와 선형관계를 갖는 것으로 고려하여 \log 를 취한 $\ln t$ 를 사용하였다. 즉 현실경제를 설명하는 데 있어 선형체계로 사용하는 것이 설명력을 높일 것으로 판단된다. 이와 함께 본 추정의 목적인 퇴직금을 반영하였다. 이러한 점들을 반영하여 식 (4.1)과 같은 노동수요함수를 설정하였다.

$$\begin{aligned} \text{노동수요함수 : } Ld &= f(\ln Q, \ln(w/r), \ln t, t \ln K, \ln L_{t-1}, \ln \text{RET}) \\ \ln L_t &= \alpha_0 + \alpha_1 \ln Q_t + \alpha_2 \ln(w/r)_t + \alpha_3 \ln t \\ &+ \alpha_4 \cdot \ln K_t + \alpha_5 \ln L_{t-1} + \alpha_6 \ln \text{RET} \dots \dots \dots (4.1) \end{aligned}$$

한편 기술진보가 반영되어 있는 식 (2.3)에 실제퇴직금($\ln \text{RET}$)을 반영하여 식 (4.2)으로 다시 나타내었다.

$$\begin{aligned} \ln L_t &= \alpha_0 + \alpha_1 \ln Q_t + \alpha_2 \ln K_t + \alpha_3 \ln(w/r)_t + \alpha_4 t \\ &+ \alpha_5 t \cdot \ln(w/r)_t + \alpha_6 t \cdot \ln K_t + \alpha_7 \ln L_{t-1} + \alpha_8 \ln \text{RET}_t \dots \dots \dots (4.2) \end{aligned}$$

마지막으로 식 (2.4)에 실측 퇴직금을 반영하여 식 (4.3)으로 다시 표현하였다.

$$\ln L_t = \beta_0 + \beta_1 \ln Q + \beta_2 \ln W + \beta_3 t + \beta_4 r + \beta_5 D84 + \beta_6 \ln L_{t-1} + \beta_7 \ln RET_t \dots\dots\dots(4.3)$$

<표 4-2>는 실측퇴직금이 반영된 식 (4.1)과 (4.2), (4.3)을 추정한 결과를 보여주고 있다. 먼저 식 (4.1)의 결과를 보면, 국민소득과 상대요소가격비율, 퇴직금변수가 모두 고용량과 正의 상관관계를 보였으며 통계적 유의성도 없었다. 또한 퇴직금도 고용량과 正의 관계를 보이고 있었다.

<표 4-2> 실제퇴직금을 반영한 노동수요함수의 추정

| 종속변수 | 식 (4.1) | 식 (4.2) | 식 (4.3) |
|-----------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| Constant | 2.5012 (0.98) | 19.4469 (1.93)* | -0.8847 (-1.75)* |
| <i>lnQ</i> | 0.0009 (0.02) | 0.0345 (0.63) | 0.0004 (0.01) |
| <i>lnK</i> | | 0.5185 (1.10) | |
| <i>ln(w/r)</i> | 0.1123 (1.34) | -2.2788 (-1.91)* | |
| <i>lnW</i> | | | 0.0238 (0.24) |
| <i>r</i> | | | -0.0328 (-1.37) |
| <i>t</i> | | -0.2255 (-1.99)** | 0.0143 (1.44) |
| <i>Int</i> | -0.7288 (-1.09) | | |
| <i>tln(w/r)</i> | | 0.0265** (2.01) | |
| <i>tlnK</i> | -0.0004 (-1.64) | -0.0063 (-1.17) | |
| <i>lnL-1</i> | 0.9869 (88.82)*** | 0.9841 (88.09)*** | 0.9860 (89.61)*** |
| <i>D84</i> | | | 0.1667 (4.01)*** |
| <i>RET</i> | 0.0136 (0.51) | 0.0067 (0.25) | -0.0009 (-0.03) |
| <i>R**2</i> | 0.9722 | 0.9726 | 0.9735 |
| <i>DW</i> | 2.2814 | 2.3230 | 2.35 |

* : 10% 유의도, ** : 5% 유의도, *** : 1% 유의도.

식 (4.2)의 결과에서도 고용량에 대하여 상대요소가격변수는 일반적인 기대와 같이 負의 상관관계가 있는 것으로 나타났으나 부가가치와 자본스톡은 통계적 유의성이 낮게 추정되었다. 반면에 퇴직금은 노동수요와 正의 관계를 보여주고 있다. 이는 직관적으로 볼 때에도 퇴직금의 증가는 기업의 노동비용을 상승시킴으로써 고용을 감소시킨다는 기본적인 기대와 일치하지 않는 것이며, 통계적으로도 유의하지 못하다.

마지막으로 식 (4.3)의 추정결과를 보면, 전기의 노동수요($\ln L_{t-1}$)를 제외하고는 전반적으로 설명변수들의 통계적 유의성이 매우 낮았다. 또한 근로자의 실질임금도 고용량과 正의 상관관계를 보였고 통계적 유의성도 없었다. 1984년 더비변수와 전기의 노동수요에 대해서만 유의한 것으로 추정되었다.

위에서 실제퇴직금을 적용하여 노동수요함수를 추정해 본 결과 퇴직금이 노동수요와 正의 상관관계를 보이고 있었으며, 負의 관계를 보여도 통계적으로는 유의하지 않았다. 기술진보를 반영하는 식 (4.2)를 제외하고는 실질임금이나 상대요소가격비율이 노동수요와 正의 관계를 보였으며, 또한 각 설명변수들에 대한 통계적 유의성도 매우 낮았다.

이러한 결과는 퇴직금의 사용에 있어 퇴직금에 대한 사후적인 변화를 반영해 주는 데 따른 문제점이 지적될 수 있다.

따라서 기업은 그들이 가지고 있는 모든 정보를 활용하여 노동수요를 결정하게 되는데, 그 중에서 퇴직금의 정확한 예측이 가능하기 때문에 퇴직금의 예측치를 반영하는 것이 보다 적절할 것이라고 판단된다.

2) 退職金の 期待値를 反映한 推定結果

따라서 여기에서는 노동수요함수에 퇴직금 기대치를 사용하여 연립방정식체계에 의한 2단계 최소자승법(2SLS)으로 다시 추정하고자 한다. 2SLS를 사용하게 되는 목적은 기업이 퇴직금을 반영하기 위하여 퇴직금에 대한 예측을 하게 될 때 기업이 가지고 있는 전기의 모든 정보, 즉 전기의 임금과 전기의 근속연수, 전기의 연령 및 전기의 퇴직률에 기준하여 퇴직금을 산정하게 된다는 것이다. 따라서 기업의 노동수요에 대한 예측은 전기의 정보를 고려하여 추정한 예상퇴직금함수가 될 것이다.

그러나 여기에서는 퇴직금만을 노동수요의 선결변수로 고려하고 있지만, 일반적으로는 노동수요함수의 추정에 있어 기업이 사전에 결정가능한 변수가 퇴직금만은 아니라는 문제가 지적될 수 있다. 특히 실질임금의 경우 노동수요의 결정에 중요한 결정요인이지만 실질임금도 함수의 형태를 반영하여 결정되므로 실질임금함수를 반영하는 것이 타당하는 것이

다. 그러나 본 추정에 있어서는 임금을 반영해 주고 있는 변수들, 즉 실질임금이나 상대요소가격비율은 모두 실측치를 사용하기로 한다. 이는 실질임금함수를 도입하고 퇴직금함수를 반영한 3개의 연립방정식을 추정한 결과(부록 참조) 유의하지 못하기 때문이기도 하지만, 본 논문의 주목적이 노동수요에 대한 퇴직금의 효과를 반영하는 데 주요 초점이 맞추어져 있기 때문이다.

연립방정식체계에 사용될 퇴직금은 식 (4.4)의 기대퇴직금모형을 그대로 도입하기로 한다. 이제 기대퇴직금($\ln E(\text{RET})$)을 반영하는 노동수요함수는 앞에서 고찰한 세 가지 모형을 모두 사용하여 다음과 같이 연립방정식체계를 수립하였다.

먼저 식 (3.4)와 식 (4.1)'을 이용한 연립방정식(1), 식 (3.4)와 (4.2)'를 이용한 연립방정식(2), 그리고 식 (3.4)와 (4.3)'은 이용한 연립방정식(3)을 다시 나타내었다.

기대퇴직금방정식

$$E(\text{RET}_t) = \hat{\gamma}_0 + \hat{\gamma}_1 \text{CASH}_{t-1} + \hat{\gamma}_2 \text{PERIOD}_{t-1} + \hat{\gamma}_3 \text{AGE}_{t-1} + \hat{\gamma}_4 \text{SEPR} \cdot \text{LD}_{t-1} \dots (3.4)$$

$$\ln L_t = \alpha_0 + \alpha_1 n Q_t + \alpha_2 \ln(w/r)_t + \alpha_3 \ln t + \alpha_4 \cdot \ln K_t + \alpha_5 \ln L_{t-1} + \alpha_6 \ln E(\text{RET})_t \dots (4.1)'$$

$$\ln L_t = \alpha_0 + \alpha_1 n Q_t + \alpha_2 \ln K_t + \alpha_3 \ln(w/r)_t + \alpha_4 t + \alpha_5 t \cdot \ln(w/r)_t + \alpha_6 t \cdot \ln K_t + \alpha_7 \ln L_{t-1} + \alpha_8 \ln E(\text{RET})_t \dots (4.2)'$$

$$\ln L_t = \beta_0 + \beta_1 \ln Q + \beta_2 \ln W + \beta_3 t + \beta_4 r + \beta_5 D84 + \beta_6 \ln L_{t-1} + \beta_7 \ln E(\text{RET})_t \dots (4.3)'$$

먼저 2SLS에 의해 추정한 각 노동수요함수의 추정결과가 <표 4-3>에 나타나 있다. 추정결과를 종합해 보면, 첫째로, 국민소득은 노동수요와 負의 상관관계를 가지고 있었으나 통계적으로는 모든 식에서 유의하지 않았다. 둘째로, 상대요소가격비율의 경우 식 (4.1)'와 기술진보를 반영하고 있는 식 (4.2)'에서 서로 반대되는 결과를 보여주었다. 식 (4.3)'에 나타난 실질임금의 경우 고용량과 正의 값을 가지는 것으로 나타났다. 셋째로 전기의 노동수요에 대해서는 모두 正의 관계를 보여주었으며, 자본스톡의 경우도 동일하였다.

넷째, 추세변수인 t 에 대해서는 일정한 관계를 보여주고 있지 못하며, 이자율에 대해서는 負의 관계를 보였다. 마지막으로 퇴직금에 대해서는 세 가지 모형 모두에 있어 노동수요와 負의 상관관계를 나타내었다.

<표 4-3> 퇴직금 기대치를 반영한 노동수요함수의 추정

| 종속변수 | 식 (4.4)' | 식 (4.2)' | 식 (4.3)' |
|-----------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| Constant | -2.2621 (-0.45) | 23.8716 (1.71)* | -3.1563 (-2.26)** |
| $\ln Q$ | -0.1032 (-1.24) | -0.0399 (-0.52) | -0.0329 (-0.51) |
| $\ln K$ | | 1.7258 (1.93)* | |
| $\ln(w/r)$ | 0.5028 (2.50)** | -3.7150 (-2.00)** | |
| $\ln W$ | | | 0.2593 (1.75)* |
| r | | | -0.0766 (-1.87)* |
| t | | -0.2847 (-1.84)* | 0.0393 (1.52) |
| $\ln t$ | 0.0558 (0.05) | | |
| $t \ln(w/r)$ | | 0.0462 (2.15)** | |
| $t \ln K$ | -0.0001 (-0.31) | -0.0198 (-1.96)* | |
| $\ln L-1$ | 1.0034 (33.89)*** | 0.9989 (35.68)*** | 1.0115 (36.68)*** |
| $D84$ | | | 0.2277 (3.57)*** |
| $E(\text{RET})$ | -0.3716 (-1.92)* | -0.3312 (-1.81)* | -0.2308 (-1.48) |
| R^{*2} | 0.9486 | 0.9552 | 0.9643 |
| DW | 1.9475 | 2.0922 | 2.1884 |

* : 10% 유의도. ** : 5% 유의도. *** : 1% 유의도.

전체적으로 볼 때 식 (4.2)'가 노동수요를 가장 잘 설명하고 있는 것으로 나타났으며, 통계적 유의성도 높았다. 반면에 식 (4.1)'과 (4.3)'에서는 실질임금이나 상대요소가격비율이 노동수요와 正의 상관관계를 보이고 있어 이론적 면과는 반대되는 결과를 보이고 있었으며, 통계적 유의성이 낮다는 점이 문제점으로 지적될 수 있다. 그러나 퇴직금 기대치에 대해서는 모든 모형에서 負의 상관관계를 보여주고 있어 퇴직금이 노동수요를 감소시킨다는 것을 입증해 줌으로써 본 연구에 의미를 더해 주고 있다.

3. 推定結果의 分析

최종적인 노동수요함수에 대한 추정결과를 검토한 결과 기술진보를 반영한 식 (4.2)'의

결과가 가장 바람직한 것으로 보인다. 따라서 여기에서는 식 (4.3)'의 결과를 바탕으로 노동수요함수에 대한 결과를 분석하기로 한다.

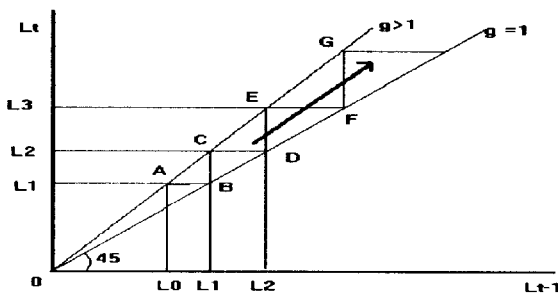
일반적으로 노동수요를 결정하는 변수들로는 노동비용을 나타내는 임금과 노동과 상호 대체관계에 있는 자본스톡 및 자본비용이 고용량 결정에 있어 중요한 요인으로 작용하게 될 것이며, 또한 노동은 기업의 생산량에 따라 결정되는 파생수요이므로 근로자의 생산성을 나타내는 부가가치와 기술진보를 나타내는 시간변수들이 고려될 수 있다.

본 연구에서 주요추정방법으로 사용된 식(4.2)'의 노동수요함수의 설명변수들을 보면 일반적으로 다음과 같은 예상이 가능하다. 먼저 부가가치를 나타내는 GNP나 자본스톡이 증가하게 되면 완전고용상태가 아닌 한 고용량이 증가가 예상되므로 노동수요와 正의 관계를 가질 것이다. 반면에 노동과 자본의 상대요소가격의 비율(w/r)이 증가하게 되면 노동비용인 임금이 상승하거나 자본비용인 이자율이 하락하게 되므로 노동과 자본간의 대체현상으로 노동수요가 감소하게 될 것이다. 따라서 노동수요와는 負의 관계를 가질 것으로 예상된다. 이와 함께 퇴직금은 기업의 노동비용을 상승시키게 되므로 기업의 노동수요를 감소시키는 요인으로 작용하게 될 것이다.

한편 前期의 노동수요($\ln L_{t-1}$)에 대한 고용량의 변화는 장기적인 노동량의 변화를 나타내고 있기 때문에 이에 대한 추정은 노동수요의 장기적인 전망을 가능케 한다.¹⁵⁾ 이를 그림으로 설명한다면 다음과 같은 관계로 표현된다.

[그림 4-1]은 $\ln L_t$ 와 $\ln L_{t-1}$ 와의 관계를 나타내며, g 는 전기의 노동수요에 대한 이번기의 노동수요의 탄력성($\ln L_t / \ln L_{t-1}$)을 가리킨다. 여기에서 45° 선은 $g = 1$ 인 경우를 나타내며, 전기의 노동수요와 이번기의 노동수요가 동일함을 보여 준다.

[그림 4-1] 전기의 노동수요와 고용량의 관계(1)

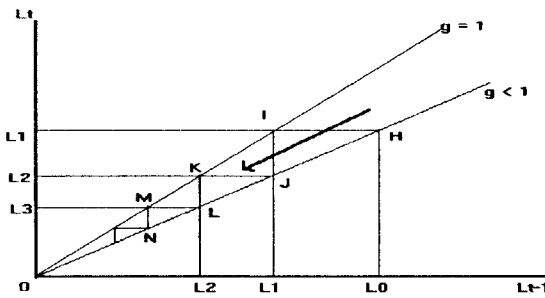


15) 시차를 적용한 것은 기업들이 수요하고자 하는 고용수준과 실제 고용수준과의 차이를 반영하려는 것이다. 이에 대한 자세한 논의는 부록을 참조.

만일 $g > 1$ 인 경우, 초기(L_0)의 균형점은 A 점이 되고 이에 대응하는 L_1 은 B 점이 된다. L_1 기에는 다시 C 점으로 균형점이 이동되고, 이에 대응하는 L_2 는 D 점이 된다. 이러한 과정을 반복하게 되면 시간이 지날수록 노동수요는 점점 증가(확산)하는 것으로 나타난다. 즉 장기적으로는 노동수요량이 증가하는 것이다.

반면에 $g < 1$ 인 경우, [그림 4-2]에서와 같이 노동수요가 점점 줄어들게 된다. 즉 초기(L_0)의 균형점은 H 점이 되고 이에 대응하는 L_1 은 I 점이 되며, L_1 기에는 다시 J 점으로 균형점이 이동되고, 이에 대응하는 L_2 는 K 점이 된다. 이러한 과정을 반복하게 되면 시간이 지날수록 노동수요는 점점 줄어들게 되는 것이다.

[그림 4-2] 전기의 노동수요와 고용량의 관계(2)



이러한 예상을 바탕으로 다음에서는 식 (4.2)'의 추정결과를 살펴보기로 한다.

첫째로 상대요소가격비율(w/r)은 노동수요와 負의 상관관계를 보여주고 있다. 이는 노동에 대한 자본으로의 순수대체효과(pure substitution effects)¹⁶⁾가 발생하고 있음을 보여주고 있다. 상대요소가격비율을 구성하는 임금과 이자율 중에서 일반적으로 노동비용인 임금이 상승하게 되면, 기업은 상대적으로 저렴해진 자본의 사용을 증가시키게 되므로 노동에 대한 자본으로의 요소간의 대체효과(substitution effect)가 발생하여 장기적인 기업의 노동수요는 감소하게 되는 것이다. 따라서 모든 노동자들이 동일한 노동의 질(Quality of Labor)을 가지며, 생산기술의 변화가 고려되지 않는다면 임금상승에 따른 노동의 자본에 대한 대체효과로 노동수요는 감소하게 되므로 노동비용과 고용량간의 負의 상관관계가 존

16) 순수대체효과는 미국의 대통령선거 후보전에서 앤더슨(John Anderson) 후보가 가솔린 가격을 인상시킴으로써 개별적으로 소득에서 지불되는 사회복지세의 감소를 상쇄시킬 수 있다는 제안을 한 데서 잘 적용되고 있다. 이 제안은 국민의 전체적인 지출소득의 감소없이 가솔린 가격을 상승시키자는 것이었다. 이러한 계획은 소득세에 의해서 발생하는 사회복지이윤을 소득세를 감소시킴으로써 임금률의 증가효과로 나타나게 하자는 것이다.

재하게 되어 우하향하는 수요곡선을 보여주게 될 것이다.

둘째로 GNP변수는 소득효과(income effect)¹⁷⁾ 혹은 규모효과(scale effect)를 나타내고 있는데 이 효과가 예상되는 부호와는 반대로 노동수요에 대해 負의 값을 보였으며 통계적 유의성도 낮았다. 이는 기업의 생산성이 고용량을 증가시키는 데 크게 기여하지 못한다는 것을 보여준다. 이러한 결과는 최근 들어 나타나고 있는 기업의 고용조정과도 무관하지 않다. 즉 기존의 노동력을 재배치하거나 기구를 조정·통합함으로써 노동생산성을 향상시키고, 노동비용을 경감시키는 과정을 통해 신규노동력의 수요 없이도 기업의 목적을 달성하게 되는 것이다. 또한 근로자의 작업장 내 배치전환이나 작업장간 노동이동을 통해 필요노동력을 내부노동시장에서 충족시키며, 기업 특수적 기능훈련(firm-specific training) 등을 통해 노동의 숙련을 높임으로써 동일한 결과를 얻게 하는 것 등을 들 수 있다. 이러한 노력들을 통해 노동의 유연성(labor flexibility)¹⁸⁾을 높임으로써 기업의 노동비용을 감소시키고 환경변화에 적극적으로 대처하려는 시도인 것이다. 따라서 이러한 요인들로 인해 기업의 생산성 증가가 반드시 노동수요를 증가시키리라는 기대는 하기 어렵다는 것을 보여준다.

셋째로, 노동수요에 대한 자본스톡의 계수는 노동과 자본간의 보완관계를 나타내는 $\ln K$ 와 기술진보를 반영한 $\ln K$ 의 두 가지 경로로 구분되어질 수 있는데, 이 중 $\ln K$ 는 노동수요와 正의 관계를 보임으로써 보완관계에 있음을 보여준 반면에 기술진보를 반영하는 상호작용항($\ln K$)이 負의 값을 가짐으로써 자본스톡의 고용창출 효과가 시간의 경과에 따라 점차 하락하고 있음을 나타내고 있다. 이를 계수값으로 살펴보면, 노동수요에 대한 자본의 탄력성($\ln K$)은 1.72로 탄력적인 데 비해 시간이 경과함에 따라 매년 0.02씩 고용창출 효과가 하락하는 것을 보여주었다.

이러한 자본스톡의 고용창출 효과가 발생하는 것은 규모의 경제를 실현하기 위한 기업의 설비투자 확대에 그에 필요한 신규 노동수요를 창출하기 때문이다. 그러나 기술진보에 따라 자본스톡의 고용창출 효과도 노동절약적인 설비투자가 점차 확대되면서 점차 노동의

17) 노동의 공급측면에서는 소득효과와 발생은 노동공급을 감소시키게 된다. 즉 임금수준이 일정할 때, 소득이 증가하면 여가(leisure)에 대한 수요가 증가하게 되고, 반면에 근로시간이 감소하게 된다는 것이다. 따라서 소득효과는 일반적으로 소득의 증가가 근로조건이 나쁜 업종의 노동공급을 감소시킨다는 것이다. 소득효과가 발생하면 여가의 기회비용이 일정할 때 소득이 증가하게 되므로 여가의 소비를 증가시키게 된다는 단순한 가정에 기초하고 있다.

18) 노동의 유연성(labor flexibility)이라 함은 개별 산업이나 기업에서 기술변화나 작업조직의 변화에 인사·보수·노무관리의 신속적인 대응을 통한 고용관리를 의미한다. 일반적으로 노동유연성은 수량적 유연성(numerical flexibility)과 기능적 유연성(functional flexibility), 임금 유연성(wage flexibility) 등으로 구분되어질 수 있다.

고용량이 감소하게 되는 것으로 보인다.

넷째로, 前期의 노동수요($\ln L_{t-1}$)가 고용량과 正의 상관관계를 보여주고 있는데, 그 계수 값(g)이 0.9989로 거의 1에 가깝다. 이러한 결과는 전기의 노동수요에 대하여 이번기의 노동수요에 변화가 없음을 반영해 주는 것이다. 이러한 결과는 앞에서 나타난 노동과 자본간의 대체관계를 보여주는 자본계수 중 $\ln K$ 가 -0.02로서 장기적으로 노동과 자본간에 대체관계가 존재하지만 그 대체가 매우 작다는 결과와도 일치한다. 따라서 본 연구에서 추정한 1982년부터 1992년까지의 기간 동안에 노동과 자본간의 대체관계가 거의 없었음을 말해주는 것이다.

다섯째, 기술진보를 나타내는 두 상호작용변수($t \cdot \ln(w/r)_t$, $t \cdot \ln K_t$) 중 $\ln(w/r)$ 는 노동수요와 正의 관계를 나타낸 반면에 $\ln K$ 는 負의 값을 보임으로써 기술진보가 노동수요에 미치는 영향이 정확히 판단되지 않음을 볼 수 있다. Watanabe(1986)는 노동과 자본 사이에 완전한 대체관계가 성립되지 않거나, 근로자의 해고가 제한적으로 어렵게 되어 있는 경우에 기술진보가 생산증가를 유발하여 종국적으로 노동수요를 확대시키는 기술진보의 업무확대 보상효과(work amplifying compensating effects)가 발생 가능하므로 기술진보가 노동과 역의 관계를 반드시 가지지는 않는다는 것을 지적하였는데, 이 결과에서는 Watanabe의 결과와 일치됨을 보여준다.

마지막으로 퇴직금에 대한 예상치는 노동수요와 負의 관계를 보여주었다. 이러한 결과가 의미하는 것은 퇴직금제도 도입 초기에는 기업의 부담이 크지 않았지만, 차츰 기업의 연륜이 증가하면서 장기근속자가 늘어나고, 근로자의 임금도 지속적으로 상승하면서 퇴직금은 기업의 노동비용부담 중에 매우 큰 비중을 차지하게 되었고 이러한 연유로 인해서 기업에서는 노동수요를 결정할 때 근로자의 퇴직금을 반영하지 않을 수 없게 되었다. 따라서 본 연구에서 얻어진 결과는 실제적으로 퇴직금이 노동수요에 영향을 주지 않아서 노동수요함수에서 제외되었던 이전의 결과와는 달리 퇴직금의 예상치가 노동수요에 영향을 미쳤다는 새로운 결과를 보여주는 것이다.

또한 퇴직금의 반영에 있어서도 종국적으로 노동수요에 영향을 미치는 것은 사후적인 실제퇴직금이 아니라 사전적인 합리적 예상치에 의해 결정됨을 보여주는 것으로서 매우 중요한 결과이다. 궁극적으로 본 추정에서 보여주고자 했던 퇴직금 기대치가 노동수요를 감소시킨다는 결과를 잘 보여주고 있다.

이와 더불어 퇴직금모형의 추정결과에서 보는 것처럼 퇴직금이 근로자의 퇴직률에 큰 영향을 미치지 않는다는 점이 기업의 퇴직금 부담을 더욱 가중시키는 한 요인으로 작용하게 되었을 것으로 보인다.

이상에서와 같이 식 (4.2)를 응용한 본인의 모형을 통해 퇴직금의 변화가 고용에 미치는 영향을 살펴볼 수 있었다. 또한 자본축적과 기술진보가 이루어짐으로써 자본투자와 상대요소가격의 변화가 고용에 미치는 효과가 시간이 경과함에 따라 어떻게 변화하는지를 살펴볼 수 있었다. 또한 퇴직금의 기대치를 반영한 경우에 보다 더 노동수요의 변화에 합리적인 결과를 설명하는 데 유의함을 보여주었다.

V. 結 論

현재 퇴직금제도의 개선에 대한 사회적 논의가 제기되고 있지만 勞·使·政 모두에게 주요한 이해관계가 얽혀 있어 그 방향을 결정하기가 매우 어려운 형편이다. 근로자의 입장에서는 퇴직금의 지급률과 지급보장을 통한 노후보장과 실업보험의 효과를 기대하며, 국민연금과 고용보험제의 도입과는 별도로 퇴직금제도의 독립적인 존속을 주장한다. 사용자의 입장에서는 경영관리적 측면에서 본래 퇴직금의 기능인 고용안정과 생산성 향상을 이루며, 현재의 과중한 퇴직금 부담의 경감에 관심을 갖고 있다. 정부는 국민연금제도와 고용보험제도로 법정퇴직금제도를 흡수하려는 노력을 기울이고 있다. 이러한 각각의 상충된 입장에서 법정퇴직금제도는 새로운 방향을 모색하지 않을 수 없다.

한편 퇴직금의 도입이 기업의 노동비용을 상승시킴으로써 노동수요를 감소시키는 직접적인 효과 이외에도 산업발전과 함께 기업 연륜이 길어지고 장기근속자가 증가하면서 기업의 인건비 중 퇴직금의 비중이 상대적으로 커짐에 따라 기업경영에 부담이 되는 간접적인 효과가 발생함에 따라 최근 들어 퇴직금이 기업의 노동수요 결정에 주요한 요인으로 등장하게 되었다.

따라서 본 연구에서는 1982~92년까지 11년간 걸친 제조업의 시계열-횡단면 자료를 이용하여 퇴직금이 기업의 노동수요 결정에 어떠한 영향을 미치고 있는가에 대한 실증분석을 시도하였다. 이때 기업이 퇴직금을 반영하기 위하여 기업이 가지고 있는 전기의 모든 정보, 즉 전기의 임금과 전기의 근속연수, 전기의 연령 및 전기의 퇴직률에 기준하여 퇴직금을 산정하게 된다는 점에 기초하여 합리적 기대가설에 입각한 퇴직금모형을 설정하였으며, 노동수요함수에 퇴직금모형을 도입하여 퇴직금이 고용량의 결정에 미치는 효과를 분석하였다.

퇴직금에 대한 추정결과는 현금급여와 근로자의 연령이 기업의 퇴직금에 대하여 正의

상관관계를 보여줌으로써 퇴직금과 비례관계에 있음을 보여주었다. 한편 퇴직금이 노동수요에 어떻게 영향을 미치고 있는가를 살펴보고자 하는 것이므로 기존의 노동수요함수에 실제 퇴직금을 추가하여 새로이 노동수요함수를 추정하여 보았다. 그 추정 결과는 퇴직금이 노동수요와 正의 관계를 보여주었으며, 통계적으로도 유의하지 않은 것으로 나타났다. 이러한 결과는 퇴직금의 반영에 있어 기업은 실제로 퇴직금의 기대치를 반영하지만, 이 추정에서는 퇴직금에 대한 사후적인 변화, 즉 실제 퇴직금을 반영해 준 데 따른 차이로 보인다. 따라서 퇴직금이 노동수요에 미치는 효과를 올바르게 파악하기 위해서는 퇴직금의 기대치를 반영하는 것이 적절하다고 판단된다.

이에 따라 퇴직금의 기대치를 반영하여 노동수요함수를 추정한 결과는 기술진보를 반영한 노동수요모형이 가장 유의한 결과를 보여주었다. 세부적으로 노동수요에 대한 결과는 첫째로 상대요소가격비율(w/r)은 노동수요와 負의 상관관계를 보여줌으로써 노동에 대한 자본으로의 순수대체효과(pure substitution effects)가 발생하고 있음을 보여주었다. 둘째로 규모효과(scale effect)를 나타내는 GNP변수는 예상되는 부호와는 반대로 노동수요에 대해 負의 값을 보였으며 통계적 유의성도 낮았다. 이는 기업의 생산성이 고용량을 증가시키는 데 크게 기여하지 못한다는 것을 보여준다. 셋째로, 노동수요에 대한 자본스톡의 계수는 正의 관계를 보임으로써 노동과 자본간에 보완관계에 있음을 보여준 반면에 기술진보를 반영하는 상호작용항($tlNK$)이 負의 값을 가짐으로써 자본스톡의 고용창출 효과가 시간의 경과에 따라 점차 하락하였다. 넷째로, 前期의 노동수요(lnL_{t-1})에 대하여 이번기의 노동수요가 큰 변화를 보이고 있지 않았다. 마지막으로 퇴직금에 대한 예상치는 노동수요와 負의 관계를 보여줌으로써 노동수요에 영향을 미치는 것은 사후적인 실제 퇴직금이 아니라 사전적인 합리적 예상치에 의해 결정됨을 보여주었다. 이러한 결과는 퇴직금이 노동수요를 감소시킨다는 것을 보여주는 것으로 실제적으로 퇴직금이 노동수요에 영향을 주지 않아서 노동수요함수에서 제외되었던 이전의 결과와는 달리 퇴직금의 예상치가 노동수요에 영향을 미쳤다는 새로운 결과를 얻었다.

이러한 결과에 비추어 볼 때 현행의 퇴직금제도는 기업의 비용부담으로 작용하고 있음에 틀림없다. 따라서 앞으로 퇴직금제도에 대한 논의가 보다 바람직하게 전개되기 위해서는 퇴직금의 기능에 대한 재고찰이 요구된다. 현재 퇴직금제도는 그 기능면에서 실업보험적 기능과 노후소득보장적 기능을 겸하고 있으나 그 역할이 불충분하여 어느 한쪽도 충분한 만족을 기대할 수 없다. 또한 기업들도 누적퇴직금 규모의 확대에 의하여 기업경영에 부담이 가중되고 있다. 따라서 이제 기존의 퇴직금제도의 존속 여부 및 개선방향 등에 대한 재검토가 필요할 것으로 판단된다. 향후 우리나라의 퇴직일시금제도는 퇴직금의 기본목

적에 부합하면서도 보다 성숙한 형태로 사회보장제도의 틀 안에 통합되어지는 것이 바람직할 것이다.

1995년부터 고용보험제가 시행되지만 그 고용보험료의 수준이 매우 낮고 적용조건이 까다로우며 정착단계까지는 상당한 시일이 소요되리라고 보기 때문에 앞으로의 퇴직금제도는 실업보험적 기능과 노후소득보장 기능을 함께 충족시킬 수 있도록 마련되어야 하며, 노후소득보장을 위한 퇴직금제도는 국민연금제도의 노후소득보장에 대한 보완적 기능으로 작용할 수 있어야 한다.

이와 함께 퇴직금제도는 기업의 자발적인 참여에 의하여 노동생산성을 향상시키거나 고용을 안정시키는 역할을 담당할 수 있도록 하는 기업의 자율적인 제도로 전환됨으로써 퇴직금 본래의 목적인 기업의 경영관리적 기능이 강화되는 것이 바람직하다고 본다.

參 考 文 獻

- 김대모, 『기업복지제도의 실태와 과제』, 한국노동연구원, 1991.
- 김중수, 「고용흡수력 및 인력수요결정요인에 대한 실증분석」, 『한국개발연구』, 봄 한국개발연구원, 1987.
- _____, 「우리나라 노동시장의 분기계량모형」, 『한국개발연구』, 여름, 한국개발연구원, 1986.
- 김치호, 「노동력 수급문제와 정책과제」, 『조사통계월보』, 한국은행, 1992. 12.
- _____, 「우리나라의 노동시장모형」, 『조사통계월보』, 한국은행, 1991. 11.
- 남성일, 「한국제조업의 대체탄력성과 노동수요탄력성 : Translog비용함수에 의한 추정」, 『경제학연구』, 제38집 제2호, 1990.
- 민재성 외 3인, 「국민연금제도와 퇴직금제도 조정 실시에 따른 우리나라 소득보장제도의 보완발전방향」, 한국개발연구원, 1992
- 민재성, 「퇴직금과 연금제도」, 『사회보장연구』, 제1권, 1985. 10.
- 박성수, 「한국기업 퇴직금의 연금화방안에 관한 연구」, 고려대학교 대학원 박사학위논문, 1985.
- 박영범, 『한국기업의 퇴직금제도』, 한국노동연구원 고용보험연구기획단, 1992.
- 성제환, 『우리나라 노동시장의 노동공급형태와 고용조정 특성』, 한국개발연구원, 1993. 7
- 신기덕, "The Effect of Firm Pension and National Pension on the Retirement

- Behavior and Retirement Plans”, 1994년도 한국노동경제학회, 『연구발표회 논문집』, 1994.
- 이규창, 「우리나라 퇴직금제도의 사회적 의의와 그 방향」, 『상장협』, 1980, 추계호.
- 정경배 외, 『법정퇴직금제도의 개선을 위한 기초연구』, 한국인구보건연구원, 1989.
- 한국인구보건연구원, 『법정퇴직금제도의 개선을 위한 기초연구』, 1989.
- 勞動法令協會, 『退職金の制度と支給實態』, 1992.
- Beach, C. and F. Balfour, “Estimated Payroll Tax Incidence and Aggregate Demand for Labour in the United Kingdom”, *Economica*, 50, 1983, pp.35~48.
- Bertola, G., “Labor Turnover Costs and Average Labor Demand”, *Journal of Labor Economics*, 1992, vol 10, no.4.
- Boskin, M.J. and M.D. Hurd, “The Effect of Social Security on Early Retirement”, *Journal of Public Economics*, Vol. 10, Dec. 1978
- Boskin, M.J., “Social Security and Retirement Decisions”, *Economic Inquiry*, Vol. 15, Jan. 1977.
- Brittain, J., *The Payroll Tax for Social Security*, Washington D.C., Brookings Institution, 1972.
- Burkhauser. R. and J. Quinn, *The Effect of Changes in Mandatory Retirement Rules on the Labor Supply of Older Workers*, U.S. Dep’t of Labor, 1980.
- Clark, Kim B., and Richard B. Freeman, “How Elastic is the Demand for Labor?”, *Review of Economics and Statistics*, Nov, 1980.
- Clark, R.L., *Retirement Policy in an Aging Society*, Duke University Press, 1980.
- Clark, A. S.R. and A. McDermed, “Why do Pensions Reduce Mobility? NBER”, Working Paper, No. 2509, 1988.
- Dye, R., “Payroll Tax Effects on Wage Growth”, *Eastern Economic Journal*, 11, 1985, pp.89~100.
- Hamermesh, D., “New Estimates of the Incidence of the Payroll Tax”, *Southern Economic Journal* 45, 1979, pp.1208~1219.
- Holmlund, B., “Payroll Taxes and Wage Inflation : The Swedish Experience”, *Scandinavian Journal of Economics* 85. 1983, pp.1~16.
- Holtz-Eakin, D. and H.S. Rosen, “Municipal Labor Demand in the Presence of Uncertainty : An Econometric Approach”, *Journal of Labor Economics*, 1991,

vol. 9, no.3.

Killingsworth, M., *Labor Supply*, Cambridge, England : Cambridge University Press, 1983.

Krueger, A.B. and J.S. Pischke, "The Effect of Social Security on Labor Supply : A Cohort Analysis of the Notch Generation", *Journal of Labor Economics*, 1992, vol. 10, no.4.

Leuthold, J., "The Incidence of the Payroll Tax in the United States", *Public Finance Quarterly*, 3, 1975, pp.3~13.

Modigliani, A.A.F. and R. Rasche, "Equations and Definitions of Variables for the FRB-MIT-Penn Econometric Model, 1969", in Bert Hickman, ed., *Econometric Models of Cyclical Behavior*, New York: Columbia University Press, 1972.

Reimiers, C.K.W., *The Timing of Retirement of American Men*, Ph. D. dissertation, Columbia University, 1977.

Schiller, B. and R. Weiss, "The Impact of Private Pensions on Firm Attachment", *Review of Economics and Statistics*, Vol. 61, August 1979.

Vroman, W., "Employer Payroll Taxes and Money Wage Behaviour", *Applied Economics* 6, 1974, pp.189~204.